



HAL
open science

Dynamique et dépendance entre marché pétrolier et risque de crédit souverain : Une étude comparée des pays exportateurs de pétrole

Ibrahima Bah

► **To cite this version:**

Ibrahima Bah. Dynamique et dépendance entre marché pétrolier et risque de crédit souverain : Une étude comparée des pays exportateurs de pétrole. Economies et finances. Université Montpellier, 2020. Français. NNT : 2020MONTD027 . tel-03394397

HAL Id: tel-03394397

<https://theses.hal.science/tel-03394397>

Submitted on 22 Oct 2021

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

THÈSE POUR OBTENIR LE GRADE DE DOCTEUR DE L'UNIVERSITÉ DE MONTPELLIER

En Sciences économiques

École doctorale de Montpellier

Unité de recherche MRE

Titre de la thèse

Dynamique et dépendance entre marché pétrolier et risque de credit
souverain : une étude comparée de six pays exportateurs de pétrole.

Présentée par IBRAHIMA BAH

Le 11 Décembre 2020

Sous la supervision

De

Professeur Sadefo Kamdem Jules

Devant le jury composé de

M.Zied Ftiti, Professeur, EDC PARIS BUSINESS SCHOOL

M. Kamwa Eric, Professeur, Université des ANTILLES, MARTINIQUE

M.Mulkay Benoît, Professeur des Universités, Université de Montpellier

M.Sadefo Kamdem Jules, Professeur des Universités, Université de Montpellier

Rapporteur

Rapporteur

Examineur

Directeur de These



UNIVERSITÉ
DE MONTPELLIER

**DYNAMIQUE ET DEPENDANCE ENTRE MARCHÉ PÉTROLIER ET RISQUES DE
CREDIT SOUVERAIN : UNE ETUDE COMPAREE DE SIX PAYS EXPORTATEURS
DE PETROLE.**

Remerciements

Je tiens en premier lieu à exprimer toute ma gratitude à notre défunt Professeur Michel TERRAZA, mon directeur de thèse, pour sa grande disponibilité durant les premières années de cette thèse et à Monsieur SADEF O KAMDEM Jules mon codirecteur de thèse qui a su m'aider à faire fructifier mes solides bases, transmises par monsieur Terrazza. leurs exigences, leurs ouvertures scientifiques, leurs rigueurs, leurs enthousiasme communicatif, ainsi que leurs encouragements m'ont beaucoup aidé. Mes sincères remerciements au Dr Zied FTITI et Dr. Eric KAMWA pour avoir accepté de rapporter cette thèse ainsi qu'au Pr. Benoît MULKAY d'avoir bien voulu faire partie de mon jury de thèse et le remercier pour tous les efforts qu'il ne cesse de déployer pour nous les doctorants. Je tiens également à remercier tous ceux avec qui j'ai eu le plaisir de travailler au cours de ces années de thèse. Je souhaite aussi adresser mes chaleureux remerciements à mes chers parents pour leur soutien inconditionnel, et dédier ces travaux à ma défunte sœur Mariama Bah qui nous a quitté durant mes années de thèse. Il m'est également impossible d'oublier mes amis et mes collègues notamment Dr Diallo Abdou Salam , Dr Christel PEGUY, Dr Ndené KA, Yao Koffi Serge, Ayad ASSOIL, DR Hisseine Saad Mahamat, Boumediene Souiki, DR Walid Balamane, Dr Zoukiflou Moumouni pour leurs conseils, aides, soutiens, et leurs gentillesse sur toute cette période ainsi qu'à tous les autres dont les noms ne sont pas cités ici, mais qui se reconnaîtront en ces quelques lignes, pour avoir fait de cette période de réalisation de la thèse, une grande aventure aussi bien enrichissante qu'amusante. Que ce modeste travail témoigne de ma reconnaissance et de mes sentiments les plus profonds envers tous ceux qui ont, de près ou de loin, contribué à sa réalisation.

A Mariama Bah.

*(Les adieux les plus
difficiles sont ceux
qui
n'ont jamais été dits).*

Résumé

Cette thèse a pour objectif principal d'apporter une meilleure compréhension de la relation dynamique entre la volatilité du marché pétrolier et le risque de défaut souverain des pays exportateurs de pétrole, en retenant comme période de temps d'analyse économétrique (2010-2017), contenant la période de la chute brutale du prix du pétrole en 2014. Pour concrétiser cet apport, elle est découpée en trois parties. La première partie correspondant **au chapitre 1** expose la notion de défaut ou encore de risque de crédit et les mécanismes d'ajustement aux chocs des prix des matières premières (dans notre cas le pétrole) à travers une large revue de la littérature, tout en dressant le fonctionnement du marché pétrolier. **Le chapitre 2** qui contient la première partie empirique de la thèse, mobilise des régressions simples, des études de cointégration et des analyses causales dans un cadre bivarié pour étudier l'ampleur et le sens de la relation ou causalité existant entre la volatilité des CDS (proxy de la qualité de crédit des pays exportateurs) et les variables du marché pétrolier, dans un premier temps. Dans un second temps, nous utilisons une modélisation multivariée avec des restrictions appropriées reflétant le fonctionnement du marché pétrolier afin d'étudier la réaction de la volatilité des marchés des CDS aux chocs des prix. Nous montrons que la réaction de la volatilité des CDS est différenciée selon la nature du choc qui sous-tend le choc du prix du pétrole, et que la chute brutale du cours pétrolier en 2014 a contribué à renforcer cette liaison dans certains cas. **Le chapitre 3** complète l'analyse précédente en étudiant le comouvement entre le marché des CDS (credit default swaps) des pays exportateurs de pétrole et les différents compartiments du marché pétrolier (marché physique et marché des futures) en combinant la théorie des copules aux modèles de corrélation dynamique. Nous établissons dans un premier temps que la dépendance entre les rendements des CDS et les rendements du marché du pétrole est caractérisée par des dépendances différentes s'éloignant d'une copule normale, tout en exhibant une dépendance asymétrique. Enfin nous établissons que cette dépendance est variable dans le temps et instable en fonction du pays considéré dans l'échantillon avec des phénomènes de contagion marqués par la dernière chute de pétrole de 2014. Un résultat complémentaire que nous avons pu établir sur le plan économétrique, est la supériorité des modèles de corrélation dynamique augmentée par des distributions de type copule et la nécessité de retenir des mesures afférentes comme le tau de Kendall pour apprécier la dépendance entre les marchés surtout en période de stress sur le marché pétrolier.

Mots clés : *risque de défaut souverain, cointégration, causalité, volatilité, dépendance, chocs de pétrole, comouvement.*

Summary

The main objective of this thesis is to provide a better understanding of the relationship between natural resource and sovereign default risk by retaining as an analysis framework the period (**2010-2017**) which includes the period of 2014 oil slump. To make this contribution concrete the thesis is divided into three parts. The first part corresponding to **Chapter 1** explains the concept of sovereign default risk or sovereign credit risk and the mechanisms by which oil exporting countries adjust to commodity price shocks through a broad review of the literature while drawing up the functioning of the oil market. **Chapter 2**, which is the first empirical part of our thesis, mobilizes simple regressions as well as cointegration studies and causal analyzes in a bivariate framework to study the extent and direction of the relationship between the volatility of CDS (proxy of the credit quality of oil exporting countries) and the oil market variables initially. Second, we use multivariate modelling with appropriate restrictions reflecting the functioning of the oil market to study the reaction of the volatility of CDS (CDS Market Proxy) markets to the oil price shocks. We show that the reaction of CDS volatility is differentiated according to the nature of the shock underlying the oil price shock and that the oil slump of 2014 had helped to strengthen this link for some. **Chapter 3** completes the previous analysis by studying the co-movement between the CDS (credit default swaps) market of oil-exporting countries and the different segments of the oil market (physical market and future market) by combining the theory of copulas with models of dynamic correlation. We first establish that the dependence between CDS returns and oil market returns are characterized by different dependencies moving away from a normal copula exhibiting an asymmetric dependence. Finally, we establish that this dependence is variable over time and unstable depending on the country considered in the sample with contagion phenomena marked by the last fall in oil in 2014. An additional result that we were able to establish econometrically, is the superiority of dynamic correlation models augmented by copula-type distributions and the need to retain related measures such as Kendall's tau to assess the dependence between markets, especially in times of stress.

Key Words : Mots clés :sovereign default risk , cointégration , causality ,volatility, dependance ,comovement, copula theory, oil shocks.

SOMMAIRE

<u>Introduction générale :</u>	11
<u>CHAPITRE 1 : APPROCHE DEFINITIONNELLE DU RISQUE DE DEFAUT SOUVERAIN ET MECANISMES D'AJUSTEMENT FACE AUX CHOCS DES PRIX DU PETROLE.</u>	23
1. Notions de défaut et méthodes de mesure.	24
2- Modélisation du risque de défaut et quelques faits stylisés.	37
3- Les pays exportateurs de pétrole et les mécanismes d'ajustement face aux chocs pétroliers.	46
<u>CHAPITRE 2 : IMPACT DU MARCHE PETROLIER SUR LA VOLATILITE DES CDS SOUVERAINS.</u>	80
2-1- Analyse empirique des effets des fondamentaux du prix du pétrole sur la volatilité des CDS des pays exportateurs de pétrole.	81
2-2- Causalité et Cointégration entre la volatilité des CDS et les variables du marché du pétrole.	94
2-3- Etude des ajustements de la volatilité des CDS aux chocs des prix du pétrole : une étude multivariée par le modèle SVAR.	113
Conclusion.....	141
<u>CHAPITRE 3: DEPENDENCE ET CONTAGION MARCHE DES CDS SOUVERAINS ET MARCHE PETROLIER : UNE APPROCHE PAR LES COPULES.</u>	144
3-1 – La théorie des copules et les méthodes d'estimation de la dépendance.....	145
3-2- ANALYSE DE LA DEPENDENCE ET DU COMOUVEMENT ENTRE LES MARCHES DES CDS ET LES MARCHES DUPETROLE.....	196
3-3- Application à l'étude de la contagion entre marché des CDS et marché pétrolier.	242
Conclusion :	253
<u>Conclusion générale</u>	255
<u>ANNEXES</u>	257
<u>Bibliographie</u>	330

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1: Contributeurs à la production pétrolière au deuxième semestre 2014 (Baumesteir et Kilian (2015)	64
Tableau 2: Description des variables de volatilité	82
Tableau 3: Description des variables explicatives.....	83
Tableau 4: Régression des variables explicatives sur la volatilité des primes des CDS	85
Tableau 5: Régression des variables explicatives sur la volatilité des primes des CDS avant et après la chute de 2014.....	90
Tableau 6: Régression des variables explicatives sur la volatilité des cds pendant et après la crise de la dette souveraine.	93
Tableau 7: Statistique descriptive des variables des primes des cds et des variables du marché du pétrole.....	96
Tableau 8: Tableau des tests de stationnarité sur les variables en niveau et en différence première.	Erreur ! Signet non défini.
Tableau 9: Résultats du Test de Cointégration à la Johansen Johansen et Juselius.	98
Tableau 10: résultats du Test de Cointégration au sens de Johansen et Juselius.....	100
Tableau 11: Résumé des schémas de causalité entre la volatilité des cds et les variables du marché de pétrole.....	105
Tableau 12: Schéma de causalité entre la volatilité des CDS et les fondamentaux du prix du pétrole sur la période globale.	107
Tableau 13 : Schéma de causalité entre la volatilité des CDS et les fondamentaux du marché du pétrole avant la chute de 2014.	107
Tableau 14: Schéma de causalité entre la volatilité des CDS et les fondamentaux du marché pétrolier après la chute de 2014.	108
Tableau 15: Valeur du critère d'information de Hanan-Quin des modèles de volatilité.....	118
Tableau 16 : Estimation de la volatilité des primes des CDS sur la période globale.	120
Tableau 17 : Estimation de la volatilité des primes des CDS sur la première sous-période (avant la chute du prix du pétrole).	121
Tableau 18 : Estimation de la volatilité des primes des CDS sur la deuxième sous-période (après la chute de 2014).	122
Tableau 19: Contribution des chocs pétroliers à la volatilité des primes de CDS 5 ans	136
Tableau 20 : des contributions des chocs de volatilité des primes des CDS à la variance d'erreur de prévisions des prix du Brent.....	140
Tableau 21: des contributions des chocs de volatilité des primes des cds à la variance d'erreur de prévisions des prix du Brent.....	199
Tableau 22 : <i>propriété statistique des rendements des primes des CDS et des rendements des prix spot et futures (sur la période globale)</i>	203
Tableau 23: Statistique descriptive des variables avant la chute de 2014.....	204
Tableau 24 : Statistique descriptive des variables après la chute de 2014.	204
Tableau 25 : Tests de stationnarité sur les rentabilités des primes des CDS des pays exportateurs..	205
Tableau 26 : Tests de Andrew Zivot sur les spreads des pays des cds 5 ans des pays exportateurs	207
Tableau 27 : Tests de présence d'autocorrélation.	208
Tableau 28 : Tests de présence d'homoscédasticité.	209
Tableau 29: Tests de présence de mémoire longue.	212
Tableau 30: Modélisation de la volatilité avant la chute de 2014.	214

Tableau 31: Copule Optimale associée aux rendements des CDS des pays exportateurs de pétrole.	218
Tableau 32 : Copule optimale entre les rendements des prix des primes des CDS et les rendements des prix du pétrole.	216
Tableau 33: Copule optimale entre les rendements des primes des CDS et les rendements des différents types de marché pétroliers (Cas du Venezuela).	218
Tableau 34 : copule optimale des rendements des CDS et des prix du pétrole.	220
Tableau 35: Copule optimale entre les rendements des prix des primes des CDS et les rendements des différents types du pétrole.	222
Tableau 36 : Copule optimale entre les rendements des prix des primes des CDS et les rendements des différents types de pétrole.	223
Tableau 37 : Copule optimale entre les rendements des primes des CDS et les rendements des différents types du pétrole.	225
Tableau 38 : Copule optimale entre les rendements des prix des primes des CDS et les rendements des différents types de pétrole.	226
Tableau 39 : Copule optimale entre les rendements des prix des primes des CDS et les rendements des différents types du pétrole.	226
Tableau 40 : Comparatif des paramètres de dépendance entre les marchés des CDS des pays exportateurs et les marchés du pétrole.	234
Tableau 41: Erreurs quadratiques moyennes par rapport à la valeur théorique du coefficient de corrélation de Pearson et la corrélation conditionnelle induite par les différents modèles.	241
Tableau 42 : Valeur moyenne des mesures de dépendance durant la période de forte volatilité (crise de la dette européenne).	241
Tableau 43 : Comparaison des tau de Kendall avant et après la chute de 2014.	249
Tableau 44: Comparaison des tau de Kendall avant et après la chute de 2014 (méthode de Forbes).	250
Tableau 45 : Résultat du test de contagion par la méthode de Chiang (2007)	251
Tableau 46 : Résultat du test de contagion par la méthode de Chiang (2007)	252

LISTE DES FIGURES

Figure 1: schéma de transmission des chocs de la dette souveraine sur le défaut domestique.....	35
Figure 3: Schémas d'évolution Figure 2: Schémas d'évolution du prix du pétrole entre Juin et décembre 2014.	51
Figure 4: fonctions de reactions impulsioneelles des volatilités des CDS du Venezuela sur la période gloable et les différentes sous-périodes.	128
Figure 5: Fonctions de reactions impulsioneelles des volatilités des CDS de l'Arabie sur la période globale et les différentes sous-périodes.	129
Figure 6: Fonctions de reactions impulsioneelles des volatilités des CDS de la Russie sur la période globale et les différentes sous-périodes.	130
Figure 7 : Fonctions de réactions impulsioneelles des volatilités des CDS de la Norvege sur la période globale et les différentes sous-périodes.	131
Figure 8: Fonctions de reactions impulsioneelles des volatilités des CDS du Kazakhstan sur la période globale et les différentes sous-périodes.	132
Figure 9: Fonctions de reactions impulsioneelles des volatilités des CDS du Qatar sur la période globale et les différentes sous-périodes.	133
Figure 10: Fonctions de reactions impulsioneelles des prix du pétrole à des chocs sur la volatilité des CDS de l'Arabie , du Venezuela et du Kazakhstan sur la période globale et les sous-périodes.	138
Figure 11 : simulation d'une copule de de type Clayton.	170
Figure 12 : simulation d'une copule de Gumbel.	171
Figure 13: <i>Simulation d'une copule de type Franck</i>	172
Figure 14 : <i>Simulation d'une copule de type Joe</i>	172
Figure 15 : représentation sous forme logarithmique des spreads des CDS à 5 ans et le rendement des prix spot et future du pétrole.	200
Figure 16: Représentation des rendements des spreads des CDS à 5 ans et du prix spot.	201
Figure 17: Représentation des QQ-plot des rendements des CDS et rendements des prix du pétrole.	211
Figure 18 : <i>Comparaison graphique de la corrélation conditionnelle induite par un modèle DCC et DCC-copula</i>	237
Figure 19 : <i>Comparaison graphique de la corrélation conditionnelle induite par un modèle ADCC et ADCC-copula</i>	238
Figure 20: <i>Graphique de comparaison des mesures de dépendance sur les différents marchés.</i>	239
Figure 21: <i>Graphique de comparaison des dépendances du marché des cds et des marchés pétroliers</i>	240

LISTE DES ABBREVIATIONS

OPEP : Organisation des pays exportateurs de pétrole.

CDS : Credit default swaps.

SCDS : Sovereign Credit default Swaps.

EMBI : Emerging Market Bond Index.

EAD : Exposure At Default.

PD : Probability of Default.

Mds :Millards

VolPays : Volatilité des Credit Default Swaps du pays mentionné.

VIX : Volatility Index

EL : Expected Loss

TED : Treasury-EuroDollar rate

TIPS : Treasury Inflation-Protected Security

LIBOR :London Inter-bank Offered Rate

CEPR : Center for Policy Research

PIB : Produit Intérieur Brut.

VolOil :Volatilité du prix spot de pétrole.

Anticip3M : Prix anticipé à trois mois du pétrole.

KilianIndex : Indice de Kilian.

CMFA : Commodity Future Modernization Act

VAR : Vector-Auto-Regressif.

SVAR : Structural Vector Auto-Regressif.

WTI : West Texas Intermediate.

RR : Recovery Rate.

AIE : Agence internationale de l'Energie.

Introduction générale :

L'usage des marchés financiers pour financer le déficit est devenu assez courant aussi bien au niveau des économies avancées qu'au niveau des économies les moins avancées. Les pays exportateurs de ressources naturelles majoritairement s'évertuent de plus en plus à utiliser les moyens de financement qu'offrent les marchés financiers à l'image des pays diversifiés. À l'opposé des aides multilatérales ou encore de l'endettement multilatéral, il s'agit de techniques de financement assez flexibles qui permettent une mise à disposition plus rapide des ressources en question, et donc de répondre de façon plus spontanée aux impératifs du moment. Ce type de financement est assorti de conditions moins rigides que l'ensemble des dispositions qui étoffent généralement les dettes issues de coopérations bilatérales ou multilatérales. Les économies riches en ressources naturelles confrontées aux enjeux de la diversification et à la problématique d'une croissance soutenable et équitable entre les générations présentes et les générations futures ne sont pas en reste. Il s'agit d'une tendance qui se généralise d'ailleurs aussi bien pour les pays riches en ressources minières que pour les pays riches en ressources agricoles. En 2013 près de la majorité des pays d'Afrique sub-saharienne ont émis des obligations d'un montant avoisinant le demi-milliard de dollars. C'est une mesure qui pourrait être largement louable, n'eut été les défis de gouvernance que posent ces économies et leur forte dépendance aux exportations de ces dernières (Pescatori et Sy, 2004). Si ce type de financement est assorti de moins de conditionnalité, les marchés financiers indexent les coûts de ce type de financement à la performance économique des pays à l'image des entreprises et à d'autres facteurs qui font que chaque pays a un coût de financement bien spécifique. Levy-Yeyati et Panizza (2006), dans une étude des déterminants des spreads des obligations des pays émergents, montrent que les facteurs endogènes comme le niveau d'endettement, ou encore le niveau de croissance parmi d'autres facteurs, contribueraient à expliquer le niveau des spreads des obligations des pays émergents retenus dans leurs échantillons. De même, la politique économique jouerait dans la capacité des pays à pouvoir lever des ressources sur le marché financier est de plus en plus explorée même si une distinction est rarement faite dans le rôle que pourrait jouer les ressources naturelles. Akitoby et Stratmann (2008) étudient les différents effets des ajustements de la politique fiscale sur les spreads des pays exportateurs tout en considérant l'aspect institutionnel prévalant dans ces pays. Ils montrent que les marchés financiers sont plus réceptifs à des ajustements basés sur les revenus des États que des ajustements basés sur leurs dépenses. En cela ils observent une réduction des spreads des États pour des ajustements portant sur les revenus des États et une augmentation pour des ajustements

portant sur les dépenses des États. La nature du gouvernement en place dans ces pays aurait également un effet sur le niveau des spreads des obligations de ces pays. Ainsi pour un gouvernement ayant des aspirations sociales, les spreads seraient plus élevés que des gouvernements ayant des orientations de droite. Balima et al (2017) quant à eux s'intéressent aux effets de la politique monétaire en discutant des effets d'un ciblage de l'inflation sur les coûts de refinancement des États sur les marchés financiers. À travers une modélisation sur la propension des scores usant des techniques des effets de traitement, ils comparent les spreads des obligations et les notations dont bénéficient les États sur les marchés financiers en montrant que les pays ayant opté pour une politique de ciblage d'inflation bénéficient de meilleure notation de spreads sur les obligations. D'autres auteurs comme Heinemann et Al, (2014) s'interrogent sur l'effet de l'adoption des règles fiscales sur le coût auquel les États européens peuvent se refinancer sur les marchés internationaux. Les matières premières ne sont pas nécessairement neutres même si peu d'études se sont attelées à le démontrer. Ces analyses sont toutefois basées sur des études excluant de leur échantillon les pays exportateurs de ressources naturelles. Pourtant d'un point de vue purement factuel, on remarque que durant des périodes de forte baisse de prix des matières premières, les spreads des obligations souveraines des CDS de certains États se sont élevés de plusieurs points de base. L'exemple du Vénézuéla est particulièrement parlant où l'État est confronté à d'importants remous sociaux face à des dépenses qui ne sont plus assumées. De surcroît, le mouvement des prix des matières premières dans ces pays détermine la décision de production pétrolière et le montant des déficits.

Cela induit chez les pays fortement dotés en ressources naturelles des revenus plus instables susceptibles d'affecter la stabilité macroéconomique de ces pays (UNDP, 2011) donc leur solvabilité à travers une baisse des ressources en devises. Aussi, contrairement à ce qui est globalement admis les pays émergents, y compris les pays exportateurs de pétrole sont concernés par le risque de défaut souverain, avec un niveau d'endettement avoisinant les 60.000 milliards selon l'institut de finance International, avec un taux d'endettement variant entre 8 et 170 % du Produit Intérieur Brut (Echavarria et Arias, 2016). De surcroît sur les 25 premiers exportateurs de pétrole, 18 d'entre eux ont expérimenté au moins un évènement de défaut sur la période 1979-2010 (Hamann, Mendoza et Restrepo, 2016). Dès lors, la question de l'interaction entre les prix des ressources naturelles et la solvabilité des pays exportateurs reste un vaste champ de recherche qu'il convient d'enrichir même si la littérature relève quelques études ayant tenté de relever certains aspects de la question.

Ainsi, Dauvin et Al (2016) ont montré qu'en cas de hausse des prix du pétrole, les pays exportateurs bénéficiaient d'une prime, leur permettant de s'endetter avec des coûts plus réduits illustrés par des réductions sur les spreads des obligations émises par ces États, attestant ainsi que le risque de défaut soit affecté par les variations des prix des matières premières. Ces conclusions sont renforcées par l'étude de Bourie et Al (2017) qui met en évidence un effet de débordement de la volatilité des prix des matières premières vers les spreads des CDS des pays exportateurs de matières premières. D'autres études basées sur le prix du pétrole, établissent que la notation de la dette souveraine des pays riches en pétrole ont bénéficié sur la période 2003-2008, d'une meilleure notation suite à un épisode de hausse continue du prix du pétrole. Ainsi, dans le même sens, Breunig et Chia (2016) et Dauvin (2016) mènent une étude comparative dans laquelle ils étudient comment une hausse et une baisse des prix des produits d'exportation affectent les notations des pays exportateurs de matières premières. Ils montrent qu'en période de hausse du cours du pétrole, les pays riches en ressources naturelles bénéficiaient de meilleures notations que des pays pauvres en ressources naturelles, témoignant des fondamentaux économiques comparables. Carmen et Reinhart (2009) établissent que la chute durable des prix des matières premières a été un évènement catalyseur des défauts ou du moins qui a précédé un évènement de défaut dans la majorité des pays dépendants aux ressources naturelles en ayant connu. Si ces études concordent sur le principe de non-neutralité des prix du pétrole sur la qualité de crédit, elles restent évasives sur plusieurs facteurs qui pourraient contribuer à moduler cette liaison, et surtout à apprécier l'impact de la qualité de crédit sur le marché du pétrole, parmi lesquels le statut de pays exportateurs en tant que membre ou non du cartel de l'OPEP, la nature de la politique fiscale et son adossement à un fond souverain de taille variable selon les pays. En outre ces études ne considèrent pas le rôle des fondamentaux du marché du pétrole ni les différents compartiments de ce marché. Une meilleure compréhension de l'évolution de la prime de risque ou encore du risque de défaut vis-à-vis de l'évolution du cours des matières premières dans ces pays, contribuera à une anticipation des politiques économiques ou financières, ainsi qu'une prévention de la baisse du crédit domestique et des crises bancaires, car la prime de risque d'un État sert généralement de référence pour les banques domestiques et les entreprises. Force est de constater que toutes les analyses susmentionnées n'ont au mieux fait que mobiliser le prix réel du pétrole et sont largement passées outre les déterminants du prix du pétrole et les sources de variations de ce prix. Pourtant, le prix du pétrole comme toute matière première, a une cotation sur les marchés financiers et la place de la financiarisation dans les variations de ce dernier est de plus en plus

décriée. En effet, il est admis que le marché du pétrole peut être réparti sous trois compartiments (Hagege et Carnot, 2004) :

- le marché physique à terme « Forward » correspondant aux transactions physiques à transaction différée. S'échangeant sur ce marché pour des dates ultérieures de 3 ou 6 mois des quantités données à un prix fixé à l'avance ;
- le marché physique au comptant regroupant les transactions physiques à livraison immédiate, compartiment à travers lequel le prix est fixé ;
- le marché à terme ou le marché des futures étant le marché où s'échange les intentions d'achat ou de vente à terme à un prix fixé d'avance.

Le premier compartiment du marché pétrolier a occupé une place dominante durant les années 70, même si cette configuration a relativement évolué avec des proportions plus ou moins rééquilibrées sur les différents types marchés. Ensuite, plus que par le passé, le marché pétrolier est l'objet de tensions structurelles énormes à la fois du côté de la demande comme de l'offre, qui suscitent des tensions supplémentaires sur les prix pour les pays exportateurs de cette ressource.

À court terme la décision de reconduire la baisse de la production du pétrole de 1.8 millions de barils des États membres et non-membres de l'OPEP, et la baisse de la demande de pétrole venant d'une croissance moindre des pays émergents continue à faire peser des incertitudes sur le marché du pétrole. Premièrement la production du pétrole est contrainte au sein des différents membres de l'OPEP. Le degré de conformité des pays producteurs avec les cibles décidées de baisse de production est souvent supérieur aux attentes. On peut avancer le cas du Vénézuéla mis en défaut de paiement depuis fin 2017. Le pays disposant des plus grandes réserves pétrolières de pétrole ne produit plus que 1.3 millions de baril soit le niveau le plus bas depuis 1950. L'annonce du désengagement des États-Unis de l'accord nucléaire iranien a suscité une volatilité supplémentaire des cours du pétrole. Cette sanction selon les experts ferait disparaître du marché du pétrole environ 1 million de barils. En guise de représailles le président iranien envisage de fermer le détroit d'Ormuz qui voit transiter plus de 30 % des flux pétroliers mondiaux. Il s'agit là de quelques soubresauts politiques qui s'ajoutent aux craintes liées à la rupture de la production venant des pays comme le Nigéria ou encore la Libye. Toute proportion cumulée, c'est l'équivalent de 2.5 à 3 millions de barils qui ont été soustraits du marché international du pétrole. La hausse des cours du pétrole étant favorable aux industries du pétrole de schiste, la production de ce dernier est repartie à la hausse depuis fin 2016. Malgré

l'effondrement des cours du brut entre 2014 et 2016 et le recul du nombre de forage aux États de l'ordre de 80 %, la résilience de cette industrie a surpris le marché avec une baisse de la production moins significative qu'on aurait pu l'imaginer. En effet la concentration sur des bassins prometteurs et la réalisation de gains considérables de productivité des puits et l'efficacité des forages, les coûts de production ont été réduits de moitié (CORNOT-GANDOLPHE,2017). L'Agence Internationale de l'Énergie (AIE) prévoit des records de production plaçant ainsi les États-Unis au premier rang des producteurs devant l'Arabie Saoudite et la Russie avec un niveau de 11.4 millions de barils/jours depuis le début de l'année 2019, même si cette production ne peut pas encore être destinée au marché international faute d'infrastructures et d'oléoducs. Le marché pétrolier demeure malgré tout sujet à l'évolution de facteurs politiques importants. En dehors des incertitudes géopolitiques qui entourent la zone du Moyen-Orient qui concentre 50% de la production des réserves pétrolières prouvées dans le monde, la politique de l'Arabie Saoudite apporte une incertitude supplémentaire sur les marchés pétroliers. Plus grand exportateur de pétrole membre de l'OPEP, et possédant une capacité de production résiduelle de 2 millions de barils/ jour pouvant être facilement mis sur le marché. Ce pays a plus que jamais besoin de peser sur le marché de l'énergie pour assurer les besoins de sa politique de diversification. Du côté de la demande, la croissance de l'activité mondiale et les circonstances climatiques en Europe et aux États-Unis contribuent à l'entretenir. Toutefois provenant essentiellement des secteurs des transports et surtout du développement de l'industrie pétrochimique aux États-Unis et en Chine, elle pourrait être ralentie du fait de tensions commerciales croissantes entre ces deux pays. Si ces incertitudes demeurent dans le court terme, d'autres éléments viennent renforcer ces éléments et projeter des tensions de plus en plus exacerbées dans le long terme. L'accord de Paris signé en 2015 par 195 pays responsables de l'émission de plus de 90% des gaz à effet de serre augure une volonté de transition vers des énergies plus vertes. En moins d'une décennie, les coûts des énergies renouvelables ont évolué considérablement avec une baisse de 80% pour l'énergie solaire et de 25% environ pour l'éolien terrestre. Les investissements sont de plus en plus guidés par les secteurs bas-carbone et les portefeuilles financiers sont désormais analysés à la lumière du risque de dévalorisation future des actifs carbonés. Selon un rapport de l'Agence Internationale de l'Énergie (AIE), pour rencontrer l'objectif d'un réchauffement climatique en dessous de 2°C, la part du pétrole dans le bouquet énergétique mondial passerait de 32% aujourd'hui à 23% en 2040 en faveur des énergies renouvelables. Ainsi la consommation globale de brut s'élèverait à 73 millions de barils/jour en 2040, au lieu des 94 millions de barils/jour actuel. Même si cette tendance est aujourd'hui entamée, elle est plutôt timide. En effet si le pétrole est aisément substituable dans

le secteur électrique, son usage reste prépondérant dans l'industrie pétrochimique et le secteur des transports. Cela est particulièrement vrai pour les pays émergents, notamment la Chine avec l'apparition d'une classe moyenne dont le pouvoir d'achat croît de façon ininterrompue, où le pétrole représente pas moins de 90% de la demande énergétique de transport. L'argument du réchauffement climatique ne constitue pas le principal élément sur lequel se base cette volonté de transition énergétique. Les questions de santé publique liées à la pollution de l'air et à l'émission de particules fines liées à l'affaire du *diesel gate* survenu en 2015 contribuent à amplifier les efforts de décarbonation. Les normes réglementaires pour limiter les émissions de CO₂ et de polluants atmosphériques déjà en vigueur en Europe ont été introduites aux États-Unis et en Chine. Les flottes de véhicule électriques sont en pleine expansion avec une prévision de l'AIE situant une évolution aux alentours de 15% en 2040 si les mesures annoncées par les États sont toutes mises en œuvre. Ces éléments traduisent les grandes tendances qui sont aujourd'hui à l'œuvre et qui vont probablement contribuer à mettre sous pression le marché physique du pétrole, mais qui ne suffiront pas à écarter l'ère pétrolière. Le rapport de l'AIE dans ces meilleurs scénarios table sur une part du pétrole supérieure à 60 % dans la demande des transports à l'horizon 2040. Pour autant les principales entreprises de pétrole ont tendance à écarter de leur portefeuille la production de barils les plus coûteux et se tournent vers des énergies renouvelables. Il s'agit de facteurs qui contribuent directement à mettre plus d'incertitude sur l'offre et la demande de pétrole. Les facteurs financiers constituent l'autre aspect de l'incertitude pesant sur le marché pétrolier avec la financiarisation des marchés des matières premières. En effet, le marché pétrolier n'est pas un marché parfaitement concurrentiel par les jeux des différents acteurs, notamment l'OPEP. La volatilité des prix est de plus en plus assignée aux interventions sur les marchés du pétrole d'acteurs non-commerciaux qui ne perçoivent le pétrole plus comme intrant dans un quelconque processus de production mais comme un actif financier. En effet les investissements dans les matières premières sont devenus un élément de stratégie dans des stratégies plus vastes d'allocation de portefeuille des investisseurs. Cela s'est traduit par une augmentation significative des actifs liés aux produits de base qui sont passés de moins de 10 milliards vers la fin du siècle dernier à un niveau record de 458 milliards en 2011 (Barclays, 2012).

Ainsi les volumes des produits dérivés en cours négociés en bourse sur les marchés des matières premières sont aujourd'hui 20 à trente fois supérieurs à la production physique (Silvenoinnen et Thorp, 2010). La participation de ces acteurs est bénéfique d'un point de vue économique, elle contribue à rendre les marchés plus liquides et à mieux prendre en compte les besoins en

matière de couverture des utilisateurs commerciaux et à réduire les coûts correspondants. Toutefois les avantages ainsi procurés sont anéantis par les comportements grégaires des acteurs suivant des stratégies d'investissement qui répondent aux mêmes signaux. Medlock et Jaffe (2009) rapportent que ces agents suspectés d'être des spéculateurs dans le cas spécifique du marché pétrolier ont connu une augmentation fulgurante de leur activité sur les marchés de futures. Ces derniers représentent 50% des détenteurs de positions ouvertes sur le marché des futures contre seulement 20% en 2002. L'entrée de tels agents est fortement corrélée avec le fort accroissement sur la période antérieure à la chute de 2014 des prix du pétrole et favorisé par la Commodity Future Modernization Act (CFMA) datant de 2000 qui prévoyait l'ouverture des marchés dérivés du pétrole à un éventail plus large d'acteurs. Cela aurait favorisé plusieurs anomalies comme l'émergence de bulle spéculative sur le marché du pétrole. Buyuksahin et Al (2008) attribueront d'ailleurs la crise de 2008 à une rupture structurelle dans la relation entre les contrats futures du marché du pétrole de différentes maturités qu'ils associent à des changements de fondamentaux, des changements dans la structure par terme et dans la composition des traders opérant sur le marché des futures. Fondés sur une base de données en termes de positions des traders opérant sur les marchés des options et de futures de pétrole, leurs résultats soulignent le rôle joué par l'accroissement de l'activité des agents swappant des matières premières, des hedge funds et d'autres traders financiers dans le lien entre contrat futures de différentes maturités. Comme signe de la financiarisation dans la formation de bulle spéculative, les contrats WTI de pétrole (crude oil) enregistrent une position ouverte de 322 mds sur le Nymex à la fin du mois d'août 2008. Ce montant correspondant à une multiplication par 15 des positions ouvertes sur les marchés dérivés de pétrole (futures et options) entre 2000 et 2008. Cette situation pourrait s'expliquer par un allongement considérable de la structure par terme des contrats futures et par des changements dans la composition des traders intervenant sur les marchés. En distinguant la nature des différents acteurs, ils établissent que les traders financiers (dont les hedge funds) ont développé les liens entre les contrats futures de maturité 1 à 2 ans tandis que les agents swappant des matières premières ont assuré le lien entre les contrats les plus proches. La participation des traders financiers et des agents utilisant les swaps de matières premières sur le marché du pétrole a ainsi contribué à l'accroissement de l'activité de marché sans précédent entre la période de mars à août 2008 qui s'est ensuite effondrée suite à une baisse de la demande et une augmentation simultanée des capacités de productions. Ces conclusions sont partagées par plusieurs auteurs dont Hamilton (2009), Parsons (2009), Trott et Tudela (2008). Ils concluent de façon très prudente qu'il n'est pas possible d'éliminer complètement l'hypothèse de bulle spéculative dans l'explication de la dynamique du prix du

pétrole sur la période 2008. Hamilton (2009) en explorant les causes et les conséquences du choc ayant impacté le marché du pétrole entre 2007-2008 oppose les chocs historiques précédents dus à des disruptions physiques dans l'approvisionnement en pétrole et la forte augmentation des prix enregistrée en 2007-2008 dans un contexte de forte demande et de production mondiale stagnante. Il met l'accent sur le rôle de la spéculation dans ce choc sur le prix du pétrole et sur la forte chute des prix qui s'ensuit. Assimilant l'épisode à une bulle spéculative, les investisseurs achètent du pétrole non en tant que matière première mais actif financier. En prenant une position longue sur les contrats futur terme. Le cas du Vénézuéla en défaut de paiement depuis la chute de 2014 est particulièrement parlant. L'Arabie Saoudite premier producteur de brut au monde jusqu'à peu n'est pas en reste. Depuis l'effondrement des cours de 2014, les dépenses publiques ont été revues à la baisse pour contenir le déficit budgétaire qui atteint 17% du produit intérieur brut en 2016. Le recul des subventions aux prix de l'énergie à engendrer une inflation galopante et les réserves de la banque centrale, ont fondu de 724 milliards en 2014 à 472 milliards fin 2017. La pratique commune dans ces États est d'amorcer de grands projets de diversification couplés à des réformes structurelles censées rompre leur ancrage aux recettes pétrolières. L'Arabie Saoudite s'inscrit dans ce cadre avec des projets comme vision 2030. Ces projets dans leur majorité ne peuvent être réalisés qu'en passant par les marchés financiers à travers l'émission de dette obligataire ou par l'ouverture du capital des régies nationales pétrolières aux marchés financiers. Dès lors l'interaction entre la solvabilité des producteurs de pétrole et le fonctionnement du marché pétrolier devient une question de première importance. Comment les évolutions sur le marché pétrolier affectent-elles le risque perçu de solvabilité des États exportateurs sur les marchés financiers ? Le risque souverain de ces États affecterait-il le fonctionnement du marché physique du pétrole ou est-ce que cette solvabilité constituerait-elle un risque supplémentaire à intégrer dans le fonctionnement du marché du pétrole ? Le marché des credit defaults swaps (CDS), souverain marché de couverture contre le défaut sur les obligations étatiques, est-il intégré aux marchés pétroliers ? Si oui, comment ces marchés évoluent-ils ? Les fondamentaux du marché pétrolier sont-ils des éléments déterminants dans le risque de défaut des pays exportateurs de pétrole ? Les études qui ont jusque là traité la question n'ont pas envisagé le rôle des fondamentaux du marché du pétrole ou sont restées très évasives sur la question. Ainsi Hilscher et Nosbusch (2010) établissent en considérant le rendement des obligations souveraines la vulnérabilité des pays exportateurs aux chocs externes. Sun et Al (2011) établissent l'importance des prix des matières premières comme déterminant des spreads des obligations des pays émergents instaurant une relation inverse entre les rendements des obligations et les prix du pétrole.

Alexandre et De Benoist (2010) avancent que le prix du pétrole impactent la prime de risque des obligations en différenciant les pays exportateurs de pétrole des pays importateurs. Ils montrent que les rendements des prix et la volatilité des prix du pétrole peuvent contribuer à influencer les spreads des obligations des pays exportateurs. Sharma et Thurasaimy (2013) observent que la volatilité des prix du pétrole peut être utilisé comme prédicteur du risque de crédit souverain. Hooper (2015) affirme qu'il y'a une association entre les réserves en gaz et de pétrole et les des obligations des pays exportateurs. Wegener et Al (2016) rapportent qu'un choc positif sur les prix réduit le risque de crédit souverain des pays exportateurs. Breunig et Chia (2015) exposent l'effet positif d'un prix de pétrole élevé sur la notation souveraine des pays exportateurs de pétrole. Liu et Al (2016) se concentrent sur les propriétés statistiques du risque pays des pays exportateurs de pétrole. Ils démontrent que la volatilité des prix du pétrole peut accentuer la volatilité de la notation des pays exportateurs. Fonseca et Al (2016) quant à eux étudient les déterminants des spreads des CDS dans le marché de l'énergie. Ils observent que les sauts et la volatilité des prix du pétrole ont un pouvoir significatif sur les rendements des actions des compagnies énergétiques. Shahzad et Al (2017) établissent que la volatilité des CDS peut prédire le risque de crédit des pays exportateurs de pétrole. La plupart de ces études ignorent les sources des chocs des prix du pétrole. Pourtant depuis les travaux de Kilian (2009), il est établi que les prix du pétrole n'ont pas le même effet sur les agrégats macroéconomiques et les actions en fonction de la nature des chocs sous-jacents. La classe d'actifs retenue pour mesurer le risque de crédit ne devrait donc pas être en marge de cette méthode. Le risque de crédit étant approximé variablement dans la littérature empirique par les rendements des obligations ou encore les CDS qui sont des actifs financiers à l'image des actions, une distinction des chocs devraient s'imposer pour prendre en compte non seulement les fondamentaux du marché du pétrole et tenir compte de la nature des chocs sous-jacents. En effet Kilian (2009) met en évidence le fait que la réponse aux chocs des prix du pétrole des rendements des actions différentes dépend du choc sous-jacent. Hamilton (2009) divise le choc des prix du pétrole en deux-sous composantes à savoir la composante liée à la demande (qui est causée par un accroissement de la demande, venant de l'industrialisation de la Chine par exemple) et une composante liée à l'offre (venant par exemple de l'altération de l'offre de production mondiale). Kilian (2009) identifie une troisième composante venant de la demande précautionneuse liée aux stocks. Ces trois chocs résument l'incertitude liée à la disponibilité future du pétrole. Baumesteir et Peersman (2012), Kilian (2008), Barsky et Kilian (2004), Apergis et Miller (2009), Lippi et Nobili (2012), Kilian et Park (2009) ainsi que Lescaroux et Mignon (2008) illustrent l'importance de prendre en considération l'origine des chocs des prix du pétrole. Ainsi

pour Hamilton (2009), les chocs de la dernière décennie sont liés à des événements en rapport avec la demande et les chocs en lien à des événements en rapport à l'offre n'aurait pas d'effet significatif sur les prix. D'un autre côté Lippi et Nobili (2012) avancent que les chocs liés à l'offre ont un effet négatif sur les agrégats macroéconomiques tandis que les chocs liés à la demande ont un effet positif. Kilian et Park (2009) montrent que les chocs liés à l'offre n'ont pas d'effet sur les rendements des actions.

Lorsque les prix des matières premières augmentent, le prix de vente est supérieur au prix d'achat, ce qui explique pourquoi cette séquence est bénéfique à l'investisseur. Lorsque l'achat des contrats futurs excède la revente des contrats arrivés à expiration, cette financiarisation du marché du pétrole conduit à la formation de bulles spéculatives avec un accroissement du prix futur et du prix spot du sous-jacent. Tous ces éléments confortent l'incertitude au niveau des prix du pétrole. A l'instar des précédents épisodes de crises sur le marché pétrolier, l'anticipation des pays producteurs de la mise en place de réformes et de plans de diversification redevient une priorité pour atténuer la dépendance de ces économies vis-à-vis du secteur des hydrocarbures. Se heurtant à la volatilité et l'imprévisibilité des recettes pétrolières, ces pays subissent la dégringolade des cours du brut, les mettant face à l'obligation de rompre le cycle d'une économie rentière et prospère, fondée sur la redistribution des recettes pétrolières à la population par le biais de la distribution de subventions. Au-delà de ces épisodes conjoncturels de fluctuations des cours du brut, et si les prévisions de fléchissement de l'addiction mondiale au pétrole se confirment, une menace réelle planerait alors sur la soutenabilité économique et la stabilité politique et sociale des États pétroliers sur le long réagir négativement à un choc lié à une demande précautionneuse. En outre les chocs liés à la demande agrégée en pétrole déclenche une réponse positive des rendements des marchés des actions. Dans le même raisonnement, Fillis et al (2012) montrent que les chocs liés à l'offre n'ont pas d'effet sur les rendements des actions tandis le résultat contraire est établi pour les chocs provenant de la demande. Basher et al (2012) établissent que les chocs liés à l'offre n'ont pas d'effet significatif sur le rendement des actions des pays émergents tandis que les chocs liés à la demande aurait un effet positif.

L'apport de notre thèse vient combler ces gaps sur la littérature liée aux risques de crédit des pays exportateurs de pétrole en affinant **l'étude de la dynamique et la dépendance** entre le risque de crédit des pays exportateurs de pétrole et le marché du pétrole en ayant pour ligne directrice l'un des événements majeurs parvenus sur le marché du pétrole cette décennie (la chute des prix de 2014). De façon concrète nous essaierons d'établir le rôle des fondamentaux

du pétrole sur le risque de crédit des pays exportateurs de pétrole et leurs ajustements aux chocs survenant sur le marché. Nous tenterons de mettre en lumière, s'il existe, un effet de comouvement entre le risque de crédit des pays exportateurs et la volatilité du marché pétrolier, et de mesurer son intensité en fonction des périodes de stress que traversent les marchés en distinguant les différents compartiments du marché du pétrole. Pour atteindre nos objectifs nous devons préciser la notion de risque de crédit ou défaut pour les États et ses méthodes de mesure tant la littérature empirique susmentionnée diverge sur cette notion. Ainsi nous découpons notre thèse de la façon suivante :

Le chapitre 1 présente les approches définitionnelles du risque de défaut souverain et les mécanismes d'ajustement face aux chocs des prix du pétrole tout en dressant le scénario explicatif de la chute des prix du pétrole de 2014.

Le chapitre 2 s'enrichit de la revue de la littérature précédente pour étudier l'effet des variables du marché pétrolier sur la volatilité des marchés des CDS (proxy du risque de défaut des pays exportateurs de pétrole) par des régressions linéaires simples et des approches vectorielles autorégressives dans un cadre bivarié et multivarié en portant une étude distinctive sur les sources des variations des prix du pétrole.

Le chapitre 3 complète l'analyse précédente en analysant la dépendance entre les différents compartiments du marché du pétrole et le marché des CDS (credit default swap) en mobilisant des méthodes robustes à la non-linéarité et à même de détecter le comouvement extrême entre les marchés du pétrole et le marché des CDS en intégrant les périodes de la crise de la dette souveraine et celle de la chute de 2014.

**CHAPITRE 1 : APPROCHE DEFINITIONNELLE DU RISQUE DE DEFAUT
SOVERAIN ET MECANISMES D'AJUSTEMENT FACE AUX CHOCS DES PRIX
PRIX DU PETROLE**

CHAPITRE 1 : APPROCHE DEFINITIONNELLE DU RISQUE DE DEFAUT SOUVERAIN ET MECANISMES D'AJUSTEMENT FACE AUX CHOCS DES PRIX DU PETROLE.

Introduction

L'avènement du pétrole de schiste aux Etats-Unis s'est traduit par une érosion progressive du pouvoir de marché des pays exportateurs de pétrole et ouvert une période de bas prix du pétrole (chute de 75% entre juin et décembre 2014 cf CEPR). Face à cette perte de pouvoir de marché des pays exportateurs et à cette baisse continue des prix de pétrole, le niveau de la dette des pays exportateurs s'est accentué avec des interrogations de plus en plus acerbes sur la solvabilité de ces derniers (cf International Finance Institute). A la différence des Etats pauvres en ressources naturelles, les pays exportateurs sont confrontés aux aléas du marché de leurs principale ressources exportées et donc à une incertitude supplémentaire sur la soutenabilité de leur dette. Ainsi selon Hooper (2017), les marchés financiers intègrent cette caractéristique des pays riches en ressources naturelles de sorte à mieux apprécier le risque de défaut futur sur leur dette. Si les données géologiques en l'occurrence la découverte de nouvelles réserves sont des éléments qui entre dans l'appréciation de la qualité de crédit des pays exportateurs, le prix de la ressource demeure le principal élément d'appréciation dans le court terme. Or ce prix est l'expression de plusieurs facteurs pouvant allier des facteurs intrinsèques liés au fonctionnement même du marché pétrolier et des facteurs géostratégiques qui favorisent une variabilité plus ou moins prononcées des prix du pétrole. Cette variabilité occasionnant des politiques actives et diverses de gestion de la rente issue de l'exportation du produit chez les pays exportateurs, Il convient dès lors de dresser un panorama des mécanismes d'ajustement face aux chocs des prix des pays exportateurs de pétrole. En effet le lissage des revenus issus de la fluctuation des prix du pétrole dicte aux pays exportateurs l'établissement d'outils de politique économique (politique monétaire et politique fiscale) et de politique d'épargne qui consacrent une différence très marquée de ces pays les uns par rapport aux autres. De surcroît la notion de risque de crédit ou encore de défaut pour un Etat est complexe et a reçu des assertions multiples dans la littérature allant de modèles théoriques (Eaton et Gersovitz,1987) à des modèles empiriques (Edwards, 1983). Le défaut de la part d'un état quand il n'est pas stratégique est l'émanation de plusieurs facteurs qui doivent tenir compte de cet aspect. De surcroît l'évènement de défaut a des conséquences pour les états qui peuvent se

traduire par l'éviction des marchés financiers et donc suscité pour les états des tensions supplémentaires sur leur équilibre budgétaire. Dès lors une discussion sur la notion de défaut et ses déterminants et les mécanismes d'ajustement aux chocs des prix des matières s'imposent.

1. Notions de défaut et méthodes de mesure.

Parmi les facteurs qui ont été énumérés dans la littérature qui sont à même de favoriser l'apparition des risques de défaut, on dénombre les facteurs globaux et d'autres facteurs qui sont réputés spécifiques en liaison avec la gestion des États. Sachant que nous ne porterons pas de distinction dans notre analyse sur la monnaie dans laquelle sont libellées les obligations émises car selon Jeanneret et Souissi (2016), les déterminants du défaut sur les obligations sont quasi-identiques. En plus des facteurs traditionnels qui sont recensés comme étant des éléments potentiels dans l'explication du défaut, il y a le fait que le pays ait déjà connu le défaut ou non. Cela nous amènera à aborder la troisième partie de notre section, dans laquelle nous passons en revue l'historique de défaut des États. Les facteurs spécifiques sont en rapport avec les grandeurs macroéconomiques des États, tandis que les facteurs globaux se rapportent à l'environnement international en liaison avec l'incertitude et le sentiment des investisseurs.

1.1 Discussions sur les déterminants exogènes qui contribuent à renforcer le risque de défaut.

Selon des études assez récentes, l'information contenue dans les facteurs globaux faisant référence aux conditions économiques globales est toute aussi importante pour l'explication des risques de défaut des États (Hilscher et Nosbusch, 2010, Longstaff et Al, 2011) que ne peuvent l'être les facteurs spécifiques propres aux États. Ainsi plusieurs études ont montré qu'une augmentation de la volatilité du marché financier global capturé par le VIX (option volatility sur le S&P 500) entraînait une augmentation de la prime contenue dans les spreads souverains (voir Remolona et Al., 2007 ; Pan et Singleton, 2008; Benzoni et Al, 2015 ; Jeanneret, 2015). Longstaff et Al (2011) suggèrent que les spreads des crédits souverains sont généralement plus liés aux actions américaines, aux obligations américaines, à la prime de risque globale, aux flux de capitaux qu'à leur grandeur macroéconomique locale. En abordant dans le même sens Maltritz (2012) montrent que les conditions financières globales mesurées par les taux d'intérêts

américains et le sentiment de marché influence le niveau des spreads sur les yields souverains. Georgoutsos et Migiakis (2013), Spencer et Liu (2016) soulignent également l'importance de la confiance des investisseurs et des indicateurs de sentiments sur les spreads des obligations souveraines, surtout en période de crise. Par contre, Augustin (2013) trouve que les facteurs globaux sont d'importants déterminants des spreads souverains lorsque la structure par terme des CDS est positive. Borri et Verdelhan (2012) mettent en évidence le fait que le niveau des spreads souverains dépend fortement du prix du risque de défaut qui augmente lorsque le pays sous analyse a une forte corrélation avec le marché des actions américaines. Du et Schreger (2013), en comparant les spreads souverains des obligations souveraines indexées sur monnaie locale et les spreads des obligations libellées en dollars, montrent que le différentiel des spreads varie grandement avec les facteurs globaux. D'ailleurs Badaoui et Al (2013) ainsi que Monfort et Renne (2014) mettent en évidence le fait que les spreads des crédits souverains ne sont pas seulement influencés par le risque de crédit mais aussi par le niveau de liquidité systématique. Berndt et Obreja (2010) montrent qu'une partie de la variation des rendements des CDS européens est capturée par des facteurs qui limitent les risques de catastrophes économiques. Ce facteur devient plus important par rapport à d'autres sources de risques durant la crise. Bernoth et Erdogan (2012) montrent que l'aversion au risque des investisseurs a un impact significatif sur les différentiels de taux d'intérêt au commencement de l'union européenne. Toujours dans le cadre européen, Beirne et Frastzscher (2013) trouvent que le niveau de contagion en plus de la détérioration des fondamentaux des pays aideraient à expliquer la forte élévation dans les yields des souverains et les spreads des CDS durant la crise de la dette européenne.

1-2 -Discussions sur les facteurs endogènes qui contribuent au risque de défaut

Une autre frange de la littérature s'intéresse aux facteurs locaux qui contribuent à favoriser la réalisation du risque de défaut. La plupart des études qui se sont intéressées à la question rapportent des grandeurs macroéconomiques. Ainsi puisque la production d'une économie contribue à améliorer la capacité de service de la dette, plusieurs études ont montré que le taux de croissance est un déterminant majeur des spreads souverains (cf Baek et Al., 2005 ; Beck, 2011 ; Gibson et Al, 2012 et Eichler et Maltritz, 2013). Les termes de l'échange (prix des exportations ramenés aux prix des importations) seraient également un déterminant

important des spreads souverains parce qu'ils affecteraient la capacité des États à générer les devises nécessaires au service de la dette étrangère selon Bulow et Rogoff (1989). Cette thèse est confirmée par Hilscher et Nosbuch (2010) qui, sur un échantillon de 31 économies émergentes, parvient aux mêmes conclusions en intégrant la volatilité des termes de l'échange. Min (1998), Baldacci et Al (2011) et Gibson et Al (2012), parmi d'autres, rapportent que les termes de l'échange ont une relation inverse significative avec les spreads souverains. Si la balance commerciale et le compte courant des pays sont des indicateurs sur la capacité des États à pouvoir générer de la devise pour le service de la dette souveraine, leurs effets sur les spreads souverains sont plutôt mitigés. Eichler et Maltritz (2013) trouvent que la balance commerciale affecterait les spreads à moyen et long termes et non les spreads de court terme. Ils soutiennent que dans le court terme l'entrée de capitaux évince les problèmes de liquidité. Toutefois ce surplus du compte capital entraîne un déficit du compte courant ce qui contribuerait à l'effet ambigu du compte courant sur les spreads des souverains. Beck (2001) quant à lui établit que les surplus des comptes courants sont associés à des spreads élevés. D'autres variables comme l'inflation vue ses effets sur l'allocation des ressources, le taux de change et les prix relatifs auraient un effet sur les spreads des souverains.

Duffie et Al (2003) montrent que les réserves internationales et les risques politiques des pays concernés ont un effet déterminant sur les spreads des obligations des États. Dans le même ordre d'idée Bekaert et Al (2014) montrent que les risques politiques contribueraient à une hausse des risques de crédit des pays. Cosset et Jeanneret (2014) exposent quant à eux que les pays les mieux gouvernés bénéficieraient d'une prime de risque réduite. Considérant un ensemble de facteurs locaux, Hilscher et Nosbusch (2010) trouvent que la volatilité des termes de l'échange contribue à faire augmenter les spreads des risques souverains. Eichler et Maltritz (2013) indiquent quant à eux qu'une faible croissance associée à une grande ouverture mesurée par la somme des exportations et des importations ramenées au PIB contribuerait à un accroissement du risque souverain. D'autres aspects de la littérature soulignent le rôle de la dimension fiscale comme déterminant des risques de crédit souverains. Maltritz (2012) trouve que les facteurs les plus déterminants parmi les facteurs locaux sont les facteurs qui sont en liaison avec les variables fiscales comme l'équilibre du budget du gouvernement et le niveau de l'endettement. Eichler et Maltritz (2013) trouvent qu'un niveau élevé d'endettement n'accroît le risque souverain que dans le court terme, tandis que la balance commerciale et les coûts des taux d'intérêt ne déterminent le risque de défaut que dans le long terme. Gosh et Al (2013) mettent en évidence de nouvelles mesures fiscales devant permettre la mesure des

rendements des obligations et des primes des CDS. Diaz et Gemmill (2006), en examinant les déterminants globaux et locaux de la solvabilité de quatre pays d'Amérique latine, conjecturent que l'inflation n'est pas un déterminant significatif des spreads souverains. Le ratio de la dette rapportée au PIB est le principal indicateur de solvabilité dans la plupart des études empiriques qui ont été entreprises (Hislcher et Nosbusch, 2010 ; Edwards, 1986; Min, 1998 ; Diaz et Gemmill, 2006 ; Baldacci et Al, 2011). D'autres facteurs en liaison avec les risques politiques et l'historique de défaut des États sont également mentionnés dans la littérature selon Clark et Kassimatis (2015). Kamin et von Kleist (1999) trouvent que les économies émergentes qui bénéficient de faibles notations de la part des agences de notations bénéficient de faibles niveaux de spreads comparés à d'autres pays ayant des notations de niveau plus réduit. Gonzalez-Rozada et Levy-Yeyati (2008) trouvent que la notation de long terme de la dette avait un pouvoir explicatif sur les spreads de 33 pays émergents. Reinhart et Al (2003) soutiennent que l'historique de défaut est également un élément déterminant dans les spreads des crédits souverains. En effet les pays ayant des historiques de défaut agissent comme des *serials defaulteur*.

1-3 – Rappels de quelques épisodes historiques de défaut.

Le défaut se traduit par une incapacité d'un état à pouvoir payer l'intérêt ou le nominal de la dette qu'il a pu contracter en échange d'une contrepartie quelconque. L'histoire récente a permis de recenser un nombre impressionnant de défauts souverains. Le cas de la Grèce est probablement le cas le plus récent car il a contribué à rappeler que le problème de défaut ne concernait pas que les pays émergents ou encore les pays développés. Sur le nombre de pays considérés, les pays riches en ressources naturelles sont ceux qui reviennent le plus souvent avec le cas de la Russie et de l'Argentine ou encore le Mexique. Selon Borenzstein et Panizza (2008) un défaut pour un pays se décrit par l'écart à toute disposition initiale d'un contrat d'emprunt. Selon la classification de Standard et Poor's (2010) il y'a eu en tout et pour tout entre 1824 et 2004, 126 cas de défaut souverains en Amérique Latine et 63 épisodes de défaut en Afrique, il s'agit des régions ayant connu la plus grande fréquence de défauts. Selon Borenzstein et Panizza (2010) cela est dû au fait que les pays d'Amérique latine ont eu accès aux marchés financiers assez tôt au 19^{ème} siècle alors que les pays africains sont restés sous le giron des puissances européennes 100 à 150 ans avant d'acquérir une autonomie pouvant leur permettre d'avoir un accès au marché financier. Sturzenegger et Zettelmeyer (2006), les défauts

ont tendance à se regrouper dans le temps et font suite à une expansion incontrôlée des prêts aux États. Ainsi de 1824 à 1840 sur les 19 événements de défaut, 14 concernaient des pays d'Amérique latine. Les cinq autres défauts impliquaient des pays d'Europe (Grèce, Portugal et Espagne). La durée moyenne de défaut sur cette période s'étale sur pas moins de 20 ans, laissant supposer la difficulté des processus de restructuration. La période suivante allant de 1841 à 1860 fut relativement tranquille et a enregistré seulement 6 épisodes de défauts avec toutefois une expansion marquée des prêts aux États. La période allant de 1861 à 1920 fut caractérisée par 58 épisodes de défaut incluant 41 épisodes de défaut de pays issus de l'Amérique Latine et 8 autres venant de l'Afrique. La résolution des défauts s'étant améliorée considérablement avec des périodes moyennes de défaut en dessous des 5 ans sur la période 1881 à 1920. La prochaine vague de défaut étant associée à la période de grande dépression et aux guerres mondiales marque la plus grande période de défaut pour l'Europe. Toutefois sur les 39 épisodes de défaut qui ont émaillé la période de 1921 à 1940, plus de la moitié ont impliqué des pays d'Amérique Latine et un peu plus d'un tiers des pays d'Europe (16 épisodes de défauts). À la fin de la guerre la plupart des pays en développement ont perdu l'accès aux marchés financiers ce qui consacre le petit nombre de défaut sur la période 1941 à 1970, soit 6 événements de défaut au total favorisés par la seconde guerre mondiale (Hongrie et Japon en 1942) et des orientations communistes (Tchécoslovaquie en 1959 et Cuba en 1960). La période qui suit est marquée par une forte croissance des prêts aux pays en voie de développement occasionnée par l'excédent de liquidités qu'a généré le choc pétrolier de 1970. Une des particularités de cette période est l'instrument ayant servi à l'accroissement des prêts. En effet jusqu'à lors les instruments de prêts utilisés étaient des obligations tandis que cette période fut plutôt marquée par l'expansion de prêts bancaires syndiqués. Ce qui malheureusement ne changea pas l'issue des prêts qui marqua la période, enregistrant le plus nombres d'épisodes de défaut. Ainsi assez tôt dans les années 1970, on releva 15 épisodes de défaut sur les prêts syndiqués bancaires avant que l'épisode mexicain de 1982 ne marquât le début d'un enchaînement de 70 épisodes de défaut avec 34 impliquant des pays africains et 29 impliquant des pays d'Amérique Latine. Cela consacra l'évincement des pays en voie de développement de l'accès au marché financier le temps de la restructuration de leur dette qui se révéla plus lourde que l'habituel avec une période s'étalant sur 9 ans. Sur la dernière période de 1991 à 2004, on enregistre 40 défauts dont 14 sur des obligations et 26 sur des prêts syndiqués. Les défauts sur les prêts syndiqués se situant généralement sur le continent Africain qui jusqu'à lors n'avait pas un usage courant des instruments obligataires. Tandis que les défauts obligataires se situaient au niveau du continent latino-américain. Quel que soit la période considérée le constat est que les pays d'Amérique

latine et les pays africains sont parmi ceux qui enregistrent la plus grande fréquence de défauts. Coïncidence ou simple conjecture, ces pays sont aussi parmi les premiers producteurs des ressources naturelles au monde que ce soit énergétique (Vénézuéla avec la Russie, Nigeria) ou encore agricole (pays comme le Brésil ou encore l'Argentine). Le prix des matières a beaucoup été étudié dans la littérature pour entrevoir ses caractéristiques temporelles tant son incidence sur les ressources de ces pays s'est révélée importante. Or il s'avère que ces ressources ont aussi un effet sur les conditions de financement de ces États sur les marchés financiers. Bourie et Al (2016) établissent que la volatilité des prix du pétrole a un effet de débordement sur la volatilité de la prime d'assurance que les détenteurs de la dette des États doivent payer pour se couvrir contre l'évènement de défaut. De même Breunig et Chia (2015) ont montré que des prix de pétrole élevés avaient un effet sur la notation des pays exportateurs de pétrole. Pour des pays exportateurs ayant des fondamentaux économiques comparables à des pays non exportateurs de matières premières la notation était meilleure en période de hausse des prix des matières premières. De même Dauvin (2015) considère que les pays exportateurs de ressources naturelles avaient bénéficié d'une réduction de prime de risque sur les marchés financiers en fonction du niveau de prix des matières premières. Ainsi pour des prix supérieurs à un certain seuil les pays exportateurs parvenaient à se refinancer à un coût moindre que ce qui aurait pu leur être exigé eut égard à leur fondamentaux macroéconomiques. De même pour des prix inférieurs à un certain seuil, les pays se voient exiger des primes de risques supérieurs. Il s'agit là d'études qui tentent tant bien que mal à mettre en évidence le rôle des matières premières sur la capacité des pays à pouvoir se refinancer sur les marchés. Dans la section qui suit nous mettons en évidence les conséquences rattachées à un défaut pour les États sur la dette qu'ils ont pu contracter, que ce soit au niveau domestique ou au niveau externe.

1-4- Les coûts associés au défaut d'un Etat.

S'il est difficile de pouvoir mesurer le risque de défaut d'un État, il est plutôt aisé de pouvoir énumérer les conséquences associées à un risque de défaut. La littérature sur la question recense quatre principaux coûts. Le risque de réputation pour l'État entrant en défaut, ensuite un effet sur la croissance économique du pays concerné, un autre effet sur le système bancaire du pays concerné qui entamerait le financement de l'économie (on se rappelle les files d'attente lorsqu'il y'a eu le défaut grecque) qui aboutirait à une chute du crédit (*Credit Crunch*), aussi un défaut n'est pas sans conséquence pour les politiques en place et a un effet plus que certain sur le commerce international. Selon certaines études se rapportant aux conséquences du défaut,

les politiques, en l'occurrence les autorités en charge de la politique économique, perdaient leur poste dans les mois qui suivaient l'annonce du défaut des pays concernés.

1-4-1- Défaut de remboursement et réputation des Etats

Si certains auteurs voient le défaut comme un acte stratégique, c'est parce que dans l'immédiat s'écarter d'une disposition d'un contrat d'emprunt entache la confiance que la contrepartie ou les contreparties pouvaient attacher à leur débiteur et donc compromettre leur accès futur aux marchés financiers. Les études qui s'intéressent à la question de réputation des États incluent English (1996) et Tomz (1996). Ils soutiennent que la seule raison valable pour laquelle les États choisissent de rembourser leur dette est due au fait qu'ils veulent une bonne réputation auprès des marchés financiers. Ainsi English (1996), en s'intéressant aux défauts de l'État américain au 19^{ème} siècle, avance que l'État américain n'a tenu à payer sa dette qu'à cause de sa réputation car un embargo de la part de ses créanciers à son encontre n'était pas envisageable. Ce dernier montre également que la répudiation de la dette (faire défaut) entraîne une exclusion du marché financier et que les pays qui avaient tenu leurs engagements arrivaient à se refinancer à un coût moindre par rapport à ceux ayant fait défaut. Tomz (2007) aborde dans le même sens en faisant une étude de cas sur l'Argentine en 1930. Il conclut que ce pays a honoré sa dette auprès de la Grande Bretagne uniquement pour éviter de ternir sa réputation et non par peur d'un embargo qui aurait pu lui être imposé. Cette exclusion serait temporaire selon Borenzstein et Panizza (2008) et elle ne durerait que le temps de la restructuration de la dette. Selon eux les facteurs externes et l'humeur des investisseurs étrangers seraient plus importants que l'historique de défaut dans la détermination de l'accès au marché financier, citant pour exemple le cas des pays latino-américains sur la période s'étalant de 1930 à 1960. Sur cette période tous les pays de la région se sont vus exclure des marchés sans considération aucune de l'historique de défaut. Gelos (2004) et Al montrent que les pays qui ont connu des défauts dans les années 1980 furent à même d'avoir un accès aux marchés financiers quatre ans seulement après leur défaut. Une autre facette de la réputation est que le coût élevé d'emprunt s'associe à l'emprunt des pays ayant expérimenté un défaut par le passé. Selon Borenzstein et Panizza (2008), il existerait une corrélation positive entre l'historique de défaut et les coûts d'emprunt. Deux axes d'étude se sont intéressés à cette question en analysant l'effet direct et l'effet indirect du défaut sur les coûts d'emprunt. Pour ce qui relève des effets indirects Cantor et Packer (1996) sont les premiers à relever le lien entre historique de défaut et notation de crédit des pays. Sur un échantillon de 50 pays, ils montrent que le défaut modélisé par une variable muette est

statistiquement significatif et contribuerait à une baisse de deux niveaux de la notation de crédit des États. Cela est conforté par les résultats de Reinhart et Al (2003) qui trouvent que les pays ayant eu un défaut souffraient d'une baisse de notation dans la publication des guides des investisseurs institutionnels. À la question de savoir si cet effet est durable ou pas, Borensztein et Panizza (2008) mettent en évidence des effets qui sont plutôt temporaires qui ne s'étendent pas de façon durable après l'évènement de défaut. Pour ce qui concerne l'effet direct du défaut sur les coûts d'emprunt, les avis sont plutôt divergents avec trois courants dans la littérature empirique. Le premier ne trouve aucune incidence du défaut sur les coûts d'emprunt, le deuxième courant démontre un effet durable mais de faible amplitude sur les coûts d'emprunt. Enfin le dernier courant perçoit une incidence temporaire qui s'estompe rapidement sur les coûts d'emprunt. S'inscrivant dans le premier groupe Morton et Lindert (1989) et Chowdry (1991) montrent que les pays qui furent en défaut durant le 19^{ème} siècle et en 1930 n'ont pas souffert d'un coût d'emprunt élevé dans les années 1970. Ces résultats doivent être nuancés tout de même car l'histoire nous apprend que cette période fut marquée par un excès de liquidité engendré par le choc pétrolier. Comme pour lever le doute Ades et Al (2000) montrent que l'historique de défaut n'a eu aucun effet sur les spreads des souverains vers la fin des années 1990. Le deuxième groupe comprend Eichengreen et Portes (1995) qui fondent leurs études sur des obligations émises dans les années 1920 et trouvent que les défauts de l'époque furent associés à une croissance des spreads d'environ 20 points de base et que les défauts ayant eu lieu tôt dans la décennie n'avaient eu aucun effet sur les coûts de financement. Ozler (1993), qui s'intéresse à l'emprunt souverain auprès des banques sur la période allant de 1968 à 1981, montre un effet faible mais statistiquement significatif. Dell Ariccia et Al (2002) trouvent aussi que les défauts ont un effet durable et montrent que les pays ayant participé au plan d'échange Brady ont eu des augmentations au niveau des coûts d'emprunt vers la fin des années 1990. Fandreau et Zumer (2004), appartenant au troisième groupe, s'appuient sur la période 1880 à 1914 et trouvent que le défaut est associé à un saut d'environ 90 points de base dans l'année qui suit la fin de l'épisode de défaut mais décroît rapidement. Borensztein et Panizza (2008) soutiennent quant à eux comme le groupe susmentionné que l'effet du défaut sur les coûts d'emprunt est bien réel, engendrant une hausse de 400 points de base, mais qu'il s'estompe dès la deuxième année qui suit le défaut, comme pour si les investisseurs n'avaient pas de mémoire longue, en tout cas en ce qui concerne les emprunteurs souverains. En guise de conclusion, on peut soutenir que la majorité des études ayant planché sur la question de la conséquence du défaut sur la réputation des États sur les marchés financiers démontre une dégradation de la réputation des États, se traduisant par une hausse du coût d'emprunt sur les marchés financiers. Si pour certains

l'effet du défaut sur la réputation est réel et se traduit par une élévation des coûts, pour d'autres l'effet est inexistant ou simplement temporaire. Toutefois il semblerait que le défaut n'affecte pas uniquement la capacité des États à accéder aux marchés financiers, mais aurait aussi un effet sur l'économie réelle, en l'occurrence sur la croissance et le commerce international.

1-4-2- Défaut et croissance des Etats

L'incidence du défaut sur l'économie des pays exportateurs ne se limite pas à l'accès aux marchés financiers. Borenstein et Panizza (2008) ont mis en évidence le fait que la croissance était affectée par le défaut. Tout en tentant de porter une distinction entre un défaut lié à la solvabilité et un défaut stratégique, ils ont démontré sur un échantillon de plus de 80 pays que le défaut contribue à faire baisser la croissance dans les pays concernés au moins la première année suivant la réalisation du défaut. Ils mettent en évidence le fait que le pays est moins puni dans le cas où le défaut correspond à une réelle insolvabilité et le fait que la perte de croissance soit plus grande dans le cas d'une volonté de défaut délibéré. Pour Gorenmann (2015) l'effet du défaut sur la croissance et la productivité est durable et s'étend sur plus de cinq ans. Ainsi dix ans après le défaut il estime que la croissance est environ 6% en deçà de ce qui aurait pu être en dehors de tout événement de défaut. Pour l'année courante durant laquelle le défaut se produit, il estime à une chute de 3% de la production. Dans la même veine des auteurs comme Paoli, Hoggarth et Saporta (2009), Blyde, Daude et Fernandez-Arias (2010) utilisent un ensemble de pays ayant accusé un défaut pour montrer que le défaut entraîne une baisse de la production et de la productivité qui s'installerait sur trois ans. Furceri et Zdzienicka (2012) usent de modèles de données de panel pour montrer que le défaut entraînerait une baisse de la production qui s'étale sur une période de huit ans après le défaut. Leur étude se distingue du fait qu'elle ne tient pas compte des conditions initiales dans lesquelles se trouve le pays avant défaut, en l'occurrence les crises (comme une crise bancaire) qu'ont pu connaître les pays. Bien qu'il ait pris en compte ces conditions, selon Gorenmann (2015), les résultats ne changent pas fondamentalement le fait qu'il y ait une baisse à la production. Ces résultats sont obtenus en mettant en avant des modèles de défaut souverain qui se veulent un complément des travaux de Arellano (2008), Bai et Zhang (2012) qui cherchent à mettre un lien entre la production et la décision de défaut des États. Tous ces modèles se veulent le prolongement du modèle originel d'Eaton et Gersovitz (1981) qui s'évertue à étudier dans un cadre de modèle d'équilibre compétitif le comportement de défaut des États émergents. Si pour cette partie de la recherche

le défaut a une incidence durable sur la production et la consommation, d'autres soutiennent plutôt un effet temporaire dans la lignée de Borenzstein et Panizza (2008).

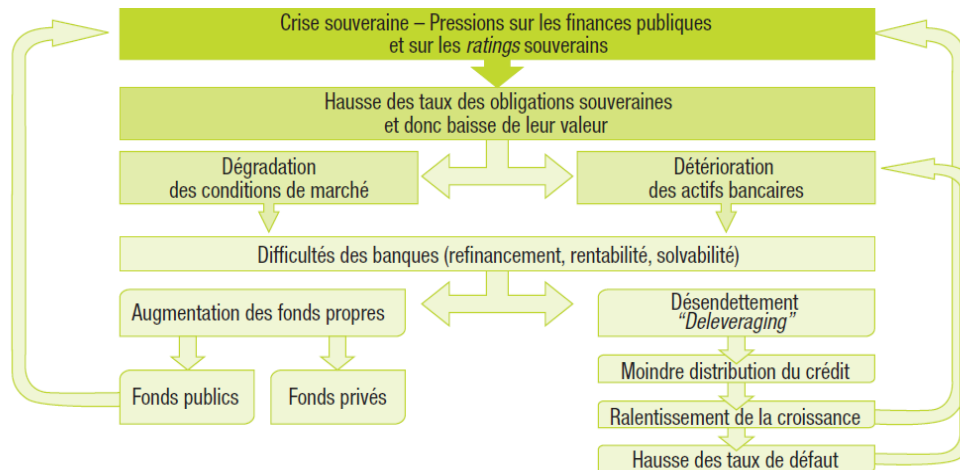
1-4-3- Défaut et commerce international

L'autre aspect de la conséquence du défaut serait une mise à l'écart du marché international selon Diaz et Alejandro (1983). Les premiers travaux de Rose (2005) mettent en évidence une baisse du commerce bilatérale pour des pays engagé dans un processus de renégociation de la dette avec le club de Paris dans un échantillon de 150 pays. Pour lui le commerce bilatéral baisserait sur un période s'étalant sur 15 ans sur la période de 1948 à 1997 avec une baisse avoisinant les 7% l'année dans des proportions égales pour les importations et les exportations. Borenzstein et Panizza (2006) parviennent aux mêmes conclusions en utilisant des données d'industries montrent que les industries particulièrement orientées vers l'exportation sont affectées par une baisse des exportations qui est moins durables que celle qui a été mis en évidence par Rose (2005). Ces résultats mettent moins en avant les canaux par lesquels le défaut affecterait le commerce international. Borenzstein et Panizza (2008) en revenant sur les mécanismes par lesquels l'effet du défaut se propage aux économies concernées relèvent deux principaux canaux. Le premier canal qui est souvent relevé dans la littérature sur le surendettement rattache les conséquences aux mesures restrictives prises par le pays d'origine des investisseurs à l'encontre du pays ayant fait le défaut. En relevant le fait que peu de pays se sont engagés dans des mesures de rétorsion comme des embargos ou des quotas à l'encontre des pays ayant connu le défaut les auteurs (Borenzstein et Panizza (2008)) font remarquer que ce raisonnement est aujourd'hui un peu exagéré car le marché international des capitaux est tel que on ne peut simplement pas distinguer la nationalité des détenteurs. En effet les détenteurs des obligations sont tout simplement anonymes et peuvent se défaire d'une position d'achat ou de vente d'une obligation à la seconde. Le second mécanisme selon Borenzstein et Panizza (2008) et qui serait le plus probable serait lié à une dégradation de la qualité de crédit des firmes exportatrices du pays ayant connu le défaut. A travers un risque accru de l'imposition du capital et un contrôle de change qu'entraîne le défaut les entreprises domestiques verraient en effet augmenter le risque associé à la signature de ces entreprises donc une augmentation de coût du crédit ce qui serait de nature à réduire le commerce international pour le pays en défaut dans des mesures assez comparables à un embargo. Zymek (2012) confirme le fait que le défaut entraîne une baisse du commerce des pays ayant connu le défaut par une augmentation du coût du crédit pour les firmes nationales. Il se démarque des études passées en mettant en évidence

le fait que les firmes ayant une plus forte dépendance financière sont celles qui sont les plus affectées par l'événement de défaut de leur pays de résidence. Cela dit il parvient à ces résultats en montrant que la profondeur du marché de crédit domestique n'avait rien à avoir avec ces résultats et en portant une distinction entre les périodes pendant lesquelles les pays de l'échantillon sont exclus des marchés financiers internationaux. Ce qui lui permet de conclure finalement que le coût commercial de l'évènement de défaut est davantage un symptôme d'une exclusion des marchés de capitaux qu'une conséquence du défaut. Martinez et Sandleris (2006) utilisent des données similaires pour montrer que la perte qu'encourt le pays entrant en défaut est différenciée en fonction de ses partenaires commerciaux qu'ils soient des créanciers souverains ou non.

1-4-4 - Défaut et le système bancaire domestique

Le défaut d'un État n'affecte pas que les créanciers externes car parmi la composition de la dette d'un État, la dette interne constitue souvent une composante non négligeable. Ainsi le défaut aurait une incidence sur les dispositifs bancaires dans le cas où elle n'aboutit pas à un simple effondrement du volume de crédit alloué au niveau domestique. Ce fut particulièrement le cas à la fois pour le défaut de l'Argentine en 2001-2002 et la Russie dans le courant de l'année 1998. La dette bancaire comptant pour une part non négligeable sur les réserves des banques domestiques, un défaut de l'État entraîne une forte dépréciation des actifs des banques domestiques qui entraîne une chute du crédit octroyé (*Credit Crunch*) au niveau domestique (voir figure suivante). Une crise souveraine, en l'occurrence le défaut d'un État, déclencherait un mécanisme qui serait initié par des pressions sur les finances publiques et sur les ratings des États (notations qui conditionnent pour une bonne partie les coûts auxquels les marchés peuvent se refinancer sur les marchés financiers. Cette détérioration engendre une détérioration des actifs bancaires ce qui entraîne une difficulté pour les banques à pouvoir se refinancer et par voie de conséquence referme le volume de crédit que les banques seraient susceptibles d'octroyer aux banques.



Source : Banque de France

Figure 1: schéma de transmission des chocs de la dette souveraine sur le défaut domestique

Les mécanismes par lesquels le défaut d'un État peut affecter le système bancaire domestique sont largement explorés. Les nombreuses études sur la question du lien entre défaut et ses effets sur le système bancaire mène à réfléchir dans la mesure où la liaison causale n'est pas clairement identifiée. Cette question est explorée par Kablan et Fitti (2007) où ils mettent en évidence le rôle des cycles des principales matières d'exportation sur le volume de crédit octroyé au niveau de l'Afrique sub-saharienne.

1-4-5- Défaut et coût politique.

La dernière conséquence, non moins importante, représente la répercussion de l'évènement de défaut sur la survie des politiques en place chez l'État débiteur. Parfois les politiques eux même ont tendance à repousser une politique de restructuration de la dette (évènement de défaut) qui dans les faits semble inévitable. Selon Blustein (2005) les prêteurs doivent eux même pousser les États à se lancer dans une procédure de renégociation de la dette. Cela est dû au fait que la survie politique des décideurs dans ces États va souvent à l'encontre de l'intérêt des pays. Un fort coût politique lié à l'évènement de défaut dans ces États a deux grandes implications selon Panizza et Borenzstein (2008). La première implication est qu'elle favorise la volonté des pays à payer leur dette et donc à favoriser des niveaux d'endettement soutenable. L'autre implication est qu'elle favorise les jeux pour la rédemption au point d'alourdir les conséquences économiques d'un défaut différé. Un défaut différé peut être coûteux pour au moins trois raisons. La première raison serait due au fait qu'il prolongerait le climat d'incertitude et donc entraînerait des taux d'intérêt d'un niveau élevé ce qui aurait un

effet sur le niveau de l'investissement dans le pays et le bilan des banques dans les pays concernés. La seconde raison serait en liaison avec le peu de crédibilité qui découlerait d'une politique fiscale restrictive vouée à combattre le défaut et la contraction de la production. La dernière raison serait attribuable au fait que cela contribuerait à une dégradation du système financier du pays. En effet dans l'optique de récuser le défaut, les banques domestiques seraient forcées d'accumuler des bonds du gouvernement en place dans leur bilan qui plus tard s'effondre en valeur. Ensuite le climat d'incertitude prévaut et la faiblesse des positions financières des banques entraînerait alors une fuite des dépôts. La dualité d'intérêt entre les politiques qui luttent pour leur survie dans leur gouvernement et le coût économique pour l'État d'un défaut différé est illustrée à l'aide d'un modèle simple inspiré de Sturzenegger et Zettelmeyer (2006) que nous ne présentons pas ici. En faisant une distinction entre des politiciens altruistes et des politiciens mus par leur seul intérêt politique, ils montrent que la plupart du temps l'intérêt personnel incarné par leur carrière politique l'emporte sur le bien-être social quelles que soient les conséquences d'un défaut différé. D'un point de vue empirique, il n'y a pas d'études qui aient cherché à établir le coût politique d'un défaut pour les pays endettés. En revanche des études ont cherché à trouver les conséquences d'évènements économiques plus ou moins comparables en l'occurrence la dévaluation. Ainsi Cooper (1971) a été le premier à montrer que la dévaluation doublait la probabilité de la survenance d'une crise politique (environ de 15 à 30 %) et d'un changement de gouvernement dans les 12 mois qui suivent la dévaluation. Frankel (2005) en actualisant la base de Cooper (1971) montre que sur la période de 1971-2003 la probabilité de changement du chef de l'exécutif à l'issue d'une dévaluation augmentait de 45%, soit une variation de 20 à 29%. Frankel (2005) montre également que la probabilité de changement du ministre des finances et des officiels augmentait de 63%, soit 36% à 58% quel que soit le dirigeant en place du Fonds Monétaire International. Dans une logique comparable, Panizza et Borenzstein (2008) dressent la liste des pays ayant connu des coalitions lors d'élections tenues avant et après la survenance du défaut dans ces pays. Ainsi sur 19 des pays ayant connu un rendez-vous électoral après l'évènement de défaut, dans 18 pays la coalition au pouvoir a perdu les élections. Aussi ils trouvent qu'en moyenne les dirigeants des gouvernements accusent une baisse de 16% de leur soutien électoral et que dans 50% des cas, soit 11 pays sur 22, il y avait un changement du chef de l'exécutif dans l'année pendant laquelle survient le défaut ou l'année qui suit. Ils établissent que les défauts sur des prêts bancaires sont moins susceptibles d'aboutir à un changement de la classe dirigeante qu'un défaut sur les obligations avec 90 % des ministres des finances perdant leur emploi au bout des 18 mois qui suivent les défauts sur les obligations. Aussi il semblerait que l'environnement institutionnel et

politique aurait peu d'effet sur les conséquences politiques du défaut. Ainsi sur les sous-périodes 1980 et 1990 caractérisées par des environnements institutionnels différenciés, ils mettent en évidence une probabilité de changement des politiques sensiblement pareilles. Il apparaît à l'issue de ce chapitre que le défaut est un évènement économique ayant une importance majeure dans la vie économique des États. Si la littérature est parvenue à établir un consensus sur les effets supposés de l'évènement dans la vie d'une nation. Les méthodes et moyens d'appréciation du risque de défaut sont loin de constituer une unanimité dans la littérature car une nation n'est pas comparable à une entreprise. Dans le chapitre qui suit nous passons en revue les méthodes qui permettent d'apprécier le risque de défaut des États tout en expliquant la mesure que nous retiendrons pour la suite de notre analyse dans notre dernier chapitre. Les CDS sont des instruments de couverture contre la réalisation d'un défaut pour un État tiers. L'analyse de Merton qui permet d'apprécier le risque de défaut à l'échelle de l'entreprise est ici extrapolée. Le modèle d'Eaton et Gersovitz y compris les modèles structurels sont présentés dans la section suivante et les approches économétriques sont ici mises en évidence.

2- Modélisation du risque de défaut et quelques faits stylisés.

La littérature distingue plusieurs méthodes de modélisation du risque de défaut qui vont des modèles structurels issus de la théorie des options, à des modèles économétriques qui déterminent le risque de défaut souverain par les fondamentaux macroéconomiques et enfin le modèle dynamique stochastique qui déterminent les choix de défaut de l'entreprise en fonction des grandeurs du bilan de la firme.

2-1- Risque de défaut à travers le modèle structurel (Contingent Claim Analysis)

Le modèle originel de risque de crédit commence avec le modèle de Merton (1974), basé sur la théorie de la tarification des options de Black et Scholes, repose sous l'hypothèse de marché parfait. Si on suppose qu'au temps T , une firme détient un actif A_T qui est financé par un fond et un zéro-coupon de dette D_T représenté par la formule suivante $A_T = E_T + D_T$. La

valeur de marché de la dynamique de l'actif de la firme est donnée par la formule d'un mouvement brownien géométrique :

$$\frac{dA}{A} = \mu dt + \sigma_A dW \quad (1.1)$$

Avec les valeurs μ et σ représentant les drifts et la volatilité de l'actif. Le défaut est réalisé lorsque la valeur de la firme chute en dessous de sa valeur contractuelle. Les paramètres de la distribution étant dérivés à partir des valeurs du passif de la firme. Cette technique d'appréciation du risque a été transposée à l'échelle d'un État par plusieurs auteurs notamment par Karman et Maltritz (2009), Souto et Al (2007), François et Al (2011). Cela consiste à lier le bilan du gouvernement et des autorités pour calculer la valeur de l'actif souverain et sa volatilité dans le but d'obtenir le montant d'actifs nécessaires pour couvrir la dette du gouvernement. Ce modèle a été appliqué par plusieurs auteurs dans la littérature avec des extensions et des variantes diverses. Aussi appelé Contingent Claim Analysis, il a été amélioré par Longstaff et Schwartz (1995) et commercialisé par Moody's. Ainsi Gray et Al (2007) applique ce modèle au souverain en liant le bilan du gouvernement en vue de calculer la valeur des actifs ainsi que leur volatilité. La démarche repose sur l'hypothèse de marché parfait et suppose que les actifs souverains sont égaux à la dette en monnaie nationale plus la base monétaire. L'enjeu de la modélisation étant de trouver l'actif souverain qui devra servir à payer la dette publique. Ils appliquent leur modèle à certain nombre de pays pour pouvoir valider leur modèle en faisant un rapprochement avec les spreads des CDS à 5 ans. Jones Gapen et Al (2008) montrent que la probabilité de défaut souverain a une très forte corrélation avec les spreads des défauts souverains à 5 ans. Souto et Al (2007) utilisent la méthode des CCA et de la volatilité induite les prix forward des taux de change pour pouvoir trouver le changement dans la valeur des pertes des prêts dans le secteur économique de la Turquie. Selon eux lorsque la valeur des taux d'intérêt et sa volatilité décroissent, la tendance de la probabilité de défaut et les spreads de crédit baissent. Sous le modèle structurel, c'est-à-dire le contingent claim analysis, Gray et Al (2007), Karmann et Matritz (2009), Souto et Al (2007), François et Al (2011) définissent le défaut comme un événement qui survient lorsque l'actif du gouvernement

tombe en dessous de la dette autrement lorsque $A_t < D_t$ et lorsque la probabilité de défaut risque-neutre P est calculée de la façon suivante :

$$P(A_t < D_t) = N(-d_{2r}) = N\left(-\frac{\ln\left(\frac{A_0}{D_t}\right) + \left(r - \frac{1}{2}\sigma^2\right)T}{(\sigma\sqrt{T})}\right) \quad (1.2)$$

u est la moyenne et σ la volatilité.

$N(.)$ désignant la loi normale

Gapen et Al (2008) trouvent que le risque de défaut est fortement corrélé à la prime de crédit des défauts swap sur 5 ans. C'est ce qui motive en partie notre choix des CDS pour approximer le défaut des pays exportateurs de matières premières. Cette thèse s'intéresse à la façon dont les matières premières affectent le risque de défaut des États perçus par les marchés sur les États en utilisant comme proxy les CDS. L'autre approche des risques de défaut fait appel à des modèles économétriques. L'essentiel de la littérature sur la question a plutôt cherché à donner les déterminants du défaut de ces variables plutôt qu'à chercher à déterminer comment est-ce qu'elles réagissent par rapport aux variations des matières premières. A_t représente l'actif souverain ou encore sa capacité à pouvoir payer sa dette ; D_t est la barrière de détresse ou encore la dette externe ou encore l'obligation du gouvernement en terme de dette. r est le taux d'intérêt sans risque, σ est la volatilité du processus et enfin T est la maturité. Pour le modèle structurel, il doit exister un point de défaut, un seuil de défaut pour calculer la probabilité de défaut. Selon Borenstein et Panizza (2008), le point de défaut devrait être le point autour duquel le coût du service de la dette est plus élevé que le coût engendré par un processus de restructuration des termes du contrat. Kulatilaka et Marcus (1987) quant à eux supposent que la production nationale d'un pays suit un processus stochastique continu pour trouver le temps optimal du défaut stratégique. Gray et Al (2007) utilisent la définition de barrière de défaut de De Servigny et Renault (2007) qui utilise le ratio entre la dette tenue en devise étrangère de long terme et la devise étrangère de court terme pour définir la barrière de défaut. La barrière de défaut est égale à la dette en monnaie étrangère de court terme augmentée de la moitié de la dette de long terme en monnaie étrangère.

2-2- Le risque de défaut souverain à travers des modèles économétriques.

L'autre approche du défaut souverain se rapporte à des modèles économétriques que nous utiliserons par la suite dans notre thèse pour pouvoir apprécier l'évolution jointe des prix matières premières sur les risques souverains. Pour pouvoir tester la vue des marchés sur les risques que renferment les pays exportateurs de matières premières nous allons approximer le risque de défaut des pays exportateurs par l'une de ces variables. Cette section est destinée à apporter les déterminants des primes sur les crédits default swaps. Les primes sur les CDS représentent une somme versée par les détenteurs d'une obligation d'un état pour pouvoir se prémunir de la survenance d'un défaut sur l'obligation par les États. Nous présentons également les spreads sur les crédits souverains et l'indicateur de défaut chez les pays émergents qui est le Emerging Market Bond Index expliqué par les fondamentaux macroéconomiques.

2-3-Les spreads sur les credits default swaps (CDS)

Avant de donner une définition précise des spreads sur les souverains, il nous faut rappeler la notion des contrats de credit defaults swaps, la relation entre les credits defaults et la probabilité de défaut et son application pour l'évaluation de la probabilité de défaut. Le credit default swap est un contrat dérivé : un acheteur de CDS ou un acheteur de protection l'achète pour pouvoir se prémunir contre l'avènement d'un défaut de la contrepartie. Si un évènement de défaut survient alors l'investisseur est sensé fournir une compensation pour qui a acheté le CDS, cela est appelé les spreads des CDS. Cette prime de CDS pour un État donné résume le risque de défaut anticipé du marché sur la capacité d'un État à pouvoir honorer ses engagements. En d'autres termes les contrats CDS sont une forme de contrat d'assurance protégeant l'emprunteur de l'incapacité de remboursement en cas de défaut. En général les contrats CDS sont utilisés pour couvrir la survenance de défaut sur les contrats d'obligations émises par les États. Les maturités des contrats CDS varient entre 5 et 10 ans. Les contrats que nous retenons dans notre analyse portent sur les contrats de CDS sur une maturité de 5 ans. Par conséquent des grandes primes de CDS sont associées à des risques élevés de défaut sur les obligations. Chain et Lau (2003) (2006) expliquent la relation entre les spreads des CDS et la probabilité de défaut souverain. Selon eux la probabilité de défaut d'un État peut être recouverte directement et prédite par les primes des CDS. En supposant un contrat de CDS à 1 an. Le

vendeur de la protection a une perte attendue notée $EL = PD * (1 - RR)$, ou PD est la probabilité de défaut et RR est le taux espéré de recouvrement. Si le taux de recouvrement et le taux de défaut sont indépendants alors la prime sur les CDS devrait être égale à la valeur présente de la perte espérée. Donc il y aurait une liaison positive entre la probabilité de défaut et la prime de CDS. Ceci motive en partie notre choix des CDS pour l'analyse du défaut chez les pays exportateurs de matières premières.

$$S = \frac{PD*(1-RR)}{1+r} \quad (1.3)$$

2-4- Les sovereigns credits spreads.

Il y'a une distinction entre les spreads de credit souverains et les spreads de CDS. Les sovereign credit spreads aussi appelés sovereign yield spread représentent le différentiel entre le yield et les dettes risquées et celles qui sont censées être sans risque. Le yield qui représente le sans risque est généralement le yield américain et le yield retenu comme étant le yield risqué est celui des pays émergents. Le spread de credit des souverains est dans ce cas donné par l'équation suivante autrement dit : $SCS = y - r$

y: représente le yield à la maturité de la dette risquée

r: représente le yield à la maturité du taux sans risque

Lorsque les sovereigns credits spreads augmentent le marché prévoit alors un très grand risque de défaut, autrement un ralentissement économique est alors attendu. La relation qui lie les yields spreads à la probabilité de défaut est donnée par la formule suivante.

$$YS = \frac{EAD * PD}{1 - EAD} \quad (1.4)$$

Une augmentation dans le yield spread suggère donc une augmentation soit dans la fréquence de défaut espérée ou une augmentation dans la perte encourue.

2-5- Emerging market bond index plus.

L'autre indicateur que nous proposons ici est l'EMBI+. Il s'agit d'un indicateur de JP Morgan indiquant le rendement total de la dette souveraine liquide dans les pays émergents, comme étant une mesure du risque de défaut. La littérature sur cette forme d'indicateur du risque souverain s'est plus concentrée sur les déterminants de cet indicateur du risque de défaut. Selon Hernandez-Trillo (1995), le gouvernement essaierait de maximiser le PIB qu'il utilise pour rembourser ses prêts. Cette thèse de Hernandez insiste sur les facteurs affectant la probabilité de défaut souverain, en l'occurrence l'ouverture, les réserves internationales, et les taux sans risque. Ils ont créé un indice sur le LIBOR et un ratio de service de la dette, afin de déterminer la probabilité de défaut souverain. La probabilité de défaut souverain est expliquée par une fonction de degré d'ouverture, le ratio entre le taux de change officiel et le taux de change au marché noir et les réserves internationales. Ces résultats expliqueraient pour 33 pays créanciers ou les politiques de libéralisation ont été entreprises, la baisse de la probabilité de défaut et l'accroissement de la croissance. Leur modèle exhiberait un effet négatif des réserves internationales sur la décision de défaut. Cantor et Packer (1996) quant à eux utilisent un indicateur désignant la capacité et la volonté du service de la dette comme variables explicatives pour un panel de pays en développement. Ils concluent que six variables affectent la notation souveraine que sont le PIB, le taux d'inflation, la dette externe, l'historique de défaut et les indicateurs de développement économique. Ramos-Francia et Rangel (2012) estiment la relation entre le spread des yields souverains et les fondamentaux macroéconomiques sur la période de 2000 à 2009. Ils créent un indice de spread des yields souverains comme étant la différence entre le yield des obligations souveraines à long terme et le yield des obligations souveraines américaines à 10 ans pour les pays développés, et retient l'indice Embi pour les pays émergents. Les fondamentaux macroéconomiques étant représentés par le taux d'inflation, la croissance économique, les déficits des comptes courants, les réserves internationales et la variation des taux de change nominaux. Ils concluent que les réserves et les appréciations du taux des changes sont associées à de faibles risques de défaut chez les pays émergents tout comme un accroissement de la croissance, tandis que les taux d'inflation contribueraient à augmenter les spreads souverains. Baek et Al (2005) montrent entre le risque souverain représenté par le spread des yields sur les obligations brady et trois variables explicatives, une variable de solvabilité représentée par le taux de croissance du PIB, le ratio de la dette extérieure rapportée au PIB et le solde budgétaire rapporté au PIB, des variables de liquidité représentées

par le ratio des réserves internationales rapporté aux importations et le ratio du solde du compte courant rapporté au produit intérieur brut et enfin des variables de stabilité macroéconomique représentées par le taux d'inflation et des changements dans le taux de change réel en utilisant des séries temporelles en coupe transversale avec effet fixe. Ils déduisent que la liquidité, la solvabilité et la stabilité macroéconomique affectent significativement la prime que les marchés exigent pour le risque des pays. Ces variables étant, dans le cas pays riches en ressources, toutes affectées plus ou moins directement par le prix de leur principale ressource d'exportation. Une approche bayésienne est également appliquée par Georgievska et Al (2008) pour étudier le lien entre la probabilité de la restructuration de la dette souveraine et trois variables classifiées (dette totale rapporté au PIB, exportation rapportée au PIB et des variables de solvabilité ci-dessus mentionnées) expliquant le défaut souverain sur un panel de 124 pays émergents sur la période allant 1981-2002. Singleton et Pan (2008) dans une analyse de la structure par terme des spreads des défauts souverains et la tarification des contrats CDS souverains montrent les intensités risque-neutre et les taux de perte décrivent mieux les données de CDS. Longstaff et Al (2011) analysent les spreads des CDS souverains dans un modèle d'intensité. Ils montrent que les CDS sont conduits par des variables macroéconomiques globales. Dans la même veine, Hilscher et Nosbusch (2010) examinent l'effet des variables macroéconomiques sur la probabilité de défaut des États en utilisant des régressions linéaires. Ils montrent que la volatilité des termes de l'échange est significative pour les yields spreads. Dans un rapport du Fond Monétaire de 2013, il est régressé les spreads des CDS sur divers variables économiques et des variables financières explicatives. Ce rapport suggère que les variables économiques globales ou régionales tels que le VIX, le global equity return et le coût de financement (3-month LIBOR-OIS) auraient des impacts sur les spreads des CDS. Ces régressions prennent en compte l'influence des variables explicatives sur les proxies du risque de défaut sur une période spécifique et n'examinent pas l'effet sur le cours et le long terme. Dans l'idée de combler ce vide des papiers ont essayé au moins des techniques de cointégration en panel en vue d'estimer les effets de long terme des fondamentaux macroéconomiques sur l'indice EMBI. Ferrucci (2003) montre que les conditions de liquidité externes sont des facteurs importants pour les spreads des marchés. Il s'agit essentiellement d'études qui ont cherché à établir l'effet à court terme et à long terme des fondamentaux économiques sur l'indice EMBI. L'effet asymétrique ayant été largement occulté dans le reste de la littérature. La majorité des études ayant planché sur le sujet a utilisé des techniques de régression linéaire soit dans le cadre de données de panel ou simplement.

2-6- Risque de défaut défini dans le cadre d'un modèle général calculable.

La dernière approche pour la modélisation du risque de défaut est donnée dans le cadre d'un modèle d'équilibre dynamique et stochastique. Il existe plusieurs études étudiant le défaut dans le cadre d'un modèle d'équilibre de petite économie ouverte, sous l'hypothèse de marché incomplet de théorie microéconomique mettant en relation le revenu souverain, la consommation souveraine et une fonction d'utilité. Alfaro et Kanczuk (2005) postulent un agent souverain emprunteur avec la fonction d'utilité suivante représentant les fonctions de préférences :

$$U = E[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t)] \quad \text{Ou } c_t \text{ est la consommation et } u(c) = \frac{c^{1-\sigma}-1}{(1-\sigma)}, \sigma > 0$$

(1.5)

Ils considèrent que l'agent souverain a deux biens, plus précisément un actif et une dette. Ils supposent dans leur modèle, deux types de souverains. Un souverain supposé bon payeur et un autre supposé mauvais payeur tout en supposant que le capital de la dette de l'agent est fixe. Ils montrent qu'un équilibre parfait markovien est obtenu lorsque le 'bon souverain' n'entre pas en défaut après un mauvais choc. Une autre conclusion de ce modèle est que le bien être est maximum lorsqu'il n'y a pas de défaut. Dans une autre version de l'étude menée par les mêmes auteurs, ils présentent un modèle d'équilibre dynamique pour la réserve de dette d'actif optimal pour s'épargner du défaut dans un modèle d'équilibre général compétitif. D'autres auteurs envisagent une interaction entre la politique fiscale et le risque souverain (Hatchondo et Al, 2012 ; Yue, 2012) dans un modèle intégrant des préférences de pays pour étudier le défaut souverain, la renégociation de la dette, les taux d'intérêt et le taux de recouvrement de la dette. Dans une étude d'Arellano (2008) destinée à étudier l'effet d'un choix du défaut sur la production d'un État, elle montre que la probabilité de défaut et le taux d'intérêt dépendent de l'incitation pour le remboursement et de l'incitation pour le défaut. Eaton et Gersovitz (1981) montrent que les gouvernements choisissent de payer leur dette parce que la réputation de défaut entraîne leur éviction du marché international de crédit. Développant cette idée Bulow et Rogoff (1989) étudient le défaut de réputation excluant le marché financier international. Plus spécifique Yue (2010) se concentre sur le taux de recouvrement quand un État entre en défaut. En fait quand un État subit un mauvais le gouvernement négocie et échange avec ses créanciers pour réduire la dette. Elle montre que le taux de recouvrement est décroissant en fonction de la renégociation de la dette et le niveau d'endettement. Un autre résultat important de leur étude

est en rapport avec les pays faiblement endettés où ils montrent que les pays faiblement endettés choisissent de ne pas entrer en défaut quand il y'a une renégociation de la dette à cause du coût élevé d'une exclusion du marché financier qui excèderait probablement le bénéfice d'une réduction de la dette. Arellano et Ramanarayan (2012) montrent que le défaut survient à la fois sur l'encours de la dette de court et long terme. Dans leur résultat empirique se rapportant au Brésil, à l'Argentine au Mexique et à la Russie sur la période 1996 à 2004, les auteurs concluent que la maturité de la dette se réduit lorsque les spreads sont élevés ou encore lorsque la pente de la courbe des spreads est descendante. Ils indiquent que lorsque les spreads sont initialement bas le gouvernement émet des obligations de long terme et par conséquent les spreads de long terme sont plus grands que les spreads de court terme. Quand les spreads augmentent, la maturité des obligations émises se rétrécit et les spreads de court terme s'élèvent par rapport aux spreads de long terme. Dans des variantes des modèles de défaut souverain endogène incluant des modélisations avec des mouvements browniens, Jeanneret (2008, 2013) discute des politiques de défaut des États. Ainsi en supposant que le flux de revenu fiscal suit un processus stochastique, le gouvernement définit le niveau optimal de la dette et la politique de défaut qui maximise la richesse souveraine constituée par la valeur présente du revenu fiscal futur diminué du montant du service de la dette. La politique de défaut selon eux maximise la valeur de l'économie diminuée de l'encours de la valeur de la dette. Le défaut souverain survient lorsque les revenus fiscaux tombent en dessous d'un seuil endogène qui dépend d'un niveau économique et d'un niveau de dette optimal. Quand le défaut survient le gouvernement et les prêteurs conviennent de restructurer les termes du contrat de la dette et réduisent une fraction du niveau de revenu des firmes. Son modèle parvient à offrir une bonne estimation des valeurs des spreads souverains. D'un point de vue théorique l'article fondateur d'Eaton et Gersovitz (1981) est probablement la référence dans les discussions sur les choix de décision de défaut des États. Ces derniers modélisent les décisions d'une petite économie ouverte qui accède aux marchés financiers internationaux tout en lissant sa consommation dans le temps. Le pays emprunte sur les marchés en émettant des titres de créances et les créditeurs achetant ces titres sont supposés une aversion au risque neutre. Le souverain a alors le choix de rembourser ses dettes avec une utilité notée $V_R(b, y)$ qui dépend de sa dette b et de son niveau de production y . S'il décide de ne pas rembourser, son utilité est alors $V_D(y)$. Il maximise ainsi son utilité en comparant les deux situations :

$$V(b, y) = \max(V_D(y); V_R(b, y)) \quad (1.6)$$

Le défaut serait optimal si : $V_D(y) > V_R(b, y)$ (1.7)

En répudiant sa dette, le pays s'expose à être radié des marchés financiers dans le futur pour une période indéterminée. Bulow et Rogoff (1989) insistent sur les sanctions directes que peuvent encourir les pays faisant défaut. Ils montrent que si les contrats des dettes souveraines présentent des coûts directs à faire défaut, les créiteurs encourent également des coûts de réputation qui les incitent à rembourser. Comme le souligne Eaton et Gersovitz et Stiglitz (1986), le problème essentiel de la théorie du défaut est l'application du contrat s'assurant que chaque partie adhère au contrat et le respecte, que l'emprunteur rembourse ses dettes et que le créiteur puisse le pénaliser s'il ne le fait pas. Il semblerait que ce modèle soit inconsistant avec les données sur l'emprunt international des pays émergents. Arellano (2008), dans le prolongement de Eaton et Gersovitz (1981), parvient à améliorer les prédictions du modèle en accroissant les coûts du défaut autrement dit en diminuant la probabilité de revenir sur les marchés des capitaux et en augmentant le coût de production lors du défaut.

3-Les pays exportateurs de pétrole et les mécanismes d'ajustement face aux chocs pétroliers.

3-1 Les pays riches en ressources naturelles face aux marchés financiers.

La question de l'endettement est de plus en plus exacerbée face à la volatilité des prix des matières premières pour les pays riches en ressources naturelles. Cela est particulièrement vrai pour les pays riches en pétrole ou en gaz. Selon l'Institut de Finance Internationale l'encours de la dette en 2015 est estimé à plus de 1500 milliards de dollars. En dehors des considérations se rapportant à la croissance, l'enjeu sur l'endettement de ces pays a été pointé par plusieurs études qui ont établi que les mouvements dans les prix des matières étaient de nature à favoriser l'émergence du défaut chez les pays riches en ressources épuisables (Rogoff et Kenneth, 2016). Ils montrent que le drainage des capitaux par la forte hausse des prix des matières premières est susceptible d'entraîner des événements de défaut assez récurrents. Kretzmann et Nooruddin (2005) quant à eux montrent qu'une croissance de la production pétrolière est associée à une augmentation du niveau de la dette. Pour De Benoist et Al (2011) les prix du pétrole ont un effet significatif sur la prime de risque du gouvernement. Selon eux, l'augmentation des prix induit une augmentation des primes de risques sur les crédits default

swaps (CDS). Cette situation est particulièrement avérée pour les pays riches en ressources pétrolifères et gazières.

3-1-1 Contrainte de crédit des pays exportateurs de matières premières.

Les ressources naturelles (pétrole et gaz) constitueraient un collatéral qui permettrait aux États de pouvoir emprunter sur les marchés financiers (Hooper 2016). Ces réserves sont perçues comme un assouplissement de leurs contraintes de crédit car étant la gageure de plus de ressources futures. Selon Ketkar et Ratha (2001), pour une grande partie de leur transaction en dollars en termes d'endettement, ces pays ont recours à cette argumentation en particulier le Nigeria. Il en est ainsi car les réserves en pétrole des pays sont généralement bien connues sur les marchés financiers. Le marché pétrolier étant mondialisé et bien développé, cela confère au pétrole un aspect assez liquide. La volatilité des prix devient alors un élément important dans la gestion budgétaire de ces pays. À ce titre Van der Ploeg et Poelhekke (2009) dénotent que cette volatilité des matières premières entraînerait une grande variabilité de la croissance du produit par tête chez ces pays et qu'elle aurait un effet négatif sur la croissance à long terme et donc un facteur aggravant sur la solvabilité de ces pays. Historiquement les pays riches en pétrole ont profité de la hausse des prix du pétrole dans les années 1970, pour emprunter et utiliser ces ressources comme collatéral. Cette tendance s'est inversée dans les années 1980 lorsque les prix se sont inversés et que les taux d'intérêt ont fortement augmenté, ce phénomène serait la cause du surendettement dans certains pays. En effet une hausse des prix dans ces pays inciterait à relâcher la contrainte budgétaire chez ces pays grâce à une hausse instantanée de leur revenu. En revanche en période de baisse ils seraient obligés de rembourser alors même que leur revenu est en chute. Ainsi Gelos, Sahay et Sandleris (2011) montrent que plus une économie est vulnérable aux chocs macroéconomiques, plus elle aura du mal à accéder aux marchés financiers. Donc la capacité d'emprunt de ces pays est rythmée par la volatilité des prix des matières premières, et le plus souvent elles sont dans une recherche perpétuelle d'un mix de politique de dévaluation monétaire et des restrictions budgétaires pour pouvoir se prémunir de cette forte variabilité. Pour Manzano et Rigobon (2001), ce cycle caractérisé par une forte hausse suivie d'une forte chute (boom-bust) du prix des ressources naturelles, s'apparenterait à une bulle financière. Ainsi si le pays ne parvient plus à rembourser ses dettes et se voit contraint à faire défaut, sa capacité d'emprunt sur les marchés financiers sera maintenue si le défaut est résolu rapidement (Gelos, Sahay et Sandleris, 2011). Pour Hooper (2017) la possibilité

d'accéder aux marchés ne dépendrait toutefois pas de la fréquence des défauts souverains mais de la manière dont le défaut est géré. Toutefois il existe quand même des pays qui choisissent délibérément de ne pas accéder au marché financier. Soit parce que les coûts d'accès sont prohibitifs soit parce qu'ils n'en ont simplement pas besoin (cas de l'Arabie Saoudite qui préfère le financement domestique au financement des marchés). Pour le premier cas il s'agit de pays qui ont relativement de grandes réserves de change avec des excédents budgétaires qui leur permettent de financer leur projet. Les autres pays sont de fait exclus des marchés quand ils n'ont pas la notation nécessaire pour se financer sur les marchés internationaux comme le Congo (Brazzaville) ou la Guinée équatoriale, malgré leur dotation en ressource naturelle, ou encore le Ghana en 2015 qui a renoncé à émettre de la dette face à des coûts d'emprunt trop élevés. En dehors des indicateurs macroéconomiques, il existerait des facteurs de spécificité chez les pays riches en matières premières qui seraient de nature à affecter la capacité d'emprunt des États sur les marchés financiers.

3-1-2- Le rôle des découvertes de pétrole et de gaz chez les pays riches en ressources naturelles.

Selon Arezki, Ramey et Sheng (2014), les découvertes de nouvelles sources de gisement ont des effets significatifs sur les comptes nationaux et plus précisément sur l'épargne et l'investissement. Hooper (2016), à travers des données géologiques, examine comment des découvertes de nouvelles réserves influencent le coût du crédit des pays exportateurs mesuré par les spreads financiers. En faisant remarquer que les spreads sont affectés par les fondamentaux macroéconomiques (Hilscher et Nosbusch, 2010) mais aussi par des indicateurs budgétaires (Akitoby et Stratmann, 2008). Hooper (2016) étudie l'effet des réserves sur les spreads souverains. En se basant sur les réserves prouvées de pétrole et de gaz, elle avance que plus les réserves prouvées sont importantes, plus les revenus futurs du pays devraient augmenter et plus ce dernier devrait être en mesure de rembourser ses dettes dans le futur. En effet les spreads devenant plus faibles, le coût du crédit baisserait alors et permettrait ainsi aux pays exportateurs d'emprunter plus sur les marchés financiers. En prolongeant son raisonnement à l'indice JP Morgan dénommé Emerging Markets Bond Index (EMBI global, elle fait remarquer que l'année qui suit une grande découverte de pétrole ou de gaz, le spread souverain tendrait à diminuer pour de nombreux pays émergents comme la Russie ou le Vénézuéla. Il semblerait que la taille de la découverte serait un élément tout aussi important lorsque le pays multiplie un grand nombre de découvertes en peu de temps. Ainsi dans le cas du Brésil qui a totalisé 14 grandes découvertes sur la période 1996-2012, les spreads souverains varient en fonction du

volume de pétrole découvert. Si le volume découvert est réduit en taille c'est-à-dire compris entre 650 et 700 millions de barils, le spread brésilien tendrait à augmenter. En revanche quand le pays découvre un volume supérieur à 10 000 millions de barils de pétrole le spread baisserait de manière significative. Ainsi les marchés privilégieraient les volumes découverts plutôt que le simple fait de découvrir de nouveaux champs pétroliers ou gaziers (Hooper, 2016). En usant des données de panel elle complète l'analyse pour étudier l'effet des stocks de ressources fossiles sur le risque souverain de 1994 à 2014. Les résultats montrent que les réserves considérées comme des stocks ont un effet significatif sur les spreads souverains contrairement à la production et aux exportations de pétrole et de gaz qui sont vues comme des flux et n'ont à priori pas d'effet (Hooper, 2017) sur les spreads souverains. Les marchés financiers ont l'air d'intégrer le principe que les réserves en ressources naturelles soient une ressource future à la différence de la production et des exportations qui peuvent se tarir rapidement si le pays épuise toutes ses ressources. Hooper (2017), à travers ses calculs, relève quelques résultats paradoxaux car les réserves de gaz à la différence des réserves de pétrole ont l'air de réduire le risque souverain. Elle attribue cette différence des effets au fait que les marchés financiers sanctionneraient le pétrole comme une énergie polluante et le gaz comme une énergie plutôt verte. Cela entérine le rôle des ressources naturelles sur leur capacité d'accès aux marchés financiers, toutefois cette importance devrait être modulée par la qualité des institutions prévalant dans ces pays.

3-1-3- Le rôle des institutions dans le coût du crédit des pays riches en ressources naturelles.

Certains pays riches en ressources naturelles se distinguent particulièrement par la faiblesse de la qualité de leur institution. A l'exception de certains pays comme la Norvège, il est établi que les pays exportateurs de matières premières souffrent de corruption et de manque de démocratie (rapport FMI, 2015). Certains pays riches en ressources naturelles sont en effet confrontés à des niveaux de corruption élevés. Les scores de l'indice de la perception de la transparence internationale variant de 1 (pour les pays très corrompus) à 10 (pour les pays les moins corrompus), les principaux pays exportateurs jouissent de scores s'éloignant de 10 la plupart du temps (FMI, 2015). Arezki et Bruckner (2012), Bhattacharyya et Hodler (2009) trouvent que les rentes pétrolières sont souvent associées à un niveau de corruption élevé. D'un point de vue politique, Ross (2004 et 2006) montre que la démocratie est moins forte dans les

pays pétroliers. Jensen et Wantchekon (2004) mettent en évidence une corrélation entre l'abondance des ressources naturelles et les régimes autocratiques en Afrique. Selon Tsui (2011), découvrir 100 milliards de barils de pétrole correspondrait à une diminution de 20% du niveau de la démocratie du pays. L'instabilité politique est prononcée dans ces pays de sorte que l'exploitation de ces ressources soit de nature à favoriser la guerre civile selon Hoffer et Collier (2002). Lujala (2010) avance pour sa part que c'est la localisation des gisements de pétrole qui favoriserait les risques d'émergence de conflit. Ainsi des gisements offshore auraient peu de chance de favoriser un conflit, étant donné leur accès difficile. La faiblesse des institutions affecterait la capacité de ces derniers à pouvoir bénéficier amplement des retombées des ressources naturelles. Ainsi pour Mehlum, Moene et Torvik (2006), des institutions fortes seraient de nature à éviter la malédiction des ressources naturelles. Robinson, Torvik et Verdier (2006) montrent que les gouvernements ont tendance à privilégier un rythme d'extraction des ressources naturelles supérieur au rythme normal du fait de leur forte préférence pour le présent. En effet le boom des ressources pétrolières, en accroissant la valeur d'être au pouvoir et en donnant plus d'influence aux dirigeants politiques, entraînerait un fort risque d'une mauvaise allocation des ressources dans le reste de l'économie en fonction de la qualité du gouvernement en place. Ainsi les pays qui promeuvent la transparence de la gestion de la rente profitent davantage des retombées des ressources naturelles. Arezki, Hamilton et Kasimov (2011) confirment également que l'effet de la manne des ressources naturelles sur la stabilité macroéconomique et la croissance dépendrait de la qualité des institutions. Aussi Gelos, Sahay et Sandleris (2011), établissent que la qualité des politiques économiques et des institutions aurait une influence positive sur la capacité des gouvernements à recourir à l'emprunt international. Arezki et Bruckner (2012) ont montré qu'une augmentation de 1% du prix des matières premières (commodités) menait à une réduction de 1,6% du niveau de dette externe dans les pays démocratiques. Pour cette première frange de la littérature les institutions ont des effets avérés sur l'intensité avec laquelle les pays riches en ressources naturelles bénéficient des retombées de leurs ressources naturelles, pour d'autres le rôle des institutions est plutôt mitigé. Ainsi Cotet et Tsui (2013) montrent qu'en contrôlant les effets fixes des pays, la relation statistique entre les réserves de pétrole et la guerre civile disparaît. Selon Hooper (2017), un niveau démocratique élevé ou encore un niveau de corruption marqué n'influencerait pas le niveau de défaut souverain et ne contribuerait pas à alléger la contrainte de crédit du pays. Des variables financières comme l'indice de volatilité globale VIX l'emporteraient sur les variables représentant les institutions.

3-2- Le marché du pétrole et les défis des pays exportateurs de pétrole.

La fluctuation du pétrole a longtemps suscité des débats sur ses effets supposés sur l'inflation ou encore les grandeurs macroéconomiques de façon globale. Parce qu'elle affecte le coût de production de la plupart des pays exportateurs ou encore des pays importateurs, les effets et les causes de ses variations sont sondés à chaque fois que des chocs majeurs sont survenus sur les marchés. Dans cette section nous revenons sur les principales causes de la chute du prix du pétrole vers la mi-2014 qui constitue le principal choc de ces dernières années (exception faite du choc occasionné par le Covid-19). Plusieurs facteurs ont contribué à la chute des prix du pétrole vers la moitié de 2014.

Il n'existe pas de consensus sur les principales causes de la chute des prix du pétrole à la mi-2014. Les chocs qui peuvent avoir contribué à infléchir les prix du pétrole en général peuvent être de plusieurs natures (ArezKi et Blanchard, 2015). Ainsi elles peuvent soit survenir du côté de la demande ou tout simplement du côté de l'offre. Ils avancent que la chute occasionnée à la mi-2014 serait attribuable pour partie aux décisions des pays producteurs membres de l'OPEP et à la mise en production de nouvelles formes de pétrole, en l'occurrence le pétrole de schiste dû à des producteurs non-membres de l'OPEP (les États-Unis). Ces arguments sont étayés par la théorie économique qui recense plusieurs éléments qui permettent d'apporter des explications sur la variabilité du pétrole. En plus de l'existence sur le marché de spéculateurs potentiels, on recense le rôle que joue l'offre et la demande et tout récemment, la résurgence du pétrole non conventionnel dans les variations observées des prix du pétrole.

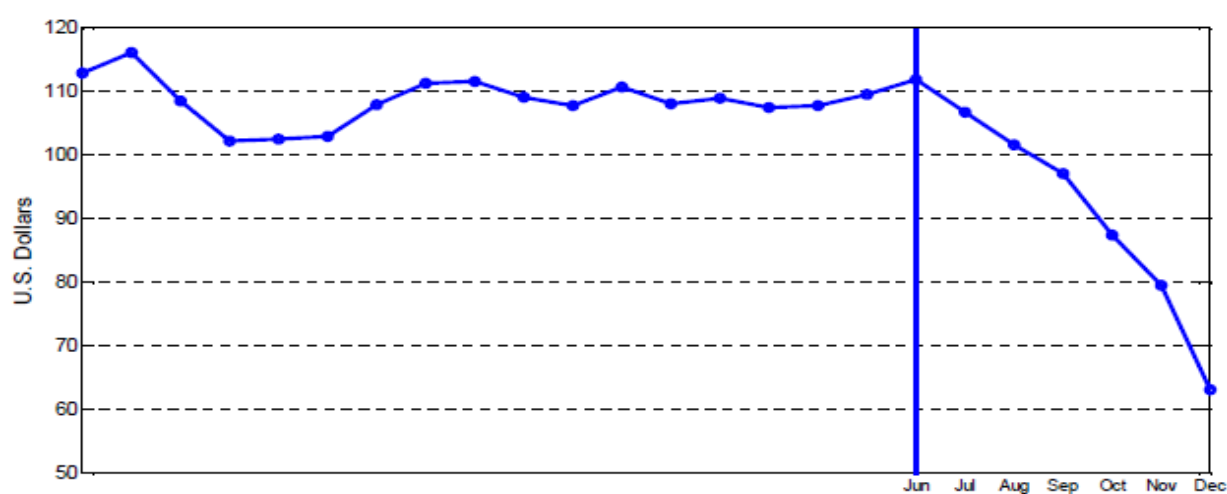


Figure 2: Schémas d'évolution du prix du pétrole entre Juin et décembre 2014.

Source : CEPR

3-2-1 -Le prix du pétrole et les bulles spéculatives.

Parmi les facteurs qui contribuent à influencer la variabilité du pétrole sur les marchés, les bulles spéculatives occupent une place prépondérante. Dans son approche la plus simpliste, la spéculation se définit comme un pari sur l'avenir. La spéculation se définit autrement par une position ouverte ou une prise de risque non couverte. Elle peut être bénéfique car elle permet aux agents financiers de transférer des risques tout en permettant la diffusion d'informations utiles aux anticipations. La compréhension de l'activité des spéculateurs sur les marchés financiers constitue un facteur d'appréciation de la dynamique des prix du pétrole. En effet les ordres passés à des fins spéculatives influencent la formation du prix et peuvent être à l'origine d'instabilités fortes (Orléan, 1999). Les spéculateurs utilisent diverses sources d'information pour formuler des stratégies qui affectent la formation des prix du pétrole. Ces informations peuvent être en rapport avec les prévisions sur la production ou encore des asymétries d'information résultant d'un accès discrétionnaire à certaines informations en liaison avec les sources de production ou encore la nature de la demande dans le pétrole. Elle suppose que les spéculateurs soient des agents dotés d'une faculté de prévoyance supérieure à la moyenne qui interviennent comme acheteur à chaque fois qu'il y'a un excès provisoire de l'offre sur la demande et que se faisant, ils tempèrent la baisse des prix. Ceux-ci adoptent la stratégie inverse à chaque fois qu'il y'a un effet contraire.

Lorsque les spéculateurs sont irrationnels, et lorsque des bulles spéculatives se forment, la volatilité des prix a tendance à s'accroître. Ces comportements contribueraient à mettre à mal plusieurs postulats tels que l'hypothèse d'efficience des marchés. Ainsi on peut considérer que les agents ne se comportent pas de façon rationnelle sur les marchés contrairement à l'hypothèse d'efficience des marchés. En vue d'étudier l'impact de la spéculation sur la volatilité du marché du pétrole, Collins et Al (2006) évoquent d'autres facteurs pour expliquer la forte variabilité des prix du pétrole. Pour eux les fondamentaux ne contribuent pas suffisamment à expliquer la variabilité des prix du pétrole. Selon eux elle serait induite par des traders de court terme qui influent excessivement sur les comportements des prix et par conséquent contribuent à une perte des signaux fondamentaux du marché. Ces argumentations vont dans le même sens que celle d'Ellen et Zwinkels (2010) qui ont mis en évidence que la volatilité existante sur le marché est due à des comportements spéculatifs. Cette hypothèse est confortée par Berkman et Al (2005) ; Pirrong (2008) ; Krugman (2008) ; Kaufman et Al (2009) et Fattouh (2010). Dans la même

veine, Greenspan (2004) avançait que la crainte de la position future pouvait créer une demande additionnelle du pétrole qui provoquerait une augmentation des prix puisque l'offre serait rigide à court terme. La spéculation apporterait alors de la liquidité sur le marché des futurs, en revanche elle détruirait les signaux envoyés par le marché physique et conduirait à des volatilités excessives des prix (Sornette et Al). Cette spéculation dont est objet le marché du pétrole trouverait également ces origines dans les variations de la devise américaine (le dollar). Pour certains, la spéculation serait la résultante d'achats de contrats à termes pétroliers pour se couvrir contre les variations à la baisse du dollar, confortant l'idée de valeur refuge du pétrole avancée par Xinhua (2008). L'instabilité politique dans le Moyen-Orient est un autre facteur qui susciterait des craintes par rapport au ravitaillement du pétrole sur le marché international à court terme (Pirrong, 2008). D'autres éléments seraient en rapport avec les bulles saisonnières qui auraient des effets inattendus sur la demande de sorte que toute prévision de la demande est quasi-impossible. C'est l'exemple de la saison hivernale qui contribue à éloigner la demande de son niveau d'équilibre. La répétition de ce phénomène constitue une bulle saisonnière cyclique (Hamilton, 2006). Ces activités spéculatives sont donc alimentées par plusieurs facteurs notamment des spéculateurs à la rationalité limitée à la fois individuellement et collectivement mais aussi par différentes stratégies de trading spécifiques à chacun des types d'agent. Dans la section qui suit nous présentons quelques éléments d'argumentations théoriques dus à Ellen et Zwinkels, (2010) pour expliquer comment cette hétérogénéité des agents et des stratégies contribue à influencer sur la variabilité des prix du pétrole.

3-2-2- Le prix du pétrole et l'hétérogénéité des agents sur les marchés.

Si on admet que l'offre est inélastique dans le court terme, alors l'évolution du prix du pétrole dans le temps peut être donnée par la formule qui suit :

$$\frac{dP}{dt} = S(P, t) - D(P) \quad (1.8)$$

Admettons qu'on ait deux types d'acteurs de part et d'autre de la demande et de l'offre : les producteurs qui vendent directement le pétrole au consommateur et des propriétaires de gisement qui achètent le pétrole en vue de le stocker et de le revendre pour faire une marge lorsque les prix augmentent (nos spéculateurs). Du côté de la demande, nous observons deux

types d'investisseurs : les investisseurs qui dépendent des fondamentaux économiques du marché dans leurs comportements, que nous qualifions d'agents rationnels, et les investisseurs naïfs ou irrationnels qui fondent leurs comportements à partir de l'historique du prix du pétrole (Brock et Hommes, 1998). Cette distinction d'agents a été retenue par Frankel et Froot (1987), dans le modèle des agents hétérogènes avec les qualifications de fundamentalistes et de chartistes. C'est l'interaction entre ces deux groupes d'individus qui serait à l'origine de la grande variabilité des prix du pétrole.

Supposons que le prix est déterminé dans un marché régi par des agents hétérogènes. Le changement de prix au temps $t + 1$ peut alors exprimer l'excès de demande des chartistes et des fundamentalistes augmenté d'une erreur donnée par la formulation suivante :

$$P_{t+1} = P_t + b^M(D_t^F + D_t^C) + \rho_{t+1} \quad (1.9)$$

P étant le prix à l'instant t , b^M étant un coefficient représentant la réaction positive déterminée par le market maker. (D_t^F et D_t^C) sont respectivement les excès de demande des spéculateurs fundamentalistes et chartistes. Le changement du prix dépend de l'instabilité de la demande de la part des fundamentalistes et des chartistes. La demande de pétrole des fundamentalistes basée sur la différence entre le prix à l'instant t et le prix anticipé à l'instant $t + 1$ est donnée par la formulation suivante :

$$D_t^F = b^F[E_t^F(P_{t+1}) - P_t] \quad (1.10)$$

Où b^F est le paramètre de réaction positive des fundamentalistes, E est un opérateur d'anticipation. La demande des fundamentalistes augmente lorsqu'ils anticipent que le prix futur sera plus élevé que le prix courant. Les fundamentalistes quant à eux font leurs anticipations en basant leur anticipation sur les fondamentaux du marché. Autrement dit le prix reflète toujours sa valeur intrinsèque et il converge vers sa valeur moyenne à long terme. Par conséquent les fundamentalistes formulent leur stratégie en prévoyant que le prix va baisser à long terme si le prix anticipé est surévalué. En revanche si les prix anticipés sont sous-évalués le prix tendrait à augmenter à long terme. Le prix anticipé dans le long terme serait alors donné par la formule suivante :

$$E_t^F(P_{t+1}) = P_t + h_1^F(P_t - F_t)^+ + h_2^F(P_t - F_t)^- \quad (1.11)$$

F_t désignant le prix fondamental à long terme à l'instant t . L'équation ci-dessous révèle que les mouvements des prix anticipés par les fundamentalistes sont causés par les déviations de prix

de sa valeur intrinsèque. La distinction entre les deux situations surévaluée et sous-évaluée peut être exprimée par la relation suivante :

$$(P_t - F_t)^+ = (P_t - F_t) \text{ si } (P_t - F_t) \geq 0 \text{ et } 0 \text{ dans le cas contraire} \quad (1.12)$$

$$(P_t - F_t)^- = (P_t - F_t) \text{ si } (P_t - F_t) < 0 \text{ et } 0 \text{ dans le cas contraire} \quad (1.13)$$

La réaction des fundamentalistes à la surévaluation (sous-évaluation) est présentée par le paramètre $h_1^F \in [-1,0]$ ($h_2^F \in [-1,0]$), qui est négatif. Lorsque h_1^F est égal à h_2^F , la réponse à la surévaluation et à la sous-évaluation est symétrique. Ce genre de modulation impliquerait plus de flexibilité sur les comportements des fundamentalistes et répondrait à plusieurs arguments. Pour des auteurs comme Kahneman et Tversky (1979), les investisseurs réagiraient différemment au profit et à la perte potentielle relativement à l'aversion au risque. Ainsi le trader répond plus à la sous-évaluation qu'à la surévaluation. Autrement dit le trader serait plus hésitant à la vente dans le cas surévalué qu'à acheter dans le cas sous-évalué (Canoles et Al., 1998). Le second groupe représenté par les chartistes englobent les spéculateurs qui forment leurs anticipations en basant leur stratégie sur l'historique des prix. Comme les fundamentalistes, la demande des chartistes est conditionnellement linéaire au changement des prix anticipés :

$$D_t^C = b^C [E_t^C(P_{t+1}) - P_t] \quad (1.14)$$

Où b^C représente la réaction positive des chartistes. Cela impliquerait que la demande augmente lorsque les chartistes anticipent que le prix en $t + 1$ sera plus élevé que le prix courant en t . Brock et Al (1992) avancent que les chartistes basent leur anticipation sur l'historique du prix sans tenir compte du caractère exogène de l'information qui provient du marché. Pour les chartistes, ils estiment qu'ils anticipent les prix futurs à partir de la tendance courante sans prendre en compte le niveau de la valeur fondamentale des prix. Toutefois l'anticipation future des chartistes peut se définir par la relation suivante :

$$E_t^C(P_{t+1}) = P_t + h_1^C(P_t - P_{t-1})^+ + h_2^C(P_t - P_{t-1})^- \quad (1.15)$$

À partir de l'équation précédente, nous distinguons deux types de tendance : la tendance à la hausse (prix passé haut) et la tendance à la baisse (prix passé bas). Ces tendances peuvent être exprimées par les relations suivantes :

$$(P_t - P_{t-1})^+ = (P_t - P_{t-1}) \text{ si } (P_t - P_{t-1}) \geq 0 \text{ dans le cas contraire, on aurait } 0. \quad (1.16)$$

$$(P_t - P_{t-1})^- = (P_t - P_{t-1}) \text{ si } (P_t - P_{t-1}) < 0 \text{ dans le cas contraire on aurait } 0. \quad (1.17)$$

D'après ces éléments, les traders qui font appel à l'analyse technique anticipent que le mouvement de la tendance continue dans la même direction, si les paramètres h_1^C et h_2^C sont positifs. On aurait un comportement opposé dans le cas contraire. Les chartistes sont sensés réagir plus à l'augmentation des prix si $h_1^C > h_2^C$. Contrairement si $h_1^C < h_2^C$ cela signifierait que les chartistes seront plus enclins à vendre lorsque la tendance est à la baisse que lorsqu'elle est à la hausse. Les fondamentalistes et les chartistes effectuent des stratégies différentes à partir desquelles les acteurs peuvent évaluer et anticiper le marché. De Jong et Al (2009) ont montré que les agents basent leur stratégie sur la précision de l'anticipation précédente. Les agents choisissent la stratégie qui possède le minimum d'erreur de prévision au carré du temps passé $k > 0$, qui est donnée par la formule suivante :

$$B_t^F = - \sum_{k=1}^k [E_{t-k-1}^F (P_{t-k}) - P_{t-k}]^2 \quad (1.18)$$

$$\text{Avec } B_t^C = - \sum_{k=1}^k [E_{t-k-1}^C (P_{t-k}) - P_{t-k}]^2 \quad (1.19)$$

Où B_t^F et B_t^C sont les performances conditionnelles des stratégies fondamentalistes et des stratégies chartistes. La part des fondamentalistes sur le marché dépend de la performance relative de leur stratégie comparée à celle des chartistes. Il existe une règle de changement de stratégie donnée par la formulation suivante :

$$w_t = \left[1 + \exp \left(-\gamma \left[\frac{B_t^F - B_t^C}{B_t^F + B_t^C} \right] \right) \right]^{-1} \quad (1.20)$$

Où les fonctions $W_t \in [0,1]$ représentent la part des fondamentalistes du marché et la part complémentaire représente la part des chartistes du marché au temps t . Cette dernière relation contrairement au modèle de Brock et Holmes (1998) se basent sur la performance relative plutôt que sur la performance absolue. Le bénéfice d'une telle formulation réside dans le fait que la performance relative peut contenir des bornes au plus au moins égales à l'unité. Ce qui permet d'obtenir une meilleure estimation du paramètre γ au cours du temps. Si ce paramètre $\gamma > 0$, la stratégie au temps t posséderait la meilleure performance relative. En outre si $\gamma = 0$, cela voudrait dire que les agents ne répondent pas aux différents niveaux de la performance de la

stratégie pour $W_t = 1/2$. De plus l'intensité de choix peut être vue comme une mesure de l'état de biais, c'est-à-dire comme une mesure de la fidélité des spéculateurs avec ses stratégies d'anticipation bien que les autres stratégies semblent être plus attractives.

3-2-3 Le prix du pétrole et le rôle de l'offre et de la demande.

Contrairement au marché financier qui ne suppose l'existence d'agents hétérogènes que du côté de la demande, Ellen et Zwinkels (2010) ont montré qu'il existe également des interactions du côté de l'offre. Comme ce fut établi précédemment, l'offre comme la demande jouent un rôle assez important dans la formation du prix du pétrole. Pour mieux cerner le rôle de l'interaction des investisseurs des deux côtés du marché, nous présentons un modèle augmenté par la demande réelle et l'offre réelle.

La demande réelle de pétrole consiste en une composante exogène qui ne dépend pas du prix et d'une partie endogène qui est une fonction négative du prix du pétrole de sorte que la demande réelle se décline de la façon qui suit :

$$D_t^R = c^R - k^R P_t \quad (1.21)$$

Où c^R est la demande exogène du pétrole, et k^R est la sensibilité de prix à la demande. L'offre $S(P, t)$ étant supposée être une fonction linéaire du prix qui se définit par la relation suivante :

$$S_t = c^S - b^S P_t \quad (1.22)$$

Selon laquelle c^S est l'offre exogène du pétrole et b^S est la sensibilité de prix à l'offre. L'offre étant une fonction positive du prix. La demande totale du pétrole consiste en la demande réelle et la demande pondérée des chartistes et des fundamentalistes qui peut s'exprimer par l'équation suivante :

$$D_t^M = D_t^R + W_t D_t^F + (1 - W_t) D_t^C \quad (1.23)$$

L'offre totale du pétrole sur le marché serait alors composée d'une partie consommée directement c'est-à-dire S_t^C et une partie stockée et vendue ultérieurement notée S_t^∞ (généralement destinée à la spéculation). Autrement dit on a la relation suivante :

$$S_t^M = S_t^C + S_t^\infty \quad (1.24)$$

Par conséquent le prix anticipé en $t + 1$ est une fonction de l'interaction entre l'offre et la demande sur le marché plus le terme d'erreur :

$$P_{t+1} = P_t + \varphi \left[\frac{dP}{dt} \right] + \varepsilon_t = P_t + \varphi [D_t^M - S_t^M] + \varepsilon_t \quad (1.25)$$

φ désignant un facteur d'ajustement des prix. Si $\varphi > 0$ les variations majeures sur le marché proviendraient des demandeurs, et l'interaction entre les investisseurs du côté de la demande influencerait davantage sur la trajectoire des prix. En revanche si $\varphi < 0$, l'impact sur le marché proviendrait de l'interaction des investisseurs du côté de l'offre. La partie destinée à des fins spéculatives ne sera jamais à vendre. Si on admet que S_t^C représente l'offre sur le marché et qu'on suppose qu'elle est stable à court terme, on pourrait alors considérer le prix final comme une fonction d'excès de la demande plus le terme d'erreur de sorte que nous ayons la relation qui suit :

$$\begin{aligned} \Delta P_{t+1} = a + bP_t + W_t(\alpha_1(P_t - F_t)^+ + \alpha_2(P_t - F_t)^- + (1 - W_t)(\beta_1(P_t - P_{t-1})^+ \\ + \beta_2(P_t - P_{t-1})^- + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1.26)$$

Avec les valeurs suivantes pour les différents paramètres, ainsi nous avons les éléments suivants :

$a = \theta(c^R - c^S)$, $b = \theta(k^R - k^S)$ et $\alpha_1 = \theta c^F b$ représentent l'impact des fundamentalistes lorsque le prix est surévalué avec $\alpha_2 =$ étant l'impact des fundamentalistes lorsque le prix est sous-évalué. β_1 représentant l'impact des chartistes lorsqu'il existe une tendance négative de prix. Cette section avait pour objet de revenir sur les mécanismes théoriques qui sous-tendent la formation du prix du pétrole. Ces différentes interactions sont à l'origine de l'excès de volatilité sur les marchés financiers par l'interaction d'agents basant leurs anticipations de prix sur des informations de court terme et d'autres qui basent leur information sur des informations de long terme. Dans la section qui suit nous évoquons les circonstances de la chute du prix du pétrole en 2014.

3-2-4- La chute de mi-2014.

Après avoir connu une période de stabilité avec un niveau de prix du pétrole au-dessus des 110 dollars, le cours du pétrole a connu en 2014 l'une de ses plus fortes chutes. Le prix du baril du pétrole Brent a chuté de 49 dollars, soit de 44%, entre juin et décembre 2014. Cette chute a mis sous tension les producteurs de pétrole à travers le monde en réduisant leur

rentabilité et a mis en question la soutenabilité des formes alternatives de production (le pétrole de schiste aux États-Unis et au Canada). Elle a contribué à dégrader les finances publiques de pays comme l'Iran, la Russie et le Vénézuéla qui dépendent fortement de l'exportation de ces ressources si bien qu'elle a ravivé l'inquiétude sur la stabilité budgétaire, macroéconomique et politique de plusieurs de ces pays. Les causes qui ont contribué à cette chute sont multiples.

3-2-4-1- Le rôle de l'offre.

Pour trouver les raisons de la forte baisse du pétrole en 2014, la première question à laquelle on puisse tenter de répondre est de savoir si le niveau de la production à cette période était à un niveau jugé compatible avec la demande du moment. Le niveau de la production était-elle à un niveau exceptionnellement haut vers la mi-2014 ? Des changements non anticipés dans la production peuvent expliquer les fluctuations du prix (Hamilton, 2003). Arezki et Blanchard (2014) par exemple évoque des accroissements importants dans la production globale comme l'une des principales causes de la chute du prix du pétrole. Ils attribuent cet accroissement au retour de la production libyenne et à la résilience de la production de pétrole iraquienne. Les deux pays auraient à eux deux été en mesure d'accroître la production globale de 18% après juin 2014 même si la part de la production de l'Iraq sur la production totale n'a varié que de 3,9% de juin à décembre. Parmi les trois grands producteurs de pétrole dans le monde, l'Arabie Saoudite a réduit sa production de 0,23% tandis que dans les pays de l'ancien URSS et aux États-Unis, la production a continué à augmenter passant respectivement de 1,9% à 3,9%. La production aurait donc connu un accroissement globalement faible sur la période de juin à décembre 2014. Toutefois Baumeister (2014) affirme que ce faible niveau de la production globale ne suffit pas à rejeter le rôle de l'offre dans l'accroissement observé du prix du pétrole dans la seconde moitié de 2014. Le plus important selon elle aurait été de savoir si la variation relative de l'offre face à ce que les agents auraient pu anticiper sur le marché du pétrole était importante. Ainsi si on avait anticipé une baisse de la production et que cette baisse n'avait pas été effective alors on aurait pu anticiper un ajustement additionnel dans le prix sans nécessairement observer des variations conséquentes dans le niveau de la production.

3-2-4-2 -La demande globale et les prix des autres matières premières.

L'observation de l'indice de Kilian (2009) conçu comme une mesure du cycle des affaires dans les marchés des commodités interprétés comme un indicateur de la demande globale apporte quelques éléments d'appréciation sur l'état de la demande au niveau global sur la période retenue. Les valeurs négatives de l'indice représentent des phases récessionnistes et que des valeurs positives représentent des phases d'expansion. L'observation de l'indice révèle un ralentissement de la demande globale sur la période précédant la chute du pétrole et une demande soutenue dans la deuxième période qui se termine par une forte baisse en fin décembre 2014. Étant établi qu'il existe de fortes relations au moins dans le long terme entre les prix du pétrole et les autres commodités, l'observation des prix des autres commodités aideraient à cerner les conditions de la chute des prix à la mi-2014. En effet, ils réagissent de la même manière aux variations du cycle globale de l'activité économique (Barsky et Kilian, 2002 ; Baumeister et Kilian, 2012), et auraient la même composante cyclique que les prix des matières premières agricoles (Baumeister et Kilian, 2014). Le fait que les prix des indices des matières premières industrielles et agricoles aient baissés depuis juin 2014 pourrait contribuer à cerner le cas de la chute du pétrole dans le deuxième semestre de 2014. Toutefois le fait que la baisse cumulée soit en moyenne que de 5% à 15% comparée aux 44% de baisse du pétrole incite à rechercher des explications additionnelles à la chute de mi-2014. Autrement des explications spécifiques au marché du pétrole seraient à l'origine de la chute de 2014.

3--2-4-3- le Rôle des stocks de pétrole.

Une autre explication potentielle de la chute de 2014 serait attribuable à la chute des stocks de brut. Le rôle des stocks et le comportement prospectif sur le marché du brut a récemment reçu une attention renouvelée avec les contributions de Hamilton (2009), Kilian et Murphy (2014) et Knittel et Pyndick (2015) parmi d'autres. Selon Baumeister (2015), une réduction non anticipée dans la demande de stockage peut être suivie d'une baisse des prix. Dans le cas de mi-2014, cette observation pourrait être aux antipodes face aux observations de stocks détenues par l'agence internationale de l'énergie qui exhibait alors des données tout à fait contraires. Ainsi les données possédées par l'IEA (International Energy Agency) montre que le stock de pétrole détenu par l'industrie dans les pays de l'OCDE est resté largement stable avec une baisse seulement entre juillet et septembre 2015 (IEA, 2015). Selon Baumeister

(2014), ces données sont inconsistantes avec la forte réduction de la demande pour le stockage exerçant des pressions à la baisse sur le prix du brut de pétrole. Par exemple, pour Kilian et Murphy (2014), une réduction non anticipée du flux de la demande pour le pétrole brut associée à une conjoncture mondiale peu favorable pourrait contribuer à un accroissement des stocks du pétrole comme pourrait l'entraîner un choc positif sur l'offre de pétrole représentée par une hausse au-dessus de la production anticipée. Tous les trois chocs sont potentiellement importants et non mutuellement exclusifs dans l'explication de la chute de mi-2014 selon Baumesteir (2015). Toutefois leur effet net sur la trajectoire des stocks est indéterminé sans autant d'informations sur la magnitude des chocs. Arezki et Blanchard (2014) par exemple attribuent une large part de la récente chute des prix du pétrole à un changement dans les anticipations sur la trajectoire future de la production globale de pétrole suivant l'annonce de l'OPEP du 27 novembre de ne pas réduire sa production de pétrole pour compenser l'augmentation du pétrole par les pays non-membres. Pour autant, Baumesteir (2015) pense que cette annonce n'a pas réellement contribué à expliquer la chute observée dans la moitié de 2014 et qu'elle pourrait au mieux expliquer la chute continue vers le mois de décembre. Cela laisserait inexpliquée la chute survenue plutôt dans l'année. Aussi si cette explication était vérifiée en ne supposant aucun changement majeur dans la production globale de pétrole ou dans l'activité réelle, on aurait alors anticipé de forte baisse dans le prix du pétrole et dans les stocks vers la fin 2014. Il n'y aurait donc pas eu d'effets d'annonce sur la trajectoire du prix du Brent. S'il y'en avait eu, selon Baumeister (2015), ils auraient été probablement d'un effet instantané. Cela pourrait donc signifier que l'effet d'annonce n'était simplement pas quantitativement important ou que la décision de l'OPEP ait été anticipée par le marché des mois auparavant et que l'effet ait déjà été incorporé dans les prix du marché. Bien entendu les anticipations d'une demande faible pour le pétrole en Europe et en Asie pourraient avoir contribué à faire baisser la demande de stock indépendamment et plus graduellement. A cela, on pourrait ajouter les effets d'annonce du gouverneur de la BCE d'acheter des obligations des gouvernements étant donné la torpeur de la croissance en été 2014 dans la zone Euro, le renouvellement des discussions sur la probable sortie de la Grèce de la zone euro et finalement les débats sur les possibles sanctions contre la Russie de la zone Euro en juillet 2014. Le ralentissement de la croissance chinoise également au troisième trimestre de 2014 pourrait avoir contribué à faire baisser les demandes de stockage de façon graduelle et continue. L'autre facteur explicatif de la chute de 2014 pourrait correspondre à la devise dans laquelle le brut est échangé.

3--2-4-4- Le rôle du dollar dans la chute de mi-2014.

La devise dans laquelle sont échangés les barils de pétrole pourrait également contribuer à expliquer la faiblesse des prix du pétrole. Sur la période considérée, les taux de change en dollar se sont appréciés contre un vaste panier de monnaie depuis juin 2014. En effet, il est commun dans la littérature sur les formations des prix du pétrole d'associer les fluctuations des prix des matières premières à une dépréciation ou une appréciation du dollar. Cela est probablement dû au fait le pétrole brut est échangé en dollar. Une appréciation du dollar toute chose égale par ailleurs entraîne une forte augmentation du prix du baril de sorte que les raffineries en dehors des États-Unis soient dissuadés d'acheter du pétrole réduisant de ce fait la demande de pétrole. Ce mécanisme pourrait aider à expliquer l'étendue de la chute du prix du pétrole vers la mi-2014. Toutefois, Baumester (2014) émet des réserves sur le rôle du taux de change dans la chute du pétrole de la mi-2014 pour trois raisons principales. La première est qu'une appréciation du dollar américain stimule les exportations en dehors des États-Unis, qui en retour accroissent la demande pour le pétrole renversant l'effet initial. La deuxième raison tient au fait que l'argument initial s'applique de façon égale au prix en dollar du pétrole et au prix en dollar des autres matières premières. La troisième raison est que l'appréciation du taux de change en dollar n'est pas reliée aux déterminants du prix du pétrole. Le prix du pétrole et le taux de change du dollar dépendent de l'évolution de l'économie globale, on ne peut alors pas estimer que le dollar a un effet additionnel indépendant. Il n'y aurait alors pas d'évidence d'une relation systématique prédictive entre le taux de change du dollar américain et le prix du pétrole sur de longue période de temps (Alquist et Al. 2013).

3-2-4-5 Spécificité de la chute de mi-2014.

Chaque chute de pétrole est caractérisée par des événements spécifiques marqués par un environnement bien différent. Il ne s'agit pas de la première chute de pétrole de ces années (la chute liée au Covid-19 est encore plus importante en termes d'ampleur). L'une d'entre elle est celle de l'année 1980. Ce déclin s'est accéléré quand l'Arabie Saoudite a cessé de soutenir le prix du pétrole et a levé ses propres restrictions sur sa production de pétrole. Un autre exemple proéminent dans l'histoire récente est la chute vertigineuse après le mois de juillet 2008 à la suite de la crise financière. La dernière chute de pétrole n'est pas si inhabituelle par rapport au standard historique. Le déclin cumulé du prix du pétrole dans les six mois depuis juin 2014 est survenu de façon graduelle et est moins prononcé que celui qui a été enregistré en 1986 ou en

2008. La production de pétrole d'alors, tout comme celle de 2014, est restée globalement stable. Même après juillet 2008, il n'y a eu qu'une réduction négligeable de la production globale de pétrole. La chute de 2014 a contribué à mettre en perspective le rôle de l'Arabie Saoudite comme producteur d'appoint « swing producer » sur le marché mondial de la production de pétrole.

Cette idée date des années 1980, quand l'Arabie Saoudite répondit à la requête de Volcker en réduisant sa production de pétrole permettant ainsi à d'autres producteurs du marché d'obtenir des parts de marché. L'intention de la part de l'Arabie Saoudite étant davantage d'empêcher une baisse prononcée du pétrole. Cette approche se révéla non seulement inefficace dans la mesure où le prix du pétrole continua à baisser à un taux assez faible mais insoutenable. Cette baisse des prix conjuguée à la baisse de la production contribuèrent à dégrader énormément les revenus de l'Arabie Saoudite.

Vers la fin de 1985, l'Arabie Saoudite s'est vue dans l'obligation de changer de stratégie avec à une baisse profonde des prix du pétrole. La baisse dans les années 1986 est principalement due à une baisse dans la demande de stockage elle-même due à la dissipation de la peur des marchés sur les intentions de l'OPEP. Le restant de la variation de prix étant expliqué par un accroissement de la production de l'Arabie Saoudite. L'enseignement principal de cet épisode fut que même l'Arabie Saoudite n'était pas en mesure de contrôler le prix du pétrole et donc dans l'incapacité de préserver ses revenus par une réduction de sa production. En effet il s'avère que l'Arabie Saoudite n'a pas renoncé à sa réputation de producteur en dernier ressort après juin 2014 même durant la crise financière de 2008. Toutefois, l'action concertée des pays producteurs de pétrole pour la stabilisation des prix en cas de forte chute a souvent posé des problèmes de coordination. Comme cela est prédit par la théorie des cartels, le problème est paru insurmontable dans les années 1980, quand les pays membres de l'OPEP ont dévié de la politique insufflée par le cartel pour la réduction de la production du pétrole incitant le producteur en dernier ressort à agir de façon unilatérale (Green et Porter 1984).

Avec la résurgence de nouveaux producteurs comme la Russie, les États-Unis, le Canada et même la Chine, ce problème de coordination n'a fait que s'accroître. Dans le cas des États-Unis et du Canada, ce problème est encore plus réel dans la mesure où les producteurs sont issus du privé. Pour ce qui est du cas de la Russie, sa dépendance aux revenus pétroliers est plus forte que tout autre petit membre de l'OPEP. Dans le cas des États-Unis, aucune demande n'est formulée pour réduire la production du pétrole de schiste au profit des

producteurs de pétrole étrangers. Les producteurs concernés par leur revenu pétrolier peuvent avoir alors une incitation à réduire ou à accroître leur production en réponse à des prix bas associés à une demande basse. Dans le cas de la chute de 2014, une analyse de la demande agrégée, montre que les majorités des pays y compris l'Arabie Saoudite n'ont pas succombé à cette tentation bien qu'il n'aient pas non plus réduit leur production de façon notable (voir tableau ci-dessous) (Baumesteir, 2015).

Tableau 1 : Contributeurs à la production pétrolière au deuxième semestre 2014 (Baumesteir et Kilian (2015))

	Variation de la production	Juin 2014 - Variation en %	Décembre 2014 Part en % dans le monde
Arabie Saoudite	-0.026	-0.23	12.18
Etats-Unis	+0.460	+3.87	13.12
Ancien URSS sans Estonie	+0.263	+ 1.91	14.90
Iraq	+0.425	+12.64	4.02
Libye	+0.230	+85.19	0.53
Syrie	+0.006	+21.43	0.04
Iraq+Libye+Syrie	+0.661	+18.06	4.59
OPEP	+ 0.429	+ 1.17	39.25
Non-OPEP	+ 0.389	+0.68	60.75
Total Mondial	+ 0.818	+0.88	N.A

L'émergence de nouveaux acteurs sur le marché du pétrole (pétrole de schiste aux États-Unis) et le manque de coordination au sein d'acteurs n'appartenant au même cartel renforce l'instabilité des prix. Face à cette situation, les pays riches en ressources naturelles, en pétrole en l'occurrence, sont aux prises avec de nombreux défis liés à leur stabilité financière qu'ils essaient de surmonter par bien des manières.

3-2-5 Les pays exportateurs de pétrole face à la gestion de la rente pétrolière.

La gestion de la rente pétrolière par les pays riches en ressources a soulevé de nombreuses interrogations dans le domaine scientifique. Le mal hollandais est probablement l'élément le plus cité concernant la conséquence d'une forte dotation en ressources naturelles. Selon Auty (1993), les pays fortement dotés en ressources naturelles sont moins enclins à développer leur pays de façon générale par rapport aux pays moins dotés en ressource naturelle. Toutefois le cas de certains pays riches en ressources naturelles comme la Norvège ou encore le Botswana suggère que l'abondance en ressources naturelles n'est pas une malédiction mais une question de bonne gestion des revenus issus de ces matières premières par les gouvernements en place. Le mal hollandais, la volatilité des prix du pétrole, et le manque de diversification sont les principaux défis auxquels sont confrontés les pays exportateurs de pétrole (Corden et Neary, 1982 ; Sachs et Warner, 2001 ; Déés et Al, 2008 ; Gelb, 2011). Dans la section qui suit nous exposons les aspects économiques du mal hollandais.

3-2-5-1 - Le mal hollandais (Dutch Disease)

L'extraction du gaz naturel dans les Pays-Bas dans les années 1960 a résulté en un boom dans le secteur des ressources naturelles et avec ce boom a émergé la notion du « mal hollandais ». Une hausse des ressources en pétrodollars dans un pays nouvellement producteur contribue à une appréciation de la monnaie nationale. Cela augmente les coûts de la production du secteur manufacturier domestique et permet une expansion des importations. La désindustrialisation serait la conséquence du mal hollandais (Corden et Neary, 1982). Ils développent un modèle économique à trois secteurs (secteur des ressources naturelles, secteur manufacturier échangeable, secteur manufacturier domestique) pour expliquer le concept. Ils avancent que le mal hollandais apparaît dans un État lorsque le secteur manufacturier est éjecté par les deux autres secteurs. Cela se produirait par deux effets, un effet dépensier ou un effet de mouvement des ressources. D'un côté, une hausse des revenus issus des ressources naturelles entraînerait une augmentation de la demande pour les biens non-échangés, contribuant à une hausse des prix de ces biens. Cela provoquerait un accroissement dans le taux de change réel, qui pourrait contribuer à une détérioration de la compétitivité dans le secteur manufacturier destiné à l'exportation, il s'agit de l'effet de dépense. Le deuxième effet, appelé effet de mouvement des ressources, intervient lorsque la force de travail migre du secteur manufacturier échangeable vers le secteur manufacturier non échangeable. Ces deux effets combinés contribuent à une désindustrialisation dans le secteur manufacturier. À cela s'ajouterait le fait que le mal

hollandais serait associé à une allocation inappropriée des ressources entre les secteurs des biens échangeables et les secteurs des biens non-échangeables.

Selon Sachs et Stiglitz (2007), dans le cas où les produits du boom pétrolier sont investis dans le secteur des biens non-échangés, il peut y avoir une évidence de mal hollandais. En d'autres termes, les revenus issus des ressources naturelles tendent à être consommés par des projets publics non échangeables comme les routes, la construction et l'énergie. Le secteur manufacturier serait alors évincé, le taux de change s'apprécierait suite à une augmentation de la demande agrégée, le prix des importations chuterait induisant une baisse des prix des importations ce qui rendrait le secteur manufacturier moins attractif et compétitif par rapport au marché des importations.

En somme une dépendance forte aux ressources naturelles constituerait de sérieuses sources de sous-développement par l'éviction du secteur manufacturier et des secteurs agricoles dans les pays exportateurs de matières premières. Dans une étude plus récente, Saad-Filho et Weeks (2013) postulent que les effets du mal hollandais pourraient être liés à un échec des politiques économiques dans les pays riches en ressources naturelles ce qui contribuerait à une baisse de la productivité dans le secteur des biens échangés. En résumé, soutenir le développement du secteur manufacturier pourrait être un élément important dans le processus de diversification des pays exportateurs de pétrole.

Auty (2001) relève qu'il y'aurait de l'hétérogénéité au niveau des pays riches en ressources. Tandis que d'autres ont réussi à favoriser l'émergence d'économie plus diversifiée (Malaysia, Botswana et Chili) d'autres en ont simplement souffert. L'enjeu des pays nouvellement exportateurs serait alors de définir des politiques qui puissent leur permettre de se départir du fort risque de mal hollandais. Tabata (2012), Dobrynska et Turkisch (2010) ont montré que la Russie a réussi à accroître la productivité de son secteur manufacturier entre 1999 et 2007 malgré quelques symptômes de mal hollandais observé. Ils notent que ces symptômes pourraient être liés à des effets plus divers que ceux couverts par les prédictions de la théorie du mal hollandais, par conséquent la Russie pourrait être considérée comme un cas spécifique.

Ils associent la croissance économique de la Russie à l'adoption d'une politique monétaire plus flexible avec une politique de partage de rente pétrolière plus active. Ickes et Gaddy (2005) avancent également que l'excès de coût serait une autre explication d'une politique active de partage de la rente pétrolière qui aurait contribué à renforcer la productivité du secteur manufacturier. Un exemple de politique monétaire est la stabilisation du taux de

change de la monnaie russe qui a contribué à maintenir la compétitivité d'un certain nombre de produits au niveau domestique et au niveau international. En résumé, l'hypothèse du mal hollandais entraînerait une faible croissance chez les pays riches en ressources naturelles par une appréciation du taux de change engendré par un reflux extrême des revenus pétroliers. D'autres facteurs en rapport avec les institutions en place ont été évoqués par Bunte (2011) qui a contribué à relever l'hétérogénéité des cas militant pour une étude plus distinguée des pays exportateurs.

3-2-5-2 La mauvaise gestion du caractère fluctuant des revenus pétroliers.

La forte instabilité des prix peut être transmise au niveau des dépenses publiques à cause de l'instabilité des revenus du pétrole disponibles chez les pays exportateurs de pétrole. Cette dépense fiscale volatile peut avoir des effets négatifs sur les projets publics et peut entraîner une performance économique faible pour les pays exportateurs de pétrole (Lorde et Al, 2009 ; Ramey et Ramey, 1995). Par conséquent le manque d'une politique fiscale appropriée associée à un usage optimal des ressources du pétrole peut avoir des effets indésirables sur la croissance économique ou encore la volatilité macroéconomique, de faibles qualités des dépenses publiques et des déficits budgétaires (Medas et Zakharova, 2009 ; Sturm et Al, 2009 ; Bacon et Kojima, 2008). La volatilité macroéconomique peut alors être une menace pour la croissance économique et donc à moyen terme affecter les perspectives de solvabilité des pays concernés. Selon Al-Ezzee (2001) et Barrell et Kirby (2008), l'expansion de la dépense publique, particulièrement en infrastructure lors de cycles de hausse des prix plutôt qu'en investissement, pourrait rendre le secteur manufacturier plus vulnérable au flottement du taux de change. De surcroît la faible compétitivité du secteur manufacturier (Van der Ploeg et Poelhekke, 2009) et un manque d'investissement jouerait un rôle prépondérant dans la faible performance économique des pays exportateurs de pétrole (Al-Marhubi, 1998). En effet un déclin dans l'investissement privé dû à des fluctuations des prix du pétrole peut avoir des effets négatifs sur la croissance économique (Cognigni et Mannera, 2013). Sturm et Al (2009) avancent qu'une hausse du prix du pétrole induit des dépenses sociales excessives et des investissements structurels à faible rendement. Medas et Zakharova (2009) soulignent aussi le fait que certains pays exportateurs de pétrole comme le Nigéria ou encore l'Algérie ont alloué des revenus du pétrole à d'ambitieux projets sans rendement économique à des fins purement politiques. Ainsi un accroissement injustifié des dépenses publiques peut entraîner une hausse incongrue du

budget de l'État. El Anshay et Bradley (2012) expliquent que les budgets peuvent être en déficit après une baisse dans les revenus issus du pétrole (comme à la mi-2014) et donc contribuer à un arrêt des projets associés au développement des infrastructures ou encore à la diversification économique ou engendrer une sortie récurrente sur les marchés financiers. Van Wijnbergen et Budina (2011) avancent dans le même sens que la volatilité des revenus pétroliers peut entraîner les pays exportateurs dans une spirale d'endettement. Cela, semble-t-il, pourrait survenir lorsque les pays exportateurs ne sont pas dotés de politique fiscale pour éviter des déficits budgétaires lorsque les prix chutent.

3-2-5-3 Les outils de gestion de la volatilité des matières premières.

Pour pouvoir faire face à tous ces défis, les pays riches en ressources naturelles sont dans l'obligation d'implémenter des mesures qui leur permettent de faire face aux fortes variations des prix du pétrole. La gestion des revenus pétroliers par la mise en place de ressources budgétaires sur la base d'une estimation conservatrice des prix du pétrole est une pratique commune chez les pays exportateurs de pétrole (Ossowski et Al, 2008 ; Sturm et Al, 2009). En plus, les États exportateurs de pétrole peuvent essayer de lisser leur dépense publique et mitiger le risque de déficit budgétaire en adoptant des hypothèses de variations des prix du pétrole dans leur budget. Sturm et Al (2009) avancent que l'usage d'un budget conservateur basé sur le prix du pétrole peut poser des problèmes majeurs de transparence fiscale chez les pays exportateurs de pétrole car cela permet aux gouvernants d'avoir une plus grande fenêtre de gouvernance sur les surplus de revenu. Par exemple en Arabie Saoudite, les dépenses ont augmenté de 15 à 20% dans les années récentes malgré le fait que le budget eut été estimé sur une base conservatrice. Cela serait attribuable à une politique active de redistribution, notamment des politiques de subvention, ainsi qu'à la taille de la fonction publique pour contrer les possibilités de soulèvements sociaux. De façon similaire Ossowski et Al (2008) notent que de telle politique fiscale peuvent avoir des effets contraires sur l'effectivité et la transparence dans l'usage des revenus pétroliers. Dudley (2011) explique qu'un budget basé sur des prévisions haussières des prix du pétrole peut contribuer à rendre la politique fiscale plus vulnérable quand les prix du pétrole sont plus bas que l'estimation des prix du pétrole. Par exemple les pays exportateurs de pétrole depuis la mi-2014 expérimentent une baisse sévère dans les prix du pétrole. Dans de telles circonstances, selon Blanchard et Arezki (2015), seuls des pays comme la Norvège, dotés de solides institutions fiscales, sont en mesure de faire face à une chute significative de la rente pétrolière. D'autres dispositifs en mesure de permettre aux pays exportateurs de faire face à la

forte volatilité des matières premières seraient les fonds de stabilisation qui sont sensés épargner une partie de la rente pétrolière quand le cycle des matières premières est haussier pour pouvoir faire face aux creux des cycles des matières premières ou encore à la forte volatilité de leur prix. Le fait de réserver une partie des revenus pétroliers peut contribuer à restreindre les dépenses publiques et par conséquent éviter une inflation galopante et des taux de change excessivement élevés lorsque le prix du pétrole augmente (Ossowski et Al, 2008 ; Davis et Al, 2003 ; Sturm et Al., 2009). Aussi, un fond de stabilisation peut servir à ajuster les déficits budgétaires quand les prix du pétrole chutent. Les auteurs avancent tout de même qu'un certain nombre de facteurs contribue à rendre la gestion de tels fonds ardue car les pays exportateurs de pétrole ne sont pas tous dotés d'institutions fortes. Des règles de politiques fiscales selon eux aideraient à améliorer la gouvernance de ces fonds. Les expériences sont alors hétérogènes dans la mesure où les politiques fiscales mises en place par les gouvernements sont diverses.

3-2-5-4 Expériences hétérogènes en termes de politiques fiscales.

Diverses sont les expériences des pays riches en ressources naturelles pour se prémunir contre la forte variabilité des prix des matières premières. Ce qui a pu contribuer à la réussite de certains États et à l'échec d'autres pays exportateurs est sujet à débat. Le succès de la Norvège dans sa gestion des ressources naturelles provient de plusieurs facteurs. L'imposition de règles fiscales pour les fonds pétroliers pourrait être l'une des raisons les plus évidentes du succès des pays exportateurs de matières premières (Sturm et Al, 2009). En plus de cela il faudrait ajouter le rôle des politiques monétaires avec des ciblage d'inflation et de taux de change et d'autres facteurs en liaison avec la gouvernance qui permettent une meilleure performance du fond norvégien. Selon Benedictow et Al (2013), la Russie offre un autre exemple d'une implémentation de politiques fiscales institutionnelles réussies face à l'effet négatif de la volatilité des prix du pétrole sur l'instabilité macroéconomique des pays exportateurs. Toutefois Sturm et Al (2009) soulignent que les dépenses publiques ont augmenté en Russie sur la période 2007-2008 et l'expansion de la dépense publique a été un élément contributif des résultats des élections de 2007. Cela a contribué en l'usage des fonds d'épargne pour ajuster le déficit budgétaire lors de la crise de 2008 mais également pour faire face à la chute des prix de 2014 (Fouche et Milhench, 2015). Davis et Al (2003) insistent sur le fait que les fonds pétroliers peuvent agir positivement s'ils sont complètement intégrés dans le processus budgétaire des gouvernements. Cela contribuerait selon Usui (2007) à renforcer la transparence et la traçabilité dans la gestion des revenus pétroliers parce que tous les transferts

dans ou en dehors du fond iraient vers le budget du gouvernement central et seraient reportés par le gouvernement. Toujours selon Usui, l'Azerbaïdjan aurait échoué à bien gérer son fond souverain. Cela pourrait être attribuable à la conception de la règle fiscale associée au fond souverain. Le fond azerbaïdjanais est séparé du budget public donc l'épargne peut être investie dans des projets publics en dehors de toute planification budgétaire. Cela contribuerait à un accroissement des dépenses publiques et à de plus grandes opportunités d'intervention politique. Inversement, des pays comme la Malaisie ont pu gérer leur ressource de façon efficace à travers des politiques d'investissement et de diversification de leur structure économique (Coutinho, 2011). En plus des règles fiscales efficaces qui promeuvent l'équilibre budgétaire, l'investissement dans des secteurs non-échangeables jouerait un rôle effectif dans la gestion des ressources naturelles de ces deux pays. En somme les politiques fiscales basées sur les revenus contribueraient à réduire les déséquilibres des revenus auxquels sont confrontés les pays exportateurs de pétrole dû à la forte volatilité des prix des matières premières.

3-2-5-5 Les fonds souverains comme outils de lissage de la volatilité des prix du pétrole.

Plusieurs pays riches en ressources naturelles ont établi des fonds souverains en réponse à la grande variabilité des prix du pétrole sur le marché international. Dans certains pays exportateurs le fond souverain est une composante de la politique fiscale. Il est censé permettre une meilleure résorption de la volatilité du prix des matières premières. Quand ils établissent les fonds d'épargne des ressources pétrolières, les États poursuivent plusieurs objectifs qui emmènent des particularités dans la construction de ces fonds. Ainsi selon les cas, on distingue des fonds de stabilisation, des fonds d'épargne, ou encore des fonds de financement. Parmi les méthodes mises en place pour la gestion des revenus issus des pays exportateurs de matières premières, on distingue essentiellement trois types de fonds. Les pays exportateurs de matières premières se dotent soit de fonds d'épargne, ou encore de fonds de stabilisation ou encore de fonds de financement sur les marchés financiers. Les objectifs associés aux fonds diffèrent largement d'un pays à un autre. Dans certains cas, ces fonds sont mis en place pour assurer une stabilité fiscale et une meilleure stabilité macroéconomique et financière aux pays exportateurs de matières premières. En effet selon Ftiti et Kablan (2017), les cycles des matières premières auraient des effets sur la stabilité financière des pays exportateurs. L'autre objectif assigné à ces fonds issus des mannes de pétrole est d'épargner les richesses issues des ressources

épuisables. Dans ce cas ces fonds ont pour objectif de recycler les ressources issues de la vente du pétrole pour permettre aux générations futures d'avoir accès à la manne pétrolière. L'autre objectif de ces fonds serait de permettre le financement du budget. Ils sont alors dans ce cas alignés à la politique fiscale du pays exportateur. Dans le dernier cas, les fonds sont configurés dans un objectif de financement du développement national et de gestion de portefeuille.

3-2-5-5-1 Les fonds de stabilisation.

Comme les règles fiscales qui complètent le dispositif de politique économique des pays riches en ressources naturelles dans leur lutte contre la variabilité des prix du pétrole, les fonds souverains obéissent aussi à des règles en termes d'accumulation et de retrait qui font que chaque fond est spécifique. Ainsi les fonds de stabilisation sont censés permettre de réduire l'impact à court-terme de la volatilité des revenus issus des ressources naturelles sur le budget et de favoriser une meilleure discipline fiscale. Les règles de dépôt et de retrait dépendent de la réalisation d'un revenu (prix du pétrole ou un revenu spécifique) relatif à un point d'enclenchement spécifique. Dans certains cas l'excès de revenus calculé à partir d'un seuil est placé dans le fond de stabilisation, dans d'autres cas, c'est simplement une fraction du revenus qui est placé dans le fond souverain et les mêmes règles s'appliqueraient quand il s'agirait de faire des retraits dans le fond souverain. Dans d'autres fonds souverains, des limites sont appliquées au montant total d'actifs qui peuvent être accumulés par le fond. Ces fonds sont censés ainsi permettre aux états de déconnecter leur dépense de budget à la trop grande variabilité des prix du pétrole et donc d'épargner des revenus qui seront utilisés quand le cycle du pétrole s'inversera. Quand les prix du pétrole sont hauts, la règle veut qu'on mette ses excès de ressources dans le fond de sorte à les rendre indisponibles pour inciter à une discipline dans le budget et contenir les dépenses courantes. Le fond est sensé se comporter comme un coussin de liquidité (à travers des transferts de fond au budget) pour sursoir des ajustements fiscaux imprédictibles. Le rôle du fond étant d'agir comme un fond de stabilisation et un coussin financier, ses actifs ne peuvent alors être maintenus au niveau domestique. En effet maintenir les ressources du fond dans des actifs domestiques en période de hausse du cycle des prix du pétrole contribuerait à exacerber la volatilité macroéconomique. Les fonds de stabilisation ne réduiraient alors pas la volatilité du revenu et l'incertitude à laquelle font face le secteur public. La réduction de la volatilité et de l'incertitude du revenu budgétaire est alors assurée de

façon efficace qu'en transférant la volatilité et l'incertitude au fond détenant des actifs étrangers. Deux mécanismes principaux président à l'accumulation et aux retraits des actifs du fond. La première est contingente aux prix des ressources ou encore à un seuil de revenus pré-spécifié à l'avance (des exemples de pays ayant adopté cette règle, sont le Venezuela ou encore la fédération russe). La deuxième règle se base sur une différence des revenus entre le prix contenu dans le budget courant et le prix courant des ressources, c'est l'exemple du Canada depuis 2004. Certaines règles d'accumulation pour les fonds de stabilisation peuvent les conduire à être considéré comme des fonds d'épargne. Si la règle d'accumulation est établie de façon conservatrice de sorte que l'alimentation du fond se fasse de façon systématique, le fond est alors qualifié de fond d'épargne.

3-2-5-5-2 Les fonds d'épargne et d'investissement.

La deuxième catégorie de fonds recouvre les fonds d'épargne et les fonds d'investissement qui répondent à une logique assez différente du premier type de fond. Les fonds souverains d'épargne sont sensés mettre en réserve de l'épargne pour les générations futures. Ces fonds ont des règles très strictes en termes de prélèvements sur le revenu issu des variations des prix du pétrole. Les règles demandent à ce qu'une part importante de ressources soient mises dans le fond. Les règles pour les retraits peuvent diverger sensiblement d'un État à un autre lorsqu'elles ne sont pas clairement définies. Les fonds d'investissement au contraire sont tout à l'opposé car ils disposent de mécanismes opérationnels alignés sur les soldes budgétaires, leur objectif opérationnel étant d'assurer l'équilibre budgétaire. Ils accumulent ainsi les surplus budgétaires et financent les déficits. Opérationnellement ils reçoivent toutes les sources de revenus et financent le déficit non lié aux ressources des matières premières par divers types de transferts. Contrairement aux types de fonds cités ci-dessus, ces fonds n'essaient nullement d'inculquer une discipline budgétaire à travers un retrait des ressources du budget. Le flux de sortie et d'entrée dans le fond est lié aux ressources des matières premières, aux conditions macroéconomiques et aux décisions de politiques économiques contenues dans le guide budgétaire des États. La présence de ces fonds chez les pays exportateurs et leur adossement aux politiques fiscales permettent une réaction et des ajustements différenciés aux chocs des prix de pétrole.

3-3 Un ajustement non linéaire et variable face aux chocs des prix des matières premières.

L'ajustement ou la réaction aux chocs des prix des matières premières a suscité plusieurs recherches et discussions dans la littérature sur les matières premières aussi bien pour les pays riches en ressources naturelles que les pays pauvres en ressource. On distingue principalement deux familles d'études dans la littérature sur les effets supposés des matières premières. Une frange de la littérature s'intéresse aux effets supposés des matières premières sur la performance économique et une autre aux effets supposés des matières premières sur les actifs boursiers. Ces effets sont modulés par des mécanismes précis de diffusion des chocs au niveau de l'économie qui font que leurs effets pour les économies considérées présentent nécessairement des éléments d'asymétrie et de non-linéarité. Dans un premier temps nous exposons les canaux de diffusion des chocs des matières premières ensuite les facteurs qui contribuent à favoriser l'émergence d'asymétrie dans la diffusion des chocs.

3-3-1 Mécanisme de diffusion des chocs des prix des matières premières aux grandeurs macroéconomiques.

Plusieurs facteurs contribuent à un effet différencié des impacts des prix des matières premières chez les pays exportateurs. Ils adoptent des politiques économiques ou encore des dispositifs de gestion des ressources qui contribuent à marquer une différence dans la perception d'une hausse ou d'une baisse des prix des matières premières. Les volontés de diversification, de se départage de la hausse des prix des matières premières et de leur baisse ainsi que les politiques économiques, qu'elles soient monétaires ou fiscales y compris par moment, et les fonds souverains mis en place font que les effets ne sont pas forcément les mêmes. Malgré la profusion des recherches sur la question de la transmission des effets des chocs des matières premières, aucun consensus n'émerge sur les principaux canaux de diffusion des chocs sur les prix ou la production du pétrole. De surcroît la façon dont les prix du pétrole affectent l'économie et son amplitude n'est pas forcément identique aujourd'hui par rapport aux décennies précédentes, en l'occurrence la période des années 1970, le contexte actuel et celui des années 1970 étant différents à plusieurs égards (érosion du pouvoir de l'OPEP). Le contexte des années 1970 est marqué par une dépendance plus forte au pétrole que les années présentes et un contexte macroéconomique pauvre. Un pic au niveau des prix du pétrole est alors assimilé

à un choc inflationniste exogène (Pierce et Enzler, 1974) ou comme un transfert de richesse des pays importateurs vers les pays exportateurs à travers un changement dans les termes de l'échange (Hickman, Huntington et Sweeney, 1987). Plus l'importation du pétrole est marquée, plus l'impact macroéconomique sera prononcé d'un choc sur ce dernier. Autrement le choc sur les prix du pétrole engendre un ralentissement de la demande domestique avec un accroissement de la pression inflationniste.

Un accroissement du prix de pétrole affecte également l'offre de production (Rasche et Tantom, 1977) dans la mesure où le pétrole serait un input basique dans le processus de production. Comme conséquence une hausse du coût de l'énergie peut être interprétée comme une réduction de la disponibilité des intrants basiques de production, entraînant une hausse des coûts de production. Toutefois il s'avère que les chocs sur les prix du pétrole ne sont pas nécessairement que du côté de l'offre et qu'ils peuvent résulter également de chocs sur la demande (Kilian, 2009). Autrement un choc sur le pétrole peut avoir un effet double aussi bien du côté de la demande que du côté de l'offre. Un choc sur le pétrole étant assimilable à un choc inflationniste, un accroissement des prix du pétrole entraîne une hausse de l'indice des prix à la consommation dépendant de la part des produits pétroliers dans le panier de consommation. Il s'ensuit alors des effets secondaires résultant de la chute du pouvoir d'achat. En effet les ménages peuvent exiger une augmentation de leur pouvoir d'achat conduisant à une inflation des salaires ce qui finalement contribuerait à une hausse des prix de vente et donc entraîner une hausse des anticipations d'inflation. Lescaroux et Mignon (2008) font remarquer que l'effet des chocs sur le pétrole est aujourd'hui moins prononcé qu'ils ne pouvaient l'être dans la période des années 1970 car la politique monétaire axée sur un ciblage de l'inflation menée par les banques centrales est aujourd'hui beaucoup plus crédible que par le passé. De surcroît les banques centrales sont aujourd'hui plus indépendantes et les salaires sont davantage indexés sur les prix. Enfin la concurrence internationale fait que les firmes ne peuvent plus réellement répercuter la hausse du prix du pétrole sur les prix de vente. Une hausse du prix du pétrole pouvant également avoir des effets négatifs sur la consommation, l'investissement et le chômage. La consommation étant affectée par sa relation positive avec le revenu courant et l'investissement affecté par les coûts des firmes. En considérant les ménages, un accroissement du prix du pétrole induit une augmentation des prix du fuel domestique ce qui à son tour entraîne une baisse de leurs dépenses courantes. Cet effet peut être néanmoins tempéré si les consommateurs estiment que la hausse du revenu est temporaire ou encore transitoire. En effet si l'effet est supposé transitoire les agents vont épargner moins ou emprunter davantage ce qui

entraîne une hausse des taux d'intérêt. Concernant le chômage si la hausse du prix du pétrole s'installe sur une longue période, cela peut entraîner un changement dans la structure de production et donc un impact durable sur le chômage. En effet une hausse du prix du pétrole induit une baisse du rendement des secteurs qui sont intensifs en pétrole et peut donc inciter les firmes à adopter et construire de nouvelles méthodes de production qui sont moins sensibles à l'usage de l'énergie fossile. Ce cas de figure entraînerait alors une réallocation des facteurs de capital et du travail qui pourrait affecter le chômage (Loungani, 1986). Toutefois pour Keane et Prasad (1996), l'effet de la croissance du pétrole s'estompe dans le long terme. D'un point de vue empirique, les résultats de Hamilton (1983) identifient une relation causale de type Granger entre les prix du pétrole et les variations des grandeurs macroéconomiques comme la production et le chômage aux États-Unis. Burbidge et Harisson (1984) parviennent à la même conclusion en appliquant une analyse identique basée sur l'analyse de Granger. Mork (1989), à travers un traitement par la méthode du signal du prix du pétrole, parvient aux mêmes conclusions que les résultats de Hamilton. Avec des données s'étalant de 1988 aux années 2000, il montre que seules les augmentations des prix du pétrole causent les variations de la production tandis que de petites variations du pétrole n'affectent pas l'activité économique. Mignon et Lescaroux (2008) avancent que cette asymétrie serait due à la politique monétaire en place, les coûts d'ajustement, les effets adverses de l'incertitude sur l'environnement de l'investissement. Toutefois, Hooker (1996) montre qu'à partir des années 1990, l'augmentation de pétrole ne cause plus au sens de Granger la production ou encore le chômage. Selon certains auteurs, le pétrole n'a jamais été une source réelle de fluctuation de l'activité économique et son impact a été surestimé (Tobin, 1980 ; Darby, 1982, 1984 ; Bohi, 1991). Comme résultat la relation entre les variations des prix du pétrole est plus complexe qu'on pourrait le penser. Ainsi certaines recherches essaient de mettre en évidence les facteurs qui contribuent à favoriser la non-linéarité et l'asymétrie des effets du coût du pétrole tels que les couts d'ajustement résultant de déséquilibres sectoriels ou encore le report sur des décisions d'investissements irréversibles quand les variations des prix du pétrole engendrent de très grandes incertitudes. Des spécifications diverses ont été proposés pour pouvoir capter cette asymétrie ainsi Lee, Ni et Ratti (1995) et Hamilton (1996) ont proposé des spécifications destinées à intégrer le facteur de surprise associé à un changement du prix du pétrole tandis que Federer (1996) utilise la variabilité des produits pétroliers. Néanmoins, Hooker (1999) montre que ces méthodes ne permettent tout de même pas d'avoir une relation causale au sens de Granger entre les prix du pétrole et la variation de la production, du moins sur la période 1980-1998. Parmi les facteurs qui modulent cette relation il semblerait que les cycles dans lequel se trouve l'économie

joueraient un rôle de tout premier plan. Ainsi selon l'Agence Internationale de l'Énergie (2006) dans un contexte d'accélération économique et d'expansion de l'investissement et de la production, les entreprises absorbent mieux les coûts élevés d'inputs, spécialement quand leurs profits s'améliorent. Donc les effets supposés des variations des prix du pétrole sont nécessairement changeant et exhibent nécessairement une non-linéarité. Dans la section qui suit nous présentons les facteurs d'ajustement aux chocs des prix du pétrole.

3-3-2 - Facteurs d'ajustements non linéaires aux chocs des prix des matières premières.

Kilian et Mork sont probablement les plus prolifiques sur la question. Il est recensé essentiellement trois principaux éléments qui contribueraient à influencer cette asymétrie. Une politique monétaire contre-inflationniste, les mécanismes sectoriels de transmission des chocs et l'incertitude au niveau de l'investissement. Les discussions qui sont menées sur la transmission des chocs des prix du pétrole sont basées sous l'angle des pays importateurs de pétrole. En principe une augmentation du prix quand elle est non anticipée entraîne une augmentation similaire du revenu agrégé. L'argumentaire selon lequel les variations des prix auraient des effets asymétriques se base sur d'autres considérations reposant sur les effets indirects des changements non anticipés du prix réel du pétrole. Ainsi un choc sur les prix du pétrole représente un choc du prix relatif qui s'apparente à une perturbation allocative qui favoriserait des changements dans tous les secteurs de l'économie (Hamilton, 1988). Selon Kilian et Vigfusson (2011) une réduction des dépenses dans le secteur des biens durables intensifs en ressources fossiles entraînerait une réallocation des facteurs travail et capital vers d'autres secteurs moins intensifs en énergie. Comme la valeur en dollar de tels achats peut être grande relativement à la valeur du prix de l'énergie qu'ils utilisent, même de petite variation relative de la valeur du prix du pétrole peut engendrer potentiellement de grandes variations des effets sur la demande. Une réallocation similaire peut avoir lieu à l'intérieur d'un secteur lorsque les consommateurs s'orientent vers des biens plus efficaces énergétiquement. Si le capital et le travail sont spécifiques au secteur et qu'ils ne peuvent pas être facilement être affectés à d'autres usages, alors ces allocations intersectorielles et intra sectorielles feront que le travail et le capital ne seront pas employés ce qui contribuerait à une chute de la production et de l'emploi bien plus prononcée que le changement dans le pouvoir d'achat engendré par une hausse non anticipée du prix du pétrole. Le même effet se produirait si des travailleurs non employés attendent pour une amélioration des conditions sur le marché. L'effet de réallocation

se produit à chaque fois que le prix du pétrole change de façon inattendue indépendamment de la direction de la variation du prix du pétrole. Dans le cas d'une augmentation du prix réel du pétrole inattendu, l'effet de réallocation renforcera les effets récessionnistes de la perte du pouvoir d'achat permettant au modèle d'engendrer une plus grande récession que dans des modèles linéaires standards. Dans le cas d'une baisse inattendue du prix réel du pétrole, l'effet de réallocation compensera partiellement l'augmentation des dépenses entraînée par les gains de pouvoir d'achat, entraînant une baisse de l'expansion que sous-tend un modèle linéaire. Autrement en présence d'effet de réallocation, les réponses de la production réelle à la variation non-anticipée du pétrole sont nécessairement asymétriques. L'importance de ce canal dépend de l'étendue par laquelle les dépenses répondent au choc des prix du pétrole. Une autre explication des fonctions de réponse asymétrique face aux prix du pétrole est attribuable aux effets de l'incertitude du prix futur du pétrole sur l'investissement. D'après Kilian et Vigfusson (2011) le flux de trésorerie d'un projet d'investissement irréversible dépendrait du prix du pétrole. En basant leur raisonnement sur la théorie des options réelles, ils avancent qu'une incertitude accrue sur le prix du pétrole pousserait les entreprises à retarder les investissements entraînant une baisse des dépenses d'investissement dans la mesure où les variations inattendues du pétrole sont associées à une incertitude accrue sur le prix futur du pétrole (Bernanke, 1983 ; Pyndick, 1991). L'incertitude étant mesurée par la volatilité espérée du prix réel du pétrole sur l'horizon d'investissement, le même raisonnement s'appliquerait aux achats de biens de consommation durable intensifs en énergie. Chaque changement non anticipé dans le prix réel du pétrole pourrait être associé à une plus grande volatilité espérée que le prix du pétrole parte à la hausse ou à la baisse. Cet effet d'incertitude servirait à amplifier les effets des augmentations non anticipées des prix et de sursoir les effets non anticipés de la baisse des prix du pétrole de la même manière que l'effet de réallocation résultant à une réaction asymétrique de la production. L'importance quantitative de ce canal de transmission dépendrait de l'importance du prix réel du pétrole pour l'investissement et la décision d'achat de biens durables et de la part de ces dépenses dans la dépense agrégée. La dernière explication dans l'asymétrie est le rôle actif de la politique monétaire dans l'ajustement de l'économie face aux fluctuations du cycle des affaires. En menant une discussion sur le cas américain, Bernanke, Gertler et Watson (1997) avancent que la politique monétaire serait à l'origine de l'étendue de la récession qu'engendrerait un choc pétrolier sur l'économie. Le principe qui sous-tend cette affirmation serait lié au fait que la réserve fédérale américaine réponde aux pressions inflationnistes naissantes associées à des augmentations inattendues des prix réels du pétrole en augmentant les taux d'intérêt amplifiant ainsi la contraction économique. L'asymétrie

apparaîtrait selon Kilian et Vigfusson (2011) parce que la réponse de la politique monétaire ne serait pas assez prononcée face à une chute non anticipée des prix du pétrole. Il n'y a pas de modèle théorique qui sous-tend cette explication de l'asymétrie et les études passées ont généralement inclus cette hypothèse dans le modèle plutôt que de la tester. Toutefois des études comme celle de Balke, Brown et Yucef (2002) ont montré que la politique monétaire à elle seule ne pouvait expliquer l'asymétrie de la réaction de la production aux chocs des prix du pétrole. Plus généralement la théorie qui veut que les décideurs politiques répondent aux chocs des prix du pétrole dans les années récentes s'est révélée être à l'opposé de la théorie économique et les travaux empiriques qui sous-tendaient ces affirmations se sont révélés assez fragiles et souffrant de problèmes d'identification (Hamilton, Herrera, Carlstrom et Fuesrt 2006 ; Herrera et Pesavento, 2009, Nakov et Pescatori, 2010 ; Kilian et Lewis, 2010). Finalement des trois causes d'asymétrie recensées seulement l'effet de réallocation et l'effet d'incertitude ont de réels fondements selon Kilian et Vigfusson (2011). Les deux raisonnements impliquent qu'un accroissement non anticipé du prix réel du pétrole entraîne une réponse négative de la production qui est supérieure en terme absolu à une baisse non anticipée du prix réel du pétrole dans la même proportion.

Conclusion.

Dans ce chapitre nous avons apporté trois niveaux d'argumentation qui nous ont permis de mettre en lumière la notion et l'importance du défaut pour les Etats et de situer la place des ressources naturelles (le pétrole) dans le risque de défaut perçu par les marchés financiers. Après avoir passé en revue les causes et conséquences de cet événement pour les pays riches en ressources naturelles nous avons discuté les mécanismes d'ajustement face aux chocs des prix du pétrole.

Ensuite nous avons présenté les mécanismes de formation des prix sur le marché du pétrole et situé la chute des prix de 2014 dans le temps et dressé les scénarios qui ont conduit à sa survenue. Cela nous a permis de recenser les facteurs (fonds souverains, politiques fiscales, politiques monétaires) qui seraient à même de moduler l'effet des chocs des prix du pétrole sur les grandeurs macroéconomiques.

Dans la suite de notre thèse nous nous attèlons à approfondir la compréhension de la relation entre le marché du pétrole et les risques souverains des pays dont la ressource pétrolière est la principale source de revenue à la lumière des facteurs mentionnés ci-dessus.

CHAPITRE 2 : IMPACT DU MARCHE PETROLIER SUR LA VOLATILITE DES CDS SOUVERAINS.

CHAPITRE 2 : IMPACT DU MARCHE PETROLIER SUR LA VOLATILITE DES CDS SOUVERAINS.

INTRODUCTION

Depuis les travaux de Kilian (2009), il est établi que les chocs pétroliers ont un effet différencié sur les agrégats macro-économiques. La recommandation issue de la littérature a été de favoriser la diversification des pays exportateurs par des investissements dans d'autres secteurs qui n'ont pas de lien direct avec le marché pétrolier. Dans un contexte de prix du pétrole assez bas cette recommandation se heurte de plus en plus à la question de l'accessibilité des pays exportateurs aux ressources des marchés financiers. Face à ce constat il importe de dresser une analyse du lien existant entre le marché du pétrole et le risque de solvabilité des pays exportateurs de pétrole. Les chocs du marché du pétrole ont-ils un effet sur la volatilité des primes des CDS des pays exportateurs de pétrole ? Si ces effets existent, ont-ils la même ampleur ? Les États pétroliers sont-ils identiques face à ces chocs ? Ces chocs affectent-ils leur risque de solvabilité ? Ou enfin le risque de solvabilité des pays exportateurs affectent-ils les chocs pétroliers ? Pour trouver réponse à ces questions nous menons une approche basée sur l'analyse des séries temporelles mobilisant un modèle VAR structurel avec des restrictions reflétant les ajustements sur le marché du pétrole pour détecter quel type de choc affecte la solvabilité des pays exportateurs de pétrole. La solvabilité des pays exportateurs de pétrole est remise au goût du jour avec l'analyse des pays riches en pétrole. L'objet de ce chapitre est de tester l'effet des déterminants du marché du pétrole sur la volatilité des primes des CDS de maturité cinq ans de couverture sur les obligations des États exportateurs de pétrole. Pour se faire notre étude empirique est déclinée sous deux angles qui permettent d'évaluer l'effet des

déterminants du marché du pétrole sur la volatilité des primes des CDS. Dans une première étape, nous analysons à partir de régression linéaire simple, l'effet des déterminants du prix du marché pétrolier sur la volatilité des primes des CDS des pays exportateurs. Par la suite nous évaluons la robustesse respective des liens des variables en présence en subdivisant notre échantillon en fonction des deux derniers événements intervenus sur le marché de la dette souveraine en Europe et la chute de 2014. La dette souveraine européenne ayant contribué à s'interroger sur l'aptitude des États à pouvoir honorer leur dette sur les marchés. Les anticipations du prix du pétrole ou encore le rôle des facteurs globaux sont également explorés.

2-1- Analyse empirique des effets des fondamentaux du prix du pétrole sur la volatilité des CDS des pays exportateurs de pétrole.

Dans cette section, nous étudions le rôle des fondamentaux du marché du pétrole sur le risque de crédit des pays exportateurs de pétrole approximée par la volatilité des CDS. Cette analyse se fonde sur le modèle de régression de Edward (1983). Cette analyse est faite en considérant comme variable expliquée, la volatilité des spreads des CDS.

2-1-1 Méthodologie et présentation des données.

2-1-1-1 Présentation des données.

Les données sont issues de plusieurs sources. Les données se rapportant à l'offre et à la demande du prix du pétrole ont été extraites à partir de la base de données de l'agence internationale de l'énergie de l'OCDE. Le ratio des stocks définit comme le rapport entre les stocks constitués par les pays de l'OCDE et les stocks détenus par les États-Unis est construit en récupérant des données sur le site de l'agence internationale de l'énergie de l'OCDE. La demande de pétrole est résumée par l'indice de Kilian qui est une proxy du taux de frets maritimes mondial. Les prix spot du pétrole sont récupérés sur le même site et les prix anticipés du pétrole sont extraites de travaux de Murphy et Baumesteir (2014) qui permettent d'extraire à travers une méthode de prévision qu'ils détaillent dans leurs travaux les anticipations contenues dans les prix à terme du pétrole. Le facteur global incarné par l'indice de volatilité *VIX* induite par l'indice du SP500 mesurant l'aversion globale au risque est obtenu sur le site de la réserve fédérale américaine avec une fréquence journalière. Les *TED spreads* mesurant l'écart entre les taux inter-

bancaires et le taux de court terme de la dette américaine mesurant le risque de crédit pesant sur l'économie réelle est aussi extraite du site de la réserve fédérale américaine, de même que les obligations indexées sur l'inflation notée *TIPS* sont aussi extraites du site de la réserve fédérale américaine à une fréquence mensuelle. La volatilité des primes des CDS y compris la volatilité des prix du pétrole a été extraite à travers plusieurs modèles de volatilité concurrents dont les estimations sont consignées dans les tableaux 16 à 18. Pour vaincre le décalage des fréquences, la méthode d'interpolation cubique exposée dans l'annexe 1 a été utilisée. Aussi notre échantillon est composé des pays de l'Arabie Saoudite, du Venezuela, de la Norvège, du Qatar, de la Russie et du Kazakhstan à cause de la disponibilité des données. Notre échantillon s'étale de 2010 à 2017 pour englober la période de chute des prix du pétrole de la mi-2014 que nous avons discuté dans le chapitre 1. La prise en compte de cette date nous permettra de tester la robustesse des liens entre les variables en présence et le risque de crédit des pays composant notre échantillon.

Pays	Moyenne	Mediane	Maximum	Minimum	Observations
VolVenezuela ¹	0.0077	0.0073	0.0196	0.0032	1819
VolNorvege	0.0497	0.0441	0.2192	0.0032	1819
VolRussie	0.0162	0.0151	0.0429	0.0065	1819
VolQatar	0.0364	0.0353	0.0732	0.0119	1819
VolKazakhstan	0.0292	0.0258	0.1281	0.0011	1819
VolArabie	0.0190	0.0084	3.8810	0.0035	1819

Tableau 2: **Description des variables de volatilité.**

	Moyenne	Mediane	Maximum	Minimum	Observations
Offre	4.3800	4.3720	4.4410	4.3320	1819
Indice de Kilian	-42.8900	-47.9300	87.4200	-164.03	1819
Stocks	0.6011	0.6073	0.6563	0.5390	1819
Prix spot du pétrole	1.9040	1.9970	2.1080	1.4150	1819
Prix anticipé ²	1.9120	1.9900	2.0700	1.5580	1819

¹ La volatilité des CDS est estimée à partir des modèles GARCH et leur versions asymétriques. Les résultats sont consignés dans les tableaux 16 à 18.

² Prix anticipé à trois mois du pétrole pour détecter les anticipations sur les marchés à terme du pétrole.

VIX	17.6178	15.9200	48.0000	10.3200	1819
TED	34.6640	29.0000	85.0000	1.0000	1819
TIPS	138.5780	150.000	269.000	1.0000	1819
Oil Volatility ³	0.0032	0.0071	0.0154	0.0032	1819

Tableau 3: Description des variables explicatives

Les tableaux d'analyse descriptive des variables en présence permettent de relever plusieurs faits stylisés. Premièrement la volatilité des CDS calculée par les modèles garch et leur version asymétrique révèle que la volatilité des CDS de la Norvège exhibait une moyenne plus élevée que les volatilités des autres CDS des autres pays exportateurs de pétrole. Le Qatar présente la deuxième volatilité la plus marquée (la deuxième moyenne la plus faible).

2-1-1-2 Méthodologie.

Dans cette section nous étudions le rôle des déterminants du pétrole sur la volatilité des primes des cds à 5 ans en mobilisant le modèle de Edwards (1983) dans le cadre d'une régression linéaire simple nous permettant d'expliquer la volatilité des primes des CDS des différents pays composant notre échantillon. La régression en panel n'a pas été retenue car les facteurs spécifiques caractérisant chaque pays n'ont pas été inclus dans la liste des déterminants. En effet la liste des variables que nous testons ici se résume à des facteurs globaux et exclut de ce fait les facteurs spécifiques.

$$VolCDS_{it} = c + \beta_0 Offre_t + \beta_1 KilianIndex_t + \beta_2 Stocks_t + \beta_3 Spot_t + \beta_4 PrixAnticipé_t + \beta_5 VIX_t + \beta_6 TED_t + \beta_7 TIPS_t + \beta_8 oilVolatility_t + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

avec $i = \{Arabie, Norvege, Russie, Venezuela, Qatar, Kazakhstan\}$ sur la période totale c'est-à-dire de Avril 2010 à juin 2017. Pour la période totale d'analyse, la régression précédente a été faite. En vue de tester la robustesse du lien des variables retenues avec la qualité de crédit des pays composant notre échantillon, nous effectuons des analyses sur différentes sous-périodes. La première période s'étale de Avril 2010 à l'été 2013 (phase 1) période correspondant à la survenue de la crise de la dette européenne. La seconde période d'analyse part cette fois-ci de la fin de l'été 2013 à début 2014 phase (2) pour isoler les effets des deux chocs exogènes se rapportant à la fois au marché du pétrole et au marché de la dette.

³ Volatilité du prix spot du pétrole pour capter l'instabilité du prix sur le marché physique.

Tandis qu'un autre faisceau de régression est fait avant et après la chute pour évaluer son effet sur la robustesse du lien qui lie les variables en présence. Le cadre d'analyse ainsi choisit permettra de mieux cerner lequel de ces chocs exogènes à contribuer le plus à affecter la solvabilité des pays exportateurs de pétrole et renforcer l'interaction entre le risque de crédit souverain des pays exportateurs et les fondamentaux du pétrole.

2-1-1-3- Résultats et discussions.

2-1-1-3-1 Liens entre les fondamentaux du prix du pétrole et la volatilité des CDS.

Les liens entre les facteurs globaux et les déterminants du pétrole et la volatilité des matières premières sont divergents d'un pays à un autre. Le premier élément de cette différenciation se rapporte à la valeur du R^2 d'un pays à un autre. Pour l'Arabie Saoudite premier producteur de pétrole et deuxième détenteur de réserves prouvées dans le monde, le R^2 a une valeur plutôt marginale soulignant le peu d'importance qu'auraient les facteurs se rapportant aux marchés du pétrole sur la solvabilité de ce pays de même que les facteurs globaux. C'est-à-dire que les marchés sont globalement peu sensibles aux évolutions du marché du pétrole et aux facteurs globaux du pays pour évaluer la solvabilité du pays. En effet, ce pays est celui qui détient les coûts de production les plus faibles du marché variant entre 10 et 20 dollars le baril. Le coefficient VIX résumant les sentiments du marché financier a un effet positif statistiquement non significatif sur la volatilité des primes des CDS. Les TED spreads ont un effet non significatif. Cette variable décrivant le coût de financement inter-bancaire au niveau mondial n'a aucun effet sur la volatilité des primes saoudiennes. Les relations statistiques des variables restantes avec la volatilité des spreads de CDS à 5 ans exhibent des relations parfois ambiguës. La volatilité du prix du pétrole entretient une relation décroissante statistiquement significative avec la volatilité des primes des CDS. On pourrait attribuer cela au statut d'exportateur de dernier ressort de l'OPEP du pays, même si cette réalité commence aujourd'hui à évoluer avec l'essor de la production du pétrole de schiste aux USA. En effet on pourrait penser qu'une volatilité renforcée des prix du pétrole amènerait ce pays dans le cadre de l'OPEP à utiliser sa capacité de production résiduelle pour stabiliser les prix sur le marché et donc contribuerait à renforcer les entrées en devise de ce dernier et donc à renforcer sa solvabilité au moins à court

terme. Les prix anticipés du pétrole à trois mois ont un effet positif et statistiquement significatif sur la volatilité des primes des CDS, tandis que le prix spot n'a pas d'effet statistiquement significatif quoiqu'il exhibe une relation inverse. Les anticipations sur les prix ont plus d'effets sur la volatilité des primes des CDS que le prix sur le marché physique. Une demande croissante sur le marché serait de nature à engendrer une tendance haussière sur les prix et favoriserait une entrée en devises chez les pays exportateurs et donc à réléguer la question de la solvabilité au second plan, c'est-à-dire une volatilité amoindrie des primes des CDS. Ces commentaires ne sont pas partagés pour les autres pays exportateurs de pétrole. Le Venezuela est la grande exception de notre analyse.

	Arabie	Venezuela	Russie	Norvège	Kazakhstan	Qatar
Const	-2.731** (0.031)	-1.30e-02* (0.09)	-1.24e-02 (0.78)	-5.42e-01 (0.019)	1.44*** ($< 2e-16$)	-4.32e-01*** (1.23e-07)
Offre	5.580e-01** (0.038)	2.51 (0.12)	9.51 (0.33)	3.21e-02 (0.514)	-3.53e-01*** ($< 2e-16$)	7.44e-02*** (1.75e-05)
Kilian Index	-2.32e-04** (0.026)	2.32e-07 (0.71)	8.13** (0.033)	7.19e-05*** (0.000)	1.60e-05 (0.142)	-8.23e-06 (0.218)
Stocks	3.31e-01 (0.195)	-7.79*** (7.69e-07)	-5.90e-02*** (3.43e-10)	5.97e-01*** ($< 2e-16$)	1.05e-01*** (8.41e-05)	1.16e-01*** (2.16e-12)
Prix Spot	-1.74 (0.152)	-4.93e-03*** (6.14e-11)	2.33e-02*** (1.92e-07)	-1.97e-01*** ($< 2e-16$)	-9.045e-02*** (2.26e-12)	-4.76e-02*** (1.36e-09)
Prix anticipé	2.25* (0.09)	8.09e-03*** ($< 2e-16$)	-1.622*** (0.001)	2.26e-01*** ($< 2e-16$)	1.083e-01*** (6.15e-14)	7.82e-02*** ($< 2e-16$)
VIX	5.23e-04 (0.50)	-1.35e-05*** (0.00)	5.245e-04*** ($< 2e-16$)	-1.71e-04 (0.231)	2.97e-04*** (0.0002)	-1.15e-04*** (0.021)
TED Spreads	-1.47e-04 (0.55)	7.63e-06 *** (1.02e-06)	-6.51e-05*** (2.92e-12)	8.024e-05* (0.083)	3.64e-04** ($< 2e-16$)	3.85e-05** (0.017)
TIPS	2.521e-04*** (0.0)	3.309e-06*** (1.62e-12)	4.823e-06* (0.081)	-6.74e-06 (0.626)	8.90e-05*** ($< 2e-16$)	4.70e-05*** ($< 2e-16$)
Oil volatility	-5.37** (0.017)	1.042*** ($< 2e-16$)	2.46e-01*** (0.002)	5.16e+00*** ($< 2e-16$)	6.970e-01*** (0.003)	1.087*** (9.07e-14)
Obs	1819	1819	1819	1819	1819	1819
R²	0.010	0.93	0.26	0.39	0.48	0.19

Tableau 4:Régression des variables explicatives sur la volatilité des primes des CDS

Note :*** : désigne la significativité au seuil de 1% ; ** : la significativité au seuil de 5% ; * : désigne la significativité au seuil de 10%

avec un coefficient de détermination qui frôle l'unité. C'est dire que les facteurs globaux et les déterminants du marché pétrolier expliqueraient la quasi-totalité de la variabilité des primes de CDS. Pour rappel, le Venezuela est en défaut de paiement depuis la fin 2017. Par rapport à l'Arabie Saoudite, autre membre de l'OPEP, la demande et l'offre n'ont pas d'effets significatifs sur la volatilité des primes des CDS. Le reste des variables ont des effets significatifs avec une importance plus ou moins marquées et des sens plus ou moins ambigus. La volatilité des prix du pétrole a un effet positif appuyé sur la volatilité des primes des CDS. Les stocks et le prix spot du pétrole ont un effet négatif sur le pétrole. Le coefficient se rapportant au stock est particulièrement élevé. La constitution des stocks de pétrole se réfère la plupart du temps à des fins précautionnaires et donc à des tensions potentielles sur le marché du pétrole qui peuvent être de différentes natures (politiques ou encore économiques). La volonté de constituer des stocks exercerait une demande supplémentaire et une pression à la hausse des prix sur les marchés pétroliers. En tant que plus grand détenteur de réserves pétrolières dans le monde, on peut estimer que les marchés intègrent alors ce fait comme une solvabilité renforcée, ce schéma de liaison est d'ailleurs partagé avec la Russie deuxième détenteur des plus grandes réserves prouvées au monde. Cette thèse est corroborée par les analyses de Hooper (2014) qui a mené une analyse des effets des réserves prouvées sur le niveau des spreads. Les prix spot ont un effet négatif sur la variabilité des primes des CDS. Les anticipations du prix ont un effet inverse statistiquement significatif. L'indice de l'incertitude globale a un effet négatif statistiquement significatif sur la volatilité des primes des CDS. Le restant des variables financières exhibe des relations plutôt positives et statistiquement significatives. On recense le même effet pour la Norvège et le Qatar, et un effet inverse pour la Russie et le Kazakhstan. Le coût d'emprunt interbancaire ou encore le TED spreads a le même effet positif et significatif sur le restant des pays à l'exception de la Russie qui exhibe un signe négatif statistiquement significatifs. Les obligations indexées sur l'inflation (*TIPS*) ont un effet statistiquement positif sur la volatilité des primes des CDS dans presque tous les cas. Pour le reste, la volatilité du pétrole a un effet statistiquement significatif et de même signe pour tous les pays pétroliers avec un plus grand effet pour le Qatar. L'offre n'a pas d'effet statistiquement significatif sur la volatilité des primes des CDS russes et norvégien mais est statistiquement significatives pour le Kazakhstan et le Qatar. La demande a un effet non significatif dans le cas du Qatar et du Kazakhstan et un effet plutôt significatif sur la volatilité des primes russes et norvégiennes. Les stocks ont un effet positif significatif dans le restant des pays (Norvège,

Kazakhstan et Qatar). Excepté le cas de la Russie, le prix spot a un effet statistiquement négatif sur la volatilité des primes des CDS. Les anticipations du prix du pétrole ont un effet de même signe dans le cas de la Norvège, le Kazakhstan, et le Qatar et un effet négatif sur la volatilité des primes russes. Pour la Russie et le Qatar, le coefficient de détermination R^2 est relativement faible laissant supposer que les marchés intègrent d'autres facteurs dans la détermination de la volatilité des primes de CDS et donc dans l'évaluation de la solvabilité de ces derniers. Pour le Kazakhstan et la Norvège, le coefficient de détermination avoisine les 40%, ce qui semble pour le moins paradoxal pour la Norvège pays relativement diversifié. Le moins qu'on puisse, c'est qu'il existe un contraste entre les pays dans leur vulnérabilité face aux fluctuations du marché sur leur principale ressource d'exportations. Cette réalité des relations arrivent-elles à subsister suite à des événements sur le marché de la dette ou encore des événements sur le marché du pétrole ? La section suivante permet de répondre à ces différentes questions en scindant notre échantillon en fonction de la crise de la dette souveraine et la chute de 2014.

2-1-1-3-2 Robustesse du lien entre les fondamentaux du prix du pétrole et la volatilité des CDS.

Cette section complète l'analyse des relations initiales du marché du pétrole sur la volatilité des marchés des cds en évaluant leur robustesse lors de la survenance d'évènement extrême sur le marché de la dette internationale et sur le marché du pétrole. Pour ce faire nous retenons deux événements. Le premier événement se rapporte à la crise de la dette souveraine et le deuxième élément se rapporte à la chute du prix du pétrole de l'été 2014 du marché du pétrole dont les circonstances ont été décrites dans le chapitre 1. La crise de la dette souveraine a débuté en 2010 avec le défaut de la Grèce. Pour compléter l'analyse ci-dessous, les régressions standards ont été complétées par une analyse de relation de cause à effet sur les différentes sous-périodes se rapportant à la chute de 2014.

2-1-1-3-2 -1- Analyse de l'effet de la chute de 2014.

Les résultats précédents ont permis de mettre en évidence, le rôle globalement joué par le marché pétrolier sur la volatilité des primes des CDS. Les relations statistiques mises en évidence subsistent –elles aux événements qui apparaissent sur le marché pétrolier, rien n'est moins sûr car le coefficient de détermination R^2 varie sensiblement en observant sa valeur

d'avant et après la chute de 2014. En plus de différer de la valeur du tableau précédent (tableau 4), les relations liant les fondamentaux des variables à la volatilité des primes des CDS à maturité 5 ans varie sensiblement d'un pays à un autre (voir tableau 5). Pour le cas de l'Arabie Saoudite, la valeur du R^2 est toujours aussi faible avant et après la chute des prix (voir tableau 5). Pour ainsi dire, la chute de 2014 n'a pas vraiment contribué à accentuer l'effet du marché pétrolier sur les attentes de solvabilité de ce pays. L'offre qui était statistiquement significative ne l'est plus avant et après la chute. La demande de pétrole est toujours significative mais elle change de signe pour entretenir une relation inversée avec la volatilité des primes des CDS à 5 ans. Le prix spot du pétrole n'a pas gagné non plus en significativité avant et après la chute de 2014. Toutefois les facteurs globaux incarnés par les variables comme le *VIX* et les autres variables exception faite du *TED spreads* ont gagné en significativité et en importance de même que la volatilité du prix du pétrole avec une liaison statistiquement positive après la chute de 2014. Ainsi pour une variation de 10 % de la volatilité des prix du pétrole, la volatilité des primes de CDS augmentent de 38.5 %. Le cas du Venezuela est bien différent de celui de l'Arabie Saoudite avec un gain de significativité énorme après la chute de 2014. Ainsi l'offre et la demande qui n'étaient pas ou peu significatifs gagne une forte significativité avec la chute de 2014. Avec un signe inverse, les stocks continuent d'exercer un effet significatif mais négatif sur la volatilité des primes des CDS. Le même constat est avancé pour le restant des variables se rapportant au marché du pétrole. Globalement l'ampleur des variables du marché du pétrole sur la volatilité des primes des CDS est restée très faible pour le Venezuela quoique très statistiquement significatifs. L'indice de Kilian a gagné en significativité après la chute de 2014 mais l'ampleur de son effet est restée très modeste voir quasi-nulle. Les prix du marché physique et les prix anticipés ont eux gagné en ampleur tout en conservant le signe négatif attendu. Pour une augmentation des prix de l'ordre de 10 %, on assiste à une baisse de la volatilité des primes de CDS de 3.05% et de l'ordre de 3.25% pour les prix anticipés. L'écart de rémunération des prêts inter-bancaires nommés les *TED spreads* ont un effet non significatif sur la volatilité des primes des CDS. L'effet de l'aversion au risque du *VIX* sur la volatilité des primes des CDS disparaît après la chute de 2014. En ce qui concerne la Russie, le constat que nous pouvons tirer est le même à savoir le gain de significativité des fondamentaux du pétrole sur la volatilité des primes des CDS. L'offre gagne en significativité mais change d'effet sur la période post-chute. Pour 10% de variation de l'offre, la volatilité des primes de CDS baisse d'environ 2.81%. Pour la demande, même si elle est significative l'ampleur de ses effets sur la volatilité des primes des CDS est quasi-marginale. Pour le cas de la Russie, l'offre gagne en significativité et en ampleur avant et après la chute de 2014, et le sens de son effet

s'inverse. Les prix du pétrole ont un effet avéré sur la volatilité des primes des CDS avec une significativité renforcée de part et d'autre de la période de chute. La volatilité du prix du pétrole a le même effet significatif sur la volatilité des primes des CDS avec un effet marqué mais de sens opposé à la relation ressortie sur la période totale. Les facteurs communs regroupant l'aversion aux risques, les obligations indexées sur l'inflation, l'écart des taux sur les emprunts interbancaires ont tous des effets significatifs renforcés sur la volatilité des primes de CDS de la Russie avec un signe différent du signe mentionné dans le tableau de la période totale d'analyse. Le cas particulier de la Norvège est confirmé ici, car l'indice d'aversion globale au risque matérialisée par le *VIX* n'est pas significatif dans son effet sur la volatilité des primes des CDS tout comme les spreads des rémunérations des prêts interbancaires au moins après la chute de 2014. Les variables se rapportant au pétrole deviennent toutes significatives avec des sens de relation plus ou moins inversée exception faite des stocks qui ne le sont plus après la chute de 2014. L'offre et le prix anticipé est neutre dans la volatilité des primes des CDS après la chute de 2014 et exhibe un effet moins marqué que dans la liaison initiale. La demande de pétrole est significative avant et après la chute de 2014 avec une ampleur quasi-marginale. Le prix anticipé et les stocks ont un effet significatif avant et après la chute de 2014. Toutefois le prix sur le marché physique exhibe un effet positif sur la volatilité qu'après la chute de 2014. Les variables financières sont significatives avant et après la chute de 2014 avec des ampleurs également faibles. Le même schéma de significativité est observé pour le Kazakhstan. Toutefois les prix anticipés n'ont aucun effet chez ce pays avant et après la chute de 2014. La demande est neutre avant la chute et statistiquement significative après la chute. Les stocks obéissent à un schéma inverse du précédent avec un effet faible de l'ordre de -3% pour un accroissement de 100%. L'offre a un effet significatif avant la chute de 2014 se situant aux alentours de 9.53% pour un accroissement de 100%. Globalement on peut avancer que la chute de 2014 n'a pas été neutre car elle a permis de relever des relations instables et différenciées en fonction du pays considéré. Serait-il identique à un événement survenant sur le marché de la dette.

	Arabie		Venezuela		Russie		Norvège		Kazakhstan		Qatar	
	Avant	/ Après	Avant	/ Après	Avant	/ Après	Avant	/ Après	Avant	/ Après	Avant	/ Après
Const	-2.12e-02 (0.907)	2.64e-01 (0.825)	-2.65** (4.83e-05)	1.29e+00*** ($< 2e-16$)	-4.03e-01*** (3.00e-06)	4.48e-01*** (3.73e-11)	-7.10e-01*** (1.34e-06)	9.93e-01*** (9.73e-07)	-3.367e-01*** (0.000)	1.18e+00 (0.166)	3.44e-01*** (1.30e-05)	-4.80e-02 (0.454)
Offre	-2.22e-02 (0.615)	-8.71e-02 (0.731)	5.57e-01*** (0.000)	-2.81e-01*** ($< 2e-16$)	1.108e-01** (1.15e-07)	-1.01e-01*** (2.13e-12)	1.13e-0*** (0.001)	-2.27e-01*** (1.33e-07)	9.53e-02*** (2.95e-05)	-2.48e-01 (0.171)	-1.07e-01*** (2.44e-08)	9.60e-03 (0.480)
Kilian index	-2.48e-05** (0.091)	2.12e-04 ** (0.018)	-5.78 (0.268)	7.43e-05*** (6.77e-15)	3.15e-05 *** (5.12e-06)	1.53e-05*** (0.002)	-7.473e-05*** (2.84e-10)	3.02e-05** (0.0453)	-1.630e-06 (0.828)	1.66e-04*** (0.009)	-4.35e-05*** (8.97e-12)	3.45e-05*** (1.64e-12)
Stocks	9.03e-02 *** (0.0)	-4.62e-01** (0.028)	2.83e-01*** (0.001)	1.36e-01*** (8.35e-10)	-1.60e-01*** ($< 2e-16$)	1.05e-01*** ($< 2e-16$)	5.94e-01*** ($< 2e-16$)	4.65e-02 (0.188)	-3.66e-02*** (0.004)	1.21e-01 (0.421)	6.24e-02*** (1.02e-08)	-1.97e-02* (0.079)
Prix spot	1.512 (0.384)	9.55e-02 (0.290)	1.83e-01*** (0.003)	-3.05e-02*** (0.001)	-3.06e-03 (0.7070)	-2.08e-02*** (3.82e-05)	5.911e-02 *** (2.30e-05)	-7.11e-02*** (3.18e-06)	-4.35e-02*** (1.26e-06)	-1.55e-01** (0.016)	-1.91e-03 (0.7980)	8.21e-03* (0.089)
Prix anticipé	1.54 (0.517)	5.49e-02 (0.518)	-1.64e-01* (0.051)	-3.21e-02*** (0.000)	1.302e-02 (0.243)	-3.24e-03 (0.493)	-1.29e-01*** (1.34e-11)	6.95e-02*** (1.30e-06)	1.33e-02 (0.272)	7.99e-02 (0.187)	4.16e-02*** (5.01e-05)	4.32e-03 (0.341)
Vix	2.00e-04 ** (0.013)	4.38e-03*** (9.09e-11)	2.71e-03*** ($< 2e-16$)	4.44e-05 q (0.521)	6.39e-04 *** ($< 2e-16$)	6.22e-05* (0.094)	4.212e-04*** (1.05e-10)	-1.65e-04 (0.139)	5.61e-04*** ($< 2e-16$)	1.138e-03** (0.017)	1.58e-04 *** (5.95e-06)	5.071e-04*** ($< 2e-16$)
Ted spreads	5.53e-05** (0.037)	3.51e-04 (0.132)	-7.59e-04** (2.20e-15)	-8.847e-06 (0.716)	-2.69e-05** (0.030)	-2.54e-05** (0.051)	-1.28e-04*** (1.72e-09)	6.33e-05 (0.107)	9.16e-05*** (2.78e-11)	-3.780e-05 (0.820)	2.88e-05* (0.011)	-6.13e-05*** (1.18e-06)
Tips	7.13e-06 (0.300)	2.23e-04** (0.010)	-3.86e-05 (0.114)	-2.21e-05** (0.014)	1.83e-05*** (1.78e-08)	-2.54e-05* (0.051)	-1.88e-06 (0.732)	-1.15e-04*** (8.90e-15)	4.98e-05*** ($< 2e-16$)	-1.40e-05 (0.820)	5.288e-05*** ($< 2e-16$)	-1.95e-05*** (2.88e-05)
Oil volatility	-4.64e-01* (0.044)	3.85e+00** (0.011)	1.55e+00* (0.058)	6.24e-01 (8.97e-05)	4.58e-01*** (2.58e-05)	6.55e-02 (0.440)	2.121*** ($< 2e-16$)	1.59e+00*** (7.89e-10)	-5.19e-02 (0.661)	-1.56e+00 (0.151)	3.92e-01*** (8.27e-05)	4.21e-01*** (3.05e-07)
Obs	1080	738	1080	738	1080	738	1080	738	1080	738	1080	738
R ²	0.07	0.09	0.20	0.52	0.42	0.48	0.76	0.29	0.57	0.02	0.43	0.40

Tableau 5: Régression des variables explicatives sur la volatilité des primes des CDS avant et après la chute de 2014.

2-1-1-3-2 -2 Analyse des effets de la dette souveraine européenne sur les déterminants de la volatilité des primes de CDS.

Nous découpons cette fois notre échantillon en une période comprenant la partie la plus tendue de la crise de la dette souveraine et une période post-crise de la dette. Cela nous permet d'évaluer l'effet d'un choc exogène provenant du marché de la dette souveraine. Le R^2 dans le cas de l'Arabie Saoudite reste très bas dans les deux sous-périodes. C'est dire que la crise de la dette souveraine européenne n'a pas eu d'effets majeurs sur la volatilité des CDS. Les variables se rapportant aux fondamentaux du prix du pétrole sont faiblement significatives avant et après la fin de la crise de la dette souveraine. Les variables se rapportant aux facteurs globaux notamment celles se rapportant à l'aversion aux risques des investisseurs sont significatives pendant et après la dette souveraine et renferme le signe positif attendu. Les prix qu'ils soient anticipés ou non, n'ont pas d'effets significatifs sur la volatilité des primes des CDS à la fois pendant et après la crise de la dette. La demande et les stocks ont des effets opposés en terme de signe sur la volatilité des primes des CDS pendant et après la crise de la dette. Le cas du Venezuela est flagrant pendant et durant la période qui suit la crise de la dette. En effet nos variables explicatives expliquent la quasi-totalité des variations de la volatilité des primes des CDS du pays exportateurs avec une très grande significativité des variables du marché du pétrole excepté les stocks du pétrole et le prix sur le marché physique. Le VIX et le TED spreads ont des effets tout aussi significatifs. Comparativement à la chute de 2014, on peut estimer qu'un choc survenant sur le marché de la dette est plus à même d'affecter la solvabilité de ce pays. La volatilité du prix du pétrole a un effet tout aussi significatif sur la volatilité des primes des CDS. Tous les facteurs globaux sont statistiquement significatifs exception faite des obligations indexées sur l'inflation. La Russie durant la crise de la dette exhibe un R^2 intermédiaire mais non négligeable qui oscille autour du tiers du coefficient de variation expliqué avec toutes les variables relatives au marché du pétrole qui sont statistiquement significatives, exception faite des prix du pétrole pendant et après la crise de la dette. Dans le cas du Kazakhtan, le R^2 explique entre 50% et 60% des variations des primes de CDS des pays exportateurs de pétrole. Les prix sur le marché physique ayant un effet sur la volatilité des primes tandis que les prix anticipés et la volatilité des prix du pétrole n'exhibe aucun effet sur la volatilité des primes des CDS. Les facteurs globaux ayant tous des effets statistiquement significatifs avec les signes attendus. En rapprochant l'analyse à celle de la période totale on peut estimer que la crise de la dette souveraine a contribué bien plus que la chute de 2014 à rendre les marchés sensibles aux évolutions du marché du pétrole. Les signes des coefficients

exhibent des signes souvent inattendus. Dans le cas du Qatar, la contribution des variables de notre échantillon à la volatilité des primes des CDS des pays exportateurs de pétrole pendant la crise de la dette est moins importante que la contribution de nos variables explicatives à la volatilité des primes du Qatar. Les facteurs globaux exhibant des valeurs statistiquement significatives excepté la variable *TED spreads*. Les variables en liaison avec le marché du pétrole que sont la demande, l'offre et les prix anticipés sont hautement significatifs et affichent les signes attendus pendant la crise de la dette souveraine. Après la crise de la dette souveraine, la demande, l'offre, et les stocks cessent d'être significatifs et seuls les prix continuent à être significatifs qu'ils soient anticipés ou non. Le pourcentage du R^2 expliquée par les variables explicatives varient foncièrement d'un pays à un autre. Pour les pays du mouyen-orient, il semblerait que le déclenchement de la crise de la dette souveraine n'ait pas eu d'effets majeurs sur la contribution des fondamentaux du pétrole à la volatilité des primes de CDS à 5 ans. Dans le cas de l'Arabie Saoudite et le Qatar, la chute est moins sensible que prévue.

	Arabie Phase 1 / Phase 2		Venezuela Phase 1/ Phase 2		Russie Phase 1 / Phase 2		Norvège Phase 1 /Phase 2		Kazakhstan Phase 1 / Phase 2		Qatar Phase 1 / Phase 2	
Const	4.13 (0.77)	19.012 (0.204)	9.484e-02*** (7.01e-12)	-9.47e-02*** (6.26e-14)	-3.782e-01** (0.019)	-7.257e-01*** (0.002)	-4.174*** (5.27e-10)	-2.635*** (3.90e-07)	5.400e-01 (0.253)	-3.032*** (1.57e-08)	-8.67e-01 (0.003)	-6.129e-02 (0.882)
Offre	-0.29 (0.92)	-3.665 (0.226)	-2.44e-02*** (8.82e-13)	1.634e-02*** (1.03e-10)	1.080e-01*** (0.006)	1.682e-01*** (0.0004)	9.824e-0*** (2.95e-09)	3.957e-01*** (0.0001)	-1.089e-01 (0.349)	6.137e-01*** (1.55e-08)	1.975e-01 (0.007)	-1.238e-01 (-0.142)
Kilian index	-0.00* (0.087)	-0.003*** (-0.003)	5.605e-06*** (7.84e-09)	-9.055e-07 (0.27171)	6.011e-05*** (1.83e-07)	6.112e-05*** (0.0001)	5.055e-05 (0.279)	3.921e-05 (0.257)	-9.091e-05*** (0.0065)	1.629e-04 *** (6.34e-06)	-8.30e-05*** (8.48e-05)	-6.416e-06 (0.820)
Stocks	0.47 (0.34)	18.016*** (0.0001)	1.770e-03 (0.335)	6.942e-03* (0.063)	-1.925e-01*** (< 2e-16)	-6.626e-01*** (< 2e-16)	2.464e-01*** (0.006)	7.492e-01*** (2.53e-06)	1.771e-01*** (0.005)	-1.588*** (< 2e-16)	4.721e-02 (0.241)	-6.099e-02 (0.633)
Prix spot	-0.042 (0.847)	1.791 (0.311)	-9.381e-04 (0.249)	1.492e-02*** (< 2e-16)	-1.779e-03 (0.854)	-1.157e-01*** (4.05e-05)	-3.66e-02 (0.355)	1.741e-01*** (0.004)	-9.539e-02*** (0.000)	-1.310** (0.0353)	-3.09e-02* (0.083)	-1.686e-01*** (0.000)
Prix anticipé	-0.120 (0.686)	-8.796*** (0.000)	6.862e-03*** (8.59e-10)	-5.933e-03*** (0.001)	1.771e-02 (0.177)	3.101e-01*** (8.70e-16)	-7.134e-02 (0.185)	4.927e-02 (0.537)	3.837e-03 (0.9202)	7.652e-01*** (< 2e-16)	3.233e-02 (0.181)	4.925e-01*** (3.21e-13)
Vix	0.001 (0.140)	-0.0002*** (-0.028)	-1.564e-05*** (1.56e-05)	1.120e-05* (0.062)	6.089e-04*** (< 2e-16)	9.626e-04*** (2.30e-15)	2.439e-04 (0.164)	5.042e-04** (0.0458)	7.756e-04*** (9.01e-10)	-4.462e-04** (0.085)	1.909e-04*** (0.015)	-7.802e-04** (0.0001)
Ted spreads	-0.00 (0.598)	-0.001 (0.623)	8.377e-06*** (5.17e-13)	-2.975e-07 (0.898)	-4.246e-05*** (0.0017)	-1.410e-04*** (0.002)	-1.140e-04* (0.040)	-2.464e-04*** (0.0126)	3.850e-04*** (< 2e-16)	6.264e-05*** (0.535)	-1.56e-05 (0.530)	1.185e-04 (0.1405)
Tips	0.0002*** (0.009)	0.001** (0.011)	7.713e-07* (0.057)	9.023e-08 (0.841)	8.745e-06*** (0.070)	3.554e-05*** (5.96e-05)	1.134e-04*** (1.44e-08)	-1.542e-05 (0.416)	1.116e-04*** (9.12e-15)	1.766e-04*** (< 2e-16)	9.479e-05*** (< 2e-16)	6.009e-05** (0.0001)
Oil volatility	-9.28** (0.014)	5.530 (0.859)	8.256e-01*** (< 2e-16)	1.149*** (< 2e-16)	2.804e-01* (0.091)	3.037e-01 (0.535)	5.525e-01 (0.416)	6.796*** (4.75e-10)	3.413e-03 (0.994)	9.413*** (< 2e-16)	-4.70e-01 (0.124)	3.766*** (1.78e-05)
Obs	712	370	712	370	712	370	712	370	712	370	712	370
R ²	0.028	0.05	0.935	0.94	0.48	0.51	0.32	0.469	0.52	0.66	0.273	0.362

Tableau 6: Régression des variables explicatives sur la volatilité des primes des cds pendant et après la crise de la dette souveraine

Note (.) :les valeurs des p-value associées aux estimations, *** :significatifs au seuil de 1% ; **significatif au seuil de 5% ; * : significatif au seuil de 10% .

2-2-Causalité et Cointégration entre la volatilité des CDS et les variables du marché du pétrole.

L'objectif de cette section est de compléter l'analyse précédente par une analyse du phénomène de cointégration et de causalité entre la volatilité des CDS (proxy de la qualité de crédit des pays exportateurs de pétrole) et les fondamentaux du marché du pétrole. Pour ce faire nous mobilisons deux types de tests, le test de cointégration de Johansen et Juselius et le test de Engle et Granger. La présence d'une relation de cointégration entre la volatilité des CDS et les fondamentaux du marché du pétrole supposerait qu'il existe une relation de long terme entre la qualité de crédit des pays exportateurs de pétrole et les fondamentaux du marché pétrolier.

2-2-1 Description et nature des variables.

Nos données sont issues de plusieurs sources et ont des fréquences différentes. Pour contrer ce problème nous avons mobilisé la méthode d'interpolation cubique qui permet de ramener les variables en possession sous la même fréquence. La base de données se compose des primes de CDS à 5 ans de l'Arabie Saoudite, la Norvège, la Russie, le Kazakhstan, le Vénézuéla et le Qatar et sont extraites à partir du fournisseur de données spécialisées Bloomberg. Les variables se rapportant aux marchés pétroliers sont issues de plusieurs sources. La variable se rapportant à la production pétrolière mondiale a été récupéré sur le site de l'agence internationale de l'énergie pour la période couvrant avril 2010 à mai 2017. Celles se rapportant aux stocks de production agrégés des pays de l'OCDE et ceux des Etats-Unis sont également extraites sur le site de l'agence internationale de l'énergie. Le ratio de la production pétrolière des pays de l'OCDE rapporté à la production américaine permet de mesurer la composante spéculative sur le marché. Le prix réel du pétrole est également extrait du site de l'EIA. La modélisation de la demande est faite à travers une variable proxy nommée l'indice de Kilian (2009) récupérée également sur le site de l'auteur dans sa version actualisée jusqu'à notre date d'intérêt (avril 2017). La mesure des anticipations du prix du pétrole à 3 mois s'inspire des travaux de Kilian et Murphy (2014). Cette dernière mesure est construite à partir d'une prévision sur la base des prix futurs à maturité trois mois, six mois et neuf mois du pétrole. on pourra toujours se référer à l'analyse des auteurs pour avoir un exposé détaillé de la construction de l'indice.

2-2-1-1 Propriété statistique des séries.

Les variables en notre possession représentent des séries temporelles pour lesquelles nous avons administré un ajustement sur une base logarithmique pour les niveaux de production au niveau mondial. Avant de procéder à une étude poussée de la cointégration, nous précisons la nature statistique des rendements des CDS et des prix du pétrole y compris les variables du marché du pétrole ramené sous une base logarithmique pour les stocks et les niveaux des production.

2-1-1-1 Analyse descriptives des séries

	Venezuela ⁴	Arabie	Russie	Kazakhstan	Norvege	Qatar	Brent ⁵	Indice de Kilian	Δ stocks	Oil production ⁶
Panel 2010-2017										
Moyenne	3.4e-04	8.e-05	6e-05	-2.24	1.47	-5.9e-05	-0.00	-0.05	-5. e-05	4.83 e-05
Ecart-typique	0.036	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	1.23	0.00	0.00
Max	0.64	0.19	0.09	0.10	0.15	0.08	0.04	5.26	0.00	0.00
Min	-0.68	-0.06	-0.13	-0.15	-0.22	-0.06	-0.03	-6.82	-0.00	-0.00
Skewness	-0.75	6.02	-0.28	-0.11	-0.88	0.44	0.31	-0.41	-0.51	0.10
Kurtosis	159.93	91.6	11.59	16.57	28.72	11.68	6.19	7.42	7.48	9.26
Jarque-Bera	< 2e-16 ⁷	< 2.e-16	< 2.e-16	< 2.e-16	< 2.e-16	< 2.e-16	< 2.e-16	< 2.e-16	< 2.e-16	< 2.e-16
Panel 2010-2014										
Moyenne	3.88 e-05	-1.6e-04	1.62	1.77 -05	-3.e-05	3.e-04	9.8e-05	-1.e-01	-2.85 e-05	3.47 e-05
Ecart-typique	0.04	0.01	0.01	0.01	0.01	0.02	0.00	1.28	0.00	0.00
Max	0.64	0.195	0.09	0.08	0.08	0.05	0.02	4.91	0.00	0.00
Min	-0.68	-0.06	-0.13	-0.15	-0.14	-0.04	-0.03	-6.82	-0.00	-0.00
Skewness	-0.71	7.18	-0.46	-0.42	-0.31	0.08	-0.33	-0.78	-0.81	0.209
Kurtosis	129.58	139.22	12.57	12.86	10.782	4.62	5.05	7.61	9.79	8.19
Jarque-Bera	< 2e-16	< 2.e-16	< 2.e-16	< 2.e-16	< 2.e-16	< 2.e-16	< 2.e-16	< 2.e-16	< 2.e-16	< 2.e-16
Panel 2014-2017										
Moyenne	1.28 e-03	6.68 e-04	1.62 e-04	1.74e-04	4.76e-05	2.58e-04	-6.30 e-04	2.44e-02	-1.01e-04	7.75e-05
Ecart-typique	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	1.13	0.00	0.00
Max	0.13	0.16	0.09	0.10	0.15	0.08	0.04	5.26	0.00	0.00
Min	-0.15	-0.07	-0.13	-0.06	-0.22	-0.04	-0.03	-4.67	-0.00	-0.00
Skewness	0.07	5.26	-0.46	1.65	-0.77	1.23	0.53	0.17	-0.48	0.44
Kurtosis	10.01	56.59	12.57	27.40	41.32	13.52	5.27	6.38	6.08	10.30
Jarque-Bera	< 2e-16	< 2.e-16	< 2.e-16	< 2.e-16	< 2.e-16	< 2.e-16	< 2.e-16	< 2.e-16	< 2.e-16	< 2.e-16

⁵ Il s'agit des rendements des prix du Brent.

⁶ Il s'agit des variations du logarithme de la production

⁷ Il s'agit des p-value associées à la statistique de Jarque-Bera.

Tableau 7: Statistique descriptive des variables des primes des CDS et des variables du marché du pétrole.

Les primes des rendements du Venezuela (pays actuellement en défaut) exhibe les plus fortes variations sur la période totale et les sous-périodes. L'hypothèse de normalité des rendements est rejetée pour toutes les variables car la p-value associée à la statistique de jarque-bera est très faible (inférieure à 1%). La leptokurticité des variables est très prononcée quelque soit la sous-période considérée avec des pics atteints pour le Venezuela avant la chute de mi- 2014. Toutes les variables en présence s'éloigne de la loi normale aussi bien sur ka période globale que sur les sous-périodes.

2-1-1-1-2 Etude de la stationnarité des séries.

Nous éprouvons la stationnarité des séries en prescrivant sur les données exprimées en base logarithmique les tests usuels de stationnarité que sont les tests de Dickey-fuller, de Philip-perron, les tests de KPSS et les tests d'Andrew-Zivot dont les résultats sont consignés en annexe (4.1 à 4.5).

Tableau 8: Tableau des tests de stationnarité sur les variables en niveau et en différence première

	Adf-test		PP-test		KPSS-test		Z&A test	
	niveau	différence	niveau	différence	niveau	différence	niveau	différence
Venezuela	0.364	-39.91***	-3.8099	-2062.54***	13.84	-2062***	-7.17	0.06***
Arabie	0.158	-28.68***	-5.62	-1650***	3.23	-1650***	-4.58	0.093***
Russie	-0.016	-29.60***	-10.83	-1501**	7.57	-1501***	-3.32	0.09***
Kazakhstan	-0.172	-30.98***	-15.12	-1821**	2.76	-1821***	-3.79	0.071***
Norvege	-0.295	-33.28***	-8.39	-1792**	7.39	-1792***	-4.58	0.071***
Qatar	-0.346	-32.44***	-8.43	-1862**	4.67	-1862***	-3.85	0.068***
Brent	-0.626	-29.17***	-1.77	-1758***	12.93	-1758***	-4.03	0.177***
Ratios. Stocks	-2.902	-10.93***	0.403	-748**	17.90	-748.58***	-4.08	0.22***
Production	3.126	-11.08***	-1.00	-759***	6.01	-759.81***	-6.29	0.18***
Indice de kilian	-1.28	-11.06***	-6.96	-726.5***	9.29	-726.51***	-2.19	0.314***

Note :*** : denote l'acceptation de l'hypothèse de stationnarité pour les variables en différence première.

Les données en niveau quelque soit le test prescrit n'a pas permis de retenir l'hypothèse de stationnarité pour les variables en niveau. En revanche sur toutes les variables en différence première, la prescription des tests de stationnarité a permis de rejeter l'hypothèse de présence de racine unitaire.

2-2-2-Analyse de la cointégration entre les variables de marché du pétrole et la volatilité des CDS.

2-2-2-1 -Notion de Cointégration entre deux séries.

On dit que deux séries x_t et y_t intégrées d'ordre 1 sont cointégrées s'il existe une combinaison linéaire unique de ces deux dernières intégrées d'un ordre nul noté $I(0)$. Cette combinaison linéaire pouvant s'écrire sous la forme suivante :

$$z_t = x_t - a - by_t \quad (2.4)$$

Où a et b sont deux constantes réelles de sorte que la variable z_t soient une variable stationnaire. Il serait alors envisageable que les variables x_t et y_t varient ensemble dans le temps et subissent des déviations momentanées. On dit qu'elles évoluent ensemble selon une équation d'équilibre désignée par l'équation précédente ou qu'il existe simplement une relation de long terme entre les deux séries en présence dont la déviation est mesurée par l'équation précédente. Deux tests sont communément retenus pour tester la présence d'une relation de cointégration entre deux série temporelles. Le test de cointégration de Johansen et Juselius (1990) et le test de Engle et Granger (1987).

2-2-2-2-Test de cointégration de Engle et Granger (1987)

Selon Engle et Granger (1987) , tester la cointégration revient a effectuer un test de racine unitaire sur les résidus de l'équation de cointégration. Cela consiste à estimer en premier lieu la relation de long terme entre x_t et y_t par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Ensuite procéder à des tests de stationnarité sur les résidus estimé \hat{z}_t définie par l'équation ci-dessous :

$$\hat{z}_t = u\hat{z}_{t-1} + \lambda_t \quad (2.5)$$

Selon les cas on dira que que les séries sont non cointégrées si la série \hat{z}_t dispose d'une racine unitaire autrement si $|u| = 1$. On dira que les variables sont cointégrées si la variable \hat{z}_t ne dispose pas de racine unitaire et on a dans ce cas $|u| < 1$ on peut alors dire dans ce cas que les variables sont cointégrées.

2-2-2-3 Test de cointégration de Johansen et Juselius (1990).

La méthode précédente étant restrictive et n'évaluant que la présence d'une seule relation de cointégration entre les variables en présence, nous mobilisons le test de cointégration de Johansen et Juselius (1990) qui permet de tester la présence de plus d'une relation de cointégration. Les résultats de l'analyse sont consignés dans la section suivante.

2-2-2-4- Analyse des résultats de la cointégration.

		Test de Cointégration de Johansen		
		Total	Avant	Après
VolVenezuela	Offre	14.349(14.90)	33.471(14.90)	15.907(14.90)
	Demande	11.992(14.90)	37.134(14.90)	16.7130(14.90)
	Stocks	8.320(14.90)	42.081(14.90)	24.600(14.90)
	Prix	24.043(14.90)	32.910(14.90)	7.403(14.90)
	Prix anticipé	29.132(14.90)	33.938(14.90)	14.158(14.90)
	Volatilité des prix	44.811(14.90)	36.0336(14.90)	17.4022(14.90)
VolRussie	Offre	51.533(14.90)	32.1695(14.90)	32.169(14.90)
	Demande	52.600(14.90)	35.437(14.90)	35.437(14.90)
	Stocks	54.520(14.90)	33.403(14.90)	33.4035(14.90)
	Prix	58.966(14.90)	38.704(14.90)	4.252(14.90)
	Prix anticipé	57.443(14.90)	40.665(14.90)	40.665(14.90)
	Volatilté des prix	54.520(14.90)	34.061(14.90)	34.061(14.90)

Tableau 9: Résultats du Test de Cointégration à la Johansen Johansen et Juselius.

Note : les statistiques rapportées dans le tableau sont les statistiques de la trace, les retards optimaux variant de 1 et 4.

		Test de Cointégration de Johansen		
		Total	Avant	Après
VolQatar	Offre	14.349(14.90)	33.471(14.90)	17.600(14.90)
	Demande	11.992(14.90)	37.134(14.90)	17.600(14.90)
	Stocks	8.320(14.90)	42.081(14.90)	17.546(14.90)
	Prix	24.043(14.90)	32.910(14.90)	15.765(14.90)
	Prix anticipé	29.132(14.90)	33.938(14.90)	17.430(14.90)
	Volatilité des prix	44.811(14.90)	36.0336(14.90)	16.283(14.90)
VolArabie	Offre	138.263(14.90)	59.601(14.90)	55.643(14.90)
	Demande	143.461(14.90)	56.581(14.90)	16.713(14.90)
	Stocks	139.932(14.90)	76.121(14.90)	24.600(14.90)
	Prix	137.74(14.90)	61.1938(14.90)	17.403(14.90)
	Prix anticipé	139.472(14.90)	63.755(14.90)	14.158(14.90)
	Volatilté des prix	138.263(14.90)	59.601(14.90)	12.697(14.90)
VolNorvege	Offre	34.380(14.90)	8.6743(14.90)	24.459(14.90)
	Demande	38.794(14.90)	13.883(14.90)	27.834(14.90)
	Stocks	34.685(14.90)	5.2608(14.90)	24.6702(14.90)
	Prix	30.531(14.90)	9.3411(14.90)	28.023(14.90)
	Prix anticipé	31.445(14.90)	20.4032(14.90)	27.600(14.90)
	Volatilté des prix	31.445(14.90)	20.4032(14.90)	28.023(14.90)

Note : (-) les valeurs entre parenthèse désignent les valeurs critiques au seuil de cointégration de johansen et juselius pour $k = 2$

		Test de Cointégration de Johansen		
		Total	Avant	Après
VolQatar	Offre	49.1941(14.90)	-3.505(-1.95)	17.600(14.90)
	Demande	55.339(14.90)	-3.082(-1.95)	18.3938(14.90)
	Stocks	53.606(14.90)	-2.784(-1.95)	17.546(14.90)
	Prix	53.571(14.90)	-5.017(-1.95)	15.765(14.90)
	Prix anticipé	50.614(14.90)	-4.476(-1.95)	17.4302(14.90)
	Volatilité des prix	53.606(14.90)	-8.753(-1.95)	16.283(14.90)

Tableau 10: résultats du Test de Cointégration au sens de Johansen et Juselius

Au vue des tableaux précédents (tableau 10 et 9), on peut déduire qu'il existe plusieurs schémas de cointégration entre les variables en présence. Si pour certains pays, la chute de 2014 a favorisé l'émergence de relation de cointégration entre les variables en présence, pour d'autres la chute de 2014 a été neutre. Ainsi au regard des statistiques de tests de Johansen et des valeurs critiques associées au seuil de 5 %, pour le Venezuela, la cointégration est retenue. Autrement dit il existe une relation de long terme sur la période totale d'analyse et sur les différentes sous-période entre la volatilité des CDS et les différentes variables du marché du pétrole à savoir l'offre, la demande, les stocks, les prix (qu'ils soient anticipés ou non) et la volatilité des prix du pétrole. La chute de 2014 n'est pas à l'origine de cette relation de cointégration dans le cas du Venezuela entre les fondamentaux du marché du pétrole et la volatilité des marchés des CDS. On tire la même conclusion dans le cas de la Russie. L'analyse des résultats de cointégration dans le cas de la Russie permet d'établir les mêmes conclusions au vue des valeurs critiques affichées par les t-statistiques des tests de Johansen et des tests de Engle et Granger, comme dans le cas de l'Arabie Saoudite. Cela peut s'expliquer par le fait que ce soit des pays qui soient dotées de très grandes réserves de pétrole. Dans le cas du Qatar, les conclusions sont les mêmes à savoir une relation de long terme existant indépendamment du sous-échantillon considéré. Le cas du Kazakhsatan rejoint celui des premiers pays exportateurs. Dans le cas de la Norvège, selon les résultats du test de cointégration au sens de Johansen, il n'existe pas de relation de cointégration entre l'offre, la demande, les stocks et les prix avant la chute de 2014. Autrement la relation de cointégration apparaît entre la volatilité des CDS et les variables sus-mentionnées à la suite de la chute de 2014. Dans ce cas, on peut estimer que la chute de 2014 a favorisé l'émergence d'une relation de long terme. Ces résultats

confortent les intuitions faites sur la Norvège qui veut que ce soit le pays le plus résilient de notre échantillon. En effet avant la chute de 2014, il n'existe aucune cointégration entre la proxy du risque de crédit du pays concerné et les fondamentaux du marché du pétrole. Cela peut s'expliquer par le fait que c'est un pays ayant de grandes réserves et un exemple avéré en terme de gestion de la rente pétrolière. En dehors de ce pays, les autres pays composant notre échantillon exhibe tous une relation de cointégration ou encore une relation de long terme avec les fondamentaux du marché du pétrole indépendamment de la sous-période considérée. En vue de compléter l'analyse et de préciser le sens des relations entre la volatilité des CDS et les fondamentaux du marché pétrolier nous complétons notre analyse par une étude causale au sens de Granger (1969). En effet l'apparition d'une relation de cointégration annonce l'existence d'une relation causale entre les variables en présence (Mignon et Al 2008).

2-2-3- Etude de la causalité entre la volatilité des CDS et les variables du marché du pétrole.⁸

En vue de préciser le sens de la relation entre les variables en présence, nous mobilisons l'analyse de la causalité au sens de Granger (1969) en vue de détecter le sens de la prédictibilité des variables du marché pétrolier sur la volatilité des CDS mais également pour vérifier si la volatilité des CDS (proxy de la qualité de crédit des pays exportateurs) affecte les variables du marché du pétrole. Fondamentalement, la différence entre les plus grands exportateurs de pétrole et les petits exportateurs est nette consacrant une réelle différence dans la perception des risques de défaut encourus par les Etats auprès des investisseurs. Ci-dessous nous présentons les résultats de l'étude causale résumée dans le tableau 11.

2-2-3-1-Lien causal entre l'offre et la volatilité des primes des CDS.

Sur la période totale d'analyse, il semble ne pas avoir de lien causal entre la volatilité des CDS et l'offre de pétrole à la fois pour l'Arabie Saoudite et la Russie (respectivement premier et deuxième exportateur de pétrole dans le monde), tout comme chez le plus grand détenteur de réserve pétrolière au monde (le Vénézuéla). Pour des petits pays producteurs comme la Norvège (pays diversifié), le Kazakhstan et le Qatar, la causalité est bidirectionnelle. L'offre de production du pétrole granger-cause la volatilité des CDS et un effet feed-back est recensé pour la Norvège. Le schéma de causalité est le même pour l'Arabie Saoudite, le

⁸ Les résultats de cette section ont fait l'objet d'une publication dans la revue *Journal of Energy and Development*: <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-02922834>

Venezuela et la Russie avant la chute de 2014. Le schéma de causalité est également le même pour le Kazakhstan et le Qatar avec l'apparition d'un effet feed-back qui disparaît avec le cas de la Norvège. La causalité est fondamentalement bouleversée pour les principaux producteurs de pétrole que sont le Venezuela, la Russie et l'Arabie Saoudite. Il apparaît une causalité bidirectionnelle entre l'offre de pétrole et la volatilité des CDS à 5 ans pour l'Arabie Saoudite et le Venezuela. Dans le cas de la Russie, la volatilité des CDS granger-cause la production du pétrole. La causalité disparaît dans le cas du Qatar. Elle est bidirectionnelle dans le cas de la Norvège. La volatilité des CDS granger-cause la production dans le cas du Kazakhstan. Dans le cas de l'offre de production, on peut donc dire avec certitude que la chute de 2014 a été un des facteurs qui a contribué à renforcer le lien entre la production pétrolière et le risque de défaut des pays riches en ressources naturelles.

2-2-3-2-Lien causal Entre les Stocks et la volatilité des CDS.

Globalement sur la période totale d'analyse, il y'a une causalité avec un effet feed-back entre les stocks du pétrole et la volatilité des primes des CDS à 5 ans pour les plus grands exportateurs de pétrole à l'exception de l'Arabie saoudite où la volatilité des CDS 5 ans ne cause pas les niveaux de stocks du pétrole. Pour les petits exportateurs de pétrole que sont la Norvège, le Qatar et le Kazakhstan, il n'y a pas de causalité entre les stocks et la volatilité des primes de CDS à 5 ans. Pour l'analyse ante et post chute le schéma est bien différent. Avant la chute de 2014 le lien de causalité est inexistant entre les stocks du prix du pétrole et la volatilité des primes des CDS dans le cas de la Russie. Il apparaît un effet feed-back dans le cas de l'Arabie Saoudite tandis que pour le Venezuela la causalité part de la volatilité des CDS vers les stocks de pétrole. Pour les petits exportateurs de pétrole seul le Kazakhstan exhibe une causalité avec la volatilité des primes des CDS avec un effet feed-back. Le Qatar ou encore la Norvège ne présente aucune causalité avant la chute de 2014. Pour la période post-chute, les liens sont bouleversés entre les stocks et la volatilité des prix du pétrole. Le lien de causalité est inexistant pour l'Arabie Saoudite mais présente et bidirectionnelle dans le cas du Venezuela et de la Russie. La volatilité des primes sur les CDS autrement dit affecterait le risque de défaut de ces pays exportateurs de pétrole tout comme le niveau des stocks aurait un effet sur le risque de défaut de ces Etats dans un contexte de bas prix du pétrole qui pourrait entamer le déficit budgétaire des pays exportateurs de pétrole. Dans le cas des petits exportateurs comme le Kazakhstan, la causalité a disparu pour et est inexistante pour le Qatar. En revanche elle apparaît pour la Norvège mais part cette fois de la volatilité des CDS vers les stocks de pétrole.

2-2-3-3-Lien causal avec la demande de pétrole.

La demande du prix du pétrole ici est approximée par l'indice mondial des prix de frêts maritimes de Kilian (2009). Sur la période totale, la causalité est bidirectionnelle pour tous les grands exportateurs de pétrole à l'exception du Venezuela. Pour les petits exportateurs de pétrole, on recense une causalité bidirectionnelle dans le cas du Kazakhstan, une absence de causalité pour le Qatar et une causalité allant de la volatilité des CDS vers l'indice de Kilian pour le cas de la Norvège. L'analyse ante-chute 2014 révèle une absence totale de causalité pour l'Arabie Saoudite, le Venezuela et tous les petits pays exportateurs de pétrole exception faite de la Russie qui exhibe une causalité bidirectionnelle. Après la chute de 2014, la causalité apparaît pour tous les pays à l'exception du Kazakhstan et de l'Arabie Saoudite. La causalité est bidirectionnelle dans le cas du Venezuela et de la Russie. Dans le cas de la Norvège et de la Russie, elle part de la volatilité des primes des CDS à l'indice de Kilian. Donc on peut estimer que la chute de la mi-2014 a contribué à créer pour certains et à renforcer pour d'autre le lien qui existe entre le risque de défaut et les prix du pétrole.

2-2-3-4-Lien causal avec les rendements du prix spot.

Sur la période totale, la causalité est absente pour l'Arabie Saoudite uniquement. Elle est présente pour d'autres pays avec des schémas alternatifs avec un effet feed-back et une causalité à sens unique. Pour le Venezuela la causalité est bidirectionnelle entre le prix spot et la volatilité des CDS. Pour la Russie, la causalité part des prix du pétrole vers la volatilité des primes des CDS de même que le Kazakhstan. Pour le Qatar et la Norvège, la causalité est plutôt bidirectionnelle. Avant la chute de 2014, seul le Qatar refute une causalité avec les prix spot du pétrole. La causalité part de la volatilité des primes des CDS vers les prix du pétrole dans le cas de l'Arabie Saoudite. Le Venezuela exhibe une causalité bidirectionnelle entre les prix du pétrole et la volatilité des CDS. La causalité part, des rendements du prix du pétrole vers la volatilité des CDS dans le cas de la Russie, la Norvège et le Kazakhstan. Après la crise, le lien de causalité apparaît et est bidirectionnelle dans les cas de l'Arabie Saoudite, du Venezuela et de la Norvège. Dans le cas de la Russie, le prix du pétrole Brent cause la volatilité des CDS alors que dans le cas du Kazakhstan et du Qatar, l'inverse est plutôt recensé avec une causalité partant de la volatilité des CDS vers les prix du Brent

2-2-3-5- Lien causal avec les anticipations du prix du pétrole à trois mois.

Sur la période d'observation totale, le sens de la causalité entre la volatilité des primes de CDS et les anticipations à trois mois du prix du pétrole revêtent également un schéma différent. A l'exception de l'Arabie Saoudite et du Venezuela, la causalité existe et est parfois bidirectionnelle. Notons pour mémoire que l'Arabie Saoudite et le Venezuela sont parmi les premiers détenteurs de réserve de pétrole dans le monde. Elle est bidirectionnelle dans le cas de la Russie, du Kazakhstan, du Qatar et part des prix du pétrole anticipés à trois mois vers la volatilité des primes de CDS à 5 ans. Pour le cas de la Norvège, il n'y a pas d'effet feed-back allant de la volatilité des primes de CDS 5 ans vers les prix anticipés à trois mois dans le cas de la Norvège. Avant la chute de 2014, il existe bien une causalité qui part de la volatilité des primes de CDS vers le prix anticipé à trois mois. Dans le cas de la Russie, la causalité est toujours présente et est bidirectionnelle tout comme dans le cas du Kazakhstan tandis qu'elle est absente dans le cas du Venezuela. Dans le cas du Qatar, la volatilité des primes de CDS du Qatar cause les prix anticipés à trois mois et est absente dans le cas de la Norvège. Pour la période post-chute 2014, la causalité apparaît et est bidirectionnelle pour le Venezuela et disparaît pour le Qatar et l'Arabie Saoudite. Mieux la causalité est bidirectionnelle dans le restant des pays étudiés avec des retards plus ou moins rapprochés. On peut donc attester que la chute de 2014 n'est pas étrangère au lien de causalité entre la volatilité des CDS et les prix anticipés à trois mois du pétrole et surtout que le risque de solvabilité perçu par le marché financier à l'endroit des pays exportateurs de pétrole est bien différent d'un pays à un autre.

	VolArabie			VolVenezuela			VolRussia			VolKazakhstan			VolQatar			VolNorway		
	Avant ⁹	Après ¹⁰	Total ¹¹	Avant	Après	Total	Avant	Après	Total	Avant	Après	Total	Avant	Après	Total	Avant	Après	Total
Supply		↔			<=	< =		<=		↔	<=	= >	↔		= >	=>	↔	↔
Stock	↔		=>		↔	↔		=>	↔	↔							< =	
Kilian Index			↔		↔		↔	<=	↔			↔		<=			< =	< =
Oil price	<=	↔		↔	↔	↔	=>	=>	= >	=>	<=	= >		<=	↔	=>	↔	↔
Oil volatility		=>		=>	↔	↔	=>	=>	↔	=>	↔	< =				=>	↔	
Anticipated price	<=				↔	↔	↔	↔	↔	↔		↔	<=		↔		↔	↔

Tableau 11: Résumé des schémas de causalité entre la volatilité des cds et les variables du marché de pétrole.

Note : VolPays : volatilité des primes des CDS de l'Arabie Saoudite ; =>: causalité à sens unique; ↔: causalité bidirectionnelle

⁹ Avant la chute de 2014 ;

¹⁰ Après la chute de 2014

¹¹ Sur la période totale d'analyse (de 2010 à 2017).

<i>Hypothèse nulle</i> ¹²	<i>F(p-value)</i>	<i>retard</i>	<i>Resultats</i>
Panel 2010-2017			
Arabie saoudite			
Offre → volatilité des cds	0.920(0.5133) ¹³	0.215(0.995) ¹⁴	10j/10j ¹⁵ pas de
Stocks → volatilité des cds			causalité
Indice de Kilian → Volatilité des cds	1.68(0.019)	0.446(0.815)	25j/25j Stocks → volatilité cds
Prix du pétrole → volatilité des cds	4.63(0.000)	2.8466(0.014)	4j/5j Indice .k ↔ volatilité cds
Volatilité du pétrole → volatilité des cds	0.17 (1)	0.268(0.99)	25j/25j pas de causalité
Prix à 3 mois du pétrole→volatilité des cds	0.23 (1)	0.11(1)	25j/25j pas de causalité
Venezuela			
Offre → volatilité des cds	0.33(0.99)	0.575(0.95)	25j/25j pas de causalité
Stocks → volatilité des cds			pas de causalité
Indice de Kilian → Volatilité des cds	0.99(0.46)	4.27(0.03)	25j/25j Stocks ↔ volatilité cds
Prix du pétrole → volatilité des cds	2.01 (0.06)	1.83(0.026)	6j/5j pas de causalité
Volatilité du pétrole → volatilité des cds	0.97(0.49)	0.576(0.95)	25j/25j Prix pétrole ↔ volatilité cds
Prix à 3 mois du pétrole→volatilité des cds	3.20(0.00)	3.646(0.012)	5j/3j Vol pétrole ↔ vol cds
Russie	3.34 (0.035)	13.428(1.144e-08)	25j/25j prix anti3M ↔ vol cds
Offre → volatilité des cds	2.007 (0.010)	3.816(4.039e-05)	16j/10j pas de causalité
Stocks →volatilité des cds			pas de causalité
Indice de Kilian →Volatilité des cds	0.64(0.91)	0.588(0.947)	25j/25j Stocks ↔ volatilité cds
Prix du pétrole → volatilité des cds	2.25(0.04)	2.162(0.055)	5j /5j Indice .k ↔ volatilité cds
Volatilité du pétrole → volatilité des cds	1.81(0.02)	3.280(0.020)	15j/3j prix pétrole →volatilité cds
Prix à 3 mois du pétrole→volatilité des cds	20.87(2e-16)	0.856(0.669)	5j/25j volatilité pétrole ↔ vol. cds
Kazakhstan	2.13 (0.09)	2.131(0.094)	2j/3j prix anti3M ↔ volatilité cds
Offre → volatilité des cds	5.47(5e-05)	4.041(0.000)	5j/6j pas de causalité
Stocks →volatilité des cds			pas de causalité
Indice de Kilian → Volatilité des cds	1.67(0.03)	0.903 (0.582)	20j/20j Offre → volatilité des cds
Prix du pétrole → volatilité des cds	0.88(0.63)	0.979(0.492)	25j/25j pas de causalité
Volatilité du pétrole → volatilité des cds	2.353(0.095)	12.61(0.00)	1j/2j Indice .k ↔ volatilité cds
Prix à 3 mois du pétrole→volatilité des cds	13.67(0.00)	1.039(0.409)	1j/25j Prix pétrole → volatilité cds
Qatar	1.03(0.41)	2.884(0.000)	15j/25j volatilité pétrole ← vol. cds
Offre →volatilité des cds	3.79(4.e-05)	12.868(0.000)	10j/1j prix anti3M ↔ volatilité cds
Stocks → volatilité des cds			pas de causalité
Indice de Kilian → Volatilité des cds	2.26(0.02)	1.063(0.382)	7j/25j Offre → volatilité des cds
Prix du pétrole →volatilité des cds	0.77(0.77)	0.423(0.832)	25j/25j pas de causalité
Volatilité du pétrole → volatilité des cds	0.91(0.58)	0.681(0.848)	25j/25j pas de causalité
Prix à 3 mois du pétrole→volatilité des cds	4.76(0.02)	4.336(0.037)	1j/1j Prix pétrole ↔ volatilité cds
Norvege	0.634 (0.917)	0.916(0.582)	25j/25j pas de causalite
Offre →volatilité des cds	7.06(0.00)	7.359(0.006)	1j/1j prix anti3M ↔ volatilité cds
Stocks → volatilité des cds			pas de causalité
Indice de Kilian → Volatilité des cds	2.09(0.04)	2.194(0.025)	7j/8j Offre ↔ volatilité des cds
Prix du pétrole →volatilité des cds	0.89(0.61)	0.732(0.827)	25j/25j pas de causalité
Volatilité du pétrole → volatilité des cds	0.99 (0.46)	1.723(0.07)	10j/1j indice .k ← volatilité des cds
Prix à 3 mois du pétrole→volatilité des cds	11.31(0.00)	3.911(0.008)	1j/3j prix pétrole ↔ vol cds
	1.13(0.29)	1.133(0.295)	25j/25j pas de causalité
	3.02(0.00)	6.810(2.655e-06)	6j/5j prix anti3M ↔ vol cds

¹² La causalité est testée dans les deux sens.

¹³ Désigne la valeur de Fischer et la p-valeur associée dans le premier sens de la causalité.

¹⁴ Désigne la valeur de Fischer et la p-valeur associée dans le deuxième sens de la causalité.

¹⁵ (/) :Les retards associés à la causalité dans le premier sens et dans le deuxième sens.

Tableau 12: Schéma de causalité entre la volatilité des CDS et les fondamentaux du prix du pétrole sur la période globale.

<i>Hypothèse Nulle</i>	<i>F(p-value)</i>		<i>retard</i>	<i>Résultats</i>
Panel 2010-2014				
Arabie saoudite				
Offre → volatilité des cds	0.89(0.61)	0.785(0.764)	25j/25j	pas de causalité
Stocks → volatilité des cds	4.19(0.04)	6.427(1.152e-09)	1j/10j	stocks ↔ volatilité cds
Indice de Kilian → Volatilité des cds	0.811(0.73)	0.956(0.525)	25j/25j	pas de causalité
Prix du pétrole → volatilité des cds	0.71(0.84)	3.09(0.078)	10j/1j	Prix pétrole ← volatilité cds
Volatilité du pétrole → volatilité des cds	0.96(0.51)	0.521(0.975)	25j/25j	pas de causalité
Prix à 3 mois du pétrole → volatilité des cds	0.63(0.91)	1.47(0.061)	25j/15j	prix anti3M ← volatilité cds
Venezuela				
Offre → volatilité des cds	0.56(0.95)	0.334(0.999)	25j/25j	pas de causalité
Stocks → volatilité des cds	1.21(0.23)	1.054(0.390)	25j/5j	Stocks ← volatilité cds
Indice de Kilian → Volatilité des cds	0.46(0.98)	0.334(0.999)	25j/25j	pas de causalité
Prix du pétrole → volatilité des cds	2.85(0.014)	1.894(0.092)	5j/5j	Prix du pétrole ↔ vol cds
Volatilité du pétrole → volatilité des cds	1.76(0.09)	0.871(0.647)	1j/6j	vol pétrole → volatilité cds
Prix à 3 mois du pétrole → volatilité des cds	0.57(0.95)	1.029(0.423)	25j/25j	pas de causalité
Russie				
Offre → volatilité des cds	0.60(0.94)	0.656(0.900)	25j/25j	pas de causalité
Stocks → volatilité des cds	0.80(0.74)	1.256(0.18)	25j/25j	pas de causalité
Indice de Kilian → Volatilité des cds	2.79(0.09)	12.12(1.909e-11)	1j/5j	indice.k ↔ volatilité cds
Prix du pétrole → volatilité des cds	56.48(1.1e-13)	0.965(0.512)	1j/25j	prix pétrole → volatilité cds
Volatilité du pétrole → volatilité des cds	2.99(0.010)	0.965(0.512)	5j/25j	vol pétrole → volatilité cds
Prix à 3 mois du pétrole → volatilité des cds	6.06(0.01)	2.568(0.025)	1j/5j	prix anti3M ↔ vol cds
Kazakhstan				
Offre → volatilité des cds	1.86(0.03)	3.174(0.000)	11j/10j	Offre ↔ volatilité des cds
Stocks → volatilité des cds	14.42(0.00)	4.491(0.000)	1j/5j	Stocks ↔ volatilité des cds
Indice de Kilian → Volatilité des cds	0.74(0.80)	0.629(0.921)	25j/25j	pas de causalité
Prix du pétrole → volatilité des cds	2.00(0.03)	1.271(0.213)	5j/25j	Prix pétrole → vol des cds
Volatilité du pétrole → volatilité des cds	3.95(0.00)	0.416(0.995)	5j/25j	Vol pétrole → volatilité cds
Prix à 3 mois du pétrole → volatilité des cds	1.65(0.08)	4.857(0.000)	10j/5j	prix anti3M ↔ vol cds
Qatar				
Offre → volatilité des cds	2.68(0.02)	3.118(0.008)	5j/5j	Offre ↔ volatilité des cds
Stocks → volatilité des cds	0.674(0.88)	0.796(0.749)	25j/25j	pas de causalité
Indice de Kilian → Volatilité des cds	1.16(0.25)	1.045(0.403)	25j/25j	pas de causalité
Prix du pétrole → volatilité des cds	0.952(0.53)	0.883(0.629)	25j/25j	pas de causalité
Volatilité du pétrole → volatilité des cds	0.41(0.99)	0.804(0.7401)	25j/25j	pas de causalité
Prix à 3 mois du pétrole → volatilité des cds	1.19 (0.23)	2.057(0.025)	25j/10j	prix anti3M ← vol cds
Norvege				
Offre → volatilité des cds	1.87(0.04)	0.836(0.696)	10j/20j	Offre → volatilité des cds
Stocks → volatilité des cds	1.17(0.28)	0.693(0.867)	25j/25j	pas de causalité
Indice de Kilian → Volatilité des cds	0.69(0.86)	0.834(0.698)	25j/25j	pas de causalité
Prix du pétrole → volatilité des cds	4.40(0.00)	0.836(0.696)	5j/25j	Prix pétrole → vol cds
Volatilité du pétrole → volatilité des cds	1.51(0.06)	1.097(0.337)	25j/25j	Vol du pétrole → vol cds
Prix à 3 mois du pétrole → volatilité des cds	1.0(0.45)	0.876(0.640)	25j/25j	pas de causalité

Tableau 13 : Schéma de causalité entre la volatilité des CDS et les fondamentaux du marché du pétrole avant la chute de 2014.

<i>Hypothèse Nulle</i>	<i>F(p-value)</i>		<i>retard</i>	<i>Resultats</i>
Panel 2014-2017				
Arabie saoudite				
Offre → volatilité des cds	4.45(0.03)	2.886(0.013)	1j/5j	Offre ↔ volatilité des cds
Stocks → volatilité des cds	0.68(0.87)	0.501(0.980)	25j/25j	pas de causalité
Indice de Kilian → Volatilité des cds	0.65(0.89)	0.709(0.850)	25j/25j	pas de causalité
Prix du pétrole → volatilité des cds	1.67(0.08)	3.143(0.008)	10j/5j	Prix pétrole ↔ volatilité cds
Volatilité du pétrole → volatilité des cds	7.27(0.00)	0.646(0.907)	1j/25j	Vol pétrole → volatilité cds
Prix à 3 mois du pétrole → volatilité des cds	0.69(0.86)	0.593(0.942)	25j/25j	pas de causalité
Venezuela				
Offre → volatilité des cds	2.02(0.00)	1.6(0.046)	21j/20j	Offre ↔ volatilité des cds
Stocks → volatilité des cds	8.85(0.00)	25.40(5.855e-07)	2j/1j	Stocks ↔ volatilité des cds
Indice de Kilian → Volatilité des cds	2.906(0.013)	4.28(0.01)	5j/2j	Ind Kilian ↔ Vol cds
Prix du pétrole → volatilité des cds	8.44(8. e-08)	2.078(0.002)	5j/22j	Prix du pétrole ↔ vol cds
Volatilité du pétrole → volatilité des cds	2.47(0.03)	2.323(0.041)	5j/5j	Vol pétrole ↔ vol cds
Prix à 3 mois du pétrole → volatilité des cds	3.60(e-06)	5.97(2.015e-05)	15j/5j	prix anti3M ↔ vol cds
Russie				
Offre → volatilité des cds	1.19(0.23)	2.311(0.011)	25j/10j	Offre ← volatilité des cds
Stocks → volatilité des cds	2.20(0.01)	0.771(0.570)	11j/1j	Stocks ↔ volatilité des cds
Indice de Kilian → Volatilité des cds	1.08(0.34)	7.226(0.007)	25j/1j	Ind.Kilian ← Vol des cds
Prix du pétrole → volatilité des cds	57.71(2.2e-16)	0.688(0.871)	3j/25j	Prix pétrole → vol cds
Volatilité du pétrole → volatilité des cds	5.87(0.01)	0.731(0.827)	1j/25j	Vol pétrole → vol cds
Prix à 3 mois du pétrole → volatilité des cds	2.68(0.03)	2.667(8.21e-05)	4j/20j	prix anti3M ↔ vol cds
Kazakhstan				
Offre → volatilité des cds	0.86(0.66)	1.849(0.019)	25j/17j	Offre ← volatilité des cds
Stocks → volatilité des cds	0.52(0.92)	0.369(0.998)	25j/25j	pas de causalité
Indice de Kilian → Volatilité des cds	0.38(0.99)	0.748(0.807)	25j/25j	pas de causalité
Prix du pétrole → volatilité des cds	0.79(0.74)	5.186(0.000)	25j/1j	Prix pétrole ← vol des cds
Volatilité du pétrole → volatilité des cds	3.01(0.00)	3.002(0.006)	14j/6j	Vol pétrole ↔ volatilité des cds
Prix à 3 mois du pétrole → volatilité des cds	0.443(0.991)	0.185(1)	25j/25j	pas de causalité
Qatar				
Offre → volatilité des cds	0.81(0.73)	1.194(0.235)	25j/25j	pas de causalité
Stocks → volatilité des cds	1.08(0.35)	0.596(0.941)	25j/25j	pas de causalité
Indice de Kilian → Volatilité des cds	0.890 (0.22)	1.748(0.066)	25j/10j	Ind Kilian ← Volatilité des cds
Prix du pétrole → volatilité des cds	0.74(0.81)	2.225(0.038)	25j/6j	Prix pétrole ← vol des cds
Volatilité du pétrole → volatilité des cds	0.85(0.66)	0.894(0.614)	25j/25j	pas de causalité
Prix à 3 mois du pétrole → volatilité des cds	0.78(0.76)	0.483(0.985)	25j/25j	pas de causalité
Norvege				
Offre → volatilité des cds	2.855(0.00)	1.903(0.013)	7j/18j	Offre ↔ volatilité des cds
Stocks → volatilité des cds	0.954(0.52)	2.79 (0.002)	25j/10j	Stocks ← volatilité des cds
Indice de Kilian → Volatilité des cds	1.17(0.25)	1.913(0.047)	25j/9j	Ind de Kilian ← Vol des cds
Prix du pétrole → volatilité des cds	6.78(0.00)	9.524(0.002)	1j/1j	Prix pétrole ↔ vol cds
Volatilité du pétrole → volatilité des cds	1.70(0.03)	6.783(0.009)	18j/25j	Vol pétrole → volatilité des cds
Prix à 3 mois du pétrole → volatilité des cds	15.09(0.00)	4.215(0.015)	2j/1j	prix anti3M ↔ vol cds

Tableau 14: Schéma de causalité entre la volatilité des CDS et les fondamentaux du marché pétrolier après la chute de 2014.

2-2-3-6- Discussions des résultats.

L'analyse de la causalité (tableau 11) entre les marchés pétroliers et les différentes composantes du marché du pétrole révèle des schémas de causalité bien différenciée en fonction des pays en présence dans notre échantillon. Dans le cas du Venezuela premier détenteur de réserve de pétrole dans le monde (voir tableau 21, page 198) sur la première sous-période, on ne détecte aucune causalité entre l'offre de production et la volatilité des primes de CDS (proxy sur la qualité de crédit du pays). La relation de la causalité n'apparaît qu'après la chute de 2014. Il s'agit d'une causalité historique unidirectionnelle qui part de la volatilité des primes des CDS vers les stocks. Donc de fait, la causalité sur la période globale est la résultante du changement de dynamique survenue après la chute de 2014. On aurait pu s'attendre à une causalité partant de l'offre vers la volatilité des CDS. Cependant, le Venezuela a ceci de particulier car en plus d'être membre de l'OPEP, le Venezuela détient la plus grande réserve pétrolière dans le monde. On peut estimer qu'après la chute de 2014, les réserves du pays en termes de devises soient telles que le pays ait été dans l'obligation de mobiliser toutes ses capacités de production pour faire face à la chute du prix du pétrole et remplir ses besoins en devises. Le même type de raisonnement peut être établi dans le cas des stocks. Sur la période globale, au sens de Granger, les stocks causent la volatilité des CDS du Venezuela. Cette causalité peut être attribuée pour partie aux événements survenus sur la première sous-période en l'occurrence de 2014- 2017 (chute des prix de 2014 et restructuration de la dette du pays en novembre 2017). De façon intuitive on peut estimer que lorsque les stocks des pays de l'OCDE sont élevés sur le marché, le pouvoir de marché du cartel de l'OPEP sur les prix s'amenuise. Une faible emprise du cartel sur les prix favorisant des prix moins élevés et donc proche des coûts de production des pays exportateurs contribuent à les rendre moins solvables aux yeux des investisseurs. De même l'autre sens de la causalité allant de la volatilité des CDS vers les stocks des pays de l'OCDE pourrait s'expliquer en partie par le statut du pays en tant que membre de l'OPEP et le niveau de ses réserves mondiales en pétrole (voir tableau 21). Une dégradation de la qualité de crédit du pays à l'issue d'une baisse des prix du pétrole par exemple pourrait pousser ce dernier à s'écarter de la politique de quotas fixée par le cartel dans la limite de ses capacités de production en vue de satisfaire ses besoins en devise. Vu la capacité de production limitée de ce pays, les marchés peuvent entrer dans une démarche pré-cautionnaire en favorisant la constitution de stocks d'autant plus que le pays n'a pas une capacité de production aussi flexible que celle des

pays du golfe Arabie Saoudite en tête. La relation sur la période globale n'est que la résultante des événements ayant favorisés le schéma de causalité sur la deuxième sous-période à savoir l'essor de la production du pétrole de schiste, une demande baissière en énergie de la part des émergents et une instabilité politique renforcée par la chute des prix dans le cas spécifique de ce pays. Pour ce qui relève de la demande, la causalité est bidirectionnelle et présente que sur la deuxième sous-période, il s'agit donc d'une causalité circonstanciée favorisée par les éléments mentionnés précédemment et une politique agressive du cartel de l'OPEP face à l'essor du pétrole de schiste aux Etats-Unis et au Canada. Pour les prix, la causalité est bidirectionnelle et instantanée sur la période globale et ce schéma subsiste bien avant l'épisode de 2014 même si elle est plus marquée (seuil de 5%) en partant de la volatilité des CDS vers les prix du pétrole. Le fait que la causalité soit atténuée dans la deuxième sous-période serait attribuable au fait que le Venezuela ne soit pas vraiment le meneur de la stratégie au sein de l'OPEP et que ses capacités de production ne soient pas aussi extensibles que les autres membres sur le marché. Ces résultats de la causalité renforcent les intuitions de Sharma et Thurasaimy (2013) qui, par un test de prédictibilité établissent que les rendements des prix du pétrole prédisent les rendements des CDS d'un échantillon de pays d'Asie. La volatilité du pétrole qui résume l'instabilité du marché du pétrole cause avec un effet rétroactif la volatilité des primes de CDS du Venezuela. La causalité est apparente en première sous-période dans un seul sens (de la volatilité des prix vers la volatilité des CDS). De même les anticipations sur les prix du pétrole ont un effet rétroactif sur la volatilité des CDS. Pour les autres pays constituant notre échantillon, le schéma de causalité apparaissant au sortir de notre analyse est nécessairement différente et variable en fonction du ou des pays considérés. Le premier élément explicatif est que les pays ont des dotations en réserve de pétrole bien différentes. En effet Hooper (2015) a montré que dans le cas du Venezuela et de la Russie, les réserves en ressources naturelles étaient appréhendées comme collatéral dans l'évaluation de la qualité de crédit des pays exportateurs. Ensuite le deuxième élément qui puisse expliquer cette différence dans la liaison entre la causalité de ces pays serait la qualité des institutions, la nature de la politique monétaire en l'occurrence de change en vigueur dans le pays considéré. Chuffart et Hooper (2019) montrent que la réaction des primes des CDS varient en fonction du régime de change en vigueur en comparant la Russie et le Venezuela. Le dernier facteur à même de nuancer ce schéma de causalité est la politique fiscale et son adossement dans certains pays à un fond souverain dont l'ampleur varie d'un pays à un autre. En effet pour Mohaddes et Raissi (2017), les fonds souverains permettent d'atténuer la volatilité de la croissance dans un environnement doté d'institutions solides et donc d'assurer une stabilité macroéconomique qui

favoriserait un risque de défaut moindre (Hilscher et Nosbuch, 2011). Ainsi dans le cas de l'Arabie Saoudite, la causalité apparaît dans le cas global uniquement dans le cas des stocks où elle est uni-directionnelle des stocks vers la volatilité des CDS. Cette causalité est bidirectionnelle sur la première sous-période et absente sur la deuxième sous-période. Ceci dit globalement la constitution des stocks de pétrole par les pays de l'OCDE érode la qualité de crédit des pays exportateurs de pétrole. Cela s'explique par le fait que le pays est le plus grand exportateur de pétrole et la constitution des stocks par les pays importateurs lui font perdre tout pouvoir d'infléchissement sur les prix et donc d'affecter ses réserves en devise. En ce qui concerne la demande, la causalité est bi-directionnelle. La qualité de crédit de ce pays a un effet rétroactif sur la demande du pétrole. Les prix ne causent la volatilité des CDS qu'en cas de période de tensions sur les marchés. Sur la première sous-période (dette européenne) la volatilité des CDS granger-cause les prix et sur la deuxième sous-période, la causalité est bi-directionnelle. En tant que deuxième détenteur de réserve de pétrole dans le monde derrière les Etats-unis et le Venezuela, elle détient une capacité de production résiduelle qui lui confère le pouvoir de décision au sein du cartel et de producteur d'appoint (swing producer). Ce qui explique en partie sa résilience face à l'instabilité (volatilité des prix du pétrole) des prix du pétrole et aux anticipations sur les prix. Le cas de la Russie est très proche de celui du Venezuela avec un statut particulier comme plus grand détenteur de réserve de pétrole non-membre de l'OPEP sous le coup de sanction depuis l'annexion de la Crimée. La Russie est très sensible aux évolutions du marché. Aucune causalité toutefois n'apparaît entre l'offre et la volatilité des CDS sur la période globale si ce n'est sur la deuxième sous-période qui part de la volatilité des CDS du pays vers l'offre. Cela n'est pas anodin car elle correspond à la période d'annexion de la Crimée par la Russie. Sur la période globale, les prix qu'ils soient anticipés ou non ainsi que la volatilité granger-cause la volatilité des CDS de la Russie avec un effet rétroactif sur la période globale d'analyse dans le cas du prix anticipé et de la volatilité du prix du pétrole. Et enfin une causalité bi-directionnelle est ébalit pour les stocks et la demande. Cette inter—connexion dans le cas de la Russie apparaît quasiment sur les deux sous-période. La politique de dédollarisation et le régime de change du pays mêlées aux questions politiques, sont souvent avancés dans la littérature pour expliquer cette connexion renforcée avec les marchés. En plus de la première sous-période (2010-2014) qui correspond à la période de la dette européenne, en novembre 2014, le pays a basculé vers un régime de change libre flottant. Paradoxalement, la Norvège qui dispose du plus grand fond souverain au monde et exemple de référence en termes de gestion de rente pétrolière exhibe une connexion très forte avec le marché du pétrole. L'une des explications possibles de cette situation serait due à la qualité de la dette de ce pays qui

pourrait être prise par les investisseurs et la détention du plus grand fond souverain dans le monde qui détiendrait une part non négligeable de ses 1000 milliards de fonds dans le domaine pétrolier. Ce schéma de causalité dans le cas de la Norvège explique en partie la décision du gouvernement en Novembre 2017 de retirer tous ses actifs du secteur pétrolier. Dans le cas du Qatar, l'offre granger-cause la volatilité des CDS sur la période globale. Cette causalité peut être attribuable à l'apparence de la causalité sur la première sous-période correspondant à la période de la crise de la dette européenne qui exhibe un effet rétroactif. Une causalité bidirectionnelle est relevée entre les prix spot du pétrole et la volatilité des CDS sur la période globale. Sur la deuxième sous-période la causalité part de la volatilité des CDS vers le prix spot allant de la volatilité des CDS vers le prix spot du pétrole. Une causalité bidirectionnelle est recensée avec les prix anticipés du prix du pétrole. Cette causalité a dû probablement être accentuée par la crise de la dette européenne qui a engendré une frayeur ou une défiance par rapport à la qualité de crédit du pays exportateur (causalité partant de la volatilité des CDS vers les prix anticipés). Le fond Qatari détenant des actifs à travers le monde, en Europe en particulier affecterait les anticipations du prix du pétrole en cas de tension sur les marchés de la dette. Dans le cas du Kazakhstan relativement petit producteur par rapport aux autres pays composant notre échantillon, l'offre cause la volatilité des CDS sur la période globale. Elle est bidirectionnelle sur la première sous-période (période de stress sur le marché de la dette souveraine) et part de la volatilité des CDS vers l'offre sur la deuxième sous-période. Au niveau des stocks, la causalité n'est présente que sur la première sous-période et elle est bidirectionnelle. Il y'a une causalité bidirectionnelle entre la demande et la volatilité des CDS sur la période globale. Les prix du pétrole granger-cause la volatilité des CDS sur la période globale tandis qu'elle est inversée sur la première sous-période et est bidirectionnelle sur la deuxième sous-période. Pour ainsi dire, la transmission de l'information entre les deux marchés est inversée en fonction de la sous-période dans laquelle les deux marchés se trouvent.

2-3-Etude des ajustements de la volatilité des CDS aux chocs des prix du pétrole : une étude multivariée par le modèle SVAR.¹⁶

Dans cette section nous étudions l'effet des différents chocs de pétrole sur la volatilité des primes des cds des pays exportateurs de pétrole. Depuis les travaux de Kilian (2009), il est établi que les chocs de pétrole selon les causes qui président à leur émergence n'ont pas le même effet sur les grandeurs macroéconomiques. Nous étendons leur analyse à la compréhension de la réaction de la volatilité des primes de cds des pays qui composent notre échantillon. Pour détecter la présence de cointégration de long terme nous appliquons successivement le test de cointégration de Johansen et de Engle et Granger sur les données différenciées pour détecter l'éventuelle présence de relation de long terme sur les données en présence dans notre échantillon.

2-3-1- Méthodologie.

2-3-1-1. Les modèles de volatilité.

Selon Castellano et Dell'Arricia (2011) la volatilité des CDS est une meilleure mesure de la qualité de crédit. Dans cette logique, nous suivons Saker et Al (2018) qui proposent d'utiliser plusieurs choix de modèles de volatilité pour extraire le régime de volatilité des primes de CDS pays exportateurs. Notons qu'il aurait été aussi instructif de mobiliser des formes de volatilité stochastique proposée par Ftiti et Jawadi (2019) pour modéliser une volatilité plus stochastique. Nous choisissons néanmoins des modèles de volatilité de base donc de mémoire courte ensuite nous testons les hypothèses de présence d'effet asymétrique sur les primes des cds tout en intégrant la possibilité de présence d'effet de mémoire dans le régime de volatilité. Pour ce faire, nous mobilisons le modèle Generalized ARCH de Bollerslev (1986), qui se définit de la façon suivante :

¹⁶ Cette section a fait l'objet d'une présentation à la 16-eme conférence européenne de l'association internationale de l'énergie à Lubjana 25-28 Aout 2019 : <http://www.iaee.org/proceedings/article/16383>

$$y_t = c + u_t \quad (2.6)$$

/ avec $u_{it} = \sigma_{i,t}\varepsilon_{it}$, avec $\varepsilon_{it} \rightarrow$ Loi elliptique ;

$$\text{Et où} \quad \sigma_t^2 = V(y_t | F_{t-1}) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^q \alpha_k a_{t-k}^2 + \sum_{h=1}^p \beta_h \sigma_{t-h}^2 \quad (2.7)$$

Sachant que pour que ce processus soit stationnaire, il faut que la condition $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{h=1}^p \beta_h \leq 1$. Avec $\alpha_0 \geq 0, \alpha_k \geq 0, \beta_h \geq 0$. Toutefois ce modèle ne prenant pas en compte les effets asymétriques des chocs sur la formulation de la volatilité, un autre modèle candidat est celui de Glosten et Al (1993) qui permet aux innovations ε_t d'avoir des effets différenciés en fonction de leur signe et de leur amplitude. Autrement la volatilité se transcrit de la forme suivante pour un modèle GJR – GARCH(p, q) d'ordre (p, q):

$$\sigma_t^2 = \alpha_{i,0} + \alpha_{i,1} a_{t-1}^2 + \gamma_i I_{i,t-1} a_{i,t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (2.8)$$

Une variante du modèle de volatilité est celui de Nelson (1991), qui permet d'intégrer le phénomène d'effet de levier et l'effet d'asymétrie de l'erreur de distribution. Il se présente comme suit.

$$\ln(\sigma_{i,t}^2) = \alpha_{i,0} + \sum_{i=1}^q \alpha_i (\varphi z_{t-i} + \gamma [|z_{t-i}| - E|z_{t-i}|]) + \sum_{j=1}^p \beta_j \ln \sigma_{t-j}^2 \quad (2.9)$$

$$\text{Avec } z_{t-i} = \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}}$$

Si la dernière variante du modèle de volatilité permet de prendre en compte l'effet de levier, nous avançons un dernier modèle qui permet de prendre en compte l'effet de mémoire pour intégrer l'effet de la mémoire sur la volatilité des variables. Le modèle FIGARCH(p, q) proposé par Baillie et Al (1996) introduit la possibilité d'une persistance infinie des chocs de volatilité. Ce modèle permet de capturer la mémoire longue présente dans la volatilité financière en permettant une grande flexibilité eu égard au degré de persistance. Dans sa définition standard le modèle FIGARCH(1, d, 1) dépend du paramètre d'intégration fractionnaire d et s'écrit :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \left[1 - (1 - \beta(L))^{-1} (1 - \varphi(L))(1 - L)^d \right] a_t^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (2.10)$$

Pour clore les choix de formalisation de la volatilité nous alternons dans le choix des lois elliptiques des résidus la loi normale standard et deux autres lois à queue plus épaisses pour intégrer l'excès de Kurtosis et de Skewness (la loi de Student et la loi GED) souvent indexé dans la littérature financière.

2-3-1-2. Le modèle SVAR.

Si on considère un modèle Vectoriel auto-régressif standard d'ordre p avec k de variables explicatives alors on peut l'écrire dans sa forme mathématique standard de la façon suivante :

$$Y_t = A_1^* Y_{t-1} + A_2^* Y_{t-2} + \dots \dots A_p^* Y_{t-p} + u_t \quad (2.11)$$

Avec $Y_t = \begin{pmatrix} Y_{1t} \\ \vdots \\ Y_{kt} \end{pmatrix}$ et A_t^* étant une matrice d'ordre $k * k$. Dans sa forme structurelle le modèle de l'équation (2) se décline alors de la façon qui suit :

$$AY_t = A_1^* Y_{t-1} + A_2^* Y_{t-2} + \dots \dots A_p^* Y_{t-p} + u_t \quad (2.12)$$

Avec A étant d'ordre $k * k$. Le modèle (2) peut être réécrit comme le modèle (1) en pré-multipliant les deux membres de l'égalité par A^{-1} . Ainsi on obtient la formule suivante qui permet d'obtenir VAR(p) standard incarnant la forme réduite du modèle SVAR(p)¹⁷ initial.

$$Y_t = A^{-1}A_1^* Y_{t-1} + A^{-1}A_2^* Y_{t-2} + \dots \dots A^{-1}A_p^* Y_{t-p} + A^{-1}u_t \quad (2.13)$$

$$Y_t = BY_{t-1} + BY_{t-2} + \dots \dots BY_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.14)$$

Avec $B = A^{-1}A_1^*$

et

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} a_{11} & \dots & a_{1k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{k1} & \dots & a_{kk} \end{bmatrix} u_t$$

¹⁷ L'ordre optimal du var associé est obtenu par le critère de Akaike. Les résultats associés à l'estimation du modèle var sont prescrits à l'Annexe 3.7

Les chocs de la forme réduite ε_t étant une combinaison linéaire des chocs structurels u_t de variance covariance la matrice de la forme suivante : $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = A^{-1}DA^{-1}$ (2.15)

Les estimations associées à la variable $Y_t = \begin{bmatrix} \text{NdIprodMondial} \\ \text{NdIndice2kilian} \\ \text{NdlratioStocks} \\ \text{Ndlbrent} \\ \text{VolCDS} \end{bmatrix}$ pour chaque pays sont

données dans l'annexe 3.9 pour un retard optimal de $p=8$ selon le critère akaike.

2-3-1.-3- Les restrictions du modèle SVAR.

Il existe plusieurs de restrictions possibles pour le modèle SVAR. Notre étude portant sur l'interaction potentielle entre le marché physique du pétrole et l'instabilité des primes des cds incarnant le risque souverain. Notre échantillon est globalement composé de cinq principales variables. Les trois premières variables constituent les variables résumant l'offre sur le marché du pétrole, la deuxième variable résumant la demande sur le marché du pétrole approximer par l'indice de Kilian (2009), la troisième se réfère à la composante spéculative du marché du pétrole résumer par le ratio des stocks de pétrole de l'OCDE rapporté au stock des Etats-Unis, la quatrième variable représente le prix du pétrole et enfin la dernière variable représentant la volatilité des primes des CDS de notre échantillon de pays. Pour identifier la structure des chocs du modèle précédent nous suivons la démarche de Kilian (2009) avec un nombre de variables $k = 5$ en supposant que les variables ne répondent systématiquement aux variables autres que celles qui sont spécifiées. Soient à court terme les restrictions se déclinent mathématiquement de la façon suivante :

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t \Delta \text{production mondiale de pétrole} \\ \varepsilon_t \text{ activité économique réelle globale} \\ \varepsilon_t \Delta \text{ du ratio des stocks OCDE/USA} \\ \varepsilon_t \Delta \text{ des prix du pétrole} \\ \varepsilon_t \text{ volatilité des CDS-5Y} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & a_{55} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} u_t \text{ choc lié à l'offre} \\ u_t \text{ choc lié à la demande} \\ u_t \text{ choc spéculatif} \\ u_t \Delta \text{ choc résiduel} \\ u_t \text{ choc de volatilité des CDS} \end{bmatrix}$$

Les restrictions ci-dessus mentionnées permettent de décrire l'effet des différentes sources de chocs sur la volatilité des primes de cds des pays exportateurs de pétroles et sont motivées selon kilian (2009) par le fait que l'offre du pétrole brut ne répond pas spontanément qu'aux chocs de l'offre de pétrole. Cette assertion est basée sur la présence de forts coûts d'ajustement de la

production sur le marché du pétrole et au fait que l'élasticité du brut de pétrole sur le marché est fortement faible à court-terme. Tout cela serait attribuable aux délais allongés et à la nature fortement capitalistique des projets de production pétrolière. Ensuite la seconde restriction s'expliquerait par le fait que la croissance du prix réel du pétrole entraîné par les chocs en demande spéculative pour le pétrole et autres chocs résiduels au marché du pétrole n'affecterait pas l'activité économique globale sur 30 jours qui suivent. La troisième restriction postule que le niveau des stocks détenus serait affecté dans le mois qui suit à la fois les chocs d'offre et de demande du pétrole y compris les chocs de demande spéculative. La quatrième restriction postule que le prix réel du pétrole brut est affecté par n'importe quel choc qui survient sur le marché pétrolier quel que soit sa nature, qu'il soit lié à la demande, à l'offre ou encore d'origine spéculative. Et enfin la dernière restriction postule que tous les chocs pétroliers quel que soient leurs natures affectent la solvabilité d'un pays exportateur de pétrole qui nourrit ses recettes fiscales par les devises issues de l'exportation du pétrole. Cette solvabilité ou encore le risque de défaut des pays exportateurs est ici traduite par la volatilité des primes des credits defaults swaps de ses pays. La variabilité des primes des CDS se traduit la plupart du temps dans les faits par un moratoire sur le paiement des intérêts de la dette souveraine ou un défaut systématique de la part des émetteurs des obligations. Dans le soucis d'étudier l'effet de la baisse du prix pétrole favorisée par l'avènement de la production du pétrole de schiste aux Etats-unis et ailleurs dans le monde sur la solvabilité des pays exportateurs nous scindons notre échantillon deux sous-ensemble

2-3-1.-4- Résultats et discussions.

2-3-1.-4-1 Effet de la chute sur le modèle de volatilité.

	Panel Avril 2010-Mars2017			Panel Avril 2010-Mai 2014			Panel Juin 2014-Mars 2017		
	Normal	Student	Ged	Normal	Student	Ged	Normal	Student	Ged
<u>Garch(1,1)</u>									
Oil	-7.03	-7.06	-7.07	-7.40	-7.44	-7.44	-6.427	-6.48	-6.49
Arabie	-	-9.97	-5.44	-7.64	-10.99	-5.52	-	-8.51	-4.473
Venezuela	-4.96	-5.30	-5.36	-4.97	-5.39	-5.45	-5.005	-5.176	-5.231
Norvege	-5.45	-6.65	-	-5.45	-5.96	-	-5.590	-8.37	-8.990
Russie	-5.56	-5.72	-5.81	-5.46	-5.69	-5.88	-5.70	-5.78	-5.78
Qatar	-6.14	-7.61	-8.78	-6.13	-7.61	-	-6.18	-7.59	-8.64
Kazakhstan	-5.98	-6.35	-4.36	-5.58	-5.76	-	-6.61	-7.47	-4.898
<u>EGarch(1,1)</u>									
Oil	-7.03	-7.06	-7.07	-7.40	-7.44	-7.44	-6.471	-6.49	-6.51
Arabie	-6.13	-9.34	-10.05	-6.97	-10.33	-11.47	-5.97	-8.14	-8.78
Venezuela	-4.95	-5.32	-5.37	-4.95	-5.42	-5.46	-5.00	-5.18	-5.23
Norvege	-5.45	-6.70	-7.66	-5.49	-6.11	-	-5.56	-8.178	-9.045
Russie	-5.57	-5.75	-5.83	-5.48	-5.72	-5.91	-5.75	-5.80	-5.82
Qatar	-6.14	-7.35	-8.85	-6.14	-7.36	-8.50	-6.20	-7.50	-
Kazakhstan	-5.89	-6.39	-	-5.604	-5.76	-	-6.61	-7.47	-4.89
<u>Gjr-Garch(1,1)</u>									
Oil	-7.05	-7.07	-7.08	-7.42	-7.44	-7.45	-6.45	-6.48	-6.50
Arabie	-6.57	-9.97	-4.03	-7.72	-10.98	-5.48	-5.96	-8.51	-2.67
Venezuela	-4.97	-5.29	-5.36	-4.97	-5.38	-5.45	-5.02	-5.18	-5.23
Norvege	-5.45	-6.65	-7.47	-5.45	-5.97	-6.47	-5.58	-8.37	-9.15
Russie	-5.57	-5.73	-5.82	-5.479	-5.708	-5.88	-5.72	-5.78	-5.79
Qatar	-6.16	-7.29	-8.99	-6.15	-7.50	-	-6.19	-7.59	-8.68
Kazakhstan	-5.99	-6.35	-4.07	-	-5.76	-	-6.63	-7.46	-4.63
<u>FIGarch(1,1)</u>									
Oil	-7.02	-7.06	-7.07	-7.42	-7.43	-7.44	-6.42	-6.47	-6.49
Arabie	-6.66	-9.97	-5.38	-7.44	-10.98	-5.47	-5.86	-8.50	-3.71
Venezuela	-4.95	-5.29	-5.36	-4.96	-5.38	-5.44	-4.99	-5.17	-5.22
Norvege	-5.45	-6.64	-	-5.45	-5.97	-6.47	-5.40	-8.35	-9.283
Russie	-5.56	-5.72	-5.80	-5.46	-5.68	-5.87	-5.696	-5.77	-5.783
Qatar	-6.10	-7.61	-	-6.12	-7.61	-8.09	-6.149	-7.58	-8.403
Kazakhstan	-5.98	-6.35	-4.75	-5.58	-5.76	-6.04	-6.618	-7.45	-4.39

Tableau 15: Valeur du critère d'information de Hanan-Quin des modèles de volatilité.

Le tableau précédent regroupe les critères informationnels des modèles de volatilité retenus pour résumer les régimes de volatilité des différentes séries de spreads des CDS et du pétrole en présence. Sur l'échantillon total le modèle de volatilité retenu pour la série des rendements du pétrole est résumé par un modèle de type $Gjr - Garch(1,1)$ avec une distribution à queue épaisse incarnée par la loi GED . Toutes les séries de rendement sont d'ailleurs caractérisées par des lois à queue plus épaisses à savoir une loi de Student ou une loi GED . A l'exception du Venezuela dont la volatilité est résumée par un modèle $FIGARCH(1,1)$ laissant entrevoir une présence de mémoire longue dans la volatilité des rendements des spreads, les autres séries sont caractérisées par un modèle $EGARCH(1,1)$ laissant présumer l'existence d'effet de levier dans les séries de rendements. La modélisation de la volatilité des rendements sur la première sous-période correspondant à l'avant chute de 2014, laisse entrevoir pour le Venezuela et l'Arabie Saoudite un modèle $GARCH(1,1)$ standard caractérisé par une loi de Student. Les rendements de la Norvège sont quand elles caractérisés par le même modèle $EGARCH(1,1)$ caractérisé également par une loi de Student. Le modèle de volatilité pour les rendements russes quand à lui reste inchangé sur la sous-période avec le même modèle $EGARCH(1,1)$ et la même loi de GED . Les rendements du Qatar et Kazakhstan sont eux caractérisés par un modèle de volatilité avec mémoire $FIGARCH(1,1)$ avec loi GED . Du reste le pétrole est marqué par un $Gjr - Garch(1,1)$ avec loi GED identique au modèle de volatilité retenu pour la période totale. Sur la deuxième sous-période correspondant à l'après-chute du pétrole de 2014. Les grands pays exportateurs de pétrole exhibent de façon unanime le même modèle de volatilité à savoir un modèle $EGARCH(1,1)$ caractérisé par une loi GED avec la série des rendements du pétrole, les rendements des primes du Qatar sont caractérisés par la même volatilité avec des résidus suivant une loi de Student. Cela dit on peut penser que la chute de 2014 a contribué à rendre les marchés plus attentifs à la solvabilité des pays riches en pétrole. On peut estimer que cette chute a permis d'accroître la défiance des marchés à l'endroit des plus grands exportateurs de pétrole. En effet le modèle $EGARCH(1,1)$, dans sa modélisation laisse entendre que les chocs négatifs ont un effet plus marqué que les chocs positifs sur la volatilité des rendements des primes des cds, il s'agit de la notion d'effet de levier. Les rendements des primes norvégiennes quant à elle sont caractérisées par une loi $FIGARCH(1,1)$ avec une loi GED . Globalement on peut dire donc qu'il y'a eu un tassement des modèles de volatilité sur le modèle $EGARCH(1,1)$ favorisé par les facteurs à l'origine de la chute de 2014. La modélisation de la partie moyenne qui n'a pas été mentionnée dans le tableau précédent (tableau 15) a permis de

retenir des choix variés de processus $ARMA(p, q)$ pour p et q variant entre 0 et 2 selon la méthode de Sebastien et Laurent et Peters (2002). Ceci dit après administration des tests usuels de corrélation et de présence d'effets $ARCH$, il ne demeure plus de corrélation ni d'effets arch résiduels dans les résidus des séries en présence. Ces résultats sont illustrés pour l'Arabie Saoudite dans les deux dernières lignes du tableau. Les modèles de volatilité sont globalement stables car les valeurs de $\alpha + \beta$ sont toutes inférieures à l'unité.

2-3-1.-4-2 - Effet de la chute sur les coefficients du modèle de la volatilité.

		Oil	Saud. Arabia	Kazakhst	Norway	Russia	Venezuela	Quatar
De 2010 to Mars 2017								
<i>Mean Equation</i>	Constant	0.0001 (0.252)	0.000 (0.911)	0.000 (0.139)	-0.00012 (0.4395)	-0.000 (0.399)	-0.002 (0.513)	-5.9E-5 (0.000)
	<i>AR</i> (1)	-0.145 (0.000)	0.458 (0.000)	0.067 (0.000)	0.011 (0.5545)	1.675 (0.000)	0.198 (0.708)	0.510 (0.000)
	<i>AR</i> (2)	-0.991 (0.000)	0.027 (0.5787)	-0.088 (0.000)		-0.749 (0.000)		
	<i>MA</i> (1)	0.137 (0.000)	-0.594 (0.000)	-0.0647 (0.000)		-1.631 (0.000)	-0.200 (0.706)	-0.532 (0.000)
	<i>MA</i> (2)	0.999 (0.000)	0.042 (0.177)	0.087 (0.000)		0.693 (0.000)	0.0282 (0.317)	
<i>Variance Equation</i>	Constant	0.000 (0.389)	0.000 (0.904)	0.000 (0.916)	0.000 (0.998)	-0.442 (0.470)	0.000 (0.001)	0.000 (0.981)
	α	0.0254 (0.002)	0.930 (0.000)	0.0602 (0.237)	(0.000)	0.191 (0.002)	0.507 (0.000)	0.061 (0.699)
	β	0.936 (0.000)	0.069 (0.000)	0.858 (0.000)	0.9331	0.943 (0.000)	0.491 (0.00)	0.859 (0.000)
	γ	0.051 (0.003)		0.8457 (0.000)		0.371** (0.062)		0.843 (0.000)
	δ			0.846 (0.000)				0.843 (0.000)
	Shape	1.368 (0.000)	2.293 (0.000)	0.435 (0.000)	2.499 (0.000)	2.561 (0.000)	2.612 (0.000)	0.280 (0.000)
<i>Diagnostics tests</i>	$Q - Squ(5)$	3.600 (0.3082)	0.042 (0.999)	2.7117 (0.4622)	1.708 (0.6887)	1.086 (0.839)	0.218 (0.991)	0.443 (0.966)
	$Q - Squ(9)$	4.446 (0.515)	0.090 (1.000)	3.7431 (0.6326)	3.233 (0.7199)	1.607 (0.946)	1.584 (0.948)	0.766 (0.994)
	<i>ARCH</i> (5)	0.722 (0.817)	0.0333 (0.997)	3.226 (0.2587)	1.984 (0.4748)	0.834 (0.782)	0.228 (0.958)	0.307 (0.938)
	<i>ARCH</i> (7)	1.0898 (0.998)	0.0789 (0.999)	3.370 (0.446)	2.7276 (0.5664)	1.145 (0.889)	0.4293 (0.984)	0.439 (0.984)

Tableau 16 :Estimation de la volatilité des primes des CDS sur la période globale.

Note : () désigne les p-value associées au coefficient ; ils sont mis en gras pour désigner la significativité des coefficients associés au seuil de 1% ; 5% et 10 %..

		Oil	Saud. Arabia	Kazakhst	Norway	Russia	Venezuela	Quatar
De 2010 to Mars 2014								
<i>Mean Equation</i>	Constant	0.0001 (0.252)	0.000 (0.911)	0.000 (0.139)	-0.00012 (0.4395)	-0.000 (0.399)	-0.002 (0.513)	-5.9E-5 (0.000)
	<i>AR(1)</i>	-0.145 (0.000)	0.458 (0.000)	0.067 (0.000)	0.011 (0.5545)	1.675 (0.000)	0.198 (0.708)	0.510 (0.000)
	<i>AR(2)</i>	-0.991 (0.000)	0.027 (0.5787)	-0.088 (0.000)		-0.749 (0.000)		
	<i>MA(1)</i>	0.137 (0.000)	-0.594 (0.000)	-0.0647 (0.000)		-1.631 (0.000)	-0.200 (0.706)	-0.532 (0.000)
	<i>MA(2)</i>	0.999 (0.000)	0.042 (0.177)	0.087 (0.000)		0.693 (0.000)	0.0282 (0.317)	
<i>Variance Equation</i>	Constant	0.000 (0.389)	0.000 (0.904)	0.000 (0.916)	0.000 (0.998)	-0.442 (0.470)	0.000 (0.001)	0.000 (0.981)
	α	0.0254 (0.002)	0.930 (0.000)	0.0602 (0.237)	0.0668 (0.000)	0.191 (0.002)	0.507 (0.000)	0.061 (0.699)
	β	0.936 (0.000)	0.069 (0.000)	0.858 (0.000)	0.9331	0.943 (0.000)	0.491 (0.00)	0.859 (0.000)
	γ	0.051 (0.003)		0.8457 (0.000)		0.371** (0.062)		0.843 (0.000)
	δ			0.846 (0.000)				0.843 (0.000)
	Shape	1.368 (0.000)	2.293 (0.000)	0.435 (0.000)	2.499 (0.000)	2.561 (0.000)	2.612 (0.000)	0.280 (0.000)
<i>Diagnostics tests</i>	$Q - Squ(5)$	3.600 (0.3082)	0.042 (0.999)	2.7117 (0.4622)	1.708 (0.6887)	1.086 (0.839)	0.218 (0.991)	0.443 (0.966)
	$Q - Squ(9)$	4.446 (0.515)	0.090 (1.000)	3.7431 (0.6326)	3.233 (0.7199)	1.607 (0.946)	1.584 (0.948)	0.766 (0.994)
	<i>ARCH (5)</i>	0.722 (0.817)	0.0333 (0.997)	3.226 (0.2587)	1.984 (0.4748)	0.834 (0.782)	0.228 (0.958)	0.307 (0.938)
	<i>ARCH (7)</i>	1.0898 (0.998)	0.0789 (0.999)	3.370 (0.446)	2.7276 (0.5664)	1.145 (0.889)	0.4293 (0.984)	0.439 (0.984)

Tableau 17 :Estimation de la volatilité des primes des CDS sur la première sous-période (avant la chute du prix du pétrole).

		Oil	Saud. Arabia	Kazakhst	Norway	Russia	Venezuela	Quatar
De Juin 2014 à Mars 2017								
<i>Mean Equation</i>	Constant	-6E-4 (0.003)	0.00004 (0.000)	-0.00 (0.4807)	2E-5 (0.000)	0.0001 (0.000)	4E-4 (0.000)	-0.000 (0.192)
	<i>AR</i> (1)	0.020 (0.487)	-0.0033 (0.000)		-0.6195 (0.000)			0.262 (0.000)
	<i>AR</i> (2)				-0.2544 (0.000)			
	<i>MA</i> (1)			0.0403 (0.1658)	0.6193 (0.000)	0.072 (0.000)	0.0078 (0.000)	-0.260 (0.000)
	<i>MA</i> (2)			0.0374 (0.1106)	0.259 (0.000)			
<i>Variance Equation</i>	Constant	-0.0002 (0.937)	-0.0017 (0.000)	-2.124 (0.0001)	0.000 (0.899)	-0.0607 (0.000)	-0.287 (0.126)	0.00 (0.9372)
	α	-0.081 (0.000)	-0.074 (0.1959)	-0.041 (0.665)	0.058 (0.5071)	0.0534 (0.000)	0.0836 (0.4487)	0.0518 (0.000)
	β	1.00 (0.000)	0.900 (0.000)	0.764 (0.000)	0.8502 (0.000)	0.9929 (0.000)	0.962 (0.000)	0.918 (0.000)
	γ	0.119 (0.000)	0.329 (0.000)	0.731 (0.000)		-0.0328 (0.000)	0.22 (0.0018)	0.017 (0.4967)
	d				0.8418 (0.000)			
	Shape	1.241 (0.000)	0.314 (0.000)	2.100 (0.000)	0.1898 (0.000)	1.2307 (0.000)	0.643 (0.000)	0.2249 (0.000)
<i>Diagnostics tests</i>	<i>Q - Squ</i> (5)	3.333 (0.354)	0.068 (0.999)	0.227 (0.990)	1.1994 (0.8131)	1.8312 (0.6588)	1.067 (0.844)	4.019 (0.0634)
	<i>Q - Squ</i> (9)	4.6063 (0.4894)	0.113 (1.00)	0.3279 (0.9996)	1.3511 (0.9668)	2.8462 (0.7841)	1.7697 (0.9306)	4.428 (0.5885)
	<i>ARCH</i> (5)	4.533 (0.1316)	0.055 (0.994)	0.1789 (0.9704)	0.3054 (0.9388)	3.129 (0.2716)	1.0378 (0.7217)	0.8223 (0.7863)
	<i>ARCH</i> (7)	4.735 (0.2527)	0.083 (0.999)	0.2054 (0.9969)	0.3414 (0.9904)	3.516 (0.9218)	1.3936 (0.8425)	1.4618 (0.8290)

Tableau 18 : Estimation de la volatilité des primes des CDS sur la deuxième sous-période (après la chute de 2014).

L'effet de la chute du pétrole sur le marché des CDS se traduit par une accentuation des coefficients arch et garch. En plus de la modification des modèles de volatilité mentionnée précédemment, les coefficients arch et garch associés à un modèle de volatilité montre une différence avant et après la chute du marché pétrole. Sur la période globale dans le cas de l'Arabie saoudite l'effet des chocs passés sur la volatilité courante des cds est de **0,930** et est statistiquement significatif et l'effet de la volatilité passée sur la volatilité courante des spreads des cds est de **0.069**. L'Arabie Saoudite est de l'effet arch est décrit Ainsi dans le cas de L'Arabie Saoudite, il y'a une atténuation de l'effet arch (**0.930** → **0.1959**) et une accentuation de l'effet garch (**0,069** → **0.900**). Autrement dit la chute de 2014 a favorisé une accentuation des effets de la volatilité passée sur la volatilité courante des primes des cds. Dans le cas du Kazakhstan, l'effet des chocs passés autrement dit l'effet arch sur la volatilité courante des primes des cds du Kazakhstan est de **0,0602** et statistiquement non significatif. L'effet de la volatilité passée sur la volatilité courante est de **0.858** et est statistiquement significatifs. Par rapport à l'Arabie Saoudite, cela montre que globalement la volatilité des cds du Kazakhstan est moins sensible aux chocs passés et la volatilité passée que la volatilité des primes de l'Arabie Saoudite. L'effet de la chute sur la volatilité des cds du Kazakhstan est

moindre, en effet l'effet des chocs passés sur la volatilité courante s'est atténuée ($0.6026 \rightarrow -0.041$), on parvient à la même conclusion dans le cas des effets GARCH, en effet on passe $0.858 \rightarrow 0.764$ ce qui est tout de même moindre par rapport à l'Arabie saoudite. Sur la période globale la Norvège exhibe sur la période globale d'analyse l'effet des chocs passés sur la volatilité courante est nulle 0.0000 et dans la volatilité des effets GARCH sur la volatilité courante est statistiquement non significatif sur la période globale, cela conforte les intuitions sur la résilience de ce pays parmi les pays exportateurs de pétrole. Autrement dit l'effet de la volatilité passée sur la volatilité courante des CDS du pays exportateurs est statistiquement non significatif. L'effet de la chute du marché du pétrole permet d'exhiber $0.0668 \rightarrow 0.058$ une baisse des effets des chocs passés sur la volatilité courante tandis qu'elle semble avoir favorisé une baisse des effets des chocs passés sur la volatilité courante des CDS de la Norvège $0.93316 \rightarrow 0.8502$ on passe d'un effet des chocs de volatilité statistiquement non significatifs vers un coefficient statistiquement significatif. Sur la période globale d'analyse dans le cas de la Russie l'effet des chocs passés sur la volatilité sur la volatilité des CDS est statistiquement significatif et est de 0.191 ensuite l'effet de la volatilité passée ou encore l'effet GARCH sur la volatilité courante est de 0.943 et statistiquement significatif. L'effet GARCH autrement de la volatilité sur la volatilité courante des CDS est supérieur au cas de l'Arabie saoudite et inférieure dans le cas des chocs passés. Dans le cas de la Russie sur la période globale d'analyse Dans le cas de la Russie sur la période globale d'analyse, les effets ARCH sur la volatilité courante et GARCH sur la volatilité courante ont tous deux des effets significatifs et sont respectivement de 0.191 et 0.943 . Les effets des chocs passés sur la volatilité courante se sont atténués en passant de 0.191 à 0.0534 tandis que dans l'autre sens l'effet des effets GARCH sur la volatilité courante a plutôt augmenté et on est passé de (0.943 à 0.9929) ce qui consacre une accentuation du phénomène de la volatilité passée sur la volatilité courante en d'autre en terme la chute de 2014 a contribué à rendre la volatilité des CDS russes plus sensibles aux chocs des volatilités passées. Cette accentuation des effets ARCH est plus marquée que dans le cas de l'Arabie Saoudite. Pour ce qui concerne le Venezuela, les effets des chocs passés sur la volatilité courante est de 0.507 et celle de la volatilité passée sur la volatilité courante est de 0.491 . La volatilité courante est plus sensible aux chocs passés que la volatilité des spreads des CDS de l'Arabie Saoudite et moins sensible par rapport à ceux de la Russie. Pour ce qui relève des effets de la volatilité passée ou encore des effets GARCH sur la volatilité courante elle est moins sensible que les spreads des CDS de l'Arabie Saoudite et celle du Venezuela. Cela peut s'expliquer par le statut particulier des deux pays exportateurs de pétrole (le premier étant le membre le plus influent de l'OPEP est le deuxième le membre le plus influent en dehors de l'OPEP). L'effet de

la chute de la volatilité sur la volatilité des cds du Venezuela exhibe une perte de significativité des effets des chocs passés sur la volatilité courante et une accentuation des effets des chocs de la volatilité passée sur la volatilité courante (**0.491 à 0.962**). Dans le cas du Qatar, l'effet des chocs passés sur la volatilité courante est de **0.061** et est statistiquement non significatif tandis que celle de la volatilité passée sur la volatilité courante est statistiquement significative et est de **0.859**. Elle est moins sensible aux chocs passés que la volatilité des cds des pays comme l'Arabie Saoudite, le Venezuela, ou encore la Russie en revanche, elle est plus sensible à la volatilité passée que l'Arabie et le Venezuela et moins que celle de la Russie. Les effets de la chute sur la volatilité courante de ce pays exhibe une significativité de l'effet arch sur la volatilité courante des cds du pays exportateur de pétrole et une accentuation des effets arch sur la volatilité courante des cds du Qatar. Dans la majorité des cas après la chute de 2014, la volatilité des cds (proxy de la qualité de crédit, Castellano et Dell'Arricia 2011) est devenu plus sensible aux chocs passés et aux effets de la volatilité passée sur la volatilité courante des pays exportateurs de pétrole.

2-3-1-4-3 Analyse des fonctions de réponses impulsionnelles et des contributions à la variance sur la volatilité des primes des CDS des différents chocs pétroliers.

L'analyse des résultats ici des fonctions de réponses impulsionnelles exhibent plusieurs schémas de liaison. Les chocs ont un effet différencié sur la volatilité des cds, et la chute de 2014 n'a pas été sans effet sur la volatilité des primes des cds pour certains pays de notre échantillon. Si certains pays ont exhibé une résilience renforcée par rapport au chute des prix, d'autres ont manifesté une réponse plutôt marqué. Globalement la réponse de la volatilité des primes des cds des pays exportateurs à un choc d'offre est perçue différemment. Dans le cas de l'Arabie Saoudite la volatilité des primes des CDS n'exhibe pas de réponse instantanée aux variations des prix du pétrole avant et après la chute de 2014. Mieux la réponse de la volatilité des primes des cds n'est pas statistiquement significative. Le constat est identique pour tous les pays exportateurs de pétrole à la fois avant et après la chute de 2014. La volatilité des primes associées n'a pas répondu de façon statistiquement significative aux chocs d'offre que ce soit avant ou après la chute de 2014. Cette remarque peut être étendue à l'analyse des autres pays exportateurs de pétrole. Globalement les chocs d'offre ont un effet plus modéré sur la volatilité des cds.

a- Le Venezuela

La contribution aux variances de la volatilité des primes de cds des différents types de chocs n'est pas la même d'un pays à un autre. Sur la période totale d'analyse l'effet des chocs sur la volatilité des primes de cds est différent en termes de significativité et en ampleur. Pour le cas du Venezuela le choc lié à l'offre a un effet non significatif sur la volatilité des cds. Cet effet reste non significatif en décomposant l'échantillon de données avant et après la chute de 2014. Le choc de demande dans le cas du Venezuela semble avoir un effet instantané significatif de l'ordre de 8% sur la volatilité des rendements des CDS. Cet effet est significatif et s'estompe graduellement au bout de la première semaine. L'analyse pré et post chute quand à elle n'a pas permis de retenir un effet quelconque de cette chute sur l'ampleur et la significativité du choc sur les primes de cds. Les chocs sur les stocks n'ont pas d'effet significatif sur la volatilité des primes de cds à 5 ans sur la période totale d'analyse. Après la chute de 2014, le choc des stocks devient significatif au milieu de la troisième semaine jusqu'au 26^{ème} jour de la semaine. En ce qui concerne le choc résiduel rattaché au prix du pétrole, l'effet est instantané et statistiquement significatif avec une valeur de 10% et décroît lentement au point de subsister même deux mois après le choc du prix du pétrole. L'effet des prix du pétrole est persistant et attribuable pour sûr à la chute de 2014. En effet avant la chute de 2014, l'effet du choc des prix sur la volatilité des primes de CDS est positif mais statistiquement non significatif. Pour la période chute de 2014, l'effet sur la volatilité des primes quasi-instantané avec un choc avoisinant les 35 % et persiste même durant les deux mois suivant le choc. Un choc sur la solvabilité a un effet instantané avoisinant les 50% sur la volatilité des primes des cds et hautement significatif sur la volatilité des primes de cds. La chute de 2014 a manifestement contribué à renforcer cet effet.

b- La Russie

Les chocs se rapportant à l'offre et à la demande n'ont aucun effet sur la volatilité des primes de cds de même que les chocs se rapportant aux stocks du marché du pétrole. Ce résultat à la fois tient à la fois pour la période totale d'analyse tout comme pour pour les sous-périodes d'analyse. Les chocs résiduels se rapportant au prix du pétrole ont un effet hautement significatif et instantané sur la volatilité des primes de CDS. La réaction instantanée à un choc de prix dépassent facilement le seuil des 15% avant de s'estomper progressivement après deux mois sur la période totale d'analyse. Avant la chute de 2014, l'ampleur est comparable mais statistiquement non-significatif. En ce qui concerne la période post-chute 2014, il ressort que

l'effet de la chute a été renforcé sur la période concernée avec un effet persistant des prix sur la volatilité des primes de cds avec un effet instantané avoisinant les 20%. Au bout de 40 jours l'effet du choc des prix sur la volatilité des primes de cds cessent d'être significatifs. En ce qui concerne les chocs sur la solvabilité de ce dernier, l'effet est instantané avec une ampleur avoisinant les 100% mais s'estompent graduellement pour se résorber au bout des deux mois, sur l'échantillon total d'analyse avec une non-significativité qui apparaît au bout de 10 jours. Avant la chute un choc de solvabilité a un effet instantané qui est de l'ordre de 50 % sur la volatilité des primes de cds avec un effet s'estompant au bout de 30 jours et qui cessent tout autant d'être significatifs. Après la chute de 2014, l'effet instantané d'un choc de solvabilité sur la volatilité des primes des cds est quasi-instantanée mais avec une ampleur moindre de l'ordre de 2% mais significatif et persistant même au bout de 2 mois.

c-La Norvège.

Les réponses de la volatilité des primes de la Norvège des cds aux chocs pétroliers est non significative à la fois pour l'offre, la demande et les prix et les stocks ou encore la demande précautionnaire. Sur la période totale d'analyse de l'échantillon et les différentes sous-périodes d'analyse, les effets sont non-significatifs. Le choc résiduel se rapportant au prix du Brent n'a pas d'effet instantané et est non significatif sur toute la période d'analyse. La conclusion est la même pour la période pré-chute 2014 toutefois avec une réponse instantanée de l'ordre de 13% de la volatilité des primes des cds mais non statistiquement significative. En revanche pour la période post-chute 2014, on peut avancer la volatilité des primes de cds réagissent positivement et de façon quasi-instantanée à un choc sur les prix du pétrole, son effet décroît graduellement en s'étalant sur les 33 jours suivants. Le choc perd en significativité au bout des 23 prochains jours. Un choc sur la solvabilité de la Norvège a un effet instantané sur la volatilité des primes de cds à 5 ans de façon quasi-instantanée avec une ampleur de 30%. Son effet s'estompe de façon progressive mais est persistant au bout de 60 jours. Avant la chute de 2014, le prix du pétrole a un effet instantané et significatif ayant une valeur se situant aux alentours de 5% et qui est auto-entretenu alors qu'après la chute de 2014, l'effet d'un choc de solvabilité sur les prix du pétrole se'estompe graduellement au bout de 35 jours après avoir atteint un maximum de 6% aux alentours de la première semaine.

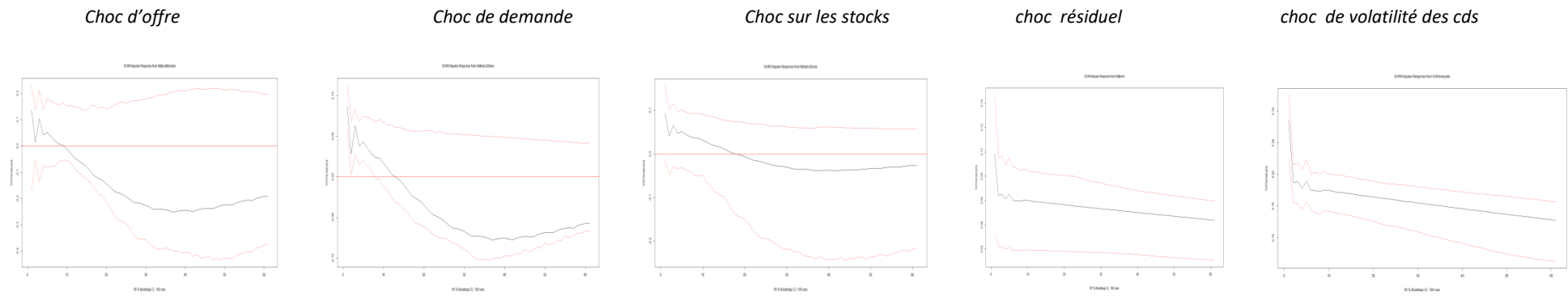
c-Le Kazakhstan.

Dans le cas du Kazakhstan, Les chocs d'offre comme dans les cas précédents pour les autres pays n'a aucun effet sur la volatilité des primes de CDS sur la période totale et les différentes

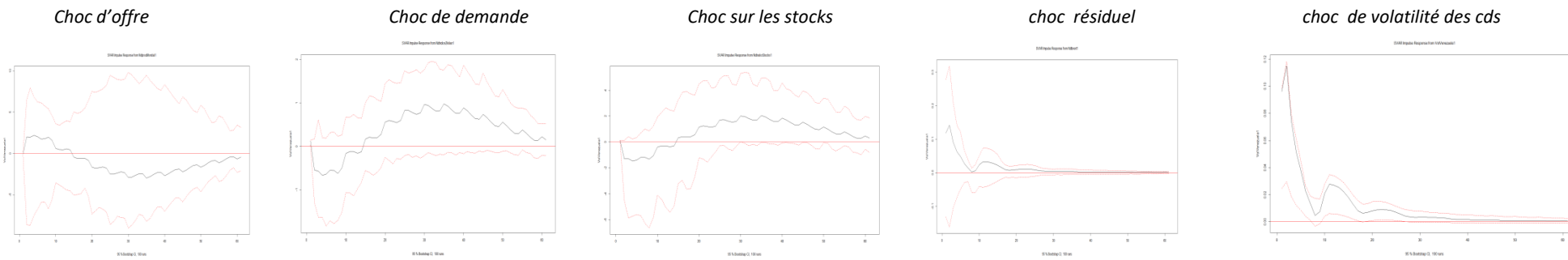
sous-périodes. En revanche le choc de demande a un effet sur la instantané et statistiquement significatif de 10% sur la volatilité du prix du pétrole toutefois il cesse d'être significatif au bout de 18 jours. Paradoxalement le choc lié à la demande de prix du pétrole n'a aucun effet sur la volatilité des primes de cds à la fois sur la période totale ou encore après la chute de 2014. Le choc de demande pour motif précautionnaire a un effet significatif qu'à partir du 19 eme jour avant la chute de 2014. Pour la période totale et la période post-chute, le choc de demande pour motif précautionnaire n'a aucun effet sur la volatilité des primes de CDS. Les chocs de prix du pétrole en revanche ont un effet instantané sur la volatilité des primes de cds et statistiquement significatifs sur quasiment tous les mois avenir avec une décroissance assez lente sur la période totale d'analyse. Le choc des prix a un effet statistiquement non significatif pour la période pré-chute toutefois sur la période post-chute de 2014, l'effet des chocs du prix du pétrole est instantané et est de 19 % et l'effet s'estompe au bout de 5 jours. Un choc de solvabilité a un effet significatif sur la volatilité des primes de cds sur les périodes totales et sur toutes les sous-périodes considérées. Toutefois elle s'estompe au bout d'une semaine après la chute de 2014 et cesse d'être statistiquement significatifs.

Figure 2: fonctions de reactions impulsionnelles des volatilités des CDS du Venezuela sur la période gloable et les différentes sous-périodes.

Pays: Venezuela sur la période 2010-2017.



Pays: Venezuela sur la période 2010-2014.



Pays: Venezuela sur la période 2014-2017

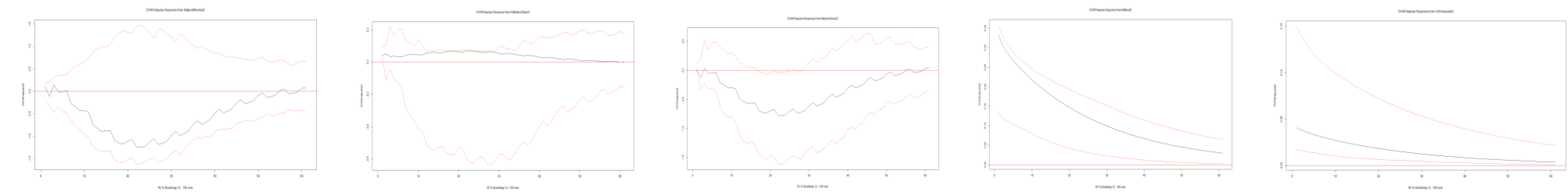


Figure 3: Fonctions de réactions impulsionnelles des volatilités des CDS de l'Arabie sur la période globale et les différentes sous-périodes.

Pays : Arabie Saoudite sur la période 2010-2017.

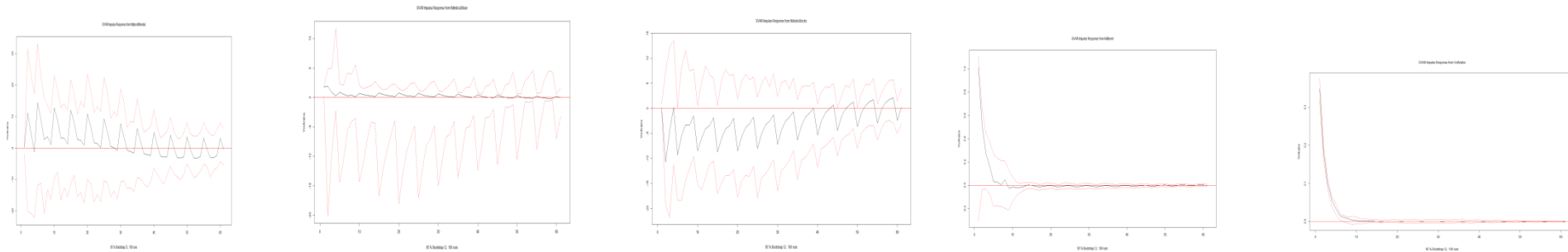
Choc d'offre

Choc de demande

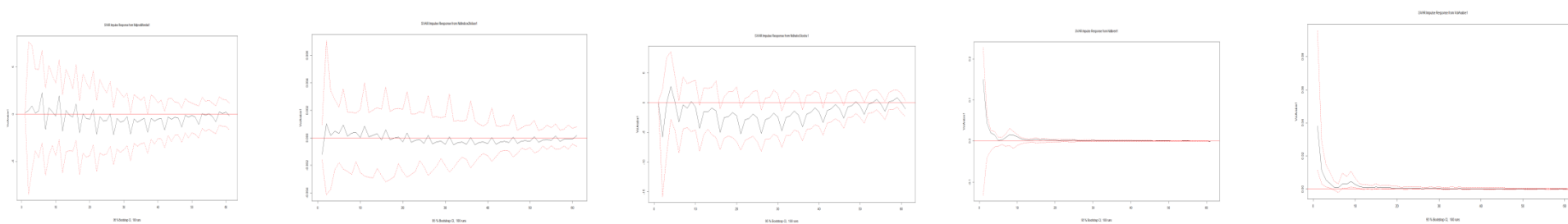
Choc spéculatif

choc résiduel

choc de volatilité des cds



Pays : Arabie Saoudite sur la période 2010-2014.



Pays : Arabie Saoudite sur la période 2014-2017.

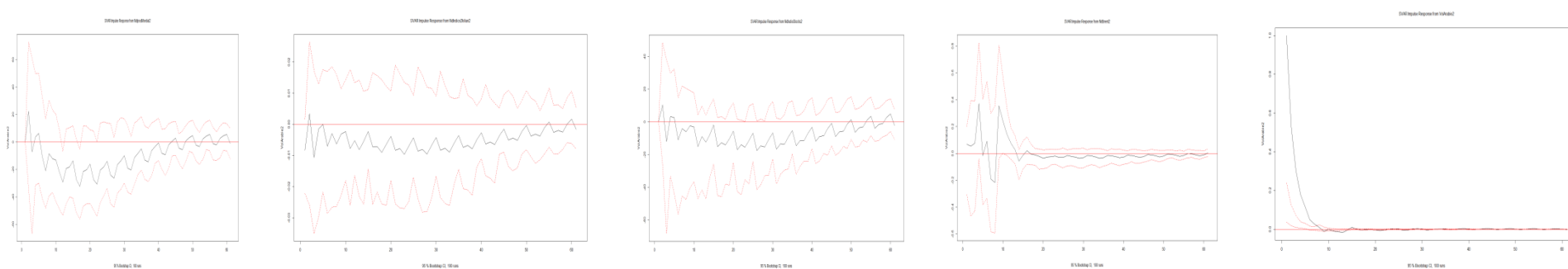
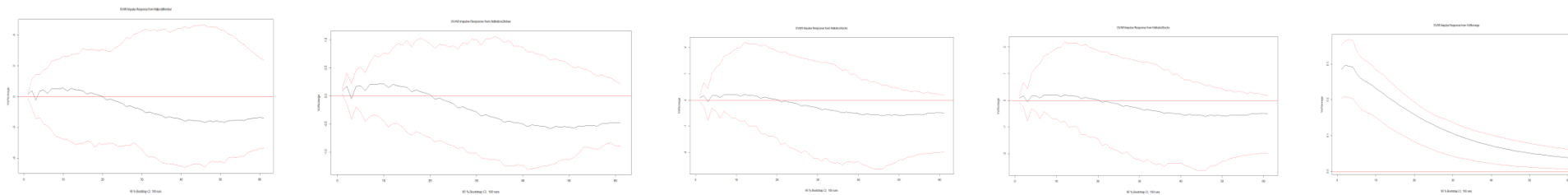


Figure 5 : Fonctions de réactions impulsionnelles des volatilités des CDS de la Norvège sur la période globale et les différentes sous-périodes.

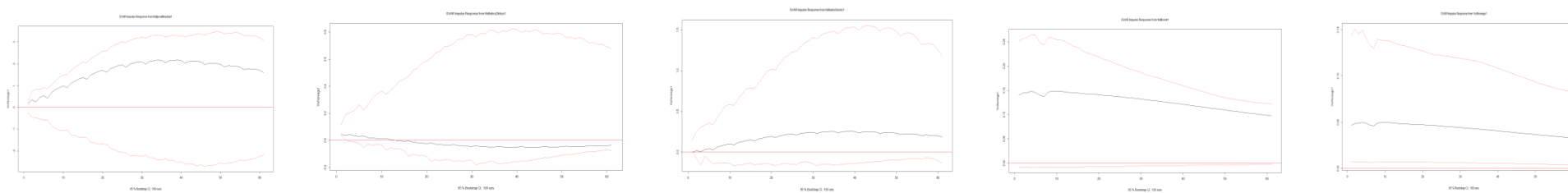
Pays : Norvège sur la période 2010-2017.

Choc d'offre *Choc de demande* *Choc spéculatif* *choc résiduel* *choc de volatilité des cds*



Pays : Norvège sur la période 2010-2014.

Choc d'offre *Choc de demande* *Choc spéculatif* *choc résiduel* *choc de volatilité des cds*



Pays : Norvège sur la période 2014-2017.

Choc d'offre *Choc de demande* *Choc spéculatif* *choc résiduel* *choc de volatilité des cds*

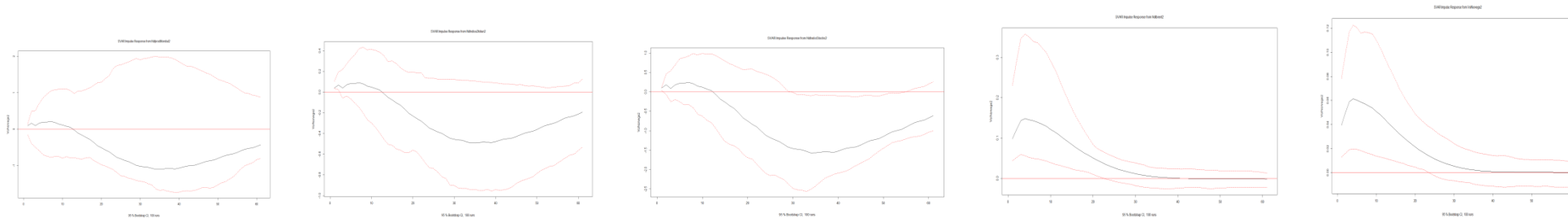
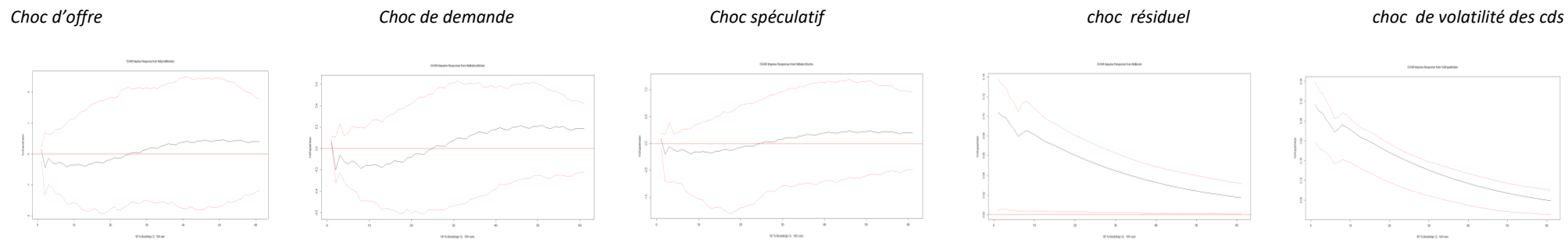
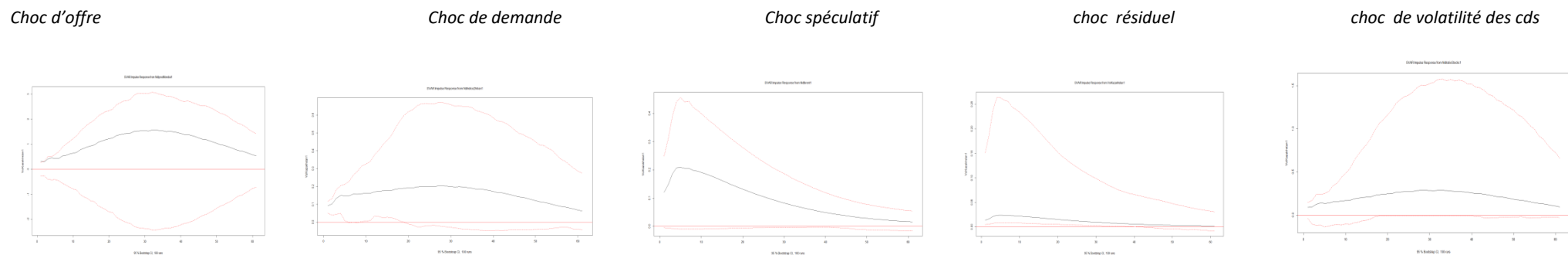


Figure 6: Fonctions de reactions impulsionnelles des volatilités des CDS du Kazakhstan sur la période globale et les différentes sous-périodes.

Pays: Kazakhstan sur la période 2010-2017.



Pays: Kazakhstan sur la période 2010-2014.



Pays: Kazakhstan sur la période 2014-2017.

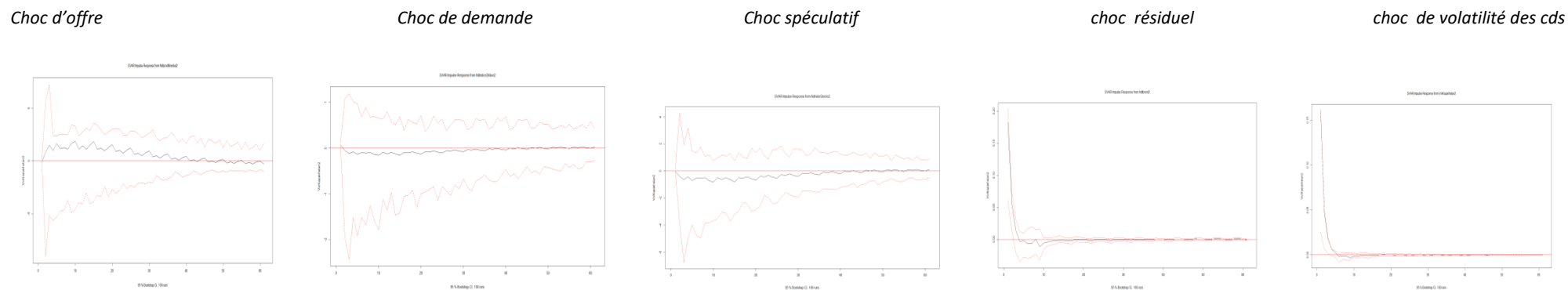
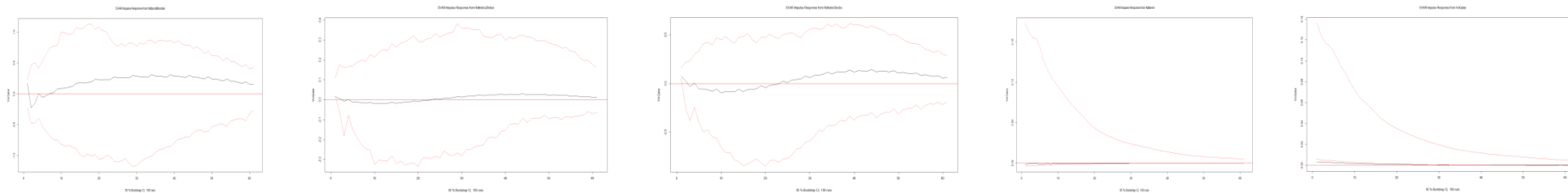


Figure 7: Fonctions de reactions impulsionnelles des volatilités des CDS du Qatar sur la période globale et les différentes sous-périodes.

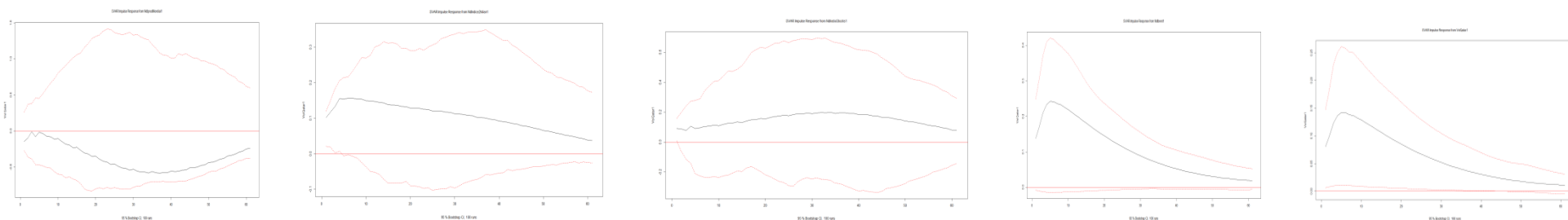
Pays : Qatar sur la période 2010-2017.

Choc d'offre *Choc de demande* *Choc spéculatif* *choc résiduel* *choc de volatilité des cds*



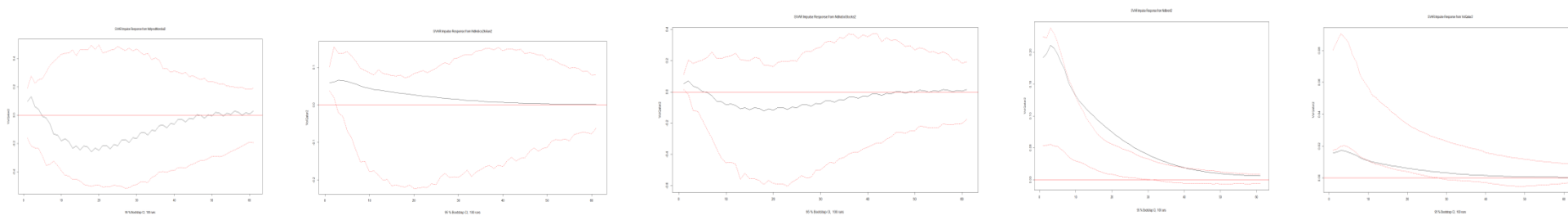
Pays : Qatar sur la période 2010-2014.

Choc d'offre *Choc de demande* *Choc spéculatif* *choc résiduel* *choc de volatilité des cds*



Pays : Qatar sur la période 2014-2017.

Choc d'offre *Choc de demande* *Choc spéculatif* *choc résiduel* *choc de volatilité des cds*



c-Qatar.

Pour ce qui relève du Qatar les effets des chocs du prix du pétrole sur la volatilité des primes des cds pour ce qui relève de la période totale d'analyse. Les chocs d'offre, de demande et les chocs spéculatifs ne sont pas statistiquement significatifs sur la volatilité des primes des cds à 5 ans. De même que les prix et un choc sur la solvabilité de prix. Pour ce qui relève de la période avant chute de 2014, les effets des chocs des prix du pétrole, de l'offre et de la demande à des fins précautionnaires autrement dit des stocks n'ont également aucun effet sur la volatilité des primes des cds. Toutefois un choc de solvabilité des pays exportateurs a un effet statistique avéré sur la volatilité des primes des cds à 5 ans avec un effet instantané de 7%. L'effet du choc décroît graduellement de façon hyperbolique et n'est plus significatifs au bout de 50 jours. Après la chute de 2014, l'effet des chocs du pétrole sont instantanés et ont un effet instantané statistiquement significatif de 18% qui décroît de façon progressive pour ne plus être significatifs au bout des 30 premiers jours. Le choc de solvabilité est instantané mais moins prononcé même s'il est statistiquement significatif sur la volatilité et oscille aux alentours de 2%. Il cesse d'être significatif après 28 jours.

d-Arabie Saoudite.

Ce pays est la grande exception de notre échantillon avec des effets des chocs pétroliers plutôt différenciés. Sur la période totale aucun choc n'a d'effets sur la volatilité des primes des cds à 5 ans. Exception faite des chocs de solvabilité du pays concerné qui a un effet instantané et significatif qui excède les 30 % qui est significatifs uniquement dans la première semaine suivante. Le constat est similaire pour la période avant choc des prix du pétrole. Toutefois le choc de solvabilité a ici un effet plutôt atténué mais toujours instantané et statistiquement significatifs de 4% qui cesse d'être significatifs au bout d'une semaine. Pour la période post-chute de 2014, on peut estimer que la chute du prix du pétrole n'a pas contribué à rendre les chocs liés à l'offre, à la demande et à la demande précautionnaire significative sur la volatilité des primes des cds de ce pays. C'est à peine si l'effet si les chocs liés aux prix ont un effet significatifs avec une significativité à peine perceptible aux alentours du onzième jour de choc. Pour le choc sur la solvabilité a un effet instantané significatif sur la volatilité des primes de cds à 5 ans avec un effet significatif instantané sur la volatilité des primes de cds de maturité 5 ans. La significativité du choc s'estompe au bout de la première semaine.

2-3-1-4-4-Analyse de la contribution des chocs à la variance d'erreur de prévision de la volatilité des primes des CDS des différents chocs pétroliers.

Le tableau précédent récapitule la contribution des différents types de chocs à la variance de l'erreur de prévision de la volatilité des primes de cds à 5 ans. L'offre est le premier contributeur à la variance de l'erreur de prévision avec un taux qui dépasse les 50% de la variance de l'erreur de prévision dans tous les pays qui composent l'échantillon de notre base de données au bout des deux mois qui suivent le choc. La contribution à l'erreur de prévision du choc d'offre est la plus faible dans le cas de l'Arabie saoudite à 1 jour et après 2 mois sur la période totale. Les pays pour lesquels l'offre contribue le plus à la volatilité de l'erreur de prévision de la volatilité des primes est la Russie et le Qatar suivie de la Norvège et enfin le Venezuela. Les chocs sur les stocks ou encore la demande pour motif précautionnaire viennent en deuxième position dans leur importance à la contribution variance de l'erreur de prévision de la volatilité des primes de cds des pays exception faite du Venezuela où le prix du pétrole est le principal contributeur à la variance de l'erreur de prévision du pays après l'offre. Enfin le choc lié à la demande vient en troisième position dans l'explication de la variance de l'erreur de prévision de la volatilité des primes. Le choc de solvabilité matérialisé par des chocs sur la volatilité des primes de cds ont une contribution quasi-nulle dans la plupart des pays de notre échantillon. Le choc résiduel incarné par les chocs sur les prix du pétrole est l'avant-dernier contributeur à la variance de l'erreur de prévision de la volatilité des primes de cds. Après la chute de 2014, la contribution moyenne du choc de prix à la variance de l'erreur de prévision des pays exportateurs est profondément bouleversée. Dans les deux semaines qui ont suivi la chute de 2014, le prix a évincé l'offre et les autres types de chocs comme contributeur principal à la variance de l'erreur de prévision de la volatilité des primes de cds dans les pays comme le Venezuela, la Russie et le Qatar. Dans le cas de la Russie, cette tendance s'est même installée dans le temps puisque 2 mois après la chute, les chocs de prix contribuaient pour plus de 80% à la variance de l'erreur de prévision. Ce constat est différencié pour l'Arabie Saoudite où la contribution du choc des prix est quasi-nulle avant et après la chute de 2014. Les chocs liés à l'offre et aux stocks ou encore à la demande précautionnaire sont les deux principaux contributeurs à la volatilité des primes des cds, le choc d'offre ayant la plus grande ampleur. Dans le cas de la Norvège, le binôme de tête est le même avec une plus grande importance des stocks par rapport à l'offre. Dans le cas du Kazakhstan, l'offre l'emporterait sur les stocks de pétrole.

	Avant la chute de 2014					Après la chute de 2014					Echantillon total				
Arabie															
1jour	37.6474	14.1104	12.4247	33.6531	2.1641	1.7051	6.6451e-03	1.9759	0.4626	95.8495	0.946	72.37	0.443	23.45	2.77
5jours	96.0351	0.9144	2.4597	0.5549	0.0357	69.2587	2.2454e-05	30.5631	0.0172	0.1607	60.46	1.42	37.84	0.236	0.028
15jours	96.3792	0.8598	2.4470	0.2946	0.0190	78.1070	1.0576e-05	21.0630	0.0096	0.0298	63.38	0.766	35.885	0.101	0.012
30jours	96.5531	0.8518	2.4853	0.1029	0.0066	75.6321	9.0721e-06	24.3549	0.0031	0.0096	59.59	0.616	39.720	0.064	0.007
60jours	96.5712	0.8543	2.4972	0.0724	0.0046	70.1855	1.1168e-05	29.8041	0.0026	0.0077	59.12	0.567	40.24	0.053	0.006
Venezuela															
1jour	12.7476	23.6348	27.3475	21.8172	14.4526	20.5693	2.9347	0.2666	75.8635	0.3656	40.94	16.52	19.295	21.417	1.814
5jours	65.2751	5.7484	28.6664	0.1861	0.12384	18.9348	3.2329	8.9966	68.4808	0.3546	35.16	15.87	20.060	26.63	2.260
15jours	64.9847	6.0198	28.8059	0.1133	0.0762	65.7529	0.6026	28.1861	5.4283	0.0299	31.64	11.48	17.162	36.59	3.115
30jours	63.8302	6.5883	29.5119	0.0414	0.0279	70.6823	0.2957	27.9398	1.0759	0.00604	71.61	7.535	4.70	14.878	1.268
60jours	63.4450	6.7436	29.7817	0.0176	0.0119	70.8482	0.2849	27.9707	0.8910	0.00504	81.83	7.92	2.709	6.934	0.591
Kazakhstan															
1jour	76.7193	6.36631	5.8129	10.9649	0.1365	18.5756	6.5632	0.5718	41.7683	32.5208	48.469	11.292	15.684	23.511	1.041
5jours	70.3943	7.7852	6.5331	15.0934	0.1938	82.8896	0.5892	15.6948	0.4625	0.3637	64.425	13.548	14.293	7.414	0.318
15jours	81.9687	5.1288	5.3919	7.4131	0.0973	83.6808	0.5889	15.5300	0.1124	0.0877	67.22	13.682	14.36	4.526	0.197
30jours	91.4047	2.6154	3.9124	2.0404	0.0269	83.7635	0.5867	15.5212	0.0721	0.0563	66.80	13.534	14.229	5.201	0.228
60jours	93.6537	1.9323	3.4458	0.9554	0.0126	3.7693	0.5867	15.5213	0.0688	0.0537	67.507	14.31	16.162	1.926	0.084
Norvège															
1jour	48.4359	4.2506	0.00523	42.5428	4.7653	28.6848	5.3037	31.2031	30.0007	4.8075	52.195	15.892	14.191	16.801	0.919
5jours	84.6633	0.8837	0.4270	12.6028	1.4229	29.4764	5.5928	36.5312	24.3073	4.0921	69.16	12.836	12.464	5.227	0.302
15jours	95.8095	0.0861	1.0285	2.7646	0.3111	28.1895	5.4095	41.3589	21.3878	3.6541	72.78	12.300	12.072	2.683	0.1550
30jours	97.6289	0.0387	1.2378	0.9837	0.1106	30.4976	6.0509	62.3103	0.9737	0.1672	77.013	10.496	10.690	1.701	0.0983
60jours	98.0215	0.0484	1.3230	0.5456	0.0613	30.9267	6.1299	62.6569	0.2443	0.0419	80.156	9.606	10.064	0.1628	0.0094
Russie															
1jour	64.8332	4.8051	9.7383	17.5723	3.0509	18.3877	5.9543	5.2297	69.9146	0.5135	64.833	4.805	9.738	17.572	3.050
5jours	86.0257	1.8668	4.2425	6.6342	1.2306	16.5585	6.1894	4.5913	72.1201	0.5405	86.025	1.866	4.242	6.634	1.230
15jours	97.3292	0.3003	1.4494	0.7734	0.1475	11.6815	6.7788	3.2551	77.7004	0.5839	97.32	0.300	1.449	0.773	0.147
30jours	98.5981	0.1224	1.0214	0.2164	0.0415	7.7558	7.2795	2.1706	82.1752	0.6187	98.598	0.122	1.021	0.216	0.041
60jours	98.7768	0.0970	0.9430	0.1536	0.0294	6.0113	7.4847	1.6945	84.1745	0.6347	98.776	0.0970	0.943	0.153	0.0294
Qatar															
1jour	32.3059	15.8642	12.7777	29.0852	9.9668	18.1385	6.6944	5.3506	69.3521	0.4642	82.683	0.6925	16.5894	0.0063	0.0283
5jours	8.2220	20.2089	9.3055	46.3446	15.9187	12.2497	7.4750	3.6563	76.1074	0.5113	90.361	0.3966	9.2041	0.0039	0.0335
15jours	16.1533	18.8775	10.8096	40.3119	13.8473	39.3739	4.8413	8.8373	46.6329	0.3143	75.368	1.0356	23.5695	0.0024	0.0235
30jours	55.9010	10.0347	11.3772	16.8870	5.7998	57.6304	2.8410	12.9071	26.4429	0.1783	91.607	0.3534	8.0325	0.00061	0.0063
60jours	74.5162	5.4576	10.2635	7.2666	2.4959	58.9581	2.6946	13.1911	24.9875	0.1685	86.398	0.5741	13.0253	0.0002	0.0021

Tableau 19: Contribution des chocs pétroliers à la volatilité des primes de CDS 5 ans

2-3-1-4-5 Contribution des différents chocs de volatilité des primes de CDS sur les variations de prix du pétrole.

L'analyse de la contribution des chocs de la volatilité des primes des cds sur les prix spot brent du pétrole révèlent une influence très modérée. Globalement l'influence des chocs de volatilités des primes des cds sur les prix du pétrole sont stables et quasi-nulle dans la plupart des cas étudiés. Aucune différence majeure n'apparaît entre les pays exportateurs membres de l'opep et non-membre de l'opep. A l'exception du Qatar dont la contribution sur le prix spot du pétrole brent est sensiblement plus élevée sur la période allant de 2010 à 2014 c'est-à-dire avant chute de 2014. La contribution moyenne des chocs de volatilité des cds aux variances des erreurs prévisions des prix des matières premières est sensiblement plus élevée chez les pays non-membres de l'OPEP. En effet on peut estimer que les pays non membres de l'OPEP n'ont pas leur production contrainte par un cartel qui voudrait qu'ils aient un quota de production prédéterminée indépendamment de leur situation économique. Donc comparativement ils semblent raisonnables d'avoir un effet plus prononcé de la volatilité des cds sur les prix du pétrole car la production de pétrole est plus sensible et moins contraintes par les dispositions d'un cartel. L'historique de défaut peut également être avancé pour facteur d'explication de la contribution des chocs de solvabilité à la variation du prix du pétrole. Les pays réputés ayant eu un défaut par le passé dans le traitement du paiement de la dette exhibe un schéma faible par rapport aux contributions de la volatilité des primes des cds sur la variance de l'erreur de prévision du pétrole. On peut donc avancer que la chute de 2014 a favorisé par l'émergence du pétrole de schiste à rendre les marchés plus alertes aux anticipations de solvabilité des pays exportateurs de pétrole. Même si l'effet est assez faible, il existe et est non nul pour la majorité des pays exportateurs y compris l'Arabie Saoudite. Cette conclusion est confortée par l'analyse de la contribution des chocs des primes de cds sur la variance de l'erreur de prévision des prix des pays exportateurs. En terme absolu, la contribution à la variance de l'erreur de prévision de la volatilité des primes de cds est peu élevé sur la période totale. En terme relatif, on s'aperçoit que cette contribution d'une période à une autre a connu une croissance assez importante. Pour l'Arabie Saoudite la variation est de l'ordre de 250% sur un horizon de 10 jours. La Russie et la Norvège également ont eu une contribution renforcée sur la variance de l'erreur de prévision des prix dépassant les 2000 % pour la Russie et les 400% pour la Norvège.

Figure 8: Fonctions de reactions impulsionnelles des prix du pétrole à des chocs sur la volatilité des CDS de l'Arabie , du Venezuela et du Kazakhstan sur la période globale et les sous-périodes.

ARABIE SAOUDITE

VENEZUELA

KAZAKHSTAN

Période totale

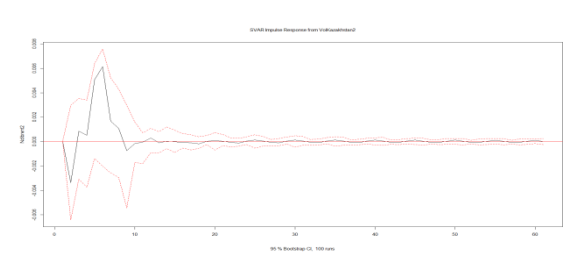
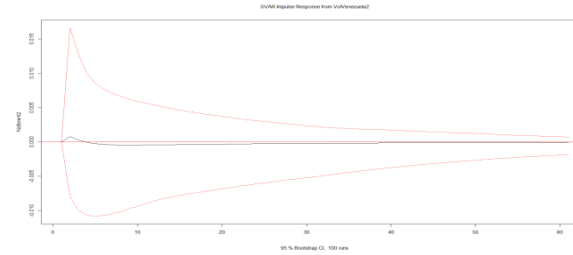
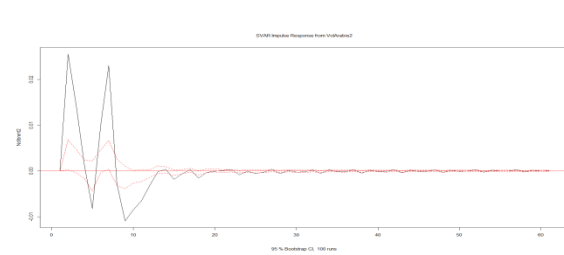
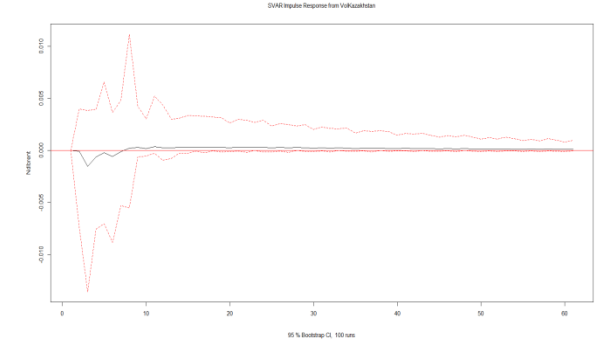
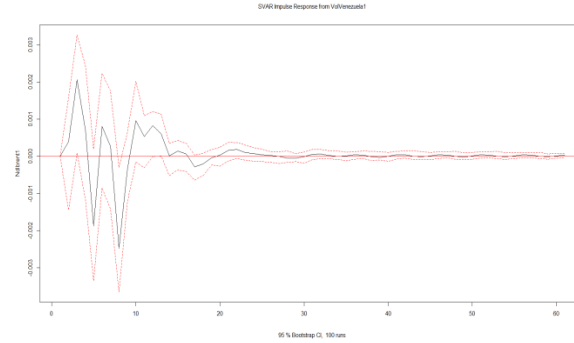
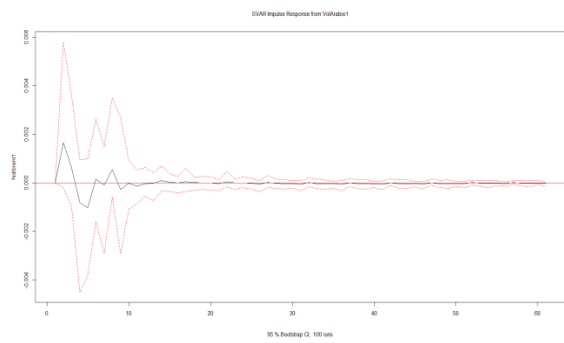
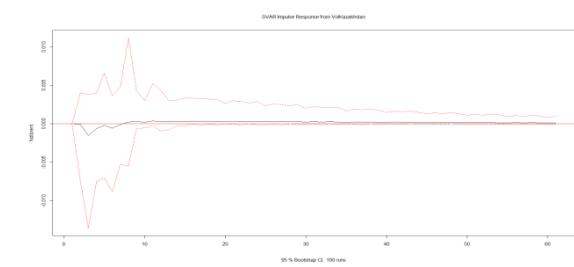
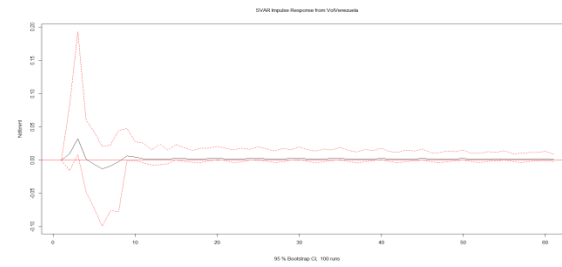
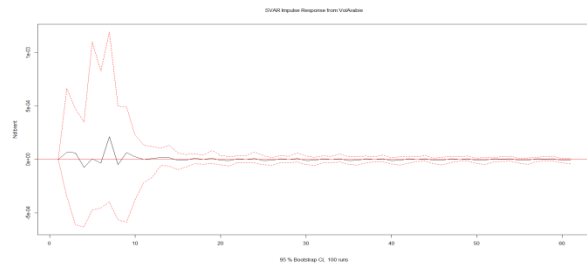


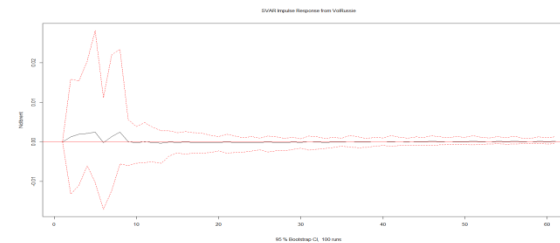
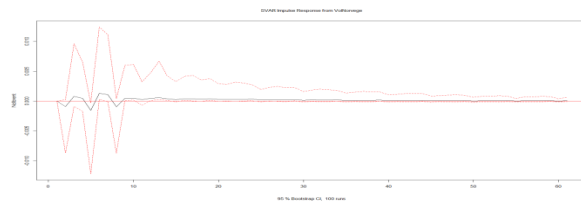
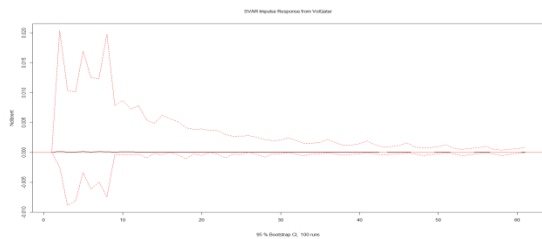
Figure 10: Fonctions de reactions impulsionnelles des prix du pétrole à des chocs sur la volatilité des CDS de l'Arabie , du Venezuela et du Kazakhstan sur la période globale et les sous-périodes.

Période totale.

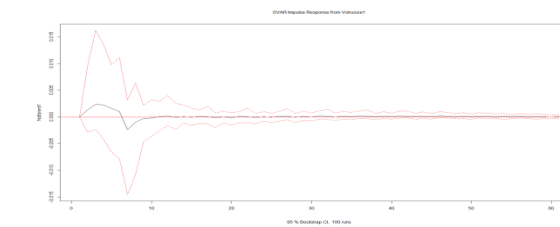
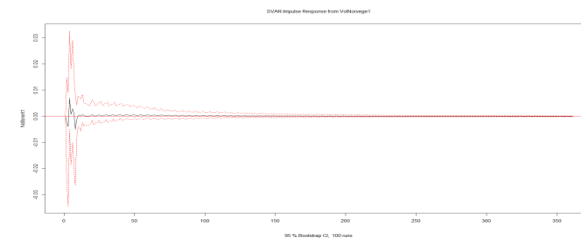
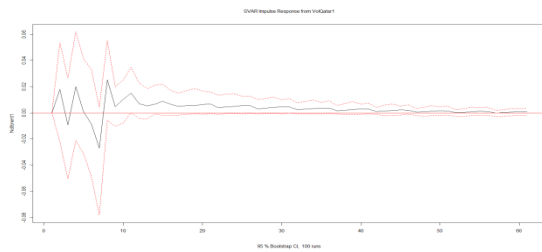
QATAR

NORVEGE

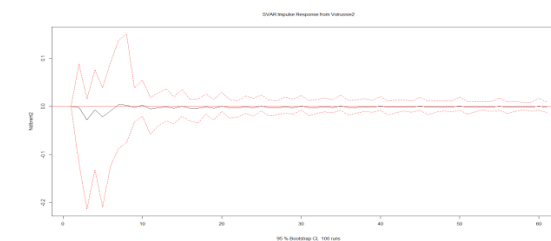
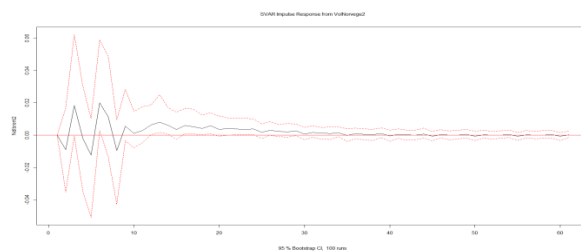
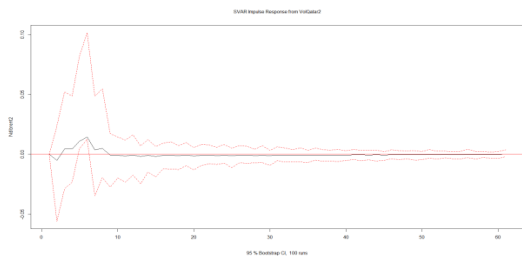
RUSSIE



Pré-chute.



Post-chute



Prix du pétrole	Membre de l'Opep				Non-Membre de l'OPEP	
	Arabie	Venezuela	Kazakhstan	Qatar	Russie	Norvege
2010-2017						
10	1.698e-05	0.147	3.544e-04	8.464e-06	0.0023	0.0007
15	1.059e-05	0.089	2.547e-04	6.957e-06	0.0014	0.0005
30	5.679e-06	0.048	1.812e-04	4.752e-06	0.0007	0.0003
40	4.642e-06	0.039	1.614e-04	3.994e-06	0.0006	0.00026
60	3.658e-06	0.032	1.371e-04	3.178e-06	0.0004	0.0002
2010-2014						
10	0.0002	2.79e-03	0.007	0.149	0.0018	0.0052
15	0.0002	2.80e-03	0.007	0.167	0.0017	0.0049
30	0.0002	2.54e-03	0.007	0.168	0.0016	0.0045
40	0.0002	2.36e-03	0.006	0.158	0.0015	0.0043
60	0.0002	2.23e-03	0.006	0.149	0.0014	0.0042
2014-2017						
10	0.0007	0.0005	0.0023	0.011	0.0423	0.0308
15	0.0006	0.0008	0.0016	0.008	0.0319	0.0243
30	0.0005	0.0012	0.0010	0.005	0.0215	0.0176
40	0.0005	0.0013	0.0009	0.005	0.0183	0.0146
60	0.0004	0.0013	0.0007	0.0041	0.0150	0.0111

Tableau 20 : des contributions des chocs de volatilité des primes des CDS à la variance d'erreur de prévisions des prix du brent.

Les autres pays ont une contribution relative négative à la variance de l'erreur de prévision des prix du pétrole. Plusieurs explications peuvent être attribuées à cette situation. L'Arabie Saoudite est le plus grand producteur de pétrole et leader de l'opep. Quand à la Russie, elle constitue le plus grand exportateur de pétrole non membre de l'Opep dont la décision de production n'est à priori pas contrainte par le système de quotas de l'opep. La Norvège est le pays pétrolier le plus diversifié et detenant le plus grand fond souverain du monde. Il s'agit d'un pays qui est largement pris comme exemple de diversification. Toutefois son fond souverain détient la plupart de son portefeuille dans le domaine du pétrole. On peut estimer que cette gestion orientée vers la détention d'actifs en liaison avec l'activité pétrolière soit de nature à intensifier la sensibilité des prix aux anticipations sur sa solvabilité de chocs exogènes sur le marché du pétrole surtout en période de stress sur le marché du pétrole

Conclusion

Ce chapitre de la thèse était vouée à étudier les effets de la variabilité des prix du pétrole sur les anticipations de solvabilité des pays exportateurs de pétrole. Ce chapitre nous a permis d'étudier le rôle des déterminants du marché du pétrole sur la volatilité des primes des cds dans un premier et d'essayer de cerner. Il est apparu dans un premier temps que les déterminants du marché du pétrole ont un effet sur la volatilité des primes de cds de façon plus ou moins prononcée en fonction des pays. Si elle pouvait expliquer une bonne partie de la volatilité chez certains (Vénézuéla), chez d'autres elle est quasi-inexistante (Arabie Saoudite) et intermédiaire pour d'autres.

Les chocs exogènes qu'ils surviennent du côté du marché du pétrole ou encore du côté du marché de la dette affectent de façon très forte la relation la fondamentaux et la volatilité des primes de cds. Ainsi l'analyse pré et post-chute 2014 a eu un effet prononcé sur la volatilité des primes de cds. Les études causales, les fonctions de réponses impulsionnelles et l'analyse de la décomposition de la variance a suffit à établir cette réalité.

L'importance des effets des chocs pétroliers est ainsi bouleversée en effectuant une analyse pré et post-chute. L'offre de pétrole, les stocks et les prix du pétrole semblent avoir un effet plus qu'avéré sur la volatilité des primes des cds. Le Vénézuéla est d'un des pays les plus sensibles avec la Russie. Mieux, le risque de solvabilité incarné par la volatilité des primes de cds semblerait avoir un effet quoique peu prononcé sur les prix. Ces résultats ont contribué à ouvrir plusieurs questions dont l'une d'entre est savoir comment de façon plus précises les marchés de cds sont liés aux marchés du pétrole. Questions d'autant plus fondées que la question de la découverte du prix entre le marché physique (prix spot) et les marchés à terme n'est pas totalement tranchées de même que le rôle de la financiarisation dans le niveau des prix du pétrole.

Analyser le niveau d'intégration des marchés du pétrole avec les marchés des CDS souverains aideraient les pays exportateurs à définir des politiques de diversification plus éclairées et plus résilientes face aux variations des recettes issues de la vente du pétrole. Les résultats ayant révélé un changement dans la contribution des chocs à la variabilité de la volatilité des cds. On peut légitimement se poser la question de savoir si la chute de 2014 a eu un

effet contagieux sur le marché des cds de façon plus globale. La notion de contagion étant un phénomène non-linéaire, une étude empirique sur la question ne peut être envisagée qu'en mobilisant des méthodes statistiques robustes à la non-linéarité.

Dans le chapitre qui suit nous étudions la dépendance entre les marchés des CDS de façon globale et les différentes composantes du marché du pétrole (à savoir les marchés physiques et les marchés à terme). Pour ce faire il nous faut introduire des méthodes robustes à la non-linéarité car le phénomène de contagion peut être non-linéaire(Longin et Sonik (2001), Bae et Al ,2003)

**CHAPITRE 3: DEPENDENCE ET CONTAGION ENTRE MARCHE DES CDS
SOUVERAINS ET MARCHE PETROLIER : UNE APPROCHE PAR LES
COPULES.**

CHAPITRE 3: DEPENDENCE ET CONTAGION MARCHE DES CDS SOUVERAINS ET MARCHE PETROLIER : UNE APPROCHE PAR LES COPULES.

La baisse du prix du pétrole sous la barre des 30\$ le baril en 2016 pour la première fois depuis 2003 a entraîné de forte crainte sur la solvabilité des pays exportateurs de pétrole. La majorité des pays ont dû se résoudre à puiser dans leur réserve de devises étrangères pour couvrir leur déficit budgétaire (Shahzad et al , 2017). Cela a conduit à des supputations et des interrogations grandissantes sur leur solvabilité et une dégradation de leur notation souveraine ainsi qu' une envolée des spreads des CDS souverains (Hammoudeh et al, 2013). Les spreads des CDS représentant des actifs permettant de jauger la qualité de crédit pays exportateurs, il importe dès lors de préciser le lien (dépendance et Co mouvement) que ces marchés entretiennent avec les différents compartiments du marché du pétrole et s'il y'a eu un phénomène de contagion marqué par la survenance d'évènement extrême sur l'un des marchés. Globalement les études du lien entre le marché pétrolier et les actifs financiers sont bien étoffés (Apergis et Miller 2009 ; Cong et Al., 2008, Fillis,2010 ; Huang et Al., 1996 ; Jones et Gautam, 1996 ; Miller et Ratti, 2009) qui étudient l'effet des rendements des prix du pétrole sur les actifs financiers et (Buyuksahin et Robe ,2010) qui établit établisse des phénomènes de contagion dû à la crise financière. La première classe d'étude repose sur les modèles VAR comme dans notre précédent chapitre pour préciser les effets des rendements du pétrole sur les actifs et la deuxième met à profit la notion de contagion. Le phénomène de contagion précisément a reçu plusieurs assertions dans la littérature qui n'ont pas toujours favorisé l'émergence de consensus. En effet la plupart des études datant des années 90 se basent sur une rupture du coefficient de corrélation (Calvo et Reinhart , 1996 ; King et Wahdwani, 1990 ; Ramchand et Susmel 1998). Pourtant des auteurs comme Boyer et Al (1999), Forbes et Rigobon (2002), Longin et Solnik (2001) ont dénoncé les insuffisances du coefficient de corrélation linéaire comme mesure de contagion ,phénomène non linéaire par définition (Bae et Al (2003)), Chan-Lau et Al (2004). De surcroît, les modèles vectoriel auto-régressif (VAR) ne sont pas adéquats pour les mesures de dépendances extrêmes. Dès lors la question des mesures alternatives devient pertinentes. Les copules introduites pour la première fois par Sklar (1959) semblent constituer une alternative de modélisation viable. En plus de relâcher l'hypothèse de linéarité entre les variables, elles sont un outil robustes de capture de la dépendance non linéaire (Joe 1997). Ces méthodes de modélisation permettent d'envisager des formes de dépendances plus étoffées

que la seule loi normale qui sous-tend les modèles vectoriels standards. Par conséquent dans ce troisième chapitre, nous mobilisons la théorie des copules à la fois sur le plan statique et dynamique pour préciser le schéma de dépendance et dévoiler l'existence de phénomène de contagion entre les spreads des CDS souverains et les marchés du pétrole à l'orée des événements extrêmes survenus à la fois sur les marchés de la dette souveraine (Crise de la dette souveraine) et la chute de 2014.

3-1 –La théorie des copules et les méthodes d'estimation de la dépendance.

3-1-1 -Insuffisance du coefficient de corrélation linéaire.

Le coefficient de corrélation linéaire qui constitue le soubassement des modèles de régression linéaire renferme plusieurs limites.

3-1-1-1 Définition

Le coefficient de corrélation linéaire entre deux variables X et Y est donnée par la formule suivante :

$$\rho(X, Y) = \frac{Cov[X, Y]}{\sqrt{\sigma^2[X]\sigma^2[Y]}} \quad (3.1)$$

Où $Cov[X, Y]$ est la covariance entre les variables X et les variables Y . $Cov[X, Y] = E[XY] - E[X]E[Y]$ et $\sigma^2[X]$ et $\sigma^2[Y]$ représentant les variances de X et Y . Le coefficient de corrélation linéaire est une mesure de dépendance linéaire. Dans le cas de variables aléatoires indépendantes $\rho(X, Y) = 0$ et $Cov[X, Y] = 0$. Dans le cas d'une dépendance linéaire parfaite c'est-à-dire $Y = aX + b$ ou $P[Y = aX + b]$ pour $a \in R \setminus \{0\}$ et $b \in R$, nous avons $\rho(X, Y) = \pm 1$. Cela se démontre en considérant la représentation suivante:

$$\begin{aligned} \rho(X, Y)^2 &= \frac{\sigma^2[Y] - \min_a E[(Y - (aX + b))^2]}{\sigma^2[Y]} \end{aligned} \quad (3.2)$$

Dans le cas d'une dépendance linéaire imparfaite, on a $-1 < \rho(X, Y) < 1$, avec une possibilité de mauvaise interprétation du coefficient de corrélation. L'équation ci-dessous montre la relation qu'il y'a entre le coefficient de corrélation et une régression linéaire simple. Le membre de droite étant la réduction relative dans la variance de Y par la régression linéaire de X . Les coefficients de régression de a_R et b_R qui minimise la distance au carré $E[(Y - (aX + b))^2]$ étant donné par les valeurs suivantes :

$$a_R = \frac{Cov[X, Y]}{\sigma^2[X]} \quad (3.3)$$

$$b_R = E[Y] - a_R E[X] \quad (3.4)$$

La corrélation remplit les propriétés de linéarité donnée par la formule suivante :

$$\rho(\alpha X + \beta, \gamma Y + \delta) = \text{sgn}(\alpha, \gamma) \rho(X, Y) \quad (3.5)$$

Ou $\alpha, \gamma \in R \setminus \{0\}$, $\beta, \delta \in R$. La corrélation est par conséquent invariante sous des transformations affines plus précisément sous des transformations linéaires strictement croissante. La généralisation du coefficient de corrélation est directe. Si on considère un vecteur de variables aléatoires notées $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)^t$ et $Y = (Y_1, \dots, Y_n)^t$ dans R^n . On peut alors résumer toutes les paires de covariances et de corrélations dans une matrice de taille $n \times n$ notée $Cov[X, Y]$ et $\rho(X, Y)$. Si les variances correspondantes sont toutes finies alors les variances peuvent être définies de la façon qui suit :

$$Cov[X, Y]_{ij} := Cov[X_i, Y_j] \quad (3.6)$$

$$\rho(X, Y)_{ij} := \rho(X_i, Y_j) \quad 1 \leq i, j \leq n. \quad (3.7)$$

Ces matrices étant définies symétriques et semi-défini positives. La popularité du coefficient de corrélation s'explique par le fait que pour plusieurs distributions bivariées, il est assez aisé de calculer le coefficient des moments d'ordre 2 et par conséquent de dériver le coefficient de corrélation.

3-1-1-2 Limites et inconvénients du coefficient de corrélation linéaire.

Le coefficient de corrélation linéaire sur lequel se base la majorité des modèles mentionnés ci-dessus est une mesure parfaite de la dépendance dans un cadre elliptique selon Embrecht et al (1999). En revanche dans un cadre non elliptique comme c'est le cas dans la littérature sur les marchés financiers cette réalité est discutable. En effet le coefficient de corrélation linéaire renferme plusieurs insuffisances. Si on considère deux variables aléatoires réelles X et Y , les variables des variables X et Y doivent être finies sinon le coefficient de corrélation linéaire n'est pas définie. Ce qui n'est pas idéal pour une mesure de dépendance lorsqu'on est présence de variable à queue épaisse. Ensuite l'indépendance entre des variables aléatoires implique qu'elles sont non corrélées mais une corrélation nulle n'implique pas nécessairement une indépendance entre les variables en présence. Il suffit pour s'en convaincre de supposer qu'on ait deux variables en présence dont $X \sim N(0,1)$ et une autre variable $Y \sim X^2$ tel que le moment d'ordre 3 de la distribution normale standard soit zéro. Si cela est acceptable dans le cas de la loi normale multi-variée, cela n'est plus valide dans le cas où les marginales sont normales et les variables jointes non normales.

L'autre insuffisance du coefficient de corrélation se rapporte au fait que le coefficient de corrélation n'est pas invariant par rapport à une transformation strictement croissante. Autrement dit si on considère une fonction $T: R \rightarrow R$ de deux variables aléatoires réelles alors nous avons en général :

$$\rho(T(X), T(Y)) \neq \rho(X, Y) \quad \text{si} \quad (3.8).$$

Si on prend une distribution normale standard bivariée avec un coefficient de corrélation ρ et une fonction de transformation notée $T(x) = \varphi(x)$ (3.9).

On a la relation qui suit ρ

$$\rho(T(X), T(Y)) = \frac{6}{\pi} \arcsin\left(\frac{\rho}{2}\right) \quad (3.10)$$

Donc le coefficient de corrélation n'est pas une mesure stable de la relation de dépendance. En dehors de ces limites, la seule interprétation du coefficient de corrélation peut induire plusieurs erreurs d'appréciation. Cette section qui s'inspire des démonstrations de Embrecht (2002) dans le domaine de la gestion d'actifs montre les insuffisances du coefficient de corrélation comme mesure de dépendance dans le cadre de la finance de marché avec une application à certaines mesure de la *VaR*. Si on suppose un vecteur de variables aléatoires noté $(X, Y)^t$. La mesure de dépendance traditionnelle notée ρ le coefficient de corrélation traditionnelle induit un certain nombre d'erreur d'interprétation :

- Première erreur : les distributions marginales et le coefficient de corrélation détermine la distribution jointe.

Cela est vérifié selon Embrecht et Al (2002) si l'on résume notre attention à la distribution normale multivariée ou des distributions elliptiques. En effet si on suppose que le vecteur $(X, Y)^t$ a une distribution normale bivariée alors les moyennes et variance de X et Y mais aussi les coefficients de corrélation $\rho(X, Y)$ détermine uniquement la distribution jointe. Toutefois si on connaît seulement les distributions marginales de X et de Y et la corrélation alors il y'aurait plusieurs champs de possible pour le copule de variable (X, Y) en terme de loi de distributions. La distribution de (X, Y) ne serait pas alors uniquement déterminée par F_1 et F_2 et le coefficient de corrélation. $\rho(X, Y)$.

Exemple 1 :

Supposons que deux variables X et Y aient des distributions normales pour lesquelles le coefficient de corrélation est $\rho(X, Y) = \rho$. Si le couple de variable (X, Y) est normalement distribuée alors la fonction de distribution F de (X, Y) est donnée par la fonction de répartition suivante :

$$F(x, y) = C_{\rho}^{\text{Ga}}(\varphi(x), \varphi(y)) \quad (3.11)$$

Pourtant on peut construire une distribution bivariée notée C ayant des lois marginales normales qui ne soit pas normalement bivariée ayant un coefficient de corrélation linéaire. Dans la démarche de Embrehts (2001). On construit une fonction C en prenant les fonctions suivantes :

$$f(x) = 1_{\{(y,1-\gamma)\}}(x) + \frac{2\gamma - 1}{2\gamma} 1_{\{(y,1-\gamma)^c\}}(x) \quad (3.12)$$

$$g(y) = -1_{\{(y,1-\gamma)\}}(y) - \frac{2\gamma - 1}{2\gamma} 1_{\{(y,1-\gamma)^c\}}(y) \quad (3.13)$$

Avec $\gamma \in [\frac{1}{4}, \frac{1}{2}]$. Comme $h(x, y)$ est contenu dans le carré $[\gamma, 1 - \gamma]^2$, la fonction C ou pour toutes les valeurs de $\gamma < \frac{1}{2}$ et la fonction $F(x, y) = C(\varphi(x), \varphi(y))$ ne sera jamais normalement bivariée. Il y'aurait ainsi un nombre quasi-infini de distributions bivariées ayant des lois marginales normales avec une corrélation nulle.

Deuxième erreur : Etant donné deux distributions marginales F_1 et F_2 pour les variables X et Y , toutes corrélations linéaires entre -1 et 1 peut être atteinte à travers une spécification adaptée de la distribution jointe.

Exemple 2 : Soient X et Y deux variables aléatoires définies sur un support $[0, \infty]$ tel que nous ayons $F_1(x) = F_2(y) = 0$ pour toutes variables $x, y < 0$. Supposons que les limites supérieures des fonctions de répartition susmentionnées soient égales à l'infini autrement dit que nous ayons $\sup_x\{x|F_1(x) < 1\} = \sup_y\{y|F_2(y) < 1\} = \infty$. Supposons qu'on ait $\rho(X, Y) = -1$ ce qui implique que pour une variable $Y = aX + b$ avec $a < 0$ et $b \in R$ telle que $y < 0$. On doit avoir

$$F_2(y) = P[Y \leq y] = P\left[X \geq \frac{y - b}{a}\right] \geq P\left[X > \frac{y - b}{a}\right] = 1 - F_1\left(\frac{y - b}{a}\right) > 0 \quad (3.14)$$

Ce qui contredit l'hypothèse $F_2(y) = 0$.

Exemple 3 : Soient $X \sim \text{lognormal}(0,1)$ et $Y \sim \text{Lognormal}(0, \sigma^2)$ avec $\sigma > 0$. Si l'on veut calculer ρ_{min} et ρ_{max} pour ces lois marginales. En notant que X et Y ne sont pas du même type bien que $\log X$ et $\log Y$ le soient alors $\rho_{min} = \rho(e^Z, e^{-\sigma Z})$ et $\rho_{max} = \rho(e^Z, \rho e^{\sigma Z})$ où $Z \sim N(0,1)$. Cette observation permet de calculer la valeur de ρ_{min} et ρ_{max} analytiquement telle que nous ayons selon Embrecht et Al (2002) :

$$\rho_{min} = \frac{e^{-\sigma} - 1}{\sqrt{(e-1)(e^{\sigma^2} - 1)}} \quad (3.15)$$

Et

$$\rho_{max} = \frac{e^{\sigma} - 1}{\sqrt{(e-1)(e^{\sigma^2} - 1)}} \quad (3.16)$$

De sorte que nous ayons $\lim_{\sigma \rightarrow \infty} \rho_{min} = \lim_{\sigma \rightarrow \infty} \rho_{max} = 0$. Cet exemple montre qu'il est possible d'avoir un vecteur aléatoire $(X, Y)^t$ où la corrélation est quasiment nulle et pourtant avoir la plus grande relation qui soit entre les variables en présence. Cela confirme les insuffisances du coefficient de corrélation comme mesure insuffisante de la dépendance entre les variables en présence. Une faible corrélation n'est pas forcément assimilable à une faible dépendance entre variable aléatoire.

Troisième erreur: Elle se rapporte à la pire perte d'un portefeuille linéaire $X + Y$ qui parviendrait lorsque le coefficient de corrélation $\rho(X, Y)$ est à son maximum. En effet si la variance du portefeuille donnée par la formulation suivante $\sigma^2(X + Y) = \sigma^2(X) + \sigma^2(Y) + 2\rho(X, Y)\sigma(X)\sigma(Y)$ est maximale lorsque le coefficient de corrélation est maximal, cela ne permettrait pas pour autant de conclure que la perte serait maximale dans ce cas. Selon Embrecht et Al (2002) cela serait vérifié pour les lois elliptiques mais erronée pour les lois qui ne le sont pas. On pourra toujours se référer aux travaux de Embrecht et Al (1999). Face à ces insuffisances il importe de présenter de nouvelles mesures de dépendance. La plupart de ces mesures découlent de fonction multivariée communément appelée les copules. Aussi quand les variables ont une structure de dépendance non linéaire dans leur queue, les régressions standards et les coefficients de corrélation peuvent être biaisés et inefficients une raison supplémentaire de s'intéresser aux copules en économie.

3-1-2 – Modélisation et méthode d'estimation de la structure de dépendance par les copules.

Les copules ont été introduites pour la première fois par Sklar (1959) pour mesurer la structure de dépendance entre les variables en présence. La compréhension des fonctions de

copule s'accompagne par l'exposé d'un certain nombre d'outils mathématiques qui permettent de distinguer trois grandes familles de copules. La grande famille des copules de type elliptique, les copules archimédiennes et les copules non-archimédiennes. Ces copules postulent une dépendance statique à la différence des copules dites dynamiques que nous allons exposer par la suite. Dans le cas dynamique, les modèles de corrélation dynamique habituelle comme le DCC de Engel (2002) permettent de mesurer la dépendance linéaire moyenne. Tandis que les copules permettent de révéler la structure de dépendance tout en incluant la dépendance non-linéaire durant des périodes dites normales et des périodes dites de fortes tensions sur les marchés. De surcroît contrairement au modèle *DCC* ces familles de copule permettent de tester des formes variées de dépendance.

3-1-2-1- Dépendance et copule en économie.

De façon résumée nous relevons quelques contributions qui ont été faites en mobilisant les copules ou modélisant la dépendance entre les actifs financiers. Par une appréciation de la dépendance par la notion de corrélation une première découverte se rapporte à Longin et Solnik (1995) et Ang et Bekaert (2002) qui avancent que la corrélation entre les actifs internationaux s'accroissent à travers le temps. Cappiello, Engle et Sheppard (2006) avancent que la corrélation entre les actions et les obligations s'accroissent à travers le temps en réponse à des rendements négatifs bien qu'une partie de cet accroissement soit inhérent à un biais induit par la volatilité. En référence aux études basées sur les copules dans le cadre de l'étude de la dépendance, Mashal et Zeevi (2002) montrent que la structure de dépendance des rendements des actions, des monnaies et des matières premières exhibent des queues épaisses jointes. Patton (2004) utilisent une forme conditionnelle de copule pour examiner la relation de dépendance entre les produits dérivés de couverture sur les marchés d'actions. Il met en évidence une dépendance asymétrique dans les rendements des actifs. Patton (2004) avance également qu'une connaissance de la nature asymétrique des relations entre les actifs permet aux investisseurs d'avoir des gains significatifs pour ceux qui ne font pas face à des contraintes de vente à court terme. Patton (2006) utilise une copule conditionnelle pour évaluer la structure de dépendance entre les taux de change d'un panier de monnaie. Utilisant un échantillon composé du taux de change de la monnaie allemande et des séries sur le taux de change du Yen,

il trouve une forte dépendance asymétrique entre les taux de change. Jondeau et Rockinger (2006) utilisent de façon satisfaisante un modèle de rendement qui incorpore un skew-t GARCH pour les marginales avec une dynamique gaussienne et une copule de type Student pour décrire la structure de dépendance. Rosenberg et Schuerman (2006) analyse la distribution des pertes des banques en utilisant les copules pour représenter la perte agrégée en combinant le risque de marché, le risque de crédit et le risque opérationnel. Rodriguez (2007) construit un modèle de corrélation basé sur les copules pour apprécier les dépendances des actions chez les pays d'Amérique Latine et d'Asie. Son modèle introduit un modèle de changement de régime et permet une amélioration du pouvoir prédictif pour l'analyse de la contagion sur le champ de la finance internationale. Okimoto (2008) trouve une évidence d'asymétrie entre les indices d'action de ces pays. Harvey et Rossi (2009) établissent un modèle de corrélation basée sur les quantiles variables avec le temps qui leur permet de se concentrer sur les queues des distributions. Ce modèle étant également adapté pour les données qui sont irrégulièrement espacées. Harvey et Bussetti (2009) construisent un test de constance des copules. Ils appliquent ces tests aux rendements des actifs Thaïlandais et Coréens et mettent en évidence une variabilité de la dépendance dans le temps. Ning et Al (2009) analysent la dépendance entre des classes d'actions d'Asie et découvre une forte dépendance dans les queues supérieures et inférieures. Ning (2008) en étudiant la dépendance des rendements d'actifs de l'Amérique du Nord et de l'Asie de l'Est, met en évidence une asymétrie et une dépendance de queue dynamique pour la plupart des pays. Ning (2008) met également en évidence le fait que la dépendance est forte intra-continent qu'entre les continents. Cholette, Heinen et Valdesogo (2009) utilise un modèle de vine copula pour modéliser un grand portefeuille de rendements d'actifs du G5 et d'Amérique Latine. Les applications étant nombreuses et la liste non exhaustive, nous précisons dans la section qui suit la notion de copule et les concepts afférents.

3-1-2-2-Les copules et les concepts afférents.

Une copule se définit comme une correspondance qui assigne une valeur à des valeurs ordonnées de fonctions de distributions individuelles. Elle peut aussi être définie comme une fonction de distribution jointe d'un ensemble de variable aléatoire uniformément distribuée ou comme une fonction qui couple des fonctions de distributions marginales avec leur fonction de

distribution multi-variée. Nous définissons dans cette partie les principales mesures utilisées pour dériver certaines mesures de dépendance à partir des copules. La nature de la dépendance peut prendre des formes variées et nécessite des hypothèses spécifiques. Il y'aurait de nombreux moyens d'apprécier et de mesurer la dépendance qui soit robuste au changement d'échelle contrairement au coefficient de corrélation linéaire traditionnel (Hoeffding 1940, 1941). Ces mesures sont toutes basées sur les copules et la notion de concordance.

3-1-2-2-1- Notion de concordance.

Si on considère deux paires d'observations (x_i, y_i) et deux autres paires d'observations (x_j, y_j) d'une copule de variable continue (X, Y) . Ces deux paires seraient concordantes si $(x_i - x_j)(y_i - y_j) > 0$ et discordant si $(x_i - x_j)(y_i - y_j) < 0$. Deux variables aléatoires seraient donc concordantes si des grandes valeurs d'une variable aléatoire sont associées avec de grandes valeurs de ce binôme et similairement lorsque de petites valeurs de l'une des variables est associée à de petites variations de l'autre variable.

3-1-2-2-2-Le Tau de Kendall.

Soient un échantillon de variables aléatoires notées $\{(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_n, y_n)\}$ représentant un échantillon de n observations d'un vecteur de variables aléatoires continues (X, Y) . Il y'aurait alors dans ce cas une combinaison $\binom{n}{2}$ de paires distincts (x_i, y_i) et (x_j, y_j) d'observations dans l'échantillon avec chaque paire étant concordante ou discordante. Soit c le nombre d'observations concordantes et d le nombre de paires discordantes. Alors dans ce cas le tau de Kendall pour l'échantillon est défini par le rapport suivant :

$$t = \frac{c-d}{c+d} = \frac{c-d}{\binom{n}{2}} \quad (3.17).$$

De façon équivalente, le tau de Kendall désigne la probabilité de concordance diminuée de la probabilité de discordance des paires d'observations (x_i, y_i) et (x_j, y_j) qui sont choisis de façon aléatoire dans l'échantillon. La version de population du tau de Kendall pour un vecteur de variables aléatoires continues avec une distribution jointe notée H est définie de façon similaire.

Soient (X_1, Y_1) et (X_2, Y_2) deux couples de variables identiquement et indépendamment distribués de vecteurs aléatoires chacune avec une distribution jointe H . Alors la version de population du tau de Kendall est définie comme la probabilité de concordance diminuée de la probabilité de discordance. Autrement dit le tau de Kendall est alors définie de la façon qui suit :

$$\tau = \tau_{X,Y} = P[(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2) > 0] - P[(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2) < 0] \quad (3.18)$$

Les copules occupe une place prépondérante dans la définition de cette mesure de concordance. Commençons par définir une fonction de concordance Q qui défnie la différence des probabilités de concordance et de discordance entre deux vecteurs (X_1, Y_1) et (X_2, Y_2) de variables aléatoires continues avec différentes fonctions de distributions notées H_1 et H_2 , mais ayant des fonctions marginales F et G . On montre alors que cette fonction dépend des distributions de (X_1, Y_1) et des distributions (X_2, Y_2) seulement à travers les fonctions des copules.

Théorème : Soient (X_1, Y_1) et (X_2, Y_2) deux vecteurs indépendants de variables aléatoires continues avec des fonctions de distributions H_1 et H_2 respectivement avec des fonctions de marges communes notées F (de X_1 et X_2) et G (de Y_1 et Y_2). Soient C_1 et C_2 désignant les copules associées aux couples de vecteurs (X_1, Y_1) et (X_2, Y_2) respectivement tels que nous ayons $H_1(x, y) = C_1(F(x), G(y))$ et $H_2(x, y) = C_2(F(x), G(y))$. Soient Q la différence entre les probabilités de concordance et de discordance de (X_1, Y_1) et (X_2, Y_2) . Alors la fonction de concordance est donnée par la formule suivante :

$$Q = P[(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2) > 0] - P[(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2) < 0] \quad (3.19)$$

Alors la fonction de concordance peut se réécrire de la façon qui suit :

$$Q = Q(C_1, C_2) = 4 \iint_0^1 C_2(u, v) dC_1(u, v) - 1 \quad (3.20)$$

Preuve : Si deux variables aléatoires sont continues telles que $P[(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2) < 0] = 1 - P[(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2) > 0]$ et par conséquent nous aurons la relation suivante :

$$Q = 2P[(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2) > 0] - \quad (3.21).$$

Toutefois $P[(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2) > 0] = P[X_1 > X_2, Y_1 > Y_2] + P[X_1 < X_2, Y_1 < Y_2]$ et ces probabilités peuvent être évaluées en intégrant sur les distributions de l'un de ces deux vecteurs notés (X_1, Y_1) ou (X_2, Y_2) . Si on considère le vecteur (X_1, Y_1) alors nous aurons les relations suivantes :

$$P[X_1 > X_2, Y_1 > Y_2] = P[X_2 < X_1, Y_2 < Y_1] \quad (3.22)$$

$$= \iint_{-\infty}^{+\infty} P[X_2 \leq x, Y_2 \leq y] dC_1(F(x), G(y)) \quad (3.23)$$

$$= \iint_{-\infty}^{+\infty} C_2(F(x), G(y)) dC_1(F(x), G(y)) \quad (3.24)$$

Tels que quand nous employons les probabilités de transformation $u = F(x)$ et $v = G(y)$ entraînent la relation suivante :

$$P[X_1 > X_2, Y_1 > Y_2] = \iint_0^1 C_2(u, v) dC_1(u, v) \quad (3.25)$$

De façon similaire on obtient alors la relation suivante,

$$P[X_1 < X_2, Y_1 < Y_2] = \iint_{-\infty}^{+\infty} P[X_2 > x, Y_2 > y] dC_1(F(x), G(y)) \quad (3.26)$$

$$= \iint_{-\infty}^{+\infty} [1 - F(x) - G(y) + C_2(F(x), G(y))] dC_1(F(x), G(y)) \quad (3.27)$$

$$= \iint_0^1 [1 - u - v + C_2(u, v)] dC_1(u, v) \quad (3.289).$$

Toutefois parceque C_1 est une fonction de distribution jointe de la paire (u, v) de variables aléatoires uniformes $E(U) = E(V) = 1/2$ et par conséquent on a les formulations suivantes :

$$\begin{aligned}
P[X_1 < X_2, Y_1 < Y_2] \\
= 1 - \frac{1}{2} - \frac{1}{2} + \iint_0^1 C_2(u, v) dC_1(u, v)
\end{aligned} \tag{3.29}$$

$= \iint_0^1 C_2(u, v) dC_1(u, v)$ (71) par conséquent on a la relation suivante :

$$\begin{aligned}
P[(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2) > 0] = \\
2 \iint_0^1 C_2(u, v) dC_1(u, v)
\end{aligned} \tag{3.30}.$$

Pour plus de détails sur les propriétés de la fonction de concordance, on pourra toujours se référer à l'ouvrage de Nielsen.

Théorème : Soient X et Y des variables aléatoires continues dont la copule est notée C . Alors la version de la population du tau de Kendall pour X et Y que nous notons $\tau_{X,Y}$ ou τ_C est donnée par la formule qui suit :

$$\tau_{X,Y} = \tau_C = Q(C, C) = 4 \iint_0^1 C(u, v) dC(u, v) - 1 \tag{3.31}.$$

D'une certaine manière le tau de Kendall peut alors être réécrit de la façon qui suit, c'est-à-dire :

$$\tau_C = 4E(C(U, V)) - 1 \tag{3.32}$$

3-1-2-2-3- Le rho de Spearman.

Le rho de Spearman constitue avec le tau de Kendall, l'autre mesure qui complète les mesures de dépendance basée sur les principes de concordance et de discordance. Pour obtenir la version de la population de cette mesure, on considère trois couples de variables (X_1, Y_1) , (X_2, Y_2) et (X_3, Y_3) être des vecteurs de variables aléatoires indépendantes avec une fonction de distribution jointe H (dont les marges sont notées F et G) et une copule C . La version de la population du rho de Spearman notée $\rho_{X,Y}$ est définie comme étant proportionnelle à la probabilité de concordance diminuée de la probabilité de discordance pour deux vecteurs (X_1, Y_1) et (X_2, Y_2) c'est-à-dire une paire de vecteurs avec les mêmes marges mais dont un vecteur a une fonction de distribution notée H tandis que les composantes des autres variables sont indépendantes autrement dit tels que nous ayons :

$$\rho_{X,Y} = 3(P[(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_3) > 0] - P[(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_3) < 0]) \quad (3.33).$$

La paire (X_3, Y_2) pouvant être aussi utilisée. Notons que tant que la distribution jointe de la fonction (X_1, Y_1) est $H(x, y)$, la fonction de distribution jointe de (X_2, Y_3) est donnée $F(x)G(y)$ parce que $(X_2$ et $Y_3)$ sont indépendants. Par conséquent la copule de X_2 est la copule d'indépendance ce qui permet d'établir le théorème qui suit.

Théorème : Soient X et Y des variables aléatoires continues dont la copule associée est C . La version du rho de Spearman pour X et Y que nous noterons par la suite $\rho_{X,Y}$ et ρ_C est alors donnée par la formule suivante :

$$\begin{aligned} \rho_{X,Y} &= \rho_C \\ &= 3Q(C, \pi) \end{aligned} \quad (3.34)$$

$$= 12 \int_0^1 \int_0^1 uv dC(u, v) - 3 \quad (3.35)$$

3-1-2-2-4- D'autres mesures d'association.

Le rho de Spearman et le tau de Kendall sont des mesures de concordance qui permettent de s'affranchir des limites du coefficient de corrélation linéaire . Elles sont complétées par d'autres mesure de concordance qui permettent d'apporter plus de précisions aux mesures de concordance.

3-1-2-2-5-1 Mesure d'association du gamma de Gini g .

Dans les années 1910, Gini introduisit le coefficient de corrélation de Gini noté g . Si on désigne par p_i et q_i les rangs dans un échantillon de taille n de deux variables aléatoires notées X et Y respectivement alors la mesure d'association au sens de Gini est donnée par la formule suivante :

$$g = \frac{1}{\lfloor \frac{n^2}{2} \rfloor} \left[\sum_{i=1}^n |p_i + q_i - n - 1| - \sum_{i=1}^n |p_i - q_i| \right] \quad (3.39)$$

Si on désigne par γ le paramètre de population estimé par cette statistique et par F et G les fonctions de distribution marginale de X et Y respectivement et qu'on pose $U = F(X)$ et $V = G(Y)$. Alors parceque p_i/n et q_i/n sont des observations issues de distribution discrètes uniformes sur l'ensemble $\{\frac{1}{n}, \frac{2}{n}, \dots, 1\}$ peuvent être réécrits par la relation ci-dessous :

$$g = \frac{n^2}{\lfloor \frac{n^2}{2} \rfloor} \left[\sum_{i=1}^n \left| \frac{p_i}{n} + \frac{q_i}{n} - \frac{n+1}{n} \right| - \sum_{i=1}^n \left| \frac{p_i}{n} - \frac{q_i}{n} \right| \cdot \frac{1}{n} \right] \quad (3.40)$$

Pour des grandes valeurs de n qui tendent vers l'infini, on obtient que $\gamma = 2E(|U + V - 1| - |U - V|)$ c'est-à-dire que la valeur de γ est alors donnée par la valeur suivante :

$$\gamma = 2 \iint_0^1 (|u + v - 1| - |u - v|) dC(u, v) \quad (3.41)$$

Où C désigne la copule associant X et Y . Dans le théorème suivant les paramètres γ, ρ_{XY} et τ sont des mesures qui sont toutes basées sur des mesures de concordance.

Théorème

Soient X et Y deux variables aléatoires continues dont la copule est C alors la mesure d'association au sens de Gini pour les variables X et Y est alors donnée par la formule suivante :

$$\gamma_{X,Y} = \gamma_C = Q(C, M) + Q(C, W) \quad (3.42)$$

Preuve :

Sachant que $M(u, v) = 1/2[u + v - |u - v|]$ nous avons les relations ci-dessous qui sont données par les relations suivantes :

$$Q(C, M) = 4 \iint_0^1 M(u, v) dC(u, v) - 1 = 2 \iint_0^1 [u + v - |u - v|] dC(u, v) - 1 \quad (3.43)$$

Comme chaque fonction copule est une fonction de distribution jointe avec des marges uniformes sur $[0,1]$ alors nous devons avoir :

$$\iint_0^1 u dC(u, v) = \frac{1}{2} \quad \text{et} \quad \iint_0^1 v dC(u, v) = \frac{1}{2} \quad (3.44)$$

Et par conséquent nous avons $Q(C, M) = 1 - 2 \iint_0^1 |u - v| dC(u, v)$ de façon similaire parce que $W(u, v) = \left(\frac{1}{2}\right) [u + v - 1 + |u + v - 1|]$, nous obtenons que la fonction de concordance se décline de la façon suivante :

$$Q(C, W) = 4 \iint_0^1 W(u, v) dC(u, v) - 1 \quad (3.45)$$

$$Q(C, W) = 2 \iint_0^1 [u + v - 1 + |u + v - 1|] dC(u, v) - 1 \quad (3.46)$$

$$= 2 \iint_0^1 |u + v - 1 + |u - v - 1|| dC(u, v) - 1 \quad (3.47)$$

$$= 2 \iint_0^1 |u + v - 1| dC(u, v) - 1 \quad (3.48)$$

Ce qui permet d'établir finalement que le rho de Spearman $\rho = 3Q(C, \pi)$ mesurent une concordance relative ou une 'distance' entre la distribution de X et Y comme représentée par leur copule C et la copule d'indépendance représentée par π . Dans un autre sens la mesure d'association de Gini est donnée par la formule suivante $\gamma = Q(C, M) + Q(C, W)$ qui mesure la relation de concordance ou la distance entre la copule C et une dépendance monotone comme

représentée par les copules M et W . Ce qui a pour corollaire que le coefficient de la façon qui suit :

$$\gamma_C = 4 \left[\int_0^1 C(u, 1-u) du - \int_0^1 [u - C(u, u)] du \right] \quad (3.49)$$

3-1-2-2-5-2- Le β de Blomqvist.

Le beta de Blomqvist est une autre mesure qui complète les mesures de dépendance est une simple mesure d'association qui est aussi dénommée le coefficient de corrélation médiale. Si X_1 et X_2 sont deux variables continues avec des médianes \check{x}_1 et \check{x}_2 , le β de blomqvist est alors donné par la formule suivante :

$$\beta = P\{(X_1 - \check{x}_1)(X_2 - \check{x}_2) > 0\} - P\{(X_1 - \check{x}_1)(X_2 - \check{x}_2) < 0\} \quad (3.50)$$

Cela pouvant être exprimé en terme de copule de C de (X_1, X_2) à travers de la façon suivante :

$$\beta(C) = 2P\{(X_1 - \check{x}_1)(X_2 - \check{x}_2) > 0\} - 1 = 4C\left(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}\right) - 1 \quad (3.51)$$

$$= \frac{C\left(\frac{1}{2}; \frac{1}{2}\right) - \pi\left(\frac{1}{2}; \frac{1}{2}\right) + \bar{C}\left(\frac{1}{2}; \frac{1}{2}\right) - \bar{\pi}\left(\frac{1}{2}; \frac{1}{2}\right)}{M\left(\frac{1}{2}; \frac{1}{2}\right) - \pi\left(\frac{1}{2}; \frac{1}{2}\right) + \bar{M}\left(\frac{1}{2}; \frac{1}{2}\right) - \bar{\pi}\left(\frac{1}{2}; \frac{1}{2}\right)} \quad (3.52)$$

L'équation précédente permettant d'exprimer le β de blomqvist comme la différence normalisée entre la copule C et la copule d'indépendance évaluée autour du point $\left(\frac{1}{2}; \frac{1}{2}\right)$. Plusieurs extensions du β de Blomqvist au cas multivarié existe, l'une d'entre elle est donnée par la version ci-dessous :

$$\beta(C) = \frac{C\left(\frac{1}{2}\right) - \pi\left(\frac{1}{2}\right) + \bar{C}\left(\frac{1}{2}\right) - \bar{\pi}\left(\frac{1}{2}\right)}{M\left(\frac{1}{2}\right) - \pi\left(\frac{1}{2}\right) + \bar{M}\left(\frac{1}{2}\right) - \bar{\pi}\left(\frac{1}{2}\right)} \quad (3.53)$$

$$= h_\beta(d) \left\{ C\left(\frac{1}{2}\right) + \bar{C}\left(\frac{1}{2}\right) - 2^{1-d} \right\} \quad (3.54)$$

Avec $h_\beta(d) := 2^{d-1}/(2^{d-1} - 1)$ et $\frac{1}{2} := (\frac{1}{2}, \dots, \frac{1}{2})$. Si la copule C est radialement symétrique autrement dit si $C = \hat{C}$, l'expression ci-dessous se réduit à l'expression suivante.

$$\frac{2^d C\left(\frac{1}{2}\right) - 1}{2^{d-1} - 1} \quad (3.55)$$

Ce qui coïncide avec la version multivariée introduite initialement dans l'ouvrage de référence de Nelsen. Un estimateur naturel pour β est obtenu en remplaçant la copule C et la fonction de la copule de survie \bar{C} dans l'expression de la fonction ci-dessous de sorte que nous ayons la formule suivante :

$$\hat{\beta}_n := \beta(\hat{C}_n) = h_\beta(d) \left\{ \hat{C}\left(\frac{1}{2}\right) + \bar{C}_n\left(\frac{1}{2}\right) - 2^{1-d} \right\} \quad (3.56)$$

Où \bar{C}_n désigne la fonction de copule empirique de survie. Sous des conditions faibles sur la forme de la copule C et de la fonction de la copule de survie notée \bar{C} , Schmid et Schmidt établissent la normalité asymptotique et la consistance de l'estimateur $\hat{\beta}_n$. Nommément si la i -ème dérivée partielle de la copule C notée $D_i C$ et $D_i \bar{C}$ existent et sont continues au point $\mathbf{1}/2$, nous obtenons à la faveur du théorème central limite la formule suivante :

$$\sqrt{n} \left(\beta(\hat{C}_n) - \beta(C) \right) \xrightarrow{w} Z \text{ avec } Z \sim N(0, \sigma^2) \quad (3.57) .$$

La variance σ^2 étant donné par $\sigma^2 = h_\beta(d)^2 E[\{G_C\left(\frac{1}{2}\right) + G_{\bar{C}}\left(\frac{1}{2}\right)\}^2]$ où G_C et $G_{\bar{C}}$ sont des processus gaussiens resserrés. L'un des avantages du β de Blomqvist sur les autres mesures de dépendance basée sur les copules comme le rho de Spearman ou le tau de Kendall est que la variance asymptotique de son estimateur peut être dérivée de façon explicite à chaque fois que les dérivées de la fonction ont une forme explicite. Si la copule concernée est la copule d'indépendance notée π , nous devrions alors avoir la formule d'expression suivante pour la variance :

$$\sigma^2 = \frac{1}{2^{d-1} - 1} \quad (3.58)$$

Dans le cas où la forme de la copule a une forme plus complexe, il peut être démontré que les méthodes non paramétriques de bootstraps peuvent être appliquées pour estimer la variance

asymptotique. Ceci permet d'utiliser le β de Blomqvist comme une statistique de test pour évaluer l'indépendance stochastique ou encore d'évaluer des formes plus générales de structure d'indépendance.

3-1-2-2-5-Propriété des mesures de concordance.

Toutes mesures d'association δ entre deux variables aléatoires X et Y se doit de remplir un certain nombre de propriétés relevé par Scarsini (1984). Ainsi δ est une mesure de concordance si elle satisfait les propriétés qui suivent :

- Si δ est définie pour toutes paires de variables continues aléatoires.
- Si $-1 \leq \delta_{X,Y} \leq 1$ et $\delta_{X,-X} = -1$.
- $\delta_{X,Y} = \delta_{Y,X}$.
- Si X et Y sont indépendants quand $\delta_{X,Y} = \delta_{\pi} = 0$.
- $\delta_{-X,Y} = \delta_{X,-Y} = -\delta_{X,Y}$.
- Si C_1 et C_2 sont des copules telles que nous ayons $C_1 \leq C_2$ alors $\delta_{C_1} \leq \delta_{C_2}$.
- Si $\{(X_n, Y_n)\}$ est une séquence de variables aléatoires continues avec une copule C_n et si $\{C_n\}$ converge par point vers une copule de forme C alors pour des grandes valeurs de nos effectifs nous devons avoir $\lim_{n \rightarrow \infty} \delta_{C_n} = \delta_C$.

Théorème : Soient δ une mesure de concordance des variables aléatoires continues X et Y :

- Si Y est une fonction presque sûrement croissante de la fonction X alors

$$\delta_{X,Y} = \delta_M = 1 \quad (3.36).$$

- Si Y est une fonction presque sûrement décroissante de X , alors $\delta_{X,Y} = \delta_W = -1$.

- Si α et β sont des fonctions presque sûrement strictement monotone sur $RanX$ et

$$RanY \text{ respectivement alors nous devons avoir } \delta_{\alpha(X),\beta(Y)} = \delta_{X,Y} \quad (3.37).$$

Théorème : Si X et Y sont des variables aléatoires continues dont la copule est C alors le tau de Kendall et le rho de Spearman satisfont les propriétés énumérées précédemment et le théorème précédent de mesure de concordance.

Preuve : Pour le tau de Kendall et le rho de Spearman les six premières propriétés sont respectées. Le fait que les mesures de concordance comme le tau de Kendall et le rho de Spearman satisfassent aux conditions ci-dessus est dû à la relation d'ordre de concordance. Le rho de Spearman est souvent appelé la corrélation de "grade". Le grade représente les populations analogues en rang autrement dit si x et y sont données par $u = F(x)$ et $v = G(y)$. Sachant que (u et v) sont des observations uniformes (0,1) des variables aléatoires $U = F(X)$ et $V = G(Y)$ dont la distribution jointe est la fonction de copule C . Parce que U et V ont chacune une moyenne de $1/2$ et une variance de $1/12$, l'expression de du rho de Spearman peut être réécrite de la façon suivante :

$$\begin{aligned} \rho_{XY} = \rho_C &= 12 \iint_0^1 uv dC(u, v) - 3 = 12E(UV) - 3 = \frac{E(UV) - \frac{1}{4}}{\frac{1}{12}} = \frac{E(UV) - \frac{1}{4}}{\frac{1}{12}} \\ &= \frac{E(UV) - E(U)E(V)}{\sqrt{Var(U)}\sqrt{Var(V)}} \end{aligned} \quad (3.38)$$

La relation entre le tau de Kendall et le rho de Spearman permettent de construire plusieurs tests de spécification qui permettent le test des copules optimales pour la famille des copules à un paramètre.

3-1-2-2-6 Les concepts afférents.

Avant d'aborder la notion de copule, nous rappelons quelques concepts qui permettent une généralisation au cas multivarié des notions de dépendance. Considérons H comme une fonctions 2-croissante et \bar{R} la droite réelle étendue.

Définition 1. Soient S_1 et S_2 deux ensembles non vides de \bar{R} et H une fonction telle que $\text{Dom}H = S_1 \times S_2$. Si $B = [x_1, x_2] \times [y_1, y_2]$ tels que tous ces sommets sont à l'intérieur du domaine H alors le volume H de B est donné par :

$$V_H(B) = H(x_2, y_2) - H(x_2, y_1) - H(x_1, y_2) + H(x_1, y_1) \quad (3.59)$$

Une interprétation standard du H - volume est lorsque H est une fonction de distribution. Il représenterait la probabilité d'un évènement se produisant dans la région spécifiée dans le cas d'un rectangle à deux dimensions.

Définition 2. Une fonction à double variable H est croissante si $V_H(B) \geq 0$ pour tous les rectangles B dont les sommets sont contenus dans le domaine H .

On appelle fonction issue d'un ensemble $S_1 \times S_2$ dans l'ensemble R borné, s'il y'a au moins de S_1 et un autre élément de S_2 disons a_1 et a_2 tel que nous ayons $H(x, a_2) = 0$ et $H(a_1, y) = 0$ pour tout (x, y) appartenant à $S_1 \times S_2$. Une fonction qui est bornée et deux fois croissantes est croissante dans chacun de ses arguments. Une autre propriété importante est énoncée de la façon suivante si b_1 et b_2 sont les deux plus grands éléments des ensembles S_1 et S_2 alors données par les distributions marginales de $H(x, y)$ sont données par $F(x) = H(x, b_2)$ et

$$G(y) = H(b_1, y) \quad (3.60).$$

Définition 3. Une copule à deux dimensions est une fonction C de I^2 vers I tel que :

1. C est borné et deux fois croissantes.
2. $C(u, 1) = u$ et $C(1, v) = v$ (les marges)

Le principal résultat à propos des fonctions de copule est donné par le théorème de Sklar (1959) qui montrent l'importance des copules quand on manipule les distributions multivariées.

Théorème 2.1 (théorème de Sklar pour les distributions multi variées). Soit F la fonction de distribution de X et G la fonction de distribution de Y de sorte que H soit la distribution jointe de (X, Y) . Si on admet que F et G sont continus alors il existerait une seule copule C telle que :

$$H(x, y) = C(F(x), G(y)), \forall (x, y) \in \bar{R} \times \bar{R} \quad (3.61)$$

Inversement si on considère F et G comme étant les fonctions de distribution et C comme étant une copule alors la fonction H définie par la relation précédente serait une fonction de distribution bivariée avec des distributions marginales F et G . En d'autres termes, la distribution jointe peut être représentée séparément par les fonctions de distribution marginale et la copule qui décrit complètement la dépendance entre les variables aléatoires X et Y identiquement et indépendamment distribuées. L'inverse de la relation est d'un intérêt assez grand pour la construction des fonctions de distribution multivariée car on peut prendre n'importe quelle paire de distributions marginales et une autre forme de copule pour construire

une distribution bivariée. Cela permettrait de construire un large éventail de distributions multivariées. Il s'ensuit le corolaire du théorème de Sklar (1952) qui permet de représenter la copule par une fonction de distribution jointe et l'inverse des marginales. Pour assurer l'existence de ces inverses, le concept de quasi inverse est introduit par la définition suivante :

Définition 4. La fonction quasi-inverse d'une fonction de distribution F est définie par la formule suivante :

$$F^{(-1)}(u) = \inf\{x: F(x) \geq u\} \quad u \in [0,1] \quad (3.62)$$

Corollaire 1. Soit H une quelconque distribution bivariée avec des distributions marginales F et G . Soient $F^{(-1)}$ et $G^{(-1)}$ représentant les quasi-inverses des distributions marginales. Alors il existe une unique copule C de I^2 vers I tel que nous ayons :

$$C(u, v) = H\left(F^{(-1)}(u), G^{(-1)}(v)\right), \forall (u, v) \in I^2 \quad (3.63)$$

Dans le théorème qui suit nous énonçons ce qui fait l'un des apports majeurs des copules en en terme de structure de dépendance.

Théorème 2. (Inégalité des bornes de Fréchet-Hoeffding). Soit une copule C , pour tout (u, v) dans I^2 :

$$W(u, v) = \max(u + v - 1, 0) \leq C(u, v) \leq \min(u, v) = \text{Min}(u, v) \quad (3.64)$$

La borne supérieure correspond à une dépendance positive parfaite entre les deux variables, la borne inférieure correspond à une dépendance négative parfaite. La copule de survie est donnée par la formule suivante \hat{C} :

$$\hat{C}(u, v) = u + v - 1 + C(1 - u, 1 - v) \quad (3.65)$$

qui est la fonction de copule de survie. Il existe pour compléter la mesure la dépendance plusieurs mesures pour tester l'intensité de la dépendance. Traditionnellement la dépendance entre plusieurs variables est mesurée par le coefficient de corrélation linéaire. Toutefois quand la dépendance n'est pas décrite par une distribution elliptique, il peut être erroné d'utiliser une mesure de corrélation linéaire. Selon Embrechts et Al (2002) il serait alors plus opportun Basé

sur le principe de concordance le tau de Kendall est défini comme la différence entre la fraction des paires d'observations concordantes et la fraction des paires d'observations discordantes. De façon plus formelle, le tau de Kendall est défini comme la différence entre la probabilité de concordance et la probabilité de discordance.

$$\tau = \tau_{X,Y} = P[(X_1 - X_2)(X_1 - Y_2) > 0] - P[(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2) < 0] \quad (3.66)$$

Le tau de Kendall peut être représenté comme une fonction de la valeur espérée de la valeur de la copule qui lie les deux couples de variables.

$$\tau_c = 4E(C(U, V)) - 1 \quad (3.67)$$

Une autre mesure non moins importante de concept de dépendance quand on mesure les événements extrêmes est la dépendance de queue. Elle permet de mesurer la dépendance de variables aléatoires X et Y dans le quadrant supérieur droit et le quadrant inférieur gauche. En terme probabiliste elles se définissent de la façon suivante.

Définition 5. Soit (X, Y) un vecteur de variable aléatoire continue avec des fonctions de distributions marginales F et G . Le coefficient de dépendance de queue supérieure de (X, Y) est donnée par la formule suivante.

$$\lambda_U = \lim_{u \rightarrow 1} P(Y > G^{-1}(u) | X > F^{-1}(u)) \quad (3.68)$$

Définition 6. Si une copule bivariée C est telle que :

$$\lambda_U = \lim_{u \rightarrow 1} \frac{1 - 2u + C(u, u)}{1 - u} \quad (3.69)$$

Existe alors C a une dépendance de queue supérieure telle que $\lambda_U \in [0, 1]$ et que la dépendance de queue supérieure est telle que $\lambda_U = 0$. Le concept de dépendance de queue inférieure est introduite de la même façon en omettant la définition probabiliste on a la formulation suivante :

Définition 7. Si une copule bivariée est définie par C alors nous devons avoir.

$$\lambda_L = \lim_{u \rightarrow 0} \frac{C(u, u)}{u} \quad (3.70)$$

On dit alors que C a une dépendance de queue inférieure si $\lambda_L \in [0,1]$ et une indépendance de queue lorsque si $\lambda_L = 0$. D'autres formules peuvent être utilisées pour le calcul des queues des variables. Les coefficients de dépendance de queue supérieure sont semblables aux coefficients des dépendances des queues inférieures d'une copule est aussi égale aux coefficients de dépendance de queue des copules de survie.

3-1-2-2-7-Famille des copules.

Nous présentons les principales familles de copule utilisées dans la littérature sans être exhaustif. Pour un exposé exhaustif on pourra se référer à Joe (1997) et Nelsen (2006). Parmi les copules les plus utilisées nous avons les copules elliptiques, les copules archimédiennes et les copules non-archimédiennes.

3-1-2-2-1-Les copules elliptiques

Les copules elliptiques sont simplement les copules associées aux distributions elliptiques. Elles partagent des propriétés avec la distribution normale multivariée et sont utilisées pour modéliser les événements extrêmes multivariés et les dépendances non-normales. L'intérêt d'utiliser les copules elliptiques est de pouvoir modéliser les distributions multivariées lorsque les marginales ne sont pas égales ou ne sont pas de la même famille de distribution. Un inconvénient majeur des fonctions de distribution est qu'elles n'ont pas une expression fermée et elles sont égales à leur copule de survie. La première forme de copule est la copule normale bivariée dont la distribution se décline de la façon suivante :

$$C_{Gaussian}(u, v) = \int_{-\infty}^{\varphi^{-1}(u)} \int_{-\infty}^{\varphi^{-1}(v)} \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left(-\frac{s^2 - 2\rho st + t^2}{2(1-\rho^2)}\right) ds dt \quad (3.71)$$

Où ρ est un coefficient de corrélation linéaire associé à la distribution bivariée normale correspondante. Il n'ya pas de dépendance de queue lorsque le coefficient de corrélation linéaire est inférieur à l'unité autrement dit lorsque $\rho < 1$. L'expression du tau de Kendall est dans ce cas est donné par la relation suivante :

$$\tau = \frac{2}{\pi} \arcsin(\rho) \quad (3.72)$$

Une copule elliptique qui exhibe une dépendance de queue supérieure et inférieure est donnée par la copule de Student qui se décline de la façon qui suit :

$$C_t(u, v) = \int_{-\infty}^{t^{-1}(u,v)} \int_{-\infty}^{t^{-1}(u,v)} \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} \left(1 + \frac{s^2 + t^2 - 2\rho st}{\gamma(1-\rho^2)}\right)^{-\frac{\gamma+2}{\gamma}} ds dt \quad (3.73)$$

ρ représentant le coefficient de corrélation linéaire de la distribution bivariée de Student avec γ degrés de liberté. La relation entre le tau de Kendall et le coefficient de corrélation étant le même que dans le cas de la copule gaussienne. Les coefficients de dépendance de queue étant aussi identiques sont donnés par :

$$\lambda = 2\bar{t}_{\gamma+1}\left(\frac{\sqrt{\gamma+1}\sqrt{1-\rho}}{\sqrt{1+\rho}}\right) \quad (3.74)$$

On voit par cette liaison que le tau de Kendall est une fonction croissante du coefficient de corrélation et une fonction décroissante de coefficient du degré de liberté.

3-1-2-2-2-Les copules archimédiennes.

Les copules archimédiennes forment une grande famille de copules avec des propriétés et des structures de dépendance plus étoffées que les copules elliptiques. Ces copules ont des formes aisément dérivables qui sont pratiques pour l'estimation. A la différence des autres familles de copule, elles ne sont pas construites à partir de distributions multivariées utilisant le théorème de Sklar (1959). Elles sont dérivées à partir de fonctions génératrices ayant les propriétés précises. Si on note par φ la fonction génératrice alors la fonction devra remplir s'annuler au point d'abscisse égale à 1, avoir une dérivée première négative sur l'intervalle $[0,1]$ et être convexe sur l'ensemble $[0,1]$.

$$-\varphi(1) = 0 \quad (3.75)$$

$$-\varphi'(t) < 0 \quad \forall t \in (0,1) \quad (3.77).$$

Si on considère que $\varphi^{[-1]}$ est la fonction de pseudo-inverse qui est égale à la fonction inverse normale pour $t \in [0, \varphi(0)]$ et est égale à 0 pour $t \geq \varphi(0)$. Alors la copule archimédienne correspondant au générateur φ est donné par la formule suivante :

$$C(u, v) = \varphi^{[-1]}(\varphi(u) + \varphi(v)) \quad (3.76)$$

Les copules archimédiennes sont symétriques si $C(u, v) = C(v, u)$ et elles sont associatives si $C(C(u, v), w) = C(u, C(v, w))$. Les copules archimédiennes permettent d'exprimer les coefficients de corrélation par les termes suivants.

$$\tau_c = 1 + 4 \int_0^1 \frac{\varphi(t)}{\varphi'(t)} dt \quad (3.77)$$

$$\lambda_U = 2 - 2 \lim_{s \rightarrow 0} \frac{\varphi^{-1'}(2s)}{\varphi^{-1'}(s)} \quad (3.78)$$

$$\lambda_L = 2 \lim_{s \rightarrow \infty} \frac{\varphi^{-1'}(2s)}{\varphi^{-1'}(s)} \quad (3.79)$$

Pour une fonction génératrice $\varphi(t) = -\ln(t)$ on obtient la copule indépendante. Les bornes de Fréchet-Hoeffding serait des cas limites des copules archimédiennes. Les copules les plus communément utilisées sont les copules décrites dans la section suivante.

3-1-2-2-2-1- La copule de Clayton.

Elle est générée par la fonction suivante : $\varphi(t) = \frac{t^{-\theta}-1}{\theta}$ avec $\theta \in [-1, \infty] \setminus \{0\}$. La fonction de distribution qui lui est associée est alors déclinée par la formule suivante :

$$C_{\theta}^{clayton}(u, v) = \max \left[(u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1)^{-\frac{1}{\theta}}, 0 \right] \quad (3.80)$$

Pour $\theta > 0$, la copule de Clayton est stricte et a une dépendance de queue inférieure. Le coefficient de dépendance de queue inférieure est donnée par $\lambda_L = 2^{-\frac{1}{\theta}}$ et l'expression du tau de Kendall est donnée par $\tau = \frac{\theta}{\theta+2}$.

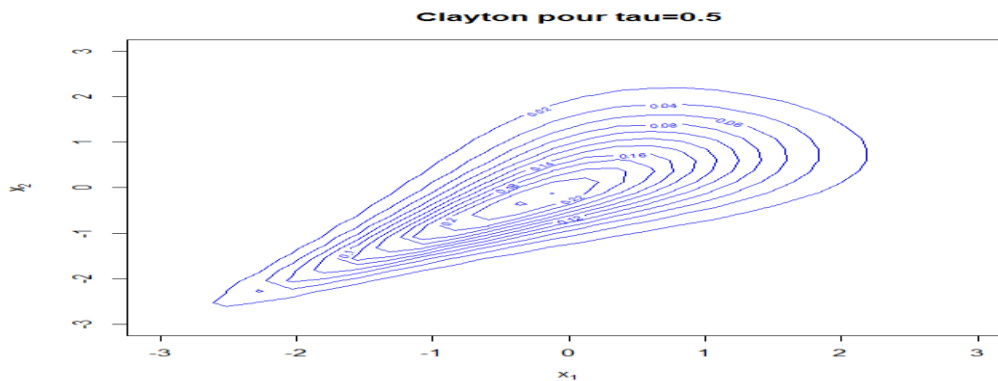


Figure 9 : simulation d'une copule de de type Clayton.

3-1-2-2-2-2- La copule de Gumbel.

Cette copule est générée par la fonction $\varphi(t) = (-\ln(t))^\theta$, ou $\theta \geq 1$ et est définie par la fonction suivante : $C_\theta^{Gumbel}(u, v) = \exp(-[(-\ln(u))^\theta + (-\ln(v))^\theta]^{\frac{1}{\theta}})$. Le tau de Kendall qui lui est associé étant donné par la relation suivante : $\tau = 1 - \frac{1}{\theta}$. Cette copule n'exhibant qu'une relation de queue supérieure donnée par la formule suivante : $\lambda_U = 2 - 2^{1/\theta}$ mais pas de queue inférieure.

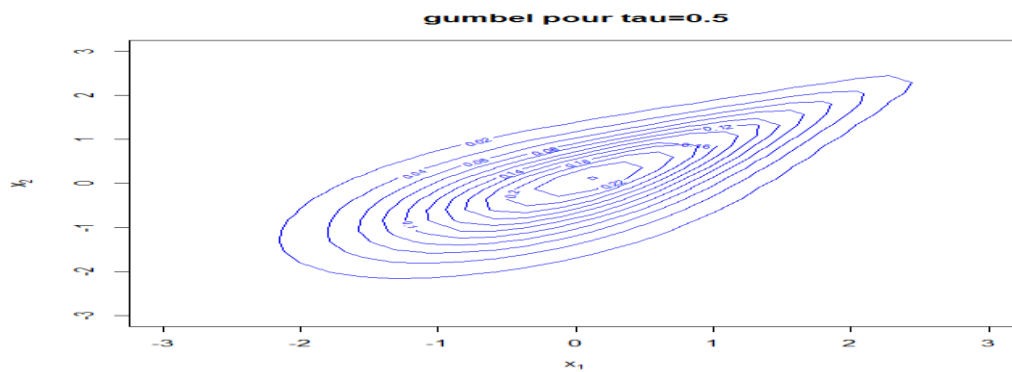


Figure 10: Simulation d'une copule de Gumbel.

3-1-2-2-2-3- La copule de Franck.

Elle est générée par la fonction suivante : $\varphi(t) = -\ln \left(\frac{(e^{-\theta u} - 1)(e^{-\theta v} - 1)}{e^{-\theta} - 1} \right)$ où

$$C_{\theta}^{Franck}(u, v) = -\frac{1}{\theta} \ln \left(1 + \frac{(e^{-\theta u} - 1)(e^{-\theta v} - 1)}{e^{-\theta} - 1} \right) \quad (3.81)$$

Le tau de kendall associé à cette copule se décline de la façon suivante avec

$$\tau = 1 - \frac{4(1 - D_1(\theta))}{\theta} \quad \text{où } D \text{ représente la fonction de Debye.}$$

La fonction de Debye se définit de la façon suivante $D_k(x) = \frac{k}{x^k} \int_0^x \frac{t^k}{e^t - 1} dt$. La copule de Franck n'exhibe aucune dépendance de queue par rapport aux autres formes de copule.

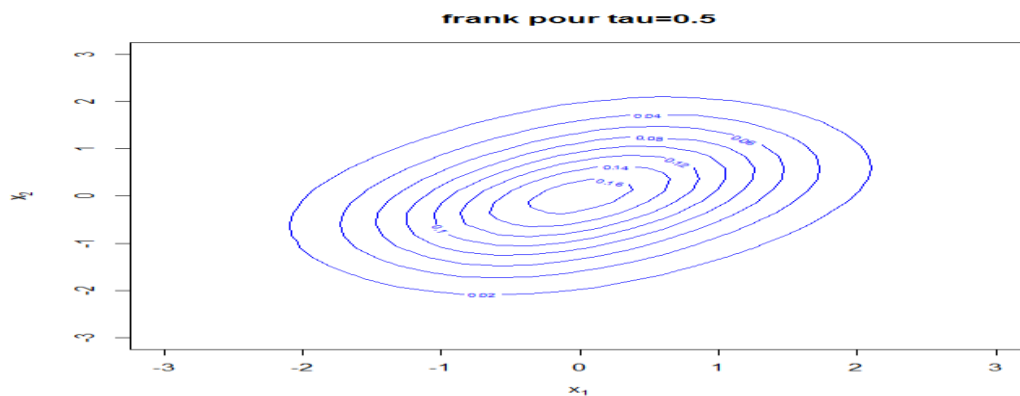


Figure 11: *Simulation d'une copule de type Franck*

3-1-2-2-2-4- La copule de Joe-Clayton.

La fonction de distribution associée à la copule de Joe-Clayton est donnée par la formule suivante.

$$C_{\lambda_U, \lambda_L}^{JC} = 1 - \left(1 - \left[[1 - (1 - u)^\alpha]^{-\gamma} + [1 - (1 - v)^\alpha]^{-\gamma} - 1 \right]^{-\frac{1}{\alpha}} \right)^{\frac{1}{\alpha}} \quad (3.82)$$

ou $\alpha = \frac{1}{\log_2(2 - \lambda_U)}$ pour $\lambda_U \in (0, 1)$ et $\gamma = \frac{-1}{\log_2(\lambda_L)}$ pour $\lambda_L \in (0, 1)$.

quand $\lambda_U = 0$, on obtient la copule de Clayton. Quand on s'approche de 1, la copule s'approche des bornes supérieures de Fréchet. Les deux paramètres λ_U et λ_L mesurent respectivement les coefficients de dépendance supérieure et les coefficients de dépendance inférieure.

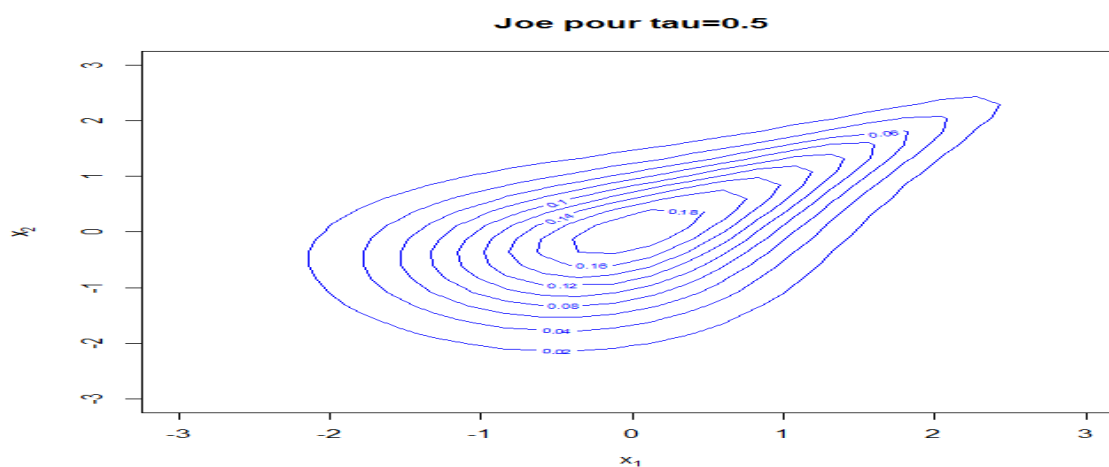


Figure 12 : *Simulation d'une copule de type Joe.*

3-1-2-2-2-5- La copule BB1

La fonction de copule BB1 est donnée par la formule suivante :

$$C_{\theta, \delta}^{BB1} = \left(1 + \left((u^{-\theta} - 1)^\delta + (v^{-\theta} - 1)^\delta \right)^{\frac{1}{\delta}} \right)^{-1/\theta} \quad (3.83)$$

Quand δ est égale à 1, on obtient la copule de Clayton. Pour des valeurs de θ qui tendent vers 0, on obtient la copule de Gumbel. De plus on a $\lambda_U = 2 - 2^{1/\delta}$ et $\lambda_L = 2^{-1/\delta\theta}$. Cette forme de copule postule une dépendance asymétrique car les dépendances de queue sont différentes l'une de l'autre.

3-1-2-2-6-D'autres formes de copules.

En dehors des copules archimédiennes et les copules elliptiques, il existe d'autres formes de copule comme la copule de Plackett et les copules tournées. La copule de Plackett est donnée par la formule suivante :

$$C_{\theta}^{Plackett}(u, v) = \frac{1}{2}(\theta - 1)[1 + (\theta - 1)(u + v) - \sqrt{[(1 + (\theta - 1)(u + v))^2 - 4\theta(\theta - 1)uv]}] \quad (3.84).$$

La copule de Plackett a une dépendance de queue supérieure lorsque θ tend vers l'infini et a une dépendance de queue inférieure quand θ tend vers 0. L'autre famille de copule représente les copules tournées qui permet d'obtenir la forme de dépendance de queue contraire que postule une copule d'argument u et v , en postulant des arguments $1 - u$ et des arguments $1 - v$. Pour une copule de Gumbel renfermant une dépendance de queue supérieure, la rotated Gumbel renferment une dépendance de queue contraire c'est-à-dire la copule de Gumbel évaluée en $(1 - u)$ et en $(1 - v)$. On s'aperçoit au travers des précédentes simulations que les copules permettent une prise en compte variée de dépendance bien supérieure au coefficient de corrélation classique (dépendance asymétrique et dépendance symétrique).

3-1-2-3- Modélisation des lois marginales et les copules dynamiques.

Les copules sont des modèles qui permettent de détecter la forme de dépendance associées aux variables aléatoires en présence incarnée par des variables marginales. Si le choix de la forme de copule qui unit les variables en présence est cruciale, le choix de la bonne

modélisation des marginales l'est tout autant. Selon **Patton (2009)**, une mauvaise spécification aurait pour effet de créer des nuisances au niveau de l'estimation de la forme de copule optimale à retenir pour les variables en présence. Les marginales peuvent être composées d'une partie moyenne et d'une partie variance conditionnelle sensée capturer la volatilité conditionnelle lorsque la modélisation non-paramétrique n'est pas retenue, on parle alors d'une modélisation sous la forme de copule-garch. La partie moyenne est modélisée par un processus $ARMA(p, q)$ avec une prise en compte éventuelle des phénomènes de volatilité dont nous n'évoquerons pas les détails d'identification. Elles sont basées sur le coefficient d'auto-corrélation et la fonction d'auto-corrélation partielle.

3-1-2-3-1-Modélisation des lois marginales et de la volatilité.

Les séries temporelles approchées par les modèles $ARMA$ posent une hypothèse forte de constance de la variance du terme résiduel (hypothèse d'homoscédasticité), ce qui est rarement les séries temporelles. La prise en compte de la volatilité dans les séries temporelles et de la structure asymétrique dans les résidus est faite de plusieurs façons dans la littérature. On distingue des modèles linéaires et des modèles non linéaires qui permettent une prise en compte de plus en plus étoffée des structures de volatilité en intégrant l'effet de choc des résidus sur la volatilité conditionnelle. Se fait de différentes manières mobilisant des modélisations diverses modèles de prise en compte de la volatilité sur les données.

3-1-2-3-1-1 Le modèle ARCH.

Les modèles ARCH sont dus à Engle (1989) et intègrent de manière endogène les paramètres de la variance conditionnelle. Si la moyenne et la variance conditionnelle des résidus s'écrivent de la façon suivante :

$$E\left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{(\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \varepsilon_{t-3} \dots)}\right) = 0 \quad (3.85)$$

$$V\left(\frac{\varepsilon_t}{(\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \varepsilon_{t-3} \dots)}\right) = \sigma_t^2 \quad (3.86)$$

Avec σ_t^2 représentant la volatilité conditionnelle. Le processus est représenté comme une fonction linéaire des q premières valeurs passées du processus du carré des innovations. De façon formelle le modèle $ARCH(q)$ est donné par la formulation suivante :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (3.87)$$

Où $\alpha_0 \geq 0$ et $\alpha_i \geq 0$ avec $i = 1 \dots q$. La positivité de la variance conditionnelle est alors assurée et elle est finie si la condition suivante est satisfaite si $\sum_{i=1}^q \alpha_i \leq 1$.

3-1-2-3-2-3 La modélisation GARCH.

Les modèles GARCH constituent une généralisation des modèles ARCH et ont été proposé pour la première fois par Bollerslev (1986) par une introduction des valeurs retardées de la variance dans l'équation qui la liait initialement aux seuls résidus dans le cadre du modèle $ARCH$. Le processus $GARCH(p, q)$ est défini par l'équation suivante :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \text{ où } \alpha_0 \geq 0, \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0 \quad (3.88)$$

La condition nécessaire et suffisante de stationnarité du processus $GARCH(p, q)$ étant donnée par la formule suivante $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j \leq 1$.

3-1-2-3-2-4-La modélisation EGARCH de la volatilité.

Les deux premières modélisations de la volatilité permettent uniquement une prise en compte linéaire de la volatilité tandis que le modèle $EGARCH(p, q)$ permet une prise en compte de l'asymétrie potentielle qui caractériserait la dynamique des séries financières. Il permet de s'affranchir dans sa formulation de la contrainte de positivité des coefficients de la variance

conditionnelle telle qu'initialement modélisée par le modèle *GARCH*. Il est dû à Nelson (1991) et est donnée par la formulation suivante :

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i (\varphi z_{t-i} + \gamma [|z_{t-i}| - E|z_{t-i}|]) + \sum_{j=1}^p \beta_j \ln \sigma_{t-j}^2 \quad (3.89)$$

Avec $z_{t-i} = \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}}$.

3-1-2-3-2-4 La modélisation TGARCH de la volatilité.

Il s'agit d'une modélisation non linéaire de la volatilité conditionnelle due à Zakoian (1990). Le processus décrivant la volatilité conditionnelle est augmenté par des mesures censurées des résidus permettant une prise en compte des chocs à la hausse ou à la baisse dans l'expression de la volatilité conditionnelle. La formulation d'un modèle *TGARCH*(p, q) est donnée par la formulation suivante :

$$\sigma_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q (\alpha_i^+ \varepsilon_{t-i}^+ - \alpha_i^- \varepsilon_{t-i}^-) + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j} \quad (3.90)$$

Avec $\varepsilon_t^+ = \max(\varepsilon_t, 0)$ et $\varepsilon_t^- = \min(\varepsilon_t, 0)$.

3-1-2-3-2-5 Le modèle GJR-GARCH

Le modèle GJR-Garch est un modèle du Glosten-Jagannathan-Runkle (1993), pour un processus donné ε_t qu'il suit un processus *GJR - GARCH*(p, q) s'il obéit à la formulation suivante :

$$\varepsilon_t = z_t \sqrt{h_t}$$

$$\text{Avec } h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q (\alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma_i 1_{\varepsilon_{t-i} < 0} \varepsilon_{t-i}^2) + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (3.91)$$

Ou le résidu normalisé z_t est un bruit faible et $1_{\varepsilon_{t-i} < 0}$ désigne la fonction indicatrice qui est telle que $1_{\varepsilon_{t-i} < 0} = 1$ si $\varepsilon_{t-i} < 0$ et $1_{\varepsilon_{t-i} < 0} = 0$ dans le cas contraire. Ce modèle permet d'intégrer dans la volatilité conditionnelle l'effet d'un choc sur les résidus.

3-1-2-3-2-6 - Distribution conditionnelle des modèles de volatilité.

La prise en compte des faits stylisés impliquent de modéliser les équations de la moyenne et de la variance par des modèles qui prennent en compte l'effet d'asymétrie, la leptokurticité ou la kurtosité des résidus car elles ne sont pas prises en compte par la loi normale classique. Il existe plusieurs lois candidates pour modéliser les résidus des processus de séries temporelles en dehors de la loi normale classique :

La loi de Student dans sa définition se distingue par des queues de distribution plus épaisses que celle de la loi normale standard. Si on considère qu'une variable Z suit une loi normale centrée réduite et que U est une variable indépendante de Z distribuée suivant la loi du khi-deux à k degrés de liberté alors par définition la variable T donnée par la formule suivante :

$$T = \frac{Z}{\sqrt{U/k}} \quad (3.92)$$

suivrait une loi de Student à k degrés de liberté ou la densité de la variable est donnée par les formules suivantes :

$$f_T(t) = \frac{1}{\sqrt{k\pi}} \frac{\Gamma(\frac{k+1}{2})}{\Gamma(\frac{k}{2})} \left(1 + \frac{t^2}{k}\right)^{-\frac{k+1}{2}} \text{ pour } k > 2 \quad (3.93)$$

$\Gamma(\cdot)$ désignant la fonction Gamma d'Euler, la distribution f_T associée étant symétrique, centrée sur 0. Pour une meilleure prise en compte de la dissymétrie dans la distribution des rendements, une variante de la loi existe sous le nom de loi de Student dissymétrique ou encore la Skewed-student.

- La loi de distribution à erreurs généralisées (GED) est aussi symétrique mais est assez flexible dans les queues grâce au paramètre k . La forme de la densité de distribution est donnée par la formule suivante avec k étant le degré de liberté.

$$f(t, k) = \frac{k \exp(-0.5|t/\lambda|^k)}{\lambda 2^{(1+\frac{1}{k})} \Gamma(\frac{1}{k})} \quad (3.95)$$

Où λ est une constante telle que $\lambda = \sqrt{2^{(-\frac{2}{k})} \Gamma(\frac{1}{k}) / \Gamma(\frac{3}{k})}$. Selon les variations du paramètre k , on peut obtenir des distributions de queue de plus en plus prononcée, ainsi pour une valeur de $k = 2$, nous tombons sur une distribution normale standard. Pour des valeurs de $k < 2$, la distribution a des queues plus épaisses que celle de la loi normale (distribution leptokurtique). Pour $k = 1$, la distribution dégénère vers une loi double exponentielle. Lorsque k est supérieure à 2, on obtient des distributions avec des queues plus fines que celle de la loi normale. Enfin pour des valeurs de k proche de l'infini, on obtient une distribution uniforme. La loi skewed Student est une variante de la loi de Student qui permet une prise en compte plus satisfaisante du phénomène de skewness. Cette loi a été proposée par Fernandez et Steel (1998) comme une distribution à quatre paramètres régissant la location, la dispersion, la skewness et le kurtosis. Sa formule de distribution se décline par la formule suivante :

$$f(t, \varepsilon, k) = \begin{cases} \frac{2s}{\varepsilon + \varepsilon^{-1}} \frac{\Gamma(\frac{k+1}{2})}{\Gamma(\frac{k}{2})} \frac{1}{\sqrt{\pi(k-2)}} \left(1 + \frac{\varepsilon^2(st+m)}{k-2}\right)^{-\frac{k+1}{2}} & \text{si } t \leq -\frac{m}{s} \\ \frac{2s}{\varepsilon + \varepsilon^{-1}} \frac{\Gamma(\frac{k+1}{2})}{\Gamma(\frac{k}{2})} \frac{1}{\sqrt{\pi(k-2)}} \left(1 + \frac{\varepsilon^{-1}(st+m)^2}{k-2}\right) & \text{si } t \geq -\frac{m}{s} \end{cases} \quad (3.96)$$

Avec $m = \frac{\Gamma(\frac{k-1}{2}) \sqrt{\frac{k-1}{\pi}} (\varepsilon - \frac{1}{\varepsilon})}{\Gamma(\frac{k}{2})}$ et $s = \sqrt{\left(\varepsilon^2 + \frac{1}{\varepsilon^2} - 1\right) - m^2}$, nous nous épargnerons des

formules de la skewness et des kurtosis. ε étant un indicateur d'asymétrie qui permet de retomber sur la distribution de Student lorsqu'il est égale à 1.

- La loi skewed Ged dûe à Theodossiou (2000) quand à l'image de la skewed Student, il s'agit d'une variable qui essaie de prendre en compte une version améliorée de la distribution GED par deux paramètres contrôlant la skewness et la kurtosis. La fonction de distribution est donnée par la formule avec k le degré de liberté :

$$f(t, k, \lambda) = \begin{cases} c \exp(-w_1 |t - \delta|^k) & \text{si } t \leq \delta \\ c \exp(-w_2 |t - \delta|^k) & \text{si } t > \delta \end{cases} \quad (3.97)$$

k contrôle l'épaisseur des queues tandis que λ permet de modéliser l'asymétrie quand il est différent de 0 dans ce cas-ci. On peut retrouver plusieurs densités pour des valeurs différentes de k et λ . Ainsi lorsque $k = 2$ et $\lambda = 0$, nous obtenons la densité de la loi normale et pour $k = 2$ et $\lambda \neq 0$, il est obtenu la skewed loi normale et pour $\lambda = 0$, nous obtenons une loi de distribution GED .

3-1-2-3-2-Les copules dynamiques

Les copules dynamiques permettent une prise en compte de la variabilité des dépendances. Comme l'ont avancé Longin et Solnik (1995) ou encore Engel (2002), les faits stylisés montrent que les corrélations sont dynamiques et variables dans le temps. Manner et Reznikova (2010) effectuent une revue assez complète sur les formes de copules dynamiques. Elles sont basées sur une modélisation du paramètre de dépendance ou mobilisent un changement de régime d'état dans lequel les copules passent par des paramétrisations changeantes. Ainsi on distingue la formulation de Patton (2006) qui est basée sur une modélisation du paramètre de la trajectoire de dépendance sous la forme d'un processus $ARMA(p, q)$, les DCC copulas qui représentent une extension du modèle de corrélation dynamique de Engle (2002) à la méthode des copules, les copules stochastiques autoregressives (SCAR) dûes à Manner et Hafner (2012) et les copules semi paramétrique dynamic copula (SDC) de Hafner et Reznikova (2010) et enfin les copules à changement de régime.

3-1-2-3-2-1-Les modèles basés sur les observations

Ces modèles introduits par Patton (2006) , Creal et Al (2008) proposent une modélisation pour lequel le paramètre de dépendance est une fonction paramétrique variable des données retardées et un terme auto-régressif. Le modèle de Patton pour les dynamiques de la corrélation des copules gaussiennes et de Student ont la formulation suivante :

$$\rho_t = \Delta_1 \left(\omega + \beta \Delta_1^{-1}(\rho_{t-1}) + \alpha \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \varphi^{-1}(U_{1,t-i}) \varphi^{-1}(U_{2,t-i}) \right) \quad (3.98)$$

Avec $\Delta_1(x) = \frac{1 - \exp(-x)}{1 + \exp(x)}$ où Δ_1 est une fonction de transformation qui permet de maintenir la fonction d'auto-corrélation dans un intervalle permettant d'assurer une meilleure interprétation des résultats, autrement dit $\rho_t \in [-1,1]$ avec $\varphi(\cdot)$ étant une fonction cumulative de la loi normale et m une fenêtre arbitraire. Selon Manner et Reznikova (2010), si les données sont positivement dépendantes, alors l'inverse des transformations marginales des deux variables sera de même signe. En cas d'indépendance, le paramètre α est sensée être positif. Pour les copules non-gaussiennes, Patton suggère de modéliser les paramètres de dépendance de queue λ^U et λ^L de la copule symétrique de Joe-Clayton où λ^U et λ^L sont des transformations monotones des paramètres de copule. Le modèle pour l'évolution du paramètre de dépendance d'une copule donnée est alors donné par la formule suivante :

$$\theta_t = \Delta_2 \left(\omega + \beta \Delta_2^{-1}(\theta_{t-1}) + \alpha \frac{1}{m} \sum_{j=0}^{m-1} |U_{1,t-j} - U_{2,t-j}| \right) \quad (3.99)$$

Où $\Delta_2(x)$ est une fonction de transformation appropriée qui permet de s'assurer que le paramètre varie toujours dans son domaine de valeurs. La fonction a les formulations suivantes pour les différentes fonction $(1 + \exp(-x))^{-1}$ pour la dépendance de queue, $\exp(x)$ pour la copule de Clayton. En cas de dépendance positive selon Manner et Reznikova (2010), la variable de rappel $|U_{1,t-j} - U_{2,t-j}|$ serait proche de 0. Par conséquent le paramètre α serait alors négatif. Creal et Al (2008) ont eux établi un cadre unifié nommé processus autorégressif

de score généralisé $GAS(p, q)$ de série temporelle avec des paramètres variant. Un vecteur de score est utilisé comme un mécanisme de mis à jour pour le modèle basé sur les données. Pour un processus $GAS(p, q)$, le paramètre f_t décrivant la trajectoire de dépendance est donnée par la formule suivante :

$$f_t = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j f_{t-j} + \sum_{i=0}^{p-1} \alpha_i s_{t-i} \quad (3.100)$$

où $s_t = S_{t-1} \cdot \nabla_t$ est une fonction score d'échelle de la fonction de vraisemblance du modèle d'intérêt.

∇_t est la dérivée première de la fonction de vraisemblance par rapport au temps, tandis que S_{t-1} est une matrice d'échelle qui est approximée par l'inverse de la matrice d'information de Fischer. Pour $p = 1$ et $q = 1$, le modèle $Gas(1,1)$ pour le coefficient de corrélation de la copule gaussienne est donnée par la formule suivante :

$$f_t = \omega + \beta f_{t-1} + \alpha \frac{2(y_t - \rho_{t-1} - \rho_{t-1}(1 + \rho_{t-1}^2)^{-1}(z_t - 2))}{(1 - \rho_{t-1}^2)} \quad (3.101)$$

$\rho_t = \Delta_1(f_t)$ où $y_t = \varphi^{-1}(U_{1t}) \cdot \varphi^{-1}(U_{1t})$ et $z_t = \varphi^{-1}(U_{1t})^2 + \varphi^{-1}(U_{2t})^2$. Selon Manner et Reznikova (2010), une telle spécification serait plus sensible aux observations qui sont en dehors de la diagonale que le modèle de Patton et le coefficient de corrélation s'ajusterait plus rapidement à la décroissance de la dépendance illustrée par Creal et Ai (2008). Pour Manner et Reznikova (2010), le modèle de score auto-régressif généralisé est plus sensible aux observations dans la queue inférieure et supérieure comparativement au modèle de Patton (2006). Pour eux, cette méthode est applicable aux copules archimédiennes et contrairement aux modèles de Patton (2006), il serait à même de prendre en considération des données multivariées. Même si des problèmes de calcul des fonctions de score pourraient surgir ceux-ci peuvent être surmontés par des approximations numériques de la matrice d'information de Fischer. La méthode d'estimation de cette forme de copule rejoint les méthodes exposées dans le cas statique à l'exception notable que dans le cas de la vraisemblance, la maximisation est faite avec une contrainte sur la fonction d'évolution du paramètre de dépendance.

3-1-2-3-2-2-Le modèle Copule-DCC.

Ce modèle est une extension du modèle multivarié de corrélation dynamique proposé par Engle (2002) où les corrélations sont décrites par un produit croisé des résidus standardisés et un terme auto-régressif. Si on désigne par $Y_{it} = \varphi^{-1}(U_{it})$ où φ désigne la fonction de distribution cumulative de la fonction de distribution de la loi normale standard et $Y_t = (Y_{1t}, Y_{2t})'$, alors le modèle de corrélation dynamique spécifie la matrice de corrélation R_t associée est donnée par la formule suivante :

$$R_t = \text{diag}(Q_t)^{-\frac{1}{2}} Q_t \text{diag}(Q_t)^{-1/2} \quad (3.102)$$

Où Q_t décrit par le processus suivant :

$$Q_t = \Omega(1 - \alpha - \beta) + \alpha Y_{t-1} Y_{t-1}' + \beta Q_{t-1} \quad (3.103)$$

Cette spécification permet d'assurer le fait que la matrice de corrélation est définie positive et que le coefficient qui est en dehors de la matrice diagonale de la matrice R_t est contenue dans l'intervalle $[-1,1]$. Des méthodes permettant d'étendre ces méthodes aux copules non-elliptiques sont proposées par Heinen et Valdesogo (2008). Elles consistent en une transformation des corrélations du tau de Kendall par la formule suivante : $\tau_t^K = \frac{2}{\pi} \arcsin(\rho_t)$. Mettant à profit la relation entre le tau de kendall et le paramètre θ de certaine copule, ils utilisent cette méthode pour trouver la trajectoire de dépendance du paramètre θ_t . Pour pouvoir vaincre le problème posé par les éléments qui sont hors de la diagonale principale de la matrice Q_t dans le cadre des dépendances positives, les auteurs proposent de remplacer les éléments de la matrice Q_t par $\max(0, q_t)$ pour s'assurer que le paramètre de la copule demeure dans le domaine. Selon Manner et Reznikova (2010), lorsque la corrélation conditionnelle est en-dessous d'une large fraction de temps, les modèles permettant uniquement une dépendance positive ont de mauvaise approximation de la liaison des variables. Pour Manner et Reznikova (2010), le modèle DCC copula ne serait pas un bon candidat pour la généralisation à des formes de copules qui ont plus d'un paramètre. Cette forme de modélisation peut être étendue à la forme asymétrique du modèle de Tse et Tsui (2001). La version asymétrique de ce modèle permet d'introduire un effet de levier dans l'équation de la matrice de corrélation, est également extensible à la théorie des copules. Cette variante est introduite

par Billio et Capiello (2006) *Copule – ADCC*. De façon plus spécifique, la matrice de variance covariance découlant du modèle de Engle (2002) est donnée par la formule suivante :

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (3.104)$$

$$D_t = \text{diag}(\sqrt{h_{11,t}}, \sqrt{h_{22,t}}, \dots, \sqrt{h_{NN,t}}) \quad (3.105)$$

$$R_t = D_t^{-1} H_t D_t^{-1} \quad (3.105)$$

$$R_t = \text{diag}\left(q_{11,t}^{-\frac{1}{2}}, \dots, q_{NN,t}^{-\frac{1}{2}}\right) \quad (3.106)$$

$$R_t = \text{diag}(q_{11,t}^{-\frac{1}{2}}, \dots, q_{NN,t}^{-\frac{1}{2}}) Q_t \text{diag}\left(q_{11,t}^{-\frac{1}{2}}, \dots, q_{NN,t}^{-\frac{1}{2}}\right) \quad (3.107)$$

$$Q_{ij,t} = (\bar{Q} - \theta_1 \bar{Q} - \theta_2 \bar{Q}) + \theta_1 z_{t-1} z'_{t-1} + \theta_2 Q_{ij,t-1} \quad (3.108)$$

Avec $\bar{Q} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Z_t Z_t'$ où H_t est une matrice définie positive de covariance conditionnelle r_{it} de dimension $(N \times N)$. D_t est la matrice diagonale $(N \times N)$ des déviations standards variant dans le temps des rendements résiduels avec $D_t = \text{diag}(\sqrt{h_{ii}})$ avec h_{iit} prenant la forme d'un modèle *garch univarié*. ($z_{i,t} = \frac{\epsilon_{i,t}}{\sqrt{h_{i,t}}}$). $z_{t-1} z'_{t-1}$ étant la fonction retardée des résidus standardisés dérivés à partir d'un modèle *garch univarié*. Les paramètres a_1 et b_1 sont non négatifs et remplissent la condition nécessaire et suffisante pour que $a_1 + b_1 < 1$ et que Q_t soient définies positives. Le paramètre b_2 représente le degré d'inertie dans les relations conditionnelles dynamiques sachant que a_1 représente la perturbation de $\rho_{ij,t}$. Le coefficient de corrélation dans le cas biavrié se décline alors comme suit :

$$\begin{aligned} \rho_{12,t} &= \frac{q_{12,t}}{\sqrt{q_{11,t} \cdot q_{22,t}}} \\ &= \frac{(1-a_1-b_1)\bar{q}_{12} + a_1(z_{1,t-1}z_{2,t-2}) + b_1(q_{12,t-1})}{\sqrt{(1-a_1-b_1)\bar{q}_{12} + (a_1 z_{1,t-1}^2 + b_1 q_{11,t-1}) \cdot (1-a_1-b_1)\bar{q}_{22} + (a_1 z_{2,t-1}^2 + b_1 q_{22,t-1})}} \quad (3.109) \end{aligned}$$

La vraisemblance associée à l'estimation de ce paramètre est exprimée dans les détails dans Tse et Tsui (2002). La version asymétrique de ce modèle due à Capiello et al (2006) permet de prendre en compte l'asymétrie potentielle dans la trajectoire du coefficient de corrélation en

mobilisant l'équation de la volatilité par un modèle *GJR – GARCH*. L'effet asymétrique ou leverage effect conçu pour capturer l'asymétrie dans la trajectoire du coefficient de corrélation est donnée par l'équation suivante :

$$Q_t = (\bar{Q} - A'\bar{Q}A - B'\bar{Q}B - G'\bar{Q}G) + A'z_{t-1}zz'_{t-1}A + B'Q_{t-1}B + G'\bar{z}_t\bar{z}'_tG \quad (3.110)$$

A, B et G étant des matrices de paramètres $n \times n$ et \bar{z}_t des erreurs standardisées de seuil nul et \bar{Q} sont les matrices incondionnelles.

3-1-3-Méthodes d'estimation et tests de validation des copules.

Les applications des modèles de copule pour les séries temporelles multi variées se basent sur une construction des modèles à deux niveaux avec des modèles pour les distributions marginales distinctes de la structure de dépendance c'est-à-dire l'équation de la moyenne, de la variance et la distribution des résidus standardisés ε_{it} estimés séparément des modèles de copule. Si la dissociation de la loi des marginales avec la structure de dépendance définie par les copules est un avantage majeur de la modélisation par les copules, elle entraîne des contraintes majeures au niveau des estimations des paramètres de dépendance. La distribution conditionnelle de ε_{it} est traitée soit de façon paramétrique soit de façon non-paramétrique. Dans le cas précédent, la fonction paramétrique peut varier à travers le temps selon Patton (2012) comme une fonction de variables ou pourrait être simplement une constante. Dans le cas non paramétrique, la majorité de la littérature suppose que la distribution conditionnelle est constante et estimable par une fonction de distribution empirique. Le choix de l'estimation paramétrique a des implications majeures sur la méthode d'inférence des paramètres de copule et le comportement de la matrice de covariance des estimateurs résultants. Une meilleure compréhension des techniques d'estimation est alors importante pour la suite. En effet une dissociation des lois marginales avec le paramètre des dépendances induit des défis avancés dans les méthodes d'estimation des paramètres.

3-1-3-1-Les méthodes paramétriques d'estimation des paramètres de dépendance

La méthode paramétrique d'estimation du paramètre de dépendance se base sur une estimation en deux étapes des coefficients des fonctions marginales et des paramètres de la copule. Quand tous les composants de la modélisation multivariée sont paramétriques, la méthode la plus efficace selon Patton (2012) est la méthode d'estimation par le maximum de vraisemblance. Sous certaines conditions de régularité, selon White (1994), les résultats standards pour les modèles de série temporelle paramétriques peuvent être utilisés pour montrer que l'estimateur par le maximum de vraisemblance est consistant et asymptotiquement normal. Un estimateur consistant de la matrice de covariance asymptotique peut aussi être obtenue en utilisant des méthodes standards. L'inconvénient de cette approche est que même pour des modèles de copules bivariés c'est-à-dire la plus petite échelle qui soit $n = 2$, le nombre de paramètres à estimer simultanément devient important créant une charge de calcul supplémentaire. Cette méthode de dérivation des paramètres devient tout de suite très lourde lorsque la copule acquiert des dimensions plus importantes $n > 2$. Patton (2012), avance dans ce cas que l'estimation peut se faire en deux étapes en faisant une estimation séparée des paramètres de la distribution marginale, c'est la méthode d'inférence des marges proposées par Joe et Xu (1996) aussi appelé la méthode d'estimation en deux étapes. La méthode d'estimation en deux étapes selon Patton (2012) est moins efficace que la méthode d'estimation complète sauf dans le cas particulier d'indépendance entre les variables en présence. Pour Patton (2012) la perte d'efficacité n'est pas aussi grande qu'elle pourrait l'être. Même si comme l'estimateur par le maximum de vraisemblance en une étape, l'estimateur en deux étapes est asymptotiquement normal, la forme asymptotique de la matrice de variance covariance prend une forme non-standard. Newey et Mc Fadden (1994) discutent d'ajustement en une étape de l'estimateur qui atteint une efficacité totale. De façon un peu plus formelle la méthode d'estimation paramétrique peut être déclinée de la façon suivante. Les méthodes paramétriques d'estimation englobent les estimateurs basés sur le principe du maximum de vraisemblance. Patton (2006) recense deux types essentiels d'estimateur. L'estimateur à un niveau *1SME (one stage maximum estimator)* et un autre estimateur à plusieurs niveaux qui part d'une estimation en deux étapes en isolant de façon successive les paramètres de la loi marginale et les paramètres de la copule. Dans le cas bivarié, considérons deux variables

aléatoires notées X et Y . Si on admet que $X \sim F$ et la variable $Y \sim G$ et que $(X, Y) \sim H$ alors on peut écrire que la fonction

$$H(x, y) = C(F(x), G(y)) \quad (3.111)$$

$$h(x, y) = f(x) \cdot g(y) \cdot c(F(x), G(y)) \quad (3.112)$$

Où C étant la fonction de répartition de la copule du couple de variable (X, Y) et c et la densité associée de la copule. La copule lie les fonctions de distribution marginales pour former une distribution jointe pour décrire complètement la dépendance entre les variables. Bien que les méthodes foisonnent dans la littérature statistique, Patton (2006) propose des méthodes d'estimation qui permettent de dépasser l'hypothèse restrictive des données identiquement et indépendamment distribuées. Il utilise la méthode du maximum de vraisemblance de Newey et Mc Fadden pour vaincre cette restriction. Si on considère $(X_t, Y_t) | F_{t-1}$ comme étant la distribution conditionnelle paramétrée par la fonction $H_t(\theta_0) = C_t(F_t(\varphi_0), G_t(\gamma_0); \gamma_0)$

Si H_t est connu et qu'on doit estimer θ_0 , en général on a $h_t = h_t(x_t, y_t; Z^{t-1}, \theta_0)$ où Z^{t-1} est un vecteur des éléments F_{t-1} . Si on admet par la suite que $h_t(x_t, y_t; Z^{t-1}, \theta_0) = h(Z^t; \theta_0)$ et de la même manière si on écrit les densités par les formes réduites suivantes c'est-à-dire de la façon suivante $f_t(Z^t; \varphi_0)$, $g_t(Z^t; \gamma_0)$ et $c_t(F_t(Z^t; \varphi_0), G_t(Z^t; \gamma_0); Z^{t-1}, \alpha_0)$ où $c_t(Z^t; \theta_0)$. Pour des données qui sont sphériques on a les éléments suivants.

$$h_t(Z^t; \theta_0) = f_t(Z^t; \varphi_0) \cdot g_t(Z^t; \gamma_0) \cdot c_t(F_t(Z^t; \varphi_0), G_t(Z^t; \gamma_0); Z^{t-1}, \alpha_0) \quad (3.113)$$

$$L_{XY}(\theta_0) \equiv \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log h_t(Z^t; \theta_0) \quad (3.114)$$

$$\begin{aligned} &= n^{-1} \sum_{t=1}^n \log f_t(Z^t; \varphi_0) + n^{-1} \sum_{t=1}^n \log g_t(Z^t; \gamma_0) \\ &\quad + n^{-1} \sum_{t=1}^n \log c_t(F_t(Z^t; \varphi_0), G_t(Z^t; \gamma_0); Z^{t-1}, \alpha_0) \quad (3.115) \end{aligned}$$

$$\equiv L_X(\varphi_0) + L_Y(\delta_0) + L_C(\varphi_0, \gamma_0, \alpha_0) \quad (3.116)$$

L'estimateur du maximum de vraisemblance en deux étapes est alors donnée par les formules suivantes :

$$\hat{\varphi} \equiv \operatorname{argmax} n^{-1} \sum_{t=1}^n \log f_t(Z^t; \varphi) \quad (3.115)$$

$$\hat{\gamma} \equiv \operatorname{argmax} n^{-1} \sum_{t=1}^n \log g_t(Z^t; \gamma) \quad (3.116)$$

$$\hat{\alpha} \equiv \operatorname{argmax} n^{-1} \sum_{t=1}^n \log c_t(Z^t; \hat{\varphi}, \hat{\gamma}, \alpha) \quad (3.117)$$

$$\hat{\theta} \equiv [\hat{\varphi}, \hat{\gamma}, \hat{\alpha}]'$$

L'estimateur en deux étapes présenté ci-dessous présenterait des efficacités différentes en comparaison à l'estimateur à une étape en fonction de la taille de l'échantillon. Patton (2006) compare l'efficacité des deux estimateurs par une comparaison des matrices de covariance asymptotique associées aux deux estimateurs. Si la différence entre les matrices de covariance est positive semi-définie alors l'estimateur à un niveau serait moins efficace asymptotiquement dans le cas contraire l'estimateur à deux niveaux seraient plus efficaces. Si la taille de l'échantillon des séries marginales est égale alors il est établi que l'estimateur à un niveau est le plus efficace (voir Le Cam, 1956) dans la mesure où l'estimateur atteint la variance minimale tandis que l'estimateur *MSMLE* (*multi – stage maximum likelihood estimator*) ne l'atteindrait pas. De la même manière si la différence entre les tailles de l'échantillon est asymptotiquement négligeable alors l'estimateur à deux niveaux est alors moins efficace que l'estimateur à un niveau. Par conséquent, il existerait des situations où aucun des estimateurs n'est efficace l'un par rapport à l'autre. Ainsi tandis que l'estimateur à un niveau est efficace pour les paramètres de la loi marginale, l'estimateur *2SMLE* serait efficace pour le paramètre de la copule. L'intuition derrière cette situation serait selon Patton (2006) dû au fait qu'il serait possible d'avoir assez d'observations extras sur les distributions marginales pour surmonter la perte d'information occasionnée par une estimation isolée des distributions marginales. En dehors de toutes considérations du nombre d'informations disponibles pour les distributions marginales, l'estimateur à deux niveaux des paramètres de copules est toujours asymptotiquement plus faible en termes d'efficacité que l'estimateur à un niveau. Si X_t et Y_t sont conditionnellement indépendantes alors estimer les paramètres des deux distributions

marginales séparément n'occasionnent aucune perte d'information. Alors dans ce cas l'estimateur à deux niveaux serait faiblement plus efficient que l'estimateur à un niveau (on pourra toujours se référer pour la démonstration à Patton (2006)). Si la taille de l'échantillon pour les distributions marginales et la copule sont identiques alors les deux estimateurs sont asymptotiquement équivalents en termes d'efficience.

3-1-3-2 -Les méthodes semi-paramétriques et non paramétriques d'estimation des paramètres de dépendance.

Les méthodes semi-paramétriques d'estimation des paramètres permettent une estimation séparée des paramètres de la distribution marginale et de la copule. Les méthodes semi-paramétriques emploient un modèle non-paramétrique pour la distribution des marginales et une forme paramétrique pour le paramètre de la copule. Il s'agit de la méthode du pseudo-maximum de vraisemblance car l'estimation du paramètre de la copule est faite par le maximum de vraisemblance. Le comportement asymptotique de l'estimateur du maximum de vraisemblance a été étudié par Genest et al (2009). La difficulté par rapport au cas paramétrique est que la vraisemblance de la copule dépend des paramètres de dimension infinie F_1, \dots, F_n ainsi que des paramètres de distribution marginaux. Les méthodes de maximum de vraisemblance standard ne peuvent pas être appliquées. Chen et Fan (2006) fournissent des conditions sous lesquelles une distribution normale asymptotique est obtenue, et fournissent une méthode pour estimer la matrice de covariance asymptotique. Une caractéristique du résultat de Chen et Fan (2006) est que la variance asymptotique de l'estimateur du maximum de vraisemblance du paramètre de la copule dépend de l'erreur d'estimation dans la fonction de distribution empirique et non pas dans les paramètres estimés des distributions marginales. Ceci dit Patton (2012) avance qu'on peut estimer les modèles des moyennes conditionnelles, des variances et les résidus standardisés et ainsi ignorer à des fins d'estimation et d'inférence les paramètres de la copule l'estimation des modèles de la moyenne et de la variance. Patton avance que ces modèles doivent être nuancés. Ci-dessous nous exposons les techniques d'estimation des copules basés sur la méthode semi-paramétrique. Supposons que $\{Y_t\}$ soit un processus de markov stationnaire d'ordre 1, alors ses propriétés statistiques sont entièrement déterminées par la distribution jointe de Y_{t-1} et de Y_t soit $H(y_1, y_2)$. A travers le théorème de Sklar (1959),

on peut décomposer cette distribution jointe en la distribution marginale de Y_t et la fonction de copule de Y_{t-1} et de Y_t . Ceci permet de considérer la copule comme une approche alternative de modélisation du processus stationnaire de markov. Au lieu de spécifier la distribution jointe de Y_{t-1} et de Y_t , on peut spécifier uniquement la distribution marginale de Y_t et la fonction de copule associée à Y_{t-1} et Y_t . L'avantage serait alors de pouvoir choisir librement la distribution marginale et la fonction de copule. La première permettant de capter l'épaisseur de la loi $\{Y_t\}$ et la dernière permettant de capter la propriété de dépendance temporelle comme la non-linéarité et l'asymétrie de la dépendance. Pour pouvoir expliquer la dérivation de l'estimateur semi-paramétrique, nous considérons que la marginale de Y_t est non-spécifiée tandis que la fonction de copule aurait une expression explicite paramétrique. Si on désigne par G la fonction de la distribution marginale et par α le paramètre de la fonction copule alors nous devrions avoir la dérivation semi-paramétrique des estimateurs qui est donnée de la manière qui suit : La loi marginale et le paramètre de la copule peuvent être dérivés de la façon qui suit (G^*, α^*) sont donnés par les formules suivantes : G^* est estimé par la fonction de répartition empirique définie comme suite :

$$G_n(y) = \frac{1}{n+1} \sum_{t=1}^n I\{Y_t \leq y\} \quad (3.118)$$

Si la vraie distribution jointe de Y_{t-1} et Y_t est une forme semi-paramétrique donnée par la formule suivante :

$$H^*(y_1, y_2) = C(G^*(y_1), G^*(y_2); \alpha^*) \quad (3.119)$$

et la densité conditionnelle de Y_t sachant Y_{t-1} est donnée par la formule suivante

$$h^*(Y_t|Y_{t-1}) = g^*(Y_t)c(G^*(Y_{t-1}), G^*(Y_t); \alpha^*) \quad (3.120).$$

Par conséquent si la distribution marginale $G^*(.)$ est complètement connue alors la fonction du la log-vraisemblance est donnée par la formule suivante :

$$L(\alpha) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \log g^*(Y_t) + \frac{1}{n} \sum_{t=2}^n \log c(G^*(Y_{t-1}), G^*(Y_t); \alpha) \quad (3.121)$$

En ignorant le premier terme sur la droite et en remplaçant G^* par la fonction G_n dans le deuxième terme de droite, cela induit l'estimateur semi-paramétrique de α^* que nous notons $\tilde{\alpha}$. Il est obtenu à travers les formulations suivantes :

$\tilde{\alpha} = \operatorname{argmax}_{\alpha} \tilde{L}(\alpha)$ et la fonction de vraisemblance est alors donnée par la formule qui suit

$$\tilde{L}(\alpha) = \frac{1}{n} \sum_{t=2}^n \log c(G_n(Y_{t-1}), G(Y_t); \alpha) \quad (3.122)$$

L'estimateur $\tilde{\alpha}$ étend l'estimateur présenté dans Genest et Al (1995) pour un échantillon aléatoire $\{(X_i, Y_i)\}_{i=1}^n$ identiquement et indépendamment distribuée selon une loi bivariée de la forme $H(x, y) = C(F(x), G(y); \alpha^*)$ d'un couple de variable aléatoire (X, Y) . La fonction de distribution empirique rééchelonnée notée $G_n(\cdot)$ est utilisé dans l'équation de vraisemblance précédente en lieu et place de la fonction de distribution empirique standard notée $\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n I\{Y_t \leq \cdot\}$. Cela permet de s'assurer que la fonction critère est bien définie pour tout n finie. Comme les dérivées partielles de $\log(c(u_1, u_2; \alpha))$ sont infinies à $u_i = 0$ ou 1 pour $i = 1, 2$ pour plusieurs densités de copules, l'usage de la fonction de distribution empirique rééchelonnée assure que les conditions de premier ordre sont bien définies dans l'équation de vraisemblance pour tous les éléments constituant la fonction vraisemblance. Les propriétés asymptotiques de l'estimateur sont étudiées en profondeur par Chen et Fan (2003) avec des applications sur la copule gaussienne, la copule de Clayton et la copule de Gumbel. Ils établissent que les estimateurs qui en découlent sont asymptotiquement normaux et globalement convergents.

Les méthodes non-paramétriques d'estimation des paramètres s'affranchissent des hypothèses paramétriques sur les distributions des marginales. Elles se basent sur une analyse directe des données pour inférer la valeur des paramètres. Scaillet et Fermanian (2002) sont parmi les premiers à avoir proposé une estimation basée sur une fonction kernel pour dériver les paramètres de dépendance de la fonction de copule qui permet d'avoir les éléments de la structure de dépendance. Ces méthodes contrairement aux autres méthodes d'estimation n'émettent aucune hypothèse particulière sur la loi de distribution des lois marginales et sur le paramètre de dépendance.

3-1-3-3-Tests de validation des copules.

Que ce soit dans le cadre de la modélisation d'options pour la gestion de risque de portefeuille ou encore la simple détection de la structure de dépendance qui unit deux variables, il a été montré que le choix de copule était d'une importance capitale. Les conséquences d'une mauvaise détection de la structure de dépendance qui unit deux variables est telle qu'il existe plusieurs méthodes de choix des copules appelées les tests de goodness-of-fit. En dehors du critère informationnel AIC (Akaike Information Criteria) qui est souvent utilisé pour discriminer la structure de dépendance qui lie les variables quelque soit la dimension en présence, on distingue trois grandes catégories de famille de procédure de tests. Les premières familles de test regroupent les tests développés pour tester les structures comme la copule normale (Malevergne et Sornette, 2003). La deuxième catégorie de tests regroupe les procédures de tests qui peuvent être utilisées pour discriminer n'importe quelle structure de dépendance mais dont leur implémentation exigent soient :

Un paramètre arbitraire comme dans la statistique basée sur les rangs due à Wang et Wells (2000) selon Genest et Al (2009).

Des kernels, ou encore des fonctions de poids associés aux paramètres de lissage comme dans Berg et Bakken (2005), Fermanian (2005), et Scaillet(2007).

Ou enfin une caractérisation ad-hoc des données dans une table de contingence à double entrée dans l'idée d'appliquer un test de Khi-deux comme dans Genest et Rivest (1993) ou Junker et May (2005) .

La troisième catégorie de tests regroupe les tests de Blanket qui sont applicables à toutes les structures de copule et ne requiert contrairement au groupe précédent aucune contrainte que ce soit sur les données ou encore sur des paramètres supposés. Cette dernière catégorie de tests regroupe des variantes de tests proposés par Genest et Al (2006) mais aussi des procédures utilisées par Breymann et Al (2003), Dobric et Schmid (2007). Dans la section qui suit même si le critère AIC est le plus utilisé, les tests de goodness-of-fit de blanket test sont présentés car ils permettent de compléter le choix des copules basé sur la simple lecture du critère d'information d'Akaike. Quand on teste, l'hypothèse $H_0: C \in C_0$ que la structure de dépendance d'une distribution multivariée est bien représentée par une famille paramétrique spécifique C_0

de copule, il faut tenir compte du fait que la vraie copule sous-jacente est invariante par toute transformation strictement continue des éléments de la copule. Genest et al (2009) avancent que pour avoir un test robuste de la forme optimale de copule, il faudrait effectuer est de baser le test de l'hypothèse sur le plus grand ensemble invariable des statistiques eu égard à ces ensembles de transformation pour lesquels la copule est invariable. Ils avancent que la plupart des tests de Goodness-of-fit sont basés sur les rangs. De façon alternative ils peuvent être vus comme des fonctions de collections suivantes $U_1 = (U_{11}, \dots, U_{1d})$ avec $U_n = (U_{n1}, \dots, U_{nd})$ étant des pseudo-observations déduits des rangs à savoir

$$U_{ij} = \frac{R_{ij}}{n+1} = \frac{n\hat{F}_J(x_{ij})}{n+1} \quad (3.123)$$

Où le facteur d'échelle $n/(n+1)$ est un facteur d'échelle qui est introduit pour permettre simplement la fonction copule C_θ d'être contenue dans la surface $[0,1]^d$. Les pseudos-observations U_1, \dots, U_n peuvent être interprétés comme étant un échantillon de la copule sous-jacente C . L'inconvénient de ces tests étant que les paramètres ne sont pas mutuellement indépendants et sont seulement approximativement uniformes sur l'intervalle $[0,1]$.

3-1-3-3-1 Tests basés sur la copule empirique.

Les pseudos-observations U_1, \dots, U_n constituant l'ensemble sur lequel la copule est statistiquement invariante, le test de l'hypothèse nulle $H_0: C \in C_0$ est effectuée sur cet ensemble. L'information contenue dans cet ensemble est convenablement résumée par la distribution empirique associée donnée par la formule suivante :

$$C_n(u) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{1}(U_{i1} \leq u_1, \dots, U_{id} \leq u_d) \quad (3.124)$$

$$u = (u_1, \dots, u_d) \in [0,1]^d$$

Fermanian et al (2004) donnent des conditions variées sous lesquelles C_n est un estimateur consistant de la vraie copule sous-jacente C que l'hypothèse nulle H_0 soit exacte ou fausse. Même si le fait que C_n soit le meilleur benchmark est discutable, le test consiste à comparer la

distance entre C_n et une estimation C_{θ^n} de C obtenu sous l'hypothèse nulle. θ_n désignant une estimation du paramètre θ dérivée des pseudo-informations. Les processus empiriques des tests de goodness-of-fit $C_n = \sqrt{n}(C_n - C_{\theta^n})$ étant non-concluants, Fermanian (2004) recommande des méthodes de bootstrapp pour fournir une meilleure dérivation des statistiques de tests en particulier Genest et al (2009). Ils considèrent l'implémentation des versions familières des statistiques de Cramer-von Mises et de Kolmogorov-Smirnov donnée par les formules suivantes :

$$S_n = \int_0^1 C_n(u)^2 dC_n(u) \quad (3.125)$$

Et la statistique de Kolmogorov-Smirnov : $T_n = \sup_{u \in [0,1]} |C_n(u)|$. De grandes valeurs de ces statistiques conduisent à un rejet de l'hypothèse nulle. Les valeurs asymptotiques des p-values associées peuvent être déduites de leur distribution limite qui dépendent du comportement asymptotique du processus C_n . Genest et Rémillard (2009) établissent que la convergence sous certaines conditions de régularité sur la famille paramétrique C_0 et la séquence (θ_n) des estimateurs. Ils montrent également que les tests basés sur S_n et T_n sont consistents. C'est-à-dire si C n'appartient pas à C_0 alors H_0 est rejetée avec la probabilité 1 lorsque $n \rightarrow \infty$. Selon Genest et Rémillard (2009), les distributions limites de S_n et T_n dépendent de la famille des copules sous l'hypothèse nulle composite et la valeur du paramètre inconnu θ en particulier. Comme conséquence la distribution asymptotique des statistiques de tests ne peut pas être tabulée et les p-value ne peuvent être obtenues que par des méthodes de Monte-Carlo adaptées.

3-1-3-3-2- Tests basés sur la transformation de Kendall.

Une variante des tests de Goodness-of-fit proposés par Genest et Rivest (1993), Wang et Wells (2000) et Genest et Al (2006) consiste en des tests de H_0 basé sur une transformation intégrale de probabilité des données. Ils considèrent la transformation suivante :

$$X \rightarrow V = H(X) = C(U_1, \dots, U_d)$$

Ou $U_i = F_i(X_i)$ pour $i \in \{1, \dots, d\}$ et la distribution jointe de $U = (U_1, \dots, U_d)$ est C. Cette transformation est appelée la transformation du tau de Kendall parce que V est une transformation affine de la version multivariée du coefficient de concordance de Kendall. Si K est la fonction de distribution univariée de V , Genest et Rivest (1993) montrent que K peut être estimé non paramétriquement par une fonction de distribution empirique d'une fonction d'une version remaniée des pseudo-observations $V_1 = C_n(U_1), \dots, V_n = C_n(U_n)$. Barbe et Al (1996) donnent les conditions de régularité faibles sous lesquelles un théorème central limite permet de faire vérifier que :

$$K_n(v) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1(V_i \leq v) \text{ avec } v \in [0,1] \quad (3.126)$$

Ce dernier serait un estimateur consistant de la distribution sous-jacente de K . Sous l'hypothèse nulle, le vecteur $U = (U_1, U_2, \dots, U_d)$ est distribuée sous la forme C_θ pour tout θ appartenant à un ensemble de paramètre Δ . Par conséquent la transformation de Kendall $C_\theta(U)$ a une distribution K_θ . A travers une mesure de la distance entre K_n et l'estimation paramétrique de K_θ , on peut tester :

$$H_0'' : K \in K_0 = \{K_\theta : \theta \in \Delta\}$$

Car selon Genest et Rivest (2009) H_0 est inclus dans H_0'' et donc le non-rejet de H_0'' n'entrave pas l'acceptation de l'hypothèse nulle H_0 . Selon eux les tests basés sur le processus empirique $K_n = \sqrt{n}(K_n - K_{\theta_n})$ ne seraient généralement pas consistants. Les statistique de tests considérés par Genest et Al (2006) sont basés sur les rangs et analogues à ceux de Cramer-Von-Mises (2006) et Kolmogorov-Smirnov et se déclinent de la façon suivante :

$$S_n^{(K)} = \int_0^1 K_n(v)^2 dK_{\theta_n}(v) \text{ et } T_n^{(K)} = \sup_{v \in [0,1]} |K_n(v)| \quad (3.127)$$

De grandes valeurs de l'une des deux statistiques conduisent à un rejet de l'hypothèse H_0'' . Des grandes valeurs approximatives peuvent être déduites des distributions limites qui dépendent du comportement asymptotique de K_n . La convergence de la dernière statistique est établie par Genest et Al (2006) sous des conditions de régularité appropriée sur les familles paramétriques C_0 , K_0 et la séquence (θ_n) des estimateurs. Selon Genest et River (2009), vue

que les distributions asymptotiques de $S_n^{(K)}$ et $T_n^{(K)}$ dépendent chacune de la copule inconnue C_θ et de son paramètre inconnu θ . Des valeurs approximatives de ces statistiques peuvent être trouvées par des méthodes de simulations.

3-1-3-3 Tests basés sur la transformation de Rosenblatt.

Une autre transformation de la probabilité intégrale sur laquelle les tests de goodness-of-fit sont basés est due à Rosenblatt (1952). Cette transformation qui est communément utilisée pour effectuer de la simulation fournit un moyen simple pour décomposer un vecteur aléatoire ayant une certaine distribution en des composantes mutuellement indépendantes et uniformément distribuées sur un intervalle unitaire. La transformation intégrale de Rosenblatt d'une copule C est donnée par la transformation $R: (0,1)^d \rightarrow (0,1)^d$ qui à chaque vecteur $u = (u_1, \dots, u_d) \in (0,1)^d$ assigne un autre vecteur $R(u) = (e_1, \dots, e_d)$ avec $e_1 = u_1$ et pour chaque $i \in \{2, \dots, d\}$, on a l'écriture suivante : e_i représente la dérivée partielle de la fonction C par les $i - 1$ premiers éléments. La propriété critique que la transformation de Rosenblatt est que U est distribuée comme C si et seulement si la distribution $R(U)$ est une copule d'indépendance par conséquent l'hypothèse nulle dans ce cas de test est donnée par $H_0: U \sim C \in C_0$ et est équivalente à tester l'hypothèse nulle suivante

$$H_0^*: R_\theta(U) \sim \text{Copule d'indépendance pour } \theta \in \Delta$$

Pour mener à bien ce test, Breyman et al (2003) considèrent la fonction de distribution cumulative φ de la loi normale $N(0,1)$ et définissent une statistique qui se décline de la façon suivante :

$$\gamma_i = \sum_{j=1}^d \{\varphi^{-1}(E_{ij})\}^2, \text{ avec } i \in \{1, \dots, n\} \quad (3.128)$$

exploitant le fait que E_1, \dots, E_n sont approximativement distribuées sur $(0,1)^d$, les auteurs avancent que $\gamma_1, \dots, \gamma_n$ peut être interprété comme un échantillon venant de G , la fonction de distribution d'une variable aléatoire de *khi - deux* avec d degrés de liberté. Où une estimation

naturelle de G est la distribution empirique de l'ensemble $\gamma_1, \dots, \gamma_n$ à savoir la statistique suivante :

$$G_n(t) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1(\gamma_i \leq t) \text{ avec } t \geq 0 \quad (3.129)$$

Breymann et Al (2003) supposent que le processus empirique $G_n = \sqrt{n}(G_n - G)$ se comportent asymptotiquement comme si E_1, \dots, E_n était exactement uniforme. Ils supposent en plus que la distribution asymptotique est indépendante de θ . Si ces hypothèses sont vérifiées, Breymann et Al (2003) avancent qu'il serait alors possible de tester H_0 avec la statistique de test d'Anderson-Darling.

$$A_n = -n - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (2i - 1) [\log\{G(\delta(i))\} + \log\{1 - G(\delta(n + 1 - i))\}] \quad (3.130)$$

Où $\delta_1 \leq \dots \leq \delta_n$ sont les statistiques d'ordre. La p-value associée serait simplement donnée par référence à la distribution limite de la statistique d'Anderson-Darling. (Genest et Al ,2009). Toutefois les simulations ont montré clairement que si les valeurs tabulées de la statistique de test sont utilisées pour réaliser le test, la procédure n'aurait aucune puissance. Pour vaincre ce problème Dobric et Schmid (2007) avancent que des valeurs fiables des p-value pour les statistique des tests G_n peuvent être obtenues en se basant sur les conclusions faites par Genest et Remillard (2008) sur la validité des bootstrapp paramétrique pour les tests de Goodness-of-fit tout en sachant que la validité des bootstrapp paramétrique dépendent de façon critique de l'existence de distribution limite de la statistique A_n .

3-2- ANALYSE DE LA DEPENDENCE ET DU COMOUVEMENT ENTRE LES MARCHES DES CDS ET LES MARCHES DU PETROLE.

La section précédente nous a permis d'exposer la théorie des copules. Comparée aux modèles dynamiques traditionnels, la modélisation de la dynamique des variables par la voie des copules permet d'étoffer un plus large spectre de dépendance entre les variables en présence et de se départir du postulat de linéarité qu'impose la modélisation par les modèles de

corrélation conditionnelle. Nous l'appliquons à l'analyse de l'interdépendance entre les marchés pétroliers et le marché des credits defaults swaps (CDS) pour compléter un champ d'étude encore embryonnaire. Parmi les premiers travaux, Bourie et Al (2017) testent la transmission de la volatilité des prix des matières premières aux primes des credits swaps à 5 ans d'un groupe de pays exportateurs en appliquant le test de causalité en volatilité de Hafner et Herwatz (2006). Ils appliquent également une approche de régression quantile sur la volatilité des matières premières pour étudier l'effet des chocs de volatilité des prix des commodités sur les quantiles de volatilité des spreads souverains des CDS à 5 ans des BRICS. De même Carmen et Reinhart (2009) ont établi sur un échantillon s'étalant de 1815 à nos jours que les grandes crises de défaut qui ont émaillé les deux siècles chez les pays exportateurs de matières premières étaient accompagnées par un grand flux de capitaux liés à l'instabilité des cycles des matières premières. Dauvin et al (2016) mènent une analyse par données de panel basée sur une mesure alternative du risque souverain incarnée par les spreads des obligations souveraines et établissent que les pays exportateurs sont sensibles à de forte variation des prix de leur principal produit d'exportation sans distinguer si les effets d'une hausse ou d'une baisse sont comparables en terme d'ampleur. Toutes ces analyses, bien que pertinentes n'établissent pas de façon précise comment la variation des prix du pétrole est liée à celle du risque souverain, à savoir s'il y'a symétrie ou asymétrie dans le comouvement entre le prix du pétrole et sur les risques souverains. En effet l'analyse en panel fait disparaître la spécificité des pays dans une analyse commune regroupée et ne permet pas de capturer l'asymétrie dans la dépendance qui est assez commune dans la littérature sur les actifs financiers (Fama, 1950). Cela explique l'usage des copules pour mener une analyse du comouvement entre la prime des CDS de maturité 5 ans et les prix du pétrole dans le cadre de la dernière chute de pétrole (chute de mi-2014). Notre méthode empirique consistera en une étude comparée de la structure de dépendance entre les marchés du pétrole et les marchés des CDS (credit default swaps) avec pour cadre d'analyse la chute de mi-2014 tout en recherchant des phénomènes de contagion entre les marchés.

3-2-1- Estimation de la dépendance entre marché pétrolier et les marchés des CDS souverains.

3-2-1-1- Données et analyse préliminaire.

Notre échantillon de données est composé de pays exportateurs de pétrole pour deux raisons principales. La première raison tient au fait qu'ils sont plus anciens sur les marchés financiers comparé à d'autres pays émergents. Ils sont aujourd'hui demandeur de fond plutôt qu'offreur de fond par rapport aux années 1970 où ils étaient nettement réputés comme pourvoyeur de fond. L'autre raison est attribuable au fait que les données sur le pétrole sont relativement bien fournies car cotées sur tous les marchés financiers contrairement à d'autres matières premières dont les données sont peu fournies. L'échantillon regroupe des pays hétérogènes parmi les plus grands exportateurs de pétrole dans le monde. Ces pays sont caractérisés par des profils assez différents. Certains sont réputés comme pays relativement avancés (exemple de la Norvège) ayant réussi à diversifier leur économie. Tandis que d'autres sont plutôt classés comme pays émergents (Russie ou encore le Venezuela) avec une dépendance aux matières premières encore aussi pesantes (tableau 21). Les pays exportateurs de matière première en l'occurrence ceux qui exportent aujourd'hui le pétrole sont scrutés parmi les pays les plus instables qui soient. Certains pays comme le Venezuela connaissent des turbulences qui sont en liaison directe avec la chute des prix du pétrole à la mi-2014. Ainsi ce pays s'est vu déclaré en défaut à la fin 2017. Notre base de données se distingue également par le fait qu'elle prenne en compte la crise de la dette européenne survenue vers le début de 2010 et la grande chute des prix du pétrole survenue à la mi-2014. Pour mener à bien notre analyse nous utilisons les rendements des prix spot et des prix futures ramenés sous une base logarithmique des pays composants notre échantillon initial.

	Production de baril par jour	Production par tete	Reserve prouvée en baril	Revenue en pourcentage des exportations de 2018	OPEC Members
Saudi Arabia	12 000 000	324 866	266 578 000 000	77%	oui
Russia	10 800 000	73 292	80 000 000 000	52%	non
Venezuela	2 276 967	69 914	299 953 000 000	98%	oui
Norway	1 647 975	313 661	5 497 000 000	62%	Non
Kazakhstan	1 595 199	88 686	30 000 000 000	70%	Non
Qatar	1 800 000	78 5	25 244 000 000	81%	oui (jusqu'en 2019)

Tableau 21: Description du statut des pays exportateurs de pétrole.

$$R_{it} = \ln \left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}} \right) * 100 \text{ avec } i = 1, \dots, t \quad (3.131)$$

R_{it} désignant le rendement des spreads des CDS à maturité 5 ans du pays i à la date t ou encore le rendement du prix spot ou future de maturité 1 à 3 mois. Tandis que P_{it} désigne le niveau des spreads des CDS de maturité 5 ans du pays i ou encore le niveau des prix du pétrole spot ou les prix future de maturité allant de 1 à 3 mois à la date t .

3-2-1-2 Propriétés statistiques des primes des CDS et des prix du pétrole.

Dans cette section nous étudions les propriétés statistiques des données sur les risques souverains incarnés par les spreads des CDS de maturité 5 ans dans une logique comparée par rapport à l'évolution des prix du pétrole qu'est le Brent. Pour porter la distinction entre les différents types de marchés du pétrole à savoir le marché physique et le marché financier, nous mobilisons les cours du marché spot et les cours du marché des prix futures de maturité 1 à 3 mois. L'analyse graphique (figure 14 et 15) des évolutions des spreads des CDS et des prix du pétrole révèle que l'augmentation des prix du pétrole entraîne ou précède la plupart du temps les fortes variations observées au niveau des primes des CDS des pays exportateurs de pétrole. Aussi on remarque qu'il y'a deux périodes majeures de turbulences qui correspondent respectivement au déclenchement respectif de la crise de la dette européenne et la forte baisse des prix du pétrole de la moitié de 2014.

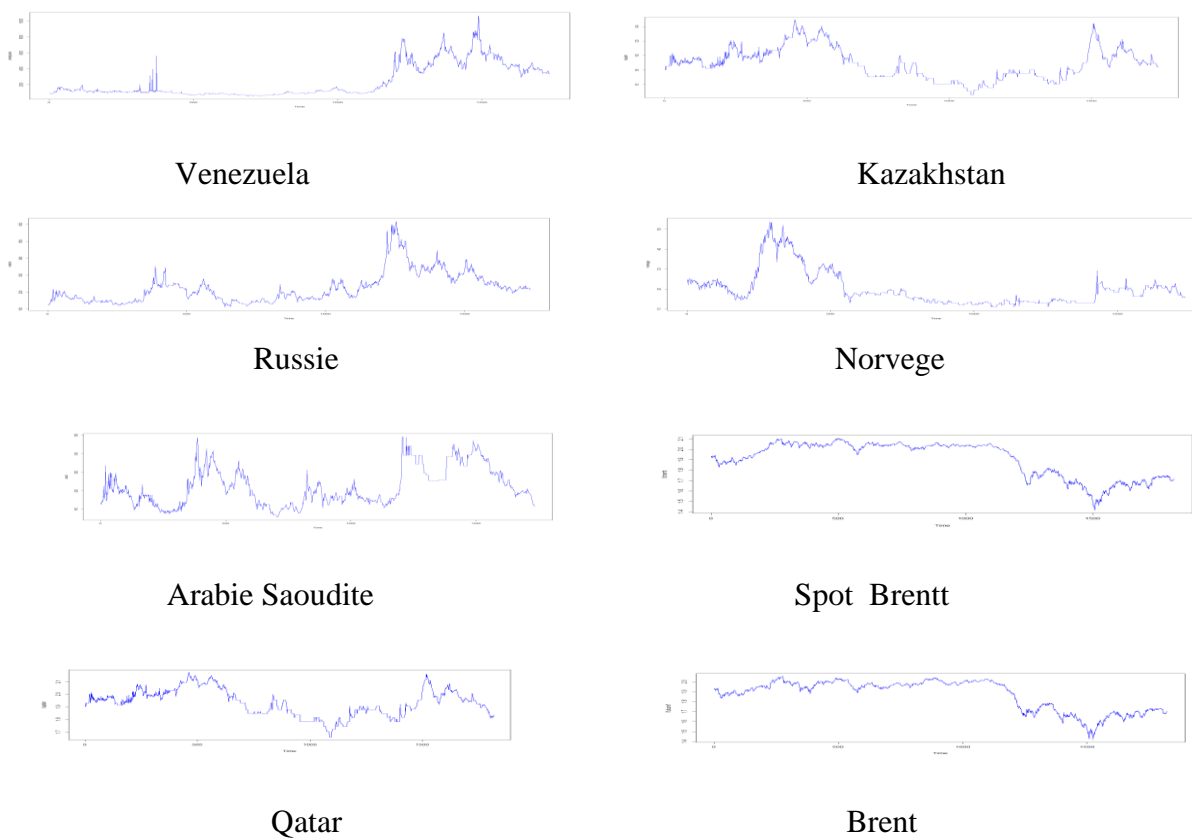


Figure 13 : représentation sous forme **logarithmique des spreads des CDS à 5 ans** et le rendement des prix spot et future du pétrole.

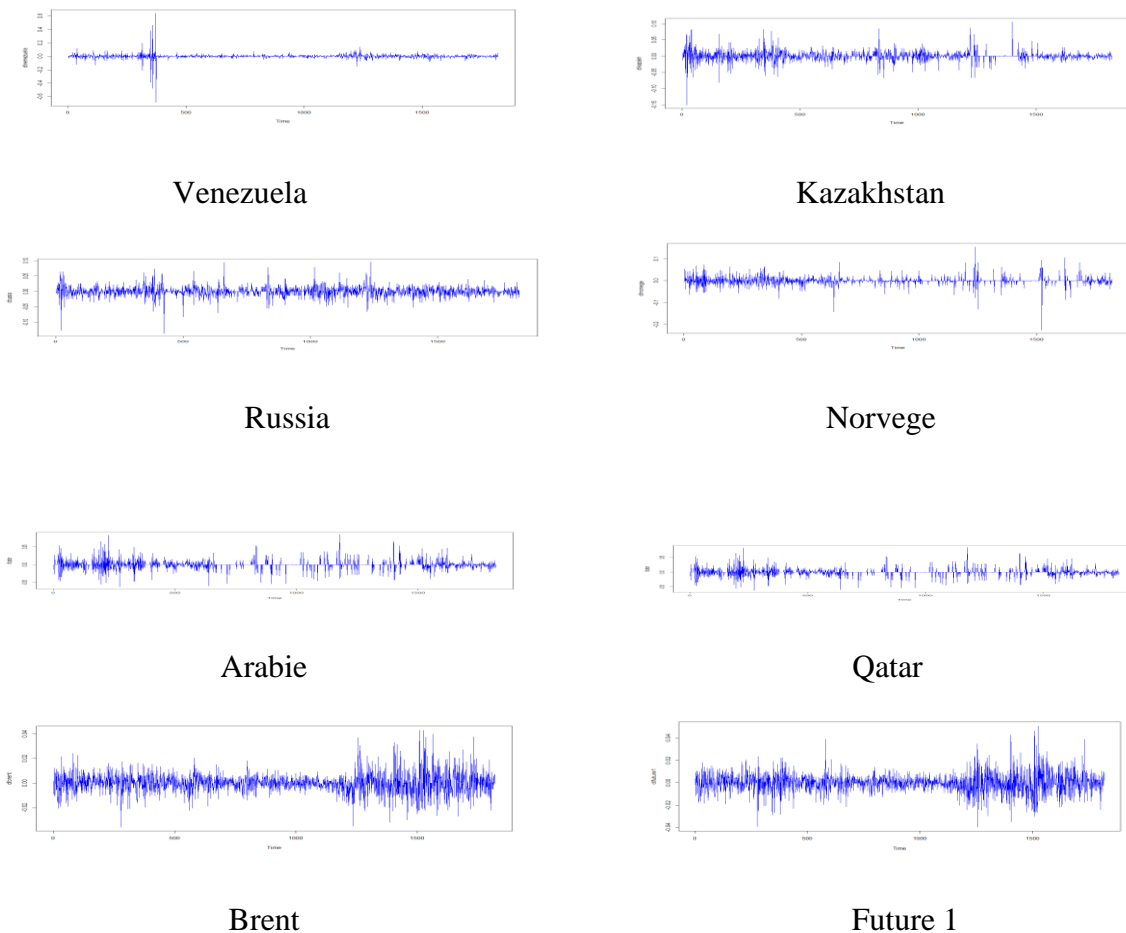


Figure 14: Représentation des rendements des spreads des CDS à 5 ans et du prix spot.

3-2-1-1-1- Hypothèse de normalité des différentes séries de rentabilité.

L'étude descriptive des différentes séries de prix P_{it} et les différents rendements R_{it} composants notre échantillon de données révèle des formes de distribution s'éloignant de la loi normale standard. Dans le tableau 22 ci-dessous, les statistiques descriptives attestent que les distributions empiriques des spreads des CDS et des cours de pétrole spot (nous ne reportons pas ici pas les statistiques descriptives des prix futures car les tendances sont assez proches des prix spot) s'éloignent sensiblement de la loi normale. Ainsi les valeurs positives des coefficients d'asymétrie indiquent que les lois sont étalées vers la droite. Ceci dit les niveaux des spreads réagissent davantage à des chocs positifs qu'à des chocs négatifs. C'est tout le sens de la valeur des coefficients de skewness. Les valeurs des spreads des CDS de l'Arabie saoudite et celle du Kazakhstan et du Brent sont les moins étalées. Ces valeurs pourraient révéler la présence d'une

asymétrie et d'une non linéarité potentielle dans le processus d'évolution des différentes séries. Pour ce qui relève de l'aplatissement, la valeur associée du Kurtosis est supérieure à trois (valeur standard d'une loi normale) pour le Qatar, le Venezuela, la Norvège, la Russie (excepté l'Arabie, le Kazakhstan et la série de prix du Brent). Cela dit, les spreads des CDS de ces pays possèdent des queues plus épaisses et plus pentues que celles de la distribution normale. Les séries de spreads de l'Arabie, du Kazakhstan et du Brent possédant des caractéristiques plutôt en-dessous de celle de la loi normale, autrement dit, elles sont platikurtiques. Par ailleurs les valeurs calculées du test de Jarque-Bera sont excessivement élevées et excèdent de très loin la valeur tabulée de la loi du khi-deux à deux degrés de liberté (5.9915). Cela justifie l'acceptation de l'hypothèse de non-normalité des séries. Par conséquent, nous concluons que nos séries ne sont pas caractérisées par des lois normales. En moyenne, les primes du Venezuela connaissent les plus grandes valeurs talonnées par les primes russes. Paradoxalement les primes du Kazakhstan sont moins élevées que les primes de la Russie qui pourtant est un pays économiquement plus avancé. Cela traduit une appréciation bien différenciée sur les marchés financiers du risque que peut encourir les pays exportateurs de pétrole. Le pays détenant la plus petite valeur des CDS est le Qatar qui en plus d'être un pays pétrolier est aussi un pays gazier. Les valeurs des spreads de la Norvège sont aussi moins importantes que celles des autres pays à l'exception de celle du Qatar. Donc le Qatar et la Norvège sont vraisemblablement les pays les moins enclins au défaut eu égard au niveau des spreads des CDS. En terme d'instabilité, les spreads des CDS du Venezuela sont les plus instables avec une valeur de l'écart-type de **0.3398** talonnée par celle de la Russie avec un écart-typique de 0.1518 suivi par celle de l'Arabie Saoudite avec un écart-typique de 0.115. Ces pays sont les plus grands détenteurs de réserve de pétrole dans le monde (tableau 21). Donc sur la période globale, les séries des spreads des pays exportateurs de pétrole y compris la série des rendements de Brent sont caractérisées par des lois essentiellement étalées sur la droite. La moyenne du prix du Brent sur la période globale s'étalant de 2010 à Avril 2017 est de 107.

	<i>Min</i>	<i>1^{er} Q</i>	<i>Mediane</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Ecart-type</i>	<i>3emeQ</i>	<i>JB</i>	<i>Skew</i>	<i>Kurtosis</i>	<i>Arch Test</i>
<i>Qatar</i>	0.4880	0.9595	1.4470	1.4868	0.1053	1.7930	28.141	1.25	3.5	2745
<i>Arabie</i>	40	70	75	96.05	0.1562	122	9417900	0.62	2.41	15945
<i>Venezuela</i>	573	928	1184	2347	0.3398	3940	1440700	1.23	3.4	765.0
<i>Norvege</i>	11	13	17	20	0.0232	22	61119	1.75	5.73	7059
<i>Russie</i>	112	158	205	225	0.1518	257	4547.1	1.55	5.8	3452
<i>Kazakhstan</i>	129	170	198	210	0.1011	243	10007	0.42	2.55	3283
<i>Brent</i>	110	113	75	107	0.169	108	2006.5	0.80	2.56	1414

Tableau 22 : propriété statistique des rendements des primes des CDS et des rendements des prix spot et futures (sur la période globale).

En considérant les sous-périodes caractérisées par la chute de 2014, l'analyse descriptive révèle plusieurs caractéristiques. Ainsi, l'effet arch est bien présent avant et après la chute de 2014 dans toutes les séries des rendements des CDS y compris celle des rendements des prix spot du pétrole. La moyenne des rendements a sensiblement augmenté dans le cas de l'Arabie Saoudite, la Norvège, le Venezuela, La Russie. Tandis que la moyenne des rendements est restée inférieure à celle de la moyenne sur la période globale dans le cas des spreads de la Norvège et du Qatar qui sont parmi les plus grands détenteurs de fonds souverains dans le monde. Ce schéma subsiste aussi dans le cas de la volatilité de la Norvège et de la volatilité des spreads du Qatar. Autrement dit la chute de 2014 ne s'est pas traduite nécessairement par une augmentation de l'instabilité des rendements des primes des CDS de ces derniers. Cela s'explique par le fait que certains pays ont des fonds souverains plus importants et à même de réduire la frayeur sur le défaut potentiel de leur détenteur au moins sur le court terme et aux réserves gazières importantes dans le cas du Qatar. De plus, les coefficients d'asymétrie révèlent des niveaux plus ou moins différenciés en fonction des pays et de la série des rendements des prix du pétrole. Les coefficients d'asymétrie associée aux différents rendements des spreads du Qatar et de l'Arabie sont moins aplatis que la loi normale aussi bien avant, qu'après la chute de 2014. En effet le Kurtosis associé est moins prononcé que celui d'une loi normale. Toutefois le coefficient d'asymétrie associé aux spreads du Qatar est devenu positif, autrement dit les rendements sont plus étalés vers la droite et celui de l'Arabie Saoudite négatif c'est-à-dire plus étalés vers la gauche.

	<i>Min</i>	<i>Max</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Ecart-type</i>	<i>JB</i>	<i>Skew</i>	<i>Kurtosis</i>	<i>Arch Test</i>
<i>Qatar</i>	1.7039	2.1076	1.955	0.1027	26.361	-0.1605	2.305	401
<i>Arabie</i>	1.659	2.215	1.929	0.1169	54.159	0.290	2.069	10246
<i>Venezuela</i>	2.758	3.748	2.998	0.1097	273.18	0.4660	5.279	112.6
<i>Norvege</i>	1.078	1.7306	1.331	0.1603	72.925	0.5949	2.5493	645
<i>Russie</i>	2.049	2.546	2.236	0.0970	63.402	0.5307	2.470	513
<i>Kazakhstan</i>	2.112	2.536	2.274	0.0853	38.906	0.4215	2.608	398.3
<i>Brent</i>	1.827	2.1076	2.017	0.0588	350.65	-1.323	3.8832	200.9

Tableau 23: Statistique descriptive des variables avant la chute de 2014

	<i>Min</i>	<i>Max</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Ecart-type</i>	<i>JB</i>	<i>Skew</i>	<i>Kurtosis</i>	<i>Arch Test</i>
<i>Qatar</i>	1.658	2.1588	1.897	0.099	4.241	0.1349	2.745	302
<i>Arabie</i>	1.608	2.294	1.995	0.1937	60.912	-0.168	1.634	440
<i>Venezuela</i>	2.940	4.027	3.590	0.2423	226.91	-1.264	3.986	225.6
<i>Norvege</i>	1.042	1.466	1.195	0.0934	70.194	0.446	1.782	863
<i>Russie</i>	2.202	2.789	2.439	0.1359	21.42	0.371	2.6214	236.8
<i>Kazakhstan</i>	2.1642	2.5389	2.354	0.1033	55.634	-0.1065	1.6728	789
<i>Brent</i>	1.415	2.0614	1.7366	0.1374	58.1	0.684	3.111	127.5

Tableau 24 : Statistique descriptive des variables après la chute de 2014.

3-2-1-1-2-Hypothèse de stationnarité des rentabilités des CDS des prix spot et futures des prix du pétrole.

Variables	Tests ADF		Tests Philipp-Perron		Test KPSS
	τ	τ_u	z_t	Z_{t^*}	
	En niveau				
Qatar	-2.6304	4.1541	-7.3315	1.9228	1.1491
Arabie Saoudite	-3.0295	-3.0482	-17.0431	-18.7342	0.8842
Venezuela	-2.2128	-3.1314	-8.0871	-17.4356	2.3053
Norvege	-2.0785	-2.3471	-6.9059	-8.8916	1.6333
Russie	-2.7175	-3.0044	-11.2069	-14.7621	0.9716
Kazakhstan	-2.2232	-2.3687	-9.6005	-10.739	2.0235
Brent	-1.7317	-1.8364	-5.8872	-6.5691	2.7297

Tableau 25 : Tests de stationnarité sur les rentabilités des primes des CDS des pays exportateurs.

Les tests standards de racine unitaire n'étant pas robustes en présence de potentielle rupture structurelle, nous complétons l'analyse de la stationnarité par l'application du test de Andrew-Zivot (2002). On note une concordance dans la conclusion des différents modèles à savoir un rejet de l'hypothèse de stationnarité à la fois pour les primes des CDS et les prix du pétrole Brent. Quelque soit le modèle retenu en présence de constante ou avec constante et trend., les résultats concordent avec les tests de stationnarité de Dickey-Fuller augmentée, de Philipp-Perron et ceux de KPSS. Toutes les séries sont non stationnaires avec ou sans constante et autour ou non d'une tendance avec des dates de ruptures structurelles correspondant à des dates clés pour les marchés du pétrole (la chute de mi-2014) et le marché de la dette souveraine. Ainsi, dans le cas de la Russie, la date de rupture structurelle correspond à la période de turbulence sur le marché du pétrole suivant la période de chute de la mi-2014. Cette période correspond à des périodes de tension sur le marché du pétrole occasionnée par la stratégie de quotas de l'OPEP qui ont contribué à faire chuter davantage les prix du pétrole en maintenant un niveau élevé de production de pétrole malgré les niveaux de production élevés de pétrole aux Etats-Unis et au Canada. Cette

rupture structurelle est partagée par l'Arabie Saoudite et le Venezuela et est confirmée par le modèle A du test de Zivot-Andrews (2002). Dans le cas de la Norvège, la rupture structurelle correspond à la période de turbulence occasionnée par la survenue de la crise la dette souveraine en Europe de même que pour le Qatar et le Kazakhstan. Cela pourrait s'expliquer dans le cas du Qatar par sa politique de diversification entreprise dans le cadre de sa gestion active de son fond souverain qui le conduit à rechercher des rendements d'actifs qui vont au -delà de la seule région du moyen-Orient. La section suivante essaie de tester la présence potentielle de corrélation et d'effets arch dans nos différents rendements des spreads des CDS et des prix du pétrole.

Series	\hat{T}_b	\hat{k}	$\hat{\mu}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\gamma}$	$\hat{\alpha}$
Modèle C	$y_t = \mu^C + \theta^C DU(\lambda)_i + \beta^C t + \gamma^C DT^*(\lambda)_i + \alpha^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j^C y_{t-j} + \varepsilon_t$						
Saoudite	2014:11	4	4.97***	3.79***	-0.00	3.78***	0.98***
Venezuela	2014:10	4	57.70***	280.43***	0.0058	-0.22**	0.94***
Norvege	2011:11	4	0.17	-0.54***	0.00***	-0.00**	0.98***
Russie	2014:10	4	4.33***	7.31***	0.00	-0.01***	0.97***
Kazakhstan	2012:08	4	1.61***	-1.28***	0.00	-0.00	0.98***
Brent	2015 :05	4	1.31***	2.14***	-0.00*	-0.00*	0.98***
Modèle A	$X_t = \mu^A + \theta^A DU_t(\lambda) + \beta^A t + \rho^A X_{t-1} + \sum_{i=1}^p c_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$						
Qatar	2013:04	3	3.e-02***	1.e-02**	-2.e-05***		9.e-01***
Saoudite	2014 :10	3	4.42***	2.16***	-0.001		0.98***
Norvege	2012 :03	3	3.e-01***	-2.e-01**	9.38e-05		9.e-01***
Russie	2014 :07	3	2.90***	2.64*	-0.00		0.98***
Kazakhstan	2012 :07	3	1.65***	-1.06***	0.00*		0.98***
Brent	2015 :08	3	1.54***	1.64***	-0.00**		0.99***

Tableau 26 : Tests de Andrew Zivot sur les spreads des pays des CDS 5 ans des pays exportateurs

Note :*** ,** ,*:dénotent la significativité au seuil de 1%, 5%, 10%. Les valeurs critiques aux seuils de significativité de 10%, 5% et 1% pour le modèle C (resp. modèle A) sont :-4,82 , -5,08 et -5,34 (-4,11,-4,42 et -4,58)

3-2-1-1-1-2-Les faits stylisés

Il existe plusieurs techniques de détection de la corrélation dans les séries étant entendu que les séries de rendement sont toutes stationnaires. Nous complétons notre analyse par quelques faits stylisés qui caractérisent la majorité des séries étudiées dans le domaine des séries temporelles. Ainsi nous cherchons à mettre successivement en lumière la présence de corrélation, les phénomènes d'hétéroscédasticité, le phénomène de mémoire longue ou encore l'effet de persistance dans la décroissance de la corrélation des séries temporelles. Les formules d'analyse de ces différentes statistiques sont détaillées dans les annexes 4 à 5.

3-2-1-1-2-1-La corrélation entre les rendements des primes des crédits defaults swaps 5 ans et les prix de l'énergie.

La mesure de la corrélation est aussi importante dans le cas des séries temporelles car elle permet d'évaluer la vitesse de décroissance de la corrélation et de ressortir de possibles effets de mémoire. La fonction d'auto-corrélation usuelle permet d'apprécier la corrélation d'une variable à différentes dates de la série des rendements. Le test appliqué aux différentes séries de résidus et les résidus au carré permet ainsi de révéler la présence de phénomène d'auto-corrélation dans les résidus. En effet la p-value associée permet le rejet de l'hypothèse nulle d'absence de corrélation entre les résidus et légitime donc une modélisation faisant intervenir des processus auto-régressifs dans les équations de la moyenne et de la variance.

	Série des résidus normalisés		Séries des résidus au carré	
	Statistique	P-value	Statistique	P-value
Qatar	3.4341	0.06386	3.4281	0.06409
Venezuela	173.25	0.00000	172.95	0.00000
Arabie	8.7358	0.00312	8.7207	0.003146
Norvege	14.78	0.00	14.754	0.0001225
Russie	12.545	0.000	12.523	0.000402
Kazakhstan	9.8925	0.00166	9.8754	0.001675
Brent	6.2375	0.01251	6.2267	0.01258

Tableau 27 : Tests de présence d'autocorrélation.

3-2-1-1-2-2-hétéroscédasticité des rendements des rentabilités.

Le test d'homoscédasticité des rendements que nous utilisons dans cette section est basé sur le test d'Engle des effets Arch et permet de tester la présence d'effet arch dans les rendements de nos différents actifs et les rendements des prix du pétrole Brent.

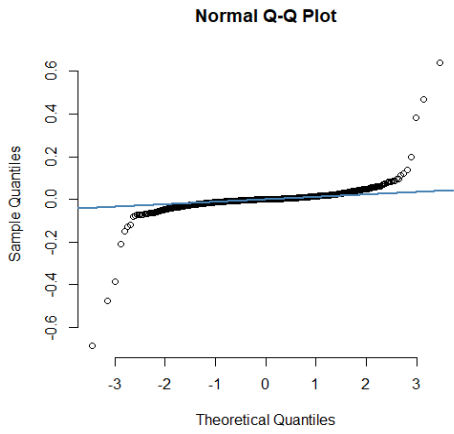
	Lm(Valeur Observée)	P-value
Qatar	3831	0
Venezuela	849	0.00e+00
Arabie	11713	0
Norvege	5030	0
Russie	3937	0
Kazakhstan	3890	0
Brent	1266 ²	0

Tableau 28 : Tests de présence d'hétéroscédasticité .

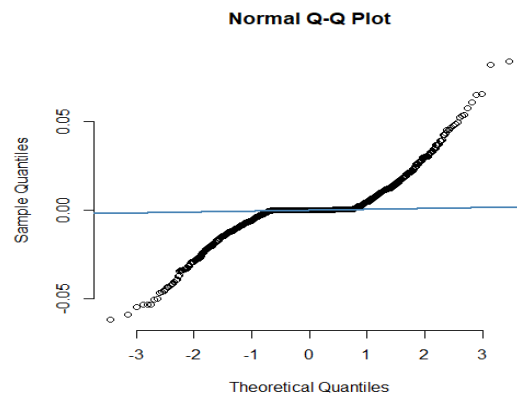
A l'analyse du tableau, il ressort que l'hypothèse d'homoscédasticité est rejetée pour la plupart des séries des rendements y compris les rendements des prix spot du pétrole Brent. En effet la p-value associée à chaque série est telle que l'hypothèse nulle de l'homoscédasticité est rejetée. Il y'a donc des effets arch dans toutes les séries des rendements des primes de CDS et des prix du Brent.

3-2-1-1-2-3--Normalité des rendements des CDS et des prix du pétrole.

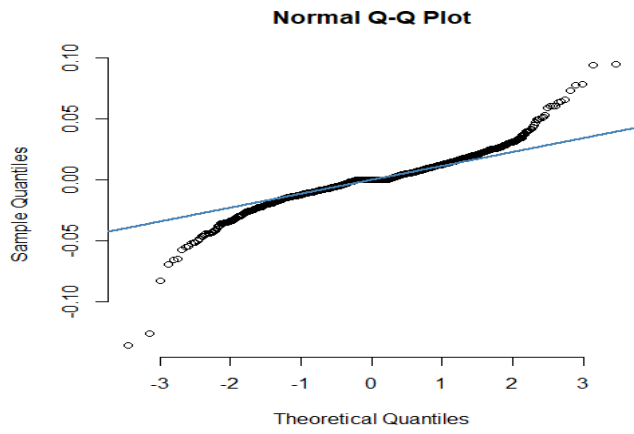
Dans cette représentation graphique (figure 15), la répartition des quantiles de part et d'autre de la droite d'Henry nous permet de rejeter l'hypothèse de normalité des rentabilités des lois des différents rendements des primes des CDS y compris celles du pétrole Brent.



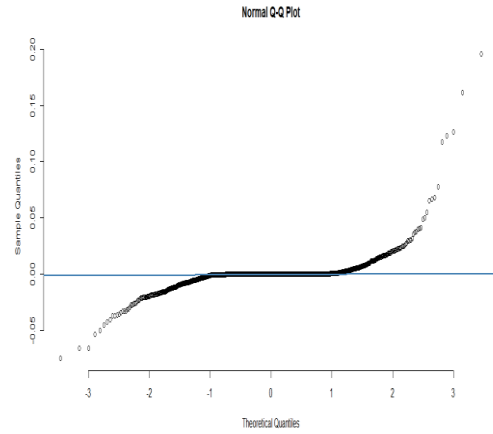
Venezuela



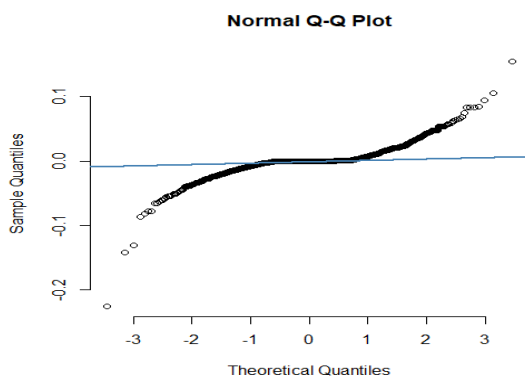
Qatar



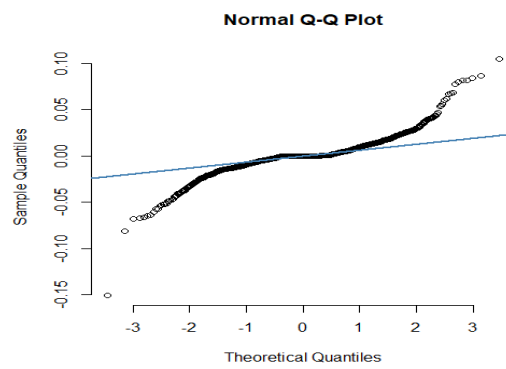
Russia



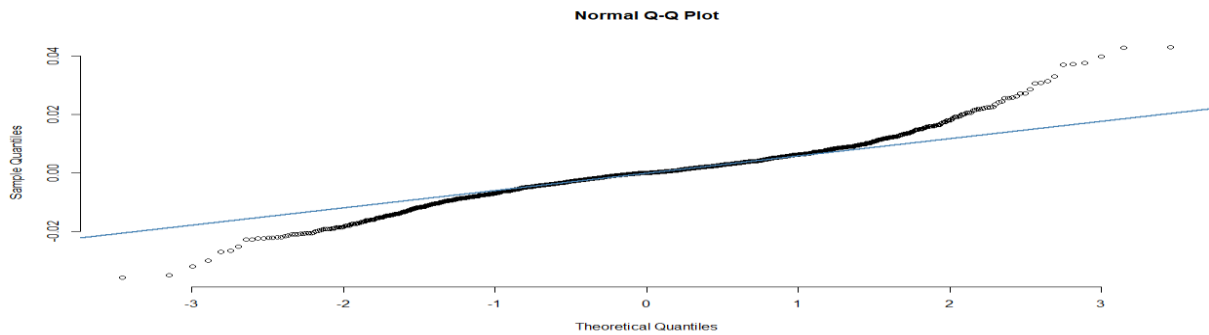
Arabie



Norvège



Kazakhstan



Brent

Figure 15: Représentation des QQ-plot des rendements des CDS et rendements des prix du pétrole.

On constate qu'il y'a une véritable déviation des quantiles de la droite de Henry, ce qui permet de rejeter l'hypothèse de normalité des séries de rendements .

3-2-1-1-1-2-4- Tests de présence d'effet de mémoire longue.

L'effet de mémoire est un autre élément couramment rencontré dans la littérature sur les séries temporelles qui permet d'évaluer l'hypothèse d'efficience de marché sur les actifs échangés. Les séries de rendement caractérisées par des phénomènes de mémoire longue sont sensées rejeter l'hypothèse d'efficience des marchés telle que formulée par Fama (1950). Le phénomène de mémoire longue se caractérise par une décroissance lente de la fonction d'auto-corrélation des rendements pour des valeurs de plus en plus éloignées des retards. Sa détection est basée sur le coefficient de Hurst (1951) qui permet de distinguer plusieurs cas de figure de persistance selon les valeurs prises par le coefficient H. L'estimation du coefficient de Hurst est basée sur l'estimation de deux statistiques notées la statistique R/S (Rescaled Range) et la statistique modifiée R/S dont les détails de calcul sont consignés dans les annexes 4.5 à 4.7. La méthode de Geweke Porter Hudak étant la plus intuitive, nous consignons dans le tableau (29) , les résultats s'y rapportant.

Series	Arabie	Russie	Venezuela	Norvege	Kazakhstan	Qatar	Brent
Gph	-0.0167	0.0546	0.0699	0.084	0.162	- 0.298	0.017
	[1.397] ¹⁸	[0.4640]	[0.5879]	[0.5879]	[0.1549]	[1.783]	[-0.1467]

Tableau 29: Tests de présence de mémoire longue.

Au regard du tableau précédent (tableau 29) , toutes les séries de rendement de nos primes de CDS de nos processus sont anti-persistents y compris les séries sur le pétrole avec des valeurs de la statistique qui sont supérieures à la valeur de la statistique au seuil de 5%. L'hypothèse de présence de mémoire longue dans les différentes séries de rendements des CDS est alors rejetée de toutes les séries des CDS et des rendements du pétrole. Ayant établi les propriétés statistiques des différentes séries , nous allons procéder à une analyse plus complète des structures de dépendance qui relie les rendements des primes de CDS et les rendements des prix du pétrole.

3-2-2-2 - Estimation de la dépendance statique entre les marchés des CDS et les différents compartiments du marché du pétrole.

La chute du pétrole de mi-2014 a été particulièrement profonde de sorte que plusieurs études ont cherché à mettre en évidence la conséquence de cette chute chez les pays exportateurs. Si l'effet de la baisse tendancielle des prix des matières premières sur les grandeurs macroéconomiques sont globalement bien établies, l'effet sur la sphère financière est quand à elle peu explorée. Dans cette section à l'aide des formes de copules optimales qui unissent les variables en présence, et des paramètres des mesures d'association nous procédons en une étude comparée des formes de dépendance qui lient les variables en présence avant et après la chute de 2014.

3-2-2-2-1 : Modélisation des marginales des rendements des primes des CDS et des rendements des prix du pétrole.

Conformément aux tests menés antérieurement qui ont permis respectivement de mettre en évidence la présence de corrélation et d'effets arch dans les séries des rendements des CDS et des

¹⁸ Valeur de la statistique de Student de la statistique gph(geweke porter Hudak).

rendements des prix du pétrole et au rejet de la normalité dans la série des rendements, nous avons sur la base des critères informationnels procéder à la filtration des différentes variables. Ceci nous a permis d'obtenir les différents processus ci-dessous (voir tableau 30) pour les pays composant notre échantillon. Ainsi ayant alterné successivement les différentes distributions à savoir la loi de Student, et la loi GED, les résultats des estimations sur la volatilité des rendements a permis de retenir différents processus de volatilité en fonction des pays (la modélisation de la partie moyenne a été faite en mobilisant un processus AR(1),elle sera reprise dans modélisation dynamique de la dépendance (Voir page 231 à 232 et annexe 6). Ainsi il est ressorti pour les différents pays dont les résultats sont mentionnés au **tableau 30** que la formulation de la volatilité par le modèle *EGARCH* semblait être la plus appropriée dans le cas de la Norvège du Kazakhstan et de la Russie. Dans le cas du Venezuela, le modèle GJR-GARCH est le plus adéquat selon le critère informationnel de Akaike. Tandis que dans le cas du Venezuela, le modèle TGARCH semble être la meilleure mesure de la volatilité des rendements des CDS.

Estimation sous un modèle EGARCH sous une distribution de Student

	ω	γ	α	β	ν
Russie	-0.040	0.213***	-0.147***	0.99***	7.30***
	[0.124]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]

Estimation de la volatilité sous un modèle EGARCH sous une distribution GED

	ω	γ	α	β	ν
Norvege	-0.499***	0.463***	-0.015	0.942***	0.178***
	[0.00]	[0.000]	[0.929]	[0.00]	[0.00]
Kazakhstan	-0.324***	0.425***	-0.249***	0.963***	0.224***
	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]

Estimation de la volatilité sous un modèle TGARCH avec une distribution de student

	ω	α	β	ν	η
Arabie	0.00***	1.00***	0.461***	2.195***	0.067
	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.487]

Estimation de la volatilité sous un modèle GJR-GARCH sous une loi GED

	ω	α	β	γ	ν
Venezuela	0.00	0.133	0.914***	-0.099	0.682***
	[0.848]	[0.55]	[0.00]	[0.397]	[0.00]

Estimation sous un modèle EGARCH sous une distribution de Student

	ω	γ	α	β	ν
Qatar	-0.713***	0.109***	0.006	0.949***	2.10***
	[0.00]	[0.00]	[0.624]	[0.000]	[0.00]

Tableau 30: Modélisation de la volatilité des primes des CDS sur la période globale.

Note : [.]: représente les p-value associées aux paramètres estimés ;*** ;** ;* :significatifs au seuil de 1% ;5% ;10%.

3-2-2-2- Co mouvement entre le marché des CDS et les marchés du pétrole.

. Le rendement des spreads des CDS est il plus sensible à l'évolution des conditions du marché physique ou aux évolutions des marchés à terme ? la chute de 2014 aurait-elle favorisé l'émergence d'une dépendance entre les rendements des CDS et les prix des marchés du pétrole ? Cette section tente de répondre à ces questions en complétant l'analyse précédente par une étude de l'interaction et du risque de comouvement entre les marchés pétroliers (les marchés spot et les marchés à terme) et le marché des dérivés de la dette souveraine.

3-2-2-2-1- Dépendance statique entre le marché des CDS et les marchés à terme de 2010-2017 (période totale).

L'hypothèse d'indépendance entre les rendements des primes des CDS et les rendements des prix spot et des prix à terme est rejetée pour tous les pays considérés. Sur la période totale d'analyse, tous les pays exhibent une dépendance entre les rendements des CDS et les prix du marché du pétrole qu'il soit du spot ou à terme. Toutefois le schéma de dépendance entre les marchés spot et les marchés à terme est différencié en fonction des pays. Dans le cas de référence qu'est le Venezuela, entre le prix spot et les rendements des primes des CDS, il existe une dépendance de type symétrique, autrement dit la probabilité de comouvement à la hausse entre les rendements des primes des CDS à 5 ans et les rendements des prix du pétrole est exactement la même qu'une probabilité de comouvement à la baisse. En effet , la copule de type Student décrit la possibilité d'une relation symétrique entre les rendements. Le rejet de l'hypothèse d'indépendance entre le marché des CDS et les marchés à terme est le résultat d'une intégration renforcée entre le marché physique du pétrole et le marché des CDS. Economiquement cela voudrait dire que le comouvement entre marché des CDS et le marché pétrolier est similaire ($\lambda_u = \lambda_l$) dans une période de contraction comme dans une période d'expansion des prix que ce soit sur le marché du physique du pétrole ou le marché des CDS. Plus précisément cela voudrait dire que les rendements négatifs ont le même degré de dépendance que les rendements positifs. En revanche la forme de dépendance retenue dans le cas des marchés à terme s'éloigne d'une

copule de student et revêt une copule de type Rotated BB8 90. Ce qui témoigne d'une asymétrie dans la relation entre les rendements des CDS du Vénézuéla et les rendements des prix futures.

	Spot	Future 1	Future 2	Future 3	Future 4
Arabie saoudite	R. Clayton 270	R Gumbel 90	R Gumbel 90	R Gumbel 90	R Gumbel 90
Russie	Student	Student	Student	Student	Student
Norvège	Student	Franck	Franck	Franck	R Gumbel 90
Kazakhstan	R. Clayton 270	Franck	Franck	Franck	Franck
Qatar	Student	Student	Student	Student	R Gumbel 90

Tableau 31 : Copule optimale entre les rendements des prix des primes des CDS et les rendements des prix du pétrole.

		<i>Test d'indépendance</i> ¹⁹	θ_1	θ_2	<i>AIC</i> ²⁰	λ_U	λ_L
<i>Copule Normale</i>	<i>spot</i>	0	- 0.231(0.0218) ²¹	0	-96.1	0	0
	<i>future 1</i>	0	-0.262(0.0212)	0	-126	0	0
	<i>future 2</i>	0	-0.261(0.0213)	0	-124	0	0
	<i>future 3</i>	0	-0.264(0.0212)	0	-128	0	0
	<i>future 4</i>	0	-0.268(0.0212)	0	-131	0	0
<i>Copule Student</i>	<i>spot</i>	0	-0.233(0.0227)	20.7(11.5)	-97.8	6.29e-06	6.29e-06
	<i>future 1</i>	0	-0.267(0.0224)	14.8(5.57)	-132	8.66e-05	8.66e-05
	<i>future 2</i>	0	-0.265(0.0222)	18.9(8.88)	-128	1.04e-05	1.04e-05
	<i>future 3</i>	0	-0.268(0.022)	22.3(12.3)	-130	1.65e-06	1.65e-06
	<i>future 4</i>	0	-0.27(0.0219)	24.3(14.6)	-132	5.7e-07	5.7e-07
<i>Copule de Franck</i>	<i>spot</i>	0	-1.41(0.144)	0	0	0	0
	<i>future 1</i>	0	-1.65(0.145)	0	0	0	0
	<i>future 2</i>	0	-1.65(0.145)	0	0	0	0
	<i>future 3</i>	0	-1.66(0.145)	0	-130	0	0
	<i>future 4</i>	0	-1.67(0.145)	0	-132	0	0
<i>Copule de Tawn</i>	<i>Spot</i>	0	1	1e-04	4	1.02e-06	0
	<i>future 1</i>	0	1	1e-04	4	1.02e-06	0
	<i>future 2</i>	0	1	1e-04	4	1.02e-06	0
	<i>future 3</i>	0	1	1e-04	4	1.02e-06	0
	<i>future 4</i>	0	1	1e-04	4	1.02e-06	0
<i>Copule Rotated Joe 90</i>	<i>Spot</i>	0	-1.21(0.0259)	0	-81.9	0	0
	<i>future 1</i>	0	-1.25(0.0258)	0	-106	0	0
	<i>future 2</i>	0	-1.24(0.0263)	0	-99.5	0	0
	<i>future 3</i>	0	-1.25(0.026)	0	-101	0	0
	<i>future 4</i>	0	-1.25(0.026)	0	-104	0	0
<i>Rotated Gumbel</i>	<i>spot</i>	0	-1.18(0.0219)	0	-67.4	0	0
	<i>future 1</i>	0	-1.17(0.0171)	0	-97.9	0	0
	<i>future 2</i>	0	-1.17(0.0172)	0	-94.7	0	0
	<i>future 3</i>	0	-1.17(0.0173)	0	-96.3	0	0
	<i>future 4</i>	0	-1.17(0.0173)	0	-97.8	0	0
<i>Rotated Clayton 90</i>	<i>spot</i>	0	-0.223(0.034)	0	-55.3	0	0
	<i>future 1</i>	0	-0.257(0.0282)	0	-70.2	0	0
	<i>future 2</i>	0	-0.255(0.0285)	0	-69.3	0	0
	<i>future 3</i>	0	-0.259(0.0288)	0	-71.7	0	0
	<i>future 4</i>	0	-0.262(0.0289)	0	-73.3	0	0
<i>Rotated – Copule BB8 90</i>	<i>Spot</i>	0	-1.69(0.353)	-0.81(0.14)	-96.3	0	0
	<i>future 1</i>	0	-2(0.403)	0.001(0.121)	-136	0	0
	<i>future 2</i>	0	-2.2 (0.549)	-0.69(0.145)	-133	0	0

	<i>future 3</i>	0	-2.23 (0.567)	-0.69(0.148)	-135	0	0
	<i>future 4</i>	0	-2.21(0.547)	-0.70(0.144)	-137	0	0

Tableau 32: Copule Optimale associée aux rendements des CDS des pays exportateurs de pétrole.

	Spot				Future 1				Future 2				Future 3			
	θ_1	θ_2	λ_u	λ_u	θ_1	θ_2	λ_u	λ_u	θ_1	θ_2	λ_u	λ_u	θ_1	θ_2	λ_u	λ_u
Ara bie Sao udit e	- 0.167 5(0.0 268)	0 0 0	0 0 0	0 0 0	- 1.036 (0.01 32)	0 0 0	0 0 0	0 0 0	- 0.03 2(0.0 130)	0 0 0	0 0 0	0 0 0	- 1.063 (0.04 74)	0.23 3(0.2 497)	0 0 0	0 0 0
Qat ar	- 0.098 9(0.0 247)	12.56 4(4.3 646)	0. 00 12 2	0. 00 12 2	- 0.068 6(0.0 247)	12.5 34(4. 208)	0. 00 11 11	0. 00 11 11	- 0.10 7(0.0 247)	12.5 34(4. 208)	0. 00 11 11	0. 00 11 11	- 0.109 6(0.0 247)	12.7 17(4. 339)	0. 00 10 5	0. 00 10 5
Nor vege	- 0.117 (0.02 44)	15.38 9(6.3 57)	0. 00 03 0	0. 00 03 0	- 0.748 (0.14 25)	0 0 0	0 0 0	0 0 0	- 0.72 3	0 0 0	0 0 0	0 0 0	- 0.708 (0.14 2)	0 0 0	0 0 0	0 0 0
Rus sie	- 0.344 (0.02 16)	8.383 (1.83 1)	0. 00 15	0. 00 15	- 0.308 0(0.0 22)	7.41 1(1.4 57)	0. 00 36	0. 00 3	- 0.30 9(7.36 5	0. 00 37	0. 00 37	- 0.313 7(0.0 224)	7.68 7(1.5 56)	0. 00 29	0. 00 29 7
Kaz akh stan	- 0.167 7(0.0 298)	0 0 0	0 0 0	0 0 0	- 1.102 (0.03 7)	0.28 1(0.1 64)	0 0 0	0 0 0	- 0.75 2(0.1 42)	0 0 0	0 0 0	0 0 0	- 0.784 (0.14 27)	0 0 0	0 0 0	0 0 0

Tableau 33: Copule optimale entre les rendements des primes des CDS et les rendements des différents types de marché pétroliers (Cas du Venezuela).

¹⁹ Il s'agit des p-value associées.

²⁰ Les critères AIC concordent avec les différents tests empiriques de choix optimal des copules.

²¹ (.) : l désigne les écart-type.

Les tableaux (31 à 33) ci-dessus mentionnent les résultats des copules associés aux différents types de marché du pétrole. Sur la période totale d'analyse, nous avons testé plusieurs schémas de dépendance allant de la copule de dépendance normale aux copules plus variées renfermant des hypothèses de symétries et d'asymétries dans la dépendance des variables. Il semblerait que dans le cas du Venezuela, il existe bel et bien une dépendance entre les rendements des primes de CDS de maturité 5 ans avec les prix spot et les prix futures des marchés du pétrole pour les maturités de 1 à 4 mois. Le test d'indépendance administré a permis de rejeter au seuil de 5% l'hypothèse de la copule d'indépendance. Cela signifie que le marché des CDS est lié ou encore intégré aux marchés physiques et aux marchés à terme. Dans le cas du marché spot selon le critère informationnel, la copule de Student est celle qui résume le mieux la relation entre les rendements des primes et le rendement du prix spot. Le paramètre de dépendance est négatif et est statistiquement significatif quelque soit la forme de la copule retenue. Ceci révèle que la hausse du prix du pétrole coïncide avec une baisse des rendements des primes des CDS dans le cas du Venezuela et exhibe des dépendances de queue égales. Cela pourrait traduire le fait que dans le cas du Venezuela, les marchés accordent plus d'attention aux évolutions du marché physique du pétrole. Ce qui est le cas de la Russie où la copule de student est observée à la fois sur le marché physique et sur les marchés à terme. On peut estimer que les marchés intègrent de la même façon les signaux émis par le marché physique du pétrole et les différents marchés à terme. Dans le cas du Qatar, la dépendance est aussi la même, exception faite pour la maturité à 4 mois où le schéma de dépendance ne manifeste pas de dépendance extrême $\lambda_u = \lambda_l = 0$. Il n'y a pas de dépendance extrême dans le cas du Kazakhstan à la fois sur le marché physique et les différents marchés à terme. Les rendements de la Norvège n'exhibe pas de risque de comouvement extrême avec les marchés à terme. En revanche, la forme de dépendance qui lie les rendements du marché physique du pétrole aux rendements des CDS suit une copule de Student et pour les autres marchés, la dépendance de queue est inexistante. Autrement en cas de contraction ou d'expansion du marché, le risque de dépendance est peu prononcé. Donc le rendement des primes de CDS de la norvège est plus intégré au marché physique.

		<i>Test d'indépendance</i>	θ_1	θ_2	<i>AIC</i>	λ_U	λ_L
<i>Copule Normale</i>	<i>spot</i>	5.59e-08	-0.161(0.0296)	0	-25.9	0	0
	<i>future 1</i>	2.53e-13	-0.215(0.0287)	0	-48	0	0
	<i>future 2</i>	5.58e-13	-0.213(0.0287)	0	-47.3	0	0
	<i>future 3</i>	3.38e-13	-0.221(0.0285)	0	-50.8	0	0
	<i>future 4</i>	4.28e-13	-0.218(0.0286)	0	-49.6	0	0
<i>Copule Student</i>	<i>spot</i>	5.59e-08	-0.169(0.0317)	10.2(0.0317)	-31.3	0.00215	0.00215
	<i>future 1</i>	2.53e-13	-0.225(0.031)	8.57(0.031)	-58.4	0.00327	0.00327
	<i>future 2</i>	5.58e-13	-0.222(0.0307)	10.5(3.97)	-53.4	0.00123	0.00123
	<i>future 3</i>	4.28e-13	-0.224(0.0304)	12.4(5.5)	-53.3	0.000466	0.000466
	<i>future 4</i>	3.38e-13	-0.226(0.0303)	12.8((5.89)	-54.1	0.000372	0.000372
<i>Copule de Franck</i>	<i>spot</i>	5.59e-08	-1.02(0.188)	0	-27.5	0	0
	<i>future 1</i>	2.53e-13	-1.38 (0.189)	0	--51.7	0	0
	<i>future 2</i>	5.58e-13	-1.36(0.189)	0	-50.3	0	0
	<i>future 3</i>	4.28e-13	-1.37(0.188)	0	-51	0	0
	<i>future 4</i>	3.38e-13	-1.37(0.188)	0	-51.4	0	0
<i>Copule Tawn</i>	<i>Spot</i>	5.59e-08	1(-)	1e-04(0)	4	1.02e-06	0
	<i>future 1</i>	2.53e-13	1()	1e-04(0)	4	1.02e-06	0
	<i>future 2</i>	5.58e-13	1()	1e-04(0)	4	1.02e-06	0
	<i>future 3</i>	4.28e-13	1()	1e-04()	4	1.02e-06	0
	<i>future 4</i>	3.38e-13	1()	1e-04(0)	4	1.02e-06	0
<i>Copule Rotated Joe 90</i>	<i>Spot</i>	5.59e-08	-1.15(0.0326)	0(0)	-27.4	0	0
	<i>future 1</i>	2.53e-13	-1.21(0.0341)	0(0)	-48.7	0	0
	<i>future 2</i>	5.58e-13	-1.21(0.0364)	0(0)	-46.6	0	0
	<i>future 3</i>	4.28e-13	-1.21(0.036)	0(0)	-47.2	0	0
	<i>future 4</i>	3.38e-13	-1.21(0.0359)	0(0)	-48.3	0	0
<i>Rotated Gumbel</i>	<i>spot</i>	5.59e-08	-1.12(0.0232)	0(0)	-32.5	0	0
	<i>future 1</i>	2.53e-13	-1.21(0.0251)	0(0)	-57	0	0
	<i>future 2</i>	5.58e-13	-1.15(0.0256)	0(0)	-54.4	0	0
	<i>future 3</i>	4.28e-13	-1.16(0.0254)	0(0)	-55.3	0	0
	<i>future 4</i>	3.38e-13	-1.16(0.0254)	0(0)	-56.5	0	0
<i>Rotated Clayton 90</i>	<i>spot</i>	5.59e-08	-0.152(0.037)	0(0)	-14.3	0	0
	<i>future 1</i>	2.53e-13	-0.203(0.0365)	0(0)	-25	0	0
	<i>future 2</i>	5.58e-13	-0.194(0.0361)	0(0)	-22.8	0	0
	<i>future 3</i>	4.28e-13	-0.198(0.0362)	0(0)	-24.1	0	0
	<i>future 4</i>	3.38e-13	-0.201(0.0365)	0(0)	-24.9	0	0
<i>Rotated – Copule Tawn 90</i>	<i>spot</i>	5.59e-08	-1.22(0.0557)	0.31(0.105)	-29	0	0
	<i>future 1</i>	2.53e-13	-1.33(0.0761)	0.349(0.102)	-63.2	0	0
	<i>future 2</i>	5.58e-13	-1.33(0.0842)	0.347(0.117)	-60.3	0	0
	<i>future 3</i>	4.28e-13	-1.33(0.0861)	0.347(0.118)	-61.2	0	0
	<i>future 4</i>	3.38e-13	-1.34(0.0873)	0.348(0.117)	-63	0	0

Tableau 34 : Copule optimale liant les rendements des CDS et les rendements des prix du pétrole.

3-2-2-2-2- Analyse pré-chute entre le marché des CDS et les marchés à terme de 2014-2017 : effet de la crise de la dette souveraine.

En ce qui concerne la pré-chute de 2014 ou encore la période rattachée à la période de survenance de la crise de la dette souveraine européenne, le coefficient de dépendance est négatif et statistiquement significatif dans la plupart des copules testées exception faite de la copule de Tawn ou le coefficient est positif. Dans le cas du Venezuela, la forme de copule retenue n'est plus celle de student entre le marché physique et le marché des CDS mais plutôt une copule asymétrique nommée la rotated Gumbel avec un coefficient de dépendance de queue $\lambda_l \neq 0$. Cela signifie que durant une période de grande contraction, la contagion est forte entre le marché des CDS et le marché physique du pétrole. Pour les marchés à terme, la copule retenue entre les différents marchés des CDS est la copule de type rotated-Tawn 90 qui décrit une forme asymétrique de dépendance.

	Spot	Future 1	Future 2	Future 3	Future 4
Arabie Saoudite	Student	R Gumbel 90	R Gumbel 90	Student	Student
Russie	Student	Student	Student	Student	Student
Norvège	Student	Student	R Gumbel 90	R Gumbel 90	R Gumbel 90
Kazakhstan	R Clayton 270	R Gumbel 90	R Gumbel 90	R Gumbel 90	R Gumbel 90
Qatar	Student	R-tawn 2270	R-tawn 2270	R BB7 270	R BB7 270

Tableau 35: Copule optimale entre les rendements des prix des primes des CDS et les rendements des différents marchés du pétrole (avant la chute des prix de la mi-2014).

	Spot				Future 1				Future 2				Future 3			
	θ_1	θ_2	λ_u	λ_l	θ_1	θ_2	λ_u	λ_l	θ_1	θ_2	λ_u	λ_l	θ_1	θ_2	λ_u	λ_l
Arabie Saoudite	- 0.0 58 1(0 .03 22)	15. 072 (8. 095)	0.0 00 60	0.0 006 0	- 1. 03 6	0 0 0	0 0 0	0 0 0	- 1. 0 3 3	0 0 0	0 0 0	0 0 0	- 1. 03 3	0 0 0	0 0 0	0 0 0
Qatar	- 0.0 98 9(0 .02 47)	12. 564 (4. 364)	0.0 01 2	0.0 012 0	- 0. 10 7(0. 02 47)	12 .5 34 (4. 20 81	0. 00 11 6	0.0 01 16	- 0. 1 0 7 (0. 0 2 4 7 2)	12 .5 34 (4. 20 81	0. 00 11 6	0.0011 6	- 0. 10 96	12. 717	0.0 010 5	0.00105
Norvege	- 0.1 56(0.0 31)	12. 095 (5. 157)	0.0 00 95	0.0 009 5	- 0. 16 47 (0. 03 09)	17 .9 31 (1 1. 03 44 09 1)	5. 90 8e - 05	5.9 08 7e- 05	- 1. 1 1 1 (0. 0 2 2 7)	0 0 0	0 0 0	- 1. 16 71 (0. 05 44)	0.3 089 (0.1 499)	0 0	0 0	

Russie	- 0.2 69 5(0 .03 05)	7.2 75(1.8 77)	0.0 04 97	0.0 049 7	- 0. 30 4(0. 03 02)	5. 63 5(1. 17 2)	0. 01 05	0.0 10 5	- 0. 2 9 8 9 (0. 0 3 0 1)	6. 13 71 (1. 36 7)	0. 00 80	0.0080	- 0. 30 15 (0. 03 0)	6.2 41(1.4 146)	0.0 074 7	0.00747
Kazakhstan	- 0.2 04(0.0 40 5)	0	0	0	- 1. 12 5(0. 02 31)	0	0	0	- 1. 1 2 5 (0. 0 2 2 7)	0	0	0	- 1. 12 7(0. 02 27)	0	0	0
Norvege	- 0.1 56(0.0 31 5)	12. 095 (5. 157 1)	0.0 00 95	0.0 009 5	- 0. 16 47 (0. 03 09)	17 .9 31 (1. 44 1)	5. 90 e- 05	5.9 0e- 05	- 1. 1 1 (0. 0 2 2 7)	0	0	0	- 1. 11 4(0. 02 2)	0	0	0

Tableau 36 : Copule optimale entre les rendements des primes des CDS et les rendements des différents marchés de pétrole (avant la chute de mi-2014)..

et une forme symétrique sur les marchés à terme de 3 à 4 mois. Pour le Kazakhstan sur le marché physique, la dépendance est présente mais n'exhibe aucune symétrie ou asymétrie. En revanche une dépendance asymétrique apparaît entre tous les marchés à terme de type rotated Gumbel à 90 degré. L'analyse avant –chute correspondant aussi à la période la plus intense de la crise de la dette souveraine en Europe n'a pas affecté la structure de dépendance entre le marché des CDS de la Russie et les marchés pétroliers. Pour tous les autres pays composant l'échantillon, la dépendance a été bouleversée laissant supposée une plus grande connexion entre les différents marchés. Ce qui nous amène à interroger la période post-chute des prix du pétrole de la mi-2014.

3-2-2-2-3- Analyse post-chute 2014 de la dépendance entre le marché des spreads des CDS et les marchés spot et à terme du pétrole.

L'analyse post-chute de 2014 permet dans une bonne partie des cas d'accepter l'hypothèse d'indépendance des copules. Dans le cas du Venezuela, sur le marché physique, la copule retenue est la copule normale. La copule de dépendance nommée rotated Joe à 90 degré est celle qui est retenue pour les marchés à terme de 1 et 2 mois tandis qu'une dépendance asymétrique est exhibée sur les marchés de 3 et 4 mois. En revanche la copule d'indépendance est retenue sur la relation entre les marchés à terme et le marché physique et le marché des CDS de l'Arabie Saoudite. Le Qatar affiche une indépendance avec les marchés physiques mais garde une dépendance de type Rotated Joe à 90 degrés. Les rendements entre le marché des CDS et les marchés du pétrole exhibent des relations de dépendance toute asymétrique exceptée dans le cas de l'Arabie saoudite où la dépendance entre les marchés des CDS et les marchés du pétrole sont caractérisées par des copules de type indépendante. Autrement la forme de dépendance qui unit les variables en présence n'est pas stable et est affectée par la situation qui prévaut sur le marché du pétrole.

		<i>Test d'indépendance</i>	θ_1	θ_2	<i>AIC</i>	λ_U	λ_L
<i>Copule Normale</i>	<i>spot</i>	0	- 0.333(0.0314)	0(0)	-82.3	0	0
	<i>future 1</i>	0.0993	-0.06(0.0371)	0(0)	-1.19	0	0
	<i>future 2</i>	0.0765	-0.0720(0.0371)	0(0)	-1.8	0	0
	<i>future 3</i>	0.066	-0.07(0.0371)	0(0)	-1.77	0	0
	<i>future 4</i>	0.066	-0.07(0.0371)	0(0)	-1.77	0	0
<i>Copule Student</i>	<i>spot</i>	0	-0.32(0.0325)	30(-)	-77.4	7.9e-09	7.9e-09
	<i>future 1</i>	0.0993	-0.064(0.038)	30(-)	2.4	1.5e-06	1.5e-06
	<i>future 2</i>	0.0765	-0.07(0.0379)	30(-)	1.92	1.3e-06	1.3e-06
	<i>future 3</i>	0.066	-0.07(0.0379)	30(-)	2.05	1.3e-06	1.3e-06
	<i>future 4</i>	0.066	-0.07(0.0379)	30(-)	2.05	1.3e-06	1.3e-06
<i>Copule de Franck</i>	<i>spot</i>	0	-1.89(0.225)	0(0)	-68.5	0	0
	<i>future 1</i>	0.0993	-0.355(0.22)	0(0)	-0.59	0	0
	<i>future 2</i>	0.0765	-0.383(0.22)	0(0)	-1.03	0	0
	<i>future 3</i>	0.066	-0.399(0.22)	0(0)	-1.28	0	0
	<i>future 4</i>	0.066	-0.399(0.22)	0(0)	-1.28	0	0
<i>Copule de Tawn</i>	<i>Spot</i>	0	1(0.00183)	0(0)	4	0.00138	0
	<i>future 1</i>	0.0993	1(-)	1e-04(0)	4	1.0e-06	0
	<i>future 2</i>	0.0765	1(-)	1e-04(0)	4	1.0e-06	0
	<i>future 3</i>	0.066	1(-)	1e-04(0)	4	1.0e-06	0
	<i>future 4</i>	0.0545	1(-)	1e-04(0)	4	1.0e-06	0
<i>Copule rotaed Joe 90</i>	<i>Spot</i>	0	-1.28(0.0412)	0(0)	-49.3	0	0
	<i>future 1</i>	0.0993	-1.06(0.0356)	0(0)	-3.54	0	0
	<i>future 2</i>	0.0765	-1.06(0.0355)	0(0)	-4.41	0	0
	<i>future 3</i>	0.066	-1.06(0.0354)	0(0)	-3.5	0	0
	<i>future 4</i>	0.0545	-1.06(0.0359)	0(0)	-3.36	0	0
<i>Rotated Gumbel</i>	<i>spot</i>	0	-1.22(0.0311)	0(0)	-66.7	0	0
	<i>future 1</i>	0.0993	-1.04(0.0238)	0(0)	-3.14	0	0
	<i>future 2</i>	0.0765	-1.05(0.0238)	0(0)	-4.09	0	0
	<i>future 3</i>	0.066	-1.06(0.0354)	0(0)	-3.5	0	0
	<i>future 4</i>	0.0545	-1.06(0.0359)	0(0)	-3.36	0	0
<i>Rotated clayton 270</i>	<i>spot</i>	0	-1.22(0.0283)	0(0)	-60.1	0	0
	<i>future 1</i>	0.0993	-1.01(0.0207)	0(0)	1.9	0	0
	<i>future 2</i>	0.0765	-1.01(0.0207)	0(0)	1.69	0	0
	<i>future 3</i>	0.066	-1.02(0.0213)	0(0)	1.61	0	0
	<i>future 4</i>	0.0545	-1.02(0.0214)	0(0)	1.01	0	0
<i>R – Tawn type 2</i>	<i>Spot</i>	0	1(0.00188)	1 (NaN)	4	0.00138	0
	<i>future 1</i>	0.0993	5.16(3.27)	0.003(0.00134)	0.538	0.0035	0
	<i>future 2</i>	0.0765	20(NA)	1e-04(0)	4	1e-04	0
	<i>future 3</i>	0.066	2.3(NA)	1e-04(0)	4	1e-04	0
	<i>future 4</i>	0.0545	17.5(NA)	1e-04(0)	4	1e-04	0

Tableau 37 : Copule optimale entre les rendements des primes des CDS et les rendements des différents marchés du pétrole (post-chute 2014).

	Spot	Future 1	Future 2	Future 3	Future 4
Arabie Saoudite	Independence	Independence	Independence	Independence	Independence
Russie	BB8 270	R. Joe 90	R. Joe 90	R. Joe 90	R Gumbel 90.
Norvege	R. tawn 1180	Independence	Independence	Independence	R. tawn 1180
Kazakhstan	R. tawn type 2	Independence	Independence	Tawn type II	Tawn type II
Qatar	R. Joe 90	Independence	Independence	Independence	Independence

Tableau 38 : Copule optimale entre les rendements des primes des CDS et les rendements des prix des différents marchés de pétrole (période post-chute 2014).

	Spot				Future 1				Future 2				Future 3			
	θ_1	θ_2	λ_u	λ_L	θ_1	θ_2	λ_u	λ_L	θ_1	θ_2	λ_u	λ_L	θ_1	θ_2	λ_u	λ_L
Arabie Saoudite	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Qatar	- 1.043(0 .029)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Russie	- 3.213(1 .051)	- 0.698(0. 1573)	0	0	- 1.0 39	0	0	0	- 1.039(0 .0289)	0	0	0	- 1.0403(0.028)	0	0	0
Kazakhstan	- 1.587(0 .2730)	0.0696(0.0271)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1.213(0 .1665)	0.0931(0.078)	0.0 470	0
Norvege	- 1.120(0 .0906)	0.208(0. 199)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1.213(0 .1665)	0.0931(0.0786)	0.0 470	0

Tableau 39 : Copule optimale entre les rendements des prix des primes des CDS et les rendements des différents marchés du pétrole (période post-chute 2014).

La Russie continue à avoir une dépendance qui n'est plus symétrique, mais asymétrique avec le marché à terme de 4 mois. L'indépendance reste de mise dans le cas de la Norvège sur les marchés à terme de 1 à 3 mois tout comme pour le Kazakhstan sur les marchés à terme de 1 et deux mois. Pour le marché physique, la dépendance est asymétrique avec une dépendance de queue inférieure λ_l non nulle. Il en est de même avec le marché à terme de 4 mois. Pour le Kazakhstan, la dépendance est extrême et exhibe une dépendance de queue supérieure non nulle λ_u sur les marchés à terme de 3 à 4 mois. Pour le marché physique, la liaison est plutôt sans risque de co-mouvement au niveau des valeurs extrêmes. Ces formes de dépendance restent foncièrement différentes de celles estimées sur la période globale (2010-2017) d'analyse. On peut donc estimer que les formes de dépendance qui lient les marchés des CDS aux marchés du pétrole sont foncièrement instables et variables en fonction de la nature des chocs exogènes qui les affectent. Par conséquent les variations des prix du pétrole constituent un risque supplémentaire qui doit être intégré dans l'évaluation du risque de solvabilité des pays exportateurs de pétrole. Dans la section suivante nous testons la possibilité qu'il y'ait une relation dynamique entre le marché des primes des CDS souverains et le marché pétrolier dans un cadre comparé avec les modèles de corrélation ordinaire et ceux renforcés par la théorie des copules tout en recherchant un phénomène de contagion entre les marchés. Nous mobilisons pour se faire une version symétrique et asymétrique des modèles de corrélation dynamique augmentée par des distributions de type copule de Student pour analyser les potentiels effets de débordement entre les deux marchés.

3-2-2-3-3 Estimation de la dépendance dynamique entre les marchés des CDS et les différents compartiments du marché du pétrole.

La section précédente a testé sur un plan purement statique la relation entre les marchés des CDS souverains et les marchés du pétrole. Dans cette section nous étendons l'analyse en combinant la théorie des copules aux modèles de corrélation dynamique traditionnelle, à savoir le modèle de *DCC – GARCH* de Tse et Tsui (2002) et la version asymétrique du modèle *ADCC – garch* de Capiello (2006). On pourra toujours se référer pour une meilleure présentation de ces modèles à la revue de la littérature faite par Bauwens et Laurent (2006). De prime abord, on peut dire que la corrélation ou encore la dépendance entre le marché des CDS souverains et les marchés pétroliers est dynamique comme en atteste le rejet de l'hypothèse nulle du test de constance de la corrélation entre tous les marchés (voir les deux tableaux page 235 à 236 dans le cas du Vénézuela (les résultats se rapportant aux autres pays sont consignés dans l'annexe 6). En

effet la p-value associée aux différents tests de corrélation dynamique permet le rejet de l'hypothèse nulle de constance des relations au seuil de 5% pour les paires de marché associant le marché physique du pétrole et les marchés futurs pour les maturités de 1 à 3 mois au marché des CDS. Les modèles de corrélation dynamique simplement estimés sans combinaison d'une forme quelconque de copule revêtent un critère informationnel plus élevé quelque soit le marché de pétrole retenu et le pays considéré (voir page 234 et page 236 et annexe 6). Ainsi les modèles augmentés par la théorie des copules en l'occurrence ceux augmentés par une loi de copule de type Student surperforment les modèles standards de corrélation dynamique qu'ils soient dans leur version standard ou leur version asymétrique. En effet ces derniers modèles exhibent un critère informationnel (Akaike Information criteria **AIC**) et une log-vraisemblance associée notée (**LL**) qui est plus réduite que les modèles initiaux. Cette puissance des modèles augmentés par la théorie des copules est confirmée par l'erreur quadratique (**Mean Square Error**) moyenne associée aux différents modèles. Toutefois, il persiste un phénomène d'autocorrélation au niveau multivarié quelque soit la variante de modèle retenu. Par conséquent, ces modèles se distinguent d'un point de vue économétrique même si les tests multivariés de présence d'autocorrélation dans le cas multivarié de Hosking et de Portemanteau sur les résidus bivariés révèlent une persistance des phénomènes d'autocorrélation. Cela peut être attribuable au phénomène de liquidité du marché des CDS. En effet quelque soit la paire de marché retenue entre le marché des CDS et les différents marchés du pétrole et le pays retenu, nous obtenons exactement les mêmes résultats au niveau des tests multivariés de présence d'autocorrélation sur les résidus bivariés et le carré des résidus associés.

3-2-2-3-4 Resultats et comparaison des modèles de corrélation dynamique augmentée par une copule de type Student.

Pour ce qui relève de l'interprétation des modèles de corrélation dynamique augmentée par une copule de type student, il ressort un schéma diversifié et multiple selon le pays considéré. Ainsi sur le plan purement statistique, il semblerait qu'il n'y'ait pas d'effet asymétrique dans la relation qui lie les deux variables en présence, le paramètre g_1 est statistiquement non significatif au seuil de 5% pour toutes les paires de marché considérées (voir résumé des tableaux de corrélation dynamique en annexe 6) quelque soit le pays considéré. Ensuite le schéma de corrélation (tableau 40) qui lie les deux variables en présence induite par les deux modèles de corrélation augmentée par une copule de type Student exhibe exactement la même trajectoire que les modèles de

corrélation standard y compris dans leur version asymétrique. Aussi les mesures de dépendance telles que le tau de Kendall et le rho de Spearman semblent être des meilleures mesures que le coefficient de corrélation linéaire. En effet en période de stress sur l'un des deux marchés correspondant à une période de stress du marché de la dette souveraine (période 2010-2014) ou encore à la période correspondant à la période post-chute 2014 (mi-juin 2014 à Avril 2017), le tau de Kendall et le rho de Spearman semble donner une bonne mesure de la dépendance. En effet le coefficient de corrélation en période de stress est sujet à une inflation de la volatilité des variables qui lui font augmenter sa valeur induisant une interprétation erronée du lien entre les variables en présence (Kat, 2003). Cette intuition est renforcée en observant la période intermédiaire (janvier 2013 à juin 2014) réputée être tranquille où les trois mesures de dépendance ont tendance à se confondre les unes avec les autres. On effectue les mêmes observations pour les marchés futures. Cela confirme la supériorité des mesures de dépendance issue de la théorie des copules sur les mesures de corrélation standard dite de Pearson qui sous-tendent les modèles de régression traditionnels et les modèles de corrélation dynamique. D'un point de vue économique. Il ressort plusieurs éléments d'analyse en fonction de chaque pays.

- **Cas du Venezuela.**

La dépendance des spreads des CDS avec les différents marchés du pétrole est sensiblement identique d'un marché à un autre. L'influence des chocs passés sur la corrélation dynamique notée a_1 est statistiquement significative au seuil de 5% mais très faible et proche de 0 à la fois pour la paire de marché faisant intervenir le marché physique du pétrole et les marchés futures. En revanche l'effet de la corrélation passée sur la corrélation courante est très forte et est statistiquement significatif au seuil de 5% pour toutes les paires de marché et varie de **0.92 à 0.985** avec un schéma plus prononcé dans le cas de la paire de marché faisant intervenir le marché physique et le prix future à 2 mois. Aussi dans tous les cas de figure, la condition $a_1 + b_1 < 1$ est remplie. Par rapport aux autres pays exportateurs, la trajectoire de dépendance entre les deux marchés est négative quelque soit le pays considéré. Ce qui est intuitif, car on peut supposer que lorsque le prix sur le marché du pétrole augmente les frayeurs sur la solvabilité des pays exportateurs s'atténuent et il y'aurait alors moins de demande sur les contrats d'assurance en prévision d'un défaut avenir sur la dette du pays concerné. Cela laisse entrevoir la possibilité d'une couverture dans le cadre d'une gestion active de portefeuille (voir ligne 1, figure 17) Par rapport à la Norvège, la trajectoire du tau de Kendall est plus prononcée sur la période du 12 Avril 2010 au 31 décembre 2012 englobant la période de la crise de la dette souveraine européenne. Autrement dit, en période de stress sur le marché de la dette souveraine, la dépendance entre le

marché des CDS souverains et celui du marché du pétrole est plus fort dans le cas du Venezuela que celui de la Norvège. Pour la période intermédiaire, l'écart entre les deux trajectoires de dépendance se resserre. Tandis qu'en période de stress sur le marché du pétrole correspondant à la période de juin 2014 à mars 2017, la dépendance est plus forte dans le cas de la Norvège. Ce qui peut s'expliquer par le statut du pays en tant que plus grand détenteur de réserve de pétrole prouvée dans le monde (Agence Internationale de l'Energie , 2018).

- **Cas de l'Arabie saoudite.**

On note l'absence de convergence dans le cas de l'estimation mobilisant la copule de type Student sur les marchés spot. l'effet des chocs passés sur la corrélation conditionnelle n'est pas significatif dans le cas de la modélisation avec la copule de Student sur la paire de marché faisant intervenir les marchés future de 2 et 3 mois de maturité, et elle est quasi-nulle. L'effet des corrélations passées sur la corrélation courante est statistiquement significative au seuil de 1 % dans les deux variantes des modèles de corrélation dynamique avec et sans coefficient d'asymétrie. Les valeurs de ces effets variant entre **0.957 et 0.963**. Comme le paramètre d'asymétrie est statistiquement non significatif, cela signifie que les chocs négatifs n'affectent pas les corrélations conditionnelles entre les différents marchés en présence comme mentionné précédemment. Par rapport au Venezuela, on peut estimer que la dépendance n'est pas sensible aux chocs antérieurs et la condition de stabilité des modèles de corrélation dynamique est remplie car $a_1 + b_1 < 1$ dans toutes les paires de marché. L'effet de la corrélation conditionnelle passée est bien moindre par rapport au cas du Venezuela. La trajectoire de dépendance incarnée par le tau de Kendall est négative sur la période d'étude. Comparée à la Norvège, la dépendance (le tau de Kendall) est plus prononcée sur la période couvrant la période de la dette souveraine européenne (12 avril 2010 au 31 décembre 2012) et moins prononcée sur la période tranquille. Dans la dernière tranche de l'échantillon, la situation est duale avec une première partie où la dépendance est moins forte que celle de la Norvège et une dernière partie où elle est plus forte. Cette partie de l'échantillon et le schéma de dépendance pourrait correspondre à la stratégie de marché des pays de l'OPEP, l'Arabie Saoudite en tête se manifestant par des choix de réduction dans la quantité produite par le cartel.

- **Cas de la Russie.**

La condition de stabilité des modèles de corrélation dynamique est aussi remplie et dans ce cas, l'effet des chocs sur la corrélation conditionnelle est statistiquement significatif au seuil de 1% avec une valeur de $a_1 = 0.028$ dans le cas du marché spot. La corrélation conditionnelle passée a un effet hautement significatif au seuil de 1% avec un effet hautement important variant entre **0.957 et 0.974**. Les effets des chocs sont plus élevés dans le cas des prix future à 2 mois. La dépendance est aussi négative dans le cas de la Russie. Par rapport à la Norvège, la trajectoire de dépendance sur la première sous-période est plus importante. Tandis que sur la période intermédiaire, dite tranquille, la trajectoire de la dépendance est plus forte dans le cas de la Norvège. Celle-ci, s'inverse dans la deuxième période avec une dépendance renforcée dans le cas de la Norvège correspondant à des tensions sur le marché du pétrole.

- **Le cas du Qatar.**

Dans le cas du Qatar, les chocs passés ont un effet significatif de 10 % sur la corrélation conditionnelle de la paire de marché correspondant aux maturités de 1 à 3 mois. Les conditions de stabilité des modèles de corrélation conditionnelle $a_1 + b_1 < 1$ sont remplies pour toutes les paires de marché. Du reste, les coefficients de corrélation conditionnelle passés ont un effet statistiquement significatif au seuil de 1% et important sur la corrélation variant de 0.910 à 0.988. L'effet des chocs passés sur la corrélation dynamique est statistiquement significatif au seuil de 10 % pour la paire de marché faisant intervenir le marché des CDS et le marché des futures de maturité de 1 à 3 mois. L'effet des corrélations conditionnelles passées sur la corrélation courante est plus importante dans les paires de marché faisant intervenir les marchés futures que ceux faisant intervenir le marché spot. L'effet des chocs passés sur la corrélation conditionnelle est non significative dans le cas de la paire faisant intervenir le marché spot. Autrement dit, les chocs passés dans le cas de la paire faisant intervenir le prix spot renfermant les conditions sur le marché physique n'ont pas d'effet sur la corrélation conditionnelle. La trajectoire de dépendance entre le marché spot et le marché des CDS est bien négative entre les deux marchés et quelque soit la période dans laquelle on se retrouve. Sur la période renfermant la crise de la dette souveraine en Europe, c'est-à-dire sur la période du 12/04/2010 au 31/12/2012, la trajectoire de dépendance est plus forte dans le cas du Qatar tandis que sur la période tranquille, la dépendance est globalement plus forte dans le cas de la Norvège. Dans la dernière partie, la corrélation est plus forte dans la première partie précédent l'accord de production de l'OPEP en novembre 2016 dans le cas de la Norvège. Elle s'inverse enfin dans la dernière partie où la dépendance devient plus forte dans le

cas du Qatar. La dépendance entre les deux marchés est donc variable et dépendrait donc de la situation qui prévaut sur les marchés.

- **Le Cas du Kazakhstan.**

Le terme d'asymétrie n'étant pas significatif dans les modèles de type AG – DCC augmenté par la copule de Student, nous utilisons pour notre analyse le modèle DCC augmentée par une copule de type Student. Les conditions de stabilité étant aussi remplies on peut estimer que les trajectoires de dépendance conditionnelles sont globalement stables. L'effet des chocs passés sur la corrélation conditionnelles courantes est bien significatif au seuil de 10 % dans le cas des paires de marchés faisant intervenir les prix spot et les prix futures de 1 et 2 mois. L'effet des corrélations conditionnelles passées sur la corrélation conditionnelle courante est statistiquement significatif au seuil de 1% dans toutes les paires de marché que ce soit sur le marché spot et les marchés futures de 1 à 4 mois. L'effet des corrélations passées sur les corrélations courantes variant de 0.950 à 0.983, est plus faible dans le cas de la paire de marché faisant intervenir le marché spot. Par rapport à la Norvège, sur la période englobant la crise de la dette souveraine, la corrélation conditionnelle entre le marché spot et le marché des CDS est moins forte tandis qu'elle est plus forte dans la partie post-chute 2014 avant les accords sur la production du pétrole de schiste au sein de l'OPEP + en novembre 2016. Sur la période intermédiaire, la dépendance est globalement plus forte dans le cas de la Norvège. On peut donc estimer que la chute du pétrole a bien eu un effet sur la relation entre les deux marchés. De façon générale sur la période globale, la dépendance conditionnelle entre le marché des CDS et le marché spot du pétrole est négative et plus importante en terme absolue dans le cas de la Russie avec un écart-type plus important (0.2476). La dépendance conditionnelle du Venezuela est la plus importante avec le marché des CDS mais est moins instable que celle de la Russie et du Kazakhstan. La dépendance de l'Arabie Saoudite au marché des CDS est la moins importante en terme absolue et la moins instable. Le même schéma d'analyse prévaut sur le marché à terme. L'ordre d'importance des dépendances conditionnelles est exactement le même à savoir une importante dépendance conditionnelle pour la Russie suivie du Venezuela et enfin du Kazakhstan. Toutefois la relation devient plus instable dans le cas du Venezuela et de la Russie après la chute de 2014. Pour partie, cela peut être attribué aux antécédents de défaut des pays exportateurs de certains de ces pays et leur niveau de réserve en fonds souverains y compris leur politique fiscale. Cette instabilité de la dépendance conditionnelle est plus importante pour tous les pays considérés en comparaison avec la période de la crise de la dette souveraine exception faite du cas du Kazakhstan. La mesure de la

dépendance conditionnelle et l'instabilité découlante s'écarte très peu de celle du marché à terme à deux mois (voir tableau 40).

Tau de Kendall	Arabie Saoudite	Venezuela	Norvege	Russie	Kazakhstan	Qatar
Valeur Moyenne	-0.0536	-0.3439	-0.1277	-0.5861	-0.2529	-0.10833
Ecart-typique	0.0420	0.0870	0.0172	0.2476	0.1198	0.0317

Marché future 2 mois

Valeur Moyenne	-0.065	-0.4085	-0.1342	-0.4811	-0.1540	-0.1083
Ecart-typique	0.0363	0.0996	0.0739	0.2143	0.1390	0.0414

Période Globale

Valeur Moyenne du tau de Kendall	Arabie Saoudite	Venezuela	Norvege	Russie	Kazakhstan	Qatar
Valeur moyenne	-0.0536	-0.3439	-0.1277	-0.5861	-0.2529	-0.1083
Ecart-typique	0.0420	0.0870	0.01727	0.2476	0.1198	0.01202

Marché Future 2 mois

Valeur Moyenne	-0.0761	-0.4181	-0.1464	-0.5475	-0.2598	-0.1313
Ecart-typique	0.03098	0.0678	0.07629	0.20535	0.1432	0.03002

Période de la Crise de la dette souveraine

Tau de Kendall	Arabie Saoudite	Venezuela	Norvege	Russie	Kazakhstan	Qatar
Valeur moyenne	-0.0502	-0.4523	-0.0596	-0.596	-0.2141	-0.0506
Ecart-typique	0.0436	0.1429	0.0084	0.2335	0.09044	0.00607

Marché Future 2 mois

Moyenne	-0.062	-0.439	-0.10269	-0.3949	-0.0778	-0.0775
Ecart-typique	0.0330	0.133	0.0664	0.2028	0.07109	0.03448

Période Intermédiaire

Tau de Kendall	Arabie Saoudite	Venezuela	Norvege	Russie	Kazakhstan	Qatar
Valeur Moyenne	-0.0328	-0.450	-0.0518	-0.6630	-0.1856	-0.0416
Ecart-typique	0.0545	0.1341	0.0112	0.2190	0.09722	0.01232

Marché Future à maturité 2 mois

Moyenne	-0.0484	-0.4542	-0.1199	-0.0664	-0.066	-0.0754
Ecart-typique	0.0408	0.1059	0.0725	0.2202	0.0803	0.0349

Période Post-chute 2014

Tableau 40 :Comparatif des paramètres de dépendance entre les marchés des CDS des pays exportateurs et les marchés du pétrole.

Modèle DCC – EGARCH (Modèle)							ADCC – EGARCH (Modèle)					
Marché	CDS	Spot	Future 1	Future 2	Future 3	Future 4	CDS	Spot	Future 1	Future 2	Future 3	Future 4
Moyenne							Diagnostic univarié des résidus					
<i>c1</i>	2.969*** (0.00)	1.929*** (0.00)	1.924 (0.00)***	1.929*** (0.00)	1.93*** (0.00)	1.939*** (0.00)	(a) 2.278	3.175	1.551	2.331	2.603	2.919
<i>AR</i>	1.00*** (0.00)	1.00*** (0.00)	0.999*** (0.00)	0.999*** (0.00)	0.99*** (0.00)	0.99*** (0.00)	(b) 0.507	3.188	6.059	6.002	5.340	4.872
							(c) 0.368	1.988	1.398	1.933	2.191	2.313
Variance							Test de corrélation dynamique					
ω	0.000*** (0.001)	0.00 (0.189)	0.00 (0.126)	0.00 (0.156)	0.00 (0.169)	0.00 (0.183)	CDS 675.5044*** (0)					
α	0.083 (0.914)	0.323*** (0.00)	0.491*** (0.00)	0.495 (0.000)	0.498*** (0.00)	0.494*** (0.000)	CDS 1851.05*** (0)					
β	0.603*** (0.000)	0.736*** (0.00)	0.791*** (0.00)	0.790 (0.00)	0.772*** (0.00)	0.755*** (0.000)	CDS 1802.965*** (0)					
<i>d</i>	1.00*** (0.00)	0.490*** (0.00)	0.526 (0.000)	0.522 (0.00)***	0.504 (0.000)	0.493** (0.000)	CDS 1611.058*** (0)					
γ							CDS 1510.696*** (0)					
Modèle DCC – EGARCH (Modèle)							Modèle ADCC – EGARCH (Modèle)					
<i>a</i> ₁		0.007* (0.003)	0.006* (0.003)	0.006 (0.004)	0.018 (0.130)	0.007* (0.004)	<i>a</i> ₁	0.007* (0.003)	0.006 (0.005)	0.006 (0.005)	0.006 (0.004)	0.007 (0.004)
<i>b</i> ₁		0.984*** (0.007)	0.983*** (0.006)	0.984*** (0.006)	0.920*** (0.000)	0.983*** (0.006)	<i>b</i> ₁	0.984*** (0.008)	0.983*** (0.007)	0.984*** (0.008)	0.983*** (0.007)	0.983*** (0.006)
<i>LL</i>		11232.59	11067.91	12482.5	11128.21	11242.89	<i>g</i> ₁	0.0004 (0.002)	0.000 (0.003)	0.000 (0.003)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)
<i>AIC</i>		-12.323	-12.142	-13.696	-12.208	-12.334	<i>LL</i>	11232.59	11067.91	11128.21	11187.86	11242.89
							<i>AIC</i>	-12.322	-12.141	-12.207	-12.272	-12.333
Diagnostic multivarié des résidus							Diagnostic multivarié des résidus					
<i>Test de Hosking(5)</i>							<i>Test de Hosking(5)</i>					
	221.037***	862.951***	216.657***	221.0076***		223.472***		221.037***	216.657***	218.399***	221.007***	223.472***
<i>Q(5)(A)</i>	221.2805***	216.895***	216.895***	221.2505***		223.718***	<i>Q(10)</i>	221.280***	216.895***	218.639***	221.250***	223.718***
<i>Q</i> ² (5)(B)	620.268***	862.95***	862.951***	807.395***		796.902***	<i>Q2(10)</i>	620.268***	862.951***	826.706***	807.395***	796.902***

<i>Copula DCC – EGARCH (Modèle)</i>							<i>Copula – ADCC – EGARCH (Modèle)</i>					
Marché	CDS	Spot	Future 1	Future 2	Future 3	Future 4	CDS	Spot	Future 1	Future 2	Future 3	Future 4
Moyenne							Diagnostic univarié des résidus					
<i>c</i> ₁	2.969*** (0.00)	1.929*** (0.00)	1.924 (0.00)***	1.929*** (0.00)	1.93*** (0.00)	1.939*** (0.00)	(a) 2.278	3.175	1.551	2.331	2.603	2.919
<i>AR</i>	1.00*** (0.00)	1.00*** (0.00)	0.999*** (0.00)	0.999*** (0.00)	0.99*** (0.00)	0.99*** (0.00)	(b) 0.507	3.188	6.059	6.002	5.340	4.872
							(c) 0.368	1.988	1.398	1.933	2.191	2.313
Variance							Test de corrélation dynamique					
<i>ω</i>	0.000*** (0.001)	0.00 (0.189)	0.00 (0.126)	0.00 (0.156)	0.00 (0.169)	0.00 (0.183)	CDS	675.5044*** (0)				
<i>α</i>	0.083 (0.914)	0.323*** (0.00)	0.491*** (0.00)	0.495 (0.000)	0.498*** (0.00)	0.494*** (0.000)	CDS		1851.05*** (0)			
<i>β</i>	0.603*** (0.000)	0.736*** (0.00)	0.791*** (0.00)	0.790 (0.00)	0.772*** (0.00)	0.755*** (0.000)	CDS			1802.965*** (0)		
<i>d</i>	1.00*** (0.00)	0.490*** (0.00)	0.526 (0.000)	0.522 (0.00)***	0.504 (0.000)	0.493** (0.000)	CDS				1611.058*** (0)	
<i>γ</i>							CDS					1510.696*** (0)
Modèle Copula – DCC – EGARCH (Modèle)							Modèle Copula ADCC – EGARCH (Modèle)					
<i>a</i> ₁		0.009*** (0.003)	0.008*** (0.003)	0.008*** (0.003)	0.008*** (0.003)	0.008*** (0.003)	<i>a</i> ₁	0.007* (0.003)	0.006 (0.005)	0.006 (0.005)	0.006 (0.004)	0.007 (0.004)
<i>b</i> ₁		0.984*** (0.005)	0.985*** (0.005)	0.9850*** (0.005)	0.984*** (0.005)	0.984*** (0.005)	<i>b</i> ₁	0.984*** (0.008)	0.983*** (0.007)	0.984*** (0.008)	0.983*** (0.007)	0.983*** (0.006)
<i>LL</i>		11413.17	11262.55	11323.48	11384.13	11439.63	<i>g</i> ₁	0.0004 (0.002)	0.000 (0.003)	0.000 (0.003)	0.000 (0.0027)	0.00 (0.002)
<i>AIC</i>		-12.522	-12.357	-12.424	-12.490	-12.551	<i>LL</i>	11232.59	11067.91	11128.21	11187.86	11242.89
							<i>AIC</i>	-12.322	-12.141	-12.207	-12.272	-12.333
Diagnostic multivarié des résidus							Diagnostic multivarié des résidus					
<i>Test de Hosking(5)</i>							<i>Test de Hosking(5)</i>					
	221.037***	216.657***	218.399***	221.007***	223.472***		221.037***	216.657***	218.399***	221.007***	223.472***	
<i>Q(5)(A)</i>	221.280***	216.895***	218.639***	221.250***	223.718***		<i>Q(10)</i>	221.280***	216.895***	218.639***	221.250***	223.718***
<i>Q</i> ² (5)(B)	620.268***	862.951***	826.706***	807.395***	796.902***		<i>Q</i> ² (10)	620.268***	862.951***	826.706***	807.395***	796.902***

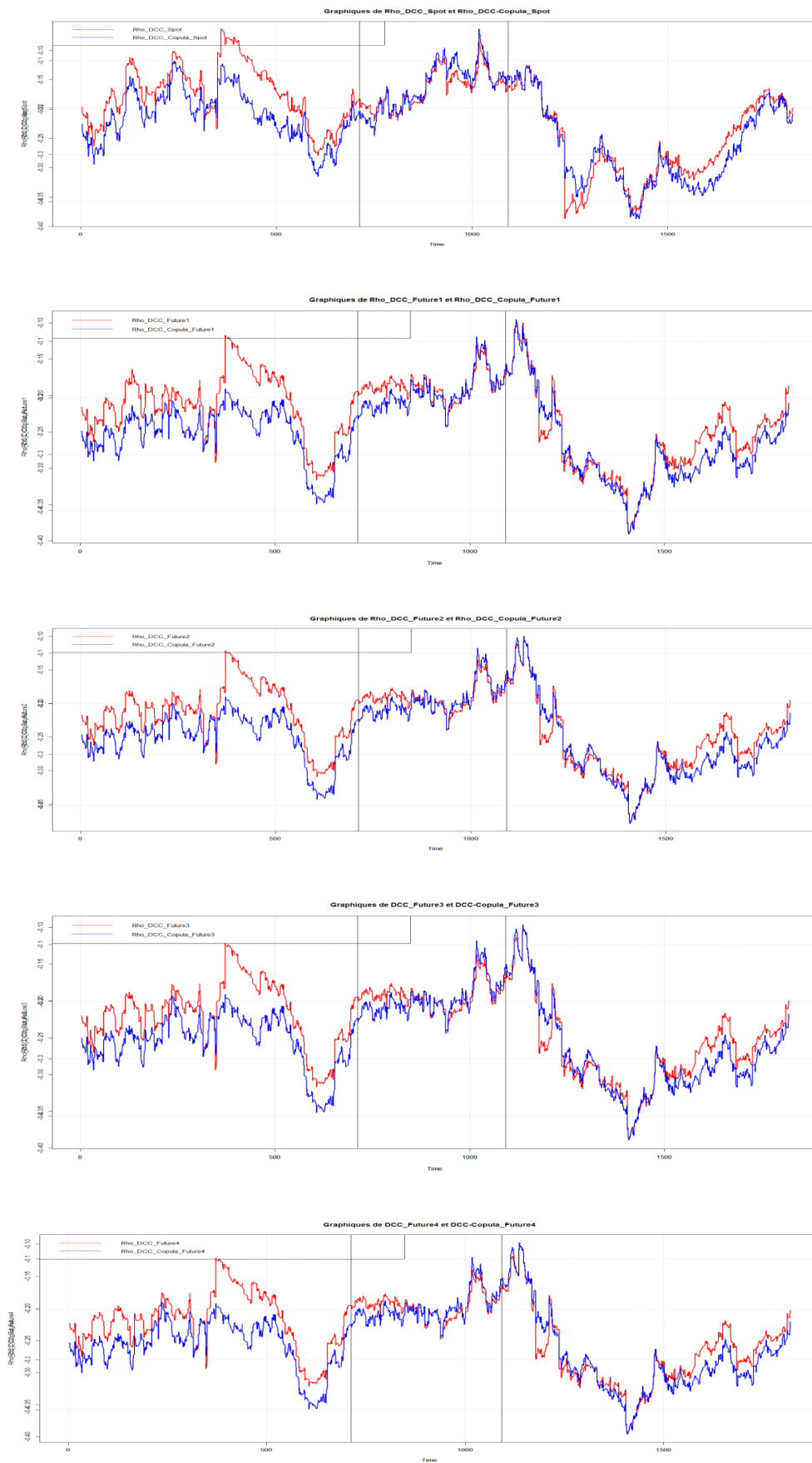


Figure 16 : Comparaison graphique de la corrélation conditionnelle induite par un modèle DCC et DCC-copula

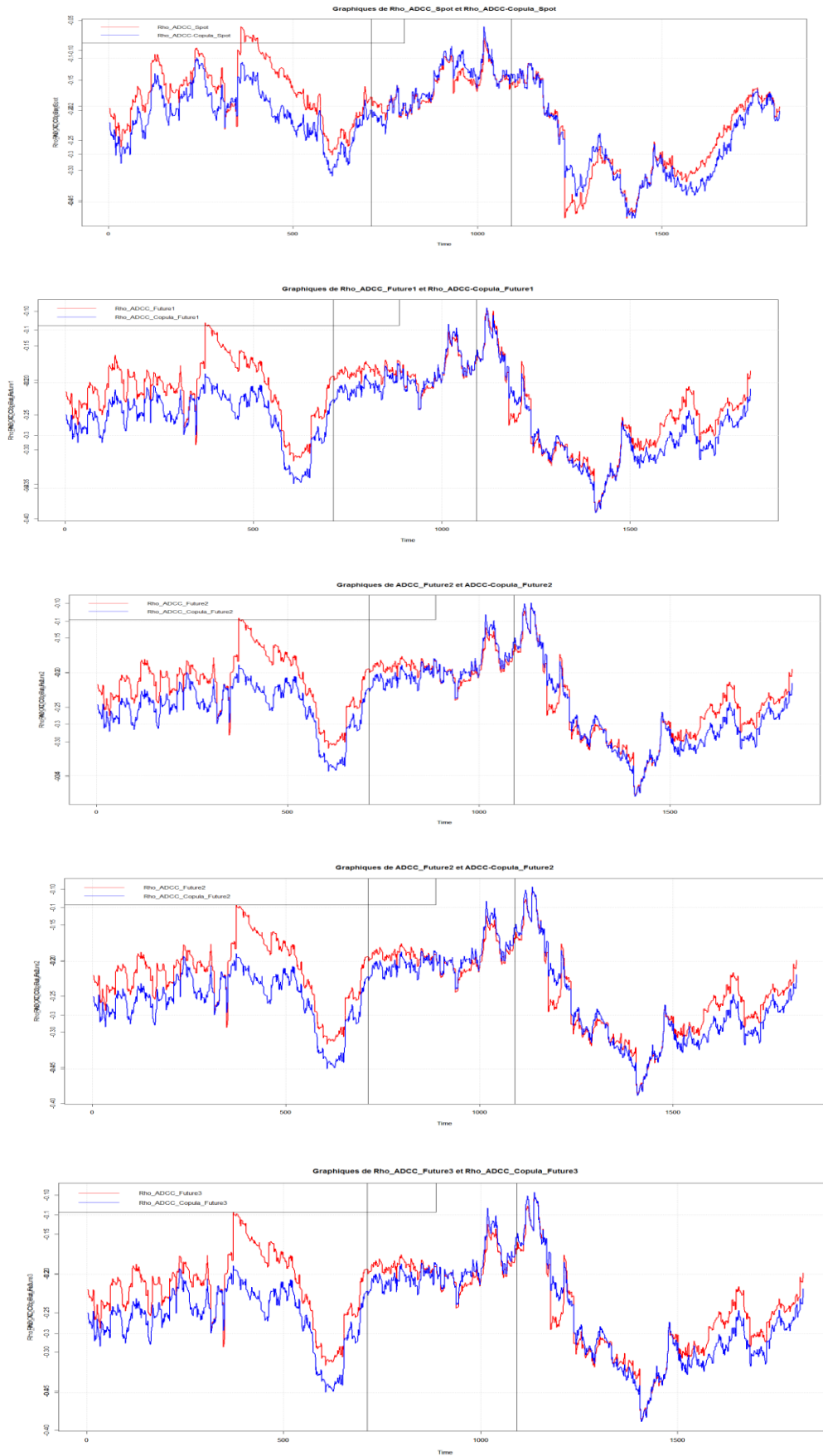


Figure 17 : Comparaison graphique de la corrélation conditionnelle induite par un modèle ADCC et ADCC-copula



Figure 18: Graphique de comparaison des mesures de dépendance sur les différents marchés.

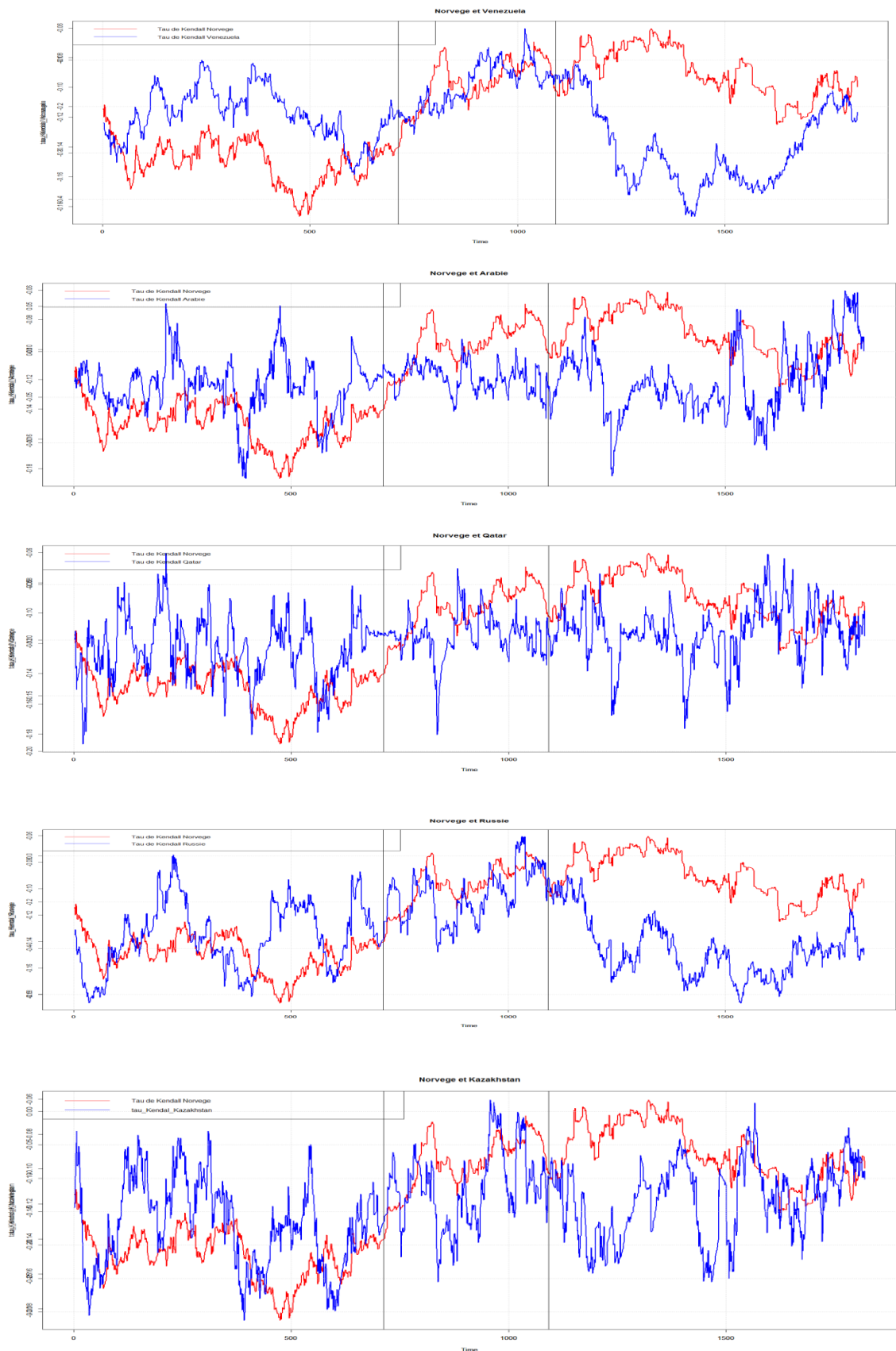


Figure 19: Graphique de comparaison des dépendances du marché des CDS et des marchés pétroliers

<i>RMSE</i>	<i>Spot</i>	<i>Future 1</i>	<i>Future 2</i>	<i>Future 3</i>
<i>DCC</i>	0.731993	0.7099621	0.7095544	0.7059263
<i>DCC – copula</i>	0.707871	0.6791116	0.6784521	0.6754418
<i>ADCC</i>	0.736204	0.7099615	0.7095746	0.7059263
<i>ADCC – Copula</i>	0.7087283	0.6777947	0.6771411	0.6739936

Tableau 41: Erreurs quadratiques moyennes par rapport à la valeur théorique du coefficient de corrélation de Pearson et la corrélation conditionnelle induite par les différents modèles.

Au regard du tableau précédent (**tableau 41**), l'erreur quadratique moyenne associée aux différentes variables permettent d'établir que la modélisation augmentée par une copule de type Student permet d'avoir une fonction de perte moins importante que dans le cas d'une modélisation standard avec une loi elliptique de type Student. Cela vaut à la fois pour la modélisation de la dynamique de dépendance de type *DCC* et la modélisation de type *ADCC*. Aussi les mesures de dépendance afférentes exhibent des valeurs bien moins sujettes aux stress sur les deux marchés (tableau 42).

	<i>Spot</i>	<i>Future 1</i>	<i>Future 2</i>	<i>Future 3</i>
<i>Rho de pearson</i>	-0.2183	-0.264	-0.2658	-0.2688
<i>tau de Kendall</i>	-0.1403	-0.170	-0.1714	-0.1735
<i>ρ de Spearman</i>	-0.2089	-0.252	-0.2546	-0.2575

Tableau 42 : Valeur moyenne des mesures de dépendance durant la période de forte volatilité (crise de la dette européenne).

3-3-Application à l'étude de la contagion entre marché des CDS et marché pétrolier.

Après avoir étudié la dépendance entre le marché du pétrole et le marché des CDS à l'aide de la théorie des copules combinées aux modèles de corrélation dynamique, l'étape naturel est d'essayer de détecter le phénomène de contagion entre les deux marchés. Pour ce faire nous mobilisons deux méthodes de contagion que sont les méthodes de Forbes (2002) et celle de Chiang et Al (2007) entre le marché des CDS et les marchés du pétrole. Toutefois au lieu de baser notre étude sur le coefficient de corrélation linéaire comme dans les études classiques, nous basons nos différentes méthodes sur les mesures de dépendance induite par la théorie des copules en l'occurrence le tau de Kendall. La méthode de Forbes (2002) introduite par Forbes (2002) est basée sur l'usage de la t – stats pour tester s'il y'a un changement significatif sur la mesure de dépendance conditionnelle après un choc majeur sur l'un des deux marchés en présence. La méthode de Chiang et Al (2007) quand à elle est basée sur une régression faisant intervenir des variables dummy dans une équation mobilisant les mesures de dépendance (tau de Kendall au lieu du coefficient de corrélation linéaire) en vue de détecter la survenance des chocs et leur effet sur la liaison entre les deux marchés.

3-3-1-Découpage temporel de notre échantillon.

Dans chacune des méthodes sus-mentionnées, l'application effective exige de procéder à un découpage de l'échantillon en vue de favoriser l'analyse du phénomène de contagion. Nous détectons deux chocs majeurs ayant intervenus sur les deux marchés à différentes périodes du temps de l'échantillon. Le premier choc majeur est relatif au marché des CDS consacré par la crise de la dette souveraine en Europe ayant débuté avec la mise en défaut de la Grèce et le deuxième choc se réfère à la chute de 2014 sur le marché du pétrole favorisé en partie par l'essor du pétrole de schiste aux Etats-Unis. Le premier choc s'étend de 2010 au courant de l'année 2012. Le deuxième choc s'étend de la mi-juin 2014 à la fin de l'échantillon d'étude.

3-3-2-Notion de contagion de Forbes (2002) et Chiang (2007).

Après avoir procédé à l'estimation de la trajectoire de dépendance entre les différents marchés du pétrole et les marchés des CDS, nous procédons à l'analyse de l'effet de contagion entre les deux marchés en mobilisant les techniques de Forbes et de Rigbon (2002) et celle de Chiang et Al (2007). Pour ce faire nous désignons respectivement par ρ , ρ^S et ρ^T , les moyennes des corrélations conditionnelles issues des modèles ci-dessus estimés augmentés par une copule de type Student sur la période totale, une période dite de turbulence ou encore de stress sur les marchés et une période tranquille. Ceci étant, les phénomènes de contagion et de non contagion peuvent alors être testés par les formules ci-dessous :

$$H_0 : \rho > \rho^T \text{ pas de conatgion} \quad \text{Contre l'hypothèse alternative } H_1 : \rho < \rho^T \text{ (contagion)} \quad (3.132)$$

L'hypothèse alternative implique un accroissement significatif dans la moyenne et la corrélation conditionnelle durant les périodes de crise ou de stress sur les marchés en présence. Toutefois, dues aux insuffisances du coefficient de corrélation relevé précédemment, notamment sa surévaluation du phénomène de dépendance en période de stress sur les deux marchés, nous utilisons une mesure alternative de dépendance que représente le tau de Kendall pour tester les hypothèses de contagion. Ce qui nous permet à priori de nous départir du processus de dévolatisation du coefficient de corrélation standard. Dès lors le test standard de contagion se décline comme suit :

$$H_0 : \tau > \tau^T \text{ pas de conatgion} \quad \text{contre l'hypothèse alternative } H_1 : \tau < \tau^T \text{ (contagion)}. \quad (3.133)$$

Notons qu'en vue de mieux de détecter le phénomène de contagion au sens de Forbes (2010), nous prenons la mesure des coefficients de dépendance en valeur absolue pour mieux détecter le phénomène d'accentuation de la dépendance, car sur toute la période d'analyse, le terme de dépendance entre les variables en présence est négative ce qui a pour effet d'aboutir à un rejet des phénomènes d'intensification de la relation inverse entre les deux marchés (le marché des CDS et les marchés des futures).

Aussi comme les fenêtres de détection des périodes de stress sont souvent aléatoires et peuvent conduire à retenir de façon erronée l'hypothèse de contagion, nous mobilisons une seconde

méthode de détection qui mobilise des variables indicatrices pour détecter l'effet des chocs sur le marché. En effet le haut niveau de coefficient de corrélation en période de stress peut par moment conduire simplement à des phénomènes d'interdépendance. Chiang et Al (2007) ont donc suggéré l'usage d'un modèle auto-régressif avec constante et des variables indicatrices sur les corrélations conditionnelles comme suite :

$$tau_{ij,t} = \gamma_0 + \sum_{m=1}^p \gamma_m tau_{ij,t-m} + \sum_{n=1}^q \delta_n dummy_n + v_t \quad (3.134)$$

Les variables dummy désignant des périodes de turbulence qui peuvent être issues des marchés du pétrole ou encore des marchés de CDS. L'indice q désigne le nombre de crises récentes. La difficulté majeure étant de pouvoir dire avec exactitude la durée de la crise depuis son éclatement. Une longue période de crise pouvant ne pas être importante pour le test de contagion. En effet une longue période peut inclure l'effet d'autres événements majeurs. Par conséquent une longue fenêtre d'observation d'une crise peut entraîner comme résultat un changement dans le niveau de la dépendance moyenne qui n'est pas forcément l'effet de l'évènement initial pour lequel nous avons un intérêt d'étude. Ceci étant, on peut alors tester sans forcément le désirer l'effet d'évènement qui n'était pas celui pour lequel on avait un intérêt. Donc l'accroissement des mesures de dépendance n'est pas forcément synonyme de contagion. Forbes et Rigobon (2002) suggèrent que la crise doit être testée un mois après la survenance de la crise. Pour conduire notre analyse nous divisons donc notre échantillon en quatre sous-périodes. La première renferme la période de la crise de la dette souveraine et s'étend du début de notre échantillon à la fin de 2012. Cette période sera dénotée dans notre étude par la variable dummy **dette**. Cette date est celle retenue dans la littérature pour marquer la fin de la crise de la dette souveraine. Elle marque la période de stress du marché de la dette ensuite la période de stress ou de crise survenue sur le marché pétrolier est celle de la mi-juin 2014 qui a contribué à la chute des prix du pétrole. Cette période a ouvert une période de tension chez les acteurs du marché ponctué par le jeu stratégique des membres de l'OPEP. Une première période est marquée par le refus de l'OPEP de suivre le marché en réduisant sa production (mi-juin 2014 au 8 janvier 2016) que nous notons par la variable dummy **chute1** et la dernière partie caractérisée par la décision des membres de l'OPEP de réduire leur quota de production pour rééquilibrer le marché. Il s'agit de la période comprise entre le 11 janvier 2016 et la période de fin de notre échantillon pour laquelle nous notons

chute 2 la variable dummy pour détecter l'inversion de la décision de l'OPEP en terme de quotas de production. Notons que seule la chute de 2014 sera testée par la méthode de Forbes (2002) alors que les autres évènements ou crise de la dette seront testées uniquement dans le cadre de la méthode de Chiang (2007).

3-3-3-Analyse et discussions des résultats.

Il ressort de l'analyse des tableaux de contagion (tableaux 43 à 46) plusieurs éléments. En premier lieu les pays ont eu des réactions différenciés face à la chute de 2014. La dépendance ici calculée par le coefficient de tau de kendall a exhibé une variation plutôt minime en fonction de la sous-période retenue (Cas du Venezuela) . Les marchés des CDS et les marchés futures ont baissé et statistiquement la mesure de la dépendance après la période de chute n'est pas supérieure à celle de la dépendance mesurée durant la période intermédiaire. Donc au sens de Forbes (2010) il n'ya pas eu une contagion entre le marché des CDS et les marchés du pétrole. Il s'agit d'une simple interdépendance entre les deux marchés dans le cas du Venezuela. Ces résultats sont confirmés dans le cas du test de Chiang (2007) dont la régression auto-régressive n'exhibe aucune significativité des variables dummy associées. On peut donc dire que la période de chute n'a pas occasionné un phénomène de contagion mais qu'une simple augmentation de la dépendance entre les marchés des CDS et les marchés du pétrole. De la même manière, la crise de la dette européenne n'a pas favorisé une contagion mais un simple accroissement de la dépendance entre le marché des CDS et le marché du pétrole. Ceci est compréhensible car géographiquement, le Venezuela n'est pas localisé sur le territoire européen et détiendrait encore moins de la dette d'Etat Européen.

- **Cas de l'Arabie Saoudite.**

La variation de la dépendance dans le cas de l'Arabie Saoudite est positive dans la paire faisant intervenir le marché des CDS et le marché future 2 mois. Donc au sens de Forbes (2010) il y'a bien eu une contagion entre le marché des CDS et le marché future à maturité de deux mois. Au sens de Forbes (2010), il y'a donc bien eu une contagion entre les deux marchés. Nous testons de façon plus large la contagion au sens de Chiang (2007) en testant si la dette et dans la deuxième phase de la chute caractérisée par la décision de l'OPEP élargie aux autres pays exportateurs a permis d'inverser la tendance de la chute du prix du pétrole a permis d'avoir une influence sur la dépendance entre les deux marchés. Il ressort de l'analyse de la régression de l'équation de

contagion que la crise de la dette n'a pas eu d'effet de contagion sur les deux marchés. Tout comme la chute des cours du pétrole n'a pas eu d'effet contagieux sur le marché des CDS. Cela peut s'expliquer par le fort niveau de réserve que le pays détient et qui lui permet de faire face à des cycles creux du prix du pétrole. La variante du test de contagion de Chiang (2007) mobilisant un processus auto-régressif $AR(1)$ nous permettant de tester l'effet contagieux de la dette et les stratégies sous-jacente de l'OPEP durant la période de chute révèle plusieurs conclusions qui ne convergent pas nécessairement avec celle de la contagion au sens de Forbes(2010). Premièrement la valeur du terme auto-régressif est statistiquement significatif et est égale à 1, autrement le processus n'est pas stationnaire pour tous les marchés du pétrole en présence. Le terme $\hat{\gamma}_0$ associé est positif et statistiquement significatif dans toutes les équations d'analyse. Pour attester du phénomène de contagion, les variables indicatrices associées devant être statistiquement significatives et positives, nous ne concluons pas en une contagion de la crise de la dette européenne et encore moins en une contagion suite à la chute des prix de 2014. En effet même si certains coefficients sont positifs, ils ne sont pas statistiquement significatifs. Par conséquent la contagion qui avait été détecté avec le cas de Forbes (2010) n'est pas confirmé par la méthode de Chiang (2007), il s'agirait donc d'une simple interdépendance. De façon plus précise l'accroissement de la production sur le marché du pétrole ayant occasionné la chute de 2014 dans la première partie n'a pas favorisé une hausse de la dépendance entre les marchés des CDS de maturité 5 ans et les marchés du pétrole. De la même manière l'accord de réduction de la production favorisée par l'entente entre l'OPEP élargis à d'autres acteurs pétroliers notamment la Russie n'ont eu aucun effet sur la dépendance entre les marchés des CDS et les marchés du pétrole.

- **Cas de la Russie**

Dans le cas de la Russie, aucune contagion n'est détectée, le tau de kendall associé à la période de stress n'est pas statistiquement supérieure au tau de kendall de la période tranquille. La variation moyenne du tau de kendall a baissé de 24% à 47%. Au sens de Forbes il n'y aurait donc pas de contagion entre les deux marchés quelque soit la maturité du marché de pétrole. L'une des explications possibles seraient que la Russie detiendrait une part importante de réserves en devises qui lui permettrait de tenir sur une période assez longue face à la baisse du marché du pétrole. Au sens de Chiang (2007), la régression du processus auto-régressif exhibe un schéma qui conforte les conclusions du test à la Forbes (2010) pour le cas de la chute de 2014. Le terme $\hat{\gamma}_0$ est hautement significatif et le terme auto-régressif est hautement significatif et égale à 1. Autrement le processus auto-régressif n'est pas stationnaire. Le terme dummy associé à la crise de la dette européenne est positif et statistiquement significatif dans le cas du marché future à maturité de 2

mois. Cela dit , la crise de la dette européenne à contribuer en un accroissement de la dépendance entre les marchés des CDS et les marchés du pétrole. En revanche la période de chute du prix du pétrole matérialisée par les deux-sous-période caractérisée par une stratégie agressive de part de marché mené par l'Arabie Saoudite (chute 1) et une stratégie passive (chute 2) menée au sein de l'OPEP+ n'a pas permis d'accroître la dépendance entre les deux marchés en présence. Ceci s'explique par le fait que la Russie détient comme dans le cas de l'Arabie Saoudite, des réserves en devise suffisamment importante pour parer une défiance sur la solvabilité de ce pays.

- **Cas du Qatar**

En revanche dans le cas du Kazakhstan, la variation du tau de Kendall est positive dans toutes les paires de marché. La plus forte augmentation est enregistrée dans le cas du marché spot et le marché future de maturité 1 mois avec une augmentation de 45%. Au sens de Forbes (2010) il y'a bien une augmentation de la dépendance entre les marchés de CDS et les marchés du pétrole que ce soit sur le marché physique ou encore sur le marché future du pétrole. L'augmentation moyenne du tau de Kendall mesurant la dépendance entre les deux marchés varie entre 35% et 39%, globalement la variation de la dépendance est plus forte dans le cas du marché future à 4 mois. La statistique de test de Student associé induit que la dépendance entre les différents marchés du pétrole et celui du marché des CDS est supérieur après la période de chute que celle d'avant la chute. Autrement dit , il y'a eu contagion entre les deux marchés. Il n'y aurait donc pas qu'une simple relation d'interdépendance entre les deux marchés mais un bien un phénomène de contagion entre les deux marchés. L'équation auto-régressif de Chiang (2007) exhibe des paramètres hautement significatifs avec un coefficient auto-régressif égale à l'unité. Autrement dit, le processus auto-régressif n'est pas stationnaire. Le coefficient associé à la variable dummy associé à la crise de la dette est positif et significatif par conséquent il y'a bien eu contagion sur le marché future à maturité 3 mois. Autrement dit, la crise de la dette européenne à favoriser un accroissement de la dépendance entre le marché des CDS et les marchés du pétrole. Ceci s'explique par la forte stratégie de diversification de portefeuille du fond pétrolier dont le Qatar est récipiendaire. On détecte également une contagion, car la variable **chute 2** est statistiquement significative pour la même maturité du marché. La contagion est aussi présente dans le cas du marché spot. Les variables dummy associées aux sous-période 1 marquant l'accroissement du volume offert de pétrole de schiste sur le marché et la variable chute 2 sont toutes positives et statistiquement significatives.

- **Cas de la Norvège.**

Dans le cas de la Norvège, l'accroissement du tau de Kendall illustrant la liaison entre les marchés varie entre 9% et 35%. Un accroissement en terme d'ampleur qui est moins important que dans les autres cas des pays exportateurs. La statistique de test de Student associée est significative, donc au sens de Forbes et de Rigobon (2010) il y'a bien eu une contagion entre le marché des CDS de la Norvège et ceux du marché pétrolier. L'équation auto-régressive du tau de Kendall exhibe un terme auto-régressif hautement significatif et égale à 1. La variable dummy associée à la crise de la dette européenne n'a pas d'effet significatif sur la dépendance conditionnelle mesurée par le tau de Kendall. Les variables associées à la variable dummy **chute 1** et **chute 2** sont toutes statistiquement significatives. Ceci dit, l'accroissement du pétrole de schiste et la stratégie de l'OPEP élargies ont eu un impact significatif sur la dépendance conditionnelle entre les deux marchés et cela confirmerait les conclusions de la contagion à la Forbes (2010). Autrement il ne s'agit que d'un simple accroissement de la dépendance conditionnelle. Donc dépendamment de la nature du choc sous-jacent la dépendance entre les deux marchés est plus instable.

Pays	Tranquille		Stress		Changement en % dans la moyenne	Test Statistic	p-value
	$\widehat{\tau}_T$	$\widehat{\sigma}_T$	$\widehat{\tau}_S$	$\widehat{\sigma}_S$			
Venezuela							
Spot	-0.154	0.002	-0.2381	0.008	-35.32%	-22.491	1
Future 1	-0.187	0.0008	-0.251	0.005	-25.48%%	-24.08	1
Future 2	-0.191	0.00	-0.252	0.005	-24.21%	-23.822	1
Future 3	-0.194	0.0007	-0.255	0.005	-23.92%	-24.298	1
Future 4	-0.1962	0.0007	-0.257	0.005	-23.66%	-24.23	1
Arabie Saoudite							
Spot	-0.187	0.0008	-0.251	0.005	-25.49%	-24.078	1
Future 1	-0.187	0.0008	-0.2511	0.005	-25.52%	-24.078	1
Future 2	-0.0551	0.0004	-0.0435	0.0009	26.66%	8.469	< 2.2e-16
Future 3	-0.1940	0.0007	-0.2557	0.005	-24.129%	-24.298	1
Future 4	-0.196	0.0007	-0.2577	0.0007	31.47%	-24.231	1
Russie							
Spot	-0.1709	0.0007	-0.3255	0.0282	-47.49%	-19.433	1
Future 1	-0.1965	0.0041	-0.2677	0.0164	-25..177%	-13.996	1
Future 2	-0.2003	0.0048	-0.2730	0.0160	-24.58%	-13.89	1
Future 3	-0.2059	0.0053	-0.2776	0.0162	-25.82%	-13.383	1
Future 4	-0.2129	0.0058	-0.2819	0.0058	-24.476%	-12.618	1

Tableau 43 : Comparaison des tau de kendall avant et après la chute de 2014.

Pays	Tranquille		Stress		Changement en % dans la moyenne	Test Statistique	p-value
	$\widehat{\tau}_T$	$\widehat{\sigma}_T$	$\widehat{\tau}_S$	$\widehat{\sigma}_S$			
Kazakhstan							
Spot	-0.07636	0.0018	-0.0525	0.0027	45.44%	8.7523	< 2.2e-16
Future 1	-0.07636	0.0027	-0.0525	0.00270	45.44%	8.752	< 2.2e-16
Future 2	-0.0785	0.0020	-0.054	0.0027	45.37%	8.5308	< 2.2e-16
Future 3	-0.082	0.0007	-0.0586	0.005	39.93%	9.0692	< 2.2e-16
Future 4	-0.1962	0.0018	-0.257	0.0025	35.13%	9.395	< 2.2e-16
Qatar							
Spot	-0.0827	0.0003	-0.0612	0.0007	35.13%	17.114	< 2.2e-16
Future 1	-0.0827	0.0003	-0.0612	0.0007	35.13%	17.114	< 2.2e-16
Future 2	-0.0551	0.0004	-0.0435	0.0009	26.67%	8.469	< 2.2e-16
Future 3	-0.0829	0.0002	-0.0603	0.0006	37.48%	19.758	< 2.2e-16
Future 4	-0.0721	2.1965e-05	-0.0516	0.0003	39.728%	34.235	< 2.2e-16
Norvege							
Spot	-0.0558	1.46e-05	-0.0407	0.0001	37.10%	35.457	< 2.2e-16
Future 1	-0.0732	0.00112	-0.0604	0.0023	21.19%	5.6214	1.243e-08
Future 2	-0.0882	0.00181	-0.0803	0.0020	9.838%	3.0741	0.001
Future 3	-0.0747	0.0008	-0.0607	0.0018	23.06%	7.127	1.003e-12
Future 4	-0.0749	0.0058	-0.0592	0.0058	26.52%	8.186	4.029e-16

Tableau 44: Comparaison des tau de kendall avant et après la chute de 2014 (méthode de Forbes)

Pays	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	dette	chute 1	chute 2
Kazakhstan					
Spot	1.041e-16*** (3.396e+01)	1.000***(6.046e+16)	-4.230e-18(-1.374e+00)	4.753e-20(1.600e-02)	-1.639e-19(-4.100e-02)
Future 1	.123e-17***(2.544e+01)	1.000***(7.563e+16)	-9.599e-19(-1.362e+00)	-5.672e-19(-7.070e-01)	-1.022e-18(-9.010e-01)
Future 2	-2.082e-16*** (-2.555e+01)	1.000***(1.116e+16)	6.339e-18(1.417e+00)	4.064e-18(7.770e-01)	6.767e-18(9.190e-01)
Future 3	2.082e-17***(3.832e+01)	1.000***(1.684e+17)		-2.987e-19(-8.890e-01)	-1.989e-19(-4.170e-01)
Future 4	-5.205e-17***(-3.260e+01)	1.000***(6.033e+16)	1.973e-18(1.248e+00)	-1.224e-19(-7.600e-02)	-2.805e-19(-1.410e-01)
Qatar					
Spot	5.205e-17***(9.445e+00)	1.000***(1.009e+16)	2.229e-18(2.229e-18)	-4.311e-18*(-1.696e+00)	-7.223e-18*(-1.770e+00)
Future 1	1.770e-16***(2.694e+01)	1.000***(1.445e+16)	-5.335e-18(1.319e-18)	-3.004e-18(-3.004e-18)	-5.575e-18(-9.950e-01)
Future 2	-5.205e-17***(-2.740e+01)	1.000***(4.835e+16)	1.319e-18(1.319e-18)	8.095e-19(7.390e-01)	1.427e-18(9.060e-01)
Future 3	-2.082e-17*** (-3.724e+01)	1.000***(1.651e+17)	4.887e-19*(1.820e+00)	3.034e-1(9.720e-01)	7.955e-19*(1.750e+00)
Future 4	-5.205e-17***(-3.260e+01)	1.000***(6.033e+16)	1.973e-18(1.248e+00)	-1.224e-19(-7.600e-02)	-2.805e-19(-2.805e-19)
Norvege					
Spot	-1.770e-16***(-1.221e+01)	1.000***(4.199e+15)	-7.718e-18(-1.027e+00)	1.152e-17*(1.675e+00)	1.659e-17*(1.711e+00)
Future 1	0.000e+00***(0.000e+00)	1.000***(4.418e+17)	-5.434e-20(-2.210e-01)	1.132e-19(6.700e-02)	1.850e-19(6.050e-01)
Future 2	-5.829e-16*** (-3.384e+01)	1.000***(1.931e+16)	2.418e-17(1.415e+00)	1.117e-18(6.700e-02)	1.950e-18(8.700e-02)
Future 3	-2.082e-17***(-4.323e+01)	1.000***(2.004e+17)	3.979e-19(8.310e-01)	8.196e-21(1.700e-02)	4.266e-19(7.090e-01)
Future 4	-5.205e-17***(-3.260e+01)	1.000***(6.033e+16)	1.973e-18(1.248e+00)	-1.224e-19(-7.600e-02)	-2.805e-19(-1.410e-01)

Tableau 45 :Résultat du test de contagion par la méthode de Chiang (2007)

Pays	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	dette	chute 1	chute 2
Venezuela					
Spot	-2.49e-16*** (-3.593e+01)	1.00***(3.254e+16)	7.655e-18(1.419e+00)	-2.256e-19(-2.650e-01)	3.236e-19(4.500e-02)
Future 1	4.164e-17***(1.327e+02)	1.000***(7.911e+17)	2.346e-19(1.244e+00)	-2.256e-19(-1.116e+00)	-1.172e-19(-4.620e-01)
Future 2	3.331e-16***(4.051e+01)	1.000***(3.154e+16)	-5.939e-18(-1.22e+00)	8.898e-19(1.730e-01)	8.213e-19(1.250e-01)
Future 3	3.331e-16***(-4.021e+01)	1.000***(1.839e+16)	1.047e-17(1.298e+00)	-1.624e-19(-1.900e-02)	-4.961e-19(-4.500e-02)
Future 4	-5.413e-16***(3.922e+01)	1.00***(1.839e+16)	1.047e-17(1.298e+00)	-1.624e-19(-1.900e-02)	-4.961e-19(-4.500e-02)
Russie					
Spot	3.747e-16***(4.065e+01)	1.000***(3.627e+16)	-1.403e-17(-1.304e+00)	-2.403e-18(-2.170e-01)	-1.611e-18(-1.140e-01)
Future 1	-1.249e-16***(-3.315e+01)	1.000*** (8.867e+16)	6.394e-18*(1.672e+00)	5.770e-19(1.550e-01)	6.374e-19(1.280e-01)
Future 2	-5.829e-16***(-3.384e+01)	1.000***(1.931e+16)	1.869e-17(1.931e+16)	1.117e-18(6.700e-02)	1.950e-18(8.700e-02)
Future 3	-5.829e-16*** (-4.021e+01)	1.000***(1.581e+16)	1.869e-17(1.311e+00)	5.221e-19 (3.800e-02)	1.384e-18(7.400e-02)
Future 4	-7.911e-16*** (-3.678e+01)	1.000***(1.581e+16)	2.754e-17(1.320e+00)	2.754e-17(1.320e+00)	1.881e-18(6.900e-02)
Arabie Saoudite					
Spot	3.123e-17***(2.107e+01)	1.000***(3.783e+16)	-2.260e-18(-1.240e+00)	3.393e-20(1.900e-02)	-5.196e-21(-2.000e-03)
Future 1	1.041e-17***(1.372e+01)	1.000***(8.655e+16)	-9.628e-19(-1.442e+00)	-2.634e-19(-3.850e-01)	-1.748e-19(-1.740e-01)
Future 2	1.041e-17***(-2.194e+01)	1.00***(3.700e+16)	1.995e-18(1.440e+00)	3.038e-19(2.140e-01)	9.537e-19(4.540e-01)
Future 3	3.643e-17***(2.492e+01)	1.000***(4.217e+16)	-1.609e-18(-1.343e+00)	-2.285e-19(-1.870e-01)	-7.362e-19 (-4.040e-01)
Future 4	9.754e-18***(<2e-16)	1.000***(<2e-16)	-2.105e-19(0.179)	-1.727e-21(0.991)	-2.500e-20(0.917)

Tableau 46 :Résultat du test de contagion par la méthode de Chiang (2007)

Conclusion :

Dans ce chapitre qui est la seconde partie appliquée de notre thèse, nous avons procédé à une étude de la dépendance à la fois statique et dynamique des marchés des CDS des pays exportateurs de pétrole et les différents compartiments du marché du pétrole. Il est ressorti que les pays riches en pétrole revêtaient des expériences différenciées dont les origines et les sources pouvaient être attribuables à plusieurs facteurs liés à leur gestion macroéconomique ou encore aux mécanismes mis en place par ces derniers pays pour assurer une gestion active de leur rente pétrolière (les fonds souverains et leur adossement dans certains cas à des politiques fiscales actives). Cette différence est confirmée en distinguant les différents compartiments du marché du pétrole (le marché physique et les marchés à terme). La dépendance entre les deux marchés est instable et exacerbée en fonction des périodes de stress dans lequel se trouve l'un des des deux marchés. Dans la première partie empirique, Il s'avère que les marchés des crédits defaults swaps ont réagi de façon plutôt diverse. Ainsi les pays à revenu élevé comme le Qatar ou encore la Norvège ont exhibé un schéma de dépendance modifiée après la chute de 2014. Une dépendance plutôt minimale en comparaison avec les autres pays diversifié qui ont exhibé une dépendance plutôt modifiée marquant une très forte indexation du marché du pétrole par rapport aux risques souverains en l'occurrence les primes des CDS de maturité 5 ans. Dans le cas de l'Arabie Saoudite le schéma est plutôt mitigé. L'analyse post-chute marque cette différence et montre que dans leur réaction aux chocs des produits pétroliers, les pays exportateurs sont sensibles aux chocs affectant les différents marchés. Le marché physique et les marchés à terme du pétrole exhibent un schéma de dépendance différent. Pour certains pays comme l'Arabie Saoudite, la dépendance est présente et exhibe une intensité non négligeable sur la période totale d'analyse, en revanche, elle est quasi-inexistante après la chute de 2014 car exhibant une copule d'indépendance avec les différents compartiments du marché du pétrole. Ce qui est bien différent des conclusions tirées pour le cas du Venezuela qui exhibe des dépendances très marquées (coefficient associé à la copule) à la fois sur la période totale et les différentes sous-périodes. C'est dire que certains pays sont plus résilients que d'autres alors que d'autres le sont moins. Il existe donc un réel risque de comouvement entre les prix du pétrole et les primes des CDS. Ces résultats peuvent servir d'éléments d'analyse économique et de gestion de portefeuille pour les états exportateurs de pétrole dans leur gestion active de la dette souveraine. En effet une meilleure maîtrise des évolutions de la trajectoire de dépendance des primes des CDS en fonction des rendements des prix du pétrole permettrait aux

pays exportateurs de mieux maîtriser les coûts de financement associés à leur dette souveraine et de les ajuster selon la situation qui prévaut sur les marchés. De surcroît d'un point de vue économétrique, nous avons montré que la prise en compte de la théorie des copules a permis une meilleure mesure de la dépendance entre les marchés en présence dans la mesure où les modèles associés exhibaient des vraisemblances moindres et des critères informationnels bien réduits par rapport aux modèles mobilisant des distributions standards dans l'expression de leur résidus que ce soit dans leur version classique (les modèles *DCC* de Tse et Tsui 2001) ou encore dans leur version asymétrique *ADCC*.

Conclusion générale

L'objectif de cette thèse était d'étudier l'interaction entre le marché du pétrole et les risques de crédit souverains en mobilisant des techniques économétriques variées et certaines peu communes pour analyser la dynamique et la dépendance entre le marché des matières premières. La première partie de notre thèse nous a permis d'exposer la notion du risque de défaut et les mécanismes d'ajustement aux chocs des prix du pétrole. Dans le cas spécifique des pays exportateurs de pétrole, la solvabilité des états est en grande partie issue des recettes que fournit l'exportation des produits pétroliers. Or cette grande variabilité des produits du pétrole enjoint les pays exportateurs de pétrole à envisager des sources de financement qui soient portées vers le marché financier. La première partie a permis de relever la problématique et l'intérêt de la solvabilité des pays exportateurs de pétrole y compris les mécanismes d'ajustement aux chocs des prix du pétrole. Le deuxième chapitre de notre thèse qui constitue la première partie empirique des déterminants de la volatilité des CDS de ces pays a montré qu'il existait une relation significative entre les fondamentaux du prix du pétrole et la volatilité des CDS des pays exportateurs de pétrole de façon globale.

Pour certains pays, les fondamentaux du marché du pétrole expliqueraient la quasi-totalité de la volatilité des primes des CDS (Vénézuéla) tandis que pour d'autres il expliquerait une proportion plutôt moindre de la variabilité des primes des CDS marquant de ce fait la théorie du peu de diversification de certains pays pétroliers. La contribution du pétrole à la volatilité est différente en fonction des pays de notre échantillon et instable face aux chocs exogènes qui peuvent survenir soit au niveau du marché pétrolier (chute des prix de 2014 ou crise de la dette européenne courant 2010-2012).

Pour ainsi dire dans le cas du Venezuela, les fondamentaux du prix du pétrole expliquait plus de 90% de la volatilité et moins de 10% en Arabie Saoudite. Cette conclusion est éprouvée à l'aide d'étude causale qui ont montré une causalité renforcée et parfois bidirectionnelle entre la volatilité des cds et les fondamentaux des prix du pétrole. Cela dit, le risque de crédit constitue un risque supplémentaire sur le marché du pétrole et un risque supplémentaire sur le respect du système des quotas dans le cadre de l'OPEP. Le cas de La Norvège est particulièrement parlant car on a détecté un schéma de causalité atypique laissant supposer que ce pays était le moins résilient des pays composant notre échantillon. Pour lever cette ambiguïté une étude multi-échelle faisant intervenir une décomposition

temps fréquence des séries en présence serait utile en vue de situer le rôle de la nature des agents économiques intervenant sur les marchés du pétrole (Melhem, 2015). La dernière crise de la dette a contribué également pour une part non négligeable à favoriser une indexation du marché de la dette au marché du pétrole. Ensuite les chocs ont un effet différencié en terme d'ampleur et de significativité sur la volatilité des primes des CDS et parfois non négligeable sur la volatilité des pays exportateurs de pétrole. Toutefois les chocs en liaison avec les prix sont de loin ceux qui ont plus d'effet sur la volatilité des primes de CDS. Les chocs liés à la demande, l'offre ou encore le choc pour motif précautionnaire en liaison avec les stocks détenus de pétrole ont un effet non nul mais négligeable sur la volatilité des primes des cds des pays exportateurs. La chute de 2014 a contribué à renforcer ce lien pour les pays exportateurs et par moment à bouleversé l'importance des prix dans la volatilité des primes de cds des pays exportateurs de pétrole. L'étude par la modélisation d'un modèle SVAR (Structural Vector auto-regressive) basé sur des restrictions appropriées a permis de recenser le rôle de la nature des chocs sur la volatilité à travers des analyses par sous-périodes.

Cette thèse n'est qu'une qu'ébauche de la compréhension de l'interaction entre la variabilité des matières premières et la solvabilité des pays riches en ressources naturelles. Même si elle comporte quelque limite se résumant en un usage exclusif de modèle VAR structurel et des outils de copule, elle comporte plusieurs enseignements sur la spécificité des pays exportateurs dans leur comportement face aux marchés financiers.

Ainsi il s'avère que les pays diversifiés ont des primes sur les marchés financiers qui réagissent de façon différenciée aux variations des prix du marché du pétrole. Dans le cadre de la dernière chute des prix du pétrole, le Qatar et la Norvège ont exhibé une dépendance de type de la copule de Clayton avant l'entrée dans une zone de turbulence du marché du pétrole. Tandis que les pays qui ont un revenu intermédiaire comme le Kazakhstan et la Russie ont exhibé une dépendance plutôt moindre. Le relation est instable pour certains pays et dépend de la période dans laquelle se situe les marchés. Le schéma de dépendance exhibé par la Norvège laisse supposer qu'il y'a un phénomène spéculatif sur les cds de ce pays lorsqu'il y'a des chocs sur les marchés du pétrole tandis que dans le cas du Venezuela, on pourrait penser qu'il y'a un phénomène de fuite vers la qualité. Lorsqu'un choc sur le marché des cds apparaît, les agents privilégient d'autres instruments d'investissements. En effet on peut penser que le marché des CDS n'est pas seulement un outil de couverture

contre le risque de défaut mais bien un outil d'investissement et de spéculation ce qui rend d'ailleurs la gestion du risque de défaut par les marchés des CDS difficile.

ANNEXES

ANNEXE 1 : Méthode d'interpolation cubique.

Les données sur les primes des credits defaults swaps sont fournis sur une échelle journalière tandis que les données se rapportant à la production sur le marché du pétrole sont fournies sur une base mensuelle. Pour ramener les données sur le marché du pétrole à une échelle comparable aux données sur les spreads des cds, nous mobilisons l'interpolation par spline cubique qui se décline comme suite. La méthode spline permet de créer une fonction C^2 de fonctions polynôme pour joindre les observations d'un couple de de données que nous notons

$(x_i, f(x_i))_{i \in [0, n]}$. Si considère un polynôme f de degré 3, sur chaque sous-intervalle $[x_i, x_{i+1}]$, on peut alors avoir une expansion de Taylor de la fonction notée par p au voisinage de x_i : $p_i(x) = f_i + f'_i(x - x_i) + \frac{f''_i}{2!}(x - x_i)^2 + \frac{f'''_i}{3!}(x - x_i)^3, i \in [0, n - 1]$ (1)

Le sens de l'interpolation est alors de trouver les valeurs des constantes $(f_i, f'_i, f''_i, f'''_i)_{i \in [0, n-1]}$ en mettant à contribution les données disponibles dans les couples de données initiaux $(x_i, f(x_i))_{i \in [0, n]}$. Ainsi pour que la fonction p_i puisse joindre les points de coordonnées $(x_i, f(x_i))$ et atteindre la borne finale de l'intervalle, c'est-à-dire $p_i(x_i) = f(x_i)$ pour tout $i \in [0, n - 1]$ et $p_{n-1}(x_n) = f(x_n)$, la fonction doit remplir les fonctions suivantes :

La fonction doit être de C^0 , c'est-à-dire pour tout $i \in [0, n - 2]$, $p_i(x_{i+1}) = p_{i+1}(x_{i+1})$. (2)

La fonction doit être également de C^1 , c'est-à-dire pour tout $i \in [0, n - 2]$, $p'_i(x_{i+1}) = p'_{i+1}(x_{i+1})$.

Enfin la fonction doit être de classe C^2 , c'est-à-dire pour tout $i \in [0, n - 2]$, $p''_i(x_{i+1}) = p''_{i+1}(x_{i+1})$. Les dérivées premières et secondes notées $(f'_i, f''_i)_{i \in [0, n-1]}$ sont exprimées en fonction de la dérivée seconde $(f'''_i)_{i \in [0, n]}$ car contenant des variables connues. L'équation finale est alors donnée par les formules suivantes :

$$f_i = f(x_i), \forall i \in [0, n - 1]$$

(2)

$$f'_i = \frac{f(x_{i+1}) - f(x_i)}{h} - h \left[\frac{f''_i}{3} + \frac{f''_{i+1}}{6} \right], \forall i \in [0, n - 1] \quad (3)$$

$$f'''_i = \frac{f''_{i+1} - f''_i}{h}, \forall i \in [0, n - 1] \quad (4)$$

$$f''_i + 4f''_{i+1} + f''_{i+2} = \frac{6}{h^2} [2f(x_{i+1}) - f(x_{i+1}) - f(x_{i+2}) - f(x_i)], \forall i \in [0, n - 2] \quad (5)$$

Les valeurs des différentes constantes sont alors obtenues en mobilisant des algorithmes d'optimisation. Cette méthode est appliquée en mobilisant le package ‘zoo’ sous R.

ANNEXE 2 : Resultats des Tests de cointégration de Engle Granger.

		Test ECM		
		Total	Avant	Après
VolVenezuela	Offre	-3.505(-1.95)	-13.142(-1.95)	-4.549(-1.95)
	Demande	-3.082(-1.95)	-13.374(-1.95)	-4.187(-1.95)
	Stocks	-2.784(-1.95)	-13.810(-1.95)	-4.281(-1.95)
	Prix	-5.017(-1.95)	-13.1208(-1.95)	-4.117(-1.95)
	Prix anticipé	-4.476(-1.95)	-13.123(-1.95)	-4.1983(-1.95)
	Volatilité des prix	-8.753(-1.95)	-8.7534(-1.95)	-4.136(-1.95)
VolRussie	Offre	-7.683(-1.95)	-13.142(-1.95)	-4.549(-1.95)
	Demande	-7.876(-1.95)	-5.999(-1.95)	-5.638(-1.95)
	Stocks	-3.234(-1.95)	-5.661(-1.95)	-6.464(-1.95)
	Prix	-5.0172(-1.95)	-5.645 (-1.95)	-6.4136(-1.95)
	Prix anticipé	-4.476(-1.95)	-5.7375(-1.95)	-5.6755(-1.95)
	Volatilité des prix	-7.657(-1.95)	-5.803(-1.95)	-5.652(-1.95)

		Test ECM		
		Total	Avant	Après
VolQatar	Offre	-3.505(-1.95)	33.471(14.90)	-5.569(-1.95)
	Demande	-3.082(-1.95)	37.134(14.90)	-5.595(-1.95)
	Stocks	-2.784(-1.95)	42.081(14.90)	-5.5761(-1.95)
	Prix	-5.017(-1.95)	32.910(14.90)	-5.5276(-1.95)
	Prix anticipé	-4.476(-1.95)	33.938(14.90)	-5.5190(-1.95)
	Volatilité des prix	-8.753(-1.95)	36.0336(14.90)	-5.546(-1.95)
VolArabie	Offre	51.533(14.90)	32.1695(14.90)	-10.077(-1.95)
	Demande	52.600(14.90)	35.437(14.90)	-10.052(-1.95)
	Stocks	54.520(14.90)	33.403(14.90)	-10.051(-1.95)
	Prix	58.966(14.90)	38.704(14.90)	-10.1069(-1.95)
	Prix anticipé	57.443(14.90)	40.665(14.90)	-10.078(-1.95)
	Volatilté des prix	54.520(14.90)	34.061(14.90)	-10.1232(-1.95)
VolKazakhstan	Offre	-5.952(-1.95)	-3.2620(-1.95)	-4.4419(-1.95)
	Demande	-6.084(-1.95)	-3.979(-1.95)	-4.354(-1.95)
	Stocks	-6.182(-1.95)	-3.5775(-1.95)	-4.331(-1.95)
	Prix	-5.275(-1.95)	-3.6326(-1.95)	-5.527(-1.95)
	Prix anticipé	-7.6906(-1.95)	-5.737(-1.95)	-5.5190(-1.95)
	Volatilté des prix	-7.657(-1.95)	-5.8030(-1.95)	-5.5463(-1.95)
VolNorvege	Offre	-5.818(-1.95)	-2.206(-1.95)	-4.512(-1.95)
	Demande	-20.292(-1.95)	-2.834(-1.95)	-4.5147(-1.95)
	Stocks	-5.640(-1.95)	-3.945(-1.95)	-10.051(-1.95)
	Prix	-5.6376(-1.95)	-2.137(-1.95)	-4.4930(-1.95)
	Prix anticipé	-5.6729(-1.95)	-2.344(-1.95)	-4.488(-1.95)

	Volatilté des prix	-5.818(-1.95)	-3.0793(-1.95)	-4.5811(-1.95)
--	---------------------------	---------------	----------------	----------------

ANNEXE 3 : Description sommaire des pays composant notre échantillon d'étude.

ANNEXE 3.1 : L'Arabie Saoudite

Jusqu'en 2016, il s'agissait du plus grand pays exportateur de pétrole dans le monde avec les deuxièmes réserves prouvées existantes derrière le Venezuela qui détient 16% des réserves totales dans le monde. Sa production est essentiellement destinée au marché européen. Malgré une forte baisse de la production par rapport à l'année 2016, le pays s'est maintenu au rang de deuxième pays producteur de pétrole dans le monde derrière les Etats-Unis. Il s'agit d'une économie qui est aujourd'hui fortement dépendante au pétrole au point où les recettes dues au pétrole représenteraient plus de 75% des recettes totales d'exportation en 2016. L'Arabie saoudite pourtant a bouclé avec une émission obligataire d'environ 20 milliards prouvant le déficit chronique dont est objet ce pays. Selon le Fond monétaire international (FMI) environ 60% des revenus du gouvernement de l'Arabie saoudite proviendrait de l'exploitation des ressources naturelles. Il s'agit d'un pays qui est peu diversifié et dont la dernière chute des prix du pétrole de l'année 2014 a favorisé une sortie de plus en plus courante sur les marchés financiers. Alors que ce pays joue souvent de sa production en tant que pays le plus important de l'OPEP pour pouvoir influencer sur le prix du pétrole, il s'avère aujourd'hui qu'elle pourrait subir le contrecoup des variations des prix du pétrole sur son accès au marché financier. En effet des études tendent à prouver que la volatilité des prix ne serait pas sans conséquence sur la variation des primes de cds (Bourie et Al, 2016) prime qui conditionne le coût auquel les pays se refinancent sur les marchés financiers. Depuis la chute des cours de mi-2014, le pays est en proie à une situation de double déficit depuis 2015. La croissance du produit intérieur brut de ce pays est passée de 4,1 % en 2015 à une croissance de 1,7% en 2016 et a stagné en 2017. Même si les agences internationales de notation ont dégradé la note du pays, il est assorti de très bonne perspective en raison d'une situation budgétaire toujours stable et d'importantes réserves de pétrole extractibles à bas coût. Toutefois, sur la période qui a suivi la chute des prix de mi-2014 c'est-à-dire la période 2015-2016, le pays est entré dans une période de crise de liquidité engendrée par la baisse des revenus du

pétrole, le gel des dépenses gouvernementales, d'importants arriérés de paiement et une politique d'émissions de dettes sur le marché local. Cette situation expliquerait les sorties fréquentes sur les marchés financiers internationaux du pays. Une situation qui tendrait à durer dans le temps avec les réformes audacieuses que viennent d'entreprendre les autorités actuelles (vision 2030). En effet selon des projections du fond monétaire international au rythme actuel de ces dépenses, le pays ne disposerait que de 3 à 5 ans pour pouvoir assurer sa diversification et donc de se diriger vers un nouveau modèle de croissance qui puisse leur permettre de se départir des fortes variations des prix des matières premières. Cela laisserait supposer que le pays émettra davantage d'obligation pour les années à venir. Comme nous l'avons rappelé antérieurement.

ANNEXE 3.2 : La Russie.

La Russie est aujourd'hui le troisième pays exportateur de pétrole dans le monde derrière les Etats unis et l'Arabie saoudite. Il s'agit d'un des principaux acteurs de l'énergie dans le monde et surtout en Europe (premier fournisseur européen d'énergie de l'Europe). Contrairement à l'Arabie saoudite, c'est un pays qui a connu de nombreux épisodes de défaut dans son histoire. Le sujet de l'instabilité des matières premières est tout aussi crucial pour la Russie qu'elle pourrait l'être pour l'Arabie Saoudite. En effet au premier semestre 2015, le volume total des recettes pétrolières reçues par le budget fédéral russe a atteint 45% des recettes budgétaires totales de l'Etat. La production journalière de la Russie en baril jour est d'environ 10 millions et se maintiendra probablement même si dans le cadre de l'OPEP, des ajustements seront probablement à l'ordre du jour pour essayer de remonter les prix du pétrole. Bien que le pays soit doté d'un fond souverain mis en place en 2004 pour pouvoir faire face aux creux des cycles des matières premières, la dernière chute de la moitié de l'année 2014 a entraîné des ajustements budgétaires qui font que le fond sera vraisemblablement en déficit dès le premier semestre de l'année 2018 (projection du ministère des finances Russe). Par rapport à l'Arabie saoudite, la Russie est un pays un peu plus anciens sur les marchés financiers ayant eu des antécédents de défaut assez fréquents (en 1917 et en 1998). A la différence du problème de défaut de 1917, le défaut de 1998 a été précédé d'une forte chute des matières premières un peu comme la configuration actuelle du Venezuela qui est mis en défaut depuis la fin 2017. Il s'agit d'un pays qui est doté d'un fonds de ressource dont l'objectif est le lissage des flux de revenus issus des exportations.

ANNEXE 3.3 : Le Venezuela

Le Venezuela est l'un des pays qui détient les plus grandes réserves de pétrole (selon l'agence internationale de l'énergie, le Venezuela détiendrait les plus grandes réserves prouvées du monde) parmi les pays exportateurs de matières premières. Depuis le début de la fin de l'année 2017, le pays est mis en défaut par les marchés internationaux soit seulement deux ans et demi depuis la dernière chute des matières premières. Selon la classification du fond monétaire international, il s'agirait d'un pays émergent qui est aujourd'hui en proie à d'énorme difficulté sur les marchés financiers. Après avoir été déclaré en défaut de paiement au début de l'année 2018. La part de la production pétrolière dans ce pays est telle qu'elle représente près de 70% des exportations la gestion des ressources est telle que le pays est en proie à d'énormes difficultés au point de se voir déclarer être en défaut depuis la fin 2017.

ANNEXE 3.4 : La Norvège

La Norvège selon la classification du fond monétaire international est un pays avancé dont la production pétrolière représente également une part importante de la production du pays. De tous les pays de notre échantillon c'est le pays qui est resté à l'abri d'un déficit depuis la chute de la mi-2014. Détenant le plus grand fond souverain du monde avec un volume estimé à 1000 milliards de dollars, c'est un pays qui est réputé parmi les plus solides qui soit parmi ayant une forte dépendance aux ressources naturelles. Le pétrole contribue pour 50% aux recettes d'exportation de ce pays. La présence de la Norvège dans notre échantillon s'explique à des fins purement comparatives. Pour preuve malgré la forte chute de la mi-2014, les primes des cds (credits defaults swaps) du pays n'ont pas connu de variations majeures. Ce pays est considéré comme le pays producteur modèle qui a su tirer parti des revenus pétroliers à travers l'établissement de dispositif

de règles fiscales et de politique monétaire assez crédibles, reste à dire si ces mesures se reflètent dans les marchés. Le fond souverain de la Norvège est l'un des plus grands au monde. Son principe de fonctionnement est basé sur un principe d'un lissage inter-temporel de la variabilité des prix du pétrole par une allocation des ressources capitalisées par le fond en période de baisse des prix du pétrole.

ANNEXE 3.5 - Le Kazakhstan

Le Kazakhstan est un pays pour lequel le pétrole compte pour plus de 50% des recettes d'exportation des matières premières. La gestion des retombées de l'exportation du pétrole est également un objectif des autorités en place. Evidemment chaque pays bénéficie de spécificité en termes de politique économique. Ainsi le pays met en place activement des politiques qui le distingue des pays restants. Contrairement à la Russie ou encore à la Norvège, le pays n'a pas su mettre en place des réserves conséquentes pour la gestion des épisodes creuses des cycles du prix du pétrole. C'est un pays qui se distingue parmi les autres pays exportateurs avec un fond souverain moins important que les principaux pays exportateurs de pétrole. Egalement doté d'un fond de stabilisation, ce pays est doté d'un ensemble de règle fiscale qui permettent de compléter les règles de gestion du fond de stabilisation.

ANNEXE 3.6 - Le Qatar.

Depuis janvier 2019, le Qatar n'est plus membre du cartel de l'OPEP. C'est un petit pays exportateur de pétrole avec une capacité de 600.00 barils/jours. En plus de l'exportation du pétrole, le gaz est une autre ressource naturelle importante pour lequel le pays est le premier exportateur mondial. Elle y tire plus de 90 % de ses revenus et en est le premier producteur mondial. Il dispose du quatrième fond souverain dans le monde derrière les fonds souverains de la Norvège, des Emirats Arabe-Uni et de l'Arabie Saoudite. Elle dispose d'une politique de diversification plus active que les autres pays exportateurs avec une proportion s'élevant à 256 milliards de dollars.

ANNEXE 4: Les tests de stationnarité et tests de mémoire longue .

ANNEXE 4.1 Les tests de racine unitaire

On ne peut pas compléter l'analyse de nos séries sans discuter de leur hypothétique stationnarité, il faut savoir qu'on distingue plusieurs tests de stationnarité dans la littérature partant des tests de Dickey et Fuller (1979,1981) aux tests de Kwiatkowski, Philips, Schmidt et Shin (1992) et enfin le test de Zivot-Andrew (1992).

ANNEXE 4.1- Les Tests de Dickey et Fuller (1981).

L'objet du test de Dickey-Fuller (1979) est de tester l'hypothèse nulle de processus non stationnaire contre l'hypothèse alternative de processus stationnaire. Il est basé sur trois modèles qui intègrent différentes hypothèses sur les caractéristiques de la série étudiée :

Modèle [1] : modèle sans constante sans constante ni tendance $(1 - \varphi B)x_t = \varepsilon_t$

Modèle [2] : modèle avec constante sans tendance $(x1 - \varphi B)(x_t - \mu) = \varepsilon_t$

Modèle [3] : modèle avec constante et tendance $(1 - \varphi B)(x_t - \alpha - \beta t) = \varepsilon_t$

Ces différents types de modèle suppose que le résidu ε_t suit un bruit blanc de variance σ_ε ($BB(0, \sigma_\varepsilon)$). Pour évaluer la stationnarité des séries, l'hypothèse nulle $\varphi = 1$ (non stationnarité) contre l'hypothèse alternative $|\varphi| < 1$ (stationnarité est testée). Toutefois il semblerait que les premiers modèles soient assez restrictifs car ils postulent qu'un processus autorégressif d'ordre 1 et les erreurs sont supposées identiquement et indépendamment distribuées. Dickey et Fuller (1981) proposent des modèles alternatifs plus généraux englobant des ordres plus élevés dans le processus de la série temporelle permettant une version plus améliorée du test précédent connu sous le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF-test). Les équations augmentées du test se déclinent de la façon suivante :

Modèle [4] : modèle sans constante ni tendance : $\Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^p \varphi_j \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t$

Modèle [5] : modèle avec constante sans tendance : $\Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^p \varphi_j \Delta x_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$

Modèle [6]: modèle avec constante et tendance $\Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^p \varphi_j \Delta x_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$

ANNEXE 4.2 : Les Tests de philipp-Perron (1981).

Le test de Philipps-Perron (1987,1988) et Phillips (1987) est un autre test pour détecter la stationnarité d'une série temporelle. Ce test est une adaptation non paramétrique du test de Dickey-Fuller. L'hypothèse nulle du test est comme pour le test DF, la présence d'une racine unitaire. Pour le modèle sans constante ni tendance on a l'équation suivante :

$$\Delta y_t = \varphi y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Le test de Phillips et Perron repose sur deux statistiques données par les formules suivantes :

$$Z(\hat{\varphi}) = T \cdot \hat{\varphi} - \frac{0.5 \cdot T^2 (\hat{\sigma}_n^2 - \hat{s}^2)}{\sum_{t=2}^T y_{t-1}^2}$$

et

$$Z(t_{\hat{\varphi}}) = \left(\frac{s}{\hat{\sigma}_{TL}} \right) t_{\hat{\varphi}} - \frac{0.5 \cdot T (\hat{\sigma}_{TL}^2 - \hat{s}^2)}{(\hat{\sigma}_{TL}^2 \sum_{t=2}^T y_{t-1}^2)^{1/2}}$$

avec $\hat{s}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=2}^T \hat{\varepsilon}_t^2$, $\hat{\sigma}_{TL}^2 = \hat{s}^2 + \frac{2}{T} \sum_{t=1}^l w_{sl}$ et où $w_{sl} = 1 - \frac{s}{l+1}$ désigne le poids des autocovariances. En se basant sur l'équation ci-dessous, on peut ajouter comme dans le cas du test de racine unitaire des constantes et des tendances. Nous reportons dans les tableaux qui suivent les statistiques de tests basés uniquement sur un modèle avec ou sans constante. L'équation initiale peut être augmentée dans la même configuration que les équations nécessaires à l'implémentation des tests de racine unitaire.

ANNEXE 4.3 : Les Tests de Dickey et Fuller (1981).

Le test de Dickey-Fuller augmenté souffre de certaines limites en liaison à sa faible puissance contre certaines alternatives spécifiques comme lorsque la série sous-jacente est une série fractionnaire. Le test KPSS permet de surmonter cette limite du test de Dickey-Fuller, dans sa construction ce test permet de tester l'hypothèse nulle d'absence de racine unitaire contre l'hypothèse alternative de présence de racine unitaire. Les auteurs décomposent la série en la somme d'un trend déterministe, d'une marche aléatoire et d'un terme d'erreur ε_t stationnaire. Sous l'hypothèse nulle de stationnarité, la variance de la marche aléatoire est égale à zéro. De façon précise la série étudiée est alors générée par la formule suivante :

$$x_t = at + h_t + \varepsilon_t$$

Où h_t est une marche aléatoire définie de la façon suivante $h_t = h_{t-1} + u_t$, où $u_t \sim BB(0, \sigma_u^2)$. Les auteurs suggèrent d'utiliser un test du multiplicateur de Lagrange pour tester l'hypothèse nulle de stationnarité tout en retenant l'estimateur qui suit pour la variance de long terme des résidus.

$$\hat{\sigma}_{TL}^2 = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T e_i^2 + \frac{2}{T} \sum_{s=1}^l \left(1 - \frac{s}{l+1}\right) \sum_{t=s+1}^T e_t e_{t-s}$$

La statistique du test KPSS se décline alors de la façon suivante :

- Cas de la stationnarité autour d'un niveau est donné par la formule suivante :

$$n_u = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{T^2 \hat{\sigma}_{TL}^2}$$

- Cas de la stationnarité en présence d'une tendance déterministe linéaire, la statistique associée est donnée par la forme suivante :

$$n_\tau = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{T^2 \hat{\sigma}_{TL}^2}$$

ANNEXE 4.4 : Le Test de Zivot Andrews (2002).

Le test d'Andrew-Zivot permet de tester la présence de racine unitaire dans la série étudiée mais contrairement aux tests classiques de racine unitaire, il permet de détecter l'éventuelle présence de rupture structurelle dans la série chronologique considérée. Les auteurs considèrent que sous l'hypothèse nulle la série étudiée est intégrée d'ordre 1 sans changement structurel exogène tandis que sous l'hypothèse alternative elle peut être représentée sous un processus trend stationnaire en tendance avec un unique changement structurel dans le niveau et la tendance. Le point de rupture structurelle surviendrait à une date inconnue. Cette date est déterminée par la statistique de test en choisissant la date qui minimise la statistique de Dickey-Fuller augmentée. Andrews et Zivot (1992) exploite la possibilité signalée par Perron (1989) que les séries chronologiques soient stationnaires autour d'une tendance segmentée en traitant le point de rupture potentielle comme étant inconnu à priori. Pour se faire ils considèrent trois modèles dont un modèle stationnaire qui considère une rupture dans la constante (modèle A), un autre modèle avec changement de pente (modèle B) et enfin un dernier modèle qui considère un changement de structure à la fois dans la constante et dans la pente (modèle C). Les modèles se présentent de la façon suivante :

- Modèle A

$$X_t = \mu^A + \theta^A DU_t(\lambda) + \beta^A t + \rho^A X_{t-1} + \sum_{i=1}^p c_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

Où l'hypothèse nulle est associée se décline de la façon qui suit :

$$H_0: \rho^A = 1, \beta^A = 0, \quad \theta^A = 0$$

- Modèle B

$$X_t = \mu^B + \varphi^B DT_{t^*}(\lambda) + \beta^B t + \rho^B X_{t-1} + \sum_{i=1}^p c_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$H_0: \rho^B = 1, \beta^B = 0, \quad \text{et } \varphi^B = 0$$

- Modèle C

$$X_t = \mu^C + \theta^C DU_t(\lambda) + \varphi^C DT_{t^*}(\lambda) + \beta^C t + \rho^C X_{t-1} + \sum_{i=1}^P c_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$H_0: \rho^C = 1, \beta^C = 0, \text{ et } \varphi^C = 0$$

Avec $DU_t(\lambda) = 1$ si $t > T\lambda$ ou dans le cas contraire.

$DT_{t^*}(\lambda) = t - T\lambda$ si $t > T\lambda$ ou 0 dans le cas contraire. Le principe du test vise à rechercher dans un sous-ensemble fermé $(0,1)$, les points de rupture et les t-statistiques associés. Autrement dit on cherche $t_{\rho^i}[\lambda_{inf}^i] = \inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\rho^i}(\lambda)$ avec $i = A, B, C$ et Λ un sous-ensemble fermé de l'intervalle fermé $(0,1)$. Les points de rupture et les t-statistiques associées sont déterminés par les moindres carrés ordinaires avec $\lambda = \frac{Tb_j}{T}$ pour j allant de $\frac{T}{2}$ à $\frac{T-1}{T}$.

ANNEXE 4.5: La statistique R/S.

La statistique R/S mesure l'étendue des sommes partielles des écarts d'une série temporelle à sa moyenne rapportée à son écart-typique. Si on considère une série X_t s'étendant sur la période de $Y_{t=1...T}$ de moyenne \bar{Y} alors la statistique R/S se décline de la façon suivante :

$$R/S = \frac{1}{\left[\frac{1}{T} \sum_{j=1}^T (Y_j - \bar{Y}_t)^2\right]^{1/2}} \left[\max_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (Y_j - \bar{Y}_t) - \min_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (Y_j - \bar{Y}_t) \right]$$

Cette statistique est proportionnelle à T^H où H désigne l'exposant de Hurst. Sa valeur est donnée comme suite :

$$H \cong \frac{\log wR/S}{\log T}$$

Pour différentes valeurs de H , on distingue différentes structures de dépendance pour les séries sous-jacentes.

Pour une valeur de $H = \frac{1}{2}$, on dira qu'il ya une indépendance entre les évènements passés et présents, le processus de ne présenterait alors aucune dépendance à long terme. Pour des valeurs des valeurs de H comprise entre $1/2$ et 1 , on dira qu'on est présence d'un processus de mémoire longue et que la persistance est d'autant prononcée qu'on se rapproche de la valeur unitaire, la corrélation étant alors positive. En revanche pour des valeurs du coefficient de Hurst comprise entre $0 < H < 1/2$, la corrélation serait alors négative et le processus serait alors caractérisé par des phénomènes d'anti-persistance. De fortes hausses du processus seraient alors suivies par de fortes baisses du processus de la série temporelle.

ANNEXE 4.6 : La statistique R/S modifié.

La statistique précédente étant assez sensible à la mémoire courte selon Lo (1991), il propose une statistique R/S modifiée qui diffère de la première statistique par son dénominateur qui inclut en plus de l'écart-typique l'auto-covariance pondérée de la série. De la sorte la statistique resterait sensible à la mémoire longue tout en restant invariante à une classé générale de mémoire courte.

$$\check{Q}_n = \frac{R}{\hat{\sigma}_n(q)} = \left[\max_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (Y_j - \bar{Y}_t) - \min_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (Y_j - \bar{Y}_t) \right]$$

avec

$$\hat{\sigma}_n(q) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (Y_j - \bar{Y}_n)^2 + \frac{2}{n} \sum_{j=1}^q w_j(q) \left[\sum_{i=j+1}^n (Y_i - \bar{Y}_n) (Y_{i-j} - \bar{Y}_n) \right]$$

Avec $w_j(q) = 1 - \frac{j}{q+1}$, $q < N$ étant des poids suggérés par Newey et West (1987).

L'estimation du coefficient de Hurst nécessaire pour la détection de la mémoire longue présente dans les séries de rentabilité est mentionnée et calculée par la méthode de Geweke Porter-Hudak dans le tableau ci-dessous.

ANNEXE 4.7 : Tests d'estimation des processus à mémoire longue, tests de Geweke-Porter-Hudak.

Parmi les nombreux tests existant dans le domaine de détection de la mémoire longue, on relève le test de Geweke-Porter-Hudak qui est un modèle de régression basé sur la forme de la densité spectrale d'une série à mémoire longue autour de basses fréquences. Si on considère la densité spectrale d'un processus stationnaire $f(\lambda) = |1 - e^{-i\lambda}| f_\varepsilon(\lambda)$. Où $f_\varepsilon(\lambda)$ est la densité spectrale du processus stationnaire $\varepsilon_t = (1 - L)^d X_t$. La valeur du paramètre d est obtenue en effectuant une régression qui se présente comme suite :

$$\ln f(\lambda) = \ln f_\varepsilon(0) - d \ln |1 - e^{-i\lambda}|^{-2d} f_\varepsilon(\lambda) + \ln \left[\frac{f_\varepsilon(\lambda)}{f_\varepsilon(0)} \right]$$

En utilisant le périodogramme $I(\lambda_j)$ étant un estimateur non-biaisé de la densité spectrale, le paramètre de la régression est obtenue en faisant les régressions ci-dessous.

$$\ln(I(\lambda_j)) = \ln f_\varepsilon(0) - d \ln |1 - e^{-i\lambda}|^2 + \ln \left[\frac{I(\lambda_j)}{f(\lambda_j)} \right] + \ln \left[\frac{f_\varepsilon(\lambda)}{f_\varepsilon(0)} \right]$$

$$\text{Où } \ln I(c) = \alpha + \beta \ln |1 - e^{-i\lambda_j}|^2 + \eta_i$$

Pour les différentes fréquences de λ_j avec $(\lambda_j = \frac{2\pi j}{T})$, avec T désignant le nombre d'observations et $j = 0, \dots, T - 1$. Pour des valeurs de λ_j proche de 0, le terme en $\ln \left[\frac{f_\varepsilon(\lambda)}{f_\varepsilon(0)} \right]$ devient négligeable. L'ordonnée à l'origine du périodogramme étant identiquement et indépendamment distribués. L'équation précédente pouvant être estimée par les MCO, fournit la valeur du paramètre d'intégration fractionnaire avec une fonction $g(T)$ correspondant aux ordonnées du périodogramme.

$$\lim_{T \rightarrow \infty} g(T) = \infty \text{ et } \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{g(T)}{T} = 0$$

Geweke, Porter et Hudak proposant de choisir $g(T) = T^\delta$, $0 < \delta < 1$. Hurvich et Al (1998) ont montré que l'estimateur \hat{d} de d suit une loi normale :

$$\hat{d} \sim N\left(d, \pi^2 \left[6 \sum_{j=1}^{g(T)} (X_j - \bar{X})^2 \right]^{-1}\right)$$

Où \bar{X} désigne la moyenne des variables X_j . Ceci permet de mener des tests d'hypothèse sur la non-nullité de l'estimateur du paramètre de dépendance d étant donné que le paramètre $(\hat{d} - d_0) / [\text{var}(\hat{d} - d_0)]^{0.5}$ est distribué selon une loi normale où $\text{var}(\hat{d})$ est obtenu à travers la formule des MCO en supposant que la variance du résidu est égale à $\frac{\pi^2}{6}$ et d désignant la valeur théorique du coefficient d'intégration fractionnaire d . Au regard du tableau suivant, toutes les séries de rentabilité de nos primes de cds de nos processus sont anti-persistent y compris les séries sur le pétrole avec des valeurs de la statistique de Student qui sont inférieures à la valeur de la statistique au seuil de 5%. Donc on peut estimer que les séries des rentabilités des primes des credits defaults swaps exhibent toutes des effets de mémoire y compris la série du pétrole même si on peut considérer qu'elles sont anti-persistantes.

ANNEXE 5 : Tests d'homoscédasticité et d'hétéroscédasticité.

ANNEXE 5.1 : Test d'homoscédasticité de Ljung Box.

Pour une fonction d'auto corrélation standard noté $\gamma(h)$ avec h désignant le retard. Définie de la façon qui suit, elle permet d'apprécier la dépendance entre les valeurs présentes des rendements et les valeurs passées. Si on définit la fonction d'auto-corrélation de la façon suivante

$$\gamma(h) = Cov(r_t, r_{t-h})$$

Nous pouvons alors évaluer la présence de corrélation dans nos différentes séries en appliquant le test de Ljung-Box (1978) définie de la façon qui suit :

$$LB(q) = T(T + 1) \sum_{k=1}^q \frac{\hat{\rho}^2(k)}{T - k}$$

Où T désigne le nombre d'observations de la série, q est le nombre de retards et $\hat{\rho}(q)$ est l'estimation du coefficient de corrélation d'ordre k . Avec h désignant la fonction de retard, la fonction d'auto corrélation étant donné par la formule suivante : $\rho(q) = \frac{\gamma(q)}{\gamma(0)}$ avec q désignant le nombre de retard.

ANNEXE 5.2: Test d'hétéroscédasticité.

. Nous testons l'hypothèse d'homoscédasticité des rentabilités de nos actifs pour pouvoir déterminer s'ils renferment de l'hétéroscédasticité. Parmi la multitude de test qui nous permet de tester la présence de phénomène d'hétéroscédasticité, le plus commun est celui du multiplicateur de Lagrange qui est obtenu à partir de la régression du modèle suivant :

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t$$

Où μ_t désignent le rendement moyen et ε_t déclinée sous la forme d'un modèle Garch pour le terme d'erreur donné par le terme. Le test se base sur un ensemble de restriction posé sur le terme de volatilité avec $y_t = \varepsilon_t \sigma_t$. y_t représentant le rendement d'un actif à l'instant t et ε_t représentant un bruit blanc suivant une loi normale. La volatilité se déclinant de la façon qui suit :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i r_{t-i}^2$$

L'hypothèse nulle est donnée de la façon qui suit :

$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0$ contre l'hypothèse alternative qui est donnée de la façon qui suit :

$H_1: \text{au moins un } \alpha_i \neq 0$

ANNEXE 5.3 : Tests de Jarque bera.

Le test de Jarque-Bera se base sur une analyse combinée de la leptokurticité et de la kurtosité des rentabilités pour évaluer la normalité des processus à étudier de façon formelle, la statistique de Jarque-Bera se décline de la façon qui suit : Si on considère les coefficients d'asymétrie et d'aplatissement habituel ($\beta_1 = \frac{\mu^3}{\sigma^3}$ et $\beta_2 = \frac{\mu^4}{\sigma^4}$). La statistique de Jarque-Bera se décline de la façon qui suit :

$$T = n \left(\frac{\beta_1^2}{6} + \frac{(\beta_2 - 3)^2}{24} \right)$$

La statistique étant distribuée étant distribuée asymptotiquement selon une loi du khi-deux avec deux degrés de liberté. Le tableau ci-dessous nous fournit les principaux résultats du test qui permettent chacune de rejeter l'hypothèse de normalité des rentabilités des primes des credits defaults swaps y compris la série de rentabilité du Brent.

ANNEXE 6 : Tableau des estimations des modèles de corrélation dynamique classique et augmentée par une copule de type Student.

(.) : dénote la p-vakue et ***,**,*: désigne la significativité au seuil de 1% ; 5% et 10%.

P286 à 287 : résultats des estimations pour l'Arabie Saoudite.

P278 à 279 : résultats des estimations pour le Qatar

P280 à 281 : résultats des estimations pour la Norvège.

P282 à 283 : résultats des estimations pour le Kazakhstan

P284 à 285 : résultats des estimations pour la Russie.

<i>DCC – EGARCH (Modèle)</i>							<i>ADCC – EGARCH (Modèle)</i>					
Marché	CDS	Spot	Future 1	Future 2	Future 3	Future 4	CDS	Spot	Future 1	Future 2	Future 3	Future 4
Moyenne							Diagnostic univarié des résidus					
<i>c1</i>	1.929*** (0.004)	1.929*** (0.00)	1.924 (0.00)***	1.929*** (0.00)	1.93*** (0.00)	1.939*** (0.00)	(a) 0.941	3.175	1.551	2.331	2.603	2.919
<i>AR</i>	0.999*** (0.0001)	1.00*** (0.00)	0.999*** (0.00)	0.999*** (0.00)	0.99*** (0.00)	0.99*** (0.00)	(b) 1.388	3.188	6.059	6.002	5.340	4.872
							(c) 0.999	1.988	1.398	1.933	2.191	2.313
Variance							Test de corrélation dynamique					
ω	-0.354*** (0.040)	0.00 (0.189)	0.00 (0.126)	0.00 (0.156)	0.00 (0.169)	0.00 (0.183)	CDS	1548.171*** (0)				
α	0.267 (0.258)	0.323*** (0.00)	0.491*** (0.00)	0.495 (0.000)	0.498*** (0.00)	0.494*** (0.000)	CDS		2113.904*** (0)			
β	0.931*** (0.006)	0.736*** (0.00)	0.791*** (0.00)	0.790 (0.00)	0.772*** (0.00)	0.755*** (0.000)	CDS			2090.613*** (0)		
<i>d</i>		0.490*** (0.00)	0.526 (0.000)	0.522 (0.00)***	0.504 (0.000)	0.493** (0.000)	CDS				2113.934*** (0)	
γ	1.063*** (0.154)						CDS					1941.008*** (0)
Modèle DCC – EGARCH (Modèle)							Modèle ADCC – EGARCH (Modèle)					
a_1		0.001 (0.003)	0.022 (0.017)	0.027 (0.018)	0.030 (0.019)	0.031* (0.017)	a_1	0.00 (0.009)	0.000 (0.006)	0.00 (0.002)	0.000 (0.001)	0.000 (0.002)
b_1		0.968*** (0.027)	0.461* (0.240)	0.984*** (0.006)	0.309 (0.298)	0.279* (0.157)	b_1	0.990*** (0.123)	0.981*** (0.037)	0.987*** (0.017)	0.999*** (0.003)	0.999*** (0.003)
g_1							g_1	0.002 (0.033)	0.008 (0.016)	0.006 (0.007)	0.0006 (0.001)	0.0007 (0.0018)
<i>LL</i>		10528.98	10345.28	10408.79	10469.55	10524.56	<i>LL</i>	10529.18	10345.87	10409.27	10470.27	10525.37
<i>AIC</i>		-11.549	-11.348	-11.417	-11.484	-11.545	<i>AIC</i>	-11.549	-11.347	-11.417	-11.484	-11.544
Diagnostic multivarié des résidus							Diagnostic multivarié des résidus					
<i>Test de Hosking(5)</i>							<i>Test de Hosking(5)</i>					
		50.906***	58.570***	62.910***	66.946***	69.627***		50.906***	58.570***	62.910***	66.946***	69.627***
<i>Q(5)(A)</i>		50.962***	58.635***	62.979***	67.019***	69.703***	<i>Q(5)(A)</i>	50.962***	58.635***	62.979***	67.019***	69.703***
<i>Q²(5)(B)</i>		309.896***	558.557***	523.827**	506.397***	497.628***	<i>Q²(5)(B)</i>	309.896***	558.557***	523.827**	506.397***	497.628***

<i>Copula DCC – EGARCH (Modèle)</i>							<i>Copula – ADCC – EGARCH (Modèle)</i>					
Marché	CDS	Spot	Future 1	Future 2	Future 3	Future 4	CDS	Spot	Future 1	Future 2	Future 3	Future 4
Moyenne							Diagnostic univarié des résidus					
<i>c1</i>	1.929*** (0.004)	1.929*** (0.00)	1.924 (0.00)***	1.929*** (0.00)	1.93*** (0.00)	1.939*** (0.00)	(a) 0.941	3.175	1.551	2.331	2.603	2.919
<i>AR</i>	0.999*** (0.0001)	1.00*** (0.00)	0.999*** (0.00)	0.999*** (0.00)	0.99*** (0.00)	0.99*** (0.00)	(b) 1.388	3.188	6.059	6.002	5.340	4.872
							(c) 0.999	1.988	1.398	1.933	2.191	2.313
Variance							Test de corrélation dynamique					
ω	-0.354*** (0.040)	0.00 (0.189)	0.00 (0.126)	0.00 (0.156)	0.00 (0.169)	0.00 (0.183)	CDS	1548.171*** (0)				
α	0.267 (0.258)	0.323*** (0.00)	0.491*** (0.00)	0.495 (0.000)	0.498*** (0.00)	0.494*** (0.000)	CDS		2113.904*** (0)			
β	0.931*** (0.006)	0.736*** (0.00)	0.791*** (0.00)	0.790 (0.00)	0.772*** (0.00)	0.755*** (0.000)	CDS			2090.613*** (0)		
d		0.490*** (0.00)	0.526 (0.000)	0.522 (0.00)***	0.504 (0.000)	0.493** (0.000)	CDS				2113.934*** (0)	
γ	1.063*** (0.154)						CDS					1941.008*** (0)
Modèle Copula – DCC – EGARCH (Modèle)							Modèle Copula ADCC – EGARCH (Modèle)					
a_1		0.009 (0.011)	0.007* (0.003)	0.006* (0.003)	0.005 (0.004)	0.003 (0.003)	a_1	0.008 (0.013)	0.007* (0.003)	0.006* (0.003)	0.006* (0.003)	0.005 (0.008)
b_1		0.910*** (0.146)	0.980*** (0.010)	0.984*** (0.011)	0.987*** (0.016)	0.993*** (0.009)	b_1	0.930*** (0.137)	0.979*** (0.011)	0.982*** (0.010)	0.984*** (0.012)	0.988*** (0.038)
g_1							g_1	0.003 (0.007)	0.002 (0.003)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.005)
<i>LL</i>		14610.63	14451.7	14512.08	14572.16	14627.35	<i>LL</i>	14610.97	14452.9	14513.39	14573.73	14629.23
<i>AIC</i>		-16.036	-15.861	-15.928	-15.994	-16.054	<i>AIC</i>	-16.034	-15.860	-15.927	-15.993	-16.054
Diagnostic multivarié des résidus							Diagnostic multivarié des résidus					
<i>Test de Hosking(5)</i>							<i>Test de Hosking(5)</i>					
	50.906***	58.570***	62.910***	66.946***	69.627***		50.906***	58.570***	62.910***	66.946***	69.627***	
<i>Q(5)(A)</i>	50.962***	58.635***	62.979***	67.019***	69.703***		50.962***	58.635***	62.979***	67.019***	69.703***	
<i>Q²(5)(B)</i>	309.896***	558.557***	523.827**	506.397***	497.628***		309.896***	558.557***	523.827**	506.397***	497.628***	

<i>DCC – EGARCH (Modèle)</i>							<i>ADCC – EGARCH (Modèle)</i>					
Marché	CDS	Spot	Future 1	Future 2	Future 3	Future 4	CDS	Spot	Future 1	Future 2	Future 3	Future 4
Moyenne							Diagnostic univarié des résidus					
<i>c1</i>	1.219*** (0.0331)	1.929*** (0.00)	1.924 (0.00)***	1.929*** (0.00)	1.93*** (0.00)	1.939*** (0.00)	(a) 7.735	3.175	1.551	2.331	2.603	2.919
<i>AR</i>	1.000*** (0.0002)	1.00*** (0.00)	0.999*** (0.00)	0.999*** (0.00)	0.99*** (0.00)	0.99*** (0.00)	(b) 5.055	3.188	6.059	6.002	5.340	4.872
							(c) 0.507	1.988	1.398	1.933	2.191	2.313
Variance							Test de corrélation dynamique					
ω	0.035 (0.1018)	0.00 (0.189)	0.00 (0.126)	0.00 (0.156)	0.00 (0.169)	0.00 (0.183)	CDS	2236.463*** (0)				
α	-0.0693 (0.493)	0.323*** (0.00)	0.491*** (0.00)	0.495 (0.000)	0.498*** (0.00)	0.494*** (0.000)	CDS		2786.702*** (0)			
β	0.9990*** (0.0011)	0.736*** (0.00)	0.791*** (0.00)	0.790 (0.00)	0.772*** (0.00)	0.755*** (0.000)	CDS			957.5574*** (0)		
<i>d</i>		0.490*** (0.00)	0.526 (0.000)	0.522 (0.00)***	0.504 (0.000)	0.493** (0.000)	CDS				2736.182*** (0)	
γ	0.6486 (0.9531)						CDS					2681.16*** (0)
Modèle DCC – EGARCH (Modèle)							Modèle ADCC – EGARCH (Modèle)					
a_1		0.00 (0.0006)	0.009 (0.0123)	0.008 (0.0132)	0.009 (0.0120)	0.0104 (0.011)	a_1	0.00 (0.007)	0.009 (0.0123)	0.008 (0.0129)	0.005 (0.189)	0.0104 (0.0119)
b_1		0.907*** (0.1525)	0.958*** (0.000)	0.957** (0.00)	0.954*** (0.000)	0.952*** (0.000)	b_1	0.9143*** (0.097)	0.958*** (0.065)	0.956*** (0.080)	0.985*** (0.000)	0.952*** (0.0710)
g_1							g_1	0.00 (0.999)	0.00 (0.008)	0.0005 (0.009)	0.000 (0.99)	0.000 (0.0108)
<i>LL</i>		10529.46	10336.47	10400.64	10461.59	10516.9	<i>LL</i>	10529.46	10336.47	10400.64	10461.59	10516.9
<i>AIC</i>		-11.550	-11.338	-11.408	-11.475	-11.536	<i>AIC</i>	-11.549	-11.337	-11.407	-11.474	-11.535
Diagnostic multivarié des résidus							Diagnostic multivarié des résidus					
<i>Test de Hosking(5)</i>							<i>Test de Hosking(5)</i>					
		53.820***	71.505***	69.355***	70.397***	70.397***		53.820***	71.505***	69.355***	70.397***	70.516***
<i>Q(5)(A)</i>		53.879***	71.584***	69.432***	70.475***	70.475***	<i>Q(10)</i>	53.879***	71.584***	69.432***	70.475***	70.593***
<i>Q²(5)(B)</i>		303.380***	609.662***	531.110***	495.911***	495.911***	<i>Q2(10)</i>	303.380***	609.662***	531.110***	495.911***	466.717***

Resultats des estimations pour le cas de la Norvege sans copule.

<i>Copula DCC – EGARCH (Modèle)</i>							<i>Copula – ADCC – EGARCH (Modèle)</i>					
Marché	CDS	Spot	Future 1	Future 2	Future 3	Future 4	CDS	Spot	Future 1	Future 2	Future 3	Future 4
Moyenne							Diagnostic univarié des résidus					
<i>c1</i>	1.997*** (0.00)	1.929*** (0.00)	1.924 (0.00)***	1.929*** (0.00)	1.93*** (0.00)	1.939*** (0.00)	(a) 7.735	3.175	1.551	2.331	2.603	2.919
<i>AR</i>	0.999*** (0.00)	1.00*** (0.00)	0.999*** (0.00)	0.999*** (0.00)	0.99*** (0.00)	0.99*** (0.00)	(b) 5.055	3.188	6.059	6.002	5.340	4.872
							(c) 0.507	1.988	1.398	1.933	2.191	2.313
Variance							Test de corrélation dynamique					
ω	0.035 (0.1018)	0.00 (0.189)	0.00 (0.126)	0.00 (0.156)	0.00 (0.169)	0.00 (0.183)	CDS 2236.463*** (0)					
α	-0.0693 (0.493)	0.323*** (0.00)	0.491*** (0.00)	0.495 (0.000)	0.498*** (0.00)	0.494*** (0.000)		2786.702*** (0)				
β	0.9990*** (0.0011)	0.736*** (0.00)	0.791*** (0.00)	0.790 (0.00)	0.772*** (0.00)	0.755*** (0.000)			957.5574*** (0)			
<i>d</i>		0.490*** (0.00)	0.526 (0.000)	0.522 (0.00)***	0.504 (0.000)	0.493** (0.000)				2736.182*** (0)		
γ	0.6486 (0.9531)										2681.16*** (0)	
Modèle Copula – DCC – EGARCH (Modèle)							Modèle Copula ADCC – EGARCH (Modèle)					
<i>a</i> ₁		0.002 (0.002)	0.009 (0.005)	0.030* (0.018)	0.009 (0.007)	0.010 (0.008)	<i>a</i> ₁	0.002 (0.002)	0.009* (0.005)	0.009 (0.006)	0.009 (0.006)	
<i>b</i> ₁		0.994*** (0.003)	0.980** (0.000)	0.840*** (0.117)	0.977*** (0.022)	0.977*** (0.025)	<i>b</i> ₁	0.995*** (0.003)	0.981*** (0.013)	0.980*** (0.016)	0.978*** (0.020)	
<i>g</i> ₁							<i>g</i> ₁	0.0004 (0.0006)	0.0007 (0.002)	0.0007 (0.002)	0.0008 (0.002)	
<i>LL</i>		13496.14	13334.49	13395.07	13454.61	13509.16	<i>LL</i>	13496.31	13334.55	13395.13	13454.67	
<i>AIC</i>		-14.811	-14.634	-14.700	-14.766	-14.825	<i>AIC</i>	-14.810	-14.632	-14.699	-14.764	
Diagnostic multivarié des résidus							Diagnostic multivarié des résidus					
<i>Test de Hosking(5)</i>							<i>Test de Hosking(5)</i>					
<i>Q(5)(A)</i>		53.820***	71.505***	69.355***	70.397***	70.516***	<i>Q(10)</i>	53.820***	71.505***	69.262***	70.397***	
<i>Q</i> ² (5)(B)		53.879***	71.584***	69.262***	70.475***	70.593***	<i>Q(10)</i>	53.879***	71.584***	69.432***	70.475***	
		303.380***	609.662***	531.110***	495.911***	466.717***	<i>Q</i> ² (10)	303.380***	609.66***	531.110***	495.911***	

<i>DCC – EGARCH (Modèle)</i>							<i>ADCC – EGARCH (Modèle)</i>					
Marché	CDS	Spot	Future 1	Future 2	Future 3	Future 4	CDS	Spot	Future 1	Future 2	Future 3	Future 4
Moyenne							Diagnostic univarié des résidus					
<i>c1</i>	2.22*** (0.004)	1.929*** (0.00)	1.924 (0.00)***	1.929*** (0.00)	1.93*** (0.00)	1.939*** (0.00)	(a) 0.805	3.175	1.551	2.331	2.603	2.919
<i>AR</i>	0.99*** (0.0004)	1.00*** (0.00)	0.999*** (0.00)	0.999*** (0.00)	0.99*** (0.00)	0.99*** (0.00)	(b) 0.002	3.188	6.059	6.002	5.340	4.872
							(c) 0.002	1.988	1.398	1.933	2.191	2.313
Variance							Test de corrélation dynamique					
ω	-0.017*** (0.002)	0.00 (0.189)	0.00 (0.126)	0.00 (0.156)	0.00 (0.169)	0.00 (0.183)	CDS	1749.986*** (0)				
α	-0.304*** (0.0137)	0.323*** (0.00)	0.491*** (0.00)	0.495 (0.000)	0.498*** (0.00)	0.494*** (0.000)	CDS		2006.361*** (0)			
β	0.998*** (0.000)	0.736*** (0.00)	0.791*** (0.00)	0.790 (0.00)	0.772*** (0.00)	0.755*** (0.000)	CDS			2021.496*** (0)		
d		0.490*** (0.00)	0.526 (0.000)	0.522 (0.00)***	0.504 (0.000)	0.493** (0.000)	CDS				1891.051*** (0)	
γ	0.327*** (0.014)						CDS					1825.9*** (0)
Modèle DCC – EGARCH (Modèle)							Modèle ADCC – EGARCH (Modèle)					
a_1		0.019*** (0.008)	0.011*** (0.004)	0.0114*** (0.004)	0.0111*** (0.003)	0.011*** (0.003)	a_1	0.019 (0.015)	0.011*** (0.004)	0.011*** (0.004)	0.011*** (0.001)	0.011*** (0.004)
b_1		0.973*** (0.013)	0.987*** (0.004)	0.987*** (0.004)	0.988*** (0.004)	0.988*** (0.004)	b_1	0.973*** (0.024)	0.987*** (0.004)	0.987*** (0.004)	0.988*** (0.004)	0.988*** (0.004)
g_1							g_1	0.000 (0.012)	0.000 (0.002)	0.00 (0.002)	0.0006 (0.000)	0.000 (0.002)
<i>LL</i>		11089.62	10901.73	10966.35	11027.02	11082.42	<i>LL</i>	11089.62	10901.73	10966.35	10470.27	11082.42
<i>AIC</i>		-12.166	-11.959	-11.417	-12.097	-12.158	<i>AIC</i>	-12.164	-11.958	-12.029	-12.096	-12.157
Diagnostic multivarié des résidus							Diagnostic multivarié des résidus					
<i>Test de Hosking(5)</i>							<i>Test de Hosking(5)</i>					
	65.115***	99.548***	106.057***	112.109***	116.04***		65.115***	99.548***	106.057***	112.109***	116.04***	
<i>Q(5)(A)</i>	65.186***	99.657***	106.173***	112.232***	116.172***		<i>Q(5)(A)</i>	65.186***	99.657***	106.173***	112.232***	116.172***
<i>Q²(5)(B)</i>	330.33***	579.975***	548.872***	532.478***	522.914***		<i>Q²(5)(B)</i>	330.33***	579.975***	548.872***	532.478***	522.914***

<i>Copula DCC – EGARCH (Modèle)</i>							<i>Copula – ADCC – EGARCH (Modèle)</i>					
Marché	CDS	Spot	Future 1	Future 2	Future 3	Future 4	CDS	Spot	Future 1	Future 2	Future 3	Future 4
Moyenne							Diagnostic univarié des résidus					
<i>c1</i>	2.22*** (0.004)	1.929*** (0.00)	1.924*** (0.00)	1.929*** (0.00)	1.93*** (0.00)	1.939*** (0.00)	(a) 0.805	3.175	1.551	2.331	2.603	2.919
<i>AR</i>	0.99*** (0.0004)	1.00*** (0.00)	0.999*** (0.00)	0.999*** (0.00)	0.99*** (0.00)	0.99*** (0.00)	(b) 0.002	3.188	6.059	6.002	5.340	4.872
							(c) 0.002	1.988	1.398	1.933	2.191	2.313
Variance							Test de corrélation dynamique					
ω	-0.017*** (0.002)	0.00 (0.189)	0.00 (0.126)	0.00 (0.156)	0.00 (0.169)	0.00 (0.183)	CDS	1749.986*** (0)				
α	-0.304*** (0.0137)	0.323*** (0.00)	0.491*** (0.00)	0.495 (0.000)	0.498*** (0.00)	0.494*** (0.000)	CDS		2006.361*** (0)			
β	0.998*** (0.006)	0.736*** (0.00)	0.791*** (0.00)	0.790 (0.00)	0.772*** (0.00)	0.755*** (0.000)	CDS			2021.496*** (0)		
<i>d</i>		0.490*** (0.00)	0.526 (0.000)	0.522 (0.00)***	0.504 (0.000)	0.493** (0.000)	CDS				1891.051*** (0)	
γ	0.327*** (0.014)						CDS					1825.9*** (0)
Modèle Copula – DCC – EGARCH (Modèle)							Modèle Copula ADCC – EGARCH (Modèle)					
<i>a</i> ₁		0.016* (0.008)	0.012** (0.003)	0.012* (0.006)	0.011 (0.007)	0.011 (0.007)	<i>a</i> ₁	0.016* (0.008)	0.012** (0.006)	0.012* (0.007)	0.011 (0.007)	0.011 (0.007)
<i>b</i> ₁		0.950*** (0.032)	0.982*** (0.011)	0.982*** (0.013)	0.983*** (0.014)	0.983*** (0.015)	<i>b</i> ₁	0.950*** (0.033)	0.982*** (0.011)	0.982*** (0.0143)	0.982*** (0.015)	0.982*** (0.016)
<i>g</i> ₁							<i>g</i> ₁	0.000 (0.005)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	0.00 (0.002)
<i>LL</i>		12798.49	12636.14	12698.39	12758.56	12813.84	<i>LL</i>	12798.1	12637.57	12700.02	12760.56	12816.4
<i>AIC</i>		-14.044	-13.866	-13.934	-14.001	-14.061	<i>AIC</i>	-14.042	-13.865	-13.934	-14.001	-14.062
Diagnostic multivarié des résidus							Diagnostic multivarié des résidus					
<i>Test de Hosking(5)</i>							<i>Test de Hosking(5)</i>					
	65.115***	99.548***	106.057***	112.109***	116.04***		65.115***	99.548***	106.057***	112.109***	116.04***	
<i>Q(5)(A)</i>	65.186***	99.657***	106.173***	112.232***	116.172***		65.186***	99.657***	106.173***	112.232***	116.172***	
<i>Q</i> ² (5)(B)	330.33***	579.975***	548.872***	532.478***	522.914***		330.33***	579.975***	548.872***	532.478***	522.914***	

<i>DCC – EGARCH (Modèle)</i>							<i>ADCC – EGARCH (Modèle)</i>					
Marché	CDS	Spot	Future 1	Future 2	Future 3	Future 4	CDS	Spot	Future 1	Future 2	Future 3	Future 4
Moyenne							Diagnostic univarié des résidus					
<i>c</i> 1	2.103*** (0.001)	1.929*** (0.00)	1.924 (0.00)***	1.929*** (0.00)	1.93*** (0.00)	1.939*** (0.00)	(a) 14.74***	3.175	1.551	2.331	2.603	2.919
<i>AR</i>	1.00*** (0.001)	1.00*** (0.00)	0.999*** (0.00)	0.999*** (0.00)	0.99*** (0.00)	0.99*** (0.00)	(b) 1.387	3.188	6.059	6.002	5.340	4.872
							(c) 0.664	1.988	1.398	1.933	2.191	2.313
Variance							Test de corrélation dynamique					
ω	-0.279*** (0.0207)	0.00 (0.189)	0.00 (0.126)	0.00 (0.156)	0.00 (0.169)	0.00 (0.183)	CDS	1876.35*** (0)				
α	0.1680*** (0.0414)	0.323*** (0.00)	0.491*** (0.00)	0.495 (0.000)	0.498*** (0.00)	0.494*** (0.000)	CDS		2479.252*** (0)			
β	0.9628*** (0.0014)	0.736*** (0.00)	0.791*** (0.00)	0.790 (0.00)	0.772*** (0.00)	0.755*** (0.000)	CDS			2457.506*** (0)		
<i>d</i>		0.490*** (0.00)	0.526 (0.000)	0.522 (0.00)***	0.504 (0.000)	0.493** (0.000)	CDS				2383.857*** (0)	
γ	0.343*** (0.0576)						CDS					2324.367*** (0)
Modèle DCC – EGARCH (Modèle)							Modèle ADCC – EGARCH (Modèle)					
<i>a</i> ₁	0.026*** (0.0074)	0.0165 (0.013)	0.0173 (0.0141)	0.018 (0.0123)	0.0201* (0.011)		<i>a</i> ₁	0.026*** (0.007)	0.0165 (0.026)	0.0173 (0.020)	0.018 (0.016)	0.0201 (0.014)
<i>b</i> ₁	0.9578*** (0.013)	0.9684*** (0.0346)	0.966*** (0.0350)	0.9638*** (0.0301)	0.960*** (0.027)		<i>b</i> ₁	0.957*** (0.013)	0.968*** (0.065)	0.966*** (0.0510)	0.963*** (0.039)	0.9604*** (0.0352)
<i>g</i> ₁							<i>g</i> ₁	0.00 (0.005)	0.000 (0.0109)	0.000 (0.008)	0.000 (0.007)	0.000 (0.007)
<i>LL</i>	11686.93	11476.63	11540.98	11603.22	11659.97		<i>LL</i>	11686.93	11476.63	11540.98	11603.22	11659.97
<i>AIC</i>	-12.822	-12.591	-12.662	-12.730	-12.792		<i>AIC</i>	-12.821	-12.590	-12.660	-12.729	-12.791
Diagnostic multivarié des résidus							Diagnostic multivarié des résidus					
<i>Test de Hosking(5)</i>							<i>Test de Hosking(5)</i>					
	32.500**	63.062***	63.746***	65.601***	66.8007***			32.500***	63.062***	63.746***	65.601***	66.800***
<i>Q(5)(A)</i>	32.535**	63.132***	63.816***	65.673***	66.874***		<i>Q(10)</i>	32.535***	63.132***	63.816***	65.673***	66.874***
<i>Q</i> ² (5)(B)	245.865***	473.623***	434.781***	413.384***	401.345***		<i>Q</i> ² (10)	245.865***	473.623***	434.781***	413.384***	401.345***

<i>Copula DCC – EGARCH (Modèle)</i>							<i>Copula – ADCC – EGARCH (Modèle)</i>					
Marché	CDS	Spot	Future 1	Future 2	Future 3	Future 4	CDS	Spot	Future 1	Future 2	Future 3	Future 4
Moyenne							Diagnostic univarié des résidus					
c1	1.997*** (0.00)	1.929*** (0.00)	1.924 (0.00)***	1.929*** (0.00)	1.93*** (0.00)	1.939*** (0.00)	(a) 14.74***	3.175	1.551	2.331	2.603	2.919
AR	0.999*** (0.00)	1.00*** (0.00)	0.999*** (0.00)	0.999*** (0.00)	0.99*** (0.00)	0.99*** (0.00)	(b) 1.387	3.188	6.059	6.002	5.340	4.872
							(c) 0.664	1.988	1.398	1.933	2.191	2.313
Variance							Test de corrélation dynamique					
ω	0.035 (0.1018)	0.00 (0.189)	0.00 (0.126)	0.00 (0.156)	0.00 (0.169)	0.00 (0.183)	CDS 1876.35*** (0)					
α	-0.0693 (0.493)	0.323*** (0.00)	0.491*** (0.00)	0.495 (0.000)	0.498*** (0.00)	0.494*** (0.000)	CDS 2479.252*** (0)					
β	0.9990*** (0.0011)	0.736*** (0.00)	0.791*** (0.00)	0.790 (0.00)	0.772*** (0.00)	0.755*** (0.000)	CDS 2457.506*** (0)					
d		0.490*** (0.00)	0.526 (0.000)	0.522 (0.00)***	0.504 (0.000)	0.493** (0.000)	CDS 2383.857*** (0)					
γ	0.6486 (0.9531)						CDS 2324.367*** (0)					
Modèle Copula – DCC – EGARCH (Modèle)							Modèle Copula ADCC – EGARCH (Modèle)					
a_1		0.028*** (0.007)	0.016 (0.010)	0.0152 (0.009)	0.0164 (0.010)	0.017 (0.011)	a_1 0.028*** (0.007)	0.016 (0.013)	0.015 (0.011)	0.016 (0.011)	0.0176 (0.012)	
b_1		0.957*** (0.012)	0.972** (0.000)	0.974*** (0.0203)	0.972*** (0.021)	0.969*** (0.025)	b_1 0.957*** (0.012)	0.972*** (0.029)	0.974*** (0.024)	0.972*** (0.025)	0.969*** (0.028)	
g_1							g_1 0.000 (0.004)	0.000 (0.004)	0.000 (0.003)	0.000 (0.003)	0.000 (0.003)	
LL		11927.45	11726.63	11789.73	11852.08	11908.87	LL 11927.45	11726.63	11789.73	11852.08	11908.87	
AIC		-13.087	-12.867	-12.936	-13.004	-13.067	AIC -13.086	-12.866	-12.935	-13.003	-13.066	
Diagnostic multivarié des résidus							Diagnostic multivarié des résidus					
<i>Test de Hosking(5)</i>							<i>Test de Hosking(5)</i>					
Q(5)(A)		32.500*** 32.535***	63.062*** 63.132***	63.746*** 63.816***	65.601*** 65.673***	66.800*** 66.874***	Q(10)	32.500*** 32.535***	63.062*** 63.132***	63.746*** 63.816***	65.601*** 65.673***	66.800*** 66.874***
Q ² (5)(B)		245.865***	473.623***	434.781***	413.38***	401.345***	Q2(10)	245.865***	473.623***	434.781***	413.38***	401.345***

<i>DCC – EGARCH (Modèle)</i>							<i>ADCC – EGARCH (Modèle)</i>					
Marché	CDS	Spot	Future 1	Future 2	Future 3	Future 4	CDS	Spot	Future 1	Future 2	Future 3	Future 4
Moyenne							Diagnostic univarié des résidus					
<i>c1</i>	1.997*** (0.00)	1.929*** (0.00)	1.924 (0.00)***	1.929*** (0.00)	1.93*** (0.00)	1.939*** (0.00)	(a) 0.236	3.175	1.551	2.331	2.603	2.919
<i>AR</i>	0.999*** (0.00)	1.00*** (0.00)	0.999*** (0.00)	0.999*** (0.00)	0.99*** (0.00)	0.99*** (0.00)	(b) 0.049	3.188	6.059	6.002	5.340	4.872
							(c) 0.039	1.988	1.398	1.933	2.191	2.313
Variance							Test de corrélation dynamique					
ω	-0.851*** (0.000)	0.00 (0.189)	0.00 (0.126)	0.00 (0.156)	0.00 (0.169)	0.00 (0.183)	CDS	2019.831*** (0)				
α	-0.034 (0.914)	0.323*** (0.00)	0.491*** (0.00)	0.495 (0.000)	0.498*** (0.00)	0.494*** (0.000)	CDS		1003.264*** (0)			
β	0.902*** (0.000)	0.736*** (0.00)	0.791*** (0.00)	0.790 (0.00)	0.772*** (0.00)	0.755*** (0.000)	CDS			957.5574*** (0)		
<i>d</i>		0.490*** (0.00)	0.526 (0.000)	0.522 (0.00)***	0.504 (0.000)	0.493** (0.000)	CDS				1031.943*** (0)	
γ	0.603*** (0.000)						CDS					586.6848*** (0)
Modèle DCC – EGARCH (Modèle)							Modèle ADCC – EGARCH (Modèle)					
a_1		0.018 (0.152)	0.0137 (0.274)	0.016 (0.160)	0.018 (0.130)	0.019 (0.125)	a_1	0.018 (0.161)	0.013 (0.310)	0.016 (0.278)	0.005 (0.189)	0.018 (0.133)
b_1		0.918*** (0.0)	0.918*** (0.000)	0.920** (0.00)	0.920*** (0.000)	0.9207*** (0.000)	b_1	0.918*** (0.000)	0.918*** (0.000)	0.9204*** (0.000)	0.985*** (0.000)	0.920 (0.000)
g_1							g_1	0.000 (0.999)	0.000 (0.999)	0.000 (0.999)	0.000 (0.99)	0.000 (1.00)
<i>LL</i>		12600.16	12419.98	12482.5	12543.11	12597.8	<i>LL</i>	12600.16	12419.98	12482.5	11165.91	12543.11
<i>AIC</i>		-13.825	-13.627	-13.696	-13.763	-13.823	<i>AIC</i>	-13.824	-13.626	-13.695	-12.247	-13.762
Diagnostic multivarié des résidus							Diagnostic multivarié des résidus					
<i>Test de Hosking(5)</i>							<i>Test de Hosking(5)</i>					
		53.33***	56.260***	57.85***	60.613***	62.415***		53.33***	56.260***	218.39***	60.613***	62.415***
<i>Q(5)(A)</i>		53.392***	56.322***	57.765***	60.680***	62.484***	<i>Q(10)</i>	53.39***	56.322***	218.63***	60.680***	62.484***
<i>Q²(5)(B)</i>		214.63***	477.99***	446.233***	430.432***	423.713***	<i>Q2(10)</i>	214.63***	477.99***	826.70***	430.432***	423.71***

<i>Copula DCC – EGARCH (Modèle)</i>							<i>Copula – ADCC – EGARCH (Modèle)</i>					
Marché	CDS	Spot	Future 1	Future 2	Future 3	Future 4	CDS	Spot	Future 1	Future 2	Future 3	Future 4
Moyenne							Diagnostic univarié des résidus					
<i>c1</i>	1.997*** (0.00)	1.929*** (0.00)	1.924 (0.00)***	1.929*** (0.00)	1.93*** (0.00)	1.939*** (0.00)	(a) 0.236	3.175	1.551	2.331	2.603	2.919
<i>AR</i>	0.999*** (0.00)	1.00*** (0.00)	0.999*** (0.00)	0.999*** (0.00)	0.99*** (0.00)	0.99*** (0.00)	(b) 0.049	3.188	6.059	6.002	5.340	4.872
							(c) 0.039	1.988	1.398	1.933	2.191	2.313
Variance							Test de corrélation dynamique					
ω	-0.851*** (0.000)	0.00 (0.189)	0.00 (0.126)	0.00 (0.156)	0.00 (0.169)	0.00 (0.183)	CDS	2019.831*** (0)				
α	-0.034 (0.914)	0.323*** (0.00)	0.491*** (0.00)	0.495 (0.000)	0.498*** (0.00)	0.494*** (0.000)	CDS		1003.264*** (0)			
β	0.902*** (0.000)	0.736*** (0.00)	0.791*** (0.00)	0.790 (0.00)	0.772*** (0.00)	0.755*** (0.000)	CDS			957.5574*** (0)		
<i>d</i>		0.490*** (0.00)	0.526 (0.000)	0.522 (0.00)***	0.504 (0.000)	0.493** (0.000)	CDS				1031.943*** (0)	
γ	0.603*** (0.000)						CDS					586.6848*** (0)
Modèle Copula – DCC – EGARCH (Modèle)							Modèle Copula ADCC – EGARCH (Modèle)					
a_1				0.0031 (0.530)	0.0031 (0.530)	0.0031 (0.524)	a_1		0.001 (0.1742)	0.001 (0.838)	0.001 (0.220)	
b_1				0.963** (0.000)	0.963*** (0.000)	0.965*** (0.000)	b_1		0.957*** (15.669)	0.959*** (0.000)	0.963*** (16.562)	
g_1							g_1		0.0040 (0.484)	0.003 (0.516)	0.003 (0.514)	
<i>LL</i>				15862.17	15922.09	15976.828	<i>LL</i>		15862.55	15922.46	15977.18	
<i>AIC</i>				-17.411	-17.477	-17.537	<i>AIC</i>		-17.410	-17.476	-17.536	
Diagnostic multivarié des résidus							Diagnostic multivarié des résidus					
<i>Test de Hosking(5)</i>							<i>Test de Hosking(5)</i>					
				57.854***	60.613***	62.415***			57.854***	60.613***	62.415***	
<i>Q(5)(A)</i>				57.917***	60.680***	62.484***	<i>Q(10)</i>		57.917***	60.680***	62.484***	
<i>Q²(5)(B)</i>				446.233***	430.432***	423.71***	<i>Q2(10)</i>		446.233***	430.432***	423.713***	

--	--

ANNEXE 7 : Resultats d'estimation du modèle SVAR(8)

A1 : Résultats des modèles VAR Associés

ARABIE (VAR (8))

VAR Estimation Results:

=====

Endogenous variables: NdlprodMondial, NdIndice2kilian, NdlratioStocks, Ndlbrent, VolArabie

Deterministic variables: const

Sample size: 1811

Log Likelihood: 36447.14

Roots of the characteristic polynomial:

0.9912 0.9912 0.9871 0.9871 0.9864 0.9864 0.9863 0.9863 0.9799 0.9799
 0.9777 0.9777 0.9654 0.9654 0.9631 0.9631 0.963 0.963 0.6979 0.6979
 0.6679 0.6679 0.6421 0.6421 0.6319 0.6319 0.5395 0.5395 0.5383 0.5383
 0.5372 0.5372 0.5368 0.5368 0.5162 0.5162 0.5077 0.5077 0.4784 0.4784

Call:

VAR(y = MatrixArabiP, p = 8, type = "const")

Estimation results for equation NdlprodMondial:

=====

NdlprodMondial = NdlprodMondial.l1 + NdIndice2kilian.l1 +
 NdlratioStocks.l1 + Ndlbrent.l1 + VolArabie.l1 + NdlprodMondial.l2 +
 NdIndice2kilian.l2 + NdlratioStocks.l2 + Ndlbrent.l2 + VolArabie.l2 +
 NdlprodMondial.l3 + NdIndice2kilian.l3 + NdlratioStocks.l3 + Ndlbrent.l3 +
 VolArabie.l3 + NdlprodMondial.l4 + NdIndice2kilian.l4 + NdlratioStocks.l4
 + Ndlbrent.l4 + VolArabie.l4 + NdlprodMondial.l5 + NdIndice2kilian.l5 +
 NdlratioStocks.l5 + Ndlbrent.l5 + VolArabie.l5 + NdlprodMondial.l6 +
 NdIndice2kilian.l6 + NdlratioStocks.l6 + Ndlbrent.l6 + VolArabie.l6 +
 NdlprodMondial.l7 + NdIndice2kilian.l7 + NdlratioStocks.l7 + Ndlbrent.l7 +
 VolArabie.l7 + NdlprodMondial.l8 + NdIndice2kilian.l8 + NdlratioStocks.l8
 + Ndlbrent.l8 + VolArabie.l8 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
NdlprodMondial.l1	3.083e-01	2.388e-02	12.913	<2e-16	***
NdIndice2kilian.l1	4.910e-07	5.983e-06	0.082	0.9346	
NdlratioStocks.l1	2.781e-03	2.371e-02	0.117	0.9067	
Ndlbrent.l1	3.394e-04	2.303e-04	1.474	0.1407	
VolArabie.l1	5.418e-06	1.760e-05	0.308	0.7582	
NdlprodMondial.l2	2.796e-01	2.408e-02	11.611	<2e-16	***
NdIndice2kilian.l2	8.483e-08	6.025e-06	0.014	0.9888	
NdlratioStocks.l2	9.180e-04	2.396e-02	0.038	0.9694	
Ndlbrent.l2	-3.984e-04	2.308e-04	-1.726	0.0845	.
VolArabie.l2	6.124e-07	1.978e-05	0.031	0.9753	
NdlprodMondial.l3	2.520e-01	2.382e-02	10.577	<2e-16	***
NdIndice2kilian.l3	-1.862e-07	5.970e-06	-0.031	0.9751	
NdlratioStocks.l3	2.349e-03	2.375e-02	0.099	0.9212	
Ndlbrent.l3	6.982e-05	2.306e-04	0.303	0.7620	
VolArabie.l3	2.969e-06	1.976e-05	0.150	0.8806	
NdlprodMondial.l4	2.730e-02	1.064e-02	2.565	0.0104	*
NdIndice2kilian.l4	-2.488e-07	2.514e-06	-0.099	0.9212	
NdlratioStocks.l4	1.474e-04	9.414e-03	0.016	0.9875	

Ndlbrent.14	-6.595e-05	2.303e-04	-0.286	0.7746	
VolArabie.14	1.068e-05	1.976e-05	0.541	0.5889	
NdlprodMondial.15	8.986e-01	1.066e-02	84.275	<2e-16	***
NdIndice2kilian.15	2.747e-06	2.522e-06	1.089	0.2763	
NdlratioStocks.15	2.048e-03	9.441e-03	0.217	0.8283	
Ndlbrent.15	1.782e-05	2.298e-04	0.078	0.9382	
VolArabie.15	-1.236e-05	1.976e-05	-0.626	0.5317	
NdlprodMondial.16	-3.146e-01	2.383e-02	-13.205	<2e-16	***
NdIndice2kilian.16	-6.370e-07	5.965e-06	-0.107	0.9150	
NdlratioStocks.16	-2.264e-03	2.382e-02	-0.095	0.9243	
Ndlbrent.16	2.843e-04	2.296e-04	1.238	0.2159	
VolArabie.16	-6.820e-06	1.978e-05	-0.345	0.7303	
NdlprodMondial.17	-2.791e-01	2.407e-02	-11.597	<2e-16	***
NdIndice2kilian.17	-7.874e-11	6.022e-06	0.000	1.0000	
NdlratioStocks.17	-5.956e-04	2.406e-02	-0.025	0.9803	
Ndlbrent.17	-2.048e-04	2.302e-04	-0.890	0.3738	
VolArabie.17	5.511e-06	1.979e-05	0.279	0.7806	
NdlprodMondial.18	-2.482e-01	2.385e-02	-10.407	<2e-16	***
NdIndice2kilian.18	-5.196e-07	5.972e-06	-0.087	0.9307	
NdlratioStocks.18	3.209e-04	2.386e-02	0.013	0.9893	
Ndlbrent.18	6.349e-05	2.300e-04	0.276	0.7826	
VolArabie.18	5.864e-06	1.758e-05	0.334	0.7388	
const	3.863e-06	1.990e-06	1.941	0.0524	.

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 7.9e-05 on 1770 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.9248, Adjusted R-squared: 0.9231

F-statistic: 544.5 on 40 and 1770 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation NdIndice2kilian:

=====

NdIndice2kilian = NdlprodMondial.11 + NdIndice2kilian.11 +
 NdlratioStocks.11 + Ndlbrent.11 + VolArabie.11 + NdlprodMondial.12 +
 NdIndice2kilian.12 + NdlratioStocks.12 + Ndlbrent.12 + VolArabie.12 +
 NdlprodMondial.13 + NdIndice2kilian.13 + NdlratioStocks.13 + Ndlbrent.13 +
 VolArabie.13 + NdlprodMondial.14 + NdIndice2kilian.14 + NdlratioStocks.14
 + Ndlbrent.14 + VolArabie.14 + NdlprodMondial.15 + NdIndice2kilian.15 +
 NdlratioStocks.15 + Ndlbrent.15 + VolArabie.15 + NdlprodMondial.16 +
 NdIndice2kilian.16 + NdlratioStocks.16 + Ndlbrent.16 + VolArabie.16 +
 NdlprodMondial.17 + NdIndice2kilian.17 + NdlratioStocks.17 + Ndlbrent.17 +
 VolArabie.17 + NdlprodMondial.18 + NdIndice2kilian.18 + NdlratioStocks.18
 + Ndlbrent.18 + VolArabie.18 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
NdlprodMondial.11	-18.815224	95.014663	-0.198	0.8430	
NdIndice2kilian.11	0.300544	0.023810	12.623	<2e-16	***
NdlratioStocks.11	36.402771	94.357185	0.386	0.6997	
Ndlbrent.11	1.637588	0.916429	1.787	0.0741	.
VolArabie.11	-0.000944	0.070043	-0.013	0.9892	
NdlprodMondial.12	12.709259	95.836396	0.133	0.8945	
NdIndice2kilian.12	0.282326	0.023975	11.776	<2e-16	***
NdlratioStocks.12	29.819765	95.354378	0.313	0.7545	
Ndlbrent.12	0.496705	0.918679	0.541	0.5888	
VolArabie.12	-0.035434	0.078727	-0.450	0.6527	
NdlprodMondial.13	9.982618	94.802025	0.105	0.9161	
NdIndice2kilian.13	0.263581	0.023758	11.094	<2e-16	***

NdlratioStocks.13	1.510374	94.495916	0.016	0.9872							
Ndlbrent.13	-1.184243	0.917510	-1.291	0.1970							
VolArabie.13	0.012875	0.078653	0.164	0.8700							
NdlprodMondial.14	-9.688448	42.355511	-0.229	0.8191							
NdIndice2kilian.14	0.022613	0.010003	2.261	0.0239	*						
NdlratioStocks.14	-1.232952	37.461902	-0.033	0.9737							
Ndlbrent.14	-0.508135	0.916415	-0.554	0.5793							
VolArabie.14	0.116956	0.078640	1.487	0.1371							
NdlprodMondial.15	35.388044	42.432326	0.834	0.4044							
NdIndice2kilian.15	0.909152	0.010036	90.587	<2e-16	***						
NdlratioStocks.15	69.321082	37.572339	1.845	0.0652	.						
Ndlbrent.15	0.392157	0.914347	0.429	0.6681							
VolArabie.15	-0.080429	0.078638	-1.023	0.3066							
NdlprodMondial.16	24.393221	94.814816	0.257	0.7970							
NdIndice2kilian.16	-0.307976	0.023739	-12.974	<2e-16	***						
NdlratioStocks.16	-47.718977	94.780882	-0.503	0.6147							
Ndlbrent.16	1.769116	0.913791	1.936	0.0530	.						
VolArabie.16	0.064115	0.078702	0.815	0.4154							
NdlprodMondial.17	-5.510471	95.774944	-0.058	0.9541							
NdIndice2kilian.17	-0.279695	0.023965	-11.671	<2e-16	***						
NdlratioStocks.17	-49.272019	95.749399	-0.515	0.6069							
Ndlbrent.17	0.914984	0.916260	0.999	0.3181							
VolArabie.17	-0.098473	0.078743	-1.251	0.2113							
NdlprodMondial.18	-13.419023	94.916086	-0.141	0.8876							
NdIndice2kilian.18	-0.255102	0.023767	-10.733	<2e-16	***						
NdlratioStocks.18	-9.751060	94.936816	-0.103	0.9182							
Ndlbrent.18	-1.341183	0.915467	-1.465	0.1431							
VolArabie.18	0.037001	0.069965	0.529	0.5970							
const	-0.004525	0.007920	-0.571	0.5678							

Signif. codes:	0	'***'	0.001	'**'	0.01	'*'	0.05	.'	0.1	' '	1

Residual standard error: 0.3144 on 1770 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.9367, Adjusted R-squared: 0.9353
F-statistic: 655.3 on 40 and 1770 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation NdlratioStocks:

```

=====
NdlratioStocks = NdlprodMondial.11 + NdIndice2kilian.11 +
NdlratioStocks.11 + Ndlbrent.11 + VolArabie.11 + NdlprodMondial.12 +
NdIndice2kilian.12 + NdlratioStocks.12 + Ndlbrent.12 + VolArabie.12 +
NdlprodMondial.13 + NdIndice2kilian.13 + NdlratioStocks.13 + Ndlbrent.13 +
VolArabie.13 + NdlprodMondial.14 + NdIndice2kilian.14 + NdlratioStocks.14
+ Ndlbrent.14 + VolArabie.14 + NdlprodMondial.15 + NdIndice2kilian.15 +
NdlratioStocks.15 + Ndlbrent.15 + VolArabie.15 + NdlprodMondial.16 +
NdIndice2kilian.16 + NdlratioStocks.16 + Ndlbrent.16 + VolArabie.16 +
NdlprodMondial.17 + NdIndice2kilian.17 + NdlratioStocks.17 + Ndlbrent.17 +
VolArabie.17 + NdlprodMondial.18 + NdIndice2kilian.18 + NdlratioStocks.18
+ Ndlbrent.18 + VolArabie.18 + const

```

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
NdlprodMondial.11	-3.398e-03	2.319e-02	-0.147	0.8835	
NdIndice2kilian.11	-2.569e-06	5.810e-06	-0.442	0.6585	
NdlratioStocks.11	3.130e-01	2.303e-02	13.595	<2e-16	***
Ndlbrent.11	8.553e-05	2.236e-04	0.382	0.7022	
VolArabie.11	8.532e-06	1.709e-05	0.499	0.6177	
NdlprodMondial.12	-3.538e-03	2.339e-02	-0.151	0.8798	

NdIndice2kilian.12	-2.086e-06	5.851e-06	-0.356	0.7216	
NdlratioStocks.12	2.834e-01	2.327e-02	12.178	<2e-16	***
Ndlbrent.12	1.750e-04	2.242e-04	0.780	0.4352	
VolArabie.12	-7.025e-06	1.921e-05	-0.366	0.7147	
NdlprodMondial.13	1.039e-03	2.314e-02	0.045	0.9642	
NdIndice2kilian.13	-5.587e-07	5.798e-06	-0.096	0.9232	
NdlratioStocks.13	2.528e-01	2.306e-02	10.964	<2e-16	***
Ndlbrent.13	1.188e-04	2.239e-04	0.531	0.5957	
VolArabie.13	-5.531e-06	1.919e-05	-0.288	0.7733	
NdlprodMondial.14	-1.615e-03	1.034e-02	-0.156	0.8759	
NdIndice2kilian.14	-5.000e-07	2.441e-06	-0.205	0.8377	
NdlratioStocks.14	1.866e-02	9.142e-03	2.041	0.0414	*
Ndlbrent.14	-1.299e-04	2.236e-04	-0.581	0.5614	
VolArabie.14	-3.174e-05	1.919e-05	-1.654	0.0984	.
NdlprodMondial.15	1.059e-02	1.036e-02	1.023	0.3065	
NdIndice2kilian.15	1.711e-06	2.449e-06	0.699	0.4848	
NdlratioStocks.15	9.280e-01	9.169e-03	101.205	<2e-16	***
Ndlbrent.15	-1.007e-04	2.231e-04	-0.452	0.6517	
VolArabie.15	2.739e-05	1.919e-05	1.427	0.1537	
NdlprodMondial.16	3.489e-03	2.314e-02	0.151	0.8802	
NdIndice2kilian.16	3.231e-06	5.793e-06	0.558	0.5772	
NdlratioStocks.16	-3.164e-01	2.313e-02	-13.678	<2e-16	***
Ndlbrent.16	5.037e-05	2.230e-04	0.226	0.8213	
VolArabie.16	1.128e-05	1.921e-05	0.587	0.5571	
NdlprodMondial.17	3.072e-03	2.337e-02	0.131	0.8954	
NdIndice2kilian.17	2.189e-06	5.848e-06	0.374	0.7083	
NdlratioStocks.17	-2.835e-01	2.337e-02	-12.133	<2e-16	***
Ndlbrent.17	8.699e-05	2.236e-04	0.389	0.6973	
VolArabie.17	-7.551e-06	1.922e-05	-0.393	0.6944	
NdlprodMondial.18	-1.173e-03	2.316e-02	-0.051	0.9596	
NdIndice2kilian.18	2.873e-07	5.800e-06	0.050	0.9605	
NdlratioStocks.18	-2.508e-01	2.317e-02	-10.825	<2e-16	***
Ndlbrent.18	1.723e-04	2.234e-04	0.771	0.4406	
VolArabie.18	-1.021e-05	1.707e-05	-0.598	0.5498	
const	-2.565e-06	1.933e-06	-1.327	0.1845	

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 7.672e-05 on 1770 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.9448, Adjusted R-squared: 0.9436

F-statistic: 757.8 on 40 and 1770 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation Ndlbrent:

=====

Ndlbrent = NdlprodMondial.11 + NdIndice2kilian.11 + NdlratioStocks.11 +
Ndlbrent.11 + VolArabie.11 + NdlprodMondial.12 + NdIndice2kilian.12 +
NdlratioStocks.12 + Ndlbrent.12 + VolArabie.12 + NdlprodMondial.13 +
NdIndice2kilian.13 + NdlratioStocks.13 + Ndlbrent.13 + VolArabie.13 +
NdlprodMondial.14 + NdIndice2kilian.14 + NdlratioStocks.14 + Ndlbrent.14 +
VolArabie.14 + NdlprodMondial.15 + NdIndice2kilian.15 + NdlratioStocks.15
+ Ndlbrent.15 + VolArabie.15 + NdlprodMondial.16 + NdIndice2kilian.16 +
NdlratioStocks.16 + Ndlbrent.16 + VolArabie.16 + NdlprodMondial.17 +
NdIndice2kilian.17 + NdlratioStocks.17 + Ndlbrent.17 + VolArabie.17 +
NdlprodMondial.18 + NdIndice2kilian.18 + NdlratioStocks.18 + Ndlbrent.18 +
VolArabie.18 + const

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)

NdlprodMondial.11	-5.471e-01	2.464e+00	-0.222	0.8243
NdIndice2kilian.11	1.894e-04	6.175e-04	0.307	0.7591
NdlratioStocks.11	-7.232e-03	2.447e+00	-0.003	0.9976
Ndlbrent.11	4.855e-02	2.377e-02	2.043	0.0412 *
VolArabie.11	6.643e-04	1.817e-03	0.366	0.7146
NdlprodMondial.12	3.552e+00	2.486e+00	1.429	0.1531
NdIndice2kilian.12	6.558e-05	6.218e-04	0.105	0.9160
NdlratioStocks.12	5.300e-01	2.473e+00	0.214	0.8303
Ndlbrent.12	1.258e-02	2.383e-02	0.528	0.5977
VolArabie.12	2.379e-04	2.042e-03	0.117	0.9073
NdlprodMondial.13	-1.406e+00	2.459e+00	-0.572	0.5674
NdIndice2kilian.13	2.808e-04	6.162e-04	0.456	0.6486
NdlratioStocks.13	-3.812e-01	2.451e+00	-0.156	0.8764
Ndlbrent.13	-3.777e-03	2.380e-02	-0.159	0.8739
VolArabie.13	-1.083e-03	2.040e-03	-0.531	0.5955
NdlprodMondial.14	-2.402e-01	1.099e+00	-0.219	0.8270
NdIndice2kilian.14	2.925e-04	2.594e-04	1.127	0.2597
NdlratioStocks.14	-1.427e+00	9.716e-01	-1.468	0.1422
Ndlbrent.14	-8.213e-03	2.377e-02	-0.346	0.7297
VolArabie.14	4.602e-04	2.040e-03	0.226	0.8215
NdlprodMondial.15	5.865e-01	1.101e+00	0.533	0.5941
NdIndice2kilian.15	2.820e-04	2.603e-04	1.083	0.2788
NdlratioStocks.15	1.165e+00	9.745e-01	1.195	0.2322
Ndlbrent.15	-3.569e-02	2.371e-02	-1.505	0.1325
VolArabie.15	-3.578e-04	2.040e-03	-0.175	0.8607
NdlprodMondial.16	-7.658e-02	2.459e+00	-0.031	0.9752
NdIndice2kilian.16	-6.239e-04	6.157e-04	-1.013	0.3110
NdlratioStocks.16	2.541e+00	2.458e+00	1.034	0.3014
Ndlbrent.16	5.881e-02	2.370e-02	2.482	0.0132 *
VolArabie.16	2.260e-03	2.041e-03	1.107	0.2685
NdlprodMondial.17	-2.128e+00	2.484e+00	-0.857	0.3918
NdIndice2kilian.17	3.226e-04	6.216e-04	0.519	0.6039
NdlratioStocks.17	-9.809e-01	2.483e+00	-0.395	0.6929
Ndlbrent.17	2.874e-02	2.376e-02	1.210	0.2266
VolArabie.17	-1.687e-03	2.042e-03	-0.826	0.4089
NdlprodMondial.18	4.362e-01	2.462e+00	0.177	0.8594
NdIndice2kilian.18	-7.322e-04	6.164e-04	-1.188	0.2351
NdlratioStocks.18	-1.314e+00	2.462e+00	-0.534	0.5937
Ndlbrent.18	-1.309e-02	2.374e-02	-0.551	0.5815
VolArabie.18	7.446e-04	1.815e-03	0.410	0.6816
const	-1.235e-04	2.054e-04	-0.601	0.5477

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.008154 on 1770 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.0228, Adjusted R-squared: 0.0007199
F-statistic: 1.033 on 40 and 1770 DF, p-value: 0.4151

Estimation results for equation VolArabie:

=====
VolArabie = NdlprodMondial.11 + NdIndice2kilian.11 + NdlratioStocks.11 +
Ndlbrent.11 + VolArabie.11 + NdlprodMondial.12 + NdIndice2kilian.12 +
NdlratioStocks.12 + Ndlbrent.12 + VolArabie.12 + NdlprodMondial.13 +
NdIndice2kilian.13 + NdlratioStocks.13 + Ndlbrent.13 + VolArabie.13 +
NdlprodMondial.14 + NdIndice2kilian.14 + NdlratioStocks.14 + Ndlbrent.14 +
VolArabie.14 + NdlprodMondial.15 + NdIndice2kilian.15 + NdlratioStocks.15
+ Ndlbrent.15 + VolArabie.15 + NdlprodMondial.16 + NdIndice2kilian.16 +

NdlratioStocks.16 + Ndlbrent.16 + VolArabie.16 + NdlprodMondial.17 +
 NdIndice2kilian.17 + NdlratioStocks.17 + Ndlbrent.17 + VolArabie.17 +
 NdlprodMondial.18 + NdIndice2kilian.18 + NdlratioStocks.18 + Ndlbrent.18 +
 VolArabie.18 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
NdlprodMondial.11	1.037e+01	3.224e+01	0.322	0.747777	
NdIndice2kilian.11	1.581e-02	8.079e-03	1.957	0.050556	.
NdlratioStocks.11	-3.258e+01	3.201e+01	-1.018	0.308965	
Ndlbrent.11	-2.437e-02	3.109e-01	-0.078	0.937527	
VolArabie.11	5.131e-01	2.376e-02	21.591	< 2e-16	***
NdlprodMondial.12	-3.627e+00	3.252e+01	-0.112	0.911209	
NdIndice2kilian.12	-1.239e-03	8.135e-03	-0.152	0.878935	
NdlratioStocks.12	1.295e+01	3.235e+01	0.400	0.688902	
Ndlbrent.12	-5.078e-02	3.117e-01	-0.163	0.870610	
VolArabie.12	1.726e-02	2.671e-02	0.646	0.518207	
NdlprodMondial.13	-1.109e+01	3.217e+01	-0.345	0.730409	
NdIndice2kilian.13	-1.975e-03	8.061e-03	-0.245	0.806433	
NdlratioStocks.13	1.551e+01	3.206e+01	0.484	0.628572	
Ndlbrent.13	7.526e-03	3.113e-01	0.024	0.980716	
VolArabie.13	8.984e-03	2.669e-02	0.337	0.736404	
NdlprodMondial.14	3.392e+01	1.437e+01	2.360	0.018370	*
NdIndice2kilian.14	-1.292e-02	3.394e-03	-3.806	0.000146	***
NdlratioStocks.14	-2.335e+01	1.271e+01	-1.837	0.066314	.
Ndlbrent.14	-1.966e-01	3.109e-01	-0.632	0.527299	
VolArabie.14	3.530e-03	2.668e-02	0.132	0.894755	
NdlprodMondial.15	-3.431e+00	1.440e+01	-0.238	0.811681	
NdIndice2kilian.15	2.479e-03	3.405e-03	0.728	0.466691	
NdlratioStocks.15	4.431e+00	1.275e+01	0.348	0.728190	
Ndlbrent.15	6.910e-02	3.102e-01	0.223	0.823774	
VolArabie.15	-1.626e-02	2.668e-02	-0.610	0.542241	
NdlprodMondial.16	-2.891e+01	3.217e+01	-0.899	0.368960	
NdIndice2kilian.16	-1.404e-02	8.054e-03	-1.743	0.081533	.
NdlratioStocks.16	3.440e+01	3.216e+01	1.070	0.284896	
Ndlbrent.16	-4.437e-02	3.100e-01	-0.143	0.886228	
VolArabie.16	1.200e-02	2.670e-02	0.450	0.653088	
NdlprodMondial.17	-2.178e-02	3.250e+01	-0.001	0.999465	
NdIndice2kilian.17	3.343e-03	8.131e-03	0.411	0.681006	
NdlratioStocks.17	-9.592e+00	3.249e+01	-0.295	0.767836	
Ndlbrent.17	1.200e-01	3.109e-01	0.386	0.699485	
VolArabie.17	5.044e-04	2.672e-02	0.019	0.984938	
NdlprodMondial.18	6.814e+00	3.220e+01	0.212	0.832464	
NdIndice2kilian.18	4.768e-03	8.064e-03	0.591	0.554408	
NdlratioStocks.18	-1.110e+01	3.221e+01	-0.345	0.730418	
Ndlbrent.18	-2.055e-01	3.106e-01	-0.661	0.508388	
VolArabie.18	-1.274e-03	2.374e-02	-0.054	0.957210	
const	7.943e-03	2.687e-03	2.956	0.003158	**

 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.1067 on 1770 degrees of freedom
 Multiple R-Squared: 0.2917, Adjusted R-squared: 0.2757
 F-statistic: 18.22 on 40 and 1770 DF, p-value: < 2.2e-16

Covariance matrix of residuals:
 NdlprodMondial NdIndice2kilian NdlratioStocks Ndlbrent

NdlprodMondial	6.241e-09	-6.557e-06	-1.003e-10	1.512e-08
NdIndice2kilian	-6.557e-06	9.883e-02	4.952e-08	3.616e-05
NdlratioStocks	-1.003e-10	4.952e-08	5.886e-09	-1.012e-08
Ndlbrent	1.512e-08	3.616e-05	-1.012e-08	6.648e-05
VolArabie	-1.129e-09	-1.729e-04	4.865e-08	-4.837e-06
	VolArabie			
NdlprodMondial	-1.129e-09			
NdIndice2kilian	-1.729e-04			
NdlratioStocks	4.865e-08			
Ndlbrent	-4.837e-06			
VolArabie	1.138e-02			

Correlation matrix of residuals:

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
NdlprodMondial	1.0000000	-0.264005	-0.016554	0.023480
NdIndice2kilian	-0.2640053	1.0000000	0.002053	0.014107
NdlratioStocks	-0.0165541	0.002053	1.0000000	-0.016172
Ndlbrent	0.0234796	0.014107	-0.016172	1.0000000
VolArabie	-0.0001339	-0.005156	0.005945	-0.005561
	VolArabie			
NdlprodMondial	-0.0001339			
NdIndice2kilian	-0.0051565			
NdlratioStocks	0.0059450			
Ndlbrent	-0.0055614			
VolArabie	1.0000000			

Venezuela (VAR(8))

VAR Estimation Results:

=====

Endogenous variables: NdlprodMondial, NdIndice2kilian, NdlratioStocks, Ndlbrent, VolVenezuela

Deterministic variables: const

Sample size: 1811

Log Likelihood: 46178.253

Roots of the characteristic polynomial:

0.9936	0.9912	0.9912	0.9867	0.9867	0.9865	0.9865	0.9862	0.9862	0.9799
0.9799	0.9779	0.9779	0.9651	0.9651	0.9635	0.9635	0.9631	0.9631	0.6946
0.6946	0.6664	0.6664	0.6629	0.5863	0.5825	0.5825	0.5756	0.5756	0.5676
0.5676	0.5576	0.5576	0.5367	0.5367	0.5194	0.5194	0.3161	0.3161	0.1638

Call:

VAR(y = MatrixVenezuelaP, p = 8, type = "const")

Estimation results for equation NdlprodMondial:

=====

NdlprodMondial = NdlprodMondial.l1 + NdIndice2kilian.l1 + NdlratioStocks.l1 + Ndlbrent.l1 + VolVenezuela.l1 + NdlprodMondial.l2 + NdIndice2kilian.l2 + NdlratioStocks.l2 + Ndlbrent.l2 + VolVenezuela.l2 + NdlprodMondial.l3 + NdIndice2kilian.l3 + NdlratioStocks.l3 + Ndlbrent.l3 + VolVenezuela.l3 + NdlprodMondial.l4 + NdIndice2kilian.l4 + NdlratioStocks.l4 + Ndlbrent.l4 + VolVenezuela.l4 + NdlprodMondial.l5 + NdIndice2kilian.l5 + NdlratioStocks.l5 + Ndlbrent.l5 + VolVenezuela.l5 + NdlprodMondial.l6 + NdIndice2kilian.l6 + NdlratioStocks.l6 + Ndlbrent.l6 + VolVenezuela.l6 + NdlprodMondial.l7 + NdIndice2kilian.l7 + NdlratioStocks.l7 + Ndlbrent.l7 + VolVenezuela.l7 + NdlprodMondial.l8 + NdIndice2kilian.l8 + NdlratioStocks.l8 + Ndlbrent.l8 + VolVenezuela.l8 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
NdlprodMondial.11	3.081e-01	2.387e-02	12.909	<2e-16	***
NdIndice2kilian.11	1.437e-06	5.978e-06	0.240	0.8101	
NdlratioStocks.11	-1.628e-03	2.369e-02	-0.069	0.9452	
Ndlbrent.11	3.186e-04	2.309e-04	1.380	0.1678	
VolVenezuela.11	-3.378e-03	3.760e-03	-0.899	0.3690	
NdlprodMondial.12	2.814e-01	2.405e-02	11.700	<2e-16	***
NdIndice2kilian.12	-6.575e-08	6.002e-06	-0.011	0.9913	
NdlratioStocks.12	4.813e-04	2.394e-02	0.020	0.9840	
Ndlbrent.12	-4.278e-04	2.315e-04	-1.848	0.0648	.
VolVenezuela.12	6.605e-04	4.483e-03	0.147	0.8829	
NdlprodMondial.13	2.513e-01	2.381e-02	10.552	<2e-16	***
NdIndice2kilian.13	-1.054e-06	5.967e-06	-0.177	0.8598	
NdlratioStocks.13	5.335e-03	2.374e-02	0.225	0.8222	
Ndlbrent.13	5.061e-05	2.315e-04	0.219	0.8269	
VolVenezuela.13	4.432e-03	4.565e-03	0.971	0.3318	
NdlprodMondial.14	2.625e-02	1.062e-02	2.471	0.0136	*
NdIndice2kilian.14	-1.064e-07	2.503e-06	-0.043	0.9661	
NdlratioStocks.14	9.580e-04	9.404e-03	0.102	0.9189	
Ndlbrent.14	-1.084e-04	2.330e-04	-0.466	0.6416	
VolVenezuela.14	5.773e-03	4.567e-03	1.264	0.2064	
NdlprodMondial.15	8.994e-01	1.063e-02	84.644	<2e-16	***
NdIndice2kilian.15	3.248e-06	2.504e-06	1.297	0.1949	
NdlratioStocks.15	2.343e-03	9.415e-03	0.249	0.8035	
Ndlbrent.15	-1.233e-05	2.326e-04	-0.053	0.9577	
VolVenezuela.15	-7.532e-03	4.576e-03	-1.646	0.1000	.
NdlprodMondial.16	-3.140e-01	2.382e-02	-13.181	<2e-16	***
NdIndice2kilian.16	-1.546e-06	5.955e-06	-0.260	0.7952	
NdlratioStocks.16	1.134e-03	2.375e-02	0.048	0.9619	
Ndlbrent.16	3.150e-04	2.319e-04	1.358	0.1746	
VolVenezuela.16	-4.369e-03	4.573e-03	-0.955	0.3395	
NdlprodMondial.17	-2.815e-01	2.405e-02	-11.706	<2e-16	***
NdIndice2kilian.17	-2.185e-07	5.991e-06	-0.036	0.9709	
NdlratioStocks.17	-5.923e-04	2.401e-02	-0.025	0.9803	
Ndlbrent.17	-1.598e-04	2.325e-04	-0.687	0.4921	
VolVenezuela.17	3.947e-03	4.486e-03	0.880	0.3790	
NdlprodMondial.18	-2.482e-01	2.386e-02	-10.406	<2e-16	***
NdIndice2kilian.18	-8.703e-08	5.962e-06	-0.015	0.9884	
NdlratioStocks.18	-2.337e-03	2.384e-02	-0.098	0.9219	
Ndlbrent.18	3.631e-05	2.324e-04	0.156	0.8759	
VolVenezuela.18	1.192e-03	3.724e-03	0.320	0.7491	
const	-1.484e-06	5.165e-06	-0.287	0.7738	

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 7.884e-05 on 1770 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.9251, Adjusted R-squared: 0.9234
F-statistic: 546.9 on 40 and 1770 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation NdIndice2kilian:
=====

$$\begin{aligned}
\text{NdIndice2kilian} = & \text{NdlprodMondial.11} + \text{NdIndice2kilian.11} + \\
& \text{NdlratioStocks.11} + \text{Ndlbrent.11} + \text{VolVenezuela.11} + \text{NdlprodMondial.12} + \\
& \text{NdIndice2kilian.12} + \text{NdlratioStocks.12} + \text{Ndlbrent.12} + \text{VolVenezuela.12} + \\
& \text{NdlprodMondial.13} + \text{NdIndice2kilian.13} + \text{NdlratioStocks.13} + \text{Ndlbrent.13} + \\
& \text{VolVenezuela.13} + \text{NdlprodMondial.14} + \text{NdIndice2kilian.14} +
\end{aligned}$$

NdlratioStocks.14 + Ndlbrent.14 + VolVenezuela.14 + NdlprodMondial.15 +
 NdIndice2kilian.15 + NdlratioStocks.15 + Ndlbrent.15 + VolVenezuela.15 +
 NdlprodMondial.16 + NdIndice2kilian.16 + NdlratioStocks.16 + Ndlbrent.16 +
 VolVenezuela.16 + NdlprodMondial.17 + NdIndice2kilian.17 +
 NdlratioStocks.17 + Ndlbrent.17 + VolVenezuela.17 + NdlprodMondial.18 +
 NdIndice2kilian.18 + NdlratioStocks.18 + Ndlbrent.18 + VolVenezuela.18 +
 const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
NdlprodMondial.11	-31.844684	95.063745	-0.335	0.7377	
NdIndice2kilian.11	0.297026	0.023812	12.474	<2e-16	***
NdlratioStocks.11	45.062675	94.374555	0.477	0.6331	
Ndlbrent.11	1.711190	0.919616	1.861	0.0629	.
VolVenezuela.11	6.730160	14.975580	0.449	0.6532	
NdlprodMondial.12	17.826821	95.792595	0.186	0.8524	
NdIndice2kilian.12	0.286686	0.023908	11.991	<2e-16	***
NdlratioStocks.12	14.188797	95.372951	0.149	0.8818	
Ndlbrent.12	0.567434	0.922065	0.615	0.5384	
VolVenezuela.12	-16.896651	17.857460	-0.946	0.3442	
NdlprodMondial.13	23.241031	94.852949	0.245	0.8065	
NdIndice2kilian.13	0.263610	0.023770	11.090	<2e-16	***
NdlratioStocks.13	3.239947	94.580818	0.034	0.9727	
Ndlbrent.13	-1.197996	0.921943	-1.299	0.1940	
VolVenezuela.13	-19.371301	18.183505	-1.065	0.2869	
NdlprodMondial.14	-14.202280	42.304145	-0.336	0.7371	
NdIndice2kilian.14	0.021633	0.009970	2.170	0.0302	*
NdlratioStocks.14	-0.672948	37.457885	-0.018	0.9857	
Ndlbrent.14	-0.473199	0.927929	-0.510	0.6101	
VolVenezuela.14	19.045768	18.191613	1.047	0.2953	
NdlprodMondial.15	32.243573	42.326784	0.762	0.4463	
NdIndice2kilian.15	0.908230	0.009975	91.049	<2e-16	***
NdlratioStocks.15	69.716370	37.501775	1.859	0.0632	.
Ndlbrent.15	0.202690	0.926492	0.219	0.8269	
VolVenezuela.15	35.783735	18.227868	1.963	0.0498	*
NdlprodMondial.16	35.669484	94.880756	0.376	0.7070	
NdIndice2kilian.16	-0.302036	0.023721	-12.733	<2e-16	***
NdlratioStocks.16	-50.296933	94.608219	-0.532	0.5950	
Ndlbrent.16	1.481989	0.923819	1.604	0.1088	
VolVenezuela.16	-16.261276	18.214692	-0.893	0.3721	
NdlprodMondial.17	-7.440173	95.784882	-0.078	0.9381	
NdIndice2kilian.17	-0.282685	0.023864	-11.846	<2e-16	***
NdlratioStocks.17	-36.568374	95.638184	-0.382	0.7022	
Ndlbrent.17	0.926300	0.926310	1.000	0.3175	
VolVenezuela.17	-15.675904	17.869170	-0.877	0.3805	
NdlprodMondial.18	-20.393347	95.028992	-0.215	0.8301	
NdIndice2kilian.18	-0.257159	0.023747	-10.829	<2e-16	***
NdlratioStocks.18	-16.726020	94.950500	-0.176	0.8602	
Ndlbrent.18	-1.180316	0.925658	-1.275	0.2024	
VolVenezuela.18	6.566835	14.835071	0.443	0.6581	
const	-0.003717	0.020574	-0.181	0.8566	

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.3141 on 1770 degrees of freedom
 Multiple R-Squared: 0.9369, Adjusted R-squared: 0.9355
 F-statistic: 656.8 on 40 and 1770 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation NdlratioStocks:

=====

$$\begin{aligned} \text{NdlratioStocks} = & \text{NdlprodMondial.11} + \text{NdIndice2kilian.11} + \\ & \text{NdlratioStocks.11} + \text{Ndlbrent.11} + \text{VolVenezuela.11} + \text{NdlprodMondial.12} + \\ & \text{NdIndice2kilian.12} + \text{NdlratioStocks.12} + \text{Ndlbrent.12} + \text{VolVenezuela.12} + \\ & \text{NdlprodMondial.13} + \text{NdIndice2kilian.13} + \text{NdlratioStocks.13} + \text{Ndlbrent.13} + \\ & \text{VolVenezuela.13} + \text{NdlprodMondial.14} + \text{NdIndice2kilian.14} + \\ & \text{NdlratioStocks.14} + \text{Ndlbrent.14} + \text{VolVenezuela.14} + \text{NdlprodMondial.15} + \\ & \text{NdIndice2kilian.15} + \text{NdlratioStocks.15} + \text{Ndlbrent.15} + \text{VolVenezuela.15} + \\ & \text{NdlprodMondial.16} + \text{NdIndice2kilian.16} + \text{NdlratioStocks.16} + \text{Ndlbrent.16} + \\ & \text{VolVenezuela.16} + \text{NdlprodMondial.17} + \text{NdIndice2kilian.17} + \\ & \text{NdlratioStocks.17} + \text{Ndlbrent.17} + \text{VolVenezuela.17} + \text{NdlprodMondial.18} + \\ & \text{NdIndice2kilian.18} + \text{NdlratioStocks.18} + \text{Ndlbrent.18} + \text{VolVenezuela.18} + \\ & \text{const} \end{aligned}$$

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
NdlprodMondial.11	-1.310e-03	2.321e-02	-0.056	0.9550	
NdIndice2kilian.11	-2.174e-06	5.814e-06	-0.374	0.7085	
NdlratioStocks.11	3.129e-01	2.304e-02	13.582	<2e-16	***
Ndlbrent.11	6.976e-05	2.245e-04	0.311	0.7561	
VolVenezuela.11	-2.293e-03	3.656e-03	-0.627	0.5306	
NdlprodMondial.12	-3.459e-03	2.339e-02	-0.148	0.8825	
NdIndice2kilian.12	-2.204e-06	5.837e-06	-0.378	0.7057	
NdlratioStocks.12	2.834e-01	2.328e-02	12.173	<2e-16	***
Ndlbrent.12	1.925e-04	2.251e-04	0.855	0.3926	
VolVenezuela.12	1.862e-03	4.360e-03	0.427	0.6694	
NdlprodMondial.13	-2.421e-03	2.316e-02	-0.105	0.9167	
NdIndice2kilian.13	-9.972e-07	5.803e-06	-0.172	0.8636	
NdlratioStocks.13	2.537e-01	2.309e-02	10.988	<2e-16	***
Ndlbrent.13	1.203e-04	2.251e-04	0.534	0.5932	
VolVenezuela.13	5.747e-03	4.439e-03	1.295	0.1957	
NdlprodMondial.14	1.900e-04	1.033e-02	0.018	0.9853	
NdIndice2kilian.14	-3.652e-07	2.434e-06	-0.150	0.8808	
NdlratioStocks.14	1.843e-02	9.145e-03	2.016	0.0440	*
Ndlbrent.14	-1.230e-04	2.265e-04	-0.543	0.5874	
VolVenezuela.14	-1.027e-02	4.441e-03	-2.312	0.0209	*
NdlprodMondial.15	1.206e-02	1.033e-02	1.167	0.2434	
NdIndice2kilian.15	1.241e-06	2.435e-06	0.509	0.6106	
NdlratioStocks.15	9.265e-01	9.156e-03	101.193	<2e-16	***
Ndlbrent.15	-6.656e-05	2.262e-04	-0.294	0.7686	
VolVenezuela.15	-1.971e-03	4.450e-03	-0.443	0.6579	
NdlprodMondial.16	1.358e-03	2.316e-02	0.059	0.9533	
NdIndice2kilian.16	2.741e-06	5.791e-06	0.473	0.6360	
NdlratioStocks.16	-3.167e-01	2.310e-02	-13.710	<2e-16	***
Ndlbrent.16	8.341e-05	2.255e-04	0.370	0.7116	
VolVenezuela.16	4.205e-03	4.447e-03	0.945	0.3445	
NdlprodMondial.17	1.462e-03	2.339e-02	0.063	0.9502	
NdIndice2kilian.17	2.226e-06	5.826e-06	0.382	0.7025	
NdlratioStocks.17	-2.832e-01	2.335e-02	-12.130	<2e-16	***
Ndlbrent.17	3.519e-05	2.262e-04	0.156	0.8764	
VolVenezuela.17	3.053e-03	4.363e-03	0.700	0.4842	
NdlprodMondial.18	9.305e-04	2.320e-02	0.040	0.9680	
NdIndice2kilian.18	1.441e-06	5.798e-06	0.248	0.8038	
NdlratioStocks.18	-2.503e-01	2.318e-02	-10.799	<2e-16	***
Ndlbrent.18	1.225e-04	2.260e-04	0.542	0.5879	
VolVenezuela.18	-4.266e-04	3.622e-03	-0.118	0.9063	
const	-2.156e-06	5.023e-06	-0.429	0.6678	

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 7.667e-05 on 1770 degrees of freedom
 Multiple R-Squared: 0.9449, Adjusted R-squared: 0.9437
 F-statistic: 758.8 on 40 and 1770 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation Ndlbrent:

=====

Ndlbrent = NdlprodMondial.11 + NdIndice2kilian.11 + NdlratioStocks.11 +
 Ndlbrent.11 + VolVenezuela.11 + NdlprodMondial.12 + NdIndice2kilian.12 +
 NdlratioStocks.12 + Ndlbrent.12 + VolVenezuela.12 + NdlprodMondial.13 +
 NdIndice2kilian.13 + NdlratioStocks.13 + Ndlbrent.13 + VolVenezuela.13 +
 NdlprodMondial.14 + NdIndice2kilian.14 + NdlratioStocks.14 + Ndlbrent.14 +
 VolVenezuela.14 + NdlprodMondial.15 + NdIndice2kilian.15 +
 NdlratioStocks.15 + Ndlbrent.15 + VolVenezuela.15 + NdlprodMondial.16 +
 NdIndice2kilian.16 + NdlratioStocks.16 + Ndlbrent.16 + VolVenezuela.16 +
 NdlprodMondial.17 + NdIndice2kilian.17 + NdlratioStocks.17 + Ndlbrent.17 +
 VolVenezuela.17 + NdlprodMondial.18 + NdIndice2kilian.18 +
 NdlratioStocks.18 + Ndlbrent.18 + VolVenezuela.18 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
NdlprodMondial.11	-4.229e-01	2.460e+00	-0.172	0.8635
NdIndice2kilian.11	1.795e-04	6.161e-04	0.291	0.7708
NdlratioStocks.11	-5.445e-02	2.442e+00	-0.022	0.9822
Ndlbrent.11	4.316e-02	2.379e-02	1.814	0.0698 .
VolVenezuela.11	3.370e-01	3.875e-01	0.870	0.3845
NdlprodMondial.12	3.555e+00	2.478e+00	1.434	0.1516
NdIndice2kilian.12	5.895e-05	6.186e-04	0.095	0.9241
NdlratioStocks.12	5.088e-01	2.468e+00	0.206	0.8367
Ndlbrent.12	7.821e-03	2.386e-02	0.328	0.7431
VolVenezuela.12	8.887e-01	4.620e-01	1.923	0.0546 .
NdlprodMondial.13	-1.603e+00	2.454e+00	-0.653	0.5137
NdIndice2kilian.13	3.073e-04	6.150e-04	0.500	0.6173
NdlratioStocks.13	-3.122e-01	2.447e+00	-0.128	0.8985
Ndlbrent.13	-4.768e-03	2.385e-02	-0.200	0.8416
VolVenezuela.13	-7.933e-01	4.705e-01	-1.686	0.0919 .
NdlprodMondial.14	-2.705e-01	1.095e+00	-0.247	0.8048
NdIndice2kilian.14	3.047e-04	2.580e-04	1.181	0.2377
NdlratioStocks.14	-1.428e+00	9.691e-01	-1.474	0.1407
Ndlbrent.14	-9.813e-04	2.401e-02	-0.041	0.9674
VolVenezuela.14	-5.006e-01	4.707e-01	-1.064	0.2877
NdlprodMondial.15	6.629e-01	1.095e+00	0.605	0.5450
NdIndice2kilian.15	2.522e-04	2.581e-04	0.977	0.3287
NdlratioStocks.15	1.045e+00	9.703e-01	1.077	0.2816
Ndlbrent.15	-2.548e-02	2.397e-02	-1.063	0.2880
VolVenezuela.15	-3.753e-01	4.716e-01	-0.796	0.4263
NdlprodMondial.16	-3.598e-01	2.455e+00	-0.147	0.8835
NdIndice2kilian.16	-6.500e-04	6.137e-04	-1.059	0.2897
NdlratioStocks.16	2.572e+00	2.448e+00	1.051	0.2935
Ndlbrent.16	6.144e-02	2.390e-02	2.571	0.0102 *
VolVenezuela.16	3.413e-03	4.713e-01	0.007	0.9942
NdlprodMondial.17	-2.310e+00	2.478e+00	-0.932	0.3515
NdIndice2kilian.17	3.335e-04	6.174e-04	0.540	0.5891
NdlratioStocks.17	-8.609e-01	2.474e+00	-0.348	0.7280
Ndlbrent.17	2.683e-02	2.397e-02	1.120	0.2630
VolVenezuela.17	3.204e-01	4.623e-01	0.693	0.4883
NdlprodMondial.18	7.257e-01	2.459e+00	0.295	0.7679
NdIndice2kilian.18	-7.402e-04	6.144e-04	-1.205	0.2285

NdlratioStocks.18	-1.230e+00	2.457e+00	-0.501	0.6167
Ndlbrent.18	-1.983e-02	2.395e-02	-0.828	0.4078
VolVenezuela.18	2.377e-01	3.838e-01	0.619	0.5358
const	-9.996e-04	5.323e-04	-1.878	0.0606 .

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.008125 on 1770 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.02959, Adjusted R-squared: 0.007663

F-statistic: 1.349 on 40 and 1770 DF, p-value: 0.07195

Estimation results for equation VolVenezuela:

=====

VolVenezuela = NdlprodMondial.11 + NdIndice2kilian.11 + NdlratioStocks.11 + Ndlbrent.11 + VolVenezuela.11 + NdlprodMondial.12 + NdIndice2kilian.12 + NdlratioStocks.12 + Ndlbrent.12 + VolVenezuela.12 + NdlprodMondial.13 + NdIndice2kilian.13 + NdlratioStocks.13 + Ndlbrent.13 + VolVenezuela.13 + NdlprodMondial.14 + NdIndice2kilian.14 + NdlratioStocks.14 + Ndlbrent.14 + VolVenezuela.14 + NdlprodMondial.15 + NdIndice2kilian.15 + NdlratioStocks.15 + Ndlbrent.15 + VolVenezuela.15 + NdlprodMondial.16 + NdIndice2kilian.16 + NdlratioStocks.16 + Ndlbrent.16 + VolVenezuela.16 + NdlprodMondial.17 + NdIndice2kilian.17 + NdlratioStocks.17 + Ndlbrent.17 + VolVenezuela.17 + NdlprodMondial.18 + NdIndice2kilian.18 + NdlratioStocks.18 + Ndlbrent.18 + VolVenezuela.18 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
NdlprodMondial.11	1.766e-01	1.511e-01	1.168	0.24281	
NdIndice2kilian.11	1.754e-05	3.786e-05	0.463	0.64311	
NdlratioStocks.11	-2.548e-01	1.500e-01	-1.698	0.08965	.
Ndlbrent.11	2.303e-03	1.462e-03	1.575	0.11533	
VolVenezuela.11	6.547e-01	2.381e-02	27.498	< 2e-16	***
NdlprodMondial.12	5.484e-02	1.523e-01	0.360	0.71880	
NdIndice2kilian.12	-3.524e-05	3.801e-05	-0.927	0.35404	
NdlratioStocks.12	2.983e-01	1.516e-01	1.967	0.04931	*
Ndlbrent.12	-2.924e-03	1.466e-03	-1.995	0.04620	*
VolVenezuela.12	2.316e-01	2.839e-02	8.157	6.42e-16	***
NdlprodMondial.13	-1.505e-01	1.508e-01	-0.998	0.31832	
NdIndice2kilian.13	1.156e-05	3.779e-05	0.306	0.75982	
NdlratioStocks.13	-1.133e-01	1.504e-01	-0.754	0.45110	
Ndlbrent.13	-7.668e-03	1.466e-03	-5.231	1.88e-07	***
VolVenezuela.13	3.928e-02	2.891e-02	1.359	0.17441	
NdlprodMondial.14	7.474e-02	6.725e-02	1.111	0.26658	
NdIndice2kilian.14	2.869e-05	1.585e-05	1.810	0.07043	.
NdlratioStocks.14	4.366e-03	5.955e-02	0.073	0.94156	
Ndlbrent.14	-2.918e-03	1.475e-03	-1.978	0.04809	*
VolVenezuela.14	8.367e-02	2.892e-02	2.893	0.00386	**
NdlprodMondial.15	9.338e-02	6.729e-02	1.388	0.16542	
NdIndice2kilian.15	5.480e-07	1.586e-05	0.035	0.97244	
NdlratioStocks.15	-2.339e-02	5.962e-02	-0.392	0.69487	
Ndlbrent.15	-1.726e-03	1.473e-03	-1.172	0.24132	
VolVenezuela.15	-4.243e-02	2.898e-02	-1.464	0.14333	
NdlprodMondial.16	-3.086e-01	1.508e-01	-2.046	0.04091	*
NdIndice2kilian.16	-4.500e-05	3.771e-05	-1.193	0.23297	
NdlratioStocks.16	1.764e-01	1.504e-01	1.173	0.24101	
Ndlbrent.16	3.801e-04	1.469e-03	0.259	0.79582	
VolVenezuela.16	1.005e-02	2.896e-02	0.347	0.72858	
NdlprodMondial.17	-3.515e-02	1.523e-01	-0.231	0.81746	

NdIndice2kilian.17	5.138e-05	3.794e-05	1.354	0.17579
NdlratioStocks.17	-3.054e-01	1.520e-01	-2.008	0.04475 *
Ndlbrent.17	-9.469e-04	1.473e-03	-0.643	0.52031
VolVenezuela.17	9.598e-03	2.841e-02	0.338	0.73550
NdlprodMondial.18	1.488e-01	1.511e-01	0.985	0.32480
NdIndice2kilian.18	-1.778e-05	3.775e-05	-0.471	0.63768
NdlratioStocks.18	1.234e-01	1.510e-01	0.818	0.41371
Ndlbrent.18	-7.722e-04	1.472e-03	-0.525	0.59985
VolVenezuela.18	5.130e-03	2.358e-02	0.218	0.82782
const	5.574e-05	3.271e-05	1.704	0.08853 .

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.0004993 on 1770 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.9739, Adjusted R-squared: 0.9733
F-statistic: 1653 on 40 and 1770 DF, p-value: < 2.2e-16

Covariance matrix of residuals:

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
NdlprodMondial	6.216e-09	-6.505e-06	-1.066e-10	1.472e-08
NdIndice2kilian	-6.505e-06	9.863e-02	9.477e-08	4.403e-05
NdlratioStocks	-1.066e-10	9.477e-08	5.879e-09	-1.066e-08x
Ndlbrent	1.472e-08	4.403e-05	-1.066e-08	6.602e-05
VolVenezuela	1.469e-10	5.801e-06	-9.839e-10	1.992e-07
	VolVenezuela			
NdlprodMondial	1.469e-10			
NdIndice2kilian	5.801e-06			
NdlratioStocks	-9.839e-10			
Ndlbrent	1.992e-07			
VolVenezuela	2.493e-07			

Correlation matrix of residuals:

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
NdlprodMondial	1.000000	-0.262729	-0.017635	0.02298
NdIndice2kilian	-0.262729	1.000000	0.003936	0.01726
NdlratioStocks	-0.017635	0.003936	1.000000	-0.01712
Ndlbrent	0.022977	0.017256	-0.017116	1.00000
VolVenezuela	0.003732	0.036994	-0.025702	0.04910
	VolVenezuela			
NdlprodMondial	0.003732			
NdIndice2kilian	0.036994			
NdlratioStocks	-0.025702			
Ndlbrent	0.049104			
VolVenezuela	1.000000			

Russie (VAR (8))

VAR Estimation Results:

=====

Endogenous variables: NdlprodMondial, NdIndice2kilian, NdlratioStocks, Ndlbrent, VolRussie

Deterministic variables: const

Sample size: 1811

Log Likelihood: 43829.208

Roots of the characteristic polynomial:

0.9912 0.9912 0.9871 0.9871 0.9864 0.9864 0.9863 0.9863 0.98 0.98 0.9777
0.9777 0.9662 0.9662 0.9636 0.9636 0.963 0.963 0.936 0.7057 0.7057 0.691
0.691 0.6774 0.6774 0.6547 0.6547 0.6061 0.6061 0.5884 0.5642 0.5464
0.5464 0.537 0.537 0.5237 0.5237 0.5086 0.5086 0.3973

Call:

VAR(y = MatrixrussieP, p = 8, type = "const")

Estimation results for equation NdlprodMondial:

=====

NdlprodMondial = NdlprodMondial.l1 + NdIndice2kilian.l1 +
NdlratioStocks.l1 + Ndlbrent.l1 + VolRussie.l1 + NdlprodMondial.l2 +
NdIndice2kilian.l2 + NdlratioStocks.l2 + Ndlbrent.l2 + VolRussie.l2 +
NdlprodMondial.l3 + NdIndice2kilian.l3 + NdlratioStocks.l3 + Ndlbrent.l3 +
VolRussie.l3 + NdlprodMondial.l4 + NdIndice2kilian.l4 + NdlratioStocks.l4
+ Ndlbrent.l4 + VolRussie.l4 + NdlprodMondial.l5 + NdIndice2kilian.l5 +
NdlratioStocks.l5 + Ndlbrent.l5 + VolRussie.l5 + NdlprodMondial.l6 +
NdIndice2kilian.l6 + NdlratioStocks.l6 + Ndlbrent.l6 + VolRussie.l6 +
NdlprodMondial.l7 + NdIndice2kilian.l7 + NdlratioStocks.l7 + Ndlbrent.l7 +
VolRussie.l7 + NdlprodMondial.l8 + NdIndice2kilian.l8 + NdlratioStocks.l8
+ Ndlbrent.l8 + VolRussie.l8 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
NdlprodMondial.l1	3.099e-01	2.386e-02	12.988	< 2e-16	***
NdIndice2kilian.l1	8.314e-07	5.991e-06	0.139	0.88964	
NdlratioStocks.l1	3.800e-03	2.370e-02	0.160	0.87264	
Ndlbrent.l1	3.394e-04	2.302e-04	1.475	0.14052	
VolRussie.l1	3.280e-04	1.033e-03	0.318	0.75074	
NdlprodMondial.l2	2.786e-01	2.407e-02	11.576	< 2e-16	***
NdIndice2kilian.l2	3.915e-07	6.014e-06	0.065	0.94811	
NdlratioStocks.l2	-1.538e-04	2.395e-02	-0.006	0.99488	
Ndlbrent.l2	-3.909e-04	2.361e-04	-1.656	0.09800	.
VolRussie.l2	-7.065e-04	1.402e-03	-0.504	0.61447	
NdlprodMondial.l3	2.518e-01	2.381e-02	10.577	< 2e-16	***
NdIndice2kilian.l3	-2.194e-07	5.974e-06	-0.037	0.97071	
NdlratioStocks.l3	3.010e-03	2.371e-02	0.127	0.89901	
Ndlbrent.l3	6.034e-05	2.361e-04	0.256	0.79830	
VolRussie.l3	1.187e-03	1.402e-03	0.847	0.39728	
NdlprodMondial.l4	2.755e-02	1.062e-02	2.593	0.00958	**
NdIndice2kilian.l4	3.378e-08	2.505e-06	0.013	0.98924	
NdlratioStocks.l4	9.091e-04	9.428e-03	0.096	0.92319	
Ndlbrent.l4	-2.726e-05	2.361e-04	-0.115	0.90810	
VolRussie.l4	-3.287e-04	1.399e-03	-0.235	0.81429	
NdlprodMondial.l5	8.979e-01	1.062e-02	84.527	< 2e-16	***
NdIndice2kilian.l5	2.721e-06	2.504e-06	1.087	0.27731	
NdlratioStocks.l5	1.933e-03	9.455e-03	0.204	0.83805	
Ndlbrent.l5	3.945e-05	2.358e-04	0.167	0.86716	
VolRussie.l5	-6.081e-04	1.398e-03	-0.435	0.66369	
NdlprodMondial.l6	-3.160e-01	2.379e-02	-13.284	< 2e-16	***
NdIndice2kilian.l6	-7.712e-07	5.960e-06	-0.129	0.89705	
NdlratioStocks.l6	-2.771e-03	2.379e-02	-0.116	0.90730	
Ndlbrent.l6	2.910e-04	2.358e-04	1.234	0.21727	
VolRussie.l6	1.315e-03	1.400e-03	0.940	0.34750	
NdlprodMondial.l7	-2.778e-01	2.404e-02	-11.557	< 2e-16	***
NdIndice2kilian.l7	-5.048e-07	6.000e-06	-0.084	0.93296	
NdlratioStocks.l7	4.780e-04	2.406e-02	0.020	0.98415	
Ndlbrent.l7	-1.533e-04	2.364e-04	-0.649	0.51671	

VolRussie.17	-2.201e-03	1.400e-03	-1.572	0.11617	
NdlprodMondial.18	-2.483e-01	2.382e-02	-10.424	< 2e-16	***
NdIndice2kilian.18	-7.100e-07	5.967e-06	-0.119	0.90529	
NdlratioStocks.18	-1.836e-03	2.385e-02	-0.077	0.93865	
Ndlbrent.18	2.475e-05	2.363e-04	0.105	0.91659	
VolRussie.18	1.352e-03	1.028e-03	1.316	0.18833	
const	-1.409e-06	6.825e-06	-0.206	0.83647	

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 7.893e-05 on 1770 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.925, Adjusted R-squared: 0.9233
F-statistic: 545.5 on 40 and 1770 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation NdIndice2kilian:

=====
NdIndice2kilian = NdlprodMondial.11 + NdIndice2kilian.11 +
NdlratioStocks.11 + Ndlbrent.11 + VolRussie.11 + NdlprodMondial.12 +
NdIndice2kilian.12 + NdlratioStocks.12 + Ndlbrent.12 + VolRussie.12 +
NdlprodMondial.13 + NdIndice2kilian.13 + NdlratioStocks.13 + Ndlbrent.13 +
VolRussie.13 + NdlprodMondial.14 + NdIndice2kilian.14 + NdlratioStocks.14
+ Ndlbrent.14 + VolRussie.14 + NdlprodMondial.15 + NdIndice2kilian.15 +
NdlratioStocks.15 + Ndlbrent.15 + VolRussie.15 + NdlprodMondial.16 +
NdIndice2kilian.16 + NdlratioStocks.16 + Ndlbrent.16 + VolRussie.16 +
NdlprodMondial.17 + NdIndice2kilian.17 + NdlratioStocks.17 + Ndlbrent.17 +
VolRussie.17 + NdlprodMondial.18 + NdIndice2kilian.18 + NdlratioStocks.18
+ Ndlbrent.18 + VolRussie.18 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
NdlprodMondial.11	-19.506392	94.788408	-0.206	0.8370	
NdIndice2kilian.11	0.294017	0.023796	12.356	<2e-16	***
NdlratioStocks.11	40.494748	94.138039	0.430	0.6671	
Ndlbrent.11	1.676336	0.914188	1.834	0.0669	.
VolRussie.11	5.784148	4.101199	1.410	0.1586	
NdlprodMondial.12	17.931169	95.600868	0.188	0.8512	
NdIndice2kilian.12	0.283631	0.023886	11.874	<2e-16	***
NdlratioStocks.12	20.716862	95.129986	0.218	0.8276	
Ndlbrent.12	0.860846	0.937831	0.918	0.3588	
VolRussie.12	-3.951880	5.569933	-0.710	0.4781	
NdlprodMondial.13	5.465589	94.554903	0.058	0.9539	
NdIndice2kilian.13	0.260930	0.023728	10.997	<2e-16	***
NdlratioStocks.13	-3.610318	94.191636	-0.038	0.9694	
Ndlbrent.13	-1.072834	0.937752	-1.144	0.2528	
VolRussie.13	-6.834161	5.567783	-1.227	0.2198	
NdlprodMondial.14	-13.849526	42.198460	-0.328	0.7428	
NdIndice2kilian.14	0.021779	0.009949	2.189	0.0287	*
NdlratioStocks.14	-7.797055	37.447707	-0.208	0.8351	
Ndlbrent.14	-0.714978	0.937853	-0.762	0.4459	
VolRussie.14	-3.428269	5.557215	-0.617	0.5374	
NdlprodMondial.15	35.753075	42.194346	0.847	0.3969	
NdIndice2kilian.15	0.907961	0.009946	91.285	<2e-16	***
NdlratioStocks.15	59.724121	37.554890	1.590	0.1119	
Ndlbrent.15	0.018241	0.936795	0.019	0.9845	
VolRussie.15	8.268661	5.554140	1.489	0.1367	
NdlprodMondial.16	24.570720	94.479579	0.260	0.7948	
NdIndice2kilian.16	-0.300352	0.023673	-12.688	<2e-16	***
NdlratioStocks.16	-46.277007	94.506997	-0.490	0.6244	

Ndlbrent.l6	1.738129	0.936443	1.856	0.0636	.						
VolRussie.l6	1.843858	5.560385	0.332	0.7402							
NdlprodMondial.l7	-7.727186	95.477421	-0.081	0.9355							
NdIndice2kilian.l7	-0.280509	0.023831	-11.771	<2e-16	***						
NdlratioStocks.l7	-31.139634	95.560755	-0.326	0.7446							
Ndlbrent.l7	0.944723	0.939019	1.006	0.3145							
VolRussie.l7	-0.760051	5.561651	-0.137	0.8913							
NdlprodMondial.l8	-3.741219	94.603989	-0.040	0.9685							
NdIndice2kilian.l8	-0.254605	0.023700	-10.743	<2e-16	***						
NdlratioStocks.l8	-3.362191	94.736876	-0.035	0.9717							
Ndlbrent.l8	-1.374784	0.938459	-1.465	0.1431							
VolRussie.l8	-4.626203	4.081895	-1.133	0.2572							
const	0.055554	0.027111	2.049	0.0406	*						

Signif. codes:	0	'***'	0.001	'**'	0.01	'*'	0.05	'.'	0.1	' '	1

Residual standard error: 0.3135 on 1770 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.9371, Adjusted R-squared: 0.9357
F-statistic: 659.1 on 40 and 1770 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation NdlratioStocks:

=====

$$\begin{aligned}
\text{NdlratioStocks} = & \text{NdlprodMondial.l1} + \text{NdIndice2kilian.l1} + \\
& \text{NdlratioStocks.l1} + \text{Ndlbrent.l1} + \text{VolRussie.l1} + \text{NdlprodMondial.l2} + \\
& \text{NdIndice2kilian.l2} + \text{NdlratioStocks.l2} + \text{Ndlbrent.l2} + \text{VolRussie.l2} + \\
& \text{NdlprodMondial.l3} + \text{NdIndice2kilian.l3} + \text{NdlratioStocks.l3} + \text{Ndlbrent.l3} + \\
& \text{VolRussie.l3} + \text{NdlprodMondial.l4} + \text{NdIndice2kilian.l4} + \text{NdlratioStocks.l4} \\
& + \text{Ndlbrent.l4} + \text{VolRussie.l4} + \text{NdlprodMondial.l5} + \text{NdIndice2kilian.l5} + \\
& \text{NdlratioStocks.l5} + \text{Ndlbrent.l5} + \text{VolRussie.l5} + \text{NdlprodMondial.l6} + \\
& \text{NdIndice2kilian.l6} + \text{NdlratioStocks.l6} + \text{Ndlbrent.l6} + \text{VolRussie.l6} + \\
& \text{NdlprodMondial.l7} + \text{NdIndice2kilian.l7} + \text{NdlratioStocks.l7} + \text{Ndlbrent.l7} + \\
& \text{VolRussie.l7} + \text{NdlprodMondial.l8} + \text{NdIndice2kilian.l8} + \text{NdlratioStocks.l8} \\
& + \text{Ndlbrent.l8} + \text{VolRussie.l8} + \text{const}
\end{aligned}$$

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
NdlprodMondial.l1	-3.606e-03	2.322e-02	-0.155	0.8766	
NdIndice2kilian.l1	-2.727e-06	5.828e-06	-0.468	0.6399	
NdlratioStocks.l1	3.130e-01	2.306e-02	13.573	<2e-16	***
Ndlbrent.l1	9.420e-05	2.239e-04	0.421	0.6740	
VolRussie.l1	-2.823e-05	1.004e-03	-0.028	0.9776	
NdlprodMondial.l2	-3.489e-03	2.342e-02	-0.149	0.8816	
NdIndice2kilian.l2	-2.135e-06	5.850e-06	-0.365	0.7152	
NdlratioStocks.l2	2.820e-01	2.330e-02	12.101	<2e-16	***
Ndlbrent.l2	1.685e-04	2.297e-04	0.733	0.4634	
VolRussie.l2	-2.431e-04	1.364e-03	-0.178	0.8586	
NdlprodMondial.l3	-6.556e-05	2.316e-02	-0.003	0.9977	
NdIndice2kilian.l3	-9.040e-07	5.812e-06	-0.156	0.8764	
NdlratioStocks.l3	2.531e-01	2.307e-02	10.972	<2e-16	***
Ndlbrent.l3	1.088e-04	2.297e-04	0.474	0.6359	
VolRussie.l3	9.183e-04	1.364e-03	0.673	0.5008	
NdlprodMondial.l4	-7.781e-04	1.034e-02	-0.075	0.9400	
NdIndice2kilian.l4	-5.861e-07	2.437e-06	-0.241	0.8100	
NdlratioStocks.l4	1.961e-02	9.172e-03	2.138	0.0327	*
Ndlbrent.l4	-8.807e-05	2.297e-04	-0.383	0.7015	
VolRussie.l4	-5.031e-04	1.361e-03	-0.370	0.7117	
NdlprodMondial.l5	1.186e-02	1.033e-02	1.148	0.2512	
NdIndice2kilian.l5	1.229e-06	2.436e-06	0.505	0.6139	

NdlratioStocks.15	9.275e-01	9.198e-03	100.836	<2e-16	***
Ndlbrent.15	-9.418e-05	2.294e-04	-0.410	0.6815	
VolRussie.15	-1.439e-03	1.360e-03	-1.058	0.2903	
NdlprodMondial.16	3.330e-03	2.314e-02	0.144	0.8856	
NdIndice2kilian.16	3.375e-06	5.798e-06	0.582	0.5605	
NdlratioStocks.16	-3.171e-01	2.315e-02	-13.698	<2e-16	***
Ndlbrent.16	-6.926e-06	2.294e-04	-0.030	0.9759	
VolRussie.16	7.519e-04	1.362e-03	0.552	0.5810	
NdlprodMondial.17	2.573e-03	2.338e-02	0.110	0.9124	
NdIndice2kilian.17	2.391e-06	5.837e-06	0.410	0.6822	
NdlratioStocks.17	-2.823e-01	2.341e-02	-12.063	<2e-16	***
Ndlbrent.17	5.470e-05	2.300e-04	0.238	0.8120	
VolRussie.17	5.805e-05	1.362e-03	0.043	0.9660	
NdlprodMondial.18	-1.313e-03	2.317e-02	-0.057	0.9548	
NdIndice2kilian.18	1.145e-06	5.805e-06	0.197	0.8436	
NdlratioStocks.18	-2.501e-01	2.320e-02	-10.778	<2e-16	***
Ndlbrent.18	1.471e-04	2.299e-04	0.640	0.5222	
VolRussie.18	2.259e-04	9.998e-04	0.226	0.8213	
const	1.379e-06	6.640e-06	0.208	0.8356	

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 7.679e-05 on 1770 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.9447, Adjusted R-squared: 0.9435
F-statistic: 756.3 on 40 and 1770 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation Ndlbrent:

=====

Ndlbrent = NdlprodMondial.11 + NdIndice2kilian.11 + NdlratioStocks.11 +
Ndlbrent.11 + VolRussie.11 + NdlprodMondial.12 + NdIndice2kilian.12 +
NdlratioStocks.12 + Ndlbrent.12 + VolRussie.12 + NdlprodMondial.13 +
NdIndice2kilian.13 + NdlratioStocks.13 + Ndlbrent.13 + VolRussie.13 +
NdlprodMondial.14 + NdIndice2kilian.14 + NdlratioStocks.14 + Ndlbrent.14 +
VolRussie.14 + NdlprodMondial.15 + NdIndice2kilian.15 + NdlratioStocks.15
+ Ndlbrent.15 + VolRussie.15 + NdlprodMondial.16 + NdIndice2kilian.16 +
NdlratioStocks.16 + Ndlbrent.16 + VolRussie.16 + NdlprodMondial.17 +
NdIndice2kilian.17 + NdlratioStocks.17 + Ndlbrent.17 + VolRussie.17 +
NdlprodMondial.18 + NdIndice2kilian.18 + NdlratioStocks.18 + Ndlbrent.18 +
VolRussie.18 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
NdlprodMondial.11	-0.6611789	2.4645993	-0.268	0.7885
NdIndice2kilian.11	0.0001536	0.0006187	0.248	0.8040
NdlratioStocks.11	0.1285341	2.4476891	0.053	0.9581
Ndlbrent.11	0.0476022	0.0237698	2.003	0.0454 *
VolRussie.11	0.0448559	0.1066355	0.421	0.6741
NdlprodMondial.12	3.6798227	2.4857242	1.480	0.1389
NdIndice2kilian.12	0.0001313	0.0006211	0.211	0.8326
NdlratioStocks.12	0.4879065	2.4734807	0.197	0.8437
Ndlbrent.12	0.0149157	0.0243846	0.612	0.5408
VolRussie.12	0.0249851	0.1448242	0.173	0.8630
NdlprodMondial.13	-1.4527729	2.4585280	-0.591	0.5547
NdIndice2kilian.13	0.0003134	0.0006169	0.508	0.6115
NdlratioStocks.13	-0.3560895	2.4490826	-0.145	0.8844
Ndlbrent.13	-0.0007569	0.0243825	-0.031	0.9752
VolRussie.13	0.0077774	0.1447683	0.054	0.9572
NdlprodMondial.14	-0.2784217	1.0972048	-0.254	0.7997

NdIndice2kilian.14	0.0003014	0.0002587	1.165	0.2442
NdlratioStocks.14	-1.4084230	0.9736802	-1.446	0.1482
Ndlbrent.14	-0.0033157	0.0243852	-0.136	0.8919
VolRussie.14	0.0194246	0.1444935	0.134	0.8931
NdlprodMondial.15	0.6627959	1.0970978	0.604	0.5458
NdIndice2kilian.15	0.0002399	0.0002586	0.928	0.3538
NdlratioStocks.15	1.0685196	0.9764671	1.094	0.2740
Ndlbrent.15	-0.0301382	0.0243577	-1.237	0.2161
VolRussie.15	-0.0930164	0.1444135	-0.644	0.5196
NdlprodMondial.16	-0.0080937	2.4565695	-0.003	0.9974
NdIndice2kilian.16	-0.0005996	0.0006155	-0.974	0.3301
NdlratioStocks.16	2.3385989	2.4572824	0.952	0.3414
Ndlbrent.16	0.0604401	0.0243485	2.482	0.0131 *
VolRussie.16	0.0600983	0.1445759	0.416	0.6777
NdlprodMondial.17	-2.2839868	2.4825144	-0.920	0.3577
NdIndice2kilian.17	0.0002746	0.0006196	0.443	0.6576
NdlratioStocks.17	-0.9070341	2.4846812	-0.365	0.7151
Ndlbrent.17	0.0339886	0.0244155	1.392	0.1641
VolRussie.17	0.0563162	0.1446088	0.389	0.6970
NdlprodMondial.18	0.4965455	2.4598043	0.202	0.8400
NdIndice2kilian.18	-0.0007704	0.0006162	-1.250	0.2114
NdlratioStocks.18	-1.2854158	2.4632595	-0.522	0.6019
Ndlbrent.18	-0.0066044	0.0244009	-0.271	0.7867
VolRussie.18	-0.0945567	0.1061336	-0.891	0.3731
const	-0.0005206	0.0007049	-0.739	0.4603

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.008152 on 1770 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.02318, Adjusted R-squared: 0.001102

F-statistic: 1.05 on 40 and 1770 DF, p-value: 0.3863

Estimation results for equation VolRussie:

=====

VolRussie = NdlprodMondial.11 + NdIndice2kilian.11 + NdlratioStocks.11 +
 Ndlbrent.11 + VolRussie.11 + NdlprodMondial.12 + NdIndice2kilian.12 +
 NdlratioStocks.12 + Ndlbrent.12 + VolRussie.12 + NdlprodMondial.13 +
 NdIndice2kilian.13 + NdlratioStocks.13 + Ndlbrent.13 + VolRussie.13 +
 NdlprodMondial.14 + NdIndice2kilian.14 + NdlratioStocks.14 + Ndlbrent.14 +
 VolRussie.14 + NdlprodMondial.15 + NdIndice2kilian.15 + NdlratioStocks.15
 + Ndlbrent.15 + VolRussie.15 + NdlprodMondial.16 + NdIndice2kilian.16 +
 NdlratioStocks.16 + Ndlbrent.16 + VolRussie.16 + NdlprodMondial.17 +
 NdIndice2kilian.17 + NdlratioStocks.17 + Ndlbrent.17 + VolRussie.17 +
 NdlprodMondial.18 + NdIndice2kilian.18 + NdlratioStocks.18 + Ndlbrent.18 +
 VolRussie.18 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
NdlprodMondial.11	-3.331e-02	5.492e-01	-0.061	0.9516	
NdIndice2kilian.11	-1.929e-04	1.379e-04	-1.399	0.1619	
NdlratioStocks.11	-1.336e-01	5.455e-01	-0.245	0.8066	
Ndlbrent.11	-4.847e-02	5.297e-03	-9.151	< 2e-16	***
VolRussie.11	9.176e-01	2.376e-02	38.615	< 2e-16	***
NdlprodMondial.12	3.402e-01	5.539e-01	0.614	0.5392	
NdIndice2kilian.12	3.928e-05	1.384e-04	0.284	0.7766	
NdlratioStocks.12	1.880e-01	5.512e-01	0.341	0.7330	
Ndlbrent.12	-1.020e-02	5.434e-03	-1.876	0.0608	.
VolRussie.12	1.957e-02	3.227e-02	0.606	0.5443	

NdlprodMondial.13	3.636e-02	5.479e-01	0.066	0.9471	
NdIndice2kilian.13	1.350e-04	1.375e-04	0.982	0.3264	
NdlratioStocks.13	-1.126e-01	5.458e-01	-0.206	0.8366	
Ndlbrent.13	-1.110e-02	5.434e-03	-2.043	0.0412	*
VolRussie.13	-6.850e-03	3.226e-02	-0.212	0.8319	
NdlprodMondial.14	4.541e-02	2.445e-01	0.186	0.8527	
NdIndice2kilian.14	6.764e-05	5.765e-05	1.173	0.2408	
NdlratioStocks.14	4.328e-01	2.170e-01	1.995	0.0462	*
Ndlbrent.14	-9.580e-03	5.434e-03	-1.763	0.0781	.
VolRussie.14	-8.651e-04	3.220e-02	-0.027	0.9786	
NdlprodMondial.15	-4.279e-02	2.445e-01	-0.175	0.8611	
NdIndice2kilian.15	-4.870e-05	5.763e-05	-0.845	0.3982	
NdlratioStocks.15	-1.853e-03	2.176e-01	-0.009	0.9932	
Ndlbrent.15	-7.747e-03	5.428e-03	-1.427	0.1537	
VolRussie.15	-2.523e-02	3.218e-02	-0.784	0.4332	
NdlprodMondial.16	-1.979e-01	5.474e-01	-0.362	0.7177	
NdIndice2kilian.16	2.111e-04	1.372e-04	1.539	0.1239	
NdlratioStocks.16	-4.809e-01	5.476e-01	-0.878	0.3800	
Ndlbrent.16	-4.856e-04	5.426e-03	-0.089	0.9287	
VolRussie.16	-1.501e-02	3.222e-02	-0.466	0.6414	
NdlprodMondial.17	-1.260e-01	5.532e-01	-0.228	0.8199	
NdIndice2kilian.17	1.235e-05	1.381e-04	0.089	0.9288	
NdlratioStocks.17	-8.291e-02	5.537e-01	-0.150	0.8810	
Ndlbrent.17	-5.628e-03	5.441e-03	-1.034	0.3011	
VolRussie.17	1.153e-02	3.223e-02	0.358	0.7206	
NdlprodMondial.18	5.540e-02	5.482e-01	0.101	0.9195	
NdIndice2kilian.18	-1.500e-04	1.373e-04	-1.092	0.2749	
NdlratioStocks.18	3.289e-01	5.489e-01	0.599	0.5491	
Ndlbrent.18	-6.450e-03	5.438e-03	-1.186	0.2357	
VolRussie.18	3.497e-02	2.365e-02	1.479	0.1394	
const	1.037e-03	1.571e-04	6.604	5.27e-11	***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.001817 on 1770 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.885, Adjusted R-squared: 0.8824
F-statistic: 340.5 on 40 and 1770 DF, p-value: < 2.2e-16

Covariance matrix of residuals:

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent	VolRussie
NdlprodMondial	6.231e-09	-6.502e-06	-1.106e-10	1.492e-08	
NdIndice2kilian	-6.502e-06	9.830e-02	2.146e-08	3.981e-05	
NdlratioStocks	-1.106e-10	2.146e-08	5.897e-09	-9.777e-09	
Ndlbrent	1.492e-08	3.981e-05	-9.777e-09	6.646e-05	
VolRussie	-1.743e-09	2.091e-06	-5.847e-09	-3.134e-07	3.300e-06

Correlation matrix of residuals:

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
NdlprodMondial	1.00000	-0.2627064	-0.0182502	0.02319
NdIndice2kilian	-0.26271	1.0000000	0.0008915	0.01557

NdlratioStocks	-0.01825	0.0008915	1.0000000	-0.01562
Ndlbrent	0.02319	0.0155741	-0.0156	171 1.00000
VolRussie	-0.01215	0.0036703	-0.0419091	-0.02116
	VolRussie			
NdlprodMondial	-0.01215			
NdIndice2kilian	0.00367			
NdlratioStocks	-0.04191			
Ndlbrent	-0.02116			
VolRussie	1.00000			

Norvege (VAR(8))

VAR Estimation Results:

=====

Endogenous variables: NdlprodMondial, NdIndice2kilian, NdlratioStocks, Ndlbrent, VolNorvege

Deterministic variables: const

Sample size: 1811

Log Likelihood: 41430.636

Roots of the characteristic polynomial:

0.9912	0.9912	0.9869	0.9869	0.9863	0.9863	0.9862	0.9862	0.9793	0.9793	
0.9781	0.9781	0.9669	0.9651	0.9651	0.9638	0.9638	0.963	0.963	0.7477	0.7477
0.6724	0.6724	0.6418	0.6418	0.6005	0.5758	0.5758	0.5747	0.5747	0.5323	
0.5323	0.5092	0.5092	0.4558	0.4558	0.4401	0.4401	0.3256	0.3256		

Call:

VAR(y = MatrixNorvegeP, p = 8, type = "const")

Estimation results for equation NdlprodMondial:

=====

NdlprodMondial = NdlprodMondial.l1 + NdIndice2kilian.l1 + NdlratioStocks.l1 + Ndlbrent.l1 + VolNorvege.l1 + NdlprodMondial.l2 + NdIndice2kilian.l2 + NdlratioStocks.l2 + Ndlbrent.l2 + VolNorvege.l2 + NdlprodMondial.l3 + NdIndice2kilian.l3 + NdlratioStocks.l3 + Ndlbrent.l3 + VolNorvege.l3 + NdlprodMondial.l4 + NdIndice2kilian.l4 + NdlratioStocks.l4 + Ndlbrent.l4 + VolNorvege.l4 + NdlprodMondial.l5 + NdIndice2kilian.l5 + NdlratioStocks.l5 + Ndlbrent.l5 + VolNorvege.l5 + NdlprodMondial.l6 + NdIndice2kilian.l6 + NdlratioStocks.l6 + Ndlbrent.l6 + VolNorvege.l6 + NdlprodMondial.l7 + NdIndice2kilian.l7 + NdlratioStocks.l7 + Ndlbrent.l7 + VolNorvege.l7 + NdlprodMondial.l8 + NdIndice2kilian.l8 + NdlratioStocks.l8 + Ndlbrent.l8 + VolNorvege.l8 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
NdlprodMondial.l1	3.044e-01	2.385e-02	12.763	< 2e-16	***
NdIndice2kilian.l1	6.242e-08	5.965e-06	0.010	0.99165	
NdlratioStocks.l1	-5.576e-04	2.360e-02	-0.024	0.98115	
Ndlbrent.l1	3.122e-04	2.312e-04	1.351	0.17702	
VolNorvege.l1	7.204e-05	2.703e-04	0.267	0.78984	
NdlprodMondial.l2	2.825e-01	2.403e-02	11.756	< 2e-16	***
NdIndice2kilian.l2	8.089e-07	6.007e-06	0.135	0.89290	
NdlratioStocks.l2	-8.985e-04	2.384e-02	-0.038	0.96994	
Ndlbrent.l2	-3.474e-04	2.322e-04	-1.496	0.13489	
VolNorvege.l2	3.404e-04	3.899e-04	0.873	0.38276	
NdlprodMondial.l3	2.500e-01	2.382e-02	10.497	< 2e-16	***
NdIndice2kilian.l3	-6.635e-07	5.946e-06	-0.112	0.91115	
NdlratioStocks.l3	5.295e-03	2.363e-02	0.224	0.82270	
Ndlbrent.l3	1.929e-04	2.318e-04	0.832	0.40559	
VolNorvege.l3	-8.216e-05	3.909e-04	-0.210	0.83353	
NdlprodMondial.l4	2.708e-02	1.060e-02	2.555	0.01071	*
NdIndice2kilian.l4	-9.486e-08	2.493e-06	-0.038	0.96965	

NdlratioStocks.14	2.940e-04	9.373e-03	0.031	0.97498	
Ndlbrent.14	-4.994e-05	2.309e-04	-0.216	0.82882	
VolNorvege.14	-3.741e-04	3.899e-04	-0.959	0.33744	
NdlprodMondial.15	8.997e-01	1.060e-02	84.865	< 2e-16	***
NdIndice2kilian.15	2.886e-06	2.492e-06	1.158	0.24698	
NdlratioStocks.15	1.323e-03	9.393e-03	0.141	0.88798	
Ndlbrent.15	3.134e-06	2.305e-04	0.014	0.98915	
VolNorvege.15	-4.807e-04	3.900e-04	-1.232	0.21796	
NdlprodMondial.16	-3.118e-01	2.380e-02	-13.098	< 2e-16	***
NdIndice2kilian.16	-3.593e-07	5.939e-06	-0.060	0.95177	
NdlratioStocks.16	1.686e-03	2.370e-02	0.071	0.94328	
Ndlbrent.16	2.992e-04	2.306e-04	1.297	0.19477	
VolNorvege.16	6.488e-04	3.900e-04	1.664	0.09634	.
NdlprodMondial.17	-2.821e-01	2.403e-02	-11.738	< 2e-16	***
NdIndice2kilian.17	-7.377e-07	5.997e-06	-0.123	0.90211	
NdlratioStocks.17	1.451e-03	2.393e-02	0.061	0.95167	
Ndlbrent.17	-1.712e-04	2.311e-04	-0.741	0.45876	
VolNorvege.17	5.710e-04	3.895e-04	1.466	0.14280	
NdlprodMondial.18	-2.456e-01	2.387e-02	-10.288	< 2e-16	***
NdIndice2kilian.18	8.548e-09	5.945e-06	0.001	0.99885	
NdlratioStocks.18	-3.730e-03	2.374e-02	-0.157	0.87514	
Ndlbrent.18	9.995e-05	2.304e-04	0.434	0.66449	
VolNorvege.18	-7.750e-04	2.698e-04	-2.872	0.00413	**
const	8.012e-06	3.878e-06	2.066	0.03897	*

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 7.865e-05 on 1770 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.9255, Adjusted R-squared: 0.9238
F-statistic: 549.8 on 40 and 1770 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation NdIndice2kilian:

=====
NdIndice2kilian = NdlprodMondial.11 + NdIndice2kilian.11 +
NdlratioStocks.11 + Ndlbrent.11 + VolNorvege.11 + NdlprodMondial.12 +
NdIndice2kilian.12 + NdlratioStocks.12 + Ndlbrent.12 + VolNorvege.12 +
NdlprodMondial.13 + NdIndice2kilian.13 + NdlratioStocks.13 + Ndlbrent.13 +
VolNorvege.13 + NdlprodMondial.14 + NdIndice2kilian.14 + NdlratioStocks.14
+ Ndlbrent.14 + VolNorvege.14 + NdlprodMondial.15 + NdIndice2kilian.15 +
NdlratioStocks.15 + Ndlbrent.15 + VolNorvege.15 + NdlprodMondial.16 +
NdIndice2kilian.16 + NdlratioStocks.16 + Ndlbrent.16 + VolNorvege.16 +
NdlprodMondial.17 + NdIndice2kilian.17 + NdlratioStocks.17 + Ndlbrent.17 +
VolNorvege.17 + NdlprodMondial.18 + NdIndice2kilian.18 + NdlratioStocks.18
+ Ndlbrent.18 + VolNorvege.18 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
NdlprodMondial.11	-2.516340	95.145984	-0.026	0.9789	
NdIndice2kilian.11	0.304506	0.023792	12.799	<2e-16	***
NdlratioStocks.11	37.875811	94.137714	0.402	0.6875	
Ndlbrent.11	1.490343	0.921969	1.616	0.1062	
VolNorvege.11	1.220108	1.077987	1.132	0.2579	
NdlprodMondial.12	-6.314542	95.842876	-0.066	0.9475	
NdIndice2kilian.12	0.278578	0.023961	11.626	<2e-16	***
NdlratioStocks.12	20.084857	95.088419	0.211	0.8327	
Ndlbrent.12	0.642043	0.926331	0.693	0.4883	
VolNorvege.12	-3.166712	1.555194	-2.036	0.0419	*
NdlprodMondial.13	9.581704	95.007331	0.101	0.9197	

NdIndice2kilian.13	0.261967	0.023715	11.047	<2e-16	***
NdlratioStocks.13	12.118454	94.238756	0.129	0.8977	
Ndlbrent.13	-1.388179	0.924674	-1.501	0.1335	
VolNorvege.13	3.526864	1.559014	2.262	0.0238	*
NdlprodMondial.14	-3.622092	42.277962	-0.086	0.9317	
NdIndice2kilian.14	0.023451	0.009943	2.359	0.0184	*
NdlratioStocks.14	-5.211517	37.383315	-0.139	0.8891	
Ndlbrent.14	-0.430032	0.921093	-0.467	0.6406	
VolNorvege.14	-1.164429	1.555245	-0.749	0.4541	
NdlprodMondial.15	28.315999	42.287562	0.670	0.5032	
NdIndice2kilian.15	0.908430	0.009940	91.392	<2e-16	***
NdlratioStocks.15	70.852245	37.464743	1.891	0.0588	.
Ndlbrent.15	0.436103	0.919336	0.474	0.6353	
VolNorvege.15	-0.203858	1.555638	-0.131	0.8958	
NdlprodMondial.16	7.659363	94.943754	0.081	0.9357	
NdIndice2kilian.16	-0.310501	0.023688	-13.108	<2e-16	***
NdlratioStocks.16	-44.980424	94.519458	-0.476	0.6342	
Ndlbrent.16	1.719113	0.919911	1.869	0.0618	.
VolNorvege.16	1.210252	1.555428	0.778	0.4366	
NdlprodMondial.17	18.150708	95.860079	0.189	0.8498	
NdIndice2kilian.17	-0.275295	0.023918	-11.510	<2e-16	***
NdlratioStocks.17	-44.879725	95.461664	-0.470	0.6383	
Ndlbrent.17	0.986637	0.921592	1.071	0.2845	
VolNorvege.17	-3.301753	1.553379	-2.126	0.0337	*
NdlprodMondial.18	-15.859169	95.204647	-0.167	0.8677	
NdIndice2kilian.18	-0.256386	0.023711	-10.813	<2e-16	***
NdlratioStocks.18	-15.674346	94.673241	-0.166	0.8685	
Ndlbrent.18	-1.599336	0.919024	-1.740	0.0820	.
VolNorvege.18	2.175929	1.076287	2.022	0.0434	*
const	-0.019009	0.015468	-1.229	0.2193	

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.3137 on 1770 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.937, Adjusted R-squared: 0.9356
F-statistic: 658.4 on 40 and 1770 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation NdlratioStocks:

=====
NdlratioStocks = NdlprodMondial.11 + NdIndice2kilian.11 +
NdlratioStocks.11 + Ndlbrent.11 + VolNorvege.11 + NdlprodMondial.12 +
NdIndice2kilian.12 + NdlratioStocks.12 + Ndlbrent.12 + VolNorvege.12 +
NdlprodMondial.13 + NdIndice2kilian.13 + NdlratioStocks.13 + Ndlbrent.13 +
VolNorvege.13 + NdlprodMondial.14 + NdIndice2kilian.14 + NdlratioStocks.14
+ Ndlbrent.14 + VolNorvege.14 + NdlprodMondial.15 + NdIndice2kilian.15 +
NdlratioStocks.15 + Ndlbrent.15 + VolNorvege.15 + NdlprodMondial.16 +
NdIndice2kilian.16 + NdlratioStocks.16 + Ndlbrent.16 + VolNorvege.16 +
NdlprodMondial.17 + NdIndice2kilian.17 + NdlratioStocks.17 + Ndlbrent.17 +
VolNorvege.17 + NdlprodMondial.18 + NdIndice2kilian.18 + NdlratioStocks.18
+ Ndlbrent.18 + VolNorvege.18 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
NdlprodMondial.11	-1.475e-03	2.327e-02	-0.063	0.9495
NdIndice2kilian.11	-2.233e-06	5.818e-06	-0.384	0.7011
NdlratioStocks.11	3.125e-01	2.302e-02	13.573	<2e-16 ***
Ndlbrent.11	1.471e-04	2.255e-04	0.652	0.5142
VolNorvege.11	3.846e-04	2.636e-04	1.459	0.1447

NdlprodMondial.12	-4.301e-03	2.344e-02	-0.184	0.8544	
NdIndice2kilian.12	-1.856e-06	5.860e-06	-0.317	0.7514	
NdlratioStocks.12	2.832e-01	2.325e-02	12.177	<2e-16	***
Ndlbrent.12	2.209e-04	2.265e-04	0.975	0.3296	
VolNorvege.12	-1.962e-04	3.803e-04	-0.516	0.6060	
NdlprodMondial.13	-3.467e-03	2.323e-02	-0.149	0.8814	
NdIndice2kilian.13	-1.089e-06	5.799e-06	-0.188	0.8510	
NdlratioStocks.13	2.533e-01	2.305e-02	10.989	<2e-16	***
Ndlbrent.13	1.115e-04	2.261e-04	0.493	0.6222	
VolNorvege.13	-4.234e-04	3.813e-04	-1.111	0.2669	
NdlprodMondial.14	-7.921e-04	1.034e-02	-0.077	0.9389	
NdIndice2kilian.14	-7.359e-07	2.431e-06	-0.303	0.7622	
NdlratioStocks.14	1.849e-02	9.142e-03	2.022	0.0433	*
Ndlbrent.14	-1.086e-04	2.252e-04	-0.482	0.6299	
VolNorvege.14	2.387e-04	3.803e-04	0.628	0.5304	
NdlprodMondial.15	1.165e-02	1.034e-02	1.127	0.2600	
NdIndice2kilian.15	1.299e-06	2.431e-06	0.534	0.5931	
NdlratioStocks.15	9.277e-01	9.162e-03	101.261	<2e-16	***
Ndlbrent.15	-6.360e-05	2.248e-04	-0.283	0.7773	
VolNorvege.15	2.685e-04	3.804e-04	0.706	0.4804	
NdlprodMondial.16	9.760e-04	2.322e-02	0.042	0.9665	
NdIndice2kilian.16	2.971e-06	5.793e-06	0.513	0.6081	
NdlratioStocks.16	-3.156e-01	2.311e-02	-13.655	<2e-16	***
Ndlbrent.16	5.750e-05	2.250e-04	0.256	0.7983	
VolNorvege.16	-8.872e-05	3.804e-04	-0.233	0.8156	
NdlprodMondial.17	3.801e-03	2.344e-02	0.162	0.8712	
NdIndice2kilian.17	2.285e-06	5.849e-06	0.391	0.6961	
NdlratioStocks.17	-2.837e-01	2.334e-02	-12.155	<2e-16	***
Ndlbrent.17	9.545e-05	2.254e-04	0.424	0.6720	
VolNorvege.17	-4.083e-04	3.799e-04	-1.075	0.2826	
NdlprodMondial.18	2.488e-03	2.328e-02	0.107	0.9149	
NdIndice2kilian.18	1.366e-06	5.798e-06	0.236	0.8138	
NdlratioStocks.18	-2.504e-01	2.315e-02	-10.817	<2e-16	***
Ndlbrent.18	1.996e-04	2.247e-04	0.888	0.3746	
VolNorvege.18	1.747e-04	2.632e-04	0.664	0.5069	
const	-3.293e-07	3.783e-06	-0.087	0.9306	

Signif. codes:	0 '***'	0.001 '**'	0.01 '*'	0.05 '.'	0.1 ' ' 1

Residual standard error: 7.671e-05 on 1770 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.9448, Adjusted R-squared: 0.9436
F-statistic: 758 on 40 and 1770 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation Ndlbrent:

=====

$$\begin{aligned} \text{Ndlbrent} = & \text{NdlprodMondial.11} + \text{NdIndice2kilian.11} + \text{NdlratioStocks.11} + \\ & \text{Ndlbrent.11} + \text{VolNorvege.11} + \text{NdlprodMondial.12} + \text{NdIndice2kilian.12} + \\ & \text{NdlratioStocks.12} + \text{Ndlbrent.12} + \text{VolNorvege.12} + \text{NdlprodMondial.13} + \\ & \text{NdIndice2kilian.13} + \text{NdlratioStocks.13} + \text{Ndlbrent.13} + \text{VolNorvege.13} + \\ & \text{NdlprodMondial.14} + \text{NdIndice2kilian.14} + \text{NdlratioStocks.14} + \text{Ndlbrent.14} + \\ & \text{VolNorvege.14} + \text{NdlprodMondial.15} + \text{NdIndice2kilian.15} + \text{NdlratioStocks.15} \\ & + \text{Ndlbrent.15} + \text{VolNorvege.15} + \text{NdlprodMondial.16} + \text{NdIndice2kilian.16} + \\ & \text{NdlratioStocks.16} + \text{Ndlbrent.16} + \text{VolNorvege.16} + \text{NdlprodMondial.17} + \\ & \text{NdIndice2kilian.17} + \text{NdlratioStocks.17} + \text{Ndlbrent.17} + \text{VolNorvege.17} + \\ & \text{NdlprodMondial.18} + \text{NdIndice2kilian.18} + \text{NdlratioStocks.18} + \text{Ndlbrent.18} + \\ & \text{VolNorvege.18} + \text{const} \end{aligned}$$

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
NdlprodMondial.11	-3.461e-01	2.454e+00	-0.141	0.88784	
NdIndice2kilian.11	2.005e-04	6.135e-04	0.327	0.74391	
NdlratioStocks.11	-1.254e-01	2.428e+00	-0.052	0.95882	
Ndlbrent.11	4.702e-02	2.377e-02	1.978	0.04811	*
VolNorvege.11	-4.069e-02	2.780e-02	-1.464	0.14343	
NdlprodMondial.12	3.406e+00	2.471e+00	1.378	0.16829	
NdIndice2kilian.12	-3.993e-05	6.179e-04	-0.065	0.94848	
NdlratioStocks.12	7.249e-01	2.452e+00	0.296	0.76754	
Ndlbrent.12	1.452e-02	2.389e-02	0.608	0.54341	
VolNorvege.12	8.010e-02	4.010e-02	1.997	0.04594	*
NdlprodMondial.13	-1.332e+00	2.450e+00	-0.544	0.58671	
NdIndice2kilian.13	3.772e-04	6.115e-04	0.617	0.53746	
NdlratioStocks.13	-4.345e-01	2.430e+00	-0.179	0.85812	
Ndlbrent.13	-1.293e-02	2.384e-02	-0.542	0.58774	
VolNorvege.13	-2.077e-02	4.020e-02	-0.517	0.60547	
NdlprodMondial.14	-2.162e-01	1.090e+00	-0.198	0.84284	
NdIndice2kilian.14	3.015e-04	2.564e-04	1.176	0.23969	
NdlratioStocks.14	-1.487e+00	9.640e-01	-1.543	0.12309	
Ndlbrent.14	-1.318e-02	2.375e-02	-0.555	0.57908	
VolNorvege.14	-9.536e-02	4.010e-02	-2.378	0.01752	*
NdlprodMondial.15	5.003e-01	1.090e+00	0.459	0.64644	
NdIndice2kilian.15	2.158e-04	2.563e-04	0.842	0.40000	
NdlratioStocks.15	1.259e+00	9.661e-01	1.304	0.19255	
Ndlbrent.15	-3.645e-02	2.371e-02	-1.538	0.12429	
VolNorvege.15	1.403e-01	4.011e-02	3.498	0.00048	***
NdlprodMondial.16	-7.095e-02	2.448e+00	-0.029	0.97688	
NdIndice2kilian.16	-6.106e-04	6.109e-04	-1.000	0.31762	
NdlratioStocks.16	2.549e+00	2.437e+00	1.046	0.29577	
Ndlbrent.16	6.069e-02	2.372e-02	2.559	0.01059	*
VolNorvege.16	-1.845e-02	4.011e-02	-0.460	0.64567	
NdlprodMondial.17	-2.267e+00	2.472e+00	-0.917	0.35918	
NdIndice2kilian.17	4.129e-04	6.168e-04	0.669	0.50327	
NdlratioStocks.17	-1.078e+00	2.462e+00	-0.438	0.66141	
Ndlbrent.17	2.248e-02	2.376e-02	0.946	0.34436	
VolNorvege.17	-8.947e-02	4.006e-02	-2.233	0.02564	*
NdlprodMondial.18	4.510e-01	2.455e+00	0.184	0.85425	
NdIndice2kilian.18	-8.393e-04	6.114e-04	-1.373	0.17000	
NdlratioStocks.18	-1.218e+00	2.441e+00	-0.499	0.61787	
Ndlbrent.18	-1.593e-02	2.370e-02	-0.672	0.50143	
VolNorvege.18	6.265e-02	2.775e-02	2.257	0.02411	*
const	-1.014e-03	3.989e-04	-2.541	0.01113	*

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.008089 on 1770 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.03828, Adjusted R-squared: 0.01654
F-statistic: 1.761 on 40 and 1770 DF, p-value: 0.002429

Estimation results for equation VolNorvege:

=====

$$\text{VolNorvege} = \text{NdlprodMondial.11} + \text{NdIndice2kilian.11} + \text{NdlratioStocks.11} + \text{Ndlbrent.11} + \text{VolNorvege.11} + \text{NdlprodMondial.12} + \text{NdIndice2kilian.12} + \text{NdlratioStocks.12} + \text{Ndlbrent.12} + \text{VolNorvege.12} + \text{NdlprodMondial.13} + \text{NdIndice2kilian.13} + \text{NdlratioStocks.13} + \text{Ndlbrent.13} + \text{VolNorvege.13} + \text{NdlprodMondial.14} + \text{NdIndice2kilian.14} + \text{NdlratioStocks.14} + \text{Ndlbrent.14} + \text{VolNorvege.14} + \text{NdlprodMondial.15} + \text{NdIndice2kilian.15} + \text{NdlratioStocks.15}$$

+ Ndlbrent.15 + VolNorvege.15 + NdlprodMondial.16 + NdIndice2kilian.16 +
 NdlratioStocks.16 + Ndlbrent.16 + VolNorvege.16 + NdlprodMondial.17 +
 NdIndice2kilian.17 + NdlratioStocks.17 + Ndlbrent.17 + VolNorvege.17 +
 NdlprodMondial.18 + NdIndice2kilian.18 + NdlratioStocks.18 + Ndlbrent.18 +
 VolNorvege.18 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
NdlprodMondial.11	4.447e-01	2.100e+00	0.212	0.832325	
NdIndice2kilian.11	5.703e-04	5.252e-04	1.086	0.277700	
NdlratioStocks.11	8.158e-01	2.078e+00	0.393	0.694673	
Ndlbrent.11	-6.802e-02	2.035e-02	-3.342	0.000849	***
VolNorvege.11	1.041e+00	2.380e-02	43.751	< 2e-16	***
NdlprodMondial.12	4.344e+00	2.116e+00	2.053	0.040200	*
NdIndice2kilian.12	6.116e-04	5.289e-04	1.156	0.247706	
NdlratioStocks.12	-2.576e+00	2.099e+00	-1.227	0.219802	
Ndlbrent.12	-1.150e-02	2.045e-02	-0.562	0.573919	
VolNorvege.12	-5.633e-02	3.433e-02	-1.641	0.101020	
NdlprodMondial.13	-2.322e+00	2.097e+00	-1.107	0.268269	
NdIndice2kilian.13	-7.704e-04	5.235e-04	-1.472	0.141282	
NdlratioStocks.13	2.842e+00	2.080e+00	1.366	0.171971	
Ndlbrent.13	-2.374e-02	2.041e-02	-1.163	0.244886	
VolNorvege.13	1.129e-02	3.441e-02	0.328	0.742791	
NdlprodMondial.14	7.205e-01	9.332e-01	0.772	0.440165	
NdIndice2kilian.14	-6.391e-05	2.195e-04	-0.291	0.770942	
NdlratioStocks.14	-2.618e-01	8.252e-01	-0.317	0.751067	
Ndlbrent.14	1.246e-02	2.033e-02	0.613	0.540203	
VolNorvege.14	-5.990e-02	3.433e-02	-1.745	0.081190	.
NdlprodMondial.15	1.550e+00	9.334e-01	1.660	0.097051	.
NdIndice2kilian.15	1.148e-04	2.194e-04	0.523	0.600959	
NdlratioStocks.15	-1.024e+00	8.270e-01	-1.238	0.215770	
Ndlbrent.15	4.946e-02	2.029e-02	2.437	0.014889	*
VolNorvege.15	1.672e-02	3.434e-02	0.487	0.626324	
NdlprodMondial.16	-1.941e+00	2.096e+00	-0.926	0.354486	
NdIndice2kilian.16	-7.675e-04	5.229e-04	-1.468	0.142313	
NdlratioStocks.16	3.341e-02	2.086e+00	0.016	0.987225	
Ndlbrent.16	-2.474e-02	2.031e-02	-1.218	0.223274	
VolNorvege.16	2.770e-02	3.433e-02	0.807	0.419960	
NdlprodMondial.17	-4.263e+00	2.116e+00	-2.015	0.044106	*
NdIndice2kilian.17	-5.890e-04	5.280e-04	-1.116	0.264722	
NdlratioStocks.17	2.284e+00	2.107e+00	1.084	0.278644	
Ndlbrent.17	-1.116e-02	2.034e-02	-0.549	0.583410	
VolNorvege.17	-1.247e-04	3.429e-02	-0.004	0.997098	
NdlprodMondial.18	9.627e-01	2.102e+00	0.458	0.646936	
NdIndice2kilian.18	9.202e-04	5.234e-04	1.758	0.078890	.
NdlratioStocks.18	-2.497e+00	2.090e+00	-1.195	0.232336	
Ndlbrent.18	7.560e-03	2.029e-02	0.373	0.709425	
VolNorvege.18	-1.184e-02	2.376e-02	-0.498	0.618283	
const	1.553e-03	3.414e-04	4.549	5.77e-06	***

 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.006924 on 1770 degrees of freedom
 Multiple R-Squared: 0.9452, Adjusted R-squared: 0.944
 F-statistic: 763.9 on 40 and 1770 DF, p-value: < 2.2e-16

Covariance matrix of residuals:

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
NdlprodMondial	6.185e-09	-6.454e-06	-1.033e-10	1.844e-08
NdIndice2kilian	-6.454e-06	9.840e-02	5.924e-09	3.234e-05
NdlratioStocks	-1.033e-10	5.924e-09	5.884e-09	-9.809e-09
Ndlbrent	1.844e-08	3.234e-05	-9.809e-09	6.543e-05
VolNorvege	-2.355e-08	-2.817e-05	8.384e-10	-3.307e-06
	VolNorvege			
NdlprodMondial	-2.355e-08			
NdIndice2kilian	-2.817e-05			
NdlratioStocks	8.384e-10			
Ndlbrent	-3.307e-06			
VolNorvege	4.794e-05			

Correlation matrix of residuals:

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
NdlprodMondial	1.00000	-0.2616144	-0.0171259	0.02898
NdIndice2kilian	-0.26161	1.0000000	0.0002462	0.01274
NdlratioStocks	-0.01713	0.0002462	1.0000000	-0.01581
Ndlbrent	0.02898	0.0127436	-0.0158075	1.00000
VolNorvege	-0.04325	-0.0129711	0.0015785	-0.05905
	VolNorvege			
NdlprodMondial	-0.043254			
NdIndice2kilian	-0.012971			
NdlratioStocks	0.001578			
Ndlbrent	-0.059049			
VolNorvege	1.000000			

Kazakhstan VAR(8)

VAR Estimation Results:

=====

Endogenous variables: NdlprodMondial, NdIndice2kilian, NdlratioStocks, Ndlbrent, VolKazakhstan

Deterministic variables: const

Sample size: 1811

Log Likelihood: 42233.972

Roots of the characteristic polynomial:

0.9912 0.9912 0.9872 0.9872 0.9864 0.9864 0.9861 0.9861 0.98 0.98 0.9778
0.9778 0.9702 0.9654 0.9654 0.963 0.963 0.9628 0.9628 0.7172 0.7091 0.7091
0.7082 0.7082 0.6692 0.6692 0.664 0.664 0.6319 0.6319 0.5397 0.5397 0.5272
0.5272 0.5245 0.5245 0.5222 0.5222 0.4369 0.4369

Call:

VAR(y = MatrixKazakhstanP, p = 8, type = "const")

Estimation results for equation NdlprodMondial:

=====

NdlprodMondial = NdlprodMondial.l1 + NdIndice2kilian.l1 +
NdlratioStocks.l1 + Ndlbrent.l1 + VolKazakhstan.l1 + NdlprodMondial.l2 +
NdIndice2kilian.l2 + NdlratioStocks.l2 + Ndlbrent.l2 + VolKazakhstan.l2 +
NdlprodMondial.l3 + NdIndice2kilian.l3 + NdlratioStocks.l3 + Ndlbrent.l3 +
VolKazakhstan.l3 + NdlprodMondial.l4 + NdIndice2kilian.l4 +
NdlratioStocks.l4 + Ndlbrent.l4 + VolKazakhstan.l4 + NdlprodMondial.l5 +
NdIndice2kilian.l5 + NdlratioStocks.l5 + Ndlbrent.l5 + VolKazakhstan.l5 +
NdlprodMondial.l6 + NdIndice2kilian.l6 + NdlratioStocks.l6 + Ndlbrent.l6 +
VolKazakhstan.l6 + NdlprodMondial.l7 + NdIndice2kilian.l7 +
NdlratioStocks.l7 + Ndlbrent.l7 + VolKazakhstan.l7 + NdlprodMondial.l8 +

NdIndice2kilian.l8 + NdlratioStocks.l8 + Ndlbrent.l8 + VolKazakhstan.l8 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
NdlprodMondial.l1	3.076e-01	2.388e-02	12.883	<2e-16	***
NdIndice2kilian.l1	6.252e-07	5.977e-06	0.105	0.9167	
NdlratioStocks.l1	2.249e-03	2.371e-02	0.095	0.9244	
Ndlbrent.l1	3.456e-04	2.305e-04	1.499	0.1340	
VolKazakhstan.l1	4.596e-04	4.285e-04	1.072	0.2837	
NdlprodMondial.l2	2.796e-01	2.408e-02	11.613	<2e-16	***
NdIndice2kilian.l2	3.054e-07	6.012e-06	0.051	0.9595	
NdlratioStocks.l2	2.319e-03	2.404e-02	0.096	0.9232	
Ndlbrent.l2	-4.095e-04	2.320e-04	-1.765	0.0777	.
VolKazakhstan.l2	-3.303e-04	5.890e-04	-0.561	0.5750	
NdlprodMondial.l3	2.522e-01	2.382e-02	10.587	<2e-16	***
NdIndice2kilian.l3	-7.718e-08	5.964e-06	-0.013	0.9897	
NdlratioStocks.l3	1.897e-03	2.377e-02	0.080	0.9364	
Ndlbrent.l3	7.183e-05	2.317e-04	0.310	0.7566	
VolKazakhstan.l3	-4.703e-05	5.873e-04	-0.080	0.9362	
NdlprodMondial.l4	2.698e-02	1.063e-02	2.538	0.0112	*
NdIndice2kilian.l4	-1.220e-07	2.508e-06	-0.049	0.9612	
NdlratioStocks.l4	-3.094e-05	9.407e-03	-0.003	0.9974	
Ndlbrent.l4	-6.343e-05	2.315e-04	-0.274	0.7841	
VolKazakhstan.l4	9.770e-05	5.869e-04	0.166	0.8678	
NdlprodMondial.l5	8.982e-01	1.063e-02	84.468	<2e-16	***
NdIndice2kilian.l5	2.899e-06	2.506e-06	1.157	0.2475	
NdlratioStocks.l5	1.890e-03	9.428e-03	0.200	0.8411	
Ndlbrent.l5	1.888e-05	2.311e-04	0.082	0.9349	
VolKazakhstan.l5	2.632e-04	5.874e-04	0.448	0.6542	
NdlprodMondial.l6	-3.133e-01	2.382e-02	-13.154	<2e-16	***
NdIndice2kilian.l6	-6.868e-07	5.949e-06	-0.115	0.9081	
NdlratioStocks.l6	-1.734e-03	2.378e-02	-0.073	0.9419	
Ndlbrent.l6	2.694e-04	2.308e-04	1.167	0.2434	
VolKazakhstan.l6	-2.202e-04	5.880e-04	-0.374	0.7081	
NdlprodMondial.l7	-2.790e-01	2.407e-02	-11.593	<2e-16	***
NdIndice2kilian.l7	-2.800e-07	5.995e-06	-0.047	0.9628	
NdlratioStocks.l7	-1.792e-03	2.410e-02	-0.074	0.9407	
Ndlbrent.l7	-2.138e-04	2.314e-04	-0.924	0.3556	
VolKazakhstan.l7	-2.145e-04	5.888e-04	-0.364	0.7156	
NdlprodMondial.l8	-2.480e-01	2.384e-02	-10.404	<2e-16	***
NdIndice2kilian.l8	-9.236e-07	5.958e-06	-0.155	0.8768	
NdlratioStocks.l8	4.632e-04	2.386e-02	0.019	0.9845	
Ndlbrent.l8	8.212e-05	2.315e-04	0.355	0.7228	
VolKazakhstan.l8	2.106e-05	4.281e-04	0.049	0.9608	
const	3.185e-06	3.785e-06	0.842	0.4002	

 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 7.897e-05 on 1770 degrees of freedom
 Multiple R-Squared: 0.9249, Adjusted R-squared: 0.9232
 F-statistic: 544.9 on 40 and 1770 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation NdIndice2kilian:

=====
 NdIndice2kilian = NdlprodMondial.l1 + NdIndice2kilian.l1 +
 NdlratioStocks.l1 + Ndlbrent.l1 + VolKazakhstan.l1 + NdlprodMondial.l2 +
 NdIndice2kilian.l2 + NdlratioStocks.l2 + Ndlbrent.l2 + VolKazakhstan.l2 +

NdlprodMondial.13 + NdIndice2kilian.13 + NdlratioStocks.13 + Ndlbrent.13 +
 VolKazakhstan.13 + NdlprodMondial.14 + NdIndice2kilian.14 +
 NdlratioStocks.14 + Ndlbrent.14 + VolKazakhstan.14 + NdlprodMondial.15 +
 NdIndice2kilian.15 + NdlratioStocks.15 + Ndlbrent.15 + VolKazakhstan.15 +
 NdlprodMondial.16 + NdIndice2kilian.16 + NdlratioStocks.16 + Ndlbrent.16 +
 VolKazakhstan.16 + NdlprodMondial.17 + NdIndice2kilian.17 +
 NdlratioStocks.17 + Ndlbrent.17 + VolKazakhstan.17 + NdlprodMondial.18 +
 NdIndice2kilian.18 + NdlratioStocks.18 + Ndlbrent.18 + VolKazakhstan.18 +
 const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
NdlprodMondial.11	-14.117920	95.038510	-0.149	0.8819	
NdIndice2kilian.11	0.298805	0.023789	12.561	<2e-16	***
NdlratioStocks.11	40.051631	94.370369	0.424	0.6713	
Ndlbrent.11	1.577851	0.917493	1.720	0.0857	.
VolKazakhstan.11	-0.863477	1.705634	-0.506	0.6127	
NdlprodMondial.12	18.298292	95.835583	0.191	0.8486	
NdIndice2kilian.12	0.282554	0.023930	11.807	<2e-16	***
NdlratioStocks.12	20.564358	95.679922	0.215	0.8298	
Ndlbrent.12	0.514826	0.923459	0.557	0.5773	
VolKazakhstan.12	-0.530926	2.344403	-0.226	0.8209	
NdlprodMondial.13	10.544350	94.797432	0.111	0.9114	
NdIndice2kilian.13	0.261498	0.023738	11.016	<2e-16	***
NdlratioStocks.13	4.246703	94.591936	0.045	0.9642	
Ndlbrent.13	-1.096282	0.922314	-1.189	0.2347	
VolKazakhstan.13	0.964558	2.337589	0.413	0.6799	
NdlprodMondial.14	-12.725374	42.309457	-0.301	0.7636	
NdIndice2kilian.14	0.023117	0.009984	2.315	0.0207	*
NdlratioStocks.14	0.759974	37.443731	0.020	0.9838	
Ndlbrent.14	-0.484847	0.921435	-0.526	0.5988	
VolKazakhstan.14	-2.555256	2.336230	-1.094	0.2742	
NdlprodMondial.15	36.346338	42.323869	0.859	0.3906	
NdIndice2kilian.15	0.907925	0.009975	91.017	<2e-16	***
NdlratioStocks.15	66.599168	37.525085	1.775	0.0761	.
Ndlbrent.15	0.495587	0.919848	0.539	0.5901	
VolKazakhstan.15	2.534410	2.337996	1.084	0.2785	
NdlprodMondial.16	16.851777	94.810786	0.178	0.8589	
NdIndice2kilian.16	-0.304839	0.023679	-12.874	<2e-16	***
NdlratioStocks.16	-47.221831	94.668231	-0.499	0.6180	
Ndlbrent.16	1.780573	0.918832	1.938	0.0528	.
VolKazakhstan.16	-0.358361	2.340416	-0.153	0.8783	
NdlprodMondial.17	-13.740769	95.788730	-0.143	0.8860	
NdIndice2kilian.17	-0.280237	0.023863	-11.743	<2e-16	***
NdlratioStocks.17	-38.826751	95.934036	-0.405	0.6857	
Ndlbrent.17	0.919039	0.921055	0.998	0.3185	
VolKazakhstan.17	-0.872899	2.343677	-0.372	0.7096	
NdlprodMondial.18	-6.225300	94.886638	-0.066	0.9477	
NdIndice2kilian.18	-0.255561	0.023714	-10.777	<2e-16	***
NdlratioStocks.18	-15.293763	94.967229	-0.161	0.8721	
Ndlbrent.18	-1.360443	0.921452	-1.476	0.1400	
VolKazakhstan.18	1.169996	1.703909	0.687	0.4924	
const	0.010786	0.015066	0.716	0.4741	

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.3143 on 1770 degrees of freedom
 Multiple R-Squared: 0.9368, Adjusted R-squared: 0.9353
 F-statistic: 655.5 on 40 and 1770 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation NdlratioStocks:

$$\begin{aligned} \text{NdlratioStocks} = & \text{NdlprodMondial.11} + \text{NdIndice2kilian.11} + \\ & \text{NdlratioStocks.11} + \text{Ndlbrent.11} + \text{VolKazakhstan.11} + \text{NdlprodMondial.12} + \\ & \text{NdIndice2kilian.12} + \text{NdlratioStocks.12} + \text{Ndlbrent.12} + \text{VolKazakhstan.12} + \\ & \text{NdlprodMondial.13} + \text{NdIndice2kilian.13} + \text{NdlratioStocks.13} + \text{Ndlbrent.13} + \\ & \text{VolKazakhstan.13} + \text{NdlprodMondial.14} + \text{NdIndice2kilian.14} + \\ & \text{NdlratioStocks.14} + \text{Ndlbrent.14} + \text{VolKazakhstan.14} + \text{NdlprodMondial.15} + \\ & \text{NdIndice2kilian.15} + \text{NdlratioStocks.15} + \text{Ndlbrent.15} + \text{VolKazakhstan.15} + \\ & \text{NdlprodMondial.16} + \text{NdIndice2kilian.16} + \text{NdlratioStocks.16} + \text{Ndlbrent.16} + \\ & \text{VolKazakhstan.16} + \text{NdlprodMondial.17} + \text{NdIndice2kilian.17} + \\ & \text{NdlratioStocks.17} + \text{Ndlbrent.17} + \text{VolKazakhstan.17} + \text{NdlprodMondial.18} + \\ & \text{NdIndice2kilian.18} + \text{NdlratioStocks.18} + \text{Ndlbrent.18} + \text{VolKazakhstan.18} + \\ & \text{const} \end{aligned}$$

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
NdlprodMondial.11	-3.115e-03	2.321e-02	-0.134	0.8932	
NdIndice2kilian.11	-2.082e-06	5.809e-06	-0.358	0.7201	
NdlratioStocks.11	3.159e-01	2.304e-02	13.709	<2e-16	***
Ndlbrent.11	8.870e-05	2.240e-04	0.396	0.6922	
VolKazakhstan.11	1.114e-04	4.165e-04	0.267	0.7892	
NdlprodMondial.12	-3.751e-03	2.340e-02	-0.160	0.8727	
NdIndice2kilian.12	-2.032e-06	5.843e-06	-0.348	0.7281	
NdlratioStocks.12	2.812e-01	2.336e-02	12.035	<2e-16	***
Ndlbrent.12	1.482e-04	2.255e-04	0.657	0.5110	
VolKazakhstan.12	-3.321e-04	5.724e-04	-0.580	0.5619	
NdlprodMondial.13	3.158e-04	2.315e-02	0.014	0.9891	
NdIndice2kilian.13	-9.477e-07	5.796e-06	-0.164	0.8701	
NdlratioStocks.13	2.526e-01	2.310e-02	10.936	<2e-16	***
Ndlbrent.13	1.309e-04	2.252e-04	0.581	0.5610	
VolKazakhstan.13	5.149e-04	5.708e-04	0.902	0.3672	
NdlprodMondial.14	-1.947e-03	1.033e-02	-0.188	0.8505	
NdIndice2kilian.14	-5.803e-07	2.438e-06	-0.238	0.8119	
NdlratioStocks.14	1.887e-02	9.143e-03	2.064	0.0392	*
Ndlbrent.14	-1.433e-04	2.250e-04	-0.637	0.5244	
VolKazakhstan.14	-8.614e-04	5.704e-04	-1.510	0.1312	
NdlprodMondial.15	1.239e-02	1.033e-02	1.199	0.2307	
NdIndice2kilian.15	1.153e-06	2.436e-06	0.473	0.6359	
NdlratioStocks.15	9.270e-01	9.163e-03	101.168	<2e-16	***
Ndlbrent.15	-7.526e-05	2.246e-04	-0.335	0.7376	
VolKazakhstan.15	1.061e-03	5.709e-04	1.859	0.0632	.
NdlprodMondial.16	3.311e-03	2.315e-02	0.143	0.8863	
NdIndice2kilian.16	3.014e-06	5.782e-06	0.521	0.6022	
NdlratioStocks.16	-3.190e-01	2.312e-02	-13.802	<2e-16	***
Ndlbrent.16	3.083e-05	2.244e-04	0.137	0.8907	
VolKazakhstan.16	-6.057e-04	5.715e-04	-1.060	0.2894	
NdlprodMondial.17	2.049e-03	2.339e-02	0.088	0.9302	
NdIndice2kilian.17	2.289e-06	5.827e-06	0.393	0.6945	
NdlratioStocks.17	-2.810e-01	2.342e-02	-11.998	<2e-16	***
Ndlbrent.17	8.133e-05	2.249e-04	0.362	0.7177	
VolKazakhstan.17	7.309e-05	5.723e-04	0.128	0.8984	
NdlprodMondial.18	-1.066e-03	2.317e-02	-0.046	0.9633	
NdIndice2kilian.18	1.109e-06	5.790e-06	0.191	0.8482	
NdlratioStocks.18	-2.498e-01	2.319e-02	-10.773	<2e-16	***
Ndlbrent.18	1.797e-04	2.250e-04	0.799	0.4245	
VolKazakhstan.18	6.212e-05	4.160e-04	0.149	0.8813	
const	-3.494e-06	3.679e-06	-0.950	0.3423	

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 7.675e-05 on 1770 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.9448, Adjusted R-squared: 0.9435
F-statistic: 757.1 on 40 and 1770 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation Ndlbrent:

```

=====
Ndlbrent = NdlprodMondial.11 + NdIndice2kilian.11 + NdlratioStocks.11 +
Ndlbrent.11 + VolKazakhstan.11 + NdlprodMondial.12 + NdIndice2kilian.12 +
NdlratioStocks.12 + Ndlbrent.12 + VolKazakhstan.12 + NdlprodMondial.13 +
NdIndice2kilian.13 + NdlratioStocks.13 + Ndlbrent.13 + VolKazakhstan.13 +
NdlprodMondial.14 + NdIndice2kilian.14 + NdlratioStocks.14 + Ndlbrent.14 +
VolKazakhstan.14 + NdlprodMondial.15 + NdIndice2kilian.15 +
NdlratioStocks.15 + Ndlbrent.15 + VolKazakhstan.15 + NdlprodMondial.16 +
NdIndice2kilian.16 + NdlratioStocks.16 + Ndlbrent.16 + VolKazakhstan.16 +
NdlprodMondial.17 + NdIndice2kilian.17 + NdlratioStocks.17 + Ndlbrent.17 +
VolKazakhstan.17 + NdlprodMondial.18 + NdIndice2kilian.18 +
NdlratioStocks.18 + Ndlbrent.18 + VolKazakhstan.18 + const

```

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
NdlprodMondial.11	-0.4564432	2.4622284	-0.185	0.8530
NdIndice2kilian.11	0.0001661	0.0006163	0.269	0.7876
NdlratioStocks.11	0.0248511	2.4449184	0.010	0.9919
Ndlbrent.11	0.0456731	0.0237701	1.921	0.0548 .
VolKazakhstan.11	-0.0038455	0.0441890	-0.087	0.9307
NdlprodMondial.12	3.6999983	2.4828787	1.490	0.1363
NdIndice2kilian.12	0.0001177	0.0006200	0.190	0.8494
NdlratioStocks.12	0.5258113	2.4788459	0.212	0.8320
Ndlbrent.12	0.0106175	0.0239247	0.444	0.6572
VolKazakhstan.12	-0.0656770	0.0607381	-1.081	0.2797
NdlprodMondial.13	-1.5547011	2.4559826	-0.633	0.5268
NdIndice2kilian.13	0.0002318	0.0006150	0.377	0.7063
NdlratioStocks.13	-0.4539571	2.4506587	-0.185	0.8531
Ndlbrent.13	-0.0030750	0.0238950	-0.129	0.8976
VolKazakhstan.13	0.0400604	0.0605615	0.661	0.5084
NdlprodMondial.14	-0.2535889	1.0961404	-0.231	0.8171
NdIndice2kilian.14	0.0003203	0.0002587	1.238	0.2158
NdlratioStocks.14	-1.4276503	0.9700806	-1.472	0.1413
Ndlbrent.14	-0.0073656	0.0238722	-0.309	0.7577
VolKazakhstan.14	0.0185919	0.0605263	0.307	0.7587
NdlprodMondial.15	0.6384903	1.0965137	0.582	0.5604
NdIndice2kilian.15	0.0002702	0.0002584	1.046	0.2959
NdlratioStocks.15	1.1043017	0.9721883	1.136	0.2562
Ndlbrent.15	-0.0372142	0.0238311	-1.562	0.1186
VolKazakhstan.15	-0.0190357	0.0605721	-0.314	0.7534
NdlprodMondial.16	-0.1514423	2.4563286	-0.062	0.9508
NdIndice2kilian.16	-0.0005910	0.0006135	-0.963	0.3355
NdlratioStocks.16	2.5078275	2.4526353	1.023	0.3067
Ndlbrent.16	0.0570628	0.0238048	2.397	0.0166 *
VolKazakhstan.16	0.0199173	0.0606348	0.328	0.7426
NdlprodMondial.17	-2.3798970	2.4816649	-0.959	0.3377
NdIndice2kilian.17	0.0002996	0.0006182	0.485	0.6280
NdlratioStocks.17	-0.9620949	2.4854294	-0.387	0.6987
Ndlbrent.17	0.0276716	0.0238624	1.160	0.2464
VolKazakhstan.17	0.0119046	0.0607193	0.196	0.8446

NdlprodMondial.18	0.5839527	2.4582938	0.238	0.8123
NdIndice2kilian.18	-0.0006823	0.0006144	-1.111	0.2669
NdlratioStocks.18	-1.2542352	2.4603817	-0.510	0.6103
Ndlbrent.18	-0.0153470	0.0238727	-0.643	0.5204
VolKazakhstan.18	0.0138398	0.0441444	0.314	0.7539
const	-0.0005613	0.0003903	-1.438	0.1506

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.008144 on 1770 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.02519, Adjusted R-squared: 0.003156

F-statistic: 1.143 on 40 and 1770 DF, p-value: 0.2495

Estimation results for equation VolKazakhstan:

=====

VolKazakhstan = NdlprodMondial.11 + NdIndice2kilian.11 + NdlratioStocks.11 + Ndlbrent.11 + VolKazakhstan.11 + NdlprodMondial.12 + NdIndice2kilian.12 + NdlratioStocks.12 + Ndlbrent.12 + VolKazakhstan.12 + NdlprodMondial.13 + NdIndice2kilian.13 + NdlratioStocks.13 + Ndlbrent.13 + VolKazakhstan.13 + NdlprodMondial.14 + NdIndice2kilian.14 + NdlratioStocks.14 + Ndlbrent.14 + VolKazakhstan.14 + NdlprodMondial.15 + NdIndice2kilian.15 + NdlratioStocks.15 + Ndlbrent.15 + VolKazakhstan.15 + NdlprodMondial.16 + NdIndice2kilian.16 + NdlratioStocks.16 + Ndlbrent.16 + VolKazakhstan.16 + NdlprodMondial.17 + NdIndice2kilian.17 + NdlratioStocks.17 + Ndlbrent.17 + VolKazakhstan.17 + NdlprodMondial.18 + NdIndice2kilian.18 + NdlratioStocks.18 + Ndlbrent.18 + VolKazakhstan.18 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
NdlprodMondial.11	-6.274e-01	1.323e+00	-0.474	0.635380	
NdIndice2kilian.11	-4.669e-04	3.311e-04	-1.410	0.158671	
NdlratioStocks.11	-2.361e+00	1.314e+00	-1.797	0.072485	.
Ndlbrent.11	4.901e-02	1.277e-02	3.838	0.000129	***
VolKazakhstan.11	9.442e-01	2.374e-02	39.771	< 2e-16	***
NdlprodMondial.12	3.035e-01	1.334e+00	0.228	0.820037	
NdIndice2kilian.12	1.949e-04	3.331e-04	0.585	0.558453	
NdlratioStocks.12	1.849e+00	1.332e+00	1.388	0.165283	
Ndlbrent.12	1.227e-02	1.285e-02	0.955	0.339951	
VolKazakhstan.12	2.892e-02	3.263e-02	0.886	0.375681	
NdlprodMondial.13	4.854e-01	1.320e+00	0.368	0.713004	
NdIndice2kilian.13	3.539e-05	3.304e-04	0.107	0.914720	
NdlratioStocks.13	-1.728e-01	1.317e+00	-0.131	0.895615	
Ndlbrent.13	-1.148e-02	1.284e-02	-0.895	0.371135	
VolKazakhstan.13	-3.160e-02	3.254e-02	-0.971	0.331589	
NdlprodMondial.14	5.513e-01	5.889e-01	0.936	0.349362	
NdIndice2kilian.14	-4.839e-05	1.390e-04	-0.348	0.727724	
NdlratioStocks.14	1.459e-01	5.212e-01	0.280	0.779564	
Ndlbrent.14	-1.881e-02	1.283e-02	-1.467	0.142587	
VolKazakhstan.14	1.318e-02	3.252e-02	0.405	0.685399	
NdlprodMondial.15	-1.037e+00	5.891e-01	-1.760	0.078545	.
NdIndice2kilian.15	-5.381e-05	1.388e-04	-0.388	0.698413	
NdlratioStocks.15	3.366e-01	5.223e-01	0.644	0.519388	
Ndlbrent.15	-4.800e-03	1.280e-02	-0.375	0.707766	
VolKazakhstan.15	-2.687e-02	3.254e-02	-0.826	0.409083	
NdlprodMondial.16	9.479e-01	1.320e+00	0.718	0.472707	
NdIndice2kilian.16	2.443e-04	3.296e-04	0.741	0.458671	
NdlratioStocks.16	1.920e+00	1.318e+00	1.457	0.145256	
Ndlbrent.16	1.087e-03	1.279e-02	0.085	0.932307	

VolKazakhstan.16	9.015e-02	3.258e-02	2.767	0.005713	**
NdlprodMondial.17	-1.779e-01	1.333e+00	-0.133	0.893848	
NdIndice2kilian.17	4.442e-06	3.322e-04	0.013	0.989331	
NdlratioStocks.17	-2.145e+00	1.335e+00	-1.606	0.108420	
Ndlbrent.17	-2.686e-02	1.282e-02	-2.095	0.036335	*
VolKazakhstan.17	1.027e-02	3.262e-02	0.315	0.752850	
NdlprodMondial.18	-7.713e-01	1.321e+00	-0.584	0.559331	
NdIndice2kilian.18	2.217e-05	3.301e-04	0.067	0.946451	
NdlratioStocks.18	5.497e-01	1.322e+00	0.416	0.677566	
Ndlbrent.18	3.805e-03	1.283e-02	0.297	0.766764	
VolKazakhstan.18	-5.810e-02	2.372e-02	-2.450	0.014397	*
const	8.925e-04	2.097e-04	4.256	2.19e-05	***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.004375 on 1770 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.9429, Adjusted R-squared: 0.9416
F-statistic: 730.8 on 40 and 1770 DF, p-value: < 2.2e-16

Covariance matrix of residuals:

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
NdlprodMondial	6.237e-09	-6.526e-06	-1.116e-10	1.547e-08
NdIndice2kilian	-6.526e-06	9.881e-02	-2.052e-08	3.744e-05
NdlratioStocks	-1.116e-10	-2.052e-08	5.891e-09	-9.915e-09
Ndlbrent	1.547e-08	3.744e-05	-9.915e-09	6.632e-05
VolKazakhstan	6.499e-09	-1.084e-05	1.101e-08	-2.954e-07
	VolKazakhstan			
NdlprodMondial	6.499e-09			
NdIndice2kilian	-1.084e-05			
NdlratioStocks	1.101e-08			
Ndlbrent	-2.954e-07			
VolKazakhstan	1.914e-05			

Correlation matrix of residuals:

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
NdlprodMondial	1.00000	-0.2628798	-0.0184118	0.024060
NdIndice2kilian	-0.26288	1.0000000	-0.0008507	0.014627
NdlratioStocks	-0.01841	-0.0008507	1.0000000	-0.015863
Ndlbrent	0.02406	0.0146271	-0.0158626	1.000000
VolKazakhstan	0.01881	-0.0078802	0.0327849	-0.008292
	VolKazakhstan			
NdlprodMondial	0.018807			
NdIndice2kilian	-0.007880			
NdlratioStocks	0.032785			
Ndlbrent	-0.008292			
VolKazakhstan	1.000000			

Qatar (VAR(8))

VAR Estimation Results:

=====

Endogenous variables: NdlprodMondial, NdIndice2kilian, NdlratioStocks, Ndlbrent, VolQatar

Deterministic variables: const

Sample size: 1811

Log Likelihood: 42843.627

Roots of the characteristic polynomial:

0.9911 0.9911 0.9872 0.9872 0.9861 0.9861 0.9859 0.9859 0.9802 0.9802
0.9768 0.9768 0.9653 0.9653 0.9636 0.9636 0.963 0.963 0.9366 0.6884 0.6884
0.6606 0.6606 0.6385 0.6385 0.6299 0.6299 0.5753 0.5753 0.5512 0.5512
0.5368 0.5368 0.5333 0.5333 0.5236 0.5232 0.5232 0.395 0.02453

Call:

VAR(y = MatrixQatarP, p = 8, type = "const")

Estimation results for equation NdlprodMondial:

=====

NdlprodMondial = NdlprodMondial.l1 + NdIndice2kilian.l1 +
NdlratioStocks.l1 + Ndlbrent.l1 + VolQatar.l1 + NdlprodMondial.l2 +
NdIndice2kilian.l2 + NdlratioStocks.l2 + Ndlbrent.l2 + VolQatar.l2 +
NdlprodMondial.l3 + NdIndice2kilian.l3 + NdlratioStocks.l3 + Ndlbrent.l3 +
VolQatar.l3 + NdlprodMondial.l4 + NdIndice2kilian.l4 + NdlratioStocks.l4 +
Ndlbrent.l4 + VolQatar.l4 + NdlprodMondial.l5 + NdIndice2kilian.l5 +
NdlratioStocks.l5 + Ndlbrent.l5 + VolQatar.l5 + NdlprodMondial.l6 +
NdIndice2kilian.l6 + NdlratioStocks.l6 + Ndlbrent.l6 + VolQatar.l6 +
NdlprodMondial.l7 + NdIndice2kilian.l7 + NdlratioStocks.l7 + Ndlbrent.l7 +
VolQatar.l7 + NdlprodMondial.l8 + NdIndice2kilian.l8 + NdlratioStocks.l8 +
Ndlbrent.l8 + VolQatar.l8 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
NdlprodMondial.l1	3.160e-01	2.381e-02	13.272	< 2e-16	***
NdIndice2kilian.l1	1.240e-06	5.945e-06	0.209	0.834854	
NdlratioStocks.l1	1.121e-02	2.359e-02	0.475	0.634729	
Ndlbrent.l1	3.261e-04	2.289e-04	1.425	0.154436	
VolQatar.l1	-8.684e-04	5.915e-04	-1.468	0.142221	
NdlprodMondial.l2	2.709e-01	2.406e-02	11.260	< 2e-16	***
NdIndice2kilian.l2	-5.283e-07	5.968e-06	-0.089	0.929477	
NdlratioStocks.l2	-5.530e-03	2.385e-02	-0.232	0.816676	
Ndlbrent.l2	-3.709e-04	2.298e-04	-1.614	0.106626	
VolQatar.l2	1.690e-03	7.979e-04	2.118	0.034331	*
NdlprodMondial.l3	2.555e-01	2.372e-02	10.769	< 2e-16	***
NdIndice2kilian.l3	-1.119e-06	5.934e-06	-0.189	0.850467	
NdlratioStocks.l3	1.281e-04	2.358e-02	0.005	0.995665	
Ndlbrent.l3	7.736e-05	2.295e-04	0.337	0.736050	
VolQatar.l3	3.469e-04	7.974e-04	0.435	0.663581	
NdlprodMondial.l4	2.482e-02	1.057e-02	2.348	0.019005	*
NdIndice2kilian.l4	6.630e-07	2.491e-06	0.266	0.790170	
NdlratioStocks.l4	1.803e-03	9.346e-03	0.193	0.847074	
Ndlbrent.l4	-9.597e-05	2.292e-04	-0.419	0.675485	
VolQatar.l4	-1.883e-03	7.967e-04	-2.363	0.018223	*
NdlprodMondial.l5	8.996e-01	1.058e-02	85.071	< 2e-16	***
NdIndice2kilian.l5	2.489e-06	2.489e-06	1.000	0.317500	
NdlratioStocks.l5	2.007e-04	9.369e-03	0.021	0.982912	
Ndlbrent.l5	5.279e-05	2.287e-04	0.231	0.817487	
VolQatar.l5	1.084e-03	7.972e-04	1.360	0.174026	
NdlprodMondial.l6	-3.231e-01	2.375e-02	-13.604	< 2e-16	***
NdIndice2kilian.l6	-1.144e-06	5.917e-06	-0.193	0.846759	
NdlratioStocks.l6	-8.451e-03	2.364e-02	-0.357	0.720770	
Ndlbrent.l6	2.770e-04	2.286e-04	1.212	0.225672	
VolQatar.l6	-2.236e-03	7.939e-04	-2.817	0.004903	**
NdlprodMondial.l7	-2.712e-01	2.405e-02	-11.274	< 2e-16	***
NdIndice2kilian.l7	2.145e-07	5.955e-06	0.036	0.971265	
NdlratioStocks.l7	5.053e-03	2.391e-02	0.211	0.832662	
Ndlbrent.l7	-1.445e-04	2.292e-04	-0.630	0.528572	

VolQatar.17	3.069e-03	7.948e-04	3.861	0.000117	***
NdlprodMondial.18	-2.481e-01	2.375e-02	-10.445	< 2e-16	***
NdIndice2kilian.18	-1.448e-07	5.928e-06	-0.024	0.980517	
NdlratioStocks.18	1.412e-03	2.368e-02	0.060	0.952443	
Ndlbrent.18	3.473e-05	2.290e-04	0.152	0.879510	
VolQatar.18	-1.360e-03	5.871e-04	-2.317	0.020625	*
const	9.835e-06	8.766e-06	1.122	0.262046	

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 7.844e-05 on 1770 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.9259, Adjusted R-squared: 0.9242
F-statistic: 552.9 on 40 and 1770 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation NdIndice2kilian:

=====

$$\begin{aligned} \text{NdIndice2kilian} = & \text{NdlprodMondial.11} + \text{NdIndice2kilian.11} + \\ & \text{NdlratioStocks.11} + \text{Ndlbrent.11} + \text{VolQatar.11} + \text{NdlprodMondial.12} + \\ & \text{NdIndice2kilian.12} + \text{NdlratioStocks.12} + \text{Ndlbrent.12} + \text{VolQatar.12} + \\ & \text{NdlprodMondial.13} + \text{NdIndice2kilian.13} + \text{NdlratioStocks.13} + \text{Ndlbrent.13} + \\ & \text{VolQatar.13} + \text{NdlprodMondial.14} + \text{NdIndice2kilian.14} + \text{NdlratioStocks.14} + \\ & \text{Ndlbrent.14} + \text{VolQatar.14} + \text{NdlprodMondial.15} + \text{NdIndice2kilian.15} + \\ & \text{NdlratioStocks.15} + \text{Ndlbrent.15} + \text{VolQatar.15} + \text{NdlprodMondial.16} + \\ & \text{NdIndice2kilian.16} + \text{NdlratioStocks.16} + \text{Ndlbrent.16} + \text{VolQatar.16} + \\ & \text{NdlprodMondial.17} + \text{NdIndice2kilian.17} + \text{NdlratioStocks.17} + \text{Ndlbrent.17} + \\ & \text{VolQatar.17} + \text{NdlprodMondial.18} + \text{NdIndice2kilian.18} + \text{NdlratioStocks.18} + \\ & \text{Ndlbrent.18} + \text{VolQatar.18} + \text{const} \end{aligned}$$

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
NdlprodMondial.11	-33.163571	95.183388	-0.348	0.7276	
NdIndice2kilian.11	0.296865	0.023762	12.493	<2e-16	***
NdlratioStocks.11	15.528632	94.276387	0.165	0.8692	
Ndlbrent.11	1.636785	0.915051	1.789	0.0738	.
VolQatar.11	1.334086	2.364266	0.564	0.5726	
NdlprodMondial.12	31.130954	96.158707	0.324	0.7462	
NdIndice2kilian.12	0.286598	0.023855	12.014	<2e-16	***
NdlratioStocks.12	42.324177	95.328138	0.444	0.6571	
Ndlbrent.12	0.515847	0.918393	0.562	0.5744	
VolQatar.12	-5.134999	3.189189	-1.610	0.1075	
NdlprodMondial.13	1.537451	94.832210	0.016	0.9871	
NdIndice2kilian.13	0.264197	0.023720	11.138	<2e-16	***
NdlratioStocks.13	10.006788	94.262245	0.106	0.9155	
Ndlbrent.13	-1.129656	0.917240	-1.232	0.2183	
VolQatar.13	-0.798643	3.187283	-0.251	0.8022	
NdlprodMondial.14	-5.931322	42.260136	-0.140	0.8884	
NdIndice2kilian.14	0.021078	0.009958	2.117	0.0344	*
NdlratioStocks.14	-2.850996	37.358616	-0.076	0.9392	
Ndlbrent.14	-0.419979	0.916162	-0.458	0.6467	
VolQatar.14	5.749231	3.184546	1.805	0.0712	.
NdlprodMondial.15	35.211747	42.270187	0.833	0.4049	
NdIndice2kilian.15	0.909160	0.009949	91.379	<2e-16	***
NdlratioStocks.15	70.368727	37.450990	1.879	0.0604	.
Ndlbrent.15	0.342883	0.914283	0.375	0.7077	
VolQatar.15	1.362526	3.186337	0.428	0.6690	
NdlprodMondial.16	39.577798	94.933691	0.417	0.6768	
NdIndice2kilian.16	-0.303109	0.023650	-12.817	<2e-16	***
NdlratioStocks.16	-28.427295	94.493648	-0.301	0.7636	

Ndlbrent.l6	1.727011	0.913682	1.890	0.0589	.
VolQatar.l6	0.443412	3.173328	0.140	0.8889	
NdlprodMondial.l7	-25.297640	96.140111	-0.263	0.7925	
NdIndice2kilian.l7	-0.282251	0.023803	-11.858	<2e-16	***
NdlratioStocks.l7	-59.399196	95.576232	-0.621	0.5344	
Ndlbrent.l7	0.802930	0.916090	0.876	0.3809	
VolQatar.l7	-7.799966	3.176941	-2.455	0.0142	*
NdlprodMondial.l8	-6.898860	94.946668	-0.073	0.9421	
NdIndice2kilian.l8	-0.257046	0.023693	-10.849	<2e-16	***
NdlratioStocks.l8	-19.732019	94.644877	-0.208	0.8349	
Ndlbrent.l8	-1.249178	0.915514	-1.364	0.1726	
VolQatar.l8	4.622260	2.346699	1.970	0.0490	*
const	0.003800	0.035041	0.108	0.9136	

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.3135 on 1770 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.9371, Adjusted R-squared: 0.9357
F-statistic: 659 on 40 and 1770 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation NdlratioStocks:

=====
NdlratioStocks = NdlprodMondial.l1 + NdIndice2kilian.l1 +
NdlratioStocks.l1 + Ndlbrent.l1 + VolQatar.l1 + NdlprodMondial.l2 +
NdIndice2kilian.l2 + NdlratioStocks.l2 + Ndlbrent.l2 + VolQatar.l2 +
NdlprodMondial.l3 + NdIndice2kilian.l3 + NdlratioStocks.l3 + Ndlbrent.l3 +
VolQatar.l3 + NdlprodMondial.l4 + NdIndice2kilian.l4 + NdlratioStocks.l4 +
Ndlbrent.l4 + VolQatar.l4 + NdlprodMondial.l5 + NdIndice2kilian.l5 +
NdlratioStocks.l5 + Ndlbrent.l5 + VolQatar.l5 + NdlprodMondial.l6 +
NdIndice2kilian.l6 + NdlratioStocks.l6 + Ndlbrent.l6 + VolQatar.l6 +
NdlprodMondial.l7 + NdIndice2kilian.l7 + NdlratioStocks.l7 + Ndlbrent.l7 +
VolQatar.l7 + NdlprodMondial.l8 + NdIndice2kilian.l8 + NdlratioStocks.l8 +
Ndlbrent.l8 + VolQatar.l8 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
NdlprodMondial.l1	1.393e-05	2.328e-02	0.001	0.9995	
NdIndice2kilian.l1	-2.265e-06	5.812e-06	-0.390	0.6968	
NdlratioStocks.l1	3.161e-01	2.306e-02	13.709	<2e-16	***
Ndlbrent.l1	7.729e-05	2.238e-04	0.345	0.7299	
VolQatar.l1	-3.233e-04	5.783e-04	-0.559	0.5762	
NdlprodMondial.l2	-6.744e-03	2.352e-02	-0.287	0.7744	
NdIndice2kilian.l2	-1.514e-06	5.835e-06	-0.259	0.7953	
NdlratioStocks.l2	2.810e-01	2.332e-02	12.051	<2e-16	***
Ndlbrent.l2	1.720e-04	2.246e-04	0.766	0.4440	
VolQatar.l2	2.020e-04	7.801e-04	0.259	0.7957	
NdlprodMondial.l3	1.644e-03	2.320e-02	0.071	0.9435	
NdIndice2kilian.l3	-1.133e-06	5.802e-06	-0.195	0.8452	
NdlratioStocks.l3	2.519e-01	2.306e-02	10.926	<2e-16	***
Ndlbrent.l3	1.153e-04	2.244e-04	0.514	0.6073	
VolQatar.l3	-1.600e-04	7.796e-04	-0.205	0.8374	
NdlprodMondial.l4	-1.962e-03	1.034e-02	-0.190	0.8495	
NdIndice2kilian.l4	-5.195e-07	2.436e-06	-0.213	0.8311	
NdlratioStocks.l4	1.944e-02	9.138e-03	2.127	0.0335	*
Ndlbrent.l4	-1.420e-04	2.241e-04	-0.633	0.5265	
VolQatar.l4	-7.169e-05	7.790e-04	-0.092	0.9267	
NdlprodMondial.l5	1.297e-02	1.034e-02	1.254	0.2098	
NdIndice2kilian.l5	1.086e-06	2.434e-06	0.446	0.6555	

NdlratioStocks.15	9.264e-01	9.161e-03	101.130	<2e-16	***
Ndlbrent.15	-9.084e-05	2.236e-04	-0.406	0.6847	
VolQatar.15	1.283e-03	7.794e-04	1.646	0.0999	.
NdlprodMondial.16	9.492e-05	2.322e-02	0.004	0.9967	
NdIndice2kilian.16	3.174e-06	5.785e-06	0.549	0.5833	
NdlratioStocks.16	-3.188e-01	2.311e-02	-13.793	<2e-16	***
Ndlbrent.16	2.463e-05	2.235e-04	0.110	0.9123	
VolQatar.16	-1.878e-03	7.762e-04	-2.419	0.0157	*
NdlprodMondial.17	4.598e-03	2.352e-02	0.196	0.8450	
NdIndice2kilian.17	1.922e-06	5.822e-06	0.330	0.7413	
NdlratioStocks.17	-2.812e-01	2.338e-02	-12.026	<2e-16	***
Ndlbrent.17	9.233e-05	2.241e-04	0.412	0.6804	
VolQatar.17	9.134e-04	7.771e-04	1.175	0.2400	
NdlprodMondial.18	-2.300e-03	2.322e-02	-0.099	0.9211	
NdIndice2kilian.18	1.128e-06	5.796e-06	0.195	0.8457	
NdlratioStocks.18	-2.494e-01	2.315e-02	-10.773	<2e-16	***
Ndlbrent.18	1.685e-04	2.239e-04	0.752	0.4519	
VolQatar.18	1.122e-04	5.740e-04	0.195	0.8451	
const	-5.643e-06	8.571e-06	-0.658	0.5104	

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 7.67e-05 on 1770 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.9449, Adjusted R-squared: 0.9436
F-statistic: 758.3 on 40 and 1770 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation Ndlbrent:

=====

Ndlbrent = NdlprodMondial.11 + NdIndice2kilian.11 + NdlratioStocks.11 +
Ndlbrent.11 + VolQatar.11 + NdlprodMondial.12 + NdIndice2kilian.12 +
NdlratioStocks.12 + Ndlbrent.12 + VolQatar.12 + NdlprodMondial.13 +
NdIndice2kilian.13 + NdlratioStocks.13 + Ndlbrent.13 + VolQatar.13 +
NdlprodMondial.14 + NdIndice2kilian.14 + NdlratioStocks.14 + Ndlbrent.14 +
VolQatar.14 + NdlprodMondial.15 + NdIndice2kilian.15 + NdlratioStocks.15 +
Ndlbrent.15 + VolQatar.15 + NdlprodMondial.16 + NdIndice2kilian.16 +
NdlratioStocks.16 + Ndlbrent.16 + VolQatar.16 + NdlprodMondial.17 +
NdIndice2kilian.17 + NdlratioStocks.17 + Ndlbrent.17 + VolQatar.17 +
NdlprodMondial.18 + NdIndice2kilian.18 + NdlratioStocks.18 + Ndlbrent.18 +
VolQatar.18 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
NdlprodMondial.11	-0.6415284	2.4723502	-0.259	0.7953
NdIndice2kilian.11	0.0001658	0.0006172	0.269	0.7882
NdlratioStocks.11	-0.1849093	2.4487912	-0.076	0.9398
Ndlbrent.11	0.0460976	0.0237681	1.939	0.0526
VolQatar.11	0.0781870	0.0614108	1.273	0.2031
NdlprodMondial.12	3.8938512	2.4976837	1.559	0.1192
NdIndice2kilian.12	0.0001424	0.0006196	0.230	0.8182
NdlratioStocks.12	0.4981695	2.4761100	0.201	0.8406
Ndlbrent.12	0.0088442	0.0238549	0.371	0.7109
VolQatar.12	-0.0653894	0.0828379	-0.789	0.4300
NdlprodMondial.13	-1.5670948	2.4632285	-0.636	0.5247
NdIndice2kilian.13	0.0003360	0.0006161	0.545	0.5855
NdlratioStocks.13	-0.2270300	2.4484238	-0.093	0.9261
Ndlbrent.13	-0.0071210	0.0238249	-0.299	0.7651
VolQatar.13	0.0170109	0.0827884	0.205	0.8372
NdlprodMondial.14	-0.2316823	1.0976900	-0.211	0.8329

NdIndice2kilian.14	0.0002815	0.0002586	1.088	0.2766
NdlratioStocks.14	-1.4490928	0.9703750	-1.493	0.1355
Ndlbrent.14	-0.0102093	0.0237969	-0.429	0.6680
VolQatar.14	0.0281151	0.0827173	0.340	0.7340
NdlprodMondial.15	0.5701203	1.0979511	0.519	0.6036
NdIndice2kilian.15	0.0002583	0.0002584	0.999	0.3178
NdlratioStocks.15	1.1445731	0.9727744	1.177	0.2395
Ndlbrent.15	-0.0385211	0.0237481	-1.622	0.1050
VolQatar.15	-0.0317550	0.0827638	-0.384	0.7013
NdlprodMondial.16	0.0143823	2.4658644	0.006	0.9953
NdIndice2kilian.16	-0.0006114	0.0006143	-0.995	0.3197
NdlratioStocks.16	2.6786930	2.4544344	1.091	0.2753
Ndlbrent.16	0.0564890	0.0237325	2.380	0.0174 *
VolQatar.16	0.0391471	0.0824259	0.475	0.6349
NdlprodMondial.17	-2.5212453	2.4972006	-1.010	0.3128
NdIndice2kilian.17	0.0002602	0.0006183	0.421	0.6740
NdlratioStocks.17	-0.9431781	2.4825541	-0.380	0.7040
Ndlbrent.17	0.0260697	0.0237951	1.096	0.2734
VolQatar.17	-0.0244597	0.0825198	-0.296	0.7670
NdlprodMondial.18	0.5314520	2.4662014	0.215	0.8294
NdIndice2kilian.18	-0.0007846	0.0006154	-1.275	0.2025
NdlratioStocks.18	-1.4392358	2.4583626	-0.585	0.5583
Ndlbrent.18	-0.0145102	0.0237801	-0.610	0.5418
VolQatar.18	0.0110642	0.0609545	0.182	0.8560
const	-0.0019962	0.0009102	-2.193	0.0284 *

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.008144 on 1770 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.02508, Adjusted R-squared: 0.003049

F-statistic: 1.138 on 40 and 1770 DF, p-value: 0.2557

Estimation results for equation VolQatar:

=====

VolQatar = NdlprodMondial.11 + NdIndice2kilian.11 + NdlratioStocks.11 +
Ndlbrent.11 + VolQatar.11 + NdlprodMondial.12 + NdIndice2kilian.12 +
NdlratioStocks.12 + Ndlbrent.12 + VolQatar.12 + NdlprodMondial.13 +
NdIndice2kilian.13 + NdlratioStocks.13 + Ndlbrent.13 + VolQatar.13 +
NdlprodMondial.14 + NdIndice2kilian.14 + NdlratioStocks.14 + Ndlbrent.14 +
VolQatar.14 + NdlprodMondial.15 + NdIndice2kilian.15 + NdlratioStocks.15 +
Ndlbrent.15 + VolQatar.15 + NdlprodMondial.16 + NdIndice2kilian.16 +
NdlratioStocks.16 + Ndlbrent.16 + VolQatar.16 + NdlprodMondial.17 +
NdIndice2kilian.17 + NdlratioStocks.17 + Ndlbrent.17 + VolQatar.17 +
NdlprodMondial.18 + NdIndice2kilian.18 + NdlratioStocks.18 + Ndlbrent.18 +
VolQatar.18 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
NdlprodMondial.11	-1.647e+00	9.581e-01	-1.720	0.0857 .
NdIndice2kilian.11	2.506e-04	2.392e-04	1.048	0.2948
NdlratioStocks.11	-4.194e-01	9.489e-01	-0.442	0.6586
Ndlbrent.11	1.851e-02	9.210e-03	2.010	0.0446 *
VolQatar.11	9.069e-01	2.380e-02	38.108	<2e-16 ***
NdlprodMondial.12	2.129e+00	9.679e-01	2.200	0.0280 *
NdIndice2kilian.12	-3.315e-04	2.401e-04	-1.381	0.1676
NdlratioStocks.12	-3.903e-01	9.595e-01	-0.407	0.6842
Ndlbrent.12	1.870e-03	9.244e-03	0.202	0.8397
VolQatar.12	2.762e-02	3.210e-02	0.860	0.3898

NdlprodMondial.13	1.236e-01	9.545e-01	0.129	0.8970
NdIndice2kilian.13	2.287e-05	2.388e-04	0.096	0.9237
NdlratioStocks.13	5.384e-01	9.488e-01	0.567	0.5705
Ndlbrent.13	-9.818e-04	9.232e-03	-0.106	0.9153
VolQatar.13	4.778e-02	3.208e-02	1.489	0.1365
NdlprodMondial.14	9.006e-01	4.254e-01	2.117	0.0344 *
NdIndice2kilian.14	-4.056e-05	1.002e-04	-0.405	0.6858
NdlratioStocks.14	-3.543e-01	3.760e-01	-0.942	0.3462
Ndlbrent.14	-7.534e-03	9.222e-03	-0.817	0.4140
VolQatar.14	-4.520e-02	3.205e-02	-1.410	0.1587
NdlprodMondial.15	-5.297e-01	4.255e-01	-1.245	0.2133
NdIndice2kilian.15	8.895e-05	1.001e-04	0.888	0.3745
NdlratioStocks.15	2.191e-01	3.770e-01	0.581	0.5612
Ndlbrent.15	-2.251e-03	9.203e-03	-0.245	0.8068
VolQatar.15	-1.200e-02	3.207e-02	-0.374	0.7084
NdlprodMondial.16	1.531e+00	9.555e-01	1.602	0.1094
NdIndice2kilian.16	-2.905e-04	2.380e-04	-1.220	0.2225
NdlratioStocks.16	3.383e-01	9.511e-01	0.356	0.7221
Ndlbrent.16	6.479e-03	9.197e-03	0.705	0.4812
VolQatar.16	-7.241e-03	3.194e-02	-0.227	0.8207
NdlprodMondial.17	-1.987e+00	9.677e-01	-2.054	0.0401 *
NdIndice2kilian.17	2.773e-04	2.396e-04	1.157	0.2473
NdlratioStocks.17	3.456e-01	9.620e-01	0.359	0.7195
Ndlbrent.17	-9.513e-03	9.221e-03	-1.032	0.3024
VolQatar.17	1.085e-02	3.198e-02	0.339	0.7345
NdlprodMondial.18	-3.979e-01	9.557e-01	-0.416	0.6772
NdIndice2kilian.18	1.084e-04	2.385e-04	0.454	0.6495
NdlratioStocks.18	-2.940e-01	9.526e-01	-0.309	0.7576
Ndlbrent.18	1.293e-02	9.215e-03	1.403	0.1608
VolQatar.18	4.587e-03	2.362e-02	0.194	0.8460
const	2.443e-03	3.527e-04	6.927	6e-12 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.003156 on 1770 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.8765, Adjusted R-squared: 0.8738
F-statistic: 314.2 on 40 and 1770 DF, p-value: < 2.2e-16

Covariance matrix of residuals:

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
NdlprodMondial	6.153e-09	-6.327e-06	-1.319e-10	1.689e-08
NdIndice2kilian	-6.327e-06	9.831e-02	1.051e-08	3.630e-05
NdlratioStocks	-1.319e-10	1.051e-08	5.882e-09	-9.312e-09
Ndlbrent	1.689e-08	3.630e-05	-9.312e-09	6.633e-05
VolQatar	-2.303e-09	4.626e-05	1.128e-08	-6.984e-08
	VolQatar			
NdlprodMondial	-2.303e-09			
NdIndice2kilian	4.626e-05			
NdlratioStocks	1.128e-08			
Ndlbrent	-6.984e-08			
VolQatar	9.960e-06			

Correlation matrix of residuals:

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
NdlprodMondial	1.000000	-0.2572614	-0.0219228	0.026434
NdIndice2kilian	-0.257261	1.0000000	0.0004371	0.014213

NdlratioStocks	-0.021923	0.0004371	1.0000000	-0.014908
Ndlbrent	0.026434	0.0142134	-0.0149079	1.000000
VolQatar	-0.009303	0.0467502	0.0466210	-0.002717
	VolQatar			
NdlprodMondial	-0.009303			
NdIndice2kilian	0.046750			
NdlratioStocks	0.046621			
Ndlbrent	-0.002717			
VolQatar	1.000000			

A2 : Résultats des modèles SVAR Associés

Arabie SVAR(8)

SVAR Estimation Results:
 =====

Call:
 SVAR(x = VAREST_ArabiP, estmethod = "direct", Amat = NULL, Bmat = Amatrix)

Type: B-model
 Sample size: 1811
 Log Likelihood: 17231.341
 Method: direct
 Number of iterations: 501
 Convergence code: 1

Estimated A matrix:

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
NdlprodMondial	1	0	0	0
NdIndice2kilian	0	1	0	0
NdlratioStocks	0	0	1	0
Ndlbrent	0	0	0	1
VolArabie	0	0	0	0
	VolArabie			
NdlprodMondial	0			
NdIndice2kilian	0			
NdlratioStocks	0			
Ndlbrent	0			
VolArabie	1			

Estimated B matrix:

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
NdlprodMondial	0.0002398	0.00000	0.00000	0.0000
NdIndice2kilian	-0.0713653	0.26186	0.00000	0.0000
NdlratioStocks	-0.1737555	0.01760	0.09253	0.0000
Ndlbrent	0.0112940	0.08476	0.08413	0.1021
VolArabie	-0.0817675	0.19056	0.10428	0.1532
	VolArabie			
NdlprodMondial	0.0000			
NdIndice2kilian	0.0000			
NdlratioStocks	0.0000			
Ndlbrent	0.0000			
VolArabie	0.1032			

Covariance matrix of reduced form residuals (*100):

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
NdlprodMondial	5.749e-06	-0.001711	-0.004166	0.0002708
NdIndice2kilian	-1.711e-03	7.366455	1.700928	2.1389819
NdlratioStocks	-4.166e-03	1.700928	3.906275	0.7314153
Ndlbrent	2.708e-04	2.138982	0.731415	2.4805389
VolArabie	-1.961e-03	5.573541	2.721061	3.9635222
	VolArabie			
NdlprodMondial	-0.001961			
NdIndice2kilian	5.573541			
NdlratioStocks	2.721061			
Ndlbrent	3.963522			
VolArabie	8.798447			

VENEZUELA SVAR(8)

SVAR Estimation Results:
=====

Call:
SVAR(x = VAREST_VenezuelaP, estmethod = "direct", Amat = NULL,
 Bmat = Amatrix)

Type: B-model
Sample size: 1811
Log Likelihood: 18209.996
Method: direct
Number of iterations: 501
Convergence code: 1

Estimated A matrix:

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
NdlprodMondial	1	0	0	0
NdIndice2kilian	0	1	0	0
NdlratioStocks	0	0	1	0
Ndlbrent	0	0	0	1
VolVenezuela	0	0	0	0
	VolVenezuela			
NdlprodMondial	0			
NdIndice2kilian	0			
NdlratioStocks	0			
Ndlbrent	0			
VolVenezuela	1			

Estimated B matrix:

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
NdlprodMondial	0.001974	0.000000	0.000000	0.000000
NdIndice2kilian	0.085406	0.341628	0.000000	0.000000
NdlratioStocks	0.293564	0.112146	0.079753	0.000000
Ndlbrent	0.155454	0.004626	0.008333	0.02314
VolVenezuela	0.136048	0.086424	0.093391	0.09839
	VolVenezuela			
NdlprodMondial	0.00000			
NdIndice2kilian	0.00000			
NdlratioStocks	0.00000			
Ndlbrent	0.00000			
VolVenezuela	0.02864			

Covariance matrix of reduced form residuals (*100):

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
--	----------------	-----------------	----------------	----------

NdlprodMondial	0.0003896	0.01686	0.05794	0.03068
NdIndice2kilian	0.0168575	12.40038	6.33842	1.48570
NdlratioStocks	0.0579441	6.33842	10.51173	4.68190
Ndlbrent	0.0306836	1.48570	4.68190	2.47922
VolVenezuela	0.0268534	4.11441	5.70793	2.46041
	VolVenezuela			
NdlprodMondial	0.02685			
NdIndice2kilian	4.11441			
NdlratioStocks	5.70793			
Ndlbrent	2.46041			
VolVenezuela	4.52010			

Russie (SVAR(8))

SVAR Estimation Results:
 =====

Call:
 SVAR(x = VAREST_RussieP, estmethod = "direct", Amat = NULL, Bmat =
 Amatrix)

Type: B-model
 Sample size: 1811
 Log Likelihood: 19617.401
 Method: direct
 Number of iterations: 501
 Convergence code: 1

Estimated A matrix:

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
NdlprodMondial	1	0	0	0
NdIndice2kilian	0	1	0	0
NdlratioStocks	0	0	1	0
Ndlbrent	0	0	0	1
VolRussie	0	0	0	0
	VolRussie			
NdlprodMondial	0			
NdIndice2kilian	0			
NdlratioStocks	0			
Ndlbrent	0			
VolRussie	1			

Estimated B matrix:

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
NdlprodMondial	0.001776	0.00000	0.00000	0.00000
NdIndice2kilian	0.087114	0.32835	0.00000	0.00000
NdlratioStocks	0.299710	0.07760	0.05714	0.00000
Ndlbrent	0.170202	0.01574	0.01976	0.01751
VolRussie	0.165323	0.08318	0.10024	0.07613
	VolRussie			
NdlprodMondial	0.00000			
NdIndice2kilian	0.00000			
NdlratioStocks	0.00000			
Ndlbrent	0.00000			
VolRussie	0.02807			

Covariance matrix of reduced form residuals (*100):

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
NdlprodMondial	0.0003156	0.01548	0.05324	0.03024

NdIndice2kilian	0.0154755	11.54014	5.15878	1.99959
NdlratioStocks	0.0532422	5.15878	9.91129	5.33618
Ndlbrent	0.0302355	1.99959	5.33618	2.99134
VolRussie	0.0293689	4.17134	6.17315	3.27614
	VolRussie			
NdlprodMondial	0.02937			
NdIndice2kilian	4.17134			
NdlratioStocks	6.17315			
Ndlbrent	3.27614			
VolRussie	5.08820			

NORVEGE (SVAR(8))

SVAR Estimation Results:

=====

Call:

SVAR(x = VAREST_RussieP, estmethod = "direct", Amat = NULL, Bmat = Amatrix)

Type: B-model

Sample size: 1811

Log Likelihood: 19617.401

Method: direct

Number of iterations: 501

Convergence code: 1

Estimated A matrix:

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
NdlprodMondial	1	0	0	0
NdIndice2kilian	0	1	0	0
NdlratioStocks	0	0	1	0
Ndlbrent	0	0	0	1
VolRussie	0	0	0	0
	VolRussie			
NdlprodMondial	0			
NdIndice2kilian	0			
NdlratioStocks	0			
Ndlbrent	0			
VolRussie	1			

Estimated B matrix:

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
NdlprodMondial	0.001776	0.00000	0.00000	0.00000
NdIndice2kilian	0.087114	0.32835	0.00000	0.00000
NdlratioStocks	0.299710	0.07760	0.05714	0.00000
Ndlbrent	0.170202	0.01574	0.01976	0.01751
VolRussie	0.165323	0.08318	0.10024	0.07613
	VolRussie			
NdlprodMondial	0.00000			
NdIndice2kilian	0.00000			
NdlratioStocks	0.00000			
Ndlbrent	0.00000			
VolRussie	0.02807			

Covariance matrix of reduced form residuals (*100):

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
NdlprodMondial	0.0003156	0.01548	0.05324	0.03024
NdIndice2kilian	0.0154755	11.54014	5.15878	1.99959
NdlratioStocks	0.0532422	5.15878	9.91129	5.33618
Ndlbrent	0.0302355	1.99959	5.33618	2.99134
VolRussie	0.0293689	4.17134	6.17315	3.27614

	VolRussie
NdlprodMondial	0.02937
NdIndice2kilian	4.17134
NdlratioStocks	6.17315
Ndlbrent	3.27614
VolRussie	5.08820

Kazakhstan SVAR(8)

SVAR Estimation Results:
=====

Call:
SVAR(x = VAREST_KazakhstanP, estmethod = "direct", Amat = NULL,
 Bmat = Amatrix)

Type: B-model
Sample size: 1811
Log Likelihood: 17319.705
Method: direct
Number of iterations: 501
Convergence code: 1

Estimated A matrix:

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
NdlprodMondial	1	0	0	0
NdIndice2kilian	0	1	0	0
NdlratioStocks	0	0	1	0
Ndlbrent	0	0	0	1
VolKazakhstan	0	0	0	0

	VolKazakhstan
NdlprodMondial	0
NdIndice2kilian	0
NdlratioStocks	0
Ndlbrent	0
VolKazakhstan	1

Estimated B matrix:

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
NdlprodMondial	0.001619	0.000000	0.00000	0.00000
NdIndice2kilian	0.088302	0.339485	0.00000	0.00000
NdlratioStocks	0.246998	0.112751	0.12011	0.00000
Ndlbrent	0.168766	-0.006471	-0.00843	0.04039
VolKazakhstan	0.149025	0.071931	0.08478	0.10379

	VolKazakhstan
NdlprodMondial	0.00000
NdIndice2kilian	0.00000
NdlratioStocks	0.00000
Ndlbrent	0.00000
VolKazakhstan	0.02185

Covariance matrix of reduced form residuals (*100):

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
NdlprodMondial	0.0002621	0.0143	0.03999	0.02732

NdIndice2kilian	0.0142968	12.3047	6.00877	1.27057
NdlratioStocks	0.0399906	6.0088	8.81479	3.99426
Ndlbrent	0.0273243	1.2706	3.99426	3.02259
VolKazakhstan	0.0241282	3.7579	5.51018	2.81622
	VolKazakhstan			
NdlprodMondial	0.02413			
NdIndice2kilian	3.75788			
NdlratioStocks	5.51018			
Ndlbrent	2.81622			
VolKazakhstan	4.58198			

Qatar SVAR(8)

SVAR Estimation Results:

=====

Call:

SVAR(x = VAREST_QatarP, estmethod = "direct", Amat = NULL, Bmat = Amatrix)

Type: B-model

Sample size: 1811

Log Likelihood: 13546.112

Method: direct

Number of iterations: 502

Convergence code: 1

Estimated A matrix:

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
VolQatar				
NdlprodMondial	1	0	0	0
0				
NdIndice2kilian	0	1	0	0
0				
NdlratioStocks	0	0	1	0
0				
Ndlbrent	0	0	0	1
0				
VolQatar	0	0	0	0
1				

Estimated B matrix:

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
VolQatar				
NdlprodMondial	0.1470	0.00000	0.00000	0.00000
0.000000				
NdIndice2kilian	0.1444	0.30262	0.00000	0.00000
0.000000				
NdlratioStocks	0.3344	0.02223	0.10653	0.00000
0.000000				
Ndlbrent	0.1578	0.01621	0.04866	0.03133
0.000000				
VolQatar	0.1702	0.01557	0.07622	-0.00149
0.003153				

Covariance matrix of reduced form residuals (*100):

	NdlprodMondial	NdIndice2kilian	NdlratioStocks	Ndlbrent
VolQatar				

NdlprodMondial 2.502	2.161	2.123	4.917	2.320
NdIndice2kilian 2.929	2.123	11.244	5.503	2.770
NdlratioStocks 6.538	4.917	5.503	12.369	5.833
Ndlbrent 3.077	2.320	2.770	5.833	2.852
VolQatar 3.502	2.502	2.929	6.538	3.077

Bibliographie

AFDB, O. E. C. D. et UNDP, UNECA. African economic outlook. 2011.

AKITOBAY, Bernardin et STRATMANN, Thomas. Fiscal policy and financial markets. *The Economic Journal*, 2008, vol. 118, no 533, p. 1971-1985.

ALEXANDRE, Hervé et DE, Benoist Antonin. Oil prices and government bond risk premiums. 2010.

Al-Ezzee, I. (2011), Real influences of real exchange rate and oil price changes on the growth of real GDP: Case of Bahrain. International Conference on Management and Service Science IPEDR, 8, 155-163.

AL-MARHUBI, Fahim. Cross-country evidence on the link between inflation volatility and growth. *Applied Economics*, 1998, vol. 30, no 10, p. 1317-1326.

ALOUI, Riadh, HAMMOUDEH, Shawkat, et NGUYEN, Duc Khuong. A time-varying copula approach to oil and stock market dependence: The case of transition economies. *Energy Economics*, 2013, vol. 39, p. 208-221.

ALQUIST, Ron, KILIAN, Lutz, et VIGFUSSON, Robert J. Forecasting the price of oil. In : *Handbook of economic forecasting*. Elsevier, 2013. p. 427-507.

ANG, Andrew et BEKAERT, Geert. Regime switches in interest rates. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2002, vol. 20, no 2, p. 163-182.

APERGIS, Nicholas et MILLER, Stephen M. Do structural oil-market shocks affect stock prices?. *Energy economics*, 2009, vol. 31, no 4, p. 569-575.

AREZKI, Rabah et BLANCHARD, Olivier. The 2014 oil price slump: Seven key questions. *VoxEU, January*, 2015, vol. 13.

AREZKI, Rabah et BRÜCKNER, Markus. Commodity windfalls, democracy and external debt. *The Economic Journal*, 2012, vol. 122, no 561, p. 848-866.

AREZKI, Rabah, KAZIMOV, Kazim, et HAMILTON, Kirk. Resource windfalls, macroeconomic stability and growth: the role of political institutions. *IMF Working Papers*, 2011, p. 1-25.

AUGUSTIN, Patrick. *Essays on Sovereign Credit Risk and Credit Default Swap Spreads*. Stockholm School of Economics, 2013.

AUTY, Richard et WARHURST, Alyson. Sustainable development in mineral exporting economies. *Resources Policy*, 1993, vol. 19, no 1, p. 14-29.

BADAOUI, Saad, CATHCART, Lara, et EL-JAHEL, Lina. Do sovereign credit default swaps represent a clean measure of sovereign default risk? A factor model approach. *Journal of Banking & Finance*, 2013, vol. 37, no 7, p. 2392-2407.

BAE, Kee-Hong, KAROLYI, G. Andrew, et STULZ, René M. A new approach to measuring financial contagion. *The Review of Financial Studies*, 2003, vol. 16, no 3, p. 717-763.

BAEK, In-Mee, BANDOPADHYAYA, Arindam, et DU, Chan. Determinants of market-assessed sovereign risk: Economic fundamentals or market risk appetite?. *Journal of International Money and Finance*, 2005, vol. 24, no 4, p. 533-548.

BAILLIE, Richard T. Long memory processes and fractional integration in econometrics. *Journal of econometrics*, 1996, vol. 73, no 1, p. 5-59.

BALDACCI, Emanuele, GUPTA, Sanjeev, et MATI, Amine. Political and fiscal risk determinants of sovereign spreads in emerging markets. *Review of Development Economics*, 2011, vol. 15, no 2, p. 251-263.

BALIMA, Wenyam Hippolyte, COMBES, Jean-Louis, et MINEA, Alexandru. Sovereign debt risk in emerging market economies: Does inflation targeting adoption make any difference?. *Journal of International Money and Finance*, 2017, vol. 70, p. 360-377.

BARBE, Philippe, GENEST, Christian, GHOUDI, Kilani, *et al.* On Kendall's process. *Journal of Multivariate Analysis*, 1996, vol. 58, no 2, p. 197-229.

BARCLAYS, P. L. C. Annual Report 2011. *Barclays PLC, London*, 2012.

BARRELL, Ray, HURST, Ian, et KIRBY, Simon. Financial crises, regulation and growth. *National Institute Economic Review*, 2008, vol. 206, no 1, p. 56-65.

BARSKY, R. B. et KILIAN, Lutz. NBER Macroeconomics Annual 2001. *Do we really know that oil caused the great stagflation? A monetary alternative*, 2002.

BARSKY, Robert B. et KILIAN, Lutz. Oil and the Macroeconomy since the 1970s. *Journal of Economic Perspectives*, 2004, vol. 18, no 4, p. 115-134.

BASHER, Syed Abul, HAUG, Alfred A., et SADORSKY, Perry. Oil prices, exchange rates and emerging stock markets. *Energy Economics*, 2012, vol. 34, no 1, p. 227-240.

BAUMEISTER, Christiane et KILIAN, Lutz. Do oil price increases cause higher food prices?. *Economic Policy*, 2014, vol. 29, no 80, p. 691-747.

BAUMEISTER, Christiane et KILIAN, Lutz. Understanding the Decline in the Price of Oil since June 2014. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, 2016, vol. 3, no 1, p. 131-158.

BAUMEISTER, Christiane et PEERSMAN, Gert. The role of time-varying price elasticities in accounting for volatility changes in the crude oil market. *Journal of Applied Econometrics*, 2013, vol. 28, no 7, p. 1087-1109.

BAUWENS, Luc, LAURENT, Sébastien, et ROMBOULTS, Jeroen VK. Multivariate GARCH models: a survey. *Journal of applied econometrics*, 2006, vol. 21, no 1, p. 79-109.

BECK, Roland. Do country fundamentals explain emerging market bond spreads?. 2001.

BEIRNE, John et FRATZSCHER, Marcel. The pricing of sovereign risk and contagion during the European sovereign debt crisis. *Journal of International Money and Finance*, 2013, vol. 34, p. 60-82.

BEKAERT, Geert, HARVEY, Campbell R., LUNDBLAD, Christian T., *et al.* Political risk spreads. *Journal of International Business Studies*, 2014, vol. 45, no 4, p. 471-493.

BEN GHORBAL, Noomen, GENEST, Christian, et NEŠLEHOVÁ, Johanna. On the Ghoudi, Khoudraji, and Rivest test for extreme-value dependence. *Canadian Journal of Statistics*, 2009, vol. 37, no 4, p. 534-552.

BENEDICTOW, Andreas, FJÆRTOFT, Daniel, et LØFSNÆS, Ole. Oil dependency of the Russian economy: An econometric analysis. *Economic Modelling*, 2013, vol. 32, p. 400-428.

BERG, D. et BAKKEN, H. *A goodness-of-fit test for copulae based on the probability integral transform. Note, Norwegian Computing Centre. SAMBA/41/05, 2005.*

BERNANKE, Ben S. Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *The quarterly journal of economics*, 1983, vol. 98, no 1, p. 85-106.

BERNANKE, Ben S., GERTLER, Mark, WATSON, Mark, *et al.* Systematic monetary policy and the effects of oil price shocks. *Brookings papers on economic activity*, 1997, vol. 1997, no 1, p. 91-157.

BERNDT, Antje et OBREJA, Iulian. Decomposing european CDS returns. *Review of Finance*, 2010, vol. 14, no 2, p. 189-233.

BERNOTH, Kerstin et ERDOGAN, Burcu. Sovereign bond yield spreads: A time-varying coefficient approach. *Journal of International Money and Finance*, 2012, vol. 31, no 3, p. 639-656.

BHATTACHARYYA, Sambit et HODLER, Roland. Natural resources and corruption: Is democracy the “missing link”? *VoxEU.org*, 2009, vol. 13.

BILLIO, Monica et CAPORIN, Massimiliano. A generalized dynamic conditional correlation model for portfolio risk evaluation. *Mathematics and Computers in Simulation*, 2009, vol. 79, no 8, p. 2566-2578.

BOHI, Douglas R. On the macroeconomic effects of energy price shocks. *Resources and Energy*, 1991, vol. 13, no 2, p. 145-162.

Borensztein, Eduardo, and Ugo Panizza, 2006, “Do Sovereign Defaults Hurt Exporters?” IDB Working Paper No. 553 (Washington, DC: Inter-American Development Bank).

BORENZSTEIN, Eduardo et PANIZZA, Ugo. The costs of sovereign default: Theory and reality. *VoxEU.org*, 2010, vol. 6.

BORRI, N., AND A. VERDELHAN (2012): “Sovereign Risk Premia,” Discussion paper.

BORRI, Nicola et VERDELHAN, Adrien. Sovereign risk premia. In : *AFA 2010 Atlanta Meetings Paper*. 2011.

BOURI, Elie, DE BOYRIE, Maria E., et PAVLOVA, Ivelina. Volatility transmission from commodity markets to sovereign CDS spreads in emerging and frontier countries. *International Review of Financial Analysis*, 2017, vol. 49, p. 155-165.

Boyer, B.H., Gibson, M.S., Loretan, M., 1999. Pitfalls in tests for changes in correlations. *International Finance Discussion Papers*, vol. 597R. Board of Governors of the Federal Reserve Board, Washington, D.C.

BREUNIG, Robert V. et CHIA, Tse Chern. Sovereign ratings and oil-exporting countries: the effect of high oil prices on ratings. *International Review of Finance*, 2015, vol. 15, no 1, p. 113-138.

BREUNIG, Robert V. et CHIA, Tse Chern. *Sovereign ratings and oil-producing countries: do sovereign ratings run ahead of fundamentals?*. Working Paper, 2011.

BREYMAN, Wolfgang, DIAS, Alexandra, et EMBRECHTS, Paul. Dependence structures for multivariate high-frequency data in finance. 2003.

BROCK A. et HOMMES C.H., (1998), « Heterogeneous beliefs and routes to chaos in a simple asset pricing model », *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 22, pp.1235-1274.

BROCK, William A. et HOMMES, Cars H. Heterogeneous beliefs and routes to chaos in a simple asset pricing model. *Journal of Economic dynamics and Control*, 1998, vol. 22, no 8-9, p. 1235-1274.

BULOW, Jeremy et ROGOFF, Kenneth. A constant recontracting model of sovereign debt. *Journal of political Economy*, 1989, vol. 97, no 1, p. 155-178.

Bulow, Jeremy I., and Kenneth Rogoff. 1988. "Sovereign Debt: Is To Forgive To Forget?" *American Economic Review* 79:43–50

Bulow, Jeremy, and Kenneth Rogoff. 1989. "A Constant Recontracting Model of Sovereign Debt". *Journal of Political Economy* 97 (1): 155–78.

BURBIDGE, John et HARRISON, Alan. Testing for the effects of oil-price rises using vector autoregressions. *International Economic Review*, 1984, p. 459-484.

BUYUKSAHIN, Bahattin et ROBE, Michel A. Does' paper oil'matter? Energy markets' financialization and equity-commodity co-movements. *Energy Markets' Financialization and Equity-Commodity Co-Movements (July 28, 2011)*, 2011.

BROWN, Stephen PA et YÜCEL, Mine K. Energy prices and aggregate economic activity: an interpretative survey. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2002, vol. 42, no 2, p. 193-208.

CALVO, Guillermo A., LEIDERMAN, Leonardo, et REINHART, Carmen M. Inflows of Capital to Developing Countries in the 1990s. *Journal of economic perspectives*, 1996, vol. 10, no 2, p. 123-139.

CANOLES, W. Bruce, THOMPSON, Sarahelen, IRWIN, Scott, *et al.* An analysis of the profiles and motivations of habitual commodity speculators. *Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products*, 1998, vol. 18, no 7, p. 765-801.

Cantor, Richard, and Frank Packer, 1996, "Determinants and Impact of Sovereign Credit Ratings," *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York 2(2) October, pp. 37–53.

CAPPIELLO, Lorenzo, ENGLE, Robert F., et SHEPPARD, Kevin. Asymmetric dynamics in the correlations of global equity and bond returns. *Journal of Financial econometrics*, 2006, vol. 4, no 4, p. 537-572.

CARLSTROM, Charles T. et FUERST, Timothy S. Oil prices, monetary policy, and counterfactual experiments. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2006, p. 1945-1958.

CARNOT, Nicolas et HAGÈGE, Catherine. Le marché pétrolier. *Economie prevision*, 2004, no 5, p. 127-136.

CASTELLANO, Rosella et D'ECCLESIA, Rita L. CDS volatility: the key signal of credit quality. *Annals of Operations Research*, 2013, vol. 205, no 1, p. 89-107.

CHAN-LAU, Jorge A., MATHIESON, Donald J., et YAO, James Y. Extreme contagion in equity markets. *IMF staff papers*, 2004, vol. 51, no 2, p. 386-408.

- Chan-Lau, Jorge. 2003. Anticipating Credit Events Using Credit Default Swaps, with an Application to Sovereign Debt Crises. IMF Working Papers 03/106. International Monetary Fund.
- CHEN, Xiaohong et FAN, Yanqin. Estimation of copula-based semiparametric time series models. *Journal of Econometrics*, 2006, vol. 130, no 2, p. 307-335.
- CHIANG, Thomas C., JEON, Bang Nam, et LI, Huimin. Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from Asian markets. *Journal of International Money and finance*, 2007, vol. 26, no 7, p. 1206-1228.
- Cholette, L., Heinen, A., Valdesogo, A. (2009). Modeling international financial returns with a multivariate regime-switching copula. *Journal of Financial Economics*, 7(4), 437-480.
- Chowdhry, Bhagwan, 1991, "What Is Different about International Lending?" *Review of Financial Studies*, Vol. 4, No. 1 (Spring), pp. 121–48.
- CHUFFART, Thomas et HOOPER, Emma. An investigation of oil prices impact on sovereign credit default swaps in Russia and Venezuela. *Energy Economics*, 2019, vol. 80, p. 904-916.
- CLARK, Ephraim et KASSIMATIS, Konstantinos. Macroeconomic effects on emerging-markets sovereign credit spreads. *Journal of Financial Stability*, 2015, vol. 20, p. 1-13.
- Collier, P & Hoeffler, A. (2000). Greed and grievance in civil war. World Bank Policy Research Paper 2355.
- COLOGNI, Alessandro et MANERA, Matteo. Exogenous oil shocks, fiscal policies and sector reallocations in oil producing countries. *Energy economics*, 2013, vol. 35, p. 42-57.
- CONG, Rong-Gang, WEI, Yi-Ming, JIAO, Jian-Lin, *et al.* Relationships between oil price shocks and stock market: An empirical analysis from China. *Energy Policy*, 2008, vol. 36, no 9, p. 3544-3553.

Cooper, Richard N., 1971, "Currency Devaluation in Developing Countries," Essays in International Finance No. 86 (Princeton, NJ: Princeton University).

CORDEN, W. Max et NEARY, J. Peter. Booming sector and de-industrialisation in a small open economy. *The economic journal*, 1982, vol. 92, no 368, p. 825-848.

CORNOT-GANDOLPHE, Sylvie. LA REVANCHE DES PÉTROLES DE SCHISTE. 2017.

COSSET, Jean-Claude et JEANNERET, Alexandre. Sovereign credit risk and government effectiveness. *HEC Montréal*, 2014.

COTET, Anca M. et TSUI, Kevin K. Oil and conflict: What does the cross country evidence really show?. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2013, vol. 5, no 1, p. 49-80.s

CREAL, Drew, KOOPMAN, Siem Jan, et LUCAS, André. A general framework for observation driven time-varying parameter models. 2008.

COUTINHO, Leonor, et al. The resource curse and fiscal policy. *Cyprus Economic Policy Review*, 2011, vol. 5, no 1, p. 43-70.

DA FONSECA, José, IGNATIEVA, Katja, et ZIVEYI, Jonathan. Explaining credit default swap spreads by means of realized jumps and volatilities in the energy market. *Energy Economics*, 2016, vol. 56, p. 215-228.

DARBY, Michael R. The price of oil and world inflation and recession. *The American Economic Review*, 1982, vol. 72, no 4, p. 738-751.

DAUVIN, Magali, *et al.* Sovereign spreads in emerging economies: do natural resources matter?. *University of Paris West-Nanterre la Défense, EconomiX*, 2016.

Davis GA, Tilton JE (2005) The resource curse. *Nat Resour Forum* 29(3):233–242CrossRefGoogle Scholar

Davis, Jeffrey, Rolando Ossowski, and Annalisa Fedelino, eds., 2003, *Fiscal Policy Formulation and Implementation in Oil-Producing Countries* (Washington: International Monetary Fund).

DE ROSSI, Giuliano et HARVEY, Andrew. Quantiles, expectiles and splines. *Journal of Econometrics*, 2009, vol. 152, no 2, p. 179-185.

De Servigny, A., and O. Renault. 2007. *Measuring and Managing Credit Risk*. McGraw Hill, New York.

DEJONG, E., VERSCHOOR, W.F.C., ZWINKELSS, R.C.J., (2009a), «Behavioral heterogeneity and shiftcontagion: evidence from the Asian crisis», *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 33 (11), pp.1929–1944.

DIAZ-WEIGEL, D. et GEMMILL, G. What drives credit risk in emerging markets. *The roles*, 2006.

DICKEY, David A. et FULLER, Wayne A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 1979, vol. 74, no 366a, p. 427-431.

DIKS, Cees et PANCHENKO, Valentyn. A note on the Hiemstra-Jones test for Granger non-causality. *Studies in nonlinear dynamics & econometrics*, 2005, vol. 9, no 2.

DOBRIĆ, Jadran et SCHMID, Friedrich. A goodness of fit test for copulas based on Rosenblatt's transformation. *Computational Statistics & Data Analysis*, 2007, vol. 51, no 9, p. 4633-4642.

Dobrynskaya, V. & E. Turkish (2009): “Is Russia Sick with the Dutch Disease?,” Working Papers 2009-20, CEPII research center

DREHER, Axel, STURM, Jan-Egbert, et VREELAND, James Raymond. Development aid and international politics: Does membership on the UN Security Council influence World Bank decisions?. *Journal of Development Economics*, 2009, vol. 88, no 1, p. 1-18.

DU, Wenxin, PFLUEGER, Carolin E., et SCHREGER, Jesse. Sovereign debt portfolios, bond risks, and the credibility of monetary policy. *The Journal of Finance*, 2020, vol. 75, no 6, p. 3097-3138.

DUFFIE, Darrell, PEDERSEN, Lasse Heje, et SINGLETON, Kenneth J. Modeling sovereign yield spreads: A case study of Russian debt. *The journal of finance*, 2003, vol. 58, no 1, p. 119-159.

EATON, Jonathan et GERSOVITZ, Mark. *Country risk and the organization of international capital transfer*. National Bureau of Economic Research, 1987.

EDWARDS, Sebastian. *LDC's foreign borrowing and default risk: An empirical investigation*. National Bureau of Economic Research, 1983.

EICHLER, Stefan et MALTRITZ, Dominik. The term structure of sovereign default risk in EMU member countries and its determinants. *Journal of Banking & Finance*, 2013, vol. 37, no 6, p. 1810-1816.

El Anshasy, A.A. and Bradley, M.D., Oil prices and the fiscal policy response in oil-exporting countries. *J. Policy Model.*, 2012, 34, 605–620.

EMBRECHTS, P., LINDSKOG, F., et MCNEIL, A. Modelling dependence with copulas and applications to risk management. 2001. *Handbook of Heavy Tailed Distributions in Finance*.

EMBRECHTS, Paul, MCNEIL, Alexander, et STRAUMANN, Daniel. Correlation and dependence in risk management: properties and pitfalls. *Risk management: value at risk and beyond*, 2002, vol. 1, p. 176-223.

EMBRECHTS, Paul, MCNEIL, Er, et STRAUMANN, Daniel. Correlation: pitfalls and alternatives. In : *Risk Magazine*. 1999.

ENGLE, Robert F. et BOLLERSLEV, Tim. Modelling the persistence of conditional variances. *Econometric reviews*, 1986, vol. 5, no 1, p. 1-50.

ENGLE, Robert F. et GRANGER, Clive WJ. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1987, p. 251-276.

ENGLE, Robert. New frontiers for ARCH models. *Journal of Applied Econometrics*, 2002, vol. 17, no 5, p. 425-446.

English, William B, 1996, "Understanding the Costs of Sovereign Default: American State Debts in the 1840s," *American Economic Review*, Vol. 86, No. 1 (March) pp. 259–75.

FATTOUH, Bassam. The dynamics of crude oil price differentials. *Energy Economics*, 2010, vol. 32, no 2, p. 334-342.

FERMANIAN, Jean-David, RADULOVIC, Dragan, WEGKAMP, Marten, *et al.* Weak convergence of empirical copula processes. *Bernoulli*, 2004, vol. 10, no 5, p. 847-860.

FERMANIAN, Jean-David. Goodness-of-fit tests for copulas. *Journal of multivariate analysis*, 2005, vol. 95, no 1, p. 119-152.

FERNÁNDEZ, Carmen et STEEL, Mark FJ. On Bayesian modeling of fat tails and skewness. *Journal of the american statistical association*, 1998, vol. 93, no 441, p. 359-371.

FILIS, George, DEGIANNAKIS, Stavros, et FLOROS, Christos. Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries. *International Review of Financial Analysis*, 2011, vol. 20, no 3, p. 152-164.

FILIS, George. Macro economy, stock market and oil prices: do meaningful relationships exist among their cyclical fluctuations?. *Energy Economics*, 2010, vol. 32, no 4, p. 877-886.

FORBES, Kristin J. et RIGOBON, Roberto. No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. *The Journal of Finance*, 2002, vol. 57, no 5, p. 2223-2261.

Fouche G, Milhench C (2015) After glory days, cheap oil forces sovereign funds to retreat. The Reuters, 7 December. Available at: <http://www.ft.com/cms/s/0/ebe4acc0-1cef-11e1-a134-00144feabdc0.html#axzz3zw63544a>. Accessed 18 Mar 2016

François, Pascal, Georges Hubner, and Jean-Roch Sibille. 2011. "A Structural Balance Sheet Model of Sovereign Credit Risk". *Finance* 32 (2): 137–165.

FRANKEL J.A. et FROOT K.A., (1986), « Understanding the US Dollar in the Eighties: The Expectations of Chartists and Fundamentalists », *Economic Record*, special issue, pp. 24–38; also published as NBER working paper No. 0957, December 1987.

Frankel, Jeffrey A., 2005, "Contractionary Currency Crashes in Developing Countries," Staff Papers, International Monetary Fund, Vol. 52, No. 2 (September), pp. 149–92.

FTITI, Zied et JAWADI, Fredj. On the Oil Price Uncertainty. *The Energy Journal*, 2019, vol. 40, no Special Issue.

GADDY, Clifford G. et ICKES, Barry W. Resource rents and the Russian economy. *Eurasian Geography and Economics*, 2005, vol. 46, no 8, p. 559-583.

Gelos, R. Gaston, Ratna Sahay, and Guido Sandleris, 2004, "Sovereign Borrowing by Developing Countries: What Determines Market Access?" IMF Working Paper 04/221 (Washington: International Monetary Fund).

GELOS, R. Gaston, SAHAY, Ratna, et SANDLERIS, Guido. Sovereign borrowing by developing countries: What determines market access?. *Journal of international Economics*, 2011, vol. 83, no 2, p. 243-254.

GENEST, Christian et RIVEST, Louis-Paul. Statistical inference procedures for bivariate Archimedean copulas. *Journal of the American statistical Association*, 1993, vol. 88, no 423, p. 1034-1043.

GENEST, Christian et RIVEST, Louis-Paul. Statistical inference procedures for bivariate Archimedean copulas. *Journal of the American statistical Association*, 1993, vol. 88, no 423, p. 1034-1043.

GENEST, Christian, QUESSY, Jean-François, et RÉMILLARD, Bruno. Goodness-of-fit procedures for copula models based on the probability integral transformation. *Scandinavian Journal of Statistics*, 2006, vol. 33, no 2, p. 337-366.

GENEST, Christian, RÉMILLARD, Bruno, et BEAUDOIN, David. Goodness-of-fit tests for copulas: A review and a power study. *Insurance: Mathematics and economics*, 2009, vol. 44, no 2, p. 199-213.

GEORGOUTSOS, Dimitris A. et MIGIAKIS, Petros M. Heterogeneity of the determinants of euro-area sovereign bond spreads; what does it tell us about financial stability?. *Journal of Banking & Finance*, 2013, vol. 37, no 11, p. 4650-4664.

GHOSH, Atish R., OSTRY, Jonathan D., et QURESHI, Mahvash S. Fiscal space and sovereign risk pricing in a currency union. *Journal of International Money and finance*, 2013, vol. 34, p. 131-163.

Glosten, L., R. Jagannathan, and D. Runkle, 1989, Relationship between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks, Working paper, Department of Finance, Columbia University.

GLOSTEN, Lawrence R., JAGANNATHAN, Ravi, et RUNKLE, David E. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The journal of finance*, 1993, vol. 48, no 5, p. 1779-1801.

GLOSTEN, Lawrence R., JAGANNATHAN, Ravi, et RUNKLE, David E. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The journal of finance*, 1993, vol. 48, no 5, p. 1779-1801.

GONZÁLEZ-ROZADA, Martín et YEYATI, Eduardo Levy. Global factors and emerging market spreads. *The Economic Journal*, 2008, vol. 118, no 533, p. 1917-1936.

Gray, D., and M Jones. 2006. Indonesia: Selected Issues Paper, Chapter III: Measuring Sovereign and Banking Risk in Indonesia: An Application of the Contingent Claims Approach. IMF Staff Country Reports 06/318. International Monetary Fund.

Gray, D., and S.W. Malone. 2008. *Macrofinancial Risk Analysis*. Wiley finance series. John Wiley & Sons.

Gray, Dale F., Zvi Bodie, and Robert C. Merton. 2007. "Contingent Claims Approach to Measuring and Managing Sovereign Risk". *Journal of Investment Management* 5 (4),528.

GREEN, Edward J. et PORTER, Robert H. Noncooperative collusion under imperfect price information. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1984, p. 87-100.

GREENSPAN, A. (2006), «oil depend on economic risks», Hearing before the committee on foreign relations, U.S. Senate, June.

HAFNER, Christian M. et HERWARTZ, Helmut. A Lagrange multiplier test for causality in variance. *Economics letters*, 2006, vol. 93, no 1, p. 137-141.

HAFNER, Christian M. et MANNER, Hans. Dynamic stochastic copula models: Estimation, inference and applications. *Journal of Applied Econometrics*, 2012, vol. 27, no 2, p. 269-295.

HAFNER, Christian M. et REZNIKOVA, Olga. Efficient estimation of a semiparametric dynamic copula model. *Computational Statistics & Data Analysis*, 2010, vol. 54, no 11, p. 2609-2627.

HAMANN, Franz, MENDOZA, Enrique G., et RESTEPO-ECHAVARRIA, P. Commodity prices and sovereign default: A new perspective on the Harberger-Laursen-Metzler effect. *Unpublished manuscript*, 2016.

HAMILTON J., (2006), «Understanding Crude oil prices», working paper, university of California, San Diego.

HAMILTON, Adam. Oil bull seasonals. *energy business*, 2006.

HAMILTON, James D. et LIN, Gang. Stock market volatility and the business cycle. *Journal of applied econometrics*, 1996, vol. 11, no 5, p. 573-593.

HAMILTON, James D. Oil and the Macroeconomy. *The new Palgrave dictionary of economics*, 2008, vol. 2.

HAMILTON, James D. Rational-expectations econometric analysis of changes in regime: An investigation of the term structure of interest rates. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, vol. 12, no 2-3, p. 385-423.

HAMILTON, James D. This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship. *Journal of Monetary Economics*, 1996, vol. 38, no 2, p. 215-220.

HAMILTON, James D. *Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007-08*. National Bureau of Economic Research, 2009.

HAMMOUDEH, Shawkat, LIU, Tengdong, CHANG, Chia-Lin, et al. Risk spillovers in oil-related CDS, stock and credit markets. *Energy Economics*, 2013, vol. 36, p. 526-535.

HARVEY, A. et BUSETTI, F. *When is a copula constant? A test for changing relationships*. Working paper, Cambridge University, 2009.

HEINEMANN, Friedrich, OSTERLOH, Steffen, et KALB, Alexander. Sovereign risk premia: The link between fiscal rules and stability culture. *Journal of International Money and Finance*, 2014, vol. 41, p. 110-127.

HEINEN, Andréas et VALDESOGO, Alfonso. Asymmetric CAPM dependence for large dimensions: The canonical vine autoregressive copula model. *Available at SSRN 1297506*, 2008.

Hernandez-Trillo, Fausto. 1995. "A model-based estimation of the probability of default in sovereign credit markets". *Journal of Development Economics* 46 (1): 163–179.

HERRERA, Ana María et PESAVENTO, Elena. Oil price shocks, systematic monetary policy, and the "Great Moderation". *Macroeconomic Dynamics*, 2009, vol. 13, no 1, p. 107-137.

HICKMAN, Bert G., HUNTINGTON, Hillard G., et SWEENEY, James L. Macroeconomic impacts of energy shocks. 1987.

HILSCHER, Jens et NOSBUSCH, Yves. Determinants of sovereign risk: Macroeconomic fundamentals and the pricing of sovereign debt. *Review of Finance*, 2010, vol. 14, no 2, p. 235-262.

HÖFFDING, Wassilij. Masstabinvariante korrelationstheorie. *Schriften des Mathematischen Instituts und Instituts für Angewandte Mathematik der Universität Berlin*, 1940, vol. 5, p. 181-233.

HOOKE, Mark A. Oil and the macroeconomy revisited. 1999.

HOOKE, Mark A. What happened to the oil price-macroeconomy relationship?. *Journal of Monetary Economics*, 1996, vol. 38, no 2, p. 195-213.

HOOPER, Emma. Financement des pays riches en ressources naturelles: le rôle des marchés financiers et des institutions. *Mondes en développement*, 2017, no 3, p. 15-30.

HOOPER, Emma. Oil and gas, which is the Belle of the Ball? The impact of oil and gas reserves on sovereign risk. 2015.

HUANG, Roger D., MASULIS, Ronald W., et STOLL, Hans R. Energy shocks and financial markets. *Journal of Futures markets*, 1996, vol. 16, no 1, p. 1-27.

IEA, OECD. Energy and climate change, world energy outlook special report. 2015.

JEANNERET, Alexandre et SOUISSI, Slim. Sovereign defaults by currency denomination. *Journal of International Money and Finance*, 2016, vol. 60, p. 197-222.

JENSEN, Nathan et WANTCHEKON, Leonard. Resource wealth and political regimes in Africa. *Comparative political studies*, 2004, vol. 37, no 7, p. 816-841.

JOE, Harry et XU, James Jianmeng. The estimation method of inference functions for margins for multivariate models. 1996.

JOE, Harry. *Multivariate models and multivariate dependence concepts*. CRC Press, 1997.

JOHANSEN, Soren et JUSELIUS, Katarina. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 1990, vol. 52, no 2, p. 169-210.

JONDEAU, Eric et ROCKINGER, Michael. The copula-garch model of conditional dependencies: An international stock market application. *Journal of international money and finance*, 2006, vol. 25, no 5, p. 827-853.

JONES, Charles M. et KAUL, Gautam. Oil and the stock markets. *The journal of Finance*, 1996, vol. 51, no 2, p. 463-491.

JUNKER, Markus et MAY, Angelika. Measurement of aggregate risk with copulas. *The Econometrics Journal*, 2005, vol. 8, no 3, p. 428-454.

KABLAN, Sandrine, FTITI, Zied, et GUESMI, Khaled. Commodity price cycles and financial pressures in African commodities exporters. *Emerging Markets Review*, 2017, vol. 30, p. 215-231.

KAHNEMAN, Daniel. Tversky a.(1979). *Prospect theory: an analysis of decision under risk*, 1979, p. 263-292.

KAMIN, Steven B. et VON KLEIST, Karsten. The evolution and determinants of emerging markets credit spreads in the 1990s. 1999.

Karmann, Alexander, and Dominik Maltritz. 2009. "Estimating sovereign risk by a structural approach: the role of Forex reserves for emerging market countries". *Investment Management and Financial Innovations* 6 (3).

KAUFMAN, R. et ULLMAN, B. (2009), «oil prices, speculation, and fundamental: interpreting causal relations among spot and future prices», *Energy Economics*, Vol. 31, pp. 550-558.

KEANE, Michael P. et PRASAD, Eswar S. The employment and wage effects of oil price changes: a sectoral analysis. *The Review of Economics and Statistics*, 1996, p. 389-400.

KILIAN, Lutz et BAUMEISTER, Christiane. Understanding the decline in the price of oil since June 2014. 2015.

KILIAN, Lutz et LEWIS, Logan T. Does the Fed respond to oil price shocks?. *The Economic Journal*, 2011, vol. 121, no 555, p. 1047-1072.

KILIAN, Lutz et MURPHY, Daniel P. The role of inventories and speculative trading in the global market for crude oil. *Journal of Applied Econometrics*, 2014, vol. 29, no 3, p. 454-478.

KILIAN, Lutz et PARK, Cheolbeom. The impact of oil price shocks on the US stock market. *International Economic Review*, 2009, vol. 50, no 4, p. 1267-1287.

KILIAN, Lutz et VIGFUSSON, Robert J. Are the responses of the US economy asymmetric in energy price increases and decreases?. *Quantitative Economics*, 2011, vol. 2, no 3, p. 419-453.

KILIAN, Lutz. Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. *American Economic Review*, 2009, vol. 99, no 3, p. 1053-69.

KILIAN, Lutz. The economic effects of energy price shocks. *Journal of Economic Literature*, 2008, vol. 46, no 4, p. 871-909.

KING, Mervyn A. et WADHWANI, Sushil. Transmission of volatility between stock markets. *The Review of Financial Studies*, 1990, vol. 3, no 1, p. 5-33.

KNITTEL, C.R., PINDYCK, R.S., 2013. The simple economics of commodity price speculation. CEEPR Working Paper 2013- 006, Massachusetts Institute of Technology, Cambridge

KÖNIG, Philipp, ANAND, Kartik, et HEINEMANN, Frank. Guarantees, transparency and the interdependency between sovereign and bank default risk. *Journal of Banking & Finance*, 2014, vol. 45, p. 321-337.

KRETZMANN, Stephen et NOORUDDIN, Irfan. Drilling into debt. *Oil Change International*, in <http://priceofoil.org>, 2005.

KRUGMAN, Paul. More on oil and speculation. *New York Times*, 2008, vol. 1, p. 1-31.

KULATILAKA, Nalin et MARCUS, Alan J. A model of strategic default of sovereign debt. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1987, vol. 11, no 4, p. 483-498.

LAURENT, Sébastien et PETERS, Jean-Philippe. G@ RCH 2.2: an Ox package for estimating and forecasting various ARCH models. *Journal of Economic surveys*, 2002, vol. 16, no 3, p. 447-484

Laurent et Al (2006)

LE CAM, Lucien, *et al.* On the asymptotic theory of estimation and testing hypotheses. In : *Proceedings of the Third Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability, Volume 1: Contributions to the Theory of Statistics*. The Regents of the University of California, 1956.

LEE, Kiseok, NI, Shawn, et RATTI, Ronald A. Oil shocks and the macroeconomy: the role of price variability. *The Energy Journal*, 1995, vol. 16, no 4.

LESCAROUX, François et MIGNON, Valérie. On the influence of oil prices on economic activity and other macroeconomic and financial variables. *OPEC Energy Review*, 2008, vol. 32, no 4, p. 343-380.

LEVY-YEYATI, Eduardo Levy et PANIZZA, Ugo. The elusive costs of sovereign defaults. 2006.

LINDERT, Peter H. et MORTON, Peter J. How sovereign debt has worked. In : *Developing Country Debt and Economic Performance, Volume 1: The International Financial System*. University of Chicago Press, 1989. p. 39-106.

LIPPI, Francesco et NOBILI, Andrea. Oil and the macroeconomy: a quantitative structural analysis. *Journal of the European Economic Association*, 2012, vol. 10, no 5, p. 1059-1083.

LIU, Chang, SUN, Xiaolei, CHEN, Jianming, *et al.* Statistical properties of country risk ratings under oil price volatility: Evidence from selected oil-exporting countries. *Energy policy*, 2016, vol. 92, p. 234-245.

LONGIN, Francois et SOLNIK, Bruno. Extreme correlation of international equity markets. *The journal of finance*, 2001, vol. 56, no 2, p. 649-676.

LONGIN, Francois et SOLNIK, Bruno. Is the correlation in international equity returns constant: 1960–1990?. *Journal of international money and finance*, 1995, vol. 14, no 1, p. 3-26.

Longstaff, Francis A., Jun Pan, Lasse H. Pedersen, and Kenneth J. Singleton. 2011. "How Sovereign Is Sovereign Credit Risk?" *American Economic Journal: Macroeconomics* 3, number 2 (): 75–103.

LORDE, Troy, JACKMAN, Mahalia, et THOMAS, Chrystol. The macroeconomic effects of oil price fluctuations on a small open oil-producing country: The case of Trinidad and Tobago. *Energy Policy*, 2009, vol. 37, no 7, p. 2708-2716.

LOUNGANI, Prakash. Oil price shocks and the dispersion hypothesis. *The Review of Economics and Statistics*, 1986, p. 536-539.

LUJALA, Päivi. The spoils of nature: Armed civil conflict and rebel access to natural resources. *Journal of peace research*, 2010, vol. 47, no 1, p. 15-28.

MALEVERGNE, Yannick, SORNETTE, Didier, *et al.* Testing the Gaussian copula hypothesis for financial assets dependences. *Quantitative Finance*, 2003, vol. 3, no 4, p. 231-250.

MALTRITZ, Dominik. Determinants of sovereign yield spreads in the Eurozone: A Bayesian approach. *Journal of International Money and Finance*, 2012, vol. 31, no 3, p. 657-672.

MANNER, Hans et REZNIKOVA, Olga. *Forecasting international stock market correlations: does anything beat a CCC?*. Discussion Papers in Statistics and Econometrics, 2010.

MANZANO, Osmel et RIGOBON, Roberto. *Resource curse or debt overhang?*. National bureau of economic research, 2001.

MASHAL, Roy et ZEEVI, Assaf. Beyond correlation: Extreme co-movements between financial assets. *Unpublished, Columbia University*, 2002.

MEDLOCK III, Kenneth B., JAFFE, Amy Myers, et HARTLEY, Peter R. Shale gas and US national security. 2011.

MEHLUM, Halvor, MOENE, Karl, et TORVIK, Ragnar. Institutions and the resource curse. *The economic journal*, 2006, vol. 116, no 508, p. 1-20.

MELHEM, Daniel et MELHEM, Mahmoud. La Dynamique Non Linéaire du Prix Spot du Pétrole: Le Rôle des Spéculateurs Hétérogènes. Éditions universitaires européennes, 2015.

Merton, R. C. 1990. *Continuous-Time Finance*. Cambridge: Blackwell.

MILLER, J. Isaac et RATTI, Ronald A. Crude oil and stock markets: Stability, instability, and bubbles. *Energy economics*, 2009, vol. 31, no 4, p. 559-568.

MOHADDES, Kamiar et RAISSI, Mehdi. Do sovereign wealth funds dampen the negative effects of commodity price volatility?. *Journal of Commodity Markets*, 2017, vol. 8, p. 18-27.

MONFORT, Alain et RENNE, Jean-Paul. Decomposing euro-area sovereign spreads: credit and liquidity risks. *Review of Finance*, 2014, vol. 18, no 6, p. 2103-2151.

MORK, Knut Anton. Oil and the macroeconomy when prices go up and down: an extension of Hamilton's results. *Journal of political Economy*, 1989, vol. 97, no 3, p. 740-744.

NAKOV, Anton et PESCATORI, Andrea. Oil and the great moderation. *The Economic Journal*, 2010, vol. 120, no 543, p. 131-156.

NELSEN, Roger B. *An introduction to copulas*. Springer Science & Business Media, 2007.

NELSON, Daniel B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1991, p. 347-370.

NEWKEY, Whitney K., MCFADDEN, Daniel, ENGLE, Robert F., *et al.* Handbook of econometrics. 1994.

NING, Cathy et WIRJANTO, Tony S. Extreme return–volume dependence in East-Asian stock markets: A copula approach. *Finance Research Letters*, 2009, vol. 6, no 4, p. 202-209.

OKIMOTO, Tatsuyoshi. New evidence of asymmetric dependence structures in international equity markets. *Journal of financial and quantitative analysis*, 2008, p. 787-815.

ORLÉAN, A. (1999), *Le pouvoir de la finance*, Ed. Odile Jacob, Paris

OSSOWSKI, Rolando, VILLAFUERTE, Mauricio, MEDAS, Paulo A., *et al.* Managing the oil revenue boom: the role of fiscal institutions. 2008.

PAN, Jun et SINGLETON, Kenneth J. Default and recovery implicit in the term structure of sovereign CDS spreads. *The Journal of Finance*, 2008, vol. 63, no 5, p. 2345-2384.

PANIZZA, Ugo et BORENSZTEIN, Eduardo. *The costs of sovereign default*. International Monetary Fund, 2008.

PARSONS, John E. et ESPINASA, Ramón. Black Gold and Fool's Gold: Speculation in the Oil Futures Market [with Comment]. *Economia*, 2010, vol. 10, no 2, p. 81-116.

PATTON, Andrew J. A review of copula models for economic time series. *Journal of Multivariate Analysis*, 2012, vol. 110, p. 4-18.

PATTON, Andrew J. Copula-based models for financial time series. In : *Handbook of financial time series*. Springer, Berlin, Heidelberg, 2009. p. 767-785.

PATTON, Andrew J. Modelling asymmetric exchange rate dependence. *International economic review*, 2006, vol. 47, no 2, p. 527-556.

PATTON, Andrew J. On the out-of-sample importance of skewness and asymmetric dependence for asset allocation. *Journal of Financial Econometrics*, 2004, vol. 2, no 1, p. 130-168.

PESCATORI, Andrea et SY, Amadou Nicolas Racine. Debt crises and the development of international capital markets. 2004.

PHILLIPS, Peter CB. Time series regression with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1987, p. 277-301.

PIERCE, James L., ENZLER, Jared J., FAND, David I., *et al.* The effects of external inflationary shocks. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1974, vol. 1974, no 1, p. 13-61.

PINDYCK, Robert S. A note on competitive investment under uncertainty. *The American Economic Review*, 1993, vol. 83, no 1, p. 273-277.

PIRRONG, Craig. Stochastic fundamental volatility, speculation, and commodity storage. *Speculation, and Commodity Storage (October 17, 2008)*, 2008.

RAMCHAND, Latha et SUSMEL, Raul. Volatility and cross correlation across major stock markets. *Journal of Empirical Finance*, 1998, vol. 5, no 4, p. 397-416.

Ramey, Gary, and Valerie A. Ramey, 1995, "Cross-Country Evidence on the Link Between Volatility and Growth," *The American Economic Review*, Vo. 85, No. 5, pp. 1138–1151

Ramos-Francia, Manuel, and Jose Gonzalo Rangel. 2012. "Revisiting the effects of country specific fundamentals on sovereign default risk". *Economics Bulletin* 32 (4): 3008–3016..

RATHA, Dilip et KETKAR, Suhas. *Development financing during a crisis: securitization of future receivables*. The World Bank, 2001.

RASCHE, Robert H., RH, RASCHE, et JA, TATOM. Energy price shocks, aggregate supply and monetary policy: The theory and the international evidence. 1981.

Reinhart, Carmen M., Kenneth S. Rogoff, and Miguel A. Savastano, 2003, "Debt Intolerance," *Brookings Papers on Economic Activity*: 1, Brookings Institution.

REINHART, Carmen M., ROGOFF, Kenneth S., et SAVASTANO, Miguel A. *Debt intolerance*. National Bureau of Economic Research, 2003.

REMOLONA, Eli M., SCATIGNA, Michela, et WU, Eliza. Interpreting sovereign spreads. *BIS Quarterly Review*, March, 2007.

RESTREPO-ECHAVARRIA, Paulina, MENDOZA, Enrique, HAMANN, Franz, *et al.* Commodity Prices and Sovereign Default: A New Perspective on The Harberger-Laursen-Metzler Effect. In : *2016 Meeting Papers*. Society for Economic Dynamics, 2016.

ROBINSON, James A., TORVIK, Ragnar, et VERDIER, Thierry. Political foundations of the resource curse. *Journal of development Economics*, 2006, vol. 79, no 2, p. 447-468.

ROGOFF, Kenneth. Debt supercycle, not secular stagnation. *Progress and confusion: the state of macroeconomic policy*, 2016, p. 19-28.

ROSENBLATT, Murray. Remarks on a multivariate transformation. *The annals of mathematical statistics*, 1952, vol. 23, no 3, p. 470-472.

ROSS, Michael L. How do natural resources influence civil war? Evidence from thirteen cases. *International organization*, 2004, p. 35-67.

RODRIGUEZ, Juan Carlos. Measuring financial contagion: A copula approach. *Journal of empirical finance*, 2007, vol. 14, no 3, p. 401-423.

SAAD-FILHO, Alfredo et WEEKS, John. Curses, diseases and other resource confusions. *Third World Quarterly*, 2013, vol. 34, no 1, p. 1-21.

SABKHA, Saker, DE PERETTI, Christian, et MALLEK, Sabine. Forecasting sovereign CDS volatility: A comparison of univariate GARCH-class models. *Vie sciences de l'entreprise*, 2020, no 1, p. 27-56.

SANTACREU, Ana Maria et RESTREPO-ECHAVARRIA, Paulina. Sovereign Default and Economic Performance in Oil-Producing Economies. *Economic Synopses*, 2016, no 20, p. 1-2.

SAPORTA, Victoria, TUDELA, Merxe, et TROTT, Matt. What can be said about the rise and fall in oil prices?. *Bank of England Quarterly Bulletin*, 2009, p. Q3.

SCAILLET, Olivier et FERMANIAN, Jean-David. Nonparametric estimation of copulas for time series. *FAME Research paper*, 2002, no 57.

SCAILLET, Olivier. Kernel-based goodness-of-fit tests for copulas with fixed smoothing parameters. *Journal of Multivariate Analysis*, 2007, vol. 98, no 3, p. 533-543.

SENATE, U. S. The role of market speculation in rising oil and gas prices: A need to put the cop back on the beat. In : *Staff Report prepared by the Permanent Subcommittee on Investigations on the Committee on Homeland Security and Governmental Affairs United States Senate*. 2006.

SHAHZAD, Syed Jawad Hussain, NAIFAR, Nader, HAMMOUDEH, Shawkat, *et al.* Directional predictability from oil market uncertainty to sovereign credit spreads of oil-exporting countries: Evidence from rolling windows and crossquantilogram analysis. *Energy Economics*, 2017, vol. 68, p. 327-339.

SHARMA, Susan Sunila et THURASAMY, Kannan. Oil price uncertainty and sovereign risk: Evidence from Asian economies. *Journal of Asian Economics*, 2013, vol. 28, p. 51-57.

SILVENNOINEN, Annastiina et THORP, Susan. Financialization, crisis and commodity correlation dynamics. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2013, vol. 24, p. 42-65.

SKLAR, M. Fonctions de repartition an dimensions et leurs marges. *Publ. inst. statist. univ. Paris*, 1959, vol. 8, p. 229-231.

SORIN, F. World energy outlook 2006: the International energy Agency (IEA) report; World energy outlook 2006: le rapport de l'AIE. 2006.

SORNETTE, D., WOODARD, R., et ZHOU, W.-X., (2009), «The 2006–2008 oil bubble: evidence of speculation, and prediction», *Physica A*, Vol. (388), pp. 1571–1576.

Souto, Marcos, Christian Keller, and Peter Kunzel. 2007. Measuring Sovereign Risk in Turkey: An Application of the Contingent Claims Approach. IMF Working Papers 07/233. International Monetary Fund.

STURZENEGGER, Federico et ZETTELMAYER, Jeromin. *Debt defaults and lessons from a decade of crises*. MIT press, 2006.

SUSTAINABILITY, U. N. D. P. equity: A better future for all. human development report. Technical report, United Nations Development Program, 2011.

TABATA, Shinichiro. Observations on Russian exposure to the Dutch disease. *Eurasian Geography and Economics*, 2012, vol. 53, no 2, p. 231-243.

TER ELLEN, Saskia et ZWINKELS, Remco CJ. Oil price dynamics: A behavioral finance approach with heterogeneous agents. *Energy Economics*, 2010, vol. 32, no 6, p. 1427-1434.

TOBIN, James, PHELPS, Edmund S., POOLE, William, *et al.* Stabilization policy ten years after. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1980, vol. 1980, no 1, p. 19-89.

Tomz, Michael, and Mark L.J. Wright. 2013. “Empirical Research on Sovereign Debt and Default”. *Annual Review of Economics* 5 (1): 247–272.

TSE, Y. K. et TSUI, Albert KC. A multivariate garch model with time-varying correlations. *Mathematics Preprint Archive*, 2001, vol. 2001, no 6, p. 1184-1217.

Tse, Yiu, & Tsui, Albert. 2002. A Multivariate GARCH Model with TimeVarying Correlations. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 351–362.

TSUI, Kevin K. More oil, less democracy: Evidence from worldwide crude oil discoveries. *The Economic Journal*, 2011, vol. 121, no 551, p. 89-115.

TSUKAHARA, Hideatsu. Semiparametric estimation in copula models. *Canadian Journal of Statistics*, 2005, vol. 33, no 3, p. 357-375.

USUI, Norio. How effective are oil funds? Managing Resource Windfalls in Azerbaijan and Kazakhstan. 2007.

VAN DER PLOEG, Frederick et POELHEKKE, Steven. Volatility and the natural resource curse. *Oxford economic papers*, 2009, vol. 61, no 4, p. 727-760.

VAN WIJNBERGEN, Sweder et BUDINA, Nina. Fiscal sustainability, volatility and oil wealth: A stochastic analysis of fiscal spending rules 1. *Economics of Transition*, 2011, vol. 19, no 4, p. 639-666.

WANG, Weijing et WELLS, Martin T. Estimation of Kendall's tau under censoring. *Statistica Sinica*, 2000, p. 1199-1215.

WEGENER, Christoph, BASSE, Tobias, KUNZE, Frederik, *et al.* Oil prices and sovereign credit risk of oil producing countries: an empirical investigation. *Quantitative Finance*, 2016, vol. 16, no 12, p. 1961-1968.

WHITE, Halbert. *Estimation, inference and specification analysis*. Cambridge university press, 1996.

ZAKHAROVA, Daria et MEDAS, Paulo A. A primer on fiscal analysis in oil-producing countries. *IMF Working Papers*, 2009, p. 1-39.

ZAKOIAN, Jean-Michel. Threshold heteroskedastic models. *Journal of Economic Dynamics and control*, 1994, vol. 18, no 5, p. 931-955.

ZIVOT, Eric et ANDREWS, Donald W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of business & economic statistics*, 2002, vol. 20, no 1, p. 25-44.

Remerciements.....	3
Résumé	4
Summary	5
LISTE DES TABLEAUX	7
LISTE DES FIGURES.....	9
LISTE DES ABBREVIATIONS.....	10
Introduction générale :	11
CHAPITRE 1 : APPROCHE DEFINITIONNELLE DU RISQUE DE DEFAUT SOVERAIN ET MECANISMES D’AJUSTEMENT FACE AUX CHOCS DES PRIX DU PETROLE.	23
Introduction	23
1..... Notions de défaut et méthodes de mesure.	24
1.1..... Discussions sur les déterminants exogènes qui contribuent à renforcer le risque de défaut.	24
1-2..... -Discussions sur les facteurs endogènes qui contribuent au risque de défaut	25
1-3 – Rappels de quelques épisodes historiques de défaut.	27
1-4-..... Les coûts associés au défaut d’un Etat.	29
1-4-1- Défaut de remboursement et réputation des Etats.....	30
1-4-2- Défaut et croissance des Etats.....	32
1-4-3- Défaut et commerce international.....	33
1-4-4 - Défaut et le système bancaire domestique.....	34
1-4-5- Défaut et coût politique.....	35

2- Modélisation du risque de défaut et quelques faits stylisés.....	37
2-1- Risque de défaut à travers le modèle structurel (Contingent Claim Analysis)	37
2-2- Le risque de défaut souverain à travers des modèles économétriques.	40
2-3- Les spreads sur les credits default swaps (CDS)	40
2-4- Les sovereigns credits spreads.	41
2-5- Emerging market bond index plus.	42
2-6- Risque de défaut défini dans le cadre d'un modèle général calculable.	44
3- Les pays exportateurs de pétrole et les mécanismes d'ajustement face aux chocs pétroliers.....	46
3-1 Les pays riches en ressources naturelles face aux marchés financiers.....	46
3-1-1 Contrainte de crédit des pays exportateurs de matières premières.	47
3-1-2- Le rôle des découvertes de pétrole et de gaz chez les pays riches en ressources naturelles.	48
3-1-3- Le rôle des institutions dans le coût du crédit des pays riches en ressources naturelles. ...	49
3-2- Le marché du pétrole et les défis des pays exportateurs de pétrole.	51
3-2-1 -Le prix du pétrole et les bulles spéculatives.....	52
3-2-2- Le prix du pétrole et l'hétérogénéité des agents sur les marchés.	53
3-2-3 Le prix du pétrole et le rôle de l'offre et de la demande.	57
3-2-4- La chute de mi-2014.	58
3-2-4-1- Le rôle de l'offre.....	59
3-2-4-2 -La demande globale et les prix des autres matières premières.	60
3--2-4-3- le Rôle des stocks de pétrole.	60
3--2-4-4- Le rôle du dollar dans la chute de mi-2014.	62
3-2-4-5 Spécificité de la chute de mi-2014.	62
3-2-5 Les pays exportateurs de pétrole face à la gestion de la rente pétrolière.	64
3-2-5-1 - Le mal hollandais (Dutch Disease).....	65
3-2-5-2 La mauvaise gestion du caractère fluctuant des revenus pétroliers.....	67
3-2-5-3 Les outils de gestion de la volatilité des matières premières.	68
3-2-5-4 Expériences hétérogènes en termes de politiques fiscales.	69
3-2-5-5 Les fonds souverains comme outils de lissage de la volatilité des prix du pétrole.	70
3-3 Un ajustement non linéaire et variable face aux chocs des prix des matières premières.....	73
3-3-1 Mécanisme de diffusion des chocs des prix des matières premières aux grandeurs macroéconomiques.....	73
3-3-2 - Facteurs d'ajustements non linéaires aux chocs des prix des matières premières.	76
Conclusion.....	78

CHAPITRE 2 : IMPACT DU MARCHE PETROLIER SUR LA VOLATILITE DES CDS SOUVERAINS.....	80
2-1- Analyse empirique des effets des fondamentaux du prix du pétrole sur la volatilité des CDS des pays exportateurs de pétrole.	81
2-1-1 Méthodologie et présentation des données.	81
2-1-1-1 Présentation des données.....	81
2-1-1-2 Méthodologie.	83
2-1-1-3- Résultats et discussions.....	84
2-1-1-3-1 Liens entre les fondamentaux du prix du pétrole et la volatilité des CDS.....	84
2-1-1-3-2 Robustesse du lien entre les fondamentaux du prix du pétrole et la volatilité des CDS.	87
2-1-1-3-2 -1- Analyse de l'effet de la chute de 2014.	87
2-1-1-3-2 -2 Analyse des effets de la dette souveraine européenne sur les déterminants de la volatilité des primes de CDS.....	91
2-2-Causalité et Cointégration entre la volatilité des CDS et les variables du marché du pétrole.	94
2-2-1 Description et nature des variables.....	94
2-2-1-1 Propriété statistique des séries.	95
2-1-1-1-1 Analyse descriptives des séries.....	95
2-1-1-1-2 Etude de la stationnarité des séries.....	96
2-2-2-Analyse de la cointégration entre les variables de marché du pétrole et la volatilité des CDS.....	97
2-2-2-1 -Notion de Cointégration entre deux séries.....	97
2-2-2-2-Test de cointégration de Engle et Granger (1987).....	97
2-2-2-3 Test de cointégration de Johansen et Juselius (1990).....	98
2-2-2-4- Analyse des résultats de la cointégration.	98
2-2-3- Etude de la causalité entre la volatilité des CDS et les variables du marché du pétrole.	101
2-2-3-1-Lien causal entre l'offre et la volatilité des primes des CDS.	101
2-2-3-2-Lien causal Entre les Stocks et la volatilité des CDS.....	102
2-2-3-3-Lien causal avec la demande de pétrole.....	103
2-2-3-4-Lien causal avec les rendements du prix spot.....	103
2-2-3-5- Lien causal avec les anticipations du prix du pétrole à trois mois.....	104
2-2-3-6- Discussions des résultats.	109
2-3-Etude des ajustements de la volatilité des CDS aux chocs des prix du pétrole : une étude multivariée par le modèle SVAR.	113
2-3-1- Méthodologie.....	113
2-3-1-1. Les modèles de volatilité.....	113

2-3-1-2. Le modèle SVAR.....	115
2-3-1.-3- Les restrictions du modèle SVAR.....	116
2-3-1.-4- Résultats et discussions.....	118
2-3-1.-4-1 Effet de la chute sur le modèle de volatilité.	118
2-3-1.-4-2 - Effet de la chute sur les coefficients du modèle de la volatilité.	120
2-3-1-4-3 Analyse des fonctions de réponses impulsionnelles et des contributions à la variance sur la volatilité des primes des CDS des différents chocs pétroliers.	124
2-3-1-4-4-Analyse de la contribution des chocs à la variance d’erreur de prévision de la volatilité des primes des CDS des différents chocs pétroliers.....	135
2-3-1-4-5 Contribution des différents chocs de volatilité des primes de CDS sur les variations de prix du pétrole.	137
Conclusion.....	141
CHAPITRE 3: DEPENDENCE ET CONTAGION MARCHE DES CDS SOUVERAINS ET MARCHE PETROLIER : UNE APPROCHE PAR LES COPULES.....	144
3-1 –La théorie des copules et les méthodes d’estimation de la dépendance.	145
3-1-1 -Insuffisance du coefficient de corrélation linéaire.....	145
3-1-1-1 Définition.....	145
3-1-1-2 Limites et inconvénients du coefficient de corrélation linéaire.....	147
3-1-2 – Modélisation et méthode d’estimation de la structure de dépendance par les copules.....	150
3-1-2-1- Dépendance et copule en économie.	151
3-1-2-2-Les copules et les concepts afférents.	152
3-1-2-2-1- Notion de concordance.....	153
3-1-2-2-2-Le Tau de Kendall.	153
3-1-2-2-3- Le rho de Spearman.	156
3-1-2-2-4- D’autres mesures d’association.	157
3-1-2-2-5-Propriété des mesures de concordance.	162
3-1-2-2-6 Les concepts afférents.	163
3-1-2-2-7-Famille des copules.	167
3-1-2-2-1-Les copules elliptiques.....	167
3-1-2-2-2-Les copules archimédiennes.....	168
3-1-2-3- Modélisation des lois marginales et les copules dynamiques.	173
3-1-2-3-1-Modélisation des lois marginales et de la volatilité.....	174
3-1-2-3-2-Les copules dynamiques.....	179
3-1-2-3-2-1-Les modèles basés sur les observations	180
3-1-2-3-2-2-Le modèle Copule-DCC.....	182
3-1-3-Méthodes d’estimation et tests de validation des copules.	184

3-1-3-1-Les méthodes paramétriques d'estimation des paramètres de dépendance	185
3-1-3-2 -Les méthodes semi-paramétriques et non paramétriques d'estimation des paramètres de dépendance.....	188
3-1-3-3-Tests de validation des copules.....	191
3-1-3-3-1 Tests basés sur la copule empirique.	192
3-1-3-3-2- Tests basés sur la transformation de Kendall.	193
3-1-3-3-3 Tests basés sur la transformation de Rosenblatt.	195
3-2- ANALYSE DE LA DEPENDENCE ET DU COMOUVEMENT ENTRE LES MARCHES DES CDS ET LES MARCHES DU	PETROLE.
.....	196
3-2-1- Estimation de la dépendance entre marché pétrolier et les marché des CDS souverains.	198
3-2-1-1- Données et analyse préliminaire.	198
3-2-1-2 Propriétés statistiques des primes des CDS et des prix du pétrole.....	199
3-2-2-2 - Estimation de la dépendance statique entre les marchés des CDS et les différents compartiments du marché du pétrole.	212
3-2-2-2-1 : Modélisation des marginales des rendements des primes des CDS et des rendements des prix du pétrole.	212
3-2-2-2-2- Co mouvement entre le marché des CDS et les marchés du pétrole.	215
3-2-2-3-3 Estimation de la dépendance dynamique entre les marchés des CDS et les différents compartiments du marché du pétrole.	227
3-2-2-3-4 Resultats et comparaison des modèles de corrélation dynamique augmentée par une copule de type Student.	228
3-3-Application à l'étude de la contagion entre marché des CDS et marché pétrolier.	242
3-3-1-Découpage temporel de notre échantillon.	242
3-3-2-Notion de contagion de Forbes (2002) et Chiang (2007).	243
3-3-3-Analyse et discussions des résultats.	245
Conclusion :	253
Conclusion générale	255
ANNEXES.....	257
ANNEXE 1 : Méthode d'interpolation cubique.	257
ANNEXE 2 : Resultats des Tests de cointégration de Engle Granger.	258
ANNEXE 3 : Description sommaire des pays composant notre échantillon d'étude.....	260
ANNEXE 4: Les tests de stationnarité et tests de mémoire longue	264
.....	264
ANNEXE 4.5: La statistique R/S.....	268
ANNEXE 4.6 : La statistique R/S modifié.	269

<i>ANNEXE 4.7</i> : Tests d'estimation des processus à mémoire longue, tests de Geweke-Porter-Hudak.....	269
<i>ANNEXE 5</i> : Tests d'homoscédasticité et d'hétéroscédasticité.	271
<i>ANNEXE 5.1</i> : Test d'homoscédasticité de Ljung Box.....	271
<i>ANNEXE 5.2</i> : Test d'hétéroscédasticité.....	271
<i>ANNEXE 5.3</i> : Tests de Jarque bera.	272
ANNEXE 6 : Tableau des estimations des modèles de corrélation dynamique classique et augmentée par une copule de type Student.	273
ANNEXE 7 : Resultats d'estimation du modèle SVAR(8)	285
Bibliographie	330