

**Ibrhima BAH, Jules SADEFO KAMDEM,
Françoise SEYTE et Michel TERRAZA**

«Causalité entre les fondamentaux du prix du pétrole et la
volatilité des *credits defaults swaps* des pays exportateurs de
pétrole : la chute de 2014 a-t-elle été importante ?»

WP MRE 2019.7

Montpellier Recherche en Economie EA 7491 – Faculté d’Economie
Université de Montpellier - MUSE « Montpellier Université d’Excellence »
Contact : alain.marciano@umontpellier.fr

Causalité entre les fondamentaux du prix du pétrole et la volatilité des credits defaults swaps des pays exportateurs de pétrole : la chute de 2014 a-t-elle été importante ?

IBRHIMA BAH*

MICHEL TERRAZZA

SADEFO KAMDEM JULES

FRANCOISE SEYTE.

Résumé

Dans le contexte particulièrement bas des prix du pétrole caractérisé par une volonté des pays riches en ressources naturelles de diversifier leur économie, nous essayons de porter une analyse causale entre les fondamentaux du prix du pétrole et la volatilité des crédits defaults swaps des pays riches (indicateur de défaut) en pétrole. Nous éprouvons ce lien de causalité en scindant notre échantillon en deux sous-ensembles pour intégrer le rôle du changement structurel de l'offre de pétrole consacré au niveau mondial par l'adoption d'une nouvelle technologie d'extraction du pétrole (shale oil). Il apparaît une différence nette entre les petits producteurs et les grands exportateurs avec un schéma de causalité variant d'un pays à un autre marqué par la chute de 2014.

1. Introduction.

Suite à la chute du prix du pétrole de 2014 marquée par l'entrée en production des industries du pétrole de schiste, il est apparu clairement aux pays riches en pétrole que leur pouvoir de marché s'atténuait. Bien plus que par le passé le besoin de diversification s'impose au risque pour certains pays de connaître les remous sociaux que traverse le Venezuela (premier pays détenteur des plus grosses réserves pétrolières du monde) face à une baisse continue des prix du pétrole. Comme face aux entreprises, les marchés financiers accordent beaucoup d'attention à la capacité de ses pays à pouvoir assurer leur solvabilité par des sources de revenus fiables ou du moins stable. Le cas des pays riches en pétrole est particulièrement intéressant car le pétrole est la commodité qui est parmi la plus fluctuante eu égard aux évolutions géostratégiques et à l'effet de la financiarisation même si le débat n'est pas totalement tranché. Les cds (credits defaults swaps) outils de couverture contre un évènement de crédit sur un titre de dette émis par une entreprise ou un Etat est souvent retenu comme indicateur pour appréciation du risque du défaut du pays concerné. En plus du marché physique, le marché des futures du pétrole est un marché particulièrement actif qui contribue à intensifier la volatilité du pétrole tant et si bien que la question de savoir lequel contribue davantage à la variabilité des prix reste toujours posé. Cet article se propose d'étudier la réaction des marchés financiers aux sources de variations des prix du pétrole pour les pays exportateurs. En effet une grande variabilité des primes de cds indexés sur la dette obligataire est synonyme d'un risque de défaut prochain du pays concerné qui peut se manifester soit par un moratoire sur le paiement des intérêts ou sur le principal de la dette. Dans un environnement où le cartel de l'Opep perd de plus en plus son pouvoir de monopole sur la production et donc de faiseur prix du pétrole il est apparu opportun de poser la question de la solvabilité de ces derniers dans un environnement de plus en plus marqué par un pétrole bon marché donc proche des coûts de production des pays membres. En effet les mouvements erratiques des prix du pétrole sont de nature à détériorer les dépenses publiques de ces derniers et contribue à augmenter la fréquence de sortie de ces pays sur les marchés financiers pour pouvoir financier leur déficit. Bien que la question des institutions ou encore le niveau des comptes publics comme le niveau d'endettement ou encore l'historique de défaut soient des facteurs essentiels à la mesure de la solvabilité et donc aux coûts de refinancement de ces derniers, le pétrole principal ressource

d'exportation de ces pays ne devrait pas être ignoré. En effet les devises par lesquelles la dette est remboursée sont obtenues par la vente du pétrole. Donc plus le prix du pétrole est élevé et moins erratiques mieux se serait pour les pays exportateurs de pétrole. Ce qui signifierait une stabilité des comptes publics et une stabilité macroéconomique assurée par des flux de revenus stables et donc la promesse d'une solvabilité renforcée aux yeux des investisseurs. Si le prix ou encore son rendement constitue un résumé des évolutions des facteurs, il est préférable d'analyser directement les effets des principaux déterminants de ce prix sur la variabilité des cds. En effet comme cela a été souvent avancé dans la littérature, la présence d'acteurs hétérogènes (Terrazza et Melhem, 2010) sur le marché du pétrole ou l'existence de marché financier du pétrole à travers les marchés à terme en plus du marché physique traditionnel font perdre souvent le contenu informationnel des prix du pétrole. Avant donc de nous interroger sur les liens de cause à effet entre les sources de variations et la variabilité du prix du pétrole sur la volatilité des cds à maturité 5 ans des pays exportateurs de pétrole, nous passons une brève revue sur les études qui ont tenté de porter une lumière sur cette thématique.

2- Revue de la littérature.

La préoccupation du risque de solvabilité qu'un état souverain peut encourir sur les marchés de la dette n'est pas nouvelle. Toutefois cette problématique pour les pays riches en pétrole s'est récemment accentuée avec le défaut du Venezuela (premier détenteur de réserve pétrolifère au monde selon l'IEA). En effet, ces pays ont longtemps bénéficié d'un prix du pétrole assez confortable qui leur permettait un excédent de trésorerie reléguant toute frayeur par rapport à leur solvabilité. Les développements récents du marché du pétrole avec l'avènement du pétrole de schiste aux Etats-Unis et le ralentissement de la croissance des pays émergents pourtant ont contribué à remettre au goût du jour cette discussion. D'une façon générale le rôle des commodités dans le risque de défaut ou de crédit d'un Etat a été abordé sous plusieurs angles dans la littérature. Dans une étude approfondie Longstaff et Al (2011) utilisent des données mensuelles de 26 économies émergentes et décomposent les déterminants des cds souverains en facteurs propres et facteurs globaux. Ils soulignent l'importance des facteurs mondiaux en tant que facteurs déterminants des écarts des cds (credits defaults swaps) souverains et souligne l'importance du terme de l'échange des produits de base. Fonseca et Al (2016) insistent sur l'importance de la volatilité et des sauts

tirés des contrats à terme sur le pétrole pour expliquer les variations de l'écart des cds dans le secteur de l'énergie. Aizenmann et Al (2016) se concentrent sur le risque souverain de 18 pays émergents et 10 pays développés et établissent que la volatilité des termes de l'échange des produits de base est positivement associée aux spreads des cds souverains. Hilscher et Nosbusch (2010) examinent les effets des fondamentaux macroéconomiques sur les écarts de crédit souverains sur 31 marchés émergents de 1994 à 2007 et montrent que les pays les plus sensibles aux chocs externes sont ceux dont les termes de l'échange sont plus fluctuants en raison de la concentration des exportations sur des commodités plus fluctuantes. Sun et Al (2011) portent leur dévolu sur les déterminants des spreads souverains des marchés émergents tenant en compte des variations des prix des produits de base. Les auteurs montrent que l'accroissement des prix est associé avec un niveau bas des prix du pétrole. Arezki et Bruckner (2010) soulignent l'importance des variations des prix internationaux des produits de base sur les spreads souverains des marchés émergents en raison de leur effet sur les revenus en devise. Bien que leurs résultats montrent que les chocs positifs sur les prix des produits de base réduisent l'écart des obligations souveraines, cette réduction dépend également du niveau de la démocratie dans ces pays et de façon plus générale à la qualité des institutions en place. Duffie et Al (2003) montrent que le risque de crédit russe est fonction des événements politiques et qu'il existe une corrélation négative avec les réserves de change du pays et le prix du pétrole. Alexandre de Benoist (2010) examinent l'incidence des rendements et de la volatilité des cours du pétrole sur les primes de risque des obligations dans dix sept-pays émergents entre 1998 et 2008. Ils soulignent l'importance du rôle joué par le rendement et la volatilité des cours du pétrole dans la détermination du risque de crédit souverain en particulier chez les pays exportateurs de pétrole dans la détermination du risque de crédit souverain en particulier en Russie et au Brésil. Sharma et Thurasaimy (2013) se basent sur un échantillon de huit pays asiatiques et constatent que l'incertitude du prix du pétrole peut être utilisée comme un prédicteur des rendements des cds dans plusieurs cas. Hooper (2015) examine le lien existant entre les réserves de pétrole et de gaz et les spreads souverains dans 10 pays émergents exportateurs de pétrole de 1994 à 2014. L'auteure montre que les réserves de pétrole ont un effet sur les spreads souverains mais que cet effet dépend également de la qualité institutionnelle du pays à savoir la corruption, la stabilité politique et la démocratie. Liu et Al (2016) montrent que la volatilité du prix du pétrole peut accentuer la volatilité de la notation du risque pays.

Liu et Al (2017) montrent en utilisant un VAR structurel sur des données à fréquence mensuelle que le risque pays chez les pays importateurs nets et exportateurs nets du pétrole peut être affecté par les chocs des prix du pétrole. Bouri et Al (2017) examinent explicitement la transmission de la volatilité des produits de base et des indices énergétiques vers les spreads souverains dans les pays émergents. Sur la base d'un test de causalité en variance, les auteurs révèlent que la transmission n'est pas sans équivoque car elle ne dépendrait pas uniquement de la dépendance à l'énergie. Chen et Al (2016) pour leur part analysent les effets des risques politiques des pays membres de l'OPEC sur les prix du pétrole brut. Ils concluent que les risques politiques des pays riches en pétrole contribuent de façon assez significative à la variabilité des prix du pétrole. Pour notre part nous considérons la volatilité des cds d'un panel de pays exportateurs comptant parmi les principaux producteurs du marché du pétrole membres et non membres de l'Opep en vue de mener une analyse causale avec les sources de volatilité du prix du pétrole avant et après la chute de 2014.

2. Description des données et tests standards.

Notre échantillon de données est composée de données recueillies avec des fréquences différentes recouvrant les primes des cds à 5 ans de six pays exportateurs de pétrole parmi les plus dépendants (Arabie-saoudite, Russie, Qatar, Venezuela, Russie) et certains pays réputés parmi les moins dépendants (Norvège) fournis par Bloomberg à une fréquence journalière. Les données sur le marché du pétrole sont fournies sur une base mensuelle et se base pour l'essentiel sur les approximations faites par Kilian et Park (2009) et repris par plusieurs auteurs notamment Ahmadi et Al (2016) dans leur essai de modélisation des effets chocs issus du marché pétrolier sur la volatilité des commodités des pays exportateurs. Ainsi nos principales variables pour approcher les chocs du marché du pétrole sont la production mondiale de pétrole, l'indice d'activité économique globale réelle, le prix réel du pétrole Brent et le ratio des stocks de pétrole détenus par les pays de l'OCDE rapporté aux stocks de pétrole détenus par les Etats-Unis conformément à l'approximation de Kilian et Murphy(2014). L'indice de Kilian récupérée sur le site de l'auteur est une proxy de la demande globale du pétrole, sa construction se base sur le taux de frêts maritimes mondial

perçu comme une mesure précise du cycle d'activité économique globale. L'offre de pétrole étant résumée par la production mondiale est récupérée sur le site de l'agence internationale de l'énergie. Le ratio des stocks de l'OCDE résumant le stock mondial de pétrole vue la difficulté de consolider les niveaux de stocks pour chaque pays. Les anticipations du prix du pétrole à trois mois sont extraites des prix futures de même maturité du pétrole à travers une procédure de prévision qui permet de minimiser l'erreur quadratique moyenne de prévision telle que exposée dans Baumeister et Kilian (2016). Les données relatives aux différentes anticipations du prix du pétrole pour les maturités à 3 mois, 6 mois et 9 mois sont disponibles sur le site des auteurs. Les variables à l'exception des spreads des cds sont fournies sur une base mensuelle. Pour vaincre le décalage des fréquences temporelles entre les données du marché du pétrole (mensuel) et les données sur les cds de maturité 5 ans des variables (journalières), la méthode d'interpolation de spline cubique a été utilisée. La question du manque de données liée à la survenance de jours fériés a été réglée en mobilisant les valeurs moyennes rassemblant la valeur du jour ouvré précédent et la valeur du jour ouvré suivant. Toutes les variables en possession ont subi une transformation logarithmique couplée d'une différenciation pour vaincre la potentielle non-stationnarité qui caractérisent à l'accoutumée les séries en présence.

	Venezuela	Arabie	Russie	Kazakhstan	Norvege	Qatar	Brent	Indice de Kilian	$\Delta stocks$	Oil production
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	< 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

Tableau 1 : statistique descriptive des séries de rendement en logartihme.

4-1 Tests usuels de stationnarité.

L'administration des tests de stationnarité de Dickey fuller de Philipp-Perron et de Zivot-Andrews mentionnés dans le tableau qui suit nous a permis de rejeter la présence de racine unitaire pour les rendements logarithmiques en différence première de toutes les variables de notre échantillon. Les variables logarithmiques en niveau contenant toutes des racines unitaires.

	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***

Tableau 2 : récapitulatif des tests de stationnarité en niveau en différence des variables

3. . Méthodologie

Notre méthodologie se résume essentiellement en trois principales étapes. Les données relatives aux marchés physiques du pétrole étant générale fournies sur une base mensuelle, notre analyse ne peut pas se faire sans recourir à des méthodes d'interpolation pour confronter les évènements du marché du pétrole et le marché des cds pour lesquels, les données sont fournies de façon journalière. Nous exposons de l'interpolation cubique, ensuite nous exposons quelques modèles de volatilité destinée à approcher la volatilité des primes de cds. Ensuite nous exposons la notion de causalité au sens de Granger (1969) avant de procéder à l'analyse des différents résultats. Une étape intermédiaire fut d'analyser la modèle qui caractérise la volatilité sur la période totale de l'échantillon et les différentes sous-périodes pour déduire de la robustesse des modèles qui caractérise la volatilité.

3.1 La 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 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 :

$$p_i(x) = f_i + f_i'(x - x_i) + \frac{f_i''}{2!}(x - x_i)^2 + \frac{f_i'''}{3!}(x - x_i)^3, i \in [0, n - 1] \quad (1)$$

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 $i \in [0, n - 2]$, $p_i(x_{i+1}) = p_{i+1}(x_{i+1})$.

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 :

$$f_i = f(x_i), \forall i \in [0, n - 1] \quad (2)$$

$$f_i' = \frac{f(x_{i+1}) - f(x_i)}{h} - h \left[\frac{f_i''}{3} + \frac{f_{i+1}''}{6} \right], \forall i \in [0, n - 1] \quad (3)$$

$$f_i''' = \frac{f_{i+1}'' - f_i''}{h}, \forall i \in [0, n - 1] \quad (4)$$

$$f_i'' + 4f_{i+1}'' + f_{i+2}'' = \frac{6}{h^2} [2f(x_{i+1}) - f(x_{i+1}) - f(x_{i+2}) - f(x_i)], \forall i \in [0, n - 2] \quad (5)$$

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.

3.2 Les modèles de volatilité.

Comme c'est souvent le cas dans la littérature, il est mentionné comme faits stylisés des regroupements de volatilité au sein de certains actifs. Saker et Al (2018) proposent plusieurs choix de modèle de volatilité pour extraire le régime de volatilité des primes de cds pays exportateurs. Nous choisissons 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 :

$$y_t = c + u_t / \text{avec } u_{it} = \sigma_{i,t} \varepsilon_{it}, \text{ avec } \varepsilon_{it} \rightarrow \text{Loi elliptique};$$

$$\text{Et où } \sigma_t^2 = V(y_t | F_{t-1}) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^q \alpha_k a_{t-k}^2 + \sum_{h=1}^p \beta_h \sigma_{t-h}^2 \quad (6)$$

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) :

$$\sigma_t^2 = \alpha_{i,0} + \alpha_{i,1} a_{t-1}^2 + \gamma_i I_{i,t-1} a_{i,t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (7)$$

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.

$$\ln(\sigma_{i,t}^2) = \alpha_{i,0} + \sum_{i=1}^q \alpha_i (\varphi z_{t-i} + \gamma [|z_{t-i}| - E|z_{t-i}|]) + \sum_{j=1}^p \beta_j \ln \sigma_{t-j}^2 \quad (8)$$

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 :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \left[1 - (1 - \beta(L))^{-1} (1 - \varphi(L))(1 - L)^d \right] a_t^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (9)$$

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.

3.3. Causalité au sens de Granger (1969).

La causalité au sens de Granger introduite par Granger(1969) permet d'analyser le lien prédictif qui peut exister entre un nombre variables de grandeurs économiques. Pour deux variables stationnaires x_t et y_t , le test de causalité linéaire est basée sur une représentation vectorielle auto-régressive (*VAR*) représenté comme suite :

$$x_t = a_1 + \sum_{i=1}^k \alpha_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i y_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (10)$$

$$y_t = a_2 + \sum_{i=1}^k \gamma_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_i y_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (11)$$

Où k est la longueur des retards des vecteurs x_t et y_t . On peut par conséquent tester les deux hypothèses nulles suivantes : (a) y ne cause pas x qui est représentée de la façon suivante $H_0^1: \beta_i = 0$ pour $i = 1 \dots k$ et l'hypothèse (b) qui est présentée comme suite $H_0^2: \delta_i = 0$ pour $i = 1 \dots k$. Dans le premier cas la causalité testée est celle qui part de y_t à x_t lorsque l'hypothèse nulle est rejetée. Dans le deuxième cas la causalité testée est celle qui part de x_t à y_t lorsque l'hypothèse nulle est rejetée. La causalité bivariée est

retenue lorsque les deux hypothèses nulles initialement mentionnées sont rejetées. La statistique de test pour ces hypothèses suit une distribution de *Fisher* de $(k, T - 2k - 1)$ degrés de liberté avec T désignant le nombre d'observations. Les deux hypothèses lorsqu'elles sont rejetées simultanément permet de conclure en la présence d'une causalité bidirectionnelle entre la variable x et la variable y reflétant un effet feed-back entre les variables en présence. Dans le cas où les hypothèses susmentionnées sont toutes rejetées, on dira que les variables en présence ne présentent aucune causalité dans les deux directions considérées. Autrement dit aucune des deux variables n'améliorent la prédictibilité de l'autre.

4-Résultats et Analyses.

Dans cette section nous présentons les résultats des modélisations de la volatilité des primes des cds et du prix spot du pétrole avant de présenter les enseignements issus de l'analyse de causalité entre les fondamentaux du marché du pétrole et la volatilité des primes des de cds. Il apparait un schéma de liaison diversifiée qui induisent plusieurs commentaires.

4-1 La volatilité des spreads des CDS des pays exportateurs de pétrole.

L'objet de cet article n'étant pas de modéliser la composante moyenne des séries des cds, nous présentons dans la partie ci-dessous les critères informationnels des différents modèles candidats de la volatilité retenue avec les variantes des lois de distributions (loi normale, loi de Student et la loi GED).

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

Tableau 3: 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 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 dans la volatilité rendements des spreads, les autres séries sont caractérisées par un modèle $EGARCH(1,1)$ laissant présumer 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 à contribuer 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 mentionné dans le tableau précédent a permis de retenir des choix variés de processus $ARMA(p, q)$ pour p et q variant entre 0 et 2. 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. 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.

4-2 Analyse causale et discussions des résultats.

Les résultats suggèrent une réelle différence dans le risque de défaut des pays exportateurs de pétrole incarné par la volatilité des spreads à 5 ans avec un effet avéré de la chute de 2014 sur la liaison causale. 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 sur les marchés financiers.

4-2-1 Lien causal entre l'offre et la volatilité des primes.

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 deuxième et troisième producteur de pétrole dans le monde), tout comme chez le plus grand détenteur de réserve pétrolière au monde le Venezuela. 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 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, la causalité bidirectionnelle est retenue dans le cas de la Norvège et seulement 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 pétrolifère et le risque de défaut des pays riches en ressources naturelles.

4-2-2 Lien causal avec les stocks de pétrole.

Globalement sur la période totale d'analyse, il y'a une causalité avec un effet feed-back entre les stocks de 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 de 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 cds des primes des pays exportateurs. Le lien de causalité est inexistant pour l'Arabie Saoudite mais elle est présente et bidirectionnelle dans le cas du Venezuela et de la Russie. Le risque de défaut ou encore les anticipations sur la solvabilité de ces pays exportateurs de pétrole affecteraient le niveau des stocks, tout comme le niveau des stocks affecterait les anticipations de solvabilité de ces pays. Dans le cas des petits exportateurs la causalité a disparu pour le Kazakhstan et est toujours 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. Les anticipations de solvabilité des pays exportateurs affecteraient donc le niveau des stocks.

4-2-3 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 (on pourra toujours se référer à son article pour les détails de sa construction). 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 de cds vers l'indice de Kilian. Donc la chute a probablement contribué à créer pour certain et à renforcer pour d'autre le lien qui existe entre le risque de défaut et les prix du pétrole en se référant à la variation des retards d'une période à une autre (cf tableau 1 à 3).

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

Sur la période totale, la causalité est absente pour l'Arabie Saoudite uniquement du reste la causalité est présente pour les autres pays avec des schémas alternatifs entre l'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 de 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 n'exhibe pas de causalité entre les prix du pétrole. La causalité part de la volatilité des primes de 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 avec des retards de plus en plus rapprochés marquant le caractère quasi-instantané des relations de causalité.

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

Tableau 4 : La causalité est testée dans les deux sens, seul le test de la première hypothèse est consignée dans le tableau

<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 5 : La causalité est testée dans les deux sens, seule la première hypothèse est consignée dans le tableau

<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 6 : La causalité est testée dans les deux sens, seule la première hypothèse est consignée dans le tableau.

4-2-5 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 prouvée de pétrole dans le monde. Elle est bidirectionnelle dans le cas de la Russie, du Kazakhstan, et pour le Qatar elle 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 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 plusieurs 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 (credits defaults swaps) et les prix anticipés à trois mois du pétrole et surtout le risque de solvabilité perçu par le marché financier à l'endroit des pays exportateurs de pétrole est bien différente d'un pays à un autre eu égard à la différence dans les retards pour lesquels la causalité est observée.

4-2-6 Discussions des résultats.

Le schéma de causalité entre la volatilité des spreads des souverains et les fondamentaux du pétrole est hétéroclite, et la chute de 2014 n'est pas étrangère à ce schéma du moins pour la période considérée. Pour l'Arabie Saoudite, le risque de solvabilité incarné par la volatilité des spreads des cds affecte le marché physique du pétrole au niveau des stocks ou encore au niveau de l'offre et au niveau des prix du pétrole. En tant que plus gros exportateurs de pétrole et parmi les plus grands détenteurs de réserve pétrolifère prouvée dans le monde, on peut raisonnablement estimer que les marchés sont parfaitement

sensibles à sa solvabilité. Un risque de solvabilité de ce pays se traduirait nécessairement par des chocs au niveau de la quantité offerte sur les marchés et éventuellement des stocks tout comme la demande d'ailleurs. L'analyse causale avant et après ne fait que confirmer ce statut avec une causalité qui part de la volatilité des cds vers les prix anticipés à trois mois du pétrole. Les stocks causent la plupart du temps la volatilité des primes des cds (credits default swaps) des grands pays producteurs en dehors de la demande et de l'offre. Quelque soit le pays et le sous-échantillon la volatilité des cds semblent répondre de façon assez forte aux variables des prix qu'ils soient anticipés ou non. On peut estimer que les anticipations de la solvabilité des pays exportateurs de pétrole quelque soit leur poids sur le marché du pétrole contribue à influencer les fondamentaux du pétrole à l'exception du Qatar dont les revenus sont aussi nourris par les flux de revenus issus du gaz. Les causalités recensées avec des retards différents et apparaissant au gré de nos sous-échantillon laisse entrevoir la diversité des pays dans la gestion de leur manne pétrolière et les pouvoirs de décision de ceux-ci sur le marché du pétrole en général. En effet on pourrait raisonnablement penser que les politiques économiques mises en œuvre par certains de ces pays à travers notamment la constitution de fonds souverains dans le cadre de politique fiscale indexée sur l'évolution des prix du pétrole contribuent à rendre certains plus résilients que d'autre lors de choc survenant sur le marché du pétrole. Rien n'est moins sûr, toutefois le cas de la Norvège détenteur du plus grand fond souverain au monde et exemple mondialement reconnu en terme de gestion de rente pétrolière laisse supposer des comportements anormaux au niveau de l'interaction des deux marchés. Bien que les cds soient des indicateurs de défaut, ils ne sont pas exempts d'assauts des spéculateurs faussant leur rôle initial de couverture contre l'évènement de crédit. De ce fait il importe de renforcer dans le cadre d'étude future l'étude de l'interaction entre la solvabilité des pays exportateurs et le marché du pétrole en se servant des résultats ci-dessus comme ébauche et en intégrant le fait qu'il puisse avoir à l'instar du marché du pétrole des agents qui ne sont pas forcément animés par la recherche d'une assurance financière à travers l'acquisition d'un contrat cds sur les obligations souveraines.

Conclusion :

La chute du pétrole de 2014 n'a pas été neutre dans la liaison qui peut exister entre la volatilité des cds et les fondamentaux du prix du pétrole. Les plus grands exportateurs de pétrole qui devaient sembler des pays robustes en tout cas vis-à-vis de la perception de leur solvabilité vis-à-vis des marchés ne sont pas apparus parmi les plus résilients quand on observe la volatilité des cds indexés sur leurs dettes souveraines. Mieux ils semblent que la causalité s'est accentuée dans la période qui a suivi la chute de 2014. C'est dire que la baisse tendancielle des prix du pétrole aujourd'hui a provoqué une attention de plus en plus marquée des investisseurs sur les fondamentaux des marchés du pétrole. Paradoxalement les pays réputés plus diversifiés comme la Norvège ne sont pas épargnés par cette tendance. Se pourrait-il qu'il y ait d'autres éléments d'appréciation dans la volatilité des primes des cds de ces pays rien n'est moins sûr car les déterminants des primes des cds intègrent des facteurs macroéconomiques plus complexes. Il y'a une causalité bidirectionnelle entre la volatilité des primes des cds et les anticipations de prix à trois mois. Ces analyses sont bénéfiques pour les Etats et les investisseurs car ils permettent d'approfondir la compréhension des risques de défaut pour les Etats et d'avoir un regard plus éclairé sur la capacité à pouvoir se refinancer sur les marchés financiers des pays riches en pétrole dans un environnement au sein duquel ils n'ont plus la même maîtrise comme c'était le cas dans les années 70. Les facteurs qui président la formation des prix du pétrole ne sont pas étrangers à la variabilité des prix des primes de cds surtout en cas de tensions sur le marché du pétrole. Les gestionnaires de politique économique et les investisseurs gagneraient irrémédiablement à porter une attention aux évolutions du marché pétrolier en plus des fondamentaux économiques de leur pays. Le bouleversement de l'offre sur le marché pétrolier n'est pas étranger à cette constatation. Le pétrole de schiste a rebattu les cartes de la production sur les marchés pétroliers de sorte que les pays majeurs d'exportation subisse les évolutions des fondamentaux du marché du pétrole. Aussi doit-t-on ajouter que la volatilité des primes de cds a un effet certain sur les fondamentaux des prix du pétrole. Concrètement cela voudrait dire que les marchés financiers accordent une attention de plus en plus marquée à la solvabilité des pays pétroliers bien plus que par le passé.

Bibliographie.

Aizenman, J., Jinjark, Y., Park, D., 2016. Fundamentals and sovereign risk of emerging markets. *Pac. Econ. Rev.* 21 (2), 151–177.

Alexandre, H., de Benoist, A., 2010. Oil prices and government bond risk premiums. *Lahore J. Bus.* 1 (1), 1–21.

Amstad, M., Remolona, E., Shek, J., 2016. How do global investors differentiate between sovereign risks? The new normal versus the old. *J. Int. Money Financ.* 66, 32–48.

Arezki, M.R., Bruckner, M., 2010. Resource Windfalls and Emerging Market Sovereign Bond Spreads: The Role of Political Institutions (No. 10-179). International Monetary Fund.

Basher, S.A., Haug, A.A., Sadorsky, P., 2012. Oil prices, exchange rates and emerging stock markets. *Energy Econ.* 34 (1), 227–240.

Beine, M., Laurent, S., 2003. Central bank intervention and jumps in double long memory models of daily exchange rates. *J. Empir. Financ.* 10 (5), 641–660.

Bhar, R., Nikolova, B., 2009. Return, volatility spillovers and dynamic correlation in the BRIC equity markets: an analysis using a bivariate EGARCH framework. *Glob. Financ. J.* 19, 203–218.

Bollerslev, T., 1986. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *J. Econ.* 31 (3), 307–327.

Bouri, E., 2015. Oil volatility shocks and the stock markets of oil-importing MENA economies: a tale from the financial crisis. *Energy Econ.* 51, 590–598.

Duffie, D., Pedersen, L.H., Singleton, K.J., 2003. Modeling sovereign yield spreads: a case study of Russian debt. *J. Financ.* 58 (1), 119–159.

Fonseca, J.D., Ignatieva, K., Ziveyi, J., 2016. Explaining credit default swap spreads by means of realized jumps and volatilities in the energy market. *Energy Econ.* 56, 215–228.

Ghosh, S., Kanjilal, K., 2014. Co-movement of international crude oil price and Indian stock market: Evidences from nonlinear cointegration tests. *Energy Econ.* 53, 111–117.

Glosten, L.R., Jagannathan, R., Runkle, D.E., 1993. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *J. Financ.* 48 (5), 1779–1801.

Hooper, E., 2015. Oil and gas, which is the belle of the ball? The impact of oil and gas reserves on sovereign risk. Aix-Marseille Sch. Econ (Available at). (<https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-01211506>).

Longstaff, F.A., Pan, J., Pedersen, L.H., Singleton, K.J., 2011. How sovereign is sovereign risk. *Am. Econ. J.: Macroecon.* 3, 75–103.

Nazlioglu, S., Erdem, C., Soytas, U., 2013. Volatility spillover between oil and agricultural commodity markets. *Energy Econ.* 36, 658–665.

Sharma, S.S., Thuraisamy, K., 2013. Oil price uncertainty and sovereign risk: evidence from Asian economies. *J. Asian Econ.* 28, 51–57.

UNCTAD, 2014. The State of Commodity Dependence 2014. United Nations Conference on Trade and Development. (http://unctad.org/en/PublicationsLibrary/suc2014d7_en.pdf)

UNDP, 2011. Export Dependence and Export Concentration. Towards Human Resilience: Sustaining MDG Progress in an Age of Economic Uncertainty, UNDP Bureau for Development Policy, New York. (http://www.undp.org/content/dam/undp/library/Poverty%20Reduction/Towards_SustainingMDG_Web1005.pdf).