



# **Volatilité des prix et transactions sur les marchés pétroliers : une analyse économétrique des changements de comportement\***

Projet intermédiaire dans le cadre du contrat IFP-CFE  
sur le thème de la spéculation

Emmanuel HACHE \* & Frederic LANTZ

<sup>a</sup> Center for Economics and Management, IFP School, 228-232 av. Napoléon Bonaparte,  
F-92852 Rueil-Malmaison, France

Juin 2010

**JEL Classification codes:** Q4, C51

**Keywords:** Oil Prices, Spot and futures Markets, Derivatives, Markov Switching, Co-integration

---

\* Une version préliminaire de cette analyse a été présentée à la conférence européenne de l'Association des Economistes de l'Energie (European Energy Economist Association). Vienne, 7-9 Septembre 2009.

\* Cet article constitue la première partie d'un projet sur la spéculation réalisé en partenariat et financé par le Conseil Français de l'Energie (CFE). Les auteurs tiennent à remercier les membres du conseil scientifique du CFE et plus particulièrement Jean-Eudes Montcomble pour sa confiance et ses encouragements.

\* Corresponding author. Tel.: +33 1 47 52 67 49; fax: +33 1 47 52 70 66.  
E-mail address: emmanuel.hache@ifp.fr

## Abstract

Les événements récents sur les marchés pétroliers, une hausse marquée des cours entre janvier et juillet 2008, à près de 147 dollars le baril et un effondrement quelques semaines plus tard à moins de 35 dollars le baril, ont laissé perplexe de nombreux analystes et de nombreux chercheurs sur les explications sous-jacentes à la formation des prix. En utilisant les outils statistiques et économétriques, les auteurs cherchent à identifier la relation de long terme entre les prix spot du WTI et les prix des contrats futures à échéance rapprochée au NYMEX. L'estimation de la dynamique de court terme entre ces deux prix est plus difficile et laisse apparaître plusieurs changements qui sont mis en évidence au travers de tests de rupture. Dès lors, une modélisation de court terme autorisant deux régimes distincts (régime standard et régime de tensions) est estimée (modèle de chaîne de Markov à changement de régime). En introduisant les volumes de transactions observés au NYMEX sur le contrat WTI et en étudiant le rôle joué par les variations des positions des acteurs non-commerciaux sur ce marché, nous montrons que l'hypothèse d'une influence des acteurs non-commerciaux sur la probabilité d'être dans le régime de tensions ne peut être rejetée. En outre, nous montrons que la hausse de la liquidité sur les premières maturités des contrats, mesurés par le volume des positions ouvertes, est un élément important pour comprendre la dynamique des marchés et des prix.

## Introduction

La volatilité des prix constitue une question centrale en économie des matières premières et la littérature économique offre peu d'explications aux mouvements marqués des cours des produits de base (ou commodités) sur les marchés à court terme. Étudiée dans les années 1930 dans une optique de stabilisation et de construction de stocks régulateurs (Keynes, 1938<sup>1</sup>), cette question a été mise historiquement sur le devant de la scène diplomatique et économique à travers la Charte de la Havane (1948) et, quelques années plus tard, avec la création de la CNUCED<sup>2</sup> (1964) et la mise en place des premiers programmes intégrés dans les années 1970 (Nairobi...). L'abandon des plans des politiques intégrées -stocks régulateurs, financement compensatoire et engagements commerciaux- au début des années 1980 et l'introduction de la conditionnalité aux différentes politiques de développement via le Consensus de Washington ont réduit à néant le vieux rêve de la diplomatie internationale de prix des matières premières stabilisés. À l'évidence, le processus de Commoditisation des produits de base, et en premier lieu de la première matière première échangée (en valeur et en volume) : le pétrole, ont exacerbé les difficultés de compréhension de la construction d'un prix, et de son évolution, sur un marché. Pour certains auteurs (Chalmin, 2008), le milieu des années 1970 constitue le véritable changement de paradigme observé sur les marchés de matières premières, avec l'introduction, puis la généralisation d'une instabilité marquée sur les prix. La montée en puissance progressive des Bourses de matières premières et l'importation des outils de la finance moderne sur ces places -pour permettre, en partie, une gestion du risque de prix- ont paradoxalement brouillé les tentatives d'explications globales du prix en introduisant une incertitude supplémentaire. L'importance prise par les contrats financiers sur les marchés de

---

<sup>1</sup> Voir Keynes, J.M. (1938) 'The Policy of Government Storage of Food--□Stuffs and Raw Materials', *The Economic Journal*, 48 : 449--□460, in CWK XXI p.456-70.

<sup>2</sup> Conférence des Nations Unies sur le Commerce et le Développement

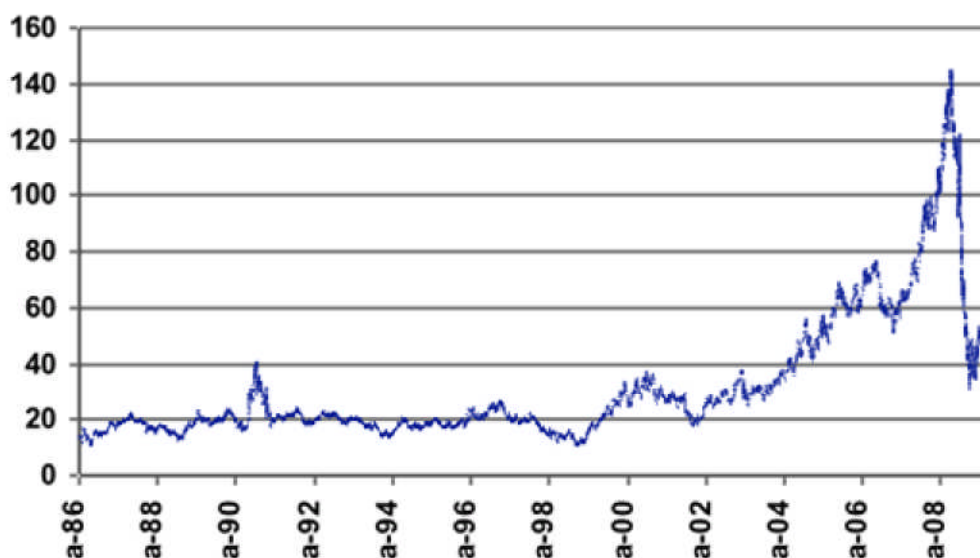
matières premières a, en effet, contribué à alimenter le spectre d'une séparation entre un secteur industriel dit réel et une sphère financière dite "spéculative". Ainsi, une littérature abondante existe sur le rôle respectif des facteurs dits fondamentaux -l'équilibre entre l'offre et la demande sur le marché-, sur le rôle des stocks à court terme (Fattouh, 2009), sur l'impact des politiques monétaires via les taux de change (Mignon, 2009) et les taux d'intérêt (Hamilton, 2009) ou sur la nature cyclique de l'industrie pétrolière (Smith, 2009; Fattouh, 2010) pour expliquer les évolutions des prix. Certaines analyses ont porté leur attention sur les comportements des acteurs en termes de fermeture à l'investissement (Impact d'un nouveau nationalisme) ou sous un angle plus géopolitique de nouvel ordre économique mondial (retour de la Russie sur l'échiquier mondial notamment). Enfin, si le facteur spéculatif est souvent évoqué, il est "par définition" difficile à mesurer. En outre, certains auteurs (Krugman, 2008; Smith, 2009) rejettent l'hypothèse du rôle de la spéculation sur les marchés. Pourtant, à observer les brusques mouvements de prix sur le marché pétrolier depuis la fin des années 1990, de moins de 10 dollars le baril durant la crise asiatique de 1997-1999 à près de 147 dollars le baril en juillet 2008, il paraît intéressant de se pencher sur les comportements des acteurs, à la fois sur les marchés physiques du pétrole, mais également sur les marchés financiers, et en premier lieu sur le New York Mercantile Exchange - le NYMEX -. En effet, suite, notamment, à l'introduction, à la fin de l'année 2000 d'une nouvelle réglementation de la Commodity Trading Future Commission - CFTC -, les volumes de transactions ont enregistré une forte croissance sur ces marchés.

Dans ce contexte, nous cherchons à mettre en évidence les éventuelles interactions qui peuvent exister entre les prix du pétrole brut et le niveau d'activité sur les places de marchés, ce dernier pouvant être, en partie, mesuré par le nombre de positions ouvertes sur une période donnée. A cette fin, nous menons une analyse empirique sur le marché nord-américain du West Texas Intermediate (WTI) en nous intéressant aux mécanismes intrinsèques à sa volatilité. Dans une première section, nous proposons une analyse statistique des prix et des volumes de transactions sur le marché du NYMEX. Elle sera suivie d'une deuxième section dans laquelle nous identifierons les interactions existantes entre les prix du pétrole et les comportements de différents acteurs, en termes de prise de position sur le marché à l'aide d'une analyse économétrique. Nous détaillons enfin les résultats dans la troisième section en caractérisant les changements de régime observables sur le marché pétrolier du WTI. Les principales conclusions sont synthétisées dans la dernière section.

## **1. Analyse économique et statistique du prix et des indicateurs de transaction sur le New York Mercantile Exchange**

Les données étudiées sont relatives au prix du pétrole brut sur le marché nord-américain. Il s'agit, d'une part, du prix spot du WTI (Cushing, Oklahoma) et des prix futures au NYMEX et, d'autre part, des volumes de transactions et des positions ouvertes sur ces mêmes marchés futures. Ces informations sont publiques et extraites des rapports d'activités hebdomadaires de marchés de la CFTC.

**Figure 1 – Prix spot du pétrole brut WTI (en dollars par baril)**



Source : Energy Information Administration, US Department of Energy

Exceptée durant l'épisode de la crise asiatique, période au cours de laquelle les prix du pétrole brut ont enregistré des niveaux excessivement bas (autour de 10 dollars le baril), la décennie 1990, malgré l'épisode géopolitique majeur de la première guerre en Irak en 1991, a été marquée par une relative stabilité des cours. A partir du premier trimestre 2000, l'OPEP avait réussi à maintenir le prix du panier de référence dans une fourchette comprise entre 22 et 28 dollars le baril. D'une stratégie de maintien des parts de marché jusqu'en 1998, grâce notamment à un ajustement des quotas, en fonction des variations de la demande mondiale de pétrole, l'OPEP avait décidé de poursuivre, par la suite, un objectif de stabilisation des prix. Pour ce faire, l'Organisation s'était dotée d'un mécanisme d'autorégulation au début de l'année 2000. Celui-ci prévoyait une hausse de la production de 0,5 million de barils/jour (mbj) en cas de prix supérieur à 28 dollars le baril pendant 20 jours consécutifs et une baisse de même ampleur en cas de diminution des cours en dessous du plancher de 22 dollars le baril durant plus de 10 jours consécutifs. En outre, dès la fin 2001, l'OPEP s'était lancée dans une négociation avec les pays non-membres, à l'image de celle qui avait prévalu en 1999. Ainsi, l'OPEP s'engageait à réduire ses quotas de 1,5 mbj, en échange d'une réduction de 0,5 mbj des pays non membres (Russie, Norvège, Mexique). Par la suite, une hausse marquée de la demande, notamment en provenance des pays émergents (Chine, Inde), mais également suite à une synchronisation de la reprise économique mondiale, a tendu le marché pétrolier. En outre, les conditions monétaires favorables, une diminution des taux d'intérêts portés à des niveaux excessivement bas à partir de 2001, ont permis à certains acteurs de se porter, avec un coût du "risque" associé extrêmement faible, sur les marchés de matières premières. Les prix ont ainsi dépassé des seuils dits psychologiques : 40 \$ en 2004, 50 \$ en 2005, 70 \$ en 2006 et 100 \$ en 2007, pour atteindre, à l'été 2008, un pic à près de 147 \$ le baril en séance. Par la suite, la récession économique mondiale, dans un contexte de crise financière internationale et de baisse marquée du prix des actifs, notamment boursiers et immobiliers, a induit un retournement brutal de la tendance, avec une chute marquée des cours, à environ 31\$ le baril en décembre 2008. S'il a été possible de justifier ce mouvement grâce à une simple lecture de l'équilibre physique sur le marché - l'Agence Internationale de l'Énergie (AIE) a ainsi enregistré une diminution de la demande mondiale de pétrole sur la période (-0,6 % entre le troisième et le quatrième trimestre 2008), l'explication d'un éclatement de cette "bulle"

pétrolière" par les seuls facteurs fondamentaux reste difficile. Ces derniers ne permettent d'ailleurs de comprendre qu'en partie le quasi-doublement des cours du pétrole entre décembre 2008 et la fin 2009. Ainsi, même si les acteurs ont anticipé assez tôt une sortie de crise, anticipations confirmées par les premiers chiffres d'activité au niveau international, la reprise reste fragile et peine à expliquer un prix du baril à environ 75 \$. En outre, sur l'année 2009, l'AIE a confirmé un recul de la demande mondiale d'environ 1,2 million de barils jour, soit une baisse de 1,4 % par rapport à l'année précédente.

Cette brève analyse permet de mettre en évidence l'accroissement marqué de la volatilité sur les marchés du pétrole à partir du tournant des années 2000. Cette lecture est corroborée par l'étude du coefficient de variation du prix du pétrole, qui mesure le ratio entre l'écart-type et la moyenne du prix : ce coefficient a en effet plus que doublé entre les années 1990 et les années 2000, caractérisant ainsi l'accroissement de la volatilité des prix du pétrole brut.

Parallèlement aux facteurs dits physiques (ou fondamentaux), -offre et demande mondiale de pétrole et variation des stocks-, il semble nécessaire de se pencher sur les marchés financiers du pétrole. En effet, suite à l'introduction de la loi de modernisation des marchés de matières premières – Commodity Future Modernization Act<sup>3</sup>(CFMA) – à la fin décembre 2000, deux changements majeurs ont été observés. D'une part, en étudiant les données disponibles entre janvier 1993 et janvier 2009, on peut observer une hausse marquée des volumes de transactions. Mesurées par lot de 1 000 barils (contrat financier type du WTI au NYMEX), ces derniers sont passés, pour le contrat à échéance deux mois, d'environ 52 000 en 1993 à 136 000 en 2008, soit une multiplication par deux et demi, avec un pic à 165 000 en 2007 (Figure 2). Or, durant la même période, la consommation de produits pétroliers n'a augmenté que de 12 % aux États-Unis et de 20 % au niveau mondial. Il est donc difficile d'expliquer l'accroissement des volumes de transactions par la seule augmentation des besoins de couverture des professionnels du secteur sur la période. D'autre part, grâce à l'obligation de déclaration faites aux différents acteurs du NYMEX pour effectuer des opérations sur les marchés financiers, il est possible de déterminer les volumes par acteurs et de rendre plus lisible les positions dites "ouvertes". La CFTC classait, jusqu'en septembre 2009, les différents intervenants en trois catégories d'acteurs<sup>4</sup> : les acteurs dits "commerciaux"<sup>5</sup>, les "non commerciaux" et les "autres", cette dernière catégorie correspondant à de petits volumes de transactions qu'il est impossible d'affecter à l'une ou l'autre des catégories. Sur notre période d'étude, la part des acteurs non commerciaux est passé d'environ 20 % avant 2001, à plus de 50 % en moyenne depuis 2006. En outre, leur part dans le volume de transactions globales a atteint près de 60 % au début du troisième trimestre 2008, période au cours de laquelle les prix du brut ont enregistré des niveaux records. Une simple analyse des données physiques et des volumes de contrat sur les marchés financiers laisse perplexe. Ainsi, selon Medlock & Jaffe (2009), on pouvait observer, durant la décennie 1990, dix contrats actifs au NYMEX, représentant en équivalent barils (1 contrat = 1 000 barils) plus 150 millions de barils/jour, soit plus de deux fois la demande mondiale de pétrole de l'époque. Sur les années récentes, ce chiffre est passé à près de sept, avec environ 600 millions de baril échangés par contrat financier. L'accroissement du volume de transactions sur les places financières doit toutefois être remis en perspective. En effet, le principal objectif des différentes places de marché de matières premières a été, durant les deux décennies précédentes, et surtout dans la

---

<sup>3</sup> Pour plus d'informations, voir le site de CFTC, <http://www.cftc.gov/lawandregulation/index.htm>

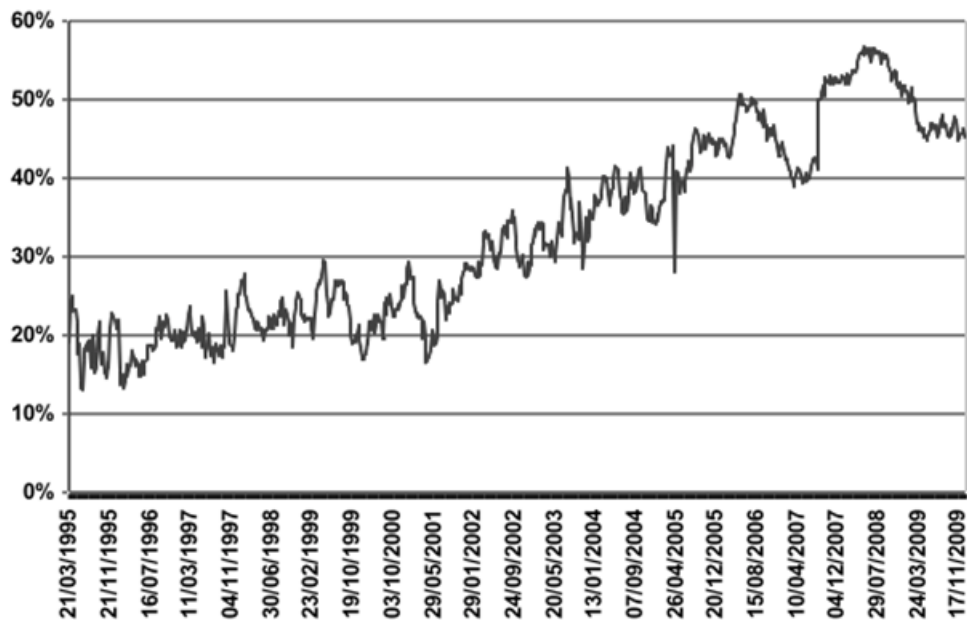
<sup>4</sup> Voir la décomposition réalisée par la CFTC jusqu'en 2009

[http://www.cftc.gov/marketreports/commitmentssoftraders/cot\\_about.html#P16\\_3370](http://www.cftc.gov/marketreports/commitmentssoftraders/cot_about.html#P16_3370).

<sup>5</sup> Les acteurs commerciaux sont ceux qui interviennent sur la chaîne pétrolière (producteur, stockeur ou raffineur) et qui interviennent sur le marché pour réaliser un arbitrage entre une position physique et une position financière. Les acteurs non commerciaux interviennent sur le marché sans contrepartie physique.

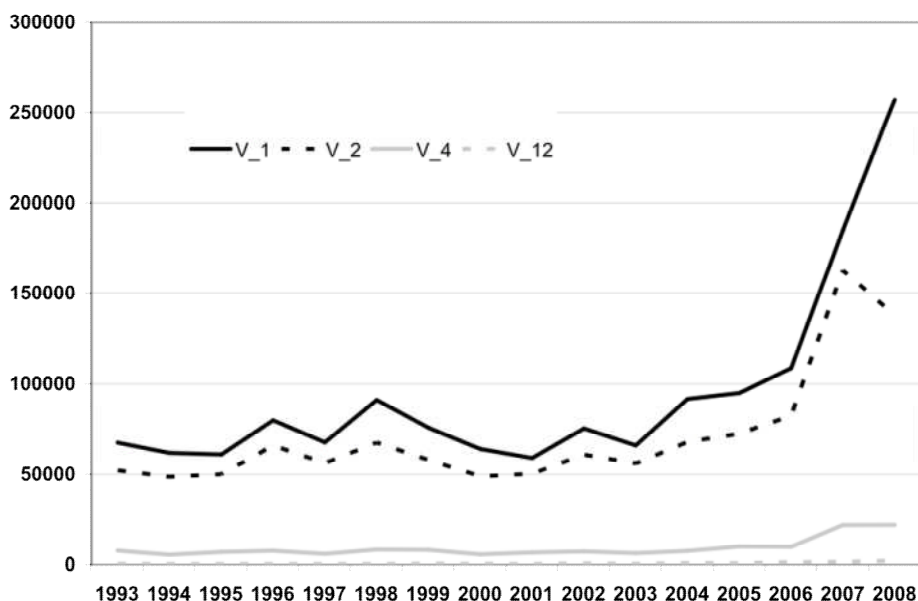
phase initiale de construction des nouvelles bourses de matières premières, d'attirer et de concentrer la liquidité suffisante pour permettre aux acteurs commerciaux de réaliser leurs arbitrages. On se souvient ainsi des premiers contrats sur le Fuel lourd lancés en 1978, qui ont été abandonnés par la suite faute d'une liquidité suffisante. En outre, ces chiffres doivent être pris avec précaution, pour au moins deux raisons. La stratégie des acteurs non-commerciaux est basée, en partie, sur la gestion des différentiels de prix sur un pas de temps court, et il existe une fluidité importante sur ces contrats. Ainsi, pour qu'un acteur commercial puisse réaliser un arbitrage physique/financier, de nombreux acteurs non-commerciaux risquent de se succéder pour remplir cette fonction et rendre le marché liquide. Cela permet, en partie, notamment lors des périodes de fortes instabilité, de comprendre le décalage important entre le volume physique demandé et le volume de contrats échangés sur les places financières. Dans ce contexte, il paraît particulièrement pertinent de s'interroger, dans une optique de régulation, s'il existe, au moins théoriquement un degré optimal de liquidité sur les marchés financiers de matières premières.

**Figure 2 : Parts de marchés des acteurs non commerciaux (en % du total des positions)**



Source :CFTC Commitment of Traders Report

**Figure 3 – Volume moyen de transactions sur les prix futurs du WTI par terme**



Unité : lot de 1000 b  
Source : SEC

La mise en évidence de la concentration de la liquidité des acteurs sur les premières échéances des contrats échangés sur les marchés de matières premières n'est pas nouvelle; une littérature abondante existe à ce sujet (Lautier, 2003\_2005 ; Lautier & Riva, 2004). Les données disponibles obtenues auprès des différents organismes de régulation des marchés nous permettent d'établir les mêmes conclusions. Pour les prix futurs du WTI, on enregistre une décroissance des volumes de transactions en fonction de l'éloignement du contrat et une quasi-absence de liquidité sur les contrats éloignés (Figure 3). Lautier (2004), dans sa tentative de compréhension de la courbe à terme des prix, a, dans une étude sur le marché du WTI entre 1999 et 2002, mis en évidence une segmentation de la courbe à terme en 3 parties selon le contenu informatif. Trois "ruptures" majeures sont observables : la première pour les maturités inférieures à 28 mois, la deuxième pour celles comprises entre le 29<sup>ème</sup> et le 47<sup>ème</sup> mois et enfin la dernière pour celles comprises entre 4 et 7 ans. L'observation des volumes de transactions sur les échéances inférieures à 12 mois sur le marché du WTI entre 1993 et 2008 permet d'établir des conclusions similaires. En effet, la faiblesse de l'information disponible à un instant t sur les contrats dont les échéances sont supérieures à un an n'incite pas les acteurs à prendre des positions sur le marché, ce qui a pour conséquence une diminution marquée de la liquidité sur les contrats dont l'échéance est supérieur à 4 mois. Nous avons, en outre, décomposé la période étudiée en deux sous-périodes, la première de janvier 1993 à décembre 2003, la seconde de janvier 2004 à février 2009. Cette segmentation ne permet pas, il est vrai, de mettre en avant la mise en place effective de la CFMA (décembre 2000) comme catalyseur des nouveaux comportements des acteurs. Toutefois, elle permet de se focaliser sur l'augmentation réelle et le point de départ de l'accélération des volumes de transaction sur les marchés observée à partir de janvier 2004. Cette décomposition a également mis en évidence des profils de décroissance des volumes de transaction très différents entre les deux sous-périodes retenues. Le profil est ainsi nettement plus accentué sur la période la plus récente (figure 5), ce qui signifie notamment que la part des volumes de transactions portant sur des échéances courtes s'est fortement accrue depuis 2004.

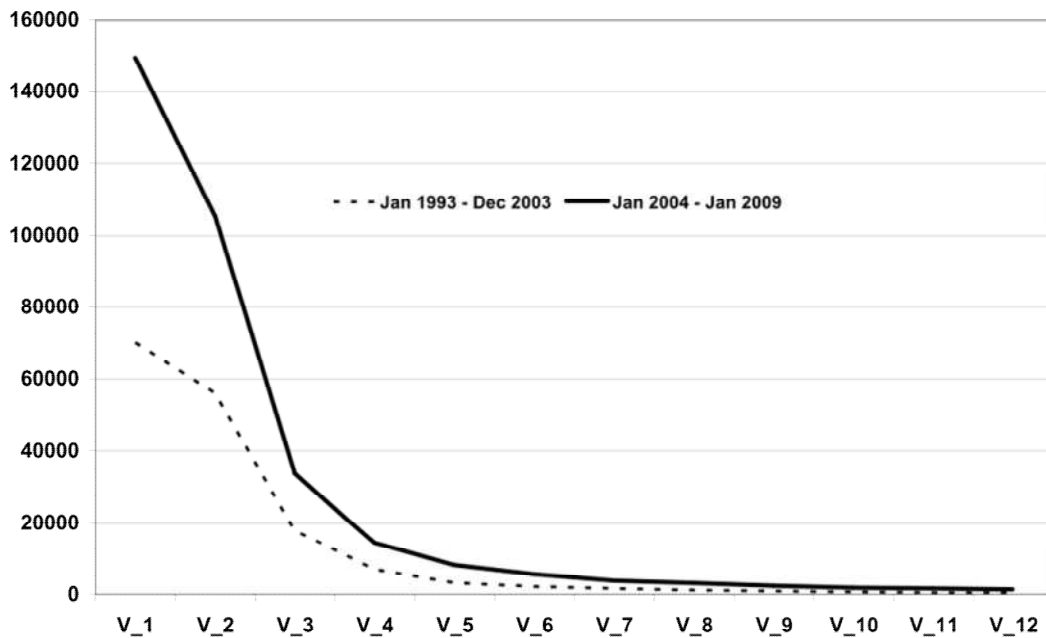
**Figure 4 : Prix du pétrole et volume de transactions sur le marché du WTI**



Unité : \$/b (échelle de gauche), lot de 1000 b (échelle de droite)

Source : CFTC Commitment of Traders Reports, Energy Information Administration

**Figure 5 – Volumes moyen de transaction en fonction du terme sur le prix du WTI (Nymex)**



Unité : lot de 1000 b

Source : SEC

Dans ce contexte marqué à la fois par une augmentation du volume des transactions globales sur les contrats WTI au NYMEX et par une concentration de la liquidité sur les premières échéances de ces contrats, il paraît pertinent de s'interroger sur la relation économétrique qu'entretiennent les prix spot WTI et les prix des contrats à maturité rapprochée.



## 2. Méthodologie

L'analyse économétrique réalisée, porte sur la relation entre prix spot et prix «future» du WTI. Les volumes de transactions ayant plus particulièrement augmenté sur les premiers termes, nous nous focalisons sur la relation entre le prix spot et le prix pour le contrat échéance deux mois, notés respectivement  $spot_t$  et  $p_{2t}$  par la suite. Cette analyse a été privilégiée à celle basée sur la relation entre le prix spot et le terme 1 mois (première échéance), en raison de la très (trop) forte proximité en termes de cotation entre ces deux «échéances».

Les données sur lesquelles portent l'analyse couvrent la période allant du 4 avril 1999 (après la réunion de l'OPEP de fin mars) au 26 janvier 2009. L'échantillon comprend ainsi 511 observations hebdomadaires.

Dans une première étape, nous avons effectué des tests de racine unité sur chacune des séries étudiées. Toutefois, la période sur laquelle porte l'analyse est marquée par des évolutions contrastées des prix qui peuvent être marquées par d'éventuelles ruptures. Ceci nous a conduit à mettre en œuvre la procédure de tests proposée par Perron (1997) qui s'inscrit dans le prolongement des travaux de Perron et Vogelsang (1992a,b) et de ceux de Zivot et Andrews (1992). Dans ces tests, l'hypothèse nulle que la série temporelle est caractérisée par la présence d'une racine unité et d'une constante éventuellement nulle avec une rupture. Nous avons distingué entre un effet instantané (noté AO pour "Additive Outlier") et un effet avec transition portant sur la constante (c) ou à la fois sur la constante et la variable (c,s) de la régression de Dickey-Fuller (notés respectivement IO(c) et IO(c,s) pour "Innovational Outlier").

Ensuite, nous avons testé l'existence d'un équilibre de long terme (relation de cointégration) entre le prix future et le prix spot. Comme pour les tests de racine unité, nous avons testé la présence d'une rupture potentielle durant la période d'étude avec un test de Gregory et Hansen (1996a,b). Par ailleurs, nous avons mené un test de changement de variabilité du terme d'erreur (test auto-régressif conditionnel hétéroscédastique, ARCH) sur la relation estimée.

L'estimation de la dynamique de court terme entre les deux prix est plus difficile et laisse apparaître plusieurs changements qui sont mis en évidence au travers de tests de rupture. Toutefois, l'estimation économétrique sur plusieurs sous-périodes montre des résultats empiriques similaires sur des sous-périodes non adjacentes.

Dès lors, nous cherchons à estimer une modélisation de court terme autorisant deux régimes distincts. Pour cela, nous estimons un modèle de chaîne de Markov à changement de régime dont nous exposons brièvement la formalisation ci-dessous.

Une chaîne de Markov est une suite aléatoire  $\{Y_t, t=0,1,2,\dots\}$  qui prend des valeurs dans un ensemble  $E$  fini. Cette suite a la propriété de Markov, selon laquelle connaissant  $Y_t$ , il est possible de faire abstraction du passé pour prédire l'avenir. Le passage d'un état à un autre s'effectue grâce à une fonction de passage

Dans notre cas, pour chaque série ( $Y_t$ ), nous supposons que celle-ci suit un processus de Markov à deux états  $E=\{E_1, E_2\}$ , correspondant aux deux états présumés des mouvements de prix. Ainsi, autour de l'équilibre de long terme, nous autorisons deux dynamiques de court terme avec une probabilité de passage d'un régime à l'autre.

Ainsi, le modèle s'exprime comme:

$$\Delta Y_t = \mu(z_t) + \sum_{j=1}^p A_j(z_t) \Delta Y_{t-j} + \Pi(z_t) Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

avec,

$z_t$  l'état markovien appartenant à  $E = \{E_1, E_2\}$ ,

$$Y_t = \begin{bmatrix} \ln(\text{spot}_t) \\ \ln(p_{2t}) \end{bmatrix},$$

$\mu(z_t)$  est le vecteur des termes constant pour chacun des états  $z_t$ ,

$A_j(z_t)$  est la matrice des coefficients des termes retardés  $\Delta Y_{t-j}$  pour les retards  $j=1, \dots, p$ ,

$\Pi(z_t)$  est la matrice des coefficients du modèle cointégration pour chacun des états  $z_t$ ,  
et  $u_t$  désigne les résidus.

L'estimation du modèle fournit également la probabilité de passer d'un état à l'autre, d'où nous déduisons la probabilité  $p^*$  d'être dans l'Etat  $E_2$ . Après avoir estimé le modèle (1), nous cherchons à expliquer la probabilité d'être dans chacun des régimes par des indicateurs liés aux volumes de transactions et aux positions des agents.

### 3. Résultats empiriques

Les deux séries de prix spot et du prix à terme 2 mois sont intégrées d'ordre 1,  $I(1)$  comme le mettent en évidence les tests de racine unité (Dickey-Fuller augmenté, Phillips-Perron, et Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin ) présentés dans le tableau 1.

**Tableau 1 - Tests de racine unité**

Variabes	ln(spot)	$\Delta$ ln(spot)	ln(p_2)	$\Delta$ ln(p_2)
ADF (c,t)	-1.702	-25.455****	-1.354	-24.436****
nombre de retards	0	0	0	0
ADF (c)	-1.790	-25.382****	-1.825	-24.361****
nombre de retards	3	0	0	0
ADF (aucun)	0.458	-25.384****	0.511	-24.353****
nombre de retards	1	0	0	0
PP (c,t)	-1.565	-25.388****	-1.413	-24.373****
nombre de retards	7	7	8	
PP (c)	-1.879	-25.295****	-1.820	-24.295****
nombre de retards	6	7	7	8
PP (aucun)	0.422	-25.292****	0.524	-24.287****
nombre de retards	6	7	7	8
KPSS (c)	2.526****	0.226	2.564****	0.234
nombre de retards	17	6	17	7

Note: Les indices supérieurs “\*” “\*\*” “\*\*\*” “\*\*\*\*” indiquent le niveau de significativité associé aux fractiles 10 % , 5 % et 1 %

Toutefois, les tests de racine unité avec rupture mettent en évidence des ruptures de type AO en mai 2008, et de type IO(c) en juillet de la même année lorsque les prix atteignent leurs maximum. Le test de type IO(c,s) met en évidence des dates de rupture différentes pour le prix spot et le prix à terme 2 mois, respectivement en mars au début de la forte hausse et en décembre lors de la chute des cours. Notons toutefois qu'il est préférable de considérer pour l'interprétation des tests le sous-échantillon correspondant aux rangs d'observations compris dans l'intervalle [15% ; 85%], soit la sous-période [26-09-2000; 31-07-2007] dont ne font pas partie les dates mises en évidence par ceux-ci.

**Tableau 2 - Tests de racine unité avec rupture (Perron)**

Variabes	ln(spot)	$\Delta$ ln(spot)	ln(p_2)	$\Delta$ ln(p_2)
IO(c)	-3.491	-7.664***	-3.241	-8.011***
Date de rupture	07-12-2004	08-07-2008	07-12-2004	08-07-2008
IO(c,s)	-3.172	-7.453***	-2.679	-7.970***
Date de rupture	13-06-2000	25-03-2008	15-05-2001	30-12-2008
AO	-3.526	-7.225***	-3.466	-7.623***
Date de rupture	13-01-2009	13-05-2008	13-01-2009	06-05-2008

Note: Les indices supérieurs “\*” “\*\*” “\*\*\*” “\*\*\*\*” indiquent le niveau de significativité associé aux fractiles 10 % , 5 % et 1 %

Le test de cointégration permet d'identifier une relation d'équilibre entre le prix spot et le prix à terme (tableau 3).

**Tableau 3 – Test de cointégration entre ln(spot) et ln(p\_2)**

H <sub>0</sub> : rang = r	Valeur propre	Statistique Test λmax	Valeur Seuil Test λmax 5%	Statistique Test Trace	Valeur Seuil Test Trace 5%
r=0	0.0368	19.068	11.225	19.415	12.321
r≤1	0.0006	0.347	4.130	0.347	4.129

En normant par rapport au prix à terme, la relation s'écrit :

$$\ln(p_2) = 1.000787 \ln(\text{spot}) + (0.00158)$$

( ): Ecart-type

Néanmoins, nous avons effectué un test de cointégration avec rupture sur la relation entre les prix avec une constante (tableau 4). Ceux-ci nous conduisent à envisager une éventuelle rupture, à la fois pour la constante et pour la variable, à la fin de l'année 2004 (28-12-2004). L'autre date de rupture trouvée sur le modèle (c) est au delà des 85% d'observations les plus élevées. Par ailleurs, nous avons estimé le modèle de cointégration par une méthode de régression (Engle et Granger) et nous avons effectué un test ARCH (  $F(1,503) = 7.9347$  ,  $\text{prob}(F) = 0.00504$  ). Celui-ci permet d'accepter l'hypothèse alternative de changement de la variance des termes d'erreur autour de la relation d'équilibre. Finalement, nous décidons de conserver l'équilibre entre le prix spot et le prix à terme sur l'échantillon complet en considérant que la dynamique de court terme est marquée par des changements de régime.

**Tableau 4 – Test de Gregory et Hansen**

Modèle	ADF	Date	k <sup>a</sup>
c	-6.261***	25-11-2008	2
c,s	-6.042***	28-12-2004	2

Note: Les indices supérieurs "\*" "\*\*\*\*" "\*\*\*\*\*" indiquent le niveau de significativité associé aux fractiles 10 % , 5 % et 1 %  
a : le nombre de retards est déterminé à partir du critère AIC

L'estimation du modèle de chaîne de Markov à changement de régime (1) permet d'identifier clairement deux régimes distincts puisque la probabilité d'être dans l'un ou l'autre des régimes est souvent proche de 0 ou 1 mais rarement proche d'une valeur intermédiaire (figure 6).

**Tableau 5 – Modèle MS-VECM de la dynamique des prix spot et à terme 2 mois**

		Régime 1				Régime 2			
		Coeff	Ec-type	T-Student	Sign.	Coeff	Ec-type	T-Student	Sign.
	Prob(E2/E1)	0.027	0.011	2.467	**				
	Prob(E1/E2)					0.206	0.077	2.654	***
$\Delta(\ln(p_{spot}(t)))$	constante					-0.049	0.025	-1.940	*
	$\Delta(\ln(p_{spot}(t-1)))$	-0.100	0.052	-1.927	*	0.258	0.238	1.084	
	$\Delta(\ln(p_2(t-1)))$					-0.661	0.366	-1.804	*
	$\varepsilon_{LT}(t-1)$	-0.139	0.025	-5.632	***	-0.588	0.274	-2.145	**
$\Delta(\ln(p_2(t)))$	constante					-0.034	0.020	-1.699	*
	$\Delta(\ln(p_{spot}(t-1)))$	0.102	0.065	1.571		0.597	0.234	2.553	***
	$\Delta(\ln(p_2(t-1)))$	-0.214	0.044	-4.839	***	-0.748	0.270	-2.771	***
	$\varepsilon_{LT}(t-1)$					-0.261	0.234	-1.118	
Résidus	$Var(u_{spot})$	0.002	0.000	11.794	***	0.011	0.005	2.377	**
	$Var(u_{p_2})$	0.002	0.000	11.673	***	0.007	0.003	2.067	**
	$Cov(u_{spot}, u_{p_2})$	0.002	0.000	11.785	***	0.007	0.003	2.402	**

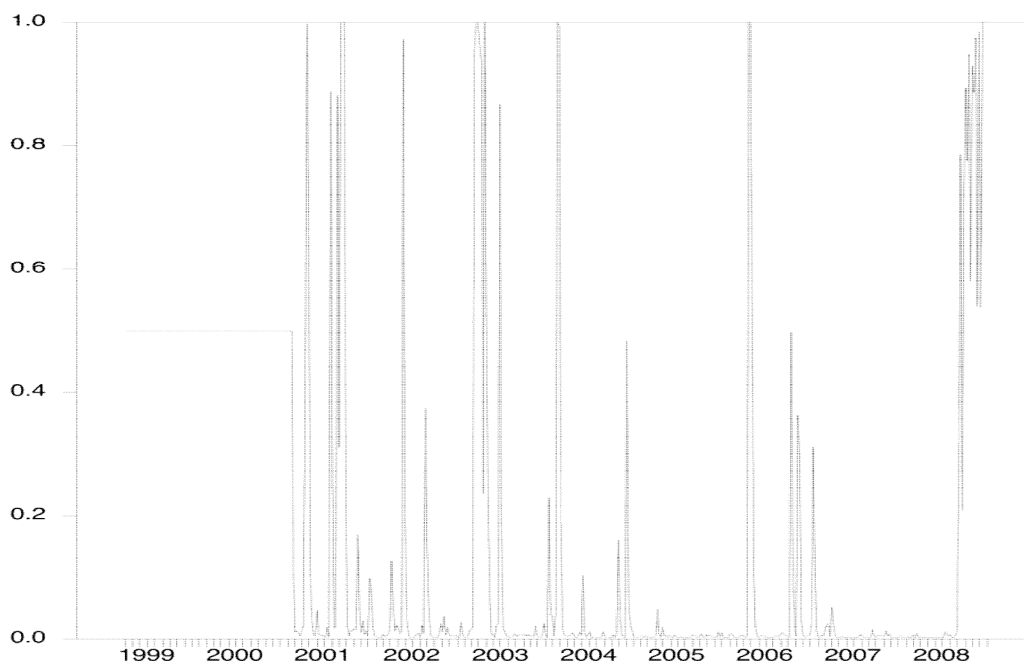
Source : calculs des auteurs

Le premier régime s'observe sur la plus grande partie de l'échantillon alors que second régime correspond aux événements du 11/9/2001, du déclenchement du conflit en Irak en 2003, de la pointe hivernale observée en 2006, et des mouvements observés au printemps et au début de l'été 2008. En considérant les observations pour lesquelles  $p^*$  est supérieur à 0,9, ce régime représente respectivement 5,8% des observations de la période étudiée (9,2% pour  $p^* > 0,5$ ).

La dynamique de court terme du prix spot est caractérisée par une force de rappel (-0.588) ainsi que des variances résiduelles qui sont plus élevées que dans le premier régime. Ce régime peut donc être considéré comme un régime de tension.

Au contraire dans le premier régime, qui s'observe le plus souvent, la dynamique de court terme du prix spot est caractérisée par une force de rappel modérée (-0.139) qui indique que les prix spot et au terme 2 mois reviennent progressivement sur l'équilibre de long terme.

**Figure 6 – Probabilité du régime 2 de la dynamique de court terme**



Source : calculs des auteurs

Nous avons ensuite introduit dans notre modèle les données concernant les volumes de transactions observées suivant la probabilité d'être dans l'un des deux régimes de court terme. A cette fin, nous avons réparti les observations suivant que la probabilité  $p^*$  est inférieure ou supérieure à 0,5 (Tableau 6). Il apparaît que les volumes moyens de transaction sur 1 mois augmentent fortement suivant  $p^*$  alors que les volumes moyens associés aux autres termes restent à peu près stables.

**Tableau 6 – Volumes moyens de transactions associés aux régimes de court terme**

	1 mois	2 mois	3 mois	4 mois
$p^* \leq 0,5$ (régime 1)	116 113	88 027	28 275	11 700
$p^* > 0,5$ (régime 2)	147 631	87 236	29 152	11 827
Echantillon complet	119 020	87 954	28 356	11 712

Unité : lots de 1000b

**Tableau 7 – Moyenne des positions ouvertes associées aux régimes de court terme**

	Commerciaux	Non com.	Autres
p*≤0,5 (régime 1)	-13892	19444	-5552
p*>0,5 (régime 2)	-5271	10722	-5450
Echantillon complet	-13097	18639	-5542

Unité : lots de 1 000b

Finalement, nous estimons la probabilité d'être dans le régime E<sub>2</sub> avec un modèle Probit où les variables explicatives sont:

$$\frac{V_{-1_t}}{OI_t}$$

- le rapport  $\frac{V_{-1_t}}{OI_t}$  des transactions pour le premier terme V<sub>-1<sub>t</sub></sub> sur les positions ouvertes OI<sub>t</sub> pour la même date

$$\frac{V_{-1_t}}{OI_{t-4}}$$

- le rapport  $\frac{V_{-1_t}}{OI_{t-4}}$  des transactions pour le premier terme V<sub>-1<sub>t</sub></sub> sur les positions ouvertes OI<sub>t-4</sub> décalée d'un mois

- le volume des transaction V<sub>-1<sub>t</sub></sub>

L'ajustement suivant a été effectué sur le sous-échantillon allant de janvier 2007 à janvier 2009, période marquée par l'accélération de la hausse des prix du pétrole :

$$\text{Prob}\{E_2\} = 1.311 + \underset{(0.611)}{41.822} \frac{V_{-1_t}}{OI_t} + \underset{(23.08)}{55.031} \frac{V_{-1_t}}{OI_{t-4}} - \underset{(0.19 \times 10^{-1})}{0.765 \times 10^{-4}} V_{-1_t}$$

$$\text{PseudoR}^2 = 0.698$$

$$n = 107$$

$$\frac{V_{-1_t}}{OI_t} \quad \text{et} \quad \frac{V_{-1_t}}{OI_{t-4}}$$

Il apparaît ainsi que les variables  $\frac{V_{-1_t}}{OI_t}$  et  $\frac{V_{-1_t}}{OI_{t-4}}$  ont une influence significative sur le passage dans l'état E<sub>2</sub>. L'augmentation brutale du rapport entre volumes de transaction à court terme et positions ouvertes entraîne le basculement dans le régime d'instabilité.

L'évolution des positions ouvertes par rapport à la demande de pétrole observée sur la période permet d'expliquer l'évolution des variables explicatives et le basculement de régime. Le rapport entre positions ouvertes et demande ainsi que le prix du pétrole augmentent progressivement – la faible élasticité, à court terme, de la demande par rapport au prix permettant ce double phénomène. Lorsque la demande fléchit, la clôture de positions se traduit par une augmentation subite du rapport des ratios entre volumes et positions ouvertes et le basculement dans le régime d'instabilité.

## Conclusion

L'analyse qui a été menée sur le marché du pétrole brut au travers des travaux sur le prix spot et les prix à terme du West Texas Intermediate (WTI) conduit aux éléments de conclusions

suiuants. L'accroissement de la volatilit  des prix du p tre, et plus particuli rement du WTI, depuis le d but des ann es 2000, qui a fait l'objet de travaux r cents (Chevallier, 2010; Fattouh, 2010) est un  l ment marquant pour la compr hension des prix sur les march s. En outre, ce mouvement est   relier   celui observ  sur les grandes places boursi res de mati res premi res (NYMEX),   savoir une hausse marqu e des volumes de transaction portant sur les contrats futures, en particulier sur les premiers termes (2   4 mois), et plus particuli rement depuis 2004. En estimant la dynamique de court terme entre le prix spot et le prix   terme 2 mois suivant deux r gimes distincts, un r gime dit de «tension» et un r gime dit «standard», nous ne pouvons rejeter l'hypoth se que les variations des positions des agents non commerciaux sur les march s financiers p troliers puisse affecter la probabilit  du r gime standard. Les comportements des acteurs non-commerciaux pourraient ainsi avoir un r le d stabilisant sur les march s p troliers. En outre, notre mod le Probit montre clairement l'importance de l' volution des positions ouvertes dans le basculement de r gime. L'ensemble de ces analyses statistiques et  conom triques demandent toutefois    tre affin es par d'autres travaux notamment sur les  l ments d terminants des comportements des acteurs sur les march s afin de mieux les cerner et d' valuer leurs impacts sur la volatilit  des prix.

## R f rences

- Christiansen, C. (2002), Regime switching in the yield curve, Centre of Analytical Finance
- Daigler, R. T. and Wiley M. K. (1999), The Impact of Trader Type on the Futures Volatility-Volume Relation, *The Journal of Finance*, vol. LIV, NO.6
- Davidson, J. (1998), Structural relations, coint gration and identification : some simple results and their application, *Journal of econometrics*, vol.87, pp. 87-113
- Davidson, J., (2003) Forecasting Markov switching dynamic, conditionally heteroscedastic processes
- Duffie D., Gray S. (1995), Volatility in energy prices, in Robert Jameson ed: *Managing Energy Price Risk* (Risk Publication, London)
- Fama E. F., French K.R. (1987) "Commodity futures prices: some evidence on forecast power, premiums and the theory of storage," *Journal of Business*, 60: 55-73
- Fattouh B., (2009), Basis Variation and the Role of Inventories: Evidence from the Crude Oil Market, *Oxford Energy Studies*, WPM n 38.
- (2010), Oil Market Dynamics through the Lens of the 2002-2009 Price Cycle, *Oxford Energy Studies*, WPM n 39.
- Gregory A.W., Hansen B.E., (1996a), Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts, *Journal of Econometrics*, Vol. 70, pp. 99-126.
- Gregory A.W., Hansen B.E., (1996b), Tests for cointegration in models with regime and trend shifts, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 58, n  3, pp. 555-559
- Hamilton J.D. (1988), Rational-Expectations Econometric Analysis of changes in regime: an investigation of the terme structure of interest rates, *Journal of Economics Dynamics and Control* 12, pp. 385-423
- Hamilton, J.D., 2009. Understanding crude oil prices. *Energy Journal* 30 (2), 179–206.
- Hansen, P. R. (2001), Structural Changes in the Cointegrated Vector Autoregressive Model
- Hess, M. (2002), What Drives Markov Regime Switching Behavior of Stock Markets ? The Switch Case
- Krolzig, H.-M., Marcellino, M. and Mizon (2000), G.E., A Markov-switching vector equilibrium Correction model of the UK Labour Market
- Krolzig, H.-M. (2000), Predicting Markov switching Vector Autoregressive Processes
- Krugman (2008), The Oil nonbubble, *New York Times*, 12 mai 2008.



- Lautier, D., 2005a. Term structure models of commodity prices: a review. *Journal of Alternative Investments* 8, 42–64.
- Lautier, D., 2005b. A matter of principal. *Energy Risk* 58–62 (November).
- Lin, S.X., Tamvakis, M.N., 2001. Spillover effects in energy futures markets. *Energy Economics* 23, 43–56.
- Lin, S.X., Tamvakis, M.N., 2004. Effects of NYMEX trading on IPE Brent crude futures markets: a duration analysis. *Energy Policy* 32, 77–82.
- Mayhew S. (2000), "The impact of derivatives on Cash Markets: what have we learned?" Working Paper, Department of Banking and Finance, Terry College of Business, University of Georgia
- Medlock K B., Jaffe A M., (2009) «Who is in the Oil Futures Markets and How Has it Changed ?», James A. Baker III, Institute for Public Policy, Rice University.
- Mignon V., (2009), Bénassy-Quéré A., Béreau S., "The dollar in the turmoil", *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 23.
- Mignon, V., (2009), "Les liens entre les fluctuations du prix du pétrole et du taux de change du dollar", *Revue d'Economie Financière*, n°94, pp. 187-195
- Perron P., Vogelsang J. (1992a), Non stationarity and level shifts wit an application to purchasing power parity, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, July, pp. 301-320
- Perron P., Vogelsang J. (1992b), Testing for a unit root in a time series with a changing mean: corrections and extensions, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, July, pp. 467-470
- Perron P. (1997), Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables, *Journal of Econometrics*, 80, pp. 355-385
- Routledge, B. R., Seppi, D. J. ans Spatt, C. S. (2000), Equilibrium Forward Curves for Commodities, *The Journal of Finance*, vol.LV, N°. 3
- Smith J L., 2009. "World Oil: Market or Mayhem?," *Journal of Economic Perspectives*, American Economic Association, vol. 23(3), pages 145-64, Summer.
- Tabak B.M (2003), "On the Information Content of the Oil Future Prices", Working Paper Series Banco Central do Brazil, n° 65, février
- Zivot E., Andrews D. (1992), Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root test hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, July, pp. 251-270