

**EFFICIENCE DES CONTRATS A TERME DU NYMEX ET DE L'IPE:
UNE APPLICATION DE LA COINTEGRATION.**

Yezid SKANDRANI

CEREG

Université Paris IX Dauphine

Place du Maréchal de Lattre de Tassigny

75775 Paris Cedex 16

Cahier de recherche 9707 - mai 1997

Résumé:

Le NYMEX et l'IPE sont les deux principaux marchés à terme sur les contrats pétroliers. L'ensemble des études sur l'efficacité des marchés à terme de produits pétroliers ont été réalisées sur les contrats du NYMEX. L'objectif de cet article est de présenter les contrats à terme et de tester l'efficacité informationnelle. En raison des problèmes de stationnarité des séries étudiées, la méthodologie retenue est celle des méthodes statistiques de cointégration. Cette étude réalisée sur une période allant du 1er janvier 1990 au 31 décembre 1994, a permis de mettre en évidence un équilibre à long terme entre la série des cours au comptant et à terme et de prouver le rôle précurseur des marchés à terme dans la formation des prix au comptant.

1. INTRODUCTION:

L'ensemble des études sur l'efficience des marchés à terme de produits pétroliers portent sur les contrats du *New York Mercantile Exchange* (NYMEX). Plusieurs contrats à terme de brut ont été introduits au CBOT, à New York et à Londres, mais le NYMEX est la première bourse à connaître un développement remarquable pour ce type de contrats. Les contrats à terme de produits pétroliers répondaient à l'attente des opérateurs, pour les opérations de couverture et d'arbitrage. Cependant la spécificité du contrat à terme de brut fixé sur le *West Texas Intermediate* (WTI), le créneau horaire pour les cotations ainsi que les lieux de livraison, à Caushing en Oklahoma, engendraient des coûts supplémentaires pour les opérateurs du marché européen.

La bourse de Londres s'est développée de manière similaire, en créant l'*International Petroleum Exchange* (IPE). Des contrats à terme sur le brent, le gasoil et l'essence sans plomb ont été introduits à la cotation. Le contrat à terme de brent a connu une croissance importante de son volume d'activité, en attirant un plus grand nombre d'opérateurs.

Le but de cet article est de réaliser un test sur l'efficience des contrat à terme de brent de l'IPE, de Crude oil et de Heat oil du NYMEX par la méthodologie statistique de la cointégration développé par JOHANSEN (1990). Après avoir rappelé les différents contrats, et analysé les principales études réalisées sur l'efficience des marchés à terme, nous présentons la méthodologie utilisée et les résultats obtenus.

2. PRESENTATION DES CONTRATS.

Les transactions sur le premier contrat à terme de produits pétroliers ont débuté le 14 novembre 1978 au NYMEX à New York. Le contrat est basé sur le fuel domestique. Il existe plusieurs contrats à terme de produits pétroliers ouverts à la négociation mais seuls les contrats du NYMEX et de l'IPE ont développé un volume de transactions et une liquidité suffisante. Notre étude se concentre autour de ces deux marchés. La bourse du NYMEX est composée de 52 membres ayant un droit de compensation, les *clearing Members*, et 66 membres sans droit de compensation, les *Non-Clearing Members Firms*.

L'IPE a suivi le mouvement initié par le NYMEX en créant de manière similaire des contrats à terme sur les produits pétroliers. Le premier contrat ouvert à la négociation est celui du gasoil. Ce n'est que lorsque ce contrat a connu un certain succès que l'IPE a ouvert à la négociation ses contrats à terme sur le Brent et ensuite sur l'essence sans-plomb. Actuellement, c'est le contrat sur le Brent qui connaît le meilleur développement alors que les volumes de transactions sur le contrat d'essence sans-plomb restent très faibles.

L'IPE est une bourse de commerce constituée par un groupe d'intermédiaires. Elle comprend 70 sièges. Chaque siège comporte un droit de vote, un droit de transaction et l'entrée à la compensation. Il confère à son détenteur le droit de réaliser des transactions pour son propre compte et pour celui d'un autre membre de la bourse ou du public en général.

L'avantage d'un marché à terme organisé par rapport à un marché *forward* réside dans l'annulation du risque lié au défaut de paiement qui subsiste sur les marchés de gré à gré. L'ensemble des règlements mis en place par la LCH permettent de garantir de telles conditions sur les transactions réalisées. La standardisation des contrats offre une meilleure liquidité des titres sans pour autant se substituer à l'intégralité du rôle des marchés *forward* de gré à gré. Elle réduit les opportunités permettant d'aménager les couvertures en fonction des positions de chaque opérateur, mais elle permet de fournir une garantie quant à

la qualité et aux normes du sous-jacent physique livré à l'échéance. Le rôle du marché *forward* de gré à gré est alors de faire le lien entre les exigences spécifiques des opérateurs et les opportunités offertes sur les marchés à terme.

La présence des professionnels du secteur pétrolier offre une garantie de crédibilité concernant le rôle économique de cette bourse dans la formation des prix pétroliers. Celle des courtiers de taille internationale garantit par ailleurs un marché correctement arbitré, dont les prix affichés présentent une certaine efficacité. Enfin la présence d'institutions financières met en valeur le volume et l'offre de liquidité nécessaires au bon fonctionnement du marché.

Le contrat de Crude oil

Le contrat à terme de brut du NYMEX portent sur un volume standardisé de 1 000 barils soit 42 000 gallons. Les transactions ont lieu entre 9h45 et 15h10 (heure de New York) tous les jours ouvrés de la semaine. Les transactions *overnight* peuvent être réalisées grâce au système de cotation électronique, le NYMEX ACCES. Les cotations ont lieu de 16h00 à 08h00 durant la semaine et à partir de 19h00 le dimanche.

Trente échéances mensuelles consécutives et deux échéances à long terme correspondant à une maturité de 36 et 48 mois sont proposées aux opérateurs. Le NYMEX a également reçu l'autorisation d'ouvrir des contrats de brut pour des maturités de 60, 72 et 84 mois. Ces contrats ne sont toujours pas ouverts à la transaction. Les cotations sont en dollars et cents par baril. Le tick est de 0,01 cent par barils, soit 10 \$ par contrat. La variation maximale au cours d'une journée de transaction est de 15 \$ par barils, soit 15 000 \$ par contrat pour les deux premières échéances. Initialement la limite des autres échéances est de 1,50 \$ par baril soit 1 500 \$ par contrat. Cette limite monte à 7,50 \$/baril si cette variation est atteinte sur l'un des deux premiers contrats.

Le dernier jour de cotation d'une échéance correspond au troisième jour ouvré précédant le 25 du mois précédant le mois de livraison. Les livraisons

physiques ont lieu sur les entrées du pipeline de Cushing en Oklahoma. Toutes les livraisons doivent être initiées entre le premier jour et le dernier jour du mois de livraison. Le NYMEX met à la disposition des opérateurs une procédure alternative de livraison. Cette procédure permet de livrer ou de prendre livraison d'une qualité de produit physique différente de celle prescrite sur le contrat. Les modalités de livraison sont gérées par L'EFPP (Exchange of Futures for Physicals). Toute opération de livraison physique doit être initiée par l'EFPP. Les qualités de crude admis au gisement doivent respecter une densité comprise entre 37° et 42°. Les bruts usuellement livrés sont le WTI, le Low Sweet Mix, le New Mexican, le North Texas Sweet, l'Oklahoma Sweet et le South Texas Sweet. D'autres bruts non américains sont admis au gisement leur densité est comprise entre 34° et 42°. C'est le Brent de la mer du nord, le Norwegian Blend avec une prime de 30 cents/baril ainsi que le Nigerian Bonny Light avec une prime de 60 cents/baril.

Le contrat de fuel domestique.

Les échanges sur le contrat à terme de fuel domestique du NYMEX portent sur un volume standardisé de 1 000 barils soit 42 000 gallons. Les transactions ont lieu entre 9h50 et 15h10 (heure de New York) tous les jours ouvrés de la semaine. Les transactions *over night* peuvent être également réalisées sur le système de cotation électronique, le NYMEX ACCES entre 16h00 et 08h00 durant la semaine et à partir de 19h00 le dimanche.

Dix-huit échéances mensuelles consécutives sont proposées aux opérateurs. Les cotations sont en dollars et cent par gallon. Le tick est de 0,01 cent par gallon, soit 4,20 \$ par contrat. La variation maximale au cours d'une journée de transaction est de 0,40 \$ par gallon, soit 16 800 \$ par contrat pour les deux premières échéances. Initialement, les autres échéances sont également limitées à une fluctuation maximale de 0,40 \$/gallon. Cette limite monte à 0,60 \$/gallon si la variation de 0,40 \$/gallon a été atteinte la veille.

Le dernier jour de cotation d'une échéance correspond au dernier jour ouvré du mois précédent le mois de livraison. Les livraisons physiques ont lieu dans la région de New York. Possibilité de livraison par barges. Les acheteurs peuvent demander d'être livré par camion-citerne en contre partie d'une prime. Toutes les livraisons doivent être initiées après le cinquième jour et avant le dernier jour du mois de livraison. Le NYMEX met à la disposition des opérateurs une procédure alternative de livraison. Cette procédure permet délivrer ou de prendre livraison d'une qualité de produit physique différente de celle prescrite sur le contrat. Les modalités de livraison sont gérées par L'EFP (Exchange of Futur for Physicals). Toutes les opérations de livraison physique doivent être initiée par l'EFP.

Contrat à Terme de Brent.

Les transactions sur le contrat à terme de Brent ont débuté à l'IPE à Londres, le 23 juin 1988. Le contrat porte sur un lot de 1 000 barils de Brent crude oil, basé sur le marché *forward* du Brent à 15-jours. Les cotations s'effectuent en dollars et cents par baril. Choisir le dollar comme monnaie de cotation offre aux opérateurs la possibilité de réaliser des arbitrages entre le contrat du NYMEX et celui de l'IPE sans se préoccuper du risque de change. Il faut également préciser que l'ensemble des marchés au comptant et *forward* pour les produits pétroliers utilisent le dollar comme monnaie de cotation. Les transactions ont lieu tous les jours ouvrés de 09h31 à 20h15. Cette large plage de cotation, permet à un éventail plus grand d'opérateurs d'intervenir sur le marché. L'objectif étant toujours de faciliter les arbitrages avec le contrat du NYMEX, prolonger les cotations jusqu'à 20h15, permet de couvrir les cotations de la matinée à New-York et cela jusqu'à 14h15. Chaque contrat est ouvert à la cotation pour des maturités mensuelles sur une période de douze mois consécutifs. Toutes les positions ouvertes sont *marked-to-market*, c'est-à-dire compensées quotidiennement par des appels de marge. Le contrat à terme de Brent étant basé sur le marché *forward* de Brent-à-15-jours, les cotations d'une maturité à l'IPE s'arrêtent le jour précédant le quinzième jour ouvré du mois

précèdent le mois de livraison. Cette procédure permet une convergence des prix spot et à terme à la maturité.

La procédure de livraison gérée par l'EFPs couvre l'ensemble de la région d'Amsterdam, de Rotterdam et de Anvers incluant Vlissingen. L'étalement des lieux de livraison est un atout supplémentaire offert par l'IPE afin d'être plus concurrentiel face au contrat de brut NYMEX, qui ne prévoit des livraisons que dans les ports de New York.

Afin d'homogénéiser au mieux les produits offerts à la livraison, l'EFP's impose des règles strictes concernant la densité des produits , leur teneur en hydrocarbure halogéné et en acide inorganique ainsi que sur les volumes livrables par lots.

L'organisation mise en place par l'IPE pour les contrats à terme de produits pétroliers a été conçue de manière à satisfaire à l'ensemble des critères de l'efficacité opérationnelle. Ce marché offre une transparence des transactions sur les contrats à terme standardisés. La standardisation des contrats ouverts à la transaction offre aux opérateurs une garantie quant aux sous-jacents traités et une liquidité que le marché de gré à gré ne peut fournir, compte tenu des diversités concernant les produits pétroliers, les lieux ainsi que les dates de livraison. L'organisation de ce marché fournit également la garantie de la contrepartie et annule le risque de contrepartie toujours présent sur les marchés forward. Elle permet également une convergence entre les prix spot et les prix à terme grâce au mécanisme de livraison à l'échéance qui permet d'arbitrer les disparités existantes. Le volume des livraisons à l'échéance concerne 1% du volume total des transactions sur le contrat à terme de Brent. Le volume atteint 3% si l'on tient compte des règlements par *cash settlement*.

3. EFFICIENCE DES MARCHES A TERME

L'efficacité Allocationnelle.

D'après la théorie sur l'équilibre général des prix, la formation des prix sur les marchés compétitifs conduit à une allocation optimale des ressources. Le principe de Ricardo relatif à l'avantage comparatif indique que la différence de productivité entre les producteurs correspond sur les marchés financiers à la différence d'informations entre les investisseurs. L'analogie avec la proposition sur l'avantage absolu avec les marchés financiers est le fait qu'une information publique disponible ne doit procurer aucune opportunité de gain par arbitrage sur les marchés financiers. La différence est au niveau de l'information qui n'est pas entièrement intégrée dans la formation des prix. Elle procure alors à son détenteur un avantage comparatif pouvant entraîner une opportunité de gain sur les marchés. Si un marché financier est efficient, compte tenu de l'information ϕ , alors tout opérateur détenant l'information Φ ne doit avoir aucun avantage comparatif par rapport aux autres opérateurs. Les prix sur les marchés efficients sont définis comme un prix d'équilibre en fonction du rendement attendu sur le marché. Les conditions d'un équilibre de marché peuvent être traitées en terme de rendement. Le rendement d'un titre étant fonction de son "risque", nous avons :

$$E(P_{j,t+1}/\Phi_t) = [1 + E(r_{j,t+1}/\Phi_t)] P_{j,t}$$

j: titre

t: date

Le modèle de rendement attendu implique que l'information contenue dans Φ_t doit être entièrement intégrée dans la formation du prix $P_{j,t+1}$ de l'actif j. FAMA (1970) définit cette notion comme l'efficience informationnelle nécessaire à une allocation optimale des richesses sur les marchés financiers. La notion d'efficience informationnelle est essentielle pour un opérateur qui désire se couvrir sur un marché à terme contre toute fluctuation éventuelle des cours. Les coûts d'intervention pour les opérateurs sont plus faibles que s'ils devaient se porter sur un marché nécessitant une recherche plus ample d'informations. L'efficience des marchés à terme pour un opérateur en couverture est une efficience informationnelle, car l'allocation des ressources sur les marchés au

comptant de matières premières dépend de l'efficacité et des coûts des opérations de couverture sur les marchés à terme. Ce marché est efficient si les prix à terme évoluent conjointement avec les cours spot et s'il offre une estimation non biaisée du cours spot futur. Sur les marchés financiers les opérateurs ont pour objectif de diversifier au maximum leurs investissements de manière à conserver uniquement le risque correspondant à leur aversion au risque. Ils n'ont d'autre choix que de baser leurs décisions d'investissement sur l'information. L'acquisition d'informations sur un marché efficient ne peut pas procurer des opportunités de gains, l'ensemble de l'information publique disponible est intégré dans les prix. C'est à partir de ce raisonnement que sont formalisés les tests d'efficience sur les marchés financiers. KOPPENHAVER (1983) définit l'équilibre des prix sur un marché à terme en fonction de l'espérance de prix (*expected prices*) et d'une prime de risque positive, soit:

$$F_{t-j}^t = E[F_t^t / \Phi_{t-j}] - R_{t-j}$$

R_{t-j} correspond à une prime de risque positive, conditionnée par le risque systématique de détenir une position sur le marché à terme. La spécificité des marchés à terme requiert une valeur de la base à la maturité nulle. Nous obtenons.

$$E[S_T] = F(t, T) + R_t$$

$$S_T = F(t, T)$$

L'espérance de prix à terme en T est supérieure au prix à terme observé en t, car il faut prendre en compte les coûts de stockage. Si $R_t = 0$, alors l'espérance des cours spot futurs est définie comme un processus de martingale. Si de plus, $E[F_T^T - F_t^T]$ est i.i.d., alors le processus est une marche aléatoire. Si Φ_t est limité à l'ensemble de l'information contenue dans l'historique des prix spot et à terme, alors tester le changement non négatif des prix est un test de forme faible de l'hypothèse d'efficience. Une forme semi-forte de l'hypothèse d'efficience consiste à définir F_t comme une martingale contenant l'ensemble de l'information

publique disponible sur les marchés à la date t . Cette formalisation de KOPPENHAVER (1983) a permis d'établir un modèle permettant de tester l'efficience de forme faible des marchés à terme par la méthode des moindres carrés ordinaires. Le modèle utilisé dans de nombreuses études est le suivant.

$$S_T = a + b F(t,T) + U_t$$

$$H_0: a=0 \text{ et } b=1$$

Où S_T représente le prix spot futur à la maturité T et $F(t,T)$ représente le prix à terme en t pour la maturité T .

Les études empiriques

Différentes études empiriques ont testé l'efficience des marchés à terme en montrant que les prix à terme sont des prévisions non biaisées des prix au comptant. Les premières ont été réalisées par (1974) sur les marchés à terme de bétail sur pied et par BIGMAN, GOLDFARB et SCHECHTMAN (1983) sur les marchés à terme de grains à Chicago. Les deux études concluent à l'inefficience des marchés à terme. La conclusion de l'inefficience des marchés à terme de produits céréaliers et par extension des autres marchés à terme de matières premières, a soulevé de nombreuses critiques sur la capacité du modèle à tester l'efficience des marchés à terme. Elles portent sur les méthodes statistiques employées et plus particulièrement sur l'utilisation des moindres carrés ordinaires pour l'estimation des paramètres a et b de H_0 .

L'une des premières critiques se trouve dans l'article de MABERLY (1985). Il montre que l'utilisation de la méthode des moindres carrés ordinaires n'est pas pertinente lorsque l'échantillon est censuré. Cette méthode n'est applicable aux paramètres de régression que lorsque les séries de cours sont indépendamment et identiquement distribuées. L'auteur montre que les conclusions obtenues par BIGMAN, GOLDFARB & SCHECHTMAN (1983) ne peuvent être retenues car le biais est directement lié à l'utilisation de la

méthode des moindres carrés ordinaires. La conclusion de l'inefficience des marchés à terme ne peut donc être retenue.

ELAM & DIXON (1988) réfutent l'explication de MABERLY (1985). Pour eux, le biais obtenu n'est pas dû à l'utilisation de la méthode des moindres carrés ordinaires sur un échantillon censuré, mais à un biais dans l'estimation des paramètres a et b du modèle. Il résulte du fait que la variable expliquée est une variable retard de la variable explicative. Le biais survient lorsqu'il existe une corrélation entre la variable indépendante et le terme d'erreur précédent. Les auteurs notent cependant que le biais s'accroît avec un élargissement de l'horizon de prévision, mais ils n'en fournissent pas l'explication. En conclusion, ils indiquent qu'il n'existe pas de procédure statistique appropriée pour tester l'hypothèse H_0 , les séries de cours étant non stationnaires lorsque les prix sont efficients.

ELAM et DIXON (1988) sont les premiers à mettre en évidence le problème de non stationnarité des séries temporelles pour les tests d'efficience des marchés à terme de matières premières. Mais ils ne proposent pas d'explications suffisantes ni de méthodologie alternative pour tester ce type de données. HEIN, MA et MAC DONALD (1990) valident quant à eux le modèle de ELAM et DIXON (1988), et détaillent les raisons pour lesquelles la méthode des moindres carrés ordinaires n'est pas appropriée pour tester l'efficience des marchés à terme de matières premières. Les auteurs montrent que le calcul de la covariance pour un horizon de prévision supérieur à la maturité habituelle de livraison des contrats à terme met en évidence une autocorrélation du premier ordre positive sur les termes d'erreur. Ces derniers ne sont donc pas indépendants. De plus la corrélation sérielle entre les résidus s'accroît avec la période de prévision. Cela explique le taux de rejet important obtenu sur des échantillons avec un horizon de prévision supérieur à la maturité usuelle des contrats. Il apparaît donc que le fait de ne pas contrôler la corrélation sérielle des résidus, résultant du chevauchement entre la date d'échéance du contrat et

l'horizon de prévision de l'échantillon étudié, peut générer des estimateurs biaisés et induire des conclusions erronées.

L'article de SHEN & WANG (1990), conclut la série d'articles sur l'utilisation de la méthode des moindres carrés ordinaires pour l'étude de l'efficience des marchés à terme de matières premières. Les auteurs analysent les différentes études publiées sur l'efficience des marchés à terme. Ils réfutent l'explication de MABERLY (1985) selon laquelle les tests empiriques sur l'efficience des marchés à terme sont fréquemment rejetés du fait que l'échantillon étudié est composé de données censurées. Ils rappellent que de nombreux tests de MONTE-CARLO ont été effectués et montrent que les tests de FISHER tendent à rejeter trop souvent les bons modèles. Néanmoins, l'étude de ELAM & DIXON (1988) conclut trop rapidement à la non fiabilité de la statistique de FISHER pour tester l'efficience des marchés à terme. Pour SHEN & WANG (1990), la principale source de rejet est la marche aléatoire des prix au comptant.

L'utilisation des tests statistiques usuels de Student ou de Fisher, entraîne un rejet trop fréquent des modèles. Dans le cas de l'étude de ELAM et DIXON (1988), l'efficience des marchés à terme peut-être testée sur un échantillon de données simulées grâce à l'application des valeurs critiques de l'étude de DICKEY et FULLER (1981). Cependant si les variables explicatives et expliquées du modèle sont des séries différentes non sériellement corrélées, les valeurs obtenues dans l'étude de DICKEY et FULLER (1981) ne peuvent être utilisées pour tester le modèle. LAI & LAI (1991) proposent un test statistique de rechange. Ils suggèrent d'utiliser les techniques de cointégration pour tester l'efficience des marchés à terme, en raison de la non stationnarité des séries étudiées.

De ce fait, l'ensemble des études empiriques récentes sur l'efficience des marchés à terme, telles que SERLETIS & BANACK (1990), CROWDER & HAMED (1993) ou SCHWARZ & SZAKMARY (1993), utilisent les méthodes

statistiques de cointégration. Elles ont pour propriété de mettre en évidence une relation d'équilibre à long terme entre les séries de cours à terme et au comptant.

Ce raisonnement est en partie basé sur le développement de HAKKIO & RUSK (1989) sur l'efficiences de forme faible des marchés à terme. Les auteurs ont montré que lorsque les marchés à terme sont efficients, alors les prix à terme et au comptant évoluent conjointement et cela même si les séries de prix sont non stationnaires. Cela signifie que la cointégration des séries de cours à terme et au comptant est une condition nécessaire à l'efficiences des marchés à terme. Ils ont montré que les cours à terme $F_{t,j}^t$ et les cours spot S_t ne sont pas cointégrés, alors la différence de ces deux processus conduit à un processus U_t de marche aléatoire, soit.

$$S_t - F_{t-j}^t = U_t$$

Dans ce cas, l'évolution des cours est prévisible car nous avons.

$$\left. \begin{array}{l} S_t = F_{t-j}^t + \mathbf{h}_{t-j} \\ \mathbf{h}_{t-j} = \mathbf{h}_{t-j-1} + e_{t-j} \end{array} \right\} \Rightarrow \left\{ \begin{array}{l} S_t = F_{t-j}^t + \mathbf{h}_{t-j-1} + e_{t-j} \\ e_{t-j} \approx N(0; \mathbf{S}^2) \end{array} \right.$$

Par cette démonstration, les auteurs montrent que lorsque les prix à terme et au comptant n'évoluent pas parallèlement au cours du temps, leur différence est alors un processus de marche aléatoire. Les prix à terme n'intègrent pas l'ensemble de l'information disponible sur les marchés à la date t-j. Les cours en t peuvent être déterminés uniquement par l'information disponible en t-j-1, ou même ne détenir aucune information. En conclusion, si les marchés à terme sont efficients, alors les cours à terme et au comptant sont cointégrés et U_t est un processus stationnaire. Toutefois, la méthodologie de la cointégration ne s'applique pas à toute sorte de séries de cours. Les séries étudiées doivent être de même niveau d'intégration. Il est donc nécessaire de vérifier *a priori* l'ordre d'intégration des séries avant de tester la cointégration des séries de cours.

4. LA METHODOLOGIE DE LA COINTEGRATION.

Les tests de stationnarité utilise la méthodologie ADF de DICKEY et FULLER, les tests de cointégration se reportent au modèle de JOHANSEN.

Intégration et Tests de Stationnarité.

Un processus de série temporelle X_t est dit intégré à l'ordre d , noté $I(d)$, si la série est stationnaire après avoir été différenciée d fois. Une série $I(0)$ est donc stationnaire. Une série $X_t \sim I(1)$ est non stationnaire mais intégrée à l'ordre 1. Le processus X_t comprend une racine unitaire, différenciée à l'ordre 1 le processus devient stationnaire. En fait le processus $X_t - X_{t-1}$ est processus stationnaire $I(0)$ ne comportant aucune racine unitaire. Lorsque les séries sont intégrées au même ordre, il est possible de mettre en évidence une combinaison linéaire de ces séries, telle que celle-ci soit un processus stationnaire $I(0)$. Les séries sont alors cointégrées. En général toute combinaison linéaire de variables non stationnaires est non stationnaire. Cependant pour les séries cointégrées, il existe une combinaison linéaire tel que le résidu de cette combinaison linéaire soit un processus stationnaire.

$$z_t = x_t - a - b y_t$$

Avec z_t processus stationnaire $I(0)$. Les séries de cours x_t et y_t sont dites cointégrées et le vecteur (a,b) est défini comme étant le vecteur cointégrant.

De nombreux tests de racine unitaire ont été proposés dans la littérature. Ils ont tous été développés à partir de la statistique de Student associée à l'estimateur r obtenu par la méthode des moindres carrés ordinaires (m.c.o.) dans le modèle suivant.

$$y_t = r y_{t-1} + u_t$$

$$H_0: y_t = y_{t-1} + e_t \quad e_t \sim N(0, s^2) \text{ i.i.d}$$

Ce modèle manquant de puissance pour tester l'hypothèse H_0 , les auteurs ont développé un second modèle de régression ayant les mêmes limites, mais permettant de tester des modèles plus généraux. Les tests associés à ces statistiques sont appelés tests de DICKEY & FULLER Augmentés (ADF tests). Ils décomposent le modèle précédent en deux équations, l'une avec constante et l'autre avec constante et trend. Ils redéfinissent les hypothèses en se basant sur l'hypothèse H_0 d'origine. Les seuils de significativité pour les nouveaux tests sont recalculés. Les valeurs critiques se trouvent dans la table de DICKEY & FULLER.

$$y_t - y_{t-1} = m + (r-1) y_{t-1} + e_t \quad (1)$$

$$H_0^1: r=1$$

$$H_0^2: r=1 \ m=0$$

$$y_t - y_{t-1} = m + bt + (r-1) y_{t-1} + e_t \quad (2)$$

$$H_0^3: r=1$$

$$H_0^4: r=1 \ m=0$$

$$H_0^5: r=1 \ m=b=0$$

Cette méthodologie permet de tester la stationnarité des séries. Lorsque la stationnarité est rejetée, le modèle indique la présence de racine unitaire dans la série étudiée. Il faut alors différencier la série des données et tester de nouveau la stationnarité de la série obtenue afin de déterminer l'ordre d'intégration. Une fois que les deux séries ont été déterminées de même niveau d'intégration, on peut alors tester leur cointégration.

Modèle de Johansen.

Si l'on considère deux processus de prix X_t et Y_t non stationnaires, intégrés à l'ordre 1, alors ces deux processus sont cointégrés s'il existe une combinaison

linéaire stationnaire de ces deux processus. Soient $X(t)$ et $Y(t)$ deux processus $I(1)$, $Z(t)$ est définie de la manière suivante :

$$Z_t = X_t - bY_t$$

La relation établie entre les deux processus de prix $X(t)$ et $Y(t)$, est une relation d'équilibre à long terme où le processus $Z(t)$, stationnaire mesure la déviation ou l'erreur d'équilibre. L'étude de l'efficience d'un marché à terme impose de tester la relation suivante qui lie le comportement des cours au comptant et à terme.

$$Z_t = S_t - a - bF(t - 1, t)$$

La stationnarité du processus $Z(t)$ vérifie la condition nécessaire à l'efficience des marchés à terme par rapport au marché au comptant, alors que le test de l'hypothèse : $H_0 : a = 0$ et $b = 1$, offre une condition suffisante à l'efficience des marchés à terme par rapport au marché au comptant. Afin de tester ces deux conditions, la méthodologie de Johansen développée dans JOHANSEN (1988) et JOHANSEN et JUSELIUS (1990) propose trois tests statistiques :

Les auteurs considèrent un processus multivarié X_t composé de l'ensemble des processus de prix que l'on veut tester. Ce processus en représentation VAR d'ordre k est le suivant :

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

avec : X_t processus de prix $I(1)$

D_t matrice (p,p) de var saisonnières

μ vecteur de constante

Le processus X_t étant intégré à l'ordre 1 les ΔX_t représentent le modèle en différences premières :

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \dots + \Pi X_{t-k} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

Le processus X_t modélisé en différences premières est déterminé par les variations antérieures du processus DX_{t-1} jusqu'à DX_{t-k+1} est par X_{t-k} . Les premières permettent d'éliminer les autocorrélations entre les résidus, alors que la matrice P contient l'ensemble de l'information qui détermine X_t . La méthodologie de Johansen repose sur l'analyse du rang de la matrice P . Le rang de la matrice correspond au nombre de relation cointégration ou d'équilibre à long terme liant les différents processus de prix qui compose le processus multivarié X_t . L'analyse

La méthodologie de JOHANSEN (1988), JOHANSEN et JUSELIUS (1990) est fondée sur l'analyse du rang de la matrice P . Le rang de la matrice donne le nombre de relations de cointégrations ou d'équilibre à long terme entre les processus de prix qui composent le processus multivarié X_t . L'analyse du rang de la matrice donne lieu à trois cas possibles :

Si $r = 0$ alors $\Pi = 0$, il n'existe pas de relations de cointégration entre les séries de prix et le processus VAR peut être modélisé en différences premières. Les méthodologie statistiques usuelles sont applicables.

Si $r = p$ alors, la matrice est de plein rang et le processus X_t est stationnaire. Il n'y a pas lieu de tester la présence de relation de cointégration entre les processus de prix puisqu'ils sont stationnaires. La régression par la méthodologie des moindres carrés ordinaires est suffisante pour tester l'efficience.

Si $0 < r < p$, alors il existe r relations de cointégrations entre les processus de prix qui composent X_t . La matrice s'écrit $\Pi = \alpha \beta'$, avec β matrice des vecteurs de cointégration du modèle et α le vecteur des coefficients de correction d'erreur qui définissent les vitesses d'ajustement des paramètres afin de maintenir un équilibre entre les processus de prix.

La présence de relations de cointégrations entre les processus de prix est mise en évidence par le rang de la matrice P , lorsqu'il est compris entre 0 et p .

Les vecteurs de cointégrations sont les vecteurs propres V_i de la matrice P , associés aux valeurs propres λ_i . Le rang de la matrice est testé dans la méthodologie de JOHANSEN par deux statistiques fondées sur les valeurs propres associées aux vecteurs propres.

La statistique de la trace représente le rapport de vraisemblance entre l'hypothèse $H_2(r)$ et $H_1(r=p)$. Cette première statistique teste que le rang de la matrice est r contre l'hypothèse que son rang soit p .

$$-2 \ln(Q, H_2(r) / H_1(r = p)) = -T \sum_{i=1}^r (1 - \lambda_i)$$

La statistique de la valeur propre maximale qui représente le rapport de vraisemblance entre l'hypothèse $H_k(r)$ et $H_k(r+1)$. Cette seconde statistique teste que la nullité de valeur propre λ_{r+1} , elle teste donc le fait que cette valeur propre n'engendre pas de vecteur propre dans la matrice Π .

$$-2 \ln(Q, H_2(r) / H_2(r + 1)) = -T(1 - \lambda_{r+1})$$

Les deux statistiques précédentes fournissent le rang de la matrice P , et le nombre de relations de cointégration liant les processus de prix de P . La dernière statistique développée par JOHANSEN et JUSELIUS (1990) permet de tester la présence de relations de cointégration entre les processus de prix lorsque le vecteur de cointégration b est contraint de manière à satisfaire à l'hypothèse $H_0 : a=0$ et $b=1$. Cette statistique suit une loi de Khi Deux à $(p-r)$ degrés de liberté. La statistique est modélisée de la manière suivante :

$$-2 \ln(Q) = -T \sum_{i=1}^r \frac{(1 - \hat{\lambda}_i)}{(1 - \lambda_i)}$$

La statistique correspond à un rapport de vraisemblance entre les valeurs propres du modèle contraint par la matrice des vecteurs de cointégration par rapport aux valeurs propres de la matrice P non contrainte.

5. LES RESULTATS.

Les contrats à terme de brut négociés au NYMEX et à l'IPE ont plus de cinq années d'existence, nous pouvons envisager une étude d'équilibre des prix à long terme sur ces produits. Nous avons donc choisi une période d'étude qui s'étend de janvier 1990 à décembre 1994, soit cinq années intégrant l'événement de la guerre du Golfe. Cette période a connu une fluctuation importante des prix ainsi qu'un accroissement des positions ouvertes et des volumes de. Si l'étude permet de mettre en évidence un équilibre à long terme entre les prix à terme et les prix spot, alors ce marché présente une efficience pour les opérations d'arbitrage en couverture.

Les données

Les tests ont été réalisés sur cinq séries de cours quotidiens pour trois contrats à terme de produits pétroliers différents. Les cours de clôture du contrat à terme de Brent de l'IPE pour les trois premières échéances, du 1er janvier 1989 au 31 mars 1995, soit 1500 données quotidiennes. Les cours de clôture et de compensation des contrats à terme de Crude oil et de Heat oil du NYMEX pour les trois premières échéances, du 1er janvier 1988 au 31 décembre 1995, soit 2 000 données quotidiennes. Sur cette période, les volumes de transactions sur le contrat à terme de Brent de l'IPE dépassent 100 000 transactions par mois, pour atteindre une moyenne de 400 000 transactions par mois à la fin de l'année 1994. L'ensemble de ces échantillons incluent la période de la guerre du Golfe, qui a entraîné une hausse importante des cours, un élargissement de la fourchette entre les cours les plus hauts et les cours les plus bas, une hausse de la volatilité ainsi que des variations anormales des volumes de transactions et des positions ouvertes. Par analogie avec l'ensemble des études réalisées sur l'efficience des marchés à terme, nous avons utilisé dans notre étude le logarithme des prix, avec:

$$S_T = \log(S_T) \text{ et } F(t, T) = \log(F(t, T))$$

Les tests de stationnarité

Les tests de stationnarité ont été effectués sur les séries des cours au comptant du *Nearby* pour les trois échéances et pour les séries de cours à terme sur les deux autres échéances. Les résultats du tableau 1 montrent que pour la série des cours à terme, l'hypothèse $H_0^1: \alpha=1$ de l'équation (1) du modèle avec constante et sans trend, est non rejetée au seuil de significativité de 5%. L'hypothèse $H_0^2: \alpha=1, \mu=0$ de l'équation (1) du modèle est non rejetée au seuil de significativité de 5%. L'équation (1) du modèle rejette la stationnarité de la série des cours à terme. Pour l'équation (2) du modèle avec constante et trend, l'hypothèse $H_0^3: \alpha=1$ est rejetée au seuil de significativité de 5% et 10 %. L'hypothèse $H_0^4: \alpha=1, \mu=0$ est non rejetée au seuil de significativité de 5%. L'hypothèse $H_0^5: \alpha=1, \mu=\beta=0$ est également non-rejetée au seuil de significativité de 5%. L'équation (2) du modèle avec constante et trend rejette la stationnarité de la série des cours futurs. Le test ADF de DICKEY & FULLER rejette la stationnarité de la série des cours à terme. Le modèle met évidence la présence de racine unité dans cette série.

Les résultats du tableau 2 relatif à la série des cours au comptant indiquent que, pour l'équation (1) du modèle, les hypothèses $H_0^1: a=1$ et $H_0^2: a=1, m=0$ sont non rejetées au seuil de significativité de 5%. Pour l'équation (2) du modèle, l'hypothèse $H_0^3: a=1$ est rejetée au seuil de significativité de 10% et non rejetée au seuil de 5%. Les hypothèses $H_0^4: a=1, m=0$ et $H_0^5: a=1, m=b=0$ sont rejetées au seuil de significativité de 5% et 10%. L'hypothèse de stationnarité de la série des cours spot est rejetée par le modèle. Le test ADF de DICKEY & FULLER (1981) met en évidence la présence de racine unité dans la série des prix au comptant.

Le nombre de retards utilisé dans les deux modèles pour éliminer l'autocorrélation des résidus, est optimisé par le critère de AKAIKE. Ce critère permet d'annuler l'autocorrélation des résidus du modèle. Pour la série des cours à terme, le retard est de 26. Le test étant réalisé sur des données

quotidiennes pour des maturités mensuelles, un *lag* de 26 correspond au nombre de cotations comprises dans un mois. Il en est de même pour la série des cours spot, le retard étant alors de 21 jours.

Les mêmes tests sont par la suite effectués sur les séries de cours au comptant et à terme différenciées à l'ordre 1. Nous obtenons les résultats suivants, reportés dans les tableaux 3 et 4. Pour la série des cours à terme différenciée à l'ordre 1, $F(t,T)-F(t-1,T)$, les hypothèses $H_0^1: a=1$ et $H_0^2: a=1, m=0$ relatives à l'équation (1) du modèle avec constante et sans trend, sont rejetées au seuil de 5% de significativité. Les hypothèses $H_0^3: a=1, H_0^4: a=1, m=0$ et $H_0^5: a=1, m=b=0$ relatives à l'équation (2) du modèle avec constante et trend sont rejetées au seuil de 5% de significativité. La série des cours à terme différenciée à l'ordre 1 étant stationnaire, elle contient une unique racine unitaire, elle est donc intégrée à l'ordre 1. Les résultats étant similaires pour la série de cours au comptant, elle est intégrée à l'ordre 1. Les deux séries étant $I(1)$, nous avons testé la cointégration des deux séries suivant la méthodologie de JOHANSEN.

Les tests de JOHANSEN

Concernant les résultats de la cointégration entre les processus de prix des contrats à terme de Brent, de Crude oil et de Heat oil, le tableau 1 suivant résume l'ensemble des résultats obtenus.

Tableau 1

CONTRATS	LAGS	TRACE			TEST		
		r=0	r<1	r<2	r=0	r<1	r<2
Brent Clôture	25	61.420*	20.801*	9.44	40.619*	10.857*	9.944
Crude oil clôture	25	57.155*	18.733*	5.354	38.423*	13.379*	5.354
Crude oil settle	25	52.025*	21.002*	5.884	31.024*	15.711*	5.884
Heat oil clôture	25	161.477*	37.913*	11.515	123.56*	26.397*	11.515
Heat oil settle	25	103.477*	37.772*	11.413	65.705*	26.359*	9.944

* :Rejet de l'hypothèse nulle au seuil de significativité de 5%

Les résultats obtenus dans cette étude montrent la présence de deux relations de cointégration entre les différentes maturités sur les trois contrats. Pour l'ensemble des contrats pour les cours de clôture et de compensation, l'hypothèse nulle du test de la Trace est rejetée pour $r=0$ et $r<1$, elle est acceptée pour $r<2$. Nous obtenons les mêmes résultats pour l'hypothèse nulle du test du lambda maximum. Elle est rejetée pour l'ensemble des contrats pour $r=0$ et $R<1$, elle est acceptée pour $r<2$. La méthodologie de JOHANSEN met en évidence la présence de deux relation de cointégration entre les trois premières maturités des différents contrats à terme de produits pétroliers. La statistique du Khi Deux de JOHANSEN et JUSELIUS (1990) permet de vérifier la persistance des relations de cointégrations avec la matrice des vecteurs de cointégration contraints. Les résultats sont reportés dans le tableau suivant :

Tableau 2

CONTRATS	TEST Khi deux pour
	$\beta = (1, 0, -1)$
Brent Clôture	29.479*
Crude oil Clôture	30.01*
Crude oil Settle	38.55*
Heat oil Clôture	9.035
Heat oil Settle	14.79*

* :Rejet de l'hypothèse nulle au seuil de significativité de 5%

La statistique du Khi deux de JOHANSEN et JUSELIUS sur la présence d'une relation de cointégration entre les cours au comptant et les cours à terme des deux premières échéances est vérifiée pour la contrat de Brent de l'IPE ainsi que pour le contrat de Crude oil du NYMEX aussi bien pour les cours de clôture que pour les cours de compensation. Les résultats obtenus diffèrent pour le contrat à terme de Heat oil. Bien que les statistique de la trace et du lambda maximum montrent la présence deux relation de cointégration entre les processus de prix, la dernière statistique avec ne vérifie pas les relations de cointégration lorsque la matrice des vecteurs de cointégration est contrainte. Ce résultat ne permet pas de conclure à l'efficience du contrat à terme de Heat oil du NYMEX, car l'hypothèse H_0 d'efficience des marchés à terme n'est pas vérifiée. Dans notre étude, nous avons annulé la contrainte de saisonnalité, si ce choix peut être justifié pour les contrats à terme de Brent de l'IPE et de Crude oil du NYMEX, il reste plus contestable concernant le contrat de Heat oil.

Cette étude permet de conclure à l'efficience des contrats à terme de Brent de l'IPE et de Crude oil du NYMEX sur des périodes affichant de fortes variations

de cours et de volume. L'étude n'est cependant pas concluante pour le contrat de fuel domestique.

6. CONCLUSION.

Les résultats obtenus montrent que les séries de cours à terme de Brent à l'IPE sont non stationnaires. Elles sont intégrées à l'ordre 1 et mettent en évidence une cointégration entre les séries des cours au comptant et les séries de cours à terme. Cette cointégration des séries de prix montre que le marché de l'IPE offre une efficacité de forme faible pour le contrat de Brent et de Crude Oil. Cela montre que le contrat à terme de brut est arrivé à maturité, et que les anticipations réalisées par les opérateurs influent sur la formation des prix au comptant du Brent. Il faut également préciser que nous avons intégré dans notre étude la période de la guerre du Golfe pour tester la maturité de ce marché. Dans une étude relative à cet événement nous avons mis en évidence, outre la présence d'une forte volatilité, des variations anormales des volumes et des positions ouvertes durant cette période. Les résultats ont montré que même en présence d'un événement géopolitique extérieur important, le contrat à terme de brut offre une efficacité des prix affichés. Ce résultat est important car il nous permet de conclure sur le rôle de ce marché dans la formation des prix du secteur pétrolier. Les couvertures réalisées sur ce marché jouissent d'une efficacité opérationnelle et informationnelle.

Les études futures permettront d'analyser l'impact des relations de cointégration sur les stratégies de couverture. En effet LIEN et LUO (1996) ont montré que la présence de relations de cointégration entre les séries de cours au comptant et à terme engendrait des variations sur les positions optimales de couverture. Les ratios habituels de EDERINGTON (1979), HOWARD et D'ANTONIO (1981) ou SHANG et FANG (1990) étaient sous-estimés en présence d'une relation de cointégration.

TABLEAU 1

VARIABLE : COURS A TERME F (t , T)

DICKEY-FULLER TESTS - NO.LAGS = 26 NO.OBS = 1238

HYPOTHESIS STATISTIC VALUE 10% VALUE 5%

CONSTANT, NO TREND

A(1)=0 T-TEST -2.6663 -2.57 -2.86

A(0)=A(1)=0 3.5705 3.78 4.59

AIC = -7.591

SC = -7.475

CONSTANT, TREND

A(1)=0 T-TEST -3.5305 -3.13 -3.41

A(0)=A(1)=A(2)=0 4.1776 4.03 5.31

A(1)=A(2)=0 6.2504 5.34 6.25

AIC = -7.594

SC = -7.474

TABLEAU 2

VARIABLE : COURS SPOT S (T)

DICKEY-FULLER TESTS - NO.LAGS = 21 NO.OBS = 1243

NULL	TEST	ASY. CRITICAL		
HYPOTHESIS	STATISTIC	VALUE 10%	VALUE 5%	

CONSTANT, NO TREND

A(1)=0 T-TEST	-2.4852	-2.57	-2.86	
---------------	---------	-------	-------	--

A(0)=A(1)=0	3.1097	3.78	-4.59	
-------------	--------	------	-------	--

AIC = -7.427

SC = -7.332

CONSTANT, TREND

A(1)=0 T-TEST	-3.1983	-3.13	-3.41	
---------------	---------	-------	-------	--

A(0)=A(1)=A(2)=0	3.4315	4.03	5.31	
------------------	--------	------	------	--

A(1)=A(2)=0	5.1257	5.34	6.25	
-------------	--------	------	------	--

AIC = -7.429

SC = -7.330

TABLEAU 3:

VARIABLE : COURS FUTURE DIFFERENCIER $F(t, T) - F(t-1, T)$

DICKEY-FULLER TESTS - NO.LAGS = 25 NO.OBS = 1238

NULL HYPOTHESIS	TEST STATISTIC	ASY. CRITICAL VALUE 10%	ASY. CRITICAL VALUE 5%
-----------------	----------------	-------------------------	------------------------

CONSTANT, NO TREND

A(1)=0 T-TEST	-5.4560	-2.57	-2.86
---------------	---------	-------	-------

A(0)=A(1)=0	14.884	3.78	4.59
-------------	--------	------	------

AIC = -7.587

SC = -7.475

CONSTANT, TREND

A(1)=0 T-TEST	-5.4572	-3.13	-3.41
---------------	---------	-------	-------

A(0)=A(1)=A(2)=0	9.9269	4.03	5.31
------------------	--------	------	------

A(1)=A(2)=0	14.890	5.34	6.25
-------------	--------	------	------

AIC = -7.585

SC = -7.470

TABEAU 4:

VARIABLE : COURS SPOT DIFFERENCIE St - St-1

DICKEY-FULLER TESTS - NO.LAGS = 20 NO.OBS = 1243

NULL	TEST	ASY. CRITICAL		
HYPOTHESIS	STATISTIC	VALUE 10%	VALUE 5%	

CONSTANT, NO TREND

A(1)=0 T-TEST	-6.2463	-2.57	-2.86
---------------	---------	-------	-------

A(0)=A(1)=0	19.509	3.78	4.59
-------------	--------	------	------

AIC = -7.423

SC = -7.333

CONSTANT, TREND

A(1)=0 T-TEST	-6.2456	-3.13	-3.41
---------------	---------	-------	-------

A(0)=A(1)=A(2)=0	13.003	4.03	5.31
------------------	--------	------	------

A(1)=A(2)=0	19.504	5.34	6.25
-------------	--------	------	------

AIC = -7.422

SC = -7.327

BIBLIOGRAPHIE

- Banks F. E. (1994):** "Economic Theory and the Brent System," *Energy Policy-Oil and Money*, 22:993-1001.
- Bigman D., Goldfarb D. & Schechtman E. (1983):** "Futures Markets Efficiency and the Time Content of the Information Sets," *Journal of Futures Markets*, 3:321-334.
- Chowdhury A. R. (1991):** "Futures Markets Efficiency: Evidence from Cointegration Tests," *Journal of Futures Markets*, 5:577-589.
- Crowder W. J. & Hamed A. (1993):** "A Cointegration Test for Oil Futures Markets Efficiency," *Journal of Futures Markets*, 8:933-941.
- Dickey D. A., & Fuller W. A. (1981):** "Likelihood Ratio for Autoregressive Time Series with Unit Root," *Econometrica*, 49:1057-1072.
- Elam E. & Dixon B; L. (1988):** "Examining the Validity of a Test of Futures Market Efficiency," *Journal of Futures Markets*, 8:365-372.
- Engle R. F. & Granger C. W. (1987):** "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55:251-276.
- Engle R. F. & Yoo B. S. (1987):** "Forecasting and Testing in Co-integrated Systems," *Journal of Econometrics*, 35:143-161.
- Fama E. F. (1970):** "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work," *Journal of Finance*, 383-417.
- Garbade K. D. & SLIBER W. L. (1983):** "Price Movement and Price Discovery in Futures and Cash Markets," *Review of Economics and Statistics*, 65:289-297.
- Hakkio G. S. & RUSK M. (1989):** "Market Efficiency and Cointegration: An Application to the Sterling and Deutschemark Exchange Markets," *Journal of International Money and Finance*, 8:75-88.
- Haug A. A. (1992):** "Critical Values for the Z_{α} -Phillips-Ouliaris Test for Cointegration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 3:473-480.

- Hein S. E. Ma C. K. & Mac Donald S. S. (1990):** "Testing Unbiasedness in Futures Markets: A Clarification," *Journal of Futures Markets*, 10:555-562.
- JOHANSEN S.(1988) :** Statistical Analysis of cointegrated Vectors, *Journal of Economics Dynamics and Control*, n°59, p 1551-1581
- JOHANSEN S. et JUSELIUS K. (1990) :** Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application for the Demand of Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n°59, p 169-210.
- JOHANSEN S.(1991) :** Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, n°59, p 1551-1581.
- Lai K. & Lai M. (1991):** " A Cointegration Test for Market Efficiency," *Journal of Futures Markets*, 11:567-576.
- Maberly E. D. (1895):** "Testing Futures Markets Efficiency: A Restatement," *Journal of Futures Markets*, 5:425-432.
- Phillips P. C. B. (1987):** "Time Series Regression with Unit Root," *Econometrica*, 2:277-301.
- Phillips P. C. B. & Ouliaris S. (1990):** "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration," *Econometrica*, 58:165-193.
- Serletis A. & Banack D.(1990):** "Market Efficiency and Cointegration: An Application to Petroleum Markets," *Review of Futures Markets*, 9:372-381.
- Schwarz T. V. & Szakmary A. C. (1994):** "Price Discovery in Petroleum Markets: Arbitrage, Cointegration and the Time Interval of Analysis," *Journal of Futures Markets*, 2:147-167.
- Shen C. H. & Wang L. R. (1990):** "Examining the Validity of a Test of Futures Market Efficiency: A Comment," *Journal of Futures Markets* 10:195-196.