



HAL
open science

Analyse économétrique de l'intégration européenne des produits pétroliers : le marché du diesel en Allemagne et en France

Muriel Cadren

► **To cite this version:**

Muriel Cadren. Analyse économétrique de l'intégration européenne des produits pétroliers : le marché du diesel en Allemagne et en France : Cahiers du CEG, n° 20. 1994. hal-02434437

HAL Id: hal-02434437

<https://ifp.hal.science/hal-02434437>

Preprint submitted on 10 Jan 2020

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

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

Analyse économétrique de l'intégration
européenne des produits pétroliers : le marché
du diesel en Allemagne et en France

Muriel CADREN

Novembre 1994

ANALYSE ÉCONOMÉTRIQUE DE L'INTÉGRATION
EUROPÉENNE DES PRODUITS PÉTROLIERS : LE MARCHÉ
DU DIESEL EN ALLEMAGNE ET EN FRANCE

Muriel CADREN

Centre Économie et Gestion

**Analyse économétrique de l'intégration
européenne des produits pétroliers : le marché
du diesel en Allemagne et en France**

Muriel CADREN

Novembre 1994

**Cahiers du CEG - n° 20
Document de recherche**

ENSPM - Centre Économie et Gestion
228-232, avenue Napoléon Bonaparte, Boîte postale 311
92506 RUEIL-MALMAISON CEDEX,
télécopieur : 33 (1) 47 52 70 66 - téléphone : 33 (1) 47 52 64 25

La collection "Cahiers du CEG" est un recueil des travaux réalisés au Centre Économie et Gestion de l'ENSPM, Institut Français du Pétrole. Elle a été mise en place pour permettre la diffusion de ces travaux, parfois sous une forme encore provisoire, afin de susciter des échanges de points de vue sur les sujets abordés.

Les opinions émises dans les textes publiés dans cette collection doivent être considérées comme propres à leurs auteurs et ne reflètent pas nécessairement le point de vue de l'IFP ou de l'ENSPM.

Pour toute information complémentaire, prière de contacter :

Saïd NACHET (*Responsable de la publication*) tél. : 33 (1) 47 52 64 08

"Cahiers du CEG" is a collection of researches realized within the Center for Economics and Management of the ENSPM, Institut Français du Pétrole. The goal of such collection is to allow views exchange about the subjects treated of.

The opinions defended in the papers published are the author(s) sole responsibility and don't necessarily reflect the views of the IFP or ENSPM.

For any additional information, please contact :

Saïd NACHET (*Editor*) tel. : 33 (1) 47 52 64 08

- RESUME -

Le marché spot des produits pétroliers de Rotterdam a connu un développement majeur ces dernières décennies comme source principale d'approvisionnement du Nord de l'Europe. Ceci a conduit les distributeurs européens de produits pétroliers à utiliser les prix de Rotterdam comme référence sur les marchés intérieurs. Dans cet article, on analyse plus particulièrement, au travers de tests économétriques, les relations entre les marchés du diesel allemand et français et le marché de Rotterdam. Dans un premier temps, l'existence de relations d'équilibre de long terme entre les prix du diesel des différents marchés est testée. L'estimation de modèles de cointégration et l'application des tests de non stationnarité permettent d'extraire et de mesurer les tendances qui lient ces trois marchés. Le second type de relations étudié décrit la dynamique existante entre les séries de prix. Cette approche passe par une modélisation vectorielle autorégressive (VAR). L'objectif est de mesurer l'impact sur les marchés d'une tension sur un des trois marchés. Les relations de causalité de Granger entre les variables déduites des estimations VAR sont aussi étudiées.

- ABSTRACT -

The oil spot market of Rotterdam has experienced a major development as the principal source of provisioning for North Europe. This has forced some European operators to use Rotterdam's prices as reference for national markets. In this article, we focus on the connection of national diesel markets in Germany and France facing the Rotterdam spot market. First, the existence of a long run equilibrium directing the behaviour of prices has been tested. Estimations of co-integration models and non stationary tests allow to identify and measure trends which make a link among the three markets. Second, relationships studied describe the dynamic existing among the three price series. The aim is to measure the impact of a tension on one of the three markets. This approach needs to estimate a vectorial autoregressive model (VAR). The Granger's causality test has been applied to the variables obtained by the VAR estimation.

Analyse économétrique de l'intégration européenne des produits pétroliers : le marché du diesel en Allemagne et en France

Muriel CADREN

Centre Economie et Gestion - ENSPMIIFP

4, Av. de Bois-Préau - B.P. 311 - 92506 Rueil-Malmaison Cedex France

L'importance économique grandissante du marché du gasoil de Rotterdam comme source principale d'approvisionnement du Nord de l'Europe a conduit certains européens à utiliser les prix de Rotterdam sur les marchés intérieurs. Sur les marchés européens, où la fixation des prix est libre, les opérateurs jouent la concurrence retenant les prix de Rotterdam comme référence (Allemagne, Angleterre, France, ...). Ailleurs, où les prix sont fixés par formules administratives (Belgique, Italie), les barèmes se réfèrent explicitement aux prix de Rotterdam ainsi qu'aux prix des pays limitrophes, lesquels demeurent de toute façon liés d'une manière ou d'une autre à ceux de Rotterdam. Nous n'allons retenir pour notre étude que l'Allemagne et la France dont le poids économique est non négligeable. En effet, en 1992, ces deux pays représentent 69 % de la consommation de produits pétroliers de l'Europe de Nord.

L'existence de liens entre les marchés du gasoil d'Europe du Nord et le marché de Rotterdam est donc bien connue, mais ne relève que de l'observation empirique. Dans un premier temps, l'objectif de cette étude est donc de vérifier l'existence de liaisons spécifiques entre les marchés du gasoil allemand et français et le marché de Rotterdam, d'extraire et de mesurer la tendance commune qui les lie. Dans un second temps, nous allons nous intéresser aux répercussions d'un choc sur un des trois marchés.

Dans une première partie, nous allons présenter la structure des marchés et l'historique des prix. Nous serons amenés à comparer les prix et les caractéristiques du gasoil. La seconde partie expose les principaux résultats concernant l'étude de la stationnarité des séries et les relations de co-intégration. La troisième partie porte sur l'étude de la causalité entre les trois marchés. La dernière partie propose un modèle dynamique entre les trois prix afin d'étudier l'impact d'une variation d'un des prix sur les deux autres. Pour réaliser cette étude, nous avons utilisé les méthodes économétriques basées sur les tests de "racine unité" développés par Dickey et Fuller (1979 et 1981) et les tests de causalité au sens de Granger (1987). Pour étudier les répercussions d'une tension sur un des trois marchés, nous avons adopté la modélisation VAR. Les données utilisées dans la suite de l'étude sont des moyennes mensuelles de cotation de prix barge F.O.B. en dollar par tonne faites à Rotterdam et des moyennes mensuelles de prix hors taxes en dollar par tonne faites à la Commission Européenne. L'échantillon étudié couvre la période allant de janvier 1986 à février 1994.

PARTIE 1 : ETUDE DES MARCHES

I. LE MARCHE DE ROTTERDAM

I.1. La structure de marché

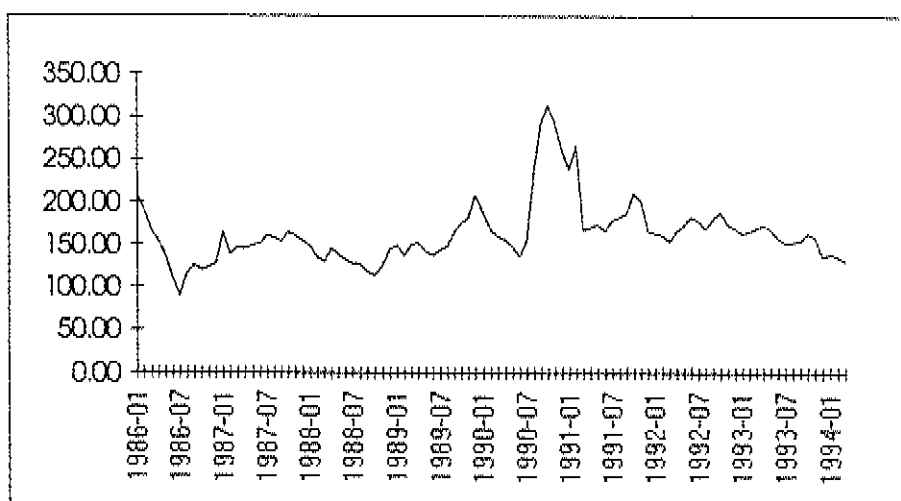
Le marché de Rotterdam est le terme générique donné aux échanges de produits pétroliers dans le nord-ouest de L'Europe. Il prend son nom de l'important complexe de raffinage et de stockage de la zone Anvers-Rotterdam-Amsterdam (A.R.A.). Le commerce spot a une longue histoire en Europe datant des années 60, mais durant les années 80 son activité a connu une explosion. Les marchés spot ont bougé de la périphérie au centre du commerce du pétrole en même temps que leurs fonctions ont changé d'un simple contreponds des surplus et des déficits des compagnies pétrolières intégrées pour devenir le premier mécanisme de formation des prix du pétrole. Associé à la croissance du commerce spot du pétrole, on trouve le développement de nouveaux instruments comme les marchés *forward* et *futures* qui ont tous les deux contribué à l'augmentation du volume des échanges et du nombre de participants.

Les distinctions entre les cotations de gasoil sont le résultat de l'interaction de facteurs du côté de l'offre tels que l'origine, la taille des livraisons et la qualité qui déterminent la base de la différenciation des marchés (voir annexe statistique pour une discussion sur les sources d'information des prix). Pris ensemble, ces trois facteurs déterminent la structure du marché spot du gasoil dans le Nord Ouest de l'Europe avec les cargos non-CEE C.I.F. importés d'Union Soviétique, les cargos C.I.F. et F.O.B. CEE importés (ou exportés) d'un autre pays européen, barges F.O.B. pour les transferts inter-raffineries et les mouvements dans les marchés intérieurs.

I.2. Historique du prix F.O.B. Rotterdam Gasoil

Le prix moyen sur la période allant de janvier 1986 à février 1994 est de 164 \$/t. Il atteint son minimum durant le contre choc pétrolier (juillet 1986) et son maximum durant la guerre du Golfe (octobre 1990). Il faut aussi noter le bref pic en février 1987 consécutif à un mois particulièrement froid. La vague de froid qui a touché l'Europe à la fin de l'année 1989 se traduit aussi par une hausse du prix. Le coup d'état d'octobre 1991 en ex-URSS a eu pour conséquence de perturber à la hausse le marché.

Graphique 1 : Le prix F.O.B. Rotterdam gasoil en \$/T



Source : Petroleum Argus

II. LES MARCHES DU GASOIL ALLEMAND ET FRANCAIS

II.1. Les structures des marchés

En 8 ans, la consommation nette de gasoil française s'est accrue de 16 % passant de 35 Mt en 1986 à 40 Mt en 1993 (tableau 1). Pour satisfaire cet accroissement de demande, la France a augmenté sa production (Y) de gasoil en conservant le ratio importation sur consommation nette aux alentours de 30 %. L'origine principale des importations est la Grande-Bretagne. L'Allemagne ne représente qu'un peu plus de 1 % de la consommation nette de gasoil en France (All/CN).

Tableau 1 : Offre et demande de gasoil en France de 1986 à 1993

	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993
Consomm. nette (CN)	35023	34753	34830	35944	34516	38238	39279	40581
dont								
Production	28077	25923	27942	27438	27889	30269	29330	31497
Importation (IMP)	10385	11898	9258	10650	11144	12322	11893	9896
dont								
Allemagne (All)	321	382	436	547	543	412	747	647
All/IMP %	3.09	3.21	4.71	5.14	4.87	3.34	6.28	6.54
All/CN %	0.92	1.10	1.25	1.52	1.57	1.08	1.90	1.59

Source : DHYCA (1986-1993)

Sur la période d'étude la marge de distribution française (transporteurs et distributeurs) a été en moyenne de 90 \$/t soit 47 centimes par litre. Son évolution est retranscrite dans le tableau 2.

Tableau 2. : Les marges de distribution en France

	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993
Marge F/L	0.63	0.51	0.5	0.4	0.41	0.42	0.43	0.43
Marge \$/T	103.13	96.19	95.16	71.08	85.37	82.14	91.81	92.00

Source : DHYCA (1989 et 1993)

La consommation nette de gasoil allemande est de 63 Mt en 1994 soit un accroissement de 12,4 % en 8 ans. Plus de 30 % de la consommation est satisfaite par les importations. Les Pays-Bas représentent une partie importante des importations allemandes. La France ne représente en moyenne que 2,5 % des importations de gasoil.

Tableau 3 : Offre et demande de gasoil en Allemagne de 1986 à 1993

	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993
Consomm. Nette (CN)	56296	54554	53313	50431	53294	60415	61026	63286
dont								
Production	34809	32510	36644	41262	40700	41692	45535	47333
Importation (IMP)	25990	23663	19367	16882	17455	20869	19338	19745
dont								
France (F)	906	918	945	452	396	417	351	467
F/IMP (%)	3.49	3.88	4.88	2.68	2.27	2.00	1.82	2.37
F/CN (%)	1.61	1.68	1.77	0.90	0.74	0.69	0.58	0.74

Source : DHYCA (1989 et 1993)

Les marges de distribution allemandes sont un peu plus élevées que celles de la France sur la même période. En moyenne sur la période, la marge de distribution est de 91 \$/t. A partir de 1991, les marges se sont fortement accrues passant de 88 \$/t en 1990 à plus de 110 \$/t. Ceci peut s'expliquer par la nouvelle politique économique allemande rentrée en vigueur en juillet 1991 pour financer la réunification allemande.

Tableau 4 : Les marges de distribution en Allemagne

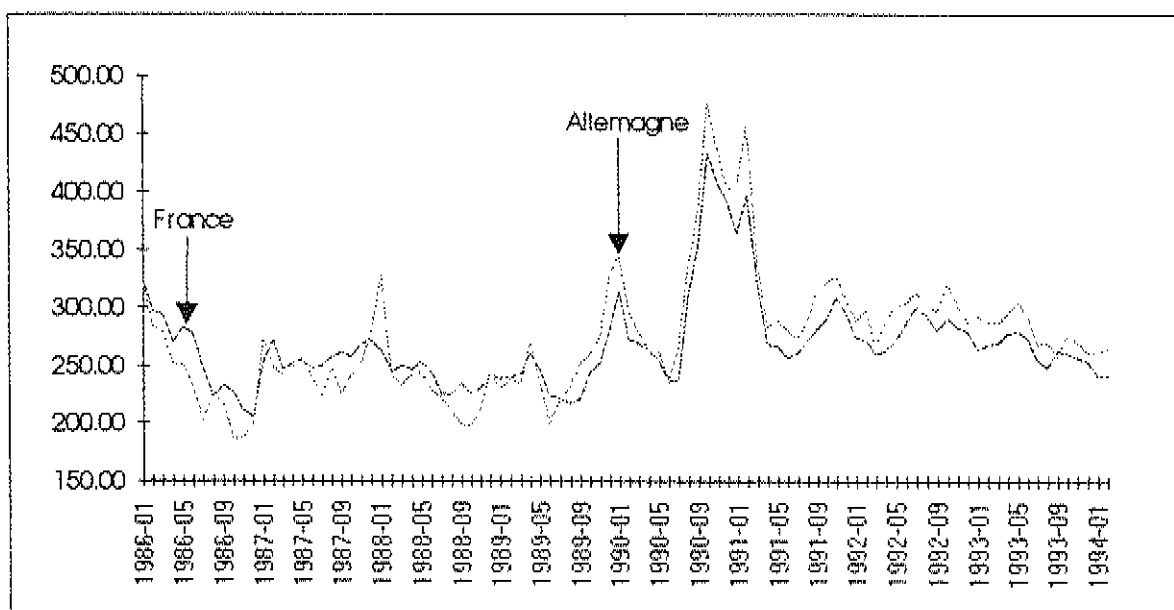
	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993
Marge \$/T	79.68	78.28	76.89	70.56	88.31	113.11	108.89	110.10

Source : DHYCA (1989 et 1993)

II.2. Evolution comparée des prix hors taxes

La fixation des prix est libre sur les deux marchés. Le prix hors taxes français a été en moyenne sur la période de 268 \$/t. En janvier 1994, il est de 241.96 \$/t, tandis que les prix hors taxes allemands ont été en moyenne de 275 \$/t. L'évolution comparée des prix hors taxes français et allemands nous indique que les prix allemands sont beaucoup plus heurtés comme nous le montre le graphique 2. Ces séries paraissent toutefois fortement corrélées. Suite au contre choc pétrolier, les prix hors taxes n'ont cessé de décroître au court de l'année 1986. Notons que la vague de froid qui a touché à la fois les Etats-Unis et l'Europe survenue à la fin de l'année 1989 est à l'origine d'une première importante hausse des prix. Notons aussi que le bref pic survenu en août 1991 est la conséquence du coup d'état en ex-URSS. La guerre du Golfe (fin 1990 et début 1991) a eu un impact important, à la fois en amplitude et en durée. Il est intéressant de remarquer que, jusqu'en juillet 1989, les prix hors taxes français sont supérieurs aux prix allemands.

Graphique 2 : Evolution des prix hors taxe allemands et français (\$/T)



Source : Commission des Communautés Européennes - Direction générale de l'énergie

PARTIE II : LES RELATIONS DE COINTEGRATION

I. ETUDE DE LA STATIONNARITE DES SERIES

I.1. Les aspects théoriques

Soit Y_t un processus : $Y_t = v + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + U_t$. Il sera stable si $\det(I_k - A_1 Z - \dots - A_p Z^p)$ n'a pas de racine dans et sur le cercle unité. Pour un processus AR(1), le processus s'écrit :

$Y_t = v + \alpha Y_{t-1} + U_t$, cela signifie que $1 - \alpha Z \neq 0$ pour $|Z| \leq 1$, avec

$$\begin{cases} E(Y_t) = 0 \\ V(Y_t) = t\sigma_u^2 \end{cases}$$

Considérons le cas où $\alpha = 1$ et v est différent de zéro :

$Y_t = v + Y_{t-1} + U_t$ est une marche aléatoire avec dérive et possède un trend linéaire déterministe. En effet si $t=0$ avec $Y_0=0$, on a alors :

$$\begin{cases} Y_t = tv + \sum_{s=1}^t U_s \\ E(Y_t) = tv \end{cases}$$

On dit alors qu'elle est stationnaire autour d'une tendance et la procédure adéquate de stationnarisation est une régression sur le temps.

Considérons le cas où $\alpha = 1$ et supposons que $v=0$:

La résultante de ce processus est :

$$Y_t = Y_{t-1} + U_t = Y_{t-2} + U_{t-1} + U_t = \sum_{s=1}^t U_s$$

Y_t est la somme des chocs ou innovations de l'ensemble de la période. Si U_t est un bruit blanc avec une variance σ_u^2 ,

$$\begin{cases} E(Y_t) = 0 \\ V(Y_t) = \sigma_u^2 t \end{cases}$$

Par conséquent, la variance d'une marche aléatoire tend vers l'infini. De plus, la corrélation s'écrit :

$$\text{Corr}(Y_t, Y_{t+h}) = \frac{E\left[\left(\sum_{s=1}^t U_s\right)\left(\sum_{s=1}^{t+h} U_s\right)\right]}{\left[t\sigma_u^2(t+h)\sigma_u^2\right]^{1/2}} = \frac{t}{(t^{2+h})^{1/2}} \xrightarrow{t \rightarrow \infty} 1 \quad \forall h$$

Cette dernière propriété de la marche aléatoire signifie que Y_t et Y_s sont fortement corrélés même s'ils sont éloignés dans le temps. Il peut être aussi montré que le temps estimé entre deux coupures en 0 est infini. Ce type de trend n'est pas déterministe mais stochastique. On dit que la série est intégrée ou stationnaire en différence première car une opération de différence première supprimera la tendance stochastique. Il peut être nécessaire de différencier d fois une série pour la rendre stationnaire, dans ce cas elle est intégrée d'ordre d et notée $I(d)$. Pour déterminer l'ordre d'intégration, nous allons appliquer les tests de Dickey et Fuller.

Définition du test de Dickey et Fuller

On suppose que X suit un processus autorégressif d'ordre 1 avec un bruit blanc de variance σ^2_t :

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{avec } |\rho| \leq 1 \quad (\text{modèle 1.1})$$

On veut tester l'hypothèse nulle $H_0 : \rho = 1$ contre l'hypothèse alternative H_a . L'idée du test de Dickey et Fuller est alors de régresser X_t sur X_{t-1} . On sait que sous l'hypothèse de non stationnarité $\hat{\rho}$, estimateur des moindres carrés ordinaires de ρ , est convergent vers 1 et sa loi asymptotique est égale à $DF = T(1-\rho)$.

Ce test est appelé test de Dickey et Fuller ou encore test de racine unité puisque nous testons la significativité par rapport à l'unité du coefficient ρ de la régression précédente. Il est donc équivalent de dire qu'une racine est non stationnaire ou qu'elle présente une racine unité. Cette loi a été tabulée par Fuller (1976), et Dickey et Fuller (1981).

Fuller (1976) et Dickey et Fuller (1981) ont par ailleurs étudié la stationnarité sur deux autres spécifications du modèle (1.1) :

$$X_t = \alpha + \rho_1 X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (1.2)$$

$$X_t = \alpha + \beta t + \rho_2 X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (1.3)$$

Dans ces modèles, on tient compte de l'existence d'un effet à long terme de la variable α (la constante) ou (et) d'un trend déterministe (t). Ils ont étudié les lois asymptotiques sous l'hypothèse nulle de $DF1 = T(1-\rho_1)$ et $DF2 = T(1-\rho_2)$. Où $\hat{\rho}_1$ et \hat{t}_1 (respectivement $\hat{\rho}_2$ et \hat{t}_2) sont les estimateurs des moindres carrés ordinaires de ρ_1 et t_1 (respectivement ρ_2 et t_2) et les rapports de student associés dans la régression (1.2) (respectivement 1.3).

Définition du test de Dickey-Fuller augmenté :

Dickey et Fuller (1981) ont proposé un autre test de stationnarité qui prend en compte dans les spécifications (1.1, 1.2 et 1.3) des termes en différence première. Ceux-ci sont intégrés afin de corriger l'éventuelle autocorrélation du terme ε .

Supposons que X suit un modèle autorégressif moyenne mobile ARIMA(p,1,0), c'est-à-dire que $X_t - X_{t-1} = \varepsilon_t$ suit un processus autorégressif d'ordre p : AR(p), on a :

$$X_t - X_{t-1} = \sum_{i=1}^p \rho_i (X_{t-i} - X_{t-i-1}) + \varepsilon_t$$

Le test de Dickey et Fuller augmenté consiste à estimer la régression suivante :

$$X_t = \rho_0 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_i (X_{t-i} - X_{t-i-1}) + \varepsilon_t$$

Ce processus admet une racine unité si et seulement si, $\rho_0=1$.

I.2. Les résultats empiriques

Pour vérifier la stationnarité des séries en différence première nous allons donc appliquer le test de "racine unité". Pour ce faire, nous devons déterminer la forme autoregressive des séries. L'examen des autocorrélations et des autocorrélations partielles nous ont permis de déterminer l'ordre d'autorégressivité des séries :

- ♦ La série de prix F.O.B. gasoil Rotterdam suit un autorégressif d'ordre 5 et d'ordre 4 lorsqu'elle est en différence.
- ♦ La série de prix hors taxes allemands suit un autorégressif d'ordre 7 et d'ordre 6 lorsqu'elle est en différence.
- ♦ La série de prix hors taxes français suit un autorégressif d'ordre 8 et d'ordre 7 lorsqu'elle est prise en différence.

Pour tester la présence de racine unité dans les résidus, nous avons appliqué la démarche suivante :

Prenant en compte l'existence possible d'une tendance déterministe, nous avons utilisé la procédure :

$$\text{modèle(1)} \quad \Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p a_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

On teste $H_0 : \delta = 0$ contre $\delta < 0$. Si H_0 est rejetée alors on conclut que la série Y_t est I(0). Si H_0 n'est pas rejetée, alors on teste la significativité du terme de la tendance

déterministe sous l'hypothèse H_0 . Si la tendance déterministe est significative, elle dominera la tendance stochastique. Si le terme de la tendance sur le temps n'est pas significatif sous H_0 , alors on réestime une nouvelle équation pour tester la même hypothèse avec les valeurs appropriées.

$$\text{modèle (2)} \quad \Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p a_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Si H_0 est rejetée, alors on conclut que la série Y_t est $I(0)$. Si H_0 n'est pas rejetée, alors on teste la significativité du coefficient α sous l'hypothèse H_0 . Si le coefficient de la constante est significatif alors la série Y_t possédera une tendance déterministe en t . Cette tendance déterministe domine la tendance stochastique. Si le terme α est non significatif sous H_0 , alors on réestime une équation du type :

$$\text{modèle (3)} \quad \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p a_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

L'hypothèse H_0 est de nouveau testée avec les valeurs critiques appropriées. Son rejet implique que la série Y_t est définitivement $I(0)$. Son acceptation implique que la série Y_t est au moins $I(1)$.

Il est donc nécessaire pour connaître l'ordre d'intégration de reprendre cette procédure de test pour des ordres d'intégration supérieur du type : $\Delta^2 Y_t = \beta Y_{t-1} + e_t$

Tableau 5 : Résultats des tests de "racine unité" sur ROT

	ROT (p=4)	DROT (p=4)
Modèle(1)	$t_{\alpha} = -3.1458$ $t_{1\%} = -4.0591$ $t_{5\%} = -3.4581$ $t_{10\%} = -3.1548$	$t_{\alpha} = -5.5495$ $t_{1\%} = -4.0771$ $t_{5\%} = -3.4666$ $t_{10\%} = -3.1597$
Modèle(2)	$t_{\alpha} = -2.9865$ $t_{1\%} = -3.5015$ $t_{5\%} = -2.8925$ $t_{10\%} = -2.5831$	$t_{\alpha} = -5.514$ $t_{1\%} = -3.5142$ $t_{5\%} = -2.8981$ $t_{10\%} = -2.5860$
Modèle(3)		$t_{\alpha} = -5.5145$ $t_{1\%} = -2.5922$ $t_{5\%} = -1.9443$ $t_{10\%} = -1.6179$

Les modèles 1 et 2 de la série de prix F.O.B. Rotterdam en niveau (ROT) permettent de conclure à l'existence d'une racine unité à 1 %. La significativité à 5 % du T-Statistique associée à la dérivée du second modèle nous permet de suggérer l'existence

d'un trend déterministe en t. Les modèles 1, 2 et 3 confirment que la série en différence première est stationnaire. La série est donc I(1).

Tableau 6 : Résultats des tests de "racine unité" sur PHTA

	PHTA (p=6)	DPHTA (p=6)
Modèle (1)	$t_{\alpha} = -2.0882$ $t_{1\%} = -4.0613$ $t_{5\%} = -3.4591$ $t_{10\%} = -3.1554$	$t_{\alpha} = -6.0237$ $t_{1\%} = -4.0661$ $t_{5\%} = -3.4614$ $t_{10\%} = -3.1567$
Modèle (2)	$t_{\alpha} = -1.9333$ $t_{1\%} = -3.5031$ $t_{5\%} = -2.8932$ $t_{10\%} = -2.5834$	$t_{\alpha} = -5.6952$ $t_{1\%} = -3.5064$ $t_{5\%} = -2.8947$ $t_{10\%} = -2.5842$
Modèle (3)		$t_{\alpha} = -5.4126$ $t_{1\%} = -2.5897$ $t_{5\%} = -1.9439$ $t_{10\%} = -1.6177$

Pour la série de prix hors taxes allemands du gasoil en niveau (PHTA), les modèles 1 et 2 permettent de conclure à l'existence d'une racine unité au seuil de risque à 1%. La significativité à 5% de la dérive du modèle 2 nous permet d'avancer l'hypothèse que la série possède un trend déterministe en t. Les trois modèles relatifs à la série en différence première (DPHTA) permettent de conclure que la série est stationnaire à 1% en différence première. Elle est donc I(1).

Tableau 7 : Résultats des tests de "racine unité" sur PHTF

	PHTF (p=7)	DPHTF (p=7)
Modèle (1)	$t_{\alpha} = -1.7650$ $t_{1\%} = -4.0625$ $t_{5\%} = -3.4597$ $t_{10\%} = -3.1557$	$t_{\alpha} = -5.4502$ $t_{1\%} = -4.0636$ $t_{5\%} = -3.4602$ $t_{10\%} = -3.1560$
Modèle (2)	$t_{\alpha} = -1.7898$ $t_{1\%} = -3.5039$ $t_{5\%} = -2.8936$ $t_{10\%} = -2.5836$	$t_{\alpha} = -5.4708$ $t_{1\%} = -3.5047$ $t_{5\%} = -2.8939$ $t_{10\%} = -2.5838$
Modèle (3)	$t_{\alpha} = -0.2517$ $t_{1\%} = -2.5888$ $t_{5\%} = -1.9437$ $t_{10\%} = -1.6176$	$t_{\alpha} = -5.5048$ $t_{1\%} = -2.5891$ $t_{5\%} = -1.9438$ $t_{10\%} = -1.6176$

Pour la série de prix hors taxes français du gasoil en niveau (PHTF), les modèles 1, 2 et 3 permettent de conclure à l'existence d'une racine unité au seuil de risque à 1 %. Les coefficients associés au trend et la dérive ne sont pas significatifs. Les trois modèles relatifs à la série en différence première (DPHTF) permettent de conclure que la série est stationnaire à 1 % en différence première. Elle est donc I(1).

II. LES TESTS DE COINTEGRATION

II.1. Rappels théoriques : définitions, modèles et estimations

La formalisation de la co-intégration par Engle et Granger (1987) définit une classe de modèle ARIMA pouvant être réécrit sous une forme ECM classique. A la différence de l'approche économétrique classique qui pose a priori un modèle ECM, Engle et Granger fondent la co-intégration sur les propriétés stochastiques des variables à modéliser. La définition formelle de la co-intégration traduit l'idée que des séries peuvent présenter des mouvements tendanciels semblables de telle sorte que dans la combinaison linéaire les composantes tendancielle se compensent pour donner une série stationnaire.

Séries co-intégrées: deux séries X_t et Y_t sont dites cointégrées d'ordre d, b vérifiant $0 < b \leq d$ si :

i) $X_t \sim I(d)$ et $Y_t \sim I(d)$

ii) Il existe $(\alpha, \beta) \neq 0$ tel que $Z_t = \alpha X_t + \beta Y_t \sim I(d-b)$
 (α, β) est dit vecteur cointégrant

Cette définition peut être généralisée à plus de deux séries : on parle ainsi d'un vecteur de séries co-intégrées. Dans le cas de deux séries, il y a au plus un vecteur co-intégrant (à un facteur près) mais il peut y avoir (N-1) vecteurs co-intégrant un ensemble de N séries. Dans le vocabulaire des ECM, le vecteur Z_t va jouer le rôle de l'écart à la cible de long-terme.

Théorème de représentation de Granger : Ce théorème, dont on ne présente qu'une partie dans le cas de deux séries CI(1,1), montre l'équivalence entre un système co-intégré et un modèle à correction d'erreurs.

Théorème de représentation : si la forme IMA(∞) du vecteur (X_t, Y_t) CI(1,1) est :

$$\begin{pmatrix} \Delta X_t \\ \Delta Y_t \end{pmatrix} = C(L)\varepsilon_t$$

$$C(L) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i L^i, \text{ polynôme matriciel, } \varepsilon_t \text{ bruit blanc bivarié,}$$

alors i) il existe une représentation ARMA vectorielle de (X_t, Y_t)

$$A(L) \begin{pmatrix} X_t \\ Y_t \end{pmatrix} = d(L)\varepsilon_t$$

avec $d(L)$ polynôme scalaire, $A(L)$ polynôme matriciel 2×2 , tel que $A(1)$ de rang 1 et $d(1)$ fini ;

ii) il existe un vecteur co-intégrant (α, β) et une représentation à correction d'erreur du système sous la forme.

$$A^*(L) \begin{pmatrix} \Delta X_t \\ \Delta Y_t \end{pmatrix} = - \begin{pmatrix} \gamma \\ \delta \end{pmatrix} Z_{t-1} + d(L)\varepsilon_t \quad (1)$$

avec $A^*(0) = I_2$ (matrice identité de taille 2).

Z_{t-1} est dit "terme de correction d'erreur" ou "écart à la cible de long-terme".

Estimation de système co-intégré : on présentera la méthode d'estimation en deux étapes de systèmes co-intégrés d'ordre (1,1) proposé par Engle et Granger (1987). Elle se fonde sur la forme à correction d'erreurs (1) du système, après estimation du vecteur co-intégrant (α, β) . Cette méthode sépare donc dans un premier temps l'estimation du long-terme et dans un deuxième temps celle du court terme (l'équation à correction d'erreurs).

Le principal résultat est le suivant : dans le cas particulier de deux variables (X_t, Y_t) CI(1,1) avec représentation vectorielle autorégressive, donc telle que $d(L)=1$ et donc (1) s'écrit :

$$A^*(L) \begin{pmatrix} \Delta X_t \\ \Delta Y_t \end{pmatrix} = - \begin{pmatrix} \gamma \\ \delta \end{pmatrix} (X_{t-1} - \lambda Y_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (2)$$

Théorème : si X_t, Y_t , CI(1,1) suivant (2), alors :

L'estimateur $\hat{\lambda}$ des MCO de X_t sur Y_t fournit une estimation convergente de λ définissant le vecteur co-intégrant. L'estimateur des moindres carrés de l'équation à correction d'erreur de X_t dans (2), obtenu en utilisant la valeur $\hat{\lambda}$ au lieu de la vraie valeur λ , est convergent et asymptotiquement équivalent à l'estimateur du maximum de vraisemblance utilisant la vraie valeur λ . Les écart-types calculés habituellement par les moindres carrés sont des estimateurs convergents des vrais écart-types.

II.2 Tests de Co-intégration

Ayant trouvé que les trois séries de prix sont intégrées d'ordre 1, nous devons maintenant rechercher si elles sont co-intégrées. Trois formes de régression cointégrante sont suggérées :

$$PHTF_t = \alpha + \beta t + \delta ROT_t + z_t \quad (\text{modèle 1})$$

$$PHTF_t = \alpha + \delta ROT_t + z_t \quad (\text{modèle 2})$$

$$PHTF_t = \delta ROT_t + z_t \quad (\text{modèle 3})$$

$$PHTA_t = \alpha + \beta t + \delta ROT_t + z_t \quad (\text{modèle 4})$$

$$PHTA_t = \alpha + \delta ROT_t + z_t \quad (\text{modèle 5})$$

$$PHTA_t = \delta ROT_t + z_t \quad (\text{modèle 6})$$

$$PHTA_t = \alpha + \beta t + \delta PHTF_t + z_t \quad (\text{modèle 7})$$

$$PHTA_t = \alpha + \delta PHTF_t + z_t \quad (\text{modèle 8})$$

$$PHTA_t = \delta PHTF_t + z_t \quad (\text{modèle 9})$$

Si la série des résidus Z_t est $I(0)$, alors les séries de prix introduites dans le modèle seront cointégrées et le vecteur cointégrant sera $(1 \ -\delta)'$. Les tests de cointégration consistent donc, comme dans la section 1, à rechercher l'existence d'une racine unité mais dans les résidus cette fois. On estime pour cela la régression :

$$\Delta Z_t = \phi \Delta Z_{t-1} + \sum_{j=1}^p a_j \Delta Z_{t-j} + \varepsilon_t$$

Théoriquement, la normalisation sur l'une ou l'autre série est indifférente. Toutefois, il peut arriver que cela ne soit pas le cas si le R^2 n'est pas suffisamment proche de 1. Il est donc nécessaire de faire le test sur les deux résidus.

Les trois formes ont été testées. Cependant, la confrontation de ces modèles à des données économiques telles que la marge de distribution n'a pas permis de conserver ces modèles. La raison principale est que la valeur relative à la constante des modèles était surestimée dans le cas des modèles 1, 2 et 3 (13 \$/t) ou sous-estimée dans les autres modèles (56 \$/t). Nous avons donc cherché à améliorer ces modèles en introduisant des variables d'interventions. En effet, comme nous avons pu le constater dans la première partie, les séries sont fortement perturbées durant le contre-choc pétrolier, la période de froid fin 89 et la guerre du Golfe. Nous allons présenter dans la suite les résultats des modèles qui présentent un intérêt économique.

Dans le modèle (1) du tableau 8, on accepte la stationnarité des résidus au seuil de risque à 1 %. Il existe donc une relation de cointégration entre le marché français et le marché de Rotterdam. Cette relation est acceptée quel que soit le sens de normalisation. Une estimation du vecteur cointégrant est $(1,07 ; 1)$. Cette estimation a été obtenue en introduisant des variables d'intervention afin de rendre les résidus normaux. Pour valider cette relation, nous pouvons confronter la constante de notre

équation (87 \$/t plus ou moins l'écart-type 6,12) à la moyenne de la marge de distribution française de la période d'étude (89 \$/t). La similitude entre les deux permet de valider notre modèle. La relation de long terme permet d'avancer que le prix hors taxes est équivalent au prix de Rotterdam auquel on ajoute la marge de distribution.

Tableau 8 : Les modèles de cointégration

Modèle 1 : valeurs critiques à 1%, 5%, 10% : (-2.58, -1.94, -1.61)						
$PHTF_t = 93 + 1.07*ROT_t + 56.54*D1 - 38 *D2 - 51.7*D9009 + 49.2*D9103$						
	6.12	0.04	7.45	5.66	13.21	12.35
$p=1$	$t\alpha = -6.10$		$R^2 = 0.91$			
$ROT_t = -62.4 + 0.84*PHTF_t - 52.6*D1 + 33.2*D2 + 56 *D9009 - 41.1*D9103$						
	7.8	0.03	6.39	5.06	11.23	11.06
$p=1$	$t\alpha = -5.96$		$R^2 = 0.92$			

avec :

- ♦D1 correspond aux dates allant de mai 1986 à juillet 1986 inclu.
- ♦D2 correspond à la vague de froid qui a touché l'Europe de septembre 1989 à décembre 1989.
- ♦D9009 et D9103 correspondent à septembre 1990 et mars 1991.

Modèle 2 : avec la constante et le trend. Les valeurs critiques à 1%, 5% et 10% : (-2.58, -1.94, -1.62)						
$PHTA_t = 84.64 + 1.01 ROT_t + 0.387*t + 51.06*D1 + 83.3*D8801 + 51.82*D9001$						
	(8.8)	(0.06)	(0.06)	(8.63)	(15.9)	(15.9)
$p=1$,	$t\phi = -4.77$		$R^2 = 0.92$			
$ROT_t = -29.43 + 0.748*PHTA_t - 0.208*t - 33.21*D1 - 62.92*D8801 - 31.82*D9001$						
	(7.49)	(0.03)	(0.05)	(8.4)	(13.17)	(13.11)
$p=1$	$t\phi = -4.75$		$DW = 0.89$			

avec :

- ♦D1 capte la période allant d'octobre 1990 à février 1991.
- ♦D8001 et D9001 correspondent à deux mois de janvier particulièrement froid.

Dans le modèle (2) avec constante et tendance, on accepte au seuil de risque de 1 % la stationnarité des résidus. Il existe donc une relation de long terme entre le prix hors taxes allemand et le marché de Rotterdam. Une estimation du vecteur cointégrant est

(1,01 ; 1). Cette estimation a été obtenue en introduisant des variables d'intervention pour rendre les résidus normaux. Comme précédemment nous pouvons valider ce modèle en comparant la constante (84,64 \$/t plus ou moins l'écart-type 8,79) à la moyenne des marges de distribution allemande (91 \$/t). La correspondance entre ces deux termes permet de valider le modèle.

Les marchés français et allemand du gasoil sont donc liés par le marché de Rotterdam. On peut donc parler d'intégration européenne. L'existence d'une relation d'intégration entre le marché allemand et le marché de Rotterdam signifie que les prix sur ces deux marchés ne peuvent s'éloigner durablement l'un de l'autre puisqu'un mécanisme à correction d'erreur va ramener les prix à leur rapport d'équilibre normal. En effet, si deux séries sont I(1) et cointégrées, il existe un modèle à correction d'erreur de la forme :

$$\begin{pmatrix} \Delta X_t \\ \Delta Y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \end{pmatrix} Z_{t-1} + \begin{pmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta X_{t-1} \\ \Delta Y_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \end{pmatrix}$$

où $Z_t = X_t - \alpha Y_t$ sont les résidus de la relation cointégrante.

Tableau 9 : les modèles E.C.M.

Modèle 3 :

$$\Delta \text{PHTF}_t = -0.45 * \text{RES1}_{t-1} - 0.20 * \Delta \text{PHTF}_{t-1} + 0.63 * \Delta \text{ROT}_{t-1}$$

(0.16) (0.11) (0.13)

$$\Delta \text{ROT}_t = 0.30 * \Delta \text{ROT}_{t-1} - 0.27 * \Delta \text{PHTF}_{t-1}$$

(0.15) (0.12)

Modèle 4 :

$$\Delta \text{PHTA}_t = 0.32 * \text{RESR3} - 0.42 * \Delta \text{PHTA}_{t-1} + 1.01 * \Delta \text{ROT}_{t-1}$$

(0.18) (0.13) (0.21)

$$\Delta \text{ROT}_t = 0.29 * \Delta \text{ROT}_{t-1} - 0.15 * \Delta \text{PHTA}_{t-1}$$

(0.17) (0.10)

Les résultats des estimations par les moindres carrés ordinaires sont fournis par le modèle (3) et modèle (4). Seuls les écarts à la relation de long-terme (RES1) ont un impact sur le prix hors taxes français et n'affectent pas le marché de Rotterdam du gasoil. Les écarts à la relation de long terme (RES3) ont uniquement un impact sur les prix hors taxes allemands.

PARTIE III : LES LIENS DE CAUSALITE

I. LES ASPECTS THEORIQUES

Les définitions

Granger(1969) a proposé une définition de la causalité. L'idée est que la cause ne peut pas arriver après les effets. Donc, si une variable x affecte une variable y , la première pourrait aider à améliorer les prévisions de la seconde variable. Plus généralement, la prévision de x peut être fondée sur les variables passées d'un ensemble de variables qui semblent pertinentes à cet effet et qui contient en particulier X .

Pour formaliser cette idée, supposons que I est l'ensemble d'information. L'information disponible à la date $t-1$ où l'on fait la prévision est constituée par l'ensemble des valeurs passées I_{t-1} de I , ($I_{t-1} = \{I_{t-1}, i \geq 1\}$). Considérons une autre variable Z de I et notons Z_{t-1} l'ensemble des valeurs passées de Z , ($Z_{t-1} = \{z_{t-1}, i \geq 1\}$) :

⇒ On dit que Z ne cause pas X au sens de Granger si :

$$V[x_t - E(x_t/I_{t-1})] = V[x_t - E(x_t/I_{t-1} - Y_{t-1})], \quad \forall t$$

C'est-à-dire que la prise en compte des valeurs passées de Z ne permet pas de réduire l'erreur quadratique moyenne de la prévision de x_t fondée sur les valeurs passées des autres processus de I autres que celles de Z , ($I_{t-1} - Y_{t-1}$).

⇒ On dit que Z ne cause pas X instantanément si :

$$V[x_t - E(x_t/I_{t-1}, y_t)] = V[x_t - E(x_t/I_{t-1})], \quad \forall t$$

On ne peut pas améliorer l'erreur quadratique moyenne de la prévision de x_t en rajoutant dans l'ensemble d'information I la valeur présente y_t de Y .

Les tests de causalité :

Pour tester la causalité retardée entre deux processus univariés supposés stationnaires :

- Z_t suit un ARIMA(p_1, d_1, q_1)
- X_t suit un ARIMA(p_2, d_2, q_2)

Il suffit de considérer les modèles bivariés suivants :

$$X_t = \sum_{i=1}^{p1} \delta_i Z_{t-i} + \sum_{j=1}^{p2} \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_{1t}, \quad \text{SCRa}$$

$$X_t = \sum_{j=1}^{p2} \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_{2t}, \quad \text{SCR0} \quad V(\varepsilon_{2t}) = \sigma_x^2$$

Test "Z ne cause pas Y" revient à tester :

$$H_0 : \delta_i = 0, i=1, \dots, p1$$

$$H_a : \text{Il existe au moins un } i \text{ tel que } : \delta_i \neq 0$$

La première équation nous permettra de déterminer la somme des carrés des résidus sous l'hypothèse H_a : SCRa, la seconde nous donnera la somme des résidus sous l'hypothèse nulle H_0 : SCR0.

Pour tester la causalité instantanée au sens de GRANGER, nous allons considérer les modèles suivants :

$$X_t = \sum_{i=0}^{p1} \delta_i Z_{t-i} + \sum_{j=1}^{p2} \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_{3t}, \quad \text{SCRa}$$

Le test de causalité au sens de Granger que nous allons effectuer consiste à tester :

$$F = \frac{(SCR_0 - SCR_a) / p1}{SCR_a / (T - (p1 + p2))} \sim F(p1, T - p1 - p2)$$

-si $F > F\alpha$: on accepte la causalité au sens de Granger de Z vers X.

- Si $F < F\alpha$: on rejette la causalité au sens de Granger de Z vers X

On remarque que le test de causalité instantanée au sens de Granger revient à un test classique de Student.

Les mesures de causalité

En pratique les trois mesures de causalité X vers Z, de Z vers X et instantanée peuvent coexister. Il est alors utile de déterminer l'importance respective de chacune de ces causalités. L'analyse de causalité est fondée sur la comparaison de la variance de l'erreur de prévision de Z_t basée sur son historique et la variance de l'erreur de prévision de Z_t basée sur son historique et l'historique de X_t . Le modèle vectoriel autoregressif d'ordre p estimé est alors :

$$X_t = \sum_{i=1}^p \delta_i Z_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad \Sigma : \text{matrice de variance-covariance}$$

La mesure de causalité de Geweke (1982) $X \rightarrow Z$:

$$G_{X \rightarrow Z} = \text{Log} \left[\frac{\sigma_Z}{\sigma_{ZZ}} \right]$$

La mesure de causalité de Geweke $Z \rightarrow X$:

$$G_{Z \rightarrow X} = \text{Log} \left[\frac{\sigma_X}{\sigma_{XX}} \right]$$

La mesure causalité instantanée de Geweke :

$$G_{X \leftrightarrow Z} = \text{Log} \left[\frac{\sigma_{XX} \sigma_{ZZ}}{\det[\Sigma]} \right] \quad \text{Ou } \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{XX} & \sigma_{XZ} \\ \sigma_{ZX} & \sigma_{ZZ} \end{pmatrix}$$

On doit vérifier : $G_{X,Z} = G_{X \rightarrow Z} + G_{Z \rightarrow X} + G_{X \leftrightarrow Z}$ où $G_{X,Z}$ est la mesure de la dépendance totale.

II. LES RESULTATS EMPIRIQUES

La série de prix F.O.B gasoil Rotterdam suit un autorégressif d'ordre 4 en différence première et d'ordre 5 en niveau. La série de prix hors taxes français suit un autorégressif d'ordre 7 en différence et d'ordre 8 en niveau. La série de prix hors taxes allemands suit un autorégressif d'ordre 6 en différence et d'ordre 7 en niveau.

Pour étudier la causalité retardée entre les trois séries (tableau 10), il a fallu introduire une constante dans les deux modèles. Cette constante devient non significative lorsqu'on étudie la causalité instantanée. Pour que les résidus des modèles estimés soient normaux, nous avons introduit des variables muettes. L'introduction de coefficient moyenne mobile (MA) a permis d'obtenir des résidus bruit-blancs.

Il en ressort qu'il existe une causalité retardée et instantanée, dans les deux sens, entre le prix F.O.B. Rotterdam et le prix hors taxes français au seuil de risque 0 %. Les deux marchés sont donc dépendants l'un de l'autre. On ne peut pas mettre en évidence l'existence d'un marché directeur. Nous arrivons à la même conclusion entre le prix F.O.B. Rotterdam et le prix hors taxes allemand.

Tableau 10 : Etude des causalités

	PHTF \rightarrow ROT (p=8) (p=5)		ROT \rightarrow PHTF (p=5) (p=8)		PHTA \rightarrow ROT (p=7) (p=5)	
	R	I	R	I	R	I
Variables Muettes	D9008 D9009 D9010	D8908 D9009	D9008 D9903		D9008 D9009 D9103	D8801 D9008 D9009
ORDRE MA	6 17 15	11	6 14	6	2 7 8	4 11
Fcalculé	45.19*		34.46*		2.08**	
Tcalculé			8.04*		15.08	
					16.66*	

Tableau 10 (suite) : Etude des causalités

	ROT \rightarrow PHTA (p=5) (p=7) ^t		PHTF \rightarrow PHTA (p=8) (p=7)		PHTA \rightarrow PHTF (p=7) (p=8)	
	R	I	R	I	R	I
Variables Muettes	D9102 D9103	D8801	D8801 D9009 D9010 D9102	D8801	D9008 D9010	D8801 D8809
ORDRE MA	11 14		1 4 12		14	8 10
Fcalculé	54.16**		5.75*		1.37	
Tcalculé			10.96*		15.56*	
					18.11*	

R : Causalité retardée

I : Causalité instantanée

(*) : rejet de H0 à 0 %

(**) : rejet de H0 à 5 %

Il apparaît aussi un lien de causalité qui va du prix hors taxes français vers le prix hors taxes allemand. Le test de causalité instantanée, appliqué dans les deux sens, permet de rejeter l'hypothèse de non causalité. Il existe donc une causalité instantanée entre prix hors taxes français et le prix hors taxes allemand.

Les mesures de causalité de Geweke entre le prix hors taxes français et le prix F.O.B. de Rotterdam sont obtenues en estimant un modèle vectoriel autorégressif d'ordre 8 (VAR(8)). Les mesures de causalité entre le prix hors taxes allemand et le prix F.O.B. de Rotterdam sont fondées sur l'estimation d'un VAR(7). Tandis que celles entre les deux

prix hors taxes sont obtenues en estimant un VAR(8). Les résultats sont fournis dans le tableau 11. Il en ressort que plus de la moitié de la causalité existante entre un couple de variable est expliquée par la causalité instantanée. Les prix hors taxes influent très peu le prix de Rotterdam. Le prix de Rotterdam cause plus fortement le prix hors taxes français que le prix hors taxes allemand.

Tableau 11 : Mesures de Geweke

Relations	G estimé	
PHTF → ROT	0.07	9.33 %
ROT → PHTF	0.184	24.53 %
PHTF ↔ ROT	0.496	66.13 %
PHTF, ROT totale	0.75	
PHTA → ROT	0.03	4.54 %
ROT → PHTA	0.083	15.14 %
PHTA ↔ ROT	0.548	82.92 %
PHTA, ROT totale	0.661	
PHTF → PHTA	0.03	3.58 %
PHTA → PHTF	0.03	3.58 %
PHTF ↔ PHTA	0.778	92.84 %
PHTF, PHTA totale	0.838	

PARTIE IV. LE MODELE VAR

I. ASPECTS THEORIQUES

I.1. Définitions et propositions

Processus VAR(p) stable et représentation MA du processus VAR

L'objectif est de présenter les modèles VAR(p) :

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t, \quad t=0, \pm 1, \pm 2, \dots,$$

Où $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})'$ est un vecteur aléatoire ($K \times 1$), les A_i sont les matrices des coefficients ($K \times K$), $v = (v_1, \dots, v_K)'$ est le vecteur des termes constants ($K \times 1$) laissant la possibilité d'une moyenne nulle $E(y_t)$. Enfin, $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{Kt})'$ est un vecteur K -dimension des innovations avec :

$$\begin{cases} E(u_t) = 0 \\ E(u_t u_s') = 0, \text{ pour } s \neq t \\ E(u_t u_t') = \Sigma_u \end{cases}$$

La matrice de covariance Σ_u est supposée être non singulière. Pour simplifier l'analyse, nous allons supposer que $p=1$. Le processus VAR(1) s'écrit alors :

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + u_t.$$

Supposons que le processus commence à la période passée infinie. De ce fait, si toutes les valeurs propres de A_1 ont un module inférieur à 1, y_t est un processus stochastique défini par

$$y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i u_{t-i}, \quad t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots,$$

$$\text{Où } \mu := (I_K - A_1)^{-1} v$$

Les distributions et les distributions jointes de y_t sont uniquement déterminées par les distributions du processus μ_t . Cette forme de processus est appelée représentation en moyenne mobile (MA). Le premier et second moments du processus y_t sont :

$$E(y_t) = \mu, \text{ pour tout } t$$

et

$$\Gamma_y(h) := E(y_t - \mu)(y_{t-h} - \mu)'$$

Proposition 1.1. : Un processus VAR(1) est stable si les valeurs propres sont inférieures à 1 en module. La condition est équivalente à :

$$\det(I_K - A_1 z) \neq 0, \quad \text{pour } |z| \leq 1$$

La discussion précédente peut être étendue facilement à un processus VAR(p) avec $p > 1$ car n'importe quel processus VAR(p) peut s'écrire sous la forme d'un VAR(1) (Lütkepohl(2nd Edition)).

Proposition 1.2. : Un processus VAR(p) stable $y_t, t=0, \pm 1, \pm 2, \dots$, est stationnaire. L'inverse de cette proposition n'est pas vraie.

I.2. Choix de la longueur du modèle VAR

Le modèle VAR va permettre de réaliser des prévisions. Nous avons donc tenu compte de cet objectif pour choisir les critères de choix de détermination du retard p . Si la prévision est l'objectif, minimiser l'erreur moyenne des prévisions (MSE) semble être un critère adapté. De ce fait, Akaike(1969,1991) et Schwarz(1978) ont proposé les critères suivants :

$$AIC(m) = \ln |\hat{\Sigma}_u(m)| + \frac{2mK^2}{T}$$

$$SC(m) = \ln |\hat{\Sigma}_u(m)| + \frac{\ln T}{T} mK^2$$

Où k : nombre de variable du modèle

Σ_u : matrice de variance-covariance d'un modèle VAR(m).

Remarque : Les simulations (lütkepohl (1992)) ont montré que $SC < AIC$ si $T \geq 8$.

I.3. Analyse d'un modèle VAR

Puisqu'un modèle VAR représente les corrélations d'un ensemble de variables, il est souvent utilisé pour analyser certains aspects de la relation entre les variables. Dans la suite, deux manières d'interpréter un modèle VAR vont être présentées.

L'analyse de la fonction de réponse

L'objectif est de calculer les multiplicateurs du modèle VAR. Le calcul se ramène ici au calcul des effets de propagation des chocs non anticipés sur les innovations du modèle.

En (t-1) : Ω_{t-1} représente l'ensemble de l'information sur toutes les valeurs des variables du modèle présentes (t-1) et passées.

La valeur anticipée espérée de Y en t-1 : $E\left(\frac{y_t}{\Omega_{t-1}}\right)$

Or la vraie valeur de Y en t est telle que : $Y_t \neq E\left(\frac{y_t}{\Omega_{t-1}}\right)$. L'écart est dû à un phénomène économique intervenu entre t-1 et t. Cet écart u_{1t} est l'innovation de y à la date t.

La forme MA vectorielle du processus VAR : $y_t = A^{-1}(L)U_t$ permet de calculer les fonctions de réponse.

Soit le processus VAR : $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})'$

$A(L)y_t = U_t$ avec $U_t = (u_{1t}, \dots, u_{Kt})$ alors

$$\begin{pmatrix} y_{1t} \\ \vdots \\ y_{Kt} \end{pmatrix} = (D_0) \begin{pmatrix} u_{1t} \\ \vdots \\ u_{Kt} \end{pmatrix} + (D_1) \begin{pmatrix} u_{1t-1} \\ \vdots \\ u_{Kt-1} \end{pmatrix} + \dots + (D_l) \begin{pmatrix} u_{1t-l} \\ \vdots \\ u_{Kt-l} \end{pmatrix}$$

Les coefficients des matrices D_i nous donnent la réponse de y en t à un choc sur une innovation à la date (t-i). Ces coefficients sont des multiplicateurs dynamiques d'impact de U_{t-i} sur y_t ou de U_t sur y_{t+i} .

Comme les racines du déterminant de $A(L)$ sont hors du cercle unité, ce processus de cumulation des effets des innovations va converger jusqu'à l'équilibre final. Le choc initial va avoir de moins en moins d'effet.

La décomposition de la variance de l'erreur de prévision

Soit le processus VAR : $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})'$

$A(L)y_t = U_t$ avec $U_t = (u_{1t}, \dots, u_{Kt})$

La prévision de y_{t+q} s'écrit :

$$\hat{y}_{t+q} = D_0 \hat{u}_{t+q} + D_1 \hat{u}_{t+q-1} + \dots + D_q u_t + D_{q+1} u_{t-1} + \dots$$

Or $E(\hat{u}_{t+i}) = 0$ pour $i \geq 1$

$$\text{Donc } \hat{y}_{t+q} = D_q u_t + D_{q+1} u_{t-1} + D_{q+2} u_{t-2} + \dots$$

L'erreur de prévision de y_{t+q} s'écrit :

$$e(t, q) = y_{t+q} - \hat{y}_{t+q}$$

$$e(t, q) = D_0 u_{t+q} + D_1 u_{t+q-1} + \dots - D_q u_t - D_{q+1} u_{t-1} - \dots$$

$$e(t, q) = D_0 u_{t+q} + D_1 u_{t+q-1} + D_2 u_{t+q-2} + \dots + D_{q-1} u_{t+1}$$

Les caractéristiques de l'erreur de prévision :

$$E(e(t, q)) = D_0 E(u_{t+q}) + D_1 E(u_{t+q-1}) + D_2 E(u_{t+q-2}) + \dots + D_{q-1} E(u_{t+1}) = 0$$

$$V(e(t, q)) = E[e(t, q) \cdot e'(t, q)]$$

On va s'intéresser à une seule des séries : y_{rt}

$$V(e(t, q)) = \sum_{k=0}^{q-1} \sum_{j=1}^K D_{rjk}^2 \sigma$$

La part de la variance de l'erreur de prévision de r qui est due à la variable s est :

$$V(e(r/s, q)) = \sum_{k=0}^{q-1} D_{rsk}^2 \sigma$$

On obtient le rapport de l'erreur de prévision de r due à la variable s sur l'erreur de prévision totale de r :

$$D(r/s, t, q) = \frac{V(e(r/s, t, q))}{V(e(r, t, q))}$$

Cette décomposition de la variance de l'erreur permet à l'intérieur d'un modèle VAR d'obtenir de l'information sur le caractère plus ou moins exogène de la variable r . En effet, dans le cas limite où y_r est une variable exogène, on doit avoir : $D(r/s, t, q) = 0 \quad \forall s$

Aucune variable s ne joue sur la prévision de r . Par conséquent, les fluctuations de r sont, dans ce modèle, indépendantes des fluctuations des autres variables. On peut donc considérer que r se comporte comme une exogène.

II. LES RESULTATS EMPIRIQUES

II.1. Choix du modèle VAR

Nous considérons un système à trois dimensions comprenant les données mensuelles du prix F.O.B. gasoil Rotterdam (ROT_t), du prix hors taxes allemand du gasoil ($PHTA_t$) et du prix hors taxes du gasoil en France ($PHTF_t$). Le chapitre 2 a permis de

constater que les séries ne sont pas stationnaires. La stationnarité est obtenue en prenant les séries en différence première.

Les valeurs des critères sont fournies dans le tableau 12.

Tableau 12 : Les critères Akaike (AIC) et Schwarz (SC)

	AIC(m)	SC(m)
m=1	16.31620	17.83765
m=2	16.06926*	19.13047
m=3	17.00382	20.64378
m=4	16.82291	22.06133
m=5	16.53968	23.40366
m=6	17.20802	24.7254

Le but est de minimiser les critères. Les deux critères nous amènent à conserver le modèle VAR(2) (modèle 4.1) qui s'écrit sous la forme :

$$\begin{pmatrix} DROT_t \\ DPHTF_t \\ DPHTA_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.083 \\ (-0.04) \\ -0.061 \\ (-0.036) \\ 0.561 \\ (0.210) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.492 & -0.431 & -0.093 \\ (3.331) & (-2.298) & (-0.772) \\ 0.957 & -0.494 & -0.039 \\ (7.387) & (-3.01) & (-0.366) \\ 1.072 & -0.255 & -0.404 \\ (5.132) & (-0.964) & (-2.367) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} DROT_{t-1} \\ DPHTF_{t-1} \\ DPHTA_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.418 & -0.066 & -0.204 \\ (2.351) & (0.429) & (-1.696) \\ 0.364 & -0.089 & -0.128 \\ (2.341) & (0.661) & (-1.215) \\ 0.453 & -0.445 & -0.509 \\ (1.81) & (3.041) & (-3) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} DROT_{t-2} \\ DPHTF_{t-2} \\ DPHTA_{t-2} \end{pmatrix}$$

Avec la matrice variance-covariance :

$$\Sigma_u = \begin{bmatrix} 314.7628 & 178.6616 & 308.2630 \\ 178.6616 & 240.9301 & 298.0076 \\ 308.2630 & 298.0076 & 625.8110 \end{bmatrix}$$

Il semble exister une assez forte corrélation entre u_{1t} et u_{3t} , les résidus des équations relatives au prix de Rotterdam et le prix hors taxes allemand. Par conséquent, un choc sur le prix de Rotterdam pourrait être accompagné par à un choc sur le prix allemand à la même période. L'influence de certaines variables d'intervention dans les précédentes études et la très faible valeur des R^2 et R^2 -ajusté (tableau 13) nous a conduit à introduire trois variables d'intervention communes aux trois équations. Le modèle VAR(2) est alors le suivant :

Tableau 13 : Les statistiques R^2 et R^2 -ajustés dans les modèles (4.1) et (4.2)

	Modèle sans DUMMY		Modèle avec DUMMY	
	R^2	R^2 -ajusté	R^2	R^2 -ajusté
Equation $DROT_t$	0.16	0.10	0.57	0.53
Equation $DPHTF_t$	0.45	0.41	0.74	0.71
Equation $DPHTA_t$	0.28	0.22	0.52	0.47

Le modèle (4.2.) avec les variables d'intervention correspondantes août 1990, février et mars 1991 est présenté en ne gardant que les coefficients au seuil de significativité à 5 %.

$$\begin{pmatrix} DROT_t \\ DPHTF_t \\ DPHTA_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 76.04 & 36.52 & -94.12 \\ 59.26 & 52.04 & -82.94 \\ 63.00 & 78.32 & -108.6 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} D9008 \\ D9102 \\ D9103 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.453 & 0 & 0 \\ 0.951 & -0.284 & 0 \\ 1.083 & 0 & -0.472 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} DROT_{t-1} \\ DPHTF_{t-1} \\ DPHTA_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0.195 & 0 & 0 \\ 0 & 0.326 & -0.344 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} DROT_{t-2} \\ DPHTF_{t-2} \\ DPHTA_{t-2} \end{pmatrix}$$

Dans ce modèle VAR, le marché de Rotterdam ne dépend que de lui-même. Le marché français dépend de lui-même ainsi que du marché de Rotterdam. Tandis que le marché allemand dépend du marché de Rotterdam et du marché français. Nous vérifions donc ici l'hypothèse que les marchés intérieurs utilisent bien les prix de Rotterdam comme référence. De plus, le marché allemand semble plus ouvert à l'Europe que la France puisqu'il tient compte des variations de prix de Rotterdam et des prix français.

La matrice de variance-covariance est alors :

$$\Sigma_u = \begin{bmatrix} 160.0471 & 41.23843 & 136.1767 \\ 41.23843 & 114.3935 & 136.0546 \\ 136.1767 & 136.0546 & 415.4045 \end{bmatrix}$$

Les covariances des résidus ont fortement diminué. De plus, il apparaît que les résidus ne sont pas autocorrélés comme le montrent les tableaux 14, 15 et 16.

Tableau 14 : Les autocorrélations entre les résidus de l'équation relative à DROT (RESR) et l'équation relative à DPHTF (RESF)

i	COR{RESR, RESF (-i)}	COR{RESR, RESF (+i)}	lag	lead
1	. * .	. * .	-0.069	-0.085
2	. .	. ** .	-0.035	-0.169
3	. ** .	. .	-0.127	0.014
4	. * .	. .	-0.104	0.013
5	. ** .	. ** .	-0.154	0.129
6	. * .	. .	0.079	0.017
7	. .	. ** .	0.032	-0.133
8	. * .	. * .	0.067	-0.054
9	. ***	. * .	0.213	-0.039
10	. ** .	. * .	-0.125	0.065
11	-0.033	-0.011
12	. ** .	. ** .	0.128	0.149
13	. * .	. * .	-0.067	0.065
14	. *** .	. * .	-0.210	-0.066
15	. * .	. * .	0.099	-0.043
16	. * .	. .	-0.053	0.002
17	. * .	. .	-0.066	0.008
18	. ** .	. ** .	0.147	-0.186
19	-0.002	-0.006
20	. * .	. .	-0.100	0.085

Tableau 15 : Les autocorrélations entre les résidus de l'équation relative à DROT (RESR) et l'équation relative à DPHTA (RESA)

i	COR (RESR, RESA (-1))	COR (RESR, RESA (+1))	Lag	lead
1	.	.	-0.026	-0.012
2	*	***	-0.063	-0.196
3	*	.	-0.061	-0.016
4	*	*	-0.104	0.058
5	*	*	-0.075	0.068
6	*	*	-0.098	-0.093
7	.	*	0.009	-0.045
8	.	*	0.033	-0.079
9	.	**	0.162	0.081
10	.	.	-0.018	0.025
11	.	*	0.026	0.243
12	.	***	0.214	0.219
13	**	.	-0.133	0.006
14	**	*	-0.125	-0.062
15	*	**	0.043	-0.140
16	**	.	-0.175	0.035
17	*	.	-0.007	-0.145
18	.	**	0.041	-0.001
19	.	*	0.043	-0.081
20	.	*	0.091	0.048

Tableau 16 : Les autocorrélations entre les résidus de l'équation relative à DPHTF (RESF) et l'équation relative à DPHTA (RESA)

i	COR (RESA, RESF (-1))	COR (RESA, RESF (+1))	Lag	lead
1	.	*	0.057	0.003
2	*	**	-0.114	-0.170
3	.	*	0.031	-0.061
4	*	*	-0.069	-0.100
5	.	***	0.002	-0.214
6	**	*	-0.164	-0.093
7	**	*	-0.153	0.050
8	.	*	0.107	0.056
9	.	**	0.081	0.137
10	.	*	0.062	0.049
11	.	*	0.042	0.050
12	.	*	0.044	0.216
13	*	***	-0.060	-0.201
14	*	***	-0.092	-0.219
15	.	**	0.122	-0.024
16	.	*	-0.005	-0.044
17	**	**	-0.120	-0.120
18	*	*	-0.092	0.076
19	*	*	-0.076	0.097
20	.	.	-0.022	0.010

II.2. Analyse du modèle VAR(2)

La matrice de variance-covariance du modèle VAR(2) retenu ne possède toujours pas les bonnes propriétés pour analyser le modèle. Il est nécessaire de transformer le processus des innovations μ_t en processus des innovations V_t orthogonale en appliquant la décomposition de Choleski. Nous savons que si la matrice des variances covariances Σ_u est positive, définie et symétrique, alors Σ_u peut être factorisé en

$\Sigma_u = PP'$ où P est une matrice non-singulière triangulaire inférieure avec des éléments positifs sur la diagonale.

L'orthogonalisation nous oblige à choisir un classement des variables du modèle VAR. En effet, cette procédure signifie que pour n'importe quel ordre donné (DROT_t, DPHTA_t, DPHTF_t), les innovations DROT_t affectent instantanément (DROT_t, DPHTA_t, DPHTF_t), les innovations DPHTA_t affectent instantanément (DPHTA_t, DPHTF_t) et les innovations DPHTF_t affectent instantanément DPHTF_t.

Pour choisir la première variable, nous avons étudié la matrice des corrélations (tableau 17).

Tableau 17 : La matrice des corrélations

	DROT	DPHTF	DPHTA
DROT	1.000000	0.304774	0.528133
DPHTF	0.304774	1.000000	0.624133
DPHTA	0.528133	0.624133	1.000000

Il nous indique que DPHTA est fortement corrélée avec les deux autres variables. Le choix de la première variable va donc porter sur DROT ou DPHTF. La série DROT est significativement moins liée à DPHTA que DPHTF ($\rho_{13}=0.53$, $\rho_{23}=0.62$). Cette remarque et l'analyse de causalité (voir chapitre III) semblent indiquer que DROT est une variable exogène. Il convient donc de placer la série DROT en premier. La variable choisie pour la seconde position est celle qui présente le pourcentage le plus élevé dans la décomposition de la variance de l'erreur de prévision à une période en avant. Dans notre cas, le tableau 18 montre que DPHTF pourrait prendre la seconde position.

Tableau 18 : La décomposition de la variance expliquée par l'innovation occupant le rang

	1	2
(DROT, X, Y)	100	
(DROT,DPHTF,DPHTA)	100	90
(DROT,DPHTA,DPHTF)	100	72

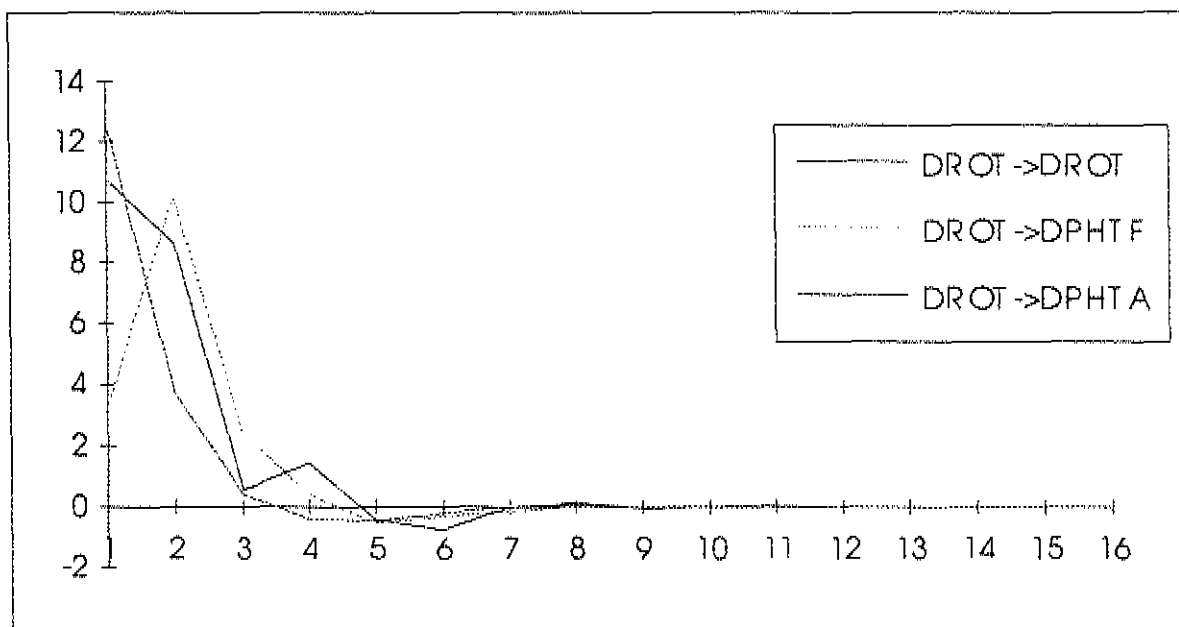
Les fonctions de réponse

Chaque graphique nous donne les réponses de toutes les séries à un choc sur une variable. Toutes les réponses sont rapportées à la variance des résidus pour éviter le problème d'unité. Dans le système, l'effet d'un choc de n'importe quelle variable décroît rapidement car le système est stable (graphiques 3, 4 et 5). Les séries convergent rapidement puisqu'un choc est résorbé complètement en moins d'un an (8 mois).

On peut constater que le choc sur le marché de Rotterdam est résorbé en grande partie en 3 mois sur ce même marché, en 4 mois pour le prix hors taxes français et enfin en 5

mois pour le prix hors taxes allemand (graphique 3). Ces différences s'expliquent par les caractéristiques des marchés. Le marché de Rotterdam est un marché où on se rapproche le plus de la concurrence pure et parfaite dans le sens où le prix est la résultante de la confrontation de l'offre et d'une demande. De plus le nombre de participant sur le marché est important. L'information disponible est facile d'accès. Tandis que sur les deux autres marchés, la détermination du prix est plus rigide. Le prix hors taxes n'est pas la résultante de la confrontation de l'offre et de la demande mais d'une formule qui prend comme référence le prix de Rotterdam. Ils sont donc par définition plus rigides.

Graphique 3 : Réponse des séries à un choc sur DROT



Un choc positif sur le prix de Rotterdam entraîne un accroissement des prix hors taxes allemands et français. Le cumul des multiplicateurs dynamiques nous donne le multiplicateur de long terme (MLT) (tableau 19). Ce qui permet de constater, qu'à long terme, le choc a plus d'impact sur les prix hors taxes allemands (20.3) que sur les prix hors taxes français. Ce phénomène peut s'expliquer par le fait que les importations allemandes se font principalement par barges tandis que celles des Français se réalisent par barge et par cargo. Or, nous avons retenu pour l'étude la cotation Barge F.O.B. sur le marché de Rotterdam. Le marché français est donc un peu moins sensible à un mouvement sur le marché de Rotterdam.

Tableau 19 : Effet d'un choc de DROT sur toutes les séries

Période	DROT	DPHTF	DPHTA
1	12.651	3.260	10.764
2	3.723	10.165	8.674
3	0.394	2.364	0.537
4	-0.392	0.397	1.444
5	-0.454	-0.530	-0.419
6	-0.218	-0.321	-0.765
7	0.008	-0.139	-0.020
8	0.043	0.006	0.121
9	0.010	0.030	-0.047
10	0.006	0.014	0.004
11	0.003	0.004	0.033
12	-0.003	4.3E-04	-0.007
13	-0.002	-0.001	-0.009
14	4.8E-04	-9.6E-04	0.004
15	7.1E-05	2.8E-05	5.7E-04
16	-1.7E-04	9.8E-05	-0.002
MLT	15.7695	15.2458	20.3136

En 6 mois le choc sur le prix hors taxes français est résorbé complètement (graphique 4). Il est plus rapidement résorbé par le prix hors taxes allemand et le prix de Rotterdam (4 mois contre 5 mois). Un choc positif sur DPHTF entraîne une hausse importante du prix allemand. Tandis que le prix de Rotterdam réagit de façon moindre, à la baisse, à la période 2. Au total, l'effet du choc est assez faible en comparaison d'un choc sur le prix de Rotterdam (tableau 20).

Le choc sur le prix hors taxes allemand a très peu d'impact sur le prix hors taxes français et sur le prix Rotterdam. Un choc positif sur le prix allemand entraîne des effets négatifs sur les autres séries. L'effet du choc sur le prix hors taxes allemand reste important les 5 premiers mois (graphique 5). Au total, l'effet du choc n'a eu un effet important que sur le prix allemand (tableau 21).

Tableau 20 : Effet sur les séries d'un choc sur DPHTF

Période	DROT	DPHTF	DPHTA
1	0.000	10.187	9.912
2	-3.324	-3.761	-4.527
3	-1.019	-1.684	-1.611
4	-0.230	-1.004	-0.848
5	0.138	-0.061	-0.107
6	0.118	0.112	0.108
7	0.053	0.098	0.129
8	0.003	0.034	0.026
9	-0.008	0.001	-0.008
10	-0.005	-0.007	-0.002
11	-0.002	-0.004	-0.003
12	-2.3E-04	-0.001	-0.003
13	4.7E-04	4.2E-05	5.6E-04
14	3.0E-04	3.4E-04	8.8E-04
15	1.8E-05	2.0E-04	-1.5E-04
16	-1.3E-05	3.1E-05	-2.6E-05
MLT	-4.277	3.909	3.065

Graphique 4 : Effet sur les séries d'un choc sur DPHTF

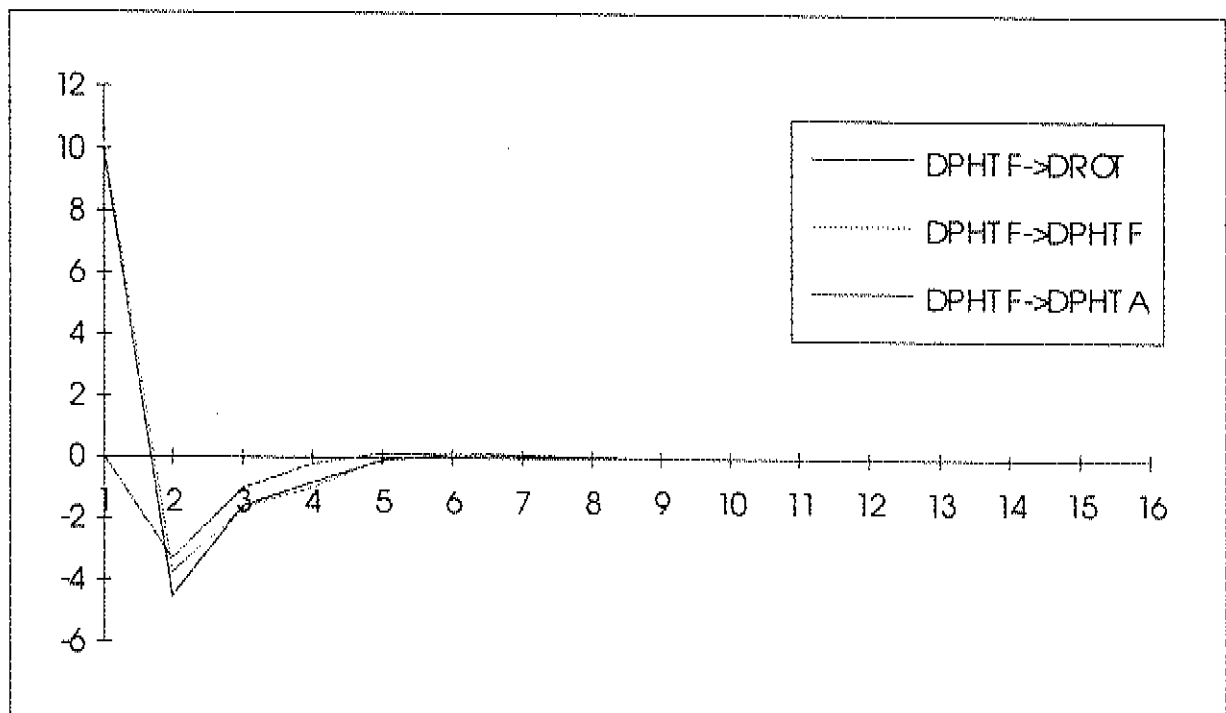
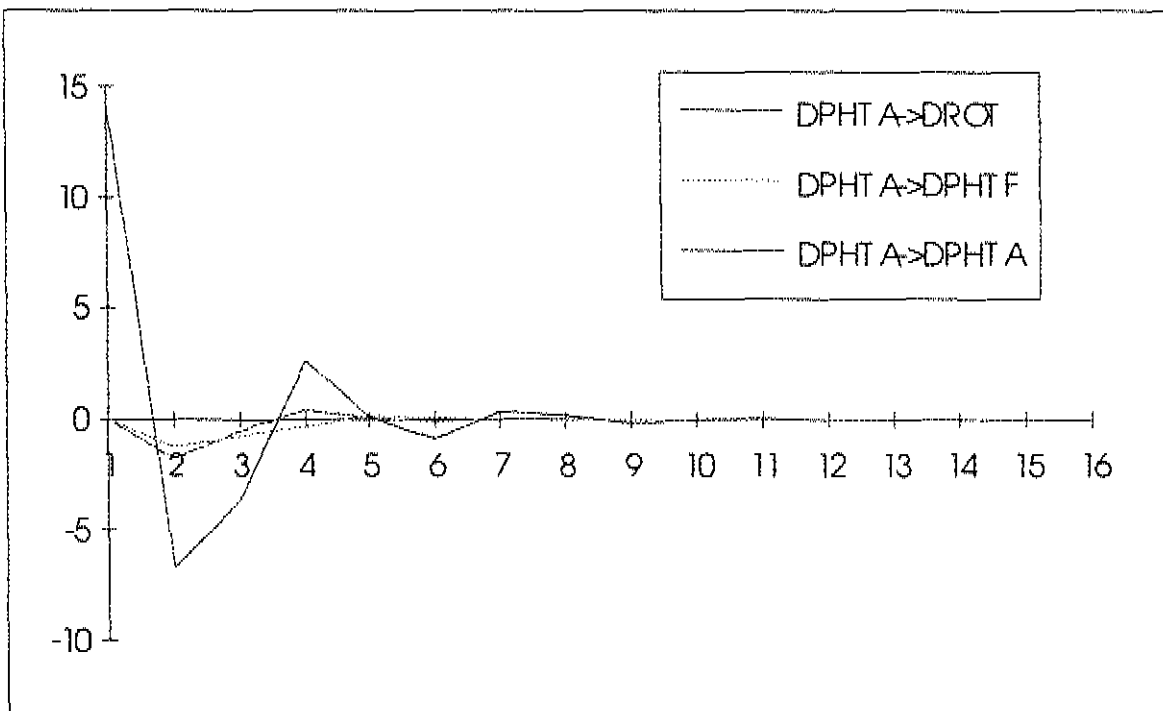


Tableau 20 : Effet sur les séries d'un choc sur DPHTA

Période	DROT	DPHTF	DPHTA
1	0.000	0.000	14.188
2	-1.759	-1.236	-6.693
3	-0.526	-0.751	-3.646
4	0.427	-0.309	2.609
5	0.056	0.166	0.108
6	-0.076	0.077	-0.882
7	0.059	-0.006	0.365
8	0.016	0.013	0.202
9	-0.029	0.005	-0.191
10	0.000	-0.009	-0.003
11	0.007	-0.002	0.062
12	-0.003	0.002	-0.023
13	-0.001	-4.4E-05	-0.013
14	0.002	-4.5E-05	0.013
15	-3E-05	4.7E-05	-1.4E-05
16	-5E-05	3.9E-05	-0.004
MLT	-1.827	-2.0511	6.09256

graphique 5. : Effet sur les séries d'un choc sur DPHTA



La décomposition de la variance

L'étude de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision de DROT nous amène à la conclusion que le prix F.O.B. Rotterdam possède les caractéristiques d'une série exogène. En effet, 100 % de la variance de l'erreur de prévision à une période en avant est expliquée par ses propres innovations (tableau 22). Dans les prévisions à long terme, 6,4 % de la variance est expliqué par le prix hors taxes français et 1,9 % par le prix hors taxes allemand.

Tableau 22 : La décomposition de la variance de DROT

Période	S.E.	DROT	DPHTF	DPHTA
1	12.65	100.00	0.00	0.00
2	13.71	92.48	5.87	1.65
3	13.77	91.84	6.38	1.78
4	13.78	91.73	6.39	1.87
5	13.79	91.73	6.39	1.87
6	13.79	91.72	6.40	1.87
7	13.79	91.72	6.40	1.87
8	13.79	91.72	6.40	1.87
9	13.79	91.72	6.40	1.88
10	13.79	91.72	6.40	1.88
11	13.79	91.72	6.40	1.88
12	13.79	91.72	6.40	1.88

Approximativement, 91 % de la variance de l'erreur de prévision de DPHTF, à une période en avant, est expliquée par ses propres innovations (tableau 23). Par contre, dans le long terme, 50 % de la variance est expliquée par les innovations du prix de Rotterdam et 50 % par ses propres innovations. Le prix hors taxes français est donc indépendant du marché allemand que ce soit dans le court terme ou dans le long terme.

Tableau 23 : Décomposition de la variance de PHTF

Période	S.E.	DROT	DPHTF	DPHTA
1	10.69	9.29	90.71	0.00
2	15.28	48.82	50.52	0.65
3	15.57	49.32	49.82	0.86
4	15.61	49.13	49.97	0.89
5	15.62	49.18	49.91	0.91
6	15.62	49.19	49.89	0.91
7	15.62	49.20	49.89	0.91
8	15.62	49.20	49.89	0.91
9	15.62	49.20	49.89	0.91
10	15.62	49.20	49.89	0.91
11	15.62	49.20	49.89	0.91
12	15.62	49.20	49.89	0.91

Approximativement, 48 % de la variance de l'erreur de prévision de DPHTA, à une période en avant, est expliquée par ses propres innovations (tableau 24). Les innovations des prix hors taxes français et des prix F.O.B. Rotterdam expliquent respectivement 23,6 % et 27,89 %. A court terme, le marché allemand est dépendant du marché français et du marché de Rotterdam. Il en est de même dans le long terme puisque 33,3 % de la variance est expliquée par les innovations du prix de Rotterdam et 20,9 % par celles du prix hors taxes français.

Tableau 24: Décomposition de la variance de PHTA

Période	S.E.	DROT	DPHTF	DPHTA
1	20.38	27.89	23.65	48.46
2	23.58	34.37	21.36	44.27
3	23.92	33.45	21.21	45.34
4	24.12	33.26	20.98	45.76
5	24.12	33.28	20.97	45.75
6	24.15	33.30	20.93	45.77
7	24.15	33.29	20.92	45.78
8	24.15	33.29	20.92	45.78
9	24.16	33.29	20.92	45.79
10	24.16	33.29	20.92	45.79
11	24.16	33.29	20.92	45.79
12	24.16	33.29	20.92	45.79

CONCLUSION

Après avoir présenté le marché de Rotterdam puis les marchés du gasoil allemand et français, nous nous sommes attachés dans un premier temps à faire un certain nombre de tests classiques sur les séries de prix mensuelles (prix F.O.B. Rotterdam, prix hors taxes allemand et prix hors taxes français). Les tests de stationnarité, de normalité permettent de rejeter ces deux hypothèses pour les trois séries de prix. Il en ressort que ces séries sont stationnaires uniquement en différence.

La seconde étape a permis de vérifier l'existence de deux liaisons spécifiques ; une première relation entre le prix hors taxes allemand et le prix F.O.B. Rotterdam ; une seconde entre le prix hors taxes français et le prix F.O.B. Rotterdam. Le test de Dickey-Fuller a permis de conserver l'hypothèse de cointégration au seuil de risque à 1 %. Nous avons pu ainsi vérifier l'hypothèse émise dans l'introduction selon laquelle le prix de Rotterdam est le prix de référence pour les marchés intérieurs européens. Du point de vue économique, ces relations signifient qu'à long terme le prix hors taxes est équivalent au prix F.O.B. Rotterdam auquel on ajoute la marge de distribution.

L'existence de relations d'équilibre de long terme implique des relations de causalité. Nous avons pu le vérifier dans un troisième temps en appliquant les tests de causalité au sens de Granger. Le prix de Rotterdam cause le prix hors taxes français et réciproquement. De même qu'il existe une relation de causalité dans les deux sens entre le prix de Rotterdam et le prix hors taxes allemand, il existe par conséquent une causalité entre le marché allemand et le marché français puisqu'ils dépendent du marché de Rotterdam. Cette causalité va du prix hors taxes français vers le prix hors taxes allemand.

La dernière partie du mémoire présente un modèle vectoriel autorégressif des trois séries de prix prises en différence. Dans le modèle VAR(2) retenu, le marché de Rotterdam ne dépend que de lui-même. Le marché français dépend de lui-même ainsi que du marché de Rotterdam. Tandis que le marché allemand dépend du marché de Rotterdam et du marché français. Ceci s'explique par le fait que les marchés intérieurs utilisent bien les prix de Rotterdam comme référence. De plus, le marché français semble plus intégré au marché de Rotterdam que le marché allemand. L'objectif de ce modèle est d'effectuer une analyse des fonctions de réponse. D'un point de vue général, un choc sur un marché est résorbé en moins d'un an.

Un choc sur le marché de Rotterdam a un effet important sur les trois marchés. Le marché allemand paraît plus sensible que le marché français. Ce phénomène peut s'expliquer par le fait que les importations allemandes se font principalement par barges tandis que celles des français se réalisent par barges et par cargos. Or, nous avons retenu pour l'étude la cotation Barge F.O.B. sur le marché de Rotterdam. Le marché français est donc un peu moins sensible à un mouvement sur le marché de Rotterdam. Nous avons aussi constaté que le choc se résorbe plus rapidement sur le marché de Rotterdam que sur les deux marchés. La fixation du prix sur le marché de Rotterdam se faisant par le biais de la rencontre d'une offre et d'une demande nombreuse, ce

dernier est par définition moins rigide que les marchés intérieurs où on s'éloigne plus de la concurrence pure et parfaite.

Un choc sur le marché de français se répercute sur les deux autres marchés d'une façon moindre qu'un choc sur le marché de Rotterdam. Il se résorbe moins rapidement sur le marché français que sur les deux autres. Enfin, un choc sur le marché allemand n'a pratiquement aucune répercussion sur le marché français et le marché de Rotterdam.

Une étude complémentaire de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision a permis de mettre en avant la caractéristique d'exogénéité de la série de prix F.O.B. Rotterdam.

BIBLIOGRAPHIE

DICKEY D.A., FULLER W.A. (1981)

Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root.
Econometrica, vol.49, pp.1057-1072

DURAND Marie-Hélène, LANTZ Frédéric, MITTAINE Jean-François (1994)

An econometric study of the long run relationship between fishmeal and soyabean prices.

Conférence de l'IIFET, Taïwan

ENGLE R.F. GRANGER C.W.J. (1987)

Cointegration and error correction representation, estimation and testing.
Econometrica, vol.55, n°2, pp.251-276

FULLER WA (1976)

Introduction to statistical time series.
J. Willey & Sons, New-York

GEWEKE J. (1982)

Measurement of Linear Dependence and Feedback between Multiple Times Series.

J.A.S.A., vol. 77, p.304-313.

GRANGER C. (1969)

Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods.

Econometrica, 37, p. 424-439

INDJEHAGOPIAN J.P. & MOURAD M. (1993)

Var modelling of macroeconomic time series : causality and shock analysis.
Document de travail, Ceressec, DR93061

LÜTKEPOHL Helmut (1993)

Introduction to multiple time series analysis.
Second Edition, Berlin : Springer Verlag.

MAUREL française (1989)

Modèles à correction d'erreur : l'apport de la théorie de la cointégration
Economie et Prévision (1989)- n°88-89, pp. 105-125

MAUREL Française (1991-92)

Cours de séries temporelles.
ENSAE-SEA

PERMAN Roger (juillet 1989)

Cointégration, an introduction to the literature.

Strathclyde papers in Economics - Departement of Economics University of Strathclyde - Glasgow

TAMASIER Sandrine et LEMERY Christophe (1990)

Dynamique des taux de change : Estimation par un modèle ARCH.

Document de travail n°1990-25/T, Service des Etudes Economiques et Financières de la Caisse des Dépôts et Consignations

Les sources statistiques :

B.I.P. - mercredi 30 janvier 1985 - n°5275- Article p : 11

B.I.P. (1986 à 1994) - Prix FOB Rotterdam issus du Petroleum Argus.

C.P.D.P. (1986 à 1993) - "Éléments statistiques" - Chapitres sur les taxes et prix des produits pétroliers

DHYCA (1989 à 1993) - " L'industrie pétrolière" - DGEMP - Direction des Hydrocarbures

ABREVIATIONS

CN : Consommation nette

F : Importation française

F/IMP : Ratio importation d'origine française sur importation totale

F/CN : Ratio importation d'origine française sur consommation nette

F.O.B. : Assurance, fret et pertes sont à la responsabilité de l'acheteur mais les dédommagements sont à la charge du vendeur.

IMP : Importation

IMP/CN : Ratio importation de gasoil sur consommation nette

MLT : Multiplicateur de Long Terme

Mt: Million de tonne

PHTA : Prix hors taxe allemand

PHTF : Prix hors taxe français

RAF : Production des raffineries

ROT : Prix FOB barge Rotterdam

t : Tonne

ANNEXE STATISTIQUE

Trois séries de cotation sont produites, une pour chaque élément du marché de Rotterdam. Il existe un marché des barges fluviales circulant sur le Rhin vers l'Allemagne, ainsi qu'un marché des cargos fluviaux pour les importations (c.i.f) et les exportations (f.o.b.) des produits pétroliers.

La taille des cargos est généralement 10 000 tonnes pour l'essence et le kérosène et 17000 à 25 000 tonnes pour les autres produits. Etant donné la diversité des normes à travers l'Europe et la diversité des qualités des cargos, les séries reflètent les spécifications de base définies par chaque agence.

Les séries statistiques des marchés *spot*, *forward* et *futures* ne peuvent jamais être parfaites puisqu'il n'est pas possible d'obtenir des séries complètes d'information concernant les transactions sur le marché informel téléphonique. De plus, les participants n'ont pas l'obligation de reporter en détail leur activité. Dans le cas du brut, l'information sur les prix et les transactions des marchés *spot* et *forward* est collectée sur un échantillon représentatif de participants par des agences commerciales spécialisées avant d'être évaluée et disséminée par des journaux, des télex.

Généralement, l'information publiée par des agences commerciales spécialisées est considérée comme étant la plus précise et une juste représentation du niveau des prix et de l'activité du marché.

Le nombre d'agences commerciales a augmenté rapidement dans les quelques dernières années au rythme du volume du commerce du pétrole. Les sources des prix *spot* les plus reconnues et les plus vastes sont dans le *Petroleum Argus* et le *Platt's*. *Platt's* oilgram Price Report est la plus longue établie. Cela a commencé aux États-Unis dans les années 60 et, jusqu'à récemment, des séries journalières de prix *spot* des produits pétroliers sont devenues un point de référence universel pour les termes de contrats qui emploient des formules de prix. *Petroleum Argus* a été établi en 1970 comme le spécialiste du marché *spot* européen, mais il est également une couverture universelle. Il a toujours prêté une attention particulière à la distinction des coupes de gasoil sur la marché *spot* de Rotterdam.

Pour construire les séries, les agences utilisent la méthode dite "annonce-offre" (*bid-offer*) évaluée à une période donnée. Cela revient à exprimer le prix du pétrole comme le rang constitué par le prix de vente le plus bas et le prix d'achat le plus haut indiqués par le marché à une période de temps donnée. Cette période est connue comme étant la "période-tampon" (*time-stamp*) et toutes les séries fournies sont "time-stamp". Etant donnée la nécessité de choisir une période, les séries fournies par les agences ne sont pas toujours strictement comparables. Le *Platt's* produit seulement une série de prix du Brent par jour, la période étant de 16h00 à 16h30, heure New-York. A l'opposé, *Argus* produit trois séries de prix par jour (12h00 London, 18h30 London et 17h00 Houston. La période choisie par le *Platt's* est très critiquable. Elle n'est pas conforme à une quelconque coupure logique de la journée, arrivant à peu près une heure après la fermeture de la bourse IPE et NYMEX et bien avant que le commerce sur les marchés

américains du pétrole brut ait commencé *wind down*. Nous choisirons donc pour notre étude les séries de prix spot du gasoil publiés dans l'*Argus*.

Pour ce qui est du choix de la série, il porte sur la série de prix f.o.b. barges Rotterdam qui présente l'avantage de ne pas être une moyenne des prix des ports Amsterdam, Rotterdam et Anvers comme les séries de prix c.i.f. et f.o.b. cargos basis ARA ou NWE qui englobe parfois le port du Havre.

Déjà parus

CEG-1. D. PERRUCHET, J.-P. CUEILLE,
Compagnies pétrolières internationales: intégration verticale et niveau de risque.
Novembre 1990.

CEG-2. C. BARRET, P. CHOLLET,
Canadian gas exports: modeling a market in disequilibrium.
Juin 1990.

CEG-3. J.-P. FAVENNEC, V. PREVOT,
Raffinage et environnement.
Janvier 1991.

CEG-4. D. BABUSIAUX,
Note sur le choix des investissements en présence de rationnement du capital.
Janvier 1990.

CEG-5. J.-L. KARNIK,
Les résultats financiers des sociétés de raffinage distribution en France 1978-89.
Mars 1991.

CEG-6. I. CADORET, P. RENOU,
Elasticités et substitutions énergétiques : difficultés méthodologiques.
Avril 1991.

CEG-7. I. CADORET, J.-L. KARNIK,
Modélisation de la demande de gaz naturel dans le secteur domestique : France, Italie, Royaume-Uni 1978-1989.
Juillet 1991.

CEG-8. J.-M. BREUIL,
Emissions de SO₂ dans l'industrie française : une approche technico-économique.
Septembre 1991.

CEG-9. A. FAUVEAU, P. CHOLLET, F. LANTZ,
Changements structurels dans un modèle économétrique de demande de carburant.
Octobre 1991.

CEG-10. P. RENOU,
Modélisation des substitutions énergétiques dans les pays de l'OCDE.
Décembre 1991.

CEG-11. E. DELAFOSSE,
Marchés gaziers du Sud-Est asiatique : évolutions et enseignements.
Juin 1992.

CEG-12. F. LANTZ, C. IOANNIDIS,
Analysis of the French gasoline market since the deregulation of prices.
Juillet 1992.

CEG-13. K. FAID,
Analysis of the American oil futures market.
Décembre 1992.

CEG-14. S. NACHET,
La réglementation internationale pour la prévention et l'indemnisation des
pollutions maritimes par les hydrocarbures.
Mars 1993.

CEG-15. J.-L. KARNIK, R. BAKER, D. PERRUCHET,
Les compagnies pétrolières : 1973-1993, vingt ans après.
Juillet 1993.

CEG-16. N. ALBA-SAUNAL,
Environnement et élasticités de substitution dans l'industrie ; méthodes et
interrogations pour l'avenir.
Septembre 1993.

CEG-17. E. DELAFOSSE,
Pays en développement et enjeux gaziers : prendre en compte les contraintes
d'accès aux ressources locales.
Octobre 1993.

CEG-18. J.P. FAVENNEC, D. BABUSIAUX,
L'industrie du raffinage dans le Golfe arabe, en Asie et en Europe :
comparaison et interdépendance.
Octobre 1993.

CEG-19. S. FURLAN,
L'apport de la théorie économique à la définition d'externalité.
Juin 1994

Le Centre Économie et Gestion (CEG), sous la direction de Denis BABUSIAUX, a pour objet d'assurer :

- La formation de jeunes diplômés à la maîtrise des techniques économiques et de gestion. Elle est basée sur trois programmes de formation distincts.
 - Le cycle **Économie et Gestion de l'Entreprise (EGE)**, accessible aux jeunes ingénieurs et aux diplômés scientifiques des universités, débouche, au terme d'une scolarité de 16 mois pour les ingénieurs et l'équivalent de deux années universitaires pour les autres étudiants, sur l'attribution du diplôme d'ingénieur ENSPM.
 - Le cycle **Energy Management and Policy (EMP)**, en collaboration avec l'université de Pennsylvanie à Philadelphie, se déroule en alternance à l'ENSPM et à l'université de Pennsylvanie sur 16 mois et conduit à deux diplômes : le Master of Science de l'université de Pennsylvanie et un diplôme de l'ENSPM (diplôme d'ingénieur ou Mastère Spécialisé).
 - Un **DEA en Économie de l'Énergie** dispensé en collaboration avec l'université de Bourgogne et l'université de Panthéon-Assas. Les candidats à l'admission en DEA doivent être détenteurs d'une maîtrise (sciences économiques, sciences de gestion, économétrie, etc.), d'un diplôme d'ingénieur ou d'une grande école de commerce ou équivalent.

Un **Mastère en Politique et Gestion de l'Énergie** peut être délivré à l'issue d'un cursus s'appuyant sur des cours dispensés dans le cadre de l'un des programmes ci-dessus et un stage ou une micro-thèse de recherche de quatre à six mois.
- Une activité de recherche qui permet notamment à des étudiants de réaliser une thèse de doctorat dans les divers domaines de l'économie de l'énergie. Les doctorants français ou ressortissants de la CEE admis sur des postes de thèses peuvent recevoir une allocation de recherche de la part de l'ENSPM.
- La formation et le perfectionnement des personnels (dirigeants, ingénieurs et cadres, agents de maîtrise, techniciens et employés) des industries du pétrole et de la pétrochimie. Cette formation se déroule sous forme de stages inter ou intra-entreprise, mais peut également s'adapter à des besoins plus spécifiques sous forme de parcours de formation individualisés.