

VÉRONIQUE MURCIA

MICHEL TERRAZA

Dynamique du marché du pétrole. Approche vectorielle autorégressive à partir de la stationnarité de H.E.G.Y. des chroniques trimestrielles saisonnières

Journal de la société statistique de Paris, tome 136, n° 4 (1995), p. 57-73

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1995__136_4_57_0

© Société de statistique de Paris, 1995, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Journal de la société statistique de Paris » (<http://publications-sfds.math.cnrs.fr/index.php/J-SFdS>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques

<http://www.numdam.org/>

DYNAMIQUE DU MARCHÉ DU PÉTROLE

APPROCHE VECTORIELLE AUTORÉGRESSIVE A PARTIR DE LA STATIONNARITÉ DE H.E.G.Y. DES CHRONIQUES TRIMESTRIELLES SAISONNIÈRES

Véronique MURCIA

Docteur en Sciences Economiques – C.E.P.E.-L.A.M.T.A.
Université de Montpellier I

et

Michel TERRAZA

Maître de Conférences – C.E.P.E.-L.A.M.T.A.
Université de Montpellier I

Résumé

Cet article présente une approche de la stationnarité saisonnière de séries temporelles en données trimestrielles. Le traitement des chroniques est effectué à partir de la procédure de HYLLEBERG-ENGLE-GRANGER-YOO (H.E.G.Y. : 1990). Une application dans la modélisation VAR est ensuite proposée, à partir du marché du pétrole dans l'OCDE sur la période 1974/1990. Les résultats de ce modèle sont enfin comparés à ceux du modèle de LABYS-MURCIA-TERRAZA (1991) dans lequel les séries étaient stationnarisées par la méthode de BOX & JENKINS (1976).

Mots-clef : *Stationnarité saisonnière – Modélisation VAR – Procédure de H.E.G.Y. – Marché du pétrole.*

Abstract

This paper presents an approach of the seasonal stationnarity of time series in quaterly data. The series treatment is realized from the HYLLEBERG-ENGLE-GRANGER-YOO procedure (H.E.G.Y.: 1990). Then, an application to the VAR modelisation is proposed, from the OECD petroleum spot market on the period 1974/1990. Finally, the results of this model are compared to those of the model of LABYS-MURCIA-TERRAZA (1991) in which the time series were stationnarized by the BOX & JENKINS procedure (1976).

Key- Words : *Seasonnal stationnarity – VAR modelling – H.E.G.Y. procedure – OECD Pétroleum spot market.*

DYNAMIQUE DU MARCHÉ DU PÉTROLE

Le pétrole est l'une des matières premières qui joue un rôle hautement stratégique dans l'organisation économique de la planète. Il constitue un enjeu politique primordial dans l'organisation économique internationale. A ce titre, il est indispensable d'analyser le mode de fonctionnement (et de régulation) d'un tel marché.

L'approche proposée dans cet article est une **modélisation vectorielle autorégressive (VAR)** sur données trimestrielles du marché du pétrole dans l'OCDE (cf HYLLEBERG *et alii* : 1990). L'originalité de ce traitement statistique réside dans l'étude de l'évolution dynamique des variables sélectionnées sans introduction de facteur exogène. Nous proposons une description temporelle du marché du pétrole dans l'OCDE depuis 1974, à partir de six variables (prix spot, consommation, stock, importations, exportations, production) jugées comme les plus représentatives de son évolution.

L'organisation économique du marché

Jusqu'en 1973, les Majors (Shell, British Petroleum, Mobil, Standard Oil of California, Gulf, Texaco, Exxon) règnent sur le marché mondial du pétrole en exerçant une domination sur toute la filière, de la production à la vente. Le 16 octobre 1973, les pays producteurs de l'OPEP provoquent une décentralisation du marché en amont : en augmentant leur prix de 70 %, ils obligent les Majors à partager plus équitablement la rente pétrolière.

Aujourd'hui, le marché semble relativement stable ; le prix actuel du brut (18\$ le baril) équilibre l'offre et la demande. Bien que l'on assiste sur le long terme à une diminution du coût de production du pétrole, les besoins augmentent au taux régulier de 2 % par an. L'OPEP et les Majors semblent avoir atteint un seuil équitable dans le partage de la rente ; les Majors ont compensé l'accession de l'OPEP sur le marché par une pénétration plus forte en aval : elles ont axé notamment leur recherche de profit dans les raffinages et les produits substitués. Par ailleurs, la concurrence des autres formes d'énergie contraint l'OPEP et les Majors à une coopération financière. En effet, une action sur les quantités, dans le sens d'une diminution de la production, attirerait un grand nombre de producteurs et affaiblirait l'équilibre économique actuel. Aujourd'hui, le marché paraît stabilisé entre une dilatation en amont et une contraction en aval.

Cependant, cet équilibre peut sembler relativement précaire. Aussi a-t-il suscité un intérêt du point de vue d'une analyse économétrique de sa dynamique. Les travaux récents de HYLLEBERG-ENGLE-GRANGER-YOO (H.E.G.Y. : 1990) permettent d'étudier la stationnarité des séries temporelles saisonnières en données trimestrielles, et ainsi de les utiliser dans un modèle économétrique de type vectoriel autorégressif à la SIMS (1980).

La modélisation VAR

L'originalité de cette technique est de ne considérer que les variables du système économique en faisant abstraction des éléments exogènes et des hypothèses non testées trop souvent incluses pour valider les modèles économétriques classiques (à équations simultanées par exemple). SIMS a ainsi développé tout un courant de modélisation non comportementale mais causale. En effet, les modèles VAR sont fondés sur l'existence et le degré des liens de causalité entre les variables. L'objet est d'atteindre une description de la sensibilité des variables sélectionnées entre elles. En ce sens, on peut considérer que la modélisation VAR d'un système est plus pure que celle à équations simultanées. Cependant, l'objectif n'est pas le même. Par la suite, la structure statistique obtenue permet des investigations purement dynamiques¹ que nous n'envisagerons pas dans ce travail.

Rappel du modèle VAR de LABYS-MURCIA-TERRAZA (1991)

Lors du XXXII^e Colloque International de l'Association d'Econométrie Appliquée (Montpellier : 24 et 25 octobre 1991), nous avons présenté une modélisation du marché du pétrole en utilisant la méthode de stationnarisation des chroniques de BOX et JENKINS (1976). Les séries filtrées obtenues étaient :

- Prix, Importations et Exportations : filtre (1-B)
- Stock, Production et Consommation : filtre (1-B⁴)

Nous avons estimé simultanément deux modèles :

- un modèle UVAR (VAR non contraint : modèle dans lequel toutes les variables sont représentées par un vecteur autorégressif de même longueur : cf. SIMS (1980)) à 8 retards,
- un modèle RVAR (VAR contraint : modèle dans lequel les variables ne sont représentées dans leur forme autorégressive que par les retards les plus significatifs : cf. HSIAO (1981))².

Le modèle contraint RVAR a produit les résultats les plus performants pour la description du marché. Le stock apparaît comme la variable centrale en intervenant dans l'explication de toutes les autres. En outre, si elle est sensible à très court terme, elle parvient toujours à se stabiliser après quelques périodes. On a également constaté que la variable de prix n'est quasiment pas sensible aux fluctuations des autres variables du marché au cours du temps ; ce phénomène tendrait à renforcer l'idée que le marché a atteint son prix d'équilibre. Ce modèle a également révélé d'une part un phénomène de report non négligeable à trois ou quatre périodes (environ une année), et d'autre part

1. Les modèles VAR se prêtent à l'étude de la propagation des chocs (Cf LUTKEPOHL & REIMERS : 1992)

2. La contrainte porte sur l'hétérogénéité de la longueur des retards pour chacune des variables

DYNAMIQUE DU MARCHÉ DU PÉTROLE

une vitesse de régulation propre à chaque variable. Il est donc fait état d'un marché relativement stable, ou ayant acquis cette stabilité au cours du temps. Il n'en demeure pas moins que le constat des forces équilibrées entre l'OPEP et les Majors se vérifie par la modélisation RVAR³.

La stationnarité saisonnière : l'approche de HEGY (1990)

Présentée par HYLLEBERG-ENGLE-GRANGER-YOO en 1990, cette technique propose une extension des tests de stationnarité de DICKEY & FULLER (1981) aux séries temporelles saisonnières en données trimestrielles. Les données⁴, observées de 1974.1 à 1990.4 sont celles de LABYS-MURCIA-TERRAZA (1991), à savoir :

- le prix Spot du Brut : POIL,
- la consommation : COIL,
- le stock : INVOIL,
- les importations : MOIL,
- les exportations : XOIL,
- la production : QOIL.

L'étude des coefficients saisonniers⁵ des variables du modèle :

	POIL	COIL	INVOIL	MOIL	XOIL	QOIL
1 ^{er} trim.	1.0093	1.0099	0.9767	0.9789	0.9807	0.9963
2 ^e trim.	1.0078	0.9618	0.9990	0.9768	0.9797	0.9879
3 ^e trim.	0.9894	0.9995	1.0158	1.0094	1.0002	0.9987
4 ^e trim.	0.9936	1.0299	1.0088	1.0359	1.0105	1.0172

ainsi que les fonctions d'autocorrélation (FAC et FAP présentées en annexe 2), indiquent une absence de saisonnalité pour les séries POIL, MOIL et XOIL contrairement aux séries COIL, INVOIL et QOIL, conformément à notre étude de 1991.

Méthodologie

Une série temporelle trimestrielle est dominée par le polynôme $(1 - B^4)$, qui s'écrit :

3. Cf LABYS-MURCIA-TERRAZA : 1991

4. Les séries brutes sont présentées en annexe 1. Le prix spot est exprimé en dollars par baril et la chronique est tirée de "Energy Prices and Taxes" de l'IAE. Les cinq autres séries sont données en Tonne Equivalent Pétrole et issues des "Bilans Energétiques des Pays de l'OCDE" publiés par l'Agence Internationale de l'Energie.

5. Les coefficients de saisonnalité sont calculés à partir d'un schéma multiplicatif.

DYNAMIQUE DU MARCHÉ DU PÉTROLE

$$(1 - B^4) = (1 - B)(1 + B)(1 - iB)(1 + iB) \quad (1)$$

La décomposition du polynôme (1) présente quatre éléments, le premier $(1 - B)$ correspond à la fréquence de long terme (dont la racine vaut 1), les trois autres éléments représentent les fréquences saisonnières (de racine $-1, i, -i$).

Le test de HEGY repose sur l'identification de racines unité saisonnières ou non dans le polynôme $(1 - B^4)$. Par hypothèse la chronique saisonnière en données trimestrielles, X^t , est générée par le processus :

$$\Phi(B)X_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\varepsilon_t \approx iid$$

où $\Phi(B)$ est un polynôme d'opérateur de degré quatre avec ou sans racine unité,

et μ_t un terme déterministe représentant une tendance linéaire et/ou une saisonnalité.

En utilisant la proposition de LAGRANGE, qui permet de décomposer le polynôme $\Phi(B)$, et les racines de $(1 - B^4)$, les auteurs (Cf. HEGY : 1990, p.217-223) proposent de réécrire l'équation (2) en faisant apparaître les valeurs retardées de X_t . Il vient :

$$\Phi^*(B)X_{4,t} = \pi_1 X_{1,t-1} + \pi_2 X_{2,t-1} + \pi_3 X_{3,t-2} + \pi_4 X_{3,t-1} + \mu_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\text{où } X_{1,t} = (1 + B + B^2 + B^3)X_t = X_t + X_{t-1} + X_{t-2} + X_{t-3}$$

$$X_{2,t} = -(1 - B + B^2 - B^3)X_t = -X_t + X_{t-1} - X_{t-2} + X_{t-3}$$

$$X_{3,t} = -(1 - B^2)X_t = -X_t + X_{t-2}$$

$$X_{4,t} = (1 - B^4)X_t = X_t - X_{t-4}$$

$$\varepsilon_t \approx iid$$

$\pi_j (j = 1, \dots, 4)$ sont les coefficients du modèle.

$\Phi^*(B)$ est un polynôme d'opérateur (éventuellement égal à 1).

On estime par les MCO⁶ les coefficients du modèle (3) et on retient pour le test ceux qui sont significativement différents de zéro (Cf. LEE & SIKLOS : 1991).

Par analogie avec l'écriture (1), le test de stationnarité dans le cas d'un processus saisonnier trimestriel porte sur la significativité des coefficients π_j dans (3).

6. La présence du facteur déterministe μ_t dans (3) (constante, tendance linéaire, variable dichotomique) conduit à l'estimation de cinq modèles différents pour chaque variable. On sélectionne celui qui présente les meilleures qualités statistiques conformément aux hypothèses d'application du modèle de H.E.G.Y.

DYNAMIQUE DU MARCHÉ DU PÉTROLE

Sachant que la structure polynomiale $(1 - B^4)$ comprend deux racines complexes : i et $-i$, l'estimation des coefficients correspondants (respectivement π_3 et π_4) est réalisée sous hypothèse jointe.

Ainsi, la stationnarité des éléments simples (sans l'élément complexe i) des polynômes $(1 - B)$ et $(1 + B)$ porte sur la significativité des coefficients π_3 et π_4 sous l'hypothèse nulle H_0 : "si $\pi_j = 0$, il existe une racine unité à la fréquence j ", en l'occurrence aux fréquences non saisonnières pour $j = 1$ et semestrielle pour $j = 2$. Ces tests sont unilatéraux.

Les fréquences saisonnières complexes (i et $-i$), représentées dans l'estimation des coefficients π_3 et π_4 sont testées conjointement : H_0 : " $\pi_3 \wedge \pi_4 = 0$ ". En conclusion, il n'y aura de racines unité saisonnières complexes que si π_2 et si $\pi_3 \wedge \pi_4$ sont significativement différents de 0. Cependant, si tous les coefficients sont différents de 0, alors la série est purement stationnaire.

L'intérêt de cette méthode est, au-delà de l'identification des racines unité saisonnières et non saisonnières, de produire le filtre adéquat de stationnarisation de la chronique. Ainsi, si d'après le test il apparaît que le processus X_t présente une racine unité à la fréquence 0 ($\pi_1 = 0$), alors le filtre sera : $(1 - B)X_t = \varepsilon_t$. A l'opposé, si ce processus présente une racine unité à toutes les fréquences à l'issue du test, alors le filtre adéquat sera : $(1 - B^s)X_t = \varepsilon_t$. L'avantage de cette méthode par rapport à celle de BOX & JENKINS (1976) est de proposer le filtre exact de stationnarisation et ainsi d'éviter le risque de sur-différenciation en appliquant systématiquement le filtre $(1 - B^s)$ où s est la période de la saisonnalité ($s = 4$ pour les chroniques trimestrielles, $s = 12$ pour les chroniques mensuelles...) des processus.

Le modèle VAR saisonnier du marché du pétrole

Les séries ont été stationnarisées par la technique de HEGY (Cf. annexe 3). Comparons les résultats de la recherche des racines unité au moyen du test de DICKEY-FULLER Augmenté et de HEGY. :

Série	Filtre (DFA)	Filtre H.E.G.Y.	Série filtrée
POIL	(1-B)	(1-B)	DPO
COIL	(1-B)	(1-B)	DCO
INVOIL	(1-B)	(1-B)	DIO
MOIL	(1-B)	(1-B)	DMO
XOIL	(1-B),t	(1-B),t	DXTO
QOIL	(1-B)	(1-B)	DQO

Les tests de DFA et de H.E.G.Y. donnent, dans ce cas, des résultats similaires. Les graphiques des séries filtrées sont présentés en annexe 1.

DYNAMIQUE DU MARCHÉ DU PÉTROLE

Il apparaît qu'aucune de ces séries n'a de racine unité saisonnière, ce qui signifie que les saisonnalités de COIL, INVOIL et QOIL sont stationnaires. Seules les exportations ont une tendance significative, les autres variables n'ont aucun élément déterministe notable.

Afin de vérifier les résultats de l'étape de stationnarisation, nous avons effectué un test de DICKEY & FULLER (1981) sur les séries filtrées. Toutes sont correctement stationnarisées. Les résultats du test sont présentés dans le tableau suivant :

Valeurs critiques DF	POIL	COIL	INVOIL	MOIL	XOIL	QOIL
MacKinnon 10%	-1.6185	-1.6185	-1.6185	-1.6185	-1.6185	-1.6185
MacKinnon 5%	-1.9457	-1.9457	-1.9457	-1.9457	-1.9457	-1.9457
MacKinnon 1%	-2.6000	-2.6000	-2.6000	-2.6000	-2.6000	-2.6000
Valeur de la variable	-4.6978	-7.9887	-8.3136	-7.6170	-7.9819	-7.9827

Le modèle UVAR (8)

Le modèle UVAR choisi avec huit retards est estimé par la méthode de SIMS. L'information dispensée par ce modèle⁷ est synthétisée dans le tableau suivant :

←	DPO	DCO	DIO	DMO	DTXO	DQO
DPO	4		4			4
DCO						
DIO	6	7	8		3	
DMO		8	8	8	8	
DTXO		8	8	8	8	
DQO	8					

Les chiffres représentent les périodes autorégressives des processus exogènes (en ligne) qui interviennent dans le processus endogène (en colonne).

Les résultats obtenus en 1991 sur le modèle UVAR (8) étaient⁸ :

7. Le modèle a été estimé par le logiciel TSP version 7.0.

8. Les notations de ce tableau correspondent à celles de l'article pré-cité, à savoir : $DPOIL = (1 - B)POIL$; $COIL4 = (1 - B^4)COIL$; $INVOIL4 = (1 - B^4)INVOIL$; $DM = (1 - B)MOIL$; $DX = (1 - B)XOIL$ et $QOIL4 = (1 - B^4)QOIL$.

DYNAMIQUE DU MARCHÉ DU PÉTROLE

←	DPOIL	COIL4	INVOIL4	DM	DX	QOIL4
DPOIL	1					
COIL4	5	8	8		7	8
INVOIL4	3	7	8	3	8	7
DM	8	8	7	7	7	8
DX	7	5	7	8	4	8
QOIL4		5		8	6	

Une comparaison de critères d'information confirme la supériorité de la méthode HEGY pour la stationnarisation de séries trimestrielles :

	AIC	BIC	HQ	FPEC
UVAR(8)91	23,8987	31,8547	26,967	$1,25 \cdot 10^{11}$
UVAR(8)94	15,6803	8,9798	19,692	$2,23 \cdot 10^5$

où **AIC** est le AKAIKE Information Criterion,
BIC est le Bayesian Information Criterion,
HQ est le HANNAN-QUINN Criterion,
FPEC est le Final Predictive Error Criterion⁹.

On note de sensibles modifications entre le modèle UVAR (8) sur séries stationnarisées par la méthode de HEGY et le modèle UVAR (8) présenté par LABYS-MURCIA-TERRAZA (1991). Tout d'abord, la variable de **Consommation**, DCO, est totalement indépendante du reste du modèle¹⁰. Son évolution n'est guidée par aucune des cinq variables retenues. Ce constat tendrait à renforcer l'idée selon laquelle, à court terme, la consommation croît régulièrement à un taux faible puisqu'il y a un report sur les énergies substitués lorsque le marché est en phase d'instabilité.

Le **Prix Spot** résulte d'une part des prix dans les quatre derniers trimestres (donc de l'année écoulée) et d'autre part du stock et du niveau de production sur la même période de temps. Il est en quelque sorte la *variable phare* du marché et à juste titre il révèle le point d'équilibre économique de celui-ci.

La **Production**, quant à elle et conformément à la politique concertée adoptée par l'OPEP et les Majors, s'adapte au prix du marché pour préserver cet équilibre.

9. Pour une définition de ces critères, confère par exemple CROMWELL-LABYS-TERRAZA (1994) pp 63-70.

10. Cette variable n'étant aucunement influencée par le reste du système nous a conduit à ne pas estimer de modèle RVAR (contraint) qui n'aurait reposé que sur cinq variables.

DYNAMIQUE DU MARCHÉ DU PÉTROLE

On constate également que les **Importations** et les **Exportations** sont influencées par les mêmes variables dans le court, voire le moyen terme. Le prix et la production sont absents de leur formation ; ce résultat renforce le statut de produit indispensable dont jouit le pétrole au plan international.

Enfin, les **Stocks** sont normalement sensibles à l'évolution de la consommation et du prix du produit.

Le marché décrit par le modèle UVAR (8), à partir de la technique de stationnarisation saisonnière de HEGY (1990), est réellement représentatif des mécanismes économiques. Le marché du pétrole est effectivement régi par le côté long, ce qui est mis en relief par le caractère indépendant de la variable de consommation. De même, la politique concertée entre l'OPEP et les Majors, pour éviter une trop forte pénétration extérieure du marché en amont, est révélée par les variables intervenant dans l'évolution du prix : le prix à court terme, ainsi que les stocks et la production ; par ailleurs, la production dépend essentiellement du prix. Cette influence conjointe entre prix et production témoigne d'un désir à la fois de contrôle et de stabilité de la part des producteurs. Dans ces conditions, il semble effectivement que le prix ait atteint un niveau d'équilibre pour l'ensemble du marché.

Par ailleurs, le caractère *indispensable* du pétrole est souligné par le comportement similaire des importations et des exportations (déconnecté du prix), ainsi que par celui du stock. Ce dernier laisse entrevoir une certaine fiabilité dans les ressources car il n'est influencé qu'à moyen terme par le prix et la consommation.

Le modèle RVAR du marché du pétrole présenté en 1991 peut être amélioré en recourant à une recherche de racine unité de chroniques saisonnières au moyen du test de HEGY. En effet, l'emploi systématique du filtre saisonnier $(1 - B^4)$ préconisé par BOX & JENKINS est générateur de liens de causalité artificiels lorsque la saisonnalité est stationnaire ou déterministe. Il s'agit là d'un résultat similaire à celui que l'on observe dans les cas non saisonniers lorsque la méthode de stationnarisation n'est pas adéquate (ou inutile).

Par comparaison, il semble que le traitement de la stationnarité par la méthode de HEGY (1990) ait valorisé la qualité de l'information statistique. Ce dernier modèle UVAR (8) souligne davantage les mécanismes économiques en place sur ce marché. D'une part, la politique de concertation dans la production et le maintien d'un prix d'équilibre ont été perçus ; d'autre part, l'impact du côté long est apparu nettement par le degré d'indépendance de la consommation. En ce sens, on peut conclure que la méthode de HEGY rationalise le traitement de la stationnarité des séries saisonnières en données trimestrielles et permet d'améliorer la qualité des investigations ultérieures.

DYNAMIQUE DU MARCHÉ DU PÉTROLE

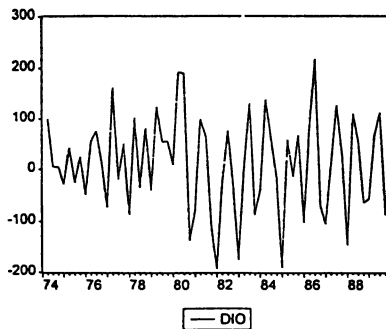
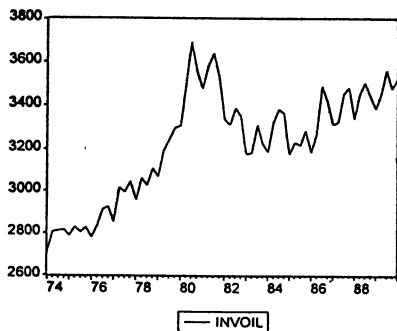
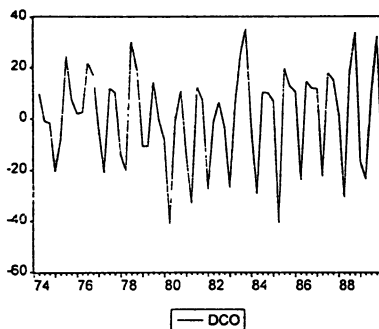
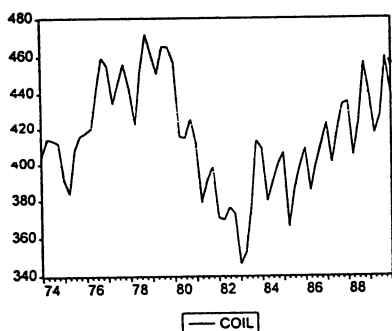
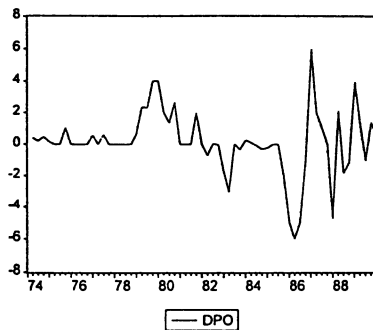
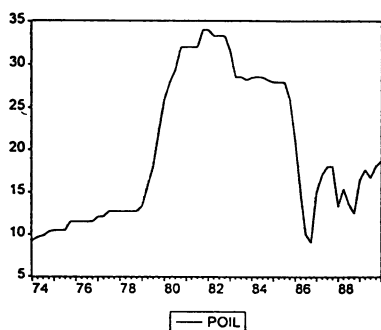
BIBLIOGRAPHIE

- ANGELIER J.-B. (1990) *Le Pétrole*, Economica.
- ARTUS P. & KAABI M. (1991) "Marché au Comptant et Marché à Terme du Pétrole Brut et des Produits Raffinés : Analyse économique et efficacité des marchés à terme", *Economie & Prévision*, n° 99, pp 1991-1993.
- AYOUB A. & PERCEBOIS J. (1987) *Pétrole : Marchés et Stratégies*, Economica.
- BOX G.E.P. & JENKINS G.-M. (1976) *Time Series Analysis : Forecasting and Control*, San Francisco ; Holden Day (2nd Ed.).
- CALABRE S. (1990) *L'évolution des prix des produits de base*, Economica.
- CALABRE S. (1990) *Les marchés internationaux des matières premières*, Economica.
- CROMWELL J.B. - LABYS W.-C. - TERRAZA M. (1994) *Univariate Tests for Time Series Models*, SAGE Publications.
- CROMWELL J.B. - HANNAN M. - LABYS W.-C. - TERRAZA M. (1994) *Multivariate Tests for Time Series Models*, SAGE Publications.
- DICKEY D.A. & FULLER W.A. (1981) "The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressives Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol. 49, pp 1057-1072.
- HYLLEBERG S. - ENGLE R.F. - GRANGER C.W.J. - YOO B.S. (1990) "Seasonal Integration and Co-integration", *Journal of Econometrics*, n° 44, pp 215-238.
- LABYS W.C. - MURCIA V. - TERRAZA M. (1991) *Modélisation VAR du marché du pétrole*, Cahier du CEPE-LAMTA Univ. de Montpellier I.
- LABYS W.C. - MURCIA V. - TERRAZA M. (1993) "Modelling the Petroleum Spot Market : A VAR approach", in *Models for Energy Policy*. Routledge Eds (à paraître).
- LEE H.S. & SIKLOS P.L. (1991) "Unit Roots and Seasonal Unit Roots in Macroeconomics Time Series", *Economics Letter*, n° 35, pp 273-277.
- LUTKEPOHL H. & REIMERS H.E. (1992) "Impulse Response Analysis of Cointegrated Systems", *Journal of Economic Dynamics and Control*, n° 16, pp 53-78.
- SIMS C. (1980) "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, Vol.48, pp 1-48.

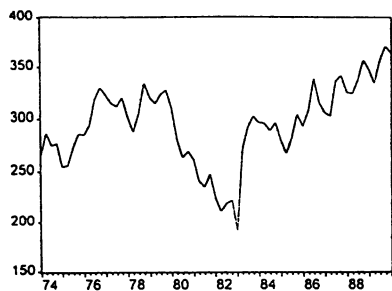
DYNAMIQUE DU MARCHÉ DU PÉTROLE

ANNEXES

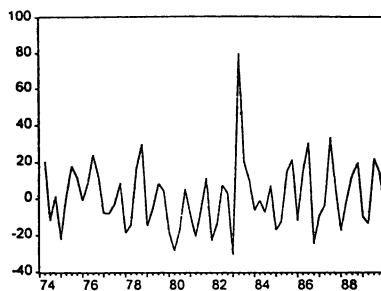
Annexe 1 : Graphiques des séries brutes et stationnarisées.



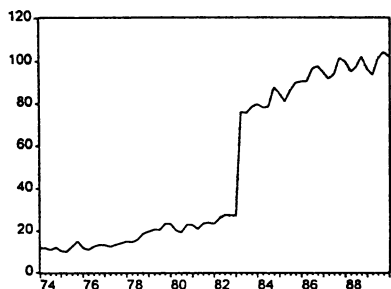
DYNAMIQUE DU MARCHÉ DU PÉTROLE



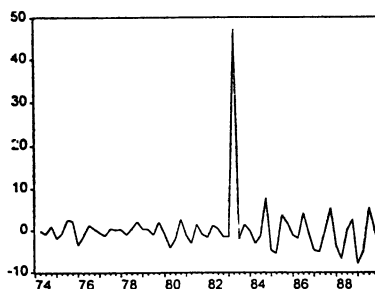
— MOIL



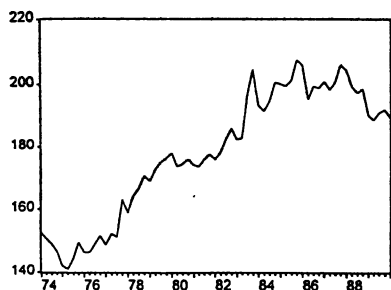
— DMO



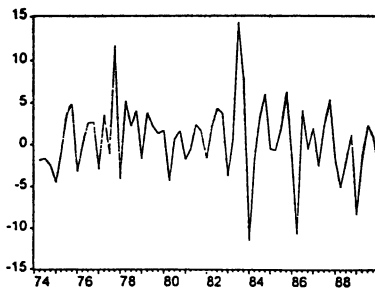
— XOIL



— DTXO



— QOIL

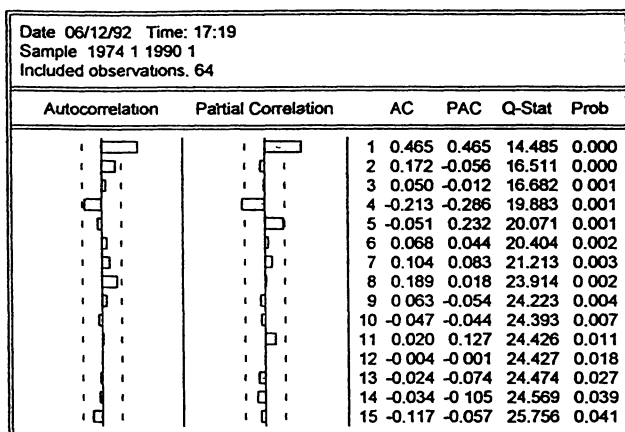


— DQO

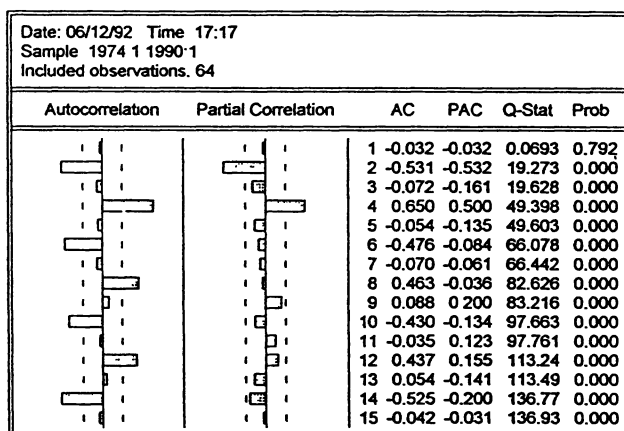
DYNAMIQUE DU MARCHÉ DU PÉTROLE

Annexe 2 : Les fonctions d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle

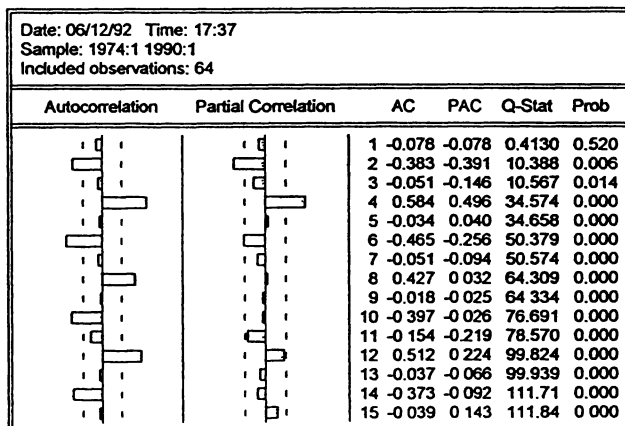
Correlogram of D(POIL)



Correlogram of D(COIL)

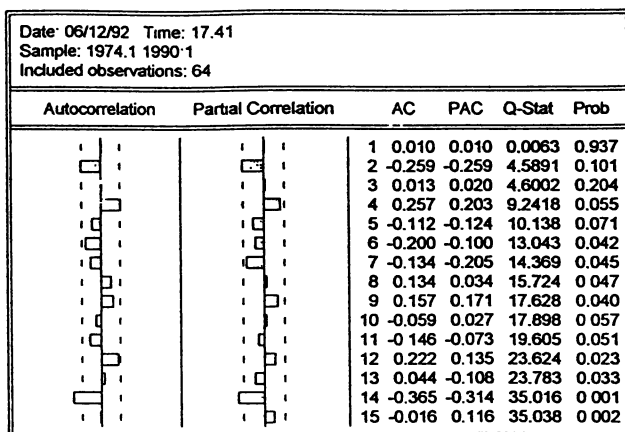


Correlogram of D(INVOIL)

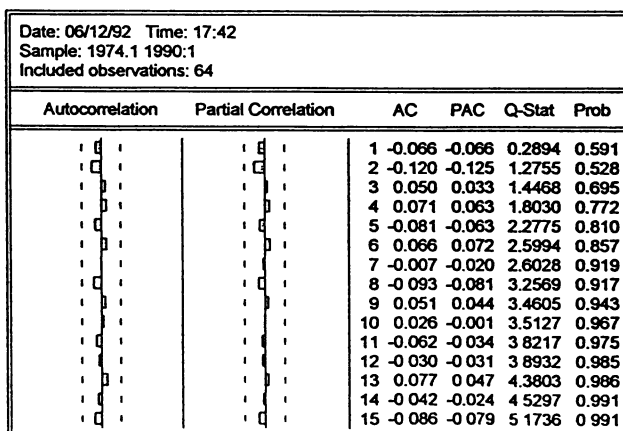


DYNAMIQUE DU MARCHÉ DU PÉTROLE

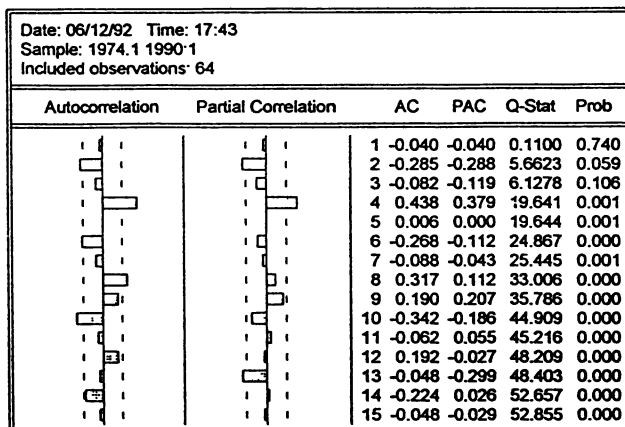
Correlogram of D(MOIL)



Correlogram of D(XOIL)



Correlogram of D(QOIL)



DYNAMIQUE DU MARCHÉ DU PÉTROLE

Annexe 3 : : *La stationnarisation des séries selon la procédure de HEGY (1990)*

Les notations utilisées dans cette annexe correspondent à l'écriture de l'équation (3) p 5, à savoir :

$X_{4,t}$ est noté $P4$ pour la variable POIL,

$X_{1,t-1}$ est noté $P1$ pour la variable POIL,

$X_{2,t-1}$ est noté $P2$ pour la variable POIL,

$X_{3,t-2}$ est noté $P32$ pour la variable POIL,

$X_{3,t-1}$ est noté $P31$ pour la variable POIL,

C représente la constante,

T représente la tendance de degré 1,

$DICHO$ représente la variable dichotomique pour saisonnalité déterministe.

La présentation est identique pour

$C4$ (variable COIL), $I4$ (variable INVOIL), $M4$ (variable MOIL),

$X4$ (variable XOIL.) et $Q4$ (variable QOIL).

Exemples de régression : le modèle (3) complet

LS // Dependent Variable is P4

SMPL range: 1975.1 - 1990.1

Number of observation: 61

Variable	Coefficient	STD. error	T-Stat	2-Tail sig
P1	-0.0118230	0.0076784	-1.5397667	0.1295
P2	-0.7941512	0.1549366	-5.1256512	0.0000
P32	-0.2292561	0.1186570	-1.9320899	0.0586
P31	-0.6889415	0.1182606	-5.8256213	0.0000
C	1.3089237	0.7207420	1.8160779	0.0749
T	-0.0027588	0.0146041	-0.1889072	0.8509
DICHO	-0.7081102	0.5540273	-1.2781143	0.2067
R-squared	0.905031	Mean of dependent var		0.523934
S.E. of regression	1.853887	Sum of squared residuals		185.5925
Durbin-Watson stat	2.018195	F-statistic		85.76811

DYNAMIQUE DU MARCHÉ DU PÉTROLE

LS // Dependent Variable is C4

SMPL range: 1975.1 - 1990.1

Number of observation: 61

Variable	Coefficient	STD. error	T-Stat	2-Tail sig
C1	-0.0200943	0.0204831	-0.9810156	0.3310
C2	-1.2758359	0.2640771	-4.8313000	0.0000
C32	-0.8262686	0.1392152	-5.9351889	0.0000
C31	0.4017450	0.1772266	2.2668435	0.0274
C	33.593361	35.319718	0.9511220	0.3458
T	0.0248801	0.1249046	0.1991930	0.8429
DICHO	-1.6078448	4.9321408	-0.3259933	0.7457
R-squared	0.554415	Mean of dependent var		1.644591
S.E. of regression	16.54162	Sum of squared residuals		14775.77
Durbin-Watson stat	1.799440	F-statistic		11.19816

LS // Dependent Variable is I4

SMPL range: 1975.1 - 1990.1

Number of observation: 61

Variable	Coefficient	STD. error	T-Stat	2-Tail sig
I1	0.5172351	0.1231410	4.2003493	0.0001
I2	-1.0865020	0.2428576	-4.4738243	0.0000
I32	-0.3081317	0.0949176	-3.2463072	0.0020
I31	0.8148612	0.2834583	2.8747128	0.0058
C	332.37916	220.99116	1.5040383	0.1384
T	0.6495030	1.0278394	0.6319110	0.5301
DICHO	2.8172379	26.257205	0.1072939	0.9150
R-squared	0.580821	Mean of dependent var		46.99344
S.E. of regression	89.89822	Sum of squared residuals		436411.2
Durbin-Watson stat	1.845254	F-statistic		12.47053

LS // Dependent Variable is M4

SMPL range: 1975.1 - 1990.1

Number of observation: 61

Variable	Coefficient	STD. error	T-Stat	2-Tail sig
M1	-0.0272775	0.0186831	-1.4600141	0.1501
M2	-0.6651995	0.1243457	-5.3495963	0.0000
M32	-0.3816390	0.1048359	-3.6403474	0.0006
M31	-0.3618708	0.1030452	-3.5117666	0.0009
C	27.131360	21.076959	1.2872522	0.2035
T	0.1569797	0.1428163	1.0991726	0.2766
DICHO	3.8130320	5.5289243	0.6896517	0.4934
R-squared	0.713748	Mean of dependent var		5.258361
S.E. of regression	18.56603	Sum of squared residuals		18613.66
Durbin-Watson stat	1.991829	F-statistic		22.44085

DYNAMIQUE DU MARCHÉ DU PÉTROLE

LS // Dependent Variable is X4

SMPL range: 1975.1 - 1990.1

Number of observation: 61

Variable	Coefficient	STD. error	T-Stat	2-Tail sig
X1	-0.0346312	0.0172552	-2.0070000	0.0498
X2	-0.5435897	0.1113472	-4.8819353	0.0000
X32	-0.5133892	0.1082709	-4.7417094	0.0000
X31	-0.359458	0.1088336	-3.3036299	0.0017
C	-2.1981424	2.3494463	-0.9356002	0.3536
T	0.2850140	0.1409933	2.0214720	0.0482
DICHO	2.3133058	2.0085441	1.1517326	0.2545
R-squared	0.724819	Mean of dependent var		5.826721
S.E. of regression	6.788845	Sum of squared residuals		2488.775
Durbin-Watson stat	2.013643	F-statistic		23.70571

LS // Dependent Variable is Q4

SMPL range: 1975.1 - 1990.1

Number of observation: 61

Variable	Coefficient	STD. error	T-Stat	2-Tail sig
Q1	0.0010219	0.0249365	0.0409796	0.9675
Q2	-0.6346502	0.1259501	-5.0389003	0.0000
Q32	-0.3951162	0.1091917	-3.6185551	0.0006
C	2.9730933	14.023291	0.2120111	0.8329
T	-0.0647890	0.1146109	-0.5652953	0.5742
DICHO	-0.3573345	1.3959917	-0.25599718	0.7989
R-squared	0.566749	Mean of dependent var		2.654426
S.E. of regression	4.748738	Sum of squared residuals		1240.278
Durbin-Watson stat	1.657574	F-statistic		14.38945