

국제유가 흐름에 대한 시계열분석접근

박 주 호*

〈目 次〉

- | | |
|-------------------|-------------------|
| I. 序 論 | Ⅲ. 時系列 分析 結果 및 解釋 |
| Ⅱ. 資料 및 時系列 分析 節次 | Ⅳ. 結 論 |

要 約

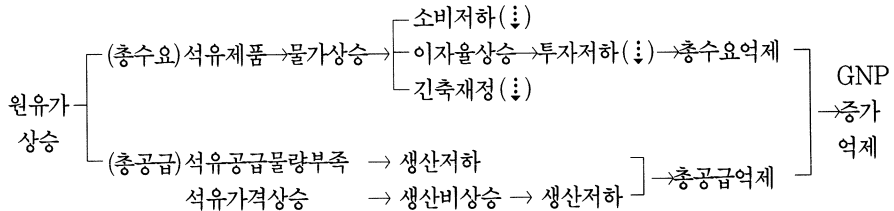
주요 현물유가(WTI, Brent, Oman, Dubai)와 선물유가간의 동태적 관계를 시계열 분석 방법을 이용하여 살펴보았다. 현물유가 및 선물유가들은 1차 적분된 시계열(I(1))로 보여진다. 현물유가들사이 및 현물유가와 선물유가사이에도 공적분관계(cointegration relation)가 있는 것으로 보여진다. 한편, 선물유가는 현물유가를 인과(Granger-cause)하지만, 현물유가는 선물유가를 인과하지 않는 것으로 나타났다. 이러한 공적분관계 및 인과관계의 결과는 합리적 기대가설(rational expectations hypothesis)에 의한 효율적 석유시장(efficient oil markets)과 일치하는 것으로 보여진다. 수정오차모형(error correction model)에 의해 3/4분기 및 4/4분기의 유가들을 예측해 보았다.

* 에너지경제연구원 선임연구원

I. 序 論

최근의 국제원유가는 커다란 변동을 보이고 있다. 국제원유가의 변동은 곧 석유 제품에 반영되며 이는 곧 GNP, 물가 등에 커다란 영향을 미치는 것은 주지하는 바이다(그림1 참조). 따라서, 국제원유가에 대한 올바른 분석 및 예측은 향후 국내경기 및 물가예측에 있어서 중요한 역할을 하게 된다.

〈그림 1〉 원유가격과 경제성장과의 관계



경제학의 기본원리인 수요공급의 법칙에 의하면, 일반적으로 유가는 석유에 대한 수요가 증가하는 겨울에 강세를 나타내고, 석유에 대한 수요가 감소하는 여름에 약세를 나타낸다고 알려져 있다. 하지만 최근의 유가흐름을 살펴보면 그렇지 않은 경우가 많음을 알 수 있다. 대표적인 예로서, '91- '92년, '92- '93년, '93- '94년 겨울에 유가가 약세를 보인 반면, 의외로 최근 3-4개월간 유가가 급등하는 것 등을 들 수 있다.

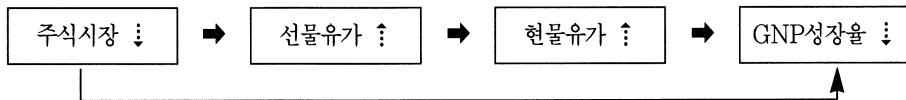
그러면 과연 유가는 무엇에 의해 움직이고 있으며, 이에 대한 올바른 분석 및 예측을 위해 어떻게 하여야 하는가? 유가의 변동이 기본적으로 석유의 수요·공급이라는 석유시장내의 변수에 영향을 받는 것이 사실이지만, 최근의 유가변동추이에서 보는 바와 같이 시장외적 변수에 의해 크게 영향을 받는 듯하다.

여러 보도 및 분석에 따르면, 최근의 유가강세는 미국의 투기성자금이 NYMEX 석유선물시장에 진입하여 석유선물을 매입하였기 때문으로 여겨진다. 즉, 최근 3-4

개월간 미국의 주식 및 채권시장의 약세로 투기성자금들이 최근 원유가격이 바닥이라는 인식하에 NYMEX 석유선물을 매입함으로써 유가급등이 이루어졌다고 보고 있다. 석유선물시장에서의 가격형성은 현재의 석유수요와 공급뿐 아니라 미래의 수요와 공급에 대한 수많은 수요자 및 공급자, 투자자 및 투기자들의 예측이 반영되어 결정된다. 이렇게 형성되는 가격은 상황변화에 따라 시시각각으로 변동되며, 고도로 발달된 통신매체를 통하여 즉시 전세계에 알려지고 세계각처에서 이루어지고 있는 석유현물거래의 가격을 결정하는데 중대한 영향을 미치게 된다. 이러한 금융자본들의 향방은 90년대 들어 환경문제와 함께 석유산업 및 유가의 결정에 있어서 새로운 중요한 요소로 보인다. 따라서 이러한 변수의 흐름에 대한 깊은 관심이 필요할 것이다.

석유시장 및 금융시장 등을 경기변동과 관련하여 예상되는 대략의 흐름을 살펴보면 다음과 같다.

〈그림 2〉 석유시장, 금융시장 및 경기변동



본 연구에서는 현물유가흐름 및 선물유가와와의 관계를 단위근 검정(unit root test), 공적분검정(cointegration test), 인과검정(causality test)등의 시계열분석방법을 통해 살펴보고자 한다. 주식시장 및 경기변수(GNP, 물가)와의 관계에 대한 분석은 다음으로 미룬다.

Ⅱ. 資料 및 時系列 分析 節次

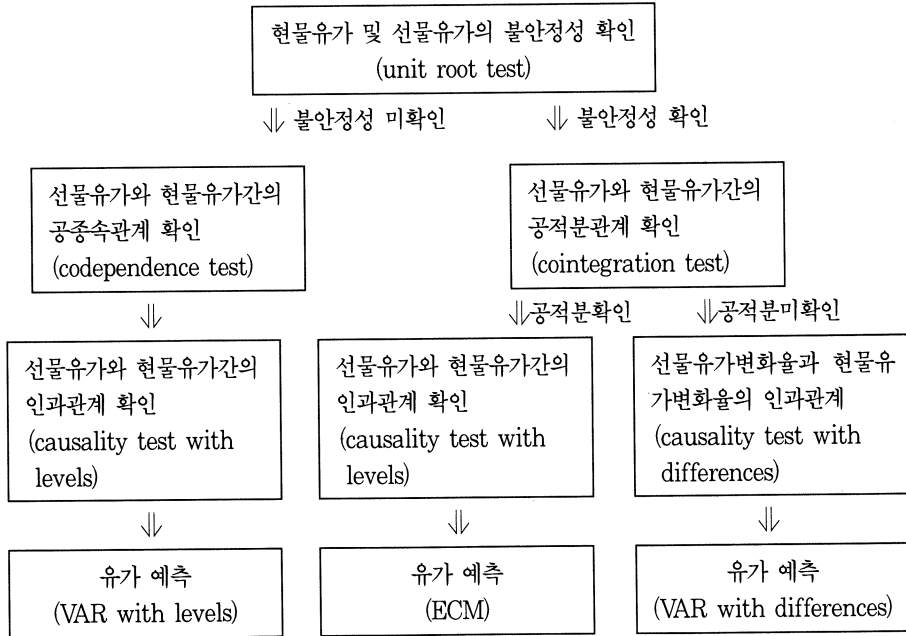
1. 자료

본 연구에서의 시계열 자료는 1992년 5월 1일부터 1994년 6월 30일까지의 일별 주요유종의 현물유가(WTI, Brent, Oman, Dubai) 및 NYMEX 선물유가를 이용하였다. NYMEX 선물유가는 근월 도래 선물(next month delivery)의 당일 종가이다.

2. 시계열 분석 절차

본 연구에서는 4단계에 걸쳐 시계열 실증 분석을 하고자 한다. 첫째, 유가간의 동태적 관계를 분석하기에 앞서, 현물유가 및 선물유가의 안정성(stationarity)을 단위근 검정(unit root test)에 의해 확인한다. 둘째, 현물유가와 선물유가간의 공통관계(common components)를 1단계에 의거하여 확인한다. 불안정성이 미확인될 경우(trend stationarity), 공종속 검정(codependence test)에 의해 확인하며, 불안정성이 확인될 경우(nonstationary unit root), 공적분 검정(cointegration test)에 의해 확인한다. 셋째, 현물유가와 선물유가간의 인과관계(Granger-causality)를 1,2단계에 의거하여 확인한다. 불안정이 미확인되는 경우와 공적분이 확인되는 경우는 시계열 자체들로 인과검정(causality test with levels)을 하며, 공적분이 미확인되는 경우 시계열자료를 차분하여 인과검정(causality test with differences)을 한다. 마지막으로 이들 시계열검정을 통한 결과들을 이용하여 유가들을 예측한다. 공적분 관계가 있는 경우, 수정오차모형(Error Correction Model)에 의해 유가를 예측하며, 그렇지 않은 경우는 벡터오트리그레션(Vector Autoregression)에 의해 유가를 예측한다. 이 과정들을 간단히 나타내면 <그림 3>과 같다.

〈그림 3〉 시계열 분석 절차



Ⅲ. 時系列 分析 結果 및 解釋

1. 단위근 검정(unit root test)

현물유가와 선물유가간의 관계를 검정하기 위해 먼저 분석대상이 되는 각 시계열 자료의 성격을 파악하여야 한다. 즉, WTI, Brent, Oman, Dubai 등의 주요 현물유가와 NYMEX 선물유가들이 안정적인지를 확인하여야 한다. 시계열이 안정적인 경우(trend stationarity), 그 시계열에 무작위적 충격(random shock)이 있을 경우 그 충격은 일시적이며 미래에 지속적인 영향을 미치지 않는다(transitory effect). 또한 전통적 회귀분석에 있어서 커다란 문제를 야기하지 않는다. 하지만,

시계열이 불안정적인 경우(nonstationary unit root), 충격이 가해지면 미래에 지속적인 영향을 미친다(permanent effect). 또한 전통적 회귀분석에 있어서 가성적 회귀문제(spurious regression)를 야기시킴으로써 시계열 예측에 있어서 근본적인 문제를 초래한다 - Phillips(1986) 참조. 따라서 단위근의 존재유무는 경제학적으로 뿐만아니라 계량적으로도 중요한 의미를 지닌다.

유가들의 안정성을 살펴보기위해 본 연구에서는 Dickey와 Fuller(1979)의 ADF 단위근 검정법(Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test)을 이용하였다. $\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$ 이라고 하면 회귀식은 다음과 같다.

$$\Delta P_t = (\alpha + \beta t) + \gamma P_{t-1} + \sum_{k=1}^m \delta_k \Delta P_{t-k} + \varepsilon_t \quad \dots (1)$$

식(1)에서 단위근(unit root)의 존재검정은 $\gamma = 0$ 라는 귀무가설(null hypothesis)의 검정에 달려 있으며, 단위근의 존재는 유가의 불안정성을 의미한다. 상수항 및 시간함수의 고려에 따라 세가지 형태의 검정이 있으며 임계치(critical value)는 Fuller(1976)를 이용하였다. Lag 결정은 널리 사용되고 있는 Akaike 기준과 Schwarz 기준을 이용하였다.

주요 현물유가 및 선물유가 단위근 검정결과는 <표 1>과 같다. 모든 유가에 있어서 상수(constant)항과 시간함수(linear time trend)에 관계없이 단위근의 존재를 기각할 수 없는 것으로 나타났다. 즉, 이들 시계열은 불안정적이다. 현물유가 및 선물유가들을 1차 차분(differencing)하여 살펴본 결과 이들 시계열에는 단위근이 없는 것으로 나타났다(표2 참조). 따라서 주요현물유가 및 선물유가 시계열은 1차 적분된 것으로 보여진다(integrated process of order 1). ADF 검정에 있어서 Lag 결정은 Akaike 기준과 Schwarz 기준이 모두 일치하는 것으로 나타났다.

유가들이 I(1) 시계열이기 때문에 이들간의 공통관계 및 인과관계를 살펴보기 위해서는 공적분(cointegration) 검정이 필요하다.

국제유가 흐름에 대한 시계열분석접근

〈표 1〉 현물 및 선물유가의 단위근 검정 (N=565)

(1) $\Delta P_t = \gamma P_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta P_{t-i}$ (no constant, no linear trend)

LAG	WTI	Brent	Oman	Dubai	NYMEX
1	-0.416	-0.467	-0.464	-0.435	-0.451

(2) $\Delta P_t = \alpha + \gamma P_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta P_{t-i}$ (constant, no linear trend)

LAG	WTI	Brent	Oman	Dubai	NYMEX
1	-1.508	-1.525	-1.382	-1.460	-1.491

(3) $\Delta P_t = \alpha + \beta t + \gamma P_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta P_{t-i}$ (constant, linear trend)

LAG	WTI	Brent	Oman	Dubai	NYMEX
1	-1.671	-1.496	-1.589	-1.521	-1.525

주) 숫자들은 γ 에 대한 t-statistics.

Critical values(Fuller, 1976): (1)에 대해서 -2.58(1%), -1.95(5%), -1.62(10%); (2)에 대해서 -3.43(1%), -2.86(5%), -2.57(10%); (3)에 대해서 -3.96(1%), -3.41(5%), -3.12(10%).

Lag 결정은 Akaike 기준과 Schwarz 기준에 의한 것임.

〈표 2〉 현물 및 선물유가 변화율의 단위근 검정 (N=564)

(1) $\Delta \Delta P_t = \gamma \Delta P_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta \Delta P_{t-i}$ (no constant, no linear trend)

LAG	WTI	Brent	Oman	Dubai	NYMEX
1	-16.380	-17.660	-17.626	-17.070	-23.557

(2) $\Delta \Delta P_t = \alpha + \gamma \Delta P_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta \Delta P_{t-i}$ (constant, no linear trend)

LAG	WTI	Brent	Oman	Dubai	NYMEX
1	-16.369	-17.649	-17.616	-17.059	-23.538

(3) $\Delta \Delta P_t = \alpha + \beta t + \gamma \Delta P_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta \Delta P_{t-i}$ (constant, linear trend)

LAG	WTI	Brent	Oman	Dubai	NYMEX
1	-16.380	-17.678	-17.624	-17.073	-23.534

주) 〈표 1〉의 주 참조.

2. 공적분 검정(cointegration test)

개별 시계열은 단위근을 갖지만 그들 사이의 단위근의 갯수를 줄이는 선형결합(linear combination)이 존재하면 이들 시계열은 공적분관계(cointegration relation)가 있다. 공적분관계가 존재한다는 것은 그들 사이에 장기적인 균형관계가 있다는 것을 의미한다.

본 연구에서는 Engle과 Granger(1987)의 간단한 방법을 사용하고자 한다. 우선 1단계에서 공적분 회귀식(cointegrating regression)을 추정한다.

$$P_{1t} = (\alpha + \beta t) + \gamma P_{2t} + U_t \quad \dots (2)$$

그리고 2단계에서는 회귀식(2)에서 계산된 잔차시계열 U_t 가 단위근을 갖는지를 식(3)으로 검정한다.

$$\Delta U_t = \gamma_0 U_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta U_{t-i} \quad \dots (3)$$

검정결과 귀무가설($H_0: \gamma_0 = 0$)이 기각되지 않으면 잔차가 안정적이지 못하며 따라서 P_1 과 P_2 사이에는 공적분이 존재하지 않는다. 그러나 귀무가설이 기각되면 회귀 잔차가 안정성을 가지며 두 시계열은 공적분관계가 있으며, 장기적으로 균형관계가 있음을 의미한다. 상수항 및 시간함수에 따라 세가지 형태의 검정이 있으며 임계치는 MacKinnon(1991)의 표를 이용하였다. Lag 결정은 마찬가지로 Akaike 기준과 Schwarz 기준을 이용하였다.

주요 현물유가 및 현물유가와 선물유가간의 공적분 검정 결과는 각각 <표 3>, <표 4>와 같다. 상수항과 시간함수에 관계없이 주요 현물유가들 사이에는 공적분관계가 있는 것으로 나타났다. 또한 현물유가들과 NYMEX 선물사이에도 공적분관계가 있는 것으로 나타났다. 즉, 이들 유가들 사이에는 장기적으로 공통요소를 가지고 있는 것이다. 따라서, 어떤 유가를 예측함에 있어서 다른 유가나 선물유가를 고

려할 경우 더 나은 예측을 할 수 있는 것이다(오차수정모형 - Error Correction Model). EG 검정에 있어서 Lag 결정은 Akaike 기준과 Schwarz 기준이 모두 일치하는 것으로 나타났다.

한편 I (1) 시계열인 유가들 사이에는 공적분관계가 있으므로 차분없이 인과검정을 할 수 있다.

〈표 3〉 현물유가간의 공적분 검정 (N=565)

$$WTI_t = (\alpha + \beta t) + \alpha_1 Brent_t + \alpha_2 Oman_t + \alpha_3 Dubai_t + U_t$$

$$\Delta U_t = \gamma U_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta U_{t-i}$$

LAG	(1) no constant no linear	(2) constant no linear	(3) constant linear
1	-5.075***	-5.098***	-5.777***

주) 숫자들은 γ 에 대한 t-statistics.

Critical values(MacKinnon, 1991): (1)에 대해서 -4.181(1%), -3.980(5%), -3.452(10%); (2)에 대해서 -4.680(1%), -4.119(5%), -3.826(10%); (3)에 대해서 -5.009(1%), -4.455(5%), -4.167(10%).

***은 1%에서 유의함.

Lag 결정은 Akaike 기준과 Schwarz 기준에 의함.

〈표 4〉 현물유가와 선물유가간의 공적분 검정 (N=565)

〈NYMEX와 WTI〉

LAG	(1) no constant no linear	(2) constant no linear	(3) constant linear
3	-10.543***	-10.526***	-10.570***

〈NYMEX와 Brent〉

LAG	(1) no constant no linear	(2) constant no linear	(3) constant linear
1	-5.536***	-5.515***	-6.204***

〈NYMEX와 Oman〉

LAG	(1) no constant no linear	(2) constant no linear	(3) constant linear
1(S)	-4.313***	-4.386***	-4.705***
2(A)	-4.622***	-4.684***	-5.002***

〈NYMEX와 Dubai〉

LAG	(1) no constant no linear	(2) constant no linear	(3) constant linear
1(S)	-3.791***	-3.758**	-3.719*
2(A)	-4.002***	-3.977***	-3.939**

주) Critical values (MacKinnon, 1991): (1)에 대해서 3.415(1%), 3.116(5%), 2.876(10%); (2)에 대해서 3.919(1%), 3.348(5%), 3.053(10%); (3)에 대해서 4.354(1%), 3.798(5%), 3.509(10%).

***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 에서 유의함.

A 와 S는 각각 Akaike 기준과 Schwarz 기준에 의한 결정.

3. 인과검정

시계열 P_1 이 P_2 를 인과(Granger-cause)한다고 할 경우 P_1 은 P_2 를 예측하는데 도움을 준다는 것을 의미한다. 본 연구에서는 Granger(1969)의 방법을 이용하고자 한다. 시계열이 단위근을 갖지만 공적분관계가 있는 경우는 다음의 회귀식에 의해 가설검정을 한다.

$$P_{2t} = (\alpha + \beta t) + \sum_{i=1}^m \alpha_i P_{2t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j P_{1t-j} \quad \dots (4)$$

한편 공적분관계가 없는 경우는 회귀식(4)는 가성적 회귀(spurious regression) 문제를 야기시키므로, 차분에 의해 안정적 시계열을 구한다음 가설검정을 한다.

$$\Delta P_{2t} = (\alpha + \beta t) + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta P_{2t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j \Delta P_{1t-j} \quad \dots (5)$$

위의 회귀식(4), (5)에서 $\beta_j = 0 (j = 1, 2, \dots, m)$ 를 검정하여 인과성이 존재하는지를 검정한다.

〈표 5〉 선물유가와 현물유가간의 인과관계검정 (N=565)

	no constant no linear	constant no linear	constant linear
N → W	5517.7***	4906.5***	3619.2***
N ← W	0.141	0.108	0.144
N → B	2344.7***	2099.4***	1602.1***
N ← B	0.474	0.493	0.551
N → O	1776.3***	1545.7***	1063.7***
N ← O	0.835	0.909	1.441
N → D	1127.2***	967.23***	614.04***
N ← D	0.338	0.202	0.219

주) 숫자들은 F-statistics. *** 1% 에서 유의. Lag 수는 1임.

상수항, 시간함수 등에 관계없이 NYMEX 선물유가는 모든 현물유가를 인과(Granger-cause)하는 것으로 나타났다. 한편, 현물유가는 NYMEX 선물유가를 인과(Granger-cause)하지않는 것으로 나타났다. 이는 합리적 기대가설(rational expectations)에 의한 효율적 석유시장과 일치하는 것이다. 이는 또한 공적분관계가 있는 경우 적어도 한 방향으로 인과(Granger causality)가 있어야 하는것과도 일치한다.

4. 유가예측

현물 유가들사이에 공적분관계가 있으므로 다른 유가들을 고려하여 유가를 예측

〈표 6〉 다른 유종을 이용한 유가예측

(단위:\$/bbl)

	WTI	Brent	Oman	Dubai
7/25	19.48	17.86	16.56	16.19
8/1	19.49	17.97	16.63	16.23
8/8	19.50	18.04	16.69	16.26
8/15	19.51	18.08	16.73	16.27
8/22	19.51	18.11	16.75	16.27
8/29	19.51	18.12	16.76	16.25
9/5	19.50	18.12	16.76	16.24
9/12	19.49	18.12	16.76	16.22
9/19	19.48	18.11	16.75	16.20
9/26	19.46	18.09	16.73	16.17
10/3	19.44	18.08	16.72	16.17
10/10	19.41	18.06	16.70	16.12
10/17	19.39	18.04	16.68	16.09
10/24	19.36	18.01	16.66	16.07
10/31	19.34	17.99	16.64	16.04
11/7	19.31	17.96	16.61	16.01
11/14	19.28	17.94	16.59	15.99
11/21	19.26	17.91	16.57	15.97
11/28	19.23	17.89	16.55	15.94
12/5	19.21	17.87	16.52	15.91
12/12	19.18	17.84	16.50	15.90
12/19	19.16	17.82	16.48	15.90
12/26	19.13	17.80	16.46	15.85

국제유가 흐름에 대한 시계열분석접근

할 경우 더 나은 예측이 가능하다. 또한 현물유가와 선물유가 사이에도 공적분관계가 있으므로 이를 고려할 경우 수정오차모형(Error Correction Model)에 의해 더 나은 예측이 가능하다. <표 6>은 다른유종을 이용한 수정오차모형에 의한 예측으로 당분간 (3/4 분기)은 상승국면을 유지할 것으로 보이며 4/4분기에는 안정세 혹은 내림세를 보일것으로 보인다. <표 7>은 선물유가를 이용한 수정오차모형에 의한 예측으로 4/4분기까지 꾸준한 내림세를 보일것으로 보인다.

<표 7> 선물유가를 이용한 유가예측

(단위: \$/bbl)

	WTI	Brent	Oman	Dubai
7/25	19.40	17.63	16.42	16.08
8/1	19.36	17.60	16.41	16.05
8/8	19.33	17.58	16.39	16.02
8/15	19.29	17.56	16.37	15.99
8/22	19.26	17.54	16.35	15.97
8/29	19.23	17.52	16.33	15.94
9/5	19.20	17.50	16.32	15.92
9/12	19.17	17.48	16.30	15.90
9/19	19.15	17.46	16.29	15.87
9/26	19.12	17.44	16.27	15.85
10/3	19.10	17.43	16.26	15.83
10/10	19.07	17.41	16.24	15.81
10/17	19.05	17.40	16.23	15.79
10/24	19.03	17.38	16.22	15.77
10/31	19.01	17.37	16.20	15.76
11/7	18.99	17.35	16.19	15.74
11/14	18.97	17.34	16.18	15.72
11/21	18.95	17.33	16.17	15.71
11/28	18.93	17.32	16.16	15.69
12/5	18.91	17.30	16.15	15.68
12/12	18.90	17.29	16.13	15.66
12/19	18.88	17.28	16.12	15.65
12/26	18.86	17.27	16.12	15.64

IV. 結 論

주요 현물유가 및 선물유가간에는 공적분관계 및 인과관계가 있는 것으로 나타났다. 그러므로 유가를 예측하는데 있어서 개별유가만을 이용하는 것보다 다른 유종의 유가 및 선물유가를 이용하는 것이 올바른 예측일 것이다.

주요 현물유가 및 선물유가를 이용한 시계열 분석 방법의 유가예측은 새로운 접근으로 앞으로 더욱더 연구가 필요한 것으로 보인다. 특히 커다란 금융자본이 유입되는 석유선물시장은 주식시장의 변동과 커다란 관련을 가진 것으로 보여지며, 자본시장개방과 유가자유화 실시에 즈음하여 올바른 유가예측 및 경기변동예측을 위해 주식시장 및 선물시장 그리고 현물시장을 동시에 살펴보는 것이 필요할 것으로 보인다.

이러한 시계열 분석 접근은 기존의 유가예측과는 상당히 차이가 있다. 기존에는 경기변동을 먼저 예측하고 이에 상응하는 석유시장의 수급을 고려하여 유가를 예측하는 것이 관례이다. 하지만, 시계열 분석 접근은 경기변동을 선도하는 것으로 알려져 있는 주식시장 및 선물시장을 먼저 살펴보고 이를 고려하여 유가를 예측하고 또한 경기변동을 예측할 수 있는 것이다. 따라서 이 분석으로부터 단지 유가예측 뿐만 아니라 경기전체에 대한 하나의 거시경제 모형이 만들어 질 수 있는 것이다. 주식시장, 석유선물시장 및 현물시장, 물가 및 GNP 등에 대한 동시고찰은 다음 연구로 미룬다.

국제유가 흐름에 대한 시계열분석접근

<부표 1> 현물 및 선물유가의 단위근 검정(1992:5:1-1994:6:30)

$$\Delta P_t = \hat{\gamma}P_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta P_{t-i}$$

LAG	WTI	Brent	Oman	Dubai	NYMEX
1	-0.416 ^{A.S}	-0.467 ^{A.S}	-0.464 ^{A.S}	-0.435 ^{A.S}	-0.451 ^{A.S}
2	-0.462	-0.520	-0.516	-0.483	-0.427
3	-0.418	-0.477	-0.460	-0.423	-0.376
4	-0.421	-0.480	-0.461	-0.424	-0.407
5	-0.406	-0.436	-0.438	-0.408	-0.417
6	-0.426	-0.451	-0.444	-0.420	-0.452
7	-0.446	-0.467	-0.471	-0.450	-0.440
8	-0.431	-0.459	-0.464	-0.438	-0.404
9	-0.394	-0.465	-0.485	-0.458	-0.371
10	-0.364	-0.437	-0.454	-0.422	-0.382

$$\Delta P_t = \alpha + \hat{\gamma}P_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta P_{t-i}$$

LAG	WTI	Brent	Oman	Dubai	NYMEX
1	-1.508 ^{A.S}	-1.525 ^{A.S}	-1.382 ^{A.S}	-1.460 ^{A.S}	-1.491 ^{A.S}
2	-1.548	-1.503	-1.420	-1.521	-1.422
3	-1.420	-1.394	-1.289	-1.385	-1.434
4	-1.405	-1.381	-1.280	-1.385	-1.371
5	-1.403	-1.404	-1.309	-1.377	-1.397
6	-1.443	-1.458	-1.371	-1.427	-1.413
7	-1.452	-1.464	-1.440	-1.499	-1.410
8	-1.426	-1.452	-1.422	-1.490	-1.377
9	-1.353	-1.479	-1.457	-1.540	-1.343
10	-1.313	-1.437	-1.430	-1.550	-1.364

$$\Delta P_t = \alpha + \beta t + \hat{\gamma}P_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta P_{t-i}$$

LAG	WTI	Brent	Oman	Dubai	NYMEX
1	-1.671 ^{A.S}	-1.496 ^{A.S}	-1.589 ^{A.S}	-1.521 ^{A.S}	-1.525 ^{A.S}
2	-1.641	-1.242	-1.528	-1.531	-1.439
3	-1.480	-1.085	-1.385	-1.383	-1.618
4	-1.439	-1.032	-1.365	-1.385	-1.394
5	-1.480	-1.263	-1.531	-1.420	-1.435
6	-1.539	-1.367	-1.684	-1.525	-1.372
7	-1.503	-1.329	-1.791	-1.637	-1.403
8	-1.473	-1.328	-1.776	-1.678	-1.422
9	-1.352	-1.383	-1.814	-1.743	-1.437
10	-1.340	-1.379	-1.859	-1.895	-1.484

<부표 2> 현물 및 선물유가(변화율)의 단위근 검정(1992:5:1-1994:6:30)

$$\Delta\Delta P_t = \hat{\gamma}\Delta P_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta\Delta P_{t-i}$$

LAG	WTI	Brent	Oman	Dubai	NYMEX
1	-16.380 ^{A.S}	-17.660 ^{A.S}	-17.626 ^{A.S}	-17.070 ^{A.S}	-23.557 ^{A.S}
2	-14.415	-14.932	-15.160	-14.783	-16.024
3	-12.462	-12.787	-12.841	-12.522	-14.172
4	-10.925	-10.641	-10.818	-11.004	-11.944
5	-9.692	-9.368	-9.353	-9.628	-10.751
6	-8.997	-8.755	-8.348	-8.563	-9.710
7	-8.473	-8.218	-7.934	-8.032	-9.000
8	-8.266	-7.611	-7.397	-7.401	-8.434
9	-7.906	-7.301	-7.055	-6.838	-7.808
10	-7.803	-7.002	-6.653	-6.711	-7.783

$$\Delta\Delta P_t = \alpha + \hat{\gamma}\Delta P_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta\Delta P_{t-i}$$

LAG	WTI	Brent	Oman	Dubai	NYMEX
1	-16.369 ^{A.S}	-17.649 ^{A.S}	-17.616 ^{A.S}	-17.059 ^{A.S}	-23.538 ^{A.S}
2	-14.405	-14.923	-15.151	-14.773	-16.012
3	-12.453	-12.780	-12.834	-12.514	-14.162
4	-10.918	-10.635	-10.812	-10.997	-11.936
5	-9.687	-9.364	-9.349	-9.622	-10.745
6	-8.993	-8.752	-8.346	-8.560	-9.705
7	-8.469	-8.215	-7.933	-8.030	-8.996
8	-8.262	-7.610	-7.398	-7.399	-8.429
9	-7.901	-7.298	-7.054	-6.836	-7.804
10	-7.799	-7.002	-6.654	-6.710	-7.779

$$\Delta\Delta P_t = \alpha + \beta t + \hat{\gamma}P_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta\Delta P_{t-i}$$

LAG	WTI	Brent	Oman	Dubai	NYMEX
1	-16.380 ^{A.S}	-17.678 ^{A.S}	-17.624 ^{A.S}	-17.073 ^{A.S}	-23.534 ^{A.S}
2	-14.416	-14.955	-15.159	-14.787	-16.015
3	-12.470	-12.820	-12.847	-12.533	-14.172
4	-10.936	-10.672	-10.825	-11.018	-11.952
5	-9.710	-9.407	-9.366	-9.647	-10.769
6	-9.022	-8.803	-8.368	-8.591	-9.732
7	-8.500	-8.268	-7.956	-8.062	-9.021
8	-8.293	-7.667	-7.426	-7.436	-8.454
9	-7.930	-7.353	-7.080	-6.869	-7.831
10	-7.840	-7.064	-6.685	-6.751	-7.804

국제유가 흐름에 대한 시계열분석접근

〈부표 3〉 현물유가간의 공적분 검정 (1992:5:1-1994:6:30)

$$WTI_t = (\alpha + \beta t) + \alpha_1 Brent_t + \alpha_2 Oman_t + \alpha_3 Dubai_t + U_t$$

$$\Delta U_t = \hat{\gamma} U_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta U_{t-i}$$

LAG	no constant no linear	constant no linear	constant linear
1	-5.075 ^{A.S}	-5.098 ^{A.S}	-5.777 ^{A.S}
2	-5.248	-5.274	-5.944
3	-5.030	-5.068	-5.717
4	-4.686	-4.738	-5.395
5	-4.399	-4.437	-4.190
6	-4.149	-4.182	-4.930
7	-4.100	-4.150	-4.883
8	-4.155	-4.211	-4.888
9	-3.884	-3.935	-4.730
10	-3.598	-3.640	-4.507
	$\alpha_1=0.778(17.999)$ $\alpha_2=0.273(4.153)$ $\alpha_3=0.049(1.062)$	$\alpha_1=0.800(17.717)$ $\alpha_2=0.224(3.113)$ $\alpha_3=0.063(1.346)$ $\alpha=0.196(1.346)$	$\alpha_1=0.880(21.631)$ $\alpha_2=0.327(5.056)$ $\alpha_3=-0.004(-0.097)$ $\alpha=-3.069(-0.097)$

〈부표 4〉 현물유가와 선물유가간의 공적분검정(1992:5:1-1994:6:30)

$$NYMEX_t = (\alpha + \beta t) + \alpha_1 WTI_t + U_t$$

$$\Delta U_t = \gamma U_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta U_{t-i}$$

LAG	no constant no linear	constant no linear	constant linear
1	-12.120	-12.107	-12.132
2	-12.510	-12.494	-12.534
3	-10.543 ^{A.S}	-10.526 ^{A.S}	-10.570 ^{A.S}
4	-9.498	-9.480	-9.527
5	-9.068	-9.046	-9.092
6	-8.446	-8.421	-8.460
7	-7.833	-7.806	-7.836
8	-7.302	-7.274	-7.297
9	-7.208	-7.178	-7.213
10	-7.487	-7.452	-7.505
	$\alpha_1=1.000(3515)$	$\alpha_1=0.999(441.89)$ $\alpha=0.020(0.477)$	$\alpha_1=0.989(251.86)$ $\alpha=0.314(2.866)$ $\beta=-0.000(-2.909)$

$$NYMEX_t = (\alpha + \beta t) + \alpha_1 Brent_t + U_t$$

$$\Delta U_t = \gamma U_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta U_{t-i}$$

LAG	no constant no linear	constant no linear	constant linear
1	-5.536 ^{A.S}	-5.515 ^{A.S}	-6.204 ^{A.S}
2	-5.391	-5.395	-5.991
3	-5.058	-5.061	-5.606
4	-4.878	-4.892	-5.428
5	-4.714	-4.712	-5.324
6	-4.688	-4.678	-5.379
7	-4.597	-4.587	-5.309
8	-4.569	-4.548	-5.249
9	-4.462	-4.433	-5.154
10	-4.403	-4.360	-5.134
	$\alpha_1=1.074(1299)$	$\alpha_1=1.049(164.0)$ $\alpha=0.442(3.916)$	$\alpha_1=1.148(99.10)$ $\alpha=-2.385(-7.834)$ $\beta=-0.002(9.886)$

국제유가 흐름에 대한 시계열분석접근

〈부표 4〉 현물유가와 선물유가간의 공적분검정 (1992:5:1-1994:6:30) (계속)

$$NYMEX_t = (\alpha + \beta t) + \alpha_1 Oman_t + U_t$$

$$\Delta U_t = \gamma U_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta U_{t-i}$$

LAG	no constant no linear	constant no linear	constant linear
1	-4.313 ^S	-4.386 ^S	-4.705 ^S
2	-4.622 ^A	-4.684 ^A	-5.002 ^A
3	-4.313	-4.372	-4.676
4	-3.979	-4.030	-4.322
5	-3.793	-3.847	-4.165
6	-3.616	-3.675	-4.006
7	-3.398	-3.458	-3.813
8	-3.027	-3.087	-3.419
9	-2.933	-2.994	-3.330
10	-3.012	-3.083	-3.431
	$\alpha_1=1.162(1099)$	$\alpha_1=1.187(137.4)$ $\alpha=-0.419(-2.970)$	$\alpha_1=1.265(77.72)$ $\alpha=-2.454(-6.311)$ $\beta=0.001(5.595)$

$$NYMEX_t = (\alpha + \beta t) + \alpha_1 Dubai_t + U_t$$

$$\Delta U_t = \gamma U_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta U_{t-i}$$

LAG	no constant no linear	constant no linear	constant linear
1	-3.791 ^S	-3.758 ^S	-3.719 ^S
2	-4.002 ^A	-3.977 ^A	-3.939 ^A
3	-3.836	-3.809	-3.772
4	-3.595	-3.570	-3.535
5	-3.392	-3.365	-3.328
6	-3.329	-3.298	-3.260
7	-3.434	-3.396	-3.351
8	-3.065	-3.019	-2.976
9	-3.137	-3.085	-3.042
10	-3.095	-3.030	-2.974
	$\alpha_1=1.207(800.3)$	$\alpha_1=1.174(98.64)$ $\alpha=0.521(2.784)$	$\alpha_1=1.136(52.70)$ $\alpha=1.488(2.980)$ $\beta=-0.001(-2.088)$

〈부표 5〉 선물유가와 현물유가간의 인과관계 검증

NYMEX와 WTI

LAG	no constant no linear W→N N→W		constant no linear W→N N→W		constant linear W→N N→W	
	1	0.141	5517.7***	0.108	4906.5***	0.144
2	0.615	2757.0***	0.646	2450.6***	0.594	1807.7***
3	0.754	1834.9***	0.743	1630.7***	0.758	1202.6***
4	0.641	1389.2***	0.643	1234.0***	0.631	908.36***
5	0.510	1108.9***	0.511	984.60***	0.509	724.61***
6	0.442	921.47***	0.447	817.86***	0.436	601.85***
7	0.414	787.26***	0.424	698.43***	0.409	514.14***
8	0.375	686.90***	0.380	609.19***	0.369	448.41***
9	0.358	609.65***	0.358	540.57***	0.357	397.68***
10	0.347	550.10***	0.344	487.65***	0.345	358.32***

NYMEX와 Brent

LAG	no constant no linear B→N N→B		constant no linear B→N N→B		constant linear B→N N→B	
	1	0.474	2344.7***	0.493	2099.4***	0.551
2	0.835	1168.1***	0.841	1045.3***	0.869	800.96***
3	0.789	778.47***	0.799	696.25***	0.803	534.12***
4	0.632	582.80***	0.629	520.95***	0.628	400.62***
5	0.520	465.04***	0.518	415.52***	0.517	319.87***
6	0.499	388.89***	0.510	347.66***	0.520	265.93***
7	0.423	332.73***	0.431	297.14***	0.434	228.94***
8	0.348	290.89***	0.355	259.52***	0.367	201.57***
9	0.319	258.41***	0.321	230.37***	0.336	179.79***
10	0.320	233.12***	0.331	207.66***	0.337	162.51***

〈부표 5〉 선물유가와 현물유가간의 인과관계 검정 (계속)

NYMEX와 Oman

LAG	no constant no linear O→N N→O		constant no linear O→N N→O		constant linear O→N N→O	
	1	0.835	1776.3***	0.909	1545.7***	1.441
2	1.286	888.50***	1.371	772.68***	1.435	534.32***
3	1.518	591.70***	1.537	514.49***	1.677	355.13***
4	1.172	442.47***	1.187	384.69***	1.262	265.82***
5	0.934	353.73***	0.945	307.39***	1.012	212.38***
6	0.813	295.47***	0.827	256.55***	0.892	177.24***
7	0.757	253.79***	0.774	220.15***	0.828	152.15***
8	0.651	221.56***	0.661	192.12***	0.723	132.79***
9	0.620	196.34***	0.636	170.22**	0.676	117.62***
10	0.579	176.27***	0.587	152.84***	0.637	105.47***

NYMEX와 Dubai

LAG	no constant no linear D→N N→D		constant no linear D→N N→D		constant linear D→N N→D	
	1	0.338	1127.2***	0.202	967.23***	0.219
2	0.744	565.34***	0.749	484.65***	0.688	307.39***
3	1.233	375.66***	1.183	322.05***	1.201	204.40***
4	0.944	282.80***	0.917	242.36***	0.917	153.50***
5	0.750	226.23***	0.731	193.79***	0.736	122.57***
6	0.669	188.32***	0.662	161.22***	0.658	101.89***
7	0.628	161.04***	0.628	137.77***	0.616	87.07***
8	0.564	141.05***	0.556	120.59***	0.554	76.14***
9	0.548	125.24***	0.550	107.04***	0.541	67.51***
10	0.535	112.74***	0.528	96.31***	0.530	60.71***

참고문헌

1. Dickey, David A and Wayne A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association* 74(1979), 427-437.
2. Engle, Robert F. and Clive W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica* 55 (1987), 251-276.
3. Fuller, Wayne A., "Introduction to Statistical Time Series" (1976).
4. Granger, Clive W. J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods," *Econometrica* 37 (1969), 424-438.
5. MacKinnon, James G., "Critical Values for Cointegration Tests," *Long Run Economic Relationships* (1991), Edited by Robert F. Engle and Clive W. J. Granger, 267-276.
6. Phillips, Peter C. B., "Understanding Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics* 33 (1986), 331-340.
7. Sims, Christopher A. and James H. Stock and Mark W. Watson, "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots," *Econometrica* 58 (1990), 113-144.