

原油先物市場과 現物市場의 動態的統合 및 效率性*

朴 柱 虎 **

〈 目 次 〉

- | | |
|----------------------|---------------------------------|
| I. 序論 | III. 先物油價와 現物油價의 動態的統合
및 效率性 |
| II. 原油市場에서의 合理的 期待模型 | IV. 結論 |

要 約

83년 7월부터 NYMEX 선물시장에서 거래되기 시작한 원유선물은 90년대 들어 주식·채권·외환 등의 금융시장과 관련하여 크게 성장하고 있으며, 원유선물가격이 현물시장에서의 가격형성에 큰 영향을 미치고 있다. 따라서, 원유선물가격이 미래의 현물가격에 대한 최적의 예측치라고 하는 合理的期待模型에 의거하여 원유선물

* 본고에 대해 많은 조언을 해 주신 에너지경제연구원 文英錫 박사님과 두 분의 심사위원께 감사드립니다.

** 서울여자대학교 경제학과 조교수

가격과 현물가격의 변화추이 및 그들 사이의 長·短期 均衡關係(動態的統合)와 效率性 등을 日別 NYMEX 선물유가(近月到來先物の終價)와 WTI 현물유가의 자료를 이용하여 계량분석하였다.

원유선물가격과 현물가격은 單位根을 갖는 不安定한 시계열이지만, 선물유가와 현물유가사이에는 共積分關係(共通確率的趨勢)가 있어 長期的 均衡關係가 존재하며, 또한 共時系列相關關係(共通安定的循環)가 있어 短期的 均衡關係도 존재하는 것으로 보여진다. 그리고, 선물유가는 미래의 현물유가에 대한 예측력이 있는 것으로 보여진다. 따라서, 원유선물가격이 미래의 현물가격에 대한 최적의 예측치라고 하는 合理的期待模型과 일치하는 것으로 나타났다.

원유선물가격이 현물가격과 長·短期的으로 動態的인 균형관계를 보이고 있으므로 정부의 합리적인 수입선다변화정책과 유가자유화에 따른 석유업계의 효율적인 운영방안의 하나로 원유선물시장의 활용이 더욱 더 필요할 것으로 생각된다.

I. 序 論

국제원유가격의 변동은 곧 석유제품에 반영되며 GDP 혹은 물가 등에 적지 않은 영향을 미치게 된다.¹⁾ 특히, 우리나라와 같이 원유를 전적으로 수입에 의존하고 있는 경우 국내경제에 미치는 파급효과가 매우 크기 때문에,²⁾ 국제원유가격의 올바른 분석과 예측은 국내경기와 물가의 분석 및 예측에 있어서 매우 중요한 역할을 하게 된다.

원유가격은 기본적으로 원유의 수요와 공급이라는 원유시장내의 요인에 의해 결정되지만, 최근의 유가변동추이를 살펴보면 원유시장외의 요인에 의해서도 크게 영

1) 이에 대한 실증분석으로 Hamilton(1983), Gisser & Goodwin(1986), Mork(1989), Renshaw(1992), 그리고 Serletis & Hulleman(1994) 등 다수가 있다.

2) 국제원유가격이 국내경기 및 물가에 미치는 영향에 대한 분석으로 유정호(1982), 이영구(1987), 그리고 문영석(1994) 등이 있다.

향을 받고 있는 듯하다. 특히, 채권·주식·외환 등의 금융시장과 관련한 裁定去來(arbitrage)에 의해 유가가 크게 움직이고 있는 것으로 분석된다. 예를 들어, 1994년 3월에서 6월까지의 유가강세는 미국의 주식 및 채권시장의 약세로 인한 투기성 자금이 NYMEX 원유선물시장으로 진입하여 원유선물을 매입하였기 때문으로 여겨지며, 1995년 3월부터 6월까지의 유가강세는 달러화의 하락에 따른 구매력 보전심리와 달러화의 약세로 인해 흘러나온 투기성자금이 원유선물시장으로 유입되었기 때문으로 분석된다 - 박주호(1995) 참조, 이렇듯 1990년대 들어, 금융시장과 관련되어 있는 원유선물시장이 현물가격을 결정하는데 커다란 영향을 미치고 있다.

원유현물은 현재 단일상품으로는 세계에서 가장 거래규모가 크고 원유선물시장에서의 거래도 꾸준히 늘어나고 있다. WTI원유선물이 1983년 7월부터 미국의 NYMEX에서, 그리고 Brent원유선물도 1985년 10월부터 영국의 IPE에서 거래되기 시작하여 현재 활발한 거래가 이루어지고 있다. 특히, 1990년대 이후 원유선물시장에서의 거래량은 급격히 증가하고 있는 추세이다. 선물시장의 가장 중요한 경제기능은 현물가격변동위험을 효율적으로 헤지(hedge)할 수 있는 수단을 제공한다는 것이다. 우리나라 석유산업의 경우에도 이제는 여러 규제가 완화되고 가격 등의 자율화로 관련기업간의 시장경쟁이 더욱 가속화되고 있다. 따라서, 원유의 가격 변동위험을 감소시키기 위해서는 원유선물시장의 적극적인 활용방안을 모색하여야 할 것이며 성공적인 원유선물거래의 활용을 위해서는 우선 원유선물시장과 현물시장간의 경제적관계에 대한 분석이 필수적이다.

따라서, 본 연구에서는 원유선물가격이 미래의 현물가격에 대한 최적의 예측치라고 하는 合理的期待模型(rational expectations model)에 의거하여 원유선물가격과 현물가격의 변화추이 및 그들 사이의 長·短期 均衡關係(動態的統合)와 效率性 등을 분석하고자 한다.

첫째, 動態的統合(均衡)關係를 살펴보기에 앞서 單位根檢定(unit root test)에 의해 일반적으로 알려져 있는 선물유가와 현물유가의 不安定性(non-stationarity)을 확인한다. 둘째, 共積分分析(cointegration)에 의해 선물유가와 현물유가 사이의 長期的均衡(long run equilibrium) 혹은 共通確率의趨勢

(common stochastic trend)를 살펴본다. 셋째, 최근에 확립된 共時系列相關分析(common serial correlation)을 통해 그들 사이의 短期的均衡(short-run equilibrium) 혹은 共通安定的循環(common stationary cycle)을 알아본다. 원유시장에서의 이러한 短期均衡分析은 본 연구를 통해 처음 시도되는 부분이다. 일반적으로 시장간의 統合에 관한 논의에서는 同時相關分析(contemporaneous correlation)이 주로 이용되어 왔다. 同時相關이 클수록 統合의 정도가 강한 것은 사실이지만 이는 기본적으로 靜態分析(statics)에 불과하다. 共積分과 共時系列相關은 同時相關뿐만 아니라 모든 時差들과의 相關까지도 고려하는 것으로 動態的統合을 잘 나타내고 있다. 마지막으로, 원유시장에서의 合理的期待模型의 적합성 내지는 원유선물가격의 效率性을 위의 共積分分析과 함께 因果分析(Granger-causality)을 통해 검증해 본다.

이러한 계량분석을 통해 선물유가와 현물유가사이의 일종의 균형관계 혹은 動態的統合關係가 확인된다면, 정부의 합리적 석유수입정책(특히 수입선다변화정책)과 유가자유화에 즈음한 석유업계의 효율적인 운영방법의 하나로써 원유선물시장을 적극적으로 활용할 필요성이 더해질 것이다.

II. 原油市場에서의 合理的期待模型

合理的期待假說(rational expectations hypothesis)을 배경으로 하는 원유선물시장에서의 效率的市場假說(efficient markets hypothesis)은 현재의 시점에서 결정된 k기간 후의 선물가격은 k기간 이후에 결정될 미래의 현물가격에 대한 최적 예측치(optimal forecast)라고 하는 것이다.

$$F_t^k = E_t S_{t+k} \quad (1)$$

여기서 F_t^k 는 t시점에서 결정된 k기간 이후의 선물유가이고, S_{t+k} 는 k기간 이후에

결정될 미래의 현물가격이며, E_t 는 t 시점까지의 모든 정보를 이용한 條件附期待值 (conditional expectation)이다. (1)의 合理的期待模型은 다음과 같이 다시 표현될 수 있다.

$$S_{t+k} = F_t^k + \varepsilon_{t+k}, \quad \text{cov}(F_t^k, \varepsilon_{t+k}) = 0 \quad (2)$$

여기서 ε_{t+k} 는 平均이 0이고 分散이 일정한 確率誤差이며, $\text{cov}(x, y)$ 는 x 와 y 의 共分散을 나타낸다.

선물유가와 현물유가사이의 이러한 均衡關係를 여러가지 방법으로 검정할 수 있겠지만, 주로 다음의 분석방법들을 이용한다. 첫째는 일반적인 회귀분석방법으로, 현물가격을 선물가격에 회귀하여 그 계수가 1임을 확인한다. 즉, $S_{t+k} = a + bF_t^k + \varepsilon_{t+k}$ 의 회귀식에서 $a=0$, $b=1$ 을 검정한다. 둘째, 선물유가와 현물유가의 분산의 상대적 크기를 비교한다. 즉, 위의 식(2)로부터 $\text{var}(S_{t+k}) \equiv \text{var}(F_t^k) + \text{var}(\varepsilon_{t+k}) + 2\text{cov}(F_t^k, \varepsilon_{t+k}) = \text{var}(F_t^k) + \text{var}(\varepsilon_{t+k})$ 이므로 $\text{var}(S_{t+k}) \geq \text{var}(F_t^k)$ 이어야 한다. 그렇지만, 이러한 두가지 방법은 선물유가와 현물유가가 安定的인 시계열 (stationary process)로서 일정(상수)한 분산을 가지며 假性的回歸 (spurious regression) 문제가 발생하지 않는 경우에 유효할 수 있다. 따라서, 일반적으로 알려진 것처럼 유가들이 單位根 (unit root) 혹은 確率的趨勢 (stochastic trend)를 갖는 不安定한 시계열 (nonstationary process)이라면 다른 분석방법으로 위의 合理的期待模型을 검정해야 할 것이다. 선물유가와 현물유가가 1次積分 (integration of order 1)된 시계열인 경우, 위의 合理的期待模型을 충족시키기 위해서는 선물유가와 현물유가가 共積分 (cointegration)되어 있어야 하며 그 共積分結合의 계수(共積分벡터)는 $[1 \ -1]$ 이어야 한다. 또한, 선물유가는 미래의 현물유가에 대한 최적의 예측치라고 하는 合理的期待模型의 정의상 선물유가는 현물유가를 因果 (Granger-cause)하지만 현물유가는 선물유가를 因果하지 않아야 한다 - Campbell & Shiller(1987) 참조. 따라서, 우리는 共積分과 因果性을 검정함으로써 원유시장에서의 合理的期待模型의 적합성을 확인할 수 있다.

Ⅲ. 先物油價와 現物油價의 動態的統合 및 效率性

1. 資料

1990년 1월부터 1996년 12월까지의 日別 NYMEX 선물유가(近月到來先物の終價)와 WTI 현물유가의 자료를 이용하였다. 1990년부터 분석의 출발점으로 잡은 이유는 90년 이후 원유선물시장의 거래량이 크게 늘었으며, 특히 원유선물시장이 채권·주식·외환 등의 금융시장과 밀접한 관련을 갖으며 활성화되었기 때문이다.³⁾

2. 先物油價와 現物油價의 確率的趨勢(stochastic trend)

선물유가와 현물유가사이의 動態的統合(dynamic integration) 또는 균형관계를 알아보기에 앞서 單位根檢定(unit root test)을 통해 일반적으로 알려져 있는 이들의 確率的趨勢(stochastic trend)의 존재를 확인하여야 한다.

시계열이 確定的趨勢(deterministic trend)를 갖는 경우, 그 確定的趨勢를 제거하면 安定的인 시계열(trend-stationary process)이 된다. 이러한 시계열에 無作爲的 衝擊(random shock)이 있을 경우 그 충격은 일시적이며, 또한 전통적 회귀분석에 있어서 아무런 문제가 발생하지 않는다. 그러나, 시계열이 確率的趨勢(stochastic trend) 혹은 單位根(unit root)을 갖는 경우, 次分에 의해서만 安定的인 시계열(difference-stationary process)이 된다. 이러한 시계열에 無作爲的 衝擊이 가해지면 지속적인 영향을 미치며, 전통적 회귀방법에 의해 이러한 시계열을 분석할 경우 假性的回歸(spurious regression) 문제가 야기된다 - Phillips(1986) 참조. 따라서 單位根의 존재유무 혹은 確率的趨勢나 確定的趨勢의 여부는 경제학적으로 뿐만 아니라 통계학(계량분석)적으로도 중요한 의미를 지닌다.

3) 1983년 7월부터의 월별자료를 이용하여 분석한 결과도 아래와 유사하다.

Dickey & Fuller (1979)의 ADF검정법(augmented Dickey-Fuller test)을 이용하여 선물유가와 현물유가에서의 單位根의 존재유무를 살펴보고자 한다. $\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$ 이라고 하면 회귀식은 다음과 같다.

$$\Delta P_t = (\alpha + \beta t) + \gamma P_{t-1} + \sum_{k=1}^m \delta_k \Delta P_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3)$$

여기서 P_t 는 선물유가나 현물유가를 의미하며, ε_t 는 평균이 0이고 분산이 일정한 오차항이다.

상수항 및 확정적시간추세의 포함여부에 따라 세가지 형태의 회귀식이 있으며, 회귀식(3)에서 單位根의 존재에 대한 검정은 $\gamma = 0$ 라는 歸無假說(null hypothesis)의 검정에 달려 있다. 歸無假說하에서 檢定統計量이 標準分布(t分布)를 갖지 않으므로, 非標準分布에 따른 각각의 臨界值(critical value)는 Fuller (1976)를 이용하였다. 확장된 회귀식의 時差(lag) m 은 Bayesian기준(BIC: Bayesian information criterion)에 의해 다음을 최소화시키는 時差를 선택하였다.

$$T \ln(\sigma_m^2) + m \ln T \quad (4)$$

여기서 T 는 표본의 크기이고, σ_m^2 은 時差 m 인 경우의 분산추정치이다.

선물유가 및 현물유가의 單位根檢定 결과는 <표 1>과 같다. NYMEX 선물유가 및 WTI 현물유가 모두 상수(constant)항과 확정적시간추세(linear time trend)의 포함여부에 관계없이 單位根의 존재를 기각할 수 없는 것으로 나타났다. 선물유가 및 현물유가를 1次差分(first-differencing)하여 살펴본 결과 單位根의 존재를 1%의 有意水準으로 기각하였다(<표 2>참조). 따라서, NYMEX 선물유가와 WTI 현물유가는 1次積分(I(1))된 것으로 보여진다.⁴⁾

4) ADF검정법과 함께 자주 사용되고 있는 Phillips-Perron(1988)검정법에 의해서도 마찬가지로 결과를 얻는다 표참조.

<표 1> 선물유가 및 현물유가의 單位根檢定

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

시차	NYMEX	WTI
1	-0.527(-1.027)	-0.509(-1.003)

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

시차	NYMEX	WTI
1	-1.598(-2.784)	-1.606(-2.934)

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

시차	NYMEX	WTI
1	-1.628(-2.967)	-1.714(-3.002)

주) 숫자들은 ADF검정의 ν 에 대한 t-통계량.

괄호안의 숫자는 P-P검정에 의한 $z(t)$ 통계량.

臨界值(Fuller, 1976) : (a)에 대해서 -2.58(1%), -1.95(5%), -1.62(10%);

(b)에 대해서 -3.43(1%), -2.86(5%), -2.57(10%);

(c)에 대해서 -3.96(1%), -3.41(5%), -3.12(10%).

時差 결정은 Bayesian기준에 의한 것임.

<표 2> 1次差分한 선물유가 및 현물유가의 單位根檢定

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

시차	NYMEX	WTI
1	-23.425(-27.335)	-16.269(-20.124)

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

시차	NYMEX	WTI
1	-23.427(-27.689)	-16.229(-20.101)

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

시차	NYMEX	WTI
1	-23.400(-27.126)	-16.277(-20.248)

주) <표 1>의 주 참조

3. 先物油價와 現物油價사이의 共通確率의趨勢(common stochastic trend)

NYMEX 선물유가와 WTI 현물유가는 1次積分(I(1))된 不安定한(nonstationary) 시계열로 보여진다. 따라서, 다음과 같은 문제를 생각해 볼 수 있을 것이다. 이 不安定한 유가들 사이에 어떤 長期的인 均衡關係가 존재하여 선물유가와 현물유가가 長期的으로 같은 움직임을 보이는가?

Engle & Granger(1987)의 정의에 의하면, 1次積分된 시계열들 사이에 어떤 線形結合(linear combination)이 존재하여 그 線形結合이 安定的(stationary)인 시계열이 된다면 이들은 共積分(cointegration)되어 있다고 한다. 그리고, Stock & Watson(1988)에 따르면 1次積分된 시계열들은 長期的의 요소인 確率의趨勢(stochastic trend)와 短期的의 요소인 安定的的循環(stationary cycle)으로 구분될 수 있으며, 共積分이 존재한다는 것은 곧 共通의 確率의趨勢가 존재하여 共積分結合에 의해 1次積分된 시계열들의 確率의趨勢가 제거됨을 의미한다. 따라서, 선물유가와 현물유가사이의 共積分 혹은 共通確率의趨勢의 존재는 이들사이의 長期的的均衡을 나타낸다. 즉, 이들이 개별적으로는 不安定한 움직임을 보이고 있지만 長期的으로 일정한 均衡關係를 유지하며 같이 움직이고 있음을 의미한다.

한편, 식(1) 혹은 (2)의 合理的的期待模型은 $S_{t+k} - F_t^k = \varepsilon_{t+k}$ 가 되므로, 만약 선물유가와 현물유가가 1次積分된 시계열들이라면 이들은 共積分되어 있어야 하며 그 共積分결합의 계수(共積分벡터)는 $[1 \ -1]$ 이어야 한다. 따라서, I(1)인 선물유가와 현물유가사이에서 共積分이 존재하는지 그리고 그 共積分벡터가 $[1 \ -1]$ 인지를 검정함으로써 그들사이의 長期的的均衡關係 및 원유시장에서의 合理的的期待模型의

적합성여부를 살펴볼 수 있다.

Johansen (1988, 1991)의 最尤共積分檢定(maximum likelihood cointegration test)을 이용하여 I(1)인 선물유가와 현물유가사이의 共積分관계를 살펴보고자 한다. Johansen (1988, 1991)의 最尤檢定은 Engle & Granger (1987)의 殘差準據 共積分檢定(residual-based cointegration test)보다 좀 복잡하지만, 檢定力(power)이나 1種誤謬(size)의 크기면에서 우월하며,⁵⁾ 특히 변수가 3이상인 경우 共積分의 갯수까지 알려주기에 더욱 널리 쓰이고 있다.

우선 1次積分된(I(1)) 유가들로 구성된 벡터 P_t 의 m次벡터自己回歸模型(VAR(m): vector autoregression of order m)을 살펴보자.

$$P_t = \mu + A_1 P_{t-1} + A_2 P_{t-2} + \dots + A_m P_{t-m} + \varepsilon_t \quad (5)$$

여기서 P는 n개의 유가들로 구성된 벡터(n×1)이고, ε 은 分散共分散行列 Ω 를 갖는 正規分布의 殘差벡터(n×1)이다. 식(5)로부터 다음과 같은 誤差修正模型(ECM: error correction model)이 구해진다 - Engle & Granger (1987) 참조.

$$\Delta P_t = \mu + \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \Gamma_2 \Delta P_{t-2} + \dots + \Gamma_{m-1} \Delta P_{t-m+1} + \Pi P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

여기서 $\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$ 이고, $\Gamma_i = -(A_{i+1} + \dots + A_m)$ 이며 $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_m)$ 이다.

Johansen (1988, 1991)과 Johansen & Juselius (1990)에 의해 설명되었듯이, 공적분에 대한 가설검정은 Π 에 대한 검정과 같다. Π 의 位數(rank)가 n이라면 (5)에서의 I(1)의 유가모형설정에 모순이 생기며, Π 의 位數가 0이라면, 식(6)은 일반적인 差分된 벡터自己回歸模型(VAR)이 되며 共積分이 존재하지 않는다. 그러므로 共積分이 존재하기 위해서는 Π 의 位數가 0보다는 크고 n보다는 작아야 한다($0 < \text{rank} < n$).

5) Boswijk & Franses(1992), Kremers, Ericsson & Dolado(1992), Inder(1993), 그리고 Gonzalo(1994) 등을 참조.

共積分을 검정하기 위해 우선 다음의 회귀분석을 한다.

$$\Delta P_t = \mu + \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \Gamma_2 \Delta P_{t-2} + \dots + \Gamma_{m-1} \Delta P_{t-m+1} + R_{0t} \quad (7a)$$

$$P_{t-1} = \mu + \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \Gamma_2 \Delta P_{t-2} + \dots + \Gamma_{m-1} \Delta P_{t-m+1} + R_{1t} \quad (7b)$$

그리고, 殘差의 積率行列(product moment matrix) 들을 다음과 같이 계산하면,

$$G_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R_{jt} \quad i, j = 0, 1 \quad (8)$$

尤度函數(likelihood function)의 극대화는 다음의 特性方程式을 만족시키는 eigenvalue를 구하는 것과 같아진다.

$$|\lambda G_{11} - G_{10} G_{00}^{-1} G_{01}| = 0 \quad (9)$$

이로부터 n개의 eigenvalue $\lambda(1 > \lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n > 0)$ 가 구해지며 그에 상응하는 eigenvector $v = [v_1, v_2, \dots, v_n]$ 가 구해진다.⁶⁾

여기서 구해지는 eigenvalue λ 는 R_{0t} 와 R_{1t} 의 正準相關關係(canonical correlation)의 제곱으로 共積分되어 있을수록 그 값은 커질 것이다. 결국 Π 의 位數(r) 혹은 線形獨立인 共積分벡터의 수에 대한 검정은 이 λ 에 의해 결정되며, 共積分벡터에 대한 最尤推定値는 큰 순서로 位數(r)만큼의 λ 에 해당하는 eigenvector v 가 된다.

線形獨立인 共積分벡터의 수에 대한 두 종류의 尤度比檢定統計量(likelihood ratio statistic)으로는 Trace통계량과 λ max통계량이 있다.

$$\text{Trace Statistic} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1-\lambda_i) \quad (10)$$

$$\lambda \text{max Statistic} = -T \ln(1-\lambda_{r+1}) \quad (11)$$

Trace통계량은 線形獨立인 共積分벡터가 r개 존재한다는 歸無假說과 n개 이하가

6) 일반적으로 $vS_{11}v = I$ 로 正規化(normalization)시킨다.

존재한다는 對立假說의 尤度比檢定統計量이고, λ_{\max} 통계량은 r 개 존재한다는 歸無假說과 $(r+1)$ 개 존재한다는 對立假說에 대한 尤度比檢定統計量이다. $I(1)$ 인 설명변수의 존재로 인해 이 통계량들은 標準分布(χ^2 分布)를 갖지 못하고 單位根檢定에서와 같은 非標準分布를 갖는다. 이 통계량들에 대한 臨界値는 Osterwald-Lenum(1992)를 이용하였다.⁷⁾

Johansen의 最尤共積分檢定에서 次數(order) m 은 Bayesian기준(BIC)에 의해 다음을 극소화하는 次數를 선택하였다.⁸⁾

$$T \ln(|\Sigma_m|) + mn^2 \ln T \quad (12)$$

여기서 $|\Sigma_m|$ 은 次數 m 의 分散-共分散行列의 行列式이다.

선물유가와 현물유가가 共積分되어 있지 않다는 歸無假說($r=0$)은 Trace통계량과 λ_{\max} 통계량에 의해 모두 1%의 有意水準으로 기각된다. 그리고, 선물유가와 현물유가가 共積分되어 있다는 歸無假說($r=1$)은 두 통계량 모두 10%의 有意水準으로 기각되지 않는 것으로 나타났다 - 〈표 3〉 참조.⁹⁾ 따라서, 선물유가와 현물유가는 共積分되어 있는 것으로 보이며, 원유선물시장과 현물시장은 共通의 確率的趨勢를 갖고 長期的으로 均衡을 유지하고 있는 것으로 보인다. 이는 원유선물시장과 현물시장이 動態적으로 統合되어 있다는 하나의 증거가 될 것이다.

Johansen검정에서 얻어진 共積分벡터는 다음과 같다.

$$S_{t+k} = 1.001 F_t^k \quad (13)$$

선물유가와 현물유가가 共積分되어 있다는 전제하에서 원유시장에서의 合理的期待

7) 상수항의 해석에 따라 서로 다른 臨界値가 유도된다. 즉, 상수항이 共積分關係의 상수일 수도 있고 差分한 시계열의 일반적인 상수일 수도 있다. 여기서는 특별한 제약이 없는 경우를 가정하였다.

8) Lutkepohl(1985)의 模擬實驗(simulation)에서 벡터自己回歸模型(VAR)의 경우 BIC가 가장 자주 모형의 精確한 次數를 택하게 됨을 보이고 있다.

9) Engle & Granger(1987)의 잔차준거공적분검정에 의해서도 같은 결과를 보인다-Park(1994) 참조

模型이 의미하는 바 대로 共積分벡터가 $[1 \ -1]$ 이 되는지를 살펴보고자 한다. 共積分의 전제하에서, $[1 \ -1]$ 의 線形制約이 共積分벡터에 주어진 경우와 그렇지 않은 경우의 尤度比檢定統計量은 $\chi^2(1)$ 의 분포를 이룬다.¹⁰⁾ 尤度比檢定統計值가 1.56으로 $[1 \ -1]$ 의 共積分벡터를 10%의 有意水準으로 기각할 수 없는 것으로 나타났다. 따라서, 원유시장에서의 合理的期待模型이 의미하는 共積分의 존재 및 $[1 \ -1]$ 의 共積分벡터를 충족하고 있는 것으로 보인다.

<표 3> 선물유가와 현물유가간의 共積分檢定

통계량\갯수	$r \leq 1$	$r = 0$
Trace	6.389	272.963
λ_{max}	6.389	266.574

주) eigenvalue = (0.154, 0.004).

臨界值(Osterwald-Lenum, 1992) : $r \leq 1$ 에 대해서(trace와 λ_{max} 모두),

6.50(10%), 8.18(5%), 11.65(1%);

$r=0$ 에 대해서(trace),

15.66(10%), 17.95(5%), 23.52(1%);

$r=0$ 에 대해서(λ_{max}),

12.91(10%), 14.90(5%), 19.19(1%).

VAR의 次數(m)는 BIC에 의해 3입.

4. 先物油價와 現物油價사이의 共通安定的循環(common stationary cycle)

NYMEX 선물유가와 WTI 현물유가사이에는 共積分관계가 있어 共通의 確率的 趨勢를 지니며 長期的으로 같이 움직이고 있는 것으로 보여진다. 이는 원유선물시장과 현물시장이 動態的으로 統合되어 있다는 증거일 것이다. 共積分關係, 즉 長期的的均衡關係가 존재한다는 전제하에서 만약 선물유가와 현물유가가 短期的으로도 같이 움직인다면, 이는 선물시장과 현물시장의 動態的統合에 대한 더욱 더 강

10) 자세한 것은 Johansen & Juselius(1990)를 참조

한 증거가 될 것이다.

Engle & Kozicki(1993)의 정의에 의하면, 1次差分된 시계열들 사이에 어떤 線形結合이 존재하여 그 線形結合이 과거와는 相關關係가 없는 白色誤差(white noise)가 된다면 1次差分된 시계열들은 共時系列相關(common serial correlation)을 갖는다고 한다. 그리고, Vahid & Engle(1993)에 의하면 I(1)인 시계열사이의 共積分이 共通確率의趨勢를 의미하는 것과 유사하게 共積分된 시계열의 1次差分사이의 共時系列相關은 共通安定的循環(common stationary cycle)을 의미한다. 즉, 共積分된 시계열의 1次差分 사이에 共時系列相關이 존재한다면, 이들 시계열은 短期的의要素인 安定的循環을 共通으로 갖게된다. 따라서, 이들은 短期的으로 같이 움직이며 動態적으로 더욱 더 統合되어 있음을 의미한다.

共積分관계가 있는 선물유가와 현물유가의 1次差分간에 共時系列相關이 존재하는지, 즉 유가들 사이에 安定的循環이 존재하여 短期的으로 같이 움직이고 있는지를 살펴보기 위해 최근에 확립된 Vahid & Engle(1993)의 最尤共時系列相關檢定(maximum likelihood common serial correlation test)을 이용하고자 한다. Vahid & Engle(1993)의 最尤檢定은 Engle & Kozicki(1993)의 2段階最小自乘檢定(two-stage least squares test)보다 좀 복잡하지만, 線形獨立인 共時系列相關의 갯수까지 알려주기에 더욱 유용하다.

우선 식(5)와 같은 m-次數의 벡터自己回歸模型(VAR)에서 유가들 사이에 r개의 線形獨立인 共積分관계가 있다면 다음과 같은 誤差修正模型(ECM)이 존재한다.

$$\Delta P_t = \mu + \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \Gamma_2 \Delta P_{t-2} + \dots + \Gamma_{m-1} \Delta P_{t-m+1} + \tau Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6')$$

여기서 Z_{t-1} 은 誤差修正項(error correction term)의 벡터($r \times 1$)이다. 식(6')에서 알 수 있듯이 유가들이 共積分되어 있다면, 현재의 差分된 유가들은 과거의 差分된 時差 및 誤差修正項과 관련지어져 있다. 따라서, 1次差分된 유가들이 共時系列相關을 갖는다면, 1次差分된 유가들 사이에 과거의 差分된 時差 및 誤差修正項과 전혀 相關關係가 없는 線形結合이 존재할 것이다. 이러한 共時系列相關에 대

한 가설은 Γ_i 와 τ 에 대한 線形制約條件으로 표현될 수 있다. 즉, 線形獨立인 s 개의 共時系列相關이 존재한다는 가설은 모든 i 에 대해 $\omega' \Gamma_i = 0$ 라는 조건과 $\omega' \tau = 0$ 라는 조건을 충족시키는 $(n \times s)$ 행렬 ω 가 존재한다는 것과 같다.

共時系列相關을 검정하기 위해 우선 $\omega' \Delta P_t$ 를 $\Delta P_{t-1}, \Delta P_{t-2}, \dots, \Delta P_{t-m+1}$ 과 Z_{t-1} 에 회귀시키는 것을 생각하자. 이 線形結合($\omega' \Delta P_t$)이 과거변수들에 의존하는 정도를 나타내는 통계학적 측정단위는 이 회귀식의 $T \times R^2$ 이다. 따라서, 共時系列相關 벡터 ω 는 다음을 최소화시킬 것이다.

$$Q(\omega) = \omega' X' P_w X \omega / \omega' X' X \omega \quad (14)$$

여기서 X 는 差分변수들이고, W 는 관련된 과거변수들이며, $P_w (= W(W'W)^{-1}W)$ 는 과거변수에 대한 直交行列(orthogonal projection matrix)이다.

그러면 $Q(\omega)$ 의 최소화는 다음과 같은 eigenvalue를 구하는 문제와 같아진다.

$$| X' P_w X - v X' X | = 0 \quad (15)$$

이로부터 n 개의 eigenvalue $v(0 < v_1 < v_2 < \dots < v_n < 1)$ 와 그에 상응하는 eigenvector $g = [g_1, g_2, \dots, g_n]$ 가 구해진다.¹¹⁾

식(15)에서 구해지는 eigenvalue v 는 X 와 W 의 正準相關關係(canonical correlation)의 제곱이므로 v 는 ΔP_t 의 線形結合($\omega' \Delta P_t$)이 과거변수와 얼마나 상관되어 있는가를 측정하는 것이다. 따라서, 共時系列相關이 존재할수록 그 값은 작아질 것이다. 결국 線形獨立인 共時系列相關벡터의 수는 이 eigenvalue에 의해 결정되며, 共時系列相關벡터에 대한 最尤推定値는 작은 순서로 s 만큼의 eigenvalue v 에 해당하는 eigenvector g 가 된다.

s 개의 線形獨立인 共時系列相關벡터가 존재한다는 歸無假說과 共時系列相關이 존재하지 않는다($s=0$)는 對立假說에 대한 尤度比檢定統計量은 다음과 같다.

$$C(m, s) = -(T-m) \sum_{i=1}^s \ln(1-v_i) \quad (16)$$

11) $gX'Xg = I$ 로 正規化시킴.

여기서 m 은 VAR의 次數이다. 歸無假說하에서 이 통계량은 自由度 (degree of freedom)가 $(s^2 + sn(m-1) + sr - sn)$ 인 χ^2 分布를 갖는다.¹²⁾ VAR의 次數 m 은 共積分檢定에서와 마찬가지로 BIC에 의해 선택하였다.

선물유가와 현물유가가 共積分되어 있기에 Johansen검정에서 얻은 共積分벡터 v_1 을 誤差修正項으로 사용하였다. 1次差分된 선물유가와 현물유가가 線形獨立인 共時系列相關을 2개 이상 갖는다는 歸無假說은 기각되었지만, 1개 이상 갖는다는 가설은 기각되지 않았다 - <표 4> 참조. 즉, 1次差分된 선물유가와 현물유가는 共時系列相關關係가 있는 것으로 보이며 共時系列相關벡터는 다음과 같다.

$$\Delta S_{t+k} = 0.728 \Delta F_t^k \quad (17)$$

따라서, 원유선물유가와 현물유가는 共通의 安定的循環을 갖고 短期的으로도 均衡을 유지하며 같이 움직이고 있다. 이러한 현상은 원유선물시장과 현물시장이 動態的으로 統合되어 있다는 아주 강한 증거라 할 수 있다.

<표 4> 1次差分한 선물유가와 현물유가간의 共時系列相關檢定

통계량\갯수	$1 \leq s$	$2 \leq s$
C(m,s)	6.377	195.361***
자유도	4	10

주) eigenvalue = (0.112, 0.004).

***는 1% 에서 유의.

VAR의 次數(m)는 BIC에 의해 3임.

5. 先物油價와 現物油價사이의 因果(Granger-causality)

시계열 P_2 를 예측하는데 P_2 에 대한 정보외에 P_1 이 추가적으로 도움을 준다면 P_1 은 P_2 를 因果한다(Granger-cause)고 말한다. $I(1)$ 인 시계열사이에 共積分관계가 있는 경우 적어도 어느 한 방향으로 因果關係가 있어야 한다.¹³⁾ 왜냐하면, 앞의

12) Johansen의 共積分檢定과 달리, $I(1)$ 인 설명변수가 없으므로 標準分布를 갖는다.

誤差修正模型 (6')에서 誤差修正項의 位數(rank)가 0보다 크기 때문이다. 그리고, 선물유가는 미래의 현물유가에 대한 최적의 예측치라고 하는 合理的期待模型의 정의상 선물유가는 현물유가를 因果하지만 현물유가는 선물유가를 因果하지 않아야 한다. 따라서, 선물유가와 현물유가사이의 因果關係를 檢定함으로써 원유시장에서의 合理的期待模型의 성립여부를 살펴볼 수 있을 것이다.

본 연구에서는 Granger (1969)의 방법을 이용하여 선물유가와 현물유가간의 因果關係를 알아보고자 한다. 앞에서 선물유가와 현물유가가 單位根을 갖지만 共積分되어 있으며 그 共積分벡터는 [1 -1]인 것으로 보인다. 따라서, 식(6')과 같은 誤差修正模型(ECM)이 존재하며, 다음의 회귀식에 의해 因果檢定을 할 수 있다.¹⁴⁾

$$\Delta P_{2t} = \alpha + \tau(P_{1t} - P_{2t}) + \sum_{i=1}^{m-1} \gamma_{1i} \Delta P_{1t-i} + \sum_{j=1}^{m-1} \gamma_{2j} \Delta P_{2t-j} + \epsilon_t \quad (18)$$

위의 회귀식(18)에서 τ 와 γ_{1i} 가 모두 0이라는 歸無假說을 檢定함으로써 因果性이 존재하는지를 확인할 수 있다.

선물유가는 현물유가를 因果(Granger-cause)하지만, 현물유가는 선물유가를 因果하지 않는 것으로 나타났다 - <표 5> 참조. 이는 合理的期待模型에 의한 선물시장의 效率性和 일치하는 결과이다.

<표 5> 선물유가와 현물유가간의 因果關係檢定

$$\Delta P_{2t} = \alpha + \tau(P_{1t} - P_{2t}) + \sum_{i=1}^{m-1} \gamma_{1i} \Delta P_{1t-i} + \sum_{j=1}^{m-1} \gamma_{2j} \Delta P_{2t-j} + \epsilon_t$$

통계량\인과방향	NYMEX → WTI	NYMEX ← WTI
F	75.1***	0.101

주) 숫자들은 τ 와 γ_{1i} 에 대한 F-통계량.

***는 1% 에서 유의.

次數(m)는 3임.

13) 그러나, 그 逆이 반드시 성립하는 것은 아니다. 즉, 因果關係가 있더라도 共積分關係가 없을 수 있다.

14) 共積分關係가 있는 경우 회귀변수가 모두 安定的이므로 假性的回歸의 문제는 발생하지 않는다.

IV. 結 論

83년 7월부터 NYMEX 선물시장에서 거래되기 시작한 원유선물은 90년대 들어 주식·채권·외환 등의 금융시장과 관련하여 크게 성장하고 있으며, 원유선물가격이 현물시장에서의 가격형성에 큰 영향을 미치고 있기에, 원유선물가격과 현물가격간의 動態的 관계를 살펴보았다.

원유선물가격과 현물가격은 單位根을 갖는 不安定한 시계열이지만, 선물유가와 현물유가사이에는 共積分關係(共通確率的趨勢)가 있어 長期的 均衡關係가 존재하며, 또한 共時系列相關關係(共通安定的循環)가 있어 短期的 均衡關係도 존재하는 것으로 보여진다. 그리고 선물유가는 미래의 현물유가에 대한 예측력이 있는 것으로 보여진다. 따라서, 원유선물가격이 미래의 현물가격에 대한 최적의 예측치라고 하는 合理的期待模型과 일치하는 것으로 나타났다.

원유선물가격이 현물가격과 長·短期的으로 動態的인 균형관계를 보이고 있으므로 정부의 합리적인 수입선다변화정책과 유가자유화에 따른 석유업계의 효율적인 운영방안의 하나로 원유선물시장의 활용이 더욱 더 필요할 것으로 생각된다.

마지막으로, 본 연구의 미진한 부분과 앞으로의 연구방향에 대해 간단히 언급하고자 한다. 첫째, 원유가격과 국내경기 및 물가가 안정적인 관계를 보인다면 원유시장을 포함한 거시경제모형의 확립이 필요할 것이며, 그러한 모형에서 원유선물가격은 先行指數(leading indicator index)로서의 역할을 할 수 있을 것이다. 원유가격의 변화가 국내경기 및 물가에 미치는 영향에 대해 거시적접근과 미시적접근에 의해 좀 더 깊이 있게 연구할 필요성을 느낀다. 둘째, 본 연구에서 밝혀진 선물유가와 현물유가사이의 共通確率的趨勢 및 共通安定的循環을 要素分離(factor decomposition)방법에 의해 식별할 수 있을 것이다. 그렇다면, 원유시장이 외환시장의 변화에 영향을 받고 있다는 박주호(1995)의 분석과 관련하여 환율변화가 주로 영향을 미치는 부분이 원유시장의 長期的要素인지 短期的要素인지, 또한 물가나 GDP성장률 등의 거시경제변수에 주로 영향을 미치는 부분이 어떤 요소인지 등의 분석을 할 수 있을 것이다. 이들에 대한 연구는 다음으로 미룬다.

參 考 文 獻

1. 문영석, "國際原油價 下落의 國民經濟的 效果分析," 한국석유개발공사 석유, 1994, pp. 2-9.
2. 박주호, "換率變化에 따른 國際油價의 變動(實證分析)," 서울여대 사회과학논총 1, 1995, pp. 53-61.
3. 유정호, "國際油價의 急騰이 韓國經濟에 미치는 影響," 한국개발연구원 한국개발연구, 1982, pp. 112-132.
4. 이영구, "油價變動의 國民經濟的 效果分析," 에너지경제연구원 연구보고서 87-12, 1987.
5. Boswijk, Peter and Philip Hans Franses, "Dynamic Specification and Cointegration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 1992, pp. 369-381.
6. Campbell, John Y. and Robert J. Shiller, "Cointegration and Tests of Present Value Models," *Journal of Political Economy* 95, 1987, pp. 1062-1088.
7. 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, pp. 427-437.
8. Engle, Robert F. and Clive W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica* 55, 1987, pp. 251-276.
9. Engle, Robert F. and Sharon Kozicki, "Tests for Common Features," *Journal of Business and Economic Statistics* 11, 1993.
10. Fuller, Wayne A., "Introduction to Statistical Time Series, 1976.
11. Gisser, Micha and Thomas H. Goodwin, "Crude Oil and the Macroeconomy: Tests of Some Popular Notions," *Journal of Money, Credit, and Banking* 18, 1986.
12. Gonzalo, Jesus, "Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationships," *Journal of Econometrics* 60, 1994, pp. 203-233.
13. Granger, Clive W. J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods," *Econometrica* 37, 1969, 424-438.
14. Hamilton, James D., "Oil and the Macroeconomy since World War II," *Journal of Political Economy* 91, 1983, pp. 228-248.

15. Inder, Brett, "Estimating Long-Run Relationships in Economics: A Comparison of Different Approaches," *Journal of Econometrics* 57, 1993, pp. 53-68.
16. Johansen, Soren, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 1988, pp. 231-254.
17. _____, "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica* 59, 1991, pp. 1551-1580.
18. Johansen, Soren and Katarina Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 1990, pp. 169-210.
19. Kremers, Jeroen J. M. and Neil R. Ericsson and Juan J. Dolado, "The Power of Cointegration Tests," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 1992, pp. 325-348.
20. Lutkepohl, Helmut, "Comparison of Criteria for Estimating the Order of Vector Autoregressive Process," *Journal of Time Series Analysis* 6, 1985, pp. 35-52.
21. Mork, Knut Anton, "Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results," *Journal of Political Economy* 97, 1989, pp. 740-744.
22. Mory, Javier F., "Oil Prices and Economic Activity: Is the Relationship Symmetric?" *Energy Journal* 14, 1993, pp. 151-161.
23. Osterwald-Lenum, Mickael, "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 1992, pp. 461-472.
24. Park, Jooho, "Dynamic Relations between Spot and Futures Oil Prices," Working Paper 94-02, 1994, *Korea Energy Economics Institute*, 1994.
25. Phillips, Peter C. B., "Understanding Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics* 33, 1986, pp. 331-340.
26. Phillips, Peter C. B., and Pierre Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika* 75, 1988, pp. 335-346.
27. Renshaw, Edward, "Identifying No Growth Years in the US Economy: Using Increases in Crude Oil Prices," *Energy Economics* 1992, pp. 132-135.
28. Serletis, Apostolos and Vaughn Hulleman, "Business Cycles and the Behavior of Energy Prices," *Energy Journal* 15, 1994, pp. 125-134.
29. Stock, James H. and Mark W. Watson, "Testing for Common Trends," *Journal*

of the American Statistical Association 83, 1988, pp. 1097-1107.

30. Vahid, Farshid and Robert F. Engle, "Common Trends and Common Cycles," *Journal of Applied Econometrics* 8, 1993, pp. 341-360.