

# 原油先物市場의 效率性檢定과 先物價格의 決定要因分析

金 炳 秀\*

## < 目 次 >

- I. 머리말
- II. 時系列의 安定性과 共積分
- III. 市場效率性과 共積分關係
- IV. 原油先物市場의 效率性 檢定
- V. 先物價格 決定要因에 對한 分析
- VI. 맺음말

## I. 머 리 말

시계열분석에서 時系列의 安定性(stationarity)은 분석의 전제조건으로 반드시 필요하기 때문에 시계열의 안정성에 대한 논의는 時系列分析의 출발점이라고 볼 수 있다. 시계열의 안정성과 관련된 논의는 주로 시계열이 안정적인지를 검정하는 방법론과 시계열이 불안정적일 경우 안정적 시계열로 변환하는 방법론을 중심으로 진행되어 왔다. 回歸分析을 주로 사용하는 經濟의 實證分析에서 분석대상 시계열이 안정적인지를 사전에 파악하는 것은 매우 중요하다. 不安定的 時系列을 回歸分析에 사용할 경우 假性回歸分析(spurious regression)의 문제가 발생할 가능성이 있기 때문이다.

Granger에 의해 도입된 共積分(cointegration)개념은 불안정적 시계열간의 특정한 관계, 즉 각각은 불안정적인 두 시계열의 어떤 線型結合(linear combination)이 안정적일 경우를 설명하는 개념으로서, 대부분의 巨視經濟變數 時系列이 불안정적인 사실을 고려할 때 시계열을 사용하는 경제분석에 획

\* 順天鄉大學校 經濟學科

기적인 개념으로 평가되고 있다.

공적분개념은 최근에 들어 合理的 期待假說 등 시계열을 사용하는 경제이론의 검토에 응용되고 있다. 본 연구는 그 중에서 市場效率性假說(market efficiency hypothesis)의 검토에 관한 것으로 原油先物市場의 효율성 여부를 검토하기 위한 방법으로 共積分概念을 사용한다.

시장의 효율성에 대한 논의는 外換市場, 株式市場을 주요 대상으로 하여 전개되어 왔다. 본 연구는 거래형태가 다소 다른 原油先物市場의 효율성 여부를 연구대상으로 한다. 현재가격과 미래가격간의 共積分關係의 성립은 시장의 효율성을 위한 필요조건일 뿐 충분조건은 아니기 때문에 市場의 效率性을 검토할 경우 충분조건의 검토를 위한 추가적인 검토가 필요하다. 본 연구에서는 市場效率性의 필요조건 검토를 위하여 원유의 現物價格과 先物價格間의 共積分關係를 규명하고 誤差修正模型(error correction model)을 사용하여 市場效率性의 充分條件을 검토한다.

원유선물시장에서 시장의 효율성 여부와 함께 또 하나의 관심대상은 先物價格決定의 原理이다. 원유선물가격의 결정원리에 대한 實證分析은 先物價格의 결정과정을 Fama(1984)의 기법을 사용하여 위험프리미엄과 미래현물가격의 기대치의 역할을 분리하여 추정함으로써 先物價格이 어떻게 결정되는지를 분석하였다.

## II. 時系列의 安定性和 共積分

실증분석에 사용되는 시계열이 安定的인지 혹은 不安定的인지를 규명하는 것은 방법론의 타당성과 직결되기 때문에 매우 중요하다. 사용되는 시계열이 불안정적일 경우, 주로 回歸分析技法을 사용하는 실증분석의 결과가 두 변수의 상관관계와는 관계없이 標本의 수가 증가함에 따라 回歸係數의  $t$ -값이 커짐으로써 마치 밀접한 상관관계가 있는 것처럼 나타나는 假性回歸分析의 문제가 발생하게 된다. 가성회귀분석을 사용하게 되면 추정의 결과해석에서의 오류는 물론 예측기간이 증가함에 따라 豫測值의 分散이 커지는 부정확성의 문제가 심각하게 나타나게 된다.

이와같은 변수의 불안정성에서 발생하는 문제를 해결하기 위해서는 Box-Jenkins기법이 사용될 수 있다. 불안정한 변수  $X_t$ 의  $d$ 次 差分時系列( $\Delta^d X_t$ )

이 안정성을 확보할 때 그러한 시계열을  $d$ 次積分的(integrated of order  $d$ ) 이라 하고  $I(d)$ 로 표기한다. Box-Jenkins기법은  $d$ 次 差分時系列을 사용함으로써 안정성의 확보는 달성할 수 있지만 차분시계열을 사용하는 과정에서 原時系列이 갖고 있던 정보의 상당부분을 상실하게 된다는 약점과 함께 여러 개의 시계열을 함께 분석할 경우 시계열간의 상호관계를 분석할 수 없다는 문제점을 갖고 있다.

여러 개의 불안정적 시계열간의 관계를 분석하기 위해서는 Granger에 의해 도입된 共積分(cointegration)의 개념이 유용하다. 각각 불안정적인 두 변수의 어떤 선형결합이 안정적일 경우 두 변수는 共積分關係에 있다고 한다. 즉  $X_t \sim I(d)$ ,  $Y_t \sim I(d)$ 일 경우  $(X_t - bY_t) \sim I(d-b)$ 가 성립되면  $X_t$ 와  $Y_t$ 는  $(d, b)$ 次の 共積分關係에 있다고 하고  $X_t, Y_t \sim CI(d, b)$ 로 표기하며  $b$ 를 共積分係數(cointegration factor)라 한다.<sup>1)</sup>

Engle and Granger(1987)는 時系列間의 共積分關係를 규명하기 위한 검정 방법으로 7가지를 제시하고 있는데 검정의 논리상 크게 두 가지로 분류할 수 있다. 첫번째는, 共積分回歸式에서 殘差項의 安定性を 검정하는 방법이다.  $X_t$ 와  $Y_t$ 의 共積分回歸式은 다음의 식 (1)과 같다.

$$X_t = c + dY_t + u_t \quad (1)$$

식 (1)을  $u_t$ 에 대해 이항정리하면  $X_t - c - dY_t = u_t$ 인데 좌변은 두 변수  $X_t$ 와  $Y_t$ 의 선형결합형태이며, 따라서  $u_t$ 가 안정적이면  $X_t$ 와  $Y_t$ 의 선형결합도 안정성을 갖는다고 볼 수 있다. 그러므로 두 변수  $X_t$ 와  $Y_t$ 의 공적분 검정은 공적분 분회귀식에서의 잔차항의 안정성 검정으로 파악할 수 있으며 잔차항  $u_t$ 의 안정성 검정은  $u_t \sim I(0)$ 라는 가설의 검정이기 때문에 결국 單位根檢定(unit root test)으로 귀착된다.

다른 하나는 Engle and Granger(1987)가 찾아낸 共積分과 誤差修正模型間의 관계를 이용하는 방법이다. Engle and Granger(1987)는 두 변수  $X_t$ ,  $Y_t$ 가 共積分係數  $d$ 에 의한 共積分關係에 있으면 다음과 같은 誤差修正模型이 항상 존재함을 증명하였다.

$$(X_t - X_{t-1}) = a(X_{t-1} - dY_{t-1}) + b(Y_t - Y_{t-1}) + e_t \quad (2)$$

1) Box and Jenkins와 Nelson and Plosser의 연구결과에 따르면 대부분의 거시경제 변수의 시계열은  $I(1)$ 이기 때문에 실증분석의 관심은 주로  $CI(1, 1)$ 의 관계에 한정되어 있다.

따라서 두 변수  $X_t$ 와  $Y_t$ 가 誤差修正模型을 따르는지를 판단기준으로 두 변수의 共積分關係를 검정할 수 있다.

共積分回歸式에서 잔차항의 안정성을 검정하는 방법으로는 Durbin and Watson의  $d$ -統計量을 이용하는 검정방법과 Dickey and Fuller의 방식에 의한 검정이 있다. CRDW(Cointegrating Regression Durbin Watson)검정은 공적분회귀식의 잔차항으로부터 계산되는  $d$ -統計量이 충분히 클 경우, 잔차항의 시계열이 안정적이라고 볼 수 있으므로 두 변수  $X_t$ ,  $Y_t$  사이에 共積分關係가 존재한다고 판단하게 된다.

DF(Dickey-Fuller)검정은 共積分回歸式으로부터 추정되는 잔차항의 시계열이 單位根을 갖는지를 검정하여 單位根이 존재할 경우 두 변수  $X_t$ ,  $Y_t$ 는 共積分關係에 있지 않다고 보는 것이다. 즉,

$$\Delta U_t = -\rho U_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

에서 回歸係數  $\rho$ 의 有意性檢定을 통하여  $\rho=0$ 라는 單位根存在假說이 棄却되지 않으면  $X_t$ 와  $Y_t$ 사이에 공적분관계가 성립되지 않으며, 반대로  $\rho=0$ 라는 가설이 棄却될 경우에는 共積分回歸式으로부터의 잔차항이 안정적이며 따라서  $X_t$ 와  $Y_t$ 의 共積分關係가 존재하는 것으로 판단하게 된다.<sup>2)</sup>

誤差修正模型의 有意性を 검정함으로써 변수간의 共積分關係를 검정하는 방법들은 Vector Autoregression을 응용한다. RVAR(Restricted Vector Autoregression)검정은 다음과 같은 두 개의 회귀식으로 이루어진 오차수정모형을 추정하여 誤差修正係數의 有意性を 검정함으로써 두 변수의 共積分關係를 검정한다.

$$\Delta X_t = \beta_1 U_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

$$\Delta Y_t = \beta_2 U_{t-1} + d\Delta X_t + \varepsilon_{2t} \quad (5)$$

두 회귀식 (4)와 (5)의 추정결과로부터 誤差修正係數인  $\beta_1$ 와  $\beta_2$ 의 동시적 유의성을 검정하여  $\beta_1$ 과  $\beta_2$ 가 0이 아니라는 가설을 기각할 수 없을 때, 두 변수  $X_t$ 와  $Y_t$ 는 誤差修正模型을 따른다고 보아 두 변수간에 공적분관계가 존재한다고 판단하게 된다. 이 때 檢定統計量은  $\beta_1$ 과  $\beta_2$  각각의 推定値에서 얻어지

2) ADF(Augmented DF)검정은 DF검정과 같은 논리이며 단지 單位根檢定을 위한 回歸式에  $\Delta u_t$ 의 時差變數들을 추가적으로 포함시킨다는 점에 차이가 있다. 즉,

$$\Delta u_t = -\rho u_{t-1} + \beta_1 \Delta u_{t-1} + \cdots + \beta_j \Delta u_{t-j} + \varepsilon_t$$

에서  $\rho=0$ 라는 單位根存在의 假說을 검정하는 것이다.

는  $t$ -統計量의 供給의 합이 된다.<sup>3)</sup>

UVAR(Unrestricted VAR)검정은 다음과 같은 VAR형태의 誤差修正模型의 推定係數에 대한 同時的 有意性檢定이다.

$$\Delta Y_t = c_1 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (6)$$

$$\Delta X_t = c_2 + \beta_3 Y_{t-1} + \beta_4 X_{t-1} + d \Delta Y_t + \varepsilon_{2t} \quad (7)$$

첫번째 회귀식 (6)으로부터 구해지는  $\beta_1 = \beta_2 = 0$  라는 歸無假說에 대한 檢定統計量  $F_1$ 과 두번째 회귀식 (7)의 추정에서 얻어지는  $\beta_3 = \beta_4 = 0$  라는 歸無假說에 대한 檢定統計量  $F_2$ 를 사용하여 구할 수 있는  $2(F_1 + F_2)$ 이 두 변수  $X_t$ 와  $Y_t$ 의 공적분관계 검정을 위한 통계량이 된다.<sup>4)</sup>

Granger에 의해 도입된 共積分概念은 새로운 방법론으로서 여러 부문에 응용되고 있다. 合理的 期待假說(rational expectations hypothesis), 市場效率性假說(market efficiency hypothesis), 恒常所得假說(permanent income hypothesis), 購買力評價說(purchasing power parity) 등의 경제이론을 공적분개념에 의해 검정하는 방법이 시도되었으며, 長期貨幣需要의 推定과 VAR(vector autoregression)模型의 개선에도 응용되고 있다.<sup>5)</sup>

### III. 市場效率性과 共積分關係

1970년대 중반 이후 先物市場(futures market)에 적용되기 시작한 市場의 效率性에 대한 논의는 실증분석을 위한 방법론을 중심으로 전개되어 왔다. 모든 이용가능한 정보를 모두 반영한다는 市場效率性의 정의는 선물시장에도 그대로 적용될 수 있으나 시장효율성의 검정을 위한 방법론은 다른 시장과 구별되는 선물시장의 특수성 때문에 일반적으로 받아들여질 수 있는 방법을 제시하지 못하고 있다.

선물시장의 효율성검정에 가장 많이 사용되는 방법은 시장효율성의 정의에 근거하여 未來價格(future price)  $F(t, T)$ 와 인도시점의 現在價格(spot

3) ARVAR(Augmented RVAR)검정은 RVAR검정과 근본적으로 동일하며  $\Delta X_t$ 와  $\Delta Y_t$ 의 時差 變數를 추가한 回歸式을 사용한다는 점에 차이가 있다.

4) AUVAR(Augmented UVAR)검정은 각 방정식의 설명변수에  $\Delta X_t$ 와  $\Delta Y_t$ 의 時差 變數를 추가한 후 UVAR검정과 동일한 방법으로 두 변수간의 共積分關係를 검정한다.

5) 자세한 논의와 각 분야의 예는 Maddala(1991) 참조.

price)  $S(T)$ 를 비교하기 위하여 다음과 같은 回歸分析을 사용하는 방법이다.

$$S(T) = a + bF(t, T) + u(t) \quad (8)$$

시장이 효율적일 경우,  $S(T)$ 는  $t$ 시점에서의 모든 情報를 반영하고 있는  $F(t, T)$ 와 동일해야 하므로  $a=0$ ,  $b=1$ 이라는 假說이 성립되어야 하며 따라서 오차항  $u(t)$ 에 대한 정규성가정 하에서 회귀분석을 통하여 가설을 검정할 수 있다. 그러나 回歸分析을 사용한 시장효율성의 검정은 오차항의 정규성에 대한 가정으로 인한 통계적 오류의 가능성을 내포하고 있다. 오차항의 분포가 정규성을 위반할 경우 회귀계수의 추정치는 不偏性(unbiasedness)을 상실하게 되는데 회귀방정식 (8)의 오차항  $u(t)$ 에 대한 정규성가정의 문제점이 Maberly(1985)에 의해 지적되었다.

본 연구에서 原油先物市場의 효율성검정을 위하여 사용한 共積分檢定은  $S(T)$ 와  $F(t, T)$ 의 관계를 파악한다는 점에서 기본적으로는 위에서 설명한 회귀분석방법과 동일하지만 오차항  $u(t)$ 에 대한 假定을 필요로 하지 않는다는 점에서 회귀분석에 의한 검정방법보다 개선된 방법이라 할 수 있다.

어느 시장의 現在價格  $S(T)$ 와 未來價格  $F(t, T)$ 간의 共積分關係와 市場效率性과의 관계는 다음과 같다.

첫째, 現在價格과 未來價格의 共積分關係는 市場效率性を 위한 必要條件이다. 두 가격이 공적분관계가 없을 경우 한 시점에서 두 가격의 차이,  $S(T) - F(t, T) = u(t)$ 는 불안정적이게 되는데 만약  $u(t)$ 가 random walk process를 따를 경우 즉,

$$S(T) = F(t, T) + u(t), \quad \text{여기서 } u(t) = u(t-1) + \varepsilon(t) \quad (9)$$

인 경우에는  $F(t, T)$ 에 의한  $S(T)$ 의 예측치는 오차항  $u(t)$ 의 時系列 相關關係(serial correlation)에 대한 정보를 이용함으로써 향상될 수 있다. 이와 같은 사실은 미래가격  $F(t, T)$ 가 이용가능한 모든 情報를 반영하지 못하고 있다는 것을 의미하므로 그 시장은 효율적이라고 할 수 없다.

둘째, 共積分關係의 성립이 市場效率性的 充分條件이 되기 위해서는 共積分係數가 1이어야 한다.  $S(T)$ 와  $F(t, T)$ 가 共積分關係에 있다 하더라도 共積分係數가 1이 아니면  $F(t, T)$ 가  $S(T)$ 의 不偏豫測量(unbiased predictor)이 될 수 없기 때문이다.  $F(t, T)$ 와  $S(T)$  사이에 공적분관계가 있으면 다음과 같은 오차수정모형이 존재한다.

$$\{S(T) - S(t)\} = a\{S(t) - dF(t-1, T-1)\} + b\{F(t, T) - F(t-1, T-1)\} + e_t \quad (10)$$

위의 식 (10)에서  $S(T)$ 의 後方根(backward solution)을 구하면 다음과 같다.

$$S(T) = bF(t, T) + a(b-d)\{F(t-1, T-1) + (1+a)F(t-2, T-2) + \dots\} + e_t + (1+a)e_{t-1} + \dots \quad (11)$$

따라서  $S(T)$ 가  $F(t, T)$ 의 不偏豫測量이기 위해서는

$$S(T) = F(t, T) + e(t) \quad (12)$$

이 성립되어야 하므로  $-a=b=d=1$ 일 경우에만 市場效率性假說을 채택할 수 있다. 그러므로 시장효율성가설의 검정을 위해서는 必要條件인 共積分檢定과 함께 誤差修正模型을 사용한 추가적인 充分條件의 검정이 필요함을 알 수 있다.

#### IV. 原油先物市場의 效率性 檢定

원유선물시장을 포함한 商品先物市場의 기능으로 다음 두 가지가 언급되고 있다. 첫째는 價格危險의 轉嫁(transfer of price risk)이고 다른 하나는 미래 시점의 現物價格의 豫測에 필요한 정보를 제공한다는 점이다. 가격위험의 전가에 대해서는 별 이의가 없으나 미래 현물가격의 예측기능에 대해서는 논란이 계속되어 왔다. 즉 미래시점에서의 현물가격을 예측하기 위해서 미래가격인 선물가격을 사용하는 것이 좋은지 아니면 현재가격인 현재의 현물가격을 사용하는 것이 더 타당한지에 대한 논쟁으로 이에 대한 논쟁은 결국은 先物市場이 效率的이라는 假說의 檢定과 밀접한 관계를 갖는다.

先物市場이 효율적일 경우 先物價格은 未來現物價格의 不偏推定量이므로 선물가격을 사용하여 미래 현물가격을 예측하는 방법에 대한 타당성을 부여할 수 있게 된다. 본 절에서는 앞 절에서 논의한 共積分檢定과 誤差修正模型에 의한 검정방법을 사용하여 原油先物市場의 效率性を 검정한다.

원유선물가격의 일일자료는 특정의 미래시점 인도분에 대해 거래가 이루어지는 상품선물시장의 특성 때문에 現物價格과 1개월 혹은 3개월 등 고정된 기간의 1:1 연계가 곤란하여 분석의 편의를 위해 月刊資料를 구성하여 분석에 사용하였다. 1985년 1월부터 1990년 8월까지 각 월의 WTI 현물가격에

〈表 1〉 單位根檢定の 結果 (I)

	<i>Kappa</i>	<i>DF</i>
$S(t)$	4.04	-1.82
$F(t, t+1)$	4.22	-1.76
$F(t, t+3)$	5.01	-1.69
$F(t, t+6)$	3.33	-1.74

註: 1) 5% 有意水準에서의 臨界値는  $Kappa=6.1$ ,  $DF=-2.9$ 임.

2)  $S(t+i)$ 는  $S(t)$ 의 時差變數로 볼 수 있으므로  $S(t)$ 시계열과 동일한 성격을 가짐.

NYMEX에서의 WTI 선물가격을 정리하여 해당월에서의 1개월 선물가격, 3개월 선물가격, 그리고 6개월 선물가격을 구하였다.

현물가격 시계열과 선물가격 시계열간의 공적분관계를 검정하기 전에 현물가격 시계열과 각 선물가격 시계열이 불안정적인지, 즉  $I(1)$  時系列인지를 Dickey and Fuller의 방법을 사용하여 검정하였다. 현물가격  $S(t)$ 가  $I(1)$  時系列인지의 檢定을 위해서는 식 (13)과 같은 回歸方程式을 추정하여 單位根을 갖는지를 검정하게 된다.

$$S(t) = a + b_0 S(t-1) + \sum b_i \Delta S(t-i) + u(t) \quad (13)$$

회귀방정식 (13)을 잔차항  $u(t)$ 가 white noise의 성질을 만족하도록 설정하여 通常最小自乘法으로 추정한 결과로부터 얻어지는  $b_0=1$ 이라는 歸無假說의 검정을 위한  $t$ -값이  $DF$ -통계량 또는  $ADF$ -통계량이 된다.<sup>6)</sup> Dickey-Fuller검정에서 잔차항  $u(t)$ 의 white noise 여부를 판단하기 위해서는 Fisher-Kappa검정을 사용하였는데 통계량  $Kappa$ 의 값이 臨界値보다 클 경우  $u(t)$ 가 white noise라는 귀무가설은 기각된다.<sup>7)</sup> 또한, Dickey-Fuller검정의 대립가설은  $b_0 < 1$ 이므로 귀무가설이 기각되면 그 시계열은 안정적이라 할 수 있다. Dickey-Fuller검정의 결과를 보면 모든 時系列에서 單位根이 존재한다는 歸無假說이 기각되지 않는 것을 알 수 있다. 따라서 現物價格과 先物價格 時系列들은 모두 不安定的인  $I(1)$  時系列이라고 할 수 있다.

6)  $u(t)$ 가 white noise이도록 하기 위해서는  $S$ 의 시차변수들을 포함시켜야할 경우, 歸無假說  $b_0=1$ 의 검정을 위한 統計量을  $ADF$  (Augmented Dickey-Fuller) 統計量이라 하며 時差變數를 포함하지 않을 경우의  $DF$  통계량과 다른 臨界値를 갖는다. 자세한 논의는 Fuller (1976) 참조.

7) 본 연구의 관심대상인 原油의 現物價格과 先物價格 時系列의 單位根檢定에서는 모든 시계열이 時差變數의 추가없이도 잔차항이 white noise의 성질을 만족하여 단위근 검정 통계량으로  $DF$ -통계량만 사용되었다.



〈表 2〉 市場效率性假說의 檢定

	共 積 分 檢 定				充分條件檢定
	CRDW	DF	RVAR	UVAR	( $H_0: -a=b=1$ )
$S(t+1), F(t, t+1)$	0.88	-3.79	31.78	355.90	13.49
$S(t+3), F(t, t+3)$	0.40	-5.35	53.43	71.48	103.22
$S(t+6), F(t, t+6)$	0.28	-2.35	7.33	13.18	134.03

註: 1) 5% 有意水準에서 각 統計量의 臨界値는  $CRDW=0.386$ ,  $DF=-3.37$ ,  $RVAR=13.6$ ,  $UVAR=18.6$

2)  $-a=b=1$ 의 檢定統計量은  $F$ -統計量이며 5% 臨界値는  $F(2, 64)=3.15$

각각은 不安定的 時系列인 現物價格과 先物價格間의 共積分關係를 알아보기 위한 檢定의 結果가 〈表 2〉이다. 본 연구에서 共積分檢定の 관심은 선물시장이 효율적인가, 즉 선물가격이 미래 현물가격의 不偏豫測量인지를 알아보는 것이므로 1개월 선물가격과 1개월 후의 현물가격, 3개월 선물가격과 3개월 후의 현물가격, 그리고 6개월 선물가격과 6개월 후의 현물가격 간의 共積分關係를 檢定하였다. 검정방법으로는 Engle and Granger(1987)가 제시한 방법들 중에서 CRDW檢定과 時差變數를 추가하지 않는 DF검정, RVAR검정, UVAR검정을 모두 사용하여 비교하였다.<sup>8)</sup>

先物價格과 미래 現物價格間의 公積분검정의 결과는 검정방법에 관계없이 일관된 결과를 보여준다.  $S(t+1)$ 과  $F(t, t+1)$ ,  $S(t+3)$ 와  $F(t, t+3)$ 간에는 共積分關係가 존재하는 것으로 나타난 반면  $S(t+6)$ 와  $F(t, t+6)$  사이에는 公積분관계가 없는 것으로 검정되었다. 선물가격과 현물가격과의 公積분관계의 성립이 선물시장의 효율성을 위한 필요조건이라는 사실은 앞에서 논의된 바 있다. 따라서 1개월 선물시장과 3개월 선물시장의 경우 일단 原油의 先物市場이 效率的이라는 假說을 입증하기 위한 必要條件을 충족시키고 있으나 6개월 선물시장의 경우 필요조건인 선물가격과 현물가격간의 共積分關係가 각각되므로 效率性假說 또한 棄却된다.<sup>9)</sup>

$S(t+1)$ 과  $F(t, t+1)$ ,  $S(t+3)$ 와  $F(t, t+3)$ 간에는 公積분관계가 성립하므로 식 (2)와 같은 誤差修正模型이 항상 존재하게 된다. 誤差修正模型에

8) Engle and Granger(1987)에 따르면 CRDW검정과 DF검정이 RVAR검정과 UVAR검정에 비해 검정력이 우수한 것으로 평가된다.

9) 이와 같은 결과는 先物去來의 만기 인도일이 長期일수록 市場의 效率性이 弱化되는 것을 의미하며 직관과도 일치하는 결과이다.

서  $-a=d=b=1$ 이라는 가설이 기각되지 않을 경우 市場效率性的 充分條件이 만족된다고 볼 수 있다. 그러나 共積分係數  $d$ 가 1이라는 가설의 검정은 공적 분회귀식에서의 설명변수와 종속변수가 모두 불안정적인 시계열이므로 이론에 근거한 검정이 불가능하다. 반면에 오차수정모형 (2)의 회귀계수는 一致推定量(consistent estimator)이고 또한 標準誤差에도 문제가 없으므로  $-a=b=1$ 의 가설은 쉽게 검정된다. 따라서 共積分關係가 성립되는 경우에 共積分係數  $d$ 는 1이라고 가정하고  $-a=b=1$ 이라는 가설을 검정함으로써 市場效率性的 充分條件을 검정하였다. 검정의 결과 原油先物市場에서 市場效率性的 充分條件은 만족되지 않는 것으로 나타났다.

이상의 논의를 종합하면 다음과 같은 결론을 얻는다. 原油先物市場의 경우 비교적 기간이 짧은 1개월 선물가격과 3개월 선물가격에서는 시장효율성의 必要條件인 先物價格과 만기도래시의 現物價格 사이에 공적분관계가 성립하지만 비교적 장기인 6개월 선물가격과 만기의 현물가격 사이에는 공적분관계가 존재하지 않는다. 한편 시장효율성의 充分條件은 모두 棄却되었다. 그러므로 원유선물시장은 효율적이지 못하며 따라서 先物價格은 만기도래시점 現物價格의 不偏豫測量이 될 수 없다고 하겠다.

## V. 先物價格 決定要因에 대한 分析

先物價格이 미래시점에서의 現物價格 期待値에 위험프리미엄(risk premium)을 고려하여 형성된다는 가설은 큰 무리없이 받아들여진다. 따라서 先物價格을 식 (14)와 같이 위험프리미엄과 기대현물가격으로 분리할 수 있다.

$$F(t, T) = P(t) + E\{S(T)\} \quad (14)$$

式 (14)의 양변에서  $t$ 시점의 現物價格  $S(t)$ 를 빼면 다음과 같은 식이 성립한다.

$$\begin{aligned} F(t, T) - S(t) &= P(t) + E\{S(T)\} - S(t) \\ &= P(t) + E\{S(T) - S(t)\} \end{aligned} \quad (15)$$

식 (15)는  $t$ 시점에서의 先物價格과 現物價格의 差異가 위험프리미엄과 현물가격변화의 기대치로 분리될 수 있음을 보여준다. 先物價格의 決定에서 위험프리미엄의 역할과 현물가격변동에 대한 기대가 차지하는 비중을 비교하기 위해 Fama(1984)가 外換市場의 분석에서 사용한 기법을 사용하였다. 식 (14)의

〈表 3〉 單位根檢定の 結果 (II)

	<i>Kappa</i>	<i>DF(ADF)</i>
$F(t, t+1) - S(t)$	3.24	-5.31
$F(t, t+3) - S(t)$	3.43	-5.99
$F(t, t+6) - S(t)$	4.02	-4.83
$F(t, t+1) - S(t+1)$	3.48	-3.99
$F(t, t+3) - S(t+3)$	4.50	(-5.59)
$F(t, t+6) - S(t+6)$	4.20	(-3.69)
$S(t+1) - S(t)$	3.11	-4.36
$S(t+3) - S(t)$	5.35	(-6.52)
$S(t+6) - S(t)$	5.84	(-4.12)

註: 1) 각 統計量의 臨界値는 〈表 1〉의 註와 같음.

2) 괄호속의 수치는 ADF 統計量이며 이 때 추가된 時差變數는  $t-1$ 期 하나임.

양변에서 미래  $T$ 시점에서의 現物價格  $S(T)$ 를 빼면 식 (16)의 관계식이 성립한다.

$$F(t, T) - S(T) = P(t) + E\{S(T)\} - S(T) \quad (16)$$

식 (16)의 우변에서 뒤의 두 항  $E\{S(T)\} - S(T)$ 는 합리적 기대를 가정할 경우 random process를 따르는 오차항이므로  $T$ 시점 인도분 先物價格과  $T$ 시점 現物價格의 차이  $F(t, T) - S(T)$ 의 변동과 위험프리미엄  $P(t)$ 의 변동은 밀접한 관계를 갖게 된다. 그러므로 선물가격의 결정에서 위험프리미엄과 현물가격변화에 대한 기대가 어떻게 작용하고 있는지를 분석하기 위해 다음과 같은 두 개의 回歸方程式을 추정한다.

$$F(t, T) - S(T) = \alpha_1 + \beta_1 \{F(t, T) - S(t)\} + u_1 \quad (17)$$

$$S(T) - S(t) = \alpha_2 + \beta_2 \{F(t, T) - S(t)\} + u_2 \quad (18)$$

식 (17)과 식 (18)은 상호보완적인 관계로서 두 식을 합하면 식 (19)가 성립한다.

$$F(t, T) - S(t) = \alpha_1 + \alpha_2 + (\beta_1 + \beta_2) \{F(t, T) - S(t)\} + u_1 + u_2 \quad (19)$$

식 (19)에 의하면 두 식의 추정계수간에는  $\alpha_1 + \alpha_2 = 0$ ,  $\beta_1 + \beta_2 = 1$ 의 관계가 항상 성립하며 따라서 한 식의 推定만으로도 모든 係數를 추정할 수 있음을 알 수 있다.

式 (17)에서 추정계수  $\beta_1$ 이 0이 아니면 위험프리미엄의 결정에 현시점에서의 선물가격과 현물가격의 차이가 정보로 사용된다고 볼 수 있으며 式 (18)에서의 추정계수  $\beta_2$ 가 0이 아닐 경우 현시점 현물가격과 선물가격과의 차이는 미래 현물가격의 변동을 예측할 수 있는 豫測力을 갖는다고 할 수 있다.

〈表 4〉 回歸方程式 (17)과 (18)의 推定結果

	$\alpha_1$	$\beta_1$	$\alpha_2$	$\beta_2$	$R_1^2$	$R_2^2$
$F(t, t+1)$	-0.0771 (-0.283)	1.1762 (3.670)	0.0771 (0.283)	-0.1762 (-0.550)	0.1695	0.0146
$F(t, t+3)$	-1.3799 (-2.380)	-1.2835 (-2.475)	1.3799 (2.380)	2.2835 (4.404)	0.0849	0.2271
$F(t, t+6)$	-2.1600	1.6588	2.1600	2.6588	0.1863	0.3703

註: 괄호속의 수치는  $t$ -값임.

식 (17)과 식 (18)을 추정하기 전에 두 回歸方程式에서 독립변수와 종속변수로 사용될  $F(t, T) - S(t)$ ,  $F(t, T) - S(T)$ ,  $S(T) - S(t)$ 時系列들이 안정적인가에 대한 검토가 필요하다. 만약 시계열들이 불안정적일 경우에는 累積分에 의한 추가적인 분석을 필요로 하기 때문이다. 각 時系列의 單位根檢定の 결과가 〈表 3〉에 정리되어 있다. 單位根檢定の 결과를 보면 모든 時系列에서 單位根存在의 假說이 기각되며 따라서 모든 시계열이 安定的인 것을 알 수 있다. 〈表 4〉는 식 (17)과 식 (18)의 추정결과이다.

Fama(1984)에 의하면 두 식의 回歸係數  $\beta_1$ 과  $\beta_2$  사이에는 다음의 식 (20)과 같은 관계가 성립한다.<sup>10)</sup>

$$\beta_1 - \beta_2 = \frac{\text{Var}\{P(t)\} - \text{Var}[E\{S(T) - S(t)\}]}{\text{Var}\{F(t, T) - S(t)\}} \quad (20)$$

그러므로 만약  $\beta_1 - \beta_2 > 0$ 일 경우에는  $\text{Var}\{P(t)\} > \text{Var}[E\{S(T) - S(t)\}]$ 이며 반대로  $\beta_1 - \beta_2 < 0$ 일 경우에는  $\text{Var}\{P(t)\} < \text{Var}[E\{S(T) - S(t)\}]$ 임을 알 수 있다. 〈표 4〉의 추정결과를 보면 1개월 선물가격의 경우는  $\beta_1 - \beta_2 > 0$ 인 반면, 3개월 선물가격과 6개월 선물가격의 경우에는  $\beta_1 - \beta_2 < 0$ 임을 알 수 있다. 이를 풀어서 해석하면 다음과 같다.

先物價格의 決定에 있어서 선물거래의 만기일이 짧은 경우에는 선물가격의 변동은 만기시의 現物價格에 대한 기대치의 변동보다는 위험프리미엄의 변동에 의해 더 영향을 받고, 반대로 기간이 길 경우에는 現物價格期待値의 변화가 선물가격의 결정에 더 중요한 영향을 미친다는 것이다. 1개월 선물의 경우에는 프리미엄  $P(t) = F(t, T) - S(T)$ 의 변동, 즉  $S(T)$ 와  $F(t, T)$ 의 차이의 변동이  $S(T)$ 와  $S(t)$ 의 차이의 변동에 비해 크므로 미래시점  $T$ 에서의 現

10) 유도과정과 자세한 논의는 Fama(1984, pp. 321~327) 참조.

物價格  $S(T)$ 를 예측하기 위해 현시점의 先物價格  $F(t, T)$ 를 사용하는 것보다 현시점의 現物價格  $S(t)$ 를 사용하는 것이 더 바람직하다고 할 수 있다. 반면 상대적으로 장기인 3개월 선물과 6개월 선물의 경우에는  $S(T)$ 와  $S(t)$ 와의 차이의 변동이  $S(T)$ 와  $F(t, T)$ 와의 차이의 변동에 비해 크기 때문에  $S(t)$ 에 의한  $S(T)$ 의 예측보다는 先物價格  $F(t, T)$ 에 의한  $S(T)$ 의 豫測이 더 바람직하다고 할 수 있다.

## VI. 맺 음 말

본 연구는 原油先物市場을 대상으로 實證分析을 사용하여 市場의 效率性 여부와 선물가격의 결정요인에 대해 논의하였다. 시장효율성의 검정을 위해서는 Granger가 제시한 공적분개념을 사용하였다. 그러나 각기 불안정적인 현재가격과 미래가격간의 공적분관계의 존재는 시장효율성의 필요조건일 뿐 충분조건은 되지 못하기 때문에 誤差修正模型을 추정하여 市場效率性의 充分條件을 만족시키는지도 함께 검정하였다. 그 결과 1개월 선물가격과 현물가격, 3개월 선물가격과 현물가격 사이에는 共積分關係가 존재하지만 6개월 선물가격과 현물가격 사이에는 共積分關係가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 시장효율성의 충분조건 검정에서는 市場效率性假說이 모두 기각되었다. 그러므로 原油先物市場은 효율적이라 할 수 없으며 따라서 선물가격은 미래 만기시점 현물가격의 不偏豫測量이 되지 못함을 알 수 있다.

先物價格의 決定要因을 미래 現物價格에 대한 기대치와 위험프리미엄으로 분리하여 추정하여 분석한 결과, 先物期間이 短期일 경우에는 위험프리미엄의 변동이 현물가격에 대한 기대치의 변동보다 크고 先物期間이 長期일 경우에는 반대의 현상을 보이는 것으로 판명되었다. 따라서 기간이 비교적 짧은 1개월 후의 현물가격 예측을 위해서는 1개월 선물가격을 사용하는 것보다는 현시점의 現物價格을 사용하는 것이 더 적절하다고 판단할 수 있다.

## 參 考 文 獻

1. Engle, R.F., and C.W.J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 251~276.
2. Fama, E.F., "Forward and Spot Exchange Rates," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 14, 1984, pp. 319~338.
3. Fuller, W.A., *Introduction to Statistical Time Series*, New York: John Wiley and Sons, 1976.
4. Hakkio, C.S., and M. Rush, "Market Efficiency and Cointegration: An Application to the Sterling and Deutschmark Exchange Rates," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 8, 1989, pp. 75~88.
5. Maberly, E.D., "Testing Futures Market Efficiency - A Restatement," *Journal of Futures Markets*, Vol. 5, 1985, pp. 425~432.
6. Macdonald, R., and M.P. Taylor, "Foreign Exchange Market Efficiency and Cointegration," *Economic Letters*, Vol. 29, 1989, pp. 63~68.
7. Maddala, G.S., "Of What Use are Cointegration Tests?," mimeo, University of Florida, 1991.
8. Serletis, A., "Rational Expectations, Risk and Efficiency in Energy Futures Markets," *Energy Economics*, Vol. 13, 1991, pp. 111~115.