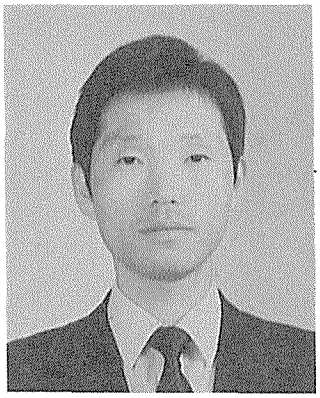
국제유가의 장단기 動學에 관한 연구



권 태 규
<에너지경제연구원 · 연구원>

1. 머리말

국제석유시장은 지난 2차례의 석유위기, 그리고 90년에 이라크의 쿠웨이트 침공으로 걸프위기를 겪으면서 세계경제에 커다란 충격을 안겨 주었다. 특히 개도국의 시장충격은 선진국들보다도 그 영향이 크고 오래도록 지속되었다.

국제석유시장이 비교적 가격의 투명성이 잘 발달되고 있음에도 불구하고, 과거의 석유위기에서 나타나듯이 언제든지 석유시장을 장악하려는 *OPEC*(석유수출국기구)가 존재하고 있어 시장은 항상 불안하기만 하다. 물론 *OPEC*에 대응하기 위하여 선진 *OECD*를 중심으로 국제에너지기구(*IEA*)가 존재하나 그 결속력은 지난 걸프위기에서도 보듯이 산뜻한 위기타개 능력이 부족하였음을 상기할 때, 우리를 포함한 많은 비산유 신흥 공업국들은 사실상 시장 충격을 그대로 받았다. 따라서 석유시장의 분석은 바로 이같은 위기 대응을 높힌다는 면에서 긴요한 것이다.

본 고는 국제석유시장의 유가 행태를 분석하는 데 그 목적이 있다. 특히 국제석유시장은 기타 실물시장과는 다르게 석유제품시장(산출물)과 원유시장(요소)이 동시에 존재하고 있어 양 시장간의 장단기 가격관계를 알아보는 것은 바로 원유 뿐만 아니라 일부 석유제품을 전적으로 수입해야하는 우리에게는 유용한 시사점을 안겨줄 것이다. 본 분석에서 사용한 시계열은 사우디 아라비아의 아랍 라이트(*Arab Light*) 원유의 시장가격과 동 원유를 정제하여 거래하는 3개 주요 석유제품시장(미국의 걸프만시장, 유럽의 로테르담시장, 아시아의 싱가포르시장)에서 형성되는 석유제품가격으로서 이들 시장에서 원유가격과 제품가격사이의 관

계를 분석하는 동시에 각 시장간 시장 효율성을 살펴보았다. 특히 분석 대상을 고유가시기와 저유가시기로 구분하여 양 기간의 가격관계의 특징을 비교, 검토하였다. 분석에 이용된 모형은 최근 시계열 분석에서 활발하게 사용되고 있는 공적분(*COINTEGRATION*)과 오차수정모형(*ERROR CORRECTION MODEL*)이다. 본 장의 구성은 2장에서 시계열의 안정성과 공적분 및 오차수정모형을 개관하고, 3장에서 실증분석으로서 아랍 라이트 원유의 시장가격과 3개 각 시장별 석유제품가격간의 단위근 검정을 통하여 계열의 안정성을 검증한 후, 장기모형식으로 공적분을, 단기모형식으로 오차수정모형을 이용하여 추정과 해석을 하였다. 마지막으로 4장에서 요약과 결론을 맺는다.

2. 시계열 분석 : 공적분과 오차수정체계의 개요

(1) 시계열의 안정성과 단위근의 검정

일반적으로는 경제변수의 시계열은 시간이 경과함에 따라 평균과 분산이 발산하는 성질을 갖는다. 이는 시계열 변수의 관측치가 단기적인 충격에 대하여 일시적으로는 추세치를 이탈할지라도 종국에 가서는 추세치로 회귀하는 경향을 갖는 안정적(*stationary*)인 시계열이 아니라, 일정 시점의 충격이 누적되면서 미래치에 대하여 영속적인 영향을 미치는 불안정적(*nonstationary*)이기 때문에 나타나는 것이다.

전통적인 시계열 계량 분석은 시계열의 안정성을 전제로 하고 있어 만일 불안정한 시계열을 추정에 그대로 이용할 경우, 변수간에 아무런 상관관계가 없을지라도 표본수가 증가함에 따라 t 값도 커져 일견 추정계수의 신빙성이 높은 것처럼 보이는 이른바 가성회귀(*spurious regression*)의 문제가 발생, 해석상에 문제를 야기시킨다. 따라서 시계열 분석의 출발점은 대상 시계열의 안정성 유무와 만일 불안정한 시계열일 경우, 이의 안정성 확보가 그 출발점이 된다하겠다.

일반적으로 불안정적 시계열이 안정성을 이루기 위해서는 추세항(*time trend*)이 도입되거나 차분(*difference*)이 이용된다. 추세 도입을 통한 안정화 방법에는 함수식 $Y_t = f(t) + ut$로 달성될 수 있는데 여기서 $f(t)$를 선형으로 가정하면 시계열 Y_t는 다음과 같은 확정적 추세항 t와 일시적 잔차항 ut로 이루어 진다.

$$Y_t = a + bt + u_t \quad \text{----------} (1-1)$$

위에서 잔차항 u_t은 평균이 0 분산이 σ_u^2을 갖는 안정계열이다. 그러면 식$(1-1)$은 $\Sigma u_t = 0$와 $\Sigma u_t = 0$이기 때문에 u_t가 Y_t에 일시적인 영향만을 미쳐 시계열 Y_t는 안정성이 확보된다. 안정성을 확보하는 또다른 방법으로는 차분(*difference*)을 이용할 수 있는데 다음과 같은 렌덤워크(*random walk*)를 예로 들수 있다.

$$Y_t - Y_{t-1} = b + e_t \quad \text{----------} (1-2)$$

식 $(1-2)$에서 e_t은 평균이 0, 분산이 σ_e^2을 갖는 안정계열이다. 그러면 Y_t의 1차 차분(ΔY_t)은 평균 b을 갖는 안정적(*stationary*)시계열이다. 여기서 좌변의 시차변수를 이항하여 정리하면

$$Y_t = b + Y_{t-1} + e_t \quad \text{----------} (1-3)$$

을 얻는데 사차변수 Y_{t-1}의 계수값은 1을 가지며 이를 단위근(*unit root*)이라 한다. 단위근을 갖는 시계열은 불안정적인데 이는 상기식을 가음과 같이 변형하면 알 수 있다.

$$Y_t = Y_0 + bt + \sum_{j=1}^{t} ej \quad \text{----------} (1-4)$$

즉, 시계열 Y_t는 잔차항이 t σ_e^2로 증가하기 때문에 일시적인 충격이 Y_t에 누적적이고 영속적인 영향을 미치게 되어 불안정한 계열이다. 시계열 자료의 실증분석에서 시계열이 불안정적인가 아니면 안정적인가를 검정하는데는 다음과 같은 단위근 검정(*unit root test*)이 사용된다.

$$\triangle Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \gamma t + \varepsilon_t \quad \text{---} (1-5)$$

상기 단위근 검정식은 통상최소자승법(*OLS*)로 추정하여 시차변수 Y_{t-1} 계수값의 유의성을 t값을 이용하여 검정한다. 귀무가설은 시차변수에 단위근(*unit root*)이 존재한다로 설정한다 ($H_0 : \beta = 0$). 이때 귀무가설이 기각되지 못하면, 수준변수(*level variable*)는 불안정적(*nonstationary*)시계열이라 판단한다. 수준변수에 단위근이 존재할 경우, 차분변수(*difference variable*)를 가지고 다시 이같은 과정을 반복하여 귀무가설이

기각될때까지 계속한다. 만일 불안정한 시계열 Y_t가 d차 차분계열($\triangle^d Y_t$)을 통하여 안정성이 확보될 때, 이 같은 시계열을 "d차 적분적(*integrated of order d*)"라 하며 I(d)로 표기한다.

(2) 공적분과 오차수정모형의 의미와 관계

이처럼 시계열 분석에서 불안정(*nonstationary*)한 계열을 회귀식에 그대로 이용할 경우, 모형 설정상에 있어 오류가 발생되기 때문에 시계열의 안정화를 위하여 일반적으로 차분 또는 증가율을 취한다. 그러나 이 경우도 시계열의 안정성은 확보되나 보다 본질적인 문제로 원시계열이 가지고 있던 귀중한 장기적 정보가 상실되며 더우기 여러 시계열을 동시에 분석할 때, 시계열간의 상호관계를 분석할 수 없다는 단점을 지니고 있다.

이같은 문제점을 해결하기 위하여 *Engle and Granger*(1987)는 공적분(*COINTEGRATION*) 개념을 도입하여 상기 문제를 해결하고자 하며 이는 근본적으로 불안정한 시계열간의 가성적 관계가 성립하지 않을 조건을 식별함으로써 가성회귀를 극복하는 방법이라하겠다. 즉, *Engle and Granger*에 따르면 개별적인 시계열들이 비록 단위근을 갖을 지라도, 불안정한 시계열간에 안정적인 시계열을 생성하는 선형결합(*linear combination*)이 존재한다면, 이들 시계열은 상호 공적분(*COINTEGRATION*)관계가 있다고 한다.

즉, 두 변수가 $X_t \sim I(d)$, $Y_t \sim I(d)$일 경우, $(X_t - bY_t) \sim I(d-b)$가 성립하면, X_t와 Y_t는 (d, b)차의 공적분 관계에 있다고 하며, 이를 $X_t\ Y_t \sim CI(d, b)$로 표기한다. 여기서 b는 공적분계수(*cointegration coefficient*)이다. 예컨대0, 두 변수가 d=b=1이라 하자. 즉, 불안정한 2개의 시계열 X_t, Y_t가 각각 1차 차분을 통하여 안정적 시계열이 된다고 하면($X_t \sim I(1)$, $Y_t \sim I(1)$). 일반적으로 X_t와 Y_t의 선형결합 $U_t = Y_t - bX_t$도 I(1)의 성질을 갖는다. 그런데, U_t가 I(0)이 되도록하는, 즉 안정적인 시계열을 생성하는 b가 존재하는 경우도 가능한데, 이 때 두 계열간에는 공적분이 성립한다고 한다. 두 변수의 공적분(*COINTEGRATION*) 회귀식은

$$Y_t = bX_t + U_t \quad \text{----------} (2-1)$$

이다.

공적분이 가지는 중요한 의미는 경제학적인 의미에 있다. 즉 시계열 상호간에 공적분이 있으면 그들 사이에 선형결합후 남는 오차항(U_t)이 안정적이어서 결국 그 균형치인 영(*zero*)에 이른다는 결론이 되어 공적분의 존재는 시계열 사이에 안정적 상관관계가 있다는 사실을 강하게 지지한다. 즉, 공적분의 존재는 일련의 경제 변수들이 단기적으로는 상호 괴리를 보이지만 장기적으로는 일정한 관계를 유지할 것이라는 가설에 부합된다는 것이다.

실증분석에서 계열간에 공적분 존재에 대한 검정은 *CRDW*, *DF* 및 *ADF*이 이용된다. *CRDW*는 공적분(*COINTEGRATION*) 회귀식인 $Y_t = bX_t + U_t$을 통상최소자승법(*OLS*)으로 추정하여 귀무가설(즉, 두 변수간에는 공적분 관계가 없다)하에서 *Durbin-Waston* 값이 임계치보다 클 경우, 귀무가설이 기각되어 두 변수는 공적분 관계에 있다고 판단한다. *DF* 및 *ADF* 검정은 Y_t와 X_t가 공적분되어 있지 않다는 귀무가설을 검정하는 것으로 공적분 회귀식의 잔차항 U_t항에 대한 안정성 검정으로 판단하며, 결국 단일 변수의 단위근 검정(*unit root test*)과 동일하게 자기 회귀계수에 대한 U_t의 안정성(*stationarity*)을 검정하는 것이다. 무엇보다도 장기적 관계식인 공적분 관계가 갖는 중요성은 다음과 같은 단기동태모형인 오차수정모형의 사용을 지지하는데 있다.

$$\triangle X_t = -\ aU_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} b\triangle X_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} c\triangle Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad \text{----} (2-2)$$

위의 오차수정모형에서 수준변수(U_{t-1})가 포함되는 것은 공적분이 존재한다는 것을 전제로하고 있으며 이 때에 개별 수준변수들이 I(1)일지라도 이들의 선형결합은 I(0)이기 때문에 오차수정모형에 사용되는 모든 변수들이 I(0)로 안정적이어서 모형설정상에 우려되는 가성회귀의 문제점이 해결된다. 공적분 존재가 갖는 의의는 오차수정모형의 사용을 지지하는데 있으며 변

수들이 공적분 세트일경우, 반드시 오차수정모형을 갖는다. 상기 모형에서 수준변수는 장기 균형 관계를 나타내며 차분변수들은 단기적인 조정 과정을 나타낸다.

오차수정모형이 갖는 특징은 금기의 불균형은 차기에서 그 일부가 조정된다는 데 있다. 즉 오차수정모형은 단기적으로 종속변수의 변동폭이 크거나 혹은 모형에 나타나 있지 않은 외부적인 요인에 의한 구조적 영향으로 오차항이 번동할 때, 이를 수정하기 위한 모형이다. 즉, 종속변수가 어떠한 요인에 의해서 단기적으로 장기 안정적 균형상태에서 벗어날 경우 그 영향은 오차항에서 나타날수 있기 때문에 이를 수정해야만 보다 정확한 예측을 할 수 있다.

3. 원유가격과 석유제품가격과의 장단기 상호관계에 관한 분석

(1) 모형설정 : 원유의 시장가격과 네트백 가치와의 관계

국제석유시장에서 동시에 존재하고 있는 원유시장과 석유제품시장은 상호 밀접한 관련을 맺고 있다. 즉, 원유수요는 석유제품 수요에 의해서 결정되는 파생수요(*derived demand*)이며 석유제품들은 원유를 정제하여 만들어지는 연산품(*by-products*)이라는 특징을 안고 있다. 만일, 한 정유사가 이윤 극대화를 목적함수로 할 경우, 이 기업의 최적 원유수요는 마지막 한 1배럴 원유를 구입할 경우 얻는 수입(*MR*)과 추가 구입에 따르는 한계비용(*MC*)이 일치하는 점에서 이루어진다. 즉, 이윤=수입-비용으로 추가 구입에 따르는 한계수입>한계비용이 성립하는 한 기업은 원유 구입을 지속할 것이다. 따라서 균형점은 *MR*=*MC*에서 성립한다. 반면에 한계수입<한계비용하에서는 원유의 추가 구입을 중단하여 생산량을 감소시킴으로써 이윤 극대화(*MR*=*MC*)를 이룰 것이다. 따라서, 석유제품시장(산출물시장)과 원유시장(요소시장)이 경쟁적이라면, 개별 정유사가 이윤 극대화를 가져오는 최적 원유 수요수준은 다음의 균형조건이 성립하는 점에서 이루어 진다.

$$MP_c = \frac{P_c}{Pp} \quad \text{----------(3-1)}$$

MP_c는 원유의 한계 생산력, P_c는 원유 1단위(배럴)의 시장 가격, P_p는 산출물 1단위(배럴) 가격이다. 즉, 정유사는 원유의 한계 생산력(MP_c)이 실질가격(산출물가격(P_p)으로 디플레이터로 한)과 같은 점까지 원유를 구입하는 것이 이윤 극대화를 가져온다.

그런데 산출물 가격(P_p)은 다음과 같이 여러 석유제품 가격들을 추출율로 가중 평균한 값으로 나타낼 수 있는데 이를 총산출물가치(*gross products worth*)라고 정의하자. 따라서 상기식 (3-1)은 다음과 같이 표기된다.

$$P_C = \sum_{i=1}^{n} W_{i,j} * MP_{i,j} * V_{i,j} \quad \text{-----(3-2)}$$

상기식에서 P_c는 i 원유의 시장가격, $W_{i,j}$는 i 원유의 j 석유제품 추출율, $MP_{i,j}$는 i 원유가 j 석유제품을 생산하는 한계 생산력, $P_{i,j}$는 i 원유에서 추출한 j 석유제품의 가격이다. 그런데, 상기 총산출물가치에서 원유 1단위(배럴)를 정제하는데 투입되는 정제비용과 동 원유를 구입하여 수송하는데 투입된 수송비용을 제외하면 이를 순역산가치(*NETBACK value*)라고 하는데 이 *NETBACK* 가치(*fob*)는 국제석유시장에서 시장 참가자들에게 원유의 시장가격(*fob*)과 비교를 하는데 주요한 시장 지표로 이용되고 있다. *NETBACK*가치에 영향을 주는 주요소는 석유제품의 추출율과 석유제품의 가격이다. 그러나 이중 석유제품의 추출율은 어느 정도 일정하기 때문에 석유제품 가격이 *NETBACK* 가치에 가장 큰 영향을 미친다. 따라서 원유의 한계 생산력이 일정하다면, 석유시장에서 원유의 시장가격과 해당 원유의 *NETBACK* 가치사이의 장기균형관계식은 다음과 같은 공적분 회귀식으로 나타낼 수 있다.

$$\log P_c = a_0 + a_1 \log P_p + u_t \text{----(3-3)}$$

상기 공적분식에서 양 계열간 장기 균형 존재의 검증은 *CRDW* 검정을 통하여 알아 볼 수 있는데 만일 *CRDW*가 충분히 클 경우 원유의 시장가격(P_c)와 *NETBACK* 가치(P_p)에 공적분이 존재, 양 계열은 장기적 안정 균형관계를 갖는다. 또한 오차항 U_t에 대한 단

위근검정(*unit root test*) 결과가 "0차 안정적(*stationary* : I(0) 계열 "일 경우, P_p와 P_c간에는 장기 안정 균형관계가 존재한다. 양 계열간에 공적분이 존재하면, 단기 동태모형으로서 오차수정모형을 사용할 수 있다. 즉, 오차수정모형은 오차수정항(*ECM*)이라는 시차항에 의해서 제약을 받는 제약벡타자기회귀모형(*restricted vector autoregression* : *RVAR*)인데 *ECM*을 포함시킴으로써 모형을 향상시키게 된다.

(2) 시계열 자료의 예비적 검정 :단위근 검정

본 분석에 이용된 석유가격 시계열은 경질유인 사우디 아라비아의 *Arab Light*(*API* : 34°) 원유의 시장가격과 동 원유가 미국 걸프만시장, 로테르담시장 그리고 싱가포르시장에서 실현된 네트백 가치이다. 데이타는 '82년 1월부터 '90년 7월까지로 *Petroleum Intelligence Weekly*의 발표 자료를 인용하였으며, 모든 시계열은 대수(*logarithm*)로 전환하였다. 동 기간에는 '80년대 초반에 2차 석유파동의 발생으로 시장에 구조적 변화가 일어나 분석 기간을 고유가 시기와 저유가 시기로 분리하였는데 고유가 시기를 2차 석유파동 발생이후인 '82년 1월부터 '85년 12월까지, 저유가시기를 유가가 본격적으로 하락 국면에 진입한 '86년 1월부터 걸프사태 직전인 '90년 7월까지 설정하였다. 변수들의 정의는 *PAL*이 아랍 라이트(*A/L*) 원유의 시장가격, *NUS*은 미국 걸프만시장의 *A/L* 원유의 네트백 가치, *NRD*는 유럽 로테르담시장의 *A/L* 원유의 네트백 가치, *NSP*은 아시아 싱가포르시장의 *A/L* 원유의 네트백 가치이다.

사용된 변수에 대한 주요 통계치들을 보면, 각 기간별로는 그 값들이 큰 차이를 보이지는 못하고 있으나 고유가 시기와 저유가 시기를 비교하면 차이를 보이고 있다. 즉 고유가 시기의 평균치들을 비교하면 *A/L* 원유의 시장가격이 3개 시장의 네트백 가치보다 높으며 표준편차는 원유가격이 작게 나타나고 있어 3개 시장의 네트백 가치에 비하여 변동이 적었다. 반면에 저유가시기의 평균은 원유가격이 3개 시장의 네트백 가치보다 작아 고유가 시기와는 반대의 현상을 보이고 있다. 표준편차도 원유가격이 3개 시장의 네트백·가치보다 크게 나타나 고유가 시기와 반대의 현상을 보이고 있어 *A/L* 원유가격이 저유가 시기가 고유가 시기에 비하여 변동적이었음을 확인할 수 있다. 특히, 모든 시계열에서 표준편차가 고유가 시기가 저유가 시기보다 작은 것은 2차 석유파동에 따른 고유가 시기의 압박이 동 기간에 지속적으로 석유시장에 미쳤음을 의미하는 반면, 저유가 시기에는 시장이 다양한 변수들에 의해 영향을 받아 변동이 심하였음을 의미하는 것이다.

<표-2>는 원유의 시장가격과 각 시장의 네트백 가치에 대한 단위근 검정을 시행한 결과이다. 단위근 검정 결과에 따르면 고유가 및 저유가 시기 모두에서 귀무가설이 기각되지 못하였기 때문에 수준변수는 모

<표-1> 사용 변수들의 주요 통계치

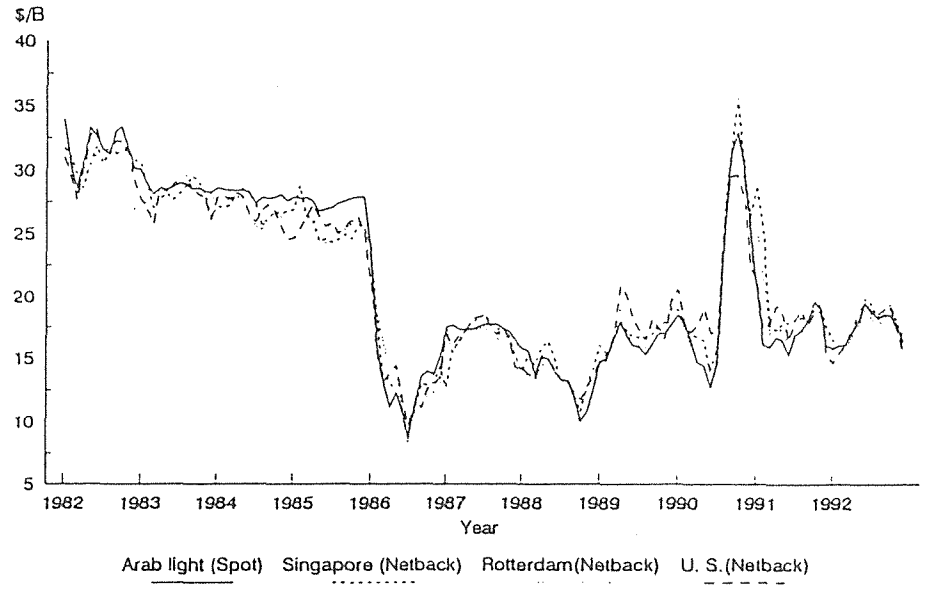
('82.1-'85.12)

ln PAL	ln NUS	ln NRD	ln NSP	
표본평균	3.366	3.324	3.326	3.328
표준편차	0.062	0.073	0.081	0.080
분 산	0.004	0.005	0.006	0.006

('86.1-'90.7)

ln PAL	ln NUS	ln NRD	ln NSP	
표본평균	2.709	2.712	2.744	2.739
표준편차	0.181	0.168	0.175	0.175
분 산	0.032	0.028	0.030	0.030

아랍 라이트(A/L)의 시장가격과 시장별 네트백 가치 변동 추이



<자료> P.I.W 및 P.M.I

두가 불안정적(*nonstationary*)계열임이 판명되었다. 이에 따라 차분변수(*difference variable*)에 대하여 단위근 검정을 시도한 결과, 귀무가설이 기각됨으로써 수준변수들은 모두가 $I(1)$계열임을 알수 있다.

(3) *COINTEGRATION / ERROR CORRECTION MODEL*의 추정과 해석

<표-3>은 *A/L* 원유의 시장가격과 3개 시장의 네트백 가치와의 공적분 회귀식(*COINTEGRATION REGRESSION*)의 추정 결과이다. 공적분 회귀결과에 따

<표-2> UNIT ROOT TEST

		('82.1 ~ '85.12)		('86.1 ~ '90.7)	
		DF[1]	ADF(3)[2] [3]	DF	AD(3)
수분변수	ln PAL	-2.63	-1.44	-3.13	-3.58
	ln NUS	-3.14	-3.27	-2.61	-2.61
	ln NRD	-4.02	-3.56	-2.98	-2.67
	ln NSP	-3.29	-4.28	-3.01	-3.07
차분변수	△ln PAL	-6.23	-3.56	-5.80	-3.86
	△ln NUS	-5.99	-4.66	-7.13	-3.71
	△ln NRD	-7.08	-4.36	-7.89	-4.37
	△ln NSP	-6.64	-4.01	-7.13	-3.76

유의수준 : 1%(3.58), 5%(2.93), 10%(2.63)임 (Fuller, 1976)

1) DF(Dicky-Fuller) 검정식은 다음과 같다.

$\triangle X_t = \alpha + \beta_t + \gamma X_{t-1} + e_t$

2) ADF(Augmented DF) 검정은 잔차의 white noise를 보장하기 위하여 DF 검정식에 시차변수가 추가된 검정식이다.

$$\triangle X_t = \alpha + \beta_t + \gamma X_{t-1} + \sum_{i=0}^{k} X_{t-i} + U_t$$

3) Schwert, G. W (1987)가 제시한 $1_4 = \text{int}4[(T/100)^{0.25}]$을 이용하여 시차수를 정하였다.

<표-3> COINTEGRATION REGRESSION

('82.1-'85.12)

ln PAL = 1.080 + 0.687 ln NUS (6.48) (13.72)	CRDW : 0.814	DF : -4.548	ADF(3) : -2.582
ln NUS = -0.609 + 1.169 ln PAL (-2.13) (13.72)	CRDW : 0.815	DF : -3.069	ADF(3) : -2.695
ln PAL = 0.868 + 0.751 ln NRD (4.60) (13.22)	CRDW : 0.903	DF : -3.511	ADF(3) : -1.733
ln NRD = -0.223 + 1.054 ln PAL (-0.83) (13.22)	CRDW : 0.974	DF : -3.661	ADF(3) : -1.834
ln PAL = 1.183 + 0.656 ln NSP (5.86) (10.82)	CRDW : 1.000	DF : -3.679	ADF(3) : -2.065
ln NSP = -0.356 + 1.095 ln PAL (-1.05) (10.82)	CRDW : 0.941	DF : -3.560	ADF(3) : -1.907

('86.1-'90.7)

ln PAL = 0.374 + 0.851 ln NUS (1.71) (10.68)	CRDW : 0.541	DF : -3.187	ADF(3) : -2.678
ln NUS = 0.570 + 0.802 ln PAL (2.79) (10.68)	CRDW : 0.524	DF : -2.147	ADF(3) : -1.863
ln PAL = 0.450 + 0.946 ln NRD (0.76) (13.48)	CRDW : 0.656	DF : -2.921	ADF(3) : -2.890
ln NRD = 0.494 + 0.819 ln PAL (2.99) (13.48)	CRDW : 0.635	DF : -3.187	ADF(3) : -2.906
ln PAL = 0.091 + 0.975 ln NSP (0.61) (17.69)	CRDW : 0.904	DF : -3.878	ADF(3) : -2.754
ln NSP = 0.315 + 0.895 ln PAL (2.30) (17.69)	CRDW : 0.893	DF : -4.052	ADF(3) : -2.699

CRDW유의 수준 : 1%(1.00), 5%(0.78), 10%(0.69), DF유의 수준 : 1%(4.32), 5%(3.67), 10%(3.28)
ADF유의 수준 : 1%(4.12), 5%(3.29), 10%(2.90) (Engle and Yoo, 1987)

르면 고유가시기와 저유가시기에서 공적분 회귀결과가 다르게 나타나고 있다. 고유가기간에서는 3개 석유시장에서 *A/L* 원유의 시장가격과 네트백 가치간의 공적분 검정에서 *CRDW*, *DF*은 5% 유의수준, *ADF*는 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각함으로써 양 계열간에 장기적인 안정 관계가 존재하고 있음을 지지하고 있다. 그러나 저유가시기에는 싱가포르시장에서만 양 계열간에 공적분의 존재가 확인되었으나 미국시장과 로테르담시장에서는 3가지 검정 통계량이 유의수준을 기각하지 못함으로써 양 계열간에 장기적 관계가 존재치 못함을 보여주고 있다. 이같은 결과는 다음과 같이 해석할 수 있을 것이다.

즉, 미국과 로테르담의 석유시장은 충분한 시장 정보 및 정제시설의 고도화 등으로 석유시장이 잘 발달되어 있을 뿐만 아니라 석유선물시장도 존재, 원유간에 석유제품간에 혹은 원유와 석유제품간에 활발한 대체 거래가 이루어지고 있어 단지 특정 원유와 동 원유의 석유제품간에는 아무런 상관성이 포착되지 못할 수도 있다. 즉, 선진국은 지난 1, 2차 석유위기시 *OPEC*의 석유시장 지배력에 적절하게 대처하지 못하였으나, 그 이후 석유 생산의 증대, 석유소비절약정책 및 대체에너지개발에 노력하여 탈석유정책을 꾸준히 추진하

<표-4> GRANGER'S CAUSALITY TEST

	('82.1 - '85.12)		('86.1 - '90.7)	
인과관계 방향 (H_0 : X→Y)	최적시차수	F 값	최적시차수	F 값
△ln NUS → △ln PAL	(7.8)	0.870	(8.2)	1.433
△ln PAL → △ln NUS	(11.2)	2.797***	(7.3)	1.229
△ln NRD → △ln PAL	(7.3)	1.733	(6.1)	2.540
△ln PAL → △ln NRD	(11.2)	5.562**	(7.3)	0.175
△ln NSP → △ln PAL	(7.3)	1.401	(6.5)	2.791**
△ln PAL → △ln NSP	(11.1)	5.720*	(7.3)	1.518

*(**, ***) : 각각의 유의수준은 1%(5%, 10%)임. 인과관계 방향에서 귀무가설(H_0 : X→Y)은 「X가 Y에 영향을 미치지 않는다」라는 의미임.

4) Granger(1969)가 제시한 인과관계의 정의를 요약하면 특정 정보집합이 있을 때, Y를 예측함에 있어 X를 포함시키지 않을 경우보다 X를 포함시킬 때, 예측력이 높아진다면, X는 Y의 Granger 원인 변수라는 것이다. Granger 타입의 인과관계는 3가지 형태로 분류할 수 있는데 1) 일방적인 인과관계(unidirectional cause : X → Y 혹은 Y → X), 2) 양방향 인과관계(bidirectional cause : X ↔ Y), 3) 독립적인(independent X ↔ Y) 관계이다.

5) 인과관계 검정은 시차수에 따라 검정이 달라질수 있기 때문에 본 분석에서 시차수의 선정은 akaike(1969) 기준을 따랐다. 본 분석에서 사용한 최대 시차수는 12이다.

여 왔다. 특히, 석유시장에서 두드러진 특징은 선물시장의 발전인데 여기서 다양한 거래기법들이 이용됨으로써 본 연구에서 분석한 특정 원유의 시장가격과 네트백 가치간의 시장교란요인으로 작용할 수 있을 것이다.

반면 싱가포르시장은 저유가시기에 *A/L* 원유의 시장가격과 네트백 가치간의 장기균형관계가 존재하는데 이는 아시아 석유시장의 정제시설이 고도화가 뒤떨어져 특정 원유를 정제하는 기업이 타 원유를 정제하는 데 그 전환 속도가 느려 해당 원유의 시장가격과 그 원유의 석유제품가격이 상호 관련을 맺을 것이다. 또한 싱가포르의 선물시장(*SIMEX*) 역할도 아직까지는 미국(*NYMEX*)이나 유럽(*IPE, ROFEX*)보다 열악하여 충분한 대체거래가 이루어지지 못하는 것도 한 요인일 것이다.

공적분 회귀식의 부호는 고저유가기를 막론하고 양으로 나타나 장기적으로 *A/L* 원유의 시장가격과 3개 시장의 네트백 가치간에는 정(+)의 관계가 있음을 보이고 있어 원유가격(네트백 가치)의 상승(하락)은 네트백 가치(원유가격)의 상승(하락)을 갖는다.

특히, 고유가시기에는 *A/L* 원유가격이 3개 시장의 네트백 가치에 미친 영향(탄력성이 1을 상회)이 네트백 가치가 원유가격에 미친 영향(탄력성이 0.6~0.7)보다 커 고유가시기에 원유시장이 제품시장에 보다 큰 영향력을 행사하였음을 알수 있다. 반면에 저유가시에는 제품시장이 원유시장에 미치는 영향력이 그 반대보다 커 원유가격이 제품가격에 의해서 상대적으로 높은 영향을 받았음을 보여 주고 있다.

한편, *Granger*(1986)에 따르면, 변수간에 공적분이 존재하면 적어도 한 방향으로 *Granger causality*가 존재한다. 이에 따라, 단기모형을 설계하기에 앞서 3개 석유시장에서 양 계열간에 인과 관계 검정을 실시하여 변수간의 선후행 관계를 알아 보았다. *Granger*의 인과관계 검정을 행한 결과, 고유가시에는 *A/L*의 원유가격이 3개 시장의 네트백 가치에 일방적영향(*unidirectional cause*)을 미치고 있음이 확인되어 공적분 심정과 부합되고 있다. 즉 과거 원유시장에 발생한 석유위기에 따른 고유가시에 원유시장이 석유제품시장을 압박하였음을 확인시켜주는 것이다. 한편, 저유가 시기에는 미국과 로테르담시장에서 *A/L*의 원유가격과 동 원유의 네트백 가치사이에 인과관계가 독립적인(*independent*)관계에 있는 반면, 싱가포르시장에서는 네트백 가치가 원유가격에 5% 유의수준에서 일방적인(*unidirectional*)영향을 미친다는 결과를 얻었는데 이도 앞서

<표-5> ERROR CORRECTION MODEL

('82.1 - '85.12)

$\triangle \ln NUS = 0.001 + 0.197\ \triangle \ln NUS(-1) + 0.255\ \triangle \ln NUS(-2)$
$(0.021) \quad (1.621) \quad (1.649).$
$+ 0.948\ \triangle \ln PAL - 0.305\ \triangle \ln PAL(-2) - 0.019\ ECM(-1)$
$(4.402) \quad (-1.318) \quad (-3.529)$
$R^2 = 0.556,\ DW = 1.788,\ RMSE = 0.028,\ LM(6.33) = 0.93$
$LB(12.27) = 3.34,\ ARCH(4.35) = 2.97,\ NORM(2) = 0.23$
$RESET(1.38) = 0.41,\ CHOW(12.27) = 1.04$

$\triangle \ln NRD = -0.001 - 0.314\ \triangle \ln NRD(-1) - 0.340\ \triangle \ln NRD(-2)$
$(-0.281) \quad (-1.886) \quad (-2.492)$
$+ 0.842\ \triangle \ln PAL + 0.579\ \triangle \ln PAL(-1) + 0.276\ \triangle \ln PAL(-3) - 0.005\ ECM(-1)$
$(3.501) \quad (0.960) \quad (1.423) \quad (-0.856)$
$R^2 = 0.493,\ DW = 1.979,\ RMSE = 0.028,\ LM(6.32) = 3.46$
$LB(12.26) = 9.76,\ ARCH(4.34) = 3.32,\ NORM(2) = 1.90,$
$RESET(1.37) = 0.52,\ CHOW(12.26) = 1.71$

$\triangle \ln NSP = -0.001 + 0.297\ \triangle \ln PAL + 0.621\ \triangle \ln PAL(-1)$
$(-2.858) \quad (1.353) \quad (2.532)$
$- 0.282\ \triangle \ln PAL(-2) + 0.397\ \triangle \ln PAL(-3) - 0.012\ ECM(-1)$
$(-0.138) \quad (2.253) \quad (-2.585)$
$R^2 = 0.475,\ DW = 1.858,\ RMSE = 0.027,\ LM(6.32) = 1.89$
$LB(12.26) = 10.43,\ ARCH(4.34) = 0.62,\ NORM(2) = 1.31$
$RESET(1.37) = 1.31,\ CHOW(12.26) = 1.84$

분석한 공적분 관계를 지지하고 있다. 따라서 일부를 제외하고는 양 자간에 공적분이 존재하여 본 분석에서 무리없이 단기동태모형으로서 오차수정모형을 사용한다.

오차수정모형에서 설명변수와 피설명변수의 구분은 앞서 행한 인과관계 결과를 기준으로 삼았다. 즉, 고유가시에는 *A/L*의 원유가격을 설명변수로, 네트백 가치를 피설명변수로, 저유가시기에는 피설명변수를 *A/L* 원유가격, 설명변수를 네트백 가치로 설정하였다.

단기동태모형은 먼저 설명변수에 공히 시차를 4기까지 주어 이를 추정한 후 *t*값이 낮은 변수를 제외시키고 나머지 변수들을 최종모형으로 선정하였다.

앞서 설명한 바와 같이 *ECM*의 계수값은 종속변수의 전기중 실적치와 균형치간의 괴리가 금기에 종속변수의 변동에 반영되는 정도를 나타내는 것이다.

본 분석 모형은 모형의 적합성과 추정 계수들의 신뢰성을 평가하기 위하여 다양한 검정 통계량을 사용하였다. *LM*은 라그랑지 승수(*Lagrangian Multiplier*) 통계량으로 잔차들의 계열상관을 검정하는 것인데 내생시차변수가 포함되더라도 가능하며 *LB*는 *Ljung-Box* 통계량으로 특히 *LM*이 저차의 계열상관을 검정하는데 반하여 *LB*는 고차의 계열상관을 검정하는데 적합하다.

*LM*과 *LB*는 X^2분포를 하는데 본 분석에서 유가강세 및 약세기에서 *LM*(6)은 5% 유의수준하에서 임계치 12.6을 밑돌고 있어 계열상관에 문제는 없는 것으로 나타났다. 또한, *LB*(12)도 5% 유의수준하에서 임계치 21.0를 하회하고 있어 유의하지 않는 것으로 나타나 고차의 계열상관도 문제가 없다. *ARCH* 검정은 X^2분포를 하는데 이분산의 존재를 검정하는 것으로 잔차항의 분산이 시간에 따라 예측할 수 있는 방향으로 변하는지를 검정하며 잔차항을 자승한 시계열을 그 시차변수에 회귀하여 구한다. *ARCH*(4)는 5% 유의수준에서 임계치 9.49보다 작아 유의치 않는 것으로 나타났다.

('86.1 - '90.7)

$\triangle \ln PAL = -0.002 + 0.307\ \triangle \ln PAL(-1) - 0.038\ \triangle \ln PAL(-2)$
$(-0.254)\quad (3.016)\qquad\qquad (-0.411).$
$+ 0.727\ \triangle \ln NUS - 0.02\ ECM(-1)$
$(7.342)\qquad\qquad (-2.850)$
$R^2 = 0.562,\ DW = 1.753,\ RMSE = 0.065,\ LM(6.41) = 2.87$
$LB(12.35) = 6.54,\ ARCH(4.43) = 11.91,\ NORM(2) = 0.45$
$RESET(1.46) = 0.19,\ CHOW(12.35) = 0.90$

$\triangle \ln PAL = 0.002 + 0.819\ \triangle \ln NRD + 0.227\ \triangle \ln NRD - 0.017\ ECM(-1)$
$(0.225)\quad (11.113)\qquad\qquad (3.179)\qquad\qquad (-2.814)$
$R^2 = 0.740,\ DW = 1.896,\ RMSE = 0.051,\ LM(6.43) = 2.26$
$LB(12.37) = 6.76,\ ARCH(4.45) = 2.68,\ NORM(2) = 0.25$
$RESET(1.48) = 0.18,\ CHOW(12.37) = 0.58$

$\triangle \ln PAL = -0.001 + 0.942\ \triangle \ln NSP - 0.029\ ECM(-1)$
$(-0.193)\quad (13.036)\qquad\qquad (-3.579)$
$R^2 = 0.772,\ DW = 1.953,\ RMSE = 0.054,\ LM(6.45) = 2.91$
$LB(12.39) = 4.26,\ ARCH(4.47) = 0.95,\ NORM(2) = 14.54$
$RESET(1.50) = 1.45,\ CHOW(12.39) = 1.08$

( )내는 t값

*NORM*은 *Jarque-Bera* 통계량으로 점근적으로 X^2(2) 분포를 보이는데 잔차항이 정규분포(*normality*)한다는 귀무가설을 검정하는 것으로 검정치는 유가약세하의 싱가포르시장만을 제외하고는 유의수준 5%에서 임계치 5.99를 하회하고 있어 잔차들이 정규분포를 하고 있음을 지지하고 있다. *RESET* 검정은 *Ramsey* 통계량으로 X^2 분포를 하는데 함수식이 정확히 설정되었는가를 검정하는 것으로 종속변수의 예측치의 자승을 회귀시켜 구한다. *RESET*(1)은 5% 유의수준하에서 임계치 3.84보다 작아 본 분석의 함수 설정에는 무리가 없는 것으로 나타났다. *CHOW* 검정은 *F* 분포를 하는데 함수식의 예측력을 평가하는 것으로 데이타를 두 구간으로 분리하여 예측력을 검정하는 것이다. 고유가시간에서 *CHOW*의 검정치는 임계치 2.15-2.13% (5% 유의수준)보다 작아 모형의 예측력은 별 문제가 없는 것으로 나타났다. 저유가시기간에서도 *CHOW*도 5% 유의수준에서 임계치 2.00-2.09을 밑돌아 예측력에 무리가 없었다.

오차수정모형에서 *ECM* 값은 유가강약세기를 막론하고 기대한 바와 같이 부(-)를 보이고 있으나 그 값이 작다는 특징을 안고 있다. 즉, 고유가시에 *ECM*은 미국시장에서 장기괴리($ECM = 1nNUS - (-0.609 + 1.1691nPAL)$)중 약 2%만이 당기중에 조정되고 로테르담시장도 0.5%($(ECM = 1nNRD - (0.223 + 1.0541nPAL))$), 싱가포르시장도 1.2%($(ECM = 1nNSP - (0.356 + 1.0951n\ PAL))$)에 불과하다. 이에 반하여 차분시차 변수들의 계수값이 크게 나타나 유가는 단기 반응에 민감하다는 것을 보여주고 있다. 이같은 결과는 저유가시에도 마찬가지인데 싱가포르시장에서 장기 괴리중 금기에 2.9%($(ECM = 1n\ PAL - (0.091 + 0.9751n\ NSP))$)만이 조정되어 반영될 뿐, 단기반응은 94%($\triangle 1n\ NSP$)로 매우 큼을 알 수 있다. 특히, 싱가포르시장에서 유가약세시에 피설명변수인 *A/L* 원유의 시장가격을 설명하는 설명변수가 모두 네트백 가치인데 이는 석유제품시장의 영향이 상대적으로 크며, 이는 공적분 및 인과관계 분석과도 부합되고 있다.

4. 맺는말

본 분석에서는 국제석유시장에서 거래되는 사우디아라비아의 아랍 라이트(*A/L*) 원유의 시장 가격과 동 원유를 정제하여 거래하는 미국시장, 로테르담시장 그

리고 싱가포르시장의 네트백 가치와의 상호관계를 공적분 및 인과관계 그리고 오차수정모형을 통하여 분석하였다. 분석을 통하여 나타난 주요 결과들을 요약하면 다음과 같다.

첫째, *A/L* 원유의 시장가격과 동 원유를 정제하여 판매하는 3개 지역 시장별 네트백 가치는 유가강약세 양 기간에서 모두가 단위근이 존재하는 즉, *I*(1)차 안정적(*stationary*)인 계열임이 확인되었다. 이는 유가가 외생적 충격시 이것이 누적되고 미래에도 영속적인 영향을 미쳐왔음을 의미하는 것이다. 공적분 검정에서는 유가강세시에 3개 시장 모두에서 원유가격과 네트백 가치간에는 공적분이 존재하였으나 유가약세시에 단지 싱가포르시장에서만 장기 안정 관계가 성립하고 미국과 로테르담시장에서는 장기 안정 관계가 존재치 않음을 발견하였다. 공적분 회귀식에서 추정 계수의 부호는 모든 시장에서 양(+)로 나타나 원유가격과 네트백 가치가 동일한 방향으로 움직임을 알 수 있다.

둘째, 원유가격과 네트백 가치간의 인과관계검정을 통하여 선후행관계를 파악하였는데, 고유가시에는 3지역 전 시장에서 원유가격이 네트백 가치에 일방적 영향을 미쳤음이 확인되어 지난 2차 석유파동시 *OPEC*의 시장 지배력 행사가 그대로 석유제품시장으로 파급되었다는 것을 알려주고 있다. 반면에 저유가시기에는 싱가포르시장에서 원유가격이 네트백 가치에 일방적인 영향을 미쳤던 반면에 미국과 로테르담시장에서는 양 계열이 상호 독립적인 것으로 나타났다.

셋째, 단기모형에서 3개 모든 시장에서 *ECM*의 값이 미미하게 나타난 반면에 차분변수의 값이 높게 나타나 유가가 단기 반응에 민감하게 움직였음을 보여 주고 있다. 이는 석유시장에서 원유가격과 제품가격이 단기에서 신속하게 반응한다는 것을 의미하는 것이다.

본 분석을 통하여 나타난 주요 시사점은 다음과 같다. 지역시장의 특성면에서 볼 때 앞서 본 바와같이 싱가포르시장의 경우 원유가격과 제품가격은 유가강약세기를 막론하고 밀접한 관계를 지닌 반면, 미국시장과 로테르담시장의 경우 저유가시기에는 양 계열간에 아무런 상호 관계가 존재치 못함을 보여주었다. 미국과 로테르담시장의 경우 이같은 결과는 선진국들이 지난 1, 2차 석유위기이후 탈석유정책을 지속적으로 추진하여 석유소비증가율이 현저히 감소한 가운데 석유정제시설도 고도화되어 이질적인 원유간 대체가 높으며 여기에 선물시장의 발전으로 다양한 석유거래기법으로 활발한 거래가 이루어 지고 있는데서 그 이유를 찾아볼 수 있을 것이다. 특히 선물시장은 신속하고도 많은 시장정보를 흡수하고 있어 단지 본 분석에서 행한 어느 한 특정 원유의 시장가격과 실현가치와의 관계에서 의미있는 관계를 포착하기가 어려울 것이다.

이에 반하여 아시아 시장을 커버하는 싱가포르시장은 상기 두시장에 비하여 원유정제시설이 고도화되지 못하였기 때문에 이는 곧바로 정유사가 다양한 종류의 원유을 정제하는데 어려움을 줄 것이다. 따라서 특정 원유와 이를 정제한 석유제품은 가격면에서 상호 관계를 맺을 것이다. 따라서 특정 원유를 정제하는 정유사가 동 원유의 공급이 감소될 경우, 해당 원유가격이 상승하며 반대로 동 원유를 정제한 석유제품의 수요가 감소할 때, 동 원유의 가격도 하락할 것이다. 또한 싱가포르시장은 아직까지도 미국이나 유럽에 비하여 열악하여 시장충격을 완화시킬수 있는 장치가 미흡하다. 여기에 유가약세시에 제품가격이 원유가격에 영향을 미치는 것은 아시아 시장의 높은 석유 수요를 들 수 있다. 이는 유가약세시 *ECM* 모형에서 보는 바와 같이 석유제품가격이 동시적으로 원유가격에 94%의 영향을 미친데서도 나타나고 있다. 따라서 현재 우리나라를 비롯하여 아시아 석유시장이 높은 석유소비지역이라는 점을 볼 때, 본 분석에서 나타난 바와 같이, 원유가격을 인하시키는(혹은, 시장충격을 완화시키는) 효과적인 방법은 꾸준한 석유소비감소 노력이 관건임은 두말할 나위도 없는 것이다. 특히 저유가시기에도 불구하고 석유제품 소비의 감소로 원유수요의 감소 및 원유가격의 하락을 가져 온 것이 아니라 높은 석유제품의 수요가 원유가격의 하락을 저지한다는 해석이 본 분석을 통하여 나타나고 있다.