

미국 재고량이나 OPEC 생산량이나 그것이 문제로다 - 국제원유가격 변동에 미치는 장·단기 영향분석 -

서성진 · 허은녕

(서울대학교 공과대학 지구환경시스템공학부)

요약

국제원유가격의 변동은 세계 각국의 경제에 상당한 영향을 미치고 있다. 이러한 원유가격의 변동을 정확히 예측하기 위해서는 원유가격 변동요인의 정립이 필히 요구된다. 본 연구에서는 전통적으로 원유가격의 중요한 변동요인으로 알려져 있는 OPEC의 원유생산량과 걸프전쟁 이후 주요한 국제원유가격 변동요인으로 주목받고 있는 미국의 원유재고량의 영향과 역할을 공적분(Cointegration) 모형과 오차수정모형(Error-Correction Model)을 통해 분석하였다. 분석결과, 원유생산량과 더불어 원유재고량도 원유가격의 중요한 변동요인으로 작용함을 알 수 있었다. 장·단기 탄력성의 경우, 원유생산량의 생산탄력성은 장기에 비해 단기에 더 탄력적으로 나타났으며 원유재고량의 재고탄력성은 단기에 비해 장기에 더 탄력적으로 나타났으며 장기에는 원유재고량의 변동이 생산량의 변동보다 오히려 원유가격에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 원유가격은 첫째에서 나타난 불균형을 대략 12%의 조정속도로, 장기균형으로 조정됨을 알 수 있었다.

1. 서론

최근 OPEC 원유 생산국의 집단 감산합의에 의해 원유가격의 대폭적 상승이 초래되고 있다. 이의 결과를 통해 원유가격이 OPEC 생산국의 생산량에 상당한 영향을 받을 것으로 직시할 수 있다. 그러나, 최근 원유생산량 뿐만 아니라, 원유재고량, 특히 미국의 원유재고량의 감축도 원유가격 상승의 또 다른 요인으로 작용하고 있음

이 논의되어지고 있다. 따라서, 본 연구에서는 원유가격의 변동요인을 생산량에 국한시키지 않고 재고량을 동시에 고려하였으며, 재고량과 생산량에 따른 원유가격의 변동여부를 장·단기의 정태적인 특성과 동태적인 특성으로 구분하여 살펴보기 위해서 공적분 모형과 오차수정모형을 이용하여 분석하였다. 이러한 분석 결과, 재고량과 생산량의 변동에 따른 원유가격의 반응도, 즉 탄력성의 도출을 통해 원유가격의 보다 정확한 예측치를 얻을 수 있을 것으로 사료된다.

2. 분석모형

본 연구에 사용된 자료인 원유가격, 미국재고량, OPEC생산량 모두 시계열의 특성을 띠고 있기 때문에 시계열의 특성을 설명하는 모형을 사용하여 분석하기로 한다. 시계열 분석은 일반적으로 대상시계열이 안정적이라는 기본적인 가정에 기초하고 있다. 그러나, Nelson and Plosser(1982)의 분석에 의하면 대부분의 경제변수가 불안정 시계열을 갖는 것으로 나타나고 있어, 불안정 시계열을 대상으로 안정적인 시계열에만 적용할 수 있는 회귀분석 등의 전통적 계량분석방법을 적용하게 되면 변수들간에 아무런 상관관계가 없는데도 불구하고 회귀계수의 t -값이 증가하고, 결정계수(R^2)가 높게 나타나는 반면 Durbin-Watson계수가 이상적으로 낮게 나타나는 가성회귀현상이 발생하게 된다. 이러한 분석방법을 통한 경제적 분석은 분석결과를 오도하여 경제에 대한 장·단기 전망에 상당한 오류를 범하게 될 것이다.

따라서, 본 연구에서는 시계열 자료의 안정성에 대한 검정과 불안정 시계열자료의 분석에서 나타날 수 있는 제반 문제점들을 해결 할 수 있는 방법론으로 단위근검정, 공적분검정, 그리고 오차수정모형(ECM : Error Correction Model)을 사용하여 분석하기로 한다. 즉, 미국재고량과 OPEC생산량이 원유가격에 미치는 영향을 분석하기 위해 다음의 3단계로 분석을 실시한다.

첫 단계는 단위근 검정법으로, 시계열의 안정성 여부를 결정하는 분석방법이다. 단위근 검정법은 Dickey와 Fuller에 의해 처음으로 제안되어졌는데, 이 방법(Dickey-Fuller Test : DF Test)은 잔차항이 상호 독립적이고 동일한 분산(공분산)을 갖는다는 가정을 기초로 하고있다. 그러나 일반적으로 잔차항은 자기상관현상을 갖고 있기 때문에 DF 검정법에 의하여 추정된 결과로 도출되는 잔차항은 일관성 있는 추정량의 도출을 불가능하게 한다. 따라서, 잔차항의 자기상관의 영향을 제거하기 위해서 차분추가항(augmented terms)을 추가시켜 추정하는 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정법이 Said-Dickey(1984)에 의해 고안되었다. 더욱이 잔차항의 자기상관은 물론 이분산현상까지 제거시키기 위해 우선 DF 검정통계량을 추산한 후 추정된 잔차항의 분산값을 이용하여 DF 검정통계량을 변환시키는 PP 검정

법이 Phillips-Perron(1988)에 의하여 고안되었다. 본 연구에서는 단위근 검정법으로 ADF 검정법을 사용하였다.

$$\Delta X_t = a_0 + a_1 X_{t-1} + e_t \quad (1)$$

$$\Delta X_t = a_0 + a_1 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (2)$$

여기에서 Δ 는 일계 미분도구이고, e_t 는 정적 랜덤 오차이다.

두 번째 단계는 공적분 검정법으로, 변수들 사이의 안정적인 관계를 조사하는 것이다. 개별적인 시계열들이 불안정적이어서 단위근을 갖지만 그들 사이에 안정적인 시계열을 생성하는 선형결합이 존재한다면 이들 시계열이 공적분 관계에 있다고 정의할 수 있다. 이러한 공적분 관계를 나타내는 경우에는 불안정시계열 변수들의 회귀분석에서 나타날 수 있는 가성회귀의 문제를 해결함은 물론, 공적분 벡터의 분산 추정량이 통상의 안정적인 경우의 추정량보다 더욱 정확하게 회귀계수를 추정할 수 있어서 안정적인 시계열의 분석에서 추정되어지는 결과보다 오히려 더 신뢰할만한 결과를 얻을 수 있다는 장점이 있다.

이러한 공적분의 검정방법은 크게 두가지로 나누어진다. 첫째는 공적분 회귀식에서 추정할 수 있는 잔차항이 안정적인가를 단위근검정법에 의해 판별하는 방법으로, 일반적으로 많이 사용되어지는 방법이다. 두 번째는 다 변수의 불안정적 시계열간의 공적분 관계를 규명함에 있어서 2개 이상의 공적분 관계가 존재할 수 있는데, 다변량 시계열분석을 통하여 검정방법을 수행하는 방법이 제시되고 있다. 본 연구에서는 원유가격의 변동요인으로 미국재고량과 OPEC생산량을 설정함으로, Engle and Yoo(1987) 방식의 회귀잔차에 기초한 검정법(Residual Based Test)을 사용하기로 한다.

$$P_t = b_0 + b_1 I_t + b_2 Q_t + U_t \quad (3)$$

여기에서 P_t 는 원유가격이고, I_t 는 미국의 원유재고량이고, Q_t 는 OPEC의 원유생산량이며, U_t 는 잔차이다. 변수들이 계수 b_1 , b_2 에 대하여 공적분이 존재한다면 b_1 , b_2 는 상대적으로 장기에서 재고와 생산량 각각의 변동에 따른 원유가격의 반응도, 즉 탄력성의 의미를 지니게 된다.

본 연구에서 마지막 분석단계는 아래의 식을 따르는 오차수정모형(ECM)을 구성하고 추정하는 것으로, 이는 동태성을 중시하는 경제모형에서 즐겨 다루어지는 모형이다. 두 번째 분석단계에서 원유가격의 장기에서의 정태적 특성을 알아 볼 수 있

었다면, 마지막 분석단계에서는 단기에서 장기로 이동해 가는 동태적 특성을 살펴 볼 수 있다. 오차수정모형은 한 시점에서 볼 때 그 시점은 장기 균형점으로 가는 과정의 일부이기 때문에 장기균형으로부터의 이탈의 일부가 조정되어서 그 시점에 반영될 것이라는 기본적인 개념에 기초하고 있는데, 그 조정속도는 과거의 불균형으로부터의 회복력에 의존하게 된다.

$$\Delta P_t = J_0 + \sum_{i=0}^n J_{1i} \Delta I_{t-i} + \sum_{i=0}^m J_{2i} \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=1}^s J_{3i} \Delta P_{t-i} + J_4 U_{t-1} + Z_t(4)$$

여기에서 시차 차수 n, m, s 는 백색잡음인 Z_t 를 만들기 위해서 선택되어진다. 여기에서 계수 J_{1i} 와 J_{2i} 는 단기에서 재고와 생산량 각각의 변동에 따른 원유가격의 반응도, 즉 탄력성의 의미를 지니게 되고, 반면에 J_4 는 장기균형을 향한 조정속도를 나타내게 된다.

3. 자료 및 실증결과

본 연구는 1983년 7월부터 1999년 5월 사이의 191개의 시계열자료(월별자료)를 사용하였다. 원유가격은 중동유가의 대표적인 Dubai가격과 Oman가격을 각각 사용하였고, 그 자료는 한국석유공사에서 발간하는 “주간석유뉴스”에서 발췌하였다. 또한 미국의 원유재고량과 OPEC의 원유생산량은 미국 EIA(Energy Information Administration)에서 발간하는 “Monthly Energy Review”에서 수집하였다.

첫 분석 단계인 단위근 검정은 시계열자료의 안정성 여부를 검정하는 단계로, ADF 검정법을 이용하였고, 이 결과는 Table 1 에 나타내었다. Table 1 에서 주어진 증거에 기초하면, 모든 시계열 자료들의 차분되지 않은 형태는 불안정적임(단위근을 가짐)을 알 수 있는 반면에, 모든 시계열 자료의 일계 차분된 형태의 자료들은 모두 안정적임을 알 수 있다. 따라서, 모든 시계열 자료의 단위근 존재의 귀무가설은 유의수준 5%(임계치: -2.89)에서 기각되어질 수 없다.

Table 1. Unit root test (ADF)

variables	ADF (level)	Existence of Unit Root	ADF (first difference)	Existence of Unit Root
Dubai Price (P_D)	-1.505	有	-5.393*	無
Oman Price (P_O)	-1.535	有	-5.321*	無
U.S. Inventory (I)	1.349	有	-3.532*	無
OPEC Production (Q)	-1.076	有	-6.790*	無

* significant at 5% level.

두 번째 분석 단계로, 모형에서 포함되어지는 변수사이의 공적분의 가능성은 식(3)에 나타난 공적분 회귀식을 추정하여 추정된 잔차항에 대한 단위근 검정을 함으로써 조사되어진다. Dubai가격과 미국재고량, OPEC생산량에 관한 공적분 회귀결과는 Table 2에 나타나 있고, Oman가격과 미국재고량, OPEC생산량에 관한 공적분 회귀결과는 Table 3에 나타나 있다.

분석결과, 공적분 관계가 없더라는 귀무가설은 5% 유의수준에서 기각되어진다. 즉, ADF 검정법에 의해 얻어진 t-값은 음의 부호를 가지고, 절대값에서는 Engle and Yoo(1987)에 의해 보고되어지는 임계치(잔차들이 안정적임을 제안하는 임계치: -3.37)보다 더 크다. 따라서, 원유가격(Dubai가격, Oman가격)과 미국재고량, OPEC생산량은 안정적인 선형관계, 즉 공적분 관계를 가진다.

Table 2. Results of cointegration regressions (Dubai Price).

Regressor	Dependent variable : P_D Parameter estimate	t-statistic
Constant	68.06	15.25
I	-0.533	-8.670
Q	-0.154	-1.774
R-squared	0.455	
ADF	-3.820*	

* significant at 5% level.

Table 3. Results of cointegration regressions (Oman Price).

Regressor	Dependent variable : P_O Parameter estimate	t-statistic
Constant	68.47	14.90
I	-0.529	-8.347
Q	-0.170	-1.903
R-squared	0.443	
ADF	-3.720*	

* significant at 5% level.

마지막 단계로 원유가격 도출식(공적분 회귀식)에 대한 오차수정모형(ECM)을 추정하는 것이다. 이 모형은 오차수정변수(U_{t-1})를 포함시키는 것으로, Table 2, 3의 공적분 회귀식에서 추정된 잔차들을 이용하여 오차수정변수를 도출해낼 수 있었다. 오차수정모형의 결과들은 Table 4, 5에 나타나 있다. 공적분 회귀식에서 추정된 오차수정변수(U_{t-1})에 대한 계수는 오차수정모형 결과, 공적분 가설의 수락을 의미하는 0과 같지 않음을 유의하게 보여준다. 즉, 오차수정모형은 유의하고, 원유가격(Dubai가격, Oman가격)은 첫해에 일어난 전체 조정의 거의 12% 조정속도로 그것의 장기수준을 향해 조정한다라는 것을 제시하는 0.118(0.119)의 값을 가진다.

Table 4. Results of the error correction model (Dubai Price).

Regressor	Dependent variable : ΔP_{Dt} Parameter estimate	t-statistic
Constant	2.655	-0.270
ΔI_t	-0.195	-1.897
ΔQ_t	-0.313	-2.165
$P_{D(t-1)}$	0.484	7.557
U_{t-1}	0.118	-4.482
R-squared	0.295	

Table 5. Results of the error correction model (Oman Price).

Regressor	Dependent variable : ΔP_{Ot} Parameter estimate	t-statistic
Constant	3.489	0.369
ΔI_t	-0.195	-1.982
ΔQ_t	-0.315	-2.264
$P_{O(t-1)}$	0.516	8.344
U_{t-1}	0.119	-4.703
R-squared	0.331	

두 번째 분석 단계에서 추정된 장기에서 생산(재고)의 변동에 따른 원유가격의 반응도, 즉 장기 생산(재고)탄력성과 세 번째 단계에서 추정된 단기에서 생산(재고)의 변동에 따른 원유가격의 반응도, 즉 단기 생산(재고)탄력성은 Table 6, 7 에 나타내었다. Dubai가격과 Oman가격은 모두 단기에서는 생산탄력성이 장기에서는 재고탄력성이 크게 나타났다. 여기서 특이할 점은, 원유가격은 생산량에 의해 상당한 영향을 받는다는 기존의 생각이 단기의 경우 잘 설명되고 있지만, 반면에 장기의 경우 생산량보다는 오히려 재고량이 원유가격에 더 큰 영향을 미친다는데 있다. 즉, 원유재고량이 원유가격의 변동에 중요한 요인으로 작용하고 있음을 확인할 수 있다.

Table 6. Short- and long-run elasticity (Dubai Price).

Elasticity	Short-run	Long-run
<i>I</i>	-0.195	-0.533
<i>Q</i>	-0.313	-0.154

Table 7. Short- and long-run elasticity (Oman Price).

Elasticity	Short-run	Long-run
<i>I</i>	-0.195	-0.529
<i>Q</i>	-0.315	-0.170

4. 결론

본 연구에서는 공적분과 오차수정모형을 이용하여 원유가격의 변동요인에 대해 살펴보았다. 우선, 공적분 검정결과를 통해 원유가격(Dubai가격, Oman가격)은 OPEC의 원유 생산량뿐만 아니라 미국의 원유재고량에도 상당한 영향을 받는 것으로 나타났다. 또한, 공적분모형과 오차수정모형의 결과를 통해 미국의 원유재고량과 OPEC의 원유생산량의 변화에 따른 원유가격(Dubai가격, Oman가격)의 반응도(즉, 재고탄력성, 생산탄력성)를 추정할 수 있었다. 이 추정결과를 살펴보면, 재고탄력성은 단기에 비해 장기에 탄력적으로 나타나는 반면에, 생산탄력성은 단기에 비해 장기에 더 비탄력적으로 나타남을 살펴볼 수 있다.

주의할 점은 단기에는 OPEC의 원유생산량의 변화가 원유재고량의 변화에 비해 원

유가격(Dubai가격, Oman가격)에 상당한 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 장기에서는 오히려 미국의 원유재고량의 변화가 원유가격(Dubai가격, Oman가격)변동에 더 큰 영향을 미치고 있음을 알 수 있었다. 마지막으로 오차수정모형은 0.118(0.119)의 조정계수를 가지고 유의하게 나타났는데, 이는 원유가격(Dubai가격, Oman가격)의 장기균형에 대한 불균형이 다음기간에 약 12% 조정속도로 장기적인 수준을 향해 조정됨을 의미한다. 본 연구의 결과는 세계원유시장가격의 더욱 정확한 예측치를 얻는 데 도움을 줄 수 있으며 또한 국제원유시장의 변동요인에 대한 이해를 증진시켜 줄 것으로 기대된다.

참고문헌

1. 이종수, 허은녕, "국내 전력 수요의 장단기 탄력성 추정" 한국자원공학회지, Vol 35, No. 2, pp. 149-156 (1997).
2. M.N. Eltony and N.H. Al-Mutairi, "Demand for gasoline in Kuwait", *Energy Economics*, 17(3), pp.249-253 (1995).
3. Engle, R.F. and Granger, C.W.J., "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55, p. 251-76. (1987)
4. Engle, R.F. and Yoo, B.S., "Forecasting and Testing in Cointegration Systems," *Journal of Econometrics*, 35, p. 143-59. (1987)
5. Y.U. Glasure and A.R. Lee, "Cointegration, error-correction, and the relationship between GDP and energy : The case of South Korea and Singapore", *Resource and Energy Economics*, 20, pp.17-25 (1997).
6. MacKinnon, J.G., "Critical Values for Cointegration Tests," in R. F. Engle and C. W. J. Granger (eds), *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press, p. 267-76 (1991)
7. Nelson, C.R. and C.I. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series," *Journal of Monetary Economics*, Vol 10, pp. 139-162 (1982)
8. Phillips, P.C.B. and Perron, P., Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75, p. 335-46. (1988)
9. Ramanathan, R., "Short- and long-run elasticities of gasoline demand in India : An empirical analysis using cointegration techniques", *Energy Economics*, 21, pp.321-330 (1999).
10. Said, E.S. and Dickey, D.A., "Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order," *Biometrika*, 71, p.599-607. (1984)