

## 多變量 誤差修正模型을 利用한 에너지와 國民所得間의 因果關係 分析\*

吳 完 根\*\* · 李 紀 勳\*\*\*

**논문 초록** 에너지 소비와 국민소득간의 그랜저 인과관계를 분석하였다. 분석은 이변량 대신 다변량 모형으로 확장하였다. 다변량 모형은 에너지 소비량 · 실질 GDP · 실질 에너지 가격의 세 변량 수요측면 모형과 실질 GDP · 에너지 · 자본 · 노동의 네 변량 생산측면 모형의 두 가지 유형으로 구분하였다. 분석기법은 오차수정모형을 이용한 그랜저 인과 관계 검정법을 써서 단기뿐만 아니라 장기 인과관계도 검정하였다. 또한 분기 데이터를 사용함으로써 연간 데이터 사용시 나타날 수 있는 변수간 단기적 영향의 상쇄 가능성을 완화하고자 하였다.

실증분석 결과, 두 모형 모두에서 에너지와 경제성장간의 그랜저 인과관계가 존재하는 것으로 나타났다. 특히 인과의 원천은 오차수정항이어서 양자간의 인과관계는 장기관계로 추정되었다. 두 모형에서 단기 그랜저 인과관계는 발견되지 않았다.

**핵심 주제어:** 에너지, GDP, 다변량 분석, 그랜저 인과 검정

**경제학문헌목록 주제분류:** Q43 Energy and the Macroeconomy

\* 유익하고 건설적인 논평을 해 주신 익명의 두 심사자에게 감사드린다. 이 논문은 2002학년도 한국외국어대학교 학술연구비의 지원에 의하여 이루어진 것임.

\*\* 한국외국어대학교 경제학과 부교수 Tel: 031-330-4247, Email: wanoh@hufs.ac.kr

\*\*\* 충남대학교 경제학과 부교수 Tel: 042-821-5527, Email: khl@cnu.ac.kr

## I. 서론

경제성장에 있어서 에너지 투입의 역할이나 경제성장이 에너지 소비에 미치는 영향 등 양자간의 관계에 대해서는 오랫동안 논란이 되어 왔으며, 여러 가지 연구가 있었다. 우리나라의 경우 국민생산에서 에너지 다소비 산업의 비중이 클 뿐만 아니라 향후 이산화탄소 배출량의 제약으로 에너지 투입이 제약받게 될 경우 경제에 미칠 영향이 증가할 것으로 예상됨에 따라 양자간의 인과관계에 대한 규명은 의미가 크다. 최근 들어서는 크게 발전하고 있는 시계열 분석기법을 이용한 양자간의 동적인 상호관계에 대한 연구가 많이 수행되고 있다. 그럼에도 불구하고 아직까지 양자간의 관계에 대해서는 여러 가지 서로 다른 결과들이 병립하고 있는 상태이다.

그 원인은 여러 가지 있겠지만 분석 방법론상에 있어서 다음과 같은 차이와 변화를 지적할 수 있다. 첫째, 70년대까지만 하더라도 단순회귀분석(OLS) 기법을 쓴 경우가 많았다. 단위근을 가진 불안정한 시계열을 대상으로 한 단순회귀분석들은 가성적인(spurious) 결과일 가능성이 많다<sup>1)</sup>. 실제로 실증분석에 사용되어 온 많은 거시 경제 변수들이 단위근을 갖는 불안정한 시계열로 판명되고 있다.

둘째, Sims(1972) 기법이나 VAR(Vector Autoregressive)의 한계를 들 수 있다. 예를 들어 Kraft and Kraft(1978)는 1947-1974년 기간의 미국 자료를 가지고 Sims 기법을 사용, 분석한 연구에서 GNP가 총에너지 소비량에 영향을 주는 것으로 파악했지만 이는 같은 기법을 쓰더라도 분석기간만 달리 해도 결과가 달라진다는 점에서 비판되었다(Akarca and Long, 1980과 Yu and Hwang, 1984).<sup>2)</sup> 특히 Granger(1988)는 변수간 공적분(cointegration) 관계에 있을 경우 VAR를 이용한 전통적인 그랜저 인과 관계(standard Granger causality) 검정 대신 오차수정모형(error correction model)을 써야 인과관계의 원천을 모두 파악할 수 있음을 보였다. 실제로 Glasure and Lee(1997)는 한국과 싱가포르를 대상으로 한 그랜저 인과 검정에서 전통적인 그랜저 인과 검정으로 찾아내지 못한 실질 GDP와 에너지간의 인과관

1) Granger and Newbold(1974), Phillips(1986).

2) 같은 Sims 기법을 쓰더라도 1947-1979 기간 중 연간 데이터를 쓴 경우 양자간의 관계는 중립적으로 나타났으나, 1973-81 기간 중 분기 데이터를 쓴 경우에는 소득이 에너지소비를 인과하는 결과를 얻었음. VAR 방법론에 대한 비판이나 논쟁에 대해서는 Cooley and Le Roy(1985)나 Runkle(1987) 참조.

계를 오차수정모형을 써서 찾아낸 바 있다.

셋째, GDP와 에너지에 국한된 이변량(bivariate) 모형의 한계이다. Yu and Jin(1992)을 시작으로 Masih and Masih(1996), Glasure and Lee(1997), Cheng and Lai(1997), Yang(2000), 이기훈·오완근(2001) 등의 연구는 그랜저 인과관계 분석에 오차수정모형을 이용하였으나 이변량에 국한되었다. Stern(1993)은 GDP가 태양 흑점을 그랜저 인과하는 것으로 나타난 가성적인 실증분석 결과를 예를 들어 이변량 모형의 한계를 지적하고 두 변수에 관련된 변수를 포함한 다변량(multivariate) 분석이 필요함을 강조하였다<sup>3)</sup>.

이렇게 보면 시계열 데이터를 이용한 그랜저 인과 관계 검정은 이변량 보다는 다변량 모형이 우월하고, 시계열 변수간 공적분 관계에 있을 경우에는 Sims 기법이나 전통적인 그랜저 인과 검정법이 아닌 오차수정모형을 이용한 검정법을 써야 한다는 결론이다. 이같은 결론에 부합되는 연구로는 Masih and Masih(1997, 1998), Oh(1997)과 Asafu-Adjaye(2000)을 들 수 있다. Stern(1993, 2000)은 다변량 모형을 채택하였으나 전통적인 그랜저 인과 관계 검정기법을 사용했다는 점에서 한계를 갖는다. 전통적인 그랜저 기법의 VAR모형은 차분 과정에서 장기 정보가 유실되어 단기 관계만 남는 한계가 있으나(Miller, 1991) 오차수정모형을 이용할 경우 단기는 물론 장기 관계와 동태적 조정과정에 대해서도 파악할 수 있는 장점이 있다(Masih and Masih, 1996).

다변량 모형도 크게 두 가지 유형으로 구분된다. Masih and Masih(1997, 1998)와 Asafu-Adjaye(2000)의 경우는 에너지 소비와 소득의 이변량에 소비자물가 변수를 추가하였고, Oh(1997)는 소비자물가를 실질에너지가격으로 대체한 수요 측면의 접근 모형이다. 반면 전후 미국의 GDP, 자본, 노동, 에너지 데이터를 사용한 Stern(1993, 2000)은 생산 측면의 접근 모형이다.

따라서 본 논문은 우리나라의 경제성장과 에너지 사이의 그랜저 인과관계를 분석 하되, 이변량보다는 다변량 분석을 시도한다. 모형은 실질 GDP, 에너지 소비의 이변량에다 에너지 가격을 추가한 수요 측면 모형과 자본, 노동을 추가한 생산 측면의 모형을 만든다. 분석은 단위근 검정을 통한 시계열의 안정성 여부, 불안정한 시계열인 경우 공적분 관계 여부, 공적분 관계인 경우 오차수정모형을 이용한 그랜

3) 태양 흑점과 GDP의 경우 태양의 자기 활동을 추가하면 GDP와 태양 흑점간의 그랜저 인과관계가 나오는 가성적 결과를 피할 수 있음(Stern, 1993).

저 인과 관계 검정 등의 순으로 이루어진다.

본 연구에서는 1981년부터 1999년까지의 분기 데이터를 쓴다. 분기 데이터를 사용하는 이유는 무엇보다도 연간 데이터를 사용할 경우에 발생할 수 있는 변수간 단기 변동이 상쇄되는 단점을 보완할 수 있는 장점이 있기 때문이다. 또한, 연간데이터를 사용할 경우 표본수가 많지 않아 검정력이 떨어지는 문제도 완화된다. Yu and Hwang(1984)에서 같은 방법론을 적용했음에도 불구하고 연간 데이터를 썼을 때 발견되지 않은 에너지와 GDP간 인과 관계가 분기 데이터를 쓴 경우에 나타났다는 점에서 연간 데이터보다는 분기 데이터가 더 나음을 시사한다고 볼 수 있다(Stern, 1993).

본 연구는 다음과 같이 구성된다. II장에서는 실증분석으로서 데이터와 모형을 설명하고, 단위근 검정 및 공적분 검정 결과와 오차수정모형에 기초한 그랜저 인과 검정 결과를 제시한다. III장은 요약 및 결론이다.

## II. 실증분석

### 1. 모형 및 데이터 처리

수요 측면 다변량 모형은 실질 GDP, 에너지 소비량과 에너지 가격으로 구성하였다. Masih and Masih(1997, 1998)와 Asafu-Adjaye(2000)에서는 에너지 가격 대신에 대리 변수로 소비자물가를 사용한 바 있다. 에너지 수요는 소득과 에너지 가격의 영향을 받는다는 단순 수요이론에 의거해서 보더라도 소비자 물가보다는 에너지 가격이 더 적합한 변수로 판단된다. 생산 측면의 모형은 Stern(1993, 2000)과 마찬가지로 GDP, 자본, 노동, 에너지의 4개 변수를 채택하였다.

따라서, 수요와 생산 모형에는 실질 GDP(Y), 에너지 소비(E), 실질 에너지 가격(P), 자본(K), 노동(L) 등 5개 시계열 데이터가 사용되었다. 먼저 실질 GDP는 한국은행이 작성한 실질 GDP(1995년 불변 10억원)이다. 에너지와 경제성장간의 초기 연구에는 실질 GNP가 더러 사용되었으나, 에너지 소비가 국내에서의 생산 활동에 쓰이기 때문에 실질 GDP를 사용하는 것이 논리적으로 더 부합된다 보았다.

에너지소비는 에너지경제연구원에서 발표한 1차 에너지 소비량(석유 환산 톤)이다. 1차 에너지에는 석유, 석탄, 액화천연가스(LNG), 수력, 원자력, 신탄 등이 포

함된다. 이 때 Stern(1993)에서와 마찬가지로 방법으로 에너지 소비량 가운데 아스팔트, 나프타, 윤활유 등 비에너지 용도로 쓰인 양을 제외한 에너지 소비량(quality weighted energy consumption data)을 구하여 썼다. 에너지 가격은 한국은행에서 만든 특수분류별 물가지수 가운데 에너지 가격지수를 GDP 디플레이터로 나누었다. GDP, 자본, 노동 등 다른 변수들이 모두 실질 변수이기 때문에 에너지 가격지수도 실질 가격지수로 환산한 것이다. 자본 투입량은 Stern의 경우 순자본 스톡을 썼거나(Stern, 2000), 순자본 스톡에 노동의 고용률을 곱하여 썼으나(Stern, 1993) 본 연구에서는 표학길·권호영(2001)의 실질 순자본 스톡에다 통계청에서 구한 제조업 가동률 지수를 곱하였다. 노동은 고용량에다 근로시간을 곱한 연간 총노동시간을 썼다. 기간은 1981년 1분기에서 1999년 4분기까지의 분기 데이터이며<sup>4)</sup>, 계절조정이 이미 된 실질GDP를 제외한 모든 시계열 데이터 값은 X-11로 계절조정을 하였다. 모든 값은 자연대수를 취하였다.

## 2. 단위근 검정

먼저 시계열 변수들의 안정성 여부를 알아보기 위해 Phillips-Perron(1988) 단위근 검정을 실시하였다. 단위근 검정 결과는 <표 1>에 나타나 있다. 검정시 확정적 시간 추세항(deterministic time trend)과 상수항을 포함하는 경우와 상수항만 포함하는 경우 모두를 검정하였다. 최적시차 수를 정하는 데에는 Newey and West(1987) 방법을 따랐다. 그 결과 최적시차는 모두 3으로 나타났다.

검정 결과 노동을 제외한 모든 변수들이 시간 추세항 포함 여부에 관계없이 5% 신뢰수준에서 단위근을 갖는 것으로 나타났다. 다만, 노동의 경우는 시간추세항을 포함할 경우 단위근을 갖지 않는 것으로 나타났으나, 전통적인 단위근 검정기법인 ADF 검정법을 적용해 본 결과 다른 변수와 마찬가지로 I(1)로 나타났다.<sup>5)</sup> 따라서 본 연구에서는 노동도 다른 변수들처럼 I(1)로 간주하였다.

4) 1981년 이전은 에너지 소비량 분기 데이터를 구하기 어려워 분석 대상 기간에 포함시키지 못하였음.

5) 노동의 ADF 단위근 검정시 검정통계량은 상수항만 포함한 수준에서 -0.9629(5% 유의 수준에서의 임계치 -2.9012), 상수항과 시간추세 포함된 수준에서 -2.8831(-3.4713)이었으나, 상수항만 포함된 1차 차분에서 -11.5149(-2.9017)로 나타나 I(1)로 판정함.

〈표 1〉 Phillips-Perron 단위근 검정

변수	시차수	상수항만 포함시		상수항과 시간추세항 포함시	
		검정통계량	임계치 (5%)	검정통계량	임계치 (5%)
E	3	-0.3304	-2.9001	-3.3881	-3.4696
Y	3	-1.6103	-2.9001	-1.2585	-3.4696
P	3	-1.4272	-2.9001	0.9689	-3.4696
K	3	-1.3991	-2.9001	-1.6845	-3.4696
L	3	-0.9741	-2.9001	-4.9837	-3.4696
$\Delta E$	3	-13.8936	-2.9006		
$\Delta Y$	3	-6.8557	-2.9006		
$\Delta P$	3	-7.2378	-2.9006	-	-
$\Delta K$	3	-8.0786	-2.9006		
$\Delta L$	3	-13.6867	-2.9006		

주: E=1차 에너지 소비량, Y=실질 GDP, P=실질에너지가격지수, K=자본, L=노동,

$\Delta$ 는 1차 차분이며, 임계치는 McKinnon (1991) 임.

### 3. 공적분 검정

모든 변수들이 단위근을 갖는 불안정한 시계열로 나타났으므로 변수들간에 공적분 관계가 있는 지를 검토한다. 공적분 검정은 Johansen (1988)과 Johansen and Juselius (1990)가 제시한 최우추정법 (full information maximum likelihood estimation)을 사용한다. 우선 시차수 k 개를 가정한 VAR 모형은 다음과 같다.

$$Y_t = \mu + \Pi_1 Y_{t-1} + \cdots + \Pi_k Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

여기서, 수요 측면 모형인 경우  $Y=[E, Y, P]$ , 공급 측면 모형인 경우  $Y=[Y, E, K, L]$ 이며  $\mu$ 는 상수항( $p \times 1$  벡터,  $p$ 는 변수의 개수로 수요 모형에서는 3, 생산 모형에서는 4임),  $\Pi_i$ 는 계수( $p \times p$  행렬)이며,  $\varepsilon$ 은 백색 잡음( $p \times 1$  벡터)이다. 이 VAR 모형 (1)은 다음 식 (2)와 같이 오차수정모형으로 변수변환(reparameterize)할 수 있다.

$$\Delta Y_t = \mu + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} - \Pi Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (2)$$

여기서  $\Delta$ 는 일차 차분 표시이며,  $\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i (\forall i=1, \dots, k-1.)$ ,  $\Pi = I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k$  이다. 이 때 최적 차수를 결정하는 데는 Schwarz Criterion(SC)을 사용하였다. 참고로  $SC = -2l/T + (k \cdot \log T)/T$ , 단  $l = (-T/2)(1 + \log(2\pi) + \log(\hat{\epsilon}' \hat{\epsilon}/T))$  이다. <표 2>에서 보듯이 시차 수를 달리할 경우의 SC 값들을 비교한 결과 수요, 생산 두 모형 모두 최적 시차 수는 2로 나타났다.

<표 2> 최적 시차 결정을 위한 SC 값

모형	변 수	SC 값			
		시차수 2	시차수 3	시차수 4	시차수 5
수요	E, Y, P	-11.7592	-11.4516	-11.6076	-11.3492
생산	Y, E, K, L	-16.8481	-16.2166	-16.5766	-16.1099

주: 굵게 표시된 값은 최적시차에서의 SC 값임.

이제 위 식(2)에서 행렬  $\Pi$ 의 공적분 위수(cointegration rank)를 추정하면 공적분 관계 여부를 알 수 있다. 공적분 검정에서 공적분 방정식에 상수항은 넣었으나 시간추세항은 제외하였다 공적분 검정에 필요한 공적분 검정 결과는 <표 3>에 나타나 있다.

먼저 수요측면의 모형에서 보면 유의수준 5%에서 공적분 벡터 수가 0이라는 귀무가설과 최대 1이라는 귀무가설을 모두 기각하나 공적분 벡터 수가 최대 2라는 귀무가설은 기각하지 못한다. 따라서 에너지, 소득, 에너지 가격의 세 변수 사이에는 두개의 장기적으로 안정적인 선형관계가 있음을 알 수 있다.

<표 3> 공적분 Trace 검정 결과

모형	변수	귀무가설	우도비통계량(trace)	임계치(5%)
수요	E, Y, P	$R = 0$	60.37	54.91
		$R \leq 1$	27.67	19.96
		$R \leq 2$	8.21	9.24
생산	Y, E, K, L	$R = 0$	87.67	53.12
		$R \leq 1$	46.57	34.91
		$R \leq 2$	21.00	19.96
		$R \leq 3$	4.36	9.24

주: R은 공적분 위수(cointegration rank)임.

임계치는 Osterwald-Lenum(1992).

생산측면의 모형에서는 공적분 벡터 수가 각각 0, 최대 1, 최대 2라는 귀무가설들은 기각하는 반면, 최대 3이라는 귀무가설은 기각하지 못한다. 따라서 소득·에너지·자본·노동의 네 개 변수간에는 세 개의 공적분 관계가 존재함을 알 수 있다. 이러한 공적분 검정 결과로 미루어 수요모형의 세 변수 사이에 그리고 생산측면의 네 변수 사이에 적어도 한 방향으로 그랜저 인과관계가 있음을 알 수 있다<sup>6)</sup>.

#### 4. 오차수정모형을 이용한 그랜저 인과 관계 검정

두 모형에서 모두 공적분 관계가 있는 것으로 나타났으므로 그랜저 인과 관계 검정은 오차수정모형을 이용하여야 한다. 공적분 관계에 있는 시계열 변수들간의 그랜저 인과 관계 검정시 VAR를 이용한 전통적인 그랜저 인과 관계 검정은 인과 관계의 중요한 통로인 오차수정항을 통한 인과 관계를 파악할 수 없게 된다. 반면 오차수정모형을 이용할 경우 독립변수 차분항이 종속변수에 미치는 영향은 물론 오차수정항의 변화가 독립변수에 미치는 영향도 찾아낼 수 있다. 이 때 독립변수 차분항이 종속변수에 미치는 영향은 단기 인과관계로, 오차수정항의 영향은 장기 인과관계로 파악할 수 있다(Granger, 1988; Bahmani-Oskooee and Alse, 1993; Masih and Masih, 1996). 추정된 오차수정항의 계수는 장기균형관계에서의 이탈이 단기에 어느 정도 종속변수에 영향을 주어 장기 균형관계로 조정되도록 하는지를 말하는 단기조정계수로 간주된다(Masih and Masih, 1996).

식(2)의 오차수정모형을 수요 측면 변수별로 풀어쓰면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta E_t = & \alpha_1 + \sum_{i=1}^R \beta_{1i} ECT_{i, t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_{ei} \Delta E_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_{ei} \Delta Y_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \lambda_{ei} \Delta P_{t-i} + \varepsilon_{et} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \Delta Y_t = & \alpha_2 + \sum_{i=1}^R \beta_{2i} ECT_{i, t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_{yi} \Delta E_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_{yi} \Delta Y_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \lambda_{yi} \Delta P_{t-i} + \varepsilon_{yt} \end{aligned} \quad (4)$$

6) 변수들 사이에 공적분 관계가 존재하면 어느 방향이든 그랜저 인과 관계는 반드시 존재하나, 역으로 그랜저 인과관계가 존재한다고 해서 공적분 관계가 반드시 존재하는 것은 아님.



$$\begin{aligned} \Delta P_t = & \alpha_3 + \sum_{i=1}^R \beta_{3i} ECT_{i,t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_{pi} \Delta E_{ti} + \sum_{i=1}^n \delta_{pi} \Delta Y_{ti} \\ & + \sum_{i=1}^n \lambda_{pi} \Delta P_{ti} + \varepsilon_{pt} \end{aligned} \quad (5)$$

여기서 ECT는 오차수정항,  $R$ 은 공적분 벡터 수,  $n$ 은 앞서 공적분 검정시에 사용한 최적 차수이다. 위 식에서 보듯이 오차수정모형에서는 독립변수의 차분항들과 오차수정항 모두 종속변수에 영향을 줄 수 있는 그랜저 인과 관계의 원천(source of causation)이 될 수 있다.

따라서, 먼저 실질 GDP ( $Y$ )가 에너지 ( $E$ )를 그랜저 인과하는가를 보려면 식 (3)에서  $\Delta Y$ 의 계수와 오차수정항의 계수가 유의적인지 파악하면 된다. 검정은 세 가지 경우로 나뉘어진다. 첫째,  $H_0: \delta_{ei} = 0, \forall i$ 를 검정한다. 이는 종속변수가 장기관계를 나타내는 오차수정항에 의해 받는 영향을 배제한다는 점에서 단기 인과관계로 해석할 수 있다(Masih and Masih, 1996). 둘째, 오차수정항의 계수가 유의적인가, 즉  $H_0: \beta_{1i} = 0, \forall i$ 를 검정한다. 이 경우는 장기 균형관계에서의 이탈이 종속 변수에 주는 영향을 파악한다는 점에서 장기 관계를 설명한다고 할 수 있다. 추정된 오차수정항의 계수는 장기균형관계에서의 이탈이 단기에 어느 정도 종속변수에 영향을 주어 장기 균형관계로 조정되도록 하는지를 말하는 단기조정계수이다. 셋째, 독립변수의 차분항과 오차수정항의 계수가 모두(jointly) 영과 다르지 않은가, 즉  $H_0: \beta_{1i} = 0$  and  $\delta_{ei} = 0, \forall i$ 를 검정한다. 모든 계수의 유의성 검정은 F 검정을 사용한다.

에너지소비가 실질GDP를 그랜저 인과하는 지에 대한 검정도 위와 같은 방식으로 한다. 식(4)에서 첫째,  $H_0: \gamma_{yi} = 0, \forall i$  둘째,  $H_0: \beta_{2i} = 0, \forall i$  셋째,  $H_0: \beta_{2i} = 0$  and  $\gamma_{yi} = 0, \forall i$ 를 검정한다.

생산 모형도 동일한 방법으로 검정할 수 있다. 검정 결과는 <표 4>에 나타나 있다. 본 논문의 초점을 유지하기 위하여 두 모형에서 에너지와 GDP 두 변수의 양방향 인과관계만 제시하고 나머지 자본, 노동, 실질에너지가격 등에 관한 검정 결과는 생략한다.

〈표 4〉 그랜저 인과 관계 검정 결과

모형	귀무가설	검정통계량				
		$\Delta E$	$\Delta Y$	ECT	Joint ( $\Delta E \& ECT$ )	Joint ( $\Delta Y \& ECT$ )
수요	$E \nRightarrow Y$	2.08	-	18.17*	12.47*	-
	$Y \nRightarrow E$	-	0.02	7.62*	-	10.13*
생산	$E \nRightarrow Y$	0.62	-	8.57*	6.46*	-
	$Y \nRightarrow E$	-	0.01	7.49*	-	6.44*

주: 1)  $\nRightarrow$  : 그랜저 인과하지 않음을 의미함.

2) \* : 5% 수준에서 유의함.

검정결과는 수요 모형에서나 생산모형에서나 같은 것으로 나타났다. 우선 두 모형에서 독립변수의 차분항의 계수는 유의적이지 않다. 즉 독립변수의 차분항이 종속변수에 영향을 미치지 않는 것이다. 따라서 에너지와 실질 GDP 두 변수간에는 어떤 방향으로건 단기 인과관계가 존재하지 않는 것으로 볼 수 있다.

그러나, 두 모형에서 종속변수를 에너지로 하건 실질 GDP로 하건 오차수정항 혹은 오차수정항과 차분항은 결합적으로(jointly) 종속변수에 영향을 주는 것으로 나타났다. 이러한 결과로 미루어 우리나라의 경우 수요관계에서 모든 생산관계에서 모든 에너지와 실질 GDP간에는 장기 그랜저 인과 관계가 존재한다고 분석된다. 인과관계는 에너지와 실질 GDP 양방향 모두 존재하고 있다. 인과의 원천이 오차수정항으로 나타나 이 인과 관계는 단기 관계는 아니고, 장기 관계로 파악된다. 이러한 사실은 에너지의 대체가 단기보다는 장기에 더 많이 발생하여, 에너지 수요 탄력성이 단기보다는 장기에 더 크다는 일반적인 현상과 부합된다.

본 실증 분석 결과는 다른 연구들에서 장기 인과관계를 많이 파악한 사실과도 부합된다. 이변량 모형 중에서는 처음으로 오차수정모형을 이용한 Yu and Jin(1992)의 경우 미국에서 에너지와 소득간에는 장기관계가 없다는 결과를 제시하였으나, Masih and Masih(1996)의 인도, 파키스탄, 인도네시아, 말레이시아, 싱가포르, 필리핀 등을 대상으로 한 연구에서는 인도, 파키스탄의 경우 에너지에서 GDP로 장기 관계, 파키스탄 인도네시아의 경우 GDP에서 에너지로의 장기 관계를 발견했다.

다변량 오차수정모형을 쓴 연구결과와 비교하면 Glasure and Lee(1997)가 한국과 싱가포르를 대상으로 한 연구에서 VAR를 썼을 때 한국의 경우 중립적인 것이었

고, 싱가포르의 경우 에너지에서 GDP로 한 방향으로만 있던 인과관계가 오차수정 모형에서는 상호 인과하고 인과의 원천이 오차수정항이라고 제시한 것은 본 연구결과와도 부합된다. Masih and Masih(1997)도 한국과 대만을 대상으로 한 연구에서 단기에는 에너지에서 실질 GDP로만 존재하던 인과관계가 장기에는 양방향으로 존재함을 발견한 바 있다. 또, Masih and Masih(1998)는 태국과 스리랑카를 대상으로 한 연구에서 태국의 경우 에너지에서 GDP로 장기관계가 있음을 찾아내었다.

Asafu-Adjaye(2000)의 경우 6개 아시아 개도국을 대상으로 한 실증 분석에서 인도와 인도네시아의 경우 에너지에서 GDP로, 태국과 필리핀에서는 GDP에서 에너지로의 장기 인과관계를 추가로 찾아냈다. 생산측면 모형에서 나타난 에너지와 GDP 양방향 그랜저 인과관계의 존재는 역시 동일한 변수들을 이용한 Stern(1993, 2000)의 결과와 부합된다.

이러한 사실을 종합할 때, 에너지와 경제성장간에 공적분 관계가 있으며, 양자간에는 또 장기 그랜저 인과 관계가 발견되는 경우가 많다는 점에서 VAR 모형을 사용한 전통적인 그랜저 인과 관계 검정보다는 오차수정모형을 사용하는 것이 더 적절함을 알 수 있다. 또 빈도수가 많은(high frequency) 분기 데이터를 사용하는 것이 빈도수가 적은(low frequency) 연간 데이터를 사용하는 경우에 발생하기 쉬운 변수간 단기적 영향의 상쇄로 인한 인과관계의 유실을 완화한다는 측면 등에서 분석력을 더 높일 수 있음을 알 수 있다.

### III. 요약 및 결론

다변량 오차수정 모형을 이용하여 에너지와 경제성장간의 그랜저 인과관계를 검정하였다. 다변량 모형은 실질 GDP, 에너지 소비에 에너지 가격을 추가한 수요 측면 모형과 실질 GDP, 에너지, 자본, 노동으로 구성된 생산 측면 모형 두 가지를 만들었다. 데이터는 연간 데이터보다는 분기 데이터를 사용하여 변수간 단기적 영향의 상쇄로 인한 인과관계의 왜곡 가능성을 줄이고, 표본 사이즈를 늘려 분석력을 높이하고자 하였다.

분석 결과 수요 측면 모형이나 생산 측면 모두 에너지와 실질 GDP간에 양방향의 그랜저 인과관계가 나타났다. 특히 두 모형에서 인과의 원천이 모두 오차수정항에 있는 장기 관계로 나타났다. 이러한 결과는 그동안 파악하지 못했던 에너지와 실질

GDP간의 인과관계의 추가적인 채널을 오차수정 모형을 이용하여 찾아낸 다른 연구 결과와도 상당히 부합된다.

이렇게 볼 때, 경제성장과 에너지와의 그랜저 인과관계 분석은 이변량보다는 다변량 모형이 타당하며, 변수간 공적분 관계를 감안하여 오차수정모형을 이용하여 분석하는 것이 적절한 것으로 보인다. 이 때 분기별 자료를 사용하는 것이 연간 자료를 사용하는 것보다 더 나은 것으로 생각된다. 데이터의 제약으로 80년대 이후를 분석대상으로 하였으나, 기간을 더 확장하여 80년대 이전을 포함하는 장기 데이터를 사용하면 더 나은 결과를 얻을 것으로 예상된다.

#### ■ 참 고 문 헌

1. 에너지경제연구원, 『에너지통계연보』, 각호
2. 이기훈 · 오완근, “에너지소비와 경제성장간의 인과관계 재분석: 디비지아 에너지 지수와 이산화탄소 배출량의 적용,” 『경제학연구』, 제49집 제1호, 2001, pp. 175-196.
3. 통계청, 통계정보시스템, <http://www.nso.go.kr>
4. ———, 『경제활동인구조사』, 각년호.
5. 표학길 · 권호영, “1997년 국부통계조사를 이용한 한국의 산업별 · 자산별 자본스톡 추계,” 2001 경제학 공동 학술대회 발표 논문.
6. 한국은행, 경제통계, <http://www.bok.or.kr>
7. Akarca, A. T. and T. V. Long, “On the relationship between energy and GNP: A Reexamination,” *Journal of Energy and Development*, 5, 1980, pp. 326-331.
8. Asafu-Adjaye, J., “The relationship between energy consumption, energy prices and economic growth: time series evidence from Asian developing countries,” *Energy Economics*, 22, 2000, pp. 615-625.
9. Bahmani-Oskooee, M. and J. Alse, “Export Growth and Economic Growth: An Application of Cointegration and Error-Correction Modeling,” *Journal of Developing Areas*, 27, 1993, pp. 535-542.
10. Cheng, B. S. and T. W. Lai, “An investigation of co-integration and causality between energy consumption and economic activity in Taiwan,” *Energy Economics*, 19, 1997, pp. 435-444.
11. Cooley, T. F. and S. F. LeRoy, “A Theoretical Macroeconometrics: A Critique,” *Journal of Monetary Economics*, 16(3), 1985, pp. 283-308.
12. Glasure, Y. U. and A. Lee, “Cointegration, error-correction, and the relationship

- between GDP and energy: The case of South Korea and Singapore," *Resource and Energy Economics*, 20, 1997, pp.17-25.
13. Granger, C. W. J., "Some Recent Developments in a Concept of Causality," *Journal of Econometrics*, 39, 1988, pp.199-211.
14. \_\_\_\_\_ and P. Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 2, 1974, pp.111-120.
15. Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 1988, 231-54.
16. \_\_\_\_\_ and K. 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.
17. Kraft, J. and A. Kraft, "On the relationship between energy and GNP," *Journal of Energy and Development*, 3, 1978, pp.401-403.
18. McKinnon, J., "Critical Values for Cointegration Tests," in R. F. Engle and C. W. J. Granger, eds., *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration* (New York: Oxford University Press), 1991, pp.267-276.
19. Masih, A. M. M. and R. Masih, "Energy consumption, real income and temporal causality: results from a multi-country study based on cointegration and error-correction modelling techniques," *Energy Economics*, 18, 1996, pp.165-183.
20. \_\_\_\_\_, "On the Temporal Causal Relationship between Energy Consumption, Real Income, and Prices: Some New Evidence from Asian-Energy Dependent NICs based on a Multivariate Cointegration/Vector Error-Correction Approach," *Journal of Policy Modeling*, 19(4), 1997, pp.417-440.
21. \_\_\_\_\_, "A Multivariate Cointegrated Modelling Approach in Testing Temporal Causality between Energy Consumption, Real Income and Prices with an Application to Two Asian LDCs," *Applied Economics*, 30(10), 1998, pp.1287-1298.
22. Miller, S. M., "Monetary Dynamics: An Application of Cointegration and Error-Correction Modeling," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 23(2), 1991, pp.139-154.
23. Newey, W. and K. West, "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55, 1987, pp.703-708.
24. Oh, W., "Energy Consumption, GDP, and Energy Price: The Case of Korea," *Proceedings in Korea Econometrics Society Annual Conference*, 1997.
25. Osterwald-Lenum, M., "Practitioners' Corner: 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.
26. Phillips, P. C. B., "Understanding Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 33, 1986, pp.311-340.
27. \_\_\_\_\_ and P. Perron, "Testing for a unit root in time series regression," *Biometrika*, 75, 1988, pp.335-346.
28. Runkle, D. E., "Vector Autoregression and Reality," *Journal of Business and Economic*

- Statistics*, 5(4), 1987, pp.437-454.
29. Sims, C., "Money, Income, and Causality," *American Economic Review*, 62, 1972, pp. 540-552.
30. Stern, D. I., "Energy and Economic Growth in the USA," *Energy Economics*, 15, 1993, pp. 137-150.
31. \_\_\_\_\_, "A Multivariate Cointegration Analysis of the Role of Energy in the US Macroeconomy," *Energy Economics*, 22(2), 2000, pp. 267-283.
32. Yang, H., "A note on the causal relationship between energy and GDP in Taiwan," *Energy Economics*, 22, 2000, pp. 309-317.
33. Yu, E. S. H. and B. Hwang, "The Relationship Between Energy and GNP: Further Results," *Energy Economics*, 6, 1984, pp. 186-190.
34. \_\_\_\_\_ and J. C. Jin, "Cointegration Tests of Energy Consumption, Income, and Employment," *Resources and Energy*, 14(3), 1992, pp. 259-266.

## Multivariate Vector Error Correction Approach of Granger Causality between Energy and GDP

Oh, Wankeun\* · Kihoon Lee\*\*

### Abstract

We investigated Granger causal relationship between energy and GDP by two multivariate vector error correction models: one demand side model of energy, GDP, and real energy price and the other production side model of capital, labor, energy and GDP. Empirical results for Korea over the period 1981:1-1999:4 suggest a long run bidirectional causal relationship between energy and GDP in both models. The source of causation in the long run is found to be the ECT's in both directions. We, however, cannot find causality between energy and GDP in the short run.

**Key Words:** energy, GDP, multivariate, granger causality

---

\* Associate professor, Hankook University of Foreign Studies

\*\* Associate professor, Chungnam National University