

에너지 消費와 經濟成長間의 因果關係 再分析: 디비지아 에너지 指數와 CO₂排出量의 適用 *

李紀勳 ** · 吳完根 ***

논문 초록 개별 에너지원을 열량기준으로 단순 합계한 기존의 최종 에너지 소비량, 에너지원의 비용비중을 반영하여 계산한 에너지 디비지아 지수와, 에너지원의 탄소배출계수를 반영하여 작성된 CO₂ 배출량 통계를 사용하여 실질 GDP와의 그랜저 인과 관계를 각각 검정하였다. 에너지 디비지아 지수를 산출할 때 개별 에너지 소비량이 영인 시기가 존재하는 문제는 Sato-Vartia 지수를 써서 해결하였고, 비에너지 용도로 사용된 에너지의 소비량을 제외하였다.

오차수정모형을 이용한 그랜저 인과 검정결과 최종 에너지 소비, 디비지아 에너지 지수, CO₂ 배출량 모두가 실질 GDP를 그랜저 인과하는 것으로 나타났다. 특히 대부분 단기 인과관계보다는 장기 인과관계를 보였다. 반대로 실질 GDP가 에너지 소비를 인과하는가 여부는 최종에너지 소비의 경우에만 인과하는 것으로 나타났다. 여기서도 장기 관계만 존재하는 것으로 파악되었다.

핵심주제어: 디비지아 에너지, CO₂, GDP, 그랜저 인과 검정.

경제학문헌목록 주제분류: Q43

* 유익하고 건설적인 논평을 해 주신 익명의 두 심사자, 에너지경제연구원 원내세미나 참석자, 한국경제학회 2000년 제9차 국제학술대회 토론 참가자 모두에게 감사드린다. 이 논문은 1999년 충남대학교 자체 연구비의 지원에 의하여 연구되었음.

** 충남대학교 경제학과 조교수 Tel: 042-821-5527, E-mail: khl@cnu.ac.kr

*** 한남대학교 경제학과 조교수 Tel: 042-629-8052, E-mail: wanoh@mail.hannam.ac.kr

I. 문제의 제기

지금까지 에너지와 경제성장간의 관계에 대해서는 논의도 적지 않았다. 극단적으로 에너지야말로 생산에서 가장 중요한 요소라고 주장하는 일부 생태경제학자들로부터 자본이나 노동, 혹은 토지와 같은 주된 생산요소에 의해 산출되어 생산과정에서 비교적 작은 역할을 하는 하나의 중간 투입물로 간주하는 많은 신고전학과 경제학자들에 이르기까지 다양하다. 신고전학과들 가운데에서도 Hamilton(1983), Harrison(1984) 등은 경제성장에서 에너지의 역할을 비교적 크게 인정하는 반면, Denison(1979, 1985)이나 Berndt(1980)는 이와는 대립적인 입장이다.

최근 들어서는 시계열 분석기법을 사용하여 양자간의 인과관계나 영향을 미치는 방향에 대한 연구가 많아지고 있지만, 여전히 다양한 견해가 제시되고 있다. Kraft and Kraft(1978)는 1947~1974년 기간의 미국 자료를 가지고 Sims 기법을 사용, 분석하여 GNP가 총에너지 소비량에 영향을 주지만 그 반대는 성립하지 않는 것으로 발표했다. 그러나, 이에 대해 Akarca and Long(1980)과 Yu and Hwang(1984)은 분석기간을 달리하면 결과가 달라진다는 점에서 이 인과관계에 이견을 제시하였다. Yu and Hwang(1984) 연구의 연장선상에서 이루어진 Yu and Choi(1985)의 5개국(미국, 영국, 폴란드, 필리핀, 한국) 비교연구에서도 한국의 경우 실질 GDP에서 에너지 소비로, 필리핀은 그 반대의 인과관계를 발견했을 뿐이다. Stern(1992)은 1947~1990 기간 중 미국의 에너지와 GDP와의 관계를 자본량 및 고용을 포함하는 다변량 분석을 분석하면서 에너지 소비량의 집계방식 차이가 에너지 소비와 GDP간 인과관계에 영향을 미치는 것을 보인 바 있다. Cheng and Lai(1997)는 대만의 경우 GDP에서 에너지소비로의 일방향 인과관계를 제시했으나, Yang(2000)은 양방향 인과관계를 찾아냈다.

Masih and Masih(1996)는 아시아 6개국을 대상으로 한 분석에서 역시 일관성 있는 결과를 얻지는 못하였다. Oh(1997)는 한국을 대상으로 1981: 1~1997: 1의 분기별 데이터를 써서 1차 에너지 소비와 실질 GDP 간의 인과관계를 분석한 결과, 실질 GDP는 1차 에너지 소비를 그랜저 인과하는데 반하여 그 역은 성립하지 않음을 보이고 있다. Glasure and Lee(1998)도 한국과 싱가포르의 1961~1990년 기간 중 실질 GDP와 에너지 소비간의 인과관계 연구에서 양방향 인과관계를 제시하였다. 이 세 논문에서는 두 변수가 불안정한 시계열이고 공적분 관계에 있음을 감안

하여 오차수정모형을 사용한 그랜저 인과관계 검정기법을 사용하였다.

이처럼 에너지와 경제성장과의 관계가 천차만별인 이유들로는 크게 다음과 같은 점들이 지적된다. 첫째, 에너지 집계 함수(aggregate function)가 존재하지 않는 데서 오는 문제이다. 통상의 에너지 소비량 집계는 석유, 석탄, 전기, 가스 등 에너지의 소비량을 Btu¹⁾나 석유환산톤(TOE: tons of oil equivalent)과 같은 열량기준으로 단순 합산하는 방식이다. 이는 이들 개별 에너지원이 열량기준으로 완전 대체재(perfect substitutes)라는 의미를 내포하는 것이다. 그러나, 컴퓨터나 전자, 전기제품의 보급이 엄청난 지금, 석유나 석탄이 결코 전기를 대체하지 못한다. 더구나, 전기 가격은 같은 열량의 에너지를 내는 석탄 가격보다는 7, 8 배는 비싼데도 에너지 소비량을 열량기준으로 합산하는 방식은 집계 편의(aggregation bias) 문제를 초래할 가능성이 높다. 같은 열량의 에너지를 내더라도 전기는 석유나 석탄보다는 훨씬 더 생산에 기여하는 바가 크다고 보는 것이 합리적이다. Zarnikau et al. (1996)은 에너지의 여러 가지 'form-value 속성' (예컨대 distribution capability, power density, media dependence, volumetric energy deposition, controllability, safety, environmental impact) 등에 따라 경제적 가치가 달라지므로 단순 열량 기준 집계 방식은 분명한 한계가 있음을 지적하고 있다.

둘째, 에너지 통계 측정의 부정확성이다. 통상의 에너지 소비량 통계에는 비연료 용으로 쓰인 양이 포함되어 있다는 것이다. 예컨대 원유에서 나오는 나프타는 석유 화학용 원료로, 아스팔트는 도로포장용으로, 윤활유는 윤활용으로 사용되고 있다. 현행 에너지 소비량 계산방식은 이들을 모두 에너지 소비량으로 간주하고 있다.

셋째, 시계열 분석 기법상의 문제이다. Granger(1988)가 강조했듯이 불안정 시계열일 경우 통상적인 그랜저 인과 검정(Granger causality test)은 차분에서 오는 장기적인 정보의 유실로 인해 단기적인 연관만을 파악하게 된다는 커다란 결함을 가진다. 또 이변량(bivariate) 분석인 경우 가성적인(spurious) 결과를 초래할 수가 있다. Stern(1993)은 이변량 분석에서 GDP가 태양 흑점을 그랜저 인과하는 것으로 나타난 사례를 들면서 이런 오류를 피하는데 다변량(multivariate) 분석이 필요함을 보여주고 있다. 이밖에 시계열 분석에 있어서는 월간이나 분기 통계에 비해 연간 통계를 쓰는 경우 상호의 영향이 상쇄되어 나타날 수 있다는 점, 에너지 관련 통계

1) British thermal unit로 약 1054.9 Joule에 해당함.

가 제공되는 기간이 시계열 분석을 하기에 충분하지 못하다는 점도 관련 분석을 제약하는 요인으로 작용하고 있다.

따라서, 이 논문은 우리나라의 에너지 소비와 GDP 간의 인과관계를 분석함에 있어서 위에 지적한 여러 문제들 가운데 몇 가지를 다음과 같이 개선해 보려는 데 목적이 있다. 첫째, 집계 편의 문제를 갖고 있는 단순열량 합계 방식의 대안으로 디비지아 에너지 지수(divisia energy aggregate index)를 개발, 에너지 집계변수(energy aggregate)로서 적용가능성을 검토해 본다. 디비지아 에너지 지수 작성시, 우리나라가 천연가스를 도입하기 시작한 1987년 이전에는 가스 소비량이 없어서 생기는 영의 문제(zero value problem)에 대해서는 디비지아 지수 가운데 Sato-Vartia 지수를 써서 해결하고자 한다. 디비지아 에너지 지수의 작성시 에너지 통계의 정확도를 높이는 한 방법으로서 에너지 사용량 가운데 비연료 용도로 사용된 것을 제외한 순에너지 소비량만 계산하여 이용한다.

둘째, 에너지와 GDP간의 인과검증에서 CO₂ 배출량이 에너지를 대리할 수 있는지 검증한다. CO₂ 배출량도 석탄, 석유, 가스 등 개별 에너지 소비량에다 배출계수를 곱하여 구한 에너지 소비량의 가중평균치이다. 에너지 대신 CO₂ 배출량과 GDP와의 인과관계를 보는 것은 상당한 의미가 있다. 향후 기후변화협약의 진전으로 CO₂ 배출이 제약당하게 될 경우 경제에 미칠 영향을 가늠하는 데 도움이 된다.

셋째, 실증분석에 있어서는 해당 변수들이 단위근을 갖는 불안정성을 고려해, 단순 시차 변수들을 이용하는 통상적인 그랜저 인과 검정 대신 벡터오차수정 모형(Vector Error Correction Model)을 이용하여 변수간 인과관계를 검정한다. 이 분석은 차분으로 장기 정보가 상실되어 제한적인 인과관계 밖에 설명하지 못하는 통상적인 그랜저 인과검정의 한계를 극복하고, 인과관계의 원천(source)을 장기와 단기로 구분할 수 있을 뿐 아니라 장기 추세에서의 이탈(deviation)에서 장기균형으로 복귀되는 메커니즘도 파악할 수 있다.

II. 디비지아 에너지 지수의 개발

1. 디비지아 에너지 지수

이 연구에서는 기존 에너지 소비량 통계를 대신하여 다음과 같은 방법으로 디비지아 에너지 지수를 산출하였다. 디비지아 에너지 지수는 다음과 같이 만들어진 다.²⁾

$$\ln E_t - \ln E_{t-1} = \sum w_k(t^*) \{ \ln E_{k,t} - \ln E_{k,t-1} \} \quad (1)$$

여기서 $E_{k,t}$ 는 개별 에너지원, 즉 석유, 석탄, 전력, 도시가스, 열에너지, 신탄 등의 t 기 소비량이며, $w_k(t^*)$ 는 가중치이다. 보통 이 $w_k(t^*)$ 의 근사값으로 전후 두 가중치의 단순산술평균 즉, $(w_{k,t} + w_{k,t-1})/2$ 를 많이 쓰고 있다. 이것이 디비지아 지수 가운데 가장 대표적인 Törnqvist 지수이다.

$$\overline{w_k(t^*)} \equiv \frac{w_{k,t-1} + w_{k,t}}{2} \quad (2)$$

여기서 $w_{k,t} = \frac{p_{k,t} \times E_{k,t}}{\sum p_{k,t} \times E_{k,t}}$ 이고 $p_{k,t}$ 는 개별 연료의 가격이다. 따라서 $w_{k,t}$ 는 개별 연료의 비용 비중(cost share)이 된다. Diewert(1976)는 집계함수를 모를 때 디비지아지수(Törnqvist 지수)가 최상(superlative)이라고 하였다.

그러나 우리나라의 디비지아 에너지 지수를 산정함에 있어서 이 방법을 사용하는 데는 문제가 있다. 예컨대 천연가스가 우리나라에 도입되어 쓰이기 시작한 1987년 이전의 소비량은 영이다. 최기홍(2000)은 이같은 영의 값(zero value) 문제가 있을 경우 Törnqvist 지수는 이 문제를 해결하지 못하는 약점이 있다고 지적하고, 이러한 문제를 해결하기 위해 Sato와 Vartia가 개발한 Sato-Vartia 지수를 사용할 수 있

2) 디비지아 지수의 미시경제학적 의미와 도출과정은 Zarnikau(1996)를 참조.

음을 보여주고 있다. 이 지수는 $w_k(t^*)$ 의 근사값으로 다음 값을 쓴다.

$$\tilde{w}_k(t^*) \equiv \frac{L(w_{k,t-1}, w_{k,t})}{\sum_i L(w_{i,t-1}, w_{i,t})} \equiv \frac{w_{k,t-1} - w_{k,t}}{\ln w_{k,t-1} - \ln w_{k,t}} \bigg/ \sum_i \frac{w_{i,t-1} - w_{i,t}}{\ln w_{i,t-1} - \ln w_{i,t}} \quad (3)$$

이 식의 분자는 두 가중치의 로그평균이며, 분모는 가중치의 합을 1로 해주기 위한 표준화 인자(normalizing factor)이다.

따라서, 디비지아 에너지 지수는 개별 에너지의 소비량과 비용만 알면 되며, 서로 다른 에너지 단위를 석유환산톤이나 Btu 같은 단위로 전환할 필요가 없다. 비용의 비중이 높은 에너지는 큰 가중치를 갖게 되므로 경제적 가치가 반영된다는 장점이 있으며, 현재의 열량기준 단순 합산 방식보다는 집계 편의를 줄일 수 있을 것으로 기대된다.

디비지아 에너지 지수를 작성할 때 통계의 정확도를 높이기 위해 최종 에너지 소비량에서 비에너지 용도로 사용된 양을 제외하였다. 이런 의미에서 이 지수는 질적으로 조정된 디비지아 에너지 지수(quality weighted divisia energy aggregate index)라고 할 수 있다. 실제 지수 작성 과정은 부록에서 설명하였다.

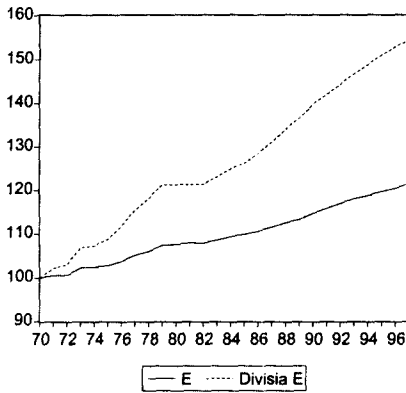
지금까지 우리나라의 에너지 소비량 통계는 단순합산 방식이 거의 대부분이었고, 디비지아 방식은 거의 이용되지 않았다. 그 이유로는 앞서 이야기한 영의 문제, 그리고 디비지아 지수 가중치 계산에 필요한 가격과 소비량 통계를 찾기 어려운 점 등을 들 수 있다

2. 디비지아 지수, 에너지 소비량과 실질 GDP

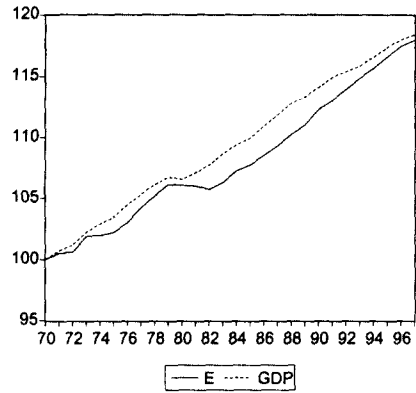
이렇게 해서 구해진 디비지아 에너지 지수를 기존 최종 에너지 소비량 지수와 비교해 보면 다음 그림과 같다. 각 변수의 자연대수 값을 지수(1970=100)로 전환한 그림이다. 먼저 <그림 1>을 보면 디비지아 에너지가 최종 에너지에 비하여 훨씬 빠른 속도로 증가해 왔음을 보여주고 있다. <그림 2>와 <그림 3>에서 최종 에너지와 디비지아 에너지를 각각 실질 GDP와 비교해 보면, 최종 에너지는 전반적으로 실질 GDP와 비슷하게 증가하고 있는 반면, 디비지아 에너지는 갈수록 실질 GDP와의

격차가 점점 더 커지고 있다. 이는 우리나라의 에너지 소비구조에서 전력, 가스와 같은 값비싼 연료의 비중이 증가하는 경향이 있음을 보여주는 것이다.

〈그림 1〉



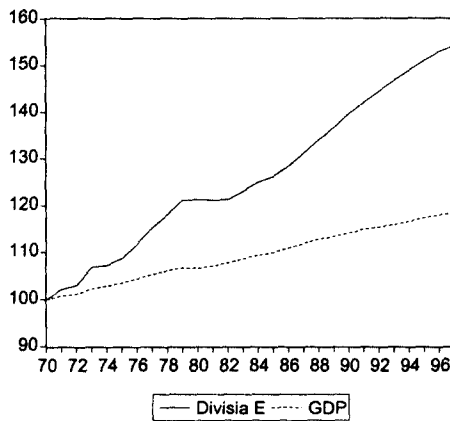
〈그림 2〉



최종에너지 (E) 와 디비시아 에너지 (Divisia E)

최종에너지 (E) 와 실질 GDP

〈그림 3〉



디비시아 에너지 (Divisia E) 와 실질 GDP

III. CO₂ 배출량

현재의 에너지 소비량이 개별 에너지원의 열량기준 단순 합계라면, 에너지 연소로부터 발생하는 CO₂ 배출량도 개별 에너지 소비량의 가중 평균치이다. 우리나라 CO₂ 배출량의 거의 대부분은 에너지 연소로부터 나온다. 우리나라의 에너지 소비로 인한 CO₂ 배출량은 다음과 같이 계산된다.

$$CO2_t = \sum_i \{ E_{i,t} \times Q_i \times O_i - S_i \} \times W \quad (4)$$

여기서, CO_{2,t}는 CO₂ 배출량, E_{i,t}는 개별 에너지 소비량, Q_i는 배출계수(carbon emission factors), O_i는 각 연료의 연소율(fraction of carbon oxidized), S_i는 물입탄소량(carbon stored)을 나타내며, W는 CO₂와 탄소의 질량비로서 44/12이다.

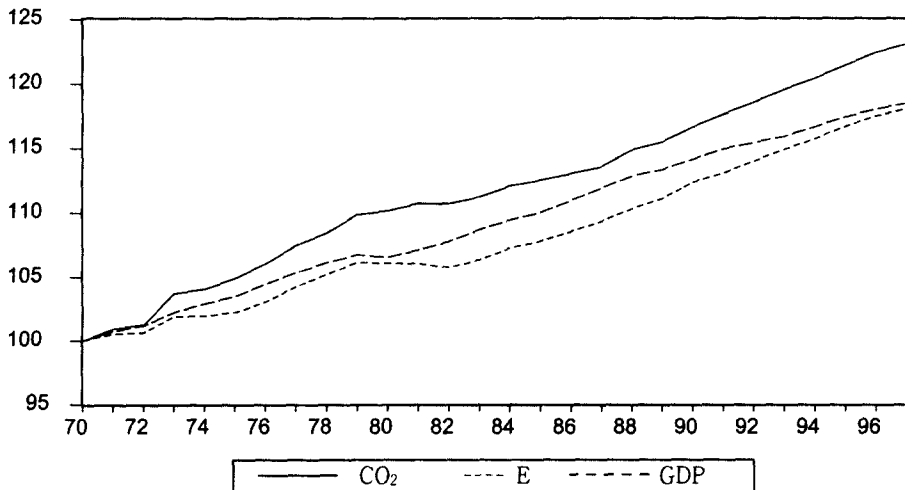
연료별 배출계수는 다음 표에 제시되어 있다. 배출계수는 연료 가운데 석탄이 가장 높고, 가스가 가장 낮다. 연소율은 연료에 함유된 탄소의 몇 퍼센트가 연소되는가를 나타낸다. 연료별로는 석탄 98%, 석유 99%, 가스 99.5%가 적용된다. 물입탄소량은 연료를 소비했을 때 소비되지 않고 남는 비율로서, 윤활유가 50%라고 하면 윤활유 소비시 함유탄소의 50%는 배출되지 않는다는 것이다. 예컨대 아스팔트 100%, 윤활유 50%, 원료탄 6%이며 석유화학원료인 경우, 나프타 75%, LPG 80%, 천연가스 33%, 경유 50%이다. 이 물입률은 연료로 쓰일 경우 석유, 석탄, 가스 모두 영으로 계산되나, 비에너지 용도로 쓰일 경우는 양의 값을 갖는다.

<그림 4>는 CO₂ 배출량과 최종 에너지 소비량, 실질 GDP의 추세를 보여준다. 각 계열은 1970년을 100으로 했으며 자연대수를 취한 값이다. 세 시계열이 비슷하게 움직이는 가운데 CO₂ 배출량은 실질 GDP를 웃돌고 있고, 최종에너지 소비량은 실질 GDP를 밑돌고 있는 것으로 나타났다.

〈표 1〉 연료별 탄소 배출계수(carbon emission factors)

연료구분			배출계수(TC/TOE)
액체	1차연료	원유	0.829
		천연가스(Natural Gas Liquid)	0.630
	2차연료	휘발유	0.783
		등유	0.812
		항공유	0.808
		경유	0.837
		중유	0.875
		LPG	0.713
		나프타	0.829
		아스팔트	0.912
		윤활유	0.829
		petroleum coke	1.14
		refinery feedstock	0.829
고체	1차연료	무연탄	1.1
		유연탄	1.059
		연료탄	1.059
		갈탄	1.132
		토탄	1.186
		BKB & Patent fuel	1.059
	2차연료	코우크스	1.21
기체	1차연료	LNG	0.637

자료: 에너지경제연구원

〈그림 4〉 CO₂, 최종 에너지(E)와 실질 GDP 추이

IV. 실증분석

이렇게 볼 때 최종 에너지소비량은 개별 에너지소비량의 단순 열량 합계이며, 디비지아 에너지 지수는 비용 비중이 높은 에너지에 더 큰 가중치를 부여하는 방식의 가중평균이며, CO₂ 배출량은 탄소배출량이 많은 에너지에 더 큰 가중치를 준 가중평균이다. 이 세 가지 에너지 집계변수 즉, 최종에너지, 디비지아 에너지 지수, 그리고 CO₂ 배출량과 실질 GDP간의 그랜저 인과관계를 검증한다.

실증분석에 사용된 데이터는 우리나라의 최종 에너지 소비량, 디비지아 에너지 지수, 실질 GDP의 1970~1997년 연간 데이터이며 모든 변수 값에 자연대수를 취하였다. CO₂ 배출량도 마찬가지다. 추정은 먼저 이들 시계열의 불안전성 여부를 조사한 뒤 불안정 시계열로 나타남에 따라 공적분 관계를 조사하고, 벡터오차 수정모형을 써서³⁾ 그랜저 인과관계를 규명한다.

1. 단위근 검정

시계열 변수들의 안정성 여부를 알아보기 위한 단위근 검정에는 Phillips-Perron 검정법을 썼다. 이때 확정적 시간 추세항(deterministic time trend)과 상수항을 포함하는 경우와 상수항만 포함하는 경우 모두를 검정하였다.⁴⁾ Newey and West(1987)에 따라 찾은 최적 시차수는 모두 3으로 나타났다. 단위근 검정 결과는 다음 <표 2>에 제시했다. 모든 변수들이 5% 신뢰수준에서 단위근을 갖는 I(1)인 것으로 나타났다.

2. 공적분 검정

대상 변수들이 모두 단위근을 갖는 불안정한 시계열로 드러남에 따라 먼저 공적분 관계를 찾아본다. 공적분 검정은 Johansen and Juselius(1990)의 Full Information Maximum Likelihood(FIML) 방법을 사용하였다. 수준에서의 VAR 모형 (5)는 식(6)과 같은 오차수정모형으로 표현할 수 있다.

3) 오차수정모형 사용의 의의에 대해서는 Hendry and Juselius(2000) 참조.

4) 검정방법을 달리 하여도(즉, ADF 검증) 결과는 다르지 않았음.

〈표 2〉 Phillips-Perron 단위근 검정

변수	시차수	상수항만 포함		상수항과 시간추세 포함	
		검정통계량	임계치 (5%)	검정통계량	임계치 (5%)
최종 에너지	3	1.2289	-2.9750	-1.5180	-3.5867
디비지아 에너지	3	0.1099	-2.9750	-1.8344	-3.5867
CO ₂	3	-0.6002	-2.9750	-2.0167	-3.5867
실질 GDP	3	-0.5235	-2.9750	-2.2207	-3.5867
△최종 에너지	3	-4.6026	-2.9798	-4.772	-3.5943
△디비지아 에너지	3	-3.6821	-2.9798	-3.6174	-3.5943
△CO ₂	3	-5.7335	-2.9798	-5.6498	-3.5943
△실질 GDP	3	-4.2903	-2.9798	-4.2061	-3.5943

주: 임계치는 MacKinnon (1991), △는 1차 차분임.

$$Y_t = \mu + \Pi_1 Y_{t-1} + \dots + \Pi_k Y_{t-k} + \varepsilon_t, \quad t=1, 2, \dots, T \quad (5)$$

$$\Delta Y = \mu + \Gamma_1 \Delta Y_t + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} - \Pi Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (6)$$

단, $Y = [GDP, E]$, $\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i$, $i=1, \dots, k-1$

$$\Pi = I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k$$

위 식에서 행렬 Π 의 cointegration rank를 측정함을 통하여 공적분 관계의 존재 여부를 알아볼 수 있다. 공적분검정에 필요한 최적 차수 결정에 있어서는, Bessler and Binkley(1982)와 Geweke and Meese(1980)의 분석에 기초하여 Schwarz Criterion(SC)를 사용하였다. 〈표 3〉은 비제약 VAR 추정에서 시차수를 달리하여 얻어진 SC값들을 보여주고 있다.

공적분 관계 검정에서는 공적분 방정식에 상수항은 넣었으나 시간추세항은 제외하였다. 공적분 벡터가 없다는 가설은 신뢰수준 5%에서 기각되고, 하나가 있다는 가설은 기각되지 않아, 세 가지 쌍이 모두 공적분 관계에 있는 것으로 나타났다.⁵⁾ 따라서, 두 변수들간에는 적어도 한 방향으로의 그랜저 인과관계는 있음을 알 수 있다. 〈표 4〉는 공적분 검정 결과이다.

5) 오차항의 안정성을 검정한 결과 모두 안정적으로 나타남.

〈표 5〉는 정규화된 공적분 벡터를 보여주고 있다. 제약된 VAR인 오차수정모형을 이용하여 구한 에너지 소비의 장기 소득탄력성은 0.9260과 1.1580 사이의 값을 갖는 것으로 나타났다. 디비지아 에너지 지수의 소득탄력성이 1.1580으로 가장 높고, 최종 에너지 소비의 소득탄력성은 1.0403, CO₂ 배출량의 경우는 0.9260으로 나타났다. 디비지아 에너지지수의 소득 탄력성이 가장 높게 나타난 것은 그만큼 우리나라의 에너지 소비가 석탄 같은 값싼 에너지원보다는 전기나 석유와 같은 값비싼 에너지원에 의존하는 비중이 증가하는 경향이 있기 때문으로 분석된다.

〈표 3〉 최적 시차 결정을 위한 SC 검정

구 분	SC		
	시차 2	시차3	시차 4
실질GDP-최종에너지소비량	-8.0661	-7.8428	-7.8843
실질GDP-디비지아에너지지수	-8.2807	-7.9747	-8.3412
실질GDP-CO ₂ 배출량	-7.7791	-7.6359	-8.0298

주: 굵게 표시된 값은 최적시차에서의 SC를 나타냄.

$$SC = -2l/T + (k \log T)/T, \text{ 여기서 } l = (-T/2)(1 + \log(2\pi) + \log(\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}/T)),$$

k = 설명변수 수, T = 샘플수

〈표 4〉 공적분 검정 결과

	Cointegration rank	우도비통계량(trace)	임계치(5%)
실질GDP-최종 에너지 소비량	R = 0	26.07	19.96
	R ≤ 1	6.02	9.24
실질GDP-디비지아에너지지수	R = 0	28.02	19.96
	R ≤ 1	6.79	9.24
실질GDP-CO ₂ 배출량	R = 0	28.78	19.96
	R ≤ 1	5.74	9.24

〈표 5〉 정규화된 공적분 벡터

구 분	공적분 벡터		
	에너지 집계변수	실질GDP	상수항
실질GDP-최종 에너지 소비량	1	-1.0403	1.2273
실질GDP-디비지아 에너지 지수	1	-1.1580	7.1271
실질GDP-CO ₂ 배출량	1	-0.9260	-0.2301

3. 그랜저 인과 검정 (Granger causality test)

앞에서 보듯이 모든 변수가 불안정한 시계열이고 서로 공적분관계가 있는 것으로 나타난 만큼 통상적인 그랜저 인과 검정 대신 오차수정 모형을 검정에 이용하였다. Granger(1988)와 Bahmani-Oskooee and Alse(1993)은 단위근을 가지고 있고, 공적분 관계에 있는 시계열 변수들간의 통상적인 그랜저 인과검정은 1차 차분에서 장기관계가 제거되고 단기관계밖에 남지 않는 결과를 낳게 됨을 지적하고 있다. 그러나, 오차수정모형을 이용할 경우 독립변수 차분항이 종속변수에 미칠 영향은 물론 오차 수정항의 변화가 독립변수에 미칠 영향도 찾아낼 수 있어 장·단기 인과관계를 모두 파악할 수 있다는 장점이 있다(Masih and Masih, 1996).

$$\Delta E_t = \alpha_1 + \beta_1 z_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_{xi} \Delta E_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_{xj} \Delta GDP_{t-j} + \varepsilon_{xt} \quad (7)$$

$$\Delta GDP_t = \alpha_2 + \beta_2 z_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_{yi} \Delta E_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_{yj} \Delta GDP_{t-j} + \varepsilon_{yt} \quad (8)$$

여기서 E는 에너지 집계 변수, GDP는 실질 GDP, z는 오차수정항, n은 앞서 공적분 검정시에 사용한 최적차수이다. 6) 식 (7)과 (8)에서 보듯이 오차수정모형에서는 차분된 설명변수와 오차수정항이 종속변수에 영향을 준다. 이 때, 오차수정항을 제외하고 시차항의 계수들만 독립변수에 영향을 주는지를 검정하는 경우 즉, $H_0: \delta_{xj} = 0, \forall j$ and $H_0: \gamma_{yi} = 0, \forall i$ 인 경우는 약 그랜저 인과 검정 (Weak Granger causality test)이 된다. 7) 약 그랜저 인과검정은 종속변수가 장기관

6) Hsiao(1981)나 Toda and Phillip(1993a, b) 등에 제시된 기준에 따라 차수를 결정할 수도 있으나 본 논문에서는 기존 문헌과의 비교를 위해 공적분 검정시에 구한 최적차수를 그대로 사용함.

7) 여기서 그랜저 인과관계의 결과를 해석함에 있어 다소 주의를 요한다. 예를 들어 에너지 집계 변수(E)가 GDP를 인과한다는 것은 에너지가 GDP를 높이거나 줄인다는 것을 의미하기보다는 에너지가 GDP가 어느 방향으로 움직일지에 대한 최상의 정보를 반영한다는 것이다. 즉 에너지집계 변수가 GDP를 예측할 수 있는 변수라는 것을 의미한다. 보다 자세한 것은 Hamilton, 1994, p. 307 참조.

계를 나타내는 오차수정항에 의해 받는 영향을 배제하고, 오로지 차분된 시차항의 단기 변화의 영향만 검정한다는 점에서 단기 인과관계로 해석되기도 한다.

강 그랜저 인과관계 검정(Strong Granger causality test)은 차분된 설명변수들이나 오차수정항의 계수가 모두(jointly) 영인가, 즉 식 (7)에서 $H_0: \beta_1 = 0$ and $\delta_{xi} = 0, \forall j$, 식 (8)에서 $H_0: \beta_2 = 0$ and $\gamma_{yi} = 0, \forall i$ 를 검정하는 경우이다. 이 경우는 장기 균형관계에서의 이탈이 종속 변수에 주는 영향을 파악한다는 점에서 장기 관계를 설명한다고 할 수 있다. 추정된 오차수정항의 계수는 장기 균형관계에서의 이탈이 단기에 어느 정도 종속변수에 영향을 주어 장기 균형관계로 조정되도록 하는지를 말하는 단기조정계수이다(Masih and Masih, 1996, p. 171). 이 두 검정은 모두 Wald 검정으로 하였다.

<표 6>은 검정결과이다. 검정결과 중 VAR는 비제약 VAR를 이용한 통상적인 그랜저 검정을 의미하며, ΔEA or ΔGDP 는 독립변수의 차분된 시차항의 계수가 영인지를 검정한 약 그랜저 검정에 해당하며, ECT는 오차수정항의 계수가 영인지, 'jointly'는 독립변수 차분항의 계수와 오차수정항의 계수가 모두(jointly) 영인지를 검정하는 강 그랜저 검정에 해당한다.

검정결과에서 가장 흥미로운 점은 약 그랜저 인과관계보다는 강 그랜저 인과관계가 더 많이 발견되었다는 사실이다. 우선 에너지 소비가 실질 GDP를 인과하는가의 검정에서는 최종 에너지, 디비지아 에너지 지수와 CO_2 에서 모두 강 인과관계가 발견되었으며, 특히 오차수정항이 모두 영향의 원천인 것으로 판명되었다. 오차수정항의 계수 추정치가 -0.13에서 -0.20 까지의 값을 가지므로써 장기균형에서의 이탈의 13 ~ 20%가 단기에 조정됨을 보여준다. 약 그랜저 인과관계는 최종에너지에서 실질 GDP로만 발견되었다.

실질 GDP가 에너지 소비를 인과하는가의 검정에서는 최종에너지만 강 그랜저 인과하는 것으로 나타났을 뿐 나머지의 경우는 모두 인과관계가 없는 것으로 나타났다. 최종에너지에서도 역시 오차수정항이 인과의 원천이었다. CO_2 배출량의 경우는 joint 검정에서는 강 그랜저 인과하는 것으로 나타났으나(p 값이 0.0325), 오차수정항 계수만 단독 추정한 경우 t 값이 매우 낮게 나타나 강 인과관계가 있다고 하기는 어려운 것으로 해석된다.

〈표 6〉 그랜저 인과 관계 검정 결과

귀무가설	VAR	VECM		
		EA or GDP	ECT	Joint
최종에너지 $-X->$ 실질GDP	7.43*	6.62*	-0.18*	18.01*
실질GDP $-X->$ 최종에너지	0.19	0.34	-0.19*	12.89*
디비아에너지 $-X->$ 실질GDP	2.85	0.41	-0.13*	4.44*
실질GDP $-X->$ 디비아 에너지	0.63	0.42	0.00	2.22
CO ₂ $-X->$ 실질GDP	2.65	1.81	-0.20*	6.90*
실질GDP $-X->$ CO ₂	2.17	1.27	0.03	3.39*, **

주: 1) $-X->$: 그랜저 인과하지 않음을 의미함.

2) *: 신뢰도 5% 수준에서 유의함을 의미함.

3) EA: Energy Aggregate, ECT: 오차수정항, Joint : EA or GDP와 ECT 모두.

4) **: p-value = 0.0325로 신뢰도 5%수준에서는 유의하나 GDP와 ECT 각각의 추정계수는 영과 다르지 않은 것으로 나타나 그랜저 인과관계는 없는 것으로 해석됨.

이러한 사실로 미루어 에너지 소비와 경제성장간에는 단기 인과관계보다는 장기 관계가 더 강할 가능성이 있다고 평가된다. 비제약 VAR 모델을 이용한 통상적인 그랜저 인과관계 검정결과도 이러한 점을 상당히 뒷받침하고 있다. 그러나 사용된 데이터가 분기나 월간 데이터가 아닌 연간 데이터라는 점에서 단기의 영향이 희석되었을 가능성도 있는 만큼 단기 인과관계가 없다고 단언하기는 어려운 것으로 분석된다.

기존 한국을 대상으로 한 연구와 본 추정결과와의 비교는 디비아 지수와 CO₂의 경우는 전례가 없어서 불가능하고, 최종에너지의 경우만 가능하다. 최종에너지에서 실질 GDP로의 일방향 인과관계는 Yu and Choi(1985)가 제시한 실질 GNP에서 에너지로의 일방향 인과관계와는 방향이 다르다. 그리고 실질 GNP보다는 실질GDP가 한 국가내 에너지 사용과 더 연관된다는 점에서 더 합리적인 것으로 판단된다. Glasure and Lee(1997)가 1961~1990년 데이터를 사용한 통상적인 그랜저 인과검정에서는 인과관계를 발견하지 못하였으나, 오차수정 모형을 이용하여 양방향 관계를 발견한 것은 이 연구의 결과와 동일한 것이라고 할 수 있다.

또한 이 연구는 에너지 소비량의 집계 방식에 따라 추정 결과가 상당히 다를 수 있음을 확인했다. 에너지 소비량 집계 방식이 현재의 단순합계보다는 디비아 방식이 지수 이론상으로도 훨씬 타당한 것으로 평가되는 만큼 에너지와 경제성장간의 관계 분석에는 디비아 지수의 적용이 더 의미 있을 것으로 생각된다. 또 한가지 분명한 것은 CO₂ 배출량도 다른 에너지 지표처럼 GDP와 그랜저 인과관계가 있다는 사

실이다. 따라서 앞으로 기후협약의 진전에 따라 우리나라의 CO₂ 배출이 제약되면 경제성장도 자연히 영향을 받을 것으로 해석할 수 있다.

V. 요약 및 시사점

우리는 에너지 소비량 집계에서 발생하는 여러 가지 문제점을 해결하는 한 대안으로 디비지아 에너지 지수를 개발했다. 이때 Sato-Vartia지수를 이용해 영의 문제도 처리했다. 디비지아 에너지 지수를 만들 때는 다른 연구와는 달리 순에너지 소비량만 고려해서 정확도를 기하고자 했다.

이렇게 만든 디비지아 에너지 지수는 우리나라의 에너지 소비가 실질적으로 열량 기준으로 파악할 때보다 훨씬 더 빠른 속도로 증가하고 있음을 보여주고 있다. 즉, 열량 기준으로 단순 합산하는 에너지 소비량은 우리나라의 고급 에너지 소비 증가 추세를 정확히 파악하지 못하고 있는 것으로 나타났다.

이 디비지아 에너지 지수와 실질 GDP와의 인과관계는 단순 에너지 소비량과 실질 GDP와의 인과관계와도 다르게 나타났다. CO₂ 배출량도 에너지 소비량의 합수로서 실질 GDP와 인과관계가 있는 것으로 나타났다. 따라서 에너지 집계방식의 차이가 에너지와 성장간의 관계분석에 영향을 미치고 있음이 확인되었다.

실증분석에서는 VAR 모형 대신 오차수정모형을 이용하여 그랜저 인과관계를 검정함으로써 에너지 소비량의 변화가 성장에 어떻게 영향을 미치는가에 대해서도 좀더 나은 추측을 할 수 있게 되었다. 즉 단기적인 변화보다는 장기적인 변화가 주로 영향을 미친다는 사실이다. 여기서 단기적인 영향이 감소한 것은 사용 데이터가 연간 시계열이라는 점에서 월간이나 분기 데이터를 사용할 경우보다 변수 상호간의 영향이 희석되었을 가능성도 배제할 수는 없을 것이다.

이런 측면에서 향후 연구는 먼저 분석 대상 기간을 연간보다는 가능하다면 분기별이나 월별로 하는 것이 더 의미가 있을 것으로 보인다. 또 에너지 소비와 경제성장간의 이변량 분석보다는 자본량이나 노동량을 포함하는 등의 다변량 분석이 더 엄밀한 결과를 내지 않을까 기대된다. 아울러 석유, 석탄, 전력, 가스 등 개별에너지로 나누어 성장간의 관계를 분석하는 것도 의미가 있을 것으로 생각된다.

■ 참고문헌

1. 조경엽, 권태규, 『한국의 지구온실가스배출과 저감정책 도입 방안 연구』, 에너지경제연구원, 1999.
2. 에너지경제연구원, 『에너지통계연보』, 각호.
3. 지역난방공사, 『경영통계』, 각호.
4. 최기홍, “화력발전소 효율개선 측정에 대한 디비지아 분해기법의 적용,” 『자원환경경제연구』, 2000. 12. 제9권 5호, pp. 811~827.
5. 통계청, 통계정보시스템, <http://www.nso.go.kr>
6. 한국은행, 경제통계, <http://www.bok.or.kr>
7. Abosedra, S. and H. Baghestani, “New Evidence on the Causal Relationship between United States Energy Consumption and Gross National Product,” *Journal of Energy and Development*, 14, 1991, pp. 285~292.
8. 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.
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. Beenstock, M. and P. Willcocks, “Energy Consumption and Economic Activity in Industrialized Countries,” *Energy Economics*, 3, 1981, pp. 225~232.
11. Berndt, E. R., “Energy Price increases and the productivity slowdown in United States manufacturing,” *The Decline in Productivity Growth*, Federal Reserve Bank of Boston Conference Series, Federal Reserve Bank, Boston, MA, 1980.
12. Bessler, David A and James K. Binkly, “On the Selection of the Order of an Autoregression: Some Monte Carlo Results,” *American Statistical Association, Proceedings of the Business and Economic Statistics*, 1982, pp. 340~342.
13. Burbidge, John and Alan Harrison, “Testing for the Effects of Oil-Price Rises Using Vector Autoregressions Source,” *International Economic Review*, 25(2), June 1984, pp. 459~484.
14. Cheng, Benjamin S. and Tin Wei Lai, “An investigation of co-integration and causality between energy consumption and economic activity in Taiwan,” *Energy Economics*, 19, 1997, pp. 435~444.
15. Denison, E., “Explanation of declining productivity growth,” *Survey of Current Business*, 1979, pp. 1~24.
16. ———, *Trends in American Economic Growth, 1929~1982*, The Brookings Institution, Washington, DC, 1985.
17. Diewert, W. E., “Exact and Superlative Index Numbers,” *Journal of Econometrics*, 4, 1976, pp. 115~145.

18. Geweke, John and Richard Meese, "Estimating Regression Models of Finite but Unknown Order," *International Economic Review*, 22, 1981, pp. 55~70.
19. 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, 1998, pp. 17~25.
20. Granger, C. W. J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods," *Econometrica*, 37, 1969, pp. 424~438.
21. ———, "Some Recent Developments in a Concept of Causality," *Journal of Econometrics*, 39, 1988, pp. 199~211.
22. Hsiao, C., "Autoregressive modeling and money-income causality detection," *Journal of Monetary Economics*, 1981, 7, pp. 85~106.
23. Hamilton, J. D., "Oil and Macroeconomy since World War II," *Journal of Political Economy*, 91, 1983, pp. 228~248.
24. ———, *Time Series Analysis*, Princeton University Press, New Jersey, 1994.
25. Hendry, David F. and Katarina Juselius, "Explaining Cointegration Analysis: Part 1," *Energy Journal*, 21(1), 2000, pp. 1~42.
26. Johansen, Soren, "Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 1992, pp. 383~397.
27. ——— 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.
28. Kouris, G., "Energy Consumption and Economic Activity in Industrialized Countries—a Note," *Energy Economics*, 5, 1983, pp. 207~212.
29. Kraft, J. and A. Kraft, "On the relationship between energy and GNP," *Journal of Energy and Development*, 3, 1978, pp. 401~403.
30. MacKinnon, James, "Critical Values for Cointegration Tests," 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.
31. Masih, Abul M. M and Rumi 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.
32. Newey, Whitney and Kenneth West, "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55, 1987, pp. 703~708.
33. Oh, Wankeun, "Energy Consumption, GDP, and Energy Price: The Case of Korea," *Proceedings in Korea Econometrics Society Annual Conference*, 1997.
34. Osterwald-Lenum, Michael, "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.

35. Phillips, Peter C. B. and Perron, P., "Testing for a unit root in time series regression," *Biometrika*, p. 75, pp. 335~346.
36. Sato, K., "Ideal log-change index number," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 58, 1976, pp. 223~228.
37. Schwarz, Gideon, "Estimating the Dimension of a Model," *Annals of Statistics*, 6, 1978, pp. 461~464.
38. Stern, David I., "Energy and Economic Growth in the USA," *Energy Economics*, 15, 1993, pp. 137~150.
39. Toda, H. Y. and P. C. B. Phillip, "Vector autoregression and causality," *Econometrica*, 61, 1993a, pp. 1367~1393.
40. ———, "Vector autoregression and causality: A theoretical overview and simulation study," *Econometric Reviews*, 13, 1993b, pp. 259~285.
41. ——— and T. Yamamoto, "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes," *Journal of Econometrics*, 66, 1995, pp. 225~250.
42. Vartia, Y. O., "Ideal Log-change Index Numbers," *Scandinavian Journal of Statistics*, 1976, pp. 121~126.
43. Yang, Hao-Yen, "A note on the causal relationship between energy and GDP in Taiwan," *Energy Economics*, 22, 2000, pp. 309~317.
44. Yu, Eden S. H. and Been-Kwei Hwang, "The Relationship Between Energy and GNP: Further Results," *Energy Economics*, 6, 1984, pp. 186~90.
45. ——— and Jai-young Choi, "The Causal Relationship Between Energy and GNP: An International Comparison," *The Journal of Energy and Development*, 10(2), 1985, pp. 249~272.
46. Zarnikau, Jay, "A Reexamination of the Causal Relationship between Energy Consumption and Gross National Product," *Journal of Energy and Development*, 21(2), Spring 1996, pp. 229~239.
47. ———, "Defining total energy use in economic studies: Does the aggregation approach matter?" *Energy Economics*, 21, 1999, pp. 485~492.

〈부록 1〉 디비지아 에너지 지수의 산출

가. 에너지원별 순소비량의 계산

디비지아 에너지 지수의 작성에 포함된 에너지는 일차 에너지가 아닌 최종 에너지원으로 석유, 석탄, 전력, 도시가스, 열에너지, 신탄 및 기타 등으로 구성되어 있다. 석유 소비량은 에너지유와 LPG를 포함하고, 비에너지 용도의 소비량은 제외하였다. 전력 소비량 계산시 송배전 손실은 제외하였고, 자가발전 소비량도 파악이 곤란하여 제외하였다.

최종에너지 소비량 가운데 '신탄 및 기타'로 분류되는 항목은 최근 그 비중이 크게 낮아져 그동안 기존연구에서 대부분 제외되어 왔다. 그러나, 이 항목은 1970년만 하여도 21.8%를 차지하여 대체현상이 가장 두드러진 부분이다. 이 항목에는 신탄, 대체에너지와 열에너지로 구성되어 있는데, 신탄의 비중은 거의 없어지고 대신 열에너지는 지역난방이 본격 도입된 1980년대 후반부터 비중이 늘고 있으며, 태양열이나 풍력 등 다른 신, 재생에너지로도 대체되고 있다. 신탄 및 기타 항목에서 다른 재생에너지는 구분할 수 없으나 열에너지 소비량은 따로 구분하였다.

나. 에너지 지출 비용의 산출

에너지비용은 에너지의 고유단위 소비량에다가 고유단위가격을 곱하여 구하였다. 우선 석유가격을 정하기 위하여는 1995년 석유류 제품 총지출액을 조사하였다. 휘발유, 등유, 경유, B-A, B-B, B-C유, 제트유, 프로판, 부탄 등의 가격에다 소비량을 구하여 계산하였다. 휘발유는 무연 보통휘발유가격으로 하였다. 이때 발전용, 도시가스 제조용, 지역난방열 생산용으로 사용된 양은 제외하였다. 총지출액을 총소비량으로 나누어 1995년의 석유류 제품가격으로 삼았다. 배럴당 42,673원으로 산출되었다. 연도별 가격은 생산자 가격지수 항목 가운데 석유류 제품 가격지수를 활용하여 산출하였다. 여러 가지 석유류 제품에 대한 매년의 소비량과 가격이 구비되어 있지 않아 불가피하였다.

무연탄가격은 정부고시가격을 적용하였다. 기준연도인 1995년 유연탄 가격은 1995년 원료탄 수입금액(CIF가격)을 수입물량으로 나누어 구한 수입단가에다가 1995년말 환율과 관세율(1%)을 적용하여 구하였다.

전력요금은 한전의 평균 판매단가를 적용하였다. 신탄의 가격은 대부분 자가생산, 사용이어서 비용화가 어려운 점을 감안, Stern(1993)처럼 무연탄 가격의 60%를 적용하였다. 열에너지의 가격은 지역난방공사의 평균판매단가를 적용하였다. 1987년 11월 도입되어 통계를 못구한 1987년 가격은 판매액을 판매량으로 나누어 추정하였다. 도시가스 가격은 1991년 이후는 서울지역 평균판매단가(부가세 제외)를 사용하였으며, 1985~1990년 가격은 프로판 가스의 생산자 가격지수 변화율을 적용하였다. 이러한 에너지의 디비지아 지수 계산시 에너지 가격과 관련한 보조금, 조세, 교차보조 등의 문제는 여전히 남는다.