

# 산업부문 에너지 수요의 비대칭 가격반응<sup>†</sup>

신석하\*

**요약** : 본 논문에서는 에너지 가격에 대한 비대칭 반응을 중심으로 산업부문의 에너지 수요 모형을 시계열 방법으로 추정하였다. 에너지 가격에 대한 비대칭 반응을 모형에 포함하는 경우, 공적분 관계가 강건해지고 추정계수의 방법 간 편차도 줄어들었다. 에너지 가격이 하락할 때보다 상승할 때 에너지 수요에 더 큰 영향을 미치며, 특히 에너지 가격이 기존 최고치를 경신할 정도로 상승할 때 영향이 가장 큰 것으로 나타났다. 한편 생산지표로 부가가치보다 총산출 자료를 사용하는 경우에 추정결과가 부분적으로 개선되었다. 단일회귀식 추정방법으로 비대칭 반응모형을 추정하면, 총산출의 탄력성이 1.05~1.09, 가격상승의 탄력성이 -0.48~-0.56으로 해외 연구에서 제시하는 결과와 유사한 수준으로 나타났다.

**주제어** : 산업부문 에너지 수요, 에너지 가격 비대칭 반응, 공적분 분석

**JEL 분류** : C32, C51, L60, Q41

접수일(2023년 11월 13일), 수정일(2023년 12월 19일), 게재확정일(2023년 12월 20일)

<sup>†</sup> 본 논문은 산업연구원의 '탄소중립 산업전략 종합연구(2021)'의 '산업부문 에너지 수요 함수 추정'의 일부분을 보완 수정한 것이다.

\* 숙명여자대학교 경제학부 교수, 주저자(e-mail: shin89kr@gmail.com)

# Asymmetric Price Responses of Industrial Energy Demand in Korea<sup>†</sup>

Sukha Shin\*

**ABSTRACT :** In this paper, we estimate a time series model of energy demand in the industrial sector with an asymmetric response to energy prices. Including the asymmetric response to energy prices in the model strengthens robustness of the cointegration relationship and reduces the variation of the estimated coefficients across the estimating methods. We find that rising energy prices have a larger impact on energy demand than falling energy prices, with the largest impact occurring when energy prices rise to new highs. The estimation results are partially improved when using gross output rather than value added as a measure of production. Using single equation methods to estimate the asymmetric response model, the elasticity of gross output ranged from 1.05 to 1.09 and the elasticity of price-rise ranged from -0.48 to -0.56, which is similar to the results of international studies.

**Keywords :** Industrial energy demand, Asymmetric price responses, Cointegration analysis

---

Received: November 13, 2023. Revised: December 19, 2023. Accepted: December 20, 2023.

<sup>†</sup>This paper is a revised version of ‘Estimation of Energy Demand Function for Industrial Sector’ in ‘Comprehensive Research on Carbon Neutral Industrial Strategy (2021)’ by the Korea Institute for Industrial Economics & Trade’s.

\* Professor, Division of Economics, Sookmyung Women’s University, First author (e-mail: shin89kr@gmail.com)

## 1. 서론

본 논문에서는 산업부문의 에너지 수요 모형을 시계열 방법으로 분석하며, 특히 에너지 가격에 대한 비대칭 반응의 타당성을 점검하였다. 최근 탄소중립 등 기후변화에 대응하기 위한 정책적 노력이 기울여지고 있는데, 산업부문 에너지 수요 함수의 추정은 엄밀한 기후대응 정책 수립을 위한 기초자료로 활용될 수 있다.

에너지 수요 모형은 크게 상향식(bottom-up) 모형과 하향식(top-down) 모형으로 나눌 수 있다. 상향식 모형은 개별 자본재의 종류 및 양 그리고 구입연도(vintage)를 이용하여 에너지 수요를 추정하고 이를 합산하여 경제 전체의 에너지 수요를 구하게 된다. 상향식 모형은 실제 에너지 소비 관련 결정을 재현하며 장기 에너지 수요와 단기 에너지 수요를 모두 고려할 수 있다는 장점을 갖지만, 필요한 통계자료의 부담이 매우 크다. 반면 하향식 모형은 부문의 집계변수 간의 관계, 예를 들어 경제 전체의 소득 및 가격과 균형을 이루는 에너지 수요를 상정하고, 이를 직접 추정하는 방식을 사용한다. 상향식 모형에 비해 구조가 단순하고 통계자료의 부담이 줄어든다는 장점이 있으나, 자본스톡의 에너지 효율 변화는 별도로 고려해야 한다.

하향식 모형은 다시 미시계량 모형과 거시시계열 모형으로 나눌 수 있다. 미시계량 모형의 대표적 사례인 초월대수 모형(transcendental logarithmic model)은 신축적인 비용 함수를 상정하고 경제이론을 적용하여 연립방정식 체계를 도출하는 방식을 취한다. 생산요소 간 대체나 연료원 간 대체가 탄력적이며 최적화라는 경제원리와 부합한다는 장점이 있으나, 기존 자본스톡에서 최적 자본스톡 구성으로의 이행과정을 직접 고려하기는 어려우며 추정해야 하는 계수가 시계열 모형에 비해서 많고 추정기법도 복잡해질 수 있다. 추정 결과도 계수에 대한 사전제약, 사용되는 통계자료나 추정방법에 따라 크게 달라질 수 있다. 시계열 모형은 주요 변수 간 단일방정식을 상정하고, 시계열 자료나 패널 자료를 이용하여 추정하는 방식이다. 경제이론적 기반이 약하다는 단점이 있지만, 모형의 설정과 추정이 다른 모형들에 비해 단순하고 용이하기 때문에 전반적인 에너지 수요의 추세를 가늠하는 용도로 많이 사용된다.

통상적으로 시계열 모형에는 소득과 에너지 가격이 설명변수로 포함되는데, 에너지 가격 상승에 따른 기술변화 및 경제주체들의 행태변화를 어떻게 모형에 반영할 것인가

가 추정결과에 큰 영향을 미치게 된다. 기존 연구에서는 기술변화를 포착하는 방법으로 비대칭 가격반응(asymmetric price response)과 잠재적 에너지 수요 추세(underlying energy demand trend)가 제안되었다.

한편 시계열 모형 분석기법의 측면에서는 거시변수들의 비정상성(non-stationarity)을 고려할 필요가 있다. 에너지 소비, 소득, 가격 등 거시경제변수들의 시계열 자료는 대부분 단위근을 가지기 때문에, 공적분 관계가 성립하지 않으면 가성회귀(spurious regression)의 문제가 발생하게 된다.

시계열 모형을 이용하여 에너지 수요를 추정한 국내연구들은 대부분 공적분기법을 사용하였으나, 에너지 관련 기술의 변화를 고려한 경우는 많지 않다. 더욱이 해외연구와 같이 비대칭 가격반응이나 잠재적 에너지 수요 추세를 활용한 연구는 부족한 실정이다. 본 논문에서는 우리나라 산업부문 에너지 수요에 Adeyemi and Hunt(2014)의 비대칭 가격반응 모형을 적용하고, 이를 Shin and Yoo(2021)와 같은 공적분 기법으로 분석하고자 하였다.<sup>1)</sup>

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 에너지 수요 추정에 대한 기존 연구를 살펴보고, 제3절에서는 본 논문에서 사용하는 모형과 통계자료에 대해 설명한다. 제4절에서는 분석 결과를 제시하며, 제5절에서는 요약과 한계점에 대해 논의한다.

## II. 기존 연구 검토

Nordhaus(1975)는 소득과 에너지 가격으로 구성된 에너지 수요의 시계열 모형을 분석하였다. 에너지 수요의 동태적인 특성을 포착하고자 에너지 수요나 에너지 가격의 시차변수를 설명변수로 회귀식에 포함시켰으나, 시간에 따른 에너지 사용의 효율성 변화는 고려하지 않았다.

이에 비해 Beenstock and Wilcocks(1981)은 유사한 모형에 시간추세항을 추가하여 에너지 사용의 효율성 변화를 반영하고자 하였다. 즉 에너지 사용 효율이 시간에 따라 개선되며, 개선되는 속도가 일정하다고 가정한 셈이다. 그러나 이러한 가정은 오일쇼크로 인해 한계에 봉착하였다. 에너지 가격의 급등과 이에 따른 에너지 절약 기술의 발달은 경

1) 잠재적 에너지 수요 추세 모형의 경우, 비관측 요인을 사용하므로 공적분 기법을 적용하기 어려워 고려하지 않았다.

제주체의 에너지 소비행태의 상당한 변화를 유발하였으나, 시간추세항으로는 이러한 변화를 반영하기 어려웠다.

Adeyemi and Hunt(2007)는 기술 발달 및 행태 변화를 모형에서 어떻게 고려하느냐에 따라 에너지 수요의 가격탄력성과 소득탄력성의 추정결과가 크게 달라짐을 제기하며, 기술변화를 어떻게 모형에 반영할 것인지에 대해 학계에 공감대가 형성되어 있지 않음을 지적하였다. 즉 산업부문 에너지 수요의 장기 가격탄력성은  $-2.5\sim-0.1$ , 소득탄력성은  $0.01\sim 3.9$ 로 연구에 따라 상당히 다른 추정결과가 제시된다는 것이다.

한편 에너지 절약 기술의 변화를 에너지 소비 함수에 반영하는 방법으로는 비대칭 가격반응(asymmetric price response: 이하 APR)과 잠재적 에너지 수요 추세(underlying energy demand trend: 이하 UEDT)가 제안되었다.

Kouris(1983)는 기술변화를 직접 측정하는 공학적 변수를 사용하는 것이 바람직하지만, 이를 이용하기 어려운 경우에는 외생적인 시간추세를 이용하는 방법보다 가격과 소득에 대한 반응을 통해 모형에 내생적으로 포함시키는 방식이 바람직하다는 의견을 피력하였다. 이러한 맥락에서 Dargay(1992), Huntington(2010), Gatley and Huntington(2002) 등은 에너지 가격의 변화를 최고치 경신, 회복, 하락으로 분해하여 각기 다른 탄력성 계수가 적용되는 방식을 고안하였다. 에너지 절약 기술의 발전이나 채택이 주로 에너지 가격 상승에 의해 촉발되며, 에너지 가격이 하락한다고 해서 기술이 퇴보하거나 이미 설치된 에너지 절약 설비를 폐기하지는 않는다고 본 것이다. 또한 에너지 가격이 이전 최고치를 경신하는 정도로 크게 상승할 때 기술진보가 주로 발생한다는 점을 고려한 것이다.

반면 Griffin and Schulman(2005)는 APR 모형이 에너지 가격의 변동이 컸던 1970년대와 1980년대에는 에너지 절약 기술의 변화를 반영하는 방법으로 적절했지만, 이후 에너지 가격이 안정된 기간에는 기술변화를 제대로 반영하기 어려울 가능성을 제기하였다. 이들은 OECD 국가들의 에너지 수요 함수를 패널회귀식으로 추정하였는데, 외생적인 기술변화를 포착하기 위한 시간더미 변수를 모형에 추가하는 경우 APR이 통계적으로 그리 유의하지 않게 나타남을 보였다.

시간더미 변수를 이용하여 외생적인 기술변화를 반영하는 방법은 패널회귀 분석에서는 가능하지만, 단일 국가분석에서는 사용하기 어렵다. 또한 확정적인(deterministic) 시간추세로는 비선형적인 기술변화를 포착하는 데 한계가 있다. 이러한 문제를 해결하기

위해 Hunt et al.(2003), Hunt and Ninomiya(2003) 등은 확률적(stochastic) 시간추세를 이용하는 잠재적 에너지 추세(UEDT) 모형을 제시하였다. 이들은 Harvey(1989)의 구조적 시계열 모형(structural time series model) 방법을 이용하여 확률추세를 정의하고 이를 포함한 에너지 수요 모형을 구성하였다. 확률추세는 비관측인자이므로, 모형은 칼만 필터(Kalman filter)를 이용하여 추정하게 된다.

하지만 APR 모형이나 UEDT 모형도 세부적인 방법이나 통계자료에 따라 상당히 다른 추정결과를 얻게 된다. Adeyemi and Hunt(2014)가 제시하듯이 장기 소득탄력성은 대체로 0.6~1.2 수준으로 추정되며, 장기 가격탄력성은 UEDT 모형의 경우 -0.1~-0.2 수준으로, APR 모형의 경우 기존최고치 경신은 0.0~-1.5, 회복은 0.0~-0.8, 하락은 0.0~-0.5로 나타나고 있다. APR 모형에서 암묵적으로 가정하듯이 기존 최고치를 경신하는 경우에 가격탄력성이 가장 크게 나타나고, 하락하는 경우에 가격탄력성이 가장 작게 나타나는 것으로 보인다.<sup>2)</sup>

APR이나 UEDT 모형을 이용한 연구에서도 확률추세 등 거시 집계변수의 통계적 특성에 대해 인식하고 있으나, 비정상성(non-stationarity)을 명시적으로 분석에서 고려하지는 않았다. 단위근을 갖는 변수들 간에 공적분 관계가 성립하지 않으면 가성회귀(spurious regression)의 문제가 발생하게 된다. 따라서 단위근 검정을 통해 시계열 자료에 단위근 여부를 먼저 확인하고, 단위근을 갖는 것으로 나타나는 경우 공적분 검정을 통해 변수들 간의 통계적으로 유의미한 관계가 존재하는지 살펴보는 것이 필요하다. 공적분 관계가 변수들 간의 장기적 관계를 의미하므로, 단기 동학에도 관심이 있는 경우에는 오차수정 모형을 구성하여 추정하는 방법이 많이 사용된다.

Hunt and Manning(1989), Bentzen and Engsted(1993), Hunt and Witt(1995) 등이 단위근 및 공적분 검정을 에너지 수요에 적용하고, 오차수정 모형 추정하는 방식을 사용하였다. 공적분 및 오차수정 모형을 이용한 연구에서도 가격탄력성과 소득탄력성 추정치가 연구 간에 상당한 차이를 보이고 있다. 장기 소득탄력성의 경우 대체로 0.5~1.2의 범위를 나타내고 있으며, 장기 가격탄력성도 -0.1~-1.0의 넓은 범위를 보이고 있다. 한편 공적분 기법을 이용한 대부분의 연구들이 장기간의 연간자료를 사용한다. 짧은 시계열

2) 한편 Adeyemi and Hunt(2014)에서는 APR과 UEDT를 결합한 다양한 형태의 모형을 검토했는데, 국가별로 적합한 모형의 형태가 다르게 나타났으며, 이와 같은 국가 간의 차이는 소득탄력성과 가격탄력성에서도 관측되었다.

이 사용되면 공적분 검정의 오류 크기(size)가 왜곡되거나 검정력(power)이 낮아지는 문제<sup>3)</sup>가 발생하고, 탄력성 추정치도 불안정한 경우가 많다. 따라서 공적분 및 오차수정 모형을 사용하기 위해서는 긴 기간의 시계열 자료를 확보하는 것이 중요하다.<sup>4)</sup>

국내에서 시계열 모형을 이용하여 에너지 수요를 추정한 연구들은 대부분 공적분 기법을 사용하였다. 장기간의 연간자료를 사용한 해외연구와 달리, 우리나라의 경우 가용한 자료의 길이가 짧으므로 월간 자료를 사용한 연구가 많다. 하지만 관측치의 개수를 늘리고자 관측빈도를 높이는 것은 검정 및 추정 결과를 개선하는 데 크게 도움이 되지 않는 것으로 알려져 있다. <표 1>과 같이 장기 소득탄력성이 0.1~1.8, 장기 가격탄력성이 -0.1~-0.8로 추정되는 등 연구 간에 차이가 상당히 크게 나타나는 데에는 부문 및 에너지원의 차이뿐 아니라 가용한 자료의 한계와도 관련이 있는 것으로 생각된다.

한편 시계열 모형을 사용한 국내연구들은 Shin and Yoo(2021)를 제외하면, 에너지 사용 관련 기술의 변화를 분석에서 고려하지 않고 있다. Shin and Yoo(2021)에서는 우리 경제 전체의 에너지 수요를 분석하며, 기술 변화를 측정하는 대리변수로 총요소생산성을 사용하였다.

<표 1> 시계열 모형을 이용하여 에너지 수요를 추정한 국내연구

연구명	부문/ 에너지	기법	통계자료	가격탄력성	소득탄력성
유병철 (1996)	산업/ 전력	CCR	1980.1~1994.12 월간자료	장기: -0.5	장기: 0.1
나인강 (1999)	전체/ 전력	DOLS	1983.12~1996.12 월간자료	장기: -0.1 단기: -0.1	장기: 0.2 단기: 0.2
배영수 (2015)	전체/ 총 에너지	DOLS	1980~2013 연간자료	장기: -0.3	장기: 1.1
박철웅·박철호 (2019)	산업/ 도시가스	DOLS	2007.1~2017.12 월간자료	장기: -0.8	장기: 0.7
Shin and Yoo (2021)	전체/ 총 에너지	FM-OLS, DOLS, Johansen	1981~2015 연간자료	장기: -0.2	장기: 1.3~1.8 단기: 1.1

주: CCR은 Park(1990)의 추정방법을, DOLS는 Stock and Watson(1993)의 dynamic OLS를 각각 나타냄.

- 3) 오류 크기는 귀무가설이 옳을 때 기각하는 확률을 의미하며, 검정력은 귀무가설이 옳지 않을 때 기각하는 확률을 의미한다.
- 4) 다만 기간이 길어질수록 구조변화의 가능성이 존재한다. 비정상 시계열이 구조변화를 포함하는 경우에는 구조변화의 시점 인지 여부, 구조변화의 개수 등에 따라 적절한 검정 및 추정방법을 선택해야 한다.

### III . 분석방법론 및 통계자료

#### 1. 모형 및 분석방법

본 논문에서 사용하는 산업부문의 에너지 수요의 기본모형은 아래의 식과 같이 표현할 수 있다.

$$(기본 모형) \quad e_t = \alpha + \beta y_t + \gamma p_t + \epsilon_t$$

여기서  $e$ 는 산업부문의 에너지 소비,  $y$ 는 산업부문의 산출,  $p$ 는 에너지 가격,  $\epsilon$ 은 오차항을 각각 나타낸다. 각 변수는 로그변환하여 사용한다. 전기대비 차분이 아니라 수준변수이므로, 추정계수들은 장기적 균형관계에서의 탄력성으로 해석할 수 있다.

한편 기존 문헌에서 제기하듯이 에너지 사용의 효율성 변화를 모형에서 고려할 필요가 있다. 기본모형에서는 Shin and Yoo(2021)를 따라 에너지 사용 효율성의 대리변수(proxy)로 제조업 부문의 총요소생산성(total factor productivity, 이하 tfp)을 추가하는 방안을 검토하였다. 이러한 방법은 잠재적 확률추세 대신 총요소생산성을 통해 외생적 기술변화를 모형화하는 것으로 볼 수 있다.

$$(확장 기본모형) \quad e_t = \alpha + \beta y_t + \gamma p_t + \delta tfp_t + \epsilon_t$$

총요소생산성은 산출에서 노동과 자본 등 생산요소 투입을 제외한 부분으로 측정된다. 주로 기술진보를 반영하는 것으로 이해되지만, 단순한 물리적 기술뿐 아니라 생산요소 활용과 관련된 제도 등 다양한 요인이 반영된다. 총요소생산성이 에너지 사용의 효율성보다 광의의 개념이지만, 유사한 추이를 보일 가능성이 있다. Shin and Yoo(2021)가 경제 전체의 에너지 수요를 분석한 결과에서는, 총요소생산성을 모형에 포함시킬 때 공격적분 관계나 추정 계수 등 분석결과와 강건성이 크게 향상되는 것으로 나타났다.

마지막으로 에너지 가격에 대한 비대칭 반응을 통해 에너지 효율성의 변화를 반영하는 모형을 검토해보고자 한다. 본 논문에서는 Adeyemi and Hunt(2014)를 참고하여, 에너지 가격에 대한 비대칭 반응을 완전비대칭(full asymmetry, 이하 FA) 모형, 제한적 비

대칭 I(restricted asymmetry I, 이하 RA I) 모형, 제한적 비대칭 II(restricted asymmetry II, 이하 RA II) 모형으로 구분하여 사용한다.

$$(FA \text{ 모형}) \quad e_t = \beta y_t + \theta p_{\max,t} + \pi p_{rec,t} + \kappa p_{cut,t} + \epsilon_t$$

$$(RA I \text{ 모형}) \quad e_t = \beta y_t + \mu p_{rise,t} + \kappa p_{cut,t} + \epsilon_t$$

$$(RA II \text{ 모형}) \quad e_t = \beta y_t + \theta p_{\max,t} + \psi p_{change,t} + \epsilon_t$$

여기서 모든 변수는 로그변환된 것이며, 에너지 가격의 분해 항목 중  $p_{\max}$  는 이전 최고치 경신,  $p_{rec}$  는 회복,  $p_{cut}$  은 하락,  $p_{rise}$  는 상승,  $p_{change}$  는 일상적 변화를 의미한다.

$$p_{\max,t} = \max(p_1, \dots, p_t),$$

$$p_{rec,t} = \sum_{i=1}^t \max[0, (p_i - p_{i-1}) - (p_{\max,i} - p_{\max,i-1})]$$

$$p_{cut,t} = \sum_{i=1}^t \min[0, (p_i - p_{i-1}) - (p_{\max,i} - p_{\max,i-1})]$$

$$p_{rise} = p_{\max} + p_{rec}$$

$$p_{change} = p_{rec} + p_{cut}$$

비대칭 가격반응 모형의 암묵적인 가정은  $|\theta| \geq |\pi| \geq |\kappa|$  로 표현될 수 있다. 일반적으로 에너지 효율성 개선의 비가역성을 고려할 때, 에너지 가격의 하락보다는 상승이 에너지 절약 기술의 발전과 채택을 가져오며, 특히 기존 최고치를 경신하는 에너지 가격 변화가 이러한 변화를 촉발시킴을 의미한다.

본 논문에서는 공적분 기법을 이용하여 산업부문 에너지 수요 함수를 추정하는 데, 앞서 언급한 바와 같이, 에너지 소비, 생산, 에너지 가격 등의 집계변수들이 단위근을 갖는 비정상 시계열일 가능성이 높으므로, 단위근 포함 여부와 변수 간 공적분 관계의 존재 여부를 먼저 검정하고, 이후 공적분 추정기법을 이용해야 통계적으로 의미 있는 결과를 얻게 된다.

본 논문에서는 단위근 검정 방법으로 Elliot et al.(1996)의 ADF-GLS 검정 및 point optimal 검정, Phillips and Perron(1988, 이하 PP)의 검정, Kwiatkowski et al.(1992, 이하

KPSS) 검정을 사용하였다. 이 중 KPSS 검정의 귀무가설이 ‘단위근을 갖지 않는다’인 반면, 다른 검정들은 ‘단위근을 갖는다’가 귀무가설이다.

검정 과정에서 각 시계열은 로그변환되어 사용되었으며, 확정적 시간추세를 포함하는 것으로 가정되었다. 시차변수의 설정이 필요한 경우, 최대 시차를 4로 설정한 후 AIC(Akaike information criteria)를 이용하여 최적시차를 선택하였다. 장기공분산 행렬의 추정이 필요한 경우, Newey and West(1994)의 방법을 적용한 Quadratic-spectral 커널을 이용하였다.

공적분 검정에서도 결과의 강건성을 점검하기 위해 Hansen(1992), Park(1990), Engle and Graner(1987, 이하 EG), Phillips and Ouliaris(1990, 이하 PO), Johansen(1991)의 검정방법을 사용하였다. 이 중 Hansen과 Park 검정의 귀무가설이 변수들 간에 ‘공적분 관계가 존재한다’인 반면, EG와 PO 검정은 ‘공적분 관계가 존재하지 않는다’가 귀무가설이다. 시차변수 및 장기 공분산 행렬에 대해서는 단위근 검정과 동일한 방법을 사용하였다.

이처럼 다양한 검정방법을 사용하는 이유는 이론적으로 모든 검정이 점근적 일치성(asymptotic consistency)을 갖지만, 시계열 길이가 제한적인 실제 분석에서는 오류 크기 왜곡(size distortion)이나 낮은 검정력의 문제를 갖고 있기 때문이다. 예를 들어 많이 사용되는 ADF 검정은 낮은 검정력의 문제가 더 심한 것으로 알려져 있으며, ADF-GLS 검정은 낮은 검정력의 문제를 개선하기 위해 고안된 것이지만 이를 완전히 해결한 것은 아니다. PP 검정 역시 낮은 검정력의 문제를 갖고 있으며, KPSS 검정의 경우 오류 크기 왜곡 문제를 갖고 있는 것으로 알려져 있다. 따라서 하나의 검정방법을 사용하는 것보다는 다양한 검정방법을 사용하는 것이 분석결과의 강건성 측면에서 바람직하며, 특히 우리나라와 같이 가용한 시계열이 길지 않은 상황에서 더욱 필요하다.<sup>5)</sup>

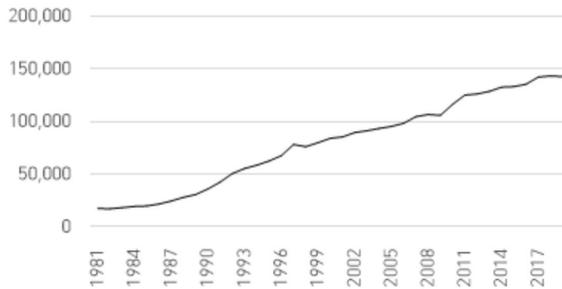
공적분 계수 추정을 위해서 Phillips and Hansen(1990)의 FM-OLS, Stock and Watson(1993)의 dynamic OLS, Johansen(1991)의 방법을 사용하였다. 공적분 검정과 마찬가지로 이론적 특성과 달리 소규모 샘플을 사용하는 실제 분석에서는 추정방법마다 다른 결과를 제시하는 경우가 많기 때문에 다양한 방법을 사용하여 강건성을 점검하는 것이 바람직하다.

5) 비정상시계열 개별 분석방법의 문제와 다양한 방법을 사용하는 장점에 대해서는 Maddala and Kim(1998)에서 자세히 논의하고 있다.

## 2. 통계자료

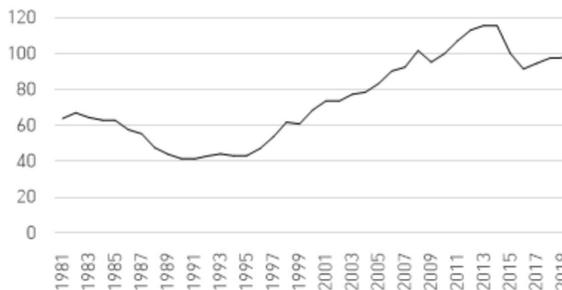
본 논문은 1981~2019년 기간의 연간 자료를 분석에 사용하였다. 에너지 소비는 에너지통계연보의 산업부문 최종에너지소비 자료를 사용하였으며, 측정 단위는 석유환산톤 (toe: ton of oil equivalent)이다.<sup>6)</sup> 에너지 가격은 통계청의 2015년 기준 생산자물가지수 자료를 사용하였다. 생산자물가는 국내 생산자가 국내 시장에 공급하는 상품 및 서비스의 가격을 매월 조사하여 작성하는 지수로서, 특수분류에서 에너지와 에너지 이외 항목의 물가지수를 제공하고 있다. 본 연구에서는 생산자물가지수 중 에너지 항목의 물가지수를 전체 물가지수로 나누어 실질화한 값을 사용하였다.

〈그림 1〉 산업부문 에너지 최종소비



자료: 에너지경제연구원(2021).

〈그림 2〉 실질 에너지 가격



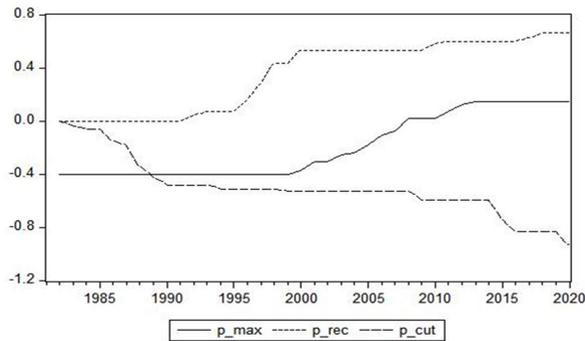
자료: 통계청 KOSIS.

주: 생산자물가지수 중 에너지 항목을 전체 지수로 나눈 값이며, 2015년을 100으로 표준화한 것이다.

6) 석유환산톤은 각각 다른 종류의 에너지원들을 석유 1톤의 발열량 기준으로 환산하는 단위이다.

한편 에너지 가격에 대한 비대칭 반응을 검토하기 위해 Adeyemi and Hunt(2014)의 방법에 따라 에너지 가격을 이전 최고치 경신( $p_{max}$ ), 회복( $p_{rec}$ ), 하락( $p_{cut}$ )으로 분해한 결과가 <그림 3>에 제시되어 있다.

<그림 3> 에너지 가격의 분해



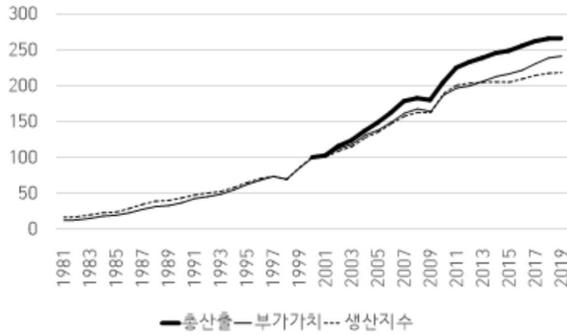
자료: 저자 직접 작성

주:  $p_{max}$ 는 로그변환한 가격의 최고치 경신,  $p_{rec}$ 는 (누적) 회복,  $p_{cut}$ 는 (누적) 하락을 각각 나타냄.

산업부문의 생산을 측정하는 지표로는 한국은행 국민계정의 제조업 국내총생산(GDP)을 주지표로 사용하되, 제조업 총산출을 보조지표로 검토하였다. 경제 전체 차원에서는 중복계상을 피하기 위해 중간재를 제외한 부가가치(value added) 개념의 국내총생산이 생산지표로 주로 사용된다. 반면 산업별 분석에서는 중간재까지 포함한 총산출(total output)이 생산지표로 많이 사용된다. 다만 국내총생산 자료에 비해 총산출 자료의 가용기간이 짧다. 제조업 총산출의 공식적인 연간자료는 2000년 이후부터 가용하다. 통계청의 제조업생산지수는 제조업과 전기, 가스, 증기 및 수도사업을 영위하는 사업체를 대상으로 매월 생산실적을 조사하고 이를 기초로 작성하는 지수이다. 개념상으로는 총산출에 가깝고 가용기간도 길지만, 전기, 가스, 증기 및 수도사업도 포함한다는 문제가 있다.

<그림 4>에서 관측되듯이 지표의 실제 움직임은 총산출보다 부가가치에 가까운 모습을 보이고 있다. 본 논문에서 사용하는 공적분 분석에서 안정적인 결과를 얻기 위해서는 장기 시계열을 사용하는 것이 바람직하므로, 제조업 부가가치를 주된 생산지표로 분석에 사용하되, 제조업 총산출 연장자료를 분석한 결과도 검토하였다.<sup>7)</sup>

〈그림 4〉 제조업 생산지표 비교



자료: 한국은행 ECOS, 통계청 KOSIS

주: 모든 생산지표는 비교를 위해 2000년을 100으로 표준화한 값이다.

총요소생산성은 정현준 외(2018)의 총요소생산성 자료를 사용하였다. 정현준 외(2018)에서는 산업별로 부가가치 성장회계와 총산출 성장회계를 각각 시행하여 총요소생산성을 추산하였다. 본 논문에서는 생산지표에 상응하는 총요소생산성을 사용하였다.<sup>8)</sup>

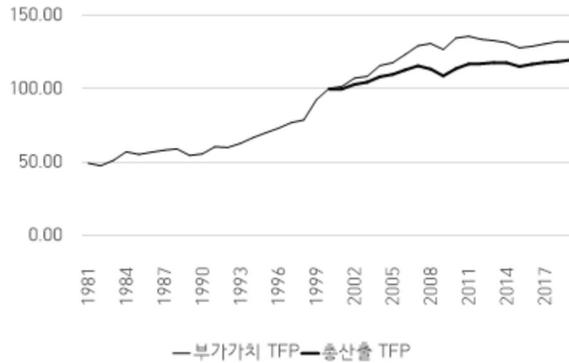
〈그림 5〉에서 관측되는 바와 같이 제조업 부문의 부가가치 기준 총요소생산성이 총산출 기준 총요소생산성보다 빠르게 증가하는 모습을 보이고 있다. OECD(2001)에 의하면, 이론상으로는 부가가치 기준 총요소생산성이 총산출 기준 총요소생산성에 부가가치대비 총산출 비율을 곱한 값에 해당된다. 따라서 〈그림 4〉와 같이 총산출이 부가가치보다 빠르게 증가하는 추세를 보이는 경우에는 부가가치 기준 총요소생산성이 총산출 기준 생산성보다 빠르게 증가하게 된다.

개별 산업 관점에서는 중간재를 얼마나 잘 활용하는지가 생산성에서 중요하므로, 개별 산업의 생산성을 논의할 때에는 총산출기준 총요소생산성 지표가 많이 사용된다. 또한 총산출 성장회계에서 도출되는 총요소생산성이 생산기술의 효율성을 주로 포착하는 반면, 부가가치 성장회계에서 도출되는 총요소생산성은 시장구조의 변화로 인해 소득

7) 총산출 연장자료는 산업연구원에서 보유한 2000년 이전 시계열에 공식자료의 증가율을 적용하여 연장하는 방법을 사용하였다. 한편 제조업생산지수를 이용한 경우, 부가가치를 이용한 결과와 크게 다르지 않아 별도로 논의하지 않는다.

8) 다만 총산출 총요소생산성의 경우 2000년 이후만 가용하다.

〈그림 5〉 제조업 총요소생산성(TFP)



자료: 정현준 외(2018).  
 주: 2015년을 100으로 표준화한 값이다.

이 변화하는 부분도 반영하므로, 에너지 효율의 대리변수로는 총산출 기준 총요소생산성이 더 적합할 수 있다.

## IV. 분석결과

### 1. 단위근 검정

분석에서 사용된 모든 변수들은 <표 2>에 제시된 바와 같이 대체로 단위근을 갖는 비정상시계열인 것으로 나타났다. 에너지 소비, 부가가치, 총산출(연장), 부가가치 총요소생산성은 모든 검정에서 단위근을 갖는 것으로 나타났다. 에너지 실질가격의 경우 KPSS 검정을 제외한 다른 검정들에서는 단위근을 갖는 것으로 나타났으며, 귀무가설이 ‘단위근을 갖지 않는다’인 KPSS 검정통계량도 10% 유의수준에 근접하였다. 에너지 가격 최고치 경신의 경우에는 모든 검정결과가 단위근을 지지하였으며, 에너지 가격 회복과 하락의 경우 KPSS 검정에서 단위근을 갖지 않는다는 귀무가설이 기각되지 않았으나 검정통계량이 유의수준 10%에 매우 근접하였으며, 다른 검정에서는 단위근을 갖는 것으로 나타났다.

〈표 2〉 단위근 검정결과

	제조업 에너지 소비	제조업 부가가치	제조업 총산출 (연장)	에너지 실질가격	최고치 경신 ( $p_{max}$ )	회복 ( $p_{rec}$ )	하락 ( $p_{cut}$ )	제조업 부가가치 총요소 생산성
ADF-GLS	-1.52	-0.83	-0.86	-1.75	-1.98	-2.17	-1.79	-1.53
Point Optimal	67.70	1309.56	222.33	26.41	38.19	15.59	25.55	25.48
PP	-0.25	2.33	-0.23	-1.80	-1.85	-1.65	-1.96	-0.66
KPSS	0.18**	0.21**	0.20**	0.11	0.16**	0.11	0.11	0.13**

주: 1) KPSS 검정은 ‘단위근을 갖지 않는다’가 귀무가설이며, 다른 검정들은 ‘단위근을 갖는다’가 귀무가설임.

2) 검정통계량의 윗첨자 \*, \*\* 및 \*\*\*는 유의수준 10%, 5%, 1%에서 각각 귀무가설이 기각됨을 나타냄.

## 2. 기본모형

기본모형의 공적분 관계는 대체로 지지되지 않는 것으로 나타났다. <표 3>에 수록된 바와 같이, 일부 검정에서만 공적분 관계가 지지되며, 대부분의 검정에서 공적분 관계가 없다는 결과를 제시하고 있다. 제조업 부가가치와 에너지 가격으로 에너지 소비를 설명하는 3변수 기본모형의 경우, 6가지 검정 중 Park 검정과 Johansen의  $\lambda_{max}$  검정만이 공적분 관계를 지지하고, 나머지 검정들은 공적분 관계를 지지하지 않는 것으로 나타났다. Johansen의  $\lambda_{trace}$  검정에서는 3개 변수 간에 3개의 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났는데, 이는 모든 변수들이 단위근을 갖는다는 검정결과와 상충되므로 공적분 관계를 지지하지 않는 것으로 해석해야 한다.

한편 총요소생산성을 추가한 4변수 확장기본모형에서도 Park 검정만 공적분 관계를 지지하며, 다른 모든 검정결과는 공적분 관계를 지지하지 않았다.

기본모형의 공적분 관계가 안정적이지 않으므로, 기본모형의 공적분 계수 추정결과도 <표 4>와 같이 추정방법에 따라 매우 큰 편차를 보이고 있다. 3변수 모형의 경우 생산의 탄력성이 Johansen 방법에서는 0.23으로 FM-OLS와 DOLS의 0.8과 크게 차이가 나 있으며, 에너지 가격의 탄력성도 -0.25, -0.41, -0.50으로 추정방법 간에 차이가 난다.

총요소생산성이 추가된 4변수 모형의 추정결과는 3변수 모형보다 더욱 불안정하다.

생산의 탄력성은 0.83~1.49, 에너지 가격의 탄력성은 -0.11~0.65로 방법 간 편차가 더 컸으며, Johansen 방법에 의한 가격탄력성은 양의 값으로 추정되었다. 총요소생산성의 경우에도 계수의 추정치가 -0.18~-1.73으로 방법 간에 매우 큰 차이를 보였다.

〈표 3〉 기본모형 공적분 검정결과(부가가치)

		기본모형(3변수)	확장 기본모형(4변수)
Hansen		0.40*	1.43***
Park		0.40	0.88
EG		-3.05	-3.13
PO		-2.49	-2.80
Johansen	$\lambda_{trace}$	3	4
	$\lambda_{max}$	1	4

- 주: 1) 기본모형은 에너지 소비와 부가가치, 에너지 가격으로 구성된 3변수 모형이며, 확장 기본모형은 부가가치 총요소생산성을 추가한 4변수 모형임.  
 2) Hansen과 Park 검정은 ‘공적분 관계가 존재한다’가 귀무가설이며, EG와 PO 검정은 ‘공적분 관계가 존재하지 않는다’가 귀무가설임. Johansen 검정 결과는 공적분 개수를 나타냄.  
 3) Park 검정은 H(0,1)로 설정됨.  
 4) 검정통계량의 윗첨자 \*, \*\* 및 \*\*\*는 유의수준 10%, 5%, 1%에서 각각 귀무가설이 기각됨을 나타냄.

〈표 4〉 기본모형 공적분 추정결과(부가가치)

	기본모형(3변수)			확장 기본모형(4변수)		
	FM-OLS	DOLS	Johansen	FM-OLS	DOLS	Johansen
부가가치 ( $\beta$ )	0.80 (0.02)	0.81 (0.02)	0.23 (0.12)	0.83 (0.09)	1.06 (0.11)	1.49 (0.21)
에너지 가격 ( $\gamma$ )	-0.25 (0.05)	-0.41 (0.04)	-0.50 (0.30)	-0.11 (0.11)	-0.08 (0.12)	0.65 (0.26)
총요소생산성 ( $\delta$ )	-	-	-	-0.18 (0.28)	-0.77 (0.33)	-1.73 (0.65)

- 주: 1) 기본모형은 에너지 소비와 부가가치, 에너지 가격으로 구성된 3변수 모형이며, 확장 기본모형은 총요소생산성을 추가한 4변수 모형임.  
 2) 괄호 안의 값은 표준오차임.  
 3) 모든 추정식에는 상수항이 포함됨.

### 3. 비대칭 가격반응(APR) 모형

비대칭 가격반응 모형에 대한 공적분 검정결과, RA I 모형과 FA 모형의 경우 공적분 관계가 기본 모형에 비해 안정적인 것으로 나타났다. <표 5>에 제시된 바와 같이, RA I 모형은 EG와 PO 검정을 제외한 4개의 검정에서 공적분 관계가 지지되었고, FA 모형도 Hansen 검정, Johansen의  $\lambda_{trace}$  및  $\lambda_{max}$  등 3개의 검정에서 공적분 관계가 지지되어, 기본모형에 비해 공적분 관계가 안정적으로 나타났다. 반면 RA II 모형은 Johansen의  $\lambda_{max}$  검정에서만 공적분 관계가 지지되었다.

<표 5> 비대칭 가격반응 모형 공적분 검정결과(부가가치)

		FA 모형 (5변수)	RA I 모형 (4변수)	RA II 모형 (4변수)
Hansen		0.42	0.29	1.40 <sup>***</sup>
Park		243.16 <sup>***</sup>	0.001	18.68 <sup>***</sup>
EG		-3.15	-3.17	-3.35
PO		-2.80	-2.81	-3.00
Johansen	$\lambda_{trace}$	3	2	4
	$\lambda_{max}$	3	1	2

- 주: 1) FA 모형은 에너지 소비와 제조업 부가가치 외에  $p_{max}$ ,  $p_{rec}$ ,  $p_{cut}$  으로 구성된 5변수 모형이며, RA I 모형은  $p_{rise}$ ,  $p_{cut}$  을 이용한 4변수 모형, RA II 모형은  $p_{max}$ ,  $p_{change}$  를 이용한 4변수 모형임.  
 2) Hansen과 Park 검정은 ‘공적분 관계가 존재한다’가 귀무가설이며, EG와 PO 검정은 ‘공적분 관계가 존재하지 않는다’가 귀무가설임. Johansen 검정 결과는 공적분 개수를 나타냄.  
 3) Park 검정은 H(0,1)로 설정됨.  
 4) 검정통계량의 윗첨자 \*, \*\* 및 \*\*\*는 유의수준 10%, 5%, 1%에서 각각 귀무가설이 기각됨을 나타냄.

공적분 관계의 강건성이 기본모형에 비해 개선됨에 따라, 공적분 계수 추정결과도 추정방법에 따른 편차가 줄어들었다. 생산의 탄력성의 경우 0.8~1.2의 범위로 추정되어 기본모형(0.2~1.5)보다 변동 폭이 상당히 축소되었으며, 에너지 가격의 최고치 경신( $p_{max}$ )과 상승( $p_{rise}$ ) 탄력성도 모두 음의 값을 지니는 것으로 나타나 비교적 안정적인 모습을 보였다. 다만 공적분 관계가 가장 강건한 RA I 모형에서도 공적분 계수의 부호가 추정방법에 따라 달라지는 한계를 보이고 있다.<sup>9)</sup> RA I 모형의 에너지 가격 하락( $p_{cut}$ ) 변수

〈표 6〉 비대칭 가격반응 모형 공적분 추정결과(부가가치)

	FA 모형			RA I 모형			RA II 모형		
	FM-OLS	DOLS	Johansen	FM-OLS	DOLS	Johansen	FM-OLS	DOLS	Johansen
부가가치 ( $\beta$ )	0.80 (0.10)	1.19 (0.27)	0.91 (0.31)	0.89 (0.09)	0.84 (0.12)	1.21 (0.44)	0.90 (0.01)	0.87 (0.02)	1.25 (0.08)
$p_{max}$ ( $\theta$ )	-0.47 (0.17)	-0.79 (0.35)	-0.27 (0.40)				-0.54 (0.05)	-0.45 (0.10)	-0.45 (0.28)
$p_{rec}$ ( $\pi$ )	0.06 (0.20)	-0.60 (0.20)	1.50 (0.54)						
$p_{cut}$ ( $\kappa$ )	-0.23 (0.18)	0.35 (0.55)	0.27 (0.64)	-0.19 (0.19)	-0.43 (0.27)	0.54 (0.88)			
$p_{rise}$ ( $\mu$ )				-0.36 (0.12)	-0.44 (0.13)	-1.89 (0.56)			
$p_{change}$ ( $\psi$ )							-0.17 (0.04)	-0.36 (0.07)	0.44 (0.28)

주: 1) FA 모형은 에너지 소비와 제조업 생산 외에  $p_{max}, p_{rec}, p_{cut}$  으로 구성된 5변수 모형이며, RA I 모형은  $p_{rise}, p_{cut}$  을 이용한 4변수 모형, RA II 모형은  $p_{max}, p_{change}$  를 이용한 4변수 모형임.  
 2) 괄호 안의 값은 표준오차임.  
 3) 모든 추정식에는 상수항이 포함됨.

의 계수가 FM-OLS와 DOLS 방법에서는 음의 부호를 갖는 것으로 추정되었으나, Johansen 방법에서는 양의 부호를 지니는 것으로 나타났다.

한편 모형과 추정방법이 동일한 경우 에너지 가격 최고치 경신의 탄력성이 대체로 다른 가격변수에 비해 절대값이 크게 추정된 반면, 에너지 가격 하락의 탄력성은 부호도 일정하지 않고 절대값도 작게 나타나 비대칭 가격반응 모형이 제기하는 바와 일치하였다.

이상의 분석에 더해 비대칭 가격반응 모형에 총요소생산성을 추가한 모형을 분석해 보았으나, 유의미한 결과를 얻지 못해 논문에 수록하지 않았다. 비대칭 가격반응 모형에 총요소생산성을 추가하는 경우, 공적분 관계의 안정성이 오히려 낮아지고 공적분 계수 추정결과도 추정방법에 따른 편차가 확대되는 모습을 보였다.

9) 특히 단일회귀식을 기반으로 하는 FM-OLS 및 DOLS의 결과와 벡터모형을 기반으로 하는 Johansen 결과 간의 차이가 크게 나타나고 있다. Johansen 방법이 이론적으로는 단기동학과 장기균형을 동시에 추정한다는 점에서 장점을 지니지만, 가용한 시계열이 충분히 길지 못한 상황에서는 잘못 설정된 단기동학이 장기균형 추정결과에 영향을 미칠 가능성이 존재한다.

#### 4. 총산출

비대칭 가격반응 모형이 기본모형에 비해 좀 더 적합한 것으로 나타났으나, 공적분 검정이나 공적분 계수 추정결과가 아주 강건하다고 보기는 어렵다. 이러한 강건성의 문제가 생산지표에 기인할 가능성을 점검하기 위해, 제조업 총산출 연장자료를 사용하는 경우 분석결과가 어떻게 달라지는지 살펴보았다.<sup>10)</sup>

총산출을 생산지표로 이용하는 경우, 공적분 관계의 안정성이 전반적으로 개선된다고 보기 어렵다. 기본모형<sup>11)</sup>의 경우 공적분 관계를 지지한 검정 개수가 부가가치를 사용한 경우와 동일하게 2개로 나타났다. 비대칭반응 모형 중 RA II 모형의 경우 공적분 관계를 지지하는 검정의 개수가 부가가치를 사용했을 때보다 증가하였으나, 다른 모형에서는 부가가치 자료를 사용한 경우보다 공적분 관계를 지지한 검정의 개수가 같거나 작게 나타났다. RA I 모형은 공적분 관계를 지지한 검정 개수가 부가가치를 사용한 경우와 4개

〈표 7〉 공적분 검정결과(연장 총산출)

	기본모형 (3변수)	FA 모형 (5변수)	RA I 모형 (4변수)	RA II 모형 (4변수)
Hansen	0.51**	5.01***	0.62	8.12***
Park	0.24	68.60***	0.56	89.02***
EG	-2.29	-4.00	-3.13	-4.20*
PO	-2.42	-3.07	-2.59	-3.22
Johansen	$\lambda_{trace}$	3	5	2
	$\lambda_{max}$	1	3	1

주: 1) 기본모형은 에너지 소비와 제조업 총산출, 에너지 가격으로 구성된 3변수 모형이며, FA 모형은 에너지 소비와 제조업 총산출 외에  $p_{max}$ ,  $p_{rec}$ ,  $p_{cut}$ 으로 구성된 5변수 모형이며, RA I 모형은  $p_{rise}$ ,  $p_{cut}$ 을 이용한 4변수 모형, RA II 모형은  $p_{max}$ ,  $p_{change}$ 를 이용한 4변수 모형임.

2) Hansen과 Park 검정은 ‘공적분 관계가 존재한다’가 귀무가설이며, EG와 PO 검정은 ‘공적분 관계가 존재하지 않는다’가 귀무가설임. Johansen 검정 결과는 공적분 개수를 나타냄.

3) Park 검정은 H(0,1)로 설정됨.

4) 검정통계량의 윗첨자 \*, \*\* 및 \*\*\*는 유의수준 10%, 5%, 1%에서 각각 귀무가설이 기각됨을 나타냄.

10) 2000년 이후 총산출 공식자료를 사용하는 경우 시차길이의 설정 등 제약이 많아 상대적으로 단순하게 모형을 설정해야 하며 유의미한 분석 결과를 얻기 힘들었다. 한편 총산출 연장자료는 산업연구원에서 작성한 과거 시계열 자료에 공식시계열의 증가율을 적용한 자료이므로, 통계적 일관성을 담보하기 어렵다는 한계가 있다.

11) 연장된 총산출 시계열을 기반으로 하는 총요소생산성 자료가 없으므로, 확장 기본모형은 분석하지 않았다.

<표 8> 비대칭 가격반응 모형 공적분 추정결과(연장 총산출)

	FA 모형			RA I 모형			RA II 모형		
	FM-OLS	DOLS	Johansen	FM-OLS	DOLS	Johansen	FM-OLS	DOLS	Johansen
총산출 ( $\beta$ )	0.95 (0.04)	1.43 (0.22)	1.56 (0.18)	1.09 (0.11)	1.05 (0.14)	1.39 (0.20)	1.09 (0.01)	1.02 (0.03)	0.16 (0.20)
$p_{max}$ ( $\theta$ )	-0.81 (0.05)	-1.19 (0.28)	-1.40 (0.40)				-0.87 (0.03)	-0.74 (0.12)	-0.04 (0.57)
$p_{rec}$ ( $\pi$ )	0.19 (0.07)	-0.30 (0.14)	-0.08 (0.17)						
$p_{cut}$ ( $\kappa$ )	-0.16 (0.07)	0.79 (0.51)	1.18 (0.22)	-0.08 (0.18)	-0.21 (0.25)	-0.62 (0.34)			
$p_{rise}$ ( $\mu$ )				-0.48 (0.13)	-0.56 (0.14)	-1.08 (0.23)			
$p_{change}$ ( $\psi$ )							-0.07 (0.02)	-0.24 (0.08)	0.61 (0.65)

주: 1) FA 모형은 에너지 소비와 제조업 총산출 외에  $p_{max}, p_{rec}, p_{cut}$  으로 구성된 5변수 모형이며, RA I 모형은  $p_{rise}, p_{cut}$  을 이용한 4변수 모형, RA II 모형은  $p_{max}, p_{change}$  를 이용한 4변수 모형임.  
 2) 괄호 안의 값은 표준오차임.  
 3) 모든 추정식에는 상수항이 포함됨.

로 나타났으며, FA 모형은 공적분 관계를 지지한 검정 개수가 3개에서 1개로 줄어들었다.

공적분 계수 추정결과도 전반적으로 개선되었다고 보기는 어렵지만, 공적분 관계가 가장 강건한 RA I 모형에서는 추정결과가 개선되는 것으로 나타났다.<sup>12)</sup>

<표 8>에서 볼 수 있듯이 RA I 모형은 3가지 추정방법에서 모든 계수의 부호가 동일하게 추정되었으며, 방법에 따른 추정치의 차이도 비교적 작게 나타났다. 부가가치를 사용한 결과에서는 RA I 모형에서 가격 하락( $p_{cut}$ )의 계수가 음이 아닌 경우가 발생하였으나, 총산출을 사용한 결과에서는 모두 음의 값을 보였다. 또한 가격 상승( $p_{rise}$ )의 계수가 -0.48~-1.08로 나타나 부가가치를 사용한 경우(-0.36~-1.89)보다 편차가 감소하였으며, 생산 탄력성도 1.05~1.39로서 부가가치를 사용한 결과(0.84~1.21)보다 방법 간 편차가 소폭 줄어들었다.

12) 기본모형의 경우 총산출을 생산지표로 사용하면 추정방법에 따른 추정치의 편차가 오히려 확대되어 수록하지 않았다.

한편 RAI 모형에 총산출 자료를 사용하는 경우, 가격 하락변수( $p_{cut}$ )와 가격 상승변수( $p_{rise}$ )의 계수 추정치 차이가 확대되어 비대칭 가격반응 모형의 특징이 더욱 명확해지는 것으로 나타났다. 부가가치 자료를 사용한 RAI 모형에서는 가격상승 탄력성이 가격하락에 대한 탄력성보다 1.02~1.89배 큰 수준이었으나,<sup>13)</sup> 총산출 자료를 사용한 경우에는 가격상승 탄력성이 가격하락 탄력성에 비해 1.74~6.00배 크게 나타난다.

## 5. 기타 논의

비대칭 가격반응과 총산출 자료를 사용함으로써 제조업 부문의 에너지 수요 모형에서 공적분 관계의 강건성이 개선되었지만, Shin and Yoo(2021)의 경제 전체 에너지 수요 모형에 비해서는 여전히 공적분 관계의 강건성이 다소 낮다. 강건성이 낮은 이유로는 다음과 같이 구조변화의 가능성과 통계자료의 문제를 고려할 수 있다.

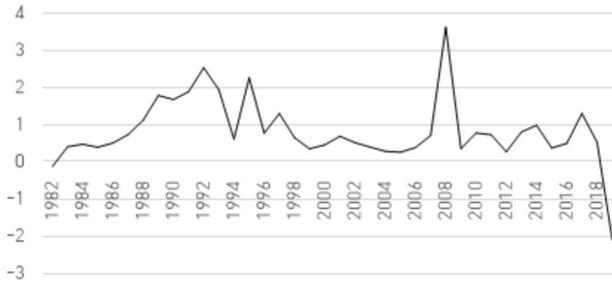
구조변화가 발생한 경우, 즉 공적분 관계가 존재하지만 공적분 계수가 변화하는 경우에 통상적인 공적분 검정은 공적분 관계를 기각하는 결과를 제시하게 된다. 주지하듯이,<sup>14)</sup> 분석 기간 중 우리나라의 제조업 내 세부산업별 산출 비중의 변화가 매우 컸는데, 각 세부산업의 에너지 탄력성이 다르므로 이러한 구조변화는 제조업 에너지 수요의 소득탄력성과 가격탄력성의 변화를 가져올 수 있다. 또한 국제분업 구조의 변화에 따라 국내에서 생산하는 부분과 해외에서 생산하여 수입하는 부분이 달라졌으며, 국내에서 생산하는 부분과 수입으로 대체되는 부문 간에 에너지 집적도가 다른 경우 생산량과 에너지 가격이 동일하더라도 에너지 사용량이 달라질 수 있다. 2000년대 에너지 소비가 상대적으로 증가한 정유, 화학, 철강 등의 부문에서 이러한 변화가 이루어졌을 가능성이 존재한다.

<그림 6>에 각 년도의 소득탄력성(= 에너지 변화율 / 산출변화율)의 추이가 제시되어 있는데, 1990년대 전반부의 소득탄력성이 상대적으로 높아 보이며, 여타 기간에는 소득탄력성이 대체로 1을 하회하는 모습이다.<sup>15)</sup> 만약 1990년대 전반부와 여타 기간의 차이

13) <표 6>에서 가격하락 탄력성이 음의 값으로 추정된 경우로 국한하면, FM-OLS 방법에서는 가격상승 탄력성이 -0.36, 가격하락 탄력성이 -0.19로 나타나며, DOLS 방법에서는 가격상승 탄력성이 -0.44, 가격하락 탄력성이 -0.43으로 나타난다.

14) 익명의 심사자들이 공통적으로 구조변화 가능성에 대한 논의를 보강할 것을 제안하였다. 그만큼 구조변화가 본 연구의 분석결과에 시사하는 점이 크다는 데 동의하며, 유익한 제안에 대해 감사를 표한다.

〈그림 6〉 에너지 수요 연도별 소득탄력성



가 구조변화에 기인하는 것이라면, 앞서 RAI 모형에서 소득탄력성이 1 내외로 추정되었던 것은 실제 값이라기보다는 구조변화를 감안하지 못해 두 기간의 평균값을 반영한 결과일 것이다. 다만 유의한 구조변화가 존재한다면, 공적분 관계가 기각되어야 하지만 RAI 모형의 공적분 관계는 2개 검정에서 기각되고 4개 검정에서 지지되고 있다. 따라서 구조변화 가능성이 높다고 보기도 어렵다.

한편 공적분 관계의 강건성과 관련된 통계자료의 문제로는 에너지 가격을 들 수 있다. 본 논문에서 사용된 에너지 가격이 경제 전체를 대상으로 측정한 것이므로, 산업부문의 실제 에너지 가격과 다를 수 있다. 세계 및 지원정책에 의해 부문별로 에너지 가격이 달리 책정될 수 있기 때문이다.

## V. 요약 및 시사점

이상에서 살펴본 바와 같이, 제조업 부문에 대한 전반적인 분석결과는, 에너지 가격에 대한 비대칭 반응을 고려하는 모형이 제조업 부문의 에너지 수요에 적합함을 제기한다. 기본모형에 비해서는 비대칭 반응 모형에서 공적분 관계의 강건성도 개선되고, 추정계수의 변동폭도 줄어드는 것으로 나타났다. 또한 에너지 가격이 하락할 때보다 상승할 때 에너지 수요에 더 큰 영향을 미치며, 특히 에너지 가격이 기존 최고치를 경신하는 정도로 상승할 때 영향이 가장 큰 것으로 나타났다. 반면 경제 전체의 에너지 수요를 분석한

15) 한편 2008년과 2019년의 이상치(outlier)는 분모인 산출변화율이 0에 가까웠기 때문에 나타난 현상으로 보인다.

Shin and Yoo(2021)과 달리 에너지 효율의 대리변수로서 총요소생산성은 제조업 에너지 수요에서는 적합하지 않은 것으로 나타났다.

공적분 관계가 가장 안정적인 RAI 모형의 경우, 생산지표로 부가가치보다는 총산출 자료를 사용했을 때, 계수추정치의 부호가 일관되게 음으로 나타나며 추정방법 간 계수 크기의 편차도 줄어드는 등 추정결과가 개선되는 것으로 나타났다.

총산출의 탄력성이 1.05~1.39으로 추정되었으며, 가격상승의 탄력성은 -0.48~-1.08로 추정되었다. 특히 단일회귀식을 기반으로 하는 FM-OLS와 DOLS 방법에서는 생산 탄력성이 1.05~1.09, 가격상승 탄력성이 -0.48~-0.56으로 나타났다. 이러한 추정치는 관련 문헌이나 국제기구에서 제시하는 결과와 상당히 유사한 것으로 보인다. Adeyemi and Hunt(2014)는 기존 연구들의 장기 소득탄력성이 대체로 0.6~1.2 수준임을 제시하고 있으며, Stretton(2020)이나 Labandeira et al.(2017)의 비교문헌 분석에 따르면 본 연구와 유사한 자료와 방법을 사용하는 경우 장기 가격탄력성이 대체로 -0.5 내외로 제시되고 있다.<sup>16)</sup>

제조업 부문의 구조변화 여부에 따라 본 논문의 분석결과와 타당성이 상당히 달라질 수 있다. 추후 구조변화 시점, 구조변화 개수, 비정상성 등을 모두 고려하여 구조변화에 대한 엄밀한 분석을 시행할 필요가 있다. 한편 제조업에 대한 세제 및 지원정책을 반영하여 에너지 가격 자료를 구축하고, 이를 이용하여 소득탄력성 및 가격탄력성을 분석하는 방안도 바람직할 것으로 생각된다.

## [References]

- 나인강, “동태적 OLS를 이용한 전력수요의 장기 탄력성 연구”, 「자원경제학회지」, 제9권 제1호, 1999, pp. 48~68.
- 박철웅·박철호, “산업용 도시가스 수요함수의 추정: 석유화학업종을 중심으로”, 「환경정책」, 제27권 제1호, 2019, pp. 1~25.

16) Stretton(2020)이나 Labandeira et al.(2017)에서는 기존 연구들의 분석대상, 기간, 방법 등의 요인에 따라 장기 가격 탄력성이 달라짐을 보이며, 본 연구와 유사한 제조업 부문의 경우 -0.511, 시계열 분석 -0.445, 집계통계자료 -0.458, 1979년 이후 기간 -0.518 등의 값을 제시하고 있다.

- 배영수, “공적분 기법을 이용한 중장기 에너지 수요함수 추정 및 전망”, 『에너지경제연구』, 제 14권 제2호, 2015, pp. 21~50.
- 유병철, “전력수요의 가격탄력성과 요금조정 방안”, 에너지경제연구원, 1996.
- 정현준·정현준·김정언·심동혁·신우철·이운호·황혜인·성한경·손상학, “산업별 생산성 계정 구축 및 ICT와 무형자산의 성장기여 분석”, 정책자료 18-11-01, 정보통신정책연구원, 2018, pp. 1~323.
- 통계청 KOSIS, <https://kosis.kr> (접속일: 2022. 3. 3).
- 한국은행 ECOS, <https://ecos.bok.or.kr> (접속일: 2022. 3. 3).
- Adeyemi, O., and L. Hunt, “Modelling OECD industrial energy demand: Asymmetric price responses and energy-saving technical change,” *Energy Economics*, Vol. 29, No. 4, 2007, pp. 693~709.
- Adeyemi, O., and L. Hunt, “Accounting for asymmetric price responses and underlying energy demand trends in OECD industrial energy demand,” *Energy Economics*, Vol. 45, 2014, pp. 435~444.
- Beenstock, M., and P. Wilcocks, “Energy consumption and economic activity in industrialized countries: the dynamic aggregate time series relationship,” *Energy Economics*, Vol. 3, No. 4, 1981, pp. 225~232.
- Bentzen, J., and T. Engsted, “Short- and long-run elasticities in energy demand: A cointegrating approach,” *Energy Economics*, Vol. 15, No. 1, 1993, pp. 9~16.
- Dargay, J., “The irresistible effects of high oil price: empirical evidence for the demand for motor fuels in France, Germany and the UK,” in *Energy Demand: Evidence and Expectations* ed. by Hawdon, D., Academic Press, London, UK, 1992, pp. 165~182.
- Elliot, G., T. Rothenberg, and J. Stock, “Efficient tests for an autoregressive unit root,” *Econometrica*, Vol. 64, No. 4, 1996, pp. 813~836.
- Engle, R., and C. Granger, “Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing,” *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, 1987, pp. 251~276.
- Gatley, D., and H. Huntington, “The asymmetric effects of changes in price and income on energy and oil demand,” *Energy Journal*, Vol. 23, No. 1, 2002, pp. 19~55.
- Griffin, J., and C. Schulman, “Price asymmetry in energy demand models: a proxy for energy-saving technical change?” *Energy Journal*, Vol. 26, No. 2, 2005, pp. 1~26.

- Hansen, B., "Efficient Estimation and Testing of Cointegrating Vectors in the Presence of Deterministic Trends," *Journal of Econometrics*, Vol. 53, No. 1-3, 1992, pp. 87~121.
- Harvey, A., *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*, Cambridge University Press, Cambridge, UK, 1989.
- Hunt, L., and D. Manning, "Energy price- and income- elasticities of demand: some estimates for the UK using the cointegration procedure," *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 36, No. 2, 1989, pp. 183~193.
- Hunt, L., and R. Witt, *An analysis of UK energy demand using multivariate cointegration*, Surrey Energy Economics Discussion paper series 86, 1995.
- Hunt, L., and Y. Ninomiya, "Unravelling trends and seasonality: a structural time series analysis of transport oil demand in the UK and Japan," *Energy Journal*, Vol. 24, No. 3, 2003, pp. 63~96.
- Hunt, L., G. Judge, and Y. Ninomiya, "Underlying trends and seasonality in UK energy demand: a sectoral analysis," *Energy Economics*, Vol. 59, No. 3, 2003, pp. 570~572.
- Huntington, H., "Short- and long-run adjustments in U.S. petroleum consumption," *Energy Economics*, Vol. 32, No. 1, 2010, pp. 63~72.
- Johansen, S., "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector Autoregressive models," *Econometrica*, Vol. 59, No. 6, 1991, pp. 1551~1580.
- Kouris, G., "Fuel consumption and economic activity in industrialized economies: a note," *Energy Economics*, Vol. 5, No. 3, 1983, pp. 207~212.
- Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin, "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root," *Journal of Econometrics*, Vol. 54, No. 3, 1992, pp. 159~178.
- Labandeira, X., J. Labeaga, and Z. Lopez-Otrero, "A meta-analysis on the price elasticity of energy demand," *Energy Policy*, Vol. 102, 2017, pp. 549~568.
- Maddala, G., and I. Kim, *Unit roots, cointegration, and structural change*, Cambridge University Press, Cambridge, UK, 1998.
- Newey, W., and K. West, "Automatic lag selection in covariance matrix estimation," *Review of Economic Studies*, Vol. 61, No. 4, 1994, pp. 631~653.
- Nordhaus, W., "The demand for energy: an interantional perspective," *Cowles Foundation*

- Discussion Papers*, Vol. 638, 1975.
- OECD, “Measuring productivity: Measurement of aggregate and industry-level productivity growth,” *OECD Manual*, 2001.
- Park, J., “Testing for unit roots and cointegration by variable addition,” *Advances in Econometrics*, Vol. 8, No. 2, 1990, pp. 107~133.
- Phillips, P., and B. Hansen, “Statistical inference in instrument variables regression with I(1) processes,” *Review of Economic Studies*, Vol. 57, No. 1, 1990, pp. 99~125.
- Phillips, P., and P. Perron, “Testing for a unit root in time series regression,” *Biometrika*, Vol. 75, No. 2, 1988, pp. 335~346.
- Phillips, P., and S. Ouliaris, “Asymptotic properties of residual based tests for cointegration,” *Econometrica*, Vol. 58, No. 1, 1990, pp. 165~193.
- Shin, S., and H. Yoo, “Aggregate energy demand in Korea: an empirical model with total factor productivity,” *Korea and the World Economy*, Vol. 22, No. 1, 2021, pp. 63~79.
- Stock, J., and M. Watson, “A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems,” *Econometrica*, Vol. 61, No. 4, 1993, pp. 783~820.
- Stretton, S., “A simple methodology for calculating the impact of a carbon tax,” *Discussion Paper* No. 23, World Bank Group, 2020.