

국내 제조업부문의 에너지소비, 생산, 수출간의 인과관계 분석[†]

김수이*

요약 : 본 연구에서는 우리나라의 제조업을 대상으로 에너지소비, 생산, 수출의 상호 인과관계를 분석하였다. 우리나라 제조업을 9개 산업으로 나누어 1991년부터 2013년까지 패널 데이터를 구축하여 VECM 방법론과 더불어 Demitrescu and Hurlin (2012)에 의해서 개발된 패널 Granger causality test 방법을 사용하였다. 분석결과에 의하면, 생산에서 에너지소비로, 수출에서 에너지소비로의 Granger Causality가 존재하였다. 하지만 그 역으로는 Granger Causality가 성립하지 않았다. 따라서 제조업부문의 에너지절약정책은 생산이나 수출에 역효과를 발생하지 않으면서 추진될 수 있다는 Qzturk (2010)의 보존가설을 지지하고 있다. 장기적으로는 생산, 에너지소비, 수출, 노동, 자본 간에 장기 공적분관계가 존재하며, 장기균형관계에서 에너지소비가 생산의 증가에 기여하는 것으로 나타났다.

주제어 : 에너지소비, 수출, VECM, 패널 granger causality

JEL 분류 : Q40, Q43

접수일(2017년 1월 4일), 수정일(2017년 2월 17일), 게재확정일(2017년 3월 9일)

[†] 이 논문은 2016학년도 홍익대학교 학술연구진흥비에 의하여 지원되었음.

* 홍익대학교 상경대학 상경학부, 조교수(e-mail: suyikim@hongik.ac.kr)

Analysis of Causal Relationship between Energy Consumption, Production and Export in Domestic Manufacturing Sector[†]

Suyi Kim*

ABSTRACT : This study analyzed the mutual causal relationship between energy consumption, production, and export for manufacturing industry in Korea. The Korean manufacturing industry was divided into nine industries and panel data was constructed from 1991 to 2013. The panel Granger causality test method developed by Demitrescu and Hurlin (2012) was used along with the Vector Error Correction Model. This analysis showed that there was Granger Causality from production to energy consumption, from exports to energy consumption. However, Granger Causality was not established in the opposite direction. Therefore, this result supports the conservation hypothesis of Qzturk (2010) that energy-saving policies in the manufacturing sector can be implemented without adverse effects on production or exports in short-run. There is a long-run cointegrating relationship between production, energy consumption, exports, labor, and capital in the Korean manufacturing sector. Furthermore, the energy consumption contributes to the increasing of production in long-run equilibrium relationship.

Keywords : Energy consumption, Export, VECM, Panel granger causality

Received: January 4, 2017, Revised: February 17, 2017, Accepted: March 9, 2017.

[†] This work was supported by 2016 Hongik University Research Fund.

* Professor, College of Business Management, Hongik University(e-mail: suyikim@hongik.ac.kr.)

I. 서론

국내 제조업은 다른 국가와는 달리 철강, 석유화학, 조립 금속 등 중화학공업의 비중이 다른 어떤 OECD국가보다도 높으며, 이러한 업종들은 에너지를 많이 소비하는 특성을 가지고 있는 에너지 다소비 업종이다. 따라서 최근 기후변화협약 하에서 진행되고 있는 우리나라의 온실가스 감축은 국내 제조업의 경쟁력에 영향을 미치게 된다. 에너지통계연보에 따르면 국내 제조업의 에너지 소비는 우리나라 전체 최종에너지소비의 53.9% (2015년 기준)를 차지하고 있다. 따라서 국내 제조업의 에너지 소비 이용합리화를 통한 절약은 산업경쟁력 확보 차원과 기후변화 대응 차원에서 매우 중요하고 시급한 과제이다.

하지만 과도한 에너지절약정책이 경제성장에 어떤 영향을 줄지에 대해서는 의문이 제기된다. 이러한 문제제기에 대한 일반적인 연구는 각 국가별로 혹은 지역별로 국내외 다양한 학술연구에서 수행되었다. 하지만 한국에 대한 연구는 Lee and Yoo (2016), 김수이(2015) 등 최근에 시작되었다.

Lee and Yoo (2016)에서는 에너지소비와 GDP사이에 상호 인과관계가 존재한다는 것을 보여주고 있다. 김수이(2015)에서는 아시아 6개국을 대상으로 한 패널 분석을 통해서 이들 지역의 GDP와 에너지소비사이에는 상호 인과관계가 존재한다는 것을 보였다. 이들 연구에서 사용한 데이터는 국가 전체의 에너지소비와 GDP에 대한 데이터를 사용하였다. 하지만 한 국가의 GDP는 제조업부문만 존재하는 것이 아니라, 서비스부문, 가정상업부문, 공공부문, 수송 부문 등 다양한 부문이 존재하여 이 연구를 바탕으로 에너지소비와 GDP간의 상호 연관관계를 통해 제조업부문의 에너지정책을 수립하는 것은 자칫 잘못된 정책결과를 가져올 수 있다.

한편 한국경제의 특징 중의 하나는 수출비중이 상당히 높다는 것이다. World Bank의 데이터에 의하면 2015년 기준으로 GDP중에서 수출이 차지하는 비중이 OECD평균(28.5%), 중국(22.1%), 일본(17.6%)보다는 월등히 높은 수준인 45.9%를 차지하고 있다. 이는 독일(46.8%)과 비슷한 수준이다. 그리고 한국 제조업의 주요한 특징 중 하나는 에너지다소비업종의 수출비중이 상당히 높다는 것이다. 2013년 기준으로, 대표적으로 석유화학의 수출비중은 34.1%, 1차금속·비철금속의 수출 비중은 36.2%, 조립금속의 수출의 수출비중은 50.0% 등, 일부 에너지다소비업종의 경우에는 생산의 50% 이상이 수

출되고 있다. 따라서 에너지절약정책은 생산뿐만 아니라 수출에도 영향을 미칠 수 있다.

본 연구에서는 우리나라의 제조업을 대상으로 에너지소비, 생산, 수출의 상호 인과관계를 분석하고자 한다. 비교적 짧은 시계열 분석상의 단점을 해소하고자 본 연구에서는 우리나라 제조업을 9개 산업으로 나누어 1991년부터 2013년까지 패널 데이터를 구축하였다. 이렇게 함으로써 부족한 시계열 보안을 통해 통계적인 유의성을 확보할 수 있다. 또한 분석방법으로는 장기균형분석에서는 공적분 기법(cointegration technique)과 VECM (Vector Error Correction Methods)을 통한 FMOLS (Fully Modified Ordinary Least Squares)를 사용하였으며, 단기인과관계 분석에서는 Demitrescu and Hurlin (2012)에 의해서 개발된 패널 Granger causality test 방법을 사용하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 선행연구와 본 연구의 차별성을 살펴본다. 3장에서는 분석모형 및 자료에 대해서 설명한다. 4장에서는 분석결과를 제시하고 5장에서 결론을 제시한다.

II. 선행연구

에너지소비와 경제성장간에는 양의 상관관계가 있는 것으로 알려져 있으며 이에 대한 경험적인 연구는 에너지경제학에서 주요 주제로 다루어져 왔다(Giles and Williams, 2000a, 2000b). 특히 1970년대 오일 가격 파동 이후 집중적으로 연구가 이루어졌다(Ozturk, 2010; Payne, 2010). 그중 주요한 이슈 중의 하나는 에너지소비와 GDP 사이의 Granger Causality로서 에너지절약 정책이 경제성장을 저해하는가?라는 것이 큰 논쟁 중의 하나였다.¹⁾ GDP에서 에너지소비로의 인과관계는 에너지소비정책으로 경제성장이 저해되지 않는다는 함의를 가지고 있으며, 에너지소비에서 GDP로의 인과관계는 에

1) Ozturk(2010)는 네 가지 가설을 제시하고 있다. 첫째, 에너지소비와 GDP간에서는 아무런 관련도 없다는 ‘중립가설(neutrality hypothesis)’이다. 이는 에너지소비와 GDP사이에는 아무런 관련이 없다는 것이다. 따라서 에너지소비에 대한 절약이나 확대 정책이 경제성장에 어떠한 영향도 미치지 않는다는 것이다. 둘째, 경제성장에서 에너지소비로 일방향의 causality가 있다는 ‘보존가설(conservation hypothesis)’이다. 절약가설이라고도 한다. 이는 에너지소비 절약 정책이 경제성장에 거의 영향을 미치지 않는다는 것이다. 셋째, 에너지소비에서 경제성장으로 일방향의 causality가 있다는 ‘성장가설(growth hypothesis)’이다. 에너지사용 제한은 경제성장에 역으로 영향을 미칠지도 모르며, 에너지사용 증가가 경제성장에 기여할 수 있을지도 모른다는 것이다. 넷째, 에너지소비와 경제성장간에는 양방향의 causality가 있다는 ‘피드백가설(feedback hypothesis)’이다. 에너지소비와 경제성장은 함께 결정되며, 동시에 양방향으로 영향을 미친다는 것이다.

너지소비정책이 경제성장을 저해할 수 있다는 함의를 가지고 있다.

한편 경제성장과 무역의 상관관계에 대한 연구도 지금까지 상대적으로 많이 이루어져 왔다(Edwards 1998; Giles and Williams 2000a, 2000b; Lewer and Vanden Berg, 2003). 그중 중요한 논쟁 중의 하나는 수출주도 성장 가설(Export Led Growth Hypothesis)이다. 경제성장과 수출에 관한 ELG 가설을 뒷받침하는 데는 몇 가지 이론이 있다(Giles and Williams, 2000a). 첫째, 수출은 경제의 수요를 증대시키고 실질경제성장을 유도한다. 둘째, 수출확대는 수출기업의 전문화를 유도하고 규모의 경제, 더 높은 기술 수준을 유도하고 경제전체적으로는 생산성을 확대한다. 셋째, 수출은 외환보유고를 증대시키고 수입을 촉진하며, 국내 자본시장을 확대하는 외환시장을 활성화시킨다. 넷째, 수출은 비교우위에 있는 제품에 특화함으로써 경제성장을 가져온다.

하지만 에너지소비와 수출의 상관관계에 대한 연구는 많이 이루어져 있지 않다. 수출이 에너지소비에 영향을 미치는 이유는 수출의 생산, 수요, 함수에 자본, 노동뿐만 아니라 에너지도 포함되기 때문이다. 따라서 수출 증가가 에너지 소비 증가를 유도하는가는 향후 수출주도형 경제성장을 하고 있는 국가들의 기후변화대응 능력에도 깊은 연관관계가 있다. 특히 한국은 수출주도형 경제성장을 이룬 대표적인 국가로서 배출권거래제 설계시에도 수출비중이 높은 기업에 대해서는 무상할당 기준을 마련하는 등 기후변화 대응정책에서 수출을 고려하고 있다. 특히 기후변화 대응 에너지 절약정책은 본 연구의 분석결과에 따라서는 수출과 경제성장에 부정적인 영향을 미칠 수도 있다. 이와 관련하여 UNFCCC의 기후변화협상에서는 수출과 기후변화정책과의 상호 연관관계를 고려하고 부정적인 영향을 최소화하기 위해 ‘부정적인 경제적인 영향’이라는 주제에서 관련 문제를 다루고 있다.

에너지소비와 수출의 상관관계에 대한 연구로는 Lean and Smyth (2010a, 2010b), Narayan and Smyth (2009), Sardorsky (2011) 등이 있다. Lean and Smyth (2010a, 2010b)는 중동 6개국(이란, 이스라엘, 쿠웨이트, 오만, 사우디아라비아, 시리아)을 대상으로 인과관계를 분석하였는데 전력소비에서 실질GDP, 소득에서 수출로의 단기 Granger Causality를 발견하였다. 그리고 수출에서 실질GDP, 전력소비에서 실질GDP, 수출에서 전력소비, 실질GDP에서 전력소비로의 장기 Granger Causality를 발견하였다. Lean and Smyth (2010a)에서는 발전에서 전력소비로의 Granger Causality를 발견했으나, Lean and Smyth

(2010b)에서는 이러한 인과관계를 발견하지 못하였다는 차별점이 있다.

Narayan and Smyth (2009)가 수출과 전력사이의 관계에 대해서 분석하였다면, Sardorsky (2011)는 에너지소비와 무역이라는 보다 일반적인 지표에 대하여 분석하였다. Sardorsky (2011)에서는 중동 6개국(바레인, 이란, 요르단, 오만, 카타르, 사우디아라비아, 시리아, UAE)에 대한 단기 동학을 분석하였는데 수출에서 에너지소비, 수입에서 에너지소비로의 Granger Causality를 발견하였다.

하지만 비교적 최근에 이르러서야 에너지소비와 경제성장, 그리고 무역에 대해서 종합적으로 고려하여 상호 인과관계를 분석한 연구가 시작되었다(Sadorsky, 2011, 2012). 그러나 이러한 연구들에서는 무역비중이 적은 남미 일부국가나 무역거래 대상이 특정 부문에 치우쳐져 있는 중동국가에 한정되어 있다는 단점이 있다. 특히 에너지 소비, 경제성장, 무역의 상호 연관관계는 분석대상국의 경제적인 여건에 따라서 상이한 결과가 도출될 수 있다. 본 연구에서는 무역에 대한 의존도가 매우 높은 국내 제조업을 대상으로 에너지소비, 생산, 무역과의 상관관계를 분석한다. 특히 우리나라의 제조업은 다른 국가에 비해 수출주도형 성장을 해 왔다는 독특한 특징이 있다. 방법론 측면에서도 기존의 연구들이 여러 국가를 대상으로 패널 데이터를 구축하여 분석하였다면 본 연구에서는 국내 제조업을 9개 산업으로 분류하여 패널 데이터를 분석함으로써 한 국가의 산업을 보다 심층적으로 분석할 수 있다는 차별점이 있다. 일국의 산업을 세분화하여 패널 데이터를 구축하여 분석하는 것은 동 주제에 대한 분석에서 처음으로 시도하는 것이다. 특히 한국은 제조업의 수출비중이 높아 에너지소비와 생산, 수출을 종합적으로 분석함으로써 선행 연구보다 더욱 의미 있는 결과를 도출할 수 있으며, 한국의 에너지정책에 대한 시사점도 제공할 수 있다.

III. 분석모형 및 자료

1. 분석모형

본 연구는 무역에 대한 의존도가 높은 우리나라 제조업을 대상으로 지난 23여 년간 (1991~2013) 에너지소비와, 생산, 무역과의 상호 연관관계를 Panel Cointegration Techniques

와 Vector Error Correction Model (VECM) 그리고 Demitrescu and Hurlin (2012)의 패널 Granger causality test을 사용하여 분석하고자 한다.

우리나라 제조업을 9개의 산업(음식·담배, 섬유·의복, 목재·나무, 펄프·인쇄, 석유·화학, 비금속, 1차금속·비철금속, 조립금속, 기타제조)으로 나누어 패널 데이터를 구축하였다. 이렇게 함으로써 시계열이 비교적 짧은 분석에 있어서 통계적 유의성을 확보할 수 있기 때문에 국가 단위의 분석보다 산업에 대한 패널 분석이 더 유용한 결과를 도출할 수 있다.

본 연구에서의 생산함수는 Lean and Smyth (2010b)를 따르는데 경제성장을 이끄는 요인으로는 자본(K), 노동(L), 에너지소비(E), 수출(X) 등 4가지를 고려하였다. 구체적인 생산함수는 다음과 같은 회귀분석 식으로 구체화할 수 있다.

$$Y = f(K_{it}, L_{it}, E_{it}, X_{it}, V_i) \quad (1)$$

이 회귀분석 식을 통해 이들 변수 간에 장기적인 관계를 분석하기 위해서 panel cointegration techniques을 사용하고자 한다. panel cointegration technique는 최근에 에너지소비(energy consumption)와 생산(output)과의 관계를 분석하는데 많이 이용되고 있다(Apergis and Payne, 2009, 2010; Chen et al., 2007; Lee, 2005; Lee and Chang, 2008; Lee et al., 2008; Mahadevan and Asafu-Adjave, 2007; Mehhara, 2007; Narayan and Smyth, 2008, 2009; Narayan et al., 2007; Sadorsky, 2009a, 2009b, 2011). 만약 cointegration의 관계가 발견되면, OLS, FMOLS 등을 통해서 이들 변수들 간의 장기적인 관계를 분석할 수 있음.

$$y_{it} = \beta_1 k_{it} + \beta_2 l_{it} + \beta_3 e_{it} + \beta_4 x_{it} + v_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T$$

위 회귀분석식을 VECM 모형(Engle and Granger, 1987)으로 확장하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 \Delta y_{it} &= c_{1i} + \sum_{j=1}^q \gamma_{11ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=1}^q \gamma_{12ij} \Delta k_{it-j} + \sum_{j=1}^q \gamma_{13ij} \Delta l_{it-j} \\
 &\quad + \sum_{j=1}^q \gamma_{14ij} \Delta e_{it-j} + \sum_{j=1}^q \gamma_{15ij} \Delta x_{it-j} + \gamma_{16i} \epsilon_{1t-1} + v_{1it} \\
 \Delta k_{it} &= c_{2i} + \sum_{j=1}^q \gamma_{21ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=1}^q \gamma_{22ij} \Delta k_{it-j} + \sum_{j=1}^q \gamma_{23ij} \Delta l_{it-j} \\
 &\quad + \sum_{j=1}^q \gamma_{24ij} \Delta e_{it-j} + \sum_{j=1}^q \gamma_{25ij} \Delta x_{it-j} + \gamma_{26i} \epsilon_{1t-1} + v_{1it} \\
 \Delta l_{it} &= c_{3i} + \sum_{j=1}^q \gamma_{31ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=1}^q \gamma_{32ij} \Delta k_{it-j} + \sum_{j=1}^q \gamma_{33ij} \Delta l_{it-j} \\
 &\quad + \sum_{j=1}^q \gamma_{34ij} \Delta e_{it-j} + \sum_{j=1}^q \gamma_{35ij} \Delta x_{it-j} + \gamma_{36i} \epsilon_{1t-1} + v_{1it} \\
 \Delta e_{it} &= c_{4i} + \sum_{j=1}^q \gamma_{41ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=1}^q \gamma_{42ij} \Delta k_{it-j} + \sum_{j=1}^q \gamma_{43ij} \Delta l_{it-j} \\
 &\quad + \sum_{j=1}^q \gamma_{44ij} \Delta e_{it-j} + \sum_{j=1}^q \gamma_{45ij} \Delta x_{it-j} + \gamma_{46i} \epsilon_{1t-1} + v_{1it} \\
 \Delta x_{it} &= c_{5i} + \sum_{j=1}^q \gamma_{51ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=1}^q \gamma_{52ij} \Delta k_{it-j} + \sum_{j=1}^q \gamma_{53ij} \Delta l_{it-j} \\
 &\quad + \sum_{j=1}^q \gamma_{54ij} \Delta e_{it-j} + \sum_{j=1}^q \gamma_{55ij} \Delta x_{it-j} + \gamma_{56i} \epsilon_{1t-1} + v_{1it}
 \end{aligned} \tag{3}$$

Δ 는 차분(first difference)을 의미하며, q 는 차수(lag lengthy)를 의미함.

y 는 실질 GDP의 로그변수

k 는 실질 자본(capital formation)의 로그변수

l 는 노동(labor force)의 로그변수

e 는 에너지소비(energy consumption)의 로그변수

x 는 수출의 로그변수

v 는 error term

VECM은 횡단면 특정 계수(cross sectional specific coefficients)와 잔차(residuals)의 횡단면 상관성(cross sectional correlation)을 고려하기 위해 SUR technique 방법을 활용

하였다.

본 연구에서는 변수들 간의 단기 인과관계를 분석하기 위해서 Demitrescu and Hurlin (2012)에 의해서 개발된 패널 Granger causality test를 사용하였다. Demitrescu and Hurlin (2012)은 4가지 형태의 causality를 제시하였는데 본 연구에서는 Homogenous Non Causality (HNC) 가설을 이용한다. 이 가설은 x 에서 y 로의 어떠한 개별 인과관계도 존재하지 않는다는 귀무가설을 의미한다. 이 가설을 검증하기 위해서 다음과 같은 모형을 사용한다.

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^{(k)} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^{(k)} x_{i,t-k} + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

N 개의 산업에 T 기간에 관찰된 x 와 y 의 시계열간의 인과관계를 분석하는 식이다. K 는 시차를 나타내고 있으며 α, β, γ 는 추정된 계수값이다. 이 가설을 검증하기 위해서는 귀무가설은 다음과 같다.

$$H_0 : \beta_i = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (5)$$

$\beta_i = (\beta_i^{(1)}, \dots, \beta_i^{(k)})$ 이고, β_i 는 산업별로 상이하다. 따라서 귀무가설에서는 모든 β_i 값이 0이라는 것은 x 에서 y 로의 인과관계가 존재하지 않는다는 것을 의미한다.

이에 대한 대립가설은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} H_1 : \beta_i &= 0 & \forall i &= 1, \dots, N_1 \\ \beta_i &\neq 0 & \forall i &= N_1 + 1, \dots, N \end{aligned} \quad (6)$$

이 경우 만약 $0 \leq N_1/N < 1$ 이 만족된다면 귀무가설은 기각된다. 즉 모든 i 에 대한 계수값이 0이 되어야만 귀무가설이 채택된다. 만약 1개라도 계수값이 0이 아닌 cross section이 존재한다면 귀무가설은 기각된다.

이러한 점을 보완하기 위하여 Demitrescu and Hurlin (2012)은 N 개의 cross section에

대한 평균 Wald 통계값(N standard individual Wald statistic)을 구하였다.

$$W_{N,T}^{HNC} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{i,T}$$

$W_{i,T}$ 는 개별적인 $\beta_i = 0$ 에 대한 개별 Wald 통계값이다. $W_{N,T}^{HNC}$ 의 분포는 Lyapunov central limit theorem에 따른다. 표준화된 통계값은 다음 식과 같다.

$$\overline{Z_N^{HNC}} = \frac{\sqrt{N} \left[W_{N,T}^{HNC} - N^{-1} \sum_{i=1}^N E(W_{i,T}) \right]}{\sqrt{N^{-1} \sum_{i=1}^N Var(W_{i,T})}} \quad (7)$$

$E(W_{i,T})$ 와 $Var(W_{i,T})$ 는 각각 $W_{i,T}$ 의 평균과 분산을 가리킨다. 만약 $\overline{Z_N^{HNC}}$ 의 값이 주어진 수준의 위험도에 대한 표준 한계값(normal critical value for a given level of risk)보다 더 크다면 HNC가설은 기각된다.

2. 분석 자료

본 분석에 사용된 자료는 산업별 생산, 산업별 자본, 산업별 노동, 산업별 에너지소비, 산업별 수출 등 연간데이터이다. 먼저 산업은 에너지경제연구원의 에너지통계연보에 기준하여 9개 산업(음식·담배, 섬유·의복, 목재·나무, 펄프·인쇄, 석유·화학, 비금속, 1차금속·비철금속, 조립금속, 기타제조)으로 분류하였다. 산업별 에너지소비는 에너지통계연보 에너지수급밸런스에서 자료를 추출하였다. 산업별 생산은 통계청의 광업제조업조사 ‘ 시도/산업분류별 출하액, 생산액, 부가가치 및 주요생산비(10명 이상)’에서 가져왔다. 산업별 자본은 통계청 광업제조업조사의 ‘ 시도/산업분류별 유형자산 증가액, 감소액 및 연말잔액(10명 이상)’의 자료에서 유형자산 연말잔액을 활용하였다. 산업별 생산과 자본은 산업별 생산자물가지수로 나누어 실질금액을 산출하였다. 산업별 노동은 통계청 광업제조업조사의 ‘ 시도/산업분류별 사업체수, 종사자수 및 급여액(10인

이상) 자료에서 종사자수를 활용하였다. 산업별 수출은 한국무역협회, SITC에 의한 무역통계 중 품목별 수출입 자료를 활용하였는데 본 연구의 목적에 맞게 품목을 산업에 맞게 재조정하였다. <표 1>은 본 연구에서 사용한 데이터의 출처, 단위 등을 제시하고 있다.

<표 1> 자료의 출처

자료의 종류	출처	구체적인 단위
생산	통계청, 광업제조업조사	산업별 생산액(백만원)
자본	통계청, 광업제조업조사	산업별 유형자산 연말잔액(백만원)
노동	통계청, 광업제조업조사	산업별 종사자수(명)
에너지	에너지경제연구원, 에너지통계연보	산업별 에너지소비량(천TOE)
수출	한국무역협회, SITC에 의한 무역통계	품목별 수출액(천 달러)
물가지수	통계청, 생산자물가지수(기본분류) (2010=100)	산업별 생산자물가지수 (2010년 100기준)

IV. 분석결과

1. 단위근 검정

단위근 검정은 네 가지 형태로 수행되었다(Levin et al., 2002; Im et al., 2003; Dickey and Fuller, 1979; Phillips and Perron, 1988). <표 2>에서 보는 바와 같이 귀무가설은 단위근이 있다는 것이고 대립가설은 단위근이 없다는 것이다. 검정 결과 각 시계열은 수준 변수에서는 단위근이 있지만 1계 차분한 결과 모두 단위근이 없다. 대부분 1계 차분한 경우 1%의 기각역에서 기각됨을 알 수 있다. 따라서 모든 시계열이 I(1) 시계열임이 확인되었다.

〈표 2〉 단위근 검증

Methods	e		Δe		y		Δy		k		Δk	
	Statis- tic	Prob. **	Statis- tic	Prob. **	Statis- tic	Prob. **	Statis- tic	Prob. **	Statis- tic	Prob. **	Statis- tic	Prob. **
Null: Unit root (assumes common unit root process)												
Levin, Lin & Chu t*	-0.237	0.406	-4.818	0.000	-2.399	0.008	-5.912	0.000	-2.352	0.009	-5.683	0.000
Null: Unit root (assumes individual unit root process)												
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.793	0.786	-6.151	0.000	-0.614	0.270	-5.261	0.000	-1.307	0.096	-4.916	0.000
ADF - Fisher Chi-square	14.793	0.676	74.419	0.000	18.377	0.431	60.610	0.000	23.772	0.163	57.765	0.000
PP - Fisher Chi-square	27.445	0.071	613.293	0.000	23.594	0.169	100.270	0.000	36.446	0.006	84.551	0.000
Mehods	l		Δl		x		Δx					
	Statis- tic	Prob. **	Statis- tic	Prob. **	Statis- tic	Prob. **	Statis- tic	Prob. **				
Null: Unit root (assumes common unit root process)												
Levin, Lin & Chu t*	-1.845	0.033	-2.614	0.005	0.239	0.595	-5.568	0.000				
Null: Unit root (assumes individual unit root process)												
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.387	0.651	-2.715	0.003	3.366	1.000	-5.271	0.000				
ADF - Fisher Chi-square	11.065	0.892	34.390	0.011	7.820	0.981	62.105	0.000				
PP - Fisher Chi-square	10.394	0.918	52.140	0.000	7.636	0.984	128.147	0.000				

2. 공적분 검증

단위근 검증을 통해서 모든 시계열 변수들이 I(1) 변수임을 확인하였다. 이러한 I(1) 변수들이 장기적으로 공적분 되어 있는지 Pedroni (1999, 2004) 검증을 수행하였다. Pedroni 패널 공적분 검증에서는 총 7개의 통계량을 제공한다. 이때 귀무가설은 이질적인 패널에서 공적분 되어 있지 않다는 것이다. 이러한 검증은 크게 within-dimension (panel tests)과 between-dimension (group tests)으로 나뉜다.

검증결과는 <표 3>에 제시되어 있다. 통계량을 보면 총 11개의 통계량 중에서 2개의 통계

량(Panel ADF-Weighted Statistic, Group ADF-Statistic)이 5%의 기각역에서 공적분 되어 있다는 것을 알 수 있다. 나머지 1개의 통계량(Panel PP-Weighted Statistic)은 10%의 기각역에서 공적분 되어 있다. 따라서 공적분 가능성을 추가적으로 검증하기 위하여 Kao의 공적분 검증을 실시하였다. Kao 공적분 검증에서는 공적분되어 있지 않다는 귀무가설이 1%의 기각역에서 기각되었다. 따라서 이 검증에 의하면 시계열 변수들이 공적분 되어 있다고 판단된다. 따라서 이러한 검증결과를 바탕으로 장기적인 균형관계에 대한 분석을 시도한다.

〈표 3〉 공적분 검증

Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)				
			Weighted	
	Statistic	Prob.	Statistic	Prob.
Panel v-Statistic	0.318	0.375	0.377	0.353
Panel rho-Statistic	1.156	0.876	0.738	0.770
Panel PP-Statistic	-0.536	0.296	-1.357	0.087
Panel ADF-Statistic	-0.815	0.207	-2.082	0.019
Alternative hypothesis: individual AR coefs. (between-dimension)				
	Statistic	Prob.		
Group rho-Statistic	1.749	0.960		
Group PP-Statistic	-1.260	0.104		
Group ADF-Statistic	-2.650	0.004		
Kao Cointegration Test				
Null Hypotesis: No Cointegration				
	t-Statistic	Prob.		
Augmented Dickey-Fuller	-3.683	0.000		

주: Automatic lag length selection based on SIC with a max lag of 3, Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel, Null Hypothesis: No cointegration, Trend assumption: No deterministic trend

3. 장기균형관계

장기균형관계가 존재한다는 것을 공적분 검증을 통하여 확인하였다. 시계열 변수들의 장기적인 인과관계를 확인하기 위하여 VECM 분석을 시도하였다. 이에 대한 분석결과는 <부표 1>에 제시되어 있다. error correction term (γ_{16})의 계수값이 통계적으로 유의하고 음(-)의 값을 보이고 있으므로 분석 시계열들이 장기적으로 균형에 수렴한다. 장기적인 인과관계로는 자본, 노동, 에너지소비, 수출이 생산증가를 유발한다고 할 수 있다.

Panel Fully Modified Least Squares (FMOLS)를 통해서 식 (2)에 대한 장기적인 균형관계에 대한 분석은 <표 4>에 나타나 있다. 분석결과에 의하면 생산은 자본과 밀접한 상관관계를 보이고 있다. 그 다음으로는 수출, 그 다음으로는 에너지소비와 연관관계를 보이고 있다. 이러한 세 변수의 경우에는 모두 1%의 기각역에서 계수값이 통계적인 유의성을 보이고 있다. 분석 결과를 해석해 보면 자본이 1% 증가하면 생산이 0.662% 증가하고 수출이 1% 증가하면 생산이 0.256% 증가한다. 특히 에너지의 경우에도 에너지소비가 1% 증가하면 생산이 0.191% 증가한다. 그러나 노동의 경우에는 계수값이 통계적으로 유의하지 않아 노동투입량과 생산과의 관계는 본 분석에서는 확실한 결론을 내리기 힘들다. 이는 지난 20여 년간 한국의 제조업의 성장은 주로 자본 집약적인 산업위주로 성장해 왔다는 것을 의미하며, 이러한 제조업의 성장에서 수출도 중요한 역할을 하였다는 것이다. 특히 에너지도 주요한 투입요소로서 제조업의 성장과 밀접한 관계를 보이고 있는 것은 본 분석이 갖는 주요 결론이다.

<표 4> 장기 균형관계 분석

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<i>k</i>	0.662	0.054	12.254	0.000
<i>l</i>	0.019	0.044	0.440	0.660
<i>e</i>	0.191	0.062	3.080	0.002
<i>x</i>	0.256	0.026	9.986	0.000
R-squared	0.989	Mean dependent var		12.878
Adjusted R-squared	0.988	S.D. dependent var		1.321
S.E. of regression	0.142	Sum squared resid		3.572

4. 단기 인과관계

생산, 에너지소비, 수출, 자본, 노동 등 주요 변수에 대한 단기 인과관계에 대한 결과는 <표 5>에 제시되어 있다. 분석방법은 앞에서 설명한 바와 같이 Demitrescu and Hurlin (2012)에 의해서 개발된 패널 Granger causality test를 사용하였다.

에너지소비를 중심으로 살펴보면, 에너지소비 증가는 생산 증가를 유발하지 않는다. 하지만 생산 증가는 에너지소비 증가를 유발한다. 이는 99%의 신뢰구간에서 유의하다.

수출 증가는 에너지소비 증가를 유발한다. 이 역시 99%의 신뢰구간에서 유의하다. 에너지소비 증가는 95%의 신뢰구간에서 수출 증가를 유발하지 않는다. 따라서 수출증가와 생산증가는 모두 직접적으로 에너지소비 증가를 유발한다. 한편 수출과 생산증가의 연관관계를 살펴보면, 수출 증가는 생산 증가를 유발하고 생산증가는 수출증가를 유발한다. 따라서 수출증가는 생산증가를 유발하고 생산증가는 에너지소비 증가를 유발한다. 따라서 수출 증가는 생산증가를 통해서 간접적으로 에너지소비 증가도 유발한다.

그 외에도 노동증가는 생산증가를 유발하고 생산증가는 노동 증가를 유발한다. 노동 증가는 자본 증가를 유발하고 자본 증가는 노동 증가를 유발한다. 에너지소비 증가는 자본 증가를 유발하지 않지만 자본 증가는 에너지 소비 증가를 유발한다. 에너지소비증가는 노동증가를 유발하며, 노동증가는 에너지소비 증가를 유발한다.

에너지소비 증가가 생산 증가를 유발하지 않지만 생산 증가가 에너지 소비 증가를 유발하는 것은 Ozturk (2010)의 보존 가설에 해당한다. 따라서 이는 에너지 절약 정책이 제조업의 성장에 어떠한 역효과도 유발하지 않으면서 이행될 수 있다는 정책적 시사점을 제공한다. 이 연구결과는 Lee and Yoo (2016)의 결과와는 다르다. Lee and Yoo에서는 에너지소비와 GDP간에는 상호 인과관계가 있다고 하였다. 하지만 제조업으로 한정하면 연구에서는 생산증가에서 에너지소비로의 일방향의 인과관계가 성립하였다. 수출 증가와 에너지소비 증가의 상호 연관관계에서도 이와 비슷한 관계가 성립하는데 수출 증가가 에너지소비 증가를 유발하지만 에너지소비 증가가 수출증가를 유발하지는 않는다는 것은 이 역시 보존 가설에 해당한다. 따라서 에너지 절약 정책이 수출에 어떠한 역효과도 유발하지 않으면서 이행될 수 있다고 할 수 있다. 따라서 제조업 부문의 에너지 절약 정책은 이 부문의 생산이나 수출에 부정적인 영향을 미치지 않아 보다 적극적인 에너지 절약 정책의 필요성이 제기된다.

〈표 5〉 단기 인과관계 분석

Null Hypothesis:	W-Stat.	\bar{Z} -Stat.	Prob.
k does not homogeneously cause y	3.054	0.831	0.406
y does not homogeneously cause k	3.347	1.157	0.247
l does not homogeneously cause y	5.903	4.003	0.000

〈표 5〉 단기 인과관계 분석 (Continued)

Null Hypothesis:	W-Stat.	\bar{Z} -Stat.	Prob.
y does not homogeneously cause l	8.320	6.693	0.000
e does not homogeneously cause y	2.948	0.713	0.476
y does not homogeneously cause e	5.494	3.547	0.000
x does not homogeneously cause y	4.660	2.619	0.009
y does not homogeneously cause x	14.040	13.061	0.000
l does not homogeneously cause k	5.596	3.661	0.000
k does not homogeneously cause l	4.809	2.785	0.005
e does not homogeneously cause k	2.360	0.058	0.954
k does not homogeneously cause e	6.210	4.345	0.000
x does not homogeneously cause k	7.975	6.309	0.000
k does not homogeneously cause x	3.953	1.831	0.067
e does not homogeneously cause l	12.062	10.859	0.000
l does not homogeneously cause e	4.846	2.826	0.005
x does not homogeneously cause l	1.892	-0.463	0.643
l does not homogeneously cause x	5.163	3.179	0.002
x does not homogeneously cause e	8.688	7.103	0.000
e does not homogeneously cause x	4.013	1.899	0.058

V. 결론

본 분석에서는 한국 제조업을 대상으로 1991년부터 2013년까지 생산, 자본, 노동, 에너지, 수출 간의 상호 인과관계를 장단기적으로 분석하였다. 우선 VECM을 통한 장기 인과관계 분석에서는 자본, 노동, 에너지소비, 수출의 증가가 모두 생산 증가를 유발한다. FMOLS 통한 장기균형분석에서 제조업의 성장에 기여하는 요소의 기여도를 보면, 수출이나 자본의 기여보다는 적지만 에너지소비량의 증가가 제조업의 성장에 기여하는 것을 알 수 있다.

단기적인 인과관계 분석은 Demitrescu and Hurlin (2012)에 의해서 개발된 패널 Granger causality test를 사용하여 에너지소비와 생산, 자본, 노동, 수출 간의 상호 인과관계를 확인하였다. 먼저 생산과 수출의 증가는 에너지소비의 증가를 가져왔지만 에너지소비의 증가가 생산과 수출 증가를 유발하지는 않았다. 즉 생산의 증가에서 에너지소비의 증가, 수출 증가에서 에너지소비 증가로의 일방향의 Granger causality가 존재함을 확인하였다. 따라서 제조업에 대한 에너지소비 절약에 대한 각종 정책이 제조업의 생산

이나 수출에 악영향을 유발하지 않으면서 제조업의 성장을 가져올 수 있다고 볼 수 있다. 그러므로 현재 정부에서 제조업을 대상으로 추진하는 각종 에너지 소비 절약 정책을 보다 더 강도 높게 추진할 필요성이 있다. 또한 기업에서도 에너지절약 정책을 통해서 에너지소비를 보다 합리적으로 전환해야 하며, 각종 에너지절약 기술도입과 개발에 보다 적극적으로 나아가야 할 것이다. 이를 통해 국내 제조업의 에너지 의존도를 낮춰서 장기적으로는 기후변화 대응 온실가스 감축에 부응해야 할 것이다.

본 연구는 산업 특히 제조업부문의 에너지소비, 수출, 생산 간의 인과관계를 구체적으로 밝혀내었다는데 그 의의가 있다. 특히 국내 제조업은 수출주도형 성장을 이루어왔고 에너지다소비업종이 중심이 되어 성장해 왔기 때문이다. 따라서 이러한 에너지 다소비 업종에 대한 과도한 에너지절약정책이 경제성장에 저해요인으로 작용할지가 관심의 대상이 되어 왔다. 이러한 의문점이 본 연구를 통해서 해소되었다고 할 수 있다. 하지만 제조업 전체적인 특성이 개별산업의 특성으로 연결되지는 않는다. 따라서 향후 더 데이터가 축적되면 개별산업에 대한 분석을 해 보는 것도 바람직할 것으로 보인다. 하지만 현 단계에서 그 연구는 추후과제로 남겨두고자 한다.

〈부표 1〉 VECM 분석결과

	Coefficient	Std. Error		Coefficient	Std. Error		Coefficient	Std. Error
c_1	0.044***	0.012	c_2	0.013	0.010	c_3	-0.016*	0.009
γ_{111}	-0.108	0.108	γ_{211}	-0.063	0.097	γ_{311}	0.131	0.084
γ_{112}	-0.026	0.119	γ_{212}	0.040	0.107	γ_{312}	-0.125	0.093
γ_{121}	0.310***	0.090	γ_{221}	0.256***	0.081	γ_{321}	0.143**	0.070
γ_{122}	-0.090	0.086	γ_{222}	-0.003	0.077	γ_{322}	-0.078	0.067
γ_{131}	0.402***	0.124	γ_{231}	0.221**	0.111	γ_{331}	0.280***	0.096
γ_{132}	-0.012	0.121	γ_{232}	-0.051	0.109	γ_{332}	0.047	0.094
γ_{141}	-0.065	0.057	γ_{241}	0.016	0.051	γ_{341}	0.006	0.044
γ_{142}	-0.149***	0.056	γ_{242}	0.003	0.050	γ_{342}	-0.105**	0.044
γ_{151}	0.112**	0.045	γ_{251}	0.138***	0.041	γ_{351}	0.105***	0.035
γ_{152}	-0.043	0.049	γ_{252}	-0.046	0.044	γ_{352}	-0.051	0.038
γ_{16}	-0.043**	0.019	γ_{26}	-0.012	0.017	γ_{36}	0.042***	0.015
R-squared	0.205		R-squared	0.206		R-squared	0.351	
Adj. R-squared	0.15		Adj. R-squared	0.151		Adj. R-squared	0.306	
Sum sq. resids	1.143		Sum sq. resids	0.927		Sum sq. resids	0.693	
S.E. equation	0.085		S.E. equation	0.076		S.E. equation	0.066	
F-statistic	3.726		F-statistic	3.742		F-statistic	7.801	

〈부표 1〉 VECM 분석결과 (Continued)

	Coefficient	Std. Error		Coefficient	Std. Error
c_4	0.019	0.016	c_5	0.071***	0.019
γ_{411}	-0.209	0.152	γ_{511}	0.714***	0.178
γ_{412}	0.143	0.168	γ_{512}	-0.633***	0.196
γ_{421}	0.402***	0.127	γ_{521}	-0.154	0.148
γ_{422}	-0.008	0.121	γ_{522}	0.189	0.141
γ_{431}	0.222	0.174	γ_{531}	-0.033	0.203
γ_{432}	-0.030	0.171	γ_{532}	0.490**	0.200
γ_{441}	-0.278***	0.081	γ_{541}	0.017	0.094
γ_{442}	-0.111	0.079	γ_{542}	0.078	0.092
γ_{451}	0.038	0.064	γ_{551}	0.054	0.075
γ_{452}	0.059	0.069	γ_{552}	0.004	0.080
γ_{46}	-0.022	0.027	γ_{56}	0.016	0.031
R-squared		0.15	R-squared		0.235
Adj. R-squared		0.091	Adj. R-squared		0.183
Sum sq. resids		2.273	Sum sq. resids		3.096
S.E. equation		0.12	S.E. equation		0.14
F-statistic		2.552	F-statistic		4.452

주: 1) leg length는 2임(SIC 기준)

2) *는 10%, **는 5%, ***는 1% 기각역에서 유의함.

[References]

Apergis, N. and J. E. Payne, “Energy Consumption and Economic Growth in Central America: Evidence from a Panel Cointegration and Error Correction Model,” *Energy Economics*, Vol. 31, 2009, pp. 211~216.

Apergis, N. and J. E. Payne, “Energy consumption and growth in South America: evidence from a panel error correction model,” *Energy Economics*, Vol. 32, 2010, pp. 1421~1426.

Chen, S., H. Kuo, and C. Chen, “The Relationship between GDP and Electricity Consumption in 10 Asian Countries,” *Energy Policy*, Vol. 35, 2007, pp. 2611~2621.

Dumitrescu, E.-I. and C. Hurlin, “Testing for Granger Non-causality in Heterogenous Panels,” *Economic Modelling*, Vol. 29, No. 4, 2012, pp. 1450~1460.

Edwards, S., “Openness, Productivity and Growth: What do Really Know?” *Economic*

- Journal*, Vol 108, 1998, pp. 383~398.
- Giles J. A. and C. L. Williams, "Export Led Growth; A Survey of the Empirical Literature and Some Non Causality Results: Part 1," *Journal of International Trade and Economic development*, Dev. 9, 2000a, pp. 261~337.
- Giles, J. A. and C. L. Williams, "Export Led Growth; A Survey of the Empirical Literature and Some Non Causality Results: Part 2," *Journal of International Trade and Economic development*, Dev. 9, 2000b, pp. 445~470.
- Lean, H. H. and R. Smyth, "Multivariate Granger Causality between Electricity Generation, Exports and GDP in Malaysia," *Energy*, Vol. 35, 2010a, pp. 3640~3648.
- Lean, H. H. and R. Smyth, "On the Dynamics of Aggregate Output, Electricity Consumption and Exports in Malaysia: Evidence from Multivariate Granger Causality Tests," *Applied Energy*, Vol. 87, 2010b, pp. 1963~1971.
- Lee, C. C., "Energy Consumption and GDP in Developing Countries: A Cointegrated Panel Analysis," *Energy Economics*, Vol. 27, 2005, pp. 415~427.
- Lee, C. C., and C. P. Chang, "Energy Consumption and Economic Growth in Asian Economies: A More Comprehensive Analysis Using Panel Data," *Resource and Energy Economics*, Vol. 30, 2008, pp. 50~65.
- Lee, C. C., C. P. Chang, and P. F. Chen, "Energy-income Causality in OECD Countries Revisited: The Key Role of Capital Stock," *Energy Economics*, Vol. 30, 2008, pp. 2359~2373.
- Lewer, J. J. and H. Van den Berg, "How Large is International Trade's Effect on Economic growth?" *Journal of Economic Surveys*, Vol. 17, 2003, pp. 363~396.
- Maddala, G. S. and S. Wu, "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 61, 1999, pp. 631~652.
- Mahadevan, R. and J. Asafu-Adjaye, "Energy Consumption, Economic Growth and Prices: A Reassessment Using Panel VECM for Developed and Developing Countries," *Energy Policy*, Vol. 35, 2007, pp. 2481~2490.
- Mehrara, M., "Energy Consumption and Economic Growth: The Case of Oil Exporting Countries," *Energy Policy*, Vol. 35, 2007, pp. 2939~2945.

- Narayan, P. K. and R. Smyth, "Energy Consumption and Real GDP in G7 Countries: New Evidence from Panel Cointegration with Structural Breaks," *Energy Economics*, Vol. 30, 2008, pp. 2331~2341.
- Narayan, P. K., R. Smyth, "Multivariate Granger Causality between Electricity Consumption, Exports and GDP: Evidence from a Panel of Middle Eastern Countries," *Energy Policym*, Vol. 37, 2009, pp. 229~236.
- Narayan, P. K., R. Smyth, and A. Prasad, "Electricity Consumption in G7 Countries: A Panel Cointegrating Analysis of Residential Demand Elasticities," *Energy Policy*, Vol. 35, 2007, pp. 4485~4494.
- Ozturk, I., "A Literature Survey on Energy-growth Nexus," *Energy Policy*, Vol. 38, 2010, pp. 340~349.
- Payne, J. E., "Survey of the International Evidence on the Causal Relationship between Energy Consumption and Growth," *Journal of Economic Studies*, Vol. 37, 2010, pp. 53~95.
- Pedroni, P., "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 61, 1999, pp. 653~670.
- Pedroni, P., "Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panel", In: Baltagi, B. H., Fomby, T. B., Hill, R. C. (Ed.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels (Advances in Econometrics, Vol. 15.)* pp. 93-130, Emerald Group Publishing Limited, 2001.
- Pedroni, P., "Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 83, No. 4, 2001, pp. 727~731.
- Sadorsky, P., "Energy Consumption, Output and trade in South America," *Energy Economics*, Vol. 34, pp. 476-468.
- Sadorsky, P., "Renewable Energy Consumption and Income in Emerging Economies," *Energy Policy*, Vol. 37, 2009b, pp. 4021~4028.
- Sadorsky, P., "Renewable Energy Consumption, CO₂ Emissions and Oil Prices in the G7 countries," *Energy Economics*, Vol. 31, 2009a, pp. 456~462.
- Sadorsky, P., "Trade and Energy Consumption in the Middle East," *Energy Economics*, Vol. 33, 2011, pp. 739~749.