



[2018-9-RP-007]

신재생에너지 확대와 에너지 저감이 GDP에 미치는 영향

이우평¹⁾ · 강상목^{1)*} · 이명현²⁾

Impact of Renewable Energy Expansion and Energy Reduction on GDP in Korea

WooPyeong Yi¹⁾ · Sangmok Kang^{1)*} · Myeonghun Lee²⁾

Received 13 June 2018 Revised 17 July 2018 Accepted 18 July 2018

ABSTRACT This study examined whether the Korean GDP would be affected by long term governmental energy and renewable targets based on the time varying efficiency of the SFA production function approach with international panel statistics. The efficiencies of Korea were estimated to be 0.43~0.51. Korea has potential for efficiency improvement considering its distance from the frontier. According to the simulation, 16,692 million dollars of GDP loss can occur from fulfilling the energy and renewable target until 2035. On the other hand, if the efficiency increases as estimated, the loss will be surpassed; 264,692 million dollars of GDP will be added even considering the loss simultaneously. Therefore, the energy plan can cause some GDP loss, but the loss would be acceptable if efficiency improved; even Korea has potential for the substitution of more renewable energy.

Key words Stochastic Frontier Analysis(확률변경분석), Renewable Energy(신재생에너지), Renewable Energy Plan(에너지 기본계획)

1. 서론

2015년 파리 기후변화 협정 등으로 온실가스 저감이 세계적 이슈로 점차 부상하고 있다. 화석연료의 사용이 인공으로 인한 온실가스 배출의 중요한 축을 이루고 있고, 에너지 절약이나 신재생 에너지 보급 등에 대한 논의도 점차 활발해질 것으로 전망된다. 그런데 생산 요소 중 하나인 에너지를 절약하거나 더 비싼 연료를 사용한다는 의미는 결국 생산과 소득의 일부를 포기해야 한다는 의미이므로 여러

이해관계자들 사이에 논란이 있을 개연성이 높다. 예를 들어 2016년 6월 발표되었던 한국의 온실가스 저감을 위한 자발적 목표 안(이하 INDC)에 대해서 일부 시민사회단체 측은 목표안의 불충분함을 주장하였다.¹⁾ 그러나 산업계는 온실가스 저감 목표가 과도하여 경제 성장을 저해할 것이라 주장하고 목표안의 재검토를 요구하였다.²⁾ 따라서 국가적인 관점에서 에너지 절약이나 신재생에너지 확대에 따른 영향과 수용가능성을 먼저 파악하여야 향후 정책 방향과 목표를 용이하게 수립할 수 있다.

본 연구의 목적은 신재생에너지 확대와 에너지 저감이

1) Pusan National University

2) Inha University

*Corresponding author: smkang@pusan.ac.kr

Tel: +82-51-510-2568

Fax: +82-51-581-3143

1) 한겨레(2016.6.30), “온실가스, 그렇게 줄이겠다더니...2030년 ‘감축 목표’ 사실상 퇴보”.

2) 한국경제(2016.6.30), “산업계 “온실가스 37% 감축, 한국을 저성장 늪에 빠뜨릴 것””.

GDP에 미치는 영향을 확인하고 효율성 개선으로 상쇄될 수 있는 수준인지, 즉 신재생에너지 확대의 수용성을 효율성 측면에서 계측하고자 함이다. 이를 위하여 비효율성과 에너지 변수가 고려된 생산함수를 추정하고 2차 에너지 기본계획의 전망치와 목표치를 기반으로 GDP에 미치는 영향을 추정할 것이다.³⁾ 특히 본 연구는 국가별 국제 통계에 기반을 두고 기존의 생산함수에 비신재생에너지와 신재생에너지 사용과 비신재생에너지 사용량을 명시적으로 포함시키고 패널 Stochastic Frontier Analysis(이하 SFA)모형으로 시간 가변적 비효율성이 고려된 생산함수를 사용하였다.⁴⁾ 생산함수의 계수 추정 이후 2014년 발표된 우리나라의 최상위 에너지 계획인 2차 에너지 기본 계획 및 7차 전력수급계획, 4차 신재생에너지계획 상의 목표와 전망을 활용하여 신재생에너지 확대가 생산에 미치는 영향을 측정한다. 그 후 그 영향이 추세적 효율성 향상으로 상쇄될 수 있는 수준인지를 시나리오별로 측정한다.

본 연구의 직접적인 관련 연구는 신재생에너지와 GDP와의 관계를 살펴본 연구들이다. 명시적으로 신재생에너지와 총생산을 연결한 연구는 Sari & Soytas(2004), Sadorsky(2009), Inglesi-Lotz(2013), Chang et al.(2015) 등이 있다. Sari & Soytas(2004)는 일종의 성장에 대한 분산 분해 기법을 사용하여 GDP 성장에 신재생에너지와 에너지 소비가 얼마나 큰 비중으로 영향을 미치는지 분석하여 경제 성장에 상당한 기여를 하고 있음을 보였다. Sadorsky(2009)은 개도국들의 1인당 신재생에너지 소비량과 1인당

GDP간의 장단기 관계를 분석하여 소득의 증가가 신재생에너지 소비를 증가시킴을 보였다. Inglesi-Lotz(2013)는 31개 OECD 국가를 대상으로 신재생에너지 소비 등이 포함된 일종의 생산함수 추정을 실시하였고, 에너지 소비와 GDP 간 양의 관계를 확인하였다. Chang et al.(2015)은 신재생에너지와 성장 간의 관계를 G7국가의 패널 자료에 기반하여 분석하였다. 이들은 신재생에너지와 경제성장 간의 양방향 인과 관계가 성립한다고 하였다. 그러나 본 연구와 같이 SFA 모형을 사용한 경우는 발견할 수 없었다.

신재생에너지가 명백하게 분석에 고려되지 않았더라도 GDP 내지는 경제성장과 에너지소비의 관계를 규명한 연구들은 간접적인 선행 연구로 볼 수 있다. 이러한 선행연구들은 국내외적으로 적지 않다. 분석 자료의 유형에 따라서 분류하면 단일 국가의 시계열 자료에 기초한 연구와 패널 자료에 기초하여 분석을 진행한 연구로 나누어 볼 수 있다. 시계열 자료 기반 연구들은 비교적 초창기부터 연구되어온 편이고 패널 자료에 기반을 둔 연구들은 주로 2000년대 이후에 발견된다. 본 연구도 굳이 분류하자면 패널 자료에 기반을 둔 연구로 볼 수 있다. 이 연구들의 주요한 내용은 GDP 또는 경제성장과 에너지 소비의 관계로서 자료 간 공적분 관계나 그랜저 인과 관계의 규명이 주된 분석의 목적이다. 그러나 많은 연구에서 분석 대상에 따라 결과가 엇갈리고 있는 실정이다.

먼저 시계열 분석 기반의 해외 연구들은 초기 연구에 해당하는 Stern(1993)이 있고, 그 뒤로도 많은 후속 연구가 있었다. 가령, Glasure et al.(1997), Stern(2000), Soytas et al.(2003), Ghali et al.(2004), Oh et al.(2004), Al-Iriani(2006), Jobert(2007), Bowden et al.(2009), Apergis et al.(2010a) 등이 있다. Stern(1993)은 1947년에서 1990년까지의 미국 데이터로 에너지 사용과 경제 성장과의 관계를 분석하였고 주요 방법론은 VAR과 그랜저 인과관계 검증이다. 해당 연구에서는 경제 성장과 에너지 소비 간 별다른 관계가 드러나지 않는 것으로 나타났다. Glasure et al.(1997)은 한국과 싱가포르를 대상으로 GDP와 에너지 소비 간에 그랜저 인과관계를 분석하였고, 한국에서는 인과관계가 성립된 반면 싱가포르의 경우는 인과 관계가 성립하지 않았음이 분석되었다. Stern(2000)은 미국의 전후 에너지 소비와 경제 성장의 관계를 공적분 분석틀로 분석

3) 정부의 에너지 계획인 2차 에너지 기본계획 및 하위 계획들은 2014년에 발표되었고 INDC목표안은 2015년 6월에 발표되었으므로 INDC가 보다 최신의 정부 목표라 할 수 있다. 그러나 아직 INDC 안의 경우 세부적인 정책이 결정되거나 공개되지 않은 상황이므로 아직 구체적인 영향을 분석하기에는 어려움이 있다. 따라서 본 연구에서는 우리나라의 최상위 에너지 계획인 2차 에너지 기본계획의 안을 기준으로 한다.

4) 본 연구의 신재생에너지는 IEA자료의 "Renewable and Waste"를 의미하며, '수력', '지열', '태양광', '풍력', 조력과 파력' 등등과 폐기물이 포함되어 있다. 본 연구는 최종에너지소비 기준의 신재생에너지 소비량을 집계하되 전력과 열 생산 시설에 사용된 신재생에너지 사용량을 추가로 고려하였다. 비신재생에너지는 최종에너지 소비에서 신재생에너지를 제한 나머지를 의미한다. 비화석에너지와 신재생에너지는 상당한 유사성이 있으나 신재생에너지에는 원자력이 포함되지 않기 때문에 한국이나 프랑스와 같이 원자력발전의 비중이 상당한 국가에서는 비화석에너지와 비신재생에너지 간 차이가 클 수 있으므로 WDI자료에서 취득 가능한 비화석에너지 자료를 채택하지 않았다.

하였는데, 에너지와 산출량 간 공적분 관계가 없다는 결과를 제시하였다. Soytaş et al.(2003)은 중국을 제외한 상위 10개 성장국과 G-7국가를 대상으로 경제성장과 에너지 소비의 관계를 시계열 분석에 의거하여 분석하였다. Ghali et al.(2004)은 캐나다의 사례에 벡터 오차수정모형을 적용하였고 장기적으로 에너지 소비와 경제성장 간에 양방향 인과관계가 있는 것으로 식별되었다. Oh et al.(2004)은 한국을 연구의 대상으로 하였는데 에너지 소비와 경제성장 간에 장기적 양방향 인과관계가 있음을 분석하였다. Al-Iriani(2006)는 걸프만 국가들을 대상으로 에너지 소비와 경제성장간의 인과관계를 조사하였다. Jobert(2007)는 산업, 수송 등 부문별로 성장과 에너지 간 관계를 접근하였다는 것이 특징이다. 해당 연구의 분석 대상은 터키로서 전 부문과 산업 부문에 인과 관계가 성립함을 제시하였다. Bowden et al.(2009), 역시 성장과 에너지 간 관계를 부문별로 분석하였는데, 미국의 산업 에너지 소비와 GDP간의 인과 관계를 입증하였다. Apergis et al.(2010a)은 기존의 에너지 소비, 경제성장 간의 관계에 이산화탄소 배출량이라는 추가적 고려 요인을 포함시켰다. 단기적으로는 에너지 소비에서 산출량으로 이어지는 단방향 인과관계가 있고, 장기적으로는 에너지 소비, 이산화탄소, 산출 간에 쌍방향 인과 관계가 존재한다고 하였다. 국내적으로 김철환(1998)은 오차수정모형을 사용해서 에너지 소비와 경제성장 간의 공적분 관계를 규명하였다. 박기현·김진경(2013)은 산업, 수송 등 각 부문의 에너지소비와 실질 GDP간의 관계를 주로 공적분 분석에 의거하여 제시하였다. 최근 유서익·배정환(2016)은 중국의 자료를 기반으로 한 에너지와 성장 간 공적분과 그랜저 인과관계를 제시하였다. 노건기·이중호·박중구(2016)는 다양한 시계열 기법을 통해 경제성장, 온실가스, 전기소비간의 인과관계를 분석하였다.

경제성장과 에너지소비 간의 관계를 패널 분석에 기반하여 분석한 연구들은 해외 연구로 Lee(2005), Apergis et al.(2010b), Hossain(2011)이 있다. 물론 패널 분석 기반 연구들의 관심도 상기 시계열 분석 기반 연구들과 본질적으로는 다르지 않다. Lee(2005)의 연구는 개발도상국을 분석 대상으로 하였는데, 에너지 소비로부터 GDP로 단방향이 인과 관계가 있음을 입증하였다. Apergis et al.(2009)은 차분된 생산함수의 패널 모형을 고려하여 경제성장과

신재생에너지와의 관계를 고찰하였다. 이 연구에 따르면 에너지소비와 경제성장 간에는 단기적으로는 단방향 인과 관계가 있고, 장기적으로는 쌍방향 인과 관계가 존재한다고 결론지었다. Hossain(2011)은 신규 산업국가를 대상으로 이산화탄소 배출량, 에너지소비, 경제성장간의 인과 관계를 검증하였다. 여기서 장기적 인과 관계는 입증해내지 못하였고, 경제성장에서 이산화탄소 배출로 단방향이 인과 관계가 성립한다고 하였다.

이상의 기존 연구들은 오차수정모형이나 공적분 등의 방법론을 기반으로 하여 에너지와 경제성장 간의 시계열적 관련성이나 인과 관계에 주목한 경우가 대다수이다. 패널 데이터를 사용한 연구들도 결국은 방법론이 조금 수정되었을 뿐 대부분 경제성장과 에너지 소비 사이의 인과관계에 주목한 것은 동일하다. 신재생에너지를 명시적으로 고려한 연구도 Sari & Soytaş(2004), Sadorsky(2009), Apergis et al.(2010b), Inglesi-Lotz(2013), Chang et al.(2015) 등이 있다. 그러나 기존 연구들의 경우 비효율성을 명시적으로 모형 내에 고려한 경우는 없다.

따라서 본 연구는 시간 가변 비효율성과 신재생에너지를 모형 내에 명시적으로 감안하고 GDP와 에너지를 포함한 생산함수를 추정하였다는 점에 방법론적인 특징이 있고, 신재생에너지와 비효율성을 포괄하는 하나의 수식으로 비효율성이라는 새로운 관점에 입각하여 신재생에너지의 수용성 문제를 접근하였다는 점에서 타 연구와의 차별점이 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 확률변경함수에 기준한 생산함수의 이론모형을 소개하였고, III장에서는 자료와 실증분석 결과를 제시하였다. IV장에서는 결론과 정책적 시사점, 연구의 한계 등을 제시할 것이다.

2. 이론 모형

확률변경분석(SFA)은 기술비효율오차를 포함한 특정한 함수 형태를 가정한 후 통계적 추정을 실시하여 함수의 계수 및 효율성을 추정하는 방법이다. 비모수적 선형계획법의 일종인 data envelopment analysis(이하 DEA)와는 달리 확률오차를 비효율오차에서 분리할 수 있으며 추정 계

수나 비효율오차 등에 대한 통계적 유의성 검정이 가능하다는 장점이 있다. 일반적으로 생산변경함수의 모형은 다음의 수식 (1)과 같이 표현할 수 있다. Y 는 관측된 실제 생산량이나 비용 등을 의미하고 $f(\cdot)$ 는 생산함수나 비용함수 등을 의미한다. 경제 이론에 따르면 생산함수 등은 투입물에 대한 최적의 산출량을 의미하며, 즉 프론티어를 의미한다. v_i 는 확률오차항을 의미하며, TE_i 는 기술효율 즉 프론티어에서 이격된 정도를 의미한다. 수식으로 정의하자면 $TE_i = Y_i/f(X_i|\beta)$ 이므로 $f(\cdot)$ 는 이론적인 최대의 생산물이므로 TE_i 는 영보다 크고 1보다 작게 된다.

$$Y_i = f(X_i|\beta)\exp(v_i) \cdot TE_i \quad (1)$$

식 (1)에서 기술효율은 $TE_i = \exp(-u_i)$ 로 표현된다.⁵⁾ u_i 는 기술비효율의 정의 상 비음의 값을 가져야 하기 때문에 통상적인 정규분포의 가정이 부적합한 경우가 많다. 이 경우 회귀식의 오차항이 정규분포를 하지 않기 때문에 오차항의 정규성을 가정하고 있는 OLS의 경우 비일치추정량이 된다. 따라서 계수의 추정에는 최대우도법을 적용한다.

본 연구에서는 Battese & Coelli(1992) 형태의 시간 가변적인 패널 SFA 모형을 이용한다. 시간가변 패널회귀모형은 기술비효율성 오차항의 분포를 가정하여 최대우도법으로 계수들을 추정한다는 점에서는 Aigner, Lovell, and Schmidt(1977)의 횡단면 SFA 모형과 유사하다. 그러나 기술비효율성의 분포에 선형추세를 따르는 시간 변화를 가정한다는 점에서 상이하다. 패널 SFA모형은 통상적으로 다음의 식 (2)와 같은 형태를 따른다. 시간을 의미하는 하첨자 t 가 첨가된 것 이외에는 통상적인 횡단면 SFA와 동일하다.

$$Y_{it} = f(X_{it}|\beta)\exp(v_{it} - u_{it}) \quad (2)$$

Battese & Coelli(1992)는 시간 추세가 있는 오차항을 일종의 선형 추세, 즉 $u_{it} = \exp(-\eta(t - T))u_i$ 의 형태로 가

정하였다. T 는 수집된 패널 자료 중 가장 나중의 시간값을 의미하고 t 는 특정 시점을 의미한다. 위 식에서 η 는 상수가 된다. v_i 와 u_i 에 대한 가정으로는 첫째로, v_i 는 평균이 영이고 분산이 σ_v^2 인 정규분포를 하며 iid 과정을 따른다. 둘째로, u_i 는 v_i 와 독립이며 설명변수와도 독립이다. 셋째로, u_i 도 iid 과정을 따른다.

Battese & Coelli(1992)의 모형에서는 u_i 를 통상적으로 비음의 절단 정규분포로 가정한다. 반정규분포는 기술비효율의 확률밀도함수가 0을 기준으로 정규분포를 하는 것으로 가정하기 때문에 비효율이 전혀 없는 생산단위의 빈도가 가장 많다는 것을 전제한다. 그런데 현실적으로 비효율적인 생산단위가 아주 많을 때 0이 아닌 임의의 점을 기준으로 정규분포를 가정하는 것이 더 적합하다. 기술비효율 오차(u)에 대한 확률밀도함수의 절단정규분포는 다음 식 (3)과 같이 알려져 있다.

$$f(u) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}\sigma\Phi(-\mu/\sigma)} \exp\left(-\frac{(u-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) \quad (3)$$

여기서 $\Phi(\cdot)$ 는 누적표준정규분포함수를 의미한다. μ 는 가상의 정규분포 즉 절단이 일어나기 전 분포의 평균을 의미하고 σ^2 은 분산을 의미한다. 만약 $f(\cdot)$ 가 로그 선형이 되는 함수라면 식 (2)는 $\ln Y_{it} = \ln X_{it}\beta + v_{it} - u_{it}$ 의 형태로 표현할 수 있다. 식(3)의 절단정규분포 가정 하에서 복합오차의 분포를 $E_{it} = v_{it} - u_{it}$ 라고 하면, $E_{it} = \ln Y_{it} - \ln X_{it}\beta$ 이므로 최우법을 적용하여 여러 계수를 추정할 수 있다. 계수추정 후 $E(u_{it}|v_{it} - u_{it})$ 를 통해 비효율성의 오차항을 추정한다. 조건부 기댓값의 공식은 다음의 식 (4)와 같다.

$$E[u_{it}|v_{it} - u_{it}] = \frac{1 - \Phi(\eta_{it}\sigma_i^* - \mu/\sigma_u)}{1 - \Phi(-\mu_i^*/\sigma_i^*)} \exp(-\eta_{it}\mu_i^* + \frac{1}{2}\eta_{it}^2\sigma_i^{*2})$$

$$\text{단, } \mu_i^* = \frac{\mu\sigma_v^2 - \eta_i'(v_{it} - u_{it})\sigma^2}{\sigma_v^2 + \eta_i'\eta_i\sigma^2}, \quad \sigma_i^* = \frac{\sigma_v^2\sigma^2}{\sigma_v^2 + \eta_i'\eta_i\sigma^2} \quad (4)$$

이러한 조건부 기댓값을 통해 u_{it} 와 상수 η 가 얻어진다. $u_{it} = \exp(-\eta(t - T))u_i$ 의 공식을 역산하여 u_i 또한 구할 수 있으므로 시간 추세 t 를 조정하여 비효율성의 선형

5) Kumbhakar and Lovell(2000)을 참조바란다. u 는 기술비효율오차이고 이에 음(-)의 부호를 붙이고 지수값을 취하면 기술효율이다. 즉, 기술효율 $TE = \exp(-u)$ 이고 $\ln TE = -u$ 그러므로 $u = -\ln TE$ 이다.

시간 추세를 구할 수 있다.

추정된 비효율성의 시간변화 η 와 기술 비효율 오차와 확률오차(random error)로 구성된 전체 분산에서 기술비효율 오차의 분산이 차지하는 비중을 의미하는 γ 에 대해 영이라는 제약을 가하게 되면 결국 비효율성은 없게 된다.⁶⁾ 이 경우 최우법은 결국 OLS가 되므로 OLS와 Battese & Coelli (1992)의 모형 적합성에 대한 likelihood값을 비교하여 효율성의 존재에 대한 로그우도비 검정(LR-test) 가능하다. H를 비교하고자 하는 모형 각각에 대한 log likelihood 값이라고 하면 검정통계량의 공식은 $-2[\ln H_{restricted} - \ln H_{unrestricted}]$ 이 되며 해당 검정통계량은 제약의 수 2의 자유도를 가지는 $\chi^2(2)$ 분포를 근사적으로 따르는 것으로 알려져 있다.

일반적인 생산함수의 형태는 다음의 식 (5)와 같다. Y_{it} 는 산출량을 나타내고 $f(K_{it}, L_{it}, Nonren_{it}, Ren_{it})$ 는 생산함수를 의미한다. 그러나 자본의 K와 노동의 L외에도 비신재생에너지 사용량(Nonren)과 신재생에너지 사용량(Ren)의 변수가 포함되었다는 점이 다르다.

에너지는 하나의 생산요소이므로 생산함수에 포함되는 것이 부자연스럽지 않으며 기존의 SFA 연구들에서도 에너지 소비의 변수들을 포함시켜 생산함수를 확장시킨 연구들을 발견할 수 있다. 예를 들어 Reinhard et al.(1999), Reinhard et al.(2000), 강상목·김해창(2011), 강상목(2012), 강상목·조단(2013) 등에서는 기존의 생산함수에 에너지 사용량을 포함시켜 분석한 적이 있다.

본 연구의 생산함수는 국가 단위의 거시적 관점으로 작성되었으며, 아직 정책적 요인을 제외하면 신재생에너지의 가격은 일반적으로 그리드패리티에 도달하지 못한 것으로 보는 경우가 많으므로 신재생에너지와 비신재생에너지는 국가적으로 생산에 미치는 영향이 다를 수 있어 신재생에너지와 재생에너지를 각각 분리하여 모형에 포함하였다.

$$Y_{it} = f(K_{it}, L_{it}, Nonren_{it}, Ren_{it}) \exp(v_{it} - u_{it}) \quad (5)$$

식 (5)의 양변에 로그를 취하면 다음의 식 (6)을 얻을 수

6) 즉, $\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2$. 여기서 $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ 이다. σ_v^2 가 무한하게 양(+)으로 커지거나, σ_u^2 가 0으로 접근하면 복합오차항이 확률오차에 의해 구성되어 있음을 의미하고 σ_u^2 가 무한하게 양(+)으로 커지는데 반하여 σ_v^2 가 0에 가까워지면 u_i 가 복합오차항의 대부분을 차지하고 있음을 의미한다.

있다. 즉,

$$\ln Y_{it} = \ln f(K_{it}, L_{it}, Nonren_{it}, Ren_{it}) + v_{it} - u_{it} \quad (6)$$

본 연구에서는 콥-더글러스 형태의 생산함수와 보다 일반적인 트랜스로그 형태의 생산함수에 대하여 각각 추정을 실시한 후 상기 설명하였던 모형 적합성에 대한 log likelihood 값을 검정함으로써 보다 적합한 모형을 선택한다. 먼저 생산함수가 콥-더글러스 형태라 가정하면 생산함수는 다음의 식 (7)과 같다.

$$\ln Y_{it} = b_0 + b_1 \ln K_{it} + b_2 \ln L_{it} + b_3 \ln Nonren_{it} + b_4 \ln Ren_{it} + v_{it} - u_{it} \quad (7)$$

다음으로 트랜스로그 형태의 생산함수를 가정하는 경우는 다음의 식 (8)과 같다. 식 (7)의 콥-더글러스 함수는 식 (8)에서 교차항의 계수를 영으로 제약한 형태이고 선형제약의 수는 교차항의 수인 10개이다. 따라서 $\ln H_{restricted}$ 를 콥-더글러스 함수의 log likelihood 값이라고 하고 $\ln H_{unrestricted}$ 을 트랜스로그 함수의 log likelihood 값이라 하면 검정통계량의 공식은 $-2[\ln H_{restricted} - \ln H_{unrestricted}]$ 가 되고 해당 검정통계량은 근사적으로 $\chi^2(10)$ 을 따른다.⁶⁾

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & b_0 + b_1 \ln K_{it} + b_2 \ln L_{it} + b_3 \ln Nonren_{it} \quad (8) \\ & + b_4 \ln Ren_{it} + b_5 \ln L_{it} \ln K_{it} \\ & + b_6 \ln L_{it} \ln Nonren_{it} + b_7 \ln L_{it} \ln Ren_{it} \\ & + b_8 \ln K_{it} \ln Nonren_{it} + b_9 \ln K_{it} \ln Ren_{it} \\ & + b_{10} \ln Nonren_{it} \ln Ren_{it} \\ & + 1/2 b_{11} (\ln K_{it})^2 + 1/2 b_{12} (\ln L_{it})^2 \\ & + 1/2 b_{13} (\ln Nonren_{it})^2 \\ & + 1/2 b_{14} (\ln Ren_{it})^2 + v_{it} - u_{it} \end{aligned}$$

상기 식 (7)과 식 (8)의 생산함수는 선형이므로 계량적으로 분석하기 용이한 형태이고, 추정된 계수값 b_i 는 각 변수의 GDP 편탄력성을 의미하므로 해당 모형을 통하여 신재생에너지와 비신재생에너지의 탄력도를 직접적으로 측정

6) 통상적으로 오차항에 대한 가정이 정규분포인 최소자승법 기반의 분석에서는 항상 제약된 식의 log likelihood 값이 제약되지 않는 값의 그것보다 작으나 SFA 추정의 경우 비효율성 오차항의 존재로 인해 제약된 식의 log likelihood 값이 더 클 수 있다. 유의수준 1%에서 $\chi^2(10)$ 의 임계값은 23.21이다.

할 수 있다는 장점이 있다. 본 연구의 실증분석에서는 이들 두 함수 중 우도비검정을 통하여 보다 적합한 모형을 판정하고 보다 적합한 추정식에 기초하여 시뮬레이션 분석을 시행한다.

3. 자료 및 실증결과

3.1 자료

분석 자료는 World Bank의 WDI를 기본으로 하였다. 다만 WDI의 경우 원별 에너지 통계가 다소 불충분하므로 IEA의 에너지 통계 자료를 별도로 입수하여 WDI의 자료에 병합하여 사용하였다. 유효하지 않은 자료를 제외하고 최종적으로 30개국의 1991-2013년에 걸친 총 690개의 자료가 분석에 사용되었다.⁷⁾ 생산 변수로는 2010년 US\$기준 불변가격 GDP를 사용하였다. 노동량에 해당하는 자료는 경제활동인구에서 실업자수를 제외하고 산출하였다. 신재생에너지와 비신재생에너지의 소비량은 IEA 자료의 최종에너지 소비를 바탕으로 하였는데, 최종에너지 소비의 경우 2차 에너지인 전력과 열이 포함되며, 전력과 열을 사용할 때 사용된 에너지원이 집계에서 제외되므로 본 연구에서는 전력과 열을 최종에너지 소비에서 제외하는 대신 발전소와 열병합발전소, 열생산시설에 사용된 원별 연료사용량을 최종에너지 소비에 포함시켜 2차에너지를 제외한 원별 최종에너지 소비량 자료를 구축하였고 이를 다시 신재생에너지와 비신재생에너지로 구분하였다.⁸⁾

자본스톡에 해당하는 자료는 2010년 US\$기준 불변가격 총고정자본형성 자료를 영구재고법으로 누적시켜서 산출하였다. 영구재고법을 통한 자본스톡을 생성하기 위해서는 기본적으로 자본투자의 시계열, 초기자본, 감가상각, 물가의 네 가지 변수에 대한 정보가 필요하다. 자본투자의 시계열을 제외한 초기자본과 감가상각은 통상적으로 2차 통계로

쉽게 수집할 수 있는 자료가 아니므로 여러 가지 방법으로 자본 스톡을 추정할 다양한 연구가 수행되어 왔다. 본 연구는 비교적 최근의 연구인 Berlemann et al.(2014)에서 사용한 방법론을 기초로 하여 자본 스톡을 추정하되 자료의 특성과 분석의 편의를 감안하여 감가상각의 추정치는 4.6%를 사용하였다.⁹⁾ 해당 감가상각률은 자본 수명 약 20년 정도에 상당하는 수치이다. 최근 자본 스톡 추정 연구의 감가상각률 추정 방식은 미국 등 특정 국가의 자료로부터 시계열적 변동을 감안한 감가상각률 또는 횡단면적으로 다양한 산업 구성 별 감가상각률을 사용하는 경우가 대다수이나 해당 방법을 사용하기 위해서는 그에 상응하는 자료가 존재해야 하기 때문에 자료 매칭 관계로 다수의 자료를 포기해야 하는 문제가 발생할 수 있어 단순한 방식을 사용하였다.

초기 자본스톡은 Berlemann et al.(2014)의 예를 따라서 $\ln I_t = \alpha + \beta t + \epsilon_t$ 에 대한 회귀분석을 각 국가에 대해 실시하여 추정계수를 식 (9)에 대입하여 초기값을 계산하였다.

$$K_{t_0} = \frac{I_{t_1}}{g_i + \delta} \approx \frac{\hat{I}_{t_1}}{\hat{\beta}_i + \delta} \tag{9}$$

여기서 K_{t_0} 는 초기년도(0기)의 자본 스톡을 의미하며 I_{t_1} 은 1기의 투자 즉 본 연구에서는 1기의 총 고정자본 형성을 의미하며, δ 는 감가상각률을 의미한다. g_i 는 장기 투자 성장률을 의미한다.

변수별 요약 통계는 다음의 Table 1과 같다.

Table 1. Summery Statistics

Variable	Average	S,D.	Min.	Max.
Value Added	1,280,000	2,450,000	7,550	15,800,000
# of Labor	17,100,000	26,800,000	140,764	149,000,000
Capital Stock	38,300,000	7,030,000	277,000	45,900,000
Non renewable	149,005	349,735	585	2,083,155
Renewable	11,824	21,196	31	146,495

7) 분석 대상 국가는 가나다 순으로 그리스, 네덜란드, 노르웨이, 뉴질랜드, 덴마크, 독일, 룩셈부르크, 멕시코, 미국, 벨기에, 스웨덴, 스위스, 스페인, 아이슬란드, 아일랜드, 영국, 오스트레일리아, 오스트리아, 이탈리아, 일본, 체코, 칠레, 캐나다, 터키, 포르투갈, 폴란드, 프랑스, 핀란드, 한국, 헝가리의 30개국이다.

8) 본 연구에서는 WDI의 자료를 통해 얻을 수 있는 화석에너지와 비화석에너지 사용량 대신 IEA자료를 이용한 신재생에너지와 비신재생에너지 자료를 사용하였다.

9) 4.6%은 유럽 중앙은행(2006)의 포괄적인 감가상각률을 인용한 수치이다.(ECB(2006), "Monthly Bulletin 2006. 05", European Central Bank.)

3.2 실증결과

3.2.1 생산함수와 효율성 추정

제 II 장에서 언급하였듯이 본 연구에서는 생산함수에 비신재생과 신재생에너지 사용량을 모두를 포함시킨 콥-더글러스 생산함수와 트랜스로그 생산함수 각각을 추정한다. 아래의 Table 1은 생산함수의 추정계수이다. 콥-더글러스 생산함수의 경우 노동, 자본, 신재생에너지, 비신재생에너지 모두 높은 양의 계수가 추정되어 통상적인 생산함수에 대한 관념과 일치하였다. 모든 투입물이 정상재이므로 산출물을 증가시키게 된다. 비신재생에너지의 추정계수가 신재생에너지의 계수보다 커서 상대적으로 신재생에너지보다 비신재생에너지를 증가시키는 경우가 GDP를 더 많이 증가시킬 확률이 높다. 즉, 비신재생에너지 1%가 증가할 경우 GDP는 0.172%증가하지만 신재생에너지가 1% 증가할 경우는 0.024% 밖에 증가하지 않아서 비신재생에너지의 탄력성이 신재생에너지의 탄력성보다는 크다.

감마 ($\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2$)가 0.956으로서 기술 비효율 오차와 확률오차(random error)로 구성된 전체 분산에서 기술비효율 오차가 차지하는 비중이 95.6%임을 의미한다. 이는 오차의 대부분이 모두 에너지비효율 오차로 구성되어 있음을 알 수 있다. 에너지비효율 오차의 분포가 절단정규분포로서 화석에너지 비효율 오차, $u_i \sim iid N^+(\mu, \sigma_u^2)$ 이므로 u_i 의 분포가 0이상이 되는 구간에서 유의하고 $\mu = 0.425$ 를 중심으로 좌우 대칭이 되는 분포로 이루어져 있음을 의미한다.¹⁰⁾ 에타(η)는 화석에너지 비효율의 시간변화의 형태를 보여준다. 즉, 화석에너지의 효율은 유의하고 시간변화에 따라서 지속적으로 향상되는 것으로 나타나고 있다. 또한 화석에너지의 비효율이 존재하지 않을 경우 최대우도추정(MLE)이 필요하지 않고 OLS추정이 필요하다. 이 둘의 결과를 기준으로 우도비 검정(LR)의 결과는 1038.84로서 화석에너지 비효율이 존재하지 않고 ($u_i=0$) 비효율이 시간에 따라서 불변($\eta=0$)이라는 귀무가설은 $\chi^2(2)=9.21$ 수준에서 기각되었다. 즉, 비효율이 존재하고 그 비효율은 시간에 따라서 변화한다는 것을 뒷받침한다. 시간의 효율성변화 계수인 η 역시 양의 값을 가지므로 효율성은 시간이 지남에 따

라 개선되는 경향을 보일 것이다.

트랜스로그 생산함수의 경우 변수들의 교차항으로 인하여 노동, 자본스톡 등의 계수가 통념과 같는지 확인하기 어렵다. 따라서 추정 계수를 바탕으로 한계 효과를 구하여 이를 보완하였다. 노동, 자본스톡, 신재생, 비신재생에너지의 각각의 로그값에 대하여 각각 편미분을 하고 노동, 자본스톡, 신재생, 비신재생에너지의 데이터의 평균값을 대입하면 각각 0.11, 0.85, 0.03, 0.02의 양수가 도출되며 이는 평균에서 각 변수가 1% 변할 때 생산의 로그값이 얼마나 변할지를 의미하는 것이다. 따라서 콥-더글러스 함수와 마찬가지로 투입물의 증가는 GDP를 증가시킨다고 볼 수 있다. 트랜스로그 모형에서도 비신재생에너지의 추정계수가 신재생에너지의 계수보다 커서 상대적으로 신재생에너지보다 비신재생에너지를 증가시키는 경우가 GDP에 미치는 영향이 크다. 즉, 다른 조건이 같다면 비신재생에너지 1%가 증가할 경우 GDP는 0.03%증가하지만 신재생에너지가 1% 증가할 경우는 0.02% 밖에 증가하지 않아서 비신재생에너지의 탄력성이 신재생에너지의 탄력성보다는 크다. 따라서 전반적으로 트랜스로그함수의 한계 효과로 본 계수 추정의 함의는 콥-더글러스의 계수 추정 결과와 크게 다르지 않다.

트랜스로그함수의 최소자승추정(OLS)과 최대우도추정(MLE)의 우도비 검정(LR)의 결과는 45.86으로 화석에너지 비효율이 존재하지 않고 ($u_i=0$) 비효율이 시간에 따라서 불변($\eta=0$)이라는 귀무가설은 $\chi^2(2)=9.21$ 수준에서 기각된다.

트랜스로그 함수에서 교차항의 계수에 영이라는 선형제약을 가한다면 콥-더글러스 함수로 변형할 수 있다. 따라서 콥-더글러스 함수와 트랜스로그 함수 중 어느 함수의 형태가 자료를 더 잘 대표하는지에 대해서도 LR검정이 가능하다. LR검정의 검정통계량은 제약의 수를 자유도로 하는 카이제곱분포임이 알려져 있는데, 이 때 제약의 수는 트랜스로그 함수의 교차항의 숫자인 10 이 된다. 확률변경함수가 콥-더글러스 형태라는 귀무가설에 대해 대립가설을 트랜스로그 함수라 설정했을 때, 귀무가설에 대한 로그우도값(1038.84)과 대립가설에 대한 로그우도값(512.90)으로 도출한 LR검정값은 -1051.88로서 임계값 $\chi^2(10)=23.21$ 에서 귀무가설을 기각시키지 못한다. 따라서 콥-더글러스

10) 반정규분포(half-normal distribution)에서는 화석에너지비효율 오차가 0을 기준으로 0 이상의 구간에 대하여 정규분포하는 것으로 간주된다.

함수가 트랜스로그 함수보다 더 적합한 것으로 판정되었으므로 콥-더글러스 추정식이 보다 타당하다. 그러므로 이하에서 효율성 도출 및 신재생에너지 확대가 GDP에 미치는 영향의 실증결과는 콥-더글러스 함수 추정치에 기준하여 도출하였다.

이상과 같은 추정계수를 조합하여 통합오차항에 대한 잔차를 도출한 후 통합오차항이 주어졌다는 조건 하에 비효율성 오차항 $-u_{it}$ 에 대한 조건부기대값을 구하고 지수를 취함으로써 각 국가의 시계열별 효율성을 도출할 수 있다.

Fig. 1은 GDP를 기준으로 측정한 생산효율을 30개국 평균과 한국을 대비시켜서 제시한 것이다.¹¹⁾ 한국의 생산효율은 30개 국가의 평균에 비하여 크게 떨어지는 것으로 나타났다. 한국의 시계열적 생산효율은 0.43~0.51로서 분석 대상 국가 평균보다 낮은 편으로 추정되었고, 1991년부터 2013년까지 총 23년간 약 0.08포인트 증가하였다.

특정 시점의 비효율성 오차항 u_{it} 는 시불변 비효율성 오차항 u_i 에 비효율성 시간변화계수 η 와 기준 시점 T , 특정 시점 t 를 조합하여 $u_{it} = \exp(-\eta(t - T))u_i$ 의 공식으로 계산하게 되며 모형 추정 시 u_i , η 가 동시에 도출되므로 임의의 t 값을 입력하기만 하면 u_{it} 의 수식에 따라 특정 시점의 비효율성 오차항과 효율성의 크기를 구할 수 있다. u_i , η 가 추정되면 미래 효율성의 추세도 해당 방법을 적용하여 구할

Table 2. Estimation result: Cobb-Douglas

Variable	SFA		OLS	
	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value
# of Labor (L)	0.177***	7.557	0.117***	7.105
Capital Stock (K)	0.503***	20.533	0.731***	60.760
Nonrenewable	0.172***	9.239	0.119***	6.484
Renewable	0.024**	2.717	0.005	0.743
Constant	8.483***	12.869	3.311***	13.126
σ^2	0.047***	7.281	0.028	-
Υ	0.956***	233.39	-	-
μ	0.425***	3.798	-	-
η	0.011***	15.61	-	-
Log likelihood	1038.84		256.15	

note) ***, **, * mean statistically significant of 0.01, 0.05, 0.1 respectively

11) 한국을 비롯한 30개국의 GDP를 기준으로 한 연도별 생산효율은 부록을 참조바란다.

Table 3. Estimation result:: translog

Variable	SFA		OLS	
	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value
# of Labor (L)	6.366***	7.147	6.363***	6.975
Capital Stock (K)	-1.973***	-3.276	-1.964***	-3.124
Nonrenewable	-3.044***	-3.220	-3.031***	-2.726
Renewable	1.906**	1.975	1.909***	6.165
L·K	-0.266***	-7.281	-0.260***	-6.251
L·Nonrenew	0.346***	4.114	0.345***	4.319
L·Renew	0.150***	4.249	0.160***	7.461
K·Nonrenew	0.019	0.346	0.025	0.585
K·Renew	-0.177***	-3.440	-0.183***	-11.135
Nonrenew·Renew	-0.011	-0.233	-0.014	-0.675
L^2	-0.121***	-3.687	-0.129***	-3.431
K^2	0.149***	5.022	0.146***	10.307
Nonrenew ²	-0.131**	-1.704	-0.136***	-2.806
Renew ²	0.047***	3.496	0.050***	8.991
Constant	-0.411	-0.411	-0.414	-0.053
σ^2	0.007***	7.526	0.014	-
Υ	0.024***	5.544	-	-
μ	0.026***	3.759	-	-
η	0.014**	1.894	-	-
Log likelihood	512.90		489.97	

note) ***, **, * mean statistically significant of 0.01, 0.05, 0.1 respectively

수 있다.

η 의 증가율을 가지고 신재생에너지 계획목표년도인 2035년까지 생산효율성을 연장하였다. 추정된 선형추세대로 효율성이 변화할 경우 생산효율성의 수준을 확인할 수 있다. 2035년까지의 효율성의 성장 추계는 한국의 경우 시계열별 효율성의 추이를 연장할 경우 2035년 기준으로 약 0.584의 효율성에 도달하게 된다. 2013년의 0.51과 비교하면 약 7포인트 증가한 수치이다.

3.2.2 신재생에너지 확대가 GDP에 미치는 영향

추정된 생산함수의 계수를 바탕으로 시나리오를 설정하여 에너지 목표와 효율성 향상이 GDP에 미치는 영향을 시뮬레이션하고자 한다. 먼저 시뮬레이션 대상 년도는 2차 에너지기본계획 상에 목표치가 제시된 2025년, 2030년, 2035년의 3개 년도를 대상으로 하였다. 에너지 목표치에 따른

Table 4. Simulation scenarios and assumptions

Scenario	Category	Assumption
Common Setting		- Simulation target year: 2025, 2030, 2035 - Every other conditions are same except energy consumption and efficiency change
BAU	Aims	Standard when there is no policy intervention for comparison
	Labor & Capital	- Growing by average growth rate of recent 3 years (2010~2014)
	Efficiency	- Not change by time
	Non-renewable	- Renewable ratio as of 2013 * Energy projection in 2th, energy plan
	Renewable	
Scenario 1	Aims	To measure pure size of GDP loss of renewable expansion
	Labor & Capital	- Growing by average growth rate of recent 3 years (2010~2014)
	Efficiency	- Not change by time
	Non-renewable	- 2035:: Energy target in 2th, energy plan & (non-electricity) renewable target ratio & 4th, renewable plan (electricity) renewable target ratio - 2030:: Energy target in 2th, energy plan & (non-electricity) renewable target ratio & 7th electricity plan (electricity) renewable target ratio (as of 2029)
	Renewable	- 2025:: Energy target in 2th, energy plan & (non-electricity) renewable target ratio & 7th electricity plan (electricity) renewable target ratio
Scenario 2	Aims	To measure net size of GDP change of renewable expansion and efficiency change
	Labor & Capital	- Growing by average growth rate of recent 3 years (2010~2014)
	Efficiency	- Growing by the rate eta
	Non-renewable	- Same as scenario 1
	Renewable	
Scenario 3	Aims	To measure pure size of GDP growth because of efficiency change
	Labor & Capital	- Growing by average growth rate of recent 3 years (2010~2014)
	Efficiency	- Growing by the rate eta
	Non-renewable	- Renewable ratio as of 2013 * Energy projection in 2th, energy plan
	Renewable	

시나리오 1은 효율성이 2013년 수준에서 정체되어 있다고 가정하였고, 시나리오 2는 효율성이 추세대로 증가한다고 보았다. 각각의 시나리오를 기본치 BAU와 비교하여 상대적 GDP 변화분을 측정한다. 시나리오 1의 경우, 효율성 상승 없이 신재생에너지 확대만이 발생하였을 때의 GDP변화를 측정하기 위해 포함되었다. 시나리오 2의 경우, 효율성 변화까지 고려된 전체적인 효과를

비교하기 위하여 도입되었다. 시나리오 3의 경우 효율성 상승의 순효과를 측정하기 위해 도입하였다.

신재생에너지 확대와 효율성 외 다른 변수들의 변화는 BAU와 시나리오 1, 2가 공유한다. 자본 스톡과 노동량은 분석에 사용되었던 WDI의 자료를 기반으로 최근 5년 평균성장률 기준(2010~2014)으로 추세적 성장을 한다고 하였다.¹²⁾ BAU의 신재생에너지 비중은 분석 데이터 최종 시점(2013년)에 고정되어 있다고 가정하였고 총 에너지 사용량은 2차 에너지 기본계획의 전망치를 따랐다. 시나리오 1, 2의 경우 최종 에너지 전체 소비는 2차 에너지 기본계획의 목표치를 따랐다. 신재생에너지 비중의 경우, 2차 에너지

12) IEA의 에너지 자료와의 매칭 관계로 생산함수 추정 시에는 2014년 데이터를 사용하지 못하였으나 자본량과 노동량을 추계할 경우에는 2014년 자료까지 사용할 수 있었다.

기본계획의 경우 전력이 제외된 신재생에너지 보급 목표만 기재되어 있으므로, 2차 에너지기본계획의 비전력 신재생 비중에 에너지 기본계획의 하위 계획인 7차 전력수급계획과 4차 신재생에너지 기본계획의 전력 신재생 비중 목표를 혼합하여 통합 신재생 에너지 목표 비중을 작성하였다. 즉 ‘(비전력)신재생에너지 목표비중 + (전력소비목표비중 X 전력신재생에너지목표비중)’을 통해 최종적인 신재생에너지 목표 비중을 구한 것이다. 다만 전력수급계획의 계획년도는 2029년으로서 2030년의 목표는 제시되어 있지 않으나 2030년의 전력 신재생에너지 사용 비중과 2029년의 비중이 큰 차이가 없을 것으로 2029년의 목표를 2030년 전력 신재생에너지 목표 비중으로 대체하였다.

이러한 시나리오별 신재생에너지의 투입량을 제시하면 Table 5와 같다. 2차 에너지 기본계획의 에너지 소비 전망치를 따르면 에너지 소비량은 2025년에 248.7백만 TOE, 2030년에 254.3백만 TOE로 증가하는 추세를 보이다가 2035년에 소폭 감소하여 254.1백만 TOE가 된다. 반면 목표치의 경우 2025년에 226.7백만 TOE로 전망치에 비해 약 22백만 TOE가 감소한 규모이다. 2030년의 목표치는 226.0 백만 TOE, 2035년의 목표치는 220.5백만 TOE로 2025년 목표 대비 점차 감소하는 추세를 보인다. 전망치의 신재생에너지 비중은 분석 자료의 최종 년도의 비중을 유지한다고 가정한 수치이고, 목표치의 신재생에너지 비중은 2차 에너지기본계획 및 하위 계획의 목표치를 조합한 수치로서 시간이 지남에 따라 조금씩 증가하는 방향으로 설정되어 있으나 2025년 5.98%에서 2035년 7.6%로 약 1.62%p 정도가 변한 정도이다. 다만 해당 신재생에너지 비중은 전력 발전 대비 비중이 아닌 최종에너지 대비 비중임을 유의

Table 5. (Non)Renewable energy consumption scenario

Unit: Millon TOE(As of 2010)

Time	Projection (BAU, Scenario3)		Target (Scenario1, 2)	
	Nonrenew	Renew	Nonrenew	Renew
2025	242.8 (95.3%)	5.9 (2.36%)	213.1 (94.0%)	8.3 (5.98%)
2030	248.3 (95.1%)	6.0 (2.36%)	210.7 (93.2%)	8.7 (6.8%)
2035	248.1 (95.0%)	6.0 (2.36%)	203.6 (92.6%)	18.8 (7.6%)

할 필요가 있다.

이와 같이 신재생에너지 투입량에 변화를 줄 경우 추정된 생산함수에 따라서 시나리오별 GDP에 변화를 초래할 것이다. Table 6은 신재생에너지 비중과 효율성의 수준에 따른 시나리오 별 GDP 변화를 추정된 결과이다. 에너지 목표의 달성으로 인한 BAU 대비 에너지 사용량 감소와 신재생 에너지 확대로 2025년 기준 약 3,155 백만 달러의 손실과 2030년 기준 9,384 백만 달러의 손실이 발생하는 것으로 추정된다. 또한 2035년 기준으로 약 16,692 백만 달러의 손실이 예상되었다(시나리오1-BAU). 이는 2015년 GDP와 비교해 보았을 때 각각 0.2%, 0.7%, 1.3%에 해당하는 규모이다. 그러나 에너지를 전환하더라도 효율성이 기존의 추세대로 상승한다고 가정한다면 이러한 손실이 상쇄되어 오히려 2025년 기준 약 124,957 백만 달러, 2030년 기준 약 189,852백만 달러, 2035년 기준 약 264,962백만 달러의 GDP가 증가하게 된다(시나리오2-BAU). 한편 신재생 에너지 확대를 배제한 효율성 상승의 순효과는 2025년에서 2035년까지 약 128,112~281,655 백만달러에 해당한다(시나리오3-BAU).

Table 6. Real GDP projection by scenario

Unit: Millon \$(As of 2010)

Time	Real GDP projection by scenario			
	BAU	Scenario1	Scenario2	Scenario3
2025	1,547,311	1,544,156	1,672,268	1,675,423
2030	1,721,593	1,712,209	1,911,445	1,920,829
2035	1,906,858	1,890,165	2,171,820	2,188,513

Table 7. Comparison between each scenario and BAU

Unit: Millon \$(As of 2010)

Time	GDP projection of each scenario - BAU (Relative size based on 2015 real GDP)		
	Scenario1 -BAU	Scenario2 -BAU	Scenario3 -BAU
2025	-3,155 (-0.2%)	124,957 (9.9%)	128,112 (10.2%)
2030	-9,384 (-0.7%)	189,852 (15.0%)	199,236 (15.7%)
2035	-16,692 (-1.3%)	264,962 (20.9%)	281,655 (22.2%)

4. 결론

본 연구에서는 우리 나라의 에너지 계획인 2차 에너지 기본 계획과 7차 전력수급계획, 4차 신재생에너지계획 등의 최종에너지 소비 목표와 신재생에너지 보급 목표가 GDP에 얼마나 영향을 미치는지 생산 함수 추정에 기반하여 추정하여 보았다. 기존연구에서는 경제성장률과 에너지 소비 사이의 관계를 조명한 기존 연구들은 많으나 비효율성이 명시적으로 포함된 SFA모형을 이용하여 GDP와 에너지 소비 간의 관계를 연구한 사례는 찾아보기 어려웠다. 본 연구는 패널 SFA모형으로 비신재생에너지와 신재생에너지 사용량 또는 최종에너지 사용량이 포함된 생산함수와 시간 가변적 비효율성을 추정하고 추정 계수를 활용하여 신재생에너지 확대가 GDP에 미치는 손실을 측정하고 해당 영향이 추세적 효율성 향상으로 만회될 수 있는 수준인지를 확인하였다.

실증결과에 의하면 에너지 절약과 신재생 에너지 확대로 인하여 시나리오1에서 BAU차이에 따른 GDP의 손실은 2025년, 2030년, 2035년에 각각 약 3,155 백만 달러, 9,384 백만 달러, 약 16,692 백만 달러가 발생하는 것으로 나타났다. 이는 2015년 GDP와 비교해 보았을 때 각각 0.2%, 0.7%, 1.3%에 해당하는 규모이다. 그러나 위의 손실은 추세적 효율성 향상으로 충분히 만회될 수 있는 수준이다.

이러한 실증결과에 기초해 볼 때, 2차 에너지기본계획상의 목표는 우리 경제 수준 하에서 효율성 향상 등으로 충분히 흡수할 수 있는 수준이고 추가적인 여력이 있다고 볼 수도 있으므로 향후 에너지 계획에서는 에너지 절약 내지는 신재생 목표의 상향 조정도 검토해 볼 필요가 있다.

온실가스 저감과 신재생에너지 보급 정책을 적극적으로 시행하고자 한다면 정책의 수용성을 에너지 효율성과 관련 기술에 국한하여 평가하기 보다는 경영효율성, 장기적 산업 구조 등 포괄적 시각으로 검토할 필요가 있다.

신기후협약으로 한국도 2030년까지 예상되는 탄소배출량의 30%이상을 줄이겠다는 목표를 제시한 이상 온실가스를 자발적으로 감축하여야 하는 입장에서 신재생에너지 확대는 피할 수 없는 선택이다. 나아가 신재생에너지 확대는 온실가스를 비롯한 유해 배출가스가 감소함으로 인하여 대기환경 개선으로 인한 편익은 증가할 것이고 신재생에너지

확대는 미래의 지속가능한 경제성장을 가능하게 한다는 점에서 긍정적인 면이 존재한다. 따라서 본 연구에서는 국가적인 신재생에너지 확대가 GDP에 미치는 영향을 최소화하고 효율성 향상으로 이를 만회할 수 있도록 해야 할 것이다. 이와 관련하여 단기적으로 신재생에너지에 대한 높은 비용 단가로 인하여 일어날 수 있는 산업 생산성에 미치는 부정적 영향을 최소화하고 장기적으로 기술혁신을 통하여 그 비용을 절감해 나가는 노력이 이루어져야 할 것이다.

본 연구의 한계는 세부적인 에너지원별 접근의 분석 난이도가 높았기 때문에 비신재생에너지와 신재생에너지로 에너지원을 단순화시킴으로 인해 원별 탄소계수 적용을 통한 온실가스 배출량은 산출할 수 없었다는 점이다. 2014년 에너지기본계획, 신재생에너지기본계획, 전력수급계획 이후에 수립된 2015년 온실가스 저감목표 INDC에 대한 평가가 불가능하였다. 에너지 기본 계획 및 전력 수급 계획 등은 지속적으로 수정되고 있다. 본 연구는 7차 신재생에너지 계획과 전력수급계획에 기반을 두고 있는데, 향후 보다 정합한 연구와 좀 더 최신의 계획을 반영된 새로운 연구가 계속될 필요가 있으며, 해당 연구들을 통해 신재생에너지 계획과 지속 가능한 성장의 기반이 확보되기를 기대한다.

감사의 글

본 연구는 2015년도 정부재원(교육과학기술부 인문사회 연구역량강화사업비)으로 한국연구재단의 지원으로 수행되었습니다(NRF-2015S1A5A2A03049131).

References

- [1] 강상목, 2012, “온실가스 감축에 대비한 에너지 효율의 계측”, 『환경정책연구』, 제 11권 제 1호, pp.75-97.
- [2] 강상목·김해창, 2011, “생산 프론티어 접근을 통한 에너지 효율 비교 :OECD 국가를 중심으로”, 『자원·환경경제연구』, 제 20권 제 1호, pp.33-60.
- [3] 강상목·조단, 2013, “화석에너지와 CO2배출량 규제 하의 경제와 환경의 효율성 분석”, 『자원·환경경제연구』, 제 22권 제 2호, pp.329-365.

- [4] 김철환, 1998, “한국의 에너지소비와 경제성장 사이의 인과관계: 오차수정모형”, 『한국경제연구』, 1, pp. 129-155.
- [5] 노건기·이중호·박중구, 2016, “한국의 경제성장, 전력소비, CO2배출 간 인과관계 분석”, 『신재생에너지』, 12(S1), pp. 34-41.
- [6] 박기현·김진경, 2013, “부문별 에너지소비와 경제성장의 인과관계 분석”, 『에너지경제연구』, 12(2), pp. 59-83.
- [7] 유서익·배정환, 2016, “에너지소비와 경제성장간의 공적 분과 인과관계: 중국을 중심으로”, 『무역통상학회지』, 16(2), pp. 71-96.
- [8] Aigner, D. J, Lovell, C. A. K., and P. Schmidt, 1977, “Formulation and Estimation of Stochastic Production Function Models”, *Journal of Econometrics*, 174, pp. 21-37.
- [9] Al-Iriani, M. A., 2006, “Energy-GDP Relationship Revisited: An Example from GCC Countries Using Panel Causality”, *Energy Policy*, 34 (2006) pp. 3342-3350.
- [10] Apergis, N. and J. E. Payne, 2009, “Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from the Commonwealth of Independent States”, *Energy Economics*, 31 (2009), pp. 641-647.
- [11] Apergis, N. and J. E. Payne, 2010a, “The Emissions, Energy Consumption, and Growth Nexus: Evidence from the Commonwealth of Independent States”, *Energy Policy*, 38 (2010) 650-655.
- [12] _____ 2010b, “Renewable Energy Consumption and Economic growth: Evidence from a Panel of OECD Countries”, *Energy Policy*, 38 (2010), pp. 656-660.
- [13] Battese, G. E. & T. J. Coelli, 1992, “Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data”, *Journal of Productivity Analysis*, 3:1/2, pp. 153-169.
- [14] Berlemann, M. & J.K. Wesselhöft, 2014, “Estimating Aggregate Capital Stocks Using the Perpetual Inventory Method - a Survey of Previous Implementations and New Empirical Evidence for 103 Countries”, *The Review of Economic Studies*, 65, pp. 1-34.
- [15] Bowden, N. and J. E. Payne, 2009, “The Causal Relationship between U.S. Energy Consumption and Real Output: A Disaggregated Analysis”, *Journal of Policy Modeling*, 31 (2009) pp. 180-188.
- [16] Chang et al., 2015, “Renewable Energy and Growth: Evidence from Heterogeneous Panel of G7 Countries Using Granger Causality”, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 52(2015), pp. 1405-1412.
- [17] ECB, 2006, “Monthly Bulletin 2006. 05.”, European Central Bank.
- [18] Ghali, K. H. and M.I.T. El-Sakka, 2004, “Energy Use and Output Growth in Canada: a Multivariate Cointegration Analysis”, *Energy Economics*, 26 (2004), pp. 225-238.
- [19] Glasure, Y. U. and A. Lee, 1997, “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.
- [20] Hossain, M. S., 2011, “Panel Estimation for CO2 Emissions, Energy Consumption, Economic Growth, Trade Openness and Urbanization of Newly Industrialized Countries”, *Energy Policy*, 39 (2011), pp. 6991-6999.
- [21] Inglesi-Lotz, R., 2013, “The impact of renewable energy consumption to economic welfare: a panel data application”, University of Pretoria.
- [22] Joberta, T. and F. Karanfilb, 2007, “Sectoral Energy Consumption by Source and Economic Growth in Turkey”, *Energy Policy*, 35 (2007) pp. 5447-5456.
- [23] Kumbhaka, S. and C. A. Knox Lovell, 2004, Stochastic Frontier Analysis, *Cambridge University Press*.
- [24] Lee, C., 2005, “Energy consumption and GDP in developing countries: A cointegrated panel analysis”, *Energy Economics*, 27(2005), pp. 415-427.
- [25] Oh, W. and K. Lee, 2004, “Causal Relationship between Energy Consumption and GDP Revisited: the Case of Korea 1970-1999”, *Energy Economics*, 26 (2004), pp. 51-59.
- [26] Reinhard, S., Lovell, C. K., & Thijssen, G., 1999, Econometric estimation of technical and environmental efficiency: an application to Dutch dairy farms. *American Journal of Agricultural Economics*, 81(1), 44-60.
- [27] Reinhard, S., Lovell, C. K., & Thijssen, G. J., 2000, Environmental efficiency with multiple environmentally detrimental variables; estimated with SFA and DEA. *European Journal of Operational Research*, 121(2), 287-303.
- [28] Sadorsky, P., 2009, Renewable energy consumption and income in emerging economies. *Energy policy*,

- 37(10), 4021-4028.
- [29] Sari, R., & Soytas, U., 2004, Disaggregate energy consumption, employment and income in Turkey. *Energy Economics*, 26(3), 335-344.
- [30] Soytas, U. and R. Sari, 2003, "Energy Consumption and GDP: Causality Relationship in G-7 Countries and Emerging Markets", *Energy Economics*, 25(2003). pp. 33-37.
- [31] Stern, D., 2000, "A Multivariate Cointegration Analysis of the Role of Energy in the US Macroeconomy", *Energy Economics*, 22(2000), pp. 267-283.
- [32] Stern, D., 1993, "Energy and Economic Growth in the USA A Multivariate Approach", *Energy Economics*, 15(1993), pp.137-150.