

일본의 CO₂배출, 원자력에너지, 신재생에너지 관계 분석*

원두환** · 이연정*** · 정수관****

요 약

본 연구는 ARDL 모형을 이용하여 일본의 CO₂ 배출과 원자력에너지, 신재생 에너지소비의 장·단기 관계를 분석하였다. ARDL-한계검정 결과 일본의 CO₂배출량, 소득, 에너지소비, 신재생에너지소비, 원자력에너지소비 간에 공적분이 존재하는 것으로 나타났다. 장기적으로 일본의 CO₂ 배출량은 총에너지소비량과, 원자력에너지 소비에 의해서 결정되는 것을 확인하였다. 일본의 원자력에너지 발전은 CO₂ 배출 저감에 기여하는 것으로 나타났으나, 신재생에너지는 CO₂ 배출을 저감하는데 유의한 효과가 없는 것으로 나타났다. 신재생에너지에 대한 비중이 미미하고, 신재생에너지가 효율적으로 생산되지 않아 중간과정에서도 CO₂가 많이 발생할 가능성이 높다. CO₂를 저감할 수 있는 획기적인 기술이나 방법이 없는 상태에서 일본이 원자력 발전을 재가동하지 않는다면 향후 기후협약을 준수하는데 어려움이 발생할 수 있을 것으로 예상된다.

주요 단어 : ARDL, CO₂, 신재생에너지, 원자력에너지
경제학문헌목록 주제분류 : Q4, Q58

* 이 논문 또는 저서는 2017년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2017S1A5B8057488).

** 부산대학교 경제학부 교수(주저자). doohwan@pusan.ac.kr

*** 부산대학교 경제통상연구원 전임연구원(공동저자). yeonjeong@pusan.ac.kr

**** 창원대학교 글로벌비즈니스학부 조교수(교신저자). sukwan@changwon.ac.kr

I. 서 론

온실가스배출로 인한 환경문제가 심각해짐에 따라 오염을 억제하기 위한 국제적인 협력이 지속적으로 요구되고 있다. 일본을 포함한 국가들은 1997년 교토의정서(Kyoto Protocol)에 합의함으로써 온실가스 배출 감축의 의무를 지게 되었으며, 2015년에는 파리기후협약(Paris Climate Change Accord)에 따라 더 많은 국가가 온실가스 배출 감축에 동참하게 되었다. 일본은 2015년 기준 세계에서 5번째로 많은 온실가스를 배출하고 있으며 파리기후협약 당시 2030년까지 2013년 온실가스 배출수준의 26%를 저감하겠다고 선언한 바 있다. 일본이 이러한 과감한 기준을 달성하기 위해서는 온실가스 저감을 위한 다양한 수단이 필요한 실정이다(CCPI, 2017).¹⁾

온실가스 배출을 감축하려는 방법으로 신재생에너지와 원자력발전 활용이 있다(Menyah and Wolde-Rufael, 2010; 신석하, 2014). 일본은 온실가스 감축과 더불어 화석연료의존과 에너지수입의존을 낮추기 위해 신재생에너지를 활성화하기 위한 적극적인 정책을 추진하고 있다. 그러나 2015년 일본의 전체 에너지 소비에서 신재생에너지가 차지하는 부분은 5.7%로 아직 높지 않은 수준이다(IEA, 2016). 신재생에너지가 단기적으로 급격하게 보급되기 어렵고 비용도 많이 들기 때문에 신재생에너지 의존만으로는 기후협약을 이행하기 어려운 것이 현실이라고 할 수 있다(Asano, 2013).

원자력발전의 경우 2011년 후쿠시마 원전사고 이후 일본 내 원자력발전에 대한 인식과 위상은 매우 달라졌다. 사고 이전만 하더라도 일본은 전체 전력

1) 일본의 CO₂ 배출 구조를 살펴보면 2016년 총1,222MMT의 CO₂를 배출하였다. 그 중에서 에너지 관련 부문에서 CO₂ 배출은 1144MMT으로 93.6%를 차지하고 있다. 분야별로는 산업부문에서 33.5%, 상업부문에서 21.6%, 교통부문에서 17.3% 가정부문에서 14.6% 에너지전환부문에서 6.4% 발생하고 있다(<https://www.env.go.jp/press/files/en/750.pdf>).

생산의 30% 이상을 원자력 발전에 의존하였고, 세계 3위의 원자력발전 용량을 보유하고 있었다(WNA, 2012). 일본 국내 에너지 생산의 75.9%를 원자력이 담당할 만큼 원자력발전이 중요한 에너지원이었다(IEA, 2016). 그러나 후쿠시마 사고 이후 원자력발전의 안전에 대한 신뢰 상실로 일본 내 모든 원전의 가동이 중지되는 사태가 발생하였다. 하지만 이후 에너지 해외 의존도의 증가, 에너지비용의 증가로 인하여 일본 내 원자력발전소 재가동에 대한 요구가 지속하고 있으며 파리기후협약의 온실가스 감축의무를 수행하기 위해서는 원자력 발전이 필요하다고 보고되고 있다(WNA, 2017).

따라서 온실가스 감축에 대한 신재생에너지와 원자력발전의 기여도를 예측하기 위해서 일본의 온실가스 배출량, 신재생에너지, 원자력발전과의 관계를 규명할 필요가 있다. 원자력발전, 신재생에너지와 온실가스 배출량 사이에 장단기적인 관계를 규명한다면 향후 일본의 원자력발전 및 신재생에너지 구성이 온실가스 감축에 어떠한 영향을 미칠 것인지 예측할 수 있을 것이다. 일본과 같이 해외에너지 의존도가 높고 원자력 비중이 높은 국내 에너지 공급 상황에 대해서도 시사점을 도출할 수 있을 것이다.

연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 원자력 및 신재생에너지를 포함한 주요 경제변수와 환경오염을 분석한 선행연구들을 살펴볼 것이다. 3장에서는 연구방법론인 autoregressive distributed lag(ARDL) 모형에 관해서 설명할 것이고, 4장에서는 대표적인 온실가스인 CO₂ 배출량과 주요 변수에 대한 분석 결과를 제시할 것이다. 마지막으로 5장에서는 요약 및 결론을 짓는다.

II. 선행연구

CO₂ 배출과 에너지와의 관계를 분석한 경제학적 연구들은 소득과 환경오염 배출의 관계를 규명하는 것에서부터 시작했다고 할 수 있다. 이러한 관계를 대표적으로 보여주는 경제학적 가설은 Grossman and Krueger(1993)가 제기한 환경쿠즈네츠곡선(environmental kuznets curve: EKC)이다. EKC에 의하면 경제성장의 초기 단계에서는 환경오염이 가중되지만 경제성장이 어느 수준 이상 이루어지면 환경오염이 줄어든다는 것이다. 즉 경제성장과 환경오염의 관계는 역U자 모형의 관계를 맺는 것으로 가정하고 있다. EKC 가설을 검정하기 위해 다양한 환경변수와 경제변수들의 관계가 분석되었으나 CO₂ 배출과 관련한 EKC의 존재 여부에 대해서는 확실한 결론을 내리기 어렵다. 일부 연구들은 EKC 가설을 지지하는 반면, EKC 가설과 다른 결과를 보여주는 연구들도 있다(Stern, 2004; Kijima et al., 2010). 우리나라의 CO₂ 배출에 대한 EKC 가설을 검증한 연구들도 연구마다 상이한 결과를 제시하고 있는데, 정용훈·김수이(2012), 신석하(2014)는 EKC 가설을 지지하고 있으나 김원규(2011)는 EKC 가설을 기각하고 있다.

경제성장 변수와 더불어 CO₂ 배출량에 영향을 미치는 요인으로 에너지소비량의 관계를 분석하는 연구가 2000년대 들어서 매우 활발해졌다. 단일 국가를 대상으로 분석을 시도한 연구부터 여러 국가를 동시에 분석한 연구들까지 다양한 지역과 기간을 대상으로 이들 변수 관계를 분석하는 연구가 수행되었다. 에너지소비 증가가 CO₂ 배출을 증가시킨다는 것에 대해서는 거의 모든 연구들이 동일한 결과를 보여주고 있으나, 경제성장에 대한 결과는 연구마다 차이가 있다. Soytaş et al.(2007)의 연구에서는 미국의 에너지소비 증가가 CO₂ 배출을 증가시키는 효과는 있지만, 경제성장과 CO₂ 간의 관계에서는 유의성을 발견하지 못하였다. 중국을 대상으로 분석한 Jalil and Mahmud(2009)와 Zhang

and Cheng(2009)는 에너지소비 증가가 CO₂ 배출을 증가시킨다는 점에서는 동일한 결과를 얻었으나, 경제성장이 CO₂ 배출에 기여하는 정도는 서로 다른 결과를 보여주었다. Liu(2005)와 Baek and Kim(2011)은 OECD국가와 G20국가를 대상으로 연구를 하였는데, 경제성장이 CO₂ 배출에 미치는 영향은 비슷하나 에너지소비가 CO₂ 배출에 미치는 영향은 서로 다르게 나타났다.

UN intergovernmental panel on climate change(UNIPCC)가 온실가스의 주범이 전력생산을 위한 화석연료 사용에 있다는 것을 밝힌 이후부터, CO₂와 경제, 에너지와의 관계 분석에서 전력부분의 신재생에너지와 원자력발전의 영향을 추가로 고려하기 시작하였다(IPCC, 2007. 2013). 즉, 경제성장, 에너지소비, 원자력발전, 신재생에너지와 CO₂ 배출량의 관계를 규명하려는 연구들도 다양하게 수행되었다. Iwata et al.(2010)과 Baek and Kim(2013)은 각각 프랑스와 한국을 대상으로 원자력 발전이 온실가스 저감에 유의한 영향을 미치고 있다는 것을 보여주었다. 여러 국가를 동시에 분석하여 원자력 발전이 온실가스 저감에 유의한 영향이 있다는 것을 보여주는 연구들도 있다(Richmond and Kaufman, 2006; Apergis and Payne, 2009; Iwata et al., 2011; Baek and Pride, 2014; 김수이, 2015; 박기현·김진경, 2013; 정수관·강상목, 2013). 이러한 기존의 원자력발전과 CO₂ 배출의 관계를 분석한 대부분의 연구는 원자력발전이 CO₂ 저감에 유의한 효과가 있다는 것을 보여주고 있다.

그러나 신재생에너지에 대한 결과는 연구마다 차이가 있다. Shafiei and Salim(2014)은 OECD 국가들을 대상으로 분석한 결과 신재생에너지가 CO₂ 저감에 유의하다는 것을 보여주었다. 또한 이탈리아를 분석한 Bento et al.(2016), EU의 15개국을 대상으로 분석한 Dogan and Seker(2016), 우리나라를 대상으로 분석한 김재화·김현석(2015) 등은 신재생에너지 사용이 CO₂ 저감에 도움을 된다고 보여준다. 그러나 Menyah and Wolde-Rufael(2010)은 미국을 대상으로, Sebri and Ben-Salha(2014)는 BRICs 국가들을 대상으로, 그리고 진상현·황인창(2014)은 OECD국가를 대상으로 분석을 하였으나 신재생에너지가 CO₂ 저감에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 정용

훈·김수이(2012)의 연구에서도 신재생에너지가 우리나라 온실가스 저감에 유의한 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다.

일본은 1970년 이후 원자력발전을 상업적으로 운전한 이후 원자력 발전시설 용량이 39,752MW에 달하는 세계 3위의 원자력발전 국가이다(IAEA, 2016). 그러나 후쿠시마 원전사고 이후 일본의 원자력 발전에 대한 관심이 급격히 낮아졌으며, 원자력 발전과 CO₂ 배출 간의 관계를 독립적으로 분석한 연구도 없다.

Baek and Pride(2014)와 Lee et al.(2017)이 OECD를 국가를 대상으로 분석하는 연구에서 일본의 자료들이 포함되어 분석되었으나 일본을 별도로 분석한 연구는 부재한 상황이다. Baek and Pride(2014)는 미국, 프랑스, 일본, 캐나다 스페인, 한국에 대해서 CO₂ 배출량, 원자력발전 비중, 소득의 관계를 cointegrated vector autoregression(CVAR) 방법을 이용하여 분석하였다. 일본의 경우 원자력 비중의 증가가 유의하게 CO₂ 배출을 감소시키는 것으로 나타났다며, 소득의 증가는 CO₂ 배출을 증가시키는 것으로 나타났다. 그러나 모형이 너무 단순하여 EKC 가설 증명할 수 없다는 점과, CO₂ 배출에 가장 큰 영향을 미칠 수 있는 에너지소비량이 분석에 제외되었다는 단점이 있다. Lee et al.(2017)은 원전을 이용하는 18개국에 대해서 CO₂ 배출, 소득, 원자력비중, 신재생에너지 비중의 관계를 panel dynamic ordinary least square(PDOLS)의 방법으로 분석하였다. 패널자료를 이용하는데 있어서 pooled mean group(PMG) 방법에서 나타날 수 있는 문제를 극복하기 위해서 PDOLS 모형을 이용하였다. 일본에 대해서 CO₂ 배출과 소득과 원자력비중의 관계를 분석한 결과 원자력이 CO₂를 배출을 유의하게 낮추는 것으로 나타났다. 그러나 신재생에너지 비중을 포함하여 모형을 추정할 경우 신재생에너지는 CO₂ 배출을 유의하게 증가시키지만, 원자력은 더 이상 유의하지 않았다.

이들 두 연구에서 일본에 대한 분석이 수행되었지만, 일본의 원자력 발전이 CO₂ 배출에 대해서 어떠한 영향을 미치는지에 대해서는 결론이 엇갈린다. 또한, 시계열 자료를 이용하여 일본의 CO₂ 배출과 거시변수들과의 관계를 분석하고

전망하기 위해서는 단일 국가 시계열을 이용하는 것이 더욱 적합하다(신석하, 2014). 따라서 본 연구는 이러한 기존연구들의 한계점을 보완하여 일본의 CO₂ 배출량과 원자력발전 및 신재생에너지의 관계를 규명하고자 한다.

Ⅲ. 분석모형

시계열 자료들 간의 관계를 분석하는 데에서 발생할 수 있는 허구적 회귀의 가능성으로 인하여, 변수들 간의 장·단기 관계를 파악하기 위해서는 공적분 분석(cointegration analysis)을 이용하는 것이 바람직하다. 전통적인 공적분 분석으로 Engle-Granger의 2단계 추정방법과, Johansen 공적분 방법이 있다. 그러나 이 방법들은 장기간의 시계열 자료를 요구하며, 시계열의 동일한 적분 차수를 요구한다. 또한 표본수가 작은 경우에 통상적인 공적분 검정에 문제가 있는 것으로 알려져 있다. 따라서 기존의 공적분 방법들의 제약들을 극복하기 위해 Pesaran and Shin(1995)은 ARDL-한계검정(ARDL-bounds test)을 제안하였다.

ARDL-한계검정은 전통적인 공적분 분석 방법보다 몇 가지 장점이 있다(Fosu and Magnus, 2006). 첫째, ARDL-한계검정은 변수들 간 장기적인 관계와 단기동학을 동시에 고려함으로써, 단기동학의 누락으로 발생할 수 있는 편의를 완화해주며 공적분 관계를 검정할 수 있다. 둘째, 시계열의 적분차수가 $I(0)$ 혹은 $I(1)$ 이든 상관없이 실행할 수 있다. 그러나 변수 중에 $I(2)$ 가 존재하면 검정력에 한계가 있기 때문에 이를 확인할 필요가 있다. 셋째, ARDL-한계검정은 30~80개의 소규모 표본크기에 적합한 임계값을 제시하기 때문에 본 연구와 같이 연간 자료를 활용하는 연구에 적합한 방법으로 볼 수 있다(Naryan, 2005). 넷째, 변수들의 내생성을 통제할 수 있는 장점이 있다. 시계열 분석에서 나타날 수 있는 내생성 문제들이 시차변수들에 의해서 완화

되어 내생성 문제를 걱정할 필요가 없다(Pesaran et al., 2001; Marques et al., 2016).²⁾ ARDL-한계검정을 통해 공적분 관계가 확인되면, 회귀분석을 통해 장기균형관계가 분석되거나 오차수정모형을 통해 단기동학이 분석될 수 있다. 오차수정모형은 변수들 간 단기적 관계와 더불어 조정계수를 통해 장기관계에서 이탈한 정도를 추정할 수 있는 장점이 있다.

본 연구에서는 일본의 CO₂ 배출량과 경제성장, 에너지소비, 신재생에너지 소비, 원자력에너지소비의 공적분 관계를 규명하기 위해서 Iwata et al. (2010)과 Baek(2016)의 연구모형을 이용하여 CO₂ 배출 함수를 식(1)과 같이 설정하였다.³⁾ 본 연구는 온실가스인 CO₂와 신재생에너지, 원자력발전과의 관계를 분석하는 것에서 출발하고 있으나, CO₂ 배출에 미칠 수 있는 대표적인 경제변수는 소득과 에너지소비량이기 때문에 이들 변수도 함께 고려하였다.

$$\ln(co_2)_t = \delta_0 + \delta_1 \ln y_t + \delta_2 \ln y_t^2 + \delta_3 \ln en_t + \delta_4 \ln nc_t + \delta_5 \ln ren_t + u_t \quad (1)$$

여기서 $(co_2)_t$ 는 t기의 CO₂ 배출량; y_t 는 t기의 소득수준; en_t 는 t기의 에너지소비량; nc_t 는 t기의 원자력발전 소비량; ren_t 는 t기의 신재생에너지 소비량; u_t 는 오차항이다. 만일 EKC 가설이 성립한다면 소득수준과 CO₂ 배출과의 관계는 역U자 형태의 관계를 보일 것이다. 즉, $\delta_1 > 0$ 이고 $\delta_2 < 0$ 일 것이다. 경제성장과 CO₂ 배출의 관계는 국가마다 다르게 나타날 가능성이 있기 때문에, 관계의 방향을 미리 예측하기는 어렵다. 반면 에너지 소비량, 원자력발전 소비량, 신재생에너지 소비량과 CO₂의 관계는 예측할 수 있는데, 에너지 소비

2) 본 연구에 사용된 변수 중에서 원자력발전과 신재생에너지 사이에 상호인과성을 가지는 것으로 나타나 내생성 문제가 존재할 수 있는 것으로 나타났다. 그러나 Hausman 검정을 통해서 내생성 검정을 한 결과 귀무가설(변수가 외생변수임)을 기각할 수 없어 변수들 간에 심각한 내생성 문제는 없는 것으로 확인되었다.

3) Baek(2016)연구는 EKC를 검정하는 것이 목적이 아니기 때문에 소득수준이 이차항이 모형에 없으나 본 연구에서는 Iwata et al.(2010)의 모형과 같이 EKC를 검정할 수 있도록 소득수준 이차항을 추가하였다.

량의 증가는 CO₂ 배출을 증가시킬 가능성이 있기 때문에 $\delta_3 > 0$, 원자력발전 소비와 신재생에너지 소비 증가는 다른 화석연료 소비를 줄여 CO₂ 배출을 낮출 가능성이 높기 때문에 $\delta_4 < 0$, $\delta_5 < 0$ 일 것으로 예상할 수 있다.

ARDL-한계검정을 이용하여 공적분 관계를 파악하기 위해서는 식(2)와 같은 ARDL-UECM(unrestricted error correction model)을 먼저 추정해야한다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln(co_2)_t = & \alpha_0 + \sum_{k=1}^p \alpha_{1k} \Delta \ln(co_2)_{t-k} + \sum_{k=0}^{q_2} \alpha_{2k} \Delta \ln y_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^{q_3} \alpha_{3k} \Delta \ln y_{t-k}^2 + \sum_{k=0}^{q_4} \alpha_{4k} \Delta \ln en_{t-k} + \sum_{k=0}^{q_5} \alpha_{5k} \Delta \ln nc_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^{q_6} \alpha_{6k} \Delta \ln ren_{t-k} + \phi [\ln(co_2)_{t-1} + \theta_1 \ln y_{t-1} \\ & + \theta_2 \ln y_{t-1}^2 + \theta_3 \ln en_{t-1} + \theta_4 \ln nc_{t-1} + \theta_5 \ln ren_{t-1}] + u_t \end{aligned} \quad (2)$$

여기서 Δ 는 변수의 차분(예를 들어, $\Delta \ln(co_2)_t = \ln(co_2)_t - \ln(co_2)_{t-1}$)을 나타내고, p 는 변수의 시차 길이이다. ϕ 는 조정계수로 변수들이 장기적인 균형관계에서 이탈했을 때 단기적으로 얼마나 빠르게 조정되는지 보여준다. θ_i 는 변수들의 장기균형관계를 나타내는 계수들로 식(1)의 δ 에 상응한다, $\sum \alpha_{ik}$ 는 변수(i)의 단기적인 관계를 나타내는 계수이다.

ARDL-한계검정은 식(2)를 추정한 후 조정계수(ϕ)와 시차($t-1$) 변수의 계수(θ)의 유의성에 대해 검정하는 것이다(Perasan et al., 2001). 귀무가설(H_0)은 $\phi = 0$ 그리고 $\theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = \theta_5 = 0$ 이다. 추정계수는 비정규분포를 따르기 때문에 통상적인 t, F 임계값이 이용될 수 없고, Perasan et al.(2001)에 의해 제시된 점근적 임계값을 이용해서 검정을 할 수 있다. 이 때 두 가지 임계값이 주어지는데, 첫 번째는 모든 설명변수가 I(0)라고 가정하는 하한 임계값이고, 두 번째는 모든 설명 변수가 I(1)이라고 가정하는 상한 임계값이다. 모형에서 산출된 t, F 검정값이 상한 임계값들을 넘어선다면 귀무가설을 기각

하여 공적분 관계가 있다고 판단할 수 있고, 하한 임계값보다 작다면 귀무가설을 기각하지 못하여 공적분 관계가 없다고 할 수 있다. 그러나 상한 임계값과 하한 임계값 사이에 검정값이 존재하면 결론을 내릴 수 없다(Fosu and Magnus, 2006).

만약 ARDL-한계검정을 통해 공적분 관계가 확인되면, 식(3)과 같이 변수들의 장기 균형관계를 확인할 수 있는 ARDL(p, q2, q3, q4, q5, q6) 모델을 추정할 수 있다. 여기서 각 변수의 시차는 AIC(Akaike information criterion) 또는 SBC(Schwarz-baysian information criterion) 기준에 의해서 결정된다.

$$\begin{aligned} \ln(co_2)_t = & \beta_0 + \sum_{k=1}^p \beta_{1k} \ln(co_2)_{t-k} + \sum_{k=0}^{q_2} \beta_{2k} \ln y_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^{q_3} \beta_{3k} \ln y_{t-k}^2 + \sum_{k=0}^{q_4} \beta_{4k} \ln en_{t-k} + \sum_{k=0}^{q_5} \beta_{5k} \ln nc_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^{q_6} \beta_{6k} \ln ren_{t-k} + v_t \end{aligned} \quad (3)$$

또한, 변수들의 단기적인 관계는 오차수정모형(ECM)을 이용하여 분석할 수 있는데, 식(4)의 ARDL-RECM(restricted error correction model)을 추정하면 된다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln(co_2)_t = & \gamma_0 + \sum_{k=1}^p \gamma_{1k} \Delta \ln(co_2)_{t-k} + \sum_{k=0}^{q_2} \gamma_{2k} \Delta \ln y_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^{q_3} \gamma_{3k} \Delta \ln y_{t-k}^2 + \sum_{k=0}^{q_4} \gamma_{4k} \Delta \ln en_{t-k} + \sum_{k=0}^{q_5} \gamma_{5k} \Delta \ln nc_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^{q_6} \gamma_{6k} \Delta \ln ren_{t-k} + \gamma_7 EC_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (4)$$

여기서 EC_{t-1} 는 (t-1)기 장기균형의 오차로서 γ_7 는 단기적 충격에 의해서 균형에서 벗어날 경우 균형으로 회귀하는 속도를 나타내고, 보통 절대값이 1

보다 작은 음(-)의 값을 가진다.

CO₂ 배출량과 나머지 변수들 간의 장·단기 탄력성은 식(3)과 식(4)의 추정된 계수로 도출할 수 있다. 예를 들어, 소득에 대한 장기 탄력성은 식(3)에서

$\sum_{k=0}^{q_2} \beta_{2k} / (1 - \sum_{k=1}^p \beta_{1k})$ 와 같고, 단기 탄력성은 식(4)의 $\sum_{k=0}^{q_2} \gamma_{2k}$ 와 같다. 나머지 변수들에 대한 장·단기 탄력성도 비슷한 방법으로 계산할 수 있다.

ARDL 모형은 단일방정식 모형으로 변수 간 상호관계를 고려할 수 없다는 한계가 있다. 그러나 단일방정식 모형은 더욱 직관적이며 본 연구의 목적이 원자력발전과 신재생에너지가 CO₂ 배출량에 미치는 장·단기 영향을 분석하는 것이 주요 관심사이기 때문에 ARDL모형을 이용하였다.

IV. 자료 및 분석결과

본 연구의 분석기간은 1970년부터 2014년까지이다. 일본의 연간 CO₂ 배출량은 백만톤(million metric ton: MMT)이고, 소득은 1인당 실질 GDP로 2010년 기준 달러(\$)이다. 에너지 소비량은 일인당 KOE(kilogram oil equivalent)이다.⁴⁾ 원자력발전 소비량과 신재생에너지 소비량은 일본의 원자력발전량과 신재생에너지생산량을 이용하였다. 소비량과 생산량의 괴리가 있지만 전기는 생산된 즉시 소비되기 때문에 발전량을 소비량으로 간주할 수 있다. 신재생에너지는 태양광, 풍력, 수력, 지열, 바이오매스를 포함하는데, 신재생에너지는 전기의 형태로 대부분이 사용되기 때문에 신재생에너지 발전량을 이용하였다. 원자력발전량과 신재생에너지발전량은 GWh로 측정되었으며 일본 전기산업자협회로부터 구할 수 있다.⁵⁾ 분석은 각 변수에 로그를 취한 값을 이용하였다.

4) CO₂ 배출량, GDP, 에너지소비량 자료는 World Bank의 World Development Indicator에서 입수하였다.

5) <http://www5.fepc.or.jp/tokei-eng/>

〈표 1〉 변수 기초 통계량

	Mean	Std. Dev.	Min	Max
$(co_2)_t$	1,065,908	151,704	768,823	1,266,010
y_t	35,102	9,256	18,435	46,466
en_t	3,427	513	2,458	4,083
nc_t	158,161	110,236	0	310,592
ren_t	62,812	6,212	49,518	75,540

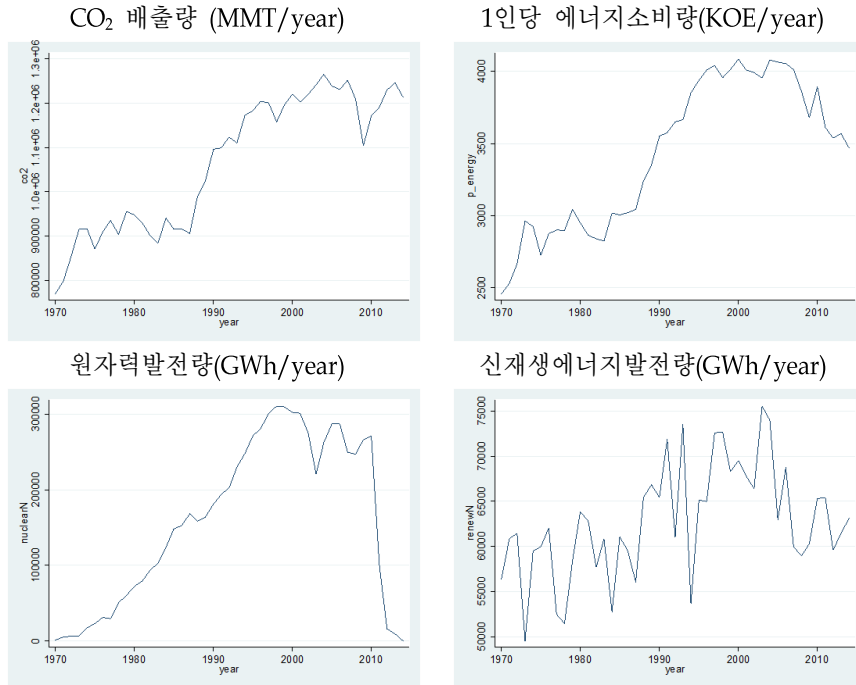
[그림 1]은 주요변수에 대한 시계열 추세를 보여주고 있다. 일본의 CO₂ 배출량은 1970년 이후부터 꾸준히 증가하고 있었으나 2008년 일시적으로 큰 하락이 발생하고 있는데 이는 2008년 세계경제 불황에 기인하는 것으로 추론된다. 1인당 에너지소비의 경우 증가추세를 보이나 2006년을 기점으로 감소추세로 전환한 것으로 나타났다. 원자력발전은 최대 310,592GWh의 발전량을 정점으로 후쿠시마 사고 이후 가동이 멈춰선 상태로 나타났다. 신재생에너지는 연도마다 변동성이 매우 높은 것으로 보이나 장기적으로는 증가하는 추세를 나타내고 있다.⁶⁾

2011년 이후 1인당 에너지소비량이 감소하고 있으나 CO₂ 배출량은 증가하고 있는데, 이는 원전 가동 정지로 인하여 더 많은 천연가스와 석탄을 화력발전소에 이용하고 있기 때문일 것이다(Reuter, 2015).⁷⁾

6) 1인당 GDP는 특별한 추세가 관찰되지 않아 [그림 1]에서 제외하였다. 2008년 경기침체를 제외하면 꾸준히 증가하는 추세로 나타났다.

7) Reuter(2015년 4월 13일) 기사, “Japans CO₂ emissions hit second-highest on record.” <https://www.reuters.com>

[그림 1] 주요 변수 추세



ARDL-한계검정은 변수가 I(2)인 변수가 있으면 적용할 수 없다. 따라서 단위근 검정을 통해 이를 확인할 필요가 있다. ADF 검정과 PP(Phillip and Perron, 1988)검정, KPSS(Kwiatkowski et al., 1992) 검정을 이용하여 단위근 여부를 확인하였다.⁸⁾

<표 2>는 단위근 검정결과를 나타낸다. $\ln ren_t$ 을 제외하면 ADF검정과 PP

8) ADF 유형의 단위근 검정은 표본수가 작은 경우에 낮은 검정력과 왜곡의 문제가 있는 것으로 알려져 있다. 이에 본 연구에서는 ADF 검정과 PP(Phillip and Perron, 1988)검정, KPSS(Kwiatkowski et al., 1992) 검정을 실행한다. 수준변수를 검정하는 경우 추세가 포함되었지만, 차분변수의 경우 추세가 없는 모형이다. 최대 시차는 4로 정하고, AIC(Akaike information criteria) 기준으로 적정시차가 선택되었다. ADF, PP 검정의 귀무가설은 '시계열이 불안정하다'이지만, KPSS 검정의 귀무가설은 '단위근이 안정적이다'이다.

검정, KPSS검정 모두 시계열은 단위근을 가지는 I(1) 과정으로 나타난다. 그러나 $\ln ren_t$ 의 경우 ADF, KPSS 검정은 I(1)이지만, PP 검정은 I(0)으로 차이가 있다. 그러나 분석에 사용되는 모든 변수들이 I(2)가 아니라는 것을 확인하였기 때문에 ARDL-한계검정을 이용하여 공적분 관계를 판단할 수 있다.

〈표 2〉 단위근 검정

변수	검정방법	수준	1차 차분
$\ln(co_2)_t$ (1)	ADF	-2.095(1)	-6.441(0) ***
	PP	-2.207(1)	-6.441(0) ***
	KPSS	0.202(1) **	0.059(0)
$\ln y_t$ (1)	ADF	-0.890(1)	-4.632(0) ***
	PP	-0.731(1)	-4.433(0) ***
	KPSS	0.506(1) ***	0.079(0)
$\ln y_t^2$ (1)	ADF	-0.853(1)	-4.687(0) ***
	PP	-0.687(1)	-4.687(0) ***
	KPSS	0.552(1) ***	0.076(0)
$\ln en_t$ (1)	ADF	-0.473(1)	-6.140(0) ***
	PP	-0.556(1)	-5.827(0) ***
	KPSS	0.203(1) **	0.097(0)
$\ln nc_t$ (2)	ADF	0.188(2)	-2.635(1) ***
	PP	-0.123(2)	-4.336(1) ***
	KPSS	0.344(2) ***	0.113(1)
$\ln ren_t$ (2)	ADF	-2.243(2)	-6.564(1) ***
	PP	-5.131(2) ***	-11.588(1) ***
	KPSS	0.127(2) *	0.020(1)

주) ()안의 숫자는 단위근 검정시 적용 시차, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

〈표 3〉은 식(2) ARDL-UECM을 이용하여 ARDL-한계검정을 수행한 결과이다. F 통계량은 7.250으로 Pesaran et al.(2001), Narayan(2005)의 0.05% 수준의 임계값 보다 크기 때문에 ‘공적분이 존재하지 않는다’는 귀무가설이 기각되었다. 따라서 공적분 관계가 존재한다고 결론지을 수 있다.

〈표 3〉 ARDL-한계검정

변수	계수	표준오차	t	P>t
$\phi(\text{ADJ})$	-0.4081***	0.1112	-3.67	0.001
$\theta_1(\ln y_{t-1})$	-7.6055	5.3637	-1.42	0.166
$\theta_2(\ln y_{t-1}^2)$	0.3660	0.2579	1.42	0.166
$\theta_3(\ln en_{t-1})$	0.7989***	0.1541	5.18	0.000
$\theta_4(\ln nc_{t-1})$	-0.0098***	0.0156	-0.63	0.532
$\theta_5(\ln ren_{t-1})$	0.0872	0.0927	0.94	0.354
한계검정				
H0: $\theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = \theta_5 = 0$		하한임계값 (0.05%)	상한임계값 (0.05%)	검정결과
검정값 7.250***	Pesaran stat.	2.62	3.79	H0 기각
검정값 7.250***	Narayan stat.	2.96	4.34	H0 기각

주) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

공적분 관계가 존재하는 것이 확인되면, 식(3)의 ARDL 모형을 추정할 수 있다.⁹⁾ 식(3)의 ARDL(1, 0, 0, 0, 0, 0) 모형을 추정한 결과는 <표 4>에 제시되어 있다. 시계열 자료의 특성상 R-square는 0.9824로 매우 높게 나타났다. 모형의 적합성 검정에서도 특별한 문제가 발견되지 않아 추정 모형이 변수들 간 동적 관계를 잘 설명하는 것으로 나타났다. t기의 CO₂ 배출량은 이전기인 t-1기의 CO₂ 배출량에 의해서 설명할 수 있다는 것을 알 수 있다. 또한 에너지소비와 원자력소비가 CO₂ 배출량에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 에너지소비는 CO₂ 배출량에 양의 영향을 미치지만, 원자력발전 소비는 CO₂ 배출량에 음(-)의 영향을 미치는 것을 확인할 수 있다. 에너지소비는 CO₂ 배출의 중요한 결정요인이기 때문에 CO₂ 배출을 통제하려면 에너지소비 조정은 필수적으로 고려되어야 함을 다시 한 번 확인할 수 있다.

9) 변수들 가운데 에너지소비량, 소득, CO₂ 배출량 변수들의 상관관계가 0.9이상으로 높게 나타나 다중공선성 문제가 나타날 수도 있음을 확인하고자, variance inflation factors (VIF)를 이용하여 다중공선성이 모형에 문제가 있을 수 있는지 검정하였다. 모형의 VIF 값은 5.36으로 10 미만임으로 다중공선성 문제가 없는 것으로 판단하였다(Hair et al., 2006).

〈표 4〉 ARDL(1,0,0,0,0) 모형 추정

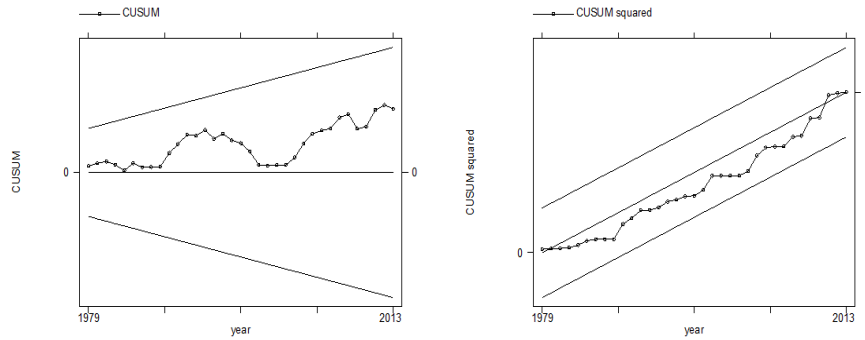
Long-run	Coef.	Std. Err.	t	P>t
$\beta_{11}(\ln(co_2)_{t-1})$	0.2963***	0.7142	4.15	0.000
$\beta_{20}(\ln y_t)$	2.7512	1.9156	1.44	-0.160
$\beta_{30}(\ln y_t^2)$	-0.1285	0.0931	-1.38	0.176
$\beta_{40}(\ln en_t)$	0.6616***	0.0773	8.56	0.000
$\beta_{50}(\ln nc_t)$	-0.0302***	0.0057	-5.29	0.000
$\beta_{60}(\ln ren_t)$	0.0025	0.0356	0.07	0.943
$\beta_0(const)$	-9.8026	10.4047	-0.94	0.352
Diagnostic test statistics				
R-square		0.9824		
heteroskedasticity		p-value 0.6074		
serial correlation		p-value 0.2469		

주) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

원자력소비는 음(-)의 부호로 CO₂ 배출을 감소시키는 것으로 나타났다. 원자력 발전은 CO₂ 배출을 거의 하지 않기 때문에 화석연료를 대체하여 CO₂ 배출을 감소시키는 것으로 해석할 수 있다. 그러나 소득과 신재생에너지의 계수는 장기적으로 유의하지 않았다. 일본의 CO₂ 배출에서는 ECK 가설이 성립하지 않음을 확인할 수 있다.

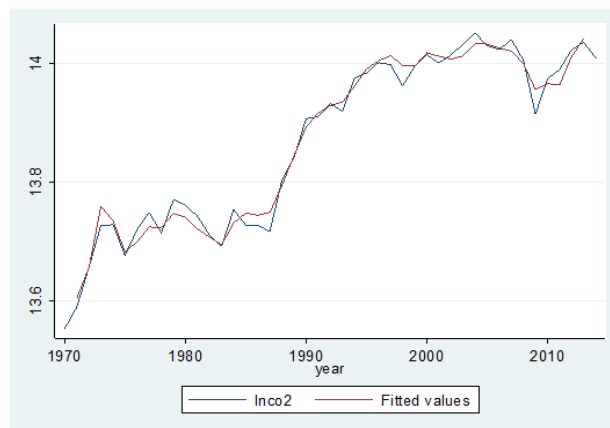
〈표 4〉의 ARDL 모형에서 추정된 계수의 안정성을 살펴보기 위해 CUSUM(cumulative sum)와 CUSUMSQ(cumulative sum of squares) 검정을 하였다(Brown et al., 1975). [그림 2]는 CUSUM과 CUSUMSQ 통계량을 시각화 한 것이다. 점선은 통계량이고, 진한 회색은 95% 신뢰구간이다. 점선이 신뢰구간 안에 위치하면 추정계수는 안정적이라고 판단할 수 있다. 분석 기간에 구조변화를 일으키는 큰 변화는 없다는 것을 확인할 수 있다.

[그림 2] ARDL 모형의 CUSUM 검정과 CUSUMSQ 검정



[그림 3]은 ARDL(1, 0, 0, 0, 0, 0) 모형의 CO₂ 배출량 추정치와 실제량을 비교한 것이다. 추정치는 실제량과 거의 유사한 것으로 보여 모형의 적합도가 높은 것을 알 수 있다.

[그림 3] ARDL 모형의 탄소배출량 예측력



식(4)의 ARDL-RECM은 장기 모형에서 도출된 오차항(EC)을 이용하여 단기적인 관계를 분석한 결과는 <표 5>에 제시되어 있다. 에너지소비와 원자력

소비의 변동은 CO₂ 배출 변동에 유의한 영향을 미치고 있다. 에너지소비는 CO₂ 배출 변화에 양(+)의 영향을 미치지만, 원자력발전 소비는 CO₂ 배출 변화에 음(-)의 영향을 미친다는 것을 확인할 수 있다. 에너지소비의 변동이 증가하면 CO₂ 배출의 변동이 증가하고, 원자력소비의 변동이 증가하면 CO₂ 배출의 변동이 감소하는 것으로 나타났다. 오차수정항의 계수는 -0.7728로 유의하게 나타났는데, 이는 충격 이후 장기균형으로 수렴하는 속도가 빠르다는 것을 의미한다.

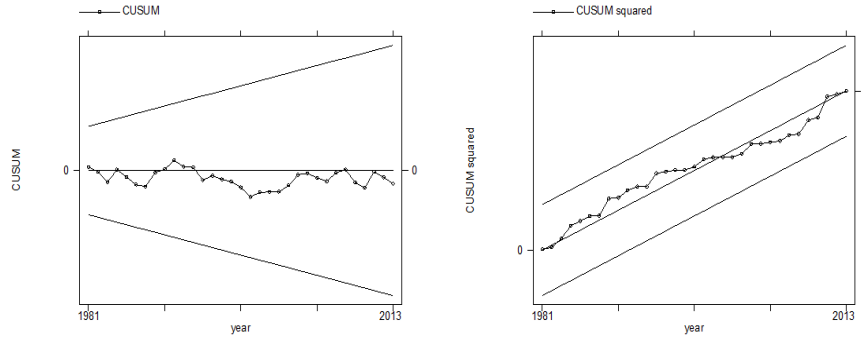
〈표 5〉 ARDL 오차수정모형

Short-run	Coef.	Std. Err.	t	P>t
$\gamma_{11}(\Delta \ln(co_2)_{t-1})$	0.1789**	0.0813	2.20	0.035
$\gamma_{20}(\Delta \ln y_t)$	-2.4223	3.1606	-0.77	0.449
$\gamma_{30}(\Delta \ln y_t^2)$	0.1317	0.1537	0.86	0.398
$\gamma_{40}(\Delta \ln en_t)$	0.6461***	0.1120	5.76	0.000
$\gamma_{50}(\Delta \ln nc_t)$	-0.0335***	0.0073	-4.56	0.000
$\gamma_{60}(\Delta \ln ren_t)$	-0.0143	0.0259	-0.56	0.582
$\gamma_7(EC_{t-1})$	-0.7728***	0.2005	-3.85	0.000
$\gamma_0(cons)$	-0.0021	0.0037	-0.58	0.567
Diagnostic Test Statistics				
R-square		0.7978		
heteroskedasticity		p-value 0.7419		
serial correlation		p-value 0.8367		

주) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

또한 CUSUM과 CUSUMSQ 검정을 통해 오차수정모형의 추정계수도 안정적이라는 것을 확인할 수 있다.

[그림 3] 단기 추정 모형의 CUSUM 검정과 CUSUMSQ 검정



CO₂ 배출에 대한 변수들의 장·단기 탄력성은 <표 6>에 제시되어 있다.¹⁰⁾ 장기탄력성은 ARDL 모형에서 추정되었고, 단기탄력성은 오차수정모형에서 추정된 것이다. 모든 변수에 있어서 장기 탄력성이 단기 탄력성보다 탄력적으로 나타났다. 에너지소비에 대한 장·단기 탄력성은 0.94와 0.78로 에너지 소비가 1% 증가하면 CO₂ 배출량은 장기적으로 0.94% 증가하고 단기적으로는 0.78% 상승한다. 원자력소비에 대한 장·단기 탄력성은 -0.0430과 -0.0408로 원자력 발전이 1% 증가하면 CO₂ 배출은 장기적으로 0.043% 감소하고 단기적으로 0.040% 감소한다. 원자력에 대한 장·단기 탄력성이 비슷한 것은 원자력발전은 주로 화력발전을 대체하기 때문에 CO₂ 배출 감소 효과가 즉시 나타나기 때문으로 볼 수 있다. 그러나 원자력발전이 전체 에너지소비에서는 큰 비중을 차지하고 있지 못하기 때문에 탄력성은 매우 작은 수준에 머물고 있다.¹¹⁾

10) 종속변수의 시차변수가 설명변수에 포함되는 경우 추정계수는 비선형관계를 가지게 된다. 따라서 종속변수의 시차변의 계수(조정계수)로 각 추정계수를 정규화 하였다. 표준오차를 추정하기 위해 델타방법이 활용되었다.

11) 2015년 일본의 총에너지 소비량 중에서 원자력발전이 차지하는 비중은 0.6%이다(IEA, 2016).

〈표 6〉 CO₂ 배출량 장·단기 탄력성 추정

	장기탄력성		단기탄력성	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
y_t	3.5447	2.5770	-2.6293	3.4623
en	0.9403***	0.1093	0.7869***	0.1573
nc	-0.0430***	0.0093	-0.0408***	0.0102
ren	0.0036	0.0506	-0.0175	0.0318

주) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

V. 결론 및 시사점

본 연구는 일본의 CO₂ 배출과 에너지소비 등을 대상으로 ARDL 모형을 통해 장·단기 관계를 분석하였고, 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 일본의 CO₂ 배출량, 소득, 에너지소비, 신재생에너지소비, 원자력에너지소비 간에 공적분이 존재하는 것으로 나타났다. 일본의 CO₂ 배출량은 장기적으로 총에너지소비량과 원자력발전에 의해서 결정된다.

둘째, 일본의 CO₂ 배출량에 대해서 EKC 가설을 성립하는지 모형을 통해서 검정하였지만 ARDL 모형에 의하면 EKC 가설을 성립하지 않았다. 일본의 경우 CO₂ 배출량은 소득보다는 에너지소비량에 의해서 결정됨을 확인할 수 있다.

셋째, 단기적으로도 CO₂ 배출량은 총에너지소비량과 원자력에너지소비량에 크게 영향을 받고 있다. 오차수정항의 계수는 -0.7728에 가깝게 추정되어 외부 충격이 발생하면 장기 관계로의 복귀가 매우 빠르게 이루어짐을 알 수 있다.

넷째, CO₂ 배출량과 에너지 소비량의 장기 탄력성은 0.94로 단위 탄력성에 가깝게 추정되는데, 일본 CO₂ 배출량의 대부분이 에너지소비량에 의해서 결정됨을 알 수 있다. 반면 원자력 소비에 대한 장기 탄력성은 -0.043으로 낮은 수치인데, 일본 에너지 총소비에서 원자력발전이 차지하는 비중이 작고, 원자력발전에서도 CO₂가 일부 발생할 수 있기 때문일 것이다. 그러나 원자력 발전은 화석연료 발전을 대체 할 수 있기 때문에 CO₂를 저감할 수 있는 효과는

유의하게 나타났다.

다섯째, 원자력과 CO₂ 배출의 관계를 살펴보면, 대부분의 연구에서 원자력 발전은 CO₂ 배출 저감에 도움이 있는 것으로 나타났다. 한국의 경우 장기탄력성이 -0.0215(정용훈·김수이, 2012), 프랑스의 경우 -0.260(Iwata, 2010), 독일의 경우 -0.1239(Lee et al., 2017), 미국의 경우 -0.1로 추정되었다(Baek, 2016). 본 연구에서 추정된 장기 탄력성은 -0.043으로, 한국의 탄력성보다는 높지만 미국, 프랑스, 독일에 비해서 탄력성은 매우 낮다. 국가별로 탄력성에 차이가 나는 이유는 산업구조, 원자력발전의 비중, 발전원 구조 등이 다르기 때문이다. 일본의 경우 탄력성이 작음에도 불구하고 유의하게 CO₂ 배출을 저감할 수 있기 때문에, 온실가스 배출을 줄이고 지구온난화 방지를 위해서는 원자력 발전이 도움이 될 수 있음을 시사한다.

여섯째, 일본의 경우에도 신재생에너지는 CO₂ 배출을 저감하는데 유의한 효과가 없는 것으로 나타났는데, 신재생에너지에 대한 비중이 아직 미미하고, 효율적으로 신재생에너지를 생산되지 않아 중간과정에서도 CO₂가 많이 발생할 수 있기 때문일 것이다. 향후 신재생에너지 비중의 확대와 효율적인 신재생에너지 생산기술의 개발이 이루어진다면, 신재생에너지 생산이 CO₂ 감축에 미치는 효과가 증가 될 수 있을 것이다.

온실가스를 감축하기 위해 신재생에너지와 원자력에너지를 이용이 대안이 될 수 있다. 그러나 일본의 경우 신재생에너지보다는 원자력에너지 사용이 온실가스 감축에 보다 확실한 대안이 될 수 있는 것으로 나타났다. 원자력발전은 온실가스 저감에 있어서 효과가 있지만, 잠재적인 위험을 항상 지니고 있다. 후쿠시마 사고와 같은 대재앙이 반복되지 말라는 법은 없기 때문이다. 원전의 장단점을 면밀히 고려하여 원전 가동을 결정할 일이지는 하지만, 일본이 원전 재가동 없이 탈원전 추세를 따른다면 기후협약 준수 부담이 클 수 있을 것으로 판단된다.

접수일(2018년 7월13일), 수정일(2018년 8월25일), 게재확정일(2018년 9월 27일)

◎ 참 고 문 헌 ◎

- 김수이. 2015. “동아시아 국가의 에너지소비, GDP, 무역의 상호 연관관계 분석.” 『에너지경제연구』 14(1): 35-64.
- 김원규. 2011. “주요국별 1인당 CO₂ 배출량 결정요인 비교분석과 시사점.” 『KIET 산업경제』 2011(4): 41-53.
- 김재화 · 김현석. 2015. “신재생에너지 발전이 우리나라 CO₂ 배출에 미치는 영향분석.” 『에너지경제연구』 14(3): 185-201.
- 신석하. 2014. “오차수정모형을 이용한 한국의 탄소배출량 결정요인 분석.” 『경제학연구』 62(3): 5-28.
- 박기현 · 김진경. 2013. “부문별 에너지소비와 경제성장의 인과관계 분석.” 『에너지경제연구』 12(2): 59-83.
- 정수관 · 강상목. 2013. “소득 및 에너지소비와 환경오염의 관계에 대한 분석.” 『환경정책연구』 12(3): 97-122.
- 정용훈 · 김수이. 2012. “한국의 CO₂ 배출, 경제성장 및 에너지믹스와의 관계 분석.” 『자원 · 환경경제연구』 21(2): 271-297.
- 진상현 · 황인창. 2014. “기후변화협상에서 한국의 위치와 방향-국가별 온실가스 배출특성에 기반한 군집분석 및 전망.” 『한국정책학회보』 23(4): 115-145.
- Apergis, N. and Payne, J. E. 2009. CO₂ Emissions, Energy Usage, and Output in Central America. *Energy Policy* 37: 3282-3286.
- Asano, K. 2013. Costs Estimation for Renewable Electricity Policies in Japan, *IEEE, Sendai Conference Proceeding*: 26-29.
- Baek, J. 2016. Do Nuclear and Renewable Energy Improve the Environment? Empirical Evidence from the United States. *Ecological Indicators* 66: 325-356.
- Baek, J. and Kim, H. S. 2013. Is Economic Growth Good or Bad for the Environment? Empirical Evidence from Korea. *Energy Economics* 36: 744-749.

- Baek, J. and Kim, H. S. 2011. Trade Liberalization, Economic Growth, Energy Consumption and the Environment: Time Series Evidence from G-20 Countries. *Journal of East Asia Economic Integration* 15: 3-32.
- Baek, J. and Pride, D. 2014. On the Income-Nuclear-Energy-CO₂ Emissions Nexus Revisited. *Energy Economics*, 43: 6-10.
- Bento, C., Paulo, J. and Moutinho, V. 2016. CO₂ Emissions, Non-renewable and Renewable Electricity Production, Economic Growth, and International Trade in Italy. *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 55(C): 142-155.
- Brown, R. L., Durbin, J. and Evans, J. M. 1975. Techniques for Testing the Constancy of Regression Relations over Time. *Journal of Royal Statistical Society* 37: 149-163.
- Climate Change Performance Index(CCPI). 2017. Results 2017
- Dogan, E. and Seker, F. 2016. Determinants of CO₂ emissions in the European Union: The Role of Renewable and Non-renewable Energy. *Renewable Energy* 94: 429-439.
- Fosu, A. K. and Magnus, F. J. 2006 Bounds Testing Approach to Conintegration: An Examination of Foreign Direct Investment Trade and Growth Relationships. *American Journal of Applied Sciences* 3(11): 2079-2085.
- Grossman, G. and Krueger, A. 1993. Environmental Impacts of the North American Free Trade Agreement. In: Peter Garber, editor. The U.S.-Mexico Free Trade Agreement. Cambridge, MA: MIT Press.
- Hair, J. F., Anderson, R., Tatham, L. and Black, W. C. 2006. *Multivariate Data Analysis*. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- IAEA. 2016. Country Nuclear Power Profile, linked to <https://www-pub.iaea.org/MTCD/publications/PDF/cnpp2016/countryprofiles/Japan/Japan.htm>
- Intergovernmental Panel on Climate Change(IPCC), 2007. Fifth Assessment Report: Climate Change 2007. Geneva, Switzerland.
- Intergovernmental Panel on Climate Change(IPCC), 2013. Seventh Assessment Report: Climate Change 2013. Geneva, Switzerland.
- International Energy Agency (IEA). 2016, Energy Policies of IEA Countries Japan, 2016 Review.

- Iwata, H., Okada, K. and Samreth, S. 2010. Empirical Study on the Environmental Kuznets Curve for CO₂ in France: the Role of Nuclear Energy. *Energy Policy* 38: 4057-63.
- Iwata, H., Okada, K. and Samreth, S. 2011. A Note on the Environmental Kuznets Curve for CO₂: a Pooled Mean Group Approach. *Applied Energy* 88: 1986-1996.
- Jalil, A. and Mahmud, S. F. 2009. Environment Kuznets Curve for CO₂ Emissions: a Cointegration Analysis for China. *Energy Policy* 37: 5167-5172.
- Kijima, M., Nishide, K. and Ohyama, A. 2010. Economic models for the environmental Kuznets curve: A survey. *Journal of Economic Dynamics and Control* 34(7): 1187-1201
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. and Shin, Y. 1992. Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics* 54: 159-178.
- Lee, S., Kim, M., and Lee J. 2017. Analyzing the Impact of Nuclear Power on CO₂ Emissions. *Sustainability* 9:1-13.
- Liu, X. 2005. Explaining the Relationship between CO₂ Emissions and National Income - the Role of Energy Consumption. *Economic Letters* 87: 325-328.
- Marques, A. C., Fuinhas, J. A. and Menegaki, A. N. 2016. Renewable vs Non-renewable Electricity and the Industrial Production Nexus: Evidence from an ARDL Bounds Test Approach for Greece. *Renewable Energy* 96: 645-665.
- Menyah, K. and Wolde-Rufael, Y. 2010. CO₂ Emissions, Nuclear Energy, Renewable Energy and Economic Growth in the US. *Energy Policy* 38: 2911-2915.
- Narayan, P. K. 2005. The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests. *Applied economics* 37(17): 1979-1990.
- Pesaran, M. H., and Shin, Y. 1995. An Autoregressive Distributed-lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. In *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century. The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, ed. S. Strøm, chap. 11, 371-413. Cambridge: Cambridge University Press.

- Pesaran, M. H., Shin, Y., and Smith R. 2001. Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship, *Journal of Applied Economics*, 16: 289-326.
- Phillips, P. and Perron, P. 1988. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika* 75: 335-346.
- Richmond, A. K., and Kaufman, R. K. 2006. Is There a Turning Point in the Relationship between Income and Energy Use and/or Carbon Emissions? *Ecological Economics* 56: 176-89.
- Stern, D. I. 2004. The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve. *World Development* 32(8): 1419-1439.
- Sebri, M. and Ben-Salha, O. 2014. On the Causal Dynamics between Economic Growth, Renewable Energy Consumption, CO₂ emissions and Trade Openness: Fresh Evidence from BRICS Countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 39: 14-23.
- Shafiei, S. and Salim, R. A. 2014. Non-renewable and Renewable Energy Consumption and CO₂ Emissions in OECD Countries: A Comparative Analysis. *Energy Policy* 66: 547-556.
- Soytas, U., Sari, R. and Ewing, B. T. 2007. Energy Consumption, Income, and Carbon Emissions in the United States. *Ecological Economics* 62: 482-489.
- World Nuclear Association (WNA). 2012. Nuclear Power in Japan.
- World Nuclear Association (WNA). 2017. Nuclear Power in Japan.
- Zhang, X. P., and Cheng, X. M. 2009. Energy Consumption, Carbon Emissions, and Economic Growth in China. *Ecological Economics* 68: 2706-2712.

ABSTRACT

CO₂-Nuclear-Renewable Nexus in Japan:
Evidence from ARDL Bounds Tests*

DooHwan Won**, Yeonjeong Lee*** and Su Kwan Jung****

This study analyzed the long-term relationship between CO₂ emissions and energy consumption in Japan using the ARDL model. The ARDL-bound test results show that there is a cointegration between Japan's CO₂ emissions, income, energy consumption, renewable energy consumption, and nuclear energy consumption. CO₂ emissions in Japan were determined in the long term by total energy consumption and nuclear energy consumption. Nuclear energy consumption has been shown to help reduce CO₂ emissions. However, new and renewable energy has no significant effect on reducing CO₂ emissions, because the proportion of new and renewable energy is still insignificant, and it is because the new renewable energy is not produced efficiently. It can be expected that Japan would have some difficulty in fulfillment CO₂ emission abatement unless Japan resume nuclear power generation.

Key Words : ARDL, CO₂, Renewables, Nuclear energy

* This work was supported by the Ministry of Education of the Republic of Korea and the National Research Foundation of Korea (NRF-2017S1A5B8057488).

** Professor, Pusan National University.(first author)

*** Associate Research Fellow, Pusan National University. (co-author)

**** Assistant Professor. Changwon National University (corresponding author).
sukwan@changwon.ac.kr