

소득 및 에너지소비와 환경오염의 관계에 대한 분석*

정수관¹⁾ · 강상목^{2)**}

The Dynamic Analysis between Environmental Quality,
Energy Consumption, and Income

Sukwan Jung¹⁾, Sangmok Kang²⁾

1) 부산대학교 사회급변현상연구소(Research Institute for Social Criticality)

2) 부산대학교 경제학부(Pusan National University)

제출: 2013년 3월 18일 수정: 2013년 7월 6일 승인: 2013년 9월 9일

국문 요약

우리나라의 1971년~2009년 시계열자료를 이용하여 소득 및 에너지소비와 CO₂ 배출량 간 동태적 관계를 분석한다. 자기시차분포(ARDL: Autoregressive Distributed Lag) 방법을 이용하여 소득 및 에너지소비와 CO₂ 배출량의 장·단기적 관계를 분석하고, Toda and Yamamoto 방법을 사용하여 주요 변수들 간 인과성을 분석한다. 추정 결과 에너지 소비 및 소득과 CO₂ 배출량 간 장기균형관계가 존재하고 일시적 외생충격에 의해 불균형이 발생하더라도 빠르게 균형으로 회복되는 것으로 나타났다. 소득과 CO₂ 배출량은 장·단기적으로 N자형의 관계로 EKC 가설은 성립하지 않았다. CO₂ 배출량에 대한 에너지소비 장·단기탄력성은 양(+)이고, 에너지소비 장기탄력성이 단기탄력성보다 크게 나타났다. 인과성 측면에서 에너지소비량과 CO₂ 배출량은 쌍방향의 인과성이 존재하고, CO₂ 배출량 및 에너지소비는 소득에 일 방향의 인과성이 존재하는 반면에 그 역은 성립하지 않았다. 에너지소비가 직·간접적으로 소득보다 CO₂ 배출의 예측에 중요한 변수일 가능성을 제시한다.

■ 주제어 ■ CO₂ 배출량, 전력소비, 소득, 공적분, 오차수정모형, 인과관계

Abstract

The ARDL(Autoregressive Distributed Lag) method is employed analyzes the long-run equilibrium relationships among environmental pollution(CO₂ emissions) per capita, income levels per capita, and energy consumption per capita. The error correction model is employed to analyze the short-term effects of income and energyconsumption on CO₂ emissions. The Toda-Yammamoto method is employed for causal analysis among the three variables. The results show that income levels, energy consumption, and CO₂ emissions are cointegrated. We found the N type relationship between income and CO₂ emissions. Long-term elasticities of income and energy consumption with respect to CO₂ emission were greater than their short-term elasticities. There were a bilateral causality between energy consumption and CO₂ emissions. There was a unilateral causality from CO₂ emissions to income and from energy

* 이 논문은 2010년도 정부재원(교육과학기술부 인문사회연구역량강화사업비)으로 한국연구재단의 지원을 받아 연구되었음(NRF-330-B00087)

** 교신저자: smkang@pusan.ac.kr

consumption to income not vice versa. Energy consumption can be an important variable to contribute to forecasting CO₂ emissions.

■ **Keywords** ■ CO₂ emissions, energy consumption, income, ARDL, ECM, causality

I. 서론

최근 들어 잦은 폭우와 가뭄, 생태계 질서 파괴, 해수면 상승 등 기후변화와 관련된 피해가 속출하고 있는데 인간의 경제활동에 의한 화석연료 연소로 배출된 온실가스가 주요한 원인으로 지목되고 있다. 이에 대한 대응책으로 결성된 기후변화에 관한 정부 간 협의체(IPCC: Intergovernmental Panel on Climate Change)는 1997년 교토의정서를 채택하고 수정보완에 대한 논의가 진행 중이다. IPCC는 중기(2020) 목표로 선진국의 경우 1990년 대비 25~40% 감축, 개도국의 경우 예상배출량 대비 15~30% 감축할 것을 권고하고 있다. 우리나라는 2009년 전후 온실가스를 예상배출량 대비 30% 감축할 것을 선언함에 따라 온실가스 감축은 불가피하다. 온실가스 배출량은 1990년 이후 145% 급증해 2009년 기준 총배출량은 6억7백만 tCO_2 로 세계 10위권의 배출국이고, 에너지 사용에 의한 온실가스 배출량이 5억16백만 tCO_2 로 총배출량 중 85%를 차지하고 있음을 고려하면 에너지소비의 예측 및 관리가 중요한 과제다.

소득과 환경오염의 관계에 대한 다양한 분석이 진행되어 왔다. 소득 증가에 따른 소비 증가로 환경오염이 심화되기 때문에 소득 증가와 환경질 개선은 양립하기 어렵다는 견해(Meadows et al., 1972)가 있는 반면, 소득 증가는 환경질에 대한 자각심 증가와 정부의 환경규제 강화로 이어져 소득과 환경질은 상호 보완적이라는 주장(Beckerman, 1992)이 제기되어 왔다. 이를 절충하여 Grossman and Krueger(1995)는 소득수준과 환경오염 간 역U자형의 환경쿠츠네츠 곡선(EKC: Environmental Kuznets Curve) 가설을 주장한다. 경제발전 초기에는 소득 증가에 의해 생산·소비 활동이 촉진되어 환경오염이 심화되나 일정한 임계점에 도달하게 되면 보다 나은 환경질에 대한 욕구 증대, 친환경적인 정부정책과 경제구조로 변화 등의 요인으로 소득이 증가함에 따라 환경오염은 오히려 감소한다. 중첩세대(overlapping generation) 모형을 이용한 Jones and Manuelli(2001)는 집단의사결정 기관에 따라 소득과 오염의 관계는 단조증가·감소, 역U자형, N자형 등 다양한 형태로 나타날 가능성을 제시한다. 이와 같은 다양한 주장에

도 불구하고 기후변화 문제와 맞물려 소득과 환경질 간 보완적인 관계를 탐구하고자 많은 연구들은 소득과 CO_2 배출량 간 EKC 가설을 검증해 왔다(Agras and Chapman, 1999; Schmalensee et al., 1998; Zaim and Taskin, 2000; Pao et al. 2011; Pao et al. 2012; Shahbaz et al. 2013; 김지욱, 2003, 2010; 정군오, 정영근, 2004; 조성택, 조용성, 2009; 이광훈, 2010; 이광훈, 이춘화, 2009; 김원규, 2011; 정용훈, 김수이, 2012; 이춘화, 2012; 배정환, 김미숙, 2012). 그러나 아직 EKC 가설의 성립 여부에 대한 일치된 견해는 제시되지 않고 있다.

EKC 가설을 분석을 위해 오염물질로 CO_2 배출량을 이용한 국내연구는 시군도, 광역시 등 국내 지역들(이광훈, 2010; 이광훈, 이춘화, 2009; 배정환, 김미숙, 2012) 혹은 국가 전체(정용훈, 김수이, 2012; 조성택, 조용성, 2009)를 대상으로 하거나, OECD·비 OECD, 선진국·개발도상국 등 다수의 국가(김지욱, 2003, 2010; 정군오, 정영근, 2004; 김원규, 2011; 이춘화, 2012)를 대상으로 하고 있다.

국내 지역을 대상으로 한 연구로 이광훈(2010), 이광훈·이춘화(2009), 조성택·조용성(2009), 배정환·김미숙(2012) 등이 있다. SUR(Seemingly Unrelated Regression)을 이용한 이광훈·이춘화(2009), 이광훈(2010)은 서울·인천·경기 3개 지역과 전국을 5개 광역 경제를 대상으로 분석한 결과 EKC를 확인하였다. 배정환·김미숙(2012)은 SUR과 3SLS를 이용하여 우리나라 156개 시군을 대상으로 EKC 가설을 분석하였다. 축약형 EKC 모형을 분석하기 위해 SUR을 이용한 경우 EKC를 발견하지 못한 반면 내생성 및 동시성을 고려한 구조방정식 모형에 3SLS을 실행할 경우 EKC를 발견하였다. 우리나라 전체를 대상으로 한 연구로 조성택·조용성(2009), 정용훈·김수이(2012) 등이 있다. 조성택·조용성(2009)은 외국인직접투자 등 새로운 변수를 포함시켜 분석한 결과 EKC를 발견하지 못한 반면 정용훈·김수이(2012)는 에너지 믹스를 포함해 분석할 경우 EKC를 확인하였다.

우리나라를 대상으로 한 것은 아니지만 김지욱(2003, 2010), 정군오·정영근(2004), 김원규(2011), 이춘화(2012) 등은 국가들 간 소득수준의 차이가와 CO_2 배출량에 미치는 영향을 분석하였다. 정군오·정영근(2004)은 83개 국가를 소득수준에 따라 분리하고 분석한 결과, 고소득 국가그룹의 경우 EKC를 확인하였다. 김지욱(2003, 2010)은 아시아 국가들과 OECD 20개국을 대상으로 분석결과 EKC를 발견하지 못했다. 김원규(2011)는 한국, 미국, 일본, 독일, 대만, 싱가포르, 중국을 대상으로 이춘화(2012)는 한·중·일

3국을 대상으로 EKC를 분석한 결과 우리나라의 경우 EKC를 발견하지 못했다.

에너지소비와 소득 간 관계에 대한 논의도 적지 않게 이루어져 왔다. 소득이 높아질수록 에너지소비를 늘리는 반면에 보다 효율적인 에너지소비가 경제성장 및 소득수준을 증가시키는 내생성의 가능성이 존재한다. Kraft and Kraft(1978) 이후 많은 연구들은 내생성 문제를 인식하고 공적분 관계 및 Granger 인과성을 분석하였다(Asafu-Adjaye, 2000; Glasure and Lee, 1998; Belloumi, 2009; Oh and Lee, 2004; 모수원, 김창범, 2003).

우리나라를 대상으로 소득과 에너지소비 간 공적분 관계와 인과성을 분석한 연구로 Glasure and Lee(1998), 모수원·김창범(2003), Oh and Lee(2004) 등이 있다. Glauser and Lee(1998)는 표준 Granger 검정을 사용할 경우 실질 GDP와 에너지소비 간 인과성을 발견하지 못한 반면 오차수정모형을 이용할 경우 쌍방향의 인과성을 확인하였다. 모수원·김창범(2003)은 벡터 오차수정모형을 이용하여 에너지소비, 물가, 실질소득 간 인과성을 분석한 결과 경제성장과 에너지소비 간 쌍방향의 인과성을 확인하였다. Oh and Lee(2004)는 자본, 노동, 에너지소비, GDP를 포함한 벡터 오차수정모형을 설정하고 인과성을 분석한 결과 소득과 에너지소비 간 쌍방향의 인과성을 확인하였다.

최근 들어 에너지부분의 중요성이 대두됨에 따라 EKC 모형에 에너지소비를 포함시켜 분석하는 연구가 늘어가고 있다(Soytas et al., 2007; Soytaş and Sari, 2009; Halicioglu, 2009; Zhang and Cheng, 2009; Shahbaz et al. 2012; Shahbaz et al. 2013; Pao et al. 2011; Chandran and Tang, 2013). Pao et al.(2011), Pao et al.(2012), Shahbaz et al.(2013) 등은 EKC 모형에 에너지소비를 포함시켜 분석을 하고, Soytaş et al.(2007), Soytaş and Sari(2009), Zhang and Cheng(2009), Halicioglu(2009) 등은 에너지소비 및 소득 그리고 CO_2 배출량 간 인과관계를 분석하였으며 Chandra and Tang(2013) 등은 외국인 직접투자와 같은 새로운 변수를 포함시켜 분석을 확대했다.

에너지소비를 고려한 국내연구는 상대적으로 적은 편이다(이기훈, 오완근, 2001; 정용훈, 김수이, 2012). 이기훈·오완근(2001)은 오차수정모형을 이용하여 에너지소비(최종 에너지소비량, 에너지 디비아 지수) 및 실질 GDP와 CO_2 배출량 간 장·단기 인과성을 검정한 결과 CO_2 배출량, 최종 에너지소비, 디비아 에너지 지수 세 변수 모두 실질 GDP에 한 방향의 인과성을 나타내지만 그 역의 관계에서 실질 GDP는 최종 에너지소비량에게만 인과성을 확인하였다. 정용훈·김수이(2012)는 EKC 모형에 에너지 및

스를 포함시켜 분석한 결과 EKC를 확인하고 원자력에너지가 다른 에너지원보다 CO_2 배출량 감축에 크게 기여함을 밝혔다.

우리나라를 대상으로 소득과 CO_2 배출량 간 상관관계를 분석한 다수의 연구(배정환, 김미숙, 2012; 이광훈, 2010; 이광훈, 이춘화, 2009; 김재필, 정영근, 2004; 조성택, 조용성, 2009)가 존재하는 반면에 EKC 모형의 틀 안에서 에너지소비량을 고려하여 분석한 연구(정용훈, 김수이, 2012)는 드물다. 이는 변수들 간 상호 작용에 의한 내생성(endogeneity) 문제 때문으로 생각한다. 정용훈·김수이(2012)는 도구변수를 이용하여 내생성 문제를 다루지만 장기균형관계(공적분 관계)를 간과하고 있고, 이기훈·오완근(2001)은 인과관계 분석을 통하여 내생성 문제를 다루지만 EKC 모형에서 변수들 간 장·단기 동적 관계를 분석하지 못하고 있다. 배정환·김미숙(2012)은 구조방정식을 이용하여 지역 간 EKC 가설을 분석하기 때문에 동태적 관계를 분석하지 못하고 있다.

이러한 점을 고려하여 본 연구는 EKC 모형에 에너지소비를 포함하고 내생성을 고려해 Pesaran and Shin(1998), Pesaran et al.(2001)의 자기시차분포(ARDL: autoregressive distributed lags) 접근을 이용하여 장·단기 동적 관계를 분석한다. 축약형인 ARDL 분석을 보완하기 위하여 Toda and Yamamoto(1995) 방법을 활용하여 세 변수 간 인과성을 분석한다. ARDL 방법은 자기시차분포 변수들을 이용하여 내생성 문제를 완화하고 연간자료처럼 소표본의 경우 적합하며 시계열자료의 적분수가 다르더라도 실행 가능하다. Toda and Yamamoto(1995) 방법은 시계열자료의 적분수와 공적분 관계의 여부에 상관없이 수준변수의 VAR 모형을 이용하여 변수들 간 동시적 관계를 분석할 수 있는 장점이 있다.

본 연구는 두 가지 측면에서 의의가 있다. 첫째, EKC 모형에 에너지소비량을 포함시키고 장·단기 동적관계를 분석하기 위해 ARDL 방법을 국내에 처음으로 적용한 연구이다. 둘째, 연구방법론 측면에서 내생성문제를 다루기 위해 최근에 개발된 Pesaran and Shin(1998), Pesaran et al.(2001)의 ARDL 방법과 Toda and Yamamoto(1995) 방법을 EKC 모형에 적용해 분석틀을 확장한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 본 연구의 분석의 토대가 되는 EKC 모형에 대하여 간략히 살펴보고 제III장에서는 분석에 이용된 공적분 분석과 오차수정모형, 인과관계 검정 방법들을 간략하게 소개한다. 제IV장에서는 분석결과를 제시하고 제V장에서는 결론을 제시한다.

II. 모형

특정 국가의 경제발전 단계와 EKC 가설을 결부한 Panayotou(2003)에 따르면 경제 개발 초기에는 농·수산업 같은 1차 산업의 비중이 높아 환경오염도는 낮지만 산업화가 진행되면서 소득 및 소비가 증가해 환경오염은 증가한다. 그러나 일정한 임계수준에 이르면 정보·통신·서비스처럼 오염 배출이 작은 산업으로 전환되고, 청정에너지 제품에 대한 관심 증가, 친환경 정책 등으로 환경오염은 감소한다. de Bruyn et al.(1998)는 역U자형 관계를 지나 제2의 소득전환점을 기준으로 환경오염이 재상승하는 N자형 관계의 가능성을 지적한다.

우리나라는 에너지부분에 의존도가 높고 온실가스 배출의 상당한 부분은 에너지소비에 기인하기 때문에 EKC 모형에 에너지소비를 포함시킬 필요가 있다(Pao et al., 2011; Shahbaz et al., 2013). CO_2 배출량은 기후변화와 연관된 온실가스 중 비중이 가장 크고 장기 시계열이 잘 구축되어 있어 환경오염의 대리변수로 이용한다.¹⁾ EKC 모형의 장기적 관계를 분석하기 위하여 이용되는 식은 다음과 같다(de Bruyn et al., 1998).

$$\ln CO_{2t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln E_t + \epsilon_{1t} \quad (1-a)$$

$$\ln CO_{2t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 (\ln Y_t)^2 + \beta_3 \ln E_t + \epsilon_{2t} \quad (1-b)$$

$$\ln CO_{2t} = r_0 + r_1 \ln Y_t + r_2 (\ln Y_t)^2 + r_3 (\ln Y_t)^3 + r_4 \ln E_t + \epsilon_{3t} \quad (1-c)$$

여기서 $\ln CO_{2t}$ 는 일인당 이산화탄소 배출량, $\ln Y_t$ 는 일인당 실질 GDP, $\ln E_t$ 는 일인당 에너지소비량의 로그를 나타내고 ϵ_{1t} , ϵ_{2t} , ϵ_{3t} 는 백색오차항을 나타낸다. 에너지 소비는 화석연료의 전소로 인하여 CO_2 배출량을 증가시키기 때문에 에너지소비의 추정계수(α_2 , β_2 , γ_2)는 양(+)일 것으로 예상된다. 소득과 CO_2 배출량의 관계는 실증 분석에 따라서 다양하게 나타날 수 있다. 식 (1-a)에서 소득의 추정계수가 양($\alpha_1 > 0$)

1) 특정 오염물질보다 이산화탄소 배출량, 오존농도, 경지면적 등을 지수화한 환경부문 지수가 활용되기도 한다(조성택, 조용성, 2009).

혹은 음($\alpha_1 < 0$)의 값일 수 있다. 즉, 소득이 증가하면 CO_2 배출량의 단조증가 혹은 단조감소를 나타낸다. 식 (1-b)에서 소득 1차항과 2차항의 추정계수가 역U자형의 관계($\beta_1 > 0, \beta_2 < 0$)일 경우 EKC 가설이 성립하고 그렇지 않을 경우 EKC 가설은 성립하지 않는다. 식 (1-c)에서 소득 1차항, 2차항, 3차항 추정계수들의 부호가 $r_1 > 0, r_2 < 0, \gamma_3 > 0$ 이면 소득과 CO_2 배출량은 N자형, 그렇지 않을 경우 N자형이 아님을 나타낸다.

III. 연구방법

시계열자료가 불안정할 경우 통상적으로 사용되는 회귀추정법은 잘 작동하지 않게 되고 검정통계량이 비정규분포를 갖거나 연관이 없는 시계열 간 유의한 관계를 나타내는 가성회귀의 가능성이 있다. 그러나 불안정한 자료 간 선형결합이 안정적인 ‘공적분 관계’ 즉, 장기적 균형 관계가 존재할 때 통상적인 회귀분석법을 사용할 수 있다(Engle and Granger, 1987). 만약 공적분 관계를 무시하고 불안정한 자료의 차분변수를 이용할 경우 중요한 장기적 균형관계를 상실하는 모형설정의 오류가 발생한다. 따라서 모형설정에 앞서 시계열자료의 단위근 존재의 여부와 공적분 관계의 확인이 중요하다.

Engle and Granger(1987), Johansen(1988), Pesaran and Shin(1998), Pesaran et al.(2001) 등에 의해 제안된 다양한 공적분 분석방법들 중 몇 가지 장점 때문에 ARDL 방법이 최근에 인기를 얻고 있다.²⁾ 첫째, ARDL 방법은 자기시차분포 변수들을 활용하여 내생성을 다룰 수 있다. 둘째, ARDL 방법은 표본수가 작을 경우에도 추정계수의 안정성을 획득할 수 있다. 셋째, 시계열자료가 I(0) 혹은 I(1)처럼 적분수가 다르더라도 실행가능하다(Halicioglu, 2009; Ozturk and Acravci, 2010). 이와 같은 장점을 고려하여 본 연구는 소득 및 에너지소비와 CO_2 배출량의 장·단기적 관계를 분석하기 위하여 ARDL 방법을 이용한다. 축약형인 ARDL 분석을 보완하기 위하여 Toda and Yamamoto (1995) 방법을 통해 변수들 간 인과성을 분석한다.³⁾ Toda and Yamamoto(1995)은

2) 표준 Engle and Granger(1987) 방법은 회귀분석을 통하여 획득한 잔차에 대해 단위근 검정을 실행한 후 잔차가 안정적이면 공적분 관계가 존재하고 그렇지 않은 경우 공적분 관계가 없는 것으로 판단한다. 공적분 관계가 존재할 경우 장·단기 동적구조를 동시에 파악 가능한 오차수정모형으로 유도될 수 있다. Stock(1987)은 시계열상관이 존재하더라도 장기균형식의 추정계수들은 초 일치성 일 가능성을 제시한다. 그러나 Engle and Granger(1987) 방법은 추정계수의 통계치가 비정규분포를 갖기 때문에 t-검정, F 검정과 같은 일반적 유의성 검정을 통해 타당한 추론이 어렵고 소표본의 경우 추정계수의 편의가 심할 수 있으며 변수들 간 내생성의 문제를 다루기 어렵다.

적분수에 관계없이 실행 가능하지만 ARDL 방법은 시계열자료가 I(1)보다 클 경우 실효성이 떨어지기 때문에 단위근 검정을 통해 자료의 적분수를 확인할 필요가 있다.

1. 단위근 검정

DF(Dicket Fuller), ADF(Augmented Dicket Fuller) 그리고 PP(Phillips Perron) 등 다양한 단위근 검정방법들 중 PP검정을 이용한다. Newey-West(1987) 표준오차를 활용하는 PP 검정은 시계열 상관 및 이분산에 ADF 검정보다 강건한 것으로 알려져 있다. 그러나 Perron(1997)의 지적처럼 구조변화로 시계열의 단절이 발생할 경우 ADF 및 PP 검정은 실효성이 떨어질 수 있다. Perron(1997)은 외환위기와 같은 특정시점을 구조전환기로 보는 반면에 Zivot and Andrews(1992)는 구조변화를 자료 자체에 의존적이고 내생적으로 발생한다고 본다. 구체적인 구조변화 시점을 정하기가 어렵고 자료 자체에 의존적으로 보는 게 타당성을 갖기 때문에 Zivot and Andrews(1992) 검정을 이용하여 PP 검정을 보완한다.

구조변화를 고려하지 않는 PP 검정은 시계열 상관과 이분산을 해결하기 위해 Newey-West(1987) 표준오차를 활용한다는 점에서 ADF 검정과 차이가 있을 뿐 이용되는 검정식은 같다.

$$dy_t = \delta_0 + \delta_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i dy_{t-i} + e_t \quad (2)$$

여기서 y_t 는 t기의 시계열자료, d는 차분연산자이다. 귀무가설은 ‘시계열자료의 단위근이 존재한다’($H_0: \delta_1 = 0$)이고 대립가설은 ‘시계열자료가 안정적이다’($H_a: \delta_1 < 0$)이다. 만약 귀무가설이 기각되면 안정적이고 그렇지 않을 경우 단위근을 갖는 것으로 판단한다.

구조변화를 고려한 Zivot and Andrews(1992)의 검정식은 다음과 같다.⁴⁾

3) Engle and Granger(1987) 방법은 두 단계 회귀분석을 거쳐야 하는 번거로움과 종속변수의 선택에 따라 검정의 결과가 달라질 수 있으며 다변량 모형에서 다수의 공적분 관계가 존재할 때 식별이 어렵다. 다변량 모형일 경우 Johansen(1988) 방법이 강건한 것으로 알려지고 있다. 따라서 본 연구는 공적분 분석에 Johansen(1988) 방법을 활용하여 ARDL 방법을 보완한다.

4) Zivot-Andrews(1992)는 구조변화를 세 가지 유형 즉, 절편의 변화(모형 A), 기울기의 변화(모형 B), 두 가지의 혼합(모형 C)으로 분리한다.

$$dy_t = \mu_0 + \mu_1 y_{t-1} + \beta t + \gamma DU_t + \sum_{j=1}^k d_j dy_{t-j} + e_t \quad (3)$$

여기서 DU_t 는 더미변수로 구조변화가 나타난 이후일 경우 1, 그렇지 않을 경우 0을 나타낸다. 귀무가설은 '단위근을 포함한다'($H_0 : \mu_1 = 0$)이고 대립가설은 '특정 시점에 구조변화를 갖는 단위근이 없다'이다($H_1 : \mu_1 < 0$).

2. ARDL 접근

단위근 검정을 통해 자료의 적분수가 I(2)보다 작은 게 확인되면 ARDL 한계검정을 이용하여 공적분 관계를 확인한다. 추후 실증분석에서 보여주듯이 식 (1-a), 식 (1-b), 식 (1-c)를 기초로 다양한 ARDL 모형을 추정한 결과, 식 (1-c)를 기반으로 한 ARDL 모형이 가장 타당하였다. 따라서 ARDL 한계검정을 위해 식 (1-c)의 ARDL 모형은 식 (4)와 같은 무제약 오차수정모형으로 표현가능하다.

$$\begin{aligned} d\ln CO_{2t} = & a_0 + \sum_{i=1}^{a1} a_{1i} d\ln CO_{2t-i} + \sum_{i=0}^{b1} a_{2i} d\ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{c1} a_{3i} d(\ln Y_{t-i})^2 + \\ & \sum_{i=0}^{d1} a_{4i} d(\ln Y_{t-i})^3 + \sum_{i=0}^{e1} a_{5i} d\ln E_{t-i} + \sum_{i=1}^{f1} a_{6i} d\ln CO_{2t-i} + \\ & \theta_1 \ln Y_{t-1} + \theta_2 \ln Y_{t-1}^2 + \theta_3 \ln Y_{t-1}^3 + \theta_4 \ln E_{t-1} + \theta_5 \ln CO_{t-1} + v_t \end{aligned} \quad (4)$$

여기서 d 는 각 변수의 차분 연산자, v_t 는 오차항, 그리고 변수는 앞선 정의와 같다. AIC 혹은 BIC 그리고 모형설정에 따라서 적절한 시차를 선택할 수 있다. 귀무가설은 '변수들 간 공적분 관계가 존재하지 않는다'이고 대립가설은 '공적분관계가 존재한다'이다. 즉, 귀무가설 '장기적 관계를 나타내는 시차변수의 계수들이 모두 0이다' ($H_0 : \theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_5 = 0$)에 대하여 F-검정 또는 Wald 검정을 실행하는 것이다 (Pesaran et al., 2001). 귀무가설이 기각되면 변수들 간 공적분 관계가 존재하고 그렇지 않을 경우 공적분 관계가 없는 것으로 판단한다. Pesaran et al.(2001)은 F -통계량과 비교하는 데 필요한 임계치를 제시한다. 만약 통계치가 상한 임계치(upper bounds critical value)보다 큰 경우 귀무가설을 기각해 공적분이 존재하는 것으로, 하한 임계치(lower bounds critical value)보다 작은 경우 귀무가설을 기각하지 못해 공적분이 존재

하지 않는 것으로 판단한다. 상한과 하한 임계치의 사이에 있을 경우 공적분 관계의 유무를 명확하게 판단할 수 없다. Narayan(2005)은 소표본에 적합한 임계치를 제시하는데 본 연구는 연간자료를 이용하기 때문에 소표본인 점을 고려하여 이를 이용한다.⁵⁾

공적분 관계가 존재할 경우 식 (5)의 ARDL 모형은 식 (6)의 장기균형식과 식 (7)의 오차수정모형으로 유도될 수 있다(Pesaran and Shin, 1998; Ozturk and Acaravci, 2010). 장기 균형식은 변수들 간 장기적 관계를 추정할 수 있는 반면에 오차수정모형은 단기적 관계와 전기의 불균형으로부터 다음기의 균형으로 조정해 가는 속도를 추정할 수 있다. 따라서 ARDL 방법을 이용하여 장기에 대한 정보의 손실 없이 장기균형과 단기 동태 분석이 가능하다.

일반적인 ARDL(a1, b1, c1, d1, e1) 모형은 식(5)와 같다. AIC 또는 BIC를 기준으로 최대시차를 정한 후 개별변수의 시차에 따라 다양한 모형을 설정할 수 있다(Ozturk and Acaravci, 2010; Acaravci and Ozturk, 2010).

$$\ln CO_{2t} = b_0 + \sum_{i=1}^{a1} b_{1i} \ln CO_{2t-i} + \sum_{i=0}^{b1} b_{2i} \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{c1} b_{3i} (\ln Y_{t-i})^2 + \sum_{i=0}^{d1} b_{4i} (\ln Y_{t-i})^3 + \sum_{i=0}^{e1} b_{5i} \ln E_{t-i} + e_t \quad (5)$$

변수들이 시간의 변화에 일정하게 증가하는 장기균형의 정상상태($\ln X_t = \dots \ln X^*$) 여 기서 X는 개별변수들)에서 좌변을 $\ln CO_2^*$ 로 정리한 후 그 계수($1 - \sum_{i=1}^{a1} b_{1i}$)를 양변에 각각 나눠주면 식 (6)의 장기균형식이 된다.

$$\ln CO_2^* = \gamma_0 + \gamma_1 \ln Y^* + \gamma_2 \ln Y^{2*} + \gamma_3 \ln Y^{3*} + \gamma_4 \ln E^* \quad (6)$$

여기서 $\gamma_0 = b_0 / (1 - \sum_{i=1}^{a1} b_{1i})$ 는 상수항의 계수, $\gamma_1 = \sum_{i=0}^{b1} b_{2i} / (1 - \sum_{i=1}^{a1} b_{1i}), \dots, \gamma_4 = \sum_{i=0}^{e1} b_{5i} / (1 - \sum_{i=1}^{a1} b_{1i})$ 는 장기균형식의 계수를 각각 나타낸다.

5) Pesaran et al.(2001)는 500~1000개의 관측치를 이용하여 임계치를 제시한 반면에 Narayan(2005)은 30~80개의 관측치에 대한 임계치를 제시한다.

장기균형관계가 존재하면 식(5)의 ARDL 모형은 식(7)의 오차수정모형으로 유도될 수 있다(Ozturk and Acaravci, 2010; Acaravci and Ozturk, 2010). 식 (5)의 개별 변수에 차분변수를 포함시키고 종속변수를 이산화탄소 배출량의 차분변수만 남겨둔 채 나머지 변수들을 우변에 정리하면 식 (7)의 오차수정모형이 된다.

$$dlnCO_{2t} = c_0 + \sum_{i=1}^{a_1} c_{1i} dlnCO_{2t-1} + \sum_{i=0}^{b_1} c_{2i} dlnY_{t-1} + \sum_{i=0}^{c_1} c_{3i} dlnY_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^{d_1} c_{4i} dlnY_{t-i}^3 + \sum_{i=0}^{e_1} c_{5i} dlnE_{t-i} + \psi u_{t-1} + v_t \quad (7)$$

여기서 d 는 차분 연산자, v_t 는 백색오차항, 그리고 u_{t-1} 는 오차수정항으로 식(5)의 ARDL 모형에서 추정된 t-1기의 잔차를 이용한다. 변수들은 앞선 정의와 같다. 오차수정모형의 경우 차분변수의 추정계수는 소득과 에너지소비의 변화분이 CO_2 배출량의 변화분에 미치는 영향 즉, 단기적 동적관계(단기탄력성)를 나타내고, 오차수정항의 계수(ψ)는 전기의 장기균형(u_{t-1})에서 이탈로부터 다음 기의 균형으로 회복해가는 속도를 나타낸다.

3. Toda and Yamamoto 접근의 인과관계 분석

ARDL 방법은 변수들 간 장·단기 동적관계를 추정하는 축약함수로 세 변수 간 동시적 관계를 분석할 수 없는 단점이 있다. 상관관계와 더불어 시계열자료 간 동시적 관계를 종합적으로 고려한다면 모형의 예측력을 높일 수 있다. Granger(1969) 검정은 x의 시차변수들이 현재의 y를 예측 가능한지에 대한 검정이다.⁶⁾ 만약 시차변수들이 유의하다면 x의 시차변수들은 y를 예측하는 데 영향을 미치는 것을 의미한다. 불안정한 시계열의 경우 차분변수를 이용하거나 공적분 관계가 있을 경우 (벡터)오차수정모형을 사용하지만 자료의 적분수가 같거나 공적분 관계가 존재해야 한다는 조건이 필요하다.

본 연구에서 사용할 Toda and Yamamoto(1995) 방법은 적분수가 같거나 공적분 관계의 유무와 상관없이 수준변수의 VAR(Vector Autoregression) 모형을 이용하기 때문

6) Granger(1969) 인과는 구조적 의미라기보다는 예측의 의미로 과거의 정보를 바탕으로 현재에 미치는 영향을 분석하기 때문에 현재 혹은 미래는 과거에 영향을 미칠 수 없다는 전제가 깔렸다.

에 차분으로 인하여 손실되는 정보가 없고 단위근 및 공적분 검정에 자유로운 장점이 있다. Toda and Yamamoto(TY) 방법은 VAR(p+m) 모형의 제약에 대한 일종의 Wald 검정으로, p는 VAR모형의 AIC 혹은 BIC에 의하여 결정된 최적 시차이고 m은 개별 자료들 중에서 최대 적분수를 나타낸다. '처음 p 시차의 변수가 종속변수의 예측에 영향을 미치지 않는다'는 귀무가설($H_0 : \beta_1 = 0$)에 대한 Wald 검정으로 귀무가설이 기각 되면 설명변수가 종속변수에 Granger 인과를 하는 것으로 판단한다. TY 검정을 위한 VAR(p+m) 모형은 식(6)과 같다.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \epsilon_t \quad (8)$$

여기서 $Y_t = [\ln E_t, \ln Y_t, \ln CO_{2t}]'$, β_0 은 (3×1) 상수 벡터, β_1, β_2 는 추정계수의 행렬 (3×3) 그리고 ϵ_t 는 백색잡음이다. AIC 혹은 BIC기준으로 VAR 모형의 최적 시차(p)는 1, 시계열자료의 최대 적분수(m)는 1이다.

IV. 자료 및 실증분석

연구에 사용한 자료는 1971년~2009년 연간자료로 GDP, GDP 디플레이터는 한국은행에서, CO₂ 배출량과 일차에너지소비량은 국가에너지 통계 종합정보 시스템에서 각각 확보하였다. 모든 금액변수는 GDP 디플레이터를 이용하여 실질 금액변수로 환산한 값(2005년=100)이고, CO₂ 자료의 제약으로 해당기간을 분석대상으로 하였다. <표 1>은 로그를 취하기 전 일인당 탄소배출량(TCO₂), 일인당 에너지소비량(TOE), 일인당 GDP의 기초통계량을 보여준다. 일인당 탄소배출량은 1971년 1.66t CO₂에서 2009년 10.63t CO₂로 증가하였고,⁷⁾ 일인당 에너지소비량은 1971년 0.52TOE에서 2009년 4.7TOE로 증가하였으며, 일인당 GDP는 1971년 10만원에서 2009년 2175만원으로 증가하였다.⁸⁾ 일인당 CO₂배출량은 세계 7위, 일인당 GDP는 30위 수준이며, 일인당 에너지소비량은 주요 선진국들에 비하여 2~3배 높은 수준이다.

7) $TCO_2 = TC \times (44/12)$ 여기서 TC는 탄소톤 (ton of carbon), TCO₂는 이산화탄소톤, 44는 이산화탄소 분자량, 12는 탄소원자량을 각각 나타낸다.

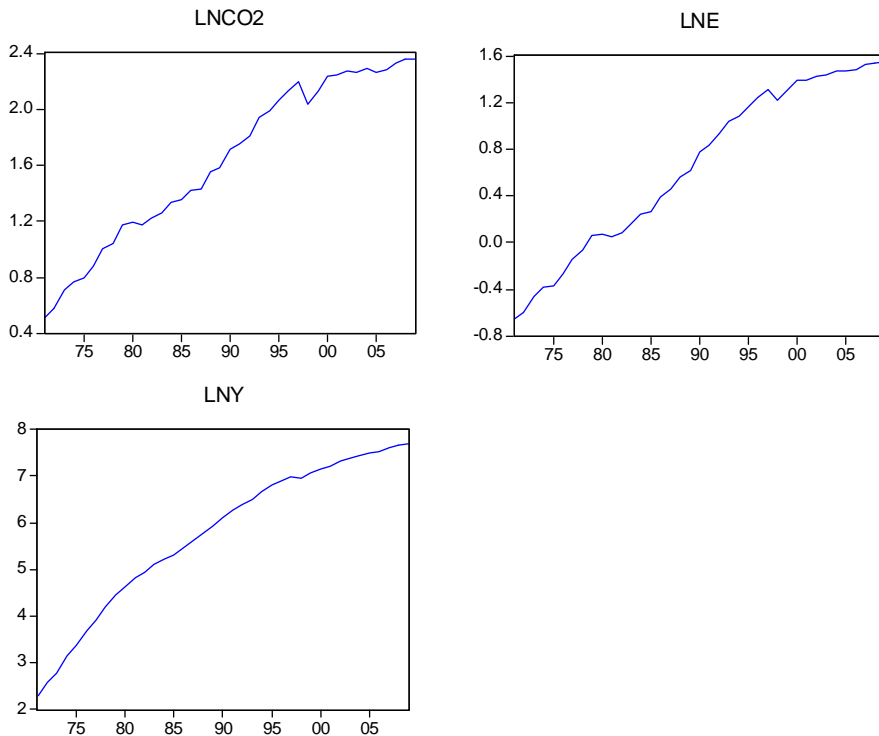
8) TOE(Ton of Oil Equivalent)는 석유환산톤이다.

표 1 자료의 기초통계량

	GDP(만원: 인당)	E(TOE: 인당)	CO2(tCO_2 : 인당)
평균	723.49	2.41	5.95
최소값	10.00	0.52	1.67
최대값	2175.00	4.70	10.63
표준오차	705.69	1.47	3.05

<그림 1>은 시계열자료의 자연로그($\ln E$, $\ln Y$, $\ln CO_2$)의 추세를 나타낸다. 세 변수 모두 1980년대 초 오일파동과 1997년 IMF구제 금융과 같은 일시적 충격을 제외하면 꾸준하게 증가하는 추세이다. 특히 에너지소비량($\ln E$)과 이산화탄소 배출량($\ln CO_2$)은 움직임이 비슷하다.

그림 1 에너지소비, 소득, 이산화탄소의 추세



<표 2>는 Phillip-Perron(PP) 단위근 검정(검정1)과 구조변화를 고려한 Zivot-Andrews(ZA) 단위근 검정(검정2)의 결과를 나타낸다. <그림 1>에서 보듯이 시계열이 추세를 갖기 때문에 이를 고려하였고 AIC 혹은 SIC 기준에 의하여 적정시차를 결정하였다. 두 검정 모두 수준변수들은 ‘단위근을 갖고 있다’는 귀무가설을 5% 혹은 10% 유의수준에 기각하지 못하는 반면에 차분변수들은 귀무가설을 기각한다. 따라서 시계열 자료 모두 1차 차분 후 안정성을 회복하는 I(1)임이 확인되었다.

표 2 단위근 검정결과

	검정 1		검정 2	
	수준변수	1차 차분	수준변수	1차 차분
lnE	-0.016 (1)	-6.012 (0)**	-1.496 (1)	-7.373** (0)
lnY	-2.079 (1)	-5.423 (2)**	-2.789 (1)	-4.685** (2)
lnCO2	-1.039 (1)	-7.282 (0)**	-2.676 (1)	-7.989* (1)

주: 1) ()는 AIC 또는 SIC 기준에 의해 결정된 최적 시차를 나타냄.

2) * $p < 0.10$, **는 $p < 0.05$, ***는 $p < 0.01$ 수준에서 유의함.

식 (1-a)($\ln CO_2$, $\ln E$, $\ln Y$), 식 (1-b)($\ln CO_2$, $\ln E$, $\ln Y$, $\ln Y^2$), 그리고 식 (1-c)($\ln CO_2$, $\ln E$, $\ln Y$, $\ln Y^2$, $\ln Y^3$)의 각 모형에 대해 ARDL 한계검정을 실행하였고 비교의 목적으로 Johansen 공적분 검정을 실행한 결과는 <표 3>과 같다. ARDL 공적분 검정결과 ‘공적분 관계가 존재하지 않는다’는 귀무가설에 대해 세 모형 모두 5% 수준에서 기각됨에 따라 공적분 관계가 존재함을 확인하였다. Johansen 공적분 검정 역시 공적분 위수(rank)의 수가 0이라는 귀무가설을 기각하여 공적분 관계가 존재한다는 ARDL 한계검정의 결과와 부합한다.

표 3 공적분 검정결과

ARDL 한계 검정						
	식(1-a)	식(1-b)	식(1-c)			
χ^2 통계치	3.25*	3.12*	4.96**			
Johansen 공적분 검정						
Ho: 공적분 개수(rank)	Trace	임계치 (5%)	Trace	임계치 (5%)	Trace	임계치 (5%)
0	50.22*	29.68	78.94*	47.21	147.39*	68.52
1	22.03*	15.4	36.44*	29.68	73.85*	47.21
2	4.45*	3.76	17.91*	15.41	37.19*	29.68
3			4.08*	37.61	18.44*	15.41
4					6.00*	3.76

주: 1) *, **는 5%, 1% 수준에서 유의함

2) ARDL 한계 검정은 Narayan(2005)의 임계치를 활용함. Johansen 방법은 AIC 혹은 SIC 기준에 의하여 최적 시차를 1로 선택함.

<표 4>는 ARDL 모형의 추정결과를 나타낸다. AIC 혹은 SIC 기준으로 최대시차를 정하고 다양한 시차를 고려하여 ARDL 모형을 추정한 결과 식 (1-a)의 경우 ARDL(1, 1, 0)(모형1), 식 (1-b)의 경우 ARDL(1, 1, 1, 1)(모형2), 식 (1-c)의 경우 ARDL(1, 1, 1, 1)(모형3)이 타당하였다.⁹⁾ 세 모형 모두 에너지소비량은 1% 수준에서 CO₂ 배출량과 유의한 양(+)의 관계를 확인하였다. 모형1의 경우 Y의 계수는 유의한 값을 얻을 수 없었다. 모형2의 경우 소득(Y)의 계수는 양(+), 소득 제곱의 계수는 음(-)의 값으로 EKC 가설이 성립하는 듯 보이지만 소득의 계수가 유의하지 않기 때문에 EKC 가설의 성립 여부를 명확하게 판단할 수 없다. 모형3의 경우 소득의 계수, 소득 제곱의 계수, 소득 제곱의 계수의 계수가 5% 수준에서 유의한 N자형(+, -, +)임을 보여주고 있다.

9) ARDL(p, q) 모형에서 p는 종속변수의 시차, q는 설명변수들의 시차를 각각 나타낸다. AIC 혹은 SIC 기준으로 최대 시차를 1로 정하고 여러 시차를 이용하여 모형을 추정하였다.

표 4 ARDL 모형 검정결과

변수	모형1	모형2	모형3
lnCO2(-1)	0.607*** (-0.168)	0.666*** (-0.172)	0.435*** (-0.156)
lnE	0.962*** (-0.096)	0.877*** (-0.110)	0.918*** (-0.093)
lnE(-1)	-0.644*** (-0.181)	-0.640*** (-0.200)	-0.390** (-0.179)
lnY	0.001 (-0.019)	-0.452 (-0.298)	2.407** (-1.039)
lnY(-1)		0.387 (-0.264)	-1.616* (-0.839)
ln Y ²		0.053* (-0.030)	-0.620** (-0.226)
ln Y ² (-1)		-0.047 (-0.028)	0.463** (-0.189)
ln Y ³			0.0453*** (-0.015)
ln Y ³ (-1)			-0.0362*** (-0.013)
Constant	0.423** -0.156	0.519** -0.198	-0.516 (-0.358)
R-squared	0.999	0.999	0.999

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1이고 ()는 표준오차

<표 5>는 ARDL 모형들(모형1, 모형2, 모형3) 중에서 타당한 모형을 선택하기 위해 실행한 우도비 검정(LR: Likelihood Ratio Test)의 결과를 제시한다. 귀무가설은 작은 수의 모수를 가지는 모형이고 대립가설은 많은 수의 모수를 가지는 모형이다. 우도비 통계량을 χ^2 임계치와 비교한 결과 모형1과 모형2의 경우 귀무가설을 기각하지 못하기 때문에 모형1이 타당하다. 모형1과 모형3, 모형2와 모형3의 비교에서 귀무가설을 각각 기각하기 때문에 모형3이 모형1 및 모형2보다 타당하다. 따라서 모형타당성 및 모형설정 면에서 가장 적합한 모형3이 오차수정모형을 추정하기 위해 이용되었다.

표 5 모형타당성 검정

비교대상	귀무가설	대립가설	LR 통계량	p-values
모형1 vs. 모형2	모형1	모형2	4.06	0.255
모형1 vs. 모형3	모형1	모형3	20.65***	0.000
모형2 vs. 모형3	모형2	모형3	16.59***	0.000

주: 1) * $p < 0.10$, **는 $p < 0.05$, ***는 $p < 0.01$ 수준에서 유의함.

2) 모형1, 모형2, 모형3은 식(1-a), 식(1-b), 식(1-c)를 기반으로 추정된 ARDL 모형을 각각 나타냄.

<표 6>은 식 (7)의 오차수정모형을 추정한 결과이다. ARDL 모형3의 t-1기 잔차를 오차수정항으로 이용하였다.¹⁰⁾ 차분변수의 추정계수는 단기적 관계 즉, 단기탄력성을 의미하고 오차수정항의 계수는 장기균형의 이탈로부터 다음기의 균형으로 회복되어 가는 속도를 나타낸다. 오차수정모형의 추정결과는 <표 4>에 제시된 ARDL 모형의 추정결과와 유사하다. 단기적으로 에너지소비 차분변수의 계수는 1%수준에서 유의한 양(+), 소득변화와 CO₂ 배출량의 변화는 N자형이었다. 오차수정항의 계수는 -0.608로 전기의 장기 균형관계에서 이탈은 다음 기에 약 60.8% 조정된다. 일시적 충격으로 에너지소비 및 소득이 감소하여 CO₂ 배출량이 균형에서 벗어나 일시적으로 감소하더라도 다음 해에 에너지소비와 소득의 회복에 의해 CO₂ 배출량은 빠르게 균형으로 복원됨을 의미한다.

추정모형의 안정성이 낮으면 구조변화 혹은 외생적 충격에 추정결과가 큰 영향을 받아서 모형을 통한 예측의 정확성을 떨어뜨리기 때문에 모형의 안정성을 검정하는 것이 중요하다. <그림 2>는 모형의 안정성을 진단하기 위해 활용한 CUSUM과 CUSUMSQ 검정의 결과를 나타낸다.¹¹⁾ CUSUM은 5% 유의수준을 나타내는 두 임계선 밖으로 벗어날 경우 모형의 추정계수가 불안정함을 의미하고 임계선 안에 있을 경우 안정적임을 의미한다. CUSUMSQ는 5% 유의수준을 나타내는 두 임계선 밖에 있을 경우 오차항 분산이 불안정하고 선 안에 있을 경우 오차항 분산이 안정적임을 의미한다. 임계선 CUSUM과 CUSUMSQ 검정결과 5% 유의수준의 임계선 안에서 움직이기 때문에 모형이 안정적이고 모형의 추정계수 역시 신뢰할 수 있다.

10) 종속변수의 시차변수를 포함하는 것보다 제외할 경우 오차수정의 모형설정에서 적합하였다.

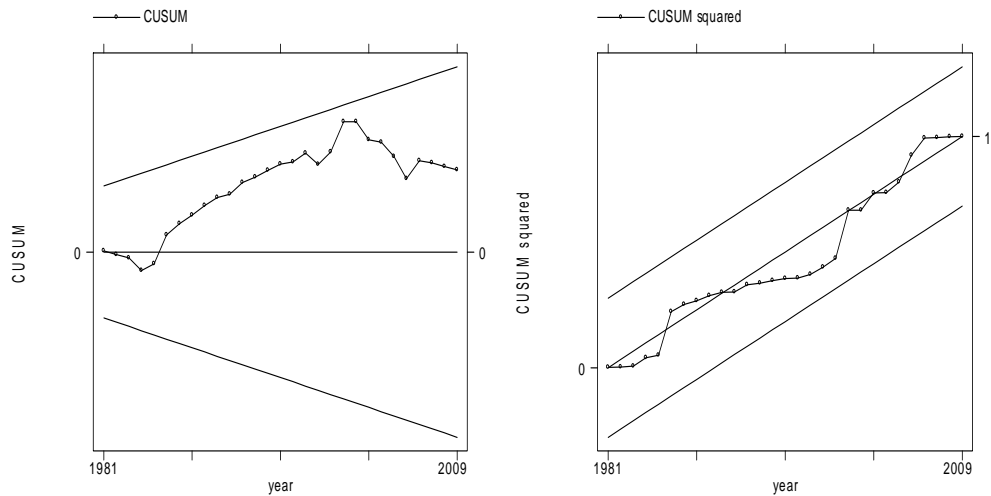
11) CUSUM과 CUSUMSQ 검정은 관측치 들을 연속적으로 변화시켜 추정된 계수의 안정성과 오차항 분산의 안정성을 평가한다 (Halicioglu, 2009; Pao et al, 2011). 이들 검정은 구조변화가 일어나는 시점을 사전에 결정할 필요가 없다는 장점 때문에 모형의 안정성을 평가하는 데 활용되고 있다.

표 6 오차수정모형의 추정결과

변수	추정계수	p-값
$dlnE$	0.898***	0.000
$dlnE(-1)$	-0.077	0.417
$dlnY$	2.106**	0.018
$dlnY(-1)$	-1.227*	0.088
$dlnY^2$	-0.514***	0.010
$dlnY^2(-1)$	0.344**	0.041
$dlnY^3$	0.037***	0.006
$dlnY^3(-1)$	-0.025**	0.030
U(-1)	-0.608**	0.018
상수	-0.169	0.210
R^2	0.909	
Adjusted R^2	0.879	
F 검정		0.000

주: * $p < 0.10$, **는 $p < 0.05$, ***는 $p < 0.01$ 수준에서 유의함.

그림 2 CUSUM, CUSUMSQ 검정



<표 7>은 장기균형식과 오차수정모형의 결과를 기초로 장·단기적 관계를 요약한 결과를 나타낸다. ARDL의 장기적 관계는 <표 4>에 제시된 ARDL 모형3의 결과를 식 (6)을 활용하여 계산하였고 단기적 관계는 <표 6>의 오차수정모형의 차분변수와 그 시차변수의 추정계수를 합한 것이다. 그리고 비교의 목적으로 Johansen 방법에 의해 추정된 장기탄력성을 제시하였다. 앞에서 살펴보았듯이 소득과 CO_2 배출량은 장·단기 모두 N자형 관계로 EKC 가설이 성립하지 않는다. 장기균형관계에서 역U자형의 소득전환점은 12만원~17만원으로 선행연구와 비교할 때 두 개의 전환점이 비슷한 수준에서 발생하고 전환점이 너무 낮아 엄밀한 의미에서 전환점을 통과했다고 보기 어렵다.¹²⁾ 전환점의 소득수준이 1970년대 초임을 감안할 때 오일파동으로 소득 감소에 따른 일시적인 현상으로 보는 게 타당하다. 단기적 관계에서 에너지소비 변화의 계수는 0.821, 장기적 균형관계에서 에너지소비의 계수는 0.934~1.026정도로 에너지소비 장기탄력성이 단기탄력성보다 크다는 것을 확인할 수 있다. 이는 에너지소비의 경우 단기적으로 급변하기보다는 장기적으로 변화가 이루어지기 때문에 장기탄력성이 단기탄력성보다 크다는 Pao et al.(2011), Pao et al.(2012), Shahbaz et al.(2013) 등과 일치한다.

표 7 장·단기적 관계

변수	단기적 관계		장기적 관계	
		변수	ARDL	Johansen
$dln Y_t$	0.879	$ln Y_t$	1.397	3.439
$d(ln Y_t)^2$	-0.170	$(ln Y_t)^2$	-0.276	-0.604
$d(ln Y_t)^3$	0.012	$(ln Y_t)^3$	0.016	0.032
$dln E_t$	0.821	$ln E_t$	0.934	1.026

<표 8>은 설명변수의 시차변수가 종속변수의 예측에 영향을 미친다'는 귀무가설에 대해 Toda and Yamamoto(1995) 인과성 검정결과를 나타낸다. 에너지소비와 이산화탄소 배출량의 경우 에너지소비와 이산화탄소 배출량은 쌍방향의 인과성 즉, 에너지소비량과 CO_2 배출량은 상호 예측에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 에너지소비량과 CO_2 배출량은 비슷한 추세로 움직이고 온실가스의 상당부분이 에너지소비에 기인하기 때문으로 생각한다. 이산화탄소 배출과 소득의 경우, 이산화탄소 배출

12) 이광훈·이춘화(2009)는 1292만원~1466만원, 이춘화(2012)는 5천만원, 정군오·정영근(2004)은 중간소득 국가의 경우 600만원~5억, 고소득 국가의 경우 3천5백만원~5천5백만원으로 소득전환점이 다양하게 나타나고 있다.

이 소득에 인과성이 있는 반면에 그 역은 성립하지 않는 것으로 나타났다. 에너지소비와 소득의 경우, 에너지소비가 소득에 인과성이 있는 반면에 그 역은 성립하지 않는 것으로 나타났다. 즉, 에너지소비 및 CO_2 배출은 소득의 예측에 유의한 영향을 미치지 만 소득은 에너지소비 및 CO_2 배출의 예측에 유의한 영향을 발견하지 못했다. 에너지소비 및 CO_2 배출이 소득에 한 방향의 인과성만 존재하고 에너지소비와 CO_2 배출과 쌍방향의 인과성을 고려할 때, 직·간접적으로 소득보다는 에너지소비가 이산화탄소 배출의 예측에 유의한 영향을 미친다고 추측할 수 있다.

주의할 점은 앞선 EKC 모형의 경우 소득과 CO_2 배출량 간 유의한 관계인 반면 인과성 분석결과 소득이 CO_2 배출량의 예측에 미치는 영향을 발견하지 못하였기 때문에 상호 모순된 결과로 해석될 여지가 있다. 그러나 ARDL 방법과 Toda and Yamamoto(1995) 접근방법의 차이가 있기 때문에 두 결과를 직접적으로 비교하기는 어렵다. ARDL 방법은 축약형 모형의 추정을 통해 에너지소비 및 소득과 CO_2 배출량 간 장·단기적 상관관계를 분석하지만 Toda and Yamamoto(1995) 방법은 세 변수 간 동시적 관계를 분석함으로써 설명변수들의 시차변수들이 종속변수를 예측하는 데 영향을 미치는지의 여부를 검토하는 것이다. 그리고 소득수준과 CO_2 배출량 간 N자의 관계 즉, 소득 1차항, 2차항, 3차항과 CO_2 배출량 간 관계를 고려할 때 김지옥(2006), 김세완·이기훈(2008)의 연구처럼 선형관계만으로 분석할 수 없는 비선형 관계가 존재할 가능성이 있다. 또한 에너지소비와 이산화탄소가 소득에 일방향의 인과성이 존재하는 것으로 볼 때, 에너지소비와 이산화탄소가 생산을 위한 투입요소로 작용할 가능성이 존재한다.

표 8 인과관계 검정

종속변수	귀무가설	p 값
$\ln CO_{2t}$	소득의 시차변수들은 CO_2 배출량의 예측에 영향을 미치지 않는다.	0.309
	에너지소비의 시차변수들은 CO_2 배출량의 예측에 영향을 미치지 않는다.	0.065*
$\ln Y_t$	CO_2 배출량의 시차변수들은 소득의 예측에 영향을 주지 않는다.	0.090*
	에너지소비의 시차변수들은 소득의 예측에 영향을 주지 않는다.	0.045**
$\ln E_t$	소득의 시차변수들은 에너지소비의 예측에 영향을 미치지 않는다.	0.696
	CO_2 배출량의 시차변수들은 에너지소비의 예측에 영향을 미치지 않는다.	0.006***

주: 1) * $p < 0.10$, **는 $p < 0.05$, ***는 $p < 0.01$ 수준에서 유의함.

2) AIC 혹은 SIC 기준으로 최적 시차를 정함.

에너지소비 및 소득과 CO_2 배출량 간 동태적 관계를 살펴볼 때, 세 변수 간 장기적 균형관계가 존재하고 일시적 충격이 발생하더라도 빠르게 균형으로 조정되는 것으로 나타났다. EKC 가설은 성립되지 않으며 에너지소비 장기탄력성이 단기탄력성보다 큰 것으로 나타났다. 인과성 분석에서 에너지소비와 CO_2 배출량은 쌍 방향의 인과성을 갖기 때문에 상호 예측하는 데 유의한 영향을 미친다. 그러나 소득은 에너지소비와 CO_2 배출량에 인과성이 없기 때문에 에너지소비가 소득보다 CO_2 배출량을 예측하는 데 중요한 변수일 가능성이 높다.

V. 결론

ARDL 방법을 이용하여 소득·에너지소비량과 CO_2 배출량의 장·단기 동적 관계를 분석하고 Toda and Yamamoto 방법을 이용하여 변수들 간 인과성을 분석하였다. 분석 결과 첫째, 소득·에너지소비량은 CO_2 배출량과 장기 균형관계가 존재하고 일시적 충격으로 CO_2 배출량이 감소하더라도 소득 및 에너지소비가 증가해 균형으로 빠르게 회복되는 것으로 나타났다. 둘째, 에너지소비량과 CO_2 배출량은 장·단기적으로 양(+)의 관계이고, 에너지소비 장기탄력성이 단기탄력성보다 크다. 셋째, 소득과 CO_2 배출량은 장·단기적으로 N자형의 관계를 나타낸다. 넷째, 에너지소비량과 CO_2 배출량은 쌍방향의 인과관계가 존재하고 에너지소비(혹은 CO_2 배출량)는 소득에 인과성이 존재하지만 그 역은 성립하지 않는다.

분석에 나타났듯이 소득과 CO_2 배출량 간 N자형의 관계이고 두 개(극대점, 극소점)의 소득 전환점이 존재해 일견 환경쿠츠네츠 가설이 성립하는 것으로 생각할 수 있으나 선행연구(600만원~6천5백만원)와 비교할 때 두 개의 전환점이 너무 낮기(12만원~17만원) 때문에 엄밀한 의미에서 전환점을 통과했다고 보기 어렵다. 전환시점의 소득수준이 1970년대 초반임을 감안할 때, 오일파동에 의한 소득 및 에너지소비의 감소에 따른 일시적인 현상으로 보는 게 타당하다. ARDL 모형에서 소득과 CO_2 배출량은 유의한 관계가 있는 반면에 인과성 분석에 소득이 CO_2 배출량의 예측에 미치는 영향을 발견하지 못하였기 때문에 상호 모순된 결과로 해석될 여지가 있다. 그러나 이와 같은 차이는 두 접근 방법과 해석상의 차이가 있기 때문에 직접적인 비교는 어렵다. ARDL

방법은 축약형 모형으로 장·단기적 상관관계를 추정하는 반면에 인과성 분석은 세 변수 간 동시적 관계분석을 통해 설명변수들의 시차변수들이 종속변수를 예측(forecasting)하는 데 영향을 미치는지의 여부를 검토하는 것이다. 선형관계만으로 분석할 수 없는 비선형 관계가 존재할 가능성이 존재하고 에너지소비와 환경이 생산을 위한 투입요소로 작용할 가능성도 배제할 수 없다. 추후 연구에서 비선형 분석과 구조방정식 혹은 생산 함수적 접근으로 연구를 확대하는 것도 의미 있을 것 같다.

참고 문헌

- 김세완, 이기훈. 2008. “비선형 STAR 모형을 이용한 이산화탄소 배출량과 경제성장 간의 관계 분석”. 「자원·환경경제연구」 17(1): 3-22.
- 김원규. 2011. 「주요국별 1인당 CO₂ 배출량 결정요인 비교분석과 시사점». KIET 산업경제 2011-4, pp41-53.
- 김지옥. 2003. “환경오염과 경제성장 간의 관계에 대한 모형구축 및 실증분석”. 「자원·환경경제연구」 12(3): 515-529.
- 김지옥. 2006. “경제성장과 환경오염 간의 비선형동학 분석”. 「자원·환경경제연구」 15(3): 405-423.
- 김지옥. 2010. “아시아 국가들 환경오염배출량의 확률수렴성과 환경쿠즈네츠곡선가설 검증”. 「자원·환경경제연구」 19(3): 571-595.
- 김재필, 정영근. 2004. “경제성장과 환경오염을 연계한 우리나라 지속가능발전 계량화 연구”. 「한몽경상연구」 13: 19-35.
- 모수원, 김창범. 2003. “에너지소비와 경제성장의 동태적 인과관계”. 「자원·환경경제연구」 12(2): 327-346.
- 배정환, 김미숙. 2012. “생산함수 접근법을 이용한 온실가스 배출 결정요인 분석”. 「응용경제」 14(3): 107-131.
- 이광훈. 2010. “국내 지역별 이산화탄소 배출에 대한 환경 쿠즈네츠 곡선 추정 및 비교”. 「환경정책연구」 9(4): 53-76.
- 이광훈, 이춘화. 2009. “수도권 지역 이산화탄소 배출에 대한 환경 쿠즈네츠 곡선 탐색 및 정책적 함의”. 「서울도시연구」 10(3): 1077-1098.
- 이춘화. 2012. “한·중·일 3국의 이산화탄소 배출에 대한 환경쿠즈네츠 곡선 검증 및 시사점”. 「한중 사회과학연구」 10(1): 177-201.
- 이기훈, 오완근. 2001. “에너지 소비와 경제성장간의 인과관계 재분석: 디비지아 에너지 지수와 CO₂배출량의 적용”. 「경제학연구」 49(1): 181-200.
- 정군오, 정영근. 2004. “경제성장과 이산화탄소 배출에 관한 다국가 비교분석”. 「산업경제연구」 17(4): 1077-1098.
- 정용훈, 김수이. 2012. “한국의 CO₂ 배출, 경제성장 및 에너지믹스와의 관계분석”. 「국제지역연구」 21(2): 271-299.

- 조성택, 조용성. 2009. “개방화가 한국의 경제성장과 환경오염에 미치는 영향 분석”. 「국제지역연구」 13(3): 269-286.
- Agras, J. and D. Chapman. 1999. “A Dynamic Approach to the Environmental Kuznets Curve Hypothesis”. *Ecological Economics*, 28(2): 267 -277.
- Asafu-Adjaye, J. 2000. “The Relationship between Energy Consumption, Energy Prices and Economic Growth: Time Series Evidence from Asian Developing Countries”. *Energy Economics*, 22(6): 615 -625.
- Beckerman, W. 1992. “Economic Growth and the Environment: Whose Growth? Whose Environment?”. *World Development*, 20(1): 481 -496.
- Belloumi, M. 2009. “Energy Consumption and GDP in Tunisia: Cointegration and Causality Analysis”. *Energy Policy*, 37(7): 2745 -2753.
- Chandran, V. G. R. and C. F. Tang. 2013. “The Impacts of Transport Energy Consumption, Foreign Direct Investment and Income on CO2 Emissions in ASEAN-5 Economies”. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 24: 445 -453.
- de Bruyn, S. M., J. C. van den Bergh. and J. B. Opschoor. 1998. “Economic Growth and Emissions: Reconsidering the Empirical Basis of Environmental Kuznets Curves”. *Ecological Economics*, 25(2): 161 -175.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger. 1987. “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”. *Econometrica*, 55: 251 -276.
- Glasure, Y. U. and A. R. Lee. 1998. “Cointegration, Error-correction, and the Relationship between GDP and Energy: The Case of South Korea and Singapore”. *Resource Energy Economics*, 20(1): 17 -25.
- Granger, C. W. J. 1969. “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods”. *Econometrica*, 37: 424 -438.
- Grossman, G. and A. Kruger. 1995. “Economic Growth and the Environment”. *Quarterly Journal of Economics*, 110(2): 353 -377.
- Halicioglu, Ferda. 2009. “An Econometric Study of CO₂ Emissions, Energy Consumption, Income and Foreign Tradeing Turkey”. *Energy Policy*, 37(3): 1156 -1164.
- Johansen, S. 1988. “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2): 231 -254.

- Jones, L. E. and R. E. Manuelli. 2001. "Endogenous Policy Choice: The Case of Pollution and Growth". *Review of Economic Dynamics*, 4(2): 369 -405.
- Kraft, J. and J. Kraft. 1978. "On the Relationship between Energy and GNP". *Journal of Energy and Development*, 3: 401 -403.
- Meadows, D. H. and Club of Rome. 1972. *The Limits to Growth; A Report to the Club of Rome(1972)*. Universe Books, New York.
- Narayan, P. K. 2005. "The Saving and Investment Nexus for China: Evidence for Cointegration Test". *Applied Economics*, 37: 1979 -1990.
- Newey, W. and K. West. 1987. "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix". *Econometrica*, 55: 703 -708.
- Oh, W. K. and K. Lee. 2004. "Causal Relationship between Energy Consumption and GDP Revisited: The Case of Korea 1970-1999". *Energy Economics*, 26(1): 51 -59.
- Ozturk, I. and A. Acaravci. 2010. " CO_2 Emissions, Energy Consumption Economic Growth in Turkey". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 14(9): 3220 -3225.
- Panayotou, T. 2003. "Economic Growth and the Environment". *Economic Survey of Europe*, 2: 45 -72.
- Pao, H. T., H. C., Yu. and Y. H., Yang. 2011. "Modeling the CO_2 Emissions, Energy Use, and Economic Growth in Russia". *Energy*, 36(8): 5094 -5100.
- Pao, H. T., H. C. Fu and C. L. Tseng. 2012. "Forecasting of CO_2 Emissions, Energy Consumption and Economic Growth in China Using an Improved Grey Model". *Energy*, 40: 400 -409.
- Pesaran, M. H and Y. Shin. 1998. "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis". *Econometric Society Monographs*, 31: 371 -413.
- Pesaran, M. H., Y. Shin, and R. J. Smith. 2001. "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships". *Journal of Applied Econometrics*, 16(3): 289 -326.
- Perron, P. 1997. "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables". *Journal of Econometrics*, 80(2): 355 -385.
- Schmalensee, R., T. M. Stoker, and R. A. Judson. 1998. "World Carbon Dioxide Emissions: 1950-2050". *Review of Economics and Statistics*, 80(1): 15 -27.
- Shahbaz, M., H. H. Lean, and M. S. Shabbir. 2012. "Environmental Kuznets Curve Hypothesis in Pakistan: Cointegration and Granger Causality". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 16(5): 2947 -2953.

- Shahbaz, M., M. Mutascu. and P. Azim. 2013. "Environmental Kuznets Curve in Romania and the Role of Energy Consumption". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 18(C): 165 -173.
- Soytas, U., R. Sari, and B. T. Ewing. 2007. "Energy Consumption, Income, and Carbon Emissions in the United States". *Ecological economics*, 62(3): 482 -489.
- Soytas, U. and R. Sari. 2009. "Energy Consumption, Economic Growth, and Carbon Emissions: Challenges faced by an EU Candidate Member". *Ecological Economics*, 68(6): 1667 -1675.
- Stock, J. H. 1987. "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors". *Econometrica*, 55(5): 1397 -1417.
- Toda, H. Y. and T. Yamamoto. 1995. "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes". *Journal of Econometrics*, 66(1): 225 -250.
- Zaim, O. and F. Taskin. 2000. "A Kuznets Curve in Environmental Efficiency: An Application on OECD Countries". *Environmental and Resource Economics*, 17(1): 21 -36.
- Zhang, Xing-Ping, and Xiao-Mei Cheng. 2009. "Energy Consumption, Carbon Emissions, and Economic Growth in China". *Ecological Economics*, 68(10): 2706 -2712.
- Zivot, E., and D. W. K. Andrews. 1992. "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis". *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(1): 25 -44.