에너지경제연구 제 23 권 제 2 호
Korean Energy Economic Review
Volume 23, Number 2, September 2024 : pp. 61~84
DOI: https://doi.org/10.22794/keer.2024.23.2.003

한국의 이산화탄소 배출과 소득 관계에 대한 재고찰*

정수관** · 원두환***

요 약

본 연구는 비모수적 방법, ARDL(autoregressive distributed lag) 분석, TY(Toda-Yamamoto) 인과성 검정, 마코프 국면전환(Markov regime change) 모형을 이용하여 우리나라 소득수준과 1인당 이산화탄소배출량 간 동태적 관계를 분석하였다. 우리나라의 경우 소득과 이산화탄소배출량 간 역U자형의 관계 즉 EKC 가설이 성립하지 않는 것으로 나타났다. 반면, 소득수준과 이산화탄소배출량 간 장기균형관계가 존재하며 장기적으로 소득수준이 증가하면 이산화탄소배출량은 증가하고, 기술발전은 이산화탄소배출량을 감소시키는 것으로 나타났다. 단기적 소득변동은 이산화탄소 배출량 변동에 양의 영향을 미치는 것으로 나타났지만, 이러한 단기효과는 소득의 장기효과에 비해 상대적으로 작은 것으로 나타났다. 이산화탄소배출량이 많은 국면에서 소득수준이 이산화탄소배출량에 미치는 영향은 이산화탄소배출량이 작은 국면보다 상대적으로 더 크게 나타났다.

주요 단어 : 이산화탄소배출량, 소득, ARDL, 비모수적 추정, Markov 국면전환
경제학문헌목록 주제분류 : O44, Q5

* 이 논문은 2024학년도 부산대학교 연구년A 결과물로 제출됨.
** 창원대학교 글로벌비즈니스학부 부교수 (주저자, 교신저자) (e-mail: sukwan@changwon.ac.kr)
*** 부산대학교 경제학부 교수 (공동저자) (e-mail: doohwan@pusan.ac.kr)

Ⅰ. 서 론

기후변화는 전 세계적으로 큰 위협이 되고 있고, 전 세계가 온실가스 배출량 감축을 위해 노력하고 있다. 특히 이산화탄소는 온실가스 배출량 대부분을 차지하고 있어서 이산화탄소 배출량 감소는 필수적이다. 이산화탄소배출량에 영향을 미치는 대표적 경제요인으로 소득수준이 꼽히고 있다(유병철, 2001). 경제발전으로 인해 소득이 증가하면 환경오염물질이 증가하는 것은 일반적인 사실이다. 그러나 환경쿠즈네츠곡선(EKC: environmental kuznets curve) 가설에 따르면 경제발전에 따라 소득수준이 높아지더라도 일정 수준이 넘어서면 이산화탄소와 같은 환경오염물질 배출량이 감소할 수도 있다(Grossman and Krueger, 1993).

오염물 배출과 소득과 관계를 규명하려는 것은 경제 발전과 환경 오염 간의 관계를 설명하는 것으로 에너지 환경 분야 정책 수립에 다양한 도움을 줄 수 있다. 경제 성장과 환경 보호를 균형 있게 고려한 정책을 수립하는 데 도움이 되고, 경제 성장과 환경 보호가 상충 또는 보완 관계인지 이해할 수 있게 되며, 각국의 경제 발전 단계에 따른 환경 오염 수준을 비교하고 이를 바탕으로 국제적인 환경 보호 협력 방안을 모색할 수 있다. 또한 경제 성장 초기에는 환경 오염이 불가피할 수 있지만, 장기적으로는 환경 개선을 목표로 한 투자와 기술 발전을 위한 제언을 할 수 있다.

이러한 이유로 다양한 환경오염물질 지표를 통해 소득과 환경오염 간의 관계를 중심으로 많은 연구가 이루어져 왔고, 최근에는 기후변화 문제와 맞물려 소득과 이산화탄소배출량의 관계를 규명하려는 연구로 확대되었다. 그러나 소득수준과 이산화탄소배출량 간 관계에 대한 일관성 있는 결론을 도출하지 못하고 있다. Schmalensee et al.(1998)과 Congregado et al.(2016)은 EKC 가설을 지지하지만, Shafik(1994), De Bruyn et al.(1998), Kijima et al. (2010), Ito(2021) 등은 EKC 가설을 지지하지 않는다. 시계열을 활용한 우리나라 연구에서도 정용훈·김수이(2012), 신석하(2014)

는 EKC가설을 지지하고 있으나 정수관·강상목(2013), 김원규(2011), 김진웅 외(2012)은 EKC 가설을 기각하는 다른 결과를 제시하고 있다.

다른 오염물질에 비해 이산화탄소의 경우 EKC가설에 대한 결과가 혼재되어 나타나는 이유는 이산화탄소의 경우 피해가 지역적 차원보다는 전 세계적으로 발생하는 문제이고, 이산화탄소 배출 저감 비용이 상당하므로 한 국가 차원의 노력으로 배출 저감을 실행하기 어렵기 때문일 수 있다(McConnell, 1997). 또한 국가별로도 상이한 결과가 나오는 이유로, 각국의 산업화 단계, 에너지 자원 보유수준과 효율성 정도, 환경에 대한 규제와 정책, 경제구조 등을 들 수 있다. 따라서 대다수의 연구는 여러 지역이나 국가를 모아 패널자료를 활용하고 있지만, 개별 국가의 특성을 반영하여 분석하기 위해서는 개별 국가의 시계열 분석이 효과적일 수 있다. 또한 Stern et al.(1996), Stern(2004) 등이 지적하듯이 시계열의 불안전성과 공적분 관계의 특성을 고려하여 소득과 이산화탄소배출의 관계를 분석할 필요가 있다.

이에 본 연구는 한국을 대상으로 소득수준과 1인당 이산화탄소배출량의 동태적 관계를 살펴보고자 한다. 이를 위해 비모수적 방법, Pesaran et al.(2001)의 ARDL 분석, Toda and Yamamoto(1995) 인과성 검정, Hamilton(1989)의 Markov 국면전환 모형을 활용하여 한국의 소득과 이산화탄소 배출량 간 관계를 여러 방면에서 분석하고자 한다. 비모수적 방법은 모형의 추정계수보다 소득과 이산화탄소배출량 간 미지의 비선형 관계의 존재 여부를 파악하는 데 유용한 정보를 제공한다(김진웅 외, 2012). 소득과 이산화탄소배출량과 장기적 공적분 관계와 단기적 관계를 살펴보기 위해 Pesaran et al.(2001)의 ARDL 방법이 사용되었다. ARDL 방법은 전통적인 공적분 분석 방법보다 몇 가지 점에서 장점이 있다. ARDL 방법은 시계열의 적분 차수가 다르거나 불확실한 경우에도 실행할 수 있고, 시차 변수를 활용함으로써 내생성 문제를 완화하며 표본이 작은 경우에도 강건하다(김현석, 2015). 그러나 이러한 동태적 관계는 변수 간 상호 예측력을 분석할 수 없는 한계가 있다. 따라서 두 변수 간 상호 예측력을 살펴보기 위해 Toda and Yamamoto(1995) 인과성 검정이 이용되었다. 이 방법은 시계열의 적분 차수와 공적분 관계의 존재 여부에 상관없이 수준 변수 간 인과성을 검정할 수 있어서 수준변수를 활용한 장기적 예측 분석에 유용하기 때

문에 ARDL 방법을 보완해 줄 수 있을 것이다. 이러한 선형관계를 전제로 한 시계열 분석은 소득과 이산화탄소배출량 간 비선형 관계를 포착할 수 없는 한계가 있으므로 Hamilton(1989)의 마코프 국면전환(Markov regime switching) 모형을 통해 두 변수 간 비선형 관계를 살펴보았다. 마코프 국면전환 모형은 국면 간 전환과정을 구조적 변화의 과정으로 보고 시간에 따라 변화하는 관계의 특성을 효과적으로 분석할 수 있어서 변수 간 관계를 좀 더 심도 있게 분석할 수 있게 해줄 것이다.

본 연구는 우리나라를 대상으로 이산화탄소배출량과 소득수준 간 동태적 관계를 분석한다는 점에서 김진웅 외(2012), 정수관·강상목(2013), 신석하(2014)와 동일선상에 있다. 그러나 이들 연구들도 이미 10년 이상의 시간이 지나 본 연구의 이용 가능한 최대의 시계열자료를 확보에 차이가 있으며 또한 본 연구는 장기적 관계를 중심으로 비모수적 방법과 마코프 국면전환 모형을 통해 두 변수 간 발생할 수 있는 구조변화와 비선형 관계를 고려함으로써 좀 더 다양한 측면에서 분석을 시도하였다는 점에서 의의가 있다.

II장에서는 본 연구에서 사용한 비모수적 방법, ARDL 방법, Toda and Yammamoto 인과성 검정, 마코프 국면전환 모형에 관해 설명한다. III장에서는 자료와 실증결과를 제시한다. 마지막으로 IV장에서는 분석결과를 요약하고 결론을 제시한다.

Ⅱ. 연구 방법

1. 비모수적 추정

소득과 1인당 이산화탄소배출량 간 장기적인 균형 관계는 다음과 같은 식으로 표현될 수 있다.

$$\ln co2_t = \alpha + \beta \ln y_t + \epsilon_t \tag{1}$$

여기서 $co2_t$는 1인당 이산화탄소배출량, y_t는 1인당 실질국내총생산, ϵ_t는 확률오차이다. 식(1)과 같은 공적분 관계가 존재하면 오차항은 안정적이어야 한다. 일반적으로 선행연구에서는 EKC 가설의 성립 여부를 검정하기 위해 식(1)에 소득의 제곱항, 세제곱항을 포함하여 분석한다. 이때 역U자형이면 EKC 가설이 성립하는 것으로, 소득의 계수는 양(+), 소득 제곱항의 추정계수는 음(-)의 부호가 되어야 할 것이다. 이는 경제발전 초기 소득 증가에 따라 이산화탄소배출량이 증가하다가 특정 임계점 이후에는 소득이 증가하더라도 이산화탄소배출량이 감소한다는 것을 의미한다. 그러나 이러한 추정계수의 부호가 EKC 가설의 성립 여부를 판단하는 절대적인 기준은 아니다. EKC 곡선은 역U자형, N자형 등 다양한 형태를 보일 수 있으며, 곡선의 형태에 따라 임계점 소득수준이 달라질 수 있기 때문이다.

이러한 선형모형은 비선형 관계를 효과적으로 모형화하지 못할 수 있고, 표본이 작은 경우 극단적인 값에 민감하게 반응하는 한계가 있어서 본 연구에서는 소득과 이산화탄소배출량 간 비선형 관계를 분석하기 위해 우선 비모수적 추정방법을 이용한다. 이에 비해 비모수적 추정방법은 모형의 계수를 추정하기보다는 미지의 함수 형태를 추정하기 때문에 비선형 관계를 파악할 수 있고 극단치에 강건하다는 장점이 있다(Azomahou et al., 2006).

소득과 1인당 이산화탄소배출량 간 미지의 비선형 관계를 다음 식 (2)와 같이 표현할 수 있다.

$$\ln co2_t = m(\ln y_t) + \epsilon_t \tag{2}$$

여기서 $m(\ln y)$는 소득의 함수, ϵ_t는 확률오차이다. 본 연구에서는 비모수적 회귀분석 방법의 하나인 국소 다항식 평활화(local polynomial smoothing) 추정 방법이 이용된다. 이 방법은 각 관측점에서 주변 데이터를 사용하여 다항식을 적합한 것으로 관측점 주변 자료에 높은 가중치를 부여하고 더 멀리 떨어진 자료에 낮은 가중치를 부여한다. 이렇게 하면 각 관측치에서의 추정치가 주변 데이터에 잘 적합하게 된다.

2. ARDL 접근방법

소득과 이산화탄소배출량 간 동태적 관계를 분석하기 위한 ARDL(p,q) 모형은 다음 식 (3)과 같이 설정할 수 있다.

$$\ln co2_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^{p} \beta_{co_2, i} \ln co2_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \beta_{y,j} \ln y_{t-j} + \epsilon_t \tag{3}$$

여기서 $co2_t$는 1인당 이산화탄소배출량, y_t는 1인당 국내총생산, t는 추세를 나타낸다. 소득 수준이 증가하면 이산화탄소배출량은 증가할 것이다. 추세(t)는 외생적 기술진보의 효과를 나타낸다. 시간이 지남에 따라 기술 발전은 이산화탄소배출량을 감소시킬 것으로 예상된다.

식 (3)의 ARDL 모형을 분석하려면 시계열의 안정성이 전제되어야 한다. 1인당 국내총생산과 이산화탄소배출량은 I(1) 과정일 가능성이 크므로 ARDL 모형의 분석에 앞서 두 변수 간 공적분 관계의 성립 여부를 검토할 필요가 있다. 불안정한 시계열 간 공적분 관계의 성립 여부를 분석하는 전통적인 공적분 방법(Engle and Granger, 1987; Johansen, 1991)은 시계열의 동일한 적분 차수를 요구하고, 대표본에 적합하여 표본이 작은 경우에 바람직한 특성을 갖는지에 대해 알려진 게 없다. 이러한 문제를 해결하기 위해 Pesaran et al.(2001)은 ARDL 한계검정을 제안한다. ARDL 한계검정은 전통적인 공적분 분석 방법보다 몇 가지 장점이 있다. 첫째, 시계열의 적분 차수가 다르거나 불명확한 경우에 적용할 수 있다. 둘째, 소표본 자료에 강건한 결과를 제시한다. 셋째, 시차 변수들을 활용하여 설명변수와 확률오차 간 상관관계를 낮춰 내생성 문제를 완화해준다.

Pesaran et al.(2001)은 일반적인 ARDL 모형을 무제약 오차수정모형과 제약오차수정모형으로 변환할 수 있음을 제시하였다. ARDL 한계검정을 위한 무제약 오차수정모형에서 직전 시기 수준 변수들의 계수가 통계적으로 유의하면 공적분 관계가 존재하는 것으로 판단하고, 그렇지 않다면 공적분 관계가 없는 것으로 판단한다. 공적

분 관계가 존재하는 것으로 확인되면 제약오차수정모형을 통해 단기변동간 관계와 조정계수를 통해 직전 시기에 발생한 불균형이 다음기 장기균형으로 회복되는 정도를 분석할 수 있다.

ARDL 한계검정을 위해 먼저 변수들의 적분 차수를 확인할 필요가 있다. ARDL 한계 검정은 시계열의 적분 차수가 혼재되어 있거나 명확하게 판별되지 않아도 실행할 수 있지만, 각 변수의 적분 차수가 I(2) 이상이면 실행할 수 없다. 따라서 각 변수의 적분 차수가 I(2)가 아니라는 것을 확인할 필요가 있다. 둘째, 식(4)의 무제약 오차수정모형에서 귀무가설 (H_0)[1]에 대해 Wald 검정이 실행된다. 변수 간 공적분 관계가 없다는 귀무가설이 기각되면 공적분 관계가 존재한다는 것을 의미한다. 모든 설명변수가 I(0) 과정이라고 가정하는 하한 임계값과 모든 설명변수가 I(1) 과정으로 가정하는 상한 임계값을 기준으로 통계량과 비교하여 귀무가설의 기각 여부가 결정된다. 귀무가설에 대한 F 검정값이 상한 임계값보다 크면 귀무가설이 기각되고, 하한 임계값보다 작다면 귀무가설이 기각되지 않는 것으로 판단한다. 그러나 F 통계량이 상한 임계값과 하한 임계값 사이에 있다면, 공적분 관계의 존재 여부를 판단할 수 없게 된다. 또한, Narayan(2005)은 표본수가 작은 경우에 적합한 임계값을 제시하여 공적분 검정을 더 정확하게 수행할 수 있도록 해준다.

식 (3)의 ARDL(p,q) 모형은 ARDL 한계검정을 위한 다음 식(4)과 같은 무제약 오차수정모형으로 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned}\triangle \ln co2_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^{p} \beta_{co2,i} \triangle \ln co2_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \beta_{y,j} \triangle \ln y_{t-j} \\ + \pi_{co2} \ln co2_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \pi_j \ln y_{t-j} + u_t\end{aligned} \tag{4}$$

여기서 $\triangle$는 차분연산자이고, t는 추세이다. 추세가 있는 모형의 경우 귀무가설 $H_0 = \pi_{co2} = \pi_1 = \pi_2 .. = \pi_k = \alpha_1 = 0$이고, 추세가 없는 모형에서 귀무가설은 $H_0 = \pi_{co2} = \pi_1 = \pi_2 .. = \pi_k = 0$이다. 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설

1) $H_0 = \pi_{co2} = \pi_1 = \pi_2 .. = \pi_k = \alpha_1 = 0$

이 기각되면, 공적분 관계가 존재하는 것으로 판단한다. 그렇지 않으면 공적분 관계가 없다고 본다.

공적분 관계가 존재한다면 ARDL 모형과 무제약 오차수정모형은 식 (5)와 같은 제약된 오차수정모형으로 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} \triangle \ln co2_t &= \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^{p} \beta_{co2,i} \triangle \ln co2_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \beta_{y,j} \triangle \ln y_{t-j} \\ &\quad + \beta_{ec} ec_{t-1} + u_t \end{aligned} \tag{5}$$

여기서 $\triangle$는 차분연산자, ec_{t-1}는 불균형오차로 식 (5)의 ARDL 모형을 추정한 후 획득한 t-1기의 잔차가 사용되었다.

식 (1)과 같이 소득과 이산화탄소배출량 간 공적분 관계가 존재한다면, 개별 시계열이 불안정하더라도 두 변수 간 관계는 장기적으로 안정적인 공적분 관계를 갖게 된다. 식 (5)의 오차수정모형에서는 차분 변수의 추정계수는 단기 변동 간에 관계를 나타내고, 조정계수 β_{ec}는 직전 시기에 장기균형관계에서 발생한 불균형은 다음기 장기균형으로 조정되는 정도를 나타낸다.

3. Toda-Yamamoto(TY) 인과성 검정

ARDL 방법은 단일방정식 축약함수로 소득이 이산화탄소배출량에 영향을 미친다는 것을 전제로 하고 있다. 그러나 소득과 이산화탄소배출량간 상호 영향을 받을 수 있을 수 있다. Granger(1969) 인과성 분석은 우리나라에서 소득과 이산화탄소 배출량 간 상호 예측력을 평가하는 데 도움을 줄 수 있다. 소득 증가가 이산화탄소 배출량 증가에 선행하는지, 이산화탄소 배출량 증가가 소득 증가에 선행하는지, 아니면 서로 영향을 주고받는지를 파악할 수 있다. ARDL 방법과 Granger 인과성 검정을 연계한다면, 상호 관계를 좀 더 면밀하게 파악할 수 있을 것이다.

Granger(1969) 인과성 검정은 x의 과거 값들이 현재의 y를 예측하는 데 도움이 되는지를 검정한다. 시계열의 안정성을 전제로 하므로, 불안정한 시계열의 경우 차분

안정화 과정을 거쳐야 한다. 그러나 공적분 관계의 존재 시 이를 무시하면 장기균형에 관한 중요한 정보를 상실하게 되는 한계가 있다. 이에 비해 Toda and Yamamoto (1995) 인과성 검정은 공적분 관계의 존재 여부에 상관없이 수준 변수 간의 인과성을 검정할 수 있으므로 수준 변수 간 예측력을 평가하는 데 유용하다. 이 방법은 수준변수로 구성된 VAR(p+dmax) 모형에 대해 처음 p 시차에 대해 Wald 검정을 실행하는 것이다. 이때 여기서 p는 VAR 모형의 최적 시차, dmax는 개별 시계열의 최대 적분 차수이다.

VAR(p+dmax)은 다음 식 (6)과 같이 표현할 수 있다.

$$y_t = a_0 + A_1 y_{t-1} + ..A_p y_{t-p} + A_{dmax} y_{t-p-dmax} + \epsilon_t, \qquad (6)$$
$$\epsilon_t \sim N(0, \Sigma)$$

여기서 y_t는 $M \times 1$ 내생변수 벡터(lnco2, lny), ϵ_t는 $M \times 1$ 확률오차 벡터로 평균은 0, 공분산 행렬은 Σ인 정규분포이다. $A_j(j=1,...,p,dmax)$는 $M \times M$ 계수행렬이다. Wald 검정결과 특정 변수가 통계적으로 유의하면, 종속변수에 Granger 인과한다고 판단한다.

4. 마코프 국면전환 모형

일반 시계열 분석은 선형관계를 전제로 하고 있으므로 구조변화나 비선형 관계를 포착하지 못하는 한계가 있다. 이에 대한 대안으로 마코프 국면전환(Markov regime switching) 모형은 시간에 따라 변화하는 관계를 효과적으로 분석하고 비선형 관계를 분석할 수 있다. 국면 간 전환과정을 구조적 변화의 과정으로 보기 때문에 일반 선형관계를 가정하는 분석 방법보다 변수 간 관계를 좀 더 정교하게 분석할 수 있다 (Hamilton, 1989).

일반적으로 많이 사용되는 2 국면 마코프 국면전환모형은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\ln co2_t = \alpha_{s_t} + \beta_{y,s_t} \ln y_t + \epsilon_t, \qquad e_t \sim i.i.d.\ N(0, \sigma^2_{s_t}) \tag{7}$$

$$p_{ij} = \Pr\{s_{t+1} = j \mid s_t = i\}, \ \sum_{j=1}^{K} p_{ij} = 1 \quad \forall\, i, j \in 1, \ldots, K \tag{8}$$

여기서 $s_t (= 1, 2)$는 미지의 상태를 나타내는 변수, ϵ_t는 확률오차이다. 국면에 따라 추정계수와 분산의 차이를 허용한다. 식 (8)에서 p_{ij}는 i 국면에서 j 국면으로 변하는 확률을 나타내는 전이확률이다. 즉 p_{11}은 국면 1에 계속 머무를 확률, p_{12} 국면 1에서 2로 변하는 확률이다.

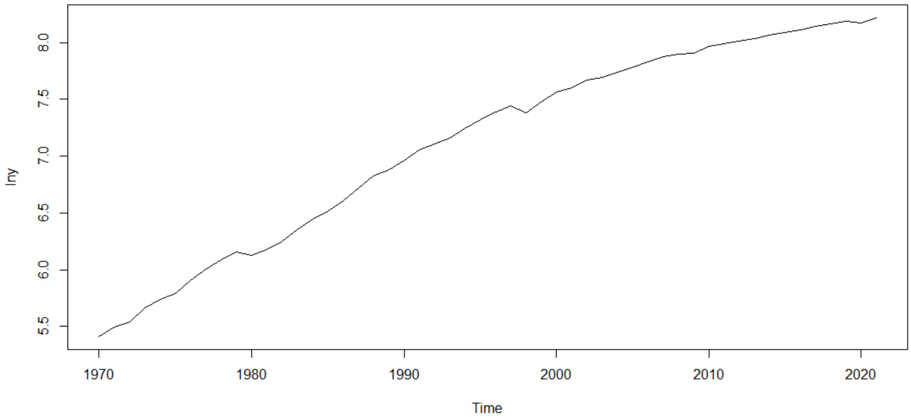
Ⅲ. 실증결과

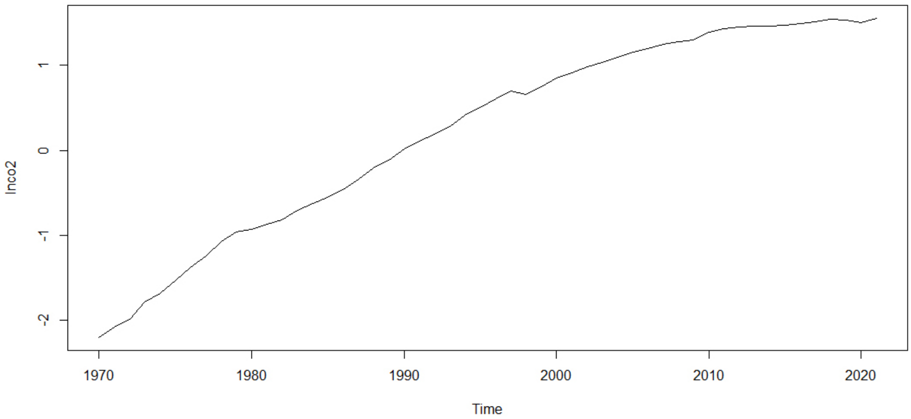
1. 자료 분석

본 연구는 1970년부터 2021년까지 우리나라 1인당 실질GDP와 1인당 이산화탄소배출량을 사용하였고, 자연대수를 취한 값을 사용하였다. 1인당 실질GDP는 한국은행 경제통계시스템 자료를 사용하였다. 2015년 기준 실질GDP를 인구수로 나누어서 추계 되었다. 1인당 이산화탄소배출량은 1970년부터 일관성 있게 직접 추계하는 자료가 부재하여 한국에너지공단 계산방식 즉 발전원별 전력생산량(MWh/년) × 배출계수(tCO2eq/MWh)에 따라 간접 추계 되었다. 이때 온실가스 배출계수 2011년 기준 0.4594(tCO2eq/년)이다.

[그림 1]은 1인당 이산화탄소배출량(lnco2)과 1인당 국내총생산(lny)의 추이를 보여준다. 두 변수 모두 증가추세로 비슷한 움직임을 보인다. 경제위기가 있을 경우 두 변수 모두 감소하지만, 전반적으로 증가하는 추세를 보이고 있다.

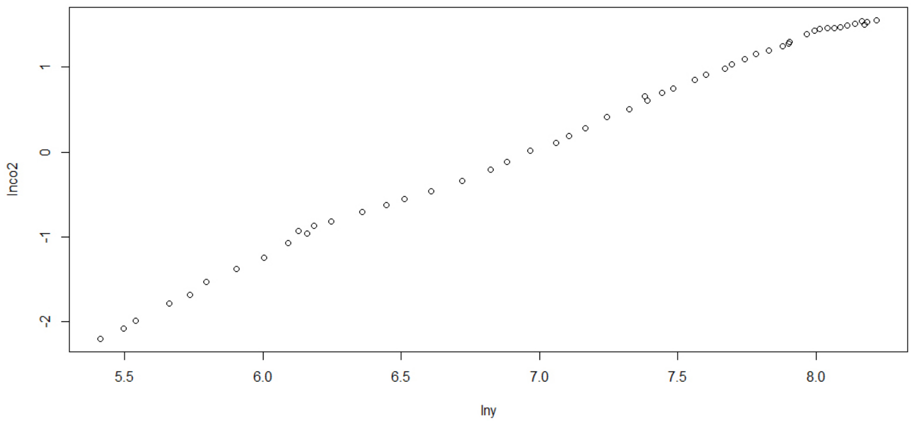
[그림 1] 1인당 GDP(lny)와 1인당 이산화탄소배출량(lnco2) 추이





[그림 2]는 1인당 GDP와 1인당 이산화탄소배출량 간 산포도를 보여준다. 소득과 이산화탄소배출량 간 양(+)의 선형관계를 형성하는 것으로 나타난다. 두 변수 간 역 U자형의 곡선이 관측되어야 하는 EKC 가설이 성립하지 않을 가능성이 큰 것으로 나타났다.

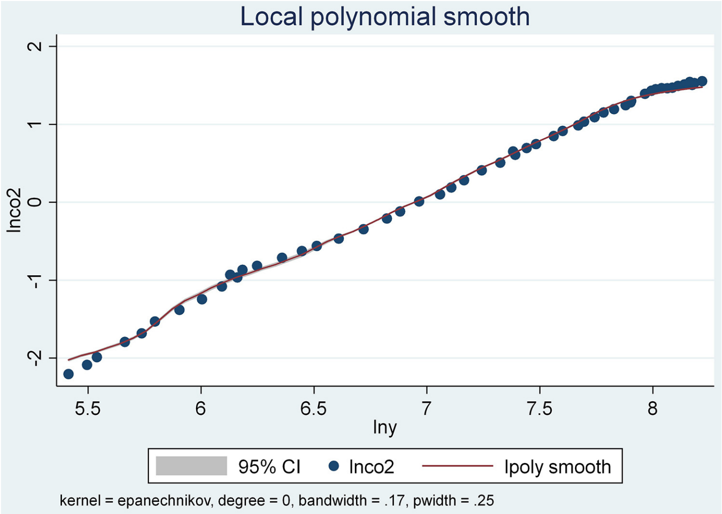
[그림 2] 1인당 GDP(lny)와 1인당 이산화탄소배출량(lnco2) 간 산포도



소득과 이산화탄소배출량의 비선형 관계를 살펴보기 위해 국지 다항식 평활화(local polynomial smooth) 방법이 이용되었다. 국지 다항식 평활화는 특정 관측값 주변의 국소적인 영역에서 자료에 적합한 다항식을 찾아주기 때문에 비선형관계를 포착하는 데 유용하게 사용된다. [그림 3]은 국지 다항식 평활화(local polynomial smooth) 방법을 통해 두 변수 간 관계와 95% 신뢰구간을 표현한 것이다. 이때 평활화 계수는 0.17로 설정되었다.[2)] 소득과 이산화탄소배출량 간 양의 선형관계를 보이지만, 역U자형의 비선형관계는 보이지 않는다. McConnell(1997)이 주장하듯이 이산화탄소 배출의 피해가 전 세계적으로 광범위하게 나타나고, 이산화탄소 배출 저감을 위한 노력이 국가 차원에서 이루어지기 어려우므로 국가 단위의 분석에서 소득이 일정 수준을 넘더라도 이산화탄소 배출이 감소하기 어려울 수 있기 때문으로 볼 수 있다.

2) 평활지수는 0과 1사이의 값으로 구체적인 값의 기준은 없으나, 일반적으로 0.1~0.3이며 반응이 불안정할 경우 0.7~0.9의 값을 준다.

[그림 3] 국지 다항식 평활화(local polynomial smooth) 추정



공적분 관계의 존재 여부를 확인하는 ARDL 한계검정을 실행하기에 앞서 시계열의 적분 차수가 I(2)가 아니라는 것을 확인할 필요가 있다. 이를 위해 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정(Said and Dickey, D. A., 1984), Phillips-Perron(PP) 검정(Phillips and Perron, 1988)이 실행되었고, 그 결과는 <표 1>에 나타나 있다. ADF 검정과 PP 검정은 두 시계열 모두 차분 안정적인 I(1) 과정인 것으로 나타났다. 시계열의 적분 차수가 I(2)가 아니기 때문에 ARDL 한계검정을 실행하는데 제약이 없다는 것을 확인할 수 있다.

〈표 1〉 단위근 검정

변수	ADF	PP
$\ln co_2$	0.1945(1)	0.223(1)
$\triangle \ln co_2$	-4.4049(0)***	-6.094(0)***
$\ln y_t$	0.0541(1)	0.356(1)
$\triangle \ln y_t$	-5.312(0)***	-6.8532(0)***

주) 1) ( )의 값은 시차의 수, 2) ***는 1% 수준에서 유의함을 나타냄.

2. ARDL 방법 추정 결과

ARDL 한계검정을 위해 무제약 오차수정모형을 추정한 결과는 <표 2>와 같다. 다양한 시차에 대해 추정한 결과 AIC(Akaike information criteria) 기준으로 UECM_1과 UECM_2가 선택되었다. UECM_1은 추세를 갖는 모형이고, UECM_2는 추세를 포함하지 않은 모형이다. 검정 결과에 따르면 UECM_1의 경우 F 통계량이 19.634으로 Pesaran et al. (2001), Narayan(2005)이 제시한 5% 수준의 상한 임계값보다 크기 때문에 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설이 기각되었다. 따라서 두 변수 간 공적분 관계가 존재하는 것을 의미한다. 그러나 UECM_2 모형에서 F 통계량이 3.157로 하한 임계값과 상한 임계값 사이에 존재하기 때문에 공적분 관계를 명확히 판별할 수 없다. 따라서 공적분 관계가 명확하게 판별되는 UECM_1의 모형을 기준으로 분석하고, UECM_2 모형은 비교의 목적으로 볼 것이다.

〈표 2〉 무제약 오차수정모형과 ARDL한계검정 결과

추정계수	변수	UECM_1	UECM_2
α_0	절편	-1.732*** (0.445)	-0.966** (0.390)
α_1	trend	-0.004*** (0.001)	
π_{co_2}	$\ln co2_{t-1}$	-0.162*** (0.042)	-0.107** (0.043)
π_y	$\ln y_{t-1}$	0.269*** (0.066)	0.137** (0.056)
$\beta_{co_2,1}$	$\triangle \ln co2_{t-1}$		0.140** (0.073)
$\beta_{co_2,2}$	$\triangle \ln co2_{t-2}$		0.253** (0.076)
$\beta_{y,0}$	$\triangle \ln y_t$	0.843*** (0.083)	0.952*** (0.085)
R squared		0.882	0.893
Adjusted R squared		0.872	0.881

추정계수	변수	UECM_1	UECM_2
ARDL 한계검정			
		I(0)	I(1)
Pesaran et al.(2001)		2.620	3.790
Narayan(2005)		3.131	4.206
F 통계량		8.277**	3.157

주) 1) ( )는 표준오차임, 2) *** $p<0.01$, ** $p<0.05$

공적분 관계가 존재한다면 무제약 오차수정모형은 ARDL 모형으로 변환할 수 있다. UECM_1 모형은 추세를 포함하는 ARDL(1,1) 모형으로, UECM_2 모형도 공적분 관계가 존재한다면 추세를 포함하지 않는 ARDL(3,1) 모형으로 상호 변환이 가능하다. ARDL 모형의 추정 결과는 <표 3>에 제시되어 있다. ARDL(1,1) 모형을 중심으로 살펴보면 외생적 기술진보를 나타내는 추세(trend)는 음의 부호로 나타났다. 이는 시간이 지남에 따라 일정한 기술 진보의 발생은 1인당 이산화탄소 배출량을 감소시킨다는 것을 의미한다. 소득수준의 총효과는 양으로 장기적으로 소득수준의 증가는 1인당 이산화탄소배출량을 증가시키는 것으로 나타났다.

〈표 3〉 ARDL 모형 추정결과

추정계수	변수	ARDL(1,1)	ARDL(3,1)
α_0	절편	-1.732*** (0.436)	-0.966* (0.390)
α_1	trend	-0.004*** (0.001)	
$\beta_{co_2,1}$	$\ln co2_{t-1}$	0.837*** (0.042)	1.032*** (0.090)
$\beta_{co_2,2}$	$\ln co2_{t-2}$		0.113 (0.118)
$\beta_{co_2,3}$	$\ln co2_{t-3}$		-0.253** (0.076)
$\beta_{y,0}$	$\ln y_t$	0.843*** (0.083)	0.952*** (0.085)

추정계수	변수	ARDL(1,1)	ARDL(3,1)
$\beta_{y,1}$	$\ln y_{t-1}$	-0.574*** (0.109)	-0.814*** (0.104)
R squared		0.999	0.999
Adjusted R squared		0.999	0.999

주) 1) ( )는 표준오차임, 2) *** p<0.01, ** p<0.05

<표 4>는 ARDL 모형에서 시차효과를 모두 고려한 총효과(장기효과)와 단기효과를 나타낸다. 총효과는 소득수준의 한 단위 변화가 이산화탄소배출량에 장기적으로 미치는 영향으로 시간에 따른 소득의 누적효과를 반영한다.[3)] 단기효과는 소득수준의 변화가 종속변수에 미치는 단기적 영향으로 초기반응을 나타낸다. 소득수준은 이산화탄소배출량에 장 단기적으로 양의 영향을 미치고, 소득의 장기 효과는 단기효과보다 큰 것으로 나타났다. 1인당 이산화탄소배출량과 1인당 국내총생산은 장기간에 걸쳐 변화하기 때문에 장기효과가 단기효과보다 큰 것으로 볼 수 있다. 추세(trend)는 음의 부호로 시간이 지남에 따라 일정한 기술진보는 1인당 이산화탄소 배출량을 감소시킨다는 것을 의미한다.

〈표 4〉 ARDL 모형의 장·단기효과

	총효과		단기효과	
	ARDL(1,0)	ARDL(3,1)	ARDL(1,0)	ARDL(3,1)
절편	-10.630*** (0.554)	-0.899*** (0.457)	-1.732*** (0.445)	-0.966*** (0.390)
trend	-0.027*** (0.008)		-0.004*** (0.001)	
y_t	1.653*** (0.104)	1.283*** (0.054)	0.843*** (0.083)	0.952*** (0.085)

주) 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 2) ( )는 델타방법으로 추정된 표준오차

3) 총효과는 $\frac{1}{(1-\beta_{co2,1})}*(\beta_{y,0}+\beta_{y,1})$로, 종속변수의 시차효과를 조정한 소득의 시차변수의 효과를 합한 것이다.

공적분 관계가 존재하면 ARDL 모형은 무제약 오차수정모형과 제약 오차수정모형으로 변환될 수 있다. 오차수정항은 추정된 ARDL모형에서 획득한 t-1기의 잔차로부터 획득되었다. 오차수정모형의 추정 결과는 <표 5>에 제시되어 있다. 오차수정모형은 변수 간 단기동학과 장기균형에서 발생한 이탈로부터 균형으로 회복하는 정도를 분석할 수 있다. 공적분 관계가 확인된 제약오차수정모형(RECM_1)의 경우 소득변동이 1인당 CO2 배출량 변동에 미치는 단기효과는 0.843으로 ARDL(1, 0) 모형과 무제약 오차수정모형(UECM_1)의 단기효과와 일치하였다. 오차수정항의 계수는 -0.162로 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 충격으로 인해 직전 시기 발생한 이탈은 다음 기 장기균형으로 약 16.2% 정도로 회복한다는 것을 의미한다.

〈표 5〉 제약된 오차수정모형 추정결과

추정계수	변수	RECM_1	RECM_2
α_0	절편	-1.732*** (0.436)	-0.966** (0.374)
α_1	trend	-0.004*** (0.001)	
$\beta_{co_2,1}$	$\triangle \ln co2_{t-1}$		0.140** (0.066)
$\beta_{co_2,2}$	$\triangle \ln co2_{t-2}$		0.253*** (0.065)
$\beta_{y,0}$	$\triangle \ln y_t$	0.843*** (0.083)	0.952*** (0.073)
β_{ec}	ec_{t-1}	-0.162*** (0.039)	-0.107*** (0.042)
R squared		0.882	0.893
Adjusted R squared		0.875	0.884

주) 1) ( )는 표준오차임, 2) *** p<0.01, ** p<0.05

3. Toda-Yamamoto(TY) 인과성 검정 결과

소득과 1인당 이산화탄소배출량 간 상호 영향력을 살펴보기 위해 Toda and Yamamoto(1995) 인과성 검정이 실행되었고, 그 결과는 <표 6>에 제시되어 있다. 소득이 1인당 탄소배출량에 일방향으로 Granger 인과하고, 그 역은 성립하지 않는 것으로 나타났다. 소득수준이 1인당 이산화탄소배출량을 예측하는 중요한 변수라는 것을 확인할 수 있다.

〈표 6〉 Toda-Yamamoto 인과성 검정 결과

종속변수	귀무가설	F 통계량	P-값
$\ln co_{2t}$	소득이 1인당 탄소배출량에 Granger 인과한다.	3.759	0.027
$\ln y_t$	1인당 탄소배출량이 소득에 Granger 인과한다.	0.840	0.435

4. 마코프 국면전환모형 추정 결과

2국면 마코브 국면전환모형을 추정한 결과와 비교의 목적으로 선형모형과 ARDL(1, 1)의 장기효과는 <표 7>에 제시되어 있다. 마코브 국면전환 모형은 국면에 따라 추정계수의 차이를 허용하는 비선형 모형으로 다른 선형 모형과는 다소 차이가 있다. 국면-1(이산화탄소 배출량 낮음)에서 추세는 통계적으로 유의하지 않는 것으로 나타났다. 소득수준 증가는 이산화탄소배출량을 증가시키는 양의 관계인 것으로 나타났다.[4] 그러나 이 영향은 국면-2보다 상대적으로 작았다. 국면-2(이산화탄소 배출량 높음)에서 추세는 통계적으로 유의한 음의 부호로, 외생적 기술진보는 이산화탄소배출량을 감소시켰다. 소득수준은 양의 부호이지만, 국면-1보다 상대적으로 더 큰 것으로 나타났다. 두 국면 모두에서 소득 수준 증가는 이산화탄소 배출량을

4) 강건성을 확인하는 차원에서 CCR(canonical cointegration regression), FMOLS(fully modified OLD), DOLS(dynamic OLS) 효율적 추정방법을 통해 소득과 이산화탄소배출량 간 관계를 추정해보았다. 소득의 추정계수는 5% 수준에서 유의한 1.30~1.38 정도로 중대한 차이는 없었다.

증가시키는 양의 관계를 보이지만, 국면-2에서 그 영향이 크다는 것을 알 수 있다. 이는 높은 이산화탄소배출량 수준의 경제에서 소득수준이 이산화탄소배출량이 치는 영향이 더욱 심각하다는 것을 의미한다.

국면-1에 머무는 확률은 92.9%(p_{11}=0.929), 국면-2에 머무는 확률은 90.9%(p_{22}=0.909)로 나타났다. 이는 두 국면 모두에서 높은 지속성을 보여주는 것을 의미한다. 즉 이산화탄소 배출량 수준은 일정하게 유지되는 경향이 높다는 것을 의미한다.

〈표 7〉 마코프 국면전환 모형 추정결과

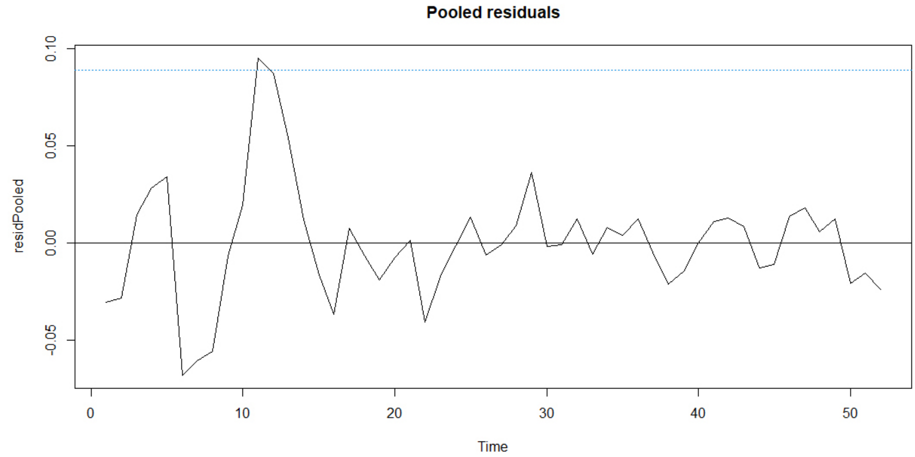
	Markov 국면전환 모형		ARDL(1,1)	선형모형
	국면-1	국면-2		
intercept	-9.236*** (0.622)	14.972*** (0.090)	-10.630*** (0.554)	13.615* (5.651)
t	0.001 (0.001)	-0.013*** (0.001)	-0.027*** (0.008)	-0.012*** (0.003)
$\ln Y_t$	1.308*** (0.010)	1.574*** (0.005)	1.653*** (0.104)	1.536*** (0.052
p_{11}, p_{21}	0.929	0.091		
p_{12}, p_{22}	0.071	0.909		

주) 1) ( )는 표준오차임, 2) *** p<0.01, ** p<0.05

[그림 4]는 마코프 국면전환모형에서 국면별 확률로 가중된 잔차를 보여준다. 잔차의 그림을 살펴보면 잔차는 안정적이고 심각한 자기상관 문제가 없다는 것을 확인할 수 있다.[5)]

5) 잔차가 안정적이라는 귀무가설에 대해 단위근 검정을 실행한 결과 잔차가 안정적인 것으로 나타났다.

[그림 4] 마코브 국면전환 모형의 잔차



Ⅴ. 결　　론

본 연구는 비모수적 추정, ARDL 분석, Toda-Yamamoto 인과성 검정, 마코프 국면전환 모형 등 다양한 분석 방법을 활용하여 우리나라의 소득수준과 1인당 이산화탄소배출량 간 동태적 관계를 분석하였다. 분석한 결과의 주요 사항은 다음과 같다.

첫째, 비모수적 추정 결과 소득과 1인당 이산화탄소 배출량은 양(+)의 관계로, 소득 수준 증가는 이산화탄소배출량을 증가시키는 것으로 나타났다. 역 U자형 관계(EKC 가설)는 관측되지 않았다. 여러 가지 이유가 있겠지만, 이산화탄소 배출의 피해는 한 국가보다는 전 세계적으로 나타나는 현상이기 때문에 한 국가의 노력으로 이산화탄소 배출을 감축하기 어려움을 겪기 때문으로 볼 수 있다. 우리나라의 소득수준이 임계점을 돌파하지 않았거나 이산화탄소 감축 기술이 아직 충분하게 발전하지 못하였을 수 있다. 또한 한국의 석유화학 및 제조업 위주의 산업구조도 EKC가설을 지지하기 어려운 구조로 만들고 있을 가능성이 크다.

둘째, 소득 수준과 1인당 이산화탄소 배출량 간 장기적 균형 관계가 존재하고, 소득수준이 증가하면 1인당 이산화탄소배출량도 증가하는 양의 관계가 존재하였다. 이는 소득수준이 장기적으로 1인당 이산화탄소배출량에 큰 영향을 미치는 다는 것을 의미한다. 단기적으로 소득 증가도 1인당 이산화탄소배출량 증가에 영향을 미치는 것으로 나타나지만 단기적 효과는 장기적 효과에 비해 상대적으로 작았다.

셋째, 소득수준과 1인당 이산화탄소배출량 간 상호 영향력을 살펴본 결과 소득이 1인당 이산화탄소배출량에 일방향의 인과성을 갖는 것으로 나타났다. 이는 소득수준이 장기적으로 우리나라의 1인당 이산화탄소배출량을 예측하는 데 중요한 역할을 한다는 것을 시사한다.

넷째, 2국면 마코브 국면전환모형 분석 결과는 소득 수준 증가는 이산화탄소 배출량 증가로 이어지는 양의 관계를 보여주지만, 이 영향은 이산화탄소 배출량 수준에 따라 다른 것으로 나타났다. 특히, 높은 이산화탄소 배출량 수준의 경제에서는 소득수준 증가가 1인당 이산화탄소배출량을 증가시키는 영향이 더욱 큰 것으로 나타났다.

소득수준과 1인당 이산화탄소배출량 간 장기균형관계와 소득의 장기효과가 단기효과보다 큰 것을 고려하면 단기적 정책보다 장기적 지속 가능한 성장을 위해 기술개발, 친환경 에너지 투자 확대가 필요하다. 특히 높은 이산화탄소배출량 수준의 경제에서는 적극적으로 이산화탄소 배출감축을 추진할 필요가 있다.

접수일(2024년 7월 23일), 수정일(2024년 8월 7일), 게재확정일(2024년 8월 7일)

◎ 참 고 문 헌 ◎

김진웅·김원규·노영진(2012). “우리나라 CO_2 배출량의 경제적 요인 분석.” 에너지경제연구 11(1) : 87-119.

김현석(2015). “경제성장과 자유무역협정이 CO2 배출에 미치는 영향: NAFTA 지역에 대한 시계열분석.” 에너지경제연구 14(1) : 87-110.

신석하(2014). “오차수정모형을 이용한 한국의 탄소배출량 결정요인 분석.” 경제학연구 62(3) : 5-28.

유병철(2001). “OECD 국가들의 경제성장과 이산화탄소 배출: 패널 공적분에 의한 분석.” 국제경제연구 7(3) : 125-149.

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.

Azomahou, T., Laisney, F. and Nguyen Van, P.(2006). “Economic development and emission: a nonparametric panel approach.” *Jouranl of Public Economics* 90(6) : 1347-1637.

Congregado, E., Feria-Gallardo, J., Golpe, A. and Iglesias, J.(2016). “The environmental Kuznets curve and CO2 emission in the USA.” *Environmental Science and Pollution Research* 23 : 18407-18420.

De Bruyn, S. M., van den Bergh, J. C. and Opschoor, J. B.(1998). “Economic growth and emissions: Reconsidering the empirical basis of environmental Kuznets curves.” *Ecological Economics* 25(2) : 161-175.

Engle, R. F. and Granger, C. W.(1987). “Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing.” *Econometrica: Journal of the Econometric Society* 55(2) : 251-276.

Granger, C. W.(1969). “Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods.” *Econometrica: Journal of the Econometric Society* 37(3) :

424-438.

Grossman, G. M. and Krueger, A. B.(1993). "Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement." *The Mexico-US Free Trade Agreement* 11(2) : 13-53.

Hamilton, J. D.(1989). "A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle." *Econometrica: Journal of the Econometric Society* 57(2) : 357-384.

Ito, K.(2021). "The relationship between CO2 emission and income: evidence from Japan." *Letters in Spatial and Resource Sciences* 14 : 261-267.

Johansen, S.(1991). "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models." *Econometrica: Journal of the Econometric Society* 1551-1580.

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.

McConnell, K. E.(1997). "Income and the Demand for Environmental Quality." *Environment and development Economics* 2(4) : 383-399.

Narayan, P. K.(2005). "The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests." *Applied economics* 37(17) : 1979-1990.

Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. J.(2001). "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships." *Journal of Applied Econometrics* 16(3) : 289-326.

Schmalensee, R., Stoker, T. M. and Judson, R. A.(1998). "World carbon dioxide emissions: 1950-2050." *Review of Economics and Statistics* 80(1) : 15-27.

Shafik, N.(1994). "Economic development and environmental quality: an econometrics analysis." *Oxford Economic Papers* 46 : 757-773.

Stern, D. I.(2004). "The rise and fall of the environmental Kuznets curve." *World Development* 32(8) : 1419-1439.

Stern, D. I., Common, M. S. and Barbier, E. B.(1996). "Economic growth and environmental degradation: The environmental Kuznets curve and sustainable development." *World Development* 24(7) : 1151-1160.

Toda, H. Y. and Yamamoto, T.(1995). "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes." *Journal of Econometrics* 66(1-2) : 225-250.

ABSTRACT

Reconsideration of the relationship between carbon dioxide emissions and income in Korea*

SuKwan Jung** and DooHwan Won***

In this study, we analyzed the dynamic relationship between income and carbon dioxide emissions per capita in Korea through various methods, including non-parametric methods, ARDL(autoregressive distributed lag) analysis, TY(Toda-Yammamoto) causality test, and Markov regime change model. It was found that the inverted U-shaped relationship between income and carbon dioxide emissions, or the EKC hypothesis, does not hold. A long-term equilibrium relationship exists between income and per capita carbon dioxide emissions, and an increase in income appears to have a positive effect on carbon dioxide emissions in the long term. Technological advancements have reduced carbon dioxide emissions. Income changes have a positive effect on changes in carbon dioxide emissions in the short term, but the short-term effect of income fluctuations is relatively smaller than the long-term effect of income. The impact of income in the regime with high carbon dioxide emissions was found to be relatively larger than in the regime with low carbon dioxide emissions. In the case of Korea, it can be confirmed that income has a significant effect on carbon dioxide emissions.

Key Words : Carbon dioxide emissions, Income, Nonparametric method, Markov regime change

* This research was supported by Pusan National University research grant in 2024.
** Associate Professor, Changwon National University (first author, corresponding author) sukwan@changwon.ac.kr
*** Professor, Pusan National University (coauthor). doohwan@pusan.ac.kr