

경제성장과 환경오염 간의 비선형 및 수렴성 검정*

김 지 욱**

본 연구는 Brock and Taylor(2010)와 Ordas Criado *et al.*(2011)의 모형을 이용하여 CO₂ 배출의 비선형성과 확률수렴성을 배출감축 의무규정이 없는 아시아 11개 국가들에 대해 1971년부터 2009년까지 모수 및 비모수 패널회귀로 추정하였다. Brock and Taylor(2010) 모형의 경우 랜덤효과 이분산 일치추정량을 사용한 모수 추정결과에서 수렴성을 발견하지 못하였다. 비모수 추정결과 모형설명력이 모수 추정보다 다소 높게 나타났고 추정계수의 비선형성 가설을 받아들였다. 또한 초기 CO₂ 배출수준에서 배출량의 증가율이 증가하고 있으나 일정 수준 이후부터는 소폭의 등락 변동을 거치면서 지속적으로 감소하는 추세로 나타났다. 이러한 결과는 환경쿠즈네츠곡선 가설을 지지하고 장기 균제 상태로 수렴하고 있음을 보이고, 균형 자본량(오염배출 증가율이 0이 되는 시점의 자본량)이 초기 자본량보다 클 때 나타나는 Brock and Taylor(2010)의 첫 번째 명제와 일치하는 것이다. 그러나 Ordás Criado *et al.*(2011)의 모수 및 비모수 추정에서는 CO₂ 배출량에 대한 scale effect는 나타났으나 defensive effect는 나타나지 않아 수렴성을 지지하지 않는 상반된 결과가 도출되었다.

핵심주제어: 확률수렴성, 비선형, 비모수 추정, 환경쿠즈네츠곡선, Green Solow model

경제학문헌목록 주제분류: O4, Q2

I. 서 론

장기적으로 환경을 보전하면서 지속적인 경제성장을 이룩하는 것이 현대 경제·사회가 직면하는 가장 중요한 과제 중의 하나이다. 한 나라의 경제를 지속적으로 발전시키고 경제정책을 수립하는 데 매우 중요할 뿐만 아니라 전 지구적인 지속 가능한 발전을 위하여도 경제성장과 환경오염의 상호작용에 관한 연구는 필요하다. UN에서는 상대적 배출량(relative emission)의 수렴현상(convergence)

* 본 논문의 완성에 유익한 논평을 해주신 심사위원들께 감사드립니다.

** 중앙대학교 경제학부 교수, 전화: (02) 820-5515, E-mail: jiukim@cau.ac.kr

논문투고일: 2013. 5. 8 수정일: 2013. 7. 24 게재확정일: 2013. 8. 23

이 OECD 국가들에서 달성되어진다면 전 지구적인 오염감축을 촉진할 수 있을 것으로 판단하고 있다. 선진 국가에서 먼저 감축이 이루어진다면 개발도상국가에서 뒤따를 수 있는 선례가 되므로 개도국들에게 배출감축 의무사항에 동의하도록 격려하게 된다는 것이다. CO₂ 배출량은 지구온난화와 기후변화에 가장 많은 영향을 미치고 한 국가의 경제성장에 밀접한 관계를 맺고 있는 대표적인 전 지구적 오염물질이다. 따라서 대부분 OECD 국가에서도 정책 방안 및 학술연구에서 CO₂ 배출량의 수렴화에 집중되어 있다. 또한 국제에너지기구(International Energy Agency: IEA)의 보고서에 의하면 2007년부터 2030년 기간 동안 배출량 증가의 상당 부분이 지속적인 경제성장을 위하여 석유 등 화석연료 수요가 급증하고 있는 아시아 국가 등에서 발생할 것임을 예측하고 있다. 따라서 아시아 국가들에서의 CO₂ 배출량 수렴화에도 주목할 필요가 있다고 판단된다.¹⁾

기존의 오염배출량 수렴에 관한 연구는 오염배출 자체 변수를 사용하여 개별 또는 패널 단위근 검정(unit root test)이나 정상성 검정(stationary test)을 통하여 분석하여 왔다. 그러나 Brock and Taylor(2010)는 Solow-Swan(1965) 신고전과모형에 환경오염배출과 오염배출 방지활동을 도입하여 경제성장과 환경의 관계를 고려한 Green Solow model을 구축하여 오염배출 전환성장률 식을 통하여 수렴성과 환경쿠즈네츠곡선 가설(Environment Kuznets Curve hypothesis: EKC)을 검정하고 있다. 또한 Ordás Criado, Vlalente and Stengos(2011)는 램지(Ramsey)모형에서 경제성장과 환경오염 간의 모형을 유도하여 수렴성을 검정하고 있다.²⁾ 이러한 수렴성이 정부 규제나 정부 정책에 의해서 유도되는 것이 아니라 신고전과 성장모형에서 유도되는 생산요소의 한계생산체감에 의해 오염배출도 장기균제 상태로 수렴하게 된다는 이론적 배경 하에서 도출되고 있다. 따라서 현실 경제에서 나타나는 EKC가 사후적인 실증분석 대상이 아니라 신고전과 성장모형의 이론적 배경하에 EKC 가설이 유도되고 이를 실증분석하고자 하는 것이다.

수렴성에 관한 기존연구들을 살펴보면 Strazicichi and List(2003)는 1960년부터 1997까지 21개 선진국 국가를 대상으로 횡단면 분석과 시계열 분석을 실시하여 CO₂ 배출량이 발산한다는 귀무가설을 강하게 기각하였다. Nguyen-Van (2005)은 선진국 국가들에서 오염배출량의 수렴화가 나타나고 있으나 전체 표본국가들에서는 수렴화가 나타나지 않았음을 보였다. Aldy(2006)는 일인당 배출

1) 아시아 지역에서의 CO₂ 배출량 수렴성 분석은 OECD 국가 등에 비해 더 큰 의미를 갖는다. 왜냐하면 선진국들에서는 감소하는 추세로 장기 수렴이 이루어지지만 아시아 지역에서는 지속적으로 증가하고 있기 때문이다.

2) scale effect와 defensive effect를 구분하여 분석한다.

량이 수렴하지 않는다면 국제적 배출량 거래를 통하여 본질적인 자원의 이전이라든가 배출집중 경제행위의 재배치를 통하여 일인당 배출량의 할당이 이루어져야 됨을 주장하였다. Bulte *et al.*(2007)은 1929년부터 1999년까지 구조변화를 고려할 때와 고려하지 않을 때 모두 단위근 존재를 기각하여 확률적 수렴을 지지하였다. Lee *et al.*(2008)은 절편과 기울기의 구조변화를 고려하여 1960년부터 2000년까지 21개 OECD 국가들에서 이산화탄소(carbon dioxide) 상대적 배출량이 안정적이며 확률적으로 수렴하고 있음을 밝혔다. Lee and Chang(2009)은 다중의 구조변화와 상호 의존성을 고려할 때 1950년부터 2002년까지 21개 OECD 국가들의 상대적 배출량이 패널 안정적임을 밝혔다. Miketa and Mulder(2005)는 1971년부터 1995년까지 56개국 선진국과 개발도상국에서 10개의 제조업 분야 에너지 생산성 수준에 대하여 β 수렴과 σ 수렴 여부를 분석하였다. 국내 연구로는 조성택·조용성(2009)은 다이나믹 패널분석과 패널단위근 검정을 이용하여 의무감축 국가와 비의무감축 국가의 CO₂ 집약도의 수렴성을 검정하였다. 의무감축 국가들에서는 수렴성이 성립하였으나 개도국이나 후진국으로 이루어진 비의무감축 국가들에서는 수렴성을 발견하지 못하였다. 김지욱(2010)은 구조변화 및 횡단면 주체 간 의존성을 허용하는 Carrion-i-Silvestre *et al.*(2005)의 패널정상성 검정방법을 이용하여 아시아 국가들의 일인당 상대 CO₂ 배출량에서 확률적 수렴성을 발견하였다.³⁾ 강성진(2010)은 EKC 가설과 지속 가능 발전을 논의하고 있다.

본 연구가 Brock and Taylor(2010, BT)의 연구방법론과의 차이점은 다음과 같다. 첫째, BT는 횡단면 자료를 이용하여 단순한 모수 추정 분석만 이루어졌으나 본 연구는 패널자료를 이용하여 이분산과 계열상관을 허용하는 이분산 자기상관 일치추정량으로 모수 추정하고 있다. 둘째, 종속변수에 대한 독립변수의 비선형성과 이질성(heterogeneity)을 허용하는 비모수(nonparametric) 추정을 통하여 모형 설명력을 높이고 또한 그래프 분석을 통하여 추정계수의 궤적을 시각적 효과로 분석하고 있다.⁴⁾ 셋째, 기존의 연구가 주로 OECD 국가들을 대상으로 하고 있지만 본 연구는 순수한 경제성장 이론모형에서 유도된 수렴성과 EKC 가설이 오염배출 의무규정이 없는(즉, 정부 정책이 영향을 미치는데 한계가 있는) 아시아 국가들을 대상으로 실증분석함으로써 신고전파 성장모형의 이

3) 시계열에 초기 편향(deviation)이 발생한다 할지라도 반대방향의 조정이 이루어짐으로써 확률적으로 수렴하게 된다는 것이다(Narayan, 2008; Chang and Lee, 2008).

4) 김지욱(2006)과 김세완·이기훈(2008)은 부드러운 곡면전환을 하는 평활전이 자기회귀모형(STAR)을 사용하여 CO₂와 경제성장률과의 비선형 동태관계를 분석하였다.

론적 타당성을 분석하고자 하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 경제성장과 환경오염에 대한 이론적 모형을 소개하고 추정모형을 도출하였다. 제Ⅲ절에서는 추정에 사용된 자료설명과 실증분석 결과를 제시하고, 제Ⅳ절에서는 비모수 추정에 대한 추가적인 논의를 보완하였다. 마지막 제Ⅴ절에서는 요약 및 결론을 도출하였다.

Ⅱ. 추정모형 설정과 추정방법

Brock and Taylor(2010)가 제시한 Green Solow 모델은 Solow-Swan(1965) 신고전파모형에 환경오염배출과 오염배출 방지활동을 도입하여 경제성장과 환경의 관계를 고려한 모델이다(Model I). 먼저 노동 효율을 향상시키는 노동 부가적 기술진보를 갖는 표준적인 생산함수와 자본축적방정식을 고려하자.

$$Y=F(K, AL), \dot{K}=sY-\delta K, \dot{L}=nL, \dot{A}=g_A A \quad (1)$$

여기서 Y 는 산출물, K 는 실물자본, L 은 노동, A 는 외생적으로 주어진 g_A 율로 성장하는 기술수준이며 노동량은 n 율로 증가한다고 가정한다. 실물자본은 저축률과 감가상각률 δ 에 의해 축적된다. 환경오염을 고려하기 위해 총경제활동 F 의 Ω 단위만큼 오염이 배출되고 오염배출 수준은 Z 이다. B 는 $B(F, F^B)$ 의 보수불변 생산함수로 표현된 오염경감 수준이며, F^B 는 총오염방지 활동이고 기술진보 성장률 g_B 를 외생적으로 갖는다.

$$Z=\Omega F-\Omega B(F, F^B)=\Omega F[1-\Omega B](1, F^B/F)=\Omega F b(\theta) \quad (2)$$

그리고 오염배출 방지활동은 다음의 비율 $\theta=F^B/F$ 로 이루어진다. 또한 $b(\theta)=1-B(1, \theta)$ 이고, $b(0)=1$, $b'(\theta)>0$, $b''(\theta)>0$ 이다. 그러면 소비(C)하거나 투자(I)할 수 있는 산출량은 $Y=F-F^B=(1-\theta)F$ 로 수정된다.

위의 모델들을 유효노동(AL)당 단위로 표현하면

$$\tilde{y}=f(\tilde{k})(1-\theta) \quad (3)$$

$$\dot{\tilde{k}} = s\tilde{y} - (\delta + n + g_A)\tilde{k} \quad (4)$$

$$\dot{\tilde{z}} = f(\tilde{k})\Omega b(\theta) \quad (5)$$

여기서 각각 $\tilde{y} = Y \times AL$, $\tilde{k} = K/AL$, $\tilde{z} = Z/AL$ 를 나타낸다. 또한 일인당 변수는 $y = Y/L$, $k = K/L$, $c = C/L$ 로 표현한다. 기술진보 있는 Solow모형의 일인당 변수 성장률은 $g_y = g_k = g_c = g_A$ 이다. 그러면 환경오염이 존재하는 수정된 모형에서 지속 가능한 성장경로를 따라 배출되는 오염배출 증가율은 다음 식으로 표현된다.

$$g_Z = g_A + n - g_B \quad (6)$$

지속 가능한 성장(sustainable growth)이 이루어지기 위해서는 일인당 GDP의 성장률인 $g_A > 0$ 이고, 환경을 개선시키기 위한 오염방지 활동의 기술진보가 총 산출물의 증가율보다 커야 한다. 즉, $g_B > g_A + n$ 이어야 하고 그러면 $g_Z < 0$ 이 된다.

또한 Green Solow 모형에서 EKC 궤적을 도출할 수 있는데 오염배출 식을 구체적인 콥-더글러스 형태로 표현하자.

$$Z = A(0)L(0)\Omega(0)b(\theta)\exp[g_Z t]\tilde{k}^\alpha \quad (7)$$

그러면 오염배출 성장률과 자본축적 방정식은 다음과 같이 표현된다.

$$\frac{\dot{Z}}{Z} = g_Z + \alpha \frac{\dot{\tilde{k}}}{\tilde{k}} \quad (8)$$

$$\frac{\dot{\tilde{k}}}{\tilde{k}} = s\tilde{k}^{\alpha-1}(1-\theta) - (\delta + n + g_A) \quad (9)$$

식 (9)는 유효노동당 자본의 증가율은 오염방지 지출 이후 우하향하는 저축 수준에서 유효노동당 자본이 증가하기 위해 요구되어지는 자본확장(capital widening) 부문을 삭감한 수준에서 이루어진다. 오염배출 증가율은 두 식 (8)과 (9)를 결합한 다음의 식 (10)으로 표현된다.

$$\frac{\dot{Z}}{Z} = \alpha [s\tilde{k}^{\alpha-1}(1-\theta)] - [\alpha(\delta+n+g_A) - g_Z] \quad (10)$$

오염배출 증가율이 0이 되는 시점(T_Z)은 식 (9)의 유효노동당 자본의 증가율이 0이 되는 시점($T_{\tilde{k}}$)보다 빨리 나타날 것이다. 왜냐하면 지속 가능한 성장을 위한 조건에서 $g_Z < 0$ 이기 때문이다.

[명제]

1. 지속 가능한 성장 $g_Z < 0$ 이고 초기 자본량이 T_Z 시점 자본량보다 작을 때, 즉 $\tilde{k}(0) < \tilde{k}(T)$ 이면, 환경오염은 초기에는 증가하다가 일정 시점 이후에는 지속적으로 감소한다.
2. 지속 가능한 성장 $g_Z < 0$ 이고 초기 자본량이 T_Z 시점 자본량보다 클 때, 즉 $\tilde{k}(0) > \tilde{k}(T)$ 이면, 환경오염은 지속적으로 감소한다.
3. 성장이 지속 가능하지 않으면($g_Z > 0$), 환경오염은 감소하는 율로 증가한다.
4. 상이한 초기 값을 가진 동일한 경제구조를 가진 국가들은 상이한 소득값과 오염배출 궤적을 나타낸다. 오염의 최고배출 수준과 연관된 일인당 소득수준이 유일하지 않다.

첫 번째 명제에서 EKC를 도출할 수 있다. 네 번째 명제에서는 횡단면 자료에서 혼합된 EKC의 증거를 제시한다. 따라서 초기조건들과 관찰할 수 없는 이질성(heterogeneity)을 통제하여야만 하는 것이다.

이제 일인당 오염배출의 절대적 및 상대적 수렴가설을 검증할 추정식을 도출한다. 식 (5)를 시간 미분하여 일인당 오염배출 증가율로 표현하면 다음과 같다.

$$\frac{\dot{z}}{z} = \frac{\dot{y}}{y} - g_B \quad (11)$$

이 식을 이산시간으로 표현하면

$$\frac{\ln(z_t/z_{t-T})}{T} = -g_B + \frac{\ln(y_t/y_{t-T})}{T} \quad (12)$$

식 (12)의 오른 쪽 두 번째 항은 Solow-Swan 생산함수에서 테일러 근사 및

균제 상태를 통하여 다음 식의 일인당 소득 전환경제 성장률로 전개할 수 있다.

$$\frac{\ln(y_t/y_{t-T})}{T} = g_A - \frac{[1 - \exp(-\lambda T)]}{T} \ln y_{t-T}^* + \frac{[1 - \exp(-\lambda T)]}{T} \ln y_{t-T} \quad (13)$$

식 (13)에 균제 상태 $\ln y_{t-T}^*$ 의 값을 대입하고 최종적으로 식 (12)에 대입하여 구한 추정식은 다음과 같다.⁵⁾

$$\begin{aligned} \frac{\ln(z_{it}/z_{it-T})}{T} = & \beta_0 + \beta_1 \ln(z_{it-T}) + \beta_2 \ln(s_i) + \beta_3 \ln(1 - \theta_i) + \beta_4 \ln(\delta + n_i + g_A) + \mu_{it} \end{aligned} \quad (14)$$

식 (14)를 실증분석하는 데 있어 CO₂ 배출량은 좋은 자료가 된다. 왜냐하면 분석하고자 하는 대상 국가들은 온실가스 비의무감축 국가들이어서 $\theta_i=0$ 으로 둘 수 있다. 또한 지구온난화와 관련된 오염배출량이며 지속적으로 감소하는 추세에 있지 않아 Green Solow 모델의 예측과 EKC를 분리시킬 수 있기 때문이다.

본 연구에서 사용한 패널모수 추정에서 확률변수 μ_{it} 가 설명변수와의 상관관계 여부에 따라 고정효과모형과 확률효과모형으로 구분한다. 어떤 모형이 적합한지는 Hausman 검정을 통하여 판정한다. 또한 Breusch-Pagan LM 검정을 통하여 패널자료의 횡단면 상호 의존성(cross-section dependence) 존재 여부를 파악하고, Breusch-Godfrey 검정으로 시계열 상관의 존재 여부를, 그리고 Breusch-Pagan 검정을 통하여 이분산성의 존재 여부를 분석한다. 이러한 문제들이 발견될 경우 이를 해결하기 위하여 Zeileis(2004)가 제시한 패널 이분산 일치(panel heteroskedasticity-consistent: HC) 및 이분산 자기상관 일치(HAC) 추정량을 사용한다.

그런데 기존의 모수 추정은 선형성(linearity)을 가정하고 있기 때문에 만약 어떤 변수의 추정 값이 음(양)의 값을 갖는다면 종속변수에 음(양)의 효과를 미친다는 것만을 파악할 수 있을 뿐이다. 즉, 설명변수의 수준변화에 따라 종속변수의 움직임이 비선형으로 움직인다면 모수 추정은 그 효과를 분석하는 데 한계

5) 본 분석에서는 $T=1$ 을 사용한 결과를 제시하고 있으나 $T=5$ 의 경우에도 유사한 결과를 도출하였다.

가 존재한다. 따라서 최근의 연구에서는 모형설정 시에 선형성 가정에 의문을 품고 비선형 모델을 분석 대안으로 제시하고 있다. 비모수 추정방식은 모수적 방식에서 주는 설정오류와 근사치 오류 문제를 해결할 수 있다. Pagan and Ullah(1999)는 자료의 형태를 알지 못하는 상태에서 자료에서 나타나는 동태적인 완만한 형태를 잡아내고 구조적 변화도 쉽게 잡아낼 수 있는 비모수 추정방법론의 잠재적 장점을 제시하였다. Wang(2003)은 모델분포의 공분산 구조에 포함되어 있는 정보를 이용하는 비모수 패널모델 추정방식을 제안하였고, Wang, Carrolland, and Lin(2005)은 랜덤효과를 가진 부분선형추정방식을 제안하였다. 또한 Henderson, Carroll, and Li(2006)은 일차 차분을 통해 제거되는 부가적 고정효과모형(additive fixed effect model)의 비모수 추정을 위해 profile likelihood methods 등의 사용을 제안하였다. 비모수 추정의 또 다른 장점은 수치적으로 파악할 수 없는 시각적인 분석으로 동태적 전이관계를 파악할 수 있다는 것이다.

본 분석을 위하여 Maasoumi *et al.*(2007)과 Su and Lu(2012)에서 사용한 비모수 동태 패널고정효과모형을 사용하였다. 추정을 위해 사용하는 비모수 일반화 부가모형(general additive models: GAM)은 많은 설명변수가 포함되는 비모수 회귀분석에서 나타나는 차원의 저주(curse of dimensionality)를 피할 수 있는 장점을 가지고 있다. 그뿐만 아니라 종속변수에 대한 독립변수의 효과에서 비선형성과 이질성을 허용한다. 추정할 비모수 동태적 패널회귀식은 다음 식과 같이 설정하고 Li and Racine(2004, 2007)의 추정량에 따르며 이러한 추정량의 통계적 특성(최적의 수렴률과 점근적 분포)은 이미 잘 알려져 있다.

$$Y_{it} = \alpha_i + m(x_{1it}, x_{2it}, x_{3it}) + u_{it} = \alpha_i + m(x_{1it}) + m(x_{2it}) + m(x_{3it}) + u_{it}$$

$$i = 1, 2, \dots, N; t = 2, \dots, T \quad (15)$$

여기서 m 은 회귀추정치를 비모수로 만드는 임의의 평활함수(smoothing function) 형태이다. Y_{it} 은 오염배출 증가율, x_{1it} 은 초기 시점의 실질 일인당 CO₂ 배출량을 나타내고, x_{2it} 은 GDP 대비 물적자본 투자지출액 비중, x_{3it} 은 인구증가율이다. Hastie and Tibshirani(1990)의 평활화 스플라인(splines) 비모수 회귀분석 방법은 최적화 문제의 해로부터 도출 가능하다.⁶⁾ 오염성장률과 초기 배출량과의 관계를 나타내는 x_{1it} 를 추정할 때 x_{2it} 과 x_{3it} 를 x 의 중간 값인 \bar{x}_{ki} 를 고정시킨

6) 제IV절에서 최적화 논의가 이루어지고 있고 또한 GAM에 대한 상세한 내용에 대해서는 Hastie and Tibshirani(1990), Stone(1985)을 참조.

$m(\cdot, \bar{x}_{2it}, \bar{x}_{3it})$ 을 추정한다. 다른 변수들에 대해서도 같은 절차로 추정하며 인구가증가율의 경우에 두 설명변수의 중간 값인 $\bar{x}_{1it}, \bar{x}_{2it}$ 로 각각 고정시킨 후 $m(\bar{x}_{1it}, \bar{x}_{2it}, \cdot)$ 를 추정한다.

두 번째 추정모델(Model II)은 Ordás Criado, Vlalente, and Stengos(2011)가 제시한 실증분석 모형식 (16)이다. Brock and Taylor(2010)가 제시한 Green Solow 모델과 마찬가지로 Solow-Swan(1965)의 신고전파모형에 오염감소를 내생적으로 도입한 램지(Ramsey)모형에 환경오염의 수렴성을 검정하는 모형을 구축하였다.

$$GZ_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 D_i = \alpha_3 D_i + \beta \ln z_{it-T} + \gamma_1 GY_{it} + \gamma_2 \ln y_{it-T} + \epsilon_{it} \quad (16)$$

여기서 GZ_{it} 는 환경오염 배출의 증가율이고, D 는 개별 국가와 시간의 더미 변수, z_{it-T} 는 오염 초기값, GY 는 경제성장률, 그리고 y_{it-T} 는 초기 소득값이다. 오염배출 증가율은 산출물 성장률과 양의 관계($\hat{\gamma}_1 > 0$, scale effect)를 가지고 있고, 오염배출량과는 음의 관계($\hat{\beta} < 0$, defensive effect)를 가져 수렴성을 나타낸다. 모수 및 비모수 추정방법은 위의 Brock and Taylor(2010)의 추정방법과 동일하다.

III. 모수 및 비모수 추정결과

1. 기초 자료 분석

본 연구는 아시아 11개 국가(중국, 홍콩, 인도네시아, 인도, 한국, 말레이시아, 필리핀, 싱가포르, 스리랑카, 대만, 태국)를 대상으로 일인당 CO₂ 배출량 자료를 사용하였다.⁷⁾ CO₂ 배출량 자료는 국제에너지기구(IEA)에서 발간하는 Per capita CO₂ Emissions by sector(Vol. 2011)에서 구하였으며, 실증분석에서 일인당 CO₂ 배출량을 사용하였다. 일인당 GDP, GDP 대비 투자지출액 비중, 인구증가율 자료는 Heston, Summers, and Aten(2012)의 Penn World Tables(PWT) 7.1에서 구하였다. IEA 및 PWT에서 자료 확보가 가능한 1971년부터 2009년까지

7) 이 국가들은 온실가스 비의무감축 국가들이다. 따라서 Green Solow 모형의 이론적 타당성을 분석해 볼 수 있는 좋은 분석 대상이다.

〈표 1〉 패널자료 기초 통계량(전체 표본: 1971~2009년)

변수명	변수 정의	평균	중위수	최소치	최대치
GCO ₂	CO ₂ 증가율(%)	3.79	3.82	-24.1	35.2
CO ₂	CO ₂ (kg/capita)	3.13	1.99	0.20	11.9
INVT	투자액/GDP	31.0	30.4	16.1	53.1
GPOP	인구증가율(%)	1.63	1.64	0.0	5.46
GDP	일인당 GDP(\$, 2005년 불변가격)	8,659	3,700	375	50,418
GGDP	GDP증가율	4.32	4.70	-15.5	21.6

자료: Per capita CO₂ Emissions by sector(Vol. 2011)(International Energy Agency, IEA), Penn World Tables(PWT) 7.1.

로 분석기간을 선정하고 아시아 국가 중 중동 산유국과 CO₂ 배출량이 적은 방글라데시와 파키스탄을 제외하면 분석 대상 국가가 11개 국가로 제한되었다.

패널자료의 기초 통계량 〈표 1〉에서 일인당 CO₂ 배출량은 연평균 3.79%로 증가하였고 최소 24% 감소하였으며 최대 35% 증가하였다. 일인당 CO₂ 배출량은 평균 3.13kg, 중위수로 1.99kg으로 나타났고 최대 11.9kg 배출되었다. 국가간 CO₂ 배출량의 편차가 크다는 것을 알 수 있다. 투자비율도 평균 31%이며 최소 16%, 최대 53%로 나타났다. 일인당 GDP는 평균 8,659달러, 중위 3,700달러이고 최소 375달러, 최대 50,418달러로 나타났다. GDP증가율은 평균 4.3%, 최대 21.6%로 증가하였고 15.5%나 감소하였다.

개별 자료에서 대만과 한국의 일인당 배출량이 가장 높은 수준에서 증가하고 있고, 필리핀과 스리랑카가 낮은 수준에 있다. 그러나 일인당 배출량 증가율은 일정한 것으로 나타났다. 국가별 일인당 배출량과 소득과의 관계에서 우상향의 관계를 보이다 일인당 소득 2만 달러를 넘어서야 증가 추세가 안정되는 것으로 나타났다.

2. Model I 모수 및 비모수 추정결과

패널동태 Model I식[식 (14)]에 대한 추정된 결과가 〈표 2〉에 제시되어 있다. 패널동태모형 I식은 일인당 CO₂ 배출량의 증가율을 종속변수로 초기(전기) CO₂ 배출량, 물적 자본저축률과 인구증가율을 설명변수로 포함한다. 먼저 pooling OLS 모형에서 초기 CO₂ 배출량의 추정계수값이 10% 유의수준에서 유의하고

음의 부호로 나타나, 아시아 국가 간 장기 균제 상태 수준으로 수렴하고 있음을 보여주었다. 또한 모형에서 기대한 바와 같이 투자가 증가할수록 CO₂ 배출량이 증가하였고, 인구가 증가하는 경우는 추정값이 유의하지 못하여 CO₂ 배출량에 영향을 미치지 못하였다.

Hausman 검정에서 설명변수와 고정효과 간의 상관관계가 없다는 귀무가설을 기각하지 못하여 랜덤효과모형을 선택하였다. Breusch-Pagan LM 검정에서는 귀무가설을 기각하여 상호 의존성이 존재하는 것으로 밝혀졌고, Breusch-Godfrey 검정에서는 귀무가설을 기각하지 못하여 시계열 상관이 존재하지 않는 것으로 나타났다. Breusch-Pagan 검정에서 귀무가설을 기각하여 이분산성이 존재하는 것으로 밝혀졌다. 따라서 Model I은 랜덤효과 이분산 일치추정량(Random & vcovHC: white1)을 사용하여 추정하였다.⁸⁾ 추정결과 초기 CO₂ 배출량의 추정계수값이 음의 부호로 나타났지만 유의하지 못하여 아시아 국가 간 장기 배출량 증가율 수준으로 수렴하고 있지 않음을 보여주었다. 또한 투자가 증가할수록 CO₂ 배출량이 증가하였고, 인구가 증가하는 경우는 CO₂ 배출량에 영향을 미치지 못하였다.

모형 I의 모수 추정결과 CO₂ 배출량이 장기 균제수준으로 수렴하지 못하고 있음을 보여주고 있다. 그러나 만약 CO₂ 배출량의 움직임이 선형이 아닌 비선형 관계로 존재한다면 발전단계에 따라 양의 관계와 음의 관계가 교차적으로 나타날 수 있을 것으로 판단된다. 따라서 비모수 추정방법을 이용하여 CO₂ 배출량의 비선형 관계 여부를 분석하고자 한다.

비선형 관계 비모수 추정의 타당성을 검증하기 위하여 Hsiao, Li, and Racine (2007)이 제시한 검정통계량(J_n)을 사용하였으며 횡단면-유효 대역 값을 계산한 후 붓스트랩으로 구하였다. <표 2>에서 J_n 통계량이 1.758로 5% 유의수준에서 유의하여 귀무가설인 선형성을 기각하여 비선형모형 추정의 타당성을 지지하였다. Hastie and Tibshirani(1990)의 평활화 스플라인 비모수 추정방법으로 구한 결과가 또한 <표 2>의 오른쪽 열에 나타나 있다. 비모수 추정의 설명력(adjusted R squared)이 9.2%로 모수 추정의 설명력 3.1%와 3.5%보다 높다. 또한 각 변수의 선형성 F 검정에서 선형이라는 귀무가설을 1% 및 5% 유의수준에서 각각 기각하고 있어 비모수 추정의 우수함을 보여주었다.

Model I에 대한 비모수 추정의 그래프 분석이 <그림 1>에 나타나 있다.⁹⁾ 첫

8) R package sandwich를 사용하여 추정하였으며 Zeileis(2004)를 참조.

9) R package mgcv를 사용하여 추정하였으며 Wood(2006)를 참조.

〈표 2〉 Model I 모수 및 비모수 패널 회귀분석

추정모형	모수모델		비모수모델
	pooling OLS	Random & vcovHC	edf
CO ₂	-0.005* (0.093)	-0.006 (0.110)	-
INVT	0.053*** (0.000)	0.059*** (0.000)	-
GPOP	-0.692 (0.123)	-0.633 (0.212)	-
s(CO ₂)	-	-	7.241** (0.013)
s(INVT)	-	-	3.391*** (0.000)
s(GPOP)	-	-	2.345** (0.015)
<i>J</i> n statistic	-	-	1.758** (0.022)
Adjusted R-Squared	0.031	0.035	0.092
Hausman test ¹⁾	-	2.23 (0.52)	-
Breusch-Pagan LM test ²⁾	-	104.7*** (0.00)	-
Breusch-Godfrey test ³⁾	-	43.72 (0.24)	-
Breusch-Pagan test ⁴⁾	-	118.8*** (0.000)	-

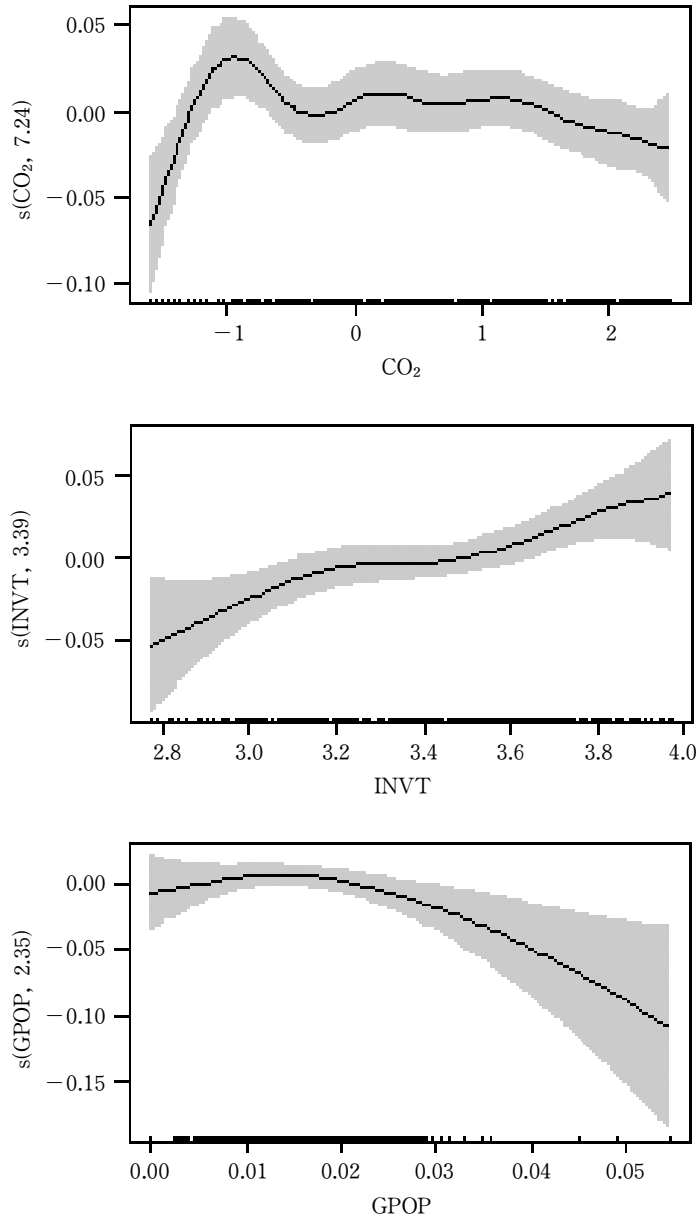
주: 1) INVT(물적자본 투자율), GPOP(인구증가율).

2) 괄호 안의 수치들은 *p*-value이며 ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함.

3) Hausman test: 검정결과 귀무가설 기각 시 fixed effect 모형 사용, Breusch-Pagan LM test: 귀무가설 기각 시 횡단면의 상호 의존성이 존재, Breusch-Godfrey test: 귀무가설 기각 시 시계열 상관(serial correlation)이 존재, Breusch-Pagan test: 귀무가설 기각 시 이분산성(heteroskedasticity)이 존재. 패널 이분산 일치(HC) 또는 이분산 자기상관 일치(HAC)추정량으로 구하여짐.

4) nonparametric에서 edf는 effective degree of freedom이며 괄호 안의 *p*-value는 각 추정 계수의 평활화에 대한 유의수준임.

5) s()에서 s의 의미는 평활화 스플라인(smoothing spline)임.



주: 음영은 95% 신뢰구간임.

<그림 1> Model I의 비모수 추정결과

번째 그림은 CO_2 성장률과 시차 CO_2 배출량 간의 관계를 보여주는데, 모수 분석에서 CO_2 시차값 추정치의 기울기가 음의 값을 가질 때 성장률 수렴을 지지

하는 것과 마찬가지로 만약 $m(\cdot)$ 의 기울기가 음이라면 그 성장방정식이 성장수렴을 지지하는 것으로 이해한다. 분석결과 비선형 관계에 있음을 보여주고 있다. 초기 수준에서는 CO₂ 배출량의 증가율이 증가하고 있으나 일정 수준 이후부터는 소폭의 등락 변동이 있지만 지속적으로 감소하는 추세로 나타나고 있다. 따라서 일정 배출량 수준의 장기 균제 상태로 수렴하고 있음을 볼 수 있다. 모수 추정방법에서는 시차배출량의 추정계수 값이 유의하지 않아 수렴하지 않는 것으로 나타났지만 비모수 추정방법에서는 비선형으로 나타나고, 그래프에서 보는 것처럼 우하향으로 나타나 장기 균제 상태 값으로 수렴하고 있는 것으로 나타났다(물론 pooling OLS에서도 초기 배출량의 추정계수가 음의 값으로 유의하였다). 나머지 변수들에 대해서는 이론적인 기대방향과 같이 실물부문의 투자가 증가할수록 CO₂ 배출량이 증가하고 있고 인구가 증가할수록 CO₂ 배출량이 감소하였다. 따라서 패널회귀 모수분석 결과에서 유의하지 않다 할지라도 결과 해석에 주의하여야 함을 보여주고 있다.

3. Model II의 모수 및 비모수 추정결과

Ordás Criado *et al.*(2011)의 패널동태 Model II[식 (16)]에 대해 추정한 결과가 <표 3>에 제시되어 있다. 패널동태 Model II식은 CO₂ 배출량의 증가율을 종속 변수로 두고 초기(전기) CO₂ 배출량, GDP증가율, GDP 수준변수를 설명변수로 사용한다. 먼저 pooling OLS 모형에서 초기 CO₂ 배출량의 추정계수값이 양의 부호로 10% 유의수준 이내에서 유의하지 못하였다. 소득증가율이 증가할수록 CO₂ 배출량이 증가하였고, 소득수준이 증가하는 경우에는 추정값이 유의하지 못하여 CO₂ 배출량에 영향을 미치지 못하였다.

Hausman 검정에서 설명변수와 고정효과 간의 상관관계가 없다는 귀무가설을 유의수준 10% 이내에서 기각하여 고정효과모형을 선택하였다. Breusch-Pagan LM 검정에서는 귀무가설을 기각하여 상호 의존성이 존재하는 것으로 밝혀졌고, Breusch-Godfrey 검정에서는 귀무가설을 기각하지 못하여 시계열 상관성이 존재하지 않는 것으로 나타났다. Breusch-Pagan 검정에서 귀무가설을 기각하여 이분산성이 존재하는 것으로 밝혀졌다. 따라서 Model II는 고정효과 이분산 일치추정량(Fixed & vcovHC: arellano)을 사용하여 추정하였다. 추정결과 초기 CO₂ 배출량의 추정계수값이 10% 이내에서 유의하였지만 양의 부호로 나타나 아시아 국가 간 장기 배출량 증가율 수준으로 수렴하지 않음을 보여주었다. 이

〈표 3〉 Model II의 모수 및 비모수 패널 회귀분석

추정모형	모수모델		비모수모델
	pooling OLS	Fixed & vcovHC	edf
CO ₂	0.006 (0.244)	0.040* (0.08)	—
GGDP	0.491*** (0.000)	0.520*** (0.000)	—
GDP	-0.008 (0.139)	-0.044* (0.07)	—
s(CO ₂)	—	—	7.682** (0.012)
s(GGDP)	—	—	3.760*** (0.000)
s(GDP)	—	—	3.274** (0.036)
<i>J</i> n statistic	—	—	-0.232*** (0.000)
Adjusted <i>R</i> -Squared	0.105	0.113	0.163
Hausman test ¹⁾	—	6.47* (0.09)	—
Breusch-Pagan LM test ²⁾	—	82.28** (0.01)	—
Breusch-Godfrey test ³⁾	—	38.13 (0.46)	—
Breusch-Pagan test ⁴⁾	—	133.99*** (0.000)	—

주: 1) GGDP(GDP 증가율), GDP(GDP, 2005년 불변가격 기준).

2) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함.

3) Hausman test: 검정결과 귀무가설 기각 시 fixed effect 모형 사용, Breusch-Pagan LM test: 귀무가설 기각 시 횡단면의 상호 의존성이 존재, Breusch-Godfrey test: 귀무가설 기각 시 시계열 상관성이 존재, Breusch-Pagan test: 귀무가설 기각 시 이분산성이 존재.

4) 괄호 안의 수치들은 한계 유의수준(*p*-value)을 나타내고 패널 이분산 일치(HC) 또는 이분산 자기상관 일치(HAC) 추정량으로 구하여짐.

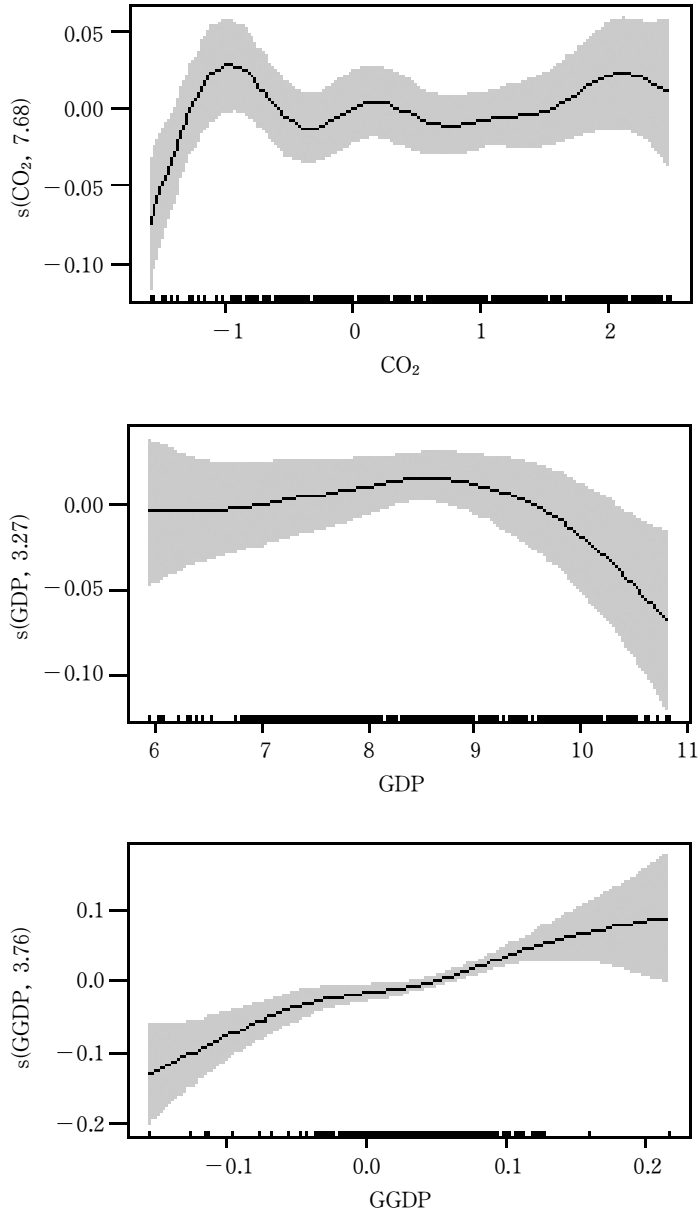
것은 Ordás Criado *et al.*(2011)가 제시한 오염배출 증가율은 오염수준과 음의 관계가 성립한다는 방어효과(defensive effect)가 나타나지 않았다. 오염증가율이 경제성장률과는 양의 관계를 가진다는 규모의 효과(scale effect)는 나타났다. 또

한 소득수준과는 음의 관계로 유의하게 나타났다. 따라서 Model II의 모수 추정 결과에서 CO₂ 배출량이 장기 균제수준으로 수렴하지 못하고 있음을 보여주었다.

Model I과 같이 Model II에 대해서도 비모수 추정방법을 이용하여 CO₂ 배출량의 비선형 관계 여부를 분석하고자 한다. 비선형 관계 추정의 타당성 검증에서 J_n 통계량이 -0.232 로 1% 유의수준에서 유의하게 나타나 귀무가설인 선형성을 기각함으로써 비모수 추정의 타당성을 지지하였다. 각 변수의 비모수 추정결과가 <표 3>의 오른쪽 열에 나타나 있다. 모수 추정의 설명력은 10.5%와 11.3%이지만 비모수 추정의 설명력이 16.3%로 더 높다. 또한 각 변수의 선형성을 검정하는 F 검정에서 추정계수가 선형이라는 귀무가설을 1% 및 5% 유의수준에서 각각 기각하여 비모수 추정의 타당성을 보여주었다.

Model II에 대한 비모수 추정의 그래프 분석이 <그림 2>에 나타나 있다. CO₂ 성장률과 시차 CO₂ 배출량 간에는 첫 번째 그림에서 비선형 관계에 있음을 보여주고 있다. 초기 수준에서는 CO₂ 배출량의 증가율이 증가하였으나 일정 수준 이후부터 감소하여 일정 수준에서 등락을 거듭하다가 배출량이 늘어날수록 배출량 증가율이 증가하는 것으로 나타났고, 마지막 수준에서는 감소하는 추세로 돌아서고 있는 것으로 보인다. 모수 추정방법에서 시차배출량의 추정계수값이 유의하지 않거나 양의 유의한 값으로 나타나 수렴하지 않는 것으로 나타났고, 비모수 추정방법에서도 비선형으로 나타났지만 그래프에서 보는 것처럼 평균적으로 0을 중심으로 변동하는 것으로 나타나 현재 수준에서는 장기 균제 상태 값으로 수렴하고 있지 않는 것으로 나타났다.

오염배출 성장률이 산출물 성장률과 양의 관계로 나타나 규모의 효과가 성립하고 있음을 두 번째 그림에서 확인할 수 있다. 모수 추정에서 음의 유의한 관계로 나타난 소득수준과의 관계를 살펴보면 세 번째 그림의 비모수 추정결과에서 초기에는 증가하다가 일정 수준 이후부터는 감소하는 추세를 보여 역U자 형태를 보이고 있다. 즉, 우리는 간접적으로 환경쿠즈네츠곡선 가설을 지지하는 결과를 확인하였다. 그러나 Shafik(1994), Holtz-Eakin and Seldon(1995), Azomahou *et. al.*(2006)에서는 CO₂가 지속적으로 증가하고 있지만 성장 추세가 일정한 소득수준에서 두 번 정도 둔화되고 있음을 보여주었다.



주: 음영은 95% 신뢰구간임.

<그림 2> Model II의 비모수 추정결과

IV. 비모수 추정 방식 추가 논의

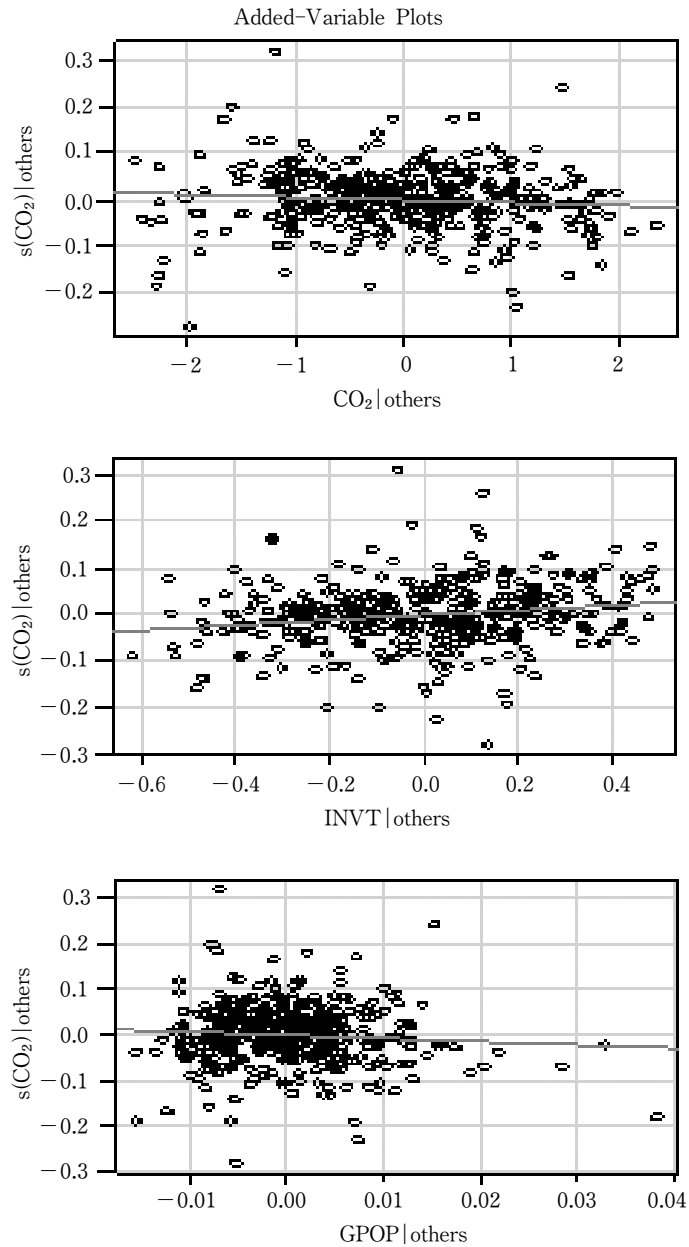
비모수 추정 방식은 모수적 방식에서 주는 설정 오류와 근사치 오류 문제를 해결할 수 있다는 것과 자료의 형태를 알지 못하는 상태에서 수치적으로 파악할 수 없는 시각적인 분석으로, 동태적 전이관계를 파악할 수 있으며 구조적 변화도 잡아낼 수 있는 장점이 있다. 또한 모수회귀모형의 경우 이상점(특이점)이 많거나 실제 평균값과 이상점들의 평균 차이를 나타내는 상대 평균차이가 높으면 상대오차가 크게 나올 수 있다. 그러나 비모수 회귀모형의 경우에는 구간별로 모형을 적용함으로써 이러한 사항들이 영향을 주지 않아 이상점 예측에도 효율적임이 알려지고 있다.

〈표 2〉에 제시된 Green Solow model(Model I)에 대해서만 비모수 추정 방식에 대한 추가적 논의를 본 절에서 보완하고자 하였다. Model I의 모수 추정결과를 비모수 추정의 시각적 표현과 같이 편회귀 플롯(plots)으로 나타내면 〈그림 3〉과 같다. 종속변수인 CO₂ 배출량 증가율과 독립변수인 시차 CO₂ 배출량과는 음의 관계를, 실물자본 투자율과는 양의 관계를, 인구증가율과는 음의 관계로 보여지고 있다. 이와 같이 〈그림 1〉 Model I의 비모수 추정결과와 비교하면 여기서는 단순히 선형적인 기울기만을 파악할 수 있을 뿐이다.

따라서 우리는 자료의 동태적인 완만한 형태를 잡아내고자 사전에 구체적 모형을 설정하지 않는 비모수 추정 방식을 사용하여 앞 절에서 분석하였다. 〈그림 1〉은 Hastie and Tibshirani(1990)의 평활화 스플라인(splines) 비모수 회귀분석 방법에서 다음의 최적화 문제 해로부터 도출되었다.

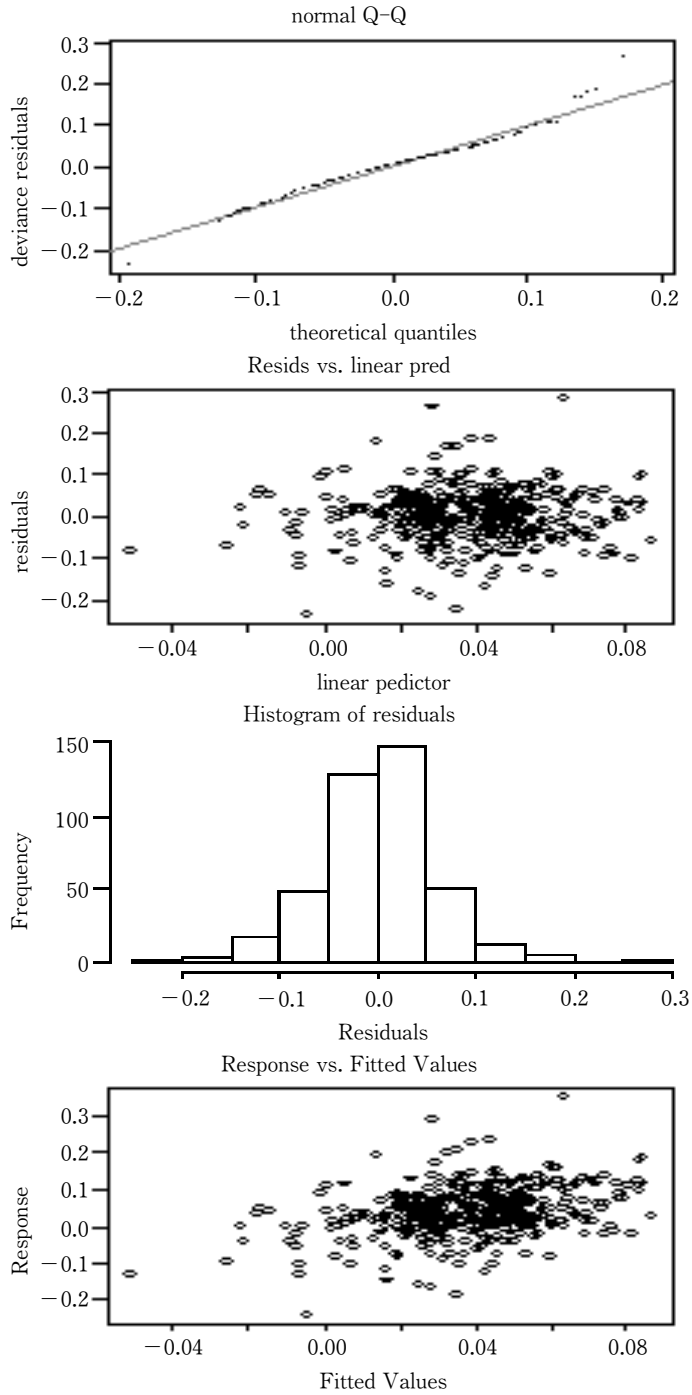
$$\min \sum_{i=1}^n \left\{ Y_i - \sum_{j=1}^J m_j(x_j) \right\}^2 + \sum_{j=1}^J \lambda_j \int m_j''(x_j)^2 dx_j \quad (17)$$

여기서 m 은 평활화 스플라인이며, 각 $m_j(\cdot)$ 항은 $m_j(x_j) = \sum_{k=1}^K \beta_k h_k(\cdot)$ 로 나타낼 수 있는데, $h_k(\cdot)$ 는 K 스플라인 기저함수 족이다. $\int \{m_j''(x_j)\}^2 dx_j$ 을 벌점 항이라고 둔다면 식 (17)의 표현을 최소화함으로써 추정된다. 첫 번째 항은 실제자료와 모형 예측값과의 차이를 측정하는 값이며 일반 회귀분석의 오차자승 합에 해당한다. 두 번째 항은 비선형함수 m 의 굴곡 정도를 제어하는 항으로 λ 가 크다면 굴곡이 심하지 않는 비선형함수가 도출되고 λ 가 작다면 굴곡이 심한 비선



<그림 3> Model 1의 모수 편회귀 추정결과

형함수가 도출된다. λ 값을 결정하는 방법 중에서는 널리 사용되는 일반화 교차 확인(Generalized Cross Validation: GCV) 기법을 사용하였다.



<그림 4> Model 1 비모수 추정치의 잔차 플롯 및 정규 Q-Q플롯

Model I을 비모수 추정된 후 그 회귀진단 결과를 <그림 4>에 나타내었다. 왼쪽 상단 정규 분위수-분위수(Q-Q) 그래프에서 일부 케이스가 사선에서 떨어져 있으나 대부분 사선에 밀접하게 분포되어 잔차들이 정규분포에 가까운 분포를 따른다는 사실을 알려준다. 또한 왼쪽 하단의 히스토그램에서도 왼쪽으로 약간 치우친 정규분포에 가까운 형태를 보인다. 잔차(residuals)와 적합된(fitted) 값들 사이에도 별다른 패턴이 보이지 않고 있고 있음을 나타낸다. <그림 4>에는 나타나지 않았지만 척도-위치(scale-location) 그래프와 잔차-지렛값(residual-leverage) 그래프에서도 점들이 중심에서 크게 떨어져 있지 않게 모여 있었다.

<그림 5>의 상단 그림은 CO₂ 배출량 증가율과 CO₂ 배출량 간의 산점도를 나타내고 있으나 두 변수의 관계를 규명하기가 쉽지 않다. 하단 그림은 CO₂ 배출량 증가율을 종속변수로 두고 독립변수로는 시차 CO₂ 배출량만을 사용한 고정 효과 비모수 추정의 결과를 보여주고 있다. CO₂ 배출량의 일정 수준 이후부터는 우하향하는 수렴현상을 확인할 수 있다.

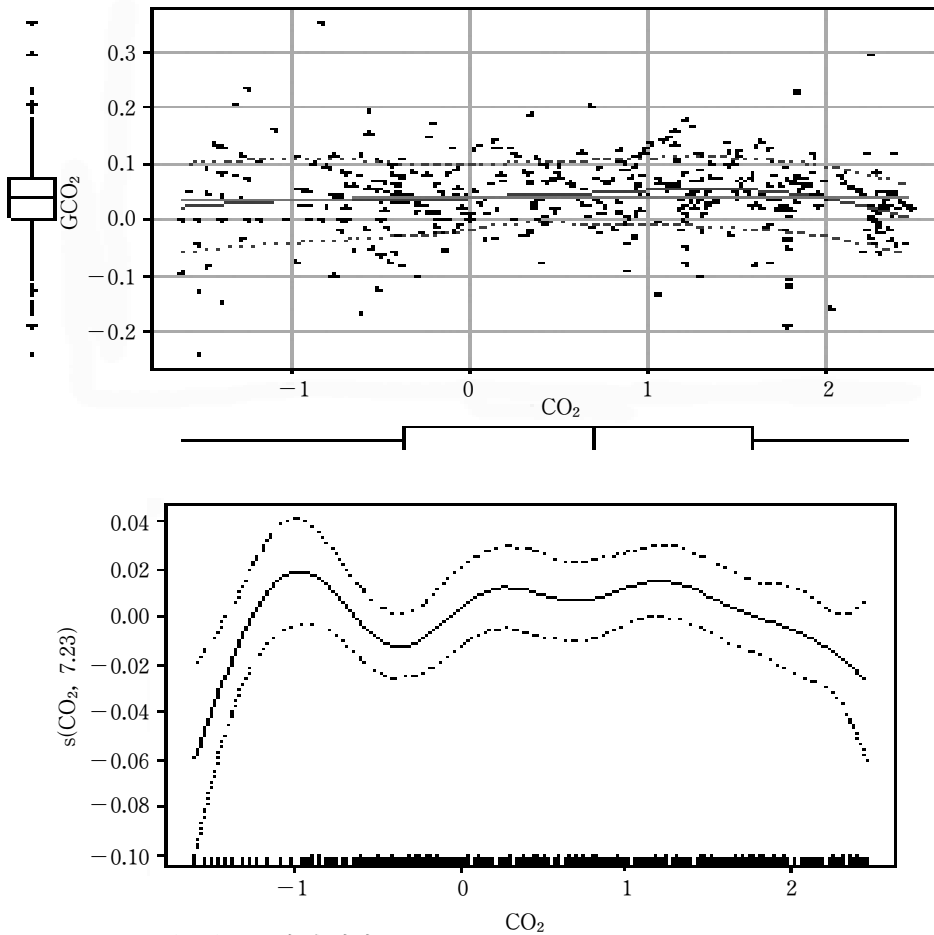
또한 우리는 두 설명변수의 상호작용에 의하여 오염배출에 영향을 미치는 정도와 방향을 비모수 추정을 통하여 시각적으로 표현할 수 있다. 이변량 변환식(bivariate transformations)의 비모수 추정식은 식 (18)과 같다.¹⁰⁾

$$\begin{aligned}
 Y_{it} &= \alpha_i + m(x_{1it}, x_{2it}) + m(x_{3it}) + u_{it} \text{ or} \\
 Y_{it} &= \alpha_i + m(x_{1it}, x_{3it}) + m(x_{2it}) + u_{it} \\
 i &= 1, 2, \dots, N; t = 2, \dots, T
 \end{aligned}
 \tag{18}$$

앞 식 (15)와 같이 Y_{it} 는 오염배출 증가율, x_{1it} 는 초기 시점의 실질 일인당 CO₂ 배출량, x_{2it} 는 GDP 대비 물적자본 투자지출액 비중, x_{3it} 는 인구증가율을 나타낸다. 식 (18)의 첫 번째 식은 자본투자가 증가할수록 산출물 생산이 늘어나 CO₂ 배출량을 증가시키고 또한 CO₂ 배출량 증가율에 영향을 미칠 수 있다는 가정하에서 도출된 식이다. 두 번째 식은 인구가 증가할수록 생산과 소비의 주체가 되어 CO₂ 배출에 상호간 작용을 통하여 배출의 상승효과를 일으켜 CO₂ 배출증가율에 영향을 미친다는 것이다.

분석결과 첫 번째 추정식의 설명력이 기존 추정식보다 높은 9.45%로 나왔고

10) 본 가정은 Brock and Taylor(2010)의 기본 식에서 도출된 것이 아니라 비모수 추정의 시각적 표현으로 변수 움직임 파악이 용이함을 나타내 보이고자 설정된 추정식이다. 수치적 추정결과는 공간제약상 제시하지 않았다.

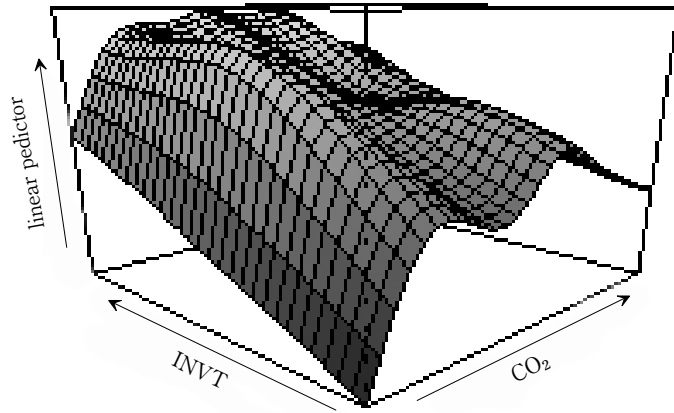


주: $Y_{it} = a_i + m(x_{1it}) + u_{it}$ 의 추정식.

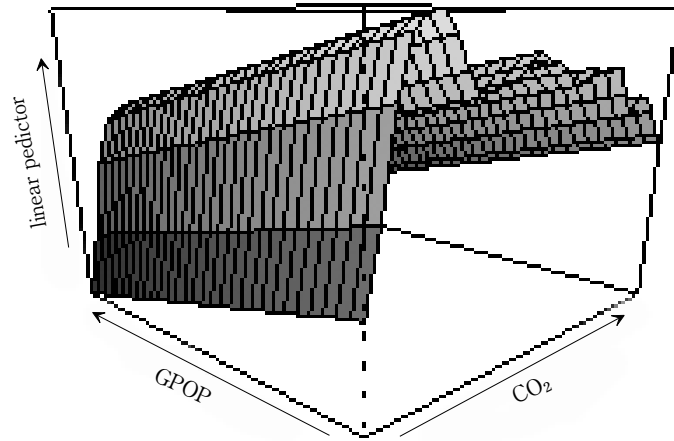
〈그림 5〉 산점도 및 비모수 추정결과

계수값도 유의하게 나왔다. 〈그림 6〉의 상단 그림의 투시도에서 계곡과 봉우리의 변화를 보여주고 있어 상호작용의 영향이 나타나고 있음을 의미한다. 물적 자본 투자가 어느 정도 수준(경제발전 단계)을 넘어서면 산업구조의 변화와 환경에 대한 인식 제고 등으로 인하여 일인당 CO₂ 배출량 감소에 영향을 미치고 CO₂ 배출량의 증가율을 둔화시킬 수 있음을 보여준다. 그러나 두 번째 추정식의 하단 투시도에서는 한 방향으로 물결치고 있어 교차항의 의미가 유의하지 못한 것으로 나타났다. 이와 같이 추정계수의 수치만으로는 파악할 수 없는 변수의 움직임은 그림상으로 볼 수 있는 비모수 추정에서 명확하게 파악할 수 있

a. $s(\text{CO}_2, \text{INVT})$ 도입



b. $s(\text{CO}_2, \text{GPOP})$ 도입



<그림 6> 비모수 이변량 변형식 추정결과

다는 장점이 있다.

V. 결 론

본 연구는 Brock and Taylor(2010)의 Green Solow model과 Ordás Criado *et al.*(2011)의 모형을 이용하여 CO₂ 배출량의 확률수렴성과 환경쿠즈네츠곡선 가설을 검증하였다. 이를 위하여 경제성장과 환경오염 간의 관계를 1971년부터

2009년까지 아시아 11개 국가들에 대하여 모수 및 비모수 패널회귀모형을 분석하였다. Brock and Taylor(2010, BT)의 연구와 본 연구의 차이점은, 첫째 BT는 횡단면 자료를 이용하여 단순한 모수 추정 분석만 이루어졌으나 본 연구는 패널자료를 이용하여 이분산과 계열상관을 허용하는 이분산 자기상관 일치추정량으로 모수 추정하였다. 둘째, 종속변수에 대한 독립변수의 비선형성과 이질성을 허용하는 비모수 추정을 통하여 모형 설명력을 높이고 또한 그래프 분석을 통하여 추정계수의 궤적을 시각적 효과로 분석하였다. 셋째, 기존의 연구가 주로 OECD 국가들을 대상으로 하고 있지만 본 연구는 순수한 경제성장 이론모형에서 유도된 수렴성과 EKC 가설이 오염배출 감축의무규정이 없는 아시아 국가들을 대상으로 실증분석함으로써 신고전과 성장모형의 이론적 타당성을 분석해보았다.

분석결과 Brock and Taylor(2010)의 모수분석에서 초기 배출량에 대한 추정계수값이 음의 값을 가졌지만 유의하지 않아 장기 균제 상태로 수렴하지 않았다. 투자가 증가할수록 CO₂ 배출량이 증가하였고, 인구가 증가하는 경우는 추정값이 유의하지 못하여 CO₂ 배출량에 영향을 미치지 못하였다. 그러나 모형설정 및 추정계수의 비선형성 가설을 받아들이고 모형설명력에서 모수 추정보다 비모수 추정이 높게 나타나 비모수 추정방법상의 우수함을 나타내었다. 비모수 추정에서는 초기 수준에서 CO₂ 배출량의 증가율이 증가하고 있으나 일정 수준 이후부터는 소폭의 등락 변동이 있지만 지속적으로 감소하는 추세로 나타나고 있어 장기 균제 상태로 수렴하고 있음을 볼 수 있었다. 즉, 초기 자본량이 균형 자본량(오염배출 증가율이 0이 되는 시점의 자본량)보다 작을 때 나타나는 Green Solow model의 첫 번째 명제와 일치한다. 따라서 자본축적이 낮은 아시아 지역의 경우 CO₂ 배출량이 장기 균제 상태로 수렴하고 있음을 확인하였다. 이러한 결과는 또한 환경쿠즈네츠곡선(EKC) 가설을 지지하는 것이다. 그러나 Ordás Criado *et al.*(2011)이 제시한 추정모형에서는 CO₂ 배출량에 대한 scale effect는 나타났으나 defensive effect는 나타나지 않아 확률수렴성이 나타나지 않는 상반된 결과가 도출되었다.

참 고 문 헌

강성진, “녹색성장과 한국경제,” 『한국경제연구』 제28권 제3호, 2010, 153~177.

- 김세완·이기훈, “비선형 STAR모형을 이용한 이산화탄소 배출량과 경제성장 간의 관계분석,” 『자원·환경경제연구』 제17권 제1호, 2008, 3~22.
- 김지욱, “경제성장과 환경오염간의 비선형동학 분석,” 『자원·환경경제연구』 제15권 제3호, 2006, 405~423.
- _____, “아시아국가들 환경오염배출량의 확률수렴성과 환경쿠즈네츠곡선가설 검증,” 『자원·환경경제연구』 제19권 제3호, 2010, 571~595.
- 조성택·조용성, “이산화탄소 배출량의 수렴성 검증: 다이나믹 패널분석과 패널 단위근 검정을 이용하여,” 『자원·환경경제연구』 제18권 제1호, 2006, 53~74.
- Aldy, E., “Per Capita Carbon Dioxide Emissions: Convergence or Divergence?,” *Environmental and Resource Economics*, 33, 2006, 533~555.
- Azomahou, T., F. Laisney, and P. Nguyen-Van, “Economic Development and CO₂ Emissions: A Nonparametric Panel Approach,” *Journal of Public Economics*, 2006, 1347~1363.
- Brock, W. and M. Taylor, “The Green Solow Model,” *Journal of Economic Growth*, 15, 2010, 127~153.
- Bulte, E. and A. List, and C. Strazicich, “Regulatory Federalism and the Distribution of Air Pollutant Emissions,” *Journal of Regional Science*, 47, 2007, 155~178.
- Carrion-i-Silvestre, J., T. Barrio-Castro, and E. Lopez-Bazo, “Breaking the Panels: An Application to the GDP Per Capita,” *Econometrics Journal*, 8, 2005, 159~175.
- Chang, C. and C. Lee, “Are per Capita Carbon Dioxide Emissions Converging among Industrial Countries? New Time Series Evidence with Structural Breaks,” *Environment and Development Economics*, 13(4), 2008, 497~515.
- Hastie, T. and R. Tibshirani, *Generalized Additive Models*, London: Chapman & Hall, 1990.
- Henderson, D., J. Carroll, and Q. Li, “Nonparametric Estimation and Testing of Fixed Effects Panel Data Models,” Unpublished manuscript, Texas A&M University, 2006.
- Heston, A., R. Summers, and B. Aten, “Penn World Table Version 7.1, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices,” The University of Pennsylvania, 2012.

- Holtz-Eakin, D. and M. Selden, "Stoking the Fires? CO₂ Emissions and Economic Growth," *Journal of Public Economics*, 57, 1995, 85~101.
- Hsiao, C., Q. Li, and J. Racine, "A Consistent Model Specification Test with Mixed Discrete and Continuous Data," *Journal of Econometrics*, 140(2), 2007, 802~826.
- Lee, C. and C. Chang, "Stochastic Convergence of Per Capita Carbon Dioxide Emissions and Multiple Structural Breaks in OECD Countries," *Economic Modelling*, 26, 2009, 1375~1381.
- Lee, C. and C. Chen, "Do CO₂ Emission Level Converge among 21 OECD Countries? New Evidence from Unit Root Structural Break Tests," *Applied Economics Letters*, 15(7), 2008, 551~556.
- Li, Q. and J. Racine, "Cross-validation Nonparametric Local Linear Regression," *Statistica Sinica*, 14, 2004, 485~512.
- _____, *Nonparametric Econometrics*, Princeton University Press, 2007.
- Maasoumi, E., J. Racine, and T. Stengos, "Growth and Convergence: A Profile of Distribution Dynamics and Mobility," *Journal of Econometrics*, 136, 2006, 483~508.
- Miketa, A. and P. Mulder, "Energy Productivity Across Developed and Developing Countries in 10 Manufacturing Sectors: Patterns of Growth and Convergence," *Energy Economics*, 27, 2005, 429~453.
- Narayan, R., "Evidence of Panel Stationarity from Vhineses Provincial and Regional Income," *China Economic Review*, 19(2), 2008, 274~286.
- Nguyen-Van, P., "Distribution Dynamics of CO₂ Emissions," *Environmental and Resource Economics*, 32, 2008, 495~508.
- Ordás Criado, C., S. Vlalente, and T. Stengos, "Growth and Pollution Convergence: Theory and Evidence," Working Paper, University of Guelph, 2011.
- Pagan, A. and A. Ullah, *Nonparametric Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge, 1999.
- Racine, J., "Nonparametric and Semiparametric Methods in R," *Advances in Econometrics*, Emeralds Group Publishing Limited, 2009, 335~375.
- Shafik, N., "Economic Development and Environmental Quality: An Econometric Analysis," *Oxford Economic Papers*, 46, 1994, 757~773.

- Solow, R., "A Contribution to the Theory of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 1956, 65~94.
- Stone, C., "Additive Regression and Other Parametric Models," *Annals of Statistics*, 13, 1985, 689~705.
- Strazicich M. and A. List, "Are CO₂ Emission Levels Converging among Industrial Countries?," *Environmental and Resource Economics*, 24, 2003, 263~271.
- Su, L. and X. Lu, "Nonparametric Dynamic Panel Data Models: Kernel Estimation and Specification Testing," Working Paper, Singapore Management University, 2012.
- Swan, T., "Economic Growth and Capital Accumulation," *Economic Record*, 32, 1956, 334~361.
- Wang, N., "Marginal Nonparametric Kernel Regression Accounting for Within-subject Correlation," *Biometrika*, 90, 2003, 43~52.
- Wang, N., J. Carroll, and X. Lin, "Efficient Semiparametric Marginal Estimation for Longitudinal/Clustered Data," *Journal of the American Statistical Association*, 100, 2005, 147~157.
- Wood, S., *Generalized Additive Models*, Chapman & Hall/CRC, 2006.
- Zeileis, A., "Econometric Computing with HC and HAC Covariance Matrix Estimators," *Journal of Statistical Software*, 11(1), 2004, 1~17.

[Abstract]

Nonlinearity and Stochastic Convergence Test between Economic Growth and Environmental Pollution

Ji Uk Kim*

This paper examines the existence of stochastic convergence and nonlinearity of carbon dioxide emissions in 11 Asian countries over the period 1971~2009 using Green Solow model of Brock and Taylor(2010). For this purpose, we conduct the parametric panel and nonparametric panel regression analysis. From nonparametric estimation with higher model explanation we find that relationship between carbon dioxide emissions and economic growth are nonlinear and has adverse U shape. This finding supports the environmental Kuznets curve hypothesis and is consistent with the proposition 1 of Brock and Taylor(2010). Nonparametric estimation analysis with Ordás Criado *et al.*(2011) model, however, do not provide the strong evidence supporting the stochastic convergence where the results accept the scale effect and reject the defensive effect.

Keywords: stochastic convergence, nonlinearity, nonparametric dynamic panel, EKC,
Green Solow model

JEL Classification: O4, Q2

* Professor, Department of Economics, Chung-Ang University, Tel: +82-2-5515, E-mail: jiu kim
@cau.ac.kr