

경제성장과 환경오염 간의 비선형동학 분석*

김 지 욱**

〈자 례〉

- | | |
|----------------------|--------------------|
| I. 서 론 | IV. STAR 모형추정 분석결과 |
| II. 모형구축 | V. 결 론 |
| III. 비선형 평활전이자기회귀 모형 | |

I. 서 론

경제성장과 환경의 질 저하 사이의 잠재적 갈등은 지속가능한 경제개발 논쟁의 중심에 서 있다. 극단적인 성장불가론자들은 경제성장은 개인의 후생과 사회적 이익을 증가시키기보다는 사회적 손실을 더 초래하므로 지속가능한 경제 발전을 위해서는 어떠한 경제성장도 이루어지지 않아야 한다고 주장한다. 또 다른 극단적인 주장은 이러한 환경문제는 경제성장이 지속됨에 따라 자동적으로 해결된다는 것이다. 그러나 지속가능한 경제발전은 대부분 이러한 주장의 양극단

* 본 논문완성에 유익한 지적을 해주신 두 분의 심사위원께 감사드린다.

** 중앙대학교 정경대학 경제학과 부교수.

사이에 놓여 있다고 볼 수 있다. 시장경제 논리 아래서도 해결할 수 있다고 보며 대체자원 개발과 환경친화적이고 에너지 절약적인 생산체제로의 전환을 통하여 경제성장과 환경보전은 양립할 수 있다고 본다.

경제발전과 환경오염의 상호작용에 관한 연구는 한 나라의 경제를 지속적으로 발전시키고 경제정책을 수립하는 데 필수적이다. 경제발전과 환경의 질(quality)과의 관계에 대한 이론적 분석은 Gruver (1976) 이후 Selden and Song (1995) 등에 의해 더욱 정교화되었는데, 주요 논문으로 Tahvonen and Kuuluvainen (1993), Bovenberg and Smulders (1995), Mohtadi (1996), Byrne (1997), Grossman and Krueger (1995), Hettige, Mani and Wheeler (1997), Hilton and Levinson (1998), Schmalensee, Stoker and Judson (1998), Koop and Tole (1999), Bradford, Schlieckert and Shore (2000), Harbaugh, Levinson and Wilson (2000), Lopez and Mitra (2000), Bulte and Soest (2001) 등 많은 이론적·실증적 분석이 이루어지고 있다. 이들은 동태모형을 통하여 사회후생함수, 환경오염정도, 오염방지비용, 자본의 생산성에 대한 다양한 가정 아래서 경제발전에 따른 환경오염 및 오염방지노력의 최적 경로를 도출하고 있다.¹⁾

본 연구에서는 자본과 노동의 요소투입물 증가가 환경오염의 증가를 유발한다는 Byrne (1997) 모형과 기술축적도 환경오염을 유발한다는 Bovenberg and Smulders (1995)의 특성을 통합한 김지옥 (2003) 모형을 이용한다. 본 모형에서 사회계획자 모형과 환경오염방지활동이 이루어지지 않는 시장경제 모형을 비교하고 경제성장과 환경오염변수 간의 이론모형을 도출한다. 또한 도출된 이론모형을 이용하여 환경오염변수와 경제성장률(또는 국민소득 수준) 관계가 선형이 아닌 비선형 관계가 존재하는지를 실증분석하고자 한다. 비선형동학(nonlinear dynamic) 분석에서는 변수의 부드러운 곡면전환을 하는 평활전이자기회귀모형(Smooth Transition Autoregressive: STAR)을 사용하여 분석하였다. 이러한

1) 경제성장과 환경오염 간의 이론적·실증적 분석모형들에 관한 설명은 김지옥 (2003)을 참조하시오.

비선형 관계는 경제발전단계에 따라 환경오염 수준이 일정한 수준을 지나면서 감소하는 추세를 보인다는 환경쿠즈네츠곡선(역U자 형태)가설에 대한 간접적인 분석이 될 수 있다.²⁾ 뿐만 아니라 자료를 이용하여 직접적으로 환경쿠즈네츠곡선을 실증분석하고자 한다.

따라서 Byrne (1997), Bovenberg and Smulders (1995), 그리고 김지욱 (2003)의 모형을 결합하고 가정조건을 수정하여 실증분석을 실시한 본 모형의 특징은 다음과 같다. 첫째, 생산물의 증가가 환경오염의 증가와 직접 연결되는 모형을 사용하고, 둘째, 자본과 노동 등 요소투입물의 증가뿐만 아니라 기술축적도 환경오염을 유발시키며, 셋째, 자본과 노동을 결합한 재생산가능자본을 이용하여 규모에 대한 보수불변인 단순 AZ 모형을 사용하며, 넷째, 사회계획자가 존재하지 않아 환경오염방지활동이 이루어지지 않으며, 다섯째, 환경오염변수와 경제성장률의 관계가 선형이 아닌 비선형 관계(nonlinear relationship)가 존재하는지를 분석한다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 경제성장과 환경오염에 대한 이론적 모형을 구축하고, 제Ⅲ장에서는 비선형동학(nonlinear dynamic) 분석에 필요한 STAR 모형을 소개한다. 제Ⅳ장에서는 STAR 모형 중 선택된 모형을 사용하여 서울시의 자료를 이용한 실증분석을 실시하고 그 결과를 제시하고, 마지막 장에서는 요약 및 결론을 도출한다.

Ⅱ. 모형구축

본 연구에서는 무수한 소비자와 생산자가 존재하고 모든 개인은 동일하다고 가정한다. 대표적인 개인의 순간효용함수(instantaneous subutility function) $V(t)$ 는 소비 수준($c(t)$)과 오염 수준($E(t)$)에 의존하며 콥더클러스 함수

2) 환경쿠즈네츠곡선가설에 대한 최근 논의는 김지욱 (2002)을 참조하시오.

$V(t) = c(t)E(t)^{-\epsilon}$ 형태를 취한다. 따라서 기간간 효용함수는 다음 식으로 정의한다.

$$U = \int_0^{\infty} e^{-\rho t} \ln [c(t)E(t)^{-\epsilon}] dt \quad (1)$$

$\rho > 0$ 는 주관적인 할인율이며, ϵ 은 상대적인 소비와 오염의 비효용을 나타내는 양의 상수이다.

자본과 노동을 결합한 재생산가능자본(reproducible factors)을 Z 라고 정의하고 재생산가능자본은 최종생산물 생산(Z_M)과 기술진보(Z_A) 등에 투입 배분된다.³⁾ 최종재 생산함수는 규모에 대한 보수불변인 단순 AZ 모형으로 표현되며 모든 생산물은 각 시점에서 소비된다고 가정한다.

$$y(t) = c(t) = AZ_M \quad (2)$$

기술 수준의 성장은 기술축적에 투입되는 재생산가능자본의 선형함수로 다음과 같이 표현된다.

$$\dot{A} = A\delta Z_A \quad (3)$$

여기서 $\dot{A} = dA/dt$, 즉 A 에 대한 시간미분, Z_A 는 기술부문에 투입되는 자본, A 는 생산부문에 사용되는 현 기술 수준, δ 는 생산성 파라미터이다.

이제 본 연구에서는 김지욱(2003)과 같이 환경오염은 최종재의 생산과정에서 뿐만 아니라 기술축적과정에서도 발생한다고 가정하는 모형으로 확장한다.⁴⁾ 오

3) 김지욱(2003)에서 재생산가능자본은 최종생산물생산(Z_M), 기술진보(Z_A)와 오염감소활동(Z_E) 등에 투입 배분된다.

4) Byrne(1997) 모형에서는 단순 3부문 모델을 이용하여 노동은 최종재 생산활동(오염증가), 기술축적(오염중립적), 오염방지활동(오염감소) 등에 사용하고, 자본은 오염을 증가(생산활동)시키거나 오염을 감소시키는(오염방지) 활동에 사용한다. 노동과 자본은 완전하게 비용

염배출은 최종재 생산과 비례하는 것으로 가정하고, 생산부분에 투입되는 재생산가능자본에 의해서든, 기술 수준의 증가에 의해서든 생산물의 모든 증가는 오염을 발생시킨다. 그러나 본 연구는 사회계획자가 존재하지 않는 시장경제만을 가정하고 있으므로 환경오염방지를 위하여 자원을 투자하지 않는다.⁵⁾ 따라서 오염축적방정식은 다음과 같이 표현된다.

$$\dot{E} = \psi AZ_M \quad (4)$$

여기서 ψ 는 최종재 생산이 얼마나 오염시키는가를 나타내는 지표이다. 본 연구에서 오염발생은 최종재 생산함수 AZ_M 에서 발생하고 있으며 식 (3)으로 표현된 기술축적이 생산함수 AZ_M 에 포함되어 기술축적과정에서도 환경오염이 발생하고 있다.⁶⁾

이제 이 모든 조건식을 고려하여 해밀토니안 함수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$H = e^{-\rho t} [\ln AZ_M - \varepsilon \ln E + \lambda_2 (A \delta Z_A) + \lambda_3 (\psi AZ_M) + \lambda_4 (Z - Z_A - Z_M)] \quad (5)$$

없이 서로 부문간 이동이 가능하다고 가정한다. 환경오염은 자본과 노동투입되는 최종재의 생산과정에서 발생한다. 오염배출은 노동과 자본을 사용하는 오염감소활동에 의하여 감소될 수 있음을 보이고 오염축적방정식 $E(t)$ 는 $\dot{E}(t) = [\phi_1 L_M + \phi_2 K_M - \gamma L_E^\sigma K_E^{1-\sigma}]E(t)$ 와 같은 형태를 보인다. 여기서 L_M 은 최종재 생산에 투입되는 노동, K_M 은 최종재 생산에 투입되는 자본, L_E 는 오염방지활동에 투입되는 노동, K_E 는 오염방지활동에 투입되는 자본, ϕ_1 과 ϕ_2 는 각 생산요소가 최종재 생산과정에서 환경을 오염시키는 오염지표, γ 와 σ 는 각각 오염감소기술 수준과 오염감소투입승수를 나타낸다.

- 5) 김지욱 (2003)의 오염축적방정식은 $\dot{E} = \psi AZ_M - \gamma Z_E^\sigma \cdot E$ 로 표현되었다. 여기서 ψ 는 최종재 생산이 얼마나 오염시키는가를 나타내는 지표이다. 재생산가능자본 (Z_E)을 오염감소에 투입함으로써 오염을 감소시킬 수 있다. γ 는 감소과정의 효과를 나타내는 지표로서 고정된 오염감소기술 수준으로 간주된다.
- 6) Byrne (1997) 모형에서는 주 4)의 오염축적방정식에서처럼 오염발생이 자본과 노동이 투입되는 최종재 생산과정($\phi_1 L_M + \phi_2 K_M$)에서만 발생하고 있다.

여기서 λ_2 는 기술의 잠재가격, λ_3 는 오염의 잠재가격, λ_4 는 완전고용 제약 승수로 정의한다. 1차조건식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 H_{Z_M} &= \frac{1}{Z_M} + \lambda_3 \phi A - \lambda_4 = 0 \\
 H_{Z_A} &= \lambda_2 A \delta - \lambda_4 = 0 \\
 A: \lambda_2 - \rho \lambda_2 &= -\frac{\partial H}{\partial A} = -\left(\frac{1}{A} + \lambda_2 \delta Z_A + \lambda_3 \phi Z_M\right) \\
 E: \lambda_3 - \rho \lambda_3 &= -\frac{\partial H}{\partial E} = -\left(-\frac{\epsilon}{E}\right) \\
 \lambda_4: Z &= Z_M + Z_A \\
 \frac{\dot{E}}{E} &= \frac{\phi A Z_M}{E} \\
 \frac{\dot{A}}{A} &= \delta Z_A
 \end{aligned}$$

균제상태의 경로 $\frac{\dot{E}}{E}$ 는 일정하므로 $\frac{\dot{A}}{A}$ 도 일정하여야 한다. 이 함수식들을 풀면 다음과 같은 시장균형 해를 구할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 Z_M^* &= \frac{\rho}{\delta} \\
 Z_A^* &= Z - \frac{\rho}{\delta} \\
 \left(\frac{A}{E}\right)^* &= \frac{\delta}{\rho \phi} (\delta Z - \rho) \\
 g^* &= \delta Z - \rho
 \end{aligned}$$

사회계획자가 존재하는 중앙정부경제나 시장경제의 균형값에서나 모두 최종 생산물에 투입되는 자본의 크기는 같다($Z_M = Z_M^* = \frac{\rho}{\delta}$). 그러나 중앙정부경제와는 달리 시장경제 하에서는 오염방지기술 향상에 자원을 투자하지 않으므로 재생산가능자본 중에서 기술생산성 향상에 더 많은 자원을 투입할 수 있다. 따라서 본 연구에서 구한 시장경제성장률은 김지욱(2003)에서 구한 중앙경제 하

의 경제성장률

$$g = Z\left(\frac{\delta\gamma}{\gamma-\delta}\right) - \frac{\rho}{(1-\varepsilon)} \quad (6)$$

보다 높게 나타난다($g^* > g$).⁷⁾

이제 우리는 성장률 제약조건식을 통하여 경제성장률 (GR)의 함수를 얻을 수 있으며, 실증분석을 위한 기본 선형회귀모형은 다음 식으로 나타낼 수 있다.

$$GR_t = X_t\beta + u_t \quad (7)$$

여기서 X_t 는 환경관련 대용변수들로 구성된 설명변수들의 벡터형태이다. 그러나 변수들의 선형관계에서는 유의한 값을 얻지 못하였으므로 본 연구에서는 변수들간의 비선형모형을 이용하여 분석하였다.⁸⁾

Ⅲ. 비선형 평활전이자기회귀 모형

시계열 변수 y_t 에 대한 k 차 평활전이자기회귀(STAR) 모형은 다음과 같이 정의된다.⁹⁾

7) 김지옥(2003) 모형에서는 오염감소에 자원이 배분 (Z_E)되므로, 사회계획자 경제에서 기술 생산성 향상에 투입되는 자원 ($Z_A = Z\left(\frac{-\gamma}{\gamma-\delta}\right) + \rho\frac{1}{\delta(1-\varepsilon)}$)은 시장경제에서의 자본투입 ($Z_A^* = Z - \frac{\rho}{\delta}$)보다 덜 배분된다.

8) 김지옥(2003)은 $GR = f(\delta, \gamma, \varepsilon, Z)$, 여기서 상대적인 소비와 오염의 비효용 (ε), 할인율 (ρ), 오염저감기술수준 (γ), 기술생산성 파라미터 (δ)의 함수로 표현하고 실증분석에서 그 대용변수들을 사용하였다.

9) STAR 모형은 Granger and Teräsvirta (1993), Teräsvirta (1994), Skalin and Teräsvirta (1999) 등을 참조하시오.

$$y_t = \beta_0 + B' x_t + (\theta_0 + \Theta' x_t)F(y_{t-d}) + u_t \quad (8)$$

여기서 $x_t = (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-k})'$, $B = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$, $\Theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)'$, $u_t \sim iid(0, \sigma^2)$ 이며, $F(\cdot)$ 는 전이함수(transition function), y_{t-d} 는 전이변수(transition variable)이며, d 는 지연(delay)모수이다. 이 모형에서 비선형성은 시차를 가진 변수에 의하여 생겨난다.

선행연구에 의하면 전이함수 $F(\cdot)$ 는 로지스틱함수의 형태이거나

$$F(y_{t-d}) = [1 + \exp\{-\gamma(y_{t-d} - c)\}]^{-1}, \quad \gamma > 0 \quad (9)$$

또는 지수함수의 형태를 가진다.

$$F(y_{t-d}) = 1 - \exp\{-\gamma(y_{t-d} - c)^2\} \quad (10)$$

여기서 γ 는 주어진 국면에서 다른 국면으로의 변이속도를 나타내며, c 는 서로 다른 국면 사이의 중간점을 나타낸다.

식 (8)과 식 (9)의 전이함수가 합쳐진 형태를 Logistic STAR(LSTAR) 모형이라 하고 비대칭적 조정을 가정한다. 식 (8)과 식 (10)이 합쳐진 형태는 Exponential STAR(ESTAR) 모형으로 정의되고 대칭적인 특징을 갖고 있다. STAR 모형은 확장과 수축이 서로 구별되는 두 개의 상태이지만 y_{t-d} 에 의하여 조정되는 전이과정이 부드러운 것이 특징이다.¹⁰⁾

선행연구를 참조하여 STAR 모형의 추정과정은 다음과 같다. 첫째로 선형의 자기회귀모형을 선정한다. 본 연구에서는 아카이케정보기준을 이용하여 최적시차 p 를 결정한다. 둘째로 지연모수 d 가 주어진 상황에서 STAR 모형을 기준으로 선형성을 검정한다. 검정을 위하여 다음의 가상모델(artificial model)을 회귀분석한다.

10) 비선형모형인 임계자기회귀모형(Threshold Autoregressive model)과 마코프전이모형(Markov regime switching model) 등은 순간적이고 갑작스런 국면전환을 보인다.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_t y_{t-d} + \beta_3 x_t y_{t-d}^2 + \beta_4 x_t y_{t-d}^3 + v_t \quad (11)$$

선형성의 귀무가설은 $H_0: \beta_2' = \beta_3' = \beta_4' = 0$ 이 된다. 선형모수 d 의 결정을 위하여 $1 \leq d \leq D$ 범위내에서 검정된다. 셋째로 선형성 검정 후 LSTAR과 ESTAR 모형을 선택하기 위하여 식 (11)에서 다음의 검정을 실시한다.

$$\begin{aligned} H_1: \beta_4' &= 0, \\ H_2: \beta_3' &= 0 \mid \beta_4' = 0, \\ H_3: \beta_2' &= 0 \mid \beta_3' = \beta_4' = 0 \end{aligned}$$

만약 H_1 을 기각하면 LSTAR 모형을 의미하고, H_1 을 기각하지 않고 H_2 를 기각하면 ESTAR, 그리고 H_1, H_2 모두를 기각하면 LSTAR 모형을 선택하게 된다.

IV. STAR 모형추정 분석결과

1. 시계열자료

환경변수 중 대기오염변수로는 배출량(emission)과 오염도(ambient environmental quality) 등으로 발표되고 있으나 자료수집의 한계로 서울시 대기오염도 항목인 아황산가스(SO₂), 질소산화물(NO₂)의 자료를 사용하였다. 또한 지역내총생산(GRDP) 자료도 공식적으로 1985년부터 공표되고 있어 연도별 자료로는 한계가 있어, 경제성장 관련자료로 서울시 산업생산지수를 사용하였다.¹¹⁾ 분석기간은 1992년 1월부터 2004년 12월까지 월별 시계열자료를 사용하

11) 1985년부터 공식적으로 추계되는 GRDP자료를 2002년까지 고려하면 18개의 시계열자료에

〈표 1〉 단위근 검정

	서울시 산업생산지수	서울시 산업생산지수 증가율	SO ₂	NO ₂
1 lags	-1.106	-8.363*	-3.804*	-6.621*
2 lags	-1.284	-5.339*	-4.174*	-6.575*
3 lags	-1.777	-4.947*	-3.606*	-5.661*

주: *는 5% 이내 유의함.

였다. 월별 자료는 자유도가 높아 선형성 연구에 유용하기 때문이다.

비선형추정에 앞서 먼저 각 변수들의 정상성을 검정하기 위하여 Augmented Dickey Fuller(ADF) 단위근검정을 실시하고 결과를 <표 1>에 요약하였다. 서울시 산업생산지수에는 단위근이 존재하는 것으로 나타나 산업지수 증가율을 사용하였다. 서울지역 대기오염도 SO₂와 NO₂ 자료는 유의 수준 5% 이내에서 단위근이 기각되어 정상성이 존재하는 것으로 판단하였다.

2. 선형성검정과 모형선택

각 변수에 대한 STAR의 차수와 선형성의 검정결과가 <표 2>에 나타나 있다. 선형성 검정에서 지연모수는 1에서 10 사이의 값을 가지는 것으로 가정하여 각각의 d 값에 대해 선형성검정을 위한 유의 수준(p 값)을 추정하였다. d 값은 가장 낮은 p 값에 의하여 결정된다. 각 변수의 선형성에 대한 귀무가설은 강하게 기각되었다. 산업생산지수 증가율의 최적 지연모수는 2에서 보여지고, SO₂와 NO₂의 최적 지연모수는 3에서 보여진다.

각 변수의 모형선택에 대한 검정결과를 <표 3>에 정리하였다. 산업생산지수

불과하다. 본 분석에서 지연모수(d)를 찾기 위하여 선형, 비선형 lag만 각각 10개 도합 20개가 이용되고 있어 비선형 STAR분석을 할 수 없다. 시계열자료의 한계를 극복하기 위하여 패널자료를 이용한 수도권지역 EKC 모형의 RCM 분석 결과는 김지욱(2002)을 참조하시오.

<표 2> 선형성 검정

지연모수(d)	서울산업생산지수	SO ₂	NO ₂
1	0.0401	0.2751	0.0636
2	0.0031*	0.0290	0.0161
3	0.0199	0.0133*	0.0063*
4	0.0791	0.0555	0.4845
5	0.1324	0.0292	0.2413
6	0.1094	0.0854	0.2329
7	0.0384	0.0483	0.0237

주: *는 $1 \leq d \leq 10$ 의 범위내에서 최소의 p 값(최대의 F 값)을 의미함.

<표 3> 비선형모형의 검정

	서울산업생산지수	SO ₂	NO ₂
최적지연모수(d)	2	3	3
H_1	0.1469	0.8535	0.8545
H_2	0.0146	0.0357	0.0543
H_3	0.0315	0.0034	0.0006
모형선정	ESTAR	ESTAR	ESTAR

주: 각 검정에 대한 p 값임.

증가율, SO₂, NO₂ 변수 모두가 H_1 을 기각하지 못하고 H_2 를 기각하고 있으므로 ESTAR 모형을 선택하였다. ESTAR 모형의 특징은 동태적으로 확장과 수축 국면에서 대칭적인 형태를 가진다는 것이다.

3. 비선형모형의 추정

각 변수에 대한 모형추정은 비선형최소자승법에 의해 이루어졌으며 서울산업생산지수 모수의 추정량이 검정통계량과 함께 <표 4>에 나타나 있다. 변이모수 γ 의 추정은 시계열의 상태에 따라 어려운 경우도 있을 수 있으므로 본 연구에

〈표 4〉 서울산업생산지수의 ESTAR 추정

	추정치	t 통계량	p 값
α_2	1.228	16.21	0.000
α_4	-0.197	-3.325	0.001
β_1	0.847	10.388	0.000
β_2	-0.876	-9.975	0.000
γ	12.574	0.726	0.468
c	0.012	23.061	0.000
R^2	0.949	adjusted R^2	0.947

주 : $y_t = \alpha_0 + \alpha_2 y_{t-2} + \alpha_4 y_{t-4} + (\beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2}) \left[1 - \exp\left(-\frac{\gamma}{s.d(y_t)} (y_{t-2} - c)^2\right) \right]$ 의 추정결과임.

〈표 5〉 SO₂의 ESTAR 추정

	추정치	t 통계량	p 값
α_1	0.7395	8.958	0.000
α_2	-0.014	-0.295	0.768
β_1	1.340	14.772	0.000
β_2	-1.158	-10.388	0.000
γ	9.948	0.390	0.696
c	-0.918	-17.911	0.000
R^2	0.89	adjusted R^2	0.88

서는 전이함수에서 γ 를 시계열의 표준편차로 나누어 추정을 용이하게 한다.

일반적으로 STAR 모형의 추정은 두 단계를 거치게 되며 먼저 최적시차내의 모든 변수를 포함하여 추정한 후 유의하지 않는 변수를 제거하게 되고 상대적으로 유의한 변수들로만 추정하여 효율적인 추정결과를 얻게 된다.

서울산업생산지수의 추정결과 선형부분(α_2, α_4)과 비선형부분(β_1, β_2) 모든 계수에서 1% 유의 수준내에서 유의하였다. 전환국면의 속도를 나타내는 γ 는 12.57의 큰 값을 가져 빠른 속도를 보였으나 유의하지 못하였다. 또한 확장과

〈표 6〉 NO₂의 ESTAR 추정

	추정치	t통계량	P값
α_2	1.326	3.830	0.000
α_3	-1.420	-3.715	0.000
β_1	-3.301	-2.215	0.028
β_2	-1.361	-2.038	0.043
β_3	2.651	3.460	0.000
γ	1.256	1.603	0.111
c	-0.901	-4.053	0.000
R^2	0.46	adjusted R^2	0.44

수축 국면 사이의 중간점을 나타내는 모수 c 는 0.012로 유의하게 나타났다. SO₂의 추정결과 선형부문(α_2)에서만 유의하지 못하였으며 전환국면의 속도를 나타내는 γ 는 9.948의 큰 값을 가져 빠른 속도를 보였으나 또한 유의하지 못하였다. 또한 확장과 수축 국면 사이의 중간점을 나타내는 모수 c 는 -0.918로 유의하게 나타났다. NO₂의 추정결과도 <표 6>에 나타나 있다.

4. 동태적 형태

추정된 비선형모형의 동태적 형태(dynamic behavior)는 다음의 최적시차수가 2보다 클 경우 특성다항식 근을 도출하여 동태적 특성 파악이 가능하다.

$$\lambda^k - \sum_{j=1}^k (\beta_{1j} + \theta_{1j}F)\lambda^{k-j} = 0$$

위 방정식을 통하여 서로 다른 두 개의 확장과 수축 국면에 대한 단위근을 구할 수 있다. $F=0$ 인 경우 LSTAR 모형의 하위(수축) 국면에 해당되고 ESTAR 모형에서는 중간국면에 해당된다. $F=1$ 인 경우 LSTAR 모형에서는

<표 7> 국면별 단위근

	국 면	모듈(module)
서울산업생산지수	Mid(중간국면) ($F = 0$)	1.000 0.641 0.557
	Outer(외부국면) ($F = 1$)	1.018 1.018 0.438
SO ₂	Mid(중간국면) ($F = 0$)	0.996 0.991 0.843
	Outer(외부국면) ($F = 1$)	0.936 0.922
NO ₂	Mid(중간국면) ($F = 0$)	1.187 0.086 0.744
	Outer(외부국면) ($F = 1$)	0.704 0.602

상위(확장)국면에 ESTAR 모형에서는 외부국면(확장 또는 수축 국면)에 해당된다. 각 국면에서의 단위근이 <표 5>에 나타나 있다.

서울산업생산지수는 모든 국면에서 단위근을 가지고 있으므로 중간국면이나 외부국면에서의 한 곳에 머물러 있지 못하고 불안정적 움직임을 보인다. 즉, 확장이나 수축 국면의 기간이 상대적으로 짧고 그 사이의 중간국면이 상대적으로 길어짐을 의미한다. NO₂의 경우 중간국면에서 발산하는 단위근이 나타나 증가할 때나 감소할 때 모두 중간국면을 빨리 지나가게 된다. 그러나 일단 외부국면에 진입하게 되면 안정적이어서 그 국면에 머무르려고 하는 경향이 있다.

5. 비선형 그랜저 인과관계분석

이제 경제성장률과 환경오염변수 간에 STAR 모형에 기초한 비선형 인과관계를 추정하고 그 결과를 <표 6>에 제시하였다. 서울산업생산지수가 환경오염변수에 영향을 주는 그랜저 인과관계의 경우 SO₂와 NO₂에 각각 귀무가설을 5%, 10% 이내에서 기각하고 있어 서울산업생산지수는 환경오염변수에 대하여 그랜저 인과관계를 가지는 것으로 판단한다. 환경오염변수가 서울산업생산지수에 영향을 주는 그랜저 인과관계의 경우 SO₂는 서울산업생산지수에 강하게 그랜저 인과관계를 가지는 것으로 나타났다.

비선형분석 결과를 정리하면, 첫째, 환경오염변수들이 지수함수형태를 띠는 ESTAR 모형에 따르고 있다는 것은 역U자 형태를 갖고 있다는 것, 둘째, 국면별 검정에서 나타난 바와 같이 중간영역을 빠르게 지나고 있으며, 셋째, 비선형 그랜저 인과관계 검정결과 경제성장률과 환경오염변수 간에는 비선형 동태적인 관계가 존재한다. 따라서 분석결과를 종합적으로 고려할 때 서울시 자료분석에서 환경쿠즈네츠곡선가설이 성립하고 있음을 간접적으로 확인하였다.

이러한 비선형동학을 이용한 EKC곡선의 간접적인 분석결과를 확보한 후, 동자료를 이용하여 환경쿠즈네츠곡선을 직접 추정하여 보았다. 그 분석결과가 <표 9>에 나타나 있다. SO₂와 소득 수준 간의 분석에서 2차 함수의 계수값이

<표 8> 비선형 그랜저 인과관계검정

Caused 변수	Causing 변수		
	Seoul Index	SO ₂	NO ₂
Seoul Index	-	2.480(0.046)**	0.666(0.721)
SO ₂	2.028(0.093)*	-	-
NO ₂	2.904(0.023)**	-	-

주: 1) 숫자는 그랜저 인과검정 F값(P값)을 나타냄.
 2) ** 표시는 5%, * 표시는 10% 이내에서 각각 유의한 수준임.

〈표 9〉 환경쿠즈네츠곡선 추정

독립변수	SO ₂	NO ₂
상수항	-89.599** (-8.466)	-4.345 (1.241)
Seoul Index	22.941** (8.587)	-0.879 (0.321)
(Seoul Index) ²	-0.002** (-9.403)	-0.001* (-1.663)

주: 1) ** 표시는 1% 이내에서 * 표시는 10% 이내에서 각각 유의한 수준임.
 2) 괄호 안의 숫자는 t값임.

1% 유의 수준에서 유의한 값으로 나타나 환경쿠즈네츠곡선가설이 성립하고 있음을 강하게 뒷받침하고 있다. 그러나 NO₂의 경우 2차 함수값이 10% 유의 수준에서 유의하여 환경쿠즈네츠곡선가설을 지지한다고 보기에는 어렵다. 따라서 간접적으로 분석한 비선형분석결과만을 가지고 EKC 존재여부를 해석하는 데에는 한계가 있음을 밝힌다.

V. 결 론

본 연구에서는 자본과 노동의 요소투입물 증가가 환경오염의 증가를 유발한다는 Byrne (1997) 모형과 기술축적도 환경오염을 유발한다는 Bovenberg and Smulders (1995)의 특성을 통합하고 사회계획자모형과 환경오염방지활동이 이루어지지 않는 시장경제 모형을 구축하여 경제성장과 오염변수 간의 모형을 도출하였다. 도출된 이론모형에서 환경오염변수와 경제성장률(또는 국민소득 수준) 관계가 선형이 아닌 비선형 관계가 존재하는지를 또한 분석하기 위하여 변수의 부드러운 곡면전환을 하는 평활전이자기회귀모형(Smooth Transition

Autoregressive: STAR)을 사용하여 분석하였다. 실증분석 결과 서울산업생산 지수와 환경오염변수 간에 비선형 동태적인 관계가 존재하고 있는 것으로 나타났다. 또한 서울산업생산지수가 환경오염변수에 영향을 주는 비선형 그랜저 인과관계의 경우 SO₂와 NO₂에 각각 귀무가설을 5%, 10% 이내에서 기각하고 있어 서울산업생산지수는 환경오염변수에 대하여 비선형 그랜저 인과관계를 가지는 것으로 판단한다. 따라서 비선형분석 결과에서 역U자 형태의 지수함수형태를 띠는 ESTAR 모형에 따르고 있다는 것과 국면별 검정에서 나타난 바와 같이 중간영역을 빠르게 지나고 있으며, 비선형 그랜저 인과관계 검정결과 경제성장률과 환경오염변수 간에는 비선형 동태적인 관계가 존재한다는 것을 종합적으로 판단하면 환경쿠즈네츠곡선가설이 성립하고 있음을 간접적으로 보여 주고 있다. 그러나 직접적인 환경쿠즈네츠곡선 추정에서 SO₂와 소득 수준 간에는 환경쿠즈네츠곡선가설이 강하게 성립하고 있음을 뒷받침하였으나 NO₂의 경우에는 환경쿠즈네츠곡선가설을 지지하기에는 한계가 있다. 따라서 간접적으로 분석한 비선형분석결과만을 가지고 EKC 존재여부를 해석하는 데에는 한계가 있음을 밝힌다.

◎ 참고 문헌 ◎

1. 김지욱, “확률계수모형을 이용한 수도권지역의 환경쿠즈네츠가설에 대한 재고찰”, 「자원·환경경제연구」, 제11권 제3호, 2002. 9, pp. 377~396.
2. _____, “환경오염과 경제성장 간의 관계에 대한 모형구축 및 실증분석”, 「자원·환경경제연구」, 제12권 제3호, 2003. 9, pp. 515~529.
3. Bovenberg, A. and S. Smulders, “Environmental Quality and Pollution-augmenting Technological Change in Two-sector Endogenous Growth Model,” *Journal of Public Economics* 57, 1995, pp. 369~391.

4. Bradford, D., Schlieckert, R. and S. Shore, "The Environmental Kuznets Curve: Exploring a Fresh Specification," NBER working paper 8001, 2000.
5. Bulte, E. and D. Soest, "Environmental Degradation in Developing Countries: Household and the (Reverse) Environmental Kuznets Curve," *Journal of Development Economics* 65, 2001, pp. 225~235.
6. Byrne, M., "Is Growth a Dirty World? Pollution, Abatement and Endogenous Growth," *Journal of Development Economics* 54, 1997, pp. 261~284.
7. Granger, J. and T. Teräsvirta, *Modeling Nonlinear Economic Relationships*, New York: Oxford Univ. Press, 1993.
8. Grossman, G. and A. Krueger, "Economic Growth and the Environment," *Quarterly Journal of Economics*, 110(2), 1995, pp. 353~377.
9. Gruver, W., "Optimal Investment in Pollution Control Capital in a Neoclassical Growth Context," *Journal of Environmental Economics and Management* 5, 1976, pp. 165~177.
10. Harbaugh, W., Levinson, A. and D. Wilson, "Reexamining the Empirical Evidence for an Environmental Kuznets Curve," NBER working paper 7711, 2000.
11. Hettige, H., Mani, M. and D. Wheeler, "Industrial Pollution in Economic Development: Kuznets Revisited," Development Research Group Working Paper, The World Bank, Washington D. C., 1997.
12. Hilton, F. G. and A. Levinson, "Factoring the Environmental Kuznets Curve: Evidence from Automotive Lead Emissions," *Journal of Environmental Economics and Management* 35, 1998, pp. 126~141.
13. Koop, G. and L. Tole, "Is There an Environmental Kuznets Curve for Deforestation?" *Journal of Development Economics* 58, 1999, pp. 231~244.
14. Lopez, R. and S. Mitra, "Corruption, Pollution, and the Kuznets Environment Curve," *Journal of Environmental Economics and Management* 40, 2000, pp. 137~150.
15. Mohtadi, "Environment, Growth, and Optimal Policy Design," *Journal of Public Economics* 63, 1996, pp. 119~140.
16. Schmalensee, R., Stoker, T. and R. Judson, "World Carbon Dioxide Emissions: 1950~

- 2050,” *Review of Economics and Statistics*, MIT, 1998, pp. 15~27.
17. Selden, T. and D. Song, “Neoclassical Growth, the J curve for Abatement, and the Inverted U Curve for Pollution,” *Journal of Environmental Economics and Management* 29, 1995, pp. 162~168.
18. Skalin, J. and T. Teräsvirta, “Another Look at Swedish Business Cycles, 1861~1988,” 1999, *Journal of Applied Econometrics*, 7, pp. 359~378.
19. Tahvonen and Kuuluvainen, “Economic Growth, Pollution, and Renewable Resources.” *Journal of Environmental Economics and Management* 24, 1993, pp. 101~118.
20. Teräsvirta, T., “Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models,” *Journal of the American Statistical Association*, 1994, March, 89(425), 1994, pp. 208~218.

경제성장과 환경오염 간의 비선형동학 분석

김 지 욱

본 연구는 자본과 노동의 요소투입물 증가가 환경오염의 증가를 유발하고 기술축적자 체도 환경오염을 유발한다는 가설모형을 설정하고, 사회계획자모형과 환경오염방지활동이 이루어지지 않는 시장경제모형을 구축하여 이론모형을 도출한다. 도출된 이론모형을 이용하여 환경오염변수와 경제성장률(또는 국민소득 수준) 간에 선형이 아닌 비선형동학(nonlinear dynamics) 관계가 존재하는지를 분석하기 위하여 변수의 부드러운 곡면전환이 이루어지는 평활전이자기회귀모형(Smooth Transition Autoregressive: STAR)을 사용하였다. 서울시 산업생산지수와 대기오염도를 이용한 실증분석에서 경제성장률과 환경오염변수 간에 비선형 동태적인 관계와 비선형 그랜저 인과관계가 존재하는 것으로 나타나 서울지역에서의 환경쿠즈네츠곡선가설이 성립하고 있음을 간접적으로 확인하였다. 그러나 그 해석에는 한계가 있음을 지적하였다.

주제어: 환경오염, 경제성장, 비선형, STAR

Nonlinear Dynamics between Economic Growth and Pollution

Ji Uk Kim

This paper develops theoretical model between economic growth and pollution as follows: First, emissions are generated from final good production process and technology accumulation. Second, pollution is directly connected with increase in final good production or in consumption, Third, no pollution abatement activity would be undertaken. Fourth, reproducible factors associated with labor and capital input are used in production function.

We also test the existence of nonlinear Dynamics between economic growth and pollution using an exponential smooth transition autoregressive model (ESTAR). We find the presence of nonlinear dynamics between economic growth and pollution with a time series data for Seoul. This result shows indirectly that an inverted U relationship between air pollution and economic growth exists.

Keywords : Economic Growth, Pollution, Nonlinear Dynamics, STAR