Korean Energy Economic Review Volume 11, Number 1, March 2012: pp. 87~119

우리나라 CO₂ 배출량의 경제적 요인 분석*

김진웅**·김원규***·노영진****

요 약

최근 새로운 경제성장 패러다임으로서 녹색성장전략의 중요성이 크게 부각되 면서 탄소배출량의 축소가 매우 중요한 과제로 대두되고 있다. 본 연구에서는 1971년 이후 한국 시계열 자료를 이용하여 STR 모형을 추정하여 탄소배출량의 결정요인 분석에 초점을 맞추었다. 기본 모형에서는 탄소배출량과 관련한 환경 쿠츠네츠 곡선 가설을 검증하였다. 비록 한국에서는 동 가설이 성립하지는 않았 지만 기술진보가 탄소배출 감축에 긍정적인 영향을 가져왔다는 것을 확인하였 다. 추가적으로 통제변수를 고려한 확장모형에서는 첫째 산업구조 및 투자변수, 둘째 무역관련 변수, 그리고 셋째 에너지 관련 변수를 선택적으로 도입하여 추 정함으로써, 향후 탄소배출 절감을 위한 의미있는 시사점을 도출하였다.

주요 단어: 1인당 탄소배출량, 환경 쿠츠네츠 곡선, STR(smooth transition regression)

경제학문헌목록 주제분류: O44, P28, Q5

^{*} 본 논문은 산업연구원 연구보고서 '녹색경쟁력과 생산성간의 관계 분석(2011)」의 일부 내용을 발췌하여 수정 · 보완한 논문입니다. 본 논문의 개선을 위해서 많은 조언을 하 여 주신 익명의 심사위원님들께 감사드립니다.

^{**} 산업연구원 연구위원(주저자). jwkim@kiet.re.kr

^{***} 산업연구원 선임연구위원(교신저자). wkkim@kiet.re.kr

^{****} 산업연구원 연구위원. yjro@kiet.re.kr

I. 화경 쿠즈네츠 곡선 관련 기존 연구와 연구방향

최근 새로운 경제성장 패러다임으로서 녹색성장전략의 중요성이 크게 부각되고 있다. 이러한 녹색성장시대를 맞이하여 GDP 대비 탄소배출량 비율인 탄소생산성(carbon productivity)의 획기적인 향상(또는 탄소집약도의 감소)이 요구된다.

탄소생산성의 향상은 탄소배출량 감소와 경제성장 확대 모두를 기본전제로 하고 있는데 이는 탄소배출량이 감소되더라도 경제성장이 둔화되거나 경제성 장이 확대되더라도 탄소배출량이 증가한다면 녹색성장전략의 추진성과가 크 게 저하될 수 있기 때문이다.

이처럼 녹색성장전략의 주요 성과지표로서 탄소생산성의 개념이 중요한 가운데 중단기적으로는 최소한 경제성장의 훼손 없는 탄소배출량의 축소가 매우 중요한 과제로 대두되고 있다. 본 연구에서는 탄소생산성의 주요 구성요소인 탄소배출량의 결정요인 분석에 초점을 맞추고 이를 통해 탄소배출량의 축소를 위한 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

우선, 환경오염의 경제적 요인과 관련된 연구로는 환경 쿠즈네츠 곡선 (Environmental Kuznets Curve; EKC) 관련 연구를 들 수 있다. 환경 쿠즈네츠 곡선 가설은 Grossman and Krueger(1991, 1995)에서 비롯되었다.1)

동 연구들에서는 여러 가지 환경오염지표들과 1인당 국민소득 간의 관계를 다항식 모형(polynomial model)에 의해 실증 분석한 결과, 경제의 성장과 더불어 환경오염이 확대되지 않는 것으로 분석하고 있다. 즉 대부분의 환경오염 지표들의 경우 경제의 발전과 더불어 환경오염이 증가하나 일정수준의 소득수준을 넘어서서는 환경오염이 감소하는, 즉 소득과 환경오염 간에 역U자형

¹⁾ Stern(2004)를 참고하라.

관계(inverse U-shaped relationship)가 성립하는 것으로 분석하였다.2)

Grossman and Krueger(1991)의 연구 이래로 경제성장과 환경오염 간의 관계에 대해 수많은 연구가 이루어져 왔는데, 특히 소득과 탄소배출량 간의 관계에 초점을 맞추어 많은 연구가 이루어져 왔다. 소득수준과 탄소배출량 간의관계는 대상국가, 대상기간, 함수형태, 계량분석방법, 소득 이외의 통제변수등에 따라 상이한 결과들이 도출되고 있으며 아직 소득수준과 탄소배출량 간의 역U자형 관계(환경 쿠즈네츠 곡선)를 나타낸다는 일관된 증거가 없는 상황이다.

Aslanidis(2009)는 CO_2 배출량과 1인당 소득 간의 관계를 연구한 기존의 연구들을 조사하였는데, 이는 $\langle \mathbf{H} \rangle$ 및 $\langle \mathbf{H} \rangle$ 같이 정리될 수 있다. 동연구에서는 CO_2 배출량 관련 EKC와 관련하여 함수형태, 국가(지역)별 소득효과의 이질성 문제, 가성회귀(spurious regression) 문제, 국가 간 탄소배출관련 공간적 의존성(spatial dependence) 문제 등에 초점을 맞추었다.

우선, 함수형태와 관련하여 소득과 탄소배출량과의 관계분석을 위해 기존 Grossman and Krueger(1991) 방식의 다항식 모형을 사용한 경우에도 추정된 함수형태가 분석방법에 따라서 선형, 역U자형(분석방법에 따라 소득의 전환점도 상이), N자형 형태의 다양한 결과들이 도출되고 있으며 CO₂ 배출량이소득과는 무관하고 기술진보와 인구 등과 비선형 관계가 있다는 연구결과도존재한다(<표 1> 참조).

이러한 다항식 모형의 제한성을 극복하기 위해 spline 함수, Weibull 분포 모형, STR(smooth transition regression) 모형, 비모수(non-parametric) 모형 등의 다양한 추정모형이 사용되었는데(<표 2> 참조) 이러한 새로운 방법들에 의해서도 탄소배출 관련 EKC의 존재에 대해 일관된 결과들은 도출되지 않고 있다.

²⁾ Panayotou(1993)는 이러한 소득과 환경오염 간의 역U자형 관계를 환경 쿠즈네츠 곡선 이라 명하였는데, 이는 소득수준과 소득불평등도 간에 역U자형 관계를 보인다는 쿠즈네 츠 곡선(Kuznets Curve)과 유사하다는 점에서 비롯되었다.

〈표 1〉다항식 모형(polynomial model)에 기초한 CO2 대상 환경쿠즈네츠 곡선 관련 기존 연구

저자	국가/기간효과	대상표본	표본기간	EKC형태
Shafik(1994)	국가별 고정 효과/시간추세	149개국	1960~1990	선형(+) 관계
Holtz-Eakin and Selden (1995)	국가별 고정 효과/기간별 고정효과	130개국	1951~1986	역U자형 관계 (단, 소득의 turning point 매우 높음)
Tucker (1995)	각년도별 횡단면분석	131개국	1971~1991	역U자형 관계 (시간이 지남에 따라 더욱 강한 형태)
Cole et al. (1997)	국가별 고정효과	7개 세계 지역	1960~1991	역U자형 관계 (단, 소득의 turning point 매우 높음)
de Bruyn et al.(1998)	시계열분석	4개 OECD 국가	1961~1990	선형(+) 관계
Hill and Magnani (2002)	각년도별 횡단면분석	156개국	1970, 1980, 1990	역U자형 (단, 통계자료에 매우 민감, 소득의 turning point 매우 높음)
Friedl and Getzner (2003)	시계열분석	오스트리아	1960~1999	N자형 관계
Lantz and Feng	지역별 고정효과	캐나다 5개 지역	1970~2000	CO ₂ 는 소득과 무관 인구와 역U자형 관계 기술과 U자형 관계

자료: Aslanidis(2009)에서 재인용

또한 EKC의 추정을 위해 국가(지역)별/연도별 패널자료를 많이 사용하고 있는데 이 경우 탄소배출에 대한 국가(지역)별 소득의 효과가 동일하다고 가정하는 연구, 탄소배출에 대한 소득효과가 국가군별(예: OECD/비OECD)로 상이하다고 가정한 연구, 개별국가별로 상이하다고 가정한 연구 등으로 구분된다. 그러나 국가별 이질성에 대한 가정에 따라 상이한 결과들이 도출되고 있으며 최근으로 올수록 개별국가의 이질성을 반영한 연구들(개별국가의 시계열분석)에 좀 더 분석결과의 신뢰성을 부여하고 있다.

〈표 2〉여타 계량기법에 기초한 환경쿠즈네츠 곡선 관련 기존 연구

저자	계량분석이슈 /기법	대상표본	표본기간	EKC형태
Schmalensee et al.(1998)	함수형태 /spline 모형	141개국	1950~1990	역U자형 관계
Taskin and Zaim(2000)	함수형태/ 비모수모형	52개국	1975~1990	역U자형 관계
Martinez and Bengochea- Morancho (2004)	국가별 이질성 /pooled mean group 추정 방법	22개 OECD 국가	1975~1998	다수 국가들에 대해 N자형 관계
Wagner and Müller- Fürstenberger (2004)	가상적 EKC 관계/패널 단위근 및 공적분 검정	107개국	1986~1998	결과들 상이
Bertinelli and Stroble(2005)	비모수모형	122개국	1950~1990	선형(+) 관계
Dijkgraaf and Vollebergh(2005)	국가별 이질성 /다항식 및 spline 모형	24개 OECD 국가	1960~1997	역U자형 (24개국 중 11개국)
Azomahou et al.(2003)	비모수모형	100개국	1960~1996	선형(+) 관계
Galeotti et al. (2006)	Weibull모형	125개국	1960~1997 (OECD) 1971~1997 (#]OECD)	OECD 역U자형 관계. 비OECD concave관계 (합리적인 소득의 turning point 비존재)
Aslanidis and Iranzo(2009)	smooth transition 회귀모형	77개 비OECD 국가	1971~1997	정(+)의 관계(단, 일정 소득수준 이후 정의 효과 약화)
Auffhammer and Carson (2009)	지역별 공간의존도 /spline 모형(공간 의존성 고려)	중국 30개 지역	1985~2004	선형(+) 관계
Galeotti et al. (2009)	가상적 EKC 관계/ fractional 단위근 및 공적분 검정)		1960~2002	역U자형 관계 (24개국 중 5개국)

자료 : Aslanidis(2009)에서 재인용

다음으로 가성회귀의 문제인데 1인당 소득과 탄소배출량은 통상 단위근 (unit root)을 갖는 불안정적(nonstationary) 시계열인데 그럼에도 불구하고 두 변수간의 장기적 안정적 관계를 의미하는 공적분 관계에 대한 검정 없이 수

준변수들 간의 관계를 추정하고 있다는 점을 지적하고 있다.

또한 Müller-Fürstenberger and Wagner(2007)에서는 다항식 모형에서 I(1) 과정을 따르는 1인당 GDP의 2차항 또는 3차항 변수를 독립변수로서 사용하는 문제점을 지적하고 있다. 즉, 1인당 GDP가 I(1) 과정을 보일 경우 그것의 2차항과 3차항 변수는 I(p>1) 과정을 따를 수 있으므로 공적분관계의 추정을 위한 기본적인 가정3)에 위배된다는 것이다.

끝으로 최근에는 일국의 탄소배출량이 인접국의 탄소배출량에 영향을 받을 수 있다는 공간적 의존성을 중요시하는 연구들이 나타나고 있는데 이 경우에는 일반적인 다항식 모형보다는 공간적 계량분석기법을 사용해야 함을 주장하기도 한다.

본 연구에서는 1971~2008년간의 우리나라 시계열자료를 사용하여 1인당 GDP와 CO₂ 배출량 간의 관계를 살펴보는 한편, 여타 통제변수들을 고려하여 CO₂ 배출량과 관련된 다양한 결정요인들을 분석하고자 한다. 우선, 독립변수로서 1인당 GDP와 기술진보(시간추세선)를 고려하는 STR 모형을 추정함으로써 EKC의 타당성 여부를 검증하는 한편, 기본모형인 STR 모형과의 비교를 위해 기존의 많은 연구들에서 사용한 다항식 모형을 또한 추정하고자 한다.

또한 기본모형을 바탕으로 통제변수로서 산업구조 및 투자변수, 무역 관련 변수, 에너지 관련 변수들을 각각 사용하여 추정함으로써 1인당 GDP와 외생적 기술진보 외에 다양한 CO₂ 배출량 결정요인들을 분석하고자 한다. 끝으로 분석결과들을 바탕으로 우리나라 CO₂ 배출량 감축과 관련하여 간략하나마 정책시사점들을 제시하고자 한다. II장에서는 CO₂ 배출량의 경제적 요인 분석방법을 설명하고 이에 사용하는 데이터를 설명한다. III장에서는 CO₂배출량 결정요인에 대한 기본모형의 추정결과를 제시하며, IV장에서는 통제변수를 고려한 확장모형의 추정결과를 보여준다. 마지막으로 V장에서는 분석에서 나타난결과를 이용하여 정책적 시사점을 제시한다.

³⁾ 변수들 간의 장기적인 관계를 나타내는 공적분 관계를 추정하기 위해서는 변수들 모두 가 I(1) 과정(변수들의 1차 차분시 안정적 시계열을 나타내는 I(0) 과정을 따르는 경우)을 따라야 한다.

Ⅱ. CO2 배출량의 경제적 요인 분석방법

1. 분석방법

우리나라의 환경 쿠즈네츠 곡선을 추정하기 위해 본 연구에서는 Aslanidis and Xepapadeas(2006)와 Aslanidis and Iranzo(2009)에서 사용한 STR(Smooth Transition Regression) 모형을 사용하고자 한다.

Aslanidis and Xepapadeas(2006)에서는 미국의 48개 주와 $1929\sim1994$ 년의 기간을 대상으로 1인당 소득과 1인당 아황산가스(sulfur dioxide; SO_2) 간의 관계, 그리고 1인당 소득과 1인당 질소산화물(nitrogen oxide; NO_x) 간의 관계를 개별 주의 고정효과(fixed effect)를 반영한 STR 모형을 사용하여 분석하였다.

분석결과에 따르면, 1인당 아황산가스는 경제발전의 후기단계(1인당 소득 15,412달러)에서 완만하게 최고점에 달한 후 소득의 증가와 더불어 완만하게 감소하는 것으로 나타난 반면, 1인당 질소산화물의 경우에는 경제발전의 초기 단계에서는 크게 증가하는 것으로 나타나고 일정 소득수준(15,658달러)부터는 감소하지 않지만 증가추세가 둔화되는 것으로 나타났다.

Aslanidis and Iranzo(2009)에서는 1971~1997년의 기간과 77개 비OECD 개발도상국 국가를 대상으로 로그 값을 취한 1인당 GDP와 1인당 CO₂ 배출량간의 관계를 개별국가의 고정효과를 반영한 STR 모형을 사용하였다. 또한동 연구에서는 외생적인 기술진보 효과를 고려하기 위해 시간추세선(time trend)을 모형에 고려하고 있다.

분석결과에 따르면, EKC는 존재하지 않는 것으로 나타나나 개발도상국내 두 개의 국가군(regime)이 존재하는 것으로 나타났다. 하나는 1인당 CO₂ 배출 량이 경제성장과 함께 급격히 증가하는 저소득국가군이고 다른 하나는 1인당

GDP가 8,147달러 이상이 되는 중위 및 고소득국가군인데 후자의 경우 전자에 비해 경제성장에 따른 1인당 CO₂ 배출량 증가세가 둔화되는 것으로 나타났다. 한편, 기술진보에 따라 1인당 CO₂ 배출량이 증가하는 것으로 나타나는데 중위 및 고소득국가군의 경우 저소득국가군에 비해 기술진보에 따른 1인당 CO₂ 배출량 증가세가 더욱 큰 것으로 나타났다.

본 연구에서는 1971~2008년 기간을 대상으로 우리나라의 EKC를 <식 1>과 같이 국면전환(regime-switching) 모형의 하나인 STR 모형을 사용하여 추정하고자 한다. <식 1>에서 PCO₂는 1인당 CO₂ 배출량(kgCO₂), PGDP는 1인당 GDP(2000년 불변기준, PPP달러), TREND는 시간추세선이다. 그리고 F()는 1인당 GDP에 따른 국면전환확률을 나타내는 전환함수(transition function)이고 ε는 오차항이다. ln() 표기는 자연로그를 나타낸다.

상기의 식에서는 Aslanidis and Iranzo(2009)의 경우처럼 1인당 GDP 외에 외생적인 기술진보를 의미하는 시간추세선을 고려하고 있는데 이는 외생적 또는 힉스 중립적(Hicks-neutral) 기술진보의 효과와 1인당 GDP의 추정계수에 반영되어 있는 내생적인 기술진보효과를 구분하기 위함이다. 후자의 경우경제의 발전과 더불어 환경수요의 증대 또는 환경규제의 강화로 인해 1인당 탄소배출량이 감소되는 효과를 의미한다.4)

⁴⁾ 시간추세선은 외생적 또는 Hicks-neutral 기술진보를 나타내고 있는 반면 내생적 기술 진보는 GDP의 추정계수에 반영되어 있다. 기술진보를 시간추세로 사용한 근거는 다음 과 같다. 통상 기술진보의 대용변수로 시간추세선을 사용하기도 한다. 이는 기술진보 자 체가 시간에 따라 변화하기 보다는 일정한 증가세를 보인다는 가정에 기초하고 있는 것 이다. 이론 모형에서는 총요소생산성 증가율이 일정하거나 일정수준에서 random하게

상기의 식에서 F()는 Burr-type 함수로 알려진 일반화된 로지스틱함수 (logistic function)인데 c_6 은 국면전환점(1인당 GDP기준)을 나타내는 파라미터(location parameter)이고 c_5 는 국면 간 전환의 완만함 정도를 나타내는 국면 간 전환속도(transition speed)이다. 그리고 c_5 >0이며 c_5 $\rightarrow \infty$ 일 경우에는 국면 간 전환이 급격히 이루어지는 Threshold 모형이 된다.

또한 k는 비대칭 파라미터인데 0<k<1일 경우 F함수가 좌측으로 쏠리고 k>1인 경우 우측으로 쏠리는 모습을 보이게 된다. k=1인 경우 F함수가 대칭적인 로지스틱 함수형태를 띄게 되는데 본 연구에서는 Aslanidis and Xepapadeas(2006)의 경우처럼 k는 1의 값을 갖는 것으로 가정한다.

STR모형은 비선형 회귀분석방법(non-linear regression)에 의해 추정되며 그리고 추정결과에 따라 낮은 1인당 GDP에서는 F()=0, 높은 1인당 GDP에서는 F()=1이 되므로 <식 1>은 1인당 GDP의 크기에 따라 <식 2>와 같이 상이한 선형모형들로 나누어진다.

```
 \begin{cases} * F( ) = 0 : lnPCO2_t = c_0 + c_1 * ln(PGDP_t) + c_2 * TREND_t + \epsilon_t \\ * F( ) = 1 : lnPCO2_t = c_0 + (c_1 + c_3) * ln(PGDP_t) \\ & + (c_2 + c_4) * TREND_t + \epsilon_t \\ * 0 < F( ) < 1 : lnPCO2_t = c_0 + (c_1 + p*c_3) * ln(PGDP_t) \\ & + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 2 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t + \epsilon_t, \end{cases}   \begin{cases} < 1 \\ + (c_2 + p*c_4) * TREND_t +
```

상기의 식에서 $c_1>0$ 이고, $(c_1+c_3)<0$ 일 경우 경제가 일정 소득수준 이상으로 성장하게 되면 1인당 CO_2 배출량이 감소하게 되므로 1인당 국민소득과 1인당

변하는 것으로 가정한다. 즉 dA=c+e(c: 상수항, e: error term). 이러한 맥락에서 보면 본 연구의 주요 참고자료인 Aslanidis and Iranzo(2009)에서 GDP외에 시간추세선을 변 수로 포함하고 있다. 이에 부연 설명을 덧붙이자면, 총요소생산성 증가율은 기술진보로 대변되지만 엄밀히 말하자면 기술진보를 포함한 보다 광범위한 개념이다.

CO₂ 배출량 간에 역U형 관계(여기서는 엄밀하게 얘기해서 완만한 역V자형) 를 나타내는 EKC 가설이 성립한다고 할 수 있다.

2. 1인당 CO₂ 배출량의 여타 결정요인들

본 연구에서는 오차항과 1인당 GDP 간의 상관성에 따른 추정계수의 편의 (bias) 가능성을 다소나마 해소하고 1인당 GDP와 시간추세선 외에 1인당 CO₂ 배출량에 영향을 미칠 수 있는 여러 요인들을 통제변수(control variable) 로서 각각 고려해보고자 한다.⁵⁾

우선, 산업구조 및 투자 관련 변수로는 제조업의 실질 부가가치 비중, 제조 업내 에너지집약산업의 실질 부가가치 비중, 제조업내 ICT제조업의 실질 부 가가치 비중, GDP 대비 총고정자본형성 비중 등을 고려한다.

이는 산업구조 측면에서 제조업으로부터 서비스산업으로의 산업구조 변화 효과, 제조업내에서 에너지집약산업의 비중 변화 효과, 산업구조 고도화와 관 련하여 제조업내에서의 ICT제조업의 비중 변화 효과 등을 살펴보기 위함이다.

또한 투자의 확대는 생산 활동의 증대를 통해 CO_2 배출량을 증가시키는 요 인으로 작용하나 다른 한편으로는 투자비중이 높을수록 새로운 설비가 확대 되어 CO_2 배출량을 감소시키는 요인으로 작용할 수 있기 때문에 투자변수를 통제변수로서 고려한다.

무역 관련 통제변수로는 무역의존도(불변기준 GDP 대비 재화수출입 비중), 총수출 중 대선진국 수출비중(통관기준), 총수입 중 대개도국 수입비중(통관기준)을 각각 고려한다. 우선, 무역자유화로 인해 수출이 확대될 경우 국내 생산 활동의 확대로 인해 탄소배출량이 증가할 수 있으므로 무역자유화의 확대는 수출측면에서 탄소배출량의 증가요인으로 작용할 수 있다.

오염회피(pollution haven) 가설에 기초할 때, 선진국은 탄소규제의 강화로 인해 탄소규제의 정도가 낮은 개발도상국으로 탄소 집약적 산업의 해외이전

⁵⁾ 환경쿠즈네츠 곡선의 결정요인들에 대한 보다 구체적인 내용은 Dinda(2004) 참조하라.

을 확대함으로써 저탄소 집약적 산업으로의 산업구조 전환을 도모하고 탄소 집약 제품의 해외수입을 확대할 수 있다. 이로 인해 개발도상국의 탄소배출량은 증가하는 반면, 선진국의 탄소배출량은 감소하는 탄소누출(carbon leakage)이 발생할 수 있다. 이 경우 무역자유화의 정도가 높을수록 저탄소 집약적 제품의 수출과 탄소 집약 제품에 대한 해외수입을 확대하게 되므로 통제변수로서 무역의존도를 고려한다.

또한 오염회피 가설에 기초할 때 우리나라가 선진국의 오염회피 대상국이라면 탄소 집약 제품의 대선진국 수출이 증가할 수 있고 또한 우리나라 산업이 저탄소·고부가가치형으로 구조고도화가 이루어질 경우 대선진국 수출비중이 증가할 수 있으므로 그에 대한 대리변수로서 총수출 중 대선진국 수출비중을 사용한다. 그와 반대로 우리나라가 오염회피 가설상의 선진국 위치에 있다고 한다면 개도국으로부터 탄소 집약제품의 수입을 확대할 수 있으므로 그에 대한 대리변수로서 총수입 대비 대개도국 수입비중을 사용한다.

한편, 오염회피가설과 매우 유사한 가설로는 구축가설(displacement hypothesis) 이 있는데 이는 선진국이 될 경우 환경규제의 강화로 오염집약적인 생산구조에서 환경 친화적 생산구조로 전환되고 이에 따라 무역구조도 환경 친화적 제품을 수출하고 오염 집약적 제품을 수입하게 된다는 것이다. 동 가설은 오염회피가설에서 제시하고 있는 것처럼 다국적기업의 측면에서 오염 집약적 산업의 해외이전을 전제하고 있지는 않다는 측면에서 오염회피가설과 상이하나 근본적으로는 동일하다고 할 수 있다.

끝으로, 에너지 관련 통제변수로는 원유 수입물가, 1차 에너지 중 석유 소비비중을 들 수 있다. 국제원유가격이 상승할 경우 탄소배출계수가 높은 석유의 소비량이 감소하고 이로 인해 탄소배출이 감소할 수 있으므로 원유 수입물가를 통제변수로서 사용하고자 한다.

다만, 국제유가가 상승하더라도 국내 원화가치가 상승할 경우 국내 원화기 준의 유가는 크게 상승하지 않을 수도 있기 때문에 달러기준 원유 수입물가 뿐만 아니라 원화기준의 원유 수입물가를 모두 고려한다. 또한 국내 에너지원

에너지경제연구 • 제 11 권 제 1호

중 탄소배출계수가 높은 석유의 의존도가 높을수록 1인당 CO_2 배출량이 증가할 수 있으므로 1차 에너지 소비 중 석유비중을 통제변수로서 사용한다. 지금까지 논의된 데이터들을 정리하면 다음 표와 같다.

〈표 3〉 실증분석에 사용된 데이터 설명

구분	변수명	설명	단위	출처
	PCO_2	1인당 CO ₂ 배출량	kg CO ₂	IEA ¹⁾
기본변수	PGDP	1인당 GDP	PPP US \$	$\operatorname{IEA}^{1)}$
	Trend	추세	=	=
	제조업비중	제조업의 실질 부가가치 비중 (실질 GDP대비)	%	한국은행
산업구조 및	에너지집약 제조업 비중	제조업내 에너지 집적산업의 실질 부가가치 비중	%	한국은행
트기 버스	ICT제조업 비중	제조업내 ICT산업의 실질 부가가치 비중	%	한국은행
	투자비중	총고정자본형성 비중 (실질 GDP대비)	%	한국은행
	무역의존도	GDP 대비 재화수출입 비중 ²⁾	%	한국은행
무역 관련 변수	대선진국 수출비중	총수출 중 대선진국 수출비중(통관기준)	%	한국은행
	대개도국 수입비중	총수입 중 대개도국 수입비중 (통관기준)	%	한국은행
에너지 관련 변수	원유 수입물가		배럴당 달러	한국은행
	원유 수입물가		배럴당 원	한국은행
	석유수요비중	1차 에너지 중 석유소비비중	%	한국은행

주: 1) IEA (International Energy Agency), 2010.

²⁾ 실질 또는 명목비중으로도 사용해도 계수의 유의성에는 차이가 없었음. - <표 7> 참조

Ⅲ. CO2 배출량의 경제적 요인 분석을 위한 기본모형 추정

1. 우리나라의 1인당 GDP와 CO₂ 배출량 추이

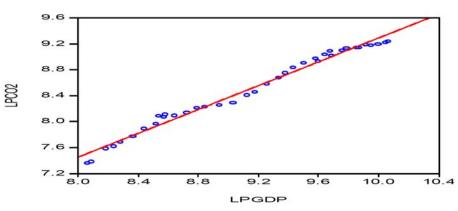
우리나라의 EKC 가설을 검증하기 전에 우리나라의 1인당 GDP와 1인당 CO₂ 배출량 추이를 살펴보면, 로그 값을 취한 1인당 GDP와 1인당 CO₂ 배출 량이 매우 밀접하게 움직이는 것으로 나타나고 있다. 다만, 2000년대 들어 1 인당 GDP와 1인당 CO₂ 배출량의 추이가 다소 차이를 보이고 있는 것으로 나타났다. 즉, 1인당 GDP 증가추세에 비해 1인당 CO₂ 배출량 증가세가 다소 낮아지는 것으로 나타났다.

로그 값을 취한 1인당 GDP와 1인당 CO₂ 배출량을 scatter-plot으로 그려보고 시간추세선과 통제변수를 고려하지 않고 단순하게 선형회귀분석을 해 보면 두 변수간에 플러스(+)의 선형관계가 성립하는 것으로 나타난다.

10.5 10.0 – 9.5 – 9.0 – 8.5 – 8.0 – 7.5 – 7.0 – 1975 1980 1985 1990 1995 2000 2005 — — LPGDP — LPCO2

[그림 1] 1인당 GDP(PGDP)와 1인당 CO₂ 배출량(PCO₂) 추이

주: LPGDP=ln(PGDP), LPCO₂=ln(PCO₂)



[그림 2] 1인당 GDP와 1인당 CO₂ 배출량 간의 관계

주: 점선은 실제치의 scatter-plot, 실선은 회귀선(regression line)이다.

이러한 관계에 기초할 때 정확한 추정결과는 아니지만 우리나라의 경우 경제가 발전할수록 1인당 CO_2 배출량이 증가하다가 감소할 수 있다는 역U자형의 EKC 가설이 성립하지 않는 것으로 나타났다. EKC 가설보다는 1인당 소득의 증가에 비례하여 1인당 CO_2 배출량도 증가하는 모습을 보인다.

2. 기본모형인 STR 모형의 추정결과

EKC 가설의 타당성을 검증하기 위해 <식 1>의 기본모형을 비선형회귀분석방법에 의해 추정한 결과(추정모형 1)에 따르면, 1인당 GDP의 추정계수인 c₁은 1% 유의수준에서 플러스(+)의 부호를 나타내고 있는 반면, F함수의 교호항(interaction term)에 있는 1인당 GDP의 추정계수인 c₃은 10% 유의수준에서도 유의적이지 않은 것으로 나타났다.

따라서 1인당 GDP는 국면전환과 관계없이 1인당 CO₂ 배출량에 일정한 플러스(+)의 효과를 미치는 것으로 나타나는데 이는 역U자형의 관계를 보인다는 EKC 가설이 우리나라의 경우 타당하지 않음을 의미한다.

〈표 4〉환경쿠즈네츠 곡선의 추정결과(STR 모형)

$$\begin{split} lnPCO_{2t} &= c_0 + c_1 * ln(PGDP_t) + c_2 * TREND_t \ + \\ &= \left[c_3 * ln(PGDP_t) + c_4 * TREND_t \right] * F(ln(PGDP_t)) + \epsilon_t, \\ F(ln(PGDP_t)) &= \left\{ 1 + exp \left[-c_5 * (ln(PGDP_t) - c_6) \right] \right\}^{-1} \end{split}$$

	추정모형 1		추정모형 2	
	-7.8124***	(0.0015)	-5.5476***	(0.0000)
C ₁	1.8823***	(0.0000)	1.5984***	(0.0000)
C 2	-0.0252	(0.1471)	-	
c ₃	-0.0129	(0.4373)	-	
C4	-0.0215***	(0.0092)	-0.0338***	(0.0001)
c ₅	12.3781**	(0.0255)	10.0608***	(0.0019)
C ₆	8.7818***	(0.0000)	8.6889***	(0.0000)
조정결정계수	0.0	9961	0.	.9951
ADF검정	0.0002		0.0103	

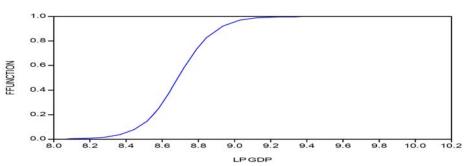
- 주: 1) PCO₂와 PGDP는 1인당 CO₂ 배출량과 1인당 GDP(불변/PPP기준)이고 괄호안의 숫자는 p값, ***/**/는 각각 1/5/10% 유의수준에서 유의적임을 나타낸다.
 - 2) 유의성 검정을 위한 추정계수의 표준오차는 Newey-West방식에 의해 산출하였다.
 - 3) ADF검정은 잔차항의 불안정성(nonstationarity) 여부, 즉 단위근 검정(unit root test)을 위한 Augmented Dickey-Fuller방식에 의한 검정결과의 p-value이다.

외생적인 기술진보를 나타내는 시간추세선(TREND)의 경우 추정계수인 c_2 는 10% 수준에서도 통계적 유의성이 없으나 F함수의 교호항에 있는 시간추세선의 추정계수(c_4)는 1% 수준에서 통계적 유의성을 확보하면서 마이너스(-)부호를 갖는 것으로 나타났다. 이는 우리나라의 경우 경제발전 초기에는 기술진보가 1인당 CO_2 배출량에 유의적인 영향을 미치지 못하나 경제의 발전과 더불어 기술진보가 1인당 CO_2 배출량을 감소시킴을 의미한다.

F함수의 추정계수인 c₅는 5% 유의수준에서 플러스(+)의 부호를 보임으로써 c₅>0의 조건을 만족하는 것으로 나타났다. F함수의 c₆도 1% 유의수준에서 플러스(+)의 부호를 보이고 있는데 로그 값을 취한 1인당 GDP가 c₆과 동일하게

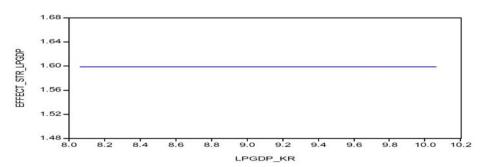
될 경우 F함수의 값은 1/2이 된다. 이에 상응하는 1인당 GDP는 6,515 달러(1 인당 GDP: 1983년 6,144달러, 1984년 6,516달러)이다.⁶⁾

10% 수준에서 비유의적인 변수를 제외하고 재추정한 결과(추정모형 2)에 따르면, 포함된 모든 추정계수들이 1% 수준에서 통계적 유의성을 보이며, <추정모형 1>의 추정결과와 크게 다르지 않은 것으로 나타났다. [그림 3]에 서는 F함수을 그리고 [그림 4]에서는 1인당 GDP의 1인당 CO₂ 배출량에 대한 효과를 보여준다.



[그림 3] 전환함수(F(LPGDP))

주: LPGDP=ln(PGDP), LPCO₂=ln(PCO₂)



[그림 4] 1인당 CO₂ 배출량에 대한 1인당 GDP의 효과

주: 종축은 1인당 GDP를 나타내는 LPCO2(=ln(PCO2))에 대한 효과를 나타냄.

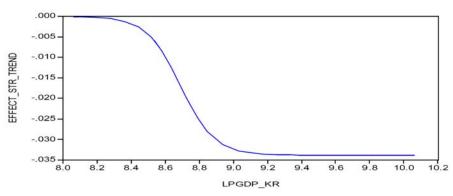
^{6) &}lt;추정모형 2>에 따르면 F함수의 값을 1/2로 만드는 1인당 GDP는 5,937달러(1인당 GDP: 1982년 5,629달러, 1983년 6,144달러)이다.

< 추정모형 2>에 기초할 때, 우리나라의 경우 1인당 GDP가 1% 증가하면 1인당 CO₂ 배출량은 1.6%나 증가하는 것으로 나타났다. 외생적인 기술진보의 1인당 CO₂ 배출량에 미치는 효과는 F함수의 크기에 좌우된다. F함수는 소수점 세자리 기준으로 최하 0.002(1972년)에서 최대 1.000(1994-2008년)의 범위에 있는데 F함수가 1.000이 되는 1인당 GDP(2000년 불변, PPP달러 기준)는 13,407달러 이상인 것으로 나타났다. 이에 따라 외생적 기술진보의 1인당 CO₂ 배출량에 미치는 마이너스 효과⁷⁾는 소수점 네자리 기준으로 1971년 -0.0001에서 1990년 -0.0337로 커지고 1991년부터는 -0.0338을 나타낸다. 이는 1990년 대부터 외생적 기술진보가 1인당 CO₂ 배출량에 미치는 마이너스 효과가 과거에 비해 커졌음을 의미하고 또는 기술진보가 자체가 1990년대 이후 환경 친화적으로 전환되었음을 의미한다.

한편, <식 1>의 추정시 수준변수의 사용으로 인해 가성회귀 문제가 발생할수 있는데 이러한 문제가 발생하는지를 살펴보기 위해 추정식의 오차항에 대한 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정을 수행하였다.

검정결과 <추정모형 1>의 경우 1% 수준에서, <추정모형 2>의 경우 5% 수준에서 단위근이 존재하지 않는 것으로, 즉 오차항이 안정적 시계열인 것으로 나타나 최소한 5% 유의수준에서 가성회귀의 문제는 발생하지 않음을 알수 있다.

⁷⁾ 외생적 기술진보의 효과 = $c_2+c_4*F(LPGDP_t)$ = $-0.0338*F(LPGDP_t)$.



[그림 5] 1인당 CO₂ 배출량에 대한 외생적 기술진보의 효과

주: LPGDP=ln(PGDP), LPCO₂=ln(PCO₂)

3. 다항식 모형의 추정결과

기본모형인 STR 모형의 추정결과와 비교하기 위해 기존의 많은 연구들에서 사용한 3차항으로 이루어진 다항식 모형을 추정하였다. 기본모형과의 비교를 위해 독립변수로서 1인당 GDP, 시간추세선, 그리고 각각의 2차항과 3차항변수들을 고려하였다.

추정결과(<추정모형 3>)에 따르면, 시간추세선과 시간추세선의 2차항을 제외하고는 다른 변수들은 모두 5% 유의수준에서 1인당 CO₂ 배출량에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 <추정모형 3>의 오차항은 1% 유의수준에서 안정적 시계열인 것으로 나타났고 STR 모형 중 <추정모형 1>과 비교할 때조정결정계수는 유사하나 다소 낮은 것으로 나타나 다항식 모형의 설명력이다소 낮아진다는 것을 알 수 있다.

또한 통계적 유의성이 크게 낮은 시간추세선을 제외하여 재추정한 결과(추정모형 4)에 따르면, 독립변수로 고려한 모든 변수들은 1% 수준에서 1인당 CO₂ 배출량에 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 1인당 GDP의 증가가 1인당 CO₂ 배출량에 미치는 효과는 전반적으로 플러스(+)의 부호를 나타내나 1인당 GDP가 증가함에 따라 처음에는 그 효과가 감소하나 일정 수준의

소득 이후에는 그 효과가 증가하는 것으로 나타났다.8)

〈표 5〉환경쿠즈네츠 곡선의 추정결과(다항식 모형)

$$\begin{split} lnPCO2_t &= b_0 + b_1 * ln(PGDP_t) + b_2 * [ln(PGDP_t)]^2 + b_3 * [ln(PGDP_t)]^3 + \\ & b_4 * TREND_t + b_5 * (TREND_t)^2 + b6 * (TREND_t)^3 + \epsilon_t, \end{split}$$

구분	추정모형 3	추정모형 4	
b ₀	-497.0035*** (0.0048)	-537.3145*** (0.0002)	
b_1	172.6732*** (0.0034)	185.5148*** (0.0002)	
b_2	-19.7337*** (0.0026)	-21.0910*** (0.0002)	
b ₃	0.7536*** (0.0020)	0.8013*** (0.0002)	
b_4	0.0154 (0.7312)	-	
b_5	0.0017 (0.4745)	0.0024*** (0.0089)	
b ₆	-0.0001** (0.0386)	-0.0001*** (0.0004)	
조정결정계수	0.9938	0.9940	
ADF검정	0.0020	0.0028	

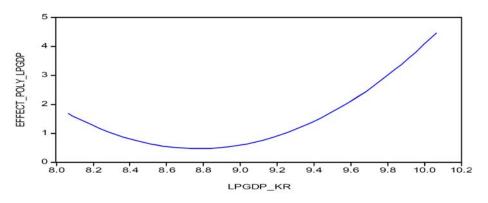
- 주: 1) PCO₂와 PGDP는 1인당 CO₂ 배출량과 1인당 GDP(불변/PPP기준)이고 괄호안의 숫자는 p값, ***/**/*는 각각 1/5/10% 유의수준에서 유의적임을 나타낸다.
 - 2) 유의성 검정을 위한 추정계수의 표준오차는 Newey-West방식에 의해 산출하였다.
 - 3) ADF검정은 잔차항의 불안정성(nonstationarity) 여부, 즉 단위근 검정(unit root test)을 위한 Augmented Dickey-Fuller방식에 의한 검정결과의 p-value이다.

외생적 기술진보를 의미하는 시간추세선이 1인당 CO₂ 배출량에 미치는 효과는 처음에는 미미하게 플러스의 효과를 보이나 시간이 지남에 따라 마이너스(-) 부호로 전환되고 그 효과는 더욱 확대되는 것으로 나타났다.9)

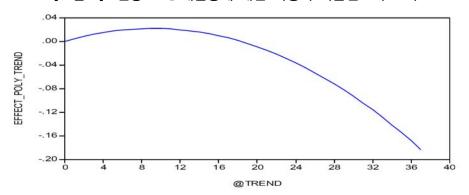
^{8) 1}인당 GDP가 1인당 CO₂ 배출량에 미치는 효과는 추정식을 로그 값을 취한 1인당 GDP로 편미분하면 파악할 수 있다. $\partial \ln(PCO2_t)/\partial \ln(PGDP_t) = b_1 + 2*b_2* \ln(PGDP_t) + 3*b_3* [\ln(PGDP_t)]^2$.

⁹⁾ 시간추세선의 1인당 CO₂ 배출량에 미치는 효과 또한 추정식을 시간추세선으로 미분하 면 파악할 수 있다. $\partial \ln(PCO_2)/\partial TREND_t = b_4 + 2*b_5*TREND_t + 3*b_3*(TREND_t)^2$.

[그림 6] 1인당 CO₂ 배출량에 대한 1인당 GDP의 효과



[그림 7] 1인당 CO₂ 배출량에 대한 외생적 기술진보의 효과



〈추정모형 4〉의 오차항은 1% 유의수준에서 안정적 시계열인 것으로 나타 났고 STR 모형의 〈추정모형 2〉와 비교할 때 모형의 설명력을 나타내는 조 정결정계수는 유사하나 다소 낮아지는 것으로 나타났다. 이처럼 다항식 모형 의 설명력이 기본모형인 STR 모형에 비해 우월하다고 할 수는 없으므로 기 존의 EKC 관련 많은 연구에서 사용한 다항식 모형보다는 기본모형으로서 STR 모형을 사용하는 것이 바람직한 것으로 판단된다.

IV. 통제변수를 고려한 CO2 배출량의 경제적 요인 분석

1. 산업구조 및 투자 변수를 고려한 모형10)

앞에서의 기본모형(추정모형 2)에 산업구조 및 투자 관련 통제변수를 하나씩 고려하여 추정하였는데 우선 산업구조 변수로서 제조업비중을 고려한 경우 제조업비중의 증가는 1% 유의수준에서 1인당 CO_2 배출량을 감소시키는 것으로 나타났다.

이러한 결과는 제조업에서 서비스산업으로의 이행 자체가 탄소배출량의 감소를 보장하지는 않는다는 것을 의미하고, 제조업비중이 증가하더라도 제조업내에서 환경 친화적 산업구조로의 전환이 1인당 탄소배출량을 감소시키는 데매우 중요함을 알 수 있다.¹¹⁾

제조업내에서 에너지집약산업의 비중을 통제변수로서 고려한 경우 에너지집약산업의 비중이 클수록 1% 유의수준에서 1인당 CO₂ 배출량이 증가하는 것으로 나타났다. 1970년대부터 1990년대까지 제조업내 에너지집약산업의 비중(불변기준)이 50% 내외의 높은 수준을 유지하다가 2000년대 들어서는 하락세를 나타내어 2008년 현재 35.5%를 나타내고 있다.

¹⁰⁾ 기본모형(추정모형 2)에 각각의 통제변수들을 고려할 경우 기본모형과 동일한 추정계수들은 통계적 유의성을 확보하고 부호가 동일한 것으로 나타나고 통제변수를 포함한 추정식의 오차항도 ADF검정결과 안정적 시계열인 것으로 나타나므로 본문에서 그와 관련된 서술은 생략한다.

¹¹⁾ 불변기준 GDP 대비 제조업의 비중은 1971년 9.0%에서 1988년 21.2%까지 증가하였다가 1990년대 전반 20%대로 다소 하락하였으나 1990년대 후반이후(외환위기 시점인 1998년 제외) 다시 증가세를 나타내어 2008년 현재 28.9%로 증가하였다.

〈표 6〉산업구조 및 투자 변수를 포함한 추정결과12)

 $lnPCO2_t = c_0+c_1*ln(PGDP_t)+[c_4*TREND_t]*F(ln(PGDP_t))+c_7*CV_t+\epsilon_t, F(ln(PGDP_t)) = \{1+exp[-c_5*(ln(PGDP_t)-c_6)]\}^{-1}$

	통제변수(CV)				
구분	제조업비중	에너지집약 제조업비중	ICT제조업 비중	투자비중	
C 0	-6.5896***	-4.85062***	-4.7304***	-4.2838***	
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0001)	
	1.7548***	1.4781***	1.4994***	1.4371***	
c_1	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	
	-0.0327***	-0.0264***	-0.0256***	-0.0264***	
c_4	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0001)	
2	10.8041***	13.4446***	13.7802**	11.9746***	
C 5	(0.0001)	(0.0045)	(0.0167)	(0.0017)	
2	8.7454***	8.7135***	8.7192***	8.7156***	
C ₆	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	
_	-0.0210***	0.0056***	-0.0055*	0.0029	
C ₇	(0.0000)	(0.0011)	(0.0512)	(0.2444)	
조정결정계수	0.9973	0.9964	0.9959	0.9952	
ADF검정	0.0000	0.0026	0.0031	0.0064	

- 주: 1) 제조업비중은 제조업 부가가치 비중(불변기준, %), 에너지집약제조업비중은 에너지 집약제조업(목재/종이/인쇄/복제업, 석유/석탄/화학제품, 비금속광물제품, 금속제품)의 제조업내 부가가치 비중(불변기준, %), ICT제조업비중은 제조업내 전기/전자제품의 부가가치 비중(불변기준, %), 투자비중은 총고정자본형성/GDP 비중(불변기준, %)이다.
 - 2) 유의성 검정을 위한 추정계수의 표준오차는 Newey-West방식에 의해 산출하였다.
 - 3) ADF검정은 잔차항의 불안정성(nonstationarity) 여부, 즉 단위근 검정(unit root test) 을 위한 Augmented Dickey-Fuller방식에 의한 검정결과의 p-value이다.

¹²⁾ 통제변수로서 명목기준으로 산출된 제조업비중, 에너지집약제조업비중, ICT제조업비중, 투자 비중을 각각 사용해보았는데, 제조업비중의 추정계수는 5% 유의수준에서 마이너스(-)를 나타내는 것으로 나타났고 에너지집약제조업비중과 ICT제조업비중의 추정계수는 각각 불변기준의 경우와 동일한 부호를 나타내나 10% 수준에서 유의성이 없는 것으로 나타남. 투자비중의 추정계수는 불변기준의 경우와 동일하게 10% 수준에서 유의적이지 않는 것으로 나타남.

이는 2000년대 이후 제조업내 에너지집약산업의 비중 하락이 1인당 탄소배 출량을 감소시키는 데 기여하였음을 나타낸다.¹³⁾ 이는 또한 향후 제조업내에서 탄소배출량을 지속적으로 감소시키기 위해서는 에너지집약산업의 비중을 감소시키거나 에너지집약산업의 탄소집약도를 감소시키는 노력이 필요함을 의미한다.

제조업내 ICT 비중을 통제변수로서 고려할 경우 ICT의 비중 증가는 10% 유의수준에서 1인당 CO₂ 배출량을 감소시키는 것으로 나타났다. 제조업내 ICT의 비중(불변기준)은 1971년 1.4%에서 2008년 27.8%로 크게 증가하였는데 이러한 ICT의 비중 증가는 우리나라의 1인당 탄소배출량 감소에 긍정적으로 기여하였다고 할 수 있다.¹⁴⁾ 이는 향후 제조업내에서 지속적으로 저탄소·고부가가치산업으로의 구조전환이 우리 경제의 탄소배출량 감소에 크게 기여할 수 있음을 의미한다.

한편, GDP 대비 투자 비중을 통제변수로서 고려할 경우 투자비중은 1인당 CO₂ 배출량에 10% 유의수준에서 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이는 투자확대와 그에 따른 생산 활동 증가에 기인하는 CO₂ 배출량 증가효과와 신 규투자의 확대에 따른 기존 노후시설의 교체 및 환경 친화적 설비 확충 등에 기인하는 CO₂ 배출량 감소효과가 서로 상쇄됨에 따라 발생하는 것으로 추측되다.15)

¹³⁾ 본래 에너지집약 제조업은 펄프/종이/종이제품, 코크스/석유정제업, 화합물/화학제품, 비금속광물제품, 제1차금속제품 등인데 한국은행에서 공표하는 경제활동별 부가가치에 서는 세분류로 구분되어 있지 않아 본 연구에서는 에너지집약 제조업을 포괄적으로 정 의한다

¹⁴⁾ ICT제조업은 본래 컴퓨터/사무용기기, 전자장비 등인데 한국은행에서 공표하는 경제활동별 부가가치에서는 전기/전자제품으로 통합되어 있어 본 연구에서는 ICT제조업을 포괄적으로 정의한다.

¹⁵⁾ 불변기준으로 GDP 대비 총고정자본형성 비중은 1971년 17.1%에서 1996년 39.5%로 크 게 증가하였으나 그 이후 하락추세를 나타내 2008년에는 27.0%에 이르고 있다.

2. 무역 관련 변수를 고려한 모형

통제변수로서 무역의존도를 고려할 경우 무역의존도는 10% 유의수준에서 1인당 CO₂ 배출량을 감소시키는 요인으로 작용하는 것으로 나타났다. 이는 무역자유화가 수출확대로 인한 국내 생산 활동의 증가를 통해 탄소배출량을 증가시킬 수 있는 요인이기는 하지만, 다른 한편으로는 저탄소·고부가가치업 종으로 제조업내의 산업구조 고도화를 촉진함에 따른 탄소배출량 감소 효과가 더욱 크기 때문인 것으로 판단된다.

〈표 7〉무역관련 변수를 포함한 추정결과16)

$$\begin{split} & lnPCO2_t = c_0 + c_1 * ln(PGDP_t) + [c_4 * TREND_t] * F(ln(PGDP_t)) + c_7 * CV_t + \epsilon_t, \\ & F(ln(PGDP_t)) = \{1 + exp[-c_5 * (ln(PGDP_t) - c_6)]\}^{-1} \end{split}$$

 구분	통제변수(CV)			
T 世	무역의존도	대선진국 수출비중	대개도국 수입비중	
	-5.1212***	-5.1778***	-5.3162***	
C ₀	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	
2	1.5513***	1.6138***	1.5724***	
c_1	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	
-	-0.0283***	-0.0430***	-0.0316***	
c_4	(0.0000)	(0.0000)	(0.0001)	
-	13.2936***	4.7309***	11.3588***	
C 5	(0.0059)	(0.0010)	(0.0010)	
2	8.7169***	8.5252***	8.7120***	
c_6	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	
	-0.0025*	-0.0055***	-0.0010	
C7	(0.0633)	(0.0055)	(0.6464)	
조정결정계수	0.9959	0.9960	0.9956	
ADF검정	0.0030	0.0119	0.0066	

- 주:1) 무역의존도는 GDP 대비 (재화수출+재화수입) 비중(불변기준, %)이고, 대선진국 수출 비중은 통관기준 총수출 대비 대선진국 수출 비중(%), 대개도국 수입비중은 통관기준 총수입 대비 대개도국 수입비중(%)이다.
 - 2) 유의성 검정을 위한 추정계수의 표준오차는 Newey-West방식에 의해 산출하였다.
 - 3) ADF검정은 잔차항의 불안정성(nonstationarity) 여부, 즉 단위근 검정(unit root test)을 위한 Augmented Dickey-Fuller방식에 의한 검정결과의 p-value이다.

¹⁶⁾ 명목기준으로 무역의존도를 산출하여 통제변수로 사용한 경우에도 동 추정계수가 5% 수준에서 마이너스(-) 부호를 보였다.

또한 대선진국 수출비중을 통제변수로서 고려할 경우 동 비중의 증가는 1 인당 탄소배출량을 1% 유의수준에서 감소시키는 것으로 나타났다. 우리나라 의 경우 산업발전단계의 측면에서 선진국 다국적기업의 오염회피를 위한 투 자대상국은 아니라는 점에서 오염회피가설이 타당하다고 할 수는 없고, 대선 진국 수출을 위한 수출제품의 구조고도화가 우리나라의 탄소배출량을 감소시 킬 수 있다고 할 수 있다.

다만, 에너지집약 제조업의 비중 하락과 수출제품의 구조고도화 차원에서 외국인투자와는 관계없는 탄소 집약산업에 대한 구축가설(displacement hypothesis) 이 타당성을 갖는다고 할 수 있다. 우리나라의 대선진국 수출비중은 1971년 85.8%에서 2008년 31.1%로 지속적으로 감소하고 있는데 이러한 현상은 수출 지역의 다변화 차원에서 바람직하기는 하나 우리나라의 탄소배출량을 증가시키는 요인으로 작용했다고 할 수 있다.

대개도국 수입비중을 통제변수로서 고려할 경우 동 비중은 1인당 CO₂ 배출 량에 10% 수준에서도 유의적인 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 이는 우리나라 다국적 기업의 경우 오염회피지역으로서 개발도상국에 대한 탄소 집약산업의 해외이전을 아직 추진하고 있지는 않다는 것을 의미한다. 특히, 대부분의 탄소 집약은 대규모의 투자가 소요되는 장치산업의 특성을 가지고 있기 때문에 동 산업 자체의 해외이전이 용이하지 않다고 할 수 있다.

3. 에너지 관련 변수를 고려한 모형

에너지 관련 변수들 중 국제유가를 대변하는 원유 수입 물가를 통제변수로서 고려할 경우 원유 수입물가는 원화기준이든 달러기준이든 관계없이 1% 유의수준에서 1인당 CO₂ 배출량을 감소시키는 요인으로 작용하고 있는 것으로 나타났다. 국제유가의 상승은 원유에 대한 수입을 감소시키고 국내 석유수요를 위축시킴으로써 탄소배출량을 감소시킨다고 할 수 있다.

1차 에너지 소비 중 석유 비중을 통제변수로서 사용할 경우 동 비중의 증

가는 1% 유의수준에서 1인당 CO₂ 배출량을 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 바로 탄소배출량의 감소를 위해서는 에너지원 중 탄소배출계수가 높은 석유의 의존도를 낮추어야 함을 의미한다.

1차 에너지 소비 중 석유 비중은 1980년대 후반을 제외하고는 1990년대까지 50%대 이상의 매우 높은 수준을 나타냈으나 1994년(62.9%) 이후 감소추세를 나타내어 2008년에는 41.6%를 기록하였다. 1990년대 후반 이후 이러한 석유소비 비중의 지속적 하락세는 1인당 탄소배출량 감소에 기여한 것으로 판단된다.

〈표 8〉에너지관련 변수를 포함한 추정결과

$$\begin{split} & lnPCO2_t = c_0 + c_1 * ln(PGDP_t) + [c_4 * TREND_t] * F(ln(PGDP_t)) + c_7 * CV_t + \epsilon_t, \\ & F(ln(PGDP_t)) = \{1 + exp[-c_5 * (ln(PGDP_t) - c_6)]\}^{-1} \end{split}$$

- C					
	통제변수(CV)				
구분	원유 수입물가	원유 수입물가	서오스스 비즈		
	(달러기준)	(원화기준)	석유수요 비중		
	-5.0320***	-4.8057***	-2.9566***		
c_0	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)		
2	1.5362***	1.5078***	1.2357***		
c_1	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)		
	-0.0290***	-0.0273***	-0.0139***		
C4	(0.0000)	(0.0000)	(0.0018)		
2	13.4082**	13.4402**	12.7321**		
C 5	(0.0106)	(0.0149)	(0.0271)		
2	8.7471***	8.7462***	8.8331***		
C6	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)		
C ₇	-0.0007***	-0.0007***	0.0071***		
	(0.0030)	(0.0089)	(0.0000)		
조정결정계수	0.9967	0.9964	0.9972		
ADF검정	0.0001	0.0002	0.0001		

주:1) 원유 수입물가는 한국은행 수입 물가지수 기준이고 석유수요비중은 1차 에너지 소비중 석유소비 비중(%)이다.

- 2) 유의성 검정을 위한 추정계수의 표준오차는 Newey-West방식에 의해 산출하였다.
- 3) ADF검정은 잔차항의 불안정성(nonstationarity) 여부, 즉 단위근 검정(unit root test) 을 위한 Augmented Dickey-Fuller방식에 의한 검정결과의 p-value이다.

V. 요약 및 정책시사점

본 연구에서 탄소배출량과 관련된 EKC 가설에 대해 1971년 이후 우리나라의 시계열자료를 사용하여 STR 모형의 추정을 통해 검증한 결과, 우리나라의 경우 경제의 발전과 더불어 탄소배출이 증가하다가 일정 수준의 소득에 도달한후에는 탄소배출이 감소한다는 EKC 가설이 성립하지 않는 것으로 나타났다.

이는 경제성장 위주의 정책 자체가 궁극적으로 탄소배출의 감축을 보장하지는 않는다는 것을 의미하고 별도의 탄소배출 감축 관련 정책이 경제성장을 훼손하지 않는 선에서 필요함을 시사한다. 이는 또한 녹색성장시대를 맞이하여 탄소에 가격을 부여하는 녹색규제의 도입이 필요함을 시사하기도 하는데, 다만 녹색규제의 도입 자체가 중단기적으로 우리 산업의 급격한 경쟁력 하락을 초래하지 않도록 경쟁상대국의 제도도입 추세를 고려하면서 유연하고 탄력적인 대응이 필요하다고 할 수 있다.

STR 기본모형의 추정결과 특히 외생적인 기술진보가 우리나라의 탄소배출 감축에 긍정적인 영향을 미치고 그 효과가 1970년대 이후 확대되어 오다가 1990년대부터는 일정 수준을 유지하고 있는 것은 일단 바람직한 현상이라고 할 수 있다. 이는 우리나라의 기술진보 자체가 탄소배출 저감과 무관한, 즉 녹색기술을 배제한 기술진보만은 아니었다는 점을 의미하고 향후 녹색기술의 개발과 확산을 통한 지속적인 탄소배출 저감의 가능성을 엿볼 수 있다고 할수 있다.

향후 녹색기술의 개발과 확산을 위한 정부지원을 지속적으로 확대할 필요가 있으며, 다만 녹색기술개발을 위한 정부지원 확대가 여타 신기술의 개발을 위한 지원을 구축(crowding-out)하지 않도록 녹색기술과 여타 신기술 간의 융합 및 연계를 강화하는 방향으로 추진될 필요가 있다.

STR 기본모형에 통제변수로서 산업구조 변수들을 사용한 결과에 따르면, 우선 제조업의 비중 증가 자체가 오히려 탄소배출 저감에 기여할 수 있는 것으로 나타났다. 이는 흔히 얘기하듯이 제조업에서 서비스산업으로의 이행 자체가 무조건 우리나라의 탄소배출 감축에 기여하는 것이 아니라 제조업의 저탄소·고부가가치화가 무엇보다 중요함을 의미한다.

이러한 사실은 제조업내 에너지집약산업의 비중 축소와 ICT제조업의 비중 증가가 우리나라의 탄소배출 저감에 기여한 것으로 나타난 추정결과를 통해서도 확인될 수 있다. 따라서 향후 제조업의 저탄소·고부가가치화를 위한 지속적인 노력이 필요한데 에너지집약산업의 경우 생산과정의 녹색화를 위한 정부지원을 확대할 필요가 있고 ICT 등 저탄소 집약적 신기술산업의 창출을 위한 지속적인 노력이 필요하다.

한편, 투자비중(총고정자본형성의 GDP대비 비중)의 확대는 1인당 탄소배출 량에 유의적인 영향을 미치지는 않는 것으로 나타났다. 그러나 2000년대 들어 투자비중이 감소하고 있는 점은 우리나라 성장잠재력 확충에 걸림돌로 작용 할 수 있을 뿐만 아니라 기존 노후설비의 지속적인 유지로 그만큼 탄소배출 량이 증가할 수 있다는 점에서 성장잠재력 확충과 탄소배출 저감 차원에서 투자의 확대가 필요하다고 할 수 있다. 특히, 에너지절약 및 환경보호 관련 투자의 확대가 필요하다고 할 수 있는데 이를 위한 다양한 유인책을 강구할 필요가 있다.

STR 기본모형에 통제변수로 무역 관련 변수를 고려한 결과에 따르면, 무역의존도와 대선진국 수출비중의 확대는 탄소배출 저감에 기여할 수 있는 것으로 나타났다. 시장개방의 정도를 나타내는 무역의존도는 우리나라의 경우그동안 지속적으로 확대되어 왔다는 점에서 우리나라의 탄소배출 저감에 기여한 반면, 대선진국 수출비중은 지속적인 감소를 보임으로써 이는 탄소배출의 증가요인으로 작용한 것으로 판단된다.

또한 수출저변 확대차원에서 개발도상국에 대한 수출을 확대하는 것은 바람직하나 이것이 우리 수출상품의 저탄소·고부가가치화를 저해하는 요인으

로 작용하지 않도록 정책노력을 경주할 필요가 있다. 특히, 중국 등 개발도상 국으로의 수출에 있어서 첨단 부품소재의 수출 확대와 개도국을 통한 선진국 으로의 우회수출에 초점을 맞출 필요가 있으며 이를 위해서는 첨단 부품소재 산업의 발전을 위한 지속적인 정책강화가 요구된다.

한편, 대개도국 수입비중은 탄소배출량에 유의적인 영향을 미치지 않는 것으로 나타났는데 이는 탄소 집약 산업의 해외진출이 발생하지 않았음을 의미하고 향후에도 우리나라의 경우 탄소 집약산업의 해외이전 등으로 인해 국내생산 활동 및 고용이 위축되지 않도록 탄소 집약산업의 녹색화를 위한 정책적 지원을 강화할 필요가 있다.

에너지 관련 변수를 STR 기본모형의 통제변수로서 고려한 경우, 우선 국내 원유 수입물가의 상승과 1차 에너지 중 국내 석유소비 비중의 감소는 탄소배출량을 감소시키는 것으로 나타났다. 향후 국제유가가 크게 증가하여 우리 경제에 부담요인으로 작용할 가능성에 대비하여 우리 경제의 석유의존도를 축소하기 위한 지속적인 노력이 필요하다. 특히, 선진국에 비해 크게 미흡한 신재생에너지 비중을 경제성 있는 녹색기술의 개발 및 확산 등을 통하여 중장기적인 관점에서 지속적으로 확대하는 한편, 근본적으로는 탄소배출량과 비용부담이 작은 원전의 발전비중을 원전안정성의 강화와 함께 확대하는 방안을 적극 강구할 필요가 있다. 또한 제조업뿐만 아니라 경제 전체의 에너지효율을 제고하는 방안을 적극 추진할 필요가 있는데 특히 에너지효율 관련신기술의 개발과 확산에 정책지원을 강화할 필요가 있다.

접수일(2012년 1월 31일), 게재확정일(2012년 3월 19일)

◎ 참고문헌◎

- Aslanidis, Nektarios. 2009. "Environmental Kuznets Curves for Carbon Emission: A Critical Survey." Working Papers 2009-75, Fondazione Eni Enrico Mattei.
- Aslanidis, Nektarios and Susana Iranzo. 2009. "Environment and Development: Is There A Kuznets Curve for CO₂ Emissions." *Applied Economics* 41: pp. 803-810.
- Aslanidis, Nektarios and Anastasios Xepapadeas. 2006. "Smooth Transition Pollution-Income Paths." *Ecological Economics* 57: pp. 182-189.
- Auffhammer, M., and R.T. Carson. 2009. "Forecasting the Path of China's CO₂ Emissions using Province Level Information." *Journal of Environmental Economics and Management* 55(3): pp. 229-247.
- Azomahou, T., F. Laisney, and P. Nguyen Van. 2006. "Economic Development and CO₂ Emissions: A nonparametric panel approach." *Journal of Public Economics* 90(6-7): pp. 1347-1363.
- Bertinelli, L., and E. Strobl. 2005. "The Environmental Kuznets Curve Semiparametrically Revisited." *Economics Letters* 88(3): pp. 350-357.
- Cole, M.A., A.J. Rayner, and J.M. Bates. 1997. "The Environmental Kuznets Curve: An empirical analysis." *Environment and Development Economics* 2(4): pp. 401 416.
- de Bruyn, S.M., J.C.J.M. van den Bergh, and J.B. Opschoor. 1998. "Economic Growth and Emissions: Reconsidering the empirical basis of environmental Kuznets curves." *Ecological Economics* 25(2): pp. 161-175.
- Dijkgraaf, E., and H.R.J. Vollebergh. 2005. "A Rest for Parameter Homogeneity in CO₂ Panel EKC Estimations." *Environmental and Resource Economics* 32(2), pp. 229 239.
- Dinda, Soumyananda. 2004. "Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey," Ecological Economics 49: pp. 431-455.
- Friedl, B., and M. Getzner. 2003. "Determinants of CO2 Emissions in a Small Open

- Economy." Ecological Economics 45(1): pp. 133 148.
- Galeotti, M., A. Lanza, and F. Pauli. 2006. "Reassessing the Environmental Kuznets Curve for CO₂ Emissions: A robustness exercise." *Ecological Economics* 57(1): pp. 152-163.
- Galeotti, M., M. Manera, and A. Lanza. 2009. "On the Robustness of Robustness Checks of the Environmental Kuznets Curve." *Environmental and Resource Economics* 42(4): pp. 551-574.
- Grossman, Gene M. and Alan B. Krueger. 1991. "Environmental Impacts of A North American Free Trade Agreement." *NBER Working Paper* 3914.
- Grossman, Gene M. and Alan B. Krueger. 1995. "Economic Growth and The Environment." *The Quarterly Journal of Economics* 110(2): pp. 353-377.
- Hill, R.J., and E. Magnani. 2002. "An Exploration of the Conceptual and Empirical Basis of the Environmental Kuznets Curve." *Australian Economic Papers* 41(2): pp. 239 254.
- Holtz-Eakin, D., and T.M. Selden. 1995. "Stoking and Fires? CO₂ Emissions and Economic Growth." *Journal of Public Economics* 57(1): pp. 85-101.
- IEA. 2010. CO₂ Emissions from Fuel Combustion.
- Lantz, V., and Q. Feng. 2006. "Assessing Income, Population and Technology Impacts on CO₂ Emissions in Canada: Where's the EKC?." *Ecological Economics* 57(2): pp. 229-238.
- Martinez-Zarzoso, I., and A. Bengochea-Morancho. 2004. "Pooled Mean Group Estimation for an Environmental Kuznets Curve for CO₂." *Economics Letters* 82(1), pp. 121-126.
- Müller-Fürstenberger, G., and M. Wagner. 2007. "Exploring the Environmental Kuznets Hypothesis: Theoretical and Econometric Problems." *Ecological Economics* 62: pp. 648-660.
- Panayotou, T. 1993. "Empirical Tests and Policy Analysis of Environment Degradation at Different Stages of Economic Development." *International Labour Office Working Pape*, WP238.

- Schmalensee, R., T.M. Stoker, and R.A. Judson. 1998. "World Carbon Dioxide Emissions: 1950-2050." *Review of Economics and Statistics* 80(1): pp. 15-27.
- Shafik, N. 1994. "Economic Development and Environmental Quality: An econometric analysis." *Oxford Economic Papers* 46: pp. 757-773.
- Stern, David I. 2004. "The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve." World Development 32(8): pp. 1419-1439.
- Taskin, F., and O. Zaim. 2000. "Searching for a Kuznets Curve in Environmental Efficiency using Kernel Estimation." *Economic Letters* 68(2): pp. 217-223.
- Tucker, M. 1995. "Carbon Dioxide Emissions and Global GDP." *Ecological Economics* 15(3): pp. 215 223.
- Wagner, M., and G. Müller-Fürstenberger. 2004. "The Carbon Kuznets Curve: A cloudy picture emitted by bad econometrics?." University of Bern, Department of Economics Discussion Paper No. 04-18.

ABSTRACT

Analysis on the Economic Factors of CO₂ Emission in Korea

Jin Woong Kim* and Won-Kyu Kim** and Young-Jin Ro***

This paper investigates the determinant of CO2 emission using environmental Kuznets hypothesis which shows the inverse U shape between income and environmental pollution. The empirical model, STR (smooth transition regression), also includes additional 10 economics variables as control variables - industrial structure and investment (4 variables), international trade (3 variables), and energy (3 variables), selectively. The empirical results show that Korean economy is discrepant from the hypothesis, but provide fruitful policy implications with respect to the additional considerations.

Key Words: CO₂ emission, Environmental Kuznets Curve, STR(smooth transition regression)

JEL COdes: 044, P28, Q5

^{*} Research Fellow, Korea Institute for Industrial Economics and Trade (KIET) (main author). jwkim@kiet.re.kr

^{**} Senior Research Fellow, Korea Institute for Industrial Economics and Trade (KIET) (corresponding author). wkkim@kiet.re.kr

^{***} Research Fellow, Korea Institute for Industrial Economics and Trade (KIET). yjro@kiet.re.kr