

국내 지역별 이산화탄소 배출에 대한 환경 쿠즈네츠 곡선 추정 및 비교

이광훈

Estimation and Comparison of Regional Environmental Kuznets Curves for CO₂ emissions in Korea

Gwang hoon Lee

중앙대학교 경제학과(Dept. of Economics, Chung-Ang University)

제 출 : 2010년 10월 15일 수 정 : 2010년 11월 24일 승 인 : 2010년 11월 29일

국 문 요 약

본 논문은 제주와 강원을 제외한 전국을 5개의 광역 경제권으로 구분하여, 권역별로 이산화탄소 배출량에 대한 환경 쿠즈네츠 곡선을 추정·비교하고 그 정책적 시사점을 도출하고자 하였다. 이를 위해 1990 - 2007년에 걸쳐 5개 광역 경제권의 이산화탄소 배출량에 대한 패널자료를 구축하였다. 슈어(Seemingly Unrelated Regression, SUR)모형을 통해 권역 간 밀접한 상호의존성을 고려하였으며, 에너지원의 가격지수와 인구밀도 등을 추가적인 설명변수로 고려하였다. 그 결과 5권역 모두에서 이산화탄소 배출에 대한 환경 쿠즈네츠 곡선의 존재를 상당히 일관되게 확인할 수 있었으나, 그 소득 전환점들은 1,370만 원에서 2,115만 원 사이에 놓여 있는 것으로 계산되어 권역별 차이가 어느 정도 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 권역별 차이는 이산화탄소 배출량 감축과 관련된 정책의 더욱 효과적인 추진을 위해 적절히 고려될 필요가 있다. 아울러 에너지원의 가격 상승은 대체로 일인당 이산화탄소의 배출량을 줄이는 데 기여하였으며, 반면에 인구밀도의 증가는 대체로 일인당 이산화탄소 배출량을 증가시키는 것으로 나타나고 있다.

■ 주제어 ■ 지역, 이산화탄소, 환경쿠즈네츠곡선, 슈어(SUR)모형

Abstract

This paper attempts to estimate and compare environmental Kuznets curves (EKC) for CO₂ emissions of five regions constituting South Korea. For this, panel data of CO₂ emission for these regions are constructed for the period 1990 - 2007. Close inter-dependency among these five regions is considered by using a seemingly unrelated regression (SUR) model. In addition to real per-capita income, price index of energy sources and population density are included as control variables. Results of estimates show the robust existence of EKC's in all these regions. EKC turning points of five regions range between 13.7 and 21.6 million Korean Won, showing a large variation. This difference among regions should

* glee@cau.ac.kr

** 이 논문은 2010년 중앙대학교 학술연구비 지원에 의한 것이다.

be considered for the effective implementation of policies targeting the reduction of CO₂ emission. In addition, the increase of energy price is found help reduce the CO₂ emission while the rise of population density seems to lead to the increase of CO₂ emission.

■ **Keywords** ■ Regions, CO₂, Environmental Kuznets Curve, SUR

I. 서 론

이산화탄소 배출이 지구 온난화와 그로 인한 다양한 환경 문제 발생의 주요 원인으로 지적되면서, 그 배출량을 감축하기 위한 국제적인 노력들이 2005년 교토의정서(Kyoto Protocol)의 발효와 함께 본격적으로 이루어지고 있다. 이산화탄소 배출량 세계 9위로 알려진¹⁾ 우리나라도 이러한 국제적 움직임에 적극적으로 대처해 오고 있으며, 대통령 직속의 녹색성장위원회를 통해서 구체적인 이산화탄소 배출 감축목표를 제시해 놓고 있는 상태이다.²⁾ 그런데 이산화탄소는 상당 부분 석유류, 도시가스, 전력 같은 에너지를 사용함으로써 발생하며, 산업화 및 경제성장과 매우 밀접한 관련을 갖고 있다. 따라서 이산화탄소 배출량의 감축을 위한 정책적 노력에 앞서 경제성장에 따른 이산화탄소 배출량의 변화 추이에 대한 분석은 경제성장 단계가 상이한 국가들 간의 올바른 정책적 공조를 위해 필수적이라고 할 수 있다.

1972년 로마 클럽(Club of Rome)에서 제기한 「성장의 한계(Limits to Growth)」 보고서를 시발로 이와 같은 경제성장이 환경에 미치는 영향에 대한 논의가 꾸준한 관심을 받아왔다. 특히 Shafik and Banyopadyay(1992), Selden and Song(1994), Grossman and Krueger(1995) 등을 필두로, 1990년대 이후 환경오염의 수준이 소득수준의 변화에 따라 어떻게 변화하는가에 대한 많은 실증적 연구결과들이 제시되었다. 이들 연구의 상당 부분에서 경제성장 초기 단계에서는 소득수준이 향상됨에 따라 환경이 악화되지만 소득수준이 일정 수준에 이르면 이러한 관계는 역전이 되어 소득수준이 향상됨에 따라 환경이 개선될 것임이 시사되고 있다. 이는 소득의 변화를 나타내는 지표와 환경의 악화 정도를 나타내는 지표 간에는 역(逆) U자 모양의 관계가 나타남을 의미하며, 이러한 관계를 통상 환경 쿠즈네츠 가설 혹은 환경 쿠즈네츠 곡선(Environmental Kuznets Curve, 이하 EKC)이라 지칭한다. EKC의 존재는 그 자체만으로도 경제성장을 통한 소득수준의 향상이 환경문제의 원

1) 2007년 기준(International Energy Agency(IEA), 2009).

2) 녹색성장위원회 자료에 따르면 2020년까지 온실가스 배출량을 2005년 배출량 대비 4% 줄인다는 정부안이 확정되었다.

인인 동시에 치료책이기도 하다는 것을 암시한다. 이는 「성장의 한계(Limits to Growth)」 보고서에서 주장하는 것처럼 경제성장이 환경에 대해 일반적으로 재앙으로 작용하는 것은 아니며, 지속적 경제성장이 궁극적으로는 환경개선에도 긍정적 요인으로 작용하게 된다는 중요한 의미를 가진다.

물론 이러한 EKC의 존재와 그 의의에 대해 비판적인 결과를 제시하는 이론적·실증적 연구들도 다수 존재한다.³⁾ 예컨대, Arrow et al.(1995)와 Stern et al.(1996) 등은 EKC가 존재한다 하더라도 그것은 대부분 국제무역을 통해 오염산업의 재분배에 따른 것인 만큼 국지적인 차원의 EKC의 존재가 환경문제에 대해 긍정적 시사점을 갖는 것으로 보기는 어렵다고 주장한다. 특히 Arrow et al.(1995)은 EKC가 존재한다고 해도 경제성장이 환경정책을 대체하는 것은 아니며, 환경개선을 위한 더욱 엄격한 환경정책의 시행이 요구된다고 강조하였다.

이러한 EKC에 대한 논란에도 불구하고, EKC는 다양한 환경오염 지표에 대해 추정되어 왔다. 예컨대, 일산화질소, 일산화탄소, 아황산가스 등의 배출량과 같이 공기오염의 정도를 나타내는 지표들, 화학적·생물학적 산소요구량, 수중 중금속 함량 등과 같이 수질오염을 나타내는 지표 등에 대한 EKC의 추정이 이루어져 왔다. 더 나아가 EKC의 존재가 실증적으로 확인되는 경우에 대해서는 소득증가에 따른 환경오염 지표의 증가가 정점에 이르러 EKC의 전환점에 해당되는 소득수준이 계산되어 제시되기도 하였다. 이러한 다양한 오염 지표들을 이용한 EKC 추정과 아울러 지구 온난화의 주된 요인으로 지적되어 온 이산화탄소 배출량에 대한 EKC 역시 보다 특별한 관심 속에서 많은 연구자들에 의해 추정되어 왔다.⁴⁾

하지만, 이와 같은 이산화탄소 배출에 대한 EKC 추정을 시도한 연구들은 일관된 결과를 제시해 주지는 못하는 듯하다. 이산화탄소 배출에 대한 EKC와 관련한 초기 연구라 할 수 있는 Shafiq(1994)는 국가 패널 자료를 이용하여 다양한 오염물질의 배출량과 소득 간의 관계를 실증적으로 고찰하였는데, 이산화탄소 배출은 소득의 증가에 따라 지속적으로 악화되는 오염물질 중에 하나로 나타나면서 EKC의 존재가 확인되지 않고 있다. 또 다른 초기 연구인 Holtz-Eakin and Selden(1995)의 경우에도 국가 패널 자료를 이용하여 1인당 이산화탄소 배출과 1인당 소득 간의 관계를 고찰하고 있으며, 통계적으로 유의한 EKC가 확인

3) Pearson(1994), Arrow et al.(1995), Ekins(1997) Stern et al.(1996), Stern(1998) 등에서 이러한 비판적 입장을 찾아볼 수 있으며, Dinda(2004)는 EKC에 대한 기존의 이론적·실증적 연구들에 대한 포괄적인 서베이를 제공하고 있다.

4) Galeotti et al.(2006)은 특히 이산화탄소 배출에 대한 EKC 연구와 관련된 기존 문헌들을 잘 정리해 주고 있다.

되고 있으나 일부 추정 결과를 바탕으로 계산된 전환 소득점이 800만 달러를 넘어서며 자료의 범위를 벗어나고 있어 실질적으로는 EKC를 부정하는 결과로 볼 수 있다. Agras and Chapman(1999)은 에너지 가격변수를 고려하는 것이 EKC 연구에서 중요함을 강조하고 있으며, 기존의 EKC를 확인한 추정 결과들이 에너지 가격변수를 포함시키지 않고 있기 때문에 인해 잘못된 결과를 낳고 있다고 비판하였다. 이들은 기존 추정모형에 에너지 변수 및 무역 변수 등을 포함시키는 경우 어떻게 달라지는지를 고찰하고 있으며, 이러한 무역변수와 에너지 가격변수의 영향을 통제할 경우, 적어도 현재 소득의 범위 내에서 소득이 이산화탄소 배출에 대해 미치는 영향이 통계적으로 유의하지 않게 됨을 보이고 있다. 한편, Halkos and Tsionas(2001)는 61개국 횡단면 자료를 이용한 국면 전환 모형에 대한 추정을 통해 이산화탄소 배출량과 소득 간에는 소득 증가에 따라 배출량이 감소하는 단조적 관계만이 확인된다며 EKC의 존재를 기각하기도 하였다. 최근 연구로서 Poudel et al.(2009)은 15개 라틴아메리카 국가에 대한 1980 - 2000년 동안의 자료를 이용하여 통상적인 이차식을 이용한 모수적 추정 대신 준모수적(semi-parametric) 패널 모형 추정을 통해 EKC를 고찰하였는데, 특히 삼립지 데이터를 설명변수로 포함시켜 분석한 것이 특징이다. 추정 결과는 전체적으로 라틴아메리카에서는 이산화탄소 배출량과 소득수준 간에 N자 형의 관계를 보이고 있으나, 일부 국가를 제외하면 추정계수가 민감하게 변동하는 것으로 나타났다.

반면에 이산화탄소 배출량에 대한 EKC의 존재에 대해 긍정적 증거를 제시한 연구들도 상당수 있다. Schmalensee et al.(1998)는 1950 - 1990년 47개국의 국가 패널자료를 이용하여 1인당 소득의 구간별로 이산화탄소 배출량의 소득탄력성을 추정하였다. 10개 구간으로 나눈 소득구간 중 가장 높은 소득 구간인 9,799 - 19,627달러 소득구간에 대해 소득탄력성이 음(-)인 것을 보임으로써 이산화탄소 배출량에 대한 EKC의 존재를 확인하였다. Unruh and Moomaw(1998)는 비선형 동태모형에 대한 분석을 통해 EKC의 존재를 확인하였으며, 이를 바탕으로 계산된 선진국의 소득전환점은 8,800 - 15,000달러 사이에 놓이는 것으로 나타났고, 평균적으로는 11,426달러로 추정되었다. 이를 통해 분석 대상 16개 선진국의 경우 이미 1970년대에 소득전환점을 통과하였음을 보였다. Galeotti and Lanza(1999)는 110개국에 대한 패널자료를 바탕으로 통상 이용되는 이차식 대신보다 유연한 관계를 나타낼 수 있는 감마 및 와이불(Weibull) 함수로 이산화탄소 배출과 소득 간의 관계를 추정하였다. 이를 통해 전 세계적인 차원에서 역 U자 형태의 이산화탄소 배출량과 소득 간의 관계가 나타날 것을 예측하였으며, 소득전환점은 15,073달러에서 21,757달러 사이에서 나타날 것으로 계산되었다. 특히 Galeotti et al.(2006)는 서로 다른 함수 형태와 이산화탄소 배출에

대한 자료원들에 대해 이산화탄소 배출에서 EKC의 강건성(robustness)을 확인하고 있는데, 그 결과 OECD 회원국의 경우에는 자료원이나 함수형태에 대해 강건하게 EKC가 존재함을 보였고, 그 소득전환점은 15,697 - 16,487 달러 사이로 추정하였다. 반면에 비OECD 국가의 경우는 자료원에 따라 EKC의 존재 여부가 달라지는 것으로 나타났다. Galeotti et al.(2009)는 OECD 24개국의 1960 - 2002년의 이산화탄소 발생 자료를 이용하여 EKC의 강건성이 시계열의 비정상성(non-stationarity) 및 공적분(cointegration)의 개념을 바탕으로 한 새로운 계량적인 접근에서도 상당 부분 유지되고 있음을 보였다.

국내의 경우 이산화탄소의 배출에 초점을 맞추어 EKC를 추정한 연구는 상대적으로 많지 않다. 이는 무엇보다도 다음에 설명하는 바와 같이 국내 이산화탄소 배출과 관련된 체계적 자료가 이용 가능하지 않기 때문으로 보인다. Kim(1999)은 우리나라의 소득증가와 이산화탄소, 아황산가스, 이산화질소, 생물학적 산소요구량(BOD) 및 총체적 환경압력지수 같은 환경지표들 간의 관계를 살펴보았다. 그 결과 아황산가스를 제외한 다른 오염원들의 지표는 소득증가와 함께 지속적인 증가 추세를 나타내는 것을 근거로 우리나라는 아직 EKC 가설에 부합되지 않는 것으로 결론을 내리고 있다. 김정인 등(1999)은 OECD 10개국의 1985 - 1994년 자료를 이용하여 이산화탄소, 아황산가스, 이산화질소 및 질소산화물, 분진, 휘발성 유기화합물 등에 대한 EKC의 존재 여부를 검증하고 소득전환점을 제시하였다. 대부분의 오염물질에 대해 EKC가 통계적으로 유의하게 확인되고 소득 전환점 역시 타당한 수준으로 계산되고 있으나, 이산화탄소의 경우 1가지 추정모형에서만 유의한 결과가 나타나고 있어 다른 오염물질에 비해 그리 강건한 결과로 보기는 어렵다. 이산화탄소의 경우 통계적으로 유의한 EKC에 대응되는 소득전환점은 18,791 - 21,874달러 사이로 나타났다. 조상섭 등(2001)은 한국을 포함한 17개국 OECD 국가의 1980 - 1997년에 걸친 패널자료를 이용하여 이산화탄소 배출에 대한 EKC 가설을 검증하고 있으며, 특히 시계열들의 비정상성 및 공적분 관계에 대한 검증을 토대로 EKC 가설이 성립함을 확인하였다. 이들의 추정 결과에 따른 소득전환점은 17,331 - 66,934 달러 수준으로 나타났다. 김지욱(2002)은 서울·인천·경기 3개 수도권 지역에서 1985 - 1999년에 걸친 부유분진, 아황산가스, 질소산화물, 일산화탄소 등의 대기오염물질에 대한 배출량 자료를 이용하여 EKC 가설을 검증하였으며, 이들 대기오염물질들 가운데 부유분진, 일산화탄소, 질소산화물의 경우 EKC 가설이 뒷받침되고 있고, 아황산가스의 경우에는 가설이 지지되지 않는 것으로 나타났다. 이광훈, 이춘화(2009) 역시 수도권 서울·인천·경기 3개 지역에 대해 이산화탄소 배출량 자료를 구축하여 EKC 가설을 검증하였으며, 3지역의 개별 EKC의 존재가 슈어(Seemingly Unrelated

Regression, SUR)모형을 통해 통계적으로 유의하게 확인되었고, 그 소득 전환점은 1인당 실질소득액이 1,292만 원에서 1,466만 원 사이로 나타났다. 최충익, 김지현(2006)은 30개 OECD 국가의 1990 - 2002년에 걸친 패널자료를 바탕으로 이산화탄소 배출에 대한 EKC를 추정하였으며, 그 결과 EKC가 통계적으로 유의하게 뒷받침되었으며, 추정결과를 바탕으로 한 소득전환점은 13,700 - 16,764 달러 수준으로 계산되었다. 정군오, 정영근(2004)은 83개 국가에 대한 1961 - 1996년까지의 패널자료를 이용하여 소득 구간별로 이산화탄소 배출에 대한 EKC를 추정하였다. 그 결과 고소득 국가그룹에서 뚜렷한 역U자형 곡선을 나타낸 반면, 저소득 국가군에서는 EKC가 나타나지 않았으며, 중간 소득 국가들의 경우, 우리나라를 포함한 중상위 소득 국가들에서는 소득의 증가에 따라 이산화탄소의 배출량이 지속적으로 증가하는 것으로 분석되었고, 오히려 중하위 소득 국가들에서는 EKC가 뒷받침되었다. 소득전환점은 고소득 국가에서는 31,992 - 45,080 달러 사이로 계산되었다.

이산화탄소 배출량에 대한 EKC 추정을 시도해 온 위와 같은 일련의 연구 연장선상에서 본 논문은 국내 지역별 이산화탄소 배출량에 대한 EKC 추정을 시도하고자 한다. 이를 위해 제주도와 강원도를 제외한 전국을 수도권권, 부산경남권, 대구경북권, 광주호남권, 대전충청권 등 5개 권역으로 구분하여 분석하였다. 이러한 권역의 구분은 대통령 직속 지역발전위원회의 5개 광역경제권 구분에 따른 것이며, 지역경제의 분석단위로 어느 정도 타당성을 갖는다고 볼 수 있다. 이러한 지역별 EKC의 추정을 통해 이산화탄소 배출과 관련하여 지역별로 직면한 상황의 상이성과 유사성을 파악하고, 이를 바탕으로 이산화탄소 배출과 관련된 정책들을 지역별로 차별할 경우 적절한 시사점을 도출할 수 있을 것으로 기대한다.

이러한 연구를 시도할 경우에는 우리나라는 체계적으로 구축된 이산화탄소 배출량에 대한 자료가 없는 것이 큰 어려움이다. 이에 본 논문에서는 이산화탄소의 주요 배출원인 석유류, 도시가스, 전력 등의 지역별 소비량을 기초로 지역별 이산화탄소 배출량에 대한 계산을 시도한 이광훈, 이춘화(2009)의 방법에 따라 권역별로 필요한 자료를 구축하였다. 또한 권역별 EKC의 추정에서 이들 권역들 간의 밀접한 경제적·산업적 상호 연관성을 감안하는 것을 허용하는 슈어(SUR)모형을 채택하여 보다 유효한 추정치를 구하고자 하였다. 이는 이광훈, 이춘화(2009)에서 수도권 3개 지역의 EKC 추정을 위해 사용되었던 추정모형이기도 하며, 따라서 본 논문의 자료 구축 방법 및 추정 방법론은 이광훈, 이춘화(2009)의 연장선에 있다고 볼 수 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 다음 장에서는 이산화탄소 배출량을 중심으로 5개 권역에 대해 1990년부터 2007년까지 구축된 패널자료 및 그로부터 구축된 주요 변수들에 대해 설

명하고자 한다. 제3장에서는 본 논문의 분석을 위해 사용된 구체적 추정모형을 슈어모형을 바탕으로 구축하고, 이를 중심으로 다양한 추정모형 설정에 대한 추정 결과들을 제시하였다. 추정 결과 그 존재가 통계적으로 유의하게 확인되는 경우 EKC 소득전환점도 함께 제시하게 될 것이다. 마지막 장에서 주요 결과를 요약하고 정책적 시사점을 논의하고자 한다.

II. 자료 및 변수 구축

지역별 이산화탄소 배출에 대한 EKC 추정에서 우선 필요한 지역별 이산화탄소 배출량의 경우 별도의 공식적인 통계는 집계되고 있지 않다. 따라서 본 논문에서는 이광훈, 이춘화(2009)에서 시도하였던 방법에 따라 지역별 이산화탄소 배출량에 대한 추정을 시도하였다. 이들은 석유류(휘발유, 등유, 경유, 경질중유, 병커C유, 항공유), 도시가스, 전력사용량 등 3가지 부문의 지역별 소비량에 탄소배출계수를 적용하여 이산화탄소 배출량 추이를 계산하였다.⁵⁾ 석유류, 도시가스, 전력사용량에 대한 지역별 소비량은 에너지경제연구원의 『지역 에너지통계연보』를 토대로 자료를 구축하였고, 탄소배출계수는 기후변동에 관한 정부 간 패널(Intergovernmental Panel on Climate Change, IPCC)에서 제시된 값을 사용하였다.⁶⁾

<표 1>은 이 계산에서 사용된 석유환산계수와 탄소배출계수를 나타내고 있다. 각종 석유류 및 도시가스의 소비량을 순발열량 기준으로 계산된 석유환산계수를 이용하여 국제에너지기구가 정한 TOE(Ton of Oil Equivalent) 단위로 환산하고, 여기에 탄소배출계수를 적용하여 TOE당 탄소발생량을 계산하게 된다. 이산화탄소 배출량으로 변환하기 위해서 이렇게 계산된 값에 (이산화탄소 분자량)/(탄소 원자량)=44/12를 곱하게 된다. 전력 소비량의 경우 탄소배출계수 0.1213Ton C/MWh를 바로 적용하여 탄소배출량을 계산하고 여기에 다시 (이산화탄소분자량)/(탄소원자량)=44/12를 곱하면 된다.

지역별 EKC 추정에서 이러한 이산화탄소 배출량과 함께 핵심 변수가 되는 지역별 실질 소득의 경우 통계청 자료로부터 구축하였으며, 2000년 불변가격으로 환산되었다.

5) 이러한 계산에서 일부 이중계산(double counting)이 발생할 수 있으나, 자료의 부재로 인해 보다 엄밀한 계산치를 제시할 수 없었다. 이러한 점은 여기서 계산된 이산화탄소 배출량이 갖는 한계들 중 하나이다.

6) 발전 부분의 경우에는 한국형 계수가 존재하지만, 일관성을 위해 전체적으로 IPCC의 계수를 사용하였다.

표 1 IPCC 제시 에너지 열량환산기준과 탄소배출계수

에너지종별	단위	석유환산계수	탄소배출계수 Ton C/TOE
휘발유	L	0.740	0.783
등유	L	0.820	0.812
경유	L	0.845	0.837
경질중유	L	0.875	0.875
중유	L	0.910	0.875
벙커 C유	L	0.935	0.875
항공유	L	0.820	0.808
도시가스	Nm3	0.955	0.637
전력	MWh	-	0.1213

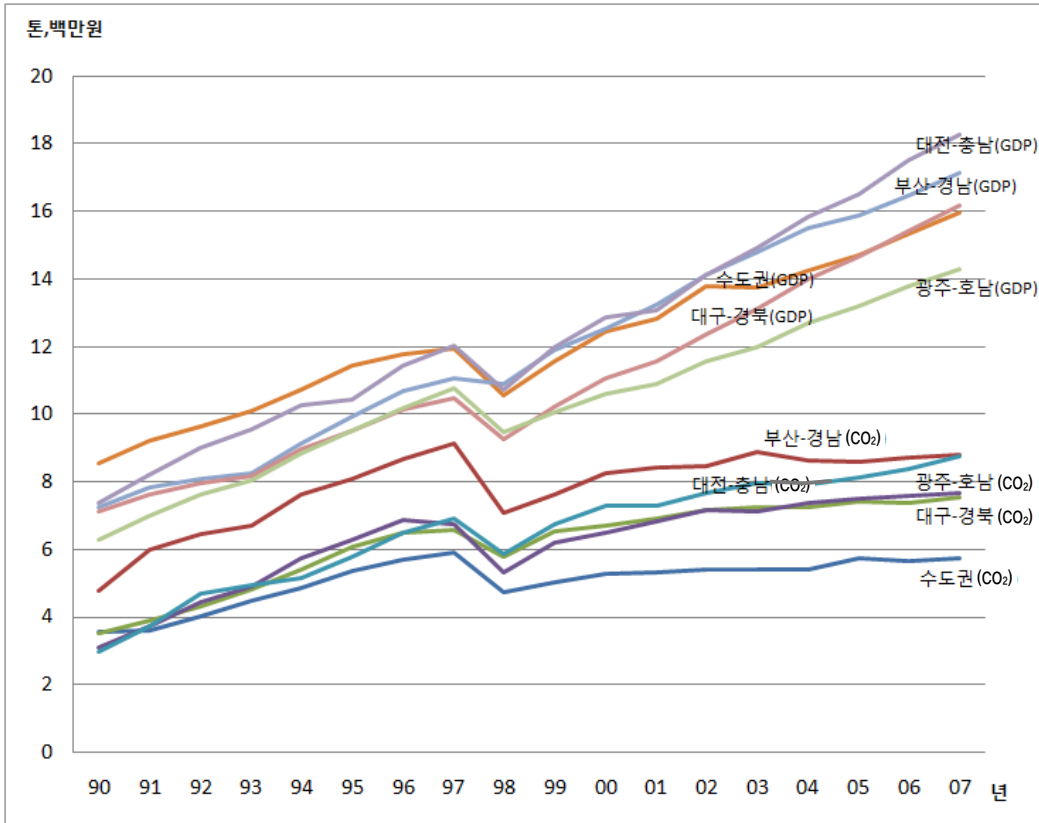
자료: IPCC(2006).

<그림 1>은 EKC의 추정과 관련하여 종속변수로 사용될 1인당 이산화탄소 배출량과 핵심 설명변수인 1인당 실질소득의 1990년에서 2007년 기간 동안의 추이를 5개 광역경제권에 대해 보여 주고 있다. 우리나라 경제의 꾸준한 성장과 맞물려 5개 광역경제권의 실질소득 역시 대체로 증가추세로 나타나고 있다. 다만 1997년 외환위기를 전후한 경기침체와 맞물려 수년에 걸친 소득의 감소가 나타나고 있는 것을 알 수 있다. 5개 광역경제권의 1인당 이산화탄소 배출량의 추이는 이러한 1인당 실질 소득의 추이와 매우 유사한 모습을 나타내고 있다. 즉 외환위기 이전까지 대체로 상승추세이다가 외환위기 이후 실질소득의 감소에 따른 에너지 사용의 감소에 따라 이산화탄소의 배출도 감소하는 것으로 나타나고 있다. 다만 실질소득의 경우 외환위기 이후 N자 형태로 급속하게 회복되는 모습을 보이고 있는 데 반해, 1인당 이산화탄소 배출량의 경우 실질소득에 비해 훨씬 완만한 형태로 충격에 반응하는 모습을 나타내고 있다는 점이 차이가 나는 부분이다.

그런데 이처럼 외환위기 이후 1인당 이산화탄소 배출량의 추이가 1인당 소득의 추이와는 다른 모습을 나타내는 부분을 적절하게 설명하기 위해서는 에너지 가격과 관련된 고려가 필요하다. 즉 외환위기 전후에 발생한 원화에 대한 큰 폭의 평가절하로 인해 대부분을 수입에 의존하는 석유류 등의 가격이 큰 폭으로 상승하면서 이러한 이산화탄소 배출 추이에 영향을 미쳤을 것으로 볼 수 있다. 즉 실질소득은 외환위기 충격에서 빠른 속도로 회복되었지만 고회환율이 상당기간 지속되면서 인한 이산화탄소 배출원의 가격 상승이 일정부분 이산화탄소 배출량의 증가를 억제하는 역할을 하였다. 따라서 EKC의 올바른 추정을 위해서는 이러한

이산화탄소 배출원의 가격 상승으로 인한 영향에 대한 적절한 통제가 요구되며, 이를 위해 에너지원 관련 가격지수를 설명변수로 포함시키는 것이 필요하다.

그림 1 1인당 이산화탄소(CO₂) 배출량과 1인당 실질 지역총생산액(GRDP) 추이



이러한 맥락에서 EKC 추정에서 가격 변수 포함의 중요성에 대한 Agras and Chapman(1999)의 지적은, 본 논문이 다루는 시기에 관찰된 전술한 바의 특성을 감안할 때 더욱 적절하다고 볼 수 있다. 이를 위해 본 논문에서는 지역별 소비자물가지수를 구성하는 항목들 중 전기료, 가스료, 연료를 포함하는 광열 물가지수와 차량연료 물가지수를 이용하여 적절한 가격 지수를 구축하여 설명변수로 사용하였다. 즉 지역별 광열 물가지수와 차량 연료 물가지수를 가중 평균하여 가격지수를 계산하되, 그 가중치는 소비자물가지수 계산과정에서 사용되는 품목별 가중치를 사용하였다.

EKC의 추정에서 기존 연구에서 통상적으로 설명변수로 포함시키는 인구밀도에 대한 자료 역시 통계청 자료로부터 구축하였다. 인구밀도 계산에 필요한 인구자료는 주민등록인구와 외국인등록 인구를 합하여 구하였는데, 다만 1991년의 경우, 이용 가능한 인구자료가 없어서 1990년과 1992년의 평균 값으로 추정하였다.

<표 2>는 이와 같이 구축된 주요 변수들의 기본 통계 값을 5개 광역 경제권에 대해 제시하고 있다. 일인당 이산화탄소 배출량의 경우 1990년에서 2007년 사이에 부산경남권이 일인당 7.83톤으로 평균적으로 가장 높게 나타나고 있고, 이어 대전충청권, 광주호남권, 대구경북권이 6.17톤에서 6.48톤 사이로 비슷하게 나타나고 있다. 수도권은 1인당 5.07톤으로 다른 권역에 비해 상대적으로 낮게 나타나고 있다. 1인당 실질 소득은 대전충청권이 1,246만 원으로 가장 높게 나타나고 있으며 수도권도 1,214만 원으로 그 뒤를 잇고 있다. 이어 부산경남권, 대구경북권, 광주호남권 순으로 관측 기간의 평균 1인당 실질 소득의 순서가 나타나고 있다. 가격지수의 경우에는 편차가 크지 않은 가운데 광주호남권이 가장 높고 수도권과 대전충청권이 가장 저렴한 것으로 나타나고 있다.

표 2 자료의 주요 통계 값

		Mean	St. Dev.	Min.	Max.
1인당	수도권	5.07	0.72	3.58	5.91
이산화탄소 배출량 (톤)	부산경남권	7.83	1.19	4.78	9.15
	대구경북권	6.17	1.27	3.50	7.53
	광주호남권	6.17	1.36	3.08	7.66
	대전충청권	6.48	1.66	2.98	8.76
1인당	수도권	12.14	2.16	8.55	15.97
실질소득 (백만원)	부산경남권	11.93	3.20	7.23	17.14
	대구경북권	10.99	2.77	7.13	16.17
	광주호남권	10.38	2.30	6.29	14.27
	대전충청권	12.46	3.20	7.37	18.27
에너지	수도권	69.47	26.52	31.31	110.95
가격지수	부산경남권	69.92	26.42	31.61	109.07

		Mean	St. Dev.	Min.	Max.
(2005년 =100)	대구경북권	69.63	26.31	31.37	108.60
	광주호남권	70.23	25.81	32.49	108.91
	대전충청권	69.48	26.23	31.52	109.08
인구밀도 (명/km ²)	수도권	1854.60	149.29	1585.93	2088.17
	부산경남권	637.77	11.42	605.54	646.07
	대구경북권	263.88	3.81	255.63	268.79
	광주호남권	265.31	6.10	254.83	277.64
	대전충청권	285.02	12.47	266.37	304.25

자료: 통계청; 자체 계산.

Ⅲ. 추정 모형 및 추정 결과

본 논문은 5개 광역경제권의 이산화탄소 배출에 대한 EKC를 추정하고 비교하는 데 목적이 있는 만큼 다음의 식 (1)로 주어지는 각 지역에 대한 개별 EKC를 추정하게 된다.

$$\log(co2_{jt}) = \beta_{0j} + \beta_{1j}\log(gdp_{jt}) + \beta_{2j}[\log(gdp_{jt})]^2 + \beta_{3j}\log(pr_{jt}) + \beta_{4j}\log(den_{jt}) + \epsilon_{jt} \quad (1)$$

j =수도권, 부산경남권, 대구경북권, 광주호남권, 대전충청권 $t=1990, \dots, 2007$

여기서 co_2 는 1인당 이산화탄소 배출량, gdp 는 1인당 실질소득, pr 은 이산화탄소 배출원의 가격지수, den 은 인구밀도를 나타낸다. 로그-로그(log-log) 모형의 사용을 통해 설명변수의 탄력성이 일정함을 가정하였다. 예컨대, β_{3j} 는 j 지역의 1인당 이산화탄소 배출량의 가격탄력성을 나타내게 된다. 여기서 $\beta_{1j} > 0$, $\beta_{2j} < 0$ 인 경우 EKC가 존재한다고 할 수 있고, 이 경우 EKC 전환점, 즉 1인당 이산화탄소 배출량이 1인당 소득증가에 따라 하락하기 시작하는 1인당 실질소득 수준은 다음과 같이 계산된다.

$$gdp_j^* = \exp\left(-\frac{\beta_{1j}}{2\beta_{2j}}\right) \quad (2)$$

다만 5개 광역경제권별로 EKC를 추정하더라도, 이들 간의 경제적 연관성이 매우 높은 만큼 각 지역 이산화탄소 배출량 간의 상호 영향을 고려할 필요가 있다. 이를 위해 5개 광역경제권의 EKC의 차이를 허용하면서도, 오차항들이 동일한 시점들에서 상관되어 있음을 가정하는 슈어(SUR)를 이용하여 식 (1)을 추정하는 것이 보다 효과적이라 할 수 있다. 즉 식 (1)의 오차항의 확률분포는 다음과 같은 성질을 갖는 것으로 가정된다.

$$Cov(\epsilon_{jt}, \epsilon_{ks}) = 0, t \neq s, Cov(\epsilon_{jt}, \epsilon_{ks}) \neq 0, j \neq k, t = s, Cov(\epsilon_{jt}, \epsilon_{ks}) = \sigma_j^2, j = k, t = s, \quad (3)$$

여기서 슈어의 핵심적 가정은 $Cov(\epsilon_{jt}, \epsilon_{ks}) \neq 0, j \neq k, t = s$, 즉 동시적 상관(contemporaneous correlation)의 존재를 가정하는 것인데, 이러한 동시적 상관은 우선 오차항에 포함되어 있는 1인당 이산화탄소 배출량에 대한 공통적 영향 요인들이 존재할 것이라는 데서 정당화될 수 있다. 예컨대 거시경제적인 충격이나 중앙정부 차원의 환경 관련 정책 등은 전국적인 영향을 미치는 만큼, 이들은 각 광역경제권의 EKC 추정식에서 오차항에 포함되며, 이러한 공통된 영향 요인들로 인해 오차항 간에 양(+)의 동시적 상관이 발생하게 된다. 또한 예컨대, 수도권 지역에 공장 신설에 대한 규제 정책이 강화되는 경우 수도권에서의 이산화탄소 배출을 줄이는 대신 다른 지역에서의 공장 신설을 촉진하여 해당 지역의 이산화탄소 배출을 늘리는 요인이 될 수 있다. 이러한 경우 동시적 상관은 음(-)으로 나타나게 된다. 이처럼 음이든 양이든 동시적 상관이 존재하는 경우 각 지역에 대한 추정식을 개별적으로 추정하는 것보다 동시적 상관에 존재하는 정보를 활용하기 위해 이들 방정식들을 결합적으로 추정하는 경우 보다 효율적인 추정이 될 수 있다. 아울러 분석에 사용된 슈어모형에서는 식 (3)에서 보듯이 지역 간의 이분산성(heteroskedasticity)을 허용하고 있음을 알 수 있다.

본격적인 추정에 앞서 <표 3>은 광역경제권별 EKC 추정에 사용된 주요 설명변수들 간의 표본상관계수 행렬을 보여 주고 있다. 상당히 많은 경우에 핵심 변수인 1인당 GDP와 다른 변수들 간에 다중공선성의 문제를 야기할 우려가 있다고 할 수 있는 0.9 이상의 높은 표본상관계수 값을 나타내고 있다. 특히 1인당 GDP의 로그 값과 그 제곱 값 간에는, 두 변수의 관계를 감안할 때 자연스러운 것이기는 하지만, 매우 높은 상관관계 값이 나타나고 있다. 이러한 설명변수들 상호간의 높은 상관관계는 실제 추정에서 다중공선성의 문제를 야기할 수 있으며, 이로 인해 개별 설명변수의 t 값이 포함되는 변수들에 따라 매우 불안정하게 나

타날 수 있음을 염두에 두어야 할 것이다. 특히 모형 전체의 통계적 유의성을 나타내는 F검정통계량(F-statistics)의 값이 높은 데 반해 개별 변수의 유의성은 떨어지는 경우 전형적인 다중공선성의 현상이라고 판단할 수 있을 것이다. 따라서 1가지의 모형 설정으로 EKC를 추정하기보다는 좀 더 강건한 결과를 얻기 위해 포함되는 설명변수를 달리하는 몇 가지의 모형 설정을 바탕으로 EKC를 추정하는 것이 바람직할 것이다.

표 3 설명변수 간 상관계수

		log(gdp)	[log(gdp)] ²	log(pr)
수도권	[log(gdp)] ²	0.999		
	log(pr)	0.914	0.913	
	log(den)	0.979	0.977	0.974
부산경남권	[log(gdp)] ²	0.999		
	log(pr)	0.966	0.962	
	log(den)	0.824	0.799	0.841
대구경북권	[log(gdp)] ²	0.999		
	log(pr)	0.924	0.916	
	log(den)	0.455	0.414	0.622
광주호남권	[log(gdp)] ²	0.999		
	log(pr)	0.920	0.921	
	log(den)	-0.907	-0.916	-0.784
대전충청권	[log(gdp)] ²	0.999		
	log(pr)	0.942	0.937	
	log(den)	0.952	0.952	0.980

<표 4>는 식 (1)과 (3)으로 주어지는 5개 광역경제권의 EKC 추정을 위한 슈어모형에 대한 일반최소제곱추정(Generalized Least Square) 결과를 나타내고 있다. 앞서 지적한 바와 같은 다중공선성의 문제로 인한 추정 결과의 불안정성을 감안하여 추정되는 EKC에 대한 강건성(robustness)을 확보하기 위해 (A) - (E)의 5가지의 모형 설정에 대해 추정을 하였다. 식 (A)는 1인당 GDP 및 그 제곱 값 외에 가격지수 및 인구밀도를 설명변수에서 제외한 식이며, 식 (B), 식 (C)는 각각 가격 지수 및 인구밀도를 차례로 설명변수로 추가한 식이다.

식 (D)는 가격 지수를 설명변수로 추가하되 5개 광역경제권의 가격 탄력성이 같다는 가정 (즉 $\beta_{3j} = \beta_3$)하에 추정된 것이고, 식 (E)는 가격지수와 인구밀도를 설명변수로 포함하되 그들에 대한 탄력성이 5개 광역권들 간에 같다는 가정하에 추정된 것이다.

우선 추정식 (C)를 제외하고, 다른 모든 추정식들에 있어서는 5개 광역경제권 모두에서 통계적으로 뚜렷이 유의한 EKC가 확인되었다. 추정식 (C)의 경우에도 부산경남권을 제외 하고는 통계적으로 유의한 EKC의 존재를 확인할 수 있었으나, 부산경남권의 경우 인구밀도 변수의 추가로 인해 추정결과가 상당히 불안정해지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 다분히 앞서 지적한 다중공선성의 문제가 나타난 것으로 볼 수 있다. 특히 추정식 (C)에서 F검정통계량의 값이 다른 추정식들에 비해 매우 높는데 반해, 개별 변수의 유의성은 떨어지는 현상은 전형적인 다중공선성의 문제로 인한 것으로 판단할 수 있겠다. 이러한 점을 고려하면 전체적으로 볼 때 모든 지역에서 통계적으로 뚜렷하게 유의한 EKC의 존재를 상당히 강건하게 확인한 것으로 볼 수 있다.

표 4 추정결과-SUR모형

		(A)	(B)	(C)	(D)	(E)
수도권	C	-10.527 *** (0.000)	-12.018 *** (0.000)	-19.464 * (0.088)	-11.974 *** (0.000)	-20.873 *** (0.000)
	log(gdp)	9.154 *** (0.000)	10.514 *** (0.000)	10.445 *** (0.000)	10.465 *** (0.000)	9.714 *** (0.000)
	[log(gdp)] ²	-1.709 *** (0.000)	-1.917 *** (0.000)	-1.953 *** (0.000)	-1.910 *** (0.000)	-1.855 *** (0.000)
	log(pr)		-0.144 ** (0.017)	-0.256 (0.152)		
	log(den)			1.105 (0.532)		
부산경남	C	-5.277 *** (0.000)	-6.343 *** (0.000)	-69.020 *** (0.000)	-6.155 *** (0.000)	-14.086 *** (0.000)
	log(gdp)	5.612 *** (0.000)	7.380 *** (0.000)	-0.736 (0.550)	6.604 *** (0.000)	5.762 *** (0.000)
	[log(gdp)] ²	-1.057 *** (0.000)	-1.288 *** (0.000)	0.296 (0.222)	-1.220 *** (0.000)	-1.041 *** (0.000)
	log(pr)		-0.446 ***	-0.565 ***		

국내 지역별 이산화탄소 배출에 대한 환경 쿠즈네츠 곡선 추정 및 비교

		(A)	(B)	(C)	(D)	(E)
	log(den)		(0.000)	(0.000)	11.371 ***	
				(0.000)		
대구경북	C	-9.474 *** (0.000)	-9.743 *** (0.000)	-34.615 *** (0.000)	-10.320 *** (0.000)	-16.883 *** (0.000)
	log(gdp)	8.716 *** (0.000)	8.997 *** (0.000)	4.408 *** (0.002)	9.694 *** (0.000)	8.698 *** (0.000)
	[log(gdp)] ²	-1.653 *** (0.000)	-1.703 *** (0.000)	-0.722 ** (0.014)	-1.813 *** (0.000)	-1.589 *** (0.000)
	log(pr)		-0.028 (0.513)	-0.174 *** (0.001)		
	log(den)			5.522 *** (0.000)		
광주호남	C	-6.571 *** (0.000)	-6.694 *** (0.000)	-8.061 ** (0.027)	-6.800 *** (0.000)	-14.278 *** (0.000)
	log(gdp)	6.360 *** (0.000)	6.855 *** (0.000)	6.808 *** (0.000)	6.817 *** (0.000)	6.403 *** (0.000)
	[log(gdp)] ²	-1.176 *** (0.000)	-1.207 *** (0.000)	-1.191 *** (0.000)	-1.224 *** (0.000)	-1.080 *** (0.000)
	log(pr)		-0.203 *** (0.000)	-0.206 *** (0.000)		
	log(den)			0.251 (0.704)		
대전충청	C	-8.173 *** (0.000)	-8.110 *** (0.000)	-6.301 (0.171)	-8.466 *** (0.000)	-16.069 *** (0.000)
	log(gdp)	7.053 *** (0.000)	6.960 *** (0.000)	7.119 *** (0.000)	7.538 *** (0.000)	7.545 *** (0.000)
	[log(gdp)] ²	-1.206 *** (0.000)	-1.195 *** (0.000)	-1.216 *** (0.000)	-1.263 *** (0.000)	-1.290 *** (0.000)
	log(pr)		0.023 (0.625)	0.029 (0.730)		
	log(den)			-0.371 (0.654)		
Pooled	log(pr)				-0.136 ***	-0.205 ***

	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)
log(den)				(0.000)	(0.000) 1.424 *** (0.000)
weighted adjusted R2	0.983	0.985	0.992	0.986	0.986
F-statistics	363.45	305.53	436.52	381.69	431.94

주: 괄호안은 p-값이며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 해당 추정계수가 통계적으로 유의함을 나타낸다. 추정에는 Eviews ver.6.001 사용되었다.

가격지수와 인구밀도와 관련해서는 전체 지역의 탄력성이 동일하다는 가정 하에 추정한 식 (D)와 (E)의 경우, 에너지 가격의 상승은 뚜렷하게 1인당 이산화탄소의 배출량을 줄이는 것으로 나타나고 있으며, 반면에 인구밀도의 증가는 1인당 이산화탄소 배출량을 증가시키는 것으로 나타났다. 추정식 (E)에서의 추정치를 바탕으로 보면, 에너지 가격지수의 1% 증가가 에너지 수요를 억제하는 효과를 통해 1인당 이산화탄소 배출량을 0.205% 줄이는 것으로 나타나고 있으며, 인구밀도 1%의 증가는 반대로 1인당 이산화탄소 배출량을 1.424% 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 에너지 가격 상승에 대해서는 다소 비탄력적으로 1인당 이산화탄소의 배출량이 반응하는 반면, 인구밀도의 증가에 대해서는 상당히 탄력적으로 반응함을 시사하는 것이기도 하다. 다만 광역경제권별로 이러한 가격지수와 인구밀도의 영향을 추정한 결과는 일관되지는 않다. 에너지 가격의 상승에 대해서는 통계적으로 유의한 추정치가 나오는 경우 여전히 비탄력적인 음(-)의 탄력성이 추정되지만 탄력성의 크기는 지역에 따라 편차가 크다. 또한 일부 추정식에서는 가격 탄력성의 통계적 유의성이 기각되고 있다. 인구밀도의 경우에도 역시 통계적으로 유의한 추정치가 나오는 경우만 상당히 탄력적인 양(+)의 탄력성이 추정된다.

<표 5>는 <표 4>에서 제시된 5가지의 추정식에 대한 추정 결과를 바탕으로 식 (2)에 따라 계산된 지역별 EKC의 소득전환점을 보여주고 있다. 마지막 칸에는 계산된 전환점 실질 소득을 단순 평균한 값을 제시하였다. 표에서 볼 수 있듯이 각 광역경제권들의 소득 전환점들은 모형 설정에 따라 다소 차이는 있으나 1인당 실질소득 1,370만 원에서 2,115만 원 사이에 놓여 있음을 알 수 있다. 일단 이러한 결과는 과거 연구들에서 제시된 전환점 실질소득과 크게 다르지 않은 결과이다. 예컨대, Unruh and Moomaw(1998)는 분석 대상 선진국의 소득전환점을 평균 11,426달러로 추정하고, Galeotti et al.(2006)의 경우 OECD 회원국의 소득전환점을 15,697 - 16,487달러로 추정하였다. 최충익, 김지현(2006) 역시 28개의

OECD 국가를 대상으로 한 추정에서 13,700 - 16,764 달러의 전환점을 도출하였다. 수도권 3개 광역자치단체를 대상으로 1,292 - 1,466만원의 전환점을 추정한 이광훈, 이춘화(2009) 역시 유사한 전환점 실질소득을 제시하였다.

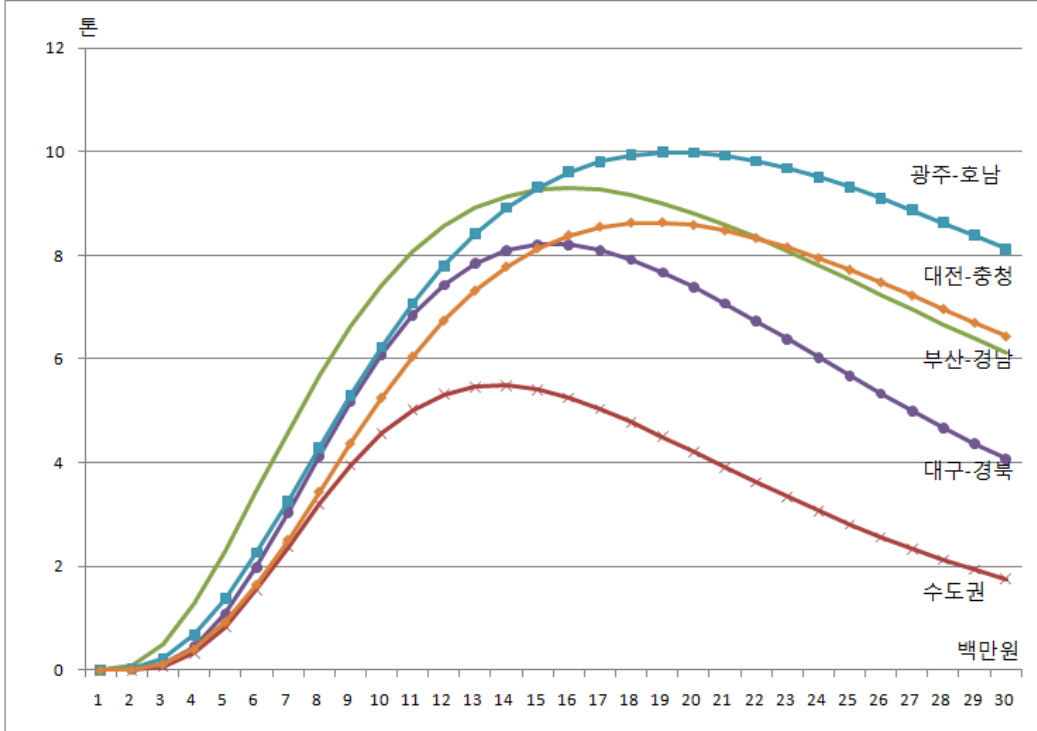
표 5 EKC 전환점

(단위: 백만원)

	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	평균
수도권	14.555	15.529	14.504	15.486	13.708	14.756
부산경남	14.208	17.549	N/A	14.988	15.916	15.665
대구경북	13.954	14.041	21.152	14.485	15.438	15.814
광주호남	14.953	17.094	17.417	16.196	19.371	17.006
대전충청	18.596	18.410	18.691	19.796	18.606	18.820

추정식 (E)를 토대로 지역별 전환점 실질 소득을 살펴보면, 수도권이 1,371만 원으로 가장 낮은 반면에 광주호남권이 1,937만 원으로 가장 높다. 이외 지역에서는 부산경남권과 대구경북권이 비교적 전환점 실질소득이 낮은 반면, 대전충청의 경우 상대적으로 높은 전환점 실질소득을 나타내고 있다. 각 추정식으로부터의 전환점 실질소득을 평균한 값도 이와 크게 다르지 않음을 알 수 있다. 실제 이들 지역의 연도별 1인당 실질소득 추이와 비교해 볼 때, 대체로 최근에 전환점을 지나거나 일부 지역에서는 아직 전환점에 도달하지 못한 것으로 나타났다. 즉 수도권의 경우 비교적 이른 2001년에 전환점을 지난 것으로 볼 수 있으며, 부산경남권의 경우에는 2006년, 대구경북권의 경우에는 2007년에 각각 전환점을 통과한 것으로 나타났다. 하지만 대전충청과 광주호남의 경우에는 아직 전환점에 도달하지 못한 것으로 나타나고 있다. 이 중 대전충청권의 경우 2007년 실질소득이 1,827만 원임을 감안할 때, 관측 기간인 2007년 이후 이른 시일 안에 전환점을 통과할 것으로 예상할 수 있으나, 광주호남권의 경우 2007년 실질소득이 1,427만 원으로 나타나고 있어 전환점 통과까지 좀 더 오랜 기간이 필요할 것으로 볼 수 있다.

그림 2 추정결과로부터의 1인당 실질소득과 1인당 이산화탄소 배출량 간의 관계



보다 구체적으로 지역별 EKC를 비교해 보기 위해 <그림 2>을 통해 식 (E)의 추정결과를 바탕으로 한 지역별로 1인당 실질소득과 1인당 이산화탄소 배출량 간의 관계를 보여 주고 있다. 식 (E)의 결과를 이용하여 분석하는 것은 다중공선성으로 인해 불안정한 추정결과를 나타내는 추정식 (C)를 제외하고 가장 높은 적합도를 보이고 있기 때문이다. 아울러 지역별 EKC 계산에서 직접 필요하지 않은 가격지수와 인구밀도 변수에 대한 동일한 탄력성을 가정하고 있기 때문에 지역별 EKC의 도출이 보다 간단하다는 장점도 있다. 이 그림은 다음과 같은 식을 바탕으로 그려졌다.

$$\widehat{co2}_{jt} = \exp\{\widehat{\beta}_{0j} + \widehat{\beta}_{1j}\log(gdp_{jt}) + \widehat{\beta}_{2j}[\log(gdp_{jt})]^2 + \widehat{\beta}_{3j}\log(\overline{pr}_j) + \widehat{\beta}_{4j}\log(\overline{den}_j)\} \quad (4)$$

j =수도권, 부산경남권, 대구경북권, 광주호남권, 대전충청권 $t=1990, \dots, 2007$

즉 추정식 (E)에서 인구밀도와 가격지수는 지역별 평균 값(\overline{pr}_j , \overline{den}_j)을 사용하여 대입하였으며, 1인당 실질소득이 100만 원에서 3,000만 원 사이에서 변화할 때 1인당 이산화탄소 배출량의 로그 값을 식 (1)의 추정식으로부터 계산하고 여기에 식 (4)에서 보듯이 다시 지수 함수를 적용하여 1인당 이산화탄소 배출량을 계산하였다.

<그림 2>는 무엇보다도 앞서 계산한 소득 전환 전후의 1인당 이산화탄소 배출량의 추이를 보여주고 있다. 성장 초기에는 1인당 소득의 증가에 따라 1인당 이산화탄소 배출량이 매우 급격하게 증가하다가 전환점 이후에는 소득 증가에 따라 상대적으로 완만하게 배출량이 감소하는 모습을 나타내게 됨을 알 수 있다. 또한 <그림 2>는 현재 시점의 소득수준에서 소득이 증가함에 따라 지역별 1인당 이산화탄소 배출량의 격차가 대부분의 지역에서 더 커지게 될 것임을 보여주고 있다. 예외적으로 대전충청과 부산경남 간의 격차는 더 좁혀지는 것으로 나타나고 있다. 그리고 소득전환점을 지난 이후에 1인당 이산화탄소 배출량의 감소 속도에서도 지역별 격차가 있음을 알 수 있다. 즉 이러한 감소속도가 수도권이나 대구경북 등의 경우 상대적으로 빠르게 감소하는 데 반해, 나머지 지역의 감소속도는 상대적으로 완만한 것으로 나타나고 있다.

IV. 결론 및 시사점

본 논문은 1990년에서 2007년까지의 기간에 걸쳐 제주도와 강원도를 제외한 전국을 5개의 광역경제권으로 구분하고, 이들 광역경제권들의 1인당 이산화탄소 배출량에 대한 환경 쿠즈네츠 곡선(EKC)들을 각각 추정하고 그 비교를 시도하였다. 이러한 EKC의 추정에서 종속변수로 사용되어야 할 광역경제권별 이산화탄소의 배출량은 1차 자료가 없는 만큼, 이산화탄소의 주된 배출원인 석유류, 도시가스, 전력 등의 지역별 소비량에 대한 1차 자료를 토대로 석유환산계수 및 탄소배출계수를 적용하여 계산하였다. 또한 EKC 추정에서 기본적인 설명변수인 1인당 실질 소득과 여러 기존 연구들에서 포함되었던 인구밀도 외에도, Agras and Chapman(1999) 등이 주요 요인으로 지적한 에너지 가격을 설명변수로 포함시켰다. 이는 환율 상승으로 인해 에너지 가격이 급등하는 1997년 외환위기 이후, 1인당 이산화탄소 배출량의 상승 추이가 그 이전과는 다르게 1인당 소득의 증가에 비해 상당히 완만해지고 있었음을 관찰할 수 있었기 때문이며, 이러한 영향을 고려하기 위해 에너지 가격지수를 적절히 고안하여 설명변수로 추가하였다. 5개 광역경제권 각각에 대해 EKC를 개별적으로 추정하되 이들 간의 밀접한 경제·산업적 연관성으로 인해 동시적 상관관계가 존재하는 것을

고려하여 지역별 EKC의 추정에 슈어(SUR)를 적용하였다.

설명변수들 간의 상관관계수에 대한 고찰 결과 나타난 다중공선성으로 인한 문제 야기 가능성을 염두에 두고, EKC 추정을 위해 반드시 필요한 1인당 실질소득 및 1인당 실질 소득의 제곱 값 이외의 설명변수들에 대한 설정을 달리하는 5가지 추정식을 통해 추정결과와 강건성을 확인해 보고자 하였다. 그 결과, 5개 광역경제권 모두에서 통계적으로 유의한 EKC의 존재를 상당히 강건하게 확인할 수 있었으며, 그 소득전환점들은 모형 설정에 따라 다소 차이는 있으나 1인당 실질소득 1,370만 원에서 2,115만 원 사이에 놓여 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 과거 다른 자료와 접근방법을 통해 우리나라 또는 다른 지역의 이산화탄소 배출에 대한 EKC 추정을 통해 얻어진 전환점 실질소득과 크게 다르지 않은 결과임을 확인할 수 있었다. 또한 이러한 광역경제권별 전환점 실질소득과 실제 이들 지역의 실질소득 추이를 비교해 본 결과 수도권, 부산경남권, 대구경북권은 이미 전환점을 지났고, 광주호남권과 대전충청권은 전환점 통과를 앞두고 있는 것으로 분석되었다. 추정된 EKC는 초기 소득 증가 시에는 가파르게 이산화탄소 배출량이 증가하지만, 전환점 통과 이후 이산화탄소 배출량은 상대적으로 완만하게 감소하는 모습을 나타냈다. 하지만 전환점 통과 이후 감소 속도는 지역별로 상당한 편차가 있는 것으로 나타났다. 아울러 에너지 가격 지수의 상승은 대체로 통계적으로 유의하게 1인당 이산화탄소의 배출량을 줄이는 것으로 나타나고 있으며, 이는 외환위기 이후 환율 급등으로 인한 에너지원의 가격 상승이 1인당 이산화탄소 배출량의 증가 추이를 억제하는 데 일정부분 기여했음을 시사한다. 반면에 인구밀도의 경우는 대체로 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 나타내고 있었다.

이러한 추정 결과들로부터 무엇보다도 5개 광역경제권 모두에 있어서 1인당 이산화탄소 배출량의 지속적인 증가추세가 최근 정점을 지나 감소추세로 돌아서거나 근시일 내에 돌아설 것임을 알 수 있었다. 이러한 추세는 이산화탄소 배출을 억제하기 위한 정부의 정책적 접근이 강화됨에 따라 더욱 가속화될 전망이다. 그럼에도 광역경제권별로 EKC는 다소차이를 나타내고 있는바, 수도권의 경우처럼 일찍이 전환점을 통과한 지역이 있는 반면, 광주호남권의 경우처럼 전환점을 통과하기에는 아직 상당한 기간을 필요로 하는 지역도 있다. 이처럼 지역에 따라 경제적 성장과 이산화탄소 배출 간의 관계에서 처한 상황이 다름을 인식하고 이를 바탕으로 관련 정책을 수립하고 시행하는 것이 필요하다. 예컨대 이러한 결과에 따르면 전국에 대한 획일적 잣대를 가지고 이산화탄소 배출량 감축 목표를 할당하는 것은 바람직하지 않을 것이다. 즉 이산화탄소 배출량이 하향추세에 일찍 접어든 지역은 보다 많은 감축 목표를 할당하고 아직 상당 기간 상승추세인 지역은 보다 적은 감축 목표를 할당하

는 것이 더욱 효과적일 것이다.

마지막으로 본 논문이 갖는 한계를 논의하고 향후 연구주제를 탐색하는 것으로 논문을 마무리하고자 한다. 우선 Stern(2003) 등에서도 지적하였듯이, 기존의 EKC의 분석에서 계량경제학적인 이슈들이 다양하게 존재한다. 우선 소득이 오염물질 배출에 대해 외생적(exogenous) 인가 하는 부분은 통계적 검정을 필요로 할 수 있다. 오염물질 배출의 증가가 역으로 소득에 대해 영향을 주는 경우 이러한 내생성(endogeneity) 혹은 동시성(simultaneity)은 추정치에 편차(bias)를 발생시킨다. 이러한 동시성은 적절한 설명변수가 누락되는 경우에도 발생할 수 있으며, Stern and Common(2001)에서는 고정효과모형과 확률효과모형 간의 추정치의 차이에 기반을 둔 하우스만 검정(Hausman Test)을 사용하여 이러한 누락변수로 인한 동시성의 문제를 검정하였다. 하지만 이러한 방법은 본 논문에서 사용한 슈어모형 추정에서 적용될 수 없다. 따라서 내생성 혹은 동시성의 통계적 검정을 위해 필요한 적절한 도구변수를 찾아야 하지만 이는 통상 매우 어려운 과제이다. 다만, 동시성의 문제가 있는 것으로 나타난 Stern and Common(2001)의 연구에서는 그로 인해 분석 대상의 지역이 달라짐에 따라 추정결과가 매우 상이하게 나타나고 있는 데 반해, 본 논문에서 도출된 결과의 경우 추정모형에 포함되는 변수의 변화 및 추정 대상 지역의 변화에도 상당히 유사하면서도 강건한 결과가 나타나고 있음은 이러한 동시성의 문제로 인한 편차가 심각하지 않음을 시사하고 있다.

계량경제학적 측면에서 추가로 지적하고 넘어가야 할 이슈는 EKC 추정에서 비정상(non-stationary) 시계열과 관련한 단위근(unit root) 및 공적분(cointegration) 검정의 적용 여부이다. 앞서 소개한 Galeotti et al.(2009)을 비롯한 몇몇 연구에서 이러한 접근을 하고 있으나, 본 논문에서 사용된 자료의 표본기간이 충분히 장기가 아니기 때문에, 잘 알려져 있듯이 단위근 검정이나 공적분 검정은 검정력이 매우 떨어질 수밖에 없는 만큼 반드시 바람직한 접근방법이라고 할 수는 없을 것이다.

이산화탄소 배출에 대한 EKC 추정에서 근간이 되는 이산화탄소 배출량의 추정치는 엄밀성 측면에서 비판에 직면할 수밖에 없다. 이산화탄소 배출원들에 대한 고려가 완전하게 이루어지지 않았을 뿐 아니라, 배출량 계산에 이용되었던 탄소배출계수 역시 우리나라의 실사를 통해 산정된 값이 아니다. 이산화탄소 배출량의 감축을 위한 정책에 적극적인 정부 입장에서, 효과적인 정책의 집행이나 정책 효과의 모니터링을 위해서라도 기초적인 통계의 구축에 보다 관심을 기울일 필요가 있다고 하겠다.

또한 EKC를 추정할 때 본 논문에서 고려된 에너지원 가격지수나 인구밀도 외에도 권역별 산업의 구성이나 교통량 등의 변수도 자료의 확보가 가능하다면 추후의 연구에서 고려

가 가능할 것이다. 아울러 EKC 추정에 대한 일반적인 비판은 이 논문의 연구결과에 대해서도 유효하다, 즉 어떠한 요인들이 EKC와 같은 모습으로 이산화탄소 배출과 소득 간의 관계를 만들어 내는 것인지에 대해서는 살펴보고 있지 못하다. 이와 관련해서는 신재생 에너지 이용이나 에너지 효율성의 증가를 위한 투자 및 기술혁신 등과 관련한 자료의 고찰 필요성이 제기될 수 있을 것이다. 이러한 부분들에 대한 고찰은 보다 풍부한 자료의 축적을 전제로 하며 향후의 흥미로운 연구주제가 될 것이다.

참고문헌

- 김정인, 김진욱, 박창원. 1999. “주요 OECD 국가의 환경쿠즈네츠곡선 검증”. 『환경경제연구』 8(1): 77-108.
- 김지욱. 2002. “확률계수모형을 이용한 수도권지역의 환경쿠즈네츠가설에 관한 재고찰”. 『자원·환경경제연구』 11(3): 377-396.
- 녹색연합. 2008. 『Local CO₂ 다이어트: 광역지자체 기후변화대응 현황과 전략』.
- 에너지경제연구원. 각년도. 『지역에너지통계연보』.
- 이광훈, 이춘화. 2009. “수도권 지역 이산화탄소 배출에 대한 환경 쿠즈네츠 곡선 탐색 및 정책적 함의”. 『서울도시연구』 10(3): 83-95.
- 정군오, 정영근. 2004. “경제성장과 이산화탄소 배출에 관한 다국가 비교분석”. 『산업경제연구』 17(4): 1077-1098.
- 조상섭, 강신원, 김동엽. 2001. “비정태적 패널자료를 이용한 환경 쿠즈네츠가설에 대한 실증 분석-OECD 17개국 사례분석”. 『자원·환경경제연구』 10(4): 619-632.
- 최충익, 김지현. 2006. “경제성장과 환경오염 간의 관계에 대한 국제비교연구-CO₂의 환경쿠즈네츠곡선 검증을 중심으로”. 『국토계획』 41(1): 153-166.
- Agras, J. and D. Chapman. 1999. “A dynamic approach to the environmental Kuznets curve hypothesis”. *Ecological Economics* 28(2): 267-277.
- Arrow, K., B. Bolin, R. Costanza, C. Folke, C. S. Holling, B. Janson, S. Levin, K. Maler, C. Perrings, and D. Pimental. 1995. “Economic growth, carrying capacity, and the environment”. *Science*, 15: 91-95.
- Dinda, S. 2004. “Environmental Kuznets curve hypothesis: A survey”. *Ecological Economics*, 49: 431-455.
- Ekins, P. 1997. “The Kuznets Curve for the environment and economic growth: examining the evidence”. *Environment and Planning A*, 29: 805-830.
- Galeotti, M. and A. Lanza. 1999. “Richer and cleaner? A study on carbon dioxide emissions by developing countries”. *Energy Policy*, 27: 565-573.
- Galeotti, M., A. Lanza, and F. Pauli. 2006. “Reassessing the environmental Kuznets curve for CO₂ emissions: A robustness exercise”. *Ecological Economics*, 57: 152-163.
- Galeotti, M., M. Manera, and M. Lanza. 2009. “On the Robustness of Robustness Checks of the Environmental Kuznets Curve Hypothesis”. *Environmental*

- Resource Economics*, 42: 551-574.
- Grossman, G. and A. Krueger. 1991. *Environmental impacts of the North American Free Trade Agreement*. NBER Working paper 3914.
- Halkos, G. E. and E. G. Tsionas. 2001. "Environmental Kuznets curves: Bayesian evidence from switching regime models". *Energy Economics*, 23: 191-201.
- Holtz-Eakin, D. and T. M. Selden. 1995. "Stoking the fires? CO2 emissions and economic growth". *Journal of Public Economics*, 57: 85-101.
- International Energy Agency. 2009. *World Energy Outlook*.
- IPCC. 2006. *IPCC Guidelines for National Greenhouse Gas Inventories*.
- Kim, J. H. 1999. "Does an Environment Kuznets Curve Exist in Korea's Case?". *Journal of Environment Policy and Administration*, 7(1): 169-192.
- Pearson, P. J. G. 1994. "Energy, externalities, and environmental quality: will development cure the ills it creates". *Energy Studies Review*, 6: 199-216.
- Poudel, B. N., K. P. Paudel, and K. Bhattarai. 2009. "Searching for an Environmental Kuznets Curve in Carbon Dioxide Pollutant in Latin American Countries". *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 41(1): 13-27.
- Schmalensee, R., T. M. Stoker, and R. A. Judson. 1998. "World carbon dioxide emissions: 1950~2050". *Review of Economics and Statistics*, 80: 15-27.
- Shafik, N. 1994. "Economic development and environmental quality: an econometric analysis". *Oxford Economic Papers*, 46: 757-773.
- Stern, D. I. 1998. "Progress on the environmental Kuznets curve?". *Environment and Development Economics*, 3: 173-196.
- _____. 2003. *The rise and fall of the environmental Kuznets curve*. Working Paper Series, Rensselaer Polytechnic Institute.
- Stern, D. I., M. S. Common, and E. B. Barbier. 1996. "Economic growth and environmental degradation: the environmental Kuznets curve and sustainable development". *World Development*, 24: 1151-1160.
- Stern, D. I. and M. S. Common. 2001. "Is there an environmental Kuznets curve for sulfur?". *Journal of Environmental Economics and Environmental Management*, 41: 162-178.
- Unruh, G. and W. Moomaw. 1998. "An Alternative analysis of apparent EKC-type transitions". *Ecological Economics*, 25: 221-229.