

환경 쿠즈네츠 가설하의 일인당 이산화탄소 배출량의 에너지 가격 탄력성 추정

이광훈*

Estimation of Energy Price Elasticity of per Capita CO₂
Emissions under Environmental Kuznets Hypothesis

Gwanghoon Lee

중앙대학교 경제학부(School of Economics, Chung-Ang University)

제출: 2012년 3월 4일 수정: 2012년 6월 7일 승인: 2012년 6월 12일

국문 요약

화석연료를 중심으로 한 에너지 가격의 상승 추세가 이산화탄소 배출의 자연스러운 감축에 미치는 영향을 파악해 보기 위해, 본 논문은 일인당 이산화탄소 배출량의 에너지 가격에 대한 탄력성을 추정하고자 한다. 이를 위해 OECD 29개국의 1978년에서 2009년까지의 패널 자료를 구축하였으며, 환경 쿠즈네츠 가설을 검증하기 위한 추정 모형을 이용하였다. 추정 결과, 실질 에너지 가격지수가 1% 상승할 때, 일인당 이산화탄소 배출량은 0.26 ~ 0.31% 가량 통계적으로 유의하게 감소하는 것으로 나타났으며, 이러한 탄력성의 크기는 이산화탄소 배출량의 감축 목표 설정에 있어서 향후 예상되는 에너지 가격의 지속적 상승의 영향을 감안해야 함을 시사한다. 아울러 에너지 가격 변화의 영향을 고려하여 추정된 환경 쿠즈네츠 곡선의 존재 역시 강건하고 유의하게 확인되었으며, 그 소득 전환점은 모형설정에서 22,200 ~ 48,500달러의 범위에 놓이는 것으로 나타나고 있다.

주제어 | 이산화탄소, 에너지 가격, 환경 쿠즈네츠 가설, 패널 모형

Abstract

This paper attempts to estimate the energy price elasticity of per capita CO₂ emissions, which helps to understand the influence of recent energy price increase on the natural reduction of CO₂ emissions. For this purpose, this study researched panel data of twenty-nine OECD countries from 1978 to 2009 and adopted estimation models for testing the environmental Kuznets hypothesis. Estimation results show that the 1% increase of energy price index will cause a statistically significant decrease of per capita CO₂ emissions by 0.26 ~ 0.31%, which is substantial enough for policy consideration.

Also Kuznet curves in estimation models were identified, the turning points of income lie between 22.2~48.5 thousand US dollars, depending on model specifications.

Keywords | CO₂, Energy Price, Environmental Kuznets Hypothesis, Panel Model

I. 서론

지구 온난화와 그로 인한 여러 가지 환경 문제의 주된 발생의 원인으로 지적되어온 이산화탄소의 배출은 상당부분 석유류, 도시가스, 전력 등의 에너지 사용에서 비롯된다. 따라서 이산화탄소 배출은 에너지 사용량으로부터 직접적인 영향을 받게 되며, 이는 다시 산업화 및 경제성장과 밀접한 관련을 갖고 있다. 이산화탄소 배출과 경제성장 간의 관계에 대해서는 소득지표와 이산화탄소 배출지표 간의 역(逆) U자 모양의 관계를 시사하는 소위 환경 쿠즈네츠 가설과 관련된 실증적 분석을 통해 일찍이 많은 탐구가 이루어져 왔다. 환경 쿠즈네츠 가설이 실증적 증거로서 뒷받침되는 경우, 이는 성장 초기에는 소득 지표가 개선됨에 따라 이산화탄소 배출 지표가 악화되지만 소득 지표가 일정 수준을 넘어서게 되면 이러한 관계가 역전이 될 것을 의미하게 된다. 그런데 이러한 환경 쿠즈네츠 가설에 대한 실증적 탐구에 있어서 에너지 가격의 변화가 이산화탄소의 배출에 대해 미치는 영향에 대한 고려는 대부분의 연구에서 이루어지고 있지 않다. 하지만 에너지 가격의 변화는 에너지 사용량의 변화를 통해 이산화탄소 배출량에 영향을 주게 될 것이 분명하다. 이는 2차 오일쇼크 기간인 1970년대 말에서 1980년대 초 사이에는 전체 이산화탄소 배출량이 일시적으로 감소하였다가, 원유가격이 안정적으로 유지된 1985년 이후에는 배출량이 꾸준히 증가하는 모습에서도 확인할 수 있다 (Agras and Chapman, 1999).

이산화탄소 배출량의 감축을 위한 국제적 차원에서의 노력들이 2005년 교토의정서(Kyoto Protocol)의 발효와 함께 본격적으로 이루어져 오고 있는데, 2009년 기준 이산화탄소 배출량이 세계 8위¹⁾에 해당하는 우리나라도 이러한 국제적 움직임에 적극적으로 대처해오고 있다.²⁾ 그런데 이러한 이산화탄소 배출량의 감축을 위한 정책적 노력들에 앞서서, 경제 성장 및 에너지 가격 변화에 따른 이산화탄소 배출량의 변화 추이에 대한 면밀한 분석은 국가별로 올바른 정책목표를 설정하고 국가들 간에 원활한 정책적 공조를 추진하기 위해서 필수적이라고 할 수 있다. 특히 원유 가격이 2008년 1/4 분기에 제3차 오일쇼크에 대한 우려를 불러일으킬 만큼 급격한 상승과 커다란 변동성을 기록하였고, 앞으로의 유가 전망 역시 지속적인 상승이 예상되고 있다.³⁾ 따라서 제2차 오일

1) 'IEA CO₂ Emission from Fuel Combustion Statistics'에 따르면 2009년 중국, 미국, 인도, 러시아, 일본, 독일, 캐나다, 한국 순으로 많은 이산화탄소 배출량을 기록하였다.

2) 대통령 직속의 녹색성장위원회는 2020년에 도달하게 될 중기 감축목표로 2020년 배출전망치 대비 최대 -30%, 혹은 2005년 배출량 대비 최대 -4%의 중기 감축목표를 설정해놓고 있다.

쇼크 이후 상당 기간에 걸쳐 에너지 가격이 상대적으로 안정을 이루었던 시기에 수행되었던 대부분의 기존 분석들과는 달리, 지속적 유가 상승이 현실화되고 있는 현 시점에서, 에너지 가격의 변동이 이산화탄소 배출에 어떠한 영향을 미칠 것인가에 대한 고찰은 흥미로울 뿐 아니라 향후의 이산화탄소 배출 관련 정책 목표의 설정 시 반드시 고려되어야 하는 부분이다.

이산화탄소 배출량에 영향을 미치는 요인들에 대한 실증적 연구들은 주로 환경오염의 수준이 소득 수준의 변화에 따라 어떻게 변화하는가에 초점을 맞춘 연구들을 중심으로 이루어져 왔다. 환경 쿠즈네츠 가설을 뒷받침하는 소위 환경 쿠즈네츠 곡선(Environmental Kuznets Curve, 이하 EKC)의 존재를 확인하는 실증 연구가 Shafik and Banyopadyay(1992), Selden and Song(1994), Grossman and Krueger(1995) 등을 필두로 하여, 일산화질소, 일산화탄소, 아황산가스 등 공기 오염 물질의 배출량, 화학적 생물학적 산소요구량, 수중 중금속 함량 등의 수질 오염 지표 등 다양한 환경오염 지표에 대해 이루어져 왔다.⁴⁾ 이산화탄소의 경우 직접적으로 인체에 영향을 미치는 오염물질은 아니지만, 지구 온난화의 주된 요인으로 지적되면서 그 배출량에 대해서도 보다 특별한 관심 속에서 많은 연구자들에 의해 EKC가 추정되어 왔다.⁵⁾

하지만, 이러한 이산화탄소 배출에 대한 EKC 추정을 시도한 연구들은 일관된 결과를 제시해주지는 못해왔다. 우선 EKC의 존재를 부정하는 연구 결과들 중, Shafix(1994)의 국가 패널 자료를 이용한 분석에서는 이산화탄소 배출이 소득의 증가에 따라 지속적으로 악화되는 것으로 나타나고 있다. 반면에 Halkos and Tsionas(2001)의 61개국 횡단면 자료를 이용한 분석에서는 이와는 반대로 소득 증가에 따라 이산화탄소 배출량이 감소하는 단조적 관계만을 확인하고 있다. Holtz-Eakin and Selden(1995)의 국가 패널 자료를 이용한 분석에서는 역(逆) U자 관계가 나타나고 있으나, 이산화탄소 배출량이 소득에 대해 감소하기 시작하는 소득 전환점이 현실적 수치를 벗어나고 있어 실질적으로는 EKC를 부정하는 결과가 나타나고 있다. 최근 연구로서 Poudel et al.(2009)은 라틴아메리카 국가 패널 자료에 대한 준모수적(semiparametric) 분석을 통해 역(逆) U자가 아닌 N자 형의 관계를 보여주었으나, 강건한(robust) 결과는 아니었다.

3) 미국 에너지정보성(Energy Information Administration)은 2035년에는 국제 유가가 2009년 달러 가치로 270달러에 이를 것으로 전망하였다(EIA, 2011).

4) Dinda(2004)는 EKC에 대한 기존의 이론적·실증적 연구들에 대한 포괄적인 문헌 정리를 하고 있다.

5) Galeotti et al.(2006)은 특히 이산화탄소 배출에 대한 EKC 연구와 관련된 기존 문헌들을 잘 정리해주고 있다.

이들 연구와는 달리, Schmalensee et al.(1998)은 국가 패널자료를 이용한 일인당 소득의 구간별 분석을 통해 EKC의 존재를 뒷받침하였으며, Unruh and Moomaw(1998)는 비선형 모형에 대한 추정을 통해 EKC의 존재를 확인하였다. Galeotti and Lanza(1999)는 국가패널 자료를 이용하여, 감마 및 와이불(Weibull) 함수를 바탕으로 한 추정을 시도하였으며, 이 역시 역 U자 형태의 관계를 확인하였다. 특히 Galeotti et al.(2006)은 서로 다른 함수 형태와 다양한 이산화탄소 배출 관련 자료원들에 대해, 이산화탄소 배출에 대한 EKC의 강건성(robustness)을 확인하고자 하였는데, OECD 회원국들에 대해 강건한 EKC의 존재를 확인하였다. Galeotti et al.(2009)은 EKC의 강건성이 시계열의 비정상성(non-stationarity) 및 공적분(cointegration)의 개념을 바탕으로 한 새로운 계량적인 접근에 있어서도 상당 부분 유지되고 있음을 보이고 있다. Fosten and Taylor(2012) 역시 영국의 1830년부터의 장기 시계열에 공적분 개념을 적용하여 장기적인 EKC 관계가 유의하게 뒷받침됨을 보였다.

이러한 실증적 연구들과는 별도로 Turner and Hanley(2011)는 이러한 EKC의 존재에 있어서 기술적 변화, 특히 에너지 효율 향상의 역할에 주목하였으며, 연산일반균형(computable general equilibrium)모형을 스코틀랜드 경제에 적용하여 에너지 효율의 향상이 어떠한 조건에서 EKC를 존재하게 만드는지를 보이기도 했다.

그런데 이처럼 EKC의 존재를 확인한 연구들에 있어서 소득 전환점은 연구들 간에 다소의 차이를 나타내고 있다. Unruh and Moomaw(1998)는 분석대상 국가들의 소득 전환점이 평균 11,426달러인 것으로 계산되었으며, Galeotti and Lanza(1999)는 15,697 ~ 16,487달러 사이, Galeotti et al.(2006)는 15,073 ~ 21,757달러 사이로 계산되었다.

이러한 연구들 가운데 Agras and Chapman(1999)은 에너지 가격 변수를 고려하는 것이 EKC 연구에 있어서 중요함을 강조하고 있다. 특히 기존의 EKC를 확인한 추정 결과들이 에너지 가격변수를 포함시키지 않고 있음으로 인해 잘못된 결과를 낳고 있다고 비판하고 있다. 이들은 무역변수와 에너지 가격 변수의 영향을 통제하는 경우, 소득이 이산화탄소 배출에 대해 미치는 영향이 통계적으로 유의하지 않게 됨을 보이고 있다. 에너지 가격의 영향과 관련하여 Agras and Chapman(1999)은 국가별 가솔린 가격 자료를 이용하였으며, 추정결과 이산화탄소 배출의 가솔린 가격변화에 대한 탄력성은 -0.49로 계산되었다.

국내의 관련 연구로는 Kim(1999)이 우리나라에서 이산화탄소를 포함한 여러 오염원들의 지표가 소득증가와 함께 지속적인 증가 추세를 나타내는 것을 보였다. 김정인 등

(1999)의 OECD 국가패널 자료 분석에서는 대부분의 오염물질에서 EKC가 통계적으로 일관되게 유의한 것으로 확인되었지만, 이산화탄소의 경우에는 일관된 결과가 나타나지 않았다. 반면에 최충익, 김지현(2006)의 OECD 국가 패널 분석에서는 이산화탄소 배출에 대한 EKC가 통계적으로 유의하게 뒷받침되고 있다. 정군오, 정영근(2004)은 83개 국가를 소득 그룹별로 구분하여 분석했으며, 고소득 국가 그룹과 중하위 국가 그룹의 경우 EKC가 뒷받침된 반면, 우리나라를 포함한 중상위 소득 국가 및 저소득 국가군에서는 EKC가 나타나지 않았다. 이광훈(2010)은 국내 지역별 패널 자료의 분석을 통해 지역별 EKC의 존재를 뒷받침하였으며, Agras and Chapman(1999)과 마찬가지로 지역별 에너지원의 가격지수를 설명변수로 고려하였다. 지역별 소비자물가지수 항목 중 에너지 관련 항목들로 가격지수를 별도로 구축하여 추정하였는데, 그 결과 일인당 이산화탄소 배출량의 에너지 가격변화에 대한 탄력성은 -0.21로 계산되었다.

한편, EKC의 존재를 확인한 국내 연구들에 있어서도 소득 전환점은 최충익, 김지현(2006)의 경우 13,700 ~ 16,764달러, 정군오, 정영근(2004)의 고소득 국가 그룹 분석의 경우에는 31,992 ~ 45,080달러 사이, 그리고 이광훈(2010)의 경우에는 1,370만 ~ 2,115만원 등 연구들 간에 비교적 넓은 범위에 걸쳐 상이하게 계산이 되고 있다.

본 연구는 이산화탄소 배출량에 영향을 미치는 요인들에 대해 EKC 추정에 초점을 맞추어온 일련의 기존 연구들의 연장선상에서, 경제 성장 외에 이산화탄소 배출량에 영향을 미치는 또 다른 중요한 요인으로서 에너지의 가격에 초점을 맞추어 분석을 하고자 한다. 이를 위해 본 연구에서는 국제에너지기구(International Energy Agency, IEA)에서 제공되는 실질 에너지 가격지수를 이용하여 분석을 하고자 한다. 선행 연구인 Agras and Chapman(1999)과 같이 가솔린 가격을 이용하는 것은 이산화탄소 발생이 다양한 에너지원들에서 비롯된다는 점을 감안할 때 다소 적절하지 않을 수 있으며, 이광훈(2010)의 에너지 관련 소비자 물가지수의 이용 역시 이산화탄소의 발생이 생산과 소비 활동 모두에 걸쳐 일어난다는 점에서 다소간의 문제점이 지적될 수 있다. 더욱이 이들 연구에서는 상대가격 개념의 실질 가격지수가 아닌 절대 가격 개념의 명목 가격지수를 사용하고 있다. IEA의 실질 에너지 가격지수는 다양한 에너지원들을 포괄하고 있고, 소비 및 생산자 가격을 모두 반영하고 있으며, 상대가격 개념의 실질 가격지수라는 점에서 보다 적절한 자료이다.

이를 이용하여 일인당 이산화탄소 배출의 에너지 가격에 대한 탄력성을 추정함에 있어서, 기존의 EKC 추정을 위한 패널 추정 모형을 바탕으로 하되, 연도별 고정 효과의

고려 여부에 따른 결과의 차이를 아울러 보고자 한다. 연도별 고정 효과는 국제적 단위의 규제 노력이나 전 세계적 경제 변동, 또는 국제 유가의 변화 등 대상 국가들에 공통적으로 영향을 미치는 요인들을 통제하는 역할을 하지만, 대부분 기존의 EKC 패널 모형 추정에 있어서 고려되고 있지 않다. EKC의 존재 여부나 에너지 가격의 탄력성 등이 이러한 고려에 의해 어떻게 달라지는지를 보는 것은 결과의 강건성(robustness)과 관련하여 일정한 의미를 가질 것이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 다음 장에서는 본 논문의 분석을 위해 이용된 패널 자료 및 그로부터 구축된 주요 변수들에 대해 설명하고자 한다. 제III장에서는 본 논문의 분석을 위해 사용된 구체적 추정 모형을 제시하고, 이에 대한 추정 결과들을 제시하고자 한다. 마지막 장에서 주요 결과를 요약하고 정책적 시사점을 논의하고자 한다.

II. 자료 및 변수 구축

본 연구의 분석 대상은 OECD 29개 회원국이다. 2009년 이전에 가입한 30개 회원국 가운데 핵심 변수인 실질 에너지 가격지수에 대한 자료가 제공되지 않고 있는 아이슬란드가 제외되었다. 분석 기간은 1978년에서 2009년까지의 32년이다.

분석에 필요한 국가별 일인당 이산화탄소 배출량, 일인당 실질 GDP, 그리고 인구는 'IEA CO₂ Emissions from Fuel Combustion Statistics'에서 추출하였다. 그리고 실질 에너지 가격지수(real end-use energy price index)는 'IEA Energy Prices and Taxes Statistics'에서 추출하여 사용하였다. 또한 인구밀도의 계산을 위해 필요한 국가별 면적은 'CIA World Factbook'에서 추출하였다.

IEA의 국가별 일인당 이산화탄소 배출량 자료는 기후변화에 관한 정부 간 패널(Intergovernmental Panel on Climate Change, IPCC)에서 제시된 접근 방법을 이용하여 실제 연료가 연소될 때 발생하는 배출량만을 포함하여 계산되었다.⁶⁾ 일인당 실질 GDP는 2000년 기준 불변가격으로 평가되었으며, PPP환율을 바탕으로 미국달러로 환산되었다. 실질 에너지 가격지수는 2005년이 기준연도이며, 석탄제품, 천연가스, 정유제품, 전기 등의 가격을 실제 생산과 소비에 사용되는 양에 따른 가중평균을 통해 지수화한 것이며, 이를 각국의 생산자 물가지수를 이용하여 실질화하였다.⁷⁾ 즉 전반적인

6) 본 논문에서 사용된 이산화탄소 배출량의 계산과 관련하여 적용된 방법에 대한 자세한 내용은 IEA(2011a)에서 제공되고 있다.

생산자 물가 대비 에너지의 상대적 물가 개념으로 볼 수 있을 것이다.

표 1 주요 자료들의 국가별 평균값

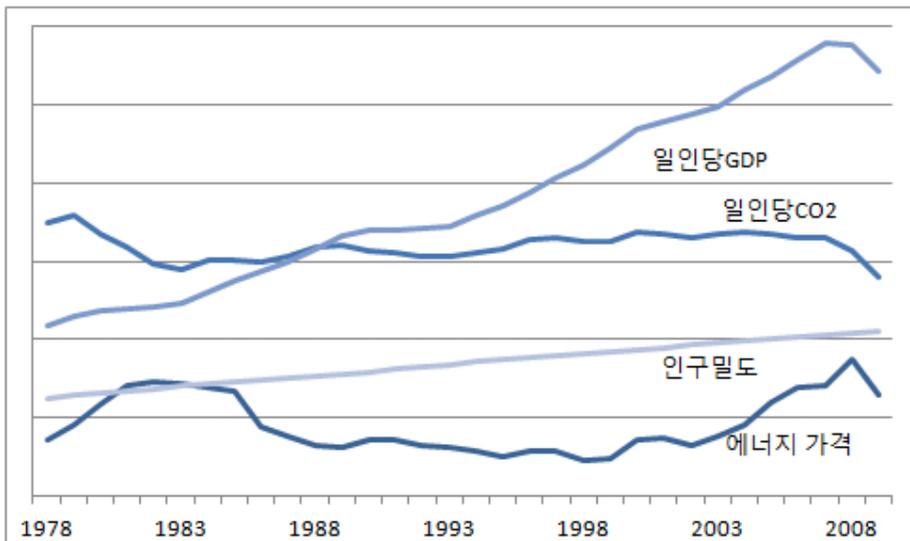
국가명	국가코드	일인당CO ₂	일인당	인구밀도	에너지
		배출량	실질GDP		가격지수
		CO ₂ 톤/명	천US\$	명/km ²	2005 = 100
호주(Australia)	AUS	15.86	24.80	2.33	88.86
오스트리아(Austria)	AUT	7.64	24.92	93.82	97.76
벨기에(Belgium)	BEL	11.14	23.99	332.15	88.63
캐나다(Canada)	CAN	16.33	25.07	2.88	80.16
스위스(Switzerland)	CHE	5.94	29.39	168.93	97.52
체코(Czech Republic)	CZE	13.65	14.82	130.74	89.74
독일(Germany)	DEU	11.40	22.72	225.17	87.75
덴마크(Denmark)	DNK	10.64	24.97	121.75	87.43
스페인(Spain)	ESP	5.88	17.93	79.45	99.65
핀란드(Finland)	FIN	11.03	22.34	14.99	83.68
프랑스(France)	FRA	6.44	22.36	108.18	97.56
영국(United Kingdom)	GBR	9.29	22.44	237.34	95.37
그리스(Greece)	GRC	6.76	17.40	79.85	102.37
헝가리(Hungary)	HUN	6.34	11.64	111.28	82.76
아일랜드(Ireland)	IRL	8.95	20.82	52.99	94.05
이탈리아(Italy)	ITA	6.94	22.27	189.89	87.56
일본(Japan)	JPN	8.51	22.73	327.88	108.31
한국(Republic of Korea)	KOR	6.71	12.87	446.63	85.01
룩셈부르크(Luxembourg)	LUX	24.46	42.09	158.67	82.97
멕시코(Mexico)	MEX	3.44	9.26	44.09	79.77
네덜란드(Netherlands)	NLD	11.03	24.93	368.29	83.62
노르웨이(Norway)	NOR	7.29	30.41	13.44	84.84
뉴질랜드(New Zealand)	NZL	6.90	19.44	13.54	92.31
폴란드(Poland)	POL	9.30	9.32	120.29	71.05
포르투갈(Portugal)	PRT	4.19	14.27	109.92	106.95
슬로바키아(Slovak Republic)	SVK	8.64	11.09	107.87	82.82
스웨덴(Sweden)	SWE	6.58	24.82	19.33	75.85
터키(Turkey)	TUR	2.50	8.09	74.28	77.08
미국(United States of America)	USA	19.48	30.12	27.33	88.33
전체평균		9.42	20.94	130.46	88.96

자료: IEA

7) 본 논문에서 사용된 실질 에너지 가격지수에 포함된 에너지원들과 그 가중치 계산방법 등에 대한 상세한 내용은 IEA(2011b)에서 설명이 제공되고 있다.

<표 1>은 이들 자료에 대한 분석 대상 기간 동안의 국가별 평균값을 제시해주고 있다. 일인당 이산화탄소 배출량의 경우 룩셈부르크가 24.46CO₂톤으로 가장 높게 나타나고 있으며, 그 뒤를 미국, 캐나다, 호주 등이 잇고 있다. 반면에 터키가 2.50CO₂톤으로 가장 낮은 일인당 이산화탄소 배출량을 나타내고 있으며, 멕시코, 포르투갈, 스페인 등이 그 뒤를 잇고 있다. 우리나라는 6.71CO₂톤으로 전체 평균 9.42CO₂톤에 비해 낮은 편이다.⁸⁾ 일인당 실질 GDP 역시 룩셈부르크가 42,090달러로 가장 높고, 노르웨이, 미국, 스위스가 그 뒤를 잇고 있으며, 터키, 멕시코, 폴란드, 슬로바키아 등의 순으로 가장 낮은 소득 수준을 나타내고 있다. 인구밀도는 한국이 가장 높고, 네덜란드, 벨기에, 일본 등이 그 뒤를 잇고 있으며, 호주, 캐나다, 노르웨이, 뉴질랜드 순으로 인구밀도가 낮게 나타나고 있다. 실질 에너지 가격지수는 일본이 가장 높고, 포르투갈, 그리스가 그 뒤를 잇고 있는 반면, 폴란드, 스웨덴, 터키 등이 상대적으로 낮은 실질 에너지 가격지수를 나타내고 있다. 우리나라의 경우에는 전체 평균보다 다소 낮은 수준을 나타내고 있다.

그림 1 주요 변수들의 연도별 추이



8) 2009년도만 놓고 보면 우리나라는 10.57CO₂톤으로 룩셈부르크, 호주, 미국, 캐나다, 네덜란드 다음으로 여섯 번째로 높은 일인당 이산화탄소 배출량을 기록하였다.

<그림 1>은 주요 변수들에 대해 연도별 평균의 추이를 보여주고 있다. 일인당 이산화탄소 배출량의 경우 뚜렷한 추세를 보이고 있지는 않으나, 1979년에서 83년까지 감소하다가 이후 2004년까지 매우 완만한 상승세를 보여 왔고, 이후 다시 감소하는 모습을 보이고 있다. 특히 2008년 전 세계적 금융위기 직후에는 다소 가파른 감소세를 나타내고 있다. 일인당 실질 GDP는 대체로 상승 추세이나 역시 2008년 금융위기 직후 급격히 하락하는 모습이다. 실질 에너지 가격지수의 경우 80년대 초반과 2000년대 후반에 높은 수준을 나타내고 있으나, 80년대 후반에서 2000년대 초반까지는 상대적으로 안정적인 수준을 유지하였음을 알 수 있다. 인구밀도의 경우 꾸준히 상승하는 모습을 나타내고 있다.

III. 추정 모형 및 추정 결과

본 논문에서는 일인당 이산화탄소 배출량(CO₂)의 변화를 설명함에 있어서 일인당 실질 GDP(gdp)를 통상적인 EKC 추정 모형에서와 같이 이차식으로 고려하되, 이와 함께 인구밀도(den)와 실질 에너지 가격지수(pr)를 추가적 설명 변수로 포함한 다음의 식들을 추정하게 된다.

$$\log(co2_{jt}) = \beta_1 \log(gdp_{jt}) + \beta_2 [\log(gdp_{jt})]^2 + \beta_3 \log(den_{jt}) + \nu_j + \delta_t + \epsilon_{jt} \quad (1)$$

$$\log(co2_{jt}) = \beta_1 \log(gdp_{jt}) + \beta_2 [\log(gdp_{jt})]^2 + \beta_4 (pr_{jt}) + \nu_j + \delta_t + \epsilon_{jt} \quad (2)$$

$$\log(co2_{jt}) = \beta_1 \log(gdp_{jt}) + \beta_2 [\log(gdp_{jt})]^2 + \beta_3 \log(den_{jt}) + \beta_4 (pr_{jt}) + \nu_j + \delta_t + \epsilon_{jt} \quad (3)$$

$$\log(co2_{jt}) = \beta_1 \log(gdp_{jt}) + \beta_2 [\log(gdp_{jt})]^2 + \beta_3 \log(den_{jt}) + \nu_j + \epsilon_{jt} \quad (4)$$

$$\log(co2_{jt}) = \beta_1 \log(gdp_{jt}) + \beta_2 [\log(gdp_{jt})]^2 + \beta_4 (pr_{jt}) + \nu_j + \epsilon_{jt} \quad (5)$$

$$\log(co2_{jt}) = \beta_1 \log(gdp_{jt}) + \beta_2 [\log(gdp_{jt})]^2 + \beta_3 \log(den_{jt}) + \beta_4 (pr_{jt}) + \nu_j + \epsilon_{jt} \quad (6)$$

단, $j=AUS, \dots, USA$, $t=1978, \dots, 2009$ 이며, ϵ_{jt} 는 통상적인 가정을 충족하는 오차항이다. 또한 ν_j 는 j 국의 고유한 특성, 즉 국가별 고정 효과(country fixed effect)를 통제하기 위한 국가별 더미변수이며, δ_t 는 t 년도의 고유한 특성, 즉 연도 고정 효과(year fixed effect)를 통제하기 위한 연도별 더미변수이다. 일인당 이산화탄소 배출량에 영향을 미칠 수 있는 법·제도나 문화적 특성과 같은 시간 불변(time invariant)의 국가별 고유한 특성들은 국가별 더미변수에 반영되며, 각 연도별로 분석 대상 국가들의 일인당 이산화탄소 배출량에 영향을 미치는 전 세계적 경제 충격이나 국제 유가 변화 등의 횡단면 불변(cross-section invariant)의 요인들은 연도별 더미변수에 반영된다.

따라서 식(1) ~ 식(3)은 연도 고정 효과를 고려한 추정식이며, 식(4) ~ 식(6)은 이러한 연도 고정 효과를 고려하지 않은 추정식이다. 추정 결과의 강건성(robustness)을 살펴 보기 위해 두 가지 경우를 모두 추정하고자 한다. 연도 고정 효과를 고려하는 것은 설명변수인 일인당 실질 GDP나 에너지 가격지수 등의 변화에 있어서, 전 세계적 경제 충격이나 국제 유가 변화 등으로 인한 국가 간에 공통적인 변화 부분을 연도별 더미변수에 반영하여 제거하는 효과가 있다. 연도 고정 효과를 고려한 모형 설정과 그렇지 않은 모형 설정 간에 어떤 우월 관계가 있다고 하기보다는 결과의 해석에 있어서 차이가 있는 것으로 보는 것이 타당하다.

또한 인구밀도의 고려 여부 그리고 에너지 가격지수의 고려 여부가 EKC의 추정에 특별한 영향을 미치는지 살펴보기 위해 인구밀도만 추가로 고려한 식 (1)과 (4) 그리고 에너지 가격지수만 추가로 고려한 식 (2)와 (5)를, 두 변수를 모두 추가로 고려한 식 (3), (6)과 함께 추정하였다.

모든 변수를 로그 변환한 로그-로그(log-log) 모형을 사용함으로써 추정 계수는 해당 설명변수의 탄력성을 나타내게 된다. 특히 본 연구에서는 β_4 , 즉 일인당 이산화탄소 배출량의 실질 에너지 가격지수에 대한 탄력성에 주목하게 될 것이다. 인구밀도의 변화는 국토 면적의 변화가 거의 없음을 감안할 때 인구의 변화를 반영하는 것으로 볼 수 있다. 그런데 이러한 인구밀도 혹은 인구의 증가는 에너지 사용의 증가 등을 통해 이산화탄소의 총 배출량을 증가시킬 것이나, 일인당 이산화탄소의 배출량에 대한 영향은 선형적으로(a priori) 불확실하다. 즉 인구의 증가율에 비해 이산화탄소 배출량의 증가율이 크다면 인구밀도의 증가는 일인당 이산화탄소 배출량을 증가시킬 것이고 ($\beta_3 > 0$), 그 반대라면 감소시킬 것이다($\beta_3 < 0$). EKC와 관련해서는 $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ 인

경우에 EKC가 존재한다고 할 수 있다.⁹⁾ 이 경우 추정된 EKC가 제시하는 소득 전환점, 즉 일인당 이산화탄소 배출량이 일인당 소득증가에 따라 하락하기 시작하는 일인당 실질 소득 수준은 다음과 같이 계산된다.

$$gdp^* = \exp\left(-\frac{\beta_1}{2\beta_2}\right) \quad (7)$$

본격적인 추정에 앞서 <표 2>는 추정에 사용된 주요 설명변수들 간의 표본상관계수 행렬을 보여주고 있다.

표 2 변수들 간 상관관계수

	log(co2)	log(gdp)	[log(gdp)] ²	log(pr)
log(gdp)	0.580			
[log(gdp)] ²	0.571	0.994		
log(pr)	-0.062	0.255	0.235	
log(den)	-0.159	-0.124	-0.118	0.120

일인당 GDP의 로그값과 그 제곱값 간에는, 두 변수의 관계를 감안할 때 자연스러운 것이기는 하지만 매우 높은 상관관계 값이 나타나고 있다. 이들 상호간의 높은 상관관계는 실제 추정에 있어서 다중공선성의 문제를 야기할 수 있으며, 이로 인해 개별 설명변수의 t값이 매우 불안정하게 나타날 수도 있음을 염두에 두면서 추정 결과를 살펴봐야 할 것이다.

(표 3)은 식(1) ~ 식(6)에 대한 추정결과를 보여주고 있다. 우선 하우스만 검정(Hausman Test) 결과는 고정효과모형이 확률효과모형에 비해 적절한 모형 선택임을 뒷받침하고 있다. 즉 확률효과모형의 경우 오차항과 설명변수 간에 상관관계가 없다는 귀무가설이 5% 이하 유의수준에서 모두 기각되었다.¹⁰⁾

9) 일인당 소득의 세제곱항까지 고려하는 실증 연구들도 있으나, 본 논문에서는 제곱항까지만의 고려를 통해 일인당 이산화탄소의 배출이 일인당 소득의 증가에 따라 현실적 소득 범위에서 증가한 이후 감소하는지 아닌지에 대해서만 초점을 맞추고자 한다.

10) 본 논문의 분석에 사용된 패널 자료는 불균형 패널(unbalanced panel)이며, 이 경우 국가별 효과와 연도별 효과를 모두 확률효과로 주는 모형은 추정할 수 없기 때문에, 하우스만 검정결과는 국가별 효과만 고려하는 식(4) ~ 식(6)에 대해서만 제시되었다.

표 3 추정결과-고정효과모형

변수	연도별 고정효과 포함						연도별 고정효과 불포함					
	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)	
log(gdp)	1.927 (0.000)	***	2.066 (0.000)	***	2.075 (0.000)	***	1.960 (0.000)	***	2.015 (0.000)	***	2.031 (0.000)	***
[log(gdp)] ²	-0.248 (0.000)	***	-0.275 (0.000)	***	-0.286 (0.000)	***	-0.316 (0.000)	***	-0.295 (0.000)	***	-0.326 (0.000)	***
log(den)	1.093 (0.000)	***			1.189 (0.000)	***	0.569 (0.000)	***			0.768 (0.000)	***
log(pr)			-0.268 (0.000)		-0.312 (0.000)	***			-0.262 (0.000)	***	-0.306 (0.000)	***
관측치 수	928				926		928				926	
국가 수	29				29		29				29	
EKC전환점 (00년 PPP천\$)	48.5		42.9		37.4		22.2		30.4		22.5	
하우스만검정							40.872 (0.000)		9.099 (0.028)		68.897 (0.000)	
Adjusted R ²	0.936		0.931		0.942		0.925		0.928		0.934	

주: 괄호안은 p-값이며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 해당 추정 계수가 통계적으로 유의함을 나타낸다.

추정결과를 살펴보면 먼저 모든 추정식에서 통계적으로 뚜렷이 유의한 EKC가 확인되고 있음을 알 수 있다. 하지만 식(7)에 따라 계산되어 제시된 EKC의 소득 전환점을 살펴보면, 연도별 고정효과를 고려한 모형의 경우와 그렇지 못한 모형의 경우 간에 상당한 차이가 있음을 알 수 있다. 반면에 에너지 가격지수의 고려 여부는 EKC와 관련된 결과에 큰 차이를 낳지 않고 있음을 확인할 수 있다. 연도별 고정효과를 고려한 경우에는 소득 전환점이 37,400 ~ 48,500달러로 EKC의 존재를 확인한 기존의 연구들 대부분에 비해 상당히 높은 수준으로 나타나고 있다. 반면에, 연도별 고정효과를 고려하지 않은 경우에는 22,200 ~ 30,400달러로 기존 연구들에서 확인된 수준에 비해 다소 높은 수준이기는 하지만 크게 차이하지 않는 범위를 나타내고 있다.¹¹⁾ 어느 경우든 Holtz-Eakin and Selden(1995)에서와 같이 소득 전환점이 현실적 범위를 벗어나는 수준은 아니므로 EKC의 존재를 부정하는 것으로 볼 수는 없다. 하지만 연도별 고정효과를 고려하는 경우에 제시되는 소득 전환점은 OECD 국가들 가운데서도 소득 수준이 가장 높은 국가들의 경우에도 해당될 수 있는 것인 만큼, EKC의 의미가 다소 퇴색될 수 있는 것은 사실이다.

11) 본 논문과 마찬가지로 OECD 국가들을 대상으로 EKC를 확인했던 Galeotti et al.(2006)이나 최충익, 김지현(2006) 등에 비해서는 높은 수준이다.

아울러 인구밀도의 증가는 모든 추정식에서 뚜렷하게 일인당 이산화탄소 배출량을 증가시키는 것으로 나타나고 있다. 연도별 고정 효과를 고려하는 경우 인구밀도 1%의 증가는 일인당 이산화탄소 배출량을 1.1% 내외 증가시키는 것으로 나타나고 있으며, 연도별 고정 효과를 고려하지 않는 경우에는 0.57%에서 0.77% 가량 증가시키는 것으로 나타나고 있다.

본 연구의 주된 관심사인 실질 에너지 가격지수의 경우, 가격지수의 상승은 연도별 고정 효과의 고려 여부와 상관없이 뚜렷이 유의하게 일인당 이산화탄소 배출량을 감소시키는 것으로 나타나고 있다. 그 탄력성의 크기도 연도별 고정 효과의 고려 여부에 무관하게 비슷한 값을 보이고 있다. 즉 연도별 고정효과의 고려에 상관없이 실질 에너지 가격지수의 1% 상승은 일인당 이산화탄소 배출량을 인구밀도를 설명변수로 고려하지 않은 경우 0.26 ~ 0.27%, 고려하는 경우에는 0.31% 가량 감소시키는 것으로 나타나고 있다. 이러한 탄력성 크기는 Agras and Chapman(1999)에서 가솔린 가격 자료를 이용하여 계산된 가격탄력성 -0.49나 이광훈(2010)에서 에너지 관련 소비자물가지수 자료를 이용하여 계산한 가격탄력성 -0.21과 비교할 때 크게 다른 결과는 아니라고 볼 수 있다.

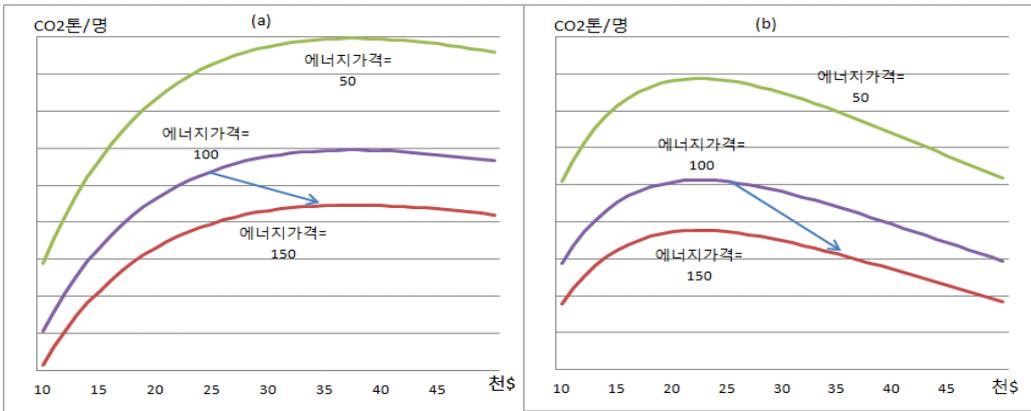
이처럼 일인당 이산화탄소 배출량의 변화가 에너지 가격의 변화에 대해 비탄력적인 것으로 나타나고 있으나, -0.26에서 -0.31이라는 탄력성의 크기는 이산화탄소 배출량의 감축과 관련된 정책 목표의 설정 시 결코 무시할 수 없는 크기라고 볼 수 있다. 특히, 향후 화석연료를 중심으로 한 에너지원의 지속적인 가격 상승에 대한 예측들을 감안할 때, 에너지 가격 변화의 이산화탄소 배출량에 대한 영향을 고려할 필요성은 더욱 크다고 하겠다.

이러한 관점을 뒷받침하기 위해서 <그림 2>는 인구밀도와 실질 에너지 가격지수를 모두 추가적 설명변수로 포함한 식(3)과 식(6)의 추정결과를 바탕으로, 일인당 실질 GDP와 일인당 이산화탄소 배출량 간의 관계를 나타내는 EKC가 에너지 가격지수의 변화에 따라 어떻게 달라지는 지를 보여주고 있다. 즉 일인당 실질 소득이 10,000달러에서 50,000달러 사이에서 변화할 때, 그에 대응되는 일인당 이산화탄소 배출량의 변화 추이를 식(3)과 식(6)을 바탕으로 계산하여 보여주고 있다.

우선 <그림 2>를 통해 식(3)과 식(6)은 소득 전환점에 있어서도 큰 차이가 있지만 소득 전환점을 지나고 난 이후의 일인당 이산화탄소 배출량의 추이에 있어서도 큰 차이를 보이고 있음을 확인할 수 있다. 연도별 고정효과를 고려하고 있는 식(3)을 바탕으로

한 EKC를 보여주고 있는 그림 (a)는 그 소득 전환점인 37,400달러 이후 매우 완만한 이산화탄소의 감소 추이를 보여주고 있다. 반면에 연도별 고정효과를 고려하고 있지 않은 식(6)을 바탕으로 한 EKC를 나타내고 있는 그림(b)는 그 소득 전환점인 22,500달러 이후 상대적으로 가파른 이산화탄소의 감소 추이를 보여주고 있다.

그림 2 에너지 가격 변동에 따른 EKC의 변화



향후 에너지 가격의 지속적인 상승은 이러한 EKC를 시간의 흐름에 따라 점차 아래 쪽으로 이동시키게 될 것이다. <그림 2>에 표시된 화살표는 에너지 가격지수가 100에서 150으로 50% 상승하는 가운데, 일인당 실질 GDP가 25,000달러에서 35,000달러로 상승하는 경우에 있어서, EKC 이동에 따른 이산화탄소 배출량의 변화를 나타내고 있다. 그림(a)에서 보듯이 에너지 가격의 상승은 소득 전환점을 낮추는 역할을 하는 것을 알 수 있으며, 또한 그림(b)에서 보듯이 에너지 가격의 상승은 소득 전환점이 이후 소득 증가에 따른 이산화탄소 배출량의 감소폭을 더욱 크게 만드는 것을 알 수 있다.

IV. 결론 및 시사점

본 논문은 1978년에서 2009년까지의 29개 OECD 국가에 대한 패널 자료를 바탕으로, 에너지의 가격 변화가 이산화탄소 배출량에 미치는 영향을 추정하였다. 이를 위해 IEA에서 제공하는 실질 에너지 가격지수를 통상적인 EKC의 추정을 위한 모형에 설명 변수로 포함시켰는데, 이는 다양한 에너지원들을 포괄하고 있고, 소비 및 생산자 가격

을 모두 반영하고 있으며, 상대가격 개념의 실질 가격지수라는 점 등에서 이산화탄소 배출에 영향을 미치는 가격지수로서 적절한 자료이다. 이러한 모형을 통해 일인당 이산화탄소 배출의 에너지 가격에 대한 탄력성을 추정함에 있어서, 결과의 강건성(robustness)을 살펴보기 위해 연도별 고정 효과의 고려 여부에 따른 결과의 차이도 함께 살펴보았다.

추정 결과 실질 에너지 가격지수의 상승은 뚜렷이 유의하게 일인당 이산화탄소 배출량을 감소시키는 것으로 나타났으며, 이러한 영향의 크기나 그 통계적 유의성은 연도별 고정 효과의 고려 여부에 따라 크게 다르지 않게 나타났다. 구체적으로 실질 에너지 가격지수의 1% 상승은 일인당 이산화탄소 배출량을 0.26%에서 0.31% 가량 감소시키는 것으로 나타났다. 함께 추정된 EKC의 경우 고려했던 모든 추정식에서 강건하게 확인되고 있으나, 추정 결과를 바탕으로 계산된 EKC의 소득 전환점이 현실적인 범위 내 이기는 하지만, 연도별 고정효과를 고려한 모형의 경우에는 다소 크게 나타나고 있다. 또한 인구밀도의 상승 역시 뚜렷하게 일인당 이산화탄소 배출량을 증가시키는 것으로 나타났다.

이러한 결과는 화석연료를 중심으로 한 에너지 가격의 지속적 상승이 예측되는 현 시점에서, 이산화탄소 배출과 관련된 각종 환경 정책과 관련하여 일정한 시사점을 갖는다. 2005년 교토의정서(Kyoto Protocol)의 발효와 함께 이루어지고 있는 이산화탄소 배출량의 감축을 위한 국제적 차원에서의 노력들에 부합하기 위해, 우리나라의 경우에도 2020년까지 온실가스 배출량을 2005년 배출량 대비 최대 4%까지 줄인다는 목표를 설정해놓고 있다. 이를 위해 이산화탄소 배출권 거래 제도를 2015년에 도입하고자 하는 계획이 구체적으로 추진되고 있으며, 탄소세의 도입도 검토된 바 있다. 일련의 환경 규제들의 시행은 관련 기업들의 비용 증가를 수반하는 것이 불가피한 만큼, 감축목표 달성을 위해 어느 정도의 강도로 이러한 규제 정책들을 시행할 것인가에 대한 검토가 선행되어야 할 것이다. 이를 위해서는 이러한 정책들의 실시가 감축 목표의 달성에 있어서 나타내는 효과에 대한 분석과 함께, 이산화탄소 배출에 영향을 주게 될 향후 경제 성장에 대한 예측과 에너지 가격의 변화에 대한 예측을 바탕으로 한 면밀한 분석 작업이 필요하다. 특히 본 논문에서 추정된 이산화탄소 배출량의 에너지 가격지수에 대한 탄력성의 크기는 이산화탄소 배출량의 감축과 관련된 정책 목표의 설정과 이를 위한 환경 규제의 시행 과정에서 무시할 수 없는 크기로 볼 수 있는 만큼, 에너지 가격의 변화로부터의 영향이 반드시 고려되어야 할 것이다.

참고 문헌

- 김정인, 김진욱, 박창원. 1999. “주요 OECD 국가의 환경쿠즈네츠곡선 검증”. 「환경경제연구」 8(1): 77-108.
- 이광훈. 2010. “국내 지역별 이산화탄소 배출에 대한 환경쿠즈네츠 곡선 추정 및 비교”. 「환경정책연구」 9(3): 53-76.
- 정근오, 정영근. 2004. “경제성장과 이산화탄소 배출에 관한 다국가 비교분석”. 「산업경제연구」 17(4): 1077-1098.
- 최충익, 김지현. 2006. “경제성장과 환경오염간의 관계에 대한 국제비교연구-CO₂의 환경쿠즈네츠곡선 검증을 중심으로”. 「국토계획」 41(1): 153-166.
- Aldy, J. E. 2005. “An Environmental Kuznets Curve Analysis of U.S. State-Level Carbon Dioxide Emissions”. *Journal of Environment and Development*, 14(1): 48-72.
- Agras, J. and D. Chapman. 1999. “A dynamic approach to the environmental Kuznets curve hypothesis”. *Ecological Economics*, 28(2): 267-277.
- Dinda, S. 2004. “Environmental Kuznets curve hypothesis: A survey”. *Ecological Economics*, 49: 431-455.
- Energy Information Administration. 2011. *Annual Energy Outlook 2011 with Projections to 2035*.
- Fosten, J., B. Morley, and T. Taylor. 2012. “Dynamic Misspecification in the Environmental Kuznets Curve: Evidence from CO₂ and SO₂ Emissions in the United Kingdom”. *Ecological Economics*, 76(1): 25-33.
- 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. 2011a. *CO₂ Emissions from Fuel Combustion: Documentation for Beyond 2020 Files*.
- International Energy Agency. 2011b. *Energy Prices and Taxes: Methodology Notes*.
- Kim, J. H. 1999. "Does an Environment Kuznets Curve Exist in Korea's Case?". *Journal of Environment Policy and Administration*, 7(1): 169-192.
- 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.
- Selden T. M. and D. Song. 1994. "Environmental Quality and Development: Is There a Kuznets Curve for Air Pollution Emissions?". *Journal of Environmental Economics and Management*, 27(2): 147-162.
- Shafik, N. 1994. "Economic development and environmental quality: an econometric analysis". *Oxford Economic Papers*, 46: 757-773.
- Shafik, N. and S. Banyopadyay. 1992. "Economic Growth and Environmental Quality". *Background Paper for WDR*, The World Bank.
- Turner, K. and N. Hanley. 2011. "Energy Efficiency, Rebound Effects and the Environmental Kuznets Curve". *Energy Economics*, 33(5): 709-720.
- Unruh, G. and W. Moomaw. 1998. "An Alternative analysis of apparent EKC-type transitions". *Ecological Economics*, 25: 221-229.