

교역국의 환경규제가 우리나라 수출에 미치는 영향에 관한 실증연구*

An Empirical Study on the Effect of Environmental Regulations of
Trading partners to Korea's exports

강 상 구(Sang-Goo Kang)

한국전자무역연구소 전임연구원, 제1저자

이 용 근(Yong-Keun Lee)

중앙대학교 경영학부 교수, 교신저자

목차

Abstract

I. 서론

II. 환경과 무역에 대한 선행연구

III. 모형의 설정

IV. 실증분석 결과

V. 요약 및 결론

참고문헌

Abstract

The purpose of this paper is to identify the relationship between the exports of Korea's major industries and the environmental regulations of trading partners to provide any helps to make countermeasures for the future international environmental regulations.

This paper studied on the impacts of trading partners' environmental regulation on Korea's exports. Specifically, empirical analysis was done by specifying the gravity model of 66 countries' trade from 2003 to 2010 and by applying the fixed effect model and random effect model. As the result of this paper, Korea's total exports and exports in environmental non-sensitive goods are decreased due to the environmental regulations of trading partners. In contrast, Korea's total exports are increased in environmental sensitive goods due to the environmental regulations of trading partners. It supports the pollution haven hypothesis

Key Words : gravity model, fixed effect model, ESGs, pollution haven hypothesis

* 이 논문은 2009년도 정부(교육과학기술부 인문사회연구역량강화사업비)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2009-413-B00011)

본 논문은 2013년 한국국제상학회 춘계학술발표대회에서 발표한 논문을 수정·보완한 것임

I. 서 론

1990년대 들어 기후변화와 환경오염 문제에 대해 세계 각국들이 많은 관심을 기울이기 시작하면서 문제를 해결하기 위한 다자간 환경협약(Multi Environmental Agreements: MEAs)이 잇따라 체결되었다. 그리고 무역이 활발한 글로벌 경쟁시대에 국가 간 환경정책의 차이로 인한 환경과 무역을 연계한 논쟁이 2000년 이후 활발하게 이루어지고 있다.

특히 국내 환경규제와 달리 다자간 환경협약은 개별 국가마다 법, 사회, 경제적 상황이 서로 다르기 때문에 시행하는데 있어 어려움이 있다. 그리고 국제적 다자간 환경협약을 효과적으로 규제하는 기관이 없기 때문에 환경제재에 대한 효과가 의문시 되고 있다. 최근에는 선진국간 이해 대립과 2008년 글로벌 금융위기로 말미암아 다자간 환경협약이 더 이상 진전이 보지 못한 가운데 각 국들은 개별 환경규제에 나서고 있다.

이와 같은 개별 환경규제 강화는 자국기업들의 오염배출과 환경피해를 줄이기 위한 추가적인 생산비용의 상승을 유발하여 환경규제가 상대적으로 약한 외국과의 경쟁에서 불리한 입장에 놓일 수 있다. 따라서 자국 내의 일방적인 환경규제로 산업 경쟁력이 세계시장에서 다른 국가에 뒤처지는 것을 우려한 국가들이 타국에 대해서도 동일하게 환경규제를 강화함으로써 녹색보호주의(Green Protectionism)가 대두되고 있다.¹⁾

최근 환경규제 동향을 보면 환경 선진국의 환경규제를 여타 선진국뿐만 아니라 개발도상국들도 유사한 제도로 마련하여 시행하고 있다. 따라서 수출중심의 경제활동이 이루어지고 있는 우리나라는 수출량이 감소하여 국내 경제에 부정적인 영향을 미칠 것으로 보인다. 그러므로 교역국들의 환경규제 강화에 따른 우리나라 수출의 영향을 세밀하게 분석하여 적절한 대응책이 요구된다. 이에 앞서 우리나라 주요 수출품목들이 교역국의 환경규제에 대해 어떤 영향을 받는지에 대한 연구가 선행되어 각 산업별 대응책 마련에 뒷받침되어야 한다.

일반적으로 외국의 환경규제 강화가 우리나라의 수출에 미치는 영향은 두 가지 이론에 의해 설명되고 있다. 하나는 오염회피가설(Pollution haven hypothesis)로서 외국 환경규제의 강화가 자국기업의 경쟁력 약화로 우리나라의 수출을 증가시킬 수 있다는

1) 녹색보호주의는 환경정책을 교묘히 이용하여 외국기업의 상업적 이익획득을 방해하는 것으로 정의할 수 있다. S. J. Evenett and J. Whalley, "The G20 and Green Protectionism: Will We Pay the Price at Copenhagen?," *CIGI Policy Brief*, No.14, The Centre for International government Innovation, 2009, p.3.

이론이다. 다른 하나는 포터의 가설(Porter's hypothesis)로 외국의 환경규제 강화가 자국 기업의 기술혁신을 통해 환경성과와 경영성과를 향상시켜 경쟁력을 강화함으로써 자국으로의 수입, 즉 우리나라 수출이 감소된다는 견해이다.

이와 같은 이론을 바탕으로 외국 환경규제와 우리나라의 환경오염산업 또는 에너지 산업의 무역성과에 대한 연구는 활발하게 이루어지고 있지만 외국 환경규제에 대한 우리나라 주요 수출산업의 영향에 대한 연구는 미진한 것으로 보인다.

따라서 본 논문은 외국 환경규제가 우리나라 주요 수출산업에 미치는 영향을 중력모형을 통해 실증분석을 함으로써 앞으로 주요 교역국을 비롯한 외국 환경규제에 대한 국내 산업별 대응방안을 마련하고 효과적인 해결책을 찾는 데 도움을 주고자 한다.

본 논문은 II장에서 환경과 무역에 대한 선행연구를 고찰한다. III장에서는 중력모형을 설정하고, 실증분석에 사용된 자료에 대해 설명한다. IV장에서는 실증분석의 결과를 살펴보고, V장에서 실증분석을 바탕으로 국내 대응방안을 모색하여 본다.

II. 환경과 무역에 대한 선행연구

1. Heckscher-Ohlin모형에 관한 선행연구

Heckscher-Ohlin모형을 이용한 환경규제와 무역과의 연구는 Tobey(1990)²⁾에서 찾아 볼 수 있다. 그는 1976년 UNCTAD에서 구축한 설문자료를 이용하여 선진국과 개발도상국 23개국에 대해 횡단면분석을 하여 무역과 환경규제는 통계적으로 유의미한 관계를 갖고 있지 않다는 결과를 도출하였다. Cole and Elliott(2003)³⁾은 Tobey(1990)의 연구를 확장하여 60개국을 대상으로 철강산업, 화학산업, 비철금속산업, 펄프산업 등에 대해 1995년 자료로 횡단면 분석을 하였다. 그들 연구에서 환경규제가 종속변수인 순수출에 미치는 영향은 산업 내에서는 음(-)의 효과가 있으나 산업간에서는 효과는 없는 것으로 나타났다.

헤셔-올린모형의 국내연구로는 김홍균·윤세진(2011)⁴⁾이 있다. 그들은 교역 패턴을

2) J. A. Tobey, "The Effects of Domestic Environmental Policies on Patterns of World Trade: an Empirical Test," *Kyklos*, Vol. 43, 1990, pp.191-209.

3) M. A. Cole and R. J. R. Elliott, "Do Environmental Regulations Influence Trade Patterns? Testing Old and New Theories," *The World Economy*, Vol.26, No.8, 2003, pp.1163-1168.

4) 김홍균·윤세진, "환경오염방지비용이 우리나라 제조업의 순수출에 미치는 영향", 「자원·환경경제연구」,

결정하는 주요인으로 환경오염비용을 추가하여 요소집약도 및 환경오염 방지비용이 국제경쟁력에 미치는 효과를 분석하였다. 이 연구에서 환경오염방지비용이 높은 산업일수록 환경오염방지비용이 증가할 경우 순수출은 감소할 뿐 아니라 환경오염비용의 한 단위 변화가 순수출에 미치는 영향이 다른 변수들에 비해 더 크다고 하였다. 그리고 시차와 산업의 구조적 변화를 고려한 모형을 추정한 결과, 환경오염방지비용은 IMF 경제위기 이후 순수출에 매우 큰 영향을 주는 동시에 다른 변수들보다 큰 음(-)의 값을 가져 우리나라 수출경쟁력을 결정하는 중요한 요인으로 볼 수 있다고 주장하였다.

2. 중력모형에 관한 선행연구

한편 중력모형을 이용한 연구에서 Van Beers and Van den Bergh(1997)⁵⁾는 Tobey(1990)처럼 투입물기준 환경규제와 환경오염산업 수출간에 유의미한 결과를 도출하지 못하였다. 그러나 에너지 집중도와 재활용율 등과 같은 산출물 기준 환경규제 변수를 선택한 경우에는 환경오염산업의 수출에 환경규제가 부정적인 영향을 미친다는 결과를 보였다.

Harris et al.(2000)⁶⁾은 OECD 24개국의 1990-1996년 패널데이터를 이용하여 수출국과 수입국의 시간효과와 고정효과를 추가하여 Van Beer & Van den Bergh(1997)의 연구결과에 대해 검증하였다. 이 연구에서 수출국의 환경규제가 총수입에는 영향이 없는 것으로 나타났다. 그러나 환경오염산업의 수입에서 수출국의 환경규제는 양(+)⁷⁾의 관계를 보였다. 이는 환경오염산업의 수입은 환경기준이 높은 국가로부터 수입을 보다 선호한다고 해석할 수 있다고 하였다.

Jug and Mirza(2005)⁷⁾는 중력모형을 이용한 실증분석에서 환경규제와 상대적인 수입은 음(-)의 관계를 보여주었다. 순비용효과에서 볼 때 환경규제의 강화가 수입을 감소시키고 EU 15개국에 비해 수출국이 중앙·동부 유럽인 경우 환경규제의 추정계수가 더 크게 나타났다. 그리고 환경오염과 청정산업의 경우 무역에 대한 환경규제의 영향력은 유의미한 차이는 없다는 것을 보였다.

제20권 제4호, 한국자원경제학회, 2011, pp.735-760.

5) C. Van Beer and J. C. J. M. van den Bergh, "An Empirical Multi-country Analysis of the Impact of Environmental Regulations on Foreign Trade flows," *Kyklos*, 1997, pp.29-43.

6) M. N. Harris and L. Konya and L. Matyas, "Modelling the Impact of Environmental Regulations on Bilateral Trade Flows: OECD, 1990-1996," *The world economy*, Vol.25, No.3, 2000, pp.1-22.

7) J. Jug and D. Mirza, "Environmental Regulations In Gravity Equations: Evidence from Europe," *The World Economy*, Vol.28, No.11, 2005, pp.1591-1615.

De Santis(2012)⁸⁾은 다자간 환경협약의 가입여부와 국가간의 1인당 GDP차이의 절대치를 환경규제 변수로 설정하여 1988-2008년 EU 14국과 OECD 10국에 대한 환경규제와 무역의 관계에 대해 실증분석을 하였다. Hausman-Taylor 추정결과는 EU 14개국들이 교역국 23개국과의 무역에서 환경협약에 가입한 경우 양(+)⁹⁾의 영향력을 받는다는 것을 보였다. 그리고 EU와 WTO의 회원국간의 수출은 유의미한 양(+)¹⁰⁾의 관계를 보였다. 즉, EU국은 WTO회원국과는 약 31%, 다른 EU회원국과는 약 16% 더 많이 수출한다고 주장하였다.

중력모형에 대한 국내 연구는 다수의 논문에서 찾아볼 수 있는데 민혁기 외 2인(2010)⁹⁾은 오염저감비용을 환경규제의 대리변수로 채택하여 유럽 20개국과 미국, 일본을 대상으로 1995년부터 2007년까지 자료를 이용하여 실증분석을 하였다. 그 결과 외국의 환경규제 강화가 환경규제 국가로의 수출에 부정적인 영향을 미친다는 연구결과를 도출하였다. 이는 자국의 환경규제를 한국 수출기업에도 동일하게 적용한다면 환경규제를 충족하지 않은 우리 수출품에 대해 무역장벽의 기능을 한다고 주장하였다.

심기은(2009)¹⁰⁾은 단위생산 당 온실가스 배출량을 환경변수로 설정하여 우리나라 수출과의 연관성에 대해 분석하였다. 분석결과, 우리나라 생산단위 당 온실가스 배출량의 감축이 다른 산업에 비해 환경민감산업(제지 및 인쇄, 석유화학, 1차 금속)에서 수출에 미치는 부정적인 영향이 더 크다는 결과를 도출하였다. 이는 온실가스감축이 생산비용을 증가시키고 세계시장에서 상품의 가격경쟁력을 감소시켜 해당 산업의 수출이 감소한다는 의미로 해석하고 있다. 그런데 수입국의 단위생산 당 온실가스 배출량의 추정계수는 유의하지 않아 우리나라의 수출에 미치는 영향에 대해서 단정을 짓지 못하였다.

정문현(2009)¹¹⁾은 58개국의 환경규제 지수를 계측하고, 환경규제 지수와 한국 수출 자료를 이용한 실증분석을 하였다. 여기서 환경규제 강화가 한국 수출에 유의한 양(+)¹²⁾의 영향을 가진다고 하였다. 특히 전체산업과 청정산업에 비해 환경민감산업에서 강한 양(+)¹³⁾의 관계를 보였다. 그리고 개발도상국보다는 선진국의 환경규제 변수가 매우 유의한 양(+)¹⁴⁾의 관계가 있다는 것을 보임으로써 그는 외국의 환경규제 강화로 인한 그 나라

8) R. De Santis, "Impact of Environmental Regulations on Trade in the Main EU Countries: Conflict or Synergy?," *The world Economy*, Vol.35, No.7, 2012, pp.799-815.

9) 민혁기·김종호·하봉찬, 「환경규제준수의 경제적 효과 분석」, 정책자료 2010-135, 산업연구원, 2010, pp.1-97.

10) 심기은, "단위생산 당 온실가스 배출과 우리나라의 수출: 주요 온실가스배출 산업을 중심으로", 「에너지경제연구」, 제8권 제2호, 에너지경제연구원, 2009, pp.1-28.

11) 정문현, "외국의 환경정책이 한국의 수출규모에 미치는 영향에 관한 연구", 「관세학회지」, 제10권 제1호, 한국관세학회, 2009, pp.77-104.

의 가격경쟁력 하락이 우리나라의 수출을 증가시켰다는 오염회피가설을 주장하였다.

오근엽·명창연(2005)¹²⁾은 2001년 자료를 대상으로 외국의 환경규제 수준과 한국의 수출과의 관계를 실증분석하였다. 그들은 전체산업에 대해 수입국의 환경규제 강화와 우리나라 수출사이에 유의한 양(+의 관계가 있음을 밝혔다. 이는 수입국의 환경규제 강화가 자국 제품의 생산성을 하락시키고 이에 따라 우리나라로부터 제품 수입을 증대한다고 해석할 수 있다. 그리고 17개 환경민감산업 가운데 5개 산업만 유의한 양(+의 영향을 미친다는 결과에서 외국의 환경규제에 대해 산업별로 차등대응이 필요하다는 시사점을 제시하였다.

이들 연구들은 최근 강화되는 개별 국가의 환경규제에 대한 우리나라의 대응방안을 마련할 수 있는 초석을 제시하였다. 그러나 이 연구들을 살펴보면 오근엽·명창연(2005)은 총수출, 김홍균·윤세진(2011)은 제조업과 외국 환경규제의 관계에 대해 분석하고 있고 대부분의 연구(정문현, 2009; 심기은, 2009; 민혁기 외 2인, 2010)는 환경민감산업과 외국 환경규제의 연구에 치중되어 있다. 이 연구들은 이론 및 정책적인 측면에서 우리나라의 환경과 무역과의 관계를 규명하고 여러 정책적인 시사점을 도출한 점에서는 기여하고 있으나 외국 환경규제가 우리나라의 수출에 미치는 실질적인 영향을 살펴보는 데 한계가 있으므로 우리나라 주요 수출산업의 실제적인 산업별 환경규제 대응방안을 마련하는데 있어 부족한 점이 있다.

따라서 본 논문은 우리나라의 주요 수출품목을 선정하여 교역국의 환경규제 수준이 이 산업들의 수출에 미치는 영향에 대해 실증분석하였다. 이와 같은 분석결과들을 바탕으로 향후 강화되는 교역국들의 환경규제에 대한 해결책을 마련함으로써 효과적으로 대응하는데 도움을 주고자 한다.

Ⅲ. 모형의 설정

1. 중력모형

전통적으로 국가간의 무역패턴을 분석한 비교우위이론(Comparative Advantage Theory)과 핵서-올린이론을 중심으로 무역 관련 연구는 전개되어 왔다. 최근에는 전

12) 오근엽·명창연, “수입국의 환경규제가 한국의 수출에 미치는 영향 실증분석”, 『자원·환경경제연구』, 제 14권 제3호, 한국자원·환경경제학회, 2005, pp.627-653.

통적인 무역이론을 고려하지 않고 국제무역량이 양 국가간의 경제규모의 곱에 비례하고 양 국가간의 거리에 반비례한다는 가정하에 국가간의 무역에서 국민소득의 크기, 거리 및 운송비용, 인구 등과 같은 여러 요인들이 무역패턴에 영향을 미친다는 중력모형(Gravity Model)을 통해서 많은 연구가 이루어지고 있다.

중력모형은 어느 특정 무역이론에 한정되어 있지 않고 분석대상 국가들의 경제구조와 무역패턴에 따라 다양한 무역이론에서 도출되는데 기본적인 중력모형식에 인구 혹은 국토면적, 사회·문화적 접근성, 환경규제 등의 변수를 추가하여 새로운 중력모형 방정식을 구성할 수 있다.

일반적으로 중력모형을 다음과 같은 기본적인 중력모형의 식으로 나타낼 수 있다.¹³⁾

$$\text{Exp}_{kjt} = \alpha \text{GDP}_{kt}^{\beta_1} \text{GDP}_{jt}^{\beta_2} \text{Dist}_{kj}^{\beta_3} \text{ER}_k^{\beta_4} \text{ER}_j^{\beta_5} Z_{kjt}^{\beta_6} u_{kj} \quad (1)$$

식(1)에서 Exp_{kjt} 는 t 기의 k 국으로부터 j 국으로 수출액, GDP_{kt} 와 GDP_{jt} 는 각각 t 기의 k 국과 j 국의 GDP , Dist_{kj} 는 k 국과 j 국과의 거리, ER_{kt} , ER_{jt} 는 각각 k 국과 j 국에서 t 기의 환경규제를 나타내는 변수, Z_{kj} 는 t 기의 무역장애요인 혹은 무역촉진요인을 나타낸다.

본 논문은 교역국의 경제적 요인을 비롯하여 환경규제 변수가 우리나라 수출규모에 대한 영향을 분석하기 때문에 식 (1)에서 수출국인 k 국은 한국을, j 국은 우리나라로부터 수입하는 교역국을 의미하며 패널모형에서 수출국이 한 국가의 자료만 이용되므로 이에 해당되는 우리나라와 관련된 변수인 GDP_{kt} , ER_{kt} , Z_{kt} , u_k 는 제외할 수 있다.¹⁴⁾

식(1)을 새롭게 구성하여 선형로그함수 형태로 나타내면 다음의 식(2)와 같다.

$$\ln \text{Exp}_{kjt} = \alpha_0 + \beta_1 \ln \text{GDP}_{jt} + \beta_2 \ln \text{Dist}_{kj} + \beta_3 \text{ER}_{jt-1} + \beta_4 \text{Resem}_{kjt} + \epsilon_{jt} \quad (2)$$

식(2)에서 ER_{jt-1} 는 교역국에서 $t-1$ 기의 환경규제를 나타낸다. 또한 식(2)의 GDP_{jt} 는 시장규모를 의미하는데 이를 1인당 $\text{GDP}(\text{GDPPER}_{jt})$ 와 인구(POP_{jt})로

13) Van Beers and Van den Bergh, op.cit., p.31.

14) 정문현, "EU의 환경정책이 한국의 EU수출에 미치는 영향에 관한 연구", 『관세학회지』, 제12권 제4호, 한국관세학회, 2011, p.229; 정문현, 전제서, p.86.

구분할 수 있다. 교역국의 구매력을 나타내는 1인당 소득수준과 인구규모로 표현하여 이 요인들이 우리나라의 수출에 미치는 영향에 대해 분석할 수 있는데 이는 식(3)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\ln \text{Exp}_{kjt} = \alpha_0 + \beta_1 \ln \text{GDPPER}_{jt} + \beta_2 \ln \text{POP}_{jt} + \beta_3 \ln \text{Dist}_{kj} + \beta_4 \text{ER}_{jt-1} + \beta_5 \text{Resem}_{kjt} + \epsilon_{jt} \quad (3)$$

상기에서 설명한 바와 같이 GDP_{jt} 는 교역국의 생산능력 또는 수입품을 살 수 있는 시장규모를 나타내는 변수로 교역국의 시장규모가 크면 우리나라 수출도 증가할 것이다. 그리고 1인당 GDP (GDPPER_{jt})는 교역국의 구매력을 나타내는 소득수준으로 볼 때 1인당 GDP 가 클수록 우리나라 수출은 증가할 것이다. 교역국의 인구규모(POP_{jt})가 클수록 교역국의 시장규모가 크기 때문에 우리나라의 수출과 정(+)의 관계를 가질 것이다. 지리적인 거리인 Dist_{kj} 는 운송비용, 시장접근성 등을 나타내는 변수라 할 수 있다. 또한 무역비용의 대리변수로서 전통적인 무역이론에서는 양 국가간의 거리가 멀어지면 교역액이 감소하여 (-)의 추정계수를 가진다. 그러나 최근 선행연구결과들은 정보통신기술의 발달로 거리변수가 과거와 달리 점차 감소되는 경향을 보이고 있어 일반적 예상과 반드시 일치한다고 볼 수 없다.¹⁵⁾

한편 환경규제 변수는 여러 변수를 사용할 수 있는데 먼저 환경오염방지비용(Pollution Abatement Cost Expenditure: PACE)을 들 수 있다.¹⁶⁾ PACE는 OECD에서 회원국을 대상으로만 계산하여 발표하였고 데이터 누락부분이 많을 뿐만 아니라 환경오염방지비용은 총생산액 또는 총비용에서 차지하는 비중이 매우 작다는 한계를 가지고 있다.¹⁷⁾ 본 논문에서 실증분석의 종속변수인 우리나라 수출량이 중국 등 OECD 비회원국들과도 많기 때문에 OECD국가만을 대상으로 한 환경규제변수를 사용하기에는 무리가 있다.

다른 환경규제 변수인 환경성과지수(Environmental Performance Index: EPI)를

15) Rauch(1999)는 1970년대 이후 무역에 대한 거리변수의 추정계수가 감소하고 있다고 하였고, Leamer and Levinsohn(1995)는 1975-1985년 동안 인접국의 무역비중이 낮아지는 것을 이유로 국가무역에서 거리의 중요성은 점점 약해진다고 주장하였다. J. Rauch, "Networks vs markets in International Trade," *Journal of International Economics*, Vol.48, 1999, pp.33-34; E. Leamer and J. Levinsohn, "International Trade Theory: Evidence," in G. Grossman, and K. Rogoff, *Handbook of International Economics*, North Holland, Amsterdam, Vol.3, 1995, pp.1339-1394.

16) 환경오염저감비용을 환경규제 변수로 사용한 연구는 김홍균·윤세진(2011), 김현(2012) 등이 있다.

17) 이지연·한현욱, "환경규제가 우리나라의 직접투자에 미치는 영향", 『규제연구』, 제20권 제2호, 한국경제연구원, 2011, p.76.

사용한 연구들도 있다.¹⁸⁾ EPI는 국가별 환경수준을 계량화하여 평가한 종합지표로서 2년마다 세계경제포럼(World Economic Forum: WEF)을 통해 발표되고 있다.¹⁹⁾ 환경성과지수는 매년 조사마다 평가구성 및 항목의 차이로 직접적인 비교에 한계가 있지만 환경분야의 종합적 지표로서 국가간 비교가 가능하다는 장점도 있다.²⁰⁾ 이 변수는 2006년부터 2년마다 발표되어 연속성을 지니지 못하기 때문에 균형패널자료를 사용하는 본 연구에는 적합하지 않은 것으로 생각된다. 다만 횡단면 분석을 위한 환경규제 대리변수로는 사용할 수 있다. 본 연구에서 환경규제변수는 수량화하기에 많은 어려움이 따르므로 최근 8년간 이용가능한 변수인 GNI당 CO_2 damage 비율을 환경규제 대리변수로 사용하고자 한다.²¹⁾ 이 변수는 이산화탄소 독성피해를 이산화탄소 배출량(톤당)에 20달러를 곱하여 추정한 것으로 환경규제가 강한 국가가 수치가 낮게 나타난다.

한 국가의 GNI당 CO_2 damage 값이 작을수록 환경규제가 강한 국가이기 때문에 환경규제 변수와 수출과의 관계가 음(-)이라면 환경규제가 강할수록 우리나라의 수출이 증가한다고 할 수 있으며 오염회피가설을 뒷받침한다고 할 수 있다. 반대로 환경규제 변수와 수출액과의 관계가 양(+)이라면 교역국의 환경규제 강화가 우리나라의 수출을 감소시킨다는 의미로 해석할 수 있다.²²⁾ 기업은 환경규제 강화라는 기업의 외부환경 변화에 대응하여 끊임없는 혁신을 통해 기업의 경쟁력과 효율성을 더욱 높여 한 국가의 환경규제 강화가 그 국가의 수입을 감소시킨다는 포터가설을 따른다고 할 수 있다.²³⁾

$Resem_{kjt}$ 는 교역국간의 유사성이 우리나라 수출에 미치는 영향을 고찰하기 위해 교역국간 GDP비중의 차이를 이용하여 유사성 지수를 계산하였다.²⁴⁾ 상대적인 국가규모에 대한 추정계수의 부호가 음(-)이라면 상대적인 국가규모의 차이로 무역을 증진시킨

18) 환경성과지수를 환경규제 변수로 사용한 연구는 오근엽·명창연(2005), 심기은·정경화(2009), 류유(2012) 등이 있다.

19) 환경부, “환경성과지수(EPI)발표, 한국94위”, 보도자료, 2010.1.27, p.1.

20) 우리나라는 최근 발표된 2012년 EPI지수는 132개국 가운데 43위를 기록하였다. e-나라지표 홈페이지(www.index.go.kr)참조

21) GNI당 CO_2 damage를 환경규제의 대리변수로 사용한 연구는 Costanitini and Crespi(2008), 심기은·정경화(2009), 성봉석(2011) 등이 있다.

22) 심기은·정경화, “환경규제가 재생에너지 및 에너지 절감산업의 수출에 미치는 영향: 한국과 일본의 비교연구”, 『자원·환경연구』, 제18권 제1호, 한국자원경제학회, 2009, p.94.

23) M. Porter and van der Linde, “Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol.9, No.4, 1995, pp.110-114.

24) $Resem_{kjt} = \ln[1 - (\frac{GDP_{kt}}{GDP_{kt} + GDP_{jt}})^2 - (\frac{GDP_{jt}}{GDP_{kt} + GDP_{jt}})^2]$

Cheng Wang, Yangqi Wei and Xiaming Liu, “Determinants of Bilateral Trade Flows in OECD Countries: Evidence from Gravity Panel Data Models,” *The World Economy*, Vol.33, No.7, 2010, p.902.

다는 전통적인 Heckscher-Ohlin-Samuelson 이론을 지지한다. 반대로 추정계수의 부호가 양(+)이라면 상대적 국가규모의 차이가 클수록 무역규모는 작아진다는 Linder의 가설(Linder's hypothesis)을 따른다고 할 수 있다.²⁵⁾

이상의 분석을 종합하면 추정계수들의 부호는 식 (2)에서 β_1 은 (+), β_2 는 (-)부호가 예상되지만 β_2 의 중요도는 점점 작아지고 있다. β_3, β_4 는 각 추정계수의 부호가 각각 의미를 가질 수 있다. 식 (3)에서 β_1, β_2 는 (+)의 부호, β_3 는 (-)의 부호를 예상할 수 있으나 β_4, β_5 는 식 (2)에서와 같이 각 추정계수의 부호가 각각 의미를 가질 수 있다. 또한 식 (2)와 식 (3)은 각각 로그선형형태 함수이기 때문에 각 변수의 회귀계수($\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \dots$)는 탄력성을 보여주며 독립변수 1%의 변화에 대한 수출국의 수출액에 변화정도(%)를 의미한다고 할 수 있다.

2. 자료설명

본 논문의 실증분석에 사용된 자료들의 출처를 살펴보면 다음과 같다. 종속변수인 우리나라의 수출액은 UN Commodity Trade Statistic Database의 상품무역통계에서 추출하였다.²⁶⁾

설명변수로 사용된 교역국의 GDP는 2000년 미국달러 기준 불변가격이며 인구는 각 년도를 기준으로 세계은행(World Bank)의 World Development Indicator(WDI) 2012에서 추출하였다. 지리적 거리변수($Dist_{kj}$)는 CEPII(Centre d'Etudes prospectives et d'Informations Internationales)에서 제공하는 자료를 사용하였다. 이 자료는 단순 거리가 아닌 각국의 인구분포도를 감안하여 각 국의 중심을 선택한 후 측정한 가중평균 거리(weighted distance)이다. 기존 해당국가 면적이나 도시분포 및 인구 등을 고려하지 않고 단순히 각 국 수도간의 거리와 위도를 기준으로 계산한 Great Circle Distances보다 정밀한 데이터를 제공하고 있다.²⁷⁾ 이 자료는 CEPII의 홈페이지에서 추출하여 사용하였다.²⁸⁾ 그리고 환경규제변수는 GNI당 CO_2 damage로 세계은행의

25) B. H. Baltagi, P. Egger and M. Pfaffermayr, "A Generalized Designed for Bilateral Trade Flow Models," *Economics Letters*, Vol.80, 2003, p.394.

26) <http://comtrad.un.org>

27) T Mayer and S. Zignago, "Notes on CEPII's Distance Measures: The GeoDist Database," *CEPII Working Paper*, No. 2011-25, Centre d'Etudes prospectives et d'Informations internationales, 2011, p.11.

28) www.cepii.fr

WDI 2012로부터 얻었다. 환경규제의 경우 환경정책을 실시한 시점에서 바로 효력이 발생하는 것보다는 효력의 발생까지 다소 시간이 소요되기 때문에 해당년도 환경규제 강화가 해당년도의 수출에 영향을 미치지 않을 수도 있다. 따라서 환경규제가 일정 시차를 두고 수출에 영향을 미친다는 전제 하에 환경규제 변수는 전년도 GNI당 CO_2 damage를 사용하였다. 마지막으로 $Resem_{kjt}$ 는 두 국가간의 상대적인 국가규모의 차이를 나타낸다.

<표 III-1>은 종속변수와 설명변수에 대한 정의와 전체평균과 전체 표준편차에 대한 기초통계량을 보여준다.

<표 III-1> 사용변수의 설명 및 기초통계량

구분	변수명	정의(단위)	전체 평균	전체 표준편차
종속 변수	Exp	t기 교역 상대국으로의 수출액(백만달러)	4,182	11,007
설명 변수	GDP_{kjt}	t기 교역상대국의 GDP(억달러)	5,450	15,238
	$GDPPER_{kjt}$	t기 교역상대국의 1인당 GDP(달러)	11,287	12,061
	$Dist_{kj}$	양 국가간 거리(km)	8,926.51	3,841.53
	ER_{jt-1}	GNI당 CO_2 damage 비율로 나타낸 환경규제 변수	0.600	0.741
	$Resem_{kjt}$	양 국가간의 상대적인 국가규모 차이	-1.603	0.842

그리고 본 연구는 EU에서 ELV(End of Life Vehicles), WEEE(Waste Electrical and Electronic Equipment), RoHS(Restriction of Hazardous Substances), REACH(Restriction of Hazardous Substances) 등 여러 환경규제가 도입되기 시작한 시점인 2003년부터 2010년까지 8개년을 분석기간으로 설정하였다. 교역 상대국은 우리나라와 교역량이 많은 66개국(유럽 25국(EU 20국), 아시아 17국, 아메리카 15국, 아프리카 7국, 오세아니아 2국)을 선택하였다. 특히 2006년 기준으로 우리나라 총수출액 3,354억 5,725만 달러 가운데 약 80%인 2,697억 2,137만 달러를 수출한 국가들이다.

우리나라 총수출 이외에 주요 수출품목들을 선정하여 분석을 시도하였으며 주요 수출품목으로는 최근 10대 수출품목에 지속적으로 포함된 8개 산업을 표준국제무역분류(Standard International Trade Classification: SITC) 2자리(2digit)로 구분하여 선정하였다.

분석대상이 되는 주요 수출품목은 석유, 석유제품 및 관련 물질(33), 유기화학물(51), 플라스틱(57), 철 및 강(67), 통신 및 녹음기기(76), 전기기계장치 및 기기(77), 도로주행차량(78), 기타 수송장비(79) 등 8품목이다. 이 8개 품목 가운데 통신 및 녹음기기와 전기기계장치 및 기기를 포함한 ‘전기·전자산업’으로, 도로주행차량과 기타 수송장비를 합산하여 ‘자동차 및 부품산업’으로 정의하였다.

그리고 8개 품목을 환경민감산업과 환경비민감산업으로 구분하여 분석하였다. 환경민감산업에 대한 정의는 여러 학자들에 의해 이루어지고 있지만 일반적으로 Low and Yeats(1992)의 정의를 들 수 있다. 그들은 1988년 미국 제조업의 오염감소배출과 통제자본에 대해 측정하여 환경민감상품(Environmental Sensitive Goods: ESGs)을 상품의 배출감소자본이 총판매수입의 1%보다 크거나 같은 산업으로 정의하였다.²⁹⁾ 이 정의에 따라 우리나라 주요 수출품목을 분류하면 환경민감산업에 해당되는 품목은 석유제품 및 관련 물질(33), 유기화학물(51), 철강산업(67)이 되고, 나머지 전기·전자산업(76·77), 자동차 및 부품산업(78·79), 플라스틱(57)품목은 환경비민감산업에 포함하였다. 본 논문의 실증분석에 이용된 자료는 66개국의 8개년에 대한 패널자료이며 실증분석을 위해 STATA 11.2를 사용하였다.

IV. 실증분석 결과

1. 횡단면 분석

2006년, 2008년, 2010년을 GNI당 CO_2 damage 비율과 환경성과지수(EPI)를 환경규제 대리변수로 사용하여 총수출액에 대해 횡단면 분석을 하였다. 이 환경변수들은 매우 강하지는 않지만 뚜렷한 상관관계를 가지고 있어 횡단면 분석에서는 두 환경규제변수를 각각 사용하였다.³⁰⁾

<표 IV-1>에서 보면 전통적인 중력모형에서처럼 교역국의 시장규모인 GDP는 양(+)의 유의한 추정계수를 가져 시장규모가 클수록 우리나라의 수출이 증가하는 것으로 나타났다. 무역비용의 대리변수인 지리적 거리변수의 추정계수는 예상대로 음(-)의 값을 나타내고 있

29) P. Low and A. Yeats, "Do 'Dirty' Industries Migrate?," *World Bank Discussion Papers*, No.159, 1992, p.91.

30) 성봉석, "환경규제수준과 수출특화패턴 간 관계분석", 『무역연구』, 제7권 제1호, 한국무역연구원, 2011, p.146.

어 전통적인 중력모형의 예상부호를 따르고 있다. 거리변수는 양 국가간의 거리가 멀어질수록 무역비용 상승과 시장접근성의 어려움 등으로 수출이 감소하는 것으로 해석할 수 있다.

환경규제와 수출의 관계를 보면 3개년에 걸쳐 $\ln CO_2$ 의 추정계수가 유의한 수준에서 양(+)의 값을 보이고 있어 환경규제의 강화가 우리나라의 수출을 감소시키는 것으로 나타났다. 특히 2006년, 2008년, 2010년으로 추정계수의 값이 유의한 수준에서 0.220, 0.392, 0.499로 증가하는 것으로 보아 최근 교역국들의 환경규제 강화에 따라 우리나라의 수출이 크게 감소되고 있다.

이에 반해 환경성과지수를 환경규제의 대리변수로 사용한 경우 예상된 부호는 일치하지만 유의미한 결과를 얻지 못하였다. 그리고 2006년 GNI당 CO_2 damage, 환경성과지수를 환경규제 변수를 사용한 경우에 상대적 국가 유사성의 추정계수가 음(-)의 값을 가져 두 국가의 상대적 부존자원 차이가 수출을 증진시키는 것으로 보인다.

<표 IV-1> 절대적 환경규제와 총수출과의 관계(2006년, 2008년, 2010년)

	CO_2 damage			EPI		
	2006	2008	2010	2006	2008	2010
$\ln GDP_{jt}$	0.767*** (0.095)	0.739*** (0.113)	0.755*** (0.110)	0.723*** (0.096)	0.685*** (0.118)	0.680*** (0.119)
$\ln Dist_{kj}$	-0.511*** (0.171)	-0.436** (0.203)	-0.476** (0.193)	-0.619*** (0.173)	-0.580*** (0.208)	-0.671*** (0.206)
$\ln CO_2$	0.220* (0.112)	0.392*** (0.134)	0.499*** (0.134)			
$\ln EPI$				-0.115 (0.507)	-0.979 (0.793)	-0.625 (0.582)
$Resem_{kjt}$	-0.328** (0.163)	-0.301 (0.199)	-0.208 (0.193)	-0.314* (0.169)	-0.239 (0.239)	-0.171 (0.213)
$Cons$	-15.259** (5.899)	6.245 (4.110)	6.382 (3.119)	-11.657* (6.011)	17.836** (4.903)	12.195*** (4.311)
# of Observation	66	66	66	66	66	66
Adj R-squared	0.697	0.604	0.667	0.678	0.560	0.599

주: ()안의 수치는 표준오차임.
***는 1%, **는 5%, *는 10%의 유의수준을 나타냄.

한편 <표 IV-2>은 CO_2 damage가 0.2미만인 국가와 환경성과지수의 각 조사년도의 순위가 20위인 국가의 평가점수를 기준으로 하여 기준보다 점수가 높으면 환경규제가 강한 국가로 설정하여 상대적인 환경규제변수를 마련하였다.³¹⁾ 기본적인 중력모형의 변수인 GDP

와 거리변수, 환경규제 변수에 대해서는 예상과 일치되는 결과를 보여주고 있다. 그리고 환경규제의 추정계수를 보면 $\ln CO_2$ 는 각 년도마다 1% 유의수준에서 음(-)의 값을 보이고 있어 환경규제가 강한 국가에 대한 우리나라 수출은 감소되고 있다는 것을 보여주고 있다.

<표 IV-1>과 달리 <표 IV-2>에서는 CO_2 damage의 상대적 환경규제(ER_{High}) 추정계수가 음(-)의 값을 가지는 경우 환경규제 강화가 우리나라의 수출을 감소시킨다고 해석할 수 있다. <표 IV-2>의 상대적 환경규제에서도 2006년은 $Resem_{kjt}$ 의 추정계수를 보면 음(-)의 값을 가져 H-O-S의 이론을 따른다고 할 수 있다.

<표 IV-2> 상대적 환경규제와 총수출과의 관계(2006년, 2008년, 2010년)

	CO_2 damage			EPI		
	2006	2008	2010	2006	2008	2010
$\ln GDP_{jt}$	0.779*** (0.095)	0.740*** (0.1131)	0.755*** (0.108)	0.725*** (0.090)	0.686*** (0.114)	0.681*** (0.117)
$\ln Dist_{kj}$	-0.638*** (0.153)	-0.606*** (0.186)	-0.637*** (0.178)	-0.630*** (0.174)	-0.575*** (0.198)	-0.658*** (0.200)
ER_{High}	-0.665*** (0.218)	-0.828*** (0.247)	-0.938*** (0.227)	-0.464** (0.189)	-0.547** (0.270)	-0.432* (0.263)
$Resem_{kjt}$	-0.286* (0.157)	-0.198 (0.197)	-0.138 (0.189)	-0.262 (0.162)	-0.263 (0.206)	-0.179 (0.209)
Cms	-14.720 (5.493)	7.692* (3.911)	7.679** (3.911)	-11.908** (5.542)	8.602** (3.434)	9.542** (4.189)
# of Observation	66	66	66	66	66	66
Adj R-squared	0.720	0.604	0.667	0.707	0.560	0.599

주: ()안의 수치는 표준오차임.

***는 1%, **는 5%, *는 10%의 유의수준을 나타냄.

2. 패널 분석

패널자료는 동일한 조사개체들로부터 여러 시점에 걸쳐 반복적으로 수집한 자료로서 횡단면 자료와 시계열 자료의 속성을 모두 갖추고 있다.³²⁾ 이 패널자료를 분석하는데 주로 사용되는 모형은 기본적으로 고정효과 모형(Fixed Effect Model)과 확률효과 모형(Random

31) 2006년, 2008년, 2010년 환경성과지수(EPI)가 20위인 국가의 평가점수는 각각 80점, 72.5점, 85점이었다. www.epi.yale.edu

32) 일반적인 패널모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_{it} = \alpha + x_{it}'\beta + u_i + e_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 1, 2, \dots, T$$

y_{it} : 종속변수, α : 상수항, x_{it} : 설명변수, u_i : 미관측 개별효과, e_{it} : 모형의 오차항

Effect Model)이 있다. 고정효과 모형은 개체별 개별적 이질성을 상수항에 포함시켜 분석한 반면에 확률효과 모형은 개체의 개별효과가 상수항과 확률적인 성분 u_i 에 포함되어 있다.³³⁾

패널분석에서 Hausman Test를 통해 귀무가설(H_0)이 기각된다면 확률효과 모형으로 추정할 경우 보다는 고정효과 모형으로 추정할 경우 일치추정량을 얻을 수 있다. 그리고 패널그룹 내에 시간불변변수(time-invariant variables)가 존재하는 경우 고정효과모형으로 추정하면 시간불변변수는 패널개체의 이질성에 해당하는 오차항 u_i 에 포함되기 때문에 추정계수가 생략되어 나타난다. 이는 거리변수가 추정에서 생략된 것이 아니라 거리변수가 일정하다는 조건하에서 다른 변수들의 추정계수를 해석해야 한다.³⁴⁾

1) 총수출, 환경민감산업, 환경비민감산업의 수출과 환경규제

<표 IV-3>에서 먼저 우리나라 총수출을 종속변수로 하여 환경규제의 효과를 분석하였다. 식(2)에서 교역국 GDP의 추정계수는 양(+)의 값을 가져 시장규모의 증가는 우리나라의 수출을 증가시킨다는 것을 알 수 있다. 그리고 환경규제 변수의 추정계수는 양(+)의 부호를 가져 환경규제 강화가 우리나라의 수출을 감소한다는 의미인데 이는 환경규제가 강한 나라일수록 GNI당 CO_2 damage의 수치가 낮기 때문에 우리나라의 수출이 감소하는 것으로 해석할 수 있다.

식(3)에서도 대체로 전통적인 중력모형에서 예상하는 부호를 수용하고 있다. 1인당 국민소득수준과 인구규모가 우리나라 총수출과 양(+)의 관계를 보이고 있으며 환경규제변수의 추정계수도 식(2)처럼 양(+)의 값을 가지고 있어 환경규제강화가 우리나라 수출을 감소시킨다고 할 수 있다.

환경민감산업의 수출에 대한 분석은 석유제품 및 관련 물질산업, 유기화학물산업, 철강산업을 풀링(pooling)하여 추정하였다. 식(2), 식(3)에서 시장규모, 1인당 국민소득, 인구규모에 대해 유의한 수준에서 수출과 양(+)의 관계를 보이고 있다. 우리의 관심사인 환경민감산업의 수출과 환경규제의 관계는 유의한 수준에서 음(-)의 추정계수로 나타나고 있어 교역국의 환경규제가 강화될수록 환경민감산업의 수출은 증가하고 있다. 즉, 교역국의 환경규제 강화로 환경민감산업의 자국 기업이 경쟁력을 상실하여 우리나라로부터 수입이 증가한다는 오염회피가설을 지지한다고 할 수 있다.

33) 남상호, “패널자료를 이용한 연구방법론”, 2011 한국사회보장학회 춘계정기학술대회, 한국사회보장학회, 2011, p.26.

34) 민인식·최필선, 「STATA Panel Data Analysis」, 2012, p.119.

환경비민감산업도 식(2)과 식(3)의 추정계수들이 유의한 수준에서 전통적인 증력모형에서 예상한대로 부호가 나타나고 있다. 식(3)에서 교역국의 소득수준을 나타내는 1인당 GDP의 부호가 (+)의 관계이므로 교역국의 구매력 증가가 우리나라의 환경비민감산업 수출을 증가시킨다고 할 수 있다. 그리고 환경비민감산업에서 환경규제 추정계수가 양(+의 부호를 가지므로 교역국의 환경규제 강화가 자국 기업들이 기술혁신 등으로 경쟁력을 가져 자국으로 수입을 감소시킨다는 Porter의 가설을 지지한다고 할 수 있다. 즉 우리나라의 수출이 감소한다는 의미로 해석된다.

총수출, 환경민감산업, 환경비민감산업과 환경규제와의 관계에서 보면 총수출과 환경비민감산업은 교역국의 환경규제가 강화될수록 각각 수출이 감소하는 것으로 나타나고 있어 Porter의 가설을 지지하고, 환경민감산업은 환경규제 강화가 수출을 증가시키므로 오염회피가설을 보이고 있다. 그리고 정문현(2009)의 분석처럼 본 논문에서는 환경민감산업의 추정계수의 절대값이 총수출과 환경비민감산업보다 높아 환경민감산업이 환경규제에 영향을 많이 받는 것으로 보인다.³⁵⁾

<표 IV-3> 총수출, 환경민감산업 및 환경비민감산업과 수출과의 관계

	총수출 ¹⁾		환경민감산업(33·51·67)		환경비민감산업 ¹⁾ (57·76·77·78·79)	
	(2)	(3)	(2)	(3)	(2)	(3)
$\ln GDP_{jt}$	3.499*** (0.457)		4.103*** (0.587)		3.310*** (0.376)	
$\ln GDPPER_{jt}$		3.689*** (0.513)		3.800*** (0.632)		3.561*** (0.422)
$\ln POP_{jt}$		2.845*** (1.244)		5.091*** (0.966)		2.451*** (0.758)
$\ln Dist_{kj}$	-	-	-	-	-	-
$\ln CO_{2t-1}$	0.494*** (0.143)	0.471*** (0.146)	-1.123*** (0.257)	-1.087*** (0.258)	0.549*** (0.129)	0.518*** (0.131)
$Resem_{kjt}$	-0.111 (0.801)	-0.233 (0.823)	-0.132 (1.025)	-0.061 (1.026)	-0.476 (0.688)	-0.641 (0.680)
Cns	-68.568*** (5.581)	-59.193*** (7.811)	-90.437*** (15.878)	-104.715*** (19.365)	-66.619*** (5.308)	-54.336*** (7.213)
# of observation	396	396	1,283	1,283	1,188	1,188
Hausman χ^2 (p-value)	54.90 (0.000)	63.38 (0.000)	150.86 (0.000)	119.08 (0.009)	57.96 (0.000)	73.61 (0.000)

1) 오차항의 1계 자기상관에 존재함.

주: ()안의 수치는 표준오차임.

***는 1%, **는 5%, *는 10%의 유의수준을 나타냄.

35) 정문현, 전계서, p.91.

2) 환경민감산업별 수출과 환경규제

<표 IV-4>은 환경민감산업으로 분류된 산업에 대한 중력모형의 실증분석 결과를 보여주고 있다. 먼저 석유제품 및 관련 물질산업은 식(2)에서 시장규모, 구매력의 수준, 구매력의 크기 등의 추정계수는 양(+)의 값을 가지는 것으로 도출되었다. 그리고 교역국 환경규제의 강화로 우리나라의 수출은 증가하는 것으로 나타나고 있다. 로그선형함수인 식(2), 식(3)에서 추정계수는 탄력성을 의미하기 때문에 환경규제가 1% 강화된다면 석유제품 및 관련 물질산업의 수출은 약 2.4% 정도 증가하는 것으로 해석될 수 있다. 식(3)에서도 구매력을 나타내는 1인당 국민소득과 인구규모가 통계적으로 유의한 수준에서 우리나라 수출과 양(+)의 관계를 가진다. 그리고 식(3)에서도 환경규제 변수는 음(-)의 값을 보이고 있어 교역국의 환경규제 강화가 석유제품 및 관련 물질산업의 수출을 증가시키고 있는 것으로 나타났다.

<표 IV-4> 환경민감산업별 수출과 환경규제

	석유제품 및 관련 물질(33)		유기화학물(51)		철강(67)	
	(2)	(3)	(2)	(3)	(2)	(3)
$\ln GDP_{jt}$	4.681*** (2.002)		3.326*** (0.575)		4.197*** (0.535)	
$\ln GDPPER_{jt}$		4.113** (1.868)		2.969*** (0.620)		4.276*** (0.579)
$\ln POP_{jt}$		6.543** (2.809)		4.488*** (0.956)		3.942*** (0.890)
$\ln Dist_{kj}$	-	-	-	-	-	-
$\ln CO_{2t-1}$	-2.429*** (0.812)	-2.354*** (0.817)	-0.718*** (0.247)	-0.678*** (0.248)	-0.634** (0.228)	-0.643*** (0.229)
$Resem_{kjt}$	4.469 (3.236)	4.560 (3.240)	-1.565 (1.044)	-1.478* (1.044)	-1.986** (0.870)	-2.008** (0.870)
$Cons$	-100.075 (47.232)	-127.498 (57.319)	-72.688*** (15.539)	-89.372*** (19.006)	-94.175*** (14.480)	-90.514*** (22.849)
# of observation	366	366	459	459	458	458
Hausman χ^2 (p-value)	54.14 (0.000)	44.47 (0.000)	74.56 (0.000)	48.89 (0.022)	174.42 (0.000)	155.04 (0.000)

주: ()안의 수치는 표준오차임.
***는 1%, **는 5%, *는 10%의 유의수준을 나타냄.

유기화학물산업도 대체적으로 환경규제 강화가 유기화학물의 수출을 증가시키는 것으로 보인다. 식(2)와 식(3)에서 시장규모, 1인당 국민소득, 인구규모는 예상한 대로 유

기화학물의 수출과 양(+)의 관계를 보이고 환경규제 변수의 추정계수도 유의한 수준에서 음(-)값을 가지고 있어 교역국 환경규제 강화가 우리나라 유기화학물산업의 수출을 증가시키고 있다고 할 수 있다. 그리고 국가규모에 의한 유사성의 추정계수는 약한 유의수준에서 음(-)의 값을 보여 전통적인 H-O-S이론을 뒷받침하고 있다.

한편 철강산업에서도 전통적인 중력모형이 예상하는 부호를 따르고 있다. 식(2)의 경우는 환경규제와 철강수출과의 관계에서 약하지만 유의한 수준의 음(-)의 관계를 보여 교역국의 환경규제 강화가 수출을 증가시킨다는 해석을 가능하게 하였다. 식(3)의 경우에서도 동일한 결과를 보여주고 있다. 또한 철강산업의 경우 두 국가간 유사성과 수출의 관계가 유의한 수준의 음(-)의 관계를 보여주고 있어 앞에서 해석한 바와 교역국간 상대적 부존자원의 차이가 클수록 수출이 증가한다는 전통적인 H-O-S모형을 뒷받침하고 있는 것으로 보인다.

환경민감산업별 환경규제와 수출간의 관계를 살펴보았다. 석유제품 및 관련 물질, 유기화학물, 철강산업 등에서 환경규제와 수출과의 관계가 통계적으로 유의한 수준으로 음(-)의 관계를 보이고 있어 교역국의 환경규제 강화가 환경민감산업의 수출을 증가시키는 것으로 나타나며 오염회피가설을 뒷받침하고 있는 것으로 보인다. 그리고 환경민감산업 가운데 석유제품 및 관련 물질산업이 다른 두 산업들에 비해 교역국 환경규제에 따른 수출증진효과가 더 큰 것으로 나타나고 있다.

3) 환경비민감산업별 수출과 환경규제

<표 IV-5>은 환경비민감산업에 대한 실증분석의 결과를 정리하였다. 자동차산업의 경우 식(2)와 식(3)을 통해 볼 때 교역국의 환경규제 강화가 수출을 감소시키는 것으로 나타나고 있다. 환경규제의 강화로 자동차 및 부품수출이 약 0.8% 정도 감소하는 것으로 나타났으며 식(3)에서 인구규모의 추정계수는 약하게 유의한 수준에서 양(+)의 값을 가져 인구규모 증가로 자동차 및 부품의 수출을 증가시킨다.

전기·전자산업은 <표 IV-5>에서 Hausman Test 결과를 볼 때, 귀무가설을 기각시키지 못하여 고정효과 모형보다는 확률효과 모형의 추정이 일치추정량이므로 확률효과모형의 결과를 제시하였다. 전기·전자산업은 식(2)에서 시장규모가 크면 수출이 증가하고 지리적 거리변수는 유의한 수준에서 음(-)의 관계를 보여 거리가 멀수록 무역비용 증가와 시장접근성의 어려움으로 수출이 감소한다는 전통적인 중력모형을 따르고 있다. 그리고 환경규제 변수의 추정계수도 음(-)의 값을 보여 환경규제 강화가 전기·

전자산업 수출의 감소로 이어진다는 의미로 해석할 수 있다. 식(3)에서는 구매력 수준을 나타내는 1인당 국민소득과 인구규모와 수출이 양(+)의 관계로 보여 주고 환경규제 변수는 유의한 수준에서 음(-)의 값을 보여 환경규제 강화가 수출을 증가시키고 있다.

플라스틱산업도 대체로 중력모형의 예상부호를 따르고 있다. 환경규제변수도 매우 약한 유의수준에서 양(+)의 관계를 보이고 있어 환경규제의 강화가 플라스틱 원료의 수출을 감소시킨다고 할 수 있다.

<표 IV-5>에서 대체로 환경비민감산업의 경우 교역국의 환경규제 강화가 대체로 우리나라의 환경비민감산업의 수출을 감소시키는 것으로 나타나고 있다. 이는 교역국의 환경규제강화가 자국 기업들이 기술개발을 통해 경쟁력을 향상시켜 외국으로부터 수입을 감소시킨다는 포터의 가설을 뒷받침한다고 볼 수 있다.

<표 IV-5> 환경비민감산업별 수출과 환경규제

	자동차 및 부품(78·79) ¹⁾		전기·전자산업(76·77) ¹⁾²⁾		플라스틱(57) ¹⁾	
	(2)	(3)	(2)	(3)	(2)	(3)
$\ln GDP_{jt}$	4.606*** (0.799)		0.985*** (0.117)		3.341*** (0.571)	
$\ln GDPPER_{jt}$		5.054*** (1.070)		1.034*** (0.336)		3.454*** (0.629)
$\ln POP_{jt}$		3.080* (1.608)		0.955*** (0.123)		2.962** (1.205)
$\ln Dist_{kj}$	-	-	-0.613*** (0.216)	-0.646*** (0.219)	-	-
$\ln CO_{2t-1}$	0.883*** (0.273)	0.827*** (0.278)	0.191** (0.090)	0.222** (0.098)	0.432* (0.224)	0.417* (0.228)
$Resem_{kjt}$	-0.506 (1.416)	-0.796 (1.443)	0.100 (0.202)	0.083 (0.201)	-0.827 (1.094)	-0.894 (1.110)
$Cons$	-98.836*** (11.251)	-77.021*** (15.289)	-0.367 (4.242)	-0.042 (4.246)	-69.307*** (9.678)	-63.881*** (12.928)
# of observation	396	396	462	462	396	396
Hausman χ^2 (p-value)	32.50 (0.000)	29.62 (0.003)	5.82 (0.120)	5.70 (0.222)	20.82 (0.000)	27.31 (0.000)

1) 오차항의 1계 자기상관이 존재함.

2) 확률효과모형의 추정치임.

주: ()안의 수치는 표준오차임.

***는 1%, **는 5%, *는 10%의 유의수준을 나타냄.

또한 환경비민감산업들의 환경규제에 대한 추정계수를 비교해 보면 플라스틱산업의 0.432, 0.417과 전기·전자산업의 0.191, 0.222에 비해 자동차 및 부품산업의 환경규제의 추정계수가 0.883, 0.827로 다른 산업들에 비해 크게 나타나 환경규제에 대한 영향을 매우 크게 받고 있는 것을 확인할 수 있다.

4) 주요 수출국의 환경규제

우리나라의 주요 수출지역인 중국, 미국, 일본, EU 회원국들은 최근 환경규제를 더욱 강화시키고 있다. 최근 환경규제의 동향은 EU의 환경규제를 모방하여 일본, 미국을 비롯한 모든 국가들이 유사한 제도를 도입하여 환경규제를 강화시켜 나아가고 있다. 2010년 기준으로 이 국가들에 대한 수출액은 248,512백만 달러로 우리나라 총 수출액 466,381백만 달러의 53.3%를 차지하고 있다.³⁶⁾

주요 수출품목 가운데 통신 및 녹음기기(76), 전기기계장치 및 기기(77), 도로주행차량(78)등 세 품목들의 수출액은 총 85,247백만 달러로 이지역의 총 수출액의 34.3%, 우리나라 총 수출액의 약 18%를 차지하고 있다. 따라서 이 지역 교역국들의 환경규제가 우리나라 수출에도 영향이 크게 미칠 것으로 판단되어 환경규제가 세 품목에 미치는 영향에 대해 실증분석을 하였다.

<표 IV-6>에서 통신 및 녹음기기산업은 시장규모와 소득수준에 양(+)의 유의한 추정계수값을 가지고 있어 소득수준과 시장규모가 커질수록 수출은 증가하는 것으로 나타났다. 환경규제에 대한 추정계수는 식(2)와 식(3)에서 양(+)의 관계를 보이고 있지만 유의하지 않은 것으로 나타났다. 상대적인 국가유사성에 의한 추정계수는 양(+)의 값을 보여 두 국가의 상대적인 부존자원의 차이가 교역국간 무역규모를 축소시킨다는 Linder의 가설을 지지하고 있다. 즉, 통신 및 녹음기기산업에서 두 국가의 부존자원의 차이는 우리나라의 수출을 감소시킨다고 해석할 수 있다. 전기기계장치와 기기산업도 시장규모와 국민소득수준의 추정계수가 대해 양(+)값으로 나타나고 있지만 구매력의 크기를 나타내는 인구규모는 유의하지 않게 나타났다. 환경규제변수의 추정계수는 식(2)에서 0.907과 식(3)에서 0.889로 환경규제가 강화될수록 이 지역으로 전기기계장치와 기기의 수출은 감소한다. 도로주행차량은 교역국의 시장규모와 1인당 국민소득수준의 증가로 우리나라 도로주행차량의 수출도 증가하는 경향을 보이고 있지만 인구규모에 대한 추정계수는 유의한 수준에서 음(-)의 관계를 나타내고 있어 전통적인 중력모

36) 2007년 이후 EU회원국은 27개국이지만 우리나라와 교역이 많은 국가 20개국을 연구대상에 포함하였다.

형과 상반되는 관계를 보인다. 한편 도로주행차량산업의 환경규제변수의 추정계수는 각각 1.324과 1.260로 다른 산업의 추정계수에 비해 큰 것으로 보아 도로주행차량산업이 환경규제에 영향을 더 많이 받는다고 추측할 수 있다. <표 IV-6>은 이와 같은 사실을 뒷받침하고 있다

<표 IV-6> 주요 수출국의 환경규제와 주요 수출품목과의 관계

	통신 및 녹음기기(76) ¹⁾		전기기계장치 및 기기(77) ¹⁾		도로주행차량(78) ¹⁾	
	(2)	(3)	(2)	(3)	(2)	(3)
$\ln GDP_{jt}$	2.063*** (1.071)		2.433** (1.164)		6.916*** (1.471)	
$\ln GDPPER_{jt}$		2.196*** (1.035)		2.509** (1.153)		6.973*** (1.258)
$\ln POP_{jt}$		-9.544 (6.233)		10.366 (9.193)		-20.306*** (7.235)
$\ln Dist_{kj}$	-	-	-	-	-	-
$\ln CO_{2t-1}$	0.096 (0.354)	0.060 (0.350)	0.907*** (0.327)	0.889*** (0.328)	1.324*** (0.427)	1.260*** (0.442)
$Resem_{kjt}$	3.631** (1.471)	2.848** (1.474)	-1.717 (1.685)	-1.403 (1.699)	6.160*** (2.023)	4.730** (1.792)
$Cons$	-30.457** (13.022)	163.185*** (50.252)	-46.734*** (9.257)	-181.103*** (47.056)	-154.102*** (16.719)	303.085*** (63.629)
# of observation	138	138	138	138	138	138
Hausman χ^2 (p-value)	8.60 (0.035)	12.57 (0.013)	9.69 (0.021)	30.53 (0.000)	35.85 (0.000)	62.29 (0.000)

1) 오차항의 1계 자기상관이 존재함
 주: ()안의 수치는 표준오차임.
 ***는 1%, **는 5%, *는 10%의 유의수준을 나타냄.

지금까지 우리나라의 주요 수출지역에서 환경규제와 수출과의 관계를 보았을 때 전기기계장치 및 기기산업과 도로주행차량 산업은 환경규제가 강화될수록 우리나라의 해당 산업의 수출이 감소하는 것으로 나타났다.

EU의 환경정책이 모든 회원국에서 공통 환경정책으로 시행되면 전반적으로 한국의 수출에 부정적인 영향을 미칠 것이다.³⁷⁾ EU를 비롯한 수출지역에서 환경규제의 강화는 우리나라 수출을 감소시키는 것으로 나타나고 있다. 따라서 외국 환경규제 강화가 새로운 녹색보호장벽의 역할을 할 수 있기 때문에 선제적인 환경규제 대응이 필요할 시점이다.

37) 정문현, 전계서, p.217.

V. 요약 및 결론

1992년 리우에서 유엔환경협약을 체결한 이후 여러 다자간 환경협약이 채택·발효되었으나 선진국간의 이해대립과 글로벌금융위기로 말미암아 선진국뿐만 아니라 개발도상국까지 다자간 환경협약보다는 개별 국가 차원에서 환경규제에 나서고 있다. 수출지향적인 경제구조를 가진 우리나라는 이와 같은 개별 환경규제 강화가 수출에 어떠한 영향을 미치는가에 대해 주의 깊은 고찰이 필요하다. 따라서 본 논문은 우리나라와 교역량이 많은 66개 국가를 대상으로 2003년부터 2010년까지 8년간의 패널자료를 이용하여 고정효과 모형과 확률효과 모형을 통해서 교역국들의 환경규제가 우리나라의 주요 수출품목에 미치는 영향에 대해 실증분석하여 다음과 같은 시사점을 도출하였다.

첫째, 환경규제변수로 CO_2 damage와 환경성과지수를 이용하여 2006년, 2008년, 2010년에 대한 횡단면 분석을 실시한 결과, 절대적인 환경규제의 경우 CO_2 damage를 환경규제로 사용한 경우 3개년에 걸쳐 환경규제와 수출은 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 그리고 2006년보다 2008년, 2010년의 추정계수가 증가하므로 최근의 환경규제 강화가 우리나라 수출에 보다 큰 영향을 미치는 것으로 보인다. 그리고 상대적 환경규제에 의한 횡단면 분석에서도 환경규제 강화가 우리나라의 수출감소라는 결과를 보였다. 그리고 2006년 경우 교역국간의 상대적 부존자원의 차이가 수출을 증가시킨다는 H-O-S이론을 뒷받침하고 있다.

둘째, 총수출, 환경민감산업, 환경비민감산업과 환경규제의 관계는 환경규제가 강화될수록 총수출과 환경비민감산업의 수출은 감소하고, 환경민감산업은 수출이 증가하고 있는 것으로 나타났다. 따라서 환경민감산업은 오염회피가설을 보인 반면에 총수출과 환경비민감산업 경우 Porter의 가설을 지지한다고 할 수 있다.

셋째, 환경민감산업별 환경규제와 수출간의 관계에서 석유제품 및 관련 물질, 유기화학물, 철강산업 등에서 환경규제와 수출과의 관계가 통계적으로 유의한 수준으로 음(-)의 관계를 보이고 있다. 따라서 환경민감산업의 경우 교역국의 환경규제 강화가 환경민감산업의 수출을 증가시키는 것으로 나타났다. 또한 석유제품 및 관련 물질산업이 다른 환경민감산업들에 비해 교역국 환경규제에 따른 수출증진효과가 크게 나타나 환경규제에 대한 영향이 더 큰 것으로 보인다.

이와 같이 환경민감산업의 경우 선진국의 환경규제 강화가 우리나라 수출의 증가로 이어진다는 사실에 초점을 두어 향후 선진국을 비롯한 교역대상국들이 무역협상에서

우리나라의 환경규제 강화를 요구할 가능성을 열어 두고 그에 대한 대응책도 마련하여야 한다.

넷째, 환경비민감산업 가운데 전기·전자산업은 지리적 거리의 추정계수가 전통적인 중력모형에서처럼 음(-)의 관계를 보이고 있다. 그리고 세 산업 모두에서 환경규제의 추정계수가 양(+)의 값을 보이고 있어 환경규제와 수출과는 음(-)의 관계를 가진다고 할 수 있다. 따라서 환경비민감산업에서 환경규제 강화는 녹색장벽의 역할을 할 수 있으며 이 가운데 자동차 및 부품산업의 환경규제 추정계수의 값이 다른 산업보다 크므로 자동차 및 부품산업이 환경규제에 대한 영향이 크다고 할 수 있다. 그러므로 다른 산업들보다 자동차 및 부품산업에 대한 적극적인 대응책 마련이 시급하다.

다섯째, 우리나라의 주요 수출국인 중국, EU, 미국, 일본에 대한 실증분석에서는 제품군 가운데 전기기계장치 및 기기산업, 도로주행차량산업에서 유의한 수준에서 환경규제와 수출간 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 그리고 전체 교역국을 대상으로 한 경우와 비교할 때 주요 수출국의 환경규제가 우리나라 수출에 미치는 부정적인 영향력이 더 큰 것으로 보아 각 교역국의 환경규제에 맞는 맞춤형 대응책이 필요할 것으로 보인다.

본 연구결과에 의하면 정책적으로 우리나라 주요 수출산업인 자동차 및 관련 부품산업에서 외국 환경규제에 대한 대책을 조속히 마련하여야 할 필요성이 있다. 특히, EU와의 자유무역협정(FTA)에 따른 자동차산업의 경쟁력 우위를 환경규제 대응의 미흡으로 경쟁국에 시장을 잠식당할 가능성이 높고 이에 따라 완성차와 협력부품업체도 수출에 어려움을 겪을 수 있다. 따라서 EU의 RoHS, REACH, ELV 등의 환경규제에 선제적으로 대응하여 환경규제가 수출장애요인이 되지 않도록 하여야 한다.

본 연구의 이론적인 기여점을 살펴보면 대체적으로 총수출과 환경비민감산업에 대해서는 교역국 환경규제가 강화될수록 우리나라 수출이 감소하는 경향을 보이고 있어 Porter의 가설을 지지하는 것으로 나타났다. 그리고 환경민감산업에서는 환경규제의 강화가 우리나라의 수출을 증가시키는 것으로 나타나 오염회피가설을 뒷받침하고 있다. 이러한 내용은 관련 이론을 한국의 상황을 중심으로 검증한 것으로 해당 이론의 관점을 실증적으로 확장하고 있다는 점에서 의의가 있다.

본 논문의 한계점은 먼저 교역국 환경규제가 우리나라 수출의 미치는 영향에 집중하여 분석하는 과정에서 우리나라의 환경규제도 우리나라의 수출에 영향을 미치는 부분을 간과하고 있다는 점이다. 또한 중력모형을 이용하고 있는데도 불구하고 대부분 고정

효과 모형으로 추정하여 거리변수가 생략된 채 결과를 제시하고 있는 것을 한계점으로 지적할 수 있다. 그리고 우리나라의 수출만 종속변수로 하여 분석이 이루어져 자료의 수가 부족하여 보다 명확한 결과를 이끌어내지 못한 점을 들 수 있다. 환경규제와 수출의 관계는 추정방법이나 환경규제 대리변수의 선정, 자료의 종류에 따라 크게 달라질 수 있다. 향후 많은 자료를 확보하여 본 논문에서 이행하지 못한 동태적인 패널접근을 포함한 여러 추정방법을 이용하여 분석한다면 보다 많은 시사점이 도출될 수 있을 것이다.

참고문헌

- 김현, “환경규제의 경제적 영향에 관한 실증연구”, 중앙대학교 박사학위논문, 2012.
- 김홍균·윤세진, “환경오염방지비용이 우리나라 제조업의 순수출에 미치는 영향”, 『자원·환경경제연구』, 제20권 제4호, 한국자원경제학회, 2011.
- 남상호, “패널자료를 이용한 연구방법론”, 2011 한국사회보장학회 춘계정기학술대회, 한국사회보장학회, 2011.
- 류유, “환경규제가 환경민감산업의 무역에 미치는 영향에 관한 실증연구”, 조선대학교 박사학위논문, 2012.
- 민익선·최필선, 『STATA 패널데이터분석』, 지필미디어, 2012.
- 민혁기·김종호·하봉찬, 『환경규제준수의 경제적 효과 분석』, 정책자료 2010-135, 산업연구원, 2010.
- 성봉석, “환경규제수준과 수출특화패턴 간 관계분석”, 『무역연구』, 제7권 제1호, 한국무역연구원, 2011.
- 심기은, “단위생산 당 온실가스 배출과 우리나라의 수출: 주요 온실가스배출 산업을 중심으로”, 『에너지경제연구』, 제8권 제2호, 에너지경제연구원, 2009.
- 심기은·정경화, “환경규제가 재생에너지 및 에너지 절감산업의 수출에 미치는 영향”, 『자원·환경경제연구』, 제18권 제1호, 한국자원경제학회, 2009.
- 오근엽·명창연, “수입국의 환경규제가 한국의 수출에 미친 영향 실증분석”, 『자원·환경경제연구』, 제14권 제3호, 한국자원·환경경제학회, 2005.
- 이지연·한현욱, “환경규제가 우리나라의 직접투자에 미치는 영향”, 『규제연구』, 제20권 제2호, 한국경제연구원, 2011.

- 정문현, “외국의 환경정책이 한국의 수출규모에 미치는 영향에 관한 연구”, 『관세학회지』, 제10권 제1호, 2009.
- 정문현, “EU의 환경정책이 한국의 EU수출에 미치는 영향에 관한 연구”, 『관세학회지』, 제12권 제4호, 한국관세학회, 2011.
- 환경부, “환경성과지수(EPI)발표, 한국94위”, 보도자료, 2010. 1.27.
- Baltagi, B. H., P. Egger and M. Pfaffermayr, “A Generalized Designed for Bilateral Trade Flow Models,” *Economics Letters*, Vol.80, 2003, p.394.
- Cole, M. A. and R. J. R. Elliott, “Do Environmental Regulations Influence Trade Patterns? Testing Old and New Theories,” *The World Economy*, Vol.26 No.8, 2003.
- Costanitini, Valleria and Francisco Crespi, “Environmental Regulation and the Export Dynamics of Energy Technology,” *Ecological Economics*, Vol.66, 2008.
- Evenett, S. J. and J. Whalley, “The G20and Green Protectionism: Will We Pay the Price at Copenhagen?,” *CIGI Policy Brief*, No.14, The Centre for International government Innovation, 2009.
- Harris, M. N. and L. Konya and L. Matyas, “Modelling the Impact of Environmental Regulations on Bilateral Trade Flows: OECD, 1990-1996,” *The world economy*, Vol.25, No.3, 2000.
- Jug, J. and D. Mirza, “Environmental Regulations in Gravity Equations: Evidence from Europe,” *The World Economy*, Vol.28, No.11, 2005.
- Leamer, E. and J. Levinshon, “International Trade Theory: Evidence,” in G, Grossman, and K. Rogoff, *Handbook of International Economics*, North Holland, Amsterdam, Vol.3, 1995.
- Low, P. and A. Yeats, “Do ‘Dirty’ Industries Migrate?,” *World Bank Discussion Papers* No.159, 1992.
- Mayer, T. and S. Zignago, “Notes on CEPII’s Distance Measures: The GeoDist Database,” *CEPII Working Paper*, No.2011-25, Centre d’Etudes prospectives et d’Informations internationales, 2011.
- Porter, M. and C. van der Linde, “Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship,” *Journal of Economic*

Perspectives, Vol.9, No.4, 1995.

Rauch, J., "Networks vs markets in International Trade," *Journal of International Economics*, Vol.48, 1999.

Santis, R. D., "Impact of Environmental Regulations on Trade in the Main EU Countries: Conflict or Synergy?," *The world Economy*, Vol.35, No.7, 2012.

Tobey, J. A., "The Effects of Domestic Environmental Policies on Patterns of World Trade: an Empirical Test," *Kyklos*, Vol. 43, 1990.

Van Beer, J. C. and J. M. van den Bergh, "An Empirical Multi-country Analysis of the Impact of Environmental Regulations on Foreign Trade Flows," *Kyklos*, 1997.

Wang C, Y. Wei and X. Liu, "Determinants of Bilateral Trade Flows in OECD Countries: Evidence from Gravity Panel Data Models," *The World Economy*, Vol.33, No.7, 2010.