[UCI]I804:24011-200000257031

2012년 2월

박사학위논문

환경규제가 환경민감산업의 무역에 미치는 영향에 관한 실증적 연구

조선대학교 대학원

무역학과

류 유

환경규제가 환경민감산업의 무역에 미치는 영향에 관한 실증적 연구

An Empirical Study on the Effect of Environmental Regulations to Trade in Environmentally Sensitive Industries

2012년 2월 24일

조선대학교 대학원

무역학과

류 유

환경규제가 환경민감산업의 무역에 미치는 영향에 관한 실증적 연구

지도교수 김 석 민

이 논문을 경영학 박사학위신청 논문으로 제출함

2011년 10월

조선대학교 대학원

무역학과

류 유

류유의 박사학위 논문을 인준함

위 원 장　조선대학교 교수　김 명 호　(인)

위　　원　조선대학교 교수　이 정 호　(인)

위　　원　조선대학교 교수　이 성 민　(인)

위　　원　조선대학교 교수　전 의 천　(인)

위　　원　조선대학교 교수　김 석 민　(인)

2011년 12월

조선대학교 대학원

【목 차】

ABSTRACT

제1장 서 론 ····· 1

제1절 연구의 목적 ····· 1

제2절 연구의 범위 및 방법 ····· 5

제3절 선행연구 검토 ····· 8

1. 기업수준의 실증분석 연구 ····· 8

2. 산업수준의 실증분석 연구 ····· 12

3. 국가수준의 실증분석 연구 ····· 21

제2장 이론적 논의 및 선행연구 검토 ····· 23

제1절 환경규제의 유형과 다자간 환경규제 ····· 23

1. 환경규제의 유형 ····· 23

2. 다자간 환경규제조치의 동향 ····· 26

제2절 경제성장과 환경의 상호관계 ····· 29

1. 경제성장과 환경의 조화 가능성 ····· 29

2. 환경관점에서의 자유무역 찬반론 ····· 37

3. 자유무역이 환경에 미치는 효과 ····· 42

제3절 환경규제가 국제무역에 미치는 효과 ····· 45
1. 환경규제가 무역패턴에 미치는 효과 ····· 45
2. 환경규제가 국제경쟁력에 미치는 효과 ····· 51

제3장 환경민감산업의 무역현황과 국제경쟁력 추이 ····· 63
제1절 환경민감산업의 분류와 데이터 수집 ····· 63
1. 환경민감산업의 분류 ····· 63
2. 분석데이터의 수집 ····· 65
제2절 환경민감산업의 국제무역 현황 분석 ····· 68
1. 환경민감산업의 국제무역 개황 ····· 68
2. 국가별 환경민감산업 무역 현황 ····· 71
3. 그룹별 환경민감산업 무역 현황 ····· 73
제3절 환경민감산업의 국제경쟁력 변화 추이 ····· 80
1. MS, RCA, ESI를 통한 국제경쟁력 분석 ····· 80
2. MSER-ESDR을 통한 국제경쟁력 분석 ····· 94

제4장 환경규제가 무역에 미치는 영향성 분석 ····· 102
제1절 연구의 설계와 가설의 설정 ····· 102
1. 연구모형의 이론적 근거 ····· 102
2. 분석모형과 가설의 설정 ····· 112

제2절 환경민감산업의 무역패턴 분석 ····· 116
1. 분석자료와 모형의 검정 ····· 116
2. 전체 환경민감산업 분석결과 ····· 125
3. 환경민감산업별 분석결과 ····· 129
제3절 환경규제수준이 무역에 미치는 영향성분석 ····· 137
1. 전체 환경민감산업 분석결과 ····· 137
2. 환경민감산업별 분석결과 ····· 138
3. 규제수준의 상대적 차이 효과 분석 ····· 141

제5장 결 론 ····· 143

참고문헌 ····· 148

<부록> ····· 158

【표 목 차】

<표 2-1> 주요 국제환경협약 ····· 26
<표 2-2> 개별 국가의 환경규제 ····· 28
<표 3-1> Low and Yeats의 환경민감제품 분류 ····· 64
<표 3-2> 본 연구의 환경민감제품 분류 ····· 65
<표 3-3> 환경민감산업의 전세계 상품무역 내 비중 변화 추이 ····· 69
<표 3-4> 환경민감산업 내 국가별 비중 변화 추이 ····· 71
<표 3-5> 환경민감산업의 그룹별 상품무역 내 수출비중 변화 추이 ····· 74
<표 3-6> 환경민감산업의 그룹별 상품무역 내 수입비중 변화 추이 ····· 75
<표 3-7> 환경민감산업 내 그룹별 수출비중 변화 추이 ····· 76
<표 3-8> 환경민감산업 내 그룹별 수입비중 변화 추이 ····· 78
<표 3-9> 산업별 세계 시장점유율(MS) 변화 추이 ····· 82
<표 3-10> 산업별 세계시장 내 RCA지수 변화 추이 ····· 85
<표 3-11> 세계시장 내 경쟁력별 산업수 현황 ····· 86
<표 3-12> 환경민감산업 별 세계시장 내 ESI 변화 추이 ····· 92
<표 3-13> 환경민감산업 별 세계시장 내 MSER-ESDR 변화 추이 ····· 97
<표 4-1> 사용 변수의 정의와 기초 통계량 ····· 116
<표 4-2> 전체산업에 대한 OLS, RE, FE 회귀분석 결과 ····· 126
<표 4-3> 각 산업별 회귀분석 결과(1/4) ····· 132
<표 4-4> 각 산업별 환경규제의 영향성과 가설검증 ····· 139
<표 4-5> 각 산업별 규제수준의 상대적 차이 효과 분석 ····· 142

【그림 목차】

<그림 2-1> 환경규제가 무역에 미치는 효과 ····· 49
<그림 3-1> 환경민감산업별 연평균 증가율(1985-2010) ····· 68
<그림 3-2> 환경민감산업의 산업별 구성비율 ····· 70
<그림 3-3> 환경민감산업 내 국가별 비중 변화 추이 ····· 72
<그림 3-4> 환경민감산업 내 그룹별 수출비중 변화 추이 ····· 77
<그림 3-5> 환경민감산업 내 그룹별 수입비중 변화 추이 ····· 78
<그림 3-6> 환경선진국의 환경민감산업 내 MS 변화 추이 ····· 81
<그림 3-7> 개도국의 환경민감산업 내 MS 변화 추이 ····· 83
<그림 3-8> 세계시장내 환경민감산업별 RCA지수 변화 추이 ····· 90
<그림 3-9> 환경민감산업 별 세계시장 내 ESI 변화 추이 ····· 93
<그림 3-10> MSER-ESDR 국제경쟁력지수의 해석 ····· 96
<그림 3-11> 환경민감산업 별 세계시장 내 MSER-ESDR 변화 추이 ····· 99
<그림 4-1> VIF(Variance Inflation Factor) 측정 결과 ····· 118
<그림 4-2> Breusch-Pagan 검정 결과 ····· 119
<그림 4-3> LR(Likelihood Ratio) 검정 결과 ····· 119
<그림 4-4> Modified Wald Test 검정 결과 ····· 120
<그림 4-5> Serial Correlation 측정 결과 ····· 121
<그림 4-6> Breusch-Pagan의 LM검정 결과 ····· 122
<그림 4-7> 하우스만 검정(Hausman Test) 결과 ····· 123
<그림 4-8> 환경민감산업별 자국시장효과($\beta_1-\beta_2>0$) 분석 결과 ····· 130

An Empirical Study on the Effect of Environmental Regulations to Trade in Environmentally Sensitive Industries

Liu, Yu
Advisor : Prof. Kim, Seog-min, Ph.D.
Department of International Trade
Graduate School of Chosun University

The subject of this paper is Environmental Regulations and International Trade. The paper reviews arguments and evidences on the impact of globalization about the environment. It analyzes the trade effects of environmental regulations and their effective mechanisms on the basisof studying the trade export's patterns and directions of pollution-intensive products and examines the pollution haven hypothesis and porter hypothesis on evidence of environmental regulations and bilateral trade flows from global level. The result is that it could provide substantial theoretical evidences for designing and building of environmental regulations.

The dissertation is divided into five chapters. The first chapter is an introduction andthe second chapter is a survey of the theories and policies of trade and environment. The interaction between trade flows and environmental regulations has become quite a topical issue recently. There is a common belief that by applying more lenient environmental

regulations, countries tend to reduce the production cost of their manufacturers and thus improve their ability to export. In chapter 3, the paper examines the international competitiveness through evidence of trade export's pattern and trade flow of 11 kinds of environmental sensitive industries. By taking into consideration the rank of pollution abatement costs. The data of 15 sample countries are from 1984 to 2010. Taking into consideration the rank of pollution abatement costs, the environmentally sensitive industries are classified, after which the paper determines the difference among the countries on the basis of various indices such as MS, RCA, ESI and MSER-ESDR.

In chapter 4 the paper shows how environmental regulations affect bilateral trade flows through global trade data. Demonstration model is an extension of the gravity model which includes environmental regulations index, environmental cooperation index and grade flows. The estimation is determined by applying regression analysis. In the examination of global perspective, the panel data of more than 150 sample countries from 2008 to 2009 are chosen.

Panel estimation of a gravity model of bilateral trade on the same data set reveals that, on average, polluting industries have higher barriers-to-trade cost, the conclusion of this evidences is that the relationship between stricter environmental regulations and pollution-intensive products becomes statistically significant, but more complex withfootloose pollution-intensive industries. While the domestic environmental regulation of importing country became stricter, the import demand of total pollution-intensive products increased accordingly.

The results show that the practice of multinational environment cooperation and the long-standing efforts of protecting global environment have a statistically significant effect on international trade flow, while multinational environment cooperation of importing countries decreases the international trade flow of pollution-intensive industries.

The paper has shown that environmental regulations are indeed an important variable in the determination of trade flows.

제1장 서 론

제1절 연구의 목적

국제화의 급속한 진전으로 세계경제가 단일화되면서 한 나라의 경제가 대외부문으로부터 받는 영향이 급속히 증대되고 있는 가운데 환경정책이 각국의 국내경제와 국제경쟁력에 미치는 영향력이 더욱 커지고 있다. 이에 따라 환경규제가 국제경쟁력과 무역패턴에 미치는 영향이 정책당국에 대단히 주요한 이슈로 대두되고 있다.

세계 각국은 전 세계적인 공업화에 따른 오염 증대로 환경이 심각한 위협을 겪게 되자 이를 방지하기 위한 대책을 강화하고 있다. 그러나 각 국가의 경제적 수준과 사회적·정치적 및 지리적 여건의 차이로 환경오염에 대한 억제노력도 국가별로 상당한 격차를 보이고 있다.

한편 자유무역과 환경보전의 두 문제에 대하여 커다란 상반된 견해차이가 존재하고 있다. 자유무역의 옹호론자들은 CATT/WTO체제하에서 무역자유화의 확장을 주장한다. 그들은 '성장에는 한계가 없다'는 논리를 펴면서 자유무역이 경제성장을 촉진하지만 삶의 토대를 손상시킨다는 환경보호론자들의 주장에는 근거가 없다고 주장한다. 반면 자유무역 반대론자들은 지금까지의 성장방식은 지속가능하지 않은 서구경제발전모델의 개발도상국으로의 확장을 통해서만 지속되어질 수 있는데, 이러한 방식은 자원소모의 지속적인 증가를 불러올 것이다. 이런 이유에서 자유무역은 일반적으로 제한되어져야 하며 국내경제의 보호와 환경보전이 우선되어야 한다고 주장한다.

전통적 경제이론에 따르면 환경규제와 국제경쟁력 간에는 상반관계(trade off)가 존재한다. 환경규제조치는 환경비용을 부분적으로 또는 완전히 내부화시키는 수단이다. 따라서 오염배출을 줄이고 환경피해를 줄이기 위해 추가의 비용을 지출하는 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 생산비용이 높아진다. 이는 국제무역에 있어 환경규제가 강력한 국가의 생산자는 규제가 약한 국가의 생산자보다 경쟁력면에서 열위에 놓이게 됨을 의미한다.

이와 같이 환경보호에 소극적인 국가와의 강력한 경쟁은 보다 깨끗한 환경

을 필요로 하는 국가로 하여금 적절한 환경규제조치를 주저하게 만들고, 강력한 규제조치를 취하고 있는 국가의 경쟁력을 약화시킬 수 있다. 그 결과 오염집약적인 산업은 활성화되는, 반면 환경친화적인 산업은 점차 경쟁력을 상실하게 된다. 또한 강력한 환경규제를 실시하는 국가의 오염집약적 산업은 환경규제가 덜 엄격한 국가로 옮겨 감으로써 산업공동화 문제가 대두될 수도 있다. 이러한 주장이 전적으로 옳다면 WTO 체제가 추구하는 국제무역의 완전한 자유화는 결코 타당하다고 볼 수가 없고, 따라서 국가간의 환경규제 차이를 이유로 한 무역규제조치는 합리화될 수 있다. 그러나 이와 반대로 환경규제가각국의 대외경쟁력에 아무런 영향을 미치지 않거나 또는 영향이 있더라도 그 정도가 아주 미약하다면 그와 같은 이유의 다자간 무역규제는 설득력을 잃어버리게 될 것이다.

그러나 일부 선행연구들은 환경규제가 환경민감산업의 경쟁력을 약화시킨다는 전통적 견해와는 달리 오히려 환경규제가 기업의 기술혁신 등을 자극하여 경영성과 개선을 가져올 수 있다고 주장한다.[1] 이러한 주장이 타당하다면 자국의 환경규제가 경쟁대상국보다 엄격하다는 이유로 수입에 규제를 가하는 것은 전혀 타당하지 않게 된다.

이와 같이 환경규제가 한 국가의 국제경쟁력을 약화시킨다거나 또는 강화시킨다는 주장이 대립되는 가운데 그 가설의 타당성을 실증적으로 검증하기 위한 다양한 연구들이 진행되었다. 이러한 선행연구들은 전통적 경제이론인 헥셔-오린모형에 바탕을 두고 있는 오염피난처가설(pollution haven hypothesis)[2]과 환경규제가 혁신을 촉진함으로써 생산비용을 감소시키고 그 결과 경쟁력이 향상될 수 있다는 포터가설(porter hypothesis)로 귀결된다.[3]

---

1) 이와 관련한 자세한 내용은 Michael E. Porter (1990), *The Competitive Advantage of Nations*, (New York: Free Press.), pp. 1-896; Michael E. Porter and Claas van der Linde (1995), "Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship," *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 4, pp. 97-118; Paul West and Paul Senez (1992), *Environmental Assessment of the NAFTA: The Mexican Environmental Regulation Position*, Report prepared for the Province of British Columbia, Ministry of Economic Development, Small Business and Trade, pp. 69-70. 참조.

2) 오염피난처가설(pollution haven hypothesis)을 한국 내 연구들 중에는 '환경오염회피가설'로 명명하기도 한다.

3) Valeria Costantini and Francesco Crespi (2007), "Environmental Regulation and the Export Dynamics of Energy Technologies," *Ecological Economics*, Vol. 66, No. 2-3, p. 447.

그러나 1970년대부터 시작된 관련 연구들은 대부분 다자간 환경규제가 본격화된 1995년 이전의 기간을 분석대상으로 삼고 있고, 설득력 있는 환경규제변수의 개발과 모형의 구축이 어려워 동일한 가설에 대한 분석 결과도 연구자마다 상이한 결과가 나타나고 있다.

그럼에도 불구하고 자국만의 일방적인 환경규제로 자국산업의 경쟁력이 세계시장에서 불리한 위치에 놓일 수 없다는 이유로 무역규제조치를 취하려는 움직임이 전 세계적으로 확대되는 추세를 보이고 있다. 한국도 경제가 수출주도적 구조를 갖고 있어 환경규제로 인한 국내산업의 경쟁력 약화와 교역대상국의 환경을 이유로 한 한국 상품에 대한 수입규제가 크게 우려되고 있다. 따라서 이에 대한 적절한 대응책을 마련하기 위해서는 세계적인 환경규제 강화조치가 관련 산업의 경쟁력에 미치는 영향과 무역패턴의 변화 가능성에 대한 면밀한 분석이 선행되어야 할 것이다.

그러나 이와 관련된 선행연구는 언급한 바와 같이 그 분석기간이 대부분 1995년 이전을 대상으로 하고 있으며, 분석대상도 미국과 유럽국가의 산업에 한정되어 수행되어 왔다. 이에 본 논문의 연구의 대상과 범위를 환경규제가 환경민감산업의 국제무역에 미치는 영향성에 두고 이를 실증적으로 분석하고자 한다. 또한 그 분석기간도 1985년부터 2010년까지로 확장하여 환경규제에 따른 국제경쟁력 변화를 동태적으로 관찰해 보고자 한다.

이러한 분석을 통하여 달성하고자 하는 본 연구의 목적을 구체적으로 서술하면 다음과 같이 요약할 수 있다.

첫째, 환경규제와 국제무역의 관계에 관한 국내·외 주요 선행연구의 연구성과를 집중적으로 검토하고 분석하여 한국내에서 상대적으로 연구가 부진한 환경규제조치의 무역에 대한 영향성과 관련한 이론적 체계를 정립한다.

둘째, 환경민감산업의 국제무역 현황과 국제경쟁력 변화를 실증적으로 분석하여 소위 말하는 오염피난처가설(pollution haven hypothesis)과 포터가설(porter hypothesis)의 실제 여부를 검증한다.

셋째, 환경민감산업 교역패턴의 특징과 교역 상대국의 환경규제수준이 수출에 미치는 영향성을 실증적으로 규명한다.

마지막으로 분석결과의 논의를 통하여 선행연구의 각종 가설에 대한 평가

와 무역정책 입안자와 관련 산업체에 대한 시사점을 도출한다. 한편으로는 환경규제조치가 보호무역의 정책수단으로 왜곡되어 운용되고 있는지에 대한 여부도 판단할 수 있을 것이다.

제2절 연구의 범위 및 방법

본 연구의 산업적 범위는 환경민감산업으로 분류되는 석유가공업, 제지와 종이제품업, 화공원료 및 화학제조업, 의약품제조업, 플라스틱제품업, 고무제품업 철강제련 및 압연가공업, 비철금속 제련 및 압연가공업, 금속제품업, 비금속광물제품업, 목재가공업의 총 11개 산업을 대상으로 하고 있다.

한편 환경과 경제 및 국제무역에 관한 연구의 범위는 크게, 경제성장과 환경의 상호관계 규명, 자유무역과 환경의 상호 영향성 그리고 환경규제가 국제경쟁력에 미치는 효과와 경쟁력의 역전에 따른 무역패턴의 변동가능성에 대한 연구로 구별할 수 있다.

실증분석을 위한 도구로는 환경규제와 경제성장의 관계를 규명하고 하는 연구들은 대부분 투입-산출모형(Input-output Model)과 CGE모형(Computable General Equilibrium Model) 등을 이용하고 있다. 한편 환경규제가 국제경쟁력에 미치는 효과와 경쟁력의 역전에 따른 무역패턴의 변동가능성에 대한 연구는 대부분 국제경쟁력 평가지수인 시장점유율(Market Share), 현시비교우위(RCA)지수, 수출유사성지수(Export Similarity Index)를 이용하는 방법이 이용되고 있다. 그 이유는 국제경쟁력 결정요인에는 계량화하기가 불가능한 요인이 많고, 모든 요인간의 상호관계를 분석대상으로 하기가 극히 어려우며, 각국의 발전목표가 다르고 정책수단에 차이가 있기 때문에 이들을 일반적으로 정형화하기 때문이다.

또한 오염피난처가설에 근거하여 환경규제와 무역과의 관계를 밝히는 연구에서는 국제무역 관련 실증분석에 가장 널리 사용되고 있는 중력모형(Gravity Model)이 주로 사용되고 있다. 이는 중력모형의 기본 변수에 환경변수를 임의적인 형태의 독립변수로 추가하여 무역에 미치는 환경변수의 계수를 구하는 방식이 주를 이루었다.[4)]

본 연구도 환경규제수준이 관련 산업의 국제경쟁력과 국제무역패턴의 변화에 미치는 영향성에 초점을 맞추고 있기 때문에 관련 선행연구의 범위와 방법론과 일치한다고 할 수 있다.

---

4) 심기은・정경화, “환경오염산업에서 유럽과 한국 간 환경투자의 상대적 차이가 교역에 미치는 영향”, 「산업경제연구」, 제23권제5호, (한국산업경제학회), 2010, p. 2282.

본 연구에서 사용하고자 하는 추정모형은 중력모형을 기초로 한 패널분석 모형이다. 패널분석의 장점은 일반적으로 횡단면 자료나 시계열자료의 수가 부족하여 분석상의 통계적 유의성에 의심이 있을 경우 이를 보완할 수 있다는 점도 있지만, 패널분석이 갖는 가장 큰 장점은 대상그룹 사이의 고유특성이 종속변수에 미치는 영향을 통제하고 횡단면 자료분석 또는 시계열 자료분석에서 나타나지 않는 효과까지 분석할 수 있다는 것이다. 횡단면 자료의 경우 시간에 따라 일정한 관찰이 불가능한 '표본의 특이성'을 고려하지 못하지만, 패널자료는 오랜 기간의 횡단면 자료관찰을 통해 표본의 특이성뿐만 아니라 표본들 간의 공통적 성질까지 분별할 수 있다는 장점이 있기 때문이다.

본 연구는 기존 연구의 문제점을 해결하고 본 연구의 목적을 달성하기 위하여 記述的 연구(descriptive)와 實證的 연구(empirical)를 병행하여 실시하였으며, 구체적으로 다음과 같은 절차를 거쳐 이루어 졌다.

첫째, 환경규제와 국제무역에 관련된 광범위한 자료를 검토하였다. 기본적인 개념에 관한 내용은 주로 국내·외 저서들을 중심으로 검토하였으며, 관련 가설과 연구 성과들은 각종 학술지 게재논문 및 학위논문을 통하여 수집하였다.

둘째, 위 단계를 통하여 연구주제와 관련된 주요 쟁점들을 식별하고 선행연구의 분석방법을 검토함으로써 본 연구의 분석모형과 분석방법을 결정하였다.

셋째, 연구에 사용된 분석자료의 수집은 주로 UN Commodity Trade Statistics Database의 상품무역 통계를 이용하였으며, 분석기간은 입수 가능한 최근 기간인 1984년부터 2010년까지의 총 27년간을 분석기간으로 설정하였다. 마지막으로 본 논문의 통계적 처리는 'STATA Special Edition Ver. 11.0' 통계 패키지를 사용하였다.

본 논문의 구성은 연구목적의 효과적인 달성을 위하여 다음과 같이 구성하였다. 제1장은 서론 부분으로 연구의 배경 및 주요 목적, 연구의 범위와 방법 및 논문의 구성에 대하여 기술하였다.

제2장은 이론적 논의 및 선행연구 검토로 자유무역과 환경의 상호관계, 환경규제가 국제무역에 미치는 효과를 이론적으로 분석하여 서술하였으며, 환경규제와 국제무역에 관련한 선행연구를 기업수준, 산업수준 및 국가수준으

로 분류하여 분석하였다.

제3장 환경민감산업의 무역현황과 국제경쟁력 추이 분석에서는 먼저 본 연구에서 정의한 환경민감산업의 분류방법과 데이터 수집 방법을 제시한 후, 환경민감산업의 국제무역 현황을 산업별, 국가별, 그룹별로 세분하여 분석하였다. 또한 국제경쟁력 분석에서 일반적으로 사용되는 국제경쟁력 평가지수를 통한 경쟁력분석 결과와 기존의 지수들의 한계를 극복할 수 있는 MSER-ESDR지수에 의한 경쟁력 비교결과를 제시하였다.

제4장에서는 중력모형을 기초로 한 패널분석모형 분석을 통하여 환경민감산업의 무역패턴 특징과 교역상대국의 환경규제 수준이 수출국의 무역패턴에 미치는 영향성을 11개 산업에 대하여 각각 분석하였다. 또한 수출국과 수입국의 환경규제수준의 상대적 차이가 무역에 미치는 영향성을 분석하였다. 분석결과를 토대로 환경규제와 국제무역과 관련된 본 연구의 가설을 검증하였다.

마지막으로 제5장에서는 연구결과를 전반적으로 요약하고, 본 연구의 한계와 향후 과제를 제시하였다.

제3절 선행연구 검토

환경규제와 무역패턴에 관한 실증분석은 지난 1970년대 초부터 본격적으로 이루어지기 시작하였다. 그러나 환경규제가 무역패턴에 미치는 영향을 실제로 측정할 수 있는 지표를 개발하는 것이 매우 어려웠기 때문에 각각의 실증연구들은 분석방법에 있어 커다란 차이를 보이고 있다. 그러나 이를 분석방법별로 구분해 보면 첫째, 환경규제와 순수출 간의 관계분석, 둘째, 환경민감산업의 무역패턴 변화분석, 셋째, 환경규제와 투자 및 생산거점 간의 관계분석 등 세 가지로 나눌 수 있다. 이 가운데 가장 커다란 비중을 차지하는 것은 첫 번째 방법으로 특히 환경규제가 국제경쟁력에 미치는 영향의 비교에 주로 분석의 초점이 맞추어지고 있다.[5)]

한편, 이러한 연구들은 관련 자료 및 통계의 부족문제로 인해 산업간 분석이 대부분을 차지하고 있으며, 기업 또는 국가수준에서의 경쟁력을 분석한 연구는 비교적 최근에서야 증가하는 추세를 보이고 있다.

1. 기업수준의 실증분석 연구

개별 기업수준에 초점을 둔 연구에서 우선 제기되는 질문은 환경측면에서 좋은 성과를 거두고 있는 기업이 포터가설(porter hypothesis)이 제시하는 바대로 경영측면에서도 훌륭한 결과를 거두고 있는지의 여부이다.

그러나 기업수준에서 환경성과에 관한 데이터를 수집한다는 것은 대단히 어려운 일이기 때문에 이 문제를 다룬 연구는 산업 또는 국가수준의 경우에 비해 그 수가 아주 적다. 또한 그동안 이루어진 연구들도 대부분이 일부 미국 산업만을 대상으로 실증분석한 결과이기 때문에 어떤 확정적 결론을 내리기는 다소 무리가 있다.

기업수준에서 경쟁력효과를 실증적으로 분석하기 위해서는 우선 환경규제와 기업의 경쟁력을 측정할 수 있어야 한다. 그러나 이 두 변수는 모두 실제 값을 측정하기가 어렵기 때문에 많은 연구들이 그 대신 환경성과와 수익성

5) 김기홍 외 (2005), p. 142.

간의 관계를 실증적으로 규명하는 데 초점을 맞추었다. 이러한 연구 중 비교적 초기에 이루어진 것으로는 지난 1970년대 초 미국에서 정유, 철강, 펄프 및 종이, 전기산업의 기업 데이터베이스를 이용한 실증연구를 들 수 있다. 이 연구의 분석결과는 오염조절과 수익성 간에는 양의 상관관계가 존재하는 것으로 나타났다. 그러나 사용된 데이터가 미국에서 환경규제가 본격적으로 강화되기 전인 1972년 자료이기 때문에 결과의 신빙성에 다소 문제가 있다고 볼 수 있다.

물론 이러한 상관관계를 오염저감이 수익성을 증대시킨다는 수정론자의 견해를 입증하는 것으로 해석할 수가 있다. 그러나 이러한 인과관계를 수익성이 높은 기업이 오염저감을 위해 많은 지출을 할 수 있다는 식의 반대방향으로 해석하거나 기업규모와 같이 수익성과 오염조절 투자와 비례적 관계를 나타내는 제3의 변수가 존재하기 때문에 나타나는 것으로 간주할 수도 있다.

Jaggi and Freedman(1992)[6]은 미국의 펄프 및 종이산업을 대상으로 기업의 경영성과를 나타내는 일부 지표와 수질오염 간의 관계를 실증분석하였다. 그 결과 수질오염 저감과 경영성과 간에는 미약하지만 부정적(negative) 관계가 존재함을 발견하였다. 그러나 주식수익률 또는 자산수익률과 같은 핵심지표에는 상관관계 추정치가 통계적으로 유의하지 않았고 또 일부 기간에는 상관관계가 음이 아니라 양(positive)의 부호를 갖는 것으로 나타남으로써 환경규제가 반드시 경쟁력을 약화시킨다는 결론을 내릴 수는 없었다.

Levy(1995)[7]는 일부 다국적기업을 대상으로 대량의 독극물배출 저감과 금융성과 간의 관계를 분석한 결과 배출저감량이 클수록 금융성과가 악화되기는 하지만 그 상관관계는 Jaggi and Freedman(1992)과 마찬가지로 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 연구결과와는 달리 규제가 수익성을 개선시킨다는 연구결과도 다수 발표되었다. Hart and Ahuja(1996)[8]는

---

6) Bikki Jaggi and Martin Freedman (1992), "An Examination of the Impact of Pollution Performance on Economic and Market Performance: Pulp and Paper Firma," *Journal of Business Finance and Accounting,* Vol. 19, No. 5, pp. 697-713.

7) David L. Levy (1995), "The Environmental Practices and Performance of Transnational Corporations," *Transnational Performance,* Vol. 4, No. 1, pp. 44-67.

8) Stuart L. Hart and Gautam Ahuja (1996), "Does It Pay To Be Green? An Empirical Examination of the Relationship Between Emission Reduction and Firm Performance," *Business Strategy and the Environment*, Vol. 5, pp. 30-37.

172개나 되는 많은 미국 기업을 대상으로 한 실증분석결과 오염예방조치에 의한 오염배출 저감이 2년 정도 순수익을 가져온다는 사실을 발견함으로써 배출저감과 수익성 간에는 양의 상관관계가 존재하며, 이 관계는 다량으로 오염을 배출하는 기업에 특히 두드러지게 나타남을 보였다. 그러나 앞서 지적한 바와 같이 반대의 인과관계가 가능하며, 이 논문의 저자들도 이러한 문제를 향후 연구되어야 할 과제로 인정하였다.

Russo and Fouts(1994)[9]도 다수의 미국 기업에 대한 실증분석결과 Hart and Ahuja(1996)와 마찬가지로 배출저감 활동이 활발한 기업일수록 수익성이 높게 나타나지만 인과관계가 반대일 가능성을 배제하지 않았다.

미국기업이 아닌 유럽기업을 대상으로 한 연구는 Wubben(1999)[10]의 연구를 들 수 있다. Wubben은 유럽 여러 곳에 생산거점을 둔 대규모 화학회사로 연간 매출액이 100-150억유로에 이르고 있는 켐콥(Chemcorp)사 중 도료부문 사업장의 경영활동을 분석하였다. 이 회사를 분석대상으로 한 것은 무엇보다 유럽 도료산업이 대단히 경쟁적이어서 환경규제로부터 많은 영향을 받게 되고 또 이를 극복하기 위한 기술변화가 빠른 속도로 이루이지고 있기 때문이다.

그는 단기비용과 장기혁신에 관한 설문조사에 의해 켐콥사 각 사업장의 과거 5년 동안의 경영성과와 앞서 살펴본 유럽의 환경규제가 켐콥사의 생산비용과 혁신, 환경관련 규정, 환경경영 시스템, 그리고 산업 및 사회와 기업의 환경실태에 미치는 영향을 분석하였다.

각 이슈 모두 20명의 핵심관리자에 대한 인터뷰가 이루어졌다. 조사결과 환경규제가 단기에서는 생산비용과 연구개발비용 증대를 가져온 것으로 나타났다. 반면, 환경규제가 중기와 장기에 있어서는 신속한 기술개발이 그동안 거의 이루어지지 않았고 제품수요자들도 신속한 혁신 또는 제품개발에 익숙하지 않았던 화학산업의 경우 커다란 혁신을 가져온 것으로 나타났다.

구체적으로는 환경규제가 장기적으로 새로운 제품생산 과정과 신규제품의 도입을 가속화시키고, 적극적인 혁신이 선도자이익(first-move advantage)을

---

9) Michael V. Russo and Paul A. Fouts (1997), "A Resource-based Perspective on Corporate Environmental Performance and Profitability," *Academy of Management Journal*, Vol. 40, No. 3, pp. 534-559.

10) Emiel Wubben (1999), "What's in for US? Or: The Impact of Environmental Legislation on Competitiveness," *Business Strategy and the Environment*, Vol. 8, NO. 2, pp. 95-107.

창출하며, 폐기물 생산량을 저감시키는 혁신을 유발하고, 제품과 생산과정의 혁신을 촉진하는 등의 혁신효과를 가져온다는 것이다. 이러한 결과를 바탕으로 Wubben은 환경규제가 단기적으로는 기업의 수익성을 개선시킬 수 있다는 Porer(1995) 등 수정론자들의 주장과는 달리 생산비용을 상승시키는 요인으로 작용할 수 있지만, 그렇다고 해서 전통적 이론자들의 주장대로 경쟁력이 급속히 악화될 정도로 생산비용이 상승하는 것은 아니라고 주장하였다.

2. 산업수준의 실증분석 연구

산업수준에서의 경쟁력은 일반적으로 국제무역의 성과와 연관지울 수 있다. 따라서 산업수준에서 환경규제가 경쟁력에 미치는 영향분석은 분석방법에 따라 다음과 같은 세 가지 유형으로 구분된다. 첫 번째 유형은 환경민감산업의 경영성과가 환경규제가 엄격한 국가보다는 덜 엄격한 국가에서 높게 나타나는지 규명하기 위해 국제무역패턴을 분석하는 것이다. 두 번째 유형은 한 특정 국가에 국한하여 이 나라의 수출과 수입의 오염집약도를 비교하는 것이다. 마지막 세 번째 유형은 무역흐름보다는 투자흐름에 초점을 두어 환경민감산업의 자본이 규제가 엄격한 국가에서 덜 엄격한 국가로 이전하는지 여부, 즉 오염피난처가설(pollution haven hypothesis)의 타당성을 규명하는 것이다.

가. 전반적인 무역패턴

많은 연구들이 오염집약적 산업과 오염을 덜 배출하는 산업의 국제무역패턴을 분석하고 있다. 여기서 제기되는 가설은 “한 국가의 환경규제가 다른 나라에 비해 상대적으로 엄격할 경우 이 나라 환경민감산업의 국제경쟁력은 상대적으로 열위에 놓이게 되고, 이는 규제가 덜 엄격한 경제, 즉 주로 개도국으로 이러한 산업이 이전하는 것으로 나타난다”는 것이다. 이와 같은 변화를 나타내는 지표로는 우선 오염집약적 재화의 세계 총수출에서 차지하는 각 상이한 국가그룹의 오염집약적 재화 수출비중을 들 수 있다. 이러한 방법을 채택한 연구로는 Low and Yeats(1992)[11], Sorsa(1994)[12], 및 UNCTAD(1994)[13] 등이 있다.

Low and Yeats(1992)는 오염집약적 상품을 오염저감 및 조절비용 지출이

11) Patrick Low and Alexander Yeats (1992), "Do Dirty Industry Migrate?," *International Trade and the Environment*, World Bank Discussion Papers 159, ed. Patrick Low (Washington, D. C.: World Bank), pp. 89-103.

12) Sorsa Piritta (1994), "Competitiveness and Environmental Standards: Some Exploratory Results," *Policy Research Working Paper 1249*, (Washington, D. C.: World Bank), pp. 1-42.

13) UNCTAD (1994), *Sustainable Development: Trade and Environment-The Impact of Environment-related Policies on Export Competitiveness and Market Access*, (Geneva: UNCTAD), pp. 1-23.

가장 높은 상품으로 정의를 내리고, 세계무역에서 이러한 상품수출 중 개도국이 차지하는 비중이 선진국보다 높은지를 살펴보기 위해 1965년부터 1988년까지의 데이터를 사용하여 세계 무역흐름을 분석하였다. 그 결과 다음과 같은 사실을 발견하였다. 첫째, 세계무역에서 차지하는 오염집약적 제품의 비중은 분석기간 중 19%에서 16%로 줄어들었다. 둘째, 그러나 오염집약적 상품의 세계무역에서 북미지역이 차지하는 수출비중은 동 기간 중 21%에서 14%로 낮아진 것으로 나타났다. 셋째, 반면 이러한 제품의 동남아지역 수출비중은 같은 기간 중 3.4%에서 8.4%로 높아졌다. 넷째, 비교우위가 높아진 오염집약적 산업의 비중이 같은 기간 중 개도국은 증가한 반면 선진국은 감소하였다.

Low and Yeats(1992)의 분석자료는 이 밖에 다음과 같은 사실도 보여주고 있다 첫째, 오염집약적 재화의 세계수출에서 차지하는 선진국 비중은 개도국보다 높게 나타나는데, 이러한 결과는 오염집약적산업이 개도국으로 이전한다는 가설에 상치되는 것이다. 따라서 오염집약적 산업이 선진국에서 개도국으로 이전한다면 이는 단순히 국내수요를 충족시키거나 또는 수입대체를 위한 목적에서 이루어진 것으로 해석할 수 있다. 둘째, Low and Yeats(1992)는 천연자원의 부존상태에 의해 오염집약적 재화의 수출패턴을 설명할 수 있다고 지적하였다. 어떤 국가가 오염집약적 재화의 수출비중이 높은 것은 이 나라 자연자원의 부존상태가 어떤 오염집약적 재화를 다른 나라보다 효율적으로 생산할 수 있기 때문이라는 것이다. 예를 들면, 산림자원이 풍부한 핀란드는 종이제품을 많이 수출하고 있으며, 베네수엘라와 사우디아라비아는 정유제품을 대량 수출하는 것이 바로 이 때문이다.

Sorsa(1994) 및 UNCTAD(1994)의 연구도 분석시점, 오염집약적산업의 분류, 자료의 세분화 정도 등에 있어서는 Low and Yeats(1992)와 다소 차이가 있지만 선진공업국의 오염집약적 재화의 수출비중은 점차 낮아지는 반면 개도국 비중은 증가하는 추세를 보인다는 점에서 분석결과는 서로 비슷하다.

이 두 연구는 무역패턴의 변화를 파악하기 위해 Yeats(1990)[14]에 의해 수

14) Alexander J. Yeats (1990), "What Do Alternative Measures of Comparative Advantage Reveal About the Composition of Developing Countries' Exports?," *Policy Research Working Paper Series 470*, (Washington, D. C.: World Bank), pp. 1-34.

정된 Balassa의 현시비교우위지수(Revealed Comparative Advantage Index)를 사용하여 분석을 시도하였다. 그 결과 오염산업에 있어 RCA지수는 분석기간 중(1970-1980년대) 언제나 선진공업국이 개도국보다 높게 나타났다. 그러나 오염산업 전체의 평균 RCA지수가 선진국은 점차 감소하는 반면 개도국은 증가하는 추세를 보였고, 개별 오염집약적 산업별로도 대부분이 이와 같은 움직임을 나타내었다.

다음과 같은 선행연구의 결과들은 일견 선진국의 오염집약적 산업의 경쟁력이 규제강화로 악화된다는 전통 경제학자들의 주장과 일치하는 것처럼 보인다. 그럼에도 불구하고 이로부터 관찰된 무역패턴의 변화가 선진공업국의 환경규제 강화에 기인한다는 결론을 내리기는 어렵다. Low and Yeats(1992)나 UNCTAD(1994)는 비록 자신들의 연구결과가 결과적으로 규제가 경쟁력을 약화시킨다는 주장을 뒷받침하는 것이 되기는 했지만 이러한 현상은 공업화 초기 산업부문의 성장과정에서 나타나는 일반적인 패턴으로 해석하는 등 다른 방식의 설명이 가능하다고 주장하였다. Sorsa(1994)도 환경문제에 민감한 산업의 무역패턴은 환경비용 지출의 차이에 의해서보다는 그 이외의 다른 요소에 의해 더욱 잘 설명될 수 있으며, 경쟁력은 여러 가지 거시 및 미시경제 요소의 복잡한 상호작용에 의해 영향을 받는다며, 이러한 견해에 동조하고 있다.

환경규제의 차이가 무역패턴에 미치는 영향을 분석하는 두 번째 방법은 보다 정형화된 무역모형을 이용하는 것이다. Tobey(1990)[15], van Beers and van den Bergh(1997)[16], U. S. Department of Commerce(1975)[17] 등이 이에 해당한다.

Tobey(1990)는 광물, 종이, 화학제품, 철강, 비철금속 등 5개 오염집약적 산업의 순수출의 결정요인을 분석하기 위해 각국 환경규제의 강도(stringency)를 헥셔-오린-바네크(H-O-V) 무역모형에 새로운 변수로 도입하였다.

---

15) James A. Tobey (1990), "The Effects of Domestic Environmental Policies on Patterns of World Trade: An Empirical Test," *Kyklos,* Vol. 32, No. 2, pp. 191-209.

16) Cees van Beers, van den Bergh and Jeroen C J M (1997), "An Empirical Multi-Country Analysis of the Impact of Environmental Regulations on Foreign Trade Flows," *Kyklos,* Vol. 50, No. 1, 29-46.

17) U. S. Department of Commerce (1975), *The Effect of Pollution Abatement on International Trade-Ⅲ*, April, (Washington D. C.: U.S. Govt. Print. Off.), pp. 1-59.

Tobey(1990)는 오염산업을 총오염저감 비용이 생산비의 1.85% 이상인 산업으로 규정하였고, 이 기준에 따라 총 64개 농업 및 제조업 가운데 종이 및 펄프제조업, 광업, 1차금속업, 1차비금속업, 화학산업 등을 오염산업으로 선정하였다.

Tobey(1990)는 확장된 HOV모형을 이용하여 각국 환경규제의 강도를 더미변수[18]로 모형에 도입하고 23개국의 횡단면 데이터를 이용하여 각국 오염산업의 수출을 11개 요소의 부존량과 더미변수에 대해 회귀분석하였다. 그러나 통계적 결과는 기존의 다른 여러 연구들과는 달리 환경규제의 차이가 무역에 영향을 미친다는 가설을 채택할 수 없었다.

van Beers and van den Bergh(1997)도 Tobey(1990)와 마찬가지로 환경규제의 경쟁력 영향이 분명하지 않다는 결과를 제시하고 있다. 중력모형(Gravity Model)을 이용하여 실증분석을 시도한 이 연구는 Tobey(1990)가 이용한 투입물기준의 각국 환경규제강도 데이터를 사용한 경우에는 Tobey와 동일한 결과를 도출하였다. 그러나 산출물기준의 규제강도 데이터를 이용할 경우에는 환경규제가 오염산업의 수출에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타나 어떤 데이터를 이용하는가에 따라 상이한 결과를 보였다. 이 연구는 그러나 선진 OECD 국가만을 분석대상에 포함하고 규제가 덜 엄격한 개도국은 고려하지 않음으로써 그 결과의 안정성이 부족하다고 평가된다.

세 번째 분석방법은 환경규제로 인한 환경비용이 무역패턴에 미치는 효과를 살펴보는 것이다. U. S. Department of Commerce(1975)는 이러한 방법에 입각하여 미국 4개의 개별산업을 분석한 결과 환경규제가 무역패턴과 비교우위에 미치는 영향이 적어도 단기에 있어서는 아주 미약하다는 결론에 도달했다.

이상의 실증 연구결과들은 환경규제가 무역패턴에 부정적 영향을 미치지 못하며 또 부정적으로 작용하는 경우에도 그 정도는 아직 미약함을 보여 줌으로써 규제가 무역에 영향을 미칠 것이라는 이론적 결과와 배치되고 있다. 그 이유는 다음과 같은 요인에서 찾아볼 수 있다. 첫째, 일반적으로 총생산비에서 차지하는 환경비용의 비중이 아주 작다. Tobey(1990)가 분석한 오염산업 가운데 이 비중이 3%를 넘어선 산업은 하나도 없었다. 따라서 모든 산업

18) 이 변수의 값은 Walter and Ugelow(1979)가 UNCTAD 서베이자료를 기초로 하여 작성한 각국의 환경규제 강도지수로 1부터 7(가장 엄격) 사이의 값을 갖는다.

에 있어서 환경규제가 비용에 미치는 영향은 크지 않을 수 밖에 없다. 둘째, 환경비용은 비교우위에 미치는 많은 요소 가운데 하나에 불과하다는 점이다. 만일 기술수준 또는 노동숙련도와 같은 기타 요소들이 국가간에 동일하다면 환경요소는 무역패턴과 국가간 비교우위 분포에 보다 커다란 영향을 미치게 될 것이다. 실제로 공업국가들은 선진기술을 갖고 있어 엄격한 환경규제의 영향을 충분히 상쇄할 수 있다. 셋째, 비교우위는 단지 국제무역의 일부분만을 설명할 수 있다. 오염집약적 재화의 무역을 포함하는 많은 무역은 제품의 종류, 소비자 취향, 규모의 경제 등에 의해 결정되는 산업내(intra-industry) 무역이다. 따라서 오염산업의 산업내 무역 비중이 크다면 한계비용보다는 규모의 경제 또는 소비자기호가 보다 중요한 무역결정 요소로 작용할 것이기 때문에 환경규제가 무역수지에 미치는 영향은 크지 않게 된다.

마지막으로, 국제무역에 불완전한 경쟁이 존재한다면 생산수준 및 제품가격을 상황에 맞추어 신축적으로 조절하기가 어려워진다. 환언하면 환경비용 지출로 인해 최적균형이 변화하더라도 가격경직성이 수출수량의 변동을 가로막는 요인으로 작용하는 것이다. 그러나 이러한 선행연구들의 분석기간이 국제환경규제가 본격화된 1995년 이전을 분석기간으로 하고 있기 때문에 2000년 이후 환경규제의 강화로 인한 무역패턴의 변동가능성은 여전히 존재한다고 할 것이다.

나. 개별 국가분석

두 번째 분석유형은 국가간 비교를 하는 것이 아니라 특정국가의 오염집약적 산업의 수출과 기타 산업의 수출을 비교하여 환경규제의 경쟁력 효과를 평가하는 것이다. 이러한 방법을 이용한 분석들도 다른 방법으로 수행된 연구들과 마찬가지로 대부분이 미국을 대상으로 하고 있다. Kalt(1988)[19]는 비교우위이론을 규제효과 측정에 적용한 첫 번째 연구자이다. Kalt(1988)는 다른 조건이 일정하다면 환경규제의 영향을 많이 받는 산업의 경우 그렇지 않은 산업보다 환경규제로 인한 순수출 감소효과가 클 것이라는 가설을 세웠

19) Joseph P. Kalt (1985), *The Impact of Domestic Environmental Regulatory Policies on US International Competitiveness*, Energy and Environmental Policy Center, John F. Kennedy School of Government, (Cambridge: Harvard University Press), pp. 1-37.

다. 이를 검증하기 위해 그는 1960년대 말부터 1970년대 말 사이의 통계자료를 이용하여 환경규제가 순수출에 미치는 효과를 환경준수비용 수준이 순수출 수준에 미치는 효과와 순수출의 수준과는 관련이 있을 수 있으나 시간이 지나면서도 변하지 않고 관측되지 않는 요소들을 조정하기 위해 각 변수의 1차 차분(first difference)값을 이용하여 회귀분석 하였다. 즉 준수비용의 변화와 순수출 변화 간의 관계를 추정하였다. 또한 그는 규제에 의한 간접적인 비용상승효과를 고려하기 위해 미국의 투입-산출표를 이용하였다.

분석결과 다음과 같은 점들이 발견되었다. 우선 모든 산업에 대한 추정결과는 통계적으로 전혀 유의하지가 못했다. 준수비용의 순수출에 대한 부정적 영향이 통계적으로 유의하게 나타난 것은 단지표본이 제조업에 국한되었을 경우뿐이었다. 부정적 효과의 크기와 통계적 유의성은 화학산업을 제외할 경우 높아졌는데, 이는 화학산업이 다른 산업에 비해 상대적으로 커다란 준수비용을 지출하고 있기 때문이었다. 마지막으로 직접적 비용과 I-O계수로부터 추정된 간접비용이 포함되었을 경우에는 추정계수의 크기가 10배 이상 커졌으나 추정치의 신뢰도는 반대로 낮아졌다. 이러한 결과들을 종합해보면 환경규제가 순수출에 부정적 영향을 미친다는 증거가 일부 발견되었기는 하지만, 이러한 관계가 통계적으로 미약하고 모형의 설정변화에 따라 일정치 않음을 고려할 때 환경규제가 경쟁력을 약화시킨다는 결론을 내리기는 어렵다.

한편, Han(1996)[20]은 Kalt(1988)의 연구에 사용된 통계자료가 너무 오래된 것이며 비교우위는 시간이 지나면서 변하는 데도 불구하고 한 시점만을 분석함으로써 동태적 변화를 간과하고 있다는 문제점을 지적하였다. Han(1996)은 이러한 문제를 개선하기 위해 Kalt(1988)의 모형에 시간과 오염저감비용 지출을 곱한 이른바 상호작용(interaction) 변수를 도입하여 환경규제의 영향이 시간에 따라 어떻게 변하는지를 규명하고자 하였다. 한편 이 모형에 포함된 독립변수 이외에도 순수출에 커다란 영향을 미치는 다른 외생변수가 있을 경우 풀(pooled)횡단면 데이터만을 이용한 추정은 비효율적 결과를 가져올 가능성이 있다. 따라서 Han은 통계의 횡단면변동과 시계열변동이 다 같이 고려될

20) Ki-Ju Han (1996), "Environmental Regulation and International Competitiveness: Cross-Industry and Cross-Country Analyses," Unpublished Ph. D. Dissertation, University of Illinos at Urbaba-Champaign.

수 있도록 횡단면자료와 시계열자료를 모두 이용하는 패널분석을 시도하였다. 1973-1990년 사이의 시계열자료와 19개 제조업부문의 횡단면자료가 포함된 패널데이터를 이용하여 오염저감비용지출과 순수출 간의 관계를 회귀분석한 결과 다음과 같은 사실이 발견되었다.

첫째, 1980년대 중반까지는 미국의 환경규제가 순수출로 표시된 미국 산업의 경쟁력에 상당한 부정적 영향을 미쳤으나 그 후부터는 영향을 거의 미치지 못하였다. 이러한 결론은 환경규제의 영향이 부정적이라는 전통적 주장과 긍정적일 수 있다는 수정론자의 주장을 다 같이 기각하는 것으로 환경규제의 경쟁력 영향은 과거에는 뚜렷했으나 시간이 지나면서 점차 약화되어 지금은 더 이상 존재하지 않음을 보여 주고 있다. 이러한 결과는 미국의 환경규제가 1980년대 전반까지만 해도 개도국은 물론 다른 선진국에 비해서도 엄격했기 때문으로 점차 다른 선진국과의 환경규제 강도 차이가 축소됨에 따라 경쟁력에 미치는 영향도 약화된 것을 반영하는 것이라고 Han은 해석하고 있다.

Han은 또한 19개 오염산업 순수출의 오염저감비용 지출탄력성을 분석하여 산업별로 환경규제와 무역 간의 관계를 살펴보았다. 이 탄력성이 크게 나타나는 산업은 환경비용 지출이 증가하면 한계 순수출이 크게 줄어드는 산업으로 해석할 수 있다. 분석결과 19개 산업 중 9개 산업이 1보다 큰 탄력성을 나타내었다. 특히 종이 및 관련산업, 화학산업, 1차 금속업 등은 상당한 오염저감비용을 지출하고 있는데 탄력성까지 커 세계시장에서 국제경쟁력이 규제로 인해 상당히 약화되었음을 나타내었다. 이에 비해 섬유산업, 전기 및 전자산업 등은 탄력성이 켰으나 오염저감비용 규모가 작아 순수출은 규제강화로 인해 별다른 영향을 받지 않음을 알 수 있다. 이러한 결과를 바탕으로 Han은 환경규제가 무역에 미치는 영향은 규제를 강화하는 나라만의 규제강도가 아니라 다른 나라에 비해 얼마나 엄격한가, 즉 상대적 엄격성에 의해 결정된다는 결론을 내리고 있다.

이 밖에 환경규제 강도가 상이한 두 나라의 무역패턴을 비교하여 환경규제 효과를 분석한 연구도 있다. 만일 오염저감비용이 경쟁력을 결정하는 중요한 변수로 작용한다면 두 나라 사이의 무역패턴에 영향을 미치게 될 것이기 때문이다. 이러한 점에 착안하여 Low(1992)[21]는 환경규제의 강도가 크게 상이

한 미국과 멕시코 간의 무역패턴을 분석하였다. Low(1992)는 멕시코의 대미 수출에서 차지하는 오염집약적 산업제품의 비중이 비록 1980년대에 8.6%에서 11.1%로 상승하기는 했지만 상대적으로 높지 않다는 사실을 발견하였다.

Edrington and Minier(2001)[22]은 미국에 있어 환경규제강화가 해당 산업에서 생산되는 재화의 비교열위 원인이 되는지를 분석한 결과 총 비용에서 공해방지 운용비용이 차지하는 비율이 증가함에 따라 해당 산업의 수입이 증가하는 것을 보여 주었다.

다. 국제자본이동과 산업재배치

환경규제가 기업의 의사결정에 미치는 영향에 대한 연구 중 환경규제에 따른 산업 재배치에 대한 연구는 꾸준히 지속되어져 왔다. 특히, Copeland and Taylor(2004)[23]는 환경규제에 따른 산업 재배치 이론을 오염처리비용회피효과(pollution haven effect)와 오염처리비용회피가설(pollution haven hypothesis)에 대한 내용으로 구분하고 있다. 오염처리비용 회피효과라 함은 한 지역에서 환경정책이 강화될 때 기업의 입지나 교역흐름이 영향을 받는 것을 의미하고, 오염처리비용 회피가설은 교역장벽이 낮아지면 공해산업이 환경규제가 덜한 지역으로 이동하는 것을 의미한다.[24]

환경규제와 관련한 해외직접 투자추이에 관한 그 동안의 연구 중 가장 구체적인 것은 Leonard(1988)[25]이다. 미국의 해외직접투자를 분석한 이 연구는 환경규제가 어떤 특정한 경우에는 중요한 요소가 될 수 있지만 전반적으로는 경쟁력에 별다른 영향을 미치지 못한다는 결론을 내리고 있다.

---

21) Patrick Low (1992), "Trade Measures and Environmental Quality: The Implications for Mexico's Exports," *International Trade and the Environment*, ed. Patrick Low, (Washington D.C.: World Bank), Chapter 7.

22) Josh Ederington and Jenny Minier (2003), "Is Environmental Policy a Secondary Trade Barrier? An Empirical Analysis," *Canadian Journal of Economics*, Vol. 36, No. 1, pp. 137-154.

23) Brian R. Copeland and M. Scott Taylor (2004), "Trade, Growth, and the Environment," *Journal of Economic Literature*, Vol. 43. pp. 7-71.

24) 황석준 (2006), "수확체증 하에서의 오염처리비용회피활동에 관한 연구", 「자원·환경경제연구」 제15권, 제2호, (한국환경경제학회), pp. 177-200.

25) H. Jeffrey Leonard (1988), *Pollution and the Struggle for the World Product*, (Cambridge: Cambridge University Press).

Brunnermeier and Levinson(2004)[26]은 환경규제에 따른 기업의 지리적 재배치에 대한 효과를 다음과 같은 세 가지로 구분한다. 첫째, 환경규제로 인해 전반적인 경제활동이 환경규제가 덜한 지역으로 이동하는 것으로 오염처리비용회피효과에 대한 사항, 둘째, 교역자유화 확대를 계기로 기업을 자국내로 유치한 후 경제발전을 도모하기 위한 환경규제 완화 경쟁, 셋째, 교역자유화에 따라 오염다배출산업이 환경규제가 덜한 국가로 이전하는 경우를 다루는 오염처리비용회피가설에 관련된 사항이다.

이들의 논문에 따르면 환경규제와 산업 재배치에 관한 오염처리비용회피효과 및 가설은 초기 횡단면 자료를 이용해 분석한 결과 그 효과나 가설이 통계적으로 불확실한 것으로 검증되었으나 최근에 들어서서 패널자료를 이용하여 관찰되지 않는 오차의 이분산성(heterogeneity)과 환경규제강도의 내생성(endogeneity) 등의 문제를 해결한 후 추정하면 통계적으로 의미가 있는 것으로 보고하였다.

그러나 Copeland and Taylor(2004)의 논문에 따르면 환경오염회피효과는 실증적으로 검증할 수 있으나 환경오염회피가설은 현재까지 통계적으로 유의미한 검증은 이루어지지 않고 있다고 보고하고 있다.

Jeppesen and Folmer(2001)[27]는 그들의 환경정책과 기업 입지에 관한 실증연구에 대한 논문에서 환경정책이 강화되면 기존 기업의 폐쇄를 유도하고 새로운 기업의 입지가 줄어드는 효과는 있으나 기존 기업의 재배치는 흔하지 않은 것으로 보고하고 있다. 그러나 각 연구들은 어떠한 추정방법을 이용하였는지에 따라 결과가 영향을 받는다고 주장하였다.

한국 내 연구로는 노상환(2002)[28]이 해외직접투자와 환경정책변수 등을 이용하여 산업별로 환경정책이 산업의 재배치에 미치는 효과를 대변수 추정방식으로 추정하였다. 그의 연구도 산업 재배치에 관한 기존의 초기 연구들과

---

26) Smita B. Brunnermeier and Arik Levinson (2004), "Examining the Evidence on Environmental Regulations and Industry Location," *Journal of Environment & Development*, Vol. 13, No. 1, pp. 6-41.

27) Tim Jeppesen and Henk Folmer (2001), "The Confusing Relationship Between Environmental Policy and Location Behavior of Firms: A Methodological Review of Selected Case Studies," *The Annals of Regional Science*, Vol. 35, pp. 523-546.

28) 노상환 (2002), "환경규제 강화로 인한 산업재배치 효과에 관한 연구 : 오염다배출산업을 중심으로", 「자원·환경경제연구」, 제11권, 제1호, (한국환경경제학회), pp. 121-144.

유사한 결론을 내리고 있는데 우리나라 오염다배출산업의 해외직접투자는 환경정책강화와 통계적으로 관련이 없는 것으로 추정되어졌으며, 이는 투자대상국의 시장규모가 해외직접투자의 중요한 결정요인이기 때문인 것으로 주장하였다.

3. 국가수준의 실증분석 연구

지금까지 살펴본 기업 및 산업수준에서의 환경규제와 국제경쟁력 간의 관계분석은 일종의 부분균형분석으로, 환경규제의 의미를 전반적으로 평가하기 위해서는 거시경제적 차원에서 분석할 필요가 있다. 앞에서 언급한 바와 같이 국가수준에서 가장 의미 있는 경쟁력 개념은 생산성 또는 일인당 소득증가율을 나타내는 지표이다. OECD(1985)[29]는 오스트리아, 핀란드, 프랑스, 네덜란드, 노르웨이, 미국 등 6개국을 분석한 결과 환경규제가 경제성장에 미치는 영향은 상대적으로 작고 또 어떤 경우에는 규제와 성장 간에 양의 관계가 있음을 발견하였다.

미국을 대상으로 규제의 거시경제적 영향을 분석한 Portney(1981)[30]도 이와 비슷한 결론을 내리고 있다. 이러한 연구들이 지니는 문제점은 환경규제의 이익측면은 고려하지 않고 단지 비용측면만을 포함하고 있다는 점이다. 이 연구들은 전통적인 방식으로 GDP를 측정하고 있는데, 이 방식에 따르면 환경피해는 이를 개선하기 위한 비용을 유발하므로 소득을 증대시키는 요인이 되는 반면 에너지의 효율성 증대 등에 의한 환경개선은 오히려 소득을 감소시키는 요인이 된다. 녹색국민계정(green national accounts)과 지속가능한 국민소득 추정치를 개발해야 할 필요성이 바로 이 때문이다.

국가수준에서 환경규제와 생산성 간의 관계를 분석한 연구들도 비슷한 문

29) OECD (1985), *The Macro-Economic Impact of Environmental Expenditure*, (Paris: OECD), pp. 1-120.

30) Paul R. Portney (1981), "Macroeconomic Impacts of Federal Environmental Regulation," *Environmental Regulation and the U.S. Economy*, eds. Henry M. Peskin, Paul R. Portney and Allen V. V. Kneese (Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press for Resources for Future), pp. 25-54.

제점을 내포하고 있다. 미국 산업을 분석한 많은 연구들은 환경규제가 1970년대와 1980년대의 생산성 하락을 설명하는 요인 가운데 하나라고 주장하고 있다. 제조업 전체 수준에서 환경규제로 인한 전반적인 생산성 증가의 하락은 8-16%에 이르는 것으로 추정되었다.[31]

한편, Repetto(1997)[32]는 이러한 연구들에서 사용된 전통적인 생산성 지표들은 엄격한 환경규제로 인한 환경피해의 개선효과를 고려하지 않음으로써 환경규제의 긍정적 측면을 간과하고 있다는 문제점을 지적하였다. 이 연구는 또한 일부 미국 산업의 생산성 측정치가 이로 인해 커다란 영향을 받는다는 사실을 실증적으로 입증하였다. 이상 국가수준에서의 실증분석결과들은 다음과 같은 결론을 가능케 한다. 일부 연구결과 환경규제가 국가의 경쟁력을 약화시킨다는 결과를 도출하기는 했지만 그 분석방법은 다음과 같은 문제점을 지니고 있다. 첫째, 환경규제로 인해 부정적 영향을 받는 산업들의 경쟁력 약화는 경쟁력이 증가된 다른 산업의 이익으로 상쇄될 수 있으므로 경제 전체의 경쟁력에 대한 순효과는 상대적으로 작을 수 있다.

둘째, 전통적 방식으로 측정된 경쟁력이 약화된 것으로 나타나더라도 전통적 경제지표로는 파악되지 않는 엄격한 규제로 개선된 환경의 이익에 의해 상쇄될 수 있다. 따라서 국가수준에서의 환경규제와 생산성 간의 관계에 대한 기존의 연구 결과들은 충분한 신뢰를 얻기 어렵다고 볼 수 있다. 즉 이러한 결과들도 환경규제가 생산성, 즉 국가의 경쟁력을 약화시킨다는 충분한 증거를 제공하지 못하고 있다.

---

31) Adam B. Jaffe, Steven R. Peterson, Paul R. Portney and Robert N. Stavins (1995), pp. 132-163.

32) Robert Repetto, Dale Rothman, Paul Faeth and Duncan Austin (1997), Has Environmental Protection Really Reduced Productivity Growth?, *Challenge*, Vol. 40, No. 1, pp. 46-57.

제2장 이론적 논의 및 선행연구 검토

제1절 환경규제의 유형과 다자간 환경규제

1. 환경규제의 유형

무역에 대한 환경규제조치의 유형은 제품이나 생산방식에 대한 직접규제, 공정 및 생산방식에 대한 규제, 경제적 수단에 의한 규제로 크게 구별할 수 있다. 먼저 직접규제에 의한 조치는 제품에 대한 규제, 공정 및 생산방식에 대한 규제, 마크 및 인증제도를 통한 규제로 다시 구분할 수 있다.

제품에 대한 규제는 제품자체의 특성에 부과되는 환경규제이다. 예를 들면, 무게, 크기, 내용물 또는 생물의 종 그리고 재활용도, 폐기물유발도 등 제품자체의 특성과 관련하여 제품의 소비 및 폐기과정에서 발생하는 인체 및 환경 위험을 감소 또는 최소화하기 위한 규제이다. 즉 공정 및 생산방식이 아닌 최종 제품의 소비 및 폐기단계에서 환경문제를 유발시키는 제품을 규제하는 것이다.[33] 그러나 제품에 대한 규제는 환경규제가 미약한 국가에 대한 자국산업의 보호를 위한 목적으로 활용되기도 한다. 그 이유는 제품에 대한 규제가 생산에도 영향을 미치기 때문이다.[34]

공정 및 생산방식(Process and Production Methods: PPMs)에 대한 규제는 제품의 생산단계, 즉 시장출시 전 단계에 적용되는 것으로 제품의 제조 · 수확 혹은 채집방식에 대한 요건을 말한다. 오염물질 배출기준, 특정 생산방식의 사용에 관한요건, 자연자원의 수확 및 가공방식에 관한 요건 등이 이에 포함된다. 공정 및 생산방식에 대한 요건은 수출입시 통관요건의 충족여부에 대한 확인이 쉽지 않아 그 확인을 원산지에서의 인증에 의존해야 하는 경우가 많다. 공정 및 생산방식에 대한 규제는 제품관련 PPMs(product-related PPMSS)와 제품무관련 PPMs(non-product-related PPMs)로 구분된다. 제품관련 PPMs는 최종제품의 특성에 영향을 미치는 공정 및 생산방식을 규제하

33) 성봉석 (2004), 「무역과 환경」, (대전: 대경), p. 26.
34) 김기홍 · 강만옥 · 강상인 · 한기주 · 이해춘 (2005), 「무역과 환경」, (파주: 집문당), p. 428.

기 위한 요건이고, 제품무관련 PPMs는 최종 제품의 특성에 영향을 미치지 않는 공정 및 생산방식을 규제하기 위한 요건이다. 그렇기 때문에, 제품무관련 PPMs는 제품수입국이 아닌 생산국(수출국)내에서만 환경문제를 발생시킨다. 제품무관련 PPMs 요건에 근거한 무역규제는 각국내 환경기준의 역외적용 및 경쟁력 문제와 직결된다.

환경마크란 어떤 제품이 동일범주 내의 여타 제품보다 환경친화적임을 소비자에게 알리기 위한 표시로 강제기준이 아닌 소비자 선호라는 시장기구를 이용한 자발적인 환경정책수단이다. 환경마크는 제품무관련 PPMs에 대한 규제와 유사한 제품의 생산·소비·폐기단계에 이르는 전과정평가(Life Cycle Assessment : LCA)에 기초하고 있다. 그렇기 때문에, 수입국의 일방적인 환경여건을 바탕으로 설정되는 경향이 있다. 이 경우 환경마크는 개도국에 상당한 적응비용을 동반하는 시장제약요인으로 작용한다.

한편 국제무역의 경우 제품 또는 공정 및 생산방식(PPMs)에 대한 규제는 기술, 시간 및 비용상의 한계로 그 실효를 거두기가 쉽지는 않다. 특히 공정 및 생산방식(PPMs)에 대한 요건은 수출입시 통관요건의 충족여부에 대한 확인이 쉽지 않아 불가피하게 그 확인을 원산지에서의 인증에 의존해야 한다. 그렇기 때문에 이의 성공여부는 인증에 대한 공신력의 유지에 달려 있다. 공신력을 부여하는 방법은 각국 차원에서 실시하는 인증이 국제기준을 충족할 경우 상호인정하는 방법과 국제기구를 이용하는 방법이 있다. 국제기구에 의한 대표적인 방법은 국제표준화기구(ISO)의 'ISO 14000'이다.

경제적 수단에 의한 규제는 기업으로 하여금 경영활동이 환경에 미치는 영향을 고려하도록 부담을 주어 총비용을 최소화하는 수준에서 생산량을 결정하도록 하기 때문에 경제적 효율성이 있다. 또한 배출하는 물질에 대해 계속적으로 비용을 지불해야 하기 때문에 기업에게 오염저감 및 혁신에 대한 항구적인 인센티브를 제공한다. 그렇지만, 부담금 등의 요율이 낮거나 상황변화에 신축적으로 대응하지 못하는 경우 그 효과는 기대할 수 없다. 가장 대표적으로 거론되는 경제적 수단은 환경세, 배출거래권, 부과금, 예치금 등이다. 환경세는 환경오염을 유발시키는 제품 및 서비스 또는 생산과 소비행위에 부과되는 조세이다. 즉, 환경오염을 유발시키는 제품 및 서비스의 생산 및 소비

와 관련된 환경오염 방지 및 저감비용을 생산자 또는 소비자에게 직접 전가시킨다. 배출권거래제도는 특정 오염물질에 대해 일정량의 배출권을 설정하고 정해진 방식에 따라 배출권을 초기 분배한 후 인위적으로 배출권시장을 형성하여 배출권의 거래를 허용하는 것이다.

배출부과금은 기업이 제품을 생산 및 제조하는 과정에서 허용기준치 이상의 오염물질을 배출함으로써 환경오염을 유발시키는 경우에 배출되는 오염물질의 양과 질에 따라 부과되는 일종의 세금이다. 정부가 설정해 놓은 배출허용기준을 초과하는 경우 해당 기업에 초과하여 배출한 오염물질의 처리에 소요되는 비용을 부담하도록 하여 배출허용기준을 준수하도록 유도하는데 그 목적이 있다.

마지막으로 예치금제도는 소비자 또는 생산자가 환경위해성이 크거나 재활용이 용이한 제품 또는 물질에 대해 일정금액을 관계기관에 예치시킨 후 오염물질을 회수 처리하여 사회가 부담하여야 할 환경비용을 감소시켰을 경우 예치했던 금액을 되돌려 주는 제도이다.

2. 다자간 환경규제조치의 동향

현재 다자간 환경규제는 크게 두 가지 형태로 이루어지고 있다. 하나는 다자간 환경협약(MEAs: Multilateral Environmental Agreements)이고 다른 하나는 개별 경제권 또는 개별 국가가 취하는 환경규제이다.[35]

2009년 덴마크 코펜하겐에서 개최되었던 기후변화협약, 오존층 보호를 위한 비엔나 협약 등이 다자간 환경협약의 대표적인 예이다. 다자간 환경협약을 요약하면 다음 <표 2-1>와 같다.

<표 2-1> 주요 국제환경협약

협약명	발효연도	주요내용	해당산업
비엔나협약 (몬트리올 의정서)	1988.09.22	-CFC 등 오존층 파괴 물질 배출 제한 -전기·전자, 반도체 등 CFC 물질 사용산업에 대한 규제	전 산업
바젤협약	1992.05.05	-유해폐기물의 국가 간 이동과 처리	화학산업
스톡홀름협약 (POPs)	2004.05.05	-잔류성 유기오염물질 규제	화학산업
사전통보승인절차에 관한 협약(PIC)	2004.02.24	-엄격하게 제한된 화학물질(살충제, 다이옥식, 퓨란 등 2차 오염물질) 규제	전 산업
기후변화협약 (교토 Protocol)	2005.02.16	-지구온난화 물질에 대한 규제 -에너지 사용과 관련된 협약	전 산업
도하개발아젠다 (WTO/DDA)	협상 중	-환경과 무역규제의 연계	전 산업

자료 : 국제환경규제 기업지원센터 (2010), 「주요 국제환경협약 및 환경규제」, p .7.

한편 개별 경제권이나 국가가 취하는 환경규제로는 다음 <표 2-2>와 같이 EU에서 취하고 있는 신화학물질관리제도(REACH), 폐전기전자제품처리지침(WEEE), 폐차처리지침(ELV), 그리고 일본의 가전리사이클법 등이 대표적인 예들이다.

35) 민혁기 (2010), “글로벌 환경규제의 현황과 시사점”, 「KIET 산업경제」, (산업연구원), pp. 42-44.

최근 환경규제는 합의 도출이 어려운 다자간 환경협약보다는 개별 국가의 환경규제가 다수를 이루고 있다. 이와 같은 개별 국가의 환경규제는 국가 간 합의 도출이라는 과정이 필요 없을 뿐 아니라 환경규제를 준수하지 못하는 국가의 제품이나 산업에 대한 제재조치 역시 명확하게 할 수 있다는 점에서 많은 국가들이 도입하고 있다. 즉, 개별 국가는 자국이 설정한 환경기준에 도달하지 못하는 제품에 대해서는 과징금의 부과나 수입금지 등의 제재수단을 통해 환경보호 뿐 아니라 운영에 따라서는 자국산업 보호라는 부차적 효과를 얻을 수 있다.[36]

이러한 수월성은 2000년대 초까지만 해도 EU 내에서만 국한되어 논의되고 시행되었던 환경관련 규제가 2000년대 중반을 넘어서면서 많은 국가로 확산된 중요한 이유 중 하나일 것이다.

미국의 경우 오바마 행정부의 등장 이후 공화당정부 시절의 환경문제에 대한 소극적인 대응에서 벗어나 적극적인 대응 차원에서 화학물질관리계획(Chemical Action Plan, 2009), 납함유량 규제(2008), 온실가스배출량보고제(2009) 등 다양한 환경관련 규제들을 신설하고 있다.

중국 또한 환경문제에 대한 기존의 수동적 대응에서 벗어나 전자정보제품 오염방지관리법(2007)[37]이나 폐기전기전자제품의 회수처리관리조례(2009)[38] 등의 환경규제를 도입하였을 뿐 아니라, 중화인민공화국순환경제촉진법(2009)[39]과 같은 법규도입을 통해 환경보호 및 환경관련 산업의 발전을 추구하고 있다. 이외에도 일본, 캐나다 등의 선진국 역시 이러한 흐름에 동참하고 있는 실정이다.

36) 이러한 환경규제는 수입품과 자국 생산 물품에 동일하게 적용되어야 한다.
37) 《電子信息産品汚染控制管理辦法》, 信息産業部第39号, 2007年3月1日.
38) 《廢弃電器電子産品回收處理管理條例》, 中華人民共和國國務院令第551号, 2008年8月20日.
39) 《中華人民共和國循环經濟促進法》, 中華人民共和國主席令第4号, 2008年8月29日.

<표 2-2> 개별 국가의 환경규제

국가	규제명	발효	주요 내용	대상품목
EU	ELV (폐차처리지침)	2000	자동차폐차 시 생산자가 비용 부담 및 재활용 비율의 의무화	자동차 산업
	WEEE (폐전기전자제품처리지침)	2005	폐전기·전자제품의 회수 및 재활용 의무화	전기전자 산업
	EuP (친환경설계의무지침)	2005	에코디자인이 적용되지 않은 에너지사용품목의 시장진입 금지	에너지 사용품목
	RoHS (유해물질 사용제한지침)	2006	전기전자재품 유해물질(납, 수은, 카드뮴 등) 함유금지	전기전자 산업
	REACH (신화학물질관리제도)	2007	일정규모 이상 수입되는 모든 제품의 화학물질 등록 및 허가	전 산업
	자동차온실가스배출규정	2012	2012년부터 신차 CO_2배출기준 의무화	자동차 산업
미국	CAFE (평균연비제도)	1979	자동차의 평균연비 규제	자동차 산업
	캘리포니아 폐전기전자제품활용법	2005	폐전자제품에 대한 재활용 요금 부과	전자산업
중국	전자정보제품 오염관리법	2007	전자정보제품에 포함된 6대 오염물질 허용함량 준수 여부	전자정보 산업
	폐기전기전자제품의 회수처리관리 조례	2009	제품 판매, 수리 및 A/S업체는 폐기 제품의 회수정보 표시	전기전자 산업
	순환경제촉진법	2009	생산자 증 이해관계자간의 책임부분 명시	전기전자 산업
	폐가전 및 전자제품회수처리 관리규칙	2011	전자제품의 에코디자인, 제품 정보회수 및 처리강제의무	전자산업
일본	PC리사이클법	2003	PC에 포함된 유해물질의 회수 및 분리처리 의무화	컴퓨터 산업
	가전리사이클법	2006	제조업자 및 수입업자의 리사이클 의무화	전자산업
	J-MOSS (특정화학물질 함유표기법)	2006	전기전자기기 특정 화학물질 표시방법	전기전자 산업

자료 : 1. 국제환경규제 기업지원센터 (2010), p. 7.
2. 민혁기 (2010), p. 43.

제2절 자유무역과 환경의 상호관계

1. 경제성장과 환경의 조화 가능성

가. 경제성장과 환경의 조화에 대한 시각

환경문제는 제2차 세계대전 이후부터 시작된 세계인구의 급증, 도시의 집중화, 급속한 경제성장, 에너지소비의 급증 그리고 경제성장을 따른 소비생활수준의 향상 등에 따라 심화되기 시작하였다. 이에 따라 1972년 로마클럽(The Club of Rome)은 성장의 한계(The Limits to Growth)를 제시하여 인류에게 커다란 경종을 울렸으며, 그 이후 UN을 비롯한 각종 국제기구에서는 환경문제에 대한 대책을 마련하기 위한 국제협력을 강화하기 시작하였다.

그러나 환경보존과 경제성장과의 상호관계는 경제성장은 필연적으로 공해를 발생시켜 환경의 질을 악화시키며, 이와 반대로 환경의 질을 개선시키고자 하면 경제성장이 둔화된다는 이율배반적인 양면성의 문제를 지니고 있다. 이에 대하여 선진국측은 환경의 질 개선을 위하여 제로성장(zero growth)[40]을 주장하고 있는 반면, 개발도상국측에서는 환경문제에 대해 상당히 비판적인 태도를 견지하고 있다. 이른바 지금의 환경문제는 선진공업국들의 급속한 경제성장과정에서 발생된 지나친 경제활동의 결과이므로 당연히 선진국들 스스로 해결해야 할 문제라는 것이며, 따라서 개도국들은 환경문제 해결과 관련된 어떠한 비용부담이나 선진국들의 환경규제조치에 좌우되어 경제개발이나 경제성장을 늦춰서는 안 된다는 것이다.

이러한 선진국과 개도국의 상반된 주장이 첨예하게 대립되면서 환경문제에 대한 남북문제(North-South Problems on the Environmental Pollution Problems)가 야기되었다. 그러나 환경오염에 대한 우려가 전 지구적으로 확산되면서 환경보존운동의 차원을 넘어서 다자간 국제기구 및 개별국가별 제

---

40) 제로성장론에 대한 상세한 내용은 (Barry Commer (1972), *The Closing Circle:Nature, Man & Technology*, (New York: Bantam Books), pp. 1-343; Donella H. Meadows, Dennis L. Meadows, Jorgen Randers, and William W. Behrens Ⅲ (1972), *The Limits of Growth: A Report for The Club of Rome's Project on the Predicament of Mankind*, (New York: Universe Books), pp. 1-205) 참조.

도적·정책적 규제조치가 점진적으로 강화되고 있는 추세이다. 따라서 본 절에서는 경제성장과 환경의 조화가능성에 대한 다양한 시각을 체계적으로 고찰하여 보고자 한다.

(1) 성장옹호론적 시각

성장옹호론자는 인간의 사회에는 경제성장으로 인한 부작용들 또는 경제성장 비판론자들이 지적하는 여러 가지 잘못된 것을 고칠 수 있는 힘이 작용하고 있다고 생각한다. 예를 들면 과거에는 인구증가가 여러 가지 문제들을 초래하였지만, 그 결과 인구증가를 억제하는 힘이 작용하여 이제는 많은 선진국들이 오히려 인구감소를 걱정해야 하는 상황이다는 것이다. 20세기 들어 자원고갈이 문제화되자 자연자원의 가격이 급상승하고 자연자원에 대한 수요의 증가율이 감소하기 시작하였으며, 또 다른 한편으로는 자연자원을 절약하는 기술진보와 폐자원을 활용하는 기술진보가 빠르게 진전되고 있다. 또한 경제체제도 자연자원에 대한 수요를 억제하고 기술진보를 촉진하는 정책방향이 설정되면서 인류는 자연자원의 부족에 적응한다는 것이다.[41] 또한 경제성장 비판론자는 경제성장의 부작용에 너무 집착한 나머지 경제성장의 혜택을 과소평가하는 경향이 있다는 것이다. 물론 무모한 경제성장 추구로 환경은 이미 크게 오염되어 있는 것이 사실이지만, 이렇게 오염된 환경을 다시 회복시키기 위해서는 경제성장을 통하여 그 막대한 자금을 조달하여야 한다는 것이다.

또한 성장옹호론자들은 환경오염과 경제성장 사이에는 직접적인 관계가 없기 때문에 경제성장과 환경보존은 얼마든지 양립가능하다는 시각을 견지한다. 경제성장을 주도하는 직접적인 요인과 환경오염의 문제를 일으키는 직접적인 요인이 서로 다르기 때문에 경제성장과 환경오염은 차원이 서로 다른 문제로 보는 것이다.

결론적으로 성장옹호론들의 시각은 경제성장은 미래를 위해서 현재를 얼마나 희생하느냐에 직결된 문제이고, 환경문제는 현재에 있어서 주어진 자원을 효율적으로 잘 이용하지 못함으로 인해서 발생하는 문제라는 것이다. 따라서

41) 이정전 (2004), 「환경경제학」, (서울: 박영사), pp. 60-81.

환경을 심하게 오염시키지 않으면서도 얼마든지 경제성장을 달성할 수 있다는 것이다.

(2) 성장불가론적 시각

성장불가론은 지구적 차원에서 더 이상의 경제성장은 사회적 이익보다는 사회적 손실을 더 많이 초래하므로 경제성장에 더 이상 집착하지 말아야 한다는 주장을 핵심으로 하고 있다. 결국 우리 인류에게 중요한 것은 행복이며, 경제성장을 통해서 충족되는 우리의 욕망이 어떤 성격의 것이냐가 중요하다는 것이다. 이와 관련하여 경제학자 케인즈는 인간이 필요(needs)를 절대적 필요와 상대적 필요의 두 가지로 구분하였다.[42] 절대적 생계유지와 관련된 필요로서 주위의 다른 사람이 어떤 상태에 있는가에 관계없이 느끼는 필요이며, 상대적 필요는 사치품과 같이 충족되었을 때 주위 사람들보다 낫다고 느끼는 만족에서 오는 필요이다.

그 동안 지속적인 경제성장은 우리 인류에게 엄청난 물질적 풍요를 가져다준 것이 사실이고, 이의 분배만 잘하면 우리 인류는 빈곤에서 완전히 벗어날 수 있다는 것이다. 그럼에도 불구하고 한쪽에서 잘사는 사람의 하찮은 상대적 필요를 충족시키기 위하여 막대한 자원을 소비하고, 반면 다른 한쪽에서는 수많은 사람들이 기아에 허덕이고 있다. 따라서 성장불가론자들은 이제 더 이상의 빠른 경제성장은 물질적 풍요를 통한 행복증진 보다는 환경오염, 자원고갈, 사회갈등, 인간소외, 범죄 등으로 인한 불행의 측면을 더 크게 한다고 주장하였다. 자본주의는 우리의 욕망을 끝없이 부추김으로써 우리로 하여금 끊임없이 부족감에 시달리게 하기 때문에 이제 경제성장보다는 분배의 정의, 환경개선 등 다름 더 중요한 가치를 추구하여야 한다는 것이다.

---

42) John Maynard Keynes (1935), *Economic Possibilities for Our Grandchildren*, in J. M. Keynes, Essays in Persuasion, (London: Macmillan).

(3) 성장불능론적 시각

성장불능론은 경제성장의 좋고 나쁨을 떠나 유한한 자원을 보유하고 있는 지구에서 끊임없는 경제성장이란 그 자체가 물리적으로 불가능하다는 주장이다. 이러한 성장불능적 시각은 경제학 학문의 이론적 기초를 마련한 리카도와 말사스의 인구론과 지대(地對)에 대한 이론으로부터 시작되어 이어 오다가 1960-70년대에 와서 자원고갈의 문제와 환경오염의 문제가 전세계적으로 전개되자 1972년 로마클럽(The Club of Rome)은 성장의 한계(The Limits to Growth)가 발표되면서 확산되기 시작하였다.

성장의 한계를 주장하는 학자들은 인류의 기술진보란 재생가능자원을 끊임없이 재생불능자원으로 대체하면서 자원고갈을 가속시켜는 기술진보이며, 설령 바람직한 방향으로 기술진보가 이루어진다고 하더라고 그것은 자원고갈에 따른 인류의 파멸을 단지 몇 세기 늦추는 것에 불과하다고 주장한다.[43] 그러나 '성장의 한계'는 신말사스이론이라는 이름을 얻으며 한때 전세계적으로 선풍적인 관심을 끌었지만 곧이어 많은 비판을 받으며 차츰 잊혀졌다.

그러나 이어서 나타난 소위 엔트로피(entropy)에 입각한 성장한계론이 등장하면서 성장불능론은 다시 주목받게 되었다.[44] 엔트로피이론에 의하면, 인간의 거의 모든 행동은 이지구의 엔트로피를 불가역적으로 높이는 요인이다. 그 중에서도 인간의 경제활동이 지구의 엔트로피를 급속도로 높인다. 폐쇄된 체계의 엔트로피는 낮아질 수 없으므로 범지구적인 경제성장은 지구의 엔트로피를 끊임없이 급속도로 증가시키다 보면 종말이 반드시 온다는 것이다. 따라서 우리 인류로서 할 수 있는 일이란 경제성장을 최소한도로 억제시킴으로써 되도록 지국의 엔트로피를 천천히 높이는 것이다.

---

43) Donella H. Meadows, Dennis L. Meadows, Jorgen Randers, and William W. Behrens Ⅲ (1972), pp. 123-124.

44) 이정전 (2004), p. 71.

나. 경제성장과 환경의 관계에 관한 주요가설

(1) 그로스만-쿠르거 가설

경제개발이 환경오염 및 환경파괴의 주된 요인이라는 생각이 확산되면서 경제성장과 환경오염 사이의 상관관계를 검증하는 연구가 활발히 진행되고 있다. 경제성장과 환경오염 사이에 관계에 대한 가장 대표적인 주장은 '그로스만-쿠르거' 가설이다.[45]

동 가설에 의하면 경제성장과 환경오염 사이의 관계는 경제성장단계에 따라 달라지는데, 경제성장 초기(대체로 1인당 국민소득이 5천달러 이하의 단계)에는 경제성장이 진척됨에 따라 환경오염과 파괴도 가속화되는 경향이 있으나, 경제성장이 상당히 이루어져 1인당 국민소득이 어느 수준에 이르면((대체로 1인당 국민소득이 1만달러 이상의 단계) 오히려 환경오염과 파괴가 감소하는 경향이 있다는 것이다.

한편 경제성장과 환경오염 및 파괴의 관계를 횡축에 1인당 국민소득을 그리고 종축에 환경오염 및 파괴의 정도를 나타내면 엎어진 U자형 곡선을 그리게 된다. 이 역U자 곡선을 흔히 환경쿠즈네츠곡선(Environmental Kuznets Curve: EKC)이라고 부른다.[46] 이러한 환경쿠즈네츠곡선은 경제적으로 소득효과를 통해 설명이 가능하며, 기존의 연구결과를 살펴보면 크게 두 가지 특징으로 요약할 수 있다.[47] 우선 첫째 결과는 경제발전 초기에는 환경재를 공공재가 아닌 사치재로 간주하여 환경보호를 위한 투자 자체를 생각하지 못하고 단지 생산 증가만을 고려하기 때문에 환경의 질이 떨어질 수밖에 없다. 그러나 일정한 소득수준에 도달하면 환경개선을 위한 투자가 증가하고, 일정 소득수준을 통과하면 공해수준이 줄어들거나 생산증가에 따른 환경파괴가 줄어든다는 것이다.

둘째 결과는 경제발전에 따라 산업구조가 변하게 된다는 것이다. 즉 경제가

---

45) Gene M. Grossman and Alan B. Krueger (1995), "Economic Growth and the Environment Quarterly," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 2, pp. 353-378.

46) 1940년대 쿠즈네츠는 소득분배와 소득성장과의 관계를 연구하였는데, 환경쿠즈네츠곡선은 이러한 관계를 환경과 경제성장의 관계에 응용한 것이다.

47) Marzio Galeotti and Alessandro Lanza (1999), *Desperately Seeking(Environmental) Kuznets*, IEAS Working Papers, pp.1-47.

발전해 감에 따라 산업구조가 1차 산업(농업 부문)에서 2차 산업(제조업 부문)으로, 그리고 점차 3차 산업(서비스 부문)으로 변하게 된다는 것이다.[48] 1차 산업에서 2차 산업으로 산업구조가 변하게 되면 산업화와 농업의 근대화로 인해서 공업제품이 대량 생산되거나 대량으로 소비됨으로써 환경의 질은 악화된다.

Torras and Boyce(1998)[49]는 이러한 효과를 규모 효과(scale effect)라고 칭하였다. 그러나 2차 산업에서 3차 산업 위주로 산업구조가 개편됨에 따라 환경 파과는 줄어들게 된다. 일반적으로 3차 산업인 서비스 부문은 2차 산업보다 환경을 적게 훼손하기 때문이다. 즉 어떠한 소득수준을 지나게 되면 환경의 질이 파괴되지 않으면서 경제성장은 계속 유지된다는 것이다.[50]

그러나 최근 들어 이 가설을 의심케 하는 현상도 많이 나타나고 있다. 몇몇 선진국에서는 환경쿠즈네츠곡선이 나타나다가 다시 경제성장과 더불어 환경오염도 비례해서 증가하는 현상이 관측되고 있다. 즉 엎어진 U자형 곡선이 아니라 N자형 곡선이 관측된다는 것인데, 이는 최근 들어 소비의 양태가 에어컨, 냉장고 등 가전제품과 자동차의 급속한 보급 등 자연자원을 집중적으로 소모하는 형태로 변화하고 있기 때문으로 분석되고 있다.[51]

(2) 커머너의 가설

경제성장옹호론자들과 비판론자들 사이의 의견충돌에서 축을 이루는 부분의 하나는 기술진보에 대한 시각이다. 성장옹호론자들은 자연자원을 절약하는 기술진보와 폐자원을 활용하는 기술진보가 빠르게 진전되고 있기 때문에 환경문제라는 난관을 헤쳐 나갈 수 있다고 믿고 있다.

---

48) Richard Baldwin (1995), "Does Sustainability Require Growth?," *The Economics of Sustainable Development*, ed. Ian Godin and L. Alan Winters (New York: Cambridge University Press, 1995), pp. 51-78.

49) Mariano Torras and James K. Boyce (1998), "Income, Inequality and Pollution: A Reassessment of the Environmental Kuznets Curve," *Ecological Economics*, Vol. 25, pp. 195-208.

50) Torras와 Boyce는 소득수준이 증가함에 따라 제조업 부문 내에서도 산출양의 구성이 바뀌는 현상을 구성 효과(composition)라고 칭하였다.

51) 김지현, "Consumption Patterns as an Emerging Contributor of the Environmental Degradation in Korea", 서울대학교 박사학위 논문, 1999.

국민소득이 증가함에 따라서 국민의 환경 질에 대한 요구가 증가하게 되고, 이에 부응하여 경제규모에 상응하는 환경투자가 이루어지게 된다. 환경투자가 증가하게 되면 기술변화가 있게 되어 공해 유발 기술중심에서 오염방지형 기술 또는 오염저감 기술로 기술의 과정이 변화하게 된다는 것이다. 즉 폐기물 처리기술, 오폐수 정화기술, 연로의 완전연소를 통한 저공해기술로 변하기 때문에 국민소득이 증가함에 따라 환경의 질은 개선된다는 것이다.[52]

그러나 커머너(Commoner, 1972)[53]는 기술진보에 대한 환상에 현옥되지 말 것을 촉구한바 있다. 그는 환경오염물질이 많이 배출될수록 환경오염은 그만큼 더 심해진다고 보고 환경오염물지질의 배출량을 환경파괴의 지수로 삼아서 다음과 같은 환경파괴지수를 제시하였다.

$$\text{환경파괴지수} = \text{인구} \times \frac{\text{상품생산량}}{\text{인구}} \times \frac{\text{오염물질배출량}}{\text{상품생산량}}$$

커머너는 2차세계대전 이후 1970년까지의 미국 주요산업들에 대해서 이 항등식을 적용하여 본 결과, 모든 산업에 걸쳐서 생산량 단위당 오염배출계수가 1인당 생산량의 증가속도보다 훨씬 더 빠른 속도로 증가했음을 주장하였다. 커머너는 그 원인을 환경 우호적인 생산기술이 환경파괴적인 생산기술에 의해 급속도로 대체되어 왔기 때문이라고 결론지었다.

(3) 무역유발형 환경퇴화 가설

허먼 데일리(Daly, 1993)[54]는 무역자유화가 환경오염배출량에 주는 영향을 정밀 관찰하여 무역유발형 환경퇴화(Trade-Induced Degradation Hypothesis)가설을 주장하였다.

여기서 환경퇴화는 인간의 소비속도가 자연자원의 공급속도 보다 클 때에

52) James Andreoni and Arik Levinson (1998), "The Simple Analytics of the Environmental Kuznets Curve", NBER Working Paper No. 6739.

53) Barry Commoner (1972) "The Environmental Costs of Economic Growth," ed. Dorfman & Dorfman, *Economics of the Environment*, 2nd. (New York: W.W Norton & Co. Inc), pp. 331-354.

54) Herman E. Daly (1993), "The Perils of Free Trade," *Scientific American*, Vol. 269, No. 5, 1993, pp. 24-29.

이용 가능 자원의 양이 줄어드는 현상(토양침식, 지하수 고갈, 생물 다양성 감소 등)을 의미한다. 자유무역을 통한 경제성장이 환경퇴화를 유발시킨다는 그의 주장의 핵심은 자본의 이동성을 근거로 비교우위론을 비판하는 것이다.

자유무역체제에서 기업은 사회·환경기준이 높은 나라에 기준완화라는 압력을 행사한다. 또한 기업은 환경보호, 작업장에서의 안전, 임금, 산업재해보장 등의 기준을 낮추고 그들 비용의 일부를 소비자에게 전가시키며 항상 비용을 외부화를 추구한다. 그는 '안정상태경제(Stead-State-Economy)'이론에 따라 대안을 제시하면서 자유무역옹호론자들의 성장에 한계가 없다는 논리를 비판한다. 안정상태경제이론에 따르면 자원과 에너지의 투입과 폐기물 배출의 최고치는 정해져 있어야 한다. 즉 투입과 배출은 환경재생능력을 초과하지 않고 자연의 수용능력을 넘어서지도 않는 일정수준에 머물러야 한다는 것이다.

데일리가 제기한 '무역유발형 환경퇴화가설'에 근거하여 Perroni and Wigle(1994)[55]은 일반균형모형을 통하여 환경퇴화에 대한 무역의 영향을 고찰하였다. 분석 결과 자유무역정책이 환경의 질에 미치는 영향은 아주 작다고 결론하였다. 비록 자유무역은 환경의 질에 다소 부정적인 영향을 미치지만 환경퇴화에 대한 상대작용은 상당이 적으며 환경목적을 위해 무역규제 조치를 실행하는 대가는 매우 크다고 주장하였다.

55) Carlo Perroni and Randall M. Wigle (1994), "International Trade and Environmental Quality: How Important the Linkages?," *Canadian Journal of Economics*, Vol. 27, No. 3, pp. 551-567.

2. 환경관점에서의 자유무역 찬반론

자유무역과 환경보전이라는 문제에 대해서는 큰 견해차이가 존재한다. 글로벌 경제체제하에서는 정부측의 조정을 간섭이라고 여기는 반면, 환경분야에서는 바로 그 정부의 간섭을 요구하기 때문이다. 신자유주의에 입각한 무한경쟁체제하에서 환경보호는 사치로 여겨지기도 한다. 한편 생태적 경제학자들은 원료사용의 감소를 위한 조치로 국제무역의 절대적 감소를 요구한다.

이와 관련하여 대표적 자유무역체제 주창자인 바그와티(Bhagwati)와 환경경제학자인 데일리(Daly)의 주장을 비교분석해 보고자 한다.[56]

가. 자유무역 옹호론

자유무역의 옹호론자인 바그와티(Bhagwati, 1994)[57]는 CATT/WTO체제하에서 무역자유화의 확장을 주장한다. 그는 환경주의자들이 자연의 자율성을 주장하는 반면, 대부분의 경제학자들이 자연을 인간에의 봉사자로 간주하는 것과 같은 양자간에는 결코 화해할 수 없는 철학적 차이가 존재하지만, '성장에는 한계가 없다'는 논리를 펴면서 자유무역이 경제성장을 촉진하지만 삶의 토대를 손상시킨다는 환경보호론자들의 주장에는 근거가 없다고 주장한다. 자유무역을 옹호하는 그의 중요한 논거는 아래와 같다.

첫째, 성장은 세금을 통한 정부 세수입의 증가를 가져오고 많은 사업에 대한 재원을 확보하는 것을 가능하게 하는데, 이 재원은 환경보호를 목적으로 하는 사업들을 위해서도 필수적이라는 것이 그의 논리의 핵심이다. 즉 부의 증가는 깨끗한 환경에 대한 수요를 확대시키고 무역의 이익은 환경보호를 위해 사용되어질 수 있다는 것이다. 이 주장은 일면 타당하다고 할 수 있다. 손상된 환경의 복구 또는 사전예방을 위한 재원마련은 가장 우선적으로 해결되어져야 할 문제로 그러한 수입이 없다면 가장 숭고한 동기들도 거의 도달할 수 없기 때문이다. 또한 선진국가 국민들의 환경의식이 높다든가 선진국가에

56) 김미자 (2005), "환경의 관점에서 본 자유무역과 환경보호에 관한 이론과 실제: GATT/WTO 체제와 국제환경협약(MEAs)의 관계정립을 위하여", 「대한정치학회보」, 제13집, 제2호, (대한정치학회), pp. 153-174.

57) Jagdish N. Bhagwati (1994), "Ein Plädoyer für freien Handel," *Spektrun der Wisenschaft*, Januar, pp. 34-39.

서 환경문제의 해결을 위해 활동하는 그룹이 가난한 나라들에서보다 많다는 사실은 부의 상태와 환경보호와의 밀접한 관계를 보여준다 하겠다. 이러한 관점에서 봤을 때 자유무역활성화 조치들은 환경보호의 의미에서 이익이 될 수 있다. 그러나 성장위주의 정책이 야기하는 환경적 문제는 생산품의 증가가 자원소모량의 증가와 오염물질의 배출증가를 동반한다는 것이다. 이 문제에 대해 그는, 생산량의 증가가 자연환경에 어떻게 작용하는가에 대해서 진단하고자 한다면 그것이 유해원소들의 확산에 영향을 미치는가의 여부를 고려해야 한다고 언급한다. 환경오염의 증가는 자유무역으로부터 나오는 것이 아니라 무엇보다도 생태적 실제효과가 일어나는 생산의 방식에 달려있다는 것이다.

둘째, 친환경기술과 환경상품의 확산이 자유무역을 통해 이루어지는 것처럼 자유무역은 생태적으로 많은 긍정적인 효과들을 가진다는 것이다. 환경친화적인 생산품과 기술의 확산은 무역 없이는 불가능할 것이라는 점 역시 중요한 그의 논거에 속한다. 예를 들어 에너지사용에 있어서 황이 많이 함유된 자국의 석탄을 쓰는 것보다 황이 적은 수입석탄에서 나오는 전기와 열을 사용하는 것이 더 환경친화적이다는 것이다.

또한 보호무역장벽이 환경에 악영향을 미칠 수 있다고 주장하였는데, 그 예로서 미국과 일본간의 자동차수입문제를 들었다. 1980년대 미국이 일본산자동차의 수입을 제한했을 때 일본은 이에 대항해서 전체적인 수출량 감소에도 불구하고 연료소모량이 많은 대형차(Wagon)의 대미 수출량을 늘렸다. 결국 보호주의적인 이 조치는 미국내 수입차로 인한 평균 공기오염을 심화시켰다는 사실을 고려할 때 그의 주장은 설득력이 있다고 하겠다. 그러나 자유무역을 통해 친환경상품만이 교역되는 것이 아니라 환경위해적인 저가의 상품 또한 교역량이 늘어난다는 사실이 반론으로 제기되고 있다.

셋째, 노동조합들은 환경기준이 낮은 나라들로 공장이 이전됨에 따라 자국내 일자리가 감소할 것이라는 두려움을 갖고 있으며, 기업가들은 경쟁력 약화를 우려하여 엄격하지 않은 규정들을 가진 국가들의 환경기준을 그들과 같은 수준으로 강화시킬 것을 요구한다. 이러한 우려와 요구를 언급하면서 바그와티는 소위 사회적 덤핑으로 취급받는 낮은 환경기준은 불공정한 수출전

략으로 이는 수입관세를 통해 보상되어져야 하기 때문에 각 국가는 환경기준을 완화하기 보다는 고유한 환경기준을 적용할 것이며, 나아가 세계적으로 환경기준은 강화될 것이라고 주장한다.

넷째, 각 나라에서는 상대적으로 오염효과가 다른 나라들보다 적은 분야가 있다. 따라서 그러한 분야에서 상품생산이 이루어진다면 그 국가의 환경은 더 잘 보존될 수 있으며, 국제무역이 없다면 환경오염은 더 심해질 것이다. 그러므로 특정한 환경요소의 손상이라는 부정적 결과를 무조건 비판할 수는 없다. 이처럼 부정적 결과를 일방적으로 비판만 할 수 없는 상반된 면이 있기 때문에 공정한 무역이 이루어져야 한다고 그는 말한다. 예를 들어 특정기업에 대한 국가보조금이 불공정 무역행위로 여겨지는 것과 같이 비효과적인 유해물질 통제도 불공정한 무역관행으로 여겨져야 한다는 것이다. 그러나 유해물질 통제를 불공정한 무역관행으로 여겨야 한다면 유해물질 수입국가의 환경은 더 심하게 파괴될 것이며 유해물질 수출국은 유해물질의 감소를 위한 기술개발을 소홀히 하는 결과를 가져올 수 있기 때문에 그의 이러한 주장은 비판의 대상이 되고 있다.

나. 자유무역반대론

환경경제학자 데일리(Daly, 1994)[58]는 자유무역의 반대의견을 개진한다. 그의 주장을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 자유무역이 근거하고 있는 비교우위 논리는 오늘날의 세계에는 유효하지 않다. 그의 의견의 핵심은 자본의 이동성을 근거로 비교우위론을 비판하는 것이다. 비교우위논리 자체가 문제가 아니라 리카르도의 생산요소가, 특히 자본이 한 국가에서 다른 국가로 이동하지 않는다는 제가정이 문제가 된다고 그는 말한다. 자본이 이동한다면 자본은 최소비용 즉 절대우위를 따르고, 이런 극단적인 경우 자본을 가진 A국은 절대가격이 낮기 때문에 마침내 모든 것을 생산하고, B국가는 아무것도 생산하지 못하게 된다는 논리로 데일리는 자유무역의 토대인 비교우위론을 무너뜨리고 있다.

---

58) Herman E. Daly (1994), "Die Gefahren des freien Handel", *Spektrun der Wisenschaft*, Januar, pp. 40-46.

자본이 이동하지 않는다는 가정이 무너져 내리면 기업은 생산비용이 낮은 지역으로 이동할 것이고 그렇다면 국가간의 절대적인 비용차이는 비교우위론에서는 아무런 역할을 하지 못하며, 자유무역에 참여하는 모든 국가가 이윤을 얻는다는 비교우위론 역시 무너진다.

둘째, 자유무역체제에서 기업은 사회·환경기준이 높은 나라에 기준완화라는 압력을 행사하여 환경기준을 낮추거나 비용의 외부화를 강요한다. 이런 이유에서 기업은 가장 낮은 생산기준을 가진 생산지를 찾고 자유화의 이념은 이 나라들로의 공장이전을 가능하도록 만들며, 해외투자를 유치하기 위해 각국 정부는 사회 환경기준을 낮추고 있다. 또한 그는 환경비용의 내부화가 서로 다른 나라들간의 무역은 불공정하며 내부화에 따른 차이를 보상하는 상계관세가 필요하다고 주장한다. 환경기준의 강화와 비용의 내부화 주장은 환경의 관점에서는 정당하지만 기업의 이익에 반하기 때문에, 경제적 논리가 최우선시 되는 오늘날의 자유화시대에 쉽게 받아들여지기는 어려우리라 여겨진다.

셋째, 자원소모의 관점에서 제기된 문제, 즉 전 세계의 모든 국민이 오늘날 선진국 수준의 자원을 사용한다면 어떻게 될 것인가 라는 질문이 자유무역 옹호론자들에 의해 무시되고 있다. 'Steady-State-Economy'이론에 따르면 자원과 에너지의 투입과 폐기물 배출의 최고치는 정해져 있어야 한다. 즉 투입과 배출은 환경재생능력을 초과하지 않고 자연의 수용능력을 넘어서지도 않는 일정수준에 머물러야 한다는 것이다. 왜냐하면 국민경제는 유한하고 성장하지 않으며 닫힌 생태시스템의 열린 하부체계이기 때문이다. 열린 시스템은 자연으로부터 원료와 에너지를 취하여 쓰레기의 형태로 그것을 돌려준다. 유기체가 영양소의 섭취와 배설을 통하여 생존하듯이, 모든 경제도 자연을 일정정도까지는 착취하고 오염시킨다. 지구라는 이 유한하고 닫힌 시스템에서 경계성장이 이 수준을 넘어서서 자연의 재생과 수용능력을 초과한다면 생태적 복구비용은 생산이윤보다 더 빨리 성장할 것이다. 그러면 우리는 부유해지는 것이 아니라 오히려 더 가난해진다. 따라서 투입량과 산출량은 일정수준에 머물러야 하며, 그렇다면 경제성장 역시 한계가 있을 수밖에 없다는 것이다. 지금까지의 성장방식은 지속가능하지 않은 서구경제발전모델의 개발도상국으로의 확장을 통해서만 지속되어질 수 있는데 이러한 방식은 자원소모

의 지속적인 증가를 불러올 것이다. 이런 이유에서 데일리는 국제무역은 일반적으로 제한되어져야 하며 국내경제의 보호가 우선되어야 한다고 강조한다.

넷째, 한편 그는 세계에 있어서의 지속가능성을 유지하기 위한 방안으로 다음과 같은 단순화된 3가지 원칙을 제창하였다. ① 토양이나 물, 삼림과 같은 재생이 가능한 자원에 있어서는 이용의 한도를 그 자원이 재생되고, 증식되는 속도 이내로 억제하면 개발이 지속가능하다. 예컨대, 어류는 어획량을 물고기가 증식하는 양 이내로 제한한다면 지속가능한 자원이 된다. ② 화석연료나 광물자원과 같이 재생이 불가능한 자원에 관해서는, 이것을 지속가능한 속도로 이용할 수 있는 재생가능자원으로 대체할 수 있는 양 이하에서 이용한다면 지속가능한 자원이 된다. ③ 환경배출물에 있어서 지속가능한 배출량은, 그 배출물에 포함된 오염물질이 자연환경 속에 흡수되어 무해화될 수 있는 분량 이하이다. 예컨대, 하수는 하천이나 호수의 자연생태계에 의해 흡수되어 양분이 될 수 있는 범위 이내의 양이라면 방류해도 배출은 지속가능하다.

3. 자유무역이 환경에 미치는 효과

자유무역이 환경에 미치는 효과는 제품효과(product effect), 규모효과(scale effect), 구조효과(structural effect) 및 규제효과(regulatory)로 구분할 수 있다. 환경에 대한 자유무역의 영향은 이러한 4가지 측면에서의 부정적 효과와 긍정적 효과의 크기에 달려있다.

가. 제품효과(product effect)

제품과 서비스의 상업적 교환과 관련된 효과이다. 생태학적 효과를 지닌 특정제품 및 서비스의 국제적인 교환은 환경에 영향을 미친다. 긍정적인 측면의 효과는 다음과 같다. 첫째, 무역은 환경친화적인 제품 또는 환경적으로 해가되는 제품에 대한 대체품의 확산을 통해 환경적 후생을 증진시킨다. 둘째, 무역은 특정 생태학적 문제를 해결할 수 있는 환경기술 및 서비스의 세계적 확장기회를 제공한다. 셋째, 무역은 환경적으로 건전한 방법에 의해 생산된 제품시장을 확장시키고 환경적으로 건전한 투입요소의 거래를 촉진시킴으로써 제품생산국과 제품소비국에 있어서의 환경의 질적 수준을 제고시킨다. 그렇지만, 적절한 정책이 없는 경우 유해폐기물 및 화학물질 등과 같은 생태시스템에 직접적으로 해를 끼칠 수 있는 제품의 국제적 교환을 통해 환경에 부정적인 영향을 미칠 수 있다.

나. 규모효과(scale effect)

시장과 경제활동의 규모 및 수준의 확장과 관련된 효과이다. 긍정적인 측면에서 볼 때 무역은 수입을 증가시킴으로써 환경보호를 위한 지출가능성을 높여 준다. 무역은 제품 및 서비스의 자유로운 흐름을 통해 가장 낮은 비용과 가장 높은 수익을 보장하는 생산 활동에 자원을 할당함으로써 국제시장의 효율성을 제고시킨다. 이러한 방식으로 무역은 각국의 성장의 제약을 극복하는데 핵심적인 역할을 한다.

무역을 통한 경제성장은 환경문제를 해결하기 위한 재무적 자원을 제공하며, 소득의 증가를 통해 국가의 환경선호를 제고시킨다. 그렇지만 시장실패의

맥락에서 발생하는 무역위주의 성장은 장기적으로 지속가능하지 못한 발전을 초래하여 환경에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 즉, 시장실패에 의해 야기된 부정적인 환경적 영향을 규제하기 위한 조치 없이 생산 및 소비활동이 팽창할 경우 무역은 환경문제에 부정적인 영향을 미칠 수 있다.

무역을 통한 시장의 확대와 성장은 환경비용의 내부화, 생태시스템의 적절한 평가와 지적재산권의 정의 및 할당에 있어서의 실패에 기인하여 희소한 자연자원의 고갈과 환경파괴의 가속화를 유도할 수 있다. 그렇기 때문에 적절한 환경정책의 수행은 무역을 통한 긍정적인 환경효과의 전제조건이 된다.

자유무역은 환경문제의 해결을 위해 소요되는 재무적 자원을 증대시키는 효과가 있다. 이러한 무역관련 성장은 기업에게 청정기술에 있어서의 투자를 위한 자원을 제공하고, 정부에게는 환경 인프라를 구축하기 위한 재원을 제공할 수 있다. 그렇지만, 경제활동의 확대와 더 많은 제품의 이동은 공해, 독성 및 유해폐기물의 이동을 증가시킴으로써 지구환경문제를 더 많이 일으킬 것이다. 이러한 부정적인 효과는 무역을 통해 발생하는 우위에 의해 모두 상쇄될 수 없다.

다. 구조효과(structural effect)

무역은 부분적으로 국가 및 국제시장 가격에 영향을 미친다. 이는 곧 생산입지와 생산 및 소비 활동수준을 변화시킴으로서 환경에 영향을 미친다. 무역은 국가간 효율성 배분을 극대화시킴으로써 상이한 국가의 환경적 능력과 조건에 따라 경제활동을 할당하고 자원의 효율적 이용을 촉진시키는 긍정적인 효과를 가진다.

만약, 환경자산이 적절히 평가·측정되고, 그 가치가 국제가격과 국제시장에서 정확히 고려되고, 그 사용이 정부에 의해서 왜곡되지 않는다면 무역은 지구적 차원에서 지속가능한 성장을 더욱더 진전시키기 위한 이상적인 수단이 될 것이다. 그렇지 못할 경우 무역은 환경에 적합하지 않는 지역으로 생산과 소비입지를 이동시키는 부정적인 영향을 미친다. 즉, 시장 및 정부의 실패에 기인한 환경정책의 실패로 무역은 국가의 자연자원을 반영하지 못하는 산업 또는 농업 생산패턴을 유발시킬 수 있다. 어떤 국가는 환경자정능력을

초과하여 생산하는 반면, 다른 국가는 환경자원이 사용되지 않은 채 남아있을 수 있다. 어떤 경우 무역은 환경자원과 지속가능한 생산 방법보다는 오히려 화학물질, 에너지 및 자본을 다량으로 투입하는 생산패턴을 유도할 수 있다. 환경관련 구조효과는 무역보다는 상대적으로 시장 및 정부의 정책실패에 더 기인한다. 환경에 대한 무역의 구조효과는 주로 환경비용 내부화의 실패와 제품 및 서비스에 대한 부적절한 가격책정으로부터 발생한다.

자유무역은 환경문제를 가속화시키고 있는 많은 정책개입을 감소 또는 제거시킴으로써 환경자원에 기초한 경쟁우위부문으로 특화를 더욱 촉진시킬 것이다. 반면에 환경정책 개입이 없거나 또는 시장 외부성이 존재하는 경우 무역자유화에 따른 특정 제품 및 서비스의 산출증가는 더 큰 환경악화를 초래시킬 수 있다. 이 경우 환경가치가 교역되는 제품가격에 완전히 반영되지 않을 수 있다. 적절한 환경정책 또는 지속가능한 경영활동이 수행되지 않을 수 있으며, 환경정책과 경제정책의 통합수준은 저조할 수 있다.

라. 규제효과(regulatory)

무역자유화는 환경보조금, 환경관련 재정적 조치 또는 수출입조치와 관련된 국가의 법, 관행 및 정책에 영향을 미칠 수 있다. 무역자유화는 다자간 환경협약하에서 국가의 무역수행 역량을 강화 또는 약화시킬 수 있다. 환경규제가 느슨한 국가의 경우는 자유무역을 통해 환경관심과 자원을 강화시킴으로써 전반적인 환경보호수준을 제고시킬 수 있다. 그렇지만, 규제가 느슨한 국가는 전략적으로 환경보호수준을 강화하지 않음으로써 공해집약산업의 이전(industry and product flying)을 촉진시키고, 이를 통해 투자유치효과를 증대시키려고 할 수도 있다.

제3절 환경규제가 국제무역에 미치는 효과

1. 환경규제가 무역패턴에 미치는 효과

환경편익(environmental benefits)이란 환경자원을 구성하는 여러 요소가 인간사회에 제공하는 환경면에서의 이익이나 서비스를 말한다. 종래 전통적인 경제학에서는 이런 종류의 편익은 자유재(free goods) 혹은 공공재(public goods)의 일종으로 간주되었으며, 또한 적어도 시장경제에서는 경제적 가치를 갖지 않는 것으로 취급하였다. 그 이유는 이런 편익을 제공하는, 이른바 환경자원(environmental stock)이 양적·질적으로 비교적 풍부하게 존재할 뿐 아니라 통상적으로는 일반인에게 무상으로 제공되는 것이었기 때문이다.

그러나 각종 환경파괴가 진행된 오늘날에는 이런 편익을 제공하는 환경자원이 양적으로 고갈되었거나 질적으로 크게 나빠졌기 때문에 이런 편익 자체가 일종의 희소재(scarcity goods)로 바뀌고 있다. 이에 따라 환경자원이 요소가격, 요소집약도, 무역규모, 무역편향, 무역이익, 국민후생, 교역조건, 국민소득, 국제수지 및 투자 등에 막대한 영향을 미치게 되었고, 결과적으로 비교우위론에 입각한 무역패턴의 변동 가능성이 제기되었다. 이에 본 절에서는 환경규제가 국제무역패턴에 미치는 효과를 고찰한다.[59]

가. 환경규제효과의 서술적 분석

효율성의 견지에서 볼 때 공해를 집약적으로 발생시키는 부문(pollution-intensively producing sectors)은 그렇지 않은 다른 부문에 비해 상대적으로 산출량 단위당 대량의 오염물질을 발생시키게 되므로 보이지 않은 보호(hidden protection)를 받게 된다. 따라서 오래전부터 경제학자들은 부의 외부성(negative externality)의 왜곡적인 영향을 인정해 왔으며[60] 이에 대

59) 윤기관 (1987), “공해규제와 국제무역의 상호관계분석”, 「경영논집」, 제3권, 제1호, (충남대학교 경영경제연구소), pp. 22-27.

60) Arthur Cecil Pigou (1952), *The Economics of Welfare*, (St. Louis: Transaction Publishers), pp. 1-876; Ezra J. Mishan (1971), "The Post-War Literature on Externalities: An Interpretative Essay," *Journal of Economic Literature*, Vol. 9, pp. 1-28.

하여 모든 사회비용의 내부화를 위한 해결방법으로서 제도적인 조치(institutional arrangements)[61], 협상과 재산권 인정(bargaining and property right assignment)[62], 및 절차의 최적화[63] 등을 제시해 왔다.

세계가 환경규제비용을 생산비용에 포함시키고 또한 제품기준을 설정하게 될 때, 국제무역의 수준과 패턴은 당연히 변동할 것으로 지나치게 기대한다거나 그것이 당연한 것으로 강요해서는 안 된다. 그러나 일반적으로는 시장가격이 사회비용을 반영하지 않는 왜곡된 상태에서 시작되고 있는바, 환경규제의 기본적인 문제점은 바로 이러한 왜곡된 현상을 국내적으로나 국제적으로 시정하는데 있다. 이와 같이 환경오염은 일반적으로 외부불경제(external dis-economies)와 부의 공공재(public goods)의 성격을 지니고 있는 것으로서 세계경제에 있어서 시장 기능의 실패(market function failure)의 한 현상으로 파악하여 볼 수 있으므로 이를 해결하기 위해서는 외부불경제를 내부화 함으로써 가능할 것이다.

그런데 환경문제를 해결하기 위하여 외부불경제인 기업의 외부비용을 내부화시키고자 하는 각종의 환경규제조치를 실시하면 환경문제는 어느 정도 해결될지 모르나, 이것은 한편으로는 국제무역관계에 하나의 충격(shock)인 것이다. 이와 같이 환경규제가 국제무역에 미칠 가능성 있는 충격들을 살펴보면 다음과 같다.[64]

첫째, 단기경쟁효과(short-time competitive effect)의 발생이다. 환경규제는 생산비를 인상시키고 국내의 수출 및 수입 경쟁 산업의 국제경쟁력에 역의

---

61) Allen V. Kneese (1964), *The Economics of Regional Water Quality Management*, (Baltimore: Johns Hopkins Press), pp. 1-215; Alvin K. Klevorick and Gerald H. Kramer (1973), "Social choice on Pollution Management: The Genossenschaften," *Journal of Political Economy*, Vol. 2, pp. 101-146.

62) Ronald H. Coase (1968), "The Problem of Social Cost," *Journal of Law and Economics,* Vol. 3, pp. 1-44; John Harkness Dales (1968), *Pollution, Property and Prices: An Essay in Policy-making and Economics*, (University of Toronto Press), pp. 1-120.

63) Thomas H. Tietenberg (1973a), "Controlling Pollution by Price and Standards Systems: A General Equilibrium Analysis," *Swedisch Journal of Economics,* Vol. 75, pp. 193-203; Thomas H. Tietenberg (1973b), "Specific Taxes and the Control of Pollution: A General Equilibrium Analysis," *Quarterly Journal of Economic,* Vol. 87, pp. 503-22; Karl-Göran Mäler (1974), *Environmental Economics: A Theoretical Inquiry*, (Baltimore: Resources for the Future), pp. 1-276.

64) Ingo Walter (1975), *International Economics of Pollution*, (London: Macmillan), pp. 50-54.

영향을 미치며, 비용증가의 영향이 상대적으로 크면 기업은 판매액의 감소 혹은 생산의 포기를 겪게 되며 결과적으로는 환경규제산업에서 비환경규제산업으로의 생산자원의 재분배를 야기하며 동시에 구조적인 재조정이 불가피하게 된다.

둘째, 무역수지효과(balance-of-trade effect)의 발생이다. 환경규제비용은 교역조건을 변화시킴으로써 무역수지에 영향을 미친다. 민일 국내의 환경규제로 인한 가격변화에 대해 수입품·수출품이 받는 영향이 탄력적이라면 수입가격이 수출가격보다 상대적으로 비싸지게 되어 무역수지는 악화된다.

셋째, 비교우위효과(comparative advantage effect)의 발생이다. 환경규제가 생산비에 미치는 영향은 생산물의 종류에 따라 각각 상이한 형태로 나타나기 때문에 환경규제는 무역구조를 변화시킨다. 교역이 되는 재화나 용역으로부터 환경파괴를 회피하는 방향으로 자원의 재분배가 이루어지고, 이러한 자원이동은 국제경쟁상의 비교우위나 무역의 기본적인 구조에 영향을 미치고 그 나라의 환경자정능력의 효율성을 증대시킨다.

넷째, 요소이동효과(factor movement effect)의 발생이다. 만일 산업이나 기업이 환경규제로 인하여 경쟁상 불리하다면 환경자정능력이 크거나 환경의 질적 수준의 선호도가 낮은 지역으로 생산시설의 입지를 변경시킬 수 있다. 만일 이러한 산업의 지역적 이동이 국내적으로 발생한다면 국제경쟁효과(산업구조의 변경)는 배제될 수 있을 것이다. 그러나 국가간에 있어 입지변화가 있다면 무역흐름의 변화뿐만 아니라 자본 및 기타의 생산요소의 국제간이동을 야기한다.

다섯째, 국제경제정책효과(international economic policy effect)의 발생이다. 환경규제의 국제적인 차이로 인해 무역정책이 달라진다. 즉 환경규제조치로 인한 생산비의 증가 및 국제경쟁상의 손실이 보상할 목적으로 환경규제기준이 낮은 지역에 있는 기업에 벌과금을 부과시키거나 관계 및 비관세무역장벽을 통한 보호정책을 요구할 수 있다. 또한 동일한 압력이 다른 제한한다는 효과로 작용하기도 한다.

나. 환경규제효과의 기하학적 분석

분석을 위한 제가정으로 이 나라는 전통적인 재화(X재, M재) 이외에 이들 재화의 생산에 있어서 경쟁적인 제3의 재화로서의 환경질을 첨가시키며 나머지는 H-O모델의 경우와 같다. 이 나라는 자본이 상대적으로 풍부하여 수출재인 X재는 수입경쟁재인 M재에 비해 자본집약재이어서 수출을 할 수 있다. 그리고 공해규제는 상대적으로 높은 자본/노동의 비율을 가지고 있다.[65] 즉 수출재(X재)와 환경규제는 자본집약적이다. 그리고 환경규제가 개입되지 않은 H-O모델과 같은 2재 모델에서는 지금까지 우리가 알고 있는 정의를 가진 무차별곡선의 개념으로 파악하면 되겠지만, 지금과 같은 3재(X재, M재 및 환경질)모델은 H-O모델을 그대로 사용할 수가 없다.[66] 그러나 이것은 2재모델의 평면모형을 사용하되, 제3재인 환경질에 대해서는 후생의 측정수단인 무차별곡선에 대한 새로운 해석을 부여함으로써 가능해진다. 따라서 여기에서의 분석은 제3재를 포함시켜 본 즉 H-O 모델의 확장을 가정한 것이다.

먼저 환경규제조치 이전의 상태는 전통적인 비교우위이론인 H-O 정리에서와 같이 환경규제조치 이전에는 이 나라는 <그림 2-1>에서의 생산가능곡선 XM, 불변의 거래조건 T하에서 최대소비점은 C이며 따라서 무역삼각형(trade triangle) PNC에서 PN양의 X재를 수출하고 CN량의 M재를 수입하고 있다.

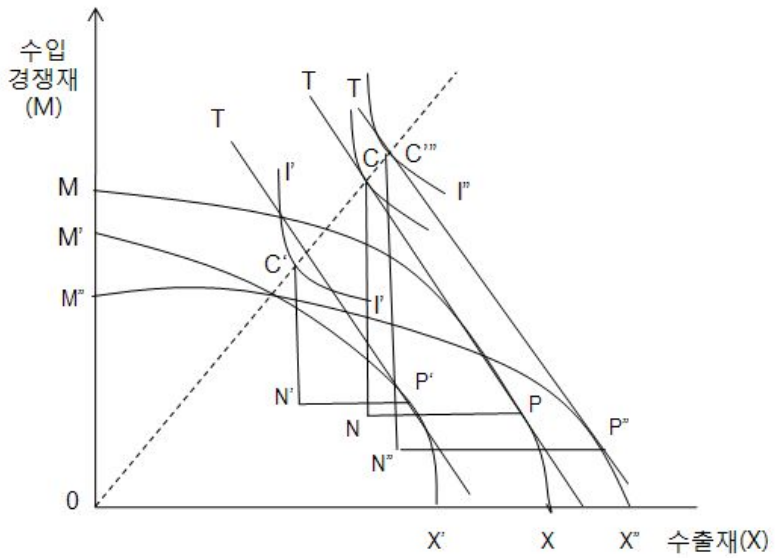
국민후생은 자원을 전례재인 수출재(X)와 수입경쟁재(M)으로부터 환경규제로 전화시킴으로써 증가시킬 수 있다. 즉 생산가능곡선 XM상에는 환경서비스의 기여가 개입되어 있지 않으므로 이때의 소비점 C와 무차별곡선 I는 진실한 의미의 국민후생을 나타내지 못한다.

---

65) 생산자가 PPP에 따라 환경규제조치를 실시한다면, 일정한 생산량을 생산하는데 필요한 생산요소의 투입량은 전체적으로 증가하겠지만, 그 증가율은 환경규제의 형태(중립적, 자본집약적 및 노동집약적)에 따라 다르다. 환경규제의 3형태에 관한 상세한 내용은 Ingo Walter (1974), "International Trade and Resource Diversion: The Case of Environmental Management," *Review of World Economics*, Vol. 110, No. 3, pp. 482-493 참조.

66) Ingo Walter는 정통적인 두 재화와 제3재(환경질)를 H-O모델을 그대로 확장하여 3차원의 공간모형으로서 몇 가지 흥미로운 결과를 도출하고 있으나, 이러한 시도는 무역과 후생에 과한 결과를 결국 애매모호하게 만들고 있다.

<그림 2-1> 환경규제가 무역에 미치는 효과



생산성향상을 고려하지 않은 경우의 효과를 살펴보면 다음과 같다. 자국에 일정하게 부존되어 있는 자원을 X재와 M재로부터 자본집약적인 환경규제를 위해 투입하게 된다면 생산가능곡선은 안쪽으로 X′M′과 같이 수축하게 된다. 따라서 X재의 생산량은 줄어들고 소비도 하락하며 그로 인하여 무역량은 무역삼각형 P′N′C′에서, X재는 P′C′, M재는 N′C′로 감소하여 후생수준은 I′로 하락한다.

그러나 여기에서는 제3재인 환경의 질을 포함시킨 것이기 때문에 그렇지 않은 경우에 있어서의 무차별곡선의 개념을 동일하게 취급해서는 안 된다. C′점에서 교역조건(T)에 접하는 무차별곡선(I′)은 C점에서 관련된 후생수준(I)보다 더 높은 수준을 나타내고 있다. 왜냐하면 비록 C점에서는 C′점보다 X, M재를 모두 더 많이 소비 하고 있지만, 두 재화로부터 도출된 C점에서의 후생수준은 두 재화의 생산과 소비면에서의 환경규제로 인한 손실로부터 감소되고 있다. 따라서 C′점을 C점보다 더 우위에 놓아야 하는데, 그것은 C′점에서 소비감소에 의해 나타난 낮아진 후생은 환경의 질적 개선으로 인해 증가된 후생이 더 크기 때문이다. 만일 그렇지 않다면 이 나라는 비용-편익분석방법에 따른 환경규제조치를 채택하지 않았을 것이다. 이와 같은 의미에서

전통적인 두 재화만을 상징하는 I수준의 무차별곡선과 제3의 재화인 환경질을 포함하는 I′수준의 무차별곡선의 의미를 각각 다르게 해석해야 한다.[67] 만일 외국의 오퍼곡선이 무한탄력적이지만 않다면, 이 나라의 교역조건은 무역량이 감소된 상태에서 개선된다. 반대로 만일 환경규제가 이 나라의 상대적으로 희소한 요소(노동)에 집약적이라고 한다면 환경규제를 위한 자원전환은 반대로 수입경쟁재의 생산을 수출시킬 것이며, 따라서 이 나라의 교역조건은 악화되지만 무역량은 증가할 것이다.

그러나 일반적으로 교역조건의 개선(혹은 악화)은 후생수준이 증가(혹은 감소)시키지만, 무역량의 감소(혹은 증가)는 기호의 변동을 초래하게 되어 후생수준을 감소(혹은 증가시키는)경향이 있으므로 진실한 후생수준은 두 가지의 상반된 현상의 상대적인 크기에 의존한다.

다음으로 생산성향상을 고려하는 경우의 효과를 살펴보면 다음과 같다. 지금까지의 환경규제로 인한 생산가능곡선 XM의 X′M′으로의 수축에 따른 효과분석은 단지 자원전환의 생산량, 무역량 및 교역조건의 효과만을 반영하고 있을 뿐이며, 환경규제로부터 발생하는 요소투입물의 생산성향상을 고려하지 않고 있다고 볼 수 있다. 그러나 사실상 환경규제조치는 직접적으로 소비되는 환경서비스의 유출량을 증가시키며, 그리고 때에 따라서는 자원투입물의 생산성을 유지 내지 증가시키는 환경서비스의 유출량을 증가시키므로 이로 인하여 향상된 자원생산성은 생산가능곡선을 바깥쪽으로 X”M”과 같이 이동시키게 된다. 따라서 이러한 새로운 생산가능곡선의 형태는 1차적인 자원전환효과와 그에 수반하는 제2차적인 생산성 향상에 달려있으며, 이것의 왜곡된 모양은 환경손상의 감소가 X재와 얼마나 영향을 미치는가에 달려 있다. 그런데 이러한 경우의 결과는 앞의 결과와는 반대로 후생수준의 증가, 무역량의 증가와 이에 따른 교역조건의 악화현상이 발생한다.

따라서 개도국이 매력적으로 느끼는 높은 공해집약산업을 고려할 때에는 생산량의 증가를 건강, 생산성 및 쾌적함의 손실로 본 사회적 비용과 비교·검토하여 결정해야 한다.

---

67) Herbert G. Grubel (1976), “Some Effects of Environmental Controls on International Trade; The Hechscher-Ohlin Model,” *Studies in International Environmental Economics*, ed. Ingo Walter (New York: John Wiley & Sons, Inc., 1976) pp. 12-13.

2. 환경규제가 국제경쟁력에 미치는 효과

가. 국제경쟁력의 정의와 평가방법

(1) 국제경쟁력의 정의

국제경쟁력(International Competitiveness)의 개념은 분석대상과 분석단위에 따라 내용이 다양하게 구분되어 명확히 개념을 규정하기란 쉬운 일이 아니다. 또 국제경쟁력의 개념을 정태적으로 볼 것인가, 동태적으로 볼 것인가 또는 그 활용목적을 어디에 둘 것인가에 따라서도 다양하게 정의되고 있으며 무역이론의 발전과정과 무역환경 및 무역패턴의 변동에 따라 그 내용에 많은 변화가 있어 왔다.

OECD(1992)[68]의 정의에 따르면 국제경쟁력은 두 가지로 규명할 수 있다. 하나는 특정국가 또는 특정상품이 세계시장에서 여러 경쟁자와 경쟁하여 획득한 무역성과로서의 국제경쟁력이고, 다른 하나는 무역성과에 영향을 줄 수 있는 요소의 변동과정으로서의 국제경쟁력이다.

Fleming과 Tsiang(1956)[69]은 국제경쟁력을 "특정시장 또는 세계시장에 대한 수출점유의 크기에 영향을 주는 수출공급조건"으로 정의하고 있다. 즉 국제경쟁력의 개념을 국제적으로 거래되고 있는 상품이 지닌 추가시장 확보력 또는 기존시장유지력이라는 상대적 개념으로 파악하고 특정한 단일요인보다는 상대적으로 유익한 여러 가지 요인이 복합적으로 작용하여 얻어지는 결과로 보았다.

Balassa(1964)[70]는 국제경쟁력을 "각종 경쟁력 요인의 복합적인 작용에 의하여 나타나는 자국 상품의 해외시장에 대한 침투력 또는 외국상품에 대한 자국 시장내에서의 방어력"을 의미한다고 하였고 구체적으로 前者를 수출경쟁력, 後者를 수입대항력이라고 하였다.

---

68) OECD (1992), *Technology and the Economy: the Key Relationships*, (Paris Cedex 16: Organization for Economic), pp. 1-328.

69) J. M. Fleming and S. C. Tsiang (1956), "Changes in Competitive Strength and Export Shares of Major Industrial Countries," *Staff Papers-International Monetary Fund*, Vol. 5, No. 2, pp. 218-248.

70) Bela Balassa (1965), "Trade Liberalization and Revealed Comparative Advantage," The *Manchester School*, Vol. 33, No. 2, pp. 99-123.

리카르도(Ricardo)의 정의에 의하면 국제경쟁력을 노동생산성에서 찾고 있으며, Porter(1990)[71]와 Fidel(1995)[72] 정의에 의하면 국제경쟁력을 산업의 생산성으로 정의하고 있다. 생산성이란 생산공정상의 효율증가로 인하여 발생되는 것으로 생산성의 증가는 궁극적으로 국제경쟁력을 증가시킨다고 보았다. 생산성은 투입요소의 가격, 생산량, 생산비용, 투입물의 스톡 등에 의하여 결정된다.

이상에서 살펴본 바와 같이 국제경쟁력은 부의 창출, 수출경쟁력, 무역성과, 수입대항력 및 생산성에 의하여 크게 정의될 수 있다고 볼 수 있다. 또 경쟁력의 대상은 일반적으로 기업, 산업, 국가로 나누어지는데, 그 경쟁의 주체 및 대상에 따라 차이가 있으나 협의의 의미에서 국제경쟁력은 국제시장에서 경쟁하기 위한 판매력으로 정의될 수 있을 것이며, 시간의 경과에 따른 상대적 지위의 변화를 파악한다는 점에서 상대적이고 동태적인 개념이라고 정리할 수 있다.

(2) 국제경쟁력의 평가방법

국제경쟁력의 결정요인이 다양한 만큼 그 평가에 있어서도 다양한 방법이 사용되고 있다. 그러나 실질적인 국제경쟁력의 평가에는 본질적인 제약요인이 존재하는데 그것은 첫째, 국제경쟁력 결정요인에는 계량화하기가 불가능한 요인이 많다는 것이고, 둘째, 모든 요인간의 상호관계를 분석대상으로 하기가 극히 어렵다는 것이며, 셋째, 각국의 발전목표가 다르고 정책수단에 차이가 있기 때문에 이들을 일반적으로 정형화하기가 곤란하다는 것이다.

또한 경쟁력에 대한 개념은 기업, 산업, 국가 등 여러 상이한 수준에서 적용되고 있기 때문에 개념의 명확성을 위해서 뿐 아니라 경쟁력을 나타내는 적절한 지표개발을 위해서도 각 수준간의 개념차이를 명확히 구분할 필요가 있다.[73]

---

71) Michael E. Porter (1990), *The Competitive Advantage of Nations*, (New York: Free Press.), pp. 73-93.

72) Ezeala-Harrison Fidel (1995), "Canada's Global Competitiveness Challenge: Trade Performance Versus Total Factor Productivity Measures," *American Journal of Economics and Sociology*, Vol. 54, No. 1, pp. 57-78.

73) 김기홍 외 (2005), p. 136.

첫째, 기업수준의 경쟁력 평가방법이다. 경쟁력 개념은 산업 또는 국가수준보다는 기업수준에서 정의를 내릴 때 그 의미가 가장 명확하다. 미국의 대통령직속 산업경쟁력위원회 보고서(the President's Commission on Industrial Competitiveness)에서는 경쟁력을 국내 또는 외국의 경쟁자들보다 우수한 품질의 제품 또는 재화를 생산하거나 또는 생산비용이 상대적으로 낮은 기업은 경쟁력이 있다. 따라서 경쟁력이란 "기업의 장기적인 수익성 그리고 종업원에게 높은 임금을 지급하고 주주들에게 높은 이익을 제공할 수 있는 능력이다"고 정의하고 있다.[74]

이 같은 정의는 환경규제가 기업의 경쟁력에 미치는 영향을 여러 방법으로 평가할 수 있음을 의미한다. 우선 동일한 제품을 생산하지만 오염물질의 배출량이 서로 다른 기업들의 생산비용을 비교하는 방법을 들 수 있다. 이 방법은 간단하다는 장점이 있지만 제품의 질 측면을 고려하지 않고 비용이라는 경쟁력 결정요인 중 한 가지 측면에만 초점을 두고 있다는 단점이 있다. 이외에 기업의 환경성과를 매출이익률, 자산수익률, 주식수익률등 기업의 수익성(profitability)과 비교하는 보다 직접적인 방법이 있다. 기업의 수익성은 시장지배력 등 여타 요인에 의해서도 영향을 받을 수 있다. 그러나 일반적으로 생산성이 높거나 또는 생산성이 빠르게 향상되는 기업은 경쟁력 향상이 이루어진다고 볼 수 있으므로 총요소생산성 또는 단일요소생산성과 같은 생산성 지표를 경쟁력을 나타내는 대리변수로 사용할 수 있다.

둘째, 산업수준의 경쟁력 평가방법이다. 개별 기업수준에서의 경쟁력 지표는 환경규제가 경쟁력에 미치는 전반적인 영향을 올바르게 나타내지 못할 수 있다. 선도적으로 환경친화적 경영을 추진하는 일부 기업의 경우 규제강화로 비용상승 요인이 발생하더라도 오히려 시장에서 선발주자로서의 이익을 누릴 수 있어 경쟁력이 강화될 수 있을 것이다. 그러나 모든 기업이 다 같이 선발주자로서 또는 틈새시장을 차지함으로써 이러한 이익을 받을 수는 없기 때문이다. 따라서 환경규제가 경쟁력에 미치는 영향을 보다 정확히 나타낼 수 있는 지표는 산업수준에서 파악되어야 한다.

어떤 특정산업의 경쟁력은 여러 국가 가운데 어떤 나라에서 생산이 가장

74) Francis Bacon (1989), "The Concept of Competitiveness," *The Competitiveness of European Industry*, ed. Arthur Francis and P. K. M. Tharakan (London: Routledge), pp. 15-16.

효율적으로 이루어질 수 있는 가로 나타낼 수 있다.[75] 이 경우 제기되는 문제는 오염저감비용 부담이 높은 국가의 산업이 규제가 덜 엄격한 국가간의 산업에 대해 경쟁력 열위에 놓이게 된다는 점이다. 따라서 산업수준에서 경쟁력은 일반적으로 국제무역성과와 연관성을 지닌다. 이러한 개념을 바탕으로 하여 총수출 또는 순수출실적을 이용한 경쟁력 지표를 작성할 수 있다. 이때 총수출과 순수출은 필요한 경쟁력 지표의 유형에 따라 달리 조정된다. 이러한 방법에 의해 산출된 지표가 시장점유율(Market Share), 현시비교우위(Revealed Comparative Advantage)지수 등이다.

경쟁력을 나타내는 다른 지표로 국제투자이동을 들 수 있는데, 이는 국제투자의 움직임이 환경규제가 엄격한 국가로 부터 상대적으로 규제가 덜 엄격한 국가로 자본이 이동하는 여부를 나타내기 때문이다. 산업수준에서 경쟁력을 분석하는 데 있어 환경규제가 직접적인 영향을 미치는 산업에 대한 영향뿐 아니라 오염방지시설을 생산하는 새로운 산업의 경쟁력을 함께 고려해야 할 필요가 있다. 한 산업의 경쟁력 저하가 다른 산업이 경쟁력 상승으로 상쇄될 수 있는 국가수준에서 경쟁력을 분석하는 이유가 이 때문이다.

셋째, 국가수준의 경쟁력 평가방법이다. 환경규제 강화는 피규제산업의 경쟁력을 약화시키지만 그동안 다른 기업의 환경오염으로 인해 피해를 입었던 산업의 경우에는 환경비용이 낮아져 반대로 경쟁력이 높아질 수 있다. 산업별로 규제가 경쟁력에 미치는 영향이 크게 차이가 날 수 있는 것이다. 그러나 거시경제분석을 위해서는 환경규제가 경제 전반에 미치는 영향이 고려되어야 하며, 따라서 환경규제가 경쟁력에 미치는 영향도 따라서 경제 전체 수준에서 고려되어야 한다. 많은 국가가 자국의 경제를 평가하는 데 있어 국가수준에서의 경쟁력 개념을 도입함에 따라 특정 국가들의 경쟁력문제에 관한 분석이 활발히 이루어져 왔다. 예를 들면, 국제경영개발원(International Management Development)과 세계경제포럼(World Economic Forum)에서 매년 발간하는 세계경쟁력연감(World Competitive Yearbook)에 주요 국가의 국가경쟁력지수를 발표하고 있어 경쟁력의 객관적 비교가 가능하게 되었다.

---

75) 산업의 경쟁력을 국내 다른 산업과의 경쟁력 개념으로 정의하는 방법도 있다. 폐쇄경제하에서는 노동, 자본 등 생산요소를 구하기 위해 산업간에 경쟁이 이루어지지만, 세계화가 확대되고 있는 경제에서는 특정산업을 위해 국가간에 경쟁이 이루어진다고 보는 것이 보다 타당하다.

이와 같이 경쟁력 개념이 국가수준에서 자주 이용되고 있지만 기업 또는 산업수준의 경우보다는 그 개념이 명확하지 않다. 따라서 Paul Krugman(1994)[76]과 같이 경쟁력이란 개념이 국가경제에 적용되는 경우에는 아무 의미가 없다고 주장하는 경제학자들도 있다. 그러나 국가경쟁력 개념의 필요성을 주장하는 전문가들은 경쟁력 개념이 무역패턴에만 의존하는 데서 벗어나 보다 광범위한 변수를 고려해야 할 필요성은 인정하지만 그럼에도 불구하고 국가수준에서의 경쟁력 개념은 여전히 유용하다고 주장하고 있다.

그렇다면 어떠한 경쟁력 지표가 국가수준에서 가장 적절하다고 볼 수 있을 것인가? 세계경쟁력보고서(The World Competitiveness Report)는 단위노동비용, R&D 지출, 국내외 투자, 성장률, 교육수준, 사회 하부구조 등의 기준을 제시하고 있다. 그러나 이러한 지표들은 대부분 산출물보다는 투입요소의 성격을 지니고 있기 때문에 경제적 효과를 측정하기 위해서는 보다 좁은 범위의 지표가 적절하다.

이에 적합한 것으로 노동생산성, 실질임금상승률, 실질자본수익률, 국제교역에서 차지하는 일국의 위치 등의 지표를 들 수 있다. 일부 전문가들은 노동비용이 총비용에서 차지하는 비중이 매우 크기 때문에 상대적 단위노동비용이 경쟁력의 대리변수로 사용될 수 있다고 주장하고 있다. 상대적 단위노동비용은 임금수준, 환율, 생산성수준 등 세 요소에 의해 결정된다고 볼 수 있다. 그런데 임금하락 또는 환율절하에 의한 경쟁력 상승은 생활수준의 하락을 의미하므로 이 중에서는 생산성만이 Porter(1990)가 사용한 넓은 의미에서의 경쟁력 지표로 사용될 수 있다고 Jenkins(1998)[77]는 주장하고 있다.

이러한 점들로부터 국가경쟁력을 가장 적절하게 나타내는 지표는 일인당 국민소득의 증가율 또는 경제 전체의 총요소생산성 증가율임을 알 수 있다. 그런데 환경규제의 영향을 고려하면 환경피해가 줄어드는 데 따른 이익이 반영되어야 하기 때문에 기존의 국민소득 및 생산성 증가율 측정방법은 수정되어야 한다.

---

76) Paul Krugman (1994), "Competitiveness: A Dangerous Obsession," *Foreign Affairs*, Vol. 73, No. 2, pp. 28-44.

77) Rhys Jenkins (1998), "Environmental Regulation and International Competitiveness: A Review of Literature and Some European Evidence," *Discussion Paper Series*, No. 9801, (The United Nations University, Institute for New Technology), p. 13.

나. 환경규제와 국제경쟁력의 관계에 관한 주요가설

환경규제와 국제경쟁력 간의 관계에 관한 가설은 전통적 경제이론인 헥셔-오린모형에 바탕을 두고 있는 가설과 환경규제가 혁신을 촉진함으로써 생산비용을 감소시키고 그 결과 경쟁력이 향상될 수 있다는 수정론자(revisionists) 가설로 구분할 수 있다. 이 두 상반된 시각의 가설은 본 연구의 제1장에서 언급한 바와 같이 각각 '오염피난처가설(pollution haven hypothesis)과 포터가설'(porter hypothesis)로 귀결된다. 전자는 국가간 환경규제수준의 차이가 경쟁력 효과를 유발한다는 것이다. 즉 환경규제수준이 엄격한 국가는 환경규제가 없거나 그 수준이 낮은 국가에 비해 해당 기업에게 더 높은 규제준수비용을 부담시켜 생산단가의 상승으로 인한 국제경쟁력이 악화되어 수출이 감소하고, 환경규제가 낮은 국가로부터 수입이 증가하거나 환경민감산업(environmental sensitive industries: ESIs)의 경우는 생산입지의 이전을 야기한다.[78] 후자는 Porter and van der Linde(1995)[79]에 의해 제기된 것으로 엄격한 환경규제에 의해 기업은 새로운 기술이 창출되며 이는 곧 기업의 혁신을 고무시키고 이를 통해 공해규제비용을 상쇄할 수 있으며 더 나아가 경쟁력을 보다 제고시킬 수 있다는 논리이다.

(1) 오염피난처가설(pollution haven hypothesis)

언급한 바와 같이 환경규제와 경쟁력에 관한 전통적인 경제이론은 환경규제가 비용상승을 가져올 뿐 아니라 오염방지 투자비용을 조달하기 위해 수익성 있는 다른 산업에 대한 투자를 위축시킴으로써 생산성 향상을 억제한다는 것이다.

따라서 환경규제정책은 기업의 해외투자 결정 및 산업이주(industrial migration)에도 영향을 줄 수 있으며, 이는 축출(push) 이론(산업이동가설: Industrial Flight Hypothesis)[80]과 견인(Pull) 이론(오염피난처 가설: pollution

78) 오근엽 · 명창연 (2005), "수입국의 환경규제가 한국의 수출에 미친 영향 실증분석", 「자원환경연구」, 제14권, 제3호, (자원환경경제학회), pp. 627-653.
79) Michael E. Porter and Claas van der Linde (1995), pp. 97-118.
80) H. Jeffrey Leonard (1988), *Pollution and the Struggle for the World Product: Multinational*

haven hypothesis)[81]로 구분할 수 있다.

축출 이론이나 산업이동 가설은 국내 환경규제가 강화됨에 따라 국내 공해산업이 상대적으로 규제가 약한 다른 나라로 옮겨간다는 가설이다. 반면 견인 이론 혹은 오염피난처 가설은 환경기준이 덜 엄격한 나라가 공해산업의 유치를 유도한다는 점에 초점을 두고 있다.

이는 환경규제 강화를 통해 산업경쟁력을 강화한다는 '환경 최소규제 경쟁'(Racing to the Bottom Hypothesis)[82]과 관련된다. 예를 들어, 상이한 환경규제수준을 가진 국가 간 자유무역이 발생하는 경우 더 높은 환경규제수준을 채택하고 있는 국가 내 이해관계자집단은 환경민감산업의 생존을 보장할 수 있는 수준으로 환경규제를 낮출 것을 요구하는가 하면, 더 나아가 해외직접투자를 유치할 목적으로 각국이 경쟁적으로 환경규제수준을 낮추는 경향을 보인다. 또한 상이한 환경규제수준을 가진 국가 간 자유무역이 발생하는 경우 시간이 경과함에 따라 환경규제수준이 더 낮은 국가는 세계 오염집약산업의 피난처 구실을 함으로써 환경민감산업에서 비교우위지위를 확보하게 된다.[83] 이와 같이 엄격한 환경규제는 또한 경영관리자로 하여금 오염관리에 많은 시간을 뺏겨 다른 업무를 방해함으로써 생산성을 떨어뜨릴 수도 있다.[84]

환경규제로 인한 이러한 생산성 하락은 다음과 같은 결과를 초래할 수 있

Corporations, Environment, and International Comparative Advantage, (New York: Cambridge University Press), pp. 1-268; Halvor Knutsen (1995), "Polluting Industries: 'Industrial Flight' or 'Locational Shift'," paper presented to SUM Conference, pp. 5-6.

81) Ingo Walter (1982), "International Economic Repercussions of Environmental Policy: An Economist's Perspective" and "Environmentally-Induced Industrial Relocation to Developing Countries," *Environment and Trade*, eds. Seymour J. Rubin and Thomas R. Graham, (Totowa, N.J.: Allenheld & Osmun, and London: Frances Printer), pp. 67-101; Ingo Walter and Judith L. Ugelow (1979), "Environmental Policies in Developing Countries," *Ambio*, Vol. 8, No. 2/3, pp. 102-109.

82) James E. Anderson and Eric van Wincoop (2003), "Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle," *American Economic Review*, Vol. 93, No.1, pp. 170-92; Jagdish N. Bhagwati and Robert E. Hudec (1996), *Fair trade and harmonization: Prerequisites for free trade?*, (London: MIT Press), pp. 1-612.

83) Maureen L. Cropper and Wallace E. Oates (1992), "Environmental Economics: A survey," *Journal of Economic Literature*, Vol. 30, No. 2, pp. 675-740.

84) Noah Walley and Bradley Whitehead (1994), "It's Not Easy Being Green," *Harvard Business Review*, May-June, pp. 46-52.

다. 첫째, 환경규제로 생산성이 떨어지는 기업은 국내 또는 국제시장에서 규제가 덜 엄격한 국가의 기업, 특히 개도국 또는 시장경제로 이행하는 국가들에게 시장점유율을 빼앗기게 될 것이다.

둘째, 환경규제가 엄격한 선진국 기업의 경우 조업비용 및 투자비용 증가로 규제가 약한 국가로 생산시설을 이전하거나 이 지역에 대한 투자를 증대시키는 이른바 산업이동(industrial flight)현상이 일어날 수 있다.

셋째, 이러한 기업들이 다 같이 오염집약적 상품의 생산을 중단하고 환경규제의 영향을 덜 받는 분야로 생산활동을 전환함으로써 산업구조가 환경친화적 구조로 변화하게 된다.

이러한 주장은 대부분 국제무역의 헥셔-올린모형에 바탕을 두고 있는 경우가 많다. 그런데 이 모형은 경제적 여건의 동태적 변화, 미래의 생산비용과 기술발전에 관해 존재하는 불확실성, 해당 국가 또는 기업의 독립적인 전략적 행위 등을 고려하지 않음으로써 환경규제와 기업성과 간의 관계를 정확히 규명하는 데에는 한계점을 지니고 있다.

(2) 포터가설(porter hypothesis)

전통적 비교우위이론에 입각한 오염피난처가설(pollution haven hypothesis)에 대해 이른바 수정론자(revisionists)들은 환경규제가 혁신을 촉진함으로써 생산비용을 감소시키고 그 결과 경쟁력이 향상되는 사례를 들어 이를 부정하고 있다. 이와 같이 환경규제가 환경을 개선시킬 뿐만 아니라 자원의 생산성과 고용 및 경쟁력을 향상시킬 수 있다는 이러한 윈-윈 가설의 핵심은 환경규제가 기업의 혁신을 촉진한다는 데 있다.

물리학적으로 볼 때 오염은 단순히 생산과정에서 창출된 폐기물의 한 가지 형태에 불과하다. 따라서 강화된 환경기준을 맞추기 위해 오염물질 배출을 감축해야 하는 기업은 보다 저렴한 원자재의 사용과 상이한 공정채택 등 생산방식의 변화를 통해 투입요소의 생산성을 향상시키기 위한 노력을 모색할 것이며 그 결과 투입비용이 감소하게 되는 것이다.

Porter and van der Linde(1995)[85]는 엄격한 환경규제에 의해 기업은 새로

85) Michael E. Porter and Claas van der Linde (1995), pp. 97-118.

운 기술이 창출되며 이는 곧 기업의 혁신을 고무시키고 이를 통해 환경규제 비용을 상쇄할 수 있으며, 더 나아가 경쟁력을 보다 제고시킬 수 있다는 주장을 펼쳤는데 이를 포터의 가설이라 칭하고 있다.

기업은 또한 규제강화로 처리비용이 높아지는 폐기물을 판매 가능한 제품으로 전환함으로써 비용증대가 아닌 수입증가의 기회로 활용할 수도 있다. 특히 환경친화적인 경영에 선도적인 기업은 전통적인 생산방법을 고집하는 기업에 대해 선도자로서의 이점을 누림으로써 경쟁력을 더욱 향상시킬 수 있게 된다.

한편 환경규제 강화에 따른 기업의 환경친화적 이미지의 개선 또한 경쟁력 강화요인으로 작용할 수 있다. 이러한 가능성은 환경보전에 대한 기업의 사회적 책임이 급속히 커지고 있다는 데서 찾아볼 수 있다. 오늘날 세계경제는 급속한 국제화 진전과 기업의 사회적 영향력 증대와 같은 커다란 변화를 보이고 있으며 기업이 이러한 여건변화에 맞추어 살아남기 위해서는 사회로부터 존재가치를 인정받지 않으면 안 되게 되었다. 기업의 사회성은 기업활동이 사회와 환경에 미치는 영향에 어느 정도 책임을 지고 있는가에 의해 평가되고 있다. 더욱이 최근 들어서는 기업가치가 단순히 금융적 경영성과에 의해서 뿐 아니라 기업경영이 기업 이해당사자들의 사회적 기대를 어느 정도 잘 충족시키고 있는지에 의해서도 평가를 받기 시작하였다. 이로 인해 기업의 이해관련자들이 환경친화적 경영을 추진하도록 기업에 가하는 압력은 갈수록 거세지는 추세를 보였다. 그 결과 기업이 경쟁자와의 차별화 달성,[86] 금전적 경영성과 개선, 기업의 명성제고와 같은 성과를 달성하기 위해서는 자신이 사회 및 환경문제에 적극 대응하고 있음을 사회에 알리는 것이 무엇보다 중요한 경영전략으로 대두되었고, 이에 성공하는 기업은 그렇지 못한 기업에 대해 경쟁력이 우위에 설수 있게 되었다.

이러한 점은 환경규제가 일부 기업에 대해서는 오히려 경쟁력 강화요인으로 작용할 수 있음을 나타내 주고 있다. 환경규제에 따른 경쟁력 향상은 또

86) 환경친화적인 이른바 녹색상품을 생산하여 틈새시장을 공략하는 전략도 이러한 방안 가운데 하나이다. 이러한 제품차별화는 환경성이 떨어지는 제품에 비해 높은 가격을 받을 수 있게 하는데, 소비자들의 환경의식 향상과 환경라벨링의 확대추세에 비추어 볼 때 이러한 경영전략은 앞으로 더욱 중요해질 것으로 예상되고 있다.

한 오염 모니터링 및 저감설비를 생산하는 신산업 발전에 의해 이루어질 수 있다. 강력한 환경규제의 경제적 이익은 선진국에만 해당하는 것이 아니다. 개도국의 경우 건강문제 등 환경보호를 소홀히 하여 발생하는 제반 문제는 생산성 하락, 투자 불안심리 증대, 그리고 대기 및 수질오염에 의한 사회적 불안의 증대 등을 초래할 수 있다. 이와 같이 낮은 환경기준은 외국인 투자를 위축시킬 것이기 때문에 개도국 정부는 외국자본을 유치하기 위해서 국내 환경기준을 강화하고 '청정기술'의 국내 도입을 촉진하는 등의 정책을 통해 자국이 '오염피난처'가 되는 것을 막아야 하는 것이다.[87]

포터가설(porter hypothesis)을 뒷받침할 수 있는 실증분석결과는 실제로 다수 존재한다. 예를 들면 스탠더드 앤 푸어스(Standard and Poor)는 제조업, 광업, 기타 제조업 500개 회사를 대상으로 조사를 실시한 결과, 오염예방조치에 의한 오염배출저감이 2년 정도 순수익을 가져온다는 사실을 발견할 수 있었다.

(3) 양 가설에 대한 평가

앞서 살펴본 포터가설(porter hypothesis)을 중심으로 하는 수정론자 논리는 기존의 상식과는 달리 환경규제가 긍정적 효과가 있을 수 있다는 가능성으로 인해 각계의 많은 관심을 끌었으나 전통적 이론과 마찬가지로 역시 많은 결점이 내재되어 있다.

전술한 바와 같이 환경규제가 경쟁력을 향상시킨다는 수정론자 주장의 핵심은 생산비용 저감을 가져오는 혁신의 기회가 충분히 존재하는데, 규제가 없을 경우 이러한 기회가 활용되지 않는다는 데 있다. 이에 대해 전통 경제학자들은 이런 기회는 만일 존재한다면 환경규제 여부에 관련 없이 이용되었을 것이라는 이유를 들어 그와 같은 주장을 일축하고 있다. 또한 환경규제에 따른 혁신이 비용감소를 가져올지라도 잠재적으로 보다 생산적인 투자 또는 이러한 혁신으로 인해 기회가 상실된 혁신으로부터의 수입 등 기회비용이 존재한다는 점도 아울러 수정론자 주장의 불합리한 점으로 지적하고 있다.[88]

---

87) Paul West and Paul Senez (1992), pp. 69-70.

88) Adam B. Jaffe, Steven R. Peterson, Paul R. Portney and Robert N. Stavins (1995), "Environmental Regulation and the Competitiveness of U.S. Manufacturing: What Does the

앞서 살펴본 바와 같이 환경규제와 경쟁력 간의 관계에 관한 전통적 견해는 환경과 경쟁력 간에는 언제나 상반관계가 존재한다고 가정하는 정태적 접근방법이다. 이에 반해 규제가 긍정적 효과를 유발할 수 있다는 주장은 시간이 흐르면서 모든 문제들이 제거될 수 있는 동태적 접근방법에 바탕을 둔 것으로 전자와는 완전히 반대가 되고 있다. 그러나 환경규제와 경쟁력 간의 관계는 실제로는 동태적 보완성이 정태적 상반관계를 어느 정도 상쇄시킬 수 있을 것인가에 의해 결정된다고 보는 것이 보다 타당하다 구체적으로는 다음과 같은 두 가지 요인이 양 주장간의 괴리요인이 된다고 볼 수 있다.[89]

첫째, 수정론자들이 강조하는 이른바 '혁신효과'의 정도에 관한 의견의 불일치이다. Palmer 등(1995)[90]은 규제는 비용저감과 품질개선을 가능케 하는 혁신을 가져오는 경우가 있지만, 이러한 효과가 어느 정도 큰지는 의심스럽다고 주장하고 있다. 이에 대해 Porter and van der Linde(1995)는 오염배출 저감이 생산성 향상으로 연결되는 경우가 많기 때문에 혁신효과는 보편적인 것으로 오염배출 감소에 의한 비용저감 기회는 예외적인 현상이 결코 아니라고 주장하고 있다.

두 번째는 혁신효과가 실제로 얼마만큼 빠른 기간 안에 나타날 것인가에 관한 견해차이다. 규제가 경쟁력에 긍정적 영향을 가져올 수 있다고 주장하는 측은 환경규제에 따른 경영성과 개선이 매우 짧은 기간 내에 나타날 수 있다고 보고 있는 데 반해 전통적 견해를 주장하는 학자들은 이러한 사례가 실제로 나타나는 경우는 아주 드물다는 이유를 들어 이에 강력한 반론을 제기하고 있다.[91]

이상에서 살펴본 바와 같이 환경규제가 경쟁력에 긍정적 영향을 미친다는 견해의 경우 모든 환경규제가 그 형태와 강도에 상관없이 반드시 경쟁력을 높인다고 주장하는 것이 아니며, 부정적 효과를 강조하는 견해라고 해서 환경과 경쟁력을 다 같이 개선시키는 것이 불가능하다고 주장하는 것은 아니

Evidence Tell Us?," Journal of Economic Literature, Vol. 33, pp. 132-163.

89) Rhys Jenkins (1998), pp. 6-8.

90) Karen Palmer, Wallance E. Oates and Paul R. Portney (1995), "Tightening Environmental Standards: The Benefit-Cost or the No-Cost Paradigm?," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 4, pp. 119-132.

91) Rhys Jenkins (1998), p. 7.

다. 따라서 환경규제와 경쟁력 간의 관계는 이 변수들을 둘러싼 조건 또는 정책의 종류에 분석의 초점을 둘 필요가 있다.

이에 따라 많은 학자들은 환경규제와 국제경쟁력 간의 관계에 관해 환경기준과 무역흐름 간의 관계는 모호하거나 미약하고 또는 존재하지 않는다는 중간자적 입장을 취하고 있다.

제3장 환경민감산업의 무역현황과 국제경쟁력 추이

제1절 환경민감산업의 분류와 데이터 수집

1. 환경민감산업의 분류

오염민감산업(Pollution-intensive Industries; Plls) 혹은 환경민감산업(Environmental-sensitive Industries; ESIs)에 대한 정의는 선행연구별 연구목적에 따라 다소 차이를 보이고 있다.

Tobey(1990)는 오염민감산업을 “미국에서 직접 혹은 간접적 배출감소자본이 총 자본의 1.85%보다 크거나 같은 산업”으로 정의를 내렸다. Tobey(1990)의 정의에 근거하면 광물, 종이, 화학제품, 철강, 비철금속 등 5개 산업은 환경민감산업[92]에 속한다. Grossman and Krueger(1993)[93]는 미국의 특정산업에서 오염저감비용(pollution abatement costs; PAC)이 산업부가가치에서 차지하는 비율을 사용하여 환경민감성산업을 정의하였다.

Mani and Wheeler(1997)[94]는 각 산업의 공기, 물과 고체폐기물에 근거하여 산업의 평균오염수준을 종합하여 철강, 비철금속, 화공산업, 펄프와 제지산업 및 비금속광물산업을 오염민감산업으로 정의를 내렸다.

Smarzynska and Wei(2001)[95]의 분석에서는 각 산업의 종합오염배출수준 및 환경에 대한 영향을 비교하여 오염민감산업을 중오염산업, 중등오염산업과 경오염산업으로 분류하였다.

Low and Yeats(1992)는 미국제조업의 1988년도 오염감소배출과 통제자본에 대해 측정하여 환경민감성상품(Environmental-sensitive Goods; ESDs)에

---

92) Tobey(1990)는 미국 SIC공업표준분류코드에 근거하여 SIC 3단위 123개 산업을 오염민감산업으로 정의하였다.

93) Gene M. Grossman and Alan B. Krueger (1995), pp. 353-378.

94) Muthukumara Mani and David Wheeler (1997), “In Search of Pollution Havens? Dirty Industry in the World Economy, 1960-1995,” in Conference on Trade, Global Policy and the Environment, (Washington, D.C.: World Bank), p. 5.

95) Beata K. Smarzynska and Shang-Jin Wei (2001), "Pollution Havens and Foreign Direct Investment: Dirty Secret or Popular Myth?," *Policy Research Working Paper 2673*, (Washington, D.C.: World Bank), pp. 6-7.

대해 미국에서 1988년 상품의 배출감소자본은 총판매수입의 1% 보다 크거나 같은 산업으로 정의를 내렸다. 그들은 40개 3코드 SITC(Re1.0) 3단위 40개 품목을 오염민감산업으로 분류하였는데 자세한 분류방법은 다음 <표 3-1>과 같다.

<표 3-1> Low and Yeats의 환경민감제품 분류

SITC(Rev.1.0)	해당제품군	SITC(Rev.1.0)	해당제품군
251	펄프, 제지	634	합판(베니어판)
322	석탄, 갈탄, 이탄	635	목재제조
334	석유제품	641	종이 및 판지
515	유기 및 비유기화합물	642	종이제품
516	기타 유기화합물	661	시멘트 등
523	기타 비유기화합물	67	철강
524	방사능물질	68	비철금속
532	비료	69	금속제조
598	기타 화학물		

자료 : Low and Yeats (1992).

van Beers and van den Bergh(1997)은 SITC281(철강석 및 정광), 283(동광석 및 정광), 68(비철금속), 251(펄프 및 폐지), 64(종이, 판지 및 펄프), 67(철 및 강), 513-514(유기화합물)와 581(플라스틱)산업을 선택하였다.

중국학자 段琼 and 姜太平(Duan Qiong and Jiang Taiping) (2002)[96]는 오염감소와 통제원가(pollution abatement and control costs)와 환경민감지표(Environmental Intensity; EI)를 사용하여 제지, 화공, 건설자재 및 비철금속 광물제품, 금속 및 비철금속 제련 및 압연가공업을 오염민감산업으로 분류하였다.

趙細康(Zhao Xikang)(2003)[97]은 Muthukumara Mani and David Wheeler

96) 段琼・姜太平 (2002), "环境標准對國際貿易競爭力的影響", 「國際貿易問題」, 12期 (對外經濟貿易大學), pp. 48—51.
97) 趙細康 (2003), 「环境保護与産業國際競爭力: 理論与實証分析」, (北京: 中國社會科學出版社).

(1997)의 계산방법에 근거하여 제지 및 종이제품산업, 시멘트제조업, 전력석탄가스생산업, 채굴업과 비금속광물을 중오염산업으로 분류하였다.

2. 분석데이터의 수집

본 연구에서는 Tobey(1990)와 Low and Yeats(1992)의 정의와 분류방법에 기초하여 SITC(Rev. 2.0) 3단위의 산업으로 재분류하여 다음 <표 3-2>와 같이 총 11개 산업군 53개 품목으로 환경민감산업을 분류하였다.

<표 3-2> 본 연구의 환경민감산업 분류

산업	SITC (Rev. 2.0)	품목명
석유가공업	334	석유와 역청유(원유 제외) 및 조제품
	335	잔여 석유생산물 및 관련물질
제지와 종이제품업	251	펄프 및 폐지
	641	종이, 판지
	642	종이 및 판지크기로 재단한 것, 제품
화공원료 및 화학제조업	232	합성고무 및 재생고무
	51[98]	유기화학물
	52[99]	무기화학물
	562	화학비료
	59[100]	화학물질 및 제품
의약품제조업	541	의약품 및 약제제품
플라스틱제품업	58[101]	원료형태가 아닌 플라스틱
고무제품업	62[102]	고무제품
철강제련 및 압연가공업	67[103]	철 및 강
비철금속 제련 및 압연가공업	68[104]	비철금속
금속제품업	69[105]	금속제품
비금속광물제품업	661	석회, 시멘트 및 조립건축자재
목재가공업	634	단판, 합판, 파티클보드 등
	635	기타 나무제품

98) 511(달리 명시되지 않은 탄화수소 및 그 유도체), 512(알콜, 페놀-알콜 및 그들의 할로겐화, 513(카르복시산과 그들의 무수물, 할로겐화물, 과산화물과 과산화산, 514(질소관능화합물), 515(유기-무기화합물, 헤테르고리화합물, 핵산), 516(기타 유기화합물).

분석기간은 입수 가능한 최근 기간인 1984년부터 2010년까지의 17년간 데이터이다. 실증분석을 위한 자료는 UN Commodity Trade Statistics Database의 상품무역 통계를 이용하였다.

한편 환경민감산업의 국제경쟁력과 환경규제강도의 관련성을 분석하기 위해서는 환경규제수준에 대한 수량적 지표를 구할 수 있어야 한다. 하지만 규제의 엄격성은 법률의 적용범위와 처벌수준, 집행, 법적 실효성 등과 복잡한 관련이 있는데 이를 계량화하는 것은 현실적으로 어려움이 많다. 따라서 선행연구에서는 규제강도의 대리변수로 에너지 사용량, 이산화탄소 배출량, 오염저감지출(pollution abatement cost expenditure), 1인당 국민소득 등을 활용하고 있다.[106] 그러나 오염저감지출을 활용한 환경규제수준은 국가별 시간별 변동이 미미하고, 계량화된 지표로서 활용하기에는 어려운 점이 많다. 이러한 문제를 해결하기 위해 최근 연구에서는 환경규제지표로서 2005년 UN에서 조사하여 발표한 환경지속가능성지수(Environmental Sustainability Index: ESI)를 주로 활용하고 있다. ESI는 주어진 환경여건, 오염물질부하, 질병, 사회, 만간분야 역량, 에너지 사용량 등 환경분야는 물론 사회, 경제 전반에 걸쳐 68개 항목을 선정하여 태생적 여건과 현재 상황, 그리고 미래의 환경도전에

---

99) 522(무기화학원소, 산화물 및 할로겐염), 523(무기산의 금속염 및 과산화염), 524(기타 무기화학물), 525(방사선 및 관련물질).

100) 591(살충제, 살서제(쥐약), 살균제), 592(전분, 이눌린 및 글루우텐, 단백질, 물질 아교), 593(화약 및 불꽃제품), 597(광물유첨가제 및 유사품), 598(달리 명시되지 않은 화학잡제품).

101) 581(플라스틱의 관, 파이프 및 호오스), 582(플라스틱제의 판, 쉬이트, 필름), 583(플라스틱의 모노필라멘트).

102) 621(고무), 625(고무타이어, 호환성타이어 트레드, 타이어풀랩 및 인너튜브), 629(달리 명시되지 않은 고무제품).

103) 671(선철, 경철, 해면철, 철 또는 강의 입상, 672(철 또는 강의 철강괴 및 기타 일차 형태의 것 및 반제품), 673(철 또는 비합금강의 평판압연제품), 674(철 또는 비합금강의 평판압연제품), 675(합금철의 평판압연제품), 676(철강봉, 앵글, 형강), 677(철강의 철도궤조 및 철도궤조 건설자재), 678(철강선), 679(철강의 튜브, 파이프 및 중공프로파일과 튜브).

104) 681(은, 백금 및 기타 백금속의 금속), 682(동), 683(닉켈), 684(알루미늄), 685(연), 686(아연), 687(주석), 689(야금에 사용되는 각종 비철금속 및 서미트).

105) 691(달리 명시되지 않은 철강 및 알루미늄의 구조물 및 구조물), 692(저장 및 수송용 용기), 693(선제품 및 울타리 그릴), 694(철강, 동 또는 알루미늄제의 못, 나사, 너트, 볼트, 리베트 및 유사제품), 695(수공구 및 기계용공구), 696(날붙이), 697(달리 명시되지 않은 금속제의 가정용 장비), 699(달리 명시되지 않은 비금속제의 제품).

106) 김광욱 (2007), “환경규제강도와 국제경쟁력에 관한 연구”, 한국재정학회 학술대회 논문집, (한국재정학회), pp. 1-14.

대한 대처 역량 등을 종합적으로 평가 한 것으로 대체로 자연상태를 잘 보존하고 있는 국가가 높은 점수를 나타낸다.

한편 환경성과지수(Environmental Performance Index: EPI)는 예일대 환경법정책센터(YCELP) 및 컬럼비아대 국제지구과학정보센터(CIESIN)가 공동으로 국가별 환경수준을 평가한 환경분야 종합지표로서 2년마다 세계경제포럼(WEF)을 통해 발표되고 있다. EPI지수는 2002년 실험적 발표를 시작으로 2006 EPI, 2008 EPI 그리고 최근 2010 EPI가 발표되었다. 2008 EPI는 환경보건(Environmental Health)과 생태계 지속성(Ecosystem Vitality)의 2개 핵심요소로 구성되어 있고, 각각의 핵심구성요소는 3-7개의 정책지표로 다시 세분화되어 총 10개의 정책지표로 구성되어 있다.[107] 여기서 '환경보건'지수는 한국가의 환경성과는 인간보건에 대한 환경부하의 수준이 낮을 수로 높아진다는 논리이며, '생태계 지속성'은 한 국가의 환경성과는 생태계 및 자연자원을 보호하는 수준이 높을수록 높아진다는 논리이다. 이에 본 연구에서는 EPI를 환경규제의 대리변수로 채택하여, 선진공업국가 중 2010 EPI지수가 80점 이상인 국가를 환경선진국으로, 신흥공업국가 중 EPI지수가 60점 이하인 국가를 환경개도국으로 분류하였다.

구체적으로는 선진공업국가 중 2010 EPI지수가 80점 이상인 독일, 프랑스, 미국, 영국, 스웨덴 5개국을 환경선진국으로 분류하였으며, 신흥공업국가 중 EPI지수가 60점 수준인 국가 중 브라질, 칠레, 인도, 인도네시아, 멕시코, 폴란드, 한국, 태국, 사우디아라비아, 터키 등 10개국을 환경개도국으로 분류하여 분석대상으로 하였다.

107) 차용진 (2008), "2008 환경성과지수(EPI)에 대한 비판적 고찰: EPI 모형의 타당도 및 신뢰도 검토", 「정책분석평가학회보」, 제18권, 제3호, (한국정책분석학회), pp. 75-94.

제2절 환경민감산업의 국제무역 현황 분석

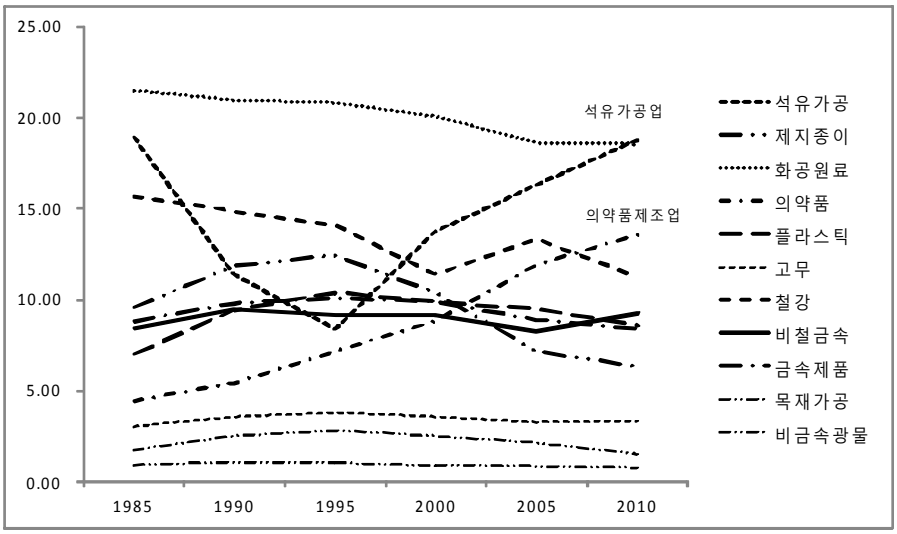
1. 환경민감산업의 국제무역 개황

2010년 기준 환경민감산업(ESIs)의 총수출액은 다음 <표 3-3>과 같이 33,452억달러로 2010년 전세계 상품무역 수출총액에서 23.8%를 점하고 있으며, 1985년부터 2010년까지의 연평균증가율은 전 세계 상품무역 수출총액 증가율 53.9%를 초과하는 55.2%로 분석되었다.

1985년 ESIs 전 세계 상품무역 수출총액에서 차지하는 비중은 22.8%에서 1995년 20.7%로 감소추세를 나타내었으나, 2005년 이후 다시 증가하는 추세를 보이고 있다. 이와 같이 ESIs 연평균 증가율이 전 세계 상품무역 수출총액 증가율을 선회하고 있는 이유는 경제성장에 따른 에너지소비 증가와 의약품제조업의 급성장에 가장 밀접한 원인이 있는 것으로 판단된다. 실제로 분석기간 내 석유가공업과 의약품제조업의 연평균 증가율은 다음 <그림 3-1>과 같이 각각 554.9%와 94.1%를 나타내어 이를 입증하고 있다.

<그림 3-1> 환경민감산업별 연평균 증가율(1985-2010)

(단위 : %)



자료 : UN Comtrade Data Base (2011), The United Nations Statistics Division.

<표 3-3> 환경민감산업의 전세계 상품무역 내 비중 변화 추이

(단위 : 억달러, %)

구분	전 세계 상품무역 총수출액	ESIs 총수출액	석유 가공	제지 종이	화공 원료	의약품	플라 스틱	고무	철강	비철 금속	금속 제품	목재 가공	비금속 광물
1985	16310	3711 (22.8)[1)]	701 (18.9)[2)]	356 (9.6)	797 (21.5)	165 (4.4)	260 (7.0)	112 (3.0)	580 (15.6)	313 (8.4)	325 (8.8)	66 (1.8)	34 (0.9)
1990	32248	6761 (21.0)	770 (11.4)	797 (11.8)	1413 (20.9)	367 (5.4)	633 (9.4)	240 (3.6)	1001 (14.8)	639 (9.4)	661 (9.8)	168 (2.5)	72 (1.1)
1995	48539	10062 (20.7)	841 (8.4)	1248 (12.4)	2090 (20.8)	715 (7.1)	1047 (10.4)	382 (3.8)	1416 (14.1)	923 (9.2)	1016 (10.1)	280 (2.8)	105 (1.1)
2000	62948	12180 (19.4)	1667 (13.7)	1260 (10.3)	2435 (20.0)	1070 (8.8)	1197 (9.8)	435 (3.6)	1383 (11.4)	1118 (9.2)	1199 (9.8)	308 (2.5)	107 (0.9)
2005	101598	22965 (22.6)	3733 (16.3)	1649 (7.2)	4274 (18.6)	2725 (11.7)	2182 (9.5)	740 (3.2)	3063 (13.3)	1900 (8.3)	2030 (8.8)	484 (2.1)	187 (0.8)
2010	140861	33452 (23.8)	6260 (18.7)	2099 (6.3)	6204 (18.6)	4534 (13.6)	2868 (8.6)	1103 (3.3)	3757 (11.2)	3083 (9.2)	2796 (8.4)	504 (1.5)	243 (0.7)
연평균 증가율	53.9	55.2	554.9	42.6	50.7	94.1	61.6	58.0	45.3	58.0	53.8	50.2	47.9

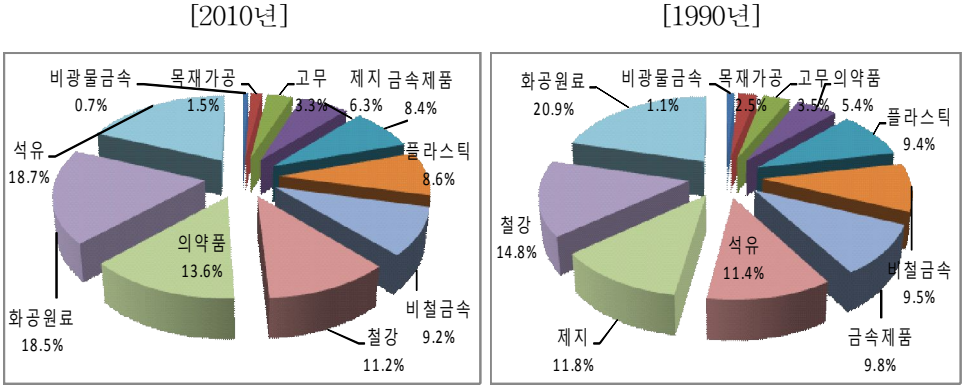
주 : 1) 전 세계 상품무역 총수출에서 환경민감산업 점유 비율.
2) 환경민감산업 총수출에서 산업별 점유 비율.

자료 : UN Comtrade Data Base (2011), The United Nations Statistics Division.

전 세계 상품무역 총수출액의 연평균 증가율 53.9%를 상회하고 있는 산업은 석유가공업, 의약품제조업, 플라스틱제품업, 고무제품업, 비철금속 제련 및 압연가공업의 5개 산업군이다. 반면 전 세계 상품무역 연평균 증가율에 미치지 못하는 산업군은 제지와 종이제품업, 화공원료 및 화학제조업, 철강제련 및 압연가공업, 금속제품업, 목재가공업, 비금속광물제품업의 6개 산업으로 나타났다.

이를 세부 산업별로는 살펴보면 다음 <그림 3-2>와 같이 석유가공업은 1990년 ESIs 총수출액 비중 11.4%를 차지하면서 4위를 기록하고 있으나, 2010년에는 18.7%를 점유하면서 1위로 부상하였다.

<그림 3-2> 환경민감산업의 산업별 구성비율



수출금액 기준으로는 석유가공업은 1990년 770억달러에서 2010년 6,260억달러로 확대되면서 연평균 증가율 554.9%를 나타내었으며, 의약품은 5.4%에서 13.6%로 급증가하였고, 플라스틱제조업도 9.4%에서 8.6%로 점유율이 상승하였다.

반면 제지와 종이제품업은 1985년 수출액이 356억달러로 전체 ESIs 총수출에서 9.6%를 점하였으나, 2010년 들어 그 점유율이 6.3%로 하락하면서 2,099억달러의 수출액을 기록하였다. 화공원료 및 화학제조업은 1985년 ESIs 총수출액 비중이 21.5%에서 2010년 18.6%로 하락하였으며, 철강제련 및 압연가공업도 1985년 15.6%에서 11.2%로 하락하였다.

2. 국가별 환경민감산업 무역 현황

2010년 기준 환경민감산업(ESIs)의 총교역액(수출+수입)은 다음 <표 3-4>와 같이 179,132억달러규모이며, 상위 11개국의 교역 비중이 51.5%를 점하고 있는 구조이다.

<표 3-4> 환경민감산업 내 국가별 비중 변화 추이

(단위 : 억달러, %)

구 분		1985	1990	1995	2000	2005	2010
순위	ESIs 총교역액	21,896 (100.0)	36,364 (100.0)	49,987 (100.0)	67,142 (100.0)	125,326 (100.0)	179,132 (100.0)
1	미국	2,898 (13.2)	4,233 (11.6)	5,672 (11.3)	8,935 (13.3)	14,766 (11.8)	20,058 (11.2)
2	중국	315 (1.4)	516 (1.4)	1,294 (2.6)	2,286 (3.4)	6,418 (5.1)	13,752 (7.7)
3	독일	4,036 (18.4)	4,536 (12.5)	5,036 (10.1)	5,047 (7.5)	9,651 (7.7)	12,926 (7.2)
4	일본	1,741 (8.0)	2,439 (6.7)	3,208 (6.4)	3,529 (5.3)	5,530 (4.4)	8,052 (4.5)
5	벨기에	1,588 (7.3)	1,888 (5.2)	2,088 (4.2)	2,588 (3.9)	5,780 (4.6)	7,595 (4.2)
6	프랑스	1,417 (6.5)	2,497 (6.9)	3,005 (6.0)	3,225 (4.8)	5,466 (4.4)	6,814 (3.8)
7	영국	1,458 (6.7)	2,220 (6.1)	2,570 (5.1)	2,940 (4.4)	4,975 (4.0)	6,155 (3.4)
8	이탈리아	1,124 (5.1)	1,851 (5.1)	2,322 (4.6)	2,614 (3.9)	4,589 (3.7)	6,025 (3.4)
9	네덜란드	1,061 (4.8)	1,615 (4.4)	2,046 (4.1)	2,011 (3.0)	3,823 (3.1)	5,806 (3.2)
10	캐나다	789 (3.6)	1,251 (3.4)	1,839 (3.7)	2,556 (3.8)	3,988 (3.2)	5,204 (2.9)
11	한국	356 (1.6)	707 (1.9)	1,381 (2.8)	1,924 (2.9)	3,535 (2.8)	4,071 (2.3)
상위 10개국 합		16,427 (75.1)	23,046 (63.4)	29,081 (58.1)	35,731 (53.2)	64,985 (51.9)	92,387 (51.5)

자료 : UN Comtrade Data Base (2011), The United Nations Statistics Division.

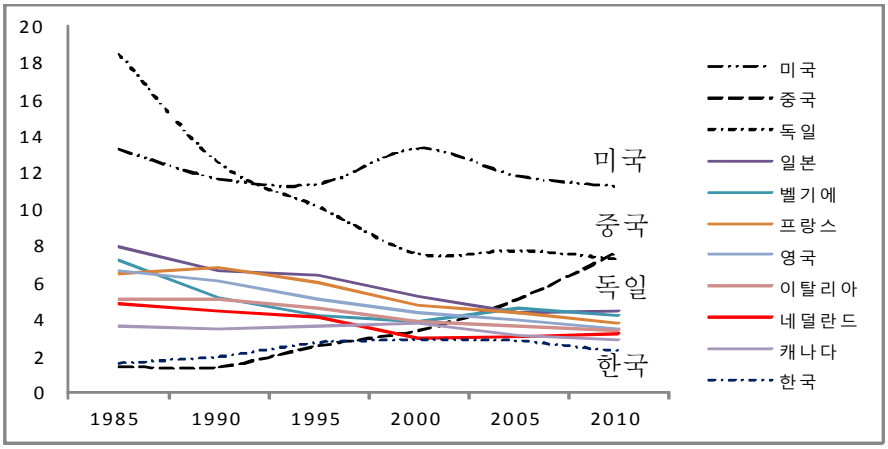
상위 10개국의 ESIs 시장점유율은 1985년 75.1%에서 1995년 58.1%, 2010년 51.5%로 지속적으로 하락하는 추세를 보이고 있다. 이는 1985년 이후 현재까지 전 세계 상품무역 총량에서 ESIs이 차지하는 비중에 큰 변화가 목격되지 않는 상황에서 상위 11개국 점유율이 급감한다는 것은 환경규제가 엄격한 환경선진국 기업들이 조업비용 및 투자비용 증가로 규제가 약한 국가로 생산시설을 이전하거나 이 지역에 대한 투자를 증대시킨다는 이른바 산업이동(industrial flight)현상과 오염피난처가설(pollution haven hypothesis)이 성립될 수 있음을 의미한다.

그러나 Low and Yeats(1992)나 UNCTAD(1994)의 설명대로 이러한 현상이 공업화 초기 산업부문의 성장과정에서 나타나는 일반적인 패턴으로 해석 가능하기 때문에 더욱 정교한 분석이 요구 된다하겠다.

국가별 점유율 순위를 살펴보면 미국은 1985년 2,898억달러로 독일에 이어 2위를 기록하였으나 2010년 20,058억달러로 11.2%를 차지하면서 1위를 점하고 있다. 반면 독일은 1985년 4,036억달러로 1위를 점하였으나, 2010년 12,926억달러로 7.2%를 차지하면서 중국에 이어 3위를 기록하였다. 한편 중국은 1985년부터 2010년 기간 중 연평균 112.8%의 높은 성장률을 기록하며, 2010년 13,752억달러(7.7%)로 독일을 앞질러 2위를 기록하였다.

<그림 3-3> 환경민감산업 내 국가별 비중 변화 추이

(단위 : %)



자료 : UN Comtrade Data Base (2011), The United Nations Statistics Division.

3. 그룹별 환경민감산업 무역 현황

가. 자국 상품무역 시장 내 ESIs 점유율 변화

다음 <표 3-5>는 선진공업국가 중 2010 EPI지수가 80점 이상 환경선진국 5개국과 신흥공업국가 중 EPI지수가 60점 이하 환경개도국 10개국을 대상으로 자국 상품무역 수출에서 ESIs이 차지하는 비중을 분석한 결과이다.

분석결과, 환경선진국 5개국의 자국 상품무역 수출에서 ESIs이 차지하는 비중은 1984년 8.6%에서 1999년 7.8%로 감소하는 추세를 보였으나, 2004년부터 다시 증가하기 시작하여 2009년 9.9%를 기록하며, 동기간 중 연평균 2.9%의 상승세를 나타내었다. 이는 세계 경제의 규모가 지속적으로 확대되고, 특히 2000년대 들어 석유가공업의 교역액이 크게 증가한데에 원인이 있는 것으로 판단된다. 따라서 그룹별 산업별 분석이 병행되어야 할 것으로 판단된다.

본 연구에서는 다음 절에서 그룹별 산업별 경쟁력의 변화를 RCA지수를 이용하여 추가적으로 분석하고자 한다. 국가별로는 독일은 1984년 7.4%에서 2009년 4.8%로 연평균 4.8% 증가하였으며, 미국은 34.0%로 크게 증가하였고, 영국은 큰 변화를 보이지 않았다. 반면 프랑스와 스웨덴은 각각 1984년 대비 -6.2%, 8.5% 감소하는 추세를 나타내었다. 환경개도국 10개국의 자국 상품무역 수출에서 ESIs이 차지하는 비중은 1984년 11.5%에서 2009년 10.7%로 연평균 1.4%의 하락세를 나타내었다. 국가별로는 인도, 한국, 태국, 터키 4개국은 점유율이 증가하였으며, 브라질, 칠레, 인도네시아, 멕시코, 폴란드, 사우디아라비아 6개국은 감소하는 추세를 나타내었다.

한편 <표 3-6>은 자국 상품무역 수입에서 ESIs이 차지하는 비중을 분석한 결과이다. 분석결과, 환경선진국 5개국의 자국 상품무역 수입에서 ESIs이 차지하는 비중은 수출에서와 같이 1984년 10.7%에서 1999년 7.78%까지 감소하는 추세를 보였으나, 2004년부터 다시 증가하기 시작하여 2009년 9.9%를 기록하며 연평균 1.4%의 상승세를 나타내었다. 환경개도국 10개국의 자국 상품무역 수입에서 ESIs이 차지하는 비중은 1984년 12.4%에서 2009년 11.4%로 연평균 1.6%의 하락세를 나타내었다. 국가별로는 한국만이 10.9%에서 12.0%로 연평균 2.1% 상승하는 추세를 나타내었다.

<표 3-5> 환경민감산업의 그룹별 상품무역 내 수출비중 변화 추이

(단위 : 억달러, %)

구 분		1984		1989		1994		1999		2004		2009	
		상품 총수출	ESIs 총수출	상품 총수출	ESIs 총수출	상품 총수출	ESIs 총수출	상품 총수출	ESIs 총수출	상품 총수출	ESIs 총수출	상품 총수출	ESIs 총수출
선진국	독일	14299	1064	19299	1564	23299	2064	29569	2501	49457	4306	61475	5773
	프랑스	5154	551	9413	921	12652	1106	16032	1383	22496	2045	25380	2543
	미국	11344	779	19658	1786	27868	1786	37634	2409	44592	3443	57614	5303
	영국	5139	609	8412	797	10967	1006	14499	1203	19015	1968	19279	2306
	스웨덴	1606	229	2786	385	3421	435	4184	481	6811	826	7211	942
	5개국 합	37542	3233	59567	5454	78207	6397	101918	7977	142371	12588	170959	16868
	점유율	(100.0)	(8.6)	(100.0)	(9.2)	(100.0)	(8.2)	(100.0)	(7.8)	(100.0)	(8.8)	(100.0)	(9.9)
개도국	브라질	1513	151	1907	221	2410	256	2624	247	5215	509	8198	751
	칠레	214	39	476	83	660	99	902	134	1888	289	3124	511
	인도	545	40	960	73	1497	123	2108	189	4298	557	9858	1311
	인도네시아	1166	188	1209	181	2231	249	2719	286	3985	406	6425	566
	멕시코	1023	102	1223	162	3277	212	7342	352	10041	607	12220	773
	폴란드	467	41	546	63	975	108	1534	144	4087	381	7484	630
	한국	1671	125	3509	211	5340	370	7909	613	13722	1139	20056	1947
	태국	411	25	1130	54	2519	111	3202	178	5259	405	8348	746
	사우디	1072	233	1472	333	2205	515	2501	610	6334	1387	9832	1994
	터키	565	49	665	59	1039	83	1511	97	3534	286	5723	535
	10개국 합	8647	992	13098	1439	22153	2126	32352	2848	58362	5966	91269	9765
	점유율	(100.0)	(11.5)	(100.0)	(11.0)	(100.0)	(9.6)	(100.0)	(8.8)	(100.0)	(10.2)	(100.0)	(10.7)

자료 : UN Comtrade Data Base (2011), The United Nations Statistics Division.

<표 3-6> 환경민감산업의 그룹별 상품무역 내 수입비중 변화 추이

(단위 : 억달러, %)

구 분		1984		1989		1994		1999		2004		2009	
		상품 총수입	ESIs 총수입	상품 총수입	ESIs 총수입	상품 총수입	ESIs 총수입	상품 총수입	ESIs 총수입	상품 총수입	ESIs 총수입	상품 총수입	ESIs 총수입
선진국	독일	10937	1157	15937	1557	20937	1857	25868	2173	38792	3516	50906	4926
	프랑스	5682	683	10469	1092	12619	1224	15796	1488	23712	2505	29596	3227
	미국	18534	1911	26693	2197	37501	2656	57659	4032	82862	7357	86736	8563
	영국	5827	590	10921	960	12349	1005	17317	1251	25542	2168	26406	2473
	스웨덴	1452	178	2689	259	2875	286	3526	317	5524	551	6536	694
	5개국 합	42433	4520	66709	6065	86282	7027	120166	9261	176431	16098	200179	19883
	점유율	100	10.7	100	9.1	100	8.1	100	7.7	100	9.1	100	9.9
개도국	브라질	799	122	1082	134	1954	216	2853	328	3407	477	6969	896
	칠레	175	21	356	38	613	58	764	77	1342	139	2283	253
	인도	785	144	1183	196	1540	243	2708	397	5418	691	14550	1837
	인도네시아	770	118	914	113	1769	205	1327	196	2527	431	5284	738
	멕시코	962	102	1262	132	4371	353	7810	640	10739	931	12797	1256
	폴란드	434	65	422	53	1190	123	2535	261	4874	554	8223	911
	한국	1684	183	3400	357	5608	577	6552	659	12263	1371	17624	2124
	태국	567	81	1427	170	3010	314	2766	309	5169	608	7309	856
	사우디	1813	149	1121	79	1275	107	1556	119	2471	211	4976	196
	터키	765	100	865	120	1286	142	2241	240	5353	601	7712	956
	10개국 합	8754	1087	12031	1391	22615	2336	31112	3227	53564	6014	87725	10023
	점유율	100	12.4	100	11.6	100	10.3	100	10.4	100	11.2	100	11.4

자료 :UN Comtrade Data Base (2011), The United Nations Statistics Division.

나. ESIs내 그룹별 수출입 점유율 변화

환경선진국 5개국의 세계 환경민감산업 내 수출비중 변화를 살펴보면 다음 <표 3-7>과 같이 1984년 38.32%에서 2009년 25.53%로 연평균 -7.8%의 감소세를 나타내고 있다. 또한 국가별로도 모든 국가가 하락세를 나타내었는데, 영국이 -13.5%의 가장 높은 감소세를 나타내었으며, 스웨덴 -12.1%, 프랑스 -10.0%, 독일 -7.1%, 미국 -2.8% 순으로 감소하였다.

<표 3-7> 환경민감산업 내 그룹별 수출비중 변화 추이

(단위 : %)

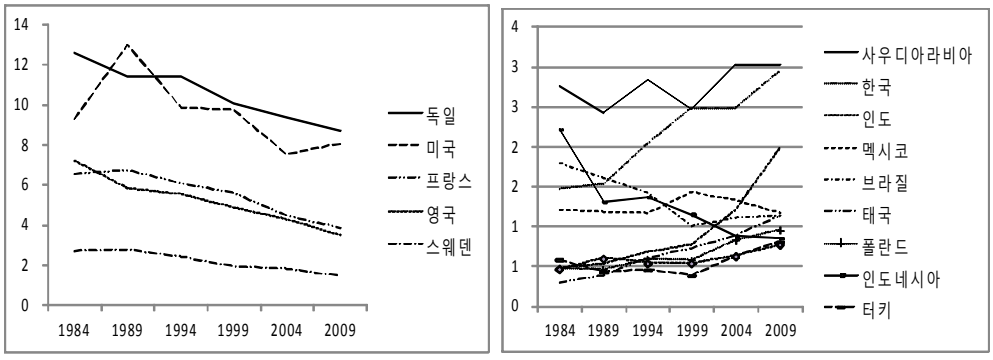
구 분		1984	1989	1994	1999	2004	2009
선진국	독일	12.62	11.39	11.39	10.12	9.39	8.74
	프랑스	6.53	6.70	6.10	5.60	4.46	3.85
	미국	9.23	13.00	9.85	9.75	7.51	8.03
	영국	7.22	5.80	5.55	4.87	4.29	3.49
	스웨덴	2.72	2.80	2.40	1.94	1.80	1.43
	5개국 합	38.32	39.69	35.29	32.29	27.46	25.53
개도국	브라질	1.79	1.61	1.41	1.00	1.11	1.14
	칠레	0.46	0.60	0.54	0.54	0.63	0.77
	인도	0.47	0.53	0.68	0.77	1.21	1.98
	인도네시아	2.22	1.31	1.38	1.16	0.89	0.86
	멕시코	1.21	1.18	1.17	1.42	1.32	1.17
	폴란드	0.48	0.46	0.59	0.58	0.83	0.95
	한국	1.48	1.54	2.04	2.48	2.48	2.95
	태국	0.29	0.39	0.61	0.72	0.88	1.13
	사우디	2.76	2.42	2.84	2.47	3.03	3.02
	터키	0.59	0.43	0.46	0.39	0.62	0.81
	10개국 합	11.76	10.47	11.73	11.53	13.02	14.78

자료 : UN Comtrade Data Base (2011), The United Nations Statistics Division.

반면 환경개도국 10개국의 수입은 1984년 11.76%에서 2009년 14.78%로 연평균 4.7%의 증가세를 나타내고 있다. 또한 국가별로도 브라질(-8.7%), 인도네시아

(17.4%), 멕시코(-0.7%)를 제외한 모든 국가에서 상승세를 나타내었는데, 신흥공업국으로 부상한 인도가 연평균 33.4%로 1984년 대비 323%의 가장 높은 증가세를 나타내었으며, 태국(30.8%), 한국(14.8%), 폴란드(14.7%), 칠레(10.8%)가 두 자릿수 이상의 성장세를 나타내었다. 다음 <그림 3-4>는 이를 도표화 한 것이다.

<그림 3-4> 환경민감산업 내 그룹별 수출비중 변화 추이



자료 :UN Comtrade Data Base (2011), The United Nations Statistics Division.

다음으로 환경선진국 5개국의 세계 환경민감산업 내 수입비중 변화를 살펴보면 다음 <표 3-8>과 같이 1984년 44.17%에서 2009년 29.37%로 수출과 동일하게 연평균 -7.8%의 감소세를 나타내고 있다. 또한 국가별로도 모든 국가가 하락세를 나타내었는데, 스웨덴이 -10.0%의 가장 높은 감소세를 나타내었으며, 영국 -8.7%, 독일 -8.4%, 미국 -7.5%, 프랑스 -6.5% 순으로 감소하였다.

반면 환경개도국 10개국의 수입은 1984년 10.62%에서 2009년 14.81%로 연평균 6.9%의 증가세를 나타내고 있다. 또한 국가별로도 사우디아라비아(-27.6%), 인도네시아(1.2%)를 제외한 모든 국가에서 수입증가세를 나타내었는데, 유럽의 생산기지로 부상한 폴란드가 연평균 16.3%로 1984년 대비 113.1%의 가장 높은 증가세를 나타내었으며, 인도(14.0%), 멕시코(13.3%), 칠레(12.3%), 한국(11.9%)이 두 자릿수 이상의 성장세를 나타내었다. 한편 2010년 기준 가장 높은 수입비중을 보인 국가는 한국으로 3.14%를 점하였다.

<표 3-8> 환경민감산업 내 그룹별 수입비중 변화 추이

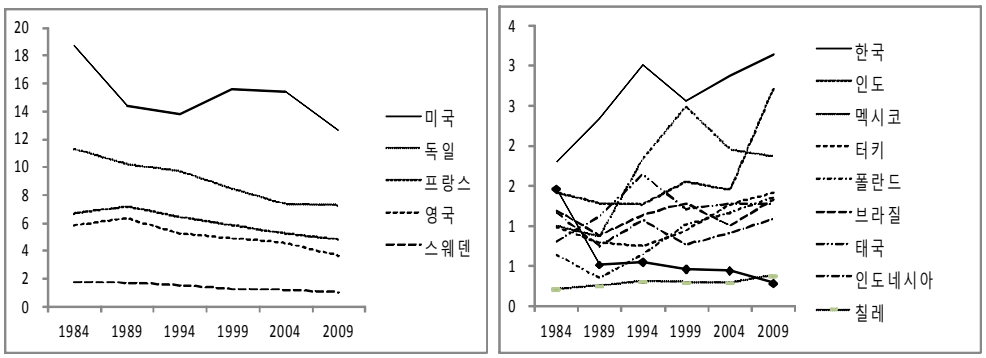
(단위 : %)

구 분		1984	1989	1994	1999	2004	2009
선진국	독일	11.31	10.18	9.67	8.42	7.35	7.28
	프랑스	6.68	7.14	6.37	5.77	5.24	4.77
	미국	18.68	14.37	13.83	15.63	15.38	12.65
	영국	5.77	6.28	5.23	4.85	4.53	3.65
	5개국 합	44.17	39.66	36.58	35.89	33.65	29.37
개도국	브라질	1.20	0.87	1.13	1.27	1.00	1.32
	칠레	0.21	0.25	0.30	0.30	0.29	0.37
	인도	1.41	1.28	1.27	1.54	1.44	2.71
	인도네시아	1.16	0.74	1.06	0.76	0.90	1.09
	멕시코	1.00	0.86	1.84	2.48	1.95	1.86
	폴란드	0.63	0.35	0.64	1.01	1.16	1.35
	한국	1.79	2.33	3.00	2.56	2.87	3.14
	태국	0.80	1.11	1.63	1.20	1.27	1.26
	사우디	1.46	0.52	0.55	0.46	0.44	0.29
	터키	0.98	0.79	0.74	0.93	1.26	1.41
	10개국 합	10.62	9.09	12.16	12.51	12.57	14.81

자료 : UN Comtrade Data Base (2011), The United Nations Statistics Division.

다음 <그림 3-5>는 그룹별 수입비중 변화 추이를 도표화 한 것이다.

<그림 3-5> 환경민감산업 내 그룹별 수입비중 변화 추이



이러한 선행연구의 결과들은 일견 선진국의 오염집약적 산업의 경쟁력이 규제 강화로 악화된다는 전통 경제학자들의 주장과 일치하는 것처럼 보인다. 그럼에도 불구하고 이로부터 관찰된 무역패턴의 변화가 선진공업국의 환경규제 강화에 기인한다는 결론을 내리기는 어렵다. Low and Yeats(1992)나 UNCTAD(1994)는 비록 자신들의 연구결과가 결과적으로 규제가 경쟁력을 약화시킨다는 주장을 뒷받침하는 것이 되기는 했지만 이러한 현상은 공업화 초기 산업부문의 성장과정에서 나타나는 일반적인 패턴으로 해석하는 등 다른 방식의 설명이 가능하다고 주장하였다. Sorsa(1994)도 환경문제에 민감한 산업의 무역패턴은 환경비용 지출의 차이에 의해서보다는 그 이외의 다른 요소에 의해 더욱 잘 설명될 수 있으며, 경쟁력은 여러 가지 거시 및 미시경제 요소의 복잡한 상호작용에 의해 영향을 받는다며, 이러한 견해에 동조하고 있다.

제3절 환경민감산업의 국제경쟁력 변화 추이

1. MS, RCA, ESI를 통한 국제경쟁력 분석

본 장의 제2절에서는 환경민감산업의 전 세계 상품무역시장에서 차지하는 비중의 변화, 각 국가 내 상품무역 총액에서 차지하는 비중의 변화, 환경선진국과 개도국간의 환경민감산업 내 시장점유율 추이 등을 분석하였다. 그러나 이러한 방법의 분석은 환경민감산업의 전체적 동향을 파악하는 데는 그 효용성이 있지만 각 국가별, 산업별 국제경쟁력의 변화 추이를 파악하기에는 한계가 있다.

따라서 본 장에서는 국제경쟁력 분석에 일반적으로 사용되는 시장점유율(Market Share), 현시비교우위(RCA)지수, 수출유사성지수(Export Similarity Index)의 변화를 통해 환경선진국과 개도국의 국제경쟁력 변화 추이를 분석하고자 한다. 분석에 사용된 데이터는 UN Commodity Trade Statistics Database(UN Comtrade)[108]의 상품무역 통계를 이용하였으며, 분석기간은 입수 가능한 최근 기간인 1984년부터 2009년까지의 26년간 데이터이다.

가. 시장점유율(Market Share)

특정 수출시장에서 각국의 경쟁력을 비교하기 위하여 가장 널리 쓰이는 쉬운 지표로서는 그 시장 전체의 수입액에서 각 수출국이 차지하는 비중을 타내는 시장점유율(Market Share)을 들 수 있다.[109] 이를 수식으로 표시하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$MS_{ij}^{k} = \frac{M_{ij}^{k}}{M_{j}^{k}} \times 100\% \qquad \text{(수식 1)}$$

여기서,

MS^{k}_{ij} = k상품에 대한 i국의 j국시장에서의 시장점유율

M^{k}_{ij} = i국의 j국시장에 대한 k상품의 총수출

108) www.comtrade.un.org(검색일 : 2011년 6월 15일).

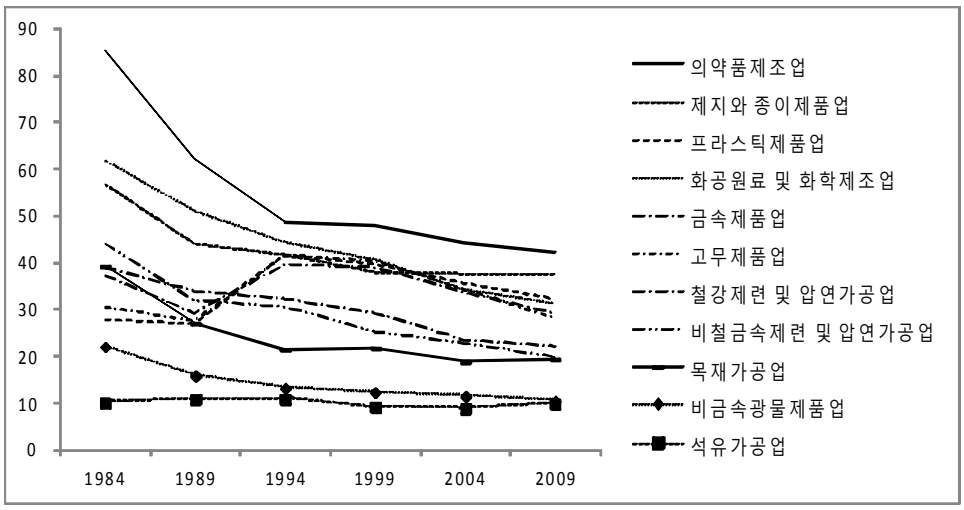
109) 권영민 (1999), 「한중일 제조업의 대미수출 경쟁력」, 한국경제연구원, p. 12.

M^k_j = j국의 k상품의 총수입

한편 석유가공업의 예를 들면 SITC 3단위 코드 333과 334로 구성되어 있기 때문에 당해 연도 환경선진국 5개국(또는 개도국 10개국)의 333과 334의 세계시장에 대한 총수출의 합을 구하고, 이를 세계시장에서 333과 334의 총수입의 합으로 나누었다. 다음 <표 3-9>는 이상과 같은 정의를 바탕으로 환경선진 5개국과 개도국 10개국의 14년간 환경민감산업 시장점유율을 분석한 결과이다.

먼저 환경선진 5개국 환경민감산업의 시장점유율은 다음 <그림 3-6>과 같이 1984년부터 2009년까지 플라스틱제품업을 제외한 모든 품목에서 시장점유율이 하락하는 모습을 보이고 있다. 연평균 하락률이 가장 큰 품목은 대표적인 오염유발형 산업인 비철금속제련 및 압연가공업(-14.8%)으로 나타났으며, 비금속광물제품업(-13.8%), 목재가공업(-13.1%), 의약품제조업(-13.1%), 화공원료 및 화학제조업(-12.9%) 순으로 시장점유율이 하락하면서 국제경쟁력이 약화되는 추세를 나타내었다.

<그림 3-6> 환경선진국의 환경민감산업 내 MS 변화 추이



자료 : UN Comtrade Data Base (2011), The United Nations Statistics Division.

<표 3-9> 산업별 세계 시장점유율(MS) 변화 추이

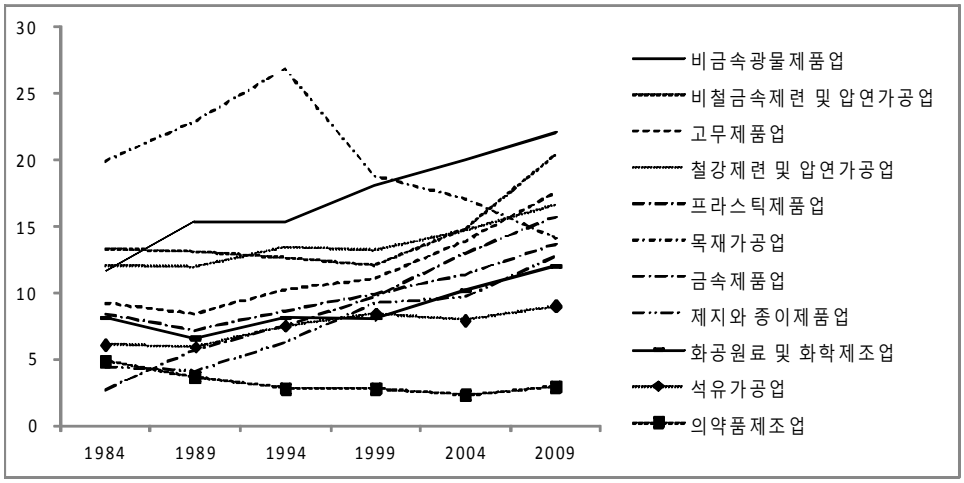
(단위 : %)

구 분		1984	1989	1994	1999	2004	2009
선진국	석유가공업	10.13	10.93	10.98	9.25	8.96	9.86
	제지와 종이제품업	56.78	44.05	41.54	37.86	37.38	37.37
	화공원료 및 화학제조업	61.82	50.92	44.20	40.42	34.12	31.02
	의약품제조업	85.40	61.92	48.63	48.03	44.08	42.23
	플라스틱제품업	27.68	26.64	41.41	39.57	35.55	32.12
	고무제품업	30.35	27.52	41.49	40.05	34.17	28.20
	철강제련 및 압연가공업	38.82	33.83	32.24	29.14	23.42	22.11
	비철금속제련 및 압연가공업	43.78	31.67	30.52	24.92	22.74	19.71
	금속제품업	37.11	29.04	39.48	38.87	33.41	29.10
	목재가공업	39.33	27.08	21.51	21.81	18.87	19.51
	비금속광물제품업	22.11	15.93	13.27	12.34	11.58	10.55
개도국	석유가공업	6.09	5.91	7.50	8.39	7.91	9.01
	제지와 종이제품업	4.39	4.02	6.22	9.21	9.70	12.76
	화공원료 및 화학제조업	8.12	6.58	8.14	8.10	10.19	12.02
	의약품제조업	4.85	3.66	2.81	2.79	2.28	2.89
	플라스틱제품업	2.66	5.67	7.47	9.69	12.98	15.66
	고무제품업	9.24	8.34	10.18	10.97	13.82	17.46
	철강제련 및 압연가공업	12.00	11.97	13.45	13.17	14.60	16.62
	비철금속제련 및 압연가공업	13.28	13.06	12.57	12.08	14.71	20.31
	금속제품업	8.40	7.18	8.66	9.91	11.33	13.61
	목재가공업	19.92	22.83	26.83	18.77	16.99	14.10
	비금속광물제품업	11.54	15.33	15.35	18.10	19.97	22.04

자료 : UN Comtrade Data Base (2011), The United Nations Statistics Division.

반면 개도국 10개국의 시장점유율은 다음 <그림 3-7>과 같이 목재가공업과 의약품제조업을 제외한 모든 품목에서 시장점유율이 상승하는 모습을 보이고 있다. 연평균 상승률이 가장 큰 품목은 선진국에서 시장점유율 하락이 가장 크게 나타난 플라스틱제품업(42.6%)이었고, 제지와 종이제품업(23.8%), 비금속광물제품업(13.8%), 고무제품업(13.6%), 금속제품업(10.1%)이 주 자릿수의 성장률을 나타내며 국제경쟁력이 향상되는 모습을 보였다.

<그림 3-7> 개도국의 환경민감산업 내 MS 변화 추이



자료 : UN Comtrade Data Base (2011), The United Nations Statistics Division.

나. 현시비교우위(RCA)지수

시장점유율(Market Share)은 특정 수출시장에서 각국의 경쟁력을 비교하기 위하여 그 시장 전체의 수입액에서 각 수출국이 차지하는 비중을 계산하는 지수이다. 그러나 시장점유율의 단순비교는 경제규모가 상이한 국가간의 비교우위 비교에 적절하지 않다. 이러한 한계를 극복하여 국별 시장점유율과 품목별 시장점유율을 동시에 감안함으로써 경제규모가 상이한 국가 간에도 경쟁력의 비교가 가능하도록 볼라스(Vollrath, 1991)[110]가 고안한 지수가 현시비교우위(Revealed

110) Thomas Vollrath (1991), "A theoretical evaluation of alternative trade intensity measures of revealed comparative advantages," *Wellwirtschaflliched Archiv*, Vol. 127, No. 2, pp. 265-280.

Comparative Advantage: RCA)지수이다. 즉, 특정 제품을 어느 국가가 다른 국가보다 상대적으로 높은 비율로 수출하고 있다면 이는 수출경쟁력이 있기 때문이라는 가정에 근거하고 있는 것이다.[111]

그러나 볼라스의 RCA지수는 수입액에 상관없이 수출액만을 기준으로 비교우위를 계산한다는 약점이 있다. 만약, 특정국가의 특정 산업의 무역량이 다른 국가들에 비해 상대적으로 많다면, 수입량에 관계없이 RCA지수가 상승하여 비교우위가 높은 것으로 나타난다. 즉, 특정 국가의 수출량과 수입량이 동시에 증가할 경우 해당 품목의 비교우위가 높아진다.

따라서 본 연구에서는 이러한 단점을 보완하기 위하여 페르토와 허바드(Ferto and Hubbard, 2002)[112]의 현시비교우위지수(RCA)는 수출량뿐만 아니라 수입량도 고려한 것으로 다음과 같이 계산된다.

k산업의 현시비교우위지수(RCA) = RXA - RMA (수식 2)

$$RXA = \frac{EX^k_{hi}}{EX^K_{hi}} / \frac{EX^k_{hw}}{EX^K_{hW}} \qquad RXA = \frac{IM^k_{hi}}{IM^K_{hi}} / \frac{IM^k_{hw}}{IM^K_{hW}}$$

여기서,

EX^k_{hi}=i국의 h시장에 대한 k상품의 총수출
IM^k_{hi}=i국의 h시장에 대한 k총수입
EX^K_{hi}=i국의 h시장에 대한 K품목의 총수출
IM^K_{hi}=i국의 h시장에 대한 K품목의 총수입
EX^k_{hw}=h시장에 대한 k총수출
IM^k_{hw}=h시장에 대한 k총수입
EX^K_{hW}=h시장에 대한 K품목의 총수출
IM^K_{hW}=h시장에 대한 K총수입

즉, 볼라스의 현시비교우위지수는 RXA와 동일하다. 또한, RMA는 특정 산업의 상대적 수입비중의 크기로 생각할 수 있다. 볼라스의 RCA지수(RXA)에서는

111) 성극제 (1998), "우리나라 제품의 수출경쟁력 추이에 관한 연구", 「아태연구」, 제5집, (경희대학교 아태지역연구원), p. 138.

112) Imre Fertő and Lionel J. Hubbard (2002), *Revealed Comparative Advantage and Competitiveness in Hungarian Agri-Food Sectors*, IEHAS Discussion Papers, New Series 2002/8, (Budapest: Institute of Economics Hungarian Academy of Sciences), pp. 1-23.

지수가 1보다 큰 업종이 비교우위가 있는 업종이고 1보다 작은 업종이 비교열위가 있는 업종인 반면, 페르토와 허바드의 RCA지수에서는 지수가 0보다 큰 업종들이 비교우위가 있는 업종으로 해석한다. 다음 <표 3-10>은 이상과 같은 정의를 바탕으로 환경선진 5개국과 개도국 10개국의 세계시장 내 환경민감산업 업종별 페르토와 허바드의 RCA지수를 분석한 결과이다.

<표 3-10> 산업별 세계시장 내 RCA지수 변화 추이

구 분		1985	1990	1995	2000	2005	2010
선진국	석유가공업	-0.51	-0.51	-0.24	-0.33	-0.34	-0.12
	제지와 종이제품업	-0.02	-0.03	-0.02	0.07	0.18	0.25
	화공원료 및 화학제조업	0.54	0.36	0.18	0.09	0.05	0.00
	의약품제조업	0.92	0.63	0.40	0.43	0.31	0.21
	플라스틱제품업	0.31	0.19	0.18	0.39	0.44	0.38
	고무제품업	0.04	0.01	0.05	0.10	-0.07	-0.20
	철강제련 및 압연가공업	-0.16	-0.02	-0.07	-0.07	0.01	-0.05
	비철금속제련 및 압연가공업	-0.42	-0.33	-0.39	-0.37	-0.25	-0.31
	금속제품업	-0.04	-0.15	0.01	0.05	-0.02	-0.05
	목재가공업	-0.70	-0.38	-0.48	-0.58	-0.68	-0.47
	비금속광물제품업	-0.54	-0.65	-0.54	-0.81	-0.91	-0.47
	선진국 ESIs 전체[1)]	0.24	0.09	0.04	0.07	0.05	0.05
개도국	석유가공업	0.79	0.23	-0.05	0.34	0.36	0.22
	제지와 종이제품업	-0.26	-0.20	-0.05	0.03	-0.01	0.18
	화공원료 및 화학제조업	-0.73	-0.56	-0.39	-0.37	-0.34	-0.26
	의약품제조업	-0.52	-0.39	-0.31	-0.38	-0.30	-0.25
	플라스틱제품업	-0.48	-0.23	0.01	-0.01	0.07	-0.23
	고무제품업	0.25	0.28	0.32	0.13	0.33	0.34
	철강제련 및 압연가공업	-0.07	0.13	0.16	0.08	-0.16	-0.33
	비철금속제련 및 압연가공업	0.71	0.67	0.26	0.15	0.21	0.68
	금속제품업	-0.04	0.06	0.09	-0.12	0.00	-0.10
	목재가공업	2.36	2.20	1.87	1.28	0.82	0.76
	비금속광물제품업	-0.46	0.49	0.93	1.31	1.20	1.44
	개도국 ESIs 전체[1)]	-0.06	0.23	0.29	0.36	0.35	0.45

주 1) : ESIs RCA지수는 각 산업의 총수출액을 기준으로 가중평균한 값임.
자료 : UN Comtrade Data Base (2011), The United Nations Statistics Division.

먼저 선진국과 개도국의 11개 산업별 RCA지수 변화 추이를 살펴보면 다음 <표 3-11>환경선진국 5개국의 RCA지수 중 비교우위와 비교열위에 이는 산업은 연도별로 차이는 있지만, 1985년 각각 4개, 7개 산업에서 2010년 4개, 7개 산업으로 변화를 나타내고 있지 않다.

반면 개도국 10개국의 RCA지수 중 비교우위와 비교열위에 이는 산업은 1985년 각각 4개, 7개 산업에서 2010년 6개, 5개 산업으로 경쟁력이 향상되는 추세를 보이고 있다.

<표 3-11> 세계시장 내 경쟁력별 산업수 현황

구 분			1985	1990	1995	2000	2005	2010
선진국	비교우위	절대우위 (RCA≧0.4)	2	1	1	1	1	0
		우위 (0≦RCA<0.4)	2	3	5	5	4	4
		합 계	**4**	**4**	**6**	**6**	**5**	**4**
	비교열위	열위 (0≧RCA>-0.4)	3	5	4	3	4	5
		절대열위 (RCA≦-0.4)	4	2	1	2	2	2
		합 계	**7**	**7**	**5**	**5**	**6**	**7**
개도국	비교우위	절대우위 (RCA≧0.4)	3	3	2	2	2	3
		우위 (0≦RCA<0.4)	1	4	5	5	5	3
		합 계	**4**	**7**	**7**	**7**	**7**	**6**
	비교열위	열위 (0≧RCA>-0.4)	3	3	4	4	4	5
		절대열위 (RCA≦-0.4)	4	1	0	0	0	0
		합 계	**7**	**4**	**4**	**4**	**4**	**5**

자료 : UN Comtrade Data Base (2011), The United Nations Statistics Division.

산업별로는 선진국의 경우 전체 ESIs의 RCA지수 변화를 살펴보면 환경선진국 5개국의 RCA지수는 1985년 0.24에서 1990년 0.09까지 급감하여 경쟁력을 상실하는 추세를 보이고 있으며, 개도국 10개국의 RCA지수는 1985년 -0.06로 비교열위 상태에 있었으나 1990년 0.23으로 급상승하면서 선진국과 개도국의 비교우위가 역전되는 현상을 관찰할 수 있다. 이후 개도국의 경쟁력은 지속적으로 상승하여

2010년 0.34까지 상승하였으며, 선진국은 1995년 이후 큰 변화가 관찰되지 않았다.

석유가공업은 환경선진국 5개국의 RCA지수는 1985년 -0.51에서 2010년 -0.12로 상승하였으나 비교열위에 놓여 있으며, 개도국은 1980년 0.79에서 1995년 -0.05로 비교우위에서 비교열위로 반전되는 형상을 보이다 2000년 이후 다시 경쟁력을 회복하는 추세를 보이고 있다.

한편 석유산업은 제품생산을 위한 정제과정에서의 매연·폐수 등 공기와 수질의 오염만이 아니라 대형 유조선에 의한 운송과 하역과정에서 해수오염 등 공해성 요인을 지니고 있다. 또한 석유화학계열 산업이나 최종 제품으로서의 휘발유·디젤유 등의 에너지 및 비에너지용의 소비 과정에서 많은 공해 발생 요인을 지니고 있어 이에 대한 규제가 엄격해지고 있다.

특히 이러한 공해성 요인을 이유로 하여 석유정제 및 석유화학계열 산업이 이웃에 건설되는 것을 반대하는 국제적 경향은 석유 산업의 입지난을 일으키고 있다.

선진 석유 산업국의 경영 형태를 살펴보면 미국·영국·네덜란드 등 석유산업부문의 선진국가들은 국내는 물론 중동지역을 비롯한 세계 각지의 유전개발·석유생산에 자본·기술면에서 참여함으로써 원유의 생산에서 최종제품의 판매에 이르기까지 국제적인 일관체제를 형성, 각사의 계열·방계회사로서 세계 각지에 석유회사와 판매망을 가지고 있으며, 자체적인 수송 선단을 보유하거나 석유수송회사를 보유하고 있다.

반면 선진국가로부터 석유정제제품을 수입하던 개발도상국가들은 에너지 수요의 증가와 석유제품 비중의 증대에 따라 자국정제주의를 채택, 국제석유자본의 소비지정제주의와 함께 점차적으로 개발도상국의 석유산업을 발전시켜왔다. 그러나 석유산업에 있어서의 국제석유자본·선진국가의 지배력 또는 영향력에 의해 대부분의 개도국들은 국제석유자본 또는 그 산하의 계열회사들과 합작투자방식으로 정제공장을 건설, 원유의 공급·수송 등 상류사업부문은 전적으로 국제석유자본에 의존하는 실태에 있다.

제지와 종이제품업은 환경선진국 5개국과 개도국 10개국이 모두 비교열위 상태에서 비교우위 상태오 경쟁력을 확보해나가는 과정을 보이고 있다. 그러나 대표적인 오염유발산업인 화공원료 및 제조업에서는 선진국의 경쟁력이 지속적으로 하락하고 개도국의 경쟁력이 상승하는 현상이 뚜렷이 관찰된다.

의약품제조업에서도 선진국의 경쟁력이 하락하고 개도국의 경쟁력이 상승하는 현상이 뚜렷이 관찰되는데, 그 원인으로는 다국적 제약회사들의 인도를 중심으로 한 산업재배치 전략에 기인한 것으로 판단된다. 현재 인도는 세계 최대의 복제약 생산국가이며 의약품 제조업체는 약 2만개사 정도이다. 인도에 진출한 주요 외국 의약품업체는 Glaxo, Pfizer, Novartis, Astra Zeneca, Sanofi Aventis사 등으로 이들 업체는 세계 의약품 시장에서 약 20%이상 시장 점유하고 있다. 인도 의약품 시장은 오는 2015년경에는 200억달러를 형성해 세계 10위권에 진입할 것으로 전망되고 있다.[113]

플라스틱 제품업은 1985년부터 1995년 까지는 선진국의 경쟁력이 하락하고 개도국의 경쟁력이 상승하는 현상이 나타나다가, 2000년대 들어 선진국의 경쟁력이 다시 상승하고 개도국은 하락하는 추세를 나타내고 있다.

전 세계 연간 플라스틱 생산량은 1950년대 100만t 규모에서 1976년에는 5천만 ton으로 늘었고 2010년에는 3억ton을 돌파할 것으로 예상된다. 현재 사용되고 있는 플라스틱의 20% 이상이 각종 건설과 건축에서 창문과 지붕, 파이프, 바닥재, 단열재 등으로 사용되는 것으로 추산되고 있다.

그러나 플라스틱제품은 생산과정에서 환경오염성과 폐기된 후에도 형상이 거의 변하지 않는 성질로 인하여 대표적인 환경오염 유발산업으로 지목되고 있다. 플라스틱이 소재로 사용되기 시작하던 1900년대 초기에는 플라스틱이 나무나 금속 등을 대체할 수 있을 정도의 뛰어난 물리적 성질을 갖도록 하는 것이 중요한 과제였다. 하지만 환경의 중요성이 날로 커지면서 플라스틱의 안정성은 매립 후 수백 년이 지나도 썩지 않는 오염요인으로 사람들에게 각인됐다.

따라서 선진국들은 기술개발을 통해 금속을 대처할 수 있는 물리적 성질을 지니면서도 친환경적인 생분해성, 광분해성 플라스틱을 연구개발하고 이를 상용화하고 있다.

---

113) Gautam Kumra, Palash Mitre and Chandrika Pasricha (2010), *India Pharma 2015: Unlocking the Potential of the Indian Pharmaceuticals Market,* (McKinsey and Company), pp. 1-23.

이러한 측면에서 플라스틱산업에는 환경규제가 본격화되기 이전인 1995년 까지는 전통적 비교우위이론에 입각한 오염피난처가설(pollution haven hypothesis)이 성립되고, 1995년 이후 부터는 엄격한 환경규제에 의해 기업은 새로운 기술이 창출되며 이는 곧 기업의 혁신을 고무시키고 이를 통해 공해규제비용을 상쇄할 수 있으며 더 나아가 경쟁력을 보다 제고시킬 수 있다는 포터가설(porter hypothesis)이 성립된다고 추론할 수 있다.

고무제품업은 선진국의 경우 1990년부터 200년 까지 경쟁력이 향상되다가 2000년을 기점으로 선진국의 RCA지수는 격감하여 비교열위상태로 전환되었으며, 반면 개도국은 2000년을 기점으로 경쟁력을 향상시키고 있는 것으로 분석되었다.

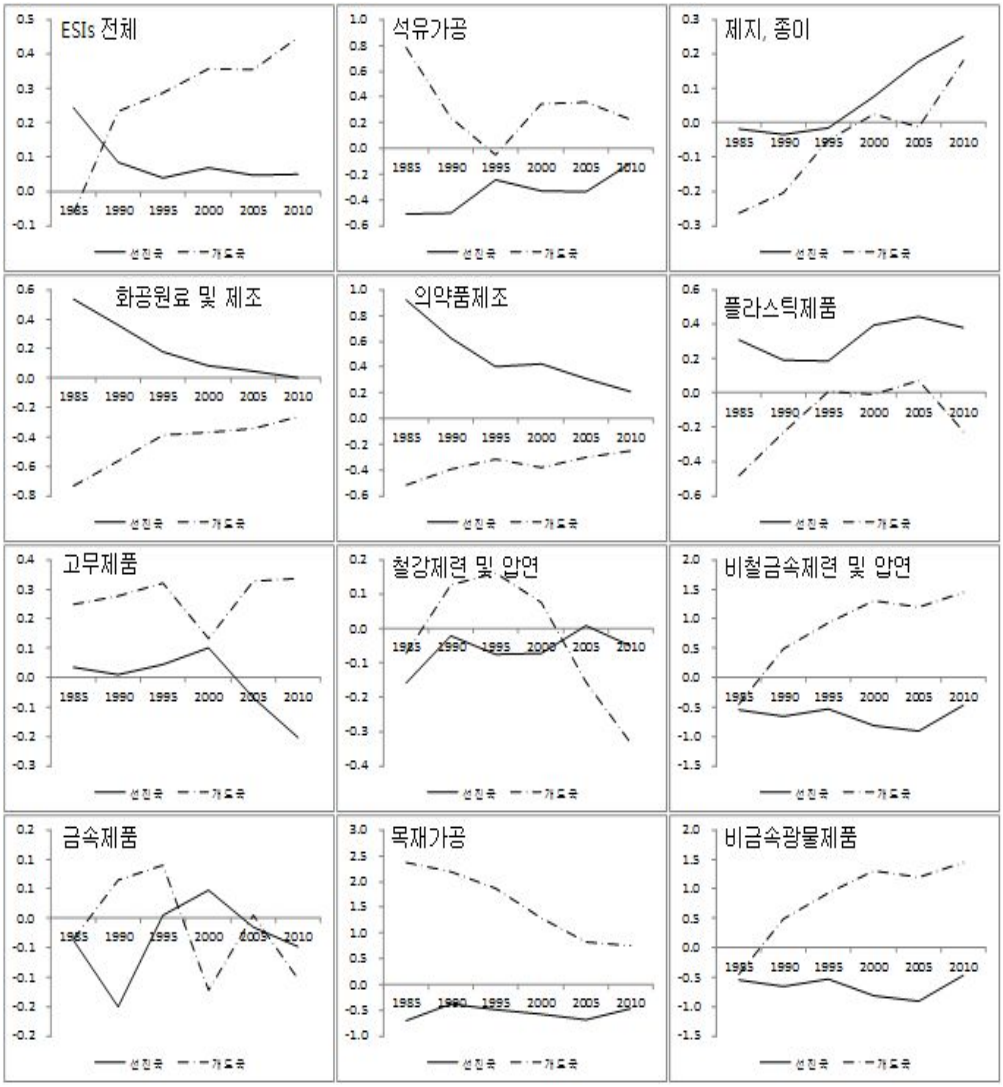
철강제련 및 압연가공업은 개도국의 경쟁력이 1995년 까지 상승하다가 다시 급감하기 시작하여 선진국과 개도국의 경쟁력이 역전되는 현상을 나타내었으며, 비철금속제련 및 압연가공업은 개도국이 절대적인 비교우위를 보이며 지속적으로 경쟁력을 향상시키고 있는 것으로 분석되었다.

금속제품은 선진국과 개도국간 경쟁력이 반복적으로 역전되는 추세를 나타내고 있는데 1990년에는 개도국이 비교우위, 선진국이 비교열위 상태였다가, 다시 2000년에는 선진국이 비교우위, 개도국이 비교열위를 나타내었다. 그러나 2010년 기준으로는 선진국가 개도국의 경쟁력이 모두 비교열위상태를 보이고 있다.

목재가공은 1980년 기준으로 절대적인 비교우위를 보이고 있으나, RCA지수가 점차 하락하는 추세를 보이고 있으며, 선진국의 RCA지수는 비교열위 상태에서 큰 변화를 보이고 있지 않다.

마지막으로 비금속 광물제품은 개도국의 비교우위가 점차 심화되는 추세로 분석되었다. 전체적으로는 선진국들은 1985년을 기점으로 분석했을 때 제지와 종이제품을 제외한 전 산업에서 경쟁력이 하락하거나 정체상태를 유지하고 있는 것으로 판단되며, 반면 개도국은 석유가공업과 목재가공업, 철강제련 및 압연가공업은 비록 비교우위상태에 있으나 경쟁력을 점차 상실하는 경로를 나타내었으며, 그 외의 기타산업들은 다소 차이가 있으나 전반적으로 경쟁력이 향상되는 추세를 보이고 있는 것으로 판단된다.

<그림 3-8> 세계시장내 환경민감산업별 RCA지수 변화 추이



자료 : UN Comtrade Data Base (2011), The United Nations Statistics Division.

다. 수출유사성지수(Export Similarity Index)

시장점유율은 사후적으로 나타난 결과를 보고 각국 상품의 경쟁력 변화를 알아보는 지표이다. 그렇기 때문에 어떤 품목에서는 시장점유율의 역전 등으로 경쟁력의 변화가 뚜렷이 보이기도 하지만 어떤 품목에서는 경쟁력의 변화를 확실하게 알 수 없으며 다만 그 추이를 보고 경쟁관계가 심화된다든 지의 추정을 해 볼 수밖에 없다.[114] 따라서 국가간 수출상품의 경쟁관계를 나타내는 지수로서는 수출유사성지수(Export Similarity Index: ESI)가 자주 쓰이고 있다. 수출유사성지수란 국가간 수출상품구조가 어느 정도 비슷한 가를 나타내어주는 지수로서 다음과 같이 정의된다.[115]

$$ESI_{hij}^{k} = \sum_{k=1}^{n} \min\left(\frac{M_{ih}^{k}}{M_{ih}^{K}}, \frac{M_{jh}^{k}}{M_{jh}^{K}}\right) \qquad \text{(수식 3)}$$

여기서,

M^{k}_{ih} = h시장의 i국으로부터의 k상품의 수입

M^{K}_{ih} = h시장의 i국으로부터의 K품목의 총수입

M^{k}_{jh} = h시장의 j국으로부터의 k상품의 수입

M^{K}_{jh} = h시장의 j국으로부터의 K품목의 총수입

이는 어떤 수출시장에 대한 비교 대상이 되는 국가의 특정 상품그룹에 속한 각 품목의 비율 중 작은 값을 택하여 이들을 합한 값으로 비교국가(지역) 간에 수출유사성지수가 1에 가까우면 수출상품구조가 비슷하다는 것을 나타낸다. 즉, 이러할 경우, 이들 국가의 수출 상품은 서로 경합관계에 있음을 뜻하게 되고 반대로 수출유사성지수가 0에 가까워지면 두 나라간의 수출상품구조는 다르며 따라서 그 품목에서의 경합관계는 크지 않음을 의미하게 된다.

다음 <표 3-12>는 이러한 정의에 의하여 환경선진국 5개국과 개도국 10개국의 환경민감산업별 ESI지수를 계산한 결과이다.

---

114) 권영민 (1999), p. 18.

115) Joseph Michael Finger and Mordechai E. Kreinin (1979), "A Measures of Export Similarity and Its Potential Uses," *The Economic Journal*, Vol. 89, No. 356, pp. 905-912.

<표 3-12> 환경민감산업 별 세계시장 내 ESI 변화 추이

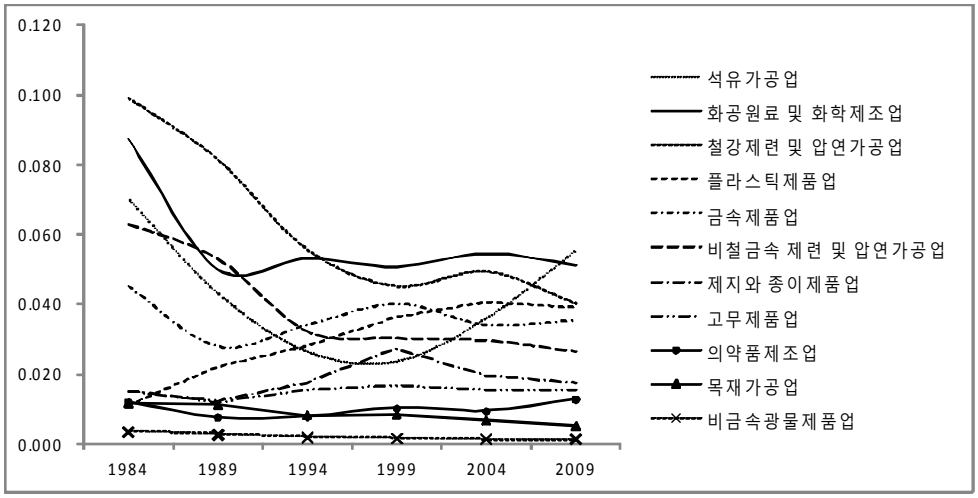
구 분	1984	1989	1994	1999	2004	2009
석유가공업	0.070	0.043	0.026	0.024	0.036	0.055
제지와 종이제품업	0.015	0.012	0.017	0.027	0.020	0.017
화공원료 및 화학제조업	0.087	0.050	0.053	0.051	0.054	0.051
의약품제조업	0.012	0.008	0.008	0.010	0.009	0.013
플라스틱제품업	0.011	0.022	0.028	0.036	0.041	0.039
고무제품업	0.015	0.012	0.015	0.017	0.015	0.015
철강제련 및 압연가공업	0.099	0.081	0.056	0.045	0.049	0.040
비철금속제련 및 압연가공업	0.063	0.053	0.032	0.030	0.030	0.027
금속제품업	0.045	0.028	0.034	0.040	0.034	0.035
목재가공업	0.012	0.011	0.008	0.009	0.007	0.005
비금속광물제품업	0.004	0.003	0.002	0.002	0.001	0.001

자료 : UN Comtrade Data Base (2011), The United Nations Statistics Division.

1984년과 2009년의 환경민감산업의 세계시장내 ESI 변화추세를 살펴보면 플라스틱제조업, 제지와 종이제품업, 의약품제조업, 고무제품업은 선진국가 개도국간 수출구조가 유사해지면서 경쟁관계가 심해졌다. 특히 플라스틱제조업은 ESI지수가 2004년 0.011에서 0.039로 높아져 다른 산업에 비하여 상대적으로 경쟁이 치열해진 것으로 판단된다. 반면 기타 품목들은 양 그룹간 상품구조가 상이해지면서 경쟁구도가 약화된 것으로 분석되었다.

한편 2010년을 기준으로 환경민감산업의 세계시장내 ESI지수를 살펴보면 석유가공업이 0.055로 상대적으로 가장 높은 경쟁관계를 나타내었으며, 화공원료 및 화학제조업, 철강제련 및 압연가공업 순으로 수출구조가 유사해서 경쟁관계에 있는 것으로 분석되었다. 반면 목재가공업, 비금속광물제품업은 수출구조가 상이한 것으로 분석되었다. 다음 <그림 3-9>는 환경민감산업의 수출유사성지수를 도표화한 결과이다.

<그림 3-9> 환경민감산업 별 세계시장 내 ESI 변화 추이



자료 : UN Comtrade Data Base (2011), The United Nations Statistics Division.

2. MSER-ESDR을 통한 국제경쟁력 분석

가. 시장점유율 및 수출유사성지수의 한계

본 연구에서는 페르토와 허바드의 RCA지수와 수출상품의 구조를 비교하는 수출유사성지수를 통해 환경선진국 5개국과 개도국 10개국 간의 환경민감상품 경합정도가 어떻게 변하고 있는지를 알아보고자 하였다. 그러나 수출유사성지수의 변화만으로는 경쟁정도의 변화를 알 수가 없다. 예를 들면 어느 특정품목에 두 가지 상품(L과 H)만이 있다고 가정하자. 그리고 처음에 A국은 저부가가치 상품인 L과 고부가가치 상품 H를 각각 50%씩 수출하였으며, B국은 상품 H만을 수출하였다고 하자. A국과 B국 모두 상품 H만을 수출하게 되었다면 양국간의 수출유사성지수는 1.0으로 증가하게 된다. 그러나 A국이 상품 H의 수출증가 없이 다른 경쟁국인 C에 대해 상품 L의 시장을 내어주어 상품 H만을 수출하게 되고 이 결과 수출유사성지수가 증가하게 된 경우라면 A국과 B국의 경쟁정도는 변화가 없다고 이야기 할 수 있다. 이와 같이 국가간의 수출유사성지수 변화만을 가지고는 경쟁관계의 변화를 정확히 알 수 없는 것이다.[116]

나. 시장점유확장비율(MSER)과 수출유사성심화비율(ESDR)

본 장에서는 일반적인 국제경쟁력 관련 지수들의 문제점을 보완하기 위하여 관련국가간의 과거 경쟁력과 경쟁관계의 변화를 결합하여 수출경쟁력의 현재와 미래를 설명하고자 하는 MSER-ESDR에 의한 경쟁력 비교를 시도하여 보고자 한다.

각각 기준연도에 대한 시장점유율의 비율과 수출유사성지수의 비율을 나타내는 시장점유확장비율(Market Share Expansion Ratio)과 수출유사성심화비율(Export Similarity Deepening Ratio)은 다음과 같이 정의된다.

$$MSER_{hij}^{k}(y) = \frac{MS_{hi}^{k}(y)/MS_{hj}^{k}(y)}{MS_{hi}^{k}(y_0)/MS_{hj}^{k}(y_0)} \qquad \text{(수식 4)}$$

116) RCA지수와 ESI의 한계는 이영선 (1980), 「우리나라 수출상품의 비교우위 분석과 전망」, (국제경제연구원); 권영민 (1999), p. 26 참조.

$$ESDR^{k}_{hij}(y) = \frac{ESI^{k}_{hij}(y)}{ESI^{k}_{hij}(y_0)} \qquad \text{(수식 5)}$$

여기서,

y_0 = 기준 연도, y = 비교 연도

$MS^{k}_{hi}(y)$ = y년도 i국 k상품의 h시장점유율

$MS^{k}_{hj}(y)$ = y년도 j국 k상품의 h시장점유율

$ESI^{k}_{hij}(y)$ = y년도 i국과 j국 k상품의 h시장 수출유사성지수

여기서 MSER은 두 국가(그룹)간 시장점유율의 비를 기준연도의 비로 나눈 비율로서 한 국가의 시장점유율이 다른 국가의 시장점유율에 비해 얼마나 빠르게 성장하는가를 나타내고 있다. 한 국가의 MSER이 1을 넘으면 해당기간 동안 그 국가의 시장점유율이 상대국보다 크게 증가했거나 작게 감소한 것을 의미한다. 반대로 MSER이 1이하이면 상대국에 비해 시장점유율이 작게 증가하거나 크게 감소한 것을 의미한다.

또한 ESDR도 두 국가간의 수출유사성지수의 변화를 기준연도의 수출유사성지수로 나눈 비율로서 ESDR이 1이상이면 해당기간 동안 두 국가의 수출상품 구조가 유사해졌음을 의미하며 ESDR이 1이하이면 해당기간 동안 두 국가의 수출상품 구조가 상이해졌음을 의미한다.

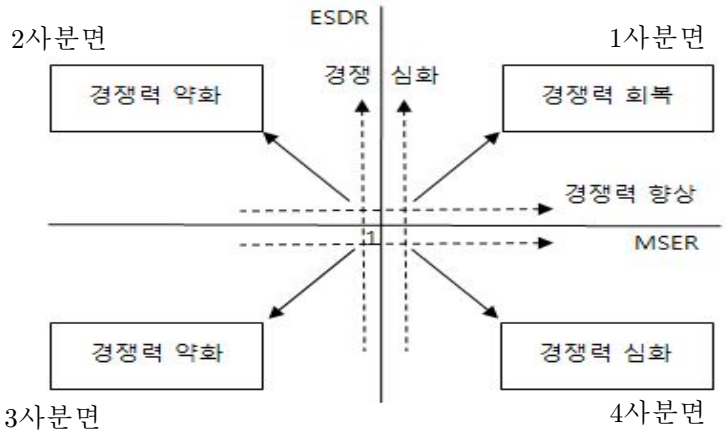
이상에서 논의된 MSER과 ESDR을 종합하여 환경선진국과 개도국간의 환경민감산업 상품경쟁력 변화를 분석하기 위하여 우리는 MSER과 ESDR을 아래의 <그림 3-10>과 같은 사분면에 표시하고자 한다. 그런데 기준연도의 MSER과 ESDR은 각각 1로 표시될 수 있기 때문에 각 연도의 MSER과 ESDR 값을 사분면에 표시한다면 다음과 같은 결론을 도출할 수 있다.

즉 기준연도인 가로축과 세로축의 교차점에서 시작하여 새로운 좌표가 제1사분면에 나타난다면 두 국가간의 상품구조가 유사해져 가면서 상대국가에 비해 시장점유율이 크게 증가하는 경우로서 이는 상대국가에 대해 경쟁력이 회복되고 있다는 뜻이다. 아래 그림의 우상향하는 화살표는 이를 나타낸다.

한편, 새로운 좌표가 제2사분면에 나타난다면 이는 두 국가의 수출구조가 유사

해져가면서 상대국가의 시장점유율이 더욱 크게 증가하는 경우이다. 이는 상대국가에 대해 경쟁력이 약화되고 있다는 뜻이며 아래 그림의 좌상향하는 화살표는 이를 나타내고 있다. 새로운 좌표가 제3사분면에 나타난다면 수출구조는 상이해지면서 상대국의 시장점유율이 더욱 크게 증가하는 경우이다. 따라서 이 경우에는 상대국에 대해 경쟁력 악화되고 있는 상황이라 할 수 있으며 아래 그림의 좌하향하는 화살표는 이를 나타내고 있다. 다음으로 새로운 좌표가 제4사분면에 나타나는 경우는 두 국가의 수출구조가 상이해 지고 있으며 이러한 가운데 상대국에 비해 시장점유율이 높아지고 있다면 이는 그 국가에 대해 경쟁력이 심화되고 있는 경우를 뜻한다고 할 수 있다. 따라서 아래 그림의 우하향하는 화살표는 이를 나타낸다.

<그림 3-10> MSER-ESDR 국제경쟁력지수의 해석



본 연구에서는 분석을 위한 기준연도는 동 통계의 시작연도인 1984년을 택하였다. 따라서 여기에서 계산된 MSER과 ESDR의 값은 1984년과 비교한 수치이다. 다음 <표 3-13>는 이상의 정의에 의해 환경선진국과 개도국의 각 년도별 시장점유확장비율(MSER)과 수출유사성심화비율(ESDR)을 계산한 결과이다.

<표 3-13> 환경민감산업 별 세계시장 내 MSER-ESDR 변화 추이

구 분	시장점유확장비율(MSER)				
	1989	1994	1999	2004	2009
석유가공업	1.11	0.88	0.66	0.68	0.66
제지와 종이제품업	0.85	0.52	0.32	0.30	0.23
화공원료 및 화학제조업	1.02	0.71	0.66	0.44	0.34
의약품제조업	0.96	0.98	0.98	1.10	0.83
플라스틱제품업	0.45	0.53	0.39	0.26	0.20
고무제품업	1.00	1.24	1.11	0.75	0.49
철강제련및압연가공업	0.87	0.74	0.68	0.50	0.41
비철금속 제련 및 압연가공업	0.74	0.74	0.63	0.47	0.29
금속제품업	0.92	1.03	0.89	0.67	0.48
목재가공업	0.60	0.41	0.59	0.56	0.70
비금속광물제품업	0.54	0.45	0.36	0.30	0.25
ESIs 전체[1)]	0.87	0.83	0.75	0.64	0.47
구 분	수출유사성심화비율(ESDR)				
	1989	1994	1999	2004	2009
석유가공업	0.61	0.38	0.34	0.51	0.79
제지와종이제품업	0.83	1.17	1.83	1.31	1.17
화공원료 및 화학제조업	0.57	0.61	0.58	0.62	0.59
의약품제조업	0.64	0.65	0.85	0.78	1.07
플라스틱제품업	1.99	2.56	3.30	3.69	3.54
고무제품업	0.79	1.02	1.11	1.01	1.02
철강제련및압연가공업	0.82	0.56	0.45	0.50	0.41
비철금속 제련 및 압연가공업	0.84	0.51	0.48	0.47	0.42
금속제품업	0.62	0.75	0.89	0.75	0.79
목재가공업	0.96	0.70	0.73	0.58	0.44
비금속광물제품업	0.77	0.53	0.47	0.40	0.40
ESIs 전체[1)]	1.09	1.33	1.75	1.75	1.29

주 1) ESIs 전체의 NSER과 ESDR은 각 산업의 총수출을 기준으로 가중평균한 값임.
자료 : UN Comtrade Data Base (2011), The United Nations Statistics Division.

환경선진국과 개도국간의 전체 환경민감산업에 대한 MSER-ESDR 분석결과를 살펴보면 상기 <표 3-13>과 같이 1989년 0.87-1.09에서 2009년 0.47-1.29로 2사분면(quadrant)에서 반시계방향으로 좌하향하는 추세를 보이고 있다. 이는 세계 환경민감산업 시장내에서 환경선진국과 개도국간에 ESDR은 증가하고 MSER은 감소하면서 경쟁력이 약화되다가 ESDR이 감소하며 환경선진국은 전형적인 경쟁력 상실의 과정을 겪고 있음을 의미한다.

이를 다시 산업별로는 세분하여 살펴보면, 석유가공업은 1989년의 경우 선진국이 경쟁력을 확보한 상태이었으나 1999년까지 계속해서 수출시장구조는 상이해지고 선진국의 시장점유율은 정체되었으나 개도국의 시장점유율이 상대적으로 빠르게 상승하여 선진국의 경쟁력이 약화되는 추세를 보였다. 이후 선진국과 개도국간 시장점유율은 크게 변하지 않았으나 수출시장 구조는 유사해지면서 경쟁이 심화되는 추세를 나타내고 있다.

제지와 종이제품업은 1989년 0.85-1.095에서 2009년 0.23-1.17로 2사분면에서 반시계방향으로 좌하향하는 추세를 보이고 있다. 이는 세계 ESDR은 증가하고 MSER은 감소하면서 경쟁력이 약화되다가 ESDR이 감소하며 환경선진국의 경쟁력이 상실되는 과정을 보이고 있음을 의미한다.

화공원료 및 화학제조업은 1989년 1.02-0.57에서 2009년 0.34-0.59로 4사분면에서 2사분면으로 좌향하는 추세를 보이고 있다. 이는 선진국과 개도국간 수출상품구조는 상이한 상태에서 큰 변화가 없으나, 지속적으로 선진국의 시장점유율은 급감하고 개도국의 시장점유율은 상승하였음을 의미한다.

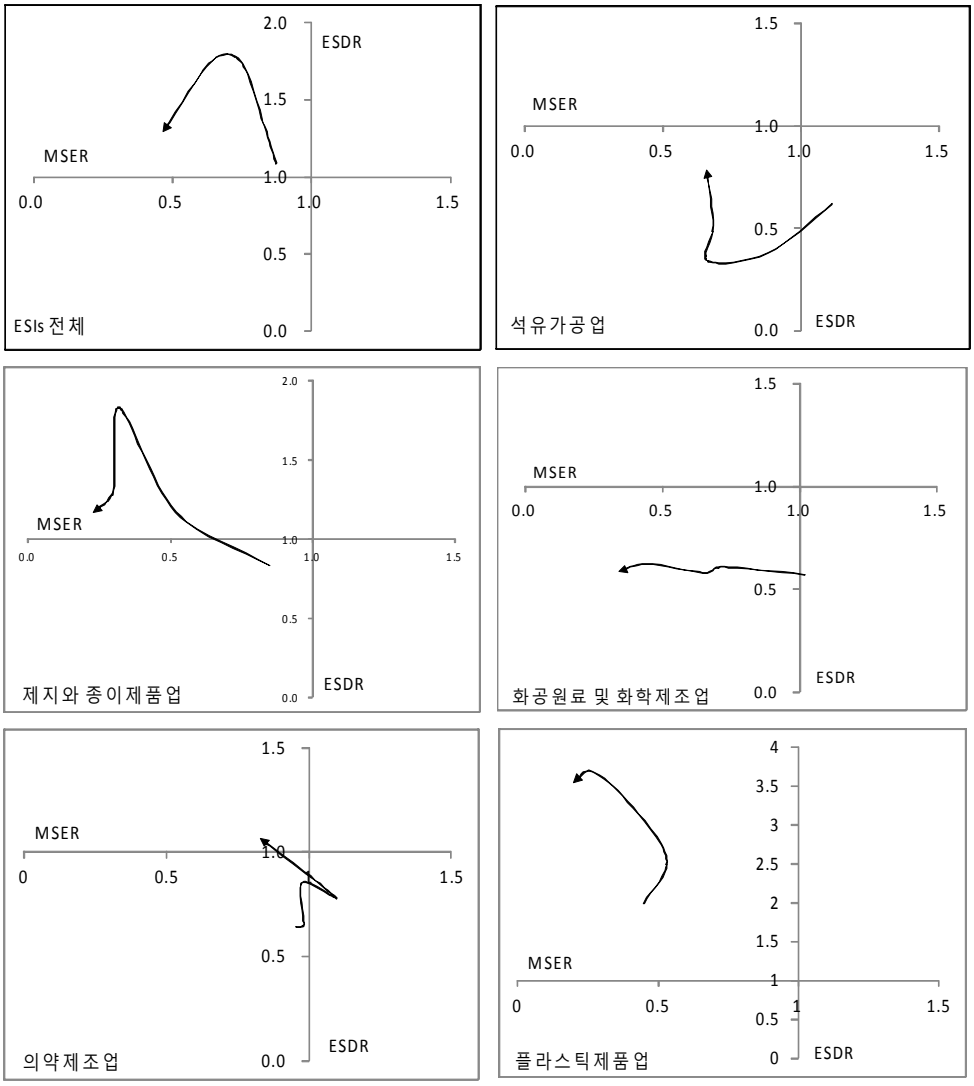
의약품제조업은 1989년 0.96-0.64에서 1999년 0.98-0.85로 변화하였는데, 이는 의약품제조시장이 다변화 되면서 선진국과 개도국 모두가 유사한 비율로 시장점유율이 감소하였기 때문이다. 그러나 2000대 이후부터 선진국과 개도국의 수출시장 구조는 유사해지면서 경쟁이 심화되고 개도국의 시장점유율이 확대되면서 선진국의 경쟁력이 약화되는 추세를 보이고 있다.

플라스틱제품업은 1989년 0.45-1.99에서 2009년 0.20-3.54로 2사분면에서 반시계방향으로 좌하향하는 추세를 보이고 있다. 이는 선진국과 개도국간 수출상품구조가 유사해지면서 경쟁이 심화되고 있으며, 양 그룹 모두 세계 시장에 대한 시장점유율은 증가하고 있으나 개도국의 시장점증가율 증가속도가 높아 선진국이

점차 경쟁력을 상실하고 있다는 것을 의미한다.

다음의 <그림 3-11>은 이상의 정의에 의하여 계산된 MSER-ESDR지수를 4사분면으로 도표화 한 것이다.

<그림 3-11> 환경민감산업 별 세계시장 내 MSER-ESDR 변화 추이



한편 고무제품업은 1989년부터 1999년까지 선진국의 시장점유율이 개도국의 증가율을 앞지르면서 경쟁력을 강화시켜가다가 2000년대 들어 선진국의 시장점유율은 급감하고 개도국은 급증하면서 선진국의 경쟁력이 급속히 하락하는 추세를 나타내었다.

철강제련 및 압연가공업은 선진국의 시장점유율은 지속적으로 하락하고 개도국은 지속적으로 상승하면서 수출시장구조는 상이해짐에 따라 선진국의 경쟁력이 약화되는 전형적인 패턴을 나타내고 있다.

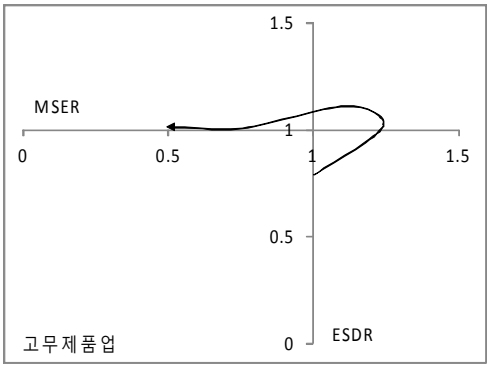
비철금속제련 및 압연가공업은 1984년부터 1999년까지 선진국과 개도국 모두 세계시장 점유율이 유사한 비율로 소폭 감소하다가, 2000년대 들어 선진국의 시장점유율은 급감하고 개도국은 역으로 상승하면서 선진국이 국제경쟁력을 상실하는 패턴을 나타내었다.

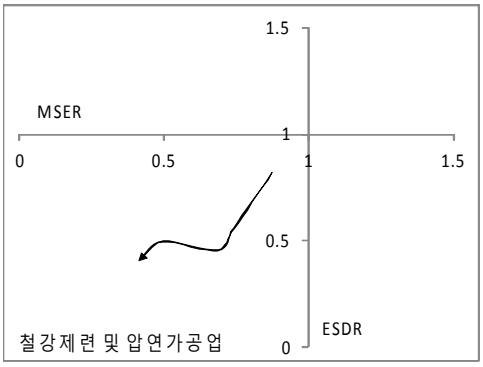
금속제품업은 1984년부터 선진국의 시장점유율은 지속적으로 하락한 반면에 개도국의 시장점유율은 1989년 이후 계속해서 증가세를 나타냄에 따라 4사분면에서 좌향하는 모습을 보이고 있다. 이는 선진국의 경쟁력이 점차 약화되고 있다는 것을 의미한다.

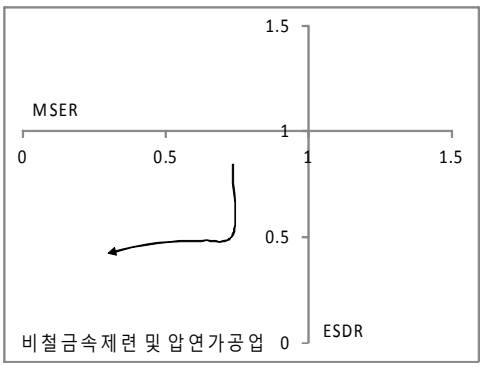
목재가공업은 3사분면에서 시계방향으로 회전하는 모습을 보이고 있는데 이는 1994년 까지는 선진국의 시장점유율은 하락한 반면 개도국은 증가하여 선진국이 경쟁력이 약회되는 추세를 나타내다가 2000년대 들어 선진국의 점유율은 현상을 유지하는데 반해 개도국의 시장점유율이 하락하기 시작하여 선진국이 경쟁력을 점차 회복하고 있는 것으로 분석되었다.

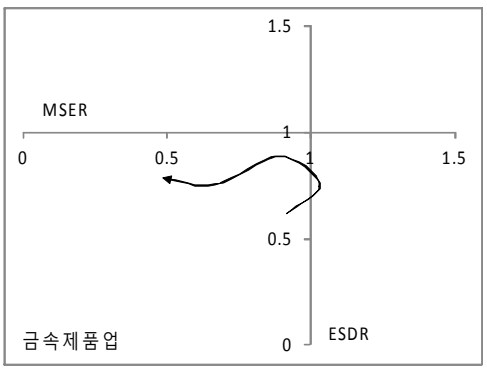
마지막으로 비금속광물제품업은 3사분면에서 좌하향하는 추세를 나타내고 있는데, 이는 선진국의 시장점유율운 지속적으로 하향하고 개도국은 지속적으로 시장점유율이 증가하여 수출시방 구조는 상이해지고 선진국은 전형적인 경쟁력 상실의 과정을 겪고 있음을 의미한다.

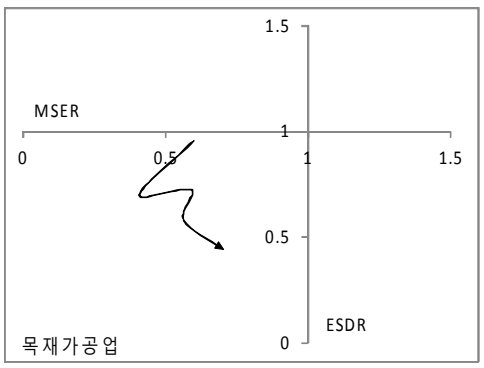
<그림 3-11> 계 속

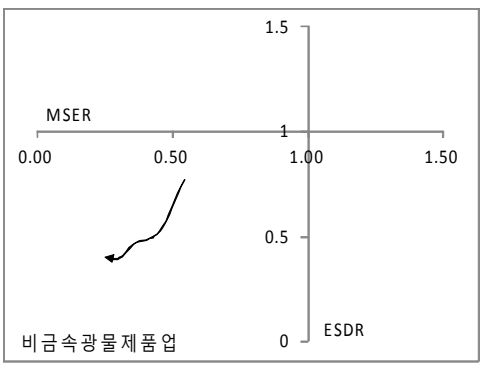

MSER
ESDR
0
0.5
1
1.5
고무제품업


MSER
ESDR
0
0.5
1
1.5
철강제련 및 압연가공업


MSER
ESDR
0
0.5
1
1.5
비철금속제련 및 압연가공업


MSER
ESDR
0
0.5
1
1.5
금속제품업


MSER
ESDR
0
0.5
1
1.5
목재가공업


MSER
ESDR
0.00
0.50
1.00
1.50
비금속광물제품업

제4장 환경규제가 무역에 미치는 영향성 분석

제1절 연구의 설계와 가설의 설정

1. 연구모형의 이론적 근거

가. 중력모형(Gravity Model)의 이론적 기초

중력모형(gravity model)은 실증적 측면에서 이국간 무역패턴(bilateral trade patterns)을 잘 설명하는 모형으로 인식되어 왔다. 중력식은 두 국가 사이의 무역이 두 국가의 소득과는 정(+)의 관계, 두 국가 사이의 거리(distance)와는 부(-)의 관계에 있다는 것을 특정한 함수형태로 표현하는데, 그 함수형태가 물리학의 중력법칙(law of gravity)을 연상하게 한다.

중력식의 현실설명력에 대한 주장 못지않게 자주 언급되는 문제는 그 이론적 기초에 관한 것이다. 특히 헥셔-오린 모형은 그러한 함수형태를 제공하지 못할 뿐만 아니라 심지어는 이론적으로 중력식과 모순된다는 주장까지 제기된 적도 있었다 하지만 1970년대 후반 중력식의 이론적 기초에 관한 연구들이 등장하기 시작한 이후로는 이론적 기초의 부재에 관한 주장들이 더 이상 설득력이 없게 되었다.

그럼에도 불구하고 H-0 모형에서 직접 유도된 중력식 모형은 거의 존재하지 않았었다 그렇기 때문에 중력식의 실증적 성과는 H-0 모형에 반대되는 증거로 받아들여졌고, 연구자들도 독점적 경쟁모형을 검정하기 위한 수단으로서 중력식을 이용하였다.

Anderson(1979)[117]과 Bergstrand(1989)[118]의 연구는 모든 재화들이 원산지 국가에 따라 차별화(differentiated by country of origin)된다는 가정에 기초하여 중력모형을 도출했다.

---

117) James. E. Anderson (1979), "A Theoretical Foundation for the Gravity Equation," *American Economic Reviews*, Vol. 69, No. 1, pp. 106-116.

118) Jeffrey H. Bergstrand (1989), "The Generalized Gravity Equation; Monopolistic Competition and the Factor-Proportions Theory in International Trade," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 71, No. 1, pp. 143-153.

반면 Bergstrand(1989, 1990)[119]와 Helpman(1987)[120] 등은 독점적 경쟁구조하의 제품차별화 모형을 이용하여 동일한 형태의 중력모형을 도출하였다. 따라서 기본적인 중력식은 아밍턴의 가정에 기초하든, 수평적 제품차별화를 가정하든 간에 상관없이 생산특화만 존재한다면 유도될 수 있다. 따라서 이하의 중력식 도출과정은 재화별 특화모형이나 다양성별 특화모형에 동시에 적응될 수 있다.

한편 Helpman(1987)[121]은 독점적 경쟁 이외의 다른 모형으로는 중력식을 도출할 수 없다고 믿었었다. 그리고 요소비율이론은 무역량의 결정요인을 이해하는데 거의 도움이 되지 못할 뿐만 아니라 2×2×2 H-O 모형의 요소가격균등화집합 내에서 무역량은 국가규모에 대해서 독립적이라는 것을 박스-다이어그램을 통해 증명하였다.

그러나 Hummels and Levinshon(1995)[122]는 실증분석을 통해 독점적 경쟁모형에 대한 부정적 결론에 도달했다. 그들은 독점적 경쟁이 발생할 가능성이 낮은 국가들 사이에서도 중력식이 잘 들어맞는다는 사실을 발견할 수 있는데, 이것은 독점적 경쟁에 의해 도출된 중력식이 독점적 경쟁에서만 나타나는 것이 아니라는 것을 의미한다. 한편 Deardorff(1998)[123]는 자국과 외국재화에 대한 소비자의 무차별한 선호와 공급자의 자국 및 외국시장에 대한 무차별한 공급, 그리고 완전특화 가정을 도입하여 표준적인 헥셔-오린 모형으로부터도 중력식이 도출될 수 있다는 것을 보여주었다.

---

119) Jeffrey H. Bergstrand (1985), "The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 67, No. 3, pp. 474-481; Jeffrey H. Bergstrand (1990), "The Hechscher-Ohline-Samuelson Model, The Linder Hypothesis and the Determinants of Bilateral Intra-Industry Trade," *Economic Journal*, Royal Economic Society, Vol. 100, No. 403, pp. 1216-1229.

120) Elhanan Helpman (1987), "Imperfect Competition and International Trade: Evidence from Fourteen Industrial Countries," *Journal of Japanese and International Economics*, Vol. 1, No. 1, pp. 62-81.

121) Elhanan Helpman (1987), "Imperfect Competition and International Trade: Evidence from Fourteen Industrial Countries", *Journal of Japanese and International Economics, Vol. 1, No.1*, 1987, pp. 62-81.

122) David Hummels and James Levinsohn (1995), "Monopolistic Competition and International Trade: Reconsidering the Evidence," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 3, pp. 799-836.

123) Alan V. Deardorff (1998), "Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclasical World?," *The Regionalization of World Economy*, ed. Jeffrey A. Frankel, (University of Chicago Press), pp. 7-28.

그리고 Eaton and Kortum(2002)[124]은 Dornbusch, Fisher and Samuelson(1997)[125]의 리카르도 모형에 기초하여 재화에 대한 소비자의 선호패턴보다는 생산기술에 민감한 중력모형을 도출하였으며, Feenstra, Markusen and Rose(1999)[126]는 완전경쟁, 과점모형 등의 다양한 모형에 기초하여 중력식을 도출하였다.

결론적으로 독점적 경쟁모형뿐만 아니라 헥셔-오린 모형과 리카르도 모형을 통해서도 중력식을 유도할 수 있기 때문에, 중력모형의 실증적 성과를 독점적 경쟁모형과 헥셔-오린 모형 중 어느 하나를 지지하는 증거로 받아들일 수 없게 된 것이다.

따라서 중력모형은 어느 한 특정 무역이론에 국한되는 것이 아니라 분석대상 국가들이 지닌 경제구조 및 무역패턴에 따라 다양한 무역이론으로부터 성공적으로 도출될 수 있음을 알 수 있는데 일반적으로 제품차별화이론은 'North-North Trade' 즉, 산업내 교역(intra-industry trade)이 발달한 선진국들간의 교역패턴을 설명하는 데 있어 중력모형의 이론적 근거가 되고 있으며, 헥셔-오린 모형은 소위 'North-South Trade', 즉 산업간 교역(inter-industry trade)이 발달한 개도국들간의 교역패턴을 설명하는 데 있어 중력모형이 효과적이라는 점이 일반화되고 있다.[127]

나. 기본적인 중력모형

전형적인 중력식(standard gravity equation)은 다음 (수식 7)과 같이 단순하게 표현될 수 있다.

---

124) Eaton Jonathan and Samuel Kortum (2002), "Technology, Geography and Trade," *Econometrica*, Vol. 70, No. 5, pp. 1744-1779.

125) R. Dornbusch, S. Fisher and P. A. Samuelson (1997), "Comparative Advantage, Trade and Payments in a Ricardian Model with a Continuum of Goods," *The American Economic Review*, Vol. 67, No. 5, pp. 823-839.

126) Robert C. Feenstra, James R. Markusen and Andrew K. Rose (2001), "Using The Gravity Equation to Differentiate Among Alternative Theories of Trade," *The Canadian Journal of Economics*, Vol. 34, No. 2, pp. 430-447.

127) 윤진나 · 손찬현 (2000), "중력모형에 기초한 한국의 교역패턴 및 지역경제권의 영향", 「대외경제정책연구」, 제4권, 제2호, (대외경제정책연구원), p. 5.

$$T_{ij} = A\frac{Y_i Y_j}{D_{ij}} \qquad \text{(수식 7)}$$

여기서, T_{ij}=j국에 대한 i국의 수출액

Y_i=i국의 GDP

Y_j=j국의 GDP

D_{ij}=i국과 j국 사이의 거리

A=비례상수(constant of proportionality)

상기모형에 포함된 중력모형의 주요 변수인 GDP와 거리 이외에도 경제규모를 나타내는 다른 설명변수로 인구(또는 1인당 국민소득)및 국토면적이 포함될 수 있으며 문화적 근접성의 개념으로 공통국경, 공통언어, 내륙성 또는 지역경제통합여부 등이 더미변수(dummy variable)로 첨가될 수 있다. 그러나 비록 국경을 인접하고 있는 국가간의 무역에서도 거리변수는 0이 아니다. 그렇지 않으면 무역량은 무한대로 추정되기 때문이다.[128]

먼저 모든 소비자들의 선호가 동일하고 동조적(homothetic)이라 가정한다. 그리고 자유무역균형에서 세계가격이 p일때, x를 국가 i의 생산물 벡터라 하고 c_i를 소비벡터라 한다. 균형무역(balanced trade)이 달성되어 소득이 지출과 같게 될 때, 소득은 $Y_i=p'x_i=p'c_i$이다. 선호가 동일하고 동조적이라면, 각 국가들의 재화(또는 다양성) k에 대한 지출이 그 국가의 전체소득에서 차지하는 비중 B_k는 각 국가마다 동일할 것이고, 따라서 재화(또는 다양성) k에 대한 특정국가 j의 소비는 $C_{jk} = \beta_k Y_j / P_k$이다. i국의 k재(또는 다양성) 생산량이 세계 전체의 생산량에서 차지하는 비중을 $\gamma_{ik} = x_{ik} / \sum x_{hk}$라 하고, 세계 전체의 k재(또는 다양성) 산출량을 $x_k^w = \sum_i x_{ik}$라고 할 때, 모든 국가들이 세계 시장에서 k재(또는 다양성)를 무작위로 선택한다면, j국의 i국산 k재(또는 다양성)의 소비량은 $C_{ijk} = \gamma_{ijk}\beta_k Y_i / P_k$이다. 모든 국가들이 k재(또는 다양성)에 대해 지출하는 소득의 비중이 동일하기 때문에 그 비중은 세계 전체의 소득Y_w에서 k재(또는 다양성)가 차지하는 비중과 같

128) 송의영 (2000), “국제무역의 구조와 중력방정식”, 「서강경제논집」, 제29집, 제2호, (서강대학교 경제학연구원), p. 54.

아야 한다. 즉, $\beta_k = P_k x_k^w / Y_w$이다. 그러므로 i국 재화(또는 다양성)에 대한 j국의 총수입액은 다음 (수식 8)과 같이 표현될 수 있다.

$$T_{ij} = \sum_k p_k c_{ijk} = \sum_k \gamma_{ik} \beta_k Y_j = \frac{Y_i Y_j}{Y_w} \qquad \text{(수식 8)}$$

따라서 동일한 동조적 선호 하에서 마찰 없는(수송비가 존재하지 않는) 무역이 이루어진다면, (수식 7) 보다도 단순한 형태의 중력식이 도출될 수 있다. 여기서 비례상수는 $A = 1/Y_w$이다. 물론 수송비를 고려하지 않았기 때문에 거리요인은 여기서 아무런 역할을 못한다. 따라서 (수식 8)을 마찰 없는 단순중력식(simple frictionless gravity equation)이라 부른다.

수송비가 Samuelson의 iceberg 형태로 모형화된다고 할 때, i국과 j국 사이의 수송비 요인(transport factor: 1+수송비)은 t_{ij}라 가정할 수 있다. 즉 재화 중에서 t_{ij}-1만큼의 비중이 i국에서 j국으로 수송되는 과정에서 소모된다. 완전경쟁 하에서 i국의 판매자는 시장을 차별하지 않을 것이며, 그렇기 때문에 모든 시장에서 단일가격 p_i를 수용할 것이다. 하지만 판매자들은 수송비를 지불해야 하기 때문에 시장 j에서 구매자가 직면하는 가격은 $t_{ij}p_i$가 될 것이다. 이국간 무역패턴은 선호에 의해 결정된다. 동일한 콥-더글라스 선호체계를 가정한다면, 각국의 소비자들은 i국의 재화에 대해 소득의 j비중을 일정하게 지출한다. 그리고 x_i를 i국의 산출량이라 한다면, j국의 소득 Y_i는 다음 (수식 9)와 같다.

$$Y_i = p_i x_i = \sum_j \beta_i Y_j = \beta_i Y_w \qquad \text{(수식 9)}$$

여기서 $\beta_i = Y_i / Y_w$이다. 무역의 가치는 수송비를 포함하지 않고(FOB) 계산될 수도 있고, 포함하여(CIF) 계산될 수도 있다. CIF가격으로 계산한 무역액은 다음 (수식 10)과 같다.

$$T_{ij}^{cif} = \beta_i Y_j = \frac{Y_i Y_j}{Y_w} \qquad \text{(수식 10)}$$

그러므로 콥-더글라스 선호체계 하에서 CIF가격으로 계산한 무역액은 마찰 없는 단순 중력식과 같고, 수송비 또는 거리요인이 무역에 아무런 영향을 미치지 않는다. FOB가격으로 계산한 무역액은 CIF무역액에서 수송비 요인을 제해야 한다.

$$T_{ij}^{fob} = \frac{Y_i Y_j}{Y_w} \quad \text{(수식 11)}$$

수송비가 거리와 밀접한 관련을 가지는 한, (수식 11)은 표준적인 중력식 (수식 7)과 매우 유사하다.

다. 중력모형을 이용한 선행연구

환경규제와 무역의 관계에 대하여는 두 가지 방향의 연구가 진행되어 왔다. 첫째는 무역자유화가 각국 혹은 세계 환경에 어떠한 영향을 미치는가 하는 문제이다. 무역자유화가 진행됨에 따라 각국의 기업은 세계시장에서 경쟁이 심화되고 이러한 경쟁환경에서 점차 환경문제를 무시할 수밖에 없게 되며 그에 따라 각국의 환경은 오염된다는 것이다[129]. 이 주제에 대한 실증분석 연구들은 무수히 많으며 Jayadevappa(2000)[130]에 잘 정리되어 있다.[131]

오염피난처가설에 근거하여 환경규제와 무역과의 관계를 밝히는 실증분석은 중력모형의 기본 변수에 환경변수를 임의적인 형태의 독립변수로 추가하여 무역에 미치는 환경변수의 계수를 구하는 방식이 주를 이루고 있다.[132]

van Beers and van den Bergh(1997)의 연구도 Tobey(1990)의 연구에서와 같이 중력모형(Gravity Model)을 이용하여 환경규제가 수출에 미치는 영향성을 실증분석하고 있다. 그 결과, Tobey(1990)가 이용한 투입물기준의 각국 환경규제강

129) 이러한 기업의 경쟁상황은 'Race to the bottom'이라고 불리기도 한다. 세계적 경쟁에 직면 하게 되는 각 기업은 생산비용 감소를 위해서 경쟁하다보면 환경문제를 돌볼 여유가 없게 되고 결국 각국의 환경은 바닥으로 떨어지게 되는 과정을 의미한다.

130) Ravishankar Jayadevappa and Sumedha Chhatre (2000), "International Trade and Environmental Quality: A Survey," *Ecological Economics*, Vol. 32, No. 2, pp. 175-194.

131) 오근엽 · 명창연 (2005), p. 630.

132) 심기은 · 정경화, "환경오염산업에서 유럽과 한국 간 환경투자의 상대적 차이가 교역에 미치는 영향", 「산업경제연구」, 제23권 제5호, 한국산업경제학회, 2010, p. 2282.

도 데이터를 사용한 경우에는 Tobey와 동일한 결과를 도출하였으며, 산출물기준의 규제강도 데이터를 이용할 경우에는 환경규제가 오염산업의 수출에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타나 어떤 데이터를 이용하는가에 따라 상이한 결과를 보였다. 그러나 이 연구는 선진 OECD 국가만을 분석대상에 포함하고 규제가 덜 엄격한 개도국은 고려하지 않음으로써 그 결과의 안정성이 부족하다고 평가되었다.

Harris, Konya and Matyas(2000)[133]는 위의 van Beers and van den Bergh(1997)의 연구결과에 대하여 계량모형의 OLS 분석만을 사용함에 따른 오류를 지적하였고, 동일 중력모형식을 수정하여 분석한 결과 환경규제가 수출과 수입에 미치는 영향이 없다고 주장하였다.

Grether and Melo(2003)[134]는 1인당 GDP의 차이 등으로 측정한 환경규제 변수를 사용하여 오염산업과 자원의존형 산업 등에 대하여 분석을 시행한 결과 환경규제의 차이와 무역흐름 간에는 큰 관련이 없음을 밝히기도 하였다. 이와 같이 중력모형을 이용한 기존의 주요 분석에 따르면 환경규제가 무역에 미치는 효과에 대해 각 연구에서 그 결과가 크게 유의하지 않은 것을 볼 수 있다. 이 논문에서는 헥셔-올린 분석에서와 같이 환경규제요소가 자본, 노동 등 기타 생산요소에 비해 상대적으로 차지하는 비중이 작거나, 환경오염산업이 동시에 대규모 자본집약적 산업인 경우 생산시설의 이동 등이 어렵기 때문에 환경규제가 그 활동에 크게 영향을 미치기가 어렵다고 보고 있다.

반면, Ederington and Minier(2001)[135]는 미국의 자료를 이용하여 미국 환경규제 강화가 해당 재화의 비교열위의 원인이 되는지를 분석한 결과, 위와는 다른 결과를 얻고 있다. 요소부존도(인적자원, 자본), 관세 및 환경규제 독립변수로 공해절감비용을 독립변수로 놓고 종속변수로 수입액을 놓은 모형의 회귀분석을 시행한 결과 미국의 환경규제가 강할수록 해당산업의 수입액이 늘어나는 것으로 나타났으며, 환경규제 혹은 환경오염방지 비용의 증가는 무역에 영향을 미친다는 것을 발견하였다. 이 연구에서는 기존의 많은 연구들에서 환경규제가 무역에 영

133) Mark N. Harris, László Kónya and László Mátyás (2000), "Modelling the Impact of Environmental Regulations on Bilateral Trade Flows: OECD 1990-96," *Melbourne Institute Working Paper Series No. 11/00*, (Melbourne: Institute of Applied Economic and Social Research), pp. 1-24.

134) Jean-Marie Grether and Jaime de Melo (2003), *Globalization and Dirty Industries: Do Pollution Havens Matter?* (London: Centre for Economic Policy Research), pp. 1-48.

135) Josh Ederington and Jenny Minier (2003), pp. 137-154.

향을 미치지 못하는 것으로 나오는 이유는 환경오염산업이 '이동이 어려운 산업'이라는 점을 고려하지 않았기 때문이라고 주장하고 있다.

또한, Cole and Elliott(2003)[136]는 환경오염이 심한 산업인 비철금속산업, 종이·펄프산업, 철강산업, 화학산업 등 4개 산업을 대상으로 60개국에 대하여 1995년 자료를 활용한 횡단면 분석을 하였으며, 숙련노동자, 비숙련노동자, 단순충자, 자본, 납, 아연, 철, 구리 등의 금속의 부존도, 석유, 가스, 석탄 등의 에너지 부존도, 열대우림, 비열대우림, 경작지, GDP, 그리고 환경규제지수 등 15개를 독립변수로 설정하여 종속변수인 1995년의 순수출(수출-수입)에 영향을 미치는지를 분석하였다. 이 결과, 환경규제가 순수출에 미치는 영향은 미미한 것으로 나타났다. 이에 대하여 저자들은 HOV모형에서는 산업간 무역만을 분석하여서는 실제로 상당히 존재하는 산업내 무역(Intra-Industry trade) 현상을 반영하지 못한다고 보고, 산업간 및 산업내 무역을 포함한 분석을 시도하였는데, 산업내 무역을 고려한 분석에서는 산업간 무역만을 고려했을 경우보다 환경규제가 무역에 미치는 영향이 더 큰 것으로 나타났다.

Mulatu 등(2004)[137]은 미국, 독일, 네덜란드 3개국에 대하여 자본, 숙련노동, 미숙련노동, R&D, 오염저감비용 등을 독립변수로 놓고 순수출(수출-수입)에 대하여 오염집약적 산업, 오염비집약적 산업, 자원집약적 산업, 자원비집약적 산업 등 4개 산업을 대상으로 분석을 시행하였다. 그 결과, 미국과 독일의 경우 환경규제가 오염산업에 있어 비교열위를 발생시키며, 네덜란드의 경우 목재와 철강조립산업 외에서는 전체산업 및 어떤 오염집약적 산업에서도 이러한 현상이 나타나지 않았다. 이는 산업별 특성에 따라 생산에 있어 환경규제의 비율이 생산요소의 가격비율보다 상대적으로 적을 경우, 환경규제가 강하더라도 해당 산업의 생산요소가 풍부하면 순수출이 많아지며, 그 반대의 경우도 발생하게 되는 것으로 환경규제요인보다 특정생산요소가 풍부한지 여부에 따라 무역방향이 결정되는 것으로

136) Matthew A. Cole and Robert J. R. Elliott (2003), "Do Environmental Regulations Influence Trade Patterns? Testing Old and New Trade Theories," *The World Economy*, Vol. 26, No. 8, pp. 1163-1186.

137) Abay Mulatu, Raymond J.G.M. Florax and Cees Withagen (2004), "Environmental Regulation and International Trade: Empirical Results for the Manufacturing Industry in Germany, the Netherlands and the US, 1972-1992," *Tinbergen Institute Discussion Paper*, TI 2004-020/3, pp. 1-35.

나타났다.

이와 같이 Heckscher-Ohlin 모형을 이용한 기존 주요연구에 따르면 환경규제가 무역에 미치는 효과에 대해 연구마다 그 결과가 상이한 것을 볼 수 있다. 이는 환경규제지수를 정량화하는 과정이 어렵고 그에 따라 대리변수(proxy variable)를 삽입하여 분석함에 따라 분석대상과 방법이 달라졌기 때문이다. 또한 선진국 위주의 분석을 함에 따라 개도국으로부터 선진국으로의 수출에 대한 분석이 누락된 경우가 있었다. 그리고 환경오염을 유발하는 산업이 대부분 자원의존형이거나 대규모 자본집약형 산업이기 때문에 원가 구성에 있어 환경정화비용이 자원의 확보 비용보다 적은 부분을 차지하기 때문이라고 해석되고 있다.[138]

한편 한국의 기존연구는 선진국을 위주로 한 외국의 환경규제 정책에 대한 대응정책개발을 위한 연구가 주를 이루고 있으며, 환경규제와 무역과의 실증분석 연구는 많지 않다. 한국의 연구는 주로 환경세 도입이나 혹은 환경규제 강화가 각 산업이나 경제에 미치는 영향들을 CGE 모형이나 혹은 다른 모형으로 분석하는 가운데 무역패턴에 대하여 언급하고 있다.

이 중 강만옥 외(1997)[139]에 의하면, 1980~1994년 기간을 대상으로 시계열 분석을 한 결과 동기간 동안 환경선진국의 환경기준은 점차 강화되며, 이에 따라 환경민감산업의 세계 총 수출에 대한 시장점유율이 상승하는 추세를 나타내고 있다. 반면, 환경민감제품에 대한 RCA지수는 점점 낮아지는 추세를 보이는데, 이는 한국 자체의 무역구조의 변화와 환경기준의 강화에 그 원인이 있다고 보고 있다.

강상인 외(2000)[140]는 기존의 무역과 환경 연계논의가 정태분석만을 고려하고 있다는 문제의식에서 무역자유화의 동태적인 환경파급효과를 고려하여 환경과 무역, 무역과 성장, 성장과 환경 사이의 상호관계를 살펴보고, 자유무역이 환경적 외부성에 미치는 파급효과를 분석하기 위하여 이론분석모형과 실증연구사례를 검토하였다.

---

138) Jerneja Jug and Daniel Mirza (2005), "Environmental Regulations in Gravity Equations: Evidence from Europe," *The World Economy*, Vol. 28, pp. 1591-1615.

139) 강만옥・차근호 (1997), 「환경기준 강화가 경쟁력에 미치는 영향: 국제무역 및 생산성을 중심으로」, (삼성경제연구소), pp. 1-125.

140) 강상인・김태완・한화진・강광규・최대승 (2000), 「환경부문을 고려한 국제무역과 내생적 지속성장모형 연구」, (한국환경정책평가연구원), pp. 1-132.

오근엽・명창연(2005)은 세계 각국의 환경규제지수를 이용하여 한국의 수출이 어떤 영향을 받는가를 중력모형을 기본모형으로 이용하여 분석하였다. 이는 기존의 연구들이 대부분 자국에서 환경규제를 강화하면 자국의 수출입에 어떤 영향을 미치겠는가를 본 것과는 대비된다.

이는 Cole and Elliott(2003)와 유사하지만 모형의 형태나 변수가 수정되었으며, 각 변수에 대한 대리변수의 이용방법도 다르다. 전체산업에 대한 분석결과는 수입국의 환경규제가 수출에 양(+)의 방향으로 유의한 영향을 바타내었다. 세부 산업별로는 화학물(515), 기타유기화학물(517), 방사능물질(524), 목조재조(635), 금속제조(69) 등의 5개 산업이 통계적으로 유의한 결과가 도출되었다.

2. 분석모형과 가설의 설정

가. 실증분석모형

본 연구의 실증분석모형은 기본 중력식에 기초하고 있으며 기본적인 중력식은 실증분석의 목적에 따라 다양하게 전개될 수 있는데, 본 연구의 기본모형은 다음 (수식 12)와 같다.

$$\ln Eexport_{ijt} = a + \beta_1 \ln GDP_{it} + \beta_2 \ln GDP_{jt} + \beta_3 \ln Dist_{ij} + \beta_4 \ln EPI_{jt}(EPI_Gap_{ijt}) + u_{ij} + e_{ijt} \quad \text{(수식 12)}$$

여기서,

$Eexport_{ijt}$ = t시기의 수출국(i)과 교역상대국(j)간의 ESIs 수출액

GDP_{it} = t시기의 수출국(i)의 실질 GDP

GDP_{jt} = t시기의 교역상대국(j)의 실질 GDP

$Dist_{ij}$ = 양국간 거리(Great Circle Distance)

EPI_{jt} = t시기의 교역상대국(j)의 환경규제수준

EPI_Gap_{ijt}= t시기 교역상대국(j)의 환경규제수준이 수출국(i)의 환경규제수준이 보다 상대적으로 높으면 1을 부여하는 더미변수

u_{ij} = 패널의 개체특성을 나타내는 오차항 또는 확률변수(random variable)

e_{ijt} = 시간과 패널 개체에 따라 변하는 순수한 오차항

한편, GDP는 인구와 1인당 GDP의 곱이므로 다음 (수식 13)과 같이 풀어 쓸 수 있다.

$$\ln Eexport_{ijt} = a + \beta_1 \ln GDP_Cap_{it} + \beta_2 \ln GDP_Cap_{jt} + \beta_3 \ln Pop_{it} + \beta_4 \ln Pop_{jt} + \beta_5 \ln Dist_{ij} + \beta_6 \ln EPI_{jt}(EPI_Gap_{ijt}) + u_{ij} + e_{ijt} \quad \text{(수식 13)}$$

상기 회귀식은 로그선형모형을 취했기 때문에 β는 탄력성을 의미한다. 따라서 설명변수의 1% 변화가 수출국 환경민감산업 총수출입액에 가져오는 %변화를 측정하게 된다. 회귀식에서 $\ln GDP_i$와 $\ln GDP_j$는 양국의 경제규모, 즉 생산능력

또는 시장규모를 나타내는 변수로서 GDP가 증가한다는 것은 생산성의 향상으로 규모의 경제 및 비교우위를 가진다는 것을 의미함과 동시에 외국의 수입상품을 흡수할 수 있는 시장규모도 커진다는 것을 의미한다. 따라서 양국의 GDP가 커질수록 교역규모도 늘어날 것이므로 정(+)의 계수를 보일 것으로 예상한다.

한편 1인당 GDP는 서비스산업의 무역패턴이 단순히 상대국가의 전반적 경제규모에 의해 결정되는지 아니면 상대국의 소득수준에 의해서도 영향을 받는지를 예측하기 위한 설명변수이다.

설명변수로 도입된 거리(distance)는 계량적으로 측정하기 어려운 운송비용, 소요시간, 문화적 이질성, 시장접근 등과 같은 대표적 무역장벽의 비용(trade cost)을 대신하는 개념이라고 할 수 있다. 본 모형에서 사용되는 거리는 수출국과 수입국의 대표 도시간의 위도와 경도를 조합하여 측정한 지표상의 비행거리(great circle distance)를 의미한다. 따라서 양국가간의 거리가 멀어지면 교역액이 감소할 것이므로 부(-)의 계수를 보일 것으로 예상된다. 그러나 최근 선행연구의 결과를 따르면 양국간의 거리변수는 과거에 비하여 설명력이 점차 감소되는 경향을 보이고 있기 때문에 거리의 영향에 대한 추정결과는 이론적 예상과 반드시 일치된 결과를 보이지 않을 가능성도 있다.

한편 수입국의 환경규제수준이 수출국의 무역패턴에 미치는 영향성을 분석하기 위해서는 환경규제수준에 대한 수량적 지표를 구할 수 있어야 한다. 하지만 규제의 엄격성은 법률의 적용범위와 처벌수준, 집행, 법적 실효성 등과 복잡한 관련이 있는데 이를 계량화하는 것은 현실적으로 어려움이 많다. 따라서 선행연구에서는 규제강도의 대리변수로 에너지 사용량, 이산화탄소 배출량, 오염저감지출(pollution abatement cost expenditure), 1인당 국민소득 등을 활용하고 있다. 그러나 오염저감지출을 활용한 환경규제수준은 국가별 시간별 변동이 미미하고, 계량화된 지표로서 활용하기에는 어려운 점이 많다. 이러한 문제를 해결하기 위해 최근 연구에서는 환경규제지표로서 2005년 UN에서 조사하여 발표한 환경지속가능성지수(Environmental Sustainability Index: ESI)를 주로 활용되고 있다. ESI는 주어진 환경여건, 오염물질부하, 질병, 사회, 만간분야 역량, 에너지 사용량 등 환경분야는 물론 사회, 경제 전반에 걸쳐 68개 항목을 선정하여 태생적 여건과 현재 상황, 그리고 미래의 환경도전에 대한 대처 역량 등을 종합적으로 평

가 한 것으로 대체로 자연상태를 잘 보존하고 있는 국가가 높은 점수를 나타낸다.

반면 본 연구에선 환경규제수준의 대리변수로 환경성과지수(Environmental Performance Index; EPI)를 이용하고자 한다. 동 지표는 국가별 환경수준을 계량화·평가한 환경분야 종합지표로서 2년마다 세계경제포럼(WEF)을 통해 2002년 실험적 발표를 시작으로 2006 EPI, 2008 EPI 그리고 최근 2010 EPI가 발표되었다. EPI지수는 환경보건(environmental health)과 생태계 지속성(ecosystem vitality)의 2개 핵심요소로 구성되어 있고, 각각의 핵심구성요소는 3-7개의 정책지표로 다시 세분화되어 총 10개의 정책지표로 구성되어 있다.[141] 여기서 '환경보건'지수는 한국가의 환경성과는 인간보건에 대한 환경부하의 수준이 낮을 수로 높아진다는 논리이며, '생태계 지속성'은 한 국가의 환경성과는 생태계 및 자연자원을 보호하는 수준이 높을수록 높아진다는 논리이다. 따라서 EPI지수가 각국의 환경규제수준을 대리한다고 할 수 있다.

마지막으로 EPI_Gap_{ijt}는 t시기 교역상대국(j)의 환경규제수준이 수출국(i)의 환경규제수준이 보다 상대적으로 높으면 1을 부여하는 더미변수로 규제수준의 상대적 차이 효과를 분석하기 위한 변수이다.

나. 환경규제가 무역에 미치는 영향성에 관한 가설 설정

본 논문의 2장에서 고찰한 바와 같이 환경규제가 국제경쟁력과 무역패턴의 변화에 미치는 가설은 전통적 경제이론인 헥셔-오린모형에 바탕을 두고 있는 오염피난처가설(pollution haven hypothesis)과 엄격한 환경규제에 의해 기업은 새로운 기술이 창출되며 이는 곧 기업의 혁신을 고무시키고 이를 통해 공해규제비용을 상쇄할 수 있으며 더 나아가 경쟁력을 보다 제고시킬 수 있다는 포터가설(porter hypothesis)로 귀결된다.

오염피난처가설에 따르면 교역상대국(수입국)의 환경규제가 강화되면 추가적인 오염저감비용으로 인해 생산원가가 상승하고 결과적으로 가격경쟁력을 상실한다. 반면, 포터가설에 따르면 장기적 관점에서 강한 환경규제는 청정공정으로의 기술

141) 차용진 (2008), "2008 환경성과지수(EPI)에 대한 비판적 고찰: EPI 모형의 타당도 및 신뢰도 검토", 「정책분석평가학회보」, 제18권, 제3호, (한국정책분석학회), pp. 75-94.

혁신을 유도하여 기술선점 등으로 인한 비교우위를 발생시킬 수 있다. 이러한 선행연구들의 연구결과를 토대로 오염피난처가설과 포터가설의 검증을 위하여 본 연구에서는 다음과 같은 두 대립가설을 설정한다.

가설 1 : 수입국의 환경규제수준이 높으면 수출국의 수출총량은 증가한다.

수출상대국(수입국)의 환경규제수준이 높으면 수출상대국 생산원가는 상승되고 가격경쟁력은 상실하여 상대적으로 수입국에 대한 수출국의 환경민감산업의 수출총량은 증가하게 된다. 따라서 (수식 12)의 $\beta_4 \ln EPI_{jt}$는 양(+)의 부호를 갖게 될 것이다.

가설 2 : 수입국의 환경규제수준이 높으면 수출국의 수출총량은 감소한다.

수입국의 환경규제수준이 높으면 수입국 기업들은 엄격한 환경규제를 극복하기 위하여 기술개발 비용을 증가시키고 이는 곧 기업의 혁신을 고무시킨다. 이를 통해 환경규제비용을 상쇄할 수 있으며, 더 나아가 경쟁력을 보다 제고시킬 수 있다. 또한 수입국 기업은 규제강화로 처리비용이 높아지는 폐기물을 판매 가능한 제품으로 전환함으로써 비용증대가 아닌 수입증가의 기회로 활용할 수도 있다. 따라서 수입국의 환경규제수준이 높으면 수출국의 수출총량은 감소한다. 따라서 (수식 12)의 $\beta_4 \ln EPI_{jt}$는 음(-)의 부호를 갖게 될 것이다.

가설 3 : 수입국의 환경규제수준이 수출국의 규제수준보다 상대적으로 높으면 수출국의 수출총량은 감소한다.

개별 국가는 자국이 설정한 환경기준에 도달하지 못하는 제품에 대해서는 과징금의 부과나 수입금지 등의 제재수단을 통해 자국의 환경보호 뿐 아니라 자국 산업 보호라는 부차적 효과를 얻을 수 있다. 따라서 2000년대 중반을 넘어서면서 많은 국가로 확산된 환경규제조치는 새로운 무역장벽으로 작용하여 상대적으로 환경규제수준이 낮은 국가의 수출총량은 감소하게 된다. 따라서 (수식 12)의 $\beta_4 EPI_Gap_{ijt}$는 음(-)의 부호를 갖게 될 것이다.

제2절 환경민감산업의 무역패턴 분석

1. 분석자료와 모형의 검정

가. 분석자료의 수집

본 연구는 2008년부터 2009년까지의 세계 환경민감산업 교역상대국간의 총수출액, GDP 및 양국간 거리 등의 자료를 바탕으로 한 균형패널데이터(Balanced Panel Data) 분석이다. 전체 환경민감산업을 대상으로 한 모형 내 변수, 정의 및 기초 통계량은 다음 <표 4-1>과 같다.

<표 4-1> 사용 변수의 정의와 기초 통계량

구분	변수명	정 의	평균	표준편차
종속변수	$Eexport_{ijt}$	t시기 교역상대국에 대한 수출액[1](백만달러)	24.70	165
설명변수	GDP_{it}	t시기 수출국(i)의 실질 GDP[2](억달러)	21,100	30,000
	GDP_{jt}	t시기 교역상대국(j)의 실질 GDP[2](억달러)	5,960	16,400
	GDP_Cap_{it}	t시기 수출국(i)의 1인당 실질 GDP[2](달러)	28,097	16,040
	GDP_Cap_{jt}	t시기 교역상대국(j)의 1인당 실질 GDP[2](달러)	14,536	17,352
	Pop_{it}	t시기 수출국(i)의 인구수(백만명)	207.00	393
	Pop_{jt}	t시기 교역상대국(j)의 인구수(백만명)	67.40	200
	$Dist_{ij}$	양국간 거리(Great Circle Distance, miles)	3,807	2,633
	EPI_{jt}	t시기의 교역상대국(j)의 환경규제수준	77.57	9.55
	EPI_Gap_{ijt}	교역상대국(j)의 규제가 수출국(i)의 규제보다 높으면 (1)을 주는 더미변수	0.35	0.00

주1) : 각 년도별 수출입액을 2000년 미국 CPI로 나누어 실질화.
주2) : 2000년 US$ 기준 불변가격 기준.

종속변수인 수출국과 교역상대국간의 환경민감산업 교역량은 UN Commodity Trade Statistics Database의 상품무역 통계를 이용하였다.

설명변수로 사용된 각국의 GDP, 일인당 국민소득 및 인구수는 각 년도를 기준으로 하였으며, World Bank의 World development indicators(WDI 2010)를 이용하여 2000년 US$ 기준 불변가격으로 추출하였다. 거리는 양국간 거리단위(Great Circle Distance), 즉 수출국과 교역상대국의 주요 상업도시와의 지표상의 거리를 사용하였으며 Andrew K. Rose의 홈페이지에서 추출하였다.[142]

한편 교역상대국 환경규제수준(EPI_Gap_{ijt})의 대리변수인 환경성과지수(Environmental Performance Index: EPI)는 세계경제포럼(WEF)의 통계자료를 이용하였다.

나. 연구모형의 검정

중력방정식과 관련된 기존연구의 상당부분은 연도별로 통상최소자승법(OLS)을 사용하여 회귀식을 추정하고 있다. 그러나 이러한 추정은 오차항에 대한 동분산성, 독립성, 설명변수의 외생성(exogeneity)의 가정이 충족되었을 시 가능하다. 그러나 국가쌍의 무역흐름으로 구성된 패널데이터는 횡단면데이터와 시계열데이터의 특성을 동시에 가지고 있기 때문에 오차항에 이분산성(heteroscedasticity)이나 자기상관(autocorrelation)이 존재할 가능성이 높은 것으로 알려져 있다.[143]

따라서 본 연구에서는 다중공선성(multicollinearity) 검정과 패널데이터모형에 이분산성과 자기상관이 존재하는지를 검정하였다.

(1) 다중공선성 검정

본 연구에서는 먼저 상수항을 포함하여 설명변수들 간에 완전한 선형관계(perfect linear relationship)가 없는지를 검정하기 위하여 다중공선성 검정을 실시하였다.

---

142) http://faculty.haas.berkeley.edu/arose/

143) 잔차가 이질적인 분산을 보일 때 OLS 방식으로 산출된 회귀계수는 비록 편의(biased)되지는 않지만 최소분산(minimum error variance)의 가정을 만족시키지 못해 계수추정의 정확성(efficiency)을 상실하게 된다. 즉 회귀계수의 표준오차가 필요 이상으로 커지게 된다.

다음 <그림 4-1>은 (수식 12)와 (수식 13)에 대한 VIF(Variance Inflation Factor)를 측정한 결과이다. 일반적으로 VIF가 10보가 크면 다중공선성을 의심해야 되는데, 아래 결과에서 보듯이 모든 변수의 VIF가 1에 가깝고 1/VIF값이 0.1보가 크기 때문에 다중공선성의 문제는 없는 것으로 판단되었다.

<그림 4-1> VIF(Variance Inflation Factor) 측정 결과

. vif

Variable	VIF	1/VIF
EPI_j	1.25	0.800537
GDP_j	1.20	0.832268
dist	1.10	0.905461
GDP_i	1.06	0.943769
Mean VIF	1.15	

. vif

Variable	VIF	1/VIF
GDP_cap_j	1.91	0.522230
POP_i	1.91	0.522348
EPI_j	1.85	0.540922
GDP_cap_i	1.79	0.558664
dist	1.20	0.833851
POP_j	1.08	0.924055
Mean VIF	1.62	

(2) 이분산성 검정

최소제곱(OLS) 추정량이 최우수선형불편추정량(BLUE)이 되기 위한 제반 가정 중 동분산성(homoskedasiticity) 가정은 효율적인 추정량(efficient estimator)을 얻는데 중요한 역할을 한다. 만약 제가정이 위배되어 오차항에 이분산성(heteroskedasticity)이 존재한다면 추정계수의 표준오차 추정치가 올바르지 않게 되며, 이에 따라 추정계수에 대한 가설 검정(t검정, F검정)도 문제가 있게 될 것이다.

따라서 본 연구에서는 먼저 주어진 데이터가 패널구조라는 사실을 무시하고 (수식 12)와 (수식 13)을 합동(pooled) OLS모형으로 추정한 후 동 모형에 이분산성이 존재하는지를 검정하기 위해 Breusch-Pagan 검정을 실시하였다.

다음 <그림 4-2>는 (수식 12)에 대한 Breusch-Pagan 검정 결과이다. 동 검정의 귀무가설은 동분산성이고 대립가설은 이분산성이며, 검정통계량은 카이제곱 분포를 따른다. 분석 결과를 보면 p값이 0.05보다 작기 때문에 5% 유의수준에서 귀무가설이 기각된다. 즉 이분산성이 존재한다고 말할 수 있다.

<그림 4-2> Breusch-Pagan 검정 결과

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
         Ho: Constant variance
         Variables: fitted values of Export

         chi2(1)      =   972.63
         Prob > chi2  =   0.0000
```

따라서 본 연구에서는 오차항에 이분산성이 존재하는 경우에 효율적인 추정량을 구하는 GLS(generalized least squares) 모형을 채택하고 패널데이터모형에 이분산성이 존재하는지 가설검정하기 위해 LR(Likelihood Ratio; 우도비) 검정을 실시하였다.

LR 검정통계량은 $LR = -2(\ln L_R - \ln L_{UR}) \sim \chi^2_{df}$ 로 정의된다. 여기서 $\ln L_R$과 $\ln L_{UR}$은 각각 제약이 가해진(restricted) 모형과 제약이 없는(unrestricted) 모형의 로그우도함수(log-likelihood function) 값이다. 여기서 비제약모형은 오차항의 분산이 패널그룹에 따라 다르다고 가정하는 것이고, 제약모형은 오차항의 분산이 패널그룹에 다르지 않고 모두 같다고 가정하는 것이다. 각 모형을 추정한 후에 로그우도함수값을 구하여 검정통계량을 계산할 수 있다. 검정통계량은 카이제곱분포(χ^2_{df})를 따르며 분포의 자유도(*df*)는 제약이 가해진 모수의 개수가 된다.

그러나 전체 환경민감산업의 패널 개체가 n=71,447개임으로 시점 t에서 오차항의 공분산 행렬의 크기가 71,447×71,447나 되기 때문에 Stata SE 버전의 최대 행렬 한도(11,000×11,000)를 초과하게 된다. 따라서 LR검정은 환경민감산업의 각 세부산업별로 실시하였다. 예로서 다음 <그림 4-3>은 석유가공업 (수식 12)에 대한 LR(Likelihood Ratio) 검정 결과이다. 그 결과 LR chi2(2730)=-1585.34, Prob>chi2=1.0000으로 나타나 검정통계량의 p값이 0.01보다 크기 때문에 1% 유의수준에서 귀무가설(즉, 오차항의 동분산성)이 채택되었다. 따라서 석유가공업 패널데이터모형에는 이분산성의 문제가 없는 것으로 판단되었다.

<그림 4-3> LR(Likelihood Ratio) 검정 결과

```
. estimates store UR_model

. lrtest UR_model R_model, df(2730)

Likelihood-ratio test                                 LR chi2(2730)=  -1585.34
(Assumption: UR_model nested in R_model)              Prob > chi2 =    1.0000
```

또한 패널 개체간 이분산성이 존재하는지를 검정하기 위하여 Modified Wald Test를 실시하였다. 분석 결과 다음 <그림 4-4>와 같이 p값이 0.05보다 크기 때문에 1% 유의수준에서 귀무가설(즉, 오차항의 동분산성)이 채택되었다. 따라서 패널 개체간 이분산성의 문제가 없는 것으로 판단되었다.

<그림 4-4> Modified Wald Test 검정 결과

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i

chi2 (71447)  =    0.00
Prob>chi2 =      1.0000
```

(3) 자기상관 검정

최소제곱(OLS) 추정량이 최우수선형불편추정량(BLUE)이 되기 위해서는 오차항간에 상관관계가 없어야 한다. 이분산성과 마찬가지로 자기상관(autocorrelation)이 존재한다면 추정계수의 표준오차 추정치가 올바르지 않게 되며, 이에 따라 표준오차를 이용하여 계산하는 t값과 p값에도 문제가 있을 수 있다.

본 연구에서는 확률효과 모형에 자기상관이 존재하는지를 검정하기 위하여 (수식 12)에 대하여 다음 <그림 4-5>와 같이 Breusch-Pagan의 LM(Lagrangian Multiplier)검정의 확장모형을 통하여 Serial Correlation을 측정하였다. 분석결과 p값이 0.01보다 작기 때문에 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각되었다. 따라서 오차항 e_{it}에 1계 자기상관이 존재하므로 효율적인 추정량을 얻기 위해서는 1계 자기 상관을 가정하면서 모형을 추정해야하는 한다는 결론을 도출하였다.

<그림 4-5> Serial Correlation 측정 결과

```
Tests for the error component model:

        Export[p_id_c,t] = Xb + u[p_id_c] + v[p_id_c,t]
           v[p_id_c,t] = rho v[p_id_c,(t-1)] + e[p_id_c,t]

        Estimated results:
                                 Var     sd = sqrt(Var)
                 ---------+-----------------------------
                   Export |   9.549976       3.090304
                        e |   1.148718      1.0717826
                        u |   4.810734      2.1933385

        Tests:
           Random Effects, Two Sided:
           LM(Var(u)=0)       =45990.19   Pr>chi2(1) =  0.0000
           ALM(Var(u)=0)      =       .   Pr>chi2(1) =       .

           Random Effects, One Sided:
           LM(Var(u)=0)       =  214.45   Pr>N(0,1)  =  0.0000
           ALM(Var(u)=0)      =       .   Pr>N(0,1)  =       .

           Serial Correlation:
           LM(rho=0)          = 1.9e+05   Pr>chi2(1) =  0.0000
           ALM(rho=0)         =       .   Pr>chi2(1) =       .

           Joint Test:
           LM(Var(u)=0,rho=0) =       .   Pr>chi2(2) =       .
```

(4) 오차항 u_{ij}에 대한 가설 검정

패널 선형회귀모형에서 오차항 u_{ij}의 고정된 개체특성을 고려할 필요가 있는지 가설검정할 수 있다. 귀무가설(H_0 : 모든 패널 개체 i에 대해 u_i=0)이 맞는다면 패널개체의 특성을 따로 고려할 필요가 없이 합동 OLS로 추정하면 되고, 귀무가설이 기각되면 고정효과 모형으로 추정하여야 한다. (수식 12)에 대한 F검정결과 F(71446, 71443)=9.41, Prob>F=0.0000으로 나타나 p값이 0.01보다 작기 때문에 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각되었다. 따라서 패널의 개체특성을 모형에서 고려한 고정효과 모형이 합동 OLS보다 적절하다는 것을 알 수 있다.

또한 오차항 u_i를 확률효과로 가정하는 경우, 확률효과 모형의 유의성을 가설검정할 수 있는데 귀무가설(H_0 : $var(u_i)=\sigma^2_u=0$)이 맞는다면 패널그룹의 특성을 고려할 필요가 없게 되므로 합동 OLS로 추정하면 되고 귀무가설이 틀리다면 패널그룹의 특성을 고려한 확률효과 모형으로 추정하여야 한다.

다음 <그림 4-6>은 (수식 12)에 대한 Breusch-Pagan의 LM(Lagrangian Multiplier)검정[144]을 실시한 결과이다. 분석결과 p값이 0.01보다 작기 때문에 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각되었다. 따라서 합동 OLS 모형 추정보다는 패널의

144) T. S. Breusch and A. R. Pagan (1980) "The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics," *Review of Economic Studies*, Vol. 47, pp. 239-253.

개체특성을 고려한 확률효과 모형을 추정해야 한다는 결론을 도출하였다.

<그림 4-6> Breusch-Pagan의 LM검정 결과

```
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

        Export[p_id_c,t] = Xb + u[p_id_c] + e[p_id_c,t]

        Estimated results:
                         |       Var      sd = sqrt(Var)
                ---------+------------------------------
                  Export |   9.549976        3.090304
                       e |   1.148718        1.071783
                       u |   4.810734        2.193338

        Test:   Var(u) = 0
                                 chibar2(01) = 45990.19
                              Prob > chibar2 =   0.0000
```

(5) 하우스만 검정

환경민감산업 전체산업에서 고정효과모형(fixed effect model)과 확률효과모형(random effect model) 중 어떠한 모형을 선택하는 것이 보다 적절한지를 확인하기 위하여 하우스만 검정(Hausman Test)을 실시하였다.

패널자료를 분석함에 있어서 추정방정식의 상수항과 계수가 산업그룹별 및 연도별로 같은가 여부와 오차항의 구조에 따라 고정효과모형(fixed effect model)과 확률효과모형(random effect model)으로 나누어지는데, 고정효과모형은 개별효과를 일종의 상수항으로 처리하며 확률효과모형은 개별효과를 오차항의 일부로 처리하는 방법이다.

고정효과모형인지 확률효과모형인지를 판단할 때 일차적으로 중요한 기준은 데이터에서 패널 개체의 특성을 의미하는 u_i 에 대한 추론(inference)이다. 패널 개체들이 모집단에서 무작위로 추출된 표본이 아니라 특정 모집단 그 자체라면 오차항 u_i 는 확률분포를 따른다고 말할 수 없다.

계량경제학 이론 측면에서는 $cov(x_{ij}, u_i)=0$ 가정이 성립한다면 고정효과 추정량과 확률효과 추정량이 모두 일치추정량이기 때문에 서로 유사한 결과를 얻게 될 것이다. 그러나 $cov(x_{ij}, u_i)\neq 0$ 이면 확률효과 추정량은 일치추정량이 되지 못하기 때문에 추정결과에 차이(systematic difference)가 존재할 것이다. 따라서 고정효과모형(fixed effect model)과 확률효과모형(random effect model)의 선택은 $cov(x_{ij}, u_i)=0$ 가정의 성립여부, 또는 고정효과 추정치와 확률효과 추정치의 체계

적 차이의 존재 여부에 달려 있다고 말할 수 있다.

다음 <그림 4-7>은 (수식 12)에 대한 하우스만 검정(Hausman Test)을 실시한 결과이다. 분석결과 p값이 0.01보다 작기 때문에 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각되었다. 따라서 확률효과 모형의 추정량은 일치추정량이 아니며, 고정효과 모형을 선택하는 것이 보다 적절하다고 할 수 있다. 또한 (수식 13)에서도 χ^2=703.61, p=0.0000로 나타나 p값이 0.01보다 크기 때문에 고정효과모형을 선택하였다.

<그림 4-7> 하우스만 검정(Hausman Test) 결과

```
. hausman FE RE

                 ---- Coefficients ----
             |      (b)          (B)            (b-B)     sqrt(diag(V_b-V_B))
             |       FE           RE         Difference          S.E.
-------------+------------------------------------------------------------
       GDP_i |    2.375441    .5991005       1.776341        .1148897
       GDP_j |    .7947852    .7980289      -.0032437        .0264064
        dist |    2.026855   -1.020698       3.047552        3.328809
     epi_gap |   -.0661138    .1004107      -.1665245        .0142546
------------------------------------------------------------------------------
                b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test:  Ho:  difference in coefficients not systematic

              chi2(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
                      =      375.62
            Prob>chi2 =      0.0000
```

(6) 모형검증 결과의 요약

본 연구의 모형에 대한 다중공선성 검정결과 모든 변수의 VIF가 1에 가깝고 1/VIF값이 0.1보가 크기 때문에 다중공선성의 문제는 없는 것으로 판단되었다. 패널데이터모형에 대한 이분산성을 검정하기 위해 Modified Wald Test를 실시한 결과 패널 개체간 이분산성의 문제가 없는 것으로 판단되었다.

또한 자기상관이 존재하는지를 검정하기 위하여 Breusch-Pagan의 LM(Lagrangian Multiplier)검정의 확장모형을 통하여 Serial Correlation을 측정한 결과, 오차항 e_{it}에 1계 자기상관이 존재하므로 효율적인 추정량을 얻기 위해서는 1계 자기 상관을 가정하면서 모형을 추정해야하는 한다는 결론을 도출하였다.

패널 선형회귀모형에서 오차항 u_{ij}의 고정된 개체특성을 고려할 필요가 있는지 가설검정을 한 결과, 패널의 개체특성을 모형에서 고려한 고정효과 모형이 합동

OLS보다 적절한 것으로 분석되었다. 또한 오차항 u_i를 확률효과로 가정하는 경우 확률효과 모형의 유의성을 가설검정한 결과, 합동 OLS 모형 추정보다는 패널의 개체특성을 고려한 확률효과 모형을 추정해야 한다는 결론이 도출되었다.

마지막으로 환경민감산업 전체산업에서 고정효과모형(fixed effect model)과 확률효과모형(random effect model) 중 어떠한 모형을 선택하는 것이 보다 적절한지를 확인하기 위하여 하우스만 검정(Hausman Test)을 실시하였다. 분석결과 (수식 12)와 (수식 13) 모두 고정효과 모형을 선택하는 것이 보다 적절한 것으로 분석되었다.

따라서 환경민감산업 전체산업에 대한 분석모형은 Baltagi and Wu(1999)[145]가 제시한 GLS 추정방법을 이용하여 1계 자기상관이 존재한다는 가정하에 고정효과모형을 중심으로 분석하였다.

145) Badi H. Baltagi and Ping X. Wu (1999), "Unequally Spaced Panel Data Regression Models with AR(1) Remainder Disturbances," *Econometric Theory*, Vol. 15, pp. 814-823.

2. 전체 환경민감산업 분석결과

다음 <표 4-2>에서 OLS(1)은 (수식 12)를 본 연구의 데이터가 패널구조라는 사실을 무시하고 합동(pooled) OLS모형으로 추정한 결과이며, RE(2)와 FE(3)은 1계 자기상관을 고려한 고정효과(Fixed Effect)와 확률효과(Random Effect) 추정결과이다.

먼저 (수식 12)를 하우스만 검정 결과에 따라 FE(3)의 결과를 중심으로 살펴보면, 환경민감산업 수출국의 GDP 규모는 전체 환경민감산업 수출에 정(+)의 영향성을 지닌 변수로서 $p<0.01$수준에서 계수값이 0.954인 것으로 분석되었다. 이는 수출국의 GDP가 1% 증가할 때마다 환경민감산업의 수출이 약 0.954% 증가한다는 것을 의미하는 것이다. 반면 상대국 GDP는 $p<0.01$수준에서 계수값이 0.711인 것으로 분석되었는데, 이는 수입국의 GDP가 1% 증가할 때마다 환경민감산업의 수출이 약 0.711% 증가한다는 것을 의미하는 것이다.

또한 RE(2)의 결과로 거리변수($Dist_{ij}$)의 영향성을 살펴보면 계수값이 -0.996($p<0.05$)로 분석되어 양국간 거리가 1% 증가할 때마다 환경민감산업의 수출은 약 0.996% 이상 감소하는 것으로 예측되었다.

다음으로 OLS(4)는 (수식 13)을 합동 OLS모형으로 추정한 결과이며, RE(5)와 FE(6)은 1계 자기상관을 고려한 고정효과(Fixed Effect)와 확률효과(Random Effect) 추정결과이다. (수식 13)을 하우스만 검정 결과에 따라 FE(6)의 결과를 중심으로 살펴보면, 환경민감산업 수출국의 1인당 국민소득(GDP_Cap_{it})은 전체 환경민감산업 수출에 정(+)의 영향성을 지닌 변수로서 $p<0.01$수준에서 계수값이 1.147인 것으로 분석되었으며, 상대국의 1인당 국민소득(GDP_Cap_{jt})도 $p<0.01$수준에서 계수값이 0.668로 분석되었다.

<표 4-2> 전체산업에 대한 OLS, RE, FE 회귀분석 결과

구 분	전체 환경민감산업 수출 ($Eexport_{ijt}$)					
	OLS(1)	RE(2)	**FE(3)**	OLS(4)	RE(5)	**FE(6)**
GDP_{it}	0.595 (0.006)***	0.593 (0.008)***	0.954 (0.123)***			
GDP_{jt}	0.821 (0.004)***	0.779 (0.005)***	0.711 (0.027)***			
GDP_Cap_{it}				0.339 (0.007)***	0.348 (0.010)***	1.147 (0.126)***
GDP_Cap_{jt}				0.750 (0.006)***	0.677 (0.007)***	0.668 (0.034)***
Pop_{it}				0.644 (0.006)***	0.646 (0.008)***	-1.262 (0.324)***
Pop_{jt}				0.868 (0.004)***	0.866 (0.006)***	0.786 (0.035)***
$Dist_{ij}$	-1.039 (0.007)***	-0.996 (0.010)***	2.084 (3.306)	-1.140 (0.008)***	-1.130 (0.010)***	2.793 (3.311)
EFI_{jt}	-0.512 (0.041)***	0.658 (0.039)***	1.738 (0.055)***	-0.006 (0.049)	1.116 (0.042)***	1.616 (0.059)***
(EFI_Gap_{ijt})	0.229 (0.014)***	0.100 (0.014)***	-0.066 (0.020)***	0.040 (0.016)**	-0.010 (0.015)	-0.066 (0.020)***
Constant	-13.299 (0.231)***	-17.519 (0.277)***	-54.774 (26.374)*	-13.172 (0.258)***	-17.430 (0.289)***	-23.072 (26.921)
Observations (groups, year)	142894	142894 (71447, 2)	142894 (71447, 2)	142894	142894 (71447, 2)	142894 (71447, 2)
Hausman χ^2 (p-value)		1174.94 (0.0000)			782.60 (0.0000)	

주1) : 제시된 수치는 표준화된 회귀계수(standardized beta coefficient), ( )안은 표준오차.
주2) : * : p<0.10, ** : p<0.05, *** : p<0.01
주3) : OLS는 합동(pooled) OLS 추정결과를, FE와 RE는 1계 자기상관을 고려한 고정효과(Fixed Effect)와 확률효과(Random Effect) 추정결과 임.

이론적인 측면에서 볼 때 수출국과 수입국의 소득에 대한 수출탄력성의 크기는 모형에 도입되는 가정에 따라 달라진다. 수송비가 고려되지 않은 환전특화모형에서는 수출국 및 수입국의 소득에 대한 수출탄력성이 모두 1로 예측되고, 수송비가 존재하고 진입이 자유로운 독점적 경쟁(monopolistic competition)구조나 진입이 자유로운 상호덤핑모형(reciprocal dumping model)에서는 수출국의 소득에 대한 수출의 탄력성이 수입국의 소득에 대한 탄력성보다 높다고 알려져 있고, 진입이 자유롭지 못한 경우에는 반대의 결과가 예측된다. 즉 자국시장효과(home market effect)[146]는 차별제의 경우 대국일수록 수요증대로 인한 수입의 증대효과보다는 공급효과가 크게 나타나서 순수출이 높아져 $\beta_1>\beta_2$ 가 예측된다.

한편 두 국가에서 생산되는 다양성의 수가 1로 동일하고 진입제한이 존재하며, 두 국가에서 생산된 다양성들이 아밀턴의 가정(Armington's assumption)[147]을 따른다면, '수출국의 국민소득>수입국의 국민소득'은 즉각 수요에 반영되어 소국이 순수출국이 된다. 즉 독점적 경쟁모형과는 정반대로 수출국의 수출이 상대국의 소득에 더욱 민감하게 되어 $\beta_1<\beta_2$ 가 예측된다.

FE(3)과 FE(6)의 분석결과를 비교해 보면 수출국 GDP규모와 1인당 국민소득의 영향성이 상대국 GDP규모와 1인당 국민소득의 영향성에 비하여 모두 높은 유의도($\beta_1>\beta_2$)를 보이고 있음을 알 수 있다. 이는 환경민감산업의 수출에는 제품차별화에 의한 독점적경쟁(monopolistic competition)모형에 부합되는 특징을 가지고 수출이 교역상대국의 시장규모와 소득보다는 자국의 시장규모와 소득에 의존하는 자국시장효과가 존재한다고 볼 수 있다.

또한 FE(3)과 FE(6)의 추정결과를 비교해보면 수출국 1인당 국민소득의 영향이 수출국 GDP규모의 영향보다 높은 계수값을 나타내고 있으므로 전반적 시장규모에 의거한 교역패턴(GDP Pattern) 보다는 자국의 소득수준에 의거한 교역패턴(Per Capita Pattern)을 따르고 있다고 할 수 있다.

또한 FE(6)에서 수출국의 인구변수(Pop_{it})는 계수값이 -1.262($p<0.01$)인 것으로 분석되어 전체 환경민감산업 수출에 부(-)의 영향성을 보이고 있다. 이는 수출국

146) 자국시장효과와 상대국시장효과에 대한 이론적 개념은Robert. C. Feenstra and James A. Markusen & Andrew K. Rose (1999), "Using The Gravity Equation To Differentiate Among Alternative Theories of Trade", NBER Working Paper, No.6804 참조.

147) Armington의 모형에서는 완전경쟁, 재화의 생산국별 차별화(national product differentiation)가 기본가정으로 채택된다.

의 인구가 1% 증가할 때마다 환경민감산업의 수출이 약 1.262% 감소한다는 것을 의미하는 것이다. 반면 상대국의 인구변수(Pop_{jt})는 계수값이 0.786($p<0.01$)인 것으로 분석되어 전체 환경민감산업 수출에 정(+)의 영향성을 보이고 있다. 이는 수입국의 인구가 1% 증가할 때마다 환경민감산업의 수출이 약 0.786% 증가한다는 것을 의미하는 것이다.

Papazolou 등(2006)[148]은 인구변수는 해당국가에 있어서 규모의 경제를 나타내는 것으로, 큰 국내시장규모는 큰 수요를 유발하여 수출을 저해하고 수입을 촉진시키는 요인으로 작용한다고 주장하였다. 따라서 인구수는 수출국에는 부정적인 영향을 수입국에 긍정적인 영향을 미친다고 보았다. 따라서 본 연구의 결과는 Papazolou(2006)의 결과와 일치한다고 하겠다.

RE(5)의 거리변수($Dist_{ij}$)의 계수값은 -1.130($p<0.05$)로 분석되어 양국간 거리가 1% 증가할 때마다 환경민감산업의 수출이 약 -1.130% 감소하는 것으로 예측되었다.

148) Christos Papazoglou, Eric J. Pentecost and Helena Marques (2006), "A Gravity Model Forecast of the Potential Trade Effects of EU Enlargement: Lessons from 2004 and Path-Dependency in Integration," *The World Economy*, Vol. 29, No. 8, pp. 1077-1089.

3. 환경민감산업별 분석결과

환경규제가 수출국의 무역패턴에 미치는 영향성은 산업별로 다르기 때문에 산업별로 그 효과를 분석할 필요성이 있다. 본 연구의 환경민감산업 분류방법에 입각하여 11개 환경민감산업에 대하여 분석을 실시하였다.

한편 각 산업별 모형의 검증은 전체산업에 대한 검증방법과 동일한 절차를 통하여 이루어 졌다. 검정결과 의약품제조업은 확률효과모형이 적합한 것으로 나타났으며, 기타 모든 산업은 고정효과모형이 적합한 것으로 검정되었다.

다음 <표 4-3>은 각 산업별 회귀분석결과를 나타내고 있다. 본 절에서는 분석결과를 토대로 자국시장효과와 상대국시장효과를 중심으로 살펴본다.

먼저 플라스틱제품업에 대한 (수식 12)를 FE(3)의 결과를 중심으로 살펴보면, 수출국의 GDP 규모는 플라스틱제품업 수출에 정(+)의 영향성을 지닌 변수로서 $p<0.01$수준에서 계수값이 1.346인 것으로 분석되었다. 이는 수출국의 GDP가 1% 증가할 때마다 수출이 약 1.346% 증가한다는 것을 의미하는 것이다. 또한 상대국 GDP는 $p<0.01$수준에서 계수값이 1.558인 것으로 분석되었다. 아는 수입국의 GDP가 1% 증가할 때마다 수출이 약 1.558% 증가한다는 것을 의미하는 것이다.

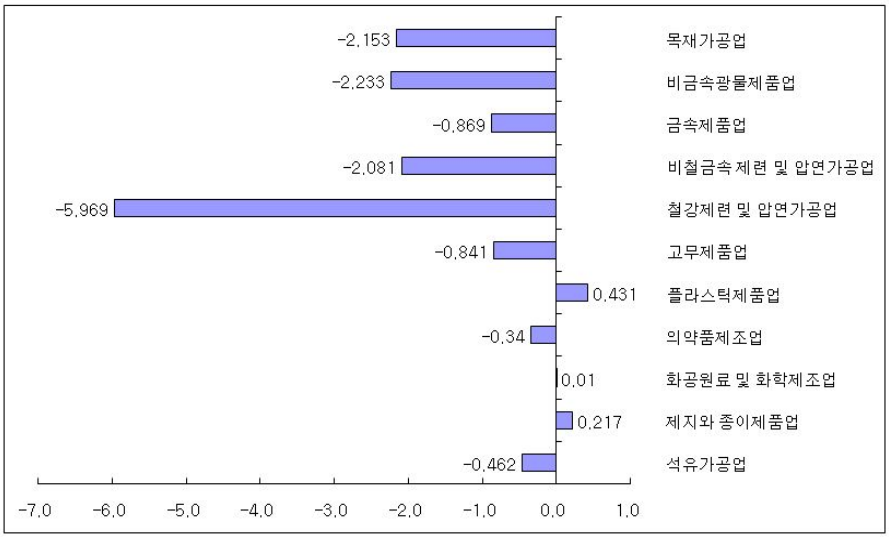
다음으로 (수식 13)을 FE(6)을 중심으로 살펴보면, 플라스틱제품업 수출국의 1인당 국민소득(GDP_Cap_{it})은 수출에 정(+)의 영향성을 지닌 변수로서 $p<0.01$수준에서 계수값(β_1)이 1.489인 것으로 분석되었으며, 상대국의 1인당 국민소득(GDP_Cap_{jt})도 $p<0.01$수준에서 계수값(β_2)이 1.058로 분석되었다.

FE(3)과 FE(6)의 분석결과를 비교해 보면 플라스틱제품업 수출은 상대국 1인당 국민소득 보다 수출국 1인당 국민소득에 더 많은 영향($\beta_1>\beta_2$)을 받고 있음을 알 수 있다. 이는 플라스틱제조업의 수출에는 제품차별화에 의한 독점적경쟁(monopolistic competition)모형에 부합되는 특징을 가지고 수출이 교역상대국의 시장규모와 소득보다는 자국의 시장규모와 소득에 의존하는 자국시장효과가 존재한다고 볼 수 있다. 즉 플라스틱제조업의 경우 대국일수록 수요증대로 인한 수입의 증대효과보다는 공급효과가 크게 나타나 순수출이 높아진다고 할 수 있다.

이러한 자국시장효과의 존재는 플라스틱제품업($\beta_1-\beta_2=0.431$), 제지와 종이제품업($\beta_1-\beta_2=0.217$), 화공원료 및 화학제조업($\beta_1-\beta_2=0.01$) 순으로 나타났다. 이러한 분석 결과는 순수한 이론적인 측면에서 본다면, 플라스틱제조업, 제지와 종이제

품업 및 화공원료 및 화학제조업이 기타 환경민감산업에 비하여 차별화수준이 높거나 진입이 자유롭다는 것을 의미하거나, 동 산업에서는 국내소득 증가가 수요에 영향을 미쳐 수입을 유발하기보다는 공급효과를 가질 가능성이 높다는 것을 의미할 수도 있다. 다음 <그림 4-8>은 환경민감산업별로 자국시장효과를 분석한 결과이다.

<그림 4-8> 환경민감산업별 자국시장효과($\beta_1-\beta_2>0$) 분석 결과



주 : (수식 13)에 대한 고정효과모형(fixed effect model) 분석 결과로 작성됨.

한편 석유가공업에 대한 (수식 12)를 하우스만 검정 결과에 따라 FE(3)의 결과를 중심으로 살펴보면, 수출국의 GDP 규모는 석유가공업 수출에 부(-)의 영향성을 보이고 있으나 통계적으로 유의하지 않았으며, 반면 상대국 GDP는 $p<0.01$수준에서 계수값이 0.653인 것으로 분석되었다. 아는 수입국의 GDP가 1% 증가할 때마다 수출이 약 0.653% 증가한다는 것을 의미하는 것이다.

다음으로 (수식 10)을 FE(6)을 중심으로 살펴보면, 석유가공업 수출국의 1인당 국민소득(GDP_Cap_{it})은 통계적으로 유의한 영향성을 나타내지 않았으며, 반면 상대국의 1인당 국민소득(GDP_Cap_{jt})은 $p<0.01$수준에서 계수값이 0.556인 것으로 분석되었다.

FE(3)과 FE(6)의 분석결과를 비교해 보면 석유가공업 수출은 상대국 GDP규모

와 1인당 국민소득에 영향($\beta_1<\beta_2$)을 받고 있음을 알 수 있다. 이는 석유가공업 수출에는 제품차별화에 의한 독점적 경쟁모형과는 반대로 상대국시장효과(partner market effect)가 존재한다고 할 수 있다.[149]

또한 석유가공업 이외에도 의약품제조업, 고무제품업, 철강제련 및 압연가공업, 비철금속제련 및 압연가공업, 금속제품업, 목재가공업, 비금속광물제품업에서는 역의 자국시장효과가 나타났다. 특히 철강제련 및 압연가공업에서 역의 자국시장효과가 가장 뚜렷하게($\beta_1-\beta_2=-5.969$) 나타났으며, 비금속광물제품업($\beta_1-\beta_2=-2.333$), 목재가공업($\beta_1-\beta_2=-2.153$) 순으로 크게 나타났다.

149) Armington의 생산국별 차별화(national product differentiation) 모형에서는 두 국가 간 생산되는 다양성의 수가 1로 동일하고 진입장벽이 존재한다고 가정하기 때문에 큰 시장규모를 가진 국가에서의 수요의 증가는 지속적인 제품의 수입을 요구하지만 기업의 그 국가로의 신규진입은 일어나지 않는다. 따라서 생산국별 차별화 모형에서는 경제규모가 작은 국가가 무역을 통해 이익을 얻게 되어 순수출국이 되는 역의 자국시장효과가 나타난다.

<표 4-3> 각 산업별 회귀분석 결과(1/4)

구 분	전체 환경민감산업		석유가공업		제지와 종이제품업	
	FE(3)	FE(6)	FE(3)	FE(6)	FE(3)	FE(6)
GDP_{it}	0.954 (0.123)***		-0.384 (0.700)		1.776 (0.635)***	
GDP_{jt}	0.711 (0.027)***		0.653 (0.051)***		1.356 (0.407)***	
GDP_Cap_{it}		1.147 (0.126)***		0.094 (0.797)		1.594 (0.642)**
GDP_Cap_{jt}		0.668 (0.034)***		0.556 (0.070)***		1.377 (0.461)***
Pop_{it}		-1.262 (0.324)***		-0.807 (0.758)		-17.689 (5.577)***
Pop_{jt}		0.786 (0.035)***		0.741 (0.064)***		-1.388 (2.433)
$Dist_{ij}$	2.084 (3.306)	2.793 (3.311)	1.930 (5.899)	2.897 (5.909)		
EFI_{jt}	1.738 (0.055)***	1.616 (0.059)***	0.415 (0.372)	0.640 (0.406)	0.594 (0.264)**	-0.363 (0.362)
(EFI_Gap_{ijt})	-0.066 (0.020)***	-0.066 (0.020)***	0.013 (0.095)	0.033 (0.105)	0.040 (0.084)	0.066 (0.084)
Constant	-54.774 (26.374)*	-23.072 (26.921)	-8.905 (50.761)	-15.313 (50.887)	-71.698 (18.471)***	316.499 (98.795)***
Observations (groups, year)	142,894 (71447, 2)	142,894 (71447, 2)	5462 (2732, 2)	5462 (2732, 2)	6364 (3182, 2)	6364 (3182, 2)
Hausman χ^2 (p-value)	1174.94 (0.0000)	782.60 (0.0000)	41.64 (0.0000)	41.58 (0.0000)	24.95 (0.0000)	37.65 (0.0000)

주1) : 제시된 수치는 표준화된 회귀계수(standardized beta coefficient), ( )안은 표준오차.
주2) : * : p<0.10, ** : p<0.05, *** : p<0.01
주3) : FE와 RE는 1계 자기상관을 고려한 고정효과(Fixed Effect)와 확률효과(Random Effect) 추정결과 임.

<표 4-2> 각 산업별 회귀분석 결과(2/4)

구 분	화공원료 및 화학제조업		의약품제조업		플라스틱제조업	
	FE(3)	FE(6)	RE(3)	RE(6)	FE(3)	FE(6)
GDP_{it}	1.078 (0.205)***		0.626 (0.048)***		1.346 (0.515)***	
GDP_{jt}	1.796 (0.177)***		1.000 (0.027)***		1.558 (0.377)***	
GDP_Cap_{it}		1.567 (0.217)***		0.614 (0.068)***		1.489 (0.518)***
GDP_Cap_{jt}		1.557 (0.200)***		0.954 (0.041)***		1.058 (0.426)**
Pop_{it}		-11.781 (1.867)***		0.633 (0.048)***		-8.521 (4.641)*
Pop_{jt}		2.962 (0.965)***		1.024 (0.032)***		6.432 (2.152)***
$Dist_{ij}$			-0.956 (0.060)***	-0.983 (0.063)***		
EFI_{jt}	1.178 (0.087)***	0.590 (0.148)***	-0.910 (0.220)***	-0.786 (0.236)***	1.421 (0.221)***	1.454 (0.323)***
(EFI_Gap_{ijt})	0.038 (0.032)	-0.015 (0.032)	0.044 (0.079)	-0.046 (0.104)	0.058 (0.075)	0.082 (0.075)
Constant	-66.801 (6.847)***	144.181 (33.228)***	-16.193 (1.627)***	-16.520 (1.757)***	-69.357 (15.746)***	25.768 (82.601)
Observations (groups, year)	43622 (21811, 2)	43622 (21811, 2)	2468 (1234, 2)	2468 (1234, 2)	6352 (3176, 2)	6352 (3176, 2)
Hausman χ^2 (p-value)	225.46 (0.0000)	118.28 (0.0000)	4.91 (0.1784)	13.74 (0.0173)	19.56 (0.0000)	22.10 (0.0005)

주1) : 제시된 수치는 표준화된 회귀계수(standardized beta coefficient), ( )안은 표준오차.
주2) : * : p<0.10, ** : p<0.05, *** : p<0.01
주3) : FE와 RE는 1계 자기상관을 고려한 고정효과(Fixed Effect)와 확률효과(Random Effect) 추정결과 임.

<표 4-2> 각 산업별 회귀분석 결과(3/4)

구 분	고무제품업		철강제련 및 압연가공업		비철금속제련 및 압연업	
	FE(3)	FE(6)	FE(3)	FE(6)	FE(3)	FE(6)
GDP_{it}	1.059 (0.432)**		-0.647 (0.320)**		1.626 (0.580)***	
GDP_{jt}	2.597 (0.335)***		4.731 (0.316)***		3.184 (0.444)***	
GDP_Cap_{it}		1.233 (0.444)***		-0.478 (0.346)		1.567 (0.602)***
GDP_Cap_{jt}		2.704 (0.380)***		5.491 (0.357)***		3.648 (0.504)***
Pop_{it}		-8.194 (3.406)**		-6.133 (3.332)*		0.969 (5.049)
Pop_{jt}		-0.160 (2.002)***		-4.591 (1.795)**		-3.227 (2.992)
$Dist_{ij}$						
EFI_{jt}	1.051 (0.189)***	0.362 (0.278)	3.968 (0.162)***	2.726 (0.271)***	2.610 (0.256)***	2.030 (0.403)***
(EFI_Gap_{ijt})	-0.026 (0.066)	-0.006 (0.066)	-0.132 (0.059)**	-0.091 (0.057)	-0.110 (0.085)	-0.089 (0.085)
$Constant$	-85.754 (13.891)***	124.887 (62.863)**	-105.569 (11.122)***	146.083 (59.787)**	-125.748 (18.246)***	-7.660 (92.908)
Observations (groups, year)	7144 (3572, 2)	7144 (3572, 2)	23588 (11794, 2)	23588 (11794, 2)	9252 (4626, 2)	9252 (4626, 2)
Hausman χ^2 (p-value)	92.08 (0.0000)	98.50 (0.0000)	915.12 (0.0000)	718.76 (0.0000)	174.74 (0.0000)	127.79 (0.0000)

주1) : 제시된 수치는 표준화된 회귀계수(standardized beta coefficient), ( )안은 표준오차.
주2) : * : p<0.10, ** : p<0.05, *** : p<0.01
주3) : FE와 RE는 1계 자기상관을 고려한 고정효과(Fixed Effect)와 확률효과(Random Effect) 추정결과 임.

<표 4-2> 각 산업별 회귀분석 결과(4/4)

구 분	금속제품업		목재가공업		비금속광물제품업	
	FE(3)	FE(6)	FE(3)	FE(6)	FE(3)	FE(6)
GDP_{it}	1.148 (0.263)***		1.251 (0.639)*		1.653 (0.923)*	
GDP_{jt}	2.293 (0.210)***		3.313 (0.463)***		3.971 (0.776)***	
GDP_Cap_{it}		1.426 (0.269)***		1.180 (0.640)*		1.797 (0.986)*
GDP_Cap_{jt}		2.295 (0.236)***		3.333 (0.523)***		4.030 (0.889)***
Pop_{it}		-12.048 (2.170)***		-16.572 (6.322)***		-1.223 (6.359)
Pop_{jt}		1.127 (1.091)		1.140 (2.923)		2.833 (4.654)
$Dist_{ij}$						
EFI_{jt}	1.497 (0.107)***	0.714 (0.167)***	2.036 (0.278)***	1.171 (0.406)***	0.734 (0.397)*	0.429 (0.657)
(EFI_Gap_{ijt})	-0.076 (0.040)*	-0.049 (0.040)	-0.032 (0.093)	0.033 (0.092)	-0.153 (0.154)	-0.144 (0.154)
Constant	-82.170 (8.521)***	172.860 (38.215)***	-113.830 (19.401)***	236.701 (111.654)***	-136.005 (30.898)***	-65.733 (122.354)
Observations (groups, year)	32796 (16398, 2)	32796 (16398, 2)	3864 (1932, 2)	3864 (1932, 2)	1982 (991, 2)	1982 (991, 2)
Hausman χ^2 (p-value)	253.65 (0.0000)	348.47 (0.0000)	50.56 (0.0000)	89.49 (0.0000)	47.07 (0.0000)	68.22 (0.0000)

주1) : 제시된 수치는 표준화된 회귀계수(standardized beta coefficient), ( )안은 표준오차.
주2) : * : p<0.10, ** : p<0.05, *** : p<0.01
주3) : FE와 RE는 1계 자기상관을 고려한 고정효과(Fixed Effect)와 확률효과(Random Effect) 추정결과 임.

수출국의 인구변수(Pop_{it})는 석유가공업, 제지와 종이제품업, 화공원료 및 화학제조업, 플라스틱제조업, 고무제품업, 철강제련 및 압연가공업, 금속제품업, 목재가공업에서 계수값이 음의 값을 보이며 관련 산업의 수출에 부(-)의 영향성을 보이고 있다. 이는 Papazolou(2006)의 연구결과와 일치되는 결과로서, 인구변수는 해당국가에 있어서 규모의 경제를 나타내는 것으로, 큰 국내시장규모는 큰 수요를 유발하여 수출을 저해하고 수입을 촉진시키는 요인으로 작용하는 것으로 판단되었다. 반면 비철금속제련 및 압연가공업, 비금속광물은 통계적으로 유의하지 않았다.

한편 (수식 12)의 거리변수($Dist_{ij}$)가 각 산업별 수출에 미치는 영향성은 모든 산업에서 계수값(β_3)이 $p<0.01$ 수준에서 -0.810에서 -1.292로 분석되어 양국간 거리가 1% 증가할 때마다 환경민감산업의 수출이 약 -1% 감소하는 것으로 예측되었다.

제3절 환경규제수준이 무역에 미치는 영향성분석

1. 전체 환경민감산업 분석결과

교역상대국(수입국)의 환경규제가 강화되면 추가적인 오염저감비용으로 인해 생산원가가 상승하고 결과적으로 가격경쟁력을 상실한다. 반면, 장기적 관점에서는 강한 환경규제는 청정공정으로의 기술혁신을 유도하여 기술선점 등으로 인한 비교우위를 발생시킬 수 있다. 따라서 수출상대국(수입국)의 환경규제수준이 높으면 수출상대국의 생산원가는 상승되고 가격경쟁력은 상실하여 상대적으로 수입대상국에 대한 수출국의 환경민감산업의 수출총량은 증가하게 된다. 따라서 (수식 12)의 β_4와 (수식 13)의 β_6은 양(+)의 부호를 갖게 될 것이다.

먼저 본 연구에서 투입한 환경규제수준(EFI_{jt})이 전체 환경민감산업 무역에 미치는 영향성을 하우스만 검정 결과에 따라 (수식 12)의 FE(3) 결과를 중심으로 살펴보면, 환경민감산업 수입국의 환경규제수준은 전체 환경민감산업 수출에 정(+)의 영향성을 지닌 변수로서 $p<0.01$수준에서 계수값이 1.738인 것으로 분석되었다. 이는 수입국의 환경규제수준이 1% 증가할 때마다 수출국의 환경민감산업 수출액이 약 1.783% 증가한다는 것을 의미한다.

또한 하우스만 검정 결과에 따라 (수식 13)의 FE(6) 결과를 살펴보면, 수입국의 환경규제수준(EFI_{jt}) 역시 계수값이 1.616($p<0.01$)인 것으로 분석되어 수출국 환경민감산업 수출액에 정(+)의 영향성을 보이고 있다. 따라서 “수입국의 환경규제수준이 높으면 수출국의 수출총량은 증가한다”는 가설 1은 채택되었으며, 가설 2는 기각되었다.

즉 분석기간 내 세계 환경민감산업 내에서 환경규제수준이 엄격한 국가는 환경규제가 없거나 그 수준이 낮은 국가에 비해 해당 기업에게 더 높은 규제준수비용을 부담시켜 생산단가의 상승으로 인한 국제경쟁력이 악화되어 수출이 감소하고, 환경규제가 낮은 국가로부터 수입이 증가하거나 생산입지의 이전을 야기하고 있다고 추론할 수 있다.

2. 환경민감산업별 분석결과

환경규제가 환경민감산업의 무역에 미치는 영향은 산업별로 다르기 때문에 각 산업군별로 그 효과를 분석할 필요성이 있다. 다음 <표 4-4>는 각 산업별 환경규제의 영향성과 가설을 검증한 결과로 이를 요약하면 다음과 같다.

먼저 석유가공업에서 환경규제수준(EFI_{jt})이 수출국의 수출총액에 미치는 영향성을 하우스만 검정 결과에 따라 (수식 12)의 FE(3) 결과를 중심으로 살펴보면, 환경민감산업 수입국의 환경규제수준은 석유가공업 수출에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 않는 것으로 분석되었다. 또한 (수식 13)의 FE(6) 결과를 살펴보면, 수입국의 환경규제수준 역시 석유가공업 수출에 정(+)의 영향성을 보이고 있으나 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서 “수입국의 환경규제수준이 높으면 수출국의 수출총량은 증가한다”는 가설 1과 “수입국의 환경규제수준이 높으면 수출국의 수출총량은 감소한다”는 가설 2는 모두 기각되었다. 이러한 결과는 수입국의 환경규제가 한국의 각 환경오염산업에 대한 영향성을 분석한 오근엽・명창연(2005)의 연구결과와 일치하는 것으로, 동 연구에서는 이러한 결과의 원인을 이들 산업이 ‘움직이기 어려운’ 산업이라는 점에 찾고 있다.

다음으로 제지와 종이제품업 (수식 12)의 FE(3) 결과에서는 수입국의 환경규제수준은 수출국의 수출총량에 정(+)의 영향성을 지닌 변수로서 $p<0.05$수준에서 계수값이 0.594인 것으로 분석되었다. 이는 수입국의 환경규제수준이 1% 증가할 때마다 수출국의 제지와 종이제품업 수출액이 약 0.594% 증가한다는 것을 의미한다. 그러나 (수식 13)의 FE(6) 결과에서는 수출에 정(+)의 영향성을 보이고 있으나 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서 가설 1은 일부 채택되고 가설 2는 기각되었지만 수입국의 환경규제가 동 산업의 수출에 매우 강력한 영향을 미친다고는 보기 어렵다고 판단하였다. 또한 고무제품업과 비금속광물제품업에서도 제지와 종이제품업과 동일한 결과가 도출되었다.

또한 화공원료 및 화학제조업, 플라스틱제품업, 철강제련 및 압연가공업, 비철금속제련 및 압연가공업, 금속제품업 및 목재가공업에 대한 분석결과 FE(3)과 FE(6) 모두에서 $p<0.01$수준에서 계수값이 1.178과 3.968로 나타났다.

<표 4-4> 각 산업별 환경규제의 영향성과 가설검증

구 분	모형	방향	표준β값	표준오차	가설채택
전체환경민감산업	FE(3)	+	1.738	0.055***	가설 1 채택
	FE(6)	+	1.616	0.059***	가설 1 채택
석유가공업	FE(3)	+	0.415	0.372	기 각
	FE(6)	+	0.640	0.406	기 각
제지와 종이제품업	FE(3)	+	0.594	0.264**	가설 1 채택
	FE(6)	-	0.363	0.362	기 각
화공원료 및 화학제조업	FE(3)	+	1.178	0.087***	가설 1 채택
	FE(6)	+	0.590	0.148***	가설 1 채택
의약품제조업	RE(3)	-	0.910	0.220**	가설 2 채택
	RE(6)	-	0.786	0.236***	가설 2 채택
플라스틱제품업	FE(3)	+	1.421	0.221***	가설 1 채택
	FE(6)	+	1.454	0.323***	가설 1 채택
고무제품업	FE(3)	+	1.051	0.189***	가설 1 채택
	FE(6)	+	1.362	0.278	기 각
철강제련 및 압연가공업	FE(3)	+	3.968	0.162***	가설 1 채택
	FE(6)	+	2.726	0.271***	가설 1 채택
비철금속제련 및 압연가공업	FE(3)	+	2.610	0.256***	가설 1 채택
	FE(6)	+	2.030	0.403***	가설 1 채택
금속제품업	FE(3)	+	1.497	0.107***	가설 1 채택
	FE(6)	+	0.714	0.167***	가설 1 채택
목재가공업	FE(3)	+	2.036	0.278***	가설 1 채택
	FE(6)	+	1.171	0.406***	가설 1 채택
비금속광물제품업	FE(3)	+	0.734	0.397*	가설 1 채택
	FE(6)	+	0.429	0.657	기 각

주1) : * : $p<0.10$, ** : $p<0.05$, *** : $p<0.01$

주2) : FE와 RE는 1계 자기상관을 고려한 고정효과(Fixed Effect)와 확률효과(Random Effect) 추정결과 임.

따라서 동 산업들에서 “수입국의 환경규제수준이 높으면 수출국의 수출총량은 증가한다”는 가설 1은 모두 채택되었으며, “수입국의 환경규제수준이 높으면 수출국의 수출총량은 감소한다”는 가설 2는 모두 기각되었다. 이는 전체 환경민감산업에서의 결과와 같이 환경규제수준이 엄격한 국가는 환경규제가 없거나 그 수준이 낮은 국가에 비해 해당 기업에게 더 높은 규제준수비용을 부담시켜 생산단가의 상승으로 인한 국제경쟁력이 악화되어 수출이 감소하고, 환경규제가 낮은 국가로부터 수입이 증가하거나 생산입지의 이전을 야기하고 있다고 추론할 수 있다.

반면 의약품제조업에서는 환경규제수준(EFI_{jt})이 수출국의 수출총량에 미치는 영향성을 하우스만 검정 결과에 따라 (수식 12)의 RE(3) 결과를 중심으로 살펴보면, 수입국의 환경규제수준은 전체 환경민감산업 수출에 부(-)의 영향성을 지닌 변수로서 $p<0.05$수준에서 계수값이 -0.910인 것으로 분석되었다. 이는 수입국의 환경규제수준이 1% 증가할 때마다 수출국의 환경민감산업 수출액이 약 0.910% 감소한다는 것을 의미한다.

또한 하우스만 검정 결과에 따라 (수식 13)의 RE(6) 결과를 살펴보면, 수입국의 환경규제수준(EFI_{jt}) 역시 계수값이 $p<0.01$수준에서 계수값이 -0.786인 것으로 분석되어, 수출국 환경민감산업 수출액에 부(-)의 영향성을 보이고 있다. 따라서 “수입국의 환경규제수준이 높으면 수출국의 수출총량은 감소한다”는 가설 가설 2는 채택되었으며, 가설 1은 기각되었다.

이는 수입국의 환경규제수준이 높으면 수입국 기업들은 엄격한 환경규제를 극복하기 위하여 기술개발 비용을 증가시키고 이는 곧 기업의 경쟁력 향상으로 이어진다는 포터의 가설(porter hypothesis)이 입증된다고 할 수 있다.

3. 규제수준의 상대적 차이 효과 분석

Han(1996)은 환경규제가 무역에 미치는 영향은 규제를 강화하는 나라만의 규제강도가 아니라 다른 나라에 비해 얼마나 엄격한가, 즉 상대적 엄격성에 의해 결정된다고 주장하였다. 또한 Low(1992)는 만일 오염저감비용이 경쟁력을 결정하는 중요한 변수로 작용한다면 두 나라 사이의 무역패턴에 영향을 미치게 될 것이기 때문에 환경규제 강도가 상이한 두 나라의 무역패턴을 비교하여 환경규제 효과를 분석해야 한다고 주장하였다. 또한 개별 국가는 자국이 설정한 환경기준에 도달하지 못하는 제품에 대해서는 과징금의 부과나 수입금지 등의 제재수단을 통해 자국의 환경보호 뿐 아니라 자국산업 보호라는 부차적 효과를 얻을 수 있다.

이에 본 연구에서는 환경민감산업의 수출국과 수입국간 환경규제수준의 차이가 수출총량에 미치는 영향을 분석하기 위하여 t시기 교역상대국(j)의 환경규제수준이 수출국(i)의 환경규제수준이 보다 상대적으로 높으면 1을 부여하는 더미변수(EPI_Gap_{ijt})를 투입하여 규제수준의 상대적 차이 효과를 분석하였다.

분석 결과, 전체 환경민감산업에서 FE(3)과 FE(6) 모두에서 $p<0.01$수준에서 계수값이 -0.066로 나타났다. 이는 수입국의 환경규제수준이 수출국의 환경규제수준보다 상대적으로 높으면 환경민감산업 수출총량이 6.39% 감소한다고 해석할 수 있다.[150]

따라서 “수입국의 환경규제수준이 수출국의 규제수준보다 상대적으로 높으면 수출국의 수출총량은 감소한다”는 가설 3은 채택되었다. 즉 2000년대 중반을 넘어서면서 많은 국가로 확산된 환경규제조치는 새로운 무역장벽으로 작용하여 상대적으로 환경규제수준이 낮은 국가의 수출총량은 감소시키는 것으로 해석할 수 있다.

또한 철강제련 및 압연가공업과 금속제품업에 대한 분석에서도 수입국의 환경규제수준이 수출국의 규제수준보다 상대적으로 높으면 수출국의 수출총량은 감소하는 것으로 나타나 <가설 3>이 채택되었다.

150) 본 연구모형의 종속변수는 로그 값이고 설명변수는 더미변수이기 때문에 $e^{-0..066}-1=0.06387$, 즉 6.39% 감소하는 것으로 해석한다.

<표 4-5> 각 산업별 규제수준의 상대적 차이 효과 분석

구 분	모형	방향	표준β값	표준오차	가설채택
전체환경민감산업	FE(3)	-	0.066	0.020***	가설 3 채택
	FE(6)	-	0.066	0.020***	가설 3 채택
석유가공업	FE(3)	+	0.013	0.095	기 각
	FE(6)	+	0.033	0.105	기 각
제지와 종이제품업	FE(3)	+	0.040	0.084	기 각
	FE(6)	-	0.066	0.084	기 각
화공원료 및 화학제조업	FE(3)	+	0.038	0.032	기 각
	FE(6)	-	0.015	0.032	기 각
의약품제조업	RE(3)	+	0.044	0.079	기 각
	RE(6)	-	0.046	0.104	기 각
플라스틱제품업	FE(3)	+	0.058	0.075	기 각
	FE(6)	+	0.082	0.075	기 각
고무제품업	FE(3)	-	0.026	0.066	기 각
	FE(6)	-	0.006	0.066	기 각
철강제련 및 압연가공업	FE(3)	-	0.132	0.059**	가설 3 채택
	FE(6)	-	0.091	0.057	기 각
비철금속제련 및 압연가공업	FE(3)	-	0.110	0.085	기 각
	FE(6)	-	0.089	0.085	기 각
금속제품업	FE(3)	-	0.076	0.040*	가설 3 채택
	FE(6)	-	0.049	0.040	기 각
목재가공업	FE(3)	-	0.032	0.093	기 각
	FE(6)	+	0.033	0.092	기 각
비금속광물제품업	FE(3)	-	0.153	0.154	기 각
	FE(6)	-	0.144	0.154	기 각

주1) : * : $p<0.10$, ** : $p<0.05$, *** : $p<0.01$

주2) : FE와 RE는 1계 자기상관을 고려한 고정효과(Fixed Effect)와 확률효과(Random Effect) 추정결과 임.

제5장 결 론

글로벌 무한경쟁 체제하에서 산업전반에 걸쳐 수출의존도가 높은 한국의 경우 경쟁·보합관계에 있는 국가들의 산업별 교역패턴의 특성을 이해하는 것은 향후 무역확대를 위하여 중요한 과제라고 할 수 있다.

전통적인 경제이론에 의하면 환경규제는 생산비용의 상승을 가져올 뿐 아니라 오염방지 투자비용을 조달하기 위해 수익성 있는 다른 산업에 대한 투자를 위축시킴으로써 생산성 향상을 억제한다. 환경규제가 느슨한 국가의 경우는 자유무역을 통해 환경관심과 자원을 강화시킴으로써 전반적인 환경보호수준을 제고시킬 수 있지만 규제가 느슨한 국가는 전략적으로 환경보호수준을 강화하지 않음으로써 공해집약산업의 이전(industry and product flying)을 촉진시키고, 이를 통해 투자유치효과를 증대시키려고 할 수도 있다.

그러나 전통적 비교우위이론에 입각한 이러한 오염피난처가설(pollution haven hypothesis)에 대해 이른바 수정론자(revisionists)들은 환경규제가 혁신을 촉진함으로써 생산비용을 감소시키고 그 결과 경쟁력이 향상되는 사례를 들어 이를 부정하고 있다. 한편으로는 2000년대 중반을 넘어서면서 많은 국가로 확산된 환경규제조치가 보호무역의 정책수단으로 왜곡되어 운용되고 있다는 비판도 존재하고 있다.

그러나 1970년대부터 시작된 관련 연구들은 대부분 다자간 환경규제가 본격화된 1995년 이전의 기간을 분석대상으로 삼고 있고, 설득력 있는 환경규제변수의 개발과 모형의 구축이 어려워 동일한 가설에 대한 분석 결과도 연구자마다 상이한 결과가 나타나고 있다.

그럼에도 불구하고 자국만의 일방적인 환경규제로 자국산업의 경쟁력이 세계시장에서 불리한 위치에 놓일 수 없다는 이유로 무역규제조치를 취하려는 움직임이 전 세계적으로 확대되는 추세를 보이고 있다. 한국도 경제가 수출주도적 구조를 갖고 있어 환경규제로 인한 국내산업의 경쟁력 약화와 교역대상국의 환경을 이유로 한 한국 상품에 대한 수입규제가 크게 우려되고 있다.

따라서 이에 대한 적절한 대응책을 마련하기 위해서는 세계적인 환경규제 강화조치가 관련 산업의 무역에 미치는 영향성을 면밀하게 분석하여야 할 것이다.

이에 본 논문의 연구의 대상과 범위를 환경규제수준이 환경민감산업의 무역에 미치는 영향성에 두고 세계시장에서 환경선진국과 개도국의 국제경쟁력 변화를 MSER-ESDR지수를 통하여 동태적으로 분석해보았다. 또한 패널중력모형을 이용하여 세계 환경민감산업의 무역패턴과 환경규제효과를 실증적으로 분석하였다.

본 연구에서 분석한 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 경쟁력평가지수를 통한 분석으로 2010년 기준 환경민감산업(ESIs)의 총수출액은 33,452억달러로 2010년 전세계 상품무역 수출총액에서 23.8%를 점하고 있으며, 1985년부터 2010년까지의 연평균증가율은 전 세계 상품무역 수출총액 증가율 53.9%를 초과하는 55.2%로 분석되었다. 이와 같이 ESIs 연평균 증가율이 전 세계 상품무역 수출총액 증가율을 선회하고 있는 이유는 경제성장에 따른 에너지소비 증가와 의약품제조업의 급성장에 가장 밀접한 원인이 있는 것으로 판단된다.

국가별로는 한국을 포함한 상위 11개국의 ESIs 시장점유율은 1985년 76.7%에서 1995년 60.9%, 2010년 53.8%로 지속적으로 하락하는 추세를 보이고 있다. 이는 1985년 이후 현재까지 전 세계 상품무역 총량에서 ESIs이 차지하는 비중에 큰 변화가 목격되지 않는 상황에서 상위 11개국 점유율이 급감한다는 것은 환경규제가 엄격한 환경선진국 기업들이 조업비용 및 투자비용 증가로 규제가 약한 국가로 생산시설을 이전하거나 이 지역에 대한 투자를 증대시킨다는 이른바 산업이동(industrial flight)현상과 오염피난처가설(pollution haven hypothesis)이 성립될 수 있음을 의미한다. 이러한 결과는 선진공업국의 오염집약적 재화의 수출비중은 점차 낮아지는 반면 개도국 비중은 증가하는 추세를 보인다는 점에서 Low and Yeats(1992)와 Sorsa(1994) 등의 연구결과와 일치한다.

둘째, Sorsa(1994) 및 UNCTAD(1994)의 연구방법과 같이 페르토와 허바드(Ferto and Hubbard, 2003)의 현시비교우위지수를 이용하여 세계시장내에서 환경선진국과 개도국의 국제경쟁력 변화를 분석하였다. 분석 결과, 환경선진국 5개국의 RCA지수 중 비교우위와 비교열위에 이는 산업은 연도별로 차이는 있지만, 1985년 각각 4개, 7개 산업에서 2010년 4개, 7개 산업으로 변화를 나타내고 있지 않다. 반면 개도국 10개국의 RCA지수 중 비교우위와 비교열위에 이는 산업은 1985년 각각 4개, 7개 산업에서 2005년 7개, 4개 산업으로 경쟁력이 향상되는 추세가 관찰되었다.

나아가 본 연구에서는 시장점유율 및 수출유사성지수를 통한 국제경쟁력 측정의 한계를 극복하기 위하여 시장점유확장비율(MSER)과 수출유사성심화비율(ESDR)을 이용한 동태적 분석을 시도하였다. 환경선진국과 개도국간의 전체 환경민감산업에 대한 MSER-ESDR 분석결과, 1989년 0.87-1.09에서 2009년 0.47-1.29로 2사분면(quadrant)에서 반시계방향으로 좌하향하는 추세를 보이고 있다. 이는 세계 환경민감산업 시장내에서 환경선진국과 개도국간에 ESDR은 증가하고 MSER은 감소하면서 경쟁력이 약화되다가 ESDR이 감소하며 환경선진국은 전형적인 경쟁력 상실의 과정을 겪고 있음을 의미한다.

셋째, 환경민감산업의 교역패턴과 환경규제효과를 중력모형을 통하여 분석한 결과는 다음과 같다. 수출국과 수입국의 GDP규모는 모두 환경민감산업의 수출액에 정(+)의 영향을 미치고 있다. 환경민감산업 수출국의 1인당 국민소득은 전체 환경민감산업 수출에 정(+)의 영향성을 미치고 있으며, 상대국의 1인당 국민소득도 유의한 정(+)의 영향성을 보이고 있다.

분석결과를 비교해 보면 수출국 GDP규모와 1인당 국민소득의 영향성이 상대국 GDP규모와 1인당 국민소득의 영향성에 비하여 모두 높은 유의도를 보이고 있음을 알 수 있다. 이는 환경민감산업의 수출은 제품차별화에 의한 독점적경쟁(monopolistic competition)모형에 부합되는 특징을 가지고 수출이 교역상대국의 소득보다는 자국의 소득에 의존하는 자국시장효과(home market effect)가 존재한다고 볼 수 있다. 또한 1인당 국민소득의 영향이 GDP규모의 영향보다 전반적으로 높은 계수값을 나타내고 있으므로 전반적 시장규모에 의거한 교역패턴(GDP Pattern) 보다는 자국의 소득수준에 의거한 교역패턴(Per Capita Pattern)을 따르고 있다고 할 수 있다.

넷째, 수입국의 환경규제수준의 대리변수인 (EFI_{jt})의 영향성을 분석한 결과, 환경민감산업 수입국의 환경규제수준은 전체 환경민감산업 수출에 정(+)의 영향성을 지닌 변수로서 $p<0.01$수준에서 계수값이 1.573인 것으로 분석되었다. 이는 수입국의 환경규제수준이 1% 증가할 때마다 수출국의 환경민감산업 수출액이 약 1.573% 증가한다는 것을 의미하는 것이다.

따라서 수입국의 환경규제수준이 높으면 수출국의 수출총량은 증가한다는 본 연구의 가설 1은 채택되었으며 가설 2는 기각되었다. 산업별로는 석유가공업에서

환경민감산업 수입국의 환경규제수준은 석유가공업 수출에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 않는 것으로 분석되었다. 또한 의약품제조업을 제외한 기타 산업군에서도 유사한 결과가 도출되어 오염집약적 산업의 경쟁력이 환경규제강화로 악화된다는 오염피난처가설(pollution haven hypothesis)이 채택되었다.

반면 의약품제조업에서는 수입국의 환경규제수준은 전체 환경민감산업 수출에 부(-)의 영향성을 지닌 변수로 나타나 “수입국의 환경규제수준이 높으면 수출국의 수출총량은 감소한다”는 가설 2은 가설 2는 채택되었다. 이는 수입국의 환경규제수준이 높으면 수입국 기업들은 엄격한 환경규제를 극복하기 위하여 기술개발 비용을 증가시키고 이는 곧 기업의 경쟁력 향상으로 이어진다는 포터의 가설(porter hypothesis)이 입증된다고 할 수 있다.

마지막으로 전체 환경민감산업의 수출국과 수입국간 환경규제수준의 차이가 수출총량에 미치는 영향을 분석한 결과, 수입국의 환경규제수준이 수출국의 환경규제수준보다 상대적으로 높으면 환경민감산업 수출총량이 6.39% 감소하는 것으로 나타났다. 따라서 “수입국의 환경규제수준이 수출국의 규제수준보다 상대적으로 높으면 수출국의 수출총량은 감소한다”는 가설 3은 채택되었다. 즉 2000년대 중반을 넘어서면서 많은 국가로 확산된 환경규제조치는 새로운 무역장벽으로 작용하여 상대적으로 환경규제수준이 낮은 국가의 수출총량은 감소시키는 것으로 해석할 수 있다.

이와 같이 본 연구의 가설검증 결과는 선진국의 오염집약적 산업의 경쟁력이 규제강화로 악화된다는 전통 경제학자들의 주장과 대체적으로 일치하고 있다. 그럼에도 불구하고 이로부터 관찰된 무역패턴의 변화가 선진공업국의 환경규제 강화에 기인한다는 결론을 내리기는 어렵다. Low and Yeats(1992)나 UNCTAD(1994)의 연구에서 지적된바와 같이 이러한 현상이 개도국의 산업부문 성장과정에서 나타나는 일반적인 패턴으로 해석될 수 있기 때문이다.

Sorsa(1994)도 환경문제에 민감한 산업의 무역패턴은 환경비용 지출의 차이에 의해서보다는 그 이외의 다른 요소에 의해 더욱 잘 설명될 수 있으며, 경쟁력은 여러 가지 거시 및 미시경제 요소의 복잡한 상호작용에 의해 영향을 받는다며, 이러한 견해에 동조하고 있다.

한편 본 연구는 다음과 같은 몇 가지 한계점을 지니고 있다. 첫째, 본 연구는

선행연구들이 OECD 국가만을 분석대상에 포함하고 규제가 덜 엄격한 개도국은 고려하지 않음으로써 그 결과의 안정성이 부족하다는 점과 분석기간이 환경규제 조치가 본격화된 1995년 이전을 분석대상으로 삼고 있다는 점, 그리고 계량모형의 분석방법을 OLS 분석만을 사용함에 따른 오류가 발생할 수 있다는 점을 고려하여 분석대상을 전 세계 국가로 확대하고 분석기간 역시 입수가능한 최근 시기로 연장하였다. 또한 분석방법도 횡단면변동과 시계열변동이 다 같이 고려될 수 있도록 횡단면자료와 시계열자료를 모두 이용하는 패널분석을 시도하였다. 그럼에도 불구하고 환경규제대리변수의 조작화가 어려워 장기간에 걸쳐 안정적인 패널데이터를 구축하지 못하였다는 점이다. 둘째, 환경민감산업은 다양한 형태의 산업들로 정의되고 있다. 따라서 국가간 이동이 어려운 산업인지, 산업 내 무역이 주로 일어나는 산업인지, 자원민감형 산업인지 등의 구분을 통하여 보다 세분화된 분석을 시도하면 더욱 의미 있는 연구결과가 도출될 것으로 판단된다.

《참고문헌》

강만옥・차근호 (1997), 「환경기준 강화가 경쟁력에 미치는 영향: 국제무역 및 생산성을 중심으로」, (삼성경제연구소).

강상인・김태완・한화진・강광규・최대승 (2000), 「환경부문을 고려한 국제무역과 내생적 지속성장모형 연구」, (한국환경정책평가연구원).

권영민 (1999), 「한중일 제조업의 대미수출 경쟁력」, 한국경제연구원.

김기홍・강만옥・강상인・한기주・이해춘 (2005), 「무역과 환경」, (파주: 집문당).

김미자 (2005), “환경의 관점에서 본 자유무역과 환경보호에 관한 이론과 실제: GATT/WTO 체제와 국제환경협약(MEAs)의 관계정립을 위하여”, 「대한정치학회보」, 제13집제2호, (대한정치학회).

김지현, ″Consumption Patterns as an Emerging Contributor of the Environmental Degradation in Korea″, 서울대학교 박사학위 논문, 1999.

노상환 (2002), “환경규제 강화로 인한 산업재배치 효과에 관한 연구 : 오염다배출산업을 중심으로”, 「자원・환경경제연구」, 제11권제1호, (한국환경경제학회).

민혁기 (2010), “글로벌 환경규제의 현황과 시사점”, 「KIET 산업경제」, (산업연구원).

성극제 (1998), “우리나라 제품의 수출경쟁력 추이에 관한 연구”, 「아태연구」, 제5집, (경희대학교 아태지역연구원).

성봉석 (2004), 「무역과 환경」, (대전: 대경).

송의영 (2000), “국제무역의 구조와 중력방정식”, 「서강경제논집」, 제29집제2호, (서강대학교 경제학연구원).

심기은・정경화, “환경오염산업에서 유럽과 한국 간 환경투자의 상대적 차이가 교역에 미치는 영향”, 「산업경제연구」, 제23권 제5호, 한국산업경제학회, 2010.

오근엽・명창연 (2005), “수입국의 환경규제가 한국의 수출에 미친 영향 실증분석”, 「자원환경연구」, 제14권제3호, (자원환경경제학회).

윤기관 (1987), “공해규제와 국제무역의 상호관계분석”, 「경영논집」, 제3권제1호, (충남대학교 경영경제연구소).

윤진나・손찬현 (2000), “중력모형에 기초한 한국의 교역패턴 및 지역경제권의 영향”, 「대외경제정책연구」, 제4권제2호, (대외경제정책연구원).

이영선 (1980), 「우리나라 수출상품의 비교우위 분석과 전망」, (국제경제연구원).

이정전 (2004), 「환경경제학」, (서울: 박영사).

차용진 (2008), “2008 환경성과지수(EPI)에 대한 비판적 고찰: EPI 모형의 타당도 및 신뢰도 검토”, 「정책분석평가학회보」, 제18권제3호, (한국정책분석학회).

황석준 (2006), “수확체증 하에서의 오염처리비용회피활동에 관한 연구”, 「자원·환경경제연구」 제15권제2호, (한국환경경제학회).

段琼·姜太平 (2002), "环境標准對國際貿易競爭力的影響", 「國際貿易問題」, 12期 (對外經濟貿易大學).

趙細康 (2003), 「环境保護与産業國際競爭力: 理論与實証分析」, (北京: 中國社會科學出版社).

Anderson, James E. and Eric van Wincoop (2003), “Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle,” *American Economic Review*, Vol. 93, No.1.

Anderson, James. E. (1979), "A Theoretical Foundation for the Gravity Equation," *American Economic Reviews*, Vol. 69, No. 1.

Andreoni, James and Arik Levinson (1998), "The Simple Analytics of the Environmental Kuznets Curve", NBER Working Paper No. 6739.

Bacon, Francis (1989), "The Concept of Competitiveness," *The Competitiveness of European Industry*, ed. Arthur Francis and P. K. M. Tharakan (London: Routledge).

Balassa, Bela (1965), "Trade Liberalization and Revealed Comparative Advantage," The *Manchester School*, Vol. 33, No. 2.

Baldwin, Richard (1995), "Does Sustainability Require Growth?," *The Economics of Sustainable Development*, ed. Ian Godin and L. Alan Winters (New York: Cambridge University Press, 1995).

Baltagi, Badi H. and Ping X. Wu (1999), "Unequally Spaced Panel Data Regression Models with AR(1) Remainder Disturbances," *Econometric Theory*, Vol. 15.

Beers, Cees van, van den Bergh and Jeroen C J M (1997), "An Empirical Multi-Country Analysis of the Impact of Environmental Regulations on Foreign Trade Flows," *Kyklos,* Vol. 50, No. 1.

Bergstrand, Jeffrey H. (1985), "The Gravity Equation in International Trade: Some

Microeconomic Foundations and Empirical Evidence," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 67, No. 3.

_____. (1989), "The Generalized Gravity Equation; Monopolistic Competition and the Factor-Proportions Theory in International Trade," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 71, No. 1.

_____. (1990), "The Hechscher-Ohline-Samuelson Model, The Linder Hypothesis and the Determinants of Bilateral Intra-Industry Trade," *Economic Journal*, Royal Economic Society, Vol. 100, No. 403.

Bhagwati, Jagdish N. (1994), "Ein Plädoyer für freien Handel," *Spektrun der Wisenschaft*, Januar.

Bhagwati, Jagdish N. and Robert E. Hudec (1996), *Fair trade and harmonization: Prerequisites for free trade?*, (London: MIT Press).

Brunnermeier, Smita B. and Arik Levinson (2004), "Examining the Evidence on Environmental Regulations and Industry Location," *Journal of Environment & Development*, Vol. 13, No. 1.

Coase, Ronald H. (1968), "The Problem of Social Cost," *Journal of Law and Economics,* Vol. 3.

Cole, Matthew A. and Robert J. R. Elliott (2003), "Do Environmental Regulations Influence Trade Patterns? Testing Old and New Trade Theories," *The World Economy*, Vol. 26, No. 8.

Commer, Barry (1972), "The Environmental Costs of Economic Growth," ed. Dorfman & Dorfman, *Economics of the Environment*, 2nd. (New York: W.W Norton & Co. Inc).

_____ (1972), *The Closing Circle:Nature, Man & Technology*, (New York: Bantam Books).

Copeland, Brian R. and M. Scott Taylor (2004), "Trade, Growth, and the Environment," *Journal of Economic Literature*, Vol. 43.

Costantini, Valeria and Francesco Crespi (2007), "Environmental Regulation and the

Export Dynamics of Energy Technologies," *Ecological Economics*, Vol. 66, No. 2-3.

Cropper, Maureen L. and Wallace E. Oates (1992), "Environmental Economics: A survey," *Journal of Economic Literature*, Vol. 30, No. 2.

Dales, John Harkness (1968), *Pollution, Property and Prices: An Essay in Policy-making and Economics*, (University of Toronto Press).

Daly, Herman E. (1993), "The Perils of Free Trade," *Scientific American*, Vol. 269, No. 5, 1993.

Deardorff, Alan V. (1998), "Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclasical World?," *The Regionalization of World Economy*, ed. Jeffrey A. Frankel, (University of Chicago Press).

Dornbusch, R., S. Fisher and P. A. Samuelson (1997), "Comparative Advantage, Trade and Payments in a Ricardian Model with a Continuum of Goods," *The American Economic Review*, Vol. 67, No. 5.

Ederington, Josh and Jenny Minier (2003), "Is Environmental Policy a Secondary Trade Barrier? An Empirical Analysis," *Canadian Journal of Economics*, Vol. 36, No. 1.

Feenstra, Robert C., James R. Markusen and Andrew K. Rose (2001), "Using The Gravity Equation to Differentiate Among Alternative Theories of Trade," *The Canadian Journal of Economics*, Vol. 34, No. 2.

Fertő, Imre and Lionel J. Hubbard (2002), *Revealed Comparative Advantage and Competitiveness in Hungarian Agri-Food Sectors*, IEHAS Discussion Papers, New Series 2002/8, (Budapest: Institute of Economics Hungarian Academy of Sciences).

Fidel, Ezeala-Harrison (1995), "Canada's Global Competitiveness Challenge: Trade Performance Versus Total Factor Productivity Measures," *American Journal of Economics and Sociology*, Vol. 54, No. 1.

Finger, Joseph Michael and Mordechai E. Kreinin (1979), "A Measures of Export Similarity and Its Potential Uses," *The Economic Journal*, Vol. 89, No. 356.

Fleming, J. M. and S. C. Tsiang (1956), "Changes in Competitive Strength and

Export Shares of Major Industrial Countries," *Staff Papers-International Monetary Fund*, Vol. 5, No. 2.

Galeotti, Marzio and Alessandro Lanza (1999), *Desperately Seeking(Environmental) Kuznets*, IEAS Working Papers.

Grether, Jean-Marie and Jaime de Melo (2003), *Globalization and Dirty Industries: Do Pollution Havens Matter?* (London: Centre for Economic Policy Research).

Grossman, Gene M. and Alan B. Krueger (1995), "Economic Growth and the Environment Quarterly," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 2.

Grubel, Herbert G. (1976), "Some Effects of Environmental Controls on International Trade; The Hechscher-Ohlin Model," *Studies in International Environmental Economics*, ed. Ingo Walter (New York: John Wiley & Sons, Inc., 1976).

Han, Ki-Ju (1996), "Environmental Regulation and International Competitiveness: Cross-Industry and Cross-Country Analyses," Unpublished Ph. D. Dissertation, University of Illinos at Urbaba-Champaign.

Harris, Mark N., László Kónya and László Mátyás (2000), "Modelling the Impact of Environmental Regulations on Bilateral Trade Flows: OECD 1990-96," *Melbourne Institute Working Paper Series No. 11/00*, (Melbourne: Institute of Applied Economic and Social Research).

Hart, Stuart L. and Gautam Ahuja (1996), "Does It Pay To Be Green? An Empirical Examination of the Relationship Between Emission Reduction and Firm Performance," *Business Strategy and the Environment*, Vol. 5.

Helpman, Elhanan (1987), "Imperfect Competition and International Trade: Evidence from Fourteen Industrial Countries," *Journal of Japanese and International Economics*, Vol. 1, No. 1.

Herman E. Daly (1994), "Die Gefahren des freien Handel", *Spektrun der Wisenschaft*, Januar.

Hummels, David and James Levinsohn (1995), "Monopolistic Competition and International Trade: Reconsidering the Evidence," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 3.

Jaffe, Adam B., Steven R. Peterson, Paul R. Portney and Robert N. Stavins (1995), "Environmental Regulation and the Competitiveness of U.S. Manufacturing: What Does the Evidence Tell Us?," Journal of Economic Literature, Vol. 33.

Jaggi, Bikki and Martin Freedman (1992), "An Examination of the Impact of Pollution Performance on Economic and Market Performance: Pulp and Paper Firma," *Journal of Business Finance and Accounting,* Vol. 19, No. 5.

Jayadevappa, Ravishankar and Sumedha Chhatre (2000), "International Trade and Environmental Quality: A Survey," *Ecological Economics*, Vol. 32, No. 2.

Jenkins, Rhys (1998), "Environmental Regulation and International Competitiveness: A Review of Literature and Some European Evidence," *Discussion Paper Series*, No. 9801, (The United Nations University, Institute for New Technology).

Jeppesen, Tim and Henk Folmer (2001), "The Confusing Relationship Between Environmental Policy and Location Behavior of Firms: A Methodological Review of Selected Case Studies," *The Annals of Regional Science*, Vol. 35.

Jonathan, Eaton and Samuel Kortum (2002), "Technology, Geography and Trade," *Econometrica*, Vol. 70, No. 5.

Jug, Jerneja and Daniel Mirza (2005), "Environmental Regulations in Gravity Equations: Evidence from Europe," *The World Economy*, Vol. 28.

Kalt, Joseph P. (1985), *The Impact of Domestic Environmental Regulatory Policies on US International Competitiveness*, Energy and Environmental Policy Center, John F. Kennedy School of Government, (Cambridge: Harvard University Press).

Keynes, John Maynard (1935), *Economic Possibilities for Our Grandchildren*, in J. M. Keynes, Essays in Persuasion, (London: Macmillan).

Klevorick, Alvin K. and Gerald H. Kramer (1973), "Social choice on Pollution Management: The Genossenschaften," *Journal of Political Economy*, Vol. 2.

Kneese, Allen V. (1964), *The Economics of Regional Water Quality Management*, (Baltimore: Johns Hopkins Press).

Knutsen, Halvor (1995), "Polluting Industries: 'Industrial Flight' or 'Locational Shift'," paper presented to SUM Conference.

Krugman, Paul (1994), "Competitiveness: A Dangerous Obsession," *Foreign Affairs*, Vol. 73, No. 2.

Kumra, Gautam, Palash Mitre and Chandrika Pasricha (2010), *India Pharma 2015: Unlocking the Potential of the Indian Pharmaceuticals Market,* (McKinsey and Company).

Leonard, H. Jeffrey (1988), *Pollution and the Struggle for the World Product: Multinational Corporations, Environment, and International Comparative Advantage*, (New York: Cambridge University Press).

Levy, David L. (1995), "The Environmental Practices and Performance of Transnational Corporations," *Transnational Performance,* Vol. 4, No. 1.

Low, Patrick (1992), "Trade Measures and Environmental Quality: The Implications for Mexico's Exports," *International Trade and the Environment*, ed. Patrick Low, (Washington D.C.: World Bank), Chapter 7.

Low, Patrick and Alexander Yeats (1992), "Do Dirty Industry Migrate?," *International Trade and the Environment*, World Bank Discussion Papers 159, ed. Patrick Low (Washington, D. C.: World Bank).

Mäler, Karl-Göran (1974), *Environmental Economics: A Theoretical Inquiry*, (Baltimore: Resources for the Future).

Mani, Muthukumara and David Wheeler (1997), "In Search of Pollution Havens? Dirty Industry in the World Economy, 1960-1995," in Conference on Trade, Global Policy and the Environment, (Washington, D.C.: World Bank).

Meadows, Donella H., Dennis L. Meadows, Jorgen Randers, and William W. Behrens Ⅲ (1972), *The Limits of Growth: A Report for The Club of Rome's Project on the Predicament of Mankind*, (New York: Universe Books).

Mishan, Ezra J. (1971), "The Post-War Literature on Externalities: An Interpretative Essay," *Journal of Economic Literature*, Vol. 9.

Mulatu, Abay, Raymond J.G.M. Florax and Cees Withagen (2004), "Environmental Regulation and International Trade: Empirical Results for the Manufacturing Industry in Germany, the Netherlands and the US, 1972-1992," *Tinbergen*

Institute Discussion Paper, TI 2004-020/3.

OECD (1985), *The Macro-Economic Impact of Environmental Expenditure*, (Paris: OECD).

_____ (1992), *Technology and the Economy: the Key Relationships*, (Paris Cedex 16: Organization for Economic).

Palmer, Karen, Wallance E. Oates and Paul R. Portney (1995), "Tightening Environmental Standards: The Benefit-Cost or the No-Cost Paradigm?," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 4.

Papazoglou, Christos, Eric J. Pentecost and Helena Marques (2006), "A Gravity Model Forecast of the Potential Trade Effects of EU Enlargement: Lessons from 2004 and Path-Dependency in Integration," *The World Economy*, Vol. 29, No. 8.

Perroni, Carlo and Randall M. Wigle (1994), "International Trade and Environmental Quality: How Important the Linkages?," *Canadian Journal of Economics*, Vol. 27, No. 3.

Pigou, Arthur Cecil (1952), *The Economics of Welfare*, (St. Louis: Transaction Publishers).

Piritta, Sorsa (1994), "Competitiveness and Environmental Standards: Some Exploratory Results," *Policy Research Working Paper 1249*, (Washington, D. C.: World Bank).

Porter, Michael E. (1990), *The Competitive Advantage of Nations*, (New York: Free Press.).

Porter, Michael E. and Claas van der Linde (1995), "Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship," *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 4.

Portney, Paul R. (1981), "Macroeconomic Impacts of Federal Environmental Regulation," *Environmental Regulation and the U.S. Economy*, eds. Henry M. Peskin, Paul R. Portney and Allen V. V. Kneese (Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press for Resources for Future).

Repetto, Robert, Dale Rothman, Paul Faeth and Duncan Austin (1997), Has Environmental Protection Really Reduced Productivity Growth?, *Challenge*, Vol. 40,

No. 1.

Russo, Michael V. and Paul A. Fouts (1997), “A Resource-based Perspective on Corporate Environmental Performance and Profitability,” *Academy of Management Journal*, Vol. 40, No. 3.

Smarzynska, Beata K. and Shang-Jin Wei (2001), "Pollution Havens and Foreign Direct Investment: Dirty Secret or Popular Myth?," *Policy Research Working Paper 2673*, (Washington, D.C.: World Bank).

Tietenberg, Thomas H. (1973a), "Controlling Pollution by Price and Standards Systems: A General Equilibrium Analysis," *Swedisch Journal of Economics,* Vol. 75.

_____ (1973b), "Specific Taxes and the Control of Pollution: A General Equilibrium Analysis," *Quarterly Journal of Economic,* Vol. 87.

Tobey, James A. (1990), “The Effects of Domestic Environmental Policies on Patterns of World Trade: An Empirical Test,” *Kyklos,* Vol. 32, No. 2.

Torras, Mariano and James K. Boyce (1998), "Income, Inequality and Pollution: A Reassessment of the Environmental Kuznets Curve," *Ecological Economics*, Vol. 25.

U. S. Department of Commerce (1975), *The Effect of Pollution Abatement on International Trade-Ⅲ*, April, (Washington D. C.: U.S. Govt. Print. Off.).

UNCTAD (1994), *Sustainable Development: Trade and Environment-The Impact of Environment-related Policies on Export Competitiveness and Market Access*, (Geneva: UNCTAD).

Vollrath, Thomas (1991), “A theoretical evaluation of alternative trade intensity measures of revealed comparative advantages,” *Wellwirtschaflliched Archiv*, Vol. 127, No. 2.

Walley, Noah and Bradley Whitehead (1994), "It's Not Easy Being Green," *Harvard Business Review*, May-June.

Walter, Ingo and Judith L. Ugelow (1979), "Environmental Policies in Developing Countries,” *Ambio*, Vol. 8, No. 2/3.

Walter, Ingo (1974), “International Trade and Resource Diversion: The Case of Environmental Management,” *Review of World Economics*, Vol. 110, No. 3.

Walter, Ingo (1975), *International Economics of Pollution*, (London: Macmillan).

_____ (1982), "International Economic Repercussions of Environmental Policy: An Economist's Perspective" and "Environmentally-Induced Industrial Relocation to Developing Countries," *Environment and Trade*, eds. Seymour J. Rubin and Thomas R. Graham, (Totowa, N.J.: Allenheld & Osmun, and London: Frances Printer).

West, Paul and Paul Senez (1992), *Environmental Assessment of the NAFTA: The Mexican Environmental Regulation Position*, Report prepared for the Province of British Columbia, Ministry of Economic Development, Small Business and Trade.

Wubben, Emiel (1999), "What's in for US? Or: The Impact of Environmental Legislation on Competitiveness," *Business Strategy and the Environment*, Vol. 8, NO. 2.

Yeats, Alexander J. (1990), "What Do Alternative Measures of Comparative Advantage Reveal About the Composition of Developing Countries' Exports?," *Policy Research Working Paper Series 470*, (Washington, D. C.: World Bank).

《부록》

1. 전체환경민감산업

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =    142894
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =     71447

R-sq:  within  = 0.0322                         Obs per group: min =         2
       between = 0.0196                                        avg =       2.0
       overall = 0.0189                                        max =         2

                                                F(4,71443)         =    594.76
corr(u_i, Xb)  = -0.6192                        Prob > F           =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
GDP_i	.9538787	.1227932	7.77	0.000	.7132044	1.194553
GDP_j	.7113226	.0266615	26.68	0.000	.6590661	.763579
dist	2.083679	3.305833	0.63	0.528	-4.395745	8.563104
EPI_j	1.737869	.0547318	31.75	0.000	1.630594	1.845143
_cons	-54.77401	26.37395	-2.08	0.038	-106.4669	-3.081136
sigma_u	3.7767346					
sigma_e	1.0717826					
rho	.92546814	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:     F(71446, 71443) =     9.41         Prob > F = 0.0000
```

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =    142894
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =     71447

R-sq:  within  = 0.0266                         Obs per group: min =         2
       between = 0.3933                                        avg =       2.0
       overall = 0.3704                                        max =         2

                                                Wald chi2(4)       =  48213.87
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
GDP_i	.5926077	.007651	77.45	0.000	.5776119	.6076035
GDP_j	.7794642	.0045897	169.83	0.000	.7704685	.7884598
dist	-.9955403	.0097412	-102.20	0.000	-1.014633	-.9764479
EPI_j	.6582538	.0385834	17.06	0.000	.5826317	.7338758
_cons	-17.51894	.2765598	-63.35	0.000	-18.06099	-16.9769
sigma_u	2.1933385					
sigma_e	1.0717826					
rho	.80724435	(fraction of variance due to u_i)				

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =    142894
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =     71447

R-sq:  within  = 0.0331                         Obs per group: min =         2
       between = 0.0015                                        avg =       2.0
       overall = 0.0013                                        max =         2

                                                F(6,71441)         =    407.29
corr(u_i, Xb)  = -0.7944                        Prob > F           =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
GDP_cap_i	1.147278	.125528	9.14	0.000	.9012432	1.393312
GDP_cap_j	.6675664	.0335792	19.88	0.000	.6017514	.7333815
POP_i	-1.262144	.3236327	-3.90	0.000	-1.896463	-.6278248
POP_j	.7856762	.0354175	22.18	0.000	.7162579	.8550945
dist	2.793117	3.311715	0.84	0.399	-3.697835	9.28407
EPI_j	1.615595	.0589171	27.42	0.000	1.500118	1.731073
_cons	-23.07185	26.91247	-0.86	0.391	-75.82021	29.67652
sigma_u	4.9295614					
sigma_e	1.071328					
rho	.95489904	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:     F(71446, 71441) =     9.19         Prob > F = 0.0000
```

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =    142894
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =     71447

R-sq:  within  = 0.0296                         Obs per group: min =         2
       between = 0.4088                                        avg =       2.0
       overall = 0.3852                                        max =         2

                                                Wald chi2(6)       =  51549.39
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
GDP_cap_i	.3457753	.01003	34.47	0.000	.3261168	.3654338
GDP_cap_j	.6674913	.0065956	101.20	0.000	.6545641	.6804185
POP_i	.6464941	.0076469	84.54	0.000	.6315065	.6614817
POP_j	.8675001	.0055746	155.62	0.000	.8565741	.8784262
dist	-1.129929	.0101174	-111.68	0.000	-1.149759	-1.110099
EPI_j	1.115848	.0421597	26.47	0.000	1.033217	1.19848
_cons	-17.43036	.2889714	-60.32	0.000	-17.99673	-16.86398
sigma_u	2.1653231					
sigma_e	1.071328					
rho	.80334623	(fraction of variance due to u_i)				

2. 석유가공업

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      5462
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      2731

R-sq:  within  = 0.0651                         Obs per group: min =         2
       between = 0.0019                                        avg =       2.0
       overall = 0.0005                                        max =         2

                                                F(4,2727)          =     47.49
corr(u_i, Xb)  = -0.5511                        Prob > F           =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
GDP_i	-.3842815	.6995379	-0.55	0.583	-1.755959	.9873964
GDP_j	.6533548	.0514176	12.71	0.000	.5525335	.7541762
dist	1.929602	5.898975	0.33	0.744	-9.63731	13.49651
EPI_j	.4151646	.3717553	1.12	0.264	-.313786	1.144115
_cons	-8.905092	50.76117	-0.18	0.861	-108.4393	90.62915
sigma_u	3.9947425					
sigma_e	1.9124913					
rho	.8135349	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:     F(2730, 2727) =     4.05          Prob > F = 0.0000
```

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =      5462
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      2731

R-sq:  within  = 0.0582                         Obs per group: min =         2
       between = 0.3251                                        avg =       2.0
       overall = 0.2846                                        max =         2

                                                Wald chi2(4)       =   1477.54
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
GDP_i	.5774069	.0453477	12.73	0.000	.488527	.6662868
GDP_j	.7554251	.0259643	29.09	0.000	.704536	.8063142
dist	-1.406479	.0608995	-23.10	0.000	-1.52584	-1.287118
EPI_j	-1.337423	.251468	-5.32	0.000	-1.830292	-.8445551
_cons	-4.194788	1.626113	-2.58	0.010	-7.381911	-1.007666
sigma_u	2.3563357					
sigma_e	1.9124913					
rho	.6028614	(fraction of variance due to u_i)				

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      5462
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      2731

R-sq:  within  = 0.0675                         Obs per group: min =         2
       between = 0.0217                                        avg =       2.0
       overall = 0.0149                                        max =         2

                                                F(6,2725)          =     32.87
corr(u_i, Xb)  = -0.7134                        Prob > F           =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
GDP_cap_i	.0941935	.7971907	0.12	0.906	-1.468966	1.657353
GDP_cap_j	.5560591	.0696427	7.98	0.000	.4195012	.6926169
POP_i	-.8071128	.7583983	-1.06	0.287	-2.294207	.6799811
POP_j	.7409528	.0635081	11.67	0.000	.616424	.8654817
dist	2.897478	5.908786	0.49	0.624	-8.688677	14.48363
EPI_j	.6397844	.4059152	1.58	0.115	-.1561482	1.435717
_cons	-15.31356	50.88723	-0.30	0.763	-115.095	84.46789
sigma_u	4.7177777					
sigma_e	1.9107695					
rho	.85907926	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:     F(2730, 2725) =     4.03          Prob > F = 0.0000
```

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =      5462
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      2731

R-sq:  within  = 0.0606                         Obs per group: min =         2
       between = 0.3295                                        avg =       2.0
       overall = 0.2887                                        max =         2

                                                Wald chi2(6)       =   1512.52
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
GDP_cap_i	.4306094	.0575125	7.49	0.000	.3178869	.5433318
GDP_cap_j	.6778583	.0384533	17.63	0.000	.6024913	.7532253
POP_i	.620896	.0461835	13.44	0.000	.5303781	.711414
POP_j	.8015468	.0311501	25.73	0.000	.7404938	.8625999
dist	-1.476993	.0624076	-23.67	0.000	-1.599309	-1.354676
EPI_j	-.9164838	.2891451	-3.17	0.002	-1.483198	-.3497699
_cons	-4.864824	1.7464	-2.79	0.005	-8.287706	-1.441943
sigma_u	2.347333					
sigma_e	1.9107695					
rho	.60145888	(fraction of variance due to u_i)				

3. 제지와 종이제품업

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      6364
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      3182

R-sq:  within  = 0.0162                         Obs per group: min =         2
       between = 0.2479                                        avg =       2.0
       overall = 0.2383                                        max =         2

                                                F(3,3179)          =     17.47
corr(u_i, Xb)  = -0.5574                        Prob > F           =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
GDP_i	1.775602	.6346217	2.80	0.005	.5312924	3.019911
GDP_j	1.356062	.4067753	3.33	0.001	.5584935	2.153631
dist	(omitted)					
EPI_j	.5935054	.2638312	2.25	0.025	.0762088	1.110802
_cons	-71.69761	18.47114	-3.88	0.000	-107.9142	-35.48105
sigma_u	3.2035325					
sigma_e	.88623793					
rho	.92890886	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:     F(3181, 3179) =    13.73          Prob > F = 0.0000
```

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =      6364
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      3182

R-sq:  within  = 0.0157                         Obs per group: min =         2
       between = 0.4250                                        avg =       2.0
       overall = 0.4082                                        max =         2

                                                Wald chi2(4)       =   2389.95
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
GDP_i	.5241423	.0358258	14.63	0.000	.453925	.5943596
GDP_j	.8268946	.0215278	38.41	0.000	.7847009	.8690884
dist	-1.083021	.0452575	-23.93	0.000	-1.171724	-.9943179
EPI_j	.4612665	.1730547	2.67	0.008	.1220855	.8004475
_cons	-14.7879	1.284879	-11.51	0.000	-17.30622	-12.26958
sigma_u	2.2357698					
sigma_e	.88623793					
rho	.86421055	(fraction of variance due to u_i)				

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      6364
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      3182

R-sq:  within  = 0.0212                         Obs per group: min =         2
       between = 0.0042                                        avg =       2.0
       overall = 0.0040                                        max =         2

                                                F(5,3177)          =     13.76
corr(u_i, Xb)  = -0.9931                        Prob > F           =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
GDP_cap_i	1.593522	.6420557	2.48	0.013	.3346359	2.852407
GDP_cap_j	1.376739	.4613877	2.98	0.003	.4720912	2.281387
POP_i	-17.68894	5.577142	-3.17	0.002	-28.6241	-6.753777
POP_j	-1.338117	2.433026	-0.55	0.582	-6.108578	3.432345
dist	(omitted)					
EPI_j	-.3631722	.362102	-1.00	0.316	-1.07315	.3468051
_cons	316.4986	98.79459	3.20	0.001	122.7909	510.2062
sigma_u	26.146467					
sigma_e	.88427302					
rho	.99885752	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:     F(3181, 3177) =    13.56          Prob > F = 0.0000
```

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =      6364
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      3182

R-sq:  within  = 0.0138                         Obs per group: min =         2
       between = 0.4354                                        avg =       2.0
       overall = 0.4182                                        max =         2

                                                Wald chi2(6)       =   2481.90
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
GDP_cap_i	.1720704	.0636778	2.70	0.007	.0472642	.2968766
GDP_cap_j	.7499907	.0324641	23.10	0.000	.6863623	.8136191
POP_i	.5507161	.0358468	15.36	0.000	.4804575	.6209746
POP_j	.8790601	.0252798	34.77	0.000	.8295126	.9286076
dist	-1.181826	.0478712	-24.69	0.000	-1.275652	-1.088
EPI_j	.7571552	.1855688	4.08	0.000	.3934471	1.120863
_cons	-12.3261	1.395137	-8.84	0.000	-15.06052	-9.591683
sigma_u	2.2166849					
sigma_e	.88427302					
rho	.86271252	(fraction of variance due to u_i)				

4. 화공원료 및 화학제조업

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =     43622
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =     21811

R-sq:  within  = 0.0190                         Obs per group: min =         2
       between = 0.3767                                        avg =       2.0
       overall = 0.3578                                        max =         2

                                                F(3,21808)         =    140.76
corr(u_i, Xb)  = -0.6425                        Prob > F           =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
GDP_i	1.078175	.2052418	5.25	0.000	.675886	1.480464
GDP_j	1.795501	.1768891	10.15	0.000	1.448786	2.142217
dist	(omitted)					
EPI_j	1.177809	.087227	13.50	0.000	1.006838	1.34878
_cons	-66.80132	6.846743	-9.76	0.000	-80.22143	-53.3812
sigma_u	3.0006116					
sigma_e	.95534976					
rho	.9079609	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:     F(21810, 21808) =    10.39        Prob > F = 0.0000
```

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =     43622
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =     21811

R-sq:  within  = 0.0190                         Obs per group: min =         2
       between = 0.4388                                        avg =       2.0
       overall = 0.4167                                        max =         2

                                                Wald chi2(4)       =  17353.32
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
GDP_i	.5628449	.0129926	43.32	0.000	.5373798	.5883099
GDP_j	.8780726	.0079403	110.58	0.000	.8625099	.8936354
dist	-.8144655	.0167885	-48.51	0.000	-.8473704	-.7815606
EPI_j	.5419804	.0632176	8.57	0.000	.4180762	.6658846
_cons	-20.14963	.4736185	-42.54	0.000	-21.07791	-19.22136
sigma_u	2.0686253					
sigma_e	.95534976					
rho	.82420838	(fraction of variance due to u_i)				

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =     43622
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =     21811

R-sq:  within  = 0.0212                         Obs per group: min =         2
       between = 0.0017                                        avg =       2.0
       overall = 0.0016                                        max =         2

                                                F(5,21806)         =     94.31
corr(u_i, Xb)  = -0.9898                        Prob > F           =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
GDP_cap_i	1.567127	.2172621	7.21	0.000	1.141277	1.992977
GDP_cap_j	1.556942	.2004021	7.77	0.000	1.16414	1.949745
POP_i	-11.78066	1.866591	-6.31	0.000	-15.43932	-8.122009
POP_j	2.961798	.9652354	3.07	0.002	1.069866	4.853729
dist	(omitted)					
EPI_j	.5900662	.148029	3.99	0.000	.2999185	.8802138
_cons	144.1809	33.22767	4.34	0.000	79.05225	209.3096
sigma_u	20.410463					
sigma_e	.95433557					
rho	.99781854	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:     F(21810, 21806) =    10.12        Prob > F = 0.0000
```

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =     43622
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =     21811

R-sq:  within  = 0.0173                         Obs per group: min =         2
       between = 0.4566                                        avg =       2.0
       overall = 0.4337                                        max =         2

                                                Wald chi2(6)       =  18643.00
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
GDP_cap_i	.3913853	.0165361	23.67	0.000	.3589751	.4237955
GDP_cap_j	.7151497	.011095	64.46	0.000	.6934038	.7368956
POP_i	.6185239	.0130087	47.55	0.000	.5930273	.6440206
POP_j	1.008176	.0098099	102.77	0.000	.9889487	1.027403
dist	-.9623813	.0173771	-55.38	0.000	-.9964399	-.9283228
EPI_j	1.142681	.0685692	16.66	0.000	1.008288	1.277075
_cons	-21.62084	.4929585	-43.86	0.000	-22.58702	-20.65466
sigma_u	2.0374625					
sigma_e	.95433557					
rho	.82008008	(fraction of variance due to u_i)				

5. 의약품제조업

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      2468
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      1234

R-sq:  within  = 0.0169                         Obs per group: min =         2
       between = 0.5022                                        avg =       2.0
       overall = 0.4878                                        max =         2

                                                F(3,1231)          =      7.07
corr(u_i, Xb)  = -0.0438                        Prob > F           =    0.0001
```

Export	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
GDP_i	.6169874	.6580871	0.94	0.349	-.6741091	1.908084
GDP_j	1.047406	.520261	2.01	0.044	.0267098	2.068103
dist	(omitted)					
EPI_j	-1.236099	.2973834	-4.16	0.000	-1.819533	-.6526648
_cons	-23.16759	21.17159	-1.09	0.274	-64.70398	18.36879
sigma_u	2.0441034					
sigma_e	.71045566					
rho	.89221955	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(1233, 1231) = 13.21 Prob > F = 0.0000

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =      2468
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      1234

R-sq:  within  = 0.0165                         Obs per group: min =         2
       between = 0.6012                                        avg =       2.0
       overall = 0.5838                                        max =         2

                                                Wald chi2(4)       =   1876.21
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
GDP_i	.6261729	.047867	13.08	0.000	.5323553	.7199906
GDP_j	.9997928	.0266662	37.49	0.000	.9475279	1.052058
dist	-.9557967	.0596572	-16.02	0.000	-1.072723	-.8388707
EPI_j	-.9102366	.2197397	-4.14	0.000	-1.340918	-.4795548
_cons	-16.193	1.627327	-9.95	0.000	-19.3825	-13.0035
sigma_u	1.7579383					
sigma_e	.71045566					
rho	.85960111	(fraction of variance due to u_i)				

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      2468
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      1234

R-sq:  within  = 0.0178                         Obs per group: min =         2
       between = 0.1634                                        avg =       2.0
       overall = 0.1587                                        max =         2

                                                F(5,1229)          =      4.45
corr(u_i, Xb)  = -0.9413                        Prob > F           =    0.0005
```

Export	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
GDP_cap_i	.8286115	.7222286	1.15	0.251	-.588326	2.245549
GDP_cap_j	.747309	.5974025	1.25	0.211	-.4247327	1.919351
POP_i	-2.638085	6.641618	-0.40	0.691	-15.66825	10.39208
POP_j	4.061497	3.045914	1.33	0.183	-1.914269	10.03726
dist	(omitted)					
EPI_j	-1.152155	.4506617	-2.56	0.011	-2.036306	-.2680033
_cons	-14.63017	114.4558	-0.13	0.898	-239.1806	209.9202
sigma_u	7.8457636					
sigma_e	.71072683					
rho	.99186073	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:     F(1233, 1229) =    13.13          Prob > F = 0.0000

Random-effects GLS regression                   Number of obs      =      2468
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      1234

R-sq:  within  = 0.0162                         Obs per group: min =         2
       between = 0.6023                                        avg =       2.0
       overall = 0.5849                                        max =         2

                                                Wald chi2(6)       =   1884.98
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
GDP_cap_i	.6143289	.0682823	9.00	0.000	.480498	.7481597
GDP_cap_j	.9540563	.0414535	23.02	0.000	.8728089	1.035304
POP_i	.6329351	.0480278	13.18	0.000	.5388024	.7270679
POP_j	1.024916	.0318454	32.18	0.000	.9625001	1.087332
dist	-.9827615	.0627456	-15.66	0.000	-1.105741	-.8597824
EPI_j	-.7861643	.2356111	-3.34	0.001	-1.247954	-.324375
_cons	-16.51982	1.757137	-9.40	0.000	-19.96375	-13.0759
sigma_u	1.7519028					
sigma_e	.71072683					
rho	.85867633	(fraction of variance due to u_i)				

6. 플라스틱제품업

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      6352
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      3176

R-sq:  within  = 0.0372                         Obs per group: min =         2
       between = 0.2838                                        avg =       2.0
       overall = 0.2745                                        max =         2

                                                F(3,3173)          =     40.89
corr(u_i, Xb)  = -0.5492                        Prob > F           =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
GDP_i	1.346054	.5146217	2.62	0.009	.3370293	2.355079
GDP_j	1.55832	.377155	4.13	0.000	.8188282	2.297813
dist	(omitted)					
EPI_j	1.420635	.2210959	6.43	0.000	.9871293	1.85414
_cons	-69.35681	15.74641	-4.40	0.000	-100.231	-38.48263
sigma_u	3.0957098					
sigma_e	.8259423					
rho	.93354693	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:     F(3175, 3173) =    15.64          Prob > F = 0.0000
```

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =      6352
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      3176

R-sq:  within  = 0.0364                         Obs per group: min =         2
       between = 0.4278                                        avg =       2.0
       overall = 0.4134                                        max =         2

                                                Wald chi2(4)       =   2483.21
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
GDP_i	.925716	.0367059	25.22	0.000	.8537738	.9976582
GDP_j	.7273611	.0220352	33.01	0.000	.6841729	.7705493
dist	-1.272709	.0461014	-27.61	0.000	-1.363066	-1.182351
EPI_j	1.186894	.1563343	7.59	0.000	.8804843	1.493304
_cons	-25.8975	1.278826	-20.25	0.000	-28.40395	-23.39105
sigma_u	2.2349656					
sigma_e	.8259423					
rho	.87983963	(fraction of variance due to u_i)				

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      6352
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      3176

R-sq:  within  = 0.0397                         Obs per group: min =         2
       between = 0.0020                                        avg =       2.0
       overall = 0.0019                                        max =         2

                                                F(5,3171)          =     26.20
corr(u_i, Xb)  = -0.9846                        Prob > F           =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
GDP_cap_i	1.488787	.517741	2.88	0.004	.4736455	2.503928
GDP_cap_j	1.057884	.4261649	2.48	0.013	.2222975	1.893471
POP_i	-8.521044	4.641037	-1.84	0.066	-17.62078	.5786938
POP_j	6.432075	2.152131	2.99	0.003	2.212365	10.65179
dist	(omitted)					
EPI_j	1.453826	.3231994	4.50	0.000	.8201245	2.087527
_cons	25.76766	82.60073	0.31	0.755	-136.1886	187.7239
sigma_u	17.463737					
sigma_e	.82515263					
rho	.99777246	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:     F(3175, 3171) =    15.51          Prob > F = 0.0000
```

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =      6352
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      3176

R-sq:  within  = 0.0354                         Obs per group: min =         2
       between = 0.4342                                        avg =       2.0
       overall = 0.4196                                        max =         2

                                                Wald chi2(6)       =   2542.08
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
GDP_cap_i	.6669159	.0629201	10.60	0.000	.5435947	.7902371
GDP_cap_j	.6612997	.0312944	21.13	0.000	.5999638	.7226355
POP_i	.9193151	.0366498	25.08	0.000	.8474828	.9911475
POP_j	.7869412	.0272899	28.84	0.000	.733454	.8404284
dist	-1.330266	.0484469	-27.46	0.000	-1.42522	-1.235311
EPI_j	1.432992	.1668636	8.59	0.000	1.105945	1.760039
_cons	-24.17371	1.385468	-17.45	0.000	-26.88918	-21.45825
sigma_u	2.2241242					
sigma_e	.82515263					
rho	.87901126	(fraction of variance due to u_i)				

7. 고무제품업

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      7144
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      3572

R-sq:  within  = 0.0366                         Obs per group: min =         2
       between = 0.4275                                        avg =       2.0
       overall = 0.4117                                        max =         2

                                                F(3,3569)          =     45.18
corr(u_i, Xb)  = -0.8445                        Prob > F           =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
GDP_i	1.059188	.4321089	2.45	0.014	.2119824	1.906393
GDP_j	2.597141	.3354684	7.74	0.000	1.939412	3.25487
dist	(omitted)					
EPI_j	1.050798	.18884	5.56	0.000	.6805527	1.421043
_cons	-85.75373	13.89063	-6.17	0.000	-112.9881	-58.51937
sigma_u	4.0017987					
sigma_e	.79165145					
rho	.96233952	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:     F(3571, 3569) =    10.96          Prob > F = 0.0000
```

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =      7144
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      3572

R-sq:  within  = 0.0346                         Obs per group: min =         2
       between = 0.5684                                        avg =       2.0
       overall = 0.5472                                        max =         2

                                                Wald chi2(4)       =   4778.38
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
GDP_i	.8698963	.0287275	30.28	0.000	.8135915	.9262011
GDP_j	.8690197	.0162796	53.38	0.000	.8371123	.9009272
dist	-1.182503	.0356474	-33.17	0.000	-1.252371	-1.112636
EPI_j	.3739039	.1398263	2.67	0.007	.0998494	.6479584
_cons	-24.78442	1.001031	-24.76	0.000	-26.74641	-22.82244
sigma_u	1.7634644					
sigma_e	.79165145					
rho	.83227382	(fraction of variance due to u_i)				

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      7144
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      3572

R-sq:  within  = 0.0398                         Obs per group: min =         2
       between = 0.0000                                        avg =       2.0
       overall = 0.0001                                        max =         2

                                                F(5,3567)          =     29.57
corr(u_i, Xb)  = -0.9812                        Prob > F           =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
GDP_cap_i	1.233068	.4441766	2.78	0.006	.3622027	2.103934
GDP_cap_j	2.70439	.3798442	7.12	0.000	1.959656	3.449123
POP_i	-8.194291	3.405636	-2.41	0.016	-14.87148	-1.517102
POP_j	-.1598393	2.001796	-0.08	0.936	-4.084619	3.764941
dist	(omitted)					
EPI_j	.361789	.2779051	1.30	0.193	-.1830799	.9066579
_cons	124.8869	62.86339	1.99	0.047	1.635081	248.1387
sigma_u	14.679494					
sigma_e	.79055065					
rho	.99710813	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:     F(3571, 3567) =    10.84          Prob > F = 0.0000
```

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =      7144
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      3572

R-sq:  within  = 0.0339                         Obs per group: min =         2
       between = 0.5747                                        avg =       2.0
       overall = 0.5533                                        max =         2

                                                Wald chi2(6)       =   4898.80
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
GDP_cap_i	.7086159	.0379336	18.68	0.000	.6342675	.7829643
GDP_cap_j	.802542	.0247463	32.43	0.000	.7540402	.8510437
POP_i	.9026286	.0288725	31.26	0.000	.8460395	.9592177
POP_j	.9088438	.0191866	47.37	0.000	.8712389	.9464488
dist	-1.257309	.0370936	-33.90	0.000	-1.330011	-1.184607
EPI_j	.588432	.15116	3.89	0.000	.2921638	.8847003
_cons	-24.17292	1.048649	-23.05	0.000	-26.22824	-22.11761
sigma_u	1.7503794					
sigma_e	.79055065					
rho	.83057618	(fraction of variance due to u_i)				

8. 철강제련 및 압연가공업

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =     23588
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =     11794

R-sq:  within  = 0.0761                         Obs per group: min =         2
       between = 0.1804                                        avg =       2.0
       overall = 0.1659                                        max =         2

                                                F(3,11791)         =    323.73
corr(u_i, Xb)  = -0.9519                        Prob > F           =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
GDP_i	-.6471666	.3204726	-2.02	0.043	-1.275346	-.0189873
GDP_j	4.730803	.3163379	14.95	0.000	4.110728	5.350877
dist	(omitted)					
EPI_j	3.968446	.1615731	24.56	0.000	3.651736	4.285156
_cons	-105.5685	11.12213	-9.49	0.000	-127.3697	-83.7673
sigma_u	8.7580832					
sigma_e	1.259306					
rho	.97974385	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:     F(11793, 11791) =     7.95         Prob > F = 0.0000
```

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =     23588
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =     11794

R-sq:  within  = 0.0690                         Obs per group: min =         2
       between = 0.2671                                        avg =       2.0
       overall = 0.2462                                        max =         2

                                                Wald chi2(4)       =   4693.29
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
GDP_i	.327289	.0198508	16.49	0.000	.2883822	.3661959
GDP_j	.6356793	.0126792	50.14	0.000	.6108285	.6605301
dist	-.9208695	.0258691	-35.60	0.000	-.971572	-.870167
EPI_j	1.195843	.1098737	10.88	0.000	.9804941	1.411191
_cons	-9.198394	.7308959	-12.59	0.000	-10.63092	-7.765865
sigma_u	2.3276822					
sigma_e	1.259306					
rho	.77357774	(fraction of variance due to u_i)				

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =     23588
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =     11794

R-sq:  within  = 0.0791                         Obs per group: min =         2
       between = 0.0001                                        avg =       2.0
       overall = 0.0001                                        max =         2

                                                F(5,11789)         =    202.47
corr(u_i, Xb)  = -0.9837                        Prob > F           =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
GDP_cap_i	-.4782314	.3457448	-1.38	0.167	-1.155948	.1994855
GDP_cap_j	5.490598	.3574445	15.36	0.000	4.789948	6.191248
POP_i	-6.132695	3.33209	-1.84	0.066	-12.66414	.3987518
POP_j	-4.591016	1.794597	-2.56	0.011	-8.108724	-1.073309
dist	(omitted)					
EPI_j	2.725736	.2711495	10.05	0.000	2.194238	3.257234
_cons	146.0831	59.78695	2.44	0.015	28.89082	263.2754
sigma_u	16.50628					
sigma_e	1.2573796					
rho	.99423072	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:     F(11793, 11789) =     7.76         Prob > F = 0.0000
```

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =     23588
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =     11794

R-sq:  within  = 0.0645                         Obs per group: min =         2
       between = 0.2901                                        avg =       2.0
       overall = 0.2682                                        max =         2

                                                Wald chi2(6)       =   5360.06
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
GDP_cap_i	.0872927	.0251003	3.48	0.001	.0380971	.1364883
GDP_cap_j	.4495329	.0181197	24.81	0.000	.414019	.4850468
POP_i	.3991858	.0198786	20.08	0.000	.3602244	.4381472
POP_j	.8028601	.0154241	52.05	0.000	.7726294	.8330908
dist	-1.108432	.0267835	-41.38	0.000	-1.160926	-1.055937
EPI_j	2.025233	.1197454	16.91	0.000	1.790537	2.25993
_cons	-11.40091	.7565192	-15.07	0.000	-12.88366	-9.918163
sigma_u	2.2952984					
sigma_e	1.2573796					
rho	.76917629	(fraction of variance due to u_i)				

9. 비철금속 제련 및 압연가공업

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      9252
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      4626

R-sq:  within  = 0.0556                         Obs per group: min =         2
       between = 0.2236                                        avg =       2.0
       overall = 0.2108                                        max =         2

                                                F(3,4623)          =     90.72
corr(u_i, Xb)  = -0.8537                        Prob > F           =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
GDP_i	1.62648	.5802482	2.80	0.005	.4889168	2.764044
GDP_j	3.184128	.4442329	7.17	0.000	2.31322	4.055037
dist	(omitted)					
EPI_j	2.610395	.2564582	10.18	0.000	2.107615	3.113176
_cons	-125.7477	18.24625	-6.89	0.000	-161.5191	-89.97636
sigma_u	5.4106864					
sigma_e	1.1493278					
rho	.95682659	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:     F(4625, 4623) =    10.75         Prob > F = 0.0000
```

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =      9252
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      4626

R-sq:  within  = 0.0526                         Obs per group: min =         2
       between = 0.2962                                        avg =       2.0
       overall = 0.2796                                        max =         2

                                                Wald chi2(4)       =   2127.43
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
GDP_i	.3647981	.0338284	10.78	0.000	.2984956	.4311006
GDP_j	.8531731	.0219328	38.90	0.000	.8101856	.8961606
dist	-.8231161	.0417155	-19.73	0.000	-.9048771	-.7413552
EPI_j	1.520964	.1843009	8.25	0.000	1.159741	1.882187
_cons	-19.09365	1.282485	-14.89	0.000	-21.60728	-16.58003
sigma_u	2.5287853					
sigma_e	1.1493278					
rho	.82879677	(fraction of variance due to u_i)				

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      9252
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      4626

R-sq:  within  = 0.0567                         Obs per group: min =         2
       between = 0.0002                                        avg =       2.0
       overall = 0.0002                                        max =         2

                                                F(5,4621)          =     55.52
corr(u_i, Xb)  = -0.9428                        Prob > F           =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
GDP_cap_i	1.567123	.6019085	2.60	0.009	.3870946	2.747151
GDP_cap_j	3.647527	.503555	7.24	0.000	2.660319	4.634735
POP_i	.9692771	5.048632	0.19	0.848	-8.928453	10.86701
POP_j	-3.226818	2.991578	-1.08	0.281	-9.091739	2.638104
dist	(omitted)					
EPI_j	2.029723	.403176	5.03	0.000	1.239306	2.820141
_cons	-7.660112	92.90778	-0.08	0.934	-189.8037	174.4835
sigma_u	9.5995516					
sigma_e	1.1489266					
rho	.98587769	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:     F(4625, 4621) =    10.70          Prob > F = 0.0000
```

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =      9252
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      4626

R-sq:  within  = 0.0492                         Obs per group: min =         2
       between = 0.3029                                        avg =       2.0
       overall = 0.2862                                        max =         2

                                                Wald chi2(6)       =   2212.38
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
GDP_cap_i	.2745976	.0467557	5.87	0.000	.1829581	.3662372
GDP_cap_j	.6710673	.0328051	20.46	0.000	.6067704	.7353641
POP_i	.4127032	.0344187	11.99	0.000	.3452438	.4801627
POP_j	.946364	.0250824	37.73	0.000	.8972034	.9955246
dist	-.9506213	.0443848	-21.42	0.000	-1.037614	-.8636287
EPI_j	2.137718	.2005679	10.66	0.000	1.744612	2.530824
_cons	-20.61516	1.340022	-15.38	0.000	-23.24155	-17.98876
sigma_u	2.5242747					
sigma_e	1.1489266					
rho	.82838882	(fraction of variance due to u_i)				

10. 금속제품업

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =     32796
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =     16398

R-sq:  within  = 0.0268                         Obs per group: min =         2
       between = 0.3372                                        avg =       2.0
       overall = 0.3191                                        max =         2

                                                F(3,16395)         =    150.24
corr(u_i, Xb)  = -0.7825                        Prob > F           =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
GDP_i	1.147778	.2626796	4.37	0.000	.6328974	1.662659
GDP_j	2.292817	.2102967	10.90	0.000	1.880613	2.705022
dist	(omitted)					
EPI_j	1.496687	.1073966	13.94	0.000	1.286178	1.707196
_cons	-82.17018	8.520858	-9.64	0.000	-98.87199	-65.46837
sigma_u	3.863285					
sigma_e	1.0074693					
rho	.93632393	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:     F(16397, 16395) =     9.10        Prob > F = 0.0000
```

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =     32796
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =     16398

R-sq:  within  = 0.0258                         Obs per group: min =         2
       between = 0.4688                                        avg =       2.0
       overall = 0.4434                                        max =         2

                                                Wald chi2(4)       =  14749.19
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
GDP_i	.8889885	.0154566	57.52	0.000	.8586942	.9192828
GDP_j	.7726232	.0090294	85.57	0.000	.7549258	.7903206
dist	-1.187775	.0197172	-60.24	0.000	-1.22642	-1.14913
EPI_j	.6190725	.0731429	8.46	0.000	.4757151	.7624299
_cons	-23.8927	.5516756	-43.31	0.000	-24.97397	-22.81144
sigma_u	2.0244444					
sigma_e	1.0074693					
rho	.80150186	(fraction of variance due to u_i)				

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =     32796
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =     16398

R-sq:  within  = 0.0295                         Obs per group: min =         2
       between = 0.0061                                        avg =       2.0
       overall = 0.0057                                        max =         2

                                                F(5,16393)         =     99.75
corr(u_i, Xb)  = -0.9899                        Prob > F           =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
GDP_cap_i	1.425966	.2693986	5.29	0.000	.8979159	1.954017
GDP_cap_j	2.295046	.2362903	9.71	0.000	1.831892	2.758201
POP_i	-12.04773	2.170093	-5.55	0.000	-16.30135	-7.794113
POP_j	1.126833	1.09154	1.03	0.302	-1.012705	3.26637
dist	(omitted)					
EPI_j	.7136659	.1665161	4.29	0.000	.3872763	1.040056
_cons	172.8602	38.21518	4.52	0.000	97.95433	247.7661
sigma_u	20.806876					
sigma_e	1.006096					
rho	.99766734	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:     F(16397, 16393) =     8.70        Prob > F = 0.0000
```

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =     32796
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =     16398

R-sq:  within  = 0.0259                         Obs per group: min =         2
       between = 0.4930                                        avg =       2.0
       overall = 0.4662                                        max =         2

                                                Wald chi2(6)       =  16204.15
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
GDP_cap_i	.5376503	.0197206	27.26	0.000	.4989985	.576302
GDP_cap_j	.7547854	.0126381	59.72	0.000	.7300152	.7795555
POP_i	.9426216	.0152312	61.89	0.000	.912769	.9724743
POP_j	.7945449	.0109553	72.53	0.000	.7730728	.816017
dist	-1.29593	.0201058	-64.46	0.000	-1.335337	-1.256523
EPI_j	.7114842	.0797762	8.92	0.000	.5551258	.8678426
_cons	-21.13079	.5701338	-37.06	0.000	-22.24823	-20.01335
sigma_u	1.9698646					
sigma_e	1.006096					
rho	.79310999	(fraction of variance due to u_i)				

11. 비금속광물제품업

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      1982
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =       991

R-sq:  within  = 0.0378                         Obs per group: min =         2
       between = 0.1651                                        avg =       2.0
       overall = 0.1549                                        max =         2

                                                F(3,988)           =     12.92
corr(u_i, Xb)  = -0.9492                        Prob > F           =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
GDP_i	1.653148	.9228324	1.79	0.074	-.1577885	3.464085
GDP_j	3.970941	.7760171	5.12	0.000	2.44811	5.493772
dist	(omitted)					
EPI_j	.7338919	.3966499	1.85	0.065	-.0444812	1.512265
_cons	-136.0045	30.89807	-4.40	0.000	-196.6379	-75.37116
sigma_u	7.4576347					
sigma_e	.94573095					
rho	.98417279	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:     F(990, 988) =    10.26                 Prob > F = 0.0000
```

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =      1982
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =       991

R-sq:  within  = 0.0210                         Obs per group: min =         2
       between = 0.2984                                        avg =       2.0
       overall = 0.2792                                        max =         2

                                                Wald chi2(4)       =    423.11
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
GDP_i	.318957	.0584664	5.46	0.000	.2043651	.433549
GDP_j	.5424271	.0358203	15.14	0.000	.4722205	.6126337
dist	-1.089149	.0812195	-13.41	0.000	-1.248336	-.9299614
EPI_j	-.1357522	.3068743	-0.44	0.658	-.7372147	.4657104
_cons	.1710023	2.081526	0.08	0.935	-3.908713	4.250718
sigma_u	2.0312903					
sigma_e	.94573095					
rho	.82185069	(fraction of variance due to u_i)				

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      1982
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =       991

R-sq:  within  = 0.0381                         Obs per group: min =         2
       between = 0.0856                                        avg =       2.0
       overall = 0.0804                                        max =         2

                                                F(5,986)           =      7.81
corr(u_i, Xb)  = -0.9470                        Prob > F           =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
GDP_cap_i	1.797049	.9863189	1.82	0.069	-.138476	3.732575
GDP_cap_j	4.030224	.889155	4.53	0.000	2.28537	5.775078
POP_i	-1.223203	6.358992	-0.19	0.848	-13.70192	11.25551
POP_j	2.83326	4.654071	0.61	0.543	-6.299762	11.96628
dist	(omitted)					
EPI_j	.4294928	.6571438	0.65	0.514	-.8600683	1.719054
_cons	-65.73298	122.354	-0.54	0.591	-305.8372	174.3713
sigma_u	7.6502946					
sigma_e	.9465275					
rho	.98492309	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:     F(990, 986) =     9.25            Prob > F = 0.0000
```

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =      1982
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =       991

R-sq:  within  = 0.0025                         Obs per group: min =         2
       between = 0.3620                                        avg =       2.0
       overall = 0.3383                                        max =         2

                                                Wald chi2(6)       =    559.55
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
GDP_cap_i	-.0415231	.0672433	-0.62	0.537	-.1733175	.0902714
GDP_cap_j	.5564732	.0517322	10.76	0.000	.4550799	.6578665
POP_i	.4879955	.0587653	8.30	0.000	.3728177	.6031733
POP_j	.5795783	.0411771	14.08	0.000	.4988727	.6602838
dist	-1.29128	.0823218	-15.69	0.000	-1.452627	-1.129932
EPI_j	-.2612409	.3319037	-0.79	0.431	-.9117602	.3892785
_cons	1.948287	2.105309	0.93	0.355	-2.178043	6.074617
sigma_u	1.913629					
sigma_e	.9465275					
rho	.80343662	(fraction of variance due to u_i)				

12. 목제가공업

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      3864
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      1932

R-sq:  within  = 0.0820                         Obs per group: min =         2
       between = 0.3204                                        avg =       2.0
       overall = 0.3083                                        max =         2

                                                F(3,1929)          =     57.45
corr(u_i, Xb)  = -0.9002                        Prob > F           =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
GDP_i	1.250791	.6390639	1.96	0.050	-.0025372	2.50412
GDP_j	3.313342	.4628395	7.16	0.000	2.405624	4.221061
dist	(omitted)					
EPI_j	2.035708	.2782701	7.32	0.000	1.489966	2.58145
_cons	-113.8303	19.4008	-5.87	0.000	-151.879	-75.78157
sigma_u	5.371744					
sigma_e	.81046507					
rho	.9777432	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:     F(1931, 1929) =    11.57            Prob > F = 0.0000
```

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =      3864
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      1932

R-sq:  within  = 0.0706                         Obs per group: min =         2
       between = 0.5254                                        avg =       2.0
       overall = 0.5058                                        max =         2

                                                Wald chi2(4)       =   2252.55
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
GDP_i	.7112729	.0374518	18.99	0.000	.6378688	.784677
GDP_j	.7915029	.0238427	33.20	0.000	.7447721	.8382338
dist	-1.291502	.0480252	-26.89	0.000	-1.38563	-1.197375
EPI_j	1.74088	.1982604	8.78	0.000	1.352297	2.129463
_cons	-23.67317	1.421696	-16.65	0.000	-26.45964	-20.8867
sigma_u	1.8618141					
sigma_e	.81046507					
rho	.84069345	(fraction of variance due to u_i)				

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      3864
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      1932

R-sq:  within  = 0.0868                         Obs per group: min =         2
       between = 0.0029                                        avg =       2.0
       overall = 0.0028                                        max =         2

                                                F(5,1927)          =     36.64
corr(u_i, Xb)  = -0.9946                        Prob > F           =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
GDP_cap_i	1.179913	.6404676	1.84	0.066	-.0761693	2.435995
GDP_cap_j	3.332832	.5230511	6.37	0.000	2.307026	4.358637
POP_i	-16.5721	6.321531	-2.62	0.009	-28.96986	-4.174345
POP_j	1.139573	2.923364	0.39	0.697	-4.593717	6.872863
dist	(omitted)					
EPI_j	1.170728	.4060293	2.88	0.004	.3744254	1.967031
_cons	236.7008	111.6539	2.12	0.034	17.72561	455.676
sigma_u	27.418693					
sigma_e	.80876077					
rho	.9991307	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:     F(1931, 1927) =    10.52          Prob > F = 0.0000
```

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =      3864
Group variable: p_id_c                          Number of groups   =      1932

R-sq:  within  = 0.0698                         Obs per group: min =         2
       between = 0.5685                                        avg =       2.0
       overall = 0.5468                                        max =         2

                                                Wald chi2(6)       =   2644.05
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =    0.0000
```

Export	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
GDP_cap_i	.0651604	.0597552	1.09	0.276	-.0519576	.1822784
GDP_cap_j	.8462147	.0341145	24.81	0.000	.7793516	.9130779
POP_i	.7204904	.0359036	20.07	0.000	.6501206	.7908601
POP_j	.7956825	.0269577	29.52	0.000	.7428463	.8485186
dist	-1.384024	.0485391	-28.51	0.000	-1.479159	-1.28889
EPI_j	1.699889	.2119532	8.02	0.000	1.284468	2.115309
_cons	-17.01998	1.480053	-11.50	0.000	-19.92083	-14.11912
sigma_u	1.7594733					
sigma_e	.80876077					
rho	.82556751	(fraction of variance due to u_i)				