



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

도시계획학 석사학위논문

환경원조가
환경상품 수출에 미치는 영향
- 패널분석기법의 적용 -

2015년 8월

서울대학교 환경대학원
환경계획학과
임 선 영

환경원조가
환경상품 수출에 미치는 영향
- 패널분석기법의 적용 -

지도교수 홍종호

이 논문을 도시계획학 석사학위 논문으로 제출함
2015년 4월

서울대학교 환경대학원
환경계획학과
임선영

임선영의 도시계획학 석사 학위논문을 인준함
2015년 6월

위원장 이동수 (인)

부위원장 김관수 (인)

위원 홍종호 (인)

국문초록

국제사회에 대한 인도주의적 의무를 이행하기 위해 도입된 공적개발원조는 공여국의 수출을 견인하는 효과가 있다. 공적개발원조의 한 줄기로써 개발도상국의 환경보전을 목적으로 하는 환경원조의 경우 환경원조와 수출 간 분석이 명확하게 이루어진 바 없음에도 불구하고 환경원조 역시 관련 상품 수출을 통해 공여국의 국익을 효율적으로 추구할 수 있는 수단으로 인지되고 있다. 이에 본 논문에서는 환경원조가 환경상품 수출에 실제로 긍정적인 영향을 주는지를 확인하고자 연구의 범위를 환경원조와 환경상품 수출로 한정하고 2002년부터 2013년까지 주요 환경원조 공여국에 대한 패널 자료를 구축하여 시계열 패널분석기법을 적용한 실증 분석을 시도한다.

환경원조가 환경상품 수출에 미치는 영향을 정량화하고 그 인과관계를 파악하기 위해 중력모형을 기반으로 한 패널회귀모형, 동적최소자승모형 및 오차수정모형을 도입하였다. 분석 결과 주요 환경원조 공여국을 대상으로 환경원조에 대한 환경상품 수출 탄력성은 0.07임이 확인되었다. 이는 환경원조 1달러가 원조 공여국의 환경상품 수출을 약 2달러 견인하는 효과가 있다는 것을 의미하며, 환경원조에서 환경상품 수출로의 장기단방향 인과관계가 성립함이 입증되었다. 단기적으로는 두 변수 사이에 어떠한 인과성도 나타나지 않았다. 본 논문의 연구 결과는 환경원조가 환경상품 수출 증대를 통해 공여국의 경제적 이득을 도모하는데 유의미한 역할을 해왔다는 것을 보여주며, 나아가 공여국의 입장에서 환경원조가 당국의 환경상품 수출을 늘리기 위한 하나의 수단이 될 수 있음을 시사한다.

주요어 : 환경원조, 환경상품, 수출, 시계열 패널분석기법

학 번 : 2013-22009

<목차>

I. 서론	1
1. 연구의 배경 및 목적	1
2. 연구의 범위	4
II. 선행 연구의 고찰	9
III. 분석 방법 및 모형 설정	12
1. 패널 단위근 및 공적분 검정	13
1) 패널 단위근 검정	13
2) 패널 공적분 검정	14
2. 실증 분석을 위한 모형 설정	17
1) 장기 균형 모형	17
2) 장단기 패널 인과성 검정	20
IV. 자료 해설 및 실증 분석 결과	23
1. 자료 해설	23
2. 패널 단위근 검정 및 공적분 검정 결과	25
3. 공적분 추정 결과	29
4. 장단기 패널 인과성 검정 결과	32
5. 소결	34

V. 결론	37
■ 참고문헌	39
<부록 1> APEC 2012 환경상품 리스트	45
<부록 2> 대미환율 변수에 대한 개체별 단위근 검정 결과	47
<부록 3> DOLS모형 잔차 분석 결과	47
Abstract	48

<표 차례>

<표 1> 국가별 환경원조의 정의	5
<표 2> 2002-2013 국가별 누적 환경원조	8
<표 3> 기초 통계 요약	24
<표 4> 패널 단위근 검정 결과	26
<표 5> 패널 공적분 검정 결과	28
<표 6> 공적분 회귀모형 추정 결과	30
<표 7> 환경상품 수출과 환경원조 간 장단기 인과관계 검정 결과	32

I. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

개발도상국의 경제개발 및 빈곤감소를 목적으로 오늘날까지도 적극적으로 활용되고 있는 공적개발원조(ODA, Official Development Assistance)는 본질적으로 인도주의를 실천하기 위한 수단이면서 동시에 국제사회에 대한 영향력을 확대하고 자국의 경제적 이익을 확보하고자 하는 전략을 내포하고 있다. 공적개발원조와 관련된 그동안의 많은 연구들은 공적개발원조가 수원국의 필요뿐만 아니라 공여국의 정치·경제 및 외교적 관점에서 이루어져 왔음을 밝힌 바 있다(McKinley and Little, 1979; Neumayer, 2003; Cooray and Shahiduzzaman, 2004; Berthélemy and Tichit, 2004; Berthélemy, 2006; Younas, 2008). 나아가 대외원조는 단순히 수원국의 경제개발 및 빈곤감축에 그치는 것이 아닌 양국 간 경제 문화적 교류를 확대시킴으로써 공여국의 수출을 증대하는 효과가 있다고 알려져 있다(Nilsson, 1997; 이재우, 2012; Martínez Zarzoso et al., 2009).

한편, 1982년 세계환경개발위원회(WCED, World Commission on Environment and Development)가 채택한 브룬트란트 보고서를 통해 지속가능한 발전이란 개념이 제시된 이래 국제사회에서는 환경과 발전의 조화를 도모하고자 개발도상국의 환경보전에 도움을 주는 공적개발원조(이하 환경원조)가 크게 증가하였다. 환경원조 역시 공적개발원조의 한 줄기로서 개도국의 환경보전이라는 일차적인 목적과 더불어 국제사회를 겨냥한 공여국의 전략이 숨어있을 가능성이 있다. 이는 환경원조의 두 가지 특성에 기인하는데, 환경상품(Environmental Goods)과의 직접성 그리고 조건부 환경원조가 그것이다.

먼저 환경원조는 교육이나 의료 등 타 원조 분야와는 달리 환경산업 혹은 환경상품과 직접적으로 연관되어 있다. 개도국의 환경문제 해결을

위해 제공되는 환경원조는 일반적으로 상하수도 보급, 폐기물 관리와 같은 생활환경개선사업을 포함한다. 양자 간 원조¹⁾에서 물자의 조달 문제는 곧 수원국과 공여국 사이의 무역과 직결되며 여기에 공여국의 경제적 이해가 개입될 수 있는 여지가 생긴다. 위와 같은 환경원조가 구속성 원조의 형태로 이뤄지는 경우, 이는 곧 공여국의 환경산업을 통해 생산된 환경상품을 해외로 수출할 수 있는 직접적인 기회가 된다. 반대로 비구속성 환경원조가 이루어진다면 공여국 입장에서는 환경상품 시장이 새롭게 형성되었으나 무조건적으로 해당 재화를 공급할 수 없기 때문에 국제적으로 환경상품의 가격 및 품질 경쟁력이 있어야 자국에 이득이 될 것이다. Wager(2003)는 원조공여국이 비교우위에 있는 물자를 조달하는 사업을 원조함으로써 암묵적으로 원조를 구속화 할 수 있다고 설명한다. 환경산업이 국제적으로 비교우위에 있는 선진 공여국은 비구속성 원조라 할지라도 개도국에 물자를 조달 할 수 있는 잠재적 기회를 창출함으로써 실질적으로는 구속성 원조의 효과를 가질 수 있다.

다음으로 환경상품은 국가의 환경 규제 수준이 높아짐에 따라 새로운 시장이 창출되는 특징을 갖는다. 때문에 공여국이 개발도상국의 환경 규제 강화를 원조의 조건으로 내세운다면 얼마든지 인위적으로 환경상품 시장이 창출될 수 있다. 미국의 경우 약 30%의 환경원조를 환경정책과 제도 및 행정개혁 조건부로 공여하고, 세계은행 역시 국가 환경 실행방안 수립을 환경원조 공여의 조건으로 내세우는 등 개도국 정부에 정책 및 제도 개혁을 요구해온 것으로 알려져 있다(Akihisa, 2013). 이와 같은 조건부 원조는 본래 원조의 효과성을 높이기 위한 수단으로써 개발도상국 스스로 환경문제에 대처하여 기대하던 성과를 얻기 위해 도입되었다. 그러나 개도국의 환경 정책 개선이라는 내용이 포함된 조건부 환경원조

1) 공적개발원조는 원조 전달 경로에 따라 두 가지로 구분되는데, 원조의 공여국이 수원국에 직접 자금 혹은 물자를 지원하는 경우 양자 간(bilateral) 협력이 되며 World Bank 등 국제개발기구에 대한 분담금을 통해 간접적으로 지원하면 다자간(multilateral) 협력으로 분류된다.

는 대부분 수원국에게 상당한 정치적, 경제적 부담을 안겨왔다(Akihisa, 2013). 프랑스 등 많은 환경산업 선진국들은 기업의 자본조달 능력과 국가의 유·무상차관을 결합하여 세계시장에서의 경쟁력을 확보해왔다고 알려진 바(환경부·환경산업기술원, 2011), 개도국에 대한 조건부 환경원조는 본래의 인도주의적 목적과는 별개로 공여국의 환경산업 해외진출 확대를 목적으로 수행되었을 가능성을 배재할 수 없다.

환경상품과의 직접성 및 조건부 원조로 대표되는 환경원조의 특성은 공여국으로 하여금 환경원조를 통해 잠재적 환경산업 시장 확보, 궁극적으로는 환경산업 수출을 겨냥하게 할 가능성이 있으며, 실제로 대부분의 환경원조 공여국들은 환경원조를 자국의 정치경제적 국익을 효과적으로 꾀할 수 있는 수단으로 여기고 있다. 그러나 아직까지 환경원조와 수출 간 인과성이나 그 영향에 대한 분석은 명확하게 이루어진 바 없다. 따라서 본 연구에서는 환경원조와 환경상품 수출 관계를 실증 분석하여 환경원조가 환경상품 수출을 견인하는 효과가 있는지를 살펴보고 이를 통해 공여국의 환경원조에 내포된 정치경제적 함의를 도출하고자 한다.

2. 연구의 범위

경제협력개발기구(Organization for Economic Co-operation and Development, 이하 OECD) 개발원조위원회(Development Assistance Committee, 이하 DAC)가 환경원조에 대한 개념을 국제사회에 제시하였지만 아직까지 환경원조의 분야(sector) 및 세부분야(sub-sector)에 대한 정의는 통일되어 있지 않다. 원조공여국 및 국제개발기구 간 환경원조를 통해 실현하려는 목표와 수단이 다르며 환경원조 분야의 범위에 관한 국가 간의 인식 차이가 크기 때문이다. 미국의 경우 오염관리, 수질 및 수자원관리, 토양관리 등을 환경원조의 내용으로 보고 있는 반면 일본은 환경공해, 상하수도, 도시위생, 수자원개발 등 미국보다는 협소한 부분을 환경원조로 간주한다(<표1>²⁾ 참조). 이처럼 환경원조에 대한 구체적인 기준이 아직까지는 정립되지 않은 시점에서, 본 연구에서는 현재 국제사회에서 가장 일반적으로 받아들여지고 있는 OECD DAC가 제시한 환경원조를 중심으로 논의를 진행한다.

OECD DAC는 개발원조의 동향을 파악하기 위해 각 회원국들에게 원조사업 정보제공을 요청하고 그 결과를 ‘개별 원조사업보고(Creditor Reporting System, 이하 CRS)’에 공개하고 있다. CRS 내에서 특히 환경원조사업의 환경친화도를 측정하는 수단으로 환경마크(Environment Marker)가 사용되는데, 이 환경마크는 수원국의 환경 개선을 위한 활동이나 환경관련 개발을 목적으로 하는 활동에 적용되며 환경보전이 ‘주요한 목적(Principal Objective)’인 것과 ‘중요한 목적(Significant Objective)’인 것으로 분류된다.³⁾ OECD(2012)는 주요한 목적으로 분류

2) Akihisa(2013)에서 재인용

3) 환경이 ‘주요한 목적’인 환경원조에는 상하수도 공급, 홍수 방지, 폐기물 관리, 환경정책 일반, 생물권 및 대기권 보전, 생물다양성 보호 등의 내용이 포함되어 있으며, 환경원조가 ‘중요한 목적’으로 분류되는 경우는 그린벨트와 같은 완충 녹지 조성, 환경오염이 적은 에너지 시스템으로의 진화, 기존의 환경피해복구를 위한 나무심기 사업 등으로 환

되는 환경원조사업이 중요한 목적으로 분류되는 환경원조사업보다 정확하다고 밝히고 있는데, 이는 특정 원조사업에서 일부만 환경을 목적으로 하는 경우에도 전체 원조 규모가 통계 수치에 반영되기 때문이다. 따라서 양자 간 개발원조가 환경마커를 통해 ‘주요한 목적’으로 분류되는 사업만을 연구의 분석 대상으로 삼는다.

<표 1> 국가별 환경원조의 정의

나라	내용
일본	환경공해, 상하수도, 도시위생, 수자원개발, 임업삼림보전, 방재 등
미국	오염관리, 수질관리, 수자원관리, 동식물서식지관리, 토양관리, 토지이용자원관리, 삼림관리, 환경관련 NGO지원 등
영국	미정(환경공해, 수도공급, 위생, 도시산업개발, 삼림보전)
독일	상하수도, 폐기물, 위생, 토양보전, 슬럼개선, 삼림, 홍수방지
캐나다	농업(관개, 개간, 토양보전 등), 임업(삼림보전, 야생동식물 관리, 자연공원관리 등), 수상업(어종관리, 양식 등), 사막화방지, 인구문제 전반, 건강(보험, 위생, 방역 등), 거주문제(도시계획, 상수도 공급, 공해방지, 재해방지), 연수 등
DAC(안)	환경위생(급배수, 위생, 폐기물, 방역, 소음대책, 대기오염방지, 오존층 보호), 토지자원(토양보전, 사막화방지, 식림), 수자원(수질보전, 해안오염방지, 홍수대책), 조직강화(정책수립, 조사, 정보수집, 연수), 기타(에너지보전, 이주자 원조, 천연기념물 보호, 자연보호구 설정, 어류 보호, 신탄생산)

경보전이 부수적인 목적일 때 해당된다(Akihisa, 2013).

다음으로 환경상품에 대한 범위를 명확히 할 필요가 있다. 국제사회에서는 2001년 도하개발아젠다(DDA, Doha Development Agenda) 협상이후 환경상품의 무역자유화가 주요 통상이슈로 부각되면서, 2011년 관세 감축을 목표로 세계무역기구(WTO, World Trade Organization) 회원국이 제출한 환경상품 목록을 포괄한 ‘통합리스트(Complement List)’가 작성되었다. 그러나 아직까지 동 협상은 구속성 있는 협정이 아니며, 선진국과 개도국의 의견대립으로 구체적인 환경상품의 범위 설정 논의가 합의에 이르지 못하고 있다(임경수·박혜리, 2013).

OECD의 경우 국가의 환경산업 정량을 목적으로 환경상품 및 서비스⁴⁾를 규정하고 이를 오염관리(pollution management), 청정 기술 및 관련 제품(cleaner technologies and products), 그리고 자원관리(resource management), 세 개의 하위 범주로 나누었다. 그러나 OECD의 분류 기준은 무역연구에서 활용하는 분류 기준과는 상이하어 무역 관련 연구를 수행하는 데에는 한계가 있다.

반면 아시아태평양경제협력체(Asia-Pacific Economic Cooperation, 이하 APEC)는 ‘APEC 1997 환경상품 리스트(APEC 1997 Environmental Goods list)’를 중심으로 환경상품에 대한 관세감축 논의를 시작하여 2012년 9월 ‘APEC 2012 환경상품 리스트(APEC List of Environmental Goods)’를 새롭게 개발하고, 세계 최초로 리스트에 포함된 54개의 환경상품(HS⁵⁾ 6단위 기준)에 대해 2015년까지 실행관세율을 자발적으로 5% 이하로 감축하는 안에 합의하였다. 이는 환경상품 국제논의에서 처음으

4) 물·공기·토양에 대한 환경피해와 쓰레기·소음·생태계 관련 문제를 측정·예방·제한·최소화·교정하는 상품과 서비스의 생산 활동으로, 환경위험을 줄이고 오염과 자원 활용을 최소화하는 청정기술과 상품, 서비스를 포함한다.

5) 관세 및 통계통합품목분류(HS, Harmonized System)는 국제 교역을 용이하게 보기 위해 세계관세기구(WCO)에 의해 개발되었다. 세계무역기구(WTO)와 그 회원국들은 무역 협상에 대한 공용 언어로 HS(6단위)를 사용하고 있으며, 결과적으로 오늘날 세계 무역의 98%이상이 이 규정을 다르고 있다(장현숙, 2015).

로 주목할 만한 구체적인 성과가 도출된 것으로 평가받고 있다. 더불어 APEC의 환경상품 리스트는 HS코드를 기준으로 이루어져 있어 무역 관련 연구를 수행하기 적합하며, 이후 다른 WTO 환경상품 논의에 영향을 미칠 것으로 예상되어 분석 결과에 더 많은 시사점을 줄 수 있다고 판단된다. 따라서 본 연구에서는 APEC이 제시한 54개 HS코드에 해당하는 재화를 환경상품으로 간주한다.

분석 기간은 국가별 환경원조 자료가 취득 가능한 2002년부터 2013년 총 12개년으로 하고, 분석 대상 국가로는 환경이 주요한 목적으로 분류된 양자 간 환경원조의 2002년부터 누적 절대량이 가장 큰 상위 10개 선진국을 선별하였다(<표2>참조). 이는 곧 원조를 공여함에 있어 환경원조를 양적으로 비중있게 공여해온 나라만을 분석 대상으로 삼고자 하는 것으로 EU Institution을 제외하고 일본, 독일, 프랑스, 미국, 스웨덴, 영국, 노르웨이, 네덜란드, 캐나다, 덴마크가 해당된다.⁶⁾

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 원조와 수출에 대한 선행 연구들을 통해 연구의 흐름을 파악하고 관련 이론 및 분석 방법들을 정리한다. 3장에서는 분석에 사용되는 방법을 구체적으로 설명하고 문헌조사를 토대로 모형을 구성한 후, 4장에서 환경원조와 환경상품 수출에 대한 실증분석 결과를 제시하고 이를 해석한다. 마지막 5장에서는 분석 결과를 요약하고 연구의 한계 및 향후 과제를 논의한다.

6) 전체 누적 비중에서 약 8.6%를 차지하는 EU Institution은 독일, 프랑스, 스웨덴 등 주요 유럽 국가들이 배제된 여러 소규모 유럽 국가들의 연합체로 분석대상에서 제외한다. 한편 상위 10개국에 대한 분석을 실시하므로 표본추출편의(sample selection bias)가 존재할 가능성이 있다. 그러나 10개의 표본이 전체 환경원조의 83% 비중을 차지하므로 표본추출편의는 무시할 수 있는 수준이라고 판단된다.

<표 2> 2002-2013 국가별 누적 환경원조(출처: OECD)

국가	누적 환경원조 (US\$, million)	%	국가	누적 환경원조 (US\$, million)	%
Japan	34488.31	33.80	Belgium	1038.279	1.02
Germany	15796.22	15.48	Italy	1010.388	0.99
France	9494.008	9.30	Switzerland	1009.953	0.99
EU Institutions	8823.9	8.65	Korea	746.0069	0.73
United States	6946.861	6.81	Austria	319.0506	0.31
Sweden	3502.349	3.43	New Zealand	100.3314	0.10
United Kingdom	3479.509	3.41	Portugal	96.10548	0.09
Norway	3433.328	3.36	Greece	79.78741	0.08
Netherlands	2839.54	2.78	Ireland	69.33946	0.07
Canada	2469.932	2.42	Luxembourg	49.52467	0.05
Denmark	1925.233	1.89	Iceland	14.77858	0.01
Spain	1587.848	1.56	Czech Republic	13.5925	0.01
Australia	1500.228	1.47	Slovenia	6.556364	0.01
Finland	1201.562	1.18	Slovak Republic	0.212578	0.00

II. 선행 연구의 고찰

원조와 무역에 관한 논의는 원조의 효과(effectiveness)와 관련되어 원조의 초창기부터 많은 주목을 받았다. 그러나 환경이라는 보다 협소한 부분에서의 원조와 수출에 대한 연구는 아직까지 극히 드물다. 따라서 본 장에서는 범위를 확대하여 일반적인 공적개발원조와 공여국 수출 관련 선행연구들을 살펴보기로 한다.

Djajić and Raimondos(2004)은 대외원조가 공여국 수출에 미치는 영향을 크게 직접효과와 간접효과로 나누고 전자는 구속성 원조 효과(tied aid effect)를 후자는 습관효과(habit-formation effect)와 우호효과(goodwill effect)를 통해 공여국의 수출을 증가시킨다고 설명한다. 구속성 원조의 경우 원조에 공여국 상품구매 조건을 부여함으로써 공여국의 수출을 증진시키는 효과가 있으며, 공여국의 원조자금으로 공여국 물품이 공여되면 수원국에서는 원조가 끝난 뒤에도 이전에 제공되던 공여국의 물품을 수입하는 경향이 높아져 장기적으로 습관효과가 발생한다는 것이다. 우호효과는 원조 공여국과 수여국 사이에 원조관계가 형성되면 공여국에 대한 수입 개방도 자연스럽게 이어지게 된다는 것을 의미한다.

원조에 따른 공여국의 수출 효과를 실증 분석한 초기 연구로는 Arvin and Baum(1997)와 Arvin and Choudhry(1997)가 있다. 이들은 양자 간 원조와 수출 관계를 규명함에 있어 원조를 구속성 원조와 비구속성 원조로 나누어 분석하였다. 그 결과 비구속성 원조 역시 구속성 원조와 비슷한 정도로 수출을 촉진시키는 효과가 있으며 이는 원조의 우호효과에 기인한다고 설명한다. 이후 구속성 원조의 공여국에 대한 이익은 크지 않은 반면 수원국에게는 오히려 부정적인 결과를 야기한다는 연구 결과(World Bank, 1999; Wagner, 2003)가 이어지며 국제사회에서 구속성 원조의 비중은 크게 감소했다.

Nilsson(1997)은 국가 간 수출 물량은 양국의 GDP, 인구수와 양국

간 거리에 의해 결정된다는 이론에 근거한 중력모형을 이용해 1975년부터 1992년까지 유럽연합(EU)과 108개의 수원국을 대상으로 원조와 공여국 수출과의 관계를 규명하였다. 평균적으로 원조 1달러 당 2.6달러의 수출 증가 효과가 있음을 밝혔으며 개별 EU 국가에 대하여 원조의 수출 증대 효과를 각각 정량하였다.

Wagner(2003)는 단일 국가가 아닌 여러 공여국을 대상으로 원조와 수출의 관계를 실증 분석한 첫 연구이다. 일반 중력모형을 적용하여 1970년부터 1992년까지 OECD DAC 20개 원조 공여국의 109개 수원국에 대한 원조와 수출의 관계를 직·간접 영향으로 나누어 분석하였다. 분석 결과 원조 1달러는 0.35달러 및 0.98달러의 수출을 직접, 간접적으로 발생시킨다는 사실을 보였다. 그리고 원조를 통해 상업적 이득을 취한다는 비난을 받아온 일본의 경우 다른 국가들과 비교했을 때 수출 증대 효과가 크지는 않은 것(US\$ 1.20)으로 나타났다.

반면 원조와 수출에 대해 다르게 접근한 연구로는 Arvin et al.(2000), Lloyd et al.(2000), 그리고 Osei and Lloyd(2004)가 있다. 이들은 그랜저 인과관계 검정과 공적분 검정을 실시하여 무역과 원조의 관계를 파악하였다. 무역과 원조의 관계가 입증된 국가가 있는가 하면 어떤 국가는 관계가 없거나 양방향 인과관계가 성립하는 등, 결과는 국가별로 각기 다른 양상을 보였다.

최근에는 원조에 의한 수출 효과를 정량하고 동시에 인과관계를 파악하는 방식으로 연구가 진행되고 있다. Nowak-Lehmann et al.(2009)는 동태적 중력모형을 사용하여 1962년부터 2005년까지 독일 원조와 138개 수원국으로의 수출 간 관계에 대한 분석을 실시하였고 장기적으로 독일 원조 1달러 당 1.04-1.50달러의 수출이 유의미한 관계를 가지고 있다는 결론이 도출되었다. 나아가 본 연구는 독일을 제외한 다른 EU 국가들의 개발원조가 독일 수출에 미치는 영향을 분석함으로써 기존 연구와 차별성을 두었다. 그 결과 다른 EU국가들의 양자 간 원조는 독일 수출을 감

소시키는 것으로 드러났으며, 원조와 수출 간 인과관계는 성립하되 역인과관계는 존재하지 않았다. Martinez-Zarzoso et al.(2009)역시 독일을 대상으로 비슷한 결과를 도출하였으나 분석 방법론 상 인과관계 존재여부는 누락되어 있다.

Otor(2014)는 1972년부터 2008년까지 일본의 양자 간 원조가 15개 아시아 수원국을 대상으로 한 수출에 미치는 영향을 규명하였다. 동태적 최소자승법과 오차수정모형 그리고 중력모형을 사용하여 장단기적 영향을 정량하고, 인과관계 분석을 실시하여 일본의 공적개발원조와 수출 간 관계를 살펴보았다. 1992년 이전 및 이후에 각각 원조 1달러 당 1.41-1.86달러와 2.03-2.62달러의 수출효과가 장기적으로 발생하며, 단기적으로는 원조 1달러 당 1.30-1.50달러의 수출 견인 효과가 존재하는 것으로 분석되었다. 인과관계 검정에서는 일본의 개발원조가 수출을 촉진한다는 결과가 도출되었으나 장단기적 모두에서 역인과관계는 성립하지 않았다. 그리고 Nowak-Lehmann et al.(2009)의 결과와는 다르게 일본의 경우 다른 공여국의 개발원조는 일본의 수출에 긍정적으로 작용한다는 결과를 얻었다.

국내에서 실시된 관련 연구로는 한국수출입은행에서 실시한 이재우(2012)가 우리나라를 대상으로 유·무상원조 규모에 따른 경제 기여 효과를 분석하였다. 일반적인 중력모형에 수출대상국의 무역개방도, 경제 수준, 양국 간 가격경쟁력 변수를 추가하여 모형을 구성하였으며 158개의 수출대상국 및 1986년부터 2009년까지의 자료를 토대로 패널분석을 실시하였다. 그 결과 유상원조는 수출에 긍정적인 효과가 있으나 무상원조의 경우 유의한 관계가 없다는 결론이 도출되었다. 원조와 무역에 관한 논의를 환경 분야에 접목시킨 연구로는 광성일·전혜린(2013)이 경제, 빈곤 수준, 환경에 대한 다양한 지표를 사용하여 일본과 스웨덴의 대아프리카 환경ODA 결정 요인을 도출한 바 있다.

Ⅲ. 분석 방법 및 모형 설정

본 연구에서 사용하는 자료는 패널 자료이다. 시계열 및 횡단면 자료를 통합한 패널 자료는 시계열이나 횡단면 분석만으로는 알 수 없는 추가적인 정보를 얻을 수 있도록 해주며, 많은 자료의 수에 기인한 자유도 증가, 설명변수 사이의 다중공선성(multicollinearity)문제 완화 등 분석 시 보다 효율적 추정치를 얻을 수 있는 이점이 있다. 또한 패널 분석을 통해 개별특성효과(individual effect) 및 시간특성효과(time effect)를 모두 통제할 수 있다.⁷⁾

패널 자료는 시계열 자료를 포함하고 있기 때문에 시계열 과정에서의 안정성 및 공적분 존재 여부에 따라 모형이 달라진다. 따라서 이에 대한 사전 검정이 필요하다. 이번 장에서는 패널 분석에 사용되는 검정 방법을 소개하고 계량 분석 모형을 설정한다.

7) 패널 자료의 장점은 Baltagi(2008), Hsiao(2014) 등을 참조.

1. 패널 단위근 및 공적분 검정

1) 패널 단위근 검정

시계열 자료는 자료의 안정도에 따라 정상(stationary) 시계열과 비정상(non-stationary) 시계열로 구분되며, 일반적인 계량경제 분석에서는 자료가 어느 시점에서나 일정한 형태의 시계열 함수식을 갖는 정상 시계열임을 기본 전제로 한다. 만약 시간에 따라 평균이나 분산이 변화하는 비정상 시계열 자료를 분석에 이용할 경우 경제 시계열 간 아무런 관계가 없음에도 불구하고 유의미한 상관관계가 있는 것으로 나타나는 가성회귀(spurious regression)의 문제가 발생한다. 따라서 시계열 분석 시 자료가 정상적인지를 먼저 확인하여야 한다.

대표적인 비정상 시계열은 단위근(unit root)을 갖는 시계열로 자료에 단위근의 존재가 확인되면 그 자료는 확률적 추세(stochastic trend)를 갖는 비정상 시계열 자료이다. 이처럼 단위근의 유무를 기준으로 시계열 자료의 정상성을 판정하는 것을 단위근 검정(unit root test)이라 하며 시계열 자료에 대한 단위근 검정을 패널 자료로 확장한 것을 패널 단위근 검정(panel unit root test)이라 한다. 패널 단위근 검정은 일반 시계열 단위근 검정보다 검정력이 우수하며(Levin et al., 2002; Im et al., 2003 등) 패널 분석에서 가성회귀의 문제를 피하기 위한 사전 절차이다.

다음의 식(1)은 패널 자료에 대한 AR(1)⁸모형이다.

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + X_{it} + \epsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad \text{식(1)}$$

여기서 X_{it} 는 외생적(exogenous)으로 주어지며 고정효과와 개별적 추세를

8) 시계열 분석에서 과거 p 까지의 값들이 Y_t 에 영향을 준다고 할 경우 Y_t 를 Y 의 과거값들로 나타낸 함수를 p 차 자기회귀모형이라 하고 AR(p)로 표현한다. 바로 전기($t-1$)의 값이 현재의 값에 중요하게 영향을 주는 경우, AR(1) 모형이 되며 다음과 같이 표현된다.

$$AR(1) : Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$$

(trend)를 포함한다. ρ_i 는 자기회귀 계수, ε_{it} 는 오차항을 나타낸다. 이들은 모두 상호 독립적(mutually independent)이고 고유한(idiosyncratic)한 분포를 갖는다고 가정한다. 만약 $|\rho_i| < 1$ 이면 y_{it} 는 약안정적(weakly stationary)이고, $|\rho_i| = 1$ 이면 y_{it} 는 단위근을 갖는다.

패널 단위근 검정은 크게 횡단면 개체들 간에 공통 단위근 과정을 가정하는 검정(이하 공통 단위근 검정)과 개별 단위근 과정을 가정하는 검정(이하 개별 단위근 검정)으로 구분된다. 공통 단위근 검정은 모든 횡단면 개체 i 에 대해 $\rho_i = \rho = 1$ 인가를 검정하는 것으로 Levin et al.(2002), Breitung(2000), Hadri(2000)등이 연구하였다. 개별 단위근 검정은 개별 i 에 대해 각각 $\rho_i = 1$ 인가를 검정하는 것으로써 Im, et al.(IPS, 2003), Choi(2001), Maddala and Wu(1999)등이 제시하였다.⁹⁾ Hadri(2000)을 제외한 이상의 모든 연구에서는 단위근의 존재가 귀무가설인 반면 Hadri(2000) 검정에서는 단위근의 부재를 귀무가설로 설정하고 검정한다.¹⁰⁾

2) 패널 공적분 검정

통상적으로 불안정한(non-stationary) 자료를 사용할 때에는 자료를 차분하거나 추세를 제거하여 안정적(stationary) 자료로 변환 한 후에 분석에 이용한다. 하지만 자료가 비정상임에도 불구하고 동일한 공통 추세(common trend)를 공유하고 있는 경우 해당 자료를 그대로 분석에 이용할 수 있는데, 이와 같이 불안정한 변수들 사이의 선형결합을 안정적으로 전환시켜줄 수 있는 상수벡터가 존재하는 경우를 공적분되었다(cointegrated)고 표현한다. Engle and Granger(1987)에 의해 도입된 공

9) 개별 단위근 검정은 공통 단위근 검정보다 완화된 가정을 전제로 하므로 보다 선호된다(Nowak et al., 2009).

10) 패널 단위근 검정에 대한 자세한 설명은 각 논문 혹은 Eviews 8 user's guide II, pp483-494참조

적분(cointegration)이란 개념은 경제학에서 장기균형관계(long-run equilibrium)를 의미하는 것으로 공적분 관계에 있는 변수들이 장기간에 걸쳐 일정한 관계를 유지하며 함께 변동한다고 해석한다. 따라서 패널 자료가 비정상이라면 공적분 검정(panel cointegration test)을 실시하여 변수들이 공적분 관계에 있는지를 점검할 필요가 있다.

패널 자료의 공적분 관계를 검정하는 방법에는 단일 방정식 기반(single-equation-based)의 Engle-Granger검정과 방정식 체계(system-based)에 기반하는 Johansen검정이 있다. 최근 들어 패널 자료를 이용한 모형에서의 공적분 검정은 Johansen 공적분 검정 대신 Engle and Granger(1987)의 잔차에 기초한 공적분 검정 방법을 패널 자료에 적용하기 위해 확장한 Pedroni(1999, 2004)와 Kao and Chiang(1999)방식을 사용하며(임응순, 2012), Wagner and Hlouskova(2007)는 단일 방정식 기반 검정법들 중 Pedroni(1999, 2004)검정의 검정력이 가장 우수하다는 것을 시뮬레이션 연구를 통해 입증하였다. 따라서 본 연구에서는 Pedroni(1999, 2004)검정을 수행하고 보다 확실한 결과를 도출하고자 Kao and Chiang(1999)검정을 추가로 실시한다.

Pedroni(1999, 2004)는 변수가 I(1)¹¹과정을 따른다는 가정 하에서 절편, 결정적 추세 및 장기 기울기 계수가 횡단면 개체별로 이질적인 동적 패널 모형(식(2))으로부터 회귀잔차(e_{it})를 구한다.

$$y_{it} = \alpha_i + \sigma_i t + \beta_{1i} x_{1it} + \beta_{2i} x_{2it} + \dots + \beta_{Mi} x_{Mit} + e_{it} \quad \text{식(2)}^{12}$$

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + u_{it} \quad \text{식(3)}$$

11) 불안정적 시계열을 안정적으로 만들기 위해 d번 차분해야 한다면 그 시계열을 d차적분되었다고 부르며 I(d)라고 표기한다. 따라서 변수가 I(1)이라는 것은 불안정한 수준 변수가 1차분 후에는 안정적이 됨을 의미한다.

12) $t=1, \dots, T$ 는 시계열 수, $i=1, \dots, N$ 은 횡단면 수, $m=1, \dots, M$ 은 회귀변수의 수를 나타낸다.

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \psi_{ij} \Delta e_{it-j} + v_{it} \quad \text{식(4)}$$

Pedroni(1999, 2004)는 식(3) 혹은 식(4)와 같이 회귀잔차가 공통의 자기회귀구조를 갖는다고 가정할 때, 공적분 관계가 없다는 귀무가설($\rho_i = 1$)을 검정한다. 만약 서로 다른 횡단면 개체가 동일한 자기회귀계수를 갖는다는 제약을 둔다면 대립가설은 ($\rho_i = \rho$) < 1로 설정되고 모든 개체가 공적분 되어있다는 것을 뜻한다. 이를 그룹 내(within-dimension) 검정이라 한다. 반대로 그룹 간의 이질성을 허용하는 그룹 간(between-dimension) 검정은 동일한 귀무가설 하에서 $\rho_i < 1$ 가 대립가설이 되며 일정 비율의 패널 개체가 공적분 되어있음을 나타낸다.

Kao and Chiang(1999) 역시 Engel and Granger(1987)의 잔차에 기반을 둔 공적분 검정법을 패널자료에 적용하여 확장한 연구로 Dickey-Fuller(DF) 및 확장 Dickey-Fuller(augmented DF; ADF)검정 통계량을 제시한다.¹³⁾

13) 패널 공적분 검정에 대한 자세한 설명은 각 논문 혹은 Eviews 8 user's guide, pp862-868참조

2. 실증 분석을 위한 모형 설정

1) 장기 균형 모형

원조와 수출 관계를 분석한 기존의 여러 선행 연구들은 하나의 선진국과 여러 개발도상국을 대상으로 중력모형을 적용하였다. 중력모형은 국가 간 무역량이 양 국가의 GDP 혹은 GNP, 인구, 국가 간 거리, 그리고 무역을 촉진하거나 저해하는 여러 요인(언어, 무역 협정, 식민지 여부 등)에 의해 결정된다는 이론에 근거한 모형이다. 그러나 본 논문에서는 특정 공여국과 수원국들 간의 대외원조 규모 및 수출량의 관계를 보고자 하는 것이 아닌, 공여국의 수출과 대외원조의 연관성을, 즉 아웃풋 간의 관계를 보고자 하는 것으로 기존 연구에서의 중력모형을 사용하는 것은 무리가 있다고 판단된다.

한편 만약 변수들 사이에 공적분 관계가 성립한다면 비정상 자료라 할지라도 선형회귀분석을 실시할 수 있다. 분석에 사용되는 변수들이 모두 1차 적분 과정을 따르며 공적분을 이루고 있다는 것을 전제로 환경원조가 환경상품 수출에 미치는 영향을 파악하고자 기존의 중력모형에 사용된 변수들을 차용한 다음 식(5)과 같은 이원고정효과(two-way fixed effect)¹⁴⁾ 패널회귀모형¹⁵⁾을 구성하였다. 변수들 사이의 선형결합을 나타

14) 이원고정효과 모형에서는 두 종류의 이질적 요소를 통제한다. 하나는 시간에 불변하는 개체별 특성이 반영된 요소, 그리고 다른 하나는 모든 개체에 동일하게 작용하는 기간별 특성이 모형에 반영된다(민인식·최필선, 2012).

15) 패널 데이터 회귀 분석에서는 오차항에 대한 가정에 따라 고정효과모형(fixed effects mode)이나 확률효과모형(random effects model)을 사용하게 된다. 고정효과모형인지 확률효과모형인지 판단할 때 일차적으로 중요한 기준은 패널 개체의 특성을 의미하는 오차 성분에 대한 추론이다(민인식·최필선, 2009). OECD회원국 중 주요 환경원조 공여 10개국만을 대상으로 하는 본 연구에서는 패널 개체를 모집단으로부터 무작위로 추출된 표본이라고 볼 수 없으므로 오차항은 확률분포를 따른다고 말할 수 없고 따라서 고정효과로 간주하는 것이 타당하다.

내는 식(5)는 공적분 방정식(cointegration equation)으로 변수들이 이루고 있는 장기균형에 대한 정보를 함의한다.

$$\log EXP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \log AID_{it} + \beta_2 \log GDP_{it} + \beta_3 \log POP_{it} + \beta_4 \log EXCH_{it} + \beta_5 RCA_{it} + \phi_i + \pi_t + \epsilon_{it} \quad \text{식(5)}$$

위 모형에서 β_1, \dots, β_5 은 회귀계수를 나타내며 EXP_{it} 는 종속변수로써 t 시점 i 국가의 환경상품 수출 규모(US\$, 실질)를 의미한다. 주요 설명변수인 t 기 i 국가로부터의 환경원조액은 AID_{it} (US\$, 실질)로 표시되어 있다. 통제변수로 투입된 GDP_{it} 는 t 기 i 국가의 인당 GDP(US\$, 실질)이며, POP_{it} 는 t 기 i 국가의 인구수를, $EXCH_{it}$ 는 t 기 i 국가의 대미환율, 그리고 RCA 는 t 기 i 국가의 환경상품 현시비교우위지수(Revealed Comparative Advantage Index, 이하 RCA지수)¹⁶로 각각 해당 국가의 경제수준, 국가 규모, 무역환경 및 수출경쟁력을 대표한다. ϕ_i 는 관찰되지 않는 개체별 효과를 π_t 는 관찰되지 않는 시간 특성을 통제하며 ϵ_{it} 는 확률적 오차항(stochastic error term)이다.

식(5)에 나타난 바와 같이 비율 변수인 현시비교우위지수를 제외한 모든 변수는 상용로그를 취한 후 분석에 투입하기로 한다. 로그수준(log level) 변수에 대하여 분석을 실시하는 것은 거시 경제 데이터에서 주로 나타나는 이분산성(heteroscedasticity) 문제를 완화하고 결과의 해석을 용이하게 하기 위함이다(송유철·원용길, 2011).

만약 변수들이 공적분 되어 있다면, 식(5)는 변수들 사이의 장기균형을 묘사하는 모형이 된다. 따라서 이를 추정하면 설명변수가 종속변수에 미치는 장기 영향을 정량할 수 있다. 그런데 위 모형에는 변수들 간 상

16) RCA지수는 특정 품목의 수출경쟁력을 나타내는 데 가장 많이 사용되는 지수로써 각국의 비교우위 체제를 검토하기 위해 B.Balassa(1965)가 고안하였다. RCA지수가 1보다 클 경우, 세계시장에서 해당 국가의 해당 산업 경쟁력이 강화되어 비교우위가 있는 것으로 판단할 수 있다(박복제·문영수, 2013).

$$RCA = \frac{(i\text{국가 환경상품 수출액} / \text{전세계 환경상품 수출액})}{(i\text{국가 총수출액} / \text{전세계 총수출액})}$$

관관계 및 상호인과관계로 인한 내생성(endogeneity) 문제가 존재한다. 이 경우 일반적으로 고정효과모형을 추정하는 방식인 최소자승더미변수(LSDV, Least Squares Dummy Variable)모형을 사용하는 경우 추정계수의 편의(bias)가 존재한다.

이에 본 연구에서는 모형이 가진 내생성 문제를 해결하기 위해 동적최소자승(Dynamic Ordinary Least Squares, 이하 DOLS)모형을 도입하기로 한다. Stock and Watson(1993)에 의해 고안된 DOLS모형은 회귀변수 차분에 대한 시차와 선행(lags and leads)을 공적분 회귀방정식에 추가함으로써 내생성의 문제를 안고 있는 패널회귀모형에서 불편추정량을 얻을 수 있다고 알려져 있다. 더불어 Kao and Chiang(1999)은 고정효과모형에 적용 가능한 DOLS에 대한 연구에서 DOLS추정량이 Ordinary Least Squares(이하 OLS)와 Fully-modified OLS(FMOLS)를 능가하는 성과가 있음을 증명하였다(Otor, 2014).

다음 식(6)은 식(5)에 대한 DOLS모형으로 Kao and Chiang(1999)이 제안한 고정효과패널DOLS(fixed effects panel DOLS)모형을 공적분 방정식에 적용한 것이다.

$$\begin{aligned} \log EXP_{it} = & \gamma_0 + \gamma_1 \log AID_{it} + \gamma_2 \log GDP_{it} + \gamma_3 \log POP_{it} + \gamma_4 \log EXCH_{it} + \gamma_5 RCA_{it} \\ & + \sum_{s=-p}^p \rho_{1s} \Delta \log AID_{t-s} + \sum_{s=-p}^p \rho_{2s} \Delta \log GDP_{t-s} + \sum_{s=-p}^p \rho_{3s} \Delta \log POP_{t-s} \\ & + \sum_{s=-p}^p \rho_{4s} \Delta \log EXCH_{t-s} + \sum_{s=-p}^p \rho_{5s} \Delta RCA_{t-s} + \sigma_i + \delta_t + \omega_{it} \quad \text{식 (6)} \end{aligned}$$

γ_0 는 모든 횡단면 개체 및 시간에 동일한 요소를 반영하며, σ_i 는 국가별 특성을, δ_t 는 기간별 특성을 나타낸다. p 는 시차와 선행을, ω_{it} 는 교란항(disturbance)이다. 여기에서 고정효과를 나타내는 σ_i 와 δ_t 는 더미변수로 취급한다.

위 모형에서의 추정계수는 종속변수 및 설명변수에 상용로그를 취하였으므로 탄력성으로 해석되며, 환경원조에 대한 환경상품 수출로의 장

기 영향을 화폐 원단위로 나타내기 위해 식(7)을 이용한다. 여기서 X 는 $\log EXP$ 의 평균, Y 는 $\log AID$ 의 평균을 나타내며, γ_i 는 설명변수 ($\log AID$)에 대한 추정계수이다.

$$\frac{\partial X}{\partial Y} = \gamma_i \frac{X}{Y} \quad \text{식(7)}$$

2) 장단기 패널 인과성 검정

공적분 관계는 변수들 사이의 장기균형관계를 나타내지만 그 방향을 제시하지는 못한다. 이에 본 연구에서는 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model, 이하 VEC모형)¹⁷⁾을 사용하여 환경원조와 환경상품 수출 간의 장단기 인과성을 검정한다.

Granger and Engle(1987)에 의하면 변수들이 공적분 되어있는 경우 변수들 사이의 관계는 VEC모형으로 표현될 수 있다. 동 모형은 임의의 어느 한 시점이 장기균형점으로 가는 과정의 일부이기 때문에 장기균형점에서 이탈된 일부는 조정되어 동 시점에 반영된다는 관점에서 출발하며(윤종주·최민섭, 2014), 장기와 단기의 인과관계를 명시적으로 구분해 장기 균형관계와 단기 동태과정을 동시에 분석할 수 있다는 장점을 가진다.

VEC모형을 구성하기 위해서는 먼저 각 식의 수준변수들의 선형결합을 통상적인 회귀방정식을 통해 추정한다. 그리고 공적분 방정식에서 추정된 균형오차(equilibrium residuals)와 단기 조정과정을 대표하기 위한 차분변수를 설명변수로 갖는 VEC모형을 구축한다. 일반적인 VEC모형의 형태는 다음 식(8)과 식(9)와 같다.

17) 변수들 간에 공적분 관계가 있음에도 불구하고 차분시계열을 이용해 분석하는 경우에는 오차수정항이 $I(0)$ 확률과정이지 않고 과잉차분(over-differencing)되어 변수들 간의 장기 관계에 대한 정보가 유실 될 수 있다(임웅순, 2012).

$$\Delta X_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j \Delta Y_{t-j} + \lambda_1 ECT_{t-1} + v_t \quad \text{식(8)}$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta X_{t-j} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \lambda_2 ECT_{t-1} + u_t \quad \text{식(9)}$$

식(8)에서 δ_i 와 β_j 는 X_t , Y_t 의 n 개 과거 값들의 X_t 에 대한 (단기)효과를, 식(9)에서 γ_j 와 α_i 는 X_t , Y_t 의 n 개의 과거 값들의 Y_t 에 대한 (단기)효과를 설명하고 ECT_{t-1} 는 전기($t-1$)에 걸친 장기균형식의 오차로써 오차수정항(error correction term)이다. 오차수정항은 균형으로부터의 이탈을 반영하는 항으로 계수가 0을 나타낸다면 장기균형이 성립되고 있음을 뜻한다. 반대로 현재 불균형상태에 있다면 오차수정항의 계수는 0이 아니며 그 값은 불균형에서 균형으로 수렴하는데 소요되는 기간에 대한 정보를 제공한다. 때문에 오차수정항의 계수는 조정계수(adjustment coefficient)라 불린다.

이론적으로 VECM 분석에서 오차수정항의 계수는 장기 인과관계를 나타내며, 그랜저 인과관계의 χ^2 값을 바탕으로 단기 인과관계를 분석할 수 있다(오병기, 2012) VEC모형으로 표현된 공적분 시스템 내에서의 인과성은 다음과 같이 표현된다. 차분변수의 시차 값(식(8)을 기준으로, ΔY_{t-1})이 VEC모형에 투입되지 않으면($\beta_j = 0$) 해당 설명변수(Y_t)는 종속변수(X_t)의 그랜저 원인이 아니며, 만약 종속변수가 오차수정항에 반응하지 않는다면($\lambda_1 = 0$) 종속변수(X_t)는 약외생적이다. 특정 변수가 약외생적인 것으로 판정되면 다른 설명변수는 장기적으로 해당 변수에 대한 원인이 되지 않는다고 해석한다(Enders, 2010). 만약 조정계수가 유의미한 값을 갖는 경우에는 종속변수와 독립변수 사이에 장기 인과관계가 존재하며, 장기균형으로부터 벗어났을 때 균형으로 돌아오려는 힘이 작용함을 뜻한다.

본 연구에서는 VEC모형을 패널 자료로 확장한 PVEC(p)모형을 구축하여 패널 인과성 분석을 실시한다. 분석은 단 두 변수의 인과관계에

초점을 맞추고 있지만 누락된 변수로 인한 위험을 줄이고자 아래 식(10)과 같은 다변수 프레임워크에서 두 변수에 대한 인과관계를 검정하기로 한다.

$$\begin{bmatrix} \Delta LEXP_{it} \\ \Delta LAID_{it} \\ \Delta LGDP_{it} \\ \Delta LPOP_{it} \\ \Delta LEXCH_{it} \\ \Delta RCA_{it} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ \alpha_4 \\ \alpha_5 \\ \alpha_6 \end{bmatrix} + \sum_{s=1}^p \psi_p \begin{bmatrix} \Delta LEXP_{it-s} \\ \Delta LAID_{it-s} \\ \Delta LGDP_{it-s} \\ \Delta LPOP_{it-s} \\ \Delta LEXCH_{it-s} \\ \Delta RCA_{it-s} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \\ \mu_4 \\ \mu_5 \\ \mu_6 \end{bmatrix} ECT_{t-1} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1it} \\ \epsilon_{2it} \\ \epsilon_{3it} \\ \epsilon_{4it} \\ \epsilon_{5it} \\ \epsilon_{6it} \end{bmatrix} \quad \text{식(10)}$$

$$\psi_p = \begin{bmatrix} \lambda_{11s} & \lambda_{12s} & \lambda_{13s} & \lambda_{14s} & \lambda_{15s} & \lambda_{16s} \\ \lambda_{21s} & \lambda_{22s} & \lambda_{23s} & \lambda_{24s} & \lambda_{25s} & \lambda_{26s} \\ \lambda_{31s} & \lambda_{32s} & \lambda_{33s} & \lambda_{34s} & \lambda_{35s} & \lambda_{36s} \\ \lambda_{41s} & \lambda_{42s} & \lambda_{43s} & \lambda_{44s} & \lambda_{45s} & \lambda_{46s} \\ \lambda_{51s} & \lambda_{52s} & \lambda_{53s} & \lambda_{54s} & \lambda_{55s} & \lambda_{56s} \\ \lambda_{61s} & \lambda_{62s} & \lambda_{63s} & \lambda_{64s} & \lambda_{65s} & \lambda_{66s} \end{bmatrix}$$

$$ECT = \log EXP_{it} - \beta_0 - \beta_1 \log AID_{it} - \beta_2 \log GDP_{it} \\ - \beta_3 \log POP_{it} - \beta_4 \log EXCH_{it} - \beta_5 RCA_{it} - \phi_i - \pi_t$$

식(10)에서 ψ_p 는 차분변수에 대한 6×6 계수행렬이며 환경상품 수출과 환경원조 사이에 장기 혹은 단기 인과관계가 성립하는지는 첫 번째와 두 번째 방정식을 개별 추정하여 확인한다. 귀무가설 $\mu_1 = 0$ 그리고 $\mu_2 = 0$ 에 대하여 μ_1 이 유의하다는 것은 환경원조가 환경수출을 이끈다는 것이고 μ_2 가 유의하다는 것은 환경수출이 환경원조를 이끈다는 것을 나타낸다. 단기 인과관계는 역시 동일한 방정식 내에서 차분변수의 계수 추정치인 $\lambda_{12s} = 0$ 과 $\lambda_{21s} = 0$ 을 검정하여 그 존재 여부를 알 수 있다.¹⁸⁾ 만약 귀무가설 $\lambda_{12s} = 0$ 이 기각되고 $\lambda_{21s} = 0$ 가 채택된다면 단기적으로 환경원조가 환경상품 수출에 영향을 미친다고 해석할 수 있다.

18) 차분항에 대한 유의성 검정은 시차가 1보다 클 경우(p > 1) F-검정이나 Joint Wald 검정을 이용하며 오차수정항에 대한 검정은 통상적인 t-검정을 실시한다(박기현·김진경, 2013).

IV. 자료 해설 및 실증 분석 결과

1. 자료 해설

본 연구에서는 2002년부터 2013년까지의 10개 주요 환경원조 공여국을 대상으로 하는 패널 자료를 이용한다. 실증 분석에 필요한 데이터는 환경원조 규모(AID), 환경상품 품목에 대한 수출액(EXP), 인당 국내총생산(GDP)과 인구수(POP), 대미환율(EXCH), 그리고 국가별 환경상품에 대한 수출경쟁력을 나타내는 현시비교우위지수(RCA)이다. 환경상품 수출액은 UNCOMTRADE 데이터베이스를 통해 단일 품목별, 연도별, 국가별로 얻을 수 있었고 APEC리스트에 포함된 총 54개 환경상품 품목에 대한 국가별 수출액을 시계열로 가공하여 분석에 이용하였다. 환경원조의 범위는 앞서 언급했듯 OECD CRS 상에서 환경마크로 분류된 원조로 한정하며, OECD 통계 사이트를 통해 획득하였다. 회귀분석에서 통제변수로 활용되는 국가별 인당 국내총생산 및 인구수는 World Bank에서, 그리고 대미환율은 IMF가 제공하는 자료를 이용해 도출하였다. 현시비교우위지수의 경우 UNCOMTRADE에서 추출한 자료를 이용하여 계산했다. 분석에 사용된 자료들의 전반적인 특성을 파악하기 위한 변수들의 기술 통계치(descriptive statistics)를 <표3>¹⁹⁾에 제시하였다.

19) L은 해당 변수에 상용로그를 취했음을 의미한다.

<표 3> 기초 통계 요약

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
EXP(US\$, current)	120	1.82×10^{10}	1.86×10^{10}	6.92×10^8	7.00×10^{10}
AID(US\$, current)	120	6.40×10^8	8.42×10^8	2.16×10^7	3.92×10^9
GDP(US\$/명, current)	120	46742.69	14625.19	23995.02	100898.4
POP(명)	120	7.07×10^7	8.64×10^7	4538159	3.16×10^8
EXCH	119	13.11	30.81	0.86	132.9
RCA	120	1.18	0.55	0.39	2.48
LEXP	120	10.02	0.47	8.84	10.85
LAID	120	8.52	0.50	7.34	9.59
LGDP	120	4.65	0.12	4.38	5.00
LPOP	120	7.52	0.58	6.66	8.50
LEXCH	119	0.50	0.60	-0.06	2.12

2. 패널 단위근 및 공적분 검정 결과

앞 장에서 설정한 회귀모형은 환경상품 수출에 영향을 미치는 변수들이 환경상품 수출과 장기적으로 균형관계에 있다는 것을 전제로 한다. 이는 곧 모든 변수가 I(1) 과정을 따르며 변수들 사이에 공적분 관계가 성립해야 한다는 것을 의미한다. 본 절에서는 모형 추정에 앞서 설정한 변수들 사이의 장기균형관계를 확인하기 위해 실시된 패널 단위근 검정과 패널 공적분 검정 결과를 제시한다.

표<4>는 주요 10개 환경원조 공여국에 대한 패널 단위근 검정 결과를 보여준다. 개별 검정마다 절차 및 가정이 다르기 때문에 검정의 오류를 최소화하고자 다양한 패널 단위근 검정을 수행하였다. 공통 단위근 검정인 Breitung(2000)는 t통계량을, 개별 단위근 검정인 IPS(2003) 및 ADF검정²⁰⁾은 각각 W통계량과 χ^2 통계량을 갖는다. 분석결과를 살펴보면 대미환율(LEXCH) 변수를 제외한 나머지 수준변수의 검정통계량이 단위근이 있다는 귀무가설을 전반적으로 채택하고 있다. 차분변수에 대한 검정통계량은 반대로 귀무가설을 기각하는 양상을 보인다. 다시 말해 표<4>에 제시된 패널 단위근 검정 결과는 대미환율을 제외한 모든 변수들이 1차 적분된 I(1)과정임을 나타낸다.

대미환율 변수의 경우 수준자료 및 차분자료 모두 1% 유의수준 하에서 귀무가설을 기각하는 결과가 도출되었다. Banerjee, Marcellino and Osbat(2005)과 Verbeek(2004)은 횡단면 개체 간 의존성이 있거나 공적분 관계가 존재하는 경우에는 패널 단위근 검정의 검정력이 낮아질 수 있다고 설명하며, Maddala and Wu(1999), Choi(2001) 등은 패널 내 여러 개체 중 하나만 단위근을 갖지 않는 경우에도 귀무가설을 기각하는 결과가

20) ADF-PP(Phillips-Perron)검정은 ADF-Fisher검정에 비해 구조적 변화가 심하고, 자기상관관계가 강하며 이분산성이 심한 시계열에 대해 설명력이 더 높다(송유철·원용걸, 2011).

나올 수 있다고 경고한 바 있다. 이에 Pesaran(2012)은 패널 단위근 검정 결과 귀무가설이 기각되었을 경우 귀무가설이 기각된 패널 내 개체의

<표 4> 패널 단위근 검정 결과

	공통 단위근 검정		개별 단위근 검정	
	Breitung t*-stat: H_0 : 단위근	IPS W-stat: H_0 : 단위근	ADF-Fisher χ^2 : H_0 : 단위근	ADF-PP χ^2 : H_0 : 단위근
LEXP	1.08 (0.86)	1.38 (0.92)	9.55 (0.98)	10.33 (0.96)
Δ LEXP	-5.43*** (0.00)	-3.00*** (0.00)	50.31*** (0.00)	81.97*** (0.00)
LAID	-1.21 (0.11)	-0.40 (0.34)	20.43 (0.43)	29.33* (0.08)
Δ LAID	-4.33*** (0.00)	-9.94*** (0.00)	103.93*** (0.00)	118.26*** (0.00)
LGDP	1.50 (0.93)	-0.52 (0.30)	20.04 (0.46)	44.36*** (0.00)
Δ LGDP	-2.41*** (0.01)	-1.40* (0.08)	36.07** (0.02)	59.68*** (0.00)
LPOP	3.20 (1.00)	2.26 (0.99)	22.05 (0.34)	25.60 (0.18)
Δ LPOP	1.86 (0.97)	-2.28** (0.01)	38.34*** (0.01)	23.59 (0.26)
LEXCH	-0.23 (0.41)	-5.07*** (0.00)	57.92*** (0.00)	114.40*** (0.00)
Δ LEXCH	-3.81*** (0.00)	-6.68*** (0.00)	72.91*** (0.00)	99.99*** (0.00)
RCA	-2.00** (0.02)	-1.59* (0.06)	27.75 (0.12)	24.17 (0.23)
Δ RCA	-4.23*** (0.00)	-5.43*** (0.00)	62.19*** (0.00)	75.73*** (0.00)

주: 1) 괄호안의 수치는 한계유의수준(p-value)을 표시하며 *, **, ***는 각각 10%, 5% 와 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다(이하 동일).

- 2) 검정에는 Eviews 8.0에서 시차길이 자동선정법(automatic selection of lag length)으로 슈워츠(Schwarz)방식이, 스펙트럴 추정(spectral estimation)의 핵함수(kernel function)로 Bartlett kernel이, 자동 밴드너비 선정법(automatic bandwidth selection)으로 Newey-West방식이 사용되었다.
- 3) 검정방정식의 외생변수로는 개별 절편(individual intercept)을 투입하였으며, 시계열 그래프에 대한 육안검사상으로 시간추세가 나타난다고 판단한 변수(LEXP, LGDP)에 대해서는 상수항과 더불어 개별 추세(individual trend)를 포함하여 검정하였다.
- 4) Breitung검정에는 개별 추세 및 절편이 외생변수로 사용되었다.

비율을 추정해야 하며 결과에 대한 해석 역시 이 비율에 따를 필요가 있다고 주장한다. 환율은 국가 간 유기적 혹은 상호적으로 작용하고 변동하므로 횡단면 개체 사이에 상관관계가 존재한다는 직관 아래, Pesaran(2012)이 제안한 바와 같이 개별 단위근 검정을 추가적으로 수행하였다. 시계열 단위근 검정에는 가장 일반적으로 활용되는 ADF검정이 이용되었으며, 5% 유의수준을 기준으로 9개 중 7개의 횡단면 개체의 수준자료에 단위근이 존재하며 차분자료의 경우 9개 중 8개의 자료가 안정적인 것으로 나타났다(부록참조).²¹⁾ 따라서 대미환율 변수 역시 수준자료는 비정상이나 차분자료는 정상 시계열 특성을 나타내는 I(1)인 것으로 판단한다.

4종의 패널 단위근 검정 및 시계열 단위근 검정 결과를 바탕으로 모든 변수들이 단위근을 가지며 I(1) 과정을 따르는 자료임이 확인되었다. 다음으로 변수들 사이에 공적분 관계가 성립하여 장기적 안정관계를 이루고 있는지를 살펴보고자 Pedroni(1999, 2004) 공적분 검정을 실시하였다. 그리고 Kao and Chiang(1999) 공적분 검정을 추가적으로 실시하여 결과의 통일성을 확인하였다(표<5>참조).

잔차 기반의 Pedroni 공적분 검정 결과, 이질적 패널을 위한 3개 통계량 중 2개의 통계량이 귀무가설을 기각하였으며, 전체 11개의 검정결과 중에서는 6개 통계량이 변수들 간 공적분 관계의 가능성을 나타내고 있다. Kao and Chiang(1999)의 ADF t통계량 역시 변수들 간 공적분 관계가 없다는 귀무가설을 기각하는 결과를 도출하고 있다. 이상의 패널 공적분 검정 결과는 변수들이 장기균형관계를 이루고 있음을 보여준다.

21) 대미환율 변수는 미국의 경우 전 시기에 1로 고정되어 있어 분석에서 제외된다.

<표 5> 패널 공적분 검정 결과

Pedroni(1999, 2004)				
H_0 : 공적분 부재				
Within-dimension	Stat.	Weighted Stat.	Between-dimension	Stat.
Panel v-Statistic	0.60 (0.28)	-3.46 (1.00)		
Panel rho-Statistic	2.97 (1.00)	3.59 (1.00)	Group rho-Statistic	4.14 (1.00)
Panel PP-Statistic	-6.53*** (0.00)	-8.48*** (0.00)	Group PP-Statistic	-14.62*** (0.00)
Panel ADF-Statistic	-4.71*** (0.00)	-3.71*** (0.00)	Group ADF-Statistic	-6.42*** (0.00)
Kao and Chiang(1999)				
H_0 : 공적분 부재				
		ADF t-stat.		-4.51*** (0.00)

주: 1) Eviews 8.0에서 시차길이 자동선정법으로 슈워츠방식이, 스펙트럴 추정의 핵함수로 Bartlett kernel이, 밴드너비 선정법으로는 Newey-West automatic방식이 사용되었다.

2) Pedroni(1999, 2004) 공적분 검정에는 개별 고정 효과 및 시간 추세 효과를 포함하였다.

3. 공적분 추정 결과

일련의 검정을 통해 공적분의 존재를 확인하였으므로 변수들은 장기적으로 균형을 이루며 이를 묘사하는 선형회귀모형은 의미가 있다. 따라서 공적분 방정식을 추정함으로써 환경원조가 환경상품 수출에 미치는 영향을 정량할 수 있다.

분석 결과를 제시하기에 앞서, 패널 자료의 시계열 수가 12개로 제한적이라는 점을 고려했을 때 이원고정효과 모형에 따른 자유도의 손실을 최대한 줄이고자²²⁾ DOLS모형에 투입된 차분변수의 시차 및 선행 항의 수는 $1(p=1)$ 로 두어 분석하였음을 밝힌다. 더불어 시간별 횡단면 개체별 고정효과를 나타내는 더미변수에 대해서는 F테스트를 실시하여 더미변수의 유의성을 확인하였고, 그 결과 모든 더미변수들이 1%수준에서 유의미했다. 이는 곧 이원고정효과모형이 타당함을 시사한다.

표<6>은 공적분 방정식을 각기 다른 방법으로 추정한 결과를 보여준다. 첫 번째와 두 번째 열에 기본적인 OLS가정 하에서 합동OLS 및 GLS로 식(6)을 추정한 결과를 제시하였다. 오차항에 대한 가정이 동일하므로 추정계수의 값은 모두 같게 나타난다. 단지 추정계수의 표준오차와 검정통계량이 달라지는데 이는 표준오차를 구하는 공식이 약간 다르기 때문이다.

세 번째 열은 Beck and Katz's(1995)가 제안한 PCSE(panel-corrected standard errors)방법을 적용한 결과로 동 기법은 모형 추정 시 패널 내 이분산성(heteroscedasticity), 횡단면 의존성(spatial dependence or cross-sectional dependence) 및 1계 자기상관을

22) 고정효과 모형의 단점은 더미변수 만큼 추가적인 모수를 추정해야하기 때문에 더미변수의 수만큼 자유도의 손실이 발생한다는 것이다. 이로 인해 효율적인 추정량을 얻는데 문제가 될 수 있다. 종속변수와 설명변수가 유의한 관계가 있는데도 자유도의 손실로 표준오차가 커져서 추정계수가 통계적으로 유의하지 않게 될 수도 있다(민인식·최필선, 2012).

보정한다. DOLS모형에서의 잔차 분석 결과 오차항에 1계 자기상관이 존재하며 패널 개체 간 동시적 상관 및 이분산성이 존재하는 것으로 나타났다으므로 세 번째 열의 추정 결과가 가장 타당하다고 판단된다.²³⁾

표<6>에서 패널 속성을 고려한 표준오차(PCSE)를 반영한 추정 결과를 살펴보면 독립변수인 환경원조에 대한 환경상품 수출 탄력성은 0.07로 1%수준에서 유의하다. 식(7)을 활용하여 탄력성을 변환하면 이는 환경원조 US\$1 증가 시 선진국은 평균적으로 US\$1.99만큼의 환경상품 수출이 증가하는 경향이 있음을 의미하여, 환경원조가 통계적으로 유의미하게 환경상품 수출 증가와 연관된다고 말할 수 있다.

<표 6> 공적분 회귀모형 추정 결과

독립변수	OLS		GLS		PCSE ²⁴⁾	
	Estimate	t-stat.	Estimate	z-Stat.	Estimate	z-Stat.
LAIID	0.04	1.41 (0.17)	0.04	1.88* (0.06)	0.07	3.78*** (0.00)
LGDP	0.41	1.72* (0.09)	0.41	2.31** (0.02)	0.49	2.20** (0.03)
LPOP	-2.25	-1.84* (0.07)	-2.25	-2.46** (0.01)	-3.28	-5.34*** (0.00)
LEXCH	0.39	2.35** (0.02)	0.39	3.14*** (0.00)	0.21	2.01** (0.04)
RCA	0.14	1.78* (0.08)	0.14	0.14** (0.02)	0.19	4.33*** (0.00)
시간·개체 더미변수	Yes		Yes		Yes	
조정된 R2	0.9973					
R2	0.9953				1.0000	
Obs	86		86		86	

주: 1) 첫 두 열은 STATA의 xtreg와 xtglm 명령어를 아무런 옵션 없이 사용한 분석 결과를 나타내며 마지막 열은 xtpcse 명령어 및 corr(psar1) 옵션을 사용하였다.

23) 잔차 분석 결과는 부록에 제시하였다.

24) Panel-Corrected Standard Errors(Beck and Katz's, 1995).

기타 통제변수들에 대한 결과를 살펴보면 세 방법 모두 10% 유의수준 하에서 유의미한 결과가 도출되었으며 추정계수의 부호 또한 모두 같다. GDP와 RCA 변수 그리고 대미환율 변수의 경우 유의미한 양의 관계를 나타내고 있는데, 이는 인당 생산이 많을수록 수출 가능한 상품이 많아져 수출이 증가함을 뜻하며 해당 상품 수출경쟁력이 높을수록 수출 역시 증가하는 경향이 있음을 의미한다. 그리고 같은 환경상품 수출량(US\$)에 대하여 특정 국가의 대미환율이 증가할수록 해당 국가에서의 판매량(원단위)도 증가하므로 대미환율 변수에 대한 추정계수가 양정부호인 것은 이론적으로 올바른 결과이다. 한편 인구수 변수에 대한 계수 추정치 부호는 음으로, 인구가 많은 국가일수록 환경상품 자급자족(self-sufficiency)이 가능하고 타국가로의 무역 의존성이 낮아져(Oguledo and MacPhee, 1994) 환경상품 수출이 줄어드는 것이라 풀이된다.

4. 장단기 패널 인과성 검정 결과

장기 영향을 파악하기 위한 공적분 회귀모형에서 종속변수를 환경상품 수출 변수로 설정하였지만 반대로 환경상품 수출이 환경원조에 영향을 줄 수도 있다. 따라서 마지막으로 두 변수에 대한 패널 인과관계 검정을 통해 장기와 단기관계의 방향을 제시한다.

환경원조와 환경상품 수출 사이의 인과관계는 앞서 설정한 PVEC(p) 모형에서 첫 번째와 두 번째 방정식의 추정계수에 대한 유의성 검정을 통해 알 수 있다. 단기 인과관계를 검정하기 위해서는 첫 번째 방정식에서 환경원조 차분변수($\Delta LAID$)에 대한 계수를, 두 번째 방정식에서는 환경상품 수출 차분변수($\Delta LEXP$)의 계수를 검정한다. 장기 인과관계를 파악하기 위해서는 오차수정항의 계수를 검정한다.

표<7>에 공적분 시스템 내에서 환경상품 수출 및 환경원조 사이의 패널 인과관계 검정 결과를 제시하였다. 여기에는 식(10)의 처음 두 방정식에 대한 계수 추정치와 t-통계량이 나타나있다.

<표 7> 환경상품 수출과 환경원조 간 장단기 인과관계 검정 결과

종속변수	독립변수					
	단기 ²⁵⁾				장기	
	$\Delta LEXP$		$\Delta LAID$		ECT	
	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.
$\Delta LEXP$	-		0.01	0.46 (0.65)	-0.42***	-4.05 (0.00)
$\Delta LAID$	0.61	0.71 (0.48)	-		0.09	0.10 (0.92)

25) PVEC(p)모형 시차는 최적의 SC 및 HQ값을 갖는 1로 하였다. 따라서 장단기 모두에서 t-통계량을 제시한다.

검정 결과 단기적으로는 양방향 모두에서 인과관계가 성립하지 않았다. 금기(t)와 1기 전(t-1)의 환경원조액 및 환경산업 수출의 단기변화($\Delta LAID_{t-1}$, $\Delta LEXP_{t-1}$)가 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났고 이는 단기변화에 대해서는 균형으로 회복하는 경향이 없는 것으로 해석할 수 있다.

그러나 장기 인과관계의 경우 환경상품 수출이 종속변수일 때 오차 수정항 계수가 1% 유의수준 하에서 통계적으로 유의미하다. 이는 해당 모형이 균형에서 벗어났을 때, 즉 전기에 환경상품 수출이 다른 변수들과의 장기균형에서 벗어날 경우, 금기에 균형으로 돌아오는 성향이 있다는 것을 의미하며 환경원조가 장기적으로 환경수출을 이끈다는 것을 입증한다. 반면 환경원조가 종속변수로 투입된 두 번째 방정식에서의 오차 수정항에 대한 t-통계량은 환경원조 변수가 약외생적임을 나타내고 이는 곧 환경원조가 장기균형에 반응하지 않아 다른 설명변수들이 장기적으로 해당 종속변수에 대한 원인이 되지 않음을 뜻한다.

패널 인과성 검정 결과를 종합하면 환경원조와 환경상품 수출 양 변수 사이에 단기적으로는 어떠한 인과관계도 성립하지 않지만 장기적 관점에서는 환경원조가 환경상품수출에 대한 원인이 된다. 그러나 그 반대의 역인과관계는 성립하지 않아 장기 인과관계는 환경원조에서 환경상품 수출로의 단방향으로만 존재한다는 것이 확인되었다.

5. 소결

앞 절에 제시된 연구결과는 환경원조 1% 증가 시 주요 환경원조 공여국을 대상으로 전반적으로 그리고 장기적으로 환경상품 수출이 약 0.07% 증대되며 환경상품 수출이 나아가 환경원조의 증가 혹은 감소로 이어지지 않는다는 것을 보여준다. 이는 곧 환경원조 1달러는 직간접적으로 약 2달러의 환경상품 수출을 견인하는 효과가 있음을 뜻하며 두 변수 사이에 단기적 인과관계는 나타나지 않았다.

Lloyd et al.(2000)는 원조와 수출 사이의 인과성을 설명할 수 있는 다양한 요인들을 제시하였다. 이를 본 연구의 인과관계 분석 결과에 적용하면 다음과 같은 해석이 가능하다. 먼저 환경상품 수출이 환경원조의 원인이 되지 않는다는 것은 환경원조 할당에 있어 환경상품 수출 로비 활동이나 상업적 측면에서의 구속성은 없음을 의미하는 것으로 볼 수 있다. 또한 환경원조를 통해 수원국이 공여국의 환경상품을 지속적으로 구매하고 이에 따른 보상으로 공여국이 해당 수원국에 대한 원조를 증가시킬 가능성이 있다. 그러나 본 논문의 연구 결과는 환경원조에서 공여국의 보상적 원조 할당 행위는 나타나지 않았음을 보여준다.

반대로 환경원조에서 환경상품 수출로의 인과관계가 존재한다는 결과는 기존의 원조와 수출 관련 선행연구 결과와 일치하는 것으로, 원조가 수출에 미치는 직·간접적 효과가 환경원조에서도 나타날 수 있음을 의미한다. 인과관계 해석에 있어 본 논문에서의 분석 결과가 환경원조와 환경상품 수출 간의 이론적 인과성을 의미하기 보다는 두 변수 사이의 경험적 선·후행 관계를 보여주는 것으로 해석하는 것이 보다 적절할 것이다(박기현·김진경, 2013). 그럼에도 과거 자료를 토대로 한 본 논문의 실증 분석 결과가 환경원조에서 환경상품 수출로의 장기적 인과성을 나타낸다는 사실은 환경상품 수출을 위해 환경원조가 하나의 의미 있는 수단으로 이용될 수 있음을 시사한다.

한편 환경원조에 따른 환경상품 수출탄력성은 0.07(=y₇)로 원조와 수출 관련 기존 연구보다 상대적으로 낮은 값이 도출되었다. 연구 방법론이 일치하지 않으므로 해당 수치를 직접적으로 비교 분석하는 것은 무리가 있지만, 선행 연구 결과²⁶⁾를 종합적으로 고려할 때 환경원조로부터 파생되는 환경상품 수출 변동성은 그다지 탄력적이지 않다고 볼 수 있다. 이렇게 환경상품 수출이 환경원조에 대하여 상대적으로 비탄력적이라는 것은 원조가 수출에 미치는 간접적인 영향인 습관효과와 우호효과가 환경원조에서 뚜렷하게 입증된 것으로 해석할 수 있다. 습관효과 하에서 수여국에 제공되는 환경원조는 추후 공여국의 환경상품을 선호할 확률을 높이게 되며 이것이 추정계수에 요약 반영된 것으로 생각된다.

더불어 낮은 수출탄력성 대비 이를 원단위로 변환한 값(약 2달러)는 기존의 선행연구 결과와 비교했을 때 오히려 높게 나타나고 있다. 이는 환경원조로 인한 환경상품 수출이 상대적으로 비탄력적임에도 불구하고 환경원조 1단위가 환경상품 수출에 미치는 증대 효과는 크다는 것을 의미하며, 동 결과는 수출 증가를 통해 경제적 이득을 도모하기 위한 공여국의 원조 동기(motivation)가 환경원조에 강하게 투영될 수 있음을 보여준다.

물론 환경상품 수출이 반드시 경제적 이익으로 이어진다고 볼 수는 없다. 수출과 동시에 수입이 많다면 환경산업 전체에서의 무역 순익은 그다지 크지 않을 것이다. 그러나 환경산업을 구성하는 주요 업종은 대부분 사회기반시설로 선진국의 환경상품 시장은 이미 포화상태이다. 또한 추가적인 환경상품 소비에 있어서도 선진 공여국은 자급자족이 가능하므로 공여국이 환경상품 혹은 기술을 다른 나라에서 수입할 가능성은 매우 낮다. 이는 인구수와 환경상품 수출 사이에 음의 관계가 도출된 것

26) Nowak-Lehmann et al.(2009) 등 개별 공여국에 대한 원조와 수출 관련 연구에서 원조에 따른 수출탄력성이 모두 0.5이상으로 나타나고 있고, Wager(2003)의 경우 오직 원조의 간접적 영향으로 인한 수출탄력성은 0.096이다.

과도 같은 맥락에서 이해될 수 있다. 다시 말해 공여국 내에서 환경상품은 이미 일정 수준 이상 조달되어 왔으며 환경상품에 대한 낮은 해외 의존도를 감안했을 때 선진국의 환경상품 수출 증가는 곧 경제적 이득으로 연결된다고 생각할 수 있다. 그러므로 본 논문의 연구 결과를 통해 환경원조가 공여국의 환경상품 수출 증대 나아가 경제적 이익을 도모하는데 유의미한 역할을 해 왔다는 해석이 가능하다.

V. 결론

환경원조는 명시적으로 개발도상국의 환경문제 해결을 위해 실시되고 있지만 그 이면에는 환경산업 수출 증대라는 공여국의 전략이 내포되어 있을 가능성이 있다는 점에 착안하여 본 논문에서는 환경원조가 환경상품 수출에 실제로 긍정적인 영향을 주는지를 살펴보고자 주요 환경원조 공여국에 대한 패널 자료를 구축하여 실증 분석을 시도하였다.

먼저 표본 국가들의 패널 시스템 내에서 자료의 시계열 특성을 확인하기 위해 다양한 패널 단위근 검정을 실시하였고, 검정 결과 패널자료가 비정상인 것으로 판정되었다. 그리고 패널 공적분 검정을 통해 변수들이 장기적으로 균형을 이루고 있음을 확인하였다. 이에 공적분 관계에 있는 변수들에 대한 장기균형식을 추정하여 환경원조 및 다른 통제변수들이 환경상품 수출에 미치는 영향을 정량적으로 도출하였다. 결과적으로 환경원조 1달러는 장기적 관점에서 환경상품 수출을 약 2달러 견인하는 효과가 있음이 입증되었다. 마지막으로 환경원조와 환경상품 수출 간 방향성을 확인하기 위해 VEC모형을 이용하여 장단기 패널 인과성 검정을 추가적으로 실시하였다. 그 결과 두 변수 사이에 단기적으로는 인과관계가 성립하지 않지만 장기적으로는 환경원조에서 환경상품 수출로의 인과성이 존재하는 것으로 나타났다. 정리하면 선진 공여국의 환경원조가 환경상품 수출을 장기적으로 유의미하게 증가시키며, 따라서 공여국의 견지에서 환경원조는 환경상품 수출 증대를 위한 하나의 방법이자 동시에 국제사회에서의 의무를 이행하기 위한 좋은 수단이 된다고 말할 수 있다.

환경 분야에 국한된 원조와 수출 사이의 관계를 실증 분석한 연구가 거의 전무함에도 불구하고 환경원조는 환경상품 수출을 통해 공여국의 정치경제적 국익을 효율적으로 추구할 수 있는 수단으로 인지되고 있다. 특히 미국이나 프랑스는 환경원조와 환경산업을 결합하여 정책적으로 환

경산업의 해외 진출을 장려해왔다. 우리나라에서는 2008년 이후부터 녹색ODA라는 이름하에 환경원조가 본격적으로 시행되고 있으며, 2009년 환경산업기술원이 설립된 이후 환경산업의 해외 진출을 국가 차원에서 적극적으로 지원하고 있다. 환경원조가 장기적으로 환경상품 수출을 견인한다는 본 논문의 연구 결과는 미국이나 프랑스를 비롯한 공여국에서 시행되고 있는 환경원조를 활용한 환경산업 해외 진출 정책에 타당성을 제공해 줄 수 있으며 우리나라 역시 환경원조를 통해 환경상품 수출을 촉진시킬 수 있는 가능성이 있음을 시사한다.

본 논문에서는 짧은 기간에 대해 장기 영향 및 장단기 인과관계를 도출하였다는 점이 문제점으로 지적될 수 있다. 환경원조와 환경상품 수출 사이에 단기 인과관계가 존재하지 않는다는 연구결과는 상대적으로 제한된 시계열에 기인한 잘못된 결과일 수 있으므로 환경원조의 통계자료가 더 축적된 이후 단기 인과관계 및 단기 영향까지 재점검 해 볼 필요가 있다. 또한 환경원조 상위 10개 공여국에서 모든 환경원조 공여국으로 연구의 범위를 확장한다면 보다 신뢰할만한 결과를 얻을 수 있을 것이다. 더불어 전반적인 원조 공여국의 행태가 아닌 개별 공여국에 대한 환경원조와 환경상품 수출 간 관계를 분석하거나 환경원조의 분야(sector)를 다양하게 구분하여 실증 분석을 실시한다면 국가별 혹은 분야별 비교를 통해 보다 풍부한 논의가 이루어질 수 있을 것으로 기대한다.

참 고 문 헌

- 곽성일·전혜린(2013), 「주요국의 대아프리카 환경 ODA 공여정책과 결정요인 분석 및 시사점」, 대외경제정책연구원
- 민인식·최필선(2009), 「STATA 패널데이터 분석」, 서울: 한국 STATA 학회
- 민인식·최필선(2012), 「STATA 고급 패널데이터 분석」, 지필미디어
- 박기현·김진경(2013), “부문별 에너지소비와 경제성장의 인과관계 분석”, 「에너지경제연구」, 12(2):59-83.
- 박복재·문영수(2013), “우리나라 환경산업의 무역구조와 국제경쟁력에 관한 연구”, 「통상정보연구」, 15(2):345-364.
- 송유철·원용걸(2011), “동아시아 국가들의 실질환율, 순수출 및 경제성장간의 상호관계 비교연구: 시계열 및 패널자료 인과관계 분석”, 「금융연구 working paper」, 2011(8):1-47.
- 오병기(2012), “동태적 패널 분석을 이용한 광역자치단체 투자적 지출의 지역경제 성과 분석”, 「지방행정연구」, 26(1):137-160.
- 윤종주·최민섭(2014), “강남구와 주변지역 거래량의 장단기 동조화에 관한 연구”, 「주택연구」, 22(1):105-128.
- 이재우(2012), “ODA의 공여국 경제 기여효과 분석: 한국사례”, 「한국의 개발협력」, 한국수출입은행
- 임경수·박혜리(2013), 「APEC 환경상품 논의동향과 한국의 대응방안: 2012 환경상품 리스트를 중심으로」, 대외경제정책연구원
- 임응순(2012), “지방정부지출과 지역경제성장: 16개 시도 자료를 이용한 패널분석”, 「정부학연구」, 18(3):249-266.
- 장현숙(2015), “WTO 환경상품협정 대비 환경산업분류의 HS코드 연계방안”, 「Trade Focus」, 한국무역협회

- 환경부·환경산업기술원(2011), 「환경산업 해외진출 촉진 중장기 기본계획」
- Akihisa, M.(2013), 「환경원조론 - 지속가능한 발전목표 실현 논리, 전략, 평가」, (사)환경과 문명
- Arvin, B. M. and Baum, C. F. (1997), 'Tied and untied foreign aid: A theoretical and empirical analysis', *Keio Economic Studies*, 34(2):71-79.
- Arvin, B. M. and Choudhry, S. A. (1997), "Untied aid and exports: do untied aid disbursements create goodwill for donor exports?", *Canadian Journal of Development Studies*, 18(1):9-22.
- Arvin, M., Cater, B. and Choudhry, S. (2000), "A causality analysis of untied foreign assistance and export performance: the case of Germany", *Applied Economics Letters*, 7(5):315-319.
- Balassa, B. (1965), "Trade liberalisation and "revealed" comparative advantage", *The Manchester School*, 33(2):99-123.
- Baltagi, B. (2008), *Econometric analysis of panel data*(Vol. 1), John Wiley & Sons.
- Banerjee, A., Marcellino, M., and Osbat, C. (2005). "Testing for PPP: Should we use panel methods?", *Empirical Economics*, 30(1):77-91.
- Beck, N., & Katz, J. N. (1995), "What to do (and not to do) with time-series cross-section data", *American political science review*, 89(03):634-647.
- Berthélemy, J. C. and Tichit, A. (2004), "Bilateral donors' aid allocation decisions—a three-dimensional panel analysis", *International Review of Economics & Finance*, 13(3):253-274.
- Berthélemy, J. C. (2006), "Bilateral donors' interest vs. recipients' development motives in aid allocation: do all donors behave the same?"

- Review of Development Economics*, 10(2): 179–194.
- Breitung, J. (1999), *The local power of some unit root tests for panel data* (No. 1999, 69). Discussion Papers, Interdisciplinary Research Project 373: Quantification and Simulation of Economic Processes.
- Choi, I. (2001), "Unit root tests for panel data", *Journal of international money and Finance*, 20(2):249–272.
- Cooray, N. S. and Shahiduzzaman, M. (2004), "Determinants of Japanese aid allocation: an econometric analysis", *International Development Series*, 2004(4):2–19.
- Djajić, S., Lahiri, S. and Raimondos Møller, P. (2004), "Logic of aid in an intertemporal setting", *Review of International Economics*, 12(1): 151–161.
- Enders, W. (2010), *Applied econometric time series*(3rd edition), John Wiley & Sons.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. (1987), "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing", *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251–276.
- Hadri, K. (2000), "Testing for stationarity in heterogeneous panel data", *The Econometrics Journal*, 3(2):148–161.
- Hsiao, C. (2014), *Analysis of panel data*(Vol. 54), Cambridge university press.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). "Testing for unit roots in heterogeneous panels", *Journal of econometrics*, 115(1):53–74.
- Kao, C., and Chiang, M. H. (1999), "On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data", *Available at SSRN 1807931*.
- Levin, A., Lin, C. F., and Chu, C. S. J. (2002) "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties", *Journal of econometrics*,

108(1):1-24.

Lloyd, T., McGillivray, M., Morrissey, O., and Osei, R. (2000), "Does aid create trade? An investigation for European donors and African recipients", *The European Journal of Development Research*, 12(1): 107-123.

Maddala, G. S. and Wu, S. (1999), "A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test", *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1):631-652.

Martínez Zarzoso, I., Nowak Lehmann, D., Klasen, S., and Larch, M. (2009), "Does German development aid promote German exports?", *German Economic Review*, 10(3): 317-338.

McKinley, R. D. and Little, R. (1979), "The US Aid Relationship: A Test of The Recipient Need and The Donor Interest Models", *Political Studies*, 27(2): 236-250.

Neumayer, E. (2003), "The determinants of aid allocation by regional multilateral development banks and United Nations agencies", *International Studies Quarterly*, 47(1): 101-122.

Nilsson, L. (1997), "Aid and Donor Exports: The Case of the EU Countries", *Nilsson, L., Essays on North-South Trade, Lund Economic Studies*, 70.

Nowak-Lehmann D, F., Martínez-Zarzoso, I., Klasen, S., and Herzer, D. (2009), "Aid and Trade - A Donor's Perspective", *The Journal of Development Studies*, 45(7):1184-1202.

OECD (2012), *Development Co-operation Report 2012: Lessons in Linking Sustainability and Development*

Oguledo, V. and MacPhee, C. R. (1994), "Gravity models: a reformulation and

- an application to discriminatory trade arrangements”, *Applied Economics*, 26(2):107–120.
- Osei, R., Morrissey, O. and Lloyd, T. (2004), “The nature of aid and trade relationships”, *The European Journal of Development Research*, 16(2): 354–374.
- Otor, S. A. (2014), “Japan’s Official Development Assistance and Exports to Asian Countries: The Donor’s Perspective”, *Institutions and Economies*, 6(3):60–91.
- Pedroni, P. (1999), “Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors”, *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1):653–670.
- Pedroni, P. (2004), “Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis”, *Econometric theory*, 20(03):597–625.
- Pesaran, M. H. (2012). “On the interpretation of panel unit root tests”, *Economics Letters*, 116(3):545–546.
- Stock, J. H., and Watson, M. W. (1993), “A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 783–820.
- Verbeek, M. (2004), *A guide to modern econometrics*, 2nd ed. John Wiley & Sons.
- Wagner, D. (2003), “Aid and trade—an empirical study”, *Journal of the Japanese and International Economies*, 17(2):153–173.
- Wagner, M., and Hlouskova, J. (2009), “The performance of panel cointegration methods: results from a large scale simulation study”, *Econometric Reviews*, 29(2):182–223.

World Bank (1999), *Assessing aid: What works, what doesn't, and why*.

World Bank Group.

Younas, J. (2008), "Motivation for bilateral aid allocation: Altruism or trade benefits", *European Journal of Political Economy*, 24(3): 661–674.

APEC's list of Environmental Goods,

http://www.apec.org/Meeting-Papers/Leaders-Declarations/2012/2012_aelm/2012_aelm_annexC.aspx

IMF Exchange rate archives by month,

http://www.imf.org/external/np/fin/data/param_rms_mth.aspx

OECD Creditor Reporting System,

<http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=crs1#>

UNCOMTRADE database, <http://comtrade.un.org/data/>

World Bank database, <http://data.worldbank.org/>

<부록 1>

APEC 2012 환경상품 리스트(APEC List of Environmental Goods)²⁸⁾

HS 6단위	환경특성 ²⁷⁾	HS 코드 설명(HS Code Description)
441872	REP	기타 조립된 마루판용 패널, 다층, 대나무 재질
840290	MSHW	증기발생보일러와 과열수 보일러 및 부분품
840410	MSHW	증기발생·과열수·중앙난방용 보일러의 부착기기
840420	APC	증기원동기용의 응축기
840490	APC	보일러용과 증기원동기용의 응축기 부분품
840690	REP	증기터빈 부분품
841182	REP	터보제트·터보프로펠러와 기타 가스터빈 중 출력이 5,000kw를 초과하는 것
841199	REP	가스 터빈 부분품
841290	REP	기타 엔진과 모터 부분품
841780	MSHW	기타 공업용·이화학용 노(furnace)와 오븐
841790	MSHW	비전기식의 공업용·이화학용 노와 오븐의 부분품
841919	REP	기타 즉시식 또는 저장식 물가열기(비전기식의 것)
841939	WWM	기타(반도체 제조용 기기의 스펀) 드라이어 등
841960	APC	기타 액화용의 기기
841989	APC	기타 8419 (가열·조리·배소·증류·정류·살균·저온살균·증기가열·건조·증발·응축·냉각 기타 온도변화에 따른 방법으로 재료를 처리하는 기계·설비 또는 장치와 전기가열식이 아닌 즉시식 또는 저장식 물가열기)
841990	REP	8419의 부분품, 물가열기 부분품
842121	WWM	물의 여과 또는 청정용의 것, 가정형의 것
842129	WWM	기타 물의 여과 또는 청정용의 것
842139	APC	기타 기체용의 여과기와 청정기
842199	WWM	기타 원심분리기와 부분품, 액체·기체 여과기나 청정기 등
847420	MSHW	파쇄기 또는 분쇄기
847982	MSHW	혼합기·반죽기·파쇄기·분쇄기·기계식체·시프팅기·균질기·유화기 또는 교반기
847989	MSHW	기타 개별 기능 기계류(공기청정기, 압출기, 어업용기기 등)
847990	MSHW	8479(고유기능을 가진 기계류)의 부분품
850164	REP	교류발전기(출력 750KVA초과)
850231	REP	발전세트와 회전변환기의 풍력의 것
850239	REP	기타 발전세트와 회전변환기
850300	REP	전동기·발전기·회전변환기(8501 또는 8502 기계 전용 또는 주로 사용되는)의 부분품

850490	REP	변압기·정지형 변환기와 유도자의 부분품
851410	MSHW	저항가열식의 노와 오븐
851420	MSHW	전자유도식 또는 유전식의 노와 오븐
851430	MSHW	공업용 또는 이화학용의 기타 전기식 노와 오븐
851490	MSHW	공업용 또는 이화학용의 전기식 노와 오븐의 부분품, 이화학용의 전자유도식 또는 유전식 가열기
854140	REP	감광성 반도체 디바이스 및 발광다이오드
854390	WWM	기타의 전기기기 부분품
901380	REP	광학장치 및 기기
901390	REP	광학장치 및 기기의 부분품과 부속품
901580	EMAAE	기타 토지측량기기·수로측량기기·해양측량기기·수리계측기기·기상관측기기·지구물리학용기기 및 거리측정기
902610	EMAAE	액체의 유량 또는 액면의 측정 또는 검사용의 기기
902620	EMAAE	압력의 측정 또는 검사용 기기
902680	EMAAE	기타 액체 또는 기체의 변량 측정기기
902690	EMAAE	액체 또는 기체의 유량 또는 기타 변량 측정 또는 검사용 기기의 부분품과 부속품
902710	EMAAE	가스 또는 매연 분석용 기기
902720	EMAAE	크로마토그래프와 전기영동 장치
902730	EMAAE	분광계·분광광도계 및 분광사진기(자외선·가시광선·적외선을 사용하는 것에 한함)
902750	EMAAE	기타의 광학 방사선(optical radiation) 기기 (자외선·가시광선·적외선을 사용하는 것에 한함)
902780	EMAAE	기타 물리·화학 분석용 기기
902790	EMAAE	마이크로톱 및 9027호의 부분품과 부속품
903149	EMAAE	9031(기타의 측정 또는 검사용의 기기와 윤곽 투영기)호 기타
903180	EMAAE	9031(기타의 측정 또는 검사용의 기기와 윤곽 투영기)호 기타의 기기
903190	EMAAE	기타 측정 또는 검사용의 기기와 윤곽 투영기의 부분품과 부속품
903289	REP	기타 자동조절용 또는 자동제어용의 기기
903290	EMAAE	자동조절용 또는 자동제어용의 기기의 부분품과 부속품
903300	EMAAE	광학기기·사진용 기기·영화용 기기·계측기기·정밀기기의 기타 부분품

27) APC(Air Pollution Control: 대기오염방지), EMAAE(Environmental Monitoring, Analysis and Assessment Equipment: 환경모니터링·분석·평가도구), MSHW(Management of Solid or Hazardous Waste: 고형유해폐기물관리), REP(Renewable Energy Plant: 재생에너지설비), WWM(Waste Water Management: 폐수처리).

<부록 2>

대미환율 변수에 대한 개체별 단위근 검정 결과

	t-Stat. (p-value)		t-Stat. (p-value)
LEXCH1	-2.43 (0.16)	ΔLEXCH1	-5.46*** (0.00)
LEXCH2	-4.51*** (0.01)	ΔLEXCH2	-3.34** (0.04)
LEXCH3	-3.18* (0.06)	ΔLEXCH3	-3.35** (0.04)
LEXCH4	-3.18* (0.06)	ΔLEXCH4	-3.35** (0.04)
LEXCH5	-1.63 (0.43)	ΔLEXCH5	-2.61 (0.13)
LEXCH6	-3.18* (0.06)	ΔLEXCH6	-3.35** (0.04)
LEXCH7	-3.54** (0.03)	ΔLEXCH7	-3.84** (0.02)
LEXCH8	-3.07* (0.07)	ΔLEXCH8	-5.34** (0.01)
LEXCH9	-2.55 (0.13)	ΔLEXCH9	-3.75** (0.02)

주: 1) Eviews 8.0에서 시차길이 자동선정법으로 슈위츠 방식이 사용되었으며 최대 시차는 2로 설정하였다. 2) 개별 절편을 투입하여 검정하였다.

<부록3>

DOLS모형 잔차 분석 결과

자기상관 검정		이분산 검정		횡단면 의존 검정	
H ₀ : 1계 자기상관 없음		H ₀ : 동분산		H ₀ : 횡단면 독립	
Wooldridge test		Modified Wald		Breusch-Pagan	
F-stat.	3.61	test χ^2 -stat.	31.8	LM test χ^2 -stat.	86.8
(p-value)	(0.09)	(p-value)	(0.00)	(p-value)	(0.00)

28) 임경수·박혜리(2013)에서 재인용

Abstract

The Impact of Environmental Official Development Assistance on The Export of Environmental Goods : An Application of Panel Analysis

Sunyoung Lim

Department of Environmental Planning

The Graduate School of Environment Studies

Seoul National University

Official development assistance (ODA), based on a humanitarian concern about alleviating worldwide poverty, is believed to enhance the exports of donor countries. In the case of environmental ODA being allocated to environmental activities, even though there has been very little research on the linkage between environmental ODA and the exports of environmental goods from donors perspective, it is also regarded as an effective means for donors to promote their economic development by exporting the relevant products from environmental industry. Thus, this study focuses on the

environmental sector only and investigates the relations between environmental ODA and export of environmental good for the major donors between 2002 and 2013.

The study adopts the Panel Regression Model, based on the Gravity Model, the Dynamic Ordinary Least Squares, and the Error Correction Model econometric techniques to examine the long-run dynamic effects of environmental ODA on export of environmental goods and the causal relationship, if any, between them. The primary finding of the study is in the long-run, for US\$1.0 of environmental ODA spent by donors, the average return is US\$1.99, and not vice versa. In the short-run, there is no causality among the two variables. The results suggest that from the donors' perspective, environmental ODA can be one of the options for donors to increase the export of environmental goods.

**Keywords : Environmental Official Development Assistance,
Environmental Goods, Export, Time Series Based
Panel Estimation Techniques**

Student Number : 2013-22009