

해외직접투자가 온실가스 배출량에 미치는 영향: 국내 제조업을 중심으로*

The Effect of Foreign Direct Investment on Greenhouse Gas Emissions: Focusing on Domestic Manufacturing

김수이**
Suyi Kim

요약: 본 연구는 국내 제조업의 온실가스 배출, 생산, 해외직접투자와의 상호연관관계를 패널 VECM(Panel Vector Error Correction Model)을 이용하여 1991년부터 2015년까지 분석하였다. 특히 해외직접투자를 국내에서 해외로 유출되는 해외직접투자(outward FDI)와 해외에서 국내로 유입되는 외국인직접투자(inward FDI)로 구분하여 분석하였다. 온실가스 배출, 생산, 해외직접투자, 외국인직접투자 간에 공적분 관계를 확인하였다. FMOLS(Fully Modified Ordinary Least Squares)를 통한 탄력성 분석에 의하면, 장기적으로는 해외직접투자와 외국인직접투자가 증가할수록 온실가스 배출량을 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 제조업 부문에서 우리나라가 오염도피처가 되고 있지만 외국에게는 오염공여국이 되지는 않고 있다는 것을 의미한다. VECM 그랜저 인과관계 분석결과에 의하면 해외직접투자 혹은 외국인직접투자에서 온실가스 배출로 의 단기 그랜저 인과관계는 없는 것으로 확인되었다. 단기적으로 해외직접투자나 외국인직접투자의 증가가 온실가스 배출을 유발하지는 않는다는 것을 의미한다. 이러한 장단기 분석결과와 차이는 투자되는 산업의 온실가스배출집약도의 구조적인 변화에 따라서 제조업 부문의 온실가스 배출량에 미치는 영향이 달라지기 때문이다. 따라서 장기적으로 제조업 부문의 온실가스 감축을 위해서는 외국인직접투자 유치시 온실가스저배출산업 유치를 위한 정책적인 장려가 필요하다.

핵심주제어: 해외직접투자, 제조업, VECM, 그랜저 인과관계, FMOLS

Abstract: This study was an examination of the the causal relationships among GHG emissions, production, and foreign direct investment (FDI) in domestic manufacturing in Korea from 1991 to 2015 using a VECM. We analyzed FDI as outward flowing from Korea and inward flowing into Korea, and we confirmed a cointegration relationship between variables. Long-run elasticity analysis through fully modified ordinary least squares showed that GHG emissions increased as both inward and outward FDI increased. This means that Korea was a pollution haven in the manufacturing not a pollution donor to other countries. The VECM Granger causality analysis revealed that there was no short-run Granger causality from outward or inward FDI to GHG emissions, which indicates that neither inward nor outward FDI caused GHG emissions in the short-run. The difference between the short- and long-run results is that the impact of FDI on GHG emissions depends on the emissions intensity of the industry being invested in. Therefore, to reduce long-run GHG emissions in the manufacturing sector, it is necessary to encourage investments in low-emissions industries when attracting FDI.

Key Words: FDI, Manufacturing Industry, VECM, Granger Causal Relationship, FMOLS

* 본 논문은 한국연구재단의 연구비(2017S1A5A2A01026795)를 지원받아 수행되었습니다.

** 홍익대학교 상경대학 상경학부 부교수

I. 서론

전 세계적으로 온실가스 배출량 증가 추세가 계속되고 있고 지구 온난화에 따른 이상 기후 피해가 확산되고 있다. 추가적인 감축노력 없이는 2100년까지 전세계 평균기온은 3.5°C 상승할 것으로 IPCC(2014)는 전망하고 있다. 이에 따라 신기후체제 마련을 위한 협상이 본격화되었으며, 우리나라는 2030년에 BAU(Business as Usual)대비 37%를 감축하기로 국제사회에 발표하였다. 이에 따라 우리나라는 2015년부터 배출권거래제도를 실시해 오는 등 다양한 부문에서 온실가스 감축을 위해 노력하고 있다.

온실가스 감축 정책이 본격적으로 이행되면 각국은 온실가스 다배출업종에 대한 규제가 더욱 강화될 것이며, 이에 따른 산업의 국가간 재배치가 이루어질 것으로 예상된다. 따라서 오염도피처로의 해외직접투자(Foreign Direct Investment; FDI)가 이루어질 가능성이 있으며, 이는 각국의 경제 성장과 상호 연계되어 국가 경제에 영향을 미치게 된다.

그러나 해외직접투자자로 인한 산업재배치는 업종별로 상이하게 당사국의 온실가스 배출에 영향을 미칠 것으로 보인다. 즉 어떤 산업은 해외직접투자가 활발한 반면 어떤 산업은 해외직접투자가 활성화되지 못하기 때문이다. 해외직접투자가 온실가스 증가를 가져오기도 하는 업종이 있는 반면 그렇지 않은 업종도 있기 때문이다. 특히 철강, 석유화학 등 에너지다소비 업종을 포함하고 있는 제조업은 온실가스 배출과 직접적인 연관관계를 가지고 있다. 우리나라의 경우, '2017 국가 온실가스 인벤토리 보고서'에 의하면 2015년 제조업부문의 에너지연소에 의한 온실가스 배출은 전체 에너지연소에 의한 온실가스 배출량의 31%에 달한다. 그러므로 국내 제조업을 대상으로 해외직접투자에 따른 온실가스 변화를 파악하는 것은 세계화와 기후변화대응 정책을 마련하는 차원에서 중요하다고 할 수 있다.

해외직접투자와 온실가스배출, 에너지소비 및 경제성장을 포괄적으로 다룬 연구는 비교적 최근에 이루어지기 시작하였다. 해외직접투자와 온실가스 배출간의 관계는 두 가지 가설에 바탕하고 있는데 하나는 오염피난

처가설(pollution haven hypothesis)이고 다른 하나는 후광효과(halo effect hypothesis)이다. 후광효과에 의하면, 해외직접투자는 유치국의 입장에서 외국기업의 선진기술로 인하여 온실가스를 감축할 수 있다는 것이며, 오염피난처가설은 투자국이 온실가스 다배출 산업을 외국으로 이전한다는 것이다. <표 1>에서는 오염피난처가설과 후광효과에 대한 선행 연구가 제시되어 있다.

오염피난처가설을 뒷받침하는 연구로는 Pao and Tsai(2011), Seker et al.(2015), 오승환·오인하(2015), Zhu et al.(2016), Behera and Dash(2017) 등의 연구가 있다. Pao and Tsai (2011)는 BRICs(Brazil, Russia, India and China)국가들을 대상으로 CO₂ 배출량, 에너지소비, FDI, GDP의 상호 인과관계를 포괄적으로 연구하였는데 온실가스 배출량과 FDI유입 간에는 상호 인과관계(bi-directional causal relationship)가 있고 장기적으로 FDI유입이 온실가스 증가를 가져온다는 것을 밝혀내었다. Seker et al.(2015)는 터키를 대상으로 해외직접투자와 CO₂ 배출량간의 장기적인 관계를 분석하였다. 터키의 경우에도 해외직접투자 유입이 장기적으로 CO₂ 배출량 증가를 가져왔다는 것을 실증하였다. 오승환·오인하(2015)는 한국에 투자된 외국 기업을 대상으로 Propensity Score Matching(PSM)방법론을 사용하여 선진국에서 유입된 외국인 기업에서 오염피난처가설이 일부 성립함을 보였다. 즉 모기업이 선진국인 기업이 개도국 기업보다 더 많은 에너지를 사용하고 있고, 이는 모기업이 선진국인 경우 자국의 탄소 배출 규제를 회피하기 위해 국내에 투자하였다고 주장하였다. Zhu et al.(2016)에는 ASEAN-5 국가를 대상으로 FDI, 에너지소비, CO₂ 배출량간의 관계를 분석하였는데 FDI가 증가할수록 CO₂ 배출량이 증가하는 것을 발견하였다. Behera and Dash (2017)에서는 남아시아와 동남아시아 17개국에 대하여 CO₂ 배출량과 해외직접투자, 에너지소비, 도시화의 상호 인과관계를 분석하였다. 이에 의하면 중위소득(middel income) 국가들에서 해외직접투자 유입 증가가 CO₂ 배출량 증가를 가져왔다.

〈표 1〉 선행연구와 주요결과

저자(연도순)	분석대상	분석기간	분석방법	주요결과
김광욱·강상목 (2007)	전세계 61개국	1991-2000	방향거리함수 (Directional Distance Function) 패널회귀분석 (Fixed Effect Model)	후광효과
Merican et al. (2007)	말레이시아, 태국, 인도네시아, 싱가포르, 필리핀	1970-2001	Autoregressive Distributive Lag (ARDL)	오염피난처가설(말레이시아, 태국, 싱가포르), 후광효과 (인도네시아), 싱가포르(불명확)
Pao and Tsai (2011)	BRIC국가(브라질, 러시아, 인디아, 중국)	1992-2007	패널 VECM (Panel Vector Error Correction Model)	장기적으로 오염피난처 가설 성립
Seker et al. (2015)	터키	1974-2010	Autoregressive Distributive Lag (ARDL)	장기적으로 오염피난처 가설 성립
오승환·오인하 (2015)	한국에 투자된 외국기업	1998-2005	Propensity Score Matching(PSM)	선진국에서 유입된 외국인기업에서 오염피난처 가설 일부 성립
Tang and Tan (2015)	베트남	1976-2009	VECM (Vector Error Correction Model)	장기적으로 후광효과가 있음.
Peng et al.(2016)	중국 16개 지방	1985-2012	Generalized Method of Moments (GMM) 패널 그랜저 인과관계(Panel Granger Causality)	장기적으로 동부지방에서는 오염피난처 가설 성립, 중부지방과 서부지방에서는 후광효과가 성립
Zhang and Zhou (2016)	중국의 동부 11개 지방, 중부 8개 지방, 서부 10개 지방	1995-2010	패널 VECM (Panel Vector Error Correction Model)	전국적으로 오염피난처 가설 성립 동부지방에서는 오염피난처 가설 성립, 중부지방과 서부지방에 서는 후광효과가 성립

Zhu et al.(2016)	ASEAN(South East Asian Nations) 5개 국가	1981-2011	Fixed effect panel quantile regression	오염피난처가설이 성립
Mert and Bölök (2016)	21개 교토의정서 부속서 I 국가	1970-2010	패널 Autoregressive Distributive Lag (ARDL)	21개 국가 패널분석에서 후광효과 성립
Abdouli and Hammami(2017)	MENA (Middle Eastern and North African) 17개 국가	1990-2012	패널 VAR(Vector Autoregression)	장기적으로 후광효과가 있음
Behera and Dash (2017)	SSEA(South and Southeast Asian) 17개 국가	1980-2012	패널 VECM (Panel Vector Error Correction Model)	중·고소득 국가에서 장기적으로 오염피난처 가설 성립
류승우·이양기·김능우(2019)	한국 광역자치단체	2004-2016	패널 VAR(Vector Autoregression)	전력부문에서 후광효과가 성립

후광효과를 뒷받침하고 있는 연구로는 김광욱·강상목(2007), Tang and Tan(2015), Mert and Bölök(2016), Abdouli and Hammami(2017), 류승우·이양기·김능우(2019), 홍종호·유종민·김지태(2019) 등의 연구가 있다.

김광욱·강상목(2007)는 61개 국가를 대상으로 1991년부터 2000년까지 연도별 환경효율성을 계측하고 환경효율성에 영향을 미치는 무역관련 변수를 대상으로 회귀분석한 결과, 오염피난처가설은 성립되지 않았고 오히려 해외직접투자의 유입이 환경효율을 증대시키는 것으로 나타났다. Mert and Bölök(2016)은 교토부속서 국가들을 대상으로 해외직접투자가 CO₂ 배출량 사이의 연관관계를 분석하였는데 해외직접투자가 CO₂ 배출량 감소를 가져왔다는 결과를 보였다. Abdouli and Hammami(2017)은 MENA (Middle Eastern and North African) 국가를 대상으로 해외직접투자와 경제성장 그리고 CO₂ 배출량간의 상호인과관계를 분석하였는데 FDI와 CO₂ 배출량간에는 상호인과관계가 존재하고 장기적으로 FDI유입이 CO₂ 배출량을 감소시킨다는 것을 밝혀내었다. Tang and Tan(2015)은 베트남을 대상으로 CO₂ 배출량, 에너지소비, 소득, 해외직접투자간의 상호 영향을 분석하였는데 FDI와 CO₂ 배출량간에는 상호 인과관계가 존재하며 FDI 유입 증가는 장기적으로 CO₂ 배출량 감소를 가져왔다는 것을 보였다. 류승우·이양기·김능우(2019)는 국내 전력부문의 외국인투자와 광역자치단체 지역별 온실가스배출량과의 관계를 패널 Vector Autoregression(VAR) 모형을 통해 분석한 결과 전력부문의 외국인투자가 증가할수록 온실가스배출량이 감소한다는 결과를 나타내었다. 하지만 이 연구에서는 전력부문의 외국인투자에 한정된 결과이며, 업종별 특성도 반영되지 않았으며, 지역별 온실가스 배출량에 한정된 결과라는 한계점을 가지고 있다. 홍종호·유종민·김지태(2019)는 국내 배출권거래제 1기 이후, 해외직접투자 채널을 통한 탄소누출의 가능성을 연구하였다. 일부 부문의 탄소누출 가능성을 확인하였다. 일부 부문의 탄소누출은 동 부문의 온실가스 감소로 이어진다.

오염피난처가설과 후광효과가 혼재된 연구결과로는 Merican et al. (2007), Peng et al.(2016), Zhang and Zhou(2016)이 있다. Merican et al.

(2007)은 말레이시아, 태국, 필리핀을 대상으로 FDI 유입과 CO₂ 배출량간의 인과관계를 연구하였는데 말레이시아, 태국, 필리핀은 FDI 유입이 CO₂ 배출량을 증가시켰으며, 인도네시아는 FDI 유입이 CO₂ 배출량을 감소시켰다는 것을 확인하였다. 싱가포르는 통계적으로 유의한 결과를 도출할 수 없어 오염피난처가설과 후광효과를 확인할 수 없었다. Peng et al. (2016)은 중국의 경제성장, 해외직접투자 CO₂ 배출량간의 상호 연관관계를 분석하였는데 장기적으로 동부지방에서는 오염피난처 가설이 성립하고 중부지방과 서부지방에서는 후광효과가 성립한다는 결과를 제시하였다. Zhang and Zhou(2016)는 중국의 지역별 데이터를 사용하여 FDI 유입과 CO₂ 배출량사이의 연관관계를 분석하였다. 전국적인 패널 분석에서는 오염피난처가설이 성립하지만 지역별 분석에서는 오염피난처 가설과 후광효과가 혼재하였다. 장기적으로 동부지방에서는 오염피난처가설이 성립하지만 중부지방과 서부지방에서는 후광효과가 있다는 결과를 제시하였다.

지금까지의 국내외 연구결과를 종합해 볼 때, 일부연구에는 오염피난처 가설을 뒷받침하고 있으며, 일부 연구에서는 후광효과를 뒷받침하고 있다. 이러한 결과는 어떤 지역을 분석대상으로 하고 연구기간을 언제부터 언제까지 설정하였는지에 따라서 결과가 달라진다. 즉 분석대상의 경제적인 여건과 경제개발 단계에 따라서 결과가 달라진다.

한편, 지금까지의 FDI 유입과 온실가스 배출간의 연관관계에 대한 분석은 경제 전반적인 측면에 초점이 맞추어져 왔다. 하지만 온실가스 배출을 가져오는 FDI는 주로 제조업에 집중되어 있다는 점을 고려할 때 국가 전체적인 FDI 유출입과 온실가스 배출간의 상호인과관계 연구도 중요하지만 제조업으로 한정하여 분석하는 것도 의미가 있다. FDI 유출입과 온실가스 배출의 연관관계는 제조업 부문에서 중요한 이슈로 대두된다. 금융을 비롯한 서비스 부문은 온실가스 배출과 큰 연관관계를 찾지 못할 뿐 아니라 온실가스 배출에 큰 영향을 미치지 못하기 때문이다. 특히 우리나라에서 배출권거래제가 실시된 이후로 탄소누출에 대한 가능성이 우려되

고 있다. 하지만 지금까지 제조업으로 한정하여 FDI 유출입과 온실가스 배출 증가의 상호 연관관계에 대한 분석 연구는 일천하다. 또한 지금까지의 연구는 주로 FDI 유치국 측면에서 FDI 유입이 유치국의 온실가스 배출 증가에 어떠한 영향을 주었느냐에 초점이 맞추어져 왔다. 하지만 한국의 경우에는 FDI 유입국이면서도 FDI 유출국이기도 하다. 따라서 FDI 유출과 유입 두 측면에서 모두 분석이 이루어지는 것이 바람직하다.

따라서 본 연구는 국내 제조업을 대상으로 온실가스 배출량, 생산액, 해외직접투자 유출과 유입 금액에 대한 패널 데이터를 구축하여 온실가스 배출 측면에서 한국이 오염피난처로서의 역할을 했는지 아니면 오염 공여국으로서의 역할을 했는지 분석한다. FDI 유입, FDI 유출, 온실가스 배출량 간에는 특정 관계가 존재할 것으로 예상되며, 생산과의 연관관계 하에서 이들 변수들의 동태적인 장단기 관계를 실증적으로 분석한다. 본 연구는 제조업 부문의 온실가스 배출량, 생산액, 해외직접투자와의 상호연관관계를 패널 VECM(Panel Vector Error Correction Model)을 기반으로 한 그랜저 인과관계 분석과 FMOLS(Fully Modified Ordinary Least Squares)를 이용한 장기균형관계를 분석한다. 특히 해외직접투자를 유출 해외직접투자(이하, 해외직접투자), 유입 해외직접투자(이하, 외국인직접투자)로 구분하여 온실가스 배출량과의 상호 인과관계를 분석한다는 측면에서 선행 연구와 구별된다.¹⁾

이 논문은 다음과 같이 구성된다. II장에서는 분석모형 및 데이터에 대해서 기술하고 국내 제조업의 산업별 온실가스 배출현황, 생산현황, 해외직접투자 및 외국인투자 현황에 대해서 살펴본다. III장에서는 계량분석 결과를 정리하고 해석한다. 마지막 IV장에서는 논문의 전체 내용을 요약하고 정책 시사점을 도출한다.

1) 유출 해외직접투자는 국내에서 해외로 투자되는 것을 의미하는데 흔히 우리나라에서 해외직접투자라고 하는 것은 유출 해외직접투자이다. 한편 유입 해외직접투자는 해외에서 국내로 투자되는 것을 의미하는데 우리나라에서는 외국인직접투자라고 부른다. 따라서 이후 설명에서 해외직접투자는 유출 해외직접투자를 의미하며, 외국인직접투자는 유입 해외직접투자를 의미한다.

II. 분석모형 및 데이터

1. 분석모형

제조업 부문의 온실가스 배출량과 생산, FDI에 대한 장기적인 관계는 Kiviyro and Arminen(2014)의 구조식을 변형하여 식 (1)과 같이 설정하였다.²⁾ 하지만 본 분석이 적절한지 추가적인 분석을 위해서 식 (2), 식 (3)을 추가적으로 분석하였다.

$$E_{it} = \alpha_{10} + \alpha_{11} Y_{it} + \alpha_{12} IFDI_{it} + \alpha_{13} OFDI_{it} + v_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

$$E_{it} = \alpha_{20} + \alpha_{21} Y_{it} + \alpha_{22} OFDI_{it} + v_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$E_{it} = \alpha_{30} + \alpha_{31} Y_{it} + \alpha_{32} IFDI_{it} + v_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

E_{it} 는 t 기의 i 산업의 온실가스 배출량의 로그 변수를 나타내고 $IFDI_{it}$ 는 t 기의 i 산업의 외국인직접투자 Stock의 로그 변수를 나타낸다. $OFDI_{it}$: t 기의 i 산업의 해외직접투자 Stock의 로그 변수를 나타내고 Y_{it} : t 기의 i 산업의 실질생산량의 로그 변수를 나타낸다. ϵ_{it} 는 serially uncorrelated random error term이다.

먼저 패널 단위근 검증(Dickey and Fuller(1979), Phillips and Perron (1988), Levin et al.(2002), Im et al.(2003))을 통하여 단위근이 존재하는지를 파악하고, 단위근이 존재하면 해당 변수가 I(1) 변수인지를 판정한다. 패널 공적분(cointegration) 분석을 통하여 장기 균형관계가 존재하는가를 검증하여 장기 균형관계가 확인되면 FMOLS(Fully Modified OLS) 분석을 통한 장기 균형 관계를 분석한다. 패널 공적분 분석법을 사용한 연구로는 Apergis and Payne(2009a, 2009b), Chen et al.(2007), Lee(2005),

2) Kiviyro and Arminen(2014)에서는 Environmental Kuznets Curve 여부를 판단하기 위해 분석식에 Y^2 를 포함하였으나 계수값이 유의하지 않아 본 분석식에서는 제외하였다. 또한 우측의 독립변수에 에너지소비량이 포함되어 있었으나, 본 연구에서는 에너지소비량과 온실가스 배출량의 상관관계가 너무 높아서 그 변수를 제외하였다.

Lee and Chang(2008), Lee et al.(2008), Mahadevan and Asafu-Adjaye (2007), Mehrara(2007), Narayan and Smyth(2008, 2009) Narayan et al., (2007), Sadorsky(2009a, 2009b, 2011) 등이 있다.

변수들이 I(1)이고 이 변수들이 공적분되어 있다면 panel VECM(vector error correction model)모형을 통하여 단기 인과관계에 대해 분석한다. 아래 식 (4)는 식 (1)의 장기적인 관계에 대한 VECM모형을 나타내고 있으며, 이에 대한 인과관계 분석은 Vector Error Correction Granger Causality를 통하여 판정하였다.

$$\begin{bmatrix} \Delta E_{it} \\ \Delta Y_{it} \\ \Delta OFDI_{it} \\ \Delta IFDI_{it} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \\ c_4 \end{bmatrix} + \sum_{j=1}^q \begin{bmatrix} \gamma_{11j} & \gamma_{12j} & \gamma_{13j} & \gamma_{14j} \\ \gamma_{21j} & \gamma_{22j} & \gamma_{23j} & \gamma_{24j} \\ \gamma_{31j} & \gamma_{32j} & \gamma_{33j} & \gamma_{34j} \\ \gamma_{41j} & \gamma_{42j} & \gamma_{43j} & \gamma_{44j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta E_{it-j} \\ \Delta Y_{it-j} \\ \Delta OFDI_{it-j} \\ \Delta IFDI_{it-j} \end{bmatrix} \quad (4)$$

$$+ \begin{bmatrix} \gamma_{15} \\ \gamma_{25} \\ \gamma_{35} \\ \gamma_{45} \end{bmatrix} \epsilon_{it-1} + \begin{bmatrix} v_{1it} \\ v_{2it} \\ v_{3it} \\ v_{4it} \end{bmatrix}$$

Δ 는 차분인자를 나타내며, q 는 차수, ϵ_{it-1} 는 error correction term, v 는 serially uncorrelated random error term이다.

2. 분석데이터

연구대상기간은 1991년부터 2015년까지이며 시계열은 25년간의 연간 데이터이다. 이는 본 분석에서 필요한 데이터가 일관성을 가진 패널 데이터로서 현재 시점에서 최대한 가능한 데이터이기 때문이다. 주요 시계열 데이터에 대한 기초통계량은 <부표 1>과 같다.

산업은 음식담배, 섬유 의복, 목재나무, 펄프인쇄, 석유화학, 비금속, 1차 금속, 비철금속, 조립금속, 기타제조 등 9개의 산업으로 분류하였다. 이는

에너지통계연보에서 제공하고 있는 가장 자세한 산업분류이다. 온실가스 배출량 데이터는 에너지통계를 기반으로 하고 있으므로 온실가스 배출량 데이터도 이 산업구분을 기준으로 한다.

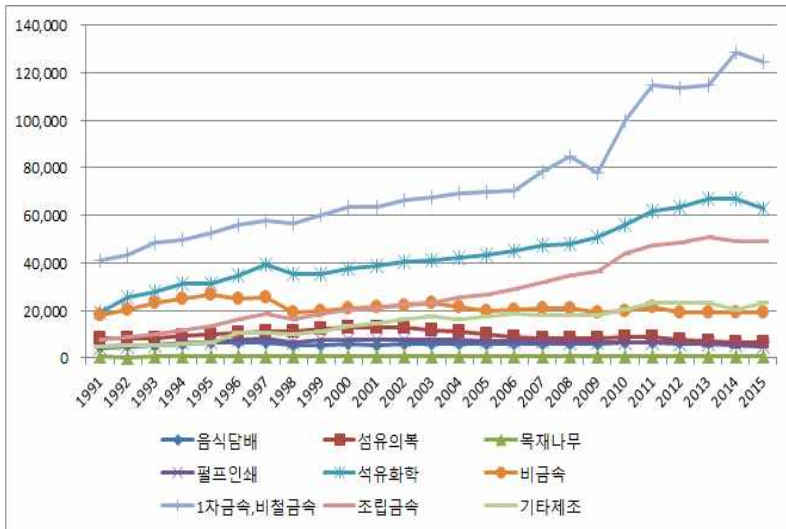
산업별 온실가스 배출량 데이터는 온실가스종합정보센터에서 발간한 '2017 국가 온실가스 인벤토리 보고서'의 제조업 및 건설업 부문 배출량과 산업별 전력소비를 합친 배출량 데이터를 사용하였다. 본 연구를 위해서 계산한 산업별 온실가스 배출량은 <그림 1>과 같다. <그림 1>에서 보는 바와 같이 온실가스 배출량은 1차금속, 비철금속이 가장 높고 그 다음으로 석유화학, 조립금속의 순이다. 2000년대 중반이후 1차금속, 비철금속의 온실가스 배출량 증가속도가 더욱 빨라지는데 이는 현대제철을 비롯한 일부 전기로 업체의 설비증설에 따른 것으로 보인다.

산업별 생산 데이터는 통계청의 '광업제조업 조사'의 시도/산업분류별 출하액, 생산액, 부가가치 및 주요생산비데이터에서 추출하였다. 그리고 산업별 생산데이터는 생산자물가지수를 반영하여 실질생산액으로 전환하여 사용하였다. 산업별 실질생산액은 <그림 2>에서 보는 바와 같다. 산업별 실질생산액은 조립금속이 가장 높고 그 다음이 석유화학, 그리고 1차금속·비철금속 순이다. 특히 조립금속의 생산액 증가는 최근 들어서 더욱 두드러지는 경향을 보이고 있다.

산업별 온실가스 배출량 데이터와 생산 데이터를 기반으로 배출집약도를 계산해 보면 <표 2>와 같다. 2015년 기준으로 비금속과 1차금속·비철금속의 배출집약도가 상대적으로 높게 나타나며, 조립금속의 배출집약도가 가장 낮게 나타나고 있다.

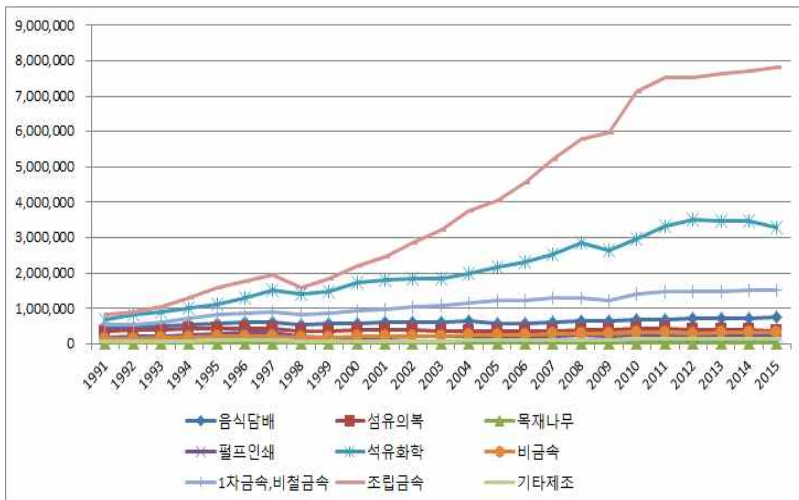
〈그림 1〉 국내 제조업의 산업별 온실가스 배출량

단위: 천TOE



〈그림 2〉 국내 제조업의 산업별 실질생산액

단위: 백만원



〈표 2〉 국내 제조업의 산업별 온실가스 배출집약도

단위: 천TOE/10억원

	1991	1995	2000	2005	2010	2015
음식담배	10.0	11.0	9.8	10.1	10.0	8.5
섬유의복	22.2	23.2	32.2	28.3	20.4	17.6
목재나무	14.3	14.4	23.6	18.8	24.6	18.3
펄프인쇄	23.6	23.6	39.1	34.0	27.5	19.8
석유화학	28.1	27.8	21.5	20.1	18.9	19.2
비금속	131.8	124.1	103.9	83.0	62.2	55.3
1차금속, 비철금속	77.8	64.3	66.9	56.3	70.8	81.8
조립금속	9.3	8.5	9.3	6.6	6.1	6.3

우리나라의 해외직접투자와 외국인직접투자에 대한 데이터는 산업연구원의 ISTANS (Industrial Statistics Analysis System) 데이터를 사용하였다. 이 두 데이터는 유량(flow) 형태의 데이터만 제공하므로 저장(stock) 형태의 데이터를 산출하기 위해서 Coe and Helpman(1995)이 제안한 perpetual inventory method를 사용하여 stock 데이터를 추정하였다. t 기의 FDI stock($FDIS_t$)은 $t-1$ 기의 FDI stock($FDIS_{t-1}$)에 $t-1$ 기의 FDI flow($FDIF_{t-1}$)을 더하여 계산하였다. 구체적인 계산식은 다음과 같다.

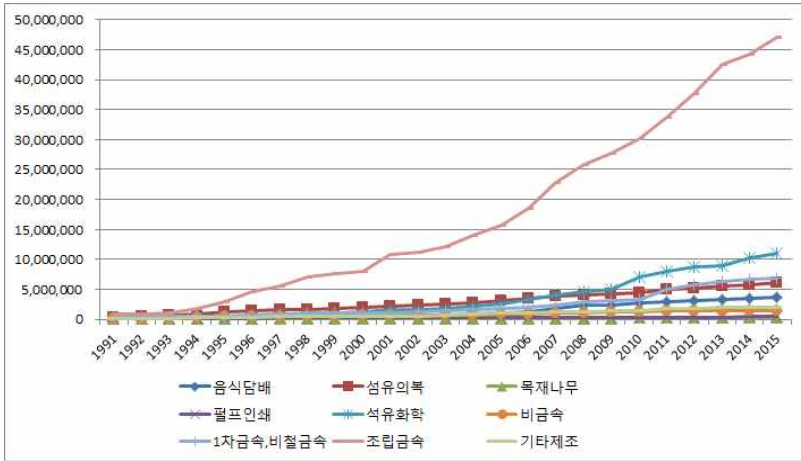
$$FDIS_t = (1 - \delta)FDIS_{t-1} + FDIF_{t-1} \quad (5)$$

이때 δ 는 할인율을 나타내는데 그 값은 Coe and Helpman(1995)에서와 마찬가지로 0.05이다. 해당연도의 산업별 해외직접투자 금액과 외국인투자 금액은 〈부그림 1〉과 〈부그림 2〉에 제시되어 있다. 〈부그림 1〉에서 보는 바와 같이 해외직접투자 금액 그 변화폭이 크기는 하지만 1990년 이후 지속적인 증가세를 보이고 있다. 가장 해외직접투자가 많은 업종은 조립금속이고 그 다음이 석유화학 그리고 1차금속, 비철금속, 섬유, 의복 등이 그 뒤를 잇고 있다. 외국인직접투자 금액은 특정연도에 대규모 투자가 이루어져 그 변동 폭이 상당히 크다. 대체로 조립금속, 석유화학 등의 외국인 투자가 두드러진다. 하지만 해외직접투자 stock과 외국인투자 stock

은 이러한 해당연도의 투자 금액이 누적되어 나타나므로 전반적으로 증가하는 추세를 보이고 있다. 산업별 해외직접투자 stock과 외국인투자 stock은 각각 <그림 3>과 <그림 4>에 나타나 있다.

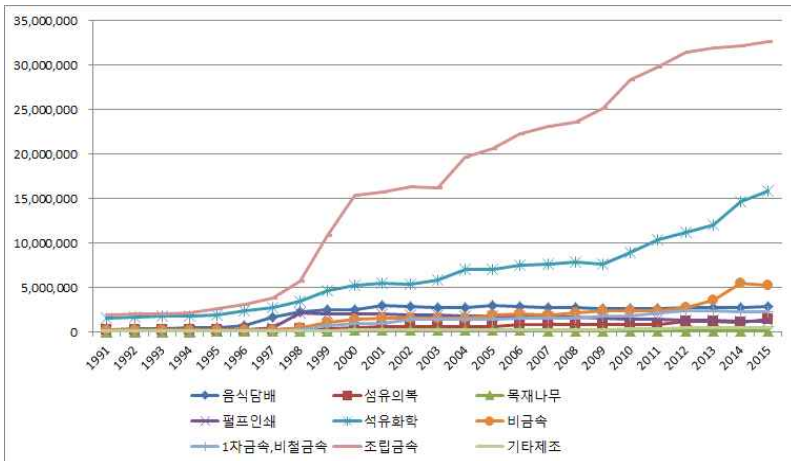
<그림 3> 국내 제조업의 산업별 해외직접투자 Stock

단위: 천 달러



<그림 4> 국내 제조업의 산업별 외국인직접투자 Stock

단위: 천 달러



III. 분석결과

1. 단위근 검증

단위근 검증은 (Dickey and Fuller, 1979; Phillips and Perron, 1988; Levin et al., 2002; Im et al., 2003)의 검증 방법에 따라서 검증하였다. 결과는 <표 3>에 제시되어 있다. 이에 의하면 우선 E 수준변수의 경우에는 Breitung t-stat 검증 통계량, Im, Pesaran and Shin W-stat 검증 통계량, 그리고 ADF - Fisher Chi-square 검증 통계량이 5%의 기각역에서 단위근을 가지고 있다. E 차분변수의 경우에는 모든 검증 통계량이 단위근을 가지고 있지 않다. Y 수준 변수의 경우에는 모든 검증 통계량이 5%의 기각역에서 단위근을 가지고 있으며, Y 차분변수의 경우에는 모든 검증통계량이 단위근을 가지고 있지 않다. OFDI 수준변수는 Breitung t-stat 검증통계량과 ADF - Fisher Chi-square 검증통계량에서 단위근을 가지고 있으며, OFDI차분변수는 모든 검증통계량에서 단위근을 가지고 있지 않다. IFDI 수준변수는 모든 통계량에서 단위근을 가지고 있으며, IFDI 차분변수는 모든 통계량에서 단위근을 가지고 있지 않다.

이상에서와 같이 Levin, Lin and Chu t-stat 검증통계량에 의하면 Y와 IFDI가 수준변수에서 단위근을 가지고 있지 않으며, PP - Fisher Chi-square 검증값에 의하면 E와 OFDI의 수준변수에서 단위근을 가지고 있지 않다. 차분변수에서는 모든 변수가 단위근을 가지고 있지 않다.

이상에서와 같이 일부 변수와 일부 검증값을 기준으로 할 때 I(1) 변수로 판단하기 어려울 수 있지만, Breitung t-stat 검증통계량과 ADF - Fisher Chi-square 검증통계량을 기준으로 할 때 수준변수에서는 단위근을 가지고 있고 차분변수에서는 단위근을 가지고 있지 않으므로, I(1) 변수로 판단할 수 있다.

〈표 3〉단위근 검증

	E		Y		OFDI		IFDI	
Method	Statistic	Prob.	Statistic	Prob.	Statistic	Prob.	Statistic	Prob.
Null: Unit root(assumes common unit root process)								
Levin, Lin and Chu t-stat	-1.882	0.030	-0.378	0.353	-1.788	0.037	-0.307	0.379
Breitung t-stat	1.129	0.871	-0.729	0.233	1.395	0.918	0.065	0.526
Null: Unit root(assumes individual unit root process)								
Im, Pesaran and Shin W-stat	-1.615	0.053	-1.471	0.071	-1.659	0.049	0.993	0.840
ADF - Fisher Chi-square	27.094	0.077	25.781	0.105	26.325	0.093	9.027	0.959
PP - Fisher Chi-square	49.242	0.000	14.265	0.712	30.652	0.032	6.170	0.996
	ΔE		ΔY		$\Delta OFDI$		$\Delta IFDI$	
Method	Statistic	Prob.	Statistic	Prob.	Statistic	Prob.	Statistic	Prob.
Null: Unit root(assumes common unit root process)								
Levin, Lin and Chu t-stat	-5.773	0.000	-5.720	0.000	-4.206	0.000	-3.696	0.000
Breitung t-stat	-4.386	0.000	-5.518	0.000	-5.257	0.000	-4.710	0.000
Null: Unit root(assumes individual unit root process)								
Im, Pesaran and Shin W-stat	-5.761	0.000	-3.989	0.000	-3.618	0.000	-2.995	0.001
ADF - Fisher Chi-square	65.224	0.000	45.857	0.000	43.660	0.001	37.121	0.005
PP - Fisher Chi-square	224.613	0.000	79.674	0.000	58.596	0.000	57.917	0.000

2. 공적분 검증

여기에서는 Pedroni(1999, 2004)의 방법으로 공적분(cointegration) 검증을 하고 Kao의 방법을 사용하여 추가적으로 검증하였다. 〈표 4〉에서는 두 가지 방법에 대한 공적분 검증 결과를 제시하고 있다.

우선 Pedroni Residual Cointegration Test을 살펴보면, 총 11개의 통계량 중에서 6개의 통계량이 공적분되어 있다는 것을 알 수 있다. 하지만 일부 통계량의 값은 그렇지 않은 결과를 나타내고 있어 Kao Residual Cointegration Test를 추가적으로 실시하였다. 이 결과에 의하면 1%의 기각역에서 각 변수들이 공적분되어 있는 결과를 나타내고 있다.

따라서 I(1) 시계열들이 공적분되어 있다는 것으로 확인되는바 이하의 분

석에서 패널 FMOLS를 통한 장기분석과 VECM분석을 통하여 단기인과관계 (short-run causality)를 분석하는 것이 타당성을 갖는다고 할 수 있다.

〈표 4〉 공적분 검증

(1) Pedroni Residual Cointegration Test				
Alternative hypothesis: common AR coeffs. (within-dimension)				
	Statistic	Prob.	Weighted Statistic	Prob.
Panel v-Statistic	0.556	0.289	0.463	0.322
Panel rho-Statistic	0.604	0.727	0.466	0.679
Panel PP-Statistic	-2.206	0.014	-2.066	0.019
Panel ADF-Statistic	-4.452	0	-2.889	0.002
Alternative hypothesis: individual AR coeffs. (between-dimension)				
	Statistic	Prob.		
Group rho-Statistic	1.501	0.933		
Group PP-Statistic	-1.665	0.048		
Group ADF-Statistic	-2.87	0.002		
(2) Kao Residual Cointegration Test				
	Statistic	Prob.		
ADF t-statistic	-2.801	0.003		

주: Included observations are 225. Cross-sections included are 9. Null Hypothesis: No cointegration. Trend assumption: Deterministic intercept and trend. Automatic lag length selection based on SIC with a max lag of 4. Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

3. 장기 탄력성 분석

각 변수가 온실가스 배출량에 미치는 장기 탄력성은 패널 FMOLS (Pedroni, 2001)을 따르기로 한다. 〈표 5〉은 장기탄력성 결과를 나타내고 있다. 장기적으로 국내 제조업의 온실가스 배출량은 생산과 밀접한 관계를 맺고 있다. 즉 생산이 1% 증가할 때 온실가스 배출은 0.4% 증가하였다. 생산 활동은 에너지소비를 동반하는데 에너지소비는 온실가스 배출을 가져오기 때문이다.

한편 장기적으로는 해외직접투자, 외국인직접투자의 증가가 모두 온실

가스 배출량을 증가시켰다. <표 5>의 식 (1)에 의하면 해외직접투자가 1% 증가할 때 국내 제조업 부문의 온실가스는 0.15% 증가하는 균형관계를 보이고 있다. 식 (2)에서도 해외직접투자가 증가할 때 온실가스가 0.14% 증가하는 균형관계를 보이고 있다. 이는 1차금속·비철금속, 석유화학 등 에너지다소비 업종에 비해 에너지집약도가 낮은 조립금속이 국내 해외직접투자에서 차지하는 비중이 높고 증가율도 상대적으로 높기 때문이다. 즉 에너지집약도가 상대적으로 낮은 조립금속산업의 해외직접투자가 증가할수록 국내에는 상대적으로 에너지다소비 업종이 잔류하기 때문이다. 이와 같이 국내 해외직접투자는 온실가스 감축 규제 때문에 에너지다소비 업종이 중심이 되어 해외직접투자가 일어나는 것이 아니라 해외시장 접근성 향상, 인건비 절감 등 다른 요인이 더 크게 작용하여 조립금속 위주로 해외직접투자가 일어나기 때문이다.

한편, 온실가스 배출에 대한 외국인직접투자의 탄력성 역시 양의 값을 보이고 있다. <표 5>의 식 (1)과 식 (3)에 의하면 외국인직접투자가 1% 증가할 때 온실가스는 각각 0.107%, 0.657% 증가하였다. 따라서 국내에 유입되는 외국인직접투자에 대해서는 오염피난처가설이 성립한다고 볼 수 있다. 이는 국내 외국인직접투자의 구조적인 문제와 연관이 있다. <그림 3>에서 보는 바와 같이 국내로 들어오는 외국인직접투자는 조립금속을 제외하면 대표적인 에너지다소비 업종인 석유화학 비중이 상대적으로 높다. 따라서 외국인직접투자가 증가할수록 온실가스 배출 증가율도 높아진다. 즉 해외직접투자가 일어나는 업종에 비해 국내로 들어오는 외국인직접투자는 상대적으로 에너지집약도가 높은 업종을 중심으로 이루어졌기 때문이다.

〈표 5〉 장기균형관계 (panel FMOLS)

변수	식 (1)	식 (2)	식 (3)
<i>Y</i>	0.400***	0.543***	0.632***
<i>OFDI</i>	0.150***	0.136***	–
<i>IFDI</i>	0.107***	–	0.657**
R-squared	–28.687	–18.780	–18.605
Adjusted R-squared	–31.732	–21.742	–21.542
S.E. of regression	7.326	6.106	6.080
Long-run variance	0.004	0.004	0.004
Mean dependent var	9.431	9.430	9.431
S.D. dependent var	1.281	1.281	1.281
Sum squared resid	10466.190	6973.691	6911.854

주: **($P < 0.05$), ***($P < 0.01$)

4. 단기 인과관계 분석

여기에서는 식 (2)의 추정을 통한 추정값을 바탕으로 Vector Error Correction Granger Causality를 통해서 단기 인과관계를 분석한다. 그런저 인과관계는 조건부 평균에서 인과관계를 분석하는 한계를 가지고 있다. Vector auto regression lag length q 는 AIC(Akaike information criterion)와 SBC(Schwarz Bayesian criterion) 판정법에 따라서 2로 설정하였다. 식 (4)에 대한 VECM에 대한 분석결과는 〈부표 2〉에 제시되어 있다.

식 (4)의 VECM결과를 바탕으로 한 온실가스배출, 생산증가, 해외직접투자, 외국인직접투자간의 단기 인과관계는 〈표 6〉에 나타나 있다. 독립변수가 종속변수를 유발하는지는 χ^2 값이 유의한지 아닌지를 통해 판단을 하게 된다. χ^2 값의 p 값이 각각 1%, 5%, 10%의 경우 ***, **, *로 표기하였다. 주요 결과를 보면, 해외직접투자($\Delta OFDI$)에서 온실가스 배출(ΔE)로의 그랜저 인과관계를 확인할 수 없다. 또한 외국인직접투자($\Delta IFDI$)에서 온실가스 배출(ΔE)로의 그랜저 인과관계도 없는 것으로 나타났다. 이는 단기적으로 해외직접투자와 외국인직접투자의 증가가 제조업 전체적으로 온실가스 배출 변화를 유발하지는 않는 것으로 나타났다. 이는 장기적으

로 해외직접투자와 외국인직접투자가 온실가스 증가를 가져오는 결과와는 배치되지만 단기적으로는 해외직접투자와 외국인직접투자에서의 산업 구조상의 변화를 모형에서 반영되기는 힘들기 때문이다. 따라서 외국인직접투자와 해외직접투자에 대한 정책은 장기적인 관점에서 고려되어야 할 것이다.

〈표 6〉 단기 VECM 그랜저 인과관계

Source of Causation (Independent Variable)	Dependent Variable			
	ΔE	ΔY	$\Delta OFDI$	$\Delta IFDI$
ΔE		8.829**	5.068*	1.300
ΔY	0.872		0.660	4.838*
$\Delta OFDI$	1.068	9.683**		0.456
$\Delta IFDI$	1.115	0.727	4.295	
ϵ	-0.002	-0.001	-0.006***	-0.019***

주: * (P<0.1), ** (P<0.05), *** (P<0.01), ϵ 는 error correction term을 나타낸다

단기 인과관계의 다른 한 측면은 온실가스 배출(ΔE)과 생산(ΔY) 사이의 상호 인과관계 여부이다. 분석 결과에 의하면, 온실가스 배출 증가가 생산 증가를 유발하지만 생산 증가가 온실가스 배출 증가를 유발하지는 않는 것으로 나타났다. 즉 에너지 소비 증가에 따른 온실가스 배출 증가는 생산액 증가를 유발하는데 이는 국내 제조업에서 에너지다소비산업의 상대적 비중이 증가해 왔기 때문이다. 즉 분석대상기간 동안 온실가스 규제 정책이 에너지다소비산업의 생산 활동을 위축시킬 만큼 강하지는 않았기 때문이다. 또한 생산증가가 온실가스 배출증가를 유발하지는 않는 것은 생산이 증가하면 에너지 연소가 증가하여 온실가스 배출을 증가시켜야함에도 불구하고 인과성 분석에서 그렇지 않게 결과가 나타난 것은 생산증가에도 불구하고 산업의 고부가가치화, 에너지절약기술 및 온실가스감축기술의 발전 등으로 생산증가가 단기적으로 즉시 온실가스 배출증가로 이어지지는 않았다고 볼 수 있다.

IV. 결론

본 연구는 1991년부터 2015년까지 제조업 부문의 온실가스 배출, 생산, 해외직접투자와의 상호연관관계를 VECM 모형을 기반으로 한 단기 인과관계 분석과 FMOLS를 통한 장기균형관계를 분석하였다. 특히 해외직접투자를 국내에서 해외로 유출되는 해외직접투자(outward FDI)와 해외에서 국내로 유입되는 외국인직접투자(inward FDI)로 구분하여 분석하였다.

장기적으로는 해외직접투자와 외국인직접투자가 증가함에 따라 온실가스 배출량을 증가시키는 것으로 나타났다. 하지만 단기적으로는 온실가스 배출로의 그랜저 인과관계는 없는 것으로 나타났다. 이는 국내 제조업의 경우, 단기적으로 해외직접투자 혹은 외국인직접투자의 증가가 온실가스 배출 변화를 가져온 것이 아니라 해외직접투자 및 외국인직접투자의 산업 구조상 변화가 제조업 부문의 온실가스 배출에 영향을 미쳤기 때문이다. 즉 해외직접투자 현황을 보면, 조립금속 위주의 해외직접투자가 상대적으로 국내에 석유화학 철강 등의 에너지 다소비업종을 잔류시킴으로서 온실가스배출량을 증가시킨 것으로 보인다. 즉 국내 온실가스 배출 규제를 피해서 에너지다소비 업종 위주로 해외직접투자가 이루어진 것이 아니라 저렴한 인건비, 해외시장 개척 등 다른 요인으로 해외직접투자가 이루어졌기 때문인 것으로 해석할 수 있다. 분석대상기간인 2015년 이전은 배출권 거래제 시행 이전기간이므로 국내 산업에 대한 배출규제는 다른 선진국에 비해 느슨하였다. 따라서 이는 한국의 해외직접투자가 국내 배출규제를 회피하기 위한 수단으로 작용하지는 않았다는 것을 의미한다. 외국인직접투자는 상대적으로 에너지다소비업종인 석유화학이나 비금속을 중심으로 이루어졌다. 따라서 장기적으로 외국인직접투자 증가가 제조업 부문의 국내 온실가스 배출 증가를 가져온 것으로 보인다.

한편 VECM모형을 기반으로 한 단기 인과관계 분석결과에 의하면, 온실가스배출과 생산 사이에는 온실가스 배출이 생산증가를 유발하지만 생산증가가 온실가스 배출을 유발하지는 않는 것으로 나타났다. 이는 국내

제조업 생산에서 에너지다소비 업종이 차지하는 비중이 높기 때문인 것으로 보인다. 이는 정책적인 측면에서 과도한 온실가스 배출 감축정책에 따른 에너지절약정책이나 온실가스 감축정책은 국내 제조업의 생산을 위축시킬 수도 있다는 것을 보여 주고 있다.

이상에서와 같이 지금까지 국내 제조업에서 이루어진 해외직접투자 증가는 국내의 온실가스 감축 강화와 같은 정책과의 연관성하에서 이루어진 것이 아니라 저임금, 시장접근성 등의 요인이 더 크게 작용한 결과로 보인다. 그리고 외국인직접투자도 국내 에너지다소비업종에 대한 환경규제가 느슨하여 이들 업종이 국내에 진출하는데 제약이 덜한 것으로 보인다. 향후의 온실가스 감축을 위해서는 외국인직접투자의 경우 국내 온실가스 배출에 미치는 영향을 고려하여 국내 투자유치를 고려해야 할 것이다. 즉 에너지다소비 및 온실가스다배출 업종보다는 상대적으로 에너지저소비 및 온실가스저배출 업종 위주로 외국인 투자 유치를 추진해 나가야 할 것이다.

2015년 이전까지는 국내 제조업 부문에 대한 온실가스 감축 규제가 현재에 비해 비교적 규제강도가 낮은 기간이었으므로 전반적으로 이러한 실증 분석결과가 도출된 것으로 보인다. 기후변화에 대응한 온실가스 규제가 국내 제조업에 본격적으로 도입된 시기는 2015년 배출권거래제 도입 이후부터이다. 따라서 향후 해외직접투자가 국내 온실가스 배출에 미치는 영향은 그 이전 시기와는 다른 양상을 보일 것으로 예상되므로 지속적인 관찰과 연구가 필요하다.

한편, 본 연구에서 살펴본 바와 같이 대부분의 해외직접투자와 외국인 투자는 특정업종을 중심으로 이루어지는 경향이 강하다. 따라서 이러한 특정업종에 대한 개별적인 연구는 추후 연구과제로 남겨두기로 한다.

■ 참고문헌 ■

김광욱·강상목, 2007, “환경효율과 국제무역: 환경쿠르즈네츠 곡선과 오염피난처 가설 연

- 구, 『자원·환경경제연구』, 16(3), pp.511-544.
- 류승우·이양기·김능우, 2019, “외국인투자가 탄소배출량에 미치는 영향분석: 패널 VAR 모형을 이용한 분석,” 『무역학회지』, 44(1), pp.45-56, DOI: 10.22659/KTRA.2019.44.1.45.
- 온실가스종합정보센터, 2017, 『2017 국가 온실가스인벤토리 보고서』, 서울: 온실가스 종합정보센터.
- 오승환·오인하, 2015, “외국인직접투자의 효과분석: 투자국별 차별적 효과성과 탄소유입효과를 중심으로,” 『산업혁신연구』, 31(4), pp.49-73.
- 홍중호·유종민·김지태, 2019, “1기 배출권거래제로 인한 국내 산업의 탄소누출 가능성 분석: 수리적 분석 모형 적용,” 『환경정책』, 27(1), pp.55-78, DOI: 10.15301/jepa.2019.27.1.55.
- Abdoui, M. and S. Hammami, 2017, “Investigating the causality links between environmental quality foreign direct investment and economic growth in MENA countries,” *International Business Review*, 26, pp.264-278, DOI: 10.1016/j.ibusrev.2016.07.004.
- Apergis, N. and J. E. Payne, 2009a, “Energy consumption and economic growth in Central America: Evidence from a panel cointegration and error correction model,” *Energy Economics*, 31, pp.211-216.
- _____, 2009b, “CO₂ emissions, energy usage, and output in Central America,” *Energy Policy*, 37, pp.3282-3286.
- Behera, S. R. and D. P. Dash, 2017, “The effect of urbanization, energy consumption, and foreign direct investment on the carbon dioxide emission in the SSEA (South and Southeast Asian) region,” *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 70, pp.96-106, DOI:10.1016/j.rser.2016.11.201.
- Chen, S. T., H. I. Kou, and C. C. Chen, 2007, “The relationship between GDP and electricity consumption in 10 Asian Countries,” *Energy Policy*, 35, pp.2611-2621.
- Coe, D. T. and E. Helpman, 1995, “International R&D spillovers,” *European Economic Review*, 39(5), pp.859-887.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, 1979, “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root,” *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp.427-431.
- Im, K. S., M. H. Pesaran, and Y. Shin, 2003, “Testing for unit roots in heterogeneous panels,” *Journal of Econometrics*, 115(1), pp.53-74.
- Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC), 2014, *Contribution of working group II to the fifth assessment report of the intergovernmental panel on*

- climate change*, New York, NY: Cambridge University Press.
- Kiviyiro, P. and H. Arminen, 2014, "Carbon dioxide emissions, energy consumption, economic growth, and foreign direct investment: Causality analysis for Sub-Saharan Africa," *Energy* 74, pp.595-606, DOI: 10.1016/j.energy.2014.07.025.
- Lee, C. C., 2005, "Energy consumption and GDP in developing countries: A cointegrated panel analysis," *Energy Economics*, 27, pp.415-427.
- Lee, C. C. and C. P. Chang, 2008, "Energy consumption and economic growth in Asian economies: A more comprehensive analysis using panel data," *Resource and Energy Economics*, 30(1), pp.50-65.
- Lee, C. C., C. P. Chang, and P. F. Chen, 2008, "Energy-income causality in OECD countries revisited: The key role of capital stock," *Energy Economics*, 30, pp.2359-2373.
- Levin, A., C. F. Lin, and C. Chu, 2002, "Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite sample properties," *Journal of Econometrics*, 108, pp.1-24.
- Mahadevan, R. and J. Asafu-Adjaye, 2007, "Energy consumption, economic growth and prices: A reassessment using panel VECM for developed and developing countries," *Energy Policy*, 35, pp.2481-2490.
- Mehrara, M., 2007, "Energy consumption and economic growth: The case of oil exporting countries," *Energy Policy*, 35, pp.2939-2945.
- Merican Y, Z. Yusop, Z. MohdNoor, and S. H. Law, 2007, "Foreign direct investment and the pollution in five ASEAN nations," *International Journal of Economics and Management*, 1, pp.245-261.
- Mert, M. and G. Bölök, 2016, "Do foreign direct investment and renewable energy consumption affect the CO₂ emissions? New evidence from a panel ARDL approach to Kyoto Annex countries," *Environmental Science and Pollution Research*, 23(21), pp.21669-21681, DOI: 10.1007/s11356-016-7413-7.
- Narayan, P. K. and R. Smyth, 2008, "Energy consumption and real GDP in G7 countries: New evidence from panel cointegration with structural breaks," *Energy Economics*, 30, pp.2331-2341.
- _____, 2009, "Multivariate granger causality between electricity consumption, exports and GDP: Evidence from a panel of Middle Eastern countries," *Energy Policy*, 37, pp.229-236.
- Narayan, P. K., R. Smyth, and A. Prasad, 2007, "Electricity consumption in G7 countries: A panel cointegrating analysis of residential demand elasticities," *Energy Policy*, 35, pp.4485-4494.

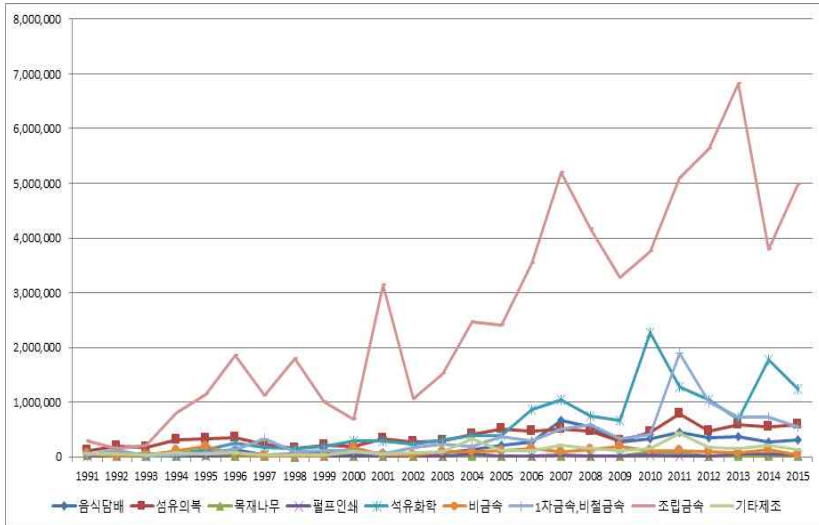
- Pao, H. T. and C. M. Tsai, 2011, "Multivariate granger causality between CO₂ emissions, energy consumption, FDI (foreign direct investment) and GDP (gross domestic product): Evidence from a panel of BRIC (Brazil, Russian Federation, India, and China) countries," *Energy*, 36, pp.685-693, DOI: 10.1016/j.energy.2010. 09.041.
- Pedroni, P., 1999, "Critical Values for cointegration tests heterogeneous panels with multiple regressors," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), pp.653-670.
- _____, 2001, Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels, In B. Baltage, T. Fomby, and R. Carter Hill (Ed.), *Nonstationart panels, panel cointegration, and dynamic panels*, (Advances in Econometrics, Vol.15), (pp.93-130), Bingley: Emerald Group Publishing limited.
- _____, 2004, "Panel Cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis," *Economic Theory*, 20, pp.597-625.
- Peng, H., X. Tan, Y. Li, and L. Hu, 2016, "Economic growth, foreign direct investment and CO₂ emissions in China: A panel granger causality analysis," *Sustainability* 8, 233, pp.1-13, DOI: 10.3390/su8030233.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron, 1988, "Testing for a unit root in time series regression," *Biometrika*, 75, pp.335-346.
- Sadorsky, P., 2009a, "Renewable energy consumption, CO₂ emissions and oil prices in the G7 countries," *Energy Economics*, 31, pp.456-462.
- _____, 2009b, "Renewable energy consumption and income in emerging economies," *Energy Policy*, 37, pp.4021-4028.
- _____, 2011, "Trade and energy consumption in the Middle East," *Energy Economics*, 33, pp.739-749.
- Seker, F., H. M. Ertugrul, and M. Cetin, 2015, "The impact of foreign direct investment on environmental quality: A bounds testing and causality analysis for Turkey," *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 52, pp.347-356, DOI: 10.1016/j.rser.2015.07.118.
- Tang, C. F. and B. W. Tan, 2015, "The impact of energy consumption, income and foreign direct investment on carbon dioxide emissions in Vietnam," *Energy* 79, pp.447-454.
- Zhang, C. and X. Zhou, 2016, "Does foreign direct investment lead to lower CO₂ emissions? Evidence from a regional analysis in China," *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 58, pp.943-951, DOI: 10.1016/j.rser.2015.12.226.

Zhu, H., L. Duan, Y. Guo, and K. Yu, 2016, "The effects of FDI, economic growth and energy consumption on carbon emissions in ASEAN-5: Evidence from panel quantile regression," *Economic Modelling*, 58, pp.237-248, DOI: 10.1016/j.econmod. 2016.05.003.

산업연구원 산업통계분석시스템(ISTANS), <https://www.istans.or.kr>.

〈부그림 1〉 국내 제조업의 해외직접투자 산업별 금액

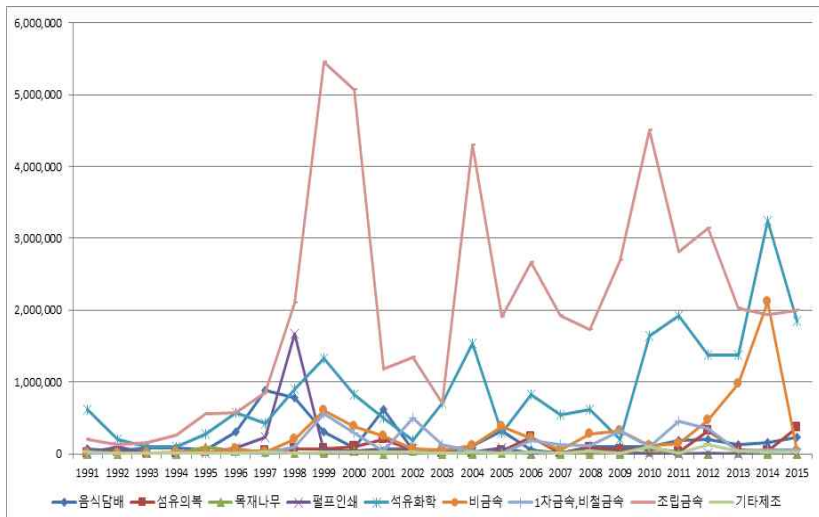
단위: 천 달러



자료: 산업연구원 산업통계분석시스템(ISTANS)

〈부그림 2〉 국내 제조업의 외국인투자 산업별 금액

단위: 천 달러



자료: 산업연구원 산업통계분석시스템(ISTANS)

〈부표 1〉 기초통계량

산업분류		E (천TOE)	Y (백만원)	OFDI (천달러)	IFDI (천달러)
음식담배	Mean	6,044	617,501	1,399,653	2,106,320
	Median	5,979	618,681	718,183	2,655,527
	Maximum	6,810	763,411	3,638,950	2,942,896
	Minimum	4,673	465,260	183,369	273,000
	Std. Dev.	547	73,894	1,207,673	999,268
섬유의복	Mean	9,682	396,758	2,909,905	603,385
	Median	8,869	391,855	2,516,360	604,494
	Maximum	13,060	441,684	6,123,797	1,409,477
	Minimum	6,671	349,751	301,283	169,520
	Std. Dev.	1,914	25,232	1,771,676	359,295
목재나무	Mean	815	40,833	157,657	126,870
	Median	817	41,701	117,642	145,931
	Maximum	1,082	54,538	320,419	186,498
	Minimum	519	28,743	42,693	6,841
	Std. Dev.	181	5,841	90,899	56,091
펄프인쇄	Mean	6,676	234,653	270,706	1,243,502
	Median	6,764	231,177	244,524	1,465,708
	Maximum	8,182	317,886	445,228	2,105,495
	Minimum	4,344	184,198	131,943	56,104
	Std. Dev.	1,017	34,241	88,501	717,125
석유화학	Mean	43,744	2,082,919	3,470,309	6,442,752
	Median	41,262	1,862,334	1,898,222	5,781,811
	Maximum	67,046	3,504,839	10,988,208	15,784,587
	Minimum	19,364	688,542	164,909	1,575,365
	Std. Dev.	13,279	909,977	3,496,644	4,061,148
비금속	Mean	21,308	243,141	768,348	1,683,581
	Median	20,696	234,625	659,713	1,536,081
	Maximum	26,649	342,920	1,448,363	5,467,939
	Minimum	18,339	139,095	89,766	179,775
	Std. Dev.	2,327	60,192	450,198	1,447,146
1차금속. 비철금속	Mean	74,931	1,082,334	2,332,910	1,136,598
	Median	67,411	1,085,049	1,398,951	1,406,666
	Maximum	128,792	1,522,878	6,886,964	2,413,524
	Minimum	40,908	525,692	308,948	38,819
	Std. Dev.	26,147	315,011	2,137,629	856,007
조립금속	Mean	27,338	3,933,305	17,392,594	16,739,569
	Median	23,121	3,218,320	12,201,609	16,320,740
	Maximum	50,953	7,827,613	47,028,832	32,621,260
	Minimum	7,904	849,825	826,163	1,923,961
	Std. Dev.	14,093	2,527,487	14,816,742	11,250,524
기타제조	Mean	14,952	103,565	916,600	217,011
	Median	16,476	93,546	629,510	198,958
	Maximum	23,518	152,103	2,077,249	450,436
	Minimum	4,810	70,742	128,302	88,553
	Std. Dev.	6,226	25,594	646,648	121,658

〈부표 2〉 VECM 모델 결과

	ΔE_{it}		ΔY_{it}		$\Delta OFDI_{it}$		$\Delta IFDI_{it}$	
<i>constant</i>	c_1	0.013	c_2	0.031***	c_3	0.080***	c_4	0.094***
ΔE_{it-1}	γ_{111}	0.105	γ_{211}	-0.042	γ_{311}	0.214**	γ_{411}	0.168
ΔE_{it-2}	γ_{112}	-0.065	γ_{212}	-0.225***	γ_{312}	-0.104	γ_{412}	0.213
ΔY_{it-1}	γ_{121}	-0.068	γ_{221}	0.213***	γ_{321}	0.026	γ_{421}	-0.331
ΔY_{it-2}	γ_{122}	0.079	γ_{222}	0.152**	γ_{322}	0.078	γ_{422}	-0.434
$\Delta OFDI_{it-1}$	γ_{131}	0.054	γ_{231}	0.138***	γ_{331}	0.391***	γ_{431}	0.122
$\Delta OFDI_{it-2}$	γ_{132}	0.019	γ_{232}	-0.129***	γ_{332}	-0.091	γ_{432}	-0.054
$\Delta IFDI_{it-1}$	γ_{141}	0.026	γ_{241}	-0.018	γ_{341}	0.000	γ_{441}	0.242***
$\Delta IFDI_{it-2}$	γ_{142}	-0.003	γ_{242}	0.000	γ_{342}	-0.053**	γ_{442}	-0.009
ϵ_{it-1}	γ_{15}	-0.002*	γ_{25}	-0.001	γ_{35}	-0.006***	γ_{45}	-0.019***
R-squared	0.045		0.140		0.330		0.214	
Adj. R-squared	-0.001		0.099		0.298		0.176	
Sum sq. resids	0.088		0.077		0.097		0.247	
Durbin-Watson stat	2.011		1.974		1.958		2.085	

 주: ***($P < 0.01$), **($P < 0.05$), *($P < 0.1$)

김수이: 미국 State University of New York at Buffalo 경제학과에서 박사학위를 취득하고 에너지경제연구원과 원광대학교를 거쳐 현재 홍익대학교 상경대학 상경학부에 재직 중이다. 국제무역, 기후변화, 에너지 관련된 경제학적 이슈를 계량경제 모형, 수리적인 모형 등을 사용하여 분석하고 있다(suyikim@hongik.ac.kr).

투 고 일: 2019년 08월 08일
심 사 일: 2019년 08월 22일
게재확정일: 2019년 09월 06일