

내생성을 고려한 환경규제 강화가 우리나라 제조업 부문 생산성에 미친 영향 분석

김태영* · 김홍균**

요약 : 본 연구는 Porter 가설을 기반으로 내생성을 고려한 환경규제가 한국 제조업의 생산성에 미치는 영향을 2003년부터 2013년까지의 『광업·제조업조사』, 『과학기술통계』 및 『환경통계포털』 자료를 이용하고 패널고정효과 모형을 사용하여 분석했다. 기존 연구들에서 발생할 수 있는 내생성 중 누락변수편의를 없애기 위해 시장경쟁정도, 산업별 R&D 투자금액, 시장개방도 및 진입·퇴출율과 같이 생산성에 영향을 미치는 요인들을 설명변수로 포함하여 분석했으며, 측정오차 및 역인과성을 제거하기 위해서 도구변수 추정법을 이용했다. 주요 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 환경규제는 장기적으로 한국 제조업의 생산성을 개선시켜 Porter 가설을 지지하는 것으로 나타났다. 둘째, 누락변수에 의한 내생성은 분석결과에 큰 영향을 미치지 않았으나 측정오차 및 역인과성에 의한 내생성은 환경규제의 효과를 과소평가 시키는 것으로 분석되었다. 마지막으로 환경기술 R&D은 단기적으로 생산성을 감소시켰다.

주제어 : Porter 가설, 생산성, 환경규제

JEL 분류 : Q50, Q52, Q55, Q58, O31

접수일(2017년 7월 26일), 수정일(2017년 11월 21일), 게재확정일(2017년 12월 11일)

* 서강대 경제학부, 박사과정 수료, 주저자(e-mail: isew@sogang.ac.kr)

** 서강대 경제학과, 교수, 교신저자(e-mail: hongkyun@sogang.ac.kr)

The Effect of Environmental Regulation Considering the Endogeneity on the Productivity of Korean Manufacturing Sectors

Taeyoung Kim* and Hongkyun Kim**

ABSTRACT : This study examines the effect of environmental regulation considering the endogeneity on the productivity of Korean manufacturing industry based on the Porter hypothesis using data from the Mining and Manufacturing Survey, Survey of Research and Development in Korea, and Environmental Statistics Portal from 2003 to 2013 with fixed effect model. In order to eliminate the bias of the missing variables that may occur in the existing studies, we analyze factors affecting productivity such as market competition, R&D investment as explanatory variables. And, in order to eliminate measurement error and inverse causality, we use instrumental variable approach. The main results are as follows. First, our findings that the environmental regulation improve the productivity of Korean manufacturing in the long-run support the Porter hypothesis. Second, our findings suggest that measurement error and reverse causality are main sources of the endogeneity, while omitted variable is not. Finally, environmental technology R&D has reduced productivity in the short-run.

Keywords : Porter hypoehstis, Productivity, Environmental regulation

Received: July 26, 2017. Revised: November 21, 2017. Accepted: December 11, 2017.

* Ph.D. Student, Sogang University, Department of Economics, Main author(e-mail: isew@sogang.ac.kr)

** Professor, Sogang University, Department of Economics, Corresponding author
(e-mail: hongkyun@sogang.ac.kr)

1. 서론

Porter 가설은 환경규제와 산업(혹은 기업)의 생산성 간 관계에 대해 기존 경제학 및 산업계 주장과는 다른 시각을 제시한다.¹⁾ 전통적으로 경제학과 산업계에서는 환경규제가 기업의 비용증가를 초래하여 산업의 생산성을 저해시킨다고 주장해왔다. 그러나 Porter 가설은 환경규제가 비용절감을 위한 기업들의 혁신활동을 자극하여 생산성을 향상시킬 수 있음을 제시했다. 전통적인 경제학의 주장을 지지하는 연구는 Greenstone et al. (2012)와 Rubashikina et al. (2015) 등이 있으며, Porter 가설을 지지하는 연구는 Berman and Bui(2001), Lanoie et al. (2008) 등이 있다. Porter 가설이 제시된 후 지난 20여년 동안 환경규제가 생산성에 미치는 영향에 대해 선진국을 중심으로 많은 연구가 진행되었으나 실증분석 결과는 현재까지 합의에 도달하지 못하고 있다.

관련 연구의 대부분은 환경규제가 생산성에 미치는 영향을 추정하기 위한 생산성 지표로서 총요소생산성(Total Factor Productivity, 이하 TFP)과 그 증가율을 사용하며, 환경규제는 환경오염방지시설 투자액 또는 환경오염방지시설 투자액 비율을 대리변수로 사용했다. 환경규제 대리변수의 증가는 환경규제의 강화를 의미하기 때문에 회귀분석 결과 환경오염방지시설 투자액의 계수가 음(양)의 값을 가지면 환경규제로 인해 생산성이 저해(향상)됐다고 말할 수 있다. 환경규제 대리변수가 특정 환경규제의 효과는 살펴볼 수 없기 때문에 전반적인 환경규제의 강화가 산업 및 기업의 생산성에 미치는 영향을 추정하기에 적합하다.²⁾

환경규제의 효과에 관하여 많은 실증분석결과가 제시되었지만 대부분의 연구는 환경규제의 동태적 효과를 추정하는데 집중하고 있으며, 환경규제의 내생성을 고려한 연구는 많지 않다. 내생성의 원인으로 가장 먼저 고려될 수 있는 것은 누락변수에 의한 편의(Omitted Variable Bias)이다. 누락변수편의는 환경규제와 상관관계가 있으면서 동시에 생산성에 영향을 미치는 다른 변수를 포함하지 않기 때문에 발생한다. TFP를 이용해 생

1) Porter and van der Linde (1995) 참조.

2) 이외에도 특정 환경규제가 생산성에 미친 영향을 분석한 연구도 있다. 이러한 연구는 분석방법으로 특정 환경규제가 적용된 지역에 위치한 사업체 집단과 규제를 적용받지 않은 다른 지역의 사업체 집단 간 생산성의 차이가 있는지 비교한다. 자세한 내용은 Berman and Bui (2001), Greenstone et al. (2012) 참조.

산성 결정요인을 분석한 연구에 따르면 생산성은 본 연구에서 분석하고자 하는 환경규제 외에도 다른 요인에 의해 영향을 받는다. 환경규제 대리변수인 환경오염방지시설 투자자는 기업의 경영여건을 고려하여 결정되기 때문에 기업의 생산성에 영향을 미치는 다른 특성과 같이 상관관계가 있을 가능성이 있다. 그러나 환경규제가 생산성에 미치는 영향을 추정할 대다수의 연구들에서 환경규제 외의 다른 요인은 간과됐다. 특히 우리나라의 관련된 연구는 대부분 이러한 생산성 결정요인을 고려하지 않고 있다. 누락변수편의 가존재한다면 환경규제의 효과가 정확하게 추정되지 않는다. 생산성에 영향을 미칠 수 있는 요인들을 회귀분석에서 고려한 연구로는 Y. Rubashkina et al. (2015)가 있다.³⁾ 내생성을 야기시킬 수 있는 두 번째 요인은 누락변수편의 외에도 Y. Rubashkina et al. (2015)가 지적했듯이 측정오차 또는 역인과성이다. 이와 같은 내생성은 다른 생산성 결정요인을 설명변수로 추가함으로써 해결되지 않는다.

본 연구에서는 기존 연구들의 한계점을 보완하기 위해 이와 같이 두 가지 요인에 기인한 내생성을 고려함으로써 환경규제가 생산성에 미치는 영향을 추정한다. 먼저 누락변수편의를 없애기 위해 기존 연구에 따라 생산성 결정요인으로 시장경쟁정도, R&D 투자, 시장개방도 및 기업의 진입·퇴출 등을 설명변수로 추가한다.⁴⁾ 기존 연구에 따르면 시장경쟁정도와 기업의 R&D 수준, 수출·수입 비중이 높을수록, 생산성이 높은 기업의 진입과 낮은 기업의 퇴출이 잦을수록 생산성은 높아지는 것으로 나타났다. 두 번째 내생성을 통제하기 위한 방법으로는 도구변수 추정법을 이용한다. 도구변수로는 다른 제조업 분야의 환경부문 종사자 수를 이용한다.

기존 연구의 또 다른 한계점은 환경규제로 인한 혁신활동인 환경기술 R&D가 생산성에 어떤 영향을 미치는지 정확히 추정하지 못한 것이다. 환경기술 R&D는 온실가스 및 오염물질 배출 감축을 목표로 하는 연구개발활동으로 다른 기술에 대한 R&D 활동이 주로 제품혁신과 연관된 것과 달리 오염물질 배출 감축을 위한 공정혁신과 관련되어 있다.⁵⁾ 전통적으로 경제학 및 산업계는 환경규제와 마찬가지로 환경기술 R&D를 기업의

3) Y. Rubashkina et al. (2015)는 설명변수로 환경오염방지시설 투자액의 1기 혹은 2기 시차변수, 부가가치, 수입 및 수출비중, 진입 및 퇴출율의 1기 시차변수를 사용했다.

4) 자세한 내용은 각각 Holmes and Schmitz (2010), Hall and Mairesse (1995), Brunnermeier and Cohen (2003) 및 Foster et al. (2001) 참조.

5) 이경곤 외(2014) 참조.

불필요한 비용증가로 인식되어 생산성에 부정적인 영향을 미치는 것으로 간주해왔다. 그러나 최근 Hottenrott, H., Rexhäuser, S., and Veugelers, R. (2016)은 환경기술 R&D 역시 기업의 생산성 증진에 기여할 수 있음을 입증했다. 이를 분석한 국내연구는 아직 없다. 본 연구에서는 산업별 R&D 투자를 환경기술 R&D와 그 외 R&D 투자로 구분하여 추정함으로써 환경규제와 더불어 환경기술 R&D가 생산성에 미치는 영향을 동시에 살펴본다.

본 연구에서는 분석모형으로 패널고정효과 모형을 활용해 산업 간 이질성을 통제한다. 분석기간은 2005년부터 2013년이며, 자료는 환경부의 『환경통계포털』, 미래창조과학부의 『과학기술통계』, 통계청의 『광업제조업조사』 및 UN Comtrade 자료를 사용한다. 이들 자료를 이용해 환경규제의 영향을 추정한 결과 환경규제가 장기적으로 Porter 가설을 지지하는 것으로 나타난다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서 기존 선행연구를 살펴보고, 3장에서는 분석모형 및 자료를 설명한다. 4장은 실증분석 결과에 대해서 논의하며, 5장에서는 결론을 제시한다.

II. 선행연구

Porter 가설을 검증한 논문은 선진국을 중심으로 이루어져 왔으며 그 결과는 크게 Porter 가설을 기각하는 연구와 지지하는 연구로 나뉜다. Porter 가설을 기각하는 연구로는 Y. Rubashkina et al. (2015) 등이 있고, 지지하는 연구로는 Lanoie et al. (2008) 등이 있다. 이들 연구의 실증분석 결과는 <표 1>에 정리되어 있다.

Lanoie et al. (2008)는 환경규제가 생산성에 미치는 효과를 분석했다. 1998년부터 1994년까지 캐나다 퀘벡 주 17개 제조업을 분석대상으로 선정했다. 실증분석을 위해 종속변수로는 TFP 증가율을 사용했다. 설명변수로는 산업의 총 비용 대비 환경오염방지 시설 투자비율의 0기부터 3기까지의 시차변수와 직업안정성 및 건강관련 규제, 산출물 변화량, 그리고 경기변동을 통제하기 위한 제조업가동률지수를 설명변수로 사용했다. 분석결과 환경규제가 당해연도에는 TFP 증가율에 부정적인 영향을 미치지만 2년 후부터 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 그리고 오염배출량이 많은 산업일수록 그 효

과가 큰 것으로 분석되었다.

Y. Rubashkina et al. (2015)는 EU 17개국의 1997~2009년 산업별 자료를 사용하여 기존 연구와 달리 생산성에 영향을 미칠 수 있는 다른 요인들과 함께 환경규제의 효과를 추정했다. 종속변수로는 TFP와 그 증가율을, 독립변수로는 환경오염방지시설 투자를 사용했다. 생산성 결정요인으로는 부가가치, 수출 및 수입비중, 정부 지출대비 민간지원 R&D 비중 그리고 산업의 진입·퇴출율을 사용했다. 분석결과 환경규제가 생산성에 미치는 영향은 부정적이었으나 유의하지 않았다. 또한 동 연구는 규제대상 기업이 규제수준을 낮추기 위한 정치적 로비활동을 벌이는 경우와 같은 역인과성에 의한 내생성이 발생할 수 있음을 고려해 도구변수를 이용해 환경규제의 영향을 추정했다. 추정결과 역시 환경규제가 TFP에 유의하게 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

우리나라의 관련 연구는 김종호·하봉찬(2012) 등이 있다. 김종호·하봉찬(2012)는 Lanoie et al. (2008)의 모형을 활용하여 환경규제의 영향을 분석했다. 1991년부터 2009년까지의 산업별 자료를 분석하였으며, 기업의 전체 설비투자 금액 중 공해방지시설 및 에너지절약시설 투자액 비율을 환경규제의 대리변수로 이용했다. 이 외의 설명변수로서 환경오염방지시설투자 비율 1차 차분 값의 0~4기 시차변수와 경기변동을 통제하기 위한 제조업가동률지수, 외환위기를 고려한 98년 시간더미를 사용했다. 분석결과 환경규제 강화의 효과는 3~4년의 시차를 두고 생산성에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이상의 기존 연구결과를 요약하면 Y. Rubashkina et al. (2015)를 제외한 나머지 선행 연구는 분석에서 환경규제의 내생성을 고려하지 않았다. 이는 내생성으로 인해 환경규제가 생산성에 미치는 영향이 제대로 추정되지 않았을 가능성이 높은 것을 의미한다. Y. Rubashkina et al. (2015)은 내생성을 충분히 고려했으나 각종 혁신활동이 생산성에 미치는 영향과 환경규제의 동태적 효과를 충분히 반영하지 못한 한계점이 존재한다.

〈표 1〉 환경규제가 생산성에 미치는 영향을 분석한 기존연구

저자	자료 및 대상	환경규제 변수	주요 결과	비고
Lanoie et al. (2008)	1989~1994년 캐나다 퀘벡주 17개 제조업	환경오염방지시설 투자액 (또는 설비투자 대비 환경오염방지시설 투자액 비율)	(+) 효과	<ul style="list-style-type: none"> • TFP 증가율을 종속변수로 사용 • 환경규제의 동태적 효과 고려 • 제조업 가동률지수를 통해 경기변동 통제
Y. Rubashkina et al. (2015)	EU 17개국의 1997~2009년 산업별 자료		(-) 효과	<ul style="list-style-type: none"> • TFP와 TFP 증가율을 종속변수로 사용 • 환경규제의 동태적 효과와 내생성 고려
김종호·하봉찬 (2012)	1991~2009년 한국 제조업 산업별 자료		(+) 효과	<ul style="list-style-type: none"> • TFP 증가율을 종속변수로 사용 • 환경규제의 동태적 효과 고려 • 제조업 가동률지수를 통해 경기변동 통제

III. 분석모형 및 자료

1. 변수 및 자료

환경규제가 산업의 생산성에 미치는 영향을 분석하기 위해 먼저 환경규제를 대변하는 변수를 결정해야 한다. 기존 연구에서는 환경규제 강화가 환경오염방지시설 투자 증가로 이어진다고 가정하고 환경오염방지시설 투자액을 대리변수로 사용했다. 그러나 환경규제와 관련된 국내·외 연구 중 환경오염방지시설투자가 환경규제의 대리변수로서 적합한지 살펴본 연구는 아직 없다. 본 연구에서는 실증분석에 앞서 환경오염방지시설투자가 환경규제 강화를 반영하는지 여부를 먼저 분석한다. <표 2>에는 1999년 이후 연도별 신설 및 강화된 환경규제의 수와 그 누적이 정리되어 있다. <표 2>를 살펴보면 환경규제 건수는 2009년까지 매년 평균 24개씩 신설되었으나 2010년 이후 평균 48.3건으로 그 전에 비해 약 2배 이상으로 증가했다. 이는 정부의 2008년 ‘저탄소 녹색성장’ 기조에 의해 신설된 환경규제가 늘어났기 때문인 것으로 판단된다.⁶⁾ 기존 환경규제의 강화

는 2003년~2005년 환경규제의 제·개정으로 인해 크게 증가했으며, 2009년까지 매년 평균 62건의 규제가 강화되었다. 2010년 이후 강화된 환경규제의 숫자는 평균 48건이었다.

〈표 2〉 연도별 환경규제 신설 및 기존 환경규제 강화 수

연도	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	
신설	35	48	19	13	33	11	13	30	
신설(누적)	35	83	102	115	148	159	172	202	
강화	60	73	27	30	71	135	74	46	
강화(누적)	60	133	160	190	261	396	470	516	
총 계	95	121	46	43	104	146	87	76	
총 계(누적)	95	216	262	305	409	555	642	718	
연도	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
신설	46	4	12	51	38	68	28	86	19
신설(누적)	248	252	264	315	353	421	449	535	554
강화	55	49	53	48	30	77	71	57	37
강화(누적)	571	620	673	721	751	828	899	956	993
총 계	101	53	65	99	68	145	99	143	56
총 계(누적)	819	872	937	1036	1104	1249	1348	1491	1547

*자료: 규제개혁위원회 「규제개혁백서」, 각 연도

<표 3>에는 우리나라 제조업의 환경오염방지시설 투자액이 정리되어 있다. 환경오염 방지시설투자액은 환경규제의 강화가 큰 폭으로 이루어졌던 2003년부터 2005년 동안 약 1조 원 정도로 약 5천 474억 원이었던 2002년의 2배 수준으로 증가했으나 2006년에는 2002년 수준으로 감소했다. 하지만 정부가 ‘저탄소 녹색성장’을 공표한 2008년 7천 9백억 원으로 증가한 환경오염방지시설투자액은 2009년 1조 1천억 원 수준을 달성했으며, 이후 지속적으로 비슷한 수준을 보이고 있다. 이는 2003~2005년 환경규제 제·개정 때와는 달리 2008년 이후 산업계가 지속적인 환경오염방지시설 투자를 하도록 환경규제의 성격이 바뀌었기 때문인 것으로 추론된다.

6) ‘저탄소 녹색성장’ 정책은 2008년 계획, 2009년 준비, 2010년 정책수립의 순으로 진행되었다. 자세한 내용은 환경백서(2010) 참조.

〈표 3〉 제조업 환경오염방지시설 투자액(단위: 백만 원)

연도	1999	2000	2001	2002	2003
환경오염방지시설 투자	593,010	515,605	684,298	547,456	1,005,588
연도	2004	2005	2006	2007	2008
환경오염방지시설 투자	1,184,487	953,134	590,919	523,644	791,638
연도	2009	2010	2011	2012	2013
환경오염방지시설 투자	1,147,539	857,095	1,082,377	1,185,791	1,122,932

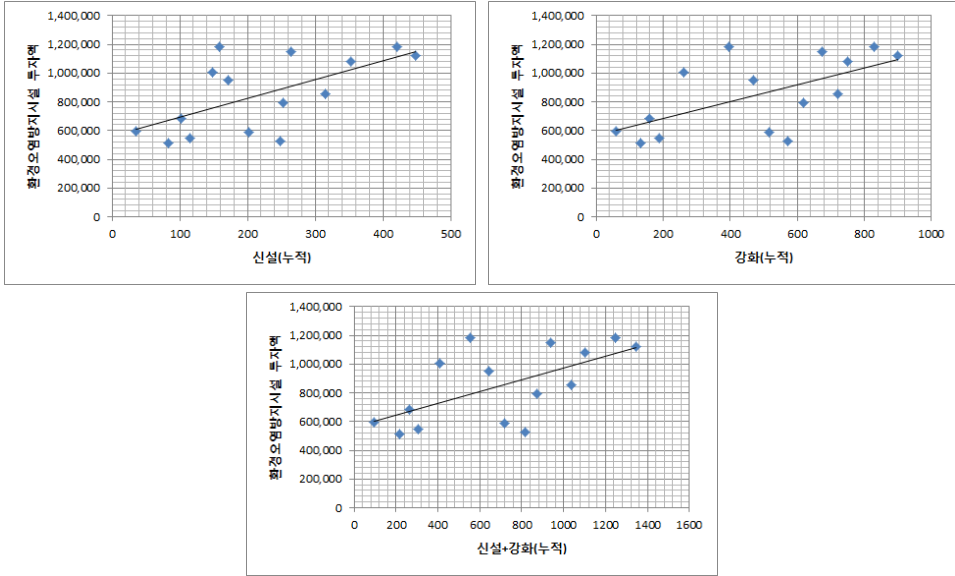
*자료: 환경부 <환경통계포털>

<표 4>와 <그림 1>에는 신설(누적), 강화(누적) 및 신설+강화(누적)으로 구분된 환경규제 수와 산업별 환경오염방지시설투자액 간의 상관관계가 각각 나타나있다. 두 변수 사이의 상관관계를 계산함에 있어 규제는 당해 연도만 적용되는 것이 아니기 때문에 규제 건수는 비교시점까지의 누적 규제현황을 사용하는 것이 바람직하다. 전체기간 동안 신설(누적)과 환경오염방지시설 투자액의 상관관계는 0.615, 누적 강화규제 수와는 0.613로 높은 상관관계를 보였다. 신설된 규제와 강화된 규제를 합산한 총 규제 누적 수(총 계(누적))와도 0.618로 두 변수 간에 상당히 높은 상관관계가 나타났다. ‘저탄소 녹색성장’ 기조에 의해 정책제정이 이루어진 2010년 이후 두 변수의 상관관계를 살펴보면 신설(누적)은 0.836, 강화(누적)은 0.718, 그리고 총 계(누적)은 0.773으로 나타나 2010년 이후 상관관계는 더욱 높아졌다. 따라서 환경오염방지시설 투자액이 환경규제의 대리변수로 적합하다고 말할 수 있다.

〈표 4〉 환경규제의 신설 및 강화 현황 수 및 환경오염방지시설 투자액 간 상관관계

	전체기간						10년 이후					
	신설	신설 (누적)	강화	강화 (누적)	총 계	총 계 (누적)	신설	신설 (누적)	강화	강화 (누적)	총 계	총 계 (누적)
상관 관계	-0.042	0.615	0.452	0.613	0.351	0.618	0.059	0.836	0.498	0.718	0.372	0.773

〈그림 1〉 환경규제의 신설 및 강화 현황 수 및 환경오염방지시설 투자액 간 상관관계



실증분석의 종속변수인 생산성을 어떻게 측정하는지도 중요하다. 한국생산성본부에 따르면 생산성은 노동생산성지수, 기업 혹은 산업의 부가가치, TFP 등으로 추정된다. 본 연구에서는 산업별 생산성 변수로서 기존 연구들에서 많이 사용된 TFP와 그 증가율을 사용한다. 또한 강건성 검증을 위해 각 산업의 부가가치를 추가로 사용한다. 생산성 변수는 모두 통계청의 『광업제조업조사』를 이용하여 계산된다. TFP는

$$TFP = \ln Y - (1 - \alpha_l)\ln K - \alpha_l \ln L \tag{1}$$

과 같이 계산된다. 여기서 Y는 산업의 매출액, K는 자본가치, L은 노동가치를 활용하였으며, 자본(1- α_l)과 노동의 비율(α_l)은 한국은행의 노동소득분배율을 사용했다.⁷⁾ 부가가치는 『광업제조업조사』의 부가가치 항목 산업별로 합산하여 이용했다.

생산성 결정요인으로는 앞서 언급한 시장경쟁정도, R&D 투자수준, 시장개방도 및

7) 전통적으로 노동소득분배율은 $2/3(\alpha_l)$, 자본소득분배율은 $1/3(1-\alpha_l)$ 의 값을 가진다.

산업의 진입·퇴출을 등이 있다. 기존 연구에 따르면 기업의 시장경쟁정도가 높을수록 기업이 주어진 자원을 더 효율적으로 사용하기 때문에 산업의 생산성이 향상된다. 산업별 R&D 투자는 산업의 혁신활동을 반영하며 투자가 많을수록 혁신활동이 활발히 이루어져 생산성이 증진되는 것으로 알려져 있다. 시장개방도는 산업이 얼마나 해외산업과 경쟁하는지를 나타내는 지표이다. 앞의 시장경쟁정도는 국내 기업 간의 경쟁만을 반영하기 때문에 해외 기업과의 경쟁은 반영하지 못하는 단점이 있다. 이를 보완하기 위해 시장개방도를 도입했다. 시장개방도는 수출비중과 수입비중으로 구분되는데, 산업의 높은 수출비중은 해당 산업이 해외시장에서 경쟁에 크게 노출되어 있음을 의미한다. 이 경우 해외시장에서의 생존을 위한 산업의 생산성 향상 노력으로 인해 산업의 생산성이 증진될 수 있다. 수입비중이 높은 산업은 수입을 통한 기술이전 효과를 통한 생산성 향상이 가능하다. 마지막으로 기업의 잦은 진입 및 퇴출은 생산성이 낮은 기업의 도태와 높은 기업의 진출로 산업의 생산성을 높인다.⁸⁾

시장의 경쟁정도는 허쉬만-허핀달 지수를 사용하였으며 산업별 진입률 및 퇴출율은 1년을 기준으로 계산된다.⁹⁾ 세 변수 모두 『광업제조업조사』를 활용하여 계산된다. 산업별 R&D 투자액에 관한 자료는 미래창조과학부에서 제공하는 『과학기술통계』를 이용한다. 마지막으로 산업별 수출·수입자료는 UN Comtrade 자료를 활용하며 각 연도의 연말환율을 적용하여 원화가치로 환산하여 산업별 생산액과 비교한다.¹⁰⁾ 앞서 언급한 변수의 목록과 그 출처는 <표 5>에 정리되어 있다.

8) 이는 생산성이 높은 혁신적 기업의 진입으로 인해 발생하는 기존의 비효율적 기업의 퇴출(창조적 파괴)로 인하여 산업의 전반적인 생산성(혹은 효율성)이 개선되기 때문이다. 자세한 내용은 Bosma et. al. (2016) 참조.

9) 허쉬만-허핀달 지수는 $HHI_i = \sum_{j=1}^{N_i} S_{ij}$ 와 같이 계산된다. HHI_i 는 i 산업의 독점도, N_i 는 i 산업의 사업체 수, S_{ij} 는 i 산업에서 j 사업체의 시장점유율을 나타낸다. HHI_i 의 값이 1에 수렴할수록 독점적 시장 구조를, 0에 수렴할수록 완전경쟁적 시장 구조를 의미한다.

10) 2010년 자료는 분석대상에서 제외한다. 2010년에 광업제조업조사 대신 진행된 경제총조사의 경우 전수조사를 실시한 반면에, 광업제조업조사는 10인 이상 사업체를 대상으로 하기 때문이다. 이로 인해 2010년의 총요소생산성이 다른 연도에 비해 높게 나타나는 경향을 보인다. 이는 본 논문의 분석에서 상향편의를 가져올 가능성이 있다.

〈표 5〉 변수 자료 출처

변 수	출 처
TFP 및 증가율	광업제조업조사
부가가치	
허쉬만-허핀달 지수	
진입 및 퇴출율	
노동자 수	UN Comtrade
수입 및 수출액	
R&D 투자	미래창조과학부 과학기술통계
환경오염방지시설 투자	환경부 환경오염방지시설투자현황

<표 6>에는 본 연구에서 사용되는 주요 변수들의 산업별 평균이 제시되어 있다. TFP는 석유정제품 제조업이 3.242로 가장 높았으며, 비금속광물제품 제조업이 1.455로 가장 낮았다. 시장구조는 석유정제품 제조업이 독점도가 4408.04으로서 가장 높으며 음식료품 제조업은 23.54의 값을 가져 가장 낮았다. 본 연구의 핵심변수인 환경오염방지시설 투자액은 전기·기계 등 제조업에서 약 2428억 원으로 가장 많으며 제 1차 금속사업이 약 1948억 원으로 그 뒤를 따르고 있다. 가장 적게 지출하는 산업은 약 3천9백만 원을 지출하는 섬유제품 제조업인 것으로 나타났다. 총 R&D 투자는 영상음향 및 통신장비 제조업에서 약 12조 1148억 원으로 가장 많이 이루어지고 있으나 환경기술 R&D 투자는 약 6천7백억 원을 지출한 화합물 및 화학제품 제조업에서 가장 높았다.

<표 7>에는 변수 간 상관관계를 제시했다. 상관관계를 살펴보는 이유는 기존 연구결과에 누락변수편의가 존재할 가능성을 살펴보기 위함이다. <표 7>에 따르면 환경오염방지시설투자는 총 R&D 투자와는 0.2397의 상관관계를 가지고 있으며 수출 및 수입액, 진입 및 퇴출 기업 수에 대해서는 각각 0.2142, 0.4266, 0.3010, 0.1940의 유의한 양의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 따라서 이들 변수를 회귀분석에서 고려하지 않으면 추정된 환경규제 강화의 효과가 편의를 가질 수 있다. 이는 곧 생산성 결정요인이 생산성에 미치는 영향에 따라 기존 연구결과의 추정결과가 과대 또는 과소추정 되었을 가능성이 있음을 의미한다.

내생성을 고려한 환경규제 강화가 우리나라 제조업 부문 생산성에 미친 영향 분석

〈표 6〉 산업별 평균통계량

산업	중요소 생산성	허쉬만-허핀달 지수	환경오염 방지시설 투자 (십억 원)	환경관련 R&D 투자 (십억 원)	기타 R&D 투자 (십억 원)	총 R&D 투자 (십억 원)	부가가치액 (십억 원)	수출액 (십억 원)	수입액 (십억 원)	진입 기업 수	퇴출 기업 수
음.식료품제조업	1.846	23.54	46.6	142.6	285.5	289.3	18,665.3	2,946.2	10,054.8	1744.7	1956.4
섬유제품제조업	1.629	39.36	10.8	2.9	157.7	169.6	15,887.1	12,788.5	9,624.6	3106.6	4095.2
펄프.종이제조업	1.463	88.41	20.6	1.0	47.1	55.9	5,272.1	2,457.7	2,651.8	639.2	729.3
화학물 및 화학제품제조업	2.056	184.62	90.4	671.1	1,873.8	2,041.3	33,114.8	44,510.4	39,401.5	1124.5	1178.8
석유정제품제조업	3.242	4408.04	49.9	14.7	129.7	175.8	7,402.2	24,477.9	6,403.9	45	49.7
고무 및 플라스틱제품제조업	1.560	45.48	16.7	3.2	349.5	379.4	15,127.4	8,839.2	5,192.8	2191.3	2376.6
비금속광물제품 제조업	1.455	132.52	40.5	0.8	154.3	179.3	11,364.9	1,731.2	4,877.9	895.2	1005.9
제1차 금속사업	2.004	368.55	194.8	1.1	409.0	445.1	24,205.2	29,078.3	31,908.7	997	999.5
조립금속, 기계, 장비제조업	1.508	155.07	71.8	3.4	234.4	261.7	19,738.9	8,068.5	5,548.9	3743.4	4020.2
영상음향 및 통신장비제조업	1.786	490.89	137.4	86.8	12,114.8	12,996.6	83,517.9	131,579.8	68,777.3	1624.6	1631.6
전기, 기계 등 제조업	1.733	33.17	242.8	29.3	1,916.0	2,221.6	42,936.9	50,426.4	46,343.0	5474.8	5975.4
자동차, 트레일러 등 운송장비 제조업	1.706	263.05	36.5	6.8	3,610.4	3,901.0	45,283.6	82,182.9	11,592.6	2038.7	1927.1

출처: 통계청, 『공업제조업조사』 및 UN Comtrade

〈표 7〉 변수 간 상관관계

	중요소 생산성	허쉬만-허핀달 지수	환경오염 방지시설 투자	환경관련 R&D	기타 R&D	총 R&D	부가가치	수출액	수입액	진입 기업 수	퇴출 기업 수
중요소 생산성	1										
허쉬만-허핀달 지수	0.8780*** (0.0000)	1									
환경오염 방지시설 투자	0.0654 (0.4778)	-0.0566 (0.5391)	1								
환경관련 R&D	0.1657 [†] (0.0705)	-0.0912 (0.3220)	0.1053 (0.2524)	1							
기타 R&D	-0.0157 (0.8650)	-0.0601 (0.5144)	0.2355*** (0.0096)	0.1471 (0.1088)	1						
총 R&D	-0.0130 (0.8883)	-0.0588 (0.5237)	0.2397*** (0.0084)	0.1489 (0.1045)	0.9997*** (0.0000)	1					
부가가치	-0.0318 (0.7300)	-0.1847** (0.0434)	0.3688*** (0.0000)	0.2346*** (0.0099)	0.9118*** (0.0000)	0.9144*** (0.0000)	1				
수출액	0.1225 (0.1827)	0.0052 (0.9547)	0.2142 (0.0188)	0.1492 (0.1039)	0.6935*** (0.0000)	0.6906*** (0.0000)	0.8097*** (0.0000)	1			
수입액	0.0744 (0.4191)	-0.1373 (0.1348)	0.4266*** (0.0000)	0.3008*** (0.0008)	0.5759*** (0.0000)	0.5746*** (0.0000)	0.7325*** (0.0000)	0.8105*** (0.0000)	1		
진입 기업 수	-0.2221 (0.0148)	-0.3059*** (0.0007)	0.3010*** (0.0008)	-0.0274 (0.7662)	0.1022 (0.2665)	0.1140 (0.2152)	0.3199*** (0.0004)	0.1305 (0.1554)	0.1884** (0.0393)	1	
퇴출 기업 수	-0.1973** (0.0308)	-0.2778*** (0.0021)	0.1940*** (0.0338)	-0.0407 (0.6586)	0.0568 (0.5376)	0.0657 (0.4760)	0.2375*** (0.0090)	0.0785 (0.3941)	0.1478 (0.1071)	0.8119*** (0.0000)	1

주1) 괄호 안 숫자는 P-value를 의미함..

주2) *는 10%, **는 5%, ***는 1% 유의수준을 의미함

2. 분석모형

본 연구는 환경규제가 제조업 생산성에 어떠한 영향을 미치는지 분석한다. 사용된 분석방법은 패널고정효과 모형과 도구변수 추정법이다. 고정효과모형을 사용하는 이유는 산업별 생산공정의 특성상 오염물질 배출정도가 달라 산업 간 환경규제로부터 받는 영향이 다르기 때문이다. 김종호·하봉찬(2012) 역시 고정효과모형을 사용했다. 본 연구의 실증분석을 위해서는 각 변수의 산업별 자료가 필요하다. 통계청에서 제공하는 한국표준산업분류에 따르면 제조업은 총 24개의 중분류로 분류되어 있다. 그러나 환경오염방지시설 투자에 대한 자료는 14개 산업으로 분류되어 있다. <표 8>에는 한국표준산업분류의 24개 제조업을 환경오염방지시설 투자 자료에 맞춰 12개 제조업으로 재분류한 결과를 제시했다. 본 연구에 사용된 12개 제조업은 음식료품, 섬유제품, 펄프·종이, 화학물 및 화학제품 석유제품, 고무 및 플라스틱, 비금속광물제품, 제1차 금속, 조립금속, 기계·장비, 영상음향 및 통신장비, 전기·기계, 자동차·트레일러 등 운송장비 제조업이다.¹¹⁾ 자료를 연계하는 과정에서 환경오염방지시설 투자액 자료가 연계되지 않는 담배, 나무제품, 인쇄기록매체 및 의료·광학·정밀기기 제조업은 분석 대상에서 제외한다. 이에 따라 『광업제조업조사』 및 『과학기술통계』에서 제공되는 자료는 12개 산업에 맞게 재조정되었다.

실증분석에서는 4가지 점이 고려될 필요가 있다. 첫째, 환경규제와 R&D 투자는 생산성에 미치는 영향이 시차를 두고 나타난다는 점을 고려해야 한다. Lanoie et al. (2008)와 김종호·하봉찬(2012)은 환경규제가 생산성에 미치는 효과가 시차를 두고 발생한다는 것을 보였다. 이는 기업이 환경규제에 즉각적으로 대응할 수는 있으나, 대응에 따른 각종 혁신활동에 의한 성과가 나타나는데 어느 정도 시간이 걸리기 때문이다. 본 연구에서도 환경규제의 대리변수인 환경오염방지시설 투자에 대한 시차변수를 도입한다. 보다 구체적으로 기존 연구를 반영하여 환경규제 변수를 0~3기까지 시차를 포함한다. R&D 투자 역시 그 효과가 1~3년의 시차를 두고 나타나는 것으로 알려져 있다.¹²⁾ 이를 반영하여 본 연구에서도 환경관련 R&D 및 그 외 R&D 투자에도 1~2기의 시차변수를 사용한다.

11) 환경오염방지시설 투자액은 14개 산업으로 분류되어있으나 기타 산업과 공공기관은 제조업이 아니기 때문에 분석 대상에서 제외하였다.

12) Griffity et al. (2004) 참조.

둘째, 생산성과 기타 생산성 결정요인간의 동시성 문제를 고려해야 한다. 이는 Y. Rubashkina et al. (2015)이 지적한대로 본 연구에서 설명변수로 사용되는 기타 생산성 결정요인들이 반대로 생산성으로부터 영향을 받을 수 있기 때문이다. 이 경우 기타 생산성 결정요인 변수의 t 기 값을 그대로 사용하게 되면 추정된 계수값이 편의를 가진다. 본 연구에서는 Y. Rubashkina et al. (2015)이 제시한 방법에 따라 기타 생산성 결정요인 변수를 t 기 값 대신 $t-1$ 기의 값을 사용한다.

셋째, 산업별 규모의 차이를 고려해야 한다. Y. Rubashkina et al. (2015)는 규모가 큰 산업일수록 환경오염방지시설 투자와 환경기술 R&D 투자가 더 많이 이루어질 수 있음을 지적했다. 따라서 산업별 규모를 통제하지 않으면 누락변수편의가 발생할 수 있다. 이를 반영하기 위해 본 연구에서는 산업별 규모를 조정하는 변수로서 부가가치를 사용한다. <표 7>을 살펴보면 부가가치와 환경오염방지시설투자 간 양의 상관관계가 있음을 알 수 있다. 그러나 TFP를 종속변수로 하는 실증분석과 달리 부가가치를 종속변수로 하는 실증분석에서는 부가가치를 산업별 규모 조정변수로 활용할 수 없다. 이 경우에는 부가가치 대신 산업별 종사자수를 활용하여 규모에 따른 이질성을 통제한다.¹³⁾ 규모 조정변수 역시 TFP과 동시성 문제가 발생하기 때문에 $t-1$ 기의 값을 활용한다. 마지막으로 2010년 자료를 제외함에 따라 생기는 시차변수 적용의 문제이다. 앞서 언급한 바와 같이 본 연구의 실증분석에는 최대 3기까지의 시차변수가 사용되고 2010년 자료를 제외했기 때문에 2011~2013년의 경우 시차변수의 사용에 있어 문제가 발생하게 된다. 본 연구에서는 2011년의 1, 2, 3기 시차변수의 경우 2007~2009년도, 2012년은 2, 3기 시차변수를 2008~2009년, 2013년의 3기 시차변수는 2009년 자료를 2010년 자료 대신 사용한다. 이상을 종합하면 본 연구의 실증분석에 사용되는 회귀방정식은 아래 식 (2)와 같다.

13) 산업별 부가가치와 종사자수 간의 상관관계는 0.838의 값을 가진다.

$$\begin{aligned}
 \ln Productivity_{i,t} = & \beta_0 + \sum_{q=1}^3 \theta_q \ln PACE_{i,t-q} + \sum_{q=1}^2 \lambda_q \ln ENVRND_{i,t-q} \\
 & + \sum_{q=1}^2 \gamma_q \ln RND_{i,t-q} + \beta_1 HHI_{i,t-1} + \beta_2 EX_{i,t-1} \\
 & + \beta_3 IM_{i,t-1} + \beta_4 ENTRY_{i,t-1} + \beta_5 EXIT_{i,t-1} \\
 & + \beta_6 \ln Size_{i,t-1} + \sum_{j=2005}^{2013} \delta_j D_j + \sum_{r=1}^{12} \lambda_r ID_r + \epsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{2}$$

여기서 i 는 산업, t 는 연도이며, **Productivity**는 생산성 변수를 의미하며, **PACE**는 환경 규제의 대리변수인 환경오염방지시설 투자액, **ENVRND**는 환경관련 R&D 투자액, **RND**는 기타 연구개발 투자비용, **HHI**은 산업의 집중도, **EX**는 산업의 수출비중, **IM**은 산업의 수입비중, **ENTRY**는 산업의 신규기업 진입률, **EXIT**는 산업의 퇴출기업 비율, **Size**는 부가가치 또는 산업별 종사자 수, **D**와 **ID**는 각각 연도 및 산업을 나타내는 가변수, 마지막으로 ϵ 은 오차항을 각각 나타내며, **TFP**, **VA**, **PACE**, **(ENV)RND** 및 **Labor**는 로그를 취해 분석에 활용한다.

〈표 8〉 환경오염방지시설 투자액 - 한국표준산업분류 연계표

환경오염방지시설 투자액 산업	한국표준산업분류
음·식료품제조업	식료품 제조업, 음료 제조업
섬유제품제조업	섬유제품 제조업(의복제외), 의복·의복액세서리 및 모피제품 제조업, 가죽·가방 및 신발제조업
펄프·종이제조업	펄프·종이 및 종이제품 제조업
화합물 및 화학제품제조업	화학물질 및 화학제품 제조업(의약품 제외), 의료용 물질 및 의약품 제조업
석유정제품제조업	코크스·연탄 및 석유정제품 제조업
고무 및 플라스틱제품제조업	고무제품 및 플라스틱제품 제조업
비금속광물제품제조업	비금속광물제품제조업
제1차 금속사업	1차 금속 제조업
조립금속, 기계, 장비제조업	금속가공제품 제조업(기계 및 가구 제외)
영상음향 및 통신장비제조업	전자부품·컴퓨터·영상·음향 및 통신장비 제조업
전기, 기계 등 제조업	전기장비 제조업, 기타 기계 및 장비 제조업
자동차, 트레일러 등 운송장비	자동차 및 트레일러 제조업, 기타 운송장비 제조업

IV. 실증분석 결과

본 연구에서 사용된 자료는 2003년~2013년(2010년 제외) 기간 동안 12개 산업으로 분류된 패널자료이며 고정효과 모형 및 도구변수 추정법을 통해 회귀분석을 진행한다. 확률효과 모형(Random Effect Model)을 사용하지 않은 이유는 관측되지 않는 산업별 생산공정 및 생산품의 특성이 설명변수와 독립적이라고 보기 어렵기 때문이다.¹⁴⁾

먼저 누락변수편의가 존재하는지 확인하기 위해 기존연구와 같이 환경오염방지지출의 시차변수만을 설명변수로 한 추정결과와 식 (2) 추정결과의 계수 값을 비교했다. 환경오염방지투자만을 설명변수로 추정한 결과는 <표 9>에 제시되어 있다. <표 9>에 따르면 종속변수가 TFP인 분석에서는 환경규제의 강화가 2기 후 TFP에 긍정적인 영향을 미쳤으나, TFP 증가율에는 영향을 미치지 않았다. 부가가치를 생산성의 대리변수로 한 회귀분석에서는 환경규제 강화가 3기 뒤 부가가치를 향상시켰다. 식 (2)을 추정한 결과는 <표 10>과 <표 11>에 정리되어 있다. 생산성 결정요인으로는 앞서 언급한 시장구조, 수출 및 수입비중, R&D 투자액 그리고 산업의 진입·퇴출율을 사용했다. <표 10>의 결과를 살펴보면 종속변수가 TFP인 분석에서는 환경규제의 강화가 생산성을 1기 뒤 0.00859, 2기 뒤 0.0107, 3기 뒤 0.0119 증가시키는 것으로 나타났으며 5% 수준에서 유의했다. 생산성 결정요인의 추정결과는 Y. Rubashkina et al. (2015)의 추정결과와 유사하게 대부분 유의하지 않았으며, 본 연구에서 추가된 시장구조변수만 유의하게 음의 값을 가졌다. 이는 독점적인 시장구조를 가진 산업의 생산성이 낮다는 것을 밝힌 기존 연구 결과와 일치한다. <표 9>와 환경규제의 계수 값을 비교하면 각각 35.4%, 7%, 21.8% 증가하여 누락변수편의가 존재할 수 있는 것으로 나타났다.¹⁵⁾ 이는 환경규제가 생산성에 미치는 영향을 추정할 때 다른 생산성 결정요인들을 고려하지 않은 기존 연구의 결과는 과소추정 되었을 가능성을 의미한다. 계수 값과 관련해 또 하나 특징적인 점은 생산성에 미치는 긍정적인 효과가 시간이 갈수록 점차 증가하는 것으로 나타난 것이다. TFP 증가율을 사용한 분석에서는 10% 유의수준에서 환경규제가 강화된 당해연도와 2기 뒤 증가

14) Hausman Test 결과 확률효과 모형은 1% 유의수준에서 기각되었다.

15) 환경규제의 계수 값이 증가한 이유는 양의 상관관계를 보인 시장구조의 계수가 음수로 나타났기 때문이다.

을 각각 0.0189 높였으며 규모가 큰 산업일수록 생산성 증가율이 낮았다. 종속변수를 부가가치로 사용한 경우 규모가 클수록 부가가치가 크며 퇴출율이 높을수록 부가가치는 감소했다. 나머지 변수는 모두 유의하지 않은 것으로 나타나 환경규제가 생산성에 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 추정되었다.

<표 11>은 총 R&D 투자액을 환경기술 R&D와 기타 R&D로 구분하여 추정한 결과가 나타나있다. 환경기술 R&D를 구분하는 이유는 앞서 언급한대로 환경규제로 인한 혁신 활동이 생산성에 미치는 영향을 살펴보기 위해서다. 추정결과는 전반적으로 <표 10>과 비슷하다. 다만 부가가치를 종속변수로 한 분석에서 <표 10>과는 달리 환경규제의 생산성 개선효과가 유의하게 추정되었다. 이를 통해 TFP가 아닌 생산성 지표를 종속변수로 활용하더라도 결과가 크게 달라지지 않는 것을 확인했다. <표 11>의 관심변수인 환경기술 R&D는 2기 후 TFP를 0.0167 향상시키며 부가가치는 1기 후 0.077, 2기 후 0.0744 만큼 향상시키는 것으로 추정되었다. 그러나 TFPG에는 유의한 영향을 미치지 않았다.

누락변수에 의한 계수 값의 차이가 유의한지 살펴보기 위해 <표 9>와 <표 11>에서 추정된 환경규제 계수 값의 크기를 비교했다. <표 11>의 모든 추정결과에서 환경규제 계수 값의 크기가 <표 9>의 결과보다 크게 나타나는 경향을 보였지만 계수 값의 차이를 검정한 결과 종속변수가 TFPG 인 경우에만 계수 값의 차이가 5% 수준에서 유의했다.¹⁶⁾ 따라서 누락변수편의로 인한 문제는 크지 않다고 볼 수 있다.

누락변수편의 외에도 Y. Rubashkina et al. (2015)에서 지적한 바와 같이 측정오차 또는 로비 행위 등과 같은 역인과성에 의한 내생성이 존재할 가능성이 여전히 남아있다. 이러한 내생성 문제를 위해서는 도구변수를 이용해야 한다. 도구변수를 이용한 추정결과는 <표 12>와 <표 13>에 나타나있다.¹⁷⁾ <표 12>에는 내생변수인 환경오염방지시설 투자를 도구변수와 나머지 외생적 설명변수로 추정한 결과가 제시되어 있으며, 이를 통해 내생성을 제거한 식 (2)의 추정결과는 <표 13>과 같다. 도구변수로는 Y. Rubashkina et al. (2015)가 제시한 도구변수를 응용하여 타 산업의 근로자 중 환경부문 종사자 수의 로그 값을 사용했다.¹⁸⁾¹⁹⁾ Y. Rubashkina et al. (2015)가 제시한 도구변수를 사용하지 않은

16) STATA의 SUEST 명령어를 이용해 <표 9>와 <표 11>의 추정결과를 결합한 뒤 계수를 비교했다.

17) 도구변수로 사용된 타 산업의 환경부문 종사자 수 데이터의 8~9차 산업연계문제로 1차 금속 제조업과 영상음향 및 통신장비제조업은 샘플에서 제외한다. 또한 도구변수 자료의 제공기간 문제로 분석기간이 2008~2013년(2010년 제외)으로 감소하였다.

이유는 타 산업의 부가가치 대비 환경오염방지시설 투자 비중의 평균은 산업 간 전·후방 연관관계가 있으면 타 산업의 생산성에 영향을 미칠 수 있기 때문이다. <표 12>의 추정 결과를 살펴보면 도구변수와 환경오염방지시설 투자 간에는 강한 양의 상관관계가 있는 것을 알 수 있다. <표 13>에서 TFP가 종속변수로 사용된 추정결과에 따르면 환경규제의 0기 및 1~2기 시차의 계수 값이 더 이상 유의하지 않은 것으로 나타났다. 하지만 3기 시차 변수의 계수 값이 0.153으로 10% 수준에서 유의했을 뿐만 아니라 <표 11>의 계수 값에 비해 크기가 약 12.5배 증가했다. 종속변수가 TFP인 결과는 환경규제의 0기 계수 값이 -0.0525으로 1% 수준에서 유의한 것으로 나타나 단기적으로 생산성에 부정적인 영향을 미쳤다. 하지만 3기 시차변수의 계수 값이 0.374로 1% 수준에서 유의하였으며, <표 11>의 계수 값에 비해 크기가 약 14.2배 증가했다. 결론적으로 내생성을 고려한 환경규제의 효과는 장기적으로 생산성 증진효과가 큰 것으로 추정되었다. 이는 기존 연구결과는 내생성에 의해 환경규제의 효과를 과소추정 했음을 의미한다. 환경기술 R&D는 <표 11>의 결과와 동일하게 TFP에는 영향을 미치지 않았으나, TFP는 1기 후 -0.041만큼 감소시켜 생산성을 약화시키는 것으로 추정되었다.

지금까지의 추정결과로부터 다음과 같은 사실을 확인할 수 있다. 첫째, 누락변수로 인한 내생성은 환경규제의 영향을 추정하는데 있어 편의가 크지 않지만 측정오차 또는 역인과성에 의한 내생성은 큰 편의를 가져올 수 있다. 둘째, 환경규제는 장기적으로 생산성에 긍정적인 효과를 미친다. 따라서 본 연구의 결과는 Porter 가설을 지지한다. 셋째, 환경기술 R&D 투자는 단기적으로 생산성에 부정적인 영향을 미칠 수 있다.

18) <표 12>의 결과를 통해 Weak IV 검정결과 귀무가설($H_0 : \ln EnvLabor = 0$)은 기각되었으며 F값은 14.97로 Weak IV 문제가 없는 것으로 판별되었다. F값이 8 또는 10을 넘으면 테스트를 통과한 것으로 간주한다. 자세한 내용은 Staiger and Stock (1997) 참조

19) 도구변수의 외생성 검정을 위해 Regression-based Hausman 외생성 테스트를 이용했다. <표 12>에서 잔차항을 구한 뒤 식 (2)에 설명변수로 추가하여 추정한다. 잔차항의 계수 값이 유의하지 않으면 외생성 문제가 없는 것으로 판별한다. 추정 결과 귀무가설($H_0 : residual = 0$)이 기각되지 않아 외생성 문제는 없는 것으로 나타났다.

〈표 9〉 FE Regression 결과

종속변수	lnTFP	lnTFPG	lnVA
PACE	0.00501 (0.00725)	0.0112 (0.00784)	0.0334 (0.0227)
PACE(-1)	0.00634 (0.00389)	-0.00597 (0.0121)	0.0376 (0.0256)
PACE(-2)	0.0100** (0.00351)	0.00906 (0.00903)	0.0329 (0.0251)
PACE(-3)	0.00977 (0.00626)	0.00929 (0.0103)	0.0364* (0.0184)
Year Dummy	Y	Y	Y
Observations	84	84	84
R-squared	0.648	0.578	0.691
Number of id	12	12	12

주1) *는 10%, **는 5%, ***는 1% 유의수준을 의미함

주2) Robust Standard Error 사용

〈표 10〉 FE Regression (RND미구분) 결과

종속변수	lnTFP	lnTFPG	lnVA
lnVA(-1)	-0.0419 (0.0491)	-0.275** (0.104)	
lnLabor(-1)			0.768*** (0.201)
PACE	0.00831 (0.00598)	0.0189* (0.0101)	0.0330 (0.0353)
PACE(-1)	0.00859** (0.00389)	0.000335 (0.0125)	0.0322 (0.0242)
PACE(-2)	0.0107** (0.00361)	0.0189* (0.0103)	0.0224 (0.0247)
PACE(-3)	0.0119** (0.00536)	0.0202 (0.0122)	0.0217 (0.0197)
HHI(-1)	-0.907** (0.395)	-0.255 (1.072)	0.980 (1.545)

〈표 10〉 FE Regression (RND미구분) 결과 (Continued)

종속변수	lnTFP	lnTFPG	lnVA
TRND(-1)	-0.00454 (0.0184)	0.00134 (0.0475)	0.103 (0.116)
TRND(-2)	-4.60e-05 (0.0187)	-0.00440 (0.0499)	0.0455 (0.0657)
EX(-1)	-0.0231 (0.0418)	0.103 (0.0899)	-0.166 (0.131)
IM(-1)	-0.0669 (0.169)	-0.388 (0.309)	-0.200 (0.568)
ENTRY(-1)	-0.0984 (0.107)	0.319 (0.291)	0.325 (0.383)
EXIT(-1)	0.0610 (0.0361)	-0.0803 (0.110)	-0.256* (0.122)
Year Dummy	Y	Y	Y
Observations	84	84	84
R-squared	0.718	0.657	0.756
Number of id	12	12	12

주1) *는 10%, **는 5%, ***는 1% 유의수준을 의미함

주2) Robust Standard Error 사용

〈표 11〉 FE Regression (RND 구분) 결과

종속변수	lnTFP	lnTFPG	lnVA
lnVA(-1)	-0.0321 (0.0426)	-0.298** (0.115)	
lnLabor(-1)			0.625*** (0.181)
PACE	0.00927 (0.00619)	0.0202* (0.0104)	0.0340 (0.0283)
PACE(-1)	0.00745* (0.00380)	0.00279 (0.0118)	0.0412** (0.0166)
PACE(-2)	0.0101*** (0.00313)	0.0233** (0.00977)	0.0434* (0.0205)
PACE(-3)	0.0122* (0.00623)	0.0263* (0.0124)	0.0373* (0.0204)

〈표 11〉 FE Regression (RND 구분) 결과 (Continued)

종속변수	lnTFP	lnTFPG	lnVA
HHI(-1)	-0.964** (0.383)	-0.745 (0.935)	-0.846 (1.581)
ENVRND(-1)	-0.0214 (0.0130)	-0.00773 (0.0193)	0.0770* (0.0388)
ENVRND(-2)	0.0167** (0.00678)	0.0336 (0.0230)	0.0744* (0.0374)
RND(-1)	-0.00410 (0.0169)	-0.0286 (0.0385)	0.0315 (0.0718)
RND(-2)	0.00539 (0.0198)	0.00402 (0.0413)	0.0133 (0.0683)
EX(-1)	-0.0439 (0.0401)	0.0946 (0.107)	-0.127 (0.0860)
IM(-1)	-0.0400 (0.174)	-0.358 (0.362)	-0.0955 (0.379)
ENTRY(-1)	-0.102 (0.102)	0.306 (0.304)	0.394 (0.285)
EXIT(-1)	0.0627 (0.0504)	-0.0351 (0.137)	-0.114 (0.173)
Year Dummy	Y	Y	Y
Observations	84	84	84
R-squared	0.752	0.674	0.805
Number of id	12	12	12

주1) *는 10%, **는 5%, ***는 1% 유의수준을 의미함

주2) Robust Standard Error 사용

〈표 12〉 IV Regression 1-Stage 결과

종속변수	PACE
lnEnvLabor	1.173*** (0.303)
lnVA(-1)	-0.326 (0.344)
HHI(-1)	27.38*** (7.140)
ENVRND(-1)	0.00164 (0.336)

〈표 12〉 IV Regression 1-Stage 결과 (Continued)

종속변수	PACE
ENVRND(-2)	0.0900 (0.143)
RND(-1)	-0.460* (0.213)
RND(-2)	0.126 (0.247)
EX(-1)	0.655 (1.921)
IM(-1)	1.213 (1.938)
ENTRY(-1)	-2.613* (1.164)
EXIT(-1)	2.310* (1.117)
Year Dummy	Y
Observations	80
R-squared	0.9925
Number of id	10

주1) *는 10%, **는 5%, ***는 1% 유의수준을 의미함

주2) Robust Standard Error 사용

〈표 13〉 IV Regression 2-Stage 결과

종속변수	lnTFP	lnTFPG
lnVA(-1)	-0.0167 (0.0759)	-0.217 (0.240)
PACE	-0.000466 (0.0216)	-0.0525*** (0.0132)
PACE(-1)	5.41e-05 (0.0142)	0.00867 (0.0447)
PACE(-2)	-0.00645 (0.0843)	-0.407 (0.238)
PACE(-3)	0.153* (0.0819)	0.374*** (0.113)

〈표 13〉 IV Regression 2-Stage 결과 (Continued)

종속변수	lnTFP	lnTFPG
HHI(-1)	-0.604* (0.306)	-0.891 (1.075)
ENVRND(-1)	-0.0410* (0.0190)	-0.00799 (0.0364)
ENVRND(-2)	0.0126 (0.0146)	0.0132 (0.0443)
RND(-1)	-0.0222 (0.0202)	-0.0234 (0.0424)
RND(-2)	0.0158 (0.0185)	0.0276 (0.0511)
EX(-1)	-0.212 (0.123)	-0.306 (0.508)
IM(-1)	-0.513 (0.443)	-1.063 (1.164)
ENTRY(-1)	-0.216 (0.175)	0.786* (0.375)
EXIT(-1)	0.231 (0.142)	-0.722 (0.462)
Year Dummy	Y	Y
Observations	50	50
R-squared	0.685	0.814
Number of id	10	10

주1) *는 10%, **는 5%, ***는 1% 유의수준을 의미함

주2) Robust Standard Error 사용

V. 결론

본 연구에서는 내생성을 고려한 환경규제의 강화가 우리나라 제조업의 생산성에 미치는 영향을 실증분석했다. 사용된 분석 방법은 고정효과 모형과 도구변수 추정법이다. 본 연구의 주요 결과는 Porter 가설을 지지하는 기존 연구와 같이 환경규제가 산업 생산성을 향상시키는 것으로 나타났다. 이와 같이 본 연구의 주요 결과는 기존 연구와 유사했지만 세 가지 점에서 의미를 찾을 수 있다. 첫째, 기존 국내연구와 다르게 생산성에 영향을 미치는 다른 요인을 고려하여 분석했다. 기존 국내연구는 대부분 환경규제 대리변수

의 시차변수만을 설명변수로 사용하여 환경규제가 생산성에 미치는 영향을 추정했다. 이 경우 다른 생산성 결정요인과 환경규제 대리변수와의 상관관계로 인해 누락변수편의가 발생할 수 있다. 본 연구는 다른 생산성 결정요인을 설명변수로 포함하여 추정함으로써 누락변수에 의한 내생성을 해결하고자 했다. 그 결과 환경규제가 생산성에 미치는 영향이 양의 값을 가지며 통계적으로 유의한 것을 확인했다. 둘째, 누락변수편의 외의 측정오차 및 역인과성에 의한 내생성 가능성을 고려해 도구변수를 활용한 분석결과를 제시했다. 그 결과 환경규제가 단기적으로 생산성을 악화시켰으나 장기적으로는 향상시켰다. 환경규제의 장기적인 생산성 개선효과는 단기의 생산성 감소분을 상회하는 것으로 나타났다. 셋째, 환경규제로 인한 혁신활동인 환경기술 R&D가 생산성에 미치는 영향을 살펴봤다. 우리나라에서는 Hottenrott, H., Rexhäuser, S., and Veugelers, R. (2016)의 주장과는 달리 환경기술 R&D가 생산성에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

본 연구는 자료의 한계로 본 연구의 분석으로는 의미있는 정책제언을 하지 못한 한계점이 있다. 산업별 또는 같은 산업에 속해있더라도 기업 혹은 사업체의 규모에 따라 환경규제가 생산성에 미치는 경로가 다를 수 있다. 이런 점을 고려하여 많은 해외연구는 기업 혹은 사업체 단위 자료를 사용해 분석하고 있으나 본 연구는 자료의 한계로 인해 산업수준에서 분석했다. 유의미한 정책제언을 하기 위해서는 환경규제의 영향을 산업별 혹은 기업 규모별로 살펴보아야 하지만 자료의 한계로 이를 진행할 수 없었다. 이러한 보완사항은 추후 연구로 남겨둔다.

[References]

- 김종호·하봉찬, “환경규제의 강화가 생산성에 미치는 영향에 대한 연구”. 「산업경제연구」, 제25권 제2호, 한국산업경제학회, 2012.
- 이경곤·조인숙·김승렬, “환경기술 R&D 투자 확대사업 고용영향평가 연구”, 연구보고서, 한국노동연구원, 2014.
- 환경부, “2010 환경백서”, 환경부, 2010.
- Berman, E. and L. T. Bui, “Environmental Regulation and Productivity: Evidence from Oil Refineries,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 83, No. 3, 2001, pp. 498-510.
- Bosma, N. S. Erik, and S. Veronique, “Creative Destruction and Regional Productivity Growth: Evidence from the Dutch Manufacturing and Services Industries,” *Small*

- Business Economics*, Vol. 36, No. 4, 2011, pp. 401~418.
- Brunnermeier, S. B., and M. A. Cohen, "Determinants of Environmental Innovation in US Manufacturing Industries," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 45, No. 2, 2003, pp. 278~293.
- Foster, L., J. C. Haltiwanger, and C. J. Krizan, "Aggregate Productivity Growth: Lessons from Microeconomic Evidence," In *New developments in productivity analysis*(pp. 303-372). University of Chicago Press, 2001.
- Greenstone, M., J. A. List, and C. Syverson, "The Effects of Environmental Regulation on the Competitiveness of US Manufacturing," National Bureau of Economic Research, No. w18392, 2012.
- Griffith, R., S. Redding, and J. Van Reenen, "Mapping the Two Faces of R&D: Productivity Growth in a Panel of OECD Industries," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 86, No. 4, 2004, pp. 883~895.
- Hall, B. H., and J. Mairesse, "Exploring the Relationship between R&D and Productivity in French Manufacturing Firmsvc," *Journal of Econometrics*, Vol. 65, NO. 1, 1995, pp. 263~293.
- Holmes, T. J., and J. A. Schmitz Jr, "Competition and Productivity: a Review of Evidence", *Annu. Rev. Econ.*, Vol. 2, No. 1, 2010, pp. 619~642.
- Hottenrott, H., S. Rexhäuser, and R. Veugelers, "Organisational Change and the Productivity Effects of Green Technology Adoption," *Resource and Energy Economics*, Vol. 43, 2016, pp. 172~194.
- Lanoie, P., M. Patry, and R. Lajeunesse, "Environmental Regulation and Productivity: Testing the Porter Hypothesis," *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 30, No. 2, 2008, pp. 121~128.
- Porter, M. E., and C. Van der Linde, "Toward a New Conception of the Environment-competitiveness Relationship," *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 4, 1995, pp. 97~118.
- Rubashkina, Y., M. Galeotti, and E. Verdolini, "Environmental Regulation and Competitiveness: Empirical Evidence on the Porter Hypothesis from European Manufacturing Sectors," *Energy Policy*, Vol. 83, 2015, pp. 288~300.
- Staiger, D. O. and J. H. Stock, "Instrumental Variables Regression with Weak Instruments," *Econometrica*, Vol. 65, No. 3, 1997, pp. 557~586.