

环境规制与产业转型升级： 基于“十一五”减排政策的 DID 检验

刘和旺¹, 刘博涛¹, 郑世林²

(1. 湖北大学 商学院 湖北 武汉 430061;

2. 北京大学 国家发展研究院 北京 100871)

摘要: 改革开放以来, 中国经济高速增长的同时, 也带来了严重的环境污染问题。“十一五”规划期间(2006 – 2010 年), 中国开始实施污染物总量控制的减排政策, 并强化了地方政府的目标责任制。基于中国制造业企业数据, 本文以“十一五”减排政策为准自然实验, 实证研究了环境规制对产业转型升级的影响。研究发现: 环境规制显著倒逼了污染密集型行业企业以每单位劳动或资本增加值提高为标志的产业转型升级, 但这种倒逼效应仅体现在非国有企业, 难以促进国有企业的产业转型升级。进一步的研究发现, 环境规制促使的产业转型升级主要是通过全要素生产率提高和市场集中度提高带来的, 而技术创新渠道在短期内还未观察到成效。

关键词: 产业转型升级; 环境规制; 倍差法; 政策效应

中图分类号: F222.3 文献标识码: A 文章编号: 1005-0566(2019)05-0040-13

The Impact of Environmental Regulation on Manufacturing Upgrading

LIU He-wang¹, LIU Bo-tao¹, ZHENG Shi-lin²

(1. Business School, Hubei University, Wuhan 430061, China;

2. National School of Development, Peking University, Beijing 100871, China)

Abstract: Since the reform and opening up, although China's economy has maintained rapid growth, it has also brought serious environmental pollution problems. During the 11th Five-Year Plan period(2006 – 2010), China began to implement emission reduction policies for controlling total pollutants and strengthened the target responsibility system for local governments. Based on the data of China's manufacturing enterprises, this paper selects the “Eleventh Five-Year” emission reduction policy as the quasi-natural experiment and empirically studies the impact of environmental regulation on the industrial upgrading. The research finds that environmental regulation has significantly forced the upgrading of enterprises (measured by the increase in labor or capital added value per capita) in pollution-intensive industries. However, this effect is observed only in non-state-owned enterprises compared with state-owned ones. Further research confirms that environmental regulation affects the upgrading of enterprises not through technological innovation in the short term, but through the improvement of total factor productivity as well as increase in market concentration.

Key words: industrial upgrading; environmental regulation; difference-in-difference; policy effect

收稿日期: 2018-09-12 修回日期: 2019-01-07

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(7147307)“上海合作组织能源合作对中国宏观经济的影响——基于 CGE 数值模拟方法”; “互联网基础设施对中国经济发展及公民政治参与的影响”; 国家自然科学基金面上项目(71573272); 2019 年湖北省教育厅重点项目《环境规制对产业转型升级的影响机制研究》。

作者简介: 刘和旺(1972-) 男, 安徽安庆人, 湖北大学商学院教授, 博士生导师, 研究方向: 新制度经济学。

一、引言

过去 40 年,中国在取得经济增长辉煌成就的同时,也出现了资源过度消耗、生态环境破坏等问题。兰德公司 2015 年 1 月的一份研究报告就指出,在 2000-2010 年间,中国环境污染的成本接近每年国内生产总值(GDP)的 10%^①。随着环境问题越来越受到重视,全社会对净土、碧水、蓝天的期待也不断提升,党和政府也给予了高度重视。继党的十八大提出把“美丽中国”作为生态文明建设的伟大目标之后,党的十九大报告进一步把建设生态文明提升为“千年大计”。为了“美丽中国”目标的实现,中国需要进一步健全环境规制体制,以保证经济持续健康发展的获得“金山银山”的同时,还能继续享有“绿水青山”。

而可持续的发展需要产业转型升级作为支撑。问题是,中国的环境规制在治理环境污染的同时能否倒逼产业转型升级,藉此实现环境保护(生态环境)和产业转型升级(经济发展)的双赢?现有文献大多基于省级和行业层面的数据,而基于微观数据研究环境规制政策对产业转型升级的文献,尤其是作用机理的文献并不多且不系统,同时,也存在内生性问题。

本文捕捉到中国政府在“十一五”时期(2006-2010 年)环境规制强度加大的事实,并以此准自然实验来识别环境规制政策对产业转型升级的影响^②[1]。“十一五”规划期间,中央政府实行污染物总量控制,要求在此期间将化学需氧量(COD)和二氧化硫(SO₂)排放减少量控制为 10%,并将此作为国家发展战略的“强制性”目标之一,即将污染物减排目标作为“约束性目标”。同时,从 2006 年开始,中央政府将地方环保指标纳入对地方官员晋升考核的指标体系中,并将污染物减排完成情况与地方官员绩效考核相挂钩,这在一定程度上加强了地方环境规制的力度。鉴于这种环境规

制所具有的“约束性”、“硬性”和“非对称性”特点,其对微观企业的影响更具典型和普遍性^[2]。为此,基于中国制造业企业数据,本文以“十一五”减排政策为自然实验,采用倍差法(Difference-in-Difference, DID),研究了环境规制对产业转型升级的影响及其作用机制问题。研究发现:(1)相对于非污染密集型行业企业而言,环境规制确实倒逼了污染密集型行业企业的产业转型升级,无论是以人均增加值还是每单位资本增加值所衡量的产业转型升级。(2)从子样本角度看,环境规制只是显著倒逼了非国有企业的转型升级,而对国有企业的影响则是不显著的。(3)从作用机制来看,环境规制促使的产业转型升级在短期内并没有通过技术创新,而是通过全要素生产效率和市场集中度(HHI)提高的渠道实现的。

与现有文献相比,本文系统研究了环境规制对产业转型升级(企业升级)的作用机理、渠道和约束条件,其可能贡献在于如下三个方面:首先,在研究方法上,利用“十一五”时期“减排”政策作为环境规制政策的一项外生冲击,运用倍差法更为客观地考察了环境规制的影响,不仅有效地规避了数据无法客观度量环境规制的局限,更为重要的是尽可能地克服了以往研究中该指标选择的主观性和内生性问题,增强了实证研究的说服力,将“十一五”减排政策准自然实验拓展到了产业转型升级的研究中。其次,研究提供了环境规制对不同所有制类型企业异质性的证据,拓展了环境规制政策效应的研究;再次,研究检验了环境规制倒逼产业转型升级的微观机制,研究证实高强度环境规制更多的是通过倒逼“散乱污”企业的退出、转型或升级来实现的。据作者所知,这是国内借助于微观数据和“十一五”减排政策准自然实验验证环境规制对产业转型升级及其作用机制的第一篇文献。

① <http://bbs.pinggu.org/k/news/128844.html>。

② 学术界对产业转型升级的定义存在分歧。从产业转型升级的研究历程来看,可以从宏观和微观两个角度对产业转型升级内涵进行剖析。宏观层面产业转型升级内涵关注的是产业结构变迁以及与价值链理论的融合,通过各产业比重变化来反映社会整体产业转型升级的状况;微观层面产业转型升级是指企业通过不断创新和技术进步,生产高附加值产品、提升产品竞争力并获取更多利益(Gereffi, 1999)。本文的研究偏重微观层面,产业转型升级采纳 Gereffi(1999)的定义。

二、文献综述和主要研究假说的提出

(一) 文献综述

1. 环境规制的经济影响

有关环境规制影响分析的国内外文献大多围绕“污染天堂假说”(Pollution havens hypothesis 又称“避难所假说”)^[3]和“波特假说”(Porter Hypothesis)展开。前者多聚焦于宏观层面环境规制对产业转移的影响,后者则偏重于微观层面对技术创新、企业竞争力或绩效的影响^[4-6]。学术界也用到了环境领域的自然实验来评估环境规制的经济效应,如用“两控区”作为自然实验,分别探讨了环境规制影响“外商直接投资”^[4]、“出口”^[7]、区内企业竞争力^[8]、婴儿死亡率^[9]、出口产品质量^[10-11]等,用“十一五”减排政策这一自然实验研究了环境规制对“地方官员治污行为”^[12]、“企业资源再配置”^[2]和“出口”^[6]等的影响。

2. 环境规制对产业转型升级的影响

少数外国文献直接探讨了环境规制对产业转型升级的影响。Berman 和 Bui(2001)^[13]的理论模型刻画了环境规制对产业转型升级的微观作用机理。而 Liu(2016)^[14]认为环境规制对产业转型的影响取决于资源配置扭曲效应与技术效应的大小。当环境规制的技术效应强于资源配置的扭曲效应时,环境规制会促进产业转型升级。Lima(2015)^[15]则提供了环境规制促进新兴经济体结构转型的证据。

直接研究环境规制对产业转型升级影响的文献大多来自国内文献,且集中于宏观领域。研究的结论聚讼纷纭,莫衷一是,主要有以下三种观点:第一种观点是推动效应。李强(2013)^[16]、肖兴志、李少林(2013)^[17]实证研究表明,环境规制会显著促进产业结构升级。第二种观点是抑制效应。该观点认为,加大环境规制强度会引起被规制企业成本攀升,从而在一定程度上抑制产业转型升级^[18-19]。胡建辉(2016)^[18]认为当行政化环境规制较弱未能与市场化环境规制工具有效结合时,加大环境规制强度会明显抑制产业转型升级。卫平、余奕杉(2017)^[19]指出,对于创新能力较弱

的企业,环境规制的加强会阻碍其产业转型升级,甚至导致其退出市场。第三种是效应具有不确定性的观点。部分学者认为,环境规制对产业转型升级的效应是不确定的^[20]。这种不确定性体现在:这种效应可能不存在,也可能在一定条件下存在。即便存在,也可能存在地区、行业和企业质的异质性问题。

在现有关于环境规制对产业转型升级影响的研究中,多数学者均将其作用机理作为研究重点。国外学者虽没有就环境规制影响产业转型升级的作用机制展开直接研究,但却为相关研究的开展提供了思路。国外学者的研究结论主要集中于如下两种渠道:一是认为环境规制能够通过对生产规模的调整来提高企业的集中度进而限制产出^[21-22];二是环境规制可以通过设置进入壁垒、抑制产业成长和重新配置相关企业的市场配额来影响市场结构^[23-24]。而国内学者,就环境规制影响产业转型升级机制所做的研究多偏重宏观层面,如肖兴志、李少林(2013)^[17]和梅国平、龚林海(2013)^[25]认为环境规制能够通过对需求、国际贸易和技术创新的影响间接影响产业转型升级。尽管宏观层面的研究对微观层面的作用机制具有一定的启示,但是,这些研究使用都是省级或和行业数据,同时,由于测度误差(环境规制指标)和反向因果所引起的内生性问题容易导致回归结果的偏误,在机制识别方面也难以令人信服。为此,本文借助于微观数据和环境规制领域的准自然实验较好地识别了环境规制对产业转型升级的影响及其机制,弥补了现有研究的不足。

(二) 主要研究假说的提出

1. 环境规制对产业转型升级的影响

从理论上说,环境规制会导致被规制企业内部成本增加,企业势必会对已有的产品结构、组织管理模式和技术水平等做出相应调整,消化上升的成本以求得生存。因此,环境规制强度的提高对产业或企业群体均是一种强制性“精洗”或优胜劣汰,引致产业转型升级^[13]。“十一五”减排政策相对于此前的环境规制政策,加大了环境规制力度,

实施更为有效。为此,本文提出假说 1: 在其他条件不变的情况下,环境规制强度的提高会促进产业转型升级。

2. 环境规制影响产业转型升级的机制

鲜有文献探讨环境规制影响产业转型升级的微观作用机制,例外的是 Berman 和 Bui(2001)^[13]。其中,Berman 和 Bui(2001)^[13]的理论模型刻画了环境规制对产业转型升级产生的微观作用机理。简而言之,它是产出效应和污染减排活动之间的边际技术替代率(要素替代效应)综合作用的结果。具体地,在其他条件不变的情况下,环境规制导致被规制企业的成本相对增加,企业要么减产或实行包括绿色技术创新在内的产品创新或工艺创新,这对生产的影响或正或负(产出效应);要么在生产过程中引进清洁技术或生产端(过程或是末端)实行环境治理互动,这将导致在既有技术条件下要素效率的提升或在长期内引致技术创新,由此引起生产要素在产业间和产业内的流动和重新配置(要素替代效应),最终可能会导致产业转型升级(见图 1)。因此,产业转型升级主要表现为两种形式的资源配置:一是在等量资本投入获取等量收益的引导下,资源要素在国民经济各产业之间的流动,即产业间升级;二是,在市场竞争导向下,资源要素在同一产业内由低效率产业部门向高效率产业部门转变。

上述微观作用机理的分析,强调了环境规制通过技术创新和要素效率(生产率)提升这两种作用机制或渠道对产业转型升级的影响,现有宏观领域的经验研究对此也予以了证实。

有学者强调技术进步或技术创新对产业转型升级的驱动作用^[26-27]。吴家曦和李华燊(2009)^[26]通过发放问卷对浙江省中小企业进行调研发现,浙江省有 20% 的中小企业通过技术创新实现转型升级。李平、慕绣如(2013)^[27]的研究结果表明,在经济发展水平、能源使用效率较高的地区和污染密集型行业,环境规制显著促进了企业技术创

新,从而实现产业转型升级。同时,李玲和陶锋(2012)^[28]也发现对重度污染产业的环境规制,会促进产业绿色全要素生产率提高和技术创新,推动其产业转型升级。薛曜祖(2016)^[29]也证实了环境规制可以通过全要素生产率促进产业转型升级。

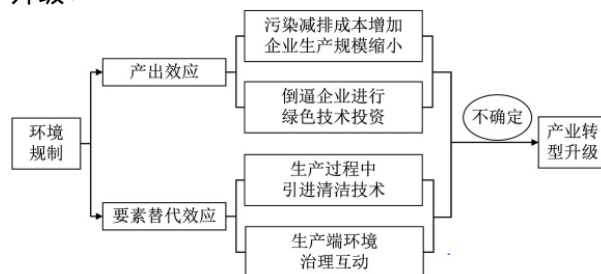


图 1 环境规制对产业转型升级的微观作用机理

与上述两种渠道有关但不相同的是,现有文献还证实了环境规制会通过市场结构(市场集中度)影响企业转型升级。环境规制能够通过对生产规模的调整和资源在不同行业和行业内部重新流动和配置,引起优质要素向优质企业集中或中小企业的退出,从而影响市场结构(市场集中度),进而影响产业的转型升级^[22-24]。鉴于上述分析,我们提出如下假说 2: 在其他条件不变的情况下,环境规制会通过市场结构、技术创新、全要素生产率等渠道影响产业转型升级。

三、制度背景和研究设计

(一) 制度背景和研究策略

全面实施污染物总量控制与治理是十多年来环保的重要治理模式^①。早在 1988 年,第三次全国环境保护会议就提出了总量控制的思想,1996 年经全国人大通过,污染物排放总量控制正式被定为中国环境保护的一项重大举措。为此,原国家环保总局制定了《“九五”期间全国主要污染物排放总量控制计划》。自此,总量控制模式正式登台。总量控制的地区从“九五”期间重点污染控制地区(酸雨控制区和二氧化硫控制区,简称“两控区”)和淮河、海河等流域到“十一五”时期在全国范围内实施。控制对象主要是化学需氧量(COD)

① 在中国,实施总量控制,是指对主要污染物排放量,如二氧化硫(SO₂)和二氧化碳(CO₂)等设定五年减排控制目标,然后自上而下层层分解到地方,每年考核,形成了这样一个指令性控制模式。

和二氧化硫(SO₂)。

大体而言,总量控制模式先后经历了两个阶段,即从“有总量无控制”走向“有总量有控制”的阶段,其分界线是“十一五”时期。尽管“十五”规划首次将 SO₂ 削减 10% 减排目标(环保政策)纳入,但是,减排目标并没有层层分解到各省或直辖市,也没有相应的评估或实施方案,因而减排目标难以完成。二氧化硫的排放量只在 1998 - 1999 年间小幅减少,此后逐渐上升,到 2005 - 2006 年二氧化硫排放总量达到了高峰^①。

为了进一步控制空气污染,国家“十一五”规划(2006 - 2010)实施了更具约束性的减排政策(后简称“十一五”减排政策)。这一政策加强了环境规制的力度,具体表现在如下两个方面:一是提出了地方政府减排的长期目标和完成年限。中央政府要求在此期间将化学需氧量和二氧化硫排放减少量控制为 10%,并将此作为国家发展战略的“强制性”目标之一。这种“有总量有控制”的政策比此前的“有总量无控制”的规制政策力度更大。二是将减排完成情况与地方政府官员的绩效评价挂钩。从 2006 年开始,中央政府将地方环保指标纳入对地方官员晋升考核的指标体系中,实现了从纯粹的经济效益指标考核向兼顾环保的经济效益指标考核的转变,环境保护由此成为地方领导干部政绩考核的重要内容和选拔任用、奖惩的主要依据。地方官员的乌纱帽与环保绩效挂钩在一定程度上加强了地方环境规制的力度。据统计,全国有 27 个省份建立了环境管理绩效考核机制,把环境保护纳入经济社会发展评价体系,21 个省份把环境保护纳入党政干部政绩综合评价体系,并逐年进行考核,在中国首次实现了污染“行政首长负责制”^[30]。从环境规制的实践来看,约束性环境规制也取得了明显的治污效果。从监测数据看,“十一五”期间,化学需氧量(COD)和二氧化硫(SO₂)排放量在 2010 年分别比 2005 年下降了

12.5% 和 14.4%^[31]。

为此,本文选择 2006 年作为一个重要时间分断点,Chen 等(2015)^[12]、Wang 等(2015)^[32]和 Shi 等(2018)^[6]分别利用这一政策变动来识别环境规制对地方官员治污行为、企业区位选择和出口的影响。同时,但与上述文献不同,本文采用 DID 方法来识别环境规制对产业转型升级的影响。这是由于这一规制政策是非对称性的,对比高污染行业,低污染行业会存在系统差别^[2],因而本文采用高污染行业中的企业作为处理组^②^[33],而低污染行业中的企业作为对照组,2006 年政策变动之前赋值为 0,2006 年及其之后的赋值为 1。参照 Jefferson 等(2006)^[34]和张成等(2011)^[35],设定如下实证模型:

$$Upgrade_{ijpt} = \alpha_i + \beta_1 Post_ind + \beta_2 X_{ijpt} + \delta_t + \varepsilon_{ijpt} \quad (1)$$

$$Mechanism_{ijpt} = \alpha_i + \beta_1 Post_ind + \beta_2 X_{ijpt} + \delta_t + \varepsilon_{ijpt} \quad (2)$$

其中,公式 1 是检验环境规制对产业转型升级影响的实证模型。被解释变量是产业(企业)转型升级,Upgrade 包括每单位劳动和每单位资本的增加值。*i*、*j*、*p*、*t* 分别表示企业、行业、省份和年份。Post_ind 是 DID 交互项。LR 检验和 Hausman 检验的结果支持个体、时间双向固定效应模型, α_i 和 δ_t 分别是与企业、年份相关的固定效应。*X* 是企业、行业和地区特征的控制变量, ε 表示随机项。

公式 2 是检验其作用机制的模型。除因变量是其作用机制的中介变量之外,其他的与公式 1 相同。

(二) 数据来源

本文企业数据源自国家统计局所收集的 2003 - 2007 年中国全部国有企业及其规模以上工

① 参见历年统计年鉴和环境统计年鉴。

② 本文将 2007 年国务院开展的《第一次全国污染源普查方案》确定的我国 11 个重污染行业界定为污染密集型行业,同时由于黑色金属冶炼及压延加工业数据不充分,将其略去。因此本文选定的 10 个污染密集型行业,分别是:造纸及纸制品业、农副食品加工业、化学原料及化学制品制造业、纺织业、食品制造业、电力、热力的生产和供应业、皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业、石油加工、炼焦及核燃料加工业、非金属矿物制品业、有色金属冶炼及压延加工业。

业企业数据库^①。并按照多数学者处理的惯例^[36]对数据进行了初步的处理。

(三) 变量选择

1. 关键变量

(1) 产业转型升级变量。本文产业升级接受 Gereffi(1999)^[1]的定义,即产业升级在微观上体现为一个企业或经济体走向更加具有获利能力的资本和技术密集型经济领域的过程,是在价值链内部从低到高的附加值活动的转变,重点在于产业价值创造能力的提升。因而,Kaplinsky 和 Readman(2005)^[37]将产品附加值作为衡量产业升级的标准。参照 Kaplinsky 和 Readman(2005)^[37]和 Zhu 和 He(2018)^[38],(1)本文以人均增加值(Addl)和每单位资本的增加值(Addk)来衡量产业转型升级。

2. 控制变量

(1) 企业特征变量:所有制类型(根据企业登记注册类型来区分,国有企业 Soe 赋值为 1;否则,赋值为 0)、企业规模 Size(参照聂辉华等(2008)^[39])、企业年龄(当年年份-企业成立年份+1)。同时,依据李永友、严岑(2018)^[40]控制了融资能力(净资产收益率)^③[41]。另外,现有文献表明,外部政策环境变量、出口和融资约束也会影响产业升级^④[41]。

(2) 市场结构(赫芬达尔指数 HHI)和地区特征(东部、中部和西部地区,虚拟变量)。

(四) 描述性统计

就全部样本的描述性统计(见表 1)来看,在 2003-2007 年间,人均增加值和每单位资本的增加值分别为 4.2 和 0.7 个单位;国有企业占比

4.12%,绝大多数是非国有企业;大型企业占 46%,小型企业较少;7.5%的企业退出了市场。

从样本均值差异显著性检验结果来看,平均来说,在 2003-2007 年间,污染密集型行业中的每单位劳动或资本增加值显著高于非污染密集型企业;非国有人均或每单位劳动或资本增加值显著高于国有企业,政策实施之后的每单位劳动或资本增加值都显著高于实施之前。2006 年前后样本均值差异显著性检验。上述这些差异为后面检验环境规制政策对制造业企业转型升级提供了分析视角。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名称	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
Addl(人均增加值)	422456	4.182882	1.03659	1.392525	6.867646
Addk(每千元资本增加值)	422436	0.723597	0.87161	0.032048	5.62375
Tipop(全要素生产率对数 OP)	421939	4.00511	0.940053	-1.50116	11.84382
Tiplp(全要素生产率对数 LP)	421939	6.63536	1.098181	0.609551	14.814
Tipoprate(全要素生产率增长 OP) ^⑤	195260	1.013943	9.398159	-3747.73	794.3373
Tiplprate(全要素生产率增长 LP)	195260	1.022334	1.28291	-197.377	436.0565
Soe(国有企业)	422598	0.041245	0.198856	0	1
Age(企业年龄)	422598	8.284441	8.820967	0	60
Size_s(小型企业)	422598	0.009465	0.096828	0	1
Size_b(大型企业)	422598	0.463467	0.498664	0	1
Profitrate(利润率)	422598	0.042277	0.114079	-11.7487	2.973538
Fcb(商业信贷)	422598	0.14074	0.163459	0	0.870123
Sub_dum(政府补贴)	422598	0.14302	0.350094	0	1
Export_dum(出口)	422598	0.299949	0.458236	0	1
Nt(企业数)	1835041	130756.9	79718.95	3	253447
Newid(新企业虚拟变量)	1835041	0.00727	0.084955	0	1
Rdadv(研发支出与增加值之比)	422456	0.007244	0.092918	2.60E-08	41.13433
Npr(新产品比重)	422598	0.034881	0.14992	0	1
HHI(赫芬达尔指数)	422598	0.003309	0.005448	0.000328	0.894501
Exit(退出率)	422598	0.075223	0.263751	0	1

四、环境规制政策带动效应的证据和稳健性分析

基于上述分析,本部分首先分析了 2006 年环境规制政策变动是否倒逼了制造业以每单位劳动或资本增加值提升为主要标志的转型升级,在此

① 本文使用的是工业企业数据库中的 2003-2007 年的数据。考虑到政策变动后的数据只有 2 年,而 2004 年数据又缺失,我们就只选取了 2003-2007 年的数据。

② 根据 Scherer(1965),销售额对生产要素的比例是中性的,并且能够反映短期需求的变动,因此被认为是最好的企业规模的代理变量。我们按照国家统计局的企业规模分类标准,将所有样本分为小型企业(销售额小于 3000 万元)、中型企业(销售额在 3000-30000 万元之间)和大型企业(销售额超过 30000 万元)。

③ 净资产收益率用主营业务利润与销售额之比度量。参照江静(2014)商业信贷比率用应收账款与(主营业务收入+产成品)之比来衡量。

④ 我们选择政府政策、出口两个虚拟变量来度量(即如果接受了政府资助或存在出口,则赋值为 1,否则为 0)。参照江静(2014)融资约束用商业信贷比率(应收账款与(主营业务收入+产成品)之比)度量。

⑤ 相邻两年全要素生产率对数值之比。

基础上,报告各种稳健性检验结果。

(一) 基本回归结果

表 2 给出的是环境规制对“人均增加值”(模型 1-3)和“每单位资本增加值”(模型 4-6)影响的回归结果。所有的模型都控制了个体效应和时间效应。在模型 1 和模型 4 的基础上,模型 2-3 和模型 5-6 分别加入了企业特征和行业特征变量。从中可以看出,无论是否加入控制变量,无论是人均增加值还是每单位资本增加值,环境规制政策对企业转型升级的带动效应都非常显著。这一结果表明“十一五”规划中加大环境规制力度在当前是有效的,至少在本文的考察期(2003-2007 年)内是如此。假说 1 得到了证实。

表 2 环境规制政策对产业转型升级的影响

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Addl			Addk		
Post* ind	0.0371 *** (0.0050)	0.0309 *** (0.0048)	0.0331 *** (0.0048)	0.0280 *** (0.0048)	0.0264 *** (0.0046)	0.0269 *** (0.0047)
Soe		-0.0758 *** (0.0199)	-0.0769 *** (0.0200)		-0.0071 (0.0195)	-0.0085 (0.0195)
Age		-0.0012 *** (0.0004)	-0.0012 *** (0.0004)		-0.0000 (0.0004)	-0.0000 (0.0004)
Size_s		-0.6316 *** (0.0277)	-0.6314 *** (0.0277)		-0.2678 *** (0.0271)	-0.2684 *** (0.0271)
Size_b		0.4046 *** (0.0046)	0.4047 *** (0.0046)		0.2558 *** (0.0045)	0.2554 *** (0.0045)
Profitrate		1.3523 *** (0.0191)	1.3514 *** (0.0191)		0.4543 *** (0.0186)	0.4533 *** (0.0186)
Fcb		-0.5019 *** (0.0139)	-0.5016 *** (0.0139)		-0.6346 *** (0.0136)	-0.6350 *** (0.0136)
Sub_dum		0.0112 *** (0.0049)	0.0111 *** (0.0049)		-0.0180 *** (0.0048)	-0.0181 *** (0.0048)
Export_dum		-0.0221 *** (0.0064)	-0.0219 *** (0.0064)		0.0064 (0.0064)	0.0064 (0.0064)
行业	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	控制
常数项	3.8361 *** (0.0027)	3.7614 *** (0.0050)	3.6761 *** (0.1126)	0.6486 *** (0.0026)	0.6541 *** (0.0049)	0.7942 *** (0.1100)
观察值	422 #56	422 #56	422 #56	422 #36	422 #36	422 #36
R ²	0.150	0.232	0.233	0.009	0.052	0.052

注释:所有回归都控制了时间和个体效应,控制了产业和年份,括弧中为标准误差,*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。以下表格相同。

这一结果的出现,与“十一五”环境规制政策的变动有关。“十一五”规划期间,政府加强了环境规制力度,对主要污染物总量进行了控制;同时,中央政府开始将环境保护指标与地方官员绩效考核直接挂钩,迫使地方政府环境治理力度加大。设计更具操作性、实施更加良好的环境规制

政策势必会导致企业成本攀升,为此,继续生产的企业不得不进行节能减排技术设备改造、更新或降低成本的技术创新,提升生产工艺和污染控制技术水平,减少污染物排放,高污染、高能耗或高规制遵循成本的企业甚至被迫退出,由此导致资源或要素在不同类型的产业之间或产业内部转移或重新配置,进而实现优胜劣汰,倒逼产业(企业)转型升级。近年来的事实也表明,高强度的环境规制力度倒逼了产业转型升级^① [42]。

从控制变量的回归结果来看,比较重要的发现有如下两个:一是国有企业的人均增加值和资本增加值都显著低于非国有企业,换言之,环境规制力度的加大并没有带动国有企业以人均增加值或资本增加值提升为标志的转型升级;二是相对于中型企业而言,环境规制政策只是带动了大型企业的转型升级,而没有带动小型企业的转型升级。为此后文我们将进一步深入研究。其他控制变量的回归结果也大体与我们的直觉一致:企业利润率越高,融资能力越强,融资约束越小,企业越能转型升级。出口则对企业的转型升级产生了负面影响。限于篇幅,不能展开分析。

(二) 稳健性检验

首先,平行趋势检验。对于上述基本回归结果,如果污染密集型行业和非污染密集性行业存在时间趋势差异,那么人们就会质疑这一政策效应并非是环境规制政策效应引致,而是由于事前时间趋势不同而引起。为了检验在“十一五”减排政策之前,这两种行业是否存在平行趋势,我们考察了 2003-2005 年规制政策效应的动态变化趋势。具体地,在不改变处理组与对照组的设置前提下,时间分别选定为 2003、2005-2007 年,变动之后的时间赋值为 1,此前的赋值为 0,建立时间虚拟变量与污染行业的交互项,然后使用个体和时间双向固定效应模型。从表 3 模型 1、2 的回归结果中可以看出,在 2003 年环境规制政策对产业转

① 例如 2017 年 4 月起,环保部门针对京津冀及周边传输通道区域开展了大气污染防治强化督查。截至 2017 年 11 月,强化督查并未影响相关六省市宏观经济的基本面,环保倒逼经济转型升级的效应在一些城市和行业日益凸显。http://theory.gmw.cn/2018-01/25/content_27447801.htm。又如被认为是我国环境保护历史上的一块里程碑《环境保护税法》在 2018 年初开始实施。实践证明,通过税收机制倒逼高污染、高能耗企业转型升级。环保税倒逼企业转型升级,南京日报/2018 年/3 月/12 日第 A05 版。

型升级的影响是显著为负的,而在 2005 年其影响在统计学上并不显著,说明两者存在平行趋势。同时,表 3 第 1 列的回归结果显示,政策实施后的回归系数从 2006 年的 0.1219 上升到 2007 年的 0.2606,也就是说,呈现出政策效应逐渐增强的趋势。

其次,安慰剂检验。为进一步考察了“十一五”减排政策实施之前这种政策效应是否就已经存在,我们进行了如下安慰剂检验。我们假设减排政策发生在 2005 年,处理组的设置与对照组的设置没有改变,唯一改变的是假定政策变动发生在 2005 年,对 2005 年及其之后的时间赋值为 1,此前的赋值为 0,将每个时间变量与政策变量相乘,然后使用个体和时间双向固定效应模型。表 3 第 4 列的回归结果显示,环境规制对产业转型升级是显著为负的。同时,我们又假定政策实施是发生在 2007 年,用前述方法进行回归。表 3 第 5-6 列的回归结果表明,环境规制政策对“十一五”期间产业转型升级有带动效应。

表 3 稳健性检验

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Addl	Addk	Addl	Addk	Addl	Addk
2003	-0.2054 *** (0.0133)	-0.0331 *** (0.0127)				
2005	-0.0018 (0.0132)	0.0040 (0.0126)	0.0007 (0.0050)	-0.0083* (0.0049)		
2006	0.1219 *** (0.0133)	0.0136 (0.0127)				
2007	0.2606 *** (0.0135)	0.0393 *** (0.0128)			0.0248 *** (0.0055)	0.0253 *** (0.0053)
Soe	-0.1697 *** (0.0204)	-0.0111 (0.0194)	-0.0763 *** (0.0199)	-0.0074 (0.0195)	-0.0761 *** (0.0199)	-0.0072 (0.0195)
Age	0.0106 *** (0.0004)	0.0005 (0.0004)	-0.0012 *** (0.0004)	-0.0001 (0.0004)	-0.0012 *** (0.0004)	-0.0000 (0.0004)
Size_b	0.5206 *** (0.0046)	0.2612 *** (0.0044)	0.4045 *** (0.0046)	0.2557 *** (0.0045)	-0.6317 *** (0.0277)	-0.2679 *** (0.0271)
Size_s	-0.6780 *** (0.0285)	-0.2704 *** (0.0271)	-0.6319 *** (0.0277)	-0.2679 *** (0.0271)	0.4046 *** (0.0046)	0.2558 *** (0.0045)
Profitrate	1.3552 *** (0.0196)	0.4547 *** (0.0186)	1.3547 *** (0.0191)	0.4560 *** (0.0186)	1.3538 *** (0.0191)	0.4555 *** (0.0186)
Fcb	-0.5245 *** (0.0143)	-0.6359 *** (0.0136)	-0.5019 *** (0.0139)	-0.6347 *** (0.0136)	-0.5020 *** (0.0139)	-0.6346 *** (0.0136)
Sub_dum	0.0280 *** (0.0050)	-0.0173 *** (0.0048)	0.0112 *** (0.0049)	-0.0180 *** (0.0048)	0.0112 *** (0.0049)	-0.0180 *** (0.0048)
Export_dum	-0.0050 (0.0061)	0.0075 (0.0058)	-0.0228 *** (0.0059)	0.0060 (0.0058)	-0.0221 *** (0.0059)	0.0065 (0.0058)
常数项	3.8586 *** (0.0070)	0.6687 *** (0.0066)	3.7614 *** (0.0050)	0.6541 *** (0.0049)	3.7613 *** (0.0050)	0.6540 *** (0.0049)
观察值	422 #56	422 #36	422 #56	422 #36	422 #56	422 #36
R ²	0.191	0.052	0.232	0.051	0.232	0.052

再次,改变样本数量。考虑到政策实施前后样本的大体平衡,我们只选取政策实施前后 1 年(2005-2007 年)的样本。我们的回归结果表明,从表 3 的回归结果可以看出,上述结论都具有稳健

性。限于篇幅,不再报告回归结果。

五、环境规制带动效应的异质性分析

现有研究认为,环境规制对产业转型升级的影响存在地区、行业 and 企业的异质性问题,会因规制地区、行业 and 企业的不同而不同。就企业异质性而言,我们拟关注企业性质和规模所引起的异质性问题。环境规制政策对企业的影响程度取决于企业与政府的讨价还价能力及其自身对规制成本的吸收能力,而在中国,企业的这两种能力与其性质(所有者类型)及其规模密切相关。这是因为国有企业可以通过信贷上的优先以及政府补贴等来减缓环境规制政策带来的冲击,但是私人企业缺乏这些能力,因此面临减产的风险^[7]。同时,不同规模的企业由于规模经济和范围等自身因素的影响,大企业在规制遵循成本和融资约束方面享有优势,而小企业更容易受到法律环境带来的影响^[43]。有鉴于此,本文拟考察环境规制的带动效应是否存在这两方面的异质性。

(一) 企业所有制类型的异质性

前面的回归结果已经初步表明,环境规制政策效应存在着企业所有制类型的异质性,即它只是显著地促进了非国有企业的转型升级。

现有研究表明,中国经济转型时期不同所有制类型的企业面对外部制度环境和内部的产权制度、治理结构存在差异,环境规制政策效应在不同所有制企业间会存在差异。就此,我们进行了子样本的回归分析。表 4 中模型 1、3 和模型 2、4 的因变量分别为每单位劳动和资本的增加值。研究结果表明,环境规制政策只是显著带动了非国有企业的转型升级,该结论与前文一致。究其原因可能在于:(1)企业内部因素差异,其中包括企业性质、目标、规模和行业分布因素差异。从企业性质和目标来看,相对于非国有企业而言,国有企业肩负着社会稳定、就业和经济发展等多重目标,追求利润最大化并非其唯一目标。而产权相对明晰的非国有企业对环境规制所带来的成本则更加敏感,也不存在像传统国有企业那样的软预算约束问题,会主动实施节能减排举措,试图通过管理与技术创新,积极促成产业转型升级。从企业规

模和行业结构的差异来看,相对于国有企业而言,平均而言,非国有企业规模更小,行业集中度更低。(2)企业外在压力的差别。国有企业与地方政府存在着政治关联。他们往往能享有更多的政府资助或地方政府的庇护,以及更低环境税的优惠或更容易逃脱排污处罚^[11 44],因此,国有企业面临的因环境规制遵循成本上升所带来的压力较小,实现产业转型升级的动力不足。而在面临愈加严格的环境规制时,非国有企业受到规制的压力更大,规制遵循成本较高,必须通过技术或设备的引进通过生产率,或者进行技术创新,提高单位产品的增加值,从而推动其产业转型升级。

表 4 所有制类型的异质性

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	国有企业		非国有企业	
	Addl	Addk	Addl	Addk
Post* ind	0.0401 (0.0252)	0.0237 (0.0177)	0.0314*** (0.0049)	0.0269*** (0.0049)
	-0.0018 (0.0013)	-0.0009 (0.0009)	-0.0010** (0.0005)	0.0002 (0.0005)
Age	-0.3406*** (0.0596)	-0.2237*** (0.0419)	-0.7178*** (0.0319)	-0.2786*** (0.0316)
	0.3319*** (0.0337)	0.1923*** (0.0237)	0.4060*** (0.0047)	0.2553*** (0.0046)
Size_s	0.6765*** (0.0534)	0.1182*** (0.0376)	1.4483*** (0.0205)	0.5081*** (0.0203)
	-0.4935*** (0.0621)	-0.3423*** (0.0437)	-0.4974*** (0.0143)	-0.6556*** (0.0142)
Fcb	0.0310 (0.0248)	-0.0316* (0.0174)	0.0108** (0.0050)	-0.0173*** (0.0049)
	0.0260 (0.0439)	0.0421 (0.0309)	-0.0234*** (0.0060)	0.0057 (0.0059)
Export_dum	3.3639*** (0.3703)	0.3674 (0.2605)	3.7305*** (0.1195)	0.8027*** (0.1180)
	观察值 17 422	17 420	405 034	405 016
R ²	0.316	0.063	0.230	0.053

(二) 企业规模的异质性

基于中国经济正处于转型时期,不同规模的企业因为所面临的外部制度约束不同,其升级程度也会不同。前面实证结果分析初步表明,环境规制只是显著促进了大型企业的转型升级。为了进一步深入研究,我们进行了子样本回归分析。表 5 模型 1-2 的因变量分别是人均增加值和每单位资本的增加值,3-4 亦与此类似,从中我们发现,企业规模存在显著的异质性。相对于中型企业而言,环境规制只是显著地带动了大型企业的

转型升级,而并没有带动小型企业的转型升级。究其原因在于:(1)大规模企业享有规模经济和范围经济的优势。大型企业拥有规模经济性、范围经济性和学习经济性等利益,面临环境规制所施加的成本上升的压力就较小,同时,大企业能够充分利用各地域、各单元的关系和优势,分享企业的独特能力和创新资源,从而有利于提升产业技术水平,形成产业转型升级。大企业规模生产对工艺创新投入的补偿优势以及通过技术溢出效应对企业集聚的主导作用,在产业升级过程中往往具有不可替代的作用^[45]。(2)大型企业比小企业人力、物力和财力资源雄厚,更有资源和能力进行产业升级,而规制成本上升则挤压了小型企业的利润空间,只能从事低端生产^[46-47]。

表 5 企业规模的异质性

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	大企业		小企业	
	Addl	Addk	Addl	Addk
Post* ind	0.0249*** (0.0067)	0.0190*** (0.0070)	0.1565 (0.1181)	-0.0032 (0.0793)
Soe	-0.0737*** (0.0251)	-0.0004 (0.0260)	0.2260 (0.2477)	0.3120* (0.1664)
Age	-0.0006 (0.0006)	-0.0002 (0.0006)	0.0009 (0.0078)	0.0003 (0.0053)
Profitrate	1.7841*** (0.0328)	0.6355*** (0.0340)	0.3643*** (0.1128)	0.1473* (0.0757)
Fcb	-0.4943*** (0.0236)	-0.7079*** (0.0244)	-0.2348 (0.1772)	-0.1959 (0.1190)
	0.0161** (0.0062)	-0.0143** (0.0065)	-0.1131 (0.1065)	-0.0246 (0.0715)
Sub_dum	-0.0317*** (0.0081)	0.0249*** (0.0084)	0.3758 (0.2316)	0.0486 (0.1555)
Hhi_sales	-0.8441 (1.0637)	-0.5319 (1.1020)	13.7817 (15.5290)	0.0212 (10.4278)
常数项	4.2915*** (0.0086)	0.8624*** (0.0089)	2.4911*** (0.1987)	0.2659** (0.1334)
	观察值 195 797	195 787	3 996	3 996
R ²	0.167	0.019	0.129	0.055

六、作用机制检验

首先,我们拟检验环境规制是否通过市场结构渠道影响产业转型升级。我们分别选择了以衡量市场结构的集中度(赫芬达尔指数 HHI)、企业进入和退出的三个指标来考察。根据实证模型中机制检验模型(2)的设定,表 6 模型 1-4 的因变量分别是企业数、企业进入率和退出率和市场集中度(HHI)^①,回归结果表明,环境规制政策

阻止了新企业的进入,加速了现有企业尤其是小的、散乱污企业的退出,减少了企业数量,提升了市场集中度。对此我们的解释是,当环境规制设计更加合理、实施更为完备时,即环境规制成为一种普遍性的要求之后,大多数污染密集型企业都会投入资金,从而使污染物排放量达到政府要求的标准。这实际上是一种逆向“精洗”的过程:不进行技术更新并且依然大规模排放污染物的企业尤其是中小型有可能面临重罚,从而被迫退出市场,进行技术更新的企业则会继续留在市场中^[48-49]。我们证实了假说2中环境规制会通过市场结构提高影响产业转型升级。

表6 环境规制对市场结构的影响

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	Nt	Newid	Exit	Hhi
	Nt	Newid	Exit	Hhi_sales
Post* ind	-136.7806 *** (4.3519)	-0.0089 *** (0.0011)	0.0034 ** (0.0014)	0.0007 *** (0.0000)
Soe	85.2208 *** (18.0521)	-0.0078 * (0.0045)	0.0106 * (0.0057)	0.0003 *** (0.0001)
Size_s	166.7595 *** (25.0729)	0.1219 *** (0.0062)	0.0716 *** (0.0080)	-0.0001 (0.0001)
Size_b	47.7367 *** (4.1915)	-0.0432 *** (0.0010)	-0.0096 *** (0.0013)	-0.0001 *** (0.0000)
Age	0.9930 ** (0.3894)	-0.0014 *** (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	0.0000 (0.0000)
Profitrate	-28.8697 * (17.2125)	-0.0313 *** (0.0043)	-0.0445 *** (0.0055)	-0.0001 *** (0.0001)
Fcb	57.4360 *** (12.6005)	0.0318 *** (0.0031)	0.0146 *** (0.0040)	-0.0001 *** (0.0000)
Sub_dum	-9.9471 ** (4.4078)	-0.0089 *** (0.0011)	-0.0072 *** (0.0014)	-0.0000 (0.0000)
Export_dum	4.9911 (5.3381)	-0.0101 *** (0.0013)	-0.0067 *** (0.0017)	-0.0000 (0.0000)
常数项	1043.4912 *** (101.9589)	0.1107 *** (0.0254)	-0.0091 (0.0324)	0.0093 *** (0.0003)
观察值	422 598	422 598	422 598	422 598
R ²	0.771	0.042	0.070	0.700
样本数量	260 880	260 880	260 880	260 880

其次,检验技术创新渠道。现有文献大多从创新投入和创新产出两个方面来衡量企业技术创新:创新投入主要用企业的R&D强度来衡量,而创新产出则主要以企业的新产品产值和专利数量

来衡量。我们用工业企业数据库中研发强度(研发支出投资与企业增加值之比)和新产品比重(以企业新产品产值与企业的总产值之比)来衡量。同时,我们也借助于上述指标的三年均值指标来刻画环境规制对长期技术创新变化趋势的影响。表7中模型1、2分别用研发强度和新产品产值度量技术创新,回归结果表明,短期内环境规制并没有显著促进技术创新,但如果在趋势上还用三年平均值,规制就会开始促进研发投入强度和新产品产值比重的提高(模型3、4)。这一研究结论表明,环境规制在短期内难以促进技术创新,而在长期内则有可能。这是因为技术创新要有一个过程,在短期内难以促进技术创新,但在长期内,企业的自觉环保意识和环保远见能有效带动企业的制度创新和技术创新^[50],促使生产要素的流动和升级^[51]。

表7 技术创新升级路径的检验

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	Rdadv	Npr	Averd	Ave
Post* ind	-0.0024 *** (0.0009)	-0.0039 *** (0.0009)	0.0006 *** (0.0001)	0.0046 *** (0.0005)
Soe	-0.0018 (0.0036)	-0.0024 (0.0039)	0.0003 (0.0004)	0.0000 (0.0021)
Size_s	-0.0067 (0.0050)	0.0164 *** (0.0054)	-0.0006 (0.0005)	-0.0001 (0.0029)
Size_b	-0.0012 (0.0008)	-0.0029 *** (0.0009)	0.0003 *** (0.0001)	0.0035 *** (0.0005)
Age	-0.0001 * (0.0001)	-0.0000 (0.0001)	0.0000 (0.0000)	0.0001 ** (0.0000)
Profitrate	-0.0733 *** (0.0035)	-0.0127 *** (0.0037)	-0.0019 *** (0.0003)	-0.0034 * (0.0020)
Fcb	0.0009 (0.0025)	0.0011 (0.0027)	0.0002 (0.0003)	-0.0013 (0.0015)
Sub_dum	0.0008 (0.0009)	0.0050 *** (0.0010)	-0.0000 (0.0001)	-0.0001 (0.0005)
Export_dum	0.0013 (0.0011)	0.0228 *** (0.0012)	-0.0002 ** (0.0001)	0.0000 (0.0006)
常数项	0.0123 (0.0204)	0.0184 (0.0221)	0.0055 *** (0.0020)	0.0336 *** (0.0118)
观察值	422 456	422 598	422 150	422 585
R ²	0.003	0.007	0.001	0.002

再次,检验要素效率(生产率)提升渠道。短期内,我们没有发现创新驱动升级的证据。我们

① 考虑到工业企业数据库中绝大多数企业是大型企业,因此,环境规制对企业进入的影响可能是有偏误的,我们借助于2004和2008年经济普查数据考察了环境规制对企业数量的影响,回归结果表明,环境规制仍然是显著负向影响企业数量的,限于篇幅,回归结果没有报告。

转向了效率(生产率)驱动的产业升级考察。对于生产率的测度方法,我们使用基于 OP 和 LP 等方法估算的全要素生产率(TFP)来测度。全要素生产率的估算参照了鲁晓东、连玉君(2012)^[32],使用 stata 中的 opreg 和 levpct 命令估计得出。表 8 模型 1、3 的因变量分别是 OP 方法估算的全要素生产率的水平值和相对值(增长率)^①。模型 2、4 的因变量则是 LP 估算的全要素生产率。从回归结果来看,环境规制政策的变动确实提高了企业全要素生产率。我们的这一结论与韩超等(2017)^[2]的结论是一致的。

表 8 环境规制对全要素生产率的影响

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	Tfpop	Tfplp	Oprate	Lprate
Post* ind	0.0195 *** (0.0046)	0.0073 (0.0046)	0.0360 ** (0.0152)	0.0050 ** (0.0026)
Soe	-0.0292 (0.0193)	-0.0158 (0.0191)	0.0144 (0.0553)	-0.0026 (0.0093)
Age	0.0002 (0.0004)	0.0008 * (0.0004)	-0.0001 (0.0012)	-0.0002 (0.0002)
Size_s	-0.7489 *** (0.0269)	-0.8458 *** (0.0266)	-0.6596 *** (0.1052)	-0.2464 *** (0.0176)
Size_b	0.4436 *** (0.0045)	0.5371 *** (0.0044)	0.0977 *** (0.0135)	0.0545 *** (0.0023)
Profitrate	1.4472 *** (0.0185)	1.5026 *** (0.0183)	0.4177 *** (0.0563)	0.1693 *** (0.0094)
Fcb	-0.5461 *** (0.0135)	-0.5749 *** (0.0133)	-0.1366 *** (0.0404)	-0.0677 *** (0.0068)
Sub_dum	0.0175 *** (0.0047)	0.0353 *** (0.0047)	0.0025 (0.0128)	-0.0020 (0.0022)
Export_dum	0.0048 (0.0057)	0.0339 *** (0.0056)	0.0333 ** (0.0166)	0.0014 (0.0028)
常数项	3.6678 *** (0.1088)	6.2007 *** (0.1076)	0.9558 *** (0.3399)	1.0379 *** (0.0570)
观察值	421 939	421 939	195 260	195 260
R ²	0.192	0.272	0.008	0.092

七、结论和政策建议

本文利用 2003 - 2007 年中国制造业企业数据,采用倍差法,实证研究了环境规制对产业转型升级的影响、机制及其企业异质性。研究发现:相对于非污染密集型行业企业而言,环境规制确实倒逼了污染密集型制造业企业以人均增加值和每单位资本的增加值提升为标志的转型升级。但这一政策只是促进了非国有企业和大型企业的转型

升级。进一步的研究发现,环境规制的政策效应在短期内并不是通过促进企业的技术创新,而是通过行业集中度提高和全要素生产率提升等渠道实现的。

本文研究对理解环境规制倒逼产业转型升级的作用机理无疑具有重要的理论价值,同时也对健全环境规制体系,以及通过产业转型升级实现“美丽中国”的目标具有重要的政策意蕴:

首先,借助于设计合理的环境规制政策,可以实现产业转型升级(结构转型)与环境保护的“双赢”。在当前中国环境污染问题依旧十分严峻的情势下,亟需制定更为严格的环境规制政策,鼓励和支持企业制定主动的环境保护和结构转型的战略,从而达到环境治理与产业升级的“双赢”局面。

其次,只有设计合理且实施良好的环境规制政策才能促进产业转型升级。在“十一五”时期规制政策对产业转型升级起了很大的促进作用。因此,需要进一步采取如下环境保护的政策或措施:第一,完善环境保护的体制机制。在加强中央政府对地方政府环保的监督和管理的同时,在政绩考核中的赋予环境绩效指标更大的权重,并建立同级地方政府环境规制政策相互监督的机制。第二,加大环境规制的力度。中央政府建立和完善相关的法律法规,各级政府需加强对本地区企业污染物排放的监管力度,并完善相关的管理制度。第三,加强公众和社会舆论的监督。鼓励群众和媒体对地方政府、地方官员环境规制政策的制定和实施情况进行监督,使公众或舆论参与到环境保护的监督和执行中,使环境保护真正落到实处。

再次,环境规制强度能促进企业转型升级要以一定类型的企业为前提的。在我们的研究中,产业转型升级只对非国有企业和大型企业才成立。因此,政府应对不同所有制类型和不同规模的企业采取差异化的激励政策和举措。对国有企业实行改革,实现政企分开,加强国有企业的环境规制约束,鼓励其进行技术创新。对于非国有企

① 相邻两年全要素生产率对数值之比。

业,在鼓励和支持其技术创新的同时,切实解决环境规制约束下企业的融资难、融资贵等问题。

最后,应当强化污染治理成本对企业技术创新的倒逼机制,进一步实现创新驱动发展^[53]。徐康宁等(2010)^[54]认为中国产业能否顺利转型升级关键在于企业创新能力的形成,技术创新“破坏性的突破”的实现。为此,需要采取各种激励措施,促进各类企业的制度、组织创新和技术创新,加大各类企业参与企业间、行业内、行业间和国际间的专业化分工,促进各类企业的转型升级。

参考文献:

- [1] Gereffi G. International trade and industrial upgrading in the apparel commodity chain[J]. 1999, 48(1): 37-70.
- [2] 韩超,张伟广,冯展斌. 环境规制如何“去”资源错配——基于中国首次约束性污染控制的分析[J]. 中国工业经济, 2017(4): 115-134.
- [3] Copeland B R, Taylor M S. North-south trade and the environment[J]. Quarterly Journal of Economics, 1994, 109(3): 755-787.
- [4] Cai X, Lu Y, Wu M. Does environmental regulation drive away inbound foreign direct investment? Evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. Journal of Development Economics, 2016, 123: 73-85.
- [5] Lanoie P, Patry M, Lajeunesse R. Environmental regulation and productivity: Testing the porter hypothesis[J]. Journal of Productivity Analysis, 2008, 30(2): 121-128.
- [6] Shi X, Xu Z. Environmental regulation and firm exports: Evidence from the eleventh five-year plan in China[J]. Journal of Environmental Economics & Management, 2018, 89: 187-200.
- [7] Hering L, Poncet S. Environmental policy and exports: Evidence from Chinese cities[J]. Journal of Environmental Economics & Management, 2014, 68(2): 296-318.
- [8] Jefferson G H, Tanaka S, Yin W. Environmental regulation and industrial performance: Evidence from unexpected externalities in China[J]. Social Science Electronic Publishing, 2013.
- [9] Tanaka S. Environmental regulations on air pollution in China and their impact on infant mortality[J]. Journal of Health Economics, 2015, 42(3): 90-103.
- [10] 盛丹,张慧玲. 环境管制与我国的出口产品质量升级——基于两控区政策的考察[J]. 财贸经济, 2017, 38(8): 80-97.
- [11] 韩超,桑瑞聪. 环境规制约束下的企业产品转换与产品质量提升[J]. 中国工业经济, 2018(2): 43-62.
- [12] Chen Y J, Li P, Lu Y. Accountability, career Incentives, and pollution: The Case of two control zones in China[J]. Social Science Electronic Publishing, 2015.
- [13] Berman E, Bui L T M. Environmental regulation and productivity: Evidence from oil refineries[J]. Review of Economics & Statistics, 2001, 83(3): 498-510.
- [14] Liu W, Tong J, Yue X. How does environmental regulation affect industrial transformation? A Study based on the methodology of policy simulation[J]. Mathematical Problems in Engineering, 2016(4): 1-10.
- [15] Lima Filho F L. Environmental regulation, technology adoption and structural transformation: Evidence from Brazilian sugarcane industry[D]. Rio de Janeiro, 2015.
- [16] 李强. 环境规制与产业结构调整——基于 Baumol 模型的理论分析与实证研究[J]. 经济评论, 2013(5): 100-107.
- [17] 肖兴志,李少林. 环境规制对产业升级路径的动态影响研究[J]. 经济理论与经济管理, 2013, V33(6): 102-112.
- [18] 胡建辉. 高强度环境规制能促进产业结构升级吗?——基于环境规制分类视角的研究[J]. 环境经济研究, 2016, 1(2): 76-92.
- [19] 卫平,余奕杉. 环境规制对制造业产业结构升级的影响——基于省级动态面板数据的系统 GMM 分析[J]. 经济问题探索, 2017(9): 144-152.
- [20] Barbera A J, McConnell V D. The Impact of environmental regulations on industry productivity: Direct and indirect effects[J]. Journal of Environmental Economics & Management, 1990, 18(1): 50-65.
- [21] Markusen J R, Morey E R, Olewiler N D. Environmental policy when market structure and plant locations are endogenous[J]. Journal of Environmental Economics & Management, 1993, 24(1): 69-86.
- [22] Conrad K. Locational competition under environmental regulation when input prices and productivity differ[J]. Annals of Regional Science, 2005, 39(2): 273-295.
- [23] Pashigian B P. The Effect of environmental regulation on optimal plant size and factor shares[J]. Journal of Law Economics, 1984, 27(1): 1-28.
- [24] Blair B F, Hite D. The Impact of environmental regulations on the industry structure of landfills[J]. Social Science Electronic Publishing, 2005, 36(4): 529-550.

- [25]梅国平,龚海林.环境规制对产业结构变迁的影响机制研究[J].经济经纬,2013(2):72-76.
- [26]吴家曦,李华燊.浙江省中小企业转型升级调查报告[J].管理世界,2009(8):1-5.
- [27]李平,慕绣如.环境规制技术创新效应差异性分析[J].科技进步与对策,2013,30(6):97-102.
- [28]李玲,陶锋.中国制造业最优环境规制强度的选择——基于绿色全要素生产率的视角[J].中国工业经济,2012(5):70-82.
- [29]薛曜祖.环境规制的产业结构效应:理论与实证分析[J].统计与信息论坛,2016,31(8):39-46.
- [30]吴舜泽.《国家环境保护“十一五”规划》实施评估报告[M].北京:中国环境科学出版社,2012.
- [31]王金南,秦昌波.环境治理进入“看脸”时代[J].财经,2016(33):56-58.
- [32]Wang Q, Xie X, Wang M. Environmental regulation and firm location choice in China[J]. China Economic Journal, 2015, 8(3): 215-234.
- [33]李长青,姚萍,童文丽.中国污染密集型产业的技术创新能力[J].中国人口·资源与环境,2014,24(4):149-156.
- [34]Gary H. Jefferson, Bai Huamao, Guan Xiaojing. R&D performance in Chinese industry[J]. Economics of innovation & New Technology, 2006, 15(4-5): 345-366.
- [35]张成,陆旻,郭路等.环境规制强度和生产技术进步[J].经济研究,2011(2):113-124.
- [36]聂辉华,江艇,杨汝岱.中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J].世界经济,2012(5):142-158.
- [37]Kaplinsky R, Readman J. Globalization and upgrading: What can (and cannot) be learnt from international trade statistics in the wood furniture sector? [J]. Industrial & Corporate Change, 2005, 14(14): 679-703.
- [38]Zhu S, He C. Upgrading in China's apparel industry: International trade, local clusters and institutional contexts [J]. Post Communist Economies, 2018: 1-23.
- [39]聂辉华,谭松涛,王宇峰.创新、企业规模和市场竞争力:基于中国企业层面的面板数据分析[J].世界经济,2008,31(7):57-66.
- [40]李永友,严岑.服务业“营改增”能带动制造业升级吗? [J]. 经济研究,2018(4):20-33.
- [41]江静,何薇.服务产业国际竞争力:基于政府规制和法治水平视角的跨国分析[J].南方经济,2014, V32(9):14-26.
- [42]王勇,俞海,李海英等.强化环保督查的经济影响分析[J].环境与可持续发展,2018(1):21-24.
- [43]Beck T, Demirkucuk A, Maksimovic V. Financial and legal constraints to firm growth: Does size matter? [C]The World Bank, 2002: 137-177.
- [44]Wang H, Wheeler D. Financial incentives and endogenous enforcement in China's pollution levy system [J]. Journal of Environmental Economics & Management, 2005, 49(1): 174-196.
- [45]张杰,张少军,刘志彪.多维技术溢出效应、本土企业创新动力与产业升级的路径选择——基于中国地方产业集群形态的研究[J].南开经济研究,2007(3):47-67.
- [46]John W. Mayo, Matthew N. Murray. Firm size, employment risk and wages: Further insights on a persistent puzzle [J]. Applied Economics, 1991, 23(8): 1351-1359.
- [47]Dunne P, Hughes A. Age, size, growth and survival: UK companies in the 1980s [J]. Journal of Industrial Economics, 1994, 42(2): 115-140.
- [48]李健,薛辉蓉,潘镇.制造业企业产品市场竞争、组织冗余与技术创新[J].中国经济问题,2016(2):112-125.
- [49]张先锋,申屠瑶,王俊凯.环境规制、企业异质性与企业退出[J].北京理工大学学报(社会科学版),2017,19(4):43-49.
- [50]任剑婷,韩太祥.环境规制下的日本汽车企业竞争力分析[J].生产力研究,2007(3):107-108.
- [51]何立胜,鲍颖.产业升级的要素依赖与路径拓展[J].河南师范大学学报(哲学社会科学版),2005,32(5):53-57.
- [52]鲁晓东,连玉君.中国工业企业全要素生产率估计:1999-2007[J].经济学(季刊),2012,11(2):541-558.
- [53]张娟.资源型城市环境规制的经济增长效应及其传导机制——基于创新补偿与产业结构升级的双重视角[J].中国人口·资源与环境,2017,27(10):39-46.
- [54]徐康宁,冯伟.基于本土市场规模的内生化产业升级:技术创新的第三条道路[J].中国工业经济,2010(11):58-67.

(本文责编:王延芳)