

# 地方环境立法与中国制造业的 行业资源配置效率优化

李蕾蕾, 盛丹

**[摘要]** 环境立法是解决环境外部性问题的重要手段,但其能否起到优化资源配置的作用,是评估环境立法政策效果的重要内容。本文利用地方环境立法的设定作为准自然实验,基于1998—2007年中国工业企业微观数据,运用倍差法考察环境立法对行业资源配置的影响。实证结果表明:地方环境立法有助于缩小行业内生产率离散程度,实现行业资源的优化配置。进一步的机制分析发现:一方面,环境立法通过提高企业平均生产率而优化企业内部资源配置,而且低生产率企业的生产率水平提高幅度大于高生产率企业,引起行业生产率离散程度缩小;另一方面,环境立法通过抑制低生产率企业进入和促进低生产率企业退出而达到优化企业之间资源配置的作用。此外,环境立法的资源配置效应具有企业层面和地区层面的异质性,环境立法只有对高研发强度的企业才能起到优化行业资源配置的作用;较之非国有企业,环境立法对国有企业的行业资源配置作用更大;高强度的执法力度是保障环境立法发挥资源配置作用的关键。

**[关键词]** 地方环境立法; 生产率离散; 资源配置

**[中图分类号]**F424 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2018)07-0136-19

## 一、引言

党的十九大报告明确指出:“建设生态文明是中华民族永续发展的千年大计,必须树立绿水青山就是金山银山的理念”。近年来,为了防治环境污染和改善环境质量,中国政府不断加强和完善环境法制建设。根据《中国环境年鉴》(2015年)统计,截至2014年,中国31个省份现行有效的地方性环境法规总数达391件;内容涉及环境保护综合法案、水污染、大气污染以及固体废弃物污染防治等各个方面;并在2015年新《中华人民共和国立法法》实施后,环境立法的立法权扩大到设区市。但《2016年中国环境状况公报》显示,中国环境质量虽有改善但仍不容乐观,其中,32.3%的地表水超过Ⅲ类水质标准,60.1%的地下水超过较差级标准;75.1%的城市空气质量超标,PM<sub>2.5</sub>为主要污染

**[收稿日期]** 2017-12-27

**[基金项目]** 国家自然科学基金面上项目“环境管制与中国出口贸易:基于异质性贸易理论的视角”(批准号71673150);国家自然科学基金面上项目“国际贸易与工资不平等:基于企业内和企业间工资不等的研究”(批准号71573141)。

**[作者简介]** 李蕾蕾,浙江工商大学经济学院讲师,经济学博士;盛丹,南开大学经济学院副研究员,硕士生导师,经济学博士。通讯作者:李蕾蕾,电子邮箱:lileilei2011@126.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

物,71.9%的城市PM<sub>2.5</sub>年均浓度范围超过国家二级标准。究其原因,要素价格扭曲和能源利用率低等资源错配问题是造成环境污染的重要原因之一(宋马林和金培振,2016)。在缺乏环境立法时,由于环境污染的负外部性特征,低生产率企业可以通过低成本攫取环境资源而获得市场生存的机会,阻碍资源向高生产率企业流动,存在严重的资源错配现象。

理论上,环境立法的实施能够通过环境成本内部化弥补排污企业私人成本与社会成本的差距,改善资源配置的效率。但也有可能因信息不对称和交易成本的存在等引发政策扭曲而导致资源配置无效甚至恶化(Tombe and Winter,2015)。环境立法究竟能否起到优化资源配置的作用,以及作用机制如何?这一问题已经引起学术界和政策制定者的关注。对该问题的解答,不仅有利于协调政府与市场之间的关系,而且有助于实现环境改善与经济增长双赢,是环境政策和经济政策制定中的重中之重。

现有文献关于环境立法经济效应的研究主要集中在环境立法对生产率(李树和翁卫国,2014;李树和陈刚,2013;Greenstone et al.,2012)、引进外资(Hanna,2010)以及劳动力健康的影响(Tanaka,2015)等方面,但较少涉及环境立法对资源配置的影响。Tombe and Winter(2015)采用一般均衡模型从成本角度分析了环境政策扭曲所产生的资源错配问题,为研究环境立法与资源配置关系构建了分析框架和理论基础。虽然该文献强调了资源错配是由高、低生产率企业所承担的环境成本不同所引起的,但最终采用行业平均生产率水平的变动而非异质性企业生产率差异来衡量环境政策的资源配置效应,在一定程度上忽略了资源配置的内涵。

针对资源配置这一问题,现有文献大多采用生产率离散程度来对其进行度量和分析(Hsieh and Klenow,2009;Balasubramanian and Sivadasan,2009)。生产率离散程度越高,则意味着资源配置效率越低。因为在完全竞争条件下,竞争机制促使资源不断从低生产率企业向高生产率企业流动,则不存在资源错配问题,具体表现为行业内企业层面生产率离散程度的持续下降,最终所有企业生产率水平平均相等(Syverson,2004)。已有学者研究了宏观政策与资源配置之间的关系,但多关注的是增值税改革(蒋为,2016)、劳动保护政策(Lashitew,2016)等对资源配置的影响。环境保护也是一项重要的宏观政策,但鲜有文献基于生产率分布来研究环境立法的资源配置效应。

本文在前期文献的基础上,基于1998—2007年中国工业企业数据库,借助地方环境立法事件,运用倍差法考察环境立法对行业资源配置的影响。区别于现有环境管制与资源配置的文献(王杰和孙学敏,2015;韩超等,2017),本文在研究内容和研究方法上有所不同。首先,根据Melitz and Polanec(2015),企业生产率增长可以分解为企业内效应、企业间效应以及企业进入和企业退出效应,其中,企业内效应强调在位企业的技术进步,企业间效应强调企业之间静态资源配置,而企业进入和退出强调了企业之间动态资源配置的过程。前期有关环境管制的文献多关注环境管制对企业技术进步的影响,对环境管制资源配置效应的研究较为不足,更鲜少对企业动态资源配置效应进行研究。本文在此方面有所创新,不仅从企业生产率的视角研究了环境立法对企业内部资源配置的影响,并基于环境立法技术进步效应的非对称性,通过研究环境立法对不同生产率企业技术进步效应的差异性,揭示出环境立法对企业间静态资源配置的影响机制。而且,本文进一步研究了环境立法对不同生产率企业进入、退出的差异性影响,清晰地展现了资源从低生产率企业向高生产率企业流动的动态资源配置过程,丰富和拓展了环境立法资源配置效应的机制研究。其次,在研究方法上,本文将地方环境立法作为准自然实验,采用双重倍差法(DID)考察环境立法前后实验组与对照组之间的生产率分布差异,以此来研究环境立法与行业资源配置之间的因果关系。双重倍差法的实证设计能够在一定程度上避免环境管制的测度误差,又能有效克服环境管制与生产率分布之间可能存在

的内生性问题,减少估计偏误。而且本文进一步通过平行趋势检验和安慰剂检验保证了 DID 模型估计的有效性,估计结果更加准确。最后,具体到关于中国环境立法的研究上,现有文献主要采用宏观数据进行政策评估(李树和陈刚,2013;包群等,2013),但企业是经济活动的主体,也是环境立法的管制对象,企业面对环境立法所做出的反应才是衡量法规有效性的关键。本文在数据选取上有所不同,本文基于微观企业数据进行研究,既可以在一定程度上避免宏观数据存在的聚集性偏倚问题(Aggregation Bias),也有利于通过异质性企业的差异化表现揭示环境立法资源配置效应的微观机制。

## 二、文献综述

### 1. 环境立法及其经济影响

为防治环境污染,政府不断完善环境立法体系建设,其中,地方环境立法是其重要内容(李树和翁卫国,2014),也是最基础和最重要的制度安排(李树和陈刚,2013)。现有研究表明,环境立法不仅对污染排放有重要影响(包群等,2013;Cole et al.,2005),同时也会作用于微观企业的其他经济活动。针对中国环境立法或政策影响进行研究的文献并不罕见,但主要集中于考察大气污染防治法对全要素生产率以及其他经济增长绩效的影响(李树和陈刚,2013;李树和翁卫国,2014;祁毓等,2016)、“两控区”政策对出口、引进外资和健康的影响(Hering and Poncet,2014;Cai et al.,2016;Tanaka,2015)以及能源政策对出口的影响(申萌等,2015)等。虽然以上文献所覆盖的研究领域已较为全面,但忽略了环境立法对行业资源配置的影响。

环境立法影响经济行为的机制主要有两种效应,即“成本效应”和“技术效应”。成本效应是指环境管制促使环境成本内部化,提高企业生产成本,造成产品竞争力下降(Copeland and Taylor,2004)。与上述观点相反的是技术效应,技术效应基于“波特假说”,认为严格且适宜的环境管制能激励企业改进生产技术,从而提升企业竞争力(Porter and van der Linde,1995)。技术效应主要表现为环境管制可以激发企业研发创新获得产品补偿以及提高生产率获得加工过程补偿。“成本效应”和“技术效应”是现有关于环境立法效果评估所争论的焦点,也是开展研究的基础。

### 2. 环境立法与行业资源配置

行业资源配置的改善主要通过两个渠道实现:①企业内部资源配置的优化,具体表现为企业生产技术的革新和行业内企业平均生产率的提高;②行业内企业之间资源配置的优化,具体表现为资源从低生产率企业向高生产率企业的流动(马光荣,2014;Lashitew,2016)。环境立法对行业资源配置的影响也主要通过企业内资源配置和企业间资源配置两个渠道来实现。

(1)环境立法影响企业内部资源配置,最终表现为行业内企业平均生产率水平的变动。在环境立法的管制下,企业采用清洁能源和原材料以及清洁生产技术代替高耗能高污染的生产投入,但最终能否实现企业生产过程中资源的优化配置,则取决于成本效应和技术效应的权衡。童健等(2016)研究发现,对污染密集型行业而言,当环境规制强度较低时,环境规制政策的资源配置扭曲效应强于技术效应,即企业通过增加要素投入获取经济产出而非通过技术升级来提高产出效率;当环境规制强度较高时,环境管制政策的技术效应强于资源配置扭曲效应,企业更倾向于以技术替代环境要素投入。Berman and Bui(2001)、Greenstone et al.(2012)以及 Xu(2016)等在微观企业层面研究了环境管制对企业全要素生产率的影响,结果均验证了环境管制有助于企业生产效率的提升,这在一定程度上表明环境管制有益于在企业内部实现生产过程的资源优化配置。Galloway and Johnson(2016)采用电力部门企业数据进一步研究发现知识溢出是企业内部资源配置的具体形式之一,环境管制对企业内某一部门所产生的生产率提升作用可以通过知识溢出作用于同一企业的其他部

门,促进企业内部的资源优化配置。

(2)环境立法影响企业之间资源配置,主要表现为环境立法引发企业进入退出动态调整,进而影响行业资源配置效应。行业内企业之间资源配置状况变动的前提是环境立法对异质性企业存在非对称影响。在企业生产率异质性上, Tombe and Winter(2015)研究发现环境政策扭曲使得低生产率企业需要承担比高生产率企业更大的环境成本。Albrizio et al.(2017)对 OECD 国家行业层面和企业层面生产率数据进行研究,发现严格的环境规制只有利于高生产率企业全要素生产率的增长,而不利低生产率企业全要素生产率的增长,最终引致行业生产率的短期提升。韩超等(2017)研究发现环境管制降低了低生产率企业的资本要素流入,同时促进高生产率企业的资本要素流入,从而调节企业之间的资源再配置。此外,在企业污染密集度的异质性上,因为在环境管制之下需要承担的治污成本的不同,清洁生产企业更容易获得市场优势,而污染企业市场规模萎缩(原毅军和谢荣辉,2014)。在企业规模异质性上,Becker et al.(2013)研究发现,环境治理成本随企业规模的增加而增加。孙学敏和王杰(2014)进一步研究发现相较于大型企业,环境管制对中小企业的规模扩张具有更显著的促进作用,这一资源配置的过程促使企业规模分布更加平均。在环境立法效应存在企业异质性的基础上,环境立法通过引发异质性企业进入、退出,影响行业资源配置效应。理论上,治污设备投入以及新技术研发投入等增加了企业的固定成本,提高了市场进入的生产率门槛(黄小兵和黄静波,2015)。Konishi and Tarui(2013)在异质性企业理论模型中加入环境投入要素进行一般均衡分析,研究表明基于排放速率进行环境管制的政策阻碍低生产率企业进入。在实证研究上,Deily and Gray(1991)和 Harrison et al.(2015)均验证了环境管制对污染企业进入、退出的影响。已有学者研究表明,企业进入和退出是实现资源优化配置的重要渠道(Brandt et al.,2012)。Jefferson et al.(2013)研究发现“两控区”政策提高了污染行业的经济绩效,进一步的机制检验揭示出环境政策引起高效率企业进入和低效率企业退出是行业资源配置优化的原因之一。基于此,环境立法强化了优胜劣汰的市场选择机制,通过影响企业进入和退出而作用于行业的资源配置过程。

### 三、政策背景、实证设计与数据说明

#### 1. 政策背景及评述

自1979年中国首次颁布《环境保护基本法》之后,环境保护法律体系日臻完善。按照立法主体划分,中国环境立法分为中央环境立法和地方环境立法。在中央环境立法的框架之下,各地方政府根据本地区经济发展和环境状况制定地方性环境法规,并经历了三个阶段:起步阶段(1982—1989)、发展和提高阶段(1990—1999)以及继续发展阶段(2000至今)。尤其是在2015年《中华人民共和国立法法》施行之后,地方立法权力进一步扩大。2015年之前,进行环境立法的地区仅包括31个省份以及49个特定城市;2015年之后,地方立法权扩大至全部282个设区市。地方环境立法存在地区差异,在1992—2014年,湖北、广东和云南等地方环境立法最多,立法总数均超过40件;上海和重庆环境立法不足5件。截至2014年,中国31个省份现行有效的地方环境法规总数达391件,其中,广东、河北和贵州现行有效的地方环境法规均多于25件,但上海、重庆、吉林、北京、青海和西藏的现行有效地方环境法规最多3件。

地方环境立法形式多样,既包括《环境保护条例》等综合性环境立法,形成环境立法的基本框架与走向;也包括针对特定污染物而进行的不同类型的单项环境立法,如《水污染防治条例》《大气污染防治条例》和《固体废物污染环境防治条例》等,具有明确的管制部门、管制对象、管制区域以及执法方式等。

环境立法内容丰富,包括总则、政府对环境进行监督管理的规定、保护和改善环境的措施、防止污染和公害的措施、信息公开和鼓励公众参与的规定、违反法律的处罚措施以及附则。环境立法为政府环境管制提供了制度保障,政府依据法规条例对环境进行命令控制型的环境管制、市场激励型的环境管制以及自愿型的环境管制。具体地,政府通过制定环境质量标准和污染排放标准、核准发放排污许可证、规定企业必须采用清洁生产技术、划定特殊环境保护区域、以及“关停并转”措施等,进行命令控制型的环境管制,这也是环境立法最基本的作用。近年来,环境立法不断完善,市场激励型的环境管制也逐渐有法可依,但法规条例仍不健全,仅包括排污费制度、环境税制度、财政补贴制度、排污交易制度等措施。此外,环境立法在环境信息公开和对企业环境绩效评估方面的规定逐渐完善,自愿型环境管制方式不断得以发展。

环境立法的约束和激励对企业的生产决策、技术决策和管理决策产生了重要影响,具体通过成本效应和技术效应作用于企业内部资源调整和企业之间的资源配置:①环境立法增加企业成本,强化市场优胜劣汰效应。环境立法对企业污染行为的约束主要源于法案的威慑作用(Shimshack and Ward, 2005),尤其是在中国,环境行政管制是环境立法的主干和核心内容,命令控制型的环境管制手段仍发挥着重要作用。根据环境法案规定,政府将淘汰严重污染环境的工艺、设备和产品,并采取“关停并转”的措施迫使生产技术不达标企业退出市场。低生产率企业往往难以达到污染排放标准和生产技术标准(Tombe and Winter, 2015),从而被迫退出市场,因此,环境立法的强制措施直接起到了优胜劣汰的资源配置作用,同时也提高了企业的违规成本。在具体运行中,企业通过源头控制、过程控制和末端治理进行污染控制。具体表现为,企业在项目建设之前增加污染防治投资来达到“三同时”制度的要求(赵连阁等, 2014),通过增加减排技术投资来实现清洁生产过程(Jorgenson and Wilcoxon, 1993),并在生产之后根据排污量缴纳排污费用(徐宝昌和谢建国, 2016)等。企业污染控制支出挤占了生产性投资,而且增加了生产和经营的成本,降低了企业利润和市场竞争能力,不利于企业市场存续。尤其对低生产率企业而言,环境立法引致的环境成本提高了企业进入市场的生产率门槛,如果不进行技术革新,低生产率企业将因无法支付环境成本而被市场淘汰(黄小兵和黄静波, 2015)。因此,环境法案的监管和执行强化了市场选择机制,资源最终从高污染、低生产率的企业流动到污染程度低和生产率高的企业,实现资源配优化配置。②环境立法激励企业技术革新。根据环境立法的要求,企业应当优先采用清洁能源和清洁生产技术,这一法案的强制推行为企业提供了资源配置的信号,企业在生产过程中提高了对高效节能资源的配置。除环境立法的强制规定外,在环境成本压力之下,企业也有自主进行技术革新的动力,通过技术革新来提高能源利用效率,进而减少单位产出的污染排放,最终实现降污增效的双赢(祁毓等, 2016)。而且,中国环境法案强调政府通过财政税收支持和技术支持鼓励企业进行环保技术和设备的研发,降低了企业技术革新的成本和风险,为企业进行清洁技术转化提供保障。因此,环境立法通过激励企业技术革新实现了企业生产过程的资源优化配置。此外,环境立法引致的技术效应存在企业异质性。较之高生产率企业,低生产率企业污染强度更高(Bojona et al., 2010),受到环境立法监管和执行的力度更加严格,为达标生产所需承担的环境成本更大,而且对市场的生产率门槛更加敏感,故更有倾向进行技术革新(Gray and Shadbegian, 2005)。在技术革新方式上,低生产率企业可以凭借较大的技术进步空间,通过低成本的技术模仿和技术引进来获得环保技术溢出,可能产生更大的生产率提升。因此,在环境立法对生产率异质性企业的非对称影响下,行业生产率离散程度下降。

## 2. 实证设计

为有效识别地区环境立法对生产率分布的影响,本文采用倍差法检验地方环境立法的政策效

果。首先,收集中国31个省份历年地方环境保护立法样本,选取各地区《环境保护条例》和《环境污染防治条例》等政策性立法来反映地区环境立法情况。其次,将立法地区中的行业按照污染密集度划分为高污染行业和低污染行业,设定高污染行业为实验组,低污染行业为对照组。因为污染程度不同,行业所受环境立法的管制程度有所差异,高污染行业受到环境立法的管制较大,而低污染行业受到环境立法的管制较小,所以本文用行业的污染程度来识别环境立法的效应。最后,采用倍差法,通过对比立法前后高污染行业和低污染行业企业生产率离散程度的变化来探究地区环境立法对行业资源配置的影响。模型具体形式设置如下:

$$TFPdis_{ipt} = \alpha_1 pollut_i \times post_t + \alpha_2 X_{ipt} + \delta_i + \delta_t + \mu_{ipt} \quad (1)$$

式(1)中, $i$ 表示行业, $p$ 表示省份, $t$ 表示时间。被解释变量 $TFPdis_{ipt}$ 为 $p$ 地区 $i$ 行业中所有企业的生产率离散程度,以此衡量行业内资源配置效率。 $pollut_i \times post_t$ 为模型的主要解释变量,其中, $pollut_i$ 为 $i$ 行业污染程度, $post_t$ 为环境立法时期虚拟变量, $pollut_i \times post_t$ 的系数 $\alpha_1$ 衡量了环境立法前后,较之对照组,实验组生产率离散程度的变化,反映了环境立法对行业资源配置的影响。控制变量 $X_{ipt}$ 为影响行业生产率离散程度的因素,其中,行业层面的控制变量包括:行业集中程度 $HHI$ 、行业平均固定成本 $fc$ 、行业平均出口倾向 $exp$ 、行业平均就业人员数对数 $\ln L$ 、行业平均工资 $wage$ 、行业国有资本比重 $state$ 、行业外资比重 $foreign$ 、行业中企业的平均年龄 $age$ 、行业平均资产负债率 $debt$ ;地区层面的控制变量包括地区经济发展程度对数 $\ln GDP$ 、地区经济结构 $str$ 、地区基础设施建设程度对数 $\ln road$ 。此外,模型控制固定效应,其中, $\delta_i$ 和 $\delta_t$ 分别表示行业固定效应和时间固定效应。 $\mu_{ipt}$ 为随机扰动项。

### 3. 变量度量

被解释变量行业生产率离散程度 $TFPdis_{ipt}$ 。本文根据Hsieh and Klenow (2009)和Balasubramanian and Sivadasan (2009)的研究,采用行业生产率离散程度来衡量行业资源配置效率。Syverson (2004)研究认为资源错配缓解的过程具体表现为行业内企业层面生产率离散程度的持续下降。对行业生产率离散程度的衡量,本文首先采用OP法计算企业全要素生产率 $\ln TFP_{ipt}$ ,然后对企业生产率的对数值在同一四位码行业内取标准差,即 $TFPdis_{ipt} = sd(\ln TFP_{ipt})$ 。在稳健性检验中,采用基尼系数、泰尔指数、变异系数以及四分位差来衡量生产率离散程度。企业生产率采用OP法计算而得,由于数据缺乏实际工业增加值,本文将工业总产值的现值与工业总产值实际值相比,得到价格平减指数,然后用企业名义工业增加值与价格平减指数之比得到实际工业增加值,实际资本存量为固定资产净值年平均余额,劳动力为企业年平均从业人员数,当期投资为资本存量增加值减去固定资产折旧。

行业污染程度 $pollut_i$ 。本文采用行业污染密集度指标或污染行业虚拟变量来衡量行业的污染程度,进而识别环境立法效应。具体地,本文根据孙学敏和王杰(2014),首先对行业废水、废气和固体废弃物单位产值排放量进行线性标准化处理,之后将标准化后的排放量简单平均,得到 $i$ 行业第 $t$ 年的污染程度指标,最后对1998—2007年行业污染程度取平均,得到行业 $i$ 的平均污染程度,即为行业污染密集度指标。据此可构建污染行业虚拟变量 $pollut_i$ ,若 $i$ 行业平均污染程度大于行业污染程度的中位数,则为高污染行业, $pollut_i=1$ ;否则,为低污染行业, $pollut_i=0$ 。<sup>①</sup>采用虚拟变量识别环境管制的作用,可能存在以下问题:对于位于立法地区的企业而言,无论是高污染行业还是低污染行

① 根据污染密集度对行业进行划分的结果可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件查看。

业,环境立法均会对其产生环境管制的作用,区别在于管制程度的不同,但虚拟变量并不能完全捕捉行业之间污染程度差别的大小和变动。而采用数值变量衡量行业污染程度,可以在一定程度上修正以上问题,但数值变量也存在测量误差的缺陷。以上两种衡量方式各有利弊,且现有文献皆有使用,故本文将二者均纳入实证过程予以检验。

立法时期虚拟变量  $post_t$ 。若地区环境立法在第  $t$  年开始实施,则第  $t$  年之后三年时期  $post_t$  等于 1,立法当年以及立法之前三年时期  $post_t$  等于 0。针对一项环境法规被反复修订的情况,本文借鉴包群等(2013)的做法,如果该项法规是在首次通过 5 年或者更长时间后进行修订,将其视为两项不同的法规;如果修订时间少于 5 年,将其视为同一项立法。在立法程序上,一项立法首先要经过该地区人民代表大会常务委员会通过,然后再确定实施时间。针对一些法规的通过时间和实施时间不同的问题,本文选择以实施时间作为样本是否接受环境立法的时期划分标准。

控制变量中,本文主要根据 Balasubramanian and Sivadasan(2009)和 Syverson(2004)的研究,选择控制变量。其中,行业层面的控制变量包括:①行业集中程度  $HHI$ ,采用赫芬达尔指数来衡量;②行业平均固定成本  $fc$ ,采用行业固定成本总额除以总产值来衡量,固定成本总额包括企业营业费用、管理费用、财务费用和折旧;③行业平均出口倾向  $exp$ ,采用行业出口总额占行业总产值的比重来衡量;④行业平均就业人员数对数  $\ln L$ ,采用行业中企业从业人员年平均人数加总后的对数值来衡量;⑤行业工人平均工资  $wage$ ,采用行业中企业每年应付工资总额的均值来衡量;⑥行业国有资本比重  $state$ ,采用行业国有资本和集体资本总和在实收资本中的比重来衡量;⑦行业中外资比重  $foreign$ ,采用外资和港澳台资本总和在实收资本中的比重来衡量;⑧行业中企业的平均年龄  $age$ ,采用样本数据年份减去企业成立年份再加 1 后的行业均值来衡量;⑨行业平均资产负债率  $debt$ ,采用行业中企业负债合计总和除以资产合计总和来衡量。此外,在地区层面控制变量中,经济发展程度对数  $\ln GDP$ ,采用地区人均 GDP 对数值来度量;地区经济结构  $str$ ,采用地区工业总产值占 GDP 的比值来度量;地区基础设施建设程度对数  $\ln road$ ,采用各地区公路里程数的对数值来衡量。

#### 4. 样本选择和数据来源

本文基于 1998—2007 年微观企业非平衡面板数据进行实证研究,数据主要来自中国工业企业数据库。主要根据 Brandt et al.(2012)的方法对数据进行了如下处理:将行业代码按照 2003 年后的标准进行了统一;剔除了职工人数少于 8 人、总资产小于固定资产、实收资本等于或小于 0 的观测值;本文借鉴 Brandt et al.(2012)的价格平减指数对企业当年价总产值、增加值和中间产品投入等进行价格调整。参照一般的会计准则,删除了产出、销售额、出口、就业、固定成本及总资产为负的样本。由于本文研究对象为制造业行业,故只保留行业二位代码 13—42 的数据。

各地区 GDP、人均 GDP、各地区公路里程数以及各行业煤炭消费量等数据来自历年《中国统计年鉴》和中国国家统计局。各行业污染物排放量、各行业“三废”利用产值、各地区排污费用以及交纳排污费企业单位数来自历年《中国环境年鉴》。关税数据来自 WITS 数据库。

## 四、实证结果及分析

### 1. 倍差法的平行趋势

为准确识别地方环境立法对当地行业生产率分布的作用,在对模型进行估计之前,本文考察样本是否满足平行趋势假说。倍差法估计的前提是在政策冲击发生之前,实验组和对照组具有平行趋势,即在地方环境立法之前,实验组和对照组的生产率离散程度趋势一致。本文采用行业生产率离散程度与时期变量进行回归的系数,描绘实验组和对照组在样本期内生产率离散程度的趋势变化,

通过图示法初步考察实验组和对照组生产率离散程度的趋势(如图1所示)。

图1显示了实验组和对照组行业在环境立法前后3年的生产率离散程度变化趋势。图中横轴表示立法时期,位于立法时期0的虚线代表立法实施开始年份,虚线左侧代表未立法时期,虚线右侧代表立法之后时期。图中纵轴表示行业生产率离散程度趋势,为生产率离散程度对时期虚拟变量进行估计所得的系数值。从图1可以看出,虚线左侧范围内,即未立法时期,实验组和对照组的离散程度曲线基本平行,说明在立法之前实验组和对照组的离散程度趋势基本一致。同时,从虚线的右侧可以看出,从立法实施后,实验组与对照组之间的离散程度趋势差异开始出现,实验组的离散程度下降幅度大于对照组。以上结果表明本文选取的实验组和对照组能够满足平行趋势条件,且环境立法可能引起高污染行业生产率离散程度更大幅度降低。

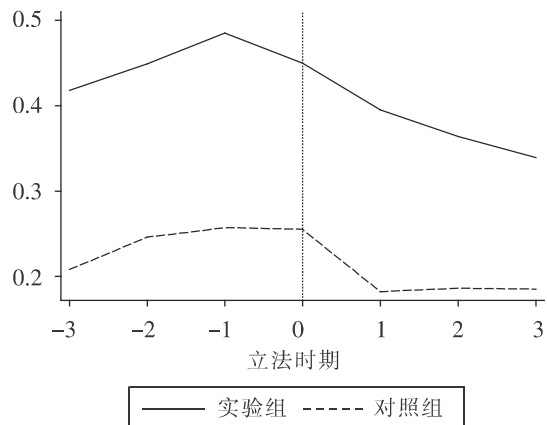


图1 环境保护法实施前后生产率离散程度趋势

## 2. 基准回归结果

在上述分析的基础上,本部分利用1998—2007年的中国工业企业数据库,运用倍差法考察地区环境立法对行业生产率离散程度的影响。考虑到方程中的残差项在同一行业内可能存在序列相关,为此在行业层面对回归标准差进行聚类调整。具体实证结果如表1所示。

表1前三列中行业污染程度为污染行业虚拟变量,后三列中行业污染程度采用行业污染密集度衡量。表1第(1)列和第(4)列为未加入控制变量的初步估计结果,行业污染程度与时期虚拟变量的交互项( $pollut \times post$ )系数为负,并且在1%的统计水平上显著,表明地区环境立法对行业内企业生产率离散程度产生负向作用。进一步地,在模型中依次加入行业层面和地区层面的控制变量,用以减弱可能存在的遗漏变量问题,结果显示该交互项系数仍显著为负。以上结果表明,环境立法实施后,与低污染行业相比,高污染行业生产率离散程度显著下降。这一结果说明环境立法显著降低了行业内企业生产率离散程度,达到优化资源配置的作用。

表1 环境立法影响生产率离散程度的基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>pollut</i> 虚拟变量			<i>pollut</i> 数值变量		
<i>pollut</i> × <i>post</i>	-0.0554*** (-4.0572)	-0.0567*** (-4.7809)	-0.0436*** (-4.2983)	-0.3390*** (-3.3803)	-0.2887*** (-2.9043)	-0.2096** (-2.7015)
行业控制变量	否	是	是	否	是	是
地区控制变量	否	否	是	否	否	是
行业	是	是	是	是	是	是
时期	是	是	是	是	是	是
N	12272	12242	12242	12272	12242	12242
adj.R <sup>2</sup>	0.3737	0.3833	0.4059	0.3735	0.3826	0.4055

注:回归系数下括号内为t值,\*\*\* \*\* \* 分别表示1%、5%和10%的统计显著性;所有回归组合控制了行业固定效应和时期固定效应;回归系数的t值根据行业层面聚类标准差进行调整得到。



产生这一结果的原因在于,较之低污染行业,无论在环保标准还是在环保监管上,高污染行业受到更加严格的环境立法管制,企业所承受的环境成本更大,更容易被市场淘汰或者更有动力进行技术革新。具体而言,一方面,环境立法激励企业技术革新,实现资源在企业内部的优化配置。根据“波特假说”,严格且适宜的环境管制能激励企业改进生产技术。为了达到环境立法的排污标准以及抵消污染治理所增加的边际成本,高污染企业更加积极采用清洁高效的能源、原材料和技术等替代污染低效的产能,既起到了优化企业内部资源配置的作用,也有利于提高企业生产率水平,增强市场竞争力。另一方面,环境立法加速企业进入和退出市场,实现资源在行业内部各企业之间的优化配置。环境立法促使企业污染成本内部化,增加了企业的固定成本,提高了市场生产率门槛。高污染低效率企业因难以支付过高的环境成本,无法达到市场临界生产率水平而被迫退出市场。环境立法加强了市场优胜劣汰的选择机制,有助于资源从低生产率企业向高生产率企业流动,起到优化行业资源配置的作用。

### 3. 平行趋势检验

为进一步通过实证的方法检验实验组和对照组设置是否满足平行趋势假设,本文需要考察环境立法实施之前和实施之后二者在生产率分布上是否存在差异。具体地,本文借助 Cai et al. (2016)的检验方法,设置立法之前时期虚拟变量  $bef$  和立法之后时期虚拟变量  $aft$ ,并分别与行业污染程度形成交互项,纳入基准模型进行估计<sup>①</sup>。从回归结果可以看出, $pollut \times bef$ 的系数并不显著,而 $pollut \times aft$ 显著为负。这一结果说明在法案实施之前,实验组与对照组在生产率分布上没有差异;法案实施之后,与低污染行业相比,高污染行业的生产率离散程度下降,既验证了实验组和对照组的设置满足平行趋势假设,也表明环境立法对生产率离散程度的负向影响。

此外,本文借助 Hering and Poncet(2014)的方法通过考察年度效应来进行平行趋势检验。首先,构建时期虚拟变量,包括立法实施之前  $n$  年为  $period(-n)$  ( $n=1, 2, 3$ )以及立法之后  $n$  年  $period(n)$  ( $n=1, 2, 3$ )。之后,将行业污染程度虚拟变量  $pollut$  与每个时期的虚拟变量交乘,并纳入基准模型进行估计,考察实验组和对照组之间每一时期的生产率分布差异<sup>②</sup>。从估计结果可以看出,该交互项系数在法案实施之前均不显著,在法案实施之后显著为负,同样说明立法之前二者在生产率分布趋势上没有差异,在立法之后相较于低污染行业,高污染行业的企业生产率离散程度明显下降。以上结果证明了实验组和对照组满足平行趋势条件。

### 4. 安慰剂检验

为进一步验证基准回归结论的稳健性,本文对模型进行安慰剂检验。

(1)构建虚假实验组进行安慰剂检验。在原实验设计中,立法地区高污染行业中企业经济行为的变动能够充分反映环境立法的管制效果,故将其作为实验组来考察环境立法对生产率分布的影响。本部分将更改这一实证设计,利用低污染行业和未立法地区样本构建虚假实验组。方法一,只采用低污染行业样本,并按污染密集度中位数将其划分为两组,大于中位数的行业作为虚假实验组,其他低污染行业仍为对照组,由此构建虚假污染行业虚拟变量,并根据基准模型进行估计,估计结果如表2第(1)列所示。由估计结果可以看出,交互项  $pollut \times post$  的系数不显著。产生这一结果主要是因为,在低污染密集度行业中,环境管制强度较弱,环境立法并不能对生产率离散程度产生显著影响。该结论在一定程度上证实原实证设计中,采用高低污染行业的生产离散程度来识别环境立法对生产率分布的影响是有效的;而且,在表1基准回归结果中,生产率离散程度的下降确实是由

① 平行趋势检验的结果可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件查看。

② 平行趋势检验的结果可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件查看。

环境立法引起的。

方法二,采用未立法地区样本,构建行业污染程度变量,并根据基准模型进行估计,估计结果如表2第(2)列和第(5)列所示。由估计结果可以看出,交互项  $pollut \times post$  的系数不显著,与基准估计结果不一致。说明在未立法地区,高污染行业 and 低污染行业并没有生产率分布差异,这在一定程度上证实了表1基准回归结论确实是由环境立法产生的。

(2)构建虚假立法时间进行安慰剂检验。具体地,本文将环境立法之前一年和前二年分别作为虚假立法时间,构建虚假时期虚拟变量,根据基准模型进行估计,估计结果如表2所示。从表2第(3)列和第(6)列可以看出,  $pollut \times post$  的系数不显著;而第(4)列和第(7)列的估计结果显示  $pollut \times post$  的系数显著为正,以上结果与表1基准回归结果均不一致,说明除真正立法年份之外,若改为在其他年份实施该环境法案,均不可能获得负的生产率分布效应。这一结果证明生产率离散程度的下降确实是由环境立法引起的,基准回归结果稳健。

表2 安慰剂检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>pollut</i> 虚拟变量				<i>pollut</i> 数值变量		
	低污染行业	未立法地区	立法前一年	立法前两年	未立法地区	立法前一年	立法前两年
<i>pollut</i> × <i>post</i>	-0.0031 (-0.1812)	0.0025 (0.2089)	0.0125 (1.2658)	0.0260** (2.2253)	-0.0091 (-0.2406)	0.0249 (0.7713)	0.1122** (2.3243)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是	是
时期	是	是	是	是	是	是	是
N	5610	9368	12242	12242	9368	12242	12242
adj.R <sup>2</sup>	0.4037	0.4395	0.4050	0.4051	0.4395	0.4049	0.4050

注:回归系数下括号内为回归系数的t值,\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%和10%的统计显著性;所有回归组合控制了行业固定效应和时期固定效应;回归系数的t值根据行业层面聚类标准差进行调整得到。

### 5. 稳健性检验

本文进一步通过样本选择、控制其他影响因素以及变换指标衡量方法及实证设计方法等对基准回归结果进行稳健性检验。

(1)针对不同污染物的环境立法样本。在29个二位代码制造业行业中,每个行业的主要污染物有所不同。这就意味着在针对特定污染物设定的单行环境立法中,同一行业所受环境立法管制的程度不同。考虑到在不同单行环境立法样本下,识别环境管制程度的高低污染行业划分有所变动,可能会对基准回归结果造成影响,本文分别采用水污染防治立法地区样本、大气污染防治立法地区样本以及固体废弃物污染防治立法地区样本对环境立法的资源配置效应进行检验。实证检验的模型仍为原基准回归模型,但模型中行业污染程度变量  $pollut$  在不同样本下衡量指标有所不同。仍根据孙学敏和王杰(2014)的方法,分别采用行业废水单位产值排放量、行业废气单位产值排放量以及行业固体废弃物单位产值排放量衡量不同行业的水污染程度、大气污染程度以及固体废弃物污染程度,即为行业水污染密集度、大气污染密集度以及固体废弃物污染密集度指标。若相应的行业污染密集度大于中位数,则为相应单行环境立法样本下的高污染行业,虚拟变量  $pollut=1$ ;否则,为相应单行环境立法样本下的低污染行业,虚拟变量  $pollut=0$ 。在不同单项环境立法样本下,最终回归结果

显示,交互项  $pollut \times post$  的估计系数均显著为负,与表 1 基准回归结果一致,说明环境立法对生产率离散程度的负向影响稳健。

(2)控制影响行业污染程度的因素。采用行业污染程度来考察环境立法的政策效果关键在于行业污染程度能够较好反映环境立法的管制强度,但行业在生产过程中自发进行的环保投入也同样影响了污染物的排放,在这种情况下,采用环境污染程度衡量的实验组和对照组在立法前可能已经存在系统性差别,进而产生生产率分布的差异。故本文在基准回归的基础上,将行业环保投入作为影响行业污染程度的因素纳入基准模型。具体地,本文将行业环保科技投入  $TE$  以及“三废”再利用产值  $rec$  作为行业环保投入指标,并与法案实施时间变量  $post$  进行交乘,依次纳入基准模型进行估计。估计结果显示,交互项  $pollut \times post$  的系数均显著为负,与表 1 基准回归结果一致,说明基准回归结果稳健。

(3)控制其他政策的干扰。本文考察的是地区环境立法对 1998—2007 年行业生产率分布的影响,但在同一时期行业生产率分布还可能受到其他政策的干扰。其中,2001 年中国加入世界贸易组织,关税税率普遍下调,大量企业积极参与出口,这一过程所产生的出口学习和自选择效应也同样影响了行业的生产率分布。除贸易政策外,在环境政策方面,为了控制酸雨和二氧化硫污染所带来的危害,1998 年国务院批准“两控区”方案来监管企业排污行为,该政策覆盖了 27 个省份,并达到了减少污染物排放的效果。考虑到以上两个政策可能会对评估环境立法的生产率分布效应产生干扰,本文将行业平均关税和单位产值的二氧化硫排放量依次纳入模型,来控制中国加入世界贸易组织和“两控区”政策的外生冲击,重新进行估计。结果显示,交互项  $pollut \times post$  的系数与表 1 基准回归结果一致,说明基准回归结果稳健。

(4)变换实验组和对照组设置。为进一步考察原实证设计和估计结果的稳健性,本文变换实验组和对照组设置方式,将立法地区和未立法地区分别作为实验组和对照组,用以避免政策对对照组的影响。具体的做法如下:首先,构建地区立法虚拟变量  $law$ ,若地区实施了环境立法则为实验组, $law=1$ ;否则,地区为对照组, $law=0$ 。其次,将地区立法虚拟变量与立法时期虚拟变量  $post$  进行交乘,形成政策变量  $law \times post$ ,将其代替原交互项变量,并在模型中加入地区固定效应进行估计。估计结果显示,交互项  $law \times post$  的估计系数同样显著为负,表明环境立法之后,立法地区行业生产率离散程度低于未立法地区,说明环境立法引起生产率离散程度下降,起到优化资源配置的作用,验证了原实证设计和模型估计结果稳健有效<sup>①</sup>。

## 五、微观机制检验

上文计量检验的结果显示,较之低污染行业,高污染行业中企业生产率离散程度更小,这一结果表明地区环境立法显著降低了行业生产率离散程度,起到优化资源配置的作用。而且通过平行趋势检验、安慰剂检验以及其他稳健性检验均验证了该结果的稳健性。但是,环境立法影响生产率分布和资源配置的机制如何?下面本文对该问题进行探讨。

结合文献综述以及机制分析,环境立法引起行业生产率离散程度的降低,可能的原因在于:①环境立法通过技术补偿机制优化了企业内部生产要素的配置。环境立法激励企业技术革新,提高了企业的生产率水平,但生产率异质性企业对环境立法技术补偿效应的敏感度不同,低生产率企业生产率水平提高的幅度大于高生产率企业,造成生产率离散程度的下降。②环境立法通过优胜

<sup>①</sup> 除以上稳健性检验外,本文还通过更换全要素生产率离散程度的衡量、更换污染程度变量的衡量等方式进行稳健性检验,所有结果均见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

劣汰机制优化了不同生产率企业之间的资源配置。环境立法增加了企业的环境成本,提高了企业进入市场的生产率门槛,低生产率企业被迫退出市场。这一市场调整过程促使资源由低生产率高污染企业向高生产率低污染企业流动,扭转资源错配现象。针对上述原因,本文首先通过分位数回归的方法检验环境立法对不同分位点企业全要素生产率的影响,以此来考察环境立法影响行业生产率分布的实现形式;其次,通过检验环境立法对不同生产率企业进入退出的影响来考察环境立法影响生产率分布的淘汰机制。

(1)采用企业层面数据,运用最小二乘法和分位数回归的方法分别估计环境立法对行业内企业平均全要素生产率以及对各分位点企业全要素生产率的影响,估计结果显示在表3中。表3第(1)列是环境立法对企业平均生产率的估计结果,第(2)—(7)列是环境立法对企业全要素生产率在5%、25%、50%、75%、90%和95%分位点的估计结果。通过估计结果可以看出:在均值上,*pollutxpost*的系数显著为正,说明环境立法有助于提高行业内企业平均生产率水平,实现企业生产过程中技术与其他生产要素的合理配置;在不同分位点处,环境立法对企业全要素生产率的影响不同,随着分位点数值的提高,*pollutxpost*的系数值显著下降。这一结果表明生产率水平越高,环境立法对企业生产率水平提升作用越小,这一过程最终导致行业生产率离散程度的下降。

表3 分位数回归检验环境立法对企业生产率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	均值	P5	P25	P50	P75	P90	P95
<i>pollutxpost</i>	0.1099*** (5.5890)	0.2795*** (11.2845)	0.2510*** (18.6196)	0.2351*** (18.9024)	0.2283*** (15.1275)	0.1496*** (5.8831)	0.0247 (0.4713)
<i>_cons</i>	4.9727*** (507.7393)	4.6172*** (374.2539)	4.8058*** (715.5757)	4.9372*** (797.0195)	5.0742*** (674.8276)	5.2456*** (414.1062)	5.4428*** (208.2916)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是	是
时期	是	是	是	是	是	是	是
N	116033	116033	116033	116033	116033	116033	116033
Pseudo R <sup>2</sup>	0.2385	0.4473	0.2964	0.2287	0.1728	0.1212	0.0874

注:回归系数下括号内为t值,\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%和10%的统计显著性;所有回归组合控制了行业固定效应和时期固定效应。变量*pollut*为污染密集度数值变量。

(2)采用企业层面数据,利用Probit模型估计环境立法对企业进入和退出的影响,估计结果显示在表4和表5中。从表4估计结果可以看出,在总体样本下,*pollutxpost*的系数显著为负,表明环境立法后,相对于低污染行业,高污染行业企业进入市场的概率更小,说明环境立法降低了污染企业进入概率。进一步地,将样本在企业生产率分布的5%、25%、50%、75%和95%分位点处进行分组,并检验环境立法对异质性企业进入的影响。分组回归结果显示,在生产率小于5%分位点的样本中,交互项系数显著为负,表明较之低污染行业,环境立法显著降低了高污染行业企业的进入概率;在其他样本中,交互项系数并不显著,表明环境立法并没有引起高低污染行业企业进入概率的差异。这一结果说明环境立法对生产率小于5%分位点的企业具有显著的阻碍进入作用,但对其他分位点的企业不存在显著影响。综上结果表明,环境立法不利于企业进入,尤其阻碍了低生产率企业的进入。

表 4 环境立法对企业进入的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	总体样本	<P5	P5—P25	P25—P50	P50—P75	P75—P95	>P95
<i>pollut</i> × <i>post</i>	-0.2490** (0.0240)	-1.0873* (-1.6489)	-0.1225 (-0.2485)	-0.6888 (-1.5339)	-0.0749 (-0.1933)	-0.4398 (-1.4003)	-0.1722 (-0.3896)
行业	是	是	是	是	是	是	是
时期	是	是	是	是	是	是	是
N	391023	5497	22407	28172	28049	21221	4980

注:回归系数下括号内为t值,\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%和10%的统计显著性;所有回归组合控制了行业固定效应和时期固定效应;回归系数的t值根据行业层面聚类标准差进行调整得到。变量*pollut*为污染密集度数值变量。

同样,从表5环境立法对企业退出的估计结果可以看出,在总体样本下,*pollut*×*post*的系数显著为正,表明环境立法之后,较之低污染行业,高污染行业企业退出市场的概率更大,说明环境立法增加了污染企业退出市场的概率。进一步地,将样本在企业生产率分布的5%、25%、50%、75%和95%分位点处进行分组,并检验环境立法对生产率异质性企业退出的影响。在小于5%分位点的样本中,环境立法对企业退出的估计系数为正,但不显著;对5%—25%、25%—50%以及50%—75%分位的样本,交互项系数显著为正,表明环境立法提高了企业退出概率;在75%以上分位点处,环境立法对企业退出的影响并不显著。分组回归的结果表明,在低生产率企业中,较之低污染行业,环境立法加速了高污染行业企业的退出;在高生产率企业中,环境立法并没有引起高、低污染行业企业退出概率的差异。综上结果可知,环境立法迫使高污染企业退出市场,起到扭转资源错配的作用,而且对低生产率高污染行业的企业具有更强的市场淘汰作用,强化了市场优胜劣汰的选择机制。

表 5 环境立法对企业退出的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	总体样本	<P5	P5—P25	P25—P50	P50—P75	P75—P95	>P95
<i>pollut</i> × <i>post</i>	0.2860** (0.0140)	1.5856 (1.3252)	0.7386** (2.1993)	0.5113** (2.2544)	0.5647** (2.1676)	0.1397 (0.6036)	0.0138 (0.0385)
行业	是	是	是	是	是	是	是
时期	是	是	是	是	是	是	是
N	426424	5860	23442	29303	29304	23441	5860

注:回归系数下括号内为t值,\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%和10%的统计显著性;所有回归组合控制了行业固定效应和时期固定效应;回归系数的t值根据行业层面聚类标准差进行调整得到。变量*pollut*为污染密集度数值变量。

## 六、异质性分析

根据微观机制检验可以看出,环境立法对生产率异质性企业的生产率水平提升和进入退出市场的非对称影响是环境立法发挥资源配置作用的两个重要渠道。在生产率水平上,研发投入是企业生产率提升的重要原因,不同研发强度的企业面对环境立法所产生的技术革新和生产率提升程度不同,可能会产生生产率离散程度的差异。此外,在中国,所有制差异也是企业经济效率差异的重要原因。在技术获得方面,国有企业具有更大的技术资源聚集能力;在企业进入和退出方面,国有企业的垄断程度较高,市场进入退出的壁垒较高。因此,企业所有制性质不同,其在生产率提升和进入退出市场的概率上存在差异,进而可能产生生产率离散程度的差异。基于以上考虑,本文主要采取了企业研发强度和企业所有制两个方面的异质性进行分析。最后,环境法案效力的发挥离不开切实有效的环境执法,不同执法力度的地区,其环境立法资源配置效应可能存在差异。为此,本文从地区执

法力度的角度考察环境立法对资源配置效应的地区异质性。

1. 环境立法对不同研发强度企业生产率离散程度的影响

环境立法对不同研发投入企业的影响存在差异, Costantini and Mazzanti(2012)研究证实环境管制对高技术部门竞争力才存在显著的促进作用, 对中低技术部门没有影响。因此, 研发强度高的企业更易于通过技术革新获得环境管制的技术补偿, 实现资源的优化配置。为检验企业研发强度对环境立法生产率分布效应的影响, 本文采用企业研发投入占总产值的比重衡量企业研发强度, 构建企业研发强度虚拟变量  $RD$ , 若企业研发强度年度均值大于中位数, 为高研发强度企业, 则  $RD=1$ ; 否则, 为低研发强度企业, 则  $RD=0$ 。本文采用企业层面数据, 先运用分组回归的方法考察在不同研发强度企业样本下, 环境立法对生产率离散程度的影响; 之后将研发强度虚拟变量  $RD$  与  $pollut \times post$  建立三重差分交互项纳入模型, 采用三重倍差法考察地区环境立法对不同研发强度企业生产率分布的影响, 具体回归结果参见表 6。

表 6 环境立法对不同研发强度企业生产率离散程度的影响

	<i>pollut</i> 虚拟变量			<i>pollut</i> 数值变量		
	研发强度高	研发强度低	三重差分	研发强度高	研发强度低	三重差分
<i>pollut</i> × <i>post</i>	-0.0222** (-2.7788)	-0.0016 (-0.1381)		-0.2872** (-2.5729)	0.0602 (0.8162)	
<i>pollut</i> × <i>post</i> × <i>RD</i>			-0.0322*** (-5.9044)			-0.1671*** (-5.1032)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	否	是	是	否
年份	是	是	否	是	是	否
行业—年份	否	否	是	否	否	是
企业—行业	否	否	是	否	否	是
企业—年份	否	否	是	否	否	是
N	206295	152272	358567	206295	152272	358567
adj.R <sup>2</sup>	0.7850	0.7809	0.7889	0.7850	0.7809	0.7889

注: 回归系数下括号内为  $t$  值, 上标 \*\*、\*、\* 分别表示 1%、5% 和 10% 的统计显著性; 回归系数的  $t$  值根据行业层面聚类标准差进行调整得到。

从表 6 分组回归的结果可以看出, 在高研发强度企业样本下, 环境立法显著降低该类企业在四分位行业中的生产率离散程度; 而低研发强度的企业并没有显著的环境立法生产率分布效应。进一步的三重差分结果显示, 三重差分交互项  $pollut \times post \times RD$  系数显著为负, 同样证明, 与低研发强度企业相比, 环境立法对高研发强度企业的生产率离散程度具有更大的负向作用。以上结果形成的原因在于, 高研发强度企业具有更好的技术创新能力和技术吸收能力, 既能够通过自身创新实现清洁生产工艺流程的变革, 也善于通过技术合作将先进环保投入转化为自身生产率的提高。因此, 研发强度越高的企业越容易在环境立法的管制下通过技术革新优化生产过程的资源配置, 环境立法对生产率离散程度的负向作用更大。

2. 环境立法对不同所有制企业生产率离散程度的影响

Hering and Poncet(2014)研究认为国有企业吸收额外环境成本的能力以及与政策执行者之间讨价还价的能力远大于非国有企业, 国有企业性质可以保护企业免受环境政策的影响。根据 Hering and Poncet(2014)的研究, 国有企业可能因资金雄厚和行政关联而对环境立法约束的敏感度不足。但国有企业的资金支持也能够为技术升级提供保障。此外, 国有企业的行政门槛可能降低

市场通过企业进入、退出获得资源优化配置的效应。因此,环境立法对生产率分布的影响可能会因企业所有制的差异而有所不同。为了检验企业所有制对环境立法生产率分布效应的影响,本文将国有、国有联营、国有独资公司或国有经济处于绝对控股地位的股份合作、股份有限公司等划为国有企业,其他为非国有企业。同时构建企业所有制虚拟变量  $SOE$ ,若企业是国有企业,则  $SOE=1$ ;否则, $SOE=0$ 。本文采用企业层面数据,先运用分组回归的方法考察在不同所有制企业样本下,环境立法对生产率离散程度的影响;之后将企业所有制虚拟变量  $SOE$  与  $pollut \times post$  建立三重差分交互项纳入模型,采用三重倍差法考察地区环境立法对不同所有制企业生产率分布的影响,具体回归结果参见表 7。

表 7 环境立法对不同所有制企业生产率离散程度的影响

	$pollut$ 虚拟变量			$pollut$ 数值变量		
	国有企业	非国有企业	三重差分	国有企业	非国有企业	三重差分
$pollut \times post$	-0.0720** (-2.3559)	-0.0366*** (-2.9232)		-0.6006** (-2.2984)	-0.2530** (-2.1079)	
$pollut \times post \times SOE$			-0.0624* (-2.0352)			-0.0624* (-2.0352)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	否	是	是	否
年份	是	是	否	是	是	否
行业—年份	否	否	是	否	否	是
企业—行业	否	否	是	否	否	是
企业—年份	否	否	是	否	否	是
N	36856	299001	335857	36856	299001	335857
adj.R <sup>2</sup>	0.5191	0.5080	0.5221	0.5186	0.5076	0.5221

注:回归系数下括号内为 t 值,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%和 10%的统计显著性;回归系数的 t 值根据行业层面聚类标准差进行调整得到。

从表 7 的分组回归的结果可以看出,在国有企业和非国有企业样本下,政策变量  $pollut \times post$  的估计系数均显著为负,说明环境立法对这两类企业在四分位行业中的生产率离散程度均起到了抑制作用。但进一步的三重差分结果显示,三重差分交互项  $pollut \times post \times SOE$  系数显著为负,这一结果说明与非国有企业相比,环境立法对国有企业的生产率离散程度具有更大的负向作用。产生以上结果的原因在于,国有企业融资能力和创新风险承担能力较强,在环境立法的管制下,更容易通过转换清洁原料和能源以及革新清洁生产技术等方式,实现生产过程的资源优化配置,从而产生更大的生产率分布负效应。

### 3. 环境立法对不同执法力度地区生产率离散程度的影响

环境法规的制定是环境管制的前提,但环境立法所产生的效果则更取决于法律实施的严格程度(包群等,2013;Deily and Gray,1991)。环境立法对生产率分布的影响效果也会因地区执法力度的不同而存在差异。为了检验地区执法力度对环境立法生产率分布效应的影响,本文采用各地区企业平均交纳排污费用来衡量地区执法力度。同时,构建地区执法力度虚拟变量  $enf$ ,并将中国 31 个省份按照地区执法力度的中位数进行分组,若地区执法力度大于中位数,为执法力度强的地区,则  $enf=1$ ;否则为执法力度弱地区, $enf=0$ 。本文首先采用分组回归的方法,考察在不同执法力度地区样本下,环境立法对生产率离散程度的影响;之后将地区执法力度虚拟变量  $enf$  与  $pollut \times post$  建立三重差分交互项纳入模型,采用三重倍差法考察地区环境立法对不同执法力度地区企业生产率分布的影响,具体回归结果参见表 8。

表 8 环境立法对不同执法力度地区生产率离散程度的影响

	<i>pollut</i> 虚拟变量			<i>pollut</i> 数值变量		
	执法力度强	执法力度弱	三重差分	执法力度强	执法力度弱	三重差分
<i>pollut</i> × <i>post</i>	-0.0574*** (-3.6099)	-0.0071 (-0.3981)		-0.3870*** (-3.3706)	-0.3389 (-1.3355)	
<i>pollut</i> × <i>post</i> × <i>enf</i>			-0.1406*** (-6.4321)			-0.5712* (-1.9399)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	否	是	是	否
年份	是	是	否	是	是	否
行业—年份	否	否	是	否	否	是
地区—行业	否	否	是	否	否	是
地区—年份	否	否	是	否	否	是
N	6960	5282	12242	6960	5282	12242
adj.R <sup>2</sup>	0.4008	0.4305	0.3943	0.3999	0.4308	0.3915

注:回归系数下括号内为t值,\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%和10%的统计显著性;回归系数的t值根据行业层面聚类标准差进行调整得到。

从表 8 分组回归的结果可以看出,在执法力度强的地区,环境立法对企业生产率离散程度产生显著的负向作用,该估计结果与基准回归结果相一致;在执法力度弱的地区,地区环境立法对企业生产率离散程度没有显著影响。进一步的三重差分结果显示,三重差分交互项 *pollut*×*post*×*enf* 系数显著为负,同样证明,与弱执法力度地区相比,环境立法对强执法力度地区企业的生产率离散程度具有更大的负向作用。以上结果表明,地区执法力度对环境立法的生产率分布效应产生了重要影响,执法力度强的地区才能实现环境立法对生产率分布的作用。

### 七、结论与政策建议

近年来,绿色发展理念深入人心,环境保护日益成为居民和政策制定者关心的重要问题。其中,环境立法是进行环境保护最为直接和切实有效的手段。那么,在环境保护的同时,是否能够改善经济资源配置状况?对此问题的解答,不仅有利于制定有效的环境立法条例,改善环境质量,更为重要的是促进环境改善和经济增长的双赢,具有重要的理论价值和现实意义。

本文基于 1998—2007 年中国工业企业数据,借助地方环境立法事件,通过行业污染程度识别环境立法的管制程度,运用倍差法考察了环境立法对行业资源配置的影响。研究发现,环境立法实施后,较之低污染行业,高污染行业生产率离散程度显著下降,这一结果说明环境立法有助于降低行业内企业生产率离散程度,起到了优化行业资源配置的作用。产生这一结果的原因源于两个方面:一方面,环境立法有助于提升行业内企业平均生产率,在企业内部起到优化资源配置的作用,但低生产率企业的生产率水平提高幅度大于高生产率企业,最终表现为行业内企业生产率离散程度的缩小;另一方面,环境立法有助于加强市场的淘汰机制,通过抑制低生产率企业的进入和促进其退出,优化了行业内企业之间的资源配置。企业进行技术革新是环境立法发挥资源配置作用的关键,环境立法只有在高研发强度的企业才能起到缩小行业生产率离散程度的作用。同样,较之非国有企业,国有企业经济实力雄厚,更容易克服环境成本,实现行业资源优化配置。环境立法优化资源配置作用的发挥同样离不开法规条例的切实执行,环境立法只有在执法力度强的地区才能够起到缩小生产率离散程度的作用。基于研究结论以及中国环境立法的现状,本文提出以下政策建议:



(1)加强地方环境立法,优化市场资源配置。环境立法是治理环境问题最直接和最广泛应用的方式,但书面形式的环境法案究竟能发挥多大的法律效力和经济效应,仍受到很大质疑。本文的研究回答了这一质疑,肯定了环境立法在重新配置环境资源的同时,也实现了其他经济资源的优化配置。但中国地方环境立法仍不完善,在某些地区和环保项目上缺乏立法,且立法存在时滞性以及创新性不足等问题。因此,地方政府应该积极进行环境法案的制定和修订,而且避免照搬国家级立法,而是在国家立法的基础上,根据本地区具体的环境状况和经济发展需要,因地制宜地制定适合本地区长期发展的具有本地特色的环境法案。此外,地方政府在制定环境法案时应更加着力于高污染行业的环境治理,提高污染行业的环保标准和监管力度,加快淘汰落后产能,实现清洁生产资源的转换。企业进入和退出市场是环境立法实现企业间资源配置的重要途径。为了保障环境立法资源配置效应的实现,应该积极消除市场壁垒,加快市场一体化进程,消除制约要素流动的的制度障碍。

(2)完善环境法案,引导企业技术革新。本文的研究在一定程度上证实了环境立法的“波特假说”,肯定了严格且适宜的环境管制有助于企业生产率的提升,但环境立法的技术补偿效应存在企业异质性。因此,政府部门不能采取“一刀切”的方式制定污染排放标准,而应该根据行业特征制定差异化的标准,既能够达到淘汰高能耗、高污染、低效率企业的目的,又不至于过于严苛而致使企业放弃技术革新而直接退出市场,造成资源浪费。此外,企业进行技术革新同样需要支付技术转化成本和承担技术转化风险,可能会降低企业尤其是高污染低效率企业的技术革新动力。因此,政府部门需要对企业进行财政税收和技术上的支持,鼓励和引导企业进行清洁生产技术的研发和使用。具体到环境立法的管制方式上,相较于命令控制型的环境管制方式,市场激励型环境管制对企业技术激励具有持续性和动态性。因此,进一步完善环境法律制度建设来保障市场激励型环境管制手段的发挥,可以更有效地实现环境立法的资源配置效应。

#### [参考文献]

- [1]包群,邵敏,杨大利. 环境管制抑制了污染排放吗[J]. 经济研究, 2013,(12):42-54.
- [2]韩超,张伟广,冯展彬. 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]黄小兵,黄静波. 环境规制对企业生产率及其出口行为的影响[J]. 广东财经大学学报, 2015,(1):72-82.
- [4]蒋为. 增值税扭曲、生产率分布与资源误置[J]. 世界经济, 2016,(5):54-77.
- [5]李树,陈刚. 环境管制与生产率增长——以 APPCL2000 的修订为例[J]. 经济研究, 2013,(1):17-31.
- [6]李树,翁卫国. 我国地方环境管制与全要素生产率增长——基于地方立法和行政规章实际效率的实证分析[J]. 财经研究, 2014,(2):19-29.
- [7]马光荣. 制度、企业生产率与资源配置效率——基于中国市场化转型的研究[J]. 财贸经济, 2014,(8):104-114.
- [8]祁毓,卢洪友,张宁川. 环境规制能实现“降污”和“增效”的双赢吗——来自环保重点城市“达标”与“非达标”准实验的证据[J]. 财贸经济, 2016,(9):126-143.
- [9]申萌,曾艳萍,曲如晓. 环境规制与企业出口:来自千家企业节能行动的微观证据[J]. 国际贸易问题, 2015,(8):43-50.
- [10]宋马林,金培振. 地方保护、资源错配与环境福利绩效[J]. 经济研究, 2016,(12):47-61.
- [11]孙学敏,王杰. 环境规制对中国企业规模分布的影响[J]. 中国工业经济, 2014,(12):44-56.
- [12]童健,刘伟,薛景. 环境规制、要素投入结构与工业行业转型升级[J]. 经济研究, 2016,(7):43-57.
- [13]王杰,孙学敏. 环境规制对中国企业生产率分布的影响研究[J]. 当代经济科学, 2015,(3):63-70.
- [14]徐宝昌,谢建国. 排污费如何影响企业生产率:来自中国制造业企业的证据[J]. 世界经济, 2016,(8):143-168.
- [15]原毅军,谢荣辉. 环境规制的产业结构调整效应研究——基于中国省际面板数据的实证检验[J]. 中国工业经济,

- 2014, (8):57-69.
- [16]赵连阁,钟搏,王学渊. 工业污染治理投资的地区就业效应研究[J]. 中国工业经济, 2014, (5):70-82.
- [17]Albrizio, S., T. Kozluk, and V. Zipperer. Environmental Policies and Productivity Growth:Evidence across Industries and Firms[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2017, (81):209-226.
- [18]Balasubramanian, N., and J. Sivadasan. Capital Resalability, Productivity Dispersion, and Market Structure[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2009, 91(3):547-557.
- [19]Becker, R. A., C. J. Pasurka, and R. J. Shadbegian. Do Environmental Regulations Disproportionately Affect Small Businesses? Evidence from the Pollution Abatement Costs and Expenditures Survey [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2013, 66(3):523-538.
- [20]Berman, E., and T. M. Bui. Environmental Regulation and Productivity:Evidence from Oil Refineries [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2001, 83(3):498-510.
- [21]Bojona, C., P. Missios, and A. Pierce. Trade and the Environment with Heterogeneous Firms [R]. University Library of Munich MPRA Paper, 2010.
- [22]Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2):339-351.
- [23]Cai, X., Y. Lu, M. Wu, and L. Yu. 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.
- [24]Cole, M. A., R. J. R. Elliott, and K. Shimamoto. Industrial Characteristics, Environmental Regulations and Air Pollution:An Analysis of the UK Manufacturing Sector [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2005, 50(1):121-143.
- [25]Copeland, B. R., and M. S. Taylor. Trade, Growth, and the Environment [J]. *Journal of Economic Literature*, 2004, 42(1):7-71.
- [26]Costantini, V., and M. Mazzanti. On the Green and Innovative Side of Trade Competitiveness? The Impact of Environmental Policies and Innovation on EU Exports[J]. *Research Policy*, 2012, 41(1):132-153.
- [27]Deily, M. E., and W. B. Gray. Enforcement of Pollution Regulation in a Declining Industry [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1991, 21(3):260-274.
- [28]Galloway, E., and E. P. Johnson. Teaching an Old Dog New Tricks:Firm Learning from Environmental Regulation[J]. *Energy Economics*, 2016, (59):1-10.
- [29]Gray, W. B., and R. J. Shadbegian. When and Why do Plants Comply? Paper Mills in the 1980s [J]. *Law & Policy*, 2005, 27(2):238-261.
- [30]Greenstone, M., J. A. List, and C. Syverson. The Effects of Environmental Regulation on the Competitiveness of US Manufacturing[R]. NBER Working Paper, 2012.
- [31]Hanna, R. US Environmental Regulation and FDI: Evidence from a Panel of US-Based Multinational Firms[J]. *Applied Economics*, 2010, 2(3):158-189.
- [32]Harrison, A., B. Hymma, L. Martin, and S. Nataraj. When Do Firms Go Green? Comparing Price Incentives with Command and Control Regulation in India[R]. NBER Working Paper, 2015.
- [33]Hering, L., and S. Poncet. Environmental Policy and Exports:Evidence from Chinese Cities [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2014, 68(2):296-318.
- [34]Hsieh, C. T., and P. Klenow. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4):1403-1448.
- [35]Jefferson, G., S. Tanaka, and W. Yin. Environmental Regulation and Industrial Performance:Evidence from Unexpected Externalities in China[R]. SSRN Working Paper, 2013.

- [36]Jorgenson, D. W., and P. J. Wilcoxon. The Economic Impact of the Clean Air Act Amendments of 1990[J]. *Energy Journal*, 1993,14(1):159–182.
- [37]Konishi, Y., and N. Tarui. Intra-Industry Reallocation and Long-run Impacts of Environmental Regulations[R]. University of Hawaii at Manoa Working Papers, 2013.
- [38]Lashitew, A. A. Employment Protection and Misallocation of Resources Across Plants:International Evidence[J]. *CEifo Economic Studies*, 2016,62(3):453–490.
- [39]Melitz, M. J.,and S. Polanec. Dynamic Olley-Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit [J]. *Rand Journal of Economics*, 2015,46(2):362–375.
- [40]Porter, M. E., and C. van der Linde. Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995,9(4):97–118.
- [41]Shimshack, J. P., and M. B. Ward. Regulator Reputation Enforcement and Environmental Compliance [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2005,50(3):519–540.
- [42]Syverson, C. Product Substitutability and Productivity Dispersion [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2004,86(2):534–550.
- [43]Tanaka, S. Environmental Regulation on Air Pollution in China and Their Impact on Infant Mortality[J]. *Journal of Health Economics*, 2015,42(3):90–103.
- [44]Tombe, T., and J. Winter. Environmental Policy and Misallocation: The Productivity Effect of Intensity Standards[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2015,(72):137–163.
- [45]Xu, A. Environmental Regulations and Competitiveness: Evidence Based on Chinese Firm Data [R]. Centre for International Environmental Studies Research Paper, 2016.

## Local Environmental Legislation and Optimization of Industrial Resources Allocation Efficiency in China's Manufacturing Industry

LI Lei-lei<sup>1</sup>, SHENG Dan<sup>2</sup>

- (1. School of Economics, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China;  
2. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

**Abstract:** This paper identifies the causal relationship of local environmental legislation on resources allocation using the difference-in-difference methodology, based on the data of Chinese industrial enterprises during 1998–2007. It is found that local environmental legislation has negative effect on productivity dispersion, optimizing resources allocation of China's manufacturing industry. We further analyze the mechanism of this influence and find two important channels. From the point of view of productivity, environmental legislation improves the average productivity of enterprises and the productivity of low-productivity enterprises increases more than that of high-productivity enterprises, resulting in the shrink of productivity dispersion. From the point of view of enterprise dynamics, environmental legislation restrains enterprises from entering and promoting the exit of low-productivity enterprises so as to realize the optimal allocation of resources among enterprises in the industry. What's more, the influence of environmental legislation on productivity dispersion is different across firms and regions. That is, environmental legislation has more negative effects on productivity dispersion of firms with higher R&D density and non-state-owned enterprises. In addition, strict regional law enforcement is an important factor to ensure the negative effect of environmental legislation on productivity dispersion.

**Key Words:** local environmental legislation; productivity dispersion; resources allocation

**JEL Classification:** Q56 L51 D24

[责任编辑:许明]