

环境规制对企业生产率影响再评估及机制检验^{*}

徐彦坤 祁 舜

内容提要:借助2003年国务院实施的环保重点城市限期达标制度作为识别环境规制的准实验机会,本文采用双重差分方法评估并阐述了环境规制对企业生产率的影响和传导机制。研究发现:(1)相比较达标城市企业,该政策实施使得非达标城市企业平均全要素生产率(TFP)相对下降1.96%,成立时间短、规模小以及资本密度较高的企业,更易受到环境规制的不利影响,但这种不利影响会随时间而减弱,行业竞争有利于抑制不利影响;(2)该规制政策主要通过降低企业创新能力、增加中间成本和弱化企业融资约束来影响企业生产率,尽管重污染行业中企业的进入率在下降、退出率在上升,但这并没有带来产业层面重构和企业资源配置效率提升;(3)当企业所处地区的市场化程度越高、政府质量越高、绿色偏好越强,环境规制的不利效应越能够得到一定抑制。环境规制确实面临着较大的经济成本,通过市场化改革、政府质量提升以及绿色金融政策实施可以减弱其经济扭曲,伴随着环境成本(代价)趋高和显性化,通过降低污染排放来有效规避环境管制风险越来越成为提高企业竞争力的重要途径。

关键词:环境规制 企业生产率 异质性 传导机制 制度环境

作者简介:徐彦坤,武汉大学财政金融研究中心博士生,430072;

祁 舜(通讯作者),中南财经政法大学财政税务学院副教授,430073。

中图分类号:F062.6 **文献标识码:**A **文章编号:**1002—8102(2017)06—0147—15

一、引言

改革开放30多年来,中国发展有两个最明显的特征:持续、快速的经济增长以及相应出现的经济、社会以及生态环境领域的深刻变化。在环境保护领域体现得尤为明显,以至于中国环境可持续发展所面临的挑战,可能是世界上最为复杂和困难的,环境治理的难度可想而知,其中尤以大气污染最为突出。大气污染主要来源于企业部门和工业部门,对正处于经济发展赶超阶段和工业

* 基金项目:国家社科基金重大项目“构建基于生态文明建设的公共财政体制研究”(15ZDB158);国家社科基金后期资助“环境健康经济学理论与政策研究”(15FJY014);2016年度香江学者计划项目“环境信息公开在中国:分析个人、组织、区域在供给和需求上的差异”(XJ2016005)。感谢武汉大学吴俊培教授、卢洪友教授、香港城市大学李万新副教授和合肥工业大学宋平凡博士的指导帮助,诚挚感谢两位审稿人富有建设性的建议,文责自负。

化中后期的中国而言,处理好环境治理与经济发展及工业发展的关系,其重要性是不言而喻的。用制度保护生态环境是十八届三中全会有关生态环境治理的核心思路,那么,科学有效的评估环境规制的系列经济社会效应对于进一步完善环境规制制度和体制是大有裨益的。

生产率常常被当作经济发展的代理变量,来处理与环境规制的关系问题。但是有关环境规制与生产率关系的研究至今未达成一致(Greenstone 等,2012;Gray 等,2014),我们认为,可能存在以下几方面的原因:污染和规制根植于各个国家和地区的经济发展方式、消费结构、历史习惯等因素,尤其是特定的制度环境和激励约束机制体系,这使得规制的效应差异带有一定的客观必然性;绝大部分研究将落脚点集中于行业、产业、地区和国家层面(王兵等,2008;包群等;2013;李树、陈刚,2013;祁毓、卢洪友,2014),而忽视了与生产率联系最为密切的企业,企业特征、行业结构和地区制度环境都会影响环境规制效应的差异性,至于环境规制如何影响企业生产率,现有研究更是讳莫如深;现有研究在环境规制指标的选取上,具有较强的主观性和内生性,大多数研究采用污染排放强度、环保机构和人员等投入、环境税费、治污成本等替代性指标(Lanoie 等,2008),不可否定,这些指标与环境规制高度相关,但是却具有明显的内生性和单一性,即与污染的实际水平、规制的效应指标也密切相关,因而无法将所产生的影响完全归结为环境规制本身,更何况这些指标也只是从某一方面或某一角度反映了环境规制水平。进一步来看,传统度量方法无法将环境规制的政策效果与其他因素(如经济发展水平、从业结构、对外开放)分离开来,因而得到的结论可能并不可靠和稳健。

本文基于中国工业企业数据库企业层面数据,利用 2003 年实施的环保重点城市“达标”与“非达标”制度这一准实验机会来考察环境规制对企业生产率的影响、异质性和传导机制。与以往研究相比,本文的优势和可能贡献体现在:首先,在研究内容上,本文最大的贡献主要体现在以跨年度的企业微观大数据为样本,以企业、行业、区域等维度实证分析环境规制政策对生产率的影响关系,并进一步从技术创新、中间成本、融资约束和资源再配置四个维度揭示环境规制影响企业生产率的传导机制及其背后的故事,搭建起宏观环境公共政策与微观企业行为及绩效之间的关系。其次,在研究方法上,利用以限期达标制度中的“达标”与“非达标”之分作为环境规制的一项外生冲击,运用倍差法更为客观地考察环境规制的影响,不仅有效规避了数据无法客观度量环境规制的限制,更为关键的是解决了以往研究中该指标选择的主观性和内生性问题。最后,在政策启示上,提供了环境规制政策体系改革和企业竞争力提升的有效路径。环境规制政策本身面临着较大的经济成本,除进行必要的环境规制结构改革外,还尤其需要对环境规制所处的制度环境(尤其是政府质量、市场化程度和公共关注)进行形塑;对于企业而言,环境规制本质上是对企业负外部性内部化的一种途径,伴随着环境污染成本趋高和显性化,通过遵从环境标准和降低污染物排放,可以有效地降低企业的环境成本,进而可以成为提高企业竞争力的重要途径。

二、文献简评与研究假设

环境规制与生产率关系的研究历久弥新,两者之间是否存在因果关系以及两者关系程度是环境经济领域关注的核心命题之一。一方面,早期研究指出两者之间存在着不可兼容的矛盾,而另一方面伴随着波特假说的提出,两者的关系却呈现出“双赢”的论断,并随着创新补偿理论和先动优势理论的提出,该问题的讨论得到不断丰富。尽管如此,“矛盾论”和“协调论”的观点并没有因技术方法的改进和研究思路的转换而得到调和,相反来自不同国家、地区和不同领域的研究分

别得到了不同的结论,使得有关两者关系的争论越来越激烈,以至于近十年来有关环境规制经济效应的文献比之前总和还要多。要寻求两者之间准确的关系,不仅需要控制或者考虑一些外部环境因素的影响,比如政策实施的时机、配套政策、公众支持等,而且还要考虑所选择的技术方法,同样的数据、相同的样本甚至会因方法的不同而大相径庭(Berman 和 Bui, 2001; Lanoie 和 Lajeunesse, 2008; Mitsutsugu, 2011)。伴随着准实验方法和相关技术的涌现,近年来该领域的研究重心开始从传统的回归分析过渡演进到更加关注内生性问题的处理,以求得到更为科学和精确的因果关系。Greenstone 等(2012)运用准实验方法评估了美国空气清洁法案对企业生产率的影响,该法案使得企业的全要素生产率下降了 2.6% 左右,规制成本大致为 200 多亿美元,占到其利润的 8.8%。

在国内,环境规制对企业生产率的研究大致分为三种观点,前两种观点占据主导地位。第一种观点认为环境规制会引致经济效益的提升(陆旸,2009;张成等,2011;李树、陈刚,2013);第二种观点认为环境规制对生产率的影响并不显著,喜忧参半(傅京燕、李丽莎,2010;李梦洁、杜威剑,2014);第三种观点认为环境规制对经济绩效的影响为负(解垩,2008;何小钢、张耀辉,2011;陈诗一,2011;汤韵、梁若冰,2012)。同样,准实验方法也被尝试性的运用到国内环境规制分析中,如包群等(2013)基于 1990 年以来中国各省地方人大通过的 84 件环境立法这一独特视角,采用倍差法考察了地方环境法律监管的实际效果。而李树、陈刚(2013)利用 2000 年中国对《大气污染防治法》的修订这样一个自然实验,采用双重差分法评估了该法修订对中国工业行业全要素生产率增长的影响。祁毓等(2016)评估了环境规制能否实现城市层面的“双赢”。少量研究也关注了企业层面环境规制的影响,如王杰和孙学敏(2015)、刘和旺等(2016)。但是如何将准实验方法运用到企业层面至今未有相关文献。企业是环境规制政策的落脚点和落实者,地区和产业层面的全要素生产率是企业生产率的加总,从企业层面着手,能从根本上识别环境规制的生产率效应,还能够更好地识别结构信息和制度环境效应。尽管现有研究在理论上也阐述了环境规制影响生产率的传导机制,但是依然缺乏来自经验上的证据,特别是企业层面的经验证据。

与关注环境规制对企业生产率的影响相比,关注其内在的传导机制可能更为重要。传统分析框架为探讨其内在机制提供了理论基础,其中,生产成本和技术效率是重要的考量因素(Greenstone 等,2012)。假定企业在面临环境规制政策影响时会做出一定的反应,为了保持原有的生产规模,环境规制实施后,企业会根据不同要素相对价格的变动来调整要素结构,引致要素需求的上升进而带动价格上涨。环境规制本身就是企业排污行为的一种成本补偿方式,只不过与税费补偿政策相比,环境规制是一种成本内化的方式,企业要么减少污染要素的投入以在源头减少污染的排放,要么增加降污设备等资本要素的投入来减少已排放污染物的实际影响。对于企业而言,环境规制要素只是其所面临的诸多政策环境中的一个部分,即企业会综合考虑各类影响企业投入和产出的因素来保持和增加企业产出水平,只有这样才能实现“增长式”的发展。与没有规制政策相比,规制政策的实施会给企业要素投入结构带来被动式调整,以及企业运行费用和管理费用的上升,这些成本因素必然会影响到企业的生产率。现实中,在面临环境规制影响时,企业会对要素结构乃至技术结构进行调整,这是因为当企业预期到环境规制政策是长期的时候,相比较事后的污染治理技术,对事前减排技术进行投入可能更有效率。因而,环境规制对企业生产率的影响会随时间而逐步减弱。

环境规制对技术创新的不利影响主要通过两种机制进行传导:一是“挤占效应”,主要是指当面临着外部规制政策冲击时,企业不得不将原来用于技术创新领域的要素资源转移到污染治理中,进而影响到技术投入;二是“互斥效应”,即使企业意识到通过环境创新也可以从源头上减少污染排放进而增加对环境创新的投入,但是在更多的时候,当市场无法提供、识别和体现企业环境投

入的价值时,企业对环境技术领域的投入可能并不会对企业本身的产品技术创新带来好处,相反,环境领域的创新可能与产品创新产生互斥。因此,从短期来看,环境规制对企业的创新会产生不利影响。但是,当企业逐步适应了规制政策,会将其环境创新逐步融入产品创新中,加之规制政策的持续实施会给全社会传递绿色信号,进而提升环境治理的社会价值,因此,环境技术创新会逐步与企业创新行为相融合,扭转环境规制对企业技术创新乃至生产率的不利影响。

从企业特征、行业特征和地区特征来看,环境规制对企业生产率的影响可能会存在差异。在企业特征上,成立时间较长的企业,拥有的企业经营经验更为丰富。规模更大的企业,拥有更多的资源来进行调整以应对环境规制的影响。不同所有制企业在应对环境规制政策时的反应具有显著的非对称性,国有企业通常受到环境规制政策冲击较小,即使受到冲击,国有企业由于其特有的博弈能力和政策消化能力,会使其受到的不利冲击得到及时“消化”。对于出口企业,所面临的外部风险更大,当面临环境规制的外部冲击时,往往显得更为脆弱,甚至加剧外部风险。相比较劳动密集型企业,资本密集型企业污染排放强度更大,往往更容易成为环境规制的主要对象,更易受到环境规制的影响。行业竞争度的高低决定着企业在面临环境规制时,是否可以更为自由的配置要素资源,是否更有激励去对环境规制所产生的扭曲效应进行反应,因而,行业特征可能成为环境规制生产率效应差异的一个重要来源。

环境领域的公共政策及其实施效果会受到政府、市场和社会三方影响,政府因素反映的是公共政策制定和实施的效率和公平性,市场因素反映的是价格机制和竞争机制所表征的激励约束机制,社会因素反映的是社会力量和社会机制所发挥的作用。我们认为,环境规制执行的交易成本很大程度上受制于政府质量,政府质量越高时,可以有效减少环境规制过程中的不当行为,如设租寻租、腐败、合谋等,减少环境规制实施所产生的摩擦和交易成本。市场因素主要通过其内在的价格信号和竞争机制,来反映企业污染的社会成本,同时通过产权保护提供更好的技术创新激励。社会资本高的地区,外部监督更大,有利于企业的减排,但可能对生产率的影响不明显,这是因为社会集体行动往往很难直接影响到企业的生产行为。绿色偏好强的地区,在企业生产过程中可能会有意地选择绿色偏向型技术进步,同时更倾向于清洁生产以更好地迎合社会中的环境目标。

一般来讲,融资约束主要包括商业信用、银行贷款和政府补贴(江静,2014),环境规制政策会导致污染偏向型企业的产品稀缺程度上升,所反映的是需求不变而供给出现了显著下降,会使得企业未来的预期收益呈现下降趋势,进而对商业信用产生不利影响,如污染密集型行业大多为制造业,其融资会受到上下游企业行为的影响,当规制趋紧,企业会出现减产甚至停产,上游原材料供应商会要求付款,下游客户由于供货出现短缺,订货量会显著下降,而商品的价格则是事先约定的,因此企业商业信用约束会趋强,进而造成企业资金链的萎缩。融资约束本身可以作为一种金融信贷手段来约束高污染、高能耗企业的生产行为,激励技术创新。以环境规制为导向的融资约束趋紧可能会倒逼企业技术升级和提高生产效率,当然这里暗含的假设是环境规制会强化融资约束。与此同时,政府在进行环境规制的同时也会辅助性地实施差异化的金融借贷政策,尽管货币政策主要由中央政府制定,但是在金融分权体制下,金融机构的行为实际上是地方政府的行为函数,地方政府的策略选择可能就是弱化绿色信贷约束,以帮助企业走出“发展”困境,这是不利于倒逼企业技术创新和生产率提升的。同时,部分企业为应付商业信用上的资金链紧张,往往会将本用于技术升级或者减排治理的银行贷款和补贴挪用于生产中,会进一步弱化企业的技术创新激励,不利于生产率的提升。此外,地方政府的排污费收入和专项补贴大多流向了所谓的“困难型”企业,包括污染排放量大、治污成本高的企业,这反而为企业提供了一种“持续排污”的逆向激励,

助长了企业环境破坏行为,使得企业难以有动力去为“环境保护”而“发展”,而继续选择为“发展”而污染。对此,我们提出以下假说:

假说1:环境规制会降低企业生产率,但是对企业生产率的不利影响会随着时间的推移而逐渐减弱。

假说2:环境规制对企业生产率的影响会因其企业特征差异、行业特征差异和地区特征差异而不同。

假说3:环境规制会通过企业技术创新、中间成本、融资约束以及资源再配置影响到企业全要素生产率。

三、研究设计

(一)准实验设计的制度背景

2002年底,国务院正式批准《大气污染防治重点城市规划方案》,为本文的研究设计提供了一个非常难得的契机。该方案确定113个大气污染防治重点城市名单,并根据2000年城市大气污染数据,将113个重点城市划分为39个大气环境质量达标城市和74个大气环境质量未达标城市,并要求到2005年,已经达标的39个城市大气中二氧化硫、二氧化氮、总悬浮颗粒物和可吸入颗粒物浓度保持在相应的大气环境质量标准以内;未达标的74个城市应达到大气环境质量标准。2003年初,原国家环保总局正式下发《关于大气污染防治重点城市限期达标工作的通知》,要求“大气污染质量尚未达标的大气污染防治重点城市要结合本地的实际情况,抓紧编制大气质量限期达标规划”。对此,本文选择2003年作为本文分析的一个重要时间断点,将74个非达标城市作为准实验设计中的实验组,39个达标城市作为参照组。进一步观察2003年前后,对照组(城市)和实验组(城市)各类空气质量指标的变化情况,我们发现,2003年之前,无论是达标城市还是非达标城市,空气质量指标基本保持了同趋势变化,而在2003年及之后,可以显著发现,74个非达标城市由于实施了更为严格的环境规制政策,使得实验组中的城市空气质量改善趋势异常明显,而39个达标城市空气质量依旧保持2003年之前的趋势进行变化,也基本满足平行趋势假设。

(二)模型设定

在参照Greenstone等(2012)模型设定基础上,结合本文分析框架,基本模型为:

$$TFP_{cit} = \beta_0 + \beta_1 Unattainment_{ci} + \beta_2 D_t + \beta_3 Unattainment_{ci} \times D_t + \lambda X_{cit} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

上式中,下标c表示地区(城市),i表示企业,t表示时间。 TFP_{cit} 表示的是以企业层面全要素生产率为代表的被解释变量,在这个准自然实验中,用哑变量 D_t 表示时间断点,它在2003年之前取值为0,在2003年(包含2003年)之后取值为1;用 $Unattainment_{ci}$ 来表示处理组和对照组的区分, $Unattainment_{ci}=1$ 表示处于“空气质量非达标城市”之中的企业,这些企业所在的城市需要按照国务院规定限期达到空气质量二级标准, $Unattainment_{ci}=0$ 为对照组,表示处于“空气质量达标城市”之中的企业,这些企业所在的城市只需要稳定空气质量即可。 $Unattainment_{ci} \times D_t$ 为本文关注的核心解释变量,即通过该变量的系数来识别环境规制对企业生产率的影响。此外, β_1 表示的是非达标城市中企业生产率(相对于达标城市企业生产率)不随时间变化的差异, β_2 反映的是限期达标制度实施前后,除去该制度以外的其他因素对企业生产率的影响。

模型(1)暗含的假设是,同一城市的企业对环境规制的变化具有相同的反应。然而,如果企业的异质性是重要的,那么对于同一城市的不同企业,可能会对环境规制作出不同的反应。因此,我

们在模型(1)的基础上引入了一系列企业特征与 $Unattainment_{ci} \times D_t$ 的三重交互项 ($Unattainment_{ci} \times D_t \times EF_{cit}$)，以描述同一城市内不同企业对环境规制变化可能做出的不同反应，模型(1)进一步拓展为：

$$\begin{aligned} TFP_{cit} = & \beta_0 + \beta_1 Unattainment_{ci} + \beta_2 D_t + \beta_3 Unattainment_{ci} \times D_t \\ & + \beta_4 Unattainment_{ci} \times D_t \times EF_{cit} + \lambda X_{cit} + \alpha_i + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

其中, EF_{cit} 表示一系列企业特征, 包括企业年龄(*age*)、企业规模(*size*)、企业所有制属性(*ownership*)、是否为出口企业(*export*)和资本劳动比(*caplab*)。

同理, 产业特征也会影响到企业对环境规制变化的反应, 环境规制的实施往往具有强烈的产业差异, 即可能针对不同污染排放强度的行业实施差异化的规制政策; 同时产业竞争的差异也会影晌不同产业内企业对环境规制做出反应。因此, 我们在模型(1)的基础上, 从产业特征的角度进行拓展, 引入产业特征对 $Unattainment_{ci} \times D_t$ 的三重交互项 ($Unattainment_{ci} \times D_t \times industry_{ht}$), 以识别产业特征差异对环境规制生产率效应的影响:

$$\begin{aligned} TFP_{cit} = & \beta_0 + \beta_1 Unattainment_{ci} + \beta_2 D_t + \beta_3 Unattainment_{ci} \times D_t \\ & + \beta_4 Unattainment_{ci} \times D_t \times industry_{ht}^i + \lambda X_{cit} + \alpha_i + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

其中, $industry_{ht}^i$ 表示第 i 个企业所处行业的特征变量, 主要包括产业竞争度(HHI)和行业的污染密集度(*Pintensity*)。

与此同时, 差异化的地区特征也会影响到企业对环境规制变化的反应, 由于环境规制政策实施主要由地方政府推动, 必然会受到地方政府机制的影响, 同时一个地区的市场化程度和社会力量也在一定程度上激励和约束着地方环境规制的执行, 因此, 有必要观察地区特征是否会以及如何影响到辖区企业对环境规制的反应。因此, 在模型(1)的基础上, 从地区特征的角度进行拓展, 引入地区特征对 $Unattainment_{ci} \times D_t$ 的三重交互项 ($Unattainment_{ci} \times D_t \times Area_{ct}$), 以识别地区特征差异对环境规制生产率效应的影响:

$$\begin{aligned} TFP_{cit} = & \beta_0 + \beta_1 Unattainment_{ci} + \beta_2 D_t + \beta_3 Unattainment_{ci} \times D_t \\ & + \beta_4 Unattainment_{ci} \times D_t \times Area_{ct} + \lambda X_{cit} + \alpha_i + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

其中, 地区特征变量(*Area*)主要包括地区市场化(*Market*)、政府质量(*GQ*)、社会资本(*SC*)、环境偏好(*Ecpref*)和地区融资约束。

最后, 我们还分别从企业和产业层面探讨环境规制影响企业生产率的渠道。在企业层面, 主要观察环境规制对技术创新、中间成本和融资约束的影响; 在产业层面, 主要观察环境规制是否会通过影响产业层面进入、退出和跨企业资源配置, 来影响产业全要素生产率:

$$\begin{aligned} IN_{cit} = & \beta_0 + \beta_1 Unattainment_{ci} + \beta_2 D_t + \beta_3 Unattainment_{ci} \times D_t + \lambda X_{cit} + \alpha_i + \epsilon_{it} \\ IC_{cit} = & \beta_0 + \beta_1 Unattainment_{ci} + \beta_2 D_t + \beta_3 Unattainment_{ci} \times D_t + \lambda X_{cit} + \alpha_i + \epsilon_{it} \\ EFD_{cit} = & \beta_0 + \beta_1 Unattainment_{ci} + \beta_2 D_t + \beta_3 Unattainment_{ci} \times D_t + \lambda X_{cit} + \alpha_i + \epsilon_{it} \\ Allocation_{ht} = & \beta_0 + \beta_1 Unattainment_{ht} + \beta_2 D_t + \beta_3 Unattainment_{ht} \times D_t + \lambda X_{ht} + \alpha_h + \epsilon_{ht} \end{aligned}$$

其中, IN 、 IC 和 EFD 分别表示企业的技术创新、中间成本和融资约束, $Allocation_{ht}$ 表示产业层面(h)的进入、退出和跨企业资源配置状况。

(三)数据来源、变量选择及描述^①

本文的数据建立在国家统计局1998—2007年间规模以上工业企业年度数据(Annual Survey of Industrial Production,以下简称ASIP)的基础上,涵盖了全部国有及年主营业务收入在500万以上的非国有工业法人企业,由于该数据库跨越了2003年前后的两个时间段落,因而非常适合用来考察国务院实施“环保重点城市限期达标制度”后环境规制变化对企业生产率的影响。地区层面的数据主要来自于《中国城市统计年鉴》(1999—2008)以及樊纲等(2011)编制的市场化指数。

主要参照Brandt等(2012)的做法对原始数据进行处理,第一,采用序贯识别法先根据相同的企业代码识别同一家企业,然后以企业名称匹配企业代码无法识别的样本,最后利用法人代表、地区、电话号码的综合信息进一步匹配剩余样本;第二,以分行业、省份的资本增长率近似企业的资本存量增长率,进而估计出中国工业企业数据库中企业的实际资本存量;第三,将所有企业的劳动工资等量调整至与国民核算中的份额一致,以纠正该偏差;第四,由于2003年前后四位数产业的统计口径发生了重要变化,我们采用Brandt等(2012)的方法,统一了全部四位数产业的统计口径;第五,进行总产出的估算与价格平减以及中间投入品的价格平减,最后根据研究需要对样本进行了筛选。

全要素生产率是本文分析的核心,在参照以往研究的基础上(聂辉华、贾瑞雪,2011;张天华、张少华,2016),本文主要利用半参数OP法测算企业层面的TFP,同时借鉴Levinsohn和Petrin(2003)的做法,把企业的中间投入量作为不可观察的生产率冲击的代理变量。为了保证实证结果的稳健性,同时还利用LP方法测算TFP。图1显示的是基于OP方法计算得到的达标城市和非达标城市企业生产率变化,从描述性分析看,2003年及其之后,相比较达标城市的企业,非达标城市的企业生产率明显出现相对下降的趋势。

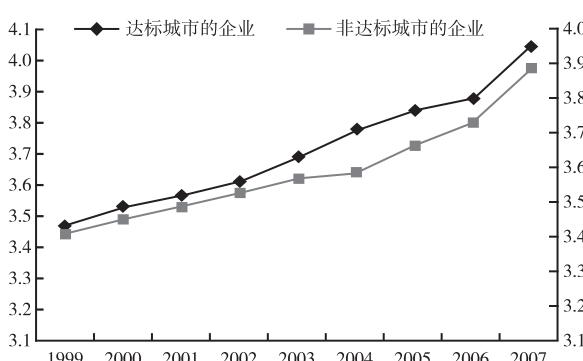


图1 达标城市和非达标城市企业生产率变化

注:左轴表示达标城市企业生产率,右轴表示非达标城市企业生产率。

本文的其他数据主要来自于三个层面:企业层面、产业层面和地区层面。

企业层面数据。为了控制和识别企业一些重要变量的影响,我们构造了包括企业年龄(age)、企业规模(size)、企业所有制属性(ownership)、是否为出口企业(export)、技术选择(R&D)、产品创新率(IN)、资本密度(KI)、中间成本(IC)、融资约束(EFD)等一系列企业特征变量和控制变量。具体地,依据企业成立时间推算出每个企业的年龄lgage(对数形式),由企业对数形式的实际总资产lgscale度量企业规模,用国有资本占企业实收资本的比重度量各个企业的所有制特征(ownership),

用虚拟变量表示企业是否为出口型企业,用对数形式的劳均资本拥有量,即资本密度lgKI度量企业在劳动和资本之间的技术选择状况;用企业的中间投入除以企业总产值的商度量企业单位产出的中间投入成本,近似反映企业的实际生产成本;用企业新产品产值占总值比重反映产品创新率,近似度量企业的技术创新情况;融资约束采用商业信用(Rece)、银行信贷(Inte)和政府补贴(Sub)表示,借鉴江静(2014)的做法,分别用应收账款/(主营业务收入+产成品)、利息支出/(主营业务收入+

^① 限于版面,本文所有变量的描述性变量表未显示,留存备索。

产成品)、补贴收入/(主营业务收入+产成品)度量。

产业层面数据。我们分别构造了四位数和二位数产业层面数据。在四位数产业层面上,构造了市场份额的赫芬达尔指数(HHI)来反映国内产品市场的竞争程度。参照简泽等(2013)的做法,先计算各个企业的销售收入占其所在四位数产业销售收入合计的份额;然后,在四位数层面上加总企业层面市场份额的平方。赫芬达尔指数(HHI)具体由特定市场上所有企业的市场份额的平方和来表示:

$$HHI = \sum_{i=1}^N \left(\frac{X_i}{X}\right)^2$$
,其中,N 表示某产业(行业)内的企业数量, X_i 表示第 i 个企业的规模,X 表示市场总体规模。HHI 越小,说明市场被许多竞争性企业分割,竞争度越高,反之,趋于垄断性。

此外,2003 年,原国家环保总局发布了《关于对申请上市企业和申请再融资的上市企业进行环境保护核查的通知》,首次将 13 个行业^①界定为需要进行环保核查的重污染行业,并将规制范围首次扩大到已上市公司的再融资行为。参照李树、陈刚(2013)的思路,我们将上述 13 个行业按照二分位行业划分标准,归为九类产业,并将其确定为高污染行业,以企业是否属于该行业为标准设置高污染行业的虚拟变量,如果该企业属于这九类行业^②,则 $Pintensity=1$,否则为 0。

最后,我们还关注了产业层面进入退出和跨企业资源再配置状况的影响,借鉴简泽等(2013)的做法,从 1999 年开始,把第一次出现在数据库的企业定义为进入企业,相应地,曾经出现但从某一年份开始不再出现在数据库的企业被定义为该年的退出企业,用 $NE_{h(t)}$ 、 $NX_{h(t)}$ 和 $NT_{h(t)}$ 分别表示产业 h 在第 t 年的进入企业数、退出企业数和企业总数,进入率和退出率可以 $NR_{h(t)} = NE_{h(t)} / NT_{s(t-1)}$ 和 $XR_{h(t)} = NX_{h(t)} / NT_{s(t-1)}$ 表示。本文借鉴简泽等(2013)的做法计算了 1999—2007 年间四位数产业层面的产出创造率和破坏率,其中,产出创造率包括新企业进入导致的产业层面的产出增长率 $OCE_{h(t)}$ 和在位企业产出扩张导致的产业层面的产出增长率 $OCC_{h(t)}$;产出破坏率包括企业退出引起的产业层面的产出减少率 $ODX_{h(t)}$ 和部分在位企业产出收缩引起的产业层面的产出减少率 $ODC_{h(t)}$ 。

地区层面数据。地区特征变量我们选择地区市场化(MK)、政府质量(GQ)、社会资本(SC)、环境偏好(EP)、地区融资约束(EFD)。市场化用樊纲等(2011)提供的各个省的市场化程度近似度量所辖市的市场化程度;政府质量用公共产品供给和产权保护来度量,用医疗卫生公共产品供给和市场化指数中的产权保护指数合成得到,我们认为,如果政府能够通过一定的税收提供更多更好的公共品和履行政府责任,则可称之为质量高的政府,反之则为质量低的政府。用地级市层面本年应交增值税/(本年应交增值税+利润总额)来度量所在地区的税收负担,使用文化、医疗卫生和教育事业来反映政府所提供的公共品,并以产权保护作为地方政府所履行的职能。社会资本用互联网上网人数占总人口比重、固定电话数和移动电话数占总人口比重加权表示;环境偏好用所在城市的绿化率表示;地区融资约束用地区贷款余额占 GDP 比重近似替代,比重越小,表示融资约束越强。

四、实证检验与分析

(一) 环境规制、企业特征与生产率

基于前文分析,我们主要采用 OP 方法计算得到的企业生产率作为因变量,来观察环境规制的

^① 2003 年上市审查行业包括:冶金、化工、石化、煤炭、火电、建材、造纸、酿造、制药、发酵、纺织、制革、采矿业。

^② 07 石油开采、08 黑色金属采选、27 医药制造、28 化纤制造、31 非金属制品、32 黑色金属加工、33 有色金属加工、44 电力生产供应、45 燃气生产供应。

影响。表 1 的第一个回归同时控制了年份固定效应、个体固定效应和其他控制变量,直接考察环境规制代理变量 $Unattainment \times D$ 的系数,发现该变量的系数在 5% 置信水平上显著为负,这表明在其他条件相同的情况下,限期达标制度的实施会使得非达标地区企业的生产率相对下降 1.96%,这说明,环境规制政策对企业生产率产生了不利影响^①。对于其他控制变量,成立时间长、规模大、非国有、资本密度较低和出口型的企业,其生产率相对较高。为了进一步考察环境规制生产率效应的企业异质性,我们在表 1 第一个回归的基础上,分别引入环境规制变量 $Unattainment \times D$ 与其他企业特征变量的交互项,表 1 中的第二、三、四、五和六个回归结果分别汇报了环境规制

表 1 环境规制对(不同特征)企业生产率的影响

	$lgTFP_OP$	$lgTFP_OP$	$lgTFP_OP$	$lgTFP_OP$	$lgTFP_OP$	$lgTFP_OP$
$Unattainment \times D$	-0.0196** (-0.033)	-0.0185** (-0.017)	-0.0175*** (-0.003)	-0.0206 (-0.135)	-0.0172** (-0.015)	-0.0199** (-0.048)
$Unattainment$	-0.0355*** (-0.001)	-0.0562 (-0.534)	-0.0777*** (-0.005)	-0.1567 (-0.567)	-0.0295*** (-0.000)	-0.0325*** (-0.000)
D	0.0570** (0.021)	0.0486* (0.052)	0.0325 (0.483)	0.0295*** (0.000)	0.0448* (0.072)	0.0352** (0.033)
$lgage$	0.0066*** (0.000)	0.0098*** (0.000)	0.0093*** (0.000)	0.0091*** (0.000)	0.0082*** (0.000)	0.0085*** (0.000)
$lgsize$	0.3952** (0.018)	0.4478* (0.093)	0.5002** (0.048)	0.5140** (0.033)	0.3245* (0.075)	0.3684** (0.015)
$Ownship$	-0.1107*** (-0.000)	-0.1345*** (-0.000)	-0.1674*** (-0.005)	0.1446* (0.057)	0.1782 (0.245)	0.0873** (0.038)
$lgKI$	-0.2045*** (-0.005)	-0.2567 (-0.1456)	-0.2453** (-0.0456)	-0.3067 (-0.2348)	-0.3218 (-0.346)	-0.1957*** (-0.000)
$Export$	0.045** (0.028)	0.004 (0.135)	0.0325** (0.0331)	0.0081** (0.046)	0.0094** (0.035)	0.0032 (0.34)
$Unattainment \times D \times lgage$		0.008*** (0.000)				
$Unattainment \times D \times lgsize$			0.047*** (0.005)			
$Unattainment \times D \times Ownship$				0.024 (0.148)		
$Unattainment \times D \times lgKI$					-0.0679*** (-0.006)	
$Unattainment \times D \times Export$						-0.038*** (-0.000)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	146754	113942	105967	124563	133281	94758
$Adj-R^2$	0.5453	0.5422	0.5145	0.5527	0.5733	0.5562

注:括号内为 p 值,***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著,下同。

^① 比如,据《南方周末》报道,2014 年 2 月 21 日至 2 月 26 日京津冀地区持续 6 天的重污染天气中,仅石家庄就对共 2025 家企业进行了关、停、限和压减发电,146 座露天矿山和 35 座地下矿山全部关停,所有的采砂场也全部关停,直接经济损失达 60.3 亿元。

变量与企业年龄、规模、所有制结构、资本密度和出口企业的交互项结果。我们发现,企业年龄与环境规制的交互项系数在1%水平上显著为正,系数为0.008,成立时间较短的企业,更容易受到环境规制的不利影响,新成立的企业往往在生产资源配置、社会资本等方面面临诸多不完善的地方,适应包括环境规制政策在内的各类政策需要磨合,对政策反应往往准备不充分;企业规模与环境规制的交互项系数同样显著为正,在1%水平上显著为正,系数为0.047,相比较而言,规模较大的企业往往能够在一定程度上抑制环境规制的不利影响,规模越大的企业所配置的资源相对较多,应对环境规制的反应可能更为从容;所有制变量与环境规制交互项系数为正,但不显著,这意味着国有企业和非国有企业受到环境规制的冲击所产生的影响可能并无太大区别;资本密度变量与环境规制的交互项系数显著为负,这表明,对于资本密度高的企业,环境规制对生产率所产生的不利影响可能更为严重,资本密集型企业污染密度也相对较高,因而受环境规制的影响可能更大,这也部分地证明了本文假设2的成立。

为了进一步检验环境规制政策随时间推移对企业全要素生产率的影响,我们在模型(1)的基础上进一步扩展如下:

$$\begin{aligned} TFP_{cit} = & \beta_0 + \beta_1 Unattainment_{ci} + \beta_2 D_t + \beta_3 Unattainment_{ci} \times D_t \\ & + \sum_{j=2004}^{2007} \alpha_j Unattainment_{ci} \times D_t \times year^j + \lambda X_{cit} + \alpha_i + \epsilon_{it} \end{aligned}$$

其中,year^j为年度哑变量,其赋值在第j年是1,其他年份是0。上述扩展式不仅可以反映限期达标制度对全要素生产率的影响是否存在滞后效应,而且还可以进一步反映出环境规制生产率效应的可持续性。倍差法估计量与各年度哑变量的交互项系数全部呈现出负向关系,至少在环境规制实施后的5年左右时间里,该政策对企业全要素生产率的不利影响是会存在的,但这一不利效应呈现出逐年减弱趋势,因而证明了本文假设1的成立性。

表2 环境规制对不同行业特征企业生产率的影响

	lgTFP_OP	lgTFP_OP	lgTFP_OP
Unattainment × D	-0.0206** (-0.027)	-0.0210*** (-0.000)	-0.0193** (-0.044)
Unattainment	-0.039* (-0.067)	-0.042** (-0.029)	-0.033*** (-0.000)
D	0.0446 (0.017)	0.03778** (0.028)	0.0456* (0.063)
Unattainment × D × HHI		-0.062*** (-0.000)	
Unattainment × D × PIN			-0.083*** (-0.000)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes
Obs	123578	114956	105868
Adj-R ²	0.4452	0.4752	0.4943

(二)环境规制、行业特征与生产率

2003年实施的限期达标制度效应差异既可能来自于企业自身特征,又可能与所处的行业特征密切相关。这是因为,不同行业由于其自身污染排放强度差异而面临不同程度的环境规制。对此,我们在表1第一个回归模型的基础上,加入了行业竞争度和污染密度,同时在此基础上,引入环境规制变量Unattainment×D分别与行业竞争度和污染密度的交互项,以此考察环境规制生产率效应的行业异质性,回归结果如表2所示。

具体说来,第一个回归为加入了行业竞争度和污染密度后的回归结果,我们发现,环境规制变量对企业生产率的影响依然显著为负,同时,当企业所处的行业竞争度越高时(即HHI越小

时),该企业的生产率越高,也就意味着行业竞争可以提高企业生产率,行业竞争度高意味着该行业中投入资源和产出成品的价格更为敏感,资源配置更能反映价格信号机制,因此对于提高企业生产率有益。进一步分析,当企业所处的行业为污染密集型领域时,该企业的生产率可能相对较低,污染密集型企业受规制的影响更大,需要投入更多的生产要素用于预防和治理污染,产生的挤出和挤占效应更为明显。第二、三个回归为加入了交互项后的结果,回归发现,环境规制变量与行业竞争度的交互项($Unattainment \times D \times HHI$)系数在1%置信水平上显著为负,这表明,环境规制对竞争度越高行业中企业生产率的不利影响可能相对越小,即行业竞争在一定程度上缓解了环境规制对企业生产率的不利影响,原因可能在于市场竞争有利于企业的资源配置,良好的竞争环境有助于企业把更多的资源分配到生产领域和非生产领域(环境治理),在竞争环境中,污染的价格和社会成本能够有所体现,有助于外部成本内部化,能够更好地抵御和应对环境规制所带来的不利影响。此外,环境规制与污染密集度的交互项($Unattainment \times D \times PIN$)系数同样在1%置信水平上显著为负,这表明,环境规制对污染密集型行业中企业生产率的负向效应更为明显。

(三)环境规制、地区特征与生产率^①

环境规制的经济效应到底有多大,在一定程度上还取决于规制政策利益相关方的综合博弈,而且制度环境的好坏能够在相当程度上抑制或者放大环境规制对生产率的扭曲效应。为了进一步检验环境规制的生产率效应是否会受到所处地区制度环境的影响,我们分别进一步加入了环境规制变量与地区市场化程度、政府质量、社会资本、绿色偏好以及融资约束的交互项。

市场化程度与环境规制变量的交互项系数显著大于零,这表明,对于市场化程度较高地区的企业而言,环境规制对生产率所产生的不利影响可能会得到一定程度的抑制,环境规制对企业生产率所产生的不利影响可能会下降8.6%;对于政府质量较高地区的企业而言,环境规制对生产率所产生的不利影响同样会得到一定程度抑制,环境规制对企业生产率的不利影响会下降4.4%;对于绿色偏好强度较大地区的企业而言,环境规制对生产率的不利影响会得到缓解,对企业生产率的不利影响会下降3.9%。此外,社会资本和地区融资约束所产生的作用可能并不明显。良好的制度环境可以降低环境规制对企业发展带来的额外负担,这就意味着,当一个地区的政府在实施环境规制政策时,地方政府还应该在具体的制度环境建设方面出台更加精细化的配套政策,包括通过提高政府质量来降低环境规制运行中的交易成本,通过提供配套的公共服务减少规制对不同生产要素所有者所产生的成本,通过市场机制可以提高社会对污染的社会成本诉求,将环境成本透明化和内部化。

综上,归结起来可以发现,本文的假说2是基本成立的,即环境规制对企业生产率的影响会因其企业特征差异、行业特征差异和地区特征差异而不同。规模较小、成立时间短、非国有企业、出口企业、资本密度较高的企业更容易受到影响,行业竞争度低和行业污染密集度高的企业,受到影响更大;市场化程度越低、社会资本越低、环境偏好越弱和地区融资约束越弱的地区,其企业越容易受影响。

(四)影响渠道:技术创新、制造业费用、融资约束(商业信用、银行信用、政府补贴)和资源配置

以往的研究大多忽视了环境规制是如何影响到企业生产率的,为了进一步检验环境规制影响企业生产率的传导机制,接下来主要通过两步法进行,在第一步,我们将技术创新、中间成本和企业融资约束作为因变量,来验证环境规制对中间传导变量的影响,回归结果如表3;第二步,引入环境规制变量分别与技术创新、中间成本和企业融资约束的交互项,来验证环境规制是否会通过上述中间传导变量影响到企业生产率;最后,从资源再配置和产业重组角度验证了环境规制的影响机制。

^① 本部分回归结果未提供,有需要者可与作者联系,下同。

由表 3 的回归结果可以发现,环境规制变量对以新产品产值占比表示的企业创新影响显著为负,新产品产值占比主要是从结果的角度来度量企业的创新程度,这表明,环境规制可能在一定程度上抑制了企业创新;同时,由于环境规制政策实施,必然会使企业调整生产要素投入和生产结构,因而对企业生产成本产生影响,我们用企业中间成本近似的替代企业的生产成本,发现环境规制在 10% 置信水平上显著影响到企业中间成本,即意味着环境规制提高了企业的中间成本。此外,进一步借鉴江静(2014)的做法,用企业应收账款率、利息支出率和政府补贴率从不同维度来度量企业融资约束,从表 3 第三、第四、第五个回归结果来看,环境规制对企业应收账款率和利息支出率的影响不明确且不显著,但是对政府补贴率的影响显著为正,这表明,环境规制政策的实施并没有显著加剧企业的融资约束,反而使得部分企业可能获得了更多的补贴。

表 3 环境规制对企业技术创新、中间成本和融资约束的影响

	<i>IN</i>	<i>IC</i>	<i>Rece</i>	<i>Inte</i>	<i>Sub</i>
<i>Unattainment</i> × <i>D</i>	-0.0114** (-0.0467)	0.1947* (0.0653)	-0.0183 (-0.167)	0.0042 (0.182)	0.0007*** (0.000)
<i>Unattainment</i>	0.047* (0.055)	0.007*** (0.000)	0.004 (0.485)	0.0586 (0.242)	0.2311** (0.0283)
<i>D</i>	0.006*** (0.000)	-0.048** (-0.0456)	0.0248* (0.058)	0.005*** (0.000)	-0.0002 (-0.384)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	158685	131046	147211	149688	115211
<i>Adj-R</i> ²	0.5742	0.4953	0.4569	0.5372	0.521

为了进一步识别技术创新、中间成本和融资约束对环境规制生产率效应的影响,在加入了相应的交互项后,发现企业创新程度强的企业,往往更能抑制环境规制所带来的不利影响,由环境规制所带来的创新不足可能会制约企业生产率的提高。中间成本越高的企业,环境规制往往更不利于企业生产率的提升,由环境规制所带来的中间成本上升在相当程度上也抑制了企业生产率的

提升。进一步观察企业融资约束传导机制,我们发现,企业应收账款率度量的商业信用约束,其作用并不明显,而对于利息支出率和补贴率高的企业而言,环境规制的负向不利效应可能更为明显,即由环境规制所带来的融资约束趋弱,可能不利于企业生产率的提升,由于融资约束较弱,企业往往缺乏激励和约束以通过生产结构调整来改善由环境规制所带来的生产率漏损。现阶段,商业信用约束并没有发挥出显著的激励约束效应,而银行信贷和政府补贴反而加剧了环境规制的不利影响。因而,技术创新、中间成本和融资约束确实成了环境规制影响生产率效应的重要传导机制。

环境规制的实施是否会引起行业内部及行业间的资源再配置和重组?对此,我们主要通过重污染行业虚拟变量 *pollution* 与时间虚拟变量 *D* 的交互项作为环境规制新的识别变量,从产业层面验证环境规制的效应。该政策的实施使得重污染行业的进入率相对下降了 6.29%、退出率相对上升了 16.42%;进一步来看,新企业进入导致的产业层面的产出增长率下降了 2.85%,在位企业产出扩张导致的产业层面的产出增长率下降了 9.47%;企业退出引起的产业层面的产出减少率上升了 16.84%,在位企业收缩引起的产业层面的产出减少率上升了 12.9%。上述结果意味着:环境规制政策实施确实带来产业内部和产业间的资源再配置,但是从另一方面来看,该政策实施使得重工业行业的产出水平显著下降,并没有带来绩效的改善。

上述结论基本支撑了本文假说 3 的成立,即环境规制会通过企业技术创新、中间成本、融资约束和资源再配置影响到企业的全要素生产率。

(五)稳健性分析

1. 利用 Toornqvist 指数法和 LP 方法测算企业 TFP。无论是选择 TQ 指数法(Toornqvist)还

是 LP 方法测算得到的企业 TFP, 环境规制的影响都显著为负, 这表明本文的结论是稳健性的, 2003 年实施的限期达标制度确实影响了企业生产率的提升。其他层面的特征变量与环境规制的交互项对企业生产率的影响与前文的结论基本一致。

2. 对劳动生产率和利润率的影响。我们选择用劳动生产率和企业利润率作为因变量, 从这两个维度考察环境规制对企业其他绩效指标的影响。环境规制对劳动生产率的影响为正, 但不显著; 环境规制对利润率的影响显著为负, 相比较达标城市的企业, 非达标城市企业由于环境规制所引致的企业利润率下降了 3.29%, 环境规制的实施确实对企业经营带来了一定的经济成本。

3. 使用环保重点城市和非重点城市之分进行分析。《大气污染防治重点城市规划方案》虽然将 113 个环保重点城市划分为“达标城市”和“非达标城市”, 但是达标城市也同样面临着“稳定环境质量”的约束, 因此, 从全国范围来看, 113 个环保重点城市相比较其他非环保重点城市而言, 亦可认为实施了不同程度的环境规制。对此, 本文进一步调整了处理组和对照组, 将环保重点城市作为处理组, 将非环保重点城市确定为对照组, 我们发现, 即使调整了组别划分, 环境规制对企业生产率的不利影响依然存在, 而且进一步从原有的 1.96% 上升到 2.37%, 这再次表明, 环境规制确实会影响到企业生产率。同时, 环境规制也会影响到企业创新能力和融资约束, 带来企业资源再配置, 但并没有实现产业层面的绩效改善。

4. 安慰剂测试。我们进一步加入了安慰剂分析的稳健性检验, 用于检验更换时间断点后环境规制对企业绩效的影响, 具体说来将规制的时间节点提前至 2002 或 2001 年, 我们发现环境规制的影响基本不显著了。

五、结论与启示

严峻的环境污染形势已经成为制约当下中国经济社会发展转型的关键性因素之一, 对污染进行管制成为世界各国进行环境治理的基本手段。当下, 环境规制的目标已经从早期的“降污”单一标准发展为“降污”和“增效”的双赢目标, 其中, 考察环境规制的经济效率显得极为重要, 尽管有关中国环境规制经济效应的文献非常多, 但是从企业层面来揭示环境规制生产率效应的文献几近空白, 即使在产业、地区层面, 有关环境规制影响企业生产率的黑箱至今也未有效“揭开”, 即环境规制影响生产率的传导机制并不明确。

本文借助 2003 年国务院实施的环保重点城市限期达标制度作为识别环境规制的准实验机会, 利用大样本工业企业微观数据, 采用双重差分方法评估了环境规制对企业生产率的影响、异质性和传导机制, 稳健性检验也证实本文研究结论的可靠性。具体说来, 相比较达标城市企业, 限期达标制度的实施使得非达标城市企业平均全要素生产率(TFP)相对下降 1.96%, 环境规制对生产率的不利影响会随时间而减弱; 从企业、产业和地区特征来看, 成立时间短、规模小、非国有以及资本密度较高的企业, 更易受到环境规制的不利影响, 而市场化程度高、政府质量高、绿色偏好强地区的企业, 不利效应则会得到一定抑制, 行业竞争有利于缓解环境规制的不利影响。本文尤其发现, 环境规制影响企业生产率主要是通过企业创新、中间成本、融资约束和资源再配置进行传导, 2003 年实施的限期达标政策在一定程度上降低了企业创新能力、增加了中间成本, 使得这些企业的投入增加而产出相对下降, 并没有带来企业层面融资约束的强化, 使得企业缺乏外生倒逼机制来调整生产结构和降低生产成本。此外, 环境规制尽管使得重污染行业中企业进入率下降、退出率上升, 但“一降一升”并没有带来产业层面重构和企业资源配置效率提升。

我们认为,仅从企业生产率的角度而言,2003年实施的环境规制政策在短期并没有带来“双赢”,而且环境规制的经济成本可能是巨大的,当然,这与环境规制的内部治理结构密切相关。发达国家早期环境规制政策实施的教训早已表明,过度依赖行政命令手段的环境规制不仅对减排降污的影响趋弱,而且还会带来巨大的经济损耗。因此,推动当下中国环境规制体制的市场化改革显得迫在眉睫,十八届三中全会提出了环境治理改革的路线,正是着眼这方面的考虑。从本文的结论得到的启示也是直接明了的,创造良好的制度环境有利于降低和缓解环境规制对企业生产率的不利影响,这种制度环境既体现在产业层面的市场竞争度的提升,又体现在地区市场化程度、政府质量提升、社会绿色偏好以及绿色金融政策等方面。对于企业而言,作为一种社会性规制政策的环境规制,具有降低污染和提高资源配置效率的双重目标,通过环境规制来降低污染必然使得环境污染排放的成本趋高和越来越显性化,无论是从降低企业成本还是从提高资源配置效率的角度来看,主动遵从环境标准和降低污染物排放,一方面可以降低企业的资本成本,给企业带来更大的利润空间,另一方面能够降低环境事故发生的概率,从而消除环境事故对企业绩效带来的不利影响(如用补偿和清理的大额现金流出、营利性降低、公司声誉诋毁等),即越来越成为企业提高竞争力的重要途径。

参考文献:

1. 包群、邵敏、杨大利:《环境管制抑制了污染排放吗?》,《经济研究》2013年第12期。
2. 陈诗一:《边际减排成本与中国环境税改革》,《中国社会科学》2011年第3期。
3. 樊纲、王小鲁、朱恒鹏:《中国市场化指数:各地区市场化相对进程2011年报告》,经济科学出版社2011年版。
4. 傅京燕、李丽莎:《环境规制、要素禀赋与产业国际竞争力的实证研究》,《管理世界》2010年第10期。
5. 何小钢、张耀辉:《行业特征、环境规制与工业二氧化碳排放》,《经济管理》2011年第11期。
6. 简泽、干春晖、余典范:《银行部门的市场化、信贷配额与工业重构》,《经济研究》2013年第5期。
7. 江静:《融资约束与中国企业储蓄率:基于微观数据的考察》,《管理世界》2014年第8期。
8. 李梦洁、杜威剑:《环境规制与就业的双重红利适用于中国现阶段吗?》,《经济科学》2014年第4期。
9. 李树、陈刚:《环境管制与生产率增长》,《经济研究》2013年第1期。
10. 刘和旺、郑世林、左文婷:《环境规制对企业全要素生产率的影响机制研究》,《科研管理》2016年第5期。
11. 陆旸:《环境规制影响了污染密集型商品的贸易比较优势吗?》,《经济研究》2009年第4期。
12. 聂辉华、贾瑞雪:《中国制造业企业生产率与资源误置》,《世界经济》2011年第7期。
13. 祁毓、卢洪友:《中国环境分权体制改革:变迁演进、数量测算与效应评估》,《中国工业经济》2014年第1期。
14. 祁毓、卢洪友、张宁川:《环境规制能实现“降污”和“增效”的双赢吗》,《财贸经济》2016年第9期。
15. 汤韵、梁若冰:《两控区政策与二氧化硫排放——基于倍差法的检验研究》,《山西财经大学学报》2012年第6期。
16. 王兵、吴延瑞、颜鹏飞:《环境管制与全要素生产率增长:APEC的实证研究》,《经济研究》2008年第5期。
17. 王杰、孙学敏:《环境规制对中国企业生产率分布的影响研究》,《当代经济科学》2015年第3期。
18. 解垩:《环境规制与中国工业生产率增长》,《产业经济研究》2008年第1期。
19. 张成、陆旸、郭路、于同申:《环境规制强度和生产技术进步》,《经济研究》2011年第2期。
20. 张天华、张少华:《中国工业企业全要素生产率的稳健估计》,《世界经济》2016年第4期。
21. Becke, R. A., Local Environmental Regulation and Plant-level Productivity. *Ecological Economics*, Vol. 70, No. 12, 2011, pp. 2516—2522.
22. Berman, E. , & Bui, T. M. , Environmental Regulation and Productivity: Evidence from Oil Refineries. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 83, No. 3, 2001, pp. 498—510.
23. Brandt L. , Bieseboeck, J. Van & Zhang Yifan, Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing. *Journal of Development Economics*, Vol. 97, No. 2, 2012, pp. 339—351.
24. Gray, W. B. , Productivity versus OSHA and EPA Regulations, UMI Research Press, Ann Arbor, MI, 1986.
25. Gray, W. B. , Wayne, B. , & Shadbegian, R. J. , Environmental Regulation, Investment Timing, and Technology

- Choice. *Journal of Industrial Economics*, Vol. 46, No. 2, 1998, pp. 235—256.
26. Gray, W. B. , Shadbegian, R. J. , Wang, C. & Meral, M. , Do EPA Regulations Affect Labor Demand? Evidence from the Pulp and Paper Industry. *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 68, No. 1, 2014, pp. 188—202
27. Greenstone, M. , List, J. A. & Syverson, C. , The Effects of Environmental Regulation on the Competitiveness of US Manufacturing. NBER Working Paper, No. 18392, 2012.
28. Laplante, B. , & Ristone, P. , Environmental Inspections and Emissions of the Pulp and Paper Industry in Quebec. *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 31, No. 2, 1996, pp. 19—36.
29. Lanoie, P. , Patry, M. , & Lajeunesse, R. , Environmental Regulation and Productivity: Testing the Porter Hypothesis. *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 30, No. 2, 2008, pp. 121—128.
30. Levinsohn, J. , & Petrin, A. , Estimating Production Functions using Inputs to Control for Unobservables. *Review of Economic Studies*, Vol. 70, No. 2, 2003, pp. 317—342.
31. Mitsutsugu, H. , Energy Efficiency Regulation and R&D Activity: A Study of the Top Runner Program in Japan. *Low Carbon Economy*, Vol. 24, No. 2, 2011, pp. 201—234.

Re-evaluate the Impact of Environmental Regulation on Enterprise Productivity and Its Mechanism

XU Yankun(Wuhan University)

QI Yu(Zhongnan University of Economics and Law)

Abstract: The impact of environmental regulation on productivity has so far lacked empirical evidence from the microcosmic level of Chinese enterprises, especially the interpretation and testing of internal mechanisms. This article uses quasi-experimental opportunities of the environmental key city of environmental protection standard implemented by the State Council and the double differential method to evaluate and explain the influence and transmission mechanism of environmental regulation on enterprise productivity. The findings of this study are as follows. (1) The implementation of the policy makes the average total factor productivity (TFP) of non-compliance urban enterprises decrease by 1.96%, the establishment time is short, the scale is small and the capital density is higher, which is more susceptible to environmental regulation of the adverse effects, but these adverse effects will weaken with time, industry competition is conducive to curb the adverse effects. (2) This regulatory policy affects enterprise productivity by reducing the ability of innovation, increasing intermediate costs and weakening corporate finance constraints. Although the rate of entry in heavy polluting industries is declining and exit rates are rising, this does not lead to industry level reconstruction and enterprise resource allocation efficiency. (3) The adverse effects of environmental regulation can be suppressed when the degree of marketization is higher in the region, the better the quality of the government, the stronger the green preference. The environmental regulation of enterprises is indeed facing greater economic costs, through market-based reforms, government quality improvement and green financial policy implementation can weaken its economic distortions, along with environmental costs (prices) become higher and dominance, by reducing pollution Emission to effectively circumvent environmental control risks is increasingly becoming an important way to improve the competitiveness of enterprises.

Keywords: Environmental Regulation, Enterprise Productivity, Heterogeneity, Transmission Mechanism,

Institutional Environment

JEL: Q52, H41, H10

责任编辑:原 宏