

前端污染治理对我国企业生产率的影响

——基于边界断点回归方法的研究

张慧玲 盛 丹*

摘要: 探讨和识别前端污染治理对企业生产率的影响及作用渠道,对我国环境政策的制定和经济的转型发展,具有重要的现实意义。本文采用边界断点回归方法,将 2001–2005 年我国省区层面的清洁生产政策作为外生冲击,有效识别了前端污染治理对我国企业生产率的影响,并探讨了其作用的渠道。实证研究发现:总体而言,前端污染治理显著提升了企业的生产率;就影响渠道而言,前端污染治理一方面通过创新激励效应直接提升了在位企业的生产率水平,另一方面通过市场进入退出机制,提高了市场的进入门槛,使得高效率的企业得以进入和存活,进一步优化了资源配置,提升了整个市场的生产率水平;此外,前端污染治理对企业生产率的正向影响主要作用于污染密集型行业、小规模企业和民营企业。

关键词: 前端污染治理;企业生产率;边界断点回归

一、引言

经过改革开放四十年的发展,粗放型的增长方式不仅难以维持经济的持续快速发展,而且使资源与环境也面临着不堪重负的局面。根据《2016 中国环境状况公报》显示,2016 年全国 338 个地级及以上城市中,有 254 个城市环境质量未达标,占全部城市数的 75.1%。在 6 124 个地下水环境质量监测点中,水质较差和极差的比例合计为 60.1%,水质优良的比例仅为 10.1%。随着环境问题的出现,我国政府实施了多种类型的环境管制政策。党的十九大报告指出,要坚持节约资源和保护环境的基本国策。与此同时,我国正处于从投资驱动发展转型为创新驱动发展的攻关期。那么环境管制政策,在改善人类生存环境的同时,能否带动技术进步,提升企业的生产率,为经济注入新的动力,助力我国经济转型发展? 政策制定者和研究者都试图寻找一种可行的措施,以实现环境与经济的协调发展。

制定有效的政策有赖于对已有政策的研究。目前,学术界关于环境管制与生产率的关系尚无定论。事实上,环境管制包括空气质量管制、排放标准规制、清洁生产审核等多种政策类型。不同类型的环境政策对企业微观主体行为的影响也不尽一致(Jaffe and Stavins,

* 张慧玲,南开大学国际经济研究所,邮政编码:300071,电子信箱:huilingz@hotmail.com;盛丹(通讯作者),南开大学国际经济研究所、跨国公司研究中心,邮政编码:300071,电子信箱:cindydd6@163.com。

本文感谢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”(项目编号:71673150)和“国际贸易与工资不平等:基于企业内和企业间工资不平等研究”(项目编号:71573141)的资助。感谢匿名审稿人的修改建议和编辑部老师对本文所做的工作,文责自负。

1995; Milliman and Raymond, 1989)。从环保理念来看,环境管制有“末端治理”与“前端预防”的差异(殷杉, 2003; 刘伟明, 2014), 即将环境管制划分为末端环境管制与前端污染治理。末端环境管制的基本思想是“先污染、后治理”, 通过对已产生的污染物进行再处理, 以达到污染物排放标准。污染物的处理不仅耗费大量的资金, 增加生产成本, 而且大多数情况下, 污染物并不能被彻底消除, 只是稀释和转移, 为未来的发展留下隐患。不同于末端环境管制, 前端污染治理是以“前端预防”取代“末端治理”为基本思想的环保战略, 要求将污染控制与生产过程结合起来, 从根本上减少所产生的污染物。在我国, 最典型的前端污染治理政策是清洁生产政策, 其审核内容包括企业所使用的能源、生产过程和最终品的清洁化、绿色化。清洁生产实质上是改变以牺牲环境为代价的粗放型增长方式, 走一条集约型的增长道路。这不仅有利于改善环境, 还有助于革新企业的生产工艺, 提高生产效率, 实现环境保护与经济发展的双赢。鉴于此, 本文采用企业层面的微观数据, 将地方清洁生产政策作为外生政策冲击, 基于边界断点回归方法研究前端污染治理对企业生产率的影响, 并探讨其作用的微观机制。

与已有文献相比, 本文的贡献主要体现在以下几个方面: (1) 在研究视角上, 本文从末端环境管制转向前端污染治理, 使用企业级数据考察前端污染治理对我国企业生产率的影响。现有文献大多关注排放规制(Rassier and Earnhart, 2010)、空气质量监管(Berman and Bui, 2001b)等末端环境管制的经济效应, 而忽略了前端污染治理的影响差异, 更没有对其影响渠道进行分析和检验。制定合理的环境政策不仅能改善生存环境, 提高资源利用效率, 而且对我国经济转型发展至关重要。本文的研究不仅能够弥补前期研究的不足, 而且能够为经济转型发展和制定合理的环境政策提供理论指导, 具有重要的理论价值和现实意义。(2) 在研究方法上, 本文采用边界断点回归方法, 考察前端污染治理对我国企业生产率的影响。由于在断点两侧, 样本是随机分布的, 因此断点回归比其他准自然实验方法(如双重差分和工具变量法), 更加接近自然实验, 更能有效识别政策效应。在边界断点回归设计框架下, 本文将清洁生产政策作为拟自然实验, 以企业与省际边界的地理距离作为指派变量, 将省际分界线作为断点, 通过比较断点两侧企业生产率的差异, 有效地解决了内生性问题, 识别了前端污染治理对企业生产率的影响方向、作用渠道和影响异质性。

本文的其余部分安排如下: 第二部分是文献综述和清洁生产政策介绍; 第三部分为计量模型; 第四部分为数据说明、指标构建和典型事实; 第五部分为计量结果, 包括基本回归结果、机制分解、异质性分析以及稳健性检验; 最后一部分为本文的结论。

二、文献综述和清洁生产政策

(一) 文献综述

目前, 学术界关于环境管制与生产率关系的研究尚无定论。传统观点认为环境管制会使得环境成本内部化, 增加企业的生产和运营成本, 不利于企业生产率的提升。Gollop 和 Roberts(1983)采用 1973–1979 年的数据, 测算和分析了美国实施的二氧化硫排放限制对电力行业生产率增长速度的影响, 结果表明: 排放规制使得企业增加了低硫燃料的使用, 生产成本明显提高; 对于受到管制的公共事业机构, 平均生产率增长率每年下降 0.59 个百分点。Greenstone 等(2012)从 1972–1993 年制造业年度调查数据中抽取了近 120 万个厂商的样本, 估算了美国空气质量监管对制造厂商全要素生产率的影响, 研究发现, 严格的空气质量监管

使得污染厂商的全要素生产率水平下降了约 2.6%,尤其是关于臭氧的规制,对生产率的负面影响更大。

上述文献均侧重于成本的角度,研究认为环境管制不利于企业生产率的提升。但是,还有一类文献,以研发创新为落脚点,认为环境管制会形成倒逼机制,提高企业的生产率。其中,最具代表性的研究是 Porter 和 van der Linde(1995),其所提出的环境管制与技术革新的动态竞争理论认为环境管制会引发技术革新,使得企业更新机器设备,激发企业进行技术改进和研发创新活动,从而提升企业的生产率和市场竞争力。这一类文献大多采用治污费用和专利发明数量来衡量环境管制的程度和发明创新活动(Hamamoto, 2006; Yang et al., 2012)。此外, Rubashkina 等(2015)利用 1997–2009 年欧洲国家制造业数据,研究发现环境管制对创新活动具有积极影响,但是企业生产率却不受污染控制和减排工作的影响。

具体到中国的情形,大多数文献针对末端治理的环境管制,运用行业级数据考察环境规制对生产率的影响(李树、陈刚,2013)。此外,不同地区环境规制程度的强弱也是影响生产率提升的因素(张成等,2011)。也有少部分文献研究清洁生产政策。例如,韩超和胡浩然(2015)采用产业层面的数据,考察全国范围的清洁生产标准规制对产业全要素生产率的动态边际影响,研究认为清洁生产标准规制的产出挤出效应是一次性的,而累积学习效应却是严格递增的。但是其使用宏观层面的数据,难以刻画企业微观主体的行为,更无法分析其微观作用渠道。鉴于此,本文运用企业层面的微观数据,以省份层面实施的清洁生产政策为实验对象,采用边界断点回归方法研究前端污染治理对企业生产率的影响,并探讨其作用的微观机制。

(二) 清洁生产政策

根据工业和信息化部《工业清洁生产政策汇编》,中国各省份从 2001 年开始,就相继制定了地方的清洁生产政策。各省份颁布的清洁生产政策虽然均对企业的清洁生产政策做出规定,但是具体的执法政策存在着很大的差异,有些政策并未对清洁生产政策的具体实施做出明确的规定。本文依据以下两个标准来调整样本:(1)依据是否强制进行清洁生产审核,来判定各省份政策的实施时间。这是因为能够驱动企业改善环境的动力主要来源于严格的环境执法(Greenstone and Hanna, 2014)。因此,本文剔除了实施清洁审核自愿原则的省份。(2)将实验组省份限定为有控制组省份与其相邻的省份。这主要是因为边界断点回归方法限定了实验组与控制组必须是相邻的省份。综上所述,在 2001–2005 年期间,共有 15 个省份实施了清洁生产政策。^①

此外,在断点回归框架下,涉及样本带宽范围的选取。考虑到我国部分省界线地势险要,为兼顾边界线两侧企业的可比性和样本量,我们选择一个较小的带宽。因此本文一方面依据最小化均方误差(mean squared error,即 mse)方法计算最优带宽,另一方面选取 50km 带宽作为基本带宽,检验带宽选取对本文结果的影响。在 50km 带宽范围内,没有包含与西藏相邻的实验组省份云南、青海和新疆,而这些省份的相邻边界线地势复杂,两侧的企业处于隔绝状态,可比性差。50km 带宽正好剔除了这些处于复杂地势的边界线,保证了边界线内外企业的可比性。另外,个别省份的接壤线比较短,在 50km 带宽范围内,均没有找到相对应

^①15 个省份分别是:浙江省、江西省、重庆市、河北省、贵州省、广西壮族自治区、山东省、内蒙古自治区、河南省、四川省、云南省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区和新疆维吾尔自治区。

的企业,例如安徽与山东、宁夏与陕西。最终,在 50km 带宽范围内,共包括 10 个实施清洁生产政策的省份^①。

三、计量模型

本文以省份层面的清洁生产政策为例,采用边界断点回归(geographic RD)方法,从多个角度考察前端污染治理对企业生产率的影响及微观机制。在边界断点回归设计框架下,本文的指派变量是企业与省份边界线的距离,而且控制组企业的距离取负值,实验组企业的距离取正值,距离为 0 的点既是省份边界线也是断点。处理变量 D 根据指派变量是否超过断点来确定:

$$D = \begin{cases} 1 & \text{if } x \geq 0 \\ 0 & \text{if } x < 0 \end{cases} \quad (1)$$

个体实施清洁生产政策的概率会在断点处从 0 跳跃至 1,因此本文应该采用精确断点回归,即 $\lim_{x \rightarrow 0^+} E(D|x) - \lim_{x \rightarrow 0^-} E(D|x) = 1$ 。那么,前端污染治理对企业生产率的局部平均处理效应为:

$$E[(y_1 - y_0) | x] = \lim_{x \rightarrow 0^+} E(y|x) - \lim_{x \rightarrow 0^-} E(y|x) \quad (2)$$

通常,估计(2)式中的平均处理效应可以采用参数方法和非参数方法。使用参数方法估计精确断点回归时,其回归函数一般设置如下形式:

$$y_{it} = \alpha + \delta D + f(x) + \lambda_t + \lambda_c + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3)式中: y_{it} 表示企业 i 在 t 年的生产率,采用全要素生产率来衡量; D 表示处理变量;函数 $f(x)$ 是关于指派变量 x 的函数; λ_t 与 λ_c 分别是年份、城市固定效应。在断点附近,对公式(3)进行 OLS 回归就会得到在 $x=0$ 处的局部平均处理效应的估计量。但是在参数回归中,存在 $f(x)$ 函数形式设置不确定的问题,因此,本文将参数断点回归的方法作为一种稳健性检验供读者参考。

本文主要采用局部线性回归方法估计处理效应,以减少估计值的偏误(Hahn et al., 2001),即最小化下列函数:

$$\min_{\{\alpha, \beta, \delta, \gamma\}} \sum_{i=1}^n K[(x_i - c)/h] [y_i - \alpha - \beta(x_i - c) - \delta D_i - \gamma(x_i - c)D_i]^2 \quad (4)$$

(4)式中: $K(\cdot)$ 为内核函数, h 为带宽, c 为断点, x_i 为指派变量。内核函数包括三角内核(triangular kernel)、Epanechnikov 内核(文中用 ep 表示)以及均匀内核(uniform kernel)。针对局部线性回归,三角内核更适于进行边界估计(Lee and Lemieux, 2010)。因此,本文主要采用三角内核来最小化(4)式,用其他内核函数检验估计值的稳健性。针对最优带宽的选择,本文依照 Imbens 和 Kalyanaraman(2012),将最小化均方误差(mse)作为选择最佳带宽的准则,并将本文设定的 50km 带宽作为稳健性检验,检验带宽变动对结果的影响。

此外,影响生产率的因素有很多,其中部分因素是不可观测的。鉴于此,我们将断点回归与倍差法相结合,即运用拟断点回归模型将可能存在的省份间差异差分掉,来估计前端污染治理对企业生产率的影响,进一步验证本文回归结果的稳健性。拟断点回归模型一般设

^①10 个省份分别是:浙江省、江西省、重庆市、河北省、贵州省、广西壮族自治区、内蒙古自治区、河南省、四川省和甘肃省。

置如下形式:

$$y_{itz} = \alpha + \beta D_{iz} post_t + \lambda_t + \lambda_c + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

(5)式中: y_{itz} 表示在 z 区域内(带宽范围内)企业 i 在 t 年的生产率水平,采用全要素生产率衡量; D_{iz} 表示在 z 区域内处理变量; $post_t$ 是实施清洁生产政策的时间虚拟变量,清洁生产政策实施前的年份取值为0,其他年份取值为1。 λ_t 和 λ_c 是年份和城市的固定效应。在断点附近,对公式(5)进行回归就会得到前端污染治理对企业生产率影响的估计量。^①

四、数据、指标构建和典型事实

(一) 数据说明

本文主要采用三部分数据。第一部分数据来自工业与信息化的《工业清洁生产政策汇编》。该文件包括了2010年前实施清洁生产政策的省份信息,并且各省份实施清洁生产政策的时间各不相同。第二部分是来自《中国统计年鉴》的行业数据,主要包括煤炭消费量(万吨标准煤)、固定资产(亿元)、全部从业人员(万人)和工业总产值(亿元)等。为保持行业代码的一致性,本文所选年鉴时间跨度为2003–2006年,其中2004年的行业工业总产值为缺失值。第三部分数据是2000–2006年中国工业企业数据库数据。该数据涵盖了全部国有企业及销售额在500万元以上的非国有工业企业信息,包括企业所有制、企业所在地、行业类别和企业财务指标等方面的信息。我们参考Brandt等(2012)的做法,对数据库进行了处理。依据该数据,本文计算了企业特征变量:企业利润率($profit_ratio$)、企业资产负债率(lia_asset)、企业规模($size$)和企业固定资产周转率($fixed_turnover$)。其中,企业利润率为企业营业利润与销售收入比值的对数值,企业资产负债率是企业总负债与总资产的比值,企业规模采用企业的雇佣人数对数值来衡量,企业固定资产周转率用销售额与固定资产净值年平均余额进行度量,反映了企业的固定资产利用效率。以上变量的描述性统计参见表1。

(二) 指标构建

1. 指派变量

断点回归中,指派变量(x)是核心变量之一,决定了处理变量的取值。本文的指派变量依据企业与省份边界线的距离来构建。具体的,本文利用百度地图来构建该指派变量:(1)利用百度地图定位企业,获取企业的经度和纬度;(2)采用百度地图定位省份边界线,获取经度和纬度;(3)计算企业至省份边界线的距离。其中,实验组企业的距离取正值,控制组企业的距离取负值。

2. 企业全要素生产率测算

本文采用Levinsohn和Petrin(2003)的半参数方法(简称LP方法)来估计企业全要素生产率($tfp(LP)$),该方法能够有效地消除OLS回归过程中的内生性和选择性偏差。资本存量由固定资产净值年平均余额来衡量,采用企业年平均从业人员来测度劳动投入。工业增加值和中间品投入均经过价格指数平减。此外,本文采用Olley和Pakes(1996)方法(简称OP方法)计算的企业全要素生产率($tfp(OP)$)作为稳健性检验。总产出采用四分位行业的产出价格指数进行折算。资本存量、劳动投入和中间品投入均与上文设置保持一致。投资

^①需要说明的是,参数方法和拟断点回归模型均加入了年份和城市的固定效应,而在本文中,断点回归无法控制固定效应。

依据真实资本存量计算,并采用投资平减指数进行折算。

3.异质性划分指标构建

本文在异质性分析部分,从多个角度考察前端污染治理影响的行业污染程度异质性和企业规模异质性。其中,行业污染程度采用行业年平均污染密集度(*coal_ratio*)衡量,计算公式为:行业煤炭消费量/行业工业增加值。^① 依据中位数,将样本划分为污染密集型行业和非污染密集型行业。此外,我们利用样本中企业固定资产净值年平均余额对数值(*lnfix*)的中位数划分大规模企业和小规模企业,以考察前端污染治理影响的企业规模异质性。若企业的固定资产净值年平均余额对数值大于该中位数,则该企业归为大规模企业,否则归为小规模企业。以上指标的描述性统计参见表 1。

表 1 相关变量的描述性统计

变量名称	全样本				50 km 带宽			
	样本量	均值	标准差	中位数	样本量	均值	标准差	中位数
<i>x</i>	660 350	100.86	174.99	95.15	86 924	3.19	30.28	9.20
<i>profit_ratio</i>	521 796	-3.57	1.47	-3.34	66 286	-3.60	1.521	-3.31
<i>size</i>	660 350	4.76	1.12	4.66	86 924	4.73	1.11	4.63
<i>lia_asset</i>	660 350	0.59	0.34	0.59	86 924	0.58	0.37	0.57
<i>fixed_turnover</i>	660 350	20.48	1466.58	4.29	86 924	16.04	190.88	3.82
<i>coal_ratio</i>	39	2.74	5.88	0.58	39	2.74	5.88	0.58
<i>lnfix</i>	660 350	8.33	1.71	8.24	86 924	8.24	1.67	8.14
<i>tfp(LP)</i>	591 995	5.15	1.09	5.14	70 639	5.07	1.08	5.10
<i>tfp(OP)</i>	591 995	0.83	0.34	0.79	70 639	0.86	0.38	0.81

(三) 典型事实

本部分首先通过多项式拟合判断企业生产率在断点处的差异,参见图 1。图中,为平滑拟合曲线,避免使用原始数据造成的剧烈波动,我们对箱体内生产率的平均值进行拟合。从图中可以看出,在断点处企业生产率水平有明显向上跳跃的倾向,这意味着在断点附近实验组省份的生产率水平明显高于对照组省份的生产率。

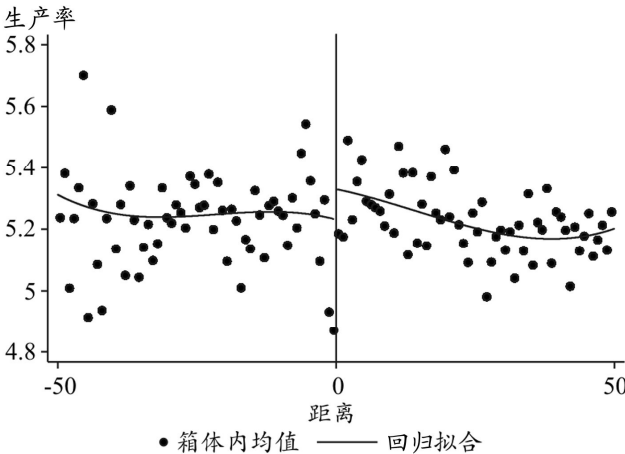


图 1 企业生产率在断点处的变化

此外,我们进一步在断点附近拟合能够代表企业经营特征的变量,以此初步判断生产率

^①2002 年国民经济行业分类代码经过了调整,为使行业代码保持一致,测量污染密集度的数据从 2003 年开始。此外,由于 2004 年的工业总产值数据缺失,因此无法计算 2004 年的行业污染密集度。

的变化是否和企业经营转变有关。图 2 至图 5 分别是企业利润率、资产负债率、企业规模和固定资产周转率在断点左右 50km 区域内的变化图。图中,散点代表在箱体内变量的均值,曲线代表对断点前后的所有散点进行回归所得到的变量拟合值。从图中可以看出,这些变量在断点处表现为平滑连续的曲线,并没有明显的跳跃。这意味着,企业的经营管理并没有发生显著变化,企业生产率的差异极有可能是由清洁生产政策引致的。为此,我们通过边界断点回归模型进一步验证。

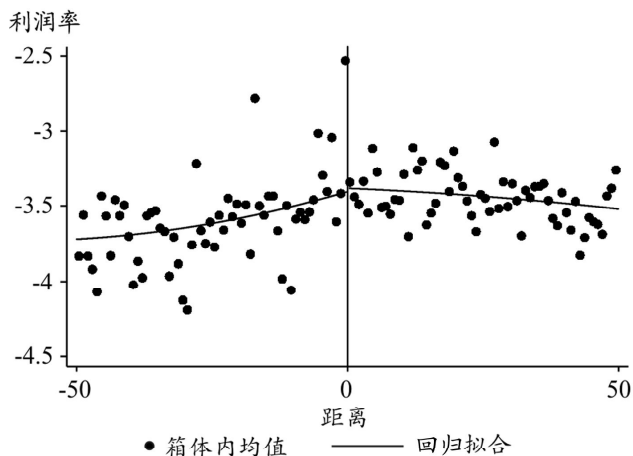


图 2 企业利润率在断点处的变化

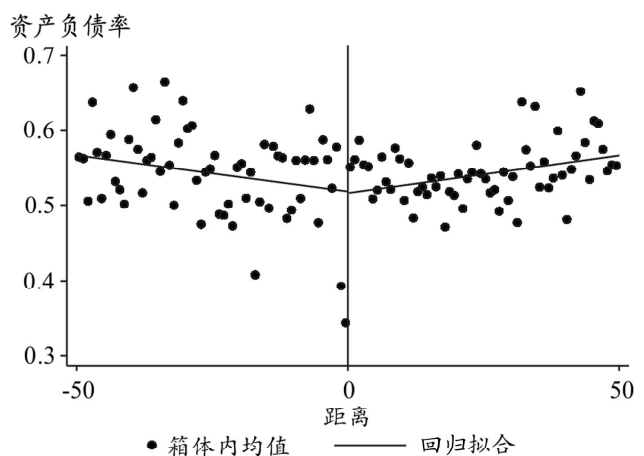


图 3 企业资产负债率在断点处的变化

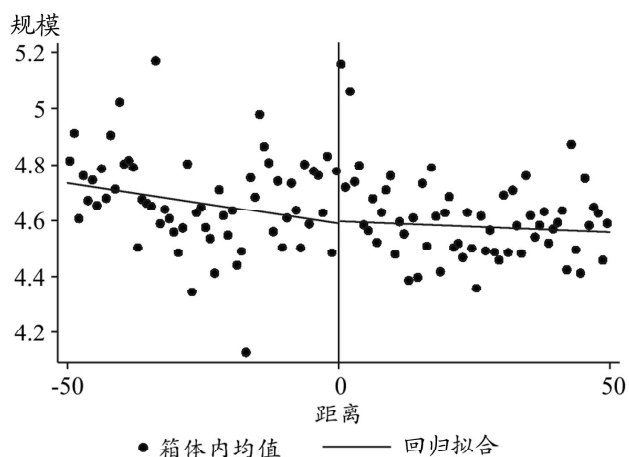


图 4 企业规模在断点处的变化

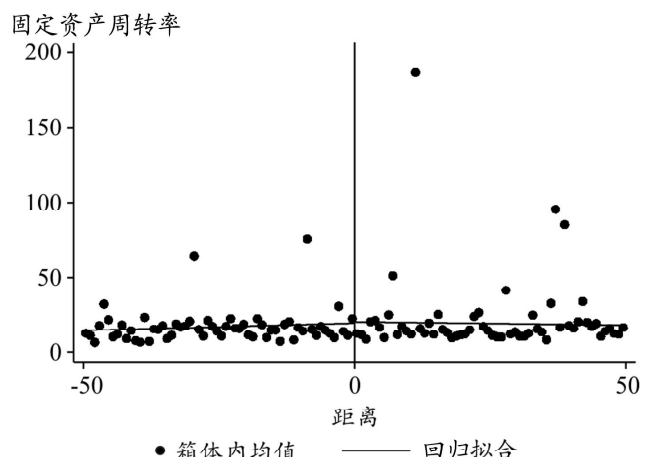


图 5 企业固定资产周转率在断点处的变化

五、计量结果

(一) 基本回归结果

1. 基准回归结果

在断点回归的框架下,只要协变量在断点处是连续的,则无须加入协变量即可获得一致的局部平均处理效应。本文将能够代表企业特征的变量:企业利润率、企业资产负债率、企业规模与企业固定资产周转率作为协变量加入断点回归中,一方面是作为对断点回归结果的稳健性检验,即如果协变量满足连续性条件,那么加入协变量后断点回归结果不会有显著改变;另一方面加入协变量可以降低回归结果的抽样变异性,即令估计值更接近于真实值。具体回归结果参见表 2。

表 2 中,模型(1)–(5)分别加入协变量、更换不同的内核函数和带宽准则。从回归结果来

看,模型(1)–(5)的生产率跳跃系数均在 5% 以上的统计水平上显著为正,并保持在 0.096 至 0.197 的水平上。说明前端污染治理将“前端预防”取代了“末端治理”,不仅从源头上削减了污染物的产生,而且通过创新激励等手段,对企业的生产工艺和设备有改进作用,从总体上显著提升了企业的生产率水平,有利于我国实现环境改善和经济转型发展的双赢局面,而且即使更换核分布函数、加入协变量以及更换带宽范围,本文的基准回归结果均保持一致,这表明本文的回归结果具有稳健性。

表 2 前端污染治理对企业生产率的影响

带宽 (km)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	36	31	27	24	50
生产率的跳跃	0.096 ** (0.021)	0.163 *** (0.000)	0.197 *** (0.000)	0.134 *** (0.005)	0.173 *** (0.000)
核分布函数	triangular	triangular	uniform	ep	triangular
带宽准则	mse	mse	mse	mse	manual
协变量	否	是	是	是	是
有效样本量	28 325	19 457	16 014	13 867	32 160
样本量	338 099	281 296	281 296	281 296	281 296

注:括号内为回归系数的相伴概率,*、**和***分别代表在 10%、5%和 1%的统计水平上显著,标准差在城市层面进行集聚。

2. 假设检验

(1) 协变量的连续性检验

在断点回归中,如果协变量有明显的变化,说明企业的经营活动发生了改变,企业生产率的上升可能并不是由清洁生产政策引致的。为检验协变量的连续性,我们一方面可以参考典型事实部分中企业经营指标,即协变量在断点附近的曲线,来佐证其连续性,另一方面本部分运用断点回归模型,检验企业经营活动是否发生显著改变,验证协变量的连续性。如果在断点处估计得到的跳跃值不具有显著性,说明企业特征变量在断点处是连续的,否则如果企业特征变量在断点处存在跳跃,这意味着本文中生产率的跳跃就不能归因于前端污染治理政策。

表 3 报告了断点回归下企业特征变量在断点处的跳跃值估计。表 3 中,针对每一个企业特征变量分别估计了三种跳跃系数。跳跃 1 表示在本文设定的 50km 带宽下,采用三角内核的估计结果。跳跃 2 是在 50km 带宽下,采用均匀内核估计的结果。跳跃 3 是采用 mse 带宽准则计算的最优带宽,基于三角内核的估计结果。从表中可以看出,所有的回归结果均在统计水平上不具有显著性,即使更换核函数和更换带宽,结果依然是稳健的。这说明企业特征变量在断点处并没有显著的跳跃,本文的协变量在断点处满足假设条件,具有连续性。

表 3 协变量的连续性检验

协变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>profit_ratio</i>	<i>lia_asset</i>	<i>size</i>	<i>fixed_turnover</i>
跳跃 1	-0.040 (0.625)	0.009 (0.438)	0.004 (0.937)	3.649 (0.131)
跳跃 2	0.022 (0.751)	0.012 (0.236)	-0.042 (0.298)	0.542 (0.841)
跳跃 3	0.011 (0.852)	0.010 (0.377)	-0.001 (0.976)	2.493 (0.273)

注:括号内为回归系数的相伴概率,*、**和***分别代表在 10%、5%和 1%的统计水平上显著,标准差在城市层面进行集聚。

(2) 个体对指派变量的精确控制检验

断点回归的一个重要假定是断点两侧的分组具有随机性。如果个体可以通过某种方式控制选择分组,则会引起估计结果失效。为此,本文根据 McCrary (2008) 的方法,检验个体是否能够精确控制指派变量,即检验指派变量密度函数的连续性。图 6 是指派变量(企业与省份边界距离)的密度函数图。从图中可以看出企业与省份边界的距离变量在断点处并没有显著跳跃,其分布是平滑的,说明企业与省份边界的距离变量在断点处的分布是连续的,个体并不能精确操控指派变量。这证明本文的计量模型均满足断点回归模型的假设条件,估计结果是有效的。

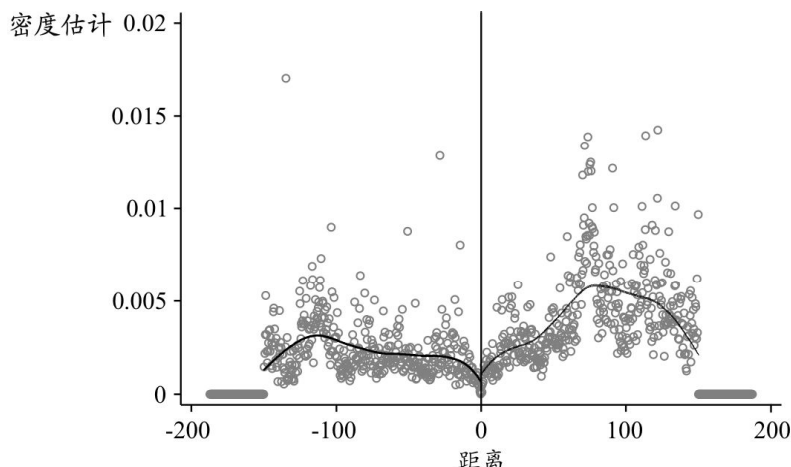


图 6 指派变量密度函数图

(二) 机制分解

前端污染治理要求企业淘汰技术落后、资源消耗高、环境污染重的生产设备,采用能源利用效率高、污染排放量少的新型清洁生产技术和设备。由此,前端污染治理对企业生产率的影响存在两种机制。一方面,根据 Porter 和 van der Linde (1995) 的环境管制与技术革新的动态竞争理论,环境管制会引致企业的研发创新活动,使企业加大研发投入,采用更加先进环保的生产工艺,不仅不会降低企业的生产率,反而有助于提升生产率,形成创新激励效应;另一方面,Berman 和 Bui (2001a) 关于环境管制与就业的局部静态均衡模型指出,环境管制通过市场进入、退出机制,提高企业的市场进入门槛,而新进入的企业往往具有较高的科技水平,会进一步拉高市场整体的生产率,从而形成市场选择效应。

鉴于此,本部分将从创新激励效应和市场选择效应两个方面考察前端污染治理对企业生产率的影响机制。为了有效区分和识别前端污染治理的不同影响机制,对于创新激励效应,我们选取在位企业样本进行考察;对于市场选择效应,我们则选取新进入企业样本进行考察。本文根据“三年判断标准”定义新进入企业和在位企业(李坤望等,2014)。此外,存在间断在位和仅存在一年的企业,如果将这些企业纳入新进入企业可能导致分析偏误,本文将间断在位企业归为在位企业。

1. 创新激励效应

针对清洁生产政策的创新激励效应,本部分采用在位企业样本,从研发和生产率两方面进行考察。前端污染治理对企业研发投入的影响参见表 4。其中,本文采用企业用于研发活动的支出额来衡量企业的研发投入。根据企业的研发投入数据特征,存在严重的左删失问题。此时用普通最小二乘法估计是有偏的,但是断尾回归模型可以得到一致的估计量。为此,表 4 统一采用断尾回归模型考察前端污染治理对企业研发投入的影响。其估计模型参

见计量模型的公式(3)。公式(3)中 $f(x)$ 的形式不确定,一般来说,采用二次项即可,更高阶的多项式会赋予观测值过高的权重(Gelman and Imbens,2018)。为保证估计结果的稳健性,本文在 $f(x)$ 的设定中分别加入了 x 的一次项、二次项。表4中, x 和 x^2 分别表示指派变量的一次项和二次项。从回归结果来看,模型(1)至(4)的估计系数保持在1.043至1.291,并且在1%的统计水平上显著。这意味着,前端污染治理能够直接增加企业的研发投入,激励企业进行研发创新,更换清洁高效的生产设备。

表4 前端污染治理对研发投入的影响

带宽 (km)	(1)	(2)	(3)	(4)
	33	33	50	50
D	1.291 *** (0.000)	1.282 *** (0.000)	1.043 *** (0.000)	1.181 *** (0.000)
x	-0.001 (0.912)	-0.001 (0.920)	0.003 (0.700)	0.000 (0.943)
x^2		-0.000 (0.919)		0.000 (0.122)
$_{-cons}$	4.163 *** (0.000)	4.178 *** (0.000)	4.197 *** (0.000)	4.037 *** (0.000)
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
样本量	3 629	3 629	6 038	6 038

注:括号内为回归系数的相伴概率,*、**和***分别代表在10%、5%和1%的统计水平上显著,标准差在城市层面进行集聚。此处的断尾回归模型相当于参数方法,能够控制年份固定效应和城市固定效应。

那么,企业增加的研发投入是否可以成功转化为生产率?表5的模型(1)–(4)进一步考察了在位企业的生产率水平变化。从回归结果来看,模型(1)至(4)的回归结果均在1%的统计水平上显著,并保持在0.132至0.210的水平上。说明前端污染治理不仅使得企业增加了研发投入,而且研发投入成功转化为企业的生产率提升,产生了创新激励效应。

2. 市场选择效应

本部分从市场门槛角度,探讨前端污染治理的市场选择效应。表5的模型(5)–(8)采用新进入企业样本,考察前端污染治理对新进入企业生产率的影响。模型(5)依据mse准则计算最优带宽,模型(6)、(7)分别加入了协变量和更换内核函数,模型(8)更换带宽为50km。模型的估计系数均在统计上显著为正。说明政策实施后,新进入企业的生产率水平明显提高。这意味着前端污染治理通过增加企业的生产成本,提高了企业进入市场的门槛,使得高效率企业得以进入和存活,实现资源的优化配置,从而提升了市场的整体生产率水平。

表5 前端污染治理对在位企业和新进入企业生产率的影响

带宽 (km)	在位企业				新进入企业			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	37	26	25	50	43	48	40	50
生产率的跳跃	0.132 *** (0.005)	0.208 *** (0.000)	0.193 *** (0.000)	0.210 *** (0.000)	0.211 *** (0.004)	0.170 ** (0.015)	0.188 *** (0.009)	0.166 * (0.074)
核分布函数	triangular	triangular	ep	ep	triangular	triangular	ep	ep
带宽准则	mse	mse	mse	manual	mse	mse	mse	manual
协变量	否	是	是	是	否	是	是	是
有效样本量	20 310	10 846	10 102	22 737	6 888	6 314	5 265	6 597
样本量	240 713	205 329	205 329	205 329	63 361	51 805	51 805	51 805

注:括号内为回归系数的相伴概率,*、**和***分别代表在10%、5%和1%的统计水平上显著,标准差在城市层面进行集聚。

(三) 异质性分析

要全面了解前端污染治理的经济效应,提出有针对性的政策建议,并使前端污染治理的创新激励效应得以充分发挥,需要探究前端污染治理以何种程度影响哪类企业(申广军等,2016)。

1. 行业异质性

前端污染治理是一种环境管制政策,对污染密集型行业的针对性更强,其所承担的污染治理成本要远远高于非污染密集型行业的污染治理成本。因而,前端污染治理对不同污染密集型行业的影响程度可能会存在较大的差异(陆旸,2009)。鉴于此,本文分别考察前端污染治理对污染密集型行业和非污染密集型行业生产率的影响差异。回归结果参见表 6。

表 6 中,模型(1)、(2)和模型(3)、(4)分别采用污染密集型行业和非污染密集型行业的样本。从回归结果可以看出,在污染密集型行业中,模型(1)、(2)的估计系数均在 1% 的统计水平上显著为正,模型(3)、(4)的估计系数在统计上不具有显著性,说明前端污染治理主要作用于污染密集型行业。这可能是由于相较于非污染密集型行业,污染密集型行业要想达到清洁生产的标准,势必会大幅更新机器设备,从而引致生产率的提升。

2. 企业规模的异质性

本文的机制分析表明前端污染治理的创新激励效应在短期内即可发挥作用,这说明企业极有可能是利用后发优势,通过模仿先进的技术来提升生产率,而不是通过原始创新,这类企业往往具有较小的生产规模。基于此,本部分考察前端污染治理对不同规模企业的影响差异。具体回归结果参见表 6 的模型(5)–(8)。

表 6 中,模型(5)、(6)和模型(7)、(8)分别采用大规模企业和小规模企业的样本。从回归结果来看,只有小规模企业的生产率跳跃系数在 5% 以上的统计水平上显著为正。这意味着,面对前端污染治理,大规模企业的技术创新效果十分有限。而小规模企业利用后来者优势,提升了企业的生产率水平。因此,前端污染治理对企业生产率的提升主要是通过小企业的模仿而获得,并非原始创新。

表 6 行业污染密集度的异质性分析^①

模型	污染密集型行业		非污染密集型行业		大规模企业		小规模企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
生产率的跳跃	0.316*** (0.000)	0.304*** (0.000)	0.043 (0.550)	0.024 (0.730)	0.078 (0.206)	0.078 (0.195)	0.194** (0.012)	0.182** (0.014)
核分布函数	triangular	ep	triangular	ep	triangular	ep	triangular	ep
带宽准则	mse	mse	mse	mse	mse	mse	mse	mse
协变量	是	是	是	是	是	是	是	是
有效样本量	6 745	6 745	14 609	14 609	8 754	8 754	12 600	12 600
样本量	59 547	59 547	221 749	221 749	133 769	133 769	147 527	147 527

注:括号内为回归系数的相伴概率,*、**和***分别代表在 10%、5%和 1%的统计水平上显著,标准差在城市层面进行集聚。

3. 企业所有制的差异性

企业所有制不同,其对政策规制的表现也不尽相同(Hering and Poncet,2014)。与民营

^①限于篇幅,本文未报告更改带宽的结果,备索。

企业相比,国有企业可能会凭借与政府的天然联系,对于清洁生产政策的执行力度较差,受其影响程度小。而民营企业为达到清洁生产标准,不得不更新清洁先进的生产设备,这样势必引致生产率的提升。面对市场竞争,低效率的民营企业也可能会退出市场。基于此,本文分别考察前端污染治理对不同所有制企业生产率影响的差异。具体回归结果见表7。

由表7可知,模型(1)、(2)和模型(3)、(4)以及模型(5)、(6)是对国有企业、外资企业和民营企业的分样本回归。从回归结果来看,国有企业的生产率跳跃系数均在统计水平上显著为负,外资企业的生产率跳跃系数在统计上不明显,而民营企业的生产率跳跃系数在统计上显著为正。这说明由于国有企业的特殊性,无法发挥资源配置的作用,最终导致创新激励效应和市场选择效应难以抵消成本的增加,生产率水平呈现下降趋势。而前端污染治理对生产率的创新激励效应和市场选择效应主要作用于民营企业,提高了民营企业的生产率水平。

表 7 企业所有制的影响差异分析

带宽 (km)	国有企业		外资企业		民营企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	33	33	33	33	33	33
生产率的跳跃	-0.663 *** (0.006)	-0.590 ** (0.014)	0.511 (0.233)	0.474 (0.247)	0.206 *** (0.000)	0.182 *** (0.001)
核分布函数	triangular	ep	triangular	ep	triangular	ep
带宽准则	mse	mse	mse	mse	mse	mse
协变量	是	是	是	是	是	是
有效样本量	1 158	1 158	786	786	19 410	19 410
样本量	14 734	14 734	19 215	19 215	247 347	247 347

注:括号内为回归系数的相伴概率,*、**和***分别代表在10%、5%和1%的统计水平上显著,标准差在城市层面进行集聚。

(四) 稳健性检验

为了验证本文结论的稳健性,本部分分别从全要素生产率估计方法和估计模型两方面进行检验。其中,估计模型的检验包括参数方法检验和拟断点回归方法检验。

1. 生产率计算方法检验

本文依据LP方法计算企业的全要素生产率($tfp(LP)$)。为避免被解释变量计算方法对本文回归结果的干扰,我们采用OP方法计算企业的全要素生产率($tfp(OP)$)以确保结果的稳健性。回归结果参见表8。从回归结果来看,模型(1)至(5)的回归结果均在统计水平上显著为正,并保持在0.060至0.118的水平上。说明,即使采用OP方法衡量企业全要素生产率,生产率的跳跃系数依然为正。

表 8 生产率计算方法的检验

带宽 (km)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	51	43	32	42	50
生产率的跳跃	0.060 * (0.050)	0.100 ** (0.011)	0.118 *** (0.001)	0.103 *** (0.005)	0.094 * (0.057)
核分布函数	triangular	triangular	uniform	ep	triangular
带宽准则	mse	mse	mse	mse	manual
协变量	否	是	是	是	是
有效样本量	40 957	26 739	20 549	26 040	32 160
样本量	338 099	338 099	281 296	281 296	281 296

注:括号内为回归系数的相伴概率,*、**和***分别代表在10%、5%和1%的统计水平上显著,标准差在城市层面进行集聚。

2. 参数方法检验

本文的边界断点回归模型均采用局部线性回归方法。为验证结果的稳健性,我们使用参数方法进行估计。在使用该方法时,采用最优带宽 33km 和本文设定的 50km 两种带宽,并采用多种 $f(x)$ 的函数形式以确保估计结果的稳健。具体回归结果参见表 9。

表 9 的变量设定中, x 表示指派变量, x^2 表示指派变量的二次项。从回归结果来看,模型(1)-(4)的回归系数均在 1% 的统计水平上显著为正。这说明使用参数方法回归的结果与使用局部线性回归方法的估计结果相一致,证明了前端污染治理对企业生产率的提升作用。

表 9 参数方法的回归结果

带宽 (km)	(1)	(2)	(3)	(4)
	33	33	50	50
D	1.045 *** (0.000)	1.047 *** (0.000)	0.919 *** (0.000)	0.928 *** (0.000)
x	-0.001 (0.601)	-0.001 (0.598)	0.001 (0.654)	0.000 (0.736)
x^2		0.000 (0.900)		0.000 (0.450)
$_{-cons}$	3.938 *** (0.000)	3.933 *** (0.000)	3.983 *** (0.000)	3.968 *** (0.000)
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	26 191	26 191	39 729	39 729
adj. R^2	0.128	0.128	0.098	0.098

注:括号内为回归系数的相伴概率,*、**和***分别代表在 10%、5%和 1%的统计水平上显著,标准差在城市层面进行集聚。

3. 拟断点回归方法检验

断点回归认为断点附近的个体都没有系统差异,断点两侧的分组是随机的,故而可将断点回归视为准实验,其估计结果是局部平均处理效应。但是,实施清洁生产政策省份与未实施清洁生产政策省份可能会存在其他方面的不同,为避免由于忽略省份间可能存在的差异对结果的干扰,本文将断点回归方法与倍差法相结合,运用拟断点回归方法将可能存在的省份间差异差分掉,进一步验证前端污染治理对企业生产率的影响。具体回归结果参见表 10。

表 10 拟断点回归模型的结果

带宽 (km)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	25	30	35	40	45	50
$D \times Post$	0.217 *** (0.005)	0.205 ** (0.013)	0.168 ** (0.035)	0.138 * (0.072)	0.154 ** (0.043)	0.133 * (0.073)
$_{-cons}$	4.667 *** (0.000)	4.699 *** (0.000)	4.630 *** (0.000)	4.633 *** (0.000)	4.594 *** (0.000)	4.573 *** (0.000)
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	30 082	39 458	48 078	54 268	60 601	70 639
adj. R^2	0.151	0.140	0.134	0.126	0.125	0.125

注:括号内为回归系数的相伴概率,*、**和***分别代表在 10%、5%和 1%的统计水平上显著,标准差在城市层面进行集聚。

表 10 中,模型(1)–(6)以 5km 为间隔,将带宽从 25km 更换至 50km,分别采用拟断点回归模型,验证前端污染治理对企业生产率的影响。从回归结果来看,模型(1)采用 25km 带宽,其回归系数为 0.217,而且在 1% 的统计水平上显著。模型(2)–(6)的回归系数比模型(1)略有下降,但依然在统计水平上明显,验证了本文断点回归模型估计结果的稳健性。

六、结论

面对环境污染日益严峻,经济增速放缓,转型发展迫在眉睫等多种问题,政策制定者力图寻求一种可行的措施,在治理环境污染、提高资源利用效率的同时,有利于我国经济的转型发展,提升企业的生产率。可行的政策措施有赖于对已有政策的研究。本文将所研究的环境政策类型从末端环境管制扩展至前端污染治理,以 2001–2005 年在各省份推行的清洁生产政策为例,基于边界断点回归模型,有效识别了前端污染治理的政策冲击对企业生产率的影响程度、微观作用机制,以及在行业和企业间的影响差异。

本文研究发现:(1)总体而言,前端污染治理提升了企业的生产率水平,而且这一研究结果对不同的企业生产率计算方法和计量模型设定均是稳健的。这意味着前端污染治理不仅可以改善环境质量,还可以提高企业的生产率和竞争力。(2)从影响机制来看,前端污染治理主要通过两种渠道提升企业的生产率水平:创新激励效应和市场选择效应。前端污染治理政策不仅激励企业增加研发投入,采用更加先进的生产技术,直接提升了企业的生产率水平,而且通过提高市场的进入门槛,形成优胜劣汰机制,使高效率企业得以进入和存活,最终提高了整个市场的生产率水平,实现了资源的优化配置。(3)前端污染治理对企业生产率的影响具有显著的行业异质性和企业差异。前端污染治理主要提高了污染密集型行业的生产率,而对非污染密集型行业的生产率没有产生任何影响。针对企业差异,前端污染治理主要提高了小规模企业和民营企业的生产率水平,但是降低了国有企业的生产率水平。

本文的研究证明了前端污染治理对企业成长和经济转型发展的积极影响,对于制定合理的环境政策,实现环境改善、经济可持续发展具有重要的政策含义。政策制定者可以考虑继续推行和深化清洁生产政策。首先,在各个行业,尤其是污染密集型行业,建立清洁生产体系,积极研制、推广清洁生产技术,明确清洁生产标准,扩大废弃物的回收和利用;其次,实施强制与自愿相结合的原则,强制污染严重的企业进行清洁生产审核,同时实施补贴优惠政策,引导并激励非污染密集型行业进行技术升级,提升企业的生产率和市场竞争力。此外,建立科学的环境评价体系,对企业实施清洁绿色生产认证,从管理上引导企业进行清洁生产,倡导消费者的绿色购物理念。

参考文献:

1. 韩超、胡浩然,2015:《清洁生产标准规制如何动态影响全要素生产率——剔除其他政策干扰的准自然实验分析》,《中国工业经济》第 5 期。
2. 李坤望、蒋为、宋立刚,2014:《中国出口产品品质变动之谜:基于市场进入的微观解释》,《中国社会科学》第 3 期。
3. 李树、陈刚,2013:《环境管制与生产率增长——以 APPCL2000 的修订为例》,《经济研究》第 1 期。
4. 刘伟明,2014:《环境污染的治理路径与可持续增长:“末端治理”还是“源头控制”》,《经济评论》第 6 期。
5. 陆旸,2009:《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》第 4 期。
6. 申广军、陈斌开、杨汝岱,2016:《减税能否提振中国经济?——基于中国增值税改革的实证研究》,《经济

- 研究》第11期。
- 7.殷杉,2003:《“末端治理”与“前端预防”环保理念的差异分析》,《青岛科技大学学报(社会科学版)》第9期。
 - 8.张成、陆旻、郭路、于同申,2011:《环境规制强度和生产技术进步》,《经济研究》第2期。
 - 9.Berman, E., and L.Bui.2001a.“Environmental Regulation and Labor Demand:Evidence from the South Coast Air Basin.” *Journal of Public Economics* 79(2):265–295.
 - 10.Berman, E., and L.Bui.2001b.“Environmental Regulation and Productivity:Evidence from Oil Refineries.” *Review of Economics and Statistics* 83(3):498–510.
 - 11.Brandt, L., J.van Biesebroeck, and Y.Zhang.2012.“Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing.” *Journal of Development Economics* 97(2):339–351.
 - 12.Gelman, A., and G. Imbens. 2018. “Why High – order Polynomials Should Not Be Used in Regression Discontinuity Designs.” *Journal of Business & Economic Statistics*, DOI:10.1080/07350015.2017.1366909.
 - 13.Gollop, F.M., and M.J.Roberts.1983.“Environmental Regulations and Productivity Growth:The Case of Fossil-fueled Electric Power Generation.” *Journal of Political Economy* 91(4):654–674.
 - 14.Greenstone, M., and R. Hanna. 2014. “Environmental Regulations, Air and Water Pollution, and Infant Mortality in India.” *The American Economic Review* 104(10):3038–3072.
 - 15.Greenstone, M., J. A. List, and C. Syverson. 2012. “The Effects of Environmental Regulation on the Competitiveness of US Manufacturing.” NBER Working Paper 18392.
 - 16.Hahn, J., P.Todd, and W.van der Klaauw.2001.“Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity Design.” *Econometrica* 69(1):201–209.
 - 17.Hamamoto, M.2006.“Environmental Regulation and the Productivity of Japanese Manufacturing Industries.” *Resource and Energy Economics* 28(4):299–312.
 - 18.Hering, L., and S.Poncet.2014.“Environmental Policy and Exports:Evidence from Chinese Cities.” *Journal of Environmental Economics and Management* 68(2):296–318.
 - 19.Imbens, G., and K. Kalyanaraman. 2012. “Optimal Bandwidth Choice for the Regression Discontinuity Estimator.” *The Review of Economic Studies* 79(3):933–959.
 - 20.Jaffe, A. B., and R. N. Stavins. 1995. “Dynamic Incentives of Environmental Regulations: The Effects of Alternative Policy Instruments on Technology Diffusion.” *Journal of Environmental Economics and Management* 29(3):43–63.
 - 21.Lee, D. S., and T. Lemieux. 2010. “Regression Discontinuity Designs in Economics.” *Journal of Economic Literature* 48(2):281–355.
 - 22.Levinsohn, J., and A. Petrin. 2003. “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables.” *The Review of Economic Studies* 70(2):317–341.
 - 23.McCrory, J.2008.“Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design:A Density Test.” *Journal of Econometrics* 142(2):698–714.
 - 24.Milliman, S. R., and P. Raymond. 1989. “Firm Incentives to Promote Technological Change in Pollution Control.” *Journal of Environmental Economics and Management* 17(3):247–265.
 - 25.Olley, G. S., and A. Pakes. 1996. “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry.” *Econometrica* 64(6):1263–1297.
 - 26.Porter, M.E., and C.van der Linde.1995.“Toward a New Conception of the Environment-competitiveness Relationship.” *The Journal of Economic Perspectives* 9(4):97–118.
 - 27.Rassier, D.G., and D.Earnhart.2010.“The Effect of Clean Water Regulation on Profitability:Testing the Porter Hypothesis.” *Land Economics* 86(2):329–344.
 - 28.Rubashkina, Y., M.Galeotti, and E.Verdolini.2015.“Environmental Regulation and Competitiveness:Empirical Evidence on the Porter Hypothesis from European Manufacturing Sectors.” *Energy Policy* 83:288–300.
 - 29.Yang, C.H., Y.H.Tseng, and C.P.Chen.2012.“Environmental Regulations, Induced R&D, and Productivity: Evidence from Taiwan’s Manufacturing Industries.” *Resource and Energy Economics* 34(4):514–532.

The Impact of Environmental Regulation at Source on Productivity of Chinese Enterprises: A Geographical Regression Discontinuity Design

Zhang Huiling and Sheng Dan

(Institute of Internat Economics, Nankai University)

Abstract: Using the geographical regression discontinuity design, this paper takes the clean production policy implemented by chinese provinces from 2001 to 2005 as an exogenous shock, effectively identifies the impact of environmental regulation at source on the productivity of enterprises and explores the micro – mechanism of its effect. The empirical study finds that environmental regulation at source has a significant positive effect on the productivity of enterprises. In terms of the effect mechanism, on the one hand, environmental regulation at source motivates the existing enterprises to upgrade their technology and raise the productivity. On the other hand, through the entry and exit mechanism of market, the threshold for market access has been raised, enabling efficient enterprises to enter and survive, and boosting the overall productivity of the market. In addition, the positive effect of environmental regulation at source on enterprise productivity mainly exists in pollution – intensive industries, small – scale enterprises and private – owned enterprises. After a series of validity tests, the empirical results of this paper are still robust.

Keywords: Environmental Regulation at Source, Productivity, Geographical Regression Discontinuity Design

JEL Classification: L51, P28, O13

(责任编辑:陈永清)

(上接第 18 页)

28. Zheng, S., and M. E. Kahn. 2013. “China’s Bullet Trains Facilitate Market Integration and Mitigate the Cost of Megacity Growth.” *Proceedings of the National Academy of Sciences* 110(14): E1248–E1253.

Market Access, Migration and Spatial Differentiation

Wang Yunyun and Chen Xian

(Antai College of Economics and Management, Shanghai Jiaotong University)

Abstract: This paper takes China’s High – Speed Railways (CRH) as a quasi – natural experiment, and analyzes the effect of commuting cost reduction on migration and spatial differentiation. Our results show CRH connection increases city – wide population growth for 2.18% which means agglomeration in connected cities and leads to migration from west China to east China and from north China to south China. From further study, we find that CRH connection increases inflow of population for small cities in developed east region and reduces the role of regional central cities. However, CRH connection reduces development for small cities in underdeveloped middle region and strengthens the role of large cities. We hold that those changes in cities’ accessibility and extent of market connection lead to spatial differentiation, and we test above results from the perspective of market access.

Keywords: Market Access, CRH, Migration, Regional Space, Minimum Spanning Tree

JEL Classification: C10, F10, O12

(责任编辑:赵锐、彭爽)