
环境规制影响加总生产率的 机制和效应分析

王 勇 李雅楠 俞 海*

内容提要 基于中国工业企业 1998–2007 年微观数据,本文从企业内和企业间效应考察了环境规制影响加总生产率增长的机制路径及其效应大小。结果表明:环境规制引致产出更多地向高生产率企业配置,同时促使低生产率企业退出,有利于资源在企业间的优化再配置。同时,环境规制抑制了企业生产率增长,环境规制可能诱发的创新补偿效应并未呈现。通过计算不同机制路径对行业加总生产率增长的贡献发现,环境规制对行业加总生产率的影响较小,企业内效应微乎其微,环境规制主要通过企业间效应影响加总生产率增长。企业更替效应未能在环境规制驱动行业加总生产率增长中发挥应有的作用,这为发挥环境保护在供给侧结构性改革中的积极作用提供了经验证据。

关键词 环境规制 加总生产率 企业内效应 企业间效应

一 引言

近年来,中国环境保护的广度和深度大幅提升。与此同时,关于环境规制与经济

* 王勇、俞海(通讯作者):生态环境部环境与经济政策研究中心,北京市朝阳区育慧南路1号,100029,电子邮箱:wangyong_1228@163.com(王勇),yu.hai@prcee.org(俞海);李雅楠:首都经济贸易大学劳动经济学院,北京市丰台区花乡张家路口121号,100070,电子邮箱:ya_nanli@163.com。

作者感谢国家社科基金项目(18BJL061)的资助。感谢清华大学中国经济研讨会、绿色低碳发展国际研讨会和中国能源与环境经济学者论坛相关专家学者及匿名审稿专家的宝贵意见,当然文责自负。

增长的关系仍存在争论。一种观点认为,环境规制可能会抑制企业投资和创新,进而拖累增长和就业;另一种观点认为,环境规制能够倒逼高污染低效率企业退出,进而改善供给侧结构。作为经济增长最重要的决定因素,全要素生产率增长是供给侧结构性改革的关键内容(Hsieh 和 Klenow 2009; 刘志彪, 2015; 刘世锦等, 2015)。因此,厘清环境规制影响生产率增长的深层机制有助于科学判断当前环境保护与经济发展的关系。本文将着重研究环境规制影响行业生产率增长的机制路径及各机制路径对行业生产率增长的影响程度。

异质性企业的生产率改善和企业间的资源重新配置或组合是行业生产率增长的主要路径(李玉红等, 2008; Acemoglu 和 Cao, 2015)。如果环境规制政策能够促进低生产率企业退出、高生产率企业进入以及存活企业中的高生产率企业更好地扩张,那么环境规制就能够通过优化资源配置促进行业生产率增长。然而,已有国内外相关研究多围绕环境规制是否遵循波特假说^①进行验证(Franco 和 Marin, 2013; Kozluk 和 Zipperer, 2014; 涂正革和谌仁俊, 2015; Albrizio 等, 2016),而很少有文献对上述资源重置机制进行细化的经验分析。事实上,当考虑企业间资源重置时,环境规制对生产率的影响会更大(Greenstone, 2012; Konishi 和 Tarui, 2015)。Sadeghzadeh(2014)构建了一个考虑市场竞争的理论模型,认为环境规制政策能够提升行业生产率,主要源于企业间的资源重置。Andersen(2018)构建的包含异质性企业的多部门一般均衡模型认为,环境规制会导致生产性资源向高生产率企业配置,进而提升行业平均生产率。Tombe 和 Winter(2015)则认为设立污染排放强度标准导致了污染和清洁要素在企业间和部门间的错配,进而降低了行业生产率增长。一些研究发现,在异质性企业条件下,环境规制导致新建企业需要更大的初始资本投资(Becker 和 Henderson, 2000),进而影响新企业投资决策和市场进入,同时环境规制也可能导致制造业企业退出(Greenstone, 2002)。徐彦坤和祁毓(2017)以环保重点城市限期达标制度为准,实验发现,重污染行业中企业的进入率在下降、退出率在上升,但这并没有带来企业资源配置效率提升。总之,以上研究并未量化环境规制影响生产率增长的具体路径和程度。

本文利用 1997—2008 年中国工业企业微观数据,从企业内和企业间效应两个层面定量考察环境规制对行业生产率增长影响的路径和程度。研究发现:总体上环境规制对行业生产率增长的影响较小,样本期内行业生产率增长仅下降 1%—2%。从影响路径来看,环境规制抑制了企业生产率增长,但促进了高生产率企业的规模扩张和低生产率企业退出,优化了企业间的资源配置。通过计算环境规制通过各路径对行业加

^① 指合理的环境规制可以促进企业开展更多的创新活动以提升企业竞争力(Porter 和 Claas, 1995)。

总生产率增长的贡献发现,企业间效应是环境规制影响行业加总生产率增长的主要路径,企业内效应的影响微乎其微;样本期环境规制的实施未能阻止低效企业进入,一定程度上抵消了环境规制带来的资源优化重置效应。

本文的边际贡献主要表现在:第一,有效识别了环境规制影响行业加总生产率增长的资源重置路径。中国的环境规制仍以行政性手段(如强制性关停企业等)为主,环境规制引致的企业进入退出对生产率增长的影响可能更为明显,如果忽视这一路径就很难准确评估环境规制带来的真实影响。第二,量化分解了环境规制通过企业技术进步、企业间市场份额变化以及企业进入和退出对行业加总生产率增长的影响程度。波特假说提出的企业创新补偿效应是环境规制可能产生正向生产率效应的基础,但环境规制在短期内产生的资源重置效应可能会更明显,这具有更强的政策含义。

本文剩余部分的结构安排如下:第二部分为理论机理和研究假说;第三部介绍模型方法、数据和变量定义;第四部分为环境规制与企业生产率增长效应的回归分析;第五部分为环境规制与企业间生产率增长效应的回归分析;第六部分计算环境规制通过不同路径对行业加总生产率增长的贡献;最后为总结和政策含义讨论。

二 理论机理与研究假说

企业间持续存在的生产率差异被众多研究所证实(Syverson, 2011),而厂商间竞争与博弈的决策促使企业可能处于进入、扩张、收缩、停滞或退出中的某一状态。环境规制作为一种外部因素,既会给企业生产率带来直接影响,也会影响企业动态演化过程中的决策,从而改变其所处的企业状态。

(一) 环境规制与企业生产率效应

在企业内部,环境规制至少会通过两种路径影响企业生产率:一是生产性要素投入更多地向污染治理配置,即要素替代效应;二是不可避免地改变生产过程,即波特假说所阐述的创新补偿效应。考虑简单的三种要素投入(资本 k 、劳动 l 和环境 d)的科布-道格拉斯生产函数 $Y = zk^{\alpha}l^{\beta}d^{1-\alpha-\beta}$, α 、 β 分别为资本和劳动力产出弹性, Y 为企业实际产出。两边取对数并对时间求导可得 $\hat{z} = \hat{Y} - \alpha \hat{k} - \beta \hat{l} - (1 - \alpha - \beta) \hat{d}$, \hat{z} 即为考虑环境要素投入的生产率增长。如果不考虑环境要素投入^①,索罗余值 $\hat{\varphi} = \hat{Y} - a \hat{k} - (1 - a) \hat{l}$,即为传统的生产率增长。假设资本和劳动力的相对成本份额不受测度方法的影响,即 $a/(1 -$

① 生产函数为 $Y = \varphi k^a l^{1-a}$,其中 a 为资本产出弹性, φ 为企业生产率,即后文模型中的 tfp 。

a) $= \alpha/\beta$,传统生产率增长即可表示为:

$$\hat{\varphi} = (1 - \alpha - \beta) \left[\hat{d} - \left(\frac{1}{\alpha + \beta} \right) (\alpha \hat{l} + \beta \hat{k}) \right] + \hat{z} \quad (1)$$

在替代效应产生作用的情形下, (1) 式 \hat{l} 和 \hat{k} 会上升, 同时随着环境要素投入价格上升 \hat{d} 也可能下降, 两者都会对传统的生产率增长产生不利影响。在创新补偿效应产生作用的情形下, 环境规制会导致 \hat{z} 的上升, 抵消要素替代可能带来的生产率下降, 这即是强波特假说的观点。根据 Mohr (2002) 的研究, 企业是否改进生产技术主要受技术转换成本的影响, 即企业应用新技术的条件是, 改进生产技术节约的生产成本和污染排放成本大于转换成本。该种技术转换机制和波特假说的呈现依赖于良好设计的环境规制政策 (Kozluk 和 Zipperer 2014)。基于上述分析, 我们提出环境规制与企业生产率增长的假说:

假说 1: 环境规制对企业生产率增长的影响不确定, 由要素替代效应和创新补偿效应叠加决定。

(二) 环境规制与企业间生产率效应

在 Melitz (2003) 异质性企业理论的基础上, 本文对环境规制影响加总生产率增长的企业更替和市场份额机制进行梳理。企业的进入与退出依赖零利润条件, 当企业的利润或期望利润小于零时, 企业就会选择退出或不进入市场。环境规制政策的影响主要表现为对企业利润函数及其零利润水平的影响。考虑一种简单的形式, 假设企业不考虑资本的生产函数为 $Y = f(\varphi, l)$, 其中 φ 和 l 分别为企业生产率和劳动力投入。生产的同时会产生污染排放 $e = x(\varphi, l)$, 假设环境规制带来的单位污染排放成本为 τ , 企业利润函数即为: $\pi = pf(\varphi, l) - wl - \tau x(\varphi, l)$, 其中 p 为产出价格, w 为劳动力价格。在边际收益等于边际成本的最优决策下, 确定企业最优的劳动力投入 l^* 。企业的利润唯一地取决于企业生产率, 即 $\pi(\varphi) = pf(\varphi, l^*) - wl^* - \tau x(\varphi, l^*)$, $\pi'(\varphi) \geq 0$, $\pi''(\varphi) \leq 0$ 。零利润条件确定了一个企业退出的最低临界生产率 (φ^*), 使得 $\pi(\varphi^*) = 0$ 。市场中存在大量的潜在进入企业, 但企业 i 进入必须做出先期投资, 假设其为固定进入成本 $f_i > 0$, 企业进入后每期都会面临影响企业退出的不利概率 λ 。企业进入的净值为:

$$V_i(\varphi) = \int_{\varphi^*}^{\infty} \frac{1}{\lambda} \pi(\varphi) g(\varphi) d\varphi - f_i \quad (2)$$

其中 $g(\varphi)$ 是初始生产率的密度函数, $V_i(\varphi) = 0$ 可确定企业进入的门槛生产率 ($\bar{\varphi}$)。企业基于成功进入条件的生产率密度函数即为:

$$\mu_{\varphi}(\varphi) = \frac{g(\varphi)}{1 - G(\varphi)} \quad (3)$$

其中, $G(\bar{\varphi})$ 表示基于进入门槛的企业生产率先验分布函数 (Van Marrewijk,

2012) 加总的生产率水平即为:

$$\bar{\varphi}(\varphi^*, \bar{\varphi}) = \frac{1}{1 - G(\bar{\varphi})} \int_{\varphi^*}^{\infty} g(\varphi) d\varphi \quad (4)$$

在上述企业更替演化的过程中,环境规制产生的影响主要表现在两个方面:其一,环境规制带来的生产成本上升会强化企业生产率与企业利润间的关系,即同一利润水平需要更高的企业生产率。相应地,企业退出市场的临界生产率条件提升。其二,环境规制也会导致企业进入的临界生产率条件提高。环境规制的要求通常根植于资本投资之中,这导致企业进入需要支付更高的固定成本,同时进入后面临的退出风险也会增强,具有较高生产率的企业才会选择进入。其中,企业退出效应主要受生产过程中的环境规制影响,而企业进入效应既受生产前端环境规制的影响,也受生产后端环境规制的影响。

企业市场份额通过以下方式来表示。假设企业收益为 $r(\varphi)$, 整个行业的市场规模 R 由市场需求外生决定,企业市场份额为 $r(\varphi)/R$ 。根据上文设定的企业利润函数 $r(\varphi) = pf(\varphi, l^*)$, 不同生产率企业的市场份额之比 $r(\varphi_1)/r(\varphi_2)$ 即为 φ_1/φ_2 的增函数^①。由于企业的利润与收益正相关,这就意味着相比低生产率企业,高生产率企业具有更高的收益和利润水平。根据上述分析,环境规制的实施强化了企业生产率与收益和利润的关系,有利于高生产率企业的市场扩张。综上分析,我们提出环境规制与企业间效应的假说:

假说 2: 严格环境规制能够驱动异质性生产率企业的进入退出,促进高生产率企业扩张,进而带来企业间资源优化重置。

三 模型、数据和变量

(一) 模型设定

1. 企业生产率效应估计。借鉴 Bloom 等(2016)和 Autor 等(2015)的方法,将估计方程设定如下:

$$\Delta \ln p_{i,j,t} = \rho_1 \Delta \ln regu_{j,t} + \theta X_{i,j,t-3} + \varphi Z_{j,t-3} + \eta_i + \delta_j + \varepsilon_{i,j,t} \quad (5)$$

其中 i, j, t 分别表示企业、行业和年份。 Δ 为差分算子,本文采用移动 3 年差分表示,即 $\Delta \ln p_{i,j,t} = \ln p_{i,j,t} - \ln p_{i,j,t-3}$, $\Delta \ln regu_{j,t} = \ln regu_{j,t} - \ln regu_{j,t-3}$ 。 $\ln p_{i,j,t}$ 为企业全要素生产率的对数^②; $\ln regu_{j,t}$ 为行业环境规制强度的对数; $X_{i,j,t-3}$ 为企业特征变量,包

① 参照 Melitz(2003)的分析,假设企业生产函数具有常数替代弹性。

② 后文中分别以 $_{op}$ 和 $_{lp}$ 作为后缀表示以 OP 和 LP 法计算的企业生产率。

括企业年龄、资本密集度、工资水平、所有制和企业规模; $Z_{j,t-3}$ 为行业特征变量, 包括行业集中度和对外贸易程度。 η_t 和 δ_j 分别表示年份和行业固定效应。

2. 企业间生产率效应估计。企业间效应体现为行业环境规制对持续存活企业市场份额变动和企业进入与退出的影响。针对企业市场份额变动的估计模型设定如下:

$$\begin{aligned} \Delta \ln y_{i,j,t} = & \rho_2 \Delta \text{regu}_{j,t} + \gamma_1 \Delta \text{regu}_{j,t} \cdot \ln \text{tfp}_{i,j,t-3} + \psi_1 \ln \text{tfp}_{i,j,t-3} \\ & + \theta X_{i,j,t-3} + \phi Z_{j,t-3} + \eta_t + \delta_j + \varepsilon_{i,j,t} \end{aligned} \quad (6)$$

其中, 被解释变量 $\Delta \ln y_{i,j,t} = \ln y_{i,j,t} - \ln y_{i,j,t-3}$ 为企业销售产值对数的变化, 以此反映企业市场份额的变动。 γ_1 即是行业环境规制对不同生产率企业市场份额变动的影响。针对企业退出效应的估计模型设定如下:

$$\begin{aligned} \text{stay}_{i,j,t} = & \rho_3 \Delta \text{regu}_{j,t} + \gamma_2 \Delta \text{regu}_{j,t} \cdot \ln \text{tfp}_{i,j,t-3} + \psi_2 \ln \text{tfp}_{i,j,t-3} \\ & + \theta X_{i,j,t-3} + \phi Z_{j,t-3} + \eta_t + \delta_j + \varepsilon_{i,j,t} \end{aligned} \quad (7)$$

其中, 被解释变量 $\text{stay}_{i,j,t}$ 为衡量企业退出与否的二值变量, $\text{stay}_{i,j,t} = 0$ 表示企业退出, $\text{stay}_{i,j,t} = 1$ 表示企业持续存在, 即企业连续存在 3 年以上。 γ_2 反映的是行业环境规制对不同生产率企业生存概率的影响。由于无法观察到企业进入前的生产率水平, 针对企业进入效应, 通过环境规制的行业加总生产率效应减去企业生产率效应、市场份额效应和企业退出效应计算得出。

(二) 数据处理

本文采用国家统计局统计的 1998-2007 年全部国有及规模以上非国有工业企业年度数据。按照 Brandt 等(2012)、聂辉华等(2012)的方法, 通过企业代码、企业名称等信息进行序贯匹配。由于统计对象是规模以上工业企业, 因此样本中的企业退出可能是由于企业规模变小而未被统计。借鉴马弘等(2013)的研究, 基于企业年龄和营业状态将企业在某些年份消失后又重新出现的情况统一视为存活企业。本文按照其方法删除缺失值和错误记录。

相关环境数据均来源于各年的《中国环境年鉴》。由于环境数据在 2002 年前后采用不同的行业分类, 参照傅京燕和李丽莎(2010)的方法, 将 1998-2000 年的行业分类与 2001 年后的分类对接, 最后共包括 36 个工业行业。

(三) 变量定义

1. 行业环境规制强度。行业环境规制测度存在多种方法(王勇和李建民, 2015)。当前采用较多的综合性行业环境规制强度指标通常面临两个关键问题: 一是不同污染物指标的加权, 因为不同行业主要污染物排放并不一致; 二是达到同样排放要求, 不同行业需要付出的努力程度不一样, 相对轻污染行业, 重污染行业需要付出更多的努力。

现有的研究如傅京燕和李丽莎(2010)对第一类问题进行了处理,但对第二类问题的处理较少。本文采用废水排放达标率、二氧化硫去除率、烟尘去除率、粉尘去除率和固体废物利用率来构建修正的综合性行业环境规制强度指标^①。

首先,采用极值法对各个单项指标进行标准化,如下:

$$PE_{jht} = (E_{jht} - \text{Min } E_h) / (\text{Max } E_h - \text{Min } E_h) \quad (8)$$

其中 E_{jht} 是第 t 年 j 行业 h 种污染物指标原值, $\text{Max } E_h$ 和 $\text{Min } E_h$ 分别为1998-2007年污染物指标的最大值和最小值; PE_{jht} 为各指标标准化值,取值在0-1之间。

其次,将不同污染物指标加权平均。不同行业各种污染物排放的差异较大,需要赋予不同污染物在不同行业不同的权重方能进行比较。按照以下方法确定权重:

$$W_{jht} = \frac{E_{jht}}{\sum E_{jht}} / \frac{O_{jt}}{\sum O_{jt}} \quad (9)$$

其中, W_{jht} 为第 t 年行业 j 污染物 h 的排放 E_{jht} 占全国同类污染排放总量 $\sum_{j=1}^n E_{jht}$ 的比重与行业 j 的总产值 O_{jt} 占全部行业工业总产值 $\sum_{j=1}^n O_{jt}$ 的比重之比。这样调整的目的是根据各行业各种污染物的相对排放强度确定各行业各种污染物的权重,以避免行业污染排放强度差异带来的问题。

再次,即使不同污染行业间的污染物去除率一致,但高污染行业达到相同的约束指标,需要付出更大的成本。为此,采用单位产值的污染治理设施运行费用(废水和废气)来衡量不同行业付出的污染治理成本 fee_{jt} 。使用该指标去除不同行业的均值,构建针对不同行业的污染治理投入权重:

$$wfee_{jt} = fee_{jt} / \sum_{j=1}^n fee_{jt} \quad (10)$$

最后,基于上述权重构建同时反映污染治理投入和产出的环境规制强度指标:

$$regu_{jt} = wfee_{jt} \times \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N W_{jht} \times PE_{jht} \quad (11)$$

环境规制指标是否合理,关键在于能否真实地反映环境规制强度变化趋势和行业间的差别。图1显示,1996-2001年工业环境规制呈明显上升趋势,在2001-2005年相对稳定,从2006年开始又呈上升趋势。根据《中国的环境保护(1996-2005)》白皮书,九五期间(1996-2000年)中国第一次取缔、关停了15种8.4万家技术落后、高能

^① 1996年《国务院关于环境保护若干问题的决定》提出“一控双达标”政策,其中包括工业污染源排放污染物要达到国家或地方规定的标准。工业污染源达标政策是“九五”和“十五”期间中国环境保护的重点,本文采取的这5个指标对应该政策结果。实现这一要求的重要举措是要求污染企业限期安装污染减排设施,如脱硫、脱硝装置等,所以工业污染达标排放某种程度更具有末端治理的特征。感谢匿名审稿人关于测度指标的宝贵意见。

耗、高污染的小型工业企业,使得以二氧化硫和化学需氧量为代表的12项主要污染物排放总量比八五末期分别下降了10%—15%。但该政策并没有得到很好地坚持(陈诗一,2010),十五期间(2001—2005年)仅化学需氧量减少了2%,

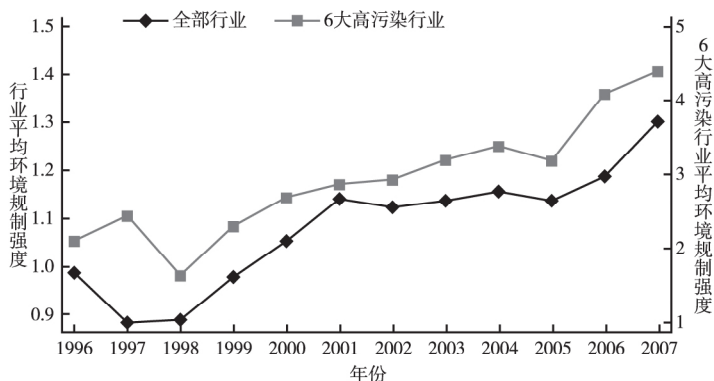


图1 中国工业行业环境规制强度的变化趋势

其他污染物则出现了显著上升(二氧化硫增加了27%)。十一五期间(2006—2010年),国家继续实施对二氧化硫和化学需氧量的总量控制,并且在2006年开始出现二氧化硫和化学需氧量排放总量的转折。通过比较可以发现,本文构建的指标能够很好地反映这一实际趋势。此外,备受关注的6大高污染行业^①的环境规制强度水平更高且呈现更快的上升趋势,所以本文指标能够较好地反映环境规制政策的实际情况。

2. 企业全要素生产率。本文分别采用OP和LP法分别对企业全要素生产率进行估计。在实际估计中,用工业增加值衡量企业产出,以1998年为基期的工业品出厂价格指数进行平减。用各企业年均从业人数衡量劳动投入。采用永续盘存法来估算固定资本存量,初始资本存量为企业第一次出现固定资产净值,固定资产投资额根据企业相邻年份固定资产原值的差额计算。各个年份的实际资本存量 $k_{i,t} = k_{i,t-1} + v_{i,t} - c_{i,t}$, k 、 v 和 c 分别是以1998年为基期的固定资产投资价格指数平减后的实际资本存量、实际投资额和实际折旧额。分行业工业品出厂价格指数和固定资产投资价格指数均源于《中国统计年鉴》。

需要说明的是,有一些企业由于统计原因没有连续存在,中间的年份缺失。而本文被解释变量采用的是3年移动差分,这就会导致无法获得3年差分的企业生产率和工业增加值。在实际处理过程中,采用两端的均值,比如企业在2001、2004年存在,就将中间年份定义为2001—2004年的均值。在实际估计过程中,剔除企业全要素生产率分布上下尾各1%的异常值。

^① 6大高污染行业分别为:煤炭开采和洗选业、化学原料及化学制品制造业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业、电力、热力的生产和供应业。

3. 其他控制变量。(1) 企业年龄($\ln age$) = 当前年份 - 成立年份 + 1 后取对数; (2) 企业资本密集度($\ln kl$) ,即资本存量与就业人数之比 ,以对数表示; (3) 工资水平($\ln wage$) ,即企业工资总额与就业人数之比 ,以对数表示; (4) 企业所有制(own) ,根据中国工业企业数据库提供的登记注册类型将国有企业(110)、国有联营企业(141)、国有与集体联营企业(143)和国有独资公司(151)划分为国有企业($own = 1$) ,将港澳台商企业(210-259)、中外合资和外资企业(310-359)划分为外资企业($own = 2$) ,剩余的划分为其他类型企业($own = 0$)。(5) 企业规模($\ln size$) ,采用企业年均就业人数的对数表示; (6) 行业集中度(hhi) ,采用赫芬达尔指数来衡量 ,计算公式为 $hhi_{j,t} = \sum_{i=1}^m s_{i,j,t}^2$,其中 $s_{i,j,t}$ 是 t 年行业 j 中第 i 个企业所占市场份额 ,以企业销售产值为基础计算; (7) 行业对外贸易程度(ex) ,借鉴李旭超和申广军(2017)的方法 ,采用行业出口总额占工业销售总产值的比重来度量。表 1 给出了主要变量的描述性统计。

表 1 变量的描述性统计

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Δtfp_{op}	584 625	0.3185	0.8946	-5.5900	10.1032
Δtfp_{lp}	584 625	0.3365	0.9900	-6.7399	9.9470
$\ln y$	584 625	8.9637	1.2870	4.9935	12.5110
$stay$	584 625	0.6543	0.4756	0	1
$\Delta regu$	584 625	0.1938	0.8400	-2.9195	5.3308
$\ln age$	568 111	1.9632	0.9967	0	4.6052
$\ln kl$	582 839	12.7233	1.3031	2.3539	19.6033
$\ln wage$	584 180	2.1935	0.6568	-7.1412	7.6599
own	584 625	0.5095	0.8142	0	2
$\ln size$	584 625	4.9579	1.0362	2.3026	10.9219
hhi	584 625	0.0049	0.0078	0.0005	0.2274
ex	584 625	69.3365	60.4551	0	257.8856

四 环境规制与企业生产率增长的经验分析

(一) 基准结果

表 2 是基于方程(5)的估计结果。从回归结果可知 ,环境规制显著降低了企业生产率增长。行业环境规制强度每上升 1 个百分点分别导致 OP 法计算的企业生产率增长下降 1.23% ,LP 法计算的企业生产率增长下降 3.8%。

环境规制影响加总生产率的机制和效应分析

表 2

环境规制与企业生产率增长

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$\Delta tfp_op_{i,j,t}$				$\Delta tfp_lp_{i,j,t}$			
$\Delta regu_{j,t}$	-0.0363*** (-6.28)	-0.0162*** (-4.15)	-0.0151*** (-3.93)	-0.0123*** (-4.34)	-0.0201*** (-2.22)	-0.0489*** (-4.75)	-0.0409*** (-6.68)	-0.0380*** (-7.34)
R ²	0.0012	0.0315	0.0467	0.0554	0.0003	0.0682	0.0877	0.0950
样本量	584 625	584 625	565 939	565 939	584 625	584 625	565 939	565 939

说明: *、**和***分别代表 $p < 0.1$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 。小括号内为 t 值,在省份-行业层面聚类。下表同。(1)、(5)列不包括任何控制变量,(2)、(6)列加入行业、省份、年份固定效应,(3)、(7)列进一步加入企业和行业特征变量,(4)、(8)列进一步控制省份随时间变化趋势。

(二) 内生性检验

本文的 3 年差分能够剔除企业不随时间变化的固定效应,在一定程度上减少因遗漏变量带来的未观测冲击 $\varepsilon_{i,j,t}$ 与行业环境规制的相关性。但依然可能存在以下内生性问题:

一是遗漏变量带来的内生性问题,比如产业政策变化和企业出口的动态都可能影响企业生产率,而产业政策的变化也可能会影响到行业环境规制的强度。此外,还包括其他未能观测到的宏观趋势影响。

二是行业环境规制变量与企业生产率也可能存在反向因果关系。其一,行业总体排放达标率或去除率的提升可能来自企业生产工艺或流程的改变。以污染物排放去除率和达标率测度的环境规制变化可能与企业生产率变化存在反向因果关系。其二,面临退出压力的低效率企业可能更有动机通过游说、寻租等方式来避免环境规制强度提升。这种逻辑成立的前提是该企业具有一定的市场势力,能够影响政府的决策,而只有在高集中度行业这一问题才会明显存在。针对上述可能产生的内生性问题,本文做以下检验。

1. 加入省份固定效应和省份随时间变化的趋势,控制未观测的宏观冲击^①。表 2 的(4)和(8)列控制了省份 \times 时间效应,回归结果依然比较显著。

2. 针对污染物排放去除率和达标率测度的环境规制可能与生产率增长存在的反向因果关系,我们借鉴 Albrizio 等(2016)的方法来估计行业过去的生产率增长能否预测本文行业环境规制指标的变化。如果结果显著,就说明反向因果关系明显存在。如果不显著,就说明反向因果关系不存在。具体回归方程如下式:

$$\Delta regu_{j,t} = \omega \Delta \ln TFP_{j,t-1} + \phi Z_{j,t-1} + \eta_t + \delta_j + \varepsilon_{j,t} \quad (12)$$

其中 $\Delta \ln TFP_{j,t-1}$ 表示过去的行业加总生产率对数的变化。如果 $\Delta regu_{j,t}$ 反映的是

^① 如不同省份的政策执行力度、经济形势等方面可能存在差别。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见。

2000 - 2002 年的环境规制强度变化,那么 $\Delta \ln TFP_{j,t-1}$ 即以 1998 - 2000 年的行业生产率变化来测度。环境规制强度变化分别采用连续变量和虚拟变量的方法来进行测度。关于虚拟变量,如果行业环境规制变化大于 0,那么 $\Delta regu_dum = 1$,反之则为 0。行业生产率变化则分别采用行业加权平均生产率 ($\Delta \ln TFP$) 和行业内企业前沿生产率 ($\Delta \ln TFP_max$) 来进行测度。具体回归结果见表 3,可以看出大部分的回归结果不显著,说明该种情形的反向因果关系并不明显。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$\Delta regu_{j,t}$				$\Delta regu_dum_{j,t}$			
$\Delta \ln TFP_OP_{j,t-1}$	-0.1884 (-0.20)				0.7209 (0.63)			
$\Delta \ln TFP_LP_{j,t-1}$		0.0288 (0.49)				0.0115 (0.12)		
$\Delta \ln TFP_OP_max_{j,t-1}$			-0.4638 (-1.34)				-2.0504** (-2.46)	
$\Delta \ln TFP_LP_max_{j,t-1}$				0.0105 (0.02)				0.2332 (0.42)
R ²	0.1923	0.1941	0.2042	0.1916	0.1617	0.1591	0.1899	0.1599
样本量	216	216	216	216	192	192	192	192

说明: 包括行业控制变量、行业和年份固定效应。

3. 为避免高集中度行业可能存在的内生性问题,剔除集中度较高的 9 个行业^①,对剩余的弱内生性子样本进行估计,结果见表 4 中的(3)和(4)列,估计系数仍然显著为负。

4. 进一步控制产业政策等因素的影响。首先在回归中进一步控制企业补贴的影响。一方面,补贴是政府实施产业政策的一个重要手段;另一方面,受补贴的企业,通常也是其他产业政策实施的重点企业。此外,由于样本期内中国对外贸易快速提升,为此也控制企业是否存在出口。环境规制对企业生产率增长的影响依然显著为负(见表 4 中(5)和(6)列)。

^① 这 9 个行业分别是煤炭开采和洗选业、石油和天然气开采业、烟草制品业、石油加工、炼焦和核燃料加工业、化学纤维制造业、黑色金属冶炼和压延加工业、电力、热力生产和供应业、燃气生产和供应业。

环境规制影响加总生产率的机制和效应分析

表 4 内生性检验 II

表 4	内生性检验 II					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	工具变量		剔除高集中度行业		控制产业和贸易政策	
	$\Delta tfp_op_{i,j,t}$	$\Delta tfp_lp_{i,j,t}$	$\Delta tfp_op_{i,j,t}$	$\Delta tfp_lp_{i,j,t}$	$\Delta tfp_op_{i,j,t}$	$\Delta tfp_lp_{i,j,t}$
$\Delta regu_{j,t}$	-0.1889*** (-2.72)	-0.3516*** (-4.29)	-0.0094*** (-3.32)	-0.0385*** (-6.99)	-0.0122*** (-4.28)	-0.0374*** (-7.24)
一阶段回归系数	0.9385*** (2.93)	0.9385*** (2.93)				
一阶段 F 值	2053.47	2053.47				
R ²	0.0554	0.0947	0.0544	0.1000	0.0563	0.0986
样本数	565 939	565 939	487 724	487 724	565 693	565 693

说明: 控制变量包括企业和行业特征变量、行业、省份及年份固定效应、省份随时间变化的趋势。下表同。

5. 构建外生工具变量进行二阶段最小二乘法(2SLS)估计。本文选择样本期间发生的重大外部性政策冲击,即从2006年开始针对化学需氧量和二氧化硫排放实施的总量控制政策作为工具变量。尽管十五期间中国就开始实施总量控制政策,但是该政策从“十一五”开始才发挥切实的作用。2005年出台的十一五规划纲要首次强调主要污染物排放目标的约束性,各类污染物省份排放规制强度从2005年起呈现明显的上升趋势(张文彬等2010)。具体而言,在2SLS回归中,以2006年作为总量控制政策 *policy* 的起点,即2006年及以后为1,2005年及以前为0。采用1998-2000年的行业综合污染程度^①均值 *poll_j* 与政策变量交叉,以反映总量控制政策对不同污染行业的影响。二阶段回归方程即为:

$$\Delta tfp_{i,j,t} = \xi_1 \Delta IV_{j,t} + \theta X_{i,j,t-3} + \phi Z_{j,t-3} + \eta_t + \delta_j + \varepsilon_{i,j,t} \quad (13)$$

其中 $\Delta IV_{j,t} = policy_t \times poll_j$,其他控制变量与方程(5)一致。由于被解释变量采用3年差分,比如2007年的企业生产率差分实际上是相对于2004年的增长,但是样本的时间段仅到2007年,为了更准确地估计该政策的影响,剔除2006年的样本进行回归,结果见表4第(1)和(2)列。由于以外生性政策冲击作为工具变量,且一阶段回归结果表明工具变量与内生变量存在显著的正相关关系,一阶段F值(Cragg-Donald Wald检验)明显大于Stock-Yogo检验16.38的准则值,说明本文工具变量选择是强有力的。二阶段回归结果表明,行业环境规制显著降低了企业内的生产率增长。

① 采用二氧化硫和化学需氧量排放强度加权计算。

(三) 稳健性检验

1. 剔除采矿和公用事业部门样本。由于矿产采选、石油等资源性行业以及水电煤气生产供应等行业的生产率行为不宜用科布-道格拉斯生产函数刻画,为了规避潜在的生产率测算问题,剔除采矿业和公用事业部门,仅对制造业企业进行回归。从表5的回归结果可以看出,环境规制对企业生产率增长的负向影响依然稳健。

2. 更换行业环境规制变量。在表5的(3)和(4)列,将行业环境规制变量替换为仅考虑排放层面的环境规制强度变化,即按照傅京燕(2010)的方法,不考虑不同行业污染治理投入的不同,进行稳健性估计。从回归结果看,行业环境规制显著降低了以

表5 剔除采矿和公用事业部门及更换环境规制变量的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	剔除采矿和公用事业部门		采用排放层面的环境规制	
	$\Delta tfp_op_{i,j,t}$	$\Delta tfp_lp_{i,j,t}$	$\Delta tfp_op_{i,j,t}$	$\Delta tfp_lp_{i,j,t}$
$\Delta regu_{j,t}$	-0.0074** (-2.40)	-0.0218*** (-4.17)	-0.0110** (-2.29)	-0.0041 (-0.56)
R ²	0.0542	0.0977	0.0542	0.0975
样本数	521 297	521 297	521 297	521 297

OP法计算的企业生产率增长。针对以LP法计算的企业生产率系数为负但不显著。

3. 针对不同样本时间段的回归。中国环境规制政策具有明显的政治周期特征,突出表现为两会换届选举对环境政策调整产生的影响(杨雪锋等,2015)。中国环境规制政策一般会在每个五年规划中明确相应的重点领域和主要手段。本文研究的时间段1998-2007年跨越了十六大这个政治节点^①以及十五和十一五规划两个时段,为此,我们分别估计2001-2005年(十五期间)以及2003-2007年(十六大之后)两个时间段内行业环境规制强度变化对企业生产率增长的影响(见表6)。从回归结果来看,在2001-2005年,行业环境规制变化对以OP和LP法计算的企业生产率变化的影响均显著为负。而在2003-2007年,针对以OP法计算的企业生

表6 不同时间段样本的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	2001-2005年		2003-2007年	
	$\Delta tfp_op_{i,j,t}$	$\Delta tfp_lp_{i,j,t}$	$\Delta tfp_op_{i,j,t}$	$\Delta tfp_lp_{i,j,t}$
$\Delta regu_{j,t}$	-0.0089*** (-2.92)	-0.0114** (-2.29)	-0.0175*** (-5.11)	-0.0075 (-1.23)
R ²	0.0407	0.1220	0.0576	0.1186
样本数	320 490	320 490	463 273	463 273

① 中国共产党第十六次全国代表大会于2002年11月8日至14日在北京召开。

生产率回归系数显著为负。两个时间段的回归结果均表明环境规制显著降低了企业生产率增长。

4. 针对不同地区样本的回归。表7进一步将31个省(市区)区分为东部和中西部地区分别进行回归,结果均表明行业环境规制显著降低了东部和中西部地区的企业生产率增

表7 不同地区的稳健性检验

	东部地区		中西部地区	
	$\Delta tfp_op_{i,j,t}$	$\Delta tfp_lp_{i,j,t}$	$\Delta tfp_op_{i,j,t}$	$\Delta tfp_lp_{i,j,t}$
$\Delta regu_{j,t}$	-0.0080** (-2.29)	-0.0299*** (-4.52)	-0.0210*** (-4.70)	-0.0392*** (-6.17)
R ²	0.0451	0.0958	0.0710	0.0964
样本数	383 176	383 176	182 763	182 763

长。与东部相比,行业环境规制对中西部地区企业生产率增长的负面影响更大。

5. 针对不同所有制企业样本的回归。将样本划分为国有企业、外资企业和其他企业3种类型分别进行回归(见表8)。其中其他企业包括私营企业和集体企业。从回归结果看,环境规制显著降低了其他企业的生产率增长,但对国有企业和外资企业的影响相对较小。一些文献认为,相对于私营企业,国有企业面临的融资约束较弱,面对环境成本的提升,有能力进行生产改造和技术创新,而民营企业不具有这方面的优势。外资企业则由于其具有嵌入型的技术竞争优势,导致环境规制的影响不明显(王杰和孙学敏,2015)。

表8 不同所有制企业的稳健性检验

	$\Delta tfp_op_{i,j,t}$			$\Delta tfp_lp_{i,j,t}$		
	国有企业	外资企业	其他企业	国有企业	外资企业	其他企业
$\Delta regu_{j,t}$	-0.0072 (-1.46)	-0.0041 (-0.94)	-0.0134*** (-3.60)	-0.0212*** (-4.04)	-0.0110 (-1.48)	-0.0285*** (-4.96)
R ²	0.0543	0.0314	0.0684	0.0764	0.1043	0.1071
样本数	67 850	133 069	365 016	67 850	133 069	365 016

6. 针对不同规模企业样本的回归。环境统计的行业污染物达标率和去除率是环境统计企业的加总平均结果,环境统计中工业源调查是在排污申报登记的基础上采取重点源填表调查和非重点源估算的方法统计。由于无法对所有企业开展调查,实际采取突出重点的原则,这也反映出实际环境规制可能会产生“抓大放小”的影响。对此,我们根据企业就业人数对不同规模企业样本进行回归(见表9)。从回归结果看,正如预期,环境规制主要对较大规模企业生产率增长产生显著的负向影响,而对25分位以

下小企业的影响并不显著。

7. 潜在影响机制检验。在理论分析中,环境规制对企业生产率增长的影响表现为要素配置效应和创新补偿效应的加总。如果创新补偿效应没有发

	75分位以上	50-75分位	25-50分位	25分位以下
$\Delta regu_{j,t}$	-0.0136*** (-3.25)	-0.0095** (-2.22)	-0.0138*** (-3.42)	-0.0084 (-1.61)
R ²	0.0526	0.0613	0.0636	0.0577
样本数	184 275	151 992	131 636	96 524

生或者该效应比较弱,那么环境规制就会带来企业的资本和劳动生产率下降。为此,借鉴王文春和荣昭(2014)的方法,采用企业新产品产值 new 来估计环境规制的创新补偿效应。参照曲玥(2016)的做法,分别采用边际劳动生产率 mpl 和边际资本生产率 mpk 作为被解释变量来检验要素再配置效应。表10中(1)和(2)列分别是以前述劳动生产率变化 Δmpl 和边际资本生产率变化 Δmpk 作为被解释变量的估计结果,环境规制显著降低了企业的边际资本生产率和劳动生产率。(3)和(4)列分别以企业新产品产值对数差分 $\Delta \ln new$ 和企业是否拥有新产品产值的虚拟变量(有新产品 $dum_new = 1$,否则 $dum_new = 0$)作为被解释变量的估计。从回归结果来看,针对企业新产品产值对数的回归系数虽然为负,但并不显著。针对企业是否有新产品产值的回归系数为负,且高度显著,说明环境规制抑制了新产品创新。这在一定程度上解释了环境规制对企业内生产率增长的负向影响,即一方面环境规制导致企业将更多的

要素配置到污染减排上,相应的要素边际生产率降低;另一方面,环境规制并没有导致企业更多的创新行为,创新补偿效应并未发生。

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\Delta mpl_{i,j,t}$	$\Delta mpk_{i,j,t}$	$\Delta \ln new_{i,j,t}$	$dum_new_{i,j,t}$
$\Delta regu_{j,t}$	-0.0135*** (-4.49)	-0.0119*** (-4.02)	-0.0068 (-0.93)	-0.0026*** (-2.61)
R ²	0.0780	0.0716	0.0496	0.1350
样本数	493 156	562 439	433 956	496 413

五 环境规制与企业间生产率效应的经验分析

(一) 基准结果

根据(6)和(7)式估计环境规制对企业市场份额和企业存活的影响,结果见表11。表中上半部分企业生产率采用OP法计算,下半部分采用LP法计算。(1)和(4)

环境规制影响加总生产率的机制和效应分析

列是没有包含环境规制与企业生产率交叉项的回归结果。可以看出,行业环境规制变化对企业销售产值变化的影响并不显著,但是环境规制显著降低了企业生存的概率。Greenstone(2012)的研究表明,美国的清洁空气法案导致高污染行业的企业更容易退出,臭氧达标导致企业的边际退出率增加了10个百分点,这与本文的结果类似。表中(2)和(5)列加入行业环境规制与企业生产率的交叉项进行回归,(3)和(6)列进一步控制地区和行业随时间的变化趋势。可以看出,针对企业销售产值变化的交叉项回归结果显著为正,说明环境规制导致高生产率企业的市场份额增长更快。针对企业存活状态的交叉项回归结果显著为正,说明在环境规制的影响下,企业生产率越高,存活概率越大。因此,从以上两条路径可以看出,环境规制能够通过优化资源配置促进行业层面加总的生产率增长。

表 11 企业间效应的基准估计

表 11	企业间效应的基准估计					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\Delta \ln y_{i,j,t}$	$\Delta \ln y_{i,j,t}$	$\Delta \ln y_{i,j,t}$	$stay_{i,j,t}$	$stay_{i,j,t}$	$stay_{i,j,t}$
<i>tfp_op</i>						
$\Delta regu_{j,t}$	-0.0111 (-1.00)	-0.0474*** (-2.83)	0.0503** (2.40)	-0.0078*** (-5.39)	-0.0164*** (-4.65)	-0.0108** (-2.46)
$\Delta regu_{j,t} \bullet$		0.0109**	0.0081*		0.0021***	0.0022***
$\ln tfp_op_{i,j,t-3}$		(2.30)	(1.87)		(2.74)	(2.75)
$\ln tfp_op_{i,j,t-3}$	-0.3907*** (-41.51)	-0.4608*** (-81.46)	-0.4619*** (-82.95)	0.0061*** (10.40)	0.0045*** (7.56)	0.0047*** (8.14)
R ²	0.0499	0.1938	0.2087	0.7015	0.7070	0.7140
样本数	565 939	520 195	520 194	565 939	520 195	520 194
<i>tfp_lp</i>						
$\Delta regu_{j,t}$	-0.0032 (-0.29)	-0.0662*** (-2.76)	0.0017 (0.06)	-0.0079*** (-5.45)	-0.0339*** (-5.81)	-0.0209*** (-3.70)
$\Delta regu_{j,t} \bullet$		0.0089**	0.0133***		0.0039***	0.0027***
$\ln tfp_lp_{i,j,t-3}$		(2.53)	(3.34)		(4.94)	(3.85)
$\ln tfp_lp_{i,j,t-3}$	-0.3479*** (-42.65)	-0.4099*** (-71.24)	-0.4243*** (-82.17)	0.0052*** (9.64)	0.0034*** (5.91)	0.0040*** (7.24)
R ²	0.0480	0.2028	0.2192	0.7015	0.7071	0.7141
样本数	565 939	519 460	519 459	565 939	519 460	519 459

说明:表中(1)、(2)和(4)、(5)列的控制变量包括企业和行业特征变量、行业、省份和年份固定效应;(3)和(6)在此基础上进一步控制省份和行业随时间变化的趋势效应。

(二) 内生性检验

采用与企业内效应同样的方法来进行内生性检验。表 11 的 (3) 和 (6) 列同时控制省份和行业随时间变化趋势效应,表 12 的 (5) 和 (6) 列进一步控制产业和贸易政策可能产生的影响,表 12 的 (3) 和 (4) 列剔除高集中度行业进行弱内生子样本检验,这 4 列交叉项结果均显著为正。同时,采用与公式 (13) 同样的工具变量来进行 2SLS 回归,二阶段回归方程即为:

$$\begin{cases} \Delta \ln y_{ijt} = \xi_2 \Delta IV_{jt} + \kappa_1 \Delta IV_{jt} \cdot \ln tfp_{ijt-3} + \theta X_{ijt-3} + \phi Z_{jt-3} + \eta_t + \delta_j + \varepsilon_{ijt} \\ stay_{ijt} = \xi_3 \Delta IV_{jt} + \kappa_2 \Delta IV_{jt} \cdot \ln tfp_{ijt-3} + \theta X_{ijt-3} + \phi Z_{jt-3} + \eta_t + \delta_j + \varepsilon_{ijt} \end{cases} \quad (14)$$

表 12 企业间效应的内生性检验

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)	
	工具变量		剔除高集中度行业		控制产业和贸易政策							
	$\Delta \ln y_{ijt}$	$stay_{ijt}$	$\Delta \ln y_{ijt}$	$stay_{ijt}$	$\Delta \ln y_{ijt}$	$stay_{ijt}$	$\Delta \ln y_{ijt}$	$stay_{ijt}$	$\Delta \ln y_{ijt}$	$stay_{ijt}$	$\Delta \ln y_{ijt}$	$stay_{ijt}$
$\Delta regu_{jt}$	-7.4180*	-0.3831*	-0.0067	-0.0471	0.0516**	-0.0106**	(-1.94)	(-1.79)	(.)	(-0.26)	(2.47)	(-2.44)
$\Delta regu_{jt} \cdot \ln tfp_{op_{ijt-3}}$	1.8598**	0.0983*	0.0081*	0.0022***	0.0089**	0.0023***	(1.99)	(1.89)	(1.87)	(2.75)	(2.05)	(2.86)
$\ln tfp_{op_{ijt-3}}$	-0.7821***	-0.0143*	-0.4619***	0.0047***	-0.4675***	0.0040***	(-5.40)	(-1.76)	(-82.95)	(8.14)	(-81.81)	(6.71)
一阶段回归系数 (ΔIV_{jt})	2.2931***	2.2931***					(3.88)	(3.88)				
一阶段回归系数 ($\Delta IV_{jt} \cdot \ln tfp$)	0.5054***	0.5054***					(2.62)	(2.62)				
一阶段 F 值	192.29	192.29										
R ²	-2.0330	0.7046	0.2087	0.7140	0.2175	0.7146						
样本数	432 168	432 168	520 194	520 194	519 957	519 957						

企业间效应回归存在两个内生性变量: $\Delta regu_{jt}$ 和 $\Delta regu_{jt} \cdot \ln tfp_{ijt-3}$, 分别以 ΔIV_{jt} 和 $\Delta IV_{jt} \cdot \ln tfp_{ijt-3}$ 作为工具变量, 回归结果见表 12 中的 (1) 和 (2) 列。一阶段回归系数和 F 值均表明工具变量有效, 交叉项的二阶段回归仍然显著为正。

(三) 稳健性检验

企业间效应的稳健估计也与企业内效应方法相同。从表 13 剔除采矿和公用事业部门的回归结果来看, 行业环境规制与生产率的交叉项在控制行业 and 省份随时间变化

环境规制影响加总生产率的机制和效应分析

趋势之后大都不再显著。更换行业环境规制变量的交叉项回归结果显著为正,说明基期的企业生产率越高,环境规制越有利于企业市场份额扩张,环境规制对企业存活概率的影响越小。

表 13 剔除采矿和公用事业部门及更换环境规制变量的稳健检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	剔除采矿和公用事业部门				排放层面的环境规制			
	$\Delta \ln y_{i,j,t}$	$\Delta \ln y_{i,j,t}$	$stay_{i,j,t}$	$stay_{i,j,t}$	$\Delta \ln y_{i,j,t}$	$\Delta \ln y_{i,j,t}$	$stay_{i,j,t}$	$stay_{i,j,t}$
$\Delta regu_{j,t} \cdot$	0.0099*	0.0043	0.0011	0.0003	0.3269***	0.3640***	0.0122***	0.0132***
$\ln tfp_op_{i,j,t-3}$	(1.81)	(0.88)	(1.60)	(0.44)	(9.12)	(8.97)	(6.16)	(5.98)
样本数	479 363	479 362	479 363	479 362	565 939	565 939	565 939	565 939

说明: (1)、(3)、(5)、(7) 列控制企业、行业特征以及行业、省份和年份固定效应, (2)、(4)、(6)、(8) 在此基础上进一步控制行业和省份随时间变化趋势,下同。为节约篇幅,仅汇报交叉项回归结果,下同。

表 14 分别就 2001-2005 年和 2003-2007 年样本进行回归。交叉项回归结果在 2001-2005 年均不显著,但是在 2003-2007 年显著为正,说明环境规制产生的资源重置效应主要在 2003-2007 年发生。

表 14 分时间段的稳健性检验

	2001-2005 年				2003-2007 年			
	$\Delta \ln y_{i,j,t}$	$\Delta \ln y_{i,j,t}$	$stay_{i,j,t}$	$stay_{i,j,t}$	$\Delta \ln y_{i,j,t}$	$\Delta \ln y_{i,j,t}$	$stay_{i,j,t}$	$stay_{i,j,t}$
$\Delta regu_{j,t} \cdot$	0.0010	-0.0032	-0.0000	0.0006	0.0166***	0.0242***	0.0029***	0.0026***
$\ln tfp_op_{i,j,t-3}$	(0.20)	(-0.68)	(-0.03)	(0.60)	(3.59)	(4.60)	(3.18)	(3.12)
R^2	0.1497	0.1596	0.0490	0.0656	0.2096	0.2204	0.7562	0.7628
样本数	295 400	295 399	295 400	295 399	419 716	419 715	419 716	419 715

表 15 将样本区分为东部和中西部地区进行回归。首先,就企业市场份额而言,东部和中西部地区在控制行业和地区随时间的变化趋势之后,交叉项的回归结果不再显著,但系数均为正且趋于显著,说明在样本期内,环境规制通过影响不同生产率企业市场份额变化进而促进行业加总生产率增长的效应并不明显。其次,就企业存活而言,东部地区交叉项的回归结果不显著,但是中西部地区结果显著为正,说明环境规制通过引致企业退出进而带来了中西部地区行业的加总生产率增长。

表 16 是区分不同所有制企业的估计结果。可以看出,环境规制影响的企业市场

份额效应主要在非国有和非外资企业成立。可能的原因在于, 国有企业和外资企业的规模较大, 市场份额比较稳定。在比较优势方面, 生产率对私营企业市场绩效的影响可能会更加明显。环境规制的企业存活效应主要在国有企业样本成立, 即环境规制强化了国有企业生产率与存活概率间的正向关系。这一结果与针对工业污染防治的治理手段有关, 根据前文的分析, 样本期的污染防治主要采取重点治理的方式, 而国有重污染企业是重点监控对象。

根据表 17, 环境规制的企业间效应在不同规模企业间存在比较明显的差别。对规模较大的企业而言, 在环境规制约束下, 生产率越高的企业, 持续存活概率越高。而对规模较小的企业而言, 环境规制约束促进了高生产率企业市场份额的提升。因此, 针对较大规模企业, 环境规制主要驱动的是企业更替效应, 而针对较小规模企业, 环境规制主要驱动的是市场份额效应。可能的原因在于: 首先, 针对工业源的污染治理主要集中在重点行业、重点企业, 小规模企业受到的环境约束较小, 从回归结果来看, 环境规制并未影响小规模企业的存活。其次, 针对较大规模企业的环境规制, 导致这些企业在环境领域增加投资, 生产成本增加, 最终在影响生产规模扩张的同时影响企业的利润。而小规模企业由于受环境规制的影响有限, 同时较大规模企业的市场扩张受限, 高生产率的小规模企业因此获得了生产份额扩张的机会。

表 15 分地区的稳健性检验

	东部地区				中西部地区			
	$\Delta \ln y_{i,j,t}$	$\Delta \ln y_{i,j,t}$	$stay_{i,j,t}$	$stay_{i,j,t}$	$\Delta \ln y_{i,j,t}$	$\Delta \ln y_{i,j,t}$	$stay_{i,j,t}$	$stay_{i,j,t}$
$\Delta regu_{j,t} \cdot$	0.0127**	0.0086	0.0012	0.0010	0.0032	0.0069	0.0026*	0.0035***
$\ln tfp_op_{i,j,t-3}$	(2.01)	(1.41)	(1.51)	(1.10)	(0.69)	(1.49)	(1.92)	(2.61)
R^2	0.1852	0.1970	0.7389	0.7411	0.2215	0.2364	0.6408	0.6570
样本数	354 180	354 177	354 180	354 177	166 015	166 014	166 015	166 014

表 16 不同所有制企业的稳健性检验

	$\Delta \ln y_{i,j,t}$			$stay_{i,j,t}$		
	国有企业	外资企业	其他企业	国有企业	外资企业	其他企业
$\Delta regu_{j,t} \cdot$	-0.0023	0.0016	0.0201***	0.0050***	0.0009	-0.0002
$\ln tfp_op_{i,j,t-3}$	(-0.46)	(0.25)	(3.72)	(3.08)	(1.01)	(-0.20)
R^2	0.2170	0.2122	0.2174	0.4450	0.7879	0.7276
样本数	62 157	123 493	334 539	62 157	123 493	334 539

表 17 不同规模企业的稳健性检验

	75 分位以上		50 - 75 分位		25 - 50 分位		25 分位以下	
	$\Delta \ln y_{i,j,t}$	$stay_{i,j,t}$	$\Delta \ln y_{i,j,t}$	$stay_{i,j,t}$	$\Delta \ln y_{i,j,t}$	$stay_{i,j,t}$	$\Delta \ln y_{i,j,t}$	$stay_{i,j,t}$
$\Delta regu_{j,t} \cdot$	0.0020	0.0019 ^{**}	0.0070	0.0019 [*]	0.0095 [*]	0.0018	0.0209 ^{***}	0.0001
$\ln tfp_op_{i,j,t-3}$	(0.29)	(2.43)	(1.09)	(1.67)	(1.66)	(1.18)	(3.09)	(0.04)
R ²	0.2527	0.7539	0.3001	0.7314	0.3087	0.7053	0.3139	0.6418
样本数	171 865	171 865	140 298	140 298	120 089	120 089	86 580	86 580

六 不同机制贡献的分解

上述回归结果比较清晰地反映了环境规制通过企业内和企业间效应对行业加总生产率增长的影响。那么,上述路径对行业加总的生产率增长的贡献分别有多大?为此,我们借鉴 Bloom 等(2016)的研究,基于 Foster 等(1998)的生产率分解方法计算环境规制引致的企业内和企业间效应对行业加总生产率增长的影响。

行业加总生产率增长可分解如下:

$$\begin{aligned} \Delta \ln TFP_{j,t} = & \sum_{i \in stay} s_{i,j,t-l}^{stay} \cdot (\ln tfp_{i,j,t} - \ln tfp_{i,j,t-l}) + \sum_{i \in stay} (s_{i,j,t}^{stay} - s_{i,j,t-l}^{stay}) \cdot \ln tfp_{i,j,t-l} \\ & + \sum_{i \in stay} (s_{i,j,t}^{stay} - s_{i,j,t-l}^{stay}) \cdot (\ln tfp_{i,j,t} - \ln tfp_{i,j,t-l}) + \sum_{i \in enter} s_{i,j,t}^{enter} \cdot (\ln tfp_{i,j,t} \\ & - \ln tfp_{j,t}) - \sum_{i \in exit} s_{i,j,t-l}^{exit} \cdot (\ln tfp_{i,j,t-l} - \ln tfp_{j,t-l}) \end{aligned} \quad (15)$$

其中, $stay$ 表示存活企业, $enter$ 表示新进入企业, $exit$ 表示退出企业。 $\Delta \ln TFP_{j,t}$ 表示第 t 期 j 行业的加总生产率对数相对于第 $t-l$ 期的变化, $s_{i,j,t}$ 表示资源在企业间的配置情况,采用企业 i 的销售产值在行业 j 中的份额来衡量。 $\ln tfp_{j,t}$ 表示 j 行业第 t 年的企业生产率均值。上式第一项为企业自身成长效应,即存活企业市场份额不变,存活企业自身生产率变化引致的加总生产率增长;第二项为企业市场份额效应,即存活企业生产率保持不变,由存活企业市场份额变化引致的加总生产率增长;第三项为交叉效应,即企业生产率变化与其市场份额变化的协方差;第四项为进入效应,即由企业进入引致的行业加总生产率变动;第五项为退出效应,即由企业退出引致的加总生产率变化。进入和退出效应之和为净进入效应,反映企业更替对行业加总生产率变化的作用。

环境规制对行业加总生产率变动的的影响主要表现为对式(15)中双横下划线部分的影响。由回归方程(5)计算环境规制的企业生产率效应,对应为式(15)中的第1和第3项;由回归方程(6)计算环境规制引致持续存活企业间的市场份额效应,对应为式(15)中的第2项和第3项;由回归方程(7)计算环境规制引致企业的存活效应,为了与式(15)中的第5项相对应,本文将其转换为退出效应。关于环境规制引致的企业

内效应 $\ln tfp_{i,j,t} - \ln tfp_{i,j,t-1}$ 、存活企业的市场份额效应 $s_{i,j,t}^{stay}$ 和退出效应 $s_{i,j,t}^{exit}$ 分别计算表达如下:

$$\begin{cases} \ln tfp_{i,j,t} - \ln tfp_{i,j,t-1} = \rho_1 (\ln regu_{j,t} - \ln regu_{j,t-1}) \\ s_{i,j,t}^{stay} = \frac{y_{i,j,t-1} [1 + \rho_2 (\ln regu_{j,t} - \ln regu_{j,t-1}) + \gamma_1 (\ln regu_{j,t} - \ln regu_{j,t-1}) \ln tfp_{i,j,t-1}]}{\sum_{i=1}^m y_{i,j,t-1} [1 + \rho_2 (\ln regu_{j,t} - \ln regu_{j,t-1}) + \gamma_1 (\ln regu_{j,t} - \ln regu_{j,t-1}) \ln tfp_{i,j,t-1}]} \\ s_{i,j,t}^{exit} = \frac{y_{i,j,t-1} [1 - \rho_3 (\ln regu_{j,t} - \ln regu_{j,t-1}) - \gamma_2 (\ln regu_{j,t} - \ln regu_{j,t-1}) \ln tfp_{i,j,t-1}]}{\sum_{i=1}^m y_{i,j,t-1} [1 - \rho_3 (\ln regu_{j,t} - \ln regu_{j,t-1}) - \gamma_2 (\ln regu_{j,t} - \ln regu_{j,t-1}) \ln tfp_{i,j,t-1}]} \end{cases} \quad (16)$$

由于我们无法观测到企业进入前的生产率水平,因此环境规制通过企业进入对行业加总生产率的影响无法估计。但是从行业层面能够估计环境规制对行业加总生产率的总和效应,这其中包含了环境规制引致的企业生产率效应和企业间生产率效应。为此,企业进入效应即可根据环境规制对行业加总生产率的总和效应减去企业生产率效应、企业市场份额变动及企业退出效应计算得出。表 18 中,(1)列是环境规制引致的企业生产率效应加总结果;(2)列是环境规制引致的企业市场份额变动对行业加总生产率变化的影响;(3)列是环境规制引致的企业退出对行业加总生产率变化的影响;(4)列是行业环境规制对行业加总生产率的总体效应;(5)列是计算出的行业加总生产率的变化;(6)列是环境规制引致的生产率变化在行业加总生产率变化中的比重。

表 18 不同机制贡献的分解结果

类别/时期	企业生产率增长	企业市场份额变动	企业退出	总和	行业加总生产率变化	环境规制的贡献(%)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
lnTFP _{OP}	2001-2004	-0.0020	1.5339	0.8379	-0.0058	0.3836	-1.5084
	2002-2005	-0.0015	1.4166	0.8577	-0.0079	0.5651	-1.3897
	2003-2006	-0.0028	1.3915	0.8839	-0.0037	0.3509	-1.0572
	2004-2007	-0.0003	1.0676	0.9862	-0.0011	0.3060	-0.3582
lnTFP _{LP}	2001-2004	-0.0020	2.5678	1.3580	-0.0081	0.3071	-2.6419
	2002-2005	-0.0015	1.4166	0.8577	-0.0110	0.1513	-7.2795
	2003-2006	-0.0028	2.2930	1.4189	-0.0052	0.3450	-1.5075
	2004-2007	-0.0003	1.7121	1.5800	-0.0015	0.4879	-0.3149

说明:由于本文的企业生产率和行业环境规制均采用 3 年移动差分的形式,因此我们分别计算 2001-2004、2002-2005、2003-2006 和 2004-2007 年的分解结果。

从环境规制对行业生产率影响的总和效应来看,环境规制对行业加总生产率的影响较小。在2001-2007年的样本期间内,环境规制对行业加总生产率变化的贡献大都在-1%到-2%左右。

从企业内效应和企业间效应分解来看,环境规制引致的负向企业生产率增长仅占行业加总生产率变化很微弱的一部分,企业间效应才是环境规制影响行业加总生产率变化的主要路径。一方面,环境规制的实施有利于促进低效企业退出和高效企业的市场扩张;另一方面,环境规制的实施并未能够阻止低效企业进入,且这种负面的生产率效应抵消了正面的生产率效应。这种影响与过去“抓大放小”以末端治理为主的工业污染源治理有很大关系,污染治理总体上驱动了“大”企业间的资源优化再配置,但是“小”企业间的资源再配置并未如此。从前文不同所有制和不同规模企业回归结果的比较也可以看出,环境规制引致的低效率企业退出效应主要在国有企业和较大规模企业样本呈现。分解的结果也反映出,由于环境规制未能有效阻止大量低效率企业的进入,进而带来了企业间的资源再配置恶化进而不利于行业加总生产率的生长。

从时间趋势上来看,样本期间环境规制对行业生产率增长的总和效应逐渐降低,对行业加总生产率变化的贡献也逐渐下降。这意味着环境规制对行业加总生产率增长的负向影响逐渐减弱,一方面,源于环境规制引致的低效企业退出效应更为明显;另一方面,也可能是由于抓大放小的环境规制政策在不断调整和优化。

本文的分解也存在一些不足之处。由于回归需要,本文样本主要采用存活3年以上的企业,这在一定程度上造成了对环境规制引致企业更替效应的低估。另外,在持续存活的企业中,有些企业由于中间存在年份间隔,导致无法比较两期间的企业生产率变化,我们在处理的过程中统一将其生产率变化视为0,进而可能低估了对持续存在企业间的市场份额变动效应。

七 主要结论和政策启示

本文基于1998-2007年中国工业企业数据库考察了行业环境规制影响加总生产率增长的具体机制路径。通过加总生产率的分解框架,计算了环境规制引致的企业生产率效应、市场份额效应和企业更替效应对行业加总生产率变化的影响程度和贡献大小,主要结论为:

一是在企业内效应上,样本期内行业环境规制强度每上升1个百分点分别导致

OP法和LP法计算的企业生产率增长下降1.23%和3.8%。此外,行业环境规制对企业生产率增长的负向影响主要源于污染减排活动增加了单位产出的资本和劳动投入,且创新补偿效应没有得到激发。

二是在企业间效应上,样本期环境规制有利于高生产率企业市场扩张以及促进低生产率企业退出。从时间段看,这种再配置效应主要发生在2003—2007年间。分地区看,环境规制对中西部地区的资源再配置效应更加明显。

三是通过计算不同机制路径对行业加总生产率增长的贡献发现,企业内效应微乎其微,企业间的资源再配置是环境规制影响行业加总生产率增长的主要路径。总体看,环境规制对行业生产率变化的影响较小,样本期间内这种贡献大都在-1%到-2%左右,且这种负向影响逐渐减弱。

本文的研究结论具有很强的政策含义。首先,环境规制对行业加总生产率的影响较小,并不是影响行业加总生产率增长的核心因素,这在一定程度上有助于纠正环境规制不利于生产率增长的传统认识。其次,从研究结论看,环境规制虽然有利于高生产率企业市场份额提升,但是企业更替效应并没有得到很好地发挥。这为环境规制政策促进供给侧结构性改革的重点领域和手段提供了方向指引。也就是说,在未来环境规制政策的实施过程中,要加强环境规制促进低生产率、高污染企业退出的积极作用。通过提高环境准入门槛,发挥环境规制对高生产率企业进入的筛选作用,进一步优化资源在企业间的再配置。

参考文献:

- 陈诗一(2010):《节能减排与中国工业的双赢发展:2009—2049》,《经济研究》第3期。
- 傅京燕、李丽莎(2010):《环境规制、要素禀赋与产业国际竞争力的实证研究——基于中国制造业的面板数据》,《管理世界》第10期。
- 李旭超、申广军(2017):《僵尸企业与中国全要素生产率的动态演化》,《经济研究》工作论文。
- 李玉红、王皓、郑玉歆(2008):《企业演化:中国工业生产率增长的重要途径》,《经济研究》第6期。
- 刘世锦、刘培林、何建武(2015):《我国未来生产率提升潜力与经济增长前景》,《管理世界》第3期。
- 刘志彪(2015):《提升生产率:新常态下经济转型升级的目标与关键措施》,《审计与经济研究》第4期。
- 马弘、乔雪、徐嫒(2013):《中国制造业的就业创造与就业消失》,《经济研究》第12期。
- 聂辉华、江艇、杨汝岱(2012):《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。
- 曲玥(2016):《中国工业企业的生产率差异和配置效率损失》,《世界经济》第12期。
- 涂正革、谌仁俊(2015):《排污权交易机制在中国能否实现波特效应》,《经济研究》第7期。
- 王杰、孙学敏(2015):《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》第3期。
- 王文春、荣昭(2014):《房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究》,《经济学(季刊)》第2期。

环境规制影响加总生产率的机制和效应分析

王勇、李建民(2015):《环境规制强度衡量的主要方法、潜在问题及其修正》,《财经论丛》第5期。

徐彦坤、祁毓(2017):《环境规制对企业生产率影响再评估及机制检验》,《财贸经济》第6期。

杨雪锋、石洁星、王成(2015):《政治周期、选择性环境管制与环境绩效》,《财经论丛》第12期。

张文彬、张理芃、张可云(2010):《中国环境规制强度省际竞争形态及其演变——基于两区制空间 Durbin 固定效应模型的分析》,《管理世界》第12期。

Acemoglu D. and Cao J. “Innovation by Entrants and Incumbents.” *Journal of Economic Theory* 2015, 157(5), pp. 255–294.

Albrizio S.; Kozluk T. and Zipperer V. “Environmental Policies and Productivity Growth: Evidence across Industries and Firms.” *Journal of Environmental Economics & Management* 2016 81(1) pp. 209–226.

Andersen D. C. “Accounting for Loss of Variety and Factor Reallocations in the Welfare Cost of Regulations.” *Journal of Environmental Economics & Management* 2018 88(1) pp. 69–94.

Autor D. H.; Dorn D. and Hanson G. H. “Untangling Trade and Technology: Evidence from Local Labor Markets.” *The Economic Journal* 2015, 125(584) pp. 621–646.

Becker R. and Henderson V. “Effects of Air Quality Regulations on Polluting Industries.” *Journal of Political Economy* 2000, 108(2) pp. 379–421.

Bloom N.; Draca M. and Van Reenen J. “Trade Induced Technical Change? The Impact of Chinese Imports on Innovation IT and Productivity.” *The Review of Economic Studies* 2016 83(1) pp. 87–117.

Brandt L.; Van Biesebroeck J. and Zhang Y. “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing.” *Journal of Development Economics* 2012 97(2) pp. 339–351.

Foster L.; Haltiwanger J. and Krizan C. J. “Aggregate Productivity Growth: Lessons from Microeconomic Evidence.” *NBER Working Papers* No. 6803, 1998.

Franco C. and Marin G. “The Effect of Within-Sector Upstream and Downstream Environmental Taxes on Innovation and Productivity.” *Environmental & Resource Economics* 2013 97(9) pp. 1–31.

Greenstone M. “The Impacts of Environmental Regulations on Industrial Activity: Evidence from the 1970 and 1977 Clean Air Act Amendments and the Census of Manufactures.” *Journal of Political Economy* 2002, 110(6) pp. 1175–1219.

Greenstone M.; List J. A. and Syverson C. “The Effects of Environmental Regulation on the Competitiveness of US Manufacturing.” *NBER Working Papers* No. 18392, 2012.

Hsieh C. T. and Klenow P. J. “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India.” *The Quarterly Journal of Economics* 2009, 124(4) pp. 1403–1448.

Konishi Y. and Tarui N. “Emissions Trading, Firm Heterogeneity, and Intra-Industry Reallocations in the Long Run.” *Journal of the Association of Environmental & Resource Economists* 2015 2(1) pp. 1–42.

Kozluk T. and Zipperer V. “Environmental Policies and Productivity Growth.” *OECD Journal: Economic Studies*, 2014, 1 pp. 155–185.

Melitz M. J. “The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity.” *Econometrica* 2003, 71(6) pp. 1695–1725.

Mohr R. D. "Technical Change ,External Economies ,and the Porter Hypothesis. " *Journal of Environmental Economics & Management* 2002 ,43(1) ,pp. 158-168.

Porter ,M. E. and Claas ,V. D. L. "Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship. " *Journal of Economic Perspectives* ,1995 ,9(4) ,pp. 97-118.

Sadeghzadeh J. "The Impact of Environmental Policies on Productivity and Market Competition. " *Environment and Development Economics* 2014 ,19(05) ,pp. 548-565.

Syverson ,C. "What Determines Productivity?" *Journal of Economic Literature* 2011 ,49(2) ,pp. 326-365.

Tombe ,T. and Winter ,J. "Environmental Policy and Misallocation: The Productivity Effect of Intensity Standards. " *Journal of Environmental Economics and Management* 2015 ,72(3) ,pp. 137-163.

Van Marrewijk ,Charles. *International Economics: Theory ,Application ,and Policy*. Oxford University Press ,2012 , pp. 389-390.

Environmental Regulation and the Evolution of Aggregate Productivity: Identifying Its Mechanism and Deconstructing Its Effect

Wang Yong; Li Yanan; Yu Hai

Abstract: Based on the microeconomic data from Chinese industrial enterprises during the 1998 -2007 period ,this paper investigates the mechanism and effect of environment regulation on aggregate productivity growth from the point of view of intra-and inter-firm effects. The results show that environmental regulation induces greater production allocation to enterprises with higher productivity ,while promoting the exit of low-productivity enterprises ,which leads to optimisation and reallocation of market resources. However ,environmental regulation reduces the intra-firm productivity growth level ,and does not present the innovation compensation effect ,which may be induced by environmental regulation. In calculating the contribution of the different pathways to the aggregate productivity growth mechanism ,it is found that environmental regulation contributes less to the industrial aggregate productivity change during the sampling period. Among these ,the intra-firm effect is minimal ,and inter-firm resource reallocation constitutes the main way for environmental regulation to affect the aggregate productivity growth. At the same time ,the study finds that the turnover effect fails to play its due role because of the effect of environmental regulation ,which drives the aggregate productivity growth ,while providing policy direction and guidance for environmental protection to play a positive role in promoting supply-side reforms.

Key words: environmental regulation , aggregate productivity , intra-firm effects , inter-firm effects

JEL codes: L11 , L51 , O47

(截稿: 2018 年 12 月 责任编辑: 宋志刚)