

【产业政策】

环境规制与中国生产率的动态变化： 基于异质性企业视角

李俊青 高瑜 李响

【摘要】本文基于异质性企业分析框架,研究了环境规制如何通过要素替代、创新补偿以及资源重置3种渠道塑造中国企业和行业生产率的静态与动态变化过程。研究发现,在企业层面上,环境规制会提升高效企业生产率,降低低效企业生产率。在行业层面上,环境规制强度提高将不利于资源错配严重行业的加总生产率增长。我们基于1998~2007年中国微观企业数据验证了上述结论和3种渠道各自的作用。因此要实现环境改善型的技术进步不仅需要各级政府坚定不移地执行环境保护政策,更重要的是减少要素在行业内和行业间流动的摩擦以及各种制度性障碍,降低行业资源错配程度。

【关键词】环境规制;企业异质性;行业资源错配;全要素生产率

【作者简介】李俊青,南开大学经济学院,leejqdoc@163.com;高瑜(通讯作者),南开大学经济学院,yugao2007@126.com;李响,南开大学经济学院,lxge17@163.com(天津 300071)。

【原文出处】《世界经济》(京),2022.1.82~109

【基金项目】天津“131”创新型人才团队计划(C02018)、南开大学文科发展基金(ZB21BZ0204)以及国家社科基金重大项目(21&ZD112)资助。

一、引言

环境规制对经济增长具有复杂而深远的影响。环境政策设计应致力于提高环境资源配置效率,确保生态系统内经济活动的可持续性(Arrow et al., 1995)。环境目标可以在不牺牲长期经济增长且不施加永久干预的情况下实现,但无干预的自由放任经济均衡将导致环境灾难(Acemoglu et al., 2012)。环境规制与经济增长的关系长久以来都是经济学理论研究的重点,在当前全球经济背景下更具有深刻的现实意义。

目前环境问题已对中国和绝大多数发展中国家形成了严峻的挑战。大气、土壤和水污染持续威胁人类健康,各国不仅急需采取措施应对环境问题,更要兼顾经济增长和可持续发展目标(联合国环境规划署,2019)。中国同样面临环境改善与经济增长之

间的权衡和协调。一方面,改善生态环境质量已经成为倍受政府重视的政策目标之一,近年来相关部门出台并实施了一系列环境治理政策,并取得了一定成果。但中国面临的环境形势尚未得到根本改善,依然需要坚持实施严格的环境政策。另一方面,经济发展的需求也同环境领域的目标一样不容忽视。目前中国经济已经逐渐步入和适应“新常态”,全球经济则面临着2008年全球金融危机以来最严重的冲击,外部需求的持续收缩和内在增长动力的艰难转换为实现经济增长目标带来了巨大压力。在这一背景下,厘清环境规制与生产率动态变化的关系,以及探索实现环境改善型技术进步的前提条件,是决定中国能否实现绿色发展目标的关键问题。

关于环境政策与生产率的关系,现有文献从理论和经验两个层面进行了大量分析。早期理论研究

关注遵循成本假说,在传统静态分析框架下探究遵循合规成本带来的企业生产性投资的挤出和扭曲(要素替代效应),他们认为环境规制会降低企业生产率从而影响经济增长(Gray, 1987; Palmer et al., 1995; Boyd and McClelland, 1999; Gray and Shadbegian, 2003)。然而此类研究忽视了环境规制对企业技术升级的倒逼作用和由此产生的积极影响,Porter and Van der Linde(1995)通过案例研究提出了著名的“波特假说”,认为设计良好的环境规制可以提高企业竞争力,抵消遵循成本带来的负面影响。

此后大量研究围绕波特假说展开。在理论层面上, Mohr(2002)论证了存在外部规模经济时波特假说成立的可能性。Greaker(2006)认为技术溢出效应使社会最优投资水平不足,环境政策会诱导行业的研发投入从低水平均衡转变为更高的帕累托改进均衡,从而促进生产率增长。刘悦和周默涵(2018)考虑了企业研发效率异质性,证明了在长期均衡条件下,环境规制会激励企业投资研发从而提升生产率。目前主流理论研究基本达成共识:从长期动态看,环境规制可能促进企业研发投入和技术革新,通过创新补偿效应实现环境绩效和生产率的共同提升(Porter and Van der Linde, 1995; Ambec et al., 2013)。相比理论研究,波特假说的经验分析结论尚未达成一致。少部分学者支持波特假说(Alpay et al., 2002; Hamamoto, 2006; 任胜钢等, 2019),另一些研究则发现环境规制对企业生产率没有显著影响(Shadbegian and Gray, 2005; Becker, 2011),而绝大部分使用微观企业数据的文献均发现,环境规制显著降低了企业生产率(Jaffe et al., 1995; Greenstone, 2002; Rassier and Earnhart, 2010; Greenstone et al., 2012),基于中国数据的研究也印证了该观点(涂正革和谌仁俊, 2015; 盛丹和张国峰, 2019),即中国环境规制强度与地区生产率确实呈一定程度的负相关关系(见图1)。

什么原因导致波特假说在理论与经验分析层面相悖?除经验研究在样本选取和变量测度方面不同外,造成结论差异的根源在于现有理论文献对异质性企业应对环境政策的作用机制研究不足。以往有关环境规制对企业影响的研究主要着眼于规制能否倒逼企业技术创新,从而抵消遵循成本给企业带来

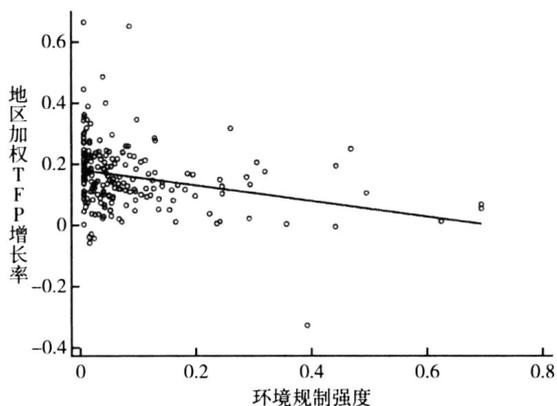


图1 中国地区环境规制强度与地区加总TFP增长率

的负面影响,即分析环境政策直接作用机制和倒逼机制的综合影响,但这些研究忽视了企业间生产率异质性这一重要特征。Syverson(2003, 2011)发现,即使在细分行业内,企业生产率水平也存在巨大异质性,这一特征在中国、印度等发展中国家表现得更为明显(Hsieh and Klenow, 2009)。图2展示了中国和美国制造业细分行业生产率分布离散程度差异及其随时间的变化趋势。1998~2013年,中国制造业细分行业内企业生产率分布的离散程度逐渐降低,而美国企业分布的离散程度在不断上升,但中国企业生产率分布的异质性依然高于美国。当企业间生产率存在显著异质性时,一方面,环境政策可能对不同生产率企业的影响不同(Albrizio et al., 2017);另一方面,

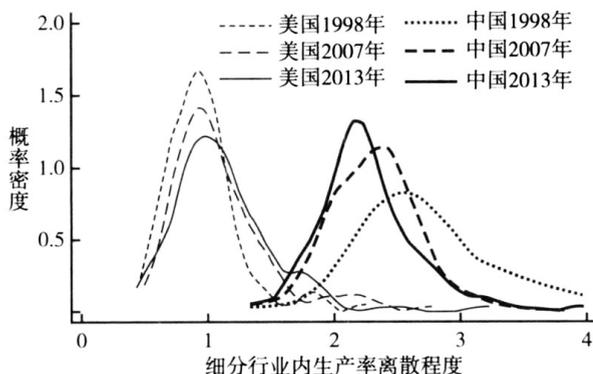


图2 中国与美国细分行业生产率离散程度的动态变化

说明:横轴表示中国和美国细分行业生产率分布的离散程度,以90分位与10分位企业对数生产率之差衡量。纵轴表示离散程度的概率密度。作者基于中国工业企业数据库计算得到中国企业生产率数据,美国生产率数据则来自美国劳工统计局发布的生产率离散指标(Dispersion Statistics on Productivity, DiSP)。

异质性企业间的资源重新配置也会影响加总生产率增长(Melitz and Polanec, 2015; 杨汝岱, 2015)。因此,环境规制引发的企业动态进入退出和资源在企业间的重新配置会影响行业加总生产率,从而在长期影响行业生产率的增长轨迹(徐彦坤和祁毓, 2017; 王勇等, 2019)。基于异质性企业资源重置视角的研究为我们揭开了环境规制影响生产率增长的另一个重要途径。但综合看,现有文献尚未将以上要素替代、创新补偿以及资源重置3种重要机制纳入同一分析框架,从而难以准确评估环境规制对生产率的综合影响。

本研究将围绕3个问题逐步展开:(1)中国环境规制对不同生产率企业的影响是否具有差异性?图3显示中国环境规制强度与低效企业生产率间明显负相关,而与高效企业间表现出一定程度的正相关。如果环境规制对异质性企业具有非对称影响,那么其机理是什么?(2)环境规制的3种作用机制是否彼此独立,影响这些机制实现的主要因素是什么?目前研究表明,环境规制会通过要素替代和创新补偿效应影响存活企业,通过资源重置效应影响企业间资源配置。现有文献虽然给出了宝贵的经验证据,但囿于数据限制,并没有给出决定这些机制作用的前提条件和理论机理。(3)环境规制对行业生产率增长的综合影响如何?环境规制会通过不同作用渠道形塑微观企业行为进而影响行业加总生产率,这些作用机制彼此方向不同,综合考虑环境规制将如何

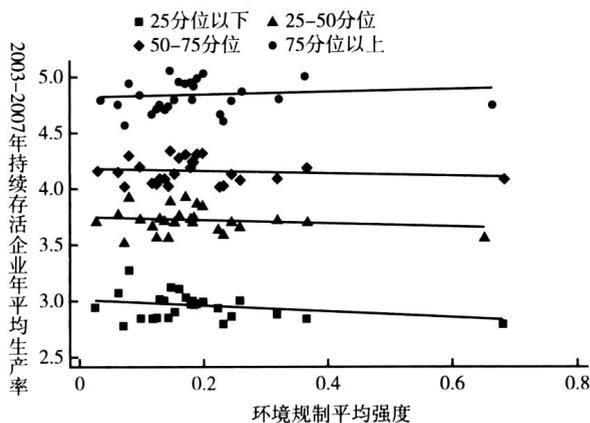


图3 中国环境规制对不同生产率水平企业的影响差异
说明:4条拟合线分别表示企业生产率水平由低到高划分的4个子样本。

影响行业生产率增长,在此过程中何种因素会发挥作用?

基于Melitz(2003)的异质性企业分析框架,本文在理论和经验分析后发现:第一,环境规制对企业生产率的影响具有异质性,环境规制会提高高效企业生产率,降低低效企业生产率。第二,在环境规制作用机制方面,环境规制通过要素替代、创新补偿及资源重置3种机制共同发挥作用。要素替代效应会直接降低所有企业生产率,且这种影响与企业污染密集度正相关;创新补偿效应则会激励高效企业技术创新,提高其生产率,同时行业资源配置效率越高,创新补偿效应的影响越显著;资源重置效应能强化企业进入退出的动态机制和促进资源向高生产率企业配置进而影响行业生产率。第三,跨企业生产率分布的离散程度决定了环境规制对行业生产率的综合影响。环境规制强度提高将不利于资源错配较严重行业的加总生产率增长。

本文创新点在于:在理论方面,将环境规制的3种作用机制整合到统一的一般均衡分析框架中,内生企业技术升级、减排以及进入退出决策,分析了3种机制的影响和相互作用。统一的分析框架能更清晰地理解异质性企业应对环境政策的差异化决策,不仅可以刻画环境政策对企业生产率的直接影响机制,还能捕捉到由于企业技术升级和进入退出市场导致的企业生产率分布变化,以及环境政策对宏观加总层面行业平均生产率的影响。更重要的是,本研究揭示了环境规制3种机制协同发挥作用的前提条件,发现三者和政策效果和影响时效维度上具有双重交互和协同性。在政策效果维度上,一方面,要素替代效应会对企业生产率带来直接负面作用,同时这种合规压力也引发了创新补偿效应,使一部分能将资源投入研发的企业获得更大竞争优势,从而倒逼企业增加研发投入实现技术升级。另一方面,要素替代效应又通过增加边际生产成本提高了行业进入门槛,通过淘汰落后产能初步实现资源重新配置,并且这一过程也引致了市场份额在高效率与低效率存活企业间转移,引发资源重置效应。而资源重新配置反过来也为企业通过技术升级扩大市场份额提供了机会,强化了创新补偿效应。在影响

时效维度上,短期内作用最直接和明显的是要素替代效应,中期创新补偿效应会随企业应对环境规制进行技术升级逐渐凸显,部分抵消要素替代效应,最终长期内资源重置效应迫使低生产率企业退出以及市场份额转移的作用充分展现,反过来激励企业进行技术升级,从而抵消要素替代效应的影响,进一步推动创新补偿效应的实现。因此本文理论模型不仅在一定程度上解释了为什么现有经验分析文献中环境规制对生产率的影响方向并不完全统一,还揭示了波特假说理论与中国现实间存在差异的深层原因,并且为政府部门设计和制定环境政策以实现环境保护和经济发展双赢目标提供启示。

在经验分析方面,本文检验了理论模型的相关结论,从企业和行业层面综合分析了环境政策对生产率的影响。在企业层面,我们使用面板分位数回归揭示了环境规制对异质性企业的差异化影响,一定程度上避免了使用宏观数据导致的加总偏误;而基于行业层面的分析不仅可以综合考虑环境规制对所有企业的总体影响,也可以分解对比环境规制的不同机制对生产率增长的贡献差异。通过结合企业和行业两个层面的分析,我们验证了模型结论的可靠性,并进一步识别了不同机制的作用渠道和影响因素,为理论模型提供了重要经验支撑。

本文余下内容安排为:第二部分构建理论模型并提出研究假说;第三部分介绍数据和定义变量;第四部分报告经验分析结果;第五部分分析环境规制的具体作用机制;最后是本文结论和政策建议。

二、理论模型

本文基于Melitz(2003)异质性企业分析框架构建了包含环境政策的一般均衡模型。假设异质性企业以不同的技术生产差异性产品,在考虑环境因素的情况下,通过引入企业污染治理和技术升级投资,分析环境规制影响异质性企业的具体机制,并进一步通过考虑企业动态进入和退出决策,探究环境规制对行业生产率的影响^①。

(一)消费者

本文采用Dixit and Stiglitz(1977)的设定,假设无限期生存消费者的效用函数为:

$$U = \prod_{j \in J} \left\{ \left[\int_{\omega \in \Omega_j} q(\omega)^{\frac{\sigma_j-1}{\sigma_j}} d\omega \right]^{\frac{\sigma_j}{\sigma_j-1}} \right\}^{\beta_j} \quad (1)$$

其中, Ω_j 表示消费者在行业j内可获得的消费种类集; $q(\omega)$ 表示消费者对产品 ω 的需求量;消费者在同一行业内的偏好满足固定替代弹性(Constant Elasticity of Substitution, CES)偏好,不同产品间的替代弹性(σ_j)大于1,不同行业间的替代弹性(β_j)小于1,且 $\sum_{j \in J} \beta_j = 1$,J表示所有行业的集合。消费者的总收入(R)来自劳动报酬、环境税一次性转移支付以及企业利润,后文将进一步内生该变量。根据消费者效用最大化,可得:

$$q(\omega) = Q_j \left[\frac{p(\omega)}{P_j} \right]^{-\sigma_j}, r(\omega) = R_j \left[\frac{p(\omega)}{P_j} \right]^{1-\sigma_j} \\ P_j = \left[\int_{\omega \in \Omega_j} p(\omega)^{1-\sigma_j} d\omega \right]^{\frac{1}{1-\sigma_j}}, Q_j = \left[\int_{\omega \in \Omega_j} q(\omega)^{\frac{\sigma_j-1}{\sigma_j}} d\omega \right]^{\frac{\sigma_j}{\sigma_j-1}} \quad (2)$$

其中, $p(\omega)$ 为产品 ω 的价格; $r(\omega)$ 表示消费者对这种产品的支出; P_j 为行业j($j \in J$)的市场价格指数; Q_j 是消费者对行业j内产品的总需求量;消费者在行业j内产品的总支出为 $R_j = P_j Q_j = \beta_j R$ 。

(二)企业

假设市场中存在连续统的异质性企业参与垄断竞争,并使用单一生产要素劳动以不同的生产技术(φ)生产差异性产品^②。生产成本包括生产前支付的固定成本(f_i)和不变的边际成本。如果所有劳动都用于生产产品,则企业每生产q单位产品需投入的总劳动(ℓ)为:

$$\ell = f_i + q/\varphi \quad (3)$$

借鉴Copeland and Taylor(2004)的设定,假设企业在生产中的污染排放量(z)为:

$$z = (1-\gamma)^{1/\alpha_i} \ell \quad (4)$$

其中, $\alpha_i \in (0, 1)$ 表示企业所处行业的污染密集度^③; γ 表示企业用于治理污染的劳动力投入比例,即企业将 $\gamma\ell$ 单位的劳动投入污染治理,剩余 $\ell^p = (1-\gamma)\ell$ 单位的要素用于生产产品。 $\partial z/\partial \gamma < 0 < \partial^2 z/\partial \gamma^2$ 意味着边际减排效率随治污投入的增加而递减,企业根据环境政策和自身禀赋选择最优的 γ 。

假设劳动力市场无弹性供给L单位的有效劳动,不妨设均衡工资等于1。本文用环境税表示环境规制强度,假设政府对每单位污染征收 τ 的环境税,并一次性转移给消费者, τ 是相对工资(w)的价格。当

生产技术 φ 给定, 在成本最小化原则下, 由(3)和(4)式可知, 企业生产 q 单位产品需投入的总劳动 $\ell(q, \tau; \varphi)$ 、用于污染治理的资源比例 $\gamma(q, \tau; \varphi)$ 以及排放的污染 $z(q, \tau; \varphi)$ 依次为:

$$\ell(q, \tau; \varphi) = \begin{cases} \tau^{\alpha_j} \alpha_j^{-\alpha_j} (1 - \alpha_j)^{\alpha_j} (q/\varphi + f_j) & \text{若 } \tau > 0 \\ q/\varphi + f_j & \text{若 } \tau = 0 \end{cases} \quad (5)$$

$$\gamma(q, \tau; \varphi) = \begin{cases} 1 - \tau^{-\alpha_j} \alpha_j (1 - \alpha_j)^{-\alpha_j} & \text{若 } \tau > 0 \\ 0 & \text{若 } \tau = 0 \end{cases} \quad (6)$$

$$z(q, \tau; \varphi) = \begin{cases} \tau^{\alpha_j - 1} \alpha_j^{1 - \alpha_j} (1 - \alpha_j)^{\alpha_j - 1} (q/\varphi + f_j) & \text{若 } \tau > 0 \\ q/\varphi + f_j & \text{若 } \tau = 0 \end{cases} \quad (7)$$

给定生产技术和环境税, 企业生产 q 单位产品的总成本(TC)为:

$$\begin{aligned} TC(q, \tau; \varphi) &= (q/\varphi + f_j)C_j, C_j \\ &= \begin{cases} c_j = \alpha_j^{-\alpha_j} (1 - \alpha_j)^{\alpha_j - 1} \tau^{-\alpha_j} & \text{若 } \tau > 0 \\ 1 & \text{若 } \tau = 0 \end{cases} \end{aligned} \quad (8)$$

其中, C_j 是企业固定成本; C_j/φ 为企业边际生产成本。

假设市场结构是垄断竞争的, 则企业利润最大化问题可以表示为:

$$\max_q [p(q)q - TC(q)] \quad (9)$$

令 $\rho_j \equiv (\sigma_j - 1)/\sigma_j$, 由一阶条件可得企业最优定价(p)、收入(r)及利润(π)分别为:

$$p(\varphi) = C_j / \rho_j \varphi \quad (10)$$

$$r(\varphi) = R_j P_j^{\sigma_j - 1} [p(\varphi)]^{1 - \sigma_j} \quad (11)$$

$$\pi(\varphi) = r(\varphi) - TC(q, \tau; \varphi) = r(\varphi) / \sigma_j - f_j C_j \quad (12)$$

假设没有退出壁垒, 则企业存活的门槛值(φ_0^*)满足:

$$\pi(\varphi_0^*) = 0 \Leftrightarrow r(\varphi_0^*) = \sigma_j f_j C_j \quad (13)$$

(三) 环境规制影响企业技术升级和进入退出的机制

1. 环境规制的要素替代效应——直接作用机制(短期影响)

首先, 我们分析环境规制对企业生产行为的直接影响。当政府不征收环境税时($\tau=0$), 由(8)式可得, 企业边际生产成本为 $1/\varphi$ 。由于企业生产技术由单一要素的线性生产函数决定, 根据边际生产率与边际成本的反比关系, 我们将企业生产率(ϕ)^④定义为:

$\phi = \varphi / C_j = \varphi$ 。当政府征收环境税($\tau > 0$)时, 为减少污染降低合规成本, 企业被迫将 $\gamma\ell$ 的劳动从生产环节转移到污染治理环节, 即要素替代效应^⑤。由(8)式可知, 相比不征收环境税时, 企业边际生产成本从 $1/\varphi$ 上升至 c_j/φ , 生产率下降至 $\phi = \varphi/c_j$ 。基于以上分析, 我们提出命题1。

命题1: 环境规制在短期内会通过要素替代效应影响企业生产过程, 直接降低企业生产率, 并且这种影响与企业的污染密集度(α_j)成正比。

由 $(\partial \phi_j / \phi_j) / (\partial \tau / \tau) = -\alpha_j$ ^⑥ 可知, 环境规制在短期内会降低企业生产率, 并且与企业污染密集度成正比。一方面是因为污染密集型企业排放的污染更多, 面临合规成本上升的冲击更大; 另一方面, 高污染企业治理污染难度更大, 因此环境规制对污染密集型企业的要素替代效应更显著。

2. 环境规制的创新补偿效应——倒逼机制(中期影响)

如果企业在生存期内没有任何技术升级, 那么环境规制的要素替代效应必然会降低企业生产率, 这也是传统经济理论认为严格的环境规制会影响企业竞争力的原因。然而, 面对持续的合规压力, 环境规制可能会倒逼企业增加研发投入, 通过提高生产技术突破成本压力下的生存困境。本文通过允许企业技术升级, 探讨环境规制的倒逼机制如何有效发挥作用, 激励企业转型升级。为简化分析, 我们只考虑 $\tau > 0$ 的情况。

参考 Bustos(2011)的设定, 假设企业在生产前可选择支付额外 $f_j \theta_j$ ($\theta_j > 0$) 单位的有效劳动, 从而获得较高的生产技术 $\eta\varphi$, 即本文定义的技术升级。其中, θ_j 刻画了技术升级成本, $\eta > 1$ 表示升级后技术相对初始技术的增加值。由(8)和(12)式可得, 企业在不同技术水平下(不升级与升级)总成本和利润分别为:

$$TC(q, \varphi) = (q/\varphi + f_j)c_j, \quad TC^h(q, \varphi) = (q/\eta\varphi + f_j)c_j + \theta_j f_j \quad (14)$$

$$\pi(\tau, \varphi) = r(\tau, \varphi) / \sigma_j - f_j c_j, \quad \pi^h(\tau, \varphi) = r(\tau, \eta\varphi) / \sigma_j - (f_j c_j + \theta_j f_j) \quad (15)$$

其中, 上标 h 表示企业选择升级。我们可以得到选择技术升级的门槛值(φ^*)满足: $\pi^h(\eta\varphi^*) - \pi(\varphi^*) = 0$, 代入(13)和(15)式, 有:

$$\varphi^* = \xi^{1/(\sigma_j - 1)} \varphi_0^* \quad (16)$$

其中, $\xi = \theta_i / [c_i(\eta^{\sigma_i-1} - 1)]^{\otimes}$ 。由于企业利润正比于企业生产技术(φ), 因此只有初始技术大于 φ^* 的企业(类型1)才会引入先进技术, 而剩余企业(类型2)被迫锁定在较低的技术水平上生产产品。由此我们提出命题2。

命题2: 环境规制会激励高效企业技术升级, 但无法倒逼低效企业技术升级, 即环境规制的创新补偿效应与企业生产率正相关。

命题2成立的原因在于: 首先, 在垄断竞争市场中, 企业利润有限, 环境规制提高了企业面临的外部合规成本, 增加了低效企业的破产风险, 进而强化了企业提高生产技术的激励; 其次, 产品需求是富有弹性的, 当环境成本上升时, 优先选择技术升级企业的产出和利润上升, 而不升级的企业将失去更多市场份额, 竞争加剧会激励企业加大创新投入。但是, 由于技术升级需要前期大量固定投资, 并非所有企业都能负担相应成本, 因此只有部分初始生产技术较高的企业(类型1)才有能力选择技术升级。

从另一个视角看, 由(16)式可得 $\partial\varphi^*/\partial\tau < 0$, 所以当环境税从 τ 上升为 τ' ($\tau' > \tau$) 时, 技术升级门槛值由 $\varphi^*(\tau)$ 下降为 $\varphi^*(\tau')$ 。根据(13)式可得, 当环境税增加时, 企业存活门槛值由 $\varphi_0^*(\tau)$ 上升为 $\varphi_0^*(\tau')$, 从 $(\partial\xi/\xi)/(\partial\tau/\tau) = -\alpha_j < 0$ 可知, 技术升级门槛值(φ^*)与存活门槛值(φ_0^*)的差距与环境规制强度负相关。因此随着环境规制强度增加, 相关企业将进行如下结构性调整(见图4)。

将直接退出市场。随着环境成本上升, 这部分低效企业的收入低于成本, 只能被迫退出市场。②生产技术 $\varphi \in (\varphi_0^*(\tau), \varphi^*(\tau))$ 的企业将维持原有技术水平。面临不利的外部冲击, 这些企业只能以较低的生产技术勉强生存, 市场份额减少。由于技术升级带来的收益不足以抵消升级成本, 所以环境规制并不能激励这部分企业进行技术升级。③生产技术 $\varphi \in (\varphi^*(\tau'), \varphi^*(\tau))$ 的企业将选择技术升级提高竞争力。当环境规制较弱时(环境税为 τ), 这部分企业以较低的技术进行生产; 当环境规制较强时(环境税为 τ'), 这部分企业发现引进先进技术带来的边际收益不断提升, 即环境规制加强带来的外部压力会倒逼企业技术创新, 提高竞争力。本文有命题3成立。

命题3: 随着环境规制强度增加, 选择技术升级的技术门槛值变低, 环境规制的创新补偿效应会随规制强度增加扩展到越来越多的企业。这种创新补偿效应的作用程度取决于行业要素配置效率和污染密集度, 当行业要素配置效率越高, 污染密集度越大时, 环境规制对企业技术创新的倒逼作用越明显。

由命题1和2可得, 环境规制对异质性企业的影响具有差异性, 环境规制将提升高效企业生产率, 降低低效企业生产率。因为要素替代效应会降低所有企业的生产率, 创新补偿效应只作用于相对高效的企业, 所以这两种方向相反的效应叠加后提高了相对高效企业的生产率。由此我们提出本文待检验的假说1。

假说1: 在跨企业生产率分布维度上, 环境规制对不同分布企业的生产率影响不同。环境规制会提高高效企业生产率, 降低低效企业生产率。

3. 环境规制的资源重置效应——创造性破坏机制(长期影响)

在长期, 环境规制不仅会影响企业生产和技术升级决策, 还会影响企业进入和退出。企业进入退出是经济实现资源再配置的重要渠道(Hopenhayn, 1992; Melitz and Polanec, 2015)。本文通过引入企业动态进入和退出分析环境规制的长期经济影响。

我们假定每个生产阶段市场上都有大量事前相同的潜在进入者(M_i^0), 他们通过支付 f_i^0 单位有效劳动的沉没成本即可进入市场, 并随机获得初始生产技

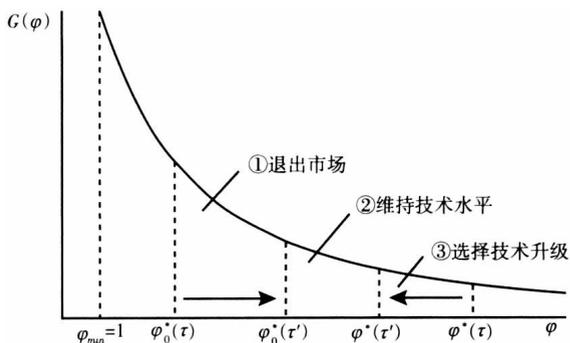


图4 环境规制强度变化对企业技术选择的影响

说明: 横轴表示行业内异质性企业的生产技术 φ , 纵轴表示 φ 的累积分布函数 $G(\varphi)$ 的值。

图4显示了环境规制强度变化影响企业技术选择的3种情形: ①生产技术 $\varphi \in (\varphi_0^*(\tau), \varphi_0^*(\tau'))$ 的企业

术 φ , φ 服从帕累托分布 $G(\varphi)$ 。潜在进入者在观察到生产技术后决定继续生产还是直接退出市场,由(13)式可知,企业随机得到的生产技术必须大于存活门槛值(φ_0^*)才能进行生产,因此上文中定义的企业存活门槛(φ_0^*)同时也是企业进入门槛值,所以潜在企业成功进入市场的概率为 $1-G(\varphi_0^*)$ 。同时每 1 期存活企业都会面临大于 0 的随机死亡率 δ_j ,所以企业当期价值为 $v(\varphi)=\sum_{i=0}^{\infty}(1-\delta_j)^i \pi(\varphi)=\pi(\varphi)/\delta_j$ 。综上可得,潜在进入者的预期总收益($E\pi_j$)为: $E\pi_j=\int_{\varphi_0^*}^{\infty} v(\varphi)g(\varphi)d\varphi=(\varphi_0^*)^{-k_j} \bar{\pi}_j/\delta_j$ 。其中, $\bar{\pi}_j$ 为行业 j 内企业在生存期获得的平均利润。

接下来,本文考虑模型的一般均衡条件,即在给定外生参数集 $\{f, f^0, \theta, \eta, \alpha, \sigma, \beta, \delta, k, L, M^0\}$ 的情况下,存在内生变量集 $\{\varphi_0^*, \varphi^*, M, P, R\}$,使消费者实现(1)式的效用最大化、企业满足(17)式的自由进入条件并实现(9)式的利润最大化,且(18)式的劳动力市场和(19)式的产品市场均出清。具体地,企业自由进入条件是当事前进入的预期收益等于进入成本时,市场才会达到均衡,此时有:

$$\bar{\pi}_j=(\varphi_0^*)^{-k_j} \delta_j f_j^0 \quad (17)$$

劳动力市场出清条件是:

$$L=\sum_{j \in J} L_j=\sum_{j \in J} (L_j^p+M_j^0 f_j^0+\tau Z_j) \quad (18)$$

其中, L 是劳动力市场上的总供给;等式右边是劳动力市场总需求; L_j 表示行业 j 对进入劳动力的总需求; L_j^p 表示行业投入生产和治理污染的总劳动; $M_j^0 f_j^0$ 表示均衡时每 1 期行业新的总投资; τZ_j 表示行业当期缴纳的环境税。

均衡时总收入等于总支出:

$$wL=L \equiv \sum_{j \in J} L_j=\sum_{j \in J} P_j Q_j=\sum_{j \in J} R_j \equiv R \quad (19)$$

由上述一般均衡条件可得行业 j 的进入门槛(φ_0^*)为:

$$\varphi_0^*=\left[\frac{(1+\vartheta_j)(\sigma_j-1)c_j f_j^0}{(k_j+1-\sigma_j)\delta_j f_j^0}\right]^{-k_j^{-1}} \quad (20)$$

其中, $\vartheta_j=(c_j/\theta_j)^{\frac{k_j \sigma_j^{-1}}{\sigma_j-1}} (\eta^{\sigma_j-1}-1)^{\frac{k_j}{\sigma_j-1}}$ 。对 φ_0^* 关于 τ 求弹性可得:

$$\frac{\partial \varphi_0^*/\varphi_0^*}{\partial \tau/\tau}=\alpha_j \left[\frac{\sigma_j-1+k_j \vartheta_j}{k_j(1+\vartheta_j)(\sigma_j-1)} \right] \propto \alpha_j > 0$$

基于以上分析,我们提出命题 4。

命题 4: 环境规制提高了企业进入门槛,促进了低生产率企业退出和高生产率企业进入,长期内提高了行业生产率,优化了行业资源配置效率,且这种影响与行业的污染密集度呈正比。

(四)环境规制对行业平均生产率的影响

由上文分析可知,环境规制通过 3 种不同的机制共同作用于微观企业从而影响整个行业生产率。我们将进一步考虑环境规制对行业的综合影响。长期均衡时行业 j 的平均生产率($\bar{\phi}_j$)为:

$$\bar{\phi}_j=c_j^{-1} \left[\frac{k_j(\vartheta_j+1)}{k_j+1-\sigma_j} \right]^{(\sigma_j-1)^{-1}} \varphi_0^* \quad (21)$$

$\bar{\phi}_j$ 关于环境税的弹性为:

$$\frac{\partial \bar{\phi}_j/\bar{\phi}_j}{\partial \tau/\tau}=\underbrace{-\frac{\partial c_j/c_j}{\partial \tau/\tau}}_{\text{要素替代效应 (-)}}+\underbrace{\frac{1}{\sigma_j-1} \frac{\partial(\vartheta_j+1)/(\vartheta_j+1)}{\partial \tau/\tau}}_{\text{创新补偿效应 (+)}}+\underbrace{\frac{\partial \varphi_0^*/\varphi_0^*}{\partial \tau/\tau}}_{\text{资源重置效应 (+)}} \quad (22)$$

环境规制对行业生产率的作用机制表现为:第一,直接作用机制。在短期内,环境政策冲击影响了企业内部生产决策,通过要素替代效应直接降低了所有企业生产率,从而使行业生产率下降,且这种影响与行业污染密集度和污染治理技术有关。第二,倒逼机制。在中长期内,环境规制强度上升会倒逼部分企业技术升级从而实现创新补偿效应,一定程度上提高了行业生产率。当然倒逼机制能否有效发挥作用还取决于要素配置效率。第三,创造性毁灭机制。在长期内,环境规制促进了企业间资源的优化配置和高效企业进入以及低效企业退出,通过资源重置效应提升了行业生产率。

将进入门槛(φ_0^*)关于环境税(τ)的弹性代入(22)式可得:

$$\frac{\partial \bar{\phi}_j/\bar{\phi}_j}{\partial \tau/\tau}=\frac{\alpha_j}{k_j(\sigma_j-1)^2(\vartheta_j+1)} [k_j^2 \vartheta_j - k_j(\sigma_j-1)^2(\vartheta_j+1) + (\sigma_j-1)^2] \quad (23)$$

我们不妨假定 $\sigma_j > 2^{\text{②}}$,此时(23)式的正负取决于行业生产率分布的离散程度 k_j 和 χ_j 的关系,其中 $\chi_j=[(\sigma_j-1)^2(\vartheta_j+1)+(\sigma_j-1)\sqrt{(\sigma_j-1)^2(\vartheta_j+1)^2-4\vartheta_j}]/2\vartheta_j$ 。当 $k_j \geq \chi_j$ 时,(23)式大于等于 0(当且仅当 $k_j=\chi_j$ 时为 0),因此环境规制会提高行业平均生产率;当 $k_j < \chi_j$ 时,(23)式小于 0,环境规制会降低行业平均生产率。这

是因为在环境规制强度上升时,行业资源配置效率越高(k_j 值越大),越有可能淘汰落后产能并将资源重新配置到高效率企业,从而提升行业生产率;相反行业资源配置效率越低(k_j 值越小),环境规制的资源重置和创新补偿效应越难发挥,从而阻碍行业生产率提升。基于以上分析,我们提出本文待检验假说2。

假说2:环境规制对行业生产率的影响具有行业异质性,取决于不同行业生产率分布的离散程度。对生产率分布离散程度较高的行业,环境规制会降低行业生产率;对生产率分布离散程度较低的行业,环境规制会提高行业生产率。

三、数据描述

本文采用中国国家统计局1998~2007年全部国有及规模以上非国有工业企业年度数据,通过企业代码、名称、所处行业及地址等信息进行序贯匹配。参考聂辉华等(2012)的方法,我们删除了非制造业企业、不符合一般会计准则的企业以及从业人数缺失和小于8人的企业样本。为准确估计企业全要素生产率(tfp),我们进一步删除样本期所在行业类别发生变化的企业。环境和地区变量数据分别来源于各年《中国环境年鉴》和《中国城市统计年鉴》。

(一)环境规制强度

本文借鉴王勇和李建民(2015)的方法构造2003~2007年中国地区环境规制指标(er)^①。首先,对地区工业二氧化硫、工业废水及工业烟(粉)尘排放量3个指标进行归一化处理: $MW_{emt}=[W_{emt}-\min(W_{mt})]/[\max(W_{mt})-\min(W_{mt})]$ 。其中, W_{emt} 是 t 期第 e 个城市第 m 类指标的原值; $\max(W_{mt})$ 和 $\min(W_{mt})$ 分别表示 m 类指标 t 期在所有城市中的最大值和最小值; MW_{emt} 是 W_{emt} 对应的标准化值。

其次,用同样方法将 e 城市工业污染源治理总投资(I_{et})进行归一化处理得到标准化值(MI_{et})。最后,可得第 t 期城市 e 的环境规制强度为 $er_{et}=MI_{et}/\sum_{m=1}^3 MW_{emt}$,该指标值越大代表地区环境规制越强。此外,为检验结论稳健性,本文借鉴陈诗一和陈登科(2018)的方法^②,采用政府工作报告中环境相关词频占比作为环境规制的代理指标($er1$),该指标值越大代表地区环境规制越强。

(二)企业全要素生产率和行业生产率分布离散程度

本文基准回归使用企业全要素生产率作为测度企业生产率的指标。常用的OP和LP两种半参数方法虽然能克服传统普通最小二乘(OLS)法可能导致的的同时性偏误和选择偏误问题,但Akerberg et al.(2015)指出OP和LP法在估计上存在函数相关性等问题。因此本文借鉴Akerberg et al.(2015)提出的ACF法估算企业全要素生产率(tfp)。为消减价格因素的影响,我们借鉴Brandt et al.(2012)的处理方法,使用行业层面工业品出厂价格指数平滑企业总产值,采用中间投入平减指数消减企业实际投资和中间投入,最后采用双缩法估算企业实际增加值,并使用永续盘存法计算企业实际资本存量,分行业估计企业全要素生产率。此外,本文也采用LP法测算企业全要素生产率,使用人均产出作为企业生产率的代理指标以检验经验结果的稳健性。

本文参考Hsieh and Ossa(2016)的方法估算4分位行业内企业间生产率分布的离散程度 k 值, k 越大代表行业内生产率分布的离散程度越低,资源错配程度越低。

(三)控制变量

遵循Albrizio et al.(2017)与王勇等(2019)的研究,本文在回归中同时控制企业、行业、地区3个层面可能影响企业生产率和进入退出的重要变量。

企业层面控制变量有:(1)企业年龄(age),以企业所在年份减成立年份加1表示;(2)企业资本密集度(capital),用固定资产净值与雇佣人数之比的对数值衡量;(3)工资水平(salary),用应付工资总额除以雇佣人数的对数值衡量;(4)企业规模(size),用固定资产净值的对数值衡量;(5)企业外包水平(outsour),以企业中间品投入占收入之比的对数值衡量;(6)企业出口(ex),以企业是否出口衡量;(7)政府补贴(govern),以补贴收入与企业总产值之比的对数值衡量。

行业层面控制变量有:(1)行业集中度(HHI),采用赫芬达尔指数表示;(2)行业中企业的平均年龄(Hage),即行业中企业年龄的均值;(3)行业从业人员平均工资(Hwage),即行业中企业每年应付工资总额均值的对数值;(4)行业平均就业人数(Hemployment),

即行业中企业雇佣人数的均值；(5)行业平均固定成本(Hcapital)，即行业固定成本总额除以总产值，固定成本总额包括企业营业费用、管理费用、财务费用及折旧；(6)行业平均出口倾向(Hex)，以行业出口额占总产值的比值衡量；(7)行业国有资本比重(Hstate)，即行业国有资本和集体资本总和在实收资本中的比重；(8)行业外资比重(Hforeign)，即外资和港澳台资本总和在实收资本中的比重。

地区层面控制变量有：(1)地区金融发展水平(Finance)，用地区实际利用外资占地区总产值的比值度量；(2)地区政府财政支出力度(Government)，用地区财政支出占财政收入的比值表示。

四、经验分析

下面本文通过经验分析揭示环境规制对企业生产率影响在跨企业生产率分布维度上的特征，以及环境规制、行业生产率增长与企业生产率分布离散程度间的关系，以验证上文提出的假说。

(一)环境规制对企业生产率的影响

1. 模型设定。为检验环境规制对异质性企业的

差异性影响，本文构建如下面板分位数回归模型：

$$F_n(\text{tfp}_{ijt}|X) = b_{1n}er_{et} + b_{2n}\text{control}_{ijt} + \varepsilon_{ijt:n} \quad (24)$$

其中， $F_n(\text{tfp}_{ijt}|X)$ 表示在给定解释变量X的情况下，e城市j行业第t年企业i全要素生产率(tfp_{ijt})的n分位数； er_{et} 为e城市第t年的环境规制强度；控制变量 control_{ijt} 包括企业年龄、资本密集度、工资水平、企业规模、企业外包、企业出口、政府补贴、行业集中度、地区金融发展水平及地区财政支出力度； b_{1n} 表示不同分位点的估计系数，是我们关注的重点。

2. 基准回归结果。根据假说1，环境规制对企业生产率的影响取决于要素替代效应和创新补偿效应的共同作用，对不同分位企业生产率的影响不同。本文以面板分位数回归为基准回归，考察5个有代表性的分位点10、25、50、75及90，并以固定效应模型的估计结果作为参照。

表1展示了(24)式的面板分位数估计结果，第(1)列为控制企业和年份的固定效应模型，环境规制变量(er)的系数显著为负。第(2)~(6)列各节点分位数回归结果显示，随着分位数上升，er的面板分位数回归

表1 环境规制对企业生产率的异质性影响

	固定效应模型		面板分位数模型			
	(1)	10分位 (2)	25分位 (3)	50分位 (4)	75分位 (5)	90分位 (6)
er	-0.0164*** (0.0050)	-0.1313*** (0.0114)	-0.0350*** (0.0069)	0.0003(0.0071)	0.0270*** (0.0087)	1.9906*** (0.7050)
age	0.0026*** (0.0003)	0.0032*** (0.0006)	0.0027*** (0.0004)	0.0057*** (0.0004)	0.0066*** (0.0005)	0.0170*** (0.0040)
capital	-0.0396*** (0.0021)	-0.0784*** (0.0053)	-0.0938*** (0.0034)	-0.0560*** (0.0029)	-0.0600*** (0.0032)	-0.1008*** (0.0296)
salary	0.2923*** (0.0027)	0.2848*** (0.0081)	0.4301*** (0.0048)	0.4341*** (0.0039)	0.3519*** (0.0042)	0.3005*** (0.0594)
size	-0.0891*** (0.0023)	-0.0163** (0.0068)	-0.0592*** (0.0037)	-0.0666*** (0.0032)	-0.0720*** (0.0034)	0.0247(0.0347)
outsour	-1.2706*** (0.0228)	-0.6056*** (0.0307)	-1.2184*** (0.0282)	-1.1515*** (0.0255)	-1.0204*** (0.0236)	-0.8510*** (0.1328)
ex	-0.0952*** (0.0086)	-0.0014(0.0232)	-0.1175*** (0.0115)	-0.1244*** (0.0109)	-0.1387*** (0.0137)	-0.3633* (0.1932)
govern	-1.5193*** (0.0991)	-1.2523*** (0.2022)	-1.5628*** (0.2172)	-1.7688*** (0.2145)	-1.3603*** (0.1818)	-2.6385*** (0.9439)
HHI	-0.2472*** (0.0668)	0.0692(0.1846)	-0.7966*** (0.1213)	-0.1148(0.0980)	0.3852*** (0.0963)	0.8983(1.2040)
Finance	-0.0003** (0.0001)	-0.0018*** (0.0003)	-0.0012*** (0.0002)	-0.0011*** (0.0002)	-0.0012*** (0.0002)	8.0278*** (0.2780)
Government	0.0998*** (0.0043)	0.0752*** (0.0104)	0.0423*** (0.0074)	0.1004*** (0.0069)	0.1323*** (0.0071)	0.0792(0.0493)
常数项	4.6019*** (0.0232)					
样本量	761163	858048	858048	858048	858048	858048

说明：*、**、***分别表示双尾检验中10%、5%、1%的显著性水平，括号内的值为异方差稳健标准误。下表同。

系数呈现从负到正,逐渐上升趋势。从10到50分位,er系数从显著为负逐渐趋近于0,并在75分位处显著上升为正数。这表明直接用固定效应模型回归无法揭示环境规制对异质性企业的作用差异。环境规制会显著降低低分位企业生产率,提升高分位企业生产率,验证了本文假说1。

3. 内生性问题。尽管基准回归已经控制了一系列企业、行业、地区特征及固定效应,但仍可能存在反向因果和遗漏变量等原因导致的内生性问题^⑩。本文采用工具变量法对此加以控制,使用地区空气流通系数(lnvc)和同省异市环境规制强度(Mer)作为环境规制(er)的工具变量。

表2报告了广义矩(GMM)估计的结果。在第(1)列工具变量回归中,LM统计量为6756.757,显示不存在识别不足问题。Cragg-Donald Wald F统计量为140 005,拒绝原假设,说明不存在弱工具变量问题。第(2)~(6)列估计结果显示,从低分位到高分位点,环境规制系数由负逐渐上升为正,与基准回归结果一致,支持本文假说1。

4. 稳健性检验。考虑基准回归可能存在指标测度是否准确、模型结论是否只对特定指标在特定时间区间成立等问题,本文进行了一系列检验以验证模型稳健性。(1)为检验基准估计结果对环境规制指标定义的稳健性,我们采用政府工作报告中环境相关词频占比(er1)作为核心被解释变量加入模型重新估计,结果显示基准回归结论对环境规制指标的选取是稳健的。(2)为检验企业生产率指标的选取是否影响结论成立性,本文借鉴企业生产效率研究领域的相关文献(Syverson, 2011; Brandt et al., 2012; Fu et al., 2021),分别采用LP法计算企业全要素生产率和企业人均收入作为生产率的代理变量进行稳健性检验,分析结果与基准回归一致,表明企业生产率指

标的选取稳健。(3)基准回归利用2003~2007年数据检验本文假说1,但对面临经济发展转型的中国,考察本文结论是否适用近期数据同样至关重要。我们参考Brandt et al.(2014)的处理方法,对2011~2013年微观企业缺失数据进行补漏^⑪,使用ACF法计算2011~2013年企业全要素生产率重新回归,估计结果显示本文理论模型推导出的结论在2011~2013年依然成立。这表明本研究结论并非仅在特定时间成立,具有一定的普适性^⑫。

(二)环境规制对行业加总生产率的影响

环境政策会通过影响微观企业的生产行为和进入退出决策作用于整个行业的生产率。为评估环境政策在行业层面的整体作用,本文将企业层面生产率以企业增加值为权重进行加权平均,计算地区一行业层面的加总生产率。相较加总生产率的水平值,生产率变化趋势更具有现实意义(杨汝岱, 2015),因此我们将通过探究环境规制对加总生产率增长的影响分析环境规制对行业生产率的总体影响。

1. 模型设定。为分析环境规制对行业生产率的影响,构建如下基准回归模型:

$$dTFP_{cjt} = a_1 + a_2 er_{cjt} + a_3 er_{cjt} \times k_j + a_4 control_{cjt} + u_{cjt} + year_t + \varepsilon_{cjt} \quad (25)$$

其中,dTFP_{cjt}代表城市一行业层面加总生产率的变化率;核心理释变量为地区环境规制强度(er_{cjt});k_j为行业生产率分布的离散程度;控制变量control_{cjt}包含行业集中度、行业中企业平均年龄、行业从业人员平均工资、行业平均就业人数、行业平均固定成本、行业平均出口倾向、行业国有资本比重、行业外资比重等行业层面控制变量,以及地区金融发展水平、地区政府财政支出力度等城市层面控制变量;u_{cjt}和year_t分别表示城市一行业和年份的固定效应;ε_{cjt}为扰动项。

表2 环境规制对企业生产率的异质性影响:GMM估计

	固定效应模型		面板分位数模型			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
er	-0.0451***(0.0106)	-0.1321***(0.0239)	-0.1663***(0.0169)	-0.0402***(0.0132)	0.0038(0.0185)	3.2977***(0.8745)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	761163	858048	858048	858048	858048	858048

2. 基准回归结果分析。表3第(1)列回归结果表明,环境规制强度对行业加总生产率增长的影响不显著。第(2)列回归结果显示,er系数显著为负,er与k的交互项系数显著为正,这表明随着k值增加,即行业生产率分布集中程度的增加,环境规制对行业生产率的影响从负到正。当k值大于0.8640时,环境规制对行业生产率的影响为正。而在样本期,k的中位数为0.7715,即对绝大多数行业,由于行业生产率分布的离散程度过高,环境规制对行业生产率的影响是负的。表3第(3)和(4)列的被解释变量为LP法企业全要素生产率加权计算的行业加总生产率,回归结果支持本文假说2,即环境规制对行业加总生产率的影响取决于行业生产率分布的离散程度,环境规制会降低生产率分布离散程度较高行业的生产率,提高生产率分布离散程度较低行业的生产率。

3. 内生性问题。为解决可能存在的内生性问题,本文使用地区空气流通系数(lnvc)和同省异市的环境规制强度(Mer)作为环境规制(er)的工具变量。表3第(5)和(6)列报告了GMM的估计结果,与基准回

归结果一致,支持本文假说2。

4. 稳健性检验。上文估计结果已经验证了假说2,我们将进一步检验估计结果对环境规制和行业生产率指标选取的稳健性以及在不同时间区间的成立性。(1)使用政府工作报告中环境相关词频占比(er1)作为环境规制强度的代理指标重新估计,结果依然与假说2的结论一致。(2)为检验使用不同加总权重计算行业加总生产率是否影响结果稳健性,本文采用企业总产值作为权重重新计算该变量,估计结果与基准回归一致。(3)我们还基于2011~2013年数据重新回归,结果显示基准回归结论对近期数据同样适用^④。

五、环境规制的作用机制分析

基于理论模型分析,环境规制通过直接作用机制、倒逼机制以及创造性毁灭机制影响企业和行业生产率。下面我们逐一检验这3种机制。

(一)环境规制的直接作用机制

由命题1可知环境规制的直接作用机制会降低企业要素生产率,并且在污染密集度高的行业,环境

表3 环境规制对行业加总生产率增长的影响

	基准回归				GMM	
	dTFP	TFP	dTFP_LP	dTFP_LP	dTFP	TFP
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
er	-0.023(0.018)	-0.200**(0.098)	-0.023(0.018)	-0.196**(0.098)	-0.087(0.063)	-1.139*** (0.313)
er×k		0.232*(0.124)		0.226*(0.124)		1.380*** (0.381)
Hage	0.002(0.004)	0.002(0.004)	0.002(0.004)	0.002(0.004)	0.003(0.004)	0.002(0.004)
Hwage	0.088*** (0.027)	0.088*** (0.027)	0.086*** (0.027)	0.087*** (0.027)	0.084*** (0.028)	0.087*** (0.028)
Hemployment	-0.052** (0.023)	-0.052** (0.023)	-0.051** (0.023)	-0.052** (0.023)	-0.050** (0.023)	-0.053** (0.023)
Hcapital	-0.773*** (0.242)	-0.773*** (0.242)	-0.778*** (0.242)	-0.778*** (0.242)	-0.825*** (0.244)	-0.828*** (0.244)
Hex	-0.281*** (0.092)	-0.279*** (0.092)	-0.286*** (0.092)	-0.284*** (0.092)	-0.278*** (0.092)	-0.261*** (0.092)
Hstate	-0.018(0.064)	-0.017(0.064)	-0.017(0.064)	-0.016(0.064)	-0.024(0.065)	-0.023(0.065)
Hforeign	0.067(0.062)	0.067(0.062)	0.067(0.062)	0.067(0.062)	0.065(0.063)	0.069(0.063)
HHI	0.065(0.214)	0.065(0.214)	0.078(0.214)	0.078(0.214)	0.055(0.216)	0.054(0.216)
Finance	0.000(0.000)	0.000(0.000)	0.000(0.000)	0.000(0.000)	0.000(0.000)	0.000(0.000)
Government	0.034*** (0.010)	0.034*** (0.010)	0.034*** (0.010)	0.034*** (0.010)	0.031*** (0.010)	0.031*** (0.010)
常数项	0.107(0.309)	0.107(0.308)	0.115(0.308)	0.115(0.308)		
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市-行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	117663	117663	117663	117663	115424	115424
R ²	0.171	0.171	0.171	0.171	0.000	0.001

说明:第(1)-(2)和(3)-(4)列的被解释变量分别是用ACF和LP法估计的企业全要素生产率计算的行业加总生产率,第(5)和(6)列为GMM估计结果。

规制对要素生产率的影响更大。本文根据行业污染密集度分样本回归^⑤,并借鉴曲玥(2016)的方法,分别使用劳动边际生产率(ln mpl)和资本边际生产率^⑥的对数(ln mpk)作为被解释变量估计环境规制的直接作用。

表4第(1)和(2)列分别展示了环境规制对企业资本与劳动边际生产率的影响,估计结果显示环境规制显著降低了劳动边际生产率,对资本边际生产率的影响不显著。分样本回归结果显示,环境规制会同时降低高污染行业的劳动和资本边际生产率,而对低污染行业,环境规制只会降低劳动边际生产率,对资本边际生产率的影响并不显著;总体环境规制的要素替代效应与企业污染密集度正相关,验证了命题1。

(二)环境规制的倒逼机制

我们接下来检验命题2和3,即政府加强环境规制导致外部合规压力上升时,异质性企业是否选择差异化的技术升级来应对环境政策冲击。借鉴 Bustos

(2011)的方法,本文使用样本期企业是否有研发投入(rd)作为度量企业技术升级的代理指标。根据理论分析,环境规制的创新补偿效应具有滞后性,因此采用滞后1期的环境规制指标(Ler)作为核心解释变量,并加入上文所有控制变量。

表5第(1)列报告了环境规制强度对全样本的回归结果,Ler的系数显著为正,表明滞后1期的环境规制会促进企业技术升级,创新补偿效应存在。第(2)和(3)列分别为高污染和低污染行业的分样本回归结果,结果表明环境规制对高污染行业的创新补偿效应更强,支持命题3的结论。为进一步检验命题2和3提出的环境规制对企业技术升级的作用受自身生产率、所在行业地区要素配置效率(op_va)^⑦的影响,本文进一步加入环境规制与以上变量的交互项。第(4)列为加入企业当期tfp及其与滞后1期环境规制强度交互项的估计结果,交互项系数显著为正,表明企业生产率越高,环境规制对企业技术升级的正面影响越显著。第(5)列为加入城市-行业要素配置效率

表4 环境规制的直接作用机制

	全样本		高污染行业		低污染行业	
	ln mpl (1)	ln mpk (2)	ln mpl (3)	ln mpk (4)	ln mpl (5)	ln mpk (6)
er	-0.0222*** (0.0043)	-0.0054 (0.0046)	-0.0244*** (0.0082)	-0.0154* (0.0083)	-0.0212*** (0.0050)	-0.0005*** (0.0055)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	761163	761163	291004	291004	470159	470159
R ²	0.7800	0.8240	0.7791	0.8217	0.7799	0.8228

说明:所有回归加入了时间和企业固定效应。表5和6同。

表5 环境规制的倒逼机制

	全样本	高污染行业	低污染行业	全样本	全样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Ler	0.0239*** (0.0021)	0.0329*** (0.0036)	0.0203*** (0.0026)	0.0262*** (0.0020)	0.0231 (0.0021)
tfp				0.0032*** (0.0007)	
Ler×tfp				0.0101*** (0.0014)	
op_va					-0.0031** (0.0015)
Ler×op_va					0.0062* (0.0037)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	537198	201915	335283	535270	537198
R ²	0.7236	0.6994	0.7322	0.7237	0.7236

说明:op_va是使用OP静态分解法计算的城市-行业层面的OP协方差。为使回归系数具有可比性,所有交互变量均进行了去中心化处理。

及其与环境规制强度交互项的回归结果,结果显示交互项显著为正,表明资源配置效率越高,环境规制对企业技术升级的激励作用越明显,验证了本文命题2和3。

(三)环境规制的创造性毁灭机制

本文使用样本期企业是否持续存在的二值变量(duration)作为被解释变量,依旧加入上文所有控制变量后,估计环境规制的创造性毁灭机制。

表6为环境规制对企业存活影响的回归结果,第(1)列为环境规制对企业存活概率影响的全样本分析,环境规制系数显著为负。第(2)列为环境规制对高污染行业企业存活概率的影响,系数仍显著为负。第(3)列为环境规制对低污染行业企业存活概率的影响,系数显著为负,但绝对值低于第(2)列结果,说明面对外部环境规制压力,污染密集度越高的行业,企业死亡率越高,验证本文命题4,即环境规制会通过强化企业退出促进资源重新配置来提升行业加总生产率。

(四)不同作用机制与行业加总生产率的动态演化

上文的经验分析已经分别验证了环境规制对企业的不同作用机制以及影响机制发挥作用的前提条件。接下来我们借鉴Melitz and Polanec(2015)提出的DOP生产率分解方法(Dynamic Olley-Pakes Productivity Decomposition),根据4分位行业分类、地区代码及年份将样本分组,以上年作为基期,本年作为比较期定义存活企业(两年均存在的企业)、进入企业(上年不存在而本年存在的企业)和退出企业(上年存在但本年不存在的企业),对加总全要素生产率(φ)增长进行分解^⑧:

$$\Delta\psi_t = \Delta\bar{\psi}_t(\text{St}) + \Delta\text{cov}_t(\text{St}) + s_t(\text{En})[\psi_t(\text{En}) - \psi_t(\text{St})] + s_{t-1}(\text{Ex})[\psi_{t-1}(\text{St}) - \psi_{t-1}(\text{Ex})] \quad (26)$$

其中,St、En、Ex分别代表存活企业、进入企业以及退出企业; $\bar{\psi}_t(\text{St})$ 为存活企业的平均生产率; $\text{cov}(\text{St})$ 表示存活企业市场份额与生产率的协方差; ψ_{it} 表示企业*i*的生产率; $s_t(\text{N}) = \sum_{i \in \text{N}} s_{it}$ 和 $\psi_t(\text{N}) = \sum_{i \in \text{N}} [\psi_{it} s_{it} / s_t(\text{N})]$, N∈St、En、Ex分别表示对应企业组的市场份额和加总生产率。环境规制不同作用机制对行业加总生产率的影响主要体现在(26)式的下画线部分。根据理论模型分析,环境规制的要素替代和创新补偿效应将影响第1项体现的技术进步效应。环境规制的资源重置效应一方面主要通过作用于第2项影响加总生产率的变化,另一方面该效应提高了企业存活门槛,不仅影响第3项画线部分的进入效应,也提高了企业退出概率(第4项画线部分)。

我们分别将分解项对环境规制指标进行回归(见表7):第(1)列以企业内效应为被解释变量,刻画环境规制要素替代和创新补偿效应的综合影响;第(2)–(4)列分别以企业间效应、进入效应及退出效应为被解释变量;第(5)列以资源重置效应为被解释变量,加总了企业间效应、进入效应及退出效应;第(6)列以总效应为被解释变量比较总效应与各子效应的不同。表7估计结果显示,第(1)列环境规制系数不显著,结合表1回归结果进一步侧面说明了样本期高生产率企业相对较少,而强波特假说提出的环境规制提升企业竞争力的作用只体现于小部分高效企业,因此环境规制对存活企业平均技术进步的影响不显著。第(2)列环境规制系数显著为正,表明环境规制显著促进了存活企业的静态资源重置。但第(3)和(4)列显示环境规制系数并不显著,表明环境规制的进入和退出效应对加总生产率并没有显著影响。第(5)列显示环境规制的系数同样不显著,表明环境规制资源重置效应提升加总生产率的作用并没有充分发挥。

表6 环境规制的创造性毁灭机制

	全样本 (1)	高污染行业 (2)	低污染行业 (3)
er	-0.0088*** (0.0022)	-0.0099** (0.0039)	-0.0094*** (0.0027)
控制变量	控制	控制	控制
样本量	763802	291408	472394
R ²	0.4958	0.4827	0.5042

本文认为这一定程度上与样本期存在市场扭曲和制度环境不完善等问题有关。与本文理论模型提出的相对较低的市场进入成本和生产要素可以低成本地重新配置等假定不同, Haltiwanger(2011)的研究指出, 在市场扭曲和制度环境不完善的经济体中, 企业进入和退出会面临高昂成本, 如企业调整成本和工人再就业成本等。此时环境规制虽然会导致企业退出, 但退出企业的市场份额和生产要素却难以低成本地重新配置到其他企业, 更高效的潜在进入者也会因为进入壁垒和政策不确定性而对市场望而却步, 因此在这种情况下资源重置效应难以发挥作用。表7第(6)列显示环境规制系数不显著, 再次表明虽然环境规制能促进企业创新和资源重新配置, 但这种作用的发挥也取决于行业生产率分布离散程度、制度环境和市场结构等因素。总体环境规制促进企业创新和行业资源重新配置的作用还远远没有发挥出来, 企业和行业生产率也存在很大的提升空间。

六、结论与政策建议

本文研究环境规制如何影响生产率的动态变化, 通过考察环境规制对企业生产决策和进入退出的影响研究环境规制的经济绩效。在异质性企业一般均衡模型下, 本文揭示了环境规制的要素替代、创新补偿、资源重置3种效应如何共同作用于生产率, 从理论和经验层面证明了环境规制对不同生产率企业的影响存在异质性, 会提升高效企业生产率, 降低低效企业生产率。此外, 环境规制对行业生产率的影响取决于行业生产率分布的离散程度。

随着环境问题日益成为影响中国经济实现高质量增长的关键因素, 如何利用环境规制促进经济社会全面发展成为亟待解决的问题。本文具有三方面的政策含义: 第一, 为实现绿色发展目标, 各级政府需要坚定不移地执行环境保护政策, 移除要素流动壁垒, 促进资源自由流动, 由此才能最大限度发挥环境规制激励企业创新和优化资源配置的作用, 进而提升企业生产率。第二, 环境规制能否提升行业生产率不仅取决于规制强度, 更取决于行业的资源配置效率和制度环境。因此降低行业的行政进入壁垒, 进一步完善市场竞争机制可以使环境规制对生产率影响由负转正的拐点尽早出现, 从而减轻环境规制的负面影响。第三, 创新补偿效应是环境规制提升企业生产率的重要途径, 这意味着政府可以在实施环境规制政策的同时, 通过鼓励企业进行减排技术升级和绿色技术自主创新等, 提升企业和行业生产率, 真正实现生态环境改善和经济高质量增长的兼容与统一。

本文分析框架和模型可进一步扩展, 研究不同环境规制工具对企业和行业生产率的影响。在实践中不同规制工具的经济绩效和环境绩效有很大差异, 因此对这一领域的深入探究将有助于政府选择合适的规制工具。此外, 本文分析框架也可用于研究环境规制对经济中资源错配、产业结构变化及就业的作用, 有助于揭示以往被忽视的环境规制在社会层面的影响。

感谢匿名审稿人的宝贵意见。当然, 文责自负。

表7 环境规制的不同效应检验

	企业内效应	企业间效应	进入效应	退出效应	资源重置效应	总效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
er	-0.0172(0.0180)	0.0138*(0.0095)	-0.0099(0.0128)	-0.0202(0.0129)	0.0088(0.0086)	-0.0082(0.0126)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市-行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	97974	98570	44983	27089	144159	144159
R ²	0.1714	0.1341	0.3991	0.4036	0.1625	0.1956

注释:

①限于篇幅,未报告理论模型的部分推导过程,具体见本刊网站(www.jweonline.cn)2022年第1期本文的补充材料附录A-D。

②本文采用 Helpman et al.(2004)的设定, φ 服从概率密度函数为 $g(\varphi)=k_j\varphi^{-(k_j+1)}$,累积分布函数为 $G(\varphi)=1-\varphi^{-k_j}$ 的帕累托分布。其中 $k_j > \sigma_j - 1$,这里 k_j 反映帕累托分布的集中度, k_j 越小表示分布越离散,具体见本刊网站本文的补充材料图D.1。

③污染减排方程(4)式意味着污染密集度越高(α_i 越大)的企业,污染治理难度越大。

④借鉴 Melitz(2003)与 Melitz and Ottaviano(2008)的设定,本文企业生产率为边际生产率。

⑤当政府对企业污染排放征收污染税时,可以将污染视为企业生产过程中一种特殊的“要素”投入(Copeland and Taylor, 1994),企业生产活动的最优化过程将决定污染要素与劳动要素的配置,要素替代效应因此被定义为生产过程中劳动要素与污染要素间的替代关系。我们设定污染是生产过程的副产品,企业生产最优化过程是生产性劳动和非生产性劳动(减排)间的替代关系。但正如 Shapiro and Walker(2018)指出在科布一道格拉斯(Cobb-Douglas)框架下这两种替代关系完全等价,由此本文将生产性和非生产性劳动(减排)的相对配置定义为要素替代效应(劳动对污染的替代)。

⑥在短期内我们先不考虑企业生产技术变化。

⑦如果 $\xi \leq 1$,则市场上所有企业都会升级,这显然不符合现实,因此本文假定 $\xi > 1$ 。

⑧当 $\sigma_j \leq 2$ 时,(23)式恒为正,此时环境规制对行业生产率的影响为正。这是因为当行业内不同产品间替代性越低时,企业垄断能力越强,当外部成本上升时,可以更容易将成本转嫁给消费者,因此环境规制的要素替代效应相对较低,而垄断能力越强的企业进行技术升级带来的利润会越高,创新补偿效应激励越明显,综合表现为环境规制会促进行业生产率上升。根据 Hsieh and Ossa(2016)的估计,中国制造业2分位行业的需求替代弹性(σ_j)均值为7.4,因此本文认为 $\sigma_j > 2$ 更符合现实。

⑨由于环境规制不可观测,如何准确度量存在挑战。限于篇幅,未报告相关研究综述和本文选用指标的合理性,备索。本文样本不包括西藏自治区、中国台湾地区、中国香港和澳门地区,并去掉了一些数据缺失严重的城市,处理后共包括2003~2007年286个地级市环境规制指标。

⑩作者感谢审稿专家提出的宝贵建议。

⑪借鉴 Albrizio et al.(2017)的方法,本文通过估计地区过去的加总生产率增长能否预测环境规制(er)变化检验二者是否存在反向因果关系,结果表明不存在反向因果关系,具体结果见本刊网站本文的补充材料附录E。

⑫2011-2013年工业企业数据库缺失增加值和中间品投入数据,本文使用“工业增加值=工资+净间接税+利润+本年折旧”估计增加值,其中净间接税=销售税+其他管理税+增值税-政府补贴,使用“中间品投入=工业总产值+增值税-工业增加值”估计企业的中间品投入。

⑬限于篇幅,未报告稳健性检验结果,具体见本刊网站本文的补充材料附录E。

⑭限于篇幅,未报告详细的稳健性检验结果,具体见本刊网站本文的补充材料附录E。

⑮本文基于2分位行业的工业废水排放量、工业固体废弃物、工业二氧化硫排放量、工业烟尘以及工业粉尘排放量5个指标,使用熵值法合成行业污染密集度综合指标。将污染密集度大于均值的记为高污染行业,低于均值的记为低污染行业。高污染行业包括:化学原料及化学制品制造业、纺织业、造纸及纸制品业、石油加工炼焦及核燃料加工业、有色金属冶炼及压延加工业、黑色金属冶炼及压延加工业、非金属矿物制造业、农副食品加工业,其余行业为低污染行业。

⑯由于边际生产率(最后1单位生产要素创造的产出)可以更精确地度量单一要素的贡献,因此本文使用边际生产率作为衡量要素替代效应的指标。企业边际资本生产率和边际劳动生产率的计算公式分别为 $mpk_i=(\beta^k \times y_i)/k_i$ 和 $mpl_i=(\beta^l \times y_i)/l_i$,其中 β^k 和 β^l 分别为资本和劳动的边际产出弹性。

⑰借鉴曲玥(2016)的处理方法,本文将以 Olley and Pakes (1996)提出的方法分解城市—行业加总生产率得到的OP协方差(op_va)作为要素配置效率的衡量指标。该值越大,意味着市场扭曲越小,资源配置效率越高。

⑱限于篇幅,未报告具体分解结果,具体见本刊网站本文的补充材料附录E。

参考文献:

- [1]陈诗一、陈登科(2018):《雾霾污染、政府治理与经济高质量发展》,《经济研究》第2期。
[2]联合国环境规划署(2019):《全球环境展望GEO-6:地球健康,人类健康》,内罗毕。
[3]刘悦、周默涵(2018):《环境规制是否会妨碍企业竞争

力:基于异质性企业的理论分析》,《世界经济》第4期。

[4]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。

[5]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。

[6]任胜钢、郑晶晶、刘东华、陈晓红(2019):《排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据》,《中国工业经济》第5期。

[7]盛丹、张国峰(2019):《两控区环境管制与企业全要素生产率增长》,《管理世界》第2期。

[8]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。

[9]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。

[10]王勇、李雅楠、俞海(2019):《环境规制影响加总生产率的机制和效应分析》,《世界经济》第2期。

[11]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。

[12]杨汝岱(2015):《中国制造业企业全要素生产率研究》,《经济研究》第2期。

[13]Acemoglu, D.; Aghion, P.; Bursztyn, L. and Hemous, D. "The Environment and Directed Technical Change." *The American Economic Review*, 2012, 102(1), pp. 131-166.

[14]Akerberg, D. A.; Caves, K and Frazer, G. "Identification Properties of Recent Production Function Estimators." *Econometrica*, 2015, 83(6), pp. 2411-2451.

[15]Albrizio, S.; Kozluk, T. and Zipperer, V. "Environmental Policies and Productivity Growth: Evidence across Industries and Firms." *Journal of Environmental Economics and Management*, 2017, 81, pp. 209-226.

[16]Alpay, E.; Kerkvliet, J. and Buccola, S. "Productivity Growth and Environmental Regulation in Mexican and U. S. Food Manufacturing" *American Journal of Agricultural Economics*, 2002, 84(4), pp. 887-901.

[17]Ambec, S.; Cohen, M. A.; Elgie, S. and Lanoie, P. "The Porter Hypothesis at 20: Can Environmental Regulation Enhance Innovation and Competitiveness?" *Review of Environmental Economics and Policy*, 2013, 7(1), pp. 2-22.

[18]Arrow, K.; Bolin, B.; Costanza, R.; Dasgupta, P.; Folke, C.; Holling, C. S.; Jansson, B. O.; Levin, S.; Mäler, K G.; Perrings,

C. and Pimentel, D. "Economic Growth, Carrying Capacity, and the Environment." *Science*, 1995, 268(5210), pp. 520-521.

[19]Becker, R. A. "Local Environmental Regulation and Plant-Level Productivity." *Ecological Economics*, 2011, 70(12), pp. 2516-2522.

[20]Boyd, G. A. and McClelland, J. D. "The Impact of Environmental Constraints on Productivity Improvement in Integrated Paper Plants." *Journal of Environmental Economics and Management*, 1999, 38(2), pp. 121-142.

[21]Brandt, L.; Biesebroeck, J. and Zhang, Y. "Challenges of Working with the Chinese NBS Firm-Level Data." *China Economic Review*, 2014, 30, pp. 339-352.

[22]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.

[23]Bustos, P. "Trade Liberalization, Exports, and Technology Upgrading: Evidence on the Impact of Mercosur on Argentinian Firms." *The American Economic Review*, 2011, 101(1), pp. 304-340.

[24]Copeland, B. and Taylor, M. S. "North-South Trade and the Environment." *The Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(3), pp. 755-787.

[25]Copeland, B. and Taylor, M. S. "Trade, Growth, and the Environment." *Journal of Economic Literature*, 2004, 42(1), pp. 7-71.

[26]Dixit, A. K. and Stiglitz, J. E. "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity." *The American Economic Review*, 1977, 67(3), pp. 297-308.

[27]Fu, S.; Viard, V. B. and Zhang, P. "Air Pollution and Manufacturing Firm Productivity: Nationwide Estimates for China" *The Economic Journal*, 2021, 131(640), pp. 3241-3273.

[28]Gray, W. B. "The Cost of Regulation: Osha, Epa and the Productivity Slowdown" *The American Economic Review*, 1987, 77(5), pp. 998-1006.

[29]Gray, W. B. and Shadbegian, R. J. "Plant Vintage, Technology, and Environmental Regulation." *Journal of Environmental Economics and Management*, 2003, 46(3), pp. 384-402.

[30]Greaker, M. "Spillovers in the Development of New Pollution Abatement Technology: A New Look at the Porter-Hypothe-

sis" *Journal of Environmental Economics and Management*, 2006, 52(1), pp. 411–420.

[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.

[32]Greenstone, M.; List, J. A. and Syverson, C. "The Effects of Environmental Regulation on the Competitiveness of U. S. Manufacturing" NBER Working Papers, No. 18392, 2012.

[33]Haltiwanger, J. "Firm Dynamics and Productivity Growth." European Investment Bank papers, 2011, 16(1), pp. 116–136.

[34]Hamamoto, M. "Environmental Regulation and the Productivity of Japanese Manufacturing Industries." *Resource and Energy Economics*, 2006, 28(4), pp. 299–312.

[35]Helpman, E.; Melitz, M. J. and Yeaple, S. R. "Export Versus FDI with Heterogeneous Firms." *The American Economic Review*, 2004, 94(1), pp. 300–316.

[36]Hopenhayn, H. A. "Entry, Exit, and Firm Dynamics in Long Run Equilibrium" *Econometrica*, 1992, 60(5), pp. 1127–1150.

[37]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.

[38]Hsieh, C. T. and Ossa, R. "A Global View of Productivity Growth in China" *Journal of International Economics*, 2016, 102, pp. 209–224.

[39]Jaffe, A. B.; Peterson, S. R.; Portney, P. R. and Stavins, R. N. "Environmental Regulation and the Competitiveness of U. S. Manufacturing: What Does the Evidence Tell Us?" *Journal of Economic Literature*, 1995, 33(1), pp. 132–163.

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

[41]Melitz, M. J. and Ottaviano, G. I. P. "Market Size, Trade,

and Productivity." *The Review of Economic Studies*, 2008, 75(1), pp. 295–316.

[42]Melitz, M. J. and Polanec, S. "Dynamic Olley–Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit" *The Rand Journal of Economics*, 2015, 46(2), pp. 362–375.

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

[44]Olley, G. S. and Pakes, A. "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry." *Econometrica*, 1996, 64(6), pp. 1263–1297.

[45]Palmer, K.; Oates, W. E. and Portney, P. R. "Tightening Environmental Standards: The Benefit–Cost or the No–Cost Paradigm?" *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4), pp. 119–132.

[46]Porter, M. E. and Van der Linde, C. "Toward a New Conception of the Environment–Competitiveness Relationship." *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4), pp. 97–118.

[47]Rassier, D. G. and Earnhart, D. "Does the Porter Hypothesis Explain Expected Future Financial Performance? The Effect of Clean Water Regulation on Chemical Manufacturing Firms." *Environmental and Resource Economics*, 2010, 45(3), pp. 353–377.

[48]Shadbegian, R. J. and Gray, W. B. "Pollution Abatement Expenditures and Plant–Level Productivity: A Production Function Approach." *Ecological Economics*, 2005, 54(2), pp. 196–208.

[49]Shapiro, J. and Walker, R. "Why Is Pollution from US Manufacturing Declining? The Roles of Environmental Regulation, Productivity, and Trade." *The American Economic Review*, 2018, 108(12), pp. 3814–3854.

[50]Syverson, C. "Product Substitutability and Productivity Dispersion" NBER Working Papers, No. 10049, 2003.

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