

地方政府环境规制与经济高质量发展

贾俊雪，罗理恒，顾嘉

[摘要] 高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。其中,提升全要素生产率是促进高质量发展的重要路径选择。本文以国家环境保护重点城市政策为契机,从要素配置视角构建一个相对统一的分析框架,剖析了地方政府环境规制对全要素生产率增长的影响、机理及其蕴含的理论内涵。研究表明,地方政府环境规制总体上有利于遏制环境污染的同时,会对全要素生产率增长产生弱“U”型(近乎“L”型)影响;这体现在国家环境保护重点城市政策对地级市全要素生产率增长具有显著的抑制作用,但随着规制力度增加,不利影响明显减弱、趋于消失。基于中国工业企业数据的分析也得到了类似结果,为基准结论提供了良好的微观证据支持。这表明地方政府环境规制与经济高质量发展可较好地实现“鱼与熊掌兼得”。要素配置机制在其中发挥了重要作用,地方政府环境规制会影响企业自融资机制,进而对要素配置效率产生弱“U”型影响。本文对于完善地方环境治理以推进人与自然和谐共生的中国式现代化具有重要的政策启示。

[关键词] 地方政府环境规制；要素配置；全要素生产率；高质量发展

[中图分类号] F262 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1006-480X(2023)05-0099-19

一、引言

改革开放以来,中国经济实现了长达40多年的高速增长,并取得骄人的成就。然而,过多依赖物质资源消耗、规模粗放扩张的发展模式造成了十分突出的环境污染问题,严重影响人民群众的生命健康与经济社会的可持续发展。进入新时代,中央将环境保护提升到前所未有的高度,党的二十大报告明确指出,中国式现代化是人与自然和谐共生的现代化,协同推进降碳、减污、扩绿、增长,推进生态优先、节约集约、绿色低碳发展。然而,作为中国环境治理政策的主要实施主体,地方政府长期存在重增长、轻环保的职能扭曲,极大地制约着中国环境治理的成效和治理目标的顺利实现(张琦和邹梦琪,2022)。这不仅与相关体制机制不足密切相关,更为关键的是,地方政府的认知与发展理念存在偏差,普遍将环境保护与经济增长割裂对立起来。因此,如何矫正地方政府的认知与发展

[收稿日期] 2022-09-06

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“推动中国经济中高速可持续增长的突破性改革:地方政府治理体系改革”(批准号17ZDA048);上海市哲学社会科学青年项目“推动经济高质量发展的中国环保财政支出机制创新研究”(批准号2021EJB008)。

[作者简介] 贾俊雪,中国人民大学中国财政金融政策研究中心、财政金融学院教授,博士生导师,经济学博士;罗理恒,上海社会科学院生态与可持续发展研究所助理研究员,经济学博士;顾嘉,泰康人寿保险有限责任公司,经济学博士。通讯作者:罗理恒,电子邮箱:rolieng@sass.org.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

理念偏差,促使其深刻认识“绿水青山就是金山银山”,实现环境保护与经济高质量发展的协同共进,成为一个亟待解决的重大现实问题。

由于具备信息与管理等优势,地方政府往往构成环境治理政策的主要实施主体;而基于中国改革开放以来的长期实践,厘清地方环境治理对经济高质量发展(核心在于全要素生产率(TFP)增长)的影响、逻辑机理及其蕴含的理论内涵,对于矫正地方政府的认知与发展理念偏差至关重要。目前,中国环境治理主要采取的是行政管控型规制政策。就理论层面而言,这类规制政策会减少企业环境要素投入,增加企业规制遵从成本,可能对TFP增长产生不利影响;但也可以改善环境质量,遏制环境污染对企业生产乃至整体经济的负外部性影响,因此可能促进TFP增长(Bovenberg and Smulders, 1995)。更为重要的是,行政管控型规制政策可能倒逼企业进行技术创新,这一创新补偿效应有助于促进TFP增长(Porter and Linde, 1995);也可能影响企业间要素配置,从而对TFP增长产生重要影响(Tombe and Winter, 2015; Li and Sun, 2015; Andersen, 2018)。

就实证层面而言,学术界对中国行政管控型规制政策的影响进行了丰富讨论,但关于环境规制TFP增长效应的分析还主要集中于创新补偿效应的探讨上(董直庆和王辉, 2019; Zheng et al., 2023)。相比而言,环境规制的创新补偿效应依赖于良好的制度环境(如产权保护制度),因此在中国这样一个制度条件较薄弱的发展中国家可能较弱;而环境规制的要素配置效应则更为直接,影响也更为广泛,这对于中国这样一个存在较严重要素配置扭曲的转型经济体而言尤为突出,近年来受到学术界越来越多的关注,但已有研究并未形成一致结论。例如,韩超等(2017)利用中国工业企业数据发现,环境规制有利于改善要素配置效率、提升TFP。李蕾蕾和盛丹(2018)基于中国工业企业数据的分析表明,环境规制有利于改善要素配置效率。与上述研究不同,徐彦坤和祁毓(2017)利用中国工业企业数据发现,环境规制没有明显改善要素配置效率。王勇等(2019)基于中国工业企业数据发现,环境规制对行业加总TFP增长的影响很小。但纵观已有文献,还鲜有研究在一个相对统一的分析框架内同时就地方政府环境规制通过企业间要素配置进而影响TFP增长进行较深入的理论与实证分析,未能在经验证据与理论机理之间建立起良好的逻辑一致性。

本文首先紧密结合中国现实,构建一个异质性企业模型,从企业间要素配置视角剖析了环境规制对TFP增长的影响及其机理。随后,以20世纪80年代末以来推行的国家环境保护重点城市政策为拟自然实验,利用地级市市辖区和中国工业企业数据匹配后的数据,在一个相对统一的分析框架内识别出地方政府环境规制对TFP增长的影响及其微观机理,对本文理论分析的结论进行实证检验。国家环境保护重点城市政策是中央为压实地方政府环境治理主体责任而推行的一项重要举措,实行了较严格的环境治理定量考核监督制度,使得国家环境保护重点城市较其他地级市普遍实施了更严格的环境规制,并且这一政策跨越了改革开放以来较长时期的经济发展和环境治理实践。这为本文深入研究改革开放以来地方政府环境规制的影响、检验理论结论提供了一个良好契机。

与已有研究相比,本文的边际贡献主要体现在如下三个方面:

(1)紧密结合中国改革开放以来的长期实践,从企业间要素配置视角构建了一个相对统一的分析框架,就“地方政府环境规制→企业自融资机制→企业间要素配置→TFP增长”这一核心影响机理进行了较深入的理论与实证分析。近年来,要素配置在决定一国TFP中的重要作用备受关注,这对于新时代中国经济高质量发展尤为关键(Hsieh and Klenow, 2009; 贾俊雪, 2017)。本文的分析框架较好地捕捉了中国经济增长和地方环境治理的长期实践特点,有助于厘清地方政府环境规制对经济高质量发展的影响、机理及其蕴含的理论内涵,对于地方环境治理理论的完善具有良好意义;也可较好地回答地方政府环境规制与经济高质量发展能否“鱼与熊掌兼得”这一重要问题,为有

效矫正地方政府的认知与发展理念偏差提供较好的理论依据和经验支撑。

(2)就理论分析而言, Tombe and Winter(2015)、Li and Sun(2015)、Andersen(2018)利用异质性企业模型就环境规制对要素配置的影响进行了较深入的研究,但上述研究均未能系统考虑企业物质资本投资进而捕捉环境规制对物质资本配置的影响、企业借贷约束及其影响、环境的“公共池”资源特性及其引发的过度攫取问题。本文的异质性企业模型则全面考虑了上述这些对于中国地方政府环境规制和经济高质量发展尤为重要的因素,并进行了较丰富的拓展分析,如考虑不同类型行政管控型环境规制政策、内生企业退出机制、环境质量效用偏好和市场激励型环境规制政策的影响,极大增强了理论分析的现实性,更好地揭示行政管控型环境规制通过要素配置对TFP增长的影响及其机理。特别地,本文的理论分析表明,随着规制力度增强,环境规制通过要素配置对TFP增长产生弱“U型”(近乎“L”型)影响。这为已有实证研究得到的不同结论提供一个可行的理论解释:之所以已有实证研究发现环境规制通过要素配置对TFP增长产生不同的影响,一个可能的重要原因是规制力度差异所致。

(3)就实证分析而言,与已有研究主要基于微观企业数据不同,本文期望能够提供宏观表现与微观机理较为统一的经验证据,以对本文理论分析的结论进行深入检验。首先,利用改革开放以来近30年的地级市数据从宏观视角考察了地方政府环境规制的TFP增长效应以及规制力度带来的影响;其次,利用中国工业企业数据从微观视角考察了环境规制对企业TFP增长和地级市行业内要素配置效率的影响,以及较丰富的异质性效应。为了解决国家环境保护重点城市政策存在的内生性选择问题,即一步双重差分法的识别条件不满足,本文借鉴Greenstone and Hanna(2014)的做法,采用两步双重差分策略,识别出环境规制对TFP增长的因果性影响,并进行了一系列较细致的稳健性检验。

二、理论模型

1. 模型架构

本文模型涉及的主体包括政府、工人和企业家。政府负责制定实施行政管控型规制政策,工人不存在差异,期总量为 N_t 。企业家是异质的,体现在其资产 a_i (i 指代个体)和生产率 z_i (创新能力等)不同。 a_i 取决于企业家的财富积累进而取决于其企业经营和储蓄行为, z_i 服从如下随机过程: $dz_i = \mu(z_i)dt + \sigma(z_i)dW_t$, $\mu(z_i)$ 、 $\sigma(z_i)$ 和 W_t 分别为漂移项、扩散项和布朗运动, a_i 和 z_i 的联合、边际分布函数分别为 $G(a,z)$ 和 $g(a,z)$ 。企业家偏好可表示为:

$$E_0 \int_0^\infty e^{-pt} u(c_i) dt, \quad u(c_i) = c_i^{1-\eta} / (1 - \eta), \quad \eta, \rho > 0 \quad (1)$$

其中, E_0 为零期期望算子, ρ 为贴现率, $1/\eta$ 为消费跨时替代弹性, c_i 为企业家消费。每个企业家经营一家企业。关于污染排放与企业产出的关系,已有文献主要采取两种做法:一是将污染排放 m_i 作为一种环境要素投入纳入企业生产函数中;二是采取标准的生产函数,将污染排放作为企业生产的一种副产品。这两种方法是等价的,第一种方法更简洁(Tombe and Winter, 2015)。因此,本文采取第一种方法,则有如下形式的企业生产函数:

$$y_i = f(z_i, k_i, l_i, m_i) = [(z_i k_i)^\alpha l_i^{1-\alpha}]^v m_i^{1-v} \left(\frac{M}{M_i}\right)^\gamma, \quad \alpha, v \in (0, 1), \gamma \geq 0 \quad (2)$$

其中, y_i 为企业产出, k_i 和 l_i 分别为企业的物质资本投入和劳动投入。 $M_t = \int m_i dG(a, z)$ 为整个经济的污染排放总量, $\bar{M} > 0$ 为可承受的最大污染排放量,故 \bar{M}/M_t 刻画了环境质量,其越大意味环

境质量越好, γ 捕捉了其对企业生产的外部性影响。这一生产函数可较好地刻画环境污染的重要特性及其对企业产出的两种影响:污染排放增加会增加企业产出, $1 - \nu$ 刻画了影响力度, 但也意味着环境质量恶化, 从而抑制企业产出增加; γ 刻画了影响力度, 单个企业污染排放增加带来的成本将由所有企业承担, 因此会产生道德风险, 激励企业过度污染, 这捕捉了环境的“公共池”资源特性及其引发的过度攫取问题。

政府环境规制, 即企业面临的污染排放约束表示为^①:

$$m_{it} \leq k_{it}^\beta / \theta_t, \quad \beta \in [0, 1], \quad \theta_t > 0 \quad (3)$$

其中, θ_t 刻画了环境规制力度, 其越大意味规制力度越大。式(3)表明, 企业污染排放取决于规制力度和企业的物质资本投入规模, 故所有企业面临的规制力度相同, 但污染排放是特异性的, 取决于企业物质资本投资规模, 进而与企业生产率有关。这会激励企业增加投资以便排放更多污染, 但不同生产率企业的投资行为反应可能有所不同, 因此会改变企业间要素配置。实践中, 企业往往会尽其所能排放污染, 式(3)等号成立, 代入式(2), 有: $y_{it} = \theta_t^{\nu-1} z_{it}^{\alpha\nu} k_{it}^{\alpha\nu+\beta(1-\nu)} l_{it}^{(1-\alpha)\nu} (\frac{M}{M_t})^\gamma$ 。企业家的资产积累可表示为:

$$da_{it}/dt = s_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t) = \Pi_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t) + r_t^d a_{it} - c_{it} \quad (4)$$

其中, $s_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t)$ 为企业家储蓄, $\Pi_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t) = y_{it} - w_t l_{it} - (r_t^l + \delta_t) k_{it}$ 为企业利润; w_t 为工资率, δ_t 为折旧率。 r_t^l 和 r_t^d 分别为物质资本租金率(即借贷利率)和资产利息率(即储蓄利率), 且有: $r_t^l = r_t^d / (1 - \xi)$ 。 $\xi \in [0, 1]$ 为存贷利差参数, 刻画了金融体系市场化程度: 其越小, 市场化程度越高, 竞争性越强, $\xi = 0$ 意味着市场是完全竞争的。企业物质资本投资的资金来源于借贷, 但由于借贷合约有限执行问题, 企业家面临如下抵押借贷约束(贾俊雪, 2017):

$$k_{it} \leq \lambda a_{it}, \quad \lambda \geq 1 \quad (5)$$

其中, λ 从另一维度刻画了金融发展水平: 其越大, 金融体系越发达, 企业家面临的借贷约束越小。当 λ 一定时, 企业家的物质资本投资规模取决于自身财富大小, a_{it} 越大, 意味着企业家可选择的物质资本投资规模越大; 特别是对于借贷受限的企业家而言, 他们可通过自身财富积累来缓解借贷约束从而可以选择更高的物质资本投资水平, 这较好地捕捉了企业自融资机制在缓解借贷约束、减少要素错配中的重要作用。

2. 企业家优化问题

企业家在环境规制和借贷约束下追求企业利润最大化, 求解该优化问题可得:

$$l_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t) = \psi_t [\theta_t^{\nu-1} z_{it}^{\alpha\nu} k_{it}^{\alpha\nu+\beta(1-\nu)}]^{1/(1-(1-\alpha)\nu)} \quad (6)$$

$$k_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t) = \min(k_{it}^u, \lambda a_{it}) = \begin{cases} \pi_t \theta_t^{1/(\beta-1)} z_{it}^{\alpha\nu/[1-(1-\beta)(1-\nu)]}, & z_{it} < \underline{z}_{it} \\ \lambda a_{it}, & z_{it} \geq \underline{z}_{it} \end{cases} \quad (7)$$

其中, $\pi_t = \left[\left(\frac{\alpha\nu+\beta(1-\nu)}{r_t^l + \delta_t} \right)^{1-(1-\alpha)\nu} \left(\frac{(1-\alpha)\nu}{w_t} \right)^{(1-\alpha)\nu} \left(\frac{M}{M_t} \right)^\gamma \right]^{1/[(1-\beta)(1-\nu)]}$ 和 $\psi_t = \left[\left(\frac{(1-\alpha)\nu}{w_t} \right) \left(\frac{M}{M_t} \right)^\gamma \right]^{1/[1-(1-\alpha)\nu]}$ 。因此, 可得企业

产出为: $y_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t) = \psi_t^{(1-\alpha)\nu} [\theta_t^{\nu-1} z_{it}^{\alpha\nu} k_{it}^{\alpha\nu+\beta(1-\nu)}]^{1/(1-(1-\alpha)\nu)} \left(\frac{M}{M_t} \right)^\gamma$ 。企业物质资本投资函数式(7)为分段函

^① 已有研究通常采用的规制政策设定是对污染排放与资本、劳动或产出的比值施加限制, 这对应于式(3)中 $\beta = 1$ 的情形, 为本文的一种特例。式(3)则涵盖了更广泛的规制政策: 当 $\beta = 0$ 时, 式(3)退化为对企业污染排放量进行限制。 $\beta \in (0, 1)$ 的情形则可作如下两种理解($\partial m / \partial k$ 为递减): 一是环境承载力是有限的, 故随 k 、 m 的增加, 生态环境约束趋紧, 可用的环境要素减少, 致使 $\partial m / \partial k$ 递减; 二是规制政策可能促使企业加速削减投资的边际污染排放。

数：具有较高生产率的企业将选择较高的投资水平，当 $k_{it} = k_{it}^u$ 时，有 $\partial k_{it} / \partial z_{it} = \alpha v k_{it} / [(1 - \beta)(1 - v)z_{it}] > 0$ ，但因借贷约束而无法大于 λa_{it} 。特别地，生产率高于阈值 ($z_{it} = (\lambda a_{it}/\pi_t)^{(1-\beta)(1-v)/\alpha v} \theta_t^{(1-v)/\alpha v}$) 的企业将面临紧的借贷约束，而无法选择最优投资水平，从而导致物质资本和劳动错配，造成生产率损失。生产率阈值越小，意味借贷受限企业越多，要素错配和生产率损失越大。环境规制可直接影响生产率阈值，也会通过影响环境质量、资本租金率、工资率和企业家财富积累，来间接影响生产率阈值，从而影响要素配置。

在式(4)—式(7)的约束下，企业家选择消费以最大化预期效用，则有如下 Bellman 方程和一阶最优条件：

$$\rho V_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t) = \max_{c_{it}} u(c_{it}) + \frac{\partial}{\partial a} [V_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t)s_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t)] + \frac{\partial}{\partial z} [V_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t)\mu(z_{it})] \quad (8)$$

$$+ \frac{1}{2} \frac{\partial^2}{\partial z^2} [V_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t)\sigma^2(z_{it})] + \frac{\partial}{\partial t} V_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t)$$

$$c_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t) = [\partial V_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t)/\partial a]^{-1/\eta} \quad (9)$$

其中， $V_{it}(a_{it}, z_{it}, \theta_t)$ 为值函数。

3. 市场均衡与经济总量

经济均衡时，满足如下资本市场和劳动市场出清条件：

$$K_t = \int k_{it} dG(a, z) = \int a_{it} dG(a, z); L_t = \int l_{it} dG(a, z) = N_t \quad (10)$$

其中， K_t 和 L_t 分别为整个经济的总资本和总劳动。进而，可得整个经济的总量生产函数为：

$$Y_t = Z_t (K_t^\alpha L_t^{1-\alpha})^\nu \tilde{M}_t^{1-\nu} \left(\frac{M_t}{M_i}\right)^\gamma; Z_t = \Phi \left[\int_0^\infty \int_0^z z_{it}^{\frac{\alpha v}{(1-\beta)(1-v)}} g(a, z) dz da \right]^{(1-\beta)(1-v)} \quad (11)$$

其中， $Y_t = \int y_{it} dG(a, z)$ 为总产出， $\tilde{M}_t = K_t^\beta / \theta_t$ 。 Z_t 为整个经济的 TFP，是非借贷受限企业的生产率均值的一个倍数 $\Phi = \frac{[1-\lambda(1-\Theta)+\lambda\Omega]^{1-(1-\alpha)v}}{[1-\lambda(1-\Theta)]^{1-\beta(1-v)}}$ 。其中， $\Theta = \frac{1}{K_t} \int_0^z \int_0^\infty a_{it} g(a, z) da dz$ 为非借贷受限企业家的累积资产份额， $\Omega = \frac{1}{K_t} \int_0^z \int_0^\infty (z_{it}/z_{it})^{\alpha v/[1-(1-\alpha)v]} a_{it} g(a, z) dz da$ 则可理解为因借贷约束限制了高生产率企业的投资而造成的累积资产损失份额，刻画了资本错配程度。

总物质资本积累方程和要素价格为：

$$dK_t/dt = [1 - (1 - \alpha)v] Y_t - (\xi r_t^l + \delta_t) K_t - C_t \quad (12)$$

$$w_t = (1 - \alpha)v Z_t K_t^{\alpha v} L_t^{(1-\alpha)v-1} \tilde{M}_t^{1-\nu} \left(\frac{M_t}{M_i}\right)^\gamma \quad (13)$$

$$r_t^l = [\alpha v + \beta(1 - v)] \zeta_t Z_t K_t^{\alpha v-1} L_t^{(1-\alpha)v} \tilde{M}_t^{1-\nu} \left(\frac{M_t}{M_i}\right)^\gamma - \delta_t \quad (14)$$

其中， $C_t = \int c_{it} dG(a, z)$ 为企业家总消费， $\xi r_t^l K_t$ 为存贷利差造成的物质资本损失。式(13)和式(14)表明，工资率等于总劳动的边际产出，但总资本租金率(即物质资本使用成本 $r_t^l + \delta_t$)并不等于总物质资本的边际产出，式(14)右边第一项多出 $\beta(1 - v)$ 和 $\zeta_t = [1 - \lambda(1 - \Theta) + \lambda\Omega]^{-1}$ 。

最后，边际分布函数 $g(a, z)$ 可由如下 Kolmogorov 向前方程给出：

$$\frac{\partial g(a, z)}{\partial t} = -\frac{\partial}{\partial a} [s_{it} g(a, z)] - \frac{\partial}{\partial z} [\mu(z_{it}) g(a, z)] + \frac{1}{2} \frac{\partial^2}{\partial z^2} [\sigma^2(z_{it}) g(a, z)] \quad (15)$$

这样，在环境规制政策给定和边际分布函数 $g(a, z)$ 由式(15)给定的情况下，经济均衡由满足式(9)—式(14)的 $\{Y_t, Z_t, K_t, L_t, M_t, V_t, C_t, w_t, r_t^l\}$ 刻画。

4. 数值模拟

(1)参数基准赋值。本文主要依据中国现实数据和相关文献对模型参数进行基准赋值。特别地,这里将劳动力总量 N 和环境要素最大值 \bar{M} 正规化为1,将生产函数参数 α 、 ν 和 γ 分别设为0.53、0.84和0.014,符合中国现实数据和已有文献的取值范围^①。本文将折旧率 δ 设为0.06,将消费跨时替代弹性 $1/\eta$ 设为0.50,将贴现率 ρ 和借贷约束参数 λ 分别设为0.41和1.15(Wang, 2013; 贾俊雪, 2017; 董直庆和王辉, 2019)。依据1988—2019年中国一年期储蓄和贷款利率,将存贷利差参数 ξ 设为0.424。将生产率 z_u 的随机过程具体化为: $d\log z_u = -\varepsilon \log z_u dt + \sigma dW_t$,并将 ε 和 σ 分别设为0.49和1.10^②。对于环境规制参数 θ 和 β ,中国尚缺乏相关经验数据,也缺少良好的文献依据,本文采取如下策略,即通过赋值使得物质资本租金率和储蓄率的模型预测值与现实数据相匹配。鉴于 β 对资本租金率的影响更直接,依据中国物质资本回报率将 β 设为0.08;依据总储蓄率将 θ 设为21,这与陈素梅和何凌云(2017)的取值一致^③。

(2)TFP增长效应。图1给出环境规制对经济高质量发展的影响。图1可知,环境规制对TFP增长产生弱“U型”(近乎“L型”)影响:当 $\theta \leq 55$ 时, θ 增加将导致TFP增长率下降,且这一负效应主要集中于 θ 较小时;而当 $\theta > 55$ 时, θ 增加对TFP增长产生正向影响,但影响力度较弱(见图1(a))。环境规制对总产出增长则始终产生负面影响,但影响力度随着 θ 增加而持续减弱(见图1(b))。

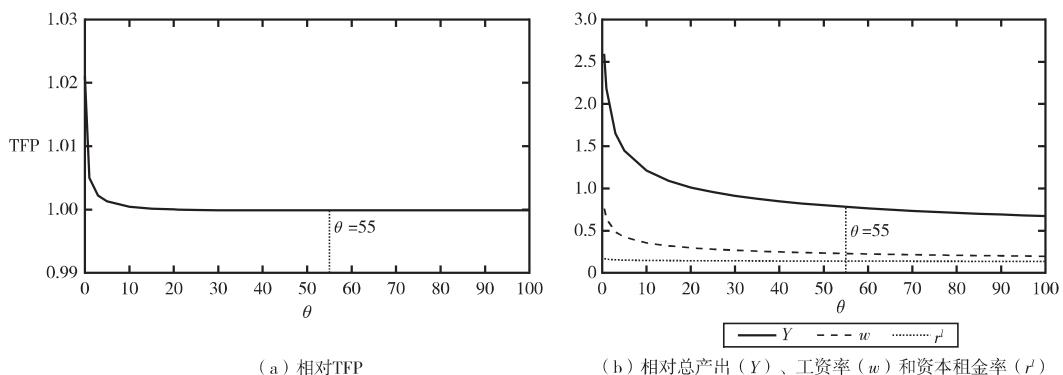


图1 环境规制(θ 变化)对高质量发展和要素价格的影响

注:相对TFP和总产出是除以基准TFP和总产出得到的,反映的是相较于基准情形的增长变化。

- ① 基于中国1988—2014年地级市市辖区数据的估算表明:物质资本和劳动的产出弹性分别为0.44和0.40,详见后文。据此,由式(2)可得 α 和 ν 。对于参数 γ ,中国尚缺乏相关经验数据,已有研究主要采用0.03、0.005和0.007(Groth and Schou, 2007; Bella and Mattana, 2019),以其均值为基准值。
- ② 这等价于连续时间的AR(1)过程:稳态分布服从均值为零、方差为 $\sigma^2/(2\varepsilon)$ 的正态分布,自相关系数为 $e^{-\varepsilon}$ 。故 ε 决定了企业生产率变化的持续性,与 σ 共同决定了企业生产率的差异性。1998—2007年,中国规模以上工业企业对数TFP的AR(1)过程的自相关系数和残差标准差分别为0.75和0.81。鉴于本文模拟的样本期较长,故采用较小的自相关系数(0.61)和较大的残差标准差(1.11),由此可得 ε 和 σ 。
- ③ Bai et al.(2006)的研究表明:1988—2005年,中国物质资本回报率平均为22.5%,但呈下降趋势,故以较小值(15%)为赋值依据。1988—2019年,中国总储蓄率为43.10%,企业家储蓄率较高,故以较大值(52.70%)为赋值依据。本文也尝试以(12.40%, 61.30%)和(18%, 48.20%)这两组资本回报率和总储蓄率为赋值依据,主要结论不变。

其原因在于,环境规制会影响企业家财富积累(即企业自融资机制),进而影响企业借贷约束,最终对企业间要素配置产生影响^①。特别地,环境规制会遏制企业污染排放,减少企业产出进而抑制企业家的财富积累,加剧企业借贷约束;但也会改善环境质量,增加企业产出,促进企业家财富积累(见式(2)和式(4)),缓解企业借贷约束。前一种效应更突出,故环境规制对总产出增长始终产生负面影响,但影响力度持续减弱。这会导致工资率和资本租金率下降(见图1(b)),降低企业要素投入成本,促进企业家财富积累,缓解企业借贷约束、减少要素错配。在这些影响的共同作用下,环境规制对TFP增长呈现出弱“U型”效应。而就模拟结果来看,当前中国环境规制力度(即基准值 $\theta=21$)与“U型”曲线拐点(即 $\theta=55$)还存在一定差距,要实现环境规制对要素配置效率的正影响,还需进一步加大环境规制力度。

为直观揭示上述机理,本文利用如下两个变量捕捉要素错配程度,来考察环境规制对要素配置的影响:①非借贷受限企业与借贷受限企业的资本产出比的比值;②借贷受限企业家的累积资产损失份额。这两个变量越大,要素错配越严重。模拟结果显示,环境规制对二者均产生弱“倒U型”影响,且“倒U型”曲线顶点对应的 θ 均为55。这较好契合了环境规制对TFP增长的影响,凸显出要素配置机制对于认识理解环境规制对TFP增长影响的重要性^②。

综上所述,本文发现,环境规制对TFP增长产生弱“U”型(近乎“L”型)影响,要素配置机制在其中发挥了重要作用,即环境规制会影响企业家的财富积累即企业自融资机制,从而对要素配置效率产生弱“U”型影响。因此,就理论而言,地方政府环境规制与经济高质量发展并非割裂对立的,而是可以较好地实现“鱼与熊掌兼得”。

(3)拓展与稳健性分析。本文进行了如下拓展与稳健性分析。①引入固定生产成本从而引入内生企业退出机制,以捕捉环境规制通过影响企业退出影响TFP增长的作用机理。②引入污染税费和减排补贴,以捕捉市场激励型规制政策的影响。③在效用函数(而非生产函数)中引入环境质量外部性,以捕捉环境质量偏好的影响。④考虑两类不同的行政管控型环境规制政策: $m_u < l_u^\beta / \theta_i$ (规制政策I)和 $m_u \leq y_u^\beta / \theta_i$ (规制政策II)。⑤改变一些重要参数的取值。上述分析的主要结论不变^③。

三、政策背景、计量策略与数据

1.国家环境保护重点城市政策

改革开放以来,伴随着工业化进程加快,中国环境污染问题日趋严重。中央高度重视这一问题,陆续颁布了数十部环保法律法规,形成了较完备的环保政策体系。就政策内容看,中国主要采取的是行政管控型规制政策;就实施管理而言,主要采取的是“以块为主”的属地管理模式。但作为重要的治理主体,地方政府长期以来普遍存在重增长、轻环保的发展理念与激励结构偏差,未能有效贯彻落实中央环保政策,致使地方环境治理成效不明显。为压实地方政府主体责任,激发地方政府主体能动性,中央自1989年以来推行了国家环境保护重点城市政策。

确切来讲,1988年12月,原国务院环境保护委员会通过了《城市环境综合整治定量考核实施办法(暂行)》(简称《实施办法》),规定自1989年起将所有的直辖市和省会城市(拉萨市除外)以及大

^① 前文分析表明,借贷约束限制了高生产率企业的投资,从而导致要素错配和TFP损失;企业家财富积累(即企业自融资机制)可缓解借贷约束,减少要素错配和TFP损失。

^② 具体结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

^③ 具体结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

连和苏州等32个城市列为国家环境保护重点城市,由中央直接负责对这些城市进行环境综合整治定量考核(简称“城考”)。1992年,将青岛、宁波、厦门、深圳和重庆5个计划单列市增加为国家环境保护重点城市。此后,国家环境保护重点城市不断拓展:1996年为46个,2003年为47个,2004年为113个并保持至今。对于新增的国家环境保护重点城市,中央没有公布明确的选择标准,但选取的主要是那些人口规模较大和污染较严重的城市(魏正明,1999),故可能存在内生性选择问题。

中央“城考”制度是中央依据污染防治和环境质量等指标体系,定量考核地方政府环境治理成效的一项监督管理制度。《实施办法》明确规定,国家环境保护重点城市要严格按照中央“城考”规定的21项指标进行考核,主要指标包括大气总悬浮微粒年日均值、二氧化硫年日均值、工业废水处理率和万元产值工业废水排放量等,而其他地级市由各省考核,只有中央“城考”考核指标中的8项指标必须考核。随着时间推移,中央“城考”的考核指标、考核办法和监督措施不断完善。例如,1998年,原国家环境保护总局下发《关于印发全国2000年工业污染源达标排放和环境保护重点城市环境功能区达标工作方案的通知》,要求严格控制污染源,强化环境污染限期治理制度,加大考核力度等措施,用以督导当时46个国家环境保护重点城市的空气质量与水环境质量达标。2006年,原国家环境保护总局印发《“十一五”城市环境综合整治定量考核指标及实施细则》和《全国城市环境综合整治定量考核工作管理规定》,纳入优良天数全年占比等重要指标,进一步完善了国家环境保护重点城市的考核标准。此外,2003年以来,原国家环境保护总局通过《全国城市环境管理与综合整治年度报告》向全社会公布国家环境保护重点城市的“城考”结果;2010年,又将“公众对城市环境保护满意率调查情况”纳入报告,进一步强化了监督力度。

正因如此,国家环境保护重点城市相较于其他城市普遍实施了更严格的环保标准和行政管控型规制措施,在遏制环境污染、改善环境质量方面取得较好成效。这为本文深入考察地方政府环境规制对TFP增长的影响、检验本文理论分析的结论提供了一个良好契机。

2. 两步双重差分策略

国家环境保护重点城市政策具有较典型的拟自然实验性质,但正如前文指出的,这一政策并非随机的,国家环境保护重点城市与其他地级市的TFP增长率可能在政策实施前就存在差异,标准一步双重差分法可能存在估计偏差。为此,本文采用两步双重差分策略(Greenstone and Hanna, 2014)。

第一步:事件分析(Event Study)。特别地,本文采用如下事件分析方程:

$$Y_{it} = \alpha + \sum_p \sigma_p D_{pit} + \gamma X_{it} + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

其中, i 和 t 分别表示地级市和年份, Y_{it} 为地级市TFP增长率。 D_{pit} 为窗口 $0-1$ 变量($p \in [-15, 9]$):对于处置组,即国家环境保护重点城市,政策实施前或后第 $|p|$ 年取值为1,否则为0;对于对照组,即其他地级市,均取值为0^①。 σ_p 捕捉了政策实施前或后第 $|p|$ 年处置组与对照组的TFP增长差异,识别了国家环境保护重点城市政策的年度效应。 X_{it} 为控制变量,包括人口密度和实际人均地区生产总值,均取自然对数。 μ_t 为年份固定效应, η_i 为地级市固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。为避免城市规模对估计精度的影响,本文以地级市人口规模为权重对回归方程作加权处理。

^① 事件窗口 p 的范围选取涉及两种考虑的权衡:较大范围意味较大的样本量,可提升第二步回归的精准性;较小范围则可使事件分析集中在较小的政策时间窗口内,避免其他非观测因素的潜在影响,提升第一步回归的精准性。本文样本期为1988—2014年, p 的最大范围为 $[-15, 22]$ 。2004年为政策扩围最后一年,为使2004年纳入国家环境保护重点城市的处置组有尽可能多的样本,本文将 p 范围设为 $[-15, 9]$,以较好兼顾上述两种考虑。

第二步：识别政策效应。本文以第一步回归得到的 σ_p 的估计值 $\hat{\sigma}_p$ 为被解释变量，利用如下方程识别国家环境保护重点城市政策的 TFP 增长效应：

$$\hat{\sigma}_p = \beta_0 + \beta_1 Epl_p + \varepsilon_p \quad (17)$$

其中， Epl_p 为政策实施 0—1 变量，即政策实施当年及之后年份 ($p \geq 0$) 取值为 1，否则为 0。故 β_1 识别了政策引致的处置组相较于对照组 TFP 增长的均值漂移程度，即平均处置效应。 ε_p 为随机扰动项。第一步回归控制了时间固定效应，但式(17)仍可能无法完全控制处置组与对照组事前 TFP 增长趋势差异的影响。为此，本文引入事件窗口时间趋势项，则有：

$$\hat{\sigma}_p = \beta_0 + \beta_1 Epl_p + \beta_2 p + \varepsilon_p \quad (18)$$

而且，考虑到政策影响往往具有时滞性和持续性，例如企业需要时间来调整生产经营策略以应对政策变化，本文也尝试引入政策实施 0—1 变量与事件窗口时间趋势 0—1 变量的交互项，则有：

$$\hat{\sigma}_p = \beta_0 + \beta_1 Epl_p + \beta_2 p + \beta_3 (Epl_p \times p) + \varepsilon_p \quad (19)$$

其中， $\beta_1 + \beta_3 \times p$ 捕捉了政策实施 p 年后的累积影响，本文重点关注政策实施 5 年后 ($p=5$) 的影响（即 $\beta_1 + 5\beta_3$ ），以识别较长时期的政策累积效应。

最后，为避免 σ_p 估计误差的影响，本文以 $\hat{\sigma}_p$ 的标准误的倒数为权重，对式(17)—式(19)作加权处理。实证分析也给出拓展一步双重差分法的回归结果，以便于比较^①。

3. 数据说明

本文使用的是地级市市辖区数据和规模以上工业企业调查数据。地级市市辖区数据来自历年《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》以及各省份统计年鉴。之所以使用市辖区数据，是因为国家环境保护重点城市政策主要是针对市辖区的环境质量进行考核。鉴于数据的可获取性，本文的样本期设为 1988—2014 年。为能较好地进行平行趋势检验，本文剔除了 1989 年纳入国家环境保护重点城市的 32 个城市，可以避免样本城市在可比性上存在的问题。本文还剔除了重庆市，以及样本期内发生过行政区划变动和数据缺失严重的地级市。最终使用的样本包含 257 个地级市。

中国工业企业数据来自 1998—2007 年国家统计局规模以上工业企业调查数据库，该数据库提供了全部国有工业企业和规模以上（即年销售额在 500 万元以上）非国有工业企业的详细信息。本文将制造业企业作为考察对象，剔除了矿产采选、石油和水电煤气生产供应等行业；根据企业代码、名称、所在地、法定代表人和邮政编码等信息对样本企业进行匹配，对关键变量缺失的企业样本、企业代码缺失、无法唯一识别、建立时间无效的企业样本以及总资产小于流动资产、固定资产或固定资产净值的企业样本予以剔除（杨汝岱，2015）。由企业所在地，识别出样本地级市市辖区内的工业企业，得到 1998—2007 年企业面板数据，共有 95777 家企业和 325469 个观测值。

4.TFP 增长率测算

本文利用索罗残差法和如下生产函数估算地级市市辖区 TFP 增长率： $Y_{it} = Z_{it} K_{it}^\mu (h_{it} L_{it})^\eta$ ； Y_{it} 为地区生产总值， Z_{it} 为 TFP， K_{it} 、 L_{it} 和 h_{it} 分别为物质资本存量、劳动力和人力资本， μ 和 η 分别为物质资

^① 与式(17)—式(19)对应的拓展一步双重差分回归方程分别为： $Y_{it} = \alpha + \theta_1 Er_p + \theta_2 (Epl_p \times Er_p) + \theta_3 Ed_p + \theta_4 Ef_p + \gamma X_{it} + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{it}$ ； $Y_{it} = \alpha + \theta_1 Er_p + \theta_2 (Epl_p \times Er_p) + \theta_3 (Er_p \times p) + \theta_4 Ed_p + \theta_5 Ef_p + \gamma X_{it} + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{it}$ ； $Y_{it} = \alpha + \theta_1 Er_p + \theta_2 (Epl_p \times Er_p) + \theta_3 (Er_p \times p) + \theta_4 (Epl_p \times p \times Er_p) + \theta_5 Ed_p + \theta_6 Ef_p + \gamma X_{it} + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{it}$ 。其中， Er_p （当 $-15 < p < 9$ 时，为 1，否则为 0）、 Ed_p （当 $p < -15$ 时，为 1，否则为 0）和 Ef_p （当 $p > 9$ 时，为 1，否则为 0）为三个事件窗口 0—1 变量。上述方程与式(17)—式(19)的回归结果具有良好可比性。

本和劳动的产出弹性^①。由于缺少地级市地区生产总值平减指数,本文利用省份地区生产总值平减指数将地级市地区生产总值折算成以1988年为基期的实际值。实际物质资本存量由永续盘存法测算: $K_{it} = (1 - \delta)K_{it-1} + I_{it}/P_{it}$, I_{it} 为固定资产投资, P_{it} 为投资平减指数,期初物质资本存量由 $K_{i0} = I_{i0}/(g + \delta)$ 测算——限于数据可获取性,用省份地区生产总值平减指数测度 P_{it} ,以1988年为期初年并用当年固定资产投资测度 I_{i0} ,用1988—1991年实际固定资产投资几何平均增长率测度 g ,折旧率 δ 设为6% (Wang, 2013)。人力资本 h_{it} 由Bosworth and Collins(2008)的方法测算^②。

本文也考虑以企业TFP增长率和要素配置效率作为被解释变量。本文利用Brandt et al.(2012)的方法测算出两位数行业的产出平减指数和投入平减指数以及以1998年为基期的企业实际固定资产存量,然后利用Olley and Pakes(1996)的方法,基于行业估算出企业TFP增长率。本文利用地级市行业内企业要素份额与企业TFP的协方差(即OP协方差) E_{id} ,来测度地级市行业内的要素配置效率: $E_{id} = \sum_i (s_{idj} - \bar{s}_{id})(\omega_{idj} - \bar{\omega}_{id})$, s_{idj} 和 ω_{idj} 分别为企业 j 在地级市 i 行业 d 内的要素份额(分别考虑了资本份额和劳动份额)和TFP, \bar{s}_{id} 和 $\bar{\omega}_{id}$ 为二者的简单算术均值(Bartelsman et al., 2013)。 E_{id} 越大,意味着生产率越高的企业的要素份额越大,即要素配置效率越高。最后,为避免异常值的影响,本文剔除了小于0.50%分位数和大于99.50%分位数的观测值。

四、地方政府环境规制对经济高质量发展的影响

1. 基准回归结果

图2(a)给出两步双重差分法第一步回归式(16)的政策影响系数 σ_p 的估计结果。横轴为事件窗口,国家环境保护重点城市政策实施前后的期数 p ,竖直虚线代表政策实施当年($p=0$),纵轴为标准化的 $\hat{\sigma}_p$,政策实施前一年的影响系数 $\hat{\sigma}_{-1}$ 标准化为零。由此可知,政策实施前, $\hat{\sigma}_p$ 大多为负值,表明国家环境保护重点城市相较于其他地级市的事前TFP增长总体较慢,故不满足平行趋势条件,标准一步双重差分估计将有偏。政策实施后, $\hat{\sigma}_p$ 发生明显的趋势反转,由之前总体上升态势转变为下降趋势,并于政策实施后第6年达到谷底,表明国家环境保护重点城市政策对地级市TFP增长倾向于具有负向冲击,且这一不利影响具有较强的持续性。上述结果为两步双重差分策略的使用和第二步回归尤其式(19)的有效性提供了良好的证据支持。

表1汇报了两步双重差分法第二步回归结果:第(1)列给出式(19)的估计结果。由此可知,这一政策对地级市TFP增长产生了显著的负面影响,且影响具有较强的持续性,政策实施5年后,国家环境保护重点城市相较于其他地级市的TFP增长率累积下降4.39个百分点(在1%的置信水平上显著)。拓展一步双重差分法的估计结果与之具有良好的一致性(见表1第(2)列),表明回归结果是稳健的。

^① 前文理论框架给出的总量生产函数式(11)可转化为: $Y = \theta^{v-1-\gamma} Z K^{\alpha v + \beta(1-v)} [\int k^\beta dG(a, z)]^\gamma L^{(1-\alpha)v} \bar{M}^\gamma$,其本质上仍是关于物质资本和劳动的函数。为了与理论模型保持逻辑一致性,本文在估算地级市市辖区TFP时采用包含人力资本的标准生产函数,且未限定规模收益不变,即未限定 $\mu + \eta = 1$ 。鉴于地区可承受的最大污染排放量在较长时期内相对稳定,回归中利用地级市固定效应来控制 \bar{M}^γ 的影响,同时也控制了时间固定效应,得到 μ, η 分别为0.44、0.40。本文也尝试以滞后2期或3期的物质资本和劳动为工具变量以及采用10%的折旧率进行回归,结果仍然稳健。

^② Bosworth and Collins(2008)在测算中国人力资本时,得到平均受教育年限 e 的回报率为7%,故有 $h = (1.07)^e$ 。由于缺少地级市平均受教育年限数据,本文用省份数据替代。

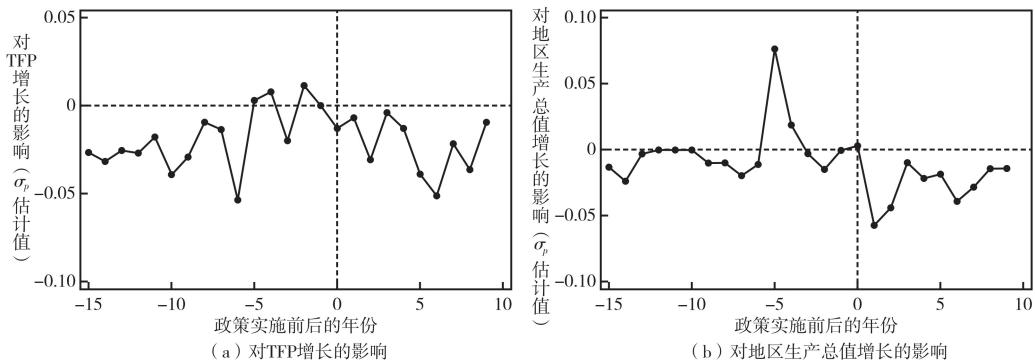


图2 国家环境保护重点城市政策影响事件分析

注:这里给出的两步双重差分法第一步回归式(16)的政策影响系数 σ_p 的估计结果,图(a)和图(b)分别以地级市 TFP 增长率和地区生产总值增长率为被解释变量。

本文也考察了国家环境保护重点城市政策对地级市地区生产总值增长的影响。图 2(b)显示,国家环境保护重点城市与其他地级市的地区生产总值增长也存在较明显的事前趋势差异。进而,由第二步回归结果可知,这一政策对地级市地区生产总值增长也具有显著的抑制作用,一步双重差分法的结果类似(见表 1 第(3)、(4)列)。此外,两步双重差分法的回归结果表明,国家环境保护重点城市政策总体上有助于改善地级市的环境质量,促使国家环境保护重点城市的工业废水和二氧化硫排放量分别下降 23% 和 25.90%,但对工业烟尘排放量的负面影响不显著^①。

表1 地方政府环境规制对地级市经济高质量发展的影响

	TFP 增长率		地区生产总值增长率	
	两步双重差分法 (第二步回归)	一步双重差分法	两步双重差分法 (第二步回归)	一步双重差分法
			(3)	(4)
国家环境保护重点城市政策	-0.0228 [*] (0.0109)	-0.0187 [*] (0.0095)	-0.0393 [*] (0.0197)	-0.0284 ^{**} (0.0131)
事件窗口时间趋势项	0.0029 ^{***} (0.0008)	0.0027 ^{***} (0.0009)	0.0018 (0.0015)	0.0011 (0.0009)
国家环境保护重点城市政策 × 事件窗口时间趋势项	-0.0042 ^{**} (0.0016)	-0.0040 ^{**} (0.0016)	-0.0009 (0.0029)	-0.0004 (0.0016)
5 年政策效应	-0.0439 ^{***} (0.0109)	-0.0390 ^{***} (0.0100)	-0.0440 ^{**} (0.0198)	-0.0303 ^{**} (0.0123)
地级市固定效应		是		是
年份固定效应		是		是
R ²	0.4685	0.0792	0.2878	0.3204

注:第(1)和(3)列汇报的是两步双重差分法第二步回归式(19)的估计结果,小括号中数字为标准误,被解释变量是两步双重差分法第一步回归得到的事件窗口 0—1 变量的系数估计值。一步双重差分法只汇报了核心系数的回归结果以便于比较,小括号中数字为聚类到省份的标准误。5 年政策效应($\beta_1+5\beta_3$)由回归结果计算得到,对其作联合显著性检验。^{***}、^{**}和^{*}分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。以下各表同。

① 限于数据的可获取性,本文使用的是 2003—2014 年地级市的工业废水、二氧化硫和烟尘排放量数据,剔除了 2004 年以前纳入国家环境保护重点城市的地级市,数据为整个地级市口径。

2. 规制力度的影响

前文实证分析表明,地方政府环境规制有利于遏制环境污染,改善环境质量,但对TFP增长产生了显著的抑制作用。结合前文理论分析的结论可知,这很可能主要是因为样本期内中国地方政府环境规制力度总体较弱所致,可能尚处于“U”型曲线的左端(见图1(a))。这里就此进行检验。

然而,中国目前尚缺乏良好的地级市市辖区的环境规制力度数据。因此,本文采用如下策略捕捉处置组城市市辖区环境规制力度差异:依据2003年、2005年、2006年和2008年国家环境保护重点城市的“城考”综合排名,计算出每个处置组城市的排名变化;将累计排名上升前25%分位数的城市归为规制力度较大组,其余为力度较小组。分别基于这两组处置组样本的两步双重差分组回归结果表明,随着规制力度增加,地方政府环境规制对经济高质量发展的不利影响明显减弱、趋于消失。这主要体现在,就规制力度较小组而言,国家环境保护重点城市政策对TFP增长的负面影响较大且具有较好的统计显著性;而对于力度较大组,政策影响很小且不显著(见表2第(1)、(2)列)。不过,按照上述分组办法,“城考”排名始终靠前的国家环境保护重点城市可能被归为规制力度较小组,而这些城市也很可能需要实施严格的规制政策以保持排名靠前。因此,本文尝试利用四次“城考”平均排名情况捕捉规制力度差异,将平均排名前25%分位数的国家环境保护重点城市归为力度较大组,其余为力度较小组。表2第(3)列和第(4)列显示,结论不变。规制力度对地区生产总值增长的影响结果总体类似^①。

上述分析进一步证实:地方政府环境规制与经济高质量发展并非割裂对立的,而是可以较好地实现“鱼与熊掌兼得”。这为更好地矫正地方政府的认知与发展理念偏差,加强地方环境治理,全面贯彻落实新发展理念提供了良好的经验支撑与借鉴启示。

表2 规制力度的影响

变量	TFP增长率		TFP增长率	
	排名上升靠前 (力度较大)组	排名上升靠后 (力度较小)组	平均排名靠前 (力度较大)组	平均排名靠后 (力度较小)组
	(1)	(2)	(3)	(4)
国家环境保护重点城市政策	0.0019 (0.0250)	-0.0231* (0.0120)	-0.0111 (0.0214)	-0.0242* (0.0121)
事件窗口时间趋势项	-0.0008 (0.0042)	0.0029*** (0.0007)	-0.0008 (0.0012)	0.0039*** (0.0013)
国家环境保护重点城市政策×事 件窗口时间趋势项	-0.0013 (0.0044)	-0.0051** (0.0022)	0.0019 (0.0030)	-0.0044** (0.0018)
5年政策效应	-0.0030 (0.0247)	-0.0492*** (0.0111)	-0.0019 (0.0214)	-0.0462*** (0.0123)
5年效应差异检验p值	0.0871*		0.0639*	
R ²	0.2152	0.5144	0.0824	0.4862

注:两组样本5年政策效应差异检验为邹至庄检验(原假设:两组系数不存在差异)。

3. 平行趋势与结构性断点检验

本节对两步双重差分策略的有效性进行检验,包括平行趋势检验和结构性断点检验^②。本文

① 具体结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 具体结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

利用反事实分析进行平行趋势检验,特别地,选取了两个事前样本期:①1988—1995年。为确保样本城市在此期间均未受过处置,这里剔除1992年纳入国家环境保护重点城市的地级市样本。这样,可以检验1995年以后纳入国家环境保护重点城市的地级市与对照组的TFP增长率在事前是否具有相同变化趋势,分别以1993年、1994年为虚拟政策实施年,事件窗口 p 的范围分别设为[-5,2]和[-6,1]。②1988—2002年。基于类似考虑,本文剔除1992年、1996年纳入国家环境保护重点城市的地级市样本,分别以2000年、2001年为虚拟政策实施年份,将 p 的范围分别设为[-11,2]和[-12,1]。结果显示,无论是1988—1995年还是1988—2002年,政策影响系数和5年政策效应均不显著,满足平行趋势条件,表明两步双重差分策略有效^①。此外,本文进行结构性断点检验,即基于第二步回归式(19)的回归结果,检验回归系数 β_1 和 β_3 是否在政策实施当年及之后年份存在结构性断点:若存在断点,则表明政策产生了有效影响,采用两步双重差分法是合理有效的;否则,是无效的(Greenstone and Hanna, 2014)。检验结果显示,就地级市TFP增长而言,在国家环境保护重点城市政策实施当年就出现了结构性断点,最大F值对应的时点为0,QLR(Quandt likelihood ratio)检验统计值大于99%置信水平的临界值;对于地级市地区生产总值增长,在政策实施后第1年出现了结构性断点。因此,本文采用的两步双重差分法有效,基准结论可信。

4. 稳健性检验

为进一步确保基准结论的可靠性,本文作如下稳健性检验:①选择不同的事件窗口范围,为检验结果对 p 范围变化的敏感性,本文尝试采用[-15,8]、[-14,8]、[-13,10]、[-13,9]和[-9,9]等取值范围。②考虑国家环保模范城市政策的影响,原国家环境保护总局自1997年起开始评选国家环保模范城市,这可能导致基准结果有偏。为此,本文剔除国家环保模范城市样本。③考虑“两控区”政策的影响,国务院在1998年批准实施了“两控区”政策^②,可能导致基准结果有偏。因此,本文在第一步回归式(16)中引入“两控区”政策0—1变量,即“两控区”地级市1998年及之后年份取值1,否则为0;非“两控区”地级市均取值0,以此控制该政策的影响。④考虑外溢性的影响,污染通常具有外溢性且环境规制力度增强也可能引发企业迁移,从而可能导致基准结果有偏。为此,本文尝试剔除与处置组城市地理相邻的对照组城市样本^③。⑤增加控制变量,本文尝试在第一步回归中增加一组新的控制变量,包括财政收入、财政支出、城镇职工工资总额和劳动人数与总人口的比值。与基准结果相比,结果没有明显变化^④。

五、微观机理分析

1. 对企业TFP增长的影响

表3第(1)列给出国家环境保护重点城市政策对企业TFP增长影响的两步双重差分法第二步

^① 鉴于时间很短,未考虑1988—1991年为事前样本期。对于1988—1995年、1988—2002年事前样本期,本文也分别尝试以1990—1992年各年份、1997—1999年各年份为虚拟政策实施年,结果类似。

^② “两控区”是指酸雨控制区和二氧化硫污染控制区。本文样本中有127个地级市为“两控区”城市,其中65个也是国家环境保护重点城市。本文还尝试剔除这些“两控区”样本,但由于剔除样本较多,导致结果精度较差。

^③ 本文尝试分别剔除与处置组城市地理距离小于100公里、150公里和200公里的对照组城市样本,结论不变。

^④ 具体结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

回归式(19)的估计结果。结果表明,这一政策对企业TFP增长产生了显著的抑制作用,导致国家环境保护重点城市的企业TFP增长率5年累积下降4.18个百分点,一步双重差分法的结果类似(见表3第(2)列)^①。本文依据国家环境保护重点城市“城考”综合排名累计变化情况进行分组回归,来识别规制力度差异的影响。表3第(3)、(4)列显示,规制力度较小小组的5年TFP增长效应显著为负,力度较大组的则为正值,但统计上不显著^②。上述结果表明,地方政府环境规制对企业TFP增长也倾向于产生弱“U”型(近乎“L”型)影响,这为前文基于地级市宏观数据得到的结论提供了良好的微观证据支持。

表3 地方政府环境规制对企业TFP增长的影响

	企业TFP增长率		企业TFP增长率:规制力度的影响	
	两步双重差分法 (第二步回归)		两步双重差分法(第二步回归)	
	两步双重差分法 (第二步回归)	一步双重差分法	排名上升靠前 (力度较大)组	排名上升靠后 (力度较小)组
	(1)	(2)	(3)	(4)
国家环境保护重点城市政策	-0.0365*** (0.0082)	-0.0353*** (0.0087)	-0.0321 (0.0182)	-0.0350** (0.0111)
事件窗口时间趋势项	0.0080*** (0.0018)	0.0083*** (0.0022)	0.0009 (0.0045)	0.0093** (0.0024)
国家环境保护重点城市政策×事件窗口时间趋势项	-0.0011 (0.0031)	-0.0012 (0.0033)	0.0092 (0.0069)	-0.0035 (0.0042)
5年政策效应	-0.0418** (0.0144)	-0.0413** (0.0187)	0.0142 (0.0321)	-0.0526** (0.0196)
5年效应差异检验 p 值				0.0478**
企业固定效应		是		
两位数行业×年份固定效应		是		
R ²	0.8522	0.2548	0.4393	0.7848

注:两步双重差分法汇报的是第二步回归式(19)的估计结果。一步双重差分法小括号中数字为聚类到企业层面和地级市—年份层面的标准误。

2.异质性效应

本文从以下几个方面考察异质性效应:①正如前文理论分析指出的,企业借贷约束在环境规制影响TFP增长的机理中扮演着重要作用:企业借贷约束越严重,环境规制对TFP增长的负向影响越突出。为此,本文利用Guariglia et al.(2011)的方法,测算每个样本企业的借贷约束指数(CFS):

$$CFS_i = \sum_{t=1}^T \left(\frac{Ca_{it}}{\sum_{t=1}^T Ca_{it}} \times As_{it} \right) - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T As_{it},$$

$$Ca_{it}$$
 和 As_{it} 分别为企业 i 在 t 年的现金流与总资产的比值和总资产增长率, T 为样本期数。 CFS 指数越大,意味企业的总资产增长对现金流的依赖性越大,企业借

① 回归样本期为1999—2007年,故将处置组限定为2004年纳入国家环境保护重点城市的地级市,并剔除此前的国家环境保护重点城市样本,以便能较好地进行平行趋势检验,将p范围设为[-5,3]。

② 依据的是2005年、2006年和2008年国家环境保护重点城市“城考”综合排名:累计排名上升前25%分位数的国家环境保护重点城市为规制力度较大组,其余为力度较小组。本文尝试按照“城考”平均排名进行分组,结论不变。

贷约束越严重。本文将 CFS 指数大于样本 75% 分位数的企业归为借贷约束较大组,其余为借贷约束较小组。结果表明,借贷约束较大组的 5 年企业 TFP 增长效应显著为负且力度较大,借贷约束较小组的 5 年企业 TFP 增长效应则显著性较差且力度较小。这为前文理论分析刻画的作用机理提供了良好的证据支持,意味着缓解企业借贷约束有助于抵消地方政府环境规制对经济高质量发展的不利影响。②本文将企业分为国有企业与非国有企业,其中国有企业包括国有、国有联营、国有独资公司以及国有经济处于绝对控股地位的股份合作和股份有限责任公司,非国有企业包括集体、民营、港澳台和外资企业,以此考察地方政府环境规制对不同所有制企业的影响差异。分组回归结果表明,相较于其他所有制企业,国家环境保护重点城市政策对国有企业 TFP 增长的抑制作用较弱。原因可能在于,国有企业可获得更大的借贷支持,因此受到的冲击影响较弱。③地方政府环境规制对污染性不同行业的冲击影响也可能有所不同,相较于低污染行业,高污染行业对污染排放的依赖性更大,因此受到的冲击影响可能更大。分组回归结果证实了这一点,与低污染行业相比,国家环境保护重点城市政策对高污染行业企业 TFP 增长的 5 年负效应更为突出^①。由此可见,地方政府环境规制有助于遏制高污染行业的发展,进而有利于改善环境质量,这为前文基于地级市污染数据得到的结论提供了良好的微观证据支持。④地方政府之所以在实践中会普遍忽视环境治理,激励结构偏差(即以地区生产总值增长为核心的晋升激励)也在其中扮演了重要作用。为此,本文依据所在地级市市委书记的年龄将样本企业分为两组:激励较强组即市委书记年龄较小组(小于 57 岁)和激励较弱组即年龄较大组(大于等于 57 岁)(Jia et al., 2020)^②。结果表明,市委书记年龄较小组的 5 年政策效应显著为负,年龄较大组的则为正值,但统计上不显著。既然以地区生产总值增长为核心的晋升激励越强,地方政府越有可能采取较弱的环境规制力度,这与前文表 3 第(3)、(4)列的结果保持了良好的一致性^③。

3. 要素配置效应

前文理论分析指出,环境规制之所以会影响 TFP 增长,主要原因在于其会影响要素配置效率。为检验这一核心作用机理,本文分别以企业的资本份额和劳动份额为权重度量地级市行业要素配置效率,并将其作为被解释变量。结果表明,国家环境保护重点城市政策显著降低了要素配置效率,导致国家环境保护重点城市以资本份额为权重度量的要素配置效率 5 年内累积下降 0.08,以劳动份额为权重度量的要素配置效率 5 年内累积下降 0.06(见表 4 第(1)、(2)列),分别相当于样本均值的 18.10% 和 11.90%,一步双重差分法的结果类似。本文依据国家环境保护重点城市“城考”综合排名累计变化进行分组回归,以识别规制力度差异的影响。表 4 第(3)—(6)列显示,地方政府环境规制对要素配置效率总体上产生弱“U”型(近乎“L”型)影响,依照平均排名的分组回归结论类似,较好地验证了本文理论分析的结论。

六、结论与启示

地方政府环境规制与经济高质量发展能否实现“鱼与熊掌兼得”?厘清这一问题具有良好的理

^① 国务院于 2006 年公布的《第一次全国污染源普查方案》明确了农副食品加工业、食品制造业和饮料制造业等 18 个重点工业污染源行业,本文将其归为高污染行业,其他为低污染行业。

^② 本文尝试依据地级市市长的年龄按同样做法进行分组,结论类似。地级市市委书记和市长的年龄数据来自新华网中国领导干部数据库。

^③ 具体结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

表4 地方政府环境规制对要素配置效率的影响

变量	地级市行业要素配置效率 (资本份额为权重)	地级市行业要素配置效率 (劳动份额为权重)	地级市行业要素配置效率 (资本份额为权重)		地级市行业要素配置效率 (劳动份额为权重)	
	排名上升靠前 (规制力度较大)组	排名上升靠后 (规制力度较小)组	排名上升靠前 (规制力度较大)组	排名上升靠后 (规制力度较小)组		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
两步双重差分法(第二步回归)						
国家环境保护重点城市政策	-0.0287 (0.0164)	-0.0258** (0.0080)	0.0116 (0.0249)	-0.0311* (0.0148)	-0.01497 (0.0093)	-0.0286** (0.0079)
事件窗口时间趋势项	0.0113*** (0.003)	0.0091*** (0.0013)	0.0092** (0.0025)	0.0087** (0.0025)	0.0080*** (0.0013)	0.0070*** (0.0017)
国家环境保护重点城市政策×事件窗口时间趋势项	-0.0102 (0.0055)	-0.0076** (0.0027)	-0.0123 (0.0080)	-0.0077 (0.0052)	0.0015 (0.0031)	-0.0069* (0.0030)
5年政策效应	-0.0797** (0.0236)	-0.0637*** (0.0116)	-0.0497* (0.0246)	-0.0695** (0.0230)	-0.0075 (0.0127)	-0.0630*** (0.0140)
5年效应差异检验 p 值			0.5821		0.0160**	
R ²	0.7971	0.9139	0.8453	0.7254	0.9523	0.8630
一步双重差分法						
国家环境保护重点城市政策	-0.0388** (0.0194)	-0.0362** (0.0165)	-0.0156 (0.0383)	-0.0328 (0.0216)	-0.0161 (0.0340)	-0.0411** (0.0180)
事件窗口时间趋势项	0.0113** (0.0043)	0.0091** (0.0038)	0.0093** (0.0044)	0.0080* (0.0047)	0.0080** (0.0037)	0.0090** (0.0038)
国家环境保护重点城市政策×事件窗口时间趋势项	-0.0103 (0.0073)	-0.0068 (0.0064)	-0.0061 (0.0138)	-0.0071 (0.0083)	0.0022 (0.0134)	-0.0088 (0.0069)
5年政策效应	-0.0903** (0.0396)	-0.0704** (0.0355)	-0.0462 (0.0627)	-0.0684 (0.0447)	-0.0050 (0.0585)	-0.0849** (0.0375)
5年效应差异检验 p 值			0.4273		0.0911*	
两位数行业×地级市固定效应	是	是	是	是	是	是
两位数行业×年份固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.6764	0.6654	0.7132	0.6702	0.6755	0.6658

注:一步双重差分法括号中为聚类到地级市—行业层面和地级市—年份层面的标准误。

论意义,对于完善地方环境治理,实现环境保护与经济高质量发展协同共进,推进中国式现代化至关重要。本文以国家环境保护重点城市政策为契机,从要素配置视角构建一个相对统一的分析框架,考察了地方政府环境规制对经济高质量发展的影响、作用机理及其蕴含的理论内涵。研究表明,地方政府环境规制在总体有利于遏制环境污染、改善环境质量的同时,对TFP增长产生弱“U”型(近乎“L”型)影响。国家环境保护重点城市政策对地级市TFP增长产生了显著的抑制作用,导致国家环境保护重点城市相较于其他地级市的TFP增长率5年内累积下降4.39个百分点;但随着环境规制力度增加,这一不利影响明显减弱、趋于消失。基于中国工业企业数据的分析得到了类似结果,为这一结论提供了良好的微观证据支持;而且发现,缓解企业借贷约束有助于规避地方政府环境规制对经济高质量发展的不利影响。因此,地方政府环境规制与经济高质量发展并非割裂对立的,而是可以较好地实现“鱼与熊掌兼得”。这主要归因于要素配置机制在其中发挥了重要作用,地

方政府环境规制会影响企业的产出增长和利润增加,进而影响企业的自融资机制,从而对要素配置效率总体上产生弱“U”型(近乎“L”型)影响。

上述结论的政策启示在于,在一个多级政府框架下地方政府因信息与管理等优势而往往构成环境治理政策的主要实施主体,这在中国这样一个地域辽阔、国情复杂的发展中国家愈发突出。因此,就本文的研究来看,新时代推进人与自然和谐共生的中国式现代化的关键在于,进一步持续强化新发展理念的贯彻践行,促使地方政府深刻认识“绿水青山就是金山银山”,切实转变发展理念,更好地发挥主体积极性,将地方环境治理与经济高质量发展有机统一融合起来。这也正是“两山”理论的重要意义之所在,也是中国式现代化的本质要求。①加强环境规制力度,用最严格制度最严密法治保护生态环境。应持续强化地方政府环境保护的硬性约束,扩大中央“城考”约束性环境指标的考核范围,加大生态环境损害赔偿、责任追究及环境惩罚力度,并逐步提高主要污染物的排放标准,这有利于增强环境质量对企业生产的正外部性,通过更严格的环境规制触发企业自融资机制对要素错配产生缓解作用,从而跨越环境规制对要素配置效率影响的“U”型拐点,实现经济高质量发展和生态环境保护的“双赢”。②督促地方政府压实多元化差异化的环境规制政策,提升要素配置效率。理论拓展分析发现,污染税和减排补贴增加能促进企业间要素配置效率的提升,因此,应适度提高污染税率和减排补贴,对行政管控型规制政策形成必要补充。异质性分析发现,环境规制对国有企业与非国有企业、低污染行业与高污染行业的影响存在较大差异。因此,应针对不同污染主体制定差异化的环境规制政策,如针对受规制政策影响相对较小的污染主体采取更严格的规制措施以进一步减少污染排放,而针对受规制政策影响相对较大的污染主体可通过增加减排补贴等手段以缓解行政管控型规制政策带来的要素配置扭曲。③持续推进市场化改革,有效消除金融摩擦等因素导致的要素配置障碍。本文研究发现,企业借贷约束越严重,环境规制的要素配置扭曲效应越突出。因此,应持续深化金融体系改革,例如,建立健全绿色金融标准,加强绿色金融创新,激发绿色金融市场活力,以增强绿色金融充当融资工具、交易工具、支持工具的功能属性,营造更好企业融资环境,引导更多资金流向具有较高生产率的中小微企业,有效缓解中小企业的借贷约束,更好地抵消地方政府环境规制对经济高质量发展的不利影响。④加强地方环境治理激励约束机制,压实地方政府生态环境保护责任。应以有效激发地方政府的主体能动性为立足点和发力点,进一步持续优化完善地方政府激励结构,增加环境保护相关的地方官员绩效考核指标及其权重,尤其应进一步深化地方环境治理监督体制改革,有效约束地方政府机会主义行为,从根源上矫正地方政府的认知与发展理念偏差,彻底改变地方政府环境治理不力的局面,破解地方环境治理低效难题,从而推进人与自然和谐共生的中国式现代化。

[参考文献]

- [1]陈素梅,何凌云.环境、健康与经济增长:最优能源税收入分配研究[J].经济研究,2017,(4):120-134.
- [2]董直庆,王辉.环境规制的“本地—邻地”绿色技术进步效应[J].中国工业经济,2019,(1):100-118.
- [3]韩超,张伟广,冯展斌.环境规制如何“去”资源错配——基于中国首次约束性污染控制的分析[J].中国工业经济,2017,(4):115-134.
- [4]贾俊雪.公共基础设施投资与全要素生产率:基于异质企业家模型的理论分析[J].经济研究,2017,(2):4-19.
- [5]李蕾蕾,盛丹.地方环境立法与中国制造业的行业资源配置效率优化[J].中国工业经济,2018,(7):136-154.
- [6]王勇,李雅楠,俞海.环境规制影响加总生产率的机制和效应分析[J].世界经济,2019,(2):97-121.
- [7]魏正明.国家在“十五”期间将增加环境保护重点考核城市[J].上海环境科学,1999,(11):29.
- [8]徐彦坤,祁毓.环境规制对企业生产率影响再评估及机制检验[J].财贸经济,2017,(6):147-161.

- [9]杨汝岱.中国制造业企业全要素生产率研究[J].经济研究,2015,(2):61–74.
- [10]张琦,邹梦琪.环境治理垂直改革的效果、基层机制与影响因素[J].经济研究,2022,(8):172–190.
- [11]Andersen, D. C. Accounting for Loss of Variety and Factor Reallocation in the Welfare Cost of Regulations [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2018, 88(3): 69–94.
- [12]Bai, C., C. Hsieh, and Y. Qian. The Return to Capital in China[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 2006, (2): 61–88.
- [13]Bartelsman, E., J. Haltiwanger, and S. Scarpetta. Cross-country Difference in Productivity: The Role of Allocation and Selection[J]. American Economic Review, 2013, 103(1): 305–334.
- [14]Bella, G., and P. Mattana. Policy Implications in an Environmental Growth Model with a Generalized Hotelling Depletion of Non-renewable Resources[J]. Journal of Environmental Economics and Policy, 2019, 8(2): 179–192.
- [15]Bosworth, B., and S. M. Collins. Accounting for Growth: Comparing China and India[J]. Journal of Economic Perspectives, 2008, 22(1): 45–66.
- [16]Bovenberg, A. L., and S. Smulders. Environmental Quality and Pollution-augmenting Technological Change in a Two-sector Endogenous Growth Model[J]. Journal of Public Economics, 1995, 57(3): 369–391.
- [17]Brandt, L., J. V. Bieseboeck, and Y. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. Journal of Development Economics, 2012, 97(2): 339–351.
- [18]Greenstone, M., and R. Hanna. Environmental Regulations, Air and Water Pollution, and Infant Mortality in India[J]. American Economic Review, 2014, 104(10): 3038–3072.
- [19]Groth, C., and P. Schou. Growth and Non-renewable Resources: The Different Roles of Capital and Resource Taxes[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2007, 53(1): 80–98.
- [20]Guariglia, A., X. Liu, and L. Song. Internal Finance and Growth: Microeconometric Evidence on Chinese Firms[J]. Journal of Development Economics, 2011, 96(1): 79–94.
- [21]Hsieh, C., and P. J. Klenow. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India [J]. Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(4): 1403–1448.
- [22]Jia, J., S. Ding, and Y. Liu. Decentralization, Incentives, and Local Tax Enforcement [J]. Journal of Urban Economics, 2020, (115): 103225.
- [23]Li, Z., and J. Sun. Emission Taxes and Standards in a General Equilibrium with Entry and Exit [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2015, (61): 34–60.
- [24]Olley, G. S., and A. Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry [J]. Econometrica, 1996, 64(6): 1263–1297.
- [25]Porter, M. E., and C. Linde. Toward a New Conception of the Environment Competitiveness Relationship [J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97–118.
- [26]Tombe, T., and J. Winter. Environmental Policy and Misallocation: The Productivity Effect of Intensity Standards [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2015, (72): 137–163.
- [27]Wang, J. The Economic Impact of Special Economic Zones: Evidence from Chinese Municipalities [J]. Journal of Development Economics, 2013, 101(1): 133–147.
- [28]Zheng, H., S. Wu, Y. Zhang, and Y. He. Environmental Regulation Effect on Green Total Factor Productivity in the Yangtze River Economic Belt [J]. Journal of Environmental Management, 2023, (325): 116465.

Local Environmental Regulation and High-quality Economic Development

JIA Jun-xue^{1,2}, LUO Li-heng³, GU Jia⁴

(1. School of Finance, Renmin University of China;

2. China Financial Policy Research Center, Renmin University of China;

3. Institute of Ecology and Sustainable Development, Shanghai Academy of Social Sciences;

4. Taikang Life Insurance Co., Ltd)

Abstract: High-quality development is the primary task of building a modern socialist country in an all-round way, and improving total factor productivity is the key choice to promote high-quality development. Can local environmental regulation and high-quality economic development achieve a win-win situation? Few studies have conducted in-depth theoretical and empirical analysis on the impact of local environmental regulation on TFP growth in a relatively unified analytical framework from the perspective of resource allocation, failing to establish a good logical consistency between empirical evidence and theoretical mechanisms.

This paper uses the national prioritized city policy of environmental protection to analyze the impact of local environmental regulation on TFP growth by constructing a relatively unified theoretical framework from the perspective of resource allocation. This paper constructs a heterogeneous firm model based on China's reality, and analyzes the impact of local environmental regulation on TFP growth and its mechanism from the perspective of resource allocation, and then puts forward core theoretical conclusions. Furthermore, taking the national prioritized city policy of environmental protection as a quasi-natural experiment, using the data of prefecture-level cities and industrial enterprises, this paper identifies the influence of local environmental regulation on TFP growth and its micro-level mechanism in a relatively unified analytical framework. The core theoretical conclusions of this article are empirically tested.

The results show that local environmental regulation plays a positive role in curbing environmental pollution in general and has a weak U-shaped (nearly L-shaped) effect on TFP growth: the policy significantly depresses the TFP growth of prefecture-level cities; however, this negative effect tends to decline and vanish as the intensity of environmental regulation increases. Empirical study on industrial enterprises gives supportive microcosmic evidence. An important transmission channel is that local environmental regulation has an impact on the self-financing mechanism of enterprises, thereby affecting their credit constraints, leading to a weak U-shaped relation between environmental regulation and the efficiency of resource allocation. This paper has important policy implications for improving local environmental governance to promote the Chinese modernization of harmony between humanity and nature.

Keywords: local environmental regulation; resource allocation; total factor productivity; high-quality development

JEL Classification: H70 O13 O47

[责任编辑:李鹏]