

DOI: 10.19361/j.er.2025.02.07

环境规制与企业出口

——基于清洁生产标准的微观证据

喻开志 冯佳晗 杨 岚 邹 红*

摘要: 环境保护和对外贸易是推动中国式现代化的重要议题。本文构建理论模型并进行实证检验以探究环境规制对企业出口的影响与作用机制。具体而言,本文对一般均衡模型进行改进,分析发现环境规制将增大企业退出出口市场的概率并减少其出口额,且对小规模企业有更强的影响;进一步基于双重差分法进行实证分析发现,环境规制的实施对违规企业出口有显著的负向影响。机制分析显示,环境规制是通过增加企业绿色投入产生成本效应和挤占生产投资产生挤出效应实现抑制企业出口,且对小规模企业有更大抑制效应。拓展性分析发现,环境规制与企业出口变量呈非线性关系,且改善地区新基建水平、促进企业聚集和提高企业生产力能够缓解环境规制对企业出口的不利影响。

关键词: 环境规制;企业出口;一般均衡;清洁生产标准

中图分类号: X32; F752.62; F425

一、引言

随着经济建设的快速发展,如何在促进经济增长的同时兼顾环境保护,已成为经济转型的核心议题。长期以来,粗放型经济增长模式导致环境问题日益严重。为改善环境污染、建设资源节约型、环境友好型社会,我国出台了系列环境政策文件,细化了清洁生产、资源养护和废物排放等方面措施。尽管政策实施取得了一定成效,但环境问题的产生速度仍超过解决速度。环境规制中,出口企业是重点规制目标。近年来,各级政府不断强调严格落实企业“谁污染谁治理”主体责任,凸显了出口企业在环境保护中的关键作用。面对复杂的国际形势和日益加剧的贸易摩擦,如何通过合理的环境政策推动企业优化结构、转变高排放高能耗生产方式,已成为重要的现实议题。因此,探讨环境规制对出口企业的影响显得尤为重要。

既有研究对环境规制与企业出口行为进行了许多探讨,但结果并不一致。部分研究表

*喻开志,西南财经大学统计学院,邮政编码:611130,电子信箱:yu_kz@163.com;冯佳晗,西南财经大学统计学院,邮政编码:611130,电子信箱:jiahan_feng@163.com;杨岚(通讯作者),西南财经大学统计学院,邮政编码:611130,电子信箱:yanglan@swufe.edu.cn;邹红,西南财经大学经济学院,邮政编码:611130,电子信箱:zouhong@swufe.edu.cn。

本文受到研究阐释党的十九届六中全会精神国家社会科学基金重大项目“新发展阶段生产发展、生活富裕、生态良好的中国特色文明发展道路研究”(22ZDA108)和中央高校基本科研业务费“中国制造业产业链供应链韧性与安全水平评估及对策研究”(JBK2406036)资助。感谢匿名审稿专家提出的建设性意见,文责自负。

明环境规制的实施对出口产生了负向影响,缩小了出口规模、限制了企业出口行为(Hering and Poncet, 2014)。另有研究认为环境规制存在正向影响,能促进出口企业结构调整和产品质量提升(盛丹、张慧玲,2017)。还有学者认为环境规制对出口行为没有显著影响或影响存在差异(Rubashkina et al., 2015)。基于现有研究结果,环境规制对企业出口可能呈现非单调关系(马海良等,2024),即环境规制在短期内可能带来挑战,但长远看有助于实现可持续发展,这取决于环境规制的执行力度和严格程度。此外,既有研究多集中在实证分析,缺少解释环境规制作用的理论模型,导致对环境规制如何影响企业出口行为的内在逻辑理解不足。同时,文献对环境政策效果的评估主要是通过政策文件简单划分实验组来识别政策效果(杨冕等,2022;金环等,2022),忽视了政策设计中固有的差异,现实中并非所有试点地区企业和行业都将受到政策影响,导致政策效果评估存在偏误,因此有待更精准地识别处理组。鉴于上述背景,一系列问题亟待解决:环境规制是否对中国企业出口造成冲击?影响是否存在差异?哪些机制能够有效缓解环境规制对企业出口的负面影响?回答上述问题,不仅有助于理解环境规制影响企业出口的微观机理,还能为政府制定长期且有效的环境与经济协同发展政策提供参考。

本文的主要边际贡献有以下四个方面:第一,在一般均衡模型基础上,区分了有无环境规制情况下由国内需求引发的总污染,改进了企业生产成本假设,刻画了环境政策对企业出口的作用。这一理论验证了环境规制对中国企业出口的实际影响,有助于理解不同企业对环境政策的差异化反应。第二,既有文献通常通过政策文件简单划分处理组和控制组,但这一方法可能导致因果识别的偏误,因为并非所有政策试点地区或行业的企业都会受到影响。本文从企业是否符合政策标准的角度识别处理组,更清楚地揭示环境规制的实施情况和执行力度,避免了处理组界定偏误导致的计量模型估计结果偏差,提高研究的合理性与可信度。第三,依据中国环境规制背景,考察了环境规制的异质性,识别了环境规制与停止出口、出口额间的非线性关系。不仅有助于深入了解环境规制对企业经济效益的影响,还有助于重新审视环境政策的合理性及重要性。结果证实了环境规制对停止出口呈现倒“U”型关系,对企业出口额则呈现“U”型特征。第四,讨论了环境规制、地区新型基础设施发展和产业集聚等不同宏观经济政策的协调配合。发现提高新基建水平、提升产业聚集度以及加强企业间合作能有效减轻环境规制对企业出口的负面影响。

二、文献综述

既有研究对环境规制与企业出口行为的关系进行了许多有益的探讨。在宏观层面,任力和黄崇杰(2015)发现中国的环境规制强度与出口贸易显著负相关。Dai等(2021)采用重力模型分析了严格环境政策对贸易的影响,结果表明严格政策将阻碍贸易的进行。许统生和蒋玉莲(2023)发现区域贸易协定的环境条款对“一带一路”沿线国家出口的影响存在显著差异。

在中微观层面上,现有学者进一步探讨环境规制抑制行业和企业出口增长的现实逻辑,但尚存在分歧。例如,Hering和Poncet(2014)分析了“两控区”政策的影响,发现严格的环境规制抑制了出口,特别是对污染密集型行业的影响显著。杨俊等(2023)通过欧洲环境指令的准自然实验发现,这些政策显著缩小了中国企业对欧盟的电器电子产品出口规模,但未见企业停止出口的迹象。Sokolova等(2024)发现,由于缺乏针对自身特征的环境规制,以及

受限于出口商品和地理结构的特点,环境政策对俄罗斯出口商造成了冲击。这些结论和“绿水青山”与经济发展互不相容的“遵循成本学说”(Gray and Shadbegian, 2003)结论相呼应,该学说也被视为传统观点。但也有学者提出了相反的观点,例如,周沂等(2022)发现环境政策的实施显著优化了企业的出口产品结构。盛丹和张慧玲(2017)指出“两控区”政策提升了我国企业的出口产品质量,并增强了国际竞争力。上述结论验证了Porter和Linde(1995)关于“绿水青山”与经济发展可以共赢的观点。除此以外,还存在第三种观点,即环境保护与经济发展关系尚不明确,可能呈正、负或不显著的“不确定学说”。支持该观点的学者认为内部差异可能会影响经济变化的轨迹。例如,Rubashkina等(2015)在研究欧洲问题时发现由于环境规制的内生性,生产率似乎不受污染控制和减排努力程度的影响。

总结文献进展,发现环境规制对企业出口行为影响的结论呈现多样性,反映了两者之间可能并非简单的线性关系。同时,既有文献缺乏理论模型的支撑,对环境规制的运行机理分析也不够深入。鉴于上述不足,本文在一般均衡理论框架下,深入探讨了环境规制对出口企业的具体影响,同时考察了环境规制与企业出口间的非线性关系,旨在揭示环境规制政策下微观个体的整体响应行为。通过这种方式,本文不仅丰富了现有文献,还拓宽了对环境规制与企业出口动态关系的分析视角,与现有研究形成了有益的互补。

同时,既有文献在识别环境规制政策强度时存在差异,这也影响了环境政策效果的评估。目前主流方法分为两类,一种方法是构建环境规制指数或采用实际污染排放数据来衡量环境规制强度,如李俊青等(2022)使用污染指标计算城市环境规制强度,但未探究规制与生产率的非线性关系。Sokolova等(2024)基于OECD数据,采用环境税收与GDP的比值来衡量环境规制的严格程度。另一种方法是将环境立法视为一种准自然实验,例如,Cherniwchan和Najjar(2022)使用三重差分法(DDD)研究发现PM_{2.5}标准使受约束工厂的出口量下降了36%。杨冕等(2022)将“十一五”时期中国实施的二氧化硫减排计划作为一项准自然实验,发现高污染企业的债务融资成本在减排目标更高的地区显著上升。金环等(2022)使用DID研究了绿色金融创新政策对企业全要素生产率的影响,他们发现试验区的设立抑制了企业生产率提升。综上所述,现有方法可能忽视了政策设计中的潜在异质性,基于政策文件对处理组和控制组的简单区分可能导致因果识别偏误。本文通过直接核实企业是否符合政策标准来识别处理组,该种识别方法不仅能更清楚地揭示环境规制的实施状况和执行力度,而且更简便直观,有效避免因为变量选择重叠导致的计量模型估计结果偏差,从而提高研究的合理性与可信度。

此外,本文还探讨了降低环境规制对企业出口不利影响的策略。资源重新配置带来的往往是长期的经济红利,而针对环境规制的及时干预则是帮助企业,尤其是中小型企业平稳过渡,实现长期稳定发展的有效手段。有研究发现企业通过将厂房搬迁到环境规制相对宽松的地区可以降低成本(Copeland and Taylor, 2004),但将其他地界变为“污染避难所”的行为显然不利于环境整体改善,以牺牲他人作为代价的行为更是不被提倡。本文通过深入剖析减轻环境规制负面影响的机制,对现有研究进行补充,并提出针对性的政策建议。

三、理论模型

为分析环境规制对企业出口的影响,本文假设:异质性企业生产差异化商品,生产过程产生的副产品是污染,这会损害消费者的效用。在环境规制的约束下,企业将选择利润最大

化的生产策略,因此环境规制的具体影响难以直接预测。考虑到环境因素,本文拓展了 Cherniwchan 和 Najjar(2022)提出的一般均衡模型,明确区分了影响消费者福利的国内与国外污染,以反映由市场需求导致的国内外排放差异及总排放量的变化。同时,本文改进了生产成本的假设,使得该模型能够更加贴切地反映外国政府对中国企业征收高污染税的现实情况。

(一) 消费者

假设一个开放型经济体有 L 个消费者,每人无弹性供给一个单位劳动力。参考 Cherniwchan 和 Najjar(2022)的做法,假设消费者的效用函数为:

$$U = \prod_{j \in J} \left\{ \left[\int_{w \in \Omega} q(w) \frac{\sigma_j^{-1}}{\sigma_j} dw + \int_{w' \in \Omega'} q_f(w') \frac{\sigma_j^{-1}}{\sigma_j} dw' \right]^{\frac{\sigma_j}{\sigma_j-1}} \beta_j h(z_j+z'_j) \right\} \quad (1)$$

效用依赖于消费者对每个行业中的国内差异化商品 w 和国外差异化商品 w' 的需求 $q(w)$ 、 $q_f(w')$, Ω 和 Ω' 是国内外消费种类合集,不同产品间的需求弹性 $\sigma_j > 1$,不同行业间的替代弹性 $0 < \beta_j < 1$,满足 $\sum_j \beta_j = 1$, J 为所有行业合集,行业间偏好为 Cobb-Douglas 形式。 $h(z_j+z'_j)$ 代表在国内污染 z_j 和国外进口产品排放的污染 z'_j 共同作用下对消费者效用产生的损害。假设消费者在作出消费决策时可能忽略污染的影响,但本文将讨论它们的具体表达形式。根据效用最大化准则,消费者对于国内外商品的需求分别为 $q(w) = p(w)^{-\sigma_j} P_j^{\sigma_j-1} E_D$, $q_f(w') = p_f(w')^{-\sigma_j} P_j^{\sigma_j-1} E_D$, 其中 E_D 为消费者对行业 j 产品的总支出, $p(w)$ 和 $p_f(w')$ 分别为国产商品 w 和进口商品 w' 的价格,价格指数 $P_j = \left[\int_{w \in \Omega} p(w)^{1-\sigma_j} dw + \int_{w' \in \Omega'} p_f(w')^{1-\sigma_j} dw' \right]^{\frac{1}{1-\sigma_j}}$ 。

鉴于国际对国内产品同样存在需求,所以还需考虑国内生产的差异化商品对国外的供给。同时参考 Demidova 和 Rodríguez-Clare(2009)的做法,假设对国外供给依赖于外生参数,则对国外的供给函数为 $q_{ex}(w') = p_{ex}(w')^{-\sigma_j} A_D$, 其中 $p_{ex}(w')$ 为出口价格, A_D 为已知外生变量,表示国外对国内生产的差异化商品的需求。

(二) 企业

假设国内市场同质商品部门完全竞争, j 行业内生产一单位同质商品只需要一单位劳动^①。国内异质性企业的特点是垄断竞争,意味着不会有两家企业生产同一种商品。企业以生产率 φ 生产,参照 Cherniwchan 和 Najjar(2022)的做法,设 φ 服从分布函数 $G(\varphi) = 1 - \varphi^{-k}$ 的帕累托分布,其密度函数表示为 $g(\varphi)$, 其中 k 表示帕累托分布的集中度,数值越小表示分布越离散。假设进行基础生产活动需要固定成本 C , 进入国内市场需要付出成本 C_o , 参考 Melitz(2003)的做法,企业满足出口条件还需要成本 C_{ex} ; 国外企业进行生产和出口的成本分别为 C' 和 C'_{ex} 。所以国内企业生产 q 单位产品需要的劳动力表示为 $l(\varphi) = C + q/\varphi$, 产生的污染与劳动力投入比为 $z(\varphi)/l(\varphi) = k$, 因此生产单位产品产生的污染可表示为 $z(\varphi) = k/\varphi$ ^②。国内企业在面临环境规制下,可能会采取清洁技术,需要成本 C_c 。假设此时的污染-劳动力比为 $z(\varphi)/l(\varphi) = rk$ ($r < 1$), 产生的污染为 $z(\varphi) = rk/\varphi$ 。由国外企业输入的污染为 $z' =$

①以下情况均在行业 j 内讨论,为方便阅读所有字母省略下标 j 。

②根据前述公式推导, $z(\varphi) = kf + k/\varphi$, 因第一项 kf 为常数, $z(\varphi)$ 仅随第二项 k/φ 而变动,故可近似表示为 $z(\varphi) = k/\varphi$ 。下述面临环境规制时的证明同理。

$p_f(\varphi')^{-\sigma_j} P_j^{\sigma_j-1} E_D / (1+t)$, 其中, $p_f(\varphi')$ 为进口产品在生产率 φ' 下的价格, t 为国外向国内输入商品对应的关税税率。基于以上分析, 可以得到在有无环境规制两种情况下由国内需求导致的全球总污染, 它由国内和国外污染加总得到, 这是 Cherniwchan 和 Najjar (2022) 的模型中没有展现的。由国内需求导致的总污染表示为:

$$Z = z(\varphi) + z' = \begin{cases} k/\varphi + p_f(\varphi')^{-\sigma_j} P_j^{\sigma_j-1} E_D / (1+t), & r = 1 \\ rk/\varphi + p_f(\varphi')^{-\sigma_j} P_j^{\sigma_j-1} E_D / (1+t), & r < 1 \end{cases} \quad (2)$$

根据中国实际情况本文假设企业相关生产成本 $C < C_c < C_{ex}$ 。首先, 关税作为国际贸易的核心指标是影响企业成本的关键, 意味着企业成本既受到他国进口关税的影响, 也受到本国进口关税的作用。因为本国进口关税的提升降低了企业进口中间品投入金额(李小平、崔致远, 2024), 这进一步降低了企业固定生产成本。因此, 假设进行基础生产活动需要的固定成本小于清洁成本和出口成本, 即 $C < C_c, C < C_{ex}$, Cherniwchan 和 Najjar (2022) 也有着类似的假设。其次, 有关清洁成本和出口成本的大小设定。鉴于近年来贸易保护主义的抬头, 为保证国内企业的竞争力, 一些国家开始对中国企业征收高额关税, 他国进口税的提升将直接增加我国企业出口成本, 因此假设 $C_c < C_{ex}$ 。此外, 欧洲议会已经正式通过了“碳关税”议案, 届时中国钢铁等行业碳税成本将达到贸易额的 17%^①; 美国亦在讨论相关法案, 计划对超出碳排放强度基线的企业施加惩罚性征税^②。基于上述分析和实际情况, 本文提出假设 $C < C_c < C_{ex}$, 即清洁成本高于固定成本, 而出口成本更高。

1. 无环境规制情形

为评估环境规制的影响, 需要比较在有无规制的情况下企业效益的差异。本文首先分析无环境规制时企业的出口表现。根据前文的假设, 企业以生产率 φ 生产出 q 单位产品的利润最大化问题可以表示为:

$$\max(p^n(\varphi)q - C - q/\varphi) \quad (3)$$

令 $\rho = \frac{\sigma_j - 1}{\sigma_j}$, 由一阶条件可得产品国内价格和出口价格 $p^n(\varphi) = p_{ex}^n = 1/\rho\varphi$ 。于是可得到在无环境规制条件下的价格指数 P^n 、企业国内销售额: $S^n(\varphi) = E_D(\rho P^n)^{\sigma-1} \varphi^{\sigma-1}$ 、出口销售额: $S_{ex}^n(\varphi) = A_D \rho^{\sigma-1} \varphi^{\sigma-1}$ 、国内销售利润: $\pi^n(\varphi) = \frac{S^n(\varphi)}{\sigma} - C$ 、总销售利润: $T\pi^n(\varphi) = \frac{S^n(\varphi)}{\sigma} + \frac{S_{ex}^n(\varphi)}{\sigma} - C - C_{ex}$ 。

根据上述条件能够计算得到企业存活于国内市场的生产率临界值 $\varphi^n = \left(\frac{\sigma C}{E_D}\right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \left(\frac{1}{\rho P^n}\right)$ 和进入国际市场的生产率临界值 $\varphi_{ex} = \left(\frac{\sigma C_{ex}}{A_D}\right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \left(\frac{1}{\rho}\right)$ 。这意味着在没有环境规制的条件下, 当企业的生产率 $\varphi < \varphi^n$, 企业退出国内市场; 当 $\varphi^n < \varphi < \varphi_{ex}$ 时, 企业只能服务于国内市场; 当 $\varphi > \varphi_{ex}$

①资料来源:《中信期货能源与碳中和专题报告:碳边境调节机制如何影响中国高耗能大宗商品出口?》, 载于新浪财经 (https://stock.finance.sina.com.cn/stock/go.php/vReport_Show/kind/11/rptid/705425182898/index.phtml), 2022年5月9日。

②王康, 2022:《警惕美国碳关税成绿色贸易壁垒》, 《中国能源报》11月14日, 第06版。

时,企业可进入国际市场。

2. 有环境规制情形

明确国内企业在缺乏环境规制情况下的选择后,本文进一步研究环境政策实施后企业的反应。政府的环境规制措施通常包括两种:一是鼓励企业采纳新的清洁技术减少污染;二是对拒绝更新技术的企业征收不固定金额的罚金。企业会根据自身的实际情况,选择最优的生产方式——保持现有技术或采用清洁技术。

采用原技术运作的企业需要对每单位产品支付污染费 τ ,因此,企业的利润最大化问题此时转变为:

$$\max(p^{reg}(\varphi)q - C - q/\varphi - z(\varphi)\tau) \quad (4)$$

同理可得企业在保持现有技术条件下的产品价格指数 P^{reg} 、国内销售额 $S^{reg}(\varphi)$ 、出口销售额 $S_{ex}^{reg}(\varphi)$ ^①,并根据已有条件得到环境规制下维持原技术时企业进入国内和国际市场的生产

$$\text{率: } \varphi^{reg} = \left(\frac{\sigma C}{E_D}\right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \left(\frac{1+\tau k}{\rho P^{reg}}\right), \varphi_{ex}^{reg} = \left(\frac{\sigma C_{ex}}{A_D}\right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \left(\frac{1+\tau k}{\rho}\right)。$$

当面临的罚款额度较高时,部分企业可能会转向采用清洁技术。根据前文假设这时企业将承担清洁成本 C_c 。因为清洁技术的使用,企业可能会减少污染物的排放并获得相应比例的污染费减免 θ ,所以此时的清洁成本 C_c 包括转换技术付出的成本和符合环境规制要求前仍需支付的污染费 $(1-\theta)\tau$ 。与无环境规制不同的是,此时的清洁成本要小于全额支付的污染费,所以有 $C_c/z(\varphi)\tau < \theta < 1$ 。企业追求利润最大化的问题转变为:

$$\max(p^{reg}(\varphi)q - C - q/\varphi - C_c) \quad (5)$$

同理可得企业在采用清洁技术条件下的产品国内销售额 $S_c^{reg}(\varphi)$ 、出口销售额 $S_{c,ex}^{reg}(\varphi)$ ^①。

计算可得环境规制约束下企业采用清洁技术的生产率临界值 $\varphi_c^{reg} = \left(\frac{\sigma(C+C_c)}{E_D}\right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \left(\frac{1}{\rho P^{reg}}\right)$ 。而

采用清洁技术进入国内和国际市场的生产率仍为 $\varphi^{reg} = \left(\frac{\sigma C}{E_D}\right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \left(\frac{1+\tau k}{\rho P^{reg}}\right)$, $\varphi_{c,ex}^{reg} = \left(\frac{\sigma C_{ex}}{A_D}\right)^{\frac{1}{\sigma-1}}$

$$\left(\frac{1+\tau k}{\rho}\right)。$$

因此,在有环境规制的情况下,当 $\varphi^{reg} < \varphi < \varphi_c^{reg}$ 时,企业选择缴纳罚款应对环境规制;当 $\varphi > \varphi_c^{reg}$ 时,企业会采用清洁技术。

(三) 环境规制对企业出口决策的影响

1. 环境规制对长期出口企业出口额的影响

首先探讨环境规制对长期出口企业出口额的影响。这类出口企业的特点是无论是否存在环境规制均会持续进行出口活动。因此,需要比较环境规制前后企业出口收入的变化。

无环境规制时,出口总收入为:

$$\tilde{S}_{ex}^n = \int_{\varphi_{ex}^n} S_{ex}^n(\varphi)g(\varphi)d\varphi = \frac{kA_D\rho^{\sigma-1}}{k-\sigma+1} (\varphi_{ex}^{reg})^{\sigma-k-1} \quad (6)$$

①计算过程及公式限于篇幅未能在正文呈现,备索。

而在环境规制条件下,出口总收入 \tilde{S}_{ex}^{reg} 由采用现有技术和清洁技术企业的出口收入之和构成,计算可得: $\tilde{S}_{ex}^{reg} = \frac{kA_D \rho^{\sigma-1}}{k-\sigma+1} \left[\frac{\tau k}{1+\tau k} (\varphi_{ex}^{reg})^{\sigma-k-1} - (\varphi_c^{reg})^{\sigma-k-1} \right]$,则二者差值($\tilde{S}_{ex}^{reg} - \tilde{S}_{ex}^n$)即反映了环境规制前后企业出口收入的变化。计算可得: $\tilde{S}_{ex}^{reg} - \tilde{S}_{ex}^n < 0$,意味着环境规制后企业出口收入减少。基于以上分析,本文提出假说1。

假说1:环境规制会减少长期出口企业的出口收入。

2.环境规制对企业停止出口选择的影响

已证明环境规制会减少企业出口收入,但关键在于这种减少是否足以导致企业退出国际市场。由前文结果可知,环境规制的实施会影响企业的生产率,通过比较企业在有无环境规制约束下的生产率可得到:

$$\frac{\varphi_{ex}^{reg}}{\varphi_{ex}} = 1 + \tau k > 1 \quad (7)$$

由(7)式可看到,环境规制迫使企业提高生产率,增加了主要服务于国际市场的企业进入国内市场的限制,使得这类企业无法将增加的成本转嫁给外国消费者,从而提高了企业停止出口的概率。基于以上分析,本文提出假说2。

假说2:环境规制会导致部分企业离开出口市场。

3.异质性企业在环境规制约束下的差异化表现。

采用清洁技术需要技术创新和充足资金支持,只有规模较大的企业会选择这种方式应对环境规制,即生产率水平低于 φ_c^{reg} 的企业选择缴纳环境税,高于 φ_c^{reg} 的企业则选择改进生产方式。据此分析环境规制的影响是否存在异质性——即环境规制对不同规模企业的影响程度是否存在差异。可通过比较企业在环境规制实施前后收入的比值来分析。

$$\frac{S_{ex}^{reg} + S_{ex}^{reg}}{S^n + S_{ex}^n} \sim \frac{S_{ex}^{reg}}{S^n} = \begin{cases} 1 & , \varphi > \varphi_c^{reg} \\ 1/(1+\tau k)^{\sigma-1} < 1 & , \varphi \in (\varphi_c^{reg}, \varphi_{ex}^{reg}) \end{cases} \quad (8)$$

这意味着,环境规制会导致生产率较低的企业出口额下降。基于以上分析,本文提出假说3。

假说3:对规模更小的企业,环境规制会造成更强的负面影响。

(四)均衡^①

最后解析模型的均衡条件。国内企业数量为 N^* 、假设每一期有企业以概率 δ 停产。若要实现国内市场均衡,则需满足企业的预期收益等于进入市场成本(C^*),即 $\tilde{\pi}^{\{n,reg\}} = \delta C^*$; 劳动力市场出清的条件是劳动力供给 L 等于国内劳动力需求。有无环境规制对企业生产的影响差异在于企业是否需要承担额外的清洁成本,则当(9)式成立时,两种情形下的国内劳动力市场分别实现出清:

$$L = \begin{cases} \sum_{j \in J} (N^* C^* + \tilde{l}^n) & \text{无环境规制} \\ \sum_{j \in J} (N^* C^* + \tilde{l}^{reg} + \tau z(\varphi)) & \text{有环境规制} \end{cases} \quad (9)$$

①详细的均衡求解及证明限于篇幅未能在正文呈现,备索。

1. 无环境规制约束下的均衡条件

根据前述假设,无环境规制约束下的平均利润表示为:

$$\begin{aligned} \tilde{\pi}^n &= \int_{\varphi^n} \frac{S^n(\varphi)}{\sigma} g(\varphi) d\varphi + \int_{\varphi_{ex}} \frac{S_{ex}^n(\varphi)}{\sigma} g(\varphi) d\varphi - [1 - G(\varphi^n)] C - [1 - G(\varphi_{ex})] C_{ex} \\ &= \frac{\sigma - 1}{\sigma - k - 1} \left[\frac{C}{\varphi^n} + \frac{\rho^k}{C^{\frac{\sigma-k-1}{\sigma-1}}} \left(\frac{A_D}{\sigma} \right)^{\frac{k}{\sigma-1}} \right] \end{aligned} \quad (10)$$

将(10)式与 $\tilde{\pi}^n = \delta C^*$ 联立,得到无环境规制的平均劳动力需求为:

$$\tilde{l}^n = \rho^\sigma \left(\frac{\sigma - 1}{\sigma - k - 1} \right) \left[\frac{E_D (P^n)^{\sigma-1}}{(\varphi^n)^{\sigma-k-1}} + \frac{A_D}{(\varphi_{ex})^{\sigma-k-1}} \right] + \frac{C}{(\varphi^n)^k} + \frac{C_{ex}}{(\varphi_{ex})^k} \quad (11)$$

2. 环境规制约束下的均衡条件

与无环境规制的情况类似,平均利润可表示为:

$$\begin{aligned} \tilde{\pi}^{reg} &= \int_{\varphi_c^{reg}} \frac{S_c^{reg}(\varphi)}{\sigma} g(\varphi) d\varphi + \int_{\varphi_{ex}^{reg}} \frac{S_{ex}^{reg}(\varphi)}{\sigma} g(\varphi) d\varphi + \int_{\varphi_c^{reg}} \frac{S_c^{reg}(\varphi)}{\sigma} g(\varphi) d\varphi + \int_{\varphi_{ex}^{reg}} \frac{S_{c,ex}^{reg}(\varphi)}{\sigma} g(\varphi) d\varphi - \\ & [1 - G(\varphi_c^{reg})] C - [1 - G(\varphi_{ex}^{reg})] C_{ex} - [1 - G(\varphi_c^{reg})] (C + C_c) - [1 - G(\varphi_{ex}^{reg})] C_{ex} \end{aligned} \quad (12)$$

因为均衡时需满足 $\tilde{\pi}^{reg} = \delta C^*$,将(12)式与 φ_c^{reg} 、 φ_{ex}^{reg} 联立,简单变换后可得到由(13)式和(14)式组成的均衡框架:

$$\frac{C + C_c}{(\varphi_c^{reg})^k} = (C + C_c)^{\frac{\sigma-1}{\sigma-k-1}} C^{\frac{k}{\sigma-1}} \left(\frac{1 + \tau k}{\varphi_c^{reg}} \right)^k \quad (13)$$

$$\frac{C + C_c}{(\varphi_c^{reg})^k} = \frac{\sigma - k - 1}{\sigma - 1} C^* - \frac{C}{(\varphi_c^{reg})^k} - \frac{C_{ex}}{(\varphi_{ex}^{reg})^k} - \frac{C_{ex}}{(\varphi_{ex})^k} \quad (14)$$

(13)式中: $\frac{C + C_c}{(\varphi_c^{reg})^k}$ 与 φ_c^{reg} 是单调递减关系,(14)式中二者则是单调递增关系,因此存在唯一解使系统达到平衡。则与无环境规制时类似,此时平均劳动力需求为:

$$\tilde{l}^{reg} = \frac{k\rho + \sigma - k - 1}{\sigma - k - 1} \left[\frac{C}{(\varphi_c^{reg})^k} + \frac{C_{ex}}{(\varphi_{ex}^{reg})^k} + \frac{C_{ex}}{(\varphi_{ex})^k} + \frac{C + C_c}{(\varphi_c^{reg})^k} \right] \quad (15)$$

四、政策、模型和数据

(一) 政策背景

近年来,国家制定实施了多项“清洁生产”政策,2003—2010年我国相继出台涉及石油炼制、化纤、酒精制造等多个行业和产品的《清洁生产标准》(以下简称标准),标准要求企业不断改进设计、使用清洁能源原料、采用先进工艺技术与设备以减少污染物的产生和排放。鉴于“清洁生产”在出口贸易中减少排放方面的作用(谭用、盛丹,2022),该政策适用于评价环境规制对出口的影响。同时,该项标准是我国节约与综合利用标准化工作的重要组成部分,也是环境评价和企业生产审核的主要标尺。标准规定了在达到国家和地方环境标准的基础上,根据当前的行业技术、设施水平和管理能力,工业企业清洁生产的一般要求,并根据各行业特点规定了不同污染物的排放标准,比如纯碱行业对工业用水重复利用率、工业固体废物综合利用率和废水产生量有明确规定,炼焦行业则对水循环利用率、苯并芘和废渣等设

定了标准。属于清洁生产标准范围内的企业会比没有受到约束的企业面临更加严格的环境规制,可见,该政策可以很好地用来区分规制企业和未规制企业。

各行业污染物标准均分为三级,一级(国际同行业清洁生产先进水平)、二级(国内同行业清洁生产先进水平)和三级(国内同行业清洁生产基本水平)^①,分别代表不同的生产水平和环境规制严格程度。由于技术的进步,标准也在不断修订。标准将清洁生产标准指标分成生产技术特征指标、资源能源利用指标、污染物产生指标、废物回收利用指标和环境管理要求。综上,根据标准描述,该项政策适用于评估环境规制如何对企业产生影响。

(二) 模型设定和变量选取

为明晰环境规制对中国企业出口的影响,本文利用标准设计和实施所带来的变化,通过选择企业排放指标,判定其是否超过标准规定的临界值,根据行业、时间和企业是否违规的差异,构建双重差分模型来分析环境政策的实施对企业出口的影响:

$$Y_{ijpt} = \beta_0 + \beta_1 \times R_{jt} \times T_i + X'_{ijpt} \gamma + \xi_i + \lambda_{pt} + \mu_{jt} + \varepsilon_{ijpt} \quad (16)$$

(16)式中: Y 是被解释变量, i 、 j 、 p 、 t 分别表示企业、行业、省份和年份。 X_{ijpt} 是控制变量; γ 是参数向量; ε_{ijpt} 为随机扰动项; ξ_i 为企业固定效应,用以控制不可观测的企业特征; λ_{pt} 是地区-时间固定效应,用以控制随时间变化的区域异质性; μ_{jt} 为行业-时间固定效应,用以捕捉行业随时间变化的特征。

被解释变量 Y 分别选取出口总额和停止出口。当 Y 代表出口总额时,用企业出口总额加1的自然对数来衡量;当 Y 表示企业停止出口时,参考现有研究(Cherniwchan and Najjar, 2022; 周沂等,2022),若企业在当期出口额等于0,但是前一期出口额大于0,则 $Y = 1$,否则 $Y = 0$ 。

对于核心解释变量,因为各行业排放的污染物有很大差异,所以文件中明确规定的污染物和单位设定并不统一,在比较五十余项标准后,本文选取废物回收利用指标中的废水回用率作为评估环境规制影响企业出口的关键指标。设置虚拟变量 T ,其取值决定于某企业产品的废水回用率是否低于标准制定的阈值。本文根据《排放源统计调查产排污核算方法和系数手册》中规定的方法:废水回用率=1-废水排放量/废水处理量,计算每个企业的废水回用率。大多数现行的污染税政策是:政府根据企业污染排放量提供梯度的税收减免或补贴。这就意味着:企业达到的排污标准越高,所缴纳的环境税越低。因此,本文以废水回用率是否低于“一级”来判定企业是否违反清洁生产标准,如果低于“一级”,则 $T = 1$,否则 $T = 0$ 。 R_j 表示企业所属行业 j 在 t 年是否有标准颁布,若所属年份在文件颁布之前,则 $R = 0$,否则 $R = 1$,变量 $R \times T$ 的系数 β_1 反映了政策颁布之后,受标准影响和未受标准影响企业间的出口差异,有助于确认环境规制对企业出口的影响。

此外,根据现有文献(王勇等,2019;杨俊等,2023),本文选择企业年龄、是否为重工业、国有资本比重、外资比重、进口总额对数和企业资产规模(以固定资产对数衡量)作为企业层面的控制变量;选择地区劳动力人数对数、地区污染治理强度(以工业污染治理费用对数衡量)和工业规模(以地区固定资产对数衡量)作为地区层面的控制变量。

(三) 数据与描述性统计

本文选择我国2003—2010年间颁布的涉及34个大类的56项清洁生产标准作为环

^①以下简称一级、二级、三级。

境规制,政策文件来源于生态环境部官网。这些标准的发布时间较为宽泛,主要集中于2003年^①(3项)、2006年(10项)、2007年(12项)、2008年(10项)、2009年(13项)和2010年(7项),其中,化纤和石油行业发布了两项,造纸和制革行业发布了三项,酒精和钢铁行业发布了四项,其余行业仅发布了一项。企业及污染数据来源于中国工业企业数据库、中国海关数据库和中国工业企业污染数据库。这些数据经过匹配后,能提供详实的企业生产和出口信息。中国工业企业污染数据库共收录27种工业污染物排放情况以及污染治理指标,将其与中国工业企业数据库、中国海关数据库匹配数据再次合并后可获得企业污染排放的相关数据。删去其中异常值后最终用于实证分析的企业数量为6013,时间跨度为2003—2013年。这些数据不仅为控制变量提供了基础,也为计算企业废水回用率的相关变量提供了依据。

因本文使用的中国海关数据库对产品的分类编码与标准并不一致,所以借鉴周沂等(2022)对中国海关数据库HS编码和国民经济行业代码的匹配结果,并参考《国民经济行业分类(GB/T 4754-2002)》中的行业分类说明,人工识别出企业是否与环境规制范围以内。

对数据进行处理合并,结果如表1所示。统计发现约有23.1%的企业停止了出口活动,样本企业共6013家,有超过1300家企业受到影响,因此有必要分析生产标准的规定对企业停止出口的影响。出口总额对数最大值为22.32,单一企业的出口额减少可能仅对其自身发展造成影响,但作为出口大国的中国,这种情况可能会对国内市场的整体稳定性产生宏观影响。因此,分析标准对企业出口额的影响是必要的。企业废水回用率均值为14.61%,低于相关行业标准的最低要求^②,表明中国整体工业生产废弃资源利用率不高。基于这一标准判定的是否违反清洁生产标准(T)均值为0.424,表明近50%的样本企业不满足生产标准,即近一半的出口企业生产将受到环境规制的限制,因此研究生产标准对企业出口决策的影响显得尤为重要。

表1 变量描述统计

变量	样本企业	均值	标准差	最小值	最大值
是否退出出口市场	6013	0.231	0.421	0	1
出口总额对数	6013	10.98	6.47	0	22.32
废水回用率(%)	6013	14.61	28.32	0	100
是否违反清洁生产标准(T)	6013	0.424	0.494	0	1
企业年龄	6013	16.456	11.673	0	135
是否为重工业	6013	0.127	0.333	0	1
国有资本比重	6013	0.629	0.212	0	1
外资比重	6013	0.255	0.406	0	1
进口总额对数	6013	10.696	6.574	0	22.747
企业资产规模	6013	10.903	1.950	0	18.038
工业规模	6013	9.796	0.962	5.288	11.090
地区污染治理强度	6013	12.223	0.768	7.212	13.646
劳动力规模	6013	5.233	1.009	0.642	6.887

①时间后面的括号内数字代表当年颁布标准数量。

②根据2009年《印制电路板制造业水污染物排放标准》和2010年《制革工业(羊革)水污染物排放标准》规定,这两个行业的废水回用率最低标准均为30%,是相关标准中的最低要求。

五、实证结果分析

(一) 基准结果分析

基于前述理论框架和实证模型,本文基准回归结果如表 2 所示。第(1)、(4)列加入了所有固定效应,第(2)、(5)列在第(1)、(4)列的基础上引入地区层面上的控制变量,第(3)、(6)列加入了企业层面上的控制变量。结果显示,无论是引入固定效应还是控制变量,核心解释变量对被解释变量的系数和显著性都保持一致。第(3)列结果显示,环境规制的实施显著提高了企业停止出口的概率,规制政策实施后违反规制企业退出的可能性比未违反规制企业高 3.5%。这表明环境规制导致企业停止出口的概率增加,支持假说 2。第(6)列结果表明,环境规制的实施显著降低了企业的出口总额,从而验证了假说 1。具体而言,违反环境规制的厂商比未违反环境规制的出口额下降 56%。综上所述,环境规制的实施对企业的出口活动产生明显冲击。

表 2 基准回归结果

变量		停止出口			出口总额		
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$R \times T$		0.017 ** (0.007)	0.032 ** (0.012)	0.035 *** (0.016)	-0.227 *** (0.084)	-0.431 *** (0.143)	-0.560 *** (0.193)
常数项		0.229 *** (0.003)	0.235 ** (0.090)	-0.571 (0.533)	10.975 *** (0.036)	8.861 *** (1.118)	16.384 * (8.322)
控制变量	企业层面	否	否	是	否	否	是
	地区层面	否	是	是	否	是	是
固定效应	行业-时间	是	是	是	是	是	是
	地区-时间	是	是	是	是	是	是
	企业	是	是	是	是	是	是
N		23556	23556	23556	23556	23556	23556
R^2		0.740	0.743	0.741	0.745	0.743	0.746

注:*、**和***分别代表在10%、5%和1%的显著性水平上显著,括号内是地区-时间聚类的稳健标准误。下表同。

(二) 平行趋势检验

平行趋势检验是验证 DID 模型有效性的关键。主要分两步:

第一步,违反标准的目标行业的企业和非目标行业的企业之间应存在显著差异,而未违反标准的企业所受影响没有显著差异。具体做法是,将清洁生产标准的临界点设为虚拟变量,分别设置临界值前后若干等级的虚拟变量。用企业废水回用率与临界值之差得到企业与清洁生产标准之间的差距 $distance$,对于大于 0 的样本,每 25% 为一分界线,若某企业的 $distance$ 值在此区间内, $D_i = 1$, 否则为 0;对于小于 0 的样本,为便于观察则以每三分之一作区分,其余同理。设定模型如下:

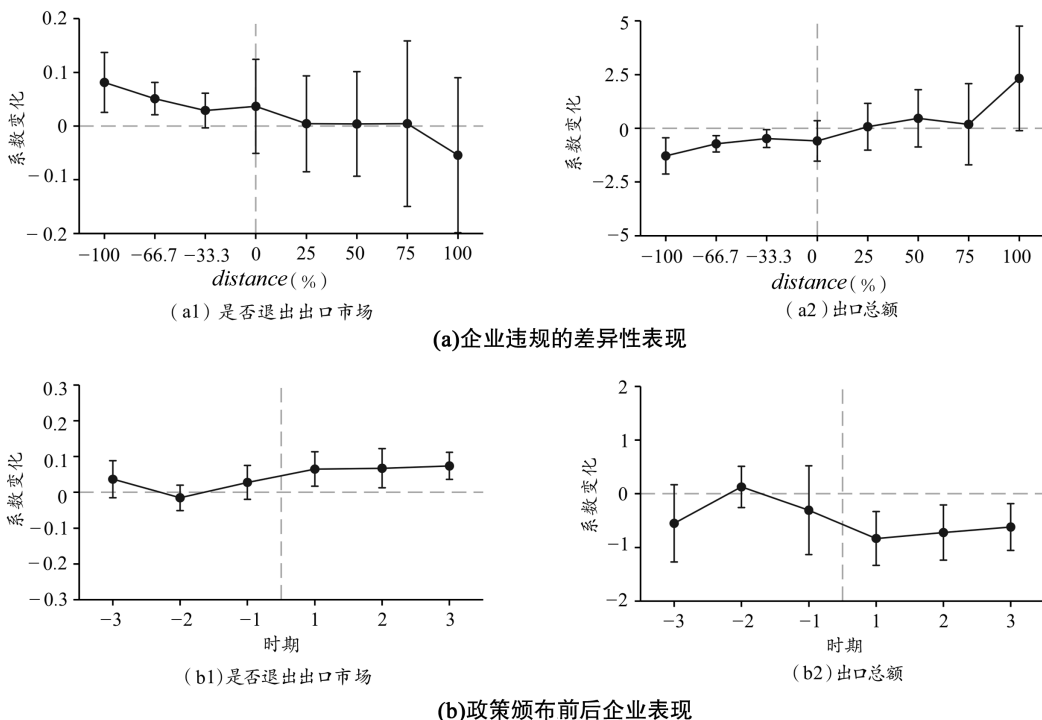
$$Y_{ijpt} = \beta_0 + \sum_{n=-3}^4 \beta_n \times R_{jt} \times D_i + X'_{ijpt} \gamma + \xi_i + \lambda_{pt} + \mu_{jt} + \varepsilon_{ijpt} \quad (17)$$

第二步,在政策实施前,受影响企业和未受影响企业应无显著差异。具体做法为逐年计算政策效应,将清洁生产标准政策起始年份设为虚拟变量,并设置虚拟变量 t 代表政策

前后若干年。因各行业标准执行年份不同,本文选择政策执行前后三年进行检验。设定模型如下:

$$Y_{ijpt} = \beta_0 + \sum_{n=-3}^3 \beta_n \times t_{jt} \times T_i + X'_{ijpt} \gamma + \xi_i + \lambda_{pt} + \mu_{jt} + \varepsilon_{ijpt} \quad (18)$$

图1展示了平行趋势检验结果。从图1(a1)、(a2)可见,合规企业的系数无明显变化规律且不显著。而未达标企业的停止出口系数显著为正,出口总额系数显著为负,符合预期,即违反标准的目标行业的企业和非目标行业的企业之间存在差异。在图1(b1)和(b2)中,政策实施前对照组和实验组企业无显著差异,政策实施后两组企业的系数、符号和显著性均发生改变。结果与预期一致,本文结果满足平行趋势假定。



注:图中显示的是加入了控制变量、行业-时间、地区-时间以及企业固定效应后的回归结果,并在地区-时间层面上聚类。以下图形回归结果设定相同,不再赘述。

图1 平行趋势检验图

(三) 内生性检验

本文的研究设计可能存在两个潜在的内生性问题,一是沉没成本在企业出口行为中存在着重要作用,但是这类数据往往难以获得;二是其他未纳入模型的因素可能影响出口。为解决上述问题,本文采用工具变量法进行检验,选择地区生活用水总量和人均水资源总量作为工具变量引入模型。一方面,生活用水总量大意味着更多的资源消耗和更大的环境保护压力。为了应对这种压力,政府可能会将一部分资源节约的责任转嫁到企业身上,通过对企业实施更严格的环境规制,可以在不直接影响居民生活质量的前提下,实现整体的资源节约和环境保护目标。另一方面,在人均水资源总量较低的地区,由于水资源匮乏,政府会加强

环境规制以保护有限的水资源。因此理论上,生活用水总量与环境规制之间存在正相关关系,人均水资源总量与环境规制强度存在负相关关系,两变量满足相关性条件。同时,企业出口行为更多受市场需求、生产效率、技术水平和国际竞争力等因素影响,而生活用水总量反映居民日常生活需求,不直接影响企业出口决策。同理,人均水资源总量反映地区水资源供给状况,主要影响居民生活和农业用水需求,不直接影响企业生产和出口行为。因此,两工具变量与企业出口行为之间无直接因果关系,满足外生性要求。此外,考虑到人均水资源总量受地理位置、资源禀赋影响,与经济因素有一定关系,可能导致经济越发达地区生活用水总量更高。因此,本文还通过控制地区规模与地区人口,确保工具变量的外生性和有效性。

表3展示了2SLS回归结果。在第一阶段回归中,人均水资源总量与内生变量 $R \times T$ 呈负相关,生活用水总量则呈正相关,即人均水资源总量越低、生活用水总量越多的地区环境规制强度越高,符合理论分析。F 统计量检验值分别为 20.4051 和 19.8123,均大于 10,表明不存在弱工具变量问题;Sargan-Hanse 统计量的检验结果均不显著,表明生活用水总量和人均水资源总量作为工具变量可以被认为是外生的。第二阶段回归结果中,核心解释变量对停止出口的影响仍然显著为正,对企业出口额的影响依然显著为负,符合基准回归结果,验证了工具变量回归的稳健性及对内生性问题的有效控制。

表 3 内生性检验结果

变量	第一阶段	第二阶段	
	$R \times T$	是否退出出口市场	出口总额
	(1)	(2)	(3)
人均水资源总量	-0.240 ^{***} (0.026)		
生活用水总量	0.060 ^{***} (0.007)		
$R \times T$		0.550 ^{***} (0.125)	-3.939 ^{**} (1.695)
常数项	-2.242 ^{***} (0.138)	1.148 ^{***} (0.342)	2.375 (3.541)
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
N	23556	23556	23556
R^2	0.379		

(四) 稳健性检验^①

1. 安慰剂检验

为验证环境规制对企业出口决策的负面影响是否由随机因素引起,本文参考 Cantoni 等 (2017) 的方法进行安慰剂检验。首先,本文将核心解释变量 $R \times T$ 随机打乱;其次,将打乱后的变量重新进行回归,重复这一随机过程 1000 次;最后,绘制 $R \times T$ 对企业停止出口的回归系数分布图。检验结果显示, $R \times T$ 对两个被解释变量的回归系数基本呈现以 0 为均值的

^①稳健性检验结果限于篇幅未能在正文呈现,备索。

正态分布,异于基准结果的回归系数。此外,对停止出口的回归结果中 P 值均值为 0.526,标准差约为 0.28;以出口总额为被解释变量的回归结果中 P 值均值为 0.513,标准差约为 0.28,两者均大于 0.1。这表明本文基准回归结果不是偶然,应具有较好的稳健性。

2. 改变估计模型

从样本中识别受到规制且在规制时间之后的企业,使用(19)式进行检验,所有变量与基准模型中的一致。核心解释变量的系数和显著性没有发生明显变化,结果是稳健的。

$$Y_{ijpt} = \beta_0 + \beta_1 \times T_i + X'_{ijpt} \gamma + \xi_i + \lambda_{pt} + \mu_{jt} + \varepsilon_{ijpt} \quad (19)$$

3. 改变样本量

首先,由于中国企业分布不均,大部分企业位于经济较发达的东部沿海地区,尤其是上海和广东。作为中国经济发展的龙头,这两个城市企业数量领先全国。为避免异常值影响,本文剔除了位于上海和广东的企业。其次,由于清洁生产标准不断修订,期初符合标准的企业不一定持续受影响,特别是临界达标企业。因此,剔除样本期内发生变化的企业进行检验。与基准结果相比,政策效应略低估,但回归系数的符号和显著性未明显改变,因此本文的结果是稳健的。

4. 更改核心解释变量判别标准

在基准回归中,本文以企业是否违反一级标准区分实验组和对照组。由于清洁生产标准将污染物标准分为三级,本文分别将低于二级和三级标准的企业作为实验组进行检验。结果显示,核心解释变量的符号和显著性未明显改变,因此本文结果是稳健的。

(五) 机制检验

1. 成本效应与挤出效应

环境规制要求企业达到更高的清洁生产标准,可能会导致企业承担排污费用或采用清洁技术,增加生产成本(张元卿等,2023),这些成本增加直接影响企业生产活动,抑制其出口能力。根据“遵循成本”原则,环境规制带来的成本增加可能挤占生产资金,导致企业减少研发、生产和市场拓展投入,从而影响正常活动和出口能力。为探讨清洁生产标准对企业出口抑制的机制,本文构建模型(20)检验“成本效应”和“挤出效应”,以明确这些机制是否是环境规制导致企业出口减少的主要原因。

$$\varpi_{ijpt} = \beta_0 + \beta_1 \times R_{jt} \times T_i + X'_{ijpt} \gamma + \xi_i + \lambda_{pt} + \mu_{jt} + \varepsilon_{ijpt} \quad (20)$$

(20)式中: ϖ_{ijpt} 分别代表企业绿色投资、营业成本与生产性投资。由于中国工业企业数据库未统计企业绿色成本,本文根据《中华人民共和国环境保护税法》的税额规定,估算企业需支付的污染税费,衡量其绿色成本投入。为检验挤出效应,本文用营业成本与绿色成本投入的差值衡量生产性投资水平。若存在挤出效应,绿色成本增加会减少生产性投资,回归系数应为负值。表4第(1)一(3)列展示了回归结果。结果表明环境规制对企业绿色投资和营业成本均有显著正向影响,表明环境规制通过增加企业的绿色投资,提高了企业的成本,产生了“成本效应”,对企业出口造成负面影响。同时,环境规制显著减少企业生产性投资。上述结果验证了“挤出效应”。

2. 规模效应

清洁生产标准旨在节能、降耗、减污、增效。规模扩张能促使企业改变生产技术和调整

产品结构,从而提高绿色生产率。大规模企业的技术资源优势能降低其应对环境规制的固定成本,从而降低单位成本(周沂等,2022)。本文以工业总产值代表企业规模,将机制变量与核心解释变量的交互项引入模型,建立(21)式进行检验。

$$Y_{ijpt} = \beta_0 + \beta_1 \times R_{jt} \times T_i + \beta_2 \times R_{jt} \times T_i \times \Delta_{ijpt} + \beta_3 \times \Delta_{ijpt} + X'_{ijpt} \gamma + \xi_i + \lambda_{pt} + \mu_{jt} + \varepsilon_{ijpt} \quad (21)$$

(21)式中: Δ_{ijpt} 为企业规模,检验结果如表4第(4)、(5)列所示。结果表明:规模效应对停止出口的影响显著为负,对出口总额的影响显著为正,验证了假说3。相较于小企业,环境规制对大企业出口的影响更弱。大企业因资源丰富、抗风险能力强,能灵活应对挑战。规制初期,企业需维护或更换设备、增加污染处理设备、聘请技术人员,显著增加生产成本。中小企业因缺乏规模优势,资金周转不足,更易陷入困境,甚至破产停工,最终退出市场。

表4 机制检验结果

变量	成本效应与挤出效应			规模效应	
	绿色投资	营业成本	生产性投资	停止出口	出口总额
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$R \times T$	0.349* (0.202)	0.048** (0.022)	-0.454** (0.226)	0.086*** (0.032)	-1.923*** (0.403)
$R \times T \times \Delta_{ijpt}$				-0.006** (0.003)	0.162*** (0.039)
常数项	18.884*** (4.157)	5.002*** (2.037)	-4.403 (3.563)	0.500 (0.443)	6.778 (5.733)
控制变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是
N	21326	21133	19169	19989	19989
R^2	0.816	0.939	0.781	0.769	0.831

六、拓展性分析

(一) 不同环境规制强度对企业出口决策的影响

目前,生态环境部尚未强制企业遵循最严格的规定,这是由于中国企业分布广泛且受地理位置和行业影响,各企业废物处理能力存在差距。此外,发展水平的差异使经济较发达地区企业在资源和能力上优于经济欠发达地区企业,污染治理水平也较高。同时,环境规制力度与经济发展水平存在双向作用(王勇等,2019),经济较发达地区和经济欠发达地区的环境规制程度不同。这些差异意味着不同环境规制强度会影响企业出口决策。为探究不同环境规制强度对企业出口的影响,建立(22)式进行检验:

$$Y_{ijpt} = \alpha + \sum_{n=0}^3 \beta_n \times K_{ijt} \times bin_{n,n+1} + X'_{ijpt} \gamma + \xi_i + \lambda_{pt} + \mu_{jt} + \varepsilon_{ijpt} \quad (22)$$

(22)式中: $bin_{n,n+1}$ 为企业废水回用率是否处于 n 到 $n+1$ 级别之间的判别标准(n 为 0 时指其高于一级,为 3 时指低于三级),处于相应级别时取值为 1,否则为 0。 K 代表企业是否受到规制,如果在 t 期尚未公布企业所属行业的环境规制则 $K = 0$,否则 $K = 1$ 。其余变量与基准模型一致。回归结果如图 2 所示。结果显示,当废水回用率处于中间两级时,对出口的影响强于最严格的一级和最宽松的三级。这表明,较低的环境规制标准不会显著增加企业成本,

也不足以促使企业改变生产方式,因此对出口影响较小。然而,当标准提高到一定水平,企业需进行调整以符合规制要求,导致出口受到更大抑制。尤其是废水回用率处于中间两级的企业,虽然未达到最严格标准,但面临较高的处罚风险和调整压力,因此需要显著增加生产和经营成本,从而对出口产生更强的负面影响。此外,样本中废水回用率低于三级的企业主要集中在高耗水高污染行业,如造革、造纸和炼焦等,这些企业规模较小,受到废弃资源循环利用限制的阻碍较大。为进一步验证结论的正确性,本文将地区环境规制强度二次项引入线性回归模型^①,并进行了“U”型关系的检验。回归结果显示,环境规制对停止出口的影响呈现倒“U”型特征,对企业出口额的影响则呈现“U”型特征,验证了非线性关系的存在。

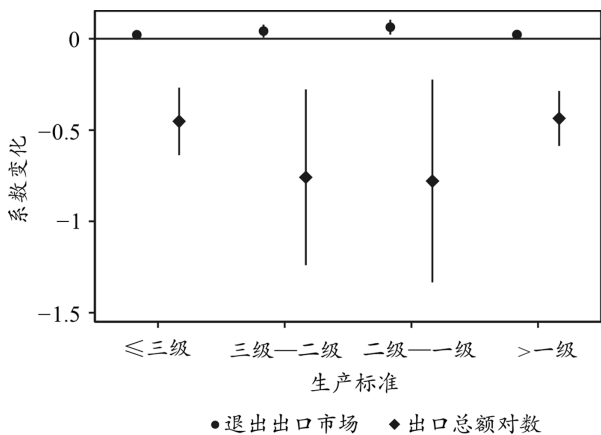


图 2 不同环境规制程度下对企业出口的影响

(二) 生产力差异对企业出口决策的影响

企业生产力和资源整合能力的差异使得环境规制带来的成本变化对企业影响各异。现有研究表明企业生产力水平会影响环境规制效果。参考 Bustos (2011) 的做法,根据企业的初始规模研究生产力大小的影响。将企业规模分为大、中、小型,用工业总产值对数表示。模型设定为:

$$Y_{ij\mu} = \alpha + \sum_{q=0}^3 \beta_{Q_q} \times R_{\mu} \times T_i \times Q_q + X'_{ij\mu} \gamma + \xi_i + \lambda_{\mu} + \mu_{\mu} + \varepsilon_{ij\mu} \quad (23)$$

(23) 式中:如果企业 i 位于样本三分位数中的第 q 等分点, $Q_q = 1$, 否则为 0。 β_{Q_q} 为环境规制对不同规模企业的影响。其余变量与基准模型一致,对比结果展示于图 3。结果表明,环境规制对小型、中型、大型企业出口的影响依次递减。这一结果再次验证了假说 3:规模较小的企业停止出口的可能性较大。具体而言,小型企业应对环境规制的挑战最大,出口额损失也最显著,表明其资源和技术能力相对有限,适应成本更高。中型企业虽然也受到影响,但程度较小,可能是因为它们资源和在技术方面介于小型和大型企业之间,通过优化生产流程和提升技术水平可以缓解部分压力。然而,中型企业仍面临适应成本和经营压力,出口额也会受到影响。相比之下,大型企业受到的影响最小。大型企业通常拥有更强的财务实力和技术储备,更能有效应对环境规制带来的挑战,因此不容易停止出口,出口额损失也不显著。

^① 检验结果限于篇幅未能在正文呈现,备索。

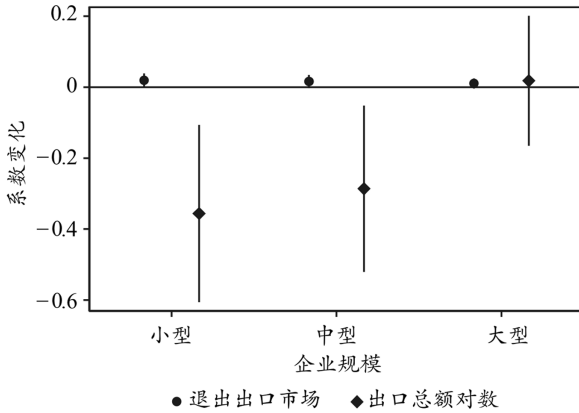


图3 企业生产力差异对出口决策的影响

(三) 地区发展差异对企业出口决策的影响^①

1. 新基建差异对企业出口决策的影响

基础设施是推动经济增长和地区发展的关键因素之一。2020年4月20日,国家发展改革委把信息基础设施、融合基础设施、创新基础设施认定为新型基础设施的主要内容。已有研究发现新型基础设施能够提高企业内部分配效率,降低交易成本,促进生产(Zhang and Chen, 2022);融合基础设施中的交通基建会影响企业的垂直专业化分工(李超等,2021);Martincus等(2017)发现交通基础设施的改善对企业出口有积极的影响。因此,不同地区新基建发展程度不同,环境规制对企业出口的影响也会不同。本文借鉴高小玲和陆文月(2023)的方法,选取不同部门固定资产投资占全社会固定资产投资比重表示新基建水平。其中,信息基础设施选择信息传输、软件以及信息技术服务业;融合基础设施则是在信息基础设施的基础上另融合交通运输业以及电力、热力的生产和供应业、水利管理业等传统行业;创新基础设施则选取科学研究和技术服务业、卫生和社会工作以及信息传输、软件和信息技术服务业。通过将上述新基建发展水平变量引入(18)式进行检验。结果显示,信息基础设施、融合基础设施和创新基础设施均对企业停止出口的回归系数为负,对出口额的回归系数为正,说明新基建发展水平较高的省份,企业受到环境规制的影响较小。一方面,新基建水平较高的地区综合实力更强,污染治理能力更高,企业生产力和竞争力也更强;另一方面,三种新基建的协同推进有助于企业高效整合和优化配置资源、减少中间成本,缓解了环境政策带给企业的负面作用。

2. 产业集聚和集聚多样化差异的影响

有研究指出,相似行业的专业化集聚有助于实现专业化操作和规模效应(苏丹妮等,2020),进而降低企业治污成本、提高企业污染治理技术水平。一方面,产业集聚不仅促进了劳动力的集中和劳动力市场的稳定,还提高了企业对共需资源的整合与利用效率,使企业能够更灵活地选择减少污染排放所需的劳动力和中间产品,从而降低搜索成本(苏丹妮、盛斌,2021),提高企业生产率和污染技术处理水平。另一方面,集聚促进了厂商间的知识共享和

^①检验结果限于篇幅未能在正文呈现,备索。

技术交流,有助于绿色节能技术的开发、应用和普及,从而改善企业生产效率,并提升整个地区的污染处理水平。本文借鉴苏丹妮和盛斌(2021)的方法,测度各地区各行业的集聚程度和专业化程度,在基准回归基础上引入交互项进行检验。结果显示,产业集聚对停止出口呈负向效应,对出口总额则为正向效应,表明尽管环境规制对企业出口产生不利影响,但产业集聚可以有效降低企业停止出口的概率,提高出口收入。集聚多样化效应系数虽与产业集聚系数一致,但不显著。因此,政府在建立工业园区时,应优先邀请相近行业的企业入驻,而非跨行业共存,以更有效地促进本地企业发展。

七、结论与政策启示

本文研究环境规制如何影响企业出口,以理论分析和经验证据证实环境规制的作用。首先,通过一般均衡贸易模型描述了由国内需求引起的污染排放,证明环境规制通过影响企业生产率,导致企业的出口额减少和部分企业离开出口市场,且由于固定成本的原因,环境规制对小型企业影响更大。其次,在实证研究中选用行业《清洁生产标准》作为环境规制,借助中国工业企业数据库、中国海关数据库和中国工业企业污染数据库,以废水回用率衡量企业是否违反环境规制,结果表明,环境规制使企业停止出口的可能性增加了3.5%,出口额减少了56%,与理论模型结论一致。机制检验表明,环境规制通过增加企业绿色投入产生成本效应,并通过挤占生产投资产生挤出效应抑制了企业出口。拓展分析表明,环境规制在其最严格和最松散时的影响较小,表明环境政策强度与企业出口间可能存在非单调关系,具体表现为对停止出口呈现倒“U”型特征,对出口额则呈“U”型关系。最后,企业所在地区的新基建水平和产业集聚能够减轻环境规制对出口的负向影响,为短期内减轻环境规制冲击的有效对策。

资源环境问题已经成为影响中国能否高质量发展的重要因素,如何实现经济高质量发展与生态环境保护的“双赢”是各界关注的焦点。结合研究结论,本文提出以下四点政策建议:

1. 差异化环境规制策略,提升企业清洁生产技术和管理水平。根据企业和产业特性实施差异化环境策略。对于中小企业,可考虑提供适当的补贴或技术支持,帮助它们提高清洁生产技术水平,减轻环境规制的经济负担。对于大型企业,可强化环境规制,鼓励其采用更高标准的清洁生产技术,以充分发挥其在资源整合和技术创新方面的优势。同时应加大对企业清洁生产技术研究和推广的支持力度,鼓励企业加强环境管理体系建设。提高资源利用效率和污染控制水平,减少生产活动对环境的负面影响。

2. 加强环境规制的科学性和合理性,增强环境规制的灵活性和适应性。考虑到环境规制与企业出口间可能存在的非单调关系,在制定和实施环境规制时,需要考虑企业的实际生产条件和技术水平,应通过科学研究和技术评估,确定合理的环境规制标准和强度,避免“一刀切”的规制措施。确保规制既能有效促进环境保护,又不会对企业的正常运营和出口活动产生过度负担。根据经济发展水平、产业特性和环保技术进步等因素,及时调整环境规制策略,以实现环境保护和经济发展的“双赢”。

3. 促进产业链上下游资源要素的自由流动和工业前向后向一体化发展。通过建立产业园区,优化产业结构和布局,加强相似和相关行业间的协同,提高整个产业链的绿色生产效率和竞争力。同时应特别鼓励生态环境友好型产业的集聚,以促进知识共享、技术交流、创

新协作和环境保护。

4. 重视数字化、智能化发展,加快推进本地区新型基础设施建设。加大对新基建的财政投入力度,政府牵头带动各方资金注入,积极拓展融资渠道;促进新旧基础设施融合,做好传统基础设施智能化升级,在优化社会资源配置的同时减少不必要的浪费;同时注重本地区服务业的发展,为新技术的研发和创新提供有力支持,促进生产性服务业发展和新基建水平提升的“双向奔赴”。

参考文献:

1. 高小玲、陆文月, 2023:《新基建、产业集聚与绿色技术创新——基于制造企业数据的实证研究》,《研究与发展管理》第4期。
2. 金环、于立宏、徐扬, 2022:《绿色金融创新政策与企业生产率差异——来自中国上市公司的证据》,《经济评论》第5期。
3. 李超、李涵、唐丽森, 2021:《高速铁路、运输效率与垂直专业化分工》,《经济学(季刊)》第1期。
4. 李俊青、高瑜、李响, 2022:《环境规制与中国生产率的动态变化:基于异质性企业视角》,《世界经济》第1期。
5. 李小平、崔致远, 2024:《关税冲击如何影响中国企业的全球价值链攀升》,《数量经济技术经济研究》第7期。
6. 马海良、顾莹莹、黄德春、贺正齐, 2024:《环境规制、数字赋能对产业结构升级的影响及机理》,《中国人口·资源与环境》,第3期。
7. 任力、黄崇杰, 2015:《国内外环境规制对中国出口贸易的影响》,《世界经济》第5期。
8. 盛丹、张慧玲, 2017:《环境管制与我国的出口产品质量升级——基于两控区政策的考察》,《财贸经济》第8期。
9. 苏丹妮、盛斌, 2021:《产业集聚、集聚外部性与企业减排——来自中国的微观新证据》,《经济学(季刊)》第5期。
10. 苏丹妮、盛斌、邵朝对、陈帅, 2020:《全球价值链、本地化产业集聚与企业生产率的互动效应》,《经济研究》第3期。
11. 谭用、盛丹, 2022:《揭开出口贸易影响企业排污的“面纱”——清洁生产与终端治理》,《南开经济研究》第1期。
12. 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。
13. 许统生、蒋玉莲, 2023:《区域贸易协定环境条款深度对出口的影响——来自“一带一路”沿线国家的证据》,《中国人口·资源与环境》第5期。
14. 杨俊、Robert J.R.Elliott、佟家栋, 2023:《环境规制对企业出口行为的影响——来自欧盟 WEEE 指令和 RoHS 指令的实证分析》,《经济科学》第4期。
15. 杨冕、袁亦宁、万攀兵, 2022:《环境规制、银行业竞争与企业债务融资成本——来自“十一五”减排政策的证据》,《经济评论》第2期。
16. 张文卿、董景荣、张海涛、罗佳惠, 2023:《环境政策促进中国绿色全要素生产率提升的机制、困境与对策——基于创新模式选择视角》,《经济评论》第1期。
17. 周沂、郭琪、邹冬寒, 2022:《环境规制与企业产品结构优化策略——来自多产品出口企业的经验证据》,《中国工业经济》第6期。
18. Bustos, P. 2011. “Trade Liberalization, Exports, and Technology Upgrading: Evidence on the Impact of MERCOSUR on Argentinian Firms.” *American Economic Review* 101(1): 304–340.
19. Cantoni, D., Y. Chen, D. Y. Yang, N. Yuchtman, and Y. J. Zhang. 2017. “Curriculum and Ideology.” *Journal of Political Economy* 125(2): 338–392.
20. Cherniwchan, J. 2017. “Trade Liberalization and the Environment: Evidence from NAFTA and US Manufacturing.” *Journal of International Economics* 105(2): 130–149.
21. Cherniwchan, J., and N. Najjar. 2022. “Do Environmental Regulations Affect the Decision to Export?” *American Economic Journal: Economic Policy* 14(2): 125–160.
22. Copeland, B.R., and M.S.Taylor. 2004. “Trade, Growth, and the Environment.” *Journal of Economic Literature* 42(1): 7–71.

23. Dai, Z., Y. Zhang, and R. Zhang. 2021. "The Impact of Environmental Regulations on Trade Flows: A Focus on Environmental Goods Listed in APEC and OECD." *Frontiers in Psychology* 12, 773749.
24. Demidova, S., and A. Rodríguez - Clare. 2009. "Trade Policy under Firm - level Heterogeneity in a Small Economy." *Journal of International Economics* 78(1) : 100-112.
25. Gray, W. B., and R. J. Shadbegian. 2003. "Plant Vintage, Technology, and Environmental Regulation." *Journal of Environmental Economics and Management* 46(3) : 384-402.
26. Hering, L., and S. Poncet. 2014. "Environmental Policy and Exports: Evidence from Chinese Cities." *Journal of Environmental Economics and Management* 68(2) : 296-318.
27. Martincus, C. V., J. Carballo, and A. Cusolito. 2017. "Roads, Exports and Employment: Evidence from a Developing Country." *Journal of Development Economics* 125(2) :21-39.
28. Melitz, M. J. 2003. "The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity." *Econometrica* 71(6) : 1695-1725.
29. Porter, M. E., and C. V. D. Linde. 1995. "Toward a New Conception of the Environment - competitiveness Relationship." *Journal of Economic Perspectives* 9(4) : 97-118.
30. Rubashkina, Y., M. Galeotti, and E. Verdolini. 2015. "Environmental Regulation and Competitiveness: Empirical Evidence on the Porter Hypothesis from European Manufacturing Sectors." *Energy Policy* 83(8) : 288-300.
31. Sokolova, Y., N. Davidson, and O. Mariev. 2024. "Global Energy Transition and Foreign Environmental Regulations: Impacts on Russian Regions' export Volumes." *Journal of Environmental Management* 352(4) , 120001.
32. Zhang, Z., and H. Chen. 2022. "Dynamic Interaction of Renewable Energy Technological Innovation, Environmental Regulation Intensity and Carbon Pressure: Evidence from China." *Renewable Energy* 192(12) : 420-430.

Environmental Regulation and Enterprise Export: Micro Empirical Evidence Based on Clean Production Standards

Yu Kaizhi¹, Feng Jiahua¹, Yang Lan¹ and Zou Hong²

(1: School of Statistics, Southwest University of Finance and Economics;

2: School of Economics, Southwest University of Finance and Economics)

Abstract: Environmental protection and foreign trade are significant topics in advancing Chinese-style modernization. We construct a theoretical model and conduct empirical tests to explore the impact and mechanism of environmental regulation on enterprise export. We improve the general equilibrium model, revealing that environmental regulations increase the probability of enterprise exiting the export market and reduce their export volume, with a stronger impact on small-scale enterprises. Further empirical analysis based on the DID model shows that the setting of environmental regulation has a significant negative impact on the export of non-compliant enterprises. Mechanism tests indicate that regulations raise costs by increasing green investments and crowding out production investments, inhibiting exports. Smaller enterprises face greater negative impacts. Extension analysis finds a nonlinear relationship between environmental regulation and enterprise export variables. Moreover, improving regional new infrastructure levels, promoting enterprise agglomeration, and enhancing enterprise productivity can mitigate the adverse effects of environmental regulation on enterprise export.

Keywords: Environmental Regulations, Enterprise Export, General Equilibrium Theory, Clean Production Standards

JEL Classification: F14, F18, Q56, Q58

(责任编辑:陈永清)