

环境规制对我国绿色技术创新效率的影响

——基于产业结构优化的中介效应

程云鹤, 胡雅慧

(安徽理工大学 经济与管理学院, 安徽 淮南 232001)

摘要: 在新发展理念的引领下, 借助环境规制工具推动绿色技术创新效率的提升, 是实现高质量发展的关键路径之一。基于可处理非期望产出的超效率SBM模型, 对我国30个省(区、市)(不含西藏及港澳台地区)2012–2023年的绿色技术创新效率开展分区域量化评估, 同时建立固定效应模型来探究环境规制对我国绿色技术创新效率的影响, 并剖析产业结构优化在其中所发挥的中介效应。研究表明: 绿色技术创新效率在研究期间内呈现出波动上升的趋势, 但平均效率始终低于1, 效率排序为: 东部>西部>中部; 环境规制对绿色技术创新效率的影响呈现出“U”形特征; 环境规制可借助产业结构合理化和高级化双重中介机制, 间接影响绿色技术创新效率。为此, 提出加强区域合作、因地制宜地制定环境规制政策和优化产业结构等建议, 以期提高绿色技术创新效率, 加速推进我国绿色低碳的高质量发展进程。

关键词: 环境规制; 绿色技术创新效率; 产业结构优化; 超效率SBM模型

中图分类号: X22 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-055X(2026)03-0065-18

高质量发展需要坚持科学理念和正确方法^[1]。回顾我国实践探索的历程, 绿色技术创新因具有双重正外部性, 既能驱动技术进步, 又能切实保护环境, 所以被广泛看作是实现可持续发展的正确路径^[2]。2019年4月, 国家发展改革委、科技部《关于构建市场导向的绿色技术创新体系的指导意见》(发改环资[2019]689号)首次从国家层面对绿色技术创新的整体框架进行系统规划, 强调绿色技术创新是打好污染防治攻坚战、推进生态文明建设、推动高质量发展的重要支撑^[3]。2024年8月, 中共中央、国务院印发《关于加快经济社会发展全面绿色转型的意见》, 提出“坚持创新转型。强化支撑绿色转型的科技创新、政策制度创新、商业模式创新, 推进绿色低碳科技革命, 因地制宜发展新质生产力, 完善生态文明制度体系, 为绿色转型提供更强创新动能和制度保障。”^[4]充分肯定了绿色技术创新在推动高质量发展中的导向作用和战略价值, 如何才能有效地推动绿色技术创新, 成为当下亟需解决的关键问题。在

收稿日期: 2025-03-19

基金项目: 安徽省哲学社会科学规划项目“全产业链视角下安徽制造业绿色转型发展机理与政策支持研究”(AHSKYY2024D049)。

作者简介: 程云鹤, 男, 汉族, 安徽肥东县人, 经济学博士, 教授, 主要从事区域经济和资源环境经济研究; 胡雅慧, 女, 汉族, 安徽歙县人, 主要从事环境管理和技术创新管理研究。

众多影响因素中,环境规制作为政府为减少污染、保护生态而出台的强制性政策工具,可以依靠其“有形之手”的特质,在绿色技术创新方面发挥关键作用^[5]。

从现有研究来看,学者们已经从多个角度,对环境规制和绿色技术创新效率的关系展开了深入分析,积累了不少有价值的研究成果。在绿色技术创新效率的量化途径方面,在早期研究中,学者大多聚焦于绿色技术创新的产出成果,用这个指标来间接判断效率水平的高低。其中,Jurgen等^[6]将绿色能源专利数量作为绿色能源技术创新的代用变量;王锋正等^[7]将单位能耗的新产品销售收入作为绿色创新的度量依据;刘源^[8]以能源消耗量与新绿色产品产量的比值来表示绿色技术创新水平。伴随着研究的深入开展,更多学者认为只用绿色产出来进行衡量,难以体现资源利用的有效性,提出将绿色投入要素考虑进去^[9],从而全面客观地度量效率水平。之后的研究逐渐完善了绿色技术创新效率的测算方法。Huang等^[10]用随机前沿分析法(SFA),把创新投入要素加进指标体系,通过区分模型里的随机干扰项和技术无效率项,精准算出中国工业企业的创新效率;He等^[11]采用数据包络分析法(DEA),构建出包含多项投入与产出指标的生产前沿面,用非参数分析的方法,完成对工业绿色技术创新效率的评估。在环境规制对绿色技术创新效率的作用机制方面,现有文献通过差异化的理论框架与实证设计,形成了“抑制论”“促进论”和“非线性论”3类观点。支持抑制论的学者认为,环境规制会迫使企业将资源投入到污染治理领域,挤占了绿色技术研发所需的人力与资本,进而降低了创新效率^[12-13]。对此,Li等^[14]和谢宜章等^[15]基于中国各省的制造业数据,对该理论进行了充分的验证。支持促进论的学者认为环境规制能倒逼企业突破传统技术路径,通过研发清洁技术来实现污染减排与成本优化的“创新补偿效应”,最终提升绿色技术创新效率^[16-18]。斯丽娟^[19]和刘云强等^[20]认为环境规制对本地绿色技术创新的促进作用,能够通过知识扩散、技术模仿等渠道对周边地区的效率值产生辐射带动作用。支持非线性论的学者认为环境规制与绿色技术创新效率间的关系是不确定的^[21-22]。游达明等^[23]和张鑫等^[24]分别基于企业和地级市的相关数据,检验出二者之间存在显著的倒“U”形关系;张峰等^[25]利用门槛回归模型,对制造业的面板数据进行实证检验,发现二者间呈“U”形关联,即正式环境规制强度未跨越特定门槛值前,对绿色技术创新效率主要表现出抑制作用,突破该临界点后,则呈现显著的促进作用。在各类变量于环境规制影响绿色技术创新效率进程中所呈现出的作用模式与效应特征方面,陈晓等^[26]分别从静态和动态两个视角出发,检验出政府补助可在环境规制与绿色技术创新的关联中承担中介角色;范斐等^[27]基于长江经济带的城市数据,检验出外商直接投资可在二者间发挥显著的中介作用和门槛效应,这一结论也得到了闫华飞等^[28]进一步验证与支持;罗志红等^[29]分别从宏观和微观的角度出发,检验出经济政策不确定性可负向调节环境规制与企业绿色技术创新,而CEO开放性则在这一关联中发挥正向调节作用。

综上所述,就效率的量化手段而言,以往运用的SFA模型在应对多投入多产出的复杂效率评价问题时存在显著短板,传统DEA模型则存在效率值区分不精准和忽略非期望产出的弊端。相比之下,超效率SBM模型作为一种以数据包络分析法为基础的非参数效率评价手段,可以用来衡量决策单元在多投入、多产出系统中的相对效率,该方法不仅可以有效弥补以上方法的缺漏,还能把非期望产出整合进模型架构,充分考虑投入产出的松弛变量,对有效决策单元进行更细致地排序,使测量结果更加精确可靠。就分析视角而言,现有文献在分

析二者间的影响机制时,较少考虑到产业结构优化所发挥的中介作用,大量研究证明,环境规制、产业结构优化以及绿色技术创新效率之间存在紧密关联。鉴于此,测算并比较2012—2023年我国除西藏及港澳台地区外的30个省(区、市)的绿色技术创新效率,剖析环境规制影响绿色技术创新效率的内在机理,明确产业结构优化在这一过程中发挥的中介作用,进一步丰富相关领域的理论成果,对提升我国绿色技术创新效率、推动绿色低碳的高质量发展具有重要的价值。

1 理论分析与研究假设提出

1.1 环境规制与绿色技术创新效率

关于环境规制对绿色技术创新效率,学术界的争议焦点主要聚焦于“遵循成本效应”与“创新补偿效应”的博弈关系。从现有的研究成果来看,在环境规制实施初期,“遵循成本效应”通常占主导地位。这个时候,企业为了达成基本的合规要求,将大量资源投入到污染治理和环保设备更新等领域,结果挤占了原本用于绿色技术创新的研发资金^[12-13]。另外,鉴于这个阶段的环境规制强度普遍不高,企业依靠末端治理或者简单技术改造,就可以达到监管要求,没有足够的动力去开展投入大、周期长且不确定性高的绿色技术创新^[30],最终使该阶段绿色技术创新效率维持在一个偏低的水平。然而,当环境规制强度持续加大并突破某一临界数值后,“创新补偿效应”的优势便会凸显出来^[25]。这时,简易的末端治理所需成本变得极其高昂,甚至无法满足要求,企业为了降低长期合规成本,积极研发并采用绿色技术,从而降低污染治理费用并提高生产效率^[16-18]。环境规制强度的提升推动了公众环保意识的增强,进而激发了市场对绿色产品的消费诉求^[31],最终,绿色技术创新效率会出现明显提升。据此,提出以下假设:

假设1:环境规制与绿色技术创新效率之间呈现“U”形关系,即先抑制后促进。

1.2 环境规制作用于绿色技术创新效率的产业结构优化中介机制

为探究产业结构优化在环境规制与绿色技术创新效率之间所发挥的中介作用,从以下3个维度展开深入分析:

第一,就环境规制对产业结构优化的作用而言,能够凭借产业结构合理化与高级化两条路径对区域产业结构施加影响^[32]。其中,环境规制在产业结构合理化层面的作用,主要体现在促进资源优化配置与产业协调发展上。一方面,环境规制通过设置污染排放标准和资源使用限制,倒逼企业淘汰落后产能并优化生产流程,同时引导资本、技术等要素从传统高污染产业向绿色产业流动,实现资源的高效配置与集约化利用^[33],加速产业结构的合理化进程;另一方面,环境规制会促使企业将环保要求内化为生产标准,催生不同的产业进行融合,打破产业间的壁垒,使资源与优势得以广泛流动与重组^[34],进而增强产业结构的协调性。环境规制对产业结构高级化的影响主要体现在产业升级上^[35]。一方面,环境规制通过提高环保标准和市场准入门槛,对传统“两高”产业形成刚性约束,这种约束作用促使企业不得不进行技术改造和工艺升级,推动产业向清洁化、高效化方向转型;另一方面,环境规制通过税收优惠、财政补贴等一系列政策,为技术密集型和知识密集型产业的蓬勃发展注入动力,构建出低碳、高效的产业发展趋势^[32],助力产业结构向高级化方向发展。

第二,就产业结构优化推动绿色技术创新效率的作用路径而言。当产业结构合理化水平逐步提升时,一方面,资源能够依据各产业的发展需求进行更合理地流动与配置^[36],这意味着资金、人力等资源能更精准地投入到最具潜力的绿色技术研发项目中,避免资源的低效利用,提高创新成果的产出速度和质量;另一方面,产业间的关联性和协同性不断提高,有利于形成完整的绿色技术创新链条^[37],推动跨产业上下游协作,实现研发、生产、推广等环节的紧密衔接,有效提高绿色技术创新的系统性、连贯性与转化效率。此外,随着产业结构向高级化方向演进,高技术、低能耗产业的占比将逐步扩大。一方面,这类产业的快速发展会使市场对绿色产品和服务的需求激增^[38],进而促使企业加大研发投入、优化创新资源布局,为绿色技术创新提供市场驱动力;另一方面,这类产业在发展过程中所采用的新技术、新工艺具有较强的外溢效应^[39],能通过技术转让、人才流动等知识扩散机制,使其在关联产业中渗透与应用,从而带动相关产业绿色技术创新效率的整体跃升。

第三,从产业结构优化在环境规制作用于绿色技术创新效率时所扮演的角色来看,陈浩等^[35]认为,环境规制能够通过产业结构优化这一中介路径间接提升发展质量,且这种间接影响甚至超越了环境规制本身所带来的直接影响;肖振红等^[32]则将环境规制细分为不同类型,认为激励型环境规制的实施能够有效推动产业结构合理化与高级化进程,为提升绿色技术创新效率指明了更精准的实施路径。据此,提出以下假设:

假设2:环境规制对绿色技术创新效率的影响中存在产业结构合理化的中介作用。

假设3:环境规制对绿色技术创新效率的影响中存在产业结构高级化的中介作用。

基于上述分析,重点聚焦于环境规制对绿色技术创新效率的作用机制,以及产业结构优化在此过程中发挥的中介传导功能,研究框架如图1所示。

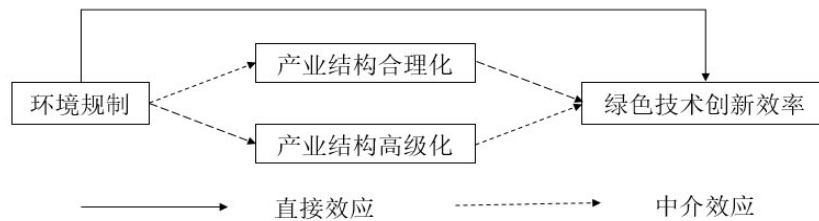


图1 研究框架

2 研究设计

2.1 模型构建

2.1.1 超效率SBM模型

超效率SBM模型在考虑非期望产出时的表述如式(1)和式(2)所示。

$$\min \rho = \frac{1 + \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{x_{ik}}}{1 - \frac{1}{q+h} \left(\sum_{r=1}^q \frac{s_r^+}{y_{rk}^g} + \sum_{t=1}^h \frac{s_t^{b-}}{y_{tk}^b} \right)} \quad (1)$$

$$s.t. \begin{cases} x_{ik} \geq \sum_{j=1, j \neq k}^n \lambda_j x_{ij} - s_i^-, i=1, 2, \dots, m \\ y_{rk}^g \leq \sum_{j=1, j \neq k}^n \lambda_j y_{rk}^g + s_r^+, r=1, 2, \dots, q \\ y_{tk}^b \geq \sum_{j=1, j \neq k}^n \lambda_j y_{tk}^b - s_t^{b-}, t=1, 2, \dots, h \\ 1 - \frac{1}{q+h} \left(\sum_{r=1}^q \frac{s_r^+}{y_{rk}^g} + \sum_{t=1}^h \frac{s_t^{b-}}{y_{tk}^b} \right) > 0 \\ \lambda_j \geq 0 (\forall j), s_i^- \geq 0 (\forall i), s_r^+ \geq 0 (\forall r), s_t^{b-} \geq 0 (\forall t) \end{cases} \quad (2)$$

在此模型中,各项参数的定义如下: m 代表决策单元中的投入指标总数, q 代表期望产出指标的数量, h 代表非期望产出指标的数量。具体而言: i 代表第*i*项投入, r 代表第*r*项期望产出, t 代表第*t*项非期望产出, j 用于标识第*j*个决策单元, n 为决策单元总数, k 特指被评价的决策单元, x_i 构成了投入矩阵, y_r^g 构成了期望产出矩阵, y_t^b 构成了非期望产出矩阵, $\lambda_j \geq 0$ 表示规模报酬保持恒定, s_i^- 代表投入变量的冗余量, s_r^+ 代表期望产出的冗余量, s_t^{b-} 代表非期望产出的冗余量, ρ 代表将非期望产出纳入考量后的绿色技术创新效率值。

2.1.2 回归模型设定

针对假设1,为揭示环境规制对绿色技术创新效率的作用机制,特建立基准回归模型,如式(3)所示。

$$\eta_{GPI, it} = \alpha_1 E_{it} + \beta_1 E_{it}^2 + \gamma_1 X_{it} + \theta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中: η_{GPI} 表示绿色技术创新效率, i 和*t*分别代表地区和时间维度, E 用于度量环境规制强度, X 为一组控制变量, θ 表示个体固定效应, μ 表示时间固定效应, ε 为随机误差项。

针对假设2和假设3,为探究产业结构优化所发挥的中介作用,根据陈浩^[35]的研究,首先构建模型(4)和模型(5),旨在考察环境规制对产业结构合理化及高级化的作用效应,在模型(3)的基础上引入两个中介变量,构建模型(6),以全面检验产业结构优化所发挥的中介效应。模型构建如式(4)(5)(6)所示。

$$S_{rat, it} = \alpha_2 E_{it} + \beta_2 E_{it}^2 + \gamma_2 X_{it} + \theta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$S_{adv, it} = \alpha_3 E_{it} + \beta_3 E_{it}^2 + \gamma_3 X_{it} + \theta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\eta_{GPI, it} = \alpha_4 E_{it} + \beta_4 E_{it}^2 + \delta_1 S_{rat, it} + \delta_2 S_{adv, it} + \gamma_4 X_{it} + \theta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式中: S_{rat} 代表产业结构合理化, S_{adv} 代表产业结构高级化。

2.2 变量说明

2.2.1 被解释变量

绿色技术创新效率(η_{GPI})是用于衡量各地区在绿色技术创新过程中资源投入与产出成果间的转化效率。当前用于测算效率值的方法有很多且大多为定量分析,考虑到投入、期望产出以及非期望产出在效率评估过程中存在互动效应,在闫华飞等^[28]研究的基础上,共选取以下9个指标并采用超效率SBM模型对效率值进行计算,计算值越高,说明资源利用更加高效,技术成果转化更加显著。具体的指标体系如表1所示。

表1 区域绿色技术创新效率投入-产出评价指标

类型	测量方式	单位
投入指标	R&D经费内部支出	亿元
	R&D人员全时当量	人年
	区域电力消费量	亿kWh
期望产出指标	专利申请数	件
	专利授权数	件
	技术市场成交额	亿元
非期望产出指标	工业废水排放总量	万t
	二氧化硫排放总量	万t
	工业固体废弃物产生量	万t

2.2.2 解释变量

环境规制强度(E),该变量的评估方法多样,目前尚未对衡量标准达成一致共识。现有的评估方法包括:第一,基于成本投入视角,以单位产值的治污成本^[40]来衡量;第二,基于污染物排放视角,以征收的排污费^[41]来衡量;第三,基于政府管理视角,以污染行为行政处罚案件数量^[42]来衡量等。根据张成等^[43]的研究,以各地区工业污染治理完成投资额占第二产业增加值的比重来衡量。

2.2.3 中介变量

产业结构合理化(S_{rat})是指产业之间协调程度提高,资源配置效率优化,形成相互支撑、比例协调的产业体系,核心是解决产业间“结构失衡”的问题。借鉴于春晖等^[44]的研究,选择以泰尔指数来度量该变量,如式(7)所示。

$$T = \sum_{i=1}^n \frac{Y_i}{Y} \ln\left(\frac{Y_i}{L_i} / \frac{Y}{L}\right) \quad (7)$$

式中: T 为泰尔指数, Y 和 L 分别表示三次产业的总产值与就业总人数。考虑到泰尔指数的逆向属性不便于本文的数据分析,为实现指标的正向解读,采用极值标准化手段对其进行负向调整,最终得出的数值即为产业结构合理化指数。

产业结构高级化(S_{adv})反映了产业结构从依赖基础要素的低收益水平向依托技术创新的高收益水平方向演进,主要体现的是产业层级和竞争力的提升。目前,衡量该变量的方法包括:第一,产业结构层次系数法,该方法通过量化三大产业的占比变化,来反映产业结构在数量层面的演进特征^[45];第二,比值法,该方法以第三产业与第二产业增加值之比作为量化指标^[35]。鉴于比值法的计算结果更加直观,为便于理解与分析,将沿用该方法来度量产业结构高级化。

2.2.4 控制变量

在肖雁飞等^[46]的研究基础上,选择以地区开放程度(X_{OPEN})、经济发展水平(X_{PGDP})、城镇化水平(X_{UR})、政府干预(X_{GI})、基础设施(X_{INF})、金融发展程度(X_{FM})作为控制变量。其中,“地

区开放程度”和“城镇化水平”能够影响到国内外先进绿色技术和管理经验的有效传播,“经济发展水平”和“金融发展程度”能够为绿色技术创新带来重要的资金保障与资源支撑,“政府干预”能通过政策、资金等干预途径有效激励或约束绿色技术创新效率,“基础设施”作为生产、生活的前提对绿色技术创新效率发挥作用。以上控制变量均直接或间接地影响到绿色技术创新效率,各变量的具体测量方式如表2所示。

表2 控制变量的测量方式

控制变量	测量方式
地区开放程度(X_{OPEN})	外商直接投资额/GDP
经济发展水平(X_{PGDP})	人均GDP
城镇化水平(X_{UR})	城镇常住人口/年末总人口
政府干预(X_{GI})	财政预算支出/GDP
基础设施(X_{Inf})	人均城市道路面积
金融发展程度(X_{Fin})	年末金融机构贷款余额/GDP

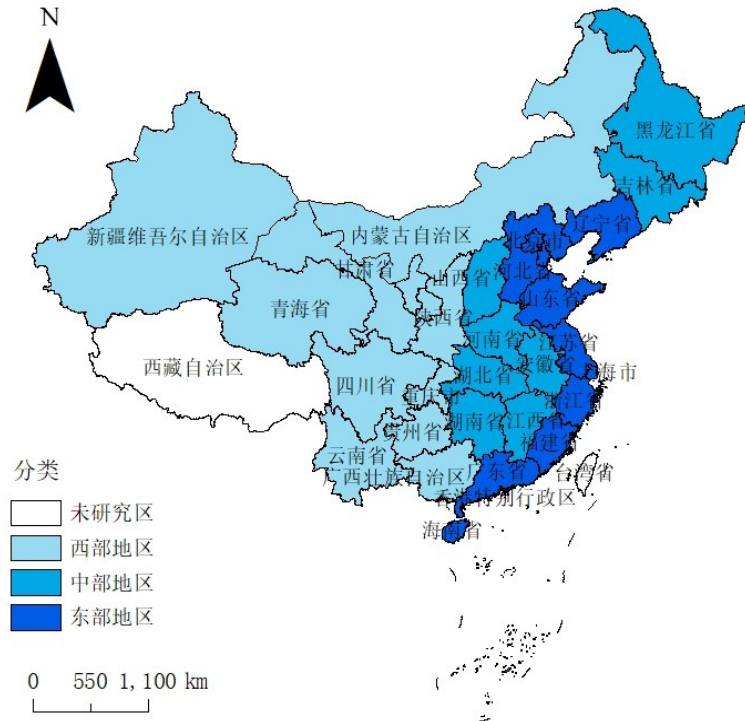
2.3 数据来源与处理

基于数据的可获得性,选取2012—2023年我国除西藏及港澳台地区外的30个省(区、市)的面板数据作为分析样本。原始数据主要源自国家统计局,以及《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》和各省份官方统计年鉴等,少量缺失数据通过插值法完成补充修正。主要变量的描述性统计结果如表3所示。

表3 变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
η_{CTI}	360	0.59	0.40	0.04	1.89
E	360	0.15	0.25	0.00	2.45
S_{rat}	360	0.68	0.21	0.00	1.00
S_{adv}	360	1.40	0.78	0.61	5.69
X_{OPEN}	360	0.17	0.01	0.00	0.08
X_{PGDP}	360	6.39	3.25	1.89	20.00
X_{UR}	360	0.47	0.07	0.30	0.66
X_{GI}	360	0.26	0.11	0.11	0.76
X_{Inf}	360	17.12	5.14	4.08	28.00
X_{Fin}	360	1.57	0.44	0.70	2.77

此外,考虑到区域情况的不同可能会导致研究结果出现偏差,为提高实证结果的科学性及可靠性,依据国家统计局2003年的划分标准,综合考量经济发展水平与地理位置特征,将我国除西藏及港澳台地区外的30个省(区、市)划分为东、中、西3大区域,具体的划分情况如图2所示。



注:该图基于国家地理信息公共服务平台标准地图[审图号:GS(2024)0650]绘制,底图边界无修改。

图2 东、中、西3大区域划分

3 实证结果与分析

3.1 相关性分析

为确保实证模型的有效性和准确性,规避伪回归风险,在开展正式实证分析前,对各变量进行Pearson相关性检验与方差膨胀因子(VIF)检测,结果如表4、表5所示。

表4 相关性检验结果

	η_{CTI}	E	S_{rat}	S_{adv}	X_{OPEN}	X_{PGDP}	X_{UR}	X_{CI}	X_{Inf}	X_{Fin}
η_{CTI}	1									
E	-0.22***	1								
S_{rat}	0.40***	-0.33***	1							
S_{adv}	0.59***	-0.16***	0.41***	1						
X_{OPEN}	0.16***	-0.22***	0.41***	0.24***	1					
X_{PGDP}	0.49***	-0.34***	0.62***	0.55***	0.26***	1				
X_{UR}	0.42***	-0.43***	0.66***	0.50***	0.41***	0.83***	1			
X_{CI}	-0.04	0.40***	-0.40***	0.02	-0.35***	-0.43***	-0.32***	1		
X_{Inf}	-0.20***	0.09	0.00	-0.36***	-0.26***	-0.10*	-0.16***	-0.07	1	
X_{Fin}	0.51***	-0.04	0.35***	0.53***	-0.00	0.45***	0.56***	0.36***	-0.15***	1

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%下的显著水平。

表5 VIF检验结果

变量	E	S _{rat}	S _{adv}	X _{OPEN}	X _{PGDP}	X _{UR}	X _{GI}	X _{Inf}	X _{Fin}
VIF	1.42	2.20	2.04	1.62	4.66	5.52	2.95	1.30	3.33

由表4和表5可知,各变量间相关系数的绝对值基本保持在0.5以下,绝大多数变量的VIF统计量均小于5,这说明变量之间的多重共线性程度较轻,对后续回归分析结果的准确性和稳定性不会造成实质性影响。

3.2 绿色技术创新效率测算结果

在超效率SBM模型的基础上,借助MAXDEA软件测算2012—2023年我国除西藏及港澳台地区外的30个省(区、市)的绿色技术创新效率均值,结果如图3所示。

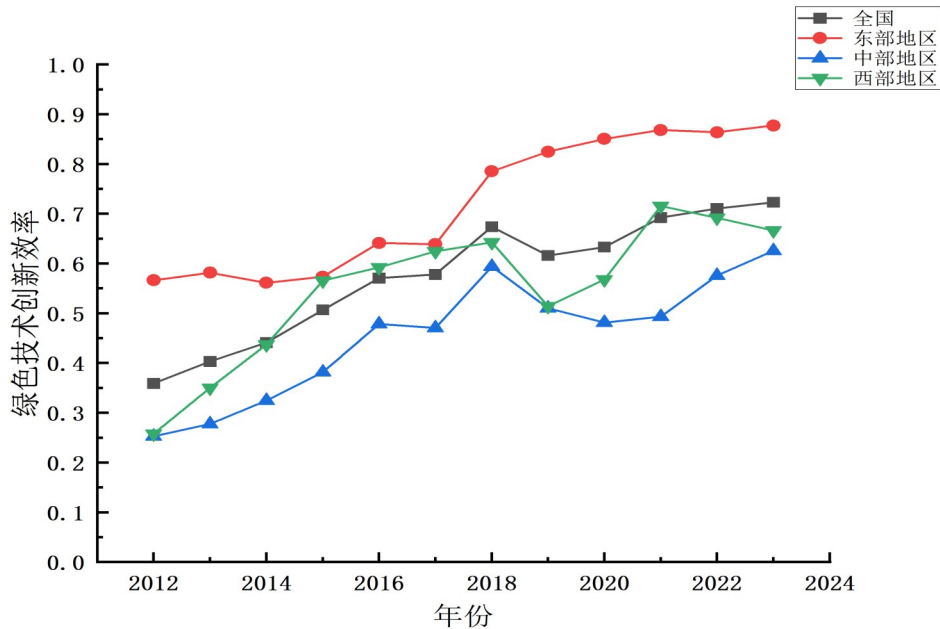


图3 绿色技术创新效率变动情况

由图3可知,2012—2023年,整体的绿色技术创新效率呈现波动上升的趋势,但效率均值始终低于1,党的十八大以来,地方各级人民政府对生态文明建设的关注度与推进力度持续提升,不断加大对绿色技术研发的政策支持和财政政策,为绿色技术创新效率的进阶夯实了基础。由于我国绿色技术创新仍处于探索阶段,创新成果的吸收与转化能力不足,导致绿色技术创新效率水平总体偏低。分区域来看,东、中、西部地区效率值的波动幅度虽有所不同,但数值大小始终保持一致,具体表现为东部>西部>中部。这主要源于东、中、西部地区拥有不同的产业结构和发展基础。其中,东部地区以高新技术产业和现代服务业为主,凭借坚实的经济基础与充沛的科研资源,为绿色技术创新提供充足的资金与智力支撑;西部地区依托丰富的清洁能源资源和西部大开发政策红利,在绿色技术创新领域具有显著优势;中部地区以高污染、高耗能产业为主,能源结构依赖煤炭,绿色技术转型面临较大挑战。

3.3 基准效应回归分析

为系统揭示我国除西藏及港澳台地区外的30个省(区、市),以及划分的东、中、西部地区环境规制对绿色技术创新效率的基准影响,运用模型(3)开展回归分析,结果如表6所示。

表6 基准效应回归结果

变量	全国除西藏及港澳台地区外的 30个省(区、市)		东部地区	中部地区	西部地区
	模型(3)		模型(3)	模型(3)	模型(3)
	η_{GTI}		η_{GTI}	η_{GTI}	η_{GTI}
E	-0.90*** (0.13)	-0.61*** (0.16)	-1.92** (0.76)	-0.85 (1.04)	-0.39 (0.24)
E ²	0.31*** (0.07)	0.21*** (0.07)	1.52 (1.13)	1.44 (2.51)	0.16 (0.10)
X _{OPEN}		1.30 (1.61)	-2.17 (2.04)	-3.20 (3.33)	18.85*** (5.08)
X _{PGDP}		0.02* (0.01)	0.02 (0.01)	-0.05 (0.03)***	0.03 (0.04)
X _{UR}		1.27 (1.00)	-0.50 (1.52)	5.78 (2.13)	5.33** (2.59)
X _{CI}		-0.10 (0.59)	0.16 (1.09)	-1.42 (1.36)	-0.16 (1.02)
X _{Inf}		-0.01* (0.01)	-0.00 (0.01)	-0.05** (0.02)	-0.05*** (0.02)
X _{Fin}		0.20* (0.10)	0.12 (0.17)	0.42* (0.21)	0.13 (0.19)
Cons	0.70*** (0.06)	-0.12 (0.38)	0.76 (0.56)	-1.36* (0.69)	-1.29 (0.88)
个体固定	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.13	0.22	0.33	0.34	0.28
N	360	360	132	96	132

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%下的显著水平,括号内报告的是稳健标准误差。

由表6可知,从全国层面来看,在未纳入控制变量时,E与E²的回归系数分别为-0.90和0.31,二者均与 η_{GTI} 在1%的水平上显著相关,这表明环境规制对绿色技术创新效率的影响呈现出先阻碍后推动的“U”形模式。纳入控制变量后,二者回归系数的正负性保持不变,说明

该“U”形关系存在着一定的稳定性,假设1得到充分验证。其原因在于短期内,严格的环境规制会带来污染治理和技术改造等费用成本的增加,由此引发的“挤出效应”会阻碍绿色技术创新效率的提升。随着环境规制强度的持续提高,“创新补偿效应”将逐步弥补因遵循规则所产生的成本压力且在影响绿色技术创新效率的领域中占据主导地位,进而推动绿色技术创新效率的提升。分区域来看,东、中、西部地区的环境规制与绿色技术创新效率之间仍维持“U”形关联,但存在明显的区域差异。其中,东部地区 E 与 E^2 的回归系数分别为-1.92和1.52,其绝对值明显高于中、西部地区。此外,仅东部地区的 ER 回归系数通过了5%的显著性检验,中、西部地区的均未达到显著性检验的判定标准。造成这种区域差异的原因在于,东部地区资本密集程度高,劳动力成本也相对偏高,而中、西部地区的产业发展在很大程度上依赖劳动密集型模式,劳动力成本相对偏低^[47]。因此,在环境规制初期,每提高一单位环境规制强度,东部地区承担的边际合规成本将远高于中、西部地区,对绿色技术研发资源的挤占效应也更为突出。此外,东部地区创新资源丰富、科技基础扎实,当环境规制强度超过门槛值后,能迅速将成本压力转化为创新动力,进而显著提升绿色技术创新效率。反观中、西部地区,研发能力相对较弱且创新人才流失严重^[48],即便同样触发了创新补偿效应,其边际收益与东部地区相比也存在一定差距。

由表6中控制变量的回归结果可知,经济发展水平(X_{PGDP})和金融发展程度(X_{Fin})的回归系数分别为0.02和0.20,二者均与绿色技术创新效率呈显著正相关。其中,前者通过增强财政实力和企业资本积累来为绿色技术研发提供资金保障,后者借助多元化融资工具来缓解创新项目的资金约束,二者共同构成了支撑绿色技术发展的关键资金来源。基础设施(X_{Inf})的回归系数为-0.01,与绿色技术创新效率显著负相关。但现有研究对二者间的影响效应存在分歧,有观点认为基础设施可通过促进创新要素流动进而正向影响绿色技术创新效率^[49],也有观点认为基础设施建设可能会带来资源错配和环境压力,从而不利于效率值的提升^[46]。就回归结果来看,在研究区域内,基础设施所带来的抑制作用强于促进作用,因而与绿色技术创新效率呈现负相关关系。其余的控制变量中,地区开放程度(X_{OPEN})和城镇化水平(X_{UR})的回归系数为正,政府干预(X_{GI})的回归系数为负,但以上系数均未通过显著性检验,这与肖雁飞等^[46]的研究结论一致。

3.4 内生性检验

研究综合运用工具变量法和系统GMM方法进行内生性检验。在工具变量法中,根据黄大禹等^[50]的研究,选择以地形起伏度作为两阶段最小二乘法的工具变量。原因在于:一方面,地形起伏度较大的区域,地形阻隔会显著削弱污染物的自然扩散能力,导致污染物积聚并引发严重的环境问题,为了应对污染挑战、达成生态考核目标,地方政府往往会采取更严格的环境规制政策。因此,地形起伏度越大的地区,环境规制强度会相对更强,可满足工具变量的相关性要求;另一方面,地势起伏度是由地质演化长期形成的自然地理特征,不受人类经济活动的影响,且仅能通过影响环境规制强度这一渠道间接作用于绿色技术创新效率,不存在反向因果或遗漏变量导致的内生性偏差,可满足工具变量的外生性要求。在系统GMM方法中,引入绿色技术创新效率的一阶滞后项进行回归,以控制潜在的动态效应。具体的检验结果如表7所示。

表7 内生性检验结果

变量	工具变量法			系统GMM方法
	第一阶段		第二阶段	η_{GMM}
	E	E ²	η_{GMM}	
$L\eta_{GMM}$				0.50*** (0.13)
IV ₁	0.76*** (0.14)			
IV ₂		1.13*** (0.22)		
E			-0.76*** (0.22)	-0.33** (0.15)
E ²			0.78** (0.33)	0.09* (0.05)
控制变量	YES	YES	YES	YES
Cons	0.34*** (0.12)	0.34 (0.27)	0.19 (0.29)	0.20 (0.30)
个体固定	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES
N	360	360	360	330
Anderson canon corr LM statistic			52.52 [0.00]	
Cragg-Donald Wald F statistic			29.04 {7.03}	
AR(1)				0.00
AR(2)				0.80
Hansen 检验				0.80

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%下的显著水平,括号内报告的是稳健标准误差,7.03为Stock-Yogo弱工具变量识别检验10%水平上的临界值,0.00、AR(1)、AR(2)、Hansen检验中的值为p值。

由表7可知,IV₁的回归系数为0.76,IV₂的回归系数为1.13,二者均在1%的水平上显著,说明所选取的工具变量与核心解释变量之间存在显著的正向关联。另外,LM在1%的水平上显著,F的统计量为29.04,高于Stock-Yogo在10%显著水平下的临界值7.03,这表明不存在弱工具变量问题,所选取的工具变量具备有效性。系统GMM方法的结果显示:AR(1)检验的p值小于0.1,AR(2)检验的p值大于0.1,Hansen检验的p值大于0.1,均满足工具变量有效性和模型设定合理性的要求。此外,从2种方法的运行结果中看出,核心解释变量的系数方向和统计显著性均未发生实质性变化,这进一步证实了环境规制与绿色技术创新效率之间存在稳健的“U”形关系。

3.5 稳健性检验

为确保实证结论的科学性与可靠性,运用以下3种策略对基准回归开展稳健性检验:一是采用1%的双缩尾处理技术,以规避异常观测值对回归结果的干扰;二是在计量方法层面引入Tobit模型进行回归分析,以避免因单一计量方法的局限性而导致研究结论出现偏差;三是对环境规制变量进行滞后一期处理,以捕捉环境政策实施对绿色创新活动的时滞效应。检验结果如表8所示。

表8 稳健性检验结果

变量	η_{GPI}	η_{GPI}	η_{GPI}
	双缩尾处理	更换计量方法	滞后一期
E	-0.75*** (0.25)	-0.58*** (0.16)	-0.45*** (0.17)
E ²	0.38* (0.23)	0.18*** (0.07)	0.16** (0.08)
控制变量	YES	YES	YES
Cons	-0.09 (0.39)	0.20 (0.31)	-0.28 (0.41)
个体固定	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES
R ²	0.22	-	0.15
N	360	360	330

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%下的显著水平;括号内报告的是稳健标准误差。

由表8可知,在经过上述调整后,回归模型中核心解释变量的系数符号与基准回归保持一致,且显著性水平未发生实质性改变。这一结果表明,无论是数据处理的优化、计量方法的改进,还是变量的动态调整,均未对研究结论产生根本性影响,这充分验证了基准回归模型估计结果的稳健性和研究结论的可靠性。

3.6 中介效应回归分析

在模型(4)~模型(6)的基础上进行回归分析,结果如表9所示。

表9 中介效应回归结果

变量	全国除西藏及港澳台地区外的30个省(区、市)			东部地区	中部地区	西部地区
	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(6)	模型(6)	模型(6)
	S_{rat}	S_{adv}	η_{GPI}	η_{GPI}	η_{GPI}	η_{GPI}
E	-0.16*** (0.04)	-0.39*** (0.11)	-0.53*** (0.17)	-0.89 (0.69)	-0.30 (1.05)	-0.40 (0.25)
E ²	0.06*** (0.02)	0.13*** (0.05)	0.18** (0.07)	0.96 (1.00)	0.43 (2.52)	0.17 (0.10)
S_{rat}			0.28* (0.23)	2.37*** (0.59)	0.84** (0.38)	0.03 (0.45)
S_{adv}			0.32*** (0.09)	0.38*** (0.09)	0.02 (0.21)	0.28 (0.31)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Cons	-0.20** (0.10)	-0.04 (0.26)	-0.17 (0.37)	-0.86 (0.55)	-2.39*** (0.85)	-1.60* (0.93)
个体固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.67	0.63	0.25	0.53	0.39	0.29
N	360	360	360	132	96	132

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%下的显著水平;括号内报告的是稳健标准误差。

由表9可知,从全国层面来看,模型(4)和模型(5)中E的回归系数均为负, E^2 的回归系数均为正,且均在1%的水平上显著,这说明环境规制对产业结构合理化(S_{rat})和产业结构高级化(S_{adv})的影响表现出“U”形动态规律。在模型(6)里加入这两个中介变量后,E与 E^2 系数的正负号没发生变化,但系数绝对值相较于模型(3)有所下降,说明产业结构优化起到了部分中介作用,另外, S_{rat} 和 S_{adv} 的回归系数分别是0.28和0.32,而且都与绿色技术创新效率显著正相关,这说明产业结构合理化和产业结构高级化两条中介路径显著存在,假设2和假设3得到了验证。造成该现象的原因在于,环境规制有助于纠正资源分配不合理的问题,引导生产要素往环保产业和绿色技术领域靠拢,从而提高了创新资源的利用效率。环境规制还会推动市场需求转型,带动产业升级,这就能给绿色技术创新提供更坚实的技术基础和更广阔的市场空间。从区域比较来看,东、中、西部地区的 S_{rat} 和 S_{adv} 回归系数虽然都是正数,但只有东部地区的系数全部通过了1%的显著性检验,而且东部地区的回归系数还明显要比中、西部地区的对应系数高。这是因为东部地区的政策执行力度更强,执法精准有力,能给环境规制的高效运行提供保障,而合理严格的环境规制,又能更大程度地推动产业结构调整 and 升级^[35],最终带动绿色技术创新效率稳步提升;中、西部地区对环境规制的重视程度和执行能力都相对弱,这影响了环境规制的运行效果,导致产业结构的优化进程相对较慢,对绿色技术创新效率的带动作用也减弱。

4 研究结论与建议

4.1 研究结论

选取2012—2023年我国除西藏及港澳台地区外的30个省(区、市)的面板数据为样本,利用超效率SBM模型,测算出各区域的绿色技术创新效率,在此基础上,进一步分析环境规制对绿色技术创新效率的直接影响,考察产业结构优化在其中的中介效应,最终得出以下结论。

第一,从整体来看,我国绿色技术创新效率呈现出波动上升的趋势,但效率均值始终低于1,说明我国绿色技术创新效率虽然得到改善,但投入过度冗余、产出效能不足的问题仍然存在。分区域来看,各区域的绿色技术创新效率存在明显差异,具体表现为东部>西部>中部。

第二,无论是否加入控制变量,环境规制与绿色技术创新效率之间均存在“U”形关联,环境规制的“创新补偿效应”在绿色技术的发展过程中不断显现且逐步赶超“遵循成本效应”,该结论在经过内生性检验和稳健性检验后仍成立。分区域来看,受规制成本和创新能力的差异的影响,东、中、西部地区E与 E^2 的回归系数在数值大小和显著性水平上存在明显分化。

第三, S_{rat} 和 S_{adv} 的回归系数分别为0.28和0.32,均与 η_{cm} 显著正相关,说明环境规制能通过产业结构合理化和高级化双中介渠道间接提高绿色技术创新效率。其中,环境规制主要通过优化资源配置来推动产业结构合理化,通过促进产业升级来推动产业结构高级化。分区域来看,东部地区因具备更合理的环境规制,可更大程度地推进产业结构调整与升级,进而对绿色技术创新效率产生显著的促进作用。

4.2 建议

4.2.1 加强区域合作,促进协调发展

我国东、中、西部地区绿色技术创新效率存在明显的区域异质性。加强区域合作可有效促进绿色技术要素的跨区域流动,实现优势互补和资源整合,进而推动绿色技术的协调发展。因此,建议政府加强对区域创新体系建设的顶层设计,加大对跨区域交通、通信等基础设施的投入,为区域间进行绿色创新合作提供保障。地方各级人民政府可围绕当地优势绿色产业,构建跨地区产业技术创新联盟,主动与周边地区开展人才合作培养项目以促进知识的传播与融合。同时,整合区域内高校、科研机构 and 企业的科技资源,建立统一的科技资源共享平台,从而进一步优化资源的利用效率,推动各地区绿色技术创新水平的协调发展。

4.2.2 因地制宜制定环境规制政策

因地制宜的环境规制政策可精准匹配区域发展实际,在各区域可承受范围内有效激发绿色技术创新活力,实现创新效率的系统性提升。因此,建议地方各级人民政府立足于区域发展现状,制定差异化的环境目标,实施分类管控措施,建立多元化保障机制,充分释放环境规制的“创新补偿效应”。具体而言,在生态敏感的地区应该加强对生态系统的保护和功能维护,严格限制各类开发建设活动,加大生态修复投入,确保生态环境不受破坏。在污染严重的地区应该加强对污染物排放总量的刚性约束,强化环境监管和执法力度,可以通过构建智慧化环境监管平台,对重点污染源进行实时监控和精准执法。在经济发达且技术领先的地区可以加大对绿色技术研发的财政补贴,鼓励当地企业积极开展节能减排、资源循环利用等项目。

4.2.3 加大产业结构优化力度

由于优化后的产业结构能够为绿色技术创新营造良好的资源与协同环境,推动技术升级与高端要素集聚,实现创新效率的稳步提升。因此,建议地方各级人民政府从产业结构合理化和高级化两条途径入手,加大产业结构的优化力度。在产业结构合理化方面,地方各级人民政府需依据当地资源禀赋和经济发展阶段,合理调整三次产业的比重,确保投入的资源得到充分利用。围绕当地主导产业引进上下游配套企业,完善产业链条,加强产业关联,降低生产成本,提升产业创新协同能力。在产业结构高级化方面,地方各级人民政府可出台相关税收优惠、场地补贴等政策,吸引新兴产业企业入驻。加快传统制造业的绿色改造进程,推动资源型产业向高附加值绿色产业转型,以全面促进产业结构升级。

5 参考文献

- [1] 高质量发展需要坚持科学理念和正确方法[N]. 人民日报,2025-03-05(007).
- [2] 王辉,冯峥,袁礼,等. 公共科研机构绿色研发介入与企业绿色创新:基于环境外部性视角[J]. 中国工业经济,2024(9):81-99.
- [3] 国家发展改革委 科技部关于构建市场导向的绿色技术创新体系的指导意见[EB/OL]. (2019-05-14)[2025-03-14]. https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/zcfb/tz/201904/t20190419_962441.html.

- [4] 中共中央 国务院关于加快经济社会发展全面绿色转型的意见[EB/OL]. (2024-08-11)[2025-03-14]. https://www.gov.cn/zhengce/202408/content_6967663.htm.
- [5] 任广乾, 赖浣峰, 赵乐凡. 环境规制、数字化转型与绿色技术创新: 来自中国工业企业的数据分析[J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 2024, 26(3): 28-42.
- [6] Jurgen K J, Heike W H. Energy Prices, Technological Knowledge, and Innovation in Green Energy Technologies: A Dynamic Panel Analysis of European Patent Data[J]. CESifo Economic Studies, 2015, 62(3): 397-425.
- [7] 王锋正, 姜涛, 郭晓川. 政府质量、环境规制与企业绿色技术创新[J]. 科研管理, 2018, 39(1): 26-33.
- [8] 刘源. 数字政府建设、绿色技术创新与经济高质量发展[J]. 统计与决策, 2024, 40(20): 125-130.
- [9] 董会忠, 李旋, 张仁杰. 粤港澳大湾区绿色创新效率时空特征及驱动因素分析[J]. 经济地理, 2021, 41(5): 134-144.
- [10] Huang Qi, Jiang S M, Miao Jianjun. Effect of Government Subsidization on Chinese Industrial Firms' Technological Innovation Efficiency: A Stochastic Frontier Analysis[J]. Journal of Business Economics and Management, 2016, 17(2): 187-200.
- [11] He Fang, Hu Lijun, Chen Lei. The Effect of Financial Development on Industrial Green Technology Innovation Efficiency: Experience Analysis from 288 Cities in China[J]. Sustainability, 2024, 16(13): 5619-5619.
- [12] Chintrakarn P. Environmental Regulation and U. S. States' Technical Inefficiency[J]. Economics Letters, 2008, 100(3): 363-365.
- [13] Mathias R. Abatement Strategies and the Cost of Environmental Regulation: Emission Standards on the European Car Market[J]. The Review of Economic Studies, 2021, 88(1): 454-488.
- [14] 刘志铭, 刘雨庆, 杨志江. 地方政府环境目标是否影响了企业绿色技术创新: 基于我国制造业上市公司数据的经验研究[J]. 华南师范大学学报(社会科学版), 2022(5): 126-138.
- [15] 谢宜章, 杨帆. 环境规制、研发投入与先进制造业绿色技术创新[J]. 财经理论与实践, 2023, 44(4): 129-136.
- [16] Porter M E, Linde C D. Toward a New Conception of the Environment Competitiveness Relationship [J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97-118.
- [17] Jaffe A B, Palme K. Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study[J]. Review of Economics and Statistics, 1997, 79(4): 610-619.
- [18] Mbanyele W, Wang Fengrong. Environmental Regulation and Technological Innovation: Evidence from China[J]. Environmental Science and Pollution Research International, 2021, 29(9): 12890-12910.
- [19] 斯丽娟. 环境规制对绿色技术创新的影响: 基于黄河流域城市面板数据的实证分析[J]. 财经问题研究, 2020(7): 41-49.
- [20] 刘云强, 邵小彧, 刘莎, 等. 空间视角下绿色技术创新动力解构: 政策推进与市场拉动[J]. 科技进步与对策, 2022, 39(13): 54-64.
- [21] 刘津汝, 曾先峰, 曾倩. 环境规制与政府创新补贴对企业绿色产品创新的影响[J]. 经济与管理研究, 2019, 40(6): 106-118.
- [22] Zhang Yi, Hu Hongyu, Zhu Guijun, et al. The Impact of Environmental Regulation on Enterprises' Green Innovation under the Constraint of External Financing: Evidence from China's Industrial Firms[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2022, 30(15): 1-22.
- [23] 游达明, 李琳娜. 环境规制强度、前沿技术差距与企业绿色技术创新[J]. 软科学, 2022, 36(8): 108-114.

- [24] 张鑫,徐枫. 环境规制对绿色技术创新的影响:基于政府干预视角的区域异质性分析[J]. 城市问题,2022(9):55-64.
- [25] 张峰,史志伟,宋晓娜,等. 先进制造业绿色技术创新效率及其环境规制门槛效应[J]. 科技进步与对策,2019,36(12):62-70.
- [26] 陈晓,李美玲,张壮壮. 环境规制、政府补助与绿色技术创新:基于中介效应模型的实证研究[J]. 工业技术经济,2019,38(9):18-25.
- [27] 范斐,张雪蓉,连欢. 环境规制对长江经济带绿色创新效率的影响研究:基于外商直接投资的中介效应检验[J]. 科技管理研究,2021,41(15):191-196.
- [28] 闫华飞,肖静,冯兵. 环境规制、外商直接投资与工业绿色技术创新效率:基于长江经济带的实证[J]. 统计与决策,2022,38(16):118-122.
- [29] 罗志红,虞卓莹. 自愿参与型环境规制与企业绿色技术创新:经济政策不确定性及CEO开放性的调节作用[J]. 生态经济,2024,40(8):171-177.
- [30] 汪明月,李颖明,王子彤. 异质性视角的环境规制对企业绿色技术创新的影响:基于工业企业的证据[J]. 经济问题探索,2022(2):67-81.
- [31] Murali K, Lim K M, Petrucci N C. The Effects of Ecolabels and Environmental Regulation on Green Product Development[J]. Manufacturing & Service Operations Management,2019,21(3):519-535.
- [32] 肖振红,谭睿,安芮,等. 市场激励型环境规制与区域绿色创新效率:基于产业结构优化的中介作用和财政分权的调节作用[J]. 系统管理学报,2024,33(1):124-136.
- [33] 周沂,郭琪,邹冬寒. 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[J]. 中国工业经济,2022(6):117-135.
- [34] 宾厚,姚秋茹,李娇,等. 环境规制视角下传统制造业和生产性服务业融合与碳排放效率关系研究:基于长江经济带的实证[J]. 科技管理研究,2023,43(8):222-229.
- [35] 陈浩,罗力菲. 环境规制对经济高质量发展的影响及空间效应:基于产业结构转型中介视角[J]. 北京理工大学学报(社会科学版),2021,23(6):27-40.
- [36] Ambec S, Cohen M A, Elgie S, et al. The Porter Hypothesis at 20: Can Environmental Regulation Enhance Innovation and Competitiveness?[J]. Review of Environmental Economics and Policy,2013,7(1):2-22.
- [37] 常哲仁,郑梦. 产业协同集聚对绿色创新效率的影响研究:基于空间溢出视角[J]. 财经问题研究,2023(10):53-67.
- [38] Qiu Yi, Wang Hana, Wu Jianjun. Impact of Industrial Structure Upgrading on Green Innovation: Evidence from Chinese Cities [J]. Environmental Science and Pollution Research International, 2022, 30 (2) : 3887-3900.
- [39] 刘洁,李婧姝. 高技术产业集聚对区域绿色创新效率的影响研究[J]. 生态经济,2023,39(9):68-74.
- [40] Wang Shuhong, Sun Xiaoyi, Song Malin. Environmental Regulation, Resource Misallocation, and Ecological Efficiency[J]. Emerging Markets Finance and Trade,2021,57(3):410-429.
- [41] 陈登科. 贸易壁垒下降与环境污染改善:来自中国企业污染数据的新证据[J]. 经济研究,2020,55(12):98-114.
- [42] 穆献中,周文韬,胡广文. 不同类型环境规制对全要素能源效率的影响[J]. 北京理工大学学报(社会科学版),2022,24(3):56-74.
- [43] 张成,陆旸,郭路,等. 环境规制强度和生产技术进步[J]. 经济研究,2011,46(2):113-124.

- [44] 干春晖,郑若谷,余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究,2011,46(5):4-16.
- [45] 袁航,朱承亮. 国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗[J]. 中国工业经济,2018(8):60-77.
- [46] 肖雁飞,张宝俐,廖双红. 环境规制对绿色技术创新的影响研究:分阶段数字化转型的调节分析[J]. 科研管理,2024,45(11):99-108.
- [47] 曲玥. 中国制造业单位劳动力成本状况及变化态势:对1998-2012年制造业规模以上企业数据的测算[J]. 劳动经济研究,2017,5(4):111-127.
- [48] 焦敬娟,王姣娥,程珂. 中国区域创新能力空间演化及其空间溢出效应[J]. 经济地理,2017,37(9):11-18.
- [49] 段娟,余子龙,文余源. 高铁开通及网络的城市绿色技术创新效应研究[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版),2024,45(11):98-113.
- [50] 黄大禹,谢获宝,邹梦婷. 双碳背景下环境规制与企业ESG表现:基于宏观和微观双层机制的实证[J]. 山西财经大学学报,2023,45(10):83-96.

Influence of Environmental Regulation on the Innovation Efficiency of Green Technology in China

— Based on the Mediating Effect of Industrial Structure Optimization

Cheng Yunhe, Hu Yahui

(School of Economics and Management, Anhui University of Science and Technology, Huainan 232001, China)

Abstract: Under the guidance of the new development concept, promoting the improvement of green technology innovation efficiency through environmental regulation tools is one of the key paths to achieving high-quality development. Based on the super-efficient SBM model that can handle non-desired outputs, a regional quantitative assessment of green technology innovation efficiency in 30 provincial administrative regions of China (excluding Xizang, Hong Kong, Macao, and Taiwan regions) from 2012 to 2023 was conducted. Meanwhile, a fixed effect model was established to explore the impact of environmental regulation on green technology innovation efficiency in China, and to analyze the mediating effect of industrial structure optimization. The results show that the green technology innovation efficiency in China has shown a fluctuating upward trend during the study period, but the average efficiency has always been less than 1, with the efficiency ranking being eastern > western > central; the impact of environmental regulation on green technology innovation efficiency shows a "U" shape; environmental regulation can indirectly affect green technology innovation efficiency through the dual mediating mechanisms of industrial structure rationalization and upgrading. Accordingly, suggestions are proposed in terms of strengthening regional cooperation, tailoring environmental regulation policies to local conditions, and optimizing industrial structures, in order to improve green technology innovation efficiency and accelerate the process of high-quality development of China's green and low-carbon economy.

Key words: Environmental regulation; Innovation efficiency of green technology; Industrial structure optimization; Superefficient SBM model

[责任编辑:杨 洪 江 伟]