

异质性环境规制对工业绿色发展绩效的影响

孙振清 成晓斐 谷文姗¹

(天津科技大学 经济与管理学院, 天津 300457)

【摘要】: 工业绿色发展是中国兑现碳排放达峰和 2060 年实现碳中和的主要抓手。基于此, 文章采用 SBM 方向性距离函数和 Malmquist-Luenberger (ML) 指数衡量中国工业绿色发展绩效, 运用 2008—2018 年我国 30 个省份面板数据构建模型, 检验异质性环境规制工具对中国工业绿色发展绩效的影响及作用机制。结果表明: 中国工业绿色发展绩效整体态势较好, 呈缓慢上升趋势, 易受国家政策影响; 异质性环境规制工具会影响中国工业绿色发展绩效, 命令型环境规制对工业绿色发展绩效先抑制后促进, 呈“U”型, 市场型环境规制与其存在“倒 U”型关系; 进一步机制检验发现, 环境规制工具将通过技术创新效应、资源协调效应、产业升级效应和能源配置效应间接影响中国工业绿色发展绩效, 且存在工具异质性。根据实证结果及分析, 从环境规制工具政策与间接效应指标两个角度提出相应的建议, 以加快中国工业绿色发展, 尽快实现工业绿色转型, 促进区域经济环境高质量发展。

【关键词】: 环境规制 工业绿色发展绩效 ML 指数 间接效应

【中图分类号】: F205; F424.1 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1007-5097 (2021) 08-0001-10

一、引言

在第 75 届联合国大会上, 习近平主席提出中国力争于 2030 年前二氧化碳排放达到峰值、2060 年前实现碳中和。为实现这一目标, 中国政府采取了一系列措施, 提倡经济高质量发展与供给侧结构性改革, “十四五”规划中也明确指出推动绿色发展, 促进人与自然和谐共生。近年来, 中国工业化进程速度较快, 取得了一定成就, 2019 年中国工业增加值为 311858.7 亿元, 较 2008 年增长 1.37 倍¹。工业作为中国国民经济的支柱产业, 其高速发展的同时也带来了一系列的负面影响, 2018 年中国原煤生产量近 37 亿吨, 煤炭能源消耗量近 40 亿吨, 占能源消费总量的 59%, 其中工业煤炭能源消耗量占煤炭能源消耗总量的 95.78%²。与此同时, 为减少工业化进程带来的环境负面影响, 确保经济增长与绿色发展齐头并进, 中国正在采取一系列环境规制政策, 加大力度推动工业文明和生态文明和谐共融, 促进工业绿色发展。从长期来看, 工业绿色转型的收益远远大于其成本^[1]。环境规制是解决上述问题的有效途径, 旨在通过政府颁布相应的法律法规, 出台相应的政策, 运用法律、行政、经济等手段, 调节市场经济活动, 强制要求经济主体执行及各单位自觉减排, 从而促进各地区减少污染的行为^[2]。近年来政府颁布了一系列相关法律支持工业绿色发展, 相继启动资源税改革和实施环境保护税立法; 同时在《工业转型升级规划 (2011—2015 年)》和《工业绿色发展规划 (2016—2020 年)》中指出工业绿色发展的方向, 建立健全工业绿色发展长效机制, 推动工业文明和生态文明和谐共融。理论上, 政府颁布的政策与法律法规作为市场型环境规制和命令型环境规制, 可以在一定程度上发挥作用, 将间接影响自愿型环境规制, 促进工业绿色发展。那么在实施过程中, 工业绿色发展绩效的测算、环境规制究竟能否促进各地区工业绿色发展以及作用机制如何有待进一步探究。基于碳达峰与碳中和的重要性与中国工业绿色发展的迫切性, 本文将从工业绿色发展绩效入

¹作者简介: 孙振清 (1966-), 男, 河北雄县人, 教授, 博士生导师, 博士, 研究方向: 能源与应对气候变化战略及政策;

成晓斐 (1997-), 女, 河北邯郸人, 硕士研究生, 研究方向: 能源与可持续发展, 环境治理;

谷文姗 (1997-), 女, 山东菏泽人, 硕士研究生, 研究方向: 碳减排路径。

基金项目: 国家社会科学基金重点项目“优化开发区域率先实现碳排放峰值目标路径研究” (16AGL002); 教育部哲学社会科学重大课题攻关项目“可持续发展中的绿色设计研究” (16JZD014); 天津市高等学校创新团队培养计划“绿色发展理念与创新产品设计” (TD13-5012/5045)

手, 深入研究异质性环境规制对其影响及作用机制, 分析促进各地区工业绿色发展的主要作用途径, 以期为中国各行业绿色转型、走可持续发展道路提供一定的依据和参考。

二、文献综述

环境规制对各个行业发展起到的作用一直是学者们关注的重点。以新古典经济学理论为基础的传统学派认为, 环境规制将间接增加企业负担, 影响企业发展^[3]。近来也有学者支持此观点, 石庆玲等^[4]认为环境规制未能给行业带来正向经济效应, 研究发现“两会”期间环境规制强度大, 企业实行错峰生产, 未能从源头控制污染源, 仅营造出短暂的蓝天, 过后却出现报复性雾霾。修正学派则与传统学派持相反意见, 支持“波特假说”, 认为合理的环境规制能够激励企业创新, 激发企业运用新的生产技术及工艺, 增加企业生产效率, 提升企业竞争力^[5]。也有国外学者持相同意见, Chengwen^[6]、Pavel and Chirantan^[7]从地区层面和企业微观层面对环境规制与绿色发展进行研究, 发现均存在正向影响关系。

关于工业绿色发展, 有学者在 20 世纪末就提出了这一概念^[8]。随着绿色发展理念的深入与环境治理的迫切, 绿色发展相关研究受到世界范围的广泛关注。对于绿色发展水平的测度, 何剑和孙鲁云^[9]、李丽霞等^[10]运用 DEA-Malmquist 构建绿色全要素生产率指标, 并分解为技术效率、技术进步、规模效率与规模技术进行研究; Zhou 等^[11]在电力行业将能源与碳排放因素考虑在 DEA 模型中探究其绿色绩效。基于此, 杜莉和马遥遥^[12]构建全局非径向方向性距离函数来衡量绿色发展绩效; Feng 等^[13]、赵领娣等^[14]在方向性距离函数的基础上结合分位数分析, 构建指标绿色发展绩效指数 (GD-PI)。总结发现, 大多学者都会运用数据包络分析 (DEA) 方法测度绿色发展绩效。

那么环境规制与工业绿色发展之间的关系如何? 大多学者持支持意见。曾婧婧和童文思^[15]分区域实证检验政策与工业绿色发展的关系, 结果发现环境治理对工业绿色发展有显著正向影响。邓慧慧和杨露鑫^[16]通过工具变量法回归和广义空间三阶段回归模型探究强制型环境规制雾霾治理与工业绿色发展的关系, 发现强制型环境规制能够显著推动当地工业绿色发展。吴磊等^[17]运用省际面板数据对异质性环境规制工具与中国绿色发展之间的关系进行研究, 发现市场型环境规制和自愿型环境规制对绿色发展绩效先抑制后促进, 呈“U”型; 命令型环境规制对绿色发展绩效影响不明显。原毅军和谢荣辉^[18]也基于省际面板数据, 研究发现中国工业绿色生产率在逐年增长, 同时验证并完善了“波特假说”理论, 发现异质性环境规制对工业绿色生产率的不同影响作用。

梳理国内外文献, 发现有学者对环境规制与绿色发展的作用机制进行研究。衣保中和郭思齐^[19]采用行业层面数据, 对中国工业技术创新与产业集聚的关系进行研究, 发现在环境规制较弱的领域产业集聚对工业绿色创新的正向影响较强, 反之两者之间正向影响较弱。齐绍洲等^[20]、徐佳和崔静波^[21]、Cui 等^[22]分别从行业和企业角度研究绿色创新的影响机制, 发现命令型环境规制能够有效促进企业绿色创新。许慧和李国英^[23]运用中国工业行业面板数据进行实证研究, 发现环境规制一定程度上可以促进工业绿色创新, 但具有行业异质性, 环境规制对低碳行业绿色创新线性正相关, 对高碳行业绿色创新则具有“倒U”型的影响特征。王珍愚等^[2]基于中国沪深股市上市公司面板数据进行实证研究, 发现环境规制对企业绿色创新具有先抑制后促进的“U”型影响特征, 但受企业性质与行业影响, 环境规制在国有企业及清洁行业的作用效果更好。周凌燕和刘静宜^[24]运用省际面板数据探究环境规制对工业绿色发展的影响, 发现环境规制对工业绿色发展先抑制后促进, 呈“U”型影响趋势, 其中政府科技投入起有限促进作用。还有学者^[25-27]认为创新水平、R&D 投入、工业结构、能源结构对工业绿色发展起关键作用。

通过梳理发现, 现有文献存在以下不足: (1) 针对异质性环境规制对工业绿色发展绩效的影响研究, 现有文献缺乏内在作用机制的分析; (2) 少数研究考虑环境规制与工业绿色发展绩效的中介变量, 但大多仅考虑一种中介变量, 较为单一, 不能很好地解释区分其直接影响与间接影响。为解决上述问题, 本文尝试以下几个方面创新: (1) 系统阐述环境规制对工业绿色发展绩效的影响及作用机制, 分析技术创新效应、资源协调效应、产业升级效应和能源配置效应对两者的影响; (2) 将多种中介变量融入模型, 更加系统全面地分析环境规制对工业绿色发展绩效的作用及内在机制, 为中国更好地实现绿色转型提供一定的借鉴和参考。

三、研究假设

环境规制作为政府约束企业环境污染行为的有效手段，“波特假说”理论认为其为企业带来的创新补偿效应要大于遵循成本效应，但目前仍存在争议。为更好地探究环境规制的作用效果，本文试图从命令型、市场型和自愿型环境规制三个层面分别对工业绿色发展水平进行研究。命令型环境规制一般是指政府颁布的法律法规、规章和强制性标准等强制手段，控制动力源自政府的行政权力^[28]。这种方式在短期内可能会使工业企业投入更多的成本，影响其经济效益与绿色创新，但长期来看，在改进设备、升级技术后，对企业的经济效益及绿色发展意义重大。市场型环境规制是指政府通过制定环境税、可交易排污许可和政府节能减排补贴与削减补贴等福利，利用市场力量促进排污者为追求经济利益而进行减排的政策措施^[29]。短期来看，企业为提高市场竞争力以及树立良好的社会形象，会致力于碳减排，但随着市场的逐步完善，企业可能会针对核查流程采取一系列措施，如寻租效应、数据造假等现象的出现会抑制工业绿色发展水平。自愿型环境规制指人民群众监管环境规制实施情况及对违反规定的行为做出举报或针对某种现状提出建议等自发性行为。基于“经纪人”理论，各主体为实现企业社会责任及长远发展利益，将通过自愿型环境规制促进工业绿色发展，但目前缺乏绿色生产、绿色消费的整体观念，难以实现供给端与需求端的平衡。基于上述分析，本文提出假设 1:

异质性环境规制能够影响中国工业绿色发展绩效，且可能存在非线性关系。

与此同时，技术创新效应、资源协调效应、产业升级效应和能源配置效应将间接影响环境规制的执行效果，政府可以灵活调整相关政策，以更好更快地推进工业绿色转型，提高工业绿色发展绩效。环境规制对工业绿色发展绩效的作用机制分析框架如图 1 所示。

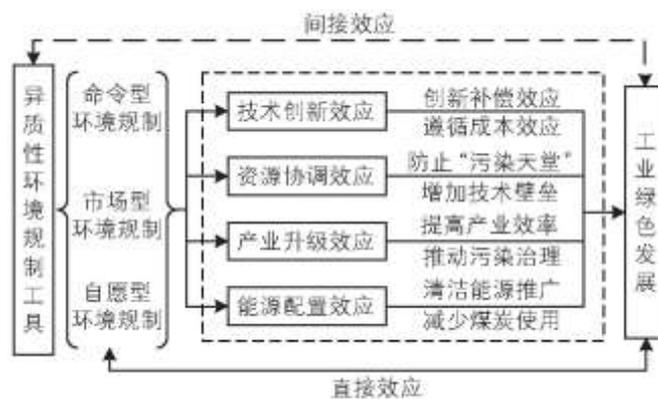


图 1 作用机制图解

(1) 技术创新效应。技术进步对于提升工业绿色发展绩效至关重要，政府对于工业企业排放标准及排污设备要求等各项规定不断完善，面对此种情况，提升工艺水平、升级生产设备、提高生产效率、减少污染排放是工业企业生存下去的必由之路。环境规制作为促进工业企业绿色发展的手段，通过倒逼工业企业进行技术升级与绿色创新，从而达到提升工业绿色发展绩效的效果。但是在执行效果中，环境规制也存在绿色双边效应^[30-31]，一方面环境规制会对工业企业带来治理成本的增加，治理初期成本高、收益低，缺乏规模收益，容易造成资源配置失调；另一方面，环境规制将通过倒逼企业技术创新提高其生产效率与企业社会责任感，从而带来创新补偿效应。从国家的长远利益与工业行业的综合发展来看，坚持技术创新，在度过转型初期并实现规模收益后，其带来的收益将弥补初期的成本损失。可见，技术创新对提升中国工业绿色发展绩效至关重要。相关研究表明，中国环境规制通过绿色技术创新能够有效提高环境绩效^[32]，本文预计技术进步的间接效应实证结果为显著正相关。

(2) 资源协调效应。外商投资直接反映国家对外开放水平，一般来说，一些国家会把高污染高能耗高排放的产业转移至环

境规制程度较低的国家，这样一来，被投资国家极容易形成“污染天堂”。严格的环境规制一定程度上会抑制相关的外商投资，但同时也会错失相关产业的人才、生产技术及管理方法，对工业绿色发展绩效究竟如何有待检验。总之，环境规制强弱与对外开放水平相互制约、相互促进，严格的环境规制可以将污染密集型的工业投资筛选在外，给清洁型企业及符合要求的工业企业提供更好的发展空间，同时对当地污染企业形成压力，促使其绿色转型，促进行业绿色发展良性循环。预期对外开放水平对中国工业绿色发展绩效的实证结果负向影响大于正向影响。

(3) 产业升级效应。环境规制可以促进产业结构调整，在其驱动下，社会生产资料将流向生产工艺好、效率高的行业，会促进高污染、生产效率低的行业进行绿色转型或淘汰；同时环境规制会激励绿色生产与绿色消费的群体需求，推动第三产业的发展与第二产业的绿色转型^[33]。进一步地，环境规制驱使市场结构与需求的转变以推动产业升级，促进工业绿色发展^[34]，环境规制越高，高污染行业会形成产业进入壁垒，新企业进入难度大，促使现有企业转型升级，从而推动整个工业行业绿色发展。本文预期工业化程度与中国工业绿色发展绩效显著正相关。

(4) 能源配置效应。控制煤炭使用量、鼓励清洁能源使用是工业绿色发展的重要途径之一，环境规制能够鼓励企业优化能源结构，增加清洁能源使用比重来减少污染。目前电力行业应用清洁能源较好，其生产活动所产生的碳排放占据总量的一半以上。促进工业行业绿色发展，提高其清洁能源使用比例，优化能源结构，促进地区清洁，对中国实现低碳发展尤为重要。本文认为环境规制将优化能源配置，促进工业行业能源结构改进，进而提高工业绿色发展绩效。预期能源结构优化将有效提升中国工业绿色发展绩效。

基于上述机制分析，本文提出假设 2:

异质性环境规制可以通过上述四个中介途径来提升中国工业绿色发展绩效。

四、研究方法、模型建立和数据来源

(一) 工业绿色发展绩效测度

本文旨在研究中国工业绿色发展绩效，在宋林等^[35]研究的基础上，考虑传统投入变量劳动、资本，同时将能源消耗也纳入测算框架中，以更好地体现绿色投入。Caves 等^[36]在经济学家 Sten Malmquist 提出的 Malmquist 指数的基础上对其进行扩展，最终形成 Malmquist 生产率指数，同时结合 Chung and Fare^[37]提出的方向性距离函数和 Tone 提出的基于松弛变量的 SBM 模型，本文采用包含非期望产出的 SBM 方向性距离函数计算 Malmquist-Luenberger 指数 (ML 指数)，具体模型如下:

$$\min \rho = \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \left(\frac{z_i^-}{x_{ik}} \right)}{1 + \frac{1}{z_1 + z_2} \left(\sum_{r=1}^{z_1} \frac{z_r^d}{y_{rk}^d} + \sum_{q=1}^{z_2} \frac{z_q^b}{z_{qk}^b} \right)}$$

$$\text{s.t.} \begin{cases} x_{ik} = \sum_{j=1}^n x_{ij} \lambda_j + z_i^-, i = 1, \dots, m \\ y_{rk}^d = \sum_{j=1}^n y_{rj}^d \lambda_j + z_r^d, i = 1, \dots, z_1 \\ z_{qk}^b = \sum_{j=1}^n z_{qj}^b \lambda_j + z_q^b, i = 1, \dots, z_2 \end{cases}$$

$$z_i^- \geq 0, z_r^d \geq 0, z_q^b \geq 0$$

$$\lambda_j > 0, j = 1, \dots, n \quad (1)$$

本文考虑有 n 个决策单元，每个决策单元包含投入 m 、期望产出 z_1 和非期望产出 z_2 。模型 (1) 中： z_i^- 、 z_r^d 、 z_q^b 分别表示投入变量减少量、期望产出增加量和非期望产出减少量；目标函数 ρ 表示投入无效率和产出无效率的比值； z_i^- 、 z_r^d 、 z_q^b 作为松弛变量，当其不为 0 时，决策单元有效，此时不存在期望产出不足与非期望产出过度的情况。

由上述投入产出模型，结合 ML 指数分解，决策单元 w 期到 t 期的具体计算公式如下：

$$M(X^t, Y^t, Z^t, X^w, Y^w, Z^w) = \frac{D^t(X^t, Y^t, Z^t)}{D^w(X^w, Y^w, Z^w)} \sqrt{\frac{D^w(X^w, Y^w, Z^w)}{D^t(X^w, Y^w, Z^w)}} \times \sqrt{\frac{D^w(X^t, Y^t, Z^t)}{D^t(X^t, Y^t, Z^t)}} \quad (2)$$

即 $\text{techch}(\text{pech} \times \text{sech})$ ，其中： X^t 、 Y^t 、 Z^t 、 X^w 、 Y^w 、 Z^w 分别为 t 时期和 w 时期投入、期望产出和非期望产出向量； $D^t(X^t, Y^t, Z^t)$ 、 $D^w(X^w, Y^w, Z^w)$ 分别为 t 时期和 w 时期决策单元的距离函数； techch 是技术进步因子； pech 为纯技术效率， sech 为规模效率变化，两者相乘代表技术效率变动因子。

模型中选择劳动、资本、能源作为测算工业绿色发展绩效的投入指标，分别以各地区工业平均人数、各地区工业全社会固定资产投资及工业终端消费量表示；期望产出以工业产值与工业主营业务收入的比值表示；非期望产出为工业碳排放与工业三废综合指数。其中工业三废综合指数运用熵权法测算，具体方法如下：

(1) 为消除指标量纲，对三个非期望产出指标进行线性标准化处理，同时为避免出现极端值，基于指标数据进行平移处理。

$$R_{ij} = \frac{X_{ij} - X_{\min(j)}}{X_{\max(j)} - X_{\min(j)}} \times 70 + 30 \quad (3)$$

其中： R_{ij} 为标准后的指标值，表示第 i 年第 j 项指标的标准值； X_{ij} 表示第 j 项指标第 i 年的初始值； $X_{\max(j)}$ 和 $X_{\min(j)}$ 分别表示第 j 项指标的最大值和最小值。

(2) 基于 R_{ij} 计算其特征比重 P_{ij} ，确定指标的熵值 E_{ij} 。

$$P_{ij} = \frac{R_{ij}}{\sum_{i=1}^m R_{ij}}, E_{ij} = -\left(\frac{1}{\ln m}\right) \sum_{i=1}^m P_{ij} \ln(P_{ij}) \quad (4)$$

(3) 计算指标值 R_{ij} 的差异系数 D_{ij} ，差异系数衡量的是指标的重要程度， D_{ij} 的值越大说明该指标越重要，进一步根据 D_{ij} 计算指标的熵权值 W_{ij} 。

$$D_{ij} = 1 - E_{ij}, W_{ij} = \frac{D_{ij}}{\sum_{j=1}^n D_{ij}},$$

$$j = 1, 2, \dots, m, 0 \leq W_{ij} \leq 1 \quad (5)$$

(4) 计算第 i 年的工业三废综合指数 IPI_i 。

$$IPI_i = \sum_{j=1}^m W_{ij} P_{ij} \quad (6)$$

(二) 模型建立

为探究环境规制与工业绿色发展绩效间的关系及内在影响机制，本文将根据不同的研究内容分别建立模型。对于直接影响，将从线性关系和非线性关系两个角度对其进行研究。模型 1 仅解释其线性关系，见式 (7)；同时借鉴李颖^[31]用于分析环境库兹涅茨曲线的方法，将环境规制指标的二次项加入模型 2，以此检验其非线性关系，见式 (8)。

$$\text{Green}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \sum_{j=1}^3 \text{En}_{j\mu} + \alpha_2 X_{it} +$$

$$\mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$\text{Green}_{it} = \nu_0 + \nu_1 \sum_{j=1}^3 \text{En}_{j\mu} + \nu_2 \sum_{j=1}^3 \text{En}_{j\mu}^2 + \nu_3 X_{it} +$$

$$\mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中： i 表示地区； t 表示年份； μ 为地区固定效应； η 为时间固定效应； ε 为随机干扰项；Green 表示中国工业绿色发展绩效；En 表示环境规制； j 表示环境规制类型；模型 2 中 En^2 表示环境规制指标的二次项； X 为控制变量。对于间接影响机制，本文将核心解释变量与各中介变量的交互项纳入模型，建立模型 3，见式 (9)。

$$\ln \text{Green}_{it} = \beta_1 \sum_{j=1}^3 \text{En}_{j\mu} \ln \text{Tech}_{it} + \beta_2 \sum_{j=1}^3 \text{En}_{j\mu} \ln \text{Fdi}_{it} +$$

$$\beta_3 \sum_{j=1}^3 \text{En}_{j\mu} \ln \text{Gi}_{it} + \beta_4 \sum_{j=1}^3 \text{En}_{j\mu} \ln \text{Es}_{it} +$$

$$\beta_5 X_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

式 (9) 中变量分别表示三种环境规制工具指标与各中介变量交互项，其中 Tech、Fdi、Gi、Es 为中介变量。由于环境规制与工业绿色发展绩效之间可能存在双向因果关系，即工业绿色发展程度可能影响该地区的环境规制程度，其绿色发展水平越高的地区环境规制程度越强^[38]，为解决这一内生性问题，本文尝试加入工具变量河流面积构建 2SLS 模型。通过加入工具变量与环境规制滞后项，构建模型 4，式 (10) 为第一阶段，式 (11) 为第二阶段。基于模型 4，对命令型、市场型、自愿型环境规制分别进行检验。式中，River 表示各省市河流面积。

$$En_{jt} = \gamma_{j0} + \gamma_{j1} En_{jt-1} + \gamma_{j2} River_{jt} + \gamma_{j3} X_{jt} + \mu_{jt} + \eta_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (10)$$

$$Green_{jt} = \delta_{j0} + \delta_{j1} \sum_{k=1}^3 En_{jt} + \delta_{j2} X_{jt} + \mu_{jt} + \eta_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (11)$$

(三) 变量说明与数据来源

1. 变量选取与说明

(1) 被解释变量。工业绿色发展绩效 (Green)，通过选择相应的投入和产出指标，采用 SBM 方向性距离函数和 ML 指数进行测算。

(2) 核心解释变量。(1) 命令型环境规制 (En₁)，以各地区实际执行“三同时”项目环保投资额衡量；(2) 市场型环境规制 (En₂)，通过各地区排污费征收总额来反映；(3) 自愿型环境规制 (En₃)，采取各地区上访、来信、来电和网络参与总数为代理变量。

(3) 中介变量。中介变量 Tech 表示技术创新效应，用各地区 R&D 经费内部支出与当地生产总值的比重衡量；Fdi 表示资源协调效应，用各地区实际外商直接投资与当地生产总值比重表示；Gi 表示产业升级效应，用各地区工业增加值与当地生产总值的比重表示；Es 表示能源配置效应，以当地工业煤炭消费量占工业全部能源消耗量的比重表示。

(4) 控制变量及工具变量。(1) 控制变量。本文选取各地区专利授权数量 (T)、城镇化率 (C)、二产与三产比率 (G) 和能源强度 (E) 作为控制变量。(2) 工具变量。通过查阅相关文献，结合本文研究对象，将外生的河流面积作为工具变量。河流面积较大省份的工业企业可能会将废水、废渣等污染物排入河流，为遏制这种状况，政府会采取措施提升该地区的环境规制强度，而环境规制较弱的地区，企业也越容易实现河流排污；同时河流面积作为自然地理条件决定的变量，不会直接影响一个地区的绿色发展水平，因此选择河流面积作为内生变量较为合理。

2. 数据来源

本文选择我国省际工业面板数据进行研究，全部样本来自 2008—2018 年我国除西藏和港澳台地区的 30 个省份。主要数据来源于《中国统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国环境年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国水利统计年鉴》和《中国科技统计年鉴》。

五、实证结果分析

(一) 工业绿色发展现状分析

图 2 为我国工业绿色发展绩效趋势，由图 2 可知，2008—2018 年我国工业绿色发展绩效几乎都大于 1，其均值为 1.01，除 2011 年和 2017 年绿色发展绩效较低，其余年份绩效值波动较小。整体来看，中国工业绿色发展越来越好，其增长速度大多大于 1，说明中国工业绿色发展进程虽然较为缓慢，但并没有止步不前。

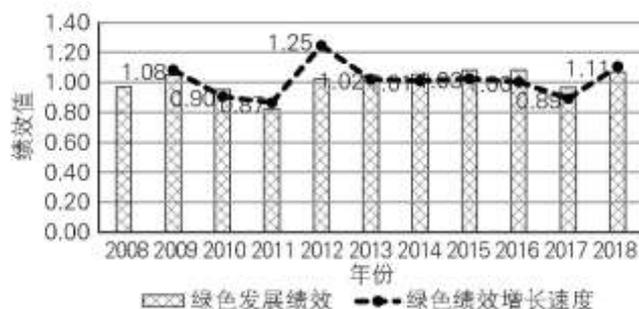


图 2 2008—2018 年工业绿色发展绩效趋势

究其原因，2008—2009 年，中国举办 29 届奥运会刚刚结束，工业行业环境规制力度较大，因此工业绿色发展绩效较高，之后为发展经济，中国工业绿色发展绩效出现报复性下降。“十二五”规划中第一篇第一章就是发展环境，加之 2012 年党的十八大报告首次专章阐述生态文明，并提出“五位一体”总体建设布局，可见绿色生产与可持续发展已上升至国家战略层面。2011 年作为“十二五”规划的开局之年，结合十八大思想，中国工业绿色发展自 2012 年后缓慢增长，可见国家治理取得了一定的成效。2017 年的工业绿色发展绩效较低，其原因可能在于，2015 年 11 月 10 日，习近平总书记在中央财经领导小组第十一次会议上强调，在适度扩大总需求的同时，着力加强供给侧结构性改革，着力提高供给体系质量和效率。之后两年正是落实供给侧改革的攻坚期，工业行业必定会面临产业过剩、新旧动能转换等问题，对工业行业的经济与绿色发展进程带来短暂的影响。综合来看，政府实施的各项政策与环境规制会提升中国工业绿色发展绩效，为其长远发展谋求更高的利益。

（二）直接效应检验

为了深入研究环境规制对中国工业绿色发展的作用效果，本文以工业绿色发展绩效作为被解释变量，以不同类型环境规制工具指标为核心解释变量，进行线性回归与非线性回归。

展示了环境规制对中国工业绿色发展绩效的回归结果，其中模型 1 是线性回归，模型 2 是加入核心解释变量二次项的非线性回归。由回归结果可以看出：命令型环境规制工具与中国工业绿色发展绩效线性正相关，非线性回归结果呈“U”型；而市场型环境规制和自愿型环境规制工具与其线性负相关，前者的非线性回归结果呈“倒 U”型，后者非线性回归结果不相关。究其原因，命令型环境规制如政府强制性政策或增加行业壁垒限制企业污染排放，短期内会造成企业成本增加，行业营运状况受限，但从长远看，企业为此做出的工艺升级甚至对企业未来发展战略的重新定位将会获得较高的社会评价与机会，从而间接促进整个行业的绿色发展。市场型环境规制与工业绿色发展绩效呈“倒 U”型，说明短期来看，碳交易等市场机制可以有效促进中国工业绿色发展，但目前中国缺乏绿色生产与绿色消费的整体观念，尚未形成供给端与消费端的绿色市场，缺乏相应的需求，长此以往市场型环境规制将无法实现对工业绿色发展的促进作用。同样由于民众相关意识的缺乏，自愿型环境规制与工业绿色发展绩效没有明显的相关关系。基于此，可以验证本文假设 1 成立，即异质性环境规制能够影响中国工业绿色发展绩效，且存在非线性关系。

控制变量中技术进步程度与中国工业绿色发展绩效线性正相关，城镇化率、工业化程度和能源强度与其线性负相关。究其原因，技术进步程度（以专利授权数量指代）可以显示企业的治污能力与生产效率，企业生产绿色化程度越高，整个行业的绿色发展绩效越高；工业化程度越高说明能源密集型和污染密集型的产业占比较高，从根源上抑制工业绿色发展绩效的提高；能源强度越高，说明单位生产总值耗费的能源越多，目前中国工业能源消耗仍以煤炭为主，资源能耗的增加及效率低下会抑制当地的绿色发展绩效。

（三）间接效应检验

进一步就环境规制与各中介变量的交互项对工业绿色发展绩效的影响进行实证研究，探究其对工业绿色发展的内在机制，结果与预期基本一致。可以看出，环境规制与技术进步程度交互项系数显著为正，说明环境规制在中国工业绿色转型途径中的创新补偿效应大于遵循成本效应。环境规制与对外开放水平交互项与工业绿色发展绩效间工具异质性明显，说明环境规制成为外资进入的阻力，在遏制高污染产业进入中国市场的同时，也损失了先进的技术及设备，根据环境规制执行机制不同会产生不同的结果。环境规制与工业化程度和能源结构的交互项与工业绿色发展绩效均显著正相关，说明环境规制可以通过产业结构和能源结构的调整，激励工业污染治理与生产效率的提高，促进工业企业提高清洁能源的使用比例，从而加速中国工业绿色发展。

从环境规制工具异质性角度看，自愿型环境规制的技术创新效应不明显，原因在于工业企业大多出于政策要求或是追求生产效率而进行的技术改造，自发性行为较少；市场型环境规制对工业绿色发展绩效的相关系数大于命令型环境规制，说明由市场倒逼企业进行的绿色创新效果要好于政府强制性要求。对于资源协调效应，命令型环境规制增加外来企业的进入壁垒，减少了技术学习与引进先进设备的机会，会抑制工业绿色发展；市场性环境规制暂不显著，可能是由于碳边境调节机制等市场手段正处于建设阶段，尚不完善；自愿型环境规制正向影响工业绿色发展绩效，可能是由于自发通过审核进入中国市场的外来企业对绿色发展较为重视，满足中国对绿色发展的企业定位，同时会带来先进技术、生产设备及管理方法。在产业升级效应方面，命令型环境规制对工业绿色发展绩效的相关系数不显著，在于政府并不能通过颁发法律条令命令其退出相关行业，同时第二产业的转型需要一定的时间；市场型和自愿型环境规制将根据国内环境形势作出选择，直接影响第二产业相关企业的战略定位与工作方式，能够通过产业升级效应显著促进工业绿色发展绩效，且自发行要优于市场作用。从能源配置效应方面看，国家层面的政策制定、市场方面的能源价格引导、公众节能和使用清洁能源意识的增强，都有助于环境规制通过能源配置效应促进工业绿色发展水平，其中，市场层面价格约束的影响最为明显，这与“经济人”理论有关。至此，本文假设 2 得以验证，即异质性环境规制可以通过上述四个中介途径来提升中国工业绿色发展绩效。

（四）内生性问题和稳健性检验

1.2 SLS 模型基准回归结果

根据模型 4 至模型 6，得到 2SLS 基准回归结果。根据第一阶段 F 值满足 1% 水平显著性，且均大于 10 可以说明河流面积不存在弱工具变量的问题。第二阶段的估计结果显示，命令型环境规制、市场型环境规制和自愿型环境规制与工业绿色发展绩效有显著相关关系，分别为正向影响、负向影响和不相关，与模型 1 结论一致。

2. 更换变量的稳健性检验

为进一步增强研究结果的稳健性，本文更换核心解释变量进行回归分析，分别以环保系统人员总数（ En_1 ）、工业污染治理完成投资（ En_2 ）、行政处罚案件数（ En_3 ）替换原有变量来衡量命令型环境规制、市场型环境规制和自愿型环境规制，数据来源于国家统计局和《中国环境年鉴》。

模型 1 和模型 2 分别为更换核心解释变量后的线性回归模型和非线性回归模型，结果表明，更换变量后的环境规制对工业绿色发展绩效的影响系数与非线性关系均未发生明显变化。模型 3 为机制分析的稳健性检验，进一步验证了环境规制与工业绿色发展绩效间存在技术创新效应、资源协调效应、产业升级效应和能源配置效应。同时，不同环境规制工具的直接效应系数与间接效应系数不同且均通过稳健性检验，进一步说明环境规制的异质性。

六、结论与建议

（一）研究结论

为尽快实现中国经济由高速发展向高质量发展与绿色发展转型，工业作为支柱产业，促进绿色发展、实现经济转型迫在眉睫。本文基于 2008—2018 年我国 30 个省份面板数据，采用 SBM 方向性距离函数和 ML 指数测度中国工业绿色发展绩效，以异质性环境规制工具作为研究对象进行实证研究，得出以下结论：(1) 中国工业绿色发展进程缓慢，易受国家政策影响，强制要求工业企业关停会在短时间内营造出空气质量变好的假象，政策放开后，绿色发展进程容易出现反弹，造成经济、环境双重压力。(2) 命令型环境规制工具和市场型环境规制工具与中国工业绿色发展绩效存在非线性关系，前者与被解释变量呈“U”型，后者与其呈“倒 U”型，在研究期间命令型环境规制和市场型环境规制对工业绿色发展绩效的影响均已跨过拐点；自愿型环境规制对工业绿色发展绩效暂不显著。技术进步程度可以有效提升中国工业绿色发展绩效，而产业结构、城镇化率与能源强度则一定程度抑制工业绿色发展水平。(3) 环境规制可以通过激励工业企业技术进步、提升节能产业比重和优化能源结构来推动中国工业绿色发展，不同环境规制工具影响机制的中介效应也有差异。对于外来资本，命令型环境规制通过其产业壁垒抑制工业绿色发展，市场型环境规制暂不显著，自愿型环境规制通过其促进工业绿色发展。

(二) 政策建议

基于研究结论，本文提出以下建议：

(1) 完善环境规制政策，战略引导工业绿色发展。政策的细化与执行都需要领导的带头与创新。各政府部门应积极响应国家号召，发挥主观能动性，主动制定工业绿色发展战略，从源头进行污染治理。各地区应根据“十四五”规划及 2035 年远景目标制定适合本地区的环境规制政策，深化体制、机制改革，从战略层面引导各地区工业绿色转型，实现可持续发展。

(2) 灵活运用政策，发挥异质性环境规制作用。根据异质性环境规制工具的特点，初期执行命令型环境规制时，政府应针对表现突出和积极的工业企业进行补贴，以弥补其遵循成本效应，使拐点早日实现。各部门应加大绿色生活、绿色消费的宣传工作，实行福利、优惠等活动将绿色的观念深入民众的生活中，为工业绿色发展创造良好的市场环境，避免市场型环境规制拐点的出现，同时发挥自愿型环境规制的作用。

(3) 提高创新水平、合理把控对外资本、优化产业结构、发展清洁能源，重视环境规制间接效应。根据异质性环境规制的作用机制，通过其中介工具激励中国工业绿色发展尤为重要。首先，政府应加大绿色服务产业扶持力度，重视清洁环保创新及工艺效率提升方面的专利保护，激励专业人员进行相关研究；同时企业应加大相关研发技术投入，积极发展绿色技术，提升全行业能源资源利用效率，加速绿色转型。其次，进一步优化产业结构，制订更严格的产业准入门槛，严禁新增钢铁、焦化、电解铝、水泥和平板玻璃等产能；壮大绿色产业规模，大力发展节能环保产业、清洁能源产业、清洁生产产业等。再次，政府需提前谋划低碳能源发展，尤其是加大落实制定氢能产业发展规划，加大外购清洁电力力度。在能源互联网方面，各地政府应加大投资，力争实现供给清洁化、消费节约化、能源系统智能化与便捷化，打造综合能源服务系统，实现能耗双控目标。最后，优化外资方面环境规制政策，积极探索碳边境调节机制，吸纳先进技术及经验，在国内积极引导，尝试探索碳市场、碳关税等市场调节机制，提高公众参与度。争取在新发展格局下，加快中国工业绿色转型，推动生态文明建设。

参考文献：

- [1] 中国社会科学院工业经济研究所课题组，李平. 中国工业绿色转型研究[J]. 中国工业经济，2011(4):5-14.
- [2] 王珍愚，曹瑜，林善浪. 环境规制对企业绿色技术创新的影响特征与异质性——基于中国上市公司绿色专利数据[J]. 科学学 2021(3):1-22.
- [3] RONALD J, WAYNE B. Pollution Abatement Expenditures and Plant-Level Productivity: A Production Function Approach[J]. Ecological Economics, 2004, 54(2/3):196-208.

-
- [4]石庆玲, 郭峰, 陈诗一. 雾霾治理中的“政治性蓝天”——来自中国地方“两会”的证据[J]. 中国工业经济, 2016(5): 40-56.
- [5]AMEBEC S, BARLA P. Can Environmental Regulations be Good for Business?An Assessment of the Porter Hypothesis[J]. Energy Studies Review, 2006, 14(2):42-62.
- [6]CHENGWEN L. The Effect of Environmental Regulation on Green Technology Innovation Through Supply Chain Integration[J]. International Journal of Sustainable Economy, 2010, 2(1):92-122.
- [7]PAVEL C, CHIRANTAN C. Does Environmental Regulation Indirectly Induce Upstream Innovation?New Evidence from India[J]. Research Policy, 2017, 46(5):939-955.
- [8]大卫·皮尔斯. 绿色经济的蓝图(4): 获得全球环境价值[M]. 徐少辉, 冉圣宏, 田润浓, 译. 北京: 北京师范大学出版社, 1997.
- [9]何剑, 孙鲁云. 丝绸之路经济带 10 省市全要素生产率的差异和收敛性分析[J]. 软科学, 2016, 30(7):49-52.
- [10]李丽霞, 何彪, 童昀. 基于碳排放核算的中国旅游业绿色全要素生产率测算及影响因素研究[J]. 华中师范大学学报(自然科学版), 2021(4):1-14
- [11]ZHOU P, ANG B W, WANG H. Energy and CO2 Emission Performance in Electricity Generation:A Non-Radial Directional Distance Function Approach[J]. European Journal of Operational Research, 2012, 221(3):625-635.
- [12]杜莉, 马遥遥. “一带一路”沿线国家的绿色发展及其绩效评估[J]. 吉林大学社会科学学报, 2019, 59(5):135-149, 222.
- [13]FENG C, WANG M, LIU G C, et al. Green Development Performance and Its Influencing Factors:A Global Perspective[J]. Journal of Cleaner Production, 2017, 144:323-333.
- [14]赵领娣, 袁田, 赵志博. 城镇化对绿色发展绩效的门槛效应研究——以大西北、黄河中游两大经济区城市为例[J]. 干旱区资源与环境, 2019, 33(9):10-16.
- [15]曾婧婧, 童文思. 能源政策如何作用工业绿色经济发展[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(12):19-28.
- [16]邓慧慧, 杨露鑫. 雾霾治理、地方竞争与工业绿色转型[J]. 中国工业经济, 2019(10):118-136.
- [17]吴磊, 贾晓燕, 吴超, 等. 异质型环境规制对中国绿色全要素生产率的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(10):82-92.
- [18]原毅军, 谢荣辉. 环境规制与工业绿色生产率增长——对“强波特假说”的再检验[J]. 中国软科学, 2016(7):144-154.
- [19]衣保中, 郭思齐. 产业集聚对中国工业行业技术创新的影响研究——基于不同环境规制行业的比较[J]. 内蒙古社会科学, 2020, 41(6):109-118, 213.

-
- [20]齐绍洲,林岫,崔静波.环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J].经济研究,2018,53(12):129-143.
- [21]徐佳,崔静波.低碳城市和企业绿色技术创新[J].中国工业经济,2020(12):178-196.
- [22]CUI J,ZHANG J,YANG Z. Carbon Pricing Induces Innovation:Evidence from China's Regional Carbon Market Pilots[J]. AEA Papers and Proceedings,2018,108:453-457.
- [23]许慧,李国英.环境规制对绿色创新效率的影响研究[J].财经问题研究,2018(9):52-58.
- [24]周凌燕,刘静宜.环境规制下政府科技投入对工业企业绿色发展影响[J].工业技术经济,2021,40(1):128-133.
- [25]王永芹.对创新驱动绿色发展的思考[J].河北学刊,2014,34(2):222-225.
- [26]陈瑶.中国区域工业绿色发展效率评估——基于R&D投入视角[J].经济问题,2018(12):77-83.
- [27]王娟,赵涛,张啸虎.2006-2012年中国工业行业能源和环境综合效率及其影响因素[J].资源科学,2016,38(2):311-320.
- [28]张学刚,钟茂初.环境库兹涅茨曲线再研究——基于政府管制的视角[J].中南财经政法大学学报,2009(6):40-44,50.
- [29]马士国.基于市场的环境规制工具研究述评[J].经济社会体制比较,2009(2):183-191.
- [30]康鹏辉,茹少峰.环境规制的绿色创新双边效应[J].中国人口·资源与环境,2020,30(10):93-104.
- [31]李颖,徐小峰,郑越.环境规制强度对中国工业全要素能源效率的影响——基于2003-2016年30省域面板数据的实证研究[J].管理评论,2019,31(12):40-48.
- [32]苏培添,魏国江,张玉珠.中国环境规制有效性检验——基于技术创新的中介效应[J].科技管理研究,2020,40(22):223-233.
- [33]蔡乌赶,周小亮.中国环境规制对绿色全要素生产率的双重效应[J].经济学家,2017(9):27-35.
- [34]徐小峰,刘家国,郝俊.船舶工业与经济系统融合程度分析——以青岛市为例[J].哈尔滨工程大学学报,2017,38(1):140-146.
- [35]宋林,王博,张永旺.环境规制、资源重置与工业行业转型升级[J].大连理工大学学报(社会科学版),2021,42(1):16-26.
- [36]CAVES D W,DIEWERTLR C E. The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input,Output,and Productivity[J]. Econometrica,1982,50(6):1393-1414.
- [37]CHUNG Y,FARE R. Productivity and Undesirable Outputs:A Directional Distance Function Approach[J]. Microeconomics,1995,51(3):229-240.

[38]罗知, 齐博成. 环境规制的产业转移升级效应与银行协同发展效应——来自长江流域水污染治理的证据[J]. 经济研究, 2021, 4(2): 174-189.

注释:

1 数据来源于国家统计局 (<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01&zb=A0204&sj=2020>)。

2 数据来源于国家统计局 (<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01&zb=A070R&sj=2020>)。