环境规制、绿色技术创新与制造业绿色转型

范宸瑄，曲 波

（青海大学财经学院，西宁 810016）

摘要：中国作为制造业第一大国，绿色转型是必由之路。基于2011—2023年中国省级面板数据，构建超效率SBM（基于松弛变量的度量模型）阐释环境规制与制造业绿色低碳转型之间的内在逻辑。在双固定效应模型的基础上得出以下结论：环境规制能够显著促进制造业绿色转型且存在门槛效应，绿色技术创新发挥中介作用；在金融业发达、工业资本水平高的地区环境规制的促进作用更为显著。研究结果可为构建环境规制协商机制、实施差异化规制和市场导向的创新体系在推动制造业污染减排方面提供经验证据，也可为相关政策制定提供参考。

关键词：环境规制；制造业绿色转型；科技创新

中图分类号：F424；X32 **文献标志码**：A **文章编号**：1671－1807(2026)03－0106－07

工业非绿色生产会产生较为严重的资源环境问题，从而给经济社会的可持续发展带来严峻挑战[1]。作为经济社会的主力军，中国制造业的传统发展方式难以为继，社会各界都在急切渴望高质量的制造业发展模式，绿色增长、绿色创新、绿色发展成为评判制造业转型升级和高质量发展的主要对象，制造业绿色转型是众望所归，也是大势所趋[2]。

环境治理任务艰巨，短期内难以显著提升经济效益，企业逐利性使其在践行环境战略方面动力不足，而环境污染的外部性特征又导致单纯依靠市场机制难以从根本上加以解决，因此，政府环境规制显得尤为关键[3]。环境规制是政府针对已有或潜在污染行为采取的社会性规范与防御手段，涵盖法律法规、排污收费、排污权交易等多样化政策工具。适度的环境规制能够倒逼高污染企业加大环保技术改造与绿色管理投入，激发“创新补偿”效应，从而推动技术进步与绿色全要素生产率提升。基于此，在现有研究基础上，加入碳排放指标，使制造业低碳转型的内涵更加丰富，利用动态面板模型对估计结果进行检验，进一步通过门槛效应模型揭示环境规制在不同污染水平下的差异化作用，并从技术创新质量角度进行机制检验，揭示环境规制促进制造业低碳发展的内在作用机理，为推动制造业低碳发展提供经验证据和政策建议。

1 文献综述

关于环境规制对制造业绿色转型的影响研究，存在以下抑制、促进和非单向的静态因果关系3种观点。持抑制观点的研究主要基于“遵循成本假说”。环境规制会增加企业的生产成本，并因此挤压生产性投资，对经济绩效和增长造成不良影响，从而导致企业生产成本上升，影响生产效率和竞争力[4]。Jorgenson和Wilcoxen[5]指出环境规制增加了企业的生产成本，从而导致对生产性投资和创新的投入减少，这对企业的生产效率增长形成了制约。第2种观点认为环境规制会产生促进作用。环境规制强度是提高工业绿色全要素生产率的主要直接驱动力[6]。适宜的环境规制政策能通过行业内和跨行业之间资源重置，实现对产业群体的“清洗效应”[7]。此外，“创新补偿效应”是环境规制发挥积极作用的关键，科技创新投入直接提高创新产出，而创新产出在环境规制影响经济发展质量中发挥了中介作用，这使得环境规制对产业绿色发展产生深刻影响[8]。随着环境规制在全球环境治理中的日益普及，学术研究逐渐倾向于在多个地理范围内对“波特假说”进行验证。第3种观点认为环境规制与制造业转型升级之间存在非线性关系。部分学者研究发现环境规制强度与制造业绿色发展、企业全要素生产率存在倒“U”形关系[9]。制造业绿色全要素生产率呈现上升趋势，目前环境规制仍处于倒“U”形曲线的左侧，随着环境规制强度的加大，制造业绿色全要素生产率仍有提升的趋势[10]。

总结而言，现有文献从“遵循成本假说”和“波

收稿日期：2025-08-10

作者简介：范宸瑄(2000—)，女，河北保定人，硕士研究生，研究方向为产业经济学；通信作者曲波(1973—)，男，山东烟台人，教授，研究方向为产业经济学、制度经济学。

特假说”两个角度,对环境规制与制造业绿色转型线性关系的研究较为充分。但已有研究对各地不同污染程度下二者的非线性关系讨论不足,且关于技术创新的中介效应多聚焦于数量层面,对于技术创新质量的机制研究有待补充。

2 影响机制与研究假设

2.1 环境规制对制造业绿色转型的直接影响

环境规制即政府职能部门为了预防和控制环境污染,通过一系列约束性、规范性和引导性措施对环境行为进行干预,其范围不仅包括长期有效的环境法律法规、条例和标准等强制性规制手段,还包括企业环境信息披露、公众参与等非强制性规制手段。一方面,作为政府解决环境负外部性问题的制度安排,环境规制会对企业等生产主体带来强制性压力,要求企业必须达到政府制定的相关环保标准,否则企业将面临严厉的环境处罚。为避免其环境违规行为受到处罚,企业会直接减少污染行为,使生产经营符合政府环保要求与规范。另一方面,环境规制借助激励机制,依托市场力量引导企业在规定范围内自主发展,并配套财政补贴或优惠政策以支持其绿色转型。这不仅减少了企业的环境治理支出,还有助于规避损失、控制成本,从而将更多资源投入到战略性绿色发展领域。政府的扶持与激励降低了企业绿色发展的风险,缓解了资源约束压力,降低了信息不对称问题,能够增强企业改善环境绩效的动力。综上,提出如下假设。

H1:环境规制对制造业绿色转型存在正向影响。

2.2 环境规制通过绿色技术创新影响制造业绿色转型

制造业高质量发展的关键在于依托科技创新提升和优化产品质量与结构,从而增强产业的国际竞争力,其核心是不断推进生产工艺与产品设计的创新,将先进技术广泛融入生产过程,显著提高生产效率与产品品质,进而提升产品的附加值[11]。在严格的环境规制政策下,企业的污染治理成本显著上升,常常对其他投资产生挤出效应。为应对这一压力,企业倾向于通过绿色技术创新缓解投资冲突。绿色技术不仅有助于降低生产成本,提高资源配置效率,还能放大环境规制对绿色转型的正向效应,从而增强企业在环境政策约束下的适应能力与发展韧性。根据波特假说,适度的环境规制能够激励企业增加绿色技术创新投入,进而形成“创新补偿”效应,即技术创新带来的收益可弥补因环境规制带来的成本增加,从而提升企业竞争力,推动企业在满足环保要求的同时实现“量增质升”的双重目标。此外,绿色技术创新在环境规制与绿色转型之间扮演着关键的中介角色。一方面,它能够减轻规制带来的成本压力,另一方面,通过提升资源利用效率和清洁生产水平,绿色创新可以有效促进企业绩效提升和绿色可持续发展。综上,提出如下假设。

H2:绿色技术创新在环境规制和制造业绿色转型之间发挥中介作用。

3 模型设定与数据说明

3.1 模型设定

为检验环境规制与制造业绿色转型的关系,构建如下基准回归模型:

$$GTFP_{it}=\alpha_0+\alpha_1 ER_{it}+\sum_{a=1}^{n}\beta_a Controls_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \tag{1}$$

式中:i 为省份;t 为年份;α_0 为常数项;GTFP 为制造业绿色转型指标;ER 为环境规制变量;Controls 为一组控制变量;μ_i 为个体固定效应;λ_t 为时间固定效应;ε_{it} 为随机误差项;α、β 为系数。

通过纳入被解释变量的滞后 1 期变量作为解释变量,构建了动态面板模型对环境规制与制造业绿色转型的关系进行验证,构建的动态面板模型如下:

$$GTFP_{it}=\alpha_0+\alpha_1 GTFP_{it-1}+\alpha_2 ER_{it}+\sum_{a=1}^{n}\beta_a Controls_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \tag{2}$$

式中:$GTFP_{it-1}$ 为被解释变量制造业绿色转型的滞后 1 项。

参考江艇[12]对因果推断研究中的中介效应检验操作思路,引入中介变量(MED),构建如下中介效应模型:

$$MED_{it}=\alpha_0+\alpha_1 ER_{it}+\sum_{a=1}^{n}\beta_a Controls_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \tag{3}$$

式中:MED 为机制变量。

更进一步,将环境规制(ER)设置为门槛变量,深入分析环境规制对制造业绿色转型的影响,面板门槛模型设定如下:

$$\begin{aligned}GTFP_{it}=&\alpha_0+\alpha_1 ER_{it}\times I(ER_{it}\leqslant\gamma_1)+\alpha_2 ER_{it}\times I(\gamma_1<ER_{it}\leqslant\gamma_2)+\cdots+\alpha_n ER_{it}\times I(\gamma_{n-1}<ER_{it}\leqslant\gamma_n)+\alpha_{n+1} ER_{it}\times I(ER_{it}>\gamma_n)+\\&\sum_{a=1}^{n}\beta_a Controls_{it}+\varepsilon_{it}\end{aligned} \tag{4}$$

式中:I 为示性函数;$\gamma_1,\gamma_2,\cdots,\gamma_n$ 为门槛值;α_1,

α_2,…,α_{n+1}为不同门槛区间环境规制对制造业绿色转型影响的系数。

3.2　变量测度

3.2.1　被解释变量:制造业绿色全要素生产率(GTFP)

参考李斌等[13]的做法,根据超效率SBM-GML(基于松弛变量的度量模型-全局马尔姆奎斯特-卢恩伯格指数)测算得出GML指数,将GML累乘指数作为评估绿色转型水平的指标。其中,基于周鹏飞和沈洋[14]、王文平和钱丽[15]的研究,选取了3个投入变量、1个期望产出变量和4个非期望产出变量来构建制造业绿色全要素生产率评价体系,以工业增加值为期望产出,以工业颗粒物排放量、工业二氧化硫排放量、一般工业固体废物产生量和工业生产过程碳排放量作为非期望产出,以劳动、固定资产和能源消费作为生产的投入要素。

3.2.2　核心解释变量:环境规制(ER)

借鉴陈诗一和陈登科[16]的做法,将政府工作报告中对环境的重视程度作为衡量当年政府环境治理力度与治理政策的衡量指标,对各省政府工作报告文本进行分词处理,统计与环境相关词汇出现的频次。由于对数变换能够较好改善右偏性使变量满足许多常用模型,因此,为避免可能存在"右偏性"的影响,对相关词频总数进行对数化处理。

3.2.3　中介变量:绿色技术创新(GIbub)

专利数量的爆炸性增长并不等同于专利质量的实际提升,这可能导致出现"专利泡沫"。参考Geng等[17]的做法,选择绿色专利授权数量作为绿色创新质量的代理变量,通过计算绿色专利授权数与绿色专利申请数的比值,比较质量与数量之间的差异,从而更准确地衡量绿色技术创新的水平。

3.2.4　控制变量

在模型中加入如下控制变量:①经济发展水平(PGDP),选择以各省市人均GDP衡量经济发展水平;②劳均工业固定资产(IFA),采用劳均工业固定资产衡量要素禀赋;③实际利用外商直接投资(FDI),选取各省实际利用外资额作为衡量指标;④城镇化水平(UR),选取各省年末城镇总人口占常住总人口的百分比作为城镇化水平的衡量指标;⑤能源结构(ES),选取各省用电量与地区总用电量的百分比作为衡量指标;⑥产业集聚程度(IA),选取各省就业人员数与行政区划面积的比值作为产业集聚度的衡量指标。

3.3　数据来源

选用2011—2023年中国30个省份(因数据缺失,未包含西藏地区和港澳台地区)的面板数据作为样本。所有数据主要来自2011—2023年的《中国统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》、各省统计年鉴以及国家统计局官网等,部分缺失值采用插值法补齐。主要变量描述性统计结果见表1。

表1　变量描述性统计

变量	样本数	均值	方差	最小值	最大值
GTFP	390	6.536	4.455	0.110	32.500
ER	390	4.024	0.337	2.830	4.820
PGDP	390	62.518	32.258	16.020	200.280
IFA	390	4.904	2.502	1.060	13.580
FDI	390	6.810	14.102	0.000	122.350
UR	390	60.636	11.986	35.030	89.600
ES	390	3.330	2.300	0.390	9.440
IA	390	255.646	380.944	3.560	2 170.660
GIbub	390	0.659	0.205	0.280	1.500

4　实证结果

4.1　模型初步检验

表2显示,变量之间的多重共线性较弱,可直接利用变量数据进行实证研究。

计算各变量的方差膨胀因子(VIF),结果见表3,各自变量的VIF范围为1.04～4.92(<10),说明各自变量间不存在多重共线性。

表2　变量间的相关系数

变量	GTFP	ER	PGDP	IFA	FDI	UR	ES	IA
GTFP	1							
ER	0.287***	1						
PGDP	0.436***	0.033	1					
IFA	0.382***	0.024	0.625***	1				
FDI	0.081	0.043	0.316***	0.081	1			
UR	0.325***	−0.034	0.856***	0.650***	0.290***	1		
ES	0.001	0.077	0.199***	0.106**	0.514***	0.090*	1	
IA	−0.003	−0.109**	0.633***	0.297***	0.227***	0.656***	0.083	1

注:*、**、***分别表示$P<0.1$、$P<0.05$、$P<0.01$。

表 3　多重共线性检验结果

变量名称	变量标签	VIF	1/VIF
环境规制	ER	1.04	0.961 909
经济发展水平	PGDP	4.38	0.228 385
工业固定资产	IFA	2.01	0.496 772
外商直接投资	FDI	1.55	0.644 019
城镇化水平	UR	4.92	0.203 195
能源结构	ES	1.45	0.691 819
产业集聚水平	IA	1.99	0.502 192

进行豪斯曼检验,检验结果 $P=0.000\ 0$,低于0.01,所以在1%的水平下拒绝原假设,表明样本数据相较于随机效应模型,固定效应模型更适用于此。

4.2　基准回归结果分析

检验环境规制对制造业绿色转型的影响,回归结果见表4,均表明环境规制对制造业绿色转型具有促进作用。模型(3)、模型(4)结果显示,回归系数均在1%的系数下显著为正。在"双碳"目标背景下,环境规制的绿色促进效应呈现出随时间递增的趋势。从宏观层面来看,验证了"波特假说"在中国制造业情境下的适用性,恰当设计的环境规制政策能够实现环境质量改善与产业竞争力提升的双赢,假设 H1 得到了验证。

4.3　机制检验

绿色技术创新机制检验的实证结果见表5第(5)列,环境规制估计系数在5%的水平下显著为正,表明地区实施环境规制明显提升了制造业企业的绿色创新研发能力,假设 H2 得到了验证。环境规制对制造业绿色技术创新具有促进作用,环境规制的实施能够驱动制造业技术升级,特别是推动绿色技术进步,这种技术进步不仅有助于提升制造业生产效率,更能助力企业在实现经济效益增长的同时,显著降低污染排放,提高能源利用效率。

4.4　门槛效应检验

首先检验门槛效应是否存在,经过 1 000 次 Bootstrap 自抽样以后的 F 检验结果见表5,包括不同门槛类型下的 F 值、P 值、临界值。采用熵权法-TOPSIS 评价模型对全国各省污染程度进行测算,基础指标由工业"三废"排放强度构成。根据测算结果获得的划分结果表明,北京、上海、广东、天津、江苏、四川、湖北、河南、安徽、湖南为轻污染组,浙江、重庆、福建、陕西、海南、山东、江西、河北、黑龙江、吉林为中污染组,辽宁、云南、广西、山西、甘肃、贵州、新疆、青海、内蒙古、宁夏为重污染组。回归结果表明,环境规制在全国、低污染地区和高污染地区分组的单一门槛模型在5%水平上均不显著,中

表 4　基准回归与中介机制检验结果

变量	GTFP				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	FE	FE	GMM	GMM	GIbub
ER	0.874**	0.899**	2.467***	0.900***	0.038**
	(0.425)	(0.432)	(0.625)	(0.278)	[2.020]
L. GTFP			1.018***	1.079***	
			(0.037)	(0.085)	
PGDP		0.015**		−0.025	−0.002***
		(0.006)		(0.016)	[−3.300]
IFA		0.041		0.010	0.012*
		(0.159)		(0.073)	[1.770]
FDI		−0.006**		−0.017**	−0.000
		(0.003)		(0.007)	[−0.180]
UR		0.163***		0.059*	−0.005
		(0.041)		(0.033)	[−1.520]
ES		0.501		0.091*	−0.015
		(0.328)		(0.052)	[−1.070]
IA		0.006**		−0.000	−0.000*
		(0.002)		(0.001)	[−1.950]
常数项	3.020*	−11.180**	−8.973***	−5.242***	0.940***
	[1.711]	[4.924]	[2.413]	[1.883]	[4.210]
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份聚类	Yes	Yes			
AR(1)			−3.11	−3.05	
			{0.00}	{0.00}	
AR(2)			0.78	0.91	
			{0.44}	{0.36}	
Hansen 检验			23.52	28.14	
			{0.10}	{0.17}	
R^2	0.840	0.843			0.882
样本数	390	390	360	360	390

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著;圆括号内为在省份层面聚类的标准误;方括号内为 t 值;花括号内为检验统计量值所对应的 P 值。

表 5　门槛效应自抽样结果检验

门槛变量	地区	门槛数	F	P	临界值		
					10%	5%	1%
环境规制(ER)	全国	单一	2.210	0.861	9.087	10.774	13.918
	低污染地区	单一	1.800	0.779	6.394	7.755	10.874
	中污染地区	单一	20.340	0.002	9.470	11.289	14.639
		双重	2.800	0.713	8.048	9.697	13.364
	高污染地区	单一	11.070	0.054	8.794	11.393	16.549

注:表中为自抽样重复 1 000 次的结果。

污染地区分组的双重门槛模型在1%水平上显著,因此,将基于单一门槛模型进行分析。

表6显示,门槛估计值置信区间较窄,表明估计值与真实值较为接近。面板门槛回归模型的估计结果见表7。当 ER≤4.370 时,在第1门槛区间对制造业绿色转型的影响表现为正向促进作用。当 ER>

表 6　门槛估计值及置信区间

门槛变量	地区	门槛模型	门槛估计值	95%置信区间
环境规制(ER)	中污染地区	单一门槛	4.370	[4.344,4.395]

注:表中为自抽样重复 1 000 次的结果。

表 7　面板门槛回归模型系数估计

变量	GTFP
ER(ER≤γ_2)	2.396***(0.500)
ER(ER>γ_2)	1.978***(0.459)
常数项	−48.570***(5.333)

注:*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著;括号内为标准误;γ_2 为门槛值。

4.370 时,估计系数减小,表明在第 2 门槛区间对制造业绿色转型的影响作用有所减弱。分区域来看,仅中污染地区存在门槛效应,因其处于污染与发展过渡期,竞争与政策压力叠加,转型效果更显著。

4.5　内生性检验

使用两阶段最小二乘法(2SLS)进行工具变量法估计,使用环境规制的滞后 1 期作为工具变量,回归结果见表 8,核心解释变量的系数符号、估计值大小和显著性水平与基准模型回归结果保持一致,在 5%的水平下显著为正,说明在缓解了潜在的内生性问题后,结论依然成立。

4.6　稳健性检验

4.6.1　考虑政策冲击

环保税法自 2018 年实施以来,通过对污染物排放征税,显著增加了企业的环保成本,激励企业采取清洁技术和绿色生产方式,以降低排放并减少税费,推动绿色转型。为排除样本期间内外部政策变动对制造业绿色转型可能产生的影响,构建了政策冲击虚拟变量(El),其中 2011—2017 年赋值为 0,2018—2023 年赋值为 1。相关结果见表 9 第(1)列。回归结果表明,环境规制促进制造业绿色转型的结论具有稳健性。

4.6.2　剔除直辖市样本

将北京、天津、上海和重庆 4 个直辖市样本剔除,以缓解样本自选择偏差问题。相关结果见表 9 第(2)列,结果表明上述结论具有稳健性。

4.6.3　滞后控制变量

将所有控制变量进行滞后 1 期处理,以缓解制造业绿色转型与控制变量的双向因果关系。相关结果见表 9 第(3)列,实证结论稳健。

4.6.4　缩尾处理

为了避免异常值对回归结果的影响,对所有变量按照上下 1%进行缩尾处理,对于小于 1%的数用 1%的值赋值,对于大于 99%的数用 99%的值赋值。由表 9 第(4)列结果可以看出,基准模型设定基本稳健。

表 8　工具变量回归结果

变量	(1)	(2)
	第 1 阶段	第 2 阶段
	ER	GTFP
ER_{t-1}	0.250 7***	
	(3.224 2)	
ER		4.265 9**
		(2.101 8)
PGDP	−0.002 2	0.022 3**
	(−1.471 2)	(2.331 4)
IFA	0.020 2	−0.022 4
	(0.971 4)	(−0.153 1)
FDI	−0.001 5	0.001 3
	(−1.385 2)	(0.114 0)
UR	0.003 8	0.135 5**
	(0.421 2)	(2.194 4)
ES	−0.058 0	0.781 3
	(−1.023 7)	(1.598 4)
IA	−0.000 1	0.006 8*
	(−0.137 0)	(1.855 1)
常数项	2.743 8**	−44.005 3***
	(2.056 6)	(−3.032 5)
省份固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
样本数	389	389
R^2		0.831
Kleibergen-Paap rk LM statistic	[0.000]	[0.000]
Cragg-Donald Wald F statistic	21.98	21.98
Kleibergen-Paap Wald rk F statistic	10.40	10.40

注:*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著;圆括号内为 t 值;方括号内为检验统计量值所对应的 P 值。

4.7　异质性分析

4.7.1　金融发展异质性

以金融机构存贷款之和占 GDP 的比重来衡量地区金融发展水平,将高于、低于金融发展水平总指数中位数的省份划分为高、低金融发展水平省份。表 10 第(1)列、(2)列给出了环境规制的金融发展异质性影响结果,环境规制对制造业绿色转型的促进作用依赖于区域金融体系的成熟度。在高金融发展水平地区,环境规制的促进作用正向显著,而在低金融发展地区,环境规制系数仅为 0.318 且统计不显著,说明金融市场在激活环境规制绿色效应中的核心作用。

4.7.2　工业资本水平异质性

将劳均工业固定资产作为地区工业资本水平的代理变量,按工业资本水平总指数中位数进行划分。回归结果见表 10 列(3)和列(4),环境规制显著促进了高工业资本水平地区的制造业绿色转型,对低

表 9　稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	GTFP	GTFP	GTFP	GTFP
ER	0.522*	1.055**	0.821*	0.793**
	(1.82)	(2.27)	(1.82)	(2.18)
PGDP	0.013**	0.012	−0.012	0.017***
	(2.08)	(1.19)	(−1.51)	(3.20)
IFA	0.025	0.068	0.292	−0.007
	(0.17)	(0.38)	(1.10)	(−0.05)
FDI	−0.009**	−0.008*	−0.002	−0.007**
	(−2.11)	(−1.94)	(−0.28)	(−2.63)
UR	0.141***	0.202***	0.145**	0.148***
	(3.91)	(2.87)	(2.63)	(4.04)
ES	0.500	0.462	0.284	0.301
	(1.50)	(1.46)	(0.92)	(1.22)
IA	0.005**	0.015*	0.006**	0.005***
	(2.68)	(1.78)	(2.55)	(2.95)
常数项	−9.557**	−14.301**	−8.193	−8.900**
	(−2.34)	(−2.24)	(−1.54)	(−2.41)
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
省份聚类	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	390	338	360	390
R^2	0.863	0.867	0.843	0.892

注:*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著;括号内为 t 值。

表 10　异质性分析回归结果

变量	GTFP			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	高金融发展水平	低金融发展水平	低资本水平	高资本水平
ER	1.283*	0.318	0.465	1.480**
	(1.96)	(0.57)	(0.494)	(0.613)
PGDP	0.037***	0.045**	0.040	0.028***
	(2.73)	(2.36)	(0.029)	(0.010)
IFA	−0.130	−0.304	−0.570	−0.004
	(−0.69)	(−1.63)	(0.870)	(0.144)
FDI	−0.013	−0.036	0.103	0.003
	(−0.78)	(−0.65)	(0.098)	(0.019)
UR	0.341***	0.282	0.068	0.294***
	(2.77)	(1.32)	(0.148)	(0.098)
ES	0.624	0.403	0.243	0.415
	(0.40)	(1.16)	(0.535)	(0.549)
IA	0.003	0.024*	0.018**	0.006**
	(1.48)	(1.86)	(0.008)	(0.003)
常数项	−24.468***	−18.407	−4.061	−24.121**
	(−2.86)	(−1.21)	(8.377)	(9.754)
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	195	193	191	194
R^2	0.835	0.910	0.878	0.785

注:*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著;括号内为 t 值。

工业资本水平地区绿色转型的促进效应有限,表明在资本密集度较高的地区,环境规制能够有效倒逼企业加大绿色技术投入,推动绿色转型;而在资本匮乏或资本密集度较低的地区,环境规制的激励与倒逼机制尚不足以转化为显著的绿色转型成果。

5　研究结论与建议

5.1　结论

(1)环境规制在宏观层面上能够有效促进制造业的绿色转型。这一结论支持了“波特假说”在中国制造业背景下的适用性,即恰当设计的环境政策既能改善环境质量,也能增强产业竞争力。特别是动态面板结果显示,环境规制的绿色促进效应随时间不断增强,说明在“双碳”目标背景下,政策效应具有持续累积和递增特征。

(2)环境规制通过倒逼企业承担更高的污染排放成本和引导企业获取政策激励的双重路径显著促进了制造业企业的绿色技术创新,在此过程中企业在资源利用效率提升、污染物排放强度下降和产品绿色化水平提高等多维度实现了实质性改进,为产业向绿色低碳可持续模式转型升级奠定了技术基础。实证检验验证了创新补偿效应的存在,表明环境规制驱动的绿色技术进步在提升制造业生产效率和经济效益的同时显著降低了污染排放并提高了能源利用效率,为“双碳”背景下完善环境规制工具组合和激发企业创新活力提供了坚实的理论与实证支持。

(3)环境规制的门槛效应仅在中污染地区存在,在政策松绑或初期阶段绿色转型压力较小且响应强烈,而在高强度规制下企业已完成大部分调整,后续边际效应减弱。分区域分析显示,中污染地区因处于经济发展与环保政策的过渡期最易产生显著门槛效应,而高污染地区受技术和资金制约难以快速响应,低污染地区则因清洁技术普及和治污成本内部化已进入饱和期。

(4)环境规制在高金融发展水平和高工业资本水平地区可推动制造业绿色转型。

5.2　建议

(1)构建环境规制政策协商机制。同步推进政府、市场与公众三方协同治理。政府端实施分类监管,重点针对高污染行业实施强制技改标准,对中小微企业提供过渡期技术支持。市场端全面推行排污权、用能权、用水权及碳排放权 4 类环境权益的市场化交易体系,并根据地区金融市场发育程度,差别化设计交易工具与融资渠道,以降低环境外部成本。公众端健全企业环境信息披露制度,完善公众举报反馈机制,引导社会力量深度参与治理。

(2)实施基于区域禀赋与排污异质性的差异化环境规制。政府需通过因地制宜制定规制标准、健

全横向生态补偿机制并严格执行产业转移负面清单，分类制定并分阶段提升规制力度。企业应积极参与跨区域绿色协作，逐步形成以绿色效益为导向的经营模式。金融机构则应扩大绿色金融供给，强化环境风险评估并支持生态补偿资金运作，污染排放高、能耗大的企业将面临更高的融资约束，推动资金配置向绿色产业和低碳发展倾斜。

(3)构建市场导向的绿色技术创新体系。政府通过加大科研投入、完善知识产权保护和健全技术交易市场，营造良好的制度环境，加速创新成果市场化应用。龙头企业要发挥带动作用并健全内部创新体系，将合规压力转化为绿色竞争优势。金融市场则要深化创新链、产业链与资金链三链融合，构建覆盖绿色技术研发、交易与产业化的金融服务生态，健全技术交易市场以促进经济价值实现。

参考文献

[1] 杨冕，徐江川，杨福霞. 能源价格、资本能效与中国工业部门碳达峰路径[J]. 经济研究，2022，57(12)：69-86.

[2] 史丹，李鹏. 中国工业70年发展质量演进及其现状评价[J]. 中国工业经济，2019(9)：5-23.

[3] 齐丽云，钱琼，金菁. 政府环境规制对企业环境战略影响研究[J]. 管理评论，2025，37(9)：248-261.

[4] GOLLOP F M，ROBERTS M J. Environmental regulations and productivity growth：the case of fossil-fueled electric power generation[J]. Journal of Political Economy，1983，91(4)：654-674.

[5] JORGENSON D W，WILCOXEN P J. Environmental regulation and US economic growth[J]. The RAND Journal of Economics，1990，21(2)：314-340.

[6] 原毅军，谢荣辉. 环境规制的产业结构调整效应研究：基于中国省际面板数据的实证检验[J]. 中国工业经济，2014(8)：57-69.

[7] 毛建辉，管超. 环境规制抑制产业结构升级吗？基于政府行为的非线性门槛模型分析[J]. 财贸研究，2020，31(3)：29-42.

[8] SUN Z，WANG X，LIU C，et al. The impact of heterogeneous environmental regulation on innovation of high-tech enterprises in China：mediating and interaction effect[J]. Environmental Science and Pollution Research，2021，28(10)：8323-8336.

[9] 杜龙政，赵云辉，陶克涛，等. 环境规制、治理转型对绿色竞争力提升的复合效应：基于中国工业的经验证据[J]. 经济研究，2019，54(10)：106-120.

[10] 刘伟江，杜明泽，白玥. 环境规制对绿色全要素生产率的影响：基于技术进步偏向视角的研究[J]. 中国人口·资源与环境，2022，32(3)：95-107.

[11] 褚敏，吕飞鸿，杨淋. 省际贸易推动了中国制造业提质升级吗：基于出口技术复杂度视角[J]. 国际贸易问题，2025(4)：158-174.

[12] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济，2022(5)：100-120.

[13] 李斌，彭星，欧阳铭珂. 环境规制、绿色全要素生产率与中国工业发展方式转变：基于36个工业行业数据的实证研究[J]. 中国工业经济，2013(4)：56-68.

[14] 周鹏飞，沈洋. 环境规制、绿色技术创新与工业绿色发展[J]. 河北大学学报(哲学社会科学版)，2022，47(4)：100-113.

[15] 王文平，钱丽. 双轮创新驱动中国工业绿色发展的测度及门槛效应研究[J]. 东南大学学报(哲学社会科学版)，2021，23(5)：11-25，150.

[16] 陈诗一，陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. 经济研究，2018，53(2)：20-34.

[17] GENG Y，CHEN J，LIU R. ESG rating disagreement and corporate green innovation bubbles：evidence from Chinese A-share listed firms[J]. International Review of Financial Analysis，2024，95：103495.

Environmental Regulation，Green Technology Innovation，and Green Transformation of Manufacturing Industry

FAN Chenxuan，QU Bo

(School of Finance and Economics，Qinghai University，Xining 810016，China)

Abstract：China，as the world's leading manufacturing nation，is undergoing a green transition as an inevitable path. Using China's provincial panel data from 2011 to 2023，a super-efficiency SBM(slack-based measure)model was constructed to elucidate the internal logic between environmental regulation and the green and low-carbon transformation of the manufacturing industry. Based on the two-way fixed-effects model，the following conclusions are drawn：Environmental regulation can significantly promote the green transformation of the manufacturing industry，exhibiting a threshold effect，with green technology innovation acting as an intermediary. The promotional effect of environmental regulation is more significant in regions with a developed financial industry and a high level of industrial capital. The research provides empirical evidence for the construction of an environmental regulation negotiation mechanism，the implementation of differentiated regulations，and the market-oriented innovation system in promoting pollution reduction in the manufacturing industry，and also can offers references for relevant policy-making.

Keywords：environmental regulation；green transformation of the manufacturing industry；technological innovation