

环境规制对长江经济带制造业 绿色全要素生产率的影响

尹礼汇 孟晓倩 吴传清

摘要:环境规制是协同推进经济高质量发展和生态环境高水平保护的关键。利用 2012—2020 年长江经济带沿线 11 省市数据,采用 SBM 模型、Malmquist-Luenberger 指数、门限回归模型、工具变量法等模型方法,分析环境规制对长江经济带制造业绿色全要素生产率的影响。研究发现,命令控制型和市场激励型环境规制能够显著提升长江经济带制造业绿色全要素生产率,绿色技术创新和产业结构升级发挥中介作用;环境规制对长江经济带制造业绿色全要素生产率的影响作用具有区域异质性和时间异质性,命令控制型环境规制随着规制强度增加而具有更强的正向促进作用,市场激励型环境规制需要达到一定强度后才能起到规制作用,公众参与型环境规制作用不显著。推动长江经济带制造业绿色转型发展,应加强不同环境规制工具的协调配合,针对长江上中下游地区特点分类施策,构建市场导向型绿色技术创新体系,促进制造业结构优化升级。

关键词:环境规制;制造业绿色全要素生产率;绿色技术创新;产业结构升级;长江经济带发展

中图分类号:F124 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-7543(2022)03-0101-13

制造业是国民经济的基石,绿色制造是实现制造业转型升级和高质量发展的必由之路。《中国制造 2025》提出要构建高效、清洁、低碳、循环的绿色制造体系。《中华人民共和国国民经济和社会发展的第十四个五年规划和二〇三五年远景目标纲要》强调,要深入实施智能制造和绿色制造工程,推动制造业高端化智能化绿色化。2017 年 7 月 17 日印发的《长江经济带生态环境保护规划》指出,要推动绿色低碳循环发展,形成节约资源和保护生态环境的产业结构。2017 年 7 月 27 日印发的《关于加强长江经济带工业绿色发展的指导意见》强调,要加快传统制造业绿色化改造升级,不断提高资源能源利用效率和清洁生产水平。2020 年 11 月 14 日,习近平总书记在南

京主持召开的全面推动长江经济带发展座谈会上强调,长江经济带要建设成为我国生态优先绿色发展主战场、畅通国内国际双循环主动脉、引领经济高质量发展主力军。长江经济带是我国重要的现代制造业走廊,探讨长江经济带制造业绿色发展的技术支撑、实现路径等论题,具有重要的理论意义和实践价值。

一、相关文献综述

学术界关于制造业绿色全要素生产率的测度方法主要基于传统 DEA 模型,再增加能源投入和非期望产出两类变量^[1-2]。制造业绿色全要素生产率受到诸多因素影响,包括经济发展水平、外商直接投资、产业集聚、要素禀赋、经济政策

基金项目:国家社会科学基金项目“推动长江经济带制造业高质量发展研究”(19BJL061)。

作者简介:尹礼汇,武汉大学经济与管理学院博士研究生;孟晓倩,武汉大学经济与管理学院博士研究生;吴传清,武汉大学中国发展战略与规划研究院副院长,武汉大学经济与管理学院教授、博士生导师。

等^[3-5]。其中,环境规制会对制造业绿色全要素生产率产生显著影响。

关于环境规制与制造业绿色全要素生产率关系的研究结论主要可以分为三类:

一是正相关关系。多数研究认为,适当的环境规制能促进制造业绿色全要素生产率提升^[6-7],具有创新补偿效应,符合“波特假说”。合理的环境规制强度会激励企业从事技术创新,一方面,绿色技术创新有利于企业节能减排,减少环境规制成本,进而增加利润;另一方面,其他类型的技术创新调整也会促使企业优化生产方式和管理方式,从而扩大市场规模和占有率。环境规制主要通过自主创新、绿色技术创新、境外技术引进、价值链嵌入等途径,提升制造业绿色全要素生产率^[8-9]。

二是负相关关系。少部分研究认为,环境规制对制造业会产生资源配置扭曲效应,阻碍绿色全要素生产率的提升,服从“合规成本说”。环境规制本身对污染密集型制造业的发展具有约束作用,增加了治污减排成本。在不考虑创新的情况下,污染密集型制造业企业一般采取增加产量的“抵消策略”,导致污染排放增加;或者采取减少产量的“消极策略”,导致生产效率降低^[10]。Yuan^[11]和黄庆华等^[12]研究发现,从长期看,环境规制会挤出研发投资,抑制专利产出,不利于制造业绿色全要素生产率提升。

三是非线性关系。环境规制对制造业绿色全要素生产率的影响具有非线性特征。李玲和陶锋^[1]、殷宝庆^[13]等均认为,环境规制和制造业绿色全要素生产率呈“U”型关系;而Gong认为,环境规制对制造业转型升级影响是先促进后抑制的,呈倒“U”型关系^[14]。张峰和宋晓娜将环境规制分为三类,研究发现,命令控制型环境规制对制造业绿色发展的促进作用不明显,市场激励型与公众参与型环境规制分别与制造业绿色发展水平呈“U”型和倒“U”型关系^[15]。

学术界关于环境规制与长江经济带制造业

绿色全要素生产率关系的研究较少,相关研究主要聚焦以下两个方面:

一是环境规制与长江经济带区域/产业绿色发展。从长江经济带沿线省市来看,绿色全要素生产率呈现“下游—中游—上游”梯度递减的空间格局,存在 β 收敛,表现为绿色全要素生产率较低省市向较高省市的“追赶效应”^[16];环境规制会显著促进沿线省市生态福利绩效水平提升,但具有负向的空间溢出效应^[17];环境规制会显著提升沿线省市的绿色水资源效率,不同类型环境规制产生的作用存在差异性和门槛特征^[18]。从长江经济带沿线城市来看,环境规制对城市绿色发展效率具有显著促进作用^[19],但空间溢出效应不强^[20];环境规制和产业集聚均会促进长江经济带沿线城市绿色全要素生产率提升。从产业维度来看,环境规制会促进长江经济带产业结构转型升级。何文海和张永姣进一步研究发现,环境规制短期会促进产业结构合理化和产业结构高级化,但从长期来看,会阻碍产业结构高级化^[21]。

二是环境规制与长江经济带制造业升级发展。张建清等研究发现,环境规制具有抑制长江经济带制造业全要素生产率提升的直接效应,但会提升技术创新和管理水平,间接促进制造业全要素生产率提升;分流域来看,环境规制的直接效应和间接效应仅在中上游地区显著,而在下游地区不显著^[22]。徐晓慧和廖涵研究发现,环境规制会显著降低长江经济带中高端技术制造业占比,外商直接投资与环境规制表现为替代关系,吸引更多外商直接投资会减少环境规制对长江经济带制造业升级的不利影响^[23]。

基于此,本文从异质性、门限效应和影响机制三个维度,系统研究异质型环境规制对长江经济带制造业绿色全要素生产率的影响。

二、理论机制与研究假设

环境规制包括正式环境规制和非正式环境规制两类^[24]。正式环境规制属于政府行为,包括

命令控制型环境规制和市场激励型环境规制。前者主要体现在政府对污染企业施加的法规政策中,具有强制性特点;后者则是通过排污许可证、排污权交易、排污税(费)等市场行为引导企业达到降污减排目的。非正式环境规制属于非政府组织或个体行为,包括公众参与型环境规制和自愿型环境规制。前者是公众个体或民间环保组织对环境提出的诉求;后者是企业自发的、主动参与环境保护的行为。由于自愿型环境规制在中国实践不足,也没有权威的量化方法^[25],因而本文研究主要聚焦前三种环境规制。

环境规制的影响作用主要分为“合规成本说”和“波特假说”两种流派。“合规成本说”认为环境规制会对制造业产生资源配置扭曲效应,制造业企业为了减少污染排放而调整生产方式,产生了额外环境规制成本。“波特假说”认为环境规制会对制造业产生创新补偿效应,激励制造业企业从事创新活动,通过创新收益补偿环境规制成本。以我国为研究样本的相关文献大都认为,环境规制的“波特假说”要强于“合规成本说”。

命令控制型环境规制具有强制性特点,对制造业绿色发展的促进作用较为明显。政府通过制定法规政策,一方面促使高耗能高污染制造业企业迫于污染治理压力而转型升级,另一方面淘汰部分落后产能。另外,政府通过设定清洁生产技术标准,倒逼生产部门采取更清洁的生产技术,从而实现污染减少和生产率的提高。假定厂商追求利润最大化,那么长期均衡的结果是制造业企业牺牲短期绿色技术转化成本而获取更多长期利润。命令控制型环境规制虽然会提高制造业企业生产的合规成本,但能有效促进生产方式绿色化转型。基于此,本文提出如下假设:

H1:命令控制型环境规制能显著提升长江经济带制造业绿色全要素生产率。

市场激励型环境规制借助经济激励手段增加企业生产成本,倒逼企业进行污染治理与技术创新,对制造业的影响主要服从“波特假说”。排

污税对制造业环境治理投入的激励作用比较突出,相较于命令控制型环境规制,排污税依靠政府释放价格信号,引导制造业企业减少污染物排放和转嫁给社会的外部成本,从而达到保护生态环境的作用,社会福利损失较低。另外,政府也可以通过绿色技术创新补贴和生产工艺流程创新补贴,促进制造业绿色转型。基于此,本文提出如下假设:

H2:市场激励型环境规制能显著提升长江经济带制造业绿色全要素生产率。

公众参与型环境规制属于非正式环境规制,不具备强制约束作用,表现形式主要包括上访和媒体报道。我国的公众环境社会价值体系有待完善,公众和环保组织监督制造业企业污染排放缺乏法律支撑,参与环境保护的权利不具备有效保障机制。虽然近年来公众环保意识不断增强,但环境信息披露质量还有待提高。就重污染行业上市公司而言,媒体报道方式的公众参与型环境规制具有显著效果,但对于其他上市公司和非上市公司而言,公众参与型环境规制约束力不足。基于此,本文提出如下假设:

H3:公众参与型环境规制对长江经济带制造业绿色全要素生产率的影响较弱,或者不显著。

环境规制会促进制造业绿色技术创新,与“波特假说”一致。正式环境规制迫使污染密集型企业改进生产工艺,加强污染控制,有效地促进绿色技术创新。企业从事绿色技术创新活动的补偿收益可以抵消环境监管给企业带来的额外成本,反过来对绿色技术创新产生积极影响。绿色技术创新推动高污染高耗能制造业绿色化改造和节能减排降碳,绿色专利推广应用也能弥补企业从事绿色技术创新产生的成本,进而促进绿色全要素生产率提高。

产业结构升级是指产业发展方式向绿色低碳循环转变,表现为高技术产业和战略性新兴产业比重增加,涵盖产业链、创新链、价值链、生产要素组合的转型升级。正式环境规制会提高污染

企业生产成本,污染严重的企业将自动退出市场,污染密集型行业会受到较大影响,而技术密集型行业和服务业受到的影响较小。因此,环境规制会促进产业结构升级,并推动制造业企业通过优化资源配置、提升技术创新能力不断获取高利润,从而提升绿色全要素生产率。相较于正式环境规制,非正式环境规制约束力不足,难以促进绿色技术创新和产业结构升级。基于此,本文提出如下假设:

H4:命令控制型环境规制和市场激励型环境规制会促进绿色技术创新和产业结构升级,间接提升制造业绿色全要素生产率,而公众参与型环境规制不会通过绿色技术创新和产业结构升级提升制造业绿色全要素生产率。

综上,命令控制型环境规制会促使制造业转型升级、应用清洁生产方式;市场激励型环境规制则通过以绿色为导向的财政补贴和释放价格信号两种方式,推动制造业绿色转型;公众参与型环境规制由于环境保护公众参与机制不完善、社会环保意识薄弱、环境信息披露质量不高等问题,对制造业约束不足。命令控制型和市场激励型环境规制均属于正式环境规制,约束力较强,可以通过绿色技术创新和产业结构升级两种方式,促进制造业绿色全要素生产率的提升。

三、研究方法与数据说明

(一)研究方法

1.绿色全要素生产率测算方法

绿色全要素生产率(GTFP)衍生于全要素生产率(TFP),测算方法在全要素生产率测算模型基础上加入非期望产出,即污染排放。借鉴李斌等的测算方法^[2],本文采用基于非径向、非角度的SBM方向性距离函数和Malmquist-Luenberger(ML)生产率指数测度制造业绿色全要素生产率。

SBM模型假设有 n 个决策单元(DMUs),包含投入变量、合意产出变量和非合意产出变量三类,分别用以下三个向量表示: $x \in R^m, y^g \in R^{s_1}$ 和

$y^b \in R^{s_2}$ 。定义矩阵 $X=[x_1, \dots, x_n] \in R^{m \times n} > 0, Y^g=[y_1^g, \dots, y_n^g] \in R^{s_1 \times n} > 0$ 以及 $Y^b=[y_1^b, \dots, y_n^b] \in R^{s_2 \times n} > 0$,生产可能集合(P)定义为:

$$P=\{(x, y^g, y^b) | x \geq X\lambda, y^g \leq Y^g\lambda, y^b \geq Y^b\lambda, \lambda \geq 0\} \quad (1)$$

若 (x_0, y_0^g, y_0^b) 是有效的,则不存在其他任意一个向量组合 $(x, y^g, y^b) \in P$ 且满足以下条件: $x_0 \geq x, y_0^g \leq y^g$ 以及 $y_0^b \geq y^b$,且至少有一个条件为严格不等号。根据上述有效决策单元的定义,SBM模型求解如下所示:

$$[SBM] \rho^* = \min \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{S_i^-}{x_{i0}}}{1 + \frac{1}{s_1+s_2} \left(\sum_{r=1}^{s_1} \frac{S_r^g}{y_{r0}^g} + \sum_{r=1}^{s_2} \frac{S_r^b}{y_{r0}^b} \right)} \quad (2)$$

$$s.t. \quad x_0 = X\lambda + s^-$$

$$y_0^g = Y^g\lambda - s^g$$

$$y_0^b = Y^b\lambda + s^b$$

$$s^- \geq 0, s^g \geq 0, s^b \geq 0, \lambda \geq 0$$

在SBM模型求解结果基础上,通过Malmquist-Luenberger(ML)指数计算制造业绿色全要素生产率。从 t 到 $t+1$ 期的绿色全要素生产率(GTFP)可以表示为:

$$GTFP(x^t, y^{gt}, y^{bt}; x^{t+1}, y^{gt+1}, y^{bt+1}) =$$

$$\left[\frac{\overrightarrow{D}_0(x^{t+1}, y^{gt+1}, y^{bt+1})}{\overrightarrow{D}_0(x^t, y^{gt}, y^{bt})} \times \frac{\overleftarrow{D}_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{gt+1}, y^{bt+1})}{\overleftarrow{D}_0^{t+1}(x^t, y^{gt}, y^{bt})} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (3)$$

2.固定效应面板模型

$GTFP_{i,t}$ 是 i 省市第 t 年的绿色全要素生产率, $ER_CC_{i,t}$ 为命令控制型环境规制, $ER_MI_{i,t}$ 为市场激励型环境规制, $ER_PP_{i,t}$ 为公众参与型环境规制, $X_{i,t}$ 为协变量矩阵, μ_i 控制地区固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为扰动项。

$$GTFP_{i,t} = \alpha + \beta_1 ER_CC_{i,t} + \beta_2 ER_MI_{i,t} + \beta_3 ER_PP_{i,t} + \beta_4 X_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

3. 门限回归模型

本文以三类环境规制为门限变量,利用 Hansen 的门限回归方法^[26],识别不同环境规制强度下对制造业绿色全要素生产率的影响作用是否存在差异性,构建单一门限模型如下:

$$GTFP_{i,t} = \alpha + \beta_1 ER_0_{i,t} \times I(ER_0_{i,t} < \gamma) + \beta_2 ER_0_{i,t} \times I(ER_0_{i,t} > \gamma) + \theta X_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, $ER_0_{i,t}$ 为门限变量; $\emptyset$ 包括 CC 、 MI 和 PP , 即三类环境规制变量; γ 为门限值。 I 为示性函数, 当 $ER_0_{i,t} < \gamma$ 时, $I(ER_0_{i,t} < \gamma)$ 为 1, 否则为 0; 同理, 当 $ER_0_{i,t} > \gamma$ 时, $I(ER_0_{i,t} > \gamma)$ 为 1, 否则为 0。

4. 中介效应模型

Baron & Kenny^[27]提出的中介效应分析框架被广泛应用于经济和社会领域的相关研究中。本文基于 BK 框架, 识别绿色技术创新和产业结构升级是否存在环境规制影响制造业绿色全要素生产率中发挥中介效应。

$$GTFP_{i,t} = \alpha + c ER_0_{i,t} + \theta_1 X_{i,t} + \mu_{1i,t} + \varepsilon_{1i,t} \quad (6)$$

$$M_0_{i,t} = \alpha + a ER_0_{i,t} + \theta_2 X_{i,t} + \mu_{2i,t} + \varepsilon_{2i,t}$$

$$GTFP_{i,t} = \alpha + c ER_0_{i,t} + b M_0_{i,t} + \theta_3 X_{i,t} + \mu_{3i,t} + \varepsilon_{3i,t}$$

其中, $ER_0_{i,t}$ 为环境规制变量; $M_0_{i,t}$ 为中介变量; ξ 包括 GTI 和 ISU , 即绿色技术创新和产业结构升级。

(二) 数据说明

本文的研究期为 2012—2020 年, 研究样本为长江经济带沿线 11 省市, 所有价格变量均以 2012 年为基期进行平减化处理, 采用插值法补齐缺失数据。

被解释变量是制造业绿色全要素生产率, 包含投入、合意产出、非合意产出三类变量。投入变量为资本存量、劳动力投入和能源消耗。制造业资本存量采用永续盘存法, 根据固定资产价格指数平减后的制造业固定资产投资计算, 折旧率选取为 5%, 劳动力投入选用平均用工人数衡量, 能源消耗基于制造业二氧化碳排放量测度。合意产出变量为制造业产值, 采用制造业销售产值替代。非合意产出为工业废水排放量、工业废气排放量

和一般工业固体废物产生量(见表 1, 下页)。

解释变量为环境规制。学术界关于命令控制型环境规制代理变量大多选择单一变量, 包括污染治理投资额、环境法规数量、环保机构工作人员数量、各污染物处理率等, 部分学者构建综合评价指标体系来测度。本文采用工业废水排放达标率、工业二氧化硫去除率、工业烟粉尘去除率和工业固体废物综合利用率四个指标, 按照某省域污染物排放占全国比重分配指标权重, 加权平均得到命令控制型环境规制(ER_CC)。市场激励型环境规制(ER_MI)用排污费征收金额表征。公众参与型环境规制(ER_PP)利用政府对环境管理中的来访批次来衡量。控制变量采用人均 GDP (GDP)、外商直接投资额(FDI)和制造业集聚水平(AMI), 其中, 制造业集聚水平利用制造业就业人数测算的区位熵表征。

中介变量有两类。一是绿色技术创新($green\ technology\ innovation, M_GTI$)。借鉴李婉红^[28]的做法, 用各省市制造业绿色专利数量表示。根据世界知识产权组织 2010 年发布的《绿色专利清单》, 结合国家知识产权局专利数据库中的绿色专利数据, 进一步匹配到相应省市, 为发明专利和实用新型专利数量之和。二是产业结构升级($industrial\ structural\ upgrade, M_ISU$)。根据污染排放强度中位数将制造业区分为清洁行业和污染行业, 本文采用清洁行业产值占制造业产值比重来衡量产业结构升级水平^[29]。

考虑到环境规制与制造业绿色全要素生产率的反向因果关系以及遗漏变量等内生性问题, 本文选取了三类工具变量: 一是空气流动系数(IV_VC)^[30-31], 测算方法为我国 10 米高度风速和边界层高度两者的乘积, 根据欧洲中期天气预报中心的 ERA-Interim 数据库提供的栅格数据整理而得。二是空气污染水平(IV_HAZE), 用 PM2.5 浓度表示, 根据哥伦比亚大学社会经济数据与应用中心提供的栅格数据整理而得。三是政府工作报告环境词频^[32](IV_FREQ), 测算方法为每年政

府工作报告中“环保”一词相关词汇占整篇报告中字数的比重。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

表 2(下页)是采用固定效应面板模型得到的回归结果。其中,模型(1)—(3)分别测算命令控制型环境规制、市场激励型环境规制和公众参与型环境规制对长江经济带制造业绿色全要素生产率的影响,模型(4)同时对三类环境规制进行估计,模型(5)在模型(4)的基础上加入人均 GDP、外商直接投资额、制造业集聚水平等控制变量。回归结果显示,命令控制型和市场激励型环境规制回归系数均显著为正,公众参与型环境规制回归系数不显著;将三类环境规制放到一个模型同时进行估计,回归结果依旧不变;在加入

控制变量后,命令控制型环境规制回归系数从 1.580 下降到 0.870,其余变量回归系数变化不大。根据基准回归结果,命令控制型和市场激励型环境规制均会提高长江经济带制造业绿色全要素生产率,公众参与型环境规制的影响作用不显著,回归结果验证了本文的假设 1—3。

(二) 异质性检验

基准回归结果初步验证了本文的研究假设,但不同地区的回归结果是否存在差异呢?为回答这一问题,本文采取区域异质性检验。表 3(下页)模型(1)—(5)分别报告了全国、长江经济带以外地区、长江上中下游地区环境规制对制造业绿色全要素生产率的回归结果。研究发现,命令控制型环境规制系数仅在长江上游地区显著为正,市场激励型环境规制系数在全国、长江中游地区显著为正,公众参与型环境规制系数在所有

表 1 相关变量介绍

类型	变量名称			数据来源
被解释变量	制造业绿色全要素生产率 (<i>GTPF</i>)	投入	资本存量	《中国工业统计年鉴》
			劳动力投入	
			能源消耗	《中国能源统计年鉴》
		合意产出	产值	《中国工业统计年鉴》
		非合意产出	工业废水排放量	《中国环境统计年鉴》
			工业废气排放量	
一般工业固体废物产生量				
解释变量	命令控制型环境规制(<i>ER_CC</i>)	工业废水排放达标率		《中国环境统计年鉴》
		工业二氧化硫去除率		
		工业烟粉尘去除率		
		工业固体废物综合利用率		
	市场激励型环境规制(<i>ER_MI</i>)	排污费征收金额		EPS 数据库
	公众参与型环境规制(<i>ER_PP</i>)	环境管理中的来访批次		EPS 数据库
中介变量	绿色技术创新(<i>M_GTI</i>)			专利数据库
	产业结构升级(<i>M_ISU</i>)			《中国工业统计年鉴》
工具变量	空气流动系数(<i>IV_VC</i>)			卫星栅格数据
	空气污染水平(<i>IV_HAZE</i>)			卫星栅格数据
	政府工作报告环境词频(<i>IV_FREQ</i>)			手工搜集整理
控制变量	人均 GDP(<i>GDP</i>)			《中国统计年鉴》
	外商直接投资额(<i>FDI</i>)			
	制造业集聚水平(<i>AMI</i>)			《中国工业统计年鉴》

地区均不显著。从区域异质性检验结果来看,长江下游地区环境规制实施效果有待增强。长江上游地区是生态功能保障的基底,制造业发展相对薄弱,中下游地区是重化工业和其他高污染高耗能制造业的主要集聚区。如何正确处理生态环境保护 and 经济发展之间的关系,对长江上中下游地区来说均很重要。

2014 年中央政府工作报告提出,“依托黄金水道,建设长江经济带”,这标志着长江经济带发

展上升为国家战略。基于此,本文以 2014 年为界,检验长江经济带发展战略实施前后环境规制影响的时间异质性。根据表 3 模型(6)和(7),在长江经济带发展战略提出之前,环境规制对制造业绿色全要素生产率的影响不显著;长江经济带发展战略提出之后,命令控制型和市场激励型环境规制均产生了显著为正的影响作用。

(三) 门槛效应检验

学术界普遍认为环境规制的影响作用具有

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	GTFP				
ER_CC	1.285** (2.376)			1.580*** (3.118)	0.870* (1.683)
ER_MI		0.301* (1.785)		0.431** (2.584)	0.371** (2.126)
ER_PP			-0.069 (0.701)	-0.092 (1.049)	-0.069 (0.784)
控制变量	NO	NO	NO	NO	YES
样本量	99	99	99	99	99
R-squared	0.061	0.036	0.006	0.169	0.176
Hausman test	chi2(4)=13.65, Prob>chi2 = 0.011**				

注:*, **, *** 分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著,括号内为 t 值;为证明采用固定效应面板模型的合理性,本文以模型(5)为基准模型进行 Hausman 检验,结果显示, p 值小于 0.05,拒绝原假设,即采用固定效应面板模型优于随机效应面板模型

表 3 异质性检验结果

变量	GTFP						
	区域异质性					时间异质性	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全国	长江经济带以外地区	长江上游地区	长江中游地区	长江下游地区	2014 年前	2014 年后
ER_CC	0.071 (0.723)	0.025 (0.369)	7.590*** (3.985)	-0.980 (1.054)	-1.766 (1.372)	-1.133 (1.320)	1.244* (1.705)
ER_MI	0.171** (2.484)	0.047 (0.865)	0.662 (1.672)	3.647** (2.564)	-0.127 (1.217)	-0.218 (0.899)	0.381* (1.775)
ER_PP	-0.048 (0.997)	-0.015 (0.357)	-0.104 (0.389)	-0.085 (1.616)	-0.052 (0.909)	-0.029 (0.399)	-0.050 (0.618)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	270	171	36	27	36	33	66
R-squared	0.039	0.044	0.590	0.863	0.535	0.140	0.128

注:*, **, *** 分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著,括号内为 t 值

非线性特征。本文采用单一门限模型,将命令控制型和市场激励型环境规制作为门限变量进行门限效应检验。研究发现,命令控制型环境规制对长江经济带制造业绿色全要素生产率影响不存在门限效应,但随着规制强度增加,影响作用有所增强;市场激励型环境规制存在单一门限效应,在规制强度较低时对长江经济带制造业绿色全要素生产率不具有影响作用,当超过门限值0.984时,影响作用显著为正。门限效应检验结果表明,命令控制型环境规制不具有门限效应,回归系数呈现递增态势,市场激励型环境规制需要达到一定强度后才能起到规制作用(见表4)。

(四)影响机制检验

Zhao et al.在BK框架基础上,提出了一种同时考虑间接路径和直接路径的中介效应二维划分方式^[33]:互补中介、竞争中介、完全中介、只有直接影响、没有影响,其中前三种存在中介效应,后两种不存在中介效应。

将绿色技术创新作为中介变量进行回归,结果如表5所示。命令控制型环境规制对绿色技术创新具有显著为正的促进作用,并通过绿色技术创新提升长江经济带制造业绿色全要素生产率。在加入绿色技术创新变量后,命令控制型环境规制系数值变小且不显著,因而绿色技术创新

表4 门限效应检验结果

被解释变量	(1)	(2)
	GTFP	GTFP
解释变量	ER_CC	ER_MI
ER_0_0	1.624** (1.883)	0.163 (0.191)
ER_0_1	1.882** (2.047)	0.684** (2.350)
控制变量	YES	YES
单一门限值	1.273	0.984
R-squared	0.531	0.397
门限个数检验 p 值		
单一门限	0.773	0.021**
双重门限	0.913	0.078
三重门限	0.817	0.054

注:ER_0_0和ER_0_1分别代表小于等于门限值和大于门限值的环境规制变量;**表示在5%的水平下显著,括号内为t值;本文采用300次的Bootstrap自举法进行门限效应检验。由于公众参与型环境规制的影响作用不显著,因而未报告门限效应检验结果

表现为完全中介效应。市场激励型环境规制会抑制长江经济带绿色技术创新,并通过绿色技术创新提升长江经济带制造业绿色全要素生产率。在加入绿色技术创新变量后,市场激励型环境规制系数值显著为正,因而绿色技术创新表现为竞争中介效应。对于公众参与型环境规制来说,

表5 绿色技术创新的中介机制检验结果

变量	(1)		(2)		(3)	
	M_GTI	GTFP	M_GTI	GTFP	M_GTI	GTFP
ER_CC	1.056*** (3.452)	0.573 (0.864)				
ER_MI			-0.448*** (5.159)	0.337* (1.772)		
ER_PP					0.100 (1.144)	-0.085 (0.882)
M_GTI		0.446** (2.015)		0.694*** (2.954)		0.493** (2.229)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R-squared	0.205	0.152	0.311	0.169	0.117	0.150

注:*,**、*** 分别表示在10%、5%、1%的水平下显著,括号内为t值

绿色技术创新表现为没有影响。

将产业结构升级作为中介变量进行回归,结果如表6所示。命令控制型和市场激励型环境规制均能促进长江经济带产业结构升级,降低污染行业比重,进而促进长江经济带制造业绿色全要素生产率提升。在控制产业结构升级对长江经济带制造业绿色全要素生产率影响的作用路径之后,命令控制型和市场激励型环境规制与长江经济带制造业绿色全要素生产率的相关性不显著。对于命令控制型和市场激励型环境规制来说,产业结构升级表现为完全中介效应。公众参与型环境规制的中介机制检验结果表现为没有影响。

(五)稳健性检验

本文采用工具变量、替换变量和剔除样本异常值三类方法进行稳健性检验。第一,将空气流动系数、空气污染水平和各省市政府工作报告环境词频的一阶滞后项作为环境规制的工具变量,并进行一系列检验,证明本文采用工具变量的有效性(见表7,下页)。模型(1)—(3)汇报了两阶段最小二乘法第二阶段的回归结果,显示命令控制型环境规制和市场激励型环境规制均显著为正,公众参与型环境规制不显著,表明在缓解了内生性问题后,本文的实证结果保持不变。第二,学术

界在测算资本存量时大多采用5%和9.6%两种折旧率,模型(4)以9.6%折旧率测算的制造业绿色全要素生产率替换基准回归的被解释变量,回归结果保持一致。第三,为避免异常值影响回归结果,模型(5)将所有变量进行了5%的缩尾处理,回归结果依旧不变。

五、研究结论与政策启示

本文基于2012—2020年长江经济带沿线11省市制造业数据,分析命令控制型、市场激励型和公众参与型环境规制与长江经济带制造业绿色全要素生产率的线性和非线性关系,进一步识别绿色技术创新和产业结构升级的中介机制。研究发现,相较于非正式环境规制,命令控制型和市场激励型两类正式环境规制的约束作用更强,能够显著提升长江经济带制造业绿色全要素生产率。一方面,倒逼污染企业在生产和流通过程中加大绿色技术创新和应用;另一方面,淘汰高耗能高污染企业,促进产业结构转型升级。分流域来看,环境规制在长江中上游地区实施效果要好于下游地区;分时段来看,2014年长江经济带发展战略上升为国家战略之后,命令控制型和市场激励型环境规制对长江经济带制造业绿色全要素生产率的促进作用更加明显。进一步研究

表6 产业结构升级的中介机制检验结果

变量	(1)		(2)		(3)	
	<i>M_ISU</i>	<i>GTFP</i>	<i>M_ISU</i>	<i>GTFP</i>	<i>M_ISU</i>	<i>GTFP</i>
<i>ER_CC</i>	0.734*** (5.629)	0.175 (0.241)				
<i>ER_MI</i>			0.079* (1.816)	-0.009 (0.050)		
<i>ER_PP</i>					0.000 (0.013)	-0.036 (0.388)
<i>M_ISU</i>		1.184** (2.297)		1.251*** (2.840)		1.193*** (2.715)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R-squared	0.602	0.163	0.454	0.163	0.455	0.173

注:*,**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著,括号内为t值

表 7 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	2SLS	2SLS	2SLS	替换被解释变量	排除样本异常值
	<i>GTFP</i>	<i>GTFP</i>	<i>GTFP</i>	<i>GTFP</i>	<i>GTFP05</i>
<i>ER_CC</i>	0.793** (2.167)			2.693*** (2.931)	0.615* (1.67)
<i>ER_MI</i>		0.306* (1.730)		0.454* (1.855)	0.512*** (3.51)
<i>ER_PP</i>			0.120 (0.357)	-0.039 (0.290)	-0.208 (0.700)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
R-squared	0.057	0.080	0.009	0.174	0.248
不可识别检验	Anderson LM statistic = 29.604***	Anderson LM statistic = 8.524**	Anderson LM statistic = 6.271*		
弱工具变量检验	Cragg-Donald Wald F statistic = 14.783**	Cragg-Donald Wald F statistic = 12.948*	Cragg-Donald Wald F statistic = 2.098		
过度识别检验	Sargan statistic = 0.917	Sargan statistic = 0.411	Sargan statistic = 0.766		

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著，括号内为 t 值；为证明本文选取工具变量的有效性，本文进行了如下检验：第一，不可识别检验。模型(1)—(3)的 LM 值显著为正，拒绝原假设，说明本文选取的三个工具变量和三类环境规制具有相关性。第二，弱工具变量检验。模型(1)F 值为 14.783，在 5%的水平下显著，模型(2)F 值为 12.948，在 10%的水平下显著，模型(1)和模型(2)选用的工具变量属于强工具变量；模型(3)F 值为 2.098，不显著，选用的工具变量属于弱工具变量。第三，过度识别检验。模型(1)—(3)的 Sargan 值均不显著，说明不存在过度识别问题。

表明，环境规制对长江经济带制造业绿色全要素生产率的正向促进作用呈非线性特征，命令控制型环境规制随着规制强度的增强，对制造业绿色全要素生产率的正向促进作用更强；市场激励型环境规制偏向于市场行为，需要达到一定强度后才能起到规制作用。基于上述结论，提出如下政策建议：

第一，加强不同环境规制工具的协调配合。合理控制命令控制型环境规制强度，避免环保“一刀切”政策，对污染企业分类施策，采取“一企一策”差异化节能减排措施，重点加强生态环境监测监察执法，提高环保标准，倒逼制造业绿色转型升级。不断提升市场激励型环境规制强度，全面实行排污许可制，推进排污权、用能权、用水

权、碳排放权市场化交易，用市场手段降低外部成本。加强公众参与型环境规制的实际应用，促进地方政府、企业向公众公开环保信息，加强企业环境治理责任制度建设，完善公众监督和举报反馈机制，引导社会组织和公众共同参与环境治理。引导各类环境规制工具与中央和地方政府的财税支持政策相协调，建立健全环境保护激励机制。

第二，针对长江上中下游地区特点分类施策。根据不同地区资源环境禀赋，因地制宜采取不同类型环境规制工具。长江上游地区要守住生态底色，加强利用环境税、排污权交易等手段，筑牢长江经济带绿色屏障；长江中下游地区要协同推进经济高质量发展和生态环境保护，加强命令控

制型和市场激励型环境规制的协同互补、配套衔接。加大对沿江省市纵向生态保护补偿力度,建立跨地区、跨流域横向生态补偿机制。严格落实长江经济带发展负面清单指南和长江经济带产业转移指南,让绿色成为承接产业转移的鲜明底色,促进下游地区向中上游地区产业梯度转移,加强国家级承接产业转移示范区建设。

第三,构建市场导向型绿色技术创新体系。绿色技术创新是突破环境规制对制造业绿色转型升级约束的关键,应加大对绿色技术创新的研发投入,缓解“合规成本”的资源配置扭曲效应,充分发挥“波特假说”的创新补偿效应。扶持一批绿色技术创新龙头企业,发挥“领头羊”作用,激发绿色转型的内生动力。加强绿色技术创新成果转移转化,探索建立企业与高校、科研机构绿色技术创新成果转移转化机制,加强绿色技术知识产权保护与服务。加快绿色技术创新链、产业链和资金链深度融合,构建支持绿色技术创新的金融服务体系^[34],健全绿色技术交易市场,实现绿色技术创新产品和服务的经济价值。

第四,促进制造业结构优化升级。发挥环境规制对产业结构转型升级的倒逼作用,建立健全绿色低碳循环发展经济体系。重点加强对“双超双有高耗能”行业的监管,分类实施关停取缔、整合搬迁、整改提升等措施。不断提高节能环保、清洁生产、清洁能源、生态环境、基础设施绿色升级、绿色服务等绿色产业发展水平,加强绿色产业示范基地建设。推动产业循环式组合,促进能源梯级利用和废弃物综合利用,提升产业园区和产业集群循环化发展水平。加快绿色制造工程建设,支持沿江化工、钢铁等企业建设绿色工厂,支持重点开发区建设绿色园区,加大对绿色设计产品研发投入力度,促进龙头企业引领带动供应链上下游企业实现绿色供应链管理。 **Reform**

参考文献

[1]李玲,陶锋.中国制造业最优环境规制强度的

选择——基于绿色全要素生产率的视角[J].中国工业经济,2012(5):70-82.

[2]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.

[3]WANG F, LI R, YU C, et al. Temporal-spatial evolution and driving factors of the green total factor productivity of China's central plains urban agglomeration[J]. Frontiers in Environmental Science, 2021, 9: 193.

[4]YU D, LI X, YU J, et al. The impact of the spatial agglomeration of foreign direct investment on green total factor productivity of Chinese cities[J]. Journal of Environmental Management, 2021, 290(1): 112666.

[5]SONG Y, HAO F, HAO X, et al. Economic policy uncertainty, outward foreign direct investments, and green total factor productivity: evidence from firm-level data in China[J]. Sustainability. 2021, 13(4): 2339.

[6]吕康娟,程余,范冰洁.环境规制对中国制造业绿色全要素生产率的影响分析[J].生态经济,2017(4):49-52.

[7]CHENG M, SHAO Z, YANG C, et al. Analysis of coordinated development of energy and environment in China's manufacturing industry under environmental regulation: a comparative study of sub-industries[J]. Sustainability, 2019, 11(22): 6510.

[8]刘伟,杨旭,黄茂兴.环境规制与绿色全要素生产率——基于不同技术进步路径的中介效应分析[J].当代经济管理,2020(6):16-27.

[9]肖远飞,周博英,李青.环境规制影响绿色全要素生产率的实现机制——基于我国资源型产业的实证[J].华东经济管理,2020(3):69-74.

- [10] 尹礼汇, 吴传清. 环境规制与长江经济带污染密集型产业生态效率[J]. 中国软科学, 2021(8): 181-192.
- [11] YUAN B, XIANG Q. Environmental regulation, industrial innovation and green development of Chinese manufacturing: based on an extended CDM model[J]. Journal of Cleaner Production, 2018, 176: 895-908.
- [12] 黄庆华, 胡江峰, 陈习定. 环境规制与绿色全要素生产率: 两难还是双赢? [J]. 中国人口·资源与环境, 2018(11): 140-149.
- [13] 殷宝庆. 环境规制与我国制造业绿色全要素生产率——基于国际垂直专业化视角的实证[J]. 中国人口·资源与环境, 2012(12): 60-66.
- [14] GONG M, YOU Z, WANG L, et al. Environmental regulation, trade comparative advantage, and the manufacturing industry's green transformation and upgrading[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2020, 17(8): 2823.
- [15] 张峰, 宋晓娜. 提高环境规制能促进高端制造业“绿色蜕变”吗——来自绿色全要素生产率的证据解释[J]. 科技进步与对策, 2019(21): 53-61.
- [16] 于善波, 张军涛. 长江经济带省域绿色全要素生产率测算与收敛性分析[J]. 改革, 2021(4): 68-77.
- [17] 郭炳南, 唐利, 张浩. 环境规制与长江经济带生态福利绩效的空间效应研究[J]. 经济体制改革, 2021(3): 73-79.
- [18] 潘忠文, 李志献, 徐承红. 环境规制与区域绿色水资源效率提升——基于长江经济带的实证分析[J]. 调研世界, 2020(11): 10-17.
- [19] 黄磊, 吴传清. 外商投资、环境规制与长江经济带城市绿色发展效率[J]. 改革, 2021(3): 94-110.
- [20] 张治栋, 秦淑悦. 环境规制、产业结构调整对绿色发展的空间效应——基于长江经济带城市的实证研究[J]. 现代经济探讨, 2018(11): 79-86.
- [21] 何文海, 张永姣. 环境规制、产业结构调整与经济高质量发展——基于长江经济带 11 省市 PVAR 模型的分析[J]. 统计与信息论坛, 2021(4): 21-29.
- [22] 张建清, 龚恩泽, 孙元元. 长江经济带环境规制与制造业全要素生产率[J]. 科学学研究, 2019(9): 1558-1569.
- [23] 徐晓慧, 廖涵. 环境规制、FDI 与制造业产业结构升级——基于长江经济带面板数据的实证检验[J]. 湖北社会科学, 2021(7): 68-74.
- [24] 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.
- [25] 潘翻番, 徐建华, 薛澜. 自愿型环境规制: 研究进展及未来展望[J]. 中国人口·资源与环境, 2020(1): 74-82.
- [26] HANSEN B E. Sample splitting and threshold estimation[J]. Econometrica, 2000, 68(3): 575-603..
- [27] BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 51(6): 1173.
- [28] 李婉红. 排污费制度驱动绿色技术创新的空间计量检验——以 29 个省域制造业为例[J]. 科研管理, 2015(6): 1-9.
- [29] 童健, 刘伟, 薛景. 环境规制、要素投入结构与工业行业转型升级[J]. 经济研究, 2016(7): 43-57.
- [30] 沈坤荣, 金刚, 方娴. 环境规制引起了污染就

- 近转移吗? [J]. 经济研究, 2017(5): 44-59.
- [31] 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(2): 20-34.
- [32] 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.
- [33] ZHAO X, LYNCH JR J G, CHEN Q. Reconsidering Baron and Kenny: myths and truths about mediation analysis[J]. Journal of Consumer Research, 2010, 37(2): 197-206.
- [34] 房宏琳, 杨思莹. 金融科技创新与城市环境污染[J]. 经济学动态, 2021(8): 116-130.

The Impact of Environmental Regulation on the Green Total Factor Productivity of Manufacturing in the Yangtze River Economic Belt

YIN Li-hui MENG Xiao-qian WU Chuan-qing

Abstract: Environmental regulation is the key to synergistically promoting high-quality economic development and high-level protection of the ecological environment. This paper uses data of 11 provinces along the Yangtze River Economic Belt from 2012 to 2020, using SBM model, Malmquist-Luenberger index, threshold regression model, instrumental variable regression model to identify the impact of environmental regulation on the green total factor productivity of manufacturing in the Yangtze River Economic Belt. The study finds that command-and-control and market-incentive environmental regulation can significantly improve the green total factor productivity of manufacturing in the Yangtze River Economic Belt, green technological innovation and industrial structure upgrading play mediation effect. The impact of environmental regulation on the green total factor productivity of manufacturing in the Yangtze River Economic Belt has regional and temporal heterogeneity. The command-and-control environmental regulation has a stronger positive promoting effect with the increase of regulation intensity, the market-incentive environmental regulation needs to reach a certain strength before they can play a regulatory role, and the impact of public participation environmental regulation is not significant. To promote the green transformation of the manufacturing industry in the Yangtze River Economic Belt, it is necessary to strengthen the coordination and cooperation of different environmental regulatory tools, implement classified policies based on the characteristics of different regions in the Yangtze River Economic Belt, build a market-oriented green technology innovation system, and promote the upgrading of the industrial structure.

Key words: environmental regulation; green total factor productivity of manufacturing; green technological innovation; industrial structure upgrading; the development of Yangtze River Economic Belt

(责任编辑: 罗重谱)