

# 环境规制、技术创新与制造业 绿色全要素生产率

余东华 燕玉婷

**摘要** 生态优先、绿色低碳和创新驱动，是我国制造业高质量发展的基本遵循和鲜明底色。论文从新古典经济增长理论出发，分析了环境规制对技术创新和绿色全要素生产率的影响机制，讨论了如何通过环境规制加快技术创新进而推动制造业高质量发展。在理论分析的基础上，选取 2009—2019 年中国 30 个省份制造业面板数据，通过采用全面 FGLS 模型、固定效应模型、面板工具变量模型和准自然实验方法进行了实证检验，同时通过对轻中重污染地区分组回归进行了异质性检验。研究结果显示，环境规制能够引导制造业加快技术创新，提高制造业绿色全要素生产率；在轻中重污染地区，环境规制都能够促进绿色全要素生产率的提升，且促进作用依次递减。根据产业差异分类制定多重环境规制政策，支持和引导制造业企业加快技术创新，能够推动制造业高质量发展。

**关键词** 环境规制 技术创新 绿色全要素生产率 制造业高质量发展  
[中图分类号] F062.2 [文献标识码] A [文章编号] 2095-851X (2022) 02-0058-22

## 一、引言

改革开放以来，中国经济持续高速发展，2010 年成为全球第二大经济体和世界 GDP 增量的第一大贡献国，取得了令世界瞩目的辉煌成就。党的十八大以来，国家

**【基金项目】** 国家自然科学基金面上项目“高质量发展导向下中国制造业转型升级的适宜性技术选择与动力变革研究”（批准号：71973083）；教育部人文社会科学研究一般项目“适宜性技术选择、新旧动能转换与制造业转型升级的动力机制研究”（批准号：19YJA790016）；山东省自然科学基金面上项目“制造业转型升级中的适宜性技术选择与新旧动能转换研究”（批准号：ZR2019MG018）。

**【作者简介】** 余东华，经济学博士、山东大学经济学院教授、黄河国家战略研究院副院长、博士生导师，邮政编码：250100；燕玉婷，山东大学经济学院硕士研究生，邮政编码：250100。

致谢：感谢匿名审稿专家和编辑部提出的修改意见，当然文责自负。

高度重视环境问题，将生态文明建设提高到前所未有的战略高度。2017年，习近平总书记在党的十九大报告中再次强调了“绿水青山就是金山银山”的发展理念，宣布中国经济进入高质量发展新阶段，坚定不移地走“生态优先、绿色发展的现代化道路”。在中央顶层设计的推动下，各地方政府也纷纷通过设置排放标准、进行排污收费、限期整改、试点“碳排放权”交易市场、“河长制”、相邻省份之间签订协议等政策举措，强化环境规制和生态保护。随着环境规制政策的密集出台，我国环境质量明显改善。

制造业是实体经济的主体，是经济综合实力和长期竞争力的直接体现，在国民经济体系中具有举足轻重的地位。党的十九届五中全会明确提出，要“坚定不移建设制造强国”；国家十四五规划和2035年远景目标纲要也对“深入实施制造强国战略，推动制造业高质量发展”做出了明确部署。制造业高质量发展的内涵丰富，数字化、绿色化、服务化、集聚化和国际化等都是制造业高质量发展的目标。当前，我国制造业大而不强的问题仍然突出，高投入、高消耗、高排放的粗放型发展方式亟需转变，效率变革、质量变革、动力变革的任务十分艰巨。日益趋紧的环境规制会对制造业高质量发展产生什么影响，是导致制造业“负债累累”，还是倒逼制造业“凤凰涅槃”，是各界关注的重要问题。

在高质量发展的新阶段，讨论环境规制与制造业发展之间的关系，需要更加关注环境规制对制造业绿色低碳发展所产生的影响。针对环境规制对制造业发展的影响，学术界的观点可以分为两类：一是“遵循成本说”，认为环境规制增加了制造业的环境治理成本，挤占了生产研发投资，对制造业企业造成不利影响；二是“波特假说”，认为严格的环境规制可能倒逼制造业企业加快创新，进而促进技术进步。企业家的逐利性使其不会主动走低碳环保之路，而环境规制能够有效引导企业技术创新的方向，使企业将环境因素纳入自己的生产决策中，把环境保护与企业转型升级联系起来，从而走上“生态优先、绿色发展”的转型升级之路。在这种背景下，理清环境规制、绿色技术创新与绿色全要素生产率的内在逻辑，有助于探索更加合理的环境规制手段，制定更加科学的生态环境保护和治理政策。这对于加快制造业转型升级和实现高质量发展，具有重要的理论价值与现实意义。

## 二、文献综述

绿色低碳是高质量发展的底色，环境规制与绿色全要素生产率的关系逐渐引起学术界的关注。在环境规制对产业高质量发展的影响方面，余泳泽等（2020）基于中国式分权的制度背景，研究发现环境目标约束强化了地方政府的环境规制行为，产业转型升级效果更为明显。Wang和Shen（2016）指出，环境法规越严格，清洁产业的利润率就越高，拉大了污染行业和清洁行业之间的利润差距，促使生产要素流向清洁行业，从而推动产业结构升级。从已有研究可以看出，环境规制作为一种强制性手

段,能够促进清洁环保产业的发展,倒逼污染型产业绿色转型,日益趋紧的环境规制发挥了对产业优势劣汰的作用。直接研究环境规制与制造业绿色全要素生产率的文献较少,已有研究主要是从绿色技术创新(张成等,2011;董直庆、王辉,2019;李青原、肖泽华,2020;陶锋等,2021)、技能溢价(余东华、孙婷,2017)、资源错配(童健等,2016;韩超等,2017)、企业议价能力(李鹏升、陈艳莹,2019)等角度进行研究,得出的研究结论可以归纳为三种:一是环境规制不利于全要素生产率提高,认为环境规制会给制造业企业带来成本压力,使得治污资源挤占生产资源(崔广慧、姜英兵,2019);二是环境规制有利于提高绿色全要素生产率(任胜钢等,2019);三是环境规制对技术创新的影响存在门槛效应(唐晓华、孙元君,2020)。以上研究和“波特假说”一样,都是在强调技术创新对产业高质量发展的中介作用。

在环境规制对技术创新的影响方面,已有研究形成了两种主流观点:第一种观点认为,环境规制增加了企业的治污成本和制度遵循成本,挤占了企业的研发投入,不利于企业创新。Brunnermeier和Cohen(2003)指出,美国环境保护署(EPA)监管对象是已经造成环境污染的企业,当面临环境监测时,这些企业迅速采取措施达到暂时的环境合规性,但它们无法获得进行创新活动所需的时间,也不能承担创新的不确定性。龙小宁和万威(2017)研究发现,企业在满足环境要求时,更多依赖于回收和减排投资,而非技术创新;企业在应对环境规制和监管时,也会行使策略性行为。Reynaert(2021)分析了欧洲汽车企业的策略性行为,发现企业私下安装一定的装置来干扰监管部门,从而降低排放评级,但实际并没有为减少道路排放做出努力。

第二种观点认为,环境规制可以发挥“倒逼”作用,环境规制施加的外部压力能够迫使企业进行技术创新,更加合理地分配资源,克服组织惰性(Porter and van der Linde, 1995)。环境污染和质量缺陷一样,意味着投入利用的低效率以及生产过程中的缺陷,环境监管有助于根除这些低效因素,从而提高生产率。Popp(2006)认为,环境政策通过以下两种途径促进技术进步:一是通过增加环保技术的潜在价值引发新的创新;二是鼓励现有环保技术的传播与扩散。齐绍洲等(2018)以我国排污权交易试点为准自然实验,利用上市公司绿色专利申请数据,运用三重差分模型,验证了环境规制对技术创新的促进作用,认为“波特假说”在我国确实存在。陶锋等(2021)研究发现,环保目标责任制虽然显著地推动了绿色创新活动的数量增长,但也导致绿色创新活动整体质量的下滑。

部分学者关注了环境规制的异质性,对不同类型的环境规制对技术创新的影响进行了研究。李青原和肖泽华(2020)研究发现,排污收费通过外部压力和内部激励“倒逼”企业提升绿色创新能力,环保补助却“挤出”了企业绿色创新能力,这是由于企业迎合政府的对策性行为和机会主义行为的存在。Fischer等(2003)建立了三阶段理论模型并利用数值模拟方法研究了环境规制的异质性影响,结果表明环境规制的优劣取决于模仿创新的范围、创新的成本、边际环境收益以及污染企业的数量。Chen等(2018)研究了不同类型环境规制对中国区域生态效率的静态效应;研究发

现，在东部地区，基于市场和自愿的环境规制对生态效率的影响比命令控制型环境规制更为显著；而对中西部地区而言，命令控制型环境监管的效果优于市场型和自愿型的环境规制。Zhao 等（2015）的研究却得到相反的结论，行政力量对电力和钢铁企业的技术创新有显著的正向影响并提升了企业竞争力，而市场型环境规制并未发挥作用。这是由于在能源行业中大部分是国有企业，而国有企业领导更注重中央政府和地方官员如何评价他们的业绩，具有追求短期经济效益的目标冲动。张平等（2016）按照能否形成固定资产将环境规制分为费用型环境规制与投资型环境规制，实证分析结果表明，费用型环境规制对技术创新产生了显著的抑制作用，投资型环境规制对技术创新产生了激励效应。

已有研究成果为本项研究提供了理论出发点和可供借鉴的研究方法。本文可能的边际贡献包括：一是考虑技术创新的异质性，分析环境规制对不同类型技术创新的影响。将技术创新分为绿色技术创新和生产技术创新，分析环境规制通过不同类型技术创新对制造业绿色全要素生产率的中介效应。二是基于清洁产业熵权法对中国 30 个省份进行分类研究。这样做可以排除因为产业结构不同而导致污染物排放的差异，从而增加回归结果的准确性。三是研究不同类型环境规制对绿色技术创新的直接影响。

### 三、理论分析与提出假说

按照新古典增长理论，提升全要素生产率的途径主要有两种：一是技术创新，二是资源的合理配置。索洛的研究成果显示，美国长期人均收入增长中，技术进步起到了 80% 的作用，投资只解释了余下的 20%。罗默在内生增长理论的基础上进行拓展，在生产函数中引入知识部门，发现知识部门产出增加导致物质部门产出的增加；知识要素一旦被发现，则边际成本几乎为 0。卢卡斯拓展了资本的概念，引入人力资本，认为人力资本也是企业资本投入的重要部分。新古典经济增长理论认为，提高全要素生产率的最重要因素是技术创新，无论是人力资本还是知识部门的扩展，都有力地促进了技术创新，技术创新进一步带来技术进步，能够变革生产方式，降低社会必要劳动时间，提高生产效率。

#### （一）环境规制与绿色全要素生产率

绿色全要素生产率既考虑了生产效率，也考虑了工业生产过程中的“三废”等非期望产出，是测度产业高质量发展更加全面与合理的指标。从理论上讲，环境规制会通过提高产品环保标准、关闭落后产能、限制企业生产、限额排放等途径直接抑制污染（周杰琦、刘生龙，2021）。在这个过程中，由于减少了污染非期望产出的排放，也减少了能源投入的消耗，因此能够促进了绿色全要素生产率提高。环境规制是一项外部冲击，目的是让制造业企业为污染“买单”。根据“遵循成本说”，环境规制最直接的影响是增加企业治污成本，挤占研发投入，加重企业负担，短期内会对绿色全要素生产率产生不利影响。然而，追求利润最大化的企业，会按照利润最大化原

则,进行内部调整或者外部调整。内部调整的对象是产量,产量越大,污染物的排放量也会越大。企业或者选择通过减少产量降低污染物排放,或者选择增加产量来弥补治污损失,或者保持产量不变、利用绿色技术进行源头治理。显然,长期来看,减产的方式不利于企业的发展。根据新古典经济增长理论,技术和生产要素(资本和劳动)是决定产量水平的关键要素。因此,企业会调整技术,表现在引进治污设备或者进行自主研发创新;技术需要与技能人才匹配才能发挥作用,因此企业会增加对高技能人才的需求。外部调整是资源配置,表现在环境规制带来资本和劳动力等资源在企业间的再分配,从而减少资源错配。环境规制引起企业行为改变,进而会引起企业生产结构的改变。因此,直接来看,环境规制能够提高绿色全要素生产率,促进制造业高质量发展。

## (二) 技术创新与绿色全要素生产率

为了使分析更具有针对性,可以将技术创新分为绿色技术创新和生产技术创新。绿色技术是指有利于节约资源、提高能效、防控污染、实现可持续发展的技术;绿色技术创新就是绿色生产要素与生产制造条件的重新组合,主要包括替代能源、环境材料、节能减排、污染控制与治理、循环利用技术等制造业领域的创新和应用。从生态环境部披露的数据可以看出,绿色技术创新的主体大多是高等院校、科研机构以及环境科技公司。生产技术是工程实用技术,是服务于企业最终生产目标的技术;生产技术创新就是能够提高产品产量和质量、降低生产成本的技术进步。对于非环保企业而言,具有内在动力的技术创新是贯穿于整个生产流程的生产技术创新;相比之下,绿色技术更多是应用于末端治理。

技术创新对制造业绿色全要素生产率的作用机制主要有:生产技术创新能够提升企业生产效率,实现自动化与集约化生产,节约成本,为企业创造更大价值;绿色技术创新能够降低企业的能源消耗,减少污染排放量,符合社会发展大势,能够创造新的消费需求,抢占市场份额,提升全球价值链地位;两种技术创新都能够促进专业技能人才集聚,进一步细化劳动力分工,促进“高精专”的生产模式和绿色生产方式,进一步促进企业创新与技术进步。

## (三) 环境规制与技术创新

可以从供给侧、需求侧和政策实施等三个角度,分析环境规制通过技术创新对制造业高质量发展的影响机制。从供给端看,企业在利润最大化原则的驱使下,面对环境规制时会做出理性选择,从而影响技术创新。在没有环境约束时,环境相当于一种“公共品”,环境要素的使用没有成本,企业对其的需求是“多多益善”;而当政府实行环境规制时,环境要素的使用不再是免费的,环境规制对企业带来的直接影响就是成本增加,治理环境的负担加重,挤占生产资源。但是,作为利润最大化追求者的企业会重新考虑纳入环境成本后的生产决策,依据自身的要素禀赋条件来采取不同的策略性行为,以实现自己利润的最大化(陶锋等,2021)。因此,根据自身的禀赋条件,企业在短期内可能会有如下反应行为:对于规模较小的企业而言,其本身固定资

产投资较少、研发能力弱和创新能力低，在面临环境规制时，往往采取关停、减产或是异地办厂等方式。这是因为在获得期望产出的同时总是伴随着非期望产出如工业“三废”的产生，而减少产量可以减少污染的排放。对于这类企业而言，由于资金和技术的约束，进行自主创新或者引入污染设备的成本远远高于减产或异地办厂所带来的利润损失。因此，即使面临环境规制，它们既没有能力也没有动力进行创新。对于继续生产的企业而言，它们会在生产过程或末端治理中引入绿色生产技术，以达到环境约束的目标。由于绿色技术不与企业的直接生产活动相关，因此一般是通过产学研或者专门的环保科技公司来研发，环境规制趋紧为其提供了充分的研发激励与创新补贴。因此，环境规制的实施，有利于激励环保技术供给企业不断进行绿色技术创新与科研突破，从而使得非环保企业能够以更低的成本应用绿色技术。Fan 等（2019）也指出，为了满足污染排放的要求，部分企业并非进行绿色创新，而是通过收购外部技术、购买环保排放设备等方式来满足污染排放要求。对于有资金和人才支撑的大型制造业企业而言，通过技术创新改良其生产工艺或提高治污能力，最终减缓或抵消政府环境规制给企业增加的环境成本，能够提高企业收益（蒋伏心等，2013）。

从需求端看，环境规制能够产生一定数量的清洁能源需求（Popp, 2006），这些需求为企业的创新带来高预期回报率，从而刺激绿色创新。王宇哲和赵静（2018）研究发现，中国居民对雾霾的感知能够降低重污染、高耗能产业的投资回报率，有效增加垃圾发电、污水处理等清洁行业的投资回报率。消费者绿色需求的培育与养成也是企业发展的“风向标”，为了满足消费者日益增长的低碳环保生活方式的需要，只有加快绿色创新，创造绿色产品才能市场中抢占先机。

从政策实施角度看，绿色技术和可再生能源领域的创新活动具有不确定性和复杂性，这种不确定性可能会阻碍技术创新努力。因此，任何减少不确定性、扩大清洁能源市场规模的政策都有可能支持绿色技术创新。环境规制为企业提供了一个相对确定的信号，即企业的发展方向是绿色化与可持续，这有助于减少企业创新活动的不确定性。根据“波特假说”，环境约束可能会促使企业拓宽思路，借助政府环境规制的政策利好，加快技术创新步伐。与此同时，限制落后技术与鼓励先进技术，也是提高生产率降低污染的重要措施（Aghion et al., 2016）。我国生态环境部编制的《国家先进污染防治技术目录》征集筛选了污染防治领域的先进技术，为企业引进绿色技术提供了指导。因此，从长期来看，环境规制有助于企业调整生产行为，鼓励绿色技术创新，降低非环境创新公司引进绿色技术的成本，推动绿色技术在企业的应用，为制造业的发展增添“绿色”底色，促进制造业高质量发展。

从上述分析可知，环境规制有助于企业调整生产行为，鼓励环境科技公司开展绿色技术创新，降低非环境创新公司引进绿色技术的成本；也激励企业进行生产技术创新弥补环境合规成本。随着利用绿色技术成本的降低，能够让企业将更多资源集中于生产技术创新，从而促进生产技术创新。由于环境规制的环境约束属性，其鼓励绿色技术创新的效果与意图更明显，因此，可能对生产技术创新的促进作用小于绿色技术

创新的促进作用。总结以上分析，可以发现环境规制对技术创新和绿色全要素生产率的作用机制见图1所示。

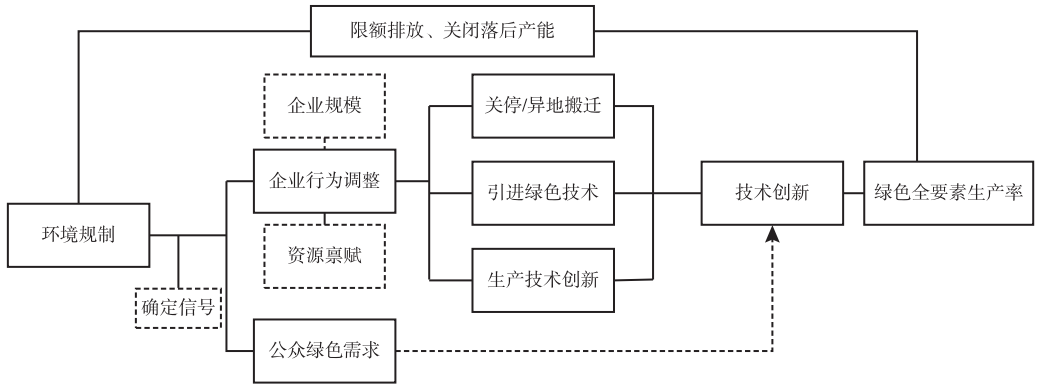


图1 理论机制

资料来源：作者利用 Visio 软件绘制。

根据上述理论机制分析，可以提出以下研究假说。

假说1：环境规制能够对技术创新产生正向影响，且对绿色技术创新的影响大于对生产技术创新的影响。

假说2：环境规制能够通过促进技术创新提高绿色全要素生产率。

## 四、研究设计

### （一）数据来源

选取2009—2019年中国30个省份（基于数据的可得性，不含我国西藏和港澳台地区数据）制造业行业的面板数据作为研究样本。制造业污染物排放数据来自相应年份的《中国环境年鉴》和《中国生态环境状况公报》。制造业绿色全要素生产率所需的投入产出数据来自于相应年份的《中国工业统计年鉴》《中国能源统计年鉴》和各省份统计年鉴。专利数据来自国家知识产权局，其余数据来自《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》和各省份政府工作报告等。

### （二）变量选择

1. 被解释变量。制造业绿色全要素生产率（*GTFP*）是被解释变量。借鉴 Tone (2001) 和李谷成 (2014) 的方法，基于考虑非期望产出的非径向、非角度 SBM 方向性绿色函数，构造 ML 指数，来表示绿色全要素生产率。运用 MaxDEA7.0 软件测算考虑非期望产出的 ML 指数，由该软件所测的 ML 指数是绿色全要素生产率的增长率。因此，将2009年 *GTFP* 视为1，采用累乘 ML 指数的方式，得到各省份的绿色全

要素生产率 *GTFP*。计算中主要考虑三种投入要素：劳动、资本和中间投入。劳动投入用制造业平均用工人数来衡量；资本投入用制造业固定资产净值来衡量，固定资产原价与累计折旧的差值就是固定资产净值，并以 2009 年为基期，用固定资产投资价格指数进行平减。能源投入用制造业能源消费总量（万吨标准煤）来衡量。由于《中国能源统计年鉴》中只有分地区能源消费总量和工业分行业能源消费量，本文进行如下处理：用工业分行业中制造业能源消耗占比乘以地区能源消费量，得到分地区制造业能源消费量。期望产出指标使用包含中间投入成本的制造业总产值而非制造业增加值，并以 2009 年为基期，用工业品出厂价格指数进行平减。非期望产出参考李玲等（2012）的方法，用各省份工业  $SO_2$  排放量、工业化学需氧量排放量和一般固体废物来衡量，借鉴陈诗一和陈登科（2018）的方法进行处理，污染排放量数据乘以制造业增加值占工业增加值的比重。这是因为，产值越多，污染物排放量也会越大。采用以上方法和数据测算的各省份年均绿色全要素生产率指数见表 1 所示。

表 1 各省份年均绿色全要素生产率指数

省份	ML 指数	省份	ML 指数	省份	ML 指数
北京	1.0197	浙江	1.03992	海南	1.0437
天津	0.9647	安徽	1.0070	重庆	1.0069
河北	0.9547	福建	1.1640	四川	0.9788
山西	0.9747	江西	0.9700	贵州	0.9888
内蒙古	1.1310	山东	1.0903	云南	0.9642
辽宁	0.9262	河南	1.1069	陕西	0.9739
吉林	1.0473	湖北	1.0314	甘肃	0.9717
黑龙江	0.9454	湖南	1.0020	青海	0.9615
上海	1.0318	广东	1.1625	宁夏	0.9535
江苏	1.0030	广西	0.9737	新疆	0.9315

资料来源：作者利用 MaxDEA7.0 计算整理。

ML 指数反映的是绿色生产率的动态变化情况。由表 1 的测算结果中可以看出，2009—2019 年 ML 指数年均值中，内蒙古较高，年均增长在 10% 以上，但它并非传统意义上的经济强省。这是因为，绿色全要素生产率考虑了工业污染物这一非期望产出，全要素生产率高并不意味着绿色全要素生产率高。内蒙古具有风力发电得天独厚的区位优势，新能源产业发展迅猛，因而其 ML 指数较高。

2. 解释变量。环境规制 (*ER*) 是解释变量。国内学者常用治污投资或污染治理设施运行费用占总产值的比重、综合指标如污染物去除率的熵权值或污染排放物的熵权值等单一指标来测度环境规制。本文参考李玲等（2012）、沈坤荣等（2017）和任晓松等（2020）的方法，考虑我国制造业主要污染物排放情况，从污染治理效果的角度构建环境规制综合指标，选取各省份单个企业工业化学需氧量排放量、单个企业



工业  $\text{SO}_2$  排放量以及单个企业工业固体废物排放量等 3 个单项指标, 利用熵权法构建环境规制的综合测量指标。首先将各省份三类污染物排放量进行标准化, 由于污染排放量是负向指标, 因而采用负向指标的标准化变换公式, 这样处理后污染物排放量最小的省份取值为 1, 污染排放量最大的省份取值为 0;  $ER$  值越大, 表示环境规制政策越严格。限于篇幅, 仅列出部分省份、部分年份的测算值, 以比较各省份环境规制变化的动态趋势, 见图 2 所示。

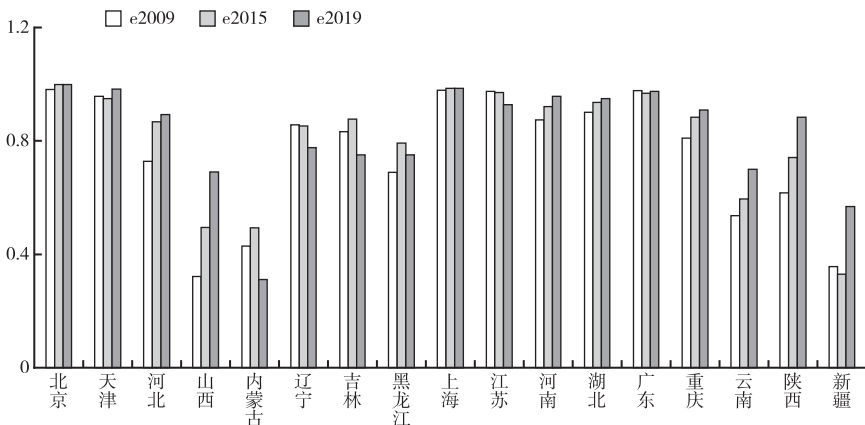


图 2 中国部分省份环境规制强度

资料来源: 作者根据计算结果绘制。

从图 2 可以看出: (1) 东北地区三个省份环境规制强度在 2009—2019 年呈现下降趋势, 污染物排放量增加。这是因为, 东北地区是我国煤炭消耗大省, 尤其冬天有集中供暖需求; 东北是老工业基地, 仍然是以资源密集型产业和重污染产业为主, 污染物排放量大。(2) 东部地区的环境规制水平高于西部地区的环境规制水平。东部地区总体来说是以技术密集型的清洁产业为主, 污染物排放量较少。(3) 西部地区省份, 像云南、新疆等环境规制强度呈现上升趋势。这与西部地区积极推动产业转型是分不开的, 如新疆积极培育新材料、新能源和生物医药等战略性新兴产业。

3. 中介变量。在本项研究中, 环境规制对制造业绿色全要素生产率的中介变量为技术创新, 技术创新又可分为绿色技术创新 ( $GTECH$ ) 和生产技术创新 ( $TECH$ ), 分别用绿色发明专利申请数量对数值和生产发明专利申请数量对数值来刻画。绿色专利是官方认定的绿色创新的主要呈现形式, 也是国内外相关文献普遍采用的绿色创新代理指标 (方先明、那晋领, 2020)。通过国家知识产权局公布的专利分类号 (IPC), 借助世界知识产权组织 (WIPO) 官网上绿色专利分类号清单, 可识别各省份制造业企业的绿色发明专利申请量。由于企业发明专利的最终目的都是服务于生产, 发明专利中非绿色专利部分则认为是生产专利。

4. 控制变量。选取行业和省份两个层面的控制变量。制造业行业层面的控制变量主要有：(1) 所有制属性 (*SOE*)。用各省份制造行业中国家资本占实收资本的比重刻画。(2) 人力资本水平 (*HL*)。高技能人才是企业最重要的资源，也是企业核心竞争力的表现。根据现有文献的做法，将专科及以上劳动力作为高技能人才，用制造业从业人员中高技能劳动力占比刻画地区制造业人力资本水平。(3) 制造业规模 (*SCALE*)，用制造业固定资产净值来刻画。省份层面的控制变量主要有：(1) 外商直接投资的对数值 (*LNFDI*)，在全球化背景下，外商投资数量可以反映地区营商环境状况，而且还可以带来先进技术与管理经验。(2) 研发密度 (*R&D*)，用地方政府科学技术支出占 *GDP* 的比重刻画。(3) 地区经济发展水平 (*GDP*)。一个地方经济越发达，意味着管理经验越先进，能够为企业提供的资源也越多。主要变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最大值	最小值
<i>GTFP</i>	330	1.837	0.891	2.574	0.657
<i>ER</i>	330	0.786	0.221	0.999	0.058
<i>LNGTE</i>	330	7.194	1.472	10.354	2.708
<i>LNTEC</i>	330	9.265	1.531	12.718	4.394
<i>SOE</i>	330	0.255	0.137	0.761	0.036
<i>HL</i>	330	0.173	0.099	0.621	0.032
<i>SCALE</i>	330	8.814	0.767	10.490	6.306
<i>LNFDI</i>	330	6.446	1.392	9.879	3.135
<i>R&amp;D</i>	330	0.020	0.014	0.072	0.003
<i>LNGDP</i>	330	9.577	0.888	11.378	6.985

资料来源：作者根据 Stata 15.0 软件计算整理。

### (三) 模型设定

为了分析环境规制对技术创新和绿色全要素生产率的影响，构建以下基准回归模型：

$$GTFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 ER_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$LNGTE_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 ER_{it} + \varphi_2 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$LNTEC_{it} = \delta_0 + \delta_1 ER_{it} + \delta_2 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$GTFP_{it} = \theta_0 + \theta_1 ER_{it} + \theta_2 LNGTE_{it} + \theta_3 LNTEC_{it} + \theta_4 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

上式中， $GTFP_{it}$ 代表绿色全要素生产率， $ER_{it}$ 代表环境规制水平， $X_{it}$ 为控制变量， $LNGTE_{it}$ 代表绿色技术创新， $LNTEC_{it}$ 代表生产技术创新。首先对各变量进行去中心化处理，然后采用逐步回归方式对技术创新的中介效应进行检验，如果系数  $\beta_1$ 、

$\delta_1$ 、 $\varphi_1$ 、 $\theta_1$ 、 $\theta_2$ 、 $\theta_3$  都显著, 表明环境规制对制造业绿色全要素生产率有直接影响, 还通过促进技术创新发挥间接影响作用, 此时存在部分中介效应。

## 五、回归结果与分析

### (一) 中介效应回归

选取 2009—2019 年 30 个省份制造业的面板数据进行实证检验, 首先对面板数据的组间异方差、组内自相关和组间同期相关进行检验, 根据检验结果, 选择全面 FGLS 模型进行基准回归, 结果见表 3。

表 3 中介效应回归结果

	(1)	(2)		(3)
	<i>GTFP</i>	<i>LNGTE</i>	<i>LNTEC</i>	<i>GTFP</i>
<i>ER</i>	1.057 *** (0.244)	0.658 *** (0.168)	0.373 ** (0.196)	0.622 *** (0.144)
<i>LNGTE</i>	—	—	—	0.248 *** (0.036)
<i>LNTEC</i>	—	—	—	0.099 *** (0.039)
<i>SOE</i>	0.493 *** (0.148)	0.817 *** (0.253)	0.298 * (0.177)	-0.012 (0.152)
<i>HL</i>	2.937 *** (0.295)	3.156 *** (0.650)	1.908 *** (0.432)	1.729 *** (0.332)
<i>SCALE</i>	-0.168 * (0.091)	0.451 *** (0.085)	0.475 *** (0.110)	-0.376 *** (0.071)
<i>LNFDI</i>	-0.166 *** (0.038)	0.186 *** (0.061)	0.270 *** (0.048)	-0.242 *** (0.028)
<i>R&amp;D</i>	-5.493 * (2.885)	1.402 *** (0.371)	0.579 (2.683)	-9.677 *** (2.725)
<i>LNGDP</i>	0.380 *** (0.052)	0.393 *** (0.097)	0.332 *** (0.060)	0.337 *** (0.046)
<i>_cons</i>	0.291 (0.681)	-6.865 *** (0.688)	-6.935 *** (0.950)	4.023 *** (0.668)

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示回归系数在 10%、5%、1% 水平上显著, 括号内为标准误。

资料来源: 作者根据 Stata 15.0 软件计算整理。

表 3 中的第 (1) 列考察了环境规制对绿色全要素生产率的影响。结果显示, 环境规制在 1% 的水平上显著为正, 表明环境规制有助于绿色全要素生产率提高, 假说 2 得到部分验证。控制变量结果与直觉不相符合的是地方政府科学技术支出水

平，科学技术支出对制造业绿色全要素生产率产生负向影响。可能的原因在于，一方面，政府对企业具有天然的信息劣势，根据企业释放的信号进行激励，企业会产生策略性行为，造成道德风险（王红建等，2014）；另一方面，政府的科学技术支出也会对社会投资产生挤出效应，从而不利于绿色全要素生产率提升，这对地方政府科技支出也具有启发意义，不能盲目跟风，也应做好审核与规划。第（2）列是环境规制分别对绿色技术创新和生产技术创新进行回归的结果，环境规制的回归系数分别在1%和5%水平上显著为正，且环境规制对绿色专利的回归系数大于对生产专利的回归系数，表明环境规制对绿色技术创新的促进作用更明显，假说1得到验证。随着环境规制的加强，为满足污染治理对清洁技术的需求，生态环境部也印发了先进污染防治技术目录，这不仅让企业获得绿色技术的成本降低，而且也有利于在应用中不断进行改进与创新，形成绿色创新成果涌现的良好循环，因此环境规制对绿色技术创新的促进作用大于对生产技术创新的作用。第（3）列是中介效应逐步检验中的最后一步，环境规制对绿色全要素生产率的回归系数显著为正，绿色技术和生产技术对绿色全要素生产率的回归系数也显著为正，且前者大于后者。这是因为绿色全要素生产率考虑非期望产出与能源投入，绿色技术创新能够显著降低制造业非期望污染物排放量，污染物在一定程度上也是生产低效率的体现，因此绿色技术创新能够让企业实现更加“轻量化”生产，对绿色全要素生产率的促进作用也更加明显。假说2得到完全验证。

## （二）稳健性检验

为验证基准回归结果的可靠性，也为了解决潜在遗漏变量、双向因果和测量误差等导致的估计偏误，进行以下稳健性检验。

### 1. 更换环境规制指标

为了确保实证结果的稳健性，更换环境规制指标，用各省份工业废气设施运行套数刻画环境规制水平，并利用个体固定效应模型进行回归，结果见表4。

表4 稳健性检验1

	(1)	(2)		(3)
	<i>GTFP</i>	<i>LNGTE</i>	<i>LNTEC</i>	<i>GTFP</i>
<i>ER</i>	0.417 *** (0.114)	0.265 *** (0.070)	0.213 *** (0.078)	0.234 ** (0.107)
<i>LNGTE</i>	—	—	—	0.649 *** (0.104)
<i>LNTEC</i>	—	—	—	0.051 (0.590)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是

续表

	(1)	(2)		(3)
	<i>GTFP</i>	<i>LNGTE</i>	<i>LNTEC</i>	<i>GTFP</i>
N	330	330	330	330
R <sup>2</sup>	0.481	0.728	0.656	0.128

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示回归系数在 10%、5%、1% 水平上显著，括号内为标准误。

资料来源：作者根据 Stata 15.0 软件计算整理。

从表 4 可知，主要解释变量作用方向及显著性仍然可靠。由于表 4 中第 (3) 列回归结果中的生产技术系数不显著，故需要对其进行 Sobel 检验，利用 Stata 的“sgmediation”命令进行检验，在 10% 水平上显著，因此认为存在中介效应。稳健性检验结果和基础回归结果保持一致。

## 2. 剔除直辖市后的回归分析

参考邓慧慧和杨露鑫 (2019) 的方法，将北京、上海、天津、重庆四个直辖市从全样本剔除后再次进行回归，结果如表 5 所示。

表 5 稳健性检验 2

	(1)	(2)		(3)
	<i>GTFP</i>	<i>LNGTE</i>	<i>LNTEC</i>	<i>GTFP</i>
<i>ER</i>	0.758 *** (0.156)	0.900 *** (0.154)	0.459 *** (0.198)	0.683 *** (0.142)
<i>LNGTE</i>	—	—	—	0.282 *** (0.041)
<i>LNTEC</i>	—	—	—	0.044 (0.284)
控制变量	是	是	是	是
N	286	286	286	286

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示回归系数在 10%、5%、1% 水平上显著，括号内为标准误。

资料来源：作者根据 Stata 15.0 软件计算整理。

从表 5 可知，剔除直辖市后的主要解释变量作用方向及显著性仍然可靠。对生产技术创新的系数进行 Sobel 检验，在 10% 水平上显著，因此认为其存在中介效应。回归系数和基准回归结果在正负号和大小关系上保持一致。

## 3. 利用面板工具变量回归

内生性潜在来源包括遗漏变量偏误和双向因果等。为了解决以上内生性问题可能导致的偏误，借鉴陈诗一和陈登科 (2018) 的思路，将政府工作报告中环境相关词汇作为环境规制的工具变量，用两阶段最小二乘法来识别环境规制和绿色全要素生产

率的双向因果关系。政府工作报告是政府当年工作的“风向标”，传达了政府的工作重点，因此政府工作报告中与环保相关词频能够度量政府环境治理政策，满足工具变量的相关性假设；又由于政府工作报告一般发生在年初，该年度经济发展无法反向影响事先已经确定的政府工作报告，满足与扰动项不相关的假设。工具变量的具体构建步骤如下：首先手工搜集 30 个省份（受数据限制，不包含我国西藏和港澳台地区）2009—2019 年政府工作报告，选取政府工作报告中“本年度主要任务”内容；其次对“主要任务”文本进行分词处理：先对原始文本去除标点符号和“的”预处理，基于 Python 软件的“jieba”分词模块进行分词，选用环境相关词汇作为自定义的词典；最后，统计与环境相关词汇出现的频次，并计算其占政府工作报告全文词频总数的比例。与环境相关词汇包括：生态环境、环境保护、环保、污染、耗能、减排、排污、绿色、低碳、空气、化学需氧量、二氧化碳、二氧化硫、PM<sub>10</sub>、PM<sub>2.5</sub>、中央环保督察。环境词频统计结果如图 3 所示，IV-2SLS 回归结果如表 6 所示。

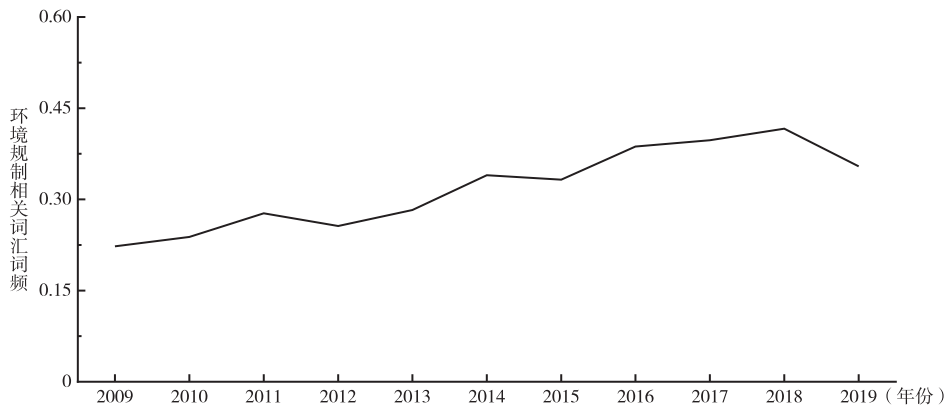


图 3 环境词频年均趋势图

资料来源：作者根据各省份人民政府的两会工作报告绘制。

从图 3 可以很明显看出，2016—2019 年环境规制水平较高，这可能因为 2016 年是“十三五”规划的开局之年，是环保政策频频出台的一年，国家印发了《土壤污染防治行动计划》、《水污染防治法（修订草案）》等环境相关的法律法规。整体来看，在 2009—2019 年，环境规制是呈现有波动地上升趋势的。

表 6 工具变量实证检验结果

	<i>GTFP</i>	<i>LNGTE</i>	<i>LNTEC</i>
<i>ER</i>	2.317 ** (1.066)	2.898 ** (1.342)	3.614 ** (1.710)
控制变量	是	是	是

续表

	<i>GTFP</i>	<i>LNGTE</i>	<i>LNTEC</i>
省份固定效应	是	是	是
$R^2$	0.134	0.134	0.134
样本量	330	330	330
第一阶段 F 统计量	17.91	17.91	17.91

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示回归系数在 10%、5%、1% 水平上显著，括号内为标准误。

资料来源：作者根据 Stata 15.0 软件计算整理。

从表 6 可以看出，在控制省份固定效应和行业控制变量的情况下，采用 IV - 2SLS 方法，环境规制对绿色全要素生产率仍然有显著正向影响，对绿色技术创新和生产技术创新也有显著正向影响，但此时生产技术的回归系数大于绿色技术的回归系数。这可能因为刻画环境规制的角度不同，环境词频是从政府顶层设计角度出发，而污染物排放熵权法则是从治理效果出发，因此造成了结果的细微差异。但是，不论是哪种刻画方法，对技术创新的影响都是促进的。第一阶段个体固定效应模型回归的  $R^2$  为 0.134，F 值为 17.91，显示工具变量与解释变量存在显著的相关关系。

#### 4. 基于《大气污染防治行动计划》的准自然实验

2013 年国务院印发《大气污染防治行动计划》的通知，这是当前和今后一个时期大气污染防治工作的行动指南。其中明确提出“京津冀、长三角、珠三角等区域空气质量明显好转”“到 2017 年，京津冀、长三角、珠三角等区域细颗粒物浓度分别下降 25%、20%、15% 左右”等要求。尽管该《大气污染防治行动计划》是针对全国性的政策文件，但是对京津冀、长三角和珠三角地区的大气污染防治工作提出了更高的要求与期望。本文将该计划的实施看成是一项准自然实验，利用 PSM-DID 方法对该防治计划实施的效果进行评估，为了使结果更加稳健，进行平行趋势检验，结果分别见表 7 和图 4 所示。

表 7 PSM-DID 回归结果

	<i>GTFP</i>
政策 × 时间	0.226 ** (0.0729)
时间虚拟变量	-0.00839 (0.0512)
政策虚拟变量	-0.0798 (0.0539)
常数项	1.191 *** (0.0381)

续表

	<i>GTFP</i>
$R^2$	0.109
样本量	131

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著，括号内为标准误。

资料来源：作者根据 Stata 15.0 软件计算整理。

从表 7 的 PSM-DID 的回归结果可以看出，《大气污染防治行动计划》的实施促进了绿色全要素生产率的提升。

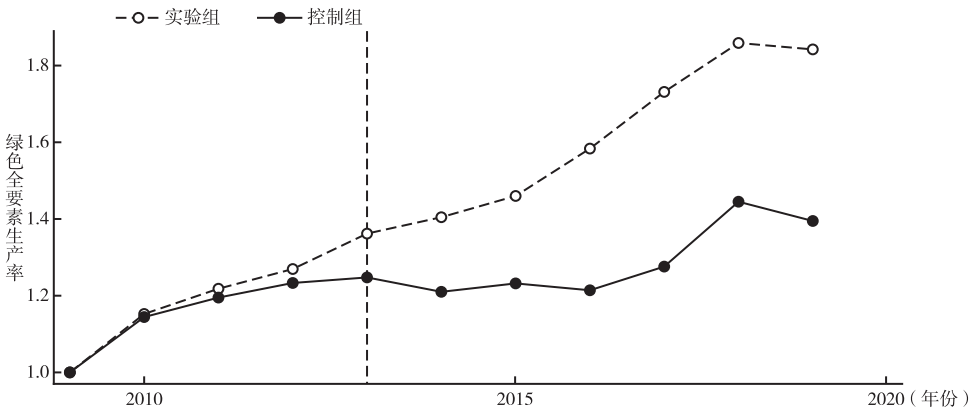


图 4 实验组和控制组绿色全要素生产率平均值变化

资料来源：作者根据 Stata 15.0 软件绘制。

从图 4 可以得出，实验组和控制组在 2013 年以前全要素生产率基本平行，并且实验组全要素生产率的平均值高于控制组全要素生产率平均值，而在《大气污染防治行动计划》出台以后，尤其是 2013 年以后，实验组和控制组绿色全要素生产率有了很明显的变化，且实验组绿色全要素生产率增长明显快于控制组。

## (二) 分组回归分析

污染物排放量是环境规制和产业自身特性共同作用的结果，不同的制造业行业污染物产出不同。单纯用污染物排放量来刻画环境规制水平，可能会低估清洁产业密集省份的环境规制强度，高估污染产业密集省份的环境规制强度（沈能、刘凤朝，2012）。基于上述考虑，我们先测算各个省份的产业结构情况，根据产业结构来进行分组，在此基础上，再利用污染物排放量来刻画环境规制的强度。现有文献对区域间产业同构化的测度有多种方法，包括产业结构相似系数、克鲁格曼指数、产业的区位熵、霍夫曼系数、赫芬达尔-赫希曼指数、洛伦兹指数等。根据研究问题的需要，采用区位熵来刻画区域间的产业同构情况：



$$LQ_{ij} = \frac{q_{ij}/q_j}{q_i/q} \quad (5)$$

上式中,  $LQ_{ij}$ 表示区位熵,  $q_{ij}$ 表示 $j$ 地区 $i$ 产业相关指标,  $q_j$ 代表 $j$ 地区指标,  $q_i$ 代表 $i$ 产业指标,  $q$ 代表全国范围内所有产业的指标。用轻度污染行业的区位熵来刻画各省份的产业结构。其中,  $q_{ij}$ 用各省份轻度污染制造业行业从业人数刻画,  $q_j$ 用各省份制造业从业人数刻画,  $q_i$ 用全国轻度污染行业总就业人数刻画,  $q$ 用全国制造业总从业人数刻画, 轻度污染行业借鉴李玲等(2012)的刻画结果以及基于数据的可获得性, 选取烟草加工、专用设备、仪器仪表、交通设备、通用设备、通信设备和电气媒介等七大行业为轻污染制造业, 以此来刻画区位熵, 并根据区位熵结果将省份刻画为3组: 第一组的区位熵大于1, 代表是以轻度污染产业为主, 第二组区位熵介于0.5—1.0, 第三组的区位熵小于0.5。2009—2019年中国30个省份(受数据限制, 不含我国西藏和港澳台地区)各省份轻度污染行业的平均区位熵及其分组情况见表8所示。

表8 各省份轻度污染行业平均区位熵

第一组	区位熵	第二组	区位熵	第三组	区位熵
上海	1.677603	湖北	0.931983	海南	0.432121
重庆	1.459857	安徽	0.925605	贵州	0.430253
广东	1.438016	陕西	0.923578	黑龙江	0.421768
江苏	1.429603	辽宁	0.915629	山西	0.388965
北京	1.356035	吉林	0.873488	云南	0.36667
天津	1.261289	四川	0.806071	甘肃	0.332065
浙江	1.18296	江西	0.782225	宁夏	0.253408
—	—	湖南	0.763758	内蒙古	0.191972
—	—	山东	0.742334	青海	0.169583
—	—	河南	0.709095	新疆	0.108662
—	—	广西	0.675438	—	—
—	—	河北	0.649618	—	—
—	—	福建	0.63768	—	—

资料来源:作者根据各年份《中国工业经济统计年鉴》计算整理。

从表8可以看出,北上广等东部发达省份的清洁产业区位熵大于1.0,上海的区位熵最大,这与直观感觉也是相符的,这些城市科技产业发达,技术密集型产业占据主导地位;清洁产业区位熵介于0.5—1.0的省份数量最多,这些省份既有劳动密集型产业、资源密集型产业,又有逐步发展起来的技术密集型产业;清洁产业区位熵小于0.5的省份大多是位于中国东北、西北等地区的省份,这些省份资源丰富,劳动力成本低,大多以能源密集型为主,清洁产业相对来说不发达。由于是将地区按照轻度

污染产业集聚省份、中度污染产业集聚省份以及重度污染产业集聚省份进行分组，因此可以基本确保各地区的污染物排放量是与环境规制有关，即环境规制越强的地区，污染物的排放量越少。具体的分组回归结果见表9所示。

表9 分组回归结果

	轻污染地区 <i>GTFP</i>	中污染地区 <i>GTFP</i>	重污染地区 <i>GTFP</i>
<i>ER</i>	1.678 ** (0.740)	1.054 *** (0.140)	0.534 *** (0.058)
<i>SOE</i>	1.180 *** (0.417)	-0.389 ** (0.050)	0.053 (0.088)
<i>HL</i>	1.886 *** (0.459)	5.498 *** (0.104)	4.393 *** (0.220)
<i>SCALE</i>	-0.064 (0.079)	-0.651 *** (0.027)	-0.531 ** (0.014)
<i>LNFDI</i>	-0.120 ** (0.087)	-0.271 *** (0.017)	-0.037 *** (0.018)
<i>R&amp;D</i>	-3.856 (2.359)	7.092 *** (0.945)	6.503 *** (2.483)
<i>LNGDP</i>	0.215 *** (0.034)	0.620 *** (0.041)	1.120 *** (0.0063)
cons	0.415 (0.674)	6.290 *** (0.278)	4.239 *** (0.347)

注：\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 水平上显著，括号内为标准误。

资料来源：作者根据 Stata 15.0 软件计算整理。

由表9可知，环境规制对绿色全要素生产率作用效果与地区污染程度成负相关，这与直觉是相符的，环境规制给企业带来了阵痛，而污染越严重的地区，转型升级越困难。有一个值得关注的现象是，高技能人才在重污染地区和中污染地区的回归系数明显大于轻污染地区。当前东部沿海地区高技能人才集聚，人才趋于饱和，而以重污染和中污染产业结构为主的地区大都位于中西部地区，面临高技能人才流失的困境，因此各地政府出台的人才引进政策是有重要意义的。

## 六、研究结论与政策建议

生态优先、绿色发展是实现制造业高质量发展的基本要求，创新驱动是制造业高质量发展的主要动力。本文在理论分析的基础上，将技术创新分为绿色技术创新与生

产技术创新,选取2009—2019年中国30个省份的制造业面板数据,实证分析了环境规制对制造业绿色全要素生产率的影响,研究了技术创新在环境规制影响制造业绿色全要素生产率过程中的中介效应。主要研究结论包括:(1)环境规制对中国制造业绿色全要素生产率产生正向影响,也通过促进绿色技术创新和生产技术创新间接促进绿色全要素生产率提升,且对绿色技术创新的促进作用大于对生产技术创新的作用;(2)2013年国务院出台的《大气污染防治行动计划》对绿色全要素生产率产生了正向影响;(3)根据制造业清洁行业区位熵对中国30个省份进行分组回归分析,结果显示,环境规制对轻中重污染地区的回归系数均为正,但依次递减。根据以上研究结论,提出如下政策建议。

第一,分类实施环境规制政策,合理确定环境规制强度,采取多元的环境规制工具。环境规制对制造业企业来说,既是阵痛,又是机遇;既是环保的底线,又是发展的高线。环境规制不能“一刀切”,应根据现有产业结构、制造业行业属性以及规模,因地制宜,分类实施;既坚决关闭屡教不改的落后产能,又对积极转型的中小企业给予一定的宽容。与此同时,也有采取多种环境规制工具,既使用命令型环境规制工具,也使用市场型环境规制工具,例如碳排放权交易、环境税等政策,充分发挥市场的力量。

第二,有效识别真正进行绿色技术创新的企业,加大对企业绿色投资的补贴力度。企业为了逃避环境规制或者套取政府补贴资金,往往会采取投机主义的行为,而具有天然信息劣势的政府可能会错误分配补贴资金,从而不利于创新企业的成长。由于轻污染地区政府科学技术支出反而不利于绿色全要素生产率的提高,因而政府应该调查并确定重点发展领域与产业,加大对技术创新的补贴与投资力度,严厉打击企业的投机主体行为,真正让政府补贴可以发挥应有的效果。

第三,加大对技能教育的投入力度,培育高端绿色技术人才。高技能人才对制造业绿色全要素生产率起到了极大的促进作用,尤其是污染密集型地区,对高技能人才更是“求贤若渴”。我国正面临人口老龄化问题,“人口红利”正在消失,但高技能人才可以发挥“人才红利”的重要作用,教育和收入是重要的激励手段。一方面,政府部门要提高科研人员的工资待遇水平,促使劳动者不断提升自身技能,不断提升我国劳动力队伍的素质;另一方面,政府也要避免以邻为壑,应该树立合作共赢,协同发展的思想,消除劳动力流动的行政壁垒,畅通劳动力的跨省流动,使得劳动力与岗位更加匹配,提升全国范围内劳动力资源的配置效率。

## 参考文献

陈诗一、陈登科(2018):《雾霾污染、政府治理与经济高质量发展》,《经济研究》第2期,第20—34页。

崔广慧、姜英兵(2019):《环境规制对企业环境治理行为的影响——基于新环保法的准自然实验》,《经济管理》第10期,第54—72页。

董直庆、王辉（2019）：《环境规制的“本地—邻地”绿色技术进步效应》，《中国工业经济》第1期，第100—118页。

邓慧慧、杨露鑫（2019）：《雾霾治理、地方竞争与工业绿色转型》，《中国工业经济》第10期，第118—136页。

方先明、那晋领（2020）：《创业板上市公司绿色创新溢酬研究》，《经济研究》第10期，第106—123页。

韩超、张伟广、冯展斌（2017）：《环境规制如何“去”资源错配——基于中国首次约束性污染控制的分析》，《中国工业经济》第4期，第115—134页。

李谷成（2014）：《中国农业的绿色生产率革命：1978—2008年》，《经济学（季刊）》第2期，第537—558页。

李玲、陶锋（2012）：《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》，《中国工业经济》第5期，第70—82页。

李鹏升、陈艳莹（2019）：《环境规制、企业议价能力和绿色全要素生产率》，《财贸经济》第11期，第144—160页。

李青原、肖泽华（2020）：《异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据》，《经济研究》第9期，第192—208页。

龙小宁、万威（2017）：《环境规制、企业利润率与合规成本规模异质性》，《中国工业经济》第6期，第155—174页。

蒋伏心、王竹君、白俊红（2013）：《环境规制对技术创新影响的双重效应——基于江苏制造业动态面板数据的实证研究》，《中国工业经济》第7期，第44—55页。

齐绍洲、林岫、崔静波（2018）：《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》，《经济研究》第12期，第129—143页。

任晓松、刘宇佳、赵国浩（2020）：《经济集聚对碳排放强度的影响及传导机制》，《中国人口·资源与环境》第4期，第95—106页。

任胜钢、郑晶晶、刘东华、陈晓红（2019）：《排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据》，《中国工业经济》第5期，第5—23页。

沈坤荣、金刚、方娴（2017）：《环境规制引起了污染就近转移吗？》，《经济研究》第5期，第44—59页。

沈能、刘凤朝（2012）：《高强度的环境规制真能促进技术创新吗？——基于“波特假说”的再检验》，《中国软科学》第4期，第49—59页。

唐晓华、孙元君（2020）：《环境规制对中国制造业高质量发展影响的传导机制研究——基于创新效应和能源效应的双重视角》，《经济问题探索》第7期，第92—101页。

陶锋、赵锦瑜、周浩（2021）：《环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据》，《中国工业经济》第2期，第136—154页。

童健、刘伟、薛景（2016）：《环境规制、要素投入结构与工业行业转型升级》，《经济研究》第7期，第43—57页。

王红建、李青原、邢斐（2014）：《金融危机、政府补贴与盈余操纵——来自中国上市公司的经验证据》，《管理世界》第7期，第157—167页。

王宇哲、赵静（2018）：《“用钱投票”：公众环境关注度对不同产业资产价格的影响》，《管理

世界》第9期,第46—57页。

余东华、孙婷(2017):《环境规制、技能溢价与制造业国际竞争力》,《中国工业经济》第5期,第35—53页。

余泳泽、孙鹏博、宣烨(2020):《地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级?》,《经济研究》第8期,第57—72页。

张成、陆旸、郭路、于同申(2011):《环境规制强度和生产技术进步》,《经济研究》第2期,第113—124页。

张平、张鹏鹏、蔡国庆(2016):《不同类型环境规制对企业技术创新影响比较研究》,《中国人口·资源与环境》第4期,第8—13页。

周杰琦、刘生龙(2021):《环境管制对雾霾污染的作用机制与治理效果——基于技能溢价视角的考察》,《研究与发展管理》第5期,第1—14页。

Aghion, P., A. Dechezleprêtre and D. Hémous, et al. (2016), “Carbon Taxes, Path Dependency and Directed Technical Change: Evidence from the Auto Industry”, *Journal of Political Economy*, 124 (1), pp. 1 – 51.

Brunnermeier, S. and M. Cohen (2003), “Determinants of Environmental Innovation in US Manufacturing Industries”, *Journal of Environmental Economics Management*, 45 (1), pp. 278 – 293.

Chen, X., S. Ren and X. Li, et al. (2018), “The Effects of Three Types of Environmental Regulation on Eco-efficiency: A Cross-region Analysis in China”, *Journal of Cleaner Production*, 173 (2), pp. 245 – 255.

Fan, H. C., J. S. Graff Zivin and Z. L. Kou, et al. (2019), “Going Green in China: Firms’ Responses to Stricter Environmental Regulations”, NBER Working Paper, No. 26540.

Fischer, C., I. W. H. Parry and W. A. Pizer (2003), “Instrument Choice for Environmental Protection When Technological Innovation Is Endogenous”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 45 (3), pp. 523 – 545.

Popp, D. (2006), “International Innovation and Diffusion of Air Pollution Control Technologies: The Effects of NO<sub>x</sub> and SO<sub>2</sub> Regulation in the US, Japan, and Germany”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 51 (1), pp. 46 – 71.

Porter, M. E. and C. van der Linde (1995), “Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship”, *Journal of Economic Perspectives*, 9 (4), pp. 97 – 118.

Reynaert, M. (2021), “Abatement Strategies and the Cost of Environmental Regulation: Emission Standards on the European Car Market”, *The Review of Economic Studies*, 88 (4), pp. 454 – 488.

Tone, K. (2001), “A Slacks-Based Measure of Efficiency in Data Envelopment Analysis”, *European Journal of Operational Research*, 130 (5), pp. 498 – 509.

Wang, Y. and N. Shen (2016), “Environmental Regulation and Environmental Productivity: The Case of China”, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 62 (2), pp. 758 – 766.

Zhao, X., Y. Zhao and S. Zeng, et al. (2015), “Corporate Behavior and Competitiveness: Impact of Environmental Regulation on Chinese Firms”, *Journal of Cleaner Production*, 86 (2), pp. 311 – 322.

# Environmental Regulation, Technology Innovation and Green Total Factor Productivity of Manufacturing

YU Dong-hua<sup>1,2</sup>, YAN Yu-ting<sup>1</sup>

(1. School of Economics, Shandong University, Jinan 250100, China;

2. Yellow River National Strategic Research Institute, Jinan 250100, China)

**Abstract:** Ecological priority, green and low-carbon, innovation are the basis for the high-quality development of manufacturing. Based on the neoclassical growth theory, this paper analyzes the influence mechanism of environmental regulation on technological innovation and total factor productivity, discussing how to promote the high-quality development of manufacturing industry through environmental regulation and technological innovation. On this basis of theoretical analysis, using the manufacturing panel data of 30 Chinese provinces from 2009 to 2019, the paper empirically tests the influence of environmental regulation on green total factor productivity using comprehensive FGLS model, fixed effect model, panel tool variable model, Quasi natural experimental method. Meanwhile the heterogeneity was tested by grouping regression in light, medium and heavy pollution areas. The results show that environmental regulation can guide the manufacturing industry to accelerate green technology innovation and improve green total factor productivity of manufacturing. In light, medium and heavy pollution areas, environmental regulation can promote the improvement of green total factor productivity, and the promoting effect is inversely proportional to the degree of pollution. Therefore, making multiple environmental regulation policies according to industry differences, supporting and guiding manufacturing enterprises to accelerate green technology innovation can achieve high-quality development of manufacturing.

**Key Words:** environmental regulation; technology innovation; green total factor productivity; high-quality development of manufacturing

责任编辑：周枕戈