环境规制与绿色全要素生产率

——来自中国工业企业的证据

何凌云 祁晓凤

 何凌云，暨南大学经济学院，邮政编码：510632，电子邮件：lyhe@amss.ac.cn；祁晓凤（通讯作者），浙江财经大学中国政府管制研究院，浙江省新型专业重点智库“中国政府监管与公共政策研究院”，邮政编码：310018，电子邮件：qxfeng1994@126.com。基金项目：国家社会科学基金重大项目“贸易壁垒下突破性创新政策体系构建研究”（20&ZD109）。感谢匿名审稿专家的修改意见，文责自负。

摘要：实现我国经济高质量发展，要兼顾好经济增长与环境治理的协调统一。环境规制政策作为环境治理的重要手段，亦会影响企业内部的生产决策，进而对经济波动产生一定影响。绿色全要素生产率综合了企业的生产效率与环境绩效，是我国经济高质量发展的微观体现，基于此，本文利用工业污染源重点调查企业数据库，采用Super-SBM模型测算企业绿色全要素生产率，重点考察环境规制政策与企业绿色全要素生产率之间的关系。研究发现：第一，总体而言，环境规制强度对企业绿色全要素生产率呈现“倒U”型影响；第二，环境规制主要通过成本效应、创新补偿效应以及能源配置效应等渠道影响企业的绿色全要素生产率；第三，环境规制对不同规模、不同所有权、不同污染水平企业的绿色全要素生产率影响存在显著差异。本文认为，环境规制作为推动我国经济高质量发展的重要政策工具，其在推行过程中要注意“度”的问题，避免过强的规制强度造成企业绿色全要素生产率的损失，进而损害企业生产效率与环境保护的协调。与此同时，政府要避免环境政策制定过程中的“一刀切”问题，根据不同规制对象制定差异化的环境规制政策。

关键词：环境规制 绿色全要素生产率 Super-SBM Utest检验

一、引言

中国共产党第十九次全国代表大会首次提出“高质量发展”表述，中国经济已经由高速增长阶段转向高质量发展阶段。党的十九大报告（以下简称《报告》）在“贯彻创新发展理念，推动现代化经济体系”部分指出，高质量发展转型阶段要继续提高全要素生产率；《报告》同时强调了加快生态文明建设改革的重要作用，要求推动绿色发展，加大环境保护力度，为经济高质量发展指明方向。通过《报告》阐述，进一步结合我国现阶段国情，可以发现高质量发展转型体现为环境质量的持续改善，经济质量和效益的持续提升，即经济发展同环境资源相协调、绿色全要素生产率不断提升的可持续发展。

习近平生态文明思想要求树立和践行“绿水青山就是金山银山”的发展理念，经济发展与环境保护的协调也一直是学术界和理论界共同关注的问题。受新冠肺炎疫情的影响，2020年我国经济增长率仅有2.2%，但是改革开放40多年来仍平均有9%的高速增长率。经济高速发展的背后，生态环境问题日益凸显。根据《中国生态环境状况公报》（2020）数据，全国地级及以上337个城市，2020年首次出现了空气质量达标城市数量赶超未达标城市数量，达标城市比例为59.9%，而在此之前，尤其是2018年及以前，空气质量未达标城市占比均远远高于达标城市占比（见图1）。此外，2020年各项污染物浓度[[1]](#footnote-1)几乎与2019年持平（见图1），生态环境保护状况不容乐观。

图1 空气质量达标情况与污染物浓度

然而，环境的非排他性和非竞争性以及污染的负外部性，导致环境保护存在市场失灵，相关环境规制政策对于内部化环境成本至关重要。环境规制政策作为环境治理的重要手段，亦会影响企业内部的生产决策行为，因此，环境规制与企业绿色全要素生产率水平密切相关，而学术界关于环境规制影响绿色全要素生产率的关系并未形成一致的结论。当环境规制反映资源的稀缺性时，企业不得不支付相应的环境成本，新古典主义理论认为这会带来企业利润的损失，削减企业的创新资金，不利于企业绿色生产效率的改善；而波特假说认为适度的环境规制可以激励企业进行创新，部分或者全部抵消环境规制的损失（Porter & Van der Linde，1995）。要素的配置水平是影响经济效率的重要因素之一（纪雯雯、赖德胜，2018），而环境规制无疑会引起生产要素的重新配置，从而对绿色全要素生产率产生影响。因此，环境规制对于绿色全要素生产率的影响可能并非是简单的积极或消极的线性关系。

经济发展与环境保护并非非此即彼的关系，而是在环境承载力范围内实现经济发展与环境保护的良性循环。结合现阶段环境保护状况以及理论界关于环境规制与绿色全要素生产率的争论，可以发现，环境规制对于绿色全要素生产率的影响以及逻辑机制还需进行深入的探讨。相比于传统的只关注经济发展效益的全要素生产率指标，绿色全要素生产率将环境要素纳入考察范围，同时兼顾经济增长与环境保护，可以较好地体现“两山论”的发展理念，是判断经济环境是否协调可持续发展的重要标准（万伦来、朱琴，2013）。鉴于企业是高质量发展的重要主体，区别于以往的文献（刘华军等，2018；李斌等，2013），本文采用Super-SBM（（Super & Slack-based Measure，Super-SBM））模型，测算企业绿色全要素生产率水平，进而讨论环境规制能否满足高质量转型的需求，实现经济发展和环境保护的“遐迩一体”，关注最严格的环境保护制度背景下，是否会导致环境保护与经济发展可能存在的“顾此失彼”问题。

本文重点关注环境规制如何影响绿色全要素生产率及其潜在的理论机制，尝试在以下几点做出贡献。第一，本文重点关注了环境规制“度”对于企业绿色全要素生产率的影响，并对环境规制与绿色全要素生产率之间的关系进行了严谨的检验，为我国生态文明建设和美丽中国建设提供新的理论证据。第二，现有关于绿色全要素生产率的研究缺乏微观企业层面的证据，本文通过将中国工业企业数据库和工业污染源重点调查企业数据库进行匹配，对企业层面的绿色全要素生产率水平进行测度，从企业角度考察环境规制影响绿色全要素生产率的潜在微观机制，为现有省份或者行业层面的研究提供微观证据。第三，本文立足于企业规模、所有权性质及企业类型的差异，从绿色全要素生产率视角考察了环境规制对于不同类型企业的差异化影响，为生态文明建设过程中针对性地制定环境规制政策强度提供理论依据。

二、文献综述与理论分析

**（一）文献综述**

现有关于环境规制的文献，大致从以下三个视角展开：第一是关注环境规制对于经济层面的影响，例如就业（Berman & Bui，2001），产业结构（童健等，2016），全要素生产率（王勇等，2019）等；第二是考察环境规制政策的环境治理效果（包群等，2013； Shapiro & Walker，2018）；第三是基于同时关注经济效果和环境质量两个层面的视角。绿色全要素生产率同时涵盖了经济发展和环境影响两个维度，是现有文献考察经济与环境综合效果的重要指标。现有文献对于环境规制与绿色全要素生产率的关系进行了一定程度的讨论，总体来说形成了三种观点：“促进论”“抑制论”“非线性论”。

关于“促进论”观点，顾名思义，即环境规制可以带来绿色全要素生产率的改善。Zhang et al（2011）基于SBM距离函数测算我国各省份的绿色全要素生产率水平，发现环境规制可以促进省份绿色全要素生产率的改善。Zhang et al（2020）利用双重差分评估方法，发现大气污染防治计划实施后，实验组化工行业的绿色全要素生产率得到了显著提升，且该提升主要源于技术进步的推动。李鹏升和陈艳莹（2019）从企业视角关注了环境规制的绿色全要素生产率影响，该研究重点关注了企业议价能力这一机制，认为环境规制对于企业绿色全要素生产率的改善存在一定的时滞。

关于“抑制论”观点，黄庆华等（2018）研究发现，环境政策在长期并不能促进工业行业绿色全要素生产率的持续改善，反而因为弥补污染减排成本而增加污染型行业的经济产出。Yuan et al（2017）考察了环境规制对于我国工业行业生态效率的影响，发现当前的环境规制水平会通过成本增加效应以及挤占研发投资等渠道，抑制行业生态效率的改善。Yang et al（2017）发现碳排放控制政策由于其产生的要素替代效应显著阻碍了实验组行业绿色全要素生产率的提升。

关于“非线性论”，主要是指环境规制与绿色全要素生产率的“倒U”型或者U型以及其他非线性关系。关于环境规制对于我国各省份绿色全要素生产率水平的影响，现有研究因为环境规制类型及研究时间差异等，得出“倒U”型关系（蔡乌赶、周小亮，2017；沈能，2012）和U型关系（Qiu et al，2021）的差异化结论。关于环境规制与绿色全要素生产率的行业层面研究，亦是存在着重度污染行业“倒U”型关系与中度污染行业及轻度污染行业U型关系的差异化影响（李玲、陶峰，2012）。李斌等（2013）发现环境规制对于我国36个工业行业绿色全要素生产率存在双门槛效应，低于第一个门槛值时不存在显著影响，高于第二个门槛值时会出现“抑制论”结论，两个门槛值之间表现为“促进论”。

通过文献梳理可知，现有环境规制与绿色全要素生产率的研究仍主要停留在省份或者行业层面，抹平了企业对于环境规制的差异化反应；此外，既有研究对于环境规制的绿色全要素生产率影响并未形成一致的结论，对于二者关系的细致探讨，尤其是非线性关系的判断标准较为薄弱。再有，现有关于环境规制影响绿色全要素生产率微观机制的探讨仍不够充分，主要是对于省份或者行业层面技术创新和产业结构转型等的讨论，缺乏对企业这一微观经济主体策略性应对的考察。企业是经济高质量发展转型和生态文明建设的重要主体，本文从企业视角，尝试明晰环境规制“度”如何影响绿色全要素生产率，关注不同企业可能的差异化影响，并对环境规制影响企业绿色全要素生产率的机制进行剖析，为现有相关研究提供更充分的证据。

1. **理论分析**

环境规制可能通过多种途径影响微观企业的经济行为，企业的绿色全要素生产率水平随之产生波动。本部分内容从成本效应、创新补偿效应以及要素配置效应三个方面，讨论环境规制如何影响工业企业的绿色全要素生产率水平。

首先是成本效应。污染可以视为产出的副产品，环境规制通过内化环境成本来反映资源的稀缺性，而其对企业最直接的影响是合规成本的增加，企业为达到相应的环境标准不得不将原本用于生产活动的资源投入到环境治理或者减排活动中，比如增加减排设备以及与之相关的运营及维护成本，改变企业未考虑环境成本情况下的最优决策，早期的新古典主义理论认为这会导致企业的生产效率和竞争力的损失（Greenstone et al，2012），不利于企业绿色全要素生产率的改善。创新对于绿色全要素生产率的改善至关重要（Acemoglu et al，2012；万伦来、朱琴，2013），合规成本压力下，企业为了削减成本和尽可能维持原有的利润水平，可能会减少创新以及绿色创新等研发资金的投入（蔡乌赶、周小亮，2017），间接影响企业的绿色全要素生产率水平。此外，在原有生产条件下，企业为了满足环境标准，会优先考虑终端减排的方式，环境成本形成的潜在的进入壁垒，也会增加企业的经营风险（王勇等，2019），这些均不利于企业高效率经营和绿色全要素生产率的改善。综上，本文认为，成本效应可能会负面影响企业绿色全要素生产率水平。

其次是创新补偿效应。技术进步是经济增长的核心驱动力（Solow，1956；程郁、陈雪，2013），毫无疑问亦是绿色全要素生产率增长的力量源泉之一（Acemoglu et al，2012；万伦来、朱琴，2013）。不同于新古典经济学基于成本上升引致的“利润挤出”观点，波特假说基于动态竞争的视角，认为适度的环境规制可以激励企业进行创新，提升企业的竞争力，从而部分或者全部抵消环境规制所产生的成本增加和利润下降，即产生创新补偿效应（Porter & Van der Linde，1995）。根据波特假说，环境规制一方面可以提升企业的环保意识，为企业指明可能存在的技术进步方向，引领企业进行创新；另一方面可以降低企业进行环境治理投资的不确定性，营造公平的竞争环境，使企业无法通过规避环境投资来获得创新收益和竞争地位，增加企业进行创新和实现技术进步的压力和动力，由此产生的技术进步会带来产出的增长，能源消耗总量以及能源强度水平的下降，企业绿色全要素生产率水平得到改善。“波特假说”强调严格的环境规制会将企业的注意力更多地集中在减排上，伴随着环境规制严格程度的增加，合规成本可能会随之上升，但“创新补偿”的潜力也可能会上升得更快，环境规制的净成本可能会随着规制严格程度的增加而下降，甚至可能变成净收益，实现经济和环境的双赢。新凯恩斯主义者进一步发展了波特假说，指出环境规制有助于克服企业经理人由于现期偏好而产生的“自我控制”问题，激励其进行创新投资。此外，环境成本引发的进入壁垒和经营风险，会强化企业之间的竞争机制，企业可能为了维持自身的竞争优势，反而会增加创新投资，引发间接的创新补偿效应。创新是企业保持核心竞争力的重要因素，根据以上的分析，本文认为适度环境规制可能产生的创新补偿效应会带来企业绿色全要素生产率的改善。

最后是要素配置效应。全要素生产率及绿色全要素生产率的改善一方面源自技术进步（宋马林、刘贯春，2021），另一方面源自越来越多学者开始关注生产资源配置效率对于提高生产率的重要作用（Hsieh & Klenow，2009；纪雯雯、赖德胜，2018）。党的十九大以来，要素的高效率配置被高度重视，资源配置效率的优化可以有效支撑绿色全要素生产率的提升（刘志彪、凌永辉，2020）。而相比于成本效应和创新补偿效应两种影响绿色全要素生产率的渠道，要素配置效率影响，尤其是与经济发展和环境质量密切相关的能源配置效率这一途径，现有文献较少进行关注。能源是经济发展的命脉，也是非期望产出的主要来源，能源要素的高效率配置对于绿色全要素生产率的改善毋庸置疑。环境规制可以提高企业的环保意识，通过内化污染的外部性成本，一定程度上可以反映包含环境负外部性的能源要素使用成本，迫使企业改善粗放型能源投入的生产方式，依靠能源要素的高效集约利用，带来期望产出的增加和非期望产出下降。环境规制也会提高企业的进入门槛，导致潜在低效率、高能耗水平的企业无法进入市场，以“僵尸企业”为代表的低效益企业和高能耗企业可能因为环境规制的压力和能源要素使用成本的上升不得不退出市场或者进行绿色转型，能源要素得以向高能效企业流动，进而带来平均绿色全要素生产率的改善。此外，高生产率企业和环境绩效较好的企业可能也会更容易获得竞争优势，能源投入进一步向高能效企业集聚，能源配置效率进一步提高，企业绿色全要素生产率也由此得到改善。根据以上的分析，本文认为，环境规制可能引发的能源配置效率改善可以有效提升企业的绿色全要素生产率水平。

综合以上分析，环境规制可能通过成本效应负向影响企业绿色全要素生产率水平，也可能通过触发创新补偿效应、改善能源配置效率带来企业绿色全要素生产率的改善。因此，本文认为，环境规制对于企业绿色全要素生产率并非简单的线性关系。

三、研究设计

**（一）数据介绍**

本文使用的第一个微观企业数据库是中国工业企业数据库。该数据库由中国国家统计局建立，包含了中国全部国有企业及规模以上的非国有企业，其中制造业企业占数据库中全部企业的90%以上。除了经济普查数据外，该数据库是目前可获得的最大的企业级数据库，因此，该数据库作为本文研究的基础数据库，是非常具有代表性的。中国工业企业数据库样本量庞大，覆盖范围广泛，但是也存在指标异常的情况。本文结合基本的会计准则，借鉴Cai & Liu（2009）及谢千里等（2008）的研究，按照以下步骤对数据进行清洗：（1）删除销售额小于500万元、员工人数少于8人的观测值；（2）删除累计折旧小于当期折旧的观测值；（3）删除总资产小于固定资产总额、固定资产净值、流动资产的观测值；（4）删除工业总产值小于工业增加值的观测值；（5）删除销售额、工业增加值、补贴收入小于等于零的观测值。

中国工业企业数据库主要包括企业生产活动中的投入、产出及财务状况等指标，并不包括生产过程中的非期望产出指标。本文研究中企业绿色全要素生产率指标的测度，需要进一步结合企业的非期望产出信息，因此，本文使用的第二个微观企业数据库是工业污染源重点调查企业数据库。该数据库中重点调查企业的主要污染物排放量占各地区排放总量的85%以上，记录了企业的能源消耗和污染物排放水平，是目前较为详细的企业层面的环境统计数据库。其中，能源消耗种类主要包括煤炭，燃料油和天然气，污染物排放主要有二氧化硫，氮氧化物等废气污染物和一些废水污染物。通过将该数据库与中国工业企业数据库进行匹配，进一步剔除数据严重缺失的企业，形成本文最终的数据样本。

**（二）指标测度**

**1.绿色全要素生产率。**经济高质量发展以及生态文明建设均需要关注如何实现绿色全要素生产率水平的持续提升，相比于传统的全要素生产率指标，绿色全要素生产率考虑了经济发展的环境代价，可以更加综合的考察经济的发展成果。Tone（2001）提出的SBM模型很好地解决了传统径向DEA模型中忽视松弛变量的问题，而超效率模型可以很好地避免实证研究中效率值截尾的问题，因此，本文采用SBM超效率模型测算企业的绿色全要素生产率水平。SBM超效率模型测算效率值时，需要明确模型导向、规模报酬状态和投入产出变量。鉴于规模报酬不变时决策单元规模最优的假定并不完全符合经济现实，本文的绿色全要素生产率指标也并不关注企业投入或者产出某一方面的改善，因此，选择非导向、规模报酬可变的SBM超效率模型。关于投入变量，结合生产函数与数据的可得性，本文选择劳动、资本和能源三个变量。其中，劳动投入用企业“年末就业人员（人）”数量衡量；资本投入用企业“固定资产合计（千元）”衡量；能源投入为企业不同能源投入折算后的标准煤（吨）数量。考虑不同种类能源在生产过程中的差异，本文根据中华人民共和国《综合能耗计算通则》GBT2589-2008提供的标准煤折算系数，将企业的能源投入统一折算为标准煤。产出变量分为期望产出和非期望产出，其中期望产出为“工业增加值（千元）”，非期望产出指企业的废气排放。考虑到不同污染物[[2]](#footnote-2)差异化的经济环境影响及量纲的不统一，本文根据《排污费征收标准管理办法》对企业不同污染物进行无量纲处理。具体公式如下：

 $AP\_{k}=Q\_{k}/W\_{k}$ （1）

 其中，$k$代表不同污染物，$AP\_{k}$表示污染当量数[[3]](#footnote-3)，$Q\_{k}$表示污染排放量，$W\_{k}$表示污染当量值，《排污费征收标准管理办法》中对于不同污染物的当量值[[4]](#footnote-4)予以明确的规定，通过加总不同污染物折算后的当量数，得到本文的非期望产出指标。

**2.环境规制强度。**环境规制强度是本文关注的核心指标，如何较为合理的衡量区域环境规制强度是后续进行实证研究的基础。关于环境规制强度的测度，国内外文献主要基于单一指标和综合指标两个角度。在单一指标层面，现有文献主要采用污染治理支出或者减排支出成本进行衡量（Cole et al，2010；Levinson & Taylor，2008），也有学者采用其他间接的定量型指标，比如人均收入水平（陆旸，2009），污染治理投资占总产值的比重（张成等，2011），某一单项污染物排放量指标（任力、黄崇杰，2015），排污费收入（郭进，2019）等。由于单一指标不够全面等问题，现有文献大多采用综合指标作为衡量环境规制强度的代理变量。

关于综合意义上的环境规制强度代理指标，现有文献大多基于不同污染物进行构建。原毅军和谢荣辉（2014）选用废水、废气和固体废物，通过标准化加权，得到反映环境规制强度的综合指标，相同的构建方法见王勇等（2019）、李鹏升和陈艳莹（2019）等的研究。尽管精准的衡量环境规制强度较为困难，但是基于污染物综合构建的环境规制强度代理指标是现有文献中较为通用的方法，本文也采用该方法量化地级市的环境规制强度。具体地，本文选取工业废水排放达标率、工业二氧化硫去除率和工业烟粉尘去除率三个指标，通过将其标准化消除量纲的影响，然后加权构建285个地级市的环境规制强度指标。具体过程如下:

 $se\_{jkt}=\frac{e\_{jkt}-min\left(e\_{jkt}\right)}{max\left(e\_{jkt}\right)-min\left(e\_{jkt}\right)}$ （2）

其中，$e\_{jkt}$表示$j$地区在$t$年第$k$种污染物处理率原值，$min\left(e\_{jkt}\right)$和$max\left(e\_{jkt}\right)$分别为相应指标当年的最小值和最大值，$se\_{jkt}$为相应污染物处理率标准化后的值。在标准化的基础上，本文计算各污染物处理率的算数平均值作为各个地级市环境规制强度$res\_{jt}$的量化指标，即$res\_{jt}={\left(\sum\_{k=1}^{3}se\_{jkt}\right)}/{3}$。指标$res\_{jt}$越大，代表当地环境规制越严格。

1. **模型设定**

根据理论分析，在指标构建的基础上，本文利用2000-2008年中国工业企业数据库和工业污染源重点调查企业数据库，构建以下模型实证考察环境规制对于企业绿色全要素生产率的影响。

 $gtfp\_{jit}=α+β\_{1}res\_{jt}+β\_{2}\left(res\_{jt}\right)^{2}+θX+λ\_{i}+λ\_{t}+ϵ\_{jit}$ （3）

 其中，下标$j$代表地级市，下标$i$代表企业个体，下标$t$代表时间，变量$gtfp$表示企业的绿色全要素生产率水平，变量$res$表示地级市的环境规制水平，$X$表示控制变量，$λ\_{i}$和$λ\_{t}$分别为企业个体固定效应和时间固定效应，$ϵ\_{jit}$为误差项。具体地，本文选取的企业层面控制变量有：（1）企业规模水平（ln*fixasset*），指企业固定资产合计数。根据环境库兹涅茨（EKC）假说，企业规模会对企业产出和污染排放产生影响。（2）企业年龄（ln*age*），数值表示为企业当年年份减去成立年份加一。生命周期理论表明，企业的发展一般会经历成长、成熟和衰退阶段，不同阶段的学习能力、技术水平均会存在差异，这些可能均会对企业绿色全要素生产率水平产生影响。（3）企业融资约束（*finacons*），即企业利息支出与固定资产的比值。融资约束反映企业获得融资的成本，低水平的融资成本表示企业更容易获得生产经营、技术改进及环境治理的资金。（4）企业资产负债率（*alr*），用企业负债总额与资产总额的比值来衡量。资产负债率反映企业利用债权人提供的资金进行经营活动的能力，可能会从污染排放和产出水平两方面影响企业的绿色全要素生产率水平。（5）企业盈利水平（*profitlv*），表示为企业利润总额与销售收入的利比值。盈利水平在一定程度上可以反映企业进行绿色技术创新的能力，进而影响企业的绿色全要素生产率水平。为了使实证结果尽可能地不受城市层面差异的影响，本文进一步加入城市层面的控制变量：（1）人均生产总值（ln*pgdp*），地区整体的经济发展水平对居民的绿色消费理念以及产业结构均会产生影响，进而影响经济发展质量。（2）地区人口总数（ln*pop*），即地区年末总人口数量，人口的集聚更有利于环境处理设施的共享以及规模经济的发挥（Burton，2000），进而影响地区及企业的经济发展质量。（3）外商投资水平（ln*fdi*），外商投资一方面可以为东道国带来先进的技术及管理经验，另一方面也可能存在“污染天堂”现象，对当地经济的高质量发展存在着不确定影响。本文所用数据的描述性统计如表1所示。

表1 描述性统计分析

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | mean | sd | min | max | N |
| ln*fixasset* | 9.66 | 1.68 | 5.74 | 14.20 | 117,695 |
| ln*age**finacons* | 2.220.03 | 0.845.01 | 0.00-0.00 | 7.500.33 | 117,695117,695 |
| *alr* | 0.61 | 0.28 | 0.04 | 1.48 | 117,695 |
| *profitlv* | 0.03 | 0.08 | -0.33 | 0.28 | 117,678 |
| ln*pgdp* | 9.96 | 0.71 | 7.77 | 11.58 | 117,695 |
| ln*pop* | 6.16 | 0.63 | 2.80 | 8.09 | 117,695 |
| ln*fdi* | 12.24 | 2.08 | 0.00 | 15.76 | 117,416 |

四、回归结果与检验

**（一）基准回归结果**

本文利用实证模型（3）考察环境保护与经济发展能否实现“遐迩一体”，带来企业绿色全要素生产率的提升，表2为地区环境规制水平对企业绿色全要素生产率（*gtfp*）影响的基准回归结果。第（1）列基于线性模型的结果表明，环境规制会显著消极影响企业绿色全要素生产率水平。根据环境规制影响企业绿色全要素生产率的理论分析可知，环境规制对企业绿色全要素生产率可能并非简单的线性关系。第（2）-（5）列为加入环境规制二次项，同时加入年份固定效应和企业个体固定效应的非线性关系检验结果，其中，第（2）列为不加入任何控制变量的计量结果，第（3）列为加入企业层面控制变量的回归结果，第（4）列为进一步加入城市层面控制变量的回归结果。第（2）-（4）列的结果表明，地区环境规制强度与企业绿色全要素生产率呈现显著的“倒U”型关系，当环境规制强度过于严格时，企业可能会失去创新的激励，要素配置的改善可能也难以发生效果，环境规制的成本效应可能占据主导作用，从而损害企业的绿色全要素生产率水平。

表2 基准回归结果

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 变量 | *gtfp* | *gtfp* | *gtfp* | *gtfp* |
|  |  |  |  |  |
| *res* | -0.0049\*\* | 0.0690\*\*\* | 0.0802\*\*\* | 0.0532\*\*\* |
|  | (0.0021) | (0.0152) | (0.0146) | (0.0147) |
| *res2* |  | -0.0508\*\*\* | -0.0601\*\*\* | -0.0411\*\*\* |
|  |  | (0.0106) | (0.0102) | (0.0103) |
| ln*fixasset* | -0.0154\*\*\* |  | -0.0153\*\*\* | -0.0154\*\*\* |
|  | (0.0002) |  | (0.0002) | (0.0002) |
| ln*age* | 0.0004 |  | 0.0004 | 0.0003 |
|  | (0.0003) |  | (0.0003) | (0.0003) |
| *finacons* | 0.0001\*\*\* |  | 0.0001\*\*\* | 0.0001\*\*\* |
|  | (0.0000) |  | (0.0000) | (0.0000) |
| *alr* | -0.0029\*\*\* |  | -0.0030\*\*\* | -0.0029\*\*\* |
|  | (0.0006) |  | (0.0006) | (0.0006) |
| *profitlv* | 0.0000 |  | 0.0000 | 0.0000 |
|  | (0.0000) |  | (0.0000) | (0.0000) |
| ln*pgdp* | 0.0185\*\*\* |  |  | 0.0179\*\*\* |
|  | (0.0013) |  |  | (0.0013) |
| ln*pop* | -0.0034 |  |  | -0.0029 |
|  | (0.0053) |  |  | (0.0053) |
| ln*fdi* | 0.0008\*\*\* |  |  | 0.0008\*\*\* |
|  | (0.0002) |  |  | (0.0002) |
| 常数项 | 0.0192 | 0.0143\*\*\* | 0.1610\*\*\* | 0.0018 |
|  | (0.0364) | (0.0054) | (0.0056) | (0.0366) |
|  |  |  |  |  |
| 观测值 | 99,391 | 99,697 | 99,684 | 99,391 |
| R2企业固定效应年份固定效应 | 0.7710YesYes | 0.7513YesYes | 0.7697YesYes | 0.7710YesYes |

注：括号中为企业层面的聚类稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。下同。

1. **稳健性检验**

1.**非线性关系的检验。**根据Lind & Mehlum（2010），仅仅考虑核心解释变量二次项的系数是否显著进而确定U型或“倒U”型关系是不够严谨的。如果样本数据只有一段是单调凸的，核心解释变量的二次项系数也会显著，此时将会出现虚假的U型或“倒U”型的关系；此外，单纯依靠二次项系数是否显著这一判断标准也无法进一步排除三次型或者更高次型的情况。本文借鉴Lind & Mehlum（2010）的研究，对于环境规制与绿色全要素生产率的“倒U”型关系进行更加严谨的Utest检验，弥补了依靠核心解释变量的一次项和二次项系数进行非线性关系判定可能存在的偏误。从结果可以看出[[5]](#footnote-5)，计算出的环境规制强度极值点为0.6471，在环境规制强度取值范围[0.4049, 0.9822]内，并能够在5%（p值为0.0010）的统计水平上拒绝原假设。同时结果中Slope在区间里存在负号，由此环境规制与企业绿色全要素生产率的“倒U”型关系得到验证，排除了可能存在的三次型以及更高次型的可能。

**2.多维固定效应。**企业作为本文研究所使用的最小数据单元，企业固定效应已经考虑了与企业相关的所有不随时间变化的因素，如所属行业、区域等。当企业绿色全要素生产率在单个企业内部波动较小，在企业间的波动较大时，此时仅考虑企业固定效应可能会造成计量结果的偏误。针对这一可能存在的现象，本文通过加入企业固定效应之外的其他固定效应进行验证，具体的实证检验中，本文加入省份固定效应、城市固定效应、行业固定效应和年份固定效应，以控制不同层面不随时间变化的特征及共同时间趋势带来的影响。表3中第（1）列展示了多维固定效应的结果，对比表2中第（4）列的基准回归结果，可以发现环境规制系数略微发生变化，但是拐点几乎没有发生变化。

**3.极端值与指标替换。**为了避免极端值可能产生的结果偏误，本文对核心解释变量环境规制强度（*res*）进行1%水平的双向缩尾，表3中第（2）列的结果显示环境规制强度的系数大小和显著性水平均未发生明显变化。进一步地，针对测量误差可能导致的结果偏误，本文借鉴李玲和陶锋（2012）的研究，选取工业二氧化硫、工业烟尘粉尘和工业废水三种污染物的排放强度重新计算地区环境规制强度，标准化加权处理方法同核心解释变量环境规制强度（*res*）。居于污染物排放强度重新计算的环境规制强度（*intensity*）与核心解释变量（*res*）的数值含义相反，该指标越大，表示地区环境规制强度越弱，反之越强。基于污染物排放强度计算的环境规制强度的替换结果见表3第（4）列，由于污染物排放强度计算的环境规制指标与基准分析中的数值意义相反，因此表3第（4）列中环境规制强度（*intensity*）与企业绿色全要素生产率呈现U型关系。

考虑到我国自上而下的环境治理结构和政府在环境治理中的重要作用，本部分内容进一步采用政府工作报告中环保词频占比来衡量地区环境规制强度（Chen et al，2018；陈诗一、陈登科，2018）。具体地，环保词频占比是指与环境相关词汇所在的句子占整个政府工作报告内容的比重。根据表3第（3）列可知，以环保词频占比衡量的环境规制强度与企业绿色全要素生产率仍呈现出显著的“倒U”型关系，系数均在5%显著性水平上通过检验。两种方式的环境规制强度计算结果均证明了表2第（4）列基准结果的稳健性，即环境规制在适度的水平内，可以带来企业绿色全要素生产率的改善。

表3 稳健性检验

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
|  | 多维固定 | 缩尾 | 指标替换 | 指标替换 |
| 变量 | *gtfp* | *gtfp\_w* | *gtfp* | *gtfp* |
|  |  |  |  |  |
| *res\_w* |  | 0.0531\*\*\* |  |  |
|  |  | (0.0161) |  |  |
| *res\_w2* |  | -0.0410\*\*\* |  |  |
|  |  | (0.0110) |  |  |
| *envir\_ratio* |  |  | 0.0312\*\* |  |
|  |  |  | (0.0133) |  |
| *envir\_ratio2* |  |  | -0.1930\*\* |  |
|  |  |  | (0.0881) |  |
| *intensity* |  |  |  | -0.0882\*\*\* |
|  |  |  |  | (0.0127) |
| *intensity2* |  |  |  | 0.1242\*\*\* |
|  |  |  |  | (0.0256) |
| *res* | 0.0687\*\*\* |  |  |  |
|  | (0.0206) |  |  |  |
| *res2* | -0.0525\*\*\* |  |  |  |
|  | (0.0143) |  |  |  |
| ln*fixasset* | -0.0080\*\*\* | -0.0154\*\*\* | -0.0154\*\*\* | -0.0154\*\*\* |
|  | (0.0001) | (0.0004) | (0.0002) | (0.0004) |
| ln*age* | -0.0023\*\*\* | 0.0003 | 0.0005 | 0.0003 |
|  | (0.0002) | (0.0003) | (0.0003) | (0.0003) |
| *finacons* | 0.0001\*\*\* | 0.0001\*\*\* | 0.0001\*\*\* | 0.0001\*\*\* |
|  | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) |
| *alr* | -0.0087\*\*\* | -0.0029\*\*\* | -0.0025\*\*\* | -0.0030\*\*\* |
|  | (0.0005) | (0.0008) | (0.0007) | (0.0008) |
| *profitlv* | 0.0001 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
|  | (0.0001) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) |
| ln*pgdp* | 0.0155\*\*\* | 0.0179\*\*\* | 0.0166\*\*\* | 0.0147\*\*\* |
|  | (0.0017) | (0.0016) | (0.0015) | (0.0017) |
| ln*pop* | 0.0244\*\* | -0.0029 | -0.0087 | -0.0064 |
|  | (0.0109) | (0.0057) | (0.0058) | (0.0057) |
| ln*fdi* | 0.0009\*\*\* | 0.0008\*\*\* | 0.0011\*\*\* | 0.0006\*\*\* |
|  | (0.0002) | (0.0001) | (0.0002) | (0.0001) |
| 常数项 | -0.1549(0.0916) | 0.0018(0.0378) | 0.0593(0.0405) | 0.0759\*\*(0.0386) |
|  |  |  |  |  |
| 观测值 | 117,398 | 99,391 | 83,785 | 99,391 |
| R2 | 0.2005 | 0.7710 | 0.7837 | 0.7712 |
| 省份固定效应 | Yes | No | No | No |
| 城市固定效应 | Yes | No | No | No |
| 行业固定效应 | Yes | No | No | No |
| 企业固定效应 | No | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |

注：第（3）列为采用政府工作报告中环保词频占比来衡量的环境规制指标，第（4）列为基于污染物排放强度计算的环境规制指标。

**（三）内生性问题**

**1．潜在的异方差或者自相关问题。**普通标准误默认扰动项为独立同分布，并未考虑可能存在的异方差和自相关的情况。当扰动项存在异方差或者自相关从而违反球形假设时，得到的估计量依然是无偏且一致的，但t检验和F检验不再有效，由此造成系数和模型的统计检验可能存在偏误。表4中第（1）-（4）列使用不同层面的聚类稳健标准误，以克服潜在的自相关和异方差可能造成的统计检验偏误问题。在表4中，第（1）-（4）列分别为企业层面、行业层面、城市层面以及省份层面的聚类标准误，表示允许误差项在不同层面内部相关，但是在聚类层面之间不相关。根据第（1）-（4）列的实证结果可知，伴随着聚类维度的提升，核心解释变量的显著性水平有所损失，但即使在最高的省份层面，仍然能通过10%水平的显著性检验，进一步说明基准结果的稳健性。

**2.双向因果问题**。环境规制与绿色全要素生产率可能存在双向因果关系，地区环境规制强度会影响企业绿色全要素生产率水平，企业平均绿色全要素生产率也会反过来影响地区对于环境规制强度的调整。如果双向因果问题存在，表2中第（4）列基准结果将是有偏的。针对环境规制强度与企业绿色全要素生产率可能存在的反向因果关系，本文借鉴Hering & Poncent（2014）的研究，采用空气流通系数作为环境规制强度的工具变量。显然，空气流通系数越大，区域污染物越容易扩散。在空气污染物排放相同时，空气流通系数较低区域的环境规制会趋于严格，满足工具变量相关性要求。此外，区域空气流通系数的大小主要取决于气候条件等自然现象，满足工具变量的外生性要求。空气流通系数的计算参考Jacobson（2002），等于风速与边界层高度的乘积。欧洲中期天气预报中心（ECMWF）提供了全球0.75°×0.75°网格（约83平方公里）的10米高风速和边界层高度数据，通过经纬度将各网格与样本内的城市匹配，得到城市层面空气流通系数的面板数据。

两阶段最小二乘法的估计结果中，第一阶段的F值均远远大于10，p值均为0.000，工具变量空气流通系数均通过统计检验，满足工具变量的相关性要求。此外，根据统计结果，方程不可识别检验的LR统计量的p值均为0.000，强烈拒绝“不可识别”的原假设，Cragg-Donald F统计量的值均大于Stock & Yogo（2005）给出的15%的临界值水平（4.58）[[6]](#footnote-6)，表明不存在弱工具变量问题。表4中第（5）列汇报了空气流通系数作为工具变量的第二阶段回归结果。可以发现，环境规制与企业绿色全要素生产率仍表现出显著的“倒U”型关系，与基准结果相比，环境规制强度变量的一次项和二次项系数均显著变大，但是拐点的变化幅度很小。

表4 内生性问题

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|  | 聚类-企业 | 聚类-行业 | 聚类-城市 | 聚类-省份 | 双向因果分析 |
| 变量 | *gtfp* | *gtfp* | *gtfp* | *gtfp* | *gtfp* |
|  |  |  |  |  |  |
| *res* | 0.0532\*\*\* | 0.0532\* | 0.0532\* | 0.0532\* | 1.2197\*\*\* |
|  | (0.0170) | (0.0274) | (0.0296) | (0.0260) | (0.2867) |
| *res2* | -0.0411\*\*\* | -0.0411\*\* | -0.0411\*\* | -0.0411\*\* | -0.8450\*\*\* |
|  | (0.0116) | (0.0179) | (0.0200) | (0.0185) | (0.1925) |
| *lnfixasset* | -0.0154\*\*\* | -0.0154\*\*\* | -0.0154\*\*\* | -0.0154\*\*\* | -0.0152\*\*\* |
|  | (0.0005) | (0.0014) | (0.0007) | (0.0007) | (0.0002) |
| ln*age* | 0.0003 | 0.0003 | 0.0003 | 0.0003 | 0.0001 |
|  | (0.0003) | (0.0005) | (0.0004) | (0.0004) | (0.0003) |
| *finacons* | 0.0001\*\*\* | 0.0001\*\*\* | 0.0001\*\*\* | 0.0001\*\*\* | 0.0001\*\*\* |
|  | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) |
| *alr* | -0.0029\*\*\* | -0.0029\*\*\* | -0.0029\*\*\* | -0.0029\*\*\* | -0.0037\*\*\* |
|  | (0.0008) | (0.0009) | (0.0011) | (0.0008) | (0.0007) |
| *profitlv* | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
|  | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) |
| ln*pgdp* | 0.0179\*\*\* | 0.0179\*\*\* | 0.0179\*\*\* | 0.0179\*\*\* | 0.0067\*\* |
|  | (0.0016) | (0.0028) | (0.0038) | (0.0036) | (0.0032) |
| ln*pop* | -0.0029 | -0.0029 | -0.0029 | -0.0029 | -0.0004 |
|  | (0.0062) | (0.0066) | (0.0148) | (0.0139) | (0.0063) |
| ln*fdi* | 0.0008\*\*\* | 0.0008\*\*\* | 0.0008\*\*\* | 0.0008\*\*\* | 0.0001 |
|  | (0.0002) | (0.0002) | (0.0003) | (0.0002) | (0.0002) |
| 常数项 | -0.0131(0.0716) | -0.0131(0.1014) | -0.0131(0.1814) | -0.0131(0.1805) | -0.2965\*\*\*(0.0885) |
|  |  |  |  |  |  |
| 观测值 | 99,391 | 99,391 | 99,391 | 99,391 | 104132 |
| R2 | 0.7710 | 0.7710 | 0.7710 | 0.7710 | 0.0742 |
| 企业固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |

五、进一步讨论

**（一）机制检验**

本文的基准分析结表明，环境规制与企业绿色全要素生产率并非简单的线性关系，本部分内容对理论分析中环境规制影响企业绿色全要素生产率的成本机制、创新补偿机制和要素配置机制进行检验。具体地，以环境规制对企业绿色全要素生产率的“倒U”型关系拐点（0.6471）为分组标准，将全样本分位两组，借鉴金刚和沈坤荣（2018）、Li et al（2016）的处理方式，将影响机制直接以被解释变量的形式引入模型，借助理论梳理和现有文献，分别展示U型关系的促进机制、抑制机制的检验结果及理论逻辑。

关于成本效应，本文选取企业的管理费用作为其代理指标。环境合规成本的压力下，企业不得不将部分生产资源用于环境保护投资，比如增加减排设备以及与之相关的运营及维护成本。鉴于命令控制型环境规制政策在我国环境治理实践中的重要作用，如典型的“三同时”政策，终端减排仍是我国企业进行减排的重要渠道。根据企业会计准则，与企业减排相关的成本增加主要属于管理费用类，计入管理费用科目。因此，本文采用工企数据库中的管理费用作为成本效应的代理指标，在实证检验中对管理费用取对数处理。

关于创新补偿效应中企业创新水平的衡量，现有文献一般从创新投入和创新产出两个方面进行衡量。创新投入层面，现有文献一般采用研发费用作为创新的代理变量（蔡庆丰等，2020；钱学锋，2021）；创新产出层面，一般采用发明和专利数目（李长英、赵忠涛，2020）及新产品种类数目（Audretsch & Feldman，1996）来量化企业或者区域的创新水平。发明与专利数一定程度上并不能准确的衡量创新的产出与价值（董晓芳和袁燕，2014），因为并不是所有的新产品均会申请专利，并且专利的数量与其所能带来的经济效益并没有直接关系。另一个从产出视角衡量企业创新能力的指标是新产品产值（刘冲等，2019；魏浩、巫俊，2018），相比于专利数量这一衡量方式，新产品产值与企业经济效应，市场竞争力等软实力直接挂钩，可以更加直接的评价企业的技术创新能力。因此，本文采用企业新产品产值变量衡量企业的创新水平，在实证分析中对企业新产品产值取对数处理。

对于资源配置效应这一影响途径，本文重点关注环境规制如何通过能源配置效率，进而影响企业的绿色全要素生产率。Olley & Pakes（1996）提出的分解方法反映了技术进步和资源配置效率对于生产率的贡献， Schutze et al（2019）将该分解方法用于测度企业能源的配置效率水平[[7]](#footnote-7)，反映能源配置水平的协方差表示为：

 $λ\_{is}^{e}=\left(φ\_{is}-\overbar{φ}\_{s}\right)\left(e\_{is}-\overbar{e}\_{s}\right)$ (4)

其中，*S*表示工业企业数据库中的两位数行业，$λ\_{is}^{e}$表示行业*S*中企业*i*的能源配置协方差，协方差表明越高，高能源效率的企业获得了更多的能源要素，这反过来又会进一步提高行业整体的能源效率水平，即更大的协方差代表更高效的能源配置。$φ\_{is}$表示企业*i*的市场份额，用企业*i*的增加值占行业加总增加值的比重表示。$e\_{is}$表示企业*i*的能源效率水平，表示为单位标准煤的增加值。$\overbar{φ}\_{s}$及$\overbar{e}\_{s}$分别代表行业*S*中企业市场份额和能源率的均值。

表5详细展示了“倒U”型左边促进机制和右边抑制机制的检验结果。可以发现当环境规制强度小于拐点时，尽管仍然存在显著成本效应，但是此时环境规制强度可以实现创新补偿效应，也可以促进能源要素配置效率的改善，由此带来企业绿色全要生产率的提升。当环境规制进一步提高，位于拐点右侧时，将不利于企业绿色全要素生产率的改善，此时面临过高的环境成本，企业将失去创新动力，创新补偿效应难以发挥。此外，环境规制强度越过拐点之后，终端减排的作用对于环境质量的改善可能达到极致，企业为了规避利润的损失和能源相对成本的上升，倾向于依靠其他要素投入，比如劳动要素来规避利润损失，扭曲资本要素、劳动要素以及能源要素等生产要素的配置，最终可能导致经济绩效和环境绩效的双重损失。根据表5中拐点右侧抑制机制的检验结果，可以发现，当环境规制强度越过拐点时，企业的创新补偿效应由拐点之前的正值转变为负值，创新效应对于企业绿色全要素生产率的改善作用难以发挥；而成本效应系数依旧为正，但已不具有统计上的显著性，可能是过高的环境规制强度导致企业依靠减排资源投入等途径无法达到环境合规要求；能源要素配置的改善效果也由拐点之前的正值转变为负值，尽管其系数在统计上并不显著，却存在扭曲能源配置效率的可能。综合促进机制和抑制机制的实证结果可知，在环境规制拐点左侧，环境规制可以有效激发创新补偿效应，同时促进能源配置效率的改善，进而弥补成本效应的负面影响，有效带来企业绿色全要素生产率的提升；而在环境规制拐点右侧，面临过高的环境规制强度，创新补偿效应受到显著削弱，能源配置效率的改善亦不在显著，甚至存在扭曲能源要素配置的可能，此时企业绿色全要素生产率水平的提升由于过高的环境规制强度受到阻碍。

表5 机制分析

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | 促进机制 | 抑制机制 |
|  | 创新效应 | 成本效应 | 要素配置 | 创新效应 | 成本效应 | 要素配置 |
| 变量 | ln*newproduct* | ln*manage* | *ae* | ln*newproduct* | ln*manage* | *ae* |
|  |  |  |  |  |  |  |
| *res* | 1.2373\*\* | 0.9814\*\*\* | 0.0008\*\* | -0.5671\*\* | 0.1299 | -0.0090 |
|  | (0.5719) | (0.3585) | (0.0003) | (0.2565) | (0.1178) | (0.0146) |
| ln*fixasset* | 0.1001\*\* | 0.1380\*\*\* | -0.0007\*\*\* | 0.1193\*\*\* | 0.1444\*\*\* | 0.0017 |
|  | (0.0504) | (0.0316) | (0.0000) | (0.0243) | (0.0117) | (0.0012) |
| ln*age* | -0.0772 | 0.2209\*\*\* | -0.0000\* | -0.0293 | 0.1100\*\*\* | 0.0002 |
|  | (0.0708) | (0.0705) | (0.0000) | (0.0344) | (0.0249) | (0.0017) |
| *finacons* | 0.2440 | 0.2003\*\* | -0.0001\*\*\* | 0.2424 | 0.5265\*\*\* | 0.0000 |
|  | (0.1559) | (0.0857) | (0.0000) | (0.1675) | (0.0722) | (0.0007) |
| *alr* | -0.0274 | -0.1596\*\* | 0.0002\*\*\* | 0.0381 | -0.0066 | -0.0000 |
|  | (0.1341) | (0.0778) | (0.0001) | (0.0670) | (0.0301) | (0.0035) |
| *profitlv* | 0.1611 | 0.0573 | -0.0018\*\*\* | -0.0186 | -0.0127 | 0.0000 |
|  | (0.2706) | (0.1537) | (0.0002) | (0.0341) | (0.0130) | (0.0002) |
| ln*pgdp* | 0.3462 | 0.8175\*\*\* | -0.0002\*\*\* | 0.6199\*\*\* | 0.0297 | 0.0162\* |
|  | (0.2264) | (0.3110) | (0.0001) | (0.0680) | (0.0994) | (0.0087) |
| ln*pop* | 0.1107 | 0.3113 | -0.0002\*\*\* | -1.3355\* | -0.0198 | -0.0207 |
|  | (0.7336) | (0.4591) | (0.0000) | (0.6846) | (0.4527) | (0.0388) |
| ln*fdi* | -0.0007 | 0.0214 | 0.0000 | -0.0799\*\*\* | 0.0026 | -0.0003 |
|  | (0.0272) | (0.0260) | (0.0000) | (0.0222) | (0.0125) | (0.0012) |
| 常数项 | -4.1860 | -4.7645 | 0.0106\*\*\* | 3.8805 | 5.5171\* | -0.0356 |
|  | (4.7905) | (3.5506) | (0.0006) | (3.9834) | (3.1091) | (0.2677) |
|  |  |  |  |  |  |  |
| 观测值 | 10,487 | 7,399 | 20,810 | 55,305 | 45,187 | 79,605 |
| 企业固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |

**（二）异质性分析**

**1.企业所有权性质。**地区环境规制强度可能对于不同所有制企业存在异质性影响，在考察环境规制强度对不同所有权性质企业绿色全要素生产率可能的差异化影响时，本文将港澳台投资企业归类到外商投资企业之中。根据表6中第（1）-（3）列的分样本回归结果可知，环境规制对国有企业和外商投资企业绿色全要素生产率的“倒U”型关系在统计上并不显著。一方面，这可能是因为国有企业和外资企业通常对地方政府有更大的议价能力，因而可能实际受的环境规制力度较弱，导致环境规制对于绿色全要素生产率没有显著的影响；另一方面，也可能是由于国有企业和外资企业在技术、规模和创新资金等方面具有优势，相比于民营企业，其生产率水平和环境绩效较高，也会导致环境规制对绿色全要素生产率的不显著影响。习近平总书记在2018年11月份召开的民营经济座谈会上充分肯定了民营经济的地位和贡献。根据表6的结果，环境规制对于民营企业绿色全要素生产率呈现显著的“倒U”型影响，在环境规制政策实践过程中应该重点关注过高的环境规制强度对于民营企业可能带来的绿色全要素生产率损失。

**2.企业类型。**环境规制对于企业绿色全要素生产率的影响可能会因为其所在的行业类型而存在差异。根据中国工业企业数据库对企业类型的划分，轻工业主要是指提供生活消费品和制作手工工具的行业，这些行业劳动要素投入更为密集；重工业主要是指为国民经济各部门提供物质技术基础及主要生产资料的行业，如原材料工业、加工工业等，这些行业对资本要素、能源要素的需求较大。表6中第（4）（5）列分别为环境规制对轻工业企业和重工业企业绿色全要素生产率的实证结果，根据结果可知，相对于轻工业类型的企业，环境规制对重工业企业影响更大，且重工业企业的“倒U”型拐点更大，从侧面说明可以适当加大对重工业企业的环境规制强度。

表6 基于企业所有权性质和企业类型的异质性分析

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|  | 国有企业 | 民营企业 | 外资企业 | 轻工业 | 重工业 |
| 变量 | *gtfp* | *gtfp* | *gtfp* | *gtfp* | *gtfp* |
|  |  |  |  |  |  |
| *res* | 0.0485 | 0.0607\*\*\* | 0.0213 | 0.0404\* | 0.0573\*\*\* |
|  | (0.0655) | (0.0220) | (0.0422) | (0.0212) | (0.0206) |
| *res2* | -0.0438 | -0.0456\*\*\* | -0.0172 | -0.0342\*\* | -0.0431\*\*\* |
|  | (0.0482) | (0.0149) | (0.0286) | (0.0149) | (0.0144) |
| *lnfixasset* | -0.0089\*\*\* | -0.0164\*\*\* | -0.0138\*\*\* | -0.0162\*\*\* | -0.0148\*\*\* |
|  | (0.0016) | (0.0006) | (0.0007) | (0.0003) | (0.0003) |
| ln*age* | -0.0024\* | 0.0008\*\* | 0.0031\*\* | 0.0015\*\*\* | -0.0006 |
|  | (0.0012) | (0.0004) | (0.0013) | (0.0005) | (0.0004) |
| *finacons* | -0.0044 | 0.0001\*\*\* | 0.0223\*\*\* | 0.0001\*\*\* | 0.0001 |
|  | (0.0037) | (0.0000) | (0.0039) | (0.0000) | (0.0001) |
| *alr* | -0.0039\* | -0.0029\*\*\* | -0.0010 | -0.0030\*\*\* | -0.0021\*\* |
|  | (0.0022) | (0.0011) | (0.0018) | (0.0008) | (0.0008) |
| *profitlv* | 0.0001 | 0.0186\*\*\* | -0.0000 | -0.0000 | 0.0177\*\*\* |
|  | (0.0001) | (0.0018) | (0.0001) | (0.0000) | (0.0016) |
| ln*pgdp* | 0.0152\*\*\* | 0.0201\*\*\* | 0.0098\*\*\* | 0.0158\*\*\* | 0.0173\*\*\* |
|  | (0.0052) | (0.0022) | (0.0032) | (0.0018) | (0.0020) |
| ln*pop* | -0.0084 | 0.0113 | -0.0538\*\*\* | -0.0111 | 0.0101 |
|  | (0.0110) | (0.0094) | (0.0137) | (0.0068) | (0.0084) |
| ln*fdi* | -0.0006\* | 0.0010\*\*\* | 0.0002 | 0.0008\*\*\* | 0.0007\*\*\* |
|  | (0.0003) | (0.0002) | (0.0007) | (0.0003) | (0.0002) |
| 常数项 | 0.0339 | -0.1097\* | 0.3992\*\*\* | 0.0815\* | -0.0757 |
|  | (0.0845) | (0.0601) | (0.0998) | (0.0478) | (0.0571) |
|  |  |  |  |  |  |
| 观测值 | 5,567 | 56,570 | 17,868 | 46,260 | 52,355 |
| R2 | 0.7381 | 0.7927 | 0.7626 | 0.7646 | 0.7782 |
| 企业固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |

**3.企业规模。**不同企业规模对于环境规制成本增加的敏感程度和承受能力不同，此外，根据熊彼特假说，不同规模企业掌握的创新资源不同，越大规模企业的创新能力可能越强，大规模企业的资源配置优化能力也可能更强，因此，地区环境规制强度可能对于不同规模企业绿色全要素生产率存在差异化影响。劳动力是企业生产过程中的重要投入要素，《关于印发中小企业划分标准规定的通知》（工信部联企业〔2011〕300号）中明确将从业人员数量这一指标作为工业企业规模划分标准之一，现有文献通常将企业员工数量的中位数或者平均值作为企业规模的划分标准（钱学锋等，2021；张陈宇等，2020；陈林等，2019）。以企业员工数量中位数划分企业规模的优点是可以较为合理的划分样本，缺点也比较明显，即无法具体考察不同规模企业可能存在的差异结果。区别于现有以企业员工数量中位数或者均值来划分企业规模的做法（张陈宇等，2020），本文对于每年企业员工人数，进行由小到大的十分位划分（Flannery & Rangan，2006），然后归纳各个年份的十分位企业样本，分别估计环境规制对于不同规模企业绿色全要素生产率的影响。

表7为分组回归的结果，其中，第（1）列为企业规模在前10%分位的企业，第（2）列为企业规模在10%～20%分位的企业，第（3）列为企业规模在20%～40%分位的企业，同理第（4）-（7）列。根据表7，对于前10%分位的最小规模企业和后10%分位的最大规模企业，环境规制对于绿色全要素生产率的“倒U”型影响并不显著。极小规模企业（前10%）可能由于自身规模和我国“抓大放小”政策，加之自身创新能力和创新资源的不足，导致环境规制政策对其绿色全要素生产率没有显著的影响。对于极大规模的企业（后10%），一方面，可能因为自身的规模优势导致与当地政府的议价能力或者是政治关联水平较高而弱化环境规制力度，也更容易通过要素投入的增加来规避环境规制合规成本带来的产出损失，反而加剧资源配置扭曲（童健等，2016）；另一方面，熊彼特假说表明大规模企业拥有更多的创新资源和更强的创新能力，自身全要素生产率水平和环境绩效可能较高，综合考虑大规模企业的特点，结合正向影响机制和负向影响机制分析，可能导致环境规制对其绿色全要素生产率没有显著的倒U型影响。第（2）-（6）列的结果表明，环境规制对于企业规模在10%～90%分位企业的绿色全要素生产率均呈现显著的“倒U”型关系，这在一定程度上说明基准结果稳健性，适度的环境规制可以实现经济发展与环境保护的“遐迩一体”。

表7 基于企业规模的异质性分析

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|  | 10% | 20% | 30%-40% | 50%-60% | 70%-80% | 90% | 100% |
| 变量 | *gtfp* | *gtfp* | *gtfp* | *gtfp* | *gtfp* | *gtfp* | *gtfp* |
|  |  |  |  |  |  |  |  |
| *res* | 0.1333 | 0.1675\*\*\* | 0.0522\* | 0.0639\* | 0.0579\*\* | 0.1004\*\* | -0.0335 |
|  | (0.1236) | (0.0644) | (0.0311) | (0.0329) | (0.0269) | (0.0394) | (0.0505) |
| *res2* | -0.1177 | -0.1228\*\*\* | -0.0381\* | -0.0451\*\* | -0.0416\*\* | -0.0673\*\*\* | 0.0230 |
|  | (0.0857) | (0.0455) | (0.0215) | (0.0224) | (0.0181) | (0.0260) | (0.0365) |
| ln*fixasset* | -0.0252\*\*\* | -0.0181\*\*\* | -0.0154\*\*\* | -0.0124\*\*\* | -0.0125\*\*\* | -0.0115\*\*\* | -0.0051\*\*\* |
|  | (0.0023) | (0.0019) | (0.0013) | (0.0009) | (0.0014) | (0.0012) | (0.0012) |
| ln*age* | 0.0091\*\*\* | 0.0033\*\* | 0.0007 | 0.0000 | 0.0007\* | 0.0007 | -0.0011 |
|  | (0.0026) | (0.0016) | (0.0007) | (0.0005) | (0.0004) | (0.0008) | (0.0007) |
| *finacons* | 0.0195\*\* | 0.0069\*\*\* | 0.0001\*\*\* | 0.0209\*\*\* | 0.0159\* | -0.0000 | 0.0022 |
|  | (0.0090) | (0.0004) | (0.0000) | (0.0069) | (0.0089) | (0.0000) | (0.0096) |
| *alr* | -0.0108\*\* | -0.0027 | -0.0013 | -0.0031\* | -0.0013 | -0.0027 | 0.0007 |
|  | (0.0054) | (0.0031) | (0.0014) | (0.0017) | (0.0016) | (0.0021) | (0.0031) |
| *profitlv* | -0.0000\* | 0.0367\*\*\* | 0.0182\*\*\* | 0.0098\*\* | 0.0004 | 0.0074\*\*\* | 0.0014 |
|  | (0.0000) | (0.0072) | (0.0041) | (0.0049) | (0.0003) | (0.0028) | (0.0009) |
| ln*pgdp* | 0.0374\*\*\* | 0.0190\*\* | 0.0139\*\*\* | 0.0113\*\*\* | 0.0100\*\*\* | 0.0048 | 0.0253\*\*\* |
|  | (0.0124) | (0.0076) | (0.0043) | (0.0026) | (0.0023) | (0.0071) | (0.0056) |
| ln*pop* | 0.0309 | -0.0358 | -0.0155 | -0.0031 | -0.0087\* | 0.0032 | 0.0002 |
|  | (0.0524) | (0.0467) | (0.0269) | (0.0092) | (0.0049) | (0.0136) | (0.0131) |
| ln*fdi* | -0.0003 | 0.0005 | 0.0010\*\* | 0.0007\*\* | 0.0004\* | 0.0003 | 0.0005 |
|  | (0.0016) | (0.0009) | (0.0004) | (0.0003) | (0.0002) | (0.0003) | (0.0003) |
| 常数项 | -0.3362 | 0.1613 | 0.1021 | 0.0266 | 0.0837\*\* | 0.0435 | -0.1552 |
|  | (0.3637) | (0.3044) | (0.1594) | (0.0601) | (0.0387) | (0.1240) | (0.1001) |
|  |  |  |  |  |  |  |  |
| 观测值 | 7,050 | 6,221 | 15,367 | 15,654 | 17,208 | 8,453 | 9,812 |
| R2 | 0.786 | 0.832 | 0.829 | 0.838 | 0.797 | 0.782 | 0.708 |
| 企业固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |

注：考虑到第三个十分位和第四个十分位的结果与合并处理后的结果并无明显差异，为了表格排版更为美观，本文将其进行合并表示。同理适用于表5中第（4）（5）（6）列结果的解释。

六、研究结论与启示

党的十九大报告强调，“我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段”。实现经济高质量发展，至少要兼顾好经济发展与环境治理的统一协调，环境规制政策作为环境治理的重要手段，亦会对经济发展产生重要影响，绿色全要素生产率综合了企业的生产效率与环境表现，本文利用工业污染源重点调查企业数据库，采用理论与实证相结合的分析范式，重点探讨环境规制对企业绿色全要素生产率的影响，进而为环境规制的政策效应提供微观层面的经验证据。

本文的研究结果表明，环境规制对企业绿色全要素生产率呈现“倒U”型的非线性影响，并且采用多种稳健性检验方式以及内生性问题处理之后，回归结果仍然稳健；环境规制政策对民营企业、10%-90%分位规模企业以及重工业企业绿色全要素生产率的U型影响更为显著；在影响机制层面，环境规制强度在拐点之前，虽存在一定的成本效应，但创新补偿效应以及能源要素配置效应的正面影响占主导作用，而在拐点之后，创新补偿效应由正转负，环境规制政策对企业绿色全要素生产率的负面影响开始凸显。上述研究结论具有一定的政策启示：

第一，政府应制定适度的环境规制政策，避免“运动式”执法。适度的环境规制政策不仅有利于环境治理，而且能够激发创新补偿效应以及能源配置效应，有利于提升企业的生产效率，政府近些年“从严、从快、从重”的“运动式”环境执法虽能短时间内降低环境污染水平，却以关停企业、损害经济为代价，因此，政府在环境标准制定的过程中，要注意“度”的问题，避免过高环境规制强度所带来的经济效率损失。

第二，政策制定与执行过程应充分考虑不同类型企业特征，避免“一刀切”。不同类型企业的抗压能力存在显著差异，民营企业在我国创新发展中起到至关重要的作用，但面对环境规制政策时，民营企业的资金劣势导致成本效应较为凸显；重工业行业为污染密集型行业，实行严格的环境规制政策对于这类企业的污染治理与创新发展均起到重要的推动作用，因此，政府理应结合不同类型企业特征制定相应环境法律法规，在具体执法过程中，也应灵活调整，避免随意的“一刀切”。

第三，针对性地匹配其他类型政策，进一步激发环境规制政策对高质量发展的作用。本文的研究发现，成本效应以及创新补偿效应是环境规制政策影响企业绿色全要素生产率的重要机制，政府可以匹配相应的专项投入政策，对于受环境规制冲击较为严重的企业给予一定的政府补贴、税收减免等，避免企业因环境治理成本上升而影响创新投入。与此同时，要高度重视要素高效率配置对于推动经济高质量发展的重要意义，避免环境规制可能产生的要素配置扭曲，尤其是能源要素配置扭曲，政府部门应从营商环境优化、关键技术突破、技术共商共建共享等多个维度为企业创新发展提供支持，引导企业绿色转型，进而激发环境规制政策在我国经济高质量发展过程中的重要作用。

参考文献：

包群 邵敏 杨大利，2013：《环境管制抑制了污染排放吗?》，《经济研究》第12期。

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。

陈林 万攀兵 许莹盈，2019：《混合所有制企业的股权结构与创新行为——基于自然实验与断点回归的实证检验》，《管理世界》第10期。

蔡乌赶 周小亮，2017：《中国环境规制对绿色全要素生产率的双重效应》，《经济学家》第9期。

蔡庆丰 陈熠辉 林焜，2020：《信贷资源可得性与企业创新:激励还是抑制?——基于银行网点数据和金融地理结构的微观证据》，《经济研究》第10期。

程郁 陈雪，2013：《创新驱动的经济增长——高新区全要素生产率增长的分解》，《中国软科学》第11期。

董晓芳 袁燕，2014：《企业创新、生命周期与聚集经济》，《经济学(季刊)》第2期。

郭进，2019：《环境规制对绿色技术创新的影响——“波特效应”的中国证据》，《财贸经济》第3期。

黄庆华 胡江峰 陈习定，2018：《环境规制与绿色全要素生产率:两难还是双赢?》，《中国人口·资源与环境》第11期。

金刚 沈坤荣，2018：《以邻为壑还是以邻为伴?——环境规制执行互动与城市生产率增长》，《管理世界》第12期。

纪雯雯 赖德胜，2018：《人力资本配置与中国创新绩效》，《经济学动态》第11期。

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。

李斌 彭星 欧阳铭珂，2013：《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》，《中国工业经济》第4期。

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。

李长英 赵忠涛，2020：《技术多样化对企业创新数量和创新质量的影响研究》，《经济学动态》第6期。

刘华军 李超 彭莹，2018：《中国绿色全要素生产率的地区差距及区域协同提升研究》，《中国人口科学》第4期。

刘冲 刘晨冉 孙腾，2019：《交通基础设施、金融约束与县域产业发展——基于“国道主干线系统”自然实验的证据》，《管理世界》第7期。

刘志彪 凌永辉，2020：《结构转换、全要素生产率与高质量发展》，《管理世界》第7期。

陆旸，2009：《环境规制影响了污染密集型商品的贸易比较优势吗?》，《经济研究》第4期。

钱学锋 刘钊 陈清目，2021：《多层次市场需求对制造业企业创新的影响研究》，《经济学动态》第5期。

任力 黄崇杰，2015：《国内外环境规制对中国出口贸易的影响》，《世界经济》第5期。

沈能，2012：《环境效率、行业异质性与最优规制强度——中国工业行业面板数据的非线性检验》，《中国工业经济》第3期。

宋马林 刘贯春，2021：《增长模式变迁与中国绿色经济增长源泉——基于异质性生产函数的多部门核算框架》，《经济研究》第7期。

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》，《经济研究》第7期。

万伦来 朱琴，2013：《R&D投入对工业绿色全要素生产率增长的影响——来自中国工业1999~2010年的经验数据》，《经济学动态》第9期。

王勇 李雅楠 俞海，2019：《 环境规制影响加总生产率的机制和效应分析》，《世界经济》第2期。

魏浩 巫俊，2018：《知识产权保护与中国工业企业进口》，《经济学动态》第3期。

谢千里 罗斯基 张轶凡，2008：《中国工业生产率的增长与收敛》，《经济学 (季刊)》第3期。

原毅军 谢荣辉，2014：《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》，《中国工业经济》第8期。

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。

张陈宇 孙浦阳 谢娟娟，2020：《生产链位置是否影响创新模式选择——基于微观角度的理论与实证》，《管理世界》第1期。

Acemoglu, D. et al(2012), “The environment and directed technical change”, *American Economic Review* 102(1):131-66.

Audretsch, D. B., & M. P. Feldman (1996), “R&D spillovers and the geography of innovation and production”, *American Economic Review*, 86(3):630-640.

Berman, E. & L. T. Bui(2001), “Environmental regulation and labor demand: Evidence from the south coast air basin”, *Journal of Public Economics* 79(2):265-295.

Burton，E.(2000), “The compact city: just or just compact? A preliminary analysis”, *Urban Studies* 37(11):1969-2006.

Cole，M. A. et al(2010), “Trade, environmental regulations and industrial mobility: An industry-level study of Japan”, *Ecological Economics* 69(10):1995-2002.

Chen，Z. et al(2018), “The consequences of spatially differentiated water pollution regulation in China”, *Journal of Environmental Economics and Management* 88:468-485.

Cai，H. & Q. Liu(2009), “Competition and corporate tax avoidance: Evidence from Chinese industrial firms”, *The Economic Journal* 119(537):764-795.

Flannery，M. J. & K. P. Rangan(2006), “Partial adjustment toward target capital structures”, *Journal of Financial Economics* 79(3):469-506.

Greenstone，M. et al(2012), “The effects of environmental regulation on the competitiveness of US manufacturing”, National Bureau of Economic Research Working Paper, No. w18392.

Hering，L. & S. Poncet(2014), “Environmental policy and exports: Evidence from Chinese cities”, *Journal of Environmental Economics and Management* 68(2):296-318.

Hsieh，C. T. & P. J. Klenow(2009), “Misallocation and manufacturing TFP in China and India”, *The Quarterly Journal of Economics* 124(4):1403-1448.

Jacobson，M. Z.(2002), “Atmospheric pollution: history, science, and regulation”, Cambridge University Press.

Lind，J. T. & H. Mehlum(2010), “With or without U? The appropriate test for a U‐shaped relationship”, *Oxford bulletin of Economics and Statistics* 72(1):109-118.

Li，P. et al(2016), “Does flattening government improve economic performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics* 123:18-37.

Levinson，A. & M. S. Taylor(2008), “Unmasking the pollution haven effect”, *International Economic Review* 49(1):223-254.

Olley，S. & A. Pakes(1992), “The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry”, *Econometrica* 64(6):1263-1297.

Porter，M. E. & C. Van der Linde(1995), “Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship”, *Journal of Economic Perspectives* 9(4):97-118.

Qiu，S. et al(2021), “How do environmental regulation and foreign investment behavior affect green productivity growth in the industrial sector? An empirical test based on Chinese provincial panel data”, *Journal of Environmental Management* 287:112282.

Solow，R. M.(1956), “A contribution to the theory of economic growth”, *The Quarterly Journal of Economics* 70(1):65-94.

Schutze，A. et al(2019), “Energy and Misallocation: Evidence from Brazil”, Working Paper.

Shapiro，J. S. & R. Walker(2018), “Why is pollution from US manufacturing declining? The roles of environmental regulation, productivity, and trade”, *American Economic Review* 108(12):3814-3854.

Stock，J. H. & M. Yogo(2002), “Testing for weak instruments in linear IV regression”, National Bureau of Economic Research Working Paper No.0284.

Tone，K.(2001), “A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis”, *European Journal of Operational Research* 130(3):498-509.

Yang，Z. et al(2017), “Does carbon intensity constraint policy improve industrial green production performance in China? A quasi-DID analysis”, *Energy Economics* 68:271-282.

Yuan，B. et al(2017), “Can environmental regulation promote the coordinated development of economy and environment in China’s manufacturing industry?–A panel data analysis of 28 sub-sectors”, *Journal of Cleaner Production* 149:11-24.

Zhang，C. et al(2011), “Productivity growth and environmental regulations-accounting for undesirable outputs: Analysis of China's thirty provincial regions using the Malmquist–Luenberger index”, *Ecological Economics* 70(12):2369-2379.

Zhang，Y. et al(2020), “Transformation of pollution control and green development: Evidence from China's chemical industry”, *Journal of Environmental Management* 275:111246.

**Environmental Regulation and Green Total Factor Productivity**

**——Evidence from Chinese industrial Enterprise**

**HE Lingyun1 QI Xiaofeng2,3**

(1 Jinan University, Guangzhou, China;

2 China Institute of Regulation Research, Zhejiang University of Finance and Economics, Hangzhou, China 3 The New Type Key Think Tank of Zhejiang Province, China Research Institute of Regulation and Public Policy, Hangzhou, China)

**Abstract:** To achieve high-quality economic development in China, we should give consideration to the coordination of economic growth and environmental governance. While environmental regulation improves environmental quality, it also affects production decisions, which in turn affects economic fluctuations. Green total factor productivity integrates the production efficiency and environmental performance of enterprises. This paper uses the “industrial pollution source key survey enterprise database”, adopts Super-SBM model to measure the green total factor productivity of enterprises, and focuses on the relationship between environmental regulation policies and enterprise green total factor productivity. The study found that: first, the intensity of environmental regulations has an inverted U-shaped impact on the green total factor productivity of enterprises; second, environmental regulatory policy mainly affects green total factor productivity of enterprises through cost effect, innovation compensation effect and energy allocation effect; third, there are significant differences in the impact of environmental regulation on the green total factor productivity of enterprises with different scales, different ownership, and different pollution levels. This paper believes that environmental regulation, as an important policy tool to promote the high-quality development of China's economy, should pay attention to the "degree" in the implementation process, so as to avoid the loss of green total factor productivity caused by too strong regulation intensity, and then damage the coordination between enterprise production efficiency and environmental protection. At the same time, the government should avoid a “one size fits all” policy, and formulate differentiated environmental regulatory policies based on different regulatory targets.

**Keywords：E**nvironmental Regulation, Green Total Factor Productivity, Super-SBM, Utest

 （责任编辑：陈建青）

 （校对： ）

1. 此处各项污染物具体指PM2.5，PM10，O3，SO2，NO2。 [↑](#footnote-ref-1)
2. 本文的污染物主要指废气污染物，主要包括工业二氧化硫、工业氮氧化物及工业烟尘粉尘。 [↑](#footnote-ref-2)
3. 污染当量数是指根据污染物或者污染排放活动对环境的有害程度以及处理的技术经济性，衡量不同污染物对环境污染的综合性指标或者计量单位。同一介质相同污染当量的不同污染物，其污染程度基本相当。 [↑](#footnote-ref-3)
4. 污染当量值是以环境污染因素中指定单位量的主要污染物有害程度和对生物体的毒性以及处理费用为基准，其他污染物与之相比，具相当的量值。 [↑](#footnote-ref-4)
5. 详细结果不在此处展示，如有需要，可向作者索取。 [↑](#footnote-ref-5)
6. Cragg-Donald F统计量结果大于Stock & Yogo（2005）给出的所有临界值水平，表明不存在弱工具变量问题。 [↑](#footnote-ref-6)
7. 如有需要，具体推导的过程可向作者索取。 [↑](#footnote-ref-7)