

环境规制、科技创新投入与经济发展质量 ——来自中国地级市层面的证据

游霏琼 王明珂*

摘要:文章使用2005—2019年中国269个地级及以上城市的面板数据,从五大发展理念出发,相对全面地构建综合指标测算经济发展质量,借助实证模型分析了环境规制对经济发展质量的影响及其区域和子系统的异质性,并从科技创新投入的调节门槛效应视角探究了影响的异质性。研究发现:环境规制对经济发展质量有显著的积极影响,但存在区域和五个子系统之间的异质性,环境规制的正向作用在东部、中部和西部地区显著,在创新、协调和开放子系统显著;科技创新投入具有调节和门槛作用,科技创新投入会负向调节环境规制对经济发展质量的影响,并通过各个子系统使环境规制对经济发展质量的影响呈正向作用显著、负向作用不显著的“倒U型”关系,该效应也在一定程度上解释了区域异质性。为此,建议加快补足环境规制价格手段的缺位,在实施环境规制时,综合考虑区域经济发展差异,因地制宜,分类施策。鼓励加大和优化科技创新投入,提高基础研究和基础应用研究的投入比重,进一步完善创新制度和市场环境,出台激励性财税金融政策,激发企业科技创新的积极性。充分发挥环境规制和科技创新对促进高质量发展的联动效应,推行区域协同治理环境和协调创新,在实施创新驱动战略和环境污染防治的同时,实现经济高质量发展。

关键词:环境规制 经济发展质量 科技创新投入

DOI:10.19592/j.cnki.scje.400795

JEL分类号:O13, Q55, Q56 **中图分类号:**F124

文献标识码:A **文章编号:**1000-6249(2023)06-142-21

一、引言与文献综述

随着现代化进程加快,威胁人类生存的环境问题日趋严峻,人们的环境意识开始觉醒,各国政府结合国情加大环境规制。环境规制的初衷是通过约束经济活动主体污染公共环境的各种行为,达到减轻污染、改善环境的目的。实践和研究均表明环境规制可以推动产业绿色低碳化,提升经济发展质量。但目前我国还处于工业化加速发展的重要阶段,对资源环境的消耗仍处于上升期,环境规制不可避免地及部分发展目标发生冲突。环境规制力度、区域发展阶段和模式、资源禀赋的差异,也使环境规制与经济发展目标的冲突具有区域异质性。习近平总书记在党的二十大报告中强调,高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。所谓高质量发展,不是单纯追求经济总量、经济

* 游霏琼,广东省社会科学院,E-mail:y3881333@126.com,通讯地址:广东省广州市天河区天河北路618号,邮编:510630;王明珂(通讯作者),广东省社会科学院研究生部,E-mail:wangmingke0710@163.com,通讯地址:广东省广州市天河区天河北路371号,邮编:510630。作者文责自负。

基金项目:本文受国家自然科学基金重大项目(21&ZD071)“新发展阶段伟大实践与发展经济学理论创新研究”的资助。

增速,而是体现创新、协调、绿色、开放、共享新发展理念的发展(何立峰,2018)。为此,本文从新发展理念出发构建衡量城市经济发展质量的综合指标,就环境规制对经济发展质量的影响及其区域异质性开展研究。

环境规制是提升经济发展质量的重要保证。“波特假说”认为环境规制可以激励科技创新,科技创新是平衡环境规制与经济发展质量的主要路径。加大科技创新投入有利于增强环境规制对经济发展质量的正向作用,但科技创新投入强度不仅受地方经济发展水平影响,而且受投入要素边际报酬递减规律约束,科技创新投入的增加可能会“过犹不及”,不一定总能缓解环境规制与经济发展质量的冲突。为此,本文从科技创新投入的调节门槛效应角度,分析环境规制、科技创新投入与经济发展质量三者之间的关系,探究科技创新投入在缓解环境规制与经济发展质量矛盾中的作用。

20世纪70年代开始,世界各国越来越重视生态环境与经济的协调发展问题,环境规制与经济发展质量的相关研究随之兴起。在新时代高质量发展背景下,关于环境规制对我国经济高质量发展的促进作用也成为学界研究热点和重点。本文着重梳理经济发展质量的测度和环境规制对经济发展质量影响的相关文献。

关于经济发展质量的测度方法。比较有代表性的是使用单一指标全要素生产率进行衡量(Solow, 1957; Zhang et al., 2021)或使用综合指标体系进行衡量。总的说来,党的十九大以前的研究较少探讨经济发展质量问题,曲振涛等(2003)从影响经济运行质量的各种因素入手讨论了经济质量问题,但没有给出具体的评估指标,钞小静、惠康(2009)认为经济发展与经济增长之间是一种包含与被包含关系,从结构、稳定性、福利分配以及资源环境出发构建了经济增长质量评估指标(钞小静、任保平,2011)。党的十九大报告提出高质量发展以来,许多学者以高质量内涵为基础,对经济发展质量评估指标体系的构建进行了诸多研究。这些研究不仅把握住了经济高质量发展中“质”的问题,还考虑到了“量”的不可或缺,而且加入了评估经济效益与稳定增长的相关指标。张云云等(2019)从经济效益、创新发展、人民生活、可持续发展等维度构建指标,马茹等(2019)认为高质量发展应坚持更高层次和更高水平对外开放,加入了对外开放维度指标,吴志军、梁晴(2020)又进一步完善了医疗和社保等社会福利相关指标。由于全要素生产率等单一指标存在较大的片面性和局限性,无法反映要素配置效率(魏敏、李书昊,2018),因此本文选择构建综合指标测度体系改善这一不足。

关于环境规制对经济发展质量的影响,首先是环境规制对经济发展质量的整体影响。当前国内外比较具有代表性的研究观点大致有,一是基于静态视角的“遵循成本说”,认为环境规制会降低经济发展质量。环境规制产生负面影响的结论主要出现在早期国外学者的研究中,如Ryan(2012)研究发现美国的《清洁空气法修正案》导致水泥行业沉没成本增加,低进入率也使整体福利降低。Thornton et al.(2008)发现要求私营小卡车运输公司淘汰污染严重的车辆会使这些公司的成本成倍增加,最终影响经济发展,并带来政治问题。二是基于动态视角的“波特假说”(Porter and Van der Linde, 1995),认为环境规制会提升经济发展质量。“波特假说”认为环境规制的“创新补偿效应”不仅能弥补“遵循成本”,还可以通过创新效应,长期实现生产技术进步(张成等,2011),提升经济发展质量(Li et al., 2021)。三是基于“库兹涅茨曲线”的“拐点说”,认为环境规制对经济发展质量的影响存在“拐点”,两者之间呈“U型”(Wu et al., 2020)、“倒U型”(Wang and Shen, 2016)或“多拐点”(靳亚阁、常蕊,2016)关系。此外,一些研究将“波特假说”与“库兹涅茨曲线”相联系,认为从总体上看环境规

制显著促进了经济发展质量的改善,但该显著性存在“门槛效应”。何兴邦(2018)认为只有越过门槛值,环境规制对经济发展质量才能产生显著的提升作用,而王群勇、陆凤芝(2018)则认为环境规制强度低于门槛值时对经济发展质量的影响显著。由于各研究选择的经济发展质量与环境规制强度的衡量指标不同,得到的结论也有所不同。

其次是环境规制影响经济发展质量的机制研究。学者们从技术创新(Zhou et al., 2020)、产业结构(林秀梅、关帅, 2020)、城乡收入差距(Yu et al., 2021; 包彤, 2022)、环境污染改善(Zhou et al., 2019)、对外开放(Wang et al., 2016)、社会福利与就业(张同斌等, 2017; Cao et al., 2017)等角度探讨了环境规制对经济高质量发展五大子系统的影响,并发现规制种类(Iraldo et al., 2011)、企业(金晓雨、宋嘉颖, 2020)与地区(Feng et al., 2019)等客观条件会影响环境规制对经济发展质量的效果,使其产生异质性。但对异质性存在的原因大多是定性分析,缺乏数据支撑与深度研究。现有文献表明“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,其强度影响绿色创新产出效率(王惠等, 2016),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(Sun et al., 2021),这使得科技创新投入可以影响环境规制效果,并使其出现异质性。学者们进而研究了环境规制、科技创新投入与经济发展质量三者间的联系。在推进经济高质量发展时,科技创新投入和环境规制存在协同效应(上官绪明、葛斌华, 2020),科技创新投入可以增强环境规制对经济高质量发展的正向影响(Liu et al., 2021)。环境规制对绿色全要素生产率有负向影响,但在科技创新投入与环境规制的相互作用下,绿色全要素生产率显著提高(Jin et al., 2019)。由此可见,科技创新投入对环境规制改善经济发展质量效应有一定的调节作用。同时科技创新投入作为投入要素受到边际报酬递减规律的约束,并不总能促进环境规制的积极影响,因此单一的正向或负向调节作用不足以全面分析科技创新投入对环境规制效应的影响,需要具体探究这一调节作用,但鲜有文献研究了这一点。

综上,已有文献中关于环境规制对经济发展质量的影响研究具有以下特征与不足:首先,较多文献使用省级或单一城市群数据,但我国城市经济发展差异大于城市群差异和省域间差异(冯长春等, 2015),不同城市在环境治理政策实施方面也存在较大差异(张志强, 2017),省级和单一城市群数据不足以体现异质性;其次,地级市经济发展质量的指标构建有待完善;再次,近年来关于环境规制与经济高质量发展之间正向、负向以及非线性关系的研究较为丰富,不少学者发现环境规制的经济发展质量改善效应存在区域异质性,科技创新投入对环境规制影响经济发展质量有一定作用,但少有文献从探究环境规制的经济质量改善效应、区域异质性与科技创新投入三者之间的联系出发,来阐明科技创新投入对环境规制效应的作用。

本文试图在已有研究基础上进行以下拓展:第一,研究数据上,使用2005–2019年全国269个地级及以上城市的数据进行研究^①,为异质性问题的讨论提供更多样本支持。第二,经济发展质量指标上,相对全面地构建了综合指标衡量城市经济发展质量,缓解了单一指标的片面性与局限性。第三,区域异质性问题,结合地区发展状况与科技创新投入水平,分析了区域异质性存在的原因,为因地制宜实施环境规制、优化科技创新投入结构提供了经验证据支持。第四,研究视角上,从科技创新投

^① 2011年撤销巢湖市,新增毕节市与铜仁市,2013年新增海东市,2019年撤销莱芜市,剔除了以上城市。由于数据缺失,剔除了西藏、香港、澳门、台湾、青海、宁夏、新疆。保留了省会城市,甘肃保留了兰州市与酒泉市。

入的调节门槛效应视角进一步考察环境规制、科技创新投入与经济发展质量三者之间的关系,为推进经济高质量发展提供了新视角,对我国统筹污染防治、创新驱动战略,实现高质量发展的路径探索具有现实意义。

二、理论分析与假设

(一)环境规制对经济发展质量的影响与区域异质性

“遵循成本说”从静态视角出发,认为环境规制主要通过“成本效应”降低经济发展质量。环境规制造成企业环境成本增加,降低企业利润,挤出对研发等部门投入,影响清洁产品研发进程,降低资源配置效率,产业转型升级进度变缓。此外,“成本效应”还会抑制低技能劳动力的就业(Shan and Wang, 2019),成本增加,产品价格上升,产品的国际竞争力也随之下降。但从动态视角来看,“波特假说”认为环境规制可以通过“创新补偿效应”提高经济发展质量。适当的环境规制倒逼企业创新,为了提高竞争力,实现长远发展,研发部门会加快清洁产品研发,提升资源利用率,这些行为可以减少生产过程中的污染排放,改善发展质量。该过程还会增加对不同类型劳动力的需求,促进就业,生产出的高技术产品在市场上也会更有竞争力。

综上,当“创新补偿效应”大于“成本效应”时,环境规制可以发挥积极作用,对经济发展质量产生积极影响。首先,我国作为实施环境规制的后发国家,环境规制初期可以借鉴发达国家的经验,实施松紧有度的环境规制,并依靠我国政府的执行力,在政府强制下得以快速推行,使其更充分发挥“创新补偿效应”,降低“成本效应”,促进经济发展质量的提升。其次,改革开放后我国采用自主可控的渐进主义经济转轨模式,在该模式下,我国进行的深化供给侧结构性改革等治理转型可以促进创新激励机制的建立、集聚创新要素和提高创新效率(杜龙政等, 2019),推动环境规制持续发挥“创新补偿效应”,在长期也产生积极影响。因此环境规制在短期和长期都可能提高我国经济发展质量。但因地方政府环境规制力度、政绩考核重点不同,加上资源禀赋、产业结构、经济发展水平差异,环境规制对各地经济发展质量的影响效应不同。第一,现行管理体制下,环境规制的实施会受到地方政府行为的影响,而地方政府对环境规制的偏好又与区域经济发展水平、政绩考核有关(韩超等, 2021)。经济发展水平较高的地区对环境保护需求较大,实施环境规制,提高经济发展质量的动机更强烈,也有一定的经济基础支持绿色技术创新;经济发展水平较低的地区受“GDP锦标赛”和“晋升竞标赛”的考核压力影响,地方政府可能与污染企业“合谋”,增加环境规制实施难度。第二,产业结构单一,以资源型产业为主导,对资源依赖性强的地区,实施环境规制的动力不足。特别是资源型城市,其资源禀赋的提高会阻碍产业结构的转型升级(李虹、邹庆, 2018),弱化环境规制实施效果。基于此本文提出假设1。

假设1:环境规制对我国经济发展质量总体上有正向影响,但存在区域异质性。

(二)环境规制对五大子系统的影响

1. 环境规制对创新发展的作用路径

一方面,环境规制会增加企业污染治理成本,限制企业污染性产品的生产,进而影响企业利润。根据“挤出效应”,环境规制会使企业外部成本内部化,为维持产出与利润水平,企业会挤占在技术部

门的资金投入,对技术创新造成挤出效应。另一方面,适当的环境规制可以通过“倒逼效应”促使企业进行创新。企业为了减轻环境规制对利润的冲击,会重新配置资源,将更多要素投入到设备、工艺与产品等部门进行创新,以提高自身竞争力。

2. 环境规制对协调发展的作用路径

正式和非正式的环境规制可以通过不同路径影响产业结构(秦炳涛等,2021),正式环境规制下,污染密集产业转移的成本低于创新成本时,在“产业转移效应”作用下会转移到环境规制低的地区,实现部分地区的产业结构优化,但也阻碍了被转移地区的产业转型。此外,高环境规制通过“进入壁垒效应”提高进入壁垒,淘汰高污染、高能耗企业,使要素流向清洁企业。非正式环境规制通过“消费结构效应”影响产业结构,消费者环保意识的增强会使其增加对清洁产品的需求,促使生产结构发生调整。同时,环境规制也会通过“环境—经济效应”,以经济效率和经济结构为中介影响城乡收入(包彤,2022)。

3. 环境规制对绿色发展的作用路径

环境规制的目的与绿色发展的本质相同,环境规制可以促进高污染高能耗产业转型升级,改善环境,通过对环境的“改善效应”促进绿色发展。但我国环境规制措施以收费为主,排污费过低无法达到限制排污的目的,价格手段的长期缺位不利于改善环境(张俊,2016)。此外,环境规制的“逐底竞争”和“污染避难所效应”也会阻碍绿色转型进程。地方政府,特别是经济欠发达地区政府为了经济增长,往往会降低环境规制力度,出现地方间环境规制的“逐底竞争”。而经济较发达地区的环境规制力度相对较大,地区间环境规制水平的差异会引起“污染避难所效应”,高污染企业的跨地迁移不利于迁入地的绿色发展(金刚、沈坤荣,2018)。

4. 环境规制对开放发展的作用路径

企业为降低环境规制带来的成本增加,会提高产品价格,在其他条件保持不变的情况下,价格上升的产品在国际贸易市场上的竞争力会下降,对外贸易减少,环境规制通过“成本效应”降低开放发展质量。同时,环境规制的“污染避难所效应”也影响开放发展,在自由贸易条件下,环境标准较高国家的高污染产业会转移到环境标准较低的国家(Walter and Ugelow, 1979)。我国实行环境规制会使部分外商投资转移到其他环境规制宽松的国家,降低外商投资,但环境规制也会使我国的高污染产业转移到国外,增加对外投资。

5. 环境规制对共享发展的作用路径

环境规制可以通过“税收效应”影响共享发展。我国当前的环境规制以费用型环境规制为主,环境规制可以为政府带来税收,通过财政转移支付用于公共事业建设,加快实现发展成果由人民共享。但根据税收经济理论,征收环境税会对经济活动产生抑制作用,造成经济效率和社会福利的损失,提高环境规制会降低社会福利(张同斌等,2017)。

综上,五大子系统虽然是相互联系的统一整体,但各有侧重,且不同发展阶段有不同发展规划,环境规制更多从全局的高度推动高质量发展,环境规制不一定对各系统都发挥积极作用。因此本文提出假设2。

假设2:环境规制对经济高质量发展子系统的作用不一,无法兼顾所有子系统的高质量发展。

(三) 科技创新投入的门槛调节作用

现有研究认为“波特假说”中的“创新补偿效应”是环境规制提升经济发展质量的重要路径。与

金融支持和企业科技投入相比,政府科技投入对科技创新的贡献最大(俞立平,2015),但受边际报酬递减规律影响,过高或过低的政府科技创新投入都会制约科研产出(张宝生等,2021)。政府科技创新投入还可以带动其他主体的科技创新投入,但带动作用也存在递减规律,政府科技拨款资助对企业自主R&D活动的刺激效果在提高到一定程度后会开始下降(朱平芳、徐伟民,2003),过高的资助率也会降低企业对高校的委托水平(施定国等,2009)。而且政府科技创新投入规模过大会导致投入要素的低效率,对其它资源的挤出又会进一步降低资源配置效率,不利于环境规制对经济发展质量的正向影响,各地区科技创新投入水平不一定会带来环境规制影响的区域异质性。因此,我国政府科技创新投入如何影响环境规制对经济发展质量的积极作用是本文的关注点之一,以此为基础,本文提出假设3。

假设3:政府科技创新投入会调节环境规制对我国经济发展质量的影响,使其具有门槛效应,过高的科技创新投入水平不利于环境规制对经济发展质量产生积极影响。

在环境规制对五大子系统的影响方面,科技创新投入也发挥一定的调节作用。对于创新子系统,增加政府科技创新投入可以弥补环境规制的“挤出效应”,企业对于政府援助资金的使用受一定监管,相对规范,但也易受到创新投入结构失衡和产出效率低下的制约;对于协调子系统,科技创新投入可以加快产业转型升级进程,并且提高经济效率,缓解“环境—经济效应”造成的城乡结构失衡,但过高的科技支出也可能会挤出城乡建设方面的财政支出,不利于城乡协调发展;对于绿色子系统,科技创新投入可以加快清洁生产技术研发进程,改善环境,但在非绿色技术方面的创新研发可能消耗大量资源,造成环境污染;对于开放子系统,科技创新投入可以强化国外引进技术的“溢出效应”,技术含量更高的商品在国际市场上也更有竞争力,降低环境规制给产品造成的“成本效应”,但政府科技创新投入可能会使企业倾向于本国产品创新以满足需求,降低了国际贸易,也降低了寻找“污染避难所”的动力;对于共享子系统,科技创新投入可以加快信息时代变革,丰富医疗教育交通等资源共享渠道,但同样也可能会挤出公共建设方面的财政支出,不利于环境规制发挥“税收效应”。

三、变量选取与模型设定

(一)被解释变量

在研究环境规制对经济发展质量影响前,本文先构建经济发展质量评估指标,并以之将被解释变量即城市经济发展质量进行量化。

本文从党的十八届五中全会提出的新发展理念出发,参考已有研究中经济质量综合指标的构建方法(钞小静、任保平,2011;魏敏、李书昊,2018;吴志军、梁晴,2020;欧进锋等,2020),并考虑数据的可得性,选取表1中5个一级指标和15个二级指标。

计算得到每个城市的经济发展质量^①。本文使用熵值法对城市指标数据进行客观赋权,同时为消除不同测度指标在单位和量纲方面的不一致性,需要对各项指标数据标准化处理。

当指标为正向指标时,

^① 为方便比较,将经济发展质量的综合得分乘100处理,由于篇幅原因,城市具体年份综合得分数据备索。

$$Y_{ij} = \frac{X_{ij} - \min(X_j)}{\max(X_j) - \min(X_j)} \quad (1)$$

当指标为负向指标时,

$$Y_{ij} = \frac{\max(X_j) - X_{ij}}{\max(X_j) - \min(X_j)} \quad (2)$$

其中, X_{ij} 和 Y_{ij} 分别表示标准化前和标准化后第 i 个方案的第 j 项指标数据。

表 1 经济发展质量指标

一级指标	二级指标	指标说明	属性
创新	人均专利拥有量	专利申请授权数/年末人口数	+
	劳动生产率	GDP/从业人口数	+
协调	城乡协调	城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入	-
		常住人口城镇化率	+
	产业结构协调	第三产业增加值/GDP	+
绿色	污水处理率	/	+
	工业固体废物综合利用率	/	+
	生活垃圾无害化处理率	/	+
	建成区绿化覆盖率	/	+
开放	货物进出口	货物进出口总额/GDP	+
	对外依存度	实际利用外资/GDP	+
	旅游开放	国际旅游收入/GDP	+
共享	文化共享	公共图书馆藏书量/年末人口数	+
	医疗共享	每千人口医疗卫生机构床位数	+
		每万人拥有执业(助理)医师数	+
	社会保障	居民养老保险参保人数/年末人口数	+
	交通出行	年末实有公共汽(电)车营运数/年末人口数	+

(二)核心解释变量

关于环境规制的研究十分丰富,但是地级市环境规制强度的测量比较困难,尚未形成统一的衡量标准。由于大部分城市的环境污染治理投资统计口径从 2008 年开始发生较大变化(韩超等, 2016),并且我国环境考核体系的主要指标就是排放量的减少,虽然环境质量和舒适度等的提升是环境规制的最终目标,但该目标的影响因素过于复杂,不如以减排量作为考核目标更为清晰,政府进行环境治理也要盯紧污染物排放量,所以使用排放量衡量环境规制更为准确(张文彬等, 2010)。基于此,本文参考朱平芳等(2011)基于单位 GDP 污染物排放量衡量环境规制的研究,构建如下指标:

$$PX_{ij} = \frac{P_{ij}}{\frac{1}{n} \sum_{s=1}^n P_{is}}, i = 1, 2, 3 \quad (3)$$

$$PX_j = \frac{1}{3} (PX_{1j} + PX_{2j} + PX_{3j}) \quad (4)$$

$$ER_j = \frac{1}{PX_j} \quad (5)$$

其中, P_{ij} 是城市 j 第 i 种污染物的单位工业生产总值排放量, $\frac{1}{n} \sum_{s=1}^n P_{is}$ 是全国所有城市第 i 种污染物单位工业生产总值排放量的平均值, PX_j 是城市 j 的单位工业生产总值污染物排放量无量纲结果的加总平均, 使用工业废水排放量、工业二氧化硫排放量以及工业烟(粉)尘排放量来衡量污染物排放量。 ER_j 是 PX_j 的倒数, ER_j 的值越大, 说明城市 j 的环境规制强度越大。本文对核心解释变量取对数处理。

(三) 调节门槛变量与控制变量

表2 变量说明及描述性统计

变量名称	单位	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
经济发展质量(QUA)	/	4035	10.2620	7.3889	2.1691	79.4162
环境规制(ER)	/	4035	0.3343	0.8174	-3.3573	7.6774
科技创新投入(ISTI)	%	4035	1.4090	1.4806	0.0265	20.6835
金融发展水平(FDL)	万元/人	4035	0.7008	1.1219	-2.0814	4.4031
基础建设水平(IL)	平方米/人	4035	4.3085	5.7935	0.1812	73.0424
信息化水平(INFO)	十万户	4035	1.4035	1.1531	-6.0469	6.2488
产业结构(IS)	%	4035	47.6632	10.4503	10.6800	85.9200
能源结构(ES)	%	4035	80.0031	15.3513	3.7665	99.8034

科技创新投入是推进技术进步的必要支出, 结合前文理论分析, 将科技创新投入作为调节变量与门槛变量, 本文主要研究政府创新投入, 使用财政科技支出占一般财政预算支出比重衡量科技创新投入(鲁元平等, 2018)。同时参考现有研究, 选取金融发展水平、基础建设水平、信息化水平、产业结构和能源结构等作为控制变量。其中, 金融发展为资本转移提供手段, 有助于提高经济效率, 使用人均金融机构贷款余额对数衡量(陈诗一、陈登科, 2018); 基础设施建设是国家和地区生存发展的根本保证, 使用人均城市道路面积衡量; 信息化是提高生产力和竞争力的重要支撑, 使用国际互联网用户数对数衡量(上官绪明、葛斌华, 2020); 产业与能源消费结构体现地区经济发展模式, 使用第二产业增加值占比与煤炭消费量占能源消费总量比重衡量(周肖肖等, 2015)。但地级市未直接给出能源消费总量与煤炭消费量, 结合地级市公布数据, 本文使用任晓松等(2020)提到的天然气、液化石油气、全社会用电量三类能源的消费量估计能源消费总量, 同时我国的电力行业是煤炭主要消耗行业, 所以使用全社会用电量能源消费量估计煤炭消费量。

本文选择2005—2019年我国269个地级及以上城市的数据进行研究, 将相关指标以2005年为基期进行价格平减。数据来源主要包括《中国城市统计年鉴》、各省市统计年鉴以及统计公报等, 各市专利申请授权数来自CNRDS中国研究数据服务平台。对个别缺失数据, 本文使用线性拟合法进行补充, 表2是对所选取变量的说明及描述性统计。

(四) 模型构建

基于上文理论分析, 梳理已有文献, 本文先构建如下基准回归模型来考察环境规制对经济质量

的影响:

$$QUA_{it} = \beta_0 + \beta_1 ER_{it} + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, QUA_{it} 表示第 i 个地区第 t 年的被解释变量经济发展质量, ER_{it} 表示第 i 个地区第 t 年的核心解释变量环境规制, X_{it} 表示第 i 个地区第 t 年的各个控制变量。 β_0 表示常数项, β_1 与 β_2 分别表示核心解释变量和控制变量的系数, ε_{it} 表示随机扰动项。

四、实证分析

(一) 基本回归

表3 基本回归及异质性回归结果

变量	全国	东部	中部	东北	西部
ER	0.6005*** (0.1344)	0.4847** (0.2172)	0.3721** (0.1701)	0.4585 (0.4542)	0.2901** (0.1395)
ISTI	-0.3950*** (0.1509)	-0.6349** (0.2769)	-0.0682 (0.0796)	0.3087 (0.3252)	-0.3374 (0.2027)
FDL	1.6165*** (0.5561)	2.1346 (1.4259)	1.6982*** (0.6219)	-0.1288 (0.5928)	1.5765 (1.0416)
IL	-0.0193 (0.1222)	0.0200 (0.1790)	0.0234 (0.1049)	-0.0176 (0.0670)	-0.0944* (0.0478)
INFO	0.9586*** (0.2590)	0.8260** (0.4036)	0.4697* (0.2576)	1.0726** (0.5153)	0.2565 (0.2103)
IS	0.0180 (0.0155)	0.0346 (0.0490)	0.0038 (0.0178)	-0.0639* (0.0324)	-0.0247 (0.0270)
ES	0.0102 (0.0079)	0.0082 (0.0124)	0.0015 (0.0072)	0.0188 (0.0231)	-0.0027 (0.0121)
常数项	10.1772*** (1.1042)	13.3970*** (3.3971)	9.2324*** (1.1476)	11.6294*** (2.5576)	10.8818*** (1.5502)
个体固定	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	4035	1290	1200	510	1035
R ²	0.3682	0.5822	0.3973	0.5054	0.1320

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著,括号内为稳健标准误。(下同)

首先分析环境规制对经济发展质量的整体影响^①。Hausman 检验的 p 值为 0.0000, 使用固定效应模型进行回归, 结果报告于表 3 第 2 列。环境规制的回归系数为 0.6005, 在 1% 的水平上显著, 说明环境规制对我国经济发展质量总体上有显著的促进作用, 环境规制每增加 1%, 经济发展质量增加 0.6005 个单位, 假设 1 前半部分得到验证。

① 环境规制的系数在 OLS 模型、地区固定模型和无控制变量模型中均显著为正, 结果备索。

表4 环境规制对子系统的回归结果

变量	创新	协调	绿色	开放	共享
ER	0.0497* (0.0272)	0.0163* (0.0083)	0.0458 (0.0350)	0.4284*** (0.1241)	0.0603 (0.0390)
ISTI	0.1026*** (0.0349)	0.0131* (0.0077)	-0.1422*** (0.0260)	-0.4016*** (0.1367)	0.0316 (0.0373)
FDL	0.3423*** (0.1092)	0.0235 (0.0264)	-0.0865 (0.0950)	1.0512** (0.4817)	0.2860** (0.1168)
IL	0.0343* (0.0200)	-0.0027 (0.0031)	-0.0169 (0.0077)	-0.0955 (0.0833)	0.0616** (0.0290)
INFO	0.0130 (0.0381)	0.0215** (0.0104)	0.1401*** (0.0402)	0.6812*** (0.2016)	0.1029** (0.0491)
IS	-0.0095** (0.0044)	-0.0161*** (0.0010)	0.0196*** (0.0041)	0.0198 (0.0141)	0.0042 (0.0029)
ES	0.0026* (0.0014)	0.0001 (0.0005)	0.0041** (0.0019)	0.0041 (0.0065)	-0.0007 (0.0019)
常数项	0.9580*** (0.2392)	1.9800*** (0.0597)	2.2241*** (0.2222)	2.8109*** (0.8953)	2.2043*** (0.2202)
个体固定	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	4035	4035	4035	4035	4035
R ²	0.2004	0.7754	0.7814	0.1764	0.1554

(二) 异质性检验

为探究环境规制对经济质量的影响是否具有区域异质性,本文对我国东部、东北、中部、西部四大区域进行回归^①,回归结果汇报于表3第3-6列。其中东部、中部和西部地区的环境规制系数均显著为正,东北地区的环境规制系数不显著,说明环境规制虽然对我国整体经济发展质量有积极作用,但存在区域异质性,假设1后半部分得到验证。东部地区的经济发展质量与经济增长水平较高,工业化发展较成熟,实施环境规制时有较好的经济基础和经济结构以推进高质量发展;中部地区目前处于工业化中后期,工业基础好且具有一定区位优势,推进产业转型升级与环境治理符合工业化中后期阶段的发展需求;西部地区工业化起步晚,基础设施建设水平相对较低,但“一带一路”政策的推进使其资源逐渐被合理规划利用,进行环境治理能让环境恶劣地区也得到改善发展。东北地区作为老工业基地,产业结构单一,有许多资源枯竭型城市,环境规制的执行大多是污染治理,即使通过环境规制可以带动产业结构调整与老工业基地的深化改革升级,使其资源环境衰竭情况得到一定缓解,也会使经济受到巨大冲击。

(三) 环境规制对五大子系统的影响

接着考察了环境规制对经济发展质量五大子系统的影响,回归结果汇报于表4,环境规制没有显著提高所有子系统的发展质量,假设2得到验证。环境规制显著且正向地影响了创新、协调和开放

^① 根据《中共中央、国务院关于促进中部地区崛起的若干意见》《关于西部大开发若干政策措施的实施意见》以及党的十六大报告精神,将文中30个省(区、市)划分为四大地区。东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南;中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南;东北地区包括辽宁、吉林和黑龙江;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

发展子系统。这表明,第一,我国环境规制更多地通过“倒逼效应”激励了创新,企业为了长期利益选择将成本用于技术研发而不是支付环境税。第二,我国环境规制下的“产业转移效应”实现了转移产业地区的产业转型升级,虽然被转移地区的产业转型进程会减缓,但这些地区经济水平相对较低,转移来的产业可以拉动经济,使这些地区有足够的资金进行城乡建设,企业雇佣农村劳动力也可以使农村居民获得更高收入,缩小城乡差距。第三,当前我国庞大市场、成熟的营商环境对外商投资引力不断增强,实施环境规制使本土高污染企业通过“污染避难所假说”转移到其它环境规制宽松国家,对外投资增加。我国产品在国际市场上的价格优势使贸易品受环境规制的“成本效应”影响较小,环境规制总体上对提升开放系统质量有积极作用。

(四) 科技创新视角下的环境规制与经济发展质量

1. 调节效应

以上回归结果说明环境规制对我国经济发展质量的正向影响存在区域异质性。图2到图5反映出我国四大区域科技创新投入水平的差异性。科技创新投入在一定程度上可以激励技术创新,环境规制通过“创新补偿效应”,推动经济高质量发展。

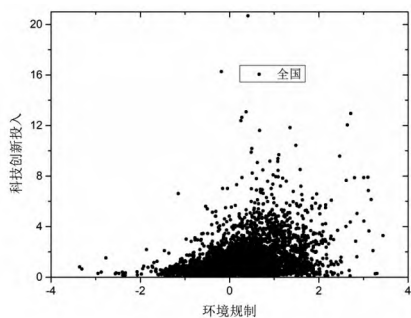


图1 全国环境规制与科技创新投入散点图

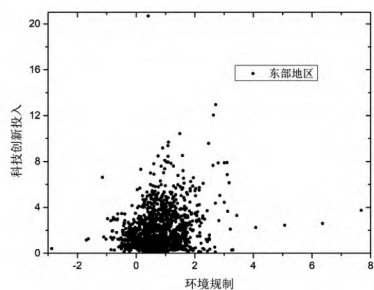


图2 东部科技创新投入散点图

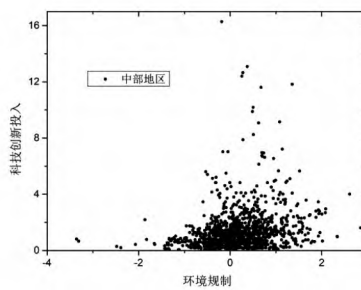


图3 中部科技创新投入散点图

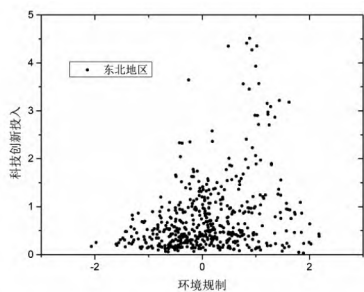


图4 东北科技创新投入散点图

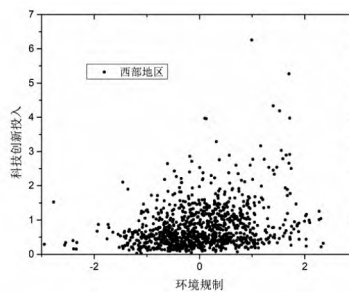


图5 西部科技创新投入散点图

基于此,本文认为环境规制经济效应的区域异质性与科技创新投入有关,并且科技创新投入对环境规制对经济发展质量的影响具有调节作用。但由于投入要素的边际报酬递减,且表3第2列科技创新投入系数显著为负,表明科技创新投入对经济发展质量有一定的负向影响,因此需要进一步探究科技创新投入对环境规制的调节作用。在式(6)中加入环境规制的对数与科技创新投入的对数去中心化处理后的交互项 $ER \times ISTI$ (Robinson and Schumacker, 2009),构建如下调节效应模型:

$$QUA_{it} = \beta_0 + \beta_1 ER_{it} + \beta_2 ER_{it} \times ISTI_{it} + \beta_3 X_{it} + \text{固定效应} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, $ER_{it} \times ISTI_{it}$ 表示第*i*个地区第*t*年的环境规制与科技创新投入交互项, β_2 表示交互项的系数, β_3 表示控制变量的系数,其余变量及符号与之前模型相同。

得到调节效应回归结果如表5所示,环境规制与科技创新投入交互项的系数显著,说明科技创新投入对环境规制的经济发展质量效应有调节作用,假设3前半部分得到验证。并且交互项系数为-0.2304,显著为负,科技创新投入负向调节了环境规制对经济发展质量的影响。

2. 调节效应的内生性检验

(1) 两阶段最小二乘法(2SLS)。

环境规制与经济发展质量之间存在内生性,即使本文通过构建综合指标对两者进行了衡量,在一定程度上减少测量误差,又添加控制变量缓解遗漏变量问题,但环境规制与经济质量之间仍存在反向因果关系。经济发展质量会影响环境规制,当经济发展质量较高时,政府和企业有可能会放宽环境规制,也有可能为维持经济的高质量发展或满足环境政策要求,提高环境规制。

为缓解反向因果内生性问题,本文选择政府环境治理变量作为环境规制的工具变量,并借鉴Chen et al.(2018)的方法,使用政府工作报告中环境相关词汇所在句子字数与全文字数之比来衡量政府环境治理。其中环境相关词汇选择的是环境、能耗、污染、减排、环保。同时由于下级政府行为一般难以直接影响上级政府(陈诗一、陈登科,2018),但省级政府工作报告无法反映省内市级政府环境规制的差异,本文选择省级政府工作报告中环境词句比重与市级工业增加值占比的交互项衡量政府环境治理。选择政府环境治理作为工具变量的原因:第一,政府环境治理通过影响当期环境规制来影响当期经济发展质量;第二,政府工作报告汇报时间为每年年初,当期经济发展质量无法对其制造成反向影响,能避免反向因果引起的内生性问题。

使用两阶段最小二乘法对经济质量进行回归得到表5第3-5列的回归结果。Kleibergen-Paap rk LM检验的*p*值为0.0036,强烈拒绝工具变量不可识别的原假设,第一阶段回归中的*F*统计量大于经验值10,强烈拒绝弱工具变量原假设,说明所选工具变量是有效的。从回归结果来看,第一阶段回归结果显示环境规制工具变量与环境规制显著正相关,政府环境治理显著增加了环境规制强度。第二阶段回归结果显示环境规制与科技创新投入交互项系数显著为负,科技创新投入与环境规制的交互作用对经济发展质量产生负向影响,科技创新投入负向调节了环境规制对经济发展质量的影响。

(2) 系统GMM法。

由于经济发展质量的变化可能是一个动态积累的过程,本文引入经济发展质量滞后一期,构建动态模型进行系统GMM估计。系统GMM也可以修正测量误差、遗漏变量与潜在的内生性问题。得到回归结果如表5最后一列所示。AR(1)的*p*值为0.010,AR(2)的*p*值为0.378,表示存在一阶自相关,但不存在二阶自相关,通过AB检验。Sargan检验的*p*值为0.642,Hansen检验的*p*值为0.896,不

能拒绝工具变量有效的原假设,通过检验。环境规制与科技创新投入交互项的系数为-0.9163,显著为负,同样说明科技创新投入对环境规制起到了负向调节作用^①。

表5 调节效应和内生性检验回归结果

变量	调节效应	2SLS			系统GMM
		ER	ER×ISTI	QUA	
L.QUA					-0.0545 (0.6329)
ER	0.5859*** (0.1268)			2.4452* (1.2569)	-0.2712 (0.7204)
ER×ISTI	-0.2304*** (0.0784)			-2.5629*** (0.6597)	-0.9163* (0.4926)
ISTI	-0.3589** (0.1445)	-0.0088 (0.0096)	0.1296*** (0.0347)	0.0193 (0.1360)	0.4437 (0.3268)
FDL	1.6548*** (0.5568)	0.1815*** (0.0427)	0.1964*** (0.0705)	1.6931*** (0.3995)	3.4917 (2.3350)
IL	-0.0258 (0.1186)	-0.0070* (0.0041)	-0.0288 (0.0184)	-0.0769 (0.0621)	-0.9214* (0.5212)
INFO	0.9227*** (0.2588)	0.0375* (0.0218)	-0.1389*** (0.0400)	0.4591** (0.2129)	11.8762 (7.5445)
IS	0.0120 (0.0153)	0.0168*** (0.0017)	-0.0236*** (0.2761)	-0.0859*** (0.0314)	-0.2760 (0.2106)
ES	0.0106 (0.0079)	0.0002 (0.0009)	0.0019 (0.0012)	0.0144** (0.0059)	0.2173 (0.1501)
GER		0.0056*** (0.0017)	-0.0017 (0.0021)		
GER×ISTI		-0.0004 (0.0016)	0.0133*** (0.0031)		
常数项	10.4894*** (2.0955)	1.1182*** (0.1327)	2.3703*** (0.2761)	32.3538*** (2.6889)	-25.7323 (14.7585)
个体固定	控制	控制			控制
时间固定	控制	控制			控制
观测值	4035	4035			3766
R ²	0.3711	0.7743	0.4888	0.8741	/

3. 门槛效应检验

表4的回归结果表明科技创新投入对环境规制的经济效应有负向调节作用,但调节效应模型分析的是变量的线性交互关系,如果科技创新投入只有负向调节作用,那么科技创新投入就没有意义,

^① 环境规制对经济发展质量的正向影响也通过了2SLS法和系统GMM法的检验,结果备索。

这显然与现实不符。于是进一步地,本文引入可以分析非线性关系的门槛效应模型,参考 Hansen (1999)关于面板门槛模型的研究,将科技创新投入作为门槛变量,探究调节环境规制影响经济发展质量的科技创新投入的具体门槛,构建如下模型:

$$QUA_{it} = \beta_0 + \beta_1 ER_{it} \times I(ISTI \leq \theta_1) + \beta_2 ER_{it} \times I(\theta_1 < ISTI \leq \theta_2) + \beta_3 ER_{it} \times I(\theta_2 < ISTI \leq \theta_3) + \beta_4 ER_{it} \times I(ISTI \geq \theta_3) + \beta_5 X_{it} + \text{固定效应} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

此外,为进一步证实环境规制与经济发展质量之间无非线性关系,将环境规制自身作为门槛变量,构建如下模型进行门槛效应检验:

$$QUA_{it} = \beta_0 + \beta_1 ER_{it} \times I(ER \leq \theta_1) + \beta_2 ER_{it} \times I(\theta_1 < ER \leq \theta_2) + \beta_3 ER_{it} \times I(\theta_2 < ER \leq \theta_3) + \beta_4 ER_{it} \times I(ER \geq \theta_3) + \beta_5 X_{it} + \text{固定效应} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中, $I(\cdot)$ 为示性函数, θ_i 表示待估门槛值, β_i 表示各变量的系数,其余变量及符号与之前模型相同。

表6 环境规制与科技创新投入对经济发展质量的门槛值估计结果

门槛变量	门槛数	门槛值	F值	95%置信下区间	95%置信上区间
ER	单门槛	1.2270	16.0300	1.1892	1.2387
	单门槛	2.7017**	31.8700	2.4687	2.7262
ISTI	双门槛	2.8949	31.8700	2.5659	2.9130
		0.3021	12.3700	0.2982	0.3061
	三门槛	2.1993	3.2400	2.1828	2.2181

使用 Bootstrap 法 400 次计算得出表 6 中的环境规制与科技创新投入门槛估计值和表 7 中的门槛回归结果。表 6 显示,环境规制自身不存在门槛效应,环境规制与经济发展质量不存在非线性关系。科技创新投入存在单门槛效应,门槛值为 2.7017。当科技创新投入小于等于 2.7017 时,环境规制可以显著提高经济发展质量;当科技创新投入大于 2.7017 时,环境规制的系数为负,但不显著。科技创新投入强度的不同使环境规制与经济发展质量之间产生非线性影响,假设 3 得到验证。0.7197 大于 -0.0091 的绝对值,且正向作用显著,负向作用不显著,说明科技创新投入促使环境规制正向影响经济发展质量时的效果比负向影响时的效果更明显。科技创新投入的平均值为 1.4090,图 1 显示当前我国大多数城市的科技创新投入水平在门槛值以下,这也使环境规制对经济发展质量整体呈积极影响。

图 2-图 5 是我国四大区域的环境规制与科技创新投入的散点图,在一定程度上解释了产生区域异质性的原因。从图中可以看到,东部地区的科技创新投入水平较高,但仍有相当一部分城市的创新投入在 2.7017 之下。中部、东北与西部地区大部分城市的科技创新投入都在门槛值以下,但是东北地区的环境规制与科技创新投入离散程度较大,科技创新投入对环境规制的作用相对较分散,环境规制效果易受干扰从而无法发挥显著的积极影响。

表7 科技创新投入对经济发展质量的门槛回归结果

变量	门槛效应	
	ER	ISTI \leq 2.7017
	ISTI $>$ 2.7017	-0.0091 (0.1434)
FDL	1.7472*** (0.2150)	
IL	-0.0323 (0.0212)	
INFO	0.9465*** (0.1047)	
IS	0.0141* (0.0084)	
ES	0.0111*** (0.0042)	
常数项	10.2005*** (0.5196)	
个体固定	控制	
时间固定	控制	
观测值	4035	
R ²	0.3585	

接着使用 Bootstrap 法 400 次计算得到五大子系统的科技创新投入门槛值,结果如表 8 所示,创新、开放与共享系统存在科技创新投入的单门槛效应,协调与绿色系统存在双门槛效应。表 9 是科技创新投入对五个子系统的门槛回归结果。

对于创新子系统,当科技创新投入小于等于 2.6076 时,环境规制系数为 0.0076,不显著;当科技创新投入大于 2.6076 时,环境规制系数显著为 0.2782。较高水平的政府科技创新投入可以降低企业自主创新成本,在环境规制的激励下,企业可以实现创新。

对于协调子系统,当科技创新投入小于等于 0.7678 时,环境规制的系数显著为 -0.0141,当科技创新投入在 0.7678 与 2.1743 之间时,环境规制系数显著为 0.0231,当科技创新投入大于 2.1743 时,环境规制的系数显著为 0.0620。当科技创新投入水平较高时,可以为实现乡村振兴和农业农村现代化提供创新动力,并确保在进行环境规制有足够的资金推动技术进步、促进结构调整和产业转型升级,最终实现城乡和产业结构协调。

对于绿色子系统,当科技创新投入小于等于 0.2615 时,环境规制的系数为 0.5154,显著;当科技创新投入在 0.2615 与 1.8499 之间时,环境规制系数显著为 0.0646,当科技创新投入大于 1.8499 时,环境规制系数为 -0.1898,显著。随着科技创新投入的增加,环境规制与绿色发展质量之间呈现近似倒“U”型的非线性关系。清洁能源的开发使用依赖于科学技术,但是技术创新并不只是绿色创新,投入结构不合理、使用效率低下,使资源无法被充分利用,反而增加研发过程中的能耗污染环境。

表8 科技创新投入对五大子系统的门槛值估计结果

门槛变量	被解释变量	门槛值	F值	95%置信下区间	95%置信上区间
ISTI	创新	2.6076***	64.0900	2.5734	2.6415
	协调	0.7678***	72.7400	0.7348	0.7713
		2.1743***	26.5500	1.8206	2.1828
	绿色	0.2615***	212.2400	0.2578	0.2651
		1.8499***	70.2400	1.7238	1.8605
	开放	2.6698**	66.9700	2.5733	2.7017
共享	1.5803***	42.6600	1.5159	1.5912	

表9 科技创新投入对子系统的门槛回归结果

变量		创新	协调	绿色	开放	共享
ER	ISTI≤门槛1	0.0076 (0.0234)	-0.0141** (0.0061)	0.5154*** (0.0383)	0.5741*** (0.0599)	-0.0058 (0.0256)
	ISTI>门槛值1	0.2782*** (0.0375)			-0.3221*** (0.1216)	0.1956*** (0.0319)
	门槛1<ISTI≤门槛值2		0.0231*** (0.0066)	0.0646*** (0.0244)		
	ISTI>门槛值2		0.0620*** (0.0074)	-0.1898*** (0.0310)		
FDL		0.3091*** (0.0562)	0.0148 (0.0126)	-0.0075 (0.0539)	1.1828*** (0.1825)	0.2684*** (0.0577)
IL		0.0376*** (0.0055)	-0.0018 (0.0012)	-0.0221*** (0.0053)	-0.1089*** (0.0180)	0.0636*** (0.0057)
INFO		0.0201 (0.0274)	0.0241*** (0.0061)	0.1275*** (0.0263)	0.6613*** (0.0889)	0.1168*** (0.0282)
IS		-0.0080*** (0.0022)	-0.0155*** (0.0005)	0.0159*** (0.0021)	0.0149** (0.0071)	0.0056** (0.0022)
ES		0.0024** (0.0011)	0.00003 (0.0002)	0.0046*** (0.0011)	0.0050 (0.0036)	-0.010 (0.0011)
常数项		0.9319*** (0.1359)	1.9694*** (0.0303)	2.3120*** (0.1303)	2.8735*** (0.4411)	2.1774*** (0.1393)
个体固定		控制	控制	控制	控制	控制
时间固定		控制	控制	控制	控制	控制
观测值		4035	4035	4035	4035	4035
R ²		0.1951	0.7789	0.7865	0.1628	0.1626

对于开放子系统,当科技创新投入小于等于2.6698时,环境规制系数显著为0.5741;当科技创新投入大于2.6698时,环境规制系数显著为-0.3221。环境规制会促使部分外资企业使用先进技术,产生“技术溢出效应”,一定力度的科技创新投入可以强化“技术溢出效应”,增强产品的国际竞争力。而在较高的政府创新投入下,污染企业创新的成本低于寻找国外“污染避难所”的成本,会选择创新,本国企业的创新产品可以满足需求的情况下,由于关税成本的存在,国际贸易可能会降低。

对于共享子系统,当科技创新投入小于等于1.5803时,环境规制系数为-0.0058,不显著;当科技创新投入大于1.5803时,环境规制系数显著为0.1956。较高水平的科技创新投入可以加快技术进步,促进生活方式的转变,实现创新成果和资源共享。

五、结论与建议

本文使用2005—2019年269个地级及以上城市的面板数据,构建综合指标测算经济发展质量,借助实证模型系统地考察了环境规制对中国经济发展质量的影响及异质性问题,并从科技创新投入视角进行深化研究。得到如下结论:

第一,环境规制对我国经济发展质量整体上有显著的积极影响,但该影响存在区域异质性。具体而言,东部、中部和西部地区的环境规制可以显著提升经济发展质量,东北地区的环境规制则对经济发展质量无显著作用。城市行政等级差异不影响环境规制积极效应的显著性,但行政等级较高城市的环境规制正向效应更大。

第二,环境规制对经济高质量发展子系统的影响存在差异。环境规制可以通过激励创新、推进产业转型升级、缩小城乡差距以及优化对外贸易结构等途径,显著提高创新、协调和开放发展质量。但环境规制对绿色和共享发展质量无显著的积极作用。

第三,科技创新投入对环境规制效果有调节与门槛效应,该效应也在一定程度上解释了区域异质性。科技创新投入会负向调节环境规制对经济发展质量的积极影响,并通过各个子系统使环境规制对经济发展质量的影响呈正向作用显著、负向作用不显著的“倒U型”关系。低于一定门槛值的科技创新投入可以提高整体经济发展质量与绿色、开放发展质量,而高于一定门槛值的科技创新投入可以提高创新、协调和共享发展质量。

根据以上结论,本文提出如下建议:

第一,充分发挥环境规制对经济发展质量的积极影响。制定实施环境规制时,要综合考虑区域经济发展差异,因地制宜、分类施策,避免“一刀切”。坚持系统观念和全局思维,遵循产业区域空间关联规律,推行环境区域协同治理,抑制“逐底竞争”导致的污染区域转移。特别是正处于结构调整攻坚期的东北地区,应当借鉴现有的环境规制经验并根据要素资源禀赋与所处发展阶段,制定并完善能切实提高本地经济发展质量的环境规制政策,加快建立环境保护税征收管理合作平台,补足环境规制价格手段的缺位,强化环保税的正向激励作用,推动传统产业转型升级,引导绿色低碳产业加快发展,培育壮大先进高端产业,推进经济高质量发展。

第二,充分发挥科技创新的正向效应。科技创新是解决环境问题的利器,发挥好“创新补偿效应”是有效实施环境规制的重要途径。加大绿色科技创新投入的同时,优化投入结构,提高基础研究和基础应用研究的投入比重,促进低碳绿色相关技术的产出、转化、应用和推广。同时,加快要素市场化配置“集成式”改革,进一步完善生态环境监管体系和环境治理法规,为科技创新发挥正向效应持续释放提供良好的制度和市场环境。出台激励性财税金融政策,对通过科技创新实现减排降耗效果好的企业给予激励性产业、财税、融资、用地等政策倾斜,激发企业科技创新的积极性,推动企业逐步实现绿色转型。推进区域协同创新,利用科技创新的正向空间溢出效应,放大科技创新对环境规

制的激励作用。

第三,充分发挥环境规制和科技创新对促进高质量发展的联动效应。通过环境规制引导经济活动主体加大科技创新投入,实现发展动力转变,促进整体经济发展质量提升。但需要根据科技创新投入的调节门槛效应,紧扣区域发展目标和阶段性需求,科学把握科技创新投入强度,提高创新投入的效率,在实施环境污染防治的同时,实现绿色创新的经济高质量发展。具体而言,着力推动整体高质量发展和绿色、开放发展的地区,要平衡好增加科技创新投入和保持环境规制正向作用的关系;着力推动创新、协调和共享发展的地区,需要以较高水平的科技创新投入推动环境规制对创新、协调和共享子系统发挥正向作用。

参考文献

- 包彤,2022,“环境规制扩大还是缩小了城乡收入差距?——基于经济效率和经济结构双重视角”,《云南财经大学学报》,第3期,第1-20页。
- 钞小静、惠康,2009,“中国经济增长质量的测度”,《数量经济技术经济研究》,第6期,第75-86页。
- 钞小静、任保平,2011,“中国经济增长质量的时序变化与地区差异分析”,《经济研究》,第4期,第26-40页。
- 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。
- 杜龙政、赵云辉、陶克涛、林伟芬,2019,“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”,《经济研究》,第10期,第106-120页。
- 冯长春、曾赞荣、崔娜娜,2015,“2000年以来中国区域经济差异的时空演变”,《地理研究》,第2期,第234-246页。
- 韩超、孙晓琳、李静,2021,“环境规制垂直管理改革的减排效应——来自地级市环保系统改革的证据”,《经济学(季刊)》,第1期,第335-360页。
- 韩超、张伟广、单双,2016,“规制治理、公众诉求与环境污染——基于地区间环境治理策略互动的经验分析”,《财贸经济》,第9期,第144-161页。
- 何立峰,2018,“深入贯彻新发展理念 推动中国经济迈向高质量发展”,《宏观经济管理》,第4期,第4-5+14页。
- 何兴邦,2018,“环境规制与中国经济增长质量——基于省际面板数据的实证分析”,《当代经济科学》,第2期,第1-10页。
- 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,第43-55页。
- 金晓雨、宋嘉颖,2020,“环境规制、技术距离与异质性企业研发选择”,《南方经济》,第6期,第70-86页。
- 靳亚阁、常蕊,2016,“环境规制与工业全要素生产率——基于280个地级市的动态面板数据实证研究”,《经济问题》,第11期,第18-23页。
- 李虹、邹庆,2018,“环境规制、资源禀赋与城市产业转型研究——基于资源型城市与非资源型城市的对比分析”,《经济研究》,第11期,第182-198页。
- 林秀梅、关帅,2020,“环境规制推动了产业结构转型升级吗?——基于地方政府环境规制执行的策略互动视角”,《南方经济》,第11期,第99-115页。
- 鲁元平、张克中、欧阳洁,2018,“土地财政阻碍了区域技术创新吗?——基于267个地级市面板数据的实证检验”,《金融研究》,第5期,第101-119页。
- 马茹、罗晖、王宏伟、王铁成,2019,“中国区域经济高质量发展评价指标体系及测度研究”,《中国软科学》,第7期,第60-67页。
- 欧进锋、许抄军、刘雨骐,2020,“基于‘五大发展理念’的经济高质量发展水平测度——广东省21个地级市的实证分析”,《经济地理》,第6期,第77-86页。
- 秦炳涛、余润颖、葛力铭,2021,“环境规制对资源型城市产业结构转型的影响”,《中国环境科学》,第7期,第3427-3440页。
- 曲振涛、林吉双、王福友,2003,“经济质量指标体系的框架研究”,《商业研究》,第16期,第1-5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。
- 上官绪明、葛斌华,2020,“科技创新,环境规制与经济高质量发展——来自中国278个地级及以上城市的经验证据”,《中国人口·资

- 源与环境》,第6期,第95-104页。
- 施定国、徐海洪、刘凤朝,2009,“政府科技投入对高校科技支出及专利产出的影响”,《科技进步与对策》,第23期,第192-195页。
- 王惠、王树乔、苗壮、李小聪,2016,“研发投入对绿色创新效率的异质门槛效应——基于中国高技术产业的经验研究”,《科研管理》,第2期,第63-71页。
- 王群勇、陆凤芝,2018,“环境规制能否助推中国经济高质量发展?——基于省际面板数据的实证检验”,《郑州大学学报(哲学社会科学版)》,第6期,第64-70页。
- 魏敏、李书昊,2018,“新时代中国经济高质量发展水平的测度研究”,《数量经济技术经济研究》,第11期,第3-20页。
- 吴志军、梁晴,2020,“中国经济高质量发展的测度、比较与战略路径”,《当代财经》,第4期,第17-26页。
- 俞立平,2015,“金融支持、政府与企业投入对科技创新的贡献研究”,《科研管理》,第3期,第57-63页。
- 张宝生、王天琳、王晓红,2021,“政府科技经费投入,研发规模与高校基础研究科研产出的关系——基于省际面板数据的门槛回归分析”,《中国科技论坛》,第4期,第55-63+74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。
- 张俊,2016,“环境规制是否改善了北京市的空气质量——基于合成控制法的研究”,《财经论丛》,第6期,第104-112页。
- 张同斌、孙静、范庆泉,2017,“环境公共治理政策的效果评价与优化组合研究”,《统计研究》,第3期,第3-15页。
- 张文彬、张理芄、张可云,2010,“中国环境规制强度省际竞争形态及其演变——基于两区制空间Durbin固定效应模型的分析”,《管理世界》,第12期,第34-44页。
- 张云云、张新华、李雪辉,2019,“经济发展质量指标体系构建和综合评价”,《调研世界》,第4期,第11-18页。
- 张志强,2017,“环境规制提高了中国城市环境质量吗?——基于‘拟自然实验’的证据”,《产业经济研究》,第3期,第69-80页。
- 周肖肖、丰超、胡莹、魏晓平,2015,“环境规制与化石能源消耗——技术进步和结构变迁视角”,《中国人口·资源与环境》,第12期,第35-44页。
- 朱平芳、徐伟民,2003,“政府的科技激励政策对大中型工业企业R&D投入及其专利产出的影响——上海市的实证研究”,《经济研究》,第6期,第45-53+94页。
- 朱平芳、张征宇、姜国麟,2011,“FDI与环境规制:基于地方分权视角的实证研究”,《经济研究》,第6期,第133-145页。
- Cao, W. , Wang, H. and Ying, H. , 2017, “The Effect of Environmental Regulation on Employment in Resource-Based Areas of China—An Empirical Research Based on the Mediating Effect Model”, *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 14 (12): 1598.
- Chen, Z. , Kahn, M. E. , Liu, Y. and Wang, Z. , 2018, “The Consequences of Spatially Differentiated Water Pollution Regulation in China”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 88: 468-485.
- Feng, Y. , Wang, X. , Du, W. , Wu, H. and Wang, J. , 2019, “Effects of Environmental Regulation and FDI on Urban Innovation in China: A Spatial Durbin Econometric Analysis”, *Journal of Cleaner Production*, 235: 210-224.
- Hansen, B. E. , 1999, “Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference”, *Journal of Econometrics*, 93(2): 345-368.
- Iraldo, F. , Testa, F. , Melis, M. and Frey, M. , 2011, “A Literature Review on the Links between Environmental Regulation and Competitiveness”, *European Environment*, 21(3): 210-222.
- Jin, W. , Zhang, H. Q. , Liu, S. S. and Zhang, H. B. , 2019, “Technological Innovation, Environmental Regulation, and Green Total Factor Efficiency of Industrial Water Resources”, *Journal of Cleaner Production*, 211: 61-69.
- Li, X. , Lu, Y. and Huang, R. , 2021, “Whether Foreign Direct Investment can Promote High-Quality Economic Development under Environmental Regulation: Evidence from the Yangtze River Economic Belt, China”, *Environmental Science and Pollution Research*, 28 (17): 21674-21683.
- Liu, Y. , Liu, M. , Wang, G. , Zhao, L. and An, P. , 2021, “Effect of Environmental Regulation on High-Quality Economic Development in China—An Empirical Analysis Based on Dynamic Spatial Durbin Model”, *Environmental Science and Pollution Research*, 28(39): 54661-54678.

- Porter, M. E. and Van der Linde, C. , 1995, "Toward A New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship", *Journal of Economic Perspectives*, 9(4): 97-118.
- Ryan, S. P. , 2012, "The Costs of Environmental Regulation in A Concentrated Industry", *Econometrica*, 80(3): 1019-1061.
- Shan, W. and Wang, J. , 2019, "The Effect of Environmental Performance on Employment: Evidence from China's Manufacturing Industries", *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(12):2232.
- Solow, R. M. , 1957, "Technical Change and the Aggregate Production Function", *The Review of Economics and Statistics*, 39(3): 312-320.
- Sun, Z. , Wang, X. , Liang, C. , Cao, F. and Wang, L. , 2021, "The Impact of Heterogeneous Environmental Regulation on Innovation of High-Tech Enterprises in China: Mediating and Interaction Effect", *Environmental Science and Pollution Research*, 28(7): 8323-8336.
- Thornton, D. , Kagan, R. A. and Gunningham, N. , 2008, "Compliance Costs, Regulation, and Environmental Performance: Controlling Truck Emissions in the US", *Regulation & Governance*, 2(3): 275-292.
- Walter, I. and Ugelow, J. L. , 1979, "Environmental Policies in Developing Countries", *Ambio*, 8(2/3): 102-109.
- Wang, Y. and Shen, N. , 2016, "Environmental Regulation and Environmental Productivity: The Case of China", *Renewable & Sustainable Energy Reviews*, 62: 758-766.
- Wang, Z. , Zhang, B. and Zeng, H. , 2016, "The Effect of Environmental Regulation on External Trade: Empirical Evidences from Chinese Economy", *Journal of Cleaner Production*, 114(2): 55-61.
- Wu, H. , Hao, Y. and Ren, S. , 2020, "How do Environmental Regulation and Environmental Decentralization Affect Green Total Factor Energy Efficiency: Evidence from China", *Energy Economics*, 91: 104880.
- Yu, F. , Xiao, D. and Chang, M. S. , 2021, "The Impact of Carbon Emission Trading Schemes on Urban-Rural Income Inequality in China: A Multi-Period Difference-in-Differences Method", *Energy Policy*, 159: 112652.
- Zhang, W. , Zhao, S. , Wan, X. and Yao, Y. , 2021, "Study on the Effect of Digital Economy on High-Quality Economic Development in China", *PloS one*, 16(9): e0257365.
- Zhou, Q. , Song, Y. , Wan, N. and Zhang, X. , 2020, "Non-Linear Effects of Environmental Regulation and Innovation-Spatial Interaction Evidence from the Yangtze River Delta in China", *Environmental Science & Policy*, 114: 263-274.
- Zhou, Q. , Zhang, X. , Shao, Q. and Wang, X. , 2019, "The Non-Linear Effect of Environmental Regulation on Haze Pollution: Empirical Evidence for 277 Chinese Cities During 2002-2010", *Journal of Environmental Management*, 248: 109274.

Environmental Regulation, Investment in Scientific and Technological Innovation, and the Quality of Economic Development: Evidence from Prefecture-Level Cities in China

You Aiqiong Wang Mingke

Abstract: In the stage of high-quality development, China's economy has changed from emphasizing economic growth and neglecting environmental protection to paying equal attention to economic growth and environmental protection. Based on this background, academic research has focused on whether China's environmental regulation promotes high-quality economic development. The original intention of environmental regulation is to reduce pollution, improve the environment, promote the transformation and upgrading of industrial structures, and thus improve the quality of economic development. However, due to the uncontrollable cost and efficiency in the implementation process, environmental regulation only sometimes improves

the quality of economic development. Moreover, the differences in implementing environmental regulation policies, regional development levels, and resource endowments make this conflict have regional heterogeneity. However, scientific and technological innovation can improve the marginal productivity of production factors, which is one of the fundamental ways to solve the low efficiency of resources and is of great help to resolve the conflict between environmental regulation and the quality of economic development. Therefore, it is necessary to conduct in-depth research on the relationship between environmental regulation, investment in scientific and technological innovation, and the quality of economic development.

This paper uses the panel data of 269 cities from 2005 to 2019 to construct a comprehensive index to measure the quality of economic development. Using an empirical model, it analyses the impact of environmental regulation on the quality of China's economic development with regional and subsystem heterogeneity. And then, it explores the heterogeneity from the perspective of the moderating threshold effect of investment in scientific and technological innovation. Environmental regulation has a significant positive effect on the quality of economic development. However, there is heterogeneity between regions and subsystems. The positive effect of environmental regulation is significant in the eastern, central, and western regions and significant in the innovation, coordination, and openness subsystems. Investment in scientific and technological innovation has moderating and threshold effects on the impact of environmental regulation on the quality of economic development. With the increasing investment in scientific and technological innovation, environmental regulation results in an "inverted U-shaped" relationship with a significant positive effect and insignificant negative effect, which explains the regional heterogeneity of the impact of environmental regulation on the quality of economic development to a certain extent. In this regard, it is recommended to speed up the filling of the lack of price instruments for environmental regulation, to consider the differences in regional economic development when implementing environmental regulation, and to implement policies according to local conditions and classifications. Encourage increase and optimize investment in science and technology innovation, further improve the innovation system and market environment, and introduce incentive fiscal and financial policies to stimulate the enthusiasm of enterprises in scientific and technological innovation. Give full play to the linkage effect of environmental regulation and scientific and technological innovation to promote high-quality development and achieve high-quality economic development while implementing innovation-driven strategies and environmental pollution prevention.

Keywords: Environmental Regulation; the Quality of Economic Development; Investment in Scientific and Technological Innovation

(责任编辑:谢淑娟)