

环境规制能否赋能企业绿色创新“量”与“质”的并进？

——基于创新投资的中介作用

刘婉婷¹, 周叶^{1,2}

(1. 南昌航空大学经济管理学院, 南昌 330063; 2. 区域航空物流研究所, 南昌 330063)

摘要: 在高质量发展的背景下, 应对完善创新体系的新要求, 环境规制能否促进企业绿色创新数量和质量的同步提升呢? 基于企业层面构建了刻画环境规制强度的指标, 通过创新投资的中介作用, 理论分析和实证检验了环境规制对企业绿色创新数量和质量的中介作用及异质性特征。研究发现: 环境规制能显著促进企业的绿色创新数量, 但是对创新质量的影响在统计学上并不显著, 在进行内生性处理和稳健性检验后结论依然成立; 企业研发投入和政府补助在环境规制与企业绿色创新数量和质量之间分别发挥部分中介作用和完全中介作用; 异质性分析表明, 环境规制更能影响中部地区、外资企业和大型企业的绿色创新数量, 在东部地区、国有企业和大型企业中对绿色创新质量的影响更为显著。

关键词: 环境规制; 绿色创新数量; 绿色创新质量; 创新投资; 企业研发投入; 政府补助

中图分类号: F273; X322 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)10-0359-11

党的二十大报告明确提出, 必须牢固树立和践行“绿水青山就是金山银山”的理念, 站在人与自然和谐共生的高度谋划发展, 加快社会发展全面绿色转型, 推动产业结构、能源结构、用地结构和运输结构等调整优化, 助力绿色低碳循环经济体系建设。绿色创新是实现企业绿色转型的必然要求, 通过改进技术、产品、生产流程、系统、服务实现节能环保生产, 有利于企业构建市场为导向的绿色技术创新体系, 加快生态文明体制改革, 建设美丽中国。尽管中央和地方政府对环境保护问题的重视程度和支出费用日益渐增, 但是企业在外部政策压力下, 往往容易出现“重量轻质”的现象。国家知识产权局在 2015—2021 年的专利发布报告显示, 创新专利集中于制造型企业, 且绝大多数企业的实用新型专利数量要远高于发明专利数量, 专利产业转型升级还远不足以支撑经济社会的发展。有研究指出, 专利申请数量于 2006 年开始呈现爆发式增长, 但是从知识宽度的角度来看, 中国绿色专利申请质量并没有明显的提升^[1]。还有研究认为, 通过环境规制带动企业创新的绿色转型, 是社会可持续发展的关键, 通过激发企业环保减排的压力和动力, 引导企

业自发寻求技术保护, 从而提升企业的绿色创新能力, 促进可持续发展^[2]。中国企业作为理性人, 面对日渐严密的环境规制体系, 更可能通过加强企业绿色创新来应对环境规制给企业带来的挑战^[3]。

现有文献主要探讨环境规制对企业绿色创新技术的影响, 但是对于绿色创新的数量和质量的研究却较为匮乏。而且, 环境规制作为政府对公众需求的制度性回应, 在“双碳”目标和绿色发展要求的背景下, 揭示政府政策对绿色创新的影响机制对于最终实现经济与环境的双重效益具有重要意义^[4]。一方面, 政府可以通过设定环境保护目标、制定碳排放标准、提供财政补贴或税收激励等方式来引导企业在绿色创新领域进行投资, 这些政策可以促使企业将更多资源投入到环保技术的研发和应用中; 另一方面, 官方政策可以促进技术创新和产业升级, 通过对环保技术的支持和推动, 鼓励企业在绿色创新领域不断探索和突破, 从而提高整个产业的竞争力和创新能力。可见, 研究环境规制与绿色创新之间的关系具有重要的现实意义, 但现有文献缺乏对此的深入研究。

基于以上分析, 本文重点解决以下几个问题:

收稿日期: 2024-12-09

基金项目: 国家自然科学基金(72263023); 江西省高校研究生创新专项资金省级项目(YC2023-S703)

作者简介: 刘婉婷(2000—), 女, 江西萍乡人, 硕士研究生, 研究方向为低碳物流与创新; 周叶(1977—), 男, 江西抚州人, 博士, 教授, 硕士研究生导师, 研究方向为低碳经济与物流管理等。

环境规制能否促进企业在绿色创新方面取得进展?对创新数量和质量的差异?环境规制对企业绿色创新的影响是否存在异质性特征?环境规制对企业绿色创新的影响机制是什么?本文的边际贡献主要体现在:首先,从企业年度报告的层面来刻画环境规制,体现了企业层面对于环境规制强度的直接反映,丰富了环境规制与绿色创新的研究。环境规制与绿色创新的实证研究在近年来受到普遍关注。可是,对环境规制指标的选取和测算,大多都是从地区层面来选取测量指标,如省份排污征收费用和法律法规的数量^[5]、地级市政府工作报告的绿色环保词汇^[6]、区域污染治理投资^[7]等指标来表征环境规制,而被解释变量是上市公司的微观数据,所以实证结果可能只是反映地区之间的差异,而不是检验企业层面环境规制对绿色创新的影响。本文从微观视角切入,直接建立企业层面环境规制与绿色创新的关联,弥补了这一方面研究的不足。其次,探索了创新投资在环境规制与企业绿色创新之间的中介效应。以往研究要么从外部制度层面寻找企业绿色治理的动因^[8],要么强调企业研发活动的产出成果对绿色技术进步的作用^[9],忽视了其本是对资源配置的改进^[10]。“创新补偿”效应在短期内并不一定见效,但是能够直接推动企业创新资源投入的提升^[11]。绿色创新效率及其规模上升速度较慢,不同行业的技术水平也并不同步,本文对创新投资的中介效应的探索,从微观视角补充环境规制对企业绿色创新的影响。

1 理论分析与研究假设

1.1 环境规制与企业绿色创新

环境规制作为社会性规制的重要手段,是指由于外部环境的不经济性,政府通过制定一系列政策来对企业经济活动进行调节,从而达到环境与经济发展相协调的目标,促进经济向绿色化转型。具体来说,首先,Porter和Vander^[10]认为环境规制通过溢出效应给企业带来的不仅仅是预期之内的经济效益。在限制某个行业遵守环境规制的同时,也会激发一些创新。这是因为政策对经济产生影响的主要途径是促进企业进行技术创新或者采用创新的技术,这在短期内确实会造成一些成本,但是从长期来看可以提升企业的生产效率,从而促进企业加快对于创新产品数量的产出^[12]。其次,环境规制作为一种政策手段,通过使用需求拉动和技术推动工具时,对生态创新的积极影响往往更大。企业将环境压力转变成为特定的知识选择和结构重塑后,

能够通过调整其技术方向来促进知识生产^[13]。也就是说,企业在完成转变后的溢出效应越严重,意味着同行业技术落后的公司会更加依赖技术水平领先企业的先进成果,也就说明该企业创新质量越高^[14]。最后,在环境规制的压力下,绿色创新不同于纯粹压缩产品成本的普通创新,可以使经济主体愿意主动迎合环保政策,从而加速企业绿色创新的转型^[2]。环境规制拓宽了企业的收益渠道,利于树立良好的社会形象,从而形成优化资源配置和企业绩效提升的双赢局面,进一步激发了企业创新活力,对企业绿色创新质量和数量都产生积极的影响。基于上述分析提出以下假设。

H1:环境规制对企业绿色创新有显著的正向影响;

H1a:环境规制对企业的绿色创新数量有显著的正向影响;

H1b:环境规制对企业的绿色创新质量有显著的正向影响。

1.2 环境规制与创新投资

纪建悦和孙亚男认为^[9],在环境规制的条件下,企业认为通过研发来改变自身的非绿色生产行为极其重要,因此会加大对研发资金和引进相关的人才方面的投入。环境规制为了实现环境保护和治理目标,对企业的污染排放会进行严格地限制。面对高昂的治理成本和惩罚性成本,企业为了生存就必须完善内部治理机制,通过引进创新技术人才、升级生产设备和实现生产方式转型等措施,来提高企业自身的绿色创新能力和环境治理能力^[2]。同时,根据信号传递理论,环境规制是一个由政府所发出的政策信号,将减排目标从中央政府传递到地方政府,再传递到企业,对企业的经营活动产生影响。一方面,企业主动进行环境规制是对政府传递一种迎合信号^[15],政府为了不打压企业的积极性,并且希望有更多的企业能实行这一政策,会用资金奖励的方式来回应企业的环保行为;另一方面,企业面临由污染控制活动引起的直接成本,同时因为要遵守环境法规而将承担机会成本^[16],这使得企业将不如那些未进行环境规制的同类更有竞争力,为了实现经营收益和避免过重的环保负担,企业会有向其他环境规制强度更低的地区迁入的倾向^[17],这将不利于地方经济的发展、企业的长久经营和环境政策的实施。所以,政府补助能够帮助企业建立一定的市场优势。在环境规制下的企业技术升级并不仅仅体现在生产制造流程的优化、绿色减排技术的创新,更加意味着企业将绿色创新理念贯穿于

产品研发、品牌营销和售后服务等全链条的各个环节之中^[18],这将吸引市场上更多投资者和消费者的青睐。为了保持这一优势,企业会主动且持续地加大资源投入,而政府为了促进市场经济和环保政策的有效实施也会加大对企业的补助。因此,提出以下假设。

H2:环境规制对创新投资有显著的正向影响;

H2a:环境规制对企业研发投入有显著的正向影响;

H2b:环境规制对政府补助有显著的正向影响。

1.3 创新投资与企业绿色创新

追寻资源的有效配置能够更好地满足企业在实现绿色创新的过程中对技术、人才等的需求。显然,增加企业内部资金的投入,一方面可以吸纳更多高素质的创新研发人员加入企业的创新活动中,另一方面将资金聚集于前沿技术领域,内部团队更容易产出高质量的创新成果^[14]。创新数量和质量之间存在一定的互动关系^[19],想要促进企业的效益,创新数量和创新质量必须同时提高^[20]。Joakim^[21]认为,在企业面临的诸多问题中,增加资源投入能够提高运营效率、降低成本,为企业取得创新成果提供重要的机会。企业为了提高化石能源使用效率并且降低在全链条末端的污染排放,会将原有用于其他技术创新的资源转移到绿色创新,以促进企业绿色创新靶向^[22]。对企业而言,开展绿色创新活动具有极大的不确定性和高风险性,所以企业进行绿色创新活动的动机不足。政府补助能够为企业的资金支持,一方面能够缓解企业开展绿色创新活动所产生的高昂费用和资源约束,提高企业绿色创新的积极性和自信力;另一方面,政府补助会向银行和社会其他投资机构或主体提供积极信号,有利于企业获得其他非政府方面的资金支持^[23]。要想实现企业绿色创新的“提质增量”,就必须投入充足的资源,保证高比例的资金投入,抓住政府补助政策的机会,合理配置政府补助资金,使得企业在激烈的绿色创新环境中化被动为主动以提高绿色创新数量和质量^[24]。基于上述分析提出以下假设。

H3:创新投资对企业绿色创新有显著的正向影响;

H3a:企业研发投入对企业绿色创新数量有显著的正向影响;

H3b:企业研发投入对企业绿色创新质量有显著的正向影响;

H3c:政府补助对企业绿色创新数量有显著的正向影响;

H3d:政府补助对企业绿色创新质量有显著的正向影响。

1.4 创新投资的中介效应

20世纪80年代以来,学者们越来越重视基于资源基础理论对企业内部资源与能力展开研究。企业内部具有各项异质性资源,通过分析并运用其独特的资源和能力,能够持续提升企业的竞争优势^[25]。环境规制会给企业带来成本的提升,使得企业在生产制造、品牌营销、售后服务等方面面临诸多挑战。周菲菲等^[26]从资源视角入手,考查人力、财务等资源投入与企业绩效之间的逻辑关系,发现资源投入对企业绩效和能力的提升具有直接影响。然而,企业依靠自身内部用来从事绿色创新活动的资金是有限的,这就可能会导致地方政府增加对从事绿色创新相关领域的企业提供资金补助和支持,以此来推动企业的绿色转型。从两个方面来说,一是创新活动作为一种准公共产品,在知识产权保护机制不健全、市场制度不完善的情况下,企业创新很容易被模仿^[27]。其他企业通过利用创新企业的技术创新来挤占其在市场上的创新收益,会使得创新企业的收入降低以及创新积极性也会减少。因此,需要政府来帮助企业进行技术创新,修正由于技术溢出而造成的市场扭曲,提高市场创新技术的不断发展^[28]。另一方面,创新有投入风险大、研发成本高、研发周期长等特点,创新的“高门槛效应”使得很多企业对于绿色创新鞭长莫及。政府补助资金可以使得企业在短期内获得大量研发经费,而且政策持续性、无偿性和稳定性能够使企业对自身排污减排保持乐观态度,使企业有意愿也有能力进行绿色创新^[29]。所以,在探究环境规制与企业创新能力之间的影响机制时,创新投资成为契合两者关系的一个重要选择。因此,合理运用环境监管措施,通过产业升级和资源配置,结合政府支持推动力,便能更好地达到企业“去污清洁”“绿色创新”的效果^[30]。基于此,提出以下假设。

H4:创新投资在环境规制与企业绿色创新能力之间具有中介作用;

H4a:企业研发投入在环境规制和企业绿色创新数量之间具有中介作用;

H4b:企业研发投入在环境规制和企业绿色创新质量之间具有中介作用;

H4c:政府补助在环境规制和企业绿色创新数量之间具有中介作用;

H4d:政府补助在环境规制和企业绿色创新质

量之间具有中介作用。

综上所述,构建本文的理论模型,如图 1 所示。

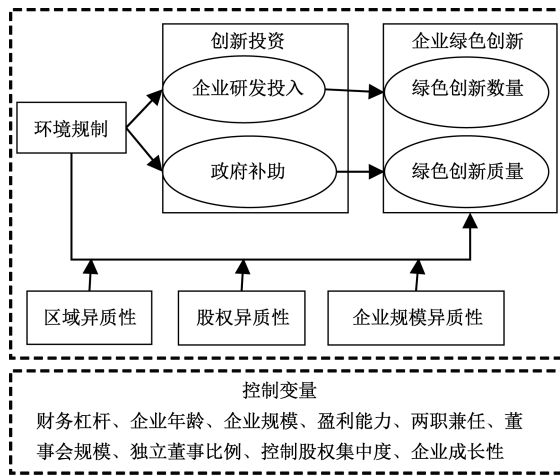


图 1 理论模型

2 研究设计

2.1 样本选择与变量选取

选取 2015—2021 年中国沪深 A 股上市公司数据作为本文的初始研究样本,首先,对原始数据进行如下处理:剔除在 2015 年以后上市的公司;剔除 ST、*ST 等类型的公司;为了消除异常极端值的影响,对主要连续变量进行上下 1% 的缩尾处理;剔除数据严重缺失和存在极端值数据的样本;为了消除不同变量之间的数量级差异,对所有连续变量进行中心化和标准化处理。

2.1.1 被解释变量

被解释变量的数据源自国家知识产权局,借鉴王馨和王营的做法^[31],将绿色实用新型专利申请数量与绿色发明专利申请数量作为衡量企业绿色创新数量和质量的指标。绿色实用新型是指对现有产品或技术的改进或者变种,其主要特点是在现有技术基础上做出一定程度的改进,以实现对环境保护或资源的节约。而绿色发明专利则是指对于全新的技术、方法或产品的发明,更具有创造性和革新性^[32]。由于绿色发明专利申请数量的技术含量更高,所以将其作为衡量企业绿色创新质量的指标,并且以专利申请年度作为企业创新产出年度。

2.1.2 解释变量

环境规制的政策设计和环保责任的落实都需要政府作为主导者和干预者,但是,环境规制的效应最终还是通过企业来反映。企业在年度报告中对环境规制的主观回应是企业具有环境规制意愿的表现之一,有关环境的词频越高,直接体现了企

业越重视自身环保问题,环境规制越严格。采用文本分析评价环境规制的强度。首先,构建环境规制特征词图谱,具体如表 1 所示;其次,基于机器学习方法对企业的年度报告进行文本分析,统计 15 个特征词在文本中出现的频数;最终,构建企业层面环境规制强度的评价指标。

表 1 环境规制强度特征词

环境保护	环保	污染
能耗	减排	排污
生态	绿色	低碳
空气	化学需氧量	二氧化硫
二氧化碳	PM10	PM2.5

2.1.3 中介变量

企业研发投入。使用企业内部研发投入金额占营业收入比例来表示企业的研发投入。该数值越大,说明企业越重视内部技术创新,越能促进企业的绿色化转型。

政府补助。参考王永贵和李霞^[4]对政府补助的测量方法,选取上市公司财务报表附注信息中的“营业外收入-政府补助”项目,即企业从政府无偿取得的货币性资产或非货币性资产,并对政府补助资金取自然对数。

2.1.4 控制变量

由于企业绿色创新会受到诸多因素的影响,在综合考虑借鉴现有关绿色创新的权威文献之后,选取以下变量作为控制变量^[8]:财务杠杆、企业年龄、企业规模、盈利能力、两职兼任、董事会规模、独立董事比例、控制股权集中度、企业成长性。各指标描述性统计如表 2 所示。

2.2 模型设定

为研究环境规制对企业绿色创新的影响机制,根据理论分析得出的研究假设,分别建立基准回归模型、中介效应模型。

根据主要研究对象设定初始计量基准回归模型:

$$EIS_{it} = a_0 + a_1 ER_{it} + a_2 Controls_{it} + year + industry + \epsilon_{it} \quad (1)$$

$$EIZ_{it} = b_0 + b_1 ER_{it} + b_2 Controls_{it} + year + industry + \epsilon_{it} \quad (2)$$

式中: EIS 和 EIZ 分别为企业绿色创新数量和绿色创新质量; ER 为环境规制强度; Controls 为其他控制变量; year 和 industry 分别为年份和行业的固定效应; ϵ_{it} 为干扰项。该模型研究解释变量与被解释变量之间的影响关系。

表2 变量度量及描述性统计

变量类型	变量符号	测量方法	数据来源	最大值	最小值	标准差	平均值
被解释变量	EIS	绿色实用新型专利申请数量	国家知识产权局-专利公告	973.000	0.000	52.453	15.575
	EIZ	绿色发明专利申请数量	国家知识产权局-专利公告	717.000	0.000	32.800	7.500
解释变量	ER	环境规制力度特征词总数	企业年度报告	843.000	0.000	90.695	59.852
中介变量	RD	企业内部研发投入金额占营业收入比例	国泰安数据库(CCSMAR)——上市公司数据分析	1.109	0.000	0.060	0.050
	GS	政府对企业补助的本期金额取对数		21.373	5.598	2.180	15.281
控制变量	Lev	负债合计与资产总计的比值	国泰安数据库—上市公司数据 分析	1.726	0.028	0.194	0.436
	Age	企业成立年数		41.000	13.000	4.853	23.654
	Siz	总资产值取对数		27.940	-1.716	1.716	22.530
	Roa	息税前利润与资产总额比值		0.462	-1.445	0.100	0.042
	Dua	董事长同时担任总经理取1,否则取0		1.000	0.000	0.452	0.286
	Boa	董事会人数		17.000	0.000	1.671	8.497
	Dep	独立董事人数占董事会人数的比例		0.800	0.000	0.057	0.376
	Top	第一大股东持股比例		0.900	0.034	0.140	0.313
	Gro	营业收入增长率=(当期营业收入-上期营业收入)/上期		17.738	-0.926	0.633	0.188

为了研究环境规制是否通过创新投资对企业绿色创新产生影响,参照中介效应模型进行检验^[33]。首先,前文的基准回归模型能够检验环境规制对企业绿色创新数量和质量的直接效应;其次,分别探究环境规制对企业研发投入和政府补助的影响,如模型(3)和模型(4)所示;最后,在基准回归模型的基础上加上中介变量来检验环境规制对绿色创新数量和质量的总效应,得到模型(5)和模型(6)。

$$R\&D_{it} = c_0 + c_1 ER_{it} + c_2 Controls_{it} + year + industry + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$$GS_{it} = d_0 + d_1 ER_{it} + d_2 Controls_{it} + year + industry + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$$EIS_{it} = \beta_0 + \beta_1 ER_{it} + \beta_2 R\&D_{it} + \beta_3 GS_{it} + \beta_4 Controls_{it} + year + industry + \epsilon_{it} \quad (5)$$

$$EIZ_{it} = \theta_0 + \theta_1 ER_{it} + \theta_2 R\&D_{it} + \theta_3 GS_{it} + \theta_4 Controls_{it} + year + industry + \epsilon_{it} \quad (6)$$

式中:R&D为企业研发投入;GS为政府补助。

3 实证分析

3.1 基准回归

表3是环境规制对企业绿色创新影响的基准回归结果。可以看到,在加入控制变量之后,环境规制对绿色创新数量影响的系数检验在1%的水平上显著,且为正值,这说明环境规制对企业绿色创新数量具有显著的促进作用,接受H1a。企业在面临严格的环保标准和限制时,往往会改进现有产品或技术的生产流程,以减少环境污染和资源消耗。同

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	EIS	EIS	EIZ	EIZ
ER	0.141***	0.137***	0.069	0.059
	(4.546)	(3.385)	(0.779)	(1.053)
Controls	No	Yes	No	Yes
常数项	-0.336***	-0.274***	-0.116**	-0.073
	(-7.835)	(-5.456)	(-2.108)	(-1.302)
Time FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	2 653	2 653	2 653	2 653
R ²	0.738	0.738	0.769	0.769

注:*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平;括号内为t值。

时,环境规制对企业绿色创新质量的影响并不显著,这可能是因为环境规制要求采用先进的技术或者装备来达到更严格的环保标准,但这些技术可能还未成熟或者开发成本昂贵,使得企业难以采用。这可能会成为创新的障碍,限制了企业在环保技术方面的创新质量。在资金不足或者巨大的成本压力下,企业可能会选择采取较低成本的方式来应对环保要求。

3.2 内生性问题

3.2.1 同时性误差

通过考虑环境规制指标的滞后值,可以减少同时性问题^[34]。本文充分考虑环境规制对企业绿色创新影响的时滞效应,选取上一期的环境规制强度(ER_{it-1})作为工具变量。通过二阶段最小二乘法对模型进行估计。在第一阶段,ER_{it-1}的回归系数为

0.917,并且在 1%的水平上显著,表明工具变量与解释变量之间具有显著的正向关系,此时 F 为 14.980,大于 10,所以不存在弱工具变量的问题。另外,第二阶段的回归结果如表 4 列(2)所示,环境规制对创新数量仍呈现显著的正向影响,与基准回归结果保持一致。

3.2.2 遗漏变量误差

由于模型可能会遗漏一些重要变量,故新引入企业现金持有水平(CAS)和企业数字化转型程度(DIG)两个控制变量进行回归分析。其中,现金持有水平为企业经营活动产生的现金流净额与总资产的比值,数字化转型程度用 CSMAR 数据库中的“数字经济库”来衡量企业数字化水平。CSMAR 数据库通过对企业年报中出现的数字化词谱的细分指标进行计算,以评估上市公司的数字化转型程度。在纳入新的控制变量后,结果如表 4 列(3)和列(4)所示,环境规制对绿色创新数量仍有显著影响,对绿色创新质量的检验结果不显著,基准回归结果可靠。

3.2.3 变量测量误差

参考陈诗一等^[35]分析工作报告中的词频数来度量企业的环境规制意愿。但是环境规制的核心并不仅仅在于年度报告中的文本体现,而在于企业实际所采取的环保举措。因此,以上市公司环境投资费用(EIC)作为自变量 ER 的替代变量,回归结果见表 4 列(5)和列(6)所示,自变量对 EIS 和 EIZ 的回归系数分别为 0.105 和 0.028,环境规制对企业绿色创新数量仍然具有显著的正向影响。

3.3 稳健性检验

3.3.1 倾向得分匹配检验

倾向得分匹配法(PSM)能解决样本选择性偏差和双向因果问题,缓解内生性所带来的影响。在进行 PSM 回归分析之前,先将核心解释变量分为两类,小于等于均值的取 0,否则取 1,构成新的处理变量 Treated-ER。对协变量进行平衡性检验,得到所有 $|t| < 1.96$,且 P 均大于 0.05,说明原假设的控制组与对照组无系统性差异,无法拒绝原假设,通过平衡性检验。表 5 给出了倾向得分匹配检验的结果,得到结果与基准回归一致,表明研究结论稳健。

3.3.2 删除 2017 年数据

参考尚静和曾萍^[24]的做法,国家知识产权局的统计范围从 2017 年开始进行了调整,专利申请范围仅包括已支付申请费的申请。这一调整意味着之前接收到的所有专利申请都被纳入统计,而现在仅包括已支付申请费的申请。因此,将剔除 2017 年的数据后再进行回归分析。结果如表 6 所示,在加入控制变量后 EIS 和 EIZ 的回归系数分别为 0.092 ($P < 0.05$)、0.029 ($P > 0.1$),结果与基准回归以一致。

3.3.3 剔除重污染行业的企业数据

对于重污染行业的企业来说,政府会更加关注并且实行更加严格的监管措施和处罚力度,在进行环境规制时也会受到更加明显的制度压力。为了规避这些方面对研究结果的影响,将属于重污染行业的企业样本剔除^①,结果如表 7 所示,可以得到环境规制对企业绿色创新仍然具有显著影响。

表 4 内生性处理的回归结果

变量	工具变量法			加入控制变量		替代变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	ER	EIS	EIZ	EIS	EIZ	EIS	EIZ
ER		0.205*** (7.680)	0.079 (0.937)	0.087** (2.336)	0.032 (1.286)		
ER _{it-1}	0.917*** (5.140)						
EIC						0.105*** (4.795)	0.028 (0.964)
常数项	9.656*** (10.990)	-5.463*** (-3.770)	-4.953*** (-2.770)	-0.287*** (-5.284)	-0.050*** (-2.819)	-0.449*** (-6.609)	-0.758** (-2.422)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Time FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	2 653	2 653	2 653	2 653	2 653	2 653	2 653
R ²		0.069	0.081	0.738	0.769	0.793	0.738
F 检验	14.980	13.950	16.510				

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平;括号内为 t 值。

① 将行业代码为 B06、B07、B09、B11、B12、C17、C18、C19、C22、C25、C26、C27、C28、C29、C31、C32、D44 的企业归属于重污染企业。

表5 倾向匹配得分的处理效应结果

变量	稳定性检验		倾向得分匹配	
	Matched <i>t</i>	Matched <i>P</i>	EIS	EIZ
Treated-ER			0.082*** (3.069)	0.057 (1.499)
Lev	-0.670	0.506	-0.033 (-0.569)	0.027 (1.272)
Age	-1.510	0.131	0.017 (0.907)	-0.046** (-2.279)
Siz	0.690	0.491	0.274*** (9.745)	0.135*** (5.000)
Roa	1.460	0.145	0.035** (2.032)	0.033 (1.687)
Dua	-0.500	0.616	0.003 (0.068)	-0.004 (-0.098)
Boa	0.470	0.642	0.010 (0.358)	0.072*** (3.123)
Dep	0.720	0.469	0.029 (1.115)	0.027 (1.112)
Top	-0.620	0.538	-0.024 (-1.224)	0.023 (1.137)
Gro	0.530	0.598	-0.031* (-1.795)	-0.045** (-2.578)
常数项			0.054 (0.515)	-0.204** (-2.021)
Time FE			Yes	Yes
Province FE				
观测值			2 653	2 653
R ²			0.105	0.116

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平; 括号内为 *t* 值。

表6 删除 2017 年数据后的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	EIS	EIS	EIZ	EIZ
ER	0.095** (2.489)	0.092** (2.388)	0.033 (1.335)	0.029 (1.165)
Control	No	Yes	No	Yes
常数项	-0.343*** (-7.285)	-0.394*** (-7.057)	-0.104* (-1.889)	-0.116** (-2.186)
Time FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE				
观测值	2 274	2 274	2 274	2 274
R ²	0.713	0.712	0.755	0.755

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平; 括号内为 *t* 值。

3.4 机制检验

根据因果步骤检验法, 中介效应检验的第一步应为本文的基准回归结果, 环境规制对企业绿色创新数量的影响显著, 而对企业绿色创新质量的影响

表7 剔除重污染行业的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	EIS	EIS	EIZ	EIZ
ER	0.240*** (3.090)	0.391*** (3.978)	0.041 (0.389)	0.028 (0.540)
Control	No	Yes	No	Yes
常数项	-0.388*** (-7.442)	-0.315*** (-5.392)	-0.112*** (-3.014)	-0.154*** (-2.923)
Time FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE				
N	1 771	1 771	1 771	1 771
R ²	0.723	0.722	0.787	0.786

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平; 括号内为 *t* 值。

并不显著。表 8 列(1)为企业研发投入的中介效应的检验结果, 可以看到环境规制能够显著提高企业的研发投入, H2a 成立。同时, 在总效应中创新数量和质量均显著, 因此企业研发投入在环境规制影响绿色创新数量时起到部分中介作用, 中介效应值为 14.8%^①, 在影响绿色创新质量时具有完全中介效应, 中介效应值为 37.1%。列(2)中环境规制对政府补助的影响在 1% 的水平上显著, 政府为了促进环境保护政策的落实, 会增加补助措施来激发企业的绿色行为, H2b 成立。还可以发现, 政府补助对企业绿色创新的促进效果不及企业研发投入, 这可能是因为政府补助资金虽然仍会限制企业资金使用的范围, 例如用于研发新技术、改善生产工艺、提高产品质量、环保设施建设等, 但是这些措施并不全是为绿色创新服务的。在总效应中创新数量和质量均显著, 政府补助在环境规制与企业绿色创新数量之间起到部分中介作用, 中介效应值为 9.8%, 在环境规制与企业创新质量之间起到完全中介作用, 中介效应值为 35.7%。

综上所述, 表 8 的回归结果验证了环境规制、创新投资对企业绿色创新的影响, 不管是企业还是政府的资金投入都能够促进企业绿色创新, H3 成立。企业的绿色转型需要依靠大量的资金支持, 增加内部研发投入和获得外部政府补贴都将促进企业创新数量和质量。同时, 创新投资在环境规制对绿色创新数量和绿色创新质量的影响中所发挥的中介效应并不完全相同, 环境规制对企业绿色创新数量的直接效应和加入中介变量的间接效应都显著, 而环境规制要想显著促进企业的绿色创新质量, 就必须依靠充足的资金投入, H4 成立。

①该中介效应值的计算公式为 $\frac{0.126 \times 0.120}{0.126 \times 0.120 + 0.087} = 14.8\%$ 。

表 8 中介效应检验结果

变量	(1)			(2)		
	R&D	EIS	EIZ	GS	EIS	EIZ
ER	0.126***	0.087**	0.058***	0.134**	0.091**	0.033**
	(5.567)	(2.342)	(3.018)	(2.197)	(2.450)	(2.294)
R&D		0.120***	0.271***			
		(3.127)	(3.655)			
GS					0.074***	0.137***
					(3.664)	(7.345)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	2.057***	-0.453***	-0.296***	0.785***	-0.426***	-0.156***
	(6.580)	(-7.147)	(-3.798)	(7.303)	(-7.541)	(-2.582)
Time FE Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	2 653	2 653	2 653	2 653	2 653	2 653
R ²	0.842	0.738	0.770	0.567	0.738	0.769
中介效应值		14.8%	37.1%		9.8%	35.7%

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平；括号内为 *t* 值。

3.5 异质性分析

3.5.1 区域异质性

根据企业所在的省份将其分为东部地区、中部地区和西部地区三个组别进行探究,结果如表 9 所示。可以看到,相比于绿色创新质量,环境规制对企业绿色创新数量的影响效果更为显著,且在中部地区影响最大,东部地区次之,环境规制并不能促进西部地区的绿色创新。中部地区由于技术水平的不够成熟,传统制造业高度聚集,环境污染程度高,制造业和重污染行业企业比例达到了 85.9%,企业更加迫切地需要进行绿色创新。所以政府出台的环境规制政策更能够产生强有力的鞭策,使得企业在绿色创新数量方面取得较大提升。同时,由于中部地区技术水平和经济实力的有限,从而限制了其在绿色创新质量方面的提升。东部地区相比于中部地区具有更强的经济先导性,这也决定了东部地区的企业能够更好地优化产业结构,具有更高的科技水平和绿化能力。所以,在面对地方政府的环境规制要求,它们更能有条不紊地应对环境压力和技术转型。西部地区不管是在环保意识和环保能力方面都比较薄弱,环境规制无法推动当地企业的绿色创新发展。

3.5.2 股权异质性

将企业按照股权性质分组后进行基准回归,分别为国有企业、民营企业、外资企业^①,回归结果如表 10 所示,绿色创新数量的回归系数均在 5%的水平上显著,环境规制对企业绿色创新质量的显著影

响在民营企业中并未得到体现。国有企业要执行国家计划出台的经济政策,担负着国家经济管理的职能,具有显著的政策属性。特别是 2020 年提出的“双碳”政策,国有企业将会面临更加严格的监督。国有企业可能在技术研发和创新方面受到政府支持和指导,尤其是在国家重点产业和战略性新兴产业领域,其更注重的是社会责任和国家利益,而不仅仅是经济利益。因此,国有企业会作为环境规制政策的积极拥护者和践行者,在绿色创新方面取得显著提升。外资企业通常具有先进的技术和管理经验,并且注重技术创新和人才培养,其母公司可能在全球范围内拥有先进的研发能力和技术积累,所以受环境规制的影响,外企可能会更加重视技术创新和绿色发展,推动产品和生产过程的环保升级,以满足环保法规的要求。民营企业具有规模小、机制灵活、融资困难的特点,环境规制要求民营企业可能需要增加环保设备的投入、改善生产工艺、提高废物处理效率等,这些都会导致企业的成本增加。环保要求的提出会使它们因为没有足够的资金支持和技术储备而无法高效进行绿色创新成果产出,不够成熟的管理机制在应对环境压力时也不利于开展绿色创新活动。

3.5.3 企业规模异质性

按照企业总资产取对数后的均值将所有企业分为两组,高于均值的为大型企业,其他为小型企业。回归结果如表 11 所示。环境规制能够在 5%的水平上显著促进企业绿色创新数量。因为资金和

^①由于外资企业职业经理人的履历要远远大于民营企业,所以将既属于民营又属于外资的企业归属于为外资企业。

表 9 区域异质性分析结果

变量	东部企业		中部企业		西部企业	
	EIS	EIZ	EIS	EIZ	EIS	EIZ
ER	0.062** (2.188)	0.063* (1.958)	0.204* (1.685)	0.034 (0.405)	0.054 (1.090)	0.071 (0.938)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-0.431*** (-5.508)	-0.173** (-2.389)	-0.207* (-1.663)	-0.165** (-2.066)	-0.869*** (-5.402)	-0.573*** (-3.893)
Time FE Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	1 813	1 813	546	546	294	294
R ²	0.751	0.735	0.678	0.850	0.786	0.725

注: *、**、***分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平;括号内为 *t* 值。

表 10 股权异质性分析结果

变量	国有企业		民营企业		外资企业	
	EIS	EIZ	EIS	EIZ	EIS	EIZ
ER	0.179*** (5.937)	0.160* (1.800)	0.090** (2.096)	0.049 (1.249)	0.478*** (3.587)	0.106* (1.902)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-0.325*** (-4.714)	-0.034 (-0.374)	-0.316 (-1.386)	0.201 (0.908)	1.360*** (3.054)	-0.507 (-1.185)
Time FE Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	987	987	1 449	1 449	217	217
R ²	0.674	0.757	0.806	0.712	0.424	0.498

注: *、**、***分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平;括号内为 *t* 值。

表 11 企业规模异质性分析结果

变量	小型企业		大型企业	
	EIS	EIZ	EIS	EIZ
ER	0.075** (2.141)	0.042 (1.443)	0.131*** (5.209)	0.120* (1.706)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-0.639*** (-4.901)	-0.548*** (-5.122)	-0.147*** (-3.454)	-0.262*** (-3.257)
Time FE Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1 446	1 446	1 207	1 207
R ²	0.759	0.715	0.750	0.837

注: *、**、***分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平;括号内为 *t* 值。

技术水平的约束,小型企业实现自身绿色转型的能力有限,进行成本相对更低的实用新型专利发明对企业来说会更加容易可取。环境规制对大型企业绿色创新数量和创新质量的影响均显著。整体来说,一方面,大型企业通常拥有雄厚的资金实力,可以通过自有资金或借款等方式进行生产投资和技术升级。它们可以更容易地获取融资,对生产设备及时进行更新换代。另一方面,大型企业具有更多的用户群体,新时代带有环保意识的消费观念使消费者成为企业绿色转型的倡导者,为了提高用户满

意度迎合消费者需求和承担相应的社会责任,大型企业就不得不加强末端降污减排的绿色技术创新,在长期政策中形成良性循环,促进绿色创新的提升。

4 结论与讨论

4.1 结论

本文基于创新投资的中介效应,探究环境规制对企业绿色创新数量和质量的影响并进行异质性分析,得到的研究结论如下。

(1)基准回归结果显示环境规制对企业绿色创新数量和质量的影响具有差异,环境规制能够显著地促进企业绿色创新数量的提升,而对绿色创新质量的影响在统计学上并不显著,这一结论在多种稳健性检验之后仍然成立。

(2)机制检验结果表明,环境规制能够提高企业研发投入和政府补助进而促进企业绿色创新的数量和质量,创新投资在环境规制与绿色创新数量和质量之间分别发挥着部分中介作用和完全中介作用。

(3)异质性分析结果说明,针对不同区域、企业股权和企业规模,环境规制对绿色创新的数量和质量都表现出差异性。环境规制对所有类型企业的创新数量都有显著影响,但是更能影响中部地区企

业、外资企业和大型企业的绿色创新数量。环境规制更能显著影响东部地区、国有企业和大型企业的绿色创新质量。

4.2 理论贡献

本文的结论具有一定的理论贡献:第一,环境规制通过对企业施加压力,要求其采用更环保的生产方式或产品,从而鼓励了企业进行绿色创新。这一点符合环境经济学中的政策导向理论,即政府通过制定环境规制来纠正市场失灵,促进环保行为和技术创新。李思慧^[2]和谢乔昕^[3]也肯定了环境规制在企业技术创新和城市绿色创新等方面的积极影响。蔡绍宏提出在创新质量较低时,增加创新数量可能会以牺牲创新质量为代价^[20]。这也解释了企业在面对环境规制导致的污染成本内部化和税收补贴时,更倾向于增加绿色专利的申请数量^[1],但是对绿色专利的质量却没有影响。这些观点都印证了本文的结论,有助于深化对企业在创新过程中如何权衡质量与数量的理解。第二,根据动态适应性理论,从企业的微观视角出发,直接建立环境规制与企业绿色创新的联系,强调了企业对环境规制的敏感性以及其在创新过程中的灵活性,有利于深入对环境规制与企业绿色创新之间复杂关系的微观理解。第三,基于资源视角构建的理论模型,揭示了创新投资在环境规制对企业绿色创新过程中的中介作用,特别是创新投资对于企业绿色创新质量的提高有着决定性的作用。本文对创新投资的中介效应的探索,从微观视角补充了环境规制对企业绿色创新的影响。

4.3 启示

基于前文的研究结论,本文提出以下建议。

(1)在制定环境规制政策时,注重促进企业绿色创新的质量,而非仅关注数量。这可通过设定严格标准和激励机制实现。同时,加强对绿色技术研发和创新的支持,引导企业加大投入,提升创新水平。建立评价体系和标准,公布企业绿色创新质量表现,激励提升。

(2)在优化补助政策时,确保资金更精准地支持具有潜力的绿色创新项目,并建立监督机制以确保资金使用合规。创新投资不管是对于绿色创新数量还是质量都发挥着至关重要的作用,加强对绿色技术创新的支持,通过设立专项资金、税收优惠等方式鼓励企业增加研发投入,提升绿色创新质量。

(3)针对异质性分析结果,环境规制对企业绿色创新的影响会因区域、股权性质和企业规模大小

的不同而有所差异。因此,地方政府在制定具体的环境规制政策时应该充分考虑企业的异质性,充分了解地方企业的差异化特征,有针对性地提出环境规制政策,并且积极地鼓励和引导不同的利益共同体进行绿色创新,从而发挥不同主体在环境规制中的带头作用。这种政策导向的差异化可以有效地满足不同企业和行业的需求,从而更好地推动绿色创新的发展。

参考文献

- [1] 陶锋, 赵锦瑜, 周浩. 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[J]. 中国工业经济, 2021(2): 136-154.
- [2] 李思慧. 环境规制与城市绿色创新: 助力抑或阻力? [J]. 现代经济探讨, 2023(2): 94-104.
- [3] 谢乔昕. 环境规制、绿色金融发展与企业技术创新[J]. 科研管理, 2021, 42(6): 65-72.
- [4] 王永贵, 李霞. 促进还是抑制: 政府研发补助对企业绿色创新绩效的影响[J]. 中国工业经济, 2023(2): 131-149.
- [5] 张惠琳, 牛海鹏, 张平淡. 环境规制、投资效率和企业全要素生产率[J]. 管理评论, 2024, 36(1): 16-28.
- [6] 李平, 方健. 环境规制、数字经济与企业绿色创新[J]. 统计与决策, 2023, 39(5): 158-163.
- [7] 朱泽钢, 赵云腾. 环境规制对管理层过度投资的治理作用研究[J]. 会计之友, 2024(6): 123-131.
- [8] 张娆, 郭晓旭. 碳排放权交易制度与企业绿色治理[J]. 管理科学, 2022, 35(6): 22-39.
- [9] 纪建悦, 孙亚男. 环境规制、研发投入与绿色技术进步——基于中国省级面板数据的实证分析[J]. 河南师范大学学报(哲学社会科学版), 2021, 48(6): 52-59.
- [10] PORTER M E, VANDER L C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97-118.
- [11] 张彩云, 孙坤鑫. 环保目标责任制能否提升绿色生产率: 一个经验验证[J]. 江汉学术, 2023, 42(2): 5-16.
- [12] MICHAEL E P, CLASS VAN DER L. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97-118.
- [13] COSTANTINI V, FRANCESCO C, ALESSANDRO P. Characterizing the policy mix and its impact on co-innovation: a patent analysis of energy efficient technologies [J]. Research Policy, 2017, 46(4): 799-819.
- [14] 陈战光, 李广威, 梁田, 王乔苑. 研发投入、知识产权保护与企业创新质量[J]. 科技进步与对策, 2020, 37(10): 108-117.
- [15] YANG L, LI F, ZHANG X. Chinese companies' awareness and perceptions of the emissions trading scheme (ETS): evidence from a national survey in China [J]. Energy Policy, 2016, 98(12): 254-265.
- [16] XIE R H, YUAN Y J, HUANG J J. Different types of

- environmental regulations and heterogeneous influence on “green” productivity: evidence from China[J]. *Ecological Economics*, 2017, 132(2): 104-112.
- [17] ZHANG Y J, WANG A D, TAN W P. The impact of China’s carbon allowance allocation rules on the product prices and emission reduction behaviors of ETS-covered enterprises[J]. *Energy Policy*, 2015, 86(1): 176-185.
- [18] 王晗, 何泉吟. 产业集聚、环境规制与绿色创新效率[J]. *统计与决策*, 2022, 38(22): 184-188.
- [19] 俞立平, 龙汉, 彭长生. 创新数量与质量下自主研发与协同创新绩效研究[J]. *上海大学学报(社会科学版)*, 2020, 37(3): 81-95.
- [20] 蔡绍洪, 俞立平. 创新数量、创新质量与企业效益——来自高技术产业的实证[J]. *中国软科学*, 2017(5): 30-37.
- [21] JOAKIM B. Strategies for digitalization in manufacturing firms[J]. *California Management Review*, 2020, 62(4): 17-36.
- [22] 刘金科, 肖翊阳. 中国环境保护税与绿色创新: 杠杆效应还是挤出效应? [J]. *经济研究*, 2022, 57(1): 72-88.
- [23] WU A H. The signal effect of government R&D subsidies in China: does ownership matter? [J]. *Technological Forecasting & Social Change*, 2017, 117(4): 339-345.
- [24] 肖静, 曾萍. 数字化能否实现企业绿色创新的“提质增量”? ——基于资源视角[J]. *科学学研究*, 2023, 41(5): 925-935.
- [25] 刘力钢, 刘杨, 刘硕. 企业资源基础理论演进评介与展望[J]. *辽宁大学学报(哲学社会科学版)*, 2011, 39(2): 108-115.
- [26] 周菲菲, 许欣, 田敏. 资源投入对企业参展绩效的影响研究: 人力资源与财务资源的效能比较[J]. *西南大学学报(自然科学版)*, 2022, 44(9): 73-82.
- [27] 薛阳, 王健康, 弓冬强. 环境规制方式、科研经费投入与区域技术创新能力[J]. *哈尔滨商业大学学报(社会科学版)*, 2022(3): 90-101.
- [28] 成琼文, 李宝生. 政府补贴、要素市场扭曲与企业创新——基于双边随机边界模型的分析[J]. *商业研究*, 2019(10): 19-30.
- [29] 董景荣, 张文卿, 陈宇科. 环境规制工具、政府支持对绿色技术创新的影响研究[J]. *产业经济研究*, 2021(3): 1-16.
- [30] QIU W, BIAN Y, ZHANG J, et al. The role of environmental regulation, industrial upgrading and resource allocation on foreign direct investment: evidence from 276 Chinese cities[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2022(22): 29.
- [31] 王馨, 王营. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. *管理世界*, 2021, 37(6): 173-188.
- [32] W H X, L M, W Z R, et al. Temporal and spatial evolution of green invention patent applications in China[J]. *Information*, 2022, 13(5): 240.
- [33] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. *心理科学进展*, 2014, 22(5): 731-745.
- [34] KOZLUK, TOMASZ, ZIPPERER, et al. Environmental policies and productivity growth: evidence across industries and firms[J]. *Journal of environmental economics and management*, 2017, 81(1): 209-226.
- [35] 陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. *经济研究*, 2018, 53(2): 20-34.

Can Environmental Regulations Enable Enterprises to Achieve Concurrent Growth in both the Quantity and Quality of Green Innovation?: Based on the Mediating Role of Innovation Investment

LIU Wanting¹, ZHOU Ye^{1,2}

(1. Nanchang Hangkong University, School of Economics and Management, Nanchang 330063, China;

2. Regional Air Logistics Research Institute, Nanchang 330063, China)

Abstract: In the context of high-quality development, in response to the new requirements of improving the innovation system, can environmental regulation promote the simultaneous improvement of the quantity and quality of green innovation of enterprises? Based on the enterprise level, an index was constructed in this study to describe the intensity of environmental regulation, and the impact of environmental regulation on the quantity and quality of green innovation and the heterogeneous characteristics of environmental regulation through the mediating role of innovation investment was examined. The results show that environmental regulation can significantly promote the quantity of green innovation of enterprises, but the impact on the quality of innovation is not statistically significant, and the conclusion is still valid after the endogenous treatment and robustness test. Enterprise R&D investment and government subsidies play a partial and complete mediating role in the relationship between environmental regulation and the quantity and quality of green innovation of enterprises, respectively. The heterogeneity analysis shows that environmental regulation can affect the number of green innovation in the central region, foreign-funded enterprises and large enterprises. The impact on the quality of green innovation is more pronounced in state-owned enterprises and large enterprises.

Keywords: environmental regulation; green innovation quantity; green innovation quality; innovation investment; enterprise R&D investment; government subsidy