

地区碳排放、环境规制与企业风险承担

于孝建^{ab} 朱梦园^a 徐维军^{cd}

(a 华南理工大学 经济与金融学院, 广东 广州 510006)

(b 华南理工大学 金融工程研究中心, 广东 广州 510006)

(c 华南理工大学 工商管理学院, 广东 广州 510641)

(d 广州金融服务创新与风险管理研究基地, 广东 广州 510641)

摘要: 合理的风险承担水平是环境规制持续推进企业污染减排和经济绿色低碳转型的重要前提。本文基于 2008—2021 年中国 A 股上市公司数据, 实证检验地区碳排放诱发环境规制对企业风险承担水平的影响、作用机制、效应分解以及异质性分析。研究发现, 地区碳排放水平越高, 政府有激励采取更严格的环境规制, 会显著提升企业风险承担水平, 并加剧对最优风险承担水平的偏离。企业风险承担水平的提升效应主要源于风险承担意愿的提升, 而非风险承担能力。从影响机制看, 技术创新发挥了重要的渠道作用, 创新环境不确定性则具有负向调节效应。以上结论对在中国经济高质量发展阶段实现“双碳”目标、合理控制企业风险承担水平、推进经济社会绿色转型提供了有益启示。

关键词: 碳排放; 环境规制; 风险承担; 技术创新; 创新环境不确定性

中图分类号: F062.2 **文献标识码:** A

一、引言

“绿水青山就是金山银山”。绿色低碳发展已然成为中国经济健康持续发展的重要战略组成部分。我国提出“双碳”目标等战略措施, 并在“十四五”规划中指出要将“碳达峰”作为重要内容, “推动经济社会发展全面绿色转型”, 探索出一条具有中国特色的碳中和发展道路。

企业作为国民经济发展的细胞, 同时也是碳排放的主体和环境治理的重要参与者^[1], 在落实环境治理责任和提高绿色低碳发展水平方面需充分发挥主观能动性。但基于企业逐利性和环境外部性问题, 企业本身缺乏主动环境治理意愿^[2]。由此, 兼具强制性、权威性和全局调控性的以政府行政指令、法律法规、市场化工具相结合的多元化环境规制政策, 成为推动企业和社会经济全面绿色低碳转型发展的根本性制度安排^[3]。当地区碳排放较高时, 地方政府可能倾向于采取更严

基金项目: 国家社会科学基金重点项目 (22AZD039); 国家自然科学基金面上项目 (72271095); 教育部人文社会科学研究规划基金 (22YJA630099); 中央高校基本科研业务费专项资金资助 (QNZD202211); 广东省基础与应用基础研究基金 (2022A1515010224)。

作者简介: 于孝建, 男, 华南理工大学经济与金融学院副教授, 博士, 主要从事金融风险管理和绿色金融研究; 朱梦园, 男, 华南理工大学经济与金融学院研究生, 主要从事公司金融、碳金融研究; 徐维军, 男, 华南理工大学工商管理学院研究员, 博士, 博士生导师, 主要从事金融工程、碳金融研究。

格的环境规制政策,促使企业在生产经营中考虑生产效益、减排措施和排污成本,在投资决策中内化环境问题。企业实现环境治理需要进行绿色技术研发创新、生产工艺升级、绿色设备更新安装等具有前期收益低、风险高、周期长特点的环境投资^[4],这会影 响企业投资决策中的风险承担。过高的风险承担水平会加剧企业财务风险和经营风险,过低则难以发挥要素资源的边际效用,都不利于企业稳定、绩效、价值以及社会经济持续发展。因此,明晰地区碳排放、环境规制和企业风险承担之间的关系与作用机理,对企业绿色低碳转型、社会环境治理问题和经济高质量发展具有重要经济意义。

现有文献多聚焦于环境规制的有效性研究和从企业管理层面探究企业风险承担的影响,缺乏从碳排放视角探析环境规制与企业风险承担相关问题的研究。因此,本文采用 2008—2021 年中国 A 股上市公司数据,实证分析地区碳排放诱发环境规制对企业风险承担水平的影响,并探究以下问题:企业能否感知地区碳排放的变化,并对碳减排环境规制做出回应?其影响机制如何?主要源于风险承担意愿还是能力的提升?是否会加剧对最优风险承担水平的偏离?

本文的边际贡献在于:第一,本文实证探究地区碳排放、环境规制与企业风险承担水平的关系,补充了既有现有研究视角的缺失;第二,本文聚焦于创新视角,基于技术创新的渠道作用,进一步从企业的短期、长期决策行为上研究创新环境不确定性的调节作用,明晰了其中的创新作用机制;第三,本文对企业风险承担水平的提升进行效应分解,并通过异质性分析证明企业会对碳减排环境规制做出回应,以及加剧对最优风险承担水平的偏离,丰富和深化了对环境规制与企业风险承担研究的既有认知。

二、理论分析与研究假设

(一) 碳排放与环境规制

环境规制作为调节环境资源的唯一有效工具,对碳排放的影响可以分为两种类型:直接影响和间接影响。直接效应主要包括以下两条路径:一是政府采取命令和控制手段,对碳排放进行终端处理。主要措施包括关闭一些高耗能、高排放的企业,制定排放标准,强制使用清洁能源^[5]。二是采用税费或相关激励政策,从源头上进行管理。通过对化石能源生产者和使用者征税,发放环保补贴,鼓励企业减少化石能源需求,达到减少碳排放的目的。间接效应包括四条路径:原材料、生产、资本和技术。第一,环境规制可以通过禁止或限制使用化石原料能源,使相关行业的能源消费结构脱碳^[6]。第二,环境规制的实施会直接影响相关产业的生产和发展,改变该地区的产业结构,而产业结构的变化会引起该地区的碳排放水平变化^[7]。第三,资本偏好易受环境规制影响,削弱高污染行业的资本积累能力,降低该行业的碳排放水平。第四,合理的环境规制可以迫使企业提升管理和技术水平,补偿遵守环境规制的“合规成本”,降低单位产出的碳排放水平。

部分学者针对环境规制的碳减排有效性展开实证研究。例如，Du and Li (2020)^[8]以企业数据为样本，从微观角度评价了环境政策对污染减排和协同减排的影响，发现环境规制可以显著减少中国工业部门的二氧化碳排放量。

致力于碳减排的环境规制对其他大气污染物的减排具有一定协同作用。二氧化碳作为主要温室气体，与其他的大气污染物具有一定同根同源性，均主要源于化石燃料的燃烧过程，且集中于高能耗行业集中排放^[9]。在《“十三五”控制温室气体排放工作方案》中便强调了低碳转型的关键路径是将二氧化碳与其他空气污染物协同控制减少排放。在二者的叠加治理压力和“联防联控”政策背景下，现有研究为碳排放与SO₂、NO_x等大气污染物的协同减排效应提供了有力证据。Van et al. (2006)^[10]证明了在欧洲实施旨在控制温室气体排放的《京都协定书》能对区域空气污染产生积极的协同减排效应。而中国的碳交易政策除有效降低碳排放强度外，也能驱动SO₂和PM_{2.5}等空气污染物协同减排，促进绿色发展^[11]。

综合考虑环境规制的有效性、协同性，环境治理目标和环境绩效考核压力，以及企业作为微观排放主体缺乏环境治理意愿，地方政府往往会采取更加严厉的环境规制来实现大气污染治理目标。所以可以得出基本结论：地方碳排放会诱发政府采取环境规制，且碳排放越严重，地方政府越有激励采取更严格的环境规制措施。

(二) 环境规制与企业风险承担

根据环境规制的政策目标和内容，传统的高污染能源密集型企业面临着较高的关停风险，或者升级生产工艺以实现低碳发展。Liu and Qin (2016)^[12]发现，为了最大限度地减少碳排放，中国企业被要求在新项目中安装碳减排设备，发展高科技，并建立创新驱动的产业。这些创新活动和技术研发具有高风险，需要大量的投资，其中包括熟练员工的招聘和工资、材料采购和物质支出，而且由于技术和经济原因，结果可能并不理想。尽管环境规制可能会刺激创新，但创新投资的潜在收益是有风险的，会增加企业的风险承担水平。

此外，环境规制可能会给企业带来高额的合规成本，其形式包括减少所需产品的产出、增加其他可变投入的使用、增加研发投入以开发低碳产品和服务，或购买专门的排污控制设备。传统的新古典主义经济理论认为，环境规制不可避免地会提高企业生产成本并降低企业的生产力。如果环境治理对企业绩效有利，以利润最大化为导向的企业在环境规制前就会自主参与环境治理行动^[13]。

最后，环境规制会增加企业的政治和监管风险。近年来，地方官员的绩效考核制度逐步从经济增长型指标转变为环境友好型考核指标。在中国的环境规制制度背景下，地方政府有很大的自主权，存在“内生执法”问题^[14]，可以用行政权力将能源密集型且经济效率低下的企业清理出管辖范围，从而达到节能目标。地方官员也可以对碳减排未达标的企业进行强制性的处罚。

总的来说，由于创新投资、高合规成本以及潜在的政治和监管风险，环境规制所带来的不确定性增加了企业风险承担水平。基于上述分析，本文提出假设一。

H1 地区碳排放诱发环境规制会增加企业风险承担水平。

（三）创新机理分析

本文聚焦于环境规制影响企业风险承担水平的创新机理分析。根据“波特效应”理论，合理的环境规制可以激发企业创新，推动生产技术和工艺的迭代升级，改善企业环境绩效。从企业个体角度出发，制度理论认为，环境规制会倒逼企业实施环境战略，以增加企业合法性和降低制度压力^[15]。其中企业环境战略涉及技术创新、产品工艺升级、设备更新等一系列复杂工作设计，根据高阶梯队理论，这需要具备专业管理技能的企业管理者才能予以制定，其战略实施成功与否在一定程度上取决于企业管理者的能力和态度^[16]。但与企业利润最大化假设不同，“组织失灵”认为企业管理者是有限理性和风险规避的，其战略实施和投资选择等决策行为会考虑到自身利益最大化，更倾向于延缓具有回报周期长、风险大、沉没成本高等特征的创新投资。合理的环境规制政策可以有效缓解企业管理者的自我控制问题，使其更加理性的选择创新投资行为。从市场角度出发，“市场失灵”认为在不完全竞争市场中，由于技术溢出和“搭便车”行为，企业的创新投资低于帕累托最优水平，通过政府的环境规制政策协调企业资源配置，尤其是环境资源配置，可以有效推动企业增加创新投资，达到帕累托均衡状态。

进一步地，企业技术创新会通过多种渠道影响企业风险承担水平。一是技术创新具有较大的潜在失败风险，其高额的沉没成本致使企业投资机会带来的收入流集合面临较高的不确定性。二是技术创新需要高额的资金投入，一方面它会影响企业的现金流稳定性，进而产生经营风险；另一方面，内源性融资一般难以满足研发创新的资金需求，需要借助外源性融资补充研发资金，这会给企业带来额外的财务风险。三是技术创新成功时可提高企业生产率和市场竞争优势，企业为获取更高利润和抢占市场份额，将会深化研发创新和投资扩张，进而提高企业的主动风险承担。所以技术创新会提高企业风险承担水平。

根据“权变因素效应”理论，技术创新是一个动态过程，在外部环境约束下，环境规制与技术创新的关系在不同时空范围内不稳定，影响方向和影响程度具有不确定性，其中外部环境包括创新环境不确定性。当创新环境不确定较高时，创新投资的潜在失败风险提高，企业管理者更偏向于风险规避，“理性”企业创新意愿降低，投资资源流向技术创新活动的比重降低。在面对环境规制的排污要求时，企业减排的主要方式包括停产减产和通过技术创新实现的污染治理^[17]。短期内企业的理性决策是通过停产减产等方式，而非增加创新投资，将排污水平降至要求水平以下或排污权配额额度以内^[18]。但长期来看，为追求企业长远价值发展、市场竞争优势和规避长期的环境成本，通过技术创新实现绿色低碳转型是企业的必然最优路径。此时企业被迫选择在创新环境不确定性较高时维持或增加创新投资，但低于较低创新环境不确定性时的创新投资水平，对企业风险承担水平的提升作用有限。所以当考虑创新环境不确定性时，其对企业技术创新具有抑制作用，环境规制对企业风险承担的影响在短期和长期上具有一定异质性。根据上述分析，

本文提出假设二。

H2 在碳减排环境规制影响企业风险承担过程中，技术创新发挥重要的渠道作用，创新环境不确定性发挥负向调节作用，并在时间上延缓技术创新的渠道作用。

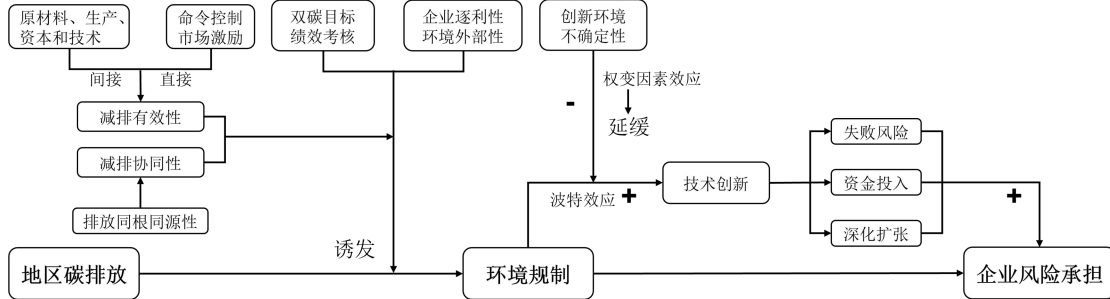


图 1 地区碳排放、环境规制与企业风险承担间的作用机理

三、研究设计

(一) 样本选择和数据来源

考虑到中国的碳减排规制最早可追溯到 2008 年初国家建设部与世界自然基金会上海和保定两市为试点联合推出“低碳城市”，本文选取 2008—2021 年沪深 A 股上市公司作为研究样本。碳排放数据来源于中国碳核算数据库 (CEADs)，夜间灯光影像数据来源于美国国家海洋和大气管理局下属国家地球物理数据中心 (NGDC)，上市公司数据主要来源于 CSMAR 数据库。为保证数据质量，本文作出如下处理：(1) 剔除金融类企业；(2) 剔除 ST、*ST、PT 企业；(3) 剔除存在数据缺失值和资产负债率大于 1 的企业；(4) 剔除企业 IPO 当年的观测值；(5) 对所有连续型变量进行上下 1% 的缩尾处理。最终共获得 27102 个年度样本。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

被解释变量为企业风险承担水平。由于更高的风险承担意味着企业未来现金流、收入流的不确定性，以及企业高管任期一般为 3 年，本文参考以往余明桂等 (2013) [19] 的做法，采用经行业调整 (企业每年的 ROA 减去行业均值) 的企业 3 年期内盈利能力 (ROA) 的波动性衡量企业风险承担水平，记为 $Risk$ ，计算方法如式 (1)、式 (2) 所示。其中， ROA 是息税前利润与总资产的比值， $Risk$ 乘 100 进行量纲处理以增强系数有效显示和可读性。

$$ADJ_ROA_{it} = \frac{EBIT_{it}}{Asset_{it}} - \frac{1}{X} \sum_{k=1}^X \frac{EBIT_{it}}{Asset_{it}} \quad (1)$$

$$Risk_{it} = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T \left(ADJ_ROA_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T ADJ_ROA_{it} \right)^2} \quad |T=3 \quad (2)$$

2.解释变量

解释变量为地区碳排放。现有研究的碳排放核算主流方法分别为基于能源消费统计数据的排放系数折算法（CEADs 所采用方法）和基于卫星遥感影像的夜间灯光数据反推算方法^[20]，但其分别存在数据时间跨度问题和拟合效率损失问题。本文通过无截距的线性回归发现，地区碳排放增长率和夜间灯光增长率存在显著正向线性关系。综合考虑两种核算方法，本文基于中国碳排放核算数据库 1997—2017 年的县区级碳排放数据，依据行政区域划分，合成地级市层面的碳排放数据，再根据基于夜间灯光增长率推算出 2018—2021 年的地区碳排放增长率，由此进一步得到 2008—2021 年的地区碳排放数据。

3.控制变量

本文从企业财务、企业性质、公司治理层面选取了可能影响企业风险承担水平的控制变量。具体变量选取、定义、说明如表 1 所示。

表 1 控制变量选取、定义及说明

变量名称	变量符号	变量说明
上市年限	<i>Age</i>	企业上市年限
企业规模	<i>Asset</i>	总资产的自然对数
资产负债率	<i>Lev</i>	总负债/总资产
净资产收益率	<i>ROE</i>	净利润/净资产
固定资产比率	<i>Fixed</i>	固定资产/总资产
现金流比率	<i>Cashflow</i>	经营活动现金流净额/总资产
市盈率	<i>PE</i>	股票价格/每股收益
账面市值比	<i>BM</i>	净资产/总市值
产权性质	<i>SOE</i>	国有企业取值为 1，否则为 0
营业收入增长率	<i>Growth</i>	(本年营业收入/上一年营业收入) - 1
股权集中度	<i>Top1</i>	第一大股东持股数/总股数
股权制衡度	<i>Balance</i>	第 2-5 大股东持股比例/第一大股东持股比例
两职合一	<i>Concurrent</i>	董事长与总经理是同一人则为 1，否则为 0
独立董事比例	<i>Indep</i>	独立董事人数/董事会总人数
董事会规模	<i>Board</i>	董事会人数的自然对数

（三）模型设计

本文构建如（3）式所示的模型以检验地区碳排放对于企业风险承担水平的影响：

$$Risk_{it} = \beta_0 + \beta_1 LnCE_{it} + \lambda Controls_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， $Risk_{it}$ 为企业风险承担水平， $LnCE_{it}$ 为地区碳排放的自然对数， $Controls_{it}$ 为一系列可能影响企业风险承担水平的控制变量， γ_t 为时间固定效应， μ_i 为企业固定效应， ε_{it} 为随机误差项。

（四）描述性统计

表 2 列示了本文主要变量的描述性统计结果。其中 $Risk$ 的均值为 2.913，最小值为 0.124，中位数为 1.759，最大值为 21.270，表明企业整体的风险承担水平

适中，但不同企业间存在较大差异，低风险承担水平企业居多，高风险承担企业整体水平明显高于均值水平，表现为明显的右偏分布。 $LnCE$ 的均值为 3.889，最大值为 5.397，中位数为 3.964，最小值为 1.365，折射出地级市整体的碳排放水平偏高，不同地级市间碳排放水平存在一定差异，高碳排放地区居多，表现为左偏分布。

表 2 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Risk</i>	25,327	2.913	3.470	0.124	1.759	21.270
<i>lnCE</i>	27,102	3.889	0.770	1.365	3.964	5.397
<i>Age</i>	27,102	11.770	7.134	1.000	11.000	27.000
<i>Asset</i>	27,102	22.350	1.328	19.580	22.190	26.160
<i>Lev</i>	27,102	0.461	0.201	0.069	0.461	0.888
<i>ROE</i>	27,095	0.050	0.164	-1.058	0.067	0.316
<i>Fixed</i>	27,102	0.227	0.170	0.002	0.194	0.741
<i>Cashflow</i>	27,087	0.047	0.072	-0.184	0.047	0.252
<i>PE</i>	23,707	81.180	153.100	5.387	34.430	1,101.000
<i>BM</i>	26,648	0.327	0.158	0.048	0.304	0.785
<i>SOE</i>	26,690	0.468	0.499	0.000	0.000	1.000
<i>Growth</i>	27,082	0.239	0.690	-0.662	0.109	5.061
<i>Top1</i>	26,709	36.690	15.370	8.400	35.100	75.260
<i>Balance</i>	27,102	0.654	0.570	0.0153	0.488	2.556
<i>Concurrent</i>	26,646	0.227	0.419	0.000	0.000	1.000
<i>Indep</i>	27,100	37.270	5.422	0.000	33.330	57.140
<i>Board</i>	27,100	2.150	0.201	1.609	2.197	2.708

四、实证结果分析

（一）基准回归结果

表 3 报告了在基准模型设定下，地区碳排放对企业风险承担水平影响的估计结果，其中列（1）未加入任何控制变量，列（2）、列（3）分别加入企业财务、产权性质层面和公司治理层面的控制变量，列（4）加入所有控制变量。根据回归结果可知，地区碳排放 $LnCE$ 系数在列（1）和列（3）中在 5%水平上显著为正，在列（2）和列（4）中在 1%水平上显著为正，表明地区碳排放会提高企业的风险承担水平，这一实证结果与前文的理论分析结果一致，验证了假设 H1。

（二）稳健性检验

1.内生性检验

遗漏变量或地区碳排放测量误差等可能造成内生性问题。本文借鉴 Kim et al. (2015)^[21]的做法，采用同年度其他地区碳排放均值的自然对数 ($IV-LnCE$) 作为工具变量进行两阶段最小二乘估计模型 (3)。表 4 列 (1) 列 (2) 分别为第一阶段和第二阶段回归结果，F 统计量等于 18520.43，远大于 10%偏误临界值，

IV-LnCE 是有效工具变量；*LnCE* 估计系数在 1%水平上显著为正，表明在缓解内生性问题后，基准结论保持不变。

表 3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Risk</i>	<i>Risk</i>	<i>Risk</i>	<i>Risk</i>
<i>LnCE</i>	0.932** (2.194)	0.865*** (2.643)	0.979** (2.404)	0.872*** (2.614)
控制变量（企业财务、产权性质）	N	Y	N	Y
控制变量（企业治理）	N	N	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y
样本量	25,327	21,690	24,523	21,343
调整 R ²	0.034	0.061	0.039	0.064

注：*、**、***分别表示在系数在 10%、5%、1%的置信区间显著，括号内数字为在公司层面聚类调整的 t 值，下同。

2. 替换被解释变量

在基准模型基础上，将 *Risk* 的计算窗口期更改为 5 年，得到 *Risk1*；将 *Risk* 的计算方法更改为 3 年期滚动窗口的极差（原为标准差），得到 *Risk2*，保持其他变量不变，进行稳健性检验，结果见表 4 列（3）和列（4），均与基准结果一致。

表 4 稳健性检验结果 a

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>LnCE</i>	<i>Risk</i>	<i>Risk1</i>	<i>Risk2</i>	<i>Risk</i>
<i>IV-LnCE</i>	-45.414*** (-60.445)				
<i>LnCE</i>		1.071*** (3.262)	0.650* (1.771)	1.498** (2.553)	
<i>LnCE-dp</i>					1.224*** (2.959)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	21,232	21,232	21,430	22,968	21343
调整 R ²	0.662	0.064	0.063	0.071	0.064
Cragg-Donald Wald F	18520.43				

3. 替换解释变量

地方政府会根据当地往年的碳排放平均水平形成当年碳排放水平的预期值，制定碳减排目标。若当年碳排放实际值超过预期值，未达到减排目标，政府有激励增加环境规制强度以降低当地碳排放水平。本文采用当地当年碳排放值与过去五年（t-5 年、...、t-1 年）碳排放均值的差值与排放均值的比值（*LnCE-dp*，比

值加 1 取对数) 作为环境规制强度的代理变量, $LnCE-dp$ 越大, 表明该地当年超额碳排放比例越高, 碳减排目标严重未达标, 政府环境规制强度将越高。使用 $LnCE-dp$ 替换 $LnCE$, 估计基准模型, 回归结果见于表 4 列 (5), $LnCE-dp$ 的估计系数在 1% 水平上显著为正, 表明基准结论是稳健的。

表 5 稳健性检验结果 b

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Risk</i>	<i>Risk</i>	<i>Risk</i>	<i>Risk</i>	<i>Risk</i>
$LnCE$	1.199*** (3.029)	0.722** (2.027)	0.738** (2.222)	1.007*** (3.016)	
$L1.LnCE$					0.775** (2.388)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	N	N	Y	N	N
行业*时间固定效应	N	N	N	Y	N
样本值	17,877	13,775	21,343	21,343	20,275
调整 R ²	0.062	0.056	0.078	0.123	0.061

4. 其他稳健性检验

本文还进行了一系列其他稳健性检验: (1) 剔除 2008 年金融危机及之后一年和 2015 年因 A 股暴涨暴跌、无序波动的样本, 以排除系统性金融影响和资本市场无序干扰。(2) 剔除 2018-2021 年的碳排放拟合样本。(3) 考虑到高碳企业、技术落后企业会聚集在高碳排放地区, 控制行业固定效应。(4) 行业层面可能存在随时间变化的不可观测影响, 控制行业时变特征, 即行业固定效应和时间固定效应的交乘项 $Industry \times Year$ 。(5) 政府根据碳排放水平制定环境规制政策存在一定滞后性, 同时企业对政策变动也存在一定决策上的滞后性, 将解释变量滞后一期 ($L1.LnCE$)。表 5 列 (1)~列 (5) 依次列示了回归结果, $LnCE$ ($L1.LnCE$) 估计系数均显著为正, 基准结论保持不变。

5. 安慰剂检验

考虑到其他污染物排放也可能会诱发政府环境规制, 混淆基准结论, 本文通过替换解释变量的方法进行安慰剂检验, 以排除其他可能的干扰因素。 SO_2 、 NO_x 、 $PM_{2.5}$ 等作为政府监控的环境空气质量指标之一, 其与二氧化碳具有同根同源性, 当其排放 (浓度) 超标时, 可能会诱发政府采取更严格的环境规制政策。为检验其是否会影响企业风险承担, 干扰基准结论, 本文分别采用 SO_2 、 NO_x 、 $PM_{2.5}$ 排放水平的自然对数替换 $LnCE$, 估计模型 (3) 进行安慰剂检验。结果见于表 6 列 (1)、列 (2)、列 (3), 替换后的解释变量估计系数均不显著。进一步地, 本文将上述三个变量作为控制变量加入模型 (3) 中进行回归。结果如表 6 列 (4) 所示, $LnCE$ 估计系数仍在 5% 水平上显著为正, 而 $LnSO_2$ 、 $LnNO_x$ 、 $LnPM_{2.5}$ 估

计系数均不显著。上述结果均表明基准回归结果不是由 SO₂、NO_x、PM_{2.5} 等空气污染物导致的，的确是碳减排环境规制所带来的影响。

表 6 安慰剂检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Risk</i>	<i>Risk</i>	<i>Risk</i>	<i>Risk</i>
<i>LnCE</i>				0.858** (2.134)
<i>LnSO₂</i>	0.123 (1.594)			-0.008 (-0.081)
<i>LnNO_x</i>		0.168 (0.826)		-0.131 (-0.554)
<i>LnPM_{2.5}</i>			-0.054 (-0.198)	0.027 (0.097)
控制变量	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y
样本量	16,607	16,607	14,629	14,629
调整 R ²	0.063	0.062	0.059	0.060

五、进一步分析

(一) 异质性分析

考虑到如果企业不能感知地区碳排放的变化，并对政府的碳减排环境规制做出反应，那么本文所探究的问题便是一个伪命题。因此，本文分别采用外生变量气候变化风险（*CRT*）和行业碳风险敞口（*CRE*）与 *Risk* 形成的交互项进行异质性分析，来检验企业是否会对碳减排环境规制做出回应。其核心思想是，在外生变量的影响下，如果企业并未对地区碳排放的变化做出回应，那么碳减排环境规制对所有企业的影响应该是一致的。设计如下双向固定效应模型：

$$Risk_{it} = \beta_0 + \beta_1 LnCE_{it} + \beta_2 CRT_t + \beta_3 LnCE_{it} \times CRT_t + \lambda Controls_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Risk_{it} = \beta_0 + \beta_1 LnCE_{it} + \beta_2 CRE_{jt} + \beta_3 LnCE_{it} \times CRE_{jt} + \lambda Controls_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中，*CRT* 为各省市年平均气温滚动减去过去五年的气温均值，并对离差取绝对值进行测算；*CRE* 采用行业的年碳排放值衡量，并进行标准化处理。表 7 列（1）所示，交互项在 5% 水平上显著为正，表明在气候变化风险较高的年份内，企业会深化感知气候风险的危害性和碳减排的重要性，并对政府的碳减排环境规制做出更强烈的回应。式（5）回归结果见于表 7 列（2），交互项在 10% 水平上显著为负，即相较于碳风险敞口高的行业，低碳风险敞口行业的企业风险承担水平提升更明显。由于调节变量的外生性，这种异质性源于不同碳风险敞口行业内的企业面对碳减排环境规制的反应不一致。进一步地，本文将样本分为非重污染行业组和重污染行业（B06、B07、B08、B09、B10、B11、C15、C17、C18、C19、

C22、C25、C26、C27、C28、C29、C30、C31、C32、D44)，分组回归结果分别见于表 7 列 (3)、列 (4)。非重污染行业组 $LnCE$ 的回归系数显著为正，而重污染行业组的系数不显著，且小于前者，结果与列 (2) 一致。所以，企业的确会感知地区碳排放的变化，并对碳减排环境规制做出反应。

表 7 异质性分析回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Risk</i>	<i>Risk</i>	<i>Risk</i>	<i>Risk</i>
$LnCE$	0.777** (2.290)	0.596 (1.245)	1.051** (2.549)	0.698 (1.110)
CRT	-0.711** (-2.150)			
$LnCE \times CRT$	0.182** (2.152)			
CRE		0.520 (1.248)		
$LnCE \times CRE$		-0.161* (-1.670)		
控制变量	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y
样本量	21,343	14,318	14,100	7,243
调整 R ²	0.064	0.067	0.071	0.073

(二) 创新机理分析

1. 渠道分析——技术创新

考虑到三步法中介效应检验引入中介变量后内生性问题难以处理，本文采用两步法进行渠道分析，并通过分组回归佐证结果^[22]。具体而言，本文使用地区发明专利授权数量的自然对数 (Pat) 来衡量地区的技术创新水平，首先检验地区碳排放诱发环境规制对地区技术创新水平的影响。结果如表 8 列 (1) 所示， $LnCE$ 估计系数在 1% 水平上显著为正。因此，基于“弱波特效应”理论的碳减排环境规制会提高技术创新水平这一观点得到强有力的支持。

技术创新作为一种高风险、长周期的创新投资行为和研发创新活动，其会通过失败风险、资金投入、深化扩张三种渠道提高企业风险承担水平。如果地区碳排放诱发环境规制可通过驱动技术创新提高企业风险承担水平，可以预计，这种影响对于地区创新水平更高的企业来说更强。本文根据地区技术创新水平的中位数，将各样本分至高技术创新水平组或低技术创新水平组，并进行分组回归。表 8 列 (2)、列 (3) 为低技术创新水平组和高技术创新水平组的回归结果，可以看出列 (2) $LnCE$ 的估计系数虽然为正，但影响并不显著；列 (3) $LnCE$ 估计系数在 5% 水平上显著为正，且估计系数明显大于列 (2)。进一步地，本文采用费舍尔组合检验，并 Bootstrap1000 次后得到两组估计系数差异的经验 P 值，结

果表明列（3）估计系数在 10%水平上显著大于列（2）估计系数。因此，假设 H2 的前半部分，碳减排环境规制可通过驱动技术创新提高企业风险承担水平这一假设得到佐证。

表 8 创新机理回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Pat</i>	<i>Risk</i> (低)	<i>Risk</i> (高)	<i>Risk</i>	<i>Risk</i>
<i>LnCE</i>	0.435*** (12.976)	0.848 (1.518)	2.195** (2.420)	0.468 (0.303)	6.208 (0.926)
<i>IEU</i> × <i>LnCE</i>				-1.430*** (-3.499)	37.057 (0.853)
<i>L1.IEU</i> × <i>LnCE</i>					-54.839 (-1.621)
<i>L2.IEU</i> × <i>LnCE</i>					-58.145* (-1.941)
<i>L3.IEU</i> × <i>LnCE</i>					-32.061 (-1.297)
<i>L4.IEU</i> × <i>LnCE</i>					-4.017 (-0.172)
<i>L5.IEU</i> × <i>LnCE</i>					-12.698 (-0.800)
<i>L6.IEU</i> × <i>LnCE</i>					-23.368* (-1.682)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	22,968	10,644	10,699	9102	1499
调整 R ²	0.974	0.062	0.060	0.073	0.132
经验 P 值		0.059*	0.059*		
滞后 1-3 阶 系数联合检验					0.088*
滞后 4-6 阶 系数联合检验					0.378

注：经验 P 值是通过费舍尔组合检验 Bootstrap1000 次得到的分组回归估计系数差异显著性。本文重点关注交互项的系数及显著性，限于篇幅，IEU 及其滞后项不再列示。

2. 调节效应——创新环境不确定性

借鉴申慧慧等（2012）^[23]的做法，本文采用企业创新投入的波动，即企业过去 5 年非正常研发投入经行业调整的标准差衡量创新环境不确定性。考虑到企业研发投入（R&D）存在随时间稳定增长部分，本文使用如下（4）式的 OLS 模型剔除时间趋势部分，分别估计企业过去 5 年的非正常研发投入：

$$R \& D_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Year_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中，*Year* 为年度变量，在滚动窗口中，若观测值是过去第四、三、二、一年以

及当年的，则 *Year* 分别等于 1、2、3、4、5。式（4）的残差 ε 即为除趋势后的非正常研发投入，通过计算其过去五年的标准差，除以过去五年的均值，并经过行业调整（除以行业中位数），即可得到创新环境不确定性（*IEU*）。

本文首先估计式（5）所示当期调节效应模型，结果见于表 8 列（4），交互项 $IEU \times LnCE$ 估计系数在 1% 水平上显著为负，表明在不考虑企业长、短期决策差异时，创新环境不确定性在地区碳排放提高企业风险承担水平过程发挥显著的负向调节效应。

$$Risk_{it} = \beta_0 + \beta_1 LnCE_{it} + \beta_2 IEU_{it} + \beta_3 IEU_{it} \times LnCE_{it} + \lambda Controls_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

进一步地，本文使用如下式（6）的带有滞后项的调节效应模型估计创新环境不确定性在时间上对地区碳排放诱发环境规制提高企业风险承担水平的调节效应：

$$Risk_{it} = \beta_0 + \beta_1 LnCE_{it} + \beta_2 IEU_{it} + \beta_3 IEU_{it} \times LnCE_{it} + \alpha L(1/6).IEU_{it} + \delta L(1/6).IEU_{it} \times LnCE_{it} + \lambda Controls_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中， $L(1/6).IEU_{it}$ 为滞后一阶至六阶的创新环境不确定性矩阵（滞后阶数越高，其对长期解释能力越强，但样本量损失也越严重，综合考虑后本文选取滞后 6 阶）； $IEU \times LnCE$ 为当期创新环境不确定性对碳排放影响企业风险承担水平的调节效应，即短期作用； $L(1/6).IEU_{it} \times LnCE_{it}$ 为滞后一期至六期创新环境不确定性对本期碳排放影响企业风险承担水平的调节效应，即长期作用；其余变量解释与基准模型一致。回归结果如表 8 列（5）所示。 $IEU \times LnCE$ 估计系数为正数，但不显著，表明当创新环境不确定性较高时，技术创新潜在失败风险升高，企业应对碳减排环境规制的短期策略是通过停产减产而非增加创新投资将碳排放水平降低至规制要求下或排放配额内，这一措施在短期内可能有一定减排成效并增加企业风险承担水平，故短期作用表现为不显著的正向调节。 $L1.IEU \times LnCE$ 至 $L6.IEU \times LnCE$ 的估计系数均为负数，其中 $L2.IEU \times LnCE$ 和 $L6.IEU \times LnCE$ 系数在 10% 水平上显著，表明即便创新环境不确定性较高，考虑到技术创新是企业完成绿色低碳转型的必然最优路径，企业为追求长期价值发展、市场竞争优势以及规避长期的环境成本，在面对碳减排环境规制时，其长期策略仍是维持或增加创新投资进行技术创新，但低于创新环境不确定性较低时的技术创新水平，对企业风险承担水平提升程度有限。进一步地，系数联合检验表明，交互项滞后 1-3 阶的系数之和在 10% 水平上显著为负，滞后 4-6 阶的系数之和不显著；绘制交互项系数图发现，与交互项当期系数不同，滞后项均小于 0，在时间上表现出逐步趋向于 0。故创新环境不确定性的长期作用表现为随时间逐步衰减的负向调节效应，企业长、短期决策具有一定异质性。因此，创新环境不确定性会负向调节碳减排环境规制提高企业风险承担水平的过程，并在时间上逐步衰减地延缓技术创新的渠道作用，这种延缓效果会随时间逐步衰减。假设 H2 后半部分得到验证。

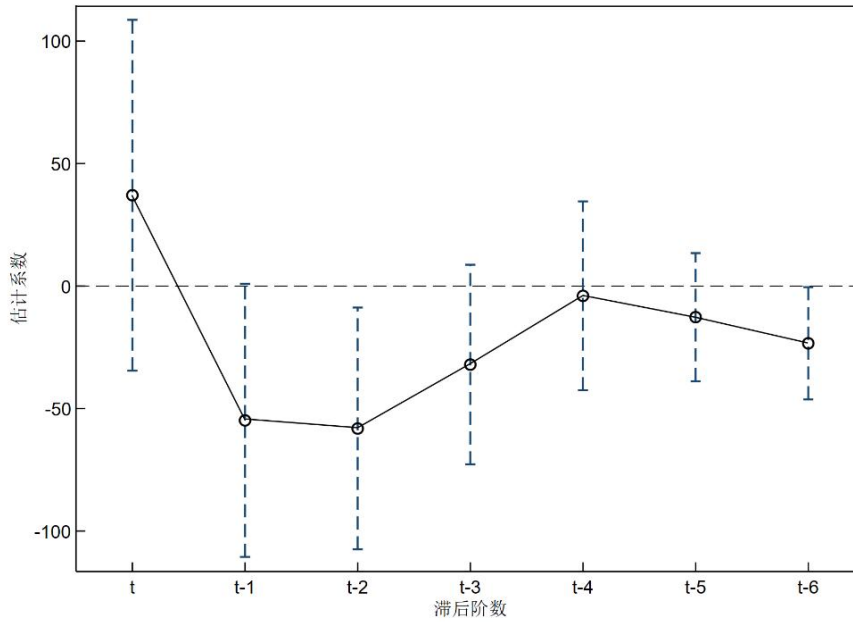


图 2 创新环境不确定性的时间效应

(三) 企业风险承担水平的效应分解

企业风险承担水平反映企业在经营决策中实际承担的风险水平，是企业风险承担意愿和风险承担能力相交互的综合指标。风险承担意愿是企业在追逐高额市场利润时所愿意承担风险的倾向，主要受企业管理者的风险偏好、风险认知等主观因素影响。风险承担能力是企业对风险认知把握、缓冲覆盖、控制获益的客观能力体现，主要受企业规模、成长阶段、经营能力等客观因素影响。风险承担意愿会正向影响企业风险承担水平，同时风险承担水平需要与风险承担能力相匹配，这样才可以在合理的风险承担水平区间内充分发挥要素资源的边际效用。因此，本文尝试分解企业风险承担水平，探究地区碳排放诱发环境规制提升企业风险承担水平源自企业风险承担意愿的提升，还是企业风险承担能力的提升。

1. 风险承担意愿

企业风险承担意愿通过投资决策外在化。本文分别采用新增资本性投资 (*Will1*) 和风险资产比重 (*Will2*) 衡量企业风险承担意愿。新增资本性投资等于固定资产净额增量加上长期投资净额增量，并经过总资产调整。其中，长期投资净额等于长期股权投资净额、可供出售金融资产净额、持有至到期投资净额、长期应收款净额和投资性房地产净额的总和。风险资产比重等于交易性金融资产、可供出售金融资产和投资性房地产的年度总额除以资产总额，若高于同年度同行业均值，则 *Will2* 取值为 1，否则取值为 0。分别使用 *Will1* 和 *Will2* 替换基准模型中的 *Risk* 进行回归，其余变量保持不变。其中，由于 *Will2* 为虚拟变量，本文对此采用面板 Logit 模型回归。回归结果分别见于表 9 第 (1)、(2) 列，*LnCE* 均在 1%水平上显著为正，表明地区碳排放诱发环境规制会提升企业风险承担意愿。

2. 风险承担能力

通过对企业风险承担水平进行分解，有

$$Risk = A \times Will \times Capacity \quad (9)$$

即，风险承担水平等于风险承担意愿乘以风险承担能力，其中转化系数 A 为外生变量。两边同时取对数，可得

$$\ln(Risk) = \ln(A) + \ln(Will) + \ln(Capacity) \quad (10)$$

通过 $\ln(Risk)$ 对 $\ln(1+Will)$ 分企业回归 ($will2$ 为虚拟变量，存在信息损失)，所得残差即为企业风险承担能力的自然对数值 ($LnCapacity$)，替换基准模型中的 $Risk$ ，回归结果如表 9 列 (3) 所示， $LnCE$ 的回归系数为正，但不显著，即地区碳排放诱发环境规制并不能有效提升企业风险承担能力。

当企业风险承担能力较弱时，企业可能会由于经营亏损而导致退市。故本文采用全样本数据，使用生存分析 Cox PH 模型，选取企业退市或企业 ST、*ST、PT 作为终点事件，以 2008 年至 2021 年作为生存分析的观察期间，分析碳排放对企业退市等风险概率的影响。若企业在观察期间内面临的退市等风险的概率较高，则对应的企业风险承担能力较弱。生存分析的回归结果如表 9 列 (4) 所示， $LnCE$ 的回归系数为负数 (表现为提升作用)，但不显著，这与列 (3) 的结论一致。

所以，碳减排环境规制对企业风险承担水平的作用主要来源于风险承担意愿的提升，而风险承担能力并未得到有效提升。

表 9 企业风险承担水平的增长效应分解的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Will1</i>	<i>Will2</i>	<i>LnCapacity</i>	<i>_t</i>
<i>LnCE</i>	0.020*** (2.951)	1.064*** (3.469)	0.133 (1.362)	-0.075 (-0.868)
控制变量	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y
样本量	21,182	13275	21,115	20395
调整 R ²	0.111	0.124	0.041	0.103

(四) 不同风险承担水平下的异质性分析

过高或过低的风险承担水平对企业经营是不利的。高风险承担水平和低风险承担水平的企业在管理者的风险偏好上可能存在异质性，前者多为风险爱好，后者多为风险厌恶。因此，高风险承担水平和低风险承担水平的企业管理者在面对碳减排环境规制时，存在经营与投资决策和内部治理上的差异。由于碳减排环境规制对企业风险承担水平的影响主要源自风险承担意愿，所以本部分主要采用三种方法探究不同风险承担水平下地区碳排放对企业风险承担水平影响的异质性。

一是分组回归。本文使用风险承担水平的年度-行业中位数，将样本分为高风险承担水平组和低风险承担水平组，分别进行回归。表 10 列（1）中，低风险承担水平组 $LnCE$ 的回归系数为负数，且不显著；列（2）中，高风险承担水平组 $LnCE$ 的回归系数在 10%水平上显著为正。表明地区碳排放对企业风险承担水平的提升作用主要体现在高风险承担水平组中。

二是门槛回归模型。以风险承担水平 $Risk$ 作为门槛变量， γ 为门槛值大小，将 $Risk$ 分为两个区间。门槛模型回归结果如表 10 列（3）所示，当企业风险承担水平较高时（ $Risk > \gamma$ ），地区碳排放诱发环境规制会提升企业风险承担水平，而当风险承担水平较低时（ $Risk \leq \gamma$ ），碳减排环境规制反而会降低企业风险承担水平。

表 10 不同风险承担下的异质性分析结果

	(1) $Risk$ (低)	(2) $Risk$ (高)	(3) $Risk$	(4) $Risk_res_abs$
$LnCE$	-0.154 (-1.074)	1.068* (1.731)		0.454** (1.995)
$LnCE (Risk \leq \gamma)$			-0.812*** (-3.881)	
$LnCE (Risk > \gamma)$			0.913*** (4.312)	
控制变量	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y
样本量	11,863	9,480	3892	20836
调整 R^2	0.064	0.084	0.520	0.060
F 值			4135.390	

注：门槛效应检验结果可以观察 F 值，bootstrap 次数为 500 次。

三是最优风险承担模型。门槛回归模型中使得模型发生结构性变化的 $Risk$ 阈值点选取更加科学，但该模型需要平衡面板数据，会损失大量样本。参考 Barger et al. (2010) [24]的做法，本文以 $Risk$ 为被解释变量，以一组公司特征变量和一组宏观经济变量为解释变量，构建最优风险承担模型如式（9）：

$$Risk_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 EBIT_{i,t-1} + \beta_2 MTB_{i,t-1} + \beta_3 LEV_{i,t-1} + \beta_4 SHreturn_t + \beta_5 GDPgrowth_t + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

其中， $EBIT_{i,t-1}$ 为上一年息税前利润除以资产总额， $MTB_{i,t-1}$ 为上一年的市账比， $LEV_{i,t-1}$ 为上一年的资产负债率， $SHreturn_t$ 为本年上证综合指数收益率， $GDPgrowth_t$ 为本年的 GDP 增长率。该模型的残差项即为风险承担不足或风险承担过高。以模型残差项的绝对值（ $Risk_res_abs$ ）作为被解释变量，采用模型（3）回归，结果如表 10 列（4）所示，碳减排环境规制会加剧企业过度的风险规避或过度的风险承担。

所以，地区碳排放诱发环境规制对企业的风险承担水平的提升作用主要存在

于企业风险承担水平较高时，并且会加剧企业风险承担水平偏离最优风险承担水平，即提高企业的风险规避程度和过度风险承担。

六、结论与建议

本文基于 2008—2021 年的 A 股上市公司数据，实证探究了地区碳排放、环境规制与企业风险承担水平的关系。研究结论如下：（1）地区碳排放会诱发政府环境规制，且碳排放水平越高，政府越有激励采取更严格的环境规制政策，这会显著提升企业的风险承担水平。（2）异质性分析表明，企业的确会感知地区碳排放的变化，并对碳减排环境规制做出反应。（3）技术创新在碳减排环境规制推动企业风险承担的过程中发挥了显著的渠道作用，而创新环境不确定性则发挥负向调节作用，并在时间上逐步衰减地延缓这一效应。（4）企业风险承担水平的提升主要源于风险承担意愿的提升，企业风险承担能力并未得到有效提升。（5）碳减排环境规制对企业风险承担水平的提升作用主要存在于企业风险承担水平较高时，且会加剧对最优风险承担水平的偏离，提高企业过度的风险承担和风险规避。

基于上述研究结论，本文提出如下政策建议。

第一，促进企业碳减排，加速企业、经济社会平稳绿色低碳转型，需要合理且健全的环境规制体系，要避免“一刀切”式的强制规制对企业产生负面冲击，也要提防企业“漂绿”行为，规范绿色认证，完善以政府行政命令、法律法规、多元化市场工具相结合的环境规制体制机制，采用合理全面的监测体系，针对不同状况的企业给予差异化的环境规制政策。

第二，政府需密切关注绿色转型过程中的企业风险承担状况，避免过低风险承担的环境资源无效率和过高风险承担的财务风险加剧，抑制企业为应对环境规制政策不合理的短视化决策，并确保企业风险承担水平与风险承担能力相匹配，减少对最优风险承担水平的偏离。

第三，政府可进一步优化环境规制措施，鼓励企业等市场主体通过技术创新实现环境和经济的“双赢”，搭建绿色技术创新开放共享的信息资源和技术平台，加强知识产权保护以抑制市场“搭便车”行为，精准识别节能减排项目或创新投资活动的资金需求，并针对性的放宽融资约束或给予一定补贴、减税优惠支持。同时，政府需充分发挥其他政策的协同效应，确保环境规制政策取得预期效果，并与企业合力营造稳定的创新环境，在环境不确定性加剧时出台政策缓解企业技术环境波动不可控部分。

参考文献：

- [1] 李维安,张耀伟,郑敏娜,李晓琳,崔光耀,李惠.中国上市公司绿色治理及其评价研究[J].管理世界,2019,35(05):126-133+160.
- [2] 唐国平,孙洪锋.环境规制、风险补偿与高管薪酬——基于新《环境保护法》实施的经验

- 证据[J].经济管理,2022,44(07):140-158.
- [3] 陈诗一,张建鹏,刘朝良.环境规制、融资约束与企业污染减排——来自排污费标准调整的证据[J].金融研究,2021(09):51-71.
- [4] QI J, TANG X, XI X. The size distribution of firms and industrial water pollution: a quantitative analysis of China[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2021, 13(1): 151-183.
- [5] WANG S, TANG Y, DU Z, et al. Export trade, embodied carbon emissions, and environmental pollution: an empirical analysis of China's high-and new-technology industries[J]. Journal of Environmental Management, 2020, 276: 111371.
- [6] LIU Y, LI Z, YIN X. The effects of three types of environmental regulation on energy consumption—evidence from China[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2018, 25: 27334-27351.
- [7] CAO C, ZHEN F, HUANG X. How does perceived neighborhood environment affect commuting mode choice and commuting CO2 emissions? An empirical study of Nanjing, China[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2022, 19(13): 7649.
- [8] DU W, LI M. Assessing the impact of environmental regulation on pollution abatement and collaborative emissions reduction: micro-evidence from Chinese industrial enterprises[J]. Environmental Impact Assessment Review, 2020, 82: 106382.
- [9] 李治国,王杰,赵园春.碳排放权交易的协同减排效应: 内在机制与中国经验[J].系统工程,2022,40(03):1-12.
- [10] VAN VUUREN D P, COFALA J, EERENS H E, et al. Exploring the ancillary benefits of the Kyoto protocol for air pollution in Europe[J]. Energy Policy, 2006, 34(4): 444-460.
- [11] 张国兴,樊萌萌,马睿琨等.碳交易政策的协同减排效应[J].中国人口·资源与环境,2022,32(03):1-10.
- [12] LIU W, QIN B. Low-carbon city initiatives in China: a review from the policy paradigm perspective[J]. Cities, 2016, 51: 131-138.
- [13] AMBEC S, COHEN M A, ELGIE S, et al. The porter hypothesis at 20: can environmental regulation enhance innovation and competitiveness? [J]. Review of Environmental Economics and Policy, 2013,7(1):2-22.
- [14] 韩超,刘鑫颖,王海.规制官员激励与行为偏好——独立性缺失下环境规制失效新解[J].管理世界,2016,269(02):82-94.
- [15] KANASHIRO P. Can environmental governance lower toxic emissions? A panel study of US high-polluting industries[J]. Business Strategy and the Environment, 2020, 29(4): 1634-1646.
- [16] SHAHAB Y, NTIM C G, CHEN Y, et al. Chief executive officer attributes, sustainable performance, environmental performance, and environmental reporting: new insights from upper echelons perspective[J]. Business Strategy and the Environment, 2020, 29(1): 1-16.
- [17] 李永友,沈坤荣.我国污染控制政策的减排效果——基于省际工业污染数据的实证分析[J].管理世界,2008,178(07):7-17.
- [18] 于亚卓,张惠琳,张平淡.非对称性环境规制的标尺现象及其机制研究[J].管理世界,2021,37(09):134-147.
- [19] 余明桂,李文贵,潘红波.民营化、产权保护与企业风险承担[J].经济研究,2013,48(09):112-124.
- [20] 苏泳娴,陈修治,叶玉瑶等.基于夜间灯光数据的中国能源消费碳排放特征及机理[J].地理

学报,2013,68(11):1513-1526.

- [21] KIM Y B, AN H T, KIM J D. The effect of carbon risk on the cost of Equity capital[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2015, 93: 279-287.
- [22] HUANG J, ZHAO J, CAO J. Environmental regulation and corporate R&D investment—evidence from a quasi-natural experiment[J]. *International Review of Economics & Finance*, 2021, 72: 154-174.
- [23] 申慧慧,于鹏,吴联生. 国有股权、环境不确定性与投资效率[J]. *经济研究*,2012,47(07):113-126.
- [24] BARGERON L L, LEHN K M, ZUTTER C J. Sarbanes-Oxley and corporate risk-taking[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2010, 49(1-2): 34-52.

Regional Carbon Emissions, Environmental Regulation and Corporate Risk-Taking

YU Xiao-jian^{ab}, ZHU Meng-yuan^a, XU Wei-jun^{cd}

(a. School of Economics and Finance, South China University of Technology, Guangzhou 510006, China)

(b. Financial Engineering Research Center, South China University of Technology, Guangzhou 510006, China)

(c. School of Business Administration, South China University of Technology, Guangzhou 510641, China)

(d. Guangzhou Financial Services Innovation and Risk Management Research Base, Guangzhou 510641, China)

Abstract: A reasonable level of risk-taking is an important prerequisite for environmental regulation to continuously promote corporate pollution reduction and green and low-carbon economic transformation. Based on the data of China's A-share listed companies from 2008 to 2021, this paper empirically examines the impact of regional carbon emission-induced environmental regulation on corporate risk-taking level, the mechanism of action, the decomposition of effect, and the analysis of heterogeneity. It is found that the higher the regional carbon emission level, the stricter the government incentive to adopt environmental regulations, which will significantly increase the level of corporate risk-taking and intensify the deviation from the optimal risk-taking level. The enhancement effect of enterprise risk-taking level mainly stems from the enhancement of risk-taking willingness rather than risk-taking ability. In terms of the influence mechanism, technological innovation plays an important channel role, while uncertainty in the innovation environment has a negative moderating effect. The above findings provide useful insights for realizing the "dual-carbon" goal, rationally controlling the level of corporate risk-taking, and promoting the green transformation of the economy and society in the stage of high-quality development of the Chinese economy.

Key words: carbon emissions; environmental regulation; risk taking; technological innovation; innovation environment uncertainty

(责任编辑: ***)