

· 企业经济 ·

# 环境规制的金融化效应

——基于减排成本和经营风险的双重视角

孟子超<sup>1</sup>，李春涛<sup>2</sup>

(1. 上海财经大学 财税投资学院, 上海 200433; 2. 河南大学 高级金融学院, 河南 郑州 475001)

**摘要:** 在“双碳”目标深入推进与防范经济“脱实向虚”风险并重的宏观背景下, 厘清环境规制对企业金融化的影响机制, 对于统筹绿色转型与实体经济高质量发展具有重要意义。本文基于成本负担理论框架, 利用2007—2023年中国A股上市公司数据, 构建多期双重差分模型系统考察低碳城市试点对企业金融化程度的影响及其作用机制。研究发现, 低碳城市试点提高了企业金融化程度, 表明环境规制在推动企业减排的同时可能引发资源配置“脱实向虚”的非预期后果。机制检验表明, 低碳城市试点导致企业减排成本上升, 并增加经营风险, 强化了企业“逐利避险”的动机, 进而提高了企业金融化程度。异质性分析显示, 低碳城市试点对企业金融化程度的正向影响主要存在于媒体监督压力小、环境不确定性高、中西部地区、基础设施水平低和第三产业占比低的企业。进一步分析表明, 在部分企业中, 低碳城市试点推动的企业金融化呈现短期逐利特征, 表现为金融资产配置偏离最优水平(即过度金融化), 对企业绿色技术创新形成持续抑制, 不利于长期可持续发展。本文不仅深化了对环境规制经济后果的理论认知, 还通过识别环境规制推动的企业过度金融化, 拓展了环境规制与企业投资关系的研究边界, 为完善差异化、激励相容的绿色规制体系提供了重要政策启示和经验证据支持。

**关键词:** 环境规制; 低碳城市试点; 企业金融化; 减排成本; 经营风险

**中图分类号:** F832 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-176X(2025)12-0058-15

## 一、问题的提出

企业金融化不仅可能挤占创新投入<sup>[1]</sup>, 削弱内生增长动力, 还可能扩大管理层的套利空间<sup>[2]</sup>, 加剧资源错配, 从而对以创新驱动和实体振兴为核心的经济高质量发展构成潜在制约。在此背景下, 如何通过有效的制度安排引导企业回归主业、推动绿色转型, 成为环境规制体系建设的关键议题。为应对日益趋紧的资源环境约束, 国家发展和改革委员会于2010年10月发布《关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通知》, 正式启动低碳省区和低碳城市试点(以下简称“低碳城市试点”)工作。这一政策旨在通过强化环境规制推动可持续发展, 但企业在短期内为

收稿日期: 2025-10-14

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“多维利益相关者框架下金融市场的食品安全治理机制研究: 内部治理、市场约束和债权人监督”(72372161)

作者简介: 孟子超(1995-), 男, 浙江嘉兴人, 博士研究生, 主要从事环境经济学研究。E-mail: m2021310064@163.com  
李春涛(1974-), 男, 河南叶县人, 教授, 博士, 博士生导师, 主要从事公司财务、公司治理、企业创新和制度经济研究。E-mail: chtl@henu.edu.cn

履行减排义务所产生的合规成本也可能加重其生产经营负担<sup>[3]</sup>, 并增加经营风险<sup>[4]</sup>, 进而推动企业金融化。这会导致政策目标与企业实际行为之间出现偏离。企业管理层可能会调整资本配置策略, 增加对流动性强、收益模式灵活的金融资产的投资, 提高企业金融化程度<sup>[5]</sup>。因此, 深入探讨环境规制对企业金融化行为的影响机制, 识别企业是否存在过度金融化, 并厘清哪些企业特征有助于抑制企业在环境规制压力下的金融化倾向, 对于全面评估低碳城市试点的长期经济效应具有重要意义。这不仅有助于实现环境规制目标与经济高质量发展的协同推进, 也为未来环境规制的优化提供了重要的理论依据和实证支撑。

尽管现有文献指出, 环境规制可能导致企业经营成本上升<sup>[6]</sup>, 从而削弱主营业务的盈利能力, 降低其生产效率<sup>[7]</sup>, 进而推动企业出于短期利润动机扩大金融资产配置<sup>[5]</sup>, 但相关机制分析仍存在两方面局限。一方面, 部分研究主要依托理论推演, 缺乏基于微观数据的实证检验<sup>[5]</sup>。另一方面, 虽然现有文献从成本转嫁视角考察环境规制的经济后果, 但未直接度量企业实际承担的减排成本, 因而难以准确识别环境规制影响企业金融化决策的微观作用机制<sup>[6-7]</sup>。

与已有文献相比, 本文的边际贡献体现在以下三个方面:

第一, 本文从减排成本和经营风险的视角, 检验二者在低碳城市试点影响企业金融化程度中的作用机制。这不仅揭示了试点实施过程中可能面临的现实约束, 也为理解企业“脱实向虚”现象提供了新的分析框架和机制解释, 拓展了环境规制经济后果的研究边界。

第二, 本文引入过度金融化概念, 探讨低碳城市试点是否以及在何种条件下推动企业过度金融化, 从而拓展了环境规制与企业投资决策关系的研究视角, 为协同推进绿色转型与高质量发展提供了经验证据。

第三, 本文刻画了低碳城市试点对企业金融化程度的动态影响, 并进一步考察其长期经济后果。研究发现, 随着环境规制体系的逐步完善, 企业对环境规制的适应性增强, 企业金融化行为趋于理性收敛。这一发现为构建“短期规制缓冲—长期转型引导”相结合的低碳治理体系提供了理论依据和实证支撑。

## 二、理论分析与研究假设

### (一) 低碳城市试点与企业金融化程度

低碳城市试点作为中国推动绿色低碳转型的重要制度安排, 可能对企业资产配置行为产生深远影响, 进而提高其金融化程度。根据企业成本负担理论, 此类具有约束性的环境规制通过提高企业的污染治理成本, 直接增加了其合规性支出(如环保设备投资、排污权购买和日常运维费用等)。这一成本上升不仅挤占了原本可用于实体投资(如研发创新、产能扩张或技术升级)的内部资金, 还可能减少企业对实体部门投资的预期边际收益, 从而抑制其长期实物资本积累的意愿<sup>[8]</sup>。

与此同时, 在融资约束加剧的背景下, 企业面临更大的流动性管理压力和绩效达标挑战。相较而言, 金融资产具有调整成本较低、变现能力较强和回收周期较短等特征, 使其成为企业在不确定性上升环境中优化资产结构、平滑现金流波动的重要工具<sup>[9]</sup>。因此, 面对环境规制带来的经营压力, 企业倾向于将更多资源配置于股票、债券和理财产品等金融资产, 以期通过短期金融投资获取较高回报, 改善账面财务绩效。

这一策略性资产配置行为不仅有助于缓解管理层在业绩考核与资本市场预期双重压力下的短期激励困境, 也在一定程度上对冲了因环境规制引致的实体经营风险和盈利不确定性。由此, 低碳城市试点虽旨在推动绿色转型, 却可能在微观层面诱发企业“脱实向虚”的倾向, 进而系统地推高其金融化程度<sup>[10]</sup>。这一机制凸显了环境规制与企业金融决策之间的复杂互动关系, 也为理解环境规制的非预期后果提供了新的实证视角。基于以上分析, 本文提出以下假设:

**假设1:** 低碳城市试点会提高企业金融化程度。

## (二) 低碳城市试点提高企业金融化程度的理论机制

低碳城市试点通过实施严格的碳排放控制措施且建立碳排放监测体系,对试点城市内各部门的碳排放形成较强约束。一方面,低碳城市试点导致的减排成本上升加重了企业经营负担,可能改变企业的生产性投资决策,驱动企业将更多资金配置于金融资产<sup>[11]</sup>。另一方面,低碳城市试点可能增加企业的经营风险,进而影响企业金融化程度<sup>[12]</sup>。

### 1. 减排成本

低碳城市试点导致企业减排成本上升<sup>[11]</sup>。一方面,低碳城市试点通过强化环境规制推动企业加大在减排设备和绿色技术方面的投入。具体而言,某城市被纳入低碳城市试点后,通常会建立更为严格的碳排放考核体系,并对高碳排放企业实施重点监管。这些措施迫使企业通过缩减产出或加装减排设施等方式减少碳排放<sup>[13]</sup>,直接导致其减排成本上升<sup>[14]</sup>。另一方面,低碳城市试点通过增加碳排放的边际成本进一步加重企业负担。部分试点城市引入碳排放配额有偿分配机制,并逐步提高有偿分配比例。当企业实际碳排放量超出免费配额时,需在碳市场购买额外配额,这一制度安排显著增加了企业的减排成本。

减排成本上升可能进一步影响企业金融化程度。从投资替代视角看,面对低碳城市试点带来的成本压力,企业有动机增加金融资产配置,以缓解因主营业务盈利能力下滑所引发的财务压力。具体而言,减排成本上升会直接削弱企业主营业务的盈利能力<sup>[15]</sup>,导致实体投资机会减少。与此同时,若金融资产的预期收益相对较高<sup>[9]</sup>,管理层出于逐利动机,更倾向于将资金配置于金融资产,以弥补主营业务利润缺口,从而提高企业金融化程度。基于以上分析,本文提出以下假设:

**假设2a:** 低碳城市试点导致减排成本上升,进而提高企业金融化程度。

### 2. 经营风险

低碳城市试点可能增加经营风险<sup>[12]</sup>。在政策压力下,地方政府对企业施加了更为严格的碳排放约束,推动其通过绿色技术创新等路径实现低碳转型,以满足监管要求。然而,绿色技术创新具有高度不确定性且研发周期较长。尤其在绿色产业发展初期,企业对新兴技术的探索通常伴随着高昂的研发投入和较高的失败风险,从技术投入到实现产品化且获得市场认可往往需要较长周期<sup>[16]</sup>,这一过程显著增加了企业的经营风险。此外,低碳城市试点作为一种政策实验,遵循“设计—实验—再设计—再实验”的渐进式改革逻辑,其内在的政策不稳定性亦会进一步增加企业的经营风险<sup>[17]</sup>。低碳城市试点的核心目标在于因地制宜地探索绿色低碳的经济发展路径。尽管动态优化环境规制有助于提升政策的精准性和实施效果,但频繁的规则调整可能加剧企业对监管环境的预期不确定性,进而在投资和经营决策中承担更高的经营风险。

经营风险上升可能提高企业金融化程度。其一,从流动性储备视角来看,当企业面临由外部政策不确定性引致的较高经营风险时,往往倾向于增持现金和现金等价物等流动性较强的短期金融资产,以维持现金流稳定<sup>[18]</sup>,从而提高抗风险能力。其二,从收益平滑动机出发,尽管低碳城市试点在长期内可能带来潜在收益,但其短期内的政策不确定性会加剧企业主营业务盈利的波动。鉴于管理层绩效通常与短期财务指标挂钩,企业有动机通过配置更多金融资产来平滑利润<sup>[10]</sup>,以缓解因政策变动引发的业绩考核压力,并平抑股价波动。其三,从风险分散角度来看,当传统生产经营活动因低碳转型而承受更大压力和不确定性时,企业倾向于通过资产多元化配置减少对主营业务的依赖<sup>[19]</sup>。由于金融资产与实体业务的收益相关性较低,增加金融资产配置有助于对冲政策不确定性所引致的主营业务风险<sup>[20]</sup>。基于以上分析,本文提出以下假设:

**假设2b:** 低碳城市试点导致经营风险上升,进而提高企业金融化程度。

### 三、研究设计

#### (一) 变量定义

##### 1. 被解释变量

本文的被解释变量是企业金融化程度 (*Fin\_Ratio*), 采用企业金融资产占总资产的比值衡量。参考周泽将等<sup>[21]</sup>的方法, 本文将金融资产界定为资产负债表中的交易性金融资产、持有至到期投资、可供出售金融资产、投资性房地产、应收股利和应收利息等项目。据此, 企业金融化程度的计算公式为: 企业金融化程度 = (交易性金融资产净额 + 持有至到期投资净额 + 可供出售金融资产净额 + 投资性房地产净额 + 应收股利净额 + 应收利息净额) / 总资产。需要说明的是, 本文未将货币资金纳入金融资产范畴, 因其主要来源于企业日常经营活动, 且本身不具备资本增值功能。此外, 本文将投资性房地产净额纳入金融资产范畴, 主要基于如下考量: 近年来, 房地产的投资属性日益凸显, 其与实体经济的关联趋于弱化, 呈现明显的金融化或虚拟化特征<sup>[22]</sup>。大量资本涌入房地产市场, 主要目的在于获取资产价格升值带来的收益, 而非用于支持实体生产经营活动。

##### 2. 解释变量

本文以低碳城市试点 (*treatpost*) 作为解释变量, 构建双重差分 (DID) 模型。若企业注册地所在城市在某年被纳入国家低碳城市试点名单, 则该城市自当年起及后续年份的低碳城市试点虚拟变量取值为 1, 否则为 0。

##### 3. 中介变量

减排成本。参考 Tian 等<sup>[23]</sup>的方法, 本文采用企业缴纳的排污费和环保税费衡量其减排成本。通过对上市公司年度报告和社会责任报告进行文本分析, 本文筛选出与排污费和环保税费相关的信息, 并手工整理相关数据, 构建两个指标: 减排成本 1 (*Cost1*) 为企业当期应缴排污费和环保税费总额的自然对数; 在此基础上, 扣除因符合环境规制要求而获得的费用减免后, 得到企业当期实际缴纳的排污费和环保税费总额, 并将其自然对数作为减排成本 2 (*Cost2*) 的衡量指标。

经营风险。本文从企业不确定性感知程度 (*FEPU*) 和风险水平 (*Z*) 两个维度衡量其经营风险。参考聂辉华等<sup>[24]</sup>的方法, 本文基于企业年度报告, 运用文本挖掘技术提取与不确定性相关的信息。具体操作如下: 对年报文本进行清洗, 使用 Jieba 分词工具<sup>①</sup>进行分词处理, 并剔除停用词、表格内容、无关字符和标点; 随机抽取 50 份年度报告, 手工整理与不确定性相关的关键词, 初步构建关键词词典, 并利用 Word2Vec 模型扩展相关词库; 基于该词库统计每份年报中与不确定性相关词汇的数量; 采用 (不确定性词汇数量 / 年报总词汇量) × 100 作为企业不确定性感知程度的衡量指标。

本文通过式 (1) 计算企业所面临的风险水平<sup>[25]</sup>:

$$Z = 0.717X_1 + 0.847X_2 + 3.107X_3 + 0.420X_4 + 0.998X_5 \quad (1)$$

其中,  $X_1$  为营运资本与总资产的比值,  $X_2$  为留存收益与总资产的比值,  $X_3$  为息税前利润与总资产的比值,  $X_4$  为所有者权益的账面价值与总负债的比值,  $X_5$  为营业收入与总资产的比值。 $Z$  得分越高, 表明企业的风险水平越低。

##### 4. 控制变量

参考李青原和肖泽华<sup>[3]</sup>、戴其文等<sup>[6]</sup>的方法, 本文选取如下控制变量: 企业规模 (*Size*), 采用年末总资产的自然对数衡量; 杠杆率 (*Lev*), 采用年末总负债与年末总资产的比值衡量; 盈利能力 (*ROA*), 采用净利润与年末总资产的比值衡量; 经营资产收益率 (*ROOA*), 采用 (营业

① Jieba 分词 (也称“结巴分词”) 工具是目前中文自然语言处理领域最流行、使用最广泛的分词工具之一。

收入-营业成本-营业税金及附加-期间费用-资产减值损失)与长期资产净值的比值衡量; 现金流比例 (*CashFlow*), 采用经营活动产生的现金流量净额与年末总资产的比值衡量; 高管持股比例 (*SR*), 采用高管持股数与总股数的比值衡量; 独立董事占比 (*Independent*), 采用独立董事人数与董事人数的比值衡量; 地区生产总值指数 (*GDP*), 采用企业所在地级市生产总值的增长率衡量。

### (二) 模型构建

本文以低碳城市试点作为外生冲击, 采用DID方法检验低碳城市试点对企业金融化程度的影响。低碳城市试点由国家发展和改革委员会统一部署实施。根据《关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通知》, 2010年启动第一批试点, 2012年设立第二批试点, 2017年启动第三批试点。本文将位于第一、第二和第三批试点城市中的企业作为处理组, 其他企业样本作为对照组。具体模型设定如下:

$$Fin\_Ratio_{it} = \beta_0 + \beta_1 treatpost_{it} + \beta_2 X_{it} + \gamma_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,  $i$ 和 $t$ 分别表示企业和年份,  $Fin\_Ratio_{it}$ 表示企业 $i$ 在 $t$ 年的金融化程度,  $treatpost_{it}$ 表示企业 $i$ 所在的地级市在 $t$ 年是否列入低碳城市试点名单,  $X_{it}$ 表示企业和地级市层面的控制变量,  $\gamma_i$ 和 $\theta_t$ 分别表示企业固定效应和年份固定效应,  $\varepsilon_{it}$ 表示随机扰动项。 $\beta_1$ 表示解释变量的估计系数, 反映低碳城市试点设立后, 试点城市内企业的金融化程度相较于非试点城市内企业的平均变化。

### (三) 数据来源

本文以2007—2023年中国A股上市公司为初始研究样本, 共涵盖5355家企业。企业层面的财务和治理数据主要来源于国泰安(CSMAR)数据库和万得(Wind)数据库; 地级市层面的控制变量数据则来自历年《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》。本文依次对初始样本进行如下处理: 剔除注册地位于新疆、西藏的企业, 因其在关键变量上存在较多缺失值且区域代表性较弱; 剔除金融、保险和房地产业, 以避免行业特殊性对实证结果的干扰; 剔除主要变量存在缺失的观测值; 剔除曾被实施ST或\*ST特别处理的企业, 以降低财务异常对企业行为判断的偏误; 为缓解极端值对回归估计的潜在影响, 对所有连续变量在1%水平上进行双边缩尾处理。经过上述筛选, 本文最终获得一个包含46708个企业一年度观测值的非平衡面板数据集。表1报告了主要变量的描述性统计结果。

表1 主要变量的描述性统计结果

变量	符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
企业金融化程度	<i>Fin_Ratio</i>	46 708	0.046	0.092	0.000	0.449
低碳城市试点	<i>treatpost</i>	46 708	0.623	0.485	0	1
减排成本1	<i>Cost1</i>	24 354	9.845	1.086	6.584	12.068
减排成本2	<i>Cost2</i>	24 354	9.666	1.086	6.403	11.889
不确定性感知程度	<i>FEPU</i>	41 329	8.051	0.056	0.000	2.000
风险水平	<i>Z</i>	31 399	7.684	10.429	0.003	9.696
企业规模	<i>Size</i>	46 708	22.058	1.317	18.912	27.091
杠杆率	<i>Lev</i>	46 708	0.414	0.208	0.051	1.010
盈利能力	<i>ROA</i>	46 708	0.036	0.070	-0.342	0.220
经营资产收益率	<i>ROOA</i>	46 708	0.048	0.133	-0.632	0.563
现金流比例	<i>CashFlow</i>	46 708	0.047	0.072	0.000	0.263
高管持股比例	<i>SR</i>	46 708	0.082	0.147	0.000	0.612
独立董事占比	<i>Independent</i>	46 708	0.375	0.053	0.300	0.571
地区生产总值指数	<i>GDP</i>	46 708	107.510	3.485	99.800	116.160

## 四、实证结果与分析

### (一) 基准回归结果与分析

表2报告了低碳城市试点对企业金融化程度的基准回归结果。列(1)仅控制企业固定效应和年份固定效应, 低碳城市试点的估计系数为0.004, 且在5%水平上显著; 列(2)仅控制企业和地区层面的控制变量, 系数上升至0.010, 且在1%水平上显著; 列(3)在列(2)的基础上同时控制企业固定效应和年份固定效应, 系数为0.004, 且在5%水平上显著。上述结果表明, 某城市被纳入低碳城市试点名单后, 其辖区内实体企业的金融化程度显著提高。因此, 假设1得以验证。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>treatpost</i>	0.004** (2.079)	0.010*** (5.513)	0.004** (2.015)
<i>Size</i>		0.004*** (4.163)	0.001 (0.710)
<i>Lev</i>		-0.087*** (-15.667)	-0.049*** (-8.679)
<i>ROA</i>		0.066*** (3.994)	-0.007 (-0.790)
<i>ROOA</i>		-0.094*** (-5.982)	-0.043*** (-6.251)
<i>CashFlow</i>		-0.021** (-2.407)	-0.014** (-2.105)
<i>SR</i>		0.004 (0.689)	-0.030*** (-4.464)
<i>Independent</i>		0.018 (1.255)	-0.006 (-0.541)
<i>GDP</i>		-0.003*** (-14.350)	0.001*** (2.673)
企业/年份FE	控制	不控制	控制
常数项	0.037*** (15.728)	0.259*** (8.071)	-0.032 (-0.729)
观测值	46708	46708	46708
R <sup>2</sup>	0.039	0.053	0.050

注: \*\*\*和\*\*分别表示在1%和5%水平上显著, 小括号内为t值, 下同。

### (二) DID估计有效性检验

#### 1. 平行趋势检验

DID模型的核心假设是平行趋势, 即在低碳城市试点政策实施之前, 处理组与对照组企业在金融化程度上应呈现一致的时间变化趋势。为严谨检验该假设, 本文依据各处理组城市被正式纳入低碳城市试点的具体年份, 分别构建试点实施前若干年、政策实施当年和实施后各年度的虚拟变量, 以刻画处理效应的动态演变过程。为避免引入多重共线性问题, 本文将试点实施前一年设为基准组, 从而确保估计结果的识别有效性与稳健性。图1是平行趋势检验结果。

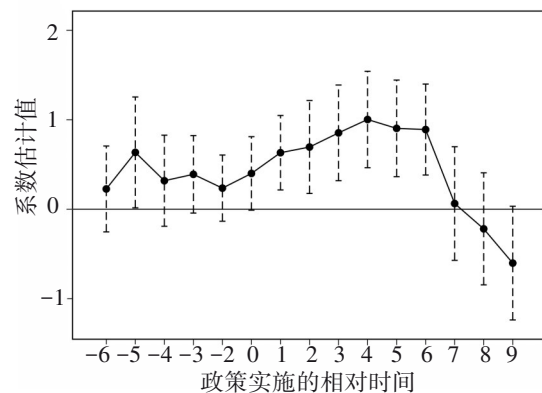


图1 平行趋势检验结果

从图1可以看出,在低碳城市试点实施前,处理组与对照组的企业金融化程度无显著差异,满足平行趋势假设,从而保障了后续估计结果的稳健性和可信度。低碳城市试点实施当期的系数显著为正,表明低碳城市试点对企业金融化程度具有显著的正向影响。上述结果验证了DID模型基本假设的成立。

2.异质性稳健DID估计

在DID估计中,传统方法可能面临“无从未处理组”或处理效应异质性问题,易将已受政策影响的个体误作对照组,并将异质性处理效应误判为对照组的时间趋势,从而导致估计偏误。为应对这一挑战, Borusyak 等<sup>[26]</sup>提出了基于插补法的异质性稳健DID估计方法(DID-Imputation),以提升估计结果的准确性和可靠性。本文采用该方法进行平行趋势检验,结果如图2所示。在低碳城市试点实施前,处理组与对照组的企业金融化程度变化趋势无显著差异,满足平行趋势假设;试点实施后,处理组金融化程度显著高于对照组,进一步验证基准回归结果的稳健性。此外,在多期政策评估中,即使平行趋势成立,结果变量仍可能同时受当期与前期处理效应(即动态或滞后效应)的影响,造成处理效应估计偏误。为此,本文进一步参考De Chaisemartin和D’Haultfoeuille<sup>[27]</sup>提出的适用于多组多期情境的异质性稳健DID方法(DID-M),重新检验平行趋势。图3报告了相应估计结果:试点前各组企业金融化程度无显著差异,试点后处理组显著上升,再次验证了基准回归结果的稳健性。上述两种稳健性检验共同表明,本文结论不受处理效应异质性或动态效应干扰,具有较强可信度。

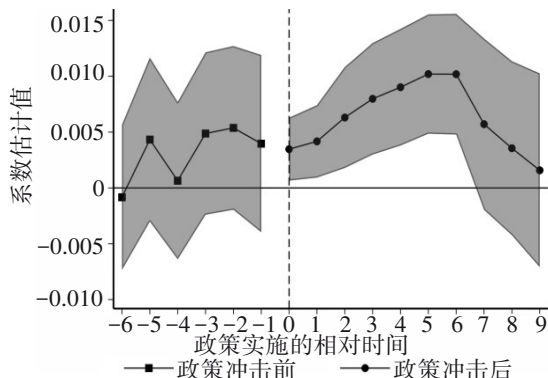


图2 基于DID-Imputation的平行趋势检验

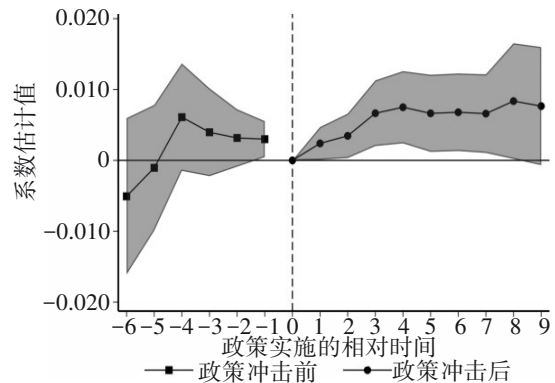


图3 基于DID-M的平行趋势检验

3.安慰剂检验<sup>①</sup>

为进一步验证低碳城市试点对企业金融化程度影响的可靠性,本文还进行了安慰剂检验。具体而言,随机为每个处理组样本分配一个虚假的政策实施时点,重新估计DID模型,并将该过程重复1000次。若基准回归结果显著区别于安慰剂试验的分布,则表明本文识别的政策效应并非由随机因素驱动。在1000次随机试验中,伪政策冲击估计系数的t值分布近似以0为中心对称的倒U型,且绝大多数未通过显著性检验,表明在虚构政策情境下处理效应不显著。这一结果说明,本文所识别的低碳城市试点对企业金融化程度的正向影响并非随机产生,进一步验证了基准回归结果的稳健性。

(三) 稳健性检验<sup>②</sup>

1.倾向得分匹配—双重差分方法

为增强处理组与对照组之间的可比性,本文采用倾向得分匹配—双重差分(PSM-DID)方法重新进行估计。以低碳城市试点实施前一年的非试点城市中的企业作为潜在对照样本,选取企业

① 安慰剂检验结果未在正文中列出,留存备案。  
② 稳健性检验结果未在正文中列出,留存备案。

规模 (*Size*)、上市年限 (*Age*)、企业性质 (*SOE*)、地区生产总值指数 (*GDP*)、盈利能力 (*ROA*) 作为协变量, 通过 Logit 模型估计各企业被纳入试点的概率 (即倾向得分), 并采用 1:1 近邻匹配法 (无放回) 为处理组企业匹配对应的对照组企业。基于匹配后样本进行 DID 回归的结果显示, 低碳城市试点显著提高了企业金融化程度, 进一步验证了基准回归结果的稳健性。

### 2. 更换企业金融化程度指标

从狭义角度看, 企业金融化是指非金融企业通过配置金融资产 (如股票、债券、衍生品等) 参与金融市场活动的现象, 反映了金融部门对实体经济的渗透程度。在此定义下, 投资性房地产通常被视为实体经营活动的一部分, 不属于典型金融资产。参考刘贯春等<sup>[28]</sup>的方法, 本文在测算金融化程度时剔除投资性房地产。回归结果表明, 低碳城市试点显著提高了企业金融化程度, 进一步验证了基准回归结果的稳健性。

### 3. 剔除部分城市

在基准回归中, 本文将第一、第二和第三批设立的所有低碳城市试点均纳入处理组样本。然而, 部分试点城市在入选前已具备较高的绿色生产水平和较发达的经济基础, 与其他城市存在显著差异, 可能影响估计结果的代表性。为此, 本文剔除北京、天津、上海、苏州、广州、深圳和重庆等经济发展水平较高城市的企业样本。回归结果表明, 低碳城市试点仍显著提高了企业金融化程度, 说明基准回归结果不受高发展水平城市特殊性或极端样本的影响, 具有较强的稳健性。

### 4. 相关政策的干扰检验

为排除同期其他政策的干扰, 本文控制三类潜在混杂因素: 一是碳排放权交易试点 (2013年6月开始实施), 因与低碳城市试点存在地理重叠, 可能混淆估计结果, 故剔除相关城市样本后重新进行多期 DID 估计; 二是《绿色信贷指引》(2012年2月开始实施), 该政策通过影响企业融资可得性进而影响资产配置, 本文在模型中加入该政策虚拟变量与行业固定效应的交互项予以控制; 三是中央环保督察 (2015年12月开始实施), 本文构建该政策虚拟变量与城市一年份的交乘项作为控制变量。结果显示, 在充分控制上述政策后, 低碳城市试点对企业金融化程度的正向影响依然显著, 验证了基准回归结果的稳健性。

## 五、机制检验

低碳城市试点通过制定严格的碳排放控制措施并建立碳排放监测体系, 对试点城市内各部门的碳排放行为形成约束。参考江艇<sup>[29]</sup>的方法, 本文从减排成本和经营风险两个视角出发, 构建如下机制检验模型, 以验证本文提出的作用机制:

$$Mechanism_{it} = \sigma_0 + \sigma_1 treatpost_{it} + \sigma_2 X_{it} + \gamma_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,  $Mechanism_{it}$  表示中介变量, 包括减排成本和经营风险, 其他变量含义同模型 (2)。

### (一) 减排成本

试点城市通常会建立能源基础数据统计平台, 对企业碳排放进行实时监测。位于试点城市的企业面临更严格的碳排放监管, 导致其减排成本上升, 进而可能通过增持金融资产以缓解由此产生的财务压力。为验证上述机制, 本文利用模型 (3) 检验低碳城市试点对企业减排成本的影响。表 3 列 (1) 和列 (2) 的回归结果显示: 低碳城市试点显著提高了企业减排成本, 支持了本文的理论预期, 假设 2a 得以验证。

### (二) 经营风险

低碳城市试点所施加的碳排放约束增加了企业的合规成本和经营不确定性, 从而加剧其经营风险。在此背景下, 管理层出于风险规避动机, 可能倾向于增持流动性较强、收益相对稳定的金融资产, 以平滑利润波动, 实现短期财务绩效的稳定乃至最大化。基于此, 本文从企业不确定性

感知程度 (*FEPU*) 和风险水平 (*Z*) 两个维度衡量经营风险。表3列(3)和列(4)报告了经营风险的机制检验结果。回归结果显示:低碳城市试点显著增加了经营风险,支持了本文的理论预期,假设2b得以验证。

表3 机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	减排成本		经营风险	
	<i>Cost1</i>	<i>Cost2</i>	<i>FEPU</i>	<i>Z</i>
<i>treatpost</i>	0.522*** (4.802)	0.522*** (4.814)	0.010** (2.350)	-4.517*** (-3.388)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业/年份FE	控制	控制	控制	控制
常数项	3.560*** (5.780)	3.380*** (5.489)	7.763*** (225.619)	56.207*** (10.222)
观测值	24 354	24 354	41 329	31 399
R <sup>2</sup>	0.402	0.403	0.044	0.329

## 六、异质性分析

### (一) 媒体监督压力

媒体报道在提升企业信息披露质量方面具有重要的外部监督作用。媒体关注度越高,企业面临的外部监督压力越大,其公司治理结构通常也更为完善<sup>[30]</sup>。因此,媒体监督压力大的企业更倾向于采取透明、合规的应对策略(如推进技术革新、提升能源利用效率等),以实现减排目标。本文基于CNRDS数据库提供的企业媒体报道数据(包括正面、负面和中性报道数量),采用Janis-Fadner系数构建媒体监督压力指标<sup>[31]</sup>。对于处理组企业,本文计算其在低碳城市试点实施前三年的媒体监督压力均值,并与全样本同期的平均水平进行比较:若高于均值,则归入媒体监督压力大组,否则归入媒体监督压力小组。表4列(1)和列(2)的回归结果显示:在媒体监督压力大的样本中,低碳城市试点对企业金融化程度的影响不显著;而在媒体监督压力小的样本中,低碳城市试点显著提高了企业金融化程度。

### (二) 环境不确定性

环境不确定性会影响企业在低碳城市试点中的投资决策。一方面,较高的环境不确定性增加了管理层评估投资项目的风险和难度,促使其更倾向于将资金配置于收益较高的金融活动,以获取短期回报。另一方面,较高的环境不确定性也削弱了外部股东对管理层的监督有效性,增加了管理层在政策执行过程中谋取私利的空间,从而提高企业金融化程度<sup>[32]</sup>。基于此,参考申慧慧等<sup>[32]</sup>的方法,本文采用企业观测年度过去五年非正常销售收入的标准差与同期销售收入均值的比值来衡量未经行业调整的个体层面环境不确定性。本文将同一年度、同一行业内所有企业该指标的中位数作为行业层面的环境不确定性基准。企业环境不确定性定义为个体层面指标与对应行业中位数的比值。对于处理组企业,本文计算其在低碳城市试点实施前三年的环境不确定性均值,并与全样本同期均值进行比较:若高于总体均值,则归入环境不确定性高组,否则归入环境不确定性低组。表4列(3)和列(4)的回归结果显示:在环境不确定性高的样本中,低碳城市试点显著提高了企业金融化程度;而在环境不确定性低的样本中,低碳城市试点的影响不显著。

### (三) 区域特征

中国幅员辽阔,各地区经济社会发展水平差异显著。东部地区作为改革开放的前沿地带,监管体系较为健全,营商环境更为完善,能够更有效地监督和约束企业行为,引导企业开展绿色技

术创新, 从而抑制其金融化倾向。为考察低碳城市试点在不同区域间的异质性影响, 本文按地区进行分样本回归分析。表4列(5)和列(6)的回归结果显示: 在东部地区, 低碳城市试点对企业金融化程度的影响不显著; 在中西部地区, 低碳城市试点显著提高了企业金融化程度。

表4 异质性分析结果 I

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	媒体监督压力大	媒体监督压力小	环境不确定性高	环境不确定性低	东部地区	中西部地区
<i>treatpost</i>	0.002 (0.740)	0.008*** (2.732)	0.008*** (3.174)	0.001 (0.290)	0.002 (0.652)	0.009*** (2.835)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业/年份FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.026 (-0.671)	-0.013 (-0.187)	-0.008 (-0.125)	-0.028 (-0.656)	-0.024 (-0.416)	0.017 (0.191)
观测值	37 115	21 105	23 495	34 725	33 851	12 857
R <sup>2</sup>	0.054	0.043	0.054	0.048	0.057	0.039

#### (四) 基础设施水平

基础设施投资通过重塑区域资本需求结构, 对资本市场发展、区域经济增长和城乡收入分配产生深远影响<sup>[33]</sup>。本文以地级市固定资产投资占地区生产总值的比值作为基础设施水平的衡量指标。对于处理组企业, 本文计算其注册地所在城市在低碳城市试点实施前三年该指标的均值, 并与全样本同期均值进行比较: 若高于总体均值, 则归入基础设施水平高组, 否则归入基础设施水平低组。表5列(1)和列(2)的回归结果显示: 在基础设施水平高的地区, 低碳城市试点对企业金融化程度的影响不显著; 在基础设施水平低的地区, 低碳城市试点显著提高了企业金融化程度。

#### (五) 产业结构

地区产业结构差异通过影响资本需求结构, 使得低碳城市试点对企业金融化程度的影响呈现异质性。以重工业和传统制造业为主导的地区面临较大环境治理压力, 但受限于高昂的绿色转型成本或较强的研发资金约束, 企业更可能增持金融资产, 以缓解经营压力; 而服务业和高技术产业占比较高的地区通常具备更强的适应能力, 能更有效地应对环境规制。本文以第三产业增加值占地区生产总值的比重衡量地区产业结构, 并依据低碳城市试点实施前三年处理组企业所在城市该指标均值是否高于全样本均值, 划分为第三产业占比高和第三产业占比低两组。表5列(3)和列(4)回归结果显示: 在占比高的地区, 低碳城市试点的影响不显著; 在第三产业占比低的地区, 低碳城市试点显著提升企业金融化程度。

表5 异质性分析结果 II

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	基础设施水平高	基础设施水平低	第三产业占比高	第三产业占比低
<i>treatpost</i>	-0.000 (-0.013)	0.006*** (2.616)	0.004 (1.519)	0.005* (1.840)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业/年份FE	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.016 (-0.295)	-0.014 (-0.279)	-0.101** (-2.164)	0.103* (1.777)
观测值	31 540	26 680	37 243	20 977
R <sup>2</sup>	0.047	0.055	0.051	0.049

注: \*表示在10%水平上显著, 下同。

## 七、进一步分析

企业适度持有金融资产或开展金融投资有助于优化资本配置,增强融资能力。然而,过度金融化可能扭曲资源配置,从而削弱企业的长期竞争力,并抑制其技术创新动力,进而加剧实体经济“脱实向虚”倾向、助长套利行为<sup>[34]</sup>。为深入评估低碳城市试点对企业金融化程度的影响,本文进一步从过度金融化的视角出发,考察低碳城市试点对企业投资决策行为的影响,并探讨在面对环境规制压力时,不同类型企业在投资行为上的差异反应及其潜在经济后果。

### (一) 过度金融化

本文参考王越等<sup>[34]</sup>的做法,通过企业实际金融化水平偏离其最优金融化水平的程度来识别过度金融化(*ExFin*)。表6报告了低碳城市试点对企业过度金融化的影响结果。回归结果显示:低碳城市试点对企业过度金融化具有显著的正向影响,表明该政策实施所带来的生产压力和经营不确定性可能促使企业增加金融资产配置,体现出一定程度的“脱实向虚”倾向。

表6 低碳城市试点对企业过度金融化影响的结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>treatpost</i>	0.003*** (2.941)	0.003*** (5.118)	0.003*** (2.919)
控制变量	未控制	控制	控制
企业/年份FE	控制	未控制	控制
常数项	-0.001 (-1.004)	-0.025** (-1.990)	-0.017 (-0.660)
观测值	40371	40371	40371
R <sup>2</sup>	0.036	0.006	0.002

### (二) 企业的异质性影响<sup>①</sup>

并非所有企业在面对低碳城市试点时都会表现出金融化倾向。由于企业在内部治理结构、外部融资约束和战略偏好等方面存在差异,其在应对低碳城市试点带来的成本上升和不确定性风险时,投资决策也呈现异质性。为此,本文进一步从高管绿色认知水平、创新意愿、融资约束程度和盈余管理水平等维度,考察这些企业特征对低碳城市试点影响企业金融化程度和过度金融化的调节作用,以识别更易在政策压力下调整金融资产配置的企业类型,为环境规制的差异化实施和企业精准引导提供理论依据。回归结果显示:在高管绿色认知水平较低、创新意愿较弱、融资约束程度较高和盈余管理水平较高的企业样本中,低碳城市试点显著提高了企业过度金融化水平。

### (三) 短期抑制或长期效应

前文已证实低碳城市试点显著提高了企业金融化程度和过度金融化水平,但该效应是企业短期应对策略,还是长期结构性调整,仍需进一步识别。在低碳城市试点初期,企业可能通过增持金融资产缓解现金流压力,导致金融化水平暂时上升;若长期维持高金融资产比重,甚至削减主营业务投资,则表明投资结构发生实质性转变。为此,本文借鉴马述忠等<sup>[35]</sup>的方法,构建阶段性虚拟变量:试点实施当期及第1—3年定义为短期(*dqxy*),试点实施第4—7年定义为中期(*zqxy*),试点实施第8—11年定义为长期(*cqxy*),并分别与低碳城市试点(*treatpost*)的交互项进行回归。

表7的回归结果显示,低碳城市试点在短期和中期显著提高企业金融化程度,但在长期转为显著负向影响,即企业金融化程度下降。对于过度金融化,低碳城市试点仅在短期内有显著正向影响,中长期不显著。这表明企业在低碳城市试点初期主要通过金融资产配置对冲减排成本和不

① 企业的异质性影响结果未在正文中列出,留存备索。

确定性压力, 存在一定程度的套利动机。但是, 随着环境规制体系完善, 企业适应能力增强, 金融投资行为逐步趋于理性, 最终回归主营业务。

表7 短期抑或长期效应的回归结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	短期		中期		长期	
	<i>Fin_Ratio</i>	<i>ExFin</i>	<i>Fin_Ratio</i>	<i>ExFin</i>	<i>Fin_Ratio</i>	<i>ExFin</i>
<i>treatpost</i>	0.002 (0.905)	0.058*** (4.707)	0.002 (1.106)	0.012 (1.089)	0.004** (2.038)	0.014 (1.320)
<i>dqxy</i> × <i>treatpost</i>	0.003** (2.279)	0.002** (2.202)				
<i>zqxy</i> × <i>treatpost</i>			0.006*** (3.759)	-0.000 (-0.175)		
<i>cqxy</i> × <i>treatpost</i>					-0.010*** (-3.869)	-0.002 (-1.531)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业/年份FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.033 (-0.749)	-0.018 (-0.702)	-0.028 (-0.630)	-0.018 (-0.714)	-0.033 (-0.736)	-0.018 (-0.700)
观测值	46 708	40 371	46 708	40 371	46 708	40 371
R <sup>2</sup>	0.051	0.002	0.051	0.002	0.052	0.002

#### (四) 经济后果

上述分析表明, 企业金融化主要表现为对低碳城市试点的短期应对行为, 但此类阶段性资产调整可能通过资源再配置影响绿色技术创新。为检验其长期后果, 本文进一步考察低碳城市试点在提升金融化的同时, 是否抑制绿色技术创新。本文以企业绿色专利授权数量构建绿色产出指标 (*Green*), 并采用其滞后一期 (*L. Green*) 和滞后两期 (*L2. Green*) 值进行调节效应检验。表8列(1)的回归结果显示, 低碳城市试点显著提升绿色专利数量, 印证其对绿色技术创新的促进作用, 与既有研究结论一致<sup>[36]</sup>; 列(2)引入企业金融化程度与低碳城市试点 (*treatpost*) 的交互项后, 系数为负, 且在5%水平上显著, 表明金融化显著削弱低碳城市试点对绿色产出的正向效应; 列(3)和列(4)中, 该负向调节效应在滞后一至两期依然显著, 说明抑制作用具有持续性。这一结果表明: 面对环境规制, 高金融化企业更倾向于将有限资源配置于金融资产而非绿色技术创新, 虽可缓解短期成本压力, 却可能延缓绿色技术积累, 削弱长期转型能力。

表8 经济后果的回归结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Green</i>	<i>Green</i>	<i>L. Green</i>	<i>L2. Green</i>
<i>treatpost</i>	0.428** (2.341)	0.214 (1.054)	0.380* (1.700)	0.441** (1.961)
<i>Fin_Ratio</i>		0.413 (0.647)	0.728 (1.079)	0.751 (1.106)
<i>Fin_Ratio</i> × <i>treatpost</i>		-1.746** (-2.162)	-2.318*** (-2.696)	-2.277*** (-2.618)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业/年份FE	控制	控制	控制	控制
常数项	-5.220 (-1.487)	-8.788* (-1.747)	-8.748** (-2.034)	-6.143 (-1.542)
观测值	45 720	45 720	41 826	38 143
R <sup>2</sup>	0.006	0.008	0.010	0.010

## 八、研究结论与政策建议

实体经济是国民经济健康稳定运行的根基。基于2007—2023年中国A股上市公司数据,本文采用多期DID方法分析发现,低碳城市试点显著提高了企业金融化程度,其机制主要通过增加减排成本和经营风险实现。低碳城市试点对企业金融化程度的正向影响在媒体监督压力小、环境不确定性高、中西部地区、基础设施水平低和第三产业占比低的企业中更为显著。尽管该效应具有短期性,但已对绿色技术创新产生资源挤出效应,妨碍企业的绿色转型。上述发现表明,在缺乏配套措施支持的情况下,环境规制可能引发企业“脱实向虚”,削弱政策的长期效能。为优化环境规制设计,并确保绿色转型与实体经济发展协同推进,本文提出以下政策建议:

第一,强化企业治理与绿色信息披露机制。环境规制制定者在约束企业碳排放的同时,应推动监管部门督促企业完善内部治理结构,尤其注重提升管理层的绿色发展认知水平。同时,通过建立强制性ESG信息披露制度,加强对企业金融资产配置行为的外部监督,有效遏制短期套利动机,引导企业将资源配置于绿色技术研发和实体经济领域。

第二,提升外部监管效能。政府应加强对媒体的引导和支持,充分发挥其舆论监督功能,通过增强信息披露透明度和公众关注度,倒逼企业提高低碳转型的合规性和主动性。同时,加大对高碳排放企业的曝光力度,强化其社会责任意识,促使其更多依赖绿色技术创新和绿色金融工具推进转型,而非单纯通过金融化手段规避环境规制压力。

第三,加强环境规制的预期管理,增强企业绿色转型的稳定性与持续性。环境规制执行过程中存在的不确定性及频繁调整,可能诱发企业出于避险动机转向短期金融资产配置。为此,主管部门应明确并公开中长期减排目标、考核指标,以及配套的财政和金融支持政策,增强企业对环境规制连续性和稳定性的预期。同时,可通过建立常态化的政策解读机制和政企沟通平台,提升环境规制透明度和信息传递效率,有效缓解信息不对称问题,从源头上抑制因环境规制不确定性所引发的金融资源错配,引导企业形成稳定、长期的绿色投资预期。

### 参考文献:

- [1] 肖忠意,林琳.企业金融化、生命周期与持续性创新——基于行业分类的实证研究[J].财经研究,2019,45(8):43-57.
- [2] 许罡,伍文中.公司金融化投资之谜:盈余管理抑或金融套利?[J].证券市场导报,2018(8):20-28.
- [3] 李青原,肖泽华.异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J].经济研究,2020,55(9):192-208.
- [4] 范静波,赵睿.环境规制与重污染企业绿色创新效率——中国式“波特假说”的再检验[J].中国科技论坛,2025(1):88-98.
- [5] 蔡海静,谢乔昕,章慧敏.权变抑或逐利:环境规制视角下实体企业金融化的制度逻辑[J].会计研究,2021(4):78-88.
- [6] 戴其文,郝文杰,承忠彬,等.环境规制政策驱动实体经济“脱实向虚”了吗?——基于中国碳排放权交易试点的准自然实验[J].自然资源学报,2024,39(6):1320-1340.
- [7] BROUWERS R, SCHOUBBEN F, VAN HULLE C. The influence of carbon cost pass through on the link between carbon emission and corporate financial performance in the context of the European Union emission trading scheme [J]. Business strategy and the environment, 2018, 27(8):1422-1436.
- [8] LANOIE P, PATRY M, LAJEUNESSE R. Environmental regulation and productivity: testing the porter hypothesis [J]. Journal of productivity analysis, 2008, 30(2):121-128.
- [9] 何德旭,王朝阳.中国金融业高增长:成因与风险[J].财贸经济,2017,38(7):16-32.
- [10] DEMIR F. Financialization and manufacturing firm profitability under uncertainty and macroeconomic volatility:

- evidence from an emerging market[J]. *Review of development economics*, 2009, 13(4):592-609.
- [11] CLARKSON P M, LI Y, PINNUCK M, et al. The valuation relevance of greenhouse gas emissions under the European Union carbon emissions trading scheme[J]. *European accounting review*, 2015, 24(3):551-580.
- [12] HUANG J, CAO J, HASAN T, et al. Low-carbon city initiatives and firm risk: a quasi-natural experiment in China [J]. *Journal of financial stability*, 2021, 57:100949.
- [13] 马绍雄, 孙焱林. 低碳转型与企业数字化——来自低碳城市试点的证据[J]. *产业经济研究*, 2024(4):43-57.
- [14] 杜敏哲, 廖丽萍. 低碳转型能否促进共同富裕? ——来自低碳城市试点的证据[J]. *经济学动态*, 2024(4):33-48.
- [15] XIE G, YANG Y, JIANG K, et al. The effect of the new environmental protection law on corporate financialization in China[J]. *Environmental science and pollution research*, 2022, 29(55):83596-83611.
- [16] 孙雅慧, 时省, 彭飞, 等. 研发补贴与渐进式创新锁定: 基于机器学习的专利文本分析[J]. *经济研究*, 2024, 59(11):89-105.
- [17] 陈德球, 陈运森. 政策不确定性与上市公司盈余管理[J]. *经济研究*, 2018, 53(6):97-111.
- [18] BELADI H, DENG J, HU M. Cash flow uncertainty, financial constraints and R&D investment [J]. *International review of financial analysis*, 2021, 76:101785.
- [19] ZHAO Y, SU K. Economic policy uncertainty and corporate financialization: evidence from China [J]. *International review of financial analysis*, 2022, 82:102182.
- [20] 孙江永, 刘真, 李淑云. 贸易政策不确定性、对外贸易市场集中度与实体经济金融化[J]. *世界经济研究*, 2023(10):77-88+136.
- [21] 周泽将, 雷玲, 李鼎. 经济周期与企业金融化[J]. *管理科学学报*, 2023, 26(7):17-31.
- [22] 宋军, 陆旸. 非货币金融资产和经营收益率的U形关系——来自我国上市非金融公司的金融化证据[J]. *金融研究*, 2015(6):111-127.
- [23] TIAN J, DONG Y, VAGNANI G, et al. Green innovation and the stock market value of heavily polluting firms: the role of environmental compliance costs and technological collaboration [J]. *Business strategy and the environment*, 2023, 32(7):4938-4953.
- [24] 聂辉华, 阮睿, 沈吉. 企业不确定性感知、投资决策和金融资产配置[J]. *世界经济*, 2020, 43(6):77-98.
- [25] 张小茜, 孙璐佳. 抵押品清单扩大、过度杠杆化与企业破产风险——动产抵押法律改革的“双刃剑”效应[J]. *中国工业经济*, 2017(7):175-192.
- [26] BORUSYAK K, JARAVEL X, SPIESS J. Revisiting event-study designs: robust and efficient estimation [J]. *Review of economic studies*, 2024, 91(6):3253-3285.
- [27] DE CHAISEMARTIN C, D'HAULTFOEUILLE X. Difference-in-differences estimators of intertemporal treatment effects [J]. *Review of economics and statistics*, 2024, 106(3):1-45.
- [28] 刘贯春, 张军, 刘媛媛. 金融资产配置、宏观经济环境与企业杠杆率[J]. *世界经济*, 2018, 41(1):148-173.
- [29] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. *中国工业经济*, 2022(5):100-120.
- [30] DYCK A, VOLCHKOVA N, ZINGALES L. The corporate governance role of the media: evidence from Russia [J]. *The journal of finance*, 2008, 63(3):1093-1135.
- [31] 杨国超, 张李娜. 产业政策何以更有效? ——基于海量媒体报道数据与研发操纵现象的证据[J]. *经济学(季刊)*, 2021, 21(6):2173-2194.
- [32] 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(7):113-126.
- [33] 刘晓光, 张勋, 方文全. 基础设施的城乡收入分配效应: 基于劳动力转移的视角[J]. *世界经济*, 2015, 38(3):145-170.
- [34] 王越, 阳镇, 陈劲. ESG表现抑制企业过度金融化吗? [J]. *经济与管理研究*, 2025, 46(1):50-70.
- [35] 马述忠, 张道涵, 胡增玺. 数字知识流动如何促进区域协调发展——兼论经济增长和平衡发展双重目标[J]. *中国工业经济*, 2025(2):80-98.
- [36] 熊云飏, 代宇杰, 熊健超. 低碳城市建设是否促进了城市绿色技术创新的“量增质升”? ——来自低碳城市试点政策的证据[J]. *生态经济*, 2025, 41(4):106-116.

## The Financialization Effect of Environmental Regulation: A Dual Perspective Based on Abatement Costs and Operational Risk

MENG Yuchao<sup>1</sup>, LI Chuntao<sup>2</sup>

(1. College of Public Finance and Investment, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China;

2. Advanced Institute of Finance, Henan University, Zhengzhou 475001, China)

**Summary:** China's recent economic growth has run up against resource and environmental constraints, marked by high emissions and energy intensity. To curb carbon emissions and promote sustainable development, China has rolled out low-carbon city pilot programs in waves since 2010. By adopting targeted policies, upgrading energy systems, and spurring firms' innovation, pilot cities have reduced their carbon footprints. However, these policies raise firms' compliance costs and operating risks, potentially encouraging a shift toward financial investments to seek excess returns. Existing literature has not systematically assessed how low-carbon city pilots affect corporate financialization and through which mechanisms. This paper fills this gap.

Using data on Chinese A-share listed companies from 2007 to 2023 and following the firm-level financialization measure in Zhou (2023), this paper examines the impact of low-carbon city pilots on firms' financial investment decisions and the underlying mechanisms.

This paper finds that low-carbon city pilots promote corporate financialization overall, but the effect is significantly weaker among firms facing lower environmental uncertainty, stronger media scrutiny, better infrastructure, a higher local tertiary-industry share, and in the eastern region. Mechanism tests indicate that higher emission-reduction costs and elevated operating risks are key drivers. This paper also documents short-term "excessive" financialization following policy implementation; although temporary, this excess behavior persistently hinders both current and future green transition efforts at the firm level.

The contributions of this paper are as follows. First, it clarifies how environmental regulation—via cost and risk—shapes corporate financialization, enriching the policy transmission narrative. Second, it distinguishes between "moderate" and "excessive" financialization, offering evidence to guide precise policy design and differentiated pathways for firms' green transformation. Third, it uncovers the dynamic pattern and real effects of low-carbon city pilots on financialization, providing theoretical support and empirical evidence for building an effective low-carbon governance system. Overall, our results show that while low-carbon city pilots tend to intensify corporate financialization, targeted conditions and oversight can mitigate this response, helping cities improve low-carbon policies and better steer firms toward genuine green upgrading. The study also finds that strengthening the expectation management of environmental regulation can effectively curb firms' excessive financialization tendencies. Moreover, optimizing complementary policy measures enhances firms' willingness and capacity to invest in green activities.

**Key words:** environmental regulation; low-carbon city pilot; corporate financialization; abatement cost; operational risk

(责任编辑: 邓 菁)

[DOI]10.19654/j.cnki.cjwtyj.2025.12.005

[引用格式] 孟于超, 李春涛. 环境规制的金融化效应——基于减排成本和经营风险的双重视角[J]. 财经问题研究, 2025(12): 58-72.