

绿色金融政策的污染减排供应链传导效应研究

——基于中国上市公司的准自然实验

郝大鹏¹,李炳辰²,王小禹³

(1.中国社会科学院经济研究所,北京 100836; 2.南加利福尼亚大学空间科学研究院,加利福尼亚 洛杉矶 90007; 3.中国社会科学院大学经济学院,北京 102488)

摘要:绿色金融改革是全面实现可持续发展的重要政策工具,其中绿色金融改革创新试验区正逐步成为促进绿色发展的新动能。使用中国2007—2022年上市公司数据,以其上游供应商所在城市设立绿色金融改革创新试验区为准自然实验,采用“渐进式”双重差分模型实证检验了上游企业处在绿色金融改革创新试验区对下游企业污染排放的影响。研究发现,上游企业所在城市设立绿色金融改革创新试验区可以通过供应链传导效应促使下游企业污染排放减少约4.4%,该结论经过一系列稳健性检验后依然成立。机制检验表明,提升企业供应链稳定度、创新水平和市场势力均能够有效促进绿色金融改革的污染减排供应链传导效应。异质性分析显示,绿色金融的污染减排供应链传导效应对于东部地区企业、非国有企业以及低能耗企业的作用更加明显。进一步研究表明,绿色金融改革创新试验区还对周边邻近地区产生空间溢出效应。研究结果为深化绿色金融改革、完善供应链建设以及提高企业环境绩效提供了重要的政策启示。

关键词:绿色金融改革;企业污染排放;供应链传导效应;供应链关系;企业创新;市场势力

中图分类号:F832 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-9301(2025)01-0100-14

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2025.01.009

一、引言

习近平总书记在党的二十大报告中强调,“推动经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节”。绿色发展理念作为习近平总书记提出的重要理念,为中国式现代化建设筑牢了绿色根基。为充分落实习近平总书记在中共中央政治局第十三次集体学习时关于金融工作的“强化金融服务功能,找准金融服务重点”的重要指示,中国政府已在七省(区、市)设立绿色金融改革创新试验区。绿色金融改革创新试验区作为以供给侧改革为导向的重大战略举措,主要目的是利用金融工具推动可持续发展和节能减排,并促进企业实现绿色转型发展^[1]。那么,绿色金融改革创新试验区的设立能否有效抑制企业污染排放对于绿色金融改革试点的有效性和后续试点的推进具有重要意义。现有文献在研究绿色金融改革试点的效果时往往只关注试点对辖区内企业污染排放的影响,忽略了供应链传导效应,这可能会低估绿色金融改革试点的效果。随着上下游企业分工合作的不断加强,

收稿日期:2024-10-12;修回日期:2024-12-16

作者简介:郝大鹏(1992—),男,河南周口人,中国社会科学院经济研究所助理研究员,研究方向为宏观经济、宏观金融;李炳辰(2000—),男,山东青岛人,通讯作者,美国南加利福尼亚大学空间科学研究院硕士研究生,研究方向为环境经济学、规制经济学;王小禹(1997—),女,山东青岛人,中国社会科学院大学经济学院博士研究生,研究方向为经济增长、生产网络。

基金项目:国家自然科学基金青年项目(72403248);中国社会科学院“青启计划”资助项目(2025QQJH48);中国社会科学院学科建设“登峰战略”资助计划(DF2023YS23)

经济冲击能够通过生产网络对上下游企业产生溢出和放大效应^[2],而生产网络的供应链传导效应对宏观政策效果的影响也日益显著^[3]。因此,深入分析绿色金融政策的供应链传导效应对于合理评估绿色金融改革的效果、优化供应链的绿色金融支持体系具有重要研究价值。在此背景下,本文从企业供应链传导效应出发,着重探究设立金融改革创新试验区对试点区域外企业污染减排效应的影响。

近期的文献已开始关注绿色金融改革对经济可持续发展、企业环境绩效的影响。绿色金融改革作为一项环境治理导向的政策工具,对于应对气候变化、促进经济社会和资本市场良性发展都具有重要意义^[4]。绿色信贷的贴息、定向降准和再贷款等绿色金融工具,能够有效提高绿色上市公司的融资能力,并且对企业绩效和环境质量存在明显的正外部性^[5]。同时,绿色金融与环境规制存在相辅相成的关系,能够显著地制约工业企业污染排放^[6]。目前,部分文献也开始关注供应链对污染减排的影响。例如,受全球价值链知识溢出效应的影响,全球价值链一体化能够降低污染排放^[7]。合作供应链比分散供应链排放更多的污染,并且供应链协调在特定条件下带来更多生态友好的社会福利^[8]。与此同时,少量文献关注到了绿色金融改革创新试验区对污染减排的作用,并证明绿色金融改革创新试验区的设立对区域内企业污染排放具有显著的抑制作用^[1]。然而,鲜有文献从供应链溢出的角度来研究绿色金融改革创新试验区的设立对企业污染排放的影响。

绿色金融作为一种具备环境规制属性的金融工具,在推进绿色可持续发展中发挥着重要作用。供应链作为企业间的重要纽带,在污染减排中的作用愈加突出。因此,探讨绿色金融政策的污染减排供应链传导效应具有重要的现实意义。本文以《关于构建中国绿色金融体系的指导意见》中划定的绿色金融改革创新试验区(下文中简称试验区)为基础,分析供应链关系下污染减排效应的传导,探索如何通过绿色金融政策的优化来增强供应链中各环节企业的协同减排能力。本研究将绿色金融与供应链传导效应相结合,不仅拓展了绿色金融的研究边界,而且丰富了绿色金融政策的污染减排供应链传导效应的机制研究。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面:一是验证了上游企业所在城市设立绿色金融改革创新试验区对下游企业污染减排的供应链传导效应。本文基于供应链传导效应,利用中国上市公司数据研究发现上游企业所在城市设立试验区对下游企业的污染排放存在抑制效应。二是探究了影响污染减排供应链传导效应的影响机制。本文从供应链特征、企业创新能力和企业市场势力三个层面出发,分析了污染减排供应链传导效应的途径和机理,进而拓展了绿色金融改革的影响机制研究。三是分析了不同特征企业在污染减排供应链传导效应中的异质性表现。本文还讨论了不同特征的企业对绿色金融改革响应的差异,并讨论了城市空间距离对绿色金融改革污染减排效应的影响。

本文接下来的结构安排如下:第二部分为制度背景与理论分析,第三部分为研究设计与变量说明,第四部分为实证结果及分析,第五部分为机制分析,第六部分为异质性分析,第七部分为进一步分析,第八部分为研究结论与政策建议。

二、制度背景与理论分析

(一) 绿色金融改革创新试验区的发展历程

为推动绿色转型发展,中国人民银行等多部门于2017年实施了绿色金融改革创新试验区政策,旨在通过先行试点探索绿色金融支持经济转型的有效路径。首批试点地区包括浙江省湖州市、衢州市,贵州省贵安新区,新疆维吾尔自治区哈密市、昌吉州和克拉玛依市,广东省广州市,江西省赣江新区。其中,贵州省贵安新区涉及贵州省贵阳市和安顺市两市,江西省赣江新区涉及江西省南昌市和九江市两市。这一阶段的试点主要聚焦于构建绿色金融机制的基本框架。2019年,试点范围进一步扩大,新增加甘肃兰州新区,政策目标更加侧重于资源型城市的污染减排、绿色转型和区域经济的可持续发展。到2022年,试点地区进一步向中西部延伸,增设了重庆试验区。政策内容也逐渐扩展到绿色供应链融资、环境信息披露等方面,形成了更加系统化的绿色金融支持体系。

绿色金融改革政策与企业供应链存在重要关联。多地试验区政策明确提出发展绿色供应链金融,推动企业加强与供应链上下游的协同治理,促进绿色转型技术的开发和推广。此外,扶持绿色技术创新成为试点政策的重点,其鼓励企业将绿色供应链管理纳入企业战略,并以创新技术手段推动企业实现污染减排和绿色转型。同时,试点政策要求企业强化环境信息披露,以引导供应链合作伙伴实现绿色转型。例如,《重庆市梁平区建设绿色金融改革创新试验区工作方案》提出,要建设绿色供应链,推动污染减排、清洁生产改造等关键技术研发,支持供应链优势企业优先将绿色工厂纳入合格供应商。这些举措为研究绿色金融改革对污染减排供应链传导效应的影响提供了丰富的实践背景。

(二) 绿色金融改革对下游企业污染减排的供应链溢出效应

现有文献已发现绿色金融的发展可以显著提高企业的环境绩效,促进企业减少污染排放。绿色金融改革可以从三个渠道降低污染强度:一是绿色金融的能源结构优化效应。绿色金融不仅可以推进地区能源消费及其结构的优化和改善,而且可以提高地区的能源配置效率,从而引导企业高效利用能源,进而减少污染排放^[9]。绿色金融通过引导资本流向清洁能源和低污染产业,不仅提高了能源利用效率,还促使企业在生产过程中采用更为环保的技术和设备,从而有效减少了污染排放^[10]。二是绿色金融的技术效应。“技术效应”指的是政府通过对企业和行业实施更加严格的环境规制,推动技术创新和改进。绿色金融改革可以督促和扶持企业绿色生产技术的进步,进而实现污染减排的治理目标^[11]。环境规制通过施加标准,促使企业在生产过程中减少污染排放^[12]。三是绿色金融的资源再配置效应。绿色金融作为具有环境规制属性的政策工具,对企业有着淘汰和筛选的功能^[13]。绿色金融政策对企业资金供给提出更高的环保要求。部分低生产率企业由于缺乏足够的资金进行环保投资,可变成本上升,利润下降,最终退出市场,而高生产率企业则通过投入环保设备,限制成本上升空间,扩大市场份额。由于高生产率企业的污染排放强度相较于低生产率企业更低,因此两类企业市场份额的上述变化,使社会整体的污染强度得以降低^[14]。

总体来看,现有研究主要集中于绿色金融对企业污染减排的直接效应,缺乏对供应链传导效应的讨论。然而,随着经济体的内部分工不断细化,生产网络中的供应链传导效应愈发重要。随着产业集群间的协作不断加强,外生政策通过生产网络对产业链上各部门产生的溢出效应日益凸显^[3]。因此,有必要探明和厘清绿色金融改革政策的供应链传导机理。

从供应链角度来看,根据信息传递理论,企业内部发出的信息和信号可以传达企业的生产要求,从而缓解行业内信息不对称情况^[15]。企业间的供应链传导已然成为促进企业履行环境责任、提升环境治理效能的重要渠道^[16],而供应链内部企业上下游关系能够对企业污染排放行为产生影响^[8]。面对来自上游企业的绿色要求和市场竞争压力,下游企业往往会在生产过程中主动规避未来可能面临的环保合规成本和市场份额损失,这种调整可能表现为下游企业在产品研发过程中更多地采用绿色技术,或在生产流程中引入更加环保的设备与管理模式,以提升整体竞争力。供应链上的企业在资金、资源以及生产流程上相互依赖,因此上游企业的经营行为和融资结构会通过供应链网络影响到下游企业的决策,特别是在生产与创新方面^[17]。

此外,绿色金融改革创新试验区更严格的环境规制和环保要求可能对下游企业产生“涟漪效应”^[18],即环境规制政策会逐渐波及下游产业和周边地区其他企业。在中国“上游市场垄断、下游市场竞争”的非对称性市场结构下,上游企业面临的更加严格的环境规制可能会通过“成本转嫁效应”压缩下游企业的减排空间,而下游企业由于受到市场竞争和消费者绿色需求的双重压力,可能采取更多的措施来减少污染排放。具体来说,上游企业因环境规制而提升其生产成本的情形,往往会通过传导效应引致下游企业生产成本上升。然而,随着环保政策的严格化,消费者对绿色产品的需求也会逐渐增加,即形成所谓的“需求扩张”效应^[19]。因此,下游企业为维持竞争力会主动采取污染减排措施,

优化生产工艺,推动绿色技术的应用,从而实现污染减排和环境保护目标。此外,为满足绿色金融改革的要求,上游企业往往会在与客户合作中加入环保合规的条款,即上游企业为了满足绿色经营的标准会增加对下游企业绿色原材料和工艺的需求,并促使其提升环保技术水平和生产工艺以满足这些新要求,从而确保供应链的稳定性和长期合作^[20]。基于以上分析,本文提出第一个研究假说:

H1:上游企业所在城市设立绿色金融改革创新试验区能够通过供应链传导效应促进下游企业污染减排。

(三) 影响污染减排供应链传导效应的机制

为进一步研究绿色金融政策通过供应链传导效应影响企业污染减排的机制,本文主要从供应链供需关系、企业创新能力和企业议价能力三个方面进行分析。首先,供应链上下游企业间的供需关系是各类信息和技术在供应链内传递的基础,而供需关系的稳定性直接影响了企业间交易成本和各类生产要素的配置^[21]。其次,企业的创新能力不仅在响应上下游企业政策中发挥重要作用,还能通过产业集群的溢出效应带动周边企业实现绿色转型^[22]。最后,企业的议价能力决定了其在供应链中的市场影响力和资源配置能力^[23]。这三种机制涵盖了供应链传导效应的结构性、技术性和市场性因素,能够从不同角度揭示绿色金融政策对企业污染减排供应链传导效应的内在逻辑。

1. 供应链供需关系对污染减排供应链传导效应的影响

企业的供应商稳定度越高,说明企业上下游合作关系越牢固,因而供应链传导效应就越强。一方面,供应链上下游企业间更加稳定的供需关系意味着企业与少数供应商之间存在着集中的商业往来,也就意味着上下游间信息共享更加密集。长期来看,这种稳定的供需关系可以降低上下游企业间的交易成本^[24],从而提高供应链的信息传递效率,这会强化上文提到的供应链间的绿色信息传导。长期合作的供应链企业之间更容易形成信息共享机制^[25],从而有助于降低绿色技术应用中的沟通成本和协调障碍并优化生产流程,进一步提高供应链的绿色协同效应。例如,绿色信贷的推广使用能够促使企业披露环境指标,从而提高环境信息透明度^[26]。此外,稳定的供需关系减少了企业间的不确定性,使下游企业更有动力在绿色金融政策的支持下开展绿色生产^[27]。这种关系能保障未来收入来源,鼓励企业进行长期污染减排和绿色创新投资。此外,稳定的供需关系还能够增强供应链企业间的信任,使企业更愿意分担环保改革带来的市场风险^[28],在政策压力和市场不确定性下继续推行绿色实践。基于以上分析,本文提出第二个研究假说:

H2:企业供应链的供需关系越稳定,其受到的污染减排供应链传导效应越强。

2. 企业创新能力对污染减排供应链传导效应的影响

上游企业面临更严格的环境规制政策时,会主动加大污染减排研发投入以维持市场竞争力,这就是所谓的“创新补偿效应”^[19]。创新活动具有显著的连贯性,后续的创新活动会受到上游创新投入的影响^[29],而上游企业的创新活动也会向下游企业溢出。现有文献指出企业创新能力的提升能够显著提高企业的环境绩效^[20]。创新能力强的企业能够更好地吸收上游企业溢出的技术和管理经验,更快地调整企业生产要素,更有效地采用和改进绿色技术,从而提高污染减排效率^[30]。此外,绿色金融激励机制促进了企业在绿色技术和可持续产品方面的创新,而绿色技术能够显著提升企业的环境治理效能^[31]。创新能力高的企业还善于建立内部激励机制,通过持续的技术升级和流程优化,不断推动绿色实践,从而进一步增强企业的污染减排效应。绿色金融政策与科技创新的结合不仅有助于企业达成环境目标,还提高了企业的长期竞争力和市场声誉^[32],使其更好地利用上游企业所在城市的试验区政策带来的污染减排效应。基于以上分析,本文提出第三个研究假说:

H3:企业创新能力越强,其受到的污染减排供应链传导效应越强。

3. 企业议价能力对污染减排供应链传导效应的影响

市场势力与企业议价能力也是影响供应链传导效应的重要因素。现有研究表明,上游企业的环

境规制政策会促进企业间的合理竞争,拉大企业间合规成本的差距^[33],从而会增加市场势力较大企业的市场份额和影响力。市场势力较大的企业拥有更强的议价能力,这使得他们在供应链中具有更大的影响力^[34],推动企业采取更为严格的环保措施,从而增强供应链协同开展污染减排的效果。首先,市场势力较大的企业往往具有更稳定的经营情况和更好的市场声誉,这使得上游企业更容易与他们建立更加稳定的合作关系^[35]。市场势力较大的企业也更容易吸纳环境绩效较好、绿色竞争优势明显的企业作为其供应商。在市场势力较大的企业拉动下,绿色金融政策的实施和技术转移会更快地向其他企业溢出,从而形成广泛的污染减排供应链传导效应。其次,企业的市场势力较强通常意味着企业能够获取更低的融资成本、承担更多的投资风险。在上游供应商提出更高环保合规要求时,融资能力更强的下游企业能够调动各类要素对生产进行调整以优化生产模式^[36],从而减少污染排放。议价能力较强的企业本身还能够通过融资的比较优势,进一步投资于绿色技术研发^[37],以满足上下游企业的环境合规需求。基于以上理论分析,本文提出第四个假说:

H4:企业议价能力越强,其受到的污染减排供应链传导效应越强。

三、研究设计与变量说明

(一) 计量模型

1. 基准模型

本文使用“渐进式”DID方法来分析上游企业是否处在绿色金融改革创新试验区对下游企业污染排放的影响。本文的基准回归模型如下:

$$Femis_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 UGF_{it} + \sum \varphi_j Controls_{it} + \mu_t + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标*i*代表企业个体,*t*代表年份。为缓解内生性所带来的影响,本文采用被解释变量的提前一期进行回归,被解释变量 $Femis_{i,t+1}$ 表示企业*i*在*t*+1年的污染排放强度。 UGF_{it} 是核心解释变量,如果企业*i*的前五大供应商所在的城市在*t*年被设立为绿色金融改革创新试验区,则 UGF_{it} 赋值为1,否则为0。 $Controls_{it}$ 则表示控制变量,包括企业层面和地区层面的变量。考虑到企业污染排放强度可能受到企业个体特征和时间趋势的影响,本文同时控制了时间固定效应 μ_t 和个体固定效应 α_i 。 ε_{it} 代表模型回归随机误差项。

2. 机制分析模型

由于传统的中介效应模型具有较为严重的内生性问题^[38],本文采用含有交互项的调节效应模型进行机制分析,则机制分析模型设为:

$$Femis_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 UGF_{it} + \beta_2 UGF_{it} \times M_{it} + \beta_3 M_{it} + \sum \varphi_j Controls_{it} + \mu_t + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, M_{it} 代表各调节变量, $UGF_{it} \times M_{it}$ 代表交互项,其他设定与模型(1)保持一致。

(二) 变量选择

1. 被解释变量($Femis_{i,t+1}$)

本文选取企业污染排放强度作为被解释变量。借鉴李鹏升和陈艳莹^[39]的做法,本文根据《排污费征收标准管理办法》中确定的不同污染物的污染当量值将企业各种污染物排放量折算成统一的污染当量数,主要包括工业废水中的化学需氧量和氨氮排放量、工业废气中的二氧化硫和氮氧化物排放量等四类污染物的排放量。借鉴毛捷等^[40]的做法,本文将上述四类污染物的排放量进行标准化处理,然后对四类污染当量值求和后加1并做对数化处理,用以代表企业的污染排放水平。

2. 解释变量(UGF_{it})

上游企业是否处在绿色金融改革创新试验区是本文的核心解释变量。本文根据上市企业当年所披露的供应商数据,手工识别出企业前五大供应商所在城市是否处于绿色金融改革创新试验区,并生成双重差分项作为解释变量。其余的企业为对照组。如果企业*i*在*t*年前五大供应商中有所在

城市处于试验区的企业则赋值 1, 否则为 0。此外, 为控制总效应带来的影响, 本文剔除企业本身所在城市属于试验区的样本。

3. 控制变量(Control)

一方面, 本文主要控制一系列可能影响企业环境绩效的变量, 具体控制变量如下: 企业规模(*size*)、资产杠杆率(*lev*)、盈利能力(*ROA*)、企业成长性(*growth*)、企业年龄(*firmage*)、企业管理层份额(*Mshare*)。另一方面, 考虑到试验区是城市层面的政策, 本文还控制了一系列表示城市经济特征的变量: 城市外商投资水平(*FDI*)、能源结构(*ES*)、能源消耗量(*EC*)、进出口(*open*)、政府财政规模(*gov*)。为避免极端值的影响, 本文对以上变量均做归一化处理。

(三) 数据说明

本文以中国 A 股上市企业及其前五大供应商为研究对象, 时间范围为 2007—2022 年。企业污染排放、企业供应链信息和其他企业特征相关的数据, 主要来源于中国经济金融研究数据库(CSMAR)、中国研究数据服务平台(CNRDS)和色洛芬数据库(CCER)。涉及城市特征的数据, 主要来源于《中国城市统计年鉴》。

参考现有文献的做法, 本文对样本做了如下处理: (1) 剔除了金融和保险行业的样本。(2) 剔除 PT、ST、* ST、数据大量缺漏的样本。(3) 考虑到数据的可获得性, 本文剔除了新疆绿色金融改革创新试验区样本。(4) 为了去除样本极端值的影响, 本文对连续变量在 1% 和 99% 的分位上进行了缩尾处理。

(5) 为进一步控制总效应带来的影响, 本文剔除企业所处城市为试验区的样本。表 1 报告了主要变量的描述性统计主要指标。

四、实证结果及分析

(一) 基准回归估计结果

为了探究绿色金融改革对下游企业污染减排的供应链传导效应, 本文利用模型(1)进行面板回归分析, 回归结果如表 2 所示。其中, 列(1)为没有纳入控制变量的回归结果, 列(2)为纳入了企业层面控制变量的回归结果, 而列(3)为同时纳入了城市和企业层面控制变量的回归结果。根据列(3)的回归结果, *UGF* 的估计系数在 5% 的显著水平下显著为负, 这表明若企业的前五大供应商所在城市处于绿色金融改革创新试验区内, 即相比上游供应商所在城市不属于试验区的企业, 上游供应商所在城市属于试验区的企业污染排放水平平均降低约 4.4%。上述回归结果证实了假说 H1。

(二) 识别假定检验

应用双重差分法进行识别时, 需要确保实验组和对照组在政策实施前满足平行趋势假定。为此, 本文参考了时省和张亚^[41]的研究方法, 进行政策动态效应的检验。具体方法如式(3)所示:

$$Femis_{it+1} = \beta_0 + \sum \beta_k Dummy_{t+k} + \sum \varphi_j Controls_{it} + \mu_t + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

表 1 主要变量描述性统计

变量	对照组(N ₁ = 7848)		实验组(N ₂ = 2429)	
	均值	标准差	均值	标准差
<i>Femis</i>	9.977	1.405	9.724	1.352
<i>UGF</i>	0.000	0.000	0.706	0.456
<i>size</i>	1.031	0.028	1.036	0.033
<i>lev</i>	0.391	0.196	0.405	0.203
<i>ROA</i>	0.050	0.063	0.037	0.061
<i>growth</i>	0.187	0.369	0.170	0.407
<i>firmage</i>	2.864	0.337	2.890	0.345
<i>Mshare</i>	18.356	21.019	13.454	19.206
<i>FDI</i>	0.358	0.114	0.349	0.119
<i>ES</i>	0.278	0.144	0.288	0.152
<i>EC</i>	12.437	0.676	12.53	0.741
<i>open</i>	9.760	2.312	9.877	2.302
<i>gov</i>	0.155	0.052	0.157	0.050

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Femis</i>	<i>Femis</i>	<i>Femis</i>
<i>UGF</i>	-0.068 *** (-2.839)	-0.044 ** (-2.023)	-0.044 ** (-2.039)
个体和时间固定效应	是	是	是
企业层面控制变量	否	是	是
城市层面控制变量	否	否	是
样本量	10 262	10 262	10 262
Within R ²	0.868	0.892	0.892

注: *、**、*** 分别表示在 0.1、0.05、0.01 的显著性水平下显著, 括号内为 *t* 值。

本文以政策实施的提前一年为基期,对企业污染排放强度进行平行趋势检验。图1^①展示了平行趋势检验的结果。可以看出,在政策实施之前,估计系数的置信区间始终包括0。这表明在绿色金融改革试点区确定之前,就企业而言,供应商是否位于试点城市,对其污染排放强度没有显著影响。而在政策实施后,供应商位于试点城市的企业污染排放量呈现出显著的下降趋势,说明基准模型满足了识别假定检验。

(三) 内生性问题

1. 双向因果问题

就绿色金融改革创新试验区的申报和评定而言,另一个不可忽视的重要问题是污染排放水平更低的城市可能在绿色金融以及绿色技术创新等方面具备较好的发展基础,这可能会在一定程度上影响试验区的申报和评定。考虑到历史事件是脱离本文理论框架的外生变量,本文借鉴刘秉镰和孙鹏博^[42]研究金融改革区设立对碳生产率的影响时的做法,采用所在城市是否为清末通商口岸作为绿色金融改革创新试验区设立的代理变量。就相关性而言,清末通商口岸作为早期开放的核心节点,其经济发展模式和金融制度可能通过贸易、投资和行政影响力向周边地区扩散,其辐射效应对试验区的选择具有长期影响。通商口岸地区形成的早期市场开放和金融活动基础,可能塑造了区域内对金融创新的接受度和政策导向。

这种历史开放度不仅局限于通商口岸所在城市,还可能通过制度惯性和政府间政策学习对非口岸地区(如新疆、江西)产生影响。就外生性而言,历史上的通商口岸并不是由地方政府设立,且决定绿色金融改革创新试验区设立的是中央部委而非地方政府。此外,考虑到通商口岸数据为截面数据,本文借鉴孙传旺等^[43]的做法,将工具变量与企业成立年限的虚拟变量交乘生成的时变数据作为工具变量。

表3报告了两阶段工具变量2SLS的估计结果。其中,第一阶段中工具变量的估计系数在1%的水平下显著为正,说明工具变量的相关性良好。工具变量通过了LM检验和Wald检验。由第二阶段的回归结果可得,自变量UGF的回归系数也显著为负,说明基准回归结果具有稳健性。

2. 样本选择偏误问题

渐进DID模型的识别假设之一是实验组满足随机性,即试验区是完全随机设立的。但事实上,一方面试验区的申报和评估可能在很大程度上受到地区经济基础、要素禀赋以及地理区位的影响。另一方面,选择披露供应商的企业可能是本身环境绩效较好、积极履行环境责任的企业。这种样本选择偏误可能会得到一个有偏、不一致的估计量。为此,本文采用如下两种方法尽可能解决样本选择偏误问题。第一,基于Heckman两步法的再估计。表4中列(1)报告了Heckman两阶段回归的结果,回归系数的显著性和数量级仍与基准回归类似,说明原方程并未受到样本选择偏差的影响。第二,倾向性得分匹配。本文将企业层面的控制变量作为匹配变量为试验区匹配对照组。匹配后的估计检验结果如表4中列(2)和列(3)所示,可见无论是采用一对多匹配还是核匹配,估计系数均显著为负,证明了本文的结论具有良好的稳健性。

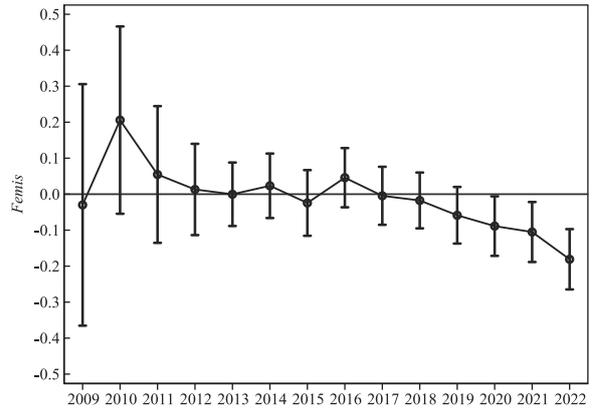


图1 平行趋势检验

表3 两阶段工具变量回归结果

变量	(1)	(2)
	第一阶段 UGF	第二阶段 Femis
UGF		-1.060* (-1.840)
IV	0.194*** (3.920)	
控制变量	是	是
个体和时间固定效应	是	是
样本量	10 262	10 262
R ²	0.008	-0.024

注:*、**、***分别表示在0.1、0.05、0.01的显著性水平下显著,括号内为t值。

3. 遗漏变量问题

尽管本文通过控制一系列与企业特征相关的变量以及控制年份和个体特征的固定效应来减少遗漏变量问题带来的估计偏误,但模型的设定仍然在以下三个方面受到遗漏变量问题的困扰:

一是同期相关政策的干扰。首先,技术引导型政策会通过激励绿色技术创新、优化能源结构等途径推进地方可持续发展,其中以2009年开始建设的“智慧城市”为代表的试点城市政策能够显著影响地区污染排放。其次,环境规制政策也会影响企业的污染排放。2010年开始推广的“低碳城市”试点政策能够影响企业的能源结构,还能够通过促进绿色技术进步、优化产业结构来实现降污减排。再次,大气污染重点防治城市政策不仅能够直接限制各地方企业的污染排放,还能够引导企业进行绿色技术创新。最后,2013年国务院颁布并实施的《大气污染防治行动计划》(简称“大气十条”)也是一项严格的环境规制。本文借鉴王群伟等^[44]的做法,将京津冀重点污染防治城市群作为实验组。因此,本文构建了“智慧城市”“低碳城市”“大气污染防治重点防治城市”和“大气十条”四个政策的双重差分项 DID_{smart} 、 DID_{carbon} 、 DID_{atmo} 和 DID_{air} ,并将它们纳入回归中,回归结果如表5中列(1)所示。由列(1)可以看出, UGF 的估计系数依然显著为负,说明本文结论是稳健的。

二是可能遗漏城市和产业层面的特征。由于绿色金融改革创新试验区是地级市层面的试点政策,城市本身的特征可能对回归结果产生影响,不同企业的客户和供应商的绿色金融转型行为也可能随行业而不同。本文在模型中控制了年份-企业-城市-行业四重固定效应,并再次进行回归,结果如表5中列(2)所示。 UGF 的估计系数在5%的显著性水平下仍显著为负,表明本文结论是稳健的。

三是可能遗漏与企业供应链相关的特征变量。本文参考陶锋等^[45]、宫晓云等^[46]的做法,构造供应商稳定度 $SupC$ 、客户稳定度 $CustC$ 以及供应链透明度 SCT 三个变量,并纳入回归以缓解遗漏变量带来的偏差。根据表5中列(3)的回归结果, UGF 的估计系数显著为负,说明了本文回归结果是稳健的。

(四) 其他稳健性检验

除上述稳健性检验以外,本文还进行了如下稳健性检验:

表4 样本选择偏误处理回归结果

变量	Heckman	倾向性得分匹配	
	两步法	一对多匹配	核匹配
	$Femis$	$Femis$	$Femis$
	(1)	(2)	(3)
UGF	-0.139 *** (-4.887)	-0.044 ** (-2.029)	-0.044 * (-1.779)
控制变量	是	是	是
个体和时间固定效应	是	是	是
样本量	10 277	10 076	10 260
Within R^2		0.893	0.893

注: *、**、*** 分别表示在 0.1、0.05、0.01 的显著性水平下显著,括号内为 t 值。

表5 遗漏变量问题处理回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	排除同期政策干扰	高维固定效应	增加控制变量
	$Femis$	$Femis$	$Femis$
	(1)	(2)	(3)
UGF	-0.047 ** (-2.135)	-0.044 ** (-2.039)	-0.039 * (-1.763)
DID_{smart}	-0.046 (-1.156)		
DID_{carbon}	0.057 ** (2.118)		
DID_{atmo}	-0.006 (-0.332)		
DID_{air}	0.173 *** (3.510)		
$CustC$			-0.004 *** (-6.388)
$SupC$			-0.003 *** (-5.683)
SCT			-0.089 * (-1.751)
控制变量	是	是	是
个体和时间固定效应	是	是	是
年份×城市固定效应	否	是	否
年份×行业固定效应	否	是	否
样本量	10 262	10 042	10 127
Within R^2	0.893	0.893	0.892

注: *、**、*** 分别表示在 0.1、0.05、0.01 的显著性水平下显著,括号内为 t 值。

1. 更换模型再检验

为进一步控制内生性的影响,本文先后使用系统 GMM 和混合 OLS 模型进行回归。估计结果如表 6 中列(1)和列(2)所示, *UGF* 的估计系数均在 1% 的水平下显著为负。其中系统 GMM 估计的 Arellano-Bond 检验的 AR(1) 和 AR(2) 统计量均显著拒绝了原假设,表示不存在一阶段和二阶段自相关,且 Sargan 检验结果也显著拒绝了弱工具变量假设。这说明系统 GMM 是适用的,本文结论比较稳健。

2. 研究样本再检验

本文的模型设定仍在以下两方面可能存在样本选择的问题。一是时间窗口期方面,污染排放量的观测值受到明显的时间趋势干扰。二是试验区的样本方面,试验区的污染减排效应可能受到当地产业结构的影响,一些轻工业主导的地区的污染排放小于重工业主导的地区。为此,本文采取如下做法:一是缩短样本窗口期,将样本时间范围缩短为 2010—2022 年;二是删除以轻工业为主的浙江绿色金融改革创新试验区样本,即排除掉衢州市和湖州市的样本。表 6 中列(3)和列(4)报告了缩减样本的回归结果, *UGF* 的估计系数均依然显著为负,进一步说明了本文结论的稳健性。

3. 滞后一期检验

考虑到政策效应可能具有时间滞后性,本文将因变量滞后一期后代入基准模型进行回归,回归结果如表 6 中列(5)所示,滞后一期 *UGF* 的估计系数仍显著为负,再次证明本文结论是稳健的。

4. 安慰剂检验

本文采用洪祥骏等^[47]的研究方法进行安慰剂检验,具体做法是从全样本中随机抽取和实验组数量相当的城市及其企业作为实验组,将其余企业作为对照组,并生成伪政策虚拟变量,进行 500 次迭代的重复估计。图 2 展示了安慰剂检验的结果,图中的分布曲线表示每次回归的估计系数,图中样本点则表示这些系数的 *p* 值。结果表明,估计系数主要集中在 0 附近,并且绝大部分 *p* 值小于 0.1,这进一步证实了本文回归结果的稳健性。

五、机制分析

本文从以下三个方面探究影响绿色金融改革的污染减排供应链传导效应的因素:一是供应链关系方面,分析污染减排供应链传导效应是否依赖于稳定的供应链上下游供需关系;二是企业创新情况方面,分析企业创新能力的提高能否促进污染减排供应链传导效应;三是企业的市场势力方面,分析企业议价能力是否影响污染减排供应链传导效应。

(一) 供应链关系稳定性

稳定的供需关系意味着企业与其上下游合作伙伴之间已经建立了长期的合作和默契,这种稳定性

表 6 其他稳健性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	系统 GMM <i>Femis</i>	混合 OLS <i>Femis</i>	缩短窗口期 <i>Femis</i>	删除部分样本 <i>Femis</i>	滞后一期 <i>Emission</i>
<i>UGF</i>	-0.126** (-2.360)	-0.139*** (-4.884)	-0.041* (-1.865)	-0.050* (-1.900)	-0.071*** (-2.698)
控制变量	是	是	是	是	是
个体和时间固定效应	是	是	是	是	是
样本量	10 277	10 277	10 170	8 827	10 262
Within R ²		0.447	0.893	0.895	0.859
Arellano-Bond test for AR(1)	-12.42 (0.000)				
Arellano-Bond test for AR(2)	3.40 (0.001)				

注: *、**、*** 分别表示在 0.1、0.05、0.01 的显著性水平下显著, *UGF* 所对应的括号内为 *t* 值,其他括号内为 *p* 值。

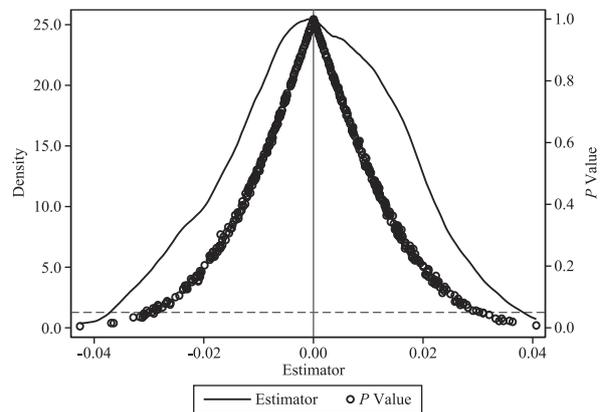


图 2 安慰剂检验

降低了交易成本,并减少了双方因不确定性而采取机会主义行为的可能。在这种情况下,企业更有激励通过推动绿色创新来优化供应链效率。本文参考陶锋等^[45]的做法,使用企业前五大客户名单中非新出现的客户数量(*Stable*)来表示下游供应链的稳定程度,使用前五大供应商采购额占总采购额比率平方之和(*SupC*)来表示供应链集中程度。表7中列(1)和列(2)报告了回归结果。对于供应链稳定度, $UGF \times M$ 的估计系数显著为负,而对于供应链集中度, $UGF \times M$ 的估计系数则不显著。这说明供应链上下游稳定的供需关系有助于提高绿色金融改革的污染减排供应链传导效应,该回归结果支持假说H2。

(二) 企业创新水平

表7 机制分析回归结果

变量	供应链关系稳定性		企业创新水平		市场势力	
	(1) 供应链 稳定度	(2) 供应链 集中度	(3) 专利 授权数量	(4) 专利 引用次数	(5) 行业 勒纳指数	(6) 企业 勒纳指数
<i>UGF</i>	0.006 (0.206)	-0.027 (-0.727)	0.020 (0.554)	-0.035 (-1.645)	0.032 (0.817)	-0.010 (-0.370)
$UGF \times M$	-0.094 *** (-2.706)	-0.001 (-0.671)	-0.025 ** (-2.173)	-0.025 * (-1.914)	-0.609 ** (-2.263)	-0.287 ** (-2.074)
<i>M</i>	0.063 *** (4.360)	-0.004 *** (-7.259)	0.097 *** (14.131)	0.106 *** (14.319)	1.081 *** (6.133)	0.488 *** (5.155)
个体和时间 固定效应	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是
样本量	10 262	10 262	10 217	10 262	10 262	10 262
Within R ²	0.893	0.893	0.895	0.895	0.893	0.893

注: *、**、*** 分别表示在 0.1、0.05、0.01 的显著性水平下显著,括号内为 *t* 值。

创新能力强的企业在绿色技术的研发与应用方面具备明显优势,能够迅速开发并应用低污染技术,因而不仅能实现自身的污染减排目标,还能够通过技术溢出效应带动其供应链中的上下游企业。本文借鉴时省和张亚^[41]的做法,分别使用企业当年专利的审批授权数量(*Patent*)和引用数量(*Citation*)来代表企业的创新的数量和质量,回归结果如表7中列(3)和列(4)所示。根据列(3)和列(4)的回归结果,无论是对于企业专利授权数量还是对于引用次数, $UGF \times M$ 的估计系数都显著为负,说明随着企业创新能力的提高,绿色金融改革的污染减排供应链传导效应增强,这验证了假说H3。

(三) 市场势力

市场势力大的企业能够通过强大的议价能力推动供应链合作减排,同时利用资源优势和规模经济降低绿色技术研发成本,增强污染减排效率。为表征企业的市场势力,本文借鉴勒纳指数的构建思路,分别构建企业个股勒纳指数(*PCM*)和行业勒纳指数(*IPCM*)^②,通过比较企业的价格与边际成本之间的差距,反映企业定价能力和市场竞争程度。

由表7中列(5)和列(6)可以看出,企业本身和企业市场势力的交互项 $UGF \times M$ 的估计系数都显著为负,表明市场势力越大、议价能力越强的企业,绿色金融改革向下游溢出的污染减排效应越明显。这说明核心竞争力越大,且在产业链上议价能力越强的企业,越会受到污染减排供应链传导效应的影响,即假说H4成立。

六、异质性分析

(一) 企业区位特征

由于不同地区在要素禀赋、产业结构上的差异,企业所处的地理区位会很大程度上影响绿色金融改革创新试验区设立的供应链溢出效应。本文首先将企业分为东部和中西部两组进行回归,表8中列(1)和列(2)报告了分组回归的结果。对于东部地区的企业, UGF 的估计系数显著为负,而对于中西部的企业则不显著。这是由于东部地区的企业往往处于供应链的核心位置,尤其是处于高附加值行业中,其对各类生产要素调整更加灵活。相比之下,中西部地区的企业在全国供应链中处于相对边缘的位置,且多集中于资源密集型产业和传统制造业,其技术水平和创新能力相对较弱,难以有效响应绿色金融政策,在供应链中的传导作用也较为有限。

(二) 企业产权特征

考虑到企业产权性质可能会影响污染减排供应链传导效应,本文分别对国有企业和非国有企业进行了分组回归,回归结果如表 8 中列(3)和列(4)所示。对于国有企业,UGF 的估计系数不显著,而对于非国有企业则显著为负。非国有企业通常处于竞争激烈的市场

环境中,在市场中往往更加灵活和主动。非国有企业与供应链上的合作伙伴关系通常以市场为主导,他们的绿色转型可以通过价格、技术等形式迅速影响整个供应链。相反,国有企业在供应链中的角色通常较为强势,绿色金融改革对其的压力难以通过供应链有效传递,因而国有企业在面对绿色金融改革时,其供应链传导的效果相对较弱。

(三) 企业能耗水平

不同能源消耗水平的企业对环境政策以及供应链传递的响应程度也可能不同。表 8 中列(5)和列(6)分别报告了高能耗企业和低能耗企业的分组回归结果。相比于高能耗企业,绿色金融改革的供应链传递效应对低能耗企业的影响更明显。由于低能耗企业的能源结构较为清洁高效,因此他们在响应绿色金融政策时,能够更迅速达成污染减排效果。而高能耗企业在生产过程中大量依赖传统能源,污染排放基数大,其实现污染减排面临较高的资金和技术壁垒。因此,绿色金融改革的供应链污染减排溢出效应对高能耗企业的影响并不明显。

七、进一步研究

现有一些研究指出,区位导向政策的制度供给会对周边地区带来正外部性,即某些地区的政策效应不仅存在于本地区,还会辐射影响周边地区,这就是所谓的空间溢出效应^[48]。基于此,本文借鉴 Cao and Chen^[49]的做法,构造模型(4)来进一步研究绿色金融改革创新试验区的设立是否会对周边地级市产生污染减排的空间溢出效应。

$$Femis_{it+1} = \beta_0 + \sum \beta_k Distance_{it} + \sum \varphi_j Controls_{it} + \mu_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

以 50 公里为间隔单位形成 $[R - 50, R]$ 的地理距离区间, R 表示地理距离。 $Distance_{it}$ 表示某一特定地理范围内其他城市是否设立绿色金融改革创新试验区虚拟变量, 即当距离城市在 $[50, 100]$ 、 $[100, 150]$ …… $[400, 450]$ 公里范围内的其他地级市在 t 年设立了试验区时, 该变量设为 1, 否则为 0。

图 3 为各区间 UGF 的估计系数, 可以看出, $Distance$ 的估计系数在 $[0, 50]$ 、 $[50, 100]$ 、 $[150, 200]$ 公里三个较近区间范围上显著为负, 而在更远的距离区间上不再显著。首先, 距离邻近企业往往处于相同或相似的产业链中, 他们不仅通过市场交易、原材料供应等方式紧密联系, 而且还可以通过技术合作、信息共享等方式加强互动。其次, 信息扩散的空间效应对污染减排效果产生重要影响。绿色金融改革所带来的政策、技术和市场信号在距离较近的区域内能够更快、更有效地传播。但随着地理距离的扩大, 试验区的污染减排溢出效应逐渐减弱。

八、研究结论与政策建议

绿色金融改革创新试验区是中国绿色金融的先行先试政策, 对推行绿色发展有着重要意义。基于此, 本文使用 2007—2022 年中国深沪 A 股上市公司相关数据, 深入分析企业上游供应商所在地区

表 8 异质性分析

变量	企业区位		企业产权		企业能耗	
	(1) 东部	(2) 中西部	(3) 国有企业	(4) 非国有企业	(5) 高能耗企业	(6) 低能耗企业
UGF	-0.075 ** (-2.491)	0.032 (0.753)	0.013 (0.356)	-0.085 ** (-2.572)	0.031 (0.819)	-0.076 ** (-2.399)
个体和时间固定效应	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是
样本量	8 061	2 201	2 968	7 294	2 612	7 635
Within R ²	0.891	0.897	0.911	0.870	0.909	0.888

注: *、**、*** 分别表示在 0.1、0.05、0.01 的显著性水平下显著, 括号内为 t 值。

设立绿色金融改革创新试验区对下游企业污染排放的影响及其作用机制。本文研究发现:第一,绿色金融改革创新试验区的设立不仅能对企业本身产生积极的污染减排效果,还能够通过供应链传导促进下游企业进行污染减排。第二,在影响机制方面,企业供应链上下游供需关系越稳定、创新能力越强或市场势力越大,上游企业所在城市设立绿色金融改革创新试验区对下游企业污染排放的抑制作用越强。第三,本文进一步研究发现,东部经济发达地区的企业、非国有企业和低能耗企业受到的绿色金融改革创新试验区的污染减排供应链传导效应更加明显。中西部地区企业、国有企业以及高能耗企业,对上游企业所在城市设立绿色金融改革创新试验区的响应相对不显著。此外,试验区的设立对周边邻近城市还存在空间溢出效应。

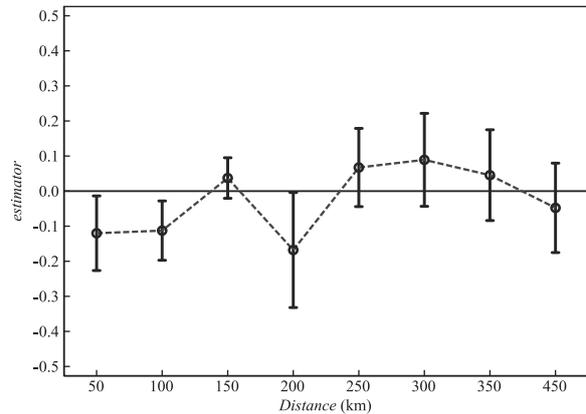


图3 空间溢出估计系数

为进一步发挥绿色金融改革的政策效能,推动经济与环境的协调发展,本研究提出以下政策建议:

第一,应充分发挥绿色金融改革创新试验区的供应链传导效应,实现全产业链协同绿色发展。绿色金融改革创新试验区的设立不仅有利于当地企业的污染减排,还会促进供应链下游企业的污染减排,具有较强的供应链传导效应,因此政府应合理评估绿色金融改革创新试验区的绿色经济效益,持续优化试验区的政策框架,适当增加试验区的数量,将政策的溢出效应拓展至更多区域,并鼓励产业链上各企业在绿色发展中开展协同合作。

第二,增强区域供应链的韧性和稳定性,鼓励企业加大绿色创新研发,提升企业核心竞争力,进而不断强化绿色金融政策的污染减排供应链传导效应。对供需关系稳定、创新研发能力强和市场议价能力强的企业而言,绿色金融改革创新试验区对污染减排供应链传导效应的促进作用尤为显著。因此,政府应鼓励企业与供应链上下游企业建立稳固的合作关系,加强供应链之间的协调发展,并鼓励企业加强绿色创新研发,着力提升企业核心技术的创新能力和市场议价能力。绿色金融政策不仅为企业实现节能减排提供了重要支持,也有利于企业创新发展和经济绿色高质量发展。

第三,绿色金融改革创新试验区的政策设计应紧密结合企业特征和当地要素禀赋,不断优化绿色金融政策的效果。本文异质性分析结果表明试验区的供应链传导对不同地区企业和不同类型的企业的溢出存在显著差异,这说明绿色金融改革的政策设计需要充分考虑区域经济发展水平和企业特征,在全国范围内持续优化绿色金融改革创新试验区的布局,以实现精准施策与高效执行。

注释:

注释:

①图1中回归系数的时间范围以被解释变量的年份为准。由于被解释变量的时间覆盖范围为2008—2022年,加上为避免共线性去掉第1年,因此平行趋势图的横轴时间范围为2009—2022年。

② $PCM_{it} = (R_{it} - C_{it} - S_{it} - M_{it})/R_{it}$, $IPCM_{it} = \sum_{i \in j} (R_{it} / \sum_{i \in j} R_{it} \times PCM_{it})$, 其中, R_{it} 为公司的营业收入, C_{it} 、 S_{it} 和 M_{it} 分别表示其营业成本、销售费用和管理费用。 PCM 指标反映了单个企业的定价能力及其在市场竞争中的竞争优势。 j 表示行业编号, $\sum_{i \in j} R_{it}$ 表示行业 j 内所有企业的营业收入总和, $IPCM$ 指标通过对企业 PCM 指标的加权加总,能够揭示行业层面的市场势力分布及竞争态势。

参考文献:

- [1] 崔惠玉,王宝珠,徐颖. 绿色金融创新、金融资源配置与企业污染减排[J]. 中国工业经济,2023(10):118-136.
- [2] ACEMOGLU D, CARVALHO V M, OZDAGLAR A, et al. The network origins of aggregate fluctuations[J]. *Econometrica*, 2012,80(5):1977-2016.
- [3] GROSSMAN G M, HELPMAN E, REDDING S J. When tariffs disrupt global supply chains[J]. *American economic review*,2024,114(4):988-1029.
- [4] 邵帅,张可,豆建民. 经济集聚的节能减排效应:理论与中国经验[J]. 管理世界,2019,35(1):36-60+226.
- [5] 王遥,潘冬阳,彭俞超,等. 基于DSGE模型的绿色信贷激励政策研究[J]. 金融研究,2019(11):1-18.
- [6] 张建鹏,陈诗一. 金融发展、环境规制与经济绿色转型[J]. 财经研究,2021,47(11):78-93.
- [7] COLOZZA F, PIETROBELLI C, VEZZANI A. Do global value chains spread knowledge and pollution? Evidence from EU regions[J]. *Journal of cleaner production*,2024,444:141180.
- [8] EL OUARDIGHI F, SIM J E, KIM B. Pollution accumulation and abatement policy in a supply chain[J]. *European journal of operational research*,2016,248(3):982-996.
- [9] RASOULINEZHAD E, TAGHIZADEH-HESARY F. Role of green finance in improving energy efficiency and renewable energy development[J]. *Energy efficiency*,2022,15(2):14.
- [10] 李晨潇,刘凯莉,马思睿. 绿色金融发展对省域能源消费结构转型影响的空间效应[J]. 经济地理,2024,44(8):148-157.
- [11] 刘锦华,王修华,严露. 绿色金融试点政策能否倒逼污染企业绿色创新?——基于绿色金融改革创新试验区的经验证据[J]. 统计研究,2024,41(12):98-110.
- [12] LEVINSON, A. Technology, international trade, and pollution from US. manufacturing[J]. *American economic review*, 2009,99(5):2177-2192.
- [13] 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(9):51-71.
- [14] 魏伟,肖庆兰,谌仁俊. 出口贸易、技术效应与企业污染排放——来自中国工业企业的微观证据[J]. 华中师范大学学报(人文社会科学版),2021,60(5):65-79.
- [15] SPENCE M. Signaling in retrospect and the informational structure of markets[J]. *American economic review*,2002,92(3):434-459.
- [16] DAI R, LIANG H, NG L. Socially responsible corporate customers[J]. *Journal of financial economics* 2021,142(2):598-626.
- [17] 严兵,程敏,王乃合. ESG绿色溢出、供应链传导与企业绿色创新[J]. 经济研究,2024,59(7):72-91.
- [18] 刘婧怡. 供应链中断:成因、后果及对策——供应链治理视角下的文献述评[J]. 中南财经政法大学学报,2022(4):130-144.
- [19] 李波,杨先明. 清洁生产环境规制、供应链关系与非对称性减排效应[J]. 财贸经济,2024,45(8):105-120.
- [20] 杨刚强,王海森,岳子洋,等. 客户数字化转型、供应商碳减排与碳信息披露迎合[J]. 中国工业经济,2024(8):99-117.
- [21] CHALLOUMIS C. Integrating money cycle dynamics and economocracy for optimal resource allocation and economic stability[J]. *Journal of risk and financial management*,2024,17(9):422.
- [22] LI G Q, LI X G, HUO L Z. Digital economy, spatial spillover and industrial green innovation efficiency: empirical evidence from China[J]. *Heliyon*,2023,9(1):e12875.
- [23] WANG C Y, LIN Y J. Does bargaining power mitigate the relationship between environmental regulation and firm performance? Evidence from China[J]. *Journal of cleaner production*,2022,331:129859.
- [24] BHATIA M S, CHAUDHURI A, KAYIKCI Y, et al. Implementation of blockchain-enabled supply chain finance solutions in the agricultural commodity supply chain:a transaction cost economics perspective[J]. *Production planning & control*, 2024,35(12):1353-1367.
- [25] KAMALAHMADI M, SHEKARIAN M, MELLAT PARAST M. The impact of flexibility and redundancy on improving supply chain resilience to disruptions[J]. *International journal of production research*,2022,60(6):1992-2020.

- [26] SHE G. The real effects of mandatory nonfinancial disclosure: evidence from supply chain transparency [J]. The accounting review, 2022, 97(5): 399 – 425.
- [27] 张勇, 殷健. 供应链客户的稳定能够促进金融市场的稳定吗——基于股价崩盘风险视角[J]. 金融经济学研究, 2024, 39(3): 40 – 58.
- [28] LUSIANA M, HAAT M H C, SAPUTRA J, et al. A review of green accounting, corporate social responsibility disclosure, financial performance and firm value literature. [C]//IEOM Society International. Proceedings of the 11th Annual International Conference on Industrial Engineering and Operations Management. Singapore, 2021: 5622 – 5640.
- [29] BRÜGGEMANN J, CROSETTO P, MEUB L, et al. Intellectual property rights hinder sequential innovation. Experimental evidence [J]. Research policy, 2016, 45(10): 2054 – 2068.
- [30] LI G C, WEI W X. Financial development, openness, innovation, carbon emissions, and economic growth in China [J]. Energy economics, 2021, 97: 105194.
- [31] MOHSIN M, TAGHIZADEH-HESARY F, IQBAL N, et al. The role of technological progress and renewable energy deployment in green economic growth [J]. Renewable energy, 2022, 190: 777 – 787.
- [32] XI B, WANG Y R, YANG M Q. Green credit, green reputation, and corporate financial performance: evidence from China [J]. Environmental science and pollution research, 2022, 29: 2401 – 2419.
- [33] 田露露, 韩超. 环境规制提高了企业市场势力吗? ——兼论非公平竞争的存在 [J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2021, 21(4): 73 – 89.
- [34] MULLER P, BÖHM M, CSILLAG P, et al. Are certified supply chains more socially sustainable? A bargaining power analysis [J]. Journal of agricultural & food industrial organization, 2021, 19(2): 177 – 192.
- [35] COSTANTINI V, CRESPI F, MARIN G, et al. Eco-innovation, sustainable supply chains and environmental performance in European industries [J]. Journal of cleaner production, 2017, 155: 141 – 154.
- [36] CHEN S C, XU X L, OWN C M. The impact of green finance and technological innovation on corporate environmental performance: driving sustainable energy transitions [J]. Energies, 2024, 17(23): 5959.
- [37] WANG W, ZHANG Y J. Does China's carbon emissions trading scheme affect the market power of high-carbon enterprises? [J]. Energy economics, 2022, 108: 105906.
- [38] 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.
- [39] 李鹏升, 陈艳莹. 环境规制、企业议价能力和绿色全要素生产率 [J]. 财贸经济, 2019, 40(11): 144 – 160.
- [40] 毛捷, 郭玉清, 曹婧, 等. 融资平台债务与环境污染治理 [J]. 管理世界, 2022, 38(10): 96 – 109.
- [41] 时省, 张亚. 绿色金融政策对绿色技术创新的影响及机制研究——基于绿色金融改革创新试验区的准自然实验 [J]. 管理评论, 2024, 36(1): 107 – 118.
- [42] 刘秉镰, 孙鹏博. 国家级金融改革试验区如何影响碳生产率 [J]. 经济学动态, 2022(9): 71 – 90.
- [43] 孙传旺, 罗源, 姚昕. 交通基础设施与城市空气污染——来自中国的经验证据 [J]. 经济研究, 2019, 54(8): 136 – 151.
- [44] 王群伟, 李振冉, 曹雅茹. 环境规制会改变劳动力需求结构吗? ——基于“大气十条”的理论分析与实证检验 [J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(10): 191 – 212.
- [45] 陶锋, 王欣然, 徐扬, 等. 数字化转型、产业链供应链韧性与企业生产率 [J]. 中国工业经济, 2023(5): 118 – 136.
- [46] 宫晓云, 权小锋, 刘希鹏. 供应链透明度与公司避税 [J]. 中国工业经济, 2022(11): 155 – 173.
- [47] 洪祥骏, 林娴, 陈丽芳. 地方绿色信贷贴息政策效果研究——基于财政与金融政策协调视角 [J]. 中国工业经济, 2023(9): 80 – 97.
- [48] 李秋梅, 梁权熙. 企业“脱实向虚”如何传染? ——基于同群效应的视角 [J]. 财经研究, 2020, 46(8): 140 – 155.
- [49] CAO Y M, CHEN S. Rebel on the canal: disrupted trade access and social conflict in China, 1650—1911 [J]. American economic review, 2022, 112(5): 1555 – 1590.

(责任编辑: 郭晓东)

(下转第 128 页)

enterprises, and investors using a sample of Chinese listed firms from 2010 to 2022 and a staggered difference-in-differences regression model to examine the impact of constructing data trading platforms on the quantity and quality of firm's technological innovation and the mechanism for this effect. We find that the construction of data trading platforms promotes the quantity and quality of firms' technological innovation. This conclusion holds after a series of robustness tests including parallel trends and dynamic effects, heterogeneous treatment effects, placebo tests, and instrumental variable tests. Furthermore, the mechanism analysis shows that the impact of constructing data trading platforms on firm's technological innovation is partly attributable to the reduction of perceived policy uncertainty, strengthened R&D cooperation, and the improved quality of accounting information. Lastly, the heterogeneity analysis shows that the positive effect on firm's technological innovation is more pronounced in firms belonging to technology-intensive industries, firms located in regions with low levels of financial development, and firms with a low director-network location. The above findings answer the question of how data trading platforms can alleviate the information asymmetry in government-firm, firm-firm and firm-investor relationships to realize the role of data in driving innovation and provide a valuable policy reference for the government to promote the market-oriented allocation of data elements.

Key words: data trading platform; firm technological innovation; information asymmetry; policy uncertainty perception; R&D cooperation; accounting information quality

(上接第 113 页)

The pollution reduction transmission effect of green finance policy in corporate supply chains: a quasi-natural experiment based on Chinese listed companies

HAO Dapeng¹, LI Bingchen², WANG Xiaoyu³

(1. Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100836, China;

2. Spatial Science Institute, University of Southern California, Los Angeles 90007, USA;

3. School of Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488, China)

Abstract: Green finance reform is an important policy tool for achieving sustainable development, and pilot zones established to test these reforms are gradually becoming the drivers of green development. This study uses data from Chinese listed companies from 2007 to 2022 to consider upstream supplier firms in cities with green finance reform pilot zones as a quasi-natural experiment. A “gradual” difference-in-differences model is used to empirically test the impact of green finance reform pilot zones on the pollution emissions of downstream firms. The study finds that the establishment of these pilot zones in the cities of upstream firms can reduce the emissions of downstream firms by about 4.4% through supply chain transmission effects. This conclusion remains robust after a series of robustness tests. The mechanism tests show that improving corporate supply chain stability, innovation level, and market power all promote the pollution-reducing effect of green finance reform within the supply chain. The heterogeneity analysis reveals that the reduction in emissions is more significant for firms in the eastern regions, non-state-owned enterprises, and low-energy-consuming enterprises. In addition, green finance reform pilot zones have spatial spillover effects on neighboring regions. This study has important implications for policy on deepening green finance reforms, improving supply chain, and enhancing corporate environmental performance.

Key words: green finance reform; corporate pollution emissions; supply chain transmission effect; supply chain relationships; corporate innovation; market power