

# 绿色工厂认证与企业供应链绿色协同

赵春明 李晓凡 刘 烨 钟晓欢

**摘要:**发挥供应链绿色协同治理效应,是如期、高效实现“双碳”目标的必然要求。本文以2009—2023年沪深A股制造业上市公司为样本,检验绿色工厂认证与企业供应链绿色协同之间的关系。研究表明,核心企业完成绿色工厂认证后提升了上下游企业的环境绩效,即绿色工厂认证具有供应链绿色协同效应。机制分析结果表明,核心企业绿色工厂认证通过增强核心企业的供应链话语权、促进绿色技术溢出,推动上下游企业的绿色协同。异质性分析结果显示,核心企业绿色工厂认证的供应链绿色协同效应对高管具有环保背景、重污染行业、强供应链依赖度的上下游企业作用更明显。本文的研究为政府优化绿色认证政策设计和国家生态文明体制改革提供一定经验参考。

**关键词:**绿色工厂 政府认证 供应链绿色协同 环境绩效 利益相关者

**中图分类号:**F272.5;F273

**文献标识码:**A

**文章编号:**1000-7636(2026)03-0099-16

## 一、问题提出

2025年中央经济工作会议明确提出,“坚持‘双碳’引领,推动全面绿色转型”。这一重点任务的完成,有赖于对经济系统中重要排放源的有效管理。然而,排放主体广泛存在于供应链的各个环节,传统刚性的环境规制手段难以对供应链全域产生实质性的影响。因此,有效的环境治理关键在于发挥多元治理主体间的协同作用<sup>[1]</sup>。绿色工厂建设是中国加快实施绿色制造工程、积极构建绿色制造体系的核心载体。相较于其他的环境规制手段,绿色工厂认证主要通过提供差别化的政策支持和制度保障来激励企业进行绿色转型升级,推动可持续发展<sup>[2]</sup>。此外,绿色工厂认证可以帮助企业获得更多的政府补贴、税收优惠等政策支持。核心企业<sup>①</sup>作为供应链体系的中心,在获得绿色工厂认证后受制于行业竞争和环保基线的压力,会对上下游企业提出更高的绿色要求。这种政策导向的调整会激励供应链上下游合作主体采取策略性行动,促进供应链上的环保技术共享与责任共担,提升供应链的环境治理效能,进而带动供应链整体向绿色可持续的方向

收稿日期:2025-08-26;修回日期:2026-02-01

基金项目:国家社会科学基金青年项目“数实融合赋能企业跨国供应链安全的机制、效应与政策研究”(25CJL055)

作者简介:赵春明 北京师范大学经济与工商管理学院教授、博士生导师,北京,100875;

李晓凡 北京师范大学经济与工商管理学院博士研究生;

刘 烨 天津财经大学经济学院讲师,天津,300222;

钟晓欢 北京师范大学经济与工商管理学院博士研究生,通信作者。

① 核心是指相对于供应链上下游企业的中心位置。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

发展。

为贯彻落实《中国制造2025》,组织实施好绿色制造工程,工业和信息化部联合国家发展改革委、科技部、财政部等部委编制了《绿色制造工程实施指南(2016-2020年)》,该指南强调通过绿色评价和示范试点促进传统制造企业的绿色转型。在此基础上,工业和信息化部于2016年9月发布了《工业和信息化部办公厅关于开展绿色制造体系建设的通知》(工信厅节函〔2016〕586号),明确界定了绿色工厂认证的程序与要求,并于2017年3月开始了首批认证工作。截至2023年底,已完成八批绿色工厂认证工作,共有5095家企业获得绿色工厂认证。通过梳理可知,在地理分布上,浙江、广东和山东三省的绿色工厂数量均超过了300家;从行业分类看,电气机械和器材制造业,计算机、通信和其他电子设备制造业以及化学纤维制造业的绿色工厂企业数量居于前三。

绿色工厂建设是绿色制造体系的核心载体,旨在实现全产业链、全生命周期的绿色发展。企业自愿向政府提交申请,通过第三方机构、省级主管部门及工业和信息化部评审后即可获得国家级认证。获得认证的企业可享受政府或银行更多资金支持,以及行政审批优先等政策,同时需披露先进的绿色治理经验。现有研究已充分挖掘出该政策对获得认证企业的影响效应<sup>[3-5]</sup>。然而,政府构建绿色工厂的核心目标在于通过试点政策的示范效应,激励未参与认证的企业减排并提升绿色治理水平,目前鲜有研究探讨未参与认证企业的非约束性影响<sup>①</sup>。因此,核心企业绿色工厂认证能否促进供应链绿色协同?上下游企业如何对核心企业绿色工厂认证做出反馈?基于这一背景,本文手动收集并整理匹配国家公布的八批绿色工厂的企业认证信息,构建基于企业层面的绿色工厂认证的外生冲击,精准识别核心企业的上下游供应链,检验核心企业绿色工厂认证与供应链绿色协同之间的关系及其内在作用机制。

本文可能存在的边际贡献主要体现在三点。第一,从以往关注企业被动适应外部规制的视角,转向深入分析不同企业主体基于自身利益动机所采取的协同行为,拓展了供应链环境治理研究。通过引入利益相关者理论,本文揭示了上下游企业为获取经营合规性优势与政策合作红利,而主动响应核心企业绿色认证要求的内在逻辑,为理解供应链绿色协同中的企业行为提供了新思路。第二,突破了规制-被规制企业的二维框架,聚焦于未被规制企业所受的非约束性影响,丰富了自愿性环境规制政策效果的研究。通过聚焦绿色工厂认证的政策示范效应,本文系统评估了核心企业获得认证后对供应链上下游合作企业环境绩效的传导效应,为理解政府试点政策在非直接规制对象上产生的扩散效应提供了重要经验证据。第三,将绿色工厂认证的政策后果研究延伸至供应链层面,拓展了政府绿色激励政策经济后果的研究框架。通过识别核心企业绿色工厂认证增强供应链话语权与促进绿色技术溢出的作用机制,本文为推动企业绿色转型提供了理论依据和政策启示。

## 二、文献综述

与本文密切相关的文献主要有三方面的研究。第一支文献聚焦于自愿性环境规制政策的影响。由于严格环境规制的制度缺陷,自20世纪90年代以来,世界各国开始采取自愿性环境规制政策<sup>[6]</sup>。自愿性环境规制通过鼓励企业自主参与,利用市场声誉机制引导企业绿色转型<sup>[3]</sup>。自愿性环境规制的发起方通常包括政府、行业协会及国际组织等,其政策效果在很大程度上受到发起主体公信力与约束力的影响<sup>[7-8]</sup>。例如,

<sup>①</sup> 由于自愿性环境规制对未获得认证企业不具有普遍约束力,本文将这种影响称为非约束性影响。

针对美国国家环境保护局早期推出的“33/50项目”,维多维奇和卡纳(Vidovic & Khanna)认为,该项目虽然吸引了高污染企业参与,但并未实现有效的碳减排效果<sup>[9]</sup>。此外,墨西哥清洁工业认证(Norma Oficial Mexicana)、美国“能源之星”计划(Energy Star)、英国的气候变化协议(Climate Change Agreements)等项目则被证实能提升环境绩效<sup>[10-11]</sup>。在非政府组织发起方面,应用最广泛的ISO14001环境管理体系认证能促进企业减排,提高资源效率,并带动绿色供应链发展<sup>[12-13]</sup>。然而,由行业协会发起的环境规制项目,例如美国化学制造商协会的“负责任关怀计划”,则因约束力不足而难以发挥环保效用<sup>[14]</sup>。布莱克曼(Blackman)认为,由于制度环境与监管能力的差异,发达国家的自愿性环境规制政策可能并不适用于发展中国家<sup>[15]</sup>。

在中国,早期关于自愿性环境规制的研究主要聚焦于国际通行的ISO14001认证能否提升企业的环境绩效<sup>[16]</sup>。自1978年以来,中国政府制定了总体环境目标,并自2005年起将减少污染与地方官员的晋升前景挂钩,以确保各级地方政府实现环境目标。首个典型的国家级自愿性环境规制政策——绿色工厂认证于2016年启动,首批认证企业名单于2017年发布。已有研究充分分析了其对认证企业的政策影响效应。第一,在经济绩效层面,绿色工厂认证向市场传递了积极的合规信号与良好的长期发展前景,有助于降低债务融资成本<sup>[17]</sup>,并在短期内有效提升企业股价<sup>[18]</sup>。但绿色工厂认证也可能导致企业内部利益再调整,如对劳动收入份额产生挤出效应<sup>[19]</sup>。第二,在环境绩效层面,绿色工厂认证不仅有效驱动了绿色技术创新,而且实现了污染物排放水平的降低<sup>[2-3]</sup>。第三,在企业行为层面,绿色工厂认证的规范性要求不仅促使企业提升环境信息披露质量<sup>[4]</sup>,也会激励企业开展更高水平的对外直接投资<sup>[5,20]</sup>。

与本文相关的第二支文献是关于供应链溢出的研究。供应链溢出是指在供应链系统中,任一节点的企业行为或外部冲击沿着供应链关联关系进行传导,最终对系统中其他企业的决策、绩效或创新活动所产生的外部性影响。现有研究主要从“溢出方向”与“溢出内容及驱动因素”两个维度展开分析。一方面,在溢出方向维度,既有文献发现了明显的前向溢出(如客户对供应商的影响):杨金玉等发现客户企业的专精特新资质认定能提升供应商企业的知识搜寻水平<sup>[21]</sup>;严兵等<sup>[22]</sup>和朱赛林等<sup>[23]</sup>分别证实了客户企业的环境、社会与治理(ESG)优势可以激励核心企业开展绿色创新,并对供应商经营风险产生抑制作用。同时,还有研究识别了后向溢出(如供应商对客户的影响)及其非对称性,如刘娟和杨淑珺指出上下游企业的对外直接投资对核心企业创新分别产生促进与抑制作用<sup>[24]</sup>。另一方面,在溢出内容及驱动因素维度,现有文献主要聚焦于绿色创新、政府需求以及税收政策等因素在供应链中的传导机制。例如,蔡庆丰等研究发现,核心企业绿色创新会促进供应商绿色发明专利增加,即对供应商具有绿色创新溢出效应<sup>[25]</sup>。李宏兵等认为,政府对关键数字技术的采购提升了供应链关联主体的创新能力<sup>[26]</sup>。蔡宏波等研究发现,减税激励通过供应链传导至关联企业,并明显作用于其数字化转型进程<sup>[27]</sup>。

与本文相关的第三支文献主要基于外生冲击视角研究企业的供应链传导关系。卡瓦略等(Carvalho et al.)发现,2011年日本大地震的破坏力沿着供应链传导至上下游企业,最终造成日本的实际国内生产总值下降0.47%<sup>[28]</sup>。郝大鹏等研究发现,供应商企业所在城市通过设立绿色金融改革创新试验区产生后向溢出效应,表现为客户企业污染排放减少约4.4%<sup>[29]</sup>。潘娟和于立宏认为,碳排放权交易政策能够对企业上游供应商产生碳减排溢出效应<sup>[30]</sup>。总体而言,已有研究为理解外生冲击驱动企业供应链传导提供了重要基础,但目前仍存在不足之处:首先,现有关于供应链传导关系的文献,其内在逻辑更多侧重于企业主体的被动适应与连带影响<sup>[22,26]</sup>,而对不同企业主体基于自身的利益动机进行策略性协同的研究仍较少;其次,已有研究主要关注环境规制对被规制企业的影响,忽略了潜在的政策示范效应,对未被规制企业的非约束性影响有待进一步探究;

最后,已有研究大多聚焦于绿色工厂试点对认证企业的政策影响效应<sup>[4]</sup>,鲜有文献将研究视角扩展至供应链层面,忽视了该政策潜在的供应链绿色协同效应。在“双碳”目标的持续推进下,绿色转型升级压力不仅作用于单个企业,还能传导至供应链上的其他企业<sup>[16]</sup>。有鉴于此,本文旨在研究核心企业的绿色工厂认证对供应链上下游合作企业环境绩效的绿色协同效应,进一步丰富自愿性环境规制的经济后果研究。

### 三、理论分析与研究假设

#### (一) 核心企业绿色工厂认证与上下游企业环境绩效

利益相关者理论认为,企业的持续发展需要全面评估并妥善协调包括股东、员工、消费者、合作伙伴及自然环境在内的各方利益<sup>[31]</sup>。企业在制定商业策略和管理措施时,需要充分考虑和协调来自不同利益相关者的需求,进而实现整体利益最大化。绿色工厂认证作为构建绿色制造体系的关键环节,不仅有助于提升企业在绿色发展和负责任经营方面的形象,还能提高企业的行业知名度和社会影响力<sup>[4]</sup>,使得获得绿色工厂认证的核心企业通过传递积极的收益信号激励供应链上下游企业共同推进绿色协同。上下游企业的潜在收益包含两个部分。一部分是经营合规性。在当前社会对环保日益重视的背景下,良好的环境绩效已成为企业获得合规性的重要因素<sup>[2]</sup>,而与获得绿色工厂认证的核心企业合作有助于上下游企业提升环境绩效、增强经营合规性并建立市场优势。另一部分是政策优惠。绿色工厂认证能够为企业带来诸如政府补贴、信贷资源、税收优惠等多方面的政策支持<sup>[5]</sup>,而与获得绿色工厂认证的核心企业合作能够增加上下游企业未来获得政府认证和政策优惠的机会。

面对潜在的合作收益,上下游企业表现出较强的合作意愿,倾向于积极响应核心企业的激励与引导,主动参与并共同推进供应链的绿色协同进程。供应链上其他上下游合作企业出于对长期合作稳定性、市场竞争力以及可持续发展能力的考量,倾向于主动践行环保责任,持续提升自身的绿色管理水平。这种主动性不仅源于对合规风险和政策红利的现实权衡,也体现了企业在绿色转型趋势下抢占先机、塑造差异化优势的内在动力。通过积极提升其环境绩效水平,上下游企业不仅能够增强与核心企业的合作关系、获取更多业务机会,还能借助绿色声誉拓展新的市场空间,提升资源获取能力,进而有助于在更高层次上优化供应链管理,推动供应链向更加绿色的方向转型,最终实现各利益相关主体之间的协同共赢。

据此,本文提出假设1:其他条件不变的情况下,核心企业获得绿色工厂认证能够改善其上下游企业环境绩效,即绿色工厂认证具有供应链绿色协同效应。

#### (二) 供应链话语权的机制分析

核心企业凭借产品加工转换、价值增值和市场连接的能力,在供应链体系中扮演着协调者和整合者的角色,在保障供应链整体稳定运行和实现供应链利润最大化方面发挥着关键作用,而获得绿色工厂认证有助于进一步提高核心企业在供应链中的话语权地位。一方面,在被认定为行业绿色标杆之后,核心企业需定期进行强制性环境信息披露<sup>[4]</sup>。在这一过程中,核心企业能够通过高标准的环保实践与社会责任履行向外界和供应链伙伴展示其合法合规的经营形象,有利于提高其在供应链中的话语权,增强其在绿色发展、市场准入、产品设计等领域的权威性和引导力<sup>[32]</sup>。另一方面,绿色工厂认证作为一种选择性产业政策,彰显了政府赋予的公信力与权威性,使得核心企业在供应链合作中享受差别化待遇。无论是显性的政策补贴和扶持措施,还是隐性的政企关系改善<sup>[18]</sup>,都有利于提升核心企业在供应链中的话语权,使其在制定环保标准和

市场准入门槛时具有更大的影响力。

随着供应链话语权的提升,核心企业会基于自身发展目标和风险防控需求,动态筛选和调整与上下游企业的合作关系,从而对供应链各主体的生产活动与战略选择产生影响。具体而言,在标准约束层面,通过构建覆盖原材料采购、生产工艺到物流运输的全生命周期绿色准入标准体系,核心企业以动态分级管理倒逼上下游企业淘汰落后产能、优化现有产能。在技术溢出层面,核心企业依托工业互联网平台与区块链技术将清洁生产工艺模块化嵌入生产流程,能够实现碳排放数据的全过程监管与跨环节协同治理。在激励机制层面,核心企业通过设立绿色转型基金和跨企业研发联盟,有助于培育利益共享与风险共担的绿色创新生态。由此可见,获得绿色工厂认证能够强化核心企业在供应链中的话语权,进而加速推进供应链绿色协同的发展。

据此,本文提出假设2:核心企业绿色工厂认证通过增强核心企业的供应链话语权,推动供应链上下游企业的绿色协同。

### (三) 绿色技术溢出的机制分析

绿色工厂认证作为一种典型的选择性产业政策,其核心在于通过一套包含严格环保标准与动态除名机制的认证准则,对获得认证的核心企业形成一定程度的刚性约束<sup>[20]</sup>。为满足持续合规性的认证要求,并有效规避因不达标而被移出名录所带来的声誉损失与商业风险,核心企业具备技术改进的内在动力。核心企业通过系统性地提升能源效率和优化能源使用结构,并主动投资于先进、适用的清洁生产技术和环保设备,不仅直接推动了企业在生产环节的节能降耗、源头污染预防以及废弃物的资源化利用<sup>[33]</sup>,而且促使企业在绿色技术创新、管理体系优化方面积累了丰富的实践经验,从而相对于供应链合作企业,形成了较大的技术差距,为知识和最佳实践从高技术企业向低技术企业流动提供了可能,构成了绿色技术沿供应链网络溢出的内在基础与根本动力。此外,绿色工厂认证制度明确要求获得认证的企业,必须定期在工业和信息化部官方网站、绿色制造公共服务平台等权威渠道,公开披露其在绿色设计、工艺改进、节能减排等方面的先进实践案例与量化成果,并随时准备接受监管部门的质询与审查。这一强制性信息公开机制,降低了绿色技术在供应链内的搜寻成本与传播壁垒,将潜在的、自发性的技术溢出转化为一种规范的、制度化的、可持续的知识扩散公开渠道。因此,核心企业绿色工厂认证通过制度约束与信息公开,创造了绿色技术溢出的有利条件。

绿色技术溢出作为一种正外部性,能够降低上下游企业绿色转型的不确定性,推动供应链的绿色协同。具体而言,核心企业公开的环保实践经验为链上合作企业提供了可借鉴的技术路径与清晰的投入产出预期,促使供应链合作企业在规划自身的环保投入时,减少在技术选型、工艺路径探索上的盲目性,规避不必要的试错成本与投资风险<sup>[32]</sup>。这种知识外溢与示范效应不仅增强了上下游企业开展绿色创新的信心与能力,激励其主动接入核心企业的管理体系,逐步实现技术、标准与管理的协同整合,更由此形成了一种相较于单纯商业契约约束更具韧性和可持续性的协同模式,使得供应链成员在追求个体经济利益的同时,能够充分意识到绿色化是实现长期共赢的战略选择,而非被动履行的合规负担。在这一过程中,绿色技术溢出不仅能直接提升链上企业的环境绩效,更能激发整条供应链对高效、清洁生产模式的系统追求,从而强化绿色协同的持续动力。正如严兵等所指出的,技术溢出通过高效的知识传播与经验共享,能够切实增强供应链整体及其每个成员的绿色竞争力<sup>[22]</sup>。

据此,本文提出研究假设3:核心企业绿色工厂认证通过促进绿色技术溢出,推动供应链上下游企业的绿色协同。

## 四、实证设计

### (一) 样本选取与数据来源

上市公司作为供应链网络中的关键节点和中心环节,具有较强的供应链领导力,能够产生技术溢出效应。本文选取 2009—2023 年沪深 A 股制造业上市公司作为研究样本,并对原始数据进行以下处理:剔除 ST、\*ST、PT 公司;剔除客户和供应商信息严重缺失样本;剔除财务数据异常或严重缺失样本。为了避免异常值影响,对所有的连续变量进行上下 1% 的缩尾处理。本文所使用的公司财务数据及供应链前五大供应商和客户的相关信息,主要来自上海经禾信息技术有限公司中国研究数据服务平台(CNRDS)。

### (二) 模型设定

为提高估计准确性,本文选用交错双重差分法,实证检验核心企业绿色工厂认证对供应链上下游企业绿色协同的影响,具体模型设定如下:

$$\ln SCA_{it} = \alpha + \beta Treat_g \times Post_t + X'_{it} \gamma + \mu_{ig} + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, $i$ 表示上下游企业, $t$ 表示年份, $g$ 表示上下游企业所对应的核心企业, $\ln SCA_{it}$ 表示 $t$ 年核心企业 $g$ 所对应的上下游企业 $i$ 的环境绩效评分的自然对数值; $Treat_g$ 为处理变量,若核心企业 $g$ 被认证为绿色工厂,则赋值为1,反之为0; $Post_t$ 为政策冲击变量,如果核心企业 $g$ 在 $t$ 年被认证为绿色工厂企业,那么 $Post_t$ 在 $t$ 年及以后年份则赋值为1,反之为0;交互项 $Treat_g \times Post_t$ 表示核心企业 $g$ 是否在 $t$ 年被认证为绿色工厂企业; $\beta$ 衡量了核心企业绿色工厂认证对上下游企业环境绩效的平均处理效应,是本文重点关注的回归系数。 $X'_{it}$ 表示上下游企业层面控制变量向量,主要包括:资产负债率( $Lev$ ),使用企业总负债与总资产比值衡量;资产收益率( $Roa$ ),以净利润与总资产比值衡量;第一大股权集中度( $\ln Shrcr1$ ),使用第一大股东持股数量与总股数比值的对数表示;企业性质( $Soe$ ),当企业为国有性质时, $Soe$ 取值为1,否则取0;董事会规模( $Board$ ),用企业董事会人数衡量;行业竞争强度( $HHI$ ),使用赫芬达尔指数衡量;托宾Q值( $TobinQ$ ),以企业市值与总资产比值衡量;企业账面市值比( $Bmv$ ),使用企业总资产与市值的比值表示。

此外,本文通过控制核心企业-上下游企业关系对的固定效应 $\mu_{ig}$ ,使得模型只利用在同一段供应链关系内部发生的变化来识别因果效应,在一定程度上排除了核心企业内生选择上下游企业导致的估计偏差,从而可以较为纯净地识别出核心企业获得绿色工厂认证对其上下游企业环境绩效的因果效应; $\lambda_t$ 代表时间固定效应; $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。

### (三) 变量说明

#### 1. 被解释变量

本文的被解释变量为上下游企业的环境绩效( $\ln SCA$ )。参考王镛和章扬<sup>[34]</sup>的做法,采用华证ESG评分中的环境治理评分衡量供应链上下游企业的环境绩效,其值越高,说明供应链上下游企业绿色协同程度越高。为缓解数据的非正态分布和极端值的影响,对该指标取自然对数。该评分体系采用百分制的形式,与单一的等级评定相比,能够更清晰地反映企业在环境治理方面的表现。此外,考虑到ESG评级存在分歧,本文还在稳健性检验中通过使用CNRDS的ESG评分中环境治理评分重新进行回归,以提高研究结论的稳健性。

#### 2. 核心解释变量

核心解释变量( $Treat \times Post$ )。本文参考戴魁早等<sup>[35]</sup>的做法,若供应链中的核心企业 $g$ 在 $t$ 年获得了绿色工厂认证,那么核心解释变量 $Treat \times Post$ 从 $t$ 年起及之后均取值为1,否则为0。具体步骤为:首先,本文手动整理工业和信息化部公布的八批绿色工厂名单。其次,由于公布的认证企业名称可能与真实的公司名

称有出入,本文将绿色工厂名单中公司名称如“有限公司”“集团”“股份”等通用词语进行分词,减少匹配过程中的干扰,使用软件 Python 的 FuzzyWuzzy 库<sup>①</sup>计算公布的企业名称与上市公司名称信息之间的文本相似度<sup>②</sup>,并将其与 CNRDS 中供应链核心企业的相关信息相匹配,从而识别出供应链核心企业中的绿色工厂和非绿色工厂。为进一步提高匹配的精确性,本文在此基础上进行人工反复核对,不仅包括对企业名称的细致比对,还涉及对公司注册信息、行业分类以及地理位置等多方面的验证,以最大程度地减少误配和漏配的情况。最后,由于供应链核心企业(C)在当年(2015)可能会对对应着多个上游供应商企业和下游客户企业(S1、S2、S3),本文通过构建 C-S1-2015、C-S2-2015、C-S3-2015 的核心企业-上下游企业关系的观测值,从而形成了核心企业-上下游企业-年度数据集。上市公司所有核心企业中共有 188 个核心企业绿色工厂(处理组),699 个核心企业非绿色工厂(控制组)。

### 3. 机制变量

核心企业供应链话语权(SSR):本文参考张鹏杨等<sup>[36]</sup>的做法,从企业商业信用条款的制定能力侧面刻画供应链话语权(SSR<sub>1</sub>),通过使用“(应付账款+预收款项+应付票据-应收账款-预付款项-应收票据)/资产总计”量化核心企业的供应链话语权。进一步地,考虑到预收款项和预付款项分别代表商品卖方在未交付货物前预先收到的款项,以及买方在未收到货物前预先支付的款项,这些代表了商业交易尚未完成时的信用行为,能够更直观地反映商业信用的特征,从而更好地体现企业在供应链中的话语权。本文将预收款项与预付款项之差进行标准化处理(SSR<sub>2</sub>)<sup>③</sup>作为核心企业供应链话语权的另一个代理变量。

核心企业绿色技术溢出(Gspill)。本文参考余泳泽和夏龙龙<sup>[37]</sup>的做法,分别使用绿色发明专利申请和授权被引用总数的对数(lnGspill<sub>1</sub>、lnGspill<sub>2</sub>)作为核心企业绿色技术溢出的代理变量。绿色发明专利申请与授权被引用次数,在一定程度上反映了绿色技术在行业内的应用程度与传播频率,技术影响力越强,对应的绿色知识溢出效应越大,因此上述指标能够有效衡量核心企业的绿色技术溢出水平。

### (四) 描述性统计

表 1 展示了主要变量的描述性统计结果。结果显示,上下游企业环境绩效的均值为 60.8028,标准差为 7.9197,最小值与最大值分别为 44.7600 和 82.0800,这表明上下游企业的环境绩效整体分布较为均衡。核心企业绿色工厂认证的均值为 0.2252,这表明在样本期内,大约有 22.52%的核心企业获得了绿色工厂试点的政策认证。此外,其余变量的特征和分布均在合理范围之内,这与现有文献<sup>[4,23,25]</sup>较为接近。主要变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 描述性统计结果

变量类型	变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	SCA	16 112	60.8028	7.9197	44.7600	82.0800
解释变量	Treat×Post	16 112	0.2252	0.4177	0	1

① 在 FuzzyWuzzy 库中忽略顺序匹配(Token Set Ratio)函数通过将字符串拆分为单词集合,重新组合并排序这些单词,进而计算两个字符串之间的单词交集和差集。这种方法能够有效处理字符串中多余的或缺失的单词问题,从而有效解决由于企业名称差异所产生的匹配问题。在此基础上,通过人工反复调试相似度阈值,确保匹配结果的准确度。当相似度超过设定阈值时,匹配结果能够较为准确地完成企业名称的认证匹配。

② 公布的认证企业名称可能与真实的公司名称存在差异,如官方认证名单中公布的苏州明志科技有限公司相较于公司真实名称苏州明志科技股份有限公司就存在一定差异,在匹配时容易出现错配、漏配等现象,进而造成一定的系统性偏差。因此,本文将公司名称中如“有限公司”“集团”“股份”等通用词语进行分词,减少匹配过程中的干扰。

③ SSR<sub>2</sub>构造如下:商业信用=预收款项-预付款项。为了统一量纲,将商业信用进行标准化处理,处理方式:SSR<sub>2</sub>=(商业信用-商业信用均值)/标准差。

表1(续)

变量类型	变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
控制变量	<i>Lev</i>	16 112	0.405 7	0.204 3	0.053 6	0.951 9
	<i>Roa</i>	16 112	0.030 2	0.069 0	-0.273 2	0.192 6
	<i>Shrcr1</i>	16 112	30.909 1	13.902 4	6.950 0	68.220 0
	<i>Soe</i>	16 112	0.339 9	0.473 7	0	1
	<i>Board</i>	16 112	9.219 2	2.074 0	5.000 0	16.000 0
	<i>HHI</i>	16 112	0.159 4	0.156 6	0.025 7	0.870 4
	<i>TobinQ</i>	16 112	1.663 7	0.876 7	0.797 9	4.083 1
	<i>Bmv</i>	16 112	0.643 8	0.276 6	0.000 0	1.190 2
机制变量	<i>SSR<sub>1</sub></i>	16 112	-0.038 2	0.115 6	-0.315 4	0.282 6
	<i>SSR<sub>2</sub></i>	16 112	0.037 6	0.044 6	0.000 4	0.240 7
	<i>Gspill<sub>1</sub></i>	16 112	3.524 3	16.026 1	0.000 0	368.000 0
	<i>Gspill<sub>2</sub></i>	16 112	8.550 0	41.979 4	0.000 0	1 173.000 0

## 五、实证结果与分析

### (一) 基准回归

表2报告了核心企业绿色工厂认证对供应链上下游企业环境绩效的影响。列(1)结果显示,在未控制个体和时间固定效应的情况下, *Treat×Post* 的回归系数在1%水平下显著为正;列(2)结果显示,在分别控制个体和时间固定效应的情况下, *Treat×Post* 的回归系数仍在1%水平下显著为正,表明核心企业的绿色工厂认证能够带动上游供应商与下游客户企业环境绩效的协同提升,这意味着绿色工厂认证具有供应链绿色协同效应。进一步从经济意义来看,在本文的样本期间,当核心企业获得绿色工厂认证后,供应链上下游合作企业的环境绩效平均提升了3.04%<sup>①</sup>。因此,本文的假设1得到初步验证。

### (二) 事前趋势检验

双重差分法的有效性基于在没有政策干预时,处理组与控制组应呈现相似的发展趋势,并且这种趋势随时间推移在事前没有出现系统性差异。为了验证这一前提条件,本文使用以下回归模型进行事前趋势检验:

$$\ln SCA_{it} = \alpha + \sum_{n=2009}^{2023} \beta_n Treat_g \times Post_t + X'_{it} \gamma + \mu_{ig} + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

① 计算公式为:  $e^{0.0299} - 1 \approx 0.0304$ 。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)
<i>Treat×Post</i>	0.075 2*** (0.004 8)	0.029 9*** (0.006 2)
<i>Lev</i>	0.002 8 (0.005 6)	-0.017 7* (0.009 8)
<i>Roa</i>	0.004 2 (0.015 3)	0.031 4* (0.017 8)
<i>lnShrcr1</i>	-0.004 8** (0.002 1)	-0.003 6 (0.005 5)
<i>Soe</i>	-0.007 7*** (0.002 2)	0.009 9 (0.007 0)
<i>Board</i>	-0.001 1** (0.000 5)	-0.001 0* (0.000 5)
<i>HHI</i>	-0.056 7*** (0.006 1)	-0.020 6** (0.008 6)
<i>TobinQ</i>	0.001 7 (0.001 8)	0.004 1* (0.002 2)
<i>Bmv</i>	0.105 1*** (0.005 8)	0.030 7*** (0.008 1)
常数项	3.733 5*** (0.021 3)	3.878 7*** (0.060 5)
个体固定效应	未控制	控制
时间固定效应	未控制	控制
样本量	16 112	16 112
$\bar{R}^2$	0.128 1	0.586 2

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著,括号内为在企业层面聚类调整的标准误,后表同。

在式(2)中,为了避免固定效应与基期存在的完全共线性问题,本文在模型中排除了试点政策实施前一期作为基准期。 $\beta_n$  表示相对于这一基准年份的  $Treat \times Post$  的回归系数,用以反映政策实施前后处理组与控制组之间的差异变化,其他设定与式(1)保持一致。从图1可以看出,在95%置信区间下,绿色工厂认证之前的所有回归系数均接近于0,且事前系数联合检验结果表明事前系数并不显著,未拒绝事前趋势平行的假设。

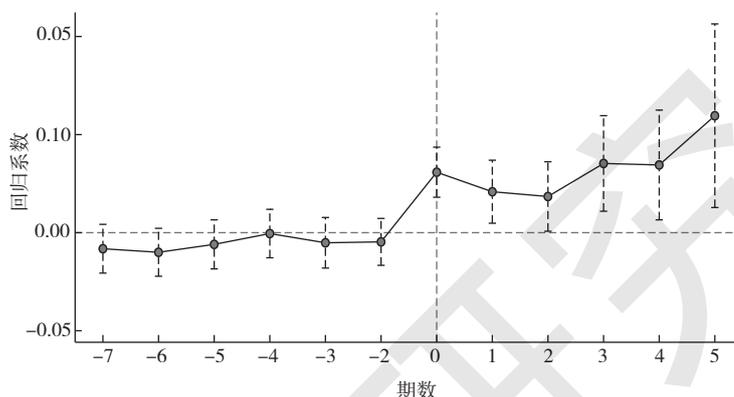


图1 绿色工厂认证事前趋势检验结果

注:事前系数联合检验  $F=0.85, P=0.5347$ 。

### (三) 处理效应异质性检验

#### 1. 负权重检验

绿色工厂认证过程中,由于企业特征、处理时长、组别、干预时点等不同,核心企业在不同时间点受到政策干预后的处理效应存在较大差异。因此,为了缓解由此可能引发的估计偏误,本文使用古德曼-培根(Goodman-Bacon)<sup>[38]</sup>提出的分解方法,通过比较从“未处理”状态进入“处理”状态的企业组与始终未处理的企业组之间的处理效应,以及从“处理”状态退出至“未处理”状态的企业组与始终处于处理状态的企业组之间的处理效应,并将两类对比所得的处理效应进行加权平均,从而得到政策处理效应的无偏估计,相应的分解结果如表3所示。由分解结果可以看出,未受绿色工厂认证政策影响的样本占比94.3%,并且本文的平均政策处理效应主要依赖于未受影响的样本群体,进一步验证了研究结论的稳健性。

表3 古德曼-培根分解结果

比较类型	平均处理效应估计量	权重
较早认证企业与较晚认证企业	0.047	0.046
较晚认证企业与较早认证企业	0.040	0.009
认证企业与非认证企业	0.029	0.943

#### 2. 缓解处理效应异质性的识别检验

为进一步缓解交错双重差分模型所存在的估计偏误问题,本文借鉴已有研究<sup>[5]</sup>关于处理效应异质性的解决思路,通过分别计算组别-时期加权平均处理效应、使用插补估计检验构造反事实结果进行估计以及采用堆叠回归估计检验,用以缓解处理效应异质性所产生的潜在估计偏误<sup>①</sup>。回归结果显示,处理效应异质性所导致的估计偏误问题并未对本文的实证结论造成影响,研究结果具有一定的稳健性。

为进一步缓解交错双重差分模型所存在的估计偏误问题,本文借鉴已有研究<sup>[5]</sup>关于处理效应异质性的解决思路,通过分别计算组别-时期加权平均处理效应、使用插补估计检验构造反事实结果进行估计以及采用堆叠回归估计检验,用以缓解处理效应异质性所产生的潜在估计偏误<sup>①</sup>。回归结果显示,处理效应异质性所导致的估计偏误问题并未对本文的实证结论造成影响,研究结果具有一定的稳健性。

### (四) 内生性分析<sup>②</sup>

基准回归结果可能存在样本选择偏差、反向因果等内生性问题,例如政府部门对于企业绿色工厂认证的硬性环保标准可能会导致一定的内生性问题,即政府关于绿色工厂认证所筛选的企业本身就在供应链中具有较强的上下游影响力。为了缓解这些可能存在的内生性问题,本文采用了以下一系列的检验方法。

① 限于篇幅,省略具体回归结果,备案。

② 限于篇幅,仅报告工具变量法的具体回归结果。其他内生性分析的具体结果省略,备案。

### 1. 熵平衡匹配法

本文参考王茂斌等<sup>[4]</sup>的做法,进一步采用熵平衡匹配法对每个处理组与控制组的特征协变量进行均值、方差和偏度的三阶矩调整,并进行加权回归,从而缓解每一个样本个体在可观测协变量上的系统性差异。经检验,核心解释变量  $Treat \times Post$  的回归系数依然在 1%水平下显著为正,且回归系数大小和显著性与基准结果保持一致。这意味着在精确平衡了处理组与控制组的可观测特征后,核心企业绿色工厂认证对企业供应链绿色协同的促进作用依然稳健,进一步缓解了因可观测变量不平衡所导致的内生性偏误。

### 2. 倾向得分匹配-双重差分法

为控制处理组与控制组在政策发生前可能存在的系统性差异,本文进一步采用倾向得分匹配-双重差分(PSM-DID)法进行稳健性检验。首先,基于基准回归中的控制变量,使用评定(Logit)模型估计每个核心企业获得绿色工厂认证的倾向得分。其次,采用 1:1 最近邻匹配的方法,为每个处理组企业寻找特征最为相似的控制组企业,并在此基础上构建匹配后的样本<sup>①</sup>。最后,基于匹配后的样本,再次进行双重差分估计。经检验,核心解释变量  $Treat \times Post$  的回归系数依然显著为正,且与基准回归结果相近,这表明在控制了样本选择偏差后,本文的研究结论依然稳健成立。

### 3. 工具变量法

绿色化程度更高的上下游企业可能具有更强的绿色创新能力和市场竞争力,通过建立或维持合作关系,有助于核心企业获得绿色工厂认证,从而导致反向因果问题。此外,由于本文难以将所有影响上下游企业绿色协同的因素纳入回归模型,可能存在随时间变化的企业层面的遗漏变量。因此,本文基于自然地理的角度考虑,参考戴魁早等<sup>[35]</sup>的做法,选取城市平均风速( $IV$ )作为核心解释变量的工具变量。作为自然因素特征,工具变量选取的外生性得到满足。较高的平均风速有助于加速空气污染物的扩散和稀释,从而改善当地的空气质量。这种良好的环境质量不仅直接降低核心企业的污染治理成本,还为核心企业绿色工厂认证创造有利的外部自然条件,相关性条件得到满足。由表 4 可知<sup>②</sup>,在进一步考虑可能存在的内生性问题后,核心企业绿色工厂认证对上下游企业的环境绩效仍然具有较强的促进作用。

表 4 工具变量法检验结果

变量	第一阶段回归	第二阶段回归
$IV$	0.007 3*** (0.000 2)	
$Treat \times Post$		0.042 8*** (0.006 6)
Kleibergen-Paap rk LM	570.366 [0.000 0]	
Kleibergen-Paap rk Wald F	1 301.718 {16.380 0}	

① 匹配后的平衡性检验表明,处理组与控制组在所有协变量上的标准偏差绝对值均大幅减小,且 t 检验结果不显著,说明匹配效果良好,从而有效缓解了样本选择偏差问题。

② 第一阶段 F 统计量大于经验值 10,说明本文的内生变量与工具变量之间具有强相关性;Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 570.366,即拒绝工具变量识别不足的原假设;Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量大于 10%水平临界值 16.38,表明不存在弱工具变量的问题。

表4(续)

变量	第一阶段回归	第二阶段回归
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
样本量	13 878	13 878
$\overline{R^2}$		0.134 9

注:[ ]内数值为统计量对应的P值,| |内数值为Stock-Yogo弱识别检验在10%水平下的临界值。

### (五) 稳健性检验<sup>①</sup>

本文从多方面进行稳健性检验,包括预期效应检验、控制多维联合固定效应、安慰剂检验、排除同期其他政策、替换被解释变量、剔除信用违规样本以及剔除政企关联企业等。稳健性检验结果与基准回归结果基本保持一致,这表明本文的研究结论具有稳健性。

## 六、进一步研究

### (一) 机制检验

根据前文的理论分析,供应链话语权、绿色技术溢出可能是核心企业绿色工厂认证影响上下游企业绿色协同的渠道。为更严谨地检验上述传导渠道,并克服三步法可能产生的估计偏误,本文设定如下模型进行机制检验:

$$Med_{gt} = \alpha + \beta Treat_g \times Post_t + X'_{gt} \gamma + \mu_g + \lambda_t + \varepsilon_{gt} \quad (3)$$

其中, $Med_{gt}$ 表示机制变量,包括供应链话语权(SSR)和绿色技术溢出(Gspill),其余设定均与式(1)保持一致。

理论分析部分认为,核心企业绿色工厂认证能够通过增强供应链话语权与促进绿色技术溢出两种机制,激励上下游企业绿色协同。表5以供应链话语权为被解释变量的回归结果显示, $Treat \times Post$ 的回归系数均显著为正,表明核心企业绿色工厂认证增强了供应链话语权,赋予其更高的公信力和影响力,进而推动上下游企业的绿色协同。同理,以绿色技术溢出为被解释变量的回归结果显示, $Treat \times Post$ 的回归系数也均显著为正,这意味着核心企业绿色工厂认证能够通过知识溢出获取绿色技术和经验,有效降低研发成本以及环境违规风险,从而带动上下游企业环境绩效的协同提升。由此,本文的假设2和假设3均得到验证。

表5 机制检验回归结果

变量	供应链话语权		绿色技术溢出	
	SSR <sub>1</sub>	SSR <sub>2</sub>	lnGspill <sub>1</sub>	lnGspill <sub>2</sub>
$Treat \times Post$	0.014 0**	0.005 4***	0.157 0**	0.162 9**
	(0.006 1)	(0.001 9)	(0.068 8)	(0.078 1)

<sup>①</sup> 限于篇幅,省略具体回归结果,备索。

表5(续)

变量	供应链话语权		绿色技术溢出	
	SSR <sub>1</sub>	SSR <sub>2</sub>	lnGspill <sub>1</sub>	lnGspill <sub>2</sub>
常数项	-0.238 9*** (0.086 8)	0.581 0*** (0.038 7)	-7.030 4*** (0.734 5)	-6.182 8*** (0.697 0)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	8 652	8 652	8 652	8 652
$\overline{R^2}$	0.695 6	0.586 7	0.851 9	0.842 4

## (二) 异质性分析

### 1. 上下游企业行业性质

由于不同行业的污染程度不同,在核心企业绿色工厂认证的环保标准下,上下游企业的绿色协同及策略选择有所差异。重污染行业主要涵盖电力、冶炼等行业,其行业特点为初期投资巨大且转型成本较高,当面对核心企业绿色工厂认证的严格环境规制时,相较于轻污染行业可能会产生异质性影响。因此,基于上下游企业的行业性质,本文将样本划分为重污染行业与轻污染行业进行异质性分析<sup>①</sup>。由表 6 可以看出,核心企业绿色工厂认证对上下游企业绿色协同的促进作用在重污染行业中更大,并且该组间系数差异通过了邹检验。重污染行业由于高能耗、高排放特性,面临更严格的环保监管和更高的社会关注度。核心企业绿色工厂认证作为一种强有力的外部激励,促使其上下游合作企业加速绿色协同,以符合环保标准并减少潜在的违规风险。相比之下,轻污染行业虽然也受到环境规制影响,但由于其污染程度相对较低,面临的外部压力较小。因此,核心企业绿色工厂认证对其上下游企业的绿色协同的促进作用相对较弱。

### 2. 上下游企业高管环保背景

根据高层梯队理论,管理者的既有认知结构和价值观决定其对相关信息的解释力,即管理者的不同背景特征会进一步影响企业的战略行为。上下游企业中具有环保背景的高管更倾向于将自身的环保专业知识和理念融入企业决策中,更加关注企业的绿色可持续发展绩效,并且在生产决策中更愿意认可并积极响应核心企业提出的更高环境标准和要求。因此,上下游企业高管的环保背景特征,在很大程度上决定了其能否融入由核心企业引领的绿色产业体系之中,进而实现自身乃至整个供应链的绿色化转型。本文参考王辉等<sup>[39]</sup>的做法<sup>②</sup>,进行上下游企业高管环保背景的异质性分析。由表 6 可以看出,核心企业

① 重污染行业的认证主要依据中国证监会 2012 年修订的《上市公司行业分类指引》、原环境保护部 2008 年制定的《上市公司环保核查行业分类管理名录》(环办函[2008]373 号)以及《上市公司环境信息披露指南》(环办函[2010]78 号),主要包括煤炭、采矿、纺织、制革、造纸、石化、制药、化工、冶金、火电等 16 个重污染行业。

② 先从上市公司年报中获取高管名单,匹配新浪财经网站上的简历信息,使用正则表达式提取包含“环保”“新能源”等关键词的简历,初步识别潜在环保背景高管。然后人工通读这些简历,精确确认是否具有环保背景。例如,“安全环境保障部专务经理”中的“环境”一词在此为中性词汇,故不认证为环保背景高管;而“生态环境部环境规划院工程师”则认证为环保背景高管。研发背景高管识别同样采用此方法,如果简历中包含“研发”“研究”“创新”等关键词且经人工复核无误后,则认证该高管具有研发背景。

绿色工厂认证对上下游企业绿色协同的促进作用在高管具有环保背景的上下游企业中更大。采用邹检验进行组间系数差异检验的结果表明,核心企业绿色工厂认证对上下游企业绿色协同的影响在不同环保背景企业中存在明显差异。

### 3. 上下游企业供应链依赖度

核心企业在供应链关系中的不同地位,对上下游企业绿色协同的影响存在较大的差异性。在供应链关系中占据优势地位的上下游企业可能不会积极配合处于劣势地位的核心企业的绿色化环保需求,进而影响自身的环境治理绩效。因此,本文采用核心企业前5大供应商和客户的供应、采购份额占总供销份额的比例衡量上下游企业对核心企业的供应链依赖度,并根据行业-年份中位数将其划分为高依赖型企业 and 低依赖型企业。由表6可以看出,核心企业绿色工厂认证对上下游企业绿色协同的促进作用在高依赖型企业中更大。采用邹检验进行组间系数差异检验的结果表明,核心企业绿色工厂认证对上下游企业绿色协同的影响在不同供应链依赖度企业中存在明显差异。

表6 异质性分析回归结果

变量	上下游企业行业性质		上下游企业高管环保背景		上下游企业供应链依赖度	
	重污染	轻污染	有环保背景	无环保背景	高依赖	低依赖
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.047 4*** (0.010 5)	0.023 9*** (0.007 6)	0.042 6*** (0.013 3)	0.028 5*** (0.007 1)	0.044 1*** (0.009 5)	0.028 0*** (0.008 5)
常数项	4.069 2*** (0.092 2)	3.836 8*** (0.080 6)	3.987 8*** (0.091 7)	3.816 8*** (0.081 9)	3.997 4*** (0.085 1)	3.766 5*** (0.104 3)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	4 504	11 608	4 334	11 778	8 332	7 362
$\bar{R}^2$	0.573 6	0.598 6	0.669 2	0.606 2	0.645 5	0.605 5
组间系数差异	9.66***		5.11***		10.56***	

## 七、结论与建议

发挥供应链多元主体间的绿色协同效应是实现“双碳”目标的有效手段,供应链绿色协同治理对有效调动上下游企业环保积极性、深化国家生态文明体制改革具有借鉴意义。本文选取2009—2023年沪深A股制造业上市公司为研究样本,实证分析绿色工厂认证对供应链绿色协同的影响。研究表明,核心企业绿色工厂认证能够促进上下游企业的绿色协同。这主要源于绿色工厂认证通过增强核心企业的供应链话语权、促进绿色技术溢出从而推动上下游企业的绿色协同。异质性分析结果表明,核心企业绿色工厂认证对高管具有环保背景、重污染行业、供应链依赖度强的上下游企业促进作用更明显。对于以上问题的探究,有助于中国构建绿色低碳循环发展经济体系,推动经济高质量发展。基于此,本文提出以

### 下政策建议:

第一,适当有序地扩大绿色工厂认证的覆盖范围,强化绿色工厂认证在促进供应链绿色协同中的引领作用。一方面,要在已有认证企业的基础上适当有序地持续扩大绿色工厂认证的覆盖范围,进而以点带面夯实供应链绿色协同稳中向好的基础。同时,应加强政策引导和激励机制,鼓励更多企业参与绿色工厂认证与建设,通过示范效应和政策支持,激发企业绿色转型升级的内生动力,促进整个供应链向可持续方向发展。另一方面,绿色工厂企业在致力于自身绿色发展的同时,应着重发挥在供应链绿色协同中的引领作用,成为行业内的标杆与示范。通过积极引导供应链中“不敢转、不想转、不会转”的企业实现绿色转型升级,推动整个供应链的可持续发展。

第二,不断完善环境信息披露机制,使其更加规范和细化,从而有效破除利益相关者与企业之间的信息壁垒。一方面,要不断完善绿色工厂的环境信息披露制度,激励通过绿色工厂认证的企业更加主动、灵活地分享其先进的环保实践和成功经验,多维度提升环境信息披露质量,正确引导绿色工厂企业发布高质量的环境信息披露报告。另一方面,应强化对绿色工厂认证企业环境信息披露的审核与监管。采用随机抽查与定期检查相结合的方式,对认证企业进行常态化跟踪与评估,确保其切实履行绿色发展的各项承诺,推动企业在绿色转型中持续进步,进一步规范提高认证企业的环境信息披露质量。

第三,针对不同行业特点采取差异化的政策配套支持,避免资源错配可能会对政策效果产生不利影响。如果忽略行业特征差异或简单地将其视为一致,极易通过环境治理绩效信号导致更多资源配置流向绿色转型成本相对较低的清洁行业,这种资源错配可能会降低绿色工厂认证对供应链绿色协同的总体效果。因此,政府需要根据不同行业的特点,精准识别其绿色治理的技术难度。对于绿色治理难度较高的重污染行业,在提供常规扶持政策的基础上,应持续加大绿色共性技术的支持力度,并增加专项资金投入,以助力这些行业的绿色转型。例如,可以为重污染行业设立专项绿色转型基金,设置企业购买绿色设备的专项补贴和税收减免等举措。

### 参考文献:

- [1]刘红霞,孙雅男.企业绿色投资的供应链成本分担[J].经济管理,2024,46(9):168-187.
- [2]LIU Y, HUANG H Y, MBANYELE W, et al. How does green industrial policy affect corporate green innovation? Evidence from the green factory identification in China[J]. Energy Economics, 2025, 141: 108047.
- [3]HU S M, CAO L L, SHI Y L, et al. Green manufacturing pioneers: unveiling the carbon dioxide reduction effect of China's green factories[J]. Economic Analysis and Policy, 2025, 85: 1645-1662.
- [4]王茂斌,叶涛,孔东民.绿色制造与企业环境信息披露——基于中国绿色工厂创建的政策实验[J].经济研究,2024,59(2):116-134.
- [5]唐岑岑,邓建鹏,鲍晓华.自愿性环境规制下的对外直接投资:基于绿色工厂的证据[J].世界经济,2025,48(4):28-56.
- [6]DARNALL N, SIDES S. Assessing the performance of voluntary environmental programs: does certification matter? [J]. Policy Studies Journal, 2008, 36(1): 95-117.
- [7]BORCK J C, COGLIANESE C. Voluntary environmental programs: assessing their effectiveness[J]. Annual Review of Environment and Resources, 2009, 34: 305-324.
- [8]ARAGÓN-CORREA J A, MARCUS A A, VOGEL D. The effects of mandatory and voluntary regulatory pressures on firms' environmental strategies: a review and recommendations for future research[J]. Academy of Management Annals, 2020, 14(1): 339-365.
- [9]VIDOVIC M, KHANNA N. Can voluntary pollution prevention programs fulfill their promises? Further evidence from the EPA's 33/50 Program[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2007, 53(2): 180-195.

- [10] EICHHOLTZ P, KOK N, QUIGLEY J M. Doing well by doing good? Green office buildings[J]. *American Economic Review*, 2010, 100(5): 2492-2509.
- [11] HENRIQUES I, HUSTED B W, MONTIEL I. Spillover effects of voluntary environmental programs on greenhouse gas emissions: lessons from Mexico[J]. *Journal of Policy Analysis and Management*, 2013, 32(2): 296-322.
- [12] ARIMURA T H, HIBIKI A, KATAYAMA H. Is a voluntary approach an effective environmental policy instrument?: A case for environmental management systems[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2008, 55(3): 281-295.
- [13] SUGINO M, ARIMURA T H. The effects of voluntary action plans on energy-saving investment: an empirical study of the Japanese manufacturing sector[J]. *Environmental Economics and Policy Studies*, 2011, 13(3): 237-257.
- [14] KING A A, LENOX M J. Industry self-regulation without sanctions: the chemical industry's responsible care program[J]. *Academy of Management Journal*, 2000, 43(4): 698-716.
- [15] BLACKMAN A. Can voluntary environmental regulation work in developing countries? Lessons from case studies[J]. *Policy Studies Journal*, 2008, 36(1): 119-141.
- [16] 张兆国, 张弛, 曹丹婷. 企业环境管理体系认证有效吗[J]. *南开管理评论*, 2019, 22(4): 123-134.
- [17] CHEN L, WANG W J, GAO T. One firm's green, another firm's mean: green factory certification and corporate debt costs[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2025, 509: 145378.
- [18] 陈艳莹, 于千惠, 刘经珂. 绿色产业政策能与资本市场有效“联动”吗——来自绿色工厂评定的证据[J]. *中国工业经济*, 2022(12): 89-107.
- [19] WEI X H, JIANG F, SU Y Q. More green, less labor gains? Green factory and labor income share in China[J]. *Energy Economics*, 2024, 133: 107481.
- [20] 张兵兵, 王新燕, 曹历娟. 绿色工厂认定与企业对外直接投资[J]. *国际贸易问题*, 2024(12): 57-75.
- [21] 杨金玉, 罗勇根, 虞吉海, 等. 客户企业专精特新资质认定的供应链溢出效应——基于供应商二元知识搜寻视角[J]. *管理世界*, 2025, 41(7): 192-217.
- [22] 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.
- [23] 朱赛林, 刘春林, 石睿. 客户ESG表现的供应链溢出效应——供应商经营风险的视角[J]. *经济与管理研究*, 2025, 46(3): 61-77.
- [24] 刘娟, 杨淑珺. 对外直接投资与本土企业创新——上下游供应链关系视角下的非对称影响研究[J]. *经济与管理研究*, 2025, 46(7): 91-109.
- [25] 蔡庆丰, 严唯唯, 舒少文. 绿色创新的供应链溢出——基于核心企业与供应商协同发展的视角[J]. *经济管理*, 2024, 46(6): 43-59.
- [26] 李宏兵, 吴淳, 李震. 政府关键数字技术采购与供应链企业创新溢出[J]. *经济管理*, 2025, 46(6): 146-166.
- [27] 蔡宏波, 汤城建, 韩金镛. 减税激励、供应链溢出与数字化转型[J]. *经济研究*, 2023, 58(7): 156-173.
- [28] CARVALHO V M, NIREI M, SAITO Y U, et al. Supply chain disruptions: evidence from the Great East Japan Earthquake[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2021, 136(2): 1255-1321.
- [29] 郝大鹏, 李炳辰, 王小禹. 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[J]. *产业经济研究*, 2025(1): 100-113.
- [30] 潘烟, 于立宏. 碳排放权交易与上游供应商碳减排——基于供应链溢出视角[J]. *产业经济研究*, 2025(4): 72-85.
- [31] BRIDOUX F, STOELHORST J W. Stakeholder theory, strategy, and organization: past, present, and future[J]. *Strategic Organization*, 2022, 20(4): 797-809.
- [32] 刘海建, 胡化广. 政府环境治理如何“以点带面”——基于自愿型环境规制的非约束性机制研究[J]. *中国工业经济*, 2024(8): 80-98.
- [33] CHEN Y S. The driver of green innovation and green image—green core competence[J]. *Journal of Business Ethics*, 2008, 81(3): 531-543.
- [34] 王镛, 章扬. 企业数字化转型、策略性绿色创新与企业环境表现[J]. *经济研究*, 2024, 59(10): 113-131.
- [35] 戴魁早, 王思曼, 黄姿. 绿色工厂”建设促进了企业绿色创新吗? [J]. *数量经济技术经济研究*, 2024, 41(11): 177-199.
- [36] 张鹏杨, 肖音, 刘会政, 等. 数字化转型对供应链上下游产出波动的非对称影响研究[J]. *世界经济*, 2024, 47(7): 123-152.
- [37] 余泳泽, 夏龙. 从“契约环境”到“信用政策”: 社会信用文化与创新知识溢出[J]. *经济管理*, 2023, 45(1): 67-84.
- [38] GOODMAN-BACON A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 254-277.
- [39] 王辉, 冯峥, 袁礼, 等. 公共科研机构绿色研发介入与企业绿色创新——基于环境外部性视角[J]. *中国工业经济*, 2024(9): 81-99.

## Green Factory Certification and Green Collaboration Within Enterprise Supply Chains

ZHAO Chunming<sup>1</sup>, LI Xiaofan<sup>1</sup>, LIU Ye<sup>2</sup>, ZHONG Xiaohuan<sup>1</sup>

(1. Beijing Normal University, Beijing 100875;

2. Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222)

**Abstract:** Leveraging the green collaborative governance effect of supply chain enterprises is an essential requirement for achieving the “dual carbon” goals on schedule and efficiently. Green Factory (GF) certification, as a voluntary environmental regulatory measure, is a core component of the green manufacturing system, providing differentiated policy support to incentivize firms’ green transformation. This paper explores the relationship between core firms obtaining GF certification and green collaboration within the supply chain, offering implications and references for optimizing the environmental governance efficiency of the supply chain as a whole and driving the development of the entire supply chain system towards green sustainability.

This paper takes A-share listed firms in China from 2009 to 2023 as its research sample. By manually collecting and matching the information on 5,095 certified GF firms, it constructs an exogenous shock. Furthermore, using a multi-period difference-in-differences model, it empirically tests the relationship between core firms’ GF certification and green collaboration among their upstream and downstream partners, as well as the underlying mechanisms. The findings reveal that core firms’ GF certification can promote such green collaboration, and this conclusion still holds true after a series of endogeneity and robustness tests. Mechanism analysis indicates that this promoting effect mainly operates by enhancing core firms’ supply chain discourse power and facilitating green technology spillovers. Heterogeneity analysis shows that this promoting effect is more pronounced among upstream and downstream firms whose executives have environmental backgrounds, those operating in heavy polluting industries, and those exhibiting strong supply chain dependence.

This paper extends research on GF certification policies to the supply chain level, further revealing the systematic environmental benefits of government-led certification systems from the perspective of green collaboration within enterprise supply chains. The findings offer the following policy implications. First, it is crucial to expand the GF certification coverage in an orderly and appropriate manner and strengthen the leading role of GF certification in promoting green collaboration within the supply chain. Second, efforts should focus on continuously improving the environmental information disclosure mechanism to make it more standardized and refined, thereby effectively breaking down information barriers between stakeholders and firms. Finally, as green governance costs differ across industries, tailored policy support should be provided based on industry-specific characteristics to avoid resource mismatches that may undermine policy effectiveness.

This paper theoretically explores the collaborative upgrading of environmental governance from the “point” level to the “line” level, providing an essential policy lever for advancing the “dual carbon” goal in a timely and efficient manner.

**Keywords:** green factory; government certification; green collaboration within the supply chain; environmental performance; stakeholder

编校:蒋 琰;张笑愚