

DOI: 10.13504/j.cnki.issn1008-2700.2026.02.008

绿色工厂认证能提升 供应链韧性吗?

陈琪, 贾雅萱

(郑州大学 商学院, 河南 郑州 450001)

摘要: 提升供应链韧性是维护供应链安全稳定、推动经济发展的重要支撑, 绿色转型日益成为驱动供应链升级的新动力, 绿色工厂建设作为绿色转型的重要政策工具, 为供应链韧性的增强提供新契机。以2012—2023年A股制造业上市公司为研究对象, 通过双向固定效应模型, 实证检验绿色工厂认证对供应链韧性的影响。研究结果显示, 绿色工厂认证能提升制造业企业的供应链韧性, 该结论在一系列稳健性检验后仍成立。机制检验结果表明, 绿色工厂认证通过提升企业声誉、改善供应链融资及推动绿色创新来提升企业供应链韧性。异质性分析结果显示, 国有企业、行业集中度高以及重污染行业的企业受益更明显。进一步分析结果显示, 自愿型环境规制与强制型环境规制具有协同作用。研究结论为理解绿色制造与供应链韧性的关系提供了新视角, 也为政府进一步优化绿色工厂认证政策提供了有益参考。

关键词: 绿色工厂; 自愿型环境规制; 供应链韧性; 供应链融资; 绿色创新

中图分类号: F274; F425 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-2700 (2026) 02-0098-13

一、问题提出

在全球经济复杂多变的背景下, 为确保经济稳定与可持续发展, 党的二十届四中全会通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》提出要“确保粮食、能源资源、重要产业链供应链、重大基础设施安全”。当前, 供应链体系正面临来自微观和宏观层面的双重挑战。在微观层面, 高端芯片、工业软件等领域依赖外部技术, “卡脖子”问题严峻; 在宏观层面, 地缘政治冲突加剧, 供应链“断链”风险上升。推动制造业结构性变革, 提升供应链韧性, 是应对这些挑战的重要途径。

现有研究多从资源能力与数字技术视角探究供应链韧性的提升途径。一方面, 供应链连通性、信息共享及创新政策支持有助于提升供应链韧性^[1-2]; 另一方面, 数字化转型、数据要素等能够增强供应链风险抵御能力^[3-4]。资源优势与技术应用相结合, 构成了供应链韧性建设的关键基础。同样地, 绿色转型依托企业的资源与技术^[5], 强调生产集约化、低碳化与可持续性, 与供应链韧性提升高度契合。通过绿色转型, 企业不仅能减少外部不确定性带来的风险, 还能提升资源利用效率, 增强供应链的适应性和抗压能力。

“双碳”目标的推进为制造业绿色转型提供了重要政策导向^[5]。2017年9月, 工业和信息化部正式公布首批国家级绿色工厂制造示范名单。此后, 绿色工厂认定数量逐年增长, 2017—2024年累计九

收稿日期: 2025-06-16; 修回日期: 2025-12-04

基金项目: 2026年度河南省科技厅软科学研究计划项目“‘绿色工厂’认证对供应链韧性的影响与机制研究”(262400412044)

作者简介: 陈琪, 郑州大学商学院教授、博士生导师; 贾雅萱, 郑州大学商学院硕士研究生。

批共 6 429 家^①, 标志着中国工业环境规制向全生命周期管理转型。该认证依据原《绿色工厂评价通则》(GB/T 36132-2018) 国家标准, 是由工业和信息化部牵头、企业自愿申请的国家级认证。认证主要从基础设施、管理体系、能源资源投入、产品、环境排放等方面, 对工厂绿色化水平进行综合量化评价, 要求企业具备合规经营、环保节能设施完备、管理体系有效运行等基本条件。通过地方推荐、国家复核与公示后, 企业列入国家级绿色工厂名单, 认证通过者可享受政策补贴、税收优惠等支持。这不仅是企业绿色转型的重要标志, 更有望通过优化供应链资源整合效率和推广低碳技术, 为供应链韧性提升注入持续动力。

作为典型的自愿型环境规制, 绿色工厂认证旨在鼓励企业主动超越法定标准履行环境责任^[6]。已有研究表明, 绿色工厂认证能提升企业的绿色创新水平和环境信息披露质量^[7], 并通过示范效应, 推动同地区同行业未认证的企业增加环保投资^[8]。已有文献从绿色价值链^[5]、产业链韧性^[9]等角度探讨产业绿色发展, 但鲜有研究关注绿色工厂认证对供应链韧性的影响。本文旨在探究绿色工厂认证对供应链韧性的影响, 并通过机制分析和异质性检验, 解释认证的传导路径与应用情境。

本文的边际贡献如下: 第一, 拓展了关于绿色制造对供应链韧性影响的研究。在“双碳”目标引领绿色转型加速的背景下, 中国产业链韧性提升迎来新契机与挑战^[9]。本文创新性地将绿色工厂认证与供应链韧性相结合, 拓宽了相关研究的视角。第二, 拓展了关于环境规制对供应链韧性影响的研究。尽管已有文献提出应将环境规制纳入绿色供应链韧性评价体系, 强制型环境规制会对绿色供应链韧性产生影响^[10], 并且政府加强环境立法能够有力推动供应链绿色转型^[11], 但对自愿型环境规制的研究仍较少。本文聚焦绿色工厂认证制度这一典型的自愿型环境规制举措, 深入探究其对供应链韧性的作用。第三, 从企业声誉提升、供应链融资改善及绿色创新推动等视角揭示了绿色工厂认证影响供应链韧性的机制, 为更好地发挥绿色工厂认证在提升供应链韧性方面的作用提供了具体的策略和路径。

二、理论分析与研究假设

(一) 绿色工厂认证与供应链韧性

绿色工厂认证作为国家对企业绿色制造体系的认可, 要求高效利用资源、优化环境绩效, 这些都有助于提升供应链韧性。首先, 依据信号传递理论, 经过层级审核的绿色工厂认证向上下游传递高环保合规性、低合作风险的信号^[12]。对上游供应商而言, 认证减少了环保合规风险, 促使其优先保障原材料供应^[13]; 对下游客户而言, 认证降低因环保问题引发的政策风险, 推动长期订单的签订^[14], 降低需求波动带来的订单流失风险。其次, 资源基础观认为, 企业的竞争优势源于其所掌控的资源, 这些资源既包括有形资源 (先进设备和土地), 也涵盖了无形资源 (专利技术、品牌形象和组织文化)。绿色工厂认证作为符合环保标准的资源, 帮助企业获得商业信用支持^[15], 并通过提升市场信任度, 减少资金占用, 稳定资金链^[16]。最后, 根据利益相关者理论, 企业需回应政府、消费者、社区及供应链伙伴等多元利益相关者的需求以实现可持续发展。绿色工厂要求企业在产品全生命周期内尽可能减少资源消耗和环境污染, 并将绿色理念融入基础设施建设、原材料选择、产品设计、生产、包装及回收处理等各个环节, 这正是对利益相关者环保诉求的回应。绿色工厂认证带来的外部压力与内在激励, 推动企业持续进行绿色技术创新^[17], 提升了生产流程的灵活性与资源利用效率, 进而增强供应链应对不确定性的能力^[18]。

基于以上分析, 本文提出假设 1: 绿色工厂认证能够提升供应链韧性。

(二) 绿色工厂认证对供应链韧性的影响机制

从企业声誉角度看, 绿色工厂认证能够通过塑造企业声誉来增强供应链韧性。依据信号传递理论, 在信息不对称的市场环境中, 经济主体通过特定行为向市场传递有效信息, 以降低信息不对称并争取有利地位。具体而言, 绿色工厂认证是由工业和信息化部主导、经多层级审核的官方资质, 需满足单位能耗与污染物排放等领域的严格标准, 其通过绿色声誉机制向政府、投资者等利益相关者传递企业积极履行环境

① 绿色工厂认证企业名单来自工业和信息化部官方网站。

责任的明确信号^[19]。上游供应商可通过该认证判断企业合作稳定性,减少对企业环保合规风险的担忧;下游客户能借助该认证降低因合作方环保合规不足引发的政策风险,进而降低供应链合作中的信息不对称与风险溢价。从社会交换理论视角看,供应链本质是基于信任与互惠的交换网络^[14],绿色工厂认证传递的环境责任信号,会促使上游供应商为高声誉企业优先保障原材料供应,避免因上游供应商断供导致的供应链中断^[13];下游客户也更倾向于与这类企业签订长期订单,减少因需求波动带来的订单流失风险,从而强化供应链协作黏性,减少合作企业的投机行为,为供应链韧性提升提供支撑^[14]。这种由绿色工厂认证获得的企业声誉能从多方面转化为供应链韧性。在抵抗风险层面,稳定的合作关系减少了外部冲击对供应链的直接影响;在恢复能力层面,高声誉企业更易快速获取资源以激活备用供应商,缩短供应链中断后的恢复时间。

基于以上分析,本文提出假设2:绿色工厂认证通过提升企业声誉来提升供应链韧性。

从供应链融资角度看,绿色工厂认证能够通过改善供应链融资提升供应链韧性。从资源配置视角看,绿色工厂认证作为符合环保标准与政策导向的资质,能够成为企业重要的制度性资源。绿色工厂认证企业满足严格环保和运营规范,违约风险较低,这一优势能促使上游供应商更愿意提供商业信用,即商业信用融资^[15]。此外,绿色工厂认证带来的政策认可度与市场信任度有助于企业更合理地控制向下游客户提供的商业信用,即商业信用供给,从而减少资金占用,推动商业信用净融资规模的提升。供应链冲击往往伴随资金链紧张问题,供应链融资能够有效提升企业应对供应链中断风险的恢复能力,是增强供应链韧性的关键因素^[20]。同样地,孙昌玲等提出供应链融资是维持供应链资金链稳定的核心,充足的商业信用净融资可帮助企业储备流动性资源^[16]。通过绿色工厂认证优化供应链融资后,企业可依托稳定的商业信用净融资,在冲击发生时快速对接备用供应商来补充原材料库存,从而避免因资金短缺导致的供应链中断;同时,商业信用的稳定往来能够强化与上下游企业的合作黏性,减少冲击下的合作波动,实现供应链韧性提升^[16]。

基于以上分析,本文提出假设3:绿色工厂认证通过改善供应链融资来提升供应链韧性。

从绿色创新角度看,绿色工厂认证通过增强绿色创新能力提高供应链韧性。适度且合理的环境规制并非企业发展的负担,反而能够激发企业进行创新,产生“绿色红利”^[17,21],从而实现环境改善与经济绩效的双赢。绿色工厂认证所采用的动态管理机制,通过过程监督、违规惩戒及信息公开等政策措施,有效遏制了“漂绿”等机会主义行为^[19],促使企业从“被动达标”向“主动提质”转变,为其开展长期绿色创新活动提供了外部驱动力。从企业内部来看,加强绿色创新能够增强其生产差异化绿色产品的能力,从而在激烈的市场竞争中脱颖而出,进一步提高市场竞争力,并形成绿色创新的内生动力。根据资源基础观,企业的竞争优势来源于独特的资源和能力,而绿色创新能力正是企业在绿色发展背景下形成的独特竞争能力,企业通过培育与提升绿色创新能力,能有效改善自身环境表现,而良好的环境表现对供应链韧性有积极影响^[22]。有学者发现实施绿色精益管理和绿色人力资源管理对供应链韧性具有积极影响^[23]。综上所述,绿色工厂认证能够推动企业绿色创新能力的增强,进而提升供应链韧性。

基于以上分析,本文提出假设4:绿色工厂认证通过增强绿色创新能力来提升供应链韧性。

三、实证设计

(一) 样本选取与数据来源

本文以2012—2023年A股制造业上市公司为研究样本。首先,样本区间选定2012—2023年,该区间能够在保证数据可得性的前提下较为完整地覆盖2017年绿色工厂首批认证的实施节点,同时包含认证前后的观测值。其次,本文选择制造业为研究对象,主要基于以下原因:一是获得绿色工厂认证的企业都属于制造业;二是制造业是实体经济的根基,而供应链韧性是制造业的命脉所在。

本文对数据进行如下处理:剔除数据缺失的样本、剔除ST和*ST公司、对所有连续变量进行1%水平的缩尾(winsorize)处理。根据工业和信息化部发布的绿色工厂名单手工收集数据,最终获得21772个公司-年度数据。绿色专利数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS),供应链韧性及财务数据来自深圳

希施玛数据科技有限公司 CSMAR 中国经济金融研究数据库。

(二) 模型设定

本文探讨了绿色工厂认证与供应链韧性之间的因果关系, 设定如下双向固定效应模型:

$$SCR_{it} = \alpha + \beta GP_{it} + X'_{it}\rho + \lambda_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, SCR_{it} 表示企业 i 在第 t 年的供应链韧性; GP_{it} 为企业 i 在第 t 年的绿色工厂认证情况; X'_{it} 为控制变量向量。同时, 为了解决因遗漏变量导致的内生性问题, 加入企业固定效应 (λ_i) 和年份固定效应 (γ_t), ε_{it} 为随机扰动项。

(三) 变量说明

1. 被解释变量

供应链韧性 (SCR)。供应链韧性指的是供应链在面对不确定性冲击时, 能够恢复到原有状态或化危为机的能力^[24]。本文将供应链韧性解构为五大核心要素^[25], 即供应链抵抗力、供应链恢复力、供需匹配能力、运营能力及更新能力。

(1) 供应链抵抗力。供应链资金流转效率直接影响供需协作质量。当下游企业过度挤占上游营运资金时, 会引发应收账款规模失衡, 进而削弱供应链稳定性。本文使用应收账款占主营业务收入的自然对数来衡量供应链抵抗力, 该值越小, 抵抗力越强。

(2) 供应链恢复力。企业在面临外部干扰时, 其绩效水平会暂时偏离预期值, 但通过内部调整后能够恢复至原有状态。企业绩效的偏离幅度 (实际值与拟合估计值之差, 残差) 可用于反映恢复能力, 偏离越大, 表明企业供应链恢复能力越强。企业绩效的偏离幅度 (ε_{it}) 为式 (2)^① 的回归残差:

$$Performance_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Size_{it} + \alpha_2 Age_{it} + \alpha_3 Lev_{it} + \alpha_4 Growth_{it} + \alpha_5 Board_{it} + \lambda_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(3) 供需匹配能力。通过库存调整幅度反映供需协调性, 库存调整幅度越小, 供需匹配越精准。库存调整幅度采用存货净值当期与上期变动额绝对值的自然对数进行测度, 该值越小, 供应链企业的供需匹配偏离度越小。

(4) 运营能力。以应付账款周转率与应收账款周转率反映企业资金的流动效率, 二者分别体现企业对上游资金占用及对下游资金回收的能力。资金流动效率采用熵值法, 整合应付账款周转率与应收账款周转率进行衡量。该值越大, 运营能力越强。

(5) 更新能力。该指标反映了企业在应对外部环境变化和市场需求波动时, 通过创新和技术进步提升自身适应能力的程度。本文通过企业发明专利授权数量加 1 后取自然对数来衡量企业的更新能力, 该值越大, 更新能力越强。

供应链韧性的具体指标构建如表 1 所示, 本文运用熵值法计算最终的供应链韧性度量指标。

表 1 供应链韧性指标构建

| 一级指标 | 二级指标 | 三级指标 | 测度 | 指标方向 |
|-------|--------|----------|--|------|
| 供应链韧性 | 供应链抵抗力 | 资金占用情况 | 应收账款占主营业务收入的比率取自然对数 | - |
| | 供应链恢复力 | 企业绩效偏离情况 | 企业绩效水平残差值 | + |
| | 供需匹配能力 | 库存调整幅度 | 当期与上期存货净值变动的绝对值取自然对数 | - |
| | 运营能力 | 资金流动效率 | 应付账款周转率, 营业成本/(期初应付账款+期末应付账款)/2 应收账款周转率, 营业收入/(期初应收账款净额+期末应收账款净额)/2 | + |
| | 更新能力 | 适应性与灵活性 | 企业发明专利授权数量加 1 后取自然对数 | + |

① 式 (2) 中 $Performance$ 代表企业绩效, 用息税前利润与员工规模的比值进行衡量; $Size$ 代表企业规模; Lev 代表资产负债率; $Growth$ 代表营业收入增长率; Age 代表企业年龄, 用企业成立年限的自然对数衡量; $Board$ 代表董事会规模。 $Size$ 、 Lev 、 $Growth$ 、 $Board$ 的计算方法见表 2。

2. 解释变量

绿色工厂认证 (*GP*)。企业是否进行绿色工厂认证的虚拟变量, 上市公司或其控股子公司获得绿色工厂认证的当年及以后年份取值为 1, 企业未获得认证或认证被“摘牌”, 取值为 0。

3. 机制变量

(1) 企业声誉 (*Fame*)。本文参考郭文伟等^[26]的做法, 采用企业年度网络与报刊正面报道总量加 1 后的自然对数来衡量企业声誉水平。

(2) 供应链融资 (*BT*)。参考程晓刚^[27]等的做法, 本文使用应付账款、应付票据、预收账款之和与应收账款、应收票据、预付账款之差占总资产的比重来衡量供应链商业信用融资水平。

(3) 绿色创新 (*Patents*)。本文采用绿色专利申请数量来衡量绿色创新水平。

4. 控制变量

企业层面控制变量包括企业规模 (*Size*)、资产负债率 (*Lev*)、两职合一 (*Dual*)、现金流比率 (*CashFlow*)、管理费用率 (*Mfee*)、股权集中 (*Top1*)、董事会规模 (*Board*)、企业价值 (*TobinQ*)、企业盈利能力 (*ROA*)、营业收入增长率 (*Growth*)。

主要的变量设定见表 2。

表 2 主要变量设定

| 变量类型 | 变量 | 变量说明 |
|-------|-----------------|---|
| 被解释变量 | <i>SCR</i> | 供应链韧性综合指标, 将综合得分乘以 10 |
| 解释变量 | <i>GP</i> | 上市公司或其控股子公司获绿色工厂认证后 (含当年) 取 1, 未认证或被“摘牌”取 0 |
| 机制变量 | <i>lnFame</i> | 年度网络与报刊正面报道总数+1 的自然对数 |
| | <i>BT</i> | (应付账款+应付票据+预收账款-应收账款-应收票据-预付账款)/总资产 |
| | <i>Patents</i> | 绿色专利申请数量 |
| 控制变量 | <i>lnSize</i> | 年总资产的自然对数 |
| | <i>Lev</i> | 年末总负债占年末总资产的比值 |
| | <i>Dual</i> | 董事长与总经理是同一个人取 1, 否则为 0 |
| | <i>CashFlow</i> | 经营活动产生的现金流量净额除以总资产 |
| | <i>Mfee</i> | 管理费用除以营业收入 |
| | <i>Top1</i> | 第一大股东持股数量除以总股本 |
| | <i>lnBoard</i> | 董事会人数取自然对数 |
| | <i>TobinQ</i> | (流通股市值+非流通股股份数×每股净资产+负债账面值)/总资产 |
| | <i>ROA</i> | 净利润除以总资产 |
| | <i>Growth</i> | 本年营业收入/上一年营业收入-1 |

(四) 变量描述性统计

表 3 显示了主要变量的描述性统计结果。*SCR* 的均值为 1.708 9, 标准差为 0.411 3, 表明不同制造业企业之间供应链韧性存在明显的差异。*GP* 的均值为 0.145 8, 反映了样本中获得绿色工厂认证的企业占全部样本的 14.58%。控制变量描述性统计结果与以往研究^[22,24]基本一致。

表 3 描述性统计结果

| 变量 | 观测值 | 均值 | 中位数 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|------------|--------|---------|---------|---------|---------|---------|
| <i>SCR</i> | 21 772 | 1.708 9 | 1.669 1 | 0.411 3 | 1.065 3 | 2.906 5 |
| <i>GP</i> | 21 772 | 0.145 8 | 0 | 0.352 9 | 0 | 1 |

表3(续)

| 变量 | 观测值 | 均值 | 中位数 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-----------------|--------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|
| <i>Fame</i> | 20 519 | 3 699.357 5 | 402 | 6 763.787 4 | 2 | 22 025 |
| <i>BT</i> | 10 845 | -0.030 4 | -0.031 5 | 0.116 1 | -0.320 6 | 0.302 7 |
| <i>Patens</i> | 21 772 | 1.681 5 | 0 | 11.191 4 | 0 | 574 |
| <i>Size</i> | 21 772 | 9.392 2×10 ⁹ | 3.429 1×10 ⁹ | 1.961 9×10 ¹⁰ | 4.625 6×10 ⁸ | 1.442 2×10 ¹¹ |
| <i>Lev</i> | 21 772 | 0.390 8 | 0.382 4 | 0.188 6 | 0.056 5 | 0.866 7 |
| <i>Dual</i> | 21 772 | 0.334 1 | 0 | 0.471 7 | 0 | 1 |
| <i>CashFlow</i> | 21 772 | 0.052 6 | 0.049 9 | 0.064 8 | -0.132 3 | 0.240 6 |
| <i>Mfee</i> | 21 772 | 0.079 4 | 0.066 8 | 0.055 1 | 0.009 6 | 0.352 4 |
| <i>Top1</i> | 21 772 | 0.328 2 | 0.306 2 | 0.139 7 | 0.086 4 | 0.713 8 |
| <i>Board</i> | 21 772 | 7.316 1 | 8 | 1.498 7 | 4 | 12 |
| <i>TobinQ</i> | 21 772 | 2.087 8 | 1.684 1 | 1.252 4 | 0.868 3 | 8.143 1 |
| <i>ROA</i> | 21 772 | 0.039 2 | 0.039 0 | 0.061 9 | -0.227 2 | 0.202 2 |
| <i>Growth</i> | 21 772 | 0.199 7 | 0.095 5 | 0.489 0 | -0.653 7 | 2.963 8 |

注：机制变量中的企业声誉 (*Fame*)、供应链融资 (*BT*) 存在缺失值，因此观测值不一致。企业声誉 (*Fame*) 数据中，有的年份网络和报刊未对公司进行正面报道；供应链融资 (*BT*) 数据中，按照 (应付账款+应付票据+预收账款-应收账款-应收票据-预付账款)/总资产这一公式计算，只有当公司披露这六个指标时，才能计算出 *BT*，所以缺失值较多。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

表4汇报了基准回归的结果，其中，列(1)仅纳入控制变量但未控制企业固定效应和年份固定效应，列(2)纳入控制变量及固定效应。列(2)中 *GP* 的回归系数为 0.032 1，且在 1%水平下显著为正，表明绿色工厂认证有助于增强企业供应链韧性。就其经济含义而言，每提高 1 单位标准差，获得绿色工厂认证能使企业供应链韧性提升约 2.75%。由此，假设 1 得到验证。

表4 基准回归结果

| 变量 | (1) | (2) |
|-----------------|--------------------------|--------------------------|
| <i>GP</i> | 0.098 3*** (0.012 5) | 0.032 1*** (0.010 1) |
| <i>Size</i> | 0.203 7*** (0.006 2) | 0.146 3*** (0.008 7) |
| <i>Lev</i> | -0.124 4*** (0.031 3) | -0.084 9*** (0.027 3) |
| <i>Dual</i> | 0.011 9 (0.009 4) | 0.009 8 (0.007 7) |
| <i>CashFlow</i> | -0.095 7* (0.058 0) | 0.109 3*** (0.035 2) |
| <i>Mfee</i> | 0.447 4*** (0.094 1) | -0.042 9 (0.083 3) |
| <i>Top1</i> | -0.124 9*** (0.038 5) | 0.104 3* (0.054 3) |

表4(续)

| 变量 | (1) | (2) |
|---------------|------------------------|------------------------|
| <i>Board</i> | -0.0013 (0.0279) | 0.0190 (0.0241) |
| <i>TobinQ</i> | 0.0238*** (0.0034) | 0.0060** (0.0026) |
| <i>ROA</i> | 0.8629*** (0.0678) | 0.6403*** (0.0477) |
| <i>Growth</i> | 0.0251*** (0.0083) | -0.0008 (0.0048) |
| 常数项 | -2.8411*** (0.1361) | -1.6170*** (0.1968) |
| 企业固定效应 | 未控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 未控制 | 控制 |
| 观测值 | 21772 | 21444 |
| R^2 | 0.3232 | 0.0791 |

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平下显著,括号内为企业层面的聚类稳健标准误,后表同。

(二) 内生性分析

1. 倾向得分匹配(PSM)法

为缓解样本选择偏误,本文采用倾向得分匹配检验:通过逻辑回归(Logit)模型估算倾向得分,以所有控制变量为匹配变量进行多阶匹配,并对匹配后的样本进行回归分析。如表5所示,在校正潜在的样本选择偏误后,核心解释变量*GP*的回归系数仍在1%水平下显著为正,表明本文结论是可靠的。

2. 两阶段最小二乘(2SLS)法

绿色工厂认证可提升供应链韧性,但企业供应链管理能力、环保投入等因素可能会影响企业认证的获取,引发反向因果偏误。借鉴姚正海等^[22]的研究,本文以同年度同行业同省份绿色工厂认证均值(*GP_IV*)作为工具变量。从相关性看,当地区与行业层面绿色转型政策推动力度随着该认证率提升而增强时,企业更易顺应趋势申请认证;从外生性看,行业、省份层面的平均认证率能够反映整体环境特征,通常不会直接影响某一特定企业的供应链韧性。本文采用两阶段最小二乘法进行回归,表5第一阶段的回归结果中,*GP_IV*的回归系数在1%水平下显著为正,说明了工具变量选取符合相关性假设;表5第二阶段的回归结果中,*GP*的回归系数仍然显著为正,说明在缓解潜在双向因果问题后,本文的核心研究结论依然可靠。第一阶段的Kleibergen-Paap rk *LM*统计量为159.7090, Kleibergen-Paap rk Wald *F*统计量为312.0682,显著大于10,说明工具变量通过了识别不足和弱有效性检验。

表5 内生性分析回归结果

| 变量 | PSM | 2SLS | |
|--------------|------------------------|-----------------------|---------------------|
| | | 第一阶段 | 第二阶段 |
| <i>GP</i> | 0.0301*** (0.0101) | | 0.0691* (0.0391) |
| <i>GP_IV</i> | | 0.8855*** (0.0501) | |
| 常数项 | -1.5960*** (0.1961) | | |

表5(续)

| 变量 | PSM | 2SLS | |
|---------------------------|---------|---------------|---------|
| | | 第一阶段 | 第二阶段 |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 21 299 | 21 444 | 21 444 |
| R^2 | 0.077 2 | | 0.036 6 |
| Kleibergen-Paap rk LM | | 159.709 0 *** | |
| Kleibergen-Paap rk Wald F | | 312.068 2 *** | |

(三) 稳健性检验^①

1. 替换被解释变量 (SCR1)

现有关于供应链韧性的研究侧重于供应链应对冲击的抵抗力和恢复力^[24]。以当年度前五大供应商与客户中非新出现的供应商与客户的数量除以5来衡量供应链抵抗力；以企业生产波动与需求波动的偏离程度，衡量供应链恢复力^②。然后，计算两个指标的熵值，得到供应链韧性的替代指标 (SCR1)。替换被解释变量后的回归结果显示，GP的回归系数在5%水平下显著为正，表明基准回归结果具备稳健性。

2. 加入基期特征与时间趋势的交互项

为解决控制变量可能与核心解释变量存在内生性关联的问题，本文进一步在基准模型中加入基期特征与时间趋势项的交互项进行稳健性检验。结果显示，GP的回归系数在1%水平下显著为正，结论依然稳健。

3. 其他稳健性检验

(1) 缓解行业特征对企业供应链韧性的潜在影响。以供应链韧性减去“行业-年份”供应链韧性中位数，构建经行业调整后的供应链韧性指标 (*Adjust_SCR*)。缓解行业特征的影响后，GP的回归系数在1%水平下显著为正，结论稳健。

(2) 排除其他政策干扰。第一，中国分别于2013年、2018年、2023年发布《关于执行大气污染物特别排放限值的公告》《打赢蓝天保卫战三年行动计划》《空气质量持续改善行动计划》，分阶段持续推进大气污染治理，本文设置虚拟变量 *DID1*，企业位于政策覆盖区域且处于对应政策实施当年及以后年度取值为1，否则为0。第二，2014年，国家能源局公布的新能源示范城市和产业园区名单可能推动供应链绿色转型，本文设置虚拟变量 *DID2*，若企业位于新能源示范城市且时间在2014年及以后 *DID2* 取1，否则为0。将同期政策纳入回归后，GP的回归系数仍在1%水平下显著为正，结论依然稳健。

(3) 纳入多维固定效应。控制行业、地区层面随时间变动的不可观测因素，纳入行业-年份、城市-年份固定效应后，GP的回归系数在5%水平下显著为正，说明结论依然具有稳健性。

(4) 剔除非上市公司自身认证的绿色工厂样本。仅保留由上市公司自身认证为绿色工厂的样本及未认证样本，并进行回归。结果显示，GP的回归系数在5%水平下显著为正，基准回归结果仍具有稳健性。

(四) 机制检验

本文参考江艇^[28]的方法，检验绿色工厂认证对制造业企业供应链韧性的影响，设定如下模型：

$$M_{it} = \gamma + \delta GP_{it} + X'_{it}\beta + \lambda_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

① 因篇幅所限，本文的稳健性检验结果不再详细展示，留存备索。

② 本文将供应链恢复力定义为生产量 (*Production*) 季度标准差与需求量 (*Demand*) 季度标准差的比值，其中生产量表示企业季度生产量，需求量表示企业季度销售额。具体而言，季度生产量为季度销售成本与季度存货净额之和，季度销售额为主营业务收入与其他业务收入的总和。

其中, M_{it} 为机制变量, 代表企业声誉、供应链融资和绿色创新。

1. 企业声誉

表6第一列报告了企业声誉作用机制的回归结果。可以看出, GP 的回归系数在1%水平下显著为正, 且通过了索贝尔 (Sobel) 检验 (z 值 > 1.96), 表明绿色工厂可通过提升企业声誉来增强供应链韧性。由此, 假设2得到验证。

2. 供应链融资

表6第二列报告了供应链融资作用机制的回归结果。可以看出, GP 的回归系数在1%水平下显著为正, 表明绿色工厂改善了供应链融资, 进而提升了供应链韧性。由此, 假设3得到验证。

3. 绿色创新

本文采用绿色专利申请数量来衡量绿色创新水平。企业绿色专利数量为有限范围整数, 零值较多且分布离散。鉴于样本数据的上述特征, 本文参考李长胜等^[29]的方法, 采用负二项回归的方法检验绿色工厂认证对绿色创新的影响。表6第三列报告了绿色创新作用机制的回归结果。可以看出, GP 的回归系数在5%水平下显著为正, 表明绿色工厂通过提高企业绿色创新能力, 进而提升企业的供应链韧性, 假设4得到验证。

表6 机制检验回归结果

| 变量 | <i>Fame</i> | <i>BT</i> | <i>Patents</i> |
|----------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|
| GP | 0.140 0*** (0.020 2) | 0.012 3*** (0.003 9) | 0.107 4** (0.044 5) |
| 常数项 | 4.249 7*** (0.220 6) | -0.157 8*** (0.013 2) | -2.919 7*** (0.578 3) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 20 519 | 10 845 | 12 094 |
| R^2 | 0.031 5 | 0.170 7 | |
| 索贝尔检验 (z 值) | 2.860 3*** | 5.205 2*** | 6.313 0*** |

(五) 异质性分析

本文从产权性质、行业集中度和行业污染程度三个方面分析绿色工厂认证对供应链韧性的异质性影响。

1. 产权性质

不同所有权性质的企业中, 绿色工厂认证对供应链韧性的影响可能存在差异。根据产权性质的不同, 本文将样本划分为国有企业和非国有企业。由表7可知, 在国有企业样本中, GP 的回归系数显著为正, 表明绿色工厂认证能够增强国有企业的供应链韧性。

2. 行业集中度

在高集中度的行业中, 头部企业通常面临更严格的监管要求和更高的市场声誉需求, 同时在信息收集、资源整合及环境信息披露方面具备更强的能力与优势^[30], 使得绿色工厂政策对供应链韧性的提升效果会因行业集中度不同而呈现异质性。参考蔡庆丰等^[31]的研究, 本文采用赫芬达尔-赫希曼指数 (HHI) 衡量行业集中度, 按照企业所有者权益数据计算行业层面的 HHI 值, 并以中位数为界划分高低集中度组别。由表7可知, 高集中度企业更容易通过绿色工厂认证提升供应链韧性, 而低集中度企业则可能由于资

源限制和市场压力,该认证对其供应链韧性的提升效果不明显。

3. 行业污染程度

国家推行的环境认证体系可能对高碳排放产业与低碳排放产业形成非对称作用。在外部政策的压力下,与非重污染企业相比,重污染企业受环境法规的刚性约束。本文参照《上市公司环保核查行业分类管理名录》,将制造业中行业代码为 C17、C19、C22、C25、C26、C28、C29、C30、C31、C32 的行业划分为重污染企业。表 7 的结果显示,重污染行业组中 GP 的回归系数显著为正,表明绿色工厂认证对重污染企业的供应链韧性提升作用更明显。

表 7 异质性分析回归结果

| 变量 | 产权性质 | | 行业集中度 | | 行业污染程度 | |
|--------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | 国有 | 非国有 | 高 | 低 | 重污染 | 非重污染 |
| GP | 0.043 6** (0.017 7) | 0.017 2 (0.013 1) | 0.040 2*** (0.013 3) | 0.004 8 (0.014 9) | 0.076 2*** (0.017 5) | 0.012 5 (0.012 3) |
| 常数项 | -2.270 1*** (0.453 6) | -1.424 2*** (0.247 7) | -1.204 5*** (0.290 9) | -1.956 5*** (0.267 4) | -1.330 8*** (0.338 1) | -1.799 4*** (0.244 6) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 5 246 | 14 129 | 10 744 | 10 493 | 5 905 | 15 527 |
| R^2 | 0.088 1 | 0.071 0 | 0.066 6 | 0.086 9 | 0.091 6 | 0.073 3 |

五、进一步分析

已有研究表明,环境规制对绿色供应链韧性具有一定影响^[10-11]。其中,强制型环境规制能推动绿色供应链转型,而政府强化环境立法对绿色供应链转型也具有积极作用。前文已探讨绿色工厂认证这一自愿型环境规制对供应链韧性的影响,那么强制型与自愿型环境规制是否存在协同作用?本文以城市环境执法处罚金额(ER ,单位:亿元)作为强制型环境规制的代理变量, ER 越大表示政府环境监管强度越高。表 8 的回归结果显示, GP 与 ER 交互项的回归系数在 1%水平下显著为正。这表明,强制型环境规制通过明确惩罚底线,改变企业成本收益预期。企业若未能达到环保合规要求,不仅将承担罚款、限期整改等直接经济损失,还会面临市场信任流失、供应链合作机会减少等隐性成本。绿色工厂认证作为自愿型环境规制的重要实践形式,不仅能从源头把控环保合规标准,降低企业违规处罚风险,还可将绿色合规优势转化为市场竞争力,夯实供应链合作的信任基础,为供应链韧性提升筑牢绿色发展根基。强制型规制的高处罚力度增强了企业参与绿色工厂认证的动力,从而提升供应链韧性。该研究为环

表 8 进一步分析回归结果

| 变量 | SCR |
|----------------|--------------------------|
| GP | 0.030 8*** (0.010 1) |
| $GP \times ER$ | 0.010 0*** (0.003 6) |
| ER | -0.000 7 (0.001 9) |
| 常数项 | -1.619 2*** (0.196 8) |
| 控制变量 | 控制 |
| 企业固定效应 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 |
| 观测值 | 21 444 |
| R^2 | 0.079 4 |

境政策的优化提供了理论依据,表明政府应根据区域环境规制强度的差异,合理实施强制性与自愿性环境政策,同时因地制宜地设计差异化激励机制,兼顾强制型环境规制的刚性约束与企业发展诉求,提升政策实施的精准性与效率,充分调动企业主动参与绿色转型的积极性,为提升供应链韧性提供坚实的制度保障与实践支撑。

六、结论与建议

(一) 研究结论

在国际政治经济不确定性加剧的背景下,制造业企业面临的供应链中断风险增大,提升供应链韧性成为企业可持续发展的关键。本文系统考察了绿色工厂认证对制造业企业供应链韧性的影响效应、作用机制及异质性特征,并分析了环境规制的协同作用,主要结论如下:第一,影响效应方面,实证证实了绿色工厂认证对制造业企业供应链韧性的正向驱动作用,该结论经一系列内生性分析和稳健性检验后依然成立。第二,作用机制上,识别并验证了绿色工厂认证赋能供应链韧性的三条传导机制。一是通过释放绿色发展信号,提升企业市场声誉,夯实韧性提升的信任基础;二是凭借绿色合规优势,提升供应链融资水平,拓宽供应链融资渠道,提供资金保障;三是倒逼企业开展绿色技术与流程创新,增强绿色创新能力,提升资源利用效率,强化供应链可持续性与抗冲击能力。第三,异质性方面,企业产权性质与行业特征对认证效应存在情境约束。国有企业、行业集中度高的企业及重污染行业企业经绿色工厂认证后供应链韧性的提升更明显。原因在于,国有企业具备更强的政策响应能力与资源禀赋,能更充分转化认证的政策与资源优势;高行业集中度企业的供应链网络更集中,认证带来的声誉与合规优势更易在供应链内传导放大;重污染行业企业环境规制压力大,认证带来的成本优化与合规价值更突出。第四,在外部规制情境上,证实了强制型与自愿型环境规制的协同效应,二者的良性互动能够进一步强化绿色工厂认证对供应链韧性的提升作用。强制型环境规制为绿色工厂认证提供了刚性政策约束,推动企业主动落实绿色管理要求;自愿型环境规制激发了企业绿色转型的内生动力,引导企业将认证转化为核心竞争力,二者协同作用能够优化绿色工厂认证的实施效果,这就为绿色规制与供应链安全的政策协同提供了经验证据。

(二) 政策建议

1. 政府层面

政府应大力推行绿色工厂认证,夯实绿色制造的根基。第一,构建基于绿色信号的供应链商业信用融资支持体系,突破传统信贷局限,依托认证权威信号强化企业商业信用传导能力,允许认证企业作为核心主体,为上下游中小微供应商提供信用增信、延长付款周期等商业信用支持,缓解供应链商业信用融资约束,化解资金断链风险,提升供应链融资水平。第二,实施环境规制“软硬结合”协同策略,维持强制型规制的刚性,将绿色工厂认证企业纳入环境监督执法的正面清单;同时,完善自愿性激励措施,引导企业主动参与认证,兼顾政策合规与自身发展诉求,实现降本减压与供应链韧性提升的有机统一。

2. 企业层面

企业应积极响应绿色工厂认证政策,以此为契机提升供应链韧性。第一,主动挖掘认证的声誉价值,依托绿色工厂认证信号,主动公开绿色生产、碳足迹等核心信息,主动向供应链上下游传递绿色合规信号,提升市场认可度与合作信任度,优化上下游合作关系,将声誉优势转化为供应链韧性保障。第二,以认证为契机推动绿色创新落地,摒弃“为认证而认证”的被动心态,将研发投入聚焦于核心绿色技术与生产流程优化,主动对接政府公共技术服务平台,推动绿色创新成果转化为资源利用效率提升、风险抵御能力增强的实际效能,强化绿色创新对供应链韧性的核心驱动作用。

参考文献:

- [1] 黄宏斌,张玥杨,李圆圆. 创新型产业集群试点政策能否提升供应链韧性? [J]. 经济与管理研究, 2024, 45(9): 39-60.

- [2] BRANDON-JONES E, SQUIRE B, AUTRY C W, et al. A contingent resource-based perspective of supply chain resilience and robustness[J]. *Journal of Supply Chain Management*, 2014, 50(3): 55-73.
- [3] 李晓梅, 刘梦雪. 数字技术、供应链韧性与企业可持续绩效——吸收能力的调节作用[J]. *华东经济管理*, 2025, 39(4): 93-103.
- [4] 袁业虎, 吴端端. 企业数字化转型与供应链韧性——基于供应链溢出的视角[J]. *系统工程理论与实践*, 2025, 45(7): 2309-2326.
- [5] 陈诗一, 许璐. “双碳”目标下全球绿色价值链发展的路径研究[J]. *北京大学学报(哲学社会科学版)*, 2022, 59(2): 5-12.
- [6] BORCK J C, COGLIANESE C. Voluntary environmental programs: assessing their effectiveness[J]. *Annual Review of Environment and Resources*, 2009, 34: 305-324.
- [7] 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.
- [8] 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.
- [9] 罗良文, 马艳芹. “双碳”目标下产业链韧性提升的机理、挑战及路径[J]. *现代经济探讨*, 2023(6): 85-96.
- [10] SU J F, CHEN Y J, LIU H Y, et al. Evaluation of green supply chain resilience considering environmental regulation: an improved group decision-making approach[J/OL]. *Annals of Operations Research*, 2025[2025-09-25]. <https://doi.org/10.1007/s10479-025-06530-x>.
- [11] KHORSHIDVAND B, GUITOUNI A, GOVINDAN K, et al. Pricing strategies in a dual-channel green closed-loop supply chain considering incentivized recycling and circular economy[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2023, 423: 138738.
- [12] 朱朝晖, 林雯, 曾爱民, 等. “绿色工厂”认定对企业绿色创新的影响研究[J]. *当代财经*, 2023(7): 3-16.
- [13] 谢婷婷, 高小淇. “双碳”目标下绿色并购对重污染企业供应链韧性的影响研究[J]. *工业技术经济*, 2025, 44(8): 118-127.
- [14] 叶雨潇, 范美微, 刘若蕾, 等. 产品责任实践对客户韧性的影响: 客户投机行为的中介作用及公平不对称性的调节作用[J/OL]. *系统工程理论与实践*, 2025[2025-10-26]. <https://link.cnki.net/urlid/11.2267.N.20250821.1625.014>.
- [15] 胡悦, 吴文锋. 商业信用融资和我国企业债务的结构性问题[J]. *经济学(季刊)*, 2022, 22(1): 257-280.
- [16] 孙昌玲, 王化成, 王芃芃. 企业核心竞争力对供应链融资的影响: 资金支持还是占用? [J]. *中国软科学*, 2021(6): 120-134.
- [17] 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.
- [18] ISSA A, KHADEM A, ALZUBI A, et al. The path from green innovation to supply chain resilience: do structural and dynamic supply chain complexity matter? [J]. *Sustainability*, 2024, 16(9): 3762.
- [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] 魏龙, 蔡培民, 潘安. 供应链冲击、多元化战略与企业发展韧性——来自中国重大自然灾害的证据[J]. *中国工业经济*, 2024(9): 118-136.
- [21] PORTER M E, VAN DER LINDE C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 97-118.
- [22] 姚正海, 李昊泽, 姚佩怡. ESG表现对企业供应链韧性的影响[J]. *首都经济贸易大学学报*, 2025, 27(2): 95-112.
- [23] SAHU A K, SHARMA M, RAUT R, et al. Effect of lean-green practice and green human resource on supply chain performance: a resource-based view[J]. *Benchmarking: An International Journal*, 2024, 32(2): 636-665.
- [24] 张树山, 谷城. 企业数字化转型与供应链韧性[J]. *南方经济*, 2024(8): 137-158.
- [25] 苏桂芳, 王婷伟, 白雨露, 等. 数字金融与制造业企业供应链韧性提升[J]. *经济评论*, 2025(1): 87-101.
- [26] 郭文伟, 黄子聪, 何洁. 儒家文化与企业气候变化风险披露——基于文本分析和机器学习[J]. *经济学报*, 2024, 11(2): 170-204.
- [27] 程晓刚, 宋常, 连玉君, 等. 创新成功与企业供应链融资[J]. *中国软科学*, 2024(2): 113-122.
- [28] 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.
- [29] 李长胜, 刘少慧, 莫建雷, 等. 碳价波动抑制还是促进企业绿色创新? ——来自中国地方碳排放权交易试点的证据[J]. *中国人口·资源与环境*, 2025, 35(1): 66-76.
- [30] 于连超, 董晋亭, 王雷, 等. 环境管理体系认证有助于缓解企业融资约束吗? [J]. *审计与经济研究*, 2021, 36(6): 116-126.
- [31] 蔡庆丰, 刘昊, 舒少文. 政府产业引导基金与域内企业创新: 引导效应还是挤出效应? [J]. *金融研究*, 2024(3): 75-93.

Does the Green Factory Certification Enhance Supply Chain Resilience?

CHEN Qi, JIA Yaxuan

(Zhengzhou University, Zhengzhou 450001)

Abstract: In the context of accelerating global supply chain restructuring, intensified geopolitical conflicts, and frequent extreme weather events that exacerbate supply chain risks, this paper focuses on China's Green Factory certification policy in the green manufacturing system, and systematically explores its impact on the supply chain resilience of manufacturing enterprises. This paper uses unbalanced panel data from 21,772 A-share listed manufacturing companies in China from 2012 to 2023, and constructs a two-way fixed effects model to identify the causal relationship between the Green Factory certification and supply chain resilience.

Empirical results show that obtaining the Green Factory certification enhances the supply chain resilience of manufacturing enterprises, and the conclusion is valid after a series of robustness tests. The mechanism analysis reveals three key transmission channels: (1) The certification helps enterprises build a positive green reputation and strengthens trust relationships with upstream and downstream partners; (2) It improves the availability of supply chain financing, alleviating financial constraints in resilience building; (3) The dynamic supervision and incentive mechanisms associated with the certification effectively stimulate corporate green innovation, providing technical support for risk response in the supply chain.

Heterogeneity analysis shows that the resilience-enhancing effect of this policy is more pronounced in state-owned enterprises (SOEs), industries with high market concentration, and heavily polluting industries. Specifically, SOEs, relying on institutional advantages, are better able to integrate green standards into supply chain management; high-concentration industries benefit from the stronger signaling effect of the certification, promoting collaborative resilience improvement in industrial clusters; and heavily polluting industries, facing greater environmental regulatory pressure, use the certification as an opportunity to accelerate the restructuring of supply chain networks, enhancing adaptive capacity.

Moreover, this paper finds a synergistic effect between voluntary environmental regulations represented by the Green Factory certification and mandatory environmental regulations: the stronger the enforcement of mandatory policies, the more significantly the certification enhances supply chain resilience.

The marginal contributions of this paper are threefold. First, it innovatively links the Green Factory certification with supply chain resilience, expanding the research perspective on supply chain resilience in the context of the dual carbon goals. Second, it fills the research gap regarding the impact of voluntary environmental regulations on supply chain resilience. Third, it clarifies the specific mechanisms through which the certification works, providing actionable strategies for business practice. Based on these findings, this paper offers targeted policy implications for both government and enterprises, aiming to provide theoretical and practical support for enhancing the supply chain security of China's manufacturing industry in the context of global industrial restructuring.

Keywords: green factory; voluntary environmental regulation; supply chain resilience; supply chain financing; green innovation

(编校: 李 叶)