“双碳”背景下绿色供应链管理对企业可持续发展绩效的影响

王 婧，赵梦楠，任春华，雷海波

（云南民族大学经济与管理学院，昆明 650000）

摘要：以“双碳”战略目标为出发点，选择2019—2023年沪深A股上市公司为样本，探究绿色供应链管理对企业可持续发展绩效的影响机制。结果表明，绿色供应链管理可显著提升企业可持续发展绩效，其中绿色技术创新发挥部分中介作用，环境规制强度具有正向调节效应，政策压力越大提升效果越显著。异质性分析显示，该影响在低碳排放行业、国有企业和西部地区企业中更突出。研究通过稳健性检验和内生性处理保障结论可靠性，揭示“管理-创新-政策”协同路径，为企业绿色转型和政府规制优化提供理论支撑，为双碳目标下产业升级奠定实证基础。

关键词：绿色供应链管理；可持续发展绩效；绿色技术创新；环境规制强度

中图分类号：F274；F275；F425 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)04－0274－11

“双碳”目标的提出，即碳达峰与碳中和目标的提出，意味中国经济社会发展全面向绿色低碳转型的决心，对企业承担的环境责任与可持续发展的要求也愈发严格，在这样的时代背景之下，绿色供应链管理成为企业践行低碳转型的重要途径，也逐渐成为学术界与实践界关注的热点话题，绿色供应链管理将环境因素系统而深刻地嵌入供应链的采购、生产、运输、销售等环节当中，可以有效降低企业的碳排放强度，提高资源利用率，实现企业经济绩效与环境绩效的协同发展，与国家可持续发展的战略方向相契合。绿色创新是企业绿色发展的主要动力，依靠技术革新和管理改进，为企业从源头削减环境负担创造了条件，环境规制强度作为重要的外部政策手段，既对企业的绿色转型施加制度性约束，又以奖惩措施促使企业向绿色化方向转变。

不过，当下企业在绿色转型过程中碰到很多难题，一方面，绿色供应链管理要落地实施，就得花费不少资金，短时间内会对企业的经济效益造成压力；另一方面，企业的绿色创新动力普遍缺乏，有些公司既没有长期投入的意愿，也没有这样的能力。

基于此，本文以2019—2023年沪深A股上市公司为研究基础，探究绿色供应链管理、绿色创新与环境规制强度之间的内在联系，为企业绿色供应链管理与绿色创新实践提供强有力的理论支撑，帮助企业建立合理有效的绿色发展战略，促进企业经济效益与环境效益协调发展；为政府制定环境规制政策提供实证依据，推动政府制定差异化、精准化的政策工具，加快“双碳”目标的实现。

1 理论与假设提出

1.1 绿色供应链管理与企业可持续发展绩效

全球可持续发展潮流与越发严苛的环境规制环境下，绿色供应链管理作为协调企业经济效益与生态效益的关键战略举措，日益成为学术界和实务界关注的热点，很多学者从诸多角度探究了绿色供应链管理对企业的影响力，这些研究成果给后续研究给予了重要理论支撑。

Bag等[1]的实证研究表明，绿色供应链管理流程对企业的环境表现、社会贡献及财务绩效均产生显著正向影响，验证了环境管理与经济目标的协同可能性。热比亚•吐尔逊等[2]指出，企业通过推进数字化转型战略，可构建高效绿色供应链体系，进而提升环境管理效能。Ohidul等[3]以建筑业为研究场景，通过问卷调查发现，市场竞争压力与供应商环保要求是驱动企业实施绿色供应链管理实践的

收稿日期：2025-08-27

基金项目：云南民族大学硕士研究生科研创新基金(2025SKY071)

作者简介：王婧(2001—)，女，四川资阳人，硕士研究生，研究方向为财务会计与企业经济；通信作者赵梦楠(1973—)，男，安徽淮南人，博士，副教授，研究方向为统计与财务管理；任春华(2000—)，女，河南商丘人，硕士研究生，研究方向为企业内部控制与农业经济；雷海波(1999—)，女，云南墨江人，硕士研究生，研究方向为产业链与企业经济。

关键外部因素,而绿色供应链管理能够有效优化企业的环境绩效与经济绩效。李凤等[4]揭示,政府补助可通过绿色供应链管理的传导机制促进企业ESG表现。全链条绿色化改造助力企业节能降耗、降本增效,提升产品附加值与市场竞争力,是企业履行社会责任、推动经济可持续发展的主要动力。张红云[5]提出绿色供应链管理把绿色环保理念融入各个环节,实现经济与环境的协调发展。代应等[6]显示,绿色供应链管理和大数据分析能力对提升企业环境绩效有显著的正向影响。

现有研究均表明绿色供应链管理通过环保实践实现资源优化配置、控制成本和提升竞争力,从而促进经济与环境价值共创,绿色供应链管理作为企业可持续发展的战略,其价值创造机制在数字化浪潮中不断拓展,因此提出以下假设。

H1:绿色供应链管理显著提升企业可持续发展绩效。

1.2　绿色供应链管理、绿色技术创新与企业可持续发展绩效

在双碳目标的推动以及环境规制越来越严的环境下,企业认识到绿色供应链管理是企业履行社会责任的必然要求,同时也是企业实现经济效益与环境效益双赢的重要途径,而绿色创新是企业绿色发展战略的重要组成部分,是绿色供应链管理和可持续发展绩效之间的桥梁。

从理论逻辑来看,通过整合供应链上下游资源、优化生产运营流程,为绿色技术创新提供制度保障与资源支撑。史梦昱和闫佳敏[7]的实证研究证实,供应链成员间存在显著的绿色创新协同效应,上游企业的技术升级能够有效带动下游企业的绿色转型。高涓和朱天一[8]基于供应链金融视角发现,客户企业入选绿色供应链管理名单后,可通过供应链金融资源配置与绿色信息共享,显著推动供应商的绿色技术创新进程。Khan等[9]表明,企业创新投入对经济效益与环境绩效的双重改善具有决定性作用,凸显了绿色技术创新在企业可持续发展中的核心地位。Khanuja和Jain[10]以巴基斯坦制造业为样本的研究进一步证实,绿色供应链管理能够通过资源整合与知识溢出效应,系统性促进企业技术创新,进而直接提升企业综合绩效。段炼和袁柳洋[11]得出,在绿色技术创新与技术共享两个重要因素影响下,企业参与绿色供应链管理不仅使企业积极融入绿色环境理念还使得企业在技术创新活动上更加密集,并且在环保方面和经济方面取得双重收益。步晓宁等[12]通过政策效应评估发现,绿色供应链政策的实施不仅能够推动试点企业绿色创新实现“量质齐升”,还会通过产业链传导机制,显著提升上下游企业的绿色创新水平,形成区域性绿色创新溢出效应。

综上所述,绿色供应链管理能够通过资源整合、知识共享和政策引导等机制,系统性促进企业绿色技术创新,并最终实现经济、社会与环境效益的协同提升。因此提出以下假设。

H2:绿色创新在绿色供应链管理与企业可持续发展绩效之间发挥部分中介作用。

1.3　绿色供应链管理、环境规制强度与企业可持续发展绩效

以制度经济学的基本理论框架为基础,制度是社会经济系统运行的规则集合,它通过正式约束(如环境法律、产业政策)和非正式约束(如绿色发展文化、环保价值观念)这两个方面,对组织行为进行系统的规范和引导。环境规制属于政府主导的正式制度安排,其目的是利用强制性政策工具(如排放标准、碳税)和激励性政策工具(如补贴、绿色信贷),促使企业把环境成本内部化,进而实现经济与生态环境的协调发展,这种制度压力既改变了企业的成本-收益函数,又迫使企业在战略上寻找绿色转型的途径。

按照合法性理论,企业要想得到外部制度环境的认可,就得把环境规制的要求变成组织的行为准则。马丽娜和王锦茹[13]依照资源依赖理论展开实证研究显示,当环境规制强度变大时,企业会借助组织变革来应对制度压力,组织变革包含供应链管理策略的绿色化再造,以及管理架构的扁平化改变,以此加强环境适应能力。李颖等[14]发现,核心客户纳入绿色供应链试点范围会产生显著的环境规制外溢效应,一方面倒逼企业增加环境治理投入,另一方面促进绿色专利产出,最终推动ESG绩效提升。进一步,王华和彭宇[15]联系政策工具理论,找出绿色供应链试点政策通过绿色创新奖励、经营效率改善,环境信息透明化这三条途径来改善企业碳绩效,环境规制通过加大政策执行力度,明显提升了这种改善的效果。曹勇等[16]基于权变理论发现,环境规制可以正向调节供应链敏捷性与企业环境绩效的关系,说明制度压力可以推动企业利用绿色供应链整合(包括外部伙伴协同与内部流程整合)实现环境绩效突破[15]。

这些研究共同印证,环境规制既是企业绿色转

型的外部推力，也是调节绿色供应链管理效能的重要变量。基于制度经济学的“压力-响应”分析框架与上述文献的理论支撑，因此提出以下假设。

H3：环境规制强度正向调节绿色供应链管理与企业可持续发展绩效的关系。

2 研究设计

2.1 样本选择与数据来源

鉴于2018年以前披露绿色供应链CITI指数的企业数量较少，本文的研究样本选自2019—2023年沪深A股上市公司，覆盖东部、中部、西部地区。数据来于以下几个方面：绿色供应链管理的数据来源于公众环境研究中心（IPE）和自然资源保护协会（NRDC）共同构建的企业环境透明度指数（CITI）；企业可持续发展绩效的环境和社会评分则基于Wind数据库；绿色技术创新的数据由中国研究数据服务平台（CNRDS）提供；环境规制强度指标数据来自《中国环境统计年鉴》官方统计数据，其余相关数据均来自国泰安金融经济数据库（CSMAR）。根据研究目标需要，对初始样本做了以下处理：剔除被特殊处理（ST/PT/*ST）的上市公司；剔除金融行业公司；删除关键变量缺失或存在异常值的观测值。通过严格筛选之后，最终得到904个有效观测值，此外，还针对全部连续变量执行了1%水平的双边缩尾处理，以此来削弱极端值带来的影响。

2.2 变量说明

2.2.1 被解释变量

企业可持续发展绩效（SDP）。根据三重底线理论，从经济、环境和社会三个维度对企业可持续发展状况进行全面评价，运用熵权法计算各维度指标的客观权重，加权计算得到综合性SDP指数，以此来衡量企业的可持续发展绩效。其中，参考解学梅和朱琪玮[17]的方法采用总资产报酬率（ROA）衡量经济绩效，因为其在反映企业盈利和发展能力方面比较有代表性。参考刘霞等[18]的方法，环境绩效（EP）和社会绩效（SP）采用Wind ESG数据库中的环境和社会得分来衡量，是由于第三方机构ESG评级发展较为迅速，评价体系相对完善，环境和社会评价数据相对完整、客观。可持续发展绩效各变量指标熵权值如表1所示。

表1 企业可持续发展绩效指标体系及熵权值

变量	指标	测度方法	熵权值
可持续发展绩效	经济绩效	总资产报酬率（ROA）	0.261
	环境绩效	Wind ESG数据库中的环境得分	0.441
	社会绩效	Wind ESG数据库中的社会得分	0.298

2.2.2 解释变量

绿色供应链管理（GSCM）。借鉴董直庆等[19]的指标选取，该指标采用IPE、NRDC所发布的企业CITI指数，CITI指数更多聚焦于供应链层面，特别是生产环节对环境的影响，其面向的是具有一定供应链规模的、在中国经营的品牌型企业，是全球可持续发展治理框架的重要补充机制，该指数通过构建多维评估体系，对企业绿色供应链管理战略意愿及执行能力进行量化测度，可以反映企业绿色供应链环境管理的真实情况。

2.2.3 中介变量

绿色技术创新（GI）。企业创新成果的衡量需要关注技术研发的实际产出时效性。相较于最终获得授权的专利，专利申请行为能够更及时、准确地体现企业的创新活动产出。当企业提交绿色专利申请时，表明其绿色技术研发已取得实质性进展并具备应用价值，因此采用绿色专利申请量作为技术创新能力的代理变量更具时效性和可靠性。参考杨涓涓和刘琳[20]的度量方法，对企业的绿色发明专利申请数量进行了对数转换，以构建绿色技术创新变量。同时，在回归模型中，对绿色专利申请数量加1后进行对数处理。

2.2.4 调节变量

环境规制强度（ER）。参考刘荣增和荷春[21]的测度方法，构建基于工业污染治理投资强度的环境规制强度评估指标。该指标以区域内工业污染治理项目当年完成的投资额与同期工业增加值之比来衡量环境规制强度，该占比越高，表示政府在工业污染治理中资金投入力度越大，即企业面临的环境规制强度越强。

2.2.5 控制变量

综合参考现有文献，选择企业规模（Size）、企业年龄（Age）、资产负债率（Lev）、两职合一（Dual）、董事会规模（Board）、独立董事占比（Indep）以及第一大股东持股比例（Top1）为控制变量，同时为了控制企业对可持续发展绩效的影响还设置了年份（Year）和行业（Industry）的虚拟变量。具体变量及描述如表2所示。

2.3 模型构建

为检验绿色供应链管理对企业可持续发展绩效的影响，构建基准回归模型。

$$SDP_{it}=\alpha_0+\alpha_1 GSCM_{it}+\alpha_2 Controls_{it}+Year+Industry+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

表 2　变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量描述
被解释变量	企业可持续发展绩效	SDP	经济绩效、环境绩效及社会绩效的熵权和
解释变量	绿色供应链管理	GSCM	绿色供应链 CITI 指数
中介变量	绿色创新	GI	绿色专利申请数量加 1 后取自然对数
调节变量	环境规制强度	ER	工业污染治理完成投资额占工业增加值的比例
控制变量	企业规模	Size	年末总资产的自然对数
	企业年龄	Age	当年年份－成立年份＋1 后取对数
	资产负债率	Lev	总负债除以总资产
	两职合一	Dual	虚拟变量,董事长与总经理同一人时取值为 1,反之为 0
	董事会规模	Board	董事会人数取对数
	独立董事占比	Indep	独立董事数量与董事人数的比值
	第一大股东持股比例	Top1	第一大股东持股数量/总股数
	年份	Year	虚拟变量
	行业	Industry	虚拟变量

构建中介效应模型以检验绿色技术创新对企业可持续发展绩效的影响机制。

$$GI_{it} = \beta_0 + \beta_1 GSCM_{it} + \beta_3 Controls_{it} + Year + Industry + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$SDP_{it} = \beta_0 + \beta_1 GSCM_{it} + \beta_2 GI_{it} + \beta_3 Controls_{it} + Year + Industry + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

为了验证环境规制强度对绿色供应链管理和企业可持续发展绩效的调节作用,建立调节效应模型。

$$SDP_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 GSCM_{i,t} + \gamma_2 ER_{it} + \gamma_3 GSCM_{it} \times ER_{it} + \gamma_4 Controls_{it} + Year + Industry + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中:SDP_{it} 为企业 i 在 t 时期的可持续发展绩效;$GSCM_{it}$ 为企业 i 在 t 时期的绿色供应链管理水平;GI_{it} 为企业 i 在 t 时期的绿色创新水平;ER_{it} 为企业 i 在 t 时期面临的环境规制强度;α_0、β_0、γ_0 为常数项;Controls 为控制变量合集;ε_{it} 为随机误差项。同时控制了年份(Year)和行业(Industry)固定效应。

3　实证分析

3.1　描述性统计

表 3 展示了主要变量的描述性统计,企业可持续发展绩效(SDP)均值为 52.007 3,中位数为 53.677 7,标准差为 9.304 1,均值和中位数反映 SDP 的集中趋势,标准差反映数据的波动程度,最小值和最大值的差距说明不同企业之间存在较大差异。绿色供应链管理(GSCM)均值为 7.605 8,中位数为 5.500 0,标准差为 7.166 1 说明不同企业之间在绿色供应链管理的投入、实践效果等存在较大差异。中国企业绿色供应链发展起步较晚,参与绿色供应链测评的企业较少,可能是造成差异较大的原因。绿色技术创新(GI)均值是 0.469 1,标准差是 1.068 5,均值反映该指标平均状况,标准差较大表示离散性较强,最小值和最大值体现其取值范围跨度大,环境规制强度(ER)均值为 0.001 1,中位数为 0.000 8,标准差为 0.000 9,数值小且离散程度低,显示在样本企业中环境规制强度处于稳定的低水平状态,控制变量分布情况也有显著区别,表明本文选择的样本较为合适,能为后续研究给予可信的数据支持。为了保证模型设定合理,对各解释变量进行多重共线性诊断。用 VIF 来表示各个变量之间的线性相关程度,从 VIF 可以看出,各变量 VIF 在 1.02～1.57,VIF 均值仅为 1.19,远远小于临界值 10,所以模型中的各变量之间不存在明显的多重共线性问题,变量之间的独立性假设得以成立,保证了回归结果可靠。

表 3　描述性统计

变量	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
SDP	904	52.007 3	53.677 7	9.304 1	34.024 4	69.835 6
GSCM	904	7.605 8	5.500 0	7.166 1	0.000 0	36.360 0
GI	904	0.469 1	0.000 0	1.068 5	0.000 1	5.141 7
ER	904	0.001 1	0.000 8	0.000 9	0.000 1	0.004 2
Size	904	23.517 9	23.525 8	1.460 9	19.879 6	26.108 7
Age	904	3.258 0	3.295 8	0.194 9	2.564 9	3.583 5
Lev	904	0.524 0	0.535 1	0.185 1	0.062 0	0.894 9
Dual	904	0.230 1	0.000 0	0.421 1	0.000 0	1.000 0
Board	904	2.159 8	2.197 2	0.183 9	1.609 4	2.639 1
Indep	904	0.380 0	0.363 6	0.056 2	0.333 3	0.571 4
Top1	904	0.339 0	0.322 5	0.149 7	0.088 0	0.729 0

3.2　基准回归

在“双碳”战略目标的政策背景之下,绿色供应链管理已然成为企业实现低碳化转型的重要战略选择,探讨 GSCM 对于企业可持续发展绩效的作用机理,有助于充实绿色运营管理理论体系,而且给政策制定者和企业管理者给予操作指引,具备明显的理论革新意义和实际指导价值,采用模型(1)做回归分析,绿色供应链管理对可持续发展绩效的基准回归结果如表 4 所示,列(1)表示绿色供应链管理对可持续发展绩效的单变量回归情况,GSCM 在 1%的水平上显著,回归系数为 0.113,这个结果符合在“双碳”政策推动下,企业通过绿色采购,低碳物流等手段,可以达成经济、社会、环境三方面绩效

的改善。列(2)在列(1)的基础上再加上企业规模，财务杠杆这些控制变量之后，GSCM的回归系数变成0.112并且在1%的水平上显著，这表明在控制企业特性要素之后，绿色供应链管理凭借优化资源调配，削减环境成本等途径，对于可持续发展绩效的积极推动效果依然稳定。列(3)在同时控制年份固定效应和行业固定效应之后，GSCM的回归系数为0.110(t=8.14，P<0.01)，显著性水平没有发生变化，这表明即使在控制了宏观政策的动态变化和不同行业的特征差异后，绿色供应链管理在“双碳”背景下的企业可持续发展绩效提升效应依然显著且稳定，证明H1成立，即绿色供应链管理可以显著提高企业的可持续发展绩效，而且在不同的模型设定下具有一定的稳健性。

3.3　稳健性检验

3.3.1　替换方法

将模型(1)的双固定效应回归替换成OLS回归进行检验，结果如表5列(1)所示。绿色供应链管理(GSCM)通过了1%水平上的显著性检验，回归系数为0.112，与上述实证结果基本一致，证明前文模型(1)的建立是合理的，并且回归结果稳定。

表4　基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	SDP	SDP	SDP
GSCM	0.113***	0.112***	0.110***
	(2.93)	(2.87)	(2.66)
Size		1.241***	0.974***
		(5.11)	(3.91)
Age		−2.057	−3.630**
		(−1.35)	(−2.30)
Lev		−6.281***	−4.608**
		(−3.36)	(−2.18)
Dual		0.233	0.086
		(0.32)	(0.12)
Board		−2.296	0.399
		(−1.16)	(0.18)
Indep		1.706	3.717
		(0.27)	(0.59)
Top1		−6.224***	−4.098*
		(−2.96)	(−1.79)
常数项	51.15***	38.34***	41.61***
	(116.76)	(5.12)	(5.10)
年份	NO	NO	YES
行业	NO	NO	YES
观测值	904	904	904
F	8.572***	6.144***	4.174***
R^2	0.008	0.046	0.192

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平；括号内为t值。

表5　稳健性检验回归结果

变量	OLS	替换被解释变量		替换解释变量
	(1)	(2)	(3)	(4)
	SDP	SDP_1	SGR	SDP
GSCM	0.112***	0.163***		
	(2.91)	(2.68)		
ln_GSCM			0.030 0**	
			(2.01)	
GSCM_dummy				1.776***
				(2.76)
常数项	40.25***	−55.94***	−0.461	42.45***
	(5.36)	(−4.72)	(−1.10)	(5.16)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份	YES	YES	YES	YES
行业	NO	YES	YES	YES
观测值	904	904	904	904
F	6.144***	35.072***	7.839***	4.251***
R^2	0.046	0.347	0.191	0.194

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平；括号内为t值。

3.3.2　替换被解释变量

首先参考解雪梅和朱琪玮[17]的做法，将企业可持续发展绩效替换为二维度评价指标，采用环境社会责任绩效与财务绩效的熵权加权值(SDP_1)进行综合测度。然后基于范霍恩可持续发展静态模型构建企业可持续发展增长率(SGR)指标，用来衡量企业可持续发展绩效。具体计算公式为：SGR=[销售净利率×收益留存率×(1+产权比率)]/[总资产周转率—销售净利率×收益留存率×(1+产权比率)]。为消除量纲差异对回归结果的影响，在模型设定中对绿色供应链管理变量进行加1后取对数的处理。这种方法既保持了原始数据的特性，又很好地解决了变量之间的尺度差异问题。结果如表5列(2)和列(3)所示，当分别采用两种不同的企业可持续发展绩效衡量指标时，核心解释变量GSCM的回归系数均在1%和5%的显著性水平上显著为正，与模型(1)的估计结果基本保持一致，这说明本文研究结论的稳健性并不受绩效指标选取的影响，即无论采用何种企业可持续发展绩效测度方式，绿色供应链管理对企业可持续发展绩效的促进作用均得到实证支持，进一步增强了研究发现的可靠性。

3.3.3　替换解释变量

为进一步探究绿色供应链管理对企业可持续发展绩效影响的非对称性特征，借鉴既有文献研究方法，对绿色供应链管理的度量方式进行调整优化。将基准回归模型中连续型变量转换为二值虚拟变量，以0或1表征企业是否实施绿色供应链管理(GSCM_dummy)，并基于此对模型(1)重新进行

回归分析。回归结果如表5列(4)所示,该稳健性检验结果有助于进一步验证研究结论的可靠性与普适性。GSCM_dummy系数为1.776且在1%的水平下显著为正,这说明,在替换解释变量后,绿色供应链管理能够显著促进企业可持续发展绩效的结论具有稳健性,模型(1)的设定可靠。

3.4　内生性检验

3.4.1　Heckman两阶段检验

为缓解样本自选择导致的内生性偏误,利用Heckman两阶段模型进行检验。以行业绿色供应链管理实践的均值(ind_GSCM)作为外生工具变量建立选择方程,使用Probit模型进行第一阶段估计;将计算的IMR代入模型(1)进行回归修正。结果如表6列(1)和列(2)。从第一阶段回归来看,工具变量ind_GSCM的系数估计值在1%的置信水平下显著为正,说明所选工具变量与内生变量具有显著的相关性,满足工具变量选择的要求。IMR对企业可持续发展绩效的回归系数为5.012,没有达到统计显著性水平,说明样本自选择偏差导致的内生性问题在本文研究中并不显著。值得一提的是,控制了选择性偏差之后,GSCM的回归系数仍然在1%的水平上显著为正,这也证明了基准模型(1)的研究结论是稳健的,即GSCM对SDP具有正向促进作用,这种促进作用不会受到样本选择偏差的影响。

3.4.2　倾向匹配得分法

为了控制潜在的选择性偏差问题,采用双重匹配的方法对样本进行处理,首先按照企业绿色供应链管理水平与行业均值的比较,将样本分为实验组(高于行业均值)和对照组(低于或等于行业均值),然后以本文的控制变量作为匹配变量进行样本筛选,控制变量包括企业规模、企业年龄、资产负债率等,之后选择最近邻匹配(1对1无返回匹配)为每个处理组样本找到最接近的对照组样本,并且使用半径匹配(卡尺设为0.01标准差)保证匹配样本的倾向得分差异在合理范围之内,最后基于匹配后的平衡样本重新进行回归估计,这种匹配方法可以控制样本选择偏差,使得研究结论更加可信。相关的回归结果如表6列(3)和列(4)所示。采用1对1近邻匹配GSCM的系数为0.110且在1%的水平下显著为正,而采用半径匹配GSCM系数在5%的水平下显著,表明结果与前文一致。

3.4.3　工具变量法

为缓解可能存在的反向因果问题,参照以前的研究,选取滞后一期的绿色供应链管理(L.GSCM)作为工具变量来进行两阶段最小二乘法检验,检验有无弱工具变量问题。在工具变量有效性检验中得出的第一阶段回归的最小特征统计量(F-statistics)达到63.11,远高于10%水平下的Stock-Yogo检验数值16.38,排除了弱工具变量的问题,排除了弱工具变量的可能性,证实了所选的工具变量满足相关性要求。表6列(5)和列(6)给出了两阶段最小二乘法(2SLS)的估计结果。特别值得注意的是,第二阶段回归中绿色供应链管理(GSCM)的系数值为

表6　内生性检验回归结果

变量	Heckman		倾向匹配得分法		工具变量法	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	第一阶段	第二阶段	1对1	半径匹配	第一阶段	第二阶段
	GSCM	SDP	SDP	SDP	GSCM	SDP
GSCM		0.117***	0.110***	0.105**		0.163***
		(2.63)	(2.66)	(2.50)		(2.75)
ln_GSCM	0.210***					
	(3.98)					
L.GSCM					0.787***	
					(21.15)	
IMR		5.012				
		(0.53)				
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	2.043	37.13***	45.02***	46.24***	1.613	23.27**
	(0.82)	(4.04)	(5.39)	(5.31)	(0.30)	(2.45)
年份	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	704	704	834	783	851	851
R^2	0.206	0.116	0.162	0.161	0.704	0.232

注:*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平;括号内为t值。

0.163且在1%的显著性水平上为正，这进一步表明，在使用工具变量控制相关内生性问题后，绿色供应链管理对企业可持续发展绩效依然具有显著的促进作用。该结果与前文一致，再次验证了H1的成立。

4 进一步分析

4.1 影响机制

为检验H2和H3，在模型(1)回归分析的基础上引入绿色技术创新(GI)作为中介变量，环境规制强度(ER)作为调节变量，进一步验证绿色供应链管理对企业可持续发展绩效的影响机制。其中，采用前文所述的中介效应检验模型(2)和模型(3)分析绿色技术创新的中介效应；调节效应检验采用模型(4)，由于原始环境规制变量ER数值极小，为避免因量纲差异和可能的多重共线性问题影响结果的准确性，对ER进行标准化处理得到z_ER，并对相关变量进行中心化处理，在此基础上构建回归模型进行分析。影响机制具体结果如表7所示。

4.1.1 绿色技术创新的中介作用

表7列(1)～列(3)是中介检验三步法的相关结果，列(2)表示绿色供应链管理(GSCM)在对绿色技术创新(GI)回归中系数不显著，这可能表示在样本数据所代表的关系中，绿色供应链管理对绿色技术创新的直接促进作用不显著。列(3)表示可持续发展绩效(SDP)在对绿色供应链管理(GSCM)和绿色技术创新(GI)回归中系数为0.104且在5%的水平上显著，表示绿色供应链管理虽然不能直接显著促进绿色技术创新，但是在绿色供应链管理和绿色技术创新同时发生的情况下，可以显著提高企业的可持续发展绩效。

实证分析结果表明，在检验中介效应的第二步回归中，GSCM对GI的影响系数并未通过显著性检验，无法证明绿色技术创新在绿色供应链管理与企业可持续发展绩效之间起着中介作用，因此需要进一步用Bootstrap进行检验。设定Bootstrap的重复抽样次数为1 000次，置信水平为95%。Bootstrap检验结果如表8所示。根据表中数据可知，百分位数(Percentile)偏度矫正(Bias-corrected)95%的置信区间内，直接效应和间接效应均不包含0，即绿色技术创新起到部分中介作用，绿色供应链管理对可持续发展绩效存在显著的直接效应。虽然在传统逐步回归的第二步中，GSCM与GI的关系并不显著，但是通过Bootstrap抽样得到的结果也证明了绿色技术创新在绿色供应链管理和可持续发展绩效之间存在部分中介效应，即H2成立。同时也证明了在双碳背景下，绿色供应链管理不仅可以间接通过绿色技术创新这一中介路径来提升企业的可持续发展绩效，还可以对企业的可持续发展绩效产生直接的促进作用，这也与资源基础理论以及双碳目标下企业发展的内在逻辑是高度契合的。企业在进行绿色供应链管理战略时，除了要通过绿色供应链管理战略的实施，提升采购、生产、物流等环节的绿色化水平，从而直接提升企业的可持续发展绩效，还要注重绿色技术创新的驱动作用。

4.1.2 环境规制强度的调节作用

在模型(4)中，GSCM与标准化的环境规制变量交互项GSCM_ER_c的系数为0.084，该系数在5%的水平下显著为正，这说明了环境规制的正向调节效应，即在环境规制强度高的地区，绿色供应链管理对于企业可持续发展绩效的促进作用更强，H3成立。因为交互项系数为正，所以标准化度量下环境规制强度越高，绿色供应链管理对可持续发展绩效的正向促进作用越强，即企业所处环境规制越严格，企业践行绿色供应链管理对企业可持续发展绩效的正向促进作用越强。而标准化环境规制变量z_ER的系数为－0.987，在1%的水平上显著为负，表明在控制其他变量情况下，标准化后的环境规制与可持续发展绩效之间存在显著的负相关关系。但综合交互项所显示的正向调节作用，表明单独的环境规制强度提高并不会直接导致可持续发展绩效的提高，而是通过与绿色供应链管理的交互作用影响绩效。

表7 影响机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	SDP	GI	SDP	SDP
GSCM	0.110***	0.006	0.104**	0.113***
	(2.66)	(1.23)	(2.51)	(2.69)
GSCM_ER_c				0.084**
				(2.27)
z_ER				－0.987***
				(－2.98)
常数项	41.610***	－6.336***	48.010***	40.690***
	(5.10)	(－5.98)	(5.74)	(5.05)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份	YES	YES	YES	YES
行业	YES	YES	YES	YES
观测值	904	904	904	904
F	4.174***	11.779***	5.052***	4.762***
R^2	0.192	0.355	0.201	0.205

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平；括号内为t值。

表 8　Bootstrap 检验结果

效应类型	效应系数	标准误	置信区间			
			Percentile 95%		Bias-corrected 95% CI	
			下限	上限	下限	上限
间接效应	0.082	0.045	0.007	0.186	0.019	0.204
直接效应	1.068	0.262	0.553	1.578	0.591	1.661
总效应	1.150	0.252	0.672	1.666	0.706	1.706

4.2　异质性分析

4.2.1　行业异质性

双碳背景下绿色供应链管理对企业可持续发展绩效的影响可能会受到行业碳排放强度的影响,因此参考王浩等[22]对碳强度的衡量方式,以行业碳强度均值作为划分标准,将样本企业划分为高碳排放行业与低碳排放行业进行分组检验,结果如表 9 列(1)和列(2)。列(1)中 GSCM 的系数为 0.076 9,t 为 1.17,未达到显著性水平,即在高碳排放行业里,现阶段绿色供应链管理对企业可持续发展绩效的促进作用并不明显。高碳排放行业多为能源密集型或资源依赖型产业,如钢铁、水泥、化工等,这些行业长期以来形成了固定生产模式与供应链体系,向绿色转型时面临高昂技术升级成本、设备更新成本及工艺流程改造费用,导致绿色供应链管理实施效果不明显,并且高碳排放行业产品需求通常刚性较强,市场对绿色转型的反馈存在滞后性,企业短期内难以从绿色供应链管理实施中明显获益。列(2)中 GSCM 系数为 0.129 且在 5%的水平显著,在低碳排放行业中绿色供应链管理可显著促进企业可持续发展绩效,低碳排放行业多为技术密集型和服务型企业,如电子信息、金融服务等。这些行业自身对环境造成的负面影响较小,所以进行绿色供应链管理的时候,不需要做大量硬件方面的改变,反而能利用自身技术与创新能力,比较轻松地把绿色理念渗透到供应链各个环节里,如通过改善物流配送路线削减能源耗费、运用环保包装材料来改善企业形象等,而且低碳排放行业的客户群体常常会更加重视企业的社会责任以及绿色形象,公司执行绿色供应链管理之后,可以更好地符合客户的需求,提升品牌的含金量,从而大幅度改善可持续发展绩效。

4.2.2　产权异质性

企业产权性质属于企业重要的制度特征,会很大程度上影响企业的经营决策与价值取向,国有企业和非国有企业在战略目标,资源配置,治理机制等方面具有系统性差异,这些差异可能会导致它们对可持续发展绩效的认知和重视程度存在不同,要想探究这种异质性影响,按照企业实际控制人的性质把样本分成国有企业和非国有企业两组企业群体,分别展开回归分析,表 9 列(3)和列(4)显示了分组回归的结果。通过比较两组回归系数可知,绿色供应链管理实践对企业可持续发展绩效的影响作用,由于产权性质不同而存在着明显差异,由列(3)可知,国有企业中 GSCM 的系数为 0.146,在 5%的水平下显著为正,国有企业通常要肩负更多社会责任,双碳目标之下,国有企业常常被看作绿色发展领头羊,政府针对国有企业在节能减排,绿色转型方面的诉求和考核指标十分明确,所以国有企业有着更强的动力和资源去做绿色供应链管理,进而大幅改善可持续发展绩效。列(4)显示非国有企业中 GSCM 的系数并不显著,非国有企业在市场竞争中更加重视短期的经济利益,在获取资源和政策支持上也处于不利地位,双碳目标下推行绿色供应链管理需要企业付出更多的人力、物力和财力资源,这对于资金和技术较为薄弱的非国有企业来说是一项沉重的负担,而且非国有企业获取政策信息以及享受政策优惠存在一定的困难,缺少足够的政策引导和扶持,导致非国有企业开展绿色供应链管理对于可持续发展绩效的推动作用无法得到充分发挥。

4.2.3　地区异质性

考虑到区域发展不均衡的典型特征,各地区在经济发展水平、政策支持力度、产业基础和技术创新能力等方面存在系统性差异,这些差异可能会导致绿色供应链管理对企业可持续发展绩效的影响具有地区异质性。按照地区(东部、西部、中部)进行异质性检验,具体结果如表 9 列(5)~列(7)所示。结果表明绿色供应链管理对企业可持续发展绩效的影响在东部、西部、中部地区存在显著异质性,其中西部地区绿色供应链管理对可持续发展绩效的促进作用最强,东部地区中部地区尚未表现显著的促进作用。其中列(5)表明东部地区企业 GSCM 系数在 10%的水平下显著。东部地区经济比较发达,有着强大的产业基础以及较好的技术创新能力和管理水平。在双碳政策之下,东部地区的许多企业比较早地接触到了绿色发展理念,而且有较强的经济能力和技术能力去推进绿色供应链管理,但东部地区企业面临的市场竞争压力是极大的,产业结构也更加复杂,因此有些企业或许会更看重短期的经济收益,因而其投入绿色供应链管理的资金还不能达到最优水平,进而造成企业在绿色供应链管理对可持续发展绩效的促进效果仅在一定程度上显著。

表9　异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	高碳排放	低碳排放	国有企业	非国有企业	东部地区	西部地区	中部地区
GSCM	0.076 9	0.129 0**	0.146 0**	0.066 1	0.087 2*	0.400 0***	0.234 0
	(1.17)	(2.24)	(2.30)	(1.11)	(1.87)	(2.84)	(1.36)
常数项	42.62***	35.57***	0.572	52.41***	55.34***	−6.000	−5.953
	(3.39)	(3.07)	(0.04)	(3.74)	(5.52)	(−0.20)	(−0.20)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	445	443	462	411	633	125	137
F	2.922***	2.557***	4.987***	4.340***	2.378**	5.246***	3.495***
R^2	0.252	0.146	0.292	0.296	0.225	0.583	0.462

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平；括号内为t值。

列(6)显示西部地区企业中的GSCM系数为0.400并且在1%的水平上显著，说明西部地区的经济相比起东部地区的经济发展水平要稍微落后，但在国家的绿色双碳政策的大力支持下正在寻找新的绿色发展路径。西部地区自然资源丰富，在绿色产业的发展上也具有自己的优势，并且为了促进西部地区的绿色产业，国家出台了针对企业的绿色供应链管理的优惠政策，如财政补贴、税收减免等激励措施来鼓励企业实施绿色供应链管理。这些优惠政策使得西部地区的企业在进行绿色转型的时候更有动力，通过引入先进的绿色技术、管理经验实现可持续发展绩效的显著提升。列(7)显示中部地区企业GSCM的系数为0.234，未达到显著水平。由于中部地区经济发展水平、政策支持力度、技术创新能力都在东部和西部地区之间，相比于东部，中部地区经济发展水平和技术创新能力较弱，所以其在进行绿色供应链管理时会遇到技术难题和资金不足的情况；相比西部地区，中部地区的绿色发展政策支持力度又显得较低。这种尴尬的处境，使得中部地区的企业在进行绿色供应链管理时，不能很好地发挥绿色供应链管理对于企业可持续发展绩效的促进作用。中部地区一些传统制造业企业，因为缺少资金去进行绿色技术改造，但是又没有得到足够的政策引导和支持，导致绿色供应链管理的实施效果不太好，对于企业可持续发展绩效的促进作用也不明显。

5　结论与启示

5.1　结论

本文基于2019—2023年沪深A股上市公司的面板数据，分析了“双碳”背景下的绿色供应链管理对企业可持续发展绩效的影响并探索了绿色技术创新与环境规制强度的中介机制作用，在此还进行了一系列的稳健性检验、内生性处理以及异质性检验并得到以下主要结论。

(1)绿色供应链管理对企业的可持续发展绩效有显著的正向影响，且结论在替换方法以及核心变量测度等稳健性检验以及解决内生性问题后依然成立，说明企业通过绿色采购、低碳物流等管理行为，可以提高经济、环境和社会综合绩效，与双碳目标战略协同。

(2)绿色技术创新在绿色供应链管理和可持续发展绩效之间起部分中介作用，企业开展绿色供应链管理会推动绿色技术研发与应用，从而改善资源调配，削减环境开支，进而改善可持续发展绩效。

(3)环境规制强度对绿色供应链管理与可持续发展绩效之间的关系存在明显的正向调节作用，也就是说，严格的环境规制政策会加强绿色供应链管理对企业绩效的促进作用，使得企业迫于政策压力加快绿色转型的速度。

(4)绿色供应链管理对企业可持续发展绩效影响存在异质性差异，低碳排放行业、国有企业以及西部地区企业的绿色供应链管理对企业可持续发展绩效影响效果显著，可能由于低碳排放行业依靠较低的资源环境约束，利用市场对绿色形象的高度敏感度，在资源整合过程中能够采用低成本策略完成经济效益的转化；国有企业可以凭借强大的政策响应能力和产业链整合优势，在经营决策中更容易将绿色管理的绩效放大效应；西部地区企业依靠政策扶持带来的发展机遇，基于自身的资源禀赋，发挥灵活转型的优势，提高市场竞争力，突破经济技术短板，实现可持续发展绩效的飞跃式增长。

5.2　启示

“双碳”目标战略导向下，绿色供应链管理是企业可持续发展的关键路径，它把低碳化、循环化理

念融入采购、生产、运输等全链条当中,既可以削减企业的环境成本,改善资源利用效率,又可以依靠绿色技术创新来带动产品服务升级,从而提升自身在市场中的竞争力。企业可持续发展绩效的提升,体现在经济价值、环境效益和社会贡献的同步增长上,这既是企业应对环境规制、回应利益相关方诉求的必然选择,也是在全球绿色转型浪潮中塑造长期竞争优势的重要手段。所以,探寻绿色供应链管理对企业可持续发展绩效的影响机制及异质性,对于推进企业高质量发展,助推“双碳”目标达成有着重大意义,基于研究结论提出以下启示。

(1)企业根据自身特点,采取不同的转型策略,高碳排放行业将绿色管理与核心业务融合,利用技术创新完成流程再造,国有企业可凭借政策优势,牵头制定行业标准,带动整个产业链,非国有企业重点在绿色技术应用上做文章,灵活应对市场需求,各类企业都要重视绿色技术创新,加强研发投入和产学研合作,提升可持续发展的内生动力。

(2)政府形成差别化政策体系,对高碳排放行业施行“约束+鼓励”双轮推进,借助碳配额,绿色信贷等手段来推进转型,对于低碳、创新型企业给予税收优惠、研发补贴等,从而激发其创新潜能。依照区域不同,东部地区健全市场机制,中西部地区则强化基础设施创建,并且创建跨部门、跨区域的政策协同机制,以优化政策效能。

(3)行业协会搭建起技术共享的平台,推动标准统一并实现经验交流;金融机构则革新绿色金融产品,为企业转型给予资金上的扶持,同时通过消费者教育及舆论引导,来加强绿色消费的意识,形成“产品绿色化-市场认可-企业转型”的良性循环,推动企业提升可持续发展绩效。

参考文献

[1] BAG S, PRETORIUS J H C, GUPTA S, et al. Role of institutional pressures and resources in the adoption of bigdata analytics powered artificial intelligence, sustainable manufacturingpractices and circular economy capabilities[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2021, 163: 120420.

[2] 热比亚·吐尔逊, 巴文浩, 王岚. 数字化转型、绿色供应链与企业环境绩效——媒体关注的调节作用[J]. 中国流通经济, 2023, 37(10): 14-25.

[3] OHIDUL A, LI G L, ZHANG X J, et al. The effect of green supply chain management practices in reduction of construction wastes and carbon emission in Bangladesh [J]. Journal of Material Cycles and Waste Management, 2024, 26 (4): 2491-2508.

[4] 李凤, 张璐, 赵珊珊. 政府补助、绿色供应链与企业 ESG 表现——媒体监督与高管过度自信的调节效应[J]. 重庆文理学院学报(社会科学版), 2025, 44(3): 31-46.

[5] 张红云. 绿色供应链管理对企业可持续发展的影响[J]. 商讯, 2024(19): 104-107.

[6] 代应, 李晓佳, 宋寒, 等. 汽车制造业绿色供应链管理对环境绩效的影响研究[J]. 重庆理工大学学报(社会科学), 2024, 38(4): 59-70.

[7] 史梦昱, 闫佳敏. 企业 ESG 表现与供应商绿色创新——基于供应链视角的研究[J]. 审计与经济研究, 2024, 39(3): 97-106.

[8] 高涓, 朱天一. 绿色供应链管理对供应商企业绿色创新的影响研究[J]. 商业研究, 2025(4): 141-152.

[9] KHAN N U, ANWAR M, LI S, et al. Intellectual capital, financial resources and green supply chain management as predictors of financial and environmental performance[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2021, 28(16): 19755-19767.

[10] KHANUJA A, JAIN R K. The mediating effect of supply chain flexibility on the relationship between supply chain integration and supply chain performance [J]. Journal of Enterprise Information Management, 2022, 35(6): 1548-1569.

[11] 段炼, 袁柳洋. 绿色供应链技术创新与合作伙伴选择决策研究[J]. 计算机集成制造系统, 2023, 29(9): 3086-3099.

[12] 步晓宁, 郝月, 张垣浩, 等. 绿色供应链管理的绿色创新效应研究[J]. 经济学动态, 2025(7): 174-191.

[13] 马丽娜, 王锦茹. 绿色供应链视角下数字技术与环境绩效的关系: 基于医疗行业数据的分析[J]. 社会科学战线, 2023, 46(12): 264-268.

[14] 李颖, 牛浩洋, 续慧泓. 近朱者赤: 被纳入碳排放权交易试点的客户能否影响企业 ESG 表现? [J]. 研究与发展管理, 2024, 36(1): 40-52.

[15] 王华, 彭宇. 绿色供应链试点如何提升企业碳绩效? [J]. 环境经济研究, 2025, 10(1): 158-176.

[16] 曹勇, 陈裕超, 曹佳雨. 绿色供应链整合、供应链敏捷性与企业环境绩效——基于环境规制的调节效应[J]. 商展经济, 2025(8): 19-23.

[17] 解学梅, 朱琪玮. 企业绿色创新实践如何破解“和谐共生”难题? [J]. 管理世界, 2021, 37(1): 128-149.

[18] 刘霞, 段姝, 姚江涛. 环保税与企业绿色绩效: 多重红利抑或此消彼长[J]. 经济问题, 2023(10): 70-79.

[19] 董直庆, 谭玉松, 曹章露. 绿色供应链管理激励清洁技术创新了吗? ——基于身份识别与分类检验的实证分析[J]. 华东师范大学学报(哲学社会科学版), 2021, 53(4): 136-149.

[20] 杨涓涓, 刘琳. ESG 表现对企业绿色技术创新的影响[J]. 经济问题, 2025(9): 63-70.

[21] 刘荣增, 何春. 环境规制对城镇居民收入不平等的门槛效应研究[J]. 中国软科学, 2021(8): 41-52.

[22] 王浩, 刘敬哲, 张丽宏. 碳排放与资产定价——来自中国上市公司的证据[J]. 经济学报, 2022, 9(2): 28-75.

Influence of Green Supply Chain Management on Enterprise Sustainable Development Performance under the Background of "Double Carbon"

WANG Jing, ZHAO Mengnan, REN Chunhua, LEI Haibo

(School of Economics and Management, Yunnan Minzu University, Kunming 650000, China)

Abstract: Gguided by China's "Dual Carbon" strategic goals, the impact of green supply chain management on corporate sustainable development performance was investigated using A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen as samples from 2019 to 2023. The findings demonstrate that green supply chain management significantly enhances sustainable development performance, with green technology innovation serving as a partial mediating factor and environmental regulation intensity exerting positive moderating effects-where stronger policy pressure yields more pronounced improvement. Heterogeneity analysis reveals stronger effects in low-carbon emission industries, state-owned enterprises, and western regional firms. Through robustness tests and endogeneity checks, the research validates the "management-innovation-policy" synergistic pathway, providing theoretical support for corporate green transformation and government regulation optimization. These findings establish an empirical foundation for industrial upgrading under China's dual carbon targets.

Keywords: green supply chain management; corporate sustainable development performance; green technological innovation; intensity of environmental regulation