引用格式：田海峰，周诗凯，李进，等. 绿色创新的供应链纵向传导效应研究——约束还是溢出[J]. 技术经济，2026，45(8)：101-115.
Tian Haifeng，Zhou Shikai，Li Jin，et al. Vertical transmission effects of green innovation in supply chains：Constraint or spillover[J]. Journal of Technology Economics，2026，45(8)：101-115.

企业技术经济

绿色创新的供应链纵向传导效应研究
——约束还是溢出

田海峰[1]，周诗凯[1]，李 进[2]，刘华军[3]
（1. 东北大学工商管理学院，沈阳 110819；2. 南开大学商学院，天津 300071；
3. 哈尔滨工业大学商学院，哈尔滨 150001）

摘 要：产业链协同绿色转型已成为实现“双碳”目标的重要驱动力。既有研究多聚焦于绿色创新的行业内横向扩散，对绿色创新在供应链中的纵向传导机制关注不足，且未充分区分约束机制与溢出机制在传导过程中的差异化作用。基于纵向交易关系视角，以2013—2024年中国A股上市公司为样本，实证检验绿色创新在供应链中的传导效应及其边界条件。研究发现：焦点企业绿色创新水平的提高会显著促进上游供应商的绿色创新水平，但对下游客户的绿色创新水平未产生显著影响。调节效应分析表明，焦点企业纵向市场势力的增强显著强化了上述后向传导效应。机制分析发现，焦点企业绿色创新能够通过提高供应商绿色投资促进上游供应商的绿色创新水平。异质性分析表明，焦点企业绿色创新对供应商绿色实质创新和绿色策略创新均具有显著促进作用；同时，在供应商数字化水平高、供应商依赖程度高、地理距离近及焦点企业ESG表现好的情境下，后向传导效应更为显著。研究结论不仅揭示了绿色创新沿供应链纵向传导的内在逻辑，也为推动产业链协同绿色转型提供了经验证据。

关键词：绿色创新；供应链；约束机制；溢出效应；纵向传导；纵向市场势力
中图分类号：F273.1 **文献标志码**：A **文章编号**：1002-980X(2026)08-0101-15
DOI：10.12404/j.issn.1002-980X.J26042718

一、引言

在“双碳”目标和可持续发展背景下，推动经济发展方式向绿色低碳转型已成为中国经济社会发展的重要方向。2021年2月，国务院发布《关于加快建立健全绿色低碳循环发展经济体系的指导意见》，明确指出要坚持创新引领，深入推动技术创新、模式创新、管理创新，加快构建市场导向的绿色技术创新体系。2024年7月，中共中央、国务院发布《关于加快经济社会发展全面绿色转型的意见》，进一步强调坚持创新转型。强化支撑绿色转型的科技创新。由此，绿色创新成为实现绿色转型与高质量发展的重要方式[1]。在高度分工与纵向协作的现代化产业体系中，企业的绿色创新活动已不再是孤立的个体行为，而是嵌入产业链上下游企业之间持续交易与生产协作关系之中[2]。焦点企业的绿色创新活动不仅会改变自身生产方式和技术路径，也可能通过产品标准、绿色采购、环境要求和交易约束等方式影响上下游企业的绿色创新决策。因此，从供应链视角考察企业绿色创新在纵向交易关系中的传导机制，对于理解产业链协同绿色转型的微观

收稿日期：2026-04-27
基金项目：国家自然科学基金面上项目“复杂产品系统外部性治理：驱动机理、新范式与赋能对策”(72573032)；国家自然科学基金面上项目“全要素生产率变化的产业动力机制研究：基于生产网络的视角”(72073056)
作者简介：田海峰(1976—)，博士，东北大学工商管理学院副教授，研究方向：产业组织理论与战略管理；(通信作者)周诗凯(2003—)，东北大学工商管理学院硕士研究生，研究方向：产业链绿色治理与战略管理；李进(2001—)，南开大学商学院博士研究生，研究方向：公司治理与战略管理；刘华军(1998—)，哈尔滨工业大学商学院博士研究生，研究方向：数字化转型与企业高质量发展。

过程具有重要的理论与现实意义。

围绕绿色创新与供应链关系，已有研究主要从三个方面展开：第一，从供应链关系视角出发，现有研究认为，供应链数字化、供应链金融和供应链网络地位等因素会对企业的绿色创新行为产生影响[3-5]。这表明，企业绿色创新不仅取决于内部资源禀赋，也嵌入于供应链关系所提供的外部条件。第二，从客户-供应商关系出发，部分研究考察了客户侧特征对供应商绿色创新的影响。相关研究表明，客户的环境关注、环境规制压力、关系稳定性和ESG表现等，会通过市场需求、绿色压力和供应链协同等方式影响供应商绿色创新[6-9]。第三，从绿色创新溢出视角出发，部分研究进一步考察其供应链传导效应。研究发现，客户绿色创新能够沿供应链向上游企业溢出，并主要从知识扩散、技术交流和信息传递等角度解释其对供应商绿色创新的影响[10-12]。总体来看，既有研究已从供应链关系、客户侧特征和绿色创新溢出等角度揭示了绿色创新与供应链上下游之间的联系，但仍存在进一步拓展空间。一方面，在传导机制上，现有文献多沿用以知识扩散和示范效应为核心的创新溢出分析范式，对绿色创新自身的过程嵌入性与标准约束性特征关注不足，尚未深入探讨焦点企业依托纵向交易关系中的市场势力对上游企业形成的约束机制；另一方面，在传导方向上，既有研究多聚焦于客户绿色创新对供应商的单向影响，缺少对焦点企业绿色创新是否及如何同时影响上游供应商与下游客户的进一步检验，对绿色创新在不同供应链方向上的传导差异仍关注不足。

基于上述背景，有必要从绿色创新自身特征出发，重新审视其在供应链中的传导机制及方向差异。绿色创新并非单纯的技术改进活动，其不仅关注技术突破，也强调在生产过程中兼顾环境绩效、资源利用效率和生态影响等多重目标[13-14]。因而，其实施过程往往伴随着较为明确的环境标准、技术规范与合规要求。在供应链交易关系中，焦点企业可将自身绿色创新所形成的环境标准与技术规范，转化为对上游供应商的约束性要求，使供应商感知到来自需求端的环保压力，进而调整其生产组织方式与绿色创新决策[15]。由此可见，绿色创新沿供应链的传导并不完全依赖于自发性的知识或技术扩散，而更可能通过纵向交易关系中由焦点企业施加的约束机制得以实现。同时，由于焦点企业对上游供应商和下游客户所能施加的约束强度存在差异，绿色创新在不同供应链方向上的传导效果也可能呈现出非对称特征。基于此，以2013—2024年中国上市公司为研究对象，从供应链视角考察企业绿色创新在纵向交易关系中的传导机制及方向差异。不同于既有研究主要从溢出视角展开分析，本文强调绿色创新通过纵向交易关系中的约束机制实现供应链传导，并进一步检验纵向市场势力在这一过程中所发挥的调节作用。此外，还从供应商绿色投资视角识别了绿色创新沿供应链传导的作用机制，并结合外部环境情境展开异质性分析，以更全面揭示绿色创新供应链传导效应的实现路径与作用边界。

本文的边际贡献体现在以下方面：第一，从供应链纵向交易关系出发，将绿色创新传导的约束机制作为分析核心，揭示了绿色创新通过交易约束而非单纯知识溢出实现供应链传导的作用路径，以及其在上游供应商和下游客户之间呈现出的非对称传导特征，为理解绿色创新供应链传导机制及方向差异提供了新的经验证据。第二，引入企业纵向市场势力作为调节变量，检验其在绿色约束执行中的作用，揭示市场势力对供应链内部绿色创新传导效果的关键影响，丰富关于纵向交易关系与绿色供应链治理的研究。第三，从作用机制和情境差异两个方面展开分析，揭示绿色创新供应链传导效应的实现路径与作用边界，为理解不同外部环境条件下绿色创新传导差异提供经验证据，也为在产业链协同绿色低碳转型目标下，优化供应链绿色治理结构、促进企业间绿色创新协同提供了管理与政策启示。

二、理论分析与研究假设

（一）绿色创新的纵向传导效应

在供应链纵向交易结构中，企业绿色创新能否在企业间通过供应关系传导及其传导方向，并非内生给定，而是取决于其技术属性与嵌入的纵向交易治理结构。不同于一般技术创新，绿色创新具有显著的过程嵌入性与标准约束性，其实施过程要求对生产流程、投入结构及环境标准进行系统性调整[16-18]。绿色创新能否跨企业传导，高度依赖于提出绿色要求的一方能否通过纵向交易关系将其嵌入具体的交易安排中，形成稳定且可执行的过程性约束。由此，约束机制在不同纵向交易关系中的可行性与有效性差异，内生决定

了绿色创新在供应链中的传导方向。

在以生产协同为特征的后向交易关系中，绿色创新更容易通过过程性约束实现向上游的传导。第一，后向交易关系的生产嵌入性为约束机制提供了制度基础。上游供应商通常直接嵌入焦点企业的生产体系，其投入品质量、工艺路径及技术标准需与焦点企业的生产要求保持高度一致，使得焦点企业能够将绿色要求与环境标准通过投入品准入条件、工艺规范及持续合作安排等渠道，制度化地嵌入交易过程之中[19-20]。第二，过程性约束将绿色创新从信息传递转化为具有现实约束力的交易条件。在后向交易关系中，焦点企业推进绿色创新不再仅体现为示范效应或信号传递，而是直接转化为上游企业能否维持交易关系的现实条件。为满足持续合作要求，上游企业有必要通过调整生产流程、优化技术路径或加大绿色研发投入做出回应，绿色创新得以沿供应链向上游稳定传导。第三，后向交易中的关系专用性投资强化了约束的可执行性。上游供应商为配合焦点企业的生产要求，往往进行了大量的关系专用性投资。一旦因无法满足绿色要求而失去交易关系，这些沉没成本将难以回收。由此形成的退出壁垒，进一步增强了供应商内化绿色约束的动机，使得绿色创新的后向传导更具持续性和稳定性。

相比之下，在以前向产品交易为主导的下游关系中，绿色创新通过过程性约束实现传导的制度基础则较为薄弱。主要原因在于：第一，前向交易主要围绕交易结果而非生产过程展开。这类交易关系的关注重点集中于价格、交付和产品性能等结果性指标，焦点企业难以介入下游客户的生产过程，缺乏将绿色要求嵌入其内部生产决策的制度条件[21-22]。第二，下游市场的替代弹性削弱了约束的传导效力。在竞争性较强且替代性较高的下游市场中，客户可以通过调整采购结构或更换供应商来应对产品特征变化，无须对其自身生产体系做出系统性调整[23]。由此，绿色创新传导所依赖的过程性约束在前向交易中难以形成，其传导机制在由产品交易向生产行为转化的关键环节便可能被阻断。由此可见，绿色创新在供应链中的传导呈现显著的非对称特征，仅在以生产协同为基础、允许过程性约束持续发挥作用的后向交易关系中，传导机制才能有效运作，而在以产品交易为主导的前向交易关系中，该机制缺乏制度基础。

基于此，本文提出假设：

焦点企业绿色创新对其上游供应商绿色创新水平存在显著的正向传导效应（H1a）；

焦点企业绿色创新对其下游客户绿色创新水平不存在显著的传导效应（H1b）。

（二）纵向市场势力的调节作用

前文已从纵向交易视角论证，绿色创新在供应链中的传导主要依赖于纵向交易关系中形成的过程性约束机制。然而，约束机制能否有效发挥作用，关键取决于焦点企业对绿色约束设定与执行的主导程度。鉴于企业在纵向交易中的主导地位存在显著差异，进一步引入纵向市场势力这一情境变量。既有研究表明，企业纵向市场势力不仅影响其价格制定与资源配置能力[24-25]，还决定了其在交易关系中规则设定与标准嵌入的制度基础[20,26]。因此，纵向市场势力是决定过程性约束能否有效实施的重要制度条件。

当焦点企业具备较强的纵向市场势力时，其在交易谈判、技术标准设定及合作准入与退出中占据主导地位，能够将绿色要求与环境标准制度化地嵌入合同条款、生产流程及长期合作安排之中，并辅以监督与考核机制确保约束落实[19-20,27]。同时，较强的市场势力也意味着更大的供应商替代空间，使焦点企业在绿色要求执行过程中无须依赖单一供应商，进一步增强了约束的可执行性与可持续性。对上游供应商而言，强势焦点企业在其销售结构中占据核心市场地位、供应商对该交易关系高度依赖[28]。一旦因无法满足绿色要求而失去交易关系，供应商不仅面临订单减少的直接损失，还将导致既有的关系专用性投资难以回收[29]。在较高的退出成本压力下，供应商更倾向于将焦点企业的绿色标准视为维持核心客户关系的必要条件，进而通过调整技术路径、优化生产流程并加大绿色研发投入做出回应，从而强化绿色创新后向传导的实际效果。当焦点企业纵向市场势力较弱时，其在交易关系中的议价能力和替代空间均较为有限，难以将绿色要求转化为对供应商具有实质约束力的生产规则[30]。同时，有限的市场势力意味着较小的供应商替代空间，焦点企业结构调整能力不足，即便供应商无法满足其绿色要求，也难以通过更换合作伙伴形成实质性威胁。对上游供应商而言，弱势焦点企业在销售结构中占比有限、交易关系可替代性较高，供应商对此依赖程度较弱。即使因无法满足绿色要求而中断合作，供应商也能通过转向其他客户消化损失，退出成本相对较低。

在此情境下,供应商将焦点企业的绿色标准更多地视为可选择的外部期望而非维持交易的必要条件,缺乏为回应绿色要求而进行系统性调整的内生激励[31]。由此,焦点企业绿色创新对上游供应商的影响强度与持续性相应降低,绿色创新的后向传导效应受到抑制。

基于此,本文提出假设:

企业纵向市场势力越强,焦点企业绿色创新水平对其上游供应商绿色创新水平的促进作用越显著(H2)。

三、研究设计

(一)样本选取和数据来源

为有效识别焦点企业绿色创新在供应链上的传导效应,以2013—2024年A股上市公司作为观测对象。首先,参考杨金玉等[32]及陶锋等[33]的做法,构建"焦点企业-上下游企业-年度"数据集。例如,焦点企业(A)当年(2024年)可能对应多个上游供应商(M、N)及多个下游客户(X、Y),则构建A-M-2024、A-N-2024、A-X-2024、A-Y-2024的观测值。其次,上市公司专利数据等来源于中国研究数据服务平台(CNRDS);公司层面的其他控制变量来源于国泰安经济金融研究(CSMAR)数据库;城市层面的数据来自历年《中国城市统计年鉴》。最后,对样本做如下处理:剔除非上市的上下游企业样本;剔除金融行业样本;剔除ST(special treatment)、*ST的公司样本;剔除主要变量存在缺失的样本。为避免极端值的影响,对所有连续变量均进行了上下1%的缩尾处理。由于上市公司上下游关系披露程度不同,且上下游企业绿色创新数据和财务控制变量在匹配过程中存在一定差异,最终构建了共计2115个观测值,其中焦点企业-供应商-年度数据1177条,焦点企业-客户-年度数据938条。

(二)指标选取和变量测度

1.被解释变量:上下游企业绿色创新水平

绿色专利申请能直观反映出企业绿色创新的产出能力。参考王馨和王营[34]的方法,以焦点企业对应的上下游企业申请的绿色发明专利数量与绿色实用新型专利数量总和衡量企业绿色创新水平。同时,为消除数据的右偏分布问题,将绿色专利申请数量加1后取自然对数,从而构建被解释变量上下游企业绿色创新水平。

2.解释变量:焦点企业绿色创新水平

类似地,焦点企业绿色创新水平的构造方法与被解释变量保持一致。具体而言,采用焦点企业当年绿色专利申请数量的总和加1后取自然对数,作为衡量焦点企业绿色创新水平的核心解释变量。

3.调节变量:纵向市场势力

纵向市场势力反映企业在供应链中对上游供应商的约束能力。参考范合君等[35]的研究思路,从企业在产品市场中的竞争地位出发,综合企业营业收入、市场份额两个指标,构建企业纵向市场势力的衡量指标。具体地,采用熵值法对上述指标进行加权,形成综合性的纵向市场势力指数,在降低主观赋权影响的同时,更为全面地刻画企业在市场中的相对势力。

4.控制变量

参考相关研究[34,36],从供应链上下游企业的财务状况和公司治理两个角度,选取一系列影响供应链上下游企业绿色创新的主要指标作为控制变量:包括研发支出(ln*expense*)、企业规模(*Size*)、资产负债率(*Lev*)、盈利能力(*ROA*)、企业价值(Tobin*Q*)、现金流动率(*CashFlow*)、企业成立年限(*FirmAge*)、机构投资者持股比例(*Inst*)及两职合一(*Dual*)。此外,还加入了年份固定效应(*year*)与企业固定效应(*id*)。具体变量及测度方式见表1。

(三)模型构建

为实证检验焦点企业绿色创新在供应链纵向交易关系中的传导效应,本文区分前向与后向两个方向,设定如式(1)所示的回归模型。

$$\ln Green_n_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Green_f_{j,t} + \beta \sum Controls_{i,t} + \lambda_t + \mu_j + \varepsilon_{i,j,t} \quad (1)$$

表 1　主要变量定义

变量类型	变量符号	指标含义	测度方式
被解释变量	ln*Green_s*	供应商绿色创新水平	ln(上游供应商企业绿色专利申请数量+1)
	ln*Green_c*	客户绿色创新水平	ln(下游客户企业绿色专利申请数量+1)
解释变量	ln*Green_f*	焦点企业绿色创新水平	ln(焦点企业绿色专利申请数量+1)
调节变量	*MP_index*	纵向市场势力	基于企业营业收入和市场份额两个指标,采用熵值法构建纵向市场势力指标
控制变量	ln*expense*	研发支出	ln(研发支出+1)
	Size	企业规模	ln(年末总资产+1)
	Lev	资产负债率	年末总负债/年末总资产
	ROA	盈利能力	年末净利润/年末总资产
	Tobin*Q*	企业价值	企业托宾 *Q* 值
	CashFlow	现金流动率	经营活动产生的现金流量净额/总资产
	FirmAge	企业成立年限	ln(企业成立年限+1)
	Inst	机构投资者持股比例	机构投资者持股总数/总股本数量
	Dual	两职合一	董事长与总经理是否为同一人,是为 1,否则为 0

其中：$\ln Green_f_{j,t}$ 为焦点企业 j 在年份 t 的绿色创新水平；$\ln Green_n_{i,t}$ 为与 $\ln Green_{i,t}$ 焦点企业 j 存在供应链关联关系的上游或下游企业 i 在年份 t 的绿色创新水平,分别对应上游供应商绿色创新水平($\ln Green_s_{i,t}$)和下游客户绿色创新水平($\ln Green_c_{i,t}$)；*Controls* 为一系列控制变量；α_0 为常数项；α_1 为估计系数；β 为控制变量待估系数向量；λ_t 为年份固定效应；μ_j 为企业固定效应；$\varepsilon_{i,j,t}$ 为随机扰动项。

进一步地,为检验纵向市场势力在焦点企业绿色创新向上游供应商传导效果的调节作用,在基准模型的基础上引入焦点企业纵向市场势力变量及其与绿色创新水平的交互项,构建如式(2)所示的调节效应模型。

$$\ln Green_s_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln Green_f_{j,t} + \gamma_2 MP_index_{j,t} + \gamma_3 \ln Green_f_{j,t} \times MP_index_{j,t} + \beta \sum Controls_{i,t} + \mu_j + \lambda_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (2)$$

其中：$MP_index_{j,t}$ 为焦点企业 j 在年份 t 的纵向市场势力水平；γ_3 为交互项估计系数。

四、实证结果分析

(一)描述性统计

表 2 展示了主要变量的描述性统计结果。焦点企业绿色创新水平(ln*Green_f*)的均值为 0.813,最大值为 5.652,标准差为 1.140。对应的上游供应商绿色创新水平(ln*Green_s*)和下游客户绿色创新水平(ln*Green_c*)的均值分别为 1.411 和 1.950,最大值分别为 6.059 和 7.366,标准差分别为 1.401 和 1.729。企业纵向市场势力(*MP_index*)的均值为 0.005,最大值为 0.277,标准差为 0.017。这说明样本企业绿色创新水平及纵向市场势力在企业间存在明显差异,这为从供应链视角进一步考察企业间绿色创新的传导关系提供了依据。其他变量的描述性统计结果与现有研究相符,均分布在合理范围之内。

表 2　描述性统计

变量	指标含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
ln*Green_s*	供应商绿色创新水平	1177	1.411	1.401	0	6.059
ln*Green_f*	焦点企业绿色创新水平	1177	0.813	1.140	0	5.652
MP_index	焦点企业纵向市场势力	1177	0.005	0.017	0	0.277
ln*expense_s*	供应商研发支出	1177	19.116	1.708	0	23.912
Size_s	供应商企业规模	1177	23.209	1.295	20.050	26.452
Lev_s	供应商资产负债率	1177	0.490	0.183	0.051	0.910
ROA_s	供应商盈利能力	1177	0.045	0.057	−0.427	0.222
Tobin*Q_s*	供应商企业价值	1177	1.822	1.147	0.795	9.598
CashFlow_s	供应商现金流动率	1177	0.057	0.067	−0.194	0.267
FirmAge_s	供应商企业成立年限	1177	3.027	0.244	1.946	3.807

续表

变量	指标含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Inst_s	供应商机构投资者持股比例	1177	0.505	0.226	0.003	0.920
Dual_s	供应商两职合一	1177	0.267	0.442	0	1.000
ln*Green_c*	客户绿色创新水平	938	1.950	1.729	0	7.366
ln*expense_c*	客户研发支出	938	19.494	2.198	0	24.554
Size_c	客户企业规模	938	23.791	1.403	20.296	26.452
Lev_c	客户资产负债率	938	0.547	0.169	0.072	0.910
ROA_c	客户盈利能力	938	0.041	0.047	−0.158	0.222
Tobin*Q_c*	客户企业价值	938	1.556	0.854	0.795	8.464
CashFlow_c	客户现金流动率	938	0.057	0.060	−0.202	0.267
FirmAge_c	客户企业成立年限	938	3.063	0.279	2.079	4.143
Inst_c	客户机构投资者持股比例	938	0.546	0.220	0.004	0.920
Dual_c	客户两职合一	938	0.186	0.389	0	1.000

注：后缀 s 表示供应商层面的相关变量；后缀 c 表示客户层面的相关变量。

（二）基准回归

表 3 展示了焦点企业绿色创新水平对供应链上下游企业绿色创新水平影响的基准回归结果。（1）列和（2）列以上游供应商绿色创新水平为被解释变量，其中（1）列仅控制年份固定效应和企业固定效应，（2）列在此基础上进一步加入企业层面的控制变量。（3）列和（4）列以下游客户绿色创新水平为被解释变量，回归设定分别与（1）列和（2）列相对应。

表 3　基准回归结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）
	ln*Green_s*	ln*Green_s*	ln*Green_c*	ln*Green_c*
ln*Green_f*	0.240***	0.207***	0.154	0.156
	（0.071）	（0.070）	（0.153）	（0.113）
ln*expense*		0.196*		0.022
		（0.100）		（0.070）
Size		0.302**		0.853***
		（0.143）		（0.141）
Lev		0.289		0.345
		（0.570）		（0.754）
ROA		1.328		0.050
		（1.185）		（2.095）
Tobin*Q*		0.023		0.059
		（0.059）		（0.111）
CashFlow		−0.238		−0.548
		（0.825）		（1.457）
FirmAge		0.017		−0.499*
		（0.385）		（0.293）
Inst		−0.271		−0.234
		（0.340）		（0.435）
Dual		−0.188		−0.156
		（0.123）		（0.204）
常数项	1.214***	−9.620***	1.854***	−17.438***
	（0.057）	（2.239）	（0.104）	（2.436）
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
观测值	1177	1177	938	938
调整 R^2	0.693	0.747	0.645	0.775

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为标准误。

从上游供应商角度来看，(1)列和(2)列中，焦点企业绿色创新水平的估计系数均为正，在1%的显著性水平上显著。该结果表明，焦点企业绿色创新水平的提升能够显著促进其上游供应商提高自身绿色创新水平。相比之下，在以下游客户绿色创新水平为被解释变量的(3)列和(4)列中，焦点企业绿色创新水平的估计系数在统计意义上均未达到常规显著性水平。这表明，焦点企业绿色创新难以通过现有的交易关系对下游客户的绿色创新决策产生稳定而显著的影响。此外，部分企业层面控制变量未达到常规显著性水平。可能的原因在于，本文控制了企业固定效应，企业自身较为稳定的特征已在一定程度上被吸收，因此企业短期财务状况和治理特征的边际解释力相对有限。

这一发现意味着，绿色创新的传导在供应链中呈现出明显的约束驱动特征，即焦点企业通过纵向交易关系对上游企业形成绿色约束，从而实现绿色创新沿链的后向传导，而对下游客户缺乏同样的约束能力，因此未形成显著影响，支持前文提出的假设H1a和假设H1b。

(三)市场势力的调节作用

表4展示了纵向市场势力在绿色创新沿链后向传导过程中的调节效应检验结果。在引入企业纵向市场势力及其与绿色创新水平的交互项(ln*Green_MP_index*)后，焦点企业绿色创新水平对上游供应商绿色创新水平的正向影响仍在5%显著性水平上成立，表明基准回归结果稳健。同时，(ln*Green_MP_index*)估计系数约为11.021，在5%的显著性水平上显著，说明企业纵向市场势力显著放大了焦点企业绿色创新对上游供应商绿色创新的促进作用。需要说明的是，*MP_index*为基于两个指标合成的综合指数，且取值整体较小，因此其系数绝对值较大主要与变量量纲和指数构造方式有关，并不影响本文对调节效应方向的判断。

表4的结果表明，纵向市场势力通过强化焦点企业在纵向交易关系中的约束能力，使其能够将绿色要求与环境标准更有效地转化为对上游企业的行为约束，从而显著增强绿色创新的后向传导效应。为进一步考察调节效应的经济含义，本文依据回归样本中*MP_index*的第25、第50和第75分位数进行简单斜率检验。表5结果显示，当纵向市场势力处于较低水平时，焦点企业绿色创新对供应商绿色创新的边际效应为0.190；纵向市场势力处于中等水平时，边际效应提高至0.198；纵向市场势力处于较高水平时，边际效应进一步提高至0.226。而且上述边际效应均在1%水平上显著。同时，高、低纵向市场势力水平下的边际效应差异为0.036，且在5%水平上显著。上述结果进一步表明，随着焦点企业纵向市场势力提高，其绿色创新对上游供应商绿色创新的促进作用逐渐增强。值得注意的是，若绿色创新主要依赖知识溢出或技术扩散等非强制性机制实现传导，则其影响不应系统性地受到企业纵向市场势力差异的显著影响。然而，本文发现纵向市场势力对绿色创新传导效应具有显著调节作用，表明焦点企业依托其纵向市场势力，通过约束机制推动上游供应商做出绿色创新响应。总体而言，上述结果不仅验证了假设H2，也为约束机制在绿色创新沿供应链传导过程中发挥主导作用提供了经验证据。

表4　调节效应检验

变量	ln*Green_s*
ln*Green_f*	0.185**
	(0.071)
MP_index	−41.939***
	(15.866)
ln*Green_MP_index*	11.021**
	(4.631)
控制变量	是
常数项	−9.763***
	(2.257)
年份固定效应	是
企业固定效应	是
观测值	1177
调整R^2	0.748

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著；括号内为标准误。

表5　调节效应的简单斜率检验

纵向市场势力水平	*MP_index*	边际效应	标准误	*t*	*P*
低纵向市场势力(P25)	0.0005	0.190***	0.071	2.676	0.008
中等纵向市场势力(P50)	0.0012	0.198***	0.071	2.802	0.005
高纵向市场势力(P75)	0.0037	0.226***	0.070	3.210	0.001
P75~P25差异		0.036**	0.015	2.380	0.018

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著；P25、P50、P75分别表示纵向市场势力的分位点取值。

(四)稳健性检验

为增强基准回归结果的可信性,从变量测度方式、样本区间选择、回归模型设定及标准误处理多个方面进行了稳健性检验,表6展示了相关回归结果。

1.替换变量测度方式

为缓解以专利申请数量衡量绿色创新水平可能带来的测度偏误,参考刘亦文等[37]的研究,使用企业本年度获得授权的绿色专利数量加1后取自然对数来重新定义企业的绿色创新水平,并重新进行回归检验。从表6的(1)列可以看出,替换解释变量与被解释变量后,焦点企业绿色创新水平对上游供应商绿色创新水平的估计系数约为0.118,在5%显著性水平下显著,结论依然稳健。

2.调整样本区间

2015年《新环境保护法》的施行显著强化了中国环境规制强度,并可能对企业绿色创新行为产生结构性影响。在此背景下,将样本区间缩小至2015—2024年,并重新进行回归。从表6的(2)列可以看出,估计系数约为0.236,在1%的显著性水平上显著为正,表明在样本区间调整后,结论依然稳健。

3.PPML模型回归

为了进一步缓解零值问题对模型识别造成的潜在威胁,参考刘建和熊燕[38]的方法,采用泊松伪最大似然估计(PPML)方法对模型进行重新估计。从表6的(3)列可以看出,估计系数约为0.101,在5%的显著性水平上显著,说明在不同模型设定下,焦点企业绿色创新对上游供应商绿色创新的促进作用依然成立。

4.更换聚类稳健标准误

此外,为排除标准误设定对估计结果的影响,本文继续将聚类稳健标准误调整至行业层面和城市层面,回归结果分别见表6的(4)列和(5)列。解释变量的估计系数分别约为0.205和0.207,且分别在5%和1%的显著性水平上显著,再次证明了结论的稳健性。

在保持与前文一致的模型设定下,还进一步对焦点企业绿色创新对其下游客户绿色创新水平的影响及纵向市场势力在绿色创新沿供应链传导过程中的调节作用进行了稳健性检验,相关结果留存备索。结果显示,在不同稳健性设定中,焦点企业绿色创新水平对下游客户绿色创新水平的估计系数均未达到常规显著性水平,表明其绿色创新难以通过既有纵向交易关系对下游企业形成稳定影响。同时,纵向市场势力的调节作用始终保持正向显著,与基准回归一致,证明了结论的稳健性。

表6　稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	替换被解释变量	更改样本区间	PPML模型回归	行业层面聚类	城市层面聚类
ln*Green_f*	0.118**	0.236***	0.101**	0.205**	0.207***
	(0.059)	(0.081)	(0.047)	(0.077)	(0.078)
控制变量	是	是	是	是	是
常数项	−9.267***	−9.356***	−9.357***	−9.698***	−9.620***
	(1.677)	(2.494)	(1.989)	(2.396)	(1.904)
年份固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
观测值	1177	1018	1036	1156	1177
调整R^2/pseudo-R^2	0.782	0.752	0.273	0.747	0.747

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;括号内为标准误。

(五)内生性检验

1.遗漏变量问题

在基准回归中,尽管已控制上游企业层面的财务状况和公司治理因素,但仍可能存在城市层面宏观环境因素对上游企业绿色创新水平产生影响,从而导致遗漏变量偏误。为缓解上述问题,参考詹新宇和梁蓝心[39]的研究,进一步加入上游企业所在城市层面的控制变量,包括:城市经济发展水平(*gdp*),采用地区生产总值取对数衡量;金融发展水平(*finance*),采用年末金融机构贷款余额与地区生产总值的比值衡量;财政支

出占比(*budget*)，采用地方财政一般预算内支出与地区生产总值的比值衡量；产业结构(*structure*)，采用第三产业增加值占地区生产总值的比值衡量。从表7的(1)列可以看出，焦点企业绿色创新水平对上游供应商企业绿色创新水平的估计系数为0.335，在1%水平上显著为正，再次验证了回归结果的可靠性。

2. 工具变量法

为缓解潜在的反向因果问题，采用工具变量法进行内生性检验。既有研究指出，同一行业内企业在相近时期通常面临类似的技术条件和市场竞争环境，行业层面的技术进步与制度变化往往构成影响企业创新决策的重要外生冲击[40]。基于这一研究思路，选取焦点企业所在行业-年份层面的其他企业绿色创新水平(*peer_Green*)作为工具变量。

在具体测度上，以行业-年份为分组单元，计算同行业同年度内除焦点企业之外其他企业绿色创新水平的平均值，以刻画行业-年份层面外生的绿色技术水平与制度环境。一方面，同行业-年份层面其他企业的绿色创新水平能够刻画行业在特定时期所面临的整体绿色技术条件与制度环境，而该行业-年份层面的外生环境与焦点企业自身绿色创新水平高度相关，从而满足工具变量的相关性条件；另一方面，该变量在构造过程中剔除了焦点企业自身绿色创新水平，能够在一定程度上降低焦点企业个体特征的直接影响。同行业同年度其他企业绿色创新水平主要反映行业层面的绿色技术环境和创新氛围，与特定焦点企业上游供应商之间的直接关联相对较弱，其影响更可能通过焦点企业绿色创新决策及其纵向交易关系传导。需说明的是，该工具变量仍可能受到共同政策环境或行业技术扩散等因素影响，排他性约束存在一定局限，但在控制年份固定效应、个体固定效应及企业层面控制变量后，其在当前研究设定下仍可作为缓解内生性问题的补充性检验。

表7的(2)列展示了工具变量法第一阶段回归结果。*peer_Green* 的估计系数约为0.267，在1%的显著性水平上显著。同时，Kleibergen-Paap rk Wald *F* 统计量为9.408，大于 Stock-Yogo 15% maximal IV size 对应的临界值，表明工具变量具有较强的相关性，不存在明显的弱工具变量问题。第二阶段回归结果见表7的(3)列，焦点企业绿色创新水平的估计系数约为0.523，在10%的显著性水平上显著，说明在控制潜在内生性后，焦点企业绿色创新对上游供应商绿色创新的促进作用依然存在，证明了结论的稳健性。

3. 高维固定效应

尽管前文已控制年份与企业固定效应，但仍可能存在随时间变化的区域宏观环境或行业冲击对企业绿色创新决策产生影响。参考王柯丹等[41]的研究，在基准模型的基础上引入高维固定效应进行检验。具体而言，先控制年份×省份固定效应，以吸收不同地区在特定年份所面临的宏观经济环境或政策冲击。在此基础上，进一步加入年份×行业固定效应，以控制行业层面技术进步、竞争格局及产业政策等随时间变化的共同影响。从表7的(4)列和(5)列可以看出，估计系数均在常规显著性水平上保持正向显著，表明本文的结论并非由地区或行业层面的时变冲击所驱动，研究结论具有较强的稳健性。

表7　内生性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	城市控制变量	第一阶段回归	第二阶段回归	年份×省份固定效应	进一步加入年份×行业固定效应
ln*Green_f*	0.335***		0.523*	0.124**	0.196**
	(0.091)		(0.315)	(0.063)	(0.095)
peer_Green		0.267***			
		(0.087)			
控制变量	是	是	是	是	是
常数项	−11.179***			−14.328***	−10.273*
	(4.170)			(3.108)	(5.738)
年份固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
观测值	890	1106	1106	1110	1021
调整 R^2	0.772	0.832	0.191	0.841	0.943
Kleibergen-Paap rk Wald *F* 统计量		9.408			

注：*、**、*** 分别表示在10%、5%、1%的水平上显著；括号内为标准误。

五、进一步分析

在前文基准分析确认绿色创新通过纵向交易关系以约束机制实现传导的基础上，进一步从作用机制和情境差异两个方面展开分析。一方面，供应商绿色创新的提升需要相应资源投入作为支撑，焦点企业绿色创新影响供应商绿色创新的具体传导机制仍有待进一步检验；另一方面，绿色创新的供应链传导效果并非在所有情境下均保持一致，其作用强度可能受到创新属性、企业能力及供应链关系特征等因素影响。基于此，本文进一步开展供应商绿色投资机制检验，并结合不同情境展开异质性分析，以更全面地刻画绿色创新在供应链中的传导特征。

（一）绿色投资响应机制

企业绿色创新具有较强的资源依赖性，资金供给状况是影响企业绿色创新意愿与创新能力的重要约束条件[42]。绿色投资作为企业面向绿色转型配置资金资源的重要形式，能够为绿色创新活动提供投入保障，并影响企业后续绿色创新决策[43]。在纵向交易关系中，焦点企业绿色创新所形成的绿色化要求，会转化为供应商需要持续回应的外部约束。由于绿色要求通常涉及生产流程和技术条件的调整，供应商难以仅依靠短期管理措施加以应对，而需要通过增加绿色投资改善绿色化基础，以维持交易关系稳定并降低被替代风险。由此，绿色投资成为供应商将外部绿色约束转化为内部资源配置调整的重要渠道。围绕这一逻辑，以供应商绿色投资作为机制变量，考察焦点企业绿色创新是否会推动供应商增加绿色投资，从投入响应角度检验其影响供应商绿色创新的作用机制。

参考刘红霞和孙雅男[44]的研究，以供应商企业年报中环保绿色相关项目金额的自然对数衡量供应商绿色投资水平。从表8可以看出，焦点企业绿色创新的估计系数为0.811，并在5%水平上通过显著性检验。这一结果表明，焦点企业绿色创新能够显著促进供应商进行绿色投资。这说明由焦点企业所形成的绿色约束能够通过供应链关系转化为供应商的绿色投入行为，从而从投入响应角度为绿色创新在供应链中的后向传导提供了机制证据。

表8　作用机制检验

变量	ln*Green_invest*
ln*Green_f*	0.811** （0.411）
控制变量	是
常数项	-13.927 （18.467）
年份固定效应	是
企业固定效应	是
观测值	1177
调整 R^2	0.628

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著；括号内为标准误。

（二）异质性分析

1. 绿色创新类型

考虑到不同类型绿色创新在技术复杂程度和资源投入强度方面存在明显差异，参考马永强等[45]的研究，依据专利类型，将技术门槛较高、研发投入要求较强的绿色发明专利视为绿色实质创新，将技术复杂度相对较低、调整灵活性较强的绿色实用新型专利视为绿色策略创新。从表9的（1）列和（2）列可以看出，焦点企业绿色创新对供应商两类绿色创新的影响均为正，估计系数分别为0.164和0.174，且均在5%的显著性水平上显著。进一步采用Bootstrap方法进行组间系数差异检验，结果显示两类绿色创新的系数差异并不显著。这表明，焦点企业绿色创新对供应商不同类型绿色创新均具有较为明显的促进作用。

可能的原因在于，绿色创新响应本身具有多层次特征。面对持续性的绿色合作要求，供应商既需要通过设备更新、工艺改进和产品调整等方式形成较快响应，也需要通过研发投入和技术积累提升长期绿色创新能力。前者更多体现为绿色策略创新，后者则更多体现为绿色实质创新。因此，焦点企业绿色创新对供应商的影响并不局限于单一创新类型，而是能够同时推动其在适应性改进和实质性技术进步两个层面开展绿色创新。

2. 供应商的数字化水平

企业数字化转型对其绿色创新水平具有正向影响[46-47]。作为企业数字化转型的重要体现，上游企业的数字化水平可能在绿色创新沿供应链后向传导的过程中发挥重要的调节作用。参考张永珅等[48]的研究，根据企业数字化转型的定义，利用上市公司财务报告附注中披露的年末无形资产明细，识别与数字化转型相

关的技术性无形资产，并以其占无形资产总额的比例衡量企业数字化水平。从表 9 的（3）列可以看出，焦点企业绿色创新与供应商数字化水平交互项（ln*Green_digital*）的估计系数为 0.527，并在 5%的显著性水平上显著，表明供应商数字化水平能够强化焦点企业绿色创新对供应商绿色创新的促进作用。

表 9　绿色创新类型与数字化情境检验

变量	（1）	（2）	（3）
	ln*Green_uma*	ln*Green_inv*	ln*Green_s*
ln*Green_f*	0.164**	0.174**	0.152**
	（0.064）	（0.071）	（0.069）
digital_s			−1.640***
			（0.402）
ln*Green_digital*			0.527**
			（0.239）
控制变量	是	是	是
常数项	−7.769***	−7.502***	−9.990***
	（1.617）	（2.354）	（2.164）
年份固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
观测值	1177	1177	1165
调整 R^2	0.725	0.694	0.757

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为标准误。

可能的原因在于：一方面，数字化水平较高的供应商通常具备更强的信息获取与处理能力，能够更及时、更精准地识别焦点企业在生产标准、环境绩效考核和合规要求中嵌入的绿色约束，并将其转化为内部管理和生产调整要求。同时，较高的数字化水平也提升了其生产过程和环境绩效的信息透明度，客观上压缩了规避约束的空间，从而提高绿色约束的执行效率。另一方面，数字技术应用也有助于提升供应商开展绿色创新的能力基础，能够优化其生产流程与资源配置的效率和协调水平，降低绿色研发、设备改造和生产调整的协调成本，使其更有能力将外部绿色要求转化为实际绿色创新行为。由此，供应商数字化水平越高，焦点企业绿色创新沿供应链向上游传导的效果越强。

3. 供应商对焦点企业的依赖程度

供应商对焦点企业的依赖程度反映了双方在纵向交易关系中的相对议价地位。借鉴黎峰的研究思路[49]，以供应商对焦点企业的采购额占比衡量其依赖程度，并以样本中位数为界，将样本划分为高依赖组和低依赖组。从表 10 的（1）列和（2）列可以看出，在高依赖组中，焦点企业绿色创新水平的估计系数约为 0.262，并在 5%的水平上显著；而在低依赖组中，系数未通过常规显著性检验。该结果说明，焦点企业绿色创新对供应商绿色创新的促进作用主要体现在供应商高依赖组的样本中。

可能的原因在于，当供应商对焦点企业依赖程度较高时，焦点企业订单在其收入来源和经营稳定性中占据更重要的位置[50]。为维持既有合作关系，供应商更有动力根据焦点企业的绿色产品、绿色工艺和环境标准要求调整自身创新决策。同时，较高的依赖关系也强化了焦点企业在纵向交易中的规则设定能力，使其能够将在绿色创新过程中形成的技术标准、采购要求和环境约束等转化为与供应商合作中的具体要求。相反，当供应商对焦点企业依赖程度较低时，其客户替代空间较大，议价能力相对较强，焦点企业绿色约束对其形成的现实压力有限。因而绿色创新传导效应并不明显。

4. 地理距离

地理距离反映了焦点企业对供应商实施绿色约束时所面临的空间条件。借鉴韦庆芳和魏下海[51]的研究，利用经纬度信息测算焦点企业与上游供应商所在地之间的地理距离，并以样本中位数为界，将样本划分为地理距离较近组和较远组。从表 10 的（3）列和（4）列可以看出，在地理距离较近的样本中，焦点企业绿色创新的估计系数约为 0.287，并在 1%的水平上显著；而在地理距离较远的样本中，该系数未通过常规显著性检验。该结果说明，绿色创新在供应链中的后向传导主要体现在地理距离较近的供应链关系中。

可能的原因在于，绿色创新传导并非单纯的信息传递过程，还涉及技术标准对接、生产工艺调整、环境要求落实及后续监督反馈等环节。当地理距离较近时，焦点企业与供应商之间的沟通成本和监督成本较低，双方能够围绕相关绿色要求开展更充分的沟通与协调，从而提高供应商对焦点企业绿色约束的理解和执行效率[52]。同时，空间邻近也有助于增强合作频率和关系稳定性，减少绿色要求在传递和执行过程中的偏差[53]。相反，当地理距离较远时，双方协调成本和监督难度上升，焦点企业绿色要求在传导过程中更容易出现信息衰减和执行弱化，因而对供应商绿色创新的促进作用并不明显。

5. 焦点企业 ESG 表现

企业 ESG 表现反映了其在环境管理、社会责任和公司治理方面的规范程度，是衡量企业制度化治理水

平和长期发展导向的重要指标。选取华证ESG评分作为衡量指标,并以样本中位数为界,将样本划分为ESG评分高组和ESG评分低组。从表10的(5)列和(6)列可以看出,在ESG评分较高的样本组中,焦点企业绿色创新水平的估计系数为0.298,并在1%的水平上显著;而在ESG评分较低的样本组中,该系数未通过常规显著性检验。结果表明,焦点企业绿色创新对上游供应商绿色创新的促进作用主要体现在ESG表现较好的样本中。

可能的原因在于:一方面,ESG表现较好的焦点企业通常具有更规范的治理结构和更稳定的环境管理体系,其绿色创新活动更容易与绿色采购、供应商管理和环境标准执行相结合,从而使绿色要求在供应链合作中具有更强的可执行性[54]。另一方面,面对ESG表现较好的焦点企业,供应商也更容易形成稳定的合作预期。为维持合作关系并降低因不符合绿色要求而被调整或替换的风险,供应商更有动力围绕焦点企业的绿色要求开展技术改进和绿色创新。因此,焦点企业ESG表现越好,其绿色创新所形成的约束和示范作用越容易传导至上游供应商。

表10 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高依赖	低依赖	地理距离近	地理距离远	ESG评分高	ESG评分低
ln*Green_f*	0.262** (0.121)	0.151 (0.102)	0.287*** (0.094)	0.074 (0.118)	0.298*** (0.085)	0.080 (0.089)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	−9.537** (4.185)	−11.456*** (3.174)	−6.136(6.289)	−6.439* (3.583)	−2.742(3.882)	−12.172*** (3.128)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	562	543	495	462	534	528
调整R^2	0.819	0.771	0.795	0.825	0.756	0.796

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;括号内为标准误。

六、研究结论与政策启示

(一)研究结论

绿色创新是推动中国经济低碳转型和高质量发展的关键路径。随着产业分工不断深化,企业间联系日益嵌入产业链供应链体系,企业绿色创新已超越自身边界,并通过纵向交易关系影响供应链其他主体的绿色转型。在这个意义上,研究绿色创新在供应链关系中的跨组织传导逻辑及其影响边界,对于理解产业链绿色协同转型具有重要的理论意义与现实价值。以2013—2024年中国A股上市公司为研究样本,实证检验了绿色创新在供应链上的传导机制及传导方向。研究结果表明:第一,企业绿色创新在供应链中的传导更多通过在纵向交易关系中形成的约束机制得以实现,进而在传导方向上呈现出明显的后向特征。具体表现为,焦点企业绿色创新能够显著促进供应商绿色创新,而对下游客户绿色创新的影响并不明显。第二,焦点企业的纵向市场势力在其绿色创新沿供应链后向传导的过程中发挥了显著调节作用。当焦点企业在供应链中的市场势力越强时,其绿色创新对供应商绿色创新的促进作用越明显。第三,供应商绿色投资是焦点企业绿色创新影响供应商绿色创新的重要作用机制。焦点企业的绿色创新行为能够促使供应商增加绿色投资,进而为其绿色创新活动提供资源投入基础,最终推动供应商绿色创新水平提升。第四,异质性分析表明,焦点企业绿色创新对供应商绿色实质创新和绿色策略创新均具有显著促进作用;同时,在供应商数字化水平较高、供应商对焦点企业依赖程度较高、双方地理距离较近及焦点企业ESG表现较好的情境下,纵向约束更容易内化为供应商的绿色创新决策,从而增强绿色创新在供应链中的后向传导效果。

(二)政策启示

本文对供应链绿色治理实践与政府政策制定具有重要的管理与政策启示。企业绿色治理实践层面:第一,焦点企业应将自身绿色创新能力转化为供应链绿色治理能力。处于供应链关键位置的企业应进一步发

挥绿色创新的协同带动作用，将绿色技术标准、绿色管理要求和绿色合作目标嵌入采购规则、供应商准入、质量验收和长期合作协议之中，推动绿色创新由企业内部实践延伸为供应链协同行动。在这一过程中，焦点企业应合理运用其在纵向交易关系中的市场势力，通过技术指导、信息共享、联合研发和订单稳定等方式，提升供应商响应绿色要求的能力，进而增强供应链绿色转型的协同性和持续性。第二，供应商应提升绿色投资和绿色创新的主动响应能力。对供应商而言，焦点企业提出的绿色要求可以成为推动自身技术升级和合作关系稳定的重要契机。供应商应围绕绿色设备改造、清洁生产流程、环境管理体系和绿色技术研发等方面增加持续性投入，将外部绿色约束转化为自身绿色创新能力提升的内在动力。特别是在与核心客户合作较为紧密的供应关系中，供应商应通过主动沟通、过程改进和协同研发，增强与焦点企业绿色转型目标的匹配度，从而在供应链绿色转型中获得更稳定的合作机会。

政府政策制定层面：第一，应完善面向供应链关系的绿色治理制度体系。政府部门应进一步将供应链协同纳入绿色创新政策设计，推动绿色治理政策由单个企业激励向供应链协同治理延伸。具体而言，可围绕绿色采购、供应商绿色评价、绿色信息披露和供应链环境责任管理等方面完善制度安排，引导关键节点企业将绿色标准嵌入采购规则、合作协议和供应商管理过程之中，促进绿色创新在产业链上下游之间形成更加稳定的传导机制。第二，应强化对链上企业绿色投资和绿色改造的政策支持。绿色创新在供应链中的有效传导，需要链上企业具备相应的资金、技术和管理资源投入能力。政府部门可通过绿色信贷、财政补贴、税收优惠、专项基金和绿色技术服务平台等方式，支持企业开展绿色设备改造、清洁生产和绿色技术研发，提升其承接绿色标准、响应绿色约束和开展绿色创新的能力。同时，可鼓励链上企业联合申报绿色技术改造项目和绿色创新项目，推动政策资源由单一企业支持拓展为供应链协同支持，提高绿色创新政策的精准性和带动性。第三，应结合供应链关系特征实施分类引导。供应链绿色约束的实施效果，受企业治理基础、交易关系紧密程度和空间协同条件等因素影响。政府部门应结合不同供应链关系的实际特征，完善分层分类的政策引导机制。对于治理基础较强、ESG 表现较好的企业，可支持其建设绿色供应链管理体系和示范项目，形成可复制、可推广的绿色管理经验；对于交易关系较为紧密、依赖程度较高的供应链组合，可推动建立绿色标准协商、技术辅导和资源配套机制，增强链上企业对绿色要求的承接能力；对于空间距离较近、协同基础较好的企业，可支持其开展联合研发、现场改造和过程管理；对于跨区域合作企业，可依托数字化平台、远程审核和阶段性评价等方式提高绿色约束执行效率。通过更具适配性的政策安排，提升绿色治理措施与供应链实际运行条件的匹配程度。

参考文献

[1] 屠西伟，张平淡. 节能目标约束与供应链碳减排[J]. 经济研究，2025，60(7)：201-220.

[2] 周礼，金晨晨. 网络嵌入对企业绿色创新的影响与作用机制：吸收能力的中介作用[J]. 科技进步与对策，2021，38(5)：79-86.

[3] 张济平，李增福. 供应链数字化、供应链整合与企业绿色转型[J]. 华东经济管理，2024，38(11)：84-95.

[4] 赵丹妮，张亚豪，唐松. 供应链金融对企业绿色转型的影响：抑制还是促进？——基于上市企业年报文本大数据识别的经验证据[J]. 天津财经大学学报，2024，44(2)：20-36.

[5] 张玉婷，郭佳丽. 供应链网络地位与企业绿色创新——基于中间地位遵从理论[J]. 研究与发展管理，2026，38(2)：137-149.

[6] 王红建，张高昂，吴涛，等. 客户环境关注、压力传导与供应商企业绿色创新[J]. 经济研究，2026，61(1)：72-94.

[7] 钱先航，张新然，邱善运. 客户环境规制、供应链溢出与企业绿色低碳技术创新[J]. 经济理论与经济管理，2025，45(2)：71-90.

[8] 张勇，殷健. 供应链客户稳定度对企业绿色创新的促进效应研究[J]. 会计与经济研究，2025，39(1)：136-159.

[9] 严若森，姜潇. 客户企业 ESG 评级与供应商企业绿色创新[J]. 系统工程理论与实践，2025，45(4)：1168-1188.

[10] 王健，李明操，蒋忠中，等. 企业绿色技术创新的供应链溢出效应研究[J]. 管理科学学报，2025，28(1)：77-99.

[11] 全怡，周志远. 客户绿色创新的供应链溢出效应研究[J]. 管理科学，2025，38(3)：15-31.

[12] AWAN U，ARNOLD M G，GÖLGECI I. Enhancing green product and process innovation：Towards an integrative framework of knowledge acquisition and environmental investment[J]. Business Strategy and the Environment，2021，30(2)：12831295.

[13] WANG M，LI Y，LI J，et al. Green process innovation，green product innovation and its economic performance improvement paths：A survey and structural model[J]. Journal of Environmental Management，2021，297：113282.

[14] 刘勇. 绿色技术创新与传统意义技术创新辨析[J]. 工业技术经济，2011，30(12)：55-60.

[15] 万兆，蔡真，刘冲. 需求端环保压力感知对供给端绿色创新的促进效应——基于中国 A 股上市公司供应链的经验证据[J]. 中国农村经济，2025(3)：165-185.

[16] PORTER M E, VAN DER LINDE C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. The Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97-118.
[17] RENNINGS K. Redefining innovation—Eco-innovation research and the contribution from ecological economics[J]. Ecological Economics, 2000, 32(2): 319-332.
[18] 曾经纬, 薛璐绮, 李柏洲. 绿色创新生态系统生成机制研究[J]. 科技进步与对策, 2021, 38(13): 11-19.
[19] WILLIAMSON O E. The economic institutions of capitalism[M]. New York: Free Press, 1985: 1-10.
[20] GEREFFI G, HUMPHREY J, STURGEON T. The governance of global value chains[J]. Review of International Political Economy, 2005, 12(1): 78-104.
[21] GROSSMAN S J, HART O D. The costs and benefits of ownership: A theory of vertical and lateral integration[J]. Journal of Political Economy, 1986, 94(4): 691-719.
[22] GROSSMAN G M, HELPMAN E. Integration versus outsourcing in industry equilibrium[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2002, 117(1): 85-120.
[23] GABRIELSEN T S, JOHANSEN B O. Buyer power and exclusion in vertically related markets[J]. International Journal of Industrial Organization, 2015, 38: 1-18.
[24] 姜付秀, 余晖. 我国行政性垄断的危害——市场势力效应和收入分配效应的实证研究[J]. 中国工业经济, 2007(10): 71-78.
[25] 李兰冰, 阎丽, 黄玖立. 交通基础设施通达性与非中心城市制造业成长: 市场势力、生产率及其配置效应[J]. 经济研究, 2019, 54(12): 182-197.
[26] ANTRÀS P. Global production: Firms, contracts, and trade structure[M]. Princeton: Princeton University Press, 2016.
[27] CHEN Z Q. Supplier innovation in the presence of buyer power[J]. International Economic Review, 2019, 60(1): 329-353.
[28] CANIËLS M C J, GELDERMAN C J. Power and interdependence in buyer supplier relationships: A purchasing portfolio approach[J]. Industrial Marketing Management, 2007, 36(2): 219-229.
[29] HEIDE J B, JOHN G. The role of dependence balancing in safeguarding transaction-specific assets in conventional channels[J]. Journal of Marketing, 1988, 52(1): 20-35.
[30] 侯利阳, 李瑾. 市场力量评估中的买方势力: 理论逻辑与实践[J]. 广东财经大学学报, 2025, 40(1): 49-60.
[31] DWYER F R, SCHURR P H, OH S. Developing buyer-seller relationships[J]. Journal of Marketing, 1987, 51(2): 11-27.
[32] 杨金玉, 彭秋萍, 葛震霆. 数字化转型的客户传染效应——供应商创新视角[J]. 中国工业经济, 2022(8): 156-174.
[33] 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.
[34] 王馨, 王营. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界, 2021, 37(6): 173-188, 11.
[35] 范合君, 郑铮, 吴婷, 等. “链主”企业创新如何带动链上企业创新[J]. 经济学动态, 2025(10): 18-36.
[36] 刘金科, 肖翊阳. 中国环境保护税与绿色创新: 杠杆效应还是挤出效应?[J]. 经济研究, 2022, 57(1): 72-88.
[37] 刘亦文, 陈熙钧, 高京淋, 等. 媒体关注与重污染企业绿色技术创新[J]. 中国软科学, 2023(9): 30-40.
[38] 刘建, 熊燕. 能源价格差异、比较优势与中国出口贸易——基于国际面板 PPML 模型的经验研究[J]. 财贸研究, 2018, 29(2): 76-87.
[39] 詹新宇, 梁蓝心. 链长制如何“链”出企业技术创新[J]. 中国工业经济, 2024(11): 137-155.
[40] BLOOM N, SCHANKERMAN M, VAN REENEN J. Identifying technology spillovers and product market rivalry[J]. Econometrica, 2013, 81(4): 1347-1393.
[41] 王柯丹, 刘颖, 汪寿阳, 等. 数据要素与绿色创新: 基于新质生产力视角[J]. 财经问题研究, 2024(9): 18-33.
[42] YU C H, WU X Q, ZHANG D Y, et al. Demand for green finance: Resolving financing constraints on green innovation in China[J]. Energy Policy, 2021, 153: 112255.
[43] 张建鹏, 李平. 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.
[44] 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.
[45] 马永强, 赵良凯, 杨华悦, 等. 空气污染与企业绿色创新——基于我国重污染行业 A 股上市公司的经验证据[J]. 产业经济研究, 2021(6): 116-128.
[46] 田海峰, 刘华军. 企业数字化转型与绿色创新的“双化协同”机制研究[J]. 产业经济研究, 2023(6): 29-41, 72.
[47] 孟猛猛, 谈婧, 王袁清清, 等. 企业数字化转型对绿色创新的影响研究[J]. 技术经济, 2023, 42(2): 42-52.
[48] 张永珅, 李小波, 邢铭强. 企业数字化转型与审计定价[J]. 审计研究, 2021(3): 62-71.
[49] 黎峰. 国内供应链构建水平与企业进口议价能力——基于上市公司的经验证据[J]. 财经研究, 2023, 49(8): 79-93.
[50] KIM K. Sustaining competitiveness and profitability under asymmetric dependence: Supplier-buyer relationships in the Korean automotive industry[J]. Sustainability, 2025, 17(7): 3089.
[51] 韦庆芳, 魏下海. 为有源头活水来: 供应商创新的溢出效应研究[J]. 当代财经, 2024(4): 85-98.
[52] 张广玲, 王鹏, 胡琴芳. 供应链企业间地理距离与组织距离对合作创新绩效的影响[J]. 科技进步与对策, 2022, 39(9): 75-82.
[53] LI W, LAI Y, ZHONG Y. The closer the better: Supplier geographic proximity and corporate information disclosure violation[J]. North American

Journal of Economics and Finance, 2024, 69: 102024.
[54] 孟猛猛, 谈湘雨, 刘思蕊, 等. 企业 ESG 表现对绿色创新的影响研究[J]. 技术经济, 2023, 42(7): 13-24.

Vertical Transmission Effects of Green Innovation in Supply Chains: Constraint or Spillover

Tian Haifeng[1], Zhou Shikai[1], Li Jin[2], Liu Huajun[3]
(1. School of Business Administration, Northeastern University, Shenyang 110819, China; 2. Nankai Business School, Tianjin 300071, China; 3. Business School, Harbin Institute of Technology, Harbin 150001, China)

Abstract: Collaborative green transformation across industrial chains has become an important driver for the achievement of the dual-carbon goals. Existing research has mainly focused on the horizontal diffusion of green innovation within industries. Insufficient attention has been paid to the vertical transmission mechanism of green innovation along supply chains. The different roles of constraint and spillover mechanisms in this process have also not been fully distinguished. From the perspective of vertical trading relationships, Chinese A-share listed firms from 2013 to 2024 were selected as the sample. The transmission effects of green innovation in supply chains and their boundary conditions were empirically examined. It is found that an increase in the green innovation level of focal firms significantly promotes green innovation among upstream suppliers. No significant effect is found on green innovation among downstream customers. Further analysis shows that the backward transmission effect is significantly strengthened by stronger vertical market power of focal firms. Mechanism analysis indicates that upstream suppliers' green innovation is mainly promoted through increased green investment by suppliers. Heterogeneity analysis shows that both substantive green innovation and strategic green innovation among suppliers are significantly promoted by focal firms' green innovation. The backward transmission effect is also found to be more pronounced when suppliers have higher levels of digitalization, stronger dependence on focal firms, and shorter geographic distance from focal firms, and when focal firms exhibit better ESG performance. The internal logic of the vertical transmission of green innovation along supply chains is thus revealed. Empirical evidence is also provided for the coordinated green transformation of industrial chains.

Keywords: green innovation; supply chain; constraint mechanisms; spillover effects; vertical transmission; vertical market power