

客户环境信息披露与供应商绿色创新

杨 畅¹, 洪 源²

(1. 广东海洋大学 经济学院, 广东 湛江 524088; 2. 湖南大学 经济与贸易学院, 湖南 长沙 410079)

[摘 要] 基于 2008—2022 年中国上市公司数据, 实证检验了客户企业环境信息披露质量与供应商企业绿色创新之间的关系。研究发现, 客户环境信息披露质量的提高能显著促进供应商绿色创新, 这说明企业环境实践在供应链纵向关系中存在着后向溢出效应。调节效应检验表明: 当客户拥有更高的议价能力或供应商拥有更高的供应链金融水平时, 后向溢出效应更为明显; 而当客户的不稳定性增强时, 后向溢出效应则被削弱。进一步分析表明: 相较于供应商绿色创新数量, 客户环境信息披露对供应商绿色创新质量的促进作用更明显, 但同时也会加剧供应商在绿色创新质量上的脱钩现象。异质性分析表明: 对于信息透明度较高的客户、董事网络结构洞丰富的供应商, 以及同属于重污染行业、合作时间较长的上下游企业, 客户环境信息披露质量提高对供应商绿色创新的积极作用更为凸显。结论表明: 企业应基于供应链溢出效应来完善绿色转型路径, 重点以客户环境信息披露为突破口, 构建上下游协同机制, 优化绿色供应链管理。

[关键词] 环境信息披露质量; 绿色创新; 供应链溢出; 客户议价能力; 客户不稳定性; 供应链金融

[中图分类号] F270 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 2096-3114(2026)01-0080-12

一、引言

加强供应链管理对于企业实现可持续发展具有重要意义。2017 年, 国务院发布《国务院办公厅关于积极推进供应链创新与应用的指导意见》, 鼓励企业推行产品全生命周期绿色管理, 积极倡导绿色供应链。2020 年, 中国提出“碳达峰”和“碳中和”战略目标, 继续引导企业重点关注绿色供应链管理。然而, 供应链中仍普遍存在不可持续的生产方式和经营行为。数据显示, 2023 年全球企业供应链活动产生的碳排放量比其生产活动产生的碳排放量平均高出 26 倍, 主要涉及原材料采购、货物运输和产品分销等环节^①。由于供应链通过上下游企业间的协同运营活动形成高度关联的网络结构, 一旦其中某个企业出现环境问题, 风险便会通过贸易关联传染至其他企业, 最终对整个供应链造成负面冲击^[1], 因此, 为了降低供应链潜在环境风险传染, 下游企业日益重视提高其环境信息透明度, 通过供应链关系驱动上游企业绿色转型^[2]。

绿色创新作为企业绿色转型的关键路径, 通过开发绿色产品、促进生产工艺低碳化, 帮助企业实现可持续发展并建立长期竞争优势^[3]。然而, 现有研究主要聚焦于客户环境信息披露如何影响供应商碳排放、ESG 表现等^[2], 鲜少关注其如何影响供应商绿色创新。此外, 目前关于客户环境信息披露如何影响供应商环境行为的探讨尚未达成一致。一方面, 基于“隐含碳转移”观点, 客户企业环境信息披露质量的提高可能诱发其机会主义行为, 使得部分企业策略性地将高排放、重污染的生产环节向上游供应商

[收稿日期] 2025-06-25

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目(25&ZD138); 湖南省自然科学基金面上项目(2025JJ50426); 教育部人文社会科学研究青年基金项目(23YJC790095); 广东省哲学社会科学规划项目(GD25YDXZYJ08)

[作者简介] 杨畅(1990—), 女, 湖南长沙人, 广东海洋大学经济学院讲师, 博士, 主要研究方向为公司治理与会计信息, 邮箱: yangchang0803@126.com; 洪源(1981—), 男, 湖南大学经济与贸易学院教授, 博士生导师, 博士, 主要研究方向为财税理论与政策、公共经济管理。

^①数据来自 Carbon Disclosure Project(CDP)平台, 内容详见: https://cdn.cdp.net/cdp-production/cms/reports/documents/000/007/890/original/CDP_HSBC_Report_2024.pdf。

转移,从而导致供应商成为“污染避难所”,促使供应商进行破坏生态的生产活动^[2]。另一方面,根据信号传递理论,客户环境信息披露质量的提高,向供应商传递了其承诺履行环境责任的强烈信号,并通过其与供应商的互动关系形成环境压力传导,从而促使上游供应商积极开展环境实践活动^[2,4]。那么,客户环境信息披露质量的提高究竟是促进还是抑制供应商绿色创新?客户与供应商之间的资源和资金关系是否会作用于环境实践在供应链上的后向溢出效应?均成为有待深入研究的关键问题。

基于此,本文从供应链溢出视角出发,通过匹配 2008 年至 2022 年中国上市公司上下游供应商和客户数据,考察了客户环境信息披露质量对供应商绿色创新的影响,以及供应链关系特征的调节效应。本文边际贡献主要体现在三个方面:第一,相较于过往文献仅关注客户 ESG 总体表现如何影响供应商绿色创新^[1,3,5],本文将研究视角聚焦于与绿色创新联系更密切的客户环境披露表现,系统检验了客户环境信息披露质量对供应商绿色创新的影响效果与机制,为企业环境实践如何在供应链上溢出提供新的经验证据。第二,本文从供应链集中度、供应链稳定性和供应链金融三个维度,分别论证了供应链资源关系和资金关系在客户环境信息披露和供应商绿色创新之间的调节效应,发现供应链关系对环境实践扩散存在差异影响。第三,揭示了客户环境信息披露对不同种类的供应商绿色创新存在异质性影响,仅能提高供应商绿色创新质量而非数量,但同时也会加剧供应商在绿色创新质量上的脱钩现象。

二、理论分析与假设提出

(一) 客户环境信息披露质量对供应商绿色创新提升的后向溢出效应

目前关于环境信息披露在供应链中经济后果的讨论尚未达成一致,存在“隐含碳转移”和“信号传递”两种不同观点。“隐含碳转移”观点认为,企业环境信息披露的提高可能诱发其机会主义行为,使得部分企业策略性地将高排放、重污染的生产环节向上游供应商转移,从而导致供应商成为“污染避难所”,对供应商的环境绩效产生不利影响^[2]。相较而言,信号传递理论则指出,企业环境信息披露质量的提高,向供应链企业传递了其承诺履行环境责任的强烈信号,并通过其与供应链企业间的密切联系形成环境压力传导,从而激励上游供应商积极开展环境实践活动^[2,4]。目前,全球气候变暖加剧,极端天气频发,如何共同应对气候风险成为供应链上下游企业的基本共识和重要使命^[2]。此外,越来越多地区开始重视供应链碳排放数据披露(即全价值链碳排放披露),鼓励所在地企业除了披露自身生产经营活动所直接产生的碳排放信息,还需要披露其供应链上下游企业活动所间接产生的碳排放数据^[2]。因此,本文支持信号传递理论的观点,认为企业环境信息披露质量的提高能够对上流供应商企业的环境实践产生正向影响,并基于此推测,客户环境信息披露质量的提高能够促进供应商绿色创新。

一方面,客户环境信息披露质量的提高通过信号传递效应,强化供应商开展绿色创新活动的动机。基于信号传递理论,客户提升环境信息披露质量,加强了其对环境社会责任和“双碳”目标实现的承诺,向外部利益相关者传递出更强烈、更清晰的环境关注信号^[1-2]。与此同时,这些关注环境的客户往往倾向于与积极践行环境责任的供应商合作,并终止与未能满足其环境偏好的供应商之间的业务往来^[4,6]。因而,客户环境信息披露释放的强烈信号,使得供应商预期客户会在整个供应链中传播环保实践^[2],从而诱使供应商以客户偏好为导向加强绿色创新,以降低客户解约甚至制裁风险^[2]。

另一方面,客户环境信息披露质量的提高可以通过资源支持效应促进供应商绿色创新。现有研究发现,客户绿色偏好信息披露不完整和不准确,使得绿色创新比其他创新活动存在更大风险^[1]。因而客户提高环境信息披露质量,不仅能为供应商提供精准市场偏好信息,而且有助于供应商追踪客户偏好变化,这能确保供应商绿色专利研发和客户现有生产系统兼容,降低供应商绿色创新失败风险^[1]。另外,客户在提高环境信息披露质量时,会积累丰富的绿色技术、知识和管理经验,并将这些资源通过运营协同活动共享给供应商,为供应商绿色创新提供支持^[4]。本文由此提出假设 1:

H1: 客户环境信息披露质量的提高对供应商绿色创新具有促进作用。

（二）供应链关系的调节效应

供应链关系可能影响环境实践在供应链上的溢出^[1]。基于此,本文从供应链集中度、供应链稳定性和供应链金融三个维度出发,系统考察供应链关系如何作用于客户环境信息披露质量对供应商绿色创新提升的后向溢出效应。

1. 供应链集中度

供应链集中度反映了上下游资源关系的整合度,具体表现为企业对少数核心供应商或客户的依赖程度^[7]。考虑到客户环境实践沿供应链向上后溢的效果,容易受到供应商对客户依赖程度的影响^[1],因而本文用客户议价能力来反映这种依赖程度产生的影响力。既有研究发现,客户议价能力对供应商经营活动存在多方面的影响,包括贸易信用供给、社会责任履行、技术创新活动等^[8-9]。这也意味着客户议价能力可能会影响供应商对客户环境信息披露的响应程度,客户可以通过施加影响强化其环境信息披露带来的信号传递和资源支持效果,进而迫使供应商进行更多绿色创新活动。基于上述分析,本文认为客户议价能力会加强客户环境信息披露对供应商绿色创新的正向影响。

客户议价能力可以加强其环境信息披露带来的信号传递效应。供应商销售越集中在某些客户身上,就越依赖这些客户,客户议价能力也就越强^[9]。一旦供应商失去这些客户,便可能面临存货积压、营收缩水 and 现金流断裂等问题,这会导致供应商业绩急剧下滑,现金流缺口越来越大,甚至面临破产风险^[8]。因此,当供应商对客户依赖度较高时,其在与客户议价谈判中更容易做出让步妥协^[8],更愿意快速响应客户环境信息披露传递的环境关注信号,推动绿色创新来维持供应链关系,避免供需关系中断带来不利影响^[2]。

此外,拥有更强议价能力的客户,往往更倾向于为供应商绿色创新提供资源支持。当供应商由于环境实践不足而陷入负面声誉时,不但会增加其财务损失,从而直接影响下游客户的经济利益^[4,6],而且也会因贸易高度关联而间接影响下游客户的环境声誉^[4]。因此,为了避免财务损失和声誉风险,议价能力较强的客户可能通过增加环境信息披露,为上游供应商分享更多绿色技术信息和环境管理经验,从而加强客户环境信息披露对供应商绿色创新提升的后向溢出效应。基于此,本文提出假设2:

H2: 客户议价能力强化了客户环境信息披露对供应商绿色创新的促进作用。

2. 供应链稳定性

供应链稳定性反映了上下游资源关系的持续性^[10]。客户不稳定性往往意味着客户的频繁变动,会直接导致上游供应商面临交易成本高企、经营风险陡增的困境^[11]。一方面,不稳定的客户关系给供应商带来高额的交易成本,迫使供应商投入大量时间和人力成本进行新客户搜寻、合约议价、违约监督等活动^[11-12]。另一方面,由于企业需要依据客户订单制定和调整生产计划,从而部署采购、仓储、生产加工和销售等环节的有序运转,因此客户经常更换会直接扰乱企业的生产经营秩序,使得企业陷入较大的经营风险当中^[11]。因此,相较于客户稳定性,客户不稳定性可能对供应商产生更明显的作用,对其经营活动和战略决策带来显著的负面影响,进而降低其对客户环境信息披露的响应程度和资源协同能力。基于此,本文认为客户不稳定性削弱了客户环境信息披露质量提高对供应商绿色创新的促进作用。

客户不稳定性可能削弱其环境信息披露作用于供应商绿色创新的信号传递效应。已有研究表明,供应商为了维持与特定客户的贸易关系,通常会进行专用性资产投资进而产生捆绑效应,这意味着一旦其与这些客户终止合作关系,供应商将面临此类专用投资无法收回带来的巨额损失^[13]。那么,当客户提高环境信息披露质量时,供应商为了维系与这些客户关系,会响应客户环境披露所传递的生态关切信号,针对性增加对绿色创新活动的专用投入^[2]。此时,若客户关系发生变动,供应商对绿色创新的专用投资将失去直接回报,使其陷入财务损失困境^[13]。这种客户不稳定性造成的专用投资风险,会使得供应商变得更为审慎和保守^[11,13],从而减少为了响应客户而在环境责任上的投资,这会削弱客户环境信息披露对供应商绿色创新的信号传递效应。

此外,客户不稳定性也会弱化其环境信息披露为供应商绿色创新带来的资源支持效应。根据社会

网络理论,稳定持久的社会关系能够促进良好合作氛围的形成^[13]。而一旦这种稳定关系发生中断,将导致企业间的协作活动和共享机制瓦解^[12]。因而,当客户不稳定性增加时,客户与供应商之间的合作关系发生变动,会降低上下游间的互信程度和协同效率^[13],进而抑制客户环境信息披露质量提高带来的资源转移、技术溢出和经验共享,最终将削弱客户环境信息披露对供应商绿色创新的资源支持效应。基于此,本文提出假设3:

H3:客户不稳定性削弱了客户环境信息披露对供应商绿色创新的促进作用。

3. 供应链金融

供应链金融反映了上下游资金关系的协同程度^[14]。供应链金融作为一种基于供应链主体间贸易信贷关系形成的金融解决方案,能够通过上下游企业之间的协作,满足供应链上特定企业的融资需求,实现供应链多方共赢^[14-15]。现有研究对供应链金融的探讨主要聚焦于其如何解决中小企业融资问题^[16]、如何开展信用风险管理^[17]、如何利用数字技术实现模式创新^[18]等方面,鲜少关注供应链金融如何影响环境实践在供应链上扩散的问题。由于供应链金融能够促进上下游企业的信息传递和资源共享^[19],可能会作用于客户环境信息披露在供应链上的后向溢出效应,因此,本文认为供应链金融加强了客户环境信息披露与供应商绿色创新之间的正相关关系。

一方面,供应链金融会强化供应商对客户环境信息披露的响应能力。由于绿色技术研发投资大、周期长、风险高,会对供应商企业造成较大的成本压力^[14],因而,存在融资约束的供应商会迫于成本压力降低绿色创新的优先级^[14],进而影响对客户环境信息披露的响应能力。供应链金融以实体贸易活动为基础,协调和整合上下游企业的信用资源,利用预付账款、应收账款和存货质押等融资方式,为焦点企业提供资金支持^[14-15]。供应链金融不但可以依靠其多样化模式拓宽企业的融资渠道,而且能利用其成本低、流程简易的特点大幅降低企业的融资成本^[14-15]。因此,供应链金融有助于缓解供应商企业的融资约束^[14],为供应商提供充足资金进行绿色技术研发、生产流程低碳化改进^[14],从而提高供应商对客户环境信息披露的响应能力,进而加强客户环境信息披露质量提高对供应商绿色创新的促进作用。

另一方面,供应链金融会增强客户环境信息披露的资源支持效应。供应链金融提高了上下游企业之间的资金协同程度,有助于企业间建立更紧密和稳定的合作关系^[14]。当供应商企业提高供应链金融水平时,供应商凭借这种融资关系加深了与客户间的互信程度,加速与客户之间的信息扩散和资源交换^[19],从而促进客户通过提高环境信息披露质量为供应商提供更多市场偏好信息、绿色技术资源和环境管理经验^[14],最终加强客户环境信息披露质量对供应商绿色创新提升的后向溢出效应。本文由此提出假设4:

H4:供应链金融强化了客户环境信息披露对供应商绿色创新的促进作用。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文的绿色专利数据来自 CNRDS 数据库,环境信息披露数据、供应链数据及企业财务数据均来自 CS-MAR 数据库。考虑到当年(2021 年)某一个上游供应商(A)可能对应多个下游客户(X,Y),本文参考现有研究^[10,20],构建 A-X-2021 和 A-Y-2021 的观测值,进而形成“供应商-客户-年度”数据集。本文以 2008—2022 年中国上市公司为原始样本,进行如下处理:剔除非上市客户样本;剔除被 ST 和 PT 企业和金融行业样本;删除数据缺失样本;对连续变量进行双侧 1% 缩尾处理。最终获得 1307 个“供应商-客户-年度”观测值,涵盖 547 家供应商和 445 家客户,与既往研究的样本分布基本保持一致^[20-21]。

(二) 变量说明

1. 被解释变量:供应商绿色创新

参考现有研究^[22],本文使用供应商企业获得的绿色发明专利数量度量供应商绿色创新水平(GI_S)。虽然专利申请数据体现了企业对绿色创新的重视程度,但是专利获得数据经过更为严格的审批过

程,更能够反映企业实际的绿色创新能力^[22]。为了减少数据偏态分布的影响,本文对专利数量加1后取自然对数处理。

2. 解释变量:客户环境信息披露质量

本文借鉴 Zhao 等的研究^[23],使用文本分析方法构建客户的环境信息披露指数(EID_C)。该指数涵盖非量化披露和量化披露两个维度下的30个指标。就非量化披露而言,包括了环境信息披露载体、环境监管与认证披露以及环境管理披露相关的18个指标,若企业披露相关信息则对该指标赋值为1,否则为0。就量化披露而言,包括了环境业绩与治理披露以及环境负债披露相关的12个指标,若企业进行了相应的定量信息披露则对该指标赋值为2,若企业只进行了定性披露则赋值为1,否则为0。基于此,本文将上述所有指标分值加总后取自然对数,用来衡量客户环境信息披露质量。

3. 调节变量:供应链关系

供应链关系包括客户议价能力(CCR_C)、客户不稳定性(UST_C)和供应商的供应链金融水平(SCF_S)。在客户议价能力衡量上,本文借鉴 Wang 等的研究^[24],使用客户销售额占供应商全年总销售额的比率代表客户议价能力(CCR_C)。由于客户销售额占其供应商总销售额比重越大,客户在与供应商协议谈判时越具有影响力^[24],因此该值越大说明客户议价能力越强。

在客户不稳定性衡量上,本文参考 Peng 等的研究^[25],首先使用赫芬达尔指数(Herfindahl-Hirschman Index)计算客户集中度(SC),即前五大客户销售额占总销售额比率的平方和,具体计算公式如下:

$$SC = \sum_{j=1}^5 \left(\frac{Csales_{i,j,t}}{Sales_{i,t}} \right)^2 \quad (1)$$

其中, $Csales_{i,j,t}$ 表示 t 年供应商 i 对客户 j 的销售额, $Sales_{i,t}$ 表示 t 年供应商 i 的总销售额。接着,本文以 t 年为基准,计算出前三年客户集中度的标准差与其平均值的比值,用来衡量客户不稳定性(UST_C),公式如下:

$$UST_C = \frac{\sqrt{(SC_{t-3} - \overline{SC})^2 + (SC_{t-2} - \overline{SC})^2 + (SC_{t-1} - \overline{SC})^2}}{\overline{SC}} \quad (2)$$

其中, $\overline{SC}$ 是 SC_{t-3} 、 SC_{t-2} 和 SC_{t-1} 的平均值。 UST_C 越大说明客户不稳定性越高。

在供应链金融衡量上,借鉴 Shi 等的研究^[26],采用预收账款和应付账款之和与供应商总资产的比率衡量供应商的供应链金融水平(SCF_S)。由于预收账款和应付账款较高的企业,不但可以利用预收账款缩短收款期限,实现提前获得资金目标,而且能通过应付账款来延迟对供应商的支付,增加其获得供应链融资的机会^[15],因此,该值越大说明供应商企业的供应链金融水平越高。

4. 控制变量

参考现有文献^[1,20-21],本文同时控制了供应商层面和客户层面的系列变量。变量定义见表1。

表1 变量定义

类型	变量名称	符号	定义
被解释变量	供应商绿色创新	GI_S	供应商获得的绿色发明专利数量加1的自然对数
解释变量	客户环境信息披露质量	EID_C	客户环境信息披露指数的自然对数
调节变量	客户议价能力	CCR_C	客户销售额占供应商全年总销售额的比率
	客户不稳定性	UST_C	过去三年客户集中度的标准差与其平均值的比率
	供应商供应链金融	SCF_S	预收账款和应付账款之和与供应商总资产的比率
	供应商企业规模	$SIZE_S$	供应员工数量的自然对数
控制变量	供应商资产负债率	LEV_S	供应商期末总负债/期末总资产
	供应商盈利能力	ROA_S	供应商净利润/总资产
	供应商现金流状况	$CASH_S$	供应商经营活动产生的净现金流量/期末总资产
	供应商资产周转率	ATO_S	供应商营业收入/期末总资产
	供应商独董比例	IDP_S	供应商独立董事人数/董事会总人数
	供应商股权集中度	$TP10_S$	供应商前十大股东持股比例
	供应商行业竞争程度	HHI_S	供应商所在行业赫芬达尔指数
	供应商所在地经济发展	GDP_S	供应商所在省份生产总值的自然对数
	客户资产负债率	LEV_C	客户期末总负债/期末总资产
	客户净资产收益率	ROE_C	客户净利润/期末所有者权益总额
	客户现金流状况	$CASH_C$	客户经营活动产生的净现金流量/期末总资产
	客户两职合一	DUL_C	若客户企业董事长兼任总经理取1,否则取0
	客户年龄	AGE_C	客户上市年份的自然对数
	客户行业竞争程度	HHI_C	客户所在行业赫芬达尔指数

(三) 模型设定

为了检验假设 H1,即客户环境信息披露质量对供应商绿色创新的影响,本文设定以下模型:

$$GI_S_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 EID_C_{j,t} + \alpha_2 C_{i,j,t} + \mu_s + \delta_t + \varepsilon_{i,t}$$
 (3)

其中,被解释变量 $GI_S_{i,t}$ 是供应商企业 i 在 t 年的绿色创新水平,解释变量 $EID_C_{j,t}$ 是客户企业 j 在 t 年的环境信息披露质量, $C_{i,j,t}$ 是控制变量, μ_s 和 δ_t 分别为供应商对应行业和年份固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。同时,本文回归时基于客户 - 供应商配对层面对标准误进行聚类处理^[20-21]。

为了检验假设 H2 到 H4,即供应链关系如何在客户环境信息披露质量与供应商绿色创新之间发挥调节作用,本文设定模型(4):

$$GI_S_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 EID_C_{j,t} + \alpha_2 SCR_{i,t} + \alpha_3 EID_C_{j,t} \times SCR_{i,t} + \mu_s + \delta_t + \varepsilon_{i,t}$$
 (4)

其中, $SCR_{i,j,t}$ 表示供应链关系,包括客户议价能力 (CCR_C)、客户不稳定性 (UST_C) 和供应商的供应链金融水平 (SCF_S),其余变量和模型(3)一致。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计

表 2 为变量描述性统计。供应商绿色创新的均值和标准差分别为 0.077 和 0.280,说明样本中供应商企业绿色创新水平有待提升。客户环境信息披露指数的均值和标准差分别为 2.242 和 0.950,说明样本中客户企业环境信息披露质量较高,但企业间披露质量存在一定的差距。客户议价能力和客户不稳定性的均值分别为 0.076 和 0.221,说明样本中客户企业议价能力相对较低,同时反映出客户企业变动程度较大。供应链金融的均值和标准差分别为 0.112 和 0.950,说明样本中供应商企业从供应链伙伴处获得融资的规模较高。其他变量的统计结果与过往文献相近^[1,20-21]。本文对所有变量进行皮尔森相关系数检验,结果显示回归不存在多重共线性问题^①。

(二) 基准回归结果

表 3 报告了客户环境信息披露质量对供应商绿色创新影响的检验结果。其中,列(1)显示了上述两者之间的相关关系,在不纳入控制变量情况下两者在 1% 水平上显著正相关;列(2)和列(3)显示,在分别依次加入供应商层面和客户层面的控制变量后,两者依然在 5% 水平上正相关。以上回归均控制了供应商所在行业和年份固定效应。结果说明,客户环境信息披露质量越高,对供应商的信息传递效应和资源支持效应越明显,从而促使供应商开展更多绿色创新活动。假设 H1 得到了验证。

表 2 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
GI_S	1307	0.077	0.280	0.000	2.197
EID_C	1307	2.242	0.950	0.000	3.555
CCR_C	1307	0.076	0.093	0.004	0.648
UST_C	1307	0.221	0.250	0.000	1.385
SCF_S	1307	0.112	0.088	0.000	0.614
$SIZE_S$	1307	7.614	1.309	4.920	11.017
LEV_S	1307	0.411	0.208	0.041	0.896
ROA_S	1307	0.036	0.061	-0.234	0.231
$CASH_S$	1307	0.040	0.068	-0.162	0.235
ATO_S	1307	0.608	0.357	0.106	2.051
IDP_S	1307	0.363	0.048	0.273	0.556
$TP10_S$	1307	0.590	0.153	0.229	0.944
HHL_S	1307	0.106	0.106	0.014	0.953
GDP_S	1307	10.388	0.826	6.100	11.772
LEV_C	1307	0.577	0.168	0.122	0.946
ROE_C	1307	0.093	0.100	-0.269	0.345
$CASH_C$	1307	0.058	0.065	-0.129	0.241
DUL_C	1307	0.168	0.374	0.000	1.000
AGE_C	1307	2.336	0.790	0.000	3.434
HHL_C	1307	0.159	0.183	0.014	1.000

表 3 基准回归结果

	(1) GI_S	(2) GI_S	(3) GI_S
EID_C	0.027 *** (2.76)	0.020 ** (2.11)	0.022 ** (2.33)
Supplier controls	NO	YES	YES
Customer controls	NO	NO	YES
Constant	0.016 (0.79)	-0.230 (-1.57)	-0.216 (-1.45)
行业/年份固定效应	YES	YES	YES
R ²	0.132	0.155	0.159
观测值	1307	1307	1307

注:***、**和*分别为1%、5%和10%显著性,括号内为t值。下同。

①因篇幅受限,本文暂未汇报变量间皮尔森相关系数检验结果,留存备案。

(三) 调节效应分析

表4汇报了供应链关系在客户环境信息披露质量与供应商绿色创新之间的调节效应结果。列(1)提供了客户议价能力的调节效应检验结果,交乘项 $CCR_C \times EID_C$ 显著为正,说明客户议价能力越高,客户环境信息披露质量提高对供应商绿色创新提升的后向溢出效应越明显。一方面,拥有更强议价能力的客户往往利用供应商对其依赖的程度,迫使供应商响应其环境披露所释放的环境关注信号进行更多绿色创新^[2];另一方面,拥有更强议价能力的客户,往往更倾向于为供应商绿色创新提供资源支持^[4],从而强化了客户环境信息披露质量对供应商绿色创新的促进作用。假设 H2 得到了验证。

列(2)汇报了客户不稳定性的调节效应结果,交乘项 $UST_C \times EID_C$ 在 1% 水平上显著为负,表明客户不稳定性越强,客户环境信息披露质量对供应商绿色创新的促进作用越弱。客户不稳定性造成的专用性投资风险,会使得供应商审慎选择风险规避策略^[11,13],不再优先考虑满足客户通过环境披露传递出的环境期望,从而减少在环境责任方面的投资。同时,客户不稳定性的增加会降低客户与供应商之间的互信程度和协同效率^[13],进而抑制客户环境信息披露质量提高带来的资源转移和技术溢出,最终削弱客户环境信息披露质量对供应商绿色创新的促进作用。假设 H3 得到了验证。

列(3)显示了供应商企业供应链金融的调节效应结果,交乘项 $SCF_S \times EID_C$ 在 5% 水平上显著为正,表明供应链金融加强了客户环境信息披露与供应商绿色创新的正向关系。供应链金融可以缓解供应商企业的融资约束^[15],为其提供充足资金开展绿色创新活动^[14],从而提高其对客户环境信息披露的响应能力。此外,供应链金融加深了供应商与客户信任和合作,加速客户通过环境信息披露进行信息扩散和资源交换^[19],最终加强了客户环境信息披露质量提高对供应商绿色创新提升的后向溢出效应。假设 H4 得到了验证。

(四) 内生性检验和稳健性检验

本文还做了 Heckman 两步法、工具变量法等内生性检验,以及更换回归方法、更换核心变量、绿色创新延迟效应、纳入环境规制相关的控制变量等稳健性检验。结果显示,客户环境信息披露质量与供应商绿色创新的关系与前文结果保持一致^①。

五、进一步分析

(一) 考虑绿色创新属性的分析

1. 区分绿色创新质量和数量的检验

在发现客户环境信息披露质量对供应商绿色创新存在积极影响后,本文进一步区分绿色创新的不同类型,并基于此深入探讨上述两者之间的关系。绿色创新通常包括绿色发明专利和绿色实用新型专利两种类型。其中,绿色发明专利研发往往面临更高成本和更长周期,其申请和授权的审查标准更为严格,具有更高的技术新颖性和实用性,能够反映企业的绿色创新质量。与之相比,绿色实用新型的研发投入和技术门槛相对较低,通常审查周期较短、数量较多,能够代表企业的绿色创新数量^[3]。因而,为

表4 调节效应回归结果

	(1) <i>GI_S</i>	(2) <i>GI_S</i>	(3) <i>GI_S</i>
<i>EID_C</i>	0.022 ** (2.33)	0.021 ** (2.25)	0.021 ** (2.30)
<i>CCR_C</i> × <i>EID_C</i>	0.153 * (1.65)		
<i>CCR_C</i>	0.089 (0.82)		
<i>UST_C</i> × <i>EID_C</i>		-0.080 *** (-2.81)	
<i>UST_C</i>		-0.044 (-1.26)	
<i>SCF_S</i> × <i>EID_C</i>			0.232 ** (2.38)
<i>SCF_S</i>			0.306 * (1.95)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	-0.251 * (-1.67)	-0.181 (-1.21)	-0.234 (-1.54)
行业/年份固定效应	YES	YES	YES
<i>R</i> ²	0.163	0.164	0.167
观测值	1307	1307	1307

①考虑篇幅,内生性检验和稳健性检验内容略,留存备索。

了进一步明确客户环境信息披露质量的提高究竟推动了上述哪种类型的绿色创新,本文分别利用上述两种类型绿色专利申请量和获得量展开回归分析。

表5列(1)至列(4)显示了回归结果,可以看出无论是针对获得量还是申请量,客户环境信息披露质量对供应商绿色发明专利的回归系数均显著为正,而其对绿色实用新型的回归系数均不显著。由此推断,客户环境信息披露质量的改善会促使供应商提高绿色创新质量而非数量。可能的原因是,当客户在提高环境信息披露质量时,积累了更多绿色技术相关的知识和经验,这一方面会提高客户对供应商绿色创新成果的辨别力^[3],另一方面也会为供应商提升绿色创新质量提供更多资源支持^[4],因而客户环境信息披露会促使供应商聚焦于提升绿色创新质量。

2. 考虑绿色创新质量脱钩的检验

在明确客户环境信息披露对供应商绿色创新质量具有提升作用基础上,本文进一步考虑供应商企业在绿色发明专利申请量和获得量上的差异,探讨客户环境信息披露是否会加剧供应商绿色创新质量的脱钩现象。现有研究认为,脱钩是指企业在承诺表达与实际行动之间存在不一致的现象^[27]。绿色发明专利申请量往往代表企业对外释放提高绿色创新质量的承诺信号,而只有这些申请通过严格审查被认定为具有创新性和实用性的成果,才能反映出企业在绿色创新质量提升上的实际表现。因而当企业绿色发明专利申请量明显高于获得量时,企业可能通过大量申请专利营造积极提高绿色创新质量的形象,而实际转化为高质量绿色创新成果的比例有限,即存在绿色创新质量的脱钩现象^[27-28]。因此,有必要进一步探究客户环境信息披露是否会引起绿色创新质量脱钩。本文计算企业绿色发明专利申请量与获得量之差,并将其标准化用以衡量供应商绿色创新质量的脱钩程度(GI_S_dcp)^[28],基于此进行回归分析,结果如表5列(5)所示。

表5 考虑绿色创新属性的检验结果

	绿色发明专利 获得量	绿色实用新型专利 获得量	绿色发明 专利申请量	绿色实用新型 专利申请量	绿色发明专利 脱钩程度
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	GI_S	$Glut_S$	GI_S_apply	$Glut_S_apply$	GI_S_dcp
EID_C	0.022 ** (2.33)	0.006 (0.41)	0.036 *** (2.65)	0.014 (0.97)	0.005 * (1.93)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES
Constant	-0.216 (-1.45)	-0.338 (-1.21)	-0.316 (-1.04)	-0.558 ** (-2.05)	-0.030 (-0.45)
行业/年份固定	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.159	0.273	0.176	0.209	0.131
观测值	1307	1307	1307	1307	1307

可以发现,客户环境信息披露质量的回归系数显著为正,由此推断客户环境信息披露质量的提高会加剧供应商绿色创新质量脱钩。可能的原因是,虽然客户环境信息披露质量的提高会提升其对供应商绿色创新的监督能力,一定程度上迫使供应商更关注绿色创新质量的提高,但同时也可能使得供应商倾向于通过可见度高、成本较低的发明专利申请来展示绿色转型的努力^[27]。具体而言,当客户通过提高环境信息披露质量传递出强烈的环境责任压力时,供应商往往会选择大量申请绿色发明专利,以此快速释放环境承诺信号来回应客户期望、维系合作关系^[28]。然而,供应商为了回应客户要求“先申请再说”,会使得这些专利申请缺乏充足的资源投入和能力支撑,难以通过审查获得授权,最终导致绿色发明专利的获得量增长远不及申请量增长,出现绿色创新质量的脱钩现象^[27]。

(二) 客户、供应商层面特征的异质性分析

1. 基于客户信息透明度的检验

客户环境信息披露质量的供应链后向溢出效应会受到客户信息透明度的影响。当客户信息透明度

较高时,客户会以更清晰、完整和规范的方式披露信息,能够提高其环境信息披露的质量^[29],从而使得供应商更容易获取、理解和判断其环境信息披露所释放的信号^[30],进而使得供应商加强绿色创新实践。基于此,对于信息透明度更高的客户,其环境信息披露对供应商绿色创新具有更显著的促进作用。参考既往研究^[30],本文利用基于修正 Jones 模型的企业操控应计利润绝对值来衡量信息透明度,该值越大说明企业信息透明度越低,并基于其中位数将样本分成高低两组。表 6 列(1)至列(2)显示了分组检验结果,可以看出对于信息透明度更高的客户,其环境信息披露质量对供应商绿色创新的正向影响更明显。

2. 基于供应商资源获取能力的检验

供应商企业的连锁董事网络结构洞数量会影响其资源获取能力,进而影响客户环境信息披露对其绿色创新的溢出效应。在兼任众多企业的董事所形成的连锁董事网络中,某一企业的董事在网络中占据的结构洞位置越多,在网络中越具有信息和资源优势^[31]。一方面,占据结构洞位置的连锁董事可以凭借信息优势,帮助供应商企业提高对客户环境信息获取的能力和效率,从而加强客户环境信息披露质量对供应商绿色创新的信号传递效应^[31]。另一方面,占据结构洞位置的连锁董事能够发挥资源优势,加强供应商与客户之间的互惠和信任关系,促进客户通过环境信息披露质量的提高为供应商带来资源转移和技术溢出^[31]。基于此,对于董事网络结构洞多的供应商,客户环境信息披露质量对其绿色创新的促进作用更明显。本文参考 Mazzola 等的研究^[32],利用企业董事所占据结构洞平均数量的中位数,将样本分成董事网络结构洞多和少两组。分组回归结果如表 6 列(3)至列(4)所示,董事网络结构洞多的供应商 *EID_C* 系数不仅高于结构洞少的供应商,且统计显著性更强,这一差异通过了组间差异系数检验。这表明对于董事网络结构洞多的供应商,客户环境信息披露质量对其绿色创新存在更显著的促进作用。

(三) 供应链关系特征的异质性分析

1. 基于行业配比性的检验

客户环境信息披露质量的供应链后向溢出效应可能受到上下游行业匹配性的影响。当客户企业和供应商企业同时属于重污染行业时,客户环境信息披露对供应商绿色创新的正向影响可能会更明显。一方面,客户作为重污染行业的企业,往往面临更高的外部监督和曝光风险,提高环境信息披露容易引起外界对其供应链的连带关注^[1]。此时若供应商也是重污染行业企业,则会进一步放大客户环境信息披露的负面效应,这可能促使客户强化环境披露的信号效应,对供应商施加更多环境履责压力,迫使供应商增加绿色创新产出。另一方面,如果供应商也属于重污染行业,则会面临政府部门更为严格的环境监管,这种合规压力和上述供应链压力叠加^[1],可能进一步强化客户环境信息披露对其绿色创新的正向影响。基于此,本文参照原环保部于 2010 年颁布的《上市公司环境信息披露指南》(征求意见稿)区分重污染行业与清洁行业(即非重污染行业)^[1],并基于此将客户和供应商企业是否属于重污染行业,依据其行业匹配性将样本分成四组进行分组检验,结果如表 7 列(1)至列(4)所示,只有当客户和供应商同属于重污染行业时,客户环境信息披露对供应商绿色创新的促进作用更明显。

2. 基于合作持续性的检验

本文还考察了供应链合作持续性可能带来的异质性影响。当上下游企业合作时间较长时,会形成稳定的信任关系和紧密的业务联系,此时客户通过环境披露对供应链释放环境关注信号,供应商会因对

表 6 客户和供应商层面特征的异质性检验结果

	客户信息透明度		供应商资源获取能力	
	透明度高	透明度低	董事网络结构洞多	董事网络结构洞少
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>GL_S</i>	<i>GL_S</i>	<i>GL_S</i>	<i>GL_S</i>
<i>EID_C</i>	0.029 ** (1.99)	0.012 (1.04)	0.036 *** (2.85)	0.023 * (1.85)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	-0.307 (-1.32)	-0.030 (-0.15)	-0.121 (-0.62)	-0.293 (-1.29)
年份/行业固定	YES	YES	YES	YES
<i>R</i> ²	0.199	0.219	0.300	0.205
观测值	644	663	657	650
组间系数差异	-0.013 *			

客户关系的重视而迅速响应,提高其绿色创新产出^[2]。此外,长期合作关系也会加强客户通过环境信息披露对供应商绿色创新提供资源支持的效果^[13]。相较而言,如果供应商和客户合作时间较短,供需双方间的沟通和信任较少,那么客户提高环境信息披露质量为供应商带来的信号传递效应和资源支持效应都会弱化^[13]。因此,本文推测当上下游企业合作持续时间较长时,客户环境信息披露更能推动上游企业绿色创新。参考现有研究^[10],本文将上下游企业合作关系持续年份取自然对数作为供需关系持续性的代理变量,并据此利用其中位数将样本分成合作时间长和短两组,分组回归结果见表7列(5)至列(6)。可以发现,只有当上下游企业合作时间较长时,客户环境信息披露对供应商绿色创新的推动作用才更明显。

表7 供应链关系特征的异质性检验结果

	行业匹配性(客户所在行业-供应商所在行业)				合作持续性	
	清洁-清洁	清洁-重污染	重污染-清洁	重污染-重污染	长期合作	短期合作
	(1) <i>GL_S</i>	(2) <i>GL_S</i>	(3) <i>GL_S</i>	(4) <i>GL_S</i>	(5) <i>GL_S</i>	(6) <i>GL_S</i>
<i>EID_C</i>	-0.003 (-0.29)	0.009 (0.52)	-0.016 (-0.57)	0.074 *** (2.79)	0.030 * (1.79)	0.014 (1.32)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	-0.299 (-1.06)	-0.296 (-1.18)	0.487 (0.80)	-0.425 (-1.05)	-0.334 (-1.36)	-0.150 (-0.78)
年份/行业固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>R</i> ²	0.134	0.368	0.487	0.290	0.282	0.201
观测值	641	232	151	283	518	789

六、结论性评述

本文通过匹配2008—2022年中国上市公司上下游供应商和客户数据,考察了客户环境信息披露质量对供应商绿色创新的影响,以及供应链关系特征的调节效应。研究发现,客户环境信息披露质量的提高显著促进供应商的绿色创新。在内生性处理和稳健性检验后,结论保持稳健。这表明企业环境实践在供应链纵向关系中存在后向溢出效应。调节效应检验显示:当客户拥有更高的议价能力或者供应商拥有更高的供应链金融水平时,后向溢出效应更为明显;而当客户不稳定性增强时,后向溢出效应则被削弱,表明后向溢出效应根据供应链关系特征的不同而存在异质性。进一步分析表明:相较于供应商绿色创新数量,客户环境信息披露质量对供应商绿色创新质量的促进作用更明显,但同时也会加剧供应商在绿色创新质量上的脱钩现象。异质性分析发现,对于信息透明度较高的客户、董事网络结构洞丰富的供应商,以及同属于重污染行业、合作时间较长的上下游企业,客户环境信息披露质量对供应商绿色创新存在更明显的促进作用。

基于此,本文提出如下政策启示:第一,应从内部实践和政策环境共同出发,加强客户环境信息披露的供应链溢出效应。本文发现,当客户加强环境信息披露质量时,不仅会对供应商传递其环境承诺的强烈信号,而且会为供应商共享更多创新资源,进而推动供应商绿色创新。因此,从内部实践出发,客户企业应战略性提高自身的环境信息披露质量,例如扩大披露涵盖范围、增加量化披露比例等,强化其环境披露的信号传递效应和资源共享效应,从而加强对供应商绿色创新的溢出效应。从政策环境出发,政府部门应该进一步完善环境信息披露具体规则,逐步推动企业披露供应链碳排放信息。具体地,政府部门不但需要继续优化环境信息披露制度,扩大强制披露的适用企业,引导企业按照统一标准编写环境信息披露报告,而且还需要鼓励企业披露供应链碳排放数据,增强环境实践的供应链扩散效应,推动上下游企业实现绿色协同发展。第二,应利用供应链关系的调节效应,提升上下游企业的环境协同治理水平。客户环境披露对供应商绿色创新的后向溢出效应,受到供应链资金关系和资源关系的异质性影响。本

文发现,当供应商拥有更高的供应链金融水平或者客户拥有更高的议价能力时,后向溢出效应更为明显;而当客户不稳定性增强时,后向溢出效应则被削弱。因此,从供应链资金关系出发,供应商企业应加强与上下游企业、金融机构和金融科技企业的交流与合作,利用前沿技术在供应链金融方面构建合作平台、完善基础设施以及实现产品创新,既能为企业绿色创新提供直接资金支持,也能放大客户环境披露对企业绿色创新的驱动效应。从供应链资源关系出发,一方面,客户可以通过提升品牌影响力、加强精细化采购和大宗采购,进一步提高议价能力、巩固市场地位,从而强化其环境披露对上游企业产生的环境压力传导,驱动上游企业履行环境责任。另一方面,客户企业应通过开展战略合作、定期组织调研访问等方式加强供应商关系维护,同时要完善供应商管理避免供货延迟、价格波动等风险,减少不必要的供应商更换,从而建立与供应商的长期稳定合作关系,促进环境实践沿供应链有效传播,实现供应链协同环境治理。第三,应将意愿驱动和能力提升作为突破口,减少供应商企业的策略性响应行为。从意愿层面出发,在环境信息披露过程中客户企业应更多关注供应商的实质性响应,尤其是供应商在绿色发明专利授权量上的明显提升,并通过将专利授权比例设置为绿色采购标准、针对策略性回应的供应商减少订单等方式,驱动供应商追求实质性的绿色创新成果。从能力层面出发,技术基础较薄弱的供应商应主动与核心客户沟通,通过引入技术人员驻场、共建研发平台等方式,争取更多绿色技术、知识和管理经验来补足短板,从而摆脱因能力受限而造成的策略性绿色创新,进而转向注重实质减排效果和核心技术突破的绿色创新。

参考文献:

- [1] 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(7): 72-91.
- [2] Song S, Lian J, Skowronski K, et al. Customer base environmental disclosure and supplier greenhouse gas emissions: A signaling theory perspective[J]. Journal of Operations Management, 2024, 70(3): 355-380.
- [3] 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(4): 1168-1188.
- [4] 韩一鸣,胡洁,于宪荣. 企业 ESG 表现的供应链“扩绿效应”[J]. 财经研究, 2025(4): 4-18.
- [5] 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(3): 97-106.
- [6] Dai R, Liang H, Ng L. Socially responsible corporate customers[J]. Journal of Financial Economics, 2021, 142(2): 598-626.
- [7] 顾婧,史心雨,陈祥峰. 经济政策不确定性、供应链关系与企业信用风险[J]. 社会科学辑刊, 2022(5): 145-153.
- [8] 李泽广,苑秉纪,黄远标. 客户议价能力与商业信用融资: 基于纵向一体化视角的研究[J]. 经济问题, 2025(2): 69-78.
- [9] 陈峻,郑惠琼. 融资约束、客户议价能力与企业社会责任[J]. 会计研究, 2020(8): 50-63.
- [10] 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.
- [11] 邱保印,程博. “手中有粮心不慌”——客户稳定性影响企业会计信息质量吗? [J]. 外国经济与管理, 2022(4): 81-94.
- [12] 董浩,闫晴. 供应链稳定性能否实现稳就业? [J]. 财经研究, 2025(2): 123-137.
- [13] 张志元,马永凡. 危机还是契机: 企业客户关系与数字化转型[J]. 经济管理, 2022(11): 67-88.
- [14] 邱金龙,崔梦妹,潘爱玲. 供应链金融与企业可持续发展——来自 ESG 表现的经验证据[J/OL]. 南开管理评论, 2025-03-21.
- [15] 周易,王晓亮,吴金柯. 供应链金融会提升企业全要素生产率吗? [J]. 经济问题, 2023(11): 57-64.
- [16] 宋华,卢强. 什么样的中小企业能够从供应链金融中获益? ——基于网络和能力的视角[J]. 管理世界, 2017(6): 104-121.
- [17] 李健,张金林. 供应链金融的信用风险识别及预警模型研究[J]. 经济管理, 2019(8): 178-196.
- [18] 宋华,韩思齐,刘文诣. 数字技术如何构建供应链金融网络信任关系? [J]. 管理世界, 2022(3): 182-200.
- [19] 王金凤,朱雅婕,冯立杰,等. 基于 Meta 分析的供应链网络嵌入性与协同创新绩效关系研究[J]. 技术经济, 2023(6): 47-59.
- [20] Lian Y, He X, Gao J. Do customer ESG performance affect supplier innovation? Evidence from China's listed firms[J]. Economics Letters, 2023, 233: 111372.
- [21] Feng Y, Zhu Q. How do customers' environmental efforts diffuse to suppliers? The role of customers' characteristics and suppliers' digital technology capability[J]. International Journal of Operations & Production Management, 2024, 44(9): 1676-1706.
- [22] 林永佳,杨畅,蔡幸. 企业数字化转型与绿色创新能力升级——基于网络效应的分析[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2023(2): 3-19.

- [23] Zhao M, Wang X, Zhang S et al. Business strategy and environmental information disclosure from a Confucian cultural perspective: Evidence from China[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2024, 33(3): 1557–1577.
- [24] Wang Y, Song C, Wang W. Suppliers' decision on green innovation: A response to customers' environmental regulation[J]. *Finance Research Letters*, 2023, 58: 104335.
- [25] Peng X, Wang X, Chan K C. Does supplier stability matter in initial public offering pricing? [J]. *International Journal of Production Economics*, 2020, 225: 107577.
- [26] Shi R, Yin Q, Yuan Y, et al. The impact of supply chain transparency on financing offerings to firms: The moderating role of supply chain concentration[J]. *International Journal of Operations & Production Management*, 2024, 44(9): 1568–1594.
- [27] Chen H, Zhao Y. Major overseas customers and corporate decoupling of environmental responsibility: Evidence from China[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2025, 34(1): 351–379.
- [28] Geng Y, Chen J, Liu R. ESG rating disagreement and corporate green innovation bubbles: Evidence from Chinese A-share listed firms[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2024, 95: 103495.
- [29] 苏涛永,郭鑫. 数字化转型对企业绿色创新持续性的影响研究[J]. *经济体制改革*, 2025(3): 136–145.
- [30] Hu K. Effect of ESG rating disagreement on stock price informativeness: Empirical evidence from China's capital market[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2024, 96: 103651.
- [31] 苏涛永,张鹏,陈永恒. 连锁董事网络对合作创新广度与深度的差异性影响研究[J]. *科学学与科学技术管理*, 2024(9): 160–176.
- [32] Mazzola E, Perrone G, Kamuriwo D S. The interaction between inter-firm and interlocking directorate networks on firm's new product development outcomes[J]. *Journal of Business Research*, 2016(2): 672–682.
- [33] Cao L, Lau W Y, Shaharuddin S S. Soft information monitoring along the supply chain: Customer geographic proximity and firms' ESG performance[J]. *Journal of Environmental Management*, 2024, 369: 122302.

[责任编辑:高 婷]

Customer Environmental Information Disclosure and Supplier's Green Innovation

YANG Chang¹, HONG Yuan²

(1. School of Economics, Guangdong Ocean University, Zhanjiang, Guangdong 524088, China;

2. School of Economics and Trade, Hunan University, Changsha, Hunan 410079, China)

Abstract: Based on data from Chinese listed firms between 2008 and 2022, this paper investigates the relationship between customer environmental information disclosure and suppliers' green innovation. We find that customer environmental information disclosure quality significantly enhances suppliers' green innovations, indicating a backward spillover effect of environmental practices in the vertical supply chain relationship. The moderating effect analysis further demonstrates that this effect is more pronounced when customers exert higher bargaining power or suppliers have improved access to supply chain financing, but weaker when customer instability is present. Further analysis shows that compared with the quantity of suppliers' green innovations, customer environmental information disclosure has a more significant promoting effect on the quality of suppliers' green innovations, but it will also aggravate the decoupling phenomenon of suppliers' green innovation quality. Additionally, heterogeneity analysis reveals that customer environmental disclosure more effectively promotes supplier's green innovation for customers with higher transparency and less negative coverage, suppliers with richer structural holes in director networks, and supply chains in the same heavily polluting industries as well as with a long period of cooperation. Overall, the findings suggest that firms should improve their green transformation strategies by leveraging supply chain spillover effects, with a particular focus on customer environmental information disclosure, to establish collaborative mechanisms across the supply chain and optimize green supply chain management.

Key Words: environmental information disclosure quality; green innovation; supply chain spillover; customer bargaining power; customer instability; supply chain financing