

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2025.01.006

企业绿色技术创新的供应链溢出效应研究^①

王 健^{1,2}, 李明操¹, 蒋忠中^{1,2*}, 陈晓红^{3,4}

(1. 东北大学工商管理学院, 沈阳 110167; 2. 东北大学行为与服务运作管理研究所, 沈阳 110167;
3. 湖南工商大学前沿交叉学院, 长沙 410205; 4. 湖南工商大学管理科学与工程学院, 长沙 410205)

摘要: 供应链是企业间诱发知识边缘溢出效应的核心渠道, 但分析供应链上的知识边缘溢出对企业绿色技术创新微观作用机制的研究还十分匮乏. 本研究创新性地基于供应链关系视角, 系统考察制造业中客户企业绿色技术创新产出在“量”和“质”不同维度上对其供应商企业绿色技术创新产生的影响, 并进一步揭示供应商企业绩效产生的连锁反应. 研究发现客户企业绿色技术创新产出对其供应商企业未来绿色技术创新起到了“增量提质”的作用, 即引发了其供应商企业绿色技术创新在数量和质量上的全面提升. 异质性分析结果表明, 客户集中度高、非国有和南方地区客户企业绿色技术创新的供应链溢出效应更为明显. 进一步分析发现, 客户企业绿色技术创新对其供应商企业未来经济绩效和环境绩效均存在溢出效应. 本研究揭示了供应链溢出效应在我国制造业企业绿色技术创新中的隐性促进作用, 对于推动我国制造业转型升级以畅通国内大循环具有重要的理论和现实意义.

关键词: 绿色技术创新; 供应链溢出; 企业绩效; 知识边缘溢出

中图分类号: F224 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2025)01-0077-23

0 引 言

企业绿色技术创新是推动绿色发展的重要动力. 2015 年党中央国务院在《中国制造 2025》中明确提出“创新驱动、绿色发展”的战略方针. 2017 年党的十九大报告鲜明指出“构建市场导向的绿色技术创新体系, 实行最严格的生态环境保护制度, 形成绿色发展方式和生活方式”. 2021 年我国“十四五”规划和 2035 年远景目标中进一步强调“坚持创新驱动发展, 深入实施制造强国战略, 加快发展方式绿色转型, 促进人与自然和谐共生”. 可见, 将创新驱动发展战略与社会主义生态文明观相结合已经成为经济新常态下我国先进制造业发展面临的新机遇新挑战. 此外, 受重大公共卫生安全事件及全球贸易摩擦加剧叠加的双重不确定性影响, 全球供应链本地化、区域化、分散化、多元化进程不断加速, 实施供应链本土创新已成为我国制造业企业应对全球供应链重构进程中“去中国化”和“制造业回流”风险的重要手段^[1]. 不同于传统创新, 绿色技术创新由于更兼具经济效益和生态效益, 被看作是打破经济与环境“非此即彼”局面的有效举措^[2]. 但创新活动作为一种公共物品, 亦具有明显的外部性, 各国政府为提高市场配置效率, 普遍采用创新补贴政策鼓励企业增加研发创新投入^[3]. 虽然我国政府为此正在

态下我国先进制造业发展面临的新机遇新挑战. 此外, 受重大公共卫生安全事件及全球贸易摩擦加剧叠加的双重不确定性影响, 全球供应链本地化、区域化、分散化、多元化进程不断加速, 实施供应链本土创新已成为我国制造业企业应对全球供应链重构进程中“去中国化”和“制造业回流”风险的重要手段^[1]. 不同于传统创新, 绿色技术创新由于更兼具经济效益和生态效益, 被看作是打破经济与环境“非此即彼”局面的有效举措^[2]. 但创新活动作为一种公共物品, 亦具有明显的外部性, 各国政府为提高市场配置效率, 普遍采用创新补贴政策鼓励企业增加研发创新投入^[3]. 虽然我国政府为此正在

① 收稿日期: 2022-01-25; 修订日期: 2022-06-29.

基金项目: 国家社会科学基金资助项目(23&ZD050); 国家自然科学基金资助项目(71971048; 72371063; 71971052); 中央高校基本科研业务费项目(N2306008; N2406005).

通讯作者: 蒋忠中(1979—), 男, 湖南邵阳人, 博士, 教授, 博士生导师, Email: zzjiang@mail.neu.edu.cn

逐年增加创新投入,但相较于创新型国家 2.5% 以上的研发投入强度仍存在一定差距^②。而且,与发达市场经济体不同,我国正处于体制转型的发展阶段,市场机制对创新资源的配置作用尚未发挥决定性作用^[4]。更为关键的是,我国现阶段以环境规制和财税补贴为主要外部手段的政府引导作用还十分有限,且潜藏寻租风险和挤出效应^[5,6]。因而,迫切需要从新的视角探索有利于促进企业绿色技术创新的新机制和新手段。虽然已有研究证实企业技术创新在行业、地域范围内存在着溢出效应^[7,8],却鲜有基于供应链关系视角的研究。企业绿色技术创新不仅需要依靠自身占有的稀缺性知识资源,更需要通过积极地从外部获取崭新的关键知识^[9],而供应链上下游关系作为企业外部关系的核心^[10],在当前开放式创新和全球供应链重构态势下必将对我国制造业企业运营产生更深更大的影响。如华为公司利用其供应商谷歌公司的外部知识进行“二次创新”破解了手机操作系统领域中的“卡脖子”难题,于 2021 年 6 月 2 日正式发布了其自主研发的鸿蒙操作系统(HarmonyOS 2)。又如在智能手机、智能汽车、生物制药、医疗器械等技术密集型产业中,供应链上下游企业之间均存在着密切联系^③,表现为:一方面,供应商企业可利用其客户企业创新成果所产生的外部性以降低自身创新成本和风险;另一方面,供应商企业在内部创新需求和外部市场竞争双重压力的叠加作用下,会更加积极主动地进行自身产品的绿色技术创新以留住目标客户。基于此,在我国当前构建市场导向的绿色技术创新体系和全球供应链重构的双重背景下,从供应链关系视角探索企业绿色技术创新的促进机制和影响结果是一个亟待解决的新问题。

尽管当前供应链关系在企业运营过程中的作

用日渐凸显^[11,12],但只有少量将供应链与企业创新相结合的研究,且仅单纯从客户集中度^[13]、供应商集中度角度考察其对企业创新的影响^[14],并未考虑供应链溢出效应及其在企业绿色创新过程中的重要作用。而现有关于供应链溢出的相关研究则多囿于一般意义上的企业创新溢出^[15,17]、企业社会责任溢出^[18]、企业融资风险溢出^[19]和企业经营风险溢出^[20],缺乏对企业绿色技术创新的系统研究。而且,已有供应链溢出效应的研究对象主要聚焦于美国企业,严重忽视了其他国家,特别是新兴国家中供应链溢出效应的规律和特点。此外,以往绿色技术创新相关研究多采用绿色专利申请数量或绿色专利授权数量衡量企业绿色技术创新产出^[21,22],缺少涉及绿色技术创新产出质量的分析。而现实中许多专利技术并未真正用于企业生产,而是以大量重复、低质的专利申请来获取政府补贴^[23],或是仅将其作为向客户或市场传递企业具有竞争力的“信号”^[24],导致单纯以专利数量来衡量企业创新成果容易有失偏颇,无法很好地反映企业真实的创新产出情况。有鉴于此,本研究试图弥补上述缺陷,在知识边缘溢出理论框架下,基于供应链溢出视角系统考察我国 A 股市场制造业中客户企业绿色技术创新产出在“量”和“质”不同维度上对其供应商企业绿色技术创新产生的影响,进而讨论该影响在客户集中度、产权性质和南北区域经济发展异质性情境下的差异,并进一步揭示其对供应商企业绩效产生的连锁反应。研究发现客户企业绿色技术创新产出对其供应商企业未来绿色技术创新起到了“增量提质”的作用,即引发了供应商企业绿色技术创新在数量和质量上的全面提升,并且这种影响在客户集中度高、非国有和南方地区制造业企业中更为明显。进一步分析发现,客户企业绿色技术创新

② 截至 2019 年,我国创新研发经费投入强度为 2.23%,相比 2018 年增长了 0.04%,但 2018 年以色列、韩国、瑞典、日本、澳大利亚、德国及美国研发经费投入强度已分别达到 4.94%、4.53%、3.32%、3.28%、3.14%、3.13%、2.83%。数据来源:世界银行官网(<https://www.shihang.org/zh/home>)。

③ 如 2012 年两大智能手机巨头三星公司和苹果公司的专利诉讼案。2001 年 4 月,苹果公司对其最大的零部件供应商三星公司提起专利侵权诉讼,称三星公司 Galaxy 手机和平板电脑抄袭其 iPhone 和 iPad 的设计和其他创新。最终,苹果公司在美国赢得该专利侵权诉讼,并获得了 9.3 亿美元赔偿金。信息来源:中国保护知识产权网(<http://ipr.mofcom.gov.cn/index.shtml>)。

会带动其供应商企业经济绩效变化和环境绩效改善。特别地,客户企业绿色技术创新与其供应商企业未来经济绩效间呈倒“U”型关系,这与“知识边缘溢出理论”相吻合,即由于知识资源具有“相对粘性”和“相对刚性”的特点,当供应商企业从客户企业获取的绿色知识资源转化成本高于其所能承受的正常阈值时,供应商企业需要额外承受更高的机会成本,表明供应商企业向客户企业“适度”模仿学习能够促进自身经济绩效增长,但“过度”模仿学习则会适得其反。

本研究的边际贡献在于:第一,目前关于企业绿色技术创新影响的研究多从环境规制和政府补贴角度出发,而本研究基于崭新的供应链关系视角,丰富和细化了企业绿色技术创新的外部性研究,揭示了供应链关系在我国制造业企业绿色技术创新中所起到的“隐性”促进作用;第二,不同于以往仅单纯考虑客户集中度在企业创新过程中作用的研究和考虑我国区域经济发展差距的研究主要围绕东中西区域展开,本研究立足于制造业企业客户集中度特征、产权性质特征和“南快北慢”的区域经济发展异质性特点,从“量”和“质”不同维度系统考察企业绿色技术创新的供应链溢出效应差异,为我国防范全球供应链重构风险、继续深化国有企业改革和优化区域布局提供有益参考;第三,目前关于知识溢出对企业绩效影响的研究多局限于企业之间的横向知识溢出,且在经济绩效方面存在着正面与负面、线性与非线性等较大争议。本研究则从经济效益和生态效益的双重视角,系统考察客户企业绿色技术创新产出对其供应商企业经济绩效和环境绩效产生的影响,揭示了经济绩效溢出中的倒“U”型关系并进行理论阐释,为破解长期困惑我国制造业发展的“和谐共生”难题提供了新的启发,有助于我国制造业企业更好地实现“既要金山银山,也要绿水青山”的双重发展目标。

1 理论分析与研究假设

1.1 企业绿色技术创新与供应链知识溢出

技术创新是企业生存和发展的根本动力,知

识溢出是内生增长模型的重要组成部分^[25, 26]。由于技术创新过程具有复杂性、不确定性和高成本性特点,且在复杂的市场环境中企业不可能拥有全部创新知识,越来越多的企业开始积极地寻找与自身内部创新活动相互补的外部知识,以减少创新过程中面临的不确定性风险和弥补企业创新知识缺口^[9]。因此,在开放式创新背景下,外部知识溢出已成为除企业内部研发外的又一重要技术创新路径^[15]。按溢出路径划分,知识溢出主要分为横向知识溢出和纵向知识溢出。尽管关于供应链上纵向知识溢出与企业技术创新的研究还处于初步探索阶段,但越来越多的已有研究结果表明,与高等院校、科研单位、战略联盟、合资企业等横向知识溢出渠道能够促进企业创新的结论一致,供应链上的纵向知识溢出也会促进企业技术创新,而且客户企业和供应商企业之间的交易关系已正式成为纵向知识溢出的核心渠道^[10],其中客户公司更是日渐成为供应链纵向知识溢出渠道中的核心来源^[9, 16]。Isaksson等^[15]以美国高科技行业为样本,发现客户企业创新会积极促进其供应商企业创新,且客户企业对其供应商企业的知识溢出会受到两家企业关系持续时间的正向调节影响,但并不受到两家企业技术相似性的调节影响。Li^[16]以美国国家经济研究局(NBER)专利数据库中的公司为样本,指出客户企业创新产出会通过知识溢出渠道促进其供应商企业未来创新产出。Chu等^[17]进一步证实,美国市场中的供应商企业与其主要客户企业之间的地理邻近性对供应商企业创新知识获取具有积极的因果关系,当客户自身更具创新性、供应商与客户在技术空间上的距离更近、客户需求在供应商总销售额中所占比例更大时,供应商与客户接近度对供应商企业创新的正向影响更强。与一般性创新相比,绿色技术创新是一项前期投入资金更大、回报周期更长和不确定性风险更高的创新活动^[27]。因此,在开放式创新背景下,供应商企业可以利用其客户企业绿色技术创新成果所产生的外部性来降低自身创新成本和风险。而且在内部绿色技术创新需求和外部市场竞争压力的双重驱动下,供应商企业

会更加积极主动地将从客户企业获取到的外部技术知识转化为自身实际创新产出,并且通过不断努力提高自身产品绿色创新质量更好地达到留住目标客户的目的.综合以上分析,本研究提出如下假设.

假设 1 供应链上的客户企业绿色技术创新产出越多,其供应商企业未来绿色技术创新产出数量越多.

假设 2 供应链上的客户企业绿色技术创新产出越多,其供应商企业未来绿色技术创新产出质量越高.

1.2 企业绿色技术创新与客户集中度

客户是企业拥有的重要无形资产,客户集中度是衡量客户与其供应商之间关系的重要指标^[13].已有研究发现,客户集中度对我国上市企业技术创新具有显著裨益,而且随着客户集中度的增加,不仅单个客户在双边关系中的重要性会不断提升,企业和客户之间的双边关系也将变得更加紧密^[13].从交易成本理论看,供应链上密切的双边关系有助于客户与供应商之间技术创新能力的提升,从而最小化双边交换成本^[28].从创新理论看,供应链上的双边合作为供应商企业提供了整合客户企业多样化知识和技术信息的机会,有助于其进一步扩大专业知识范围^[29].此外,当企业依赖于几个大客户企业时,企业会制定专用性关系投资来改进其产品质量和优化其服务流程,以实现增强企业技术创新能力的目的.而且,客户集中度高亦可以增加企业和客户之间的沟通频率,促进企业更加有效地了解其大客户企业的技术要求,并且愿意花费更加充足的时间来提前处理少量大客户企业的技术反馈^[17].因此,在我国当前构建市场导向的绿色技术创新体系和全球供应链重构的双重背景下,客户集中度高的企业会不断促进供应链整合,并持续激发其供应商企业的绿色技术创新思维,而供应商企业则会更加积极主动地将从客户企业获取到的外部绿色技术知识转化为自身实际绿色创新产出,以达到留住目标客户的目的.综合以上分析,本研究提出如下

假设.

假设 3 与客户集中度低的企业相比,客户集中度高的企业绿色技术创新的供应链溢出效应更为明显.

1.3 企业绿色技术创新与产权性质

企业产权性质及其结构,从根本上决定了企业资源配置方式和治理结构等系列重要制度安排,深刻影响着企业的技术创新行为^[30].Marshall^[31]首次提出,政府在生产领域中的持续扩张会阻碍企业创新和知识增长.此后,国外相关文献分别从 CEO 所有权^[32]、外资所有权^[33]、机构所有权^[34]等不同角度展开探讨,均发现企业产权结构对技术创新存在重要影响.与国外学者将研究重点放在产权结构不同,国内学者更加关注企业产权性质与技术创新之间的关系.Zhang 等^[35]发现产权性质是影响我国工业企业研发效率的重要因素,国有企业的研发效率显著低于非国有企业.吴延兵^[36]通过构建柯布-道格拉斯式的知识生产函数模型,证实我国国有产权对知识生产效率具有负效应.随后,吴延兵^[37]进一步细致划分我国企业产权性质,指出国有企业在创新投入和创新效率上均缺乏竞争力,而民营企业在创新投入和专利创新效率上则处于领先地位.具体而言,国有企业无法像非国有企业那样拥有明确承担责任的企业管理人,存在严重的委托代理问题与预算软约束问题,在缺乏有效激励和监督的情况下,国有企业经营者追求的目标往往是其个人任职期间利益最大化而非企业收益最大化^[30].此外,国有企业市场化程度低的特征愈发加剧了国有企业生产效率和效率的双重损失^[38].相比之下,非国有企业拥有明晰的产权结构和完善的权责体系,而且为了在激烈的市场竞争中获得实质性竞争优势和实现企业的可持续发展,资本所有者会投入更多的资金和时间用于企业实质性创新活动,并主动减少增加低质专利数量进行策略性创新的短视利己行为.因此,与国有客户企业相比,非国有客户企业供应链上的知识溢出效应会更为明显.综合以上分析,本研究提出如下假设.

假设4 与国有客户企业相比,非国有客户企业绿色技术创新的供应链溢出效应更为明显。

1.4 企业绿色技术创新与区域经济发展

党的十九大报告指出“我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾”。区域经济发展差距作为我国社会主要矛盾中发展不平衡的重要体现,已成为我国现阶段经济发展亟需解决的突出矛盾之一^[39, 40]。以往针对区域经济发展差距的宏观政策调控主要集中在“东中西”层面,然而随着我国“东部率先发展”、“中部崛起”、“西部大开发”等重大区域性战略部署的持续深入推进,“东中西差距”已逐渐趋于收敛,“南北差距”扩大正悄然成为影响我国区域经济协调和高质量发展的新情况和新问题^[41, 42]④。事实上,我国南北区域经济发展差距不仅体现在经济总量和增速上,更体现在经济增长方式上^[41]。尤其在经济新常态下,我国需要的不是低水平的区域协调发展,而是兼具高质量、高效率、公平和可持续性特征的区域高质量协调发展^[42]。截至2018年末,从创新投入角度看,我国南方区域R&D经费投入强度为1.51%,而北方区域R&D经费投入强度仅为0.68%⑤;从创新产出角度看,我国南方区域发明专利申请授权量占全国的65.8%,而北方区域发明专利申请授权量仅占全国的34.2%⑥。因此,在新经济地理背景下,能否从区域层面上促进各地创新协同高质量发展,对于提升全国整体创新实力将具有重要意义^[42]。但较为遗憾的是,现有针对区域经济发展差距与企业绿色技术创新关系研究大多围绕东中西区域经济发展差距展开,鲜见文献从南北区域层面对企业绿色技术创新影响进行探讨。Chen等^[43]从区域内技术推动、市场拉动和环境规制拉动三个角度出发,得出我国区域生态创新指数东部地区最高、中部次之,西部地区最

低的结论。赵增耀等^[44]提出我国创新效率具有明显的地理空间集群特征,创新效率溢出效应在经济发达的东部地区更加突出。邵帅等^[45]指出,我国各省份间企业绿色技术创新产出的溢出效应具有不稳定性,其实际溢出效应取决于技术接收方所在地区的经济发展水平。纵观已有研究可以发现,我国各区域内的创新发展并不是独立的,创新溢出存在空间上的关联性,而且受区域经济政策、资源禀赋及区位条件等综合因素影响,区域经济发展水平越高的地区越能吸引更多的优质创新要素流入,由此产生的创新集聚效应也更能优化区域内微观企业技术创新潜能,促进本区域内企业整体技术创新水平的提高^[44]。因此,在我国“南快北慢”的区域经济发展差距情境下,南方地区微观企业供应链上的绿色技术创新溢出效应会比北方地区表现得更为明显。综合以上分析,本研究提出如下假设。

假设5 与我国北方地区相比,南方地区客户企业绿色技术创新的供应链溢出效应更为明显。

2 研究设计

2.1 样本选择

由于企业绿色技术创新主要集中在制造业,故本研究选取2006年1月至2019年12月我国A股市场中制造业上市公司为研究样本。考虑到绿色技术创新的溢出效应度量模型需选取滞后1期的数据,因此客户公司相关数据的样本周期为2005年1月至2018年12月。本研究上市公司供应链关系数据通过手工整理上市公司年报获得,经筛选共得到210家制造业上市公司的529个供应链关系数据。上市公司绿色专利申请和绿色专利授权数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS),相关财务数据和公司数据来自Wind数据库和

④ 2012年—2019年我国北方经济占全国比重从42.9%快速下降至35.4%,南北经济总量差距从14%迅速扩大至29%,南北人均GDP差距从0.97快速增至1.30。数据来源:《中国统计年鉴》。

⑤ 数据来源:《2018年全国科技经费投入统计公报》。

⑥ 数据来源:国家统计局官网(<http://www.stats.gov.cn>)。

CSMAR 数据库. 为了研究的需要, 本研究将研究样本按如下原则进行筛选: 第一, 剔除了非正常交易上市公司(包括 ST、ST* 以及 PT)及终止上市的公司; 第二, 剔除了相关数据缺失的上市公司; 第三, 为避免极端值的影响, 对连续变量进行上下 1% 分位的 Winsorize 处理.

2.2 变量设计

2.2.1 解释变量

客户企业绿色技术创新产出 ($GTIO_{Customer}^{pat_apply}$ 和 $GTIO_{Customer}^{pat_grant}$). 借鉴李青原和肖泽华^[21]、方先明和那晋领^[22]的方法, 采用绿色专利申请量 (Pat_apply) 和绿色专利授权量 (Pat_grant) 作为客户企业绿色技术创新产出的度量指标. 具体地, 绿色专利申请量为当年专利申请个数加 1 的自然对数, 该值越大, 表明客户企业绿色技术创新水平越高; 绿色专利授权量为当年授权个数加 1 的自然对数, 该值越大, 表明客户企业绿色技术创新水平越高. 该方法有效修正了绿色专利原始数据的偏态分布且使回归系数反映弹性. 本研究选择以上两个指标的理由与方先明和那晋领^[22]一致: 1) 相较于专利授予, 专利申请年份更能准确刻画企业绿色技术创新产出时间, 可以弥补专利授予存在时间滞后性的不足; 2) 相较于专利申请, 专利授予得到了国家专利局的认证, 其数量更能准确反映企业的有效绿色技术创新产出. 因此, 本研究综合两者优势, 同时将其作为客户企业绿色技术创新产出的度量指标.

2.2.2 被解释变量

1) 供应商企业绿色技术创新产出数量 ($GTIO_{Supplier}^{pat_apply}$ 和 $GTIO_{Supplier}^{pat_grant}$). 与客户企业绿色技术创新产出的度量方法一致, 本研究采用绿色专利申请量 (Pat_apply) 和绿色专利授权量 (Pat_grant) 作为其供应商企业绿色技术创新产出数量的度量指标.

2) 供应商企业绿色技术创新产出质量 ($GTIO_{Supplier}^{pat_applied}$ 和 $GTIO_{Supplier}^{pat_granted}$). Hall 等^[46]指出, 专利引用可以更好地反映企业创新产出质量. 因

此, 为弥补专利申请和授予仅在数量层面衡量创新产出, 而难以反映质量层面的差异, 本研究借鉴 Chu 等^[17]、孟庆斌等^[47], 采用绿色技术专利被引用次数 (Pat_cited) 加 1 的自然对数作为其供应商企业绿色技术创新产出质量的度量指标.

2.2.3 控制变量

综合借鉴以往研究文献, 选取以下变量作为本研究的控制变量: 1) 企业成熟度 ($LnAge$), 企业年龄代表了企业的成熟度, 成立时间越长的企业, 其创新意识和绩效意识也越强烈^[6, 16]; 2) 企业规模 ($LnSize$), 企业改善创新和绩效需要大量的长期资金投入, 大企业相对于小企业更容易形成规模优势^[13, 48]; 3) 企业人数 ($LnLabor$), 大企业能够获得更多的资金配置用于创新活动和绩效改善^[48]; 4) 企业负债 (Lev), 企业适度的负债经营可获得充裕的资金进行技术设备改善和绩效提升^[13]; 5) 企业成长性 ($Growth$), 企业间盈利能力和成长性差异会对企业创新活动和绩效产生影响^[13, 21]; 6) 企业现金流 (Cf), 企业资金较好地流动性有利于创新产出和企业绩效提升^[13, 21]; 7) 研发投入强度 (Rdi), 研发投入强度会影响企业创新产出和未来绩效^[49]; 8) 第一大股东持股比例 ($Tophold$), 大股东行为会影响企业创新产出^[13, 22], 同时也会对企业绩效产生“壕沟效应”或“协同效应”^[50]; 9) 董事会效率 ($Board$), 创新和绩效是企业未来发展的重要内容, 创新活动的参与及投资强度需要董事会进行最终决策^[13, 48]. 各变量的具体定义参见表 1.

2.3 模型设定

考虑到客户企业绿色技术创新产出对其供应商企业绿色技术创新产出的影响可能具有一定时滞, 且二者之间可能存在双向因果的内生性问题, 借鉴 Li^[16]的方法, 选取 i 客户企业第 $t-1$ 期的绿色技术创新产出 ($GTIO_{Customer}^{pat_apply}$ 和 $GTIO_{Customer}^{pat_grant}$) 作为本研究的核心解释变量, 并将所有控制变量均滞后 1 期, 以尽可能地规避内生性问题干扰, 最终构建如下式(1)的回归模型

表 1 主要变量定义

Table 1 Main variables definitions

变量类型	变量名	符号	变量定义
解释变量	客户企业绿色技术创新产出	$GTIO_{Customer}^{pat_apply}$	客户企业绿色专利申请个数加 1 的自然对数
		$GTIO_{Customer}^{pat_grant}$	客户企业绿色专利授权个数加 1 的自然对数
被解释变量	供应商企业绿色技术创新产出数量	$GTIO_{Supplier}^{pat_apply}$	供应商企业绿色专利申请个数加 1 的自然对数
		$GTIO_{Supplier}^{pat_grant}$	供应商企业绿色专利授权个数加 1 的自然对数
	供应商企业绿色技术创新产出质量	$GTIO_{Supplier}^{pat_apcited}$	供应商企业绿色专利申请被引用个数加 1 的自然对数
		$GTIO_{Supplier}^{pat_gracited}$	供应商企业绿色专利授权被引用个数加 1 的自然对数
控制变量	企业成熟度	$LnAge$	上市公司成立年龄的自然对数/年
	企业规模	$LnSize$	上市公司期末总资产的自然对数/亿元
	企业人数	$LnLabor$	上市企业总员工人数的自然对数/人
	企业负债	Lev	上市公司期末总负债/期末总资产
	企业成长性	$Growth$	(本期营业收入 - 上期营业收入)/上期营业收入
	企业现金流	Cf	经营活动现金流量/总资产
	研发投入强度	Rdi	研发支出总额/营业收入
	第一大股东持股比例	$Tophold$	第一大股东持股数量/企业股本数量
	董事会效率	$Board$	董事会人数/人

$$YC_{i,t}^{Supplier} = \alpha + \beta_1 GTIO_{i,t-1}^{Customer} + \beta_2 Controls_{i,t-1} + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中被解释变量($YC_{i,t}^{Supplier}$) 分别为 i 供应商企业 t 期 绿色技术创新产出数量 ($GTIO_{Supplier}^{pat_apply}$ 和 $GTIO_{Supplier}^{pat_grant}$) 和质量 ($GTIO_{Supplier}^{pat_apcited}$ 和 $GTIO_{Supplier}^{pat_gracited}$). 控制变量 ($Controls_{i,t-1}$) 参见表 1. $\sum Year$ 是年份固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 是误差项.

3 实证结果与分析

3.1 描述性统计和相关性分析

表 2 是本研究主要变量的描述性统计. 可以发现,我国制造业上市企业中供应链上的客户企业绿色技术创新产出均值和标准差均明显低于其供应商企业绿色技术创新产出数量及质量的均值和标准差,这说明我国供应链上的客户-供应商企业绿色技术创新产出在“量”和“质”

维度上存在较大差异. 此外,客户企业、特别是供应商企业的绿色专利申请量明显大于绿色专利授权量,表明我国供应链上下游企业中有较多低质量绿色专利申请无法通过国家知识产权局的实质审查,存在虚增绿色专利申请的情况,这也证实了在变量设计中基于绿色专利“量”和“质”维度来衡量企业绿色技术创新产出的科学性. 本研究其余控制变量的描述性统计与李青原和肖泽华^[21]、张璇等^[48]等已有研究基本一致. 进一步,分别绘制按照 $GTIO_{Customer}^{pat_apply}$ 和 $GTIO_{Customer}^{pat_grant}$ 变量衡量客户企业绿色技术创新产出对其供应商企业绿色技术创新产出数量及质量影响的变化趋势图,如图 1 和图 2 所示. 可以发现供应链上的客户企业绿色技术创新产出与其供应商企业未来绿色技术创新产出在年度总量变化趋势上基本保持一致. 这些结果初步支持了本研究提出的研究假设 1 和假设 2.

表 2 主要变量描述性统计

Table 2 Descriptive statistics of main variables

变量名	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值
$GTIO_{pat_apply}^{Customer}$	380	0.293	0.714	0	3.526
$GTIO_{pat_grant}^{Customer}$	380	0.268	0.609	0	3.135
$GTIO_{pat_apply}^{Supplier}$	380	0.802	1.202	0	4.262
$GTIO_{pat_grant}^{Supplier}$	380	0.690	1.042	0	3.850
$GTIO_{pat_appecited}^{Supplier}$	380	0.632	1.143	0	4.043
$GTIO_{pat_gracited}^{Supplier}$	380	0.544	1.005	0	3.583
$LnAge$	380	2.767	0.372	0.470	3.317
$LnSize$	380	4.384	1.220	1.775	6.937
$LnLabor$	380	8.489	1.095	5.683	10.647
Lev	380	0.499	0.186	0.101	0.837
$Growth$	380	0.149	0.285	-0.296	1.703
Cf	380	0.057	0.059	-0.099	0.219
Rdi	380	0.029	0.024	0	0.128
$Tophold$	380	0.376	0.156	0.098	0.716
$Board$	380	9.405	2.181	5	18

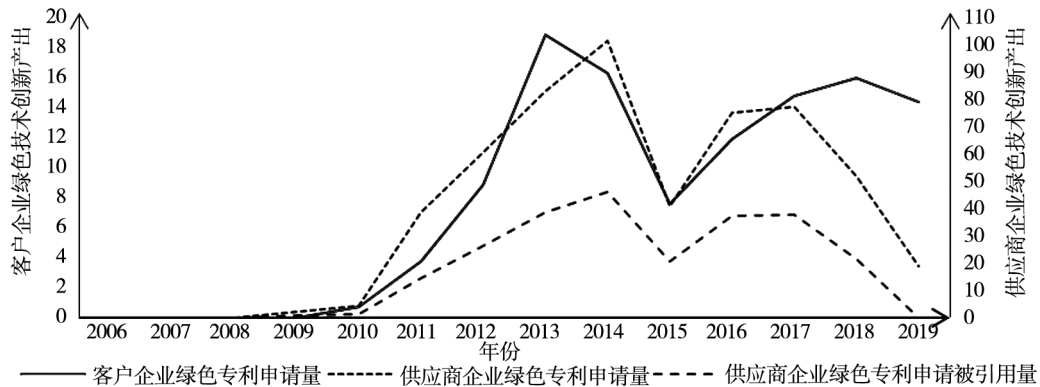


图 1 客户企业绿色专利申请对其供应商企业绿色技术创新产出数量及质量影响变化趋势图

Fig. 1 Trend chart illustrating the impact of customer enterprises' green patent applications on the quantity and quality of green technology innovation outputs by their supplier enterprises

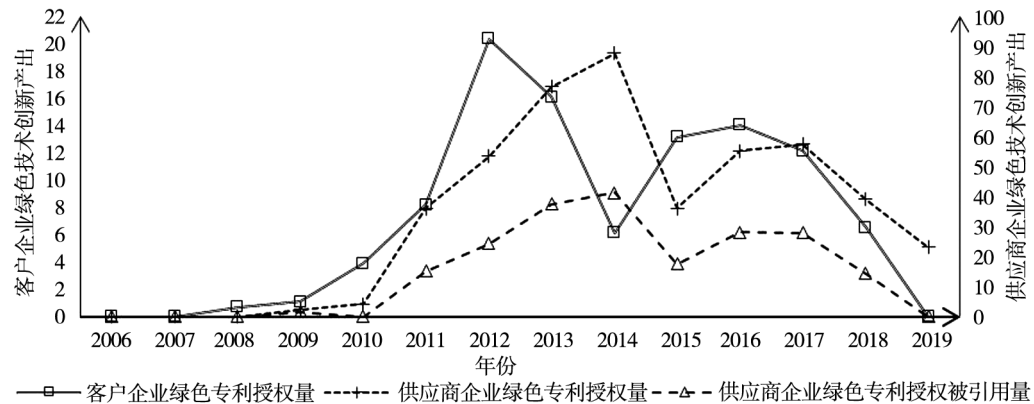


图 2 客户企业绿色专利授权对其供应商企业绿色技术创新产出数量及质量影响变化趋势图

Fig. 2 Trend chart illustrating the impact of customer enterprises' green patent granted on the quantity and quality of green technology innovation outputs by their supplier enterprises

3.2 单变量分析

在正式回归分析前,首先对主要变量进行组间差异分析.按照客户企业绿色技术创新产出均值的大小将样本划分为“绿色技术创新产出高组(High)”与“绿色技术创新产出低组(Low)”,分组结果如表3中 Panel A 和表3中 Panel B 所示.在表3中 Panel A 以 $GTIO_{Customer}^{pat_apply}$ 变量衡量客户企业绿色技术创新产出方面,“客户企业绿色技术创新产出高组(High)”中供应商企业绿色技术创新产出数量($GTIO_{Supplier}^{pat_apply}$)和质量($GTIO_{Supplier}^{pat_apccited}$)均值分别为 1.315 和 1.116,均大于“客户企业绿色技术创新产出低组(Low)”中供应商企业绿色技术创新产出数量($GTIO_{Supplier}^{pat_apply}$)和质量($GTIO_{Supplier}^{pat_apccited}$)均值 0.674 和 0.511,且其差异均在 1% 水平上显著;此外,在表3中 Panel B 以

$GTIO_{Customer}^{pat_grant}$ 变量衡量客户企业绿色技术创新产出方面,“客户企业绿色技术创新产出高组(High)”中供应商企业绿色技术创新产出数量($GTIO_{Supplier}^{pat_apply}$)和质量($GTIO_{Supplier}^{pat_apccited}$)均值分别为 1.147 和 0.986,均大于“客户企业绿色技术创新产出低组(Low)”中供应商企业绿色技术创新产出数量($GTIO_{Supplier}^{pat_apply}$)和质量($GTIO_{Supplier}^{pat_apccited}$)均值 0.561 和 0.419,且其差异均在 1% 水平上显著.综合以上表3中 Panel A 和表3中 Panel B 分析可知,供应链上的客户企业绿色技术创新产出对其供应商企业绿色技术创新产出起到“增量提质”的作用,即引发了供应商企业绿色技术创新在数量和质量上的全面提升.上述分析结果同样支持了本研究提出的研究假设 1 和假设 2.

表 3 单变量组间差异分析

Table 3 Single variable group difference test

变量名	Panel A: 客户企业绿色技术创新产出 ($GTIO_{Customer}^{pat_apply}$)					Panel B: 客户企业绿色技术创新产出 ($GTIO_{Customer}^{pat_grant}$)				
	High		Low		T 检验	High		Low		T 检验
	N	Mean	N	Mean		N	Mean	N	Mean	
$GTIO_{Supplier}^{pat_apply}$	76	1.315	304	0.674	0.641 ***					
$GTIO_{Supplier}^{pat_apccited}$	76	1.116	304	0.511	0.605 ***					
$GTIO_{Supplier}^{pat_grant}$						84	1.147	296	0.561	0.586 ***
$GTIO_{Supplier}^{pat_gracited}$						84	0.986	296	0.419	0.567 ***

注: **、*、* 分别表示估计参数在 1%、5% 与 10% 水平上显著.

3.3 基准回归结果

表4报告了客户企业绿色技术创新产出对其供应商企业绿色技术创新产出的溢出效应的核心检验结果^⑦.由表3中 Panel A 第(1)列至表3中 Panel A 第(2)列可知,无论采用 $GTIO_{Customer}^{pat_apply}$ 抑或是 $GTIO_{Customer}^{pat_grant}$ 来度量客户企业绿色技术创新产出,其供应商企业绿色技术创新产出数量的回归系数均为正数,且在 1% 水平上显著,表明供应链上的客户企业绿色技术创新产出越多,其供应商企业未来绿色技术创新产出数量也越多,这符合“知识边缘溢出假说”渠道,支持了本研究提出的研究假设 1.从经济意义上看,以供应商企业绿色技术创新产出数量变量 $GTIO_{Supplier}^{pat_apply}$ 为例,客户企业绿色技术创新产出每增加一个标准差,将引发下一期其供应商企业绿色技术创新产出数量提高

13.07% ($= 0.220 \times 0.714 / 1.202$);由表3中 Panel B 第(3)列至表3中 Panel B 第(4)列可知,无论采用 $GTIO_{Customer}^{pat_apply}$ 抑或是 $GTIO_{Customer}^{pat_grant}$ 来度量客户企业绿色技术创新产出,其供应商企业绿色技术创新产出质量的回归系数均为正数,且在 1% 水平上显著,表明供应链上的客户企业绿色技术创新产出越多,其供应商公司未来绿色技术创新产出质量越好,同样符合“知识边缘溢出假说”渠道,支持了本研究提出的研究假设 2.从经济意义上看,以供应商企业绿色技术创新产出质量变量 $GTIO_{Supplier}^{pat_apccited}$ 为例,客户企业绿色技术创新产出每增加一个标准差,将引发下一期其供应商企业绿色技术创新产出质量提高 16.18% ($= 0.259 \times 0.714 / 1.143$).由此可见,供应链上的客户企业绿色技术创新产出对其供应商企业绿色技术创新

⑦ 此外,为避免共线性对回归结果的影响,本研究还进行了多重共线性检验,各个回归模型的 *VIF* 均值均小于 2,说明主要变量之间不存在多重共线性问题.限于篇幅,未在文中列示,留存备索.

产出起到“增量提质”的作用,即引发了供应商企业绿色技术创新在数量和质量上的全面提升^⑧。

从控制变量看,资产规模 ($LnSize$) 对供应商企业绿色技术创新产出数量和产出质量的影响均在 1%水平上显著为正,表明资产规模大的企业更容易形成规模优势,其创新意识也要优于中小资产规模企业,这与著名的“熊彼特假说”相契

合,也与张璇等^[48]的研究结论相符;研发投入强度 (Rdi) 对供应商企业绿色技术创新产出数量影响在 1%水平上显著为正,且其对供应商企业绿色技术创新产出质量影响在 10%水平上同样显著为正,说明研发投入强度越大,企业绿色技术创新产出的“增量提质”作用效果越加明显,这与杨国超和芮萌^[49]结论相符。

表 4 客户企业绿色技术创新产出对其供应商企业绿色技术创新产出的溢出效应

Table 4 The spillover effect of customer companies' green technology innovation output on their suppliers' green technology innovation output

变量名	Panel A: 供应商企业绿创产出数量		Panel B: 供应商企业绿创产出质量	
	$GTIO_{Supplier}^{pat_apply}$	$GTIO_{Supplier}^{pat_grant}$	$GTIO_{Supplier}^{pat_applied}$	$GTIO_{Supplier}^{pat_gracited}$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$GTIO_{Customer}^{pat_apply}$	0.220 *** (2.57)		0.259 *** (3.08)	
$GTIO_{Customer}^{pat_grant}$		0.286 *** (3.62)		0.306 *** (3.36)
$LnAge$	-0.638 *** (-3.43)	-0.527 *** (-2.88)	-0.534 ** (-2.44)	-0.641 *** (-3.89)
$LnSize$	0.612 *** (5.76)	0.550 *** (5.66)	0.536 *** (5.23)	0.508 *** (6.16)
$LnLabor$	0.046 (0.44)	0.008 (0.08)	-0.037 (-0.31)	-0.071 (-0.74)
Lev	-0.146 (-0.33)	-0.291 (-0.75)	-0.368 (-0.78)	-0.400 (-1.00)
$Growth$	-0.038 (-0.18)	0.036 (0.20)	0.063 (0.28)	0.161 (0.83)
Cf	0.893 (1.09)	0.471 (0.69)	-0.920 (-1.02)	-1.219 * (-1.73)
Rdi	7.615 *** (3.22)	7.804 *** (3.37)	3.956 (1.59)	4.310 * (1.93)
$Tophold$	0.188 (0.39)	0.284 (0.67)	0.808 (1.59)	0.714 * (1.79)
$Board$	0.041 (1.08)	0.026 (0.81)	0.031 (0.86)	0.019 (0.59)
$Constant$	-0.983 (-1.40)	-0.589 (-0.93)	-0.329 (-0.43)	0.461 (0.74)
$\sum Year$	控制	控制	控制	控制
$Adj-R^2$	0.476	0.466	0.387	0.427
N	380	380	380	380

注: 括号内为聚类到企业层面的标准误, **、*、* 分别表示估计参数在 1%、5% 与 10% 水平上显著。

3.4 稳健性检验

本研究的研究策略是采用 $t-1$ 期的客户企

业绿色技术创新预测制造业上市公司 t 期的供应商绿色技术创新产出,这虽然在一定程度上能够

⑧ 本研究同样考察了“客户企业绿色专利申请量对其供应商企业绿色专利授权量以及被引用量的影响”、“客户企业绿色专利授权量对其供应商企业绿色专利申请量以及被引用量的影响”,结果均支持本研究所提出的研究假设。限于篇幅,留存备索。

缓解由反向因果导致的内生性问题,但为了进一步处理潜在的内生性和确保相关研究结论的可靠性,将从多角度进行稳健性检验.

3.4.1 工具变量检验

本研究通过两阶段工具变量法进一步缓解潜在的双向因果关系导致的内生性问题.一方面,选取其滞后一期解释变量作为工具变量;另一方面,借鉴公衍磊等^[51]的方法,分别选取“与该企业隶属于同一行业的其他企业绿色技术专利数量的平均值、每家企业总部办公地址所在城市的空气污染程度(每年发生逆温的天数加 1 后取自然对数)”作为工具变量.从相关性看,同行业和同城

市客户企业的行业特征、外部自然环境等相似度较高,因而其绿色技术专利数量和空气污染程度之间具有相关性,而目前尚无证据表明这些工具变量会影响供应商企业绿色技术创新产出,因而满足外生性条件.此外,进一步通过相关性检验发现,各列第一阶段回归的 F 统计量均大于 10,表明不存在弱工具变量问题;Hansen J 检验所对应的 p 值均大于 0.1,表明工具变量满足外生性要求.因此综合以上分析可知,本研究选取的工具变量是十分有效的.最终通过两阶段最小二乘法所得到的第二阶段回归结果如表 5 所示,结果均支持本研究主要结论.

表 5 工具变量检验

Table 5 Instrumental variable test

变量名	Panel A: 选取滞后一期解释变量作为工具变量				Panel B: 选取同一行业其他企业专利数量平均值和同一城市空气污染程度作为工具变量			
	供应商企业绿创产出数量		供应商企业绿创产出质量		供应商企业绿创产出数量		供应商企业绿创产出质量	
	$GTIO_{pat_apply}^{Supplier}$	$GTIO_{pat_grant}^{Supplier}$	$GTIO_{pat_apccited}^{Supplier}$	$GTIO_{pat_gracited}^{Supplier}$	$GTIO_{pat_apply}^{Supplier}$	$GTIO_{pat_grant}^{Supplier}$	$GTIO_{pat_apccited}^{Supplier}$	$GTIO_{pat_gracited}^{Supplier}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$GTIO_{pat_apply}^{Customer}$	0.270 *** (2.60)		0.316 *** (3.29)		0.210 *** (2.80)		0.260 *** (3.63)	
$GTIO_{pat_grant}^{Customer}$		0.379 *** (3.87)		0.266 *** (2.65)		0.375 *** (3.67)		0.239 ** (2.16)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$\sum Year$	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Adj- R^2	0.454	0.442	0.346	0.382	0.487	0.475	0.385	0.416
N	380	380	380	380	380	380	380	380
第一阶段 F 值	152.37	209.40	152.37	209.40	58.25	10.48	58.25	10.48
Hansen J Test	无	无	无	无	0.633	0.714	0.612	0.668

注: 括号内为聚类到企业层面的标准误, **、*、* 分别表示估计参数在 1%、5% 与 10% 水平上显著.

3.4.2 遗漏变量检验

综合借鉴张璇等^[48]等以往研究,证明企业银行贷款 ($LnDebts$)、企业社会财富创造能力 ($LnTobinQ$)、企业的市场势力 ($LnMarkup$)、资本密集度 ($LnDensity$)、机构投资者持股比例 ($Inshold$) 和管理层激励 ($Share$) 会影响其创新产出.因此,为缓解遗漏变量因素导致的内生性问题,本研究进一步控制其对回归结果可能产生的影响.检验结果如表 6 所示,结果均支持本研究主要结论.

3.4.3 变换回归模型检验

考虑到专利数据服从“零值堆积与正值连续分布并存”的混合分布特点,为避免传统 OLS 方法估计有偏,借鉴 Isaksson 等^[15]、吴伟伟和张天

—^[52],分别采用 Tobit 模型和 Poisson 模型对原有回归结果进行重新回归估计.值得注意的是,Tobit 模型还可以较好地规避因某年供应商企业没有绿色技术创新产出对研究结论可能产生的偏差.检验结果如表 7 所示,结果仍支持本研究主要结论.

3.4.4 专利数据截断偏差检验

为调整专利数据可能存在的截断偏差问题,借鉴 Li^[16],采用“企业在一年内绿色专利申请数量、绿色专利授权数量和绿色专利被引用数量”分别除以“同一年同一类别所有企业绿色专利数量平均值”的方法,重新测度企业绿色技术创新产出指标.检验结果如表 8 所示,结果仍支持本研究主要结论.

表 6 遗漏变量检验
Table 6 Omitted variable test

变量名	Panel A: 仅添加新增控制变量				Panel B: 添加所有控制变量			
	供应商企业绿创产出数量		供应商企业绿创产出质量		供应商企业绿创产出数量		供应商企业绿创产出质量	
	<i>GTIO</i> _{pat_apply Supplier}	<i>GTIO</i> _{pat_grant Supplier}	<i>GTIO</i> _{pat_appeited Supplier}	<i>GTIO</i> _{pat_gracited Supplier}	<i>GTIO</i> _{pat_apply Supplier}	<i>GTIO</i> _{pat_grant Supplier}	<i>GTIO</i> _{pat_appeited Supplier}	<i>GTIO</i> _{pat_gracited Supplier}
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>GTIO</i> _{pat_apply Customer}	0.344 ** (2.48)		0.366 *** (2.91)		0.213 ** (2.57)		0.246 *** (3.02)	
<i>GTIO</i> _{pat_grant Customer}		0.376 *** (2.92)		0.378 *** (2.67)		0.254 *** (3.20)		0.265 *** (2.84)
<i>LnDebts</i>	-0.089 * (-1.67)	-0.070 (-1.51)	-0.001 (-0.03)	-0.031 (-0.77)	0.079 (1.50)	0.098 ** (2.20)	0.214 *** (3.67)	0.151 *** (2.96)
<i>LnTobinQ</i>	-0.453 *** (-3.20)	-0.368 *** (-2.90)	-0.357 ** (-2.61)	-0.322 *** (-2.68)	0.130 (0.90)	0.095 (0.80)	-0.029 (-0.19)	-0.038 (-0.29)
<i>LnMarkup</i>	0.256 (0.99)	0.165 (0.74)	-0.033 (-0.13)	-0.086 (-0.39)	-0.246 (-1.19)	-0.271 (-1.49)	-0.322 (-1.46)	-0.342 * (-1.77)
<i>LnDensity</i>	0.117 (0.96)	0.124 (1.20)	0.050 (0.49)	0.070 (0.75)	-0.137 (-1.05)	-0.174 (-1.59)	-0.495 *** (-2.94)	-0.417 *** (-2.85)
<i>Inshold</i>	0.633 (1.01)	0.687 (1.29)	0.779 (1.34)	0.778 (1.52)	-0.608 (-1.52)	-0.478 (-1.56)	-0.511 (-1.26)	-0.321 (-0.89)
<i>Share</i>	0.079 (0.15)	0.306 (0.67)	0.316 (0.57)	0.695 (1.49)	-0.146 (-0.26)	-0.127 (-0.28)	-0.593 (-0.97)	-0.348 (-0.65)
$\sum Year$	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
原控制变量	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	控制	控制	控制
<i>Adj-R</i> ²	0.145	0.152	0.170	0.174	0.498	0.515	0.456	0.479
<i>N</i>	332	332	332	332	332	332	332	332

注：括号内为聚类到企业层面的标准误，***、**、* 分别表示估计参数在 1%、5% 与 10% 水平上显著。

表 7 变换回归模型检验
Table 7 Transformation regression model test

变量名	Panel A: Tobit 模型				Panel B: Poisson 模型			
	供应商企业绿创产出数量		供应商企业绿创产出质量		供应商企业绿创产出数量		供应商企业绿创产出质量	
	<i>GTIO</i> _{pat_apply Supplier}	<i>GTIO</i> _{pat_grant Supplier}	<i>GTIO</i> _{pat_appeited Supplier}	<i>GTIO</i> _{pat_gracited Supplier}	<i>GTIO</i> _{pat_apply Supplier}	<i>GTIO</i> _{pat_grant Supplier}	<i>GTIO</i> _{pat_appeited Supplier}	<i>GTIO</i> _{pat_gracited Supplier}
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>GTIO</i> _{pat_apply Customer}	0.309 ** (2.91)		0.475 *** (3.10)		0.082 * (1.70)		0.096 (1.44)	
<i>GTIO</i> _{pat_grant Customer}		0.381 *** (3.16)		0.442 *** (2.63)		0.162 * (1.86)		0.170 * (1.72)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$\sum Year$	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Pseudo /R</i> ²	0.223	0.235	0.231	0.287	0.302	0.285	0.335	0.368
<i>N</i>	380	380	380	380	380	380	380	380

注：括号内为聚类到企业层面的标准误，***、**、* 分别表示估计参数在 1%、5% 与 10% 水平上显著。

表 8 专利数据截断偏差检验
Table 8 Patent data truncation bias test

变量名	Panel A: 供应商企业绿产出数量		Panel B: 供应商企业绿产出质量	
	$GTIO_{pat_apply}^{Supplier}$	$GTIO_{pat_grant}^{Supplier}$	$GTIO_{pat_apccited}^{Supplier}$	$GTIO_{pat_gracited}^{Supplier}$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$GTIO_{pat_apply}^{Customer}$	0.140 ** (2.42)		0.487 *** (4.49)	
$GTIO_{pat_grant}^{Customer}$		0.171 *** (3.14)		0.154 *** (3.01)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
$\sum Year$	控制	控制	控制	控制
$Adj-R^2$	0.429	0.440	0.271	0.414
<i>N</i>	379	379	379	379

注：括号内为聚类到企业层面的标准误，***、**、* 分别表示估计参数在 1%、5% 与 10% 水平上显著。

3.4.5 一般性专利技术溢出假说检验

为避免供应链上的企业绿色技术创新溢出只是一般性专利技术创新溢出的附属,本研究在原有控制变量中进一步控制一般性专利技术创新影响,回归结果如表 9 所示.可以发现,在增加一般性专利技术创新变量后,无论是供应商企业绿色技术创新产出数量抑或是产出质量的回归系数均较于表 4 中相应的回归系数有略微减小,但仍至

少在 5% 水平上显著,这说明绿色技术专利创新并不是一般性专利技术创新溢出的“副产品”,这也再次支持了本研究主要结论.

此外,本研究还进行了其他稳健性检验,如为排除地理外部性影响而控制供应链上的空间地理距离、采用 White 异方差调整标准误方法进行回归分析和改变 Winsorize 位置由 1% 为 5% 等,主要结论均未发生明显变化^⑨.

表 9 “一般性专利技术溢出假说”检验
Table 9 “Patent technology spillover hypothesis” test

变量名	Panel A: 供应商企业绿产出数量		Panel B: 供应商企业绿产出质量	
	$GTIO_{pat_apply}^{Supplier}$	$GTIO_{pat_grant}^{Supplier}$	$GTIO_{pat_apccited}^{Supplier}$	$GTIO_{pat_gracited}^{Supplier}$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$GTIO_{pat_apply}^{Customer}$	0.134 ** (2.01)		0.197 *** (2.67)	
$GTIO_{pat_grant}^{Customer}$		0.205 *** (2.98)		0.252 *** (3.05)
$IO_{pat_apply}^{Supplier}$	0.370 *** (8.85)		0.266 *** (6.18)	
$IO_{pat_grant}^{Supplier}$		0.321 *** (7.94)		0.213 *** (5.66)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
$\sum Year$	控制	控制	控制	控制
$Adj-R^2$	0.640	0.618	0.480	0.498
<i>N</i>	380	380	380	380

注：括号内为聚类到企业层面的标准误，***、**、* 分别表示估计参数在 1%、5% 与 10% 水平上显著。

⑨ 限于篇幅,未在文中列示,留存备索.

4 异质性检验结果

4.1 客户集中度差异影响

已有研究仅单纯考虑客户集中度在企业创新过程中的重要作用,并未考虑其在供应链溢出效应中的影响.有鉴于此,本节探讨客户集中度异质性情境下企业绿色技术创新的供应链溢出效应.借鉴 Shen 等^[13]、Dhaliwal 等^[53]等主流文献的方法,采用公司前五大客户的销售额除以总销售额衡量客户集中度(CP51),并按照客户集中度(CP51)平均值的大小将样本划分为“客户集中度(CP51)高组”与“客户集中度(CP51)低组”,分组回归结果如表 10 所示.由第(1)列至第(4)列与第(5)列至

第(8)列比较可知,“客户集中度高组”中客户企业绿色技术创新产出($GTIO_{Customer}^{pat_apply}$ 和 $GTIO_{Customer}^{pat_grant}$)无论与供应商企业绿色技术创新产出数量抑或是产出质量的回归系数均显著高于“客户集中度低组”,说明与客户集中度低的企业相比,客户集中度高的企业供应链溢出效果更加明显.此外,为克服传统 Wald 检验的小样本偏误,本研究借鉴连玉君等^[54],进一步采用“自抽样法(Bootstrap)”验证客户企业绿色技术创新产出($GTIO_{Customer}^{pat_apply}$ 和 $GTIO_{Customer}^{pat_grant}$)组间变量系数差异的显著性.结果显示,经由 Bootstrap 法得到的对应经验 P 值分别为 0.204、0.225、0.042 和 0.265,且大多在 10%水平上显著,再次确证了上述差异在统计上的显著性,有力地支持了本研究提出的研究假设 3.

表 10 客户集中度差异影响

Table 10 The impact of differences in customer concentration

变量名	客户集中度(CP51)高组				客户集中度(CP51)低组			
	供应商企业绿创产出数量		供应商企业绿创产出质量		供应商企业绿创产出数量		供应商企业绿创产出质量	
	$GTIO_{Supplier}^{pat_apply}$	$GTIO_{Supplier}^{pat_grant}$	$GTIO_{Supplier}^{pat_applied}$	$GTIO_{Supplier}^{pat_gracited}$	$GTIO_{Supplier}^{pat_apply}$	$GTIO_{Supplier}^{pat_grant}$	$GTIO_{Supplier}^{pat_applied}$	$GTIO_{Supplier}^{pat_gracited}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$GTIO_{Customer}^{pat_apply}$	0.386 *** (3.66)		0.290 * (1.81)		0.165 * (1.74)		0.243 ** (2.56)	
$GTIO_{Customer}^{pat_grant}$		0.455 ** (2.59)		0.469 ** (2.09)		0.234 ** (2.45)		0.249 ** (2.56)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$\sum Year$	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Adj-R ²	0.469	0.463	0.279	0.377	0.507	0.469	0.450	0.479
N	149	149	149	149	231	231	231	231
经验 P 值	0.204 *	0.225 *	0.042	0.265 *	0.204 *	0.225 *	0.042	0.265 *

注:括号内为聚类到企业层面的标准误,***、**、*分别表示估计参数在1%、5%与10%水平上显著。“经验P值”表示实际观察到的组间系数差异可能出现的概率,通过自体抽样(Bootstrap)1 000次得到,它与传统检验中的P值具有相同的含义.

4.2 产权性质差异影响

鉴于不同产权性质企业在我国经济运行中的发展定位、技术创新积累能力、吸引人才能力以及外部融资条件等方面均存在显著差异,因此探究产权性质异质情境下企业绿色技术创新的供应链溢出效应就显得尤为重要.为此,本节进一步按照客户企业产权性质设置哑变量,当 $SOE = 1$,代表该客户企业为国有企业;当 $SOE = 0$,代表该客户企业为非国有企业.分组回归结果如表 11 所示.由第(1)列至第(4)列可知,在国有企业组中,客户企业绿色技术创新产出($GTIO_{Customer}^{pat_apply}$ 和 $GTIO_{Customer}^{pat_grant}$)无

论与供应商企业绿色技术创新产出数量抑或是产出质量的回归系数均不显著,说明国有客户企业的供应链溢出效果并不十分明显.由第(5)列至第(8)列可知,在非国有企业组中,客户企业绿色技术创新产出($GTIO_{Customer}^{pat_apply}$ 和 $GTIO_{Customer}^{pat_grant}$)与其供应商企业绿色技术创新产出数量和质量的回归系数均在1%水平上显著,说明与国有客户企业相比,非国有客户企业绿色技术创新的供应链溢出效应更为明显.此外,经由 Bootstrap 法得到的对应经验 P 值分别为 0.454、0.261、0.487 和 0.140,且大多在 10%、5%和 1%水平上显著,再次证实

了客户企业绿色技术创新产出 ($GTIO_{Customer}^{pat_apply}$ 和 $GTIO_{Customer}^{pat_grant}$) 组间变量系数差异在统计上的显著性,有力地支持了本研究提出的研究假设 4.

表 11 产权性质差异影响

Table 11 The impact of differences in ownership structures

变量名	国有组				非国有组			
	供应商企业绿创产出数量		供应商企业绿创产出质量		供应商企业绿创产出数量		供应商企业绿创产出质量	
	$GTIO_{Supplier}^{pat_apply}$	$GTIO_{Supplier}^{pat_grant}$	$GTIO_{Supplier}^{pat_appecited}$	$GTIO_{Supplier}^{pat_gracited}$	$GTIO_{Supplier}^{pat_apply}$	$GTIO_{Supplier}^{pat_grant}$	$GTIO_{Supplier}^{pat_appecited}$	$GTIO_{Supplier}^{pat_gracited}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$GTIO_{Customer}^{pat_apply}$	-0.153 (-1.04)		0.017 (0.08)		0.281 *** (3.10)		0.307 *** (3.33)	
$GTIO_{Customer}^{pat_grant}$		0.088 (0.51)		0.278 (1.10)		0.334 *** (3.89)		0.329 *** (3.47)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$\sum Year$	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Adj-R ²	0.624	0.594	0.485	0.539	0.429	0.442	0.378	0.438
N	124	124	124	124	256	256	256	256
经验 P 值	0.454 **	0.261 *	0.487 ***	0.140	0.454 **	0.261 *	0.487 ***	0.140

注：括号内为聚类到企业层面的标准误，***、**、* 分别表示估计参数在 1%、5% 与 10% 水平上显著。

4.3 区域经济发展差异影响

区域经济发展差距是导致区域内企业绿色技术创新存在明显差异重要原因.而现有关于我国区域经济发展差异与企业绿色技术创新研究主要集中于东中西区层面,鲜见关于南北区域经济发展差距与企业绿色技术创新的研究.因此,在我国经济增长速度换挡期、结构调整阵痛期、前期刺激政策消化期的“三期叠加”阶段,基于“南快北慢”的区域经济发展

异质性特点研究其在企业绿色技术创新供应链溢出效应上的影响差异显得尤为重要.本研究借鉴盛来运等^[39]的方法,从经济地理视角对南北区域进行划分.具体地,将黑龙江、吉林、辽宁、内蒙古、河北、北京、天津、山西、陕西、宁夏、甘肃、新疆、青海共计 13 个省市划为北方地区,将其余 18 个省区市(未包括中国香港特别行政区、中国澳门特别行政区和中国台湾)划分为南方地区.分组回归结果如表 12 所示.

表 12 区域经济发展差异影响

Table 12 The impact of regional economic development differences

变量名	北方地区组				南方地区组			
	供应商企业绿创产出数量		供应商企业绿创产出质量		供应商企业绿创产出数量		供应商企业绿创产出质量	
	$GTIO_{Supplier}^{pat_apply}$	$GTIO_{Supplier}^{pat_grant}$	$GTIO_{Supplier}^{pat_appecited}$	$GTIO_{Supplier}^{pat_gracited}$	$GTIO_{Supplier}^{pat_apply}$	$GTIO_{Supplier}^{pat_grant}$	$GTIO_{Supplier}^{pat_appecited}$	$GTIO_{Supplier}^{pat_gracited}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$GTIO_{Customer}^{pat_apply}$	-0.276 (-1.02)		0.063 (0.30)		0.301 *** (2.91)		0.306 *** (2.90)	
$GTIO_{Customer}^{pat_grant}$		0.112 (0.54)		0.229 (1.05)		0.321 *** (3.36)		0.333 *** (2.97)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$\sum Year$	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Adj-R ²	0.547	0.620	0.502	0.533	0.488	0.451	0.396	0.433
N	95	95	95	95	285	285	285	285
经验 P 值	0.531 ***	0.238 *	0.357 **	0.170	0.531 ***	0.238 *	0.357 **	0.170

注：括号内为聚类到企业层面的标准误，***、**、* 分别表示估计参数在 1%、5% 与 10% 水平上显著。

由第(1)列至第(4)列可知,在北方地区组中,客户企业绿色技术创新产出 ($GTIO_{Customer}^{pat_apply}$ 和 $GTIO_{Customer}^{pat_grant}$) 无论与其供应商企业绿色技术创新产出数量抑或是产出质量的回归系数均不显著,说明北方地区客户企业的供应链溢出效果并不十分明显. 由第(5)列至第(8)列可知,在南方地区组中,客户企业绿色技术创新产出 ($GTIO_{Customer}^{pat_apply}$ 和 $GTIO_{Customer}^{pat_grant}$) 与其供应商企业绿色技术创新产出数量和产出质量的回归系数均在 1% 水平上显著,说明与我国北方地区相比,南方地区客户企业绿色技术创新的供应链溢出效应更为明显. 此外,经由 Bootstrap 法得到的对应经验 P 值分别为 0.531、0.238、0.357 和 0.170,且大多在 10%、5% 和 1% 水平上显著,再次证实了客户企业绿色技术创新产出 ($GTIO_{Customer}^{pat_apply}$ 和 $GTIO_{Customer}^{pat_grant}$) 组间变量系数差异在统计上的显著性,有力地支持了本研究提出的研究假设 5.

5 进一步讨论：供应商企业绩效的溢出效应检验

客户企业绿色技术创新产出对其供应商企业绿色技术创新产出会起到“增量提质”的作用,那么客户企业绿色技术创新产出能否产生连锁效应,进一步带动其供应商企业经济绩效增长和环境绩效改善呢? 这依然是一个值得深入探索的问题. 对于该问题的回答,不仅可以展现“绿色技术创新同时兼具经济效益和生态效益”的独特作用,还可以为破解长期困惑我国制造业发展的“和谐共生”难题提供新的启发. 有鉴于此,本研究尝试从经济效益和生态效益的双重视角,系统考察制造业中客户企业绿色技术创新产出对其供应商企业绩效的溢出效应.

5.1 经济绩效溢出效应检验

目前关于知识溢出对企业绩效影响的研究多局限于企业之间的横向知识溢出,且在经济绩效方面存在着正面与负面、线性与非线性等较大争议. 一方面,有学者认为同行企业间的知识溢出能够有效改善技术接收企业的经济绩效^[55];另一方面,亦有学者提出企业间的知识转移风险会阻碍企业绿色技术创新产出与经济绩效之间的正向关系^[56]. 此外,更有部分学者发现外部知识资源与企业创新绩效之间呈倒“U”型关系^[57, 58]. 知识资

源作为企业最重要的内部资源,往往具有“相对粘性”和“相对刚性”的特点,供应商企业从客户企业获取的外部知识资源并不能直接为其所用,需要其具有相应的先决知识禀赋才能消化并应用新知识^[56, 58]. 而且随着技术存量的不断增加,外部知识来源会导致机会成本的增加^[56]. 当外部知识资源转化成本高于供应商企业所能承受的正常阈值时,供应商企业需要投入更多的人力、物力及财力资源以实现绿色技术创新产出转化. 值得一提的是,与一般性创新相比,绿色技术创新又是一项前期投入资金更大、回报周期更长和不确定性风险更高的创新活动^[27],这些无疑均增加了供应商企业的财务负担和经营风险. 因此,供应商企业只有“适度”向客户企业模仿学习才能够较好地促进其未来经济绩效增长,若不依据自身经营状况而“过度”模仿学习,将会产生抑制作用. 有鉴于此,本研究借鉴 Li^[16],采用企业净资产回报率 (ROE) 和企业总资产回报率 (ROA) 来衡量供应商企业经济绩效 ($PER_{Supplier}^{Roe}$ 和 $PER_{Supplier}^{Roa}$),并在式(1)的基础上加入核心解释变量的平方项,以检验客户企业绿色技术创新产出对其供应商企业经济绩效可能产生的非线性影响.

回归结果如表 13 所示. 由第(1)列至第(6)列可以发现,无论是单变量抑或是加入控制变量后的结果,客户企业绿色技术创新产出与其供应商企业净资产回报率 (ROE) 和总资产回报率 (ROA) 的一次项回归系数均显著为正、二次项回归系数均显著为负. 而第(7)列和第(8)列一次项回归系数虽不显著,但其仍呈现倒“U”型趋势关系,这可能是由于我国企业绿色专利从申请到授权往往至少需要 1 年—3 年、甚至更久的时间跨度^[24, 49]所导致的,即绿色技术创新产出很可能在企业申请绿色专利过程中就已经开始发挥作用,最终弱化了以绿色专利授权数据衡量企业绿色技术创新产出对供应商企业总资产回报率 (ROA) 的影响效力. 综合以上回归结果可知,客户企业绿色技术创新与其供应商企业未来经济绩效间呈倒“U”型关系,这与“知识边缘溢出”理论相吻合,表明供应商企业向客户企业“适度”模仿学习能够促进自身经济绩效增长,但“过度”模仿学习则会适得其反,这与 Berchicci^[57] 和 Duan

等^[58]提出的外部知识资源与企业创新绩效之间呈倒“U”型关系的结论亦相一致。同时,为避免客户企业创新活动导致供应商企业销售量增加而驱动供应商企业的业绩增长,本研究在式(1)中进一步地控制了客户企业绩效 ($PER_{Customer}^{Roe}$ 和 $PER_{Customer}^{Roa}$), 回归结果仍支持本研究主要研究结论^⑩。

表 13 客户企业绿色技术创新产出对其供应商企业经济绩效的溢出效应

Table 13 The spillover effect of customer company green technology innovation outputs on supplier company economic performance

变量名	供应商企业经济绩效							
	企业净资产回报率 (ROE)				企业总资产回报率 (ROA)			
	$PER_{Supplier}^{Roe}$	$PER_{Supplier}^{Roe}$	$PER_{Supplier}^{Roe}$	$PER_{Supplier}^{Roe}$	$PER_{Supplier}^{Roa}$	$PER_{Supplier}^{Roa}$	$PER_{Supplier}^{Roa}$	$PER_{Supplier}^{Roa}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$GTIO_{Customer}^{pat_apply}$	0.057 *** (2.77)	0.041 ** (2.58)			0.025 ** (2.13)	0.017 * (1.94)		
$GTIO_{Customer}^{pat_apply2}$	-0.019 *** (-3.22)	-0.014 *** (-2.99)			-0.009 *** (-2.64)	-0.007 ** (-2.60)		
$GTIO_{Customer}^{pat_grant}$			0.058 ** (2.27)	0.047 ** (2.18)			0.018 (1.29)	0.017 (1.48)
$GTIO_{Customer}^{pat_grant2}$			-0.022 ** (-2.44)	-0.018 ** (-2.32)			-0.008 (-1.47)	-0.007 * (-1.75)
Controls	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
$\sum Year$	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
Adj- R^2	0.016	0.198	0.013	0.198	0.011	0.336	0.001	0.333
N	380	380	380	380	380	380	380	380

注：括号内为聚类到企业层面的标准误，***、**、* 分别表示估计参数在 1%、5% 与 10% 水平上显著。

5.2 经济绩效倒“U”型关系再检验

为了进一步验证客户企业绿色技术创新产出与其供应商企业经济绩效间的倒“U”型关系,借鉴吴伟伟和张天一^[52]的做法,使用 Utest 命令对表 13 第(2)列、表 13 第(4)列、表 13 第(6)列和表 13 第(8)列模型进行“U”型关系检验,结果如表 14 第(1)列至表 14 第(4)列所示。具体而言,

以表 14 第(1)列检验结果为例,客户企业绿色技术创新产出与其供应商企业经济绩效关系的斜率呈现先正后负的变化趋势,客户企业绿色技术创新产出的临界水平值为 1.428,恰好位于 95% Fieller 区间[0.907,1.649]内。此外,“U”型关系整体检验在 1%水平上拒绝虚无假设。因此,以上检验结果再次支持上述倒“U”型关系的结论。

表 14 客户企业绿色技术创新产出与其供应商企业经济绩效倒“U”型关系再检验

Table 14 Re-examination of the inverted “U” shaped relationship between the customer company green technology innovation outputs and supplier company economic performance

变量名	供应商企业经济绩效							
	企业净资产回报率 (ROE)				企业总资产回报率 (ROA)			
	Lower bound	Upper bound	Lower bound	Upper bound	Lower bound	Upper bound	Lower bound	Upper bound
	(1)	(1)	(2)	(2)	(3)	(3)	(4)	(4)
Interval	0	3.526	0	3.526	0	3.135	0	3.135
Slope	0.041 *** (2.581)	-0.060 *** (3.250)	0.017 *** (1.941)	-0.030 *** (-3.116)	0.046 ** (2.184)	-0.064 *** (-2.321)	0.016 ** (1.479)	-0.027 ** (-1.872)
95% Fieller	[0.907, 1.649]		[-0.088, 1.522]		[0.635, 1.803]		[-Inf, +Inf]	
Extreme point	1.428		1.260		1.314		1.193	
Overall U shape	2.58 ***		1.94 **		2.18 **		1.48 *	

注：***、**、* 分别表示估计参数在 1%、5% 与 10% 水平上显著。

⑩ 限于篇幅,留存备索。

5.3 经济绩效倒“U”型关系趋势分析

表 15 是根据样本临界水平值将全样本划分为“左”和“右”两部分后的回归结果.可以发现,客户企业绿色技术创新产出 ($GTIO_{Customer}^{pat_apply}$ 和 $GTIO_{Customer}^{pat_grant}$) 与其供应商企业未来经济绩效 ($PER_{Supplier}^{Roe}$ 和 $PER_{Supplier}^{Roa}$) 之间依然形成了显著而稳健的倒“U”型关系.而且,进一步观察临界水平值左右两侧样本数量的变化趋势可以发现,

临界水平值左侧的样本数据量约占全样本数据量的 93.16%,而右侧的样本数据量约占 6.84%,这一重要经验事实说明在全样本范围内约有 93.16%的供应商企业通过向客户企业“适度”模仿学习较好地促进了其未来经济绩效增长,约有 6.84%的供应商企业因“过度”向客户企业模仿学习而陷入了抑制其发展的不利局面.

表 15 客户企业绿色技术创新产出与其供应商企业经济绩效倒“U”型关系趋势分析

Table 15 Trend analysis of the inverted “U” shaped relationship between customer company green technology innovation outputs and supplier company economic performance

变量名	供应商企业经济绩效							
	企业净资产回报率(ROE)				企业总资产回报率(ROA)			
	$PER_{Supplier}^{Roe}$	$PER_{Supplier}^{Roe}$	$PER_{Supplier}^{Roe}$	$PER_{Supplier}^{Roe}$	$PER_{Supplier}^{Roa}$	$PER_{Supplier}^{Roa}$	$PER_{Supplier}^{Roa}$	$PER_{Supplier}^{Roa}$
	(1)	(1)	(2)	(2)	(3)	(3)	(4)	(4)
$GTIO_{Customer}^{pat_apply}$	0.041 ** (2.58)	-0.062 * (-1.85)			0.010 (1.01)	-0.022 *** (-3.06)		
$GTIO_{Customer}^{pat_grant}$			0.040 ** (2.36)	-0.016 (-0.61)			0.014 (1.51)	-0.007 (-0.47)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$\sum Year$	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Adj-R ²	0.185	0.442	0.190	0.556	0.315	0.535	0.334	0.587
N	354	26	354	26	345	35	354	26
Extreme point	1.428	1.428	1.260	1.260	1.314	1.314	1.193	1.193

注: 括号内为聚类到企业层面的标准误, **、*、* 分别表示估计参数在 1%、5% 与 10% 水平上显著.

5.4 环境绩效溢出效应检验

为了更充分地检验企业绿色技术创新的溢出效应,本研究进一步从生态效益视角,考察客户企业绿色技术创新产出对其供应商企业环境绩效的影响.关于企业环境绩效指标 ($PER_{Supplier}^{EP}$) 的选

取,借鉴王馨和王营^[27]等主流文献的做法,采用“企业是否获得环境表彰或者其他相关正面评价”来衡量,即若供应商企业获得了环境表彰或者其他相关正面评价取值为 1,反之取值为 0,该数据来源于 CSMAR 数据库.回归结果如表 16 所示.

表 16 客户企业绿色技术创新产出对其供应商企业环境绩效的溢出效应

Table 16 The spillover effect of customer company green technology innovation outputs on supplier company environmental performance

变量名	供应商企业环境绩效			
	$PER_{Supplier}^{EP}$	$PER_{Supplier}^{EP}$	$PER_{Supplier}^{EP}$	$PER_{Supplier}^{EP}$
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit	Probit	Probit	Probit
$GTIO_{Customer}^{pat_apply}$	0.232 ** (2.05)	0.241 *** (2.68)		
$GTIO_{Customer}^{pat_grant}$			0.266 * (1.90)	0.305 ** (2.50)
Controls	未控制	控制	未控制	控制
$\sum Year$	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.030	0.120	0.028	0.121
N	377	377	377	377

注: Probit 回归结果报告的是边际效应,括号内为聚类到企业层面的标准误, **、*、* 分别表示估计参数在 1%、5% 与 10% 水平上显著.

可见无论采用客户企业绿色专利申请量 ($GTIO_{Customer}^{pat_apply}$) 还是绿色专利授权量 ($GTIO_{Customer}^{pat_grant}$) 来反映客户企业绿色技术创新产出, 供应商企业环境绩效 ($PER_{Supplier}^{EP}$) 的回归系数均显著为正, 表明客户企业绿色技术创新产出能够显著促进其供应商企业环境绩效改善, 即企业绿色技术创新在供应链上同样存在着环境绩效的溢出效应。该检验结果为“绿色技术创新同时兼具经济效益和生态效益”的独特之处提供了新的经验证据。

6 结束语

制造业是经济活力的源泉, 在我国长期繁荣中起关键作用, 而绿色技术创新是新发展阶段制造业企业实现高质量发展的重要举措。本研究以2006年至2019年中国A股市场中制造业企业为研究样本, 创新性地基于供应链关系视角, 系统考察客户企业绿色技术创新产出对其供应商企业绿色技术创新产出在“量”和“质”维度上产生的影响, 并进一步揭示其对供应商企业绩效产生的连锁反应。研究发现客户企业绿色技术创新产出对其供应商企业未来绿色技术创新起到了“增量提质”的作用, 即引发了供应商企业绿色技术创新在数量和质量上的全面提升; 客户企业客户集中度、产权性质和所处区域经济发展的异质性对其绿色技术创新的溢出效应存在显著影响, 表现为在客户集中度高、非国有和南方地区企业中的效果更为明显; 客户企业绿色技术创新会影响其供应商企业未来经济绩效变化和促进其生态绩效改善。特别地, 客户企业绿色技术创新与其供应商企业未来经济绩效间呈倒“U”型关系, 这与“知识边缘溢出”理论相一致, 表明供应商企业向客户企业“适度”模仿学习能够促进自身经济绩效增长, 但“过度”模仿学习则会适得其反。上述主要结论在经工具变量检验、遗漏变量检验、变换回归模型

检验、专利数据截断偏差检验和一般性专利技术溢出假说检验等稳健性检验后, 依然成立。

本文研究结论有助于识别供应链上的知识溢出在我国制造业企业绿色技术创新中的独特作用, 可得到如下启示: 第一, 随着全球供应链重构格局加速和企业作为绿色技术创新的主体地位日渐凸显, 供应链上的知识溢出在促进我国制造业企业绿色技术创新中的隐性作用需充分挖掘和利用。制造业企业可通过利用供应链关系中的“造血功能”, 积极推动实现自身绿色技术创新从量的积累到质的飞跃, 以“技术补链”新方式防范制造业全球供应链重构进程中“去中国化”和“制造业回流”风险。政府部门可通过促进供应链上下游企业信息交流与共享、引导上市公司合理利用政府补贴等措施, 逐步形成“内部引领, 外部驱动”的绿色技术创新高质量增长新局面, 以“市场固链”新理念助力我国更好地实现“构建市场导向的绿色技术创新体系”的长期目标; 第二, 需充分考虑企业异质性特征在绿色技术创新溢出中产生的影响, 如针对客户集中度低、国有企业和北方地区制造业企业的激励措施应有所侧重, 以促进创新型要素在该类企业中的培育和高效利用, 以便更为精准地推进我国制造业企业绿色技术创新协同高质量发展; 第三, 从企业绩效看, 虽然供应链上绿色技术创新产出在对经济绩效和环境绩效溢出方面, 为破解长期困惑我国制造业发展的“和谐共生”难题提供了新的启发, 但供应链上经济绩效溢出的“双重外部性”特征仍应引起足够重视: 一方面供应商企业要通过“适度”向客户企业学习, 利用好供应链上知识溢出的“正外部性”优势, 助力我国更好地实现“创新驱动、绿色发展”的长期目标; 另一方面也必须清楚地意识到该溢出效应可能带来的“负外部性”风险, 避免出现因“过度”模仿学习而阻碍企业未来业绩增长。

参考文献:

- [1] 陈晓红, 唐立新, 余玉刚, 等. 全球变局下的风险管理研究[J]. 管理科学学报, 2021, 24(8): 115-124.
Chen Xiaohong, Tang Lixin, Yu Yugang, et al. Research on risk management in the context of global change[J]. Journal of Management Sciences in China, 2021, 24(8): 115-124. (in Chinese)
- [2] Schiederig T, Tietze F, Herstatt C. Green innovation in technology and innovation management: An exploratory literature review[J]. R&D Management, 2012, 42(2): 180-192.

- [3] 安同良, 千慧雄. 中国企业 R&D 补贴策略: 补贴阈限、最优规模与模式选择[J]. 经济研究, 2021, 56(1): 122–137.
- An Tongliang, Qian Huixiong. Chinese R&D subsidy strategy: Threshold, optimal scale and mode choice[J]. Economic Research Journal, 2021, 56(1): 122–137. (in Chinese)
- [4] 陶 锋, 赵锦瑜, 周 浩. 环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据[J]. 中国工业经济, 2021, 38(2): 136–154.
- Tao Feng, Zhao Jinyu, Zhou Hao. Does environmental regulation improve the quantity and quality of green innovation: Evidence from the target responsibility system of environmental protection[J]. China Industrial Economics, 2021, 38(2): 136–154. (in Chinese)
- [5] Brown J R, Martinsson G, Thomann C. Can environmental policy encourage technical change? Emissions taxes and R&D investment in polluting firms[J]. Review of Financial Studies, 2022, 35(10): 4518–4560.
- [6] 张 杰, 陈志远, 杨连星, 等. 中国创新补贴政策的绩效评估: 理论与证据[J]. 经济研究, 2015, 50(10): 4–17+33.
- Zhang Jie, Chen Zhiyuan, Yang Lianxing, et al. On evaluating China's innovation subsidy policy: Theory and evidence[J]. Economic Research Journal, 2015, 50(10): 4–17+33. (in Chinese)
- [7] Bernstein J I, Nadiri M I. Research and development and intra-industry spillovers: An empirical application of dynamic duality[J]. The Review of Economic Studies, 1989, 56(2): 249–267.
- [8] 谢 里, 陈 宇. 节能技术创新有助于降低能源消费吗? ——“杰文斯悖论”的再检验[J]. 管理科学学报, 2021, 24(12): 77–91.
- Xie Li, Chen Yu. Can energy-saving innovation help reduce consumption? Re-examination of the Jevons' Paradox? [J]. Journal of Management Sciences in China, 2021, 24(12): 77–91. (in Chinese)
- [9] 林 岩. 供应链下游企业是技术创“新”的知识源吗? [J]. 科学学研究, 2017, 35(3): 471–479.
- Lin Yan. Is downstream the knowledge source for technological innovations? [J]. Studies in Science of Science, 2017, 35(3): 471–479. (in Chinese)
- [10] Cassiman B, Veugelers R. R&D cooperation and spillovers: Some empirical evidence from Belgium[J]. American Economic Review, 2002, 92(4): 1169–1184.
- [11] 缪朝炜, 夏志强. 基于以旧换新的闭环供应链决策模型[J]. 管理科学学报, 2016, 19(9): 49–66.
- Miao Zhaowei, Xia Zhiqiang. Decision models for closed-loop supply chains with trade-ins[J]. Journal of Management Sciences in China, 2016, 19(9): 49–66. (in Chinese)
- [12] 杨 磊, 张 琴, 张智勇. 碳交易机制下供应链渠道选择与减排策略[J]. 管理科学学报, 2017, 20(11): 75–87.
- Yang Lei, Zhang Qin, Zhang Zhiyong. Channel selection and carbon emissions reduction policies in supply chains with the cap-and-trade scheme[J]. Journal of Management Sciences in China, 2017, 20(11): 75–87. (in Chinese)
- [13] Shen H, Xia N, Zhang J. Customer-based concentration and firm innovation[J]. Asia Pacific Journal of Financial Studies, 2018, 47(2): 248–279.
- [14] 邹美凤, 张信东. 供应商集中度影响企业创新吗? [J]. 投资研究, 2020, 39(12): 44–63.
- Zou Meifeng, Zhang Xindong. Does a firm's supplier concentration affect its innovation? [J]. Review of Investment Studies, 2020, 39(12): 44–63. (in Chinese)
- [15] Isaksson O H D, Simeth M, Seifert R W. Knowledge spillovers in the supply chain: Evidence from the high tech sectors [J]. Research Policy, 2016, 45(3): 699–706.
- [16] Li K M. Innovation externalities and the customer/supplier link[J]. Journal of Banking and Finance, 2018, 86: 101–112.
- [17] Chu Y Q, Tian X, Wang W Y. Corporate innovation along the supply chain[J]. Management Science, 2019, 65(6): 2445–2466.
- [18] Dai R, Liang H, Ng L. Socially responsible corporate customers[J]. Journal of Financial Economics, 2021, 142(2): 598–626.
- [19] 窦 超, 姚 潇, 陈 晓. 政府背景大客户与债券发行定价——基于供应链视角[J]. 管理科学学报, 2021, 24(9): 59–78.
- Dou Chao, Yao Xiao, Chen Xiao. Major government-background customers and bond issuance pricing: Perspective from

- supply chains[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2021, 24(9): 59–78. (in Chinese)
- [20] Kolay M, Lemmon M, Tashjian E. Spreading the misery? Sources of bankruptcy spillover in the supply chain[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2016, 51(6): 1955–1990.
- [21] 李青原, 肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J]. *经济研究*, 2020, 55(9): 192–208.
- Li Qingyuan, Xiao Zehua. Heterogeneous environmental regulation tools and green innovation incentives: Evidence from green patents of listed companies[J]. *Economic Research Journal*, 2020, 55(9): 192–208. (in Chinese)
- [22] 方先明, 那晋领. 创业板上市公司绿色创新溢酬研究[J]. *经济研究*, 2020, 55(10): 106–123.
- Fang Xianming, Na Jinling. Stock market reaction to green innovation: Evidence from GEM firms[J]. *Economic Research Journal*, 2020, 55(10): 106–123. (in Chinese)
- [23] Hu A G Z, Zhang P, Zhao L J. China as number one? Evidence from China's most recent patenting surge[J]. *Journal of Development Economics*, 2017, 124: 107–119.
- [24] 黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新? ——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. *经济研究*, 2016, 51(4): 60–73.
- Li Wenjing, Zheng Manni. Is it substantive innovation or strategic innovation? Impact of macroeconomic policies on micro-enterprises' innovation[J]. *Economic Research*, 2016, 51(4): 60–73. (in Chinese)
- [25] Solow R M. Technical change and the aggregate production function[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1957, 39(3): 312–320.
- [26] Romer P M. Increasing returns and long-run growth[J]. *Journal of Political Economy*, 1986, 94(5): 1002–1037.
- [27] 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.
- Wang Xin, Wang Ying. Research on the green innovation promoted by green credit policies[J]. *Journal of Management World*, 2021, 37(6): 173–188+11. (in Chinese)
- [28] 解学梅, 韩宇航. 本土制造业企业如何在绿色创新中实现“华丽转型”? ——基于注意力基础观的多案例研究[J]. *管理世界*, 2022, 38(3): 76–106.
- Xie Xuemei, Han Yuhang. How can local manufacturing enterprises achieve luxuriant transformation in green innovation? A multi-case study based on attention-based view[J]. *Journal of Management World*, 2022, 38(3): 76–106. (in Chinese)
- [29] 黄河, 曾能民, 徐鸿雁. 独占、授权还是共享? ——存在随机产出风险的高技术企业专利运作战略研究[J]. *管理科学学报*, 2020, 23(6): 1–17.
- Huang He, Zeng Nengmin, Xu Hongyan. Monopoly, licensing or sharing: Patent operation strategy for high-tech firms with random yield[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2020, 23(6): 1–17. (in Chinese)
- [30] 吴延兵. 不同所有制企业技术创新能力考察[J]. *产业经济研究*, 2014, 69(2): 53–64.
- Wu Yanbing. Innovative capacities of different ownership enterprises[J]. *Industrial Economics Research*, 2014, 69(2): 53–64. (in Chinese)
- [31] Marshall A. The social possibilities of economic chivalry[J]. *The Economic Journal*, 1907, 17(65): 7–29.
- [32] Francis J, Smith A. Agency costs and innovation some empirical evidence[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1995, 19(2–3): 383–409.
- [33] Guadalupe M, Kuzmina O, Thomas C. Innovation and foreign ownership[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(7): 3594–3627.
- [34] Aghion P, Van Reenen J, Zingales L. Innovation and institutional ownership[J]. *American Economic Review*, 2013, 103(1): 277–304.
- [35] Zhang A M, Zhang Y M, Zhao R. A study of the R&D efficiency and productivity of Chinese firms[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2003, 31(3): 444–464.
- [36] 吴延兵. R&D 存量、知识函数与生产效率[J]. *经济学(季刊)*, 2006, 5(4): 146–173.
- Wu Yanbing. R&D stock, knowledge function and productive efficiency[J]. *China Economic Quarterly*, 2006, 5(4): 146–173. (in Chinese)
- [37] 吴延兵. 中国哪种所有制类型企业最具创新性? [J]. *世界经济*, 2012, 35(6): 3–25+28–29+26–27.
- Wu Yanbing. Which type of ownership enterprise in China is the most innovative? [J]. *The Journal of World Economy*, 2012, 35(6): 3–25+28–29+26–27. (in Chinese)

- [38] 吴延兵. 国有企业双重效率损失研究[J]. 经济研究, 2012, 47(3): 15–27.
Wu Yanbing. The dual efficiency losses in Chinese state-owned enterprises[J]. Economic Research Journal, 2012, 47(3): 15–27. (in Chinese)
- [39] 盛来运, 郑 鑫, 周 平, 等. 我国经济发展南北差距扩大的原因分析[J]. 管理世界, 2018, 34(9): 16–24.
Sheng Laiyun, Zheng Xin, Zhou Ping, et al. Analysis of the reasons for the widening gap of economic development between the northern and southern China[J]. Journal of Management World, 2018, 34(9): 16–24. (in Chinese)
- [40] 黄季焜, 陈 彬, 邓祥征, 等. 区域社会经济的协调发展管理研究热点分析[J]. 管理科学学报, 2021, 24(8): 163–170.
Huang Jikun, Chen bin, Deng Xiangzheng, et al. Analysis of research hotspots in management of coordinated developed developed of economy and society[J]. Journal of Management Sciences in China, 2021, 24(8): 163–170. (in Chinese)
- [41] 邓忠奇, 高廷帆, 朱 峰. 地区差距与供给侧结构性改革——“三期叠加”下的内生增长[J]. 经济研究, 2020, 55(10): 22–37.
Deng Zhongqi, Gao Tingfan, Zhu Feng. China's regional gap and supply-side structural reform: Endogenous growth in a transition period[J]. Economic Research Journal, 2020, 55(10): 22–37. (in Chinese)
- [42] 魏后凯, 年 猛, 李 玢. “十四五”时期中国区域发展战略与政策[J]. 中国工业经济, 2020, 37(5): 5–22.
Wei Houkai, Nian Meng, Li Le. China's regional development strategy and policy during The 14th Five-Year Plan period[J]. China Industrial Economics, 2020, 37(5): 5–22. (in Chinese)
- [43] Chen J, Cheng J H, Dai S. Regional eco-innovation in China: An analysis of eco-innovation levels and influencing factors[J]. Journal of Cleaner Production, 2017, 153: 1–14.
- [44] 赵增耀, 章小波, 沈 能. 区域协同创新效率的多维溢出效应[J]. 中国工业经济, 2015, 32(1): 32–44.
Zhao Zengyao, Zhang Xiaobo, Shen Neng. Multidimensional spillover effect of regional collaborative innovation efficiency[J]. China Industrial Economics, 2015, 32(1): 32–44. (in Chinese)
- [45] 邵 帅, 范美婷, 杨莉莉. 经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J]. 管理世界, 2022, 38(2): 46–69+4–10.
Shao Shuai, Fan Meiting, Yang Lili. Economic restructuring, green technical progress, and low-carbon transition development in China: An empirical investigation based on the overall technology frontier and spatial spillover effect[J]. Journal of Management World, 2022, 38(2): 46–69+4–10. (in Chinese)
- [46] Hall B H, Jaffe A, Trajtenberg M. Market value and patent citations[J]. Rand Journal of Economics, 2005, 36(1): 16–38.
- [47] 孟庆斌, 李昕宇, 张 鹏. 员工持股计划能够促进企业创新吗? ——基于企业员工视角的经验证据[J]. 管理世界, 2019, 35(11): 209–228.
Meng Qingbin, Li Xinyu, Zhang Peng. Can employee stock ownership plans promote corporate innovation? Empirical evidence based on the perspective of corporate employees[J]. Journal of Management World, 2019, 35(11): 209–228. (in Chinese)
- [48] 张 璇, 刘贝贝, 汪 婷, 等. 信贷寻租、融资约束与企业创新[J]. 经济研究, 2017, 52(5): 161–174.
Zhang Xuan, Liu Beibei, Wang Ting, et al. Credit rent-seeking, financing constraint and corporate innovation[J]. Economic Research Journal, 2017, 52(5): 161–174. (in Chinese)
- [49] 杨国超, 芮 萌. 高新技术企业税收减免政策的激励效应与迎合效应[J]. 经济研究, 2020, 55(9): 174–191.
Yang Guochao, Rui Meng. The incentive effect and catering effect of tax-reducing policy for high-tech enterprises[J]. Economic Research Journal, 2020, 55(9): 174–191. (in Chinese)
- [50] 柳建华. 多元化投资、代理问题与企业绩效[J]. 金融研究, 2009, (7): 104–120.
Liu Jianhua. Diversified investment, agency problem and corporate performance[J]. Journal of Financial Research, 2009, (7): 104–120. (in Chinese)
- [51] 公衍磊, 邓 辛, 杨金强. 全要素生产率、产能利用率与企业金融资源配置——基于中国上市企业委托贷款公告数据的经验分析[J]. 金融研究, 2020, 7: 57–74.
Gong Yanlei, Deng Xin, Yang Jinqiang. Total factor productivity, capacity utilization, and enterprise financial resources allocation: Evidence from entrusted loans[J]. Journal of Financial Research, 2020, 7: 57–74. (in Chinese)
- [52] 吴伟伟, 张天一. 非研发补贴与研发补贴对新创企业创新产出的非对称影响研究[J]. 管理世界, 2021, 37(3):

137 – 160 + 10.

Wu Weiwei, Zhang Tianyi. The asymmetric influence of Non-R&D subsidies and R&D subsidies on innovation output of new ventures[J]. Journal of Management World, 2021, 37(3): 137 – 160 + 10. (in Chinese)

[53] Dhaliwal D, Judd J S, Serfling M, et al. Customer concentration risk and the cost of equity capital[J]. Journal of Accounting and Economics, 2016, 61(1): 23 – 48.

[54] 连玉君, 彭方平, 苏 治. 融资约束与流动性管理行为[J]. 金融研究, 2010, (10): 158 – 171.

Lian Yujun, Peng Fangping, Su Zhi. Financing constraints and liquidity management[J]. Journal of Financial Research, 2010, (10): 158 – 171. (in Chinese)

[55] Tseng K. Learning from the Joneses: Technology spillover, innovation externality, and stock returns[J]. Journal of Accounting and Economics, 2022, 73(2 – 3): 101478.

[56] Ben Arfi W, Hikkerova L, Sahut J M. External knowledge sources, green innovation and performance[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2018, 129: 210 – 220.

[57] Berchicci L. Towards an open R&D system: Internal R&D investment, external knowledge acquisition and innovative performance[J]. Research Policy, 2013, 42(1): 117 – 127.

[58] Duan Y L, Liu S L, Cheng H, et al. The moderating effect of absorptive capacity on transnational knowledge spillover and the innovation quality of high-tech industries in host countries: Evidence from the Chinese manufacturing industry[J]. International Journal of Production Economics, 2021, 233: 108019.

Supply chain spillover effects of green technology innovations

WANG Jian^{1, 2}, LI Ming-cao¹, JIANG Zhong-zhong^{1, 2*}, CHEN Xiao-hong^{3, 4}

1. School of Business Administration, Northeastern University, Shenyang 110167, China;

2. Institute of Behavioral and Service Operations Management, Northeastern University, Shenyang 110167, China;

3. School of Advanced Interdisciplinary Studies, Hunan University of Technology and Business, Changsha 410205, China;

4. School of Management Science and Engineering, Hunan University of Technology and Business, Changsha 410205, China

Abstract: The supply chain is a core channel for inducing knowledge spillover effects among companies, but studies on the micro-mechanism of knowledge spillover along supply chain of green technology innovations are scarce. From the perspective of supply chain relationship, this paper systematically examines the impact of manufacturing customer companies' green technology innovations on supplier companies in both "quantity" and "quality" dimensions, and further reveals the chain reaction in supplier company performance. This study finds that customer companies' green technology innovations help improve green innovations by supplier companies both qualitatively and quantitatively. The heterogeneity analysis shows that supply chain spillover effects of green technology innovations are more pronounced in case of higher customer concentration, non-state-owned enterprises, or southern regions. Further investigations reveal that customer companies' green technology innovations also have spillover effects on supplier companies' future economic and environmental performance. This paper sheds new light on the implicit contribution of supply chain spillover effects in green technology innovations amongst Chinese manufacturing companies, which has theoretical and practical significance for the transformation and upgrading of Chinese manufacturing industries and for smoothing the domestic circulation.

Key words: green technology innovations; supply chain spillover effect; company performance; knowledge spillover