

数字化转型与企业绿色创新

——基于供应链溢出效应的视角

摘要：供应链是企业碳排放的主阵地，在企业绿色创新实践中扮演了重要角色。本文基于 2011-2021 年 A 股上市公司供应链数据，考察了客户企业数字化转型对供应链上游的核心生产制造企业绿色创新水平的影响。研究发现，客户企业数字化转型显著提高了上游企业的绿色创新水平。机制检验表明，客户数字化转型主要通过技术学习机制和治理监督机制影响上游企业的绿色创新。异质性分析表明，当产权性质为国有、上游企业—客户距离较近、客户转换成本较高时，客户数字化转型对上游企业绿色创新的影响作用更明显。在此基础上，本文进一步讨论了客户数字转型对上游企业经营方面的影响，发现客户数字化转型也能够带来上游企业在销售收入和研发投资方面的联动效应。研究结论一方面为供应链企业如何借助数字化转型的机遇实现绿色创新带来了重要启示，另一方面，也为政府制定相关的绿色创新激励政策提供了理论依据。

关键词：数字化转型；绿色创新；供应链溢出；联动效应

中图分类号：F272

文献标识码：A

一、引言

绿色创新是降污减碳和促进可持续发展的关键驱动力，作为微观经济的支点和环境污染的主体，企业承担了推进绿色创新的时代任务。绿色创新具有知识与环境的双重外部性（Rennings, 1998），这意味着企业的绿色创新活动同时受到资源禀赋和环境监督的影响（Song et al., 2020；陶锋等，2021；齐绍洲，2018），准公共品特征也导致了其在企业层面的供给匮乏。因此，企业绿色创新活动不仅需要政府大力鼓励和引导，更需要市场化的激励环境。同时，企业大部分的碳排量存在于供应链中，绿色创新是贯穿了整个产品生命周期的经营活动。因此，企业绿色创新实际上是一个多主体参与的复杂过程，其中供应链在企业绿色创新实践中扮演了重要角色（Junaid et al., 2022）。绿色创新的成功取决于供应链企业间的绿色产品协同创新。

随着数字技术的不断更迭，供应链企业间的价值创造逻辑也在不断重塑。数字设备和技术的引进使数据成为重要生产要素，带来了生产效率的提高和交易成本的降低。企业数字化转型不仅是自利行为也发挥着利他作用，促进上下游企业数字化转型和技术创新能力提升，逐步实现供应链数字化。从企业数字化转型入手，研究供应链传导对绿色创新的影响机制，不仅可以帮助企业塑造新竞争优势，也能够实现绿色创新支撑经济高质量发展的现实目的（范合君等，2023）。基于供应链视角研究企业数字化转型问题已受到学者们的关

注。近年来随着绿色创新研究的兴起，部分学者强调了供应链上下游资源对企业绿色创新的影响（余典范等，2022；陈国进等，2021）。供应链中核心企业数字化能够推动上下游企业绿色创新。一方面，客户企业数字化能够高效整合绿色创新需求和供应链二元知识，提高供应链上绿色创新知识利用与协调水平；另一方面，数字化的网络效应允许更多环境主体，以更低成本参与到供应链绿色创新的监督治理过程中。

基于此，本文基于供应链中“供应商—客户”的二元架构，考察客户数字化转型是否影响上游企业的绿色创新，并进一步检验客户数字化转型影响上游企业绿色创新的作用机制与条件。首先，分析客户数字化影响上游企业绿色创新的内生动力来源。其次，基于组织学习理论和制度压力理论构建理论分析框架，并实证检验技术学习机制和治理监督机制。再次，考虑到不同条件下客户数字化转型影响上游企业绿色创新的效果差异，引入上游企业性质、供应商—客户地理距离、客户转换成本影响因素展开异质性检验。最后，本文进一步讨论了客户数字化转型对上游企业经营方面的影响，即客户数字化转型影响上游企业绿色创新也可能受到需求驱动或要素驱动的影响。

本文的边际贡献主要体现在：①已有的数字化转型后果研究，主要集中在企业绩效及企业创新、组织结构等方面（袁淳等，2021；潘红波和高金辉，2022），本文从供应链溢出效应的视角，系统地考察了客户企业数字化对上游企业绿色创新的影响及其作用机制，丰富了企业数字化转型的影响效果研究。②本文的实证结果，印证了企业绿色创新受到外部资源和外部治理监督的影响，支持了前人的研究（Song et al., 2020；张玉明等，2021），同时，也为企业绿色创新影响因素补充了来自供应链下游客户企业数字化的经验证据。③研究结果证明了客户企业数字化能够正向影响上游企业创新。政府推动数字化基础设施和数字平台建设，是数字化打通传统供应链隔断的关键机制，能够促进供应链上下游企业间知识共享、技术交流和监督治理，精准推动强链补链延链。

余文结构安排如下：第二部分为理论分析与研究假设；第三部分为研究设计；第四部分为实证分析，包括基准回归分析、内生性问题和稳健性检验；第五部分为机制检验；第六部分为异质性分析与进一步检验；第七部分为结论与启示。

二、理论分析与研究假设

（一）企业绿色创新动因的理论分析

创新一直被认为是企业竞争优势的重要来源（熊彼特，1942；Audretsch，1995；Cefis & Marsili，2006）。学术研究中，不论是创新经济学或技术创新管理学，长期关注技术创新如何驱动经济社会发展以及如何实现价值创造，而不管是探究技术创新与经济增长的关系，还是研究技术创新的基本规律，其中一个核心问题是关键技术的获取。基于知识基础观的理论视角，其强调知识是企业的重要战略资源，其中异质性的隐性知识更是企业提升创新绩效的关键。组织学习理论认为，获取并创造这些隐性知识不仅受已有知识存量的影响，也与组织

相关联的外部知识源密切相关。

相比传统技术创新，绿色技术创新存在公共知识和环境保护双重正外部性，具有投入更多、不确定性更高等特点，阻碍企业绿色技术创新的积极性。在绿色经济时代，消费者的环保意识增强，对于绿色理念的产品需求增加，绿色产品市场竞争的主体已由单个企业变为供应链的竞争，为了获得持续的竞争优势，企业有动力联结供应链其他企业进行绿色创新，致力于供应链绿色持续发展。从知识获取与利用来看，科学的知识搜索，可以促使知识的适当匹配，带来高效率的创新结果。企业数字化使物联网广泛应用于工厂和运输，以监控生产过程、跟踪物流轨迹和统计仓库存流量（Hopkins & Hawking, 2018）。从物联网设备收集的实时数据，结合供应链流程数据，有可能通过大数据分析和人工智能的应用挖掘更多的显性知识与隐形知识，推动企业从供应链汲取二元知识和互补性资源以生成重大的绿色创新价值（Kache & Seuring, 2015）。从不确定性视角来看，绿色创新具有高度的不确定性，而数字技术的应用有助于降低绿色创新的不确定性。根据数值仿真模型，企业可以根据客户反馈信息，模拟生产运营真实过程，确定精准投入，合理配置资源，以低碳高效的方式开展生产活动。因此，客户企业数字化通过将供应链上下游企业接入数字系统构造了一个信任网络，嵌于网络中的企业在绿色节约高效目标下开展合作，并共享和交换关于绿色技术的关键知识和信息，从而发挥知识创造的协同效应。位于上游的上游企业通过利用来自客户企业的精准反馈信息和学习相关技术知识，能够迅速提高自身的绿色创新能力（Kong et al., 2020）。

另一方面，绿色创新并非完全依靠关键知识的内化积累，即其驱动力并非完全内生。大量研究表明组织外部的利益相关者对企业绿色发展发挥了治理作用。根据制度压力理论，企业的生产经营与发展受到来自法律法规、文化制度以及其他利益相关者等各方面的正式与非正式制度压力。供应链是碳排放的主阵地，政府环保法规、媒体大众监督以及来自利益相关者的环保压力促使企业将环境因素纳入供应链管理的考虑范畴（Wu, 2013）。例如，客户企业实行绿色供应链管理政策，不符合绿色要求的供应商将无法取得供货资格，倒逼供应商进行绿色创新。

与传统供应链相比，供应链数字化能够促进供应链可视化和互联化（Yang et al., 2021），这使各节点企业相互进行环境监督成为可能，也能为上下游企业就环境问题开展合作创造条件（Sarkis et al., 2021）。首先，供应链数字化通过搭建以物联网、大数据为底层框架的智能互联平台，能够提高供应链的信息披露和信息透明度。外部治理主体能更加方便地获取供应链运营信息，提高监督效力。其次，企业数字化赋予供应链更多的外部关注。更多的外界环境主体参与到供应链生态系统中，因而外部利益相关者可能对供应链上企业的绿色创新更加关注，这有助于提高环境治理效力。数字经济具有网络外部性（刘斌和甄洋，2022），企业联结数字化生态网络的价值取决于已经加入这一网络中的其他企业的数量。在网络外部性作用下，外界参与主体更多，关注更多，边际监督成本进一步下降，从而形成相互监督、协同治理的供应链生态监督体系（陈剑和刘运辉，2021）。

总之，数字技术的应用改变了供应链节点的交互结构，将传统的以企业为中心的链状结构转变到以客户为中心的网状结构再到生态系统的转变（Ardito et al., 2018）。供应链生态系统打破了传统供应链企业之间个体互不信任、利益博弈的冲突局面，取而代之的是沟通连接、高效协同。因此，供应链中客户企业数字化能够通过内源学习动力与外部治理压力双重效应促进上游企业绿色创新。基于此，本文提出如下假设。

H1：客户企业数字化转型能够促进上游企业绿色创新。

（二）客户数字化转型对上游企业绿色创新的影响机制分析

1.技术学习机制。

供应链上下游企业的技术溢出及相互学习机制，能够通过管理学的组织学习理论得到解释。组织学习是随着时间的推移而展开的过程（Argyris et al., 1978），它不仅包含了学习过程，也包含了学习结果（Dodgson, 1993），所以组织学习具有连续性，阶段性和动态化三个与时间相关的显著特征。同时，为了应对复杂多变的外部环境，组织会根据自身所处的环境进行观察与学习，并根据外部环境变化不断地调整学习模式和方法。应用到供应链企业的技术溢出过程中，组织学习是企业获取并重组资源、提升竞争能力的重要方式，也是企业突破自身惯例，转型发展的内在动力及能力（Levitt & March, 1988）。

企业因与客户业务往来而熟悉，有助于上游企业向客户企业不断地学习绿色技术创新经验。客户企业数字化转型中呈现的先进数字技术及其对生产工艺的绿色改进及利用经验，将持续地为上游公司绿色创新提供学习借鉴。首先，数字技术对标。客户企业使用数字技术中的经验积累将为上游公司应对数字技术冲击的组织变革提供参考，上游公司通过不断学习、借鉴与实践，从而提升上游公司数字化能力，以促进供应链数字化，进而实现供应链上信息流、物流、知识流的高效传输，为供应链协同对接奠定基础。其次，绿色技术对标。客户企业对消费者需求信息的数据化及开发利用在企业绿色工艺创新和绿色产品创新方面具有发明优势，也将激励上游公司不断学习先进的绿色技术，从而更好地融入供应链绿色管理实践，实现可持续发展。同时，为了确保上游公司供给的产品质量以满足规定标准，客户企业也会主动帮扶上游公司进行绿色升级，向其提供绿色创新的产品设计、技术知识、需求信息、质量控制以及相关培训（Li et al., 2018）。因此，供应商的技术对标行为将会降低供应链上下游企业间的通信成本和技术摩擦成本，增加协同创新网络的连通性，促进知识的溢出与交互，推动供应链协同制造与开放创新。

H2：客户企业数字化能够通过技术学习机制促进上游企业绿色创新。

2.治理监督机制

根据上文的分析，供应链数字化能够促进供应链可视化和互联化（Yang et al., 2021），这使各节点企业相互进行环境监督成为可能（Sarkis et al., 2021），也能够吸引更多外部治理主体的关注，增加外部主体与供应链的融合度（陈剑和刘运辉，2021）。供应链节点企业间的监督治理，能突破信息藩篱，通过高效集成供应链内外部要素来开展供应链环境治理

(Büyüközkan & Göçer, 2018; Yang et al., 2021)。具体来看, 客户企业数字化有可能通过提高共同股东的治理能力和增加外部评级机构关注, 这两方面来增加上游企业的绿色创新压力。

首先, 来自内部股东的公司治理压力。高管交叉持股是客户与上游企业关系嵌入的重要形式, 能够形成高度信任, 进行深度交流, 降低上下游企业间信息不对称。一方面, 客户企业数字化转型后, 能够在增加共同股东利益动机下, 增强与上游企业间信息沟通、反馈与实践执行, 减少企业间的交易成本。共同持股公司的创新绩效将影响共同股东利益, 供应链上公司的共同股东具有促进其持股的供应链企业之间创新实践扩散的动机。这为上游公司持续研发提供了实践信息及知识资源, 将促进客户企业研发信息与知识资源不断地在共同股东持股的供应链公司间扩散, 推动上游企业创新发展。另一方面, 高管相互持股, 使得股东可以通过关系网络中的信息资源和控制权资源参与公司治理, 积极监督和参与企业的经营。云会议、云计算等数字技术使股东通过网络、手机等方式随时随地参与公司治理成为可能, 在一定程度上提高了公司治理水平, 缓解第一类代理问题, 抑制企业管理者的机会主义行为, 促进企业绿色创新(陈德球和胡晴, 2022)。

其次, 来自外部评级机构的市场监管压力。ESG (Environmental, Social and Governance) 是从环境、社会和公司治理三个维度评估企业经营的可持续性与对社会价值观念的影响。ESG 评级作为非正式环境制度也能凭借公众影响力, 对企业形成巨大压力, 从而倒逼企业增强公司治理、履行相关社会责任。在股票市场, 投资者更偏好致力于可持续发展的企业, 因此对其估值较高, 而对环保、履行社会责任等方面存在问题的企业估值较低。由于投资者关注能力有限, ESG 评级便成为大众投资者评判企业综合表现的重要参考指标。而企业绿色创新是最契合企业实现经济效率和环境保护“双赢”目标的决策, 也是判断企业积极履行 ESG 评级要求的重要标准, 这提升了管理者通过绿色创新来提升企业未来 ESG 排名的动机。

客户数字化转型后, 企业内部管理更完善, 与供应链上下游企业之间信息关联更透明, 信息传递更高效。同时, 数字化转型为企业带来了更多的外部关注, ESG 评级是外部利益相关者关注的重要信息来源。ESG 评级反映了企业在环境、社会和公司治理方面的能力, 将企业与市场连接起来, 改善企业与外部市场之间的信息不对称。ESG 评级更高的企业的环境保护意识更强, 兼顾绿色环保作为未来发展方向, 客户企业会对上游企业提出更高的环保要求, 相应地, 外部媒体、评级机构、投资者也会联动关注其上游企业绿色转型, 倒逼上游供应商进行绿色创新。因此, 客户企业 ESG 评级有助于发挥市场激励机制与外部监督机制的作用。

H3: 客户企业数字化能够通过治理监督机制促进上游企业绿色创新。

三、研究设计

(一) 数据来源

数据主要来源于以下三个途径：供应链企业数据来源于国泰安数据库（CSMAR）；企业绿色专利及专利引用数据来源于中国研究数据服务平台（CNRDS）；企业数字化转型指标来源于对企业年报的文本挖掘和关键词提取。

本研究选取 2010-2020 年沪深 A 股上市公司与前五大客户形成的“供应商—客户”供应链二元结构数据作为研究样本。数据处理具体包括：①根据 Isaksson 等人（2016）和杨金玉等人（2022）的方法，构建了“供应商—客户—年份”数据集；②考虑到文本分析可行性和相关数据可得性的问题，保留了供应商与客户均为上市公司的研究样本；③剔除 ST、*ST、PT 和金融类以及关键变量数据缺失的公司样本。最终得到 2600 个“供应商—客户—年份”观测值。为了消除极端值的影响，进一步对所有连续变量进行 1%和 99%的缩尾处理。

（二）模型设定

基于数据特点与模型选择检验，本文主要采用固定效应模型分析客户数字化转型对上游企业绿色创新的影响，基准模型设定如下：

$$Gpt_{i,t}^S = \beta_0 + \beta_1 DT_{i,t-1}^C + \beta_i Controls_{i,t-1} + Ind_i + Year_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， Gpt^S 表示上游企业绿色创新， DT^C 表示客户数字化转型， $Controls$ 表示一系列控制变量，考虑到客户数字化转型对上游企业绿色创新的影响需要一定时间，同时为了克服基准模型可能存在的内生性问题，本文将核心解释变量滞后一期处理。 β_0 为常数项， Ind 和 $Year$ 表示控制行业和年份因素的影响， ε 为随机扰动项。

（三）变量选择

1.被解释变量。供应商绿色创新（ Gpt^S ），使用当年绿色专利申请数量衡量绿色创新，并对绿色专利申请数量加 1 取对数处理。根据专利创新价值的不同，又可以将绿色专利进一步划分为绿色发明专利和绿色实用新型专利，分别代表绿色发明创新（ $Gpt1^S$ ）和绿色实用新型创新（ $Gpt2^S$ ）。

2.解释变量。客户数字化转型（ DT^C ）。数字化转型指企业利用新一代信息技术，对企业业务场景、组织构架、生产运作和发展战略进行重塑的过程。参考吴非等（2021）的研究，对上市公司年报中管理层分析与讨论部分，使用文本分析计算数字化转型词频的自然对数作为客户数字化转型的代理指标。并使用主成分值、经文本长度调整、经行业均值调整后的指标作为替换变量，进行稳健性检验。

3.控制变量。参考已有文献，选取一系列影响企业绿色创新的影响因素予以控制，具体包括供应商及客户的公司规模（ $Size$ ）、负债比率（ Lev ）、资产收益率（ ROA ）、净现金流量（ $Cashflow$ ）、成长性（ $Growth$ ）、托宾 Q 值（ $TobinQ$ ）和上市年龄（ $ListAge$ ）。

（四）描述性统计

主要变量的描述性统计结果如表 1 所示，供应商绿色创新总体水平（ Gpt^S ）均值为 0.9820，标准差为 1.2928，最小值为 0，最大值为 7.3563，说明供应商绿色创新水平整体偏低，且不同供应商的绿色创新水平差异较大。客户公司数字化（ DT^C ）的平均值为 0.5973，标准差为

0.9229，最小值为 0，最大值为 3.5553，说明客户公司数字化水平差异较大。其余指标的描述性统计结果与已有研究均无显著差异。

表 1 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Gpt^S</i>	2600	0.9820	1.2928	0.0000	0.6931	7.3563
<i>Gpt1^S</i>	2600	0.6649	1.1031	0.0000	0.0000	7.2313
<i>Gpt2^S</i>	2600	0.6895	1.0439	0.0000	0.0000	5.2257
<i>DT^C</i>	2600	0.5973	0.9229	0.0000	0.0000	3.5553
<i>Size_s</i>	2600	22.2911	1.4726	19.5108	22.0631	27.7533
<i>Lev_s</i>	2600	0.4491	0.2087	0.0523	0.4555	0.9538
<i>ROA_s</i>	2600	0.0494	0.0631	-0.3034	0.0471	0.2490
<i>Cashflow_s</i>	2600	0.0458	0.0697	-0.3976	0.0447	0.4055
<i>Growth_s</i>	2600	0.1466	0.2729	-0.3797	0.1114	1.1454
<i>TobinQ_s</i>	2600	1.8775	1.3911	0.0000	1.4951	24.495
<i>ListAge_s</i>	2600	1.8592	0.977	0.0000	1.9463	3.3321

四、实证分析

（一）基准回归

基准回归结果如表 2 所示，第（1）—（3）列未控制固定效应，第（4）—（6）列控制了行业和年份固定效应。其中，（1）、（4）列显示，客户数字化转型（*DT^C*）对供应商绿色创新总体水平（*Gpt^S*）的回归系数分别为 0.0772 和 0.0576，分别在 1%或 5%水平上显著为正。

（2）、（5）列显示，客户数字化转型（*DT^C*）对供应商绿色发明创新（*Gpt1^S*）的回归系数分别为 0.0686 和 0.0516，分别在 1%或 5%水平上显著为正。（3）、（6）列显示，客户数字化转型（*DT^C*）对供应商绿色实用新型创新（*Gpt2^S*）的回归系数分别为 0.0372 和 0.0235，分别为 1%水平上显著和不显著。结果表明，客户公司数字化转型对上游企业绿色创新具有显著的促进作用，验证了研究假说 1。由于篇幅有限，下文仅展示被解释变量为供应商绿色创新总体水平（*Gpt^S*）的实证结果。

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Gpt^S</i>	<i>Gpt1^S</i>	<i>Gpt2^S</i>	<i>Gpt^S</i>	<i>Gpt1^S</i>	<i>Gpt2^S</i>
<i>DT^C</i>	0.0772*** (0.0244)	0.0686*** (0.0210)	0.0372* (0.0197)	0.0576** (0.0247)	0.0516** (0.0219)	0.0235 (0.0199)
<i>Constant</i>	-9.7577*** (0.6190)	-8.3001*** (0.5449)	-7.2152*** (0.5309)	-10.8674*** (0.6335)	-9.3388*** (0.5665)	-7.9396*** (0.5425)
<i>Control</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Ind FE</i>	否	否	否	是	是	是
<i>Year FE</i>	否	否	否	是	是	是

<i>Observations</i>	2600	2600	2600	2600	2600	2600
<i>Adjusted R²</i>	0.2791	0.2749	0.2378	0.3489	0.3261	0.3112

注：括号内数值为稳健标准误；*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。以下各表同。

（二）内生性及稳健性检验

1.工具变量方法。借鉴李彦龙等（2022）的研究，本文使用客户所在省份的互联网普及率（*InPeR*）作为工具变量进行两阶段最小二乘法估计（TSLS），选择这一工具变量的理由是：企业实行数字化转型战略的一个客观前提是其所在省份数字化的程度，这一程度可以由互联网普及率进行反映。表 3 列（1）第一阶段检验结果，互联网普及率对客户数字化的回归系数为 0.0086，在 1%水平上显著为正，说明互联网普及率越高，该省份中的企业数字化转型程度就越高，同时第一阶段 F 统计量大于 10，因此拒绝弱相关的原假设，通过了弱相关性检验。列（2）第二阶段的回归系数符号依旧与假设预期的方向一致，且在 1%的水平上显著为正，与基准回归结果一致。

2.Heckman 两步法。本文进一步采用 Heckman 两步法来解决样本自选择问题。首先，根据客户数字化是否高于样本的中位数，设置客户数字化虚拟变量，作为被解释变量，将上文工具变量互联网普及率（*InPeR*）作为第一阶段的解释变量进行 Probit 回归，得到逆米尔斯比率（*IMR*）。其次，将第一阶段估计的逆米尔斯比（*IMR*）放入第二阶段的基准模型（1）中重新估计。结果如表 3 列（3）所示，客户数字化转型指标显著为正，再次支持了客户数字化转型正向影响上游企业绿色创新的结论。

3.DID 方法。本文采用“两化融合”贯标企业试点作为外生政策冲击，能够较好地克服内生性问题。2013 年国家标准化管理委员会发布《工业企业信息化和工业化融合评估规范》（GBT23020-2013），从基础建设、单项应用、综合集成、协同与创新等四个主要方面评估企业两化融合水平和能力，强调加强生产制造全过程的数字化建设。2014 年工业和信息化部开始在全国开展“两化融合”贯标试点工作，将符合评估规范的企业认定为试点企业，“两化融合”成为政府推行企业数字化转型的主要制度抓手，有效推动了企业数字化转型的规范化（张钦成和杨明增，2022）。因此，“两化融合”贯标试点为考察企业数字化转型的经济后果提供了良好的准自然实验场景。首先，在“贯标工作跟踪服务系统”中查询客户企业名称，将样本中客户公司贯标启动且体系试运行的供应链作为实验组，并将体系试运行时间作为客户数字化外生冲击时间，将未被列入或体系尚未运行的供应链作为对照组。为了消除上游企业数字化的影响，本文剔除了上游企业也被列入试点企业的样本，最终得到 162 个实验组和 1154 个对照组。为了更好地检验客户数字化对上游企业绿色创新的影响，本文补齐了实验组客户数字化外生冲击前后三年的供应链数据，如客户在 2014 年被列入“两化贯标”体系，则需补齐 2011-2016 年客户与供应商的数据，2011-2013 年，客户数字化 $DT_dummy=0$ ，2014-2016 年， $DT_dummy=1$ 。本文的实验组和对照组通过了平行趋势检验，回归结果如表 3 第（4）列所示，客户公司数字化转型试点效应将沿供应链扩散并显著驱动上游公司绿色创新。这进一步支持了基准回归结果的稳健性。

4.PSM 方法。为了解决由样本选择偏差引起的内生性问题，本文使用倾向得分匹配法进行检验。依据上文中客户是否开展“两化融合”贯标体系试运行将样本分为了两组，选择包括资产规模、资产负债率、资产收益率、研发投入、营业收入增长率等作为匹配变量，以 Logit 模型进行倾向评分，采用 1：3 近邻匹配法进行样本匹配，匹配后共获得 1902 个有效观测值，且两组协变量均值不存在显著差异，满足平衡性假设条件，说明利用 PSM 方法进行样本匹配是有效的。进一步地，对匹配后的样本重新进行基准回归，结果显示，客户数字化与供应商绿色创新之间的关系为正，且其系数在 1%的水平上显著。该结果再次表明，客户公司数字化转型对上游企业绿色创新具有显著的促进作用，说明基准回归结果稳健。

5.更换指标度量方式。考虑到指标选取的有效性，参考袁淳等（2021），本文采用以下三种方式重新构建客户企业数字化程度指标：①考虑到企业年报文本长度对词频的影响，改用经文本长度调整的指标，即企业数字化转型程度=企业数字化词频/企业文本长度，记为 $Digital_{Adj}$ ；②由于不同行业的数字化水平差距较大，进一步采用经行业均值调整的数字化指标，改指标反映了企业在行业中的相对水平，记为 $Digital_{Std}$ ；③企业数字化相关词汇可以分为人工智能技术、区块链技术、云计算技术、大数据技术和数字技术应用五个维度，然而各维度词汇数量与有效性均不同，本文对五个维度的细分指标进行主成分分析，保留特征值大于 1 的因子，形成新的数字化指标，记为 $Digital_{PCA}$ 。结果显示，无论采用何种方式衡量数字化程度，客户数字化转型对供应商绿色创新的影响均在 5%水平上显著为正，本文结论依旧成立。

6.考虑遗漏变量。企业绿色创新不仅与企业层面生产要素投入相关，还受到区域经济和行业发展水平的影响。为了排除这些因素的干扰，本文进一步改变固定效应控制方式，加入年份×城市和年份×行业的交互固定效应。纳入更严格的固定效应后，本文客户数字化转型系数仍显著为正，可见本文回归结果依然稳健。

表 3 稳健性检验结果

	工具变量结果		Heckman 两步法	DID	PSM
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	DTC	Gpt^S	Gpt^S	Gpt^S	Gpt^S
IV	0.0086*** (0.1012)				
DTC		0.0121*** (0.2023)	0.0251*** (0.1417)		0.0831*** (0.4074)
IMR			0.147 (0.8012)		
$Post \times Treat$				0.0546*** (0.4092)	
$Control$	是	是	是	是	是
$Ind\ FE$	是	是	是	是	是
$Year\ FE$	是	是	是	是	是

<i>Observations</i>	2600	2600	2600	2126	1902
<i>Adjusted R²</i>	0.3181	0.2012	0.3065	0.1046	0.4023
<i>Cragg-Donald Wald F</i>	715.4790				

五、机制分析

理论分析指出，客户数字化对上游企业绿色创新的正向促进作用可能归因于技术学习和监督治理两个方面。为了探究客户数字化影响上游企业绿色创新的具体实现路径，本文使用调节效应模型检验以上两个可能的影响机制，如模型（2）所示，其中， $M_{i,t}$ 是本文的调节变量，具体检验方法如下。

$$Gpt_{i,t}^S = \beta_0 + \beta_1 DT_{i,t-1}^C + \beta_2 DT_{i,t-1}^C \times M_{i,t} + \beta_3 M_{i,t} + \beta_i Controls_{i,t} + Ind_{i,t} + Year_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

（一）技术学习机制。

对于企业学习机制，调节变量 $M_{i,t}$ 取供应商的主动专利引用数量加一取对数。企业间专利引用和被引用数据经常用来表征知识流动和技术学习，企业引用其他企业的专利，则可以认为该企业向其他企业的技术进行对标与学习（Kim & Steensma, 2017）。鉴于此，本文使用供应商在当年的主动专利引用数量来度量企业学习（*LnCite*）。结果如表5列（1）所示， $DT^C \times LnCite$ 系数为1.1098，在1%的水平下显著为正，则说明客户数字化转型后，上游企业会通过向客户学习相关绿色技术，进而促进上游企业的绿色创新。

此外，技术接近度有助于知识沿供应链扩散，供应商与客户间技术接近，公司在技术和组织资源与能力方面较为相近，则供应商有更好的知识吸收能力，因此客户数字化对供应商绿色创新的促进效果将更明显。调节变量 $M_{i,t}$ 取供应商—客户的技术差距，使用供应商与客户数字技术文本分析数据之差的绝对值衡量，即 $TechDist = |DT^S - DT^C|$ 。结果如表5列（2）所示， $DT^C \times TechDist$ 系数为0.2415，在1%的水平下显著为负，则说明供应商与客户的技术距离越大，双方技术接近度越低，越会降低客户数字化转型对上游企业绿色创新的促进效果。

（二）治理监督机制。

来自内部股东的公司治理压力，调节变量 $M_{i,t}$ 取共同股东特征。本文参考李云鹤等（2022），将同一供应链上同时持股客户公司和上游公司的机构投资者视作该供应链的共同股东，并采用共同股东是否持股虚拟变量 *CoOwner1*、共同股东个数 *CoOwner2* 和共同股东持股比例 *CoOwner3* 三个变量度量。具体而言，若一条供应链上存在着同时持股上游公司和客户公司的机构投资者，那么 *CoOwner1* 取值为1，否则取值为0；共同股东个数 *CoOwner2* 是共同股东数量；共同股东持股比例指标 *CoOwner3* 则是对该条供应链上的所有共同股东持股比例在客户公司一侧进行累计加总度量。结果如表5列（3）（4）（5）所示， $DT^C \times CoOwner1$ 系数为0.2946，在10%的水平下显著为正， $DT^C \times CoOwner2$ 系数为0.2643，不显著， $DT^C \times CoOwner3$ 系数为0.6261，在5%的水平下显著为正。共同股东的治理机制基本通过，客户与上游企业之间共同股东的治理能力越强，客户数字化对上游企业绿色创新的促进作用

越明显。

来自客户外部评级的市场监督压力，调节变量 $M_{i,t}$ 取客户企业的 ESG 打分。首先，华证指数的 ESG 评级有贴近中国市场、覆盖范围广泛、时效性高等特点，目前该指标已得到业界和学术界的广泛认可和应用，本文将华证指数的 ESG 评级 9 个等级由低到高依次赋值为 1, 2, 3, ..., 9, 记为 $ESG1$ 。其次，使用彭博 ESG 评分作为替换变量，即在环境方面的得分、社会责任方面的得分、公司治理方面的得分加总得到该公司的 ESG 得分，记为 $ESG2$ 。结果如表 5 列 (6) (7) 所示， $DT^C \times ESG1$ 的系数为 0.1464， $DT^C \times ESG2$ 的系数为 0.1241，均在 1% 的水平下显著为正，客户的 ESG 表现越好，客户数字化对上游企业绿色创新的促进作用越明显。

表 4 机制检验

	技术学习		治理监督				
	(1) Gpt^S	(2) Gpt^S	(3) Gpt^S	(4) Gpt^S	(5) Gpt^S	(6) Gpt^S	(7) Gpt^S
DT^C	0.0408** (0.0181)	0.0651*** (0.0214)	0.0630*** (0.4251)	0.0740*** (0.4485)	0.0651*** (0.3114)	0.0630*** (0.4211)	0.0740*** (0.2410)
$DT^C \times LnCite$	1.1098*** (0.5462)						
$LnCite$	20.5240*** (0.4122)						
$DT^C \times TechDist$		-0.2415*** (0.3415)					
$TechDist$		-2.8521*** (0.4582)					
$DT^C \times CoOwner1$			0.2946* (0.0280)				
$CoOwner1$			0.1245 (0.0124)				
$DT^C \times CoOwner2$				0.2643 (0.0271)			
$CoOwner2$				0.2151* (0.1425)			
$DT^C \times CoOwner3$					0.6261** (0.1255)		
$CoOwner3$					2.6261* (0.5085)		
$DT^C \times ESG1$						0.1464*** (0.1524)	
$ESG1$						2.8511* (0.2185)	
$DT^C \times ESG2$							0.1241*** (0.1524)

<i>ESG2</i>							1.6261* (0.1425)
<i>Constant</i>	-12.2946*** (0.0280)	-8.2643*** (0.0271)	-12.6261*** (0.5085)	-14.1098*** (0.5462)	-10.2443*** (0.4210)	-12.4121*** (0.5225)	-9.1344*** (0.5110)
<i>Control</i>	是	是	是	是	是	是	是
<i>Ind FE/Year FE</i>	是	是	是	是	是	是	是
<i>Observations</i>	2600	2600	2600	2600	2600	2592	2577
<i>Adjusted R²</i>	0.2362	0.1199	0.4668	0.2035	0.1241	0.4413	0.4355

六、异质性分析与进一步检验

（一）异质性分析

1. 产权性质

本研究分析了上游企业和客户之间产权性质对供应链传导效率影响的差异。企业的产权性质决定了其资源和技术等生产要素的分配和利用方式。不同产权性质的企业对客户的关注程度和知识溢出效应可能存在一定的差别。在当前创新环境的构建中，国有企业在外部政策环境和内部管理机制的双重作用下，更有利于发挥客户数字化转型带来的知识和创新溢出效应。相比于非国有企业，国有企业与政府的直接或间接的联结关系能够促使其便利地获取更多的稀缺资源、信息等，从一定层面上可以推动供应链传导效率。鉴于此，本文检验了不同产权性质下客户数字化转型对上游企业创新的影响。结果如表 Panel A 所示，可以得出，在国有企业中，客户数字化转型对上游企业绿色创新的影响作用更为明显。P 值为 0.0047，通过组间系数差异的检验。

2. 地理距离

本研究分析了上游企业和客户之间地理距离对供应链传导效率影响的差异。现有研究表明知识和信息溢出在较近的空间距离内更为明显（Jaffe and Henderson, 1993），结合本文研究客户的数字化转型对于上游企业绿色创新的机制传导，认为地理位置相近的上游企业和客户企业的供应链传导效应更为明显。具体来说，上游企业除了可以直接从客户年报中获取关于数字化转型等信息，也可以借助地理邻近性进行线下会面获取相关知识和信息，提高了信息的准确性和真实性，降低了企业与利益相关者之间的信息不对称。更为重要的是，除了信息获取外，数字化转型是以信息交换为基础，重构生产流程、提高供需响应能力以及智能化制造等多方面革新（戚聿东和肖旭，2020；陈剑和刘运辉，2021），而地理位置临近可以克服了上游企业—客户之间因为地理距离和时间成本带来的约束，提高供需信息传递的及时性和便利性，从而促进供应链传导效率。

鉴于此，本文根据上游企业和客户注册地址的经纬度信息测量双方的地理距离，按照地理距离的中位数将样本分为距离较远组和距离较近组。具体地，利用 CSMAR 中供应链数据中提供的地理距离，根据地理距离的中位数将其分为距离较远组（Distance=1）和距离较近组（Distance=0）两组。结果如表 Panel B 所示，可以得出，在上游企业与客户的地理距离较

近的分组中，客户数字化转型对上游企业绿色创新的影响作用更为明显。

3.客户转换成本

客户公司的转换成本是影响客户对上游企业创新溢出效应的重要因素（Isaksson et al., 2016）。当客户公司转换成本较高时，其寻找新的上游企业会面临更大的投资损失和重新签约成本，因此，其与上游企业之间的关系更加密切和持久，进而导致由客户影响的创新效应程度更大。为了验证这一推断，本文使用上游企业公司在行业中的市场份额来衡量客户公司的转换成本，使用公司销售收入占行业总销售收入的比例来表示。依据公司市场份额中位数将样本分为两组进行检验，上游企业公司的市场份额越高，表示客户的转换成本越大。回归结果如表 Panel C 所示。在客户转换成本较高组， DT^C 的回归系数为 0.0609，在 1%的水平下显著；而在客户转换成本较低组， DT^C 的回归系数为 0.0394，在 10%的水平下显著。组间差异系数为 0.0054。表明客户的转换成本越高，上游企业与客户公司之间的关系越密切和持久，客户数字化转型对上游企业绿色创新的促进作用越大。

表 5 异质性分析

Panel A: 产权性质的异质性检验		
	国有企业	非国有企业
DT^C	0.1387*** (0.0499)	0.0133 (0.0270)
Constant	-12.9922*** (1.0171)	-9.0327*** (0.8714)
Control	是	是
Ind FE/Year FE	是	是
Observations	1124	1476
Adjusted R ²	0.3862	0.2747
组间系数差异检验 P-value	0.0047	
Panel B: 地理距离的异质性检验		
	地理距离较远	地理距离较近
DT^C	0.0310** (0.0181)	0.0862*** (0.0412)
Constant	-12.142*** (0.1271)	-11.976*** (0.0265)
Control	是	是
Ind FE/Year FE	是	是
Observations	1492	1108
Adjusted R ²	0.1262	0.3199
组间系数差异检验 P-value	0.0151	
Panel C: 客户转换成本的异质性检验		
	客户转换成本较高	客户转换成本较低
DT^C	0.0609*** (0.0426)	0.0394* (0.0413)
Constant	-12.2882***	-9.3723***

	(0.9251)	(0.9051)
<i>Control</i>	是	是
<i>Ind FE/Year FE</i>	是	是
<i>Observations</i>	1297	1302
<i>Adjusted R²</i>	0.4163	0.2773
组间系数差异检验 P-value	0.0054	

(二) 进一步检验

为了探究客户数字化转型对上游企业绿色创新的影响是否由需求驱动和要素驱动，本文进一步分析客户企业数字化转型后对上游企业经营方面的联动影响。参考范合君等（2023），使用一阶差分模型检验供应链上下游企业间联动效应，如模型（3）所示，其中， $\Delta M_{i,t-1}^C$ 是指客户企业 t-1 年的特征变量， $\Delta M_{i,t}^S$ 则是上游企业 t 年相同的特征变量。

$$\Delta M_{i,t}^S = \beta_0 + \beta_1 \Delta M_{i,t-1}^C + \beta_i \text{Controls}_{i,t} + \text{Ind}_{i,t} + \text{Year}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

已有研究表明公司的数字化转型通常会产生良好的业绩表现。客户公司数字化转型带来的绿色产品需求增加会带来公司的经营业绩改善，通过供应链生产网络扩散至上游企业，也会带来上游企业销售收入增长率的提高。本文参考陈胜蓝（2021），使用销售收入增长率 *Growth* 衡量企业的经营业绩变化率。结果如表 6 列（1）所示， $\text{Growth}_{i,t-1}^C$ 的系数为 0.0408，在 5%的水平下显著为正，则说明客户数字化转型后，销售收入增长率的增加会通过生产网络传递给上游企业，因而使上游企业销售收入增长率增加。

此外，考察客户数字化转型后，上游企业是否会采取与客户相同的投资趋，即投资联动效应。对于投资协同机制， $\Delta M_{i,t-1}^C$ 取客户公司的绿色研发投入占比， $\Delta M_{i,t}^S$ 上游企业的绿色研发投入占比。本文参考崔艳娟（2023），使用研发人员在公司员工中占比 *Peop* 衡量企业研发人力投入，使用研发投入在销售收入的占比 *RD* 衡量企业的研发资金投入。结果如表 6 列（1）（2）所示， $\Delta \text{Peop}_{i,t-1}^C$ 的系数为 0.0214， $\Delta \text{RD}_{i,t-1}^C$ 的系数为 0.0330，均在 1%的水平下显著为正，则说明客户数字化转型后，研发人员占比和研发投入占比的增加会通过生产网络传递给上游企业，因而使上游企业研发人员占比和研发投入占比也会相应增加。

表 6 进一步检验

	供需链接	投资联动	
	(1) $\text{Growth}_{i,t-1}^S$	(2) $\Delta \text{Peop}_{i,t}^S$	(3) $\Delta \text{RD}_{i,t}^S$
$\text{Growth}_{i,t-1}^C$	0.0408** (0.1181)		
$\Delta \text{Peop}_{i,t-1}^C$		0.0214*** (0.0414)	
$\Delta \text{RD}_{i,t-1}^C$			0.0330*** (0.3101)
<i>Constant</i>	-10.2946*** (0.0280)	5.2643*** (0.0271)	-2.6261*** (0.5085)
<i>Control</i>	是	是	是

Ind FE/Year FE	是	是	是
Observations	2600	2600	2600
Adjusted R ²	0.4262	0.1809	0.1368

七、结论与启示

绿色创新是保障“碳达峰、碳中和”目标实现和建设“美丽中国”的关键。在数字化浪潮下,新一代信息技术正推动传统供应链向可视化、互联化、智能化的现代数字供应链演进。本文基于 2011-2021 年 A 股上市公司供应链数据,考察了客户企业数字化对上游企业绿色创新的影响。研究发现,客户数字化转型显著提高了上游企业的绿色创新水平。经过内生性分析与稳健性检验后,上述结论依然成立。机制检验表明,客户数字化转型主要通过技术学习机制和治理监督机制对上游企业的绿色创新产生影响。当上游企业为国有企业、供应商—客户距离较近、客户转换成本较高时,客户数字化对上游企业绿色创新的影响作用更明显。进一步研究发现,从供应链联动视角来看,在促进绿色创新产出的同时,客户数字化转型带来的销售收入增长和研发投入增加也将沿供应链向上游传导,结果说明客户数字化转型促进上游企业绿色创新同时受到需求驱动和要素驱动的影响。客户数字化转型带动了供应链的创新投入增加和绿色创新效率提升,提升了供应链的整体优势。本文的研究结论具有重要启示意义。

(1) 要以供应链数字化为抓手,加快推进绿色发展。本文研究发现,客户数字化转型能够通过促进技术学习和强化外部治理监督,沿供应链传导,提高上游企业的绿色创新水平。以企业数字化带动供应链数字化,数字化打通传统供应链隔断的关键机制,加快构建供应链绿色创新信息共享与环境监督智能平台,推动数字化基础设施建设。基于技术整合与学习、强化内外部监督与治理路径,鼓励供应链上核心企业数字化核心优势培养,提供上下游企业嵌入绿色创新协同网络的内化路径。

(2) 对企业管理者而言,应该充分关注并利用供应商—客户关系提升自身的创新水平。创新是企业长期竞争优势的重要来源,企业在发展过程中应充分利用自身的知识储备,并广泛拓展创新知识和信息的来源途径,以改变过时僵化的创新模式。例如,除了本文的客户企业外,上游企业还可以通过与其他数字化转型较为成功或者创新活力较高的企业和组织建立联结,充分利用合作伙伴的多元化知识和借鉴高效的创新模式来提升自身的创新水平。同时,客户企业和上游企业在发展的过程中也可以互通有无,提高共同股东的数量和比例来加强相互间的监督治理,提高二者的协同效率。

参考文献:

- 陈德球,胡晴. 数字经济时代下的公司治理研究: 范式创新与实践前沿[J]. 管理世界,2022,38(06):213-240.
- 陈国进,丁赛杰,赵向琴,蒋晓宇. 中国绿色金融政策、融资成本与企业绿色转型——基于央行担保品政策视角[J]. 金融研究,2021,(12):75-95.
- 陈剑,刘运辉. 数智化赋能运营管理变革: 从供应链到供应链生态系统[J]. 管理世界,2021,37(11):227-240+14.

- 陈胜蓝,刘晓玲. 生产网络中的创新溢出效应——基于国家级高新区的准自然实验研究[J]. *经济学(季刊)*,2021,21(05):1839-1858.
- 范合君,吴婷,何思锦.企业数字化的产业链联动效应研究[J]. *中国工业经济*,2023,(3):115-132.
- 李彦龙,彭锦,罗天正. 数字化、溢出效应与企业绩效[J]. *工业技术经济*,2022,41(03):25-33.
- 李云鹤,蓝齐芳,吴文锋. 客户公司数字化转型的供应链扩散机制研究[J]. *中国工业经济*,2022,(12):146-165.
- 刘斌,甄洋. 数字贸易规则与研发要素跨境流动[J]. *中国工业经济*,2022,(07):65-83.
- 潘红波,高金辉. 数字化转型与企业创新——基于中国上市公司年报的经验证据[J]. *中南大学学报(社会科学版)*,2022,28(05):107-121.
- 齐绍洲,林岫,崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. *经济研究*,2018,53(12):129-143.
- 戚聿东,肖旭. 数字经济时代的企业管理变革[J]. *管理世界*,2020,36(06):135-152+250.
- 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,(02):136-154.
- 余典范,蒋耀辉,张昭文. 中国碳排放权交易试点政策的创新溢出效应——基于生产网络的视角[J]. *数量经济技术经济研究*,2023,40(03):28-49.
- 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,(08):156-174.
- 袁淳,肖士盛,耿春晓,盛誉. 数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化[J]. *中国工业经济*,2021,(09):137-155.
- 张钦成,杨明增. 企业数字化转型与内部控制质量——基于“两化融合”贯标试点的准自然实验[J]. *审计研究*,2022,(06):117-128.
- 张玉明,邢超,张瑜. 媒体关注对重污染企业绿色技术创新的影响研究[J]. *管理学报*,2021,18(04):557-568.
- Ardito L, Petruzzelli A M, Panniello U, et al. Towards Industry 4.0: Mapping digital technologies for supply chain management-marketing integration[J]. *Business process management journal*, 2018, 25(2): 323-346.
- Argyris C, 有贺,裕子. Double loop learning in organizations[J]. *harvard business review*, 1977, 32(55):115-125.
- B D B A A. Innovation, growth and survival[J]. *International Journal of Industrial Organization*, 1995, 13(4):441-457.
- Cefis E, Marsili O. Survivor: The role of innovation in firms' survival[J]. *Research Policy*, 2003, 35(5):626-641.
- Dodgson M. Organizational Learning: A Review of Some Literatures[J]. *Organization Studies*, 1993, 14(3):págs. 375-394.
- G BüyükcZkan, GEr F. Digital Supply Chain: Literature review and a proposed framework for future research[J]. *Computers in Industry*, 2018, 97:157-177.
- Hopkins J, Hawking P. Big Data Analytics and IoT in logistics: a case study[J]. *The International Journal of Logistics Management*, 2018, 29(6):00-00.
- Isaksson O, 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.
- Kache F, Seuring S. Challenges and opportunities of digital information at the intersection of Big Data Analytics and supply chain management[J]. *International journal of operations & production management*, 2017,37(1):10-36.
- Kim J Y R, Steensma H K. Employee mobility, spin - outs, and knowledge spill - in: How incumbent firms can learn from new ventures[J]. *Strategic Management Journal*, 2017, 38(8):1626-1645.
- Kong T, Feng T, Huang Y, et al. How to convert green supply chain integration efforts into green innovation: A perspective of knowledge - based view[J]. *Sustainable Development*, 2020(2018).
- Jaffe A B, Henderson T R. Geographic Localization of Knowledge Spillovers as Evidenced by Patent Citations[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 108(3):577-598.
- Junaid M, Zhang Q, Syed M W. Effects of Sustainable Supply Chain Integration on Green Innovation and Firm Performance. [J]. *Sustainable Production and Consumption*,2022,30.
- Levitt B, March J G. Organizational Learning[J]. *Annual Review of Sociology*, 1988.
- Li J, Xia J, Zajac E J. On the duality of political and economic stakeholder influence on firm innovation performance: Theory

and evidence from Chinese firms[J]. *Strategic Management Journal*, 2017, 39(1):193-216.

Rennings K. Towards a Theory and Policy of Eco-Innovation - Neoclassical and (Co-)Evolutionary Perspectives[J]. *zew discussion papers*, 1998.

Sarkis J, Kouhizadeh M, Zhu Q S. Digitalization and the greening of supply chains[J]. *Industrial Management & Data Systems*, 2021, 121(1):65–85.

Schumpeter J A . Capitalism, Socialism, and Democracy[J]. *American Economic Review*, 1942, 3(4):594-602.

Song M, Yang M X, Zeng K J, et al. Green Knowledge Sharing, Stakeholder Pressure, Absorptive Capacity, and Green Innovation: Evidence from Chinese Manufacturing Firms[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2020, 29(3).

Wu G C. The influence of green supply chain integration and environmental uncertainty on green innovation in Taiwan's IT industry[J]. *Supply Chain Management: An International Journal*, 2013, 18(5):539–552.

Yang M , Fu M , Zhang Z . The adoption of digital technologies in supply chains: Drivers, process and impact[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2021, 169.

Customer digitization and green innovation in supply chain —— Internal mechanism and linkage effect

Summary: Supply chain is the main front of enterprise carbon emission, which plays an important role in the practice of enterprise green innovation. Based on the supply chain data of A-share listed companies from 2011 to 2021, this paper investigates the impact of digital transformation of customer enterprises on the green innovation level of supplier enterprises. It is found that the digital transformation of customer enterprises significantly improves the green innovation level of supplier enterprises. After endogeneity treatment and robustness test, the effects were still significant. Mechanism test shows that customer digital transformation has an impact on supplier's green innovation through technology learning mechanism and governance supervision mechanism. The heterogeneity analysis shows that when the supplier is a state-owned enterprise, the distance between supplier and customer is close, and the conversion cost of customer is high, the influence of customer digitization on supplier green innovation is more obvious. On this basis, this paper further discusses the impact of customers' digital transformation on suppliers' operations, and finds that customers' digitalization can also bring about linkage effect on suppliers' sales revenue and R&D investment. On the one hand, the research conclusion brings important enlightenment for supply chain enterprises to realize green innovation with the help of digitalization; on the other hand, it also provides theoretical basis for the government to formulate relevant innovation incentive policies.

Key words: Digital Transformation; Green Innovation; Spillover along the Supply Chain; Linkage Effect

JEL Classification: F272