引用格式:赵梦浩, 王强. 开放赋能绿色: 数字服务贸易开放对企业供应链绿色化的影响研究[J]. 技术经济, 2026, 45(7): 130-147.
Zhao Menghao, Wang Qiang. Opening up for a greener future: The impact of digital service trade liberalization on corporate supply chain greening[J]. Journal of Technology Economics, 2026, 45(7): 130-147.

青年探索

开放赋能绿色: 数字服务贸易开放对企业供应链绿色化的影响研究

赵梦浩, 王 强
(新疆大学经济与管理学院, 乌鲁木齐 830046)

摘 要: 在全球价值链深度重塑与"双碳"目标的双重约束下,如何借助对外开放推动供应链体系的绿色低碳转型,已成为兼具理论价值与现实意义的重要议题。数字服务贸易作为新一轮高水平开放的关键领域,其开放进程能否赋能企业供应链绿色化,亟待经验层面的系统检验。基于2014—2023年中国上市公司数据,融合OECD数字服务贸易限制指数与投入产出表,构建涵盖行业关联与开放深度的多维度数字服务贸易开放指数,并从环境绩效、运营绩效与经济绩效三个维度综合测度企业供应链绿色化水平,进而实证检验二者之间的关联及其内在机理。研究发现:数字服务贸易开放显著提升了企业供应链绿色化水平,该结论在经过内生性处理与一系列稳健性检验后依然成立。机制分析表明,数字服务贸易开放主要通过强化数字化治理、优化供应链资源配置及推动企业国际化扩张三条路径重塑绿色生态。异质性分析显示,其绿色赋能效应在处于成长期、转型意愿较强及高管具有海外背景的企业中更为显著,并对行业技术属性、地区服务业发展水平与数字基础设施条件表现出明显的正向依赖。进一步研究发现,数字服务贸易开放能够通过绿色化路径增强供应链的韧性与安全,从而为协同推进供应链"绿色"与"安全"双重目标提供了来自微观企业层面的经验证据与政策启示。

关键词: 数字服务贸易开放; 供应链绿色化; 数字化治理; 资源配置; 国际化扩张; 韧性与安全
中图分类号: F752.68; F274; F124.5 **文献标志码**: A **文章编号**: 1002-980X(2026)07-0130-18
DOI:10.12404/j.issn.1002-980X.J26011514

一、引言

在全球价值链深度重构与中国"双碳"目标刚性约束的双重历史关口,如何平衡"高水平开放"与"全方位绿色转型"的关系,已成为构建新发展格局的核心命题。党的二十届三中全会系统部署了健全绿色低碳发展机制,明确要求推行涵盖"产供销全生命周期"的绿色供应链管理,并强调通过"创新发展数字贸易"提升产业链供应链的韧性与安全水平。这一战略部署释放出明确信号:数字贸易并非仅是技术层面的跨境流动,更是重塑企业微观治理逻辑、驱动绿色转型的关键动能[1]。由此引出一个核心命题——高水平对外开放,尤其是数字服务贸易的开放,能否及如何与产业链供应链的全方位绿色转型形成合力。这不仅是新发展格局下统筹发展与安全的关键议题,更是检验数字时代开放红利能否真正转化为可持续发展动能的试金石。实践中,传统供应链的绿色化转型长期受困于"环境信息不对称"与"治理成本高昂"的双重掣肘。由于跨地域、跨组织的供应商环境监测与风险识别边际成本极高,核心企业往往难以穿透复杂的供应链网络实施有效的绿色管控。然而,数字服务贸易作为承载全球先进数字技术与低碳解决方案的集成载体,其开放程度的提升意味着企业能够以更低的搜寻与适配成本,获取国际前沿的绿色算法、智能能效管理系统及低碳管理方案。那么,数字服务贸易开放究竟通过何种微观机制,穿透企业组织边界,赋能供应链的绿色化重塑。这种"开放赋能绿色"

收稿日期: 2026-01-15
作者简介: (通信作者)赵梦浩(1998—),新疆大学经济与管理学院博士研究生,研究方向:人工智能与绿色发展;王强(1978—),博士,新疆大学经济与管理学院教授,博士研究生导师,研究方向:人工智能与绿色发展。

的逻辑，在不同企业、行业与地区间又呈现出怎样的异质性。对这些问题的系统回答，不仅关乎数字贸易政策的绿色绩效评估，更触及对数字时代开放与可持续发展兼容性边界的理论探讨。

既有研究为理解数字贸易与绿色发展的关联奠定了重要基础。黎帆[2]基于中国与44个国家贸易数据的实证研究发现，出口服务贸易数字化水平的提升能够显著抑制出口隐含碳排放。文楚江[3]以中国物流业为研究对象，揭示数字贸易通过物质资本与人力资本的中介作用显著提升物流业的绿色效率。张一鸣[4]则从制造业视角切入，证实数字经济发展对制造业绿色化转型具有显著推动作用。这些研究或贡献于国别比较，或深耕于特定行业，但大多将供应链绿色化简化为单一维度的环境绩效改进，鲜有将其视为一个涵盖环境、运营与经济的系统性概念，并从微观企业视角深入考察数字服务贸易开放对其影响的全景图。更关键的是，对于数字服务贸易开放究竟如何通过数字化治理、资源配置优化乃至国际化扩张等多重路径，重塑供应链绿色生态，现有文献仍缺乏完整的理论框架与严谨的实证检验，从而留下了值得深入探索的研究空白。

鉴于此，本文基于2014—2023年中国上市公司数据，尝试在以下方面做出边际贡献：首先，在指标构建上，通过融合OECD数字服务贸易限制指数（digital services trade restrictiveness index，DSTRI）与全国投入产出表，构建了一个能够捕捉政策壁垒与行业渗透深度的多维度数字服务贸易开放指数，并从环境、运营、经济绩效三个维度系统测度企业供应链绿色化水平，为相关研究提供了更具微观基础的度量框架。其次，在作用机制上，本文并未囿于单一的技术溢出视角，而是创新性地构建并检验了“数字化治理效应”“供应链资源配置优化”与“国际化扩张效应”三条并行的驱动路径，系统刻画了数字开放如何从内部治理、运营效率与外部网络三个层面赋能绿色发展的动态图景。再次，在异质性分析上，构建了从企业生命周期、转型意愿、治理特征，到行业技术属性，再到地区要素禀赋的多层次分析框架，深入揭示了“开放红利”释放的边界条件与门槛特征，为精准施策提供了理论依据。最后，在拓展性讨论中，将研究视野从“绿色”延伸至“安全”。这一逻辑起点在于：供应链绿色化本质上是资源利用效率的极致优化与供应链生态透明度的系统提升，这种由数字开放驱动的绿色变革，在消除环境信息不对称的同时，也显著增强了企业对外部扰动的感知力与供应链冗余的可控性，从而内生性地转化为供应系统的韧性与安全属性。这一发现为在新发展阶段统筹开放、绿色与安全提供了新的微观证据链。

二、理论基础和研究假设

数字服务贸易开放程度的测度融合了OECD的DSTRI和STRI（services trade restrictiveness index）数据，通过分行业逐一匹配，计算得到数字贸易限制指数，再结合全国投入产出表利用完全消耗系数法得出数字行业渗透率，最终构建数字贸易开放指数。这一指数全面反映了各国在数字服务市场准入、国民待遇、监管规范等方面的政策开放程度，以及数字服务行业在国内经济体系中的渗透广度与深度。从理论层面来看，数字服务贸易开放能够从多维度促进企业供应链绿色化。依据比较优势理论的拓展，数字服务贸易领域中，具备先进数字技术与丰富数据资源的国家或地区在相关服务输出上具有显著优势。当企业所处市场的数字服务贸易开放程度提升时，企业能够以更低成本获取国外先进的数字服务，如智能能源管理系统、绿色供应链数字化解决方案等。这些数字服务能够精准优化企业生产流程，实时监测能源消耗与污染排放情况，从而助力企业降低生产过程中的资源浪费与环境损害，提升供应链绿色化水平[5]。服务贸易自由化理论指出，开放数字服务贸易市场可引入外部竞争，激发国内企业创新活力。在激烈的市场竞争压力下，企业为提升竞争力，会主动寻求绿色转型，积极将绿色理念融入供应链管理的各个环节。例如，企业可能与国外数字服务提供商合作，利用其先进的数字平台优化物流配送路线，降低运输环节的能源消耗与碳排放；或借助数字化手段改进产品设计，提高产品可回收性与可降解性，推动供应链绿色设计的实现[6]。此外，数字服务贸易开放赋能供应链绿色化，不仅体现为环境绩效的改善，更蕴含着统筹发展与安全的逻辑协同。绿色供应链所强调的“产供销全生命周期”管理，依托数字化治理实现信息的实时透明与精准配置，这实际上构成了供应链韧性的底层逻辑。当供应链通过数字化绿色化转型，实现对资源消耗的精准控制和对外部监管压力的敏捷响应时，其系统抵御突发性中断、适配复杂合规要求的能力也随之提升。因此，“绿色”与“安全”并非彼此孤立的目标，而是数字赋能路径下相辅相成、协同互促的双重治理结果。

基于以上分析，本文提出假设：

数字服务贸易开放对企业供应链绿色化具有显著的正向影响(H1)。

进一步聚焦数字化治理效应、供应链资源配置优化与国际化扩张效应三大维度,系统剖析数字服务贸易开放推动企业供应链绿色化的作用路径:其一,激活数字化治理效应,通过数字化应用、创新及数实融合,为供应链绿色转型注入技术赋能与效率动能;其二,借助优化供应链资源配置,提升存货周转与产能利用效率,实现生产要素的低碳化、高效化整合;其三,依托增强国际化扩张效应,从嵌入深度、响应速度与地理广度三方面助力企业更好适配全球绿色发展需求,最终形成对供应链绿色化的多维驱动。

数字服务贸易开放影响企业供应链绿色化的作用机制具体如图 1 所示。

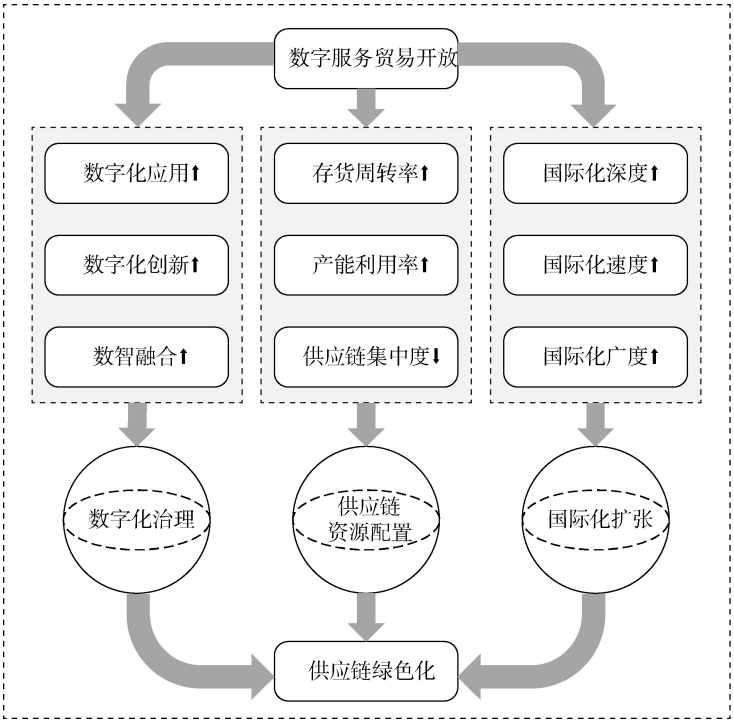


图 1　理论机制分析框架

(一)数字服务贸易开放、数字化治理效应与企业供应链绿色化

基于信息经济学与交易成本理论,供应链绿色化的微观梗阻往往源于环境信息的严重不对称,这导致核心企业对跨组织、跨地域供应商进行环境监测与风险识别的边际成本极高。数字服务贸易开放通过引入全球领先的数字管理架构与低碳技术服务,从数字化工具嵌入、绿色技术溢出到系统性协同整合三个维度,构成了降低环境治理边际成本、诱导绿色转型内生动力的递进式路径。其一,以数字化应用为基础,降低环境信息的搜寻与度量成本。数字化应用构成了治理效应的微观基石。数字服务贸易开放通过降低国际先进数字技术的准入门槛,诱导企业在生产、采购及物流等核心环节部署物联网、大数据等技术。这种数字化工具的深度嵌入,将原本碎片化且隐蔽的排放数据转化为标准化、可视化的实时流数据,显著降低了企业追踪全供应链碳足迹的信息搜寻与验证成本。这种由于信息透明度提升带来的“数字化监督”效应,缓解了环境合规中的道德风险,为后续的绿色绩效优化奠定了数据底座[7]。其二,以数字化创新为核心,提升环境治理的边际技术效率。数字化创新代表了治理效应的高级形态。数字服务贸易是全球绿色技术扩散的关键载体,通过“干中学”效应,企业得以接触并内化国际前沿的绿色算法与能效管理方案。数字化创新不仅是技术的物理替代,更体现为数字技术对传统生产工艺的绿色化重塑。例如,依托人工智能对工业废弃物循环路径的精准优化,或基于大数据分析对能源周转效率的提升,实质上诱发了全要素生产率的绿色化改进。这种创新收益使得绿色转型不再仅是单纯的成本投入,而演变为一种具备“波特补偿效应”的内生发展策略[8]。其三,以数实技术融合为支撑,优化供应链跨组织交易与协同成本。数实融合是数字化治理效应的系统整合阶段,旨在解决供应

链网络化的绿色协同难题。数字开放促进了全球数字平台与实体产业的深度耦合，利用区块链的可信溯源与工业互联网的实时映射，构建起跨地域的绿色协同网络。这种深度的技术融合，打破了企业间的“信息孤岛”，大幅压低了供应链各节点在实施统一绿色标准时的契约执行成本与组织协调成本。系统性的治理重构产生的规模报酬递增效应，使得绿色化收益由点及面扩散，最终实现全链条的系统性价值增值[9]。

基于以上分析，本文提出假设：

数字服务贸易开放通过数字化治理效应，进而驱动企业供应链绿色化转型（H2）。

（二）数字服务贸易开放、供应链资源配置效率与企业供应链绿色化

供应链资源配置效率机制通过优化存货管理、产能利用和供应链结构三个关键维度，全面提升供应链绿色化水平，实现了资源利用效率与环境绩效的双重提升。首先，存货周转率的提升反映了库存管理效率的显著改善，数字服务贸易开放通过引入全球先进的库存管理技术和服务，使企业能够实现精准需求预测和实时库存监控，大幅降低库存积压和资源浪费[10]。基于精益生产理论，高效的库存管理不仅减少了仓储空间和资金占用，更重要的是降低了因过度库存导致的资源损耗和环境负担。数字技术如物联网传感器和射频识别技术标签实现了库存的实时可视化，人工智能算法提供了智能补货决策支持，区块链技术确保了库存信息的透明可信，这些技术的综合应用使企业能够建立敏捷、精准、绿色的库存管理体系，显著提升环境绩效。其次，产能利用率的优化直接关系到生产资源的配置效率，数字服务贸易开放通过提供智能生产和能源管理系统，帮助企业优化生产计划、提高设备利用率和减少能源浪费[11]。依据资源节约理论，提高产能利用率意味着单位产出的资源消耗和环境污染显著降低，从而实现规模经济与环境经济的双赢。数字技术在此过程中发挥着关键作用：工业互联网平台实现设备互联与数据采集，数字孪生技术提供生产过程的虚拟仿真与优化，人工智能算法实现生产调度的最优化，这些技术的集成应用使企业能够实现精细化的能源管理和生产控制，最大限度地提高资源利用效率，减少环境足迹。最后，供应链集中度的降低增强了供应链系统的韧性与绿色多样性，数字服务贸易开放通过全球数字采购平台和多源供应网络，帮助企业减少对单一供应商或客户的依赖，建立更加多元化和可持续的供应体系[12]。根据供应链风险管理理论，分散化的供应链结构不仅提高了系统应对扰动的能力，更重要的是促进了绿色创新和多样性发展。数字平台使企业能够快速识别和评估全球范围内的绿色供应商，智能合约确保可持续采购条款的执行，大数据分析提供供应商环境绩效的实时监控，这些功能共同助力企业构建绿色、多元、韧性的供应网络。这三个方面协同作用，共同优化供应链资源配置效率，在提升运营效率的同时显著改善环境绩效，实现经济效益与环境效益的有机统一。

基于以上分析，本文提出假设：

数字服务贸易开放能够提升供应链资源配置效率，进而促进企业供应链绿色化（H3）。

（三）数字服务贸易开放、国际化扩张效应与企业供应链绿色化

数字服务贸易开放通过强化企业的国际化扩张效应，从嵌入深度、响应速度与地理广度三个维度，系统性地驱动供应链绿色化转型。需要强调的是，区别于企业内生的前瞻性战略，数字服务贸易开放带来的数字化红利，本质上是一种外生的技术与制度环境优化。它通过显著降低全球绿色要素的“搜寻成本”与“适配门槛”，使得即便不具备深厚海外资源或预设前瞻性战略的传统企业，亦能依托数字平台低成本、高效率地响应国际环保标准。这种由外部开放红利释放产生的“成本减损”效应，而非单纯的个体“战略驱动”，构成了国际化渠道作为纯粹中介变量的理论基础，从而在逻辑上分离了企业内生特质对绿色转型的干扰。具体而言，这种外生驱动的国际化扩张效应体现在以下三个维度：首先，数字服务贸易开放深化了企业在全球绿色价值链中的“嵌入深度”。依据网络嵌入理论，数字服务贸易依托区块链溯源、工业互联网协同等高阶数字服务，增强了跨境供应链上下游的透明度与契约履行效率，使企业能够深度参与国际绿色标准的协同制定。当企业与全球领先的绿色领军企业建立起深层次的数字链接时，其不仅是被动地接受环保指令，更能够通过“干中学”效应，深度吸收复杂且具有隐黏性的绿色生产诀窍。这种深度的网络嵌入促使企业在生产、流通、回收全生命周期中实现与国际前沿绿色标准的“内生性接轨”，从而带动整条供应链绿色成效由点及面的突破[13]。其次，数字服务贸易开放显著提升了企业绿色转型的“响应速度”。在传统贸易框架下，企业识别并适应国际环境规制的滞后性较强。数字服务贸易的准入放宽，使得国际环境合规标准、绿色认证体系及前沿减排技术能够以“数据流”的形式跨时

空传输。基于制度压力理论,这种信息不对称的快速消除,使企业能敏锐捕捉全球市场的“绿色门槛”,在产品设计与工艺流程中实现快速迭代。数字技术如云计算与实时环境监控系统的引入,将外部的环境倒逼压力转化为内部的敏捷管理动力,显著缩短了供应链从感知环境变化到实施绿色重组的反应周期,确保企业在动态的全球绿色竞争中占据先发优势[14]。最后,数字服务贸易开放拓展了企业绿色资源的“获取广度”。数字平台打破了地理边界对要素流动的硬性约束,使企业能够在全球范围内进行“绿色寻优”。根据国际创业理论,数字化手段极大地降低了企业搜寻全球环保原材料、清洁能源及绿色服务供应商的边际成本。通过参与数字化的全球贸易网络,企业不再受限于本土或单一供应链的资源禀赋,而是能够利用跨境数字技术精准对接全球最优的绿色解决方案。这种多元化的国际接触不仅分散了单一市场波动带来的转型风险,更通过引入异质化的绿色生产要素,从根本上降低了供应链绿色转型的技术路径依赖,为绿色化转型提供了充足的资源保障[15]。综上所述,数字服务贸易开放通过释放强劲的国际化扩张效应,使企业能够在全球范围内实现绿色要素的优化配置与绿色压力的动能转化,最终实现供应链的全面绿色化转型。

基于以上分析,本文提出假设:

数字服务贸易开放通过增强国际化扩张效应,进而促进企业供应链绿色化(H4)。

三、研究设计

(一)模型构建

1. 基准回归模型

采用中国上市企业面板数据,研究数字服务贸易开放对企业供应链绿色化的影响。选择固定效应模型进行回归,具体模型设定如式(1)所示。

$$GSC_{it} = \sigma_0 + \sigma_1 DSTOI_{jt} + \sigma_2 Controls_{it} + firm + year + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中:下标 i、t 和 j 分别为企业、年份和行业;GSC_{it} 为企业供应链绿色化;$DSTOI_{jt}$ 为数字服务贸易开放;$Controls_{it}$ 为控制变量;$firm$ 和 $year$ 分别为企业固定效应和年份固定效应;ε_{it} 为随机误差项,并将标准误在行业层面进行了聚类(cluster)处理;σ 为待估系数。

2. 中介效应模型

为重点关注数字服务贸易开放对企业供应链绿色化的作用路径,聚焦其通过数字化治理、供应链资源配置优化与国际化扩张三条核心机制产生的影响,参考江艇[16]的研究,构建如式(2)所示的模型进行作用机制的检验。

$$Media_{it} = \beta_0 + \beta_1 DSTOI_{jt} + \beta_2 Controls_{it} + firm + year + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中:$Media_{it}$ 为机制变量;β 为待估系数。

(二)变量测算

1. 被解释变量:企业供应链绿色化(GSC)

参考 Zeng 等[17]的研究框架,从环境绩效、运营绩效和经济绩效三个维度系统测算企业供应链绿色化程度。其中,环境绩效直接量化绿色转型对环境的正向影响,反映企业在减排技术应用与清洁能源替代等方面的成效;运营绩效侧重衡量供应链全流程的资源利用效率,体现绿色技术在生产消费环节的协同作用;经济绩效则通过净销售利润率、投资回报率等指标,验证绿色化措施在商业上的可持续性,展现绿色化如何逐渐转化为企业的长期竞争力。

值得深入讨论的是,尽管在短期内,环境绩效的提升可能因前期高昂的绿色投入而与经济绩效产生“利润受损”的潜在权衡,但在数字服务贸易开放的背景下,本文认为三者展现出高度的内在一致性与协同效应。首先,数字服务贸易带来的精准能源管理与信息集成技术,能够直接驱动环境绩效向运营绩效的转化,如通过优化生产路径提升产能利用率;其次,根据“波特假说”,绿色转型诱发的创新红利能够通过“数字化治理效应”有效对冲合规成本,使经济绩效从“单纯成本支出”转向“系统性价值增值”。因此,环境、运营与经济维度并非相互割裂,而是共同构成了企业在“双碳”目标与高水平开放环境下的可持续竞争优势。具体指标构建方式见表1。

表 1　供应链绿色化程度指标体系

一级指标	二级指标	计算公式	指标类型
环境绩效	碳排放强度	碳排放量/营业收入	负向
	碳生产率	营业收入/碳排放量	正向
	绿色收入占比	绿色收入/总营业收入	正向
运营绩效	库存周转率	营业收入/平均库存余额	正向
	产品销售率	销售量/(库存总量+销售量)	正向
	总资产周转率	销售收入/平均总资产	正向
经济绩效	销售净利率	净利润/销售收入	正向
	投资回报率	税前收入/总投资额	正向
	净资产收益率	净利润/平均股东权益	正向
	营业利润增长率	(本期营业利润-上期利润)/上期利润×100%	正向

结合中国上市公司特点,采用熵权法构建 2014—2023 年中国上市公司供应链绿色化程度的综合评价指标体系。熵权法通过量化指标信息熵反映数据离散程度,客观确定指标权重,避免主观赋权偏差,具体公式及计算步骤如下。

(1)数据标准化处理。为消除量纲差异,对原始数据进行极差标准化。设 x_{ij} 为第 i 家企业第 j 项指标的原始值,标准化公式如下。

正向指标:

$$y_{ij} = \frac{x_{ij} - \min x_j}{\max x_j - \min x_j} \tag{3}$$

负向指标:

$$y_{ij} = \frac{\max x_j - x_{ij}}{\max x_j - \min x_j} \tag{4}$$

(2)计算指标比重。为确保各指标贡献度归一化,计算第 j 项指标下第 i 家企业的比重 p_{ij},反映该指标值的分布特征:

$$p_{ij} = \frac{y_{ij}}{\sum_{i=1}^{n} y_{ij}} \tag{5}$$

(3)计算信息熵与差异系数。计算第 j 项指标的信息熵 e_j,衡量数据离散程度:

$$e_j = -\frac{1}{\ln n}\sum_{i=1}^{n} p_{ij}\ln p_{ij}, \quad 0 \leqslant e_j \leqslant 1 \tag{6}$$

当 $p_{ij} = 0$ 时,定义 $p_{ij}\ln p_{ij} = 0$。熵值 $e_j \in [0,1]$,熵值越小表明指标变异程度越大,信息量越高。进一步计算差异系数 $g_j = 1 - e_j$,差异系数越大则指标权重越高。

(4)计算权重与综合评价得分。通过归一化差异系数得到指标权重 w_j,计算企业供应链绿色化程度综合得分 S_i:

$$w_j = \frac{g_j}{\sum_{j=1}^{m} g_j}, \quad \sum_{j=1}^{m} w_j = 1 \tag{7}$$

$$S_i = \sum_{j=1}^{m} w_j y_{ij}, \quad S_i \in [0,1] \tag{8}$$

2. 解释变量:数字服务贸易开放(*DSTOI*)

参考方慧和霍启欣[18]的研究,将数字服务行业与中国投入产出表、OECD 的 STRI 和 DSTRI 数据库中的行业分类进行逐一匹配,计算得到不同种类数字服务行业的贸易限制指数。在指标构建逻辑上,通过融合 DSTRI 指数与投入产出表,实现了“外部制度性壁垒”(政策端)与“内部行业渗透深度”(应用端)的维度互补。DSTRI 侧重于衡量宏观层面的政策准入限制,而投入产出表中的完全消耗系数则能精准刻画各行业对

数字服务投入的实际依赖与关联强度。两者的融合能够从“外部准入”与“内部关联”的双重维度,更精准地捕捉行业受数字开放影响的真实强度,从而克服了单一政策指标往往忽略行业实际应用密度而导致的测算偏误。此外,由于中国投入产出表中部分行业仅有部分内容属于数字化活动,为进一步提高测度精度,本文参考许宪春和张美慧构建“数字经济调整系数”的方法[19],引入拆分系数从中分离出数字化部分,以确保微观匹配逻辑的严谨性与科学性。数字服务贸易相关行业与中国投入产出表的具体匹配关系见表2。

表2 数字服务贸易行业划分

OECD-DSTRI/OECD-STRI	中国投入产出表中数字服务贸易相关行业
基础设施与链接	I-63 电信、广播电视和卫星传输服务,I-64 互联网和相关服务,I-65 软件和信息技术服务业
知识产权	R-8624 音像制品出版,R-8625 电子出版物出版,R-8626 数字出版
广播服务 电影服务 录音服务	R-8710 广播,R-8720 电视,R-8730 影视节目制作活动,R-8740 广播电视集成播控,R-8750 电影和广播电视节目发行,R-8760 电影放映,R-8770 录音制作活动
计算机服务	I-6421 互联网搜索服务*,I-6422 互联网游戏服务*,I-6429 互联网其他信息服务*,I-6490 其他互联网服务*
电信服务	I-6531 信息系统集成服务*,I-6550 信息处理和储存支持服务*
电子交易	F-5193 互联网批发,F-5181 贸易代理*,F-5292 互联网零售

注:*表示该行业中仅有部分内容属于数字化活动,需进行行业拆分。表中“I-63”“R-8624”“F-5193”等编号为《国民经济行业分类》及中国投入产出表中对应行业的部门代码,其中字母代表门类(如I为信息传输、软件和信息技术服务业,R为文化、体育和娱乐业,F为批发和零售业),后续数字为该门类下的行业小类代码,编号后的文字为该代码对应的行业名称。

随后,基于STRI/DSTRI指数和中国投入产出表测算的数字服务行业渗透率,计算数字服务贸易开放指数,具体公式如式(9)所示。

$$DSTOI_{jt} = \sum_{s=1}^{S} \alpha_{sjt} \times (1 - DSTRI_{st}) \tag{9}$$

其中:$DSTOI_{jt}$ 为行业 j 在年份 t 的数字服务贸易开放指数,数值越大,开放程度越高;$DSTRI_{st}$ 为数字服务贸易限制指数,衡量部门 s 在年份 t 的贸易壁垒程度,取值范围在[0,1],值越大表示限制越严格;α_{sjt} 为行业 j 对数字服务贸易相关部门 s 的数字服务行业渗透率,反映该行业对数字服务贸易的综合依赖度,通过完全消耗系数法计算,如式(10)所示。

$$\alpha_{sj} = \omega_{sj} + \sum_{m=1}^{n} \omega_{sm}\omega_{mj} + \sum_{m=1}^{n}\sum_{k=1}^{n} \omega_{sk}\omega_{km}\omega_{mj} + \cdots \tag{10}$$

其中:ω_{sj} 为行业 j 对部门 s 的直接消耗系数;$\sum_{m=1}^{n} \omega_{sm}\omega_{mj}$ 为通过中间部门 m 的第二轮间接消耗;$\sum_{m=1}^{n}\sum_{k=1}^{n} \omega_{sk}\omega_{km}\omega_{mj}$ 为通过中间部门 m 和 k 第三轮间接消耗,以此类推进行更高阶的间接消耗。

3. 控制变量

对可能干扰供应链绿色转型的企业特征变量进行多维控制,具体包括:企业规模(*Size*),以资产总额的对数来表示;企业成立年限(*FirmAge*),采用企业所处当年的年份减去其成立年份,然后再加1取对数来衡量;速动比率(*Quick*),以剔除了流动资产中变现能力相对较弱的存货部分,通过其与流动负债的比值来表示;有形资产占比(*Tangible*),利用扣除无形资产及商誉净额后的资产净值与总资产之比来衡量;流动比率(*Liquid*),以流动资产除以流动负债来表示;资本密集度(*CAP*),采用总资产除以营业收入来衡量;存货占比(*Inv*),采用存货净额除以总资产来衡量;独立董事占比(*Indep*),以独立董事除以董事人数来表示;应收账款占比(*Rec*),以应收账款净额除以总资产来衡量。

(三)数据来源

本文以2014—2023年中国A股上市企业为初始研究对象。在指标构建层面,数字服务贸易开放度的核心数据依托OECD-STRI及OECD-DSTRI数据库提取的行业限制指数,并结合2017年、2018年及2020年《中国投入产出表》测算的渗透系数进行加权处理;企业财务及治理层面的微观数据则悉数采集自国泰安(CSMAR)数据库。为确保实证结果的稳健可靠,本文遵循惯例对原始样本实施如下清洗程序:首先,排除行业特质明显的金融类公司;其次,剔除上市状态为ST(special treatment)、*ST及PT(particular transfer)的观

测值;最后,删除了关键财务指标缺失严重的记录。经上述筛选,最终确立了包含 21629 个观测值的非平衡面板数据。此外,为消除极端值对回归推断的潜在干扰,对所有连续变量执行了双向 1%的缩尾处理。各主要变量的描述性统计特征见表 3。

表 3　主要变量的描述性统计

变量名	变量定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
GSC	企业供应链绿色化	21629	0. 1114	0. 0067	0. 0966	0. 1278
DSTOI	数字服务贸易开放	21629	7. 5965	1. 1883	2. 6809	8. 5644
Size	企业规模	21629	22. 1142	1. 0934	19. 5245	26. 4523
FirmAge	企业年龄	21629	3. 0041	0. 2881	1. 9459	3. 6889
Quick	速动比率	21629	2. 1020	2. 1295	0. 1487	18. 0733
Tangible	有形资产占比	21629	0. 9225	0. 0859	0. 4419	1. 0000
Liquid	流动比率	21629	2. 5953	2. 3313	0. 2644	19. 8456
CAP	资本密集度	21629	2. 3346	1. 8500	0. 3788	20. 8125
Inv	存货占比	21629	0. 1301	0. 0955	0	0. 7734
Indep	独立董事占比	21629	0. 3792	0. 0541	0	0. 6000
Rec	应收账款占比	21629	0. 1373	0. 1017	0	0. 5063

四、实证分析

(一)基准估计结果

表 4 展示了数字服务贸易开放与企业供应链绿色化之间关系的基准回归结果。(1)列中仅控制企业和年份的双重固定效应,并未加入其他控制变量,*DSTOI* 的系数为 0. 0012,并在 1%水平上显著为正。(2)列中加入了控制变量后仍保持企业和年份的双重固定效应,*DSTOI* 的系数为 0. 0013,在 1%水平上显著为正。这些结果一致表明,数字服务贸易开放显著提升了企业供应链绿色化水平,假设 H1 得以验证。

表 4　基准回归结果

变量	(1)	(2)
	无控制变量	添加控制变量
	GSC	*GSC*
DSTOI	0. 0012 ***	0. 0013 ***
	(0. 0003)	(0. 0003)
Size		0. 0002 *
		(0. 0001)
FirmAge		0. 0010 **
		(0. 0004)
Quick		-0. 0002 **
		(0. 0001)
Tangible		0. 0003
		(0. 0002)
Liquid		0. 0002 **
		(0. 0001)
CAP		0. 0002
		(0. 0001)
Inv		-0. 0004
		(0. 0003)
Indep		0. 0007 **
		(0. 0003)
Rec		0. 0003
		(0. 0003)
Constant	0. 1017 ***	0. 0970 ***
	(0. 0021)	(0. 0031)
Firm	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
Obs	21460	21460
AdjustR^2	0. 9472	0. 9473

注:***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平;括号内为聚类到行业层面的标准误。

(二)内生性处理

1. 熵平衡法

考虑到数字服务贸易的开放并非完全随机的“自然实验”,企业是否受到其影响往往与其自身特质、行业背景及地区政策紧密相关,这种非随机分配特征极易引发样本自选择偏误。为克服这一识别挑战,引入对高维数据平衡更具优势的熵平衡法。不同于传统的匹配方式,本文严格遵循 Hainmueller[20] 的准则,通过对处理组与对照组协变量的一阶矩、二阶交叉矩及三阶矩进行多维约束,确保两组样本在特征分布上实现精准对齐。具体操作中,在权重估计过程中同步纳入协变量的高次项与交互项,并基于 Logistic 模型对 99 个潜在影响变量进行回归测算。从表 5 的(1)列可以看出,在消除样本差异干扰后,*DSTOI* 的估计系数依然在 1%的水平上显著为正,有力支撑了数字服务贸易开放赋能供应链绿色化的核心结论。

2. Heckman **两阶段**

为排除样本自选择可能带来的估计偏误,进一步采用 Heckman 两阶段模型进行稳健性考察。第一阶段,构建 Probit 模型预测企业实施供应链绿色转型的概率,并据此计算出逆米尔斯比率(*IMR*);第二阶段,将 *IMR* 作为控制变量代入基准模型中,以修正潜在的选择性偏差。表 5 的(2)列结果显示,*IMR* 的估计系数在 1%的水平上显著,这印证了初始样本确实存在非随机性特征,采用 Heckman 两阶段法进行纠偏具有必要性。在剔除上述干扰后,核心解释变量 *DSTOI* 的系数依旧在 1%的置信水平下显著为正。这一发现表明,即便在考虑了样本自选择问题后,数字服务贸易开放对企业供应链绿色化的促进作用依然稳健。

3. 工具变量法

考虑到基准回归可能受到反向因果等潜在内生性因素的干扰,引入工具变量法(IV)以增强估计结果的可靠性。借鉴韩民春等[21]的处理思路,本文诉诸外部市场同期的行业准入水平,选取 OECD 发布的印度与巴西 *STRI/DSTRI* 指数计算中国数字服务贸易开放指数的工具变量 $DSTOI_c^{IV}$。该工具变量的具体构造如式(11)所示。

$$DSTOI_{jt}^{IV} = Weight_{fct} \times \sum_{S} \alpha_{csjt}(1 - DSTOI_{fst}) \tag{11}$$

其中:c 为中国;f 为巴西或印度;$DSTRI_{fst}$ 为巴西或印度的数字服务贸易限制指数;$Weight_{fct}$ 为权重系数,用中国分别与巴西、印度两国间人均 GDP 相似度的加权平均数表示。

工具变量构造的合理性基于以下逻辑:一方面,相关性层面。印度、巴西与中国同属新兴经济体,面临相似的产业升级诉求与政策权衡压力,人均 GDP 的高度相近决定了其数字贸易政策取向具有显著的正向协同性。另一方面,排他性层面。印度、巴西两国的限制政策作为外部冲击,不具备跨国合规约束力,无法直接干预中国企业的微观决策。供应链绿色化本质上取决于企业内部治理与技术采纳,具有高度的主体独立性。因此,该工具变量仅能通过影响中国数字贸易开放度这一宏观中介路径作用于微观企业,满足排他性约束。表 5 的(3)列~(6)列为两阶段最小二乘估计方法(2SLS)的回归结果。在第一阶段回归中,工具变量的系数均在 5%的水平上显著为正,初步证实了工具变量的解释效力。在识别有效性方面,Kleibergen-Paap rk LM 检验在显著性水平内拒绝了“识别不足”的原假设,确保了模型设置的合理性;同时,Cragg-Donald Wald *F* 统计量显著超越了 Stock-Yogo 弱工具变量检验的临界值,排除了“弱工具变量”的潜在风险。进入第二阶段回归后,*DSTOI* 的估计系数依然稳健地保持在 1%的显著性水平且方向为正。这一发现有力地佐证了,在通过外生性冲击纠正内生性偏差后,数字服务贸易开放对企业供应链绿色化的赋能效应依然坚挺。

表 5　内生性处理

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	熵平衡	Heckman	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	GSC	*GSC*	*DSTOI*	*GSC*	*DSTOI*	*GSC*
DSTOI	0.0012***	0.0013***		0.0049***		0.0046***
	(0.0002)	(0.0003)		(0.0015)		(0.0014)
IV_Indu			0.6301**			
			(0.2747)			
IV_Baxi					0.3265**	
					(0.1419)	
IMR		−0.4781***				
		(0.1554)				
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Kleibergen-Paap rk LM			4.07**	4.02**		
Cragg-Donald Wald *F*			2569.50	2667.87		
Obs	21460	21460	21460	21460	21460	21460
Adjust R^2	0.9473	0.9473				

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平;括号内为聚类到行业层面的标准误。

（三）稳健性检验

1. 替换核心变量

针对可能的变量测算偏误问题：一方面，替换解释变量。前文变量设计中，构建解释变量数字贸易开放指数时使用完全消耗系数法计算数字行业渗透率，为使实证结果更加稳健，使用直接依赖度 θ_{sj} 重新计算数字行业渗透率（*DSTOI*1），替换基准回归中的数字贸易开放指标，重新进行检验。直接依赖度 θ_{sj} 衡量行业 j 对各部门 s 的直接消耗占比如式（12）所示。

$$\theta_{sj}=\frac{\omega_{sj}}{\sum_{s=1}^{N}\omega_{sj}} \tag{12}$$

另一方面，替换被解释变量。采用 CRITIC 权重法重新测算企业供应链绿色化指标（*GSC*1）进行稳健性检验。从表 6 的（1）列和（2）列可以看出，检验结果并未发生实质性变化，证明基准结论的稳健性。

2. 调整固定效应和增加控制变量

为进一步排除模型设定偏误对估计结果的潜在干扰，从固定效应、聚类层面及控制变量三个维度切入，对基准模型进行针对性调整。首先，通过引入“企业-行业”联合固定效应以捕捉更细致的个体异质性特征；其次，进一步将标准误聚类层级由行业维度细化至“行业-年份”维度，有针对性地解决核心解释变量（行业层面）与被解释变量（企业层面）观测层级不一致导致的“群聚”问题，确保统计推断的准确性；最后，考虑到中观环境对企业行为的渗透作用，在控制变量中补入了行业竞争程度（*Lerner*）①及城市宏观经济增速（*GDP_gr*）。从表 6 的（3）列~（5）列可以看出，*DSTOI* 的回归系数在多重压力测试下依旧保持显著为正，这有力地佐证了前文结论的稳健性。

3. 动态效应检验

数字服务贸易开放对企业供应链绿色化的影响可能具有一定的时滞性与持续性。为此，在基准模型中引入核心解释变量的一期与二期滞后项进行动态检验。从表 6 的（6）列和（7）列可以看出，滞后一期与滞后二期的 *DSTOI* 的回归系数均显著为正，表明数字服务贸易开放不仅在当期促进企业供应链绿色化，而且具有明显的持续推动效应。这一结果从时间维度进一步支持了本文的因果识别结论。

4. 调整样本范围

因北京、天津、上海和重庆四个直辖市在数字服务贸易开放与供应链绿色化转型中具有“政策先行”“资

表 6　稳健性检验

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）	（8）
	GSC	*GSC*1	*GSC*	*GSC*	*GSC*	*GSC*	*GSC*	*GSC*
*DSTOI*1	0.0065**							
	（0.0036）							
DSTOI		0.0205***	0.0013***	0.0013***	0.0013***			0.0014***
		（0.0057）	（0.0003）	（0.0005）	（0.0003）			（0.0003）
L_DSTOI						0.0008***		
						（0.0002）		
L2_DSTOI							0.0007**	
							（0.0002）	
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm-Industry	No	No	Yes	No	No	No	No	No
Obs	21460	21460	21460	21460	21460	18168	14955	17411
Adjust R^2	0.9472	0.9293	0.9371	0.9473	0.9473	0.9537	0.9437	0.9475

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号内为聚类到行业层面的标准误。

① 利用单个公司营业收入占行业内营业收入合计的比重，乘以个股勒纳指数的累计值进行计算。

源集聚”的特殊性,剔除其样本做稳健性检验,以验证核心结论可靠性。从表6的(8)列可以看出,结论依旧稳健。

(四)机制检验

为进一步识别数字服务贸易开放影响企业供应链绿色化的作用路径,本文在理论分析基础上,借鉴江艇[16]关于中介效应检验的研究,采用“两步法”识别策略。具体而言,在基准回归已证实核心解释变量*DSTOI*对被解释变量*GSC*存在显著正向影响的前提下,重点检验*DSTOI*对三条路径对应的机制变量的因果关系。至关重要的是,并非同时将核心解释变量和中介变量对被解释变量进行回归分析,而是通过已建立的理论框架和权威文献来证实机制变量对被解释变量的影响。这种方法规避了将核心解释变量与机制变量同时放入回归方程时产生的多重共线性问题,同时也避免了因机制变量本身具有内生性而导致的估计偏误,从而确保了机制分析的科学性。

1.数字化治理效应

基于前述理论分析,本文从数字技术应用、创新及数实融合三个维度,深入考察数字服务贸易开放的数字化治理效应。首先,关于数字技术应用,借鉴吴非等[22]的思路,利用Python软件抓取上市公司年报中涵盖人工智能、大数据、云计算、区块链和数字技术运用5个维度的76个数字化关键词词频,经加1取对数处理后,刻画企业的数字化转型程度,以*Dta*表示。其次,在数字技术创新的度量上,参考黄先海和高亚兴[23]的研究,严格依据国家知识产权局发布的《关键数字技术专利分类体系(2023)》,通过IPC主分类号精确识别并汇总企业年度数字发明专利申请量,同样进行对数化处理,以*Dti*表示。最后,为了捕捉数实技术融合这一关键动能,利用专利引文信息进行穿透式识别:若非数字技术专利的引用文献中包含至少一项数字技术专利,则界定为数实融合行为。本文对企业年度内此类融合频次进行加总及对数化平滑,以此作为数实融合水平的代理变量,以*Dri*表示。从表7的(1)列~(3)列可以看出,数字服务贸易开放可以显著提升数字化治理效应。已有文献证实,数字化治理效应可通过供应链生态的双向互动实现对企业绿色化的赋能:在供应链内部,以企业间学习为纽带加速绿色知识与技术的扩散;在供应链外部,通过强化外部主体的关注,倒逼企业优化环境行为,进而共同提升企业绿色化水平[24-25]。因此,假设H2得以验证,表明数字服务贸易开放能够依托数字化治理效应的强化,系统性地推进企业供应链绿色化进程。

2.供应链资源配置效率

为检验数字服务贸易开放对供应链资源配置效率的作用机制,从库存周转率、产能利用率和供应链集中度三个核心指标进行实证检验,具体设定如下:第一,以当期营业成本占当期平均存货余额的比重作为库存周转率衡量指标,用*Ito*表示,直观反映企业库存周转的效率水平;第二,参考曲玥[26]的做法,在经验分析中采用随机前沿生产函数法,将实际产出与前沿产出的比值作为企业产能利用率的衡量指标②,用*Cu*表示;第三,参考顾晓安等[27]的研究,采用上市公司年度财务报表附注中披露的“向前5大供应商采购比例”与“向前5大客户销售比例”之和的均值来表示企业供应链集中度,用*Scc*表示,以此综合反映企业对上下游核心合作方的依赖程度。从表7的(4)列~(6)列可以看出,在考察数字服务贸易开放对库存周转率与产能利用率的影响时,*DSTOI*的回归系数均呈显著正向;而在考察其对企业供应链集中度的影响时,*DSTOI*的回归系数则呈显著负向,上述结果共同表明数字服务贸易开放可以显著促进企业供应链资源配置效率。现有研究指出,通过资源整合、环境变化响应、绿色技术迭代能力,降低供应链资源错配、提升环保投入转化效率,进而推动供应链资源配置效率提升与供应链绿色化[28-29]。因此,假设H3得以验证,说明数字服务贸易开放有助于提升供应链资源配置效率,进而促进企业供应链绿色化水平。

3.国际化扩张效应

从国际化深度、国际化速度及国际化广度三个维度检验数字服务贸易开放的国际化扩张效应机制,并分别构建如下衡量指标:第一,参考吴建祖和金敖[30]的研究,选取海外营业收入占全部营业收入的比例衡量

② 鉴于上市公司未披露工业总产值,以主营业务收入近似替代实际产出,并结合公司总资产与企业人数构建随机前沿生产面,进而测算上市公司的产能利用率水平。

企业国际化深度，用 *Ip* 表示，反映企业海外市场的渗透程度；第二，采用 1 年内国际化深度的变化量来衡量国际化速度，用 *Ib* 表示，体现企业拓展海外市场的节奏；第三，利用企业在不同国家和地区设立的海外子公司数量来衡量国际化广度，用 *Id* 表示，反映企业海外布局的地域覆盖范围。从表 7 的(7)列~(9)列可以看出，数字服务贸易开放对企业国际化扩张水平具有显著的提升作用。这一结果表明，数字服务贸易开放通过降低跨国服务流动壁垒、促进全球信息与资源的高效协同，显著增强了企业的国际化深度、速度与广度，从而助力企业更好地适配国际市场的竞争格局。从理论机理上看，数字服务贸易开放能够深化企业在全球绿色价值链中的嵌入程度，提升其对国际绿色标准的响应速度，并拓展绿色资源的获取广度。现有文献证实，国际化扩张水平的提升对企业供应链绿色化具有正向推动作用[31-32]。因此，假设 H4 得以验证，说明数字服务贸易开放可以通过驱动国际化扩张效应，进而促进企业供应链绿色化。

本文未在统一回归框架下对三条机制路径的相对贡献进行严格量化分解，但仍可结合已有实证结果与理论逻辑，对不同路径的重要性进行初步判断。从表 7 可以看出，数字化治理相关变量在显著性水平与系数稳定性方面表现更为一致，表明其在作用传导中发挥基础性作用；供应链资源配置效率路径则主要通过提升运营效率与降低资源错配实现绿色化，其作用更具“过程优化”特征；国际化扩张路径在不同维度上的估计结果呈现一定差异，体现为企业嵌入全球绿色价值链后的外部驱动机制，在边际上强化企业绿色转型动能。综合而言，三条机制路径呈现出“以数字化治理为核心、以资源配置优化为支撑、以国际化扩张为补充”的层级结构。这一结果从侧面印证了不同机制在作用过程中的功能分工，为理解数字服务贸易开放如何系统性驱动供应链绿色化提供了更为完整的解释框架。需要说明的是，由于不同机制变量的量纲存在差异，本文并未对系数绝对值进行直接比较，上述判断主要基于显著性、一致性及经济含义的综合分析。

表 7　作用机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Dti	*Dta*	*Dri*	*Ito*	*Cu*	*Scc*	*Ip*	*Id*	*Ib*
DSTOI	0.3471**	0.3093**	0.1392**	0.3527**	0.0011**	-0.2827**	0.0244**	0.6639**	0.3346***
	(0.1712)	(0.1466)	(0.0665)	(0.1561)	(0.0005)	(0.1346)	(0.01160	(0.2795)	(0.1056)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	11697	19656	10182	18113	20761	14321	20927	21407	21398
Adjust R^2	0.6919	0.7400	0.4690	0.9354	0.9985	0.8510	0.8800	0.7429	0.7737

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号内为聚类到行业层面的标准误。

五、进一步分析

(一)异质性分析

上述机制检验从数字化治理、供应链资源配置和国际化扩张三个维度证实了数字服务贸易开放对供应链绿色化的普遍影响路径。然而，考虑到企业微观特质、行业技术属性及地区资源禀赋的差异，这种“开放红利”的释放可能存在边界条件。据此，从企业、行业、地区三个维度，系统剖析数字服务贸易开放对供应链绿色化影响的异质性表现。同时，将研究视域由单一绿色维度拓展至绿色与安全协同维度，深入考察数字服务贸易开放对企业供应链韧性与安全水平的深层作用。

1. 企业异质性分析

数字服务贸易开放对供应链绿色化的影响效应，会因企业所处生命周期阶段的不同而存在差异。从样本特征来看，成长期企业多分布于高新技术产业与新兴服务业，其资产规模、员工数量等均处于扩张阶段，供应链结构相对简单，且数字贸易开放指数较高。这些特点为其借助数字服务贸易开放推动供应链绿色化奠定了良好基础。成熟期企业则以传统制造业和大型服务业为主，不仅资产规模庞大、供应链网络复杂，数字贸易开放指数也相对较低。而衰退期企业主要集中在传统高耗能产业与夕阳产业，面临着较大的财务压

力,数字贸易开放指数更是处于最低水平。在作用机制层面,成长期企业作为绿色转型的主动探索者,会将数字服务贸易开放带来的额外收益投入到供应链绿色化改造中,积极应用跨境绿色数字服务,并注重储备绿色与数字领域的复合型人才,从而有效促进供应链绿色化。相比之下,成熟期企业受路径依赖影响较深,管理模式层级分明、决策周期长,且企业文化偏向保守,导致其对供应链绿色化转型的响应较为迟缓。衰退期企业则因生存压力,往往采取压缩成本的策略,对绿色转型持忽视态度,部分甚至退出高端国际市场,因此难以借助数字服务贸易开放推动供应链绿色化。基于此,本文参照梁上坤等[33]的研究方法,依据销售收入增长率、留存收益率、资本支出率及公司年龄四个变量的得分情况,将企业划分为成长期、非成长期(成熟期和衰退期)两组进行检验。从表8的(1)列和(2)列可以看出,成长期组别的*DSTOI*回归系数显著为正,非成长期组别的*DSTOI*回归系数则不显著,且组间系数差异检验结果显著。由此可见,处于成长期的企业更能够依托数字服务贸易开放,有效释放供应链绿色化发展效应。

主观意愿构成企业转型决策的核心驱动因子,这在绿色转型进程中体现得尤为显著。高绿色转型意愿强烈的企业往往将环境目标纳入战略决策体系,在面临数字服务贸易开放带来的技术溢出和市场机遇时,会主动调整资源配置方向:一方面,通过加大数字技术与绿色工艺的融合投入,提升供应链环境绩效;另一方面,借助数字贸易平台对接国际绿色采购标准,优化供应商选择机制以改善运营绩效,最终形成"数字赋能-绿色升级-绩效提升"的正向循环。本文采用CNRDS(China Research Data Services Platform)数据库中的ESG综合得分衡量样本企业的绿色转型意愿,该得分越高,表明企业将环境目标纳入战略决策的倾向越显著,绿色转型的主观意愿越强。基于样本期内ESG综合得分的中位数,将企业划分为高绿色转型意愿组和低绿色转型意愿组,并分别进行回归估计。从表8的(3)列和(4)列可以看出,高绿色转型意愿组别的*DSTOI*回归系数显著为正,而低绿色转型意愿组别的*DSTOI*回归系数未表现出统计显著性,组间系数差异检验亦显著成立。以上结果表明,企业绿色转型的主观意愿越强烈,越能有效激活数字服务贸易开放对供应链绿色化的促进作用。

在数字服务贸易开放与供应链绿色化的互动关系中,企业治理结构的作用同样不容忽视。依据高阶理论,高管所拥有的社会资本,会对企业获取异质性资源的能力产生重要影响。数字服务贸易开放的核心,在于降低数据、技术、知识等无形要素的跨境流动成本,而具备海外背景的高管,通常拥有更为广泛的国际供应商、技术伙伴及行业协会网络。这种网络优势能够助力企业快速接入绿色数字技术,从而提升运营过程中的能源利用效率。同时,有助于匹配低碳供应链伙伴,进而改善企业的环境绩效。此外,还能对接国际绿色金融资源,缓解企业在数字转型与绿色改造过程中面临的资金约束,最终实现经济绩效的提升。本文对"高管具有海外背景"界定为:企业高管团队中至少有1人拥有海外求学经历,或曾在境外企业、机构担任管理类或技术类职务。基于此标准,将样本划分为有海外背景高管组和无海外背景高管组,并进行分组回归检验。从表8的(5)列和(6)列可以看出,数字服务贸易开放产生的供应链绿色化效应在具有海外背景的高管样本组中更为显著,且组间系数差异检验结果显著。这说明拥有海外背景的高管能够有效强化数字服务贸易开放对供应链绿色化的促进作用。

表8　企业异质性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	成长期企业	非成长期企业	高意愿企业	低意愿企业	有海外背景的高管	无海外背景的高管
	GSC	*GSC*	*GSC*	*GSC*	*GSC*	*GSC*
DSTOI	0.0016***	0.0007	0.0014***	0.0001	0.0012***	-0.0001
	(0.0004)	(0.0005)	(0.0004)	(0.0004)	(0.0004)	(0.0002)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	14989	6162	10390	10374	3873	15895
Adjust R^2	0.9476	0.9472	0.9337	0.9553	0.9342	0.9527
组间系数差异检验	0.074*		0.006***		0.018**	

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号内为聚类到行业层面的标准误。

2. 行业异质性分析

不同行业间，数字服务贸易开放对供应链绿色化的影响存在明显差异。数字经济行业以数据和数字技术为核心驱动力，能够直接高效地吸纳开放所带来的各类资源，从而实现供应链的快速优化升级。不仅如此，其技术扩散还具有显著的乘数效应，可有力推动供应链网络向低碳化方向转型。同时，该行业对开放政策的反应极为敏锐，能够借助开放契机积极获取国际绿色标准，进而倒逼自身在绿色发展方面不断升级。根据中国国家统计局发布的《数字经济及其核心产业统计分类（2021）》，数字经济主要包含 5 个大类，即 01 数字产品制造业、02 数字产品服务业、03 数字技术应用业、04 数字要素驱动业和 05 数字化效率提升业。本文从中选取了对应国民经济行业的 25 个大类产业作为数字经济行业，包括 C23、C24、C26、C34～C40、E47～E49、F51、F52、I63～I65、L71、L72、M74、M75、O81、R86、R87。其余产业则归为非数字经济行业，并进行了分组回归检验。从表 9 的（1）列和（2）列可以看出，数字服务贸易开放对供应链绿色化的促进效应，在数字经济行业中更为显著，且组间系数差异检验结果显著。这进一步说明，数字经济行业依托技术基础、要素配置与政策响应等方面的独特优势，能够充分释放数字服务贸易开放带来的绿色发展红利。

高新技术企业在推动供应链绿色化进程中，相比传统行业，能更显著地从数字服务贸易开放中受益，这主要源于两方面的优势：一方面，高新技术企业本身依托工业互联网、智能管理系统等扎实的数字化基础设施，能够快速对接并应用跨境数字工具，无需额外投入大量成本搭建配套系统，因此效率更高；另一方面，由于其产品多面向全球市场，需要满足欧盟碳关税、美国 ESG 信息披露等严苛的国际规则，所面临的合规压力更大，绿色转型的需求也更为迫切，这就倒逼企业积极通过跨境数字服务获取国际绿色技术与管理工具。而传统行业因数字化基础薄弱、对国际市场依赖度低，在这两方面均存在明显差距。本文参照中国国家统计局发布的《高技术产业（制造业）分类（2017）》将样本企业划分为高新技术行业和非高新技术行业，并进行分组回归检验。从表 9 的（3）列和（4）列可以看出，数字服务贸易开放的供应链绿色化效应主要体现在高新技术行业，且组间系数差异检验显著。该结果进一步印证，行业数字化基础与国际合规压力的差异，是数字服务贸易开放对不同行业供应链绿色化产生异质性影响的核心原因。

表 9　行业异质性回归结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）
	数字经济行业	非数字经济行业	高新技术行业	非高新技术行业
	GSC	*GSC*	*GSC*	*GSC*
DSTOI	0.0014***	−0.0002	0.0016***	0.0004
	（0.0003）	（0.0007）	（0.0004）	（0.0002）
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	15453	5985	12694	8530
Adjust R^2	0.9461	0.9496	0.9476	0.9472
组间系数差异检验	0.007***		0.013**	

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号内为聚类到行业层面的标准误。

3. 地区异质性分析

中国区域经济发展呈现显著非均衡特征，各地区在服务业发展水平、数字基础设施建设程度上存在结构性差异，且经济基础与资源禀赋的先天分野，进一步导致企业在资金可得性、人力资本积累、技术创新投入等关键生产要素上呈现梯度分化。这种区域异质性可能形成数字服务贸易开放向供应链绿色化转化的“门槛效应”。当地区要素支撑能力不足时，即便数字服务贸易开放程度提升，企业也难以将数字技术、绿色管理经验等外部资源有效内化，最终制约供应链绿色化效应的释放。为此，本文聚焦服务业发展水平与数字基础设施水平两个核心维度，通过分组检验揭示区域异质性对二者关系的调节机制。具体而言，服务业发展水平采用各省份第三产业增加值占地区生产总值的比重衡量，以样本中位数为基准，划分为高服务业发展水平地区和低服务业发展水平地区。另外，为了衡量不同地区的数字基础设施水平，参考钞小静等[34]的研究，采用以下方法处理 2014—2023 年各省份的政府工作报告数据。首先，确定数字基础设施相关词汇；

其次,运用 Python 软件对政府工作报告进行分词,分别统计报告总词汇量及数字基础设施相关词汇量③,并计算相关词汇占比;最后,鉴于各省份信息就业人员数量与数字基础设施存在高度相关性,采用省份信息就业人员数量占总人口的比重对数字基础设施词频比重进行分割处理,即用二者相乘的结果衡量各省份数字基础设施水平。最终以样本中位数为基准,将样本划分为高数字基础设施组和低数字基础设施组。从表 10 可以看出,在服务业发展水平较低、数字基础设施建设薄弱的地区,数字服务贸易开放对供应链绿色化的影响并不显著;而在服务业与数字基础设施发展水平较高的地区,数字服务贸易开放能够显著推动供应链绿色化,且组间系数差异检验结果显著。综上,服务业发展水平与数字基础设施水平构成了数字服务贸易开放赋能供应链绿色化的"双门槛"。只有当地区同时具备完善的生产性服务支撑体系与高效的数字传输网络时,企业才能突破资金、技术、信息等要素约束,充分释放数字服务贸易开放的绿色转型效应。

表 10　地区异质性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	高数字基础设施地区	低数字基础设施地区	高服务业发展水平地区	低服务业发展水平地区
	GSC	*GSC*	*GSC*	*GSC*
DSTOI	0.0015***	0.0005	0.0016***	0.0008
	(0.0004)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0005)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	10380	10489	10482	10652
Adjust R^2	0.9308	0.9591	0.9167	0.9590
组间系数差异检验	0.039**		0.063*	

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平;括号内为聚类到行业层面的标准误。

(二)数字服务贸易开放与企业供应链韧性与安全

前文探究了数字服务贸易开放的供应链绿色化效应及其内在作用机理。与此相关的另一个重要问题是,数字服务贸易开放能否有效提升企业供应链的韧性与安全。对这一问题的深入研究,不仅有助于更全面地评估数字服务贸易开放的经济效应,为理解数字贸易政策的多维价值提供新视角,更能为全球供应链重构背景下中国企业增强供应链抗风险能力、保障产业链供应链安全稳定提供理论参考与实践指引。为证实"数字服务贸易开放→供应链绿色化→供应链韧性与安全"这一传导链条,参考王馨和王营[35]及李晓溪等[36]的研究,本文利用两阶段模型进行讨论。两阶段模型的第一阶段是分析数字服务贸易开放对企业供应链绿色化的影响,第二阶段是利用第一阶段拟合值(数字服务贸易开放对企业供应链绿色化的影响效果)的滞后项作为解释变量来对企业供应链韧性与安全进行回归。第一阶段模型见式(1),第二阶段模型如式(13)所示。

$$RS_{it} = \rho_0 + \rho_1 LayGSC_hat_{it} + \rho_2 Controls_{it} + firm + year + \varepsilon_{it} \tag{13}$$

其中:RS_{it} 为企业供应链韧性与安全;$LayGSC_hat_{it}$ 为式(1)结果的拟合值;ρ 为待估系数。

本文对供应链的韧性与安全进行测算。供应链韧性方面,定义供应链韧性的内涵为供应链应对风险冲击的能力,具体是指遭受不利的外部冲击时,供应链能够维持自身链条稳定,同时动态调整网络结构和运作模式,以有序恢复到受冲击前的状态,并进一步发展演化,实现链条升级的能力。参考张伟等[37]的研究及供应链韧性的内涵,从预测能力、抵抗能力、恢复能力、人力资本及政府力量 5 个维度构建企业供应链韧性评价指标体系④,通过熵权-TOPSIS 模型测算样本在各维度的权重及综合得分,进而量化评估供应链韧性(RS_1),

③ 具体包括:5G、移动通信、信息技术、信息经济、信息基础设施、大数据、数据化、数字产业、数字基础设施、云计算、互联网、物联网、人工智能、机器人、智能制造、智能装备、智能经济、智能工厂、数据中心、智慧城市、云服务、云技术、虚拟化、云应用、云平台、区块链、智能终端、云端、电子政务、互联网金融、移动支付、互联网化、电子商务、线上、电商、信息服务、无人驾驶、智能技术、网络技术、软件技术、信息科技、通信技术、电子技术、计算机技术、网络科技、软件、智能科技、信息产业、软件工程、数码科技和数据科技。

④ 适应能力选取销售水平、资金管理效率、生产能力及信息化水平来衡量。抵抗能力选取创新产出、权益乘数、产权比率、固定资产、风险承担水平、供应链集中度及销售净利润率来衡量。恢复能力选取净资产收益率、存货周转率、流动比率、造血量、供应商采购额及客户销售额来衡量。人力资本选取本科及以上人员占比及研发人员占比来衡量。政府力量选取政府补贴及应交所得税来衡量。

该指标越大，表明供应链韧性越强。供应链安全方面，供应链中断风险是指上游供应商因内部或外部原因无法准时、足额地向下游客户提供符合标准的产品或服务，从而给下游客户带来潜在损失的风险。既包括因设备故障、员工疏忽等导致的内部操作风险，也包括因自然灾害、重大事件等产生的外部风险。参考江伟等[38]的研究，以 CNRDS 数据库上市公司年报 MD&A 文本为基础，经 Python 软件“jieba”分词后，由会计学硕博生通过 50 份年报人工复核形成 20 个供应链中断风险种子词；再经 Word2Vec 训练、相似度 0.7 筛选得 70 个关键词词集⑤；最后清理文本停用词与非中文词，计算该类关键词词频占比，并通过“1 减去该比例”得到供应链的安全水平指标（RS_2），该指标越大，表明供应链越安全。

从表 11 可以看出，变量 *LayGSC_hat* 对供应链韧性的影响系数显著为正，对供应链中断风险的影响系数显著为负。这说明数字服务贸易开放所产生的供应链绿色化效应，既能增强供应链在应对市场波动与环境约束时的抗冲击能力和快速恢复能力，进而推动韧性提升；又能有效抑制内外部风险的传导，降低中断风险的暴露水平，最终显著提高供应链的整体韧性与安全水平。这一实证结果揭示了数字服务贸易开放、供应链绿色化与供应链韧性安全之间的内在关联，为中国在扩大数字服务贸易开放进程中同步推进供应链绿色转型与安全建设提供了有益的政策启示。

表 11　数字服务贸易开放对企业供应链韧性与安全的影响

变量	（1）	（2）
	供应链韧性	供应链安全
	RS_1	RS_2
LayGSC_hat	0.8824** （0.4321）	0.7086** （0.3493）
Controls	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
Obs	14007	17924
Adjust R^2	0.8271	0.7739

注：***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内的数值为聚类到行业层面的标准误。

六、结论与启示

在全球供应链绿色转型与数字贸易加速发展的背景下，数字服务贸易开放能否及如何影响企业供应链绿色化，是兼具理论价值与现实紧迫性的重要问题。本文基于 2014—2023 年中国上市公司面板数据，通过构建融合“政策壁垒”和“行业渗透”的多维度数字服务贸易开放指数与“环境、运营和经济”三维度供应链绿色化评价体系，系统检验数字服务贸易开放对企业供应链绿色化的影响机制与边界条件。研究发现：数字服务贸易开放显著正向促进企业供应链绿色化，该结论经内生性处理与稳健性检验后依然成立。机制检验表明，数字服务贸易通过数字化治理效应、供应链资源配置效率、国际化扩张效应三条路径，实现企业供应链绿色化水平的提升。此外，还从企业、行业及地区三个维度详细探讨了数字服务贸易开放的供应链绿色化效应的异质性。企业层面，该效应在成长期企业、绿色转型意愿较强的企业及高管具备海外背景的企业中更为显著。行业层面，其作用主要集中在数字经济行业和高新技术行业中。地区层面，服务业发展水平的提升和数字基础设施建设的完善有利于发挥数字服务贸易开放的供应链绿色化效应。最后，进一步检验数字服务贸易开放对企业供应链韧性与安全的影响。结果显示，数字服务贸易开放可显著提升企业供应链的韧性水平与安全水平。基于上述结论，提出如下政策启示：

第一，制度层面。有序放宽数字服务贸易准入，协同推进“高水平开放”与“全方位绿色转型”。政府应系统梳理并适度削减数字服务贸易领域的限制性措施，特别是在电信、软件和信息技术等关键渗透性行业。通过优化数字贸易限制指数，降低国外先进绿色算法、能效管理系统及低碳治理方案的准入门槛。建议依托自由贸易试验区，先行探索数字贸易绿色规则的“负面清单”管理模式，实现开放红利向绿色绩效的高效转化。

第二，机制层面。深化“数智融合”治理，利用数字化手段穿透供应链环境监管“黑箱”。政策制定应鼓励企业利用数字服务贸易获取的高端数字技术（如人工智能、区块链等）构建供应链实时监测平台。通过数字化应用降低环境信息的搜寻与度量成本，缓解供应链成员间的环境信息不对称。同时，应加大对企业数

⑤ 具体包括“供应链”“供应商”“供应”“供需”“上游”“下游”“采购”“成本”“原材料”“价格上涨”“减产”“紧缺”“囤货”“储备”“故障”“经营风险”“中断”“停工”“运费”“运力”。

字化治理创新的补贴力度,支持企业开展绿色技术专利研发及“数实融合”尝试,诱发全要素生产率的绿色化改进。

第三,运营层面。以效率优化为导向,引导企业通过精准资源配置实现减损增效。相关部门应引导企业借助全球先进的数字库存管理及智能生产系统,提升存货周转率与产能利用率。建议建立“绿色供应链数字化转型示范工程”,推广利用大数据分析、数字孪生等技术优化资源周转的典型经验,使绿色转型从“成本负担”转变为基于效率提升的“长期竞争力”,实现经济效益与环境效益的有机统一。

第四,差异化施策。分层分类引导,统筹区域及产业间的绿色化均衡发展。在政策执行中,应注重对成长期企业、高新技术行业及数字经济领域的精准扶持。针对数字基础设施薄弱地区,应加大新型基础设施投资,弥补“数字鸿沟”带来的绿色发展滞后。同时,应充分利用高管的海外背景与国际化扩张效应,鼓励企业深度嵌入全球绿色价值链,通过“干中学”效应吸收国际前沿绿色诀窍,提升供应链在开放环境下的韧性与安全水平。

参考文献

[1] 耿伟, 刘晓茜, 郭宇龙. 数字服务贸易壁垒与中国制造业碳生产率[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2025(4): 1-21.

[2] 黎帆. 中国出口服务贸易数字化水平对“双碳”目标的影响——基于中国与44个国家贸易数据的实证研究[J]. 中国商论, 2024(3): 1-4.

[3] 文楚江. 数字贸易对我国物流业绿色效率的作用机制分析[J]. 商业经济研究, 2024(5): 130-134.

[4] 张一鸣. 数字经济发展对制造业绿色化转型的影响及机制研究[J]. 中国商论, 2024(3): 54-57.

[5] BALDWIN R E, FORSLID R. The new economic geography and the digitaleconomy[J]. Journal of International Economics, 2020, 123: 103227.

[6] HOEKMAN B, MATTOO A. Digital trade policy: Aprimer[J]. World Bank Research Observer, 2021, 36(1): 1-25.

[7] 刘海建, 胡化广, 张树山, 等. 供应链数字化的绿色创新效应[J]. 财经研究, 2023, 49(3): 4-18.

[8] 田晖, 袁思雨. 数字贸易发展对服务业碳生产率的赋能效应——基于省级面板数据的实证[J]. 统计与决策, 2025, 41(12): 141-147.

[9] 周宏伟, 刘曙光. 全球价值链前向嵌入与制造业出口隐含碳排放——兼论数字服务贸易自由化的调节效应[J]. 国际商务研究, 2025, 46(1): 1-17.

[10] KUMAR A, ABRAMSRA D, SORKUN M F, et al. Isblockchain a silver bullet for supply chain management? Technical challenges and research opportunities[J]. Decision Sciences, 2021, 51(1): 8-37.

[11] DE GIOVANNI P. Digital supply chain management: A review and researchagenda[J]. International Journal of Physical Distribution & Logistics Management, 2022, 52(8): 685-718.

[12] CHOI T M. Riskanalysis in logistics systems: A research agenda during and after the COVID-19 pandemic[J]. Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review, 2021, 145: 102190.

[13] 刘斌, 王乃嘉, 余淼杰, 等. 制造业服务要素投入与出口中的隐含碳——基于全球价值链环境成本视角的研究[J]. 中国人民大学学报, 2021, 35(2): 81-94.

[14] 林僖. 区域服务贸易协定对服务出口的影响: 机制与效应[J]. 世界经济, 2021, 44(6): 50-71.

[15] 高鹏, 岳书敬. 全球价值链嵌入是否降低了中国产业部门隐含碳——兼论产业数字化的调节效应[J]. 国际贸易问题, 2022(7): 53-67.

[16] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.

[17] ZENG H. Evaluating green supply chain performance based on ESG and financial indicators[J]. Frontiers in Environmental Science, 2022, 10: 982828.

[18] 方慧, 霍启欣. 数字服务贸易开放与企业创新质量的“倒U型”关系: 兼议技术吸收能力和知识产权保护的调节作用[J]. 世界经济研究, 2023(2): 3-18, 134.

[19] 许宪春, 张美慧. 中国数字经济规模测算研究——基于国际比较的视角[J]. 中国工业经济, 2020(5): 23-41.

[20] HAINMUELLER J. Entropy balancing for causal effects: A multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies[J]. Political Analysis, 2012, 20(1): 25-46.

[21] 韩民春, 刘曈, 袁瀚坤. 数字服务贸易开放与制造业企业加成率: 来自A股上市公司的经验证据[J]. 经济学家, 2023(11): 48-58.

[22] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界, 2021, 37(7): 130-144, 10.

[23] 黄先海, 高亚兴. 数实产业技术融合与企业全要素生产率——基于中国企业专利信息的研究[J]. 中国工业经济, 2023(11): 118-136.

[24] 卜伟, 王雅婧, 闫中意. 供应链联动下企业数字化的绿色创新外溢效应[J]. 南京财经大学学报, 2024(2): 78-88.

[25] 郑贵华, 高鸿杰. 供应链数字化对企业绿色转型的影响研究——来自中国A股制造业上市公司的证据[J]. 哈尔滨商业大学学报(社会科学版), 2025(4): 31-43.

[26] 曲玥. 中国工业产能利用率——基于企业数据的测算[J]. 经济与管理评论, 2015, 31(1): 49-56.

[27] 顾晓安，王晓军，李文卿. 供应链集中度、产权差异与盈余透明度[J]. 技术经济，2021，40(1)：107-117.
[28] AGRAWAL R，WANKHEDE V A. Progress and trends in integrating Industry 4.0 within CircularEconomy：A comprehensive literature review and future research propositions[J]. Business Strategy and the Environment，2022，31(1)：559-579.
[29] ZHANG H，HE F，WAN P，et al. The digital path to green：Exploring the impact of supply chain digital transformation on corporate green investments[J]. Journal of Cleaner Production，2025，526：146656.
[30] 吴建祖，金敖. 双重绩效反馈对企业国际化速度的影响[J]. 当代财经，2023(10)：97-108.
[31] SARKIS J. An organizational theoretic review of green supply chain managementliterature[J]. Supply Chain Management：An International Journal，2011，16(5)：350-380.
[32] XUE R，ONG T S，DI VAIO A. Environmentally sustainable development：The role of supply chain digitalization in firms' greenproductivity[J]. Sustainable Development，2025，33(5)：7807-7825.
[33] 梁上坤，张宇，王彦超. 内部薪酬差距与公司价值——基于生命周期理论的新探索[J]. 金融研究，2019(4)：188-206.
[34] 钞小静，廉园梅，罗鎏锴. 新型数字基础设施对制造业高质量发展的影响[J]. 财贸研究，2021，32(10)：1-13.
[35] 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.
[36] 李晓溪，饶品贵，岳衡. 银行竞争与企业杠杆操纵[J]. 经济研究，2023(5)：172-189.
[37] 张伟，李航宇，张婷. 中国制造业产业链韧性测度及其时空分异特征[J]. 经济地理，2023，43(4)：134-143.
[38] 江伟，王楠，曹少鹏. 供应链中断风险的度量与应用：基于词嵌入模型的分析[J]. 南开管理评论，2025(4)：109-120.

Opening Up for a Greener Future：The Impact of Digital Service Trade Liberalization on Corporate Supply Chain Greening

Zhao Menghao，Wang Qiang
(School of Economics and Management，Xinjiang University，Urumqi 830046，China)

Abstract：Against the backdrop of the profound reconfiguration of global value chains and the binding constraints of the "dual carbon" goals，examining how the opening of digital services trade can empower the greening of supply chains is of considerable theoretical and practical significance. As a key frontier of China's new round of high-standard opening-up，digital services trade liberalization warrants systematic empirical scrutiny regarding its capacity to facilitate green supply chain transformation at the firm level. Drawing on data from Chinese listed companies from 2014 to 2023，the OECD digital services trade restrictiveness index with input-output tables were integrated to construct a multidimensional index of digital services trade openness that captures both inter-industry linkages and the depth of liberalization. It further measures the level of supply chain greening across three dimensions—environmental，operational，and economic performance—and empirically tests the relationship between the two. The results show that digital services trade openness significantly enhances firms' supply chain greening，a conclusion that remains robust after addressing endogeneity concerns and conducting a battery of robustness checks. Mechanism analysis indicates that digital services trade openness reshapes the green ecosystem mainly through three channels：strengthening digital governance，optimizing the allocation of supply chain resources，and promoting international expansion. Heterogeneity analysis reveals that the green-empowerment effect is more pronounced among growth-stage firms，firms with stronger transformation willingness，and firms whose executives possess overseas backgrounds. It also exhibits a positive dependence on industry technological attributes，as well as regional service-sector development and digital infrastructure. Further analysis finds that digital services trade openness strengthens supply chain resilience and security through the greening pathway，thereby providing micro-level evidence and policy implications for jointly advancing the "green" and "secure" goals of supply chains.

Keywords：digital service trade liberalization；supply chain greening；digital governance；resource allocation；international expansion；resilience and security