

doi:10.16060/j.cnki.issn2095-8072.2025.04.001

“碳路”的数字契机：数字贸易与企业绿色化转型^{*}

赵春明 杨宏举

(北京师范大学经济与工商管理学院, 北京 100875)

摘要：企业绿色化转型是“双碳”目标下推进经济发展方式绿色化变革的关键抓手，在数字贸易新业态持续发力的背景下，如何为企业绿色化转型探寻数字契机成为题中之义。本文基于2001~2022年中国上市公司数据，实证考察数字贸易对企业绿色化转型的影响及作用机制。研究发现：数字贸易发展能有效驱动企业绿色化转型，并且这种效应受到环境规制的正向影响。机制分析发现：数字贸易通过降低企业成本和垄断水平推动企业绿色化转型；垄断水平降低效应是数字技术赋能企业高效运行的良性结果。异质性分析发现：数字贸易发展对高研发密集型制造业、劳动密集型企业、资本密集型企业绿色化转型具有明显的促进效应。基于市场整合程度的考察发现，相对于市场分割，市场整合程度越高对推进企业绿色化转型越有利，但产业过度集聚则不利于企业绿色化转型。推动企业绿色化转型，要以龙头企业为抓手，加快数字技术研发，推动数字贸易发展，持续破除市场壁垒，有效推进市场整合。

关键词：数字贸易；企业绿色化转型；环境规制；市场整合

中图分类号：F272/F421

文献标识码：A

文章编号：2095-8072(2025)04-0005-17

一、引言

推动中国经济可持续绿色低碳发展是经济高质量发展的必然要求，其对中国经济释放持续力和竞争力具有“助推器”作用，有助于推动新质生产力快速形成。党的二十大报告指出，要加快发展方式绿色转型，发展绿色低碳产业、推动形成绿色低碳的生产方式和生活方式。这为促进中国经济绿色化转型奠定了政策根基。现阶段，作为经济运行主体的微观企业受限于成本压力（解学梅和韩宇航，2022）和传统发展模式，绿色化发展水平不高（曹裕等，2023）。因此，如何推动企业实现高质量绿色化转型成为亟需解决的现实问题。2024年中央经济工作会议强调，要“积极发展服务贸易、绿色贸易、数字贸易”。这使以数字产品为载体的数字贸易，以其低碳、绿色的数字特性成为推进“减碳增绿”的重要抓手。

经济绿色化发展的核心要义在于“节能减排”，体现生产方式和资源环境的协调

^{*} 基金项目：本文受国家社科基金重点项目“工业智能化应用对我国贸易高质量发展的影响研究”（项目编号：22AJL012）和国家社科基金一般项目“全国统一大市场推动‘双循环’新发展格局的双重逻辑与路径选择”（项目编号：23BJY247）的资助。

发展（戴翔和杨双至，2022），而绿色技术创新是经济社会可持续发展和促进环境保护的重要力量（Fujii & Managi, 2019）。从微观的企业绿色化转型角度看，囿于环境资源约束，企业盈利和绿色化发展成为亟需解决的矛盾，因此，需要探究企业绿色化转型的新路径（Wang et al., 2019；李金昌等，2023）。现有对企业绿色化转型影响因素的研究中，主要聚焦排污交易权（袁礼和周正，2022）、信息产业的数字技术溢出（Wang et al., 2021）、外资进入引致的企业绿色技术进步和企业管理效率提升（邵朝对等，2021；吴迪，2023）等方面。与本文研究最为密切的文献主要基于数字投入角度展开，分别从数据来源地（戴翔和杨双至，2022）、数字经济（杨刚强等，2023；戚聿东和杜博，2024）、数字商务（Wielgos et al., 2021）、企业数字化转型（田海峰和刘华军，2023）等视角研究其对企业绿色化发展的影响。这些研究均认为数字化投入对企业绿色化转型具有积极影响。

现有研究中，数字化和数字经济角度的相关研究较为多见。数字贸易作为贸易新业态，是以数字产品交易为代表的以贸易流程精简为典型特征的交易模式，对企业绿色化转型和经济增长具有重要助推作用。但是，目前鲜有涉及两者之间关系的研究。基于此，本文聚焦数字贸易与企业绿色化转型之间的关系，并对其作用机制进行探究。主要边际贡献在于：一是从数字贸易视角考察其对企业绿色化转型的影响。虽然已有学者从数字技术及其相关角度出发对企业绿色化转型进行了较多研究，但本文不同于已有文献采用ICT类产品（张天顶和龚同，2023）、跨境电商综合试验区政策（余号和殷凤，2023）等对数字贸易的衡量，这两类指标虽能在一定程度上反映数字贸易发展水平，但存在遗漏一部分基于数字平台交易的线下贸易问题，具有一定的偏差（洪俊杰等，2023）。本文结合数字贸易具有的线上和线下贸易属性及同时具有多维性和复杂性的业态特性，基于更为客观的多维指标测度法，从互联网环境、物流环境、贸易发展潜力、数字技术创新环境、政策环境5个维度，在更能精细化反映数字贸易发展水平的城市层面，较为全面客观地测度中国数字贸易发展水平，并进一步考察其对企业绿色化转型的影响，是对数字贸易及其发展经济后果相关文献的丰富。二是进一步揭示数字贸易影响企业绿色化转型的机制。本文从数字贸易的成本节约和垄断水平降低效应阐述数字贸易对企业绿色化转型的作用机制；本文进一步发现，垄断水平降低效应是在数字贸易开展条件下营业收入不断扩大的企业更高效运行的结果。同时还发现，环境规制对数字贸易推动企业绿色化转型的效应具有积极的调节作用。三是从市场整合、产业集聚角度对数字贸易推动企业绿色化转型的差异化影响进行分析，以期相关政策制定给出针对性建议。

二、典型事实与理论机制及研究假说

（一）数字贸易与企业绿色化转型的典型事实

本文将数字贸易和代表企业绿色化转型的企业绿色实用新型专利数量加总后求

均值, 得到2001~2022年市级数字贸易 (*dit*)、企业数字贸易 (*fdit*, 下文测算) 和企业绿色化转型 (*gpat*) 的总体发展态势 (图1)。由图1可知: 首先, 中国数字贸易发展水平整体呈上升趋势, 且在2010年之后的一段时间发展势头更为强劲, 这可能与 中国实施的低碳试点城市政策 (中国分别在2010、2012、2017年分三批推进低碳试点城市政策) 有关。从图中标注的竖虚线可知, 低碳试点城市政策实施后, 数字贸易均呈现明显的增长态势, 表明该政策的实施使得更多的企业转向发展更为清洁低碳的基于数字交易平台的数字贸易。其次, 2019~2021年中国的数字贸易发展呈现深“V”字形趋势, 这可能主要是由于新冠疫情的影响。值得注意的是, 在受到来自新冠疫情的外部风险冲击时, 数字贸易并未呈现持续低迷的态势, 而是迅速回升, 这表明数字贸易具有强大的抗风险韧性, 是驱动经济高质量发展的重要新动力。再次, 中国企业整体绿色化转型水平不断提升, 绿色专利年平均获得数量从2001年的约为0上升至2022年的3.7, 增长约116倍, 且在2010、2012、2017年之后呈明显上升趋势, 表明一定程度上仍然受到低碳试点城市环境规制的影响。最后, 从企业数字贸易和绿色化转型的整体关系看, 两者均呈正相关上升趋势, 且由2009~2013年、2014~2017年、2018~2022年的数字贸易和企业绿色化转型水平的变化趋势可知, 数字贸易在一定程度上与企业绿色化转型呈现“共振”现象, 换言之, 数字贸易发展可能在一定程度上推动了企业绿色化转型。

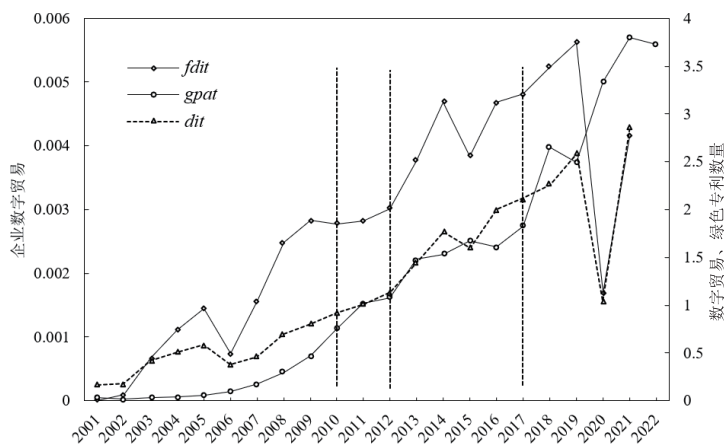


图1 数字贸易和企业绿色化转型发展态势

(二) 数字贸易影响企业绿色化转型的理论机制及研究假说

由典型事实可知, 数字贸易发展在一定程度上驱动企业绿色化转型。理论上, 数字贸易是数字技术赋能下的新技术产品生产、交易及数字化的商业交易活动 (杨连星等, 2024)。从数字产品开发的角度看, 进行数字贸易的数字产品由于其基于先进的数字技术生产, 具有更加清洁、便于交易的产品属性, 因此与传统产品相比绿色属性更强。数字产品的生产基于先进的数字技术和广泛的数据资源, 其技术支撑、原材料投入本身具有低碳、清洁、开放、流动和普惠性等特征, 因此能有效降低企业投入产出能耗 (李元杰和李娜, 2023; Yang et al., 2023), 促进企业低碳生产, 推动企业绿色化转型 (曹裕等, 2023; Luo et al., 2023)。从数字产品交易的角度看, 数字产品交易主要基于数字贸易平台, 产品信息的流通和产品的

交易主要基于该平台进行，有明显的虚拟性和时效性，精简了传统工业产成品的运输环节，消除了企业多环节和多流程产品销售而产生的污染排放，促进了企业碳减排。从交易流程被数字化精简的角度看，部分线下产品交易程序的进行被数字交易平台的“数据跑腿”有效替代，减少了为达成交易而必须进行的往返磋商，进而降低了企业污染排放。基于此，提出假说：

H1：数字贸易能有效驱动企业绿色化转型。

数字贸易的成本节约效应。主要体现在：一是企业的搜寻和匹配成本降低。数字贸易的进行主要通过数字交易平台实现，而在数字交易平台中，集聚了大量的上游供应商和下游采购客户，有利于减少核心企业的搜寻和匹配成本。二是物流及周转成本的节约。数字贸易经数字平台完成交易，大部分数字产品的传递主要基于线上进行，避免了传统条件下企业面临的仓储和运输成本，一方面企业能够根据客户需求有效调节数字产品库存，避免库存积压或者传统条件下的库存周转成本；另一方面，线上的数字产品转交极大消减了传统条件下线下货物运行的物流转运成本。三是数字产品的技术特性节约研发成本。数字产品本身具有一定的技术特性，在一定程度上是数字技术的外化表现，加之数字产品的高传播性（任保平和张陈璇，2023）以及受数字网络时代的“梅特卡夫法则”影响，参与数字产品交易的企业通过对数字产品的“用中学”过程，有效降低对数字产品的模仿、研发和创新成本。此外，数字产品研发具有边际成本递减和边际收益递增的特性，加之数字贸易具有的快速规模化效应和范围经济效应，其平均成本和边际成本能降到极低水平，有效节省企业运行成本（戴翔和杨双至，2022）。综上，数字贸易的开展能有效降低运行成本。而企业成本的消减，一是可以使其在“双碳”背景下有更多的资金用于绿色碳减排技术的研发和创新，促进企业绿色化转型（刘海曼等，2023；刘艳霞等，2023）；二是经过对开发数字产品等先进数字技术的应用，更有经验研发新的绿色化转型技术，从而推动企业绿色化转型。基于此，提出假说：

H2：数字贸易通过降低企业运行成本进而促进企业绿色化转型。

数字贸易的垄断降低效应。一是如前所述，数字贸易通过数字平台完成交易，平台中集聚了大量的客户和供应商，因此，企业有更多的机会选择与自己需求相匹配且贸易成本更低的合作伙伴，从而打破传统贸易条件下固定的贸易和供销链条，降低链条和上下游供销商垄断。此外，数字贸易企业在贸易平台上发布的需求和供销信息，呈“散射状”快速被平台中的其他企业或上下游企业接收，减少乃至消除了已有的信息传递延误和信息偏差，能够有效破除信息传递壁垒和“信息孤岛”，提升信息共享水平（方慧和霍启欣，2023），破除信息垄断。二是基于数字产品的易复制、无损耗性等特征（周文和韩文龙，2023），会促进数字产品的广泛传播，在数字产品交易和传播的过程中，不仅给数字产品生产商带来高收益，而且使得客户端企业能够接触到先进的数字产品，从而有效打破商业垄断。三是在市场竞争的驱动下，其他数字贸易企业会进一步学习和研发先进企业的数字产品替代品（张倩和任保平，2023），进而促进数字产品市场的多元化和数字消费的规模化发展，从而打破数字产品市场垄断

(Hummels et al., 2001; Javorcik, 2004)。综上, 数字贸易的开展能有效降低企业间的垄断效应。当已有垄断链条被有效破除之后, 企业间的交易变得更加高效, 同时在“双碳”背景下, 各企业均面临绿色化转型压力, 因此, 在企业垄断水平降低和高效的交易流通下, 基于成本节约规律, 企业间既可以通过联合研发碳减排技术促进企业绿色化转型, 也可通过头部环保企业的“污染光环”效应, 即具有更高环境保护效率的企业会对其他企业产生环境技术溢出效应(邵朝对等, 2021), 推动企业绿色化转型。基于此, 提出假说:

H3: 数字贸易通过降低企业垄断水平进而推动企业绿色化转型。

环境规制的调节效应。由典型事实可知, 环境规制对数字贸易和企业绿色化转型之间的关系可能具有重要影响, 即环境规制可能对数字贸易推动企业绿色化转型的效应具有积极调节作用。理论上, 环境规制的实施使得企业面临的环境约束趋紧, 在这种情况下, 符合环境约束标准且自身创新能力强的企业会在激烈的市场竞争中存活下去, 而排放不达标或高污染的企业面临的市场群体可能会转向具有明显绿色环保标志的生产厂商, 且投资者在外部环境规制等宏观政策的引导下, 会将资金投向技术更先进、更符合低碳政策标准要求、绿色技术创新水平更高、更获得市场绿色化认可的企业, 进而使高污染或不符合环境规制的企业面临生存压力, 甚至被迫退出市场。为了在激烈的市场竞争中存活下去, 企业有压力和动机改变高污染生产和交易模式(马文甲等, 2023), 进而学习先进数字贸易企业的运行模式。一方面, 在已有的基础上开发更为清洁的数字产品和引进清洁的数字技术向绿色化生产转型; 另一方面, 基于数字贸易平台采用更高效的数字交易形式, 精简线下交易环节, 在减少能耗的同时提高交易效率。因此, 在绿色化环境规制的条件下, 企业基于生存压力, 更有动机开发适合本企业的清洁数字产品, 基于数字交易平台精简传统交易流程, 推动企业绿色化转型。基于此, 提出假说:

H4: 环境规制对数字贸易的企业绿色化转型促进效应具有积极的调节作用。

三、研究设计

(一) 模型设定

为了验证数字贸易对企业绿色化转型的影响, 参考已有文献(戴翔和杨双至, 2022)设定如下模型:

$$gpat_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 fdit_{it} + \alpha' X + \mu_i + v_t + \tau_s + \vartheta_c + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 、 t 分别表示企业和年份; $gpat_{it}$ 为企业绿色化转型水平; $fdit_{it}$ 表示企业数字贸易发展水平; X 表示控制变量合集; μ_i 、 v_t 分别表示企业和年份固定效应; 为了控制企业经营地区和经营行业变化带来的干扰, 进一步控制行业固定效应 τ_s 和城市固定效应 ϑ_c ; ε_{it} 表示随机干扰项。

为了进一步验证数字贸易促进企业绿色化转型的作用机制, 参考已有文献(杨翠红等, 2023)设定如下模型:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 fdit_{it} + \beta'X + \mu_i + v_t + \tau_s + \vartheta_c + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， M_{it} 表示中介变量，分别为营业总成本、企业垄断水平；其余变量与前文一致。

为了验证环境规制对数字贸易推动企业绿色化转型的调节作用，参考已有文献（熊灵等，2023）设定如下模型：

$$gpat_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 fdit_{it} + \gamma_2 ereg_{it} + \gamma_3 fdit_{it} \times ereg_{it} + \gamma'X + \mu_i + v_t + \tau_s + \vartheta_c + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， $ereg_{it}$ 表示环境规制，其余变量与前文一致。

（二）变量测度

1. 被解释变量——企业绿色化转型（ $gpat$ ）。参考已有文献（袁礼和周正，2022），由于企业绿色化转型需要绿色专利做支撑，本文采用企业当年独立获得的绿色实用新型专利数量作为企业绿色化转型的代理变量。此外，由于绿色专利存在“0”值，学界大多采用原值加1取对数的方式处理变量存在的偏态分布，但这种方式存在不合理性，已有研究证明，经过此方式处理的变量，回归得到的系数具有的经济意义不仅存疑，而且存在偏误，甚至可能与经济理论预期不相符（Cohn et al., 2022）。因此，本文采用最大最小值方式对变量进行标准化处理，从而可以进一步平滑变量的波动幅度。

2. 解释变量——数字贸易（ $fdit$ ）。鉴于既有文献采用ICT类产品（张天顶和龚同，2023）替代数字贸易，可能对其发展水平存在低估等局限，本文参考已有文献（洪俊杰等，2023），从互联网环境、物流环境、数字贸易发展潜力、数字技术创新环境和政策环境5个维度对数字贸易采用指标体系法评价其发展水平（表1）。

以上为市级层面数字贸易发展水平测度指标体系，为了进一步将数字贸易发展水平细化到企业层面

与本文企业层面数据相对应，参考已有文献（Panon, 2022）将市级数字贸易值（ dit ）乘以企业规模与企业注册地所在城市GDP的比值作为企业数字贸易发展水平（ $fdit$ ）。值得注意的是，企业逐年注册资本可能对企业绿色专利研发和申请产生影响，即企业注册资本可能影响企业绿色化转型，进而产生内生性。为了避免这种干扰，本文采用企业在样本期初注册资本与其所注册城市经济发展水平GDP的比值作为

表1 数字贸易发展水平测度指标

一级指标	二级指标	三级指标
数字贸易	互联网环境	电信业务收入(万元)
		移动电话年末用户数(万户)
		互联网宽带接入用户数
	物流环境	年末城镇单位就业人员:交通运输、仓储及邮政业(万人)
		邮政业务收入(万元)
	数字贸易发展潜力	社会消费品零售额(万元)
		地方一般公共预算支出:教育事业费(万元)
		普通高等学校在校学生数(人)
	数字技术创新环境	公共图书馆图书藏量(千册/千件)
		年末城镇单位就业人员:科学研究和技术服务业(万人)
年末城镇单位就业人员:信息传输、计算机服务和软件业(万人)		
政策环境	年末城镇单位就业人员:文化、体育和娱乐业(万人)	
	跨境电商试点城市	
		跨境电商综合试验区

权重。测算公式如下：

$$fdit_{it} = \frac{fscl_{it_0}}{gdp_{it}} \times dit_{it} \quad (4)$$

其中， $fdit_{it}$ 表示*i*企业*t*年的数字贸易发展水平； $fscl_{it_0}$ 表示企业*i*在样本期初（ t_0 期）的企业规模，采用企业注册资本刻画； gdp_{it} 表示企业*i*所注册城市*t*年的经济发展水平GDP； dit_{it} 表示企业*i*所注册城市*t*年的数字贸易发展水平。

3. 机制变量。①中介机制变量：成本变量采用企业营业总成本（ $topc$ ）对数表示；企业垄断水平参考已有文献（金祥义和张文菲，2023）采用企业营业收入与企业所在行业营业总收入的比重表示，即企业赫芬达尔指数（ $fhhi$ ）表示。②调节机制变量：低碳试点城市政策由国家发展改革委于2010年开始推行，并分别在2010、2012、2017年分三批实施，在试点区域要求科学测度并规范温室气体排放总量，并确立本地区排放交易权监管体系。该政策具有良好的环境规制效应，基于此，本文参考已有文献（肖仁桥等，2023）采用低碳试点城市政策表示环境规制（ $ereg$ ）。

4. 控制变量。参考已有文献（刘淑春等，2021；王应欢和郭永祯，2023），本文采用的控制变量有：企业流动资产合计（ $lias$ ）、企业融资约束FC指数（ fc ）、企业市值（ $mval$ ）、资产负债率（ $aslr$ ）、董监高人数（ $dsun$ ）和公司成长性（托宾Q值， tbq ）。此外，为了进一步控制以公司在样本期初注册资本与企业所注册城市GDP比值作为市级数字贸易分配权重可能存在的内生性，在回归时再次控制企业随年份变化的注册资本（ $rcap$ ），以弱化权重产生的内生性和估计偏误。

（三）数据处理说明

为了更全面考察在中国经济发展过程中数字贸易和企业绿色化转型的关系，本文选取2001~2022年中国A股上市公司微观数据为样本。其中，被解释变量的绿色专利数量来自中国研究数据服务平台（CNRDS），市级数字贸易指标数据来自国研网和EPS数据平台，其他变量数据均来自国泰安（CSMAR）数据库。此外，本文还对数据做了以下处理：首先，剔除了金融行业样本；其次，对主要变量在1%的水平上缩尾后进行标准化处理（限于篇幅，描述性统计信息备索）。

四、数字贸易影响企业绿色化转型的实证分析

（一）基准回归结果分析

为了验证数字贸易对企业绿色化转型的影响，对式（1）进行回归，结果如表2所示。列（1）到列（4）在不同固定效应下，回归系数始终为正，且在1%水平上显著；列（5）进一步基于控制变量和固定效应进行回归，回归系数为0.305，且在1%的水平上显著。这表明基于先进数字技术开发的以数字产品贸易为代表的数字贸易能有效促进企业碳减排，推进企业绿色化转型。假说H1得到验证。

表2 数字贸易影响企业绿色化转型的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>fdit</i>	0.484*** [0.1007]	0.368*** [0.0393]	0.367*** [0.0386]	0.352*** [0.0301]	0.305*** [0.0324]
控制变量	否	否	否	否	是
企业固定	是	是	是	是	是
年份固定	否	是	是	是	是
行业固定	否	否	是	是	是
城市固定	否	否	否	是	是
N	37878	37878	37877	37877	32880
adj. R ²	0.4502	0.5090	0.5221	0.5285	0.5541

注：方括号中为聚类到企业层面的标准误；***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平，后表同。

(二) 稳健性检验

1. 内生性处理。基准回归结果表明数字贸易能有效促进企业绿色化转型，但企业也可能为了进一步适应社会经济发展方式变革要求主动发展数字贸易，继而可能产生“逆向因果”，导致估计偏误。为了解决以上问题可能产生的内生性，进一步采用工具变量法进行处理。选取的工具变量有：一是参考已有文献（黄群慧等，2019）选用2000年的市级邮电业务量作为数字贸易的工具变量。首先，邮电业务量一定程度上代表了一个地区数字技术的早期发展水平，其次，邮电业务量与企业绿色化转型并无直接联系。因此，满足工具变量选择的“相关排他”要求。为了与本文的企业面板数据相匹配，进一步将2000年邮电业务量与企业数字贸易一阶滞后值相乘作为最终的工具变量（IV1）。二是选用普通高等学校在校生人数作为数字贸易工具变量。首先，高等学校在校生人数一方面为数字贸易衡量指标，另一方面为数字贸易发展的潜在助推力量，与数字贸易密切相关；但高等学校在校生人数与企业绿色化转型并无直接关联，满足工具变量选择要求。其次，为了与企业面板数据相匹配，将企业样本期初的资产总额与企业所在市地区生产总值的比重作为权重与高等学校在校生人数的一阶滞后值相乘，作为最终的工具变量（IV2）。三是选用社会消费品零售额作为数字贸易工具变量。首先，社会消费品零售额是数字贸易的评价指标，且体现了数字贸易的发展空间，但其与企业绿色化转型并无直接关联，满足工具变量选择要求；其次，将社会消费品零售额与工具变量二使用的权重相乘，作为最终的工具变量（IV3）。工具变量回归结果见表3。列（1）为将工具变量IV2、IV3共同作为数字贸易工具变量的回归结果；列（2）~（4）分别为工具变量IV3、IV2、IV1分别单独作为数字贸易工具变量的回归结果。在各个工具变量下，Wald F statistic、LM statistic、Sargan statistic均通过了检验，表明所选工具变量有效。表3列（1）~（4）的回归结果均显示，数字贸易发展有效促进了企业绿色化转型，与基准回归结果基本一致，表明基准回归结果可靠。

此外，虽然本文尽可能控制了影响企业绿色化转型的变量，但仍然存在遗漏变量的可能。一是由于数字基础设施建设水平可能对数字贸易和企业绿色化专利申请产生

影响,从而导致内生性偏误产生。为此,以地级市3G、4G、5G基站数量分别与地区户籍人口的比值来代理地区数字基础设施发展水平,回归结果如表3第(5)至(7)列所示。二是环境规制可能对数字贸易和企业绿色化转型同时产生影响,环境规制强的地区企业可能更偏向于更为清洁的数字产品生产和更积极的绿色化转型。因此,环境规制相关变量的遗漏可能导致内生性偏误产生。鉴于此,借鉴已有文献(邵帅等,2024)采用地级市政府工作报告中与环保相关的词所在句子的字数与报告总字数的比值衡量环境规制强度,比值越大强度越高,回归结果如表3第(8)列所示。由以上回归结果可知,数字贸易回归系数显著为正,且在同时控制基站数量和环境规制强度时,数字贸易回归系数依然显著为正,表明本文基准回归结果稳健。

表3 内生性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>gpat</i>	<i>gpat</i>	<i>gpat</i>	<i>gpat</i>	控制3G 基站	控制4G 基站	控制5G 基站	环境规制 强度	同时控制 基站和环境 规制强度
<i>fdit</i>	0.769*** [0.0396]	0.807*** [0.0398]	0.712*** [0.0643]	0.421*** [0.0416]	0.279*** [0.0338]	0.278*** [0.0337]	0.278*** [0.0337]	0.338*** [0.0431]	0.279*** [0.0337]
Wald F statistic	10857.26	23000	5579	19000					
Stock-Yogo weak ID test critical values	19.93	16.38	16.38	16.38					
LM statistic	12000***	13000***	4661.981***	11000***					
Sargan statistic	1.183 {0.2768}	0	0	0					
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
N	30859	32824	30917	30815	25987	25987	25987	28753	25734
Centered R ²	0.1127	0.1122	0.1150	0.1230	0.5981	0.5981	0.5981	0.5747	0.5990

注:列(1)中,大括号{ }中的值为Sargan统计量的P值。列(2)~(4)中,统计量值为0,表示工具变量完全有效;列(5)~(9)中的R²为调整的R²。

2.其他稳健性检验。为了进一步验证基准回归结果的稳健性,本文做了以下稳健性检验:一是替换核心解释变量。以地级市发布的经济政策中出现的有关“网络、移动通信、物流信息、数字技术、电商、信息消费、共享交换”等词频作为数字贸易的替代指标,并按式(4)加权到企业层面进行回归,该指标来自国泰安数据库。此外,由于电信相关产品交易也是数字贸易的典型交易,在一定程度上能代表数字贸易发展水平。因此,进一步以电信业务收入对数替换数字贸易作为核心解释变量进行再回归。二是替换被解释变量。首先,将企业当年联合申请的绿色实用新型专利数量在上下1%水平上缩尾和标准化处理后作为被解释变量;其次,进一步以绿色发明专利平均获得年限作为被解释变量。三是排除竞争性政策干扰,主要包括:碳排放交易权试点政策、跨境电子商务综合试验区政策、创新城市试点政策、宽带中国试点政策及各政策的混合影响。四是将样本期缩减至2001~2019年再回归。五是剔除2008年金

融危机相关年份的影响。六是改变数字贸易权重。进一步采用企业样本期初资产总计与其所注册城市经济发展水平GDP的比值作为权重与市级数字贸易相乘进行再回归。七是控制企业研发支出金额。八是将聚类维度更换为市级层面进行回归。九是更换回归方法和考虑绿色转型的不同方面。首先，采用更适合非负数据的负二项回归和泊松回归进行再检验；其次，采用节约能源实施情况和企业绿色创新绩效作为被解释变量进行再检验。^①以上回归结果与基准回归结果基本一致，表明基准回归结果稳健（限于篇幅，回归结果备索）。

（三）机制分析

1. 成本节约效应。为了验证数字贸易促进企业绿色化转型过程中存在的成本节约机制，对式（2）进行回归，结果如表4所示。由列（1）回归结果可知，数字贸易系数为-0.247，且在5%水平上显著，表明数字贸易能有效降低企业成本，进而能使企业将更多资金投入到低碳减排技术研发中。此外，由于数字贸易本身可能存在技术偏向性特征，因此，企业开展数字贸易对不同费用的影响可能存在差异，为了进一步探析数字贸易存在的企业成本降低效应，将数字贸易对企业总成本的主要构成部分进行回归，包括销售费用（*selc*）、管理费用（*admc*）和财务费用（*finc*），并将其对数字化处理后作为被解释变量进行回归。由列（2）和列（3）回归结果可知，数字贸易发展能有效降低企业的销售费用和管理费用。这进一步证明：首先，企业开展数字贸易能有效对接上下游供应商和客户，减少企业搜寻成本和各类销售成本；其次，数字贸易的开展使得企业原有的管理和交易环节大幅减少，精简繁杂管理环节的同时，降低管理成本。由列（4）可知，数字贸易对财务费用虽然具有降低效应，但不显著。可能因为数字贸易更偏向销售和管理环节的缩减，对财务的影响并不直接。综上，数字贸易能有效降低企业运行成本，进而推进企业绿色化转型（刘海曼等，2023；刘艳霞等，2023），即数字贸易存在成本节约效应，假说H2得到验证。

表4 成本节约效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>topc</i>	<i>selc</i>	<i>admc</i>	<i>finc</i>
<i>fdit</i>	-0.247** [0.1085]	-0.498*** [0.1492]	-0.326*** [0.0882]	-0.372 [0.3134]
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
N	33262	32738	33244	25650
adj. R ²	0.9023	0.7423	0.8844	0.7675

2. 垄断水平降低效应。为了验证数字贸易促进企业绿色化转型过程中存在的企业垄断水平降低机制，对式（2）进行回归，结果如表5所示。由列（1）可知，数字贸易回归系数为-0.124，且在1%水平显著，表明数字贸易能有效降低企业垄断水平，进而使绿色创新技术在企业间产生共享（邵朝对等，2021）。此外，由于本文的企业垄断水平（*fhhi*）采用企业营业收入与所在行业营业总收入的比重表示，因此，

^① 节约能源实施情况的测度为公司是否有节约能源的政策措施或技术，有则为1，否则为0；绿色创新绩效为公司绿色发明专利申请量，在文中加1后取对数处理。数据来自中国研究数据服务平台。

企业垄断水平降低可能来自两部分，一是营业收入的降低，二是营业收入并没有降低，但企业所在行业的营业总收入增加得更快，从而使比重相对降低，前者表明数字贸易发展可能会降低企业收入，这是较为消极的过程，后者则表示数字贸易发展对企业增长具有积极推动作用。鉴于此，将企业营业收入（*opre*）作为被解释变量进行回归验证。为了避免数据剧烈波动对回归结果的影响，对其按最大最小值标准化处理后引入模型再回归。列（2）中数字贸易回归系数为0.211，且在1%水平上显著，这表明数字贸易发展能显著提升企业营业收入，即企业垄断水平的降低是企业所在行业营业总收入增长更快的结果，说明数字贸易对企业垄断水平的降低是数字技术赋能企业运行的良性结果，有利于市场的高效运行。综上，数字贸易能通过降低企业垄断水平进而促进企业绿色化转型（邵朝对等，2021），即数字贸易存在企业垄断水平降低效应。假说H3得到验证。

3. 环境规制的调节效应。为了验证数字贸易在促进企业绿色化转型过程中，环境规制存在正向调节效应，对式（3）进行回归，结果如表5所示。由列（3）可知，环境规制（*ereg*）回归系数为0.0219，且在10%水平上显著；由列（4）可知，数字贸易与环境规制交互项（*fdit* × *ereg*）系数为0.285，且在1%水平上显著。这表明在环境规制下，企业为了应对环境约束，且要在激烈的市场竞争中存活，有动力和压力开展数字贸易，将更多环节依托于“数据跑腿”，进而推动企业绿色化转型。综上，环境规制对数字贸易促进企业绿色化转型的效应具有显著的正向调节作用，假说H4得到验证。

表5 企业垄断水平和环境规制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>fhhi</i>	<i>opre</i>	<i>gpat</i>	<i>gpat</i>
<i>fdit</i>	-0.124*** [0.0278]	0.211*** [0.0220]	0.293*** [0.0321]	-0.104 [0.1121]
<i>ereg</i>			0.0219* [0.0119]	0.018 [0.0117]
<i>fdit</i> × <i>ereg</i>				0.285*** [0.0765]
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
N	33260	33260	32880	32880
adj. R ²	0.7178	0.9146	0.5545	0.5554

五、数字贸易推动企业绿色化转型的异质性分析

（一）行业异质性分析

制造业在经济发展中占据重要位置，制造业通常是环境规制和推进绿色化转型的重点行业。因此，本文将样本企业分为制造业与非制造业企业进行分析，结果如表6所示。从制造业企业角度看，由列（1）可知，数字贸易对制造业整体行业虽然具有正向效应，但并不显著。可能是由于制造业行业中有部分企业属于制造业行业中的末端低研发能力企业，囿于开发数字产品的成本压力，并未深度开展数字贸易，从而使数字贸易对企业绿色化转型的促进效应并不明显。为此，参考已有文献（张新一等，2024），进一步将企业研发支出费用金额与营业总成本的比值作为企业研发密集度的衡量变量，根据研发密集度中位数将样本分为高、低研发密集度两组进行分析，本

文预期当企业研发密集度更高时，企业更有能力引进和研发数字技术，进而开发数字产品。由列（2）和列（3）可知，在低研发密集度的制造业中，数字贸易对企业绿色化转型的促进效应并不明显；在高研发密集度的制造业中，数字贸易能有效促进企业绿色化转型。从非制造业角度看，数字贸易显著促进了企业绿色化转型。原因主要在于，与制造业不同，非制造业行业中有更多的信息、服务等行业，且较制造业行业转型更加容易，这些行业对数字贸易的利用更为成熟，因此对其促进作用更大。此外，组间系数差异检验（Chowtest）也显示各组间存在差异，表明异质性分析结果可靠。

表 6 行业异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	制造业总体	制造业（高研发）	制造业（低研发）	非制造业
<i>fdit</i>	0.922 [0.7175]	1.159* [0.6708]	0.299 [1.5425]	0.316*** [0.0227]
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
N	19930	17269	2477	12899
adj. R ²	0.5738	0.5837	0.6369	0.5995
Chowtest	30.32***	17.39***		30.32***

（二）要素密集度异质性分析

虽然数字贸易能有效促进企业绿色化转型，但不同要素密集度的企业，数字赋能不同（戴翔和杨双至，2022）。因此，数字贸易可能对不同要素密集度企业的绿色化转型效应产生差异。鉴于此，参考已有文献（鲁桐和党印，2014）将样本分为劳动、资本和技术密集型企业进行分析，结果如表7所示。由列（1）至列（3）回归结果可知，在劳动密集型和资本密集型企业中，数字贸易能有效促进企业绿色化转型，但对资本密集型企业的绿色化转型促进效应（1.659）大于劳动密集型企业（0.217）。因为资本密集型企业的技术研发和创新程度均高于劳动密集型企业，其数字化水平和数字贸易水平较劳动密集型企业更高，从而对企业绿色化转型的促进效应更强。而数字贸易对技术密集型企业的绿色化转型促进效应并不明显，主要原因在于技术密集型企业研发能力较强，大多属于污染排放较低的清洁企业，企业绿色化转型已经达到较高水平，从而数字贸易对企业绿色化转型的促进效应较为有限。

表 7 要素密集度异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	劳动密集型	资本密集型	技术密集型
<i>fdit</i>	0.217*** [0.0466]	1.659** [0.7765]	0.781 [0.7019]
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
N	14457	13637	1246
adj. R ²	0.5449	0.5781	0.2071

（三）市场整合水平的异质性分析

数字贸易虽然基于线上交易平台进行，但如果各地区间市场存在“区块分割”或“行政分割”，则会影响到技术和产品的流通，不利于环境技术溢出（邵朝对等，

2021) 和高技术数字产品贸易与产业迁移, 因而致使基于线上交易平台的数字贸易也可能只是“纸面数据”。统一大市场的构建能进一步联通地区市场, 促进产品和要素流通。因此, 数字贸易对企业绿色化转型的促进效应可能因市场整合水平的不同而有所差异。鉴于此, 参考已有文献(余泳泽等, 2022)采用“相对价格方差法”计算市级市场整合指数($mari$), 将其与数字贸易交乘后引入式(1)进行回归, 结果如表8所示。由列(1)和列(2)可知, 虽然市场整合指数及其交乘项($fdit \times mari$)均为正, 但不显著。主要原因可能是由于当市场整合程度不高, 即存在市场分割时, 会进一步影响到技术等生产要素的流通, 且对产业迁移也会产生影响。为此, 进一步以市场整合指数($mari$)中位数为界, 设定高、低市场整合程度的虚拟变量($marih$), 将高市场整合程度的样本赋值为1, 否则为0, 将其与数字贸易交乘($fdit \times marih$)后再回归。由列(3)可知, 交乘项($fdit \times marih$)回归系数为0.0849, 且在1%水平上显著, 表明相对于市场分割来说, 市场整合程度越高的地区, 要素流通越充分, 对数字贸易推动企业绿色化转型的正向影响越强。

表8 统一大市场拓展分析检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
$fdit$	0.268*** [0.0487]	0.189 [0.1164]	0.253*** [0.0461]
$mari$	0.0002 [0.0002]	0.0002 [0.0002]	0.0002 [0.0002]
$fdit \times mari$		0.0018 [0.0030]	
$fdit \times marih$			0.0849*** [0.0272]
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
N	24449	24449	24449
adj. R ²	0.6101	0.6101	0.6103

(四) 基于产业集聚的异质性分析

由前文可知, 数字贸易发展与数字交易平台密切相关, 企业将部分线下交易环节转移至线上, 节约企业成本, 有效促进企业绿色化转型。此外, 基于成本节约压力, 企业除了在数字交易平台集聚外, 也可能在线下形成产业集聚。一方面, 产业集聚使得各产业间和产业内能够共用基础设施, 减少产业内和产业间联动成本, 并能有效提高能源利用效率, 减轻污染(Liu et al., 2017), 即产生正外部性; 另一方面, 过度的产业集聚也可能造成区域交通拥挤, 用地成本上升, 更为直接地造成环境污染, 即产生负外部性(Dong et al., 2020)。鉴于此, 为了进一步探究产业集聚对数字贸易推动企业绿色化转型的差异化影响, 参考已有文献(吕越等, 2023)采用区位熵指数衡量产业集聚(agg), 并将数字贸易与产业集聚交乘($fdit \times agg$)后引入式(1)进行回归, 结果如表9所示。由列(1)和列(2)可知, 产业集聚(agg)回归系数均显著为负, 但列(2)交乘项($fdit \times agg$)为正, 并不显著。这一结果原因可能在于产业未过度集聚时, 集聚的企业能够共享资源, 提高资源能源利用效率, 但当企业存在过度集聚时, 会进一步引发过度集聚的负外部性效应, 增加环境污染, 不利于企业绿色化转型。为此, 以产业集聚(agg)中位数为界, 设定高产业集聚虚拟变量($aggh$),

当 agg 大于中位数时将其赋值为1，否则为0，将其与数字贸易交乘（ $fdit \times aggh$ ）后再次引入式（1）进行回归。列（3）交乘项（ $fdit \times aggh$ ）系数为-1.919，且在5%水平显著，表明产业过度集聚会对环境造成压力，不利于企业绿色化转型。此外，鉴于制造业在绿色化转型过程中的重要作用，本文将样本限定在制造业领域再回归。由列（4）可知，交乘项（ $fdit \times aggh$ ）系数虽为负（-1.648），但不显著。表明在数字贸易赋能制造业产业运行的前提下，制造业产业集聚对企业绿色化转型的负向影响并不明显。

表9 产业集聚拓展分析检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$fdit$	0.383*** [0.0523]	0.306** [0.1389]	0.390*** [0.0561]	0.885 [1.4710]
agg	-0.00583*** [0.0016]	-0.00586*** [0.0016]	-0.00517*** [0.0015]	-0.00710*** [0.0023]
$fdit \times aggh$		0.0343 [0.0598]		
$fdit \times aggh$			-1.919** [0.7629]	-1.648 [1.3815]
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
N	26108	26108	26108	15855
adj. R ²	0.5587	0.5587	0.5601	0.5667

六、结论与政策建议

在“双碳”目标下，企业绿色化转型是经济发展方式绿色化变革的微观基础，而如何有效推动企业绿色化转型是学界关注的焦点。在数字经济背景下，基于数字技术发展的数字贸易新业态成为拉动经济增长的重要驱动力量，同时也是企业开展新型贸易，推动绿色化转型的关键抓手。本文基于2001~2022年中国A股上市公司数据，探析数字贸易对企业绿色化转型的影响及存在的理论机制。研究发现：第一，数字贸易发展能有效推动企业绿色化转型，且这种效应在经过系列稳健性检验后依然存在。第二，机制分析发现：首先，数字贸易通过降低企业运行成本推动企业绿色化转型；具体地，数字贸易对企业营业总成本及其组成部分的管理费用和销售费用具有明显的降低效应，对财务费用降低效应尚不明显。其次，数字贸易通过降低企业垄断水平推进企业绿色化转型，并且这种企业垄断水平降低效应是数字技术赋能企业高效运行的良性结果。最后，环境规制对数字贸易推动企业绿色化转型具有积极的正向调节作用。第三，异质性分析发现：数字贸易对制造业企业绿色化转型具有促进效应，尤其对具有高研发密集度的制造业行业促进效应尤为明显，同时，对非制造业行业亦有明显的促进效应；数字贸易对劳动密集型、资本密集型企业的绿色化转型具有推动作用。第四，外部宏观市场整合程度的上升，尤其是高水平的市场整合能对数字贸易推动企业绿色化转型产生明显的促进效应。第五，产业集聚需要居于合理水平，过度集聚会对环境产生负面效应，不利于企业绿色化转型。基于以上研究结论，从以下方面给出政策建议：

一是加快数字技术研发，推动数字贸易发展。数字贸易能有效驱动企业绿色化转型，因此需要推进数字贸易底层技术和数字基础设施的研发和建设，以推动数字贸易发展。从企业角度看，数字技术作为一种新型技术，具有清洁、高效和绿色化特征，

企业需要基于自身运行实际, 引进和研发先进数字技术。一方面, 能提升企业运行和管理效率, 降低企业运行成本; 另一方面, 能够依托数字技术研发数字产品开展数字贸易, 在提升企业市场竞争力的同时推动企业绿色化转型。从政府角度看, 数字贸易的发展离不开数字基础设施。因此, 需要持续推进数字基础设施建设, 使企业与市场能够直接数字对接, 减少对接成本和能耗。此外, 数字贸易的开展主要基于数字交易平台, 因此, 需要进一步规范数字交易平台运行规则, 避免虚假宣传和数字贸易平台垄断; 在规范大企业行为的同时, 鼓励小企业积极入驻平台, 推进线上交易规范且长效发展。

二是以龙头企业为抓手, 推动绿色化转型。龙头企业绿色化转型的推进, 能够倒逼产业链上下游相关企业的绿色化转型。此外, 需要着力推进制造业领域的研发创新, 尤其是高污染制造业领域的数字技术、数字贸易和环境技术突破, 进一步在突破“卡脖子”技术的同时, 加快数字技术和数字贸易赋能制造业企业的速度。

三是持续破除市场壁垒, 有效推进市场整合。市场整合对数字贸易推进企业绿色化转型具有积极影响, 且当市场整合水平进一步提高时, 其对企业绿色化转型的影响更为显著。因此, 需要进一步推进统一大市场构建, 促进市场整合。首先, 应该从制度上形成统一的市场运行机制, 破立并行, 在确立一体化顶层市场运行机制的同时, 废除地方设立的与市场经济运行相违背的行政壁垒, 从政策层面为统一大市场构建清除障碍; 其次, 基于数字贸易平台, 开展地区招商宣传和供需信息发布, 打破传统条件下信息不畅造成的市场分割和“信息孤岛”, 破除信息壁垒。

参考文献

- [1] 曹裕,李想,胡韩莉,等.数字化如何推动制造企业绿色转型?——资源编排理论视角下的探索性案例研究[J].管理世界,2023(3):96-126.
- [2] 戴翔,杨双至.数字赋能、数字投入来源与制造业绿色化转型[J].中国工业经济,2022(9):83-101.
- [3] 方慧,霍启欣.数字服务贸易开放的企业创新效应[J].经济动态,2023(1):54-72.
- [4] 洪俊杰,杨懿,杨志浩.信息产业融合与数字贸易发展:中国地级市的经验证据[J].国际经贸探索,2023(7):4-20.
- [5] 黄群慧,余泳泽,张松林.互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J].中国工业经济,2019(8):5-23.
- [6] 金祥义,张文菲.人工智能与企业污染减排:智能治理的环境效应[J].中国人口·资源与环境,2023(8):138-145.
- [7] 李金昌,连港慧,徐蔼婷.“双碳”愿景下企业绿色转型的破局之道——数字化驱动绿色化的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2023(9):27-49.
- [8] 李元杰,李娜.全产业链视角下数字经济的碳排放效应——以河北省为例[J].河北大学学报(哲学社会科学版),2023(3):92-105.
- [9] 刘海曼,龙建成,申尊焕.数字化转型对企业绿色创新的影响研究[J].科研管理,2023(10):22-34.
- [10] 刘艳霞,陈乐,周昕格.数字化转型与绿色创新:基于信息的双重效应识别[J].改革,2023(10):30-45.
- [11] 刘淑春,闫津臣,张思雪,等.企业管理数字化变革能提升投入产出效率吗?[J].管理世界,2021(5):170-190.
- [12] 吕越,陈泳昌,张昊天,等.电商平台与制造业企业创新——兼论数字经济和实体经济深度融合的创新驱动路径[J].经济研究,2023(8):174-190.
- [13] 鲁桐,党印.公司治理与技术创新:分行业比较[J].经济研究,2014(6):115-128.

- [14] 马文甲,张弘正,陈劲.企业数字化转型对绿色创新模式选择的影响[J].科研管理,2023(12):61-70.
- [15] 戚聿东,杜博.数字经济、高质量发展与推进中国式现代化[J].山东大学学报(哲学社会科学版),2024(1):108-124.
- [16] 任保平,张陈璇.数字产业链助推中国产业链现代化的效应、机制与路径[J].财经科学,2023(2):54-64.
- [17] 邵朝对,苏丹妮,杨琦.外资进入对东道国本土企业的环境效应:来自中国的证据[J].世界经济,2021(3):32-60.
- [18] 邵帅,葛力铭,朱佳玲.人与自然何以和谐共生:地理要素视角下的环境规制与环境福利绩效[J].管理世界,2024(8):119-143.
- [19] 田海峰,刘华军.企业数字化转型与绿色创新的“双化协同”机制研究[J].产业经济研究,2023(6):29-72.
- [20] 吴迪.全球价值链重构背景下我国实现高水平对外开放的战略选择[J].经济学家,2023(2):15-24.
- [21] 王应欢,郭永祯.企业数字化转型与 ESG 表现——基于中国上市企业的经验证据[J].财经研究,2023(9):94-108.
- [22] 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(3):76-105.
- [23] 肖仁桥,马伯凡,钱丽,等.低碳城市试点政策对企业绿色创新的影响及其作用机制[J].中国人口·资源与环境,2023(5):125-137.
- [24] 熊灵,闫烁,杨冕.金融发展、环境规制与工业绿色技术创新——基于偏向性内生增长视角的研究[J].中国工业经济,2023(12):99-116.
- [25] 袁礼,周正.环境权益交易市场与企业绿色专利再配置[J].中国工业经济,2022(12):127-145.
- [26] 杨刚强,王海森,范恒山,等.数字经济的碳减排效应:理论分析与经验证据[J].中国工业经济,2023(5):80-98.
- [27] 余号,殷凤.贸易数字化、柔性生产力与出口产品质量——来自中国微观企业的经验证据[J].国际贸易问题,2023(6):139-157.
- [28] 杨连星,王秋硕,韩彩霞.数字贸易对跨国并购的影响:理论机理与中国证据[J].数量经济技术经济研究,2024(3):112-130.
- [29] 杨翠红,王小琳,王会娟,等.开放与保护的平衡:数字服务贸易的监管同质化[J].中国工业经济,2023(12):80-97.
- [30] 余泳泽,胡山,杨飞.国内大循环的障碍:区域市场分割的效率损失[J].中国工业经济,2022(12):108-126.
- [31] 张天顶,龚同.“数字鸿沟”对 RTA 数字贸易规则网络发展的影响:从“信息鸿沟”到治理壁垒[J].中国工业经济,2023(10):80-98.
- [32] 周文,韩文龙.数字财富的创造、分配与共同富裕[J].中国社会科学,2023(10):4-23.
- [33] 张倩,任保平.西部地区数字经济发展的状态、路径与政策[J].宁夏社会科学,2023(4):118-125.
- [34] 张新一,谢德仁,崔宸瑜.企业风险承担的微观机制设计——基于股权激励行权业绩条件达标难度的分析[J].经济学(季刊),2024(1):220-236.
- [35] Cohn, J. B., Z. Liu, and M. I. Wardlaw, “Count (and Count-like) Data in Finance”, *Journal of Financial Economics*, 2022,146(2):529-551.
- [36] Dong, F., Y. Wang, L. Zheng, et al., “Can Industrial Agglomeration Promote Pollution Agglomeration? Evidence from China”, *Journal of Cleaner Production*, 2020,246:1-13.
- [37] Fujii, H., and S. Managi, “Decomposition Analysis of Sustainable Green Technology Inventions in China”, *Technological Forecasting and Social Change*, 2019,139: 10-16.
- [38] Hummels, D., J. Ishii, and K. M. Yi., “The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade”, *Journal of International Economics*, 2001,54(1):75-96.
- [39] Javorcik, B. S., “Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? In Search of Spillovers through Backward Linkages”, *American Economic Review*, 2004,94(3):605-627.
- [40] Luo, S. Y., N. S. Yimamu, Y. R. Li, et al., “Digitalization and Sustainable Development: How Could

- Digital Economy Development Improve Green Innovation in China?” , *Business Strategy and the Environment*, 2023,32(4):1847–1871.
- [41] Liu, J., Z. Cheng, and H. Zhang, “Does Industrial Agglomeration Promote the Increase of Energy Efficiency in China?” , *Journal of Cleaner Production*, 2017,164:30–37.
- [42] Panon, L., “Labor Share, Foreign Demand and Superstar Exporters” , *Journal of International Economics*, 2022,139:1036–1078.
- [43] Wielgos, D. M., C. Homburg, and C. Kuehnl, “Digital Business Capability: Its Impact on Firm and Customer Performance” , *Journal of the Academy of Marketing Science*, 2021,49:762–789.
- [44] Wang, Q. H., J. S. Qu, B. Wang, et al., “Green Technology Innovation Development in China in 1990–2015” , *Science of the Total Environment*, 2019,696:134–142.
- [45] Wang, L., Y. Chen, T. S. Ramsey, et al., “Will Researching Digital Technology Really Empower Green Development?” , *Technology in Society*, 2021,66:1016–1038.
- [46] Yang, G. Q., Y. M. Nie, H. G. Li, et al., “Digital Transformation and Low-carbon Technology Innovation in Manufacturing Firm: The Mediating Role of Dynamic Capabilities” , *International Journal of Production Economics*, 2023,263:1–15.

【作者简介】赵春明：北京师范大学经济与工商管理学院（二级）教授，博士生导师。研究方向：世界经济。

杨宏举：北京师范大学经济与工商管理学院博士研究生。研究方向：世界经济与数字经济。

Digital Opportunities on the “Carbon Path”: Digital Trade and Enterprise Green Transformation

ZHAO Chun-ming & YANG Hong-ju

(Business School, Beijing Normal University, Beijing 100875, China)

Abstract: Digital transformation of enterprises toward greener development is a critical lever for advancing a low-carbon economic paradigm under the dual-carbon mandate. Against the backdrop of sustained growth in emerging digital-trade models, identifying digital opportunities to facilitate corporate green transformation has become a central concern. This study employs panel data from Chinese publicly listed firms spanning 2001–2022 to empirically examine the impact of digital trade on corporate green transformation and to elucidate the underlying mechanisms. Our findings indicate that the expansion of digital trade significantly accelerates firms’ green-transformation processes, and this effect is amplified in the presence of stringent environmental-regulatory policies. Mechanism analysis reveals two principal channels through which digital trade promotes green transformation: namely, cost reduction and diminished market power. In particular, the attenuation of firms’ monopoly power reflects a virtuous outcome stemming from digital technologies’ enabling of more efficient operations. Heterogeneity tests further demonstrate that the positive impact of digital trade on green transformation is especially pronounced for manufacturing firms characterized by high R&D intensity, as well as those in labor- and capital-intensive sectors. An investigation into market integration underscores that, relative to segmented markets, higher degrees of market integration more effectively foster corporate green transformation; however, excessive industry agglomeration may impede this process. This analysis offers a digital-trade-oriented pathway for promoting corporate green transformation and provides policy implications, such as the accelerated development of digital technologies to support the attainment of dual-carbon objectives.

Keywords: digital trade; green transformation of enterprises; environmental regulation; market integration

(责任编辑：吴素梅)