

DOI: 10.13504/j.cnki.issn1008-2700.2026.03.006

# 数字化转型如何赋能双循环?

## ——基于企业投资地理广度的微观证据

陈凤兰<sup>1</sup>, 梁豪烽<sup>1</sup>, 吴 祯<sup>2</sup>

(1. 深圳大学 经济学院, 广东 深圳 518055;

2. 中国人民大学 经济学院, 北京 100872)

**摘要:** 面对出口增长放缓与关键投入品进口受限的双重约束, 拓展国内外投资布局以实现双循环, 已成为企业把握发展主动权的关键举措。基于2010—2024年沪深A股制造业上市公司数据, 以企业投资地理广度表征其统筹利用国内国际两个市场、两种资源的能力, 实证检验数字化转型对双循环的影响及其作用机制。研究发现, 数字化转型能够促进企业拓展投资地理广度, 有效赋能双循环, 具体表现为数字化转型程度越高的企业, 其国内异地投资省份与海外投资东道国的覆盖范围越广。机制检验结果表明, 数字化转型通过提升企业信息获取能力、技术创新水平与全要素生产率促进双循环。异质性分析结果显示, 该促进作用在中西部地区与内陆地区、风险承担能力强和高管风险偏好高的企业中更为明显; 同时, 高外贸依存度企业借助数字化转型实现国内外投资广度的双向拓展, 而低外贸依存度企业则表现为国内投资广度的内向赋能。研究结论为理解数字化转型如何通过拓展企业市场空间布局来服务新发展格局提供了微观证据, 并为利用数字化工具促进区域协调发展与优化全球投资布局提供了政策启示。

**关键词:** 数字化转型; 双循环; 海外投资; 异地投资; 投资地理广度

**中图分类号:** F720 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-2700 (2026) 03-0071-17

### 一、问题提出

近年来, 全球经济复苏乏力与贸易保护主义抬头相互交织, 中国制造企业出口增长持续承压。与此同时, 部分发达国家对关键核心技术实施封锁, 进一步加剧了进口端约束, 对企业生产经营构成严峻挑战。面对复杂严峻的外部环境, 党的二十大报告提出, “加快构建新发展格局, 着力推动高质量发展” “加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”; 党的二十届四中全会进一步强调 “统筹国内国际两个大局” 的战略部署。这要求企业统筹利用国内国际两个市场、两种资源。面对进出口双重约束, 拓展国内外投资地理布局不仅是企业分散风险、获取全球要素资源与重塑竞争优势的现实路径<sup>[1]</sup>, 更是其响应国家战略、推动双循环发展的关键微观载体。然而, 企业在进行内外联动的空间布局时, 不仅需要打破因地理距离与制度差异而形成的信息壁垒, 还要克服技术标准差异、管理复杂

收稿日期: 2025-11-14; 修回日期: 2026-02-06

基金项目: 国家社会科学基金重点项目 “全球产业链收缩对中国产业链影响机制研究” (21AJY003); 广东省自然科学基金面上项目 “产业链国内循环赋能制造企业国际化发展的机制、障碍和对策研究” (2025A1515012167); 深圳市自然科学基金面上项目 “人工智能与企业供应链安全: 基于工业机器人应用的证据” (JCYJ20240813142305007)

作者简介: 陈凤兰, 深圳大学经济学院助理教授、特聘副研究员, 通信作者; 梁豪烽, 深圳大学经济学院硕士研究生; 吴祯, 中国人民大学经济学院博士研究生。

化带来的适配成本与效率损耗。在传统成本优势逐步削弱、新竞争优势尚未完全形成的转型阶段, 如何从企业内生能力建设层面突破上述进入壁垒, 已成为企业支撑双循环发展的核心挑战。

数字化转型为破解上述难题提供了新的思路。数字经济是宏观层面的产业与技术生态, 泛指以数字技术为核心驱动力的经济形态; 数字化转型则是其在微观企业层面的具体实践, 即企业系统运用数字技术对组织架构、运营流程与商业模式进行整体性重构。相较于传统的外部政策或金融支持, 以大数据、人工智能为代表的数字技术通过深度嵌入企业组织架构与运营流程, 能够系统地提升企业在信息获取、技术创新与运营效率等方面的综合能力, 从而帮助其有效克服跨区域投资中的信息、技术与协调等方面的障碍, 为企业统筹利用国内国际两个市场、两种资源奠定坚实基础。因此, 数字化转型有望成为微观企业拓展国内外投资地理广度、融入双循环的重要内生路径。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十五个五年规划纲要》将“促进实体经济和数字经济深度融合”置于突出位置, 凸显了数字化转型在重塑经济体系中的关键作用。有鉴于此, 本文旨在探讨以下核心问题: 企业数字化转型能否通过拓展国内外投资地理广度有效赋能双循环? 其作用机制是什么? 这一赋能效应呈现何种异质性? 对这些问题的探讨, 不仅有助于从微观层面揭示数字经济赋能双循环的传导路径, 而且为政府制定精准的数字化转型促进政策、加快构建新发展格局提供实证依据。

与本文的研究主题高度相关的文献可分为三类。第一类文献关注双循环的测度与实现路径。在测度方面, 部分研究或基于需求侧, 分别以内需、外需占国内生产总值(GDP)的比重来衡量双循环规模<sup>[2]</sup>; 或基于供给侧, 分别以国内、国外投入占国内需求的比重作为代理指标<sup>[3]</sup>; 或从市场一体化与全球价值链参与度等视角进行分析<sup>[4]</sup>。更为精细的测度则基于嵌入式投入产出表与增加值分解框架, 在省份-行业层面量化国内与国际循环<sup>[5]</sup>。这些研究为理解双循环的结构特征提供了重要依据, 但多停留在地区或行业维度, 缺乏对企业如何具体参与并推动双循环的微观考察。在实现路径方面, 既有研究分析了消费扩张与产业升级等宏观结构性因素对双循环的促进作用<sup>[6-7]</sup>, 但缺乏从微观企业行为视角对双循环实现机制的深入探讨。

第二类文献聚焦企业投资地理广度的影响因素。已有研究主要从国内与国际两个相对独立的视角展开。在国内布局方面, 主要关注风险投资经验、财政激励等因素的影响<sup>[8-9]</sup>; 在国际布局方面, 则探讨金融摩擦、绿色壁垒等因素对企业对外投资地理广度的制约<sup>[10-11]</sup>。然而, 这些研究多将企业国内布局与国际布局割裂开来。在新发展格局下, 企业如何统筹兼顾、同步拓展国内外市场的地理边界, 仍缺乏系统性的实证研究。

第三类文献探讨数字化转型对双循环的影响。部分文献从理论层面阐释了数字经济赋能双循环的内在逻辑<sup>[12]</sup>, 另有研究基于地区或行业数据进行实证检验。例如, 张云和柏培文指出, 数字经济通过促进产品与要素市场融合、降低交易成本并提升全要素生产率, 推动双循环<sup>[4]</sup>; 盛斌等发现, 数字经济通过促进消费升级和产业结构优化升级赋能国内循环, 并通过成本节约效应和质量提升效应赋能国际循环<sup>[5]</sup>。这些研究肯定了数字经济在宏观与中观层面对双循环的驱动作用, 但难以识别其微观作用机制。在企业层面, 现有文献主要关注数字化转型对企业出口行为或对外投资的影响。出口方面的研究普遍认为, 数字化转型通过提高人力资本水平、提升生产与管理效率等方式, 有助于扩大出口规模、增强出口韧性和提升出口产品质量<sup>[13-14]</sup>。对外投资方面的研究则表明, 数字化转型能够提高企业海外投资的积极性与效率<sup>[15-16]</sup>。这些研究虽然为理解数字化转型助力企业参与国际循环提供了基础, 但其分析仍局限于传统国际商务的出口与对外投资二分范式, 未能在一个整合的双循环分析框架下, 考察数字化转型如何通过拓展企业国内外投资地理广度这一关键空间战略, 来赋能企业统筹利用国内外市场与资源。

综上, 学术界已对数字经济与双循环的关系进行了探索, 但仍存在以下不足: 其一, 关于双循环的研究多集中于宏观、中观层面, 缺乏基于微观企业行为的实证考察; 其二, 关于企业投资地理布局的研究, 往往分别讨论国内与国际市场, 未能体现双循环统筹两个市场、两种资源的内在要求; 其三, 关于数字化转型与双循环的关联研究, 鲜有从企业国内外投资地理广度这一视角切入, 未能揭示数字化赋能双循环的微观空间路径与机制。有鉴于此, 本文利用2010—2024年沪深A股制造业上市公司面板数据,

以企业海外投资东道国覆盖范围和国内异地投资省份覆盖范围作为企业投资地理广度的度量指标,紧扣双循环强调的空间联动内涵,系统考察数字化转型对双循环发展的赋能作用与内在机制。

与已有文献相比,本文的边际贡献在于:一方面,将企业国内异地投资与对外投资纳入统一的分析框架,实证检验数字化转型对双向拓展投资战略的赋能效应,为数字经济促进双循环提供了直接的微观经验证据;另一方面,构建了“数字化转型-能力提升(信息、技术、效率)-企业投资地理广度-双循环发展”的分析框架,探究数字化转型如何助力企业突破“能力断层”,这丰富了数字经济与企业空间布局的理论研究,有助于理解数字化转型赋能双循环的微观逻辑。

## 二、理论分析与研究假设

### (一) 双循环的微观基础:企业投资地理广度

新发展格局的核心在于促进国内国际两个市场开放联通,其微观实现的关键取决于企业能否有效发挥连接内外市场的枢纽作用<sup>[3]</sup>。在当前出口增长放缓与关键投入品进口受限的双重压力下,企业亟需通过优化空间布局来统筹利用国内国际两个市场、两种资源<sup>[1]</sup>。基于此,本文将企业投资地理广度界定为企业直接投资所覆盖的地理空间范围,具体以国内异地投资省份数量与海外投资东道国数量共同衡量。该指标从空间维度刻画了企业融入双循环格局的深度与广度,其理论内涵体现在以下三个方面。首先,投资地理广度是企业市场联通能力的直接体现。双循环强调国内国际市场的有效对接与相互促进,而非单一市场的规模扩张<sup>[3]</sup>。企业在国内覆盖的省份越多、在国际布局的区域越广,表明其已构建起贯通国内国际的空间网络,能够切实发挥连接两个市场的桥梁作用。这种跨区域投资网络既有助于企业深挖国内市场潜力,又能推动其主动整合国际高端要素,从而在微观层面为构建新发展格局提供实体支撑。其次,投资地理广度反映企业两种资源统筹能力的实际水平。进入新的国家或地区需要克服固定成本、信息壁垒、制度距离等障碍,因此投资地理覆盖范围可视为企业实质性融入不同区域循环的能力表征。根据资源基础观,异质性资源的获取与整合是企业竞争优势的重要来源。更广泛的地理布局使企业能够接触并整合多样化要素资源<sup>[17]</sup>,这种多元化资源获取与配置能力在双循环背景下尤为关键。最后,投资地理广度体现了企业对战略主动权的把握程度。在逆全球化思潮抬头与地缘政治风险上升的背景下,将投资布局分散于更广泛的地理市场是重要的风险对冲策略<sup>[18-19]</sup>。同时,提前进入新兴市场或潜力区域有助于企业抢占战略资源与市场份额的先发优势。这正是把握发展主动权在微观企业层面的具体体现。综上所述,投资地理广度作为衡量企业空间布局的关键指标,为从微观主体层面观察企业融入双循环的程度提供了一个可行的分析视角。

### (二) 数字化转型对双循环的直接影响

企业在实施跨区域、跨国界扩张策略时,面临外部制度距离与内部资源门槛双重障碍。前者源于目标市场固有的文化差异、制度隔阂与本地关系网络缺失,这往往会放大“外来者劣势”,抬高企业的信息搜寻、市场适应与合规等成本;后者体现为扩张过程所需的持续性资源投入,涵盖厂房建设、设备购置、供应链重构与分销网络培育等多个环节。

数字化转型作为企业对核心业务、组织架构与商业模式的系统性重构,为突破上述双重约束提供了新的路径。第一,降低跨区域经营的交易成本。依据交易成本理论,企业跨区域投资面临的搜寻、谈判、监督与执行等成本会随地理距离与制度距离的增加而大幅上升。数字化转型通过构建数字化采购平台、智能合约及供应链管理系统,能够大幅降低企业与异地合作伙伴间的信息不对称与交易摩擦<sup>[13]</sup>。同时,区块链等技术的应用提升了交易透明度与可追溯性,能够有效抑制机会主义行为,从而降低合同执行成本。交易成本的下降使企业能以更低成本突破地理限制,进入更广泛的市场。第二,突破资源约束瓶颈。传统扩张模式要求企业在每个新市场配置完整的实体资源体系,形成较高的资源进入门槛。数字化转型借助云计算、远程协作平台与数字化服务网络,实现了资源的虚拟化配置与跨地域灵活调用<sup>[11]</sup>。此外,数字平台有助于企业接入本地化资源网络,通过生态合作弥补自身短板,从而降低多市场运营的资源负

担。第三, 催生网络效应与生态协同优势。数字化转型帮助企业嵌入更广泛的数字生态系统, 通过接入电商平台、数字支付网络与产业互联网, 企业可借助平台的网络效应快速触达多个市场的客户群体, 降低市场开拓的边际成本<sup>[16]</sup>; 同时, 生态伙伴的协同支持可为企业进入新市场提供渠道、品牌与信任背书等互补性资源<sup>[15]</sup>。随着上述能力的持续积累, 企业的国内外投资边界得以向外拓展, 从而为其深度融入并有力支撑双循环发展提供关键的微观路径。

据此, 本文提出假设 1: 数字化转型有助于拓展企业国内外投资地理广度, 从而赋能双循环。

### (三) 数字化转型对双循环的间接影响

资源基础观指出, 企业只有拥有稀缺、难以模仿且可有效组织的战略性资源束, 才能成功进入新市场并建立持续竞争优势。在跨区域投资情境下, 这些战略性资源具体表现为: 充分的信息获取能力以识别机会与评估风险, 持续的技术创新能力以构建差异化优势, 以及高生产率水平以克服高额进入成本。基于此, 本文从信息获取、技术创新和生产率提升三个维度分析数字化转型影响投资地理广度的机制。

#### 1. 信息获取机制

根据信息不对称理论, 企业在进行跨区域、跨国界投资时, 面临的核心障碍是与目标市场间的“信息鸿沟”, 这放大了投资的不确定性与风险。数字化转型通过拓宽信息获取渠道和提升信息处理能力摆脱上述困境, 为企业融入双循环奠定关键的信息基础。一方面, 数字化转型有助于拓宽企业信息获取渠道。数字平台与远程协作技术突破了时空限制, 使企业能够以较低成本与目标市场的供应商、政府机构、科研机构等主体进行信息交流<sup>[20]</sup>。同时, 借助互联网和大数据分析工具, 企业能够实时、多维度地捕捉国内外市场的消费趋势、竞争态势与政策变动, 从而获取更丰富、精准且及时的市场信息。此外, 数字技术能够将原本难以编码和传递的隐性知识(如本地商业惯例、关系网络等)转化为可编码、可传递的显性信息, 从而快速识别潜在的投资机会。由此, 原本因信息屏障而被排除在企业决策之外的市场, 得以纳入可比较、可选择的投资区位集合, 从而直接扩大了企业国内外投资的地理覆盖范围。另一方面, 数字化转型有助于提升企业信息分析与研判能力。云计算、大数据中心等数字基础设施为企业处理海量异质信息提供了强大的算力支持。在此基础上, 数字孪生、模拟仿真与预测性分析等工具有助于企业将原始数据转化为有效决策支持, 系统比较国内不同省份与海外不同东道国的市场容量、制度环境与风险收益, 实现对国内外两个市场的统筹规划<sup>[21]</sup>。综上, 数字化转型通过打破跨区域投资的信息壁垒, 提升企业区位比较与决策能力, 进而助力企业同步拓展国内外投资地理广度、赋能双循环发展。

据此, 本文提出假设 2: 数字化转型通过提升企业信息获取能力, 促进其国内外投资地理广度的拓展, 进而赋能双循环。

#### 2. 技术创新机制

根据动态能力理论, 持续的技术创新是企业适应动态环境、构建长期竞争优势的核心。在跨区域投资情境下, 技术创新使企业能够满足不同市场的技术标准、产品认证等要求, 跨越制度性与技术性准入壁垒, 同时帮助企业凭借技术领先性构建独特且难以模仿的核心能力, 从而在新市场成功立足<sup>[20]</sup>。数字化转型通过释放创新资源、优化人力资本结构和拓展协同创新网络, 驱动企业技术创新。其一, 在数字化转型过程中, 企业借助自动化和智能化技术完成重复性、标准化作业, 能够大幅削减在人力、物力方面的运营成本, 从而腾挪出更多资金和资源用于技术研发, 增强产品开发能力。其二, 企业数字化进程的推进会伴随着先进机器设备对部分低技能劳动力的替代, 同时数字技术的应用会加大对高端劳动力的用工需求, 这一过程驱动了企业人力资本结构升级<sup>[21]</sup>。更为重要的是, 数字技术深度嵌入企业各生产环节, 极大地促进了组织内部的知识编码、传递和外溢, 拓宽了员工汲取知识、技能和经验的渠道, 这有助于推动企业人力资本积累<sup>[22]</sup>, 而人力资本是技术创新最核心的驱动因素。其三, 数字化平台打破了组织边界, 使企业能够与供应商和科研院所等建立更紧密的研发协作关系, 共同推进新技术、新产品的研发。这种基于平台的开放式创新, 不仅实现了创新资源的共享与互补<sup>[23]</sup>, 也加速了研发迭代进程, 大幅提升了技术创新的成功率。强大的技术创新能力使企业能够突破海外市场的技术壁垒和准入限制, 满足

不同市场对产品标准、环保及安全认证的要求,从而有能力向更广阔的海外市场拓展投资布局;与此同时,依托技术创新实现的产品升级与进口替代,使企业能够更好地服务国内产业升级需求,增强在跨区域投资中的竞争力,推动生产链在国内多省份延伸。综上,数字化转型通过提升技术创新能力,为企业进军更广阔的国内外市场、赋能双循环提供了坚实的技术支撑。

据此,本文提出假设3:数字化转型通过提升企业技术创新水平,促进其国内外投资地理广度的拓展,进而赋能双循环。

### 3. 生产率提升机制

异质性企业理论指出,企业的生产率水平是决定其能否克服跨区域投资所面临的高额固定成本,从而成功进入新市场的关键筛选机制<sup>[24]</sup>。数字化转型可以通过优化内部生产流程和强化外部协作网络双重路径提升全要素生产率(TFP)。就内部生产流程而言,自动化和智能化技术的应用能够减少生产冗余和人为失误,提高生产率。同时,数字技术有助于实现研发设计、采购、生产、销售等全流程的实时监控与动态协调,有效打破信息孤岛,极大地优化了内部资源配置与运营协同效率<sup>[25]</sup>。此外,数字技术赋能下的快速研发迭代与持续知识积累,不断推动产品与工艺创新,为生产率的长期增长注入动力。就外部协作网络而言,数字平台与信息系统的應用促进了企业与供应链上下游伙伴之间的信息共享和业务协同,有助于降低交易与摩擦成本,并通过促进更精细的专业化分工,带动整条产业链生产率提升<sup>[24]</sup>。生产率的提高赋予企业成本与质量的双重优势,使其得以突破固定成本门槛,向国内细分及偏远市场纵深布局,拓宽国内投资地理广度;同时,较高的TFP有助于企业克服跨境合规、认证及本土化适配等额外进入成本,扩大海外投资的地理覆盖。此外,生产率领先的企业通常具备更强的资源整合能力与更大的利润缓冲空间,使其能够根据国内外市场的需求变化与政策导向,灵活调整投资布局,从而快速响应全球市场机遇。综上,数字化转型通过提升TFP,使企业得以广泛布局国内国际两个市场、深度融入双循环。

据此,本文提出假设4:数字化转型通过提高企业全要素生产率,促进其国内外投资地理广度的拓展,进而赋能双循环。

## 三、实证设计

### (一) 样本选取及数据来源

本文以2010—2024年沪深A股制造业上市公司为研究样本,相关财务与治理数据来源于深圳希施玛数据科技有限公司CSMAR中国经济金融研究数据库。企业国内外投资数据通过提取上市公司年报附录中披露的子公司注册地信息并进行手工整理与匹配得到,并据此识别其海外投资东道国与国内异地投资省份。考虑到在开曼群岛、百慕大群岛、英属维尔京群岛及中国港澳台等地区设立的子公司可能主要用于融资或税务安排而非实体经营,本文在境外投资统计中予以剔除。为保证样本质量与估计有效性,本文对初始样本进行如下处理:(1)剔除被标记为ST、\*ST和PT的异常企业;(2)剔除资不抵债的企业;(3)剔除关键变量缺失的样本。经过上述处理,得到包含3429家上市公司的26555个企业-年度观测值。

### (二) 模型设定

为研究数字化转型对双循环发展的影响,本文设定如下双向固定效应模型:

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Digital_{it} + \mathbf{X}'_i \boldsymbol{\beta} + \gamma_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标*i*与*t*分别代表企业与年份;被解释变量 $\ln y$ 分别表示企业海外投资地理广度( $\ln Scope$ )与国内异地投资地理广度( $\ln Dom\_Scope$ ),二者共同构成从空间维度衡量企业统筹两个市场、嵌入双循环的关键指标;解释变量 $\ln Digital$ 为数字化转型程度; $\mathbf{X}'$ 为控制变量向量, $\gamma_i$ 和 $\nu_t$ 分别表示企业固定效应和年份固定效应, $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。

### (三) 变量说明

#### 1. 被解释变量

为呼应双循环对统筹国内国际布局的内在要求,本文选取企业国内外投资地理广度作为研究切入点,

并分别以海外投资广度与国内异地投资广度作为核心被解释变量<sup>①</sup>。海外投资广度方面, 借鉴周超和苏冬蔚<sup>[18]</sup>、陈凤兰和张鹏飞<sup>[26]</sup>的做法, 以企业当年海外子公司所覆盖的东道国数量进行衡量; 国内异地投资广度方面, 以企业国内异地子公司(注册地与母公司不在同一省份的子公司)所覆盖的省份数量进行衡量。二者在回归中均采用总量加1后取自然对数的方式进行处理, 分别记作  $\ln Scope$  和  $\ln Dom\_Scope$ 。

## 2. 解释变量

参照赵宸宇等<sup>[24]</sup>的研究方法, 本文通过统计企业年报中数字技术运用、互联网商业模式、智能制造和现代信息系统四个维度的数字化相关词频来表示企业数字化转型程度。由于该指数的“右偏性”特征, 本文在回归中对词频总和加1后取自然对数, 表示为  $\ln Digital$ 。

## 3. 机制变量

本文的机制变量涵盖企业信息获取能力、技术创新能力和全要素生产率。对于企业信息获取能力, 采用以下两个指标进行测度: 一是企业信息不对称指数 ( $Info\_asym$ )。借鉴宋敏等<sup>[27]</sup>的研究方法, 选取流动性比率、非流动性比率和收益率反转三个股票流动性指标, 并对上述指标进行主成分分析<sup>②</sup>, 以构建信息不对称综合指数。数值越大, 表明股票流动性越差, 信息不对称程度越高。二是行业信息依赖度。借鉴陈凤兰和张鹏飞<sup>[26]</sup>的研究, 基于投入产出表测算企业所在行业对邮电业投入的需求程度, 以此表征企业信息依赖度, 即企业生产运营中对信息资源的依赖水平, 并以其中位数作为阈值, 将样本划分为高信息依赖组与低信息依赖组, 并构建分组变量 ( $D\_Info$ ) 进行分析。技术创新能力用企业专利申请数表示, 本文在回归中分别以企业当年独立与联合申请的专利总数加1后取自然对数 ( $\ln Pat$ ) 和独立申请专利数加1后取自然对数 ( $\ln Dpat$ ) 作为代理变量。全要素生产率方面, 参照鲁晓东和连玉君<sup>[28]</sup>的做法, 采用FE法、GMM法、OP法三种方法计算上市公司TFP, 分别记作  $TFP\_FE$ 、 $TFP\_GMM$  和  $TFP\_OP$ 。

## 4. 控制变量

为控制企业自身特征对投资行为的影响, 本文参考范子英和周小昶<sup>[9]</sup>、衣长军和赵晓阳<sup>[16]</sup>的研究, 对以下变量加以控制: 企业规模 ( $\ln Size$ ) 用企业固定资产净额(单位: 千万元)取自然对数表示; 企业年龄 ( $\ln Age$ ) 用年报年份与企业成立年份之差取自然对数表示; 营业收入增长率 ( $Growth$ ) 用营业总收入增长率衡量; 股权集中度 ( $Top10$ ) 用企业前十大股东股权持股比例之和表示; 资产负债率 ( $Leverage$ ) 用企业负债总额与资产总额的比值衡量; 盈利能力 ( $Roa$ ) 用企业净利润与总资产余额的比值表示; 资本密度 ( $Capital$ ) 用企业总资产与员工人数的比值表示。

### (四) 变量描述性统计

描述性统计结果如表1所示。样本期内, 企业海外投资涉及的东道国数量的均值为1.1292、最大值为44、最小值为0; 企业国内异地子公司所覆盖的省份数量的均值为3.3316、最大值为20、最小值为0。此外, 企业数字化转型相关词频数量的均值为20.4297, 最大值为130, 最小值为0。上述统计结果表明, 样本企业在国内外投资广度和数字化转型程度方面均存在较大差异。此外, 控制变量均分布于合理区间, 表明本文的样本选取具有良好的代表性。

① 采用投资地理广度而非投资金额或子公司总数, 主要基于以下考虑: 第一, 双循环强调市场联通而非单一市场深耕, 投资地理广度能够直接刻画企业市场联通网络的范围。投资金额可能仅体现少数市场的深耕, 子公司总数则无法区分同一市场内的重复布局与跨市场拓展。第二, 投资地理广度相较于投资规模更能反映企业应对不确定性与捕获多元机会的能力。第三, 企业进入新市场需克服制度距离、信息壁垒等固定成本, 因此市场覆盖数量是其突破进入障碍、实质性融入不同区域循环的有效信号。

② 流动性比率、非流动性比率与收益率反转三个指标虽从不同维度刻画信息不对称, 但两两相关系数在0.3以上, 抽样适用性检验(KMO)值为0.709, 且通过巴特利特(Bartlett)球形检验, 满足主成分分析的适用条件。若直接加总或取均值, 既面临权重设定的主观性问题, 也忽略了各指标的差异化贡献。主成分分析法通过正交变换客观提取各指标共同信息, 依据数据自身结构确定权重, 在消除多重共线性的同时保留绝大部分原始方差, 从而构建出更稳健的信息不对称综合指数。

表 1 描述性统计结果

变量类型	变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	
被解释变量	<i>Scope</i>	26 555	1. 129 2	2. 254 5	0	44	
	<i>Dom_Scope</i>	26 555	3. 331 6	3. 818 8	0	20	
解释变量	<i>Digital</i>	26 555	20. 429 7	27. 364 6	0	130	
机制变量	<i>Info_asym</i>	26 555	-0. 233 9	0. 618 7	-7. 019 2	29. 135 9	
	<i>D_Info</i>	26 555	0. 514 7	0. 499 7	0	1	
	<i>Pat</i>	26 555	15. 344 3	40. 870 4	0	309	
	<i>Dpat</i>	26 555	12. 086 0	33. 970 1	0	260	
	<i>TFP_FE</i>	24 406	11. 287 1	1. 244 2	7. 037 4	15. 445 8	
	<i>TFP_GMM</i>	24 406	5. 525 2	0. 716 9	2. 507 5	10. 198 0	
	<i>TFP_OP</i>	24 406	6. 632 4	0. 782 4	3. 447 3	10. 730 3	
	控制变量	<i>Size</i>	26 555	242. 250 9	825. 926 7	0. 007 6	26 228. 730 0
		<i>Age</i>	26 555	18. 371 2	5. 967 5	5	34
		<i>Growth</i>	26 555	0. 157 3	0. 352 2	-0. 654 4	3. 808 2
<i>Top10</i>		26 555	0. 582 6	0. 150 8	0. 203 9	0. 909 7	
<i>Leverage</i>		26 555	0. 389 5	0. 191 5	0. 027 4	0. 934 7	
<i>Roa</i>		26 555	0. 045 6	0. 066 4	-0. 374 9	0. 255 2	
<i>Capital</i>		26 555	14. 379 8	0. 698 9	12. 354 6	17. 832 1	

#### 四、实证结果与分析

##### (一) 基准回归

表 2 报告了基准回归结果。其中,列 (1) 与列 (3) 均仅控制所有控制变量而未控制企业固定效应和年份固定效应,列 (2) 与列 (4) 在此基础上均控制了年份与企业固定效应。结果显示,  $\ln Digital$  的回归系数均在 1% 水平下显著为正,表明数字化转型程度的提升促进了企业国内外投资地理广度拓展,假设 1 得到支持。从经济意义来看,在控制固定效应后,若企业数字化转型程度从样本第 25 百分位 (1. 386 3) 提升至第 75 百分位 (3. 295 8),则海外投资广度将增加约 2. 75%,国内异地投资广度将增加约 8. 92%。对于数字化转型起步较晚的企业 (如处于样本最低水平),若其数字化转型程度提升至样本均值水平 (3. 064 7),则海外投资广度将增加约 4. 41%,国内异地投资广度将增加约 14. 31%,提升空间更为可观。考虑到跨国投资面临的高固定成本与制度壁垒,以及国内市场的地理分割性,上述效应具有实质性的经济意义,即数字化转型有效赋能企业拓展投资地理广度。从研究视角看,本文区别于已有聚焦数字化转型与对外投资倾向、规模与效率的研究<sup>[15-16]</sup>,从投资空间维度切入,揭示了数字化转型通过拓展地理覆盖范围同步促进国内外循环的微观路径。从分析层次看,本文与张云和柏培文<sup>[4]</sup>、盛斌等<sup>[5]</sup>关于数字经济驱动双循环的宏观研究结论相互印证,但将分析单元下沉至微观企业层面,以企业国内外投资地理广度作为融入双循环的微观表征,为宏观战略提供了直接的企业行为证据。

表2 基准回归结果

变量	lnScope		lnDom_Scope	
	(1)	(2)	(3)	(4)
lnDigital	0.036 8*** (0.002 9)	0.014 4*** (0.003 2)	0.061 4*** (0.003 0)	0.046 7*** (0.003 3)
lnSize	0.107 3*** (0.003 7)	0.100 5*** (0.004 3)	0.133 7*** (0.003 9)	0.128 9*** (0.004 4)
lnAge	0.378 3*** (0.015 0)	0.252 8*** (0.040 2)	0.408 7*** (0.016 1)	0.247 9*** (0.041 7)
Growth	-0.018 2*** (0.006 8)	-0.020 7*** (0.006 9)	0.048 1*** (0.007 1)	0.040 3*** (0.007 2)
Top10	0.047 8* (0.028 8)	0.039 6 (0.032 1)	-0.177 7*** (0.030 5)	-0.173 3*** (0.033 3)
Leverage	0.248 3*** (0.023 2)	0.279 1*** (0.024 5)	0.327 9*** (0.024 3)	0.350 9*** (0.025 4)
Roa	0.100 7** (0.047 9)	0.094 8* (0.048 5)	-0.265 0*** (0.049 8)	-0.230 7*** (0.050 4)
Capital	0.027 2*** (0.006 3)	0.002 4 (0.007 3)	0.043 9*** (0.006 7)	0.022 4*** (0.007 6)
常数项	-2.438 9*** (0.088 8)	-1.713 2*** (0.147 4)	-2.367 7*** (0.094 0)	-1.605 5*** (0.153 1)
企业固定效应	未控制	控制	未控制	控制
年份固定效应	未控制	控制	未控制	控制
观测值	26 555	26 555	26 555	26 555
R <sup>2</sup>	0.215 9	0.236 4	0.307 1	0.320 0

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著,括号内为企业层面的稳健标准误;后表同。

## (二) 内生性分析

数字化转型与投资行为可能存在反向因果问题,即投资地理广度更高的企业往往拥有更强的动力和资源推进数字化转型。为缓解内生性问题,本文借鉴袁淳等<sup>[29]</sup>的思路,选取1984年各地级市年末邮电局所数作为工具变量。就相关性而言,早期通信设施的普及与分布奠定了地区信息网络的基本格局,不仅影响了信息传播的路径与技术扩散的方向,也通过邮电系统的长期运营,为后续数字产业的兴起积累了关键的人力资本与运营经验。更重要的是,这一基础设施禀赋依托路径依赖机制,持续塑造着地方政府对信息通信产业的政策取向、本地数字生态的演化路径,以及企业家对数字技术价值的认知框架与采纳意愿,从而能够影响当前的企业数字化转型。就外生性而言,1984年邮电局所数作为一项历史性、地区性的截面变量,距样本期(2010—2024年)较远,既难以对当前企业具体投资决策产生直接影响,也难以通过除影响企业数字化转型之外的其他渠道作用于当前投资地理广度<sup>①</sup>,因此可认为满足排他性约束。鉴于该数据为截面形式,本文将其与滞后两期的城市-行业层面数字化转型指数均值(剔除企业自身)进行交互,构造工具变量(IV)。表3报告了两阶段最小二乘法的估计结果<sup>②</sup>。其中,Kleibergen-Paap rk LM

① 1984年邮电局所数既不会直接影响企业当前融资约束、管理层决策偏好,也不会直接决定企业面临的市场竞争格局。

② 工具变量回归样本量减少,是由于部分城市1984年邮电局所数据缺失,以及部分观测值在城市-行业数字化转型指数的均值滞后两期后被剔除。这是工具变量构造过程本身带来的数据限制,不影响回归结果的有效性。

统计量为 103.93, 在 1% 水平下显著, 拒绝了工具变量识别不足的原假设; Kleibergen-Paap rk Wald  $F$  统计量远超 Stock-Yogo 检验 10% 水平下的临界值 16.38, 表明不存在弱工具变量问题。第二阶段回归结果显示,  $\ln Digital$  的回归系数依然显著为正, 验证了本文核心结论的可靠性。

表 3 内生性分析回归结果

变量	第一阶段	第二阶段	
		$\ln Scope$	$\ln Dom\_Scope$
$IV$	0.000 3*** (0.000 0)		
$\ln Digital$		0.093 6** (0.041 4)	0.167 9*** (0.040 6)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	-1.719 7*** (0.216 5)	-1.920 0*** (0.238 6)	-1.491 7*** (0.234 4)
固定效应	控制	控制	控制
Kleibergen-Paap rk $LM$	103.930 0***		
Kleibergen-Paap rk Wald $F$	153.080 0		
观测值	16 024	16 024	16 024
$R^2$	0.179 6	0.156 8	0.187 4

注: 限于篇幅, 企业固定效应和年份固定效应统一展示为固定效应, 后表同。

### (三) 稳健性检验

本文进行了一系列稳健性检验。

第一, 倾向得分匹配法。为缓解样本选择偏误, 本文采用倾向得分匹配法进行检验。借鉴李晴等<sup>[30]</sup>的研究, 以企业数字化转型强度的中位数作为划分依据, 将大于中位数的样本作为处理组, 其余的样本作为对照组。以本文使用的控制变量作为协变量, 按 1:1 近邻匹配进行倾向得分匹配。在完成匹配、通过平衡性检验并满足共同支撑条件后, 使用匹配后的样本重新进行回归。由表 4 前两列的回归结果可知, 解释变量回归系数的方向及显著性均与基准回归结果一致。

第二, 替换解释变量。考虑数字化转型测度偏差, 企业数字化转型信息披露可能存在时序不均衡问题: 企业在转型初期往往加大信息披露力度以展示转型决心和吸引投资者关注, 而在转型后期可能出于商业秘密保护或将数字化视为常规运营的考虑而减少披露<sup>[24]</sup>。这种披露策略的变化可能导致数字化转型指数无法准确反映企业真实的数字化水平。为缓解这一测量偏差, 本文对数字化转型指数进行如下调整: 识别样本期内每家企业数字化转型指数的峰值点, 并将该峰值之后年份的指数统一设定为此峰值, 以此构建调整后的数字化转型指数。表 4 中间两列的回归结果显示, 替换解释变量后的回归结果仍与基准回归结果保持一致。

第三, 替换被解释变量。本文以海外子公司数量 ( $NScope$ ) 与国内异地子公司数量 ( $NDom\_Scope$ ) 作为替代被解释变量, 并均加 1 后取自然对数。表 4 最后两列的回归结果再次说明研究结论具有可靠性。

第四, 排除全球性宏观经济冲击干扰。2020 年新冠疫情对企业投资行为产生了较大冲击。一方面, 疫情引发的全球经济衰退和需求萎缩直接抑制了企业的投资意愿与投资规模; 另一方面, 供应链中断促使企业重新审视全球布局策略, 部分企业出现了产业链区域化调整乃至“近岸外包”趋势。为排除这一外生冲击对研究结论的干扰, 本文剔除 2020 年及之后的样本重新进行回归。由表 5 前两列的回归结果可知, 核心结论并未改变。

第五, 排除样本期内相关政策干扰。样本期内涉及国家大数据综合试验区政策实施, 考虑到试点城市在政策扶持、技术基础设施和市场环境等方面具有特殊优势, 可能对企业数字化转型及投资行为产生额外影响, 本文剔除位于试点城市的企业样本后重新回归。表5后两列的回归结果再次证明了核心结论的有效性。

表4 替换回归方法和变量测度方式的稳健性检验回归结果

变量	倾向得分匹配法		替换解释变量		替换被解释变量	
	lnScope	lnDom_Scope	lnScope	lnDom_Scope	lnNScope	lnNDom_Scope
lnDigital	0.0129*** (0.0040)	0.0521*** (0.0040)			0.6770*** (0.0310)	1.6637*** (0.0622)
lnDigital_New			0.0128*** (0.0036)	0.0510*** (0.0037)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-1.6503*** (0.1802)	-1.4110*** (0.1818)	-1.7074*** (0.1474)	-1.5895*** (0.1531)	-8.9386*** (1.0726)	-30.0132*** (2.1498)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	19865	19865	26555	26555	26555	26555
R <sup>2</sup>	0.2360	0.3285	0.2343	0.3180	0.1342	0.2253

表5 排除全球性宏观经济冲击和相关政策干扰的稳健性检验回归结果

变量	排除全球性宏观经济冲击		排除相关政策干扰	
	lnScope	lnDom_Scope	lnScope	lnDom_Scope
lnDigital	0.0169*** (0.0038)	0.0516*** (0.0044)	0.0150*** (0.0049)	0.0551*** (0.0054)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-1.5826*** (0.1916)	-2.5679*** (0.2226)	-1.9560*** (0.2361)	-3.0012*** (0.2556)
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	15422	15422	12099	12099
R <sup>2</sup>	0.2363	0.3016	0.2195	0.2892

此外, 直辖市在行政级别、资源配置、政策环境等方面与地级市存在较大差异, 其在税收优惠、政策扶持、数字基础设施及国际化水平等方面的优势可能对企业数字化转型与投资行为产生额外影响。为排除这一干扰, 本文剔除注册地位于直辖市的企业样本后重新进行回归。同时, 为增强数字化转型与企业信息获取能力之间关系的稳健性, 引入行业信息依赖度进行辅助检验。由于该变量属于行业层面特征, 本文参照已有研究<sup>[31]</sup>, 依据行业中位数将样本划分为两组并进行回归分析。上述稳健性检验的结果(限于篇幅不再详细报告, 留存备案)均说明基准回归结果是稳健性的。

#### (四) 机制检验

本部分在前文理论分析的基础上借鉴江艇<sup>[32]</sup>的研究, 设定如下机制检验模型:

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Digital_{it} + X'_{it} \beta + v_t + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,  $M$  分别表示能够反映信息获取、技术创新与生产率的机制变量, 其他变量定义与模型(1)一致。

### 1. 数字化转型与信息获取能力

为检验信息获取机制,以信息不对称指数 ( $Info\_asym$ ) 为被解释变量进行回归。表 6 第一列的回归结果显示,  $\ln Digital$  的回归系数显著为负,表明数字化转型有效降低了企业内部与外部市场之间的信息壁垒,提升了信息获取能力。本文还采用行业信息依赖度进行分组检验<sup>①</sup>,其逻辑在于:对于信息依赖度高的行业,精准、及时的信息本身即构成关键的生产要素和竞争优势来源,因此数字化转型对信息能力的赋能,对这些行业企业应具有更强的边际效应。分组回归结果证实,在信息需求更强的行业中,数字化转型对拓展投资地理广度的促进作用更为明显。信息获取能力的提升,使企业能够以更低成本精准识别国内各省份及海外东道国的市场机会、政策环境与竞争格局,有效降低跨区域投资决策的不确定性,从而推动企业突破地理边界、拓展投资布局,更深度地融入双循环。由此,假设 2 得以验证。

### 2. 数字化转型与技术创新水平

理论分析指出,数字化转型是驱动技术创新的关键引擎,而技术创新是企业打破市场进入壁垒、构建差异化竞争优势的核心。表 6 第二列和第三列的回归结果显示,无论是以企业独立与联合申请的专利总数 ( $\ln Pat$ ) 还是以企业独立申请的专利总数 ( $\ln Dpat$ ) 作为技术创新水平的代理变量,  $\ln Digital$  的回归系数均显著为正。这证实了数字化转型通过资源释放、人力资本优化与创新网络拓展等路径,切实提升了企业的技术创新水平。技术创新能力的增强,使企业能够更灵活地适应并满足不同国家或地区的产品技术标准、环保与安全认证要求,降低制度性进入壁垒;同时,持续的技术迭代与产品升级有助于企业在新市场中塑造差异化竞争优势,提升市场认可度,从而支持其向更广阔的国内外市场拓展投资布局。因此,数字化转型通过赋能技术创新,为企业深度融入双循环提供技术动力。由此,假设 3 得以验证。

### 3. 数字化转型与全要素生产率

基于异质性企业理论,TFP 是企业能否克服跨区域投资沉没成本、实现可持续扩张的决定性因素。表 6 最后三列的回归结果显示,在不同的 TFP 测算方法下,  $\ln Digital$  的回归系数均显著为正。这表明数字化转型通过内部流程优化与外部网络协同,能够提升制造业企业的资源配置与运营效率。TFP 的提升使企业能够以更低的单位成本生产高质量产品,从而跨越进入新市场所需的固定成本门槛;同时,高生产率企业具备更强的资源整合能力与更大的利润缓冲空间,更有能力在国内多省份及海外多国同步布局。因此,数字化转型通过提升全要素生产率,降低了企业拓展投资地理广度的能力门槛,进而推动其更深度地融入双循环。由此,假设 4 得以验证。

表 6 机制检验回归结果

变量	$Info\_asym$	$\ln Pat$	$\ln Dpat$	$TFP\_FE$	$TFP\_GMM$	$TFP\_OP$
$\ln Digital$	-0.013 1*** (0.004 4)	0.033 3*** (0.007 3)	0.047 5*** (0.007 3)	0.034 6*** (0.003 2)	0.020 1*** (0.002 7)	0.017 2*** (0.002 7)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	2.413 4*** (0.200 4)	2.037 6*** (0.336 2)	1.021 4*** (0.334 1)	3.519 5*** (0.147 3)	0.016 9 (0.126 4)	-0.549 3*** (0.123 6)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	26 555	26 555	26 555	24 406	24 406	24 406
$R^2$	0.206 6	0.039 9	0.058 4	0.637 2	0.480 4	0.551 1

① 行业信息依赖度属于行业层面特征,不随企业个体变化,因此采用分组回归分析,具体检验结果留存备案。

## (五) 异质性分析

### 1. 区域差异

将样本按区域进行统计的结果显示, 中国东部地区与中西部地区、沿海地区与内陆地区之间的开放程度并不均衡, 即无论是海外投资还是国内异地投资, 东部地区及沿海地区企业的活跃度均更高<sup>①</sup>。这一格局源于早期开放政策的制度先发优势、沿海地区便利的区位条件, 以及改革开放以来长期积累的商业网络与经验。这些因素共同作用, 客观上拉大了区域发展差距。那么, 数字化转型能否为缩小这一差异提供契机? 为回答该问题, 本文参照《中国城市统计年鉴》的分类标准, 将样本企业注册地分为东部地区与中西部地区, 以及沿海地区与内陆地区, 并进行分组回归。

由表7可知, 数字化转型对中西部地区和内陆地区企业投资地理广度的促进作用强于东部地区和沿海地区企业, 且通过了组间系数差异检验, 表明数字化转型能有效赋能中西部地区及内陆地区企业深度融入双循环。这一差异可能由三方面因素共同解释: 第一, 从边际效应看, 东部地区和沿海地区的企业投资布局已较充分, 边际拓展空间收窄; 而中西部地区和内陆地区企业投资起步较晚、程度较低, 拓展潜力较大; 第二, 从技术赋能看, 数字化转型为中西部地区和内陆地区企业创造了跨越式发展的可能性, 使其能够以更低成本突破地理障碍, 更便捷地获取市场信息、优化内部管理、提升生产率, 从而加快开拓国内外市场的进程; 第三, 从政策环境看, 国家区域协调发展战略为中西部地区与内陆地区企业在财税、产业等方面给予倾斜支持, 降低了这些企业数字化转型与跨区域投资的制度性及风险成本, 放大了数字化的赋能效果。上述发现与《中华人民共和国国民经济和社会发展第十五个五年规划纲要》提出的“优化区域经济布局, 促进区域协调发展”等战略部署高度契合。这不仅从企业微观层面揭示了数字化转型在促进区域平衡发展中的现实作用, 也为通过数字化手段缩小地区间开放程度差异、破解长期存在的区域发展不平衡不充分等问题提供了重要的实证依据。

表7 区域异质性分析回归结果

变量	东部地区		中西部地区	
	lnScope	lnDom_Scope	lnScope	lnDom_Scope
lnDigital	0.008 4** (0.004 1)	0.045 6*** (0.004 0)	0.021 0*** (0.005 2)	0.063 7*** (0.006 7)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-1.823 5*** (0.178 1)	-1.567 9*** (0.176 5)	-1.274 4*** (0.259 3)	-1.646 5*** (0.310 6)
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	19 069	19 069	7 486	7 486
R <sup>2</sup>	0.247 0	0.324 9	0.214 6	0.306 2
变量	沿海地区		内陆地区	
	lnScope	lnDom_Scope	lnScope	lnDom_Scope
lnDigital	0.007 5* (0.004 1)	0.043 5*** (0.004 3)	0.015 4*** (0.004 7)	0.063 9*** (0.006 6)
控制变量	控制	控制	控制	控制

① 东部地区企业海外投资覆盖的东道国数量均值为1.26, 而中西部地区仅为0.79; 沿海地区企业海外投资覆盖的东道国数量均值为1.29, 而内陆地区仅为0.86。类似地, 东部地区企业国内异地投资所覆盖的省份数量均值(3.38)高于中西部地区(3.21); 沿海地区企业国内异地投资所覆盖的省份数量均值(3.43)也高于内陆地区(3.17)。

表7(续)

变量	沿海地区		内陆地区	
	lnScope	lnDom_Scope	lnScope	lnDom_Scope
常数项	-1.873 8*** (0.190 7)	-1.222 3*** (0.187 3)	-1.398 3*** (0.231 4)	-2.317 2*** (0.266 4)
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	16 529	16 529	10 026	10 026
R <sup>2</sup>	0.244 1	0.317 3	0.225 1	0.322 0

## 2. 外贸依存度

当前中国企业面临出口增长放缓与关键投入品进口受限的双重外部约束,不同外贸依存度的企业借助数字化转型拓展投资地理广度的路径可能存在差异。为检验这一推测,本文基于全球投入产出表测算中国各行业进出口贸易额占产出比重,以中位数为阈值将样本分为低外贸依存度组和高外贸依存度组并进行分组回归。由表8可知,高外贸依存度企业的数字化转型促进了其国内外投资地理广度的拓展,实现了内外双向赋能,且通过了组间系数差异检验。该类企业深度嵌入全球价值链,对出口需求波动与进口供应链中断尤为敏感。在出口增长放缓的压力下,数字化转型通过降低信息不对称与提升国际竞争力,助力其维持并拓展海外市场布局;同时,为应对关键投入品进口受限的风险,企业借助数字化技术在国内更广泛区域布局以对冲外部冲击。对于低外贸依存度企业,数字化转型对海外投资广度的影响虽未通过统计显著性检验,但对国内异地投资广度的促进作用突出,呈现内向深度赋能特征。这类企业的主要市场在国内,其战略重心并非应对国际市场的复杂挑战,而是利用数字化手段打破行政分割与地理障碍,在更广阔的国内市场中优化资源配置、拓展业务版图。换言之,数字化转型有效赋能低外贸依存度企业深耕国内大循环。

表8 外贸依存度异质性分析回归结果

变量	低外贸依存度组		高外贸依存度组	
	lnScope	lnDom_Scope	lnScope	lnDom_Scope
lnDigital	0.006 8 (0.004 8)	0.050 2*** (0.005 1)	0.015 9*** (0.004 3)	0.039 7*** (0.004 4)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-2.685 1*** (0.224 8)	-1.004 0*** (0.238 5)	-1.128 0*** (0.199 4)	-2.140 1*** (0.207 0)
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	12 433	12 433	14 122	14 122
R <sup>2</sup>	0.207 8	0.305 2	0.245 5	0.322 1

## 3. 企业特质

数字化转型与跨区域投资均属于高投入、高不确定性的企业行为。前者面临技术选择与系统集成的复杂性、数据安全与隐私保护的严格要求,以及组织变革与文化适应的内部阻力;后者不仅需要应对市场调研、本地化策略制定、品牌建设和营销推广等方面的巨额投入,还会面临供应链风险管理、文化与法律合规等多重挑战。因此,企业的内在风险特质可能会影响其将数字化战略转化为实际市场扩张的能力。

(1) 基于高管风险偏好的视角。风险偏好型高管往往更倾向于推动实施数字化转型与全球投资战略, 以提升竞争力和扩大市场份额。为验证上述推测, 参考李世辉等<sup>[33]</sup>的做法, 以交易性金融资产、可供出售金融资产与投资性房地产三项风险投资年度总额占本年度资产总额的比重衡量企业风险投资强度, 并将其与同行业年度均值进行比较, 高于行业均值的企业界定为风险偏好型, 反之为风险规避型。由表 9 可知, 数字化转型对国内外投资广度均有正向影响, 但  $\ln Digital$  的回归系数在风险偏好型企业中更大, 且通过了组间系数差异检验。因此, 企业在推进数字化转型时, 应注重优化高管团队的风险认知结构, 适度提升管理层的风险容忍度与增强其战略进取意识, 以充分释放数字化转型对双循环的赋能效应。

表 9 考虑企业高管风险偏好的异质性分析回归结果

变量	风险偏好型		风险规避型	
	$\ln Scope$	$\ln Dom\_Scope$	$\ln Scope$	$\ln Dom\_Scope$
$\ln Digital$	0.016 2*** (0.004 5)	0.050 5*** (0.005 1)	0.009 3* (0.004 8)	0.040 2*** (0.004 8)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-2.075 2*** (0.238 6)	-1.552 6*** (0.272 6)	-1.805 2*** (0.208 9)	-1.266 5*** (0.209 8)
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	13 096	13 096	13 459	13 459
$R^2$	0.206 7	0.207 7	0.274 5	0.378 8

(2) 基于企业风险承担能力的视角。风险承担能力是指企业承受和管理各种风险的能力。相对而言, 风险承担能力更强的企业, 投资数字化项目的意愿也会更强, 而且能在投资活动中通过建立有效的风险评估和应对机制、制定稳健的市场进入策略来降低风险。因此, 这类企业更可能进行数字化转型和拓展国内外投资。为验证上述推测, 本文借鉴李文贵和余明桂<sup>[34]</sup>的方法, 以每 5 年为一个观测时段, 采用企业各时段息税前利润与年末资产总额之比 (ROA) 的波动性衡量风险承担水平, 该值越大, 说明企业风险承担能力越强。以 ROA 波动性中位数为阈值进行分组, 由表 10 可知, 数字化转型对投资地理广度的促进效应在风险承担能力强的企业中更突出, 且通过了组间系数差异检验。这表明较强的风险承担能力有助于企业借助数字化转型突破地理与市场边界, 深度融入双循环。因此, 企业在推进数字化转型时, 应注重培育与之匹配的风险管理能力与组织韧性, 以充分释放数字化转型对双循环的赋能作用。

表 10 考虑企业风险承担能力影响的异质性分析回归结果

变量	风险承担能力强		风险承担能力弱	
	$\ln Scope$	$\ln Dom\_Scope$	$\ln Scope$	$\ln Dom\_Scope$
$\ln Digital$	0.015 1*** (0.004 1)	0.050 0*** (0.004 8)	-0.001 1 (0.005 1)	0.020 2*** (0.004 2)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-1.406 1*** (0.205 0)	-2.707 9*** (0.240 0)	-1.612 1*** (0.301 3)	-0.379 7 (0.246 5)
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	13 278	13 278	13 277	13 277
$R^2$	0.236 6	0.301 6	0.107 4	0.239 2

## 五、结论与建议

本文从企业投资地理广度的微观视角切入,选取2010—2024年沪深A股制造业上市公司数据,实证研究了数字化转型对双循环发展的赋能作用。基准回归结果显示,数字化转型对企业融入双循环具有促进作用,具体表现为数字化转型拓展了企业海外投资的东道国覆盖范围与国内异地投资的省份覆盖范围。机制检验结果表明,数字化转型通过提升信息获取能力、技术创新水平与全要素生产率赋能双循环。区域异质性分析结果显示,数字化转型对中西部地区和内陆地区企业的促进效应更为明显,表明数字化转型可能成为缩小区域开放差距、促进区域平衡发展的新路径;行业异质性分析发现,高外贸依存度企业借助数字化转型实现了国内外投资广度的双向拓展,而低外贸依存度企业则主要表现为国内投资广度的内向赋能;基于企业特质的异质性分析结果显示,该促进效应在高管风险偏好较高、风险承担能力较强的企业中表现更为突出。

本文的研究为理解数字化转型如何影响企业融入双循环提供了理论依据,揭示了微观企业在落实国家战略中的重要作用。基于上述研究结论,本文提出如下政策建议:

第一,加强数字基础设施建设,推动传统制造业与数字产业深度融合。引导各行各业加强对工业互联网、大数据中心、人工智能、5G等领域的规划和建设,支持企业开展数字化转型活动,提升其在运用数据要素、数字技术和数据平台等方面的能力。同时,应着力推动新型基础设施在全国范围内的均衡发展,特别是实施“东数西算”工程,重点推动中西部地区和内陆地区的高速网络、算力中心覆盖,强化这些地区传统产业的改造升级,并对当地企业数字化改造给予更高比例的补贴,催生其后发优势;针对东部及沿海地区,政策焦点可以倾向于引导和支持高端制造业、服务业等领域的深度数字化转型。通过上述举措,可以助力不同地区企业融入双循环,加快构建新发展格局。

第二,完善政策支持体系,助力企业通过数字化转型提升信息获取、技术创新与生产率,促进投资布局优化。地方政府可通过搭建行业级双循环信息服务平台,归集发布国内外市场标准、需求、政策信息,并发挥行业协会和商会的桥梁作用,提高企业信息获取能力;也可通过设立数字化转型与创新联动基金、建立产学研多主体协同创新机制、加强人才队伍建设等,提高数字化转型企业技术创新实力;还可通过强化对数字化企业的高管培训、构建智能物流网络等强化企业管理和协调供应链生产能力,提升企业生产率。通过这些举措,可以降低企业开拓国内外新市场的门槛。

第三,基于企业外贸依存度差异,实施精准化的数字化转型支持策略。对高外贸依存度企业,应同时支持其“稳外”与“扩内”:一方面,提供海外市场信息、国际规则培训与跨境数据流动便利,助力其通过数字化巩固和拓展海外布局;另一方面,鼓励其利用数字化平台优化国内供应链网络,增强应对外部冲击的韧性。对低外贸依存度企业,政策重心应放在内向赋能上,重点支持其利用数字技术打破国内市场分割,降低跨省投资的信息壁垒与制度成本,从而深度融入国内大循环。通过这种差异化的政策设计,可更有效地释放数字化转型对双循环的赋能潜力。

第四,提升企业对数字化转型与跨区域投资两项活动的风险管理能力。政府可联合行业协会与专业机构开展针对性的培训与咨询服务,提高企业对数字化和国内外投资各类风险的识别能力,帮助企业建立有效的风险评估与应对机制。同时,对于那些风险承担意愿强且创新能力突出的企业,可设计研发失败险等创新风险共担金融产品,并辅以一定的财政和税收政策支持,鼓励其进行前瞻性布局;对于风险承受能力较弱的传统制造业中小企业,则应重点提供数字化转型咨询服务包等普惠性支持,切实降低其试错成本。此外,还应鼓励龙头企业构建开放的数字平台与产业生态,将其在数字化、全球化过程中积累的技术、市场与管理能力,以平台化、生态化的方式赋能产业链上下游的中小企业,形成“以大带小”的“组团式”数字化转型和出海,从而系统性降低中小企业融入双循环的风险与门槛。

第五,积极主动地构建内外联动的数字合作网络,以数字互联驱动市场互通。一方面,要积极融入全球数字经济治理体系,积极参与国际数字经济规则制定与伙伴关系建设,为中国企业“走出去”营造

稳定、公平的国际数字营商环境, 支撑其深度参与全球产业分工; 另一方面, 也要大力推动建立跨行政区的数字经济协作机制, 促进区域间数字资源共享和优势互补, 为企业拓展构建统一、高效的数字化生态。这种内外联动的策略最终将推动国内国际要素市场的互联互通, 实现人才、资本、技术和数据等生产要素高效双向流动, 从而加快形成双循环互促的新发展格局。

#### 参考文献:

- [1] 陈爱贞, 陈凤兰. 中国产业链“走出去”的驱动机制研究——基于企业投入下游度和产出上游度双重视角[J]. 中国工业经济, 2025(11): 93-111.
- [2] 丁晓强, 张少军, 李善同. 中国经济双循环的内外导向选择——贸易比较偏好视角[J]. 经济管理, 2021, 43(2): 23-37.
- [3] 黄群慧, 倪红福. 中国经济国内国际双循环的测度分析——兼论新发展格局的本质特征[J]. 管理世界, 2021, 37(12): 40-58.
- [4] 张云, 柏培文. 数智化如何影响双循环参与度与收入差距——基于省级—行业层面数据[J]. 管理世界, 2023, 39(10): 58-83.
- [5] 盛斌, 吕美静, 朱鹏洲. 数字经济发展如何赋能中国经济双循环——基于省份—行业层面的研究[J]. 国际贸易问题, 2024(6): 1-20.
- [6] 黄繁华, 洪银兴. 生产性服务业对我国参与国际循环的影响——基于制造业全球价值链分工地位的研究[J]. 经济学动态, 2020(12): 15-27.
- [7] 龙少波, 张梦雪, 田浩. 产业与消费“双升级”畅通经济双循环的影响机制研究[J]. 改革, 2021(2): 90-105.
- [8] 董静, 余婕. 风险投资地域经验与企业异地并购[J]. 经济管理, 2021, 43(4): 88-107.
- [9] 范子英, 周小昶. 财政激励、市场一体化与企业跨地区投资——基于所得税分享改革的研究[J]. 中国工业经济, 2022(2): 118-136.
- [10] 何康, 方显仓, 项后军, 等. 金融市场摩擦与企业对外投资[J]. 统计研究, 2024, 41(8): 43-55.
- [11] 邱玉琢, 周丹. 绿色贸易壁垒、产业链联动效应与企业对外投资[J]. 财经科学, 2025(8): 123-137.
- [12] 赵春明, 班元浩, 李宏兵. 数字经济助推双循环新发展格局的机制、路径与对策[J]. 国际贸易, 2021(2): 12-18.
- [13] 张鹏杨, 刘惠嘉, 张硕, 等. 企业数字化转型与出口供应链不确定性[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(9): 178-199.
- [14] 祝树金, 申志轩, 段凡. 数字化转型能提升企业出口产品质量吗[J]. 经济学动态, 2023(11): 72-87.
- [15] 郭娟娟. 数字化转型如何影响企业 OFDI 行为: 内在机制与经验证据[J]. 世界经济研究, 2024(2): 63-77.
- [16] 衣长军, 赵晓阳. 数字化转型能否提升中国跨国企业海外投资效率[J]. 中国工业经济, 2024(1): 150-169.
- [17] GEREFFI G. Global value chains and development: redefining the contours of 21st century capitalism[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2018.
- [18] 周超, 苏冬蔚. 产能过剩背景下跨国经营的实物期权价值[J]. 经济研究, 2019, 54(1): 20-35.
- [19] CONTRACTOR F J. The world economy will need even more globalization in the post-pandemic 2021 decade[J]. Journal of International Business Studies, 2022, 53(1): 156-171.
- [20] LEHDONVIRTA V, KÄSSI O, HJORTH I, et al. The global platform economy: a new offshoring institution enabling emerging-economy micro-providers[J]. Journal of Management, 2019, 45(2): 567-599.
- [21] BRAXTON J C, TASKA B. Technological change and the consequences of job loss[J]. American Economic Review, 2023, 113(2): 279-316.
- [22] FERREIRA J J M, FERNANDES C I, FERREIRA F A F. To be or not to be digital, that is the question: firm innovation and performance[J]. Journal of Business Research, 2019, 101: 583-590.
- [23] NAMBISAN S, WRIGHT M, FELDMAN M. The digital transformation of innovation and entrepreneurship: progress, challenges and key themes[J]. Research Policy, 2019, 48(8): 103773.
- [24] 赵宸宇, 王文春, 李雪松. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. 财贸经济, 2021, 42(7): 114-129.
- [25] GOLDFARB A, TUCKER C. Digital economics[J]. Journal of Economic Literature, 2019, 57(1): 3-43.
- [26] 陈凤兰, 张鹏飞. 新发展格局下国内产业链延伸发展与企业国际化[J]. 经济学家, 2023(9): 45-54.
- [27] 宋敏, 周鹏, 司海涛. 金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角[J]. 中国工业经济, 2021(4): 138-155.
- [28] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(2): 541-558.
- [29] 袁淳, 肖土盛, 耿春晓, 等. 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(9): 137-155.
- [30] 李晴, 王佳阳, 陆恺洋. 数字化转型对跨国公司国际化韧性的影响研究[J]. 调研世界, 2025(12): 14-25.
- [31] CHEMMANUR T J, KRISHNAN K, NANDY D K. How does venture capital financing improve efficiency in private firms? A look beneath the surface[J]. The Review of Financial Studies, 2011, 24(12): 4037-4090.
- [32] 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.
- [33] 李世辉, 卿水娟, 贺勇, 等. 审计收费、CEO 风险偏好与企业违规[J]. 审计研究, 2021(3): 84-95.
- [34] 李文贵, 余明桂. 所有权性质、市场化进程与企业风险承担[J]. 中国工业经济, 2012(12): 115-127.

# How Does Digital Transformation Empower Dual Circulation? —Micro-Evidence from Geographic Scope of Corporate Investment

CHEN Fenglan<sup>1</sup>, LIANG Haofeng<sup>1</sup>, WU Zhen<sup>2</sup>

(1. Shenzhen University, Shenzhen 518055;

2. Renmin University of China, Beijing 100872)

**Abstract:** Confronting the dual challenges of slowing export growth and restricted access to critical inputs, expanding domestic and international investment portfolios has become a key strategic priority for firms to integrate into a dual circulation development pattern in which domestic economic cycle plays a leading role while international economic cycle remains its extension and supplement. However, the implementation of this internal-external linkage encounters twin barriers: external institutional distance and internal resource constraints. During China's transitional phase, digital transformation, through organizational and operational restructuring, endogenously and systematically enhances firm capabilities in information acquisition, technological innovation, and operational efficiency. This offers a viable strategic pathway to overcome the aforementioned dual constraints and achieve deep integration into dual circulation.

Using panel data from A-share listed manufacturing firms in China from 2010 to 2024, this paper employs the geographic scope of corporate investment as a measure of firms' capability to coordinate domestic and international markets and resources. It constructs an analytical framework linking digital transformation to capability enhancement and ultimately dual circulation, to empirically examine the empowerment and mechanisms of digital transformation on firms' integration into dual circulation. Results demonstrate that digital transformation promotes firms' outward expansion and inward deepening, facilitating dual circulation. Specifically, firms with higher digital transformation exhibit broader investment coverage across domestic provincial-level regions and overseas host countries. Mechanism analyses reveal three primary channels: information acquisition, technological innovation, and productivity enhancement. Heterogeneity analyses indicate that the promotional effect is more pronounced among firms in central-western regions and inland areas. Meanwhile, firms with high trade dependence achieve a two-way expansion of both domestic and overseas investment breadth through digital transformation, while those with low trade dependence mainly exhibit inward-focused empowerment in domestic investment breadth. Furthermore, the effect is more prominent among firms with risk-preferring executives and stronger risk-bearing capacity.

The findings yield several policy implications: (1) deepening the integration of traditional manufacturing and digital industries; (2) enhancing policy support systems to enable firms to leverage digital transformation for improved information acquisition, technological innovation, and productivity; (3) implementing targeted digital transformation support strategies based on firm differences in trade dependence; (4) improving firms' digital and cross-regional risk management capabilities; and (5) building integrated digital cooperation networks that link domestic and international markets to drive market connectivity. This paper not only advances theoretical research on the digital economy and corporate spatial strategies but also provides direct micro-level empirical evidence of how the digital economy promotes dual circulation.

**Keywords:** digital transformation; dual circulation; overseas investment; inter-regional investment; geographic scope of investment

(编校: 姚望春; 蒋 琰)