

【数字经济】

企业数字化转型与对外直接投资： 基于新 OLI 范式视角

王正新 王晓宇

摘 要：在数字技术蓬勃发展与国际环境复杂多变的双重背景下，中国企业数字化转型成为推动企业高水平“走出去”的重要路径，也是实现经济高质量发展的重要支撑。基于新 OLI 范式视角，利用 2009 至 2022 年中国 A 股上市公司数据，从企业微观层面对企业数字化转型对对外直接投资的影响进行了实证分析，拓宽了数字全球化情境下企业国际化战略研究的思路。研究发现，企业数字化转型显著增大了企业对外直接投资的规模和倾向，在通过内生性和稳健性检验后，结果依然成立。机制分析表明，开放资源优势、联结优势和整合优势是企业数字化转型影响对外直接投资的重要机制。进一步异质性分析发现，在“资源—机制—风险”的结构性差异下，国有企业以及政企关系较强的企业在对外直接投资决策上的促进作用更为显著；数字化转型对劳动密集型企业对外直接投资的规模和决策均有显著的正面影响，而对技术密集型和资本密集型企业影响显著性较弱。

关键词：数字化转型；对外直接投资；新 OLI 范式

作者简介：王正新，浙江财经大学经济学院教授、博士生导师（杭州 311222）；王晓宇，浙江财经大学经济学院（杭州 311222）

DOI 编码：10.19941/j.cnki.CN31-1957/F.2025.03.001

党的十八大以来，我国实施更加积极主动的开放战略，推动对外开放取得历史性成就。当前，我国已发展成为 140 多个国家和地区的主要贸易伙伴，对外投资合作保持平稳健康发展，持续巩固全球投资大国地位。特别是中国对世界经济增长的年均贡献率保持在 30% 左右，形成更大范围、更宽领域、更深层次的对外开放新格局。在此基础上，党的二十大报告进一步指出，要坚定奉行互利共赢的开放战略，持续推进高水平对外开放。然而，全球经贸投资环境正在经历深刻变革。值得警惕的是，近年来经济全球化进程遭遇逆流，单边主义和保护主义也随之抬头。这些变化为我国高水平对外开放带来了新的挑战，客观上增加了中国企业“走出去”的风险。与此同时，少数国家大搞“脱钩断链”“小院高墙”，并推行“回岸、近岸、友岸”三岸分流策略，进一步加剧了全球贸易和投资环境的复杂性。据 UNCTAD 数据，2023 年全球范围内的外国直接投资降至 1.3 万亿美元，较 2022 年降低 2%。与之形成鲜明对比的是，数字

经济的发展展现出强劲韧性与活力。根据中国信息通信院发布的《全球数字经济发展研究报告（2024 年）》，2023 年，美国、中国、德国、日本、韩国等 5 个国家数字经济总量超过 33 万亿美元，同比增长超 8%。随着新兴技术如人工智能、云计算和大数据在新一轮科技革命的推动下迅速发展，数字革命已然成为全球经济增长的关键驱动力。^①这种“传统经济收缩”与“数字经济发展”的背离现象，为重构国际经济理论框架提出了时代命题。

数字化转型作为数字经济的重要推动力，是指深化应用新一代信息技术，激发数据要素创新驱动潜能，建设提升数字时代生存和发展的新型能力，加速业务优化、创新与重构，创造、传递并获取新价值，实现转型升级和创新发展的过程。^②现有文献对企业数字化转型的研究主要聚焦于转型带来的经济效应，如提升企业的专业化分工水平^③、企业的价值水平^④、实体企业经济效益^⑤、投入产出效率^⑥、劳动收入份额^⑦以及改善企业在资本市场中的表现等。^⑧但少有研究将企业数字化转型与对外直接投资（OFDI）建立关联。而已知的从企业的微观层面分析数字化转型给 OFDI 行为带来的动因和决策因素的研究，其理论框架仍囿于传统范式，难以适配数字经济时代的特征，大多数是基于传统的贸易投资理论或新贸易理论展开的。如孙黎和常添惠、刘小迪等基于国际生产折衷理论（OLI）的框架分析了数字化转型赋能中国企业对外直接投资^⑨；胡杨等和郭娟娟基于异质性贸易理论框架，分析了数字化转型对 OFDI 的影响机制及作用效果。^⑩基于数字全球化重塑企

-
- ① 李雯轩、李晓华：《全球数字化转型的历程、趋势及中国的推进路径》，《经济学家》2022 年第 5 期，第 36—47 页。
- ② GB/T 23011—2022，国家标准化管理委员会，2022 年。
- ③ 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》，《中国工业经济》2021 年第 9 期，第 137—155 页。
- ④ 黄大禹、谢获宝、孟祥瑜等：《数字化转型与企业价值——基于文本分析方法的经验证据》，《经济学家》2021 年第 12 期，第 41—51 页。
- ⑤ 何帆、刘红霞：《数字经济视角下实体企业数字化变革的业绩提升效应评估》，《改革》2019 年第 4 期，第 137—148 页。
- ⑥ 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》，《管理世界》2021 年第 5 期，第 170—190+13 页。
- ⑦ 肖土盛、孙瑞琦、袁淳等：《企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额》，《管理世界》2022 年第 12 期，第 220—237 页。
- ⑧ 吴非、胡慧芷、林慧妍等：《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》，《管理世界》2021 年第 7 期，第 130—144+10 页。
- ⑨ 孙黎、常添惠：《企业数字化转型与对外直接投资》，《武汉大学学报（哲学社会科学版）》2024 年第 2 期，第 145—158 页；刘小迪、张宏、李清杨：《数字化转型赋能中国企业对外直接投资——基于国际生产折衷理论的框架分析》，《国际经贸探索》2024 年第 4 期，第 86—101 页。
- ⑩ 胡杨、王旭、范红忠：《数字化转型与企业海外投资：事实考察与机理分析》，《财经论丛》2023 年第 6 期，第 3—13 页；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》，《世界经济研究》2024 年第 2 期，第 63—77+136 页。

业国际化战略的背景，Luo 提出新 OLI 范式视角（开放资源、联结、整合）。^①从工业经济到数字经济的迁移、静态资源占有到动态能力构建、单一企业竞争到全球网络共生等层面来看，相对于传统贸易投资理论，新 OLI 范式框架更适配跨国公司在数字时代的国际化战略选择，为其提供了理论支撑。鉴于此，本文将基于新 OLI 范式视角，研究数字化转型影响 OFDI 的作用机制及其异质性表现。

本文可能的边际贡献在于：第一，以新 OLI 范式作为理论基石，探寻数字化转型对企业对外直接投资的影响，从而为数字经济时代企业国际化研究提供了新的视角；第二，明确了企业数字化转型影响 OFDI 的具体机制，即开放资源优势，联结优势和整合优势，并通过了实证检验，为新 OLI 范式提供了中国的证据，进一步丰富了新 OLI 范式在数字化背景下的理论内涵；第三，基于企业股权性质、政企关系以及企业生产要素视角，分析了数字化转型对企业 OFDI 的异质性影响。深入分析不同条件下数字化转型对企业对外投资的差异化影响，有助于为政府制定产业政策和企业制定国际化战略提供支撑。

一、理论背景与研究假设

（一）理论背景

Dunning 提出的国际生产折衷理论为解释企业的跨国投资行为提供了重要理论依据。OLI 理论将企业国际投资行为归结于三种优势：所有权优势、内部化优势和区位优势。所有权优势又称为垄断优势，是企业对外直接投资的必要条件，包含资产性所有权优势和交易性所有权优势。区位优势则是指东道国的投资环境因素上具有的优势条件，包括市场潜力、劳动力成本、自然资源和基础设施等。如果某一国外市场相对于企业母国市场在市场环境方面特别有利于企业的生产经营，那么企业将在该市场进行跨国经营。最后，内部化优势则是指拥有所有权特定优势的企业，为了避免外部市场不完全对企业利益的影响而将企业优势保持在企业内部的能力。Dunning 认为内部化优势和所有权特定优势一样，也只是企业对外直接投资的必要条件。^②

然而，在数字化时代，传统的 OLI 范式面临着严峻挑战。随着数字全球化和地缘政治民族主义的兴起，原有的国际商务格局发生了深刻的转变。首先是地缘政治和民族主义导致保护主义抬头，俄乌冲突、食品和能源价格高涨及公共债务飙升引发了各个国家对安全、就业流失和不平等的担忧，从而导致 2022 年全球 FDI 流量同比下降 12%，资本的全球流动放缓（UNCTAD 数据）。其次是数字全球化推动了数据信息的跨境流动，以及商品、服务和投资从传统的跨国流动转化为数字化流动，形成了新的全球化特征。这种变化导致传统 OLI 范式受到挑战。随着数字技术的广泛应用，企业可以利用数字化平台突破地理障碍，更便捷地获取全球资源 and 市场信息，减少了对传统区位优势的依赖。

① Luo Y, “New OLI Advantages in Digital Globalization”, in *International Business Review*, 2021, Vol.30, No.2, no.101797.

② Dunning J H, “The Eclectic Paradigm of International Production: A Restatement and Some Possible Extensions”, in *Journal of International Business Studies*, 1988, Vol.19, No.1, pp.1—31.

企业对传统所有权优势的依赖性也有所降低,数字化技术使公司能够在缺乏资源优势或市场力量的情况下正常竞争和发展。传统内部化优势对企业的重要性也在逐渐下降,这是因为随着全球中介市场的改善,企业更加积极地寻找外部网络及资源来增强内部化能力。

基于此,Luo 提出了基于数字化背景的新 OLI 范式,包括开放资源(O)、联结(L)和整合(I)优势。^①在数字全球化进程中,企业的竞争优势逐渐转向对开放资源的灵活运用。例如,开源技术和云端数据的普及使得跨国企业能够突破传统资源壁垒,以更低的成本获取全球化的技术协作(如 Linux 基金会成员共享开发成果)。与此同时,数字平台的应用还重构了企业与合作伙伴的关系——借助 Slack 或钉钉等实时数据互通和协同工具,企业得以快速响应国际市场的变化,甚至直接触达终端消费者,构建动态联动的生态网络。此外,ERP、CRM 等数字化工具的深度整合进一步提高了企业内部流程与外部资源调配的效率,从而使企业在全球化竞争中形成差异化的协同能力。在新时代背景下,全球化的参与者、跨境业务的开展方式发生了变化,跨国企业不再是被动的应对者,而是积极投资数字技术,促进创新、技术在全球范围内的传播,国际商务的格局产生了深刻的变革。

(二) 数字化转型与企业对外直接投资

数字化转型已成为当今企业提升竞争力和实现高质量发展的重要战略选择。根据现有文献,企业数字化转型对企业价值、绩效、创新能力、国际化发展等方面产生了显著的正向影响。第一,企业数字化转型显著提升了企业价值。陈红和张凌霄指出,ESG 表现显著提升企业价值,而数字化转型正向调节 ESG 表现对企业价值的提升作用,主要通过增强绿色技术创新能力和缓解融资约束实现。^②此外,数字化转型还通过增强技术创新能力、提高要素配置效率和改善风险承担行为来提升企业价值,这种效应在非国有企业和高科技企业中更为显著。^③第二,企业数字化转型对企业的绩效提升具有重要作用。企业数字化转型对企业绩效有正向促进作用,内部学习导向与外部网络关系嵌入对企业数字化转型与企业绩效的关系起正向调节作用。^④第三,企业数字化转型对企业创新能力的提升具有显著作用。冀云阳等研究发现数字化转型通过增加研发投入和提高研发效率,显著提升了企业技术水平和创新产出能力。这种效应在企业规模较大、资产专用性较低以及知识产权保护较为完善的地方企业中表现得更为明显。^⑤第四,在推动企业国际化方

① Luo Y, "New OLI Advantages in Digital Globalization", in *International Business Review*, 2021, Vol.30, No.2, no.101797.

② 陈红、张凌霄:《ESG 表现、数字化转型与企业价值提升》,《中南财经政法大学学报》2023 年第 3 期,第 136—149 页。

③ 黄大禹、谢获宝、孟祥瑜等:《数字化转型与企业价值——基于文本分析方法的经验证据》,《经济学家》2021 年第 12 期,第 41—51 页。

④ 胡青:《企业数字化转型的机制与绩效》,《浙江学刊》2020 年第 2 期,第 146—154 页。

⑤ 冀云阳、周鑫、张谦:《数字化转型与企业创新——基于研发投入和研发效率视角的分析》,《金融研究》2023 年第 4 期,第 111—129 页。

面，数字化转型同样发挥着重要作用。数字化转型通过管理赋能、融资赋能、创新赋能和生产赋能等多个维度，显著提升了企业的国际化竞争力。^①从短期来看，数字化转型能够提升企业的资源获取、资金运用和市场拓展的能力；而在长期层面，数字化转型有助于企业技术创新和市场拓展双轮驱动的优化，从而实现高质量的国际化发展。同时，数字化转型增强了企业对外直接投资倾向和能力，这对高科技企业、非国有企业和工业企业来说尤为明显。^②综上，企业数字化转型通过多种途径显著改善了企业国际化发展方面的表现。鉴于此，本文提出假说 1：企业数字化转型推动对外直接投资。

（三）企业数字化转型对对外直接投资的作用机制

随着数字全球化与民族主义意识形态的兴起，传统 OLI 范式的解释框架难以完全适应当前跨国企业面临的挑战。在此背景下，Luo 提出新的 OLI 范式，通过重新定义企业竞争优势的内涵，为理解企业对外直接投资提供了新视角。新 OLI 范式强调了数字化在跨国企业全球战略中的关键作用，创新性地提出了开放资源优势、联结优势和整合优势三个新的优势，为分析跨国企业国际化行为提供了新的理论框架。^③

开放资源优势是指数字技术推动全球资源的开放化，使跨国企业能够更高效地获取、共享和利用资源，从而提升竞争力和创新能力。根据资源基础观（Resource-Based View, RBV），企业的核心竞争优势来源于其资源及其组合的稀缺性与不可替代性。^④开放资源优势理论克服了企业传统整合和使用资源的局限，使企业能够在保留原有资源优势的基础上，挖掘更多可利用的共享资源，形成企业稀缺与不可替代的竞争力，如提升企业的创新能力，从而使该优势构成企业国际化进程中的核心竞争优势。创新能力作为企业核心竞争力的重要组成部分，受到企业融资能力的影响。融资能力较强的企业能够通过增加投资来提升其创新能力，从而在市场竞争中获得优势。一方面，融资能力的提升可以缓解企业的融资约束，使企业能够更自由地进行研发投资，从而增强创新能力。^⑤另一方面，企业的创新能力不仅取决于其自身的研发能力，还与其吸收和转化外部技术的能力有关。融资能力较强的企业可以更容易地获取外部技术资源。^⑥值得注意的是，在企业国际化进程中企业通常会面临资金不足的困境，企业的融资能力直接影响其对外直接投资的能力。

① 陈再齐、李德情：《数字化转型对中国企业国际化发展的影响》，《华南师范大学学报（社会科学版）》2023 年第 4 期，第 81—95+206 页。

② 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》，《世界经济研究》2024 年第 2 期，第 63—77+136 页。

③ Luo Y, “New OLI Advantages in Digital Globalization”, in *International Business Review*, 2021, Vol.30, No.2, no.101797.

④ Barney J, “Firm Resources and Sustained Competitive Advantage”, in *Journal of Management*, 1991, Vol.17, No.1, pp.99—120.

⑤ 郑妍妍、戴晓慧、魏倩：《融资约束与企业研发投资——来自中国工业企业的微观证据》，《中央财经大学学报》2017 年第 5 期，第 58—66 页。

⑥ 罗军：《民营企业融资约束、对外直接投资与技术创新》，《中央财经大学学报》2017 年第 1 期，第 96—103 页。

现有研究发现融资约束显著降低了中国民营企业对外直接投资的可能性和投资规模^①，而融资能力的提升可以降低企业在海外投资时面临的资金压力，使其能够更灵活地应对国际市场的各种挑战。^②基于上述分析，本文提出假说 2：企业数字化赋能开放资源优势，提高企业融资能力，推动企业对外投资。

企业联结优势的核心理念是通过协同作用，在不同业务单元或部门之间形成相互支持、共同发展的局面。数字全球化大幅降低了与通信、协调和共享相关的所有成本，使企业能够通过与全球竞争对手（水平合作）和供应商及分销商（垂直合作）的合作，建立竞争优势。这种优势在数字化与生态化背景下演化为数字生态协同优势。基于生态系统理论与数字创新理论^③，数字生态协同优势强调多边参与者通过数据共享与模块化架构实现价值共生，例如 Adner 提出“价值蓝海”框架，指出联结优势需同时满足创新对齐与利益协调，避免生态系统中“搭便车”行为导致的协同失效。^④企业在跨业务单元或部门间通过资源共享、技术互补、管理协同等方式，形成超越单个业务单元或部门效益的企业联结优势。企业通过这种联结，不仅能够在运营效率、创新能力、市场扩展和成本控制等方面实现协同效应，还能通过整合内外部资源提升整体竞争力。^⑤从供应链上游来看，数字化技术可以提高信息透明度，优化供应链管理，降低交易成本，从而减少企业对少数大供应商的依赖。^⑥从供应链下游来看，数字化转型能够提高企业进行高质量信息披露的能力和动力，从而缓解过于集中的客户资源给企业带来的压力。^⑦综上，数字化时代的企业联结优势体现为多方面协同，关键在于协调生态共生与权力制衡，最终实现多方参与者的价值共生。具有较强联结优势的企业，能够通过高效的跨部门合作与资源配置形成更大的供应链网络。基于上述分析，本文提出假说 3：企业数字化赋能联结优势，优化企业供应链网络，助力企业海外扩张。

整合优势是企业优势的核心维度之一，其实质在于企业如何借助数字化工具打破组织内部的“孤岛效应”。整合优势可增强企业的动态能力，使企业通过对内部资源与外

- ① 王碧珺、谭语嫣、余森杰等：《融资约束是否抑制了中国民营企业对外直接投资》，《世界经济》2015 年第 12 期，第 54—78 页。
- ② 阎大颖、洪俊杰、任兵：《中国企业对外直接投资的决定因素：基于制度视角的经验分析》，《南开管理评论》2009 年第 6 期，第 135—142+149 页。
- ③ Nambisan S, Wright M, Feldman M, “The Digital Transformation of Innovation and Entrepreneurship: Progress, Challenges and Key Themes”, in *Research Policy*, 2019, Vol.48, No.8, no.103773.
- ④ Adner R, “Ecosystem as Structure: An Actionable Construct for Strategy”, in *Journal of Management*, 2017, Vol.43, No.1, pp.39—58.
- ⑤ Teece D J, “The Foundations of Enterprise Performance: Dynamic and Ordinary Capabilities in an (Economic) Theory of Firms”, in *Academy of Management Perspectives*, 2014, Vol.28, No.4, pp.328—352.
- ⑥ 巫强、姚雨秀：《企业数字化转型与供应链配置：集中化还是多元化》，《中国工业经济》2023 年第 8 期，第 99—117 页。
- ⑦ 佟岩、刘柯慧、赵泽与等：《企业数字化转型对客户集中度的影响》，《北京理工大学学报（社会科学版）》2024 年第 1 期，第 177—194 页。

部环境的动态创新和调整,维持竞争优势。^①以制造业为例,美的集团通过部署软件、硬件和制造业知识“三位一体”的工业互联网平台,消除了数据孤岛现象,实现数字化从软件到硬件的延伸和覆盖,打造从消费端到生产端的业务价值链,其中广东南沙的家用空调工厂经过数字化改造后,运营成本降低 23%,生产效率提高 36% (据 2023 年美的年报)。值得注意的是,企业整体绩效的提升也受到资源的使用效率和效果的正向影响。^②此外,整合优势不仅包括资源的有效配置和企业组织的有效协调,还包括创新能力的提升。具有整合优势的企业能够与外部合作伙伴进行协同创新,共同开发新产品和技术,提升企业的创新能力。^③数字化转型有助于企业整合现有资源,以实现与外部环境的动态匹配。^④一方面,企业提升自身动态能力,可以更好地识别和利用资源,优化资源配置,从而提高资源整合的效率。^⑤另一方面,动态能力的提升有助于企业更好地应对市场变化,提高全要素生产率。^⑥因此,打造企业整合优势是企业通过资源的整合、能力的协同以及创新驱动的战略调整,从而提升整体效率,强化市场竞争力。基于上述分析,本文提出假说 4:企业数字化赋能整合优势,提升企业要素生产效率,助力企业“走出去”。

二、研究设计

(一) 数据来源

本研究以 2009—2022 年间中国沪深 A 股上市公司为研究样本。首先,被解释变量包括企业对外直接投资规模和对外直接投资倾向。企业对外直接投资规模数据从 CSMAR 数据库的上市公司对外投资统计表中整理获取。企业对外直接投资倾向数据从 CSMAR 数据库的海外关联公司表中获取。其次,核心解释变量企业数字化转型指标利用历年企业年报通过文本分析法获得。最后,相关控制变量的数据来自 CSMAR 数据库和公司年报。在数据处理阶段,首先排除了金融类企业,接着筛选了 ST、*ST 等特别处理企业以及数据严重缺失的样本。其次,对连续变量进行了 1% 和 99% 的缩尾处理,以消除极端值对研究结果的潜在影响。同时剔除的十大“避税天堂”地区,包括卢森堡、开曼群岛、马恩岛、泽西岛、爱尔兰、毛里求斯、百慕大、摩纳哥、瑞士和巴哈马。最后,为防止因

① Teece D J, Pisano G, Shuen A, “Dynamic Capabilities and Strategic Management”, in *Strategic Management Journal*, 1997, Vol.18, No.7, pp.509—533.

② 马鸿佳、董保宝、葛宝山:《资源整合过程、能力与企业绩效关系研究》,《吉林大学社会科学学报》2011 年第 4 期,第 71—78 页。

③ 汪秀婷、程斌武:《资源整合、协同创新与企业动态能力的耦合机理》,《科研管理》2014 年第 4 期,第 44—50 页。

④ 范合君、潘宁宁:《数字化转型、敏捷响应度与企业韧性》,《经济管理》2024 年第 7 期,第 36—54 页。

⑤ 王娟、李岳翰:《数字化进展对企业全要素生产率的影响——基于动态能力的中介和调节作用》,《管理评论》2024 年第 10 期,第 62—74 页。

⑥ 赵丽、胡植尧:《数据要素、动态能力与企业全要素生产率——破解“数据生产率悖论”之谜》,《经济管理》2024 年第 7 期,第 55—72 页。

投资额为零而导致取对数无意义，对数处理前对所有投资额度加 1 进行了调整。经过数据处理与匹配后，共获得 16 841 个有效样本。

（二）变量说明

1. 被解释变量。本研究被解释变量有两个。首先，研究“企业是否进行 OFDI”时，使用虚拟变量进行表示。该变量参考了现有文献，将企业在海外拥有子公司作为投资活动发生的依据。^① 具体而言，这些关联子公司包括在大陆地区之外注册的子公司、合营公司和联营公司，且这些公司的控制权比例需超过 10%。据此标准，如果企业在年份 i 进行了 OFDI，则 OFDI 变量被标记为 1；若未进行，则标记为 0。其次，在探讨企业数字化转型如何影响其对外直接投资规模时，选取企业 OFDI 金额的对数值作为被解释变量。获取数据后，基于国家外汇管理局公布的人民币汇率中间价，将不同货币种类的投资金额统一为人民币（CNY）金额。

2. 核心解释变量。在企业微观层面，现有文献对企业数字化水平的测算方法和指标体系尚未统一。量表法、指标法和文本分析法是三种主要方法，各有其适用场景和局限性。本研究使用文本分析法，并借鉴赵宸宇等的做法^②，利用企业年报中关键词出现频率来反映企业数字化转型程度。具体而言，通过自然语言处理技术，以数字技术应用、互联网商业模式、智能制造和现代信息系统四个维度构建企业数字化转型的指标体系。在关键词筛选过程中，特别剔除了可能引起测算偏差的企业名称、页眉、页码等无关文本，并利用中文分词库 Jieba 进行分词处理，进一步剔除停用词、空格和纯数字，以确保词频计数的准确性。通过对年报中特征词的词频进行计数和加总后取对数，得到反映企业数字化转型程度的量化指标。

3. 控制变量。借鉴现有研究，引入了以下控制变量：公司年龄（*Age*）：企业已创建年限的自然对数，反映企业所处的成长阶段和市场经验；公司规模（*Size*）：企业员工人数的自然对数，反映企业的规模经济和市场影响力；托宾 Q 值（*TobinQ*），即市值与总资产的比值，反映公司市场估值与资产重置成本之间的比率，以及公司未来盈利能力的市场预期；企业资本密集度（*Lnkl*），即企业人均固定资产净值对数值，反映企业在生产过程中对资本的依赖程度；固定资产占比（*Fixed*），即固定资产与总资产的比值，反映企业资产结构和生产模式；现金流比例（*Cashflow*），即经营活动产生的现金流量与总资产的比值，反映企业现金流流动性和偿债能力；总资产净利润率（*ROA*），即企业税后净利润与年末总资产的比值，反映公司利用其资产产生净利润的效率。

（三）模型构建

为研究企业数字化转型对企业对外直接投资规模及对外直接投资行为的影响，本研

① 隋小宁、焦帅鹏、王海军：《数字化转型与企业 OFDI：来自中国的经验证据》，《世界经济研究》2024 年第 1 期，第 120—134+137 页。

② 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》，《财贸经济》2021 年第 7 期，第 114—129 页。

究设定如下模型：

$$OFDI_decision_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIG_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \mu_t + \mu_{ind} + \mu_{pro} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$OFDI_scale_{it} = \beta_0 + \beta_1 DIG_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \mu_t + \mu_{ind} + \mu_{pro} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， $OFDI_decision_{it}$ 和 $OFDI_scale_{it}$ 分别表示企业 i 在年份 t 的对外直接投资决策和规模。自变量 DIG_{it} 表示企业数字化转型。 $Controls_{it}$ 表示所有的控制变量。 μ_t 、 μ_{ind} 和 μ_{pro} 分别指代了年份、行业和地区固定效应。 ε_{it} 表示企业层面不可观测的误差项。

三、实证结果及分析

（一）基准回归结果

表 1 从投资规模和投资倾向两个方面报告了企业数字化转型程度对企业对外直接投资影响的回归结果。表中（1）—（3）列报告了企业数字化转型程度对 OFDI 规模的线性估计结果，（4）—（6）列报告了企业数字化转型程度对 OFDI 倾向的估计结果。列（1）和列（4）仅加入企业数字化指标，且仅考虑行业、年份和省份因素，而未引入其他控制变量。回归分析显示，数字化转型对企业 OFDI 规模与决策的直接影响的估计系数为 0.133 和 0.314，均显著为正，表明数字化转型对企业 OFDI 的规模和倾向产生了显著的正面效应。在第（2）列和第（5）列的回归结果中，加入公司年龄、公司规模、托宾 Q 值、企业资本密集度等控制变量后，系数分别为 0.072 和 0.388，均在 1% 水平下显著。这进一步表明，在控制其他因素后，数字化转型对企业 OFDI 规模和倾向仍具有显著的促进作用。在第（3）列和第（6）列的回归结果中，进一步控制行业、年份和省份因素后，系数分别为 0.087 和 0.182，均在 1% 水平下显著。这进一步验证了数字化转型对企业 OFDI 规模和倾向的显著促进作用。假设 1 成立。

表 1 基准回归结果

变量	OFDI_scale			OFDI_decision		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DIG</i>	0.133*** (0.024)	0.072*** (0.023)	0.087*** (0.024)	0.314*** (0.058)	0.388*** (0.055)	0.182*** (0.057)
<i>Age</i>	—	1.274*** (0.103)	0.855*** (0.248)	—	0.692*** (0.237)	-1.500*** (0.331)
<i>Size</i>	—	0.356*** (0.036)	0.291*** (0.036)	—	0.994*** (0.076)	1.014*** (0.072)
<i>TobinQ</i>	—	0.008 (0.016)	-0.056*** (0.017)	—	-0.009 (0.038)	0.048 (0.042)
<i>Lnkl</i>	—	0.224*** (0.036)	0.246*** (0.036)	—	0.621*** (0.084)	0.568*** (0.084)
<i>Fixed</i>	—	-2.470*** (0.262)	-2.491*** (0.258)	—	-4.192*** (0.650)	-2.788*** (0.648)
<i>Cashflow</i>	—	-0.307 (0.245)	-0.200 (0.239)	—	-0.162 (0.603)	-0.634 (0.616)

(续表 1)

变量	OFDI_scale			OFDI_decision		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ROA	— —	1.775*** (0.334)	1.649*** (0.326)	— —	-0.716 (0.814)	-0.494 (0.832)
Constant	11.461*** (0.598)	4.039*** (0.338)	6.934*** (0.897)	-0.811 (1.073)	-13.077*** (0.850)	-6.084*** (1.355)
控制变量	否	是	是	否	是	是
时间固定效应	是	否	是	是	否	是
行业固定效应	是	否	是	是	否	是
地区固定效应	是	否	是	是	否	是
R ² /PseudoR ²	0.121	0.060	0.134	0.001	0.020	0.017
样本数量	16 836	16 839	16 836	16 838	16 841	16 838

(二) 稳健性检验

1. 内生性问题

跨国企业通过对外直接投资，能接触海外的不同技术，从而提升自身的数字化水平。数字化转型与 OFDI 之间可能存在互为因果关系，因此，本研究采用工具变量法和置后一期回归方法以处理潜在的内生性问题。

在构造工具变量时，本研究借鉴了肖土盛等、陈东和郭文光的方法^①，以企业所在行业 and 地区中其他企业的数字化转型平均程度作为工具变量，以此捕捉行业 and 地区层面的数字化趋势。这种方法既确保了工具变量与研究对象企业在地区和行业上的相关性，又避免了工具变量与该企业 OFDI 规模和决策的直接联系。基于此工具变量，本研究采用 IV-Probit 和 2SLS 估计方法对模型（1）和（2）进行检验。

表 2 中，（1）和（2）列报告了模型 1 的实证结果。通过两阶段最小二乘法估计，第一阶段（列 1）结果显示工具变量在 1% 水平下显著为正，表明工具变量与内生解释变量相关。第二阶段（列 2）结果显示核心解释变量在 1% 水平下显著为正，与基准回归结果一致。通过 Durbin-Wu-Hausman 检验后，其 P 值非常小，因此拒绝原假设（H0：变量是外生的），表明存在内生性问题。弱工具变量检验的第一阶段回归最小特征值统计量为 831.269，远大于 10% 水平的临界值，说明工具变量具有较强的相关性，拒绝了弱工具变量的原假设。表 2 还报告了模型 2 的估计结果，采用 IV-Probit 回归方法。结果显示，核心解释变量的 P 值为 0.947，且在 1% 水平下显著为正，表明数字化转型对 OFDI 规模具有显著的促进作用。

^① 肖土盛、孙瑞琦、袁淳等：《企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额》，《管理世界》2022 年第 12 期，第 220—237 页；陈东、郭文光：《数字化转型如何影响劳动技能溢价——基于 A 股上市公司数据的经验研究》，《数量经济技术经济研究》2024 年第 3 期，第 173—192 页。

表 2 控制内生性问题的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	first	second	second	<i>L.OFDI_scale</i>	<i>L.OFDI_decision</i>
<i>DIG</i>	—	0.450*** (0.083)	0.947*** (15.61)	0.067*** (0.026)	0.202*** (0.069)
<i>DIG_mean</i>	0.592*** (0.021)	—	—	—	—
<i>Constant</i>	0.0733 (0.123)	5.871*** (0.296)	-3.992*** (-18.29)	-1.054*** (0.258)	0.007 (0.740)
时间固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是
R ² /PseudoR ²	0.467	0.166	0.468	0.151	0.019
样本数量	16 814	16 814	16 816	12 535	12 536

为了进一步控制内生性问题，本研究考察了企业数字化水平对其下一年度 OFDI 倾向和规模的影响。具体而言，将被解释变量对外直接投资倾向和规模滞后一期，并对模型（1）和（2）进行重新估计，结果见表 2 列（4）和（5）。回归结果显示，企业数字化转型对下一年度 OFDI 倾向和规模的正面作用依然显著，进一步验证了研究结果的稳健性。

2. 改变核心解释变量

本研究采用另外两种不同的指标来衡量企业的数字化转型程度，再次对主效应进行检验。首先，参考吴非等的研究^①，依据人工智能、区块链、云计算、大数据等四个技术领域，构建了数字化程度 A。其次，利用 CSMAR 数据库企业数字化转型指数统计表中提供的数据，构建数字化程度 B。表 3 展示了替换核心解释变量后的回归结果。结果显示，数字化程度指标 A 和 B，对 OFDI 规模和决策均具有显著的正向影响。这一结果仍与原假设一致，说明主效应依旧稳健。

表 3 改变核心解释变量的回归结果

变量	<i>OFDI_scale</i>		<i>OFDI_decision</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字化程度 A	0.096*** (0.021)	—	0.139*** (0.049)	—
数字化程度 B	—	0.078*** (0.021)	—	0.124** (0.049)
时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
R ² /PseudoR ²	0.134	0.134	0.018	0.018

① 吴非、胡慧芷、林慧妍等：《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》，《管理世界》2021 年第 7 期，第 130—144+10 页。

(续表 2)

变量	OFDI_scale		OFDI_decision	
	(1)	(2)	(3)	(4)
样本数量	16 836	16 836	16 838	16 838

3. 改变固定效应

表 4 第 (1) 至 (4) 列展示了在高维固定效应严格控制下的分析结果。具体而言, 第 (1) 和 (3) 列纳入时间与省份的固定效应, 企业数字化转型 (*DIG*) 的估计系数分别为 0.072 和 0.154, 且均在统计学上具有较强的显著性。第 (2) 和 (4) 列在此基础上进一步引入时间与行业的交互效应控制, 结果显示, 企业数字化转型的估计系数依然显著为正。这表明, 即使在引入高维固定效应后, 数字化转型对企业 OFDI 倾向和规模的正向影响依然存在, 再次确认了基准检验结果的稳健性。

表 4 改变固定效应的回归结果

变量	OFDI_scale		OFDI_decision	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DIG</i>	0.072*** (0.024)	0.071*** (0.024)	0.154** (0.061)	0.144** (0.061)
<i>Constant</i>	7.559*** (0.975)	7.383*** (0.977)	-3.355* (2.021)	-4.078** (2.065)
时间 / 行业 / 省份	是	是	是	是
时间 × 省份	是	是	是	是
时间 × 行业	否	是	否	是
R ² /PseudoR ²	0.149	0.152	0.017	0.020
样本数量	16 836	16 836	16 794	16 794

(三) 机制检验

为进一步探讨数字化转型如何通过赋能开放资源优势、联结优势和整合优势等途径产生影响, 本研究引入 M_{it} 作为中介变量, 并在保持其他变量设置与之前的基础回归模型一致的前提下, 采用温忠麟和叶宝娟提出的逐步检验法^①, 构建模型如下, 对企业数字化转型影响对外直接投资的中介效应进行实证分析, 并使用江艇的两步法进行验证。^②

$$OFDI_{it} = \eta_0 + \eta_1 DIG_{it} + \eta_2 Controls_{it} + \mu_t + \mu_{ind} + \mu_{pro} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$M_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DIG_{it} + \gamma_2 Controls_{it} + \mu_t + \mu_{ind} + \mu_{pro} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$OFDI_{it} = \delta_0 + \delta_1 DIG_{it} + \delta_2 M_{it} + \delta_3 Controls_{it} + \mu_t + \mu_{ind} + \mu_{pro} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

1. 开放资源优势

开放性资源是数字全球化背景下跨国公司提升竞争力的重要资源。从资源基础观和战略管理的视角出发, 企业通过构建资源壁垒, 提升融资能力和创新能力, 进而实现在

① 温忠麟、叶宝娟：《中介效应分析：方法和模型发展》，《心理科学进展》2014 年第 5 期，第 731—745 页。

② 江艇：《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》，《中国工业经济》2022 年第 5 期，第 100—120 页。

全球市场中的持续竞争优势。开放性资源不仅增强了企业在内外部资源获取与利用方面的自主权，还为企业的对外直接投资活动提供了支持。尤其是数字化转型的战略变革为企业缓解融资约束、优化资源配置提供了新的途径。本研究借鉴魏志华等的方法^①，采用 KZ 指数模型来衡量企业的融资约束，并进行了回归分析，结果如表 5 所示。首先，在列（1）中，*DIG* 的系数为 0.087，且在 1% 水平下显著，这验证了数字化能力作为战略资源促进企业国际化扩张的观点，具有重要的经济意义。且拟合优度为 0.134，表明数字化转型解释了 OFDI 约 13.4% 的变异，在结合固定效应和实际经济意义判断下具有一定的合理性。其次，列（2）考察了数字化转型对融资约束的影响，*DIG* 的系数为 -0.028，且在 10% 水平下显著，这说明数字化转型通过提高内部资金生成能力或外部融资效率，有效缓解了企业的融资约束，支持了数字化转型赋能开放资源优势缓解融资约束的机制假设。进一步地，列（3）与列（4）对融资约束的中介效应进行了检验。列（3）中，数字化转型和融资约束对企业 OFDI 的系数分别为 0.084 和 -0.101，均在 1% 的水平下显著，且符号相反，表明融资约束在数字化转型与 OFDI 之间起到了中介作用。此外，借鉴 Bellone 等的方法^②，选取企业应收账款占总资产比例作为替代指标（*FinConst1*）。列（4）结果显示，数字化转型和融资约束对企业 OFDI 的系数分别为 0.095 和 -3.110，均在 1% 的水平下显著，进一步证实了企业数字化赋能开放资源优势，提高企业融资能力，助力企业“走出去”。

表 5 融资约束的机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DIG</i>	0.087*** (0.024)	-0.028* (0.016)	0.084*** (0.024)	0.095*** (0.024)
<i>FIN</i>	— —	— —	-0.101*** (0.013)	— —
<i>FinConst1</i>	— —	— —	— —	-3.110*** (0.355)
<i>Constant</i>	6.934*** (0.897)	-5.945*** (0.612)	6.336*** (0.898)	7.550*** (0.897)
时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
R ² /PseudoR ²	0.134	0.551	0.138	0.139
样本数量	16 836	16 838	16 836	16 836

2. 联结优势

企业联结优势的核心理念在于通过协同作用实现不同业务单元或部门之间的相互支

① 魏志华、曾爱民、李博：《金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究》，《会计研究》2014 年第 5 期，第 73—80+95 页。

② Bellone F, Musso P, Nesta L, et al., “Financial Constraints and Firm Export Behaviour”, in *World Economy*, 2010, Vol.33, No3, pp.347—373.

持与共同发展。数字化时代的企业联结优势体现为多方面协同，关键在于协调生态共生与权力制衡，实现多方参与者的价值共生。具备强大联结优势的企业能够通过高效的跨部门合作与资源配置，形成更大的供应链网络。本研究参考唐跃军的研究方法^①，以企业前五大客户产生的营业收入占比衡量供应链下游环节的稳定性，以企业前五大供应商的采购金额占比衡量供应链上游环节的稳定性，据此构建供应链集中度指标。回归结果如表 6 所示。在列（2）中，*DIG* 的系数为 -0.681，且在 5% 的显著性水平下显著，说明数字化赋能对供应链网络有显著正向影响，即企业数字化转型能够优化配置供应链网络，促进供应链资源的多元化和分散化，这在一定程度上减轻了因供应链集中带来的风险与依赖问题。这与理论预期一致，表明企业数字化转型能够改变供应链结构。在列（3）中，*DIG* 的系数为 0.093，且在 1% 的显著性水平下显著。供应链指标（*SCM*）的系数为 -0.002，也在 1% 的显著性水平下显著。在同时控制供应链集中度的情况下，数字化赋能对对外直接投资的正向作用依然显著（系数略有提升，从 0.087 变为 0.093），同时供应链集中度对对外直接投资存在显著负向影响。这意味着：一方面，企业数字化赋能直接促进了对外直接投资；另一方面，数字化赋能还通过降低供应链集中度（即实现供应链网络的多元化与分散化）间接地推动了对外直接投资，进一步补充并增强了数字化赋能对对外直接投资的正面影响。

表 6 供应链集中度的机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>DIG</i>	0.087*** (0.024)	-0.681** (0.280)	0.093*** (0.025)
<i>SCM</i>	—	—	-0.002*** (0.001)
<i>Constant</i>	6.934*** (0.897)	149.955*** (10.373)	6.714*** (0.925)
时间固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
<i>R</i> ² / <i>PseudoR</i> ²	0.134	0.075	0.137
样本数量	16 182	16 182	16 180

3. 整合优势

企业整合优势指优化内外资源，提升效率和竞争力。数字化转型增强企业内部连接和外部关系，提升企业市场响应速度和竞争力。整合优势还能增强企业动态能力，使企业适应市场变化，提高全要素生产率。总体而言，企业数字化转型通过提高决策质量、降低成本、优化资源配置，能够显著提升企业的全要素生产率。根据异质性贸易理论，

① 唐跃军：《供应商、经销商议价能力与公司业绩——来自 2005—2007 年中国制造业上市公司的经验证据》，《中国工业经济》2009 年第 10 期，第 67—76 页。

企业的生产效率是决定其是否进行对外直接投资的关键因素，生产效率较高的企业更可能选择跨国投资。本研究采用鲁晓东和连玉君的方法^①，使用 LP 方法计算企业全要素生产率（TFP），并进行回归分析，结果如表 7 所示。列（1）显示，数字化转型对对外直接投资决策的系数为 0.011，且在 1% 的显著性水平下显著，表明数字化转型对企业进行对外直接投资的决策有正向影响。列（2）中，DIG 的系数为 0.043，同样显著，说明数字化转型显著提高了企业的全要素生产率。这表明，数字化转型不仅优化了企业内部和外部资源的配置，还提升了企业的运营效率。列（3）中，TFP 的系数为 0.036，且在 1% 的显著性水平下显著，说明全要素生产率的提高同样会促使企业更倾向于进行对外直接投资。这验证了企业数字化赋能整合优势，提升企业要素生产效率，助力企业“走出去”。

表 7 全要素生产率的机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
DIG	0.011*** (0.004)	0.043*** (0.005)	0.009** (0.004)
TFP	—	—	0.036*** (0.007)
Constant	0.077 (0.146)	4.654*** (0.183)	-0.092 (0.149)
时间固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
R ² /PseudoR ²	0.191	0.326	0.189
样本数量	16 838	16 838	16 838

（四）异质性分析

1. 企业所有制异质性

依据企业产权特性，将样本细分为国有企业与非国有企业。分组回归结果如表 8 所示。结果显示国有企业与非国有企业两者间存在显著差异：在国有企业组中，数字化转型显著提升 OFDI 的规模和决策概率。说明数字化转型对国有企业的国际化战略具有全面促进作用。相较之下，非国有企业组数字化转型仅显著提升 OFDI 的规模，但对决策概率无显著影响。这一现象的潜在机制与原因可从资源禀赋和政策环境两方面解释。对国有企业而言，首先，政企关系密切使其更易获得政府专项资金和政策性贷款，直接降低了 OFDI 的财务门槛；其次，其投资决策往往与国家战略深度绑定，数字化转型常被纳入政策考核体系，形成“战略导向—资源倾斜—决策激励”的闭环；最后，政府隐性担保强化了风险抵御能力，使企业敢于通过数字化技术优化海外资源配置。相比之下，非国有企业面临双重约束：一方面，市场化融资成本较高，数字化转型投入可能挤占 OFDI 预算，而地方政府补贴获取难度大且区域分布不均；另一方面，其 OFDI 决策更依赖短期市场

① 鲁晓东、连玉君：《中国工业企业全要素生产率估计：1999—2007》，《经济学（季刊）》2012 年第 2 期，第 541—558 页。

回报评估，数字化转型的长周期效应与股东诉求存在张力，加之缺乏政策信号引导，因而其决策环节难以形成有效激励。这种“资源—机制—风险”的结构性差异，最终导致数字化转型对国有企业 OFDI 产生全面驱动，而对非国有企业仅能通过效率提升有限拉动投资规模。

2. 政企关系异质性

上文已从政策环境方面解释了不同所有制企业为何在数字化转型对 OFDI 的影响上存在显著差异，而政企关系乃是政策环境的重要组成部分，其紧密程度对企业的发展战略和决策行为有着至关重要的影响。本研究将视角转向政企关系层面，再次进行异质性分析。参考王小鲁等的市场化指数中的政府与市场关系指标^①，采用市场分配资源的比重和政府对企业经营活动的干预程度来评估政企关系的紧密程度。根据样本的中位数，将企业划分为两类：政企关系较强的企业和政企关系较弱的企业。分析结果如表 9 所示：政企关系较强的企业数字化转型对投资决策的促进作用更强，但对投资规模的提升作用有限。政企关系较弱的企业数字化转型对投资规模的提升作用更突出，但决策激励相对不显著。结果呈现“强关系重决策，弱关系重规模”的反常识现象。对强政企关系企业而言，其 OFDI 行为受政策目标刚性约束（如避免过度扩张引发的监管风险或资源错配），数字化转型更多服务于决策优化——通过数据整合提升政策合规性评估精度及政企间战略协同效率，而非单纯扩大投资体量；对弱政企关系企业而言，因缺乏政策资源缓冲，数字化转型被迫嵌入市场化竞争逻辑，通过效率倒逼机制直接转化为规模增长，但决策环节仍受制于风险规避倾向，导致“规模扩张显著、决策响应滞后”的分裂状态。这种“政策赋能决策”与“市场驱动规模”的二元割裂，反映了制度环境对企业数字化转型目标函数的形塑作用。

表 8 企业所有制异质性分析

变量	国有企业		非国有企业	
<i>DIG</i>	0.102*** (0.037)	0.265*** (0.091)	0.064** (0.032)	0.055 (0.079)
控制变量	是	是	是	是
时间 / 个体 / 省份	是	是	是	是
样本数量	6 886	6 799	9 950	9 951
R ² /PseudoR ²	0.135	0.082	0.143	0.018

表 9 政企关系异质性分析

变量	较强		较弱	
<i>DIG</i>	0.057* (0.033)	0.335*** (0.085)	0.134*** (0.038)	0.216** (0.101)
控制变量	是	是	是	是
时间 / 个体 / 省份	是	是	是	是

① 王小鲁、樊纲、胡李鹏：《中国分省份市场化指数报告（2018）》，北京：社会科学文献出版社，2019 年。

(续表 9)

变量	较强		较弱	
样本数量	8 327	8 320	8 509	8 510
$R^2/\text{Pseudo}R^2$	0.155	0.029	0.098	0.252

3. 企业生产要素异质性

不同行业的运营模式、核心资源、价值创造机制以及所面临的市场和竞争环境存在根本性差异，这意味着数字化转型可能为不同行业带来不同的投资机遇与挑战。本研究借鉴尹美群等的研究^①，将企业按资源密集度分为劳动密集型、资本密集型和技术密集型三类。回归结果如表 10 所示，数字化转型对劳动密集型企业对外直接投资的规模和决策均有显著的正面影响，而技术密集型和资本密集型均无效果。“劳动密集独秀”现象的根源在于不同行业的竞争逻辑与数字化能力的适配性差异。对劳动密集型行业而言，其核心痛点在于劳动力成本攀升与低附加值锁定，数字化转型通过“效率提升—成本降低—规模扩张”正循环破解困境——例如，智能制造系统减少人工依赖、跨境电商平台拓宽出口渠道，使得中小企业在无政策加持下仍能通过市场化机制实现 OFDI 增长；对技术密集型行业而言，其竞争优势依赖专利壁垒和研发深度，类似 ERP 系统的通用性数字化工具难以与核心技术协同，导致数字化转型沦为“边缘优化”，无法触及 OFDI 的核心驱动力；对资本密集型行业而言，其 OFDI 行为受国家战略、地缘政治等非市场化因素主导，数字化转型虽能优化单点效率，但无法突破行业固有的刚性约束，因而对投资决策和规模均无实质影响。进一步言之，这一分化映射了数字化技术的“普惠性”假象——其效用高度依赖行业初始条件：在低技术复杂度的劳动密集型行业，数字化呈现“替代性创新”（替代人力成本）；而在高技术/资本壁垒的行业，则需“颠覆性创新”（重构价值链），后者在当前技术阶段尚未实现突破。

表 10 企业生产要素异质性分析

变量	劳动密集型		技术密集型		资本密集型	
<i>DIG</i>	0.176*** (0.038)	0.219** (0.100)	0.015 (0.042)	0.126 (0.098)	0.012 (0.049)	0.035 (0.131)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间 / 个体 / 省份	是	是	是	是	是	是
样本数量	6 329	6 330	6 833	6 834	3 998	3 984
$R^2/\text{Pseudo}R^2$	0.124	-0.276	0.134	-0.345	0.115	-0.270

四、结论

本文基于新 OLI 范式视角，利用 2009 至 2022 年间中国沪深 A 股上市公司的微观数据，对数字化转型如何影响中国企业的 OFDI 及其作用机制进行了理论分析和实证检验。

① 尹美群、盛磊、李文博：《高管激励、创新投入与公司绩效——基于内生性视角的分行业实证研究》，《南开管理评论》2018 年第 1 期，第 109—117 页。

本文主要得出了以下结论：第一，在过去十余年中，中国对外直接投资和数字化转型取得显著成就，已成为全球经济和数字化趋势中的重要力量。第二，通过实证分析发现数字化转型显著增大了企业对外直接投资倾向和规模。经过替换变量、引入工具变量和滞后效应检验后，结论依然稳健。第三，基于新 OLI 范式视角进行机制分析并通过实证检验后发现，数字化转型可通过提升开放资源优势、联结优势和整合优势促进 OFDI。第四，根据异质性分析，国有企业的数字化转型显著正向影响了 OFDI 的规模和决策，而非国有企业仅显著提升 OFDI 规模，决策未见显著影响。这种差异源于国有企业在资源禀赋和政策环境上的优势，以及民营企业所受市场化融资成本的限制和长期转型回报的不确定性。政企关系较强的企业的数字化转型更显著地促进 OFDI 决策，但对投资规模的提升作用有限；政企关系较弱的企业则相反，数字化转型对投资规模的提升作用更突出，但决策激励相对没有那么显著。这种“强关系重决策，弱关系重规模”的现象本质上反映了制度环境对企业数字化转型目标函数的形塑作用。行业层面，数字化转型对劳动密集型行业的 OFDI 具有显著的正向影响，而在技术密集型和资本密集型行业中未见显著效果，这种“劳动密集独秀”现象的根源可能在于不同行业的竞争逻辑与数字化能力的适配性差异。更深层次地来看，这一现象映射了数字化技术的“普惠性”假象。本文验证了企业数字化转型对 OFDI 的规模和决策具有显著的促进作用，将企业数字化转型与对外直接投资纳入新 OLI 范式的研究框架，不仅对数字化转型经济效应领域的研究进行了补充，而且对中国上市企业数字化转型和对外直接投资策略具有重要的政策意义。

Research on the Impact of Enterprise Digital Transformation on OFDI: Based on the New OLI Paradigm Perspective

WANG Zhengxin, WANG Xiaoyu

Abstract: Under the dual background of booming digital technology and complex and changing international environment, digital transformation of Chinese enterprises has become an important path to promote high-level “going out” of enterprises and an important support to realize high-quality economic development. Based on the new OLI paradigm, using the data of China’s A-share listed companies from 2009 to 2022, the study empirically analyzes the impact of digital transformation on outward foreign direct investment (OFDI) from the micro level of enterprises, which broadens the way of thinking for the study of enterprises’ internationalization strategy in the context of digital globalization. It is found that enterprise digital transformation significantly enhances the scale and tendency of enterprise OFDI, and the results still hold after passing endogeneity and robustness tests. Mechanism analysis shows that open resource advantage, linkage advantage and integration advantage are important mechanisms through which enterprise digital transformation affects OFDI. Further heterogeneity analysis reveals that under the

structural difference of “resource-mechanism-risk”, state-owned enterprises and enterprises with stronger government-enterprise relationship have a more significant contribution to OFDI decision-making; digital transformation has a significant positive impact on the scale and decision-making of OFDI of labor-intensive enterprises, while the impact on technology-intensive and capital-intensive enterprises is weaker.

Keywords: digital transformation; OFDI; new OLI paradigm

(责任编辑：陈 彬)