

数字经济发展水平对中国对外直接投资的影响研究

黄虹绫

兰州财经大学国际经济与贸易学院, 甘肃 兰州

收稿日期: 2025年9月24日; 录用日期: 2025年10月13日; 发布日期: 2025年11月14日

摘 要

数字经济的崛起与信息化和全球化的趋势密切相关, 依托大数据、人工智能等先进技术的发展, 企业能够优化生产力、提升效率, 扩大国际市场份额, 从而加速了对外直接投资, 增强了全球竞争力。本文选取2012~2022年我国30个省级行政区面板数据, 通过基准回归模型, 探讨数字经济对我国对外直接投资的影响机制和作用效果。结果表明: 数字经济的发展对中国的对外直接投资产生了显著的积极推动作用; 数字经济可以通过产业结构升级, 间接正向促进对外直接投资; 异质性分析揭示了数字经济正向影响对东部地区更为显著, 而在中西部地区的影响相对较小。

关键词

数字经济, 对外直接投资, 产业结构升级

The Impact of Digital Economic Development Levels on China's Outward Direct Investment

Hongling Huang

School of International Economics and Trade, Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou Gansu

Received: September 24, 2025; accepted: October 13, 2025; published: November 14, 2025

Abstract

The rise of the digital economy is intrinsically linked to trends in informatisation and globalisation. Leveraging advancements in big data, artificial intelligence and other cutting-edge technologies,

文章引用: 黄虹绫. 数字经济发展水平对中国对外直接投资的影响研究[J]. 电子商务评论, 2025, 14(11): 804-815.

DOI: 10.12677/ecl.2025.14113504

enterprises can optimise productivity, enhance efficiency and expand their international market share. This accelerates outward foreign direct investment and bolsters global competitiveness. This paper employs panel data from 30 Chinese provinces spanning 2012~2022, utilising a benchmark regression model to examine the impact mechanisms and effects of the digital economy on China's outward FDI. Results indicate that the development of the digital economy exerts a significant positive influence on China's foreign direct investment. The digital economy indirectly promotes foreign direct investment through industrial structure upgrading. Heterogeneity analysis reveals that the positive impact of the digital economy is more pronounced in eastern regions, while its influence is relatively smaller in central and western regions.

Keywords

Digital Economy, OFDI, Industrial Structure Upgrading

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

中国自加入 WTO 以来,伴随经济的快速增长,中国的对外直接投资规模持续增长,近年来在“一带一路”背景下投资规模显著扩大,并取得了显著的成就。党的二十届三中全会强调,要完善促进和保障对外投资的体制机制,健全投资管理和服务体系,推动产业链与供应链的国际化合作。根据《中国对外直接投资统计公报》数据,2024 年中国对外直接投资流量为 1922 亿美元,连续 13 年位居全球前三;投资存量达到 3.14 万亿美元,已连续 8 年保持全球前三。这表明,中国稳居世界主要投资大国行列。与此同时,数字经济的迅猛发展为中国对外直接投资提供了新的动能。根据《中国数字经济发展研究报告》显示,2023 年中国数字经济规模已达 53.9 万亿元,稳居全球前列。数字经济不仅推动了技术创新和产业升级,还帮助企业在全球竞争中占据有利位置,拓展了重要的国际市场份额。因此,深入探究数字经济发展水平对中国对外直接投资的作用机制与效果,对中国实现经济持续增长和增强国际竞争力具有重要实践价值。

2. 文献综述

随着数字经济的快速发展,中国的对外直接投资正在经历深刻的变革。数字经济不仅改变了企业的运营模式,还提升了其国际竞争力,从而对中国对外投资产生了显著的影响。与本文研究密切相关的文献主要包括以下几个方面:

数字经济的相关研究着重探讨了数字经济的概念及测度方法,为本文的研究设计提供了借鉴基础。首先,数字经济是以数字化知识与信息为关键生产要素,依托现代信息网络载体,通过数字技术与实体经济深度融合,实现经济要素重组、结构优化与效率跃升的新型经济形态[1]。其次是数字经济发展水平的测度。一些学者研究采用熵权法构建相关综合指数进行评估数字经济,如黄漫宇等(2022) [2]利用熵值法基于数字基础设施、数字产业化、产业数字化、数字创新能力等指标测算各地区的数字经济发展水平。另外,孙亚男等(2023) [3]采用产业增加值来衡量我国数字经济规模。此外,数字经济相关政策的影响,“宽带中国”战略等政策的实施,孙俊成、李恒宇(2022) [4]通过提升数字金融的包容性和电子信息技术的应用程度,显著提升了城市的创业活力。

以往学者主要研究对外直接投资对母国和东道国都具有深远的影响。从母国视角来看,学者们通过研究企业为何选择对外投资,分析了市场规模[5]、劳动力成本、技术水平[6]、政策环境[7]等因素的影响(周茂等,2015;李光勤,2023;周经,2025)。汤春玲(2024)[8]探讨了对外直接投资可以促进母国产业结构升级,缓解过剩产能,提高企业的国际竞争力。从东道国视角来看,刘振林(2023)[9]研究了经济合作通过降低交易成本、加强信息交流等方式,为中国企业在东道国投资创造了更有利的环境。廖信林、杨正源等(2024)[10]研究表明改善东道国的营商环境有助于促进中国的对外直接投资。司继春、余陈等(2024)[11]探讨了东道国投资便利化的提升不仅显著推动了中国对该国的直接投资增长,还产生了明显的空间溢出效应。

关于数字经济影响对外直接投资的相关研究,多位学者探讨了数字经济的发展水平是影响中国企业对外投资发展的重要因素。谢杭呈(2022)[12]基于2010~2022年对28个欧盟成员国数据的研究发现,欧盟国家数字经济发展水平对中国在欧盟的OFDI有显著影响;多位学者研究了数字经济通过创新产出[13](李巍 2025)、劳动力升级、知识产权保护[14](邵宇佳 2023)、产业结构优化[15](蔡嘉桐 2024)和市场发展水平等多种渠道影响对外直接投资,提升了企业的国际竞争力。郭家琛、赵景峰等(2025)[16]探讨了数字经济能够改进传统金融机构的信贷方式,通过绿色金融政策并缓解企业融资约束,促进企业进行更多对外投资。此外,部分学者研究数字经济达到一定程度对中国对外直接投资有抑制作用。如薛军、周鹏冉(2024)[17]通过全要素生产率发现企业数字化转型与对外直接投资之间存在“倒U型”关系。因此,本文通过构建理论框架,利用2012年至2022年间30个省级行政区的面板数据,实证检验了数字经济对中国对外直接投资的影响机制,为推动数字经济发展战略促进对外投资提供了理论支撑。

3. 研究假设

随着全球经济逐步进入数字化时代,数字经济作为新兴经济形态,正在深刻改变全球产业结构和市场竞争模式。数字经济的核心驱动力在于通过提升产业的创新能力和资源配置效率,从而降低全球价值链中的信息成本、沟通成本和管理成本等。不仅优化了产业链的运作方式,还增强了上下游企业的国际竞争力。数字经济对对外直接投资的影响具体表现在以下几个方面。

首先,数字技术与数字基础设施深度融合促进了高效的信息共享,降低了跨国经营的交易成本。信息技术、大数据和人工智能等高新技术的广泛应用,使得企业能够更高效地获取和处理全球市场信息,降低信息成本,提升经营效率。同时通过云计算和协作平台等数字化工具,企业能够实时监控供应链和投资项目等关键环节,减少因信息不对称或管理滞后导致的决策风险,从而促进跨国沟通成本和管理成本下降。全球供应链交易成本的下降,提高了跨国企业在国际市场上的运营效率和决策速度,为对外直接投资创造了有利条件[18]。其次,数字经济的兴起为企业提供了提升国际市场竞争力的有力工具,增强了对外投资的意愿。企业利用数字技术优化产品设计、生产流程和营销策略,通过数字化创新提升产品附加值和服务能力,增强了海外市场的竞争力。同时,数字化运营使得企业能够更迅速地响应市场变化,并灵活调整投资策略,从而更精准地选择海外投资项目和合作伙伴。此外,数字经济推动了企业对外投资的行为模式的转变。传统产业的对外投资逐渐向高技术、互联网和数字化服务业转型,通过跨境电商和数字化供应链等新兴商业模式,企业直接进入海外市场,减少中介环节和贸易成本。同时,数字技术促进了跨国技术合作和创新资源共享,使得企业在“一带一路”及新兴目标市场国家的投资布局更为高效和精准。

综上所述,提出假设1:数字经济对对外直接投资具有显著的积极影响。

数字经济的发展对中国的对外直接投资产生了深远影响,推动了投资规模、领域和结构的优化。首先,信息技术和数据流的全球化降低了跨国投资成本。云计算、大数据和人工智能等技术的广泛应用提

高了跨国公司运营效率，增强了中国企业的全球竞争力。其次，数字经济加速了中国企业对外投资的结构转型。随着数字技术的发展，传统制造业投资逐渐向互联网、电子商务和数字化金融等高技术产业倾斜，尤其在“一带一路”倡议下，数字经济成为推动国际合作的重要动力。此外，数字经济不仅推动了高科技产业的快速发展，还促进了传统产业的升级。通过智能化和信息化技术的应用，传统制造业和物流业效率显著提升，推动了全球产业布局的变化，特别是在新兴市场国家的投资机会中，中国企业占据了更大份额[19]。

综上所述，提出假设 2：数字经济发展水平通过产业结构升级促进对外直接投资的提升。

4. 模型设定与数据选取

4.1. 研究方法

4.1.1. 基准模型

本文构建了如下回归模型：

$$OFDI_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dig_{it} + \beta_2 Contrls_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， i 表示地区， t 表示年份， $OFDI_{it}$ 为被解释变量，表示中国对外直接投资； Dig_{it} 为解释变量，表示数字经济发展水平； β_0 为常数项；系数 β_1 衡量数字经济对中国对外直接投资的影响效应； β_2 表示控制变量的系数； $Contrls$ 为控制变量，主要包括劳动力水平(Labor)、城镇化水平(Urban)、汇率(Exch)、政府干预程度(Gov)； u_i 、 λ_t 和 ε_{it} 分别为地区固定效应、时间固定效应和随机扰动项。

4.1.2. 中介效应模型

$$Upg_{it} = \theta_0 + \theta_1 Dig_{it} + \theta_2 Contrls_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$OFDI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Upg_{it} + \alpha_2 Dig_{it} + \alpha_3 Contrls_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， Upg_{it} 为中介变量，主要包括产业结构升级(Upg)。 θ_0 和 θ_1 为常数项，为数字经济发展水平对产业结构升级的回归系数； α_1 、 α_2 分别为数字经济发展水平和产业结构升级对中国对外直接投资的影响系数。其余变量含义与式(1)相同。

4.2. 数据选取

4.2.1. 被解释变量

对外直接投资(OFDI)作为被解释变量[7]，参考孙子豪[20]利用国家非金融企业对外直接投资存量衡量对外直接投资(OFDI)。为了减少数据的异方差，本文对计算得出 OFDI 数据在原始基础上取对数表示对外直接投资水平。

4.2.2. 解释变量

数字经济发展水平(Dig)指数。借鉴熊瑶平[19]研究，本文运用熵权法从数字基础设施、数字商务发展、数字经济普及、数字创新环境四个维度，使用 16 个二级指标构建数字经济综合评价指标体系(表 1)。

4.2.3. 中介变量

本文以产业结构升级(Upg)作为中介变量，借鉴费锦华等[21]由第一产业增加值占 GDP 比重 x_1 + 第二产业增加值占 GDP 比重 x_2 + 第三产业增加值占 GDP 比重 x_3 进行衡量产业结构升级(Upg)。

4.2.4. 控制变量

本文选取劳动力水平(Labor)、城镇化水平(Urban)、汇率(Exch)、政府干预程度(Gov)作为控制变量。

其中劳动力水平用就业人员数的对数来衡量劳动力水平；城镇化水平借鉴曹希敏[22]用城镇化率来表示城镇化水平；汇率用人民币对美元汇率(美元 = 1)来衡量汇率；政府干预程度用财政一般预算支出占地区生产总值比重来表示政府干预程度。

table 1. Comprehensive evaluation index of the digital economy
表 1. 数字经济综合评价体系

一级指标	二级指标	指标属性	
数字基础设施	域名数	0.081	+
	互联网宽带接入端口	0.035	+
	长途光缆线路长度	0.023	+
	信息传输、软件和信息技术服务业城镇移动电话普及率	0.070	+
	互联网普及率	0.015	+
数字商务发展	有电子商务交易活动的企业数比重	0.018	+
	电子商务采购额	0.090	+
	电子商务销售额	0.085	+
	人均电信业务总量	0.078	+
	快递业务量	0.138	+
数字经济普及	软件业务收入	0.114	+
	数字普惠金融	0.114	+
	社会消费品零售总额	0.040	+
数字创新环境	国内专利申请授权量	0.087	+
	国内专利申请受理量	0.077	+
	研究与试验发展(R&D)经费投入强度	0.036	+

4.3. 数据来源及描述性统计分析

4.3.1. 数据来源

本文基于 2012 年至 2022 年期间中国 30 个省级行政区的数据进行了实证分析(由于数据的可得性, 不包括港澳台和西藏地区的样本数据)。数据来源涵盖 EPS 数据库、《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》、国家统计局及各省省级行政区统计年鉴等。针对部分少量缺失数据, 采用线性插值法填补处理, 确保数据完整性。

4.3.2. 描述性统计分析

本文基于 stata17.0 软件计算变量描述性统计指标。为避免数据波动较大导致异方差的问题, 依据统计学理论, 对数据进行无量纲化处理。变量结果如表 2 所示, 所有变量的标准误差均低于 2, 表明数据在统计上保持相对稳定性。

Table 2. Variable definitions and calculations
表 2. 变量定义及测算

Variable	Obs	Mean	Std	Min	Max
OFDI	330	13.4470	1.4394	9.2235	16.7058
Dig	330	0.1367	0.1159	0.0243	0.6354

续表

Labor	330	7.5929	0.7796	5.6419	8.8479
Urban	330	0.6076	0.1170	0.3878	0.893
Exch	330	6.5294	0.2265	6.1434	6.9084
Gov	330	0.2468	0.0826	0.1199	0.4560
Upg	300	2.4111	0.1196	2.2001	2.8272

5. 实证结果与分析

5.1. 多重共线性检验

在进行基准回归分析之前，通过方差膨胀因子检验，多重共线性检验结果见表 3 所示，所有变量的 VIF 值均低于 10，表明基准回归模型中不存在严重的多重共线性问题，从而保证了研究结果的准确性和可靠性。此外，在本研究中，大多数解释变量与被解释变量之间的相关系数在 1%的统计显著性水平下均表现出显著性。

Table 3. Multiple collinearity test
表 3. 多重共线性检验

变量	VIF	1/VIF
OFDI	2.49	0.401
Dig	2.41	0.414
Labor	2.37	0.422
Urban	2.34	0.427
Exch	1.28	0.784
Mean		2.18

5.2. 基准回归分析

由表 4 可见，本文通过 Hausman 检验，利用固定效应模型进行回归，结果显示列(1)数字经济进行单独回归，在不考虑其他控制变量情况下，回归系数为 7.422，在 1%的水平上具有统计学意义。并逐步引入控制变量(列 2 至列 5)，列(5)加入全部控制变量，所有模型均进行了双固定效应，数字经济水平的系数均为正数以及通过了 1%的显著性检验，从而说明数字经济存在显著的正向效应。从多元线性回归结果表 4 列(5)可以看出，回归系数为 2.361，这意味着数字经济能提高所在地区的对外直接投资水平，假设 1 成立。第(5)列政府干预程度系数为-0.060，呈负向影响，这表明当前强度的政府干预对 OFDI 存在轻微的抑制作用。政府对基础设施的投资可能通过提高本地生产要素成本，导致企业可用于对外直接投资的资金减少。同时，过度干预可能带来外汇管制和产业政策倾斜，限制企业的市场化投资决策。

Table 4. Baseline regression
表 4. 基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
变量	OFDI	OFDI	OFDI	OFDI	OFDI
Dig	7.422*** (0.418)	7.383*** (0.409)	3.072*** (0.507)	2.360*** (0.526)	2.361*** (0.527)

续表

Labor		-1.342*** (0.424)	1.558*** (0.413)	1.668*** (0.436)	1.668*** (0.436)
Urban			10.966*** (0.855)	9.877*** (0.911)	9.861*** (0.910)
Exch				0.417*** (0.098)	0.419*** (0.101)
Gov					-0.060 (0.818)
常数项	12.723*** (0.188)	22.207*** (3.025)	-6.281* (3.261)	-8.587** (3.451)	-8.573** (3.469)
时间固定	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是
N	330	330	330	330	330
adj. R ²	0.888	0.890	0.940	0.943	0.943

Standard errors in parentheses, ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1 (下同)。

5.3. 稳健性检验

5.3.1. 改变样本容量

由于直辖市在创新技术、数字产业化水平、优惠政策等方面要明显优于其他省级行政区，可能使回归结果产生偏差；2020 年和 2021 年新冠疫情爆发对全球经济产生了重大冲击，可能直接影响我国的数字经济发展水平和外商直接投资，从而对模型的估计结果产生一定影响。因此，本文从以下两个方面进行稳健性检验：一是参考安强身、白鹿[23]的研究剔除浙江和广东 2 个直辖市的样本重新进行回归，见表 5 列(1)所示；二是将 2020 年和 2021 年的样本剔除重新回归，回归结果见表 5 列(2)。数字经济都在 1%水平下显著正向影响对外直接投资，即数字经济有利于对外直接投资增强，与基准回归一致。

5.3.2. 核心解释变量滞后一期

为缓解可能潜在的内生性问题，本文借鉴张春迪[24]的研究，将数字经济滞后一期变量纳入模型，其回归结果见表 5 列(3)。研究结果表明，数字经济每提高 1%，对外直接投资显著提升 1.902 个单位，且在 1%的水平上显著。这一结果进一步验证了数字经济对我国对外直接投资的正向促进作用。

5.3.3. 更换被解释变量

为避免被解释变量测量误差对结果的影响，本文将各省级行政区实际利用外商直接投资额的对数值 (OFDI2)作为被解释变量重新进行回归，结果如表 5 列(4)所示。数字经济在 1%水平下对我国对外直接投资显著产生正向影响，即数字经济有利于提高对外直接投资水平。

5.3.4. 增加控制变量

由表 5 列(5)可见，为进一步增强模型的解释力，本文在基准回归的基础上引入地区经济发展水平 (PGDP)和金融市场发展水平(Finance)两个控制变量。本文用人均地区生产总值表示该地区经济发展水平。根据徐毅等[25]用金融机构存贷款之和占 GDP 的比重来表示金融市场发展水平。其回归结果显示，在加入这两个变量后，基准回归结果仍然具有较高的稳健性。

Table 5. Robustness test
表 5. 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
变量	OFDI	OFDI	OFDI	OFDI2	OFDI
Dig	2.361*** (0.527)	2.850*** (0.652)		2.444*** (0.537)	0.912** (0.433)
L.Dig			1.902*** (0.515)		
常数项	-8.573** (3.469)	-11.509** (4.667)	-4.399 (3.350)	-15.820** (6.900)	-18.563*** (3.605)
是否控制变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是
N	330	270	300	330	330
adj. R ²	0.943	0.942	0.955	0.919	0.945

5.4. 异质性检验

根据前文的理论分析，数字经济发展的水平在不同区域之间存在显著差异，这使得其对 FDIO 的影响可能因区域而异，具有区域异质性。因此，本文将样本分为东部、中部和西部进行分组回归，相关的具体结果可见表 6。

Table 6. Heterogeneity test
表 6. 异质性检验

变量	(1) 东部 OFDI	(2) 中部 OFDI	(3) 西部 OFDI
Dig	2.243*** (0.695)	1.673 (1.809)	-0.891 (0.952)
Labor	2.013* (1.212)	2.412*** (0.609)	-1.915* (1.103)
Urban	8.243*** (1.568)	13.961*** (1.848)	11.412*** (1.418)
Exch	0.890*** (0.160)	-0.114 (0.177)	0.492*** (0.179)
Gov	0.016 (2.223)	2.148 (1.764)	-0.188 (0.728)
常数项	-12.649 (8.875)	-13.832** (5.485)	16.269** (8.174)
是否控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
N	121	88	121
adj. R ²	0.892	0.878	0.914

东部地区的 Dig 呈强显著正向驱动，表明每提升 1 单位数字经济发展水平，OFDI 增加 2.243 单位东部地区。东部地区凭借优越的地理位置和沿海优势，交通运输更加便利化，其长期积累了丰富的对外开放和国际贸易经验，使其能够更快获取和应用全球前沿技术，深度融入全球价值链，推动数字经济发展，并加速对外直接投资。同时东部地区的 5G 网络、数据中心、工业互联网等新型基础设施相对完善，显著降低企业对外直接投资的交易成本，促进跨国经营效率。

中部地区在加速数字化变革和释放要素活力方面取得了一定进展，但与东部地区相比，整体数字化水平仍存在差距。尽管中部在基础设施建设、数据市场一体化和巩固外资外贸方面取得了一些成果，发展深度和完善度仍显不足。尤其是高运输成本，如中欧班列依赖政府补贴，削弱了数字经济对 OFDI 的转化效率。此外，中部地区正处于工业化中后期和产业承接阶段，传统制造业仍占相当比重，数字化转型仍在进行中，其通过数字化驱动进行海外扩张的内在动力和能力，相较于东部企业而言较弱。西部地区的数字经济发展呈负向影响(系数为-0.891)，可能与该地区的资源型经济路径依赖有关，部分省份(如内蒙古、新疆)依赖能源和矿产资源的 OFDI，整体技术水平和经济水平相对落后，而数字化转型在短期内难以取代传统的经济优势。此外，西部地区数字基础设施建设滞后，5G 覆盖率和算力中心布局显著落后东部，限制了本地数字企业的规模和发展潜力。尽管数字经济能够提升劳动力技能，但由于本土缺乏足够的就业机会，其反而加速了劳动力向东部流动，从而间接抑制了西部地区 OFDI 的潜力。

5.5. 机制检验

本研究通过关键中介因素产业结构升级调查了数字经济在塑造中国对外直接投资的作用。表 7 概述了该分析的详细实证结果。表 7 列(1)显示，数字经济发展水平系数为 0.125，在 1%的水平上显著为正。该结果与理论预期一致，揭示了数字经济与产业结构升级之间存在显著的正相关关系。这表明数字经济通过提升数据跨境流动效率、降低信息获取成本、催生新业态新模式等途径，有效促进了产业结构向更高级化、现代化的方向演进。数字经济、产业结构升级在第(3)中共同考虑时，产业结构升级的系数(Upg)为 4.847，在 1%的水平上显著为正。这意味着产业结构升级本身是促进 OFDI 的强劲动力。Dig 的系数仍显著为正(1.496)，未加入中介变量时 Dig 系数为 2.361，相比有所下降，这一结果意味着，在数字经济和 OFDI 之间的关系中，产业结构升级起到了显著的部分中介作用。即数字经济一方面直接推动企业进行 OFDI，另一方面通过促进国内产业结构升级，进而间接地促进 OFDI，假设 2 成立。此外，为确保产业结构升级这一中介机制的稳健性与可靠性，本文使用非参数百分位 Bootstrap 方法对其进行检验，回归结果显示中介效应 95%置信区间明显不包含 0，从而说明产业结构升级的中介效应是稳健可靠的。

Table 7. Mechanism test
表 7. 机制检验

	(1)	(2)
变量	Upg	OFDI
Dig	0.125*** (0.029)	1.496*** (0.475)
Labor	-0.050 (0.036)	1.866*** (0.416)
Urban	0.459*** (0.088)	7.986*** (1.178)

续表

Exch	0.045*** (0.008)	0.216** (0.102)
Gov	0.119 (0.136)	-0.323 (1.266)
Upg		4.847*** (0.901)
常数项	2.406*** (0.287)	-20.295*** (3.973)
是否控制变量	是	是
固定效应	是	是
N	330	330
adj. R ²	0.950	0.948

6. 结论与对策建议

6.1. 结论

本文通过建立综合评价指标体系并利用熵权法测度数字经济发展水平，结合 2012~2022 年间中国 30 个省级行政区的平衡面板数据，采用双固定效应模型和中介效应模型对数字经济与对外直接投资之间的关系进行了深入分析，研究主要发现：

(1) 数字经济对中国对外直接投资水平产生了显著的积极推动作用，这一结论在改变样本容量、引入工具变量、替换被解释变量及增加控制变量的稳健性检验中依然成立；(2) 数字经济可以通过产业结构升级，间接正向促进对外直接投资；(3) 异质性分析揭示了数字经济对中国对外直接投资的影响受到地域的调节。其中对东部地区影响更为显著，数字经济呈现强正向驱动作用；而在中西部地区影响相对较小，其对 OFDI 的贡献度相对有限。

6.2. 对策建议

6.2.1. 均衡数字基建，弥合区域鸿沟

当前，尽管一些地区在数字经济领域取得了显著进展，但由于地区基础设施的不均衡，使得部分地区的数字化水平滞后，影响了整体数字经济的协同发展。为了更好地促进对外直接投资的增长，需要加大对落后地区的基础设施建设投入，特别是在 5G 网络、跨境电商平台、云计算和人工智能等领域。国家应加强对这些关键技术的战略性布局和投资，推动全国范围内数字基础设施的普及和升级，提升部分地区的数字化能力，逐步减少数字鸿沟。与此同时，国家通过“东数西算”工程等政策引导，将数字经济资源和优势向中西部地区倾斜，弥补资源不均的差距，从而提升区域数字经济的国际竞争力，进而推动更广泛地对外直接投资。

6.2.2. 升级产业结构，赋能对外投资

政府应鼓励企业加强技术研发与创新，提升在全球价值链中的优势和竞争力。同时完善知识产权保护体系，建立健全的法律框架，为企业的国际化技术创新和运营提供坚实的制度保障。此外，国家应出台专项政策，支持在高附加值、高技术含量领域具有潜力的初创企业和中小企业发展。通过设立创新基

金、提供研发补贴、实行税收优惠等措施,加速其技术突破和商业模式创新,培育具有国际竞争力的新兴力量,为对外直接投资注入新动能。大力推动产学研合作,加速技术成果的转化和应用。并且重点支持面向国际市场需求、解决全球性挑战的科技成果产业化,促进国内产业链向高端化、智能化、绿色化升级,塑造中国企业在全球市场的核心优势,增强其对外投资的信心和能力。

6.2.3. 深化国际合作, 共建全球规则

在全球化的数字经济浪潮中,加强国际合作显得尤为重要。中国应积极参与国际数字贸易规则的制定,借助国际合作项目和平台,拓宽企业的创新视野,借鉴发达国家的技术与管理经验,不仅有助于国内企业提升技术水平和管理能力,从而促进产业结构升级,也能为对外直接投资开辟更多机会。通过国际合作,国内企业不仅能够通过对外直接投资扩大国际市场份额,还能进入到全球先进技术和创新产业链中。随着国际合作的深入,国内企业的对外投资规模将不断扩大,投资质量也将显著提升,这对于吸引外资和促进经济发展具有积极作用。此外,大力培养既懂数字技术、又懂国际规则、具备创新思维和跨文化管理能力的复合型人才,为数字经济驱动的高质量对外直接投资提供坚实人才保障。

参考文献

- [1] 陈梦婷. 东道国数字经济发展对中国对外直接投资的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 合肥: 安徽大学, 2022.
- [2] 黄漫宇, 王孝行. 数字经济、资源错配与企业全要素生产率[J]. 宏观经济研究, 2022(12): 43-53.
- [3] 孙亚男, 费锦华, 王艺霖. 中国省域数字经济规模测算及空间分异研究[J]. 统计与决策, 2023, 39(6): 92-97.
- [4] 孙俊成, 李恒宇. 网络基础设施建设动态优化与企业融资约束——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J]. 科学决策, 2022(12): 59-76.
- [5] 周茂, 陆毅, 陈丽丽. 企业生产率与企业对外直接投资进入模式选择——来自中国企业的证据[J]. 管理世界, 2015(11): 70-86.
- [6] 李光勤, 李潇格. 政府数字化与中国对外直接投资的区位选择[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2023(1): 72-87.
- [7] 周经, 王琼. 数字经济发展能否促进企业海外投资?——来自中国省际面板数据的经验证据[J]. 合肥工业大学学报(社会科学版), 2022, 36(6): 1-11.
- [8] 汤春玲, 罗子豪, 薛洪畅, 等. 中国对外直接投资促进经济高质量发展的空间溢出效应和机制[J]. 经济地理, 2024, 44(7): 96-105.
- [9] 刘振林. 东道国(地区)数字经济发展对中国对外直接投资的影响研究[J]. 当代财经, 2023(4): 118-130.
- [10] 廖信林, 杨正源, 王立勇. 东道国营商环境与中国对外直接投资: 来自“一带一路”沿线国家的经验证据[J]. 财贸研究, 2024, 35(3): 40-52.
- [11] 司继春, 余陈, 刘永辉. 东道国投资便利化及其对中国对外直接投资的影响——基于空间杜宾模型的实证检验[J]. 国际商务研究, 2024, 45(2): 34-50.
- [12] 谢杭呈. 东盟国家数字经济发展对我国 OFDI 的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 南昌: 江西科技师范大学, 2022.
- [13] 李巍, 管潇潇. 新质生产力对企业对外直接投资的影响研究——基于二元边际的视角[J]. 华东师范大学学报(哲学社会科学版), 2025, 57(1): 128-145.
- [14] 邵宇佳, 周博文, 王光. 产业政策有助于中国企业对外直接投资吗?——基于微观数据的实证检验[J]. 财政科学, 2023(3): 137-152.
- [15] 蔡嘉桐. 数字经济发展对 FDI 的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 广州: 广东外语外贸大学, 2024.
- [16] 郭家琛, 赵景峰, 刘珊. 绿色金融政策能否促进企业对外直接投资[J]. 经济体制改革, 2025(3): 154-163.
- [17] 薛军, 周鹏冉. 数字化转型与对外直接投资的非线性关系研究[J]. 天津师范大学学报(社会科学版), 2024(4): 66-77.
- [18] 封丽琴. 数字经济发展水平对中国对外直接投资影响研究——基于“一带一路”背景[J]. 国际商务财会, 2023(19): 84-87.
- [19] 熊瑶平. 数字经济与产业结构升级[J]. 中国外资, 2024(8): 107-109.

-
- [20] 孙子豪. 中国对外直接投资与绿色全要素生产率——基于产业结构升级的视角[J]. 全国流通经济, 2022(3): 29-32.
- [21] 费锦华, 浦正宁. 绿色技术收购与空气污染——兼论有效市场与有为政府[J]. 研究与发展管理, 2024, 36(6): 1-13.
- [22] 曹希敏. 数字普惠金融促进产业结构升级的研究[D]: [硕士学位论文]. 武汉: 中南财经政法大学, 2023.
- [23] 安强身, 白璐. 数字金融发展与居民家庭金融资产配置——基于 CHFS (2019)调查数据的实证研究[J]. 经济问题, 2022(10): 51-60.
- [24] 张春迪. 数字经济对制造业升级的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 西安: 西北大学, 2022.
- [25] 徐毅, 王志强, 邓小华. 数字经济与外贸高质量发展——基于全国经验数据的实证研究[J]. 价格月刊, 2023(5): 31-39.