

# 数字金融发展与企业对外直接投资规模增长

——基于上市公司样本的实证研究

余官胜，田菊芳

(福建师范大学 经济学院, 福建 福州 350117)

**摘要：**本文通过匹配 2011—2019 年地级市层面数字金融发展指标、国泰安海外直接投资数据库和上市公司数据库，结合上市公司海外子公司注册资本信息测度企业对外直接投资规模，实证研究了数字金融发展对企业对外直接投资规模增长的影响。研究发现：数字金融总体上能推动企业对外直接投资规模增长，但存在企业所有制性质和企业所在区域上的异质性特征；数字金融对企业对外直接投资规模的推动作用存在资金和竞争两个层面的传导机制；较低的企业经营效率和管理效率会削弱数字金融发展对企业对外直接投资规模增长的推动效应。本研究从金融科技视角探寻了我国对外直接投资的新优势，为推动我国对外直接投资持续增长提供了新思路。

**关键词：**数字金融；对外直接投资；上市公司

[中图分类号] F832 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034(2023)01-0088-17

DOI:10.13509/j.cnki.ib.2023.01.006

## 引言

自 21 世纪初中国实施“走出去”战略以来，我国对外直接投资规模快速增长，平均增长率高达 28.9%（图 1），并于 2020 年跃居全球首位。在此背景下，学术界从宏观、微观以及政策等多个层面论证了我国对外直接投资的竞争优势和推动因素（裴长洪和樊瑛，2010；田巍和余森杰，2012；洪俊杰和张宸妍，2020；严兵和郭少宇，2021）。然而，我国对外直接投资仍存在阻碍因素，其中融资约束问题在很大程度上限制了企业对外直接投资规模的持续增长（王碧珺等，2015；刘莉

[收稿日期] 2022-05-23

[基金项目] 福建省社会科学基金重点项目“中国从对外直接投资大国向强国转型的推动因素与政策研究”（FJ2022A021）

[作者简介] 余官胜（1983—），男，浙江乐清人，福建师范大学经济学院教授、博士生导师，博士，研究方向：国际投资；田菊芳（1998—），女，广东揭阳人，福建师范大学经济学院国际贸易学硕士研究生，研究方向：国际投资

亚等, 2015; 李磊和包群, 2015; 蒋冠宏和曾靓, 2020)。因此, 各个维度的金融发展被普遍认为是推动我国企业对外直接投资的重要动力(余官胜和袁东阳, 2014; 吕越和邓利静, 2019; 申韬和曹梦真, 2020)。近年来, 数字金融的兴起和普及是我国金融发展最为典型的特征, 并成为金融体系的重要组成部分。基于此, 本文研究数字金融发展如何在微观上影响企业对外直接投资规模增长, 进一步挖掘我国对外直接投资的新动能。

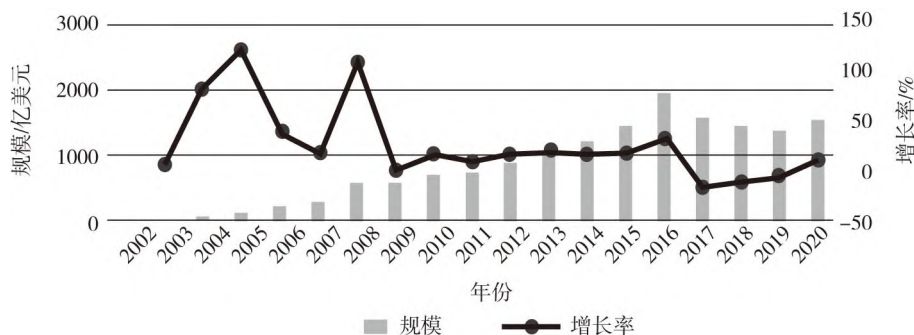


图1 我国对外直接投资规模和增长率

资料来源: 商务部历年《中国对外直接投资统计公报》。

我国传统金融发展相对落后和二元特征限制了信贷资源的有效配置(沈红波等, 2010; Chen 等, 2020)。数字信息技术在金融领域的应用和互联网的普及推动了我国数字金融快速发展(丁晓蔚, 2021; 王勋等, 2022), 对传统金融形成了有效补充。自中国人民银行发布实施《金融科技发展规划(2019—2021)》以来, 我国数字金融服务实体经济模式不断创新, 覆盖程度不断扩大, 规范程度也不断提升。因此, 数字金融已惠及经济社会中的居民与企业, 有利于信贷规模增长和结构优化, 推动了实体经济发展(陈春华等, 2021; 汪雯羽和贝多广, 2022; 钟凯等, 2022)。在此基础上, 本文利用海外子公司按持股比例折算汇总的注册资本总额衡量企业对外直接投资规模, 匹配北京大学数字金融研究中心地级市层面数字金融发展指标、国泰安海外直接投资数据库以及上市公司数据库等进行微观实证研究, 发现数字金融发展能推动企业对外直接投资规模增长, 但存在企业所有制性质和企业所在区域上的异质性。数字金融有利于企业对外直接投资规模增长的传导机制在于资金层面的流动资产和经营利润增加, 以及竞争层面的研发人员和无形资产增加。本文的调节机制研究则发现企业较低的经营和管理效率会削弱数字金融发展产生的对外直接投资规模增长效应。

与以往研究相比, 本文创新性地使用海外子公司按持股比例折算汇总的注册资本总额衡量企业对外直接投资规模, 使之能与最新的数字金融现象相结合开展实证研究。因此, 本文的研究在学术上可能存在以下边际贡献: 第一, 基于对外直接投资视角从微观上拓宽了数字金融对跨国企业海外扩张影响的研究范围; 第二, 基于数字金融视角进一步明确了金融发展是我国企业对外直接投资的重要推动因素; 第

三, 基于资金和竞争两层传导机制考察数字金融对企业对外直接投资规模产生的影响, 有助于深入洞察两者间的逻辑关系; 第四, 考察数字金融发展影响企业对外直接投资的调节机制, 有助于深入理解企业效率在利用数字金融上发挥的作用。

## 一、相关文献和理论假说

在发展经济学中, 金融发展能通过匹配信贷资金的供求而推动经济发展 (Mckinnon, 1973; Levine, 2005), 其中银行作为传统金融发展的主体构成了企业信贷资金的主要来源 (Allen 等, 2005; Chen 等, 2013)。然而, 信息不对称和成本过高等问题限制了传统金融在资金供给以及缓解企业融资约束上的效率 (Kaplan 和 Zingales, 1997)。数字金融的优势在于借助互联网信息技术突破了传统金融在时间和空间上的局限, 通过数字化消除信息不对称, 并通过规模经济降低金融服务成本, 因而成为传统金融的有效补充并能发挥促进经济发展的作用 (Kapoor, 2013; Anand 和 Chhikara, 2013; Gomber 等, 2017)。在我国, 数字金融的快速发展也为企业提供了更多信贷资金, 不仅能直接推动企业治理效率的提高和创新活动的开展 (唐松等, 2020; 赵晓鸽等, 2021; 杜善重, 2022), 而且能通过减少贫困以及增加消费等措施间接扩大企业市场 (张勋等, 2020; 罗煜和曾恋云, 2021), 因此数字金融在总体上推动了我国经济增长并具有包容性特征 (张勋等, 2019; 钱海章等, 2020; 任太增和殷志高, 2022)。

在国际投资领域, 我国对外直接投资影响因素也早就引起了学术界的关注 (Buckley 等, 2007; Kolstad 和 Wiig, 2012), 政策支持和母国制度优势等得到了广泛验证 (Wang 等, 2012; Gaur 等, 2018; Yin 等, 2021)。国内研究也全方位论证了我国对外直接投资规模快速增长的推动因素, 大体可以归纳为三类: 第一类是“一带一路”及双边关系层面的保障因素 (杨连星等, 2016; 吕越等, 2019; 戴翔和王如雪, 2022); 第二类是国内政策层面的激励因素 (曾守桢和余官胜, 2020; 洪俊杰和张宸妍, 2020; 严兵和郭少宇, 2021); 第三类是企业自身的生产率和技术创新等优势因素 (高波阳等, 2019; 孙浦阳等, 2020)。与此同时, 我国企业对外直接投资也受到诸多因素的制约, 在国际上主要是东道国保护主义带来的阻碍 (王碧珩和肖河, 2017; 余官胜等, 2021), 在国内体现为金融发展不足产生的融资约束 (宫旭红和任颀, 2017; 杨连星等, 2020)。

结合上述文献, 可以发现企业对外直接投资增长在微观上受益于自身竞争优势提升和融资约束缓解带来的充裕资金。同时, 以往研究也发现数字金融能起到缓解企业融资约束的作用 (解维敏等, 2021; 王道平和刘琳琳, 2021; 万佳彧等, 2020), 并有助于企业技术创新等竞争优势的培育。因此, 综合两个领域的研究文献, 可以推演出数字金融发展能有效推动企业对外直接投资规模增长, 由此提出本文的理论假说:

假说1 数字金融发展能推动企业对外直接投资规模增长。

数字金融发展对企业对外直接投资规模的影响也存在异质性特征。一方面, 由于存在金融发展二元性特征, 与国有企业相比, 非国有企业因信贷配给等一系列问题较难获得足额资金支持 (杨天宇, 2002), 融资约束问题更为严重且面临融资歧

视（沈坤荣和赵亮，2019；王志锋和谭昕，2021）。因此非国有企业更需要数字金融为其提供信贷支持。另一方面，我国金融发展存在区域不平衡特征，东部地区发展程度明显高于中西部（俞颖等，2017）。与之类似，由于数字金融发展建立在信息技术和互联网的基础上，区域间的差异也造成了东部地区数字金融发展程度远高于中西部地区（孙英杰和林春，2018；林春等，2019）。因此东部地区数字金融发展对企业对外直接投资规模增长的影响将比中西部地区更为明显。由此提出本文的异质性理论假说：

假说2 数字金融发展对企业对外直接投资规模增长的影响存在异质性特征，对非国有企业的推动作用大于国有企业；东部地区数字金融发展产生的推动作用大于中西部地区。

企业对外直接投资规模增长取决于两方面因素：一是充足的资金，二是强劲的竞争力。在资金层面，数字金融发展既可以通过缓解融资约束直接增加企业流动资产（黄锐等，2021）；也可以通过扩大消费规模增加企业利润和可用资金（蓝乐琴和杨卓然，2021）。在竞争层面，数字金融发展也使企业有更多资金用于研发投入，有助于企业创新和无形资产增加（李宇坤等，2021），进而能通过生产率效应提升企业竞争力（陈中飞和江康奇，2021）。由此提出本文在传导机制上的理论假说：

假说3 数字金融发展通过资金和竞争两个层面的传导机制推动企业对外直接投资规模增长。

数字金融发展能否更有效地推动对外直接投资规模增长也取决于企业对资金的利用效率和管理效率。一方面，经营效率较高的企业能更为高效地节约成本和使用资金，在国际化战略中更有可能将新增资金投入对外直接投资中。因此数字金融发展带来的资金资源能更有效地推动高经营效率企业的对外直接投资规模增长。另一方面，管理效率也影响企业与海外子公司之间的关联，管理效率越高的企业与海外子公司关联度越高，能更为有效地将资金投入至海外子公司推动对外直接投资增长。因此数字金融发展带来的资金也能更有效地推动高管理效率企业的对外直接投资规模增长。由此提出本文调节机制上的理论假说：

假说4 企业经营效率和管理效率能对数字金融发展产生的对外直接投资规模增长效应产生调节。

## 二、研究设计

为了研究数字金融发展对我国跨国企业对外直接投资规模增长的影响，本文匹配三个数据库：一是北京大学数字金融研究中心的数字金融发展指标数据库，该数据库从数字化程度、覆盖广度、使用深度等全面测度我国数字金融发展，测度范围包含了省（市、自治区）、地级市和县，是当前国内数字金融实证研究中使用最为广泛的测度来源（郭峰等，2020；郭峰和熊云军，2021），本文使用该数据库地级市层面数据衡量数字金融发展程度；二是国泰安海外直接投资数据库，包含了上市公司海外子公司数据信息，本文使用按持股比例折算汇总的海外子公司注册资本总额度量企业对外直接投资规模；三是国泰安上市公司数据库，包含了上市公司财务



数据, 本文使用数据库中的相关指标作为实证研究的控制变量、传导变量和调节变量等。本文按上市公司所在地级市及代码对上述三个数据库进行匹配, 由于国泰安海外直接投资数据库缺乏较多海外子公司数据, 因此匹配后共得到 2011—2019 年可用于实证研究的 6 914 个样本, 涉及 1 645 家上市公司。

为了检验数字金融发展影响对外直接投资规模增长的基准理论假说 1 和异质性理论假说 2, 本文建立如下回归方程:

$$\ln OFDI_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 DF_{jt} + AX_{ijt} + \mu_{ijt} \quad (1)$$

式 (1) 中, 下标的  $i$  代表企业,  $j$  代表企业所在地级市,  $t$  代表年份,  $u_{ijt}$  表示残差。被解释变量  $\ln OFDI_{ijt}$  表示跨国企业对外直接投资规模 (美元) 对数值, 按上文所述用企业所有海外子公司注册资本和持股比例的乘积加总而得。核心解释变量  $DF_{jt}$  表示跨国企业所在地级市的数字金融发展程度指标, 按上文所述用北京大学数字金融发展研究中心地级市层面数字金融指标进行测度, 本文对原指标值除以 100 降低回归标准差。本文的基准回归分别用数字金融发展程度的总指标和三个分项指标测度解释变量  $DF_{jt}$ , 三个分项指标分别为数字金融发展数字化程度、覆盖广度和使用深度。 $X_{ijt}$  为本文控制变量集合, 包含如下变量:  $\ln PGDP_{jt}$  表示跨国企业所在地级市人均 GDP (元/人) 对数值, 控制地级市综合经济发展水平产生的影响;  $\ln SCA_{ijt}$  表示企业总营业收入 (元) 对数值, 控制企业规模产生的影响;  $ROA_{ijt}$  表示企业总资产净利润率, 控制企业综合收益率产生的影响;  $RAL_{ijt}$  表示企业资产负债率, 控制整体财务状况产生的影响;  $\ln CA_{ijt}$  表示企业资本密集度 (元/人) 对数值, 控制要素投入相对状况产生的影响;  $\ln AGE_{ijt}$  表示企业成立年限 (年) 对数值, 控制企业营业时间产生的影响;  $\ln IOFDI_{jt}$  表示企业所在行业对外直接投资平均规模, 控制行业溢出效应;  $IPR_{jt}$  表示企业所在行业平均利润率, 平均利润率越低代表行业竞争越激烈, 因此该变量控制行业竞争状况产生的影响。本文采用全样本数据回归检验基准理论假说 1; 分别用企业所有制性质分样本数据和区域分样本数据检验异质性理论假说 2。

为了检验数字金融发展推动企业对外直接投资规模增长的传导机制假说 3, 本文分别建立如下方程:

$$LF_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 DF_{jt} + BX_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

$$\ln OFDI_{ijt} = \gamma_0 + \gamma_1 LF_{ijt} + \gamma_2 DF_{jt} + EX_{ijt} + \omega_{ijt} \quad (3)$$

$$LC_{ijt} = \lambda_0 + \lambda_1 DF_{jt} + \Gamma X_{ijt} + \tau_{ijt} \quad (4)$$

$$\ln OFDI_{ijt} = \kappa_0 + \kappa_1 LC_{ijt} + \kappa_2 DF_{jt} + KX_{ijt} + v_{ijt} \quad (5)$$

式 (2) 和式 (3) 检验资金层面传导机制,  $LF_{ijt}$  表示资金层面中介传导变量, 本文包含两个变量:  $\ln FA_{ijt}$  表示企业流动资产规模 (元) 对数值, 反映缓解融资约束传导过程;  $\ln TP_{ijt}$  表示企业利润总额 (元) 对数值, 反映经营利润增加传导过程。式 (4) 和式 (5) 检验竞争力层面传导机制,  $LC_{ijt}$  表示竞争层面中介传导变量, 本文包含两个变量:  $\ln PR_{ijt}$  表示企业研发人员数量 (人) 对数值, 反映研发人员投入增加传导过程;  $\ln NC_{ijt}$  表示企业商誉净额 (元) 对数值, 反映无形资产增加传导过程。

在本文各变量中，被解释变量  $\ln OFDI_{ijt}$  数据来源于国泰安海外直接投资数据库；解释变量  $DF_{jt}$  数据来自于北京大学数字金融研究中心；控制变量  $\ln PGDP_{jt}$  数据来自于历年《中国城市统计年鉴》；其他控制变量及中介传导变量数据均来源于国泰安上市公司数据库。表 1 列出了各变量基本数据信息。

表 1 变量数据基本信息

类型	变量	含义	均值	标准差	数据来源
被解释变量	$\ln OFDI$	对外直接投资规模	16.014 9	3.650 8	国泰安海外直接投资数据库
解释变量	$DF$	数字金融发展总指标	2.045 1	0.683 2	北京大学数字金融研究中心
控制变量	$\ln PGDP$	人均 GDP	11.354 2	0.599 1	历年《中国城市统计年鉴》
	$\ln SCA$	企业总营业收入	21.355 3	1.562 4	国泰安上市公司数据库
	$ROA$	企业总资产净利润率	0.032 8	0.787 8	
	$RAL$	企业资产负债率	0.449 1	0.569 9	
	$\ln CA$	企业资本密集度	5.944 4	189.672 2	
	$\ln AGE$	企业年龄	2.058 6	0.919 1	
	$\ln IOFDI$	行业平均对外直接投资	16.021 3	0.767 2	
	$IPR$	行业平均利润率	0.841 7	1.157 0	
传导变量	$\ln FA$	企业流动资产	21.430 1	1.360 1	国泰安上市公司数据库
	$\ln TP$	企业利润总额	19.049 7	1.664 7	
	$\ln PR$	企业研发人员数量	5.435 8	1.276 9	
	$\ln NC$	企业商誉净额	17.726 6	2.614 8	

资料来源：作者计算整理。

三、研究结果

（一）基准回归结果

在本文的样本数据中，由于国泰安海外直接投资数据库缺乏较多上市公司海外子公司信息数据，且多数企业仅存在一年样本，因此无法采用面板数据进行回归。基于此，本文将不同企业不同年份样本进行混合回归，得到表 2 的基准回归结果。

表 2 中列（1）为数字金融发展综合指标回归结果，列（2）至列（4）分别为数字金融发展数字化程度、覆盖广度和使用深度维度指标回归结果。从表中可以发现  $DF_{jt}$  的系数在列（1）中显著为正，说明数字金融发展总体上能推动企业对外直接投资规模增长，有效验证了本文基准理论假说 1。在列（2）至列（4）中， $DF$  的系数在列（2）和列（4）显著为正，在列（3）中不显著，说明数字金融发展主要从数字化程度和使用深度推动企业对外直接投资。这是因为数字化程度和使用深度主要体现为企业和金融机构信贷过程中数字化工具的使用，有助于降低对外直

接投资企业的融资成本,进一步推动投资规模增长。而覆盖广度更多的作用在于增加金融资源的普惠性,推动金融资源在全社会的广泛配置,尤其使中小企业受惠,并不影响上市公司对外直接投资规模。在控制变量中,lnPGDP 的系数仅在列(2)中显著,说明所在地级市综合经济发展水平有助于企业对外直接投资规模增长但不稳健。lnSCA 的系数在列(1)至列(4)中均显著为正,说明营业规模越大的跨国企业对外直接投资规模越大。ROA 的系数在列(1)至列(4)中显著为负,说明总资产净利润率提升会减少企业对外直接投资规模,反映出企业在国内投资和跨国投资之间的替代关系。RAL 的系数仅在列(3)中显著为负,说明负债程度越高的企业对外直接投资规模越小但不稳健。lnCA 的系数仅在列(1)和列(4)中均显著为正,说明资本密集度越高的企业对外直接投资规模越大但不稳健。lnAGE 的系数仅在列(1)和列(4)中显著为正,反映出年限越长的企业对外直接投资规模越大但不稳健。lnIOFDI 的系数在列(1)至列(4)中均显著为正,说明对外直接投资存在行业溢出效应。IPR 的系数在列(1)至列(4)中均显著为负,由于指标值越小反映竞争越激烈,因此回归结果说明行业内的竞争会推动企业对外直接投资。

表 2 基准回归结果

变量	综合指标	数字化程度	覆盖广度	使用深度
	(1)	(2)	(3)	(4)
DF	0.737 3 ** (2.40)	0.006 4 ** (2.45)	0.001 3 (0.51)	0.007 4 *** (3.60)
lnPGDP	-0.008 4 (-0.08)	0.157 7 ** (2.06)	0.129 9 (1.10)	0.041 7 (0.49)
lnSCA	0.832 2 *** (28.96)	0.833 6 *** (29.02)	0.833 8 *** (29.01)	0.829 1 *** (28.84)
ROA	-0.705 2 ** (-2.59)	-0.723 2 *** (-2.66)	-0.706 8 *** (-2.60)	-0.705 4 ** (-2.59)
RAL	-0.119 9 (-0.80)	-0.141 6 (-0.95)	-0.131 5 ** (-0.88)	-0.109 4 (-0.73)
lnCA	0.001 2 * (1.66)	0.001 2 (1.63)	0.001 3 (1.63)	0.001 2 * (1.67)
lnAGE	0.090 9 * (1.77)	0.082 0 (1.60)	0.084 1 (1.64)	0.098 4 * (1.92)
lnIOFDI	0.438 5 *** (3.24)	0.446 1 *** (3.29)	0.445 2 *** (3.28)	0.435 9 *** (3.22)
IPR	-0.251 0 ** (-2.24)	-0.253 4 ** (-2.27)	-0.256 3 ** (-2.30)	-0.248 5 ** (-2.23)
常数项	-11.118 0 *** (-3.91)	-13.051 0 *** (-4.46)	-11.105 8 *** (-3.87)	-11.257 9 *** (-3.95)
年份效应	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
样本量	6 914	6 914	6 914	6 914
R <sup>2</sup>	0.164 3	0.160 5	0.159 8	0.161 3

注:括号内为回归 T 值; \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示估计数值在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。下表同。

(二) 异质性回归结果

为了对异质性理论假说 2 进行检验, 本文分别将样本按企业所有制性质分为国有企业和非国有企业分样本, 以及按地级市所在区域分为东部地区和中西部地区分样本再次进行回归, 得到表 3 的结果。

表 3 异质性回归结果

变量	企业所有制性质分样本		地级市所在区域分样本	
	国有企业	非国有企业	东部地区	中西部地区
	(1)	(2)	(3)	(4)
$DF$	0.020 9 (0.02)	0.786 7** (2.32)	0.965 4** (2.53)	0.104 8 (0.15)
控制变量	是	是	是	是
常数项	-8.293 3* (-1.79)	-5.928 5*** (-3.43)	-6.598 1*** (-3.78)	-1.167 6 (-0.58)
年份效应	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
样本量	656	5 769	5 535	1 379
$R^2$	0.293 1	0.162 7	0.177 6	0.158 8

注: 篇幅所限, 控制变量的回归结果未列出, 备索。凡备索资料均可登录对外经济贸易大学学术刊物编辑部网站“刊文补充数据查阅”栏目查询、下载。下表同。

在表 3 中, 列 (1) 和列 (2) 分别为国有企业和非国有企业分样本回归, 结果显示  $DF$  的系数在列 (1) 中不显著, 在列 (2) 中显著为正。这是因为国有企业本身从传统金融中获得的信贷资金比较充足, 因而数字金融产生的边际影响不明显; 非国有企业恰好相反, 从传统金融中获得信贷支持相对不足, 因而数字金融能起到缓解融资约束的作用。因此, 数字金融发展对国有企业对外直接投资规模的影响不显著, 但能显著推动非国有企业对外直接投资规模增长。列 (3) 和列 (4) 分别为东部地区及中西部地区分样本回归, 结果显示  $DF$  的系数在列 (3) 中显著为正, 但在列 (4) 中不显著。这是因为东部地区数字金融发展程度较高, 能为企业带来相应的融资支持, 而中西部地区数字金融发展则较为落后, 暂不能发挥作用。因此, 东部地区数字金融发展能推动企业对外直接投资规模增长, 而中西部地区数字金融发展对企业对外直接投资规模的影响不显著。综上可得, 表 3 的回归结果有效验证了本文异质性理论假说 2。

(三) 工具变量回归和稳健性检验

我国数字金融发展程度领先全球, 得益于信息技术和互联网的发展普及 (黄益平和陶坤玉, 2019; 丁晓蔚, 2021), 是经济发展和科技进步共同作用的结果。因此, 数字金融发展也具有内生性特征, 可能会对本文的回归结果产生干扰, 需要构建工具变量进一步对回归结果进行验证。理想的工具变量应具备两个特征, 一是外生于被解释变量, 不直接影响被解释变量; 二是与内生变量存在较大关联, 且仅通过内生变量影响被解释变量。基于此, 本文采用上市公司所在地级市人口密度



(人/平方千米，对数值) 和互联网用户数 (户，对数值) 的滞后一期值作为数字金融发展指标的工具变量。这是因为一方面数字金融发展具有规模经济特征，直接受到人口密度和互联网普及的影响；另一方面企业对外直接投资在市场因素上主要考虑东道国状况，并不直接受国内人口密度和互联网的直接影响。两个工具变量的数据均来自历年《中国城市统计年鉴》，图 2 和图 3 分别绘制了两者和数字金融发展的相关图，从中可以发现工具变量和内生变量之间存在明显的正相关性。

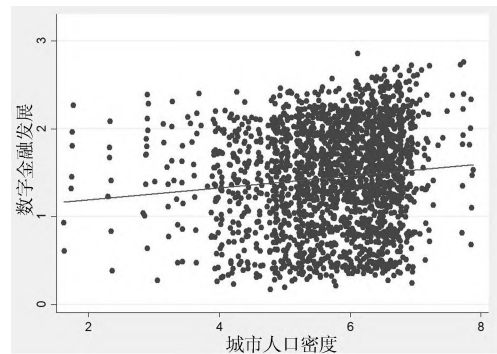


图 2 人口密度与数字金融发展散点图

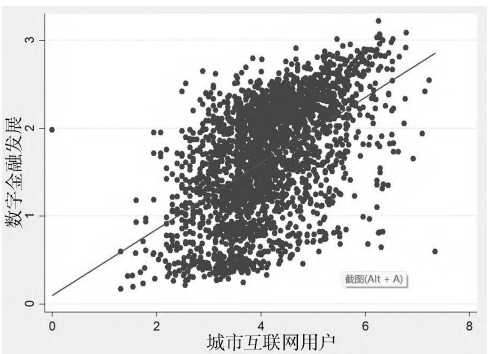


图 3 互联网用户与数字金融发展散点图

表 4 列出了工具变量回归结果，其中列 (1) 为两阶段最小二乘法回归结果，列 (2) 为广义矩回归结果。列 (1) 的弱工具变量检验显著为正，说明工具变量和内生变量之间存在较强的相关性；列 (1) 和列 (2) 的过度识别检验均不显著，说明工具变量具有外生性特征。这两个指标反映出本文工具变量选择的恰当性。*DF* 在列 (1) 和列 (2) 回归中均显著为正，说明在控制内生性问题后，数字金融发展仍能显著推动企业对外直接投资规模增长，进一步验证了本文的基准理论假说 1。

表 4 工具变量回归结果

变量	二阶段最小二乘回归	广义矩回归
	(1)	(2)
<i>DF</i>	0.966 5** (1.92)	0.933 1** (1.96)
控制变量	是	是
常数项	-2.863 3 (-0.02)	-3.182 4*** (-2.68)
年份效应	是	是
行业效应	是	是
弱工具变量检验	33.270 1** (0.000)	—
过度识别检验	1.218 0 (0.279 6)	1.368 2 (0.242 1)
样本量	5 204	5 204

注：弱工具变量和过度识别检验括号内为 P 值；其他括号内为回归 T 值。

本文同时也从多个维度对基准回归结果的稳健性进行检验，一是删除样本中的异常值干扰；二是采用解释变量和被解释变量的不同测度方式，表 5 列出了稳健性检验回归结果。

表 5 列（1）和列（2）为删除异常值稳健性回归结果，列（1）删除 ST 上市公司，这类企业因连续多年亏损难以获得来自数字金融的信贷；列（2）删除内部控制无效的上市公司，这类企业较难有效管理对外直接投资业务。回归结果显示  $DF$  的系数在列（1）和列（2）中仍显著为正，说明在删除异常值后，仍存在数字金融发展推动企业对外直接投资规模增长的影响，验证了本文回归结果在样本上的稳健性。表 5 列（3）和列（4）分别为不同指标测度方式稳健性检验回归结果，列（3）为解释变量测度方式稳健性检验，用省级层面数字金融发展指标对地级市层面指标进行替代；列（4）为被解释变量测度方式稳健性检验，用企业对外直接投资规模除以投资国别数量，构建国别平均对外直接投资规模指标进行替代。回归结果显示  $DF$  的系数在列（3）和列（4）中均显著为正，说明在采用不同指标测度方式后，仍存在数字金融发展推动企业对外直接投资规模增长的影响，验证了本文回归结果在指标测度上的稳健性。

表 5 稳健性检验回归结果

变量	删除异常值稳健性检验		不同指标测度方式稳健性检验	
	删 ST 上市公司	删无效内部控制公司	解释变量不同测度	被解释变量不同测度
	(1)	(2)	(3)	(4)
$DF$	0.709 2 ** (2.55)	0.822 0 ** (2.59)	0.499 3 ** (2.92)	0.510 6 * (1.74)
控制变量	是	是	是	是
常数项	-5.206 4 *** (-3.08)	-5.000 2 *** (-3.14)	-6.070 8 *** (-4.37)	-2.928 6 ** (-2.09)
年份效应	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
样本量	6 818	6 433	6 914	6 914
$R^2$	0.164 3	0.166 6	0.164 8	0.154 4

#### （四）传导机制回归结果

为了对传导机制理论假说 3 进行检验，本文对式（2）至式（5）进行回归，其中式（2）和式（3）为资金层面传导机制，式（4）和式（5）为竞争层面传导机制，分别得到表 6 和表 7 的回归结果。

在表 6 资金层面传导机制回归中，列（1）和列（2）为流动资产增加传导机制，列（4）和列（5）为经营利润增加传导机制，列（3）和列（6）分别为与第二步回归相同样本下的基准回归参照结果。列（1）为流动资产传导机制的第一步回归，被解释变量为企业流动资产  $\ln FA$ ，结果显示  $DF$  的系数显著为正，说明数字

金融发展能增加企业流动资产规模。列（2）为流动资产传导机制的第二步回归，被解释变量为企业对外直接投资规模  $\ln OFDI$ ，结果显示  $\ln FA$  的系数显著为正，说明流动资产增加有助于企业对外直接投资；在控制流动资产规模  $\ln FA$  后， $DF$  的系数仍显著为正，但系数值与列（3）相同样本的参照回归相比有所减小，由此说明数字金融发展对企业对外直接投资规模的正向影响部分是通过流动资产传导的。综合列（1）和列（2）回归结果，说明增加流动资产是数字金融发展推动企业对外直接投资规模增长在资金层面的传导机制之一。列（4）为经营利润传导机制第一步回归，被解释变量为经营利润总额  $\ln TP$ ，结果显示  $DF$  的系数显著为正，说明数字金融发展能增加企业经营利润。列（5）为经营利润传导机制第二步回归，被解释变量为企业对外直接投资规模  $\ln OFDI$ ，结果显示  $\ln TP$  的系数显著为正，说明经营利润增加有助于企业对外直接投资；在控制利润总额  $\ln TP$  后， $DF$  的系数仍显著为正，但系数值相比于列（6）的参照回归有所减小，说明数字金融发展对企业对外直接投资规模增长的影响部分通过经营利润传导。综合列（4）和列（5）回归结果，说明增加经营利润是数字金融发展推动企业对外直接投资规模增长在资金层面的另一传导机制。

表 6 资金层面传导机制回归结果

变量	流动资产传导机制			经营利润传导机制		
	第一步	第二步	参照	第一步	第二步	参照
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln FA$	—	0.526 1*** (7.01)	—	—	—	—
$\ln TP$	—	—	—	—	0.525 8*** (9.24)	—
$DF$	0.101 8*** (3.60)	0.697 9** (2.28)	0.737 3** (2.40)	0.245 0*** (5.07)	0.735 1** (2.30)	0.745 3** (2.32)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	4.036 0*** (9.17)	-7.884 8*** (-5.56)	-11.118 0*** (-3.91)	0.519 8 (0.52)	-0.539 2*** (-3.52)	-10.321 9*** (-3.70)
年份效应	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是
样本量	25 883	6 914	6 914	23 253	6 301	6 301
$R^2$	0.797 8	0.170 2	0.164 3	0.612 6	0.185 7	0.172 2

在表 7 竞争层面传导机制回归中，列（1）和列（2）为企业研发人员数量传导机制，列（4）和列（5）为无形资产传导机制，列（3）和列（6）为相应的参照回归。列（1）为研发人员数量传导机制第一步回归结果，被解释变量为研发人员数量  $\ln PR$ ，结果显示  $DF$  的系数显著为正，说明数字金融发展为企业增加研发人员提供了便利。列（2）为研发人员数量传导机制第二步回归结果，被解释变量为企业对外直接投资规模  $\ln OFDI$ ，结果显示  $\ln PR$  的系数显著为正，说明研发人员数

量有助于企业对外直接投资规模增长；在控制研发人员数量  $\ln PR$  后， $DF$  的系数仍显著为正，但系数值相比参照回归有所减小，说明数字金融发展对企业对外直接投资规模的影响部分通过增加研发人员数量传导。综合列（1）和列（2）回归结果说明增加研发投入是数字金融发展推动企业对外直接投资规模增长的竞争层面传导机制之一。列（4）为无形资产传导机制第一步回归，被解释变量为商誉净额  $\ln NC$ ，结果显示  $DF$  的系数显著为正，说明数字金融发展为企业增加商誉等无形资产提供了便利。列（5）为无形资产传导机制第二步回归，被解释变量为企业对外直接投资规模  $\ln OFDI$ ，结果显示  $\ln NC$  的系数显著为正，说明商誉等无形资产有助于企业对外直接投资规模增长；在控制商誉净额  $\ln NC$  后， $DF$  的系数仍显著为正，但系数值相比参照回归有所减小，说明数字金融发展对企业对外直接投资规模的影响部分通过增加商誉等无形资产进行传导。综合列（4）和列（5）回归结果说明增加商誉等无形资产是数字金融发展推动企业对外直接投资规模增长在竞争层面上的另一传导机制。

表 7 竞争层面传导机制回归结果

变量	研发人员传导机制			无形资产传导机制		
	第一步	第二步	参照	第一步	第二步	参照
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln PR$	—	0.125 5** (1.97)	—	—	—	—
$\ln NC$	—	—	—	—	0.117 8*** (5.25)	—
$DF$	0.567 1*** (9.36)	0.759 9* (1.72)	0.779 1* (1.76)	0.624 6*** (3.89)	0.74 7* (1.73)	0.879 2** (2.15)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	-9.851 5*** (-19.08)	-2.905 3 (-0.66)	-9.170 8*** (-5.72)	6.354 4*** (3.58)	-8.664 0 (-4.29)	-9.552 3*** (-3.62)
年份效应	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是
样本量	13 425	3 510	3 510	12 961	4 041	4 041
$R^2$	0.456 9	0.133 2	0.127 3	0.167 2	0.183 7	0.178 3

#### 四、调节效应研究

跨国企业存在内部效率上的差异，这种差异将可能对数字金融发展的对外直接投资增长效应产生调节影响。一方面，经营效率较低的跨国企业消耗较多资金用于日常经营开支，进而可能削弱数字金融发展的对外直接投资规模增长效应；另一方面，管理效率较低的跨国企业较难对海外子公司形成有效管理，因此也可能削弱数字金融发展的对外直接投资规模增长效应。为了对此进行检验，本文进一步构建如下回归方程：

$$\ln OFDI_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 DF_{jt} + \alpha_2 BE_{ijt} \times DF_{jt} + AX_{ijt} + \mu_{ijt} \tag{6}$$

$$\ln OFDI_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 DF_{jt} + \beta_2 ME_{ijt} \times DF_{jt} + BX_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \tag{7}$$

在式（6）中，*BE* 表示企业营业成本率，越大的指标值代表越低的经营效率，为了消除调节效应中因遗漏变量造成的内生性问题，本文使用营业成本率的滞后一期值进行度量；*BE*×*DF* 表示营业成本率滞后一期值和数字金融发展的乘积项。在式（7）中，*ME* 表示企业管理费用增长率，越大的指标值反映越低的管理效率，同理也用滞后一期值进行度量；*ME*×*DF* 表示管理费用增长率滞后一期值和数字金融发展的乘积项。表 8 列出了两个调节效应检验方程的回归结果。

表 8 调节削弱效应检验回归结果

变量	经营效率调节削弱效应		管理效率调节削弱效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>BE</i>	-2.430 9*** (-8.67)	—	—	—
<i>ME</i>	—	—	-0.041 7*** (-3.05)	—
<i>DF</i>	0.571 3* (1.77)	1.370 2*** (4.16)	0.629 0* (1.87)	0.635 6** (1.98)
<i>BE</i> × <i>DF</i>	—	-1.093 7*** (-8.87)	—	—
<i>ME</i> × <i>DF</i>	—	—	—	-0.0185 5*** (-3.13)
控制变量	是	是	是	是
常数项	-4.034 6*** (-2.77)	-5.814 7*** (-3.98)	-4.872 1*** (-2.93)	-4.881 0*** (-2.93)
年份效应	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
样本量	6 033	6 033	6 620	6 620
R <sup>2</sup>	0.168 2	0.168 7	0.156 5	0.163 2

在表 8 中，列（1）和列（2）检验企业经营效率产生的调节削弱效应。列（1）回归显示 *DF* 的系数显著为正，而 *BE* 的系数显著为负，说明较低的经营效率会对企业对外直接投资规模增长产生直接的负面影响。列（2）回归显示 *DF* 的系数显著为正，但 *BE*×*DF* 的系数显著为负，反映出随着经营效率的降低，数字金融发展产生的企业对外直接投资规模增长正向影响也随之减弱，说明较低的经营效率会间接削弱数字金融发展的对外直接投资规模增长效应。类似地，列（3）和列（4）检验管理效率产生的调节削弱效应。列（3）回归显示 *DF* 的系数显著为正，*ME* 的系数显著为负，说明较低的管理效率会对企业对外直接投资规模增长产生直接的负面影响。列（4）回归显示 *DF* 的系数显著为正，但 *ME*×*DF* 的系数显



著为负,说明较低的管理效率也会削弱数字金融发展产生的企业对外直接投资规模增长效应。因此,表8的回归结果有效验证了本文理论假说4。

## 五、结论与管理启示

数字金融发展已成为我国经济发展的新动力,并在多个维度提升企业竞争力。本文通过匹配北京大学数字金融研究中心地级市层面数字金融发展指标、国泰安海外直接投资数据库和上市公司数据库等构建数据样本,对数字金融发展如何影响企业对外直接投资规模增长进行实证研究。本文基于海外子公司按持股比例折算汇总的注册资本总额测度企业对外直接投资规模,研究发现总体上数字金融发展能推动企业对外直接投资规模增长。这种影响也具有异质性特征,数字金融发展推动了非国有企业对外直接投资规模增长,但不影响国有企业;东部地区数字金融发展能产生推动企业对外直接投资规模增长的作用,中西部地区则无法发挥这种作用。数字金融发展对企业对外直接投资规模增长的影响存在资金和竞争两个层面的传导机制,资金层面为增加企业流动资产和经营利润,竞争层面为增加研发人员和无形资产。进一步地,本文的研究也发现企业较低的经营效率和管理效率会削弱数字金融发展产生的对外直接投资规模增长正向效应。

本文的研究对相关政府管理部门和跨国企业均有一定的参考借鉴价值。在政府管理层面,第一,管理部门应不断加大对数字金融的激励措施,发挥数字金融在降低融资成本上的优势,推动业务多元化,使数字金融能惠及企业海外业务发展。第二,商务管理部门应不断开拓数字金融服务跨国企业海外业务的新渠道,推出对外直接投资专项数字金融业务,充分匹配资金供求双方信息,降低融资成本,有效缓解信息不对称产生的融资约束。第三,金融管理部门和商务部管理部门应联合完善数字金融服务企业海外业务的规范和监管,引导资金流向海外实体经营,防范以对外直接投资为由的投机性资金外流,降低整体海外经营风险。

在跨国企业管理层面,第一,跨国企业应加强数字化能力,充分挖掘数字金融资源,与金融机构建立全方位合作关系,多元化获取信贷资金为对外直接投资提供支持,有效缓解海外业务的资金瓶颈。第二,跨国企业应不断致力于提升营业和管理效率,减少资金在经营管理环节的损耗,将信贷资源充分有效地投入对外直接投资业务,加强与海外子公司之间的沟通关联,切实发挥金融科技发展给企业自身带来的融资约束缓解效益。第三,跨国企业应不断加强研发创新培育国际竞争力,以高质量对外直接投资对接我国数字金融发展优势,扩大投资区位多元化,优化生产国际化布局,加快向上攀升全球价值链,依托国内金融科技发展提升企业在国际分工中的地位。

## [参考文献]

- [1]陈春华,曹伟,曹雅楠,邵薪洁.数字金融发展与企业“脱虚向实”[J].财经研究,2021(9):78-92.
- [2]陈中飞,江康奇.数字金融发展与企业全要素生产率[J].经济学动态,2021(10):82-99.
- [3]戴翔,王如雪.“一带一路”倡议与对外直接投资:“五通”作用机制分析[J].财经研究,2022(4):79-93.

- [4]丁晓蔚.从互联网金融到数字金融:发展态势、特征与理念[J].南京大学学报,2021(6):28-44.
- [5]杜善重.数字金融的公司治理效应——基于非家族股东治理视角[J].财贸经济,2022(2):68-82.
- [6]高菠阳,蔚翔宇,黄志基,等.企业异质性与中国对外直接投资——基于中国微观企业数据的研究[J].经济地理,2019(10):130-138.
- [7]郭峰,王靖一,王芳,等.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].经济学(季刊),2020(4):1401-1418.
- [8]郭峰,熊云军.中国数字普惠金融的测度及其影响研究:一个文献综述[J].金融评论,2021(6):12-23.
- [9]宫旭红,任颀.融资约束、信贷支持与民营企业对外直接投资[J].产业经济研究,2017(5):25-37.
- [10]洪俊杰,张宸妍.产业政策影响对外直接投资的微观机制和福利效应[J].世界经济,2020(11):28-51.
- [11]黄锐,赖晓冰,赵丹妮,等.数字金融能否缓解企业融资困境——效用识别、特征机制与监管评估[J].中国经济问题,2021(1):52-66.
- [12]黄益平,陶坤玉.中国的数字金融革命:发展、影响与监管启示[J].国际经济评论,2019(6):24-35.
- [13]蒋冠宏,曾靓.融资约束与中国企业对外直接投资模式:跨国并购还是绿地投资[J].财贸经济,2020(2):132-145.
- [14]蓝乐琴,杨卓然.数字普惠金融能提升居民消费水平吗[J].财经问题研究,2021(12):49-57.
- [15]李磊,包群.融资约束制约了中国工业企业的对外直接投资吗[J].财经研究,2015(6):120-131.
- [16]李宇坤,任海云,祝丹枫.数字金融、股权质押与企业创新投入[J].科研管理,2021(8):102-110.
- [17]林春,康宽,孙英杰.中国普惠金融的区域差异与极化趋势:2005—2016[J].国际金融研究,2019(8):3-13.
- [18]刘莉亚,何彦林,王照飞,等.融资约束会影响中国企业对外直接投资吗——基于微观视角的理论和实证分析[J].金融研究,2015(8):124-140.
- [19]罗煜,曾恋云.数字金融能力与相对贫困[J].经济理论与经济管理,2021(12):11-29.
- [20]吕越,邓利静.金融如何更好地服务企业对外直接投资——基于中资银行“走出去”的影响与机制分析[J].国际金融研究,2019(10):53-63.
- [21]吕越,陆毅,吴嵩博,等.“一带一路”倡议的对外投资促进效应——基于2005—2016年中国企业绿地投资的双重差分检验[J].经济研究,2019(9):187-202.
- [22]裴长洪,樊瑛.中国企业对外直接投资的国家特定优势[J].中国工业经济,2010(7):45-54.
- [23]钱海章,陶云清,曹松威,等.中国数字金融发展与经济增长的理论与实证[J].数量经济技术经济研究,2020(6):26-46.
- [24]任太增,殷志高.数字普惠金融与中国经济的包容性增长:理论分析和经验证据[J].管理学报,2022(1):23-35.
- [25]沈红波,寇宏,张川.金融发展、融资约束与企业投资的实证研究[J].中国工业经济,2010(6):55-64.
- [26]沈坤荣,赵亮.中国民营企业融资困境及其应对[J].江海学刊,2019(1):92-98.
- [27]申韬,曹梦真.金融发展何以影响对外直接投资——基于行业外部融资依赖视角的机制检验[J].金融经济研究,2020(5):65-77.
- [28]孙浦阳,陈璐瑶,刘伊黎.服务技术前沿化与对外直接投资:基于服务企业的研究[J].世界经济,2020(8):148-169.
- [29]孙英杰,林春.普惠金融发展的地区差异、收敛性及影响因素研究——基于中国省级面板数据的检验[J].经济理论与经济管理,2018(11):70-80.
- [30]唐松,伍旭川,祝佳.数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J].管理世界,2020(5):52-66.
- [31]田巍,余淼杰.企业生产率和企业“走出去”对外直接投资:基于企业层面数据的实证研究[J].经济学(季刊),2012(2):383-408.
- [32]万佳彧,周勤,肖义.数字金融、融资约束与企业创新[J].经济评论,2020(1):71-83.

- [33]王碧珺,谭语嫣,余淼杰,等.融资约束是否抑制了中国民营企业对外直接投资[J].世界经济,2015(12):54-78.
- [34]王碧珺,肖河.哪些中国对外直接投资更容易遭受政治阻力[J].世界经济与政治,2017(4):106-128.
- [35]王道平,刘琳琳.数字金融、金融错配与企业全要素生产率——基于融资约束视角的分析[J].金融论坛,2021(8):28-38.
- [36]王勋,黄益平,苟琴,等.数字技术如何改变金融机构:中国经验与国际启示[J].国际经济评论,2022(1):70-85.
- [37]王志锋,谭昕.民营企业在贷款融资中更受歧视吗——基于土地抵押贷款微观数据的再探讨[J].中央财经大学学报,2021(8):40-52.
- [38]汪雯羽,贝多广.数字普惠金融、政府干预与县域经济增长——基于门限面板回归的实证分析[J].经济理论与经济管理,2022(2):41-53.
- [39]解维敏,吴浩,冯彦杰.数字金融是否缓解了民营企业融资约束[J].系统工程理论与实践,2021(12):3129-3146.
- [40]严兵,郭少宇.产业政策与对外直接投资——来自中国上市公司的证据[J].国际贸易问题,2021(11):124-139.
- [41]杨连星,刘晓光,张杰.双边政治关系如何影响对外直接投资——基于二元边际和投资成败视角[J].中国工业经济,2016(11):56-72.
- [42]杨连星,张方,张峰.融资约束与企业对外直接投资二元边际[J].世界经济研究,2020(2):83-96.
- [43]杨天宇.国有商业银行对民营企业的信贷配给行为研究[J].经济科学,2002(4):56-63.
- [44]余官胜,袁东阳.金融发展是我国企业对外直接投资的助推器还是绊脚石——基于量和质维度的实证研究[J].国际贸易问题,2014(8):124-135.
- [45]余官胜,吴琦琦,董直让.国际投资保护对我国企业对外直接投资的影响——基于海外子公司视角的实证研究[J].南方经济,2021(6):68-86.
- [46]俞颖,苏慧琨,李勇.区域金融差异演进路径与机理[J].中国工业经济,2017(4):74-93.
- [47]曾守桢,余官胜.行政审批简化与我国对外直接投资增长——基于核准权下放试点的准自然实验实证研究[J].国际贸易问题,2020(4):19-34.
- [48]张勋,万广华,张佳佳,等.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019(8):71-86.
- [49]张勋,杨桐,汪晨,等.数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践[J].管理世界,2020(11):48-62.
- [50]赵晓鸽,钟世虎,郭晓欣.数字普惠金融发展、金融错配缓解与企业创新[J].科研管理,2021(4):158-169.
- [51]钟凯,梁鹏,王秀丽,等.数字普惠金融有助于抑制实体经济“脱实向虚”吗——基于实体企业金融资产配置的分析[J].国际金融研究,2022(2):13-21.
- [52]ALLEN F, QIAN J, QIAN M. Law, Finance, and Economic Growth in China[J]. Journal of Financial Economics, 2005, 77(1): 57-116.
- [53]ANAND S, CHHIKARA K. A Theoretical and Quantitative Analysis of Financial Inclusion and Economic Growth[J]. Management and Labour Studies, 2013, 38(1): 103-133.
- [54]BUCKLEY P, CLEGG L, CROSS A, et al. The Determinants of Chinese Outward Foreign Direct Investment[J]. Journal of International Business Studies, 2007, 38(4): 499-518.
- [55]CHEN Y, LIU M, SU J. Greasing the Wheels of Bank Lending: Evidence from Private Firms in China[J]. Journal of Banking & Finance, 2013, 37(7): 2533-2545.
- [56]CHEN Z, PONCET S, XIONG R. Local Financial Development and Constraints on Domestic Private-firm Exports: Evidence from City Commercial Banks in China[J]. Journal of Comparative Economics, 2020, 48(1): 56-75.
- [57]GAUR A, MA X, DING Z. Home Country Supportiveness/Unfavorableness and Outward Foreign Direct Investment from China[J]. Journal of International Business Studies, 2018, 49(3): 324-345.

- [58] GOMBER P, KOCH J, SIERING M. Digital Finance and Fin-tech: Current Research and Future Research Directions[J]. Journal of Business Economics, 2017, 87(5): 537-580.
- [59] KAPLAN S, ZINGALES L. Do Investment-cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints[J]. Quarterly Journal of Economics, 1997, 112(1): 169-215.
- [60] KAPOOR A. Financial Inclusion and the Future of the Indian Economy[J]. Futures, 2013, 18(10): 35-42.
- [61] KOLSTAD I, Wiig A. What Determines Chinese Outward FDI[J]. Journal of World Business, 2012, 47(1): 26-34.
- [62] LEVINE R. Finance and Growth: Theory and Evidence[J]. Handbook of Economic Growth, 2005, (1): 865-934.
- [63] MCKINNON R. Money and Capital in Economic Development[M]. Washington, D. C.: Brookings Institution, 1973.
- [64] WANG C, HONG J, KAFUROS M, et al. Exploring the Role of Government Involvement in Outward FDI from Emerging economies[J]. Journal of International Business Studies, 2012, 43(2): 655-767.
- [65] YIN T, PROPRIS L, JABBOUR L. Assessing the Effects of Policies on China's Outward Foreign Direct Investment[J]. International Business Review, 2021, 30(5): 900-1007.

## The Development of Digital Finance and the Scale Growth of Firms' Outward Foreign Direct Investment —An Empirical Study Based on the Sample of Listed Companies

YU Guansheng, TIAN Jufang

(School of Economics, Fujian Normal University, Fuzhou, Fujian, 350117)

**Abstract:** This paper matched the indicators of digital finance development based on prefecture-level cities with CSMAR Overseas Direct Investment Database and Listed Company Database from 2011 to 2019, combined with registered capital of overseas subsidiaries of listed companies to measure the scale of enterprises' outward foreign direct investment (OFDI), to empirically test the effect of the development of digital finance on the scale of enterprises' OFDI. It is found that: first, the development of digital finance can significantly promote the scale growth of enterprises' OFDI, but exists heterogeneity from the ownership and regions of enterprises; second, the influence of digital finance on the scale of enterprises' OFDI exists two channels: capital and competitiveness; third, the low efficiency of operation and management in the companies will weaken the effect of promotion. The findings explore new advantages of China's OFDI from the perspective of financial technology, and provide new ideas for promoting the sustainable growth of China's OFDI.

**Keywords:** Digital Finance; OFDI; Listed Company

(责任编辑 武 齐)