

数字普惠金融、融资约束与公司非效率投资

邱吉福, 李若蒙

(集美大学工商管理学院, 福建 厦门 361021)

[摘要] 随着数字技术和普惠金融理念的不断融合, 数字普惠金融已成为时代发展趋势, 要求企业优化资源配置, 强化精准投入、精准作业、精准评价。选取2011—2020年沪深A股上市公司数据, 实证检验数字普惠金融对上市公司非效率投资行为的影响及其传导机制。研究表明: 数字普惠金融对公司非效率投资行为具有抑制作用; “数字普惠金融—融资约束—投资过度—公司投资效率”的传递路径有效, 揭示了数字普惠金融对公司非效率投资的作用机理。研究结果不仅为非效率投资与数字普惠金融关系的后续研究提供了思路, 而且能够为政府相关部门健全有中国特色的数字普惠金融体系, 引导企业理性投资, 促进企业持续健康成长提供决策参考, 有力推动我国经济高质量发展。

[关键词] 数字普惠金融; 融资约束; 非效率投资

[中图分类号] F 27; F 832

[文献标识码] A

[文章编号] 1008-889X (2023) 02-0046-13

一、引言

我国的人均GDP从20世纪70年代起不断攀升, 到2021年已达约1.25万美元, 很好地解决了“填补缺口论”中制约我国经济发展的资金瓶颈, 并可用于企业投资。投资活动一直是企业价值提升的重要途径, 有效率的投资往往促使企业规模扩张, 为企业带来高额回报。但现实中由于管理层投资意愿偏差、信息不对称等因素的影响, 非效率投资行为时有发生, 具体表现为投资过度或投资不足。现有研究表明, 融资约束是制约投资效率的重要因素之一, 融资约束影响企业的现金持有规模, 进而影响投资水平, 如何通过缓解融资约束抑制企业的非效率投资成为学术界重点关注的课题。

进入数字经济时代, 数字技术的蓬勃发展及其与金融市场的不断融合衍生出数字普惠金融这一崭新形态, 旨在打破融资壁垒、降低信息约束, 使金融资源和服务惠及更加广泛的群体。那么, 数字普惠金融能否通过缓解融资约束从而抑

制企业的非效率投资呢? 本研究对此展开分析, 以期数字普惠金融改善投资行为提供思路, 从而引导企业理性投资, 进一步完善资本市场, 为企业持续健康发展保驾护航。

二、文献回顾与研究假设

(一) 数字普惠金融与公司非效率投资的关系

有效市场假说是研究企业财务管理行为的一个假设, 该假设提出在法制健全、公开透明、功能良好、竞争充分的股票市场, 一切重要信息已经及时、准确地反映在股价走势中, 其中包括企业目前和未来的价值, 除非存在市场操纵, 否则投资者不可能通过分析以往价格获取超额利润。Jiaren 和 Haibin 研究认为, 金融促进增长的一个特定渠道便是资本配置, 金融市场趋于完善时, 企业的资金配置效率提高, 非效率投资程度相应降低^[1]。而由于现实中资本市场并非是完美的, 企业与内外部的利益相关者之间难免存在信息不对称问题, 可能导致投资不足; 而信息不对称又

[收稿日期] 2022-05-17

[基金项目] 福建省社科研究基地重大项目(FJ2022JDZ039); 闽台审计研究中心项目(SJYTPT201901)

[作者简介] 邱吉福(1965—), 男, 福建泉州人, 教授, 主要从事会计、审计理论与实务研究。

会激发出委托代理冲突, 导致投资过度。

普惠金融是一种能够有效、全面地服务于社会各个阶层、团体的金融系统, 其目的是不断完善金融基础设施, 让更多的人特别是低收入人群能够以更低的价格使用金融服务。在数字技术的支撑下, 普惠金融能进一步提高信息的可达性, 尽可能降低信息不对称程度, 改善公司的非效率投资。但因为公司在转型和发展的过程中要经历或多或少的市场摩擦, 所以非效率投资的改善并不是一步到位, 而会因为所有制和行业的不同导致改善进度产生较大差异^[2]。

金融的发展经历了从互联网金融到金融科技再到数字金融的演进。李红等研究发现, 金融发展通过影响投资-现金流敏感性进而作用于企业的投资行为, 具体表现为对非效率投资的矫正作用^[3]。在此基础上, 刘园等通过分析发现了金融科技与实体企业投资效率的“U”型关系, 即金融科技在发展初期会降低企业投资效率, 而加入金融监管后有助于企业投资效率的提高^[4]。然而, 赵瑞瑞等的研究表明, 金融科技在影响非效率投资的两种形式时存在着非对称效应, 投资不足和投资过度呈现此消彼长的状态^[5]。进入数字金融时代后, 相关研究进一步推进, 张友棠等从科技型企业入手, 再次验证了我国数字金融发展对企业投资效率的提升作用, 且发现这种提升主要表现为缓解科技型企业的投资不足^[6]。王娟等也持有同样的观点, 认为数字金融的功效主要体现在降低企业的投资不足而非投资过度上^[7]。

为此, 本研究提出假设 H1: 数字普惠金融对公司非效率投资行为有抑制作用。

(二) 融资约束在数字普惠金融与公司非效率投资关系中的作用

现实中由于资本市场效率低下, 信息不对称和交易成本激增, 企业融资决策对投资决策有一定的影响。外部投资者无法完全掌握公司的业绩和收入信息, 导致公司在外部融资约束收紧的情况下依靠内部资源进行投资, 往往难以实现投资效率最大化的目标, 造成投资效率低下。研究表

明, 中国企业普遍存在融资约束问题, 难以获得足够的资金支持投资行为^[8]。

张新民等从资金供给和资金需求两方面动态研究了省级政府出台的产业政策对地方企业融资约束的影响, 结果显示地方政府产业政策对辖区内企业融资约束程度的影响与地方金融市场的发展有关^[9]。黄锐等研究发现, 数字金融发展是缓解企业融资难、融资贵的关键, 随着数字金融发展水平的提高, 这一缓解效应将显著增强^[10]。数字金融能深入挖掘海量数据, 使得企业的经营能力和财务状况能被金融机构及时掌握, 以此实现信息透明化, 从而缓解企业融资约束, 提高融资效率^[11-12]。在此基础上, 数字普惠金融不仅可以利用场景、服务等优势降低金融服务门槛和成本, 使其能触及更广泛的尾部群体, 极大拓宽企业的融资渠道, 而且能克服地理上的限制, 大幅缩短信息传递的时间^[13]。此外它还依靠一个数字信贷系统来简化信贷检查和批准程序, 使得企业融资更加高效便捷^[14]。李红等通过区分投资不足和投资过度两种非效率投资形式发现金融发展对两者均具有矫正作用^[3]。

因此, 本研究提出假设 H2: 融资约束在数字普惠金融与公司非效率投资关系中起中介作用。

上述分析指出, 数字普惠金融会通过融资约束影响公司非效率投资, 那么融资约束的中介渠道效应究竟是作用于投资不足还是投资过度呢? 一方面, 融资约束得到缓解时, 原本投资不足企业的外部融资增多, 现金持有增加, 有充分的资金来执行优质的投资决策, 从而提高投资效率; 另一方面, 融资境遇得到改善后, 过度投资企业通过加杠杆方式来融取资金的需求便会降低^[15], 管理者的风险厌恶感降低, 要求的投资报酬相应变低, 更加倾向于平稳投资, 从而提高投资效率(见图1)。

据此, 本研究提出假设 H3a: “数字普惠金融-融资约束-投资不足-公司投资效率”的传递路径有效; 假设 H3b: “数字普惠金融-融资约束-投资过度-公司投资效率”的传递路径有效。

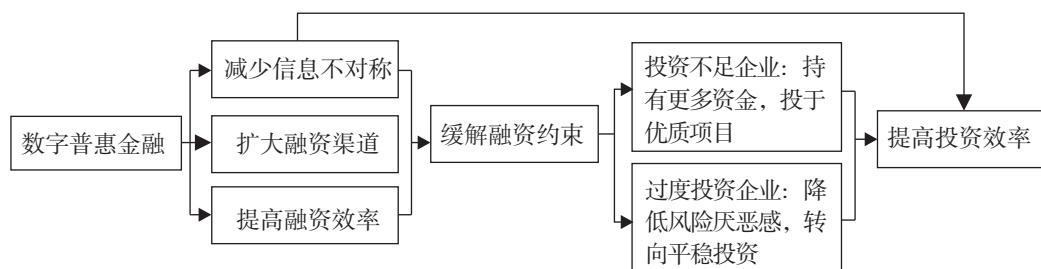


图 1 作用机理示意图

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

选取 2011—2020 年我国沪深 A 股上市公司作为研究对象。为保证相关性, 对研究数据事先作如下处理: 剔除上市前和退市后的相关财务数据; 剔除财务情况处于异常状态的 ST 公司和 PT 公司; 剔除投资行为比较特殊的金融类上市公司; 剔除研究数据中存在缺失的观测值。此外, 为了避免异常值对研究结论的影响, 对连续型变量进行了 1% 和 99% 分位数的缩尾处理, 最后获取的样本数量 (N) 为 22 500。本研究使用数据来自 CSMAR 数据库。

(二) 变量说明

1. 被解释变量。基于 Richardson 提出的非效率投资 (INEFF) 模型测算公司非效率投资水平。具体计算公式为:

$$Invest_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Growth_{i,t-1} + \beta_2 Size_{i,t-1} + \beta_3 Lev_{i,t-1} + \beta_4 Cash_{i,t-1} + \beta_5 Age_{i,t-1} + \beta_6 R_{i,t-1} + \beta_7 Invest_{i,t-1} + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon \quad (1)$$

在模型 (1) 中, $Invest$ 为公司当期投资支出, $Growth$ 为公司成长性水平, $Size$ 为公司规模, Lev 为公司财务杠杆, $Cash$ 为公司现金持有水平, Age 为公司成立时间长短, R 为公司年度超额回报率, 同时考虑了行业 (Ind) 和年份 ($Year$) 的固定效应。 ε 为残差, 残差绝对值表示公司非效率投资水平, 大于 0 为过度投资 ($Over - INEFF$), 小于 0 为投资不足 ($Uder - INEFF$)。

2. 核心解释变量。数字普惠金融总指数 (D) 的具体衡量标准来源于北京大学发布的数字普惠金融指数。由于该指数对数字普惠金融的发展评价并非唯一, 而是多维度的, 因此本研究在数字普惠金融总指数作为主要指标的基础上, 进一步考察了覆盖广度指数 (D_1)、使用深度指数 (D_2)、数字化程度指数 (D_3) 3 个二级指标对公司非效率投资的影响。由于数字普惠金融指数的一级指标和二级指标数字值大, 在研究过程中采取了取对数的方法解决该问题。

3. 中介变量。考虑到指标的关联性和可靠性, 本研究采用 Hadlock 和 Pierce 提出的融资约束变量模型, 选用公司规模和公司年龄两个随时间变化不大且外生性较强的变量来表示。具体计算公式为:

$$SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.040 \times Age \quad (2)$$

4. 控制变量。参考以往文献, 本研究控制了如下微观变量: 公司规模 ($Size$) 和营业收入增长率 ($Growth$), 衡量公司所处的发展阶段和成长能力; 资产负债率 (Lev), 描述公司的举债经营能力; 托宾 Q 值 ($TobinQ$) 和总资产净利率 (ROA), 衡量公司的经营绩效。另外, 考虑到市场交易中存在的委托代理问题, 控制了第一大股东持股比例 ($Top1$)、管理层持股比例 (Msh)、独立董事比例 ($Indep$) 和两职合一 ($Dual$) 4 个变量。宏观上, 加入了年度 ($Year$) 和行业 (Ind) 虚拟变量, 控制只隶属于某年度或某行业的宏观经济波动。同时, 因我国数字普惠金融发展程度在 31 个省份之间存在差异、集聚与收敛特

征^[16]，为排除这种影响，进一步控制了省份（*Pro*）的固定效应。具体变量定义见表1。

表1 变量说明

类型	指标	符号	定义
被解释变量	非效率投资	<i>INEFF</i>	见模型(1)
解释变量	数字普惠金融总指数	<i>D</i>	来自北京大学数字普惠金融指数
	数字普惠金融覆盖广度	<i>D₁</i>	
	数字普惠金融使用深度	<i>D₂</i>	
	数字普惠金融数字化程度	<i>D₃</i>	
中介变量	融资约束	<i>SA</i>	见模型(2)
控制变量	公司规模	<i>Size</i>	年总资产的自然对数
	营业收入增长率	<i>Growth</i>	本年营业收入/上一年营业收入-1
	资产负债率	<i>Lev</i>	年末总负债/年末总资产
	托宾Q值	<i>TobinQ</i>	(流通股市值+非流通股股份数×每股净资产+负债账面值)/总资产
	总资产净利率	<i>ROA</i>	净利润/总资产平均余额
	第一大股东持股比例	<i>Top1</i>	第一大股东持股数量/总股数
	管理层持股比例	<i>Msh</i>	管理层持股数/总股本
	独立董事比例	<i>Indep</i>	独立董事人数/董事人数
	两职合一	<i>Dual</i>	董事长是否同时兼任总经理,是取1,否则取0
	年度	<i>Year</i>	
	行业	<i>Ind</i>	虚拟变量
	省份	<i>Pro</i>	

（三）模型构建

1. 基准模型。为验证假设H1，本研究建立如下模型：

$$INEFF_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{i,t} + \alpha_2 Controls_{i,t} + \sum Year + \sum Ind + \sum Pro + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中，被解释变量为公司的非效率投资水平，解释变量为数字普惠金融发展指标，控制变量则包含了前述内容，同时控制了行业、时间以及省份的固定效应，尽可能减少遗漏变量的问

题。此外，本研究还检验了数字普惠金融的二级指标对公司非效率投资的影响。

2. 融资约束的中介作用检验。本研究采用温忠麟等的研究方法^[17]，形成如下模型，以验证融资约束在数字普惠金融对公司非效率投资施加影响时的路径作用：

$$SA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t} + \beta_2 Controls_{i,t} + \sum Year + \sum Ind + \sum Pro + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$INEFF_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 D_{i,t} + \gamma_2 SA_{i,t} + \gamma_3 Controls_{i,t} +$$

$$\sum Year + \sum Ind + \sum Pro + \varepsilon_{i,t} \tag{5}$$

中介作用的检验依照三步法：第一步，验证数字普惠金融与公司非效率投资关系是否达到显著；第二步，验证数字普惠金融与融资约束关系是否达到显著；第三步，回归分析数字普惠金融、融资约束对公司非效率投资的关系，验证融资约束与公司非效率投资关系是否达到显著。在显著的基础上，若主回归仍显著，则融资约束发挥部分中介作用；若主回归不显著，则融资约束发挥完全中介作用。

公司非效率投资分为投资不足和投资过度两种情况，为进一步探索融资约束的中介作用通过何种路径实现，构建如下模型，检验方法同上：

$$Under_INEFF_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 D_{i,t} + \eta_2 SA_{i,t} + \eta_3 Controls_{i,t} + \sum Year + \sum Ind + \sum Pro + \varepsilon_{i,t} \tag{6}$$

$$Over_INEFF_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 D_{i,t} + \lambda_2 SA_{i,t} + \lambda_3 Controls_{i,t} + \sum Year + \sum Ind + \sum Pro + \varepsilon_{i,t} \tag{7}$$

四、实证结果与分析

（一）描述性统计

经描述性统计发现：*INEFF* 最小值为 0，最大值为 0.465，均值为 0.042，说明上市公司普遍存在非效率投资的问题，且均值大于中值 0.027，说明非效率投资呈现右偏特征。*SA* 均值为 -3.876，标准差为 0.247，反映出融资困境在上市公司中普遍存在，已成为制约公司投资效率的关键因素。*D* 最小值、最大值、均值分别为 2.790、6.070、5.451，说明数字普惠金融发展程度存在地区差异（见表 2）。

表 2 描述性统计

主要变量	样本数	均值	中值	标准差	最小值	最大值
非效率投资 (<i>INEFF</i>)	22 500	0.042	0.027	0.053	0.000	0.465
融资约束 (<i>SA</i>)	22 500	-3.876	-3.873	0.247	-4.612	-2.532
数字普惠金融总指数 (<i>D</i>)	22 500	5.451	5.590	0.541	2.790	6.070
数字普惠金融覆盖广度 (<i>D</i> ₁)	22 500	5.352	5.520	0.611	0.670	5.980
数字普惠金融使用深度 (<i>D</i> ₂)	22 500	5.472	5.580	0.519	1.910	6.190
数字普惠金融数字化程度 (<i>D</i> ₃)	22 500	5.079	5.320	0.707	2.030	6.040

（二）基准回归分析

通过基准回归可以看出，表 3 列（1）中 *D* 系数符号为负，且通过了 1% 的显著性检验，说明数字普惠金融的发展和完善有效改善了资本市场的信息不对称现象，提升了信息可达程度，从而对于上市公司的非效率投资行为产生了显著的

抑制作用。进一步对数字普惠金融指标划分维度得出结论：数字普惠金融的覆盖广度和使用深度有助于抑制非效率投资，而数字化程度对非效率投资的影响不显著（见表 3）。综上，假设 H1 得到验证。

表 3 基准回归结果^①

变量	INEFF			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>D</i>	-0.014*** (-3.63)			
<i>D</i> ₁		-0.007*** (-3.46)		
<i>D</i> ₂			-0.018*** (-4.67)	
<i>D</i> ₃				0.000 (0.22)
<i>Lev</i>	0.002 (0.78)	0.002 (0.80)	0.002 (0.81)	0.002 (0.88)
<i>ROA</i>	0.010* (1.65)	0.010* (1.66)	0.010 (1.63)	0.010* (1.65)
<i>Growth</i>	0.033*** (41.46)	0.033*** (41.47)	0.033*** (41.48)	0.033*** (41.46)
<i>Top1</i>	0.001 (0.38)	0.001 (0.37)	0.001 (0.38)	0.001 (0.29)
<i>Size</i>	-0.000 (-0.26)	-0.000 (-0.25)	-0.000 (-0.28)	-0.000 (-0.26)
<i>TobinQ</i>	0.000 (0.09)	-0.000 (0.12)	-0.000 (0.08)	-0.000 (0.19)
<i>Dual</i>	0.003*** (3.73)	0.003*** (3.73)	0.003*** (3.72)	0.004*** (3.78)
<i>Indep</i>	0.005 (0.63)	0.005 (0.64)	0.005 (0.63)	0.005 (0.67)
<i>Msh</i>	0.015*** (6.00)	0.015*** (5.99)	0.016*** (6.02)	0.015*** (5.96)
<i>_cons</i>	0.101*** (5.16)	0.070*** (5.06)	0.122*** (5.99)	0.042*** (3.39)
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Pro</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	22 500	22 500	22 500	22 500
<i>r</i> _{2_w}	0.102	0.102	0.103	0.102

(三) 内生性处理

傅秋子和黄益平的经验^[18]，本研究将样本公司所在的地级市到杭州的距离（*Dis*）作为数字普惠金融的工具变量。一方面，距离是天然的地理

为了最大程度减少上述研究中诸如遗漏变量、双向因果以及测量误差等内生性问题，根据

① * 表示 $p < 0.05$ ，*** 表示 $p < 0.001$ 。括号里为 t 值。

投稿网址：<http://xuebao.jmu.edu.cn/>

变量，不受经济社会因素的影响，故不会作用于公司投资行为，符合有效工具变量的外生性前提；另一方面，公司所在的地级市与杭州的距离与数字普惠金融发展水平高度相关，满足有效工具变量的相关性前提。此外，本研究借鉴谢绚丽等的研究^[19]，采用国家统计局公布的省级互联网普及率（*IPR*）作为数字普惠金融的另一个工具变量进行回归，同时加入控制变量（*Controls*）。经过实证检验，第一阶段回归结果证明上述两个工具变量有效，第二阶段回归后，*D* 系数仍在 1% 的水平上显著为负，说明数字普惠金融能够负向、显著地抑制上市公司的非效率投资，这与基准回归结果完全一致（见表 4）。

表 4 工具变量回归结果^①

变量	2SLS + IV	
	第一阶段	第二阶段
	<i>D</i>	<i>INEFF</i>
<i>Dis</i>	-0.009 5*** (0.002)	
<i>IPR</i>	1.605 2*** (0.016)	
<i>D</i>		-0.005 3*** (0.001)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	22 500	22 500
<i>r</i> ²	0.947	0.100

（四）中介作用检验

为检验融资约束的中介作用，本研究依照三步法进行回归分析。表 5 列（2）数据显示，*D* 系数为负，且显著水平在 1% 以下，表明数字普惠金融发展有利于缓解公司的融资约束。表 5 列（3）数据显示，*D* 系数为负，通过 1% 的显著性水平检验，*SA* 系数显著为正（见表 5）。结合主回归结果可以得出，融资约束的确在数字普惠金融对公司非效率投资的负向影响中起到了部分中介作用。研究表明，数字普惠金融可以帮助公司

扫除融资障碍，减少公司的融资限制，吸收更多优质项目，实现显著降低公司非效率投资水平。综上，假设 H2 得到验证。

表 5 融资约束的中介作用检验结果^②

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>INEFF</i>	<i>SA</i>	<i>INEFF</i>
<i>D</i>	-0.014*** (-3.63)	-0.011*** (-2.77)	-0.014*** (-3.59)
<i>SA</i>			0.007*** (3.10)
<i>Lev</i>	0.002 (0.78)	-0.035*** (-8.65)	0.003 (0.97)
<i>ROA</i>	0.010* (1.65)	-0.046*** (-6.28)	0.012* (1.86)
<i>Growth</i>	0.033*** (41.46)	-0.005*** (-5.66)	0.033*** (41.43)
<i>Top1</i>	0.001 (0.38)	0.063*** (10.10)	-0.000 (-0.00)
<i>Size</i>	-0.000 (-0.26)	0.008*** (7.98)	-0.000 (-0.69)
<i>TobinQ</i>	0.000 (0.09)	0.008*** (19.85)	-0.000 (-0.31)
<i>Dual</i>	0.003*** (3.73)	0.005*** (4.25)	0.003*** (3.52)
<i>Indep</i>	0.005 (0.63)	0.010 (0.90)	0.003 (0.44)
<i>Msh</i>	0.015*** (6.00)	0.085*** (16.78)	0.014*** (5.29)
<i>_cons</i>	0.101*** (5.16)	-3.835*** (-114.37)	0.132*** (6.00)
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Pro</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	22 500	22 500	22 500
<i>r</i> ² _{<i>w</i>}	0.102	0.842	0.102

① *** 表示 $p < 0.001$ 。括号里为 t 值。
② * 表示 $p < 0.05$ ，*** 表示 $p < 0.001$ 。括号里为 t 值。

为继续研究融资约束的中介作用对公司投资不足和投资过度两种情况是否都成立，本研究以模型（1）中残差值等于零为界，将非效率投资划分为两个子样本——投资不足（*Under_INEFF*）和投资过度（*Over_INEFF*），分别按模型（6）、模型（7）进行回归。检验结果如下，表6列（1）、列（2）、列（3）为数字普惠金融通过融资约束作用于投资不足的结果，列（1）结果表明 *D* 对 *Under_INEFF* 存在影响，却不显著；虽然列（2）结果表明 *D* 与 *SA* 呈正相关，且在1%水平显著，列（3）结果表明 *SA* 系数显著，

但是不完全满足发挥中介作用所需的前提条件，即“数字普惠金融－融资约束－投资不足－公司投资效率”的传递路径无效，假设 H3a 不成立。列（4）、列（5）、列（6）为数字普惠金融通过融资约束作用于投资过度的结果，列（4）结果表明 *D* 与 *Over_INEFF* 呈显著正相关，列（5）结果表明 *D* 与 *SA* 呈显著正相关，列（6）结果表明 *D* 和 *SA* 的系数均为显著，说明融资约束在传导路径中发挥部分中介作用，即“数字普惠金融－融资约束－投资过度－公司投资效率”的传递路径有效，假设 H3b 成立（见表6）。

表6 融资约束中介作用的分渠道检验结果①

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Under_INEFF</i>	<i>SA</i>	<i>Under_INEFF</i>	<i>Over_INEFF</i>	<i>SA</i>	<i>Over_INEFF</i>
<i>D</i>	-0.001 (-0.41)	-0.011*** (-2.77)	-0.001 (-0.34)	-0.029*** (-3.43)	-0.011*** (-2.77)	-0.029*** (-3.39)
<i>SA</i>			0.007*** (4.96)			0.010** (2.13)
<i>Lev</i>	-0.009*** (-4.69)	-0.035*** (-8.65)	-0.008*** (-4.34)	0.020*** (3.08)	-0.035*** (-8.65)	0.021*** (3.20)
<i>ROA</i>	-0.002 (-0.57)	-0.046*** (-6.28)	-0.001 (-0.20)	0.030* (1.81)	-0.046*** (-6.28)	0.032* (1.95)
<i>Growth</i>	0.006*** (8.74)	-0.005*** (-5.66)	0.006*** (8.63)	0.052*** (33.58)	-0.005*** (-5.66)	0.051*** (33.55)
<i>Top1</i>	0.001 (0.34)	0.063*** (10.10)	-0.001 (-0.30)	0.003 (0.37)	0.063*** (10.10)	0.001 (0.13)
<i>Size</i>	-0.002*** (-5.89)	0.008*** (7.98)	-0.002*** (-6.52)	-0.001 (-0.80)	0.008*** (7.98)	-0.001 (-1.14)
<i>TobinQ</i>	0.000** (2.02)	0.008*** (19.85)	0.000 (1.28)	-0.000 (-0.46)	0.008*** (19.85)	-0.001 (-0.67)
<i>Dual</i>	0.001* (1.80)	0.005*** (4.25)	0.001 (1.50)	0.007*** (3.09)	0.005*** (4.25)	0.006*** (2.93)
<i>Indep</i>	0.003 (0.64)	0.010 (0.90)	0.002 (0.32)	0.011 (0.64)	0.010 (0.90)	0.009 (0.51)
<i>Msh</i>	0.013*** (7.17)	0.085*** (16.78)	0.011*** (6.11)	0.019*** (3.18)	0.085*** (16.78)	0.016*** (2.67)

① *表示 p<0.05, **表示 p<0.01, ***表示 p<0.001。括号里为 t 值。

续表 6

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Under_</i> <i>INEFF</i>	<i>SA</i>	<i>Under_</i> <i>INEFF</i>	<i>Over_</i> <i>INEFF</i>	<i>SA</i>	<i>Over_</i> <i>INEFF</i>
<i>_cons</i>	0.088*** (6.12)	-3.835*** (-114.37)	0.121*** (7.65)	0.179*** (4.11)	-3.835*** (-114.37)	0.226*** (4.63)
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Pro</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	14 520	14 520	14 520	7 980	7 980	7 980
<i>r2_w</i>	0.056	0.842	0.056	0.162	0.842	0.162

（五）进一步检验

上述检验控制了省份层面的固定效应，但企业所处地级市的差异也会影响数字普惠金融作用的发挥^[20]。数字人民币自诞生起就被认为是科技金融加速发展的成果之一，实时的结算和非营利性定位让它天然适用于普惠金融服务。因此，本研究依照是否为数字人民币试点地区引入城市虚拟变量，研究数字普惠金融对非效率投资的影响是否发生变化。2019 年末，央行在深圳、苏州、雄安、成都及 2022 北京冬奥会场景开展数字人民币第一批试点测试。2020 年 11 月开始，又增加上海、海南、长沙、西安、青岛、大连 6 个新的试点地区，由此形成了“10+1”的试点格局。2022 年 3 月，央行提出增加天津、重庆、广州、福州、厦门以及浙江省承办亚运会的 6 个城市作为试点地区。此次新增城市涵盖了北方、西南、华南地区相关城市，与此前两批试点城市形成了较好的互补。至此，数字人民币试点已经

形成了全国铺开的发展格局。

考虑到被选为数字人民币试点的城市在数字渠道建设和数字金融推广方面的代表性，本研究将三轮试点共 23 个城市设为虚拟变量 1，其余截至目前未作为试点的城市设为 0。分组后发现试点城市数字普惠金融总指数和分维度指数的均值普遍比非试点城市高，另外在总指数排行榜上试点城市近年来排名靠前且波动较小，一定程度上体现了分组的稳定性。将“1”组视作高数字化地区，“0”组视作低数字化地区，分组回归得出，数字普惠金融的发展显著提升了低数字化地区的投资效率，而对高数字化地区投资效率的提升作用不显著，因为高数字化地区金融服务的广度、深度和数字化程度已处于较高水平，能够压低交易成本、打破信息不对称格局，改善企业的非效率投资（见表 7）。总之，数字普惠金融能够帮助数字化程度欠发达地区改善投资效率低下的状况，进一步体现了其普惠和包容的特性^[21]。

表 7 分地区检验^①

变量	<i>INEFF</i>	
	低数字化地区	高数字化地区
<i>D</i>	-0.004 (-0.71)	-0.002 (-0.51)
<i>D₁</i>	-0.000 (-0.10)	-0.003 (-1.18)

① * 表示 $p < 0.05$ 。括号里为 t 值。

续表7

变量	INEFF							
	低数字化地区				高数字化地区			
D_2	-0.007 (-1.64)				-0.005 (-1.55)			
D_3	-0.003* (-1.80)				0.001 (0.46)			
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	11 850	11 850	11 850	11 850	10 650	10 650	10 650	10 650
r^2_w	0.103	0.103	0.103	0.103	0.105	0.105	0.106	0.105

五、稳健性检验

(一) 更换被解释变量度量方式

由于在衡量被解释变量——非效率投资时，本研究对 Richardson 模型进行了 OLS 回归，OLS 回归

方法只有在经典假设满足的条件下才可行，而 GMM 回归法认可随机扰动项的异方差和自相关情况，限制条件更少，回归结果更准确，因此本研究将模型（1）更改为 GMM 回归，仍然用得到的残差来衡量非效率投资。研究发现基准回归以及加入中介变量回归的结果均与上述一致（见表8）。

表8 更换被解释变量度量方法^①

变量	INEFF				
D	-0.015*** (-3.42)	-0.014*** (-3.37)			
SA		0.009*** (4.21)			
$D1$			-0.007*** (-3.19)		
$D2$				-0.019*** (-4.61)	
$D3$					0.000 (0.29)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Pro	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	22 500	22 500	22 500	22 500	22 500
r^2_w	0.107	0.107	0.107	0.107	0.106

(二) 延长预测窗口期

以往的研究显示，发展区域金融能够改善资

本供求关系，从而推动经济发展，但这种相互促进的关系可能存在一定的时滞性^[22]。虽然经过

^① ***表示 $p < 0.001$ 。括号里为 t 值。

投稿网址：<http://xuebao.jmu.edu.cn/>

十余年来数字化技术的发展，数字普惠金融大大提升了信息传递效率与资源配置效率，但仍需考虑时滞效应带来的影响，因此本研究进一步验证了数字普惠金融各级指数在滞后一期的情况下对公司非效率投资的影响，结果稳健（见表 9）。

表 9 滞后一期回归结果①

变量	INEFF				
<i>L. D</i>	-0.009** (-2.44)	-0.009** (-2.39)			
<i>SA</i>		0.008*** (3.12)			
<i>L. D1</i>			-0.004** (-2.13)		
<i>L. D2</i>				-0.007* (-1.92)	
<i>L. D3</i>					0.002 (1.28)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Pro</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	22 500	22 500	22 500	22 500	22 500
<i>r²_w</i>	0.104	0.104	0.104	0.104	0.104

六、研究结论与启示

本研究选取 2011—2020 年沪深 A 股上市公司为研究对象，实证检验了数字普惠金融对公司非效率投资的影响及其作用机制。研究发现：（1）数字普惠金融对上市公司非效率投资行为具有抑制作用，其二级指标中覆盖广度和使用深度有助于抑制公司非效率投资，而数字化程度对非效率投资的影响不显著，但在数字人民币试点地区有明显改善。作为新兴模式，数字普惠金融在互联网、云计算等数字技术的支持下，优化了交易双方获取信息的方式，提高了信息的数量和质量，公司因此获得更多的决策依据，显著减少非效率投资行为。（2）“数字普惠金融－融资约束－投资过度－公司投资效率”的传递路径是

有效的，揭示了数字普惠金融对公司非效率投资的作用机理。数字普惠金融的发展使公司的信息不对称程度明显下降，公司的融资渠道大幅拓宽，融资效率显著提升，公司的现金持有增加，过度投资行为得到有效遏制。

综上，本研究就宏观层面的数字普惠金融发展和微观层面的企业高质量发展提出以下两条建议。

1. 推动发展广覆盖、多服务的数字普惠金融，健全中国特色的数字普惠金融体系。为了更好地发挥数字普惠金融的普惠性，应扩大其覆盖广度，增加金融机构网点数和金融服务人员数。在实现广覆盖过程中要关注不同地区在数字普惠金融发展上的差异，点对点地分析和解决问题，努力缩小“数字鸿沟”，让各地区、各行业共享普惠红利。加大使用深度，主要是应用多种数字普惠金融相关服务，包括支付、货币基金、信贷、

① * 表示 $p < 0.05$, ** 表示 $p < 0.01$, *** 表示 $p < 0.001$ 。括号里为 t 值。

保险、投资等,以促进各项服务全面发展和提升用户活跃度。为加大数字化程度对企业投资的积极作用,应持续探索数字人民币的使用效能,在未来进一步扩大试点地区,关注广泛应用数字技术带来的信息技术风险,相关部门必须以新发展理念为指导,完善具有中国特色的数字普惠金融体系,为我国的市场数字化提供有力的支持。

2. 鼓励企业合理利用数字普惠金融资源,关注资本市场数字化转型,及时调整优化企业投资决策。在数字经济时代,企业需要充分了解自身的数字化程度和数字化能力,结合投资效率最大化的目标,根据自身特点合理利用数字普惠金融资源,在投融资战略间做好平衡。具体来说,一方面企业要加强战略设计,制定出一套自身专属数字化战略,借助数字平台获取外部融资环境的变动信息,及时调整资金流向,提升投资效率;另一方面企业要积极利用数字技术与利益相关者形成互信网络,同时完善内控机制,定期披露内控报告,减少融资后盲目决策的可能性,避免管理者的短视行为,最大限度地实现社会资源的高效利用。

企业是产业的微观细胞,只有在产业机体平稳运行下细胞才能焕发生机活力。当前,我们要抓住数字经济快速发展的历史机遇,在政府引导下大力推动数字普惠金融与产业发展深度融合,加快企业一流财务管理体系建设,打造协同联动、产业兴旺的新发展格局,为我国企业持续健康发展保驾护航。

[参考文献]

- [1] PANG JR, WU HB. Financial markets, financial dependence, and the allocation of capital [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2008, 33 (5): 810-818.
- [2] 师俊国, 沈中华, 张利平. 普惠金融对投资效率的非线性效应分析 [J]. *南方经济*, 2016 (2): 73-86.
- [3] 李红, 谢娟娟. 金融发展、企业融资约束与投资效率: 基于2002—2013年上市企业面板数据的经验研究 [J]. *南开经济研究*, 2018 (4): 36-52.
- [4] 刘国, 郑忱阳, 江萍, 等. 金融科技有助于提高实体经济的投资效率吗? [J]. *首都经济贸易大学学报*, 2018, 20 (6): 22-33.
- [5] 赵瑞瑞, 张玉明, 刘嘉惠. 金融科技与企业投资行为研究: 基于融资约束的影响机制 [J]. *管理评论*, 2021, 33 (11): 312-323.
- [6] 张友棠, 常瑜滔. 数字金融对科技型企业投资效率影响的实证检验 [J]. *统计与决策*, 2020, 36 (16): 179-183.
- [7] 王娟, 朱卫未. 数字金融发展能否校正企业非效率投资 [J]. *财经科学*, 2020 (3): 14-25.
- [8] 刘德红, 李亚敏. 社会融资体系发展对企业融资约束的影响 [J]. *北京交通大学学报 (社会科学版)*, 2020 (3): 54-63.
- [9] 张新民, 张婷婷, 陈德球. 产业政策、融资约束与企业投资效率 [J]. *会计研究*, 2017 (4): 12-18.
- [10] 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.
- [11] SEKER M. Importing, exporting and innovation in developing countries [J]. *Review of International Economics*, 2012 (2): 299-314.
- [12] JAGTIANI J, LEMIEUX C. Do fintech lenders penetrate areas that are underserved by traditional banks [J]. *Journal of Economics and Business*, 2018 (10): 43-54.
- [13] SEBIL OLALEKAN OSHOTA. Technology access, inclusive growth and poverty reduction in Nigeria: Evidence from error correction modeling approach [J]. *Zagreb International Review of Economics and Business*, 2019, 22 (2): 1-21.
- [14] 喻平, 豆俊霞. 数字普惠金融发展缓解了中小企业融资约束吗 [J]. *财会月刊*, 2020 (3): 140-146.
- [15] 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, 36 (5): 52-66.
- [16] 孙玉环, 张汀昱, 王雪妮, 等. 中国数字普惠金融发展的现状、问题及前景 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2021, 38 (2): 43-59.
- [17] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程度及其应用 [J]. *心理学*, 2004 (5): 614-620.
- [18] 傅秋子, 黄益平. 数字金融对农村金融需求的异质性影响: 来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据 [J]. *金融研究*, 2018 (11): 68-84.
- [19] 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 等. 数字金融能促进创业吗: 来自中国的证据 [J]. *经济学*, 2018, 17 (4): 1557-1580.
- [20] 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, 2020, 19 (4): 1401 - 1418.
- [21] 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, 54 (8): 71 - 86.
- [22] 姜春. 时滞、回归及预调: 区域金融发展与经济增长的实证研究 [J]. 金融研究, 2008 (2): 198 - 206.

Digital Inclusive Finance, Financing Constraints and Inefficient Investment of Companies

QIU Jifu, LI Ruomeng

(College of Business Administration, Jimei University, Xiamen 361021, China)

Abstract: With the continuous integration of digital technology and the concept of inclusive finance, digital inclusive finance has become the development trend of the times, requiring enterprises to optimize resource allocation and strengthen accurate investment, operation and evaluation. This paper selects the data of A - share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2011 to 2020 to empirically test the impact of digital inclusive finance on the inefficient investment behavior of listed companies and its transmission mechanism. The research results show: 1. Digital inclusive finance could inhibit the inefficient investment behavior of companies; 2. The transmission path of “digital inclusive finance—financing constraints—over investment—corporate investment efficiency” was effective, which revealed the action mechanism of digital inclusive finance on corporate inefficient investment. The research results not only provide ideas for the follow - up research on the relationship between inefficient investment and digital inclusive finance, but also provide decision - making reference for concerned government departments to improve the digital inclusive financial system with Chinese characteristics, guide enterprises to invest rationally, promote the sustainable and healthy growth of enterprises, and effectively promote the high - quality development of China's economy.

Key words: digital inclusive finance; financing constraints; inefficient investment

(责任编辑 冯庆福)