

DOI:10.13216/j.cnki.upcjess.2024.01.0013

金融素养对家庭金融参与的地区差异影响研究

——基于数字普惠金融的调节效应

霍江林¹, 赵文瑞¹, 褚夫志²

(1. 中国石油大学(华东)经济管理学院, 山东 青岛 266580; 2. 中石化胜利海上石油工程技术检验有限公司, 山东 东营 257100)

摘要:基于我国家庭金融调查数据与数字普惠金融指数,探究数字普惠金融的发展对金融素养与家庭金融参与关系的影响及其地区差异性。研究发现,金融素养的提高能显著促进家庭金融参与,数字普惠金融的发展可正向调节金融素养与家庭金融参与的关系,这一结果在增加工具变量和进行稳健性检验后依然成立。进一步研究发现,在“硬弱感地区”和“软弱感地区”,数字普惠金融的发展仅正向调节金融素养与家庭金融参与深度的关系;在“易感地区”,调节效应与总样本一致;在“无感地区”,调节效应不显著;金融素养与家庭金融参与深度的调节效应呈现“东部引领,中西部协调促进”的态势。

关键词:金融素养;家庭金融参与;数字普惠金融;调节效应;地区差异性

中图分类号:F832.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-5595(2024)01-0101-11

一、引言与文献综述

数字普惠金融作为一种新型的金融服务,与各领域不断接触融合,其普惠性和数字性弥补了传统金融的不足,互联网的普及也提高了家庭数字普惠金融业务的参与率。以家庭为单位的投资主体是促进我国经济增长的重要因素,其金融参与表现在是否持有风险金融资产以及风险投资的多样性两方面。我国家庭金融起步较晚,金融参与度低,虽然近几年发展态势较好,但与发达国家相比仍有较大差距^[1],其中金融素养不足是关键制约因素,金融素养提升是促进家庭金融参与的重要举措^[2]。本文旨在探讨数字普惠金融背景下,金融素养对我国家庭金融参与的影响,同时对数字普惠金融调节效应的地区差异性进行探究。

现有研究大多关注数字普惠金融、金融素养与家庭金融参与两两之间的关系。在金融素养与家庭金融参与关系的研究方面,已有文献表明,金融知识的教育可以提升家庭金融素养,也可以增加家庭风险资产的投资概率^[3];金融素养较高的家庭投资者更倾向于进行风险投资,优化家庭风险金融资产配

置^[4-7],提高家庭的创业收入^[8]。然而,不同地区的金融环境与金融可得性的不同,使得金融素养对城市家庭金融参与的影响大于对农村家庭的影响,对东部地区家庭的影响大于对中西部地区家庭的影响。^[9]总之,已有研究表明金融素养对家庭金融参与具有促进作用,但未考虑数字普惠金融发展的调节作用。

在数字普惠金融与家庭金融素养关系中,数字技术是数字普惠金融的基石。《2019年消费者金融素养调查简要报告》指出,数字技术对消费者金融素养提升发挥正向作用。数字技术的普及、数字普惠金融业务的深化显著促进了金融素养水平的提高。^[10-11]同时,数字普惠金融在帮农助农方面也发挥着重要的作用。数字普惠金融通过提高农户金融素养,不仅可以降低农户家庭金融脆弱性^[12],还可以促进农户家庭的创业行为,这种作用在东、中部地区较为明显,尤其是中部地区,这可能与数字普惠金融的“中部崛起”趋势有关^[13]。此外,互联网有利于知识的共建共享。因此数字普惠金融的发展能够促进金融素养水平的提升,已有研究也大多证实了

收稿日期: 2022-08-15

基金项目: 国家社会科学基金项目(21BJL029)

作者简介: 霍江林(1978—),男,河北邢台人,中国石油大学(华东)经济管理学院副教授,研究方向为公司金融与风险管理。

此结论^[14-15],但对数字普惠金融促进金融素养水平提升后的家庭金融参与情况未展开进一步探究。

在数字普惠金融与家庭金融参与关系的研究方面,已有较多探讨。数字普惠金融为经济落后地区实现赶超、为弱势群体获得便捷的金融服务奠定了基础^[16],同时提高了家庭金融市场参与度和配置风险资产的比例^[17]。例如,提高金融服务的可用性来促进家庭金融消费^[18],激发投资者的乐观情绪来刺激其“炒新”^[19-20],降低市场摩擦、提高购买便利性,提升金融素养和提高家庭收入^[21],等等,均能实现家庭金融参与度的提高和金融产品持有量的增多。数字普惠金融对家庭金融参与的促进作用有利于缓解地区间的数字鸿沟和发展差异,对农村群体的影响大于城市群体,对中西部群体的影响大于东部群体。^[1]已有研究表明数字普惠金融对家庭金融参与具有促进作用,但作用的中间过程尚需进一步探究。

在数字普惠金融发展背景下研究金融素养与家庭金融参与的文献相对较少,但已有学者分析了金融素养与养老服务金融普惠性对促进家庭金融参与的共同作用^[22];也有研究表明,数字金融对家庭金融资产选择具有正向影响,金融素养在该影响中发挥中介效应,且该影响存在一定的地区差异性^[23]。

通过对国内外研究的回顾可以发现,目前学者的研究多集中于数字普惠金融、金融素养与家庭金融参与的两两关系,并未将三者纳入统一分析框架探究数字普惠金融发展背景下金融素养对家庭金融参与的影响。基于此,本文将数字普惠金融、金融素养、家庭金融参与纳入同一框架下,为数字普惠金融背景下如何通过提升金融素养促进家庭金融参与和优化中国家庭风险资产配置提供建议。可能的创新点为:引入数字普惠金融指数以探究其对金融素养与家庭金融参与关系的调节效应;创造性地提出了“易感地区”“弱感地区”等概念,并通过分样本回归进行验证,对调节效应进行量化分析,探究数字普惠金融调节效应的地区差异性。

二、理论分析与研究假设

(一)金融素养对家庭金融参与的影响

已有研究表明金融素养影响家庭金融参与。本文用家庭金融参与广度和参与深度来表示家庭金融参与。其中,家庭金融参与广度是指家庭是否投资风险金融资产,家庭金融参与深度是指家庭投资风险金融资产的分散化程度。金融素养较高的投资者更倾向于制定理财规划,进行分散化投资,提高金融市场的风险投资概率,缓解家庭金融脆弱性,优化家庭金融资产配置,从而获得合理的投资收益^[24-27];

或者采取金融素养较高的专业人士关于家庭资产组合的建议,也可获得上述结果^[28]。当金融市场剧烈波动时,投资者将调整其资产配置,增加债券等稳健资产的比重,该投资决策也要求投资者具备一定的金融素养。^[29]

理论上讲,投资者的金融素养水平越高,对金融市场越了解,就越倾向于参与金融市场,进行多样性投资。因此,金融素养的提高能够促进家庭理性投资决策,提高家庭金融参与广度,优化风险金融资产配置,增加家庭财富积累。据此提出本文第一个假设。

假设 H1:金融素养的提高对家庭金融参与(包括参与广度和参与深度)存在促进作用。

(二)数字普惠金融的调节效应

数字普惠金融的发展带动了移动支付便民工程和金融市场环境建设的推进,促进了我国家庭投资环境的有效改善。一方面推动了金融知识的普及和金融产品的推介,使家庭投资股票和广义风险金融资产的概率显著提高^[30];同时提高了金融素养的水平,有利于普通家庭获得信用信贷^[31]。另一方面,提高了金融可得性,促进了家庭进行分散投资,进而提高家庭的金融参与深度。^[32]从金融行为来看,数字普惠金融通过降低创业成本提高了个体风险偏好,便利了家庭创业资金的筹集,家庭债务杠杆率将显著提高^[33-34];数字普惠金融的发展有助于家庭投资者有效整合和挖掘信息、补充金融知识,从而提高金融素养^[35-36]。从数字普惠金融本身来看,其发展从覆盖广度和使用深度两方面促进家庭参与风险金融资产投资^[37],同时促进了经济增长和收入分配,因此政府愿意投入更多的资金用于数字金融知识的宣传和普及。从外在动力来看,数字普惠金融深化了不同领域的金融服务,强化了金融教育,完善了权益保护,投资者利用数字技术能够更便捷地了解和使用金融产品和服务,整体提升了居民的金融素养水平。数字普惠金融的调节效应机理如图 1 所示。

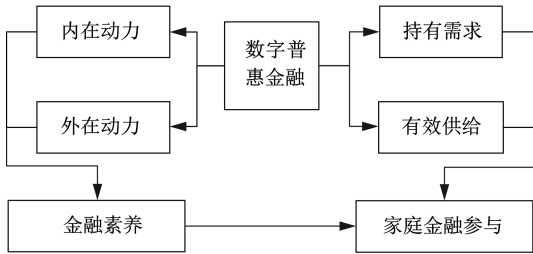


图 1 数字普惠金融的调节效应机理

数字普惠金融的发展,使我国金融服务的使用

程度、可得性和质量都得到了稳步提升,并降低了投资门槛,可以帮助同等金融素养水平的家庭做出更理性的投资决策,提高家庭资产管理能力。据此提出本文第二个假设。

假设 H2:数字普惠金融正向调节金融素养与家庭金融参与的关系。

(三)数字普惠金融调节效应的地区差异性

当前数字普惠金融发展迅速,但存在地区发展差异的问题。数字普惠金融业务更易于在互联网基础设施较好的地区推广,而在相对落后地区的全面推广尚存在一定的难度。截至2022年年末,我国互联网普及率为75.6%,其中农村地区互联网普及率是61.9%^①,显著低于平均水平。因此本文认为,不同地区互联网基础设施建设水平的差异是制约数字普惠金融调节效应发挥的重要因素。

数字普惠金融的特性和过往的研究表明,数字普惠金融对家庭的金融素养和金融参与关系产生影响还需要满足两个条件:一是家庭的金融产品需求尚未得到满足,金融基础设施建设较差,金融可得性不足;二是家庭金融素养水平较高。本文将同时满足上述两个条件的地区定义为“易感地区”;将仅满足第一个条件,即金融基础设施建设较差或金融市场存在尚未开发潜力的“硬件”存在短板的地区称为“硬弱感地区”;将满足第二个条件,即金融素养水平较高,但未满足第一个条件,即金融环境优越、金融市场的潜力已基本挖掘殆尽的地区称为“软弱感地区”;此外,将两个条件都不满足,即数字普惠金融的红利无法转换为实际金融红利的地区称为“无感地区”。如果家庭处于金融素养较高但金融可得性较低的地区,那么其可能最大程度地感受到数字普惠金融带来的红利,数字普惠金融将有能力提高该类区域的金融可得性,其调节效应才会更加明显,因此数字普惠金融的调节效应具有地区差异性。据此提出本文第三个假设。

假设 H3:在不同地区,数字普惠金融对金融素养和家庭金融参与关系的调节作用存在差异。

三、研究设计

(一)数据来源与变量选取

1. 数据来源

本文所选用的数据来自于中国家庭金融调查(CHFS)以及北京大学数字金融研究中心编制的“北京大学数字普惠金融指数”2015年、2017年、2019年的三期调查数据。为了保障数据的稳健性,对其做以下预处理:第一,剔除衡量家庭金融参与和金融素养水平中存在缺失值、极端值的样本数据;第

二,为了防止估计结果受极端值的影响,保留户主年龄在16~60岁的数据,同时对家庭人均资产、家庭人均负债、家庭人均收支上下1%的样本数据进行缩尾处理;第三,对数字普惠金融指数等数据进行对数变换,压缩变量尺度,削弱数据的异方差性。最终匹配合成符合研究要求的三期非平衡面板数据。

2. 变量选取

(1)被解释变量。本文选取了两个被解释变量来衡量家庭金融参与,分别为家庭金融参与广度(Fmp)和参与深度(Fasset)。根据CHFS调查问卷,将风险金融资产划分为9种类型:股票、基金、理财产品、债券、金融衍生品、非人民币资产、黄金、借出款、其他金融资产。对于家庭金融参与广度,若家庭未持有任何一类上述风险金融资产则赋值为0,否则赋值为1。衡量家庭金融参与深度的代理变量多集中于家庭风险资产配置的种类^[40]或风险资产配置占金融资产的比重^[41],但这两种方式都存在一定的片面性。本文参考郭新华等^[42]的研究,综合两个角度构建其代理变量,由此构建的指标更具全面性,同时也避免掉入“伪分散化陷阱”。计算公式为 $Fasset = Proportion \times Nasset$ 。其中,Proportion表示家庭持有的风险金融资产占总金融资产的比重,Nasset表示家庭持有风险资产的种类。

(2)解释变量。本文的核心解释变量是金融素养(Fin)。在已有研究中,度量金融素养的指标主要有主观金融素养^[43]和客观金融素养^[44],但二者并非完全割裂,分开衡量无法体现实际的金融素养水平。因此,本文综合主观和客观两方面构建金融素养的衡量指标,使其更具统计学上的严谨性。基于CHFS调查问卷,主观金融素养从一般性金融知识^②和专业性金融知识^③两个方面进行衡量,客观金融素养从投资风险的识别^④、投资风险的计算、通货膨胀的理解和利率的计算4个方面进行衡量。对2015年、2017年的数据进行KMO检验,得分为0.6787,同时Bartlett's球形检验中P值为0.000,因此数据适合进行因子分析。本文使用迭代主因子法进行数据拟合,得到金融素养水平。由于2019年并没有对全部受访户询问以上6个问题,所以仅选取一般性金融知识、通货膨胀、利率的理解和计算3个方面进行衡量,利用3个问题得分的算数平均数来衡量金融素养水平。

(3)调节变量。依托智能算法、大数据等技术,数字普惠金融进一步提高了其服务广度和服务深度。“北京大学数字普惠金融指数”有效地衡量了当前我国数字普惠金融的发展现状。本文选取2015年、

2017 年、2019 年各省份的数字普惠金融指数(Dig)作为数字普惠金融发展的代理变量。

(4)控制变量。为控制影响金融参与的家庭自身特征的影响,参照已有文献,本文选取家庭户主特征、家庭特征、行业特征和时间特征 4 类控制变量。在家庭户主特征方面,选取性别(Gender)、年龄(Age)、受教育程度(Edu)、个人稳定度(Life)、幸福感(Attitude)、风险偏好(Risk);在家庭特征方面,选取人均收支(Pre)、人均资产(Passet)、人均负债(Pdebt)、家庭稳定度(Condition)、家庭所处地区

(Region);在行业特征变量(Industry)方面,根据《国民经济行业分类》对家庭户主的工作行业进行划分,选取工作行业是否是农业、工业、除金融行业的服务业、金融行业,由此构造出行业特征变量,以控制行业固定效应;选取了调查年份的时间特征变量(Year)以控制时间固定效应。此外,对处于不同地区的控制变量,再根据“易感地区”“硬弱感地区”“软弱感地区”“无感地区”进行区域划分,以探究家庭所处地区的影响。

对变量进行描述性统计分析,结果如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计

变量类别	变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	Fmp	44 591	0. 289	0. 453	0	1
	Fasset	44 591	0. 192	0. 437	0	5. 628
核心解释变量	Fin	44 591	0. 166	0. 422	-0. 736	1. 728
调节变量	Dig	44 591	5. 646	0. 169	5. 264	6. 017
控制变量	Gender	44 591	0. 209	0. 407	0	1
	Age	44 591	46. 70	8. 960	16	60
	Edu	44 568	2. 501	1. 296	0	7
	Life	44 591	3. 801	1. 352	0	6
	Attitude	44 562	2. 751	0. 842	0	4
	Risk	30 314	0. 901	1. 143	0	4
	Pre	44 546	0. 749	9. 168	-11. 43	11. 98
	Passet	44 590	11. 80	1. 556	7. 134	15. 20
	Pdebt	34 134	5. 273	4. 992	0	13. 02
	Condition	44 591	1. 210	0. 610	1	2
家庭特征变量	Region	44 591	2. 362	1. 105	1	4
	Industry	25 653	1. 990	1. 203	0	4
	Year	44591	2017. 447	1. 581	2015	2019

由表 1 的描述性统计结果可知,Fmp 的均值为 0. 289,Fasset 的均值为 0. 192,说明家庭金融参与的意识相对薄弱,且倾向于持有无风险金融资产。Fin 的最小值为-0. 736,最大值为 1. 728,均值为 0. 166,说明当前居民金融素养整体偏低。Dig 的最小值为 5. 264,最大值为 6. 017,说明地区之间数字普惠金融发展水平存在差距,但差距不大。

(二)模型构建

首先,建立家庭金融参与广度和金融素养之间的基准回归模型。Fmp_{it} 表示 *t* 时期 *i* 家庭的金融参与广度。由于 Fmp_{it} 是二元离散变量,使用 OLS 回归会使得结果有偏,所以本文选择 Probit 模型。

$$\text{prob}(\text{Fmp}_{it}=1)=\varphi(\alpha+\beta \text{Fin}_{it}+\gamma X_{it}+\delta \text{Industry}_i+\theta \text{Year}_t+\varepsilon_{it})$$
 (1)

式中:*i* 为受访家庭, *t* 为调查年份, *X_{it}* 为一系列的控制变量,Industry、Year 分别为行业固定效应、时间固定效应,ε_{it} 为随机扰动项。

然后,构建家庭金融参与深度与金融素养之间的基准回归模型。本文选择 OLS 模型,用 Fasset_{it}

表示 *t* 时期 *i* 家庭的金融参与深度。

$$\text{Fasset}_{it}=\alpha+\beta \text{Fin}_{it}+\gamma X_{it}+\delta \text{Industry}_i+\theta \text{Year}_t+\varepsilon_{it}$$
 (2)

为了探究数字普惠金融在金融素养对家庭金融参与的影响过程中是否具有调节效应,本文在式(1)、式(2)的基础上加入数字普惠金融指数及其与金融素养水平的交互项来进行验证。此外,为避免交互项加入所带来的多重共线性问题,需对构建交互项的变量进行中心化处理。

$$\text{prob}(\text{Fmp}_{it}=1)=\varphi(\alpha+\beta \text{Fin}_{it}+\tau \text{Dig}_{it}+\lambda \text{CFin}_{it}\times \text{CDig}_{it}+\gamma X_{it}+\delta \text{Industry}_i+\theta \text{Year}_t+\varepsilon_{it})$$
 (3)

$$\text{Fasset}_{it}=\alpha+\beta \text{Fin}_{it}+\tau \text{Dig}_{it}+\lambda \text{CFin}_{it}\times \text{CDig}_{it}+\gamma X_{it}+\delta \text{Industry}_i+\theta \text{Year}_t+\varepsilon_{it}$$
 (4)

式中:CFin_{it}、CDig_{it} 分别为中心化后的Fin_{it}、Dig_{it}。

四、实证检验与结果分析

(一)相关性分析

为检验各变量之间是否存在多重共线性,运用 Stata 软件对变量数据进行相关性分析和 VIF 检验,结果如表 2 所示。

表 2 相关系数矩阵

	Fmp	Fasset	Fin	Dig	Gender	Age	Edu	Life	Attitude
Fmp	1								
Fasset	0.689 ***	1							
Fin	0.253 ***	0.227 ***	1						
Dig	0.055 ***	0.125 ***	0.035 ***	1					
Gender	0.025 ***	0.042 ***	0.025 ***	0.018 ***	1				
Age	-0.142 ***	-0.097 ***	-0.155 ***	0.068 ***	-0.034 ***	1			
Edu	0.286 ***	0.259 ***	0.362 ***	0.031 ***	0.073 ***	-0.318 ***	1		
Life	0.199 ***	0.149 ***	0.232 ***	-0.035 ***	-0.084 ***	-0.211 ***	0.442 ***	1	
Attitude	0.033 ***	0.008 *	0.033 ***	0.022 ***	-0.036 ***	0.011 **	0.043 ***	0.183 ***	1
Risk	0.239 ***	0.215 ***	0.299 ***	-0.126 ***	0.003	-0.240 ***	0.258 ***	0.183 ***	-0.005
Pre	0.110 ***	0.075 ***	0.094 ***	-0.032 ***	-0.006	0.004	0.186 ***	0.212 ***	0.081 ***
Passet	0.353 ***	0.324 ***	0.300 ***	0.180 ***	0.082 ***	-0.063 ***	0.454 ***	0.355 ***	0.110 ***
Pdebt	0.049 ***	0.078 ***	0.068 ***	-0.214 ***	0.032 ***	-0.201 ***	0.139 ***	0.061 ***	-0.086 ***
Condition	0.152 ***	0.129 ***	0.130 ***	0.007	-0.061 ***	-0.024 ***	0.188 ***	0.252 ***	0.127 ***
Region	0.149 ***	0.137 ***	0.175 ***	0.024 ***	0.147 ***	-0.115 ***	0.350 ***	0.222 ***	-0.007
Industry	0.104 ***	0.096 ***	0.142 ***	0.186 ***	-0.085 ***	-0.204 ***	0.263 ***	0.308 ***	0.053 ***
year	-0.021 ***	0.056 ***	-0.002 00	0.845 ***	0.005 00	0.079 ***	-0.059 ***	-0.138 ***	0.015 ***
	Risk	Pre	Passet	Pdebt	Condition	Region	Industry	Year	
Risk	1								
Pre	0.064 ***	1							
Passet	0.196 ***	0.186 ***	1						
Pdebt	0.181 ***	-0.024 ***	0.117 ***	1					
Condition	0.086 ***	0.067 ***	0.416 ***	0.102 ***	1				
Region	0.111 ***	0.088 ***	0.306 ***	0.030 ***	0.008	1			
Industry	0.053 ***	0.124 ***	0.167 ***	0.042 ***	0.080 ***	0.070 ***	1		
Year	-0.176 ***	-0.102 ***	0.012 ***	-0.217 ***	-0.010 **	-0.066 ***	0.202 ***	1	

注：*、**和*** 分别在 10%级别(双尾)、5%级别(双尾)和 1%级别(双尾)相关性显著。

由表 2 的分析结果可知,在 1%的显著性水平下,Fmp、Fasset 分别与 Fin 正相关,说明金融素养促进家庭金融参与,假设 H1 得以验证。同时,Dig 分别与 Fmp、Fasset、Fin 显著正相关,说明数字普惠金融的发展同金融素养和家庭金融参与均具有正相关关系,为假设 H2 的验证提供了一定的依据。此外,Dig 同 Region 显著正相关,说明数字普惠金融的发展具有地区差异性,这也进一步说明了探究其影响机制是否受地区内在差异影响的重要性。综合来看,Fmp 与 Fasset 的相关性较强,说明家庭中不同的风险投资决策具有一定的关联性;Dig 与 Year 的相关性较强,说明随着时间的推移,数字普惠金融的发展态势良好;其余变量之间的相关性系数均小于 0.5。对以上变量进行 VIF 检验,结果为 1.83,因此可以判断没有较强的多重共线性。

(二)金融素养对家庭金融参与影响的基准回归分析

表 3 为金融素养对家庭金融参与的基准回归结果。第(Ⅰ)―(Ⅳ)列为金融素养对家庭金融参与广度的基准回归,第(Ⅰ)列未加入其他任何控制变量,也未考虑固定效应;第(Ⅱ)列、第(Ⅲ)列依次加入控制变量,控制了行业、时间的固定效应;第(Ⅳ)列展示了基于第(Ⅲ)列 Probit 回归结果的边际效应。第(Ⅴ)到(Ⅶ)列为金融素养对家庭金融参与深度的基准回归结果。

结果表明,金融素养对家庭金融参与广度和参与深度都有显著的正向影响,再次验证了假设 H1,且这一结果在加入控制变量控制行业、时间的固定效应前后均一致。此外,根据第(Ⅳ)列、第(Ⅶ)列的回归结果,在控制变量方面,户主受教育程度、风险偏好、家庭人均资产对家庭金融参与都具有促进作用,且均在 1%的水平下显著;户主年龄与金融参与广度呈现负相关关系,但却与参与深度呈正相关关系,表明户主年龄越大,虽然其金融参与广度越低,但伴随着年龄的增长户主个人能力的增强,其更加倾向于进行分散投资,降低投资风险,因此提高了金融参与深度;金融参与广度同户主的个人稳定度正相关,同家庭人均负债负相关,这也表明了家庭状态越优越,越倾向于参加金融市场,进行分散投资;对于金融参与深度,性别同其正相关,幸福感同其负相关,说明当今社会女性户主更加倾向于进行深度投资,而幸福感越高的家庭更倾向于减负,减少风险投资组合的多样化程度。在行业特征方面,从事金融行业的家庭更容易增加其金融市场参与深度。此

外,与 2015 年相比,家庭在 2017 年和 2019 年的金融参与深度与广度都显著提高。

表 3 金融素养对家庭金融参与的影响

变量	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)
Fin	0. 823 *** (0. 016)	0. 403 *** (0. 037)	0. 442 *** (0. 051)	0. 131 *** -0. 015	0. 235 *** (0. 005)	0. 103 *** (0. 011)	0. 116 *** (0. 016)
Gender		-0. 012 (0. 025)	0. 024 (0. 035)	0. 007 -0. 010		0. 019 *** (0. 007)	0. 026 ** (0. 011)
Age		-0. 010 *** (0. 001)	-0. 005 *** (0. 002)	-0. 002 *** -0. 001		-0. 000 (0. 000)	0. 002 *** (0. 001)
Edu		0. 073 *** (0. 010)	0. 098 *** (0. 014)	0. 029 *** -0. 004		0. 033 *** (0. 003)	0. 036 *** (0. 004)
Life		0. 016 * (0. 009)	0. 024 ** (0. 012)	0. 007 ** -0. 004		-0. 002 (0. 003)	0. 005 (0. 004)
Attitude		-0. 015 (0. 012)	-0. 004 (0. 018)	-0. 001 -0. 005		-0. 013 *** (0. 003)	-0. 019 *** (0. 005)
Risk		0. 151 *** (0. 009)	0. 193 *** (0. 013)	0. 057 *** -0. 004		0. 051 *** (0. 003)	0. 074 *** (0. 004)
Pre		0. 001 (0. 001)	0. 002 (0. 002)	0. 000 -0. 000		-0. 000 (0. 000)	-0. 000 (0. 000)
passet		0. 294 *** (0. 009)	0. 245 *** (0. 013)	0. 073 *** -0. 004		0. 074 *** (0. 002)	0. 069 *** (0. 004)
Pdebt		-0. 012 *** (0. 002)	-0. 008 *** (0. 003)	-0. 002 *** -0. 001		-0. 001 (0. 001)	0. 001 (0. 001)
Condition		0. 018 (0. 018)	0. 009 (0. 024)	0. 003 -0. 007		0. 003 (0. 005)	0. 000 (0. 008)
Region		0. 007 (0. 010)	-0. 011 (0. 015)	-0. 003 -0. 004		0. 006 ** (0. 003)	0. 006 (0. 004)
Constant	-0. 724 *** (0. 007)	-4. 096 *** (0. 114)	-3. 979 *** (0. 165)		0. 153 *** (0. 002)	-0. 789 *** (0. 030)	-0. 954 *** (0. 048)
行业固定效应			Y				Y
地区固定效应			Y				Y
时间固定效应			Y				Y
观测值	44 591	21 160	10 394		44 591	21 160	10 394

注:括号内为标准误,*、**、*** 分别表示回归系数在 10%、5%、1%的统计水平下显著,下同。

(三) 内生性分析

需要指出的是,回归中可能因为遗漏变量和双向因果而存在内生性问题,基准回归的结果可能存在一定的偏误。第一,金融素养可能在家庭金融参与行为中受到影响,例如家庭在进行资产选择与配比的过程中提高了自身对金融知识的理解,这可能会使得金融素养对家庭金融参与行为的影响产生偏差;第二,金融素养和家庭金融参与还可能受到其他外生变量的影响,这些遗漏变量会使估计结果有偏;第三,金融素养的衡量本身可能存在一定的偏差,受访者对金融素养相关问题的回答可能不精准,可能导致高估金融素养水平,从而低估金融素养的影响。为了解决由于遗漏变量和双向因果而存在的内生性问题,本文选取工具变量估计方法,参照张号栋等^[45]的研究,选取居住在同一社区其他人的平均金融素养水平,即社区平均金融素养水平(不包含受访家庭)作为家庭金融素养水平的工具变量。因为家庭可以通过与

社区其他人的交流与学习而提高自身的金融素养水平,而社区其他人的金融素养水平不在该受访家庭的控制范围内,因此,社区平均金融素养相对于该受访家庭是严格外生的,其与家庭金融参与行为没有直接相关性。

表 4 展示了金融素养对家庭金融参与影响的工具变量估计结果,第(I)—(III)列采用 IV-Probit 模型进行估计,第(IV)—(VI)列采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行回归估计,工具变量回归所引入的控制变量与基准回归相同。

表 4 结果表明,各回归模型第一阶段 *F* 统计量对应的 *P* 值为 0. 000,表明不存在弱工具变量的问题;沃尔德检验(Wald)和 DWH 检验结果表明,在 1%显著性水平下拒绝了金融素养是外生变量的假设,因此工具变量是有效的。通过与表 3 中的基准回归结果对比可知,如果不考虑金融素养的内生性,金融素养对家庭金融参与的影响会被低估,但回归结果未发生实质性改变。

表 4 金融素养对家庭金融参与影响的工具变量分析

变量	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
Fin	1. 769 *** (0. 047)	1. 030 *** (0. 211)	1. 691 *** (0. 407)	0. 507 *** (0. 014)	0. 284 *** (0. 058)	0. 430 *** (0. 121)
控制变量		Y	Y		Y	Y
行业固定效应			Y			Y
时间固定效应			Y			Y
一阶段 F 检验 P 值	0. 000	0. 000	0. 000	0. 000	0. 000	0. 000
Wald 检验 P 值	0. 000	0. 002	0. 002			
DWH 检验 P 值				0. 000	0. 002	0. 007
观测值	44 497	21 123	10 385	44 497	21 123	10 385

(四)数字普惠金融的调节效应分析

在基准回归模型中加入数字普惠金融指数及其与金融素养水平的交互项,实证得出数字普惠金融调节效应的估计结果,如表 5 所示,表 5 的第(I)列和第(III)列分别展示了式(3)和式(4)的回归结果,第(II)列和第(IV)列分别是相应的 IV-Probit 和 2SLS 的回归结果。表 5 中第(I)列、第(III)列的回归结果显示,数字普惠金融正向调节金融素养与家庭金融参与的关系,结合主效应检验可知,数字普惠金融会加强金融素养对家庭金融参与广度和参与深度的促进作用,验证了假设 H2。工具变量回归也符

合上述结论。原因可能有:一是数字普惠金融的发展使得家庭能够接触到更丰富的金融服务,家庭金融素养水平也随之提高;二是数字普惠金融的发展能够影响当地的经济增长,增加家庭收入,进而对家庭金融参与行为产生正向影响;三是数字普惠金融的发展提高了家庭获取信贷服务的可能性,增加了家庭财务弹性,从而家庭更倾向于增加金融市场的参与深度。由于地区变量对金融参与不显著,暂不能得出家庭所处地区对家庭金融参与具有一定影响的结论,无法为假设 H3 提供支撑,需要通过进一步的地区差异性分析进行讨论。

表 5 数字普惠金融调节效应的回归结果及工具变量分析

变量	(I)	(II)	(III)	(IV)
Fin	0. 487 *** (0. 054)	2. 463 *** (0. 600)	0. 171 *** (0. 017)	1. 091 *** (0. 200)
CFin×CDig	0. 573 ** (0. 225)	4. 110 *** (1. 425)	0. 590 *** (0. 070)	3. 297 *** (0. 477)
控制变量	Y	Y	Y	Y
固定效应		控制了行业、时间固定效应		
观测值	10 394	10 385	10 394	10 385

(五)稳健性检验

为确保分析结果的准确性,本文采用三种方式进行稳健性检验。一是基于金融素养指标,利用受访户回答问题的得分加总来衡量金融素养水平,这种衡量方法是基于一般性金融知识,通货膨胀、利率的理解和计算三个方面;二是改变回归方法,由于家庭金融参与深度指标在左侧数据集中为 0,因此将 Probit 和 OLS 回归替换为 Logit 和 Tobit 回归,稳健性回归结果如表 6 第(I)—(IV)列所示;三是基于

不同样本进行稳健性检验,户主从事金融行业的家庭可能更加了解金融参与行为中金融产品信息的辨别与资产的合理配置,因而在金融素养和家庭金融参与上可能与其他家庭不同,如果回归结果是因为样本中包含了该群体所导致的,那么该结果不能被准确解读,因此,从回归样本中剔除户主从事金融行业的数据,并重复回归,稳健性回归结果如表 6 第(V)—(VIII)列所示。稳健性检验的结论与基本回归结论一致。

表 6 稳健性回归结果

变量	(I) Fmp	(II) Fmp	(III) Fasset	(IV) Fasset	(V) Fmp	(VI) Fmp	(VII) Fasset	(VIII) Fasset
Fin	0. 747 *** (0. 087)	0. 820 *** (0. 091)	0. 390 *** (0. 045)	0. 454 *** (0. 047)	0. 460 *** (0. 053)	0. 497 *** (0. 055)	0. 118 *** (0. 016)	0. 166 *** (0. 017)
CFin×CDig		1. 002 *** (0. 383)		0. 842 *** (0. 196)		0. 532 ** (0. 236)		0. 556 *** (0. 071)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
固定效应				控制了行业、时间固定效应				
观测值	10 394	10 394	10 394	10 394	10 113	10 113	10 113	10 113

五、进一步分析

(一)数字普惠金融调节效应的地区差异性

数字普惠金融的发展受地区经济发展、基础设施差距和政策倾斜等条件的影响,上文分析也发现

地区间数字普惠金融发展水平存在差距,因此数字普惠金融的调节效应可能具有地区差异性。本文根据控制变量的区域划分进行分组回归,回归结果如表 7 所示。

表 7 地区差异性

变量	无感地区		硬弱感地区		软弱感地区		易感地区	
	(I) Fmp	(II) Fasset	(III) Fmp	(IV) Fasset	(V) Fmp	(VI) Fasset	(VII) Fmp	(VIII) Fasset
Fin	0.281 ** (0.134)	0.032 (0.021)	0.238 * (0.143)	0.144 *** (0.042)	0.534 *** (0.079)	0.196 *** (0.031)	0.727 *** (0.135)	0.234 *** (0.045)
CFin×CDig	0.654 (0.610)	0.101 (0.092)	0.245 (0.557)	0.626 *** (0.158)	0.461 (0.358)	0.599 *** (0.136)	1.145 ** (0.535)	0.584 *** (0.172)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
固定效应	控制了行业、时间固定效应							
观测值	2 312	2 312	2 199	2 199	3 844	3 844	2 039	2 039

由表 7 的回归结果可知,对于“无感地区”,数字普惠金融对金融素养与家庭金融参与的关系没有调节作用;对于“硬弱感地区”和“软弱感地区”,数字普惠金融仅对金融素养与家庭金融参与深度的关系发挥正向调节作用;对于“易感地区”,数字普惠金融的调节作用与总样本一致。因此,假设 H3 得到了验证,数字普惠金融调节效应的发挥具有地区差异性。这说明居住在“无感地区”的家庭,其较低的金融素养水平使其不注重金融参与,区域经济发展较差,金融基础设施不足,家庭财务弹性低,因此难以将数字红利转换为金融红利;居住在“硬弱感地区”的家庭,数字普惠金融的发展有效弥补了金融基础设施建设的不足,提高了金融可得性,但该地区居民的金融素养水平较低,金融氛围较差,因此,仅能增加原有的金融参与家庭的投资分散化程度,对金融素养和家庭金融参与广度的关系不具有调节作用;居住在“软弱感地区”的家庭,金融素养较高,金融投资参与度高,数字普惠金融的发展难以进一步推进金融参与广度,但数字普惠金融的发展为家庭金融参与者提供了更多的互联网金融产品,因此也仅能影响金融素养与金融参与深度的关系;居住在“易感地区”的家庭,虽然其具备较高的金融素养,但金融环境较差,金融可得性较低,家庭的金融参与需求得不到满足,金融市场存在尚未挖掘的巨大潜能,数字普惠金融的发展可以很好地补足这一短板,开拓家庭金融参与的途径,因此其对金融素养和金融参与的关系起显著促进作用。

(二)数字普惠金融调节效应地区差异性的量化分析

由上文分析可知,居住在非“无感地区”的家庭,数字普惠金融均对金融素养与家庭金融参与深度的关系发挥调节作用,因此通过调节效应的图示

来将调节效应量化,进一步分析地区差异性。为了保证调节效应图示的准确性,首先将解释变量、调节变量进行中心化处理,为了便于解释,此处略去控制变量。构建模型为

$$Fasset_{it} = \alpha + \beta CFin_{it} + \tau CDig_{it} + \lambda CFin_{it} \times CDig_{it} + \varepsilon_{it} \tag{5}$$

“软弱感地区”“硬弱感地区”“易感地区”的调节效应分别如图 2、图 3 和图 4 所示,其中,“软弱感地区”以东部城镇地区为代表,“硬弱感地区”以西部城镇地区为代表,“易感地区”以中部城镇地区为代表。对比图 2、图 3、图 4 可知,数字普惠金融在“软弱感地区”的调节作用高于“硬弱感地区”和“易感地区”,可能的原因是:该地区金融素养较高,更容易克服数字鸿沟等问题、了解设计复杂的网络风险金融产品,并积极进行风险资产配置的调整,增强家庭投资的风险抵御能力。

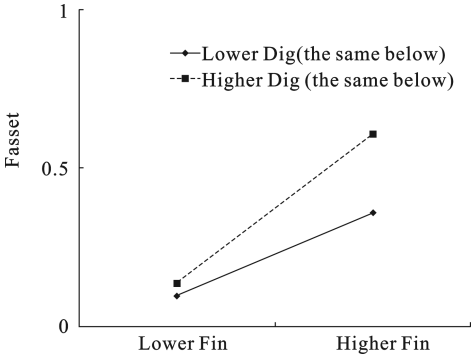


图 2 “软弱感地区”的调节效应

对比图 3、图 4 可知,“硬弱感地区”“易感地区”两类地区的调节作用大小相差无几,原因可能是:金融素养的水平尚不足以支撑其选择部分设计复杂的网络风险金融产品,但在一定程度上丰富了风险金融产品的种类,扩大了家庭投资者的选择范围,起到了一定的调节作用。因此,数字普惠金融调节效应

的发挥形成了“东部引领,中西部协调促进”的态势。

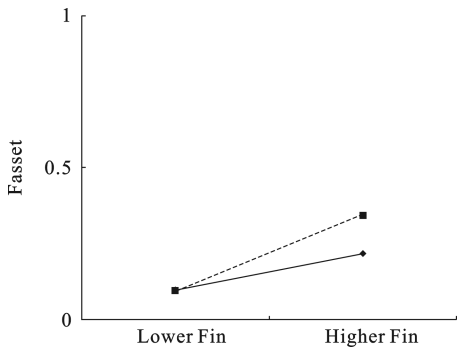


图 3 “硬弱感地区”的调节效应

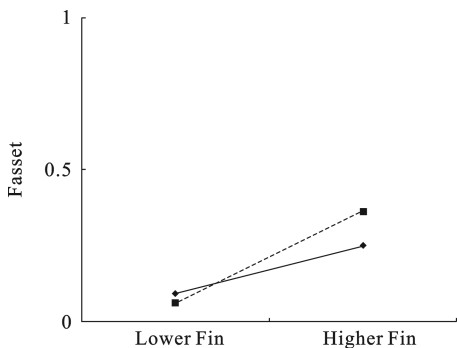


图 4 “易感地区”的调节效应

六、结论与建议

本文选取 2015 年、2017 年、2019 年 3 期的 CHFS 样本数据及北京大学数字普惠金融指数,实证分析了金融素养对我国家庭金融参与的作用机制以及数字普惠金融调节效应的地区差异性,得出如下结论:第一,金融素养的提高会促进家庭金融参与;第二,数字普惠金融在金融素养与家庭金融参与的关系中发挥正向的调节作用;第三,数字普惠金融对于“易感地区”的金融素养和家庭金融参与的关系发挥正向的调节作用,在“硬弱感地区”和“软弱感地区”,仅对金融素养和家庭金融参与深度的关系发挥正向的调节作用,在“无感地区”,不发挥调节作用;第四,在数字普惠金融对家庭金融素养和金融参与深度关系的调节作用中,“软弱感地区”调节作用最大,“硬弱感地区”“易感地区”相差无几,其调节效应的发挥形成了“东部引领,中西部协调促进”的态势。

基于上文的研究与论证,本文提出以下几点建议。

第一,针对“硬弱感地区”,一方面要重视金融教育,采取灵活多样的金融教育形式,提升居民金融素养水平,如从社区服务、公益广告等日常生活层面推广金融常识等;另一方面,要促进数字普惠金融的

发展,同时还应注重金融基础设施的建设,优化金融投资环境。金融服务的可及性是家庭进行金融参与、激发金融市场活力的前提,但金融可得性的提高往往需要相应的政策支持。

第二,针对“软弱感地区”,应促进传统金融和数字金融的融合,推进金融产品的创新,促进金融服务模式的更新优化,以此进一步开拓金融市场。如东部城镇地区这样的“软弱感地区”,在传统金融服务已经较为发达的情况下,数字普惠金融无法对金融素养和家庭金融参与广度的关系发挥调节作用,只能加深同等条件下家庭的金融参与深度,因此需要更多的金融创新来打破僵局。

第三,针对“无感地区”,则需要多措并举。一方面要推进金融教育的普及;二要促进数字普惠金融的发展和金融基础设施的建设;三要不断开拓金融市场,增加金融创新,激发家庭的投资积极性。

第四,针对“易感地区”,应当在推进数字普惠金融发展的基础上完善金融体系建设。从前文的研究也可以看出,推进数字普惠金融的发展是各项举措中的重心,应当注重科技赋能,强化风险防控,协调区域发展,实现数字普惠金融的稳定、高质量发展。

注释:

- ① 数据来源于国家统计局《中华人民共和国 2022 年国民经济和社会发展统计公报》。
- ② 按对经济金融信息关注度程度赋分,1—5 表示关注程度逐渐升高,最后将其得分除以 5,统一得分区间。
- ③ 依据是否上过经济或金融类课程赋分,题设选项中“是”赋 1 分,“否”赋 0 分。
- ④ 识别问题:您认为一般而言,股票和基金哪个风险更大。回答股票赋 1 分,回答基金则赋 0 分。

参考文献:

[1] 刘颖,张高明,孙婉若. 数字普惠金融对家庭风险金融资产配置影响的差异性——基于地区与城乡视角[J]. 武汉金融,2022(1):33-41.

[2] 盛智明,蔡婷婷. 金融从业经历、金融素养与家庭风险投资——基于“中国家庭金融调查(CHFS)”2017 数据的分析[J]. 东南大学学报(哲学社会科学版),2021,23(5):79-88.

[3] 胡振,臧日宏. 收入风险、金融教育与家庭金融市场参与[J]. 统计研究,2016,33(12):67-73.

[4] Li J J, Li Q Z, Wei X. Financial Literacy, Household Portfolio Choice and Investment Return[J]. Pacific-Basin Finance Journal,2020,62:101370.

[5] Grohmann A. Financial Literacy and Financial Behavior:

- Evidence from the Emerging Asian Middle Class[J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2018, 48: 129-143.
- [6] 罗文颖, 梁建英. 金融素养与家庭风险投资决策——基于 CHFS2017 年数据的实证研究[J]. *金融理论与实践*, 2020(11): 45-56.
- [7] 张晓钰, 胡振. 金融素养对农村居民银行理财产品购买行为的影响研究——以陕西省为例[J]. *武汉金融*, 2021(3): 72-78.
- [8] 张雨涵, 刘阳, 韩谷源. 居民金融素养与家庭创业回报[J]. *金融与经济*, 2020(8): 4-12.
- [9] 陈雨丽, 罗荷花. 金融教育、金融素养与家庭风险金融资产配置[J]. *金融发展研究*, 2020(6): 57-64.
- [10] 王姣, 马国温, 姚爽. 中国农村居民金融素养现状及提升研究[J]. *农业经济*, 2019(3): 82-84.
- [11] 朱卫国, 李骏, 谢哈进. 互联网使用与城镇家庭风险金融资产投资——基于金融素养的中介效应[J]. *投资研究*, 2020, 39(7): 24-39.
- [12] 徐荣贞, 何婷婷, 王森. 数字普惠金融发展对降低农户家庭金融脆弱性的影响研究——基于 Ordered Probit 模型的分析[J]. *价格理论与实践*, 2021(11): 91-95.
- [13] 王刚贞, 韩蓉. 数字普惠金融、金融素养与农户创业[J]. *重庆邮电大学学报(社会科学版)*, 2022, 34(4): 118-128.
- [14] 刘和海, 李少鹏, 王琪. “互联网+”时代知识观的转变: 从共建共享到众传共推[J]. *中国电化教育*, 2016(12): 108-112.
- [15] 谢平, 李敏, 曹铁军, 等. 欠发达地区居民金融素养、金融福祉与普惠金融发展关系研究: 以贵港为例[J]. *区域金融研究*, 2018(9): 55-60.
- [16] 钱力, 鲁健, 尚子嫣. 数字普惠金融对共同富裕的影响——基于系统 GMM 和门槛效应的检验[J]. *中国石油大学学报(社会科学版)*, 2023, 39(3): 63-70.
- [17] 段军山, 邵骄阳. 数字普惠金融发展影响家庭资产配置结构了吗[J]. *南方经济*, 2022(4): 32-49.
- [18] Li J, Wu Y, Xiao J J. The Impact of Digital Finance on Household Consumption: Evidence from China[J]. *Economic Modelling*, 2020, 86: 317-326.
- [19] 吴桐桐, 王仁曾. 数字普惠金融发展与投资者“炒新”[J]. *财贸研究*, 2020, 31(11): 53-64.
- [20] 周天芸, 张政, 陈铭翔. 数字普惠、城乡差异和家庭金融参与[J]. *金融发展研究*, 2019(7): 3-11.
- [21] 史晓, 张冀. 数字普惠金融能提高家庭资产组合多样性吗? [J]. *西南民族大学学报(人文社会科学版)*, 2021, 42(9): 121-133.
- [22] 朱文佩, 林义. 金融素养、金融普惠性与养老金融资产配置[J]. *山西财经大学学报*, 2022, 44(3): 43-57.
- [23] 陈瑾瑜, 罗荷花. 数字金融、金融素养与居民家庭金融资产选择[J]. *武汉金融*, 2022(2): 51-61.
- [24] 胡振, 臧日宏. 金融素养对家庭理财规划影响研究——中国城镇家庭的微观证据[J]. *中央财经大学学报*, 2017(2): 72-83.
- [25] 彭倩, 李建勇, 宋明莎. 金融教育、金融素养与投资组合的分散化行为——基于一项投资者金融教育调查的实证分析[J]. *财经科学*, 2019(6): 14-27.
- [26] Fedorova E V, Nekhaenko V V, Dovzhenko S E. Impact of Financial Literacy of the Population of the Russian Federation on Behavior on Financial Market: Empirical Evaluation[J]. *Studies on Russian Economic Development*, 2015, 26(4): 394-402.
- [27] 刘波, 王修华, 胡宗义. 金融素养是否降低了家庭金融脆弱性? [J]. *南方经济*, 2020(10): 76-91.
- [28] Hans-Martin von Gaudecker. How Does Household Portfolio Diversification Vary with Financial Literacy and Financial Advice? [J]. *The Journal of Finance*, 2015, 70(2): 489-507.
- [29] 李延军, 白云方, 王诗惠. 我国金融市场间流动性风险传染与防控研究——基于中美贸易摩擦的影响[J]. *金融发展研究*, 2021(6): 10-18.
- [30] 周广肃, 梁琪. 互联网使用、市场摩擦与家庭风险金融资产投资[J]. *金融研究*, 2018(1): 84-101.
- [31] 高博. 农户互联网使用、金融素养与银行信用支持水平[J]. *征信*, 2021(4): 80-87.
- [32] 侯杰, 李一员. 金融可得性对家庭投资组合分散化的影响机制[J]. *市场周刊*, 2020, 33(10): 145-148.
- [33] 张兵, 盛洋虹. 数字金融对家庭创业的影响研究[J]. *金融与经济*, 2021(1): 40-47.
- [34] 周利, 柴时军, 周李鑫泉. 互联网普及如何影响中国家庭债务杠杆率[J]. *南方经济*, 2021(3): 1-18.
- [35] 董玉峰, 陈俊兴, 杜崇东. 数字普惠金融减贫: 理论逻辑、模式构建与推进路径[J]. *南方金融*, 2020(2): 64-73.
- [36] 王安邦, 胡振. 数字普惠金融背景下金融素养对中国城镇家庭财务脆弱性的影响[J]. *武汉金融*, 2022(8): 65-74.
- [37] 廖婧琳, 周利. 数字普惠金融、受教育水平与家庭风险金融资产投资[J]. *现代经济探讨*, 2020(1): 42-53.
- [38] 韩英荻, 庞金波, 衡丹丹. 数字金融对农户多维相对贫困影响研究[J]. *农业现代化研究*, 2022, 43(5): 867-877.
- [39] 路晓蒙, 赵爽, 罗荣华. 区域金融发展会促进家庭理性投资吗? ——基于家庭资产组合多样化的视角[J]. *经济与管理研究*, 2019, 40(10): 60-87.
- [40] 曾志耕, 何青, 吴雨, 等. 金融知识与家庭投资组合多样性[J]. *经济学家*, 2015(6): 86-94.
- [41] 尹志超, 宋鹏, 黄倩. 信贷约束与家庭资产选择——基于中国家庭金融调查数据的实证研究[J]. *投资研究*, 2015, 34(1): 4-24.
- [42] 郭新华, 欧阳芬. 家庭财务弹性、金融资产信念与中国

家庭资产配置“低分散化”之谜——基于 CHFS 的微观实证[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2022, 42(2):68-81.

[43] 陈姿,罗荷花. 金融素养对居民家庭资产的影响研究[J]. 金融理论与实践,2019(9):60-68.

[44] 尹志超,张号栋. 金融知识和中国家庭财富差距——来自 CHFS 数据的证据[J]. 国际金融研究,2017(10):76-86.

[45] 张号栋,尹志超. 金融知识和中国家庭的金融排斥——基于 CHFS 数据的实证研究[J]. 金融研究,2016(7):80-95.

责任编辑:曲 红

Regional Difference in the Impact of Financial Literacy on Household Financial Participation: The Moderating Effect of Digital Inclusive Finance

HUO Jianglin¹, ZHAO Wenrui¹, CHU Fuzhi²

(1. School of Economics and Management, China University of Petroleum (East China), Qingdao 266580, Shandong, China;
2. Shengli Offshore Petroleum Engineering Technology Inspection Co. Ltd, SINOPEC, Dongying 257100, Shandong, China)

Abstract: Based on the data of China Household Finance Survey and Digital Financial Inclusive Index, this paper explores the impact of the development of digital inclusive finance on the relationship between financial literacy and household financial participation (including participation breadth and depth), and its regional differences. The study found that the improvement of financial literacy can significantly promote household financial participation, and the development of digital inclusive finance has a positive moderating effect on the relationship between financial literacy and household financial participation. This result is still valid after using instrumental variables and a series of robustness tests. Further research found that for the "easily weak sensing areas" and "rigidly weak sensing area", the development of digital inclusive finance only positively moderates the relationship between financial literacy and the depth of household financial participation; For the "susceptible areas", the moderating effect consistent with the total sample. For the "insusceptible areas", the moderating effect is not significant. The moderating effect of the relationship between financial literacy and the depth of household financial participation shows a trend of "East is leading, and central and western regions are coordinating and promoting".

Key words: financial literacy; household financial participation; digital financial inclusion; regional difference; moderating effect

英文编校:马志强