

引文格式: 贾德奎, 谢金玉. 数字普惠金融是否能改善中国家庭风险金融资产配置? [J]. 常州大学学报 (社会科学版), 2024, 25 (5): 23-38.

数字普惠金融是否能改善中国家庭 风险金融资产配置?

贾德奎, 谢金玉

摘要: 利用北京大学数字普惠金融指数和西南财经大学中国家庭金融调查 (CHFS) 数据, 实证研究了数字普惠金融发展对中国家庭风险金融资产配置的可能影响, 并在此基础上探讨了不同性质房产对家庭风险金融资产配置的影响差异。结果发现, 数字普惠金融发展能够显著提高家庭风险金融市场参与和风险资产配置比例, 并且这种影响具有明显的门限效应, 家庭可支配收入则存在部分中介效应, 即数字普惠金融发展能通过提升家庭收入来改善其风险金融资产配置, “刚需性房产”和“投资性房产”则分别会对家庭风险金融资产配置产生挤出效应和财富效应; 不仅如此, 异质性分析还表明, 在农村和受教育程度低的群体中, 数字普惠金融发展对家庭风险金融资产配置的改善效应更为明显。通过健全数字金融法律法规以优化“软环境”, 加快新型数字基础设施建设以创设“硬环境”, 从而全面推进我国数字普惠金融高质量发展, 提升金融服务效率和优化家庭风险金融资产配置, 进而实现数字发展红利的全民共享。

关键词: 数字普惠金融; 风险金融资产配置; 家庭金融; 房产属性

作者简介: 贾德奎, 金融学博士, 常州大学吴敬琏经济学院教授、硕士研究生导师; 谢金玉, 常州大学商学院硕士研究生。

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“数字资产价格泡沫风险的形成机制、传染效应及监管策略研究”(22BJY074)。

中图分类号: F832; F126 **文献标志码:** A **Doi:** 10.3969/j.issn.2095-042X.2024.05.003

2019 年, 中国家庭金融调查 (China Household Finance Survey, CHFS) 数据显示, 中国家庭在金融资产投资方面, 相对低风险的银行存款占比为 60.91%, 股票、基金、理财产品、债券和其他金融衍生品等金融资产的占比分别为 8.84%、4.24%、1.10%、0.77%和 0.50%, 由此可见, 中国家庭在金融投资选择上仍以银行存款为主, 并且区域发展不平衡导致的金融服务差距是家庭金融资产配置单一的主要原因^[1]。

2016 年, 在 G20 杭州峰会上, 国家明确提出数字普惠金融成为新的金融发展方向, 党的二十大报告也提出要完成“中国式现代化的普惠金融新任务”, 通过互联网技术, 借助计算机的信息处理、数据通讯、大数据分析、云计算等一系列相关技术在金融领域的应用, 促进信息共享, 有效降低交易成本和金融服务门槛, 扩大金融服务的范围和覆盖面, 让长期被现代金融服务业排斥的人群享受正规金融服务。基于此, 研究数字普惠金融的发展对中国家庭金融资产配置的影响, 有助于理解并改善中国家庭金融市场“有限参与”状况, 对全面建成小康社会和实现共同富

裕等目标的顺利推进,具有重大现实意义。

对于数字普惠金融发展如何影响家庭的风险金融资产配置,已有文献通过实证分析两者之间的内在联系,得出数字普惠金融对家庭风险金融资产配置具有正向影响;并且,大部分研究将房产拥有情况作为控制变量,实证分析了其对家庭资产配置的影响,结果表明房产和住房贷款对家庭风险金融资产配置均具有挤出效应。除此之外,部分文献还探讨了数字普惠金融发展对家庭金融资产配置的影响机制等问题。

与已有研究相比较,本文的边际贡献主要体现在三个方面:一是在探讨数字普惠金融对家庭风险金融资产配置的影响时,通过分阶段回归,重点考察并发现了数字普惠金融发展影响家庭金融资产投资行为的门限效应;二是将家庭住房拥有状况区分为“刚需性质”和“投资性质”并分别进行回归分析,证实了“刚需性质”房产购买对家庭风险金融资产投资具有挤出效应,“投资性质”房产则具有财富效应;三是按人口、经济规模对城市进行等级划分并进行异质性分析,研究得出数字普惠金融对家庭风险金融资产配置的影响关系,在一线、新一线、二线和三线及以下不同等级的城市有显著的差异。

一、文献综述

中国的家庭风险金融资产配置一直面临着“有限参与之谜”,而数字普惠金融作为最新发展方向,也受到了学术界的普遍关注。

首先,已有文献重点研究了数字普惠金融对家庭金融资产配置的可能影响,并且得出较为一致的结论,即数字普惠金融发展不仅会提高家庭参与风险金融市场的概率,而且会提升风险金融资产的配置比例,从而丰富了家庭风险金融资产持有的多样性、缓解家庭金融脆弱性^[2-8]。

其次,关于家庭财富水平、数字普惠金融等重要因素影响家庭风险金融资产配置的门限效应,已有研究的实证结论也都较为一致,认为家庭财富水平对家庭风险金融资产配置的影响具有门限效应,家庭财富水平越高,对家庭风险金融资产配置的促进作用越明显,并且门限值会随着数字普惠金融的发展而降低,区域金融发展则能够降低财富门限从而促进家庭风险金融资产配置^[9-11]。

再次,较多相关文献也发现房产拥有状况会影响家庭的金融资产配置^[12-15],并且有学者认为房产是通过挤出效应^[16-17]和财富资产效应^[18]来影响家庭风险金融资产配置的。具体而言,首套房会对家庭风险金融资产配置产生挤出效应,但随着房产数量的增加,挤出效应降低,财富效应增加,拥有住房的家庭更愿意参与风险较高的金融资产。当然,房产挤出效应和财富效应的大小是由家庭流动性的充足与否来决定的,流动性越充足,房产数量对家庭风险金融资产配置的影响就越小^[19]。另外住房贷款^[20]、住房预期收益^[21]也会对家庭风险金融资产配置产生挤出效应,从而影响家庭风险金融资产的持有比例。同时,拥有住房公积金的家庭持有风险资产的概率和比重均显著高于未拥有住房公积金的家庭^[22-23]。

最后,关于数字普惠金融和家庭风险金融资产配置之间的影响机制研究,现有文献关注了金融素养^[24]、风险偏好^[25]、移动支付^[26]等变量的中介效应分析,也有学者研究了受教育程度的调节效应^[27],结果表明上述变量的中介效应或调节效应,会显著改变数字普惠金融对家庭风险金融资产配置的影响方向或程度。

本文将在已有研究的基础上,拟使用2019年中国家庭金融调查数据,采用Probit模型和Tobit模型,进一步深入探讨数字普惠金融发展影响中国家庭风险金融资产配置的门限效应;不

仅如此，本文还将重点分析不同性质的房产拥有状况对家庭风险金融资产配置的影响差异，并使用中介模型检验家庭可支配收入的中介效应，以及针对不同受教育程度、不同户籍和不同城市等级的家庭样本进行异质性分析。基于已有文献的理论分析及研究结论，周雨晴和何广文通过建立跨期决策投资模型研究得出数字普惠金融发展促进了农户家庭参与金融市场的概率和配置风险金融资产的比例^[28]；吴远远和李婧采用截面门限回归模型研究得出财富水平对不同地区家庭进行不同类型金融资产配置具有显著门限效应^[29]；吴卫星等用 Logit 回归研究得出家庭购买首套住房会挤出风险资产的持有，但随着持有房产数量的上升，家庭反而会提高以股票为代表的风险资产持有^[30]；莫亚琳和王淑婕通过链式多重中介效应模型研究得出，数字金融可以通过提高家庭收入刺激家庭参与风险金融资产投资^[31]。本文拟提出如下四个研究假设，以用于研究设计和实证检验。

H1：数字普惠金融对家庭风险金融资产配置存在显著的正向影响。

H2：数字普惠金融对家庭风险金融资产配置的影响具有非线性特征（门限效应）。

H3：“刚需性质”房产对家庭风险金融资产配置的影响具有挤出效应，而“投资性质”房产则具有财富效应。

H4：数字普惠金融发展通过增加家庭的可支配收入来激励家庭参与风险金融资产投资。

二、研究设计

（一）样本选取与数据来源

本文使用的数据均来自 2019 年西南财经大学的 CHFS 数据和北京大学数字普惠金融指数。2019 年的 CHFS 调查样本覆盖全国 29 个省（自治区、直辖市）343 个县（区、县级市）1360 个村（居）委会，样本规模为 34643 户。数据处理方面，首先剔除了有金融从业经历的家庭样本，其次删除缺失值和异常值较多的样本，最终得到 6134 个样本数据。变量赋值说明见表 1。

表 1 变量选择与赋值说明

变量名称	变量符号	变量赋值说明
是否参与风险金融市场	<i>if _risk</i>	参与风险金融市场赋值为 1，不参与赋值为 0
风险金融资产占金融资产比例	<i>riskper</i>	风险金融资产/金融资产
数字普惠金融总指数	<i>digital</i>	2019 年北京大学数字普惠金融指数/100
户主年龄	<i>age</i>	调查年份—户主出生年份
性别	<i>gender</i>	男性赋值为 1，女性赋值为 0
受教育年限	<i>education</i>	没上过学=0、小学=6、初中=9、高中=12、中专/职高=13、大专/高职=15、大学本科=16、硕士研究生=19、博士研究生=22
婚姻状况	<i>marry</i>	已婚、分居赋值为 1，未婚、同居、离婚、丧偶赋值为 0
金融素养	<i>finit</i>	根据户主答对问卷中 4 道金融问题数量测定，每道题赋值 1 分，满分 4 分
健康状况	<i>health</i>	选择非常好、好则赋值为 1，其余为 0
风险态度	<i>risk</i>	选择高风险高回报的赋值为 1，其余为 0
户籍性质	<i>rural</i>	乡村户口赋值为 1，城镇户口赋值为 0
地区	<i>region</i>	一线城市/新一线城市赋值为 1，二线城市赋值为 2，三线城市及以下赋值为 3
家庭规模	<i>number</i>	根据个人序号进行统计
房产数量	<i>house _number</i>	根据问卷进行统计
是否贷款买房	<i>if _houseloan</i>	贷款赋值为 1，没有贷款赋值为 0
家庭总资产/万元	<i>total _asset</i>	家庭总资产/10000
家庭总负债/万元	<i>debt</i>	家庭总负债 /10000
家庭可支配收入/万元	<i>income</i>	家庭总收入/10000

(二) 变量定义

1. 被解释变量

为了研究数字普惠金融的发展对家庭风险金融资产配置的影响, 本文将选择 2 个替代指标来对被解释变量进行衡量。一个被解释变量衡量指标的选择为“是否参与风险金融市场”(if_risk), 以此来表示家庭参与风险金融市场状况。根据 2019 年 CHFS 调查问卷和数据使用说明, 当家庭持有理财产品、股票、基金、债券、金融衍生品、非人民币资产、黄金以及其他风险金融资产中的一种或多种时, 即认定为家庭参与了风险金融市场, 否则就代表没有参与。另一个被解释变量的替代指标为“风险金融资产占金融资产比例”(risk_per), 该指标适合研究家庭参与风险金融市场的深度。

2. 核心解释变量

本文使用家庭所在省份的数字普惠金融总指数作为核心解释变量。目前数字普惠金融指数一共包含 3 个维度, 分别为覆盖广度、使用深度以及数字化程度, 可细分为 33 个具体指标。基于上述指标体系使用层次分析法编制了中国内地 31 个省(自治区、直辖市)、337 个地级以上城市(地区、自治州、盟等), 以及约 2800 个县(县级市、旗、市辖区等)三个层级的“北京大学数字普惠金融指数”^[32]。指数同时具有纵向和横向上的可比性。

3. 控制变量

宏观经济发展影响微观家庭风险金融资产配置的因素较多, 因此参考尹志超等^[33]的方法, 结合问卷内容和数据, 筛选出 2 个层面的控制变量, 即个人层面和家庭层面。其中个人特征包括户主年龄(age)、性别(gender)、受教育年限(education)、婚姻状况(marry)、金融素养(finit)、健康状况(health)、风险态度(risk)、户籍性质(rural)、地区(region), 家庭特征包括家庭规模(number)、房产数量(house_number)、是否贷款买房(if_houseloan)、家庭总资产(total_asset)、家庭总负债(debt)。

4. 中介变量

已有研究表明, 家庭可支配收入的提升对家庭风险金融资产配置有较大的正向影响, 高收入的家庭更有可能参与风险金融资产市场。因此, 本文主要考虑家庭可支配收入(income)的中介效应。

(三) 模型构建

由于“是否参与风险金融市场”(if_risk)是二元虚拟变量, 因此采用 Probit 模型进行研究。而“风险金融资产占金融资产比例”(risk_per)为在 0 处左删尾变量, 因此采用 Tobit 模型进行研究, 模型构建具体如下:

$$\text{pro}(Y_i=1) = \varphi(\alpha_1 \text{digital}_i + \beta_1 C + \mu_{1i}) \quad (1)$$

$$Y_i^* = \alpha_2 \text{digital}_i + \beta_2 C + \mu_{2i}, Y_i^* = \max\{0, Y_i^*\} \quad (2)$$

式(1)中, $\mu \sim N(0, \sigma^2)$, digital_i 为核心解释变量, C 为控制变量, μ 为扰动项, Y_i 为被解释变量, 等于 1 为参与风险金融市场, 等于 0 表示未参与。式(2)中, Y_i^* 代表风险金融资产占金融资产比例, 其他与式(1)相同。

为考察门限效应, 模型设定如下, 此式为单一门限模型, 如有多个门限值, 可进行相应拓展:

$$\text{if_risk}_i^* / \text{risk_per}_i^* = \eta_1 + \eta_2 * \text{digital} + B_1 * C + \omega_i, \text{digital}_i \leq \lambda \quad (3)$$

$$if_risk_i^*/riskper_i^* = \eta_1 + \eta_2 * digital + B_1 * C + \omega_i, digital_i > \lambda \quad (4)$$

式（3）中， $if_risk_i^*/riskper_i^*$ 为因变量， $digital$ 为核心解释变量， C 为控制变量， ω 为扰动项，式（4）与其相同。

为考察中介效应，参考温忠麟等^[34]，设定如下：

$$Y = cX + e_1 \quad (5)$$

$$M = aX + e_2 \quad (6)$$

$$Y = c'X + bM + e_3 \quad (7)$$

上述三式中， Y 代表被解释变量， X 为核心解释变量， M 为中介变量， e 为扰动项。

三、实证结果及分析

（一）描述性统计

研究所用变量的描述性统计见表 2，从本文所选样本的分布来看，中国家庭参与风险金融市场的比例较高，达到了 79.7%，风险金融资产占金融资产比例也达到了 50.8%，这可能是由于 2019 年互联网已经广泛普及，越来越多的人使用微信和支付宝，从而很方便地将钱转入“零钱通”或“余额宝”，以实现对货币基金等理财产品的投资。在数字普惠金融指数方面，全国各省数字普惠金融总指数的平均值为 340.1，总指数最高的是上海，为 410.3，这与上海的经济发达程度和国际金融中心地位完全相符。

表 2 描述性统计

变量名称	变量符号	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
是否参与风险金融市场	<i>if_risk</i>	6134	0.797	0.402	0	1.000
风险金融资产占金融资产比例	<i>riskper</i>	6134	0.508	0.372	0	1.000
数字普惠金融总指数	<i>digital</i>	6134	3.401	0.378	2.826	4.103
户主年龄	<i>age</i>	6134	55.394	14.282	19.000	97.000
性别	<i>gender</i>	6134	0.729	0.445	0	1.000
受教育年限	<i>education</i>	6134	10.136	4.135	0	22.000
婚姻状况	<i>marry</i>	6134	0.849	0.358	0	1.000
金融素养	<i>finit</i>	6134	0.892	1.107	0	4.000
健康状况	<i>health</i>	6134	0.442	0.497	0	1.000
风险态度	<i>risk</i>	6134	0.712	0.257	0	1.000
户籍性质	<i>rural</i>	6134	0.231	0.421	0	1.000
地区	<i>region</i>	6134	1.947	0.910	1.000	3.000
家庭规模	<i>number</i>	6134	3.171	1.363	1.000	12.000
房产数量	<i>house_number</i>	6134	1.291	0.729	0	9.000
是否贷款买房	<i>if_houseloan</i>	6134	0.227	0.419	0	1.000
家庭总资产	<i>total_asset</i>	6134	225.412	287.486	-306.411	38245.000
家庭总负债	<i>debt</i>	6134	12.127	46.374	0	1395.000
家庭可支配收入	<i>income</i>	6134	15.918	28.906	0	728.976

（二）相关性检验和多重共线性检验

从表 3 可知，大部分解释变量和控制变量之间的相关性系数均小于 0.3，说明不相关，少部分介于 0.3~0.5 之间，呈现弱相关。表 4 的方差膨胀系数检验结果表明，各变量的 VIF 值均小于 2，因此在实证模型中各变量不存在多重共线性问题。

表 3 相关性检验

变量名称	是否参与	持有比例	数字普惠金融总指数	年龄	性别	受教育年限	婚姻状况	金融素养
是否参与风险金融市场	1							
持有比例	0.688	1						
数字普惠金融总指数	0.230	0.226	1					
户主年龄	0.000	−0.030	0.049	1				
性别	−0.035	−0.049	−0.047	−0.055	1			
受教育年限	0.136	0.160	0.134	−0.372	0.011	1		
婚姻状况	−0.016	−0.017	−0.013	−0.063	0.304	0.079	1	
金融素养	0.135	0.157	0.184	−0.207	−0.034	0.454	0.016	1
健康状况	0.024	0.021	0.029	−0.260	0.061	0.242	0.038	0.144
风险态度	0.039	0.054	0.045	−0.177	−0.005	0.152	−0.023	0.255
户籍性质	−0.140	−0.176	−0.112	0.087	0.171	−0.372	0.036	−0.284
地区	−0.291	−0.305	−0.599	−0.005	0.088	−0.198	0.049	−0.216
家庭规模	−0.088	−0.103	−0.128	−0.048	0.066	−0.091	0.033	−0.066
房产数量	0.110	0.095	−0.013	−0.015	0.017	0.021	0.005	0.033
是否贷款买房	−0.001	0.033	−0.035	−0.045	0.021	0.002	0.013	0.001
家庭总资产	0.259	0.262	0.443	−0.001	−0.057	0.171	−0.011	0.171
家庭总负债	0.062	0.068	0.064	−0.060	0.012	0.055	0	0.047

变量名称	健康状况	风险态度	户籍性质	地区	家庭规模	房产数量	是否贷款买房	家庭总资产	家庭总负债
金融素养									
健康状况	1								
风险态度	0.057	1							
户籍性质 −0.105	−0.063	1							
地区	−0.058	−0.051	0.215	1					
家庭规模	0.003	0.014	0.140	0.223	1				
房产数量	−0.007	0.004	−0.025	−0.006	0.159	1			
是否贷款买房	−0.008	0.012	−0.012	−0.009	0.134	0.264	1		
家庭总资产	0.032	0.045	−0.149	−0.383	−0.035	0.417	0.068	1	
家庭总负债	0.020	0.028	−0.022	−0.092	0.092	0.223	0.388	0.206	1

表 4 各变量的方差膨胀系数及容忍度检验

变量名称	VIF	1/VIF	变量名称	VIF	1/VIF
数字普惠金融总指数	1.78	0.563	户籍性质	1.26	0.792
户主年龄	1.26	0.796	地区	1.73	0.577
性别	1.15	0.871	家庭规模	1.11	0.898
受教育年限	1.59	0.627	房产数量	1.41	0.710
婚姻状况	1.11	0.898	是否贷款买房	1.25	0.802
金融素养	1.38	0.726	家庭总资产	1.71	0.586
健康状况	1.11	0.902	家庭总负债	1.24	0.809
风险态度	1.09	0.917			

（三）基准回归分析

为考察数字普惠金融对家庭风险金融资产配置的影响，针对因变量“是否参与”和“持有比

例”，分别使用 Probit 模型和 Tobit 模型进行回归分析，其中模型（1）是基准回归，模型（2）逐步加入个人层面，模型（3）再加入家庭层面，详细结果见表 5。

表 5 数字普惠金融对家庭风险金融资产配置的影响

变量名称	是否参与风险金融市场			持有比例		
	模型（1）	模型（2）	模型（3）	模型（1）	模型（2）	模型（3）
数字普惠金融总指数	0.998 *** (18.38)	0.4569 *** (6.54)	0.1637 ** (2.20)	0.2886 *** (20.03)	0.0832 *** (4.60)	0.0330 * (1.72)
年龄		0.0032 ** (2.08)	0.0029 * (1.78)		0.0002 (0.43)	0.0001 (0.13)
性别		0.0015 (0.03)	0.0123 (0.25)		-0.0063 (-0.48)	-0.0036 (-0.28)
受教育年限		0.0228 *** (3.89)	0.0179 *** (2.96)		0.0067 *** (3.93)	0.0053 *** (3.15)
婚姻状况		-0.025 (-0.44)	-0.0260 (-0.43)		-0.0052 (-0.32)	-0.0050 (-0.31)
金融素养		0.0764 *** (3.44)	0.0714 *** (3.05)		0.0185 *** (3.35)	0.0161 *** (2.94)
健康状况		-0.0387 (-0.95)	-0.0360 (-0.85)		-0.0200 * (-1.72)	-0.0174 (-1.51)
风险态度		0.0707 (0.84)	0.0883 (1.00)		0.0244 (1.18)	0.0260 (1.28)
户籍性质		-0.1771 *** (-3.71)	-0.1170 ** (-2.41)		-0.0944 *** (-5.95)	-0.0834 *** (-5.30)
地区		-0.3372 *** (-12.11)	-0.2547 *** (-8.93)		-0.1189 *** (-14.60)	-0.1039 *** (-12.58)
家庭规模			-0.0264 * (-1.73)			-0.0148 *** (-3.31)
房产数量			0.0965 ** (2.51)			0.0289 *** (3.40)
是否贷款买房			-0.1487 ** (-2.54)			0.0063 (0.42)
家庭总资产			0.0023 *** (7.11)			0.0002 *** (8.49)
家庭总负债			0.0030 ** (2.20)			0.0001 (0.61)
常数项	-2.5046 *** (-13.86)	-0.3574 (-1.21)	0.1327 (0.44)	-0.5218 *** (-10.20)	0.3517 *** (4.44)	0.4715 *** (5.69)
Pseudo R ²	0.058	0.108	0.162	0.045	0.092	0.110
观测值	6134	6134	6134	6134	6134	6134

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平，括号内为 *z* 统计量，汇报结果采用稳健标准误。

从表 5 中的回归结果可知，数字普惠金融总指数的系数显著为正，这初步验证了本文的研究假设 1，即数字普惠金融发展会提升家庭的风险金融资产市场参与，也会对家庭风险金融资产的持有比例产生显著的正向影响。随着个人层面和家庭层面的控制变量加入，数字普惠金融总指数对 2 个被解释变量的边际效应虽然有所下降，但是系数仍然显著。前述实证结论表明，数字技术

助推金融服务的普及化，有效降低了中国家庭参与金融市场，尤其是投资非存款类金融产品的门槛，使得普通居民也能够方便地进行银行理财产品、基金、国债和股票等风险类金融产品的购买或投资。

此外，大部分控制变量对家庭风险金融资产配置均具有显著影响。其中个人层面，受教育年限和金融素养对家庭风险金融资产配置显著正相关，说明受教育水平高、金融素养高的户主所在的家庭，其参与风险金融市场的可能性越高。这可能是受教育水平一定程度上反映了个体的金融风险认知和风险承受能力，因此教育程度越高的群体有更强的意愿去参与风险金融市场。而户籍性质和家庭所在地区与风险金融资产配置则有负向关联，表明城镇户口家庭更愿意参与风险金融市场，而对于农村家庭来讲，其所处区域相对更缺乏完善且方便的风险金融资产投资渠道，再加上金融知识方面的欠缺和对风险类金融产品的相关信息不够了解，由此限制了其参与意愿或可能；不仅如此，相比农村家庭，城市家庭通常拥有更高的收入以及更多的财富积累，因此在面对风险金融资产投资时，表现出更强的风险承担能力和参与意愿。性别、婚姻状况、健康状况和风险态度的结果虽然不显著，但是其系数的正负与已有研究的结论一致。其中就风险态度来说，风险态度能够直接影响到家庭的流动性资产，决定了家庭的金融投资组合。

在家庭层面，家庭规模以及是否贷款买房对家庭风险金融资产配置具有显著负向影响，无论是城镇还是农村，家庭人口规模越大，有可能需要抚养的老人和小孩越多，家庭总支出也更多，对于家庭核心劳动力来说，经济压力就会更大，从而影响了其参与风险金融市场的可能；另外，房产数量、负债状况和家庭总资产也会显著影响家庭的风险金融资产投资行为（关于房产数量以及是否贷款所带来的影响，下文将会进行详细分析）。相对于总资产较低的家庭，总资产较高的家庭可能更倾向于在其投资组合中包含风险资产，如股票等，并且拥有更多资产的家庭可以更好地应对潜在的投资风险，因此对家庭风险金融资产配置具有正向显著影响。

（四）进一步探讨

在实证验证经济理论假说过程中，通常会出现确定临界值的问题，而门限回归则是针对这一问题而产生的一种分析方法。基于此，下面将家庭是否参与风险金融市场（*if_risk*）和家庭风险金融资产占金融资产比例（*risk_per*）作为因变量，数字普惠金融总指数作为自变量，同时数字普惠金融总指数也是门限变量，在通过时间序列门限回归后，得出门限值分别为 2.9389 和 3.0873，结果在 1%水平上显著，然后根据门限值划分样本，进行分阶段回归，回归结果见表 6。

表 6 数字普惠金融对家庭风险金融资产配置门限效应的影响

变量名称	模型（1）	模型（2）	模型（1）	模型（2）
	是否参与 （门槛值前）	是否参与 （门槛值后）	持有比例 （门槛值前）	持有比例 （门槛值后）
数字普惠金融总指数	-10.7697 *** (-6.50)	0.3854 *** (4.83)	0.1362 (0.59)	0.1085 *** (5.53)
控制变量	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ²	0.132	0.120	0.049	0.114
观测值	698	5436	1204	4930

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平，括号内为 *z* 统计量，汇报结果采用稳健标准误。控制变量和常数项的显著性结果省略，表 7~17 同。YES=控制/加入，表 7~9、表 11、表 15~17 同。

由表 6 可以看出，当数字普惠金融总指数低于门限值时，数字普惠金融的发展对家庭是否参与风险金融资产具有显著的负向影响，对家庭风险金融资产占金融资产比例无显著影响，而当数

字普惠金融总指数高于门限值时，数字普惠金融的发展对其均具有显著的正向影响，这表明数字普惠金融对家庭风险金融资产配置的影响具有非线性特征。对于造成这种非线性影响的原因，有可能是数字普惠金融发展的初期阶段，无论是农村还是城市都有一定的金融排斥现象，而当数字普惠金融发展到一定程度后，也就是突破门限值后，金融排斥现象有所缓解甚至趋于消失，从而提高了家庭参与风险金融市场的概率以及持有风险金融资产的比例。

（五）不同性质房产的作用效应分析

根据 CHFS 的调查数据，中国居民财富中实物资产占比达到 69.30%，居民资产中 60% 以上为住房资产，93% 左右的居民都拥有一套住房，3.82% 的居民拥有两套及以上住房，高住房拥有率和不同性质的房产拥有状况理论上都会影响家庭投资风险金融资产的选择。基于此，有必要分析不同性质房产对家庭风险金融资产配置的可能影响，以了解“刚需性质”和“投资性质”的房产拥有状况，在影响家庭风险金融资产配置行为方面的差异性。

1. “刚需性质”房产对家庭风险金融资产配置的影响

理论上，家庭在购买首套房产时可能会出现挤出效应，而随着房产数量的增加，挤出效应下降，资产配置或财富效应会逐渐上升，因此在考察房产拥有对风险金融资产配置的影响时，不仅仅要考虑房产的消费属性，还应该考虑其投资属性。下面首先选择房产数量为 0 和 1 的家庭样本进行回归，以此来检验“刚需性质”房产的挤出效应。

从表 7 回归结果可以看出，房产数量对家庭风险金融市场参与概率以及风险金融资产占比均具有显著的负向影响，表明房产数量从 0 到 1 的家庭参与风险市场的概率更低，风险金融资产持有比例也更低，因此证实了“刚需性质”房产对家庭参与风险金融市场具有挤出效应，该结果支持研究假设 H3。

2. “投资性质”房产对家庭风险金融资产配置的影响

拥有一套住房的家庭基本解决了居住的刚性需求，而随后购买的房产，一方面可抵押或出租而产生现金流，另一方面随着房价波动也会影响家庭的资产或财富状况，具有一定的“投资性质”。因此，本文选择房产数量大于等于 1 的家庭样本，再以“是否贷款买房”来划分样本，通过分样本回归（见表 8）来检验“投资性质”房产的财富效应。

表 7 “刚需性质”房产对家庭风险金融资产配置的影响

变量名称	模型（1）	模型（2）
	是否参与	持有比例
数字普惠金融总指数	0.4670 *** (5.89)	0.1040 *** (4.58)
房产数量	-0.2569 *** (-2.95)	-0.0503 ** (-2.26)
控制变量	YES	YES
Pseudo R ²	0.123	0.101
观测值	4335	4335

表 8 “投资性质”房产对家庭风险金融资产配置的影响

变量名称	不贷款买房		贷款买房	
	是否参与	持有比例	是否参与	持有比例
数字普惠金融总指数	0.4222 *** (5.21)	0.0796 *** (3.67)	0.6691 *** (3.91)	0.1163 *** (3.08)
房产数量	0.3917 *** (7.50)	0.0782 *** (7.21)	0.5813 *** (5.91)	0.1005 *** (7.25)
控制变量	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ²	0.110	0.096	0.227	0.144
观测值	4317	4317	1392	1392

表 8 的回归结果显示，无论是否贷款买房，房产数量对家庭风险金融资产配置都具有显著影响，但理论上影响方向会取决于房产的价格波动方向。在本研究样本期间，房价上涨的正财富效应会提升家庭风险金融资产的投资意愿和资产持有比例，然而在房价显著下跌时，拥有“投资性质”房产则会导致家庭资产缩水，从而抑制其风险金融资产配置。

综上所述，拥有“投资性质”的房产，对家庭风险金融资产配置的影响主要表现为财富效应，而对于仅有首套“刚需性质”房产的家庭，挤出效应才会占据主导地位。

（六）影响机制分析

为了检验数字普惠金融是否通过增加家庭可支配收入这一渠道，从而对家庭风险金融资产配置产生影响，下面的实证检验采用了温忠麟三步法，其中模型（1）是因变量（家庭是否参与风险金融市场）与自变量（数字普惠金融总指数）的回归结果，模型（2）为中介变量（家庭可支配收入）与自变量的回归结果，模型（3）为因变量与中介变量及自变量的回归结果，回归检验时纳入了其他家庭特征等相关控制变量，同时进行了 Sobel 检验。回归结果见表 9。

表 9 家庭可支配收入对是否参与风险金融市场的中介效应检验

变量名称	模型（1）	模型（2）	模型（3）
	是否参与	家庭可支配收入	是否参与
数字普惠金融总指数	0.4672*** (6.58)	7.5559*** (6.09)	0.4188*** (5.90)
家庭可支配收入	——	——	0.0074 (1.50)
控制变量	YES	YES	YES
Sobel	——	——	0.0071*** (4.11)
Pseudo R ²	0.127	0.130	0.135
观测值	6134	6134	6134

从表 9 回归结果来看，数字普惠金融总指数的系数全部显著且为正，因变量与自变量的回归系数显著为正数，中介变量与自变量的回归系数也显著为正，因变量与中介变量的回归系数不显著，而 Sobel 检验结果显著，由此可见存在中介效应。为确保结果的稳健性，下面再进行 Bootstrap 检验，以验证中介效应的显著性水平。

表 10 家庭可支配收入对是否参与风险金融市场的中介效应 Bootstrap 检验结果

路径	效应值	标准误	95%置信区间		效应占比/%
			下限	上限	
数字普惠金融→家庭可支配收入→是否参与风险金融市场	0.0071*** (3.90)	0.0018	0.0035	0.0107	8.06
数字普惠金融→是否参与风险金融市场	0.0810*** (5.15)	0.0157	0.0502	0.1119	91.94

从表 10 的结果可以看出 Bootstrap 检验结果为正，并且系数在 1%水平上显著，置信区间不包括 0，即数字普惠金融的发展能够增加家庭的可支配收入，进而提升家庭参与风险金融市场的概率。根据计算结果可知，中介效应占总效应的 8.06%，具有部分中介效应，结果支持原假设 H4。

通过将被解释变量替换为家庭风险金融资产占金融资产的比例，重新进行中介效应检验，其

中模型（1）为因变量与自变量的回归结果，模型（2）为中介变量与自变量的回归结果，模型（3）为因变量与中介变量及自变量的回归结果，具体见表 11。

表 11 家庭可支配收入对风险金融资产占比的中介效应检验

变量名称	模型（1）	模型（2）	模型（3）
	持有比例	家庭可支配收入	持有比例
数字普惠金融总指数	0.0866 ^{***} (4.79)	7.5559 ^{***} (6.09)	0.0806 ^{***} (4.46)
家庭可支配收入	——	——	0.0008 ^{***} (2.89)
控制变量	YES	YES	YES
Sobel	——	——	0.0042 ^{***} (3.03)
Pseudo R ²	0.101	0.130	0.103
观测值	6134	6134	6134

注：括号内模型（2）为 *t* 统计量，其他为 *z* 统计量。

更换因变量后回归结果和 Sobel 检验结果均正向显著，进一步验证了数字普惠金融对家庭风险金融资产投资行为的影响，是通过提升家庭可支配收入的方式而加以实现的。为考察研究结果的稳健性，下面同样进行 Bootstrap 检验（见表 12）。

表 12 家庭可支配收入对风险金融资产占比的中介效应 Bootstrap 检验结果

路径	效应值	标准误	95%置信区间		效应占比/%
			下限	上限	
数字普惠金融→家庭可支配收入→风险金融资产占比	0.0042 ^{***} (2.75)	0.0015	0.0012	0.0073	6.30
数字普惠金融→风险金融资产占比	0.0625 ^{***} (4.07)	0.0154	0.0324	0.0926	93.70

从表 12 可以看出 Bootstrap 检验结果为正且在 1%水平上显著，置信区间不包括 0，即数字普惠金融的发展能够增加家庭的可支配收入，进而增加家庭风险金融资产占比，计算结果表明中介效应占总效应的 6.30%，具有部分中介效应。

上述实证分析结果均表明，家庭可支配收入对家庭风险金融资产配置具有部分中介效应，这意味着数字普惠金融的发展，不仅会直接影响家庭风险金融市场投资意愿和提升其风险资产持有占比，同时还会提升家庭的可支配收入，并由此进一步激励家庭参与风险金融市场和持有风险金融资产。

四、稳健性检验和异质性分析

（一）稳健性检验

1. 更换回归方法

针对二元变量家庭是否参与风险金融市场，为了检验结果稳健性，本文将 Probit 模型更换为 Logistic 模型进行回归，针对连续变量家庭风险金融资产占家庭金融资产比例，将 Tobit 模型更

换为多元回归模型进行回归。可以看出，数字普惠金融总指数在 1%水平上显著，与基准回归结果一致，证明了研究结论的稳健性，具体结果见表 13。

表 13 更换估计方法回归结果

变量名称	Logistic 回归			多元回归		
	是否参与	是否参与	是否参与	持有比例	持有比例	持有比例
数字普惠金融总指数	5.9229 *** (17.76)	2.2366 *** (6.21)	2.2994 *** (6.31)	0.2232 *** (18.95)	0.0637 *** (4.27)	0.0667 *** (4.47)
控制变量	无	加入个人 层面变量	加入家庭 层面变量	无	加入个人 层面变量	加入家庭 层面变量
Pseudo R ²	0.058	0.107	0.127	0.051	0.116	0.126
观测值	6134	6134	6134	6134	6134	6134

2. 剔除低保户

低保户家庭由于经济状况特殊，几乎没有参与风险金融市场的可能，因此本文选择剔除低保户家庭进行稳健性检验（见表 14）。结果表明，数字普惠金融发展对家庭的风险金融市场参与和风险金融资产持有比例都有显著的正向影响，据此可知本文的研究结论是稳健的。

表 14 剔除低保户回归结果

变量名称	是否参与风险金融市场			风险金融资产占比		
	是否参与	是否参与	是否参与	持有比例	持有比例	持有比例
数字普惠金融总指数	0.9394 *** (10.05)	0.3869 *** (3.24)	0.4063 *** (3.36)	0.2964 *** (11.57)	0.0947 *** (3.00)	0.1040 *** (3.27)
控制变量	无	加入个人 层面变量	加入家庭 层面变量	无	加入个人 层面变量	加入家庭 层面变量
Pseudo R ²	0.050	0.107	0.123	0.040	0.090	0.098
观测值	2025	2025	2025	2025	2025	2025

（二）异质性分析

1. 受教育程度异质性

考虑到风险金融市场参与不仅要有可投资的资金积累，同时也会受到教育程度、金融知识素养和投资风险认知等因素的影响，并且一般情况下，受教育程度更高的人，更有可能充分利用数字普惠金融发展成果在风险金融市场中投资，并通过持有更高比例的风险金融资产以获取投资收益；换言之，数字普惠金融借由“普”和“惠”这两个渠道所产生的影响效应，在受教育程度不同的群体中有可能产生显著差异。基于此，下面将按受教育程度对样本进行划分，并基于分样本进行回归和比较分析，结果见表 15。

表 15 受教育程度对家庭风险金融资产配置的异质性分析

变量名称	是否参与风险金融市场		风险金融资产占比	
	初中学历及以下	初中学历以上	初中学历及以下	初中学历以上
数字普惠金融总指数	0.4815 *** (5.40)	0.4426 *** (3.76)	0.1015 *** (3.93)	0.0759 *** (3.00)
控制变量	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ²	0.104	0.133	0.083	0.100
观测值	3427	2707	3427	2707

表 15 的回归结果表明，无论户主学历如何，数字普惠金融总指数的回归系数都在 1%水平上显著为正，这意味着从“普”的角度而言，数字普惠金融发展在整体上会正向激励中国家庭参与风险金融市场和持有风险金融资产；而从“惠”的角度来说，学历层次相对较低的人，在传统的金融服务模式下，了解风险金融资产知识和投资风险金融资产渠道的缺乏，使得低学历群体较少参与风险金融市场和配置风险金融资产，然而随着数字普惠金融的发展和智能手机的普及，金融服务数字化、普惠化降低了这一群体投资风险金融资产的门槛，这使得数字普惠金融对学历层次较低的群体影响更大，对其风险金融资产市场参与和风险资产持有比例的提升效应更明显，对应到回归结果中，就反映为初中学历及以下的群体，其数字普惠金融总指数的回归系数明显大于初中学历以上的群体。

2. 城乡异质性

中国长期存在的城乡二元体制，是造成城乡经济发展水平和金融服务可得性差距的重要因素，目前虽然我国数字普惠金融水平在持续提高，农村的金融基础设施和金融服务提供等也在逐步改善，但与城市相比仍存在较大差距，这有可能会在家庭的风险金融资产配置上有所体现，为了验证这一推论，本文将基于户籍性质，将样本分为农村和城镇 2 个子样本并分别进行回归，检验结果见表 16。

表 16 户籍性质对家庭风险金融资产配置的异质性分析

变量名称	是否参与风险金融市场		风险金融资产占比	
	农村	城镇	农村	城镇
数字普惠金融总指数	0.3411 *** (2.59)	0.5123 *** (6.05)	0.1033 ** (2.30)	0.0840 *** (4.28)
控制变量	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ²	0.071	0.132	0.068	0.090
观测值	1416	4718	1416	4718

从回归结果可以看出，关于是否参与风险金融市场，农村和城镇的回归系数都在 1%显著性水平上为正，而关于风险金融资产占比，农村的回归系数都在 5%显著性水平上为正，城镇的回归系数都在 1%显著性水平上为正，表明无论在农村还是城镇，数字普惠金融的发展都会提升家庭的风险金融市场参与度；并且，相比农村家庭，数字普惠金融发展对城镇家庭市场参与度的提升效应更大，但不同地区的回归系数值之间的差异并不明显；而在提升风险金融资产持有占比方面，数字普惠金融发展对农村家庭的影响则相对较大。上述实证分析结果表明，长期受到金融排斥的农村家庭，在国家大力推动数字普惠金融的过程中，开始享有更多参与风险金融市场、投资风险金融产品的机会。但就整体而言，数字普惠金融发展在影响不同户籍家庭的风险金融市场参与和风险金融资产持有方面，并没有过大的差异，原因之一有可能是中国普遍存在的人口户籍与居住、工作地的常态化分离（即人户分离），模糊了家庭收入来源和风险金融资产投资的户籍界限。

3. 城市等级异质性

中国不同的城市等级，主要体现在政治地位、经济实力、城市规模、区域辐射力和人口数量等方面。其中，一线城市指的是在全国政治、经济等社会活动中处于重要地位并且具有主导作用和辐射带动能力的大都市；二线城市大多数为中东部地区的省会城市、沿海开放城市和经济发达的地级市；三线城市则指有战略意义或比较发达、经济总量较大的中小城市。对于不同等级的城

市，金融实力强弱是衡量其综合实力的关键指标，而数字普惠金融的发展对不同等级城市的影响，也有可能存在显著差异，因此下面将按国家统计局发布的各城市等级进行样本分组和回归分析，结果见表 17。

表 17 城市等级对家庭风险金融资产配置的异质性分析

变量名称	是否参与风险金融市场			风险金融资产占比		
	一线及新一线城市	二线城市	三线城市及以下	一线及新一线城市	二线城市	三线城市及以下
数字普惠金融总指数	0.9705 *** (8.53)	0.0506 (0.34)	0.2945 ** (2.32)	0.1965 *** (9.24)	0.0271 (0.60)	−0.0420 (−0.83)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ²	0.092	0.047	0.042	0.064	0.041	0.035
观测值	2710	1039	2385	2710	1039	2385

回归结果显示，对于一线及新一线城市的家庭，数字普惠金融发展对其风险金融市场参与和风险金融资产持有比例都有显著的正向影响；对二线城市的边际影响效应虽然为正，但回归结果在统计意义上并不显著；对于三线及以下城市仅在参与风险金融市场上具有显著正向影响，并且影响程度也低于一线城市。上述实证分析结果表明，对于生活在不同等级城市的家庭样本，数字普惠金融发展在提升其风险金融资产配置的效果上有着显著差异。一方面，不同等级城市的经济金融发展差异在家庭财富水平和风险金融资产投资能力方面的体现，另一方面也表明，数字普惠金融发展仍主要在供给端为不同地区的家庭提供更多的风险金融市场参与机会和风险金融产品投资渠道，但对于整体经济发展水平仍较落后的三线及以下城市，通过实体经济的持续发展为居民提供就业机会和收入，才能在需求端提升其风险金融资产的有效参与。

五、研究结论与政策建议

本文利用西南政法大学 CHFS 数据实证检验了数字普惠金融对家庭风险金融资产配置的影响，研究结论如下：第一，数字普惠金融发展会提升中国家庭的风险金融市场参与度和风险金融资产持有比例，通过更换回归方法、剔除低保户和替换解释变量来进行稳健性检验，结果表明研究结论具有良好的稳健性。第二，数字普惠金融的发展存在门限值，即数字普惠金融发展到一定程度，才会对家庭风险金融资产配置产生显著正向影响。第三，对于首套“刚需性质”的房产，其对家庭风险金融资产配置产生挤出效应，而后购买的具有“投资性质”的房产，则对家庭风险金融资产配置具有财富效应。第四，中介效应表明，数字普惠金融发展会拓宽信息渠道、降低金融门槛和缓解流动性约束，通过增加家庭可支配收入，进而显著影响家庭风险金融资产的投资行为。第五，对于农村家庭和受教育程度低的群体，数字普惠金融发展在家庭风险金融资产配置方面同样表现出显著的正向激励效应，充分体现其“普”和“惠”的应有之义。

前述研究结论具有明确的政策含义，即推动数字普惠金融的持续发展，消弭我国不同地区、不同群体之间的“数字金融鸿沟”，有利于改善中国家庭的风险金融资产配置，有助于实现基于数字化服务的“金融普惠”。为实现这一目标，首先，政府要通过政策引领和法律保障，将全面建成高质量数字普惠金融体系作为国家的长期金融发展战略；其次，推动数字基础设施建设，持续提升数字设备使用率和数字金融覆盖广度；再次，完善风险监管和鼓励产品创新并举，提升数

字金融普惠产品的丰富性、安全性和易用性;从次,多措并举增加居民收入,优化金融支持政策满足居民的多元化住房需求,并全面提升居民的数字金融知识素养,培养具备理性决策能力和风险管理意识的数字金融消费者群体;最后,通过全力推动数字普惠金融高质量发展,在满足家庭资产配置需求和提升金融服务效率的同时,为我国金融市场健康发展和金融强国建设提供重要驱动力。

参考文献:

- [1] 张宁,郑平.普惠金融对家庭金融资产配置有效性的影响研究:基于传统与数字普惠金融的对比[J].宏观经济研究,2023(1):26-41.
- [2] 吴雨,李晓,李洁,等.数字金融发展与家庭金融资产组合有效性[J].管理世界,2021,37(7):92-104.
- [3] 强国令,商城.数字金融、家庭财富与共同富裕[J].南方经济,2022(8):22-38.
- [4] 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.
- [5] 汪莉,马诗淇,叶欣.数字普惠金融对我国家庭金融资产配置的影响:基于CHFS数据的实证研究[J].会计与经济研究,2021,35(4):93-109.
- [6] 赫国胜,耿丽平.数字金融发展对家庭风险金融资产配置的影响:基于Bootstrap有调节的中介模型[J].经济体制改革,2021(6):135-141.
- [7] 李容,张凯,曹斌,等.普惠金融、数字渗透与家庭金融脆弱性[J].财经科学,2023(11):17-32.
- [8] 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.
- [9] 马学琳,夏李莹,应望江.普惠金融视角下农民金融投资的选择问题研究:基于“千村调查”项目数据分析[J].农业技术经济,2018(11):80-91.
- [10] 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.
- [11] 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.
- [12] GROSSMAN H I. Monetary economics: a review essay [J]. Journal of monetary economics, 1991, 28 (2): 323-345.
- [13] HEATON J, LUCAS D. Portfolio choice and asset prices: the importance of entrepreneurial risk [J]. The journal of finance, 2000, 55 (3): 1163-1198.
- [14] COCCO J F. Portfolio choice in the presence of housing [J]. The review of financial studies, 2005, 18 (2): 535-567.
- [15] CARDAK B A, WILKINS R. The determinants of household risky asset holdings: Australian evidence on background risk and other factors [J]. Journal of banking & finance, 2009, 33 (5): 850-860.
- [16] YAO R, ZHANG H H. Optimal consumption and portfolio choices with risky housing and borrowing constraints [J]. The review of financial studies, 2005, 18 (1): 197-239.
- [17] 张红伟,何冠霖.数字普惠金融对家庭风险金融资产配置的影响及机制研究[J].经济体制改革,2022(2):136-143.
- [18] 周雨晴,何广文.住房对家庭金融资产配置的影响[J].中南财经政法大学学报,2019(2):76-87.
- [19] 吴卫星,高申玮.房产投资挤出了哪些家庭的风险资产投资?[J].东南大学学报(哲学社会科学版),2016,18(4):56-66.
- [20] 杨洁,尹志超,刘泰星.住房负债与家庭风险资产选择[J].国际金融研究,2022(12):14-24.
- [21] 段忠东,吴文慧,段雨轩.住房预期收益与家庭风险金融资产配置[J].金融论坛,2023,28(8):69-80.
- [22] 周华东,李艺,高玲玲.住房公积金与家庭金融资产配置:来自中国家庭金融调查(CHFS)的证据[J].系统工程理论与实践,2022,42(6):1560-1578.
- [23] 王亚柯,刘东亚.住房公积金与家庭风险金融资产选择[J].经济纵横,2023(4):108-117.
- [24] 宋宝琳.风险性金融资产投资能提升家庭财富水平吗?基于城镇家庭微观数据的实证分析[J].投资研究,2021,40(4):29-46.

- [25] 王小华, 刘云, 宋檬. 数字能力与家庭风险金融资产配置 [J]. 中国农村经济, 2023 (11): 102-121.
- [26] 董婧璇, 臧旭恒, 姚健. 移动支付对居民家庭金融资产配置的影响 [J]. 南开经济研究, 2022 (12): 79-96.
- [27] 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.
- [28] 周雨晴, 何广文. 数字普惠金融发展对农户家庭金融资产配置的影响 [J]. 当代经济科学, 2020, 42 (3): 92-105.
- [29] 吴远远, 李婧. 中国家庭财富水平对其资产配置的门槛效应研究 [J]. 上海经济研究, 2019 (3): 48-64.
- [30] 吴卫星, 沈涛, 蒋涛. 房产挤出了家庭配置的风险金融资产吗? 基于微观调查数据的实证分析 [J]. 科学决策, 2014 (11): 52-69.
- [31] 莫亚琳, 王淑婕. 数字普惠金融与家庭金融资产投资: 基于链式多重中介效应的分析 [J]. 投资研究, 2024, 43 (1): 118-140.
- [32] 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, 19 (4): 1401-1418.
- [33] 尹志超, 宋全云, 吴雨. 金融知识、投资经验与家庭资产选择 [J]. 经济研究, 2014, 49 (4): 62-75.
- [34] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. 心理科学进展, 2014, 22 (5): 731-745.

Does Digital Inclusive Finance Enhance Risk-Based Financial Asset Allocation among Chinese Households?

Jia Dekui, Xie Jinyu

Abstract: Using the Digital Inclusive Finance Index from Peking University and the survey data of China Household Finance Survey (CHFS) conducted by Southwestern University of Finance and Economics, this study empirically examines the potential impacts of the development of digital inclusive finance on Chinese households' risk-based financial asset allocation, and further explores the differential effects of property attributes on household risk-based financial asset allocation. The results indicate that the development of digital inclusive finance significantly enhances household participation in the risk-based financial market and the proportion of risk-based asset allocation. This effect is evident with a threshold impact, and disposable household income exhibits a partial mediating effect, suggesting that the development of digital inclusive finance can improve risk-based financial asset allocation by increasing household income. Besides, "rigid demand real estate" has crowding out effect while investment real estate has a wealth effect on household risk-based financial asset allocation. Further heterogeneity analysis discovers that for households in rural areas or with lower levels of education, the improvement effect of development of digital inclusive finance on household risk-based financial asset allocation is more obvious. It is crucial to promote the high-quality development of digital inclusive finance in China by improving the "soft environment" of digital financial laws and regulations as well as by creating the "hard environment" of accelerating the construction of new digital infrastructure, so as to increase the efficiency of financial services, improve household risk-based financial asset allocation, and further enable the shared by all of the digital development dividends.

Keywords: digital inclusive finance; risk-based financial asset allocation; household finance; property attribute

(收稿日期: 2024-04-10; 责任编辑: 晏小敏)