

# 风险金融市场参与中的同群效应及其经济影响

张永峰<sup>1</sup>,雷建<sup>2</sup>,路瑶<sup>3</sup>

(1. 中国人民银行金融研究所,北京 100032;2. 清华大学五道口金融学院,北京 100080;  
3. 南京大学经济学院,江苏南京 210003)

**摘要:**利用2019年中国家庭金融调查数据检验同群行为对居民风险金融市场参与的影响,并讨论具体的作用机制和经济效应。研究发现:同群行为对居民风险金融市场参与存在显著的促进作用,证明在风险金融市场参与中存在明显的同群效应。特别是对于男性居民和城镇居民而言,风险金融市场中的同群效应表现更加突出。作用机制在于:同群行为能够缓解风险金融市场参与中的信息不对称,为居民提供非正规信贷支持,扭转居民的风险态度从而促进居民的风险金融市场参与。进一步研究发现,同群行为不仅提高了居民高风险金融资产的持有比重,同时有助于提升风险金融市场的收益率。此外,数字平台能够放大居民风险金融市场参与中的同群效应。最后,同群行为提高居民风险金融市场参与的资金来源既有自身的预防性储蓄也有外部借贷资金。研究结论为破解中国居民的“有限参与之谜”提供了新视角。

**关键词:**风险金融市场;同群效应;信息不对称;风险态度

**中图分类号:**F832.5 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-6049(2024)05-0001-10

DOI:10.20211/j.cnki.jnufe.2024.05.002

## 一、引言

一直以来,中国居民风险金融市场参与比重严重偏低,家庭资产集中配置在住房和储蓄上,“有限参与之谜”表现尤为典型。《中国财富报告2022》显示,在中国居民家庭总资产中金融资产的占比为30.7%,远低于48%的全球平均水平。而在居民持有的金融资产中,现金和存款比重多达53%,权益资产和公募基金占比不到两成。对居民个人而言,积极参与风险金融市场,优化家庭资产配置结构能够在风险既定的情景下拓宽收入来源,强化应对风险冲击的抵抗能力,使家庭收入更加平滑、稳定。对企业和社会来说,充足的风险金融市场参与可以为企业发展提供资金支持,促进投资和创新。风险金融市场的价格发现和信息传递功能可以有效反映市场供求状况和经济运行状态,为政府预期管理提供参考。因此,如何进一步提高居民风险金融资产持有比重对个人、企业和国家均具有重要的现实意义。

与西方国家不同的是,中国居民之间互动更加频繁,交流更加紧密,在决策中也更容易受到与自己的经济条件和社会地位相近的同类群体影响。在经济研究中,这种现象被称为同群效应。目前,加快构建国内国际双循环相互促进的新发展格局成为高质量发展的重点。正确认识风险金融市场参与中的同群效应,不仅有助于更好地促进居民风险金融市场参与,让居民真正享受到风险金融市场发展

收稿日期:2024-02-27;修回日期:2024-05-28

基金项目:国家社会科学基金一般项目“服务业数字生态对低技能劳动力就业的影响机制与适宜性改进政策研究”(23BJY244);国家资助博士后人员研究计划“数字普惠金融促进高质量充分就业的实现机制与对策研究”(GZC20233085)

作者简介:张永峰(1992—),男,湖北咸宁人,通讯作者,经济学博士,中国人民银行金融研究所博士后,研究方向为发展经济学;雷建(1995—),男,贵州遵义人,清华大学五道口金融学院和中国人民银行金融研究所联合培养博士研究生,研究方向为宏观金融和资产定价;路瑶(1978—),女,江苏射阳人,经济学博士,南京大学经济学院副教授,研究方向为转型经济学。

带来的红利,同时有助于通过风险金融市场提高企业的直接融资比重,降低企业融资成本,缓解企业发展面临的融资约束,对推进中国经济高质量发展至关重要。

与既往的研究相比,本文可能的贡献在于:第一,拓展了居民风险金融市场影响因素的研究。尽管已有研究对中国居民风险金融市场参与进行了大量有益的探讨,但这些探讨大多基于相对传统的视角,特别是在注意到股票市场中存在羊群效应的现实背景下该研究长期缺少实证方面的验证。本文利用2019年中国家庭金融调查数据,通过考察同群行为对居民风险金融市场参与的影响,对此进行了有益的补充,为破解中国“有限参与之谜”提供了新的视角。第二,识别了同群行为促进居民风险金融市场参与的作用机制。本文准确剖析了同群行为对居民风险金融市场参与的作用机制,有助于提出更加合理和有针对性的政策建议。本文从信息不对称、非正规信贷支持和风险态度三个视角出发,检验了同群行为促进居民风险金融市场参与的传导路径,为政府和社会公众正确认识同群行为如何影响居民风险金融市场参与提供了经验证据。第三,进一步讨论了风险金融市场参与中同群效应的经济后果。本文不仅关心同群行为如何影响居民的风险金融市场参与,更加关注居民的风险金融市场参与是否会带来收益的增加。考虑到这一点,本文探讨了同群行为对居民风险金融市场收益率以及家庭金融资产结构的影响,发现同群行为不仅提高了居民高风险金融资产的持有比重,同时有助于提高风险金融市场收益率。

## 二、文献回顾与理论假设

### (一)文献回顾

#### 1. 风险金融市场参与的影响因素

按照资产组合理论,基于效用最大化的理性人假设和要素自由流动的完全市场假设,居民不会“将鸡蛋放在一个篮子里”,而是依据自身风险偏好程度,将“鸡蛋”分配在不同金融资产之间,以尽可能降低内外冲击对居民收入带来的波动<sup>[1]</sup>。从内部来看,与一般商品市场不同,风险金融市场专业性更高,需要参与者花费大量时间和精力对金融产品的相关信息和宏观经济信息进行搜集、汇总和分析,要求参与者具备一定的金融素养。因而金融素养较高的居民往往具有更高的风险投资偏好<sup>[2]</sup>。同时,人生早年经历是“非认知能力”形成的重要时期,在早年形成的人格特征即使长大后也难以轻易改变。因此,居民早年形成的自我认知可能会降低其在成年后参与风险金融市场的意愿<sup>[3-4]</sup>。在外部,金融市场的快速发展使得居民获得金融服务的可能性增加,而金融可得性的提高会促进家庭的资产配置行为<sup>[5]</sup>。不仅如此,金融可得性的提升在促进居民参与正规金融市场的同时,会降低其参与非正规金融市场的概率<sup>[6]</sup>。特别是,随着数字金融的发展,数字化平台不仅具备账户开设和资产交易等功能,还汇集了金融信息平台和社区交流平台的功能,有效提高了居民参与风险金融市场的概率<sup>[7]</sup>。此外,由于风险金融市场参与本身是一种投资行为,家庭面临的信贷约束也是影响居民风险金融市场参与的重要原因<sup>[8]</sup>。

#### 2. 对“有限参与之谜”的解释

中国居民的风险金融参与市场比例一直处于较低的水平,部分家庭甚至完全不参与股票和债券等风险金融市场,“有限参与之谜”的表现尤为典型<sup>[9]</sup>。大量学者对风险金融市场参与不足的“有限参与之谜”进行了分析,并提出了几种代表性解释。首先,该现象被解释为交易成本过高。与Markowitz<sup>[1]</sup>投资组合理论的完全市场假设不同,Heaton and Lucas<sup>[10]</sup>认为,交易成本是投资者进入风险金融市场不得不考虑的重要因素。这些成本主要有固定成本、每期交易成本、比例交易成本等<sup>[11-12]</sup>。其次,该现象被解释为参与者存在对风险的厌恶。风险金融市场高收益和高风险并存的特征意味着风险厌恶的居民参与风险金融市场的意愿更低<sup>[13]</sup>。在社会保障制度兜底保障力度相对偏弱的情景下,居民大多是风险厌恶者,因而其对风险金融市场参与持有更加谨慎的态度<sup>[14]</sup>。再次,该现象被解释为投资者参与风险金融市场面临较大的信贷约束。由于信贷市场并非完全市场,居民无法自由获得信贷资金,当居民面临的借贷约束上升时,借贷成本也会相应提高,由此导致居民风险性资产持有意愿降低<sup>[13]</sup>。相比于供给型信贷约束,需求型信贷约束对家庭金融市场参与的抑制作用更

大<sup>[8]</sup>。居民面临的借贷约束每提高1%，股票市场参与的概率将降低41.7%<sup>[15]</sup>。最后，该现象受到家庭和个人方面原因的影响。如，个人金融知识欠缺<sup>[16]</sup>和家庭老龄人口占比上升<sup>[17]</sup>等因素对其产生影响。但也有研究发现，在中国居民中并非存在简单的风险金融市场参与比例偏低，而是风险金融市场参与意愿低下的保守型家庭和高度参与的激进型家庭均较多表现为“U”型分布<sup>[18]</sup>。

## (二) 理论假设

在Akerlof<sup>[19]</sup>提出的“柠檬市场”模型中，由于买卖双方之间存在严重的信息不对称，卖主对预售的旧车质量了如指掌，而买主却知之甚少，最终的博弈结果是质量较差的二手车以更低的价格将质量稍好但价格更高的二手车挤出市场，形成劣币驱逐良币的现象。风险金融市场同样存在严重的信息不对称问题，尤其存在于公司决策者与外部投资者之间<sup>[20]</sup>。上市公司往往会虚夸业绩及掩盖债务以提振股价，从而诱导居民购买股票。分析师为了自身利益最大化，在发布分析报告时有动机采取明褒暗贬或者明贬褒扬的举措，这进一步加剧了风险金融市场的信息不对称。Ghatak<sup>[21]</sup>的分析模型表明，在集团贷款下，同类型的借款者聚集到一起不仅可以有效解决逆向选择问题，还可以获得个人单独借款不可能实现的低利率，这一机制同样适用于风险金融市场参与。按照观察学习理论，人们通过观察性学习等内生互动形式可获得投资所需的信息<sup>[22]</sup>。一方面，社区其他人的风险金融市场参与行为能够产生“示范群体效应”<sup>[23]</sup>。另一方面，通过向参与风险金融市场群体的学习和交流，单个信息束扩大成信息集，在信息更多的基础上做出正确选择的概率也就越大。因此，同群行为在一定程度上克服了仅仅依靠自身获取信息的局限性，从而提高了居民风险金融市场的参与意愿<sup>[24]</sup>。基于上述分析，提出假说1。

假说1：同群行为能够缓解风险金融市场中的信息不对称，由此促进居民风险金融市场的参与。

按照生命周期理论，家庭可以在市场中通过借贷进行资产跨期配置以平滑生命周期内的消费需求，实现家庭效用最大化。但是，家庭实现资产跨期配置的基本假设是能够在市场中进行自由借贷，即家庭不存在信贷约束问题。然而，自由借贷的假定在现实中几乎不成立，真实世界中的个体普遍面临着或大或小的信贷约束，从金融机构取得贷款受到不同程度的制约<sup>[8]</sup>。当前，中国正规借贷市场建设不足，当居民面临资金需求而正规借贷难以满足时，通过寻求亲戚朋友的帮助，借助社会资本的力量能够有效解决融资约束困境。因此，社会资本在家庭金融市场参与中具有重要作用<sup>[25]</sup>。就信贷供给而言，社会网络越发达，民间借贷行为越活跃，社会网络越有可能成为弱化流动性约束的重要手段<sup>[26]</sup>。同群效应作为居民社会资本的重要体现，能够在一定程度上缓解居民在风险金融市场参与中面临的融资约束，提高居民的非正规借贷能力，为居民风险金融市场参与提供资金支持。基于上述分析，提出假说2。

假说2：同群行为能够为居民提供非正规信贷支持，由此促进居民风险金融市场参与。

风险态度与居民风险金融市场参与息息相关，个人投资者对潜在利益和损失的风险偏好程度并不相同，风险厌恶的居民往往较少参与风险金融市场，而风险偏好的居民通常持有更多的风险金融资产<sup>[27]</sup>。同样，居民出于规避风险的考虑而购买多样化的商业保险，其赔付产生的替代收入可能影响家庭的未来储蓄和当期消费。因此，家庭风险偏好越高，越有可能从事创业活动<sup>[28]</sup>。易祯和朱超<sup>[29]</sup>对全球79个经济体的数据分析表明，在风险厌恶系数均值层面，中国的该系数值为9.3098，比全球平均水平高48.80%。正是对风险的厌恶造成了中国居民的低风险金融市场参与现象。一方面，同群行为将个体塑造成集团，能够有效提高居民的市场竞争力和抗风险能力。另一方面，为了尽可能降低市场风险对组织成员带来的冲击，投资者往往能够集思广益，做出更加理性的决策<sup>[30]</sup>。楼晓玲<sup>[31]</sup>的研究表明，投资者集体规模的扩大有助于降低股灾发生的风险，共同话题交流带来的愉悦体验与感受有助于降低对金融市场参与的厌恶，最终促成交易的达成<sup>[32]</sup>。因此，同群行为能够提高居民的抗风险能力，改变居民风险态度，使得居民参与风险金融市场的积极性更高。基于上述分析，提出假说3。

假说3：同群行为能够扭转居民风险态度，由此促进居民风险金融市场参与。

### 三、研究设计

#### (一) 数据来源与变量选取

本文使用的数据来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心组织管理的“中国家庭金融调查(CHFS)”项目。CHFS的数据始于2011年,目前可公开使用数据的最新年份是2019年。2019年CHFS数据样本分布于29个省级行政区,覆盖127 012名个体,具有较好的全国代表性。

本文的被解释变量为居民风险金融市场参与。风险金融资产包括股票、基金、债券等,若居民开通股票账户或者持有债券和基金,则风险金融市场参与等于1,否则等于0。

本文的核心解释变量为同群行为。借鉴孟天广和苏政<sup>[33]</sup>的设定,本文用居民身边是否有亲戚朋友参与风险金融市场衡量,若有则同群行为等于1,否则等于0。

本文的控制变量包含个人特征、家庭特征和社会保障特征等方面。其中,代表个人特征的控制变量有性别、年龄、教育背景、政治面貌、婚姻状况、健康状况、户籍性质、工作状态;代表家庭特征的控制变量有家庭存款、家庭收入、教育负债、医疗负债、住房负债;代表社会保障特征的控制变量有养老保险和医疗保险。

表1 描述性统计分析

变量名称	符号	变量定义	均值	标准误
风险金融市场参与	<i>fxjrcy</i>	开通股票账户、持有基金、购买债券(是=1;否=0)	0.064	0.245
同群行为	<i>txqw</i>	是否有亲戚朋友参与风险金融市场(是=1;否=0)	0.009	0.094
性别	<i>ybx</i>	男=1;女=0	0.505	0.499
年龄	<i>ybnl</i>	单位:岁	44.796	22.326
教育背景	<i>jybj</i>	1~9 逐次提高	3.429	1.757
政治面貌	<i>zzmm</i>	中共党员(是=1;不是=0)	0.096	0.294
婚姻状况	<i>hyzk</i>	已婚=1;未婚=0	0.893	0.308
健康状况	<i>jkzk</i>	非常好=1;好=2;一般=3;不好=4;非常不好=5	2.541	1.022
户籍性质	<i>hjsx</i>	农村=1;城镇=0	0.603	0.489
工作状态	<i>gzzt</i>	有=1;无=0	0.491	0.499
家庭存款	<i>jtxk</i>	单位:万元	2.156	9.008
家庭收入	<i>jtsr</i>	单位:万元	7.878	35.407
教育负债	<i>yyfz</i>	单位:万元	0.038	0.193
医疗负债	<i>ylfz</i>	单位:万元	0.052	0.223
住房负债	<i>zffz</i>	单位:万元	0.099	0.299
养老保险	<i>yabx</i>	有=1;无=0	0.763	0.424
医疗保险	<i>yibx</i>	有=1;无=0	0.910	0.286

#### (二) 模型设定

同群行为对居民风险金融市场参与的边际影响可以通过模型(1)测算。

$$fxjrcy = \alpha + \beta txqw + \beta_i X_i + u_i \quad (1)$$

式(1)中的 $fxjrcy$ 表示风险金融市场参与, $txqw$ 是核心解释变量同群行为, $X$ 表示控制变量, $u_i$ 代表误差项。

### 四、实证分析

#### (一) 基准回归结果

表2报告了基准回归结果。其中,列(1)和列(2)是未添加控制变量和添加全部控制变量后同群行为对居民风险金融市场参与的系数估计值,列(3)、列(4)和列(5)是在添加全部控制变量且聚类个体和地区稳健标准误后的同群行为对居民风险金融市场参与的系数估计值。

从表 2 可以看出,不论是否添加控制变量以及是否控制聚类稳健标准误,同群行为对居民风险金融市场参与的系数估计值均在 1% 的水平下显著。由此表明,同群行为显著促进了居民的风险金融市场参与,证实了风险金融市场参与中存在明显的同群效应。其原因在于,通过向风险金融市场参与居民的交流和学习,不仅可以在一定程度上消除风险金融市场参与中的信息不对称,还可以增加居民对风险金融

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$tqxw$	0.330*** (42.089)	0.258*** (29.487)	0.258*** (26.205)	0.258*** (8.669)	0.258*** (14.842)
控制变量		控制	控制	控制	控制
聚类层级			个体	地区	个体×地区
常数项	0.062*** (82.210)	-0.054*** (-8.783)	-0.054** (-2.099)	-0.054*** (-6.096)	-0.054*** (-6.985)
样本数量	107 008	80 385	80 385	80 385	80 385
调整后的 R <sup>2</sup>	0.016	0.119	0.119	0.119	0.119

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为t值。

市场的认知和了解,提高居民的金融素养。此外,作为居民社会资本的一种体现,同群行为能够有效缓解居民在风险金融市场参与中面临的融资约束,提高居民的非正规借贷能力,为居民风险金融市场参与提供资金支持。最后,在个体塑造成集体之后,同群行为能够提高居民的抗风险能力,扭转居民风险态度,使得居民参与风险金融市场的积极性更高。

## (二) 稳健性检验

### 1. 替换估计方法

PSM可以有效解决样本自选择问题,其测算出的ATT值可以测度个体在干预状态下的平均干预效应。对于大样本而言,Bootstrap自助法能以更快的速度收敛到真实值。3SLS能够有效避免不同方程扰动项之间可能存在的相关性。因此,本文首先用PSM、Bootstrap自助法和3SLS重新估计同群行为对居民风险金融市场参与的影响,估计结果与基准回归结果一致。

### 2. 内生性问题

在社会网络中,每个人都有可能是激起千层浪的“一石”。居民会效仿与自身经济条件或者社会地位一致的群体的投资决策。但作为群体中的一员,居民自身的行为也会影响同类型群体。也就是说,同群行为是相互的。因此,基准回归中可能存在互为因果的内生性问题。有鉴于此,本文用是否具有人情支出作为同群行为的工具变量,以克服基准回归中可能存在的内生性问题。一方面,人情交往是居民社会资本积累的具体表现,高频率的人情交往能够有效促进信息沟通和共享,基于人情交往的人情支出必然会影响到居民间的同群行为;另一方面,人情支出是中国传统的社会习俗,很少受外部因素影响,与居民的风险金融市场参与不存在直接关联。基于工具变量的估计结果表明,同群行为对居民风险金融市场参与的系数估计值显著为正,表明居民风险金融市场参与存在显著的同群效应。

### 3. 遗漏变量问题

基准回归中可能存在遗漏变量问题从而导致估计结果有偏。本文借鉴Altonji *et al.* [34]的方法,通过估计系数值的变化间接估算模型的偏误在多大程度上来自参数估计的偏误。具体思路是,通过建立包含不同控制变量的回归方程得到核心解释变量的估计系数,然后计算遗漏变量偏误系数。由基准回归可知,未增加控制变量下,同群行为对居民风险金融市场参与的系数估计值为0.330,即 $\beta_A = 0.330$ ;增加控制变量后,同群行为对居民风险金融市场参与的估计值为0.258,即 $\beta_B = 0.258$ 。因此,遗漏变量偏误系数 $\sigma = 10.258 / (0.330 - 0.258) = 3.58$ ,该值大于1。也就是说,基准回归中由于遗漏变量导致估计结果有偏的可能性较小。

## (三) 异质性分析

基准回归结果反映的是同群行为对所有居民风险金融市场参与的平均影响,而这种平均影响可能会遮掩不同居民之间的异质性问题。鉴于此,本文首先检验不同性别和不同地区居民风险金融市场参与的同群效应。结果显示,同群行为对男性居民风险金融市场参与的系数估计值大于女性,对城

镇居民风险金融市场参与的系数估计值大于农村居民。由此可知,与女性居民和农村居民相比,风险金融市场中男性居民和城镇居民的同群效应更加强烈。可能的解释是,中国居民的家庭决策中具有“男主外女主内”的典型特征,在诸如风险金融市场参与等重大事项中的决策权更多掌握在男性手中。此外,就风险态度来说,男性居民和城镇居民的风险偏好程度更高,女性居民和农村居民则更加谨慎。因此,同群行为更有可能促进男性居民和城镇居民风险金融市场的参与。

此外,同群行为对学历为初中及以下居民风险金融市场参与的系数估计值小于学历为高中及以上的居民,对低收入和高收入居民风险金融市场参与的系数估计值大于中等收入居民。这意味着,同群行为对初中及以上学历居民和中等收入居民风险金融市场参与的促进作用相对更小。原因在于,高中及以上学历的居民相对而言金融素养更高,对风险金融市场的认识和理解更加深刻,更容易接受同类型居民的金融市场信息。根据中国人民银行发布的《2022年金融统计数据报告》,中国家庭债务收入比达到124.4%。其中,以住房贷款为主的中长期消费贷款规模累计增长595%,对整体居民债务规模的增长贡献达76.5%。而住房贷款中,中等收入家庭占比更高,限制了该类居民的风险金融市场参与。因此,在初中及以下居民和中等收入居民群体中,风险金融市场参与的同群效应相对较小。

#### (四) 作用机制

##### 1. 信息不对称

本文在理论分析部分提出同群行为能够缓解风险金融市场中的信息不对称,进而促进居民的风险金融市场参与。为了验证这一点,借鉴粟勤和邓小艳<sup>[35]</sup>的设定,本文用居民对金融信息的关注程度作为金融信息的代理变量进行机制检验,检验结果留存备索。

在该检验中,同群行为对金融信息的系数估计值显著为正,即同群行为明显提高了居民对金融信息的关注程度。金融信息对居民风险金融市场参与的系数估计值同样显著为正,即居民对经济、金融信息的关注程度越高,参与风险金融市场的意愿也就越强烈。实际上,由于投资者与发行人之间的信息不对称,投资者在公司上市前从公开渠道获取的信息相对较少,仅能依靠招股说明书中披露的财务报表判断上市公司的价值并做出投资决策<sup>[36]</sup>。在上市后,也有动机美化资产负债表,以吸引更多的投资者,进而提高自身股价。资本市场中的信息不对称导致居民在风险金融市场参与中更加谨慎。通过风险金融市场参与群体之间的交流产生示范效应,这在一定程度上克服了单靠个人获取风险金融市场信息的不足,从而提高了居民风险金融市场的参与意愿。

##### 2. 非正规信贷支持

非正规信贷支持是同群行为促进居民风险金融市场参与的第二个作用机制。本文用是否从亲朋好友获得资金作为非正规信贷支持的代理变量行了检验,检验结果留存备索。在该检验中,同群行为对非正规信贷支持的系数估计值显著为正,非正规信贷支持对居民风险金融市场参与的系数估计值显著为正,即非正规信贷可获得性越高,居民参与风险金融市场的意愿也就越强烈。一直以来,中国居民面临较大的信贷约束。与发达国家的居民以消费债务为主不同,中国居民的消费信贷和投资信贷满足程度偏低,住房信贷过多严重挤压了居民的消费信贷和投资信贷,由此导致风险金融资产持有比重下降。在以关系网为结构的社会中,作为社会资本的一种,同群行为能够为居民提供非正规信贷支持,有效缓解了居民面临的信贷约束,进而促进了居民风险金融市场的参与。

##### 3. 风险态度

在中国家庭金融调查中对于“投资倾向类型”有“高风险”“略高风险”“平均风险”“略低风险”“不愿承担任何风险”五种选择,本文以此作为风险态度的代理变量检验其在同群行为与风险金融市场参与中的中介作用,结果留存备索。

在该检验中,同群行为对居民风险偏好的系数估计值显著为正。同时,风险偏好对居民风险金融市场参与的系数估计值同样显著为正,即居民风险偏好程度越高,参与风险金融市场的意愿也就越强烈,与经济直觉相吻合。对于风险厌恶的居民来说,更愿意选择投资风险性较低的资产,而不是通过分散化投资规避风险<sup>[37]</sup>。同群行为扭转了居民风险厌恶的态度,从而促进其风险金融市场的参与。

### (五) 拓展性讨论

#### 1. 对风险金融市场收益率的影响

本文不仅关心同群行为对居民风险金融市场参与的影响,更加关注受同群行为影响下居民参与风险金融市场的收益率。如果不能提高居民风险金融市场的收益率,那么有理由怀疑风险金融市场参与中同群效应的合理性。考虑到这一点,本文以股票是否获得收益、债券是否获得收益和基金是否获得收益为被解释变量检验了同群行为对风险金融市场收益率的影响。

表3显示,同群行为对居民股票市场收益和基金收益的系数估计值显著为正。在列(4)中同群行为对居民风险金融市场总收益的系数估计值为0.043,同样在1%的水平下显著。由此可以看出,同群行为可以有效提高居民风险金融市场参与的收益率。其原因是,同群行为对居民金融素养的提升具有促进作用,而金融素养的提升有助于提高居民识别风险金融市场中虚假信息的能力。此外,同群行为对资本市场信息不对称的缓解进一步降低了居民购买劣质金融产品的可能性。

#### 2. 数字平台的放大作用

进入数字经济时代,数字技术在提高服务业分工与协作效率方面、产业和平台的协同效率方面、数实孪生叠加效率方面表现出独特的作用<sup>[38]</sup>。那么,数字平台是否会放大居民在风险金融市场参与中的同群效应?为了回答这一话题,本文用是否开通第三方数字支付账号作为数字平台的代理变量,在此基础上构建了数字平台和同群行为的交乘项,进行调节作用检验。

表4汇报了数字平台调节作用的检验结果。可以看出,同群行为以及同群行为和数字平台的交乘项对居民风险金融市场参与的系数估计值显著为正。由此表明,数字平台在同群行为和居民风险金融市场参与中表现出显著的正向调节作用。一方面,借助数字平台金融理财产品从线下延伸到了线上,突破了风险金融市场参与的时间与空间限制,有效降低了居民风险金融市场参与的交易成本。另一方面,凭借信息和技术优势,数字交易平台能够对风险金融市场参与者进行精准画像,通过应用程序和电脑等终端向风险金融市场参与者推送符合其需求的金融理财产品,提升了金融产品的供需匹配度,极大地提高了风险金融市场的交易效率<sup>[5]</sup>。

#### 3. 对家庭金融资产结构的影响

风险金融市场的参与必然引起居民家庭金融资产结构的变化。为了探究同群行为对居民家庭金融资产结构的影响,本文用低风险理财产品价值与高风险金融资产价值之比进行实证测算,测算结果如表5所示。

表3 同群行为对风险金融市场收益率的影响

变量	股票收益 (1)	债券收益 (2)	基金收益 (3)	风险金融市场收益 (4)
$txw$	0.009** (2.054)	0.002 (0.903)	0.034*** (4.556)	0.043*** (4.896)
控制变量	控制	控制	控制	控制
聚类层级	个体×地区	个体×地区	个体×地区	个体×地区
常数项	-0.002 (-1.326)	-0.002** (-2.425)	-0.005*** (-2.902)	-0.008*** (-3.400)
样本数量	80 385	80 385	80 385	80 385
调整后的 R <sup>2</sup>	0.007	0.002	0.012	0.019

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为t值。

表4 数字平台调节作用检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$txw$	0.160*** (6.683)	0.160*** (7.107)	0.160** (2.467)	0.160*** (3.645)
$txw \times szpt$	0.113*** (4.425)	0.113*** (5.230)	0.113 (1.508)	0.113** (2.332)
控制变量	控制	控制	控制	控制
聚类层级		个体	地区	个体×地区
常数项	-0.054*** (-8.802)	-0.054** (-2.097)	-0.054*** (-6.099)	-0.054*** (-6.997)
样本数量	80 385	80 385	80 385	80 385
调整后的 R <sup>2</sup>	0.119	0.119	0.119	0.119

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为t值。

从表5可以看出,单独聚类个体和地区稳健标准误条件下同群行为对居民家庭金融资产结构的系数估计值均为-1.316,至少在5%的水平下显著。同时聚类个人和地区稳健标准误后,同群行为对居民家庭金融资产结构的系数估计值为-1.316,在1%的水平下显著。这意味着,同群行为对居民家庭金融资产结构存在显著负向影响,可能导致低风险理财产品的投入减少,同时增加对高风险金融资产的投资。

#### 4. 风险金融市场参与的资金来源

风险金融市场参与的资金来源有两种:一是居民自有;二是外部借贷。其中,居民自有的资金主要是预防性储蓄。本文用“持有现金”衡量预防性储蓄,用“是否因购买金融产品有尚未还清的欠款”衡量外部资金,在此基础上检验了同群行为对居民风险金融市场参与资金来源的影响。

从表6可以看出,同群行为和风险金融市场参与对预防性储蓄的系数估计值显著为负,即风险金融市场参与导致居民预防性储蓄减少。同群行为和风险金融市场参与对外部的系数估计值显著为正,即风险金融市场参与使得居民外部借贷资金增加。由此表明,同群行为引致居民风险金融市场参与的资金来源既有自身的预防性储蓄,也有外部借贷资金。这一结论与机制分析部分非正规信贷支持在同群行为与居民风险金融市场参与中存在中介作用相呼应。对此可能的解释是,数字金融、普惠金融等新型金融业态的推陈出新直接改变了居民获取金融服务的途径和成本,强化了居民的储蓄意愿,提升了居民的信贷可得性,为居民动用自身预防性储蓄或者从银行、互联网金融机构等外部渠道获取信贷资金以参与风险金融市场提供了更加便利、高效的路径<sup>[39]</sup>。

#### 五、结论与建议

本文利用2019年中国家庭金融调查数据检验了同群行为对居民风险金融市场参与的影响。研究发现:(1)同群行为对居民风险金融市场存在显著的促进作用,表明我国风险金融市场参与存在明显的同群效应。(2)对于男性居民和城镇居民而言,风险金融市场中存在更加明显的同群效应,该效应对于初中及以下学历群体和中等收入群体则相对轻微。(3)同群行为能够缓解风险金融市场参与中的信息不对称,为居民参与风险金融市场提供信贷支持,改变居民的风险态度从而促进居民的风险金融市场参与。(4)同群行为不仅提高了居民高风险金融资产的持有比重,同时有助于提高风险金融市场的收益率。在纳入数字平台的影响后,发现数字平台能够放大居民风险金融市场参与中的同群效应。(5)同群行为引致居民风险金融市场参与的资金来源既有自身的预防性储蓄,也有外部借贷资金。

本文的结论有以下启示:第一,重视同群行为对居民风险金融市场参与的影响。考虑到风险金融市场的复杂性,居民应当充分学习和借鉴同类群体的投资决策,以尽可能减少消费信息不对称,提高风险金融市场参与的科学性和合理性。第二,加快数字平台建设,为居民参与风险金融市场提供便利。数字平台能够放大居民风险金融市场参与中的同群效应,对破解中国的“有限参与之谜”有积极

表5 同群行为对家庭金融资产结构的影响

变量	(1)	(2)	(3)
<i>tqxw</i>	-1.316*** (-9.393)	-1.316** (-2.319)	-1.316*** (-3.942)
控制变量	控制	控制	控制
聚类层级	个体	地区	个体×地区
常数项	6.046*** (3.812)	6.046 (1.551)	6.046** (1.984)
样本数量	2309	2309	2309
调整后的R <sup>2</sup>	0.001	0.001	0.001

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为*t*值。

表6 风险金融市场参与资金来源的检验

变量	预防性储蓄 (1)	预防性储蓄 (2)	外部资金 (3)	外部资金 (4)
<i>tqxw</i>	-0.884*** (-5.108)	-0.884*** (-4.135)	0.007*** (4.194)	0.007** (2.065)
<i>fxjrcy</i>	-0.946*** (-7.593)	-0.946** (-2.040)	0.003*** (5.424)	0.003*** (3.222)
控制变量	控制	控制	控制	控制
聚类层级	个体	个体×地区	个体	个体×地区
常数项	6.577*** (2.826)	6.577*** (2.915)	0.001 (1.275)	0.001 (0.875)
样本数量	78026	78026	80385	80385
调整后的R <sup>2</sup>	0.000	0.000	0.002	0.002

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为*t*值。

作用。因此,需要加快推进数字平台的普及,拓宽数字平台与风险金融市场之间的连接度。同时,抢抓新基建战略契机,以数字基础设施建设为重点,加强5G移动基站、大数据中心等数字基础设施建设,为数字平台建设提供技术支撑。第三,加强风险金融市场监管,维护投资者合法权益。我国金融市场仍处于快速发展阶段,相关的监管体系还不够健全,导致风险金融市场违法违规行为时有发生,严重侵害了风险金融市场参与者的利益。因此,必须健全金融监管法律法规,明确风险金融机构规章制度和行业准则,加强对风险金融机构的风险状况进行评估与监测,督促风险金融机构及时准确地披露公司治理、财务状况和经营活动相关信息,保护风险金融市场参与者的合法利益。

#### 参考文献:

- [1] MARKOWITZ H. Portfolio selection[J]. The journal of finance, 1952, 7(1): 77-91.
- [2] KAPTEYN A, PANIS C. Institutions and saving for retirement: comparing the United States, Italy and the Netherlands [J]. Analyses in the economics of aging, 2005, 8: 281-312.
- [3] 江静琳, 王正位, 廖理. 农村成长经历和股票市场参与[J]. 经济研究, 2018, 53(8): 84-99.
- [4] CUNHA F, HECKMAN J. The technology of skill formation[J]. American economic review, 2007, 97(2): 31-47.
- [5] 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+7.
- [6] 尹志超, 吴雨, 甘犁. 金融可得性、金融市场参与和家庭资产选择[J]. 经济研究, 2015, 50(3): 87-99.
- [7] 吴淑萍, 姚壮. 网络社会互动与金融市场参与——来自某互联网证券交易平台的证据[J]. 管理评论, 2022, 34(12): 3-15.
- [8] 王亚柯, 刘东亚. 信贷约束与家庭金融市场参与[J]. 金融研究, 2023(2): 171-188.
- [9] BERTAUT C C, HALIASSOS M. Precautionary portfolio behavior from a life-cycle perspective[J]. Journal of economic dynamics and control, 1997, 21(8): 1511-1542.
- [10] HEATON J, LUCAS D. Portfolio choice and asset prices: the importance of entrepreneurial risk[J]. Journal of finance, 2000, 55(3): 1163-1198.
- [11] WACHTER J A, MOTOHIRO Y. Why do household portfolio shares rise in wealth? [J]. Review of financial studies, 2010, 23(11): 3929-3965.
- [12] VISSING-JØRGENSEN A. Limited asset market participation and the elasticity of intertemporal substitution[J]. Journal of political economy, 2002, 110(4): 825-853.
- [13] 王聪, 田存志. 股市参与、参与程度及其影响因素[J]. 经济研究, 2012, 47(10): 97-107.
- [14] 卢亚娟, 殷君瑶. 户主风险态度对家庭金融资产配置的影响研究[J]. 现代经济探讨, 2021(12): 62-70.
- [15] 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.
- [16] 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.
- [17] 王聪, 姚磊, 柴时军. 年龄结构对家庭资产配置的影响及其区域差异[J]. 国际金融研究, 2017(2): 76-86.
- [18] 路晓蒙, 李阳, 甘犁, 等. 中国家庭金融投资组合的风险——过于保守还是过于冒进? [J]. 管理世界, 2017(12): 92-108.
- [19] AKERLOF G A. The market for "lemons": quality uncertainty and the market mechanism[J]. The quarterly journal of economics, 1970, 84(3): 488-500.
- [20] 吴迪, 赵奇锋. 资本市场动态博弈、信息不对称与企业创新——基于分析师预测视角[J]. 南开经济研究, 2023(2): 140-160.
- [21] GHATAK M. Group lending, local information and peer selection[J]. Journal of development economy, 1999, 60(1): 27-50.
- [22] BIKCHANDANI S, HIRSHLEIFER D, WELCH I. A theory of fads, fashion, custom, and cultural change as informational cascades[J]. Journal of political economy, 1992, 100(5): 992-1026.
- [23] DURLAUF S N. Neighborhood effects[J]. Handbook of regional and urban economics, 2004(4): 2173-2242.
- [24] BROWN J R, IVKOVIĆ Z, SMITH P A, et al. Neighbors matter: causal community effects and stock market participation

- [J]. *The journal of finance*, 2008, 63(3): 1509 – 1531.
- [25] 巩宿裕, 王聪. 社会资本对城镇家庭金融市场参与的影响[J]. *金融论坛*, 2015, 20(6): 61 – 70.
- [26] 杨汝岱, 陈斌开, 朱诗娥. 基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究[J]. *经济研究*, 2011, 46(11): 116 – 129.
- [27] BUCCIOLI A, CAVASSO B, ZARRI L. Can risk-averse households make risky investments? The role of trust in others [J]. *The Scandinavian journal of economics*, 2019, 121(1): 326 – 352.
- [28] 张云亮, 冯珺, 赵奇锋, 等. 风险态度对中国城乡家庭创业的影响分析——来自中国家庭金融调查 3 期面板数据的证据[J]. *财经研究*, 2020, 46(3): 154 – 168.
- [29] 易祯, 朱超. 风险态度的国际比较: 基于全球文献的元分析[J]. *经济学动态*, 2022(12): 84 – 103.
- [30] 杨融, 张永峰, 路瑶. 集体行动、风险分担与土地流转[J]. *经济与管理*, 2022, 36(5): 7 – 18.
- [31] 楼晓玲. 基于集体行动的股市风险在复杂网络中的动态扩散[J]. *江西财经大学学报*, 2019(3): 53 – 62.
- [32] 王若诗, 胡士华. 社会互动的不同渠道对农户金融市场投资行为的影响研究[J]. *经济经纬*, 2020, 37(6): 39 – 47.
- [33] 孟天广, 苏政. “同侪效应”与“邻居效应”: 地级市非税收入规模膨胀的政治逻辑[J]. *经济社会体制比较*, 2015(2): 165 – 176.
- [34] ALTONJI J G, ELDER T E, TABER C R. Selection on observed and unobserved variables: assessing the effectiveness of catholic schools[J]. *Journal of political economy*, 2005, 113(1): 151 – 184.
- [35] 粟勤, 邓小艳. 社会互动对家庭金融风险金融市场参与的影响研究[J]. *现代经济探讨*, 2021(12): 53 – 61.
- [36] RAO G. *The relation between stock returns and earnings: a study of newly-public firms* [D]. Rochester: University of Rochester, 1989. .
- [37] 王渊, 杨朝军, 蔡明超. 居民风险偏好水平对家庭资产结构的影响——基于中国家庭问卷调查数据的实证研究[J]. *经济与管理研究*, 2016, 37(5): 50 – 57.
- [38] 江小涓, 靳景. 数字技术提升经济效率: 服务分工、产业协同和数实孪生[J]. *管理世界*, 2022, 38(12): 9 – 26.
- [39] 朱卿元, 张永峰, 宋从雅, 等. 普惠金融发展与居民储蓄行为——来自中国家庭金融调查的证据[J]. *产业经济研究*, 2024(3): 101 – 113.

(责任编辑:刘淑浩;英文校对:谈书墨)

## The Peer Effect and Its Economic Impact on High-Risk Financial Market Participation

ZHANG Yongfeng<sup>1</sup>, LEI Jian<sup>2</sup>, LU Yao<sup>3</sup>

- (1. Research Institute, The People's Bank of China, Beijing 100032, China;
2. PBC School of Finance, Tsinghua University, Beijing 100080, China;
3. School of Economics, Nanjing University, Nanjing 210003, China)

**Abstract:** We examine the impact of peer behavior on residents' participation in high-risk financial markets and discuss the specific mechanisms and economic effects using data from CHFS in 2019. The findings suggest that peer behavior has a significant promoting effect on residents' participation in high-risk financial markets. Especially for male and urban residents, the same group effect is particularly evident in high-risk financial markets, whereby peer behavior can alleviate information asymmetry in risky financial market participation, provide informal credit support for residents, and reverse their risk attitude, thus promoting their participation in high-risk financial markets. Further findings suggest that peer behavior not only increases the proportion of high-risk financial assets held by residents but also helps to improve the return on high-risk financial markets. In addition, digital platforms can amplify the peer effect concerning residents' high-risk financial market participation. Finally, the funding sources for financial market participation include both residents' own preventive savings and external borrowing funds. This article provides a new perspective for understanding the high-risk financial market participation behavior of Chinese residents.

**Key words:** high-risk financial market; peer effect; information asymmetry; risk attitude