

智能手机使用与相对 贫困家庭金融参与行为

马 双 林 涌

【摘 要】金融可及性不足导致相对贫困家庭难以获得发展机会,本文探究智能手机使用在相对贫困家庭金融参与中发挥的作用。通过对2021年中国国家家庭金融调查数据进行分析发现,使用智能手机的相对贫困家庭参与正规金融市场的概率与金融资产配置比例更高,而其非正规金融市场参与概率会降低,在考虑内生性问题及进行一系列稳健性检验后的结论依然成立。渠道分析显示,智能手机的使用通过增加家庭社会互动、正规金融获得和金融知识素养提高相对贫困家庭正规金融市场的参与率。异质性分析表明,智能手机促进正规金融市场参与的效果与地区信息基础设施建设程度密切相关。进一步分析表明,智能手机主要依靠移动互联网对相对贫困家庭的金融行为产生作用。建议加快推进金融创新与移动互联网信息基础设施建设,发挥正规金融市场在缓解相对贫困问题中的正向作用。

【关键词】智能手机;相对贫困家庭;正规金融;非正规金融;金融参与

【作者简介】马双,广州大学经济与统计学院,E-mail:shuangma@gzhu.edu.cn;林涌,广州大学经济与统计学院,E-mail:linyong0903@163.com。

【原文出处】《财经科学》(成都),2024.2.31~45

【基金项目】本文受到国家社科基金重点项目“增强脱贫群众内生发展动力的理论机制、制度设计及实现路径研究”(23AJY011)、广州大学研究生创新能力培养项目“数字经济对广州市相对贫困的治理效果及作用机制研究”的资助。

一、引言

党的十九届四中全会指出,要坚决打赢脱贫攻坚战,巩固脱贫攻坚成果,就需要建立起解决相对贫困的长效机制。我国已于2021年成功完成消除极端贫困的任务,全面解决现行标准下的绝对贫困问题。因此,在当下思考如何解决相对贫困问题,是改善民生和巩固来之不易的脱贫成果的重要任务。相对贫困是Townsend(2014)由绝对贫困的概念发展而来。^[1]与绝对贫困不同的是,相对贫困状况不是以一个绝对的最低生活标准来衡量的,而是由社会中的财富差距与收入分布情况进行度量。^[2]相对贫困群体的社会地位决定了他们很难参与到一些现代化的社会活动中。因此,在现代化的社交、消费和金融等领域中,相对贫困群体通常表现出参与不足和机会被剥夺的现象。由于缺乏社会资本与自我发展能力,相对贫困群体在社会正常生活、自我发展过程中显得十分脆弱,一旦遭受灾害,他们很容易陷入绝对

贫困之中。所以,采取措施增强相对贫困群体摆脱贫困的内生动力,防止陷入贫困循环之中,是今后减贫工作的重要方向。

引导居民有序参与金融市场活动、提供广泛的金融服务是缓解相对贫困问题的一个重要思路。小额信贷之父穆罕默德·尤努斯在孟加拉国的实践表明,穷人可以利用金融服务摆脱贫困现状。无法获得金融服务之前,由于收入偏低、缺乏社会资本等方面的原因,相对贫困群体在消费、就业及创业等方面都面临不少的约束,这使得贫困群体容易失去发展机会,陷入相对贫困的境地。但在获得金融服务之后,不仅能够缓解贫困群体在基本生活方面的约束,而且能够减少相对贫困群体参与正常社会活动的阻力。李建军和韩珣(2019)的研究表明,以银行服务为代表的正规金融服务在连片特困区的覆盖改善了当地的收入分配结构,并在一定条件下产生了减贫效果。^[3]

2021 年中国家庭金融调查数据表明,在总体样本中,参与正规金融市场的家庭比例为 11.92%,特别是在相对贫困家庭样本中,正规金融市场参与率仅为 4.87%。对比相对贫困家庭与非相对贫困家庭非正规金融市场的参与行为发现,2021 年相对贫困群体参与非正规金融市场的比例为 5.32%,非相对贫困群体的比例为 3.24%。这一统计结果初步表明,正规金融市场对于相对贫困群体存在一定的进入门槛,由于正规金融市场存在进入限制,相对贫困家庭更倾向于选择非正规金融市场。智能手机的广泛使用使得互联网与金融行业结合形成的“互联网金融”进入新的发展阶段。研究数据显示,2021 年我国使用智能手机的家庭比例高达 81.16%,在相对贫困家庭样本中,使用智能手机的比例也达到了 67.83%。这一现状为缓解“不平等”问题提供了良好契机,是提高相对贫困家庭正规金融市场参与率的重要机遇。

已有文献提出了相对贫困的概念,深入探究相对贫困群体的特征以及他们所面临的困境。在讨论金融市场对缓解贫困问题的作用时发现,正规金融市场在解决贫困问题中产生了正向作用,指出引导居民参与正规金融市场和获得正规金融服务是解决贫困以及相对贫困问题的重要途径。然而,正规金融市场参与的高门槛及正规金融服务的排斥性往往导致贫困群体难以获得金融服务,从而错失一些发展机会。与过去在帮扶绝对贫困群体时的工作思路有所不同,相对贫困群体目前面临的情况与拥有的资源已经发生一些变化。在此背景下,本文认为智能手机与家庭金融市场的行为存在紧密联系,通过智能手机来提高相对贫困家庭正规金融市场的参与率是缓解相对贫困的一个新思路。尤其是在当下,智能手机已经成为覆盖城乡、贫富各层次人群的生活必需品,探究智能手机在相对贫困家庭金融行为中发挥的作用对于促进社会公平、推动金融科技创新与金融市场的发展具有现实意义与应用价值。

本文使用 2021 年中国家庭金融调查数据,研究智能手机的使用是否提高了相对贫困家庭参与金融市场的概率,以及智能手机对相对贫困家庭金融行为的影响渠道。在边际创新方面,我们认为本文具有以下四个方面的创新:第一,本文关注智能手机使用这一日常通信设备对相对贫困家庭金融行为的影

响,探究智能手机的使用对相对贫困家庭在正规金融市场与非正规金融市场两者之间的抉择会产生什么影响,这是对智能手机在促进普惠金融方面的有益探索。第二,本文分别考察了智能手机使用对正规金融市场与非正规金融市场参与的影响,探究在信息时代背景下,相对贫困群体对两种金融市场的决策行为。第三,本文采用区县存在新冠疫情风险地区天数与家庭所在社区智能手机使用率作为工具变量,缓解了核心解释变量可能存在的内生性问题,保证回归结果的可靠性。第四,本文从社会互动交流、正规金融获得以及金融知识素养水平三个方面揭示智能手机改变相对贫困群体现状的作用渠道,为解决相对贫困工作提供思路。

二、文献综述

相对贫困问题源于社会的不平等。^[4-5] Townsend (1979) 认为,当个体或家庭缺乏起码的资源,导致不被鼓励拥有或允许享用社会正常的生活条件和设施时,这样的个体或家庭就是处于相对贫困当中。^[6] 童星和林闽钢(1994)认为,相对贫困是温饱问题已经解决,但是生活水平还低于社会一般水平的状态,相对贫困群体缺少足够的资源扩大再生产,极易重新陷入绝对贫困。^[7] 当前,我国已经如期完成脱贫攻坚任务,现行绝对贫困标准下的农村贫困人口全部脱贫^①,扶贫工作的重心将转移到相对贫困治理上来。缓解不平等问题是治理相对贫困的核心,部分学者认为政府税收与现金转移支付等帮扶政策对社会不平等问题具有一定的缓解作用。^[8-9]

正规金融市场承担着资源配置与收入分配的功能,在缓解不平等问题上也发挥着重要作用。Greenwood 和 Jovanovic (1990) 指出,完善的金融市场可以缓解收入分配不均。^[10] Ajide (2015) 与 Dawood 等 (2019) 的研究发现,家庭金融可及性高,享受到的储蓄、信贷等金融服务越多,家庭贫困状况被缓解的概率越大。^[11-12] Klapper 等 (2019) 指出,通过参与储蓄、股票、基金以及保险等金融活动,贫困群体加强了对自身的金融教育,帮助他们掌握自己的财务状况。^[13] Demircuc-Kunt 等 (2018) 认为,参与金融市场可以提高贫困家庭承受财务困境的能力,实现自我发展的机会,从而减轻社会的不平等状况。^[14] 然而,金融可及性不足会导致家庭陷入贫困,加剧社会的不平

等。^[15]如由于正规金融市场存在的金融排斥、^[16]工具排斥^[17]及精英俘获,^[18]这些现象都会加剧收入分配不公,使贫困人口陷入更难摆脱的“贫困陷阱”。^[19]出于对金融服务的需要,相对贫困群体往往会转向在非正规金融市场。正规金融是指在法律保护下的银行储蓄、股票、基金以及保险等金融交易活动,而非正规金融则没有正式监管部门的保护。^[20]刘民权等(2003)指出,非正规金融存在交易成本高以及处于法律上的不利地位等缺陷。^[21]陈银娥和师文明(2010)则认为,非正规金融在减贫中并没有发挥正向作用。^[22]

首先,智能手机普及改变了我们获取信息的方式,降低了获取信息的难度,^[23]缓解了正规金融市场长期存在的信息不对称带来的道德风险和代理人问题,提高了居民参与金融市场的概率。^[24]其次,智能手机普及降低了金融市场交易、运营等方面的成本。在金融市场的交易成本方面,由于移动支付与电子货币的网络规模效应,用于正规金融市场交易的成本将会非常低。^[25]从金融服务供给方的角度看,智能手机的使用减少了人力、宣传及线下运营成本,进一步扩大了金融服务的覆盖面,形成了完善的社会金融服务体系。^[26]最后,以智能手机为使用载体的在线金融平台是当下居民存储资产的选择之一,如肯尼亚在智能手机上的移动货币服务 M-Pesa,作为居民手中的“电子钱包”,智能手机提高了居民资产配置的可操作性,使得居民更加容易参与金融市场活动。^[27]

沿着已有文献的研究脉络,本文认为参与金融市场是缓解相对贫困问题的路径之一。相对贫困家庭参与正规金融市场可以帮助其获得发展机会,提高应对风险挑战的能力,促使其树立自主脱贫意识。而正规金融市场进入门槛的存在导致相对贫困家庭难以获得正规金融服务,现有文献已经对影响金融市场参与的众多因素进行了分析,探讨了正规金融市场参与不足的原因,并认为信息技术的普及有可能会提高居民获得正规金融服务的可能性。但是,本文注意到现有文献对相对贫困家庭的金融市场行为关注不足,也没有深入去探究在移动互联网时代下,智能手机这一常见的通信设备在相对贫困家庭金融市场行为上发挥的作用。因此,本研究利用2021年中国家庭金融调查数据,选取其中相对贫困

家庭样本,分析智能手机使用对相对贫困家庭金融市场行为的影响,剖析以智能手机为载体的移动互联网在普惠金融发展中起到的作用,并讨论了智能手机使用对正规金融市场参与三种可能的影响渠道。

三、理论分析与研究假说

(一) 智能手机对相对贫困家庭金融行为产生的影响

正规金融市场依靠信用、资产和法律机制作为合同执行手段,获取正规金融服务存在一定的门槛。特别是相对贫困家庭,由于收入低于社会平均水平,在正规金融市场的履约规则中缺乏足够的信用记录和担保资产,往往被排斥在正规金融市场之外。然而,为了满足基本金融服务需求,相对贫困家庭会有较大的可能选择参与非正规金融市场活动。与正规金融部门相比,非正规金融部门依靠有限的口碑、高回报承诺、应急资金需求以及缺乏正规金融服务作为参与信号。^[21]智能手机的普及同时带来了互联网金融普及,对改善正规金融服务不到位的现状发挥了积极的作用,以智能手机为载体的在线金融平台依靠大数据与先进的算力技术对每个参与用户进行精准的画像,更准确地评估用户的信用情况。还能通过去中心化模式,精确匹配供需双方,降低传统金融机构的运营成本,也降低了用户参与金融市场的门槛。^[28]最后,通过智能手机平台运营的正规金融也有利于监管部门进行监督与管理,其合法性与安全性在互联网环境下得到了保障。利用智能手机普及这一机遇,正规金融部门将会进一步扩大覆盖面,提高竞争力,促使普惠金融发展,使相对贫困家庭更容易获得正规金融服务。

因此,本文提出研究假说1。

假说1:智能手机的使用将会提高相对贫困家庭参与正规金融市场的概率,提高家庭正规金融资产配置的占比,降低家庭参与非正规金融市场的概率。

(二) 智能手机对相对贫困家庭金融行为的影响渠道

第一,智能手机通过拓宽社会交往范围提高了居民参与正规金融市场的可能性。智能手机作为通信工具的优势就在于能够提供丰富多样的联系方式,使人际交流沟通更加便捷,因此智能手机的使用

必然会扩大居民的社会交往范围,提高社会交往的频率。社交范围的扩大会进一步扩展正规金融信息的传播范围,尤其是对于相对贫困群体而言,他们也能通过使用智能手机扩大社交范围。同样能够获得正规金融市场信息,从而提高参与正规金融市场的可能性,并同时优化家庭金融资产配置。这一推论也与 Manski(2000)在研究股票市场参与率时提出的“社会互动论”相一致。^[29]

第二,智能手机通过提供更加便捷的正规金融服务增加居民参与正规金融市场的可能性。线上金融平台与线下金融服务的结合缩短了居民与正规金融服务之间的距离。智能手机是数字经济社会的重要入口,通过其在线业务处理方式,居民金融业务办理效率提高。以智能手机为载体的网上银行、移动支付以及各种金融创新产品扩大了居民与正规金融市场的接触面,通过使用智能手机,社会的不同阶层群体均能在一定程度上享受到正规金融服务。例如,金融机构推出的余额宝、财付通等金融产品几乎没有参与门槛,支付宝、天天基金等智能手机理财APP更是推出一系列理财产品,以满足不同收入水平群体的理财需求。

第三,智能手机通过提供丰富的金融知识与信息,有助于提升相对贫困群体的金融素养,从而提高其参与正规金融市场的概率。智能手机作为获取知识信息的便捷途径,用户可以通过其中的新闻信息或专业金融平台获取大量金融相关知识,提升其对金融市场的理解水平,学习各种金融概念、投资理论和技巧,对正规金融市场与非正规金融市场进行全面了解,并在使用智能手机金融工具时掌握基本的转账、借贷、在线股票交易等操作技能。金融信息的获取与金融工具的使用均不存在较高的门槛,可以惠及社会各阶层,包括相对贫困群体。当了解到在线金融的便捷快速等优势,相对贫困群体参与正规金融市场的概率必然提升。

综上所述,本文提出假说2、假说3及假说4。

假说2:智能手机使用通过促进社会互动交往提高相对贫困家庭参与正规金融市场的概率。

假说3:智能手机使用通过提高金融服务可及性提高相对贫困家庭参与正规金融市场的概率。

假说4:智能手机使用通过提高居民金融素养提

高相对贫困家庭参与正规金融市场的概率。

四、数据与计量模型设定

本文所使用的数据来自中国家庭金融调查与研究中心2021年的数据。中国家庭金融调查数据库收集了有关家庭金融微观层面的相关信息,包括人口特征与就业、资产与负债、收入与消费、社会保障与保险及主观态度等。样本涵盖全国29个省(自治区、直辖市)、146个城市、267个区县、1028个村(居)委会,共22027户家庭的微观金融信息。

参考沈扬扬和李实(2020)的做法,结合研究的可行性,本文分省份将样本家庭收入中位数的50%作为相对贫困线,另取家庭收入中位数的60%、40%作为稳健性检验的样本,不同省份内其城乡各有一条相对贫困线。^[2]经过计算,样本中的相对贫困发生率为30.29%,其中城市相对贫困发生率为27.1%,农村相对贫困发生率为35.18%。从比较结果来看,样本中农村相对贫困问题要比城市更加严重。作为对比,描述性统计中还对非相对贫困家庭的特征情况进行报告。

被解释变量:家庭金融市场行为。第一个被解释变量是正规金融市场参与。这是一个虚拟变量,1为参与金融市场,没有参与金融市场则为0,根据已有研究的定义,^[30]本文将家庭具有以下金融活动之一如拥有股票账户、拥有基金账户、持有金融或企业债券、购买金融衍生品或金融理财产品、拥有外汇或黄金视为参与金融市场。第二个被解释变量是非正规金融市场参与。同样是一个虚拟变量,若家庭存在因农业或工商业而产生的民间借贷行为,则认为参与非正规金融市场,该变量为1,否则为0,这一变量作为非正规金融市场参与的代理变量。第三个被解释变量是金融资产占比。本文计算了金融资产占家庭总资产的比例,取值范围在0到1之间,以此衡量家庭参与正规金融市场的深度。为更好地反映金融资产占比在回归结果中的系数,在回归模型中,本文将金融资产占比进行标准化处理。

核心解释变量:智能手机使用。CHFS询问了受访个体使用手机的情况,选项分别为智能手机^②、非智能手机和没有手机。若受访个体回答使用智能手机,则变量定义为1,非智能手机与没有使用手机则为0。

其他控制变量:控制变量主要包括户主和家庭两个层面。户主特征主要包括年龄、是否为男性、是否已婚、低教育水平与高教育水平^③、健康水平^④以及是否为风险偏好个体。为考察户主年龄与金融市场参与之间的非线性关系,本研究还在控制变量中加入了户主年龄的平方。家庭方面的特征主要包括家庭中老年人的数量、少儿数量^⑤以及家庭是否拥有房产。从相对贫困家庭与非相对贫困家庭控制变量的比较中,我们发现两类家庭的差异主要表现在教育水平、风险偏好、房产、社会互动支出、信用卡数量、互联网金融获得上。相比而言,相对贫困家庭中户主低教育水平占比更高,风险偏好水平程度低,拥有房产的比例小,社会互动支出、信用卡数量以及互联网金融获得更少。

工具变量:为缓解核心解释变量可能存在的内生性问题,本文使用了两个工具变量。第一个工具

变量是受访家庭所在区县 2021 年新冠疫情风险地区的天数。考虑到 2021 年正值新冠疫情大流行,在防疫阶段,国家实施的许多防疫手段如接种疫苗、核酸检测和查看健康码等都需要使用智能手机,这些防疫手段在政府卫生健康部门认定的疫情风险地区执行更加严格,但是新冠疫情风险地区的认定对家庭参与金融市场没有直接影响,相对于家庭的金融市场活动该变量是相对外生的,而地区新冠疫情的严重程度,即认定为风险地区的天数,可能促使当地居民使用智能手机来满足疫情风险期间的各种防疫要求,本文手工收集了 2021 年内存在被政府卫生健康部门认定疫情风险地区的区县,以及这些区县存在风险地区的天数,以此作为工具变量。变量的描述性统计结果如表 1 所示,需要注意的是在描述性统计中区县疫情风险地区存在的最大天数是 52 天。第二个工具变量是受访家庭所在社区智能手机使用

表 1 描述性统计

变量名	样本量		平均值		标准差	最小值	最大值
	贫困	非贫困	贫困	非贫困	贫困	贫困	贫困
正规金融市场参与	6673	15354	0.0487	0.150	0.215	0	1
非正规金融市场参与	6673	15354	0.0532	0.0324	0.224	0	1
金融资产占比	6571	15240	0.159	0.208	0.244	0	1
智能手机使用	6673	15354	0.678	0.870	0.467	0	1
户主年龄	6663	15351	59.20	55.45	13.23	15	104
年龄的平方/100	6663	15351	36.80	32.52	15.27	2.250	108.2
户主男性	6673	15354	0.662	0.686	0.473	0	1
户主已婚	6673	15354	0.755	0.875	0.430	0	1
户主低教育水平	6673	15354	0.788	0.582	0.409	0	1
户主高教育水平	6673	15354	0.0703	0.198	0.256	0	1
户主健康水平	6650	15337	2.862	2.524	1.052	1	5
户主偏好高风险	6673	15354	0.0333	0.0559	0.179	0	1
家庭老年人口数	6673	15354	1.021	0.938	0.866	0	5
家庭少儿人口数	6673	15354	0.346	0.497	0.743	0	7
房产	6673	15354	0.751	0.840	0.433	0	1
区县存在风险地区天数	6673	15354	1.972	3.035	7.318	0	52
社区智能手机使用率	6673	15354	0.651	0.704	0.126	0	1
社会互动支出	6673	15354	3.042	4.589	3.666	0	11.30
信用卡数	6479	14883	0.262	0.546	0.947	0	17
金融知识素养水平	6673	15354	0.657	1.089	0.876	0	3

人数的比例。从经验上看,社区中其他家庭智能手机的使用情况不会直接影响到家庭的金融市场参与。但是,由于社区智能手机用户增加,出于社交的需要抑或是对于周围居民的模仿,可能会提高家庭使用智能手机的概率。

本文以 Probit 和 OLS 模型作为主要计量分析工具。以下是对本研究计量模型的介绍。本文的核心解释变量家庭金融市场参与是一个 0~1 虚拟变量,所以本文选用 Probit 模型进行智能手机使用对家庭金融市场参与的回归分析。Probit 模型设定如下:

$$\text{pr}(\text{HH_Fina}_i = 1) = \Phi(\alpha \times \text{SmartPhone}_i + \beta_i \times X_i + \mu_i) \quad (1)$$

本文关注的是 SmartPhone_i 的系数 α ,代表使用智能手机的家庭与没有使用智能手机的家庭在金融市场参与概率上的差异,但是 Probit 模型的回归系数没有直接意义,若要解释其经济含义,需要进一步计算回归系数的平均边际效应。 HH_Fina_i 是家庭金融参与变量,在模型中有两层含义,一是家庭参与正规金融市场,二是家庭参与非正规金融市场。 X_i 是一系列控制变量。

在考虑智能手机使用对家庭金融资产占比的影响时,我们采用稳健标准误最小二乘法进行估计,回归模型如下所示, Finaasset_Ratio_i 是家庭金融资产额占总资产额比例标准化之后的变量,其余符号含义同式(1)中的含义。

$$\text{Finaasset_Ratio}_i = \alpha \times \text{SamrtPhone}_i + \beta_i \times X_i + \mu_i \quad (2)$$

五、回归结果与分析

(一) 基准回归结果分析

基准回归结果如表 2 所示。从回归结果来看,智能手机的使用会提高相对贫困家庭参与金融市场的概率,对回归系数进行边际效应分析可得,使用智能手机的家庭比没有使用智能手机的家庭参与金融市场的概率高 7.6%,回归系数在 1% 的水平上显著。利用 OLS 模型分析智能手机使用对家庭金融资产配置比例的影响,智能手机的回归系数同样在 1% 的水平上显著。这表明,使用智能手机的家庭在金融资产的配置比例上要高于没有使用智能手机的家庭。李跟强等(2022)在分析移动互联网对居民风险投资的影响时同样发现,智能手机的使用会提高居民参与风险资产投资的概率和居民家庭风险资产配置

	基准回归结果		
	Probit	Probit	OLS
	正规金融市场参与	非正规金融市场参与	金融资产占比
智能手机	0.976*** (0.139)	-0.152** (0.072)	0.227*** (0.026)
年龄	0.047*** (0.017)	0.064*** (0.021)	0.008 (0.006)
年龄的平方	-0.030** (0.015)	-0.085*** (0.020)	-0.007 (0.006)
男性	-0.188*** (0.068)	0.202*** (0.063)	-0.036 (0.025)
已婚	-0.032 (0.084)	0.113 (0.077)	0.019 (0.030)
低教育年限	-0.686*** (0.073)	0.232*** (0.082)	-0.233*** (0.034)
高教育年限	0.779*** (0.095)	-0.281* (0.160)	0.056 (0.060)
健康水平	-0.137*** (0.030)	0.105*** (0.028)	-0.042*** (0.011)
风险偏好	0.844*** (0.109)	0.266** (0.127)	0.108 (0.066)
老年人数量	-0.070 (0.045)	0.127*** (0.040)	-0.075*** (0.016)
少儿数量	-0.114** (0.051)	0.120*** (0.033)	-0.086*** (0.014)
房产	0.127* (0.076)	0.123* (0.067)	-1.024*** (0.036)
常数项	-3.375*** (0.473)	-3.308*** (0.568)	0.781*** (0.192)
平均边际效应	0.076***	-0.015**	
观测值	6,640	6,640	6,538
伪 R ² /R ²	0.253	0.0819	0.239

注:回归系数下括号内汇报的是稳健标准误,*、**、***分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。下同。

置的占比,这与本文结论相近。但由于本文重点放在分析智能手机的使用对相对贫困群体金融市场参与的影响上,因此在回归系数即影响大小上与李跟

强等(2022)有所不同。^[31]同时,本文进一步探究了智能手机使用对于相对贫困家庭在非正规金融参与中的表现。回归结果表明,智能手机的使用会降低家庭参与非正规金融的概率,平均边际效应分析显示会降低1.5%的概率。综合以上基准回归结果,我们初步发现,智能手机的使用使得相对贫困家庭参与正规金融市场的概率提高,而降低了非正规金融市场的参与概率。

一系列控制变量的回归系数结果解释与已有研究结论一致,如中年户主家庭金融市场参与率更高,^[32]户主教育水平、风险偏好程度对金融行为的影响也与尹志超等(2014)的结论保持一致。^[30]此外,拥有房产的家庭其金融资产配置比例更低,从而验证了房产对家庭金融资产的挤出效应。^[33]

(二)内生性问题讨论

由于参与金融市场这一选择也有可能促使相对贫困家庭使用智能手机,同时调查数据中也可能缺少一些重要的控制变量,导致模型可能存在遗漏变量的问题。因此,本文使用工具变量的两阶段回归来缓解基准回归模型可能存在的反向因果和遗漏变量等内生性问题。

表3报告了IV-Probit与IV-OLS第一阶段回归的F值和第二阶段回归结果,展示了排除弱工具变量问题以及对核心解释变量的内生性检验结果。第一阶段的回归结果显示,IV-Probit模型的F值为250.09,IV-OLS模型的F值是243.12,均在1%的水平上显著,两个模型的F值均大于10%偏误水平下的临界值16.38,拒绝了弱工具变量假设。并且第二阶段的Wald test检验结果也表明,核心解释变量智能手机的使用存在内生性问题,有必要利用工具变量进行内生性缓解。表3报告了受访家庭所在地2021年存在疫情风险地区天数工具变量的回归结果。

工具变量回归结果表明,在缓解了内生性问题之后,智能手机使用依然提高了家庭参与金融市场的概率,同样使用了智能手机的家庭相比于没有使用智能手机的家庭其金融风险资产的配置比例更高。相比于基准回归模型,工具变量回归之后的系数值有所增加。根据杨碧云等(2019)的解释,这可能是由于工具变量对内生解释变量的影响不是均质的,即

位于疫情风险地区的家庭使用智能手机的概率更大,所以工具变量回归估计得到的结果为位于风险地区家庭样本权重更高的加权平均值,因此工具变量估计的系数结果会比基准回归的系数结果要大。^[34]

表3 工具变量(一)

	IV-Probit	IV-Probit	IV-OLS
	正规金融市场参与	非正规金融市场参与	金融资产占比
智能手机	2.670** (1.067)	-3.978** (1.933)	3.099*** (0.816)
常数项	-4.737*** (0.974)	-0.258 (1.642)	-1.525** (0.710)
调整R ²	0.311	0.311	0.309
控制变量	YES	YES	YES
一阶段F值	250.09***	250.09***	309.67***
Wald test	2.86*	4.67**	
观测值	6,640	6,640	6,538

第二个工具变量是社区内使用智能手机人数的比例。出于社交联络的需要以及对周围群体行为的模仿效应,所以社区内使用智能手机的人数比例对家庭使用智能手机的概率也会有所影响,但是社区内的智能手机使用人数的比例不会对相对贫困家庭参与金融市场的概率或是金融资产的配置决策产生直接的影响,因此该工具变量满足相关性与外生性条件。表4汇报了第二个工具变量的回归结果。与上一工具变量的回归结果相似,一阶段F值、Wald test值均达到相关检验条件。回归系数与前一工具变量回归结果相似。结果表明,在缓解了内生性问题以后,使用智能手机对相对贫困家庭参与金融市场概率和金融资产配置比例均有提升效果。

最后使用倾向得分匹配法(PSM)缓解可能存在的选择偏误问题。本文研究的内容是智能手机使用对相对贫困家庭参与金融市场产生的影响,但个体的一些特征也可能会对家庭参与金融市场产生一定的影响,即我们分析得到的效应并不是单纯来自使用智能手机带来的作用,可能同时存在来自样本个体自身特征带来的效应。因此,本文按是否使用智能手机将相对贫困家庭样本分成对照组和处理组。根据处理组和对照组的个体特征分别计算得到的倾

向得分值进行 1 : 2 最近邻匹配,即为使用智能手机的家庭匹配两个户主和家庭特征最相近的没有使用智能手机的家庭样本。卡尺设定为 0.05,即要求处理组与对照组的倾向得分的绝对值偏差不超过 5%,同时添加共同支撑条件,以此缓解使用智能手机家庭与没有使用智能手机家庭在家庭特征上的差异对回归结果带来的偏差。倾向得分匹配平衡性检验结果显示大部分变量均通过平衡性检验。

表 4 工具变量(二)

	IV-Probit	IV-Probit	IV-OLS
	正规金融市场参与	非正规金融市场参与	金融资产占比
智能手机	4.050*** (0.354)	-0.731*** (0.222)	0.903*** (0.0926)
常数项	-5.734*** (0.585)	-2.846*** (0.525)	0.238 (0.212)
调整 R ²	0.379	0.379	0.170
控制变量	YES	YES	YES
一阶段 F 值	338.30***	338.30***	455.10***
Wald test	111.17***	7.70**	
观测值	6,640	6,640	6,538

表 5 报告了倾向得分匹配的回归结果。表 5 中的平均处理效应结果表示,在解决了样本选择偏误后,使用智能手机会导致家庭参与金融市场的概率

表 5 智能手机对家庭金融市场行为影响的倾向得分匹配分析结果

	样本	处理组	对照组	差异	标准差	T-stat
正规金融参与	未匹配	0.0702	0.0038	0.0664	0.0056	11.82
	ATT	0.0697	0.0104	0.0593	0.0064	9.22
	ATU	0.0038	0.0165	0.0127	-	-
	ATE			0.0443	-	-
非正规金融参与	未匹配	0.0796	0.1631	-0.0835	0.0133	-6.28
	ATT	0.0796	0.1314	-0.0518	0.0112	-4.61
	ATU	0.1611	0.0695	-0.0916	-	-
	ATE			-0.0894	-	-
金融资产占比	未匹配	0.0927	-0.1991	0.2918	0.0263	11.10
	ATT	0.0887	-0.1150	0.2037	0.0675	3.02
	ATU	-0.1994	-0.0587	0.1407	-	-
	ATE			0.1835	-	-

上升 5.93%,且家庭金融资产组合中的金融资产占比会提高 20.37%,但是非正规金融市场参与概率降低了 5.18%,且 ATT 的 T-stat 绝对值均大于 1.96 的临界值,表示结果显著。与未匹配样本相比,差异值均有所降低,说明样本选择偏误在一定程度上得到缓解。匹配结果依然表示智能手机的使用提高了家庭金融市场的参与概率和家庭金融资产的配置比重。

(三)稳健性检验

本研究的第一个稳健性检验为剔除有金融从业者成员的家庭和对金融经济市场关注程度较高的家庭,这些家庭参与金融市场的行为可能并非来自智能手机的使用,而是本身就有可能去参与金融活动。经过统计,样本中有家庭成员从事金融行业的相对贫困共 36 户。CHFS 问卷询问了受访者对经济、金融的关注程度,1~5 个等级关注度依次降低,本研究删去了回答为 1(非常关注)和 2(很关注)的家庭样本,共 494 个家庭样本。第二个稳健性检验是更换相对贫困线。在基准回归中,本文按照一般的做法,采用家庭收入中位数的 50% 作为相对贫困线。为避免由于样本选择带来的误差,在稳健性检验中,本文将相对贫困线标准更换为家庭收入中位数的 60% 和 40%,分别进行回归。稳健性检验结果如表 6 所示。结果表明,在排除其他可能产生影响的因素以后,结果与基准回归结论保持一致。

表 6 稳健性检验

	正规金融参与 (Probit)	非正规金融参与 (Probit)	金融资产占比 (OLS)
稳健性一:剔除有金融从业人员、对经济金融关注程度高的家庭样本			
智能手机	0.919*** (0.141)	-0.169** (0.078)	0.230*** (0.028)
控制变量	YES	YES	YES
平均边际效应	0.064***	-0.016**	
观测值	6116	6116	6021
稳健性二:以收入中位数的 60% 为相对贫困线			
智能手机	1.009*** (0.129)	-0.176** (0.068)	0.233*** (0.025)
控制变量	YES	YES	YES
平均边际效应	0.083***	-0.017**	
观测值	7600	7600	7487
稳健性三:以收入中位数的 40% 为相对贫困线			
智能手机	0.974*** (0.153)	-0.126* (0.076)	0.233*** (0.028)
控制变量	YES	YES	YES
平均边际效应	0.073***	-0.014*	
观测值	5691	5691	5597

(四) 影响渠道讨论

1. 社会互动。智能手机是当代最重要的通信工具,通过智能手机的交流互动几乎不受时间与空间的限制,人与人之间的交流范围不断扩大与频率不断提高,社会资本的积累往往就源于人与人之间的相互交流和沟通。因此,智能手机的使用可能会对家庭的社会交往互动产生一定的影响。本文参考郭士祺和梁平汉(2014)的做法,使用家庭节假日红包与红白喜事礼金的总支出作为家庭社会互动的代理变量,从实证角度检验使用智能手机通过影响家庭社会互动这一中间渠道对家庭参与正规金融市场产生了作用,在回归模型中对社会互动交往变量(礼金与红包数额)做取对数的处理。^[35]表 7 报告了对家庭社会互动这一作用渠道的检验结果。

将智能手机与社会交往互动的交乘项引入回归模型中,使用正规金融市场参与和金融资产占比变量对交乘项回归。回归结果表明,在两个模型中,交乘项系数均在 1% 的水平上显著为正。具体而言,在模型一中,交乘项系数为 0.055,表明智能手机的使

用对金融市场参与概率的提高通过社会互动而实现。同时,在智能手机与社会互动支出的交乘项与金融资产占比的回归模型中,交乘项系数为 0.029,这也表明智能手机的使用提高了家庭金融资产的占比,且通过社会互动这一渠道实现。

表 7 社会互动渠道验证

	Probit	OLS
	正规金融市场参与	金融资产占比
智能手机 * 社会互动支出	0.055*** (0.008)	0.029*** (0.003)
常数项	-2.698*** (0.456)	0.882*** (0.192)
观测值	6640	6538
控制变量	YES	YES
R ² /伪 R ²	0.249	0.240

2. 正规金融服务。智能手机的使用也可能促使家庭获得正规金融服务。依托于智能手机的普及,互联网金融业发展十分迅速,不少智能手机的使用

者开始在手机上办理相关金融业务,居民获得正规金融服务的概率提高,尹志超等(2015)的研究表明,金融可得性的提高会提高家庭参与正规金融市场的概率,也会提高家庭金融资产的配置比例。^[36]本研究选取家庭中拥有银行信用卡的数量作为家庭获得正规金融服务的代理变量。表8汇报了正规金融获得渠道验证的回归结果。

表8 正规金融服务获得渠道验证

	Probit	OLS
	正规金融市场参与	金融资产占比
智能手机×正规金融获得	0.184*** (0.024)	0.019 (0.015)
常数项	-3.136*** (0.506)	0.971*** (0.195)
观测值	6448	6371
控制变量	YES	YES
R ² /伪R ²	0.256	0.233

正规金融服务获得渠道检验结果表明,当引入智能手机使用与正规金融获得的交乘项后,正规金融市场参与对交乘项的回归系数在1%的显著性水平上显著,系数为0.184。回归结果表明,智能手机使用具有提高家庭参与正规金融市场概率的作用,且依靠提高正规金融服务获得可能性这一渠道发挥了作用。但金融资产比例对交乘项的回归结果并不显著,说明智能手机并非通过正规金融服务获得这一渠道提高家庭金融资产的占比。总体来说,智能手机使用依靠金融可及性的提高发挥促进家庭参与正规金融市场概率的作用。

3. 金融素养。随着智能手机的普及,信息知识普及的覆盖面进一步扩大,用户通过手机了解到金融理财知识,从而提高了参与正规金融市场的概率。我们根据调查家庭对金融常识回答问题的情况衡量金融知识素养水平,问卷设计了3道金融知识问题,我们按家庭回答正确的个数作为家庭金融素养的代理变量。表9是对金融知识素养渠道验证的结果。回归结果显示,两个模型的回归结果在1%的显著性水平上显著为正,表示智能手机使用通过相对贫困群体的金融知识提高从而发挥了提高金融市场参与概率和家庭金融资产配置占比的作用。这说明,金

融知识素养的提高是智能手机对金融市场行为产生影响的渠道之一。

表9 金融素养渠道验证

	Probit	OLS
	正规金融市场参与	金融资产占比
智能手机×金融知识素养	0.433*** (0.032)	0.163*** (0.015)
常数项	-3.444*** (0.490)	0.751*** (0.191)
观测值	6,640	6,538
控制变量	YES	YES
伪R ²	0.295	0.246

根据以上三条影响渠道检验结果,本文的假说2、假说3、假说4全部得证。

(五) 异质性分析

由于经济与信息基础设施建设水平存在差异,智能手机对相对贫困家庭金融行为的影响可能会产生异质性。在经济水平方面,经济状况更好的家庭或地区在智能手机使用率上会更高,也更有可能参与金融市场进行投资理财。而在信息基础建设更加完善的地区或城市,用户将会更加方便顺畅地使用智能手机功能及带来的金融服务。因此,深入探究智能手机在经济与信息基础建设两个方面的异质性,对于了解社会数字化进程,促进数字化均衡发展具有一定的意义。在经济水平方面,本文分别按城市等级、家庭的收入高低进行分组;在信息基础建设方面,本文将比较城市与农村,数字化转型百强城市与其他城市之间的差异。具体分组说明如下:

1. 城市等级异质性。不同等级城市均有一定规模的相对贫困群体存在,城市等级的划分依据的是政治、经济、科技等多方面综合考量,本文将探讨智能手机的使用对位于不同等级城市内相对贫困群体的金融市场参与行为产生的影响。

2. 数字化转型百强城市。《2021 中国城市数字化转型白皮书》列出了数字化转型前百强城市名单,前百强城市在经济数字化、数字信息基础设施建设上要优于一般城市。以此为分组依据,考察智能手机的使用对数字化转型百强城市内相对贫困群体金融市场参与行为产生的影响。

3. 家庭收入。由于收入水平的不同,可能导致智能手机对相对贫困群体金融市场参与行为影响产生异质性。本文根据调查样本相对贫困家庭收入的中位数,将相对贫困家庭分为高收入组与低收入组,考察智能手机在不同收入等级的相对贫困家庭群体中对其金融行为可能产生的影响。

4. 城市与乡村。按照家庭所在地属于城市抑或是乡村进行分组,考察智能手机的使用对城乡相对贫困家庭产生的异质性效果,城市与乡村的差别不仅仅体现在经济发展水平上,在信息基础设施的建设上通常也存在比较大的差别,农村地区在信号基站与宽带覆盖等基础设施水平上往往比较低。

异质性分析结果表明^⑤,在不同分组下,智能手机的使用均提高了相对贫困家庭参与金融市场的概率和家庭金融资产的配置比例。但是,在城市等级、家庭收入两个具有明显经济特点的组群划分上,智能手机的使用对他们的金融市场参与行为没有显著的异质性差异,说明家庭或地区的经济水平没有影响到智能手机的使用对参与金融市场产生的作用,这也可能得益于通过智能手机的信息交流、资金配置以及获得融资等活动没有受到经济水平的制约。此外,智能手机对相对贫困家庭产生的异质性差异主要集中在数字化转型城市分组与城乡分组当中,智能手机的使用对数字化转型百强城市以及城镇样本中相对贫困家庭参与金融市场的促进作用更大。通过以上结果,本文认为,智能手机在金融市场上发挥作用主要依赖于信息基础设施建设,在一般城市抑或是乡村地区存在信息基础设施建设不完善,如信号差、网络慢等,严重影响了智能手机的用户体验,没有发挥出智能手机应有的价值。由于这些因素的综合影响,导致智能手机对数字化水平不高的城市以及农村地区的相对贫困家庭其金融市场参与促进作用有限。

(六) 进一步分析

本文在基准回归模型的基础上,进一步将非智能手机使用的虚拟变量添加进去,以此探究仅有通信功能的非智能手机在相对贫困家庭金融行为中产生了什么影响。表 10 报告了进一步分析的回归结果。回归结果表明,新添加的非智能手机虚拟变量在三个回归模型中均不显著,而智能手机使用的虚

拟变量在正规金融参与和金融资产配置占比上均显著为正,表示只有智能手机的使用的才促进了家庭参与正规金融市场。这说明,促进相对贫困家庭参与正规金融市场的作用力是来自智能手机的移动互联网,而并非仅仅来自手机的基础通信功能,移动互联网使人们的交流范围扩大,信息获取效率提高,支付与理财方式均会产生改变。在今后解决相对贫困的实践中,注意普及移动互联网的使用,可能会产生积极的影响。

表 10 非智能手机对相对贫困家庭金融行为的影响

	Probit	Probit	OLS
	正规金融参与	非正规金融参与	金融资产占比
智能手机	1.059*** (0.343)	0.024 (0.170)	0.085*** (0.016)
非智能手机	0.094 (0.367)	0.197 (0.172)	0.012 (0.016)
常数项	-3.450*** (0.567)	-3.457*** (0.578)	0.312*** (0.052)
观察值	6640	6640	6538
控制变量	YES	YES	YES
R ² /伪 R ²	0.253	0.082	0.568

六、研究结论与政策建议

本文通过对 2021 年中国家庭金融调查数据进行分析,探究智能手机使用对相对贫困家庭金融市场参与的影响。结果表明,使用智能手机的相对贫困家庭更有可能参与正规金融市场,平均边际效应分析结果表明使用智能手机的家庭参与正规金融市场的概率要高 7.6%,并且使用了智能手机的相对贫困家庭其家庭资产组合中金融资产比例要更高。但是使用智能手机降低了相对贫困家庭参与非正规金融市场的概率,平均边际分析结果显示非正规金融市场的参与概率将会降低 1.5%。这一结果在经过缓解内生性和稳健性检验之后依然成立。作用渠道检验表明,智能手机通过家庭社会互动交往、金融知识素养、正规金融获得三条作用渠道促进了相对贫困家庭参与正规金融市场。通过样本异质性分析发现,智能手机促进相对贫困家庭参与金融市场这一效果与城市或地区的信息基础建设有较大的关系,与家庭或家庭所在地的经济状况关系不大。进一步

的分析结果表明,智能手机对相对贫困群体的金融行为产生影响主要作用来自移动互联网,相比之下使用非智能手机的家庭与使用智能手机的相对贫困家庭具有不同的金融市场表现。综合上述结果,本文认为智能手机的使用显著提高了相对贫困家庭参与正规金融市场的概率,克服了相对贫困群体获得正规金融服务的阻碍。在这一过程中,智能手机提供了高效的信息获取渠道,便捷的人际沟通方式,使得相对贫困家庭可以积累一定的社会资本、学习到相关金融理财知识。智能手机在优化相对贫困家庭资产配置、培养内生发展动力上发挥了积极作用。

本文提出如下政策建议:(1)推进智能手机与金融服务深度融合,加快金融科技创新的步伐。在供给端上,正规金融服务机构应该大力开发移动智能手机客户端方面的业务,不断优化智能手机金融服务平台的身份认证、业务流程、安全保障等方面的服务,降低正规金融市场的参与门槛,为相对贫困群体获得正规金融服务打通“最后一公里”。在需求端上,基层社区应当发挥引导作用,重视对相对贫困群体的教育与培训,开展包括金融知识普及、理财规划与风险管理等系列教育培训活动,并将其作为解决相对贫困工作的重要方面,培养居民通过智能手机参与正规金融市场的习惯,提高效率,增强内生发展动力。(2)加快推进信息基础设施建设,扩大信息基础设施的覆盖面。通过异质性分析得出,互联网基础设施是影响智能手机对金融行为发挥重要作用的重要原因。因此,要推进信息基础设施建设,扩大网络和通信设施的覆盖面,包括增加信号基站和宽带光纤,从而确保互联网能够在更大的范围上为人们所使用,保障智能手机使用的顺畅与便利,为用户提供更广泛、及时的金融信息与交易渠道,以此缩小数字鸿沟,促进信息的平等获取。此外,政府应当设立专项解决相对贫困问题的资金,用以补贴相对贫困群体家庭在数字化过程的支出,助力相对贫困家庭获得进入移动互联网的基本条件,从而迈上信息高速公路。(3)加强网络安全空间的构建,防范网络犯罪和个人信息泄露的风险,提高相对贫困家庭使用智能手机进行金融交易的信心 and 安全感。网络安全隐患的存在使得相对贫困群体对使用智能手机参与正规金融市场存在担忧。因此,需要创建一个可信赖的

线上金融市场交易平台环境,这需要政府与金融机构共同努力。政府要建立全面的网络安全监管机制,确保金融公司的运营是透明合规的,防范潜在的金融风险,保护用户的合法权益。金融机构需要在产品安全上加大投入力度,通过技术与创新来提高智能手机金融交易的安全性,并通过信息传播渠道向用户宣传网络安全知识,确保用户能够保护个人信息与财务安全。

注释:

- ①习近平总书记在2020年12月3日中共中央政治局常务委员会会议上发表的重要讲话。
- ②智能手机:可使用微信、网购等功能。
- ③低教育水平:初中学历以下;高教育水平:大专学历以上。
- ④健康水平:1~5级,数字越大健康状况越差。
- ⑤老年人:大于60岁的家庭成员。少儿:小于16岁的家庭成员。
- ⑥限于篇幅,异质性分析结果不在正文展示,读者若有需要,可与作者联系索要。

参考文献:

- [1] Townsend P. International Analysis Poverty [M]. Routledge, 2014.
- [2] 沈扬扬,李实. 如何确定相对贫困标准?——兼论“城乡统筹”相对贫困的可行方案[J]. 华南师范大学学报(社会科学版), 2020(2): 91-101, 191.
- [3] 李建军, 韩珣. 普惠金融、收入分配和贫困减缓——推进效率和公平的政策框架选择[J]. 金融研究, 2019(3): 129-148.
- [4] 李永友, 沈坤荣. 财政支出结构、相对贫困与经济增长[J]. 管理世界, 2007(11): 14-26, 171.
- [5] 陈飞, 卢建词. 收入增长与分配结构扭曲的农村减贫效应研究[J]. 经济研究, 2014, 49(2): 101-114.
- [6] Townsend P. Poverty in the United Kingdom: A Survey of Household Resources and Standards of Living [M]. Univ of California Press, 1979.
- [7] 童星, 林闽钢. 我国农村贫困标准线研究[J]. 中国社会科学, 1994(03): 86-98.
- [8] Pac J, Garfinkel I, Kaushal N, et al. Reducing Poverty among Children: Evidence from State Policy Simulations [J]. Children and Youth Services Review, 2020, 115: 105030.

- [9] Solaymani, S. Assessing the Economic and Social impacts of Fiscal Policies: Evidence from Recent Malaysian Tax Adjustments[J]. *Journal of Economic Studies*, 2020, 47(3): 671-694.
- [10] Greenwood J, Jovanovic B. Financial Development, Growth, and the Distribution of Income[J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98(5, Part 1): 1076-1107.
- [11] Ajide F. Financial Inclusion and Rural Poverty Reduction: Evidence from Nigeria [J]. *International Journal of Management Sciences and Humanities*, 2015, 3(2).
- [12] Dawood T C, Pratama H, Masbar R, et al. Does Financial Inclusion Alleviate Household Poverty? Empirical Evidence from Indonesia[J]. *Economics & Sociology*, 2019, 12(2): 235-252.
- [13] Klapper L, El-Zoghbi M, Hess J. Achieving the Sustainable Development Goals[J]. *The Role of Financial Inclusion*. Available online; <http://www.ccgap.org>. Accessed, 2016, 23(5): 2016.
- [14] Demirguc - Kunt A, Klapper L, Singer D, et al. *The Global Findex Database 2017: Measuring Financial Inclusion and the Fintech Revolution*[M]. World Bank Publications, 2018.
- [15] Verma A, Giri A K. Does Financial Inclusion Reduce Income Inequality? Empirical Evidence from Asian Economies[J]. *International Journal of Emerging Markets*, 2022 (ahead - of - print).
- [16] 何德旭, 苗文龙. 金融排斥、金融包容与中国普惠金融制度的构建[J]. *财贸经济*, 2015(3): 5-16.
- [17] 王修华, 赵亚雄. 数字金融发展是否存在马太效应? ——贫困户与非贫困户的经验比较[J]. *金融研究*, 2020(7): 114-133.
- [18] 温涛, 朱炯, 王小华. 中国农贷的“精英俘获”机制: 贫困县与非贫困县的分层比较[J]. *经济研究*, 2016, 51(2): 111-125.
- [19] 董晓林, 吴以蜜, 熊健. 金融服务参与方式对农户多维相对贫困的影响[J]. *中国农村观察*, 2021(6): 47-64.
- [20] De Koker L, Jentzsch N. Financial Inclusion and Financial Integrity: Aligned Incentives? [J]. *World development*, 2013, 44: 267-280.
- [21] 刘民权, 徐忠, 俞建拖. 信贷市场中的非正规金融[J]. *世界经济*, 2003(7): 61-73, 80.
- [22] 陈银娥, 师文明. 中国农村金融发展与贫困减少的经验研究[J]. *中国地质大学学报(社会科学版)*, 2010, 10(6): 100-105.
- [23] Aker J C, Mbiti I M. Mobile Phones and Economic Development in Africa[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2010, 24(3): 207-232.
- [24] 李俊青, 李响, 梁琪. 私人信息、公开信息与中国的金融市场参与[J]. *金融研究*, 2020(4): 147-165.
- [25] 谢平, 刘海二. ICT、移动支付与电子货币[J]. *金融研究*, 2013(10): 1-14.
- [26] 温涛, 陈一明. 数字经济与农业农村经济融合发展: 实践模式、现实障碍与突破路径[J]. *农业经济问题*, 2020(7): 118-129.
- [27] Asongu S A, Nwachukwu J C. ICT, Financial Sector Development and Financial access[J]. *Journal of the Knowledge Economy*, 2019, 10: 465-490.
- [28] 谢平, 邹传伟, 刘海二. 互联网金融的基础理论[J]. *金融研究*, 2015(8): 1-12.
- [29] Manski C F. Economic Analysis of Social Interactions [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2000, 14(3): 115-136.
- [30] 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(04): 62-75.
- [31] 李跟强, 高新博, 何平林. 移动互联网可及性对家庭风险投资决策的影响——基于 CHFS 数据的实证研究[J]. *中国软科学*, 2022(2): 151-162.
- [32] Shum P, Faig M. What Explains Household Stock Holdings? [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2006, 30(9): 2579-2597.
- [33] 吴卫星, 齐天翔. 流动性、生命周期与投资组合异质性——中国投资者行为调查实证分析[J]. *经济研究*, 2007(2): 97-110.
- [34] 李碧云, 吴熙, 易行健. 互联网使用与家庭商业保险购买——来自 CFPS 数据的证据[J]. *保险研究*, 2019(12): 30-47.
- [35] 郭士祺, 梁平汉. 社会互动、信息渠道与家庭股市参与——基于 2011 年中国家庭金融调查的实证研究[J]. *经济研究*, 2014, 49(S1): 116-131.
- [36] 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.