

作者信息

1.王海军（1982-），男，北京物资学院经济学院特聘研究员，中央财经大学中国互联网经济研究院研究员，经济学博士、博士后，研究方向为金融风险、债务风险和国际经济合作等，在《世界经济》、《改革》、《财经研究》、《国际金融研究》、《世界经济研究》、《经济社会体制比较》、《经济管理》、《Frontiers of Economics in China》、《Journal of Social Computing》、《International Review of Economics & Finance》、《Frontiers in psychology》等重要期刊发表论文 100 余篇，出版专著 5 部，主持和参与国家级课题 10 项；《经济研究》等 20 余本权威期刊审稿人。通讯地址：北京市大兴区高米店北保利茉莉公馆 2 号楼 3 单元 602 。联系电话：18611050090 ，电子邮箱：wanghaijun2005@126.com。

2.王永明（1996-），男，通讯作者，北京物资学院经济学院研究生，研究方向：家庭金融、公司金融等。通讯地址：北京市通州区富河大街 321 号。联系电话：13718899209。电子邮箱：s600pullman@163.com。

3.杨之旭（1993-），男，首都经济贸易大学劳动经济学院讲师，经济学博士，研究方向：行为经济学（如信任、利他和合作的进化根源和经济根源）、人力资本的测量和开发（如财经素养的度量与干预项目）等，在《Applied Psychology: Health and Wellbeing》、《Evolution and Human Behavior》、《Journal of Adolescence》、《Current Psychology》、《Asian Journal of Social Psychology》等 SSCI 重要期刊发表论文 10 余篇；担任《Applied Psychology: Health and Wellbeing》、《Children and Youth Services Review》、《Social Indicators Research》等 10 余本权威期刊审稿人。通讯地址：北京市丰台区花乡张家路口 121 号首都经济贸易大学劳动经济学院。联系电话：18810402762 ，电子邮箱：yzx@cueb.edu.cn。

数字技能缓解了老年人金融排斥吗？

——基于 CFPS 的微观证据

内容摘要：随着我国老龄化程度日益加深，老年金融服务问题凸显，老年人金融排斥现象严重。基于此，本文采用 2014-2018 年中国家庭追踪调查（CFPS）的微观数据，探究了数字技能的提升对缓解老年人金融排斥的作用机理。研究发现：第一，老年人数字技能的提升，可减少其在面临金融需求时的信息不对称，缓解老年人金融排斥。其中，老年人上网时长每提升 1%，其遭遇金融排斥的可能性在融资端与投资端分别下降 0.0275% 和 0.0056%，互联网花费每增长 1%，在融资端与投资端被金融排斥概率下降 0.0087% 和 0.0019%，移动渠道上网可使融资端和投资端金融排斥概率下降 0.0042% 和 0.0145%。第二，老年人的互联网重视程度、受教育程度和健康状况均在数字技能缓解老年人金融排斥的过程中具有正向调节效应，其中互联网重视程度的影响最大。第三，相对民间金融机构，数字技能对来自正规金融机构金融排斥的缓解效果更显著。第四，数字技能对老年人金融排斥的缓解存在异质性，对高收入、良好教育背景、城镇和西部地区省份的老年人作用突出。最后，内生性检验和稳健性检验均支持本文的研究结果。本文研究结论对提升我国老年人金融服务效率，帮助其跨越数字鸿沟，推动普惠金融走深走实具有重要政策启示。

关键词：老年人；数字技能；数字鸿沟；金融排斥；普惠金融

中图分类号：F830

文献标识码：A

一、引言

习近平总书记指出“积极应对人口老龄化，事关国家发展和民生福祉，是实现经济高质量发展、维护国家安全和社会稳定的重要举措”。我国现已步入老龄社会，人口老龄化程度深、规模大、速度快，应对人口老龄化的任务十分繁重。据第七次全国人口普查数据显示，我国 60 岁及以上老年人占比已经达到 18.7%，其中 65 岁及以上人口占比达到 13.5%。在应对老龄化的同时，数字技术的快速发展也给社会生活各方面带来了深刻变革。截至 2022 年 12 月，我国互联网普及率高达 75.6%，网民规模高达 10.67 亿，高居世界第一位，同时数字经济规模占 GDP 的比重接近 40%，仅次于美国。虽然我国互联网和数字经济发展迅速，但是老年人群体的互联网使用率仍然偏低。我国互联网用户年龄结构显示，60 岁以上占比仅为 14.3%，而在不上网的“非网民”群体中，60 岁以上的老年人群体占比达 37.4%^①。由此可见，60 岁以上老年人是主要的“非网民”群体，他们无论是通过电脑、网络电视等固定终端上网还是手机等移动终端上网的水平都较低。数字技能可以理解为，人们掌握现代信息技术尤其是互联网的熟练程度，或利用信息技术进行工作、学习、社交和娱乐的能力。而老年人的数字技能明显匮乏，与年轻人相比存在着较大差距。在老龄化和数字化两大趋势加速演

^① 数据来源：中国互联网络信息中心（CNNIC）于 2023 年 3 月 2 日发布的第 51 次《中国互联网络发展状况统计报告》。

化背景下，我国有可能形成老年人的数字鸿沟^①。

随着老年人口数量的增加，老年人群体的消费、投资和社会资产也必然增加，其对于金融服务的需求也在增加，可以说，“银发经济”激活了“银发金融”。但与年轻人相比，老年人的行动能力、信息处理能力和学习能力有所下降，且经济来源较为单一，因此老年人在金融市场中处于弱势地位，面临着金融排斥。与年轻人金融排斥不同的是，老年金融排斥问题在以下两点表现更为突出：第一，金融的数字化发展加剧了老年人金融排斥。随着数字技术的不断发展，金融服务也在进行数字化转型，更多金融业务从线下逐渐转移到了线上，从而对年轻人更为有利。而老年人的数字技能匮乏，只能依赖传统渠道和方式来满足自身的金融需求，这势必对老年人造成更加明显的金融排斥。第二，针对老年人的金融产品供给不足。尽管我国已经将老年人列入普惠金融的重点服务对象，而且相关金融机构也已经针对老年人推出了部分金融产品，但是这类产品数量较少且大都是根据传统信贷模式开发，个性化不强，不能充分满足老年人的金融需求（Leyshon 等，2008；Sao 等，2017；Weill 等，2015；Mylonidis 等，2019；李建军等，2020）。

由于我国的老年人群体是一个快速增长的庞大群体，他们迫切地需要融入社会的主流生活方式，正因为如此，老年金融排斥会对个人、家庭和社会治理都造成负面影响，并引发一系列严重后果。首先，金融排斥导致老年人的生活品质降低。老年人金融排斥作为社会排斥的一个缩影，不仅阻碍老年人获得各种金融便利化服务，更会导致个人自尊受挫和负面情绪累积，加重老年生活的孤立感和无助感（唐丹等，2022）。其次，金融排斥导致老年人家庭资产配置效率降低。由于退休后老年人群体的收入水平下降但物质资本积累仍然相对丰厚，故其对于家庭资产保值增值的需求也更为强烈，但金融排斥会显著增加老年人的各种投资成本，甚至阻碍老年人投资，因而影响了家庭资产的保值增值（尹志超等，2019）。最后，老年人金融排斥会引发一系列社会问题。老年人的金融需求难以得到满足，不仅加剧了社会不平等（Smyczek 和 Matysiewicz，2014），而且会产生隐私泄露、虚假信息、老年人金融诈骗等违法犯罪问题，从而引发金融风险，危害社会稳定（方意等，2020；刘孟飞，2021；王海军等，2022；雷晓燕等，2022）。

以上现象引发本文思考：数字化为提升金融普惠性和服务效率提供了可行路径，那么提升老年人数字技能是否同样可以帮助老年人缓解其面临的金融排斥，从而提高老年人在金融服务中的获得感、幸福感和满足感？针对该问题，本文以中国家庭追踪调查（CFPS）微观

^① 经合组织（OECD）在《理解数字鸿沟》报告（2001）中指出：数字鸿沟是指个人、家庭、企业、不同社会经济发展水平的地区，在享用信息技术的机会以及利用互联网从事各项活动的水平之间的差距。

数据为样本，构建数字技能与老年人金融排斥的计量模型，探究数字技能影响老年人金融排斥的作用机制。本文边际贡献体现在：第一，本文丰富了金融排斥的相关文献研究，为普惠金融的全生命周期理论提供了新的研究视角。其次，本文拓展了数字技能效用研究的广度和深度，为研究数字经济在微观金融领域的作用机理提供了新的思路。最后，本文的研究结论为落实普惠金融政策提供了对策依据，也对弥合老年数字鸿沟、改善老年金融服务效率具有启示价值。

二、文献综述与研究假设

（一）文献综述

金融排斥问题一直是近年来经济学研究中的热点问题。研究金融排斥和数字普惠金融的文献十分丰富，但是研究具有老年人口特征的金融排斥的文献则相对较少。现有的相关文献主要分为以下方面。

1.金融排斥相关理论

金融排斥来源于不完全市场理论，指的是社会中的某些群体没有以恰当的方式获得必要的金融服务，从而被“排斥”在金融服务体系之外的现象。传统金融理论建立在一个有待检验的关键假设基础之上：居民能够自由、充分、无障碍地获得其所需的金融服务（李涛等，2010）。然而这一假设是理想化的。因此早期的金融排斥研究关注到金融地理学，认为偏远的地理位置阻碍获得金融服务（Leyshon 和 Thrift, 1993）。随后，Kempson 和 Whyley（1999）提出的评估排斥、条件排斥、价格排斥、营销排斥和自我排斥等五方面构成了研究金融排斥的经典模型。当前，金融排斥理论向宏观和微观两个层面拓展（何婧等，2017），宏观层面关注的被排斥主体是社区与区域，微观层面关注的被排斥主体则是个人、家庭和企业。

2.老年人金融排斥成因研究

对于老年人金融排斥的成因，主要包括：（1）在金融需求侧，老年人相对于年轻人来说，受教育年限相对较短、金融素养水平相对较低、对新事物的接受能力较弱，同时叠加经济来源单一、收入水平降低、健康状况导致的记忆力下降和行动不便等因素，导致老年人的抗风险能力下降，因此更容易受到金融排斥（Bruhn 等，2014）。（2）在金融供给侧，由于金融机构没能迎合老年人的金融偏好和需求来推出产品和服务，导致老年人感到不了解、不方便、不安全，从而陷入金融排斥的困境（Brennan 和 Ritch, 2010）。（3）在宏观层面，城乡发展不平衡、区域发展不平衡和互联网时代数字鸿沟都会导致并加深老年人金融排斥（黄红光等，2018；程名望等，2019；陆杰华和韦晓丹，2021）。

3.老年人金融排斥治理探讨

关于老年人金融排斥的治理，主要包括传统金融视角和数字普惠金融视角。一方面，从传统金融角度进行分析，部分学者认为可以通过提高老年人口的受教育水平和金融认知水平来缓解金融排斥（张号栋和尹志超，2016；Finke等，2017）。也有学者针对金融机构的空间分布问题提出应增加实体金融机构的分布密度（朱超等，2017）。另一方面，近年来有较多文献从数字普惠金融角度进行研究，认为数字普惠金融的发展提高了金融服务的效率（张勋等，2019；李建军和韩珣，2019），也提高了老年人获得金融产品和服务可能性，并降低了交易成本（林宝，2020；王修华等，2022；周立等，2022；方能胜等，2022）。

4.数字技能与金融排斥相关研究

目前从个体数字技能的视角缓解金融排斥的文献较少，但是部分研究已经取得一定成果。比如有文献指出，以互联网应用能力为标志的数字技能不仅可以增加家庭收入（牟天琦等，2021），而且可以提升家庭对于信贷的需求、保险的需求和风险金融资产投资的需求（Asongu和Nwachukwu，2016；周广肃和梁琪，2018；Benlagha和Hemrit，2020），还可以提高家庭获得金融服务的可能性、缓解信贷约束（尹志超和张号栋，2018）。

综上所述，数字技能是否以及如何影响老年人金融排斥，已有研究尚不深入。目前学界更多的从城乡维度、区域维度和金融市场效率维度入手研究金融排斥，而研究以年龄结构为特征的老年人金融排斥的文献较少。而且现有文献更多地从金融供给的角度出发解决老年人金融排斥问题，很少从数字技能的微观个体视角去研究老年人金融排斥。因此本文基于微观数据研究了数字技能对老年人金融排斥的影响，不仅能弥补现有研究的不足，还有助于改善老年人在金融市场的劣势地位并提升对老年人金融服务效率。

（二）研究假设

1.数字技能与老年人金融排斥

对于金融市场的参与者来说，数字互联网技术搭建了一个良好的信息传播桥梁，可以增加信息透明度，减少信息不对称，有效降低投资成本并提升金融市场效率。现有研究已经表明，造成老年人金融排斥的重要原因之一正是信息不对称，而互联网可以在缓解老年人金融排斥的过程中扮演重要作用。一方面，网络作为金融市场的信息中枢提供了大量的金融信息，老年人可以运用数字技能在网络上获得自己需要的金融信息，提高金融素养和认知水平，进而破除信息壁垒，降低其遭遇金融排斥的可能性；另一方面，数字互联网技术减少了金融信息传播过程中的中介损耗，金融市场参与方可直接进行交流沟通，减少了逆向选择和道德风

险，进而缓解了老年人金融排斥。而如果要发挥互联网的信息优势，那么就需要老年人掌握一定的数字技能为前提，因此基于以上分析，本文提出如下基本假说：

H1：数字技能对缓解老年人金融排斥具有显著负向作用，即老年人提高数字技能可以显著降低其遭受金融排斥的可能性。

2.数字技能影响老年人金融排斥的机制分析

为进一步探究数字技能对老年人金融排斥的作用机制，本文从以下三个方面进行分析：

(1) 老年人对互联网的主观态度影响其信息获取。对于老年人来说，不断发展迭代的互联网技术仍是较为陌生的新事物。而互联网的虚拟性又使得老年人对其存在天然的恐惧、抵触心理。再加上数字技术创新首先面向活跃的年轻人群体，只有当年轻人市场逐渐饱和，技术创新才进一步向老年人等弱势群体扩散。这导致老年人从来不是数字技术创新的优先目标受众，而是处于扩散路径的末端（杜鹏和汪斌，2020），因此一直处于被忽视的困境。与充满数字基因的年轻人不同，面对数字化操作这一快速更新的技能，老年人在学习掌握时普遍存在畏难情绪。但是，如果老年人能够认识到互联网对于其获取信息、参与社会经济生活具有重要意义，甚至把互联网作为日常生活不可或缺的一部分，那么他们就有动力克服畏难情绪，有意愿主动了解互联网并提升数字技能（Ayse 等，2020）。随着老年人对互联网的重视程度提升，数字技能拓宽了其获取信息的渠道，减少了信息不对称，从而降低了其遭受金融排斥的可能性，这将最终有助于缓解老年人金融排斥。

(2) 受教育水平会影响老年人的认知水平与学习能力。数字技能具有一定的复杂性，并且仍在不断更新，而金融知识则具有一定的专业性，这二者都对老年人的文化水平要求较高（郭峰和王瑶佩，2020；陈平和王书华，2022）。一方面，拥有更长受教育年限的老年人一般具有较高的文化水平，因此其认知水平和理解能力也较高，对于诸如 APP（应用程序）等新概念理解起来较为容易，而对于文化水平较低的老年人来说，这些概念则显得晦涩难懂；另一方面，互联网是一个学习的渠道，受教育水平高的老年人可以更好地利用互联网进行学习，从而进一步增加金融知识，提升金融水平和素养（Fadi，2018）。

(3) 健康程度会影响老年人掌握数字技能并参与经济活动。对于正处于生命期末端的老年人来说，其记忆能力、反应能力、感知能力和身体协调能力都在下降。尤其是老年人在视力、听力和手指协调等方面都在阶梯式弱化，导致其难以驾驭计算机、智能电视和触屏手机等数码科技产品。而以互联网应用能力为主的数字技能正需要这些身体健康条件作为支撑（赵建国和刘子琼，2020；冉晓醒和胡宏伟，2022）。健康状况较差的老年人可能因为身

体原因的限制，不具备学习和使用数字技能的条件，或仅能掌握较少的数字技能。而健康状况良好的老年人不仅拥有生理条件的优势，而且也拥有心理层面的显著优势，他们往往拥有乐观豁达的心态，了解、学习和接受新生事物和技能的意愿更强，使用数字技能获取信息和知识的能力也更强。因此健康状况将直接影响老年人运用数字技能缓解金融排斥的程度。

基于以上分析，本文提出研究假设 2：

H2：老年人对互联网的重视程度、受教育程度和健康程度在数字技能影响老年人金融排斥的过程中发挥了调节作用。

三、研究设计

（一）变量选取

基于研究假设，本文采用中国家庭追踪调查（CFPS）2014 年、2016 年和 2018 年的抽样数据为样本，并剔除了数据库中的异常值和缺失值。最终获得有效样本 12565 个。变量选择和数据来源如下：

1.因变量：老年人金融排斥（*exclusion*）。根据金融排斥的相关理论，为更好刻画老年人金融排斥，本文通过融资端金融排斥（ *finaExclusion*）和投资端金融排斥（ *inveExclusion*）两个维度进行度量。根据尹志超和张号栋（2018）、韦倩和徐榕（2021）的研究思路并结合 CFPS 已有问答指标，选择“借款被拒经历”作为融资端金融排斥的代理变量。该指标下有三个回答项：是、否、没借过大笔钱。本文认为没借过大笔钱的受访者没有融资需求，因此在数据处理时将其剔除，剩余数据能够反映受访者的融资需求是否被满足。本文将该指标设为 0-1 变量，取值为“1”代表受访者在受访回忆时段内有融资需求未被满足的经历，因此认为该样本受到了金融排斥。根据张号栋和尹志超（2016）、何婧等（2017）、王修华和赵亚雄（2022）对于金融排斥的研究思路，选择“是否持有金融资产”作为投资端金融排斥的代理变量。该指标也是 0-1 变量，取值为“0”代表其不持有金融资产（如股票、基金、国债、信托产品、外汇产品等）。根据金融排斥理论，不持有金融资产者享受到的金融投资服务必定少于持有者，因此可以认为取值为“0”的样本在一定程度上遭遇了金融排斥。这两项指标均来源于 CFPS 中的成年人口调查数据库，本文选取 60 岁及以上年龄段样本构成被解释变量老年人金融排斥。

2.自变量：数字技能（*digitalskill*）。数字技能作为内化于人体智力的一种能力，本身无法直接观察，因此需要从人的微观行为角度进行间接测度。结合 CFPS 已有问答指标和相关文献（牟天琦等，2021），本文分别从互联网使用时长、互联网花费和互联网渠道三个方面

进行综合度量。其中互联网使用时长 (*digitaltime*) 代表了老年人对互联网使用的粘性和依赖程度, 该指标越高, 代表老年人对互联网使用越熟悉, 绝对数字技能水平可能更高; 互联网花费 (*digitalcost*) 是指通过互联网渠道进行的日常支出, 反映了老年人互联网使用的内容, 该指标越高, 表示老年人通过互联网获得的经济效用越大, 可以作为度量数字技能水平的另一个绝对指标; 最后以移动互联网使用情况 (*digitalmobile*) 作为互联网渠道的度量, 它反映了数字技能的复杂程度。相比电脑上网, 手机、平板电脑等移动互联网具有更为复杂的系统集成和智能化设计, 因此对使用者的数字素养要求更高, 因此该指标越高, 代表数字技能相对水平也高。

3.调节变量: 本文将互联网重视程度 (*importance*)、受教育年限 (*education*) 和健康状况 (*health*) 作为调节变量。本文选择 CFPS 中报告的“互联网作为获取信息渠道的重要程度”作为老年人互联网重视程度的代理变量。受教育年限和健康状况则分别选用“接受教育的年限”和“对健康状况的评估”。

4.控制变量: 参考相关文献并结合本文研究需要, 选择以下控制变量: ①年龄 (*age*) 与年龄的平方 (*age2*): 李涛等 (2010) 研究发现金融排斥随着年龄的提高出现先降低后升高的“U”型曲线; ②城乡分类 (*urban*): 通常认为位于乡村的居民比位于城镇的居民更容易受到金融排斥(王修华等, 2013), 且城乡之间的互联网发展情况差异较大; ③性别 (*gender*): 通常认为男性和女性对待金融活动的看法有差异, 女性可能更为谨慎和保守 (Deursen 等, 2015); ④慢性病 (*chronic*): 患有慢性病的老人医疗支出相对较多, 家庭资产消耗较大, 可能更容易遭到金融排斥 (Cohall 等, 2016); ⑤自有住房情况 (*house*): 住房是家庭资产的重要组成部分, 有房家庭相对于租房家庭来说, 遭受金融排斥的可能性更低 (Allen 等, 2016); ⑥学历 (*schooling*): 通常认为学历越高的居民越容易接触到金融服务, 因而被金融排斥的概率较低; ⑦工作状态 (*work*): 通常认为没有工作的居民比有工作的居民更容易被金融排斥; ⑧收入水平 (*income*): 可支配收入越多的居民, 抗风险能力也越强, 其遭遇金融排斥的可能性就越低 (李建军和韩珣, 2019; 周立和陈彦羽, 2022); ⑨经济发展水平 (*GDP*): 某一地区的总体金融排斥程度和互联网发展水平均与该地区的经济发展程度高度相关, 相对于欠发达地区, 经济发展水平高的地区具有更高的金融和互联网的普及程度 (王海军等, 2022); ⑩金融发展水平 (*finance*): 金融发展水平高的地区, 居民获得金融支持的便利性更高而成本更低, 其遭遇金融排斥的可能性也更低 (张勋等, 2019); ⑪货币供应量增速 (*M2*): 货币政策的变化会影响到所有市场参与主体, 进而影响到金融排斥的程度 (Bruhn 和 Love,

2014)。

变量定义及说明见表 1。

表 1 变量定义及说明

| 变量 | 变量符号 | 变量名称 | 变量说明 |
|------|----------------------|---------|--|
| 因变量 | <i>finaExclusion</i> | 融资端金融排斥 | 借款被拒经历, 是=1, 否=0 |
| | <i>inveExclusion</i> | 投资端金融排斥 | 是否持有金融资产, 如股票、基金、国债、信托产品、外汇产品等, 是=1, 否=0 |
| 自变量 | <i>digitaltime</i> | 互联网使用时长 | 每周业余上网时间(小时)加 1 取对数 |
| | <i>digitalcost</i> | 互联网花费 | 网上购物花费加 1 取对数 |
| | <i>digitalmobile</i> | 互联网渠道 | 是否移动上网, 是=1, 否=0 |
| 调节变量 | <i>importance</i> | 互联网重视程度 | 互联网作为获取信息渠道的重要程度, 赋值为 1-5, 其中 5 为非常重要 |
| | <i>education</i> | 受教育年限 | 接受教育的年限加 1 取对数 |
| | <i>health</i> | 健康状况 | 对健康状况的评估, 赋值为 1-5, 不健康=1, 非常健康=5 |
| 控制变量 | <i>age</i> | 年龄 | 调查当年的年龄取对数 |
| | <i>age2</i> | 年龄的平方 | 调查当年的年龄平方除以 100, 再取对数 |
| | <i>urban</i> | 城乡分类 | 居住地在城镇=1, 居住地在乡村=0 |
| | <i>gender</i> | 性别 | 男性=1, 女性=0 |
| | <i>chronic</i> | 慢性病 | 是否诊断出慢性疾病, 是=1, 否=0 |
| | <i>house</i> | 自有住房情况 | 拥有自有住房=1, 没有自有住房=0 |
| | <i>schooling</i> | 学历 | 文盲/半文盲=1, 小学=2, 初中=3, 高中/中专/技校/职高=4, 大专=5, 大学本科=6, 硕士及以上=7 |
| | <i>work</i> | 工作状态 | 当前工作状态, 有工作(农业工作、挣工资的工作、私营经济活动)=1, 没有工作(退出劳动力市场和失业)=0 |
| | <i>income</i> | 收入水平 | 老年人年收入加 1 取对数, 每年收入水平=退休金数额+子女/亲戚提供的经济帮助+政府补助+社会捐赠+工作收入(包括农业生产收入)+各类投资出租收入 |
| | <i>GDP</i> | 经济发展水平 | 省级人均 GDP 加 1 的对数 |
| | <i>finance</i> | 金融发展水平 | 省级人均金融产业增加值加 1 的对数 |
| | <i>M2</i> | 货币供应量增速 | 全国货币供应量同比增速 |

(二) 模型构建

1. 基准回归模型

由于本文的被解释变量是 0-1 变量, 因此采用 Probit 模型来研究数字技能对于老年人金融排斥的缓解作用。构建模型如下:

$$\begin{aligned}
 Prob(exclusion_{it} = 1 | Controls_{it}) = Prob(\alpha_1 digitalskill_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \\
 \varepsilon_{it} > 0 | Controls_{it})
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

上式中， $exclusion_{it}$ 代表被解释量老年人金融排斥，包括融资端金融排斥 $finaExclusion_{it}$ （1 代表该样本受到金融排斥，0 代表该样本没有受到金融排斥）和投资端金融排斥 $inveExclusion_{it}$ （0 代表该样本受到金融排斥，1 代表该样本没有受到金融排斥），其中， $digitalskill_{it}$ 代表解释变量数字技能，由 $digitaltime$ 、 $digitalcost$ 和 $digitalmobile$ 三个维度构成， $Controls_{it}$ 代表控制变量， ε_{it} 代表误差项， i 代表老年人样本个体， t 代表年份。模型（1）是数字技能对老年人金融排斥的基准回归，估计参数 α_1 代表了数字技能对老年人金融排斥的总效应。如果在融资端的回归中参数 α_1 显著为负，则表明数字技能对老年融资端金融排斥有负向影响，即数字技能的提高可以有效缓解老年融资端金融排斥。如果在投资端的回归中参数 α_1 显著为正，则表明数字技能对老年投资端金融排斥有正向影响，即数字技能的提高可以获得更多金融服务，缓解老年投资端金融排斥。

2. 机制分析模型

根据前述理论和研究假设，老年人的数字技能可以对其金融排斥产生直接影响，同时还可能通过互联网重视程度、受教育年限和健康状况这三个调节变量对金融排斥产生间接影响。据此，本文在模型（1）的基础上加入了调节变量与数字技能的交互项，并进一步构建模型（2）来探究调节效应：

$$exclusion_{it} = \beta_0 + \beta_1 digitalskill_{it} + \beta_2 mechanism_{it} + \beta_3 digitalskill_{it} \times mechanism_{it} + \beta_4 Controls_{it} + \delta_{it} + \varphi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

上式中， $mechanism_{it}$ 代表调节变量，依次对应互联网重视程度 $importance_{it}$ 、受教育年限 $education_{it}$ 和健康状况 $health_{it}$ 。 β_1 代表着数字技能的直接效应， β_3 代表着数字技能的间接效应。若调节变量与数字技能的交互项的系数 β_3 显著，则意味着该调节效应显著存在。如果系数 β_1 与 β_3 的符号相同，则意味着该调节效应是增强型，即该调节变量增强了数字技能对老年人金融排斥的缓解作用。

（三）变量描述性统计

本文对数据进行了如下处理：（1）为了减少极端异常值的扰动，对变量进行上下 1% 的 Winsorize 处理；（2）为了消除异方差，对连续型变量取了自然对数。表 2 报告了变量的描述性统计。

表 2 变量描述性统计

| 变量 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-----------------|-------|--------|--------|--------|--------|
| $finaExclusion$ | 12565 | 0.2840 | 0.4510 | 0.0000 | 1.0000 |
| $inveExclusion$ | 12565 | 0.0385 | 0.1925 | 0.0000 | 1.0000 |
| $digitaltime$ | 12565 | 0.1329 | 0.5644 | 0.0000 | 4.6634 |

| | | | | | |
|----------------------|-------|---------|--------|---------|---------|
| <i>digitalcost</i> | 12565 | 0.0886 | 0.8378 | 0.0000 | 10.8198 |
| <i>digitalmobile</i> | 12565 | 0.0574 | 0.2326 | 0.0000 | 1.0000 |
| <i>importance</i> | 12531 | 1.3724 | 0.9591 | 1.0000 | 5.0000 |
| <i>education</i> | 12565 | 1.2015 | 1.0775 | 0.0000 | 2.9957 |
| <i>health</i> | 12565 | 2.4498 | 1.2221 | 1.0000 | 5.0000 |
| <i>age</i> | 12565 | 4.2230 | 0.0892 | 4.1109 | 4.6347 |
| <i>age2</i> | 12565 | 3.8335 | 0.1772 | 3.6109 | 4.6543 |
| <i>urban</i> | 12565 | 0.4245 | 0.4943 | 0.0000 | 1.0000 |
| <i>gender</i> | 12565 | 0.5041 | 0.5000 | 0.0000 | 1.0000 |
| <i>chronic</i> | 12565 | 0.3047 | 0.4603 | 0.0000 | 1.0000 |
| <i>house</i> | 12565 | 0.8907 | 0.3120 | 0.0000 | 1.0000 |
| <i>schooling</i> | 12565 | 1.8076 | 1.0740 | 1.0000 | 7.0000 |
| <i>work</i> | 12565 | 0.4771 | 1.0025 | 0.0000 | 1.0000 |
| <i>income</i> | 12565 | 9.4575 | 1.0747 | 0.0000 | 15.2430 |
| <i>GDP</i> | 12565 | 10.7513 | 0.4015 | 10.1307 | 11.9248 |
| <i>finance</i> | 12565 | 3.4525 | 0.6211 | 2.6573 | 5.6040 |
| <i>M2</i> | 12565 | 0.1068 | 0.017 | 0.0810 | 0.1220 |

四、实证分析

（一）基准模型回归分析

本文首先研究数字技能对于老年人金融排斥的影响。表 3 报告了计量模型（1）的 Probit 基准回归结果，回归时均控制了时间固定效应和省级固定效应。第 1、2 列报告的是数字技能与老年融资端金融排斥的拟合结果，第 3、4 列报告的是数字技能与老年投资端金融排斥的拟合结果。其中第 1、3 列报告的是 Probit 模型的系数，第 2、4 列报告的是 Probit 模型在均值处的边际效应。结果显示，数字技能对老年人金融排斥存在显著的负向影响，这表明随着老年人的数字技能水平的提高，其遭遇金融排斥的可能性显著降低。以第 2 列为例，数字技能的三个维度对应的边际效应分别为-0.0275、-0.0087 和-0.0042，此处系数为负值，意味着老年人的互联网使用时长每提升 1%，其遭遇融资端金融排斥的概率下降 0.0275%，互联网花费每提升 1%，融资端金融排斥概率下降 0.0087%，移动渠道上网相对于固定端上网，融资端金融排斥概率下降 0.0042%。第 4 列反映的是投资端金融排斥，数字技能的三个维度对应的边际效应分别为 0.0056、0.0019 和 0.0145，此处系数为正值，说明数字技能提升了老年人获得金融投资服务的概率，缓解了金融排斥。

控制变量的回归结果也整体符合预期。以第 2 列为例分析如下：年龄的一次项边际效应显著为负，而二次项边际效应显著为正，这表明对于老年人群体来说，在某个年龄拐点到来之前，年龄增大会显著缓解金融排斥的程度，但是在跨越这个年龄拐点之后，年龄再增大则

会显著增加老年人遭遇金融排斥的可能性。这可能是因为“相对年轻的老年人”仍然具备进一步积累人力资本、物质资本和社会资本的能力，其生活状态和社会参与度与中年人群体比较接近，因而其金融需求仍会得到满足，而对于“相对高龄的老年人”来说，可能由于其认知水平和健康水平等原因，其遭遇金融排斥的可能性大大增加了；居住在乡村的老年人比居住在城镇的老年人更容易遭受金融排斥；老年女性遭遇金融排斥的可能性要比老年男性略低；患有慢性病的老年人遭遇金融排斥的可能性显著升高；拥有房产和高学历有助于缓解老年人金融排斥；由于多数老年人已退出劳动力市场，因而其工作状态对金融排斥的影响不显著；可支配收入每增加 1%，老年人面临融资金融排斥的可能性下降了 0.0052%，说明收入水平高的老年人不容易受到金融排斥；位于经济欠发达地区的老年人更容易遭受金融排斥；发达的地区金融产业可以显著降低金融排斥；宽松的货币政策也可以减少金融排斥。综上，本文提出的关于数字技能缓解老年人金融排斥的研究假设 H1 整体成立。

表 3 基准回归结果

| 变量 | <i>finaExclusion</i> | | <i>inveExclusion</i> | |
|----------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>digitaltime</i> | -0.0737*** (0.0244) | -0.0275*** (0.0084) | 0.2614*** (0.0290) | 0.0056*** (0.0011) |
| <i>digitalcost</i> | -0.0252*** (0.0080) | -0.0087*** (0.0030) | 0.0870*** (0.0156) | 0.0019*** (0.0004) |
| <i>digitalmobile</i> | -0.0134** (0.0058) | -0.0042** (0.0018) | 0.6868*** (0.0742) | 0.0145*** (0.0028) |
| <i>age</i> | -0.0215*** (0.0032) | -0.0709*** (0.0207) | 0.0547 (0.0648) | 0.0012 (0.0014) |
| <i>age2</i> | 0.0144*** (0.0021) | 0.0482*** (0.0155) | -0.0347 (0.0455) | -0.0007 (0.0010) |
| <i>urban</i> | -0.0378 (0.0270) | -0.0126 (0.0090) | 0.6584*** (0.0680) | 0.0142*** (0.0023) |
| <i>gender</i> | 0.0056 (0.0250) | 0.0026 (0.0085) | -0.0195 (0.0523) | -0.0004 (0.0011) |
| <i>chronic</i> | 0.1084*** (0.0264) | 0.0362*** (0.0087) | -0.0292 (0.0547) | -0.0006 (0.0011) |
| <i>house</i> | -0.0081 (0.0398) | -0.0027 (0.0132) | 0.0293 (0.0755) | 0.0006 (0.0088) |
| <i>schooling</i> | -0.0694*** (0.0234) | -0.0232*** (0.0063) | 0.1499*** (0.0335) | 0.0031*** (0.0007) |
| <i>work</i> | -0.0025 (0.0108) | -0.0013 (0.0097) | 0.0106 (0.0725) | 0.0002 (0.0018) |
| <i>income</i> | -0.0159** (0.0066) | -0.0052** (0.0025) | 0.2828*** (0.0816) | 0.0061*** (0.0013) |

| | | | | |
|--------------------|------------------------|------------------------|---------------------|--------------------|
| <i>GDP</i> | -0.2829 (0.3382) | -0.0944 (0.1129) | 0.7322 (0.7822) | 0.0158 (0.0170) |
| <i>finance</i> | -0.7382*** (0.2783) | -0.2463*** (0.0908) | 0.2103 (0.6459) | 0.0045 (0.0140) |
| <i>M2</i> | -5.4533 (3.3972) | -1.8323 (1.4100) | 0.3625 (7.9395) | 0.0078 (0.1710) |
| <i>Cons</i> | 5.8203 (4.1016) | | -2.3820 (9.2705) | |
| <i>Year FE</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Province FE</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 12565 | 12565 | 12565 | 12565 |
| <i>Pseudo R2</i> | 0.1528 | | 0.3354 | |

注：*、**、***分别代表在 10%、5%、1%的显著性水平上显著；第 1、3 列报告的参数是 Probit 模型的系数，第 2、4 列报告的参数是 Probit 模型在均值处的边际效应；括号内是稳健标准误。下同。

（二）个体层面固定效应分析

考虑到本文所利用的数据为面板数据，为严谨验证研究假设，在控制时间固定效应和省级固定效应的基础上，本文进一步增加个体固定效应，以控制个体层面不随时间变化的特征。由于 Probit 模型难以控制个体层面的固定效应，在这里本文补充一个线性概率模型进行回归，其模型设定与表 3 基准回归基本一致，回归结果如表 4 所示。可以发现，即使控制了个体层面的固定效应，数字技能仍然可以缓解老年人金融排斥。

表 4 个体层面固定效应分析

| 变量 | <i> finaExclusion</i> | <i> inveExclusion</i> |
|----------------------|------------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) |
| <i>digitaltime</i> | -0.0112*** (0.0034) | 0.0190*** (0.0045) |
| <i>digitalcost</i> | -0.0047*** (0.0016) | 0.0017*** (0.0004) |
| <i>digitalmobile</i> | -0.0025* (0.0015) | 0.0323*** (0.0085) |
| <i>Controls</i> | 控制 | 控制 |
| <i>ID FE</i> | 控制 | 控制 |
| <i>Year FE</i> | 控制 | 控制 |
| <i>Province FE</i> | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 12565 | 12565 |
| <i>R2</i> | 0.1120 | 0.2567 |

注：本表使用的是线性概率回归模型；括号内是稳健标准误。

（三）机制分析

为进一步揭示数字技能对老年人金融排斥的影响途径，依据计量模型（2），本文分别将三个调节变量引入模型，结果见表 5。

1.互联网重视程度

本文首先将计量模型(2)中的 $mechanism_{it}$ 替换为 $importance_{it}$,即将数字技能与老年人对互联网的重视程度的交互项引入模型,结果见表5的第1、4列。限于篇幅,主要以第1列的融资端金融排斥为例进行分析。可以看出,引入交互项之后,数字技能三个维度的边际效应-0.0131、-0.0051和-0.0022仍然显著为负,表明数字技能的熟练运用依然能够对老年人金融排斥的缓解起到直接影响。而数字技能与老年人对互联网的重视程度的交互项-0.0069、-0.0035和-0.0030也显著为负,这意味着数字技能借由老年人对互联网使用的重视,对缓解老年人金融排斥施加了间接影响。而且老年人对使用互联网获取信息越重视,数字技能对缓解金融排斥所施加的效应就越明显。对比表中的参数值发现,第1列中自变量数字技能对应的参数绝对值要比基准回归中的更小,结合前文对计量模型(1)设定的分析, α_1 和 β_1 分别代表了数字技能对缓解老年人金融排斥的总效应和直接效应,这意味着老年人对互联网的重视程度(即间接效应 β_3)加强了数字技能对于老年人金融排斥的缓解作用。

2.受教育年限

表5第2、5列报告的是将计量模型(2)中的 $mechanism_{it}$ 替换为 $education_{it}$,即将数字技能与受教育年限的交互项引入模型后的回归结果。以融资端的第2列为例,根据表中结果,自变量数字技能三个维度的边际效应-0.0134、-0.0040和-0.0016显著为负,这说明提高数字技能依然能够对老年人金融排斥的缓解起到直接影响。而数字技能与受教育年限的交互项-0.0046、-0.0028和-0.0021也显著为负,说明受教育年限长的老年人群体能够更好地利用其人力资本水平的优势,强化数字技能对于老年人金融排斥的缓解作用。对比表中的参数值发现,第2列中自变量数字技能对应的参数绝对值也要比基准回归中的更小,这也说明受教育水平的间接效应 β_3 加强了数字技能的直接效应 β_1 ,进一步促进了老年人金融排斥的缓解。

3.健康状况

表5第3、6列报告的是将计量模型(2)中的 $mechanism_{it}$ 替换为 $health_{it}$,即将数字技能与健康状况的交互项引入模型后的结果。以融资端的第3列为例,可以看出,引入交互项之后,数字技能三个维度仍然为负,分别为-0.0106、-0.0037和-0.0013,表明数字技能对缓解金融排斥依然有直接影响。而数字技能与健康状况的交互项-0.0031、-0.0019和-0.0015也为负,这意味着对于健康状况良好的老年人而言,数字技能对其缓解金融排斥的效果要强于健康状况差的老年人。对比表中的参数值并结合前文对计量模型(1)设定的分析,数字技能的直接效应 β_1 小于总效应 α_1 ,这意味着交互项所代表的健康状况间接效应 β_3 ,加强了数

字技能对于老年人金融排斥的缓解作用。

以融资端金融排斥为例，对比三种调节效应可以发现，互联网重视程度的交互项系数（-0.0069、-0.0035、-0.0030）在数字技能的每个维度上都是最大最显著的，因此其调节效应最强。其次是受教育年限的交互项系数（-0.0046、-0.0028、-0.0021），再次是健康状况的交互项系数（-0.0031、-0.0019、-0.0015）。这反映出，相较于教育年限和健康状况等客观条件，老年人的互联网主观态度更重要。老年人对互联网越重视，学习使用互联网的意愿和主观能动性就会越强，对于数字技能缓解金融排斥的效果也最显著。这也提示我们，在发展老年数字普惠金融的过程中，不应忽视老年人的主观感受，而要帮助老年人跨过“心理关”，既要解决“不好用”的问题，更要解决“不敢用、不信任”的问题。

综上，前文提出的研究假设 H2 得到验证。

表 5 机制分析结果

| 变量 | <i>finaExclusion</i> | | | <i>inveExclusion</i> | | |
|----------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>digitaltime</i> | -0.0131*** (0.0038) | -0.0134** (0.0059) | -0.0106** (0.0041) | 0.0072*** (0.0021) | 0.0054*** (0.0012) | 0.0059*** (0.0018) |
| <i>digitalcost</i> | -0.0051*** (0.0017) | -0.0040* (0.0023) | -0.0037** (0.0018) | 0.0023** (0.0012) | 0.0015* (0.0009) | 0.0007 (0.0005) |
| <i>digitalmobile</i> | -0.0022* (0.0012) | -0.0016* (0.0008) | -0.0013 (0.0010) | 0.0162*** (0.0038) | 0.0129*** (0.0019) | 0.0133*** (0.0024) |
| <i>importance</i> | -0.0133*** (0.0048) | | | 0.0159*** (0.0056) | | |
| <i>time*impo</i> | -0.0069*** (0.0022) | | | 0.0072*** (0.0021) | | |
| <i>cost*impo</i> | -0.0035** (0.0016) | | | 0.0042* (0.0025) | | |
| <i>mobi*impo</i> | -0.0030* (0.0016) | | | 0.0142*** (0.0022) | | |
| <i>education</i> | | -0.0162*** (0.0060) | | | 0.0133*** (0.0034) | |
| <i>time*educ</i> | | -0.0046** (0.0021) | | | 0.0067*** (0.0019) | |
| <i>cost*educ</i> | | -0.0028* (0.0017) | | | 0.0035* (0.0021) | |
| <i>mobi*educ</i> | | -0.0021* (0.0012) | | | 0.0119*** (0.0021) | |
| <i>health</i> | | | -0.0092* (0.0053) | | | 0.0121** (0.0055) |
| <i>time*heal</i> | | | -0.0031** (0.0013) | | | 0.0053* (0.0028) |

| | | | | | | |
|------------------|--------|--------|----------|--------|--------|----------|
| | | | -0.0019* | | | 0.0022* |
| | | | (0.0011) | | | (0.0013) |
| | | | -0.0015* | | | 0.0109** |
| | | | (0.0009) | | | (0.0045) |
| <i>Controls</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Year</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Province</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 12531 | 12565 | 12565 | 12531 | 12565 | 12565 |
| <i>Pseudo R2</i> | 0.1530 | 0.1503 | 0.1483 | 0.3187 | 0.3124 | 0.3025 |

注：表中报告的参数均为 Probit 模型在均值处的边际效应；括号内是稳健标准误。

（四）进一步分析

为了进一步分析数字技能对于不同来源的老年人金融排斥的缓解效应，本文根据 CFPS 数据库中有关金融排斥“被谁拒绝”的数据，将融资端金融排斥（EX）的情况分为以下四类：没有遭遇金融排斥（EX=0）；被正规金融机构排斥（EX=1），“正规金融机构”的范围包括银行和非银行金融机构；被民间金融排斥（EX=2），“民间”的范围包括父母或子女、亲戚、朋友、民间借贷机构和个人；同时被正规金融机构和民间金融排斥（EX=3）。参考罗长远和季心宇（2015）的研究方法，本文进行多项式选择回归，并构建以下模型进行分析：

$$\ln \frac{\Pr(EX_{it}=V)}{\Pr(EX_{it}=0)} = \gamma_{0V} + \gamma_{1V} digitalskill_{it} + \gamma_{2V} Controls_{itV} + \varepsilon_{itV} \quad (3)$$

上式中的符号含义为： EX_{it} 表示金融排斥， $V (=0, 1, 2, 3)$ 表示对金融排斥类型的选择，其他符号含义与之前相同。以没有被金融排斥（EX=0）作为基准组，使用多元 Logit 模型回归，汇报结果见表 6。

表 6 数字技能对不同金融排斥的缓解情况

| 被解释变量 | 第一组：没有被金融排斥 (EX=0) | | 第二组：没有被金融排斥 (EX=0) | | 第三组：没有被金融排斥 (EX=0) | |
|----------------------|-------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|---------------------------------|--------------------|
| | vs. 被正规金融机构排斥 (EX=1) | | vs. 被民间金融排斥 (EX=2) | | vs. 同时被正规金融机构和民间 金融排斥 (EX=3) | |
| 解释变量 | 估计系数 | 相对风险系数 | 估计系数 | 相对风险系数 | 估计系数 | 相对风险系数 |
| <i>digitaltime</i> | -0.1508*** (0.0423) | 0.8600*** (0.2318) | -0.0969** (0.0412) | 0.9077** (0.0374) | -0.0341 (0.1250) | 0.9665 (0.1208) |
| <i>digitalcost</i> | -0.0993*** (0.0307) | 0.9055*** (0.0305) | -0.0438*** (0.0139) | 0.9571*** (0.0130) | -0.0080 (0.0415) | 0.9920 (0.0405) |
| <i>digitalmobile</i> | -0.0299** (0.0130) | 0.9705** (0.0257) | -0.0204** (0.0098) | 0.9798** (0.0071) | -0.0093 (0.0285) | 0.9907 (0.0233) |
| <i>Controls</i> | | | 控制 | | | |
| <i>Year</i> | | | 控制 | | | |
| <i>Province</i> | | | 控制 | | | |
| <i>N</i> | | | 12565 | | | |
| 似然函数值 | | | -9524 | | | |

表 6 第一组是以没有被金融排斥 (EX=0) 为基准时, 考察数字技能对被正规金融机构排斥 (EX=1) 的影响。数字技能的估计系数均显著为负, 这说明对于没有被金融排斥的群体来说, 数字技能对于被正规金融机构排斥具有显著的负向效应, 即数字技能可以显著缓解正规金融机构排斥。相对风险系数表明互联网使用时长每增加 1%, 老年人中被正规金融机构排斥相对于没有被金融排斥的概率, 是数字技能变化之前的 86.00% [= $\exp(-0.1508)$], 也即被正规金融机构排斥的相对概率下降了 14.00%。同理, 互联网花费和移动渠道上网也会显著降低遭遇正规金融机构排斥的概率。

第二组同样是以没有被金融排斥 (EX=0) 为基准, 考察数字技能对被民间金融排斥 (EX=2) 的影响。数字技能的估计系数均显著为负, 这说明对于没有被金融排斥的群体来说, 数字技能对于被民间金融排斥也具有显著的负向效应。相对风险系数表明互联网使用时长每增加 1%, 老年人中被民间金融排斥相对于没有被金融排斥的概率, 是数字技能变化之前的 90.77%, 也即被民间金融排斥的相对概率下降了 9.23%。互联网花费和移动渠道上网也会显著降低遭遇民间金融排斥的概率。

第三组仍然是以没有被金融排斥 (EX=0) 为基准, 考察数字技能对同时被正规金融机构和民间金融排斥 (EX=3) 的影响。数字技能的估计系数为负, 这说明对于没有被金融排斥的群体来说, 数字技能对于同时被正规金融机构和民间金融排斥虽然也具有负向效应, 但不显著。相对风险系数说明, 老年人中同时被正规金融机构和民间金融排斥相对于没有被金融排斥的概率下降, 但是不显著且变化不大。第三组的结果表明, 对于同时被正规金融机构和民间金融排斥的群体, 其遭遇的困境更多是因为自身资质的缺陷, 如信用不良、资不抵债等因素, 而数字技能不是影响他们遭遇金融排斥的主要因素。

综合以上分析, 老年人数字技能的提升对于正规金融机构排斥 (EX=1) 和民间金融排斥 (EX=2) 都有显著的缓解作用, 但是对正规金融机构排斥的作用要更显著, 系数的绝对值也更大, 相对风险比率要更低, 被排斥的相对概率下降更大。这说明提升老年人数字技能对于缓解来自正规金融机构排斥的效果要优于民间金融排斥效果, 也表明以银行为代表的正规金融机构在提升老年人金融服务、践行普惠金融理念等方面具有更大优势。

(五) 异质性检验

考虑到本文采用了 CFPS 数据库, 所涉及的老年人样本分布于中国 28 个省、自治区和直辖市, 区域跨度和城乡差异较大, 经济发展水平不均衡, 且由于规模较大, 老年人样本的个体特征差异也较为明显。为了考察数字技能对缓解老年人金融排斥的异质性特征, 并参考

尹志超等（2019）、王海军（2022）对于中国家庭金融微观数据的处理方法，本文在基准回归的基础上，对样本进行重新分组。本文对收入水平差异、受教育年限差异、城乡差异和区域差异四种异质性特征进行进一步检验。具体步骤如下：一是对所有样本年可支配收入进行排序，将其划分为高收入组（前 25%）、低收入组（后 25%）和中收入组（剩余 50%）；二是对所有样本的受教育年限进行排序，将其划分为低年限组（受教育 0 年）、中年限组（受教育 1-6 年）和高年限组（受教育 7 年及以上）；三是按照样本所在区域，划分为乡村居民和城镇居民；四是按照样本所在省份，将样本划分为东部省份、中部省份和西部省份。回归结果见表 7 和表 8^①。

表 7 异质性检验（1）

| 变量 | （1）收入分组 | | | （2）受教育年限分组 | | |
|----------------------|---------------------|-----------------------|------------------------|---------------------|---------------------|------------------------|
| | 低收入组 | 中收入组 | 高收入组 | 低年限组 | 中年限组 | 高年限组 |
| <i>digitaltime</i> | -0.0070 (0.0323) | -0.0382** (0.0153) | -0.0132*** (0.0043) | -0.0177 (0.0352) | -0.0125 (0.0228) | -0.0229*** (0.0073) |
| <i>digitalcost</i> | -0.0025 (0.0158) | -0.0127* (0.0073) | -0.0059*** (0.0019) | -0.0053 (0.0146) | -0.0093 (0.0154) | -0.0106*** (0.0028) |
| <i>digitalmobile</i> | -0.0020 (0.0111) | -0.0086* (0.0047) | -0.0028** (0.0014) | -0.0005 (0.0013) | -0.0041 (0.0088) | -0.0068** (0.0028) |
| <i>Controls</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Year</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Province</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 3140 | 6285 | 3140 | 5371 | 3499 | 3688 |
| <i>Pseudo R2</i> | 0.1428 | 0.1490 | 0.1572 | 0.1307 | 0.1353 | 0.1846 |

注：表中报告的参数均为 Probit 模型在均值处的边际效应；括号内是稳健标准误。下同。

收入分组结果显示，数字技能对中收入组和高收入组的估计参数均显著且为负，并且中收入群体参数的绝对值要整体大于高收入组参数的绝对值。这说明数字技能对于缓解中等收入组的金融排斥的边际效应最大，这可能是因为中收入组的老年人群体相对于高收入组来说，其数字技能的基础比较薄弱，从而增加数字技能使用的边际效果要好于高收入组。而高收入组群体由于物质资本、人力资本较为雄厚，从而更可能已经拥有了良好的数字技能，故其数字技能对于缓解金融排斥的边际效应较小。此外，数字技能对于缓解低收入组的老年人金融排斥不显著，这说明对于低收入组来说，数字技能不是制约其金融需求的主要因素。

受教育年限分组结果显示，数字技能对高年限组（7 年及以上）的金融排斥缓解作用显著为负，并且其参数绝对值也是三组中最大的。这说明数字技能对于具有良好教育背景的老年人来说帮助更大，能够显著缓解金融排斥且缓解的边际效应非常明显。对中年限组的估计

^① 限于篇幅，异质性分析中的表 7 和表 8 只汇报融资端金融排斥的回归结果，投资端的结论类似，不再展示。

参数为负但是不显著，这说明数字技能对该组老年人金融排斥有缓解作用，但效果不明显。这也印证了前文所分析的情况，即仅具有中教育年限（1-6年）的老年人群体受限于知识文化水平，难以深度理解复杂的金融产品和服务，这导致即使该组老年人的数字技能有提升，也很难运用该技能来缓解金融排斥。而对低年限组（0年）的老年人来说，估计参数不显著，说明数字技能难以帮助未受学历教育的老年人群体缓解金融排斥。

表 8 异质性检验（2）

| 变量 | (3) 城乡分组 | | (4) 省域分组 | | |
|----------------------|---------------------|------------------------|------------------------|----------------------|----------------------|
| | 乡村居民 | 城镇居民 | 西部省份 | 中部省份 | 东部省份 |
| <i>digitaltime</i> | -0.0852 (0.0587) | -0.0237*** (0.0086) | -0.0657*** (0.0203) | -0.0153* (0.0092) | -0.0185* (0.0103) |
| <i>digitalcost</i> | -0.0421 (0.0324) | -0.0103*** (0.0034) | -0.0299*** (0.0106) | -0.0062* (0.0035) | -0.0078* (0.0042) |
| <i>digitalmobile</i> | -0.0275 (0.0246) | -0.0046* (0.0027) | -0.0158** (0.0064) | -0.0023 (0.0016) | -0.0021 (0.0013) |
| <i>Controls</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Year</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Province</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 7232 | 5333 | 3676 | 3709 | 5180 |
| <i>Pseudo R2</i> | 0.1495 | 0.1628 | 0.1877 | 0.1548 | 0.1570 |

城乡分组结果显示，数字技能对城镇老年人金融排斥的缓解效果显著且估计参数为负，这说明基于良好的互联网基础设施建设和较高的物质资本水平，城镇老年人使用数字技能能够显著缓解金融排斥。同时可以发现，乡村地区的估计参数不显著，但是其边际效应的绝对值要大于城镇地区的绝对值。这说明乡村地区老年人数字技能的基础普遍薄弱，甚至不具备数字技能，因而数字技能对于缓解金融排斥的效果不明显。但也正是因为其数字技能过于薄弱，反而从另一面提示乡村地区老年人数字技能的提升潜力更大，故乡村组边际效应的绝对值要远高于城镇组边际效应的绝对值。

省域分组结果显示，数字技能对各组回归的估计参数均为负值，其中对于西部省份的估计参数最显著且参数绝对值最大，即西部地区与东部地区相比，数字技能同样增加 1%，但是西部地区的老年人金融排斥下降更多。这种边际效应上的差异可能是因为，西部省份与东、中部省份相比，传统金融产品和服务的渗透率较低，老年人的金融需求更难通过传统金融得到满足。且与东、中部省份已经成熟的互联网覆盖率相比，西部省份的互联网正处于高速建设发展期。因此对于居住在西部省份的老年人来说，他们的数字技能提升的潜力空间更大，而且他们通过互联网的使用可以比以往更多地了解金融信息和金融知识，从而更多地减少信息不对称，即通过掌握数字技能的边际效应更大更明显，这在回归中表现为显著缓解金融排

斥。

(六) 内生性讨论

以上经验研究可能存在内生性的问题。首先，部分难以衡量的因素将会同时影响数字技能与老年人金融排斥，从而造成变量的遗漏；其次，有的老年人可能产生金融需求在前，提升数字技能在后，例如他们为了解决金融需求而主动寻求互联网的使用，这就产生了反向因果的问题；第三，测量数据可能存在误差。为了解决内生性问题，根据尹志超和张号栋(2018)的研究方法，本文选用工具变量进行两阶段估计法(IV Probit)来处理。有效的工具变量需要与核心解释变量高度相关但与误差项不相关，因此需要寻找与数字技能高度相关但与老年人金融排斥不直接相关的变量。参考周广肃和梁琪(2018)研究成果，本文选取“区县平均上网时长(小时)”(*otherdigital*)这一指标作为工具变量，在数据处理时将该指标加1后取对数。选用该指标的原因是：首先，一个区县的平均上网时长越长，通常代表该区县的互联网基础设施相对更为完善，从而与该地区老年人数字技能正相关；其次，一个区县的平均上网时长与单个老年人面临的金融排斥没有直接关系，满足工具变量的外生性条件。本文的两阶段工具变量回归构建模型如下：

$$digitaltime_{it} = \alpha + \beta otherdigital_{it} + \theta Controls_{it} + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$exclusion_{it} = \alpha + \beta \widehat{digitaltime}_{it} + \theta Controls_{it} + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

模型(4)用以检验工具变量与核心解释变量的相关性，如果估计参数显著，则表明二者相关性假设成立。模型(5)则是在模型(4)的基础上，检验 *otherdigital* (IV) 对自变量的拟合值 ($\widehat{digitaltime}$) 对老年人金融排斥的影响。表9报告的是工具变量的检验结果。

表9 工具变量检验

| 变量 | (1) <i>digitaltime</i> | (2) <i>finExclusion</i> | (3) <i>inveExclusion</i> |
|-------------------------|------------------------|-------------------------|--------------------------|
| <i>otherdigital</i> | 0.3169*** (0.0137) | | |
| $\widehat{digitaltime}$ | | -0.2587*** (0.0739) | 0.4245*** (0.0121) |
| <i>Controls</i> | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Year</i> | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Province</i> | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 12565 | 12565 | 12565 |
| 第一阶段 <i>F</i> 值 | 83.78*** | | |
| <i>Wald</i> 内生性值 | | 5.60** | 8.58*** |

注：*、**、***分别代表在10%、5%、1%的显著性水平上显著；表中第1列报告的是工具变量法第一阶段回归的系数，第2、3列报告的是第二阶段 Probit 回归的系数；括号内是稳健标准误。

表9第1列报告的是工具变量检验的第一阶段回归，其中 $F=83.78$ ，对应的 p 值为

0.0000，经验认为 F 值超过 10 就说明本文的工具变量不是弱工具变量。工具变量“区县平均上网时长”和核心解释变量“互联网使用时长”的回归系数为 0.3169，并且在 1%水平上显著。在两阶段工具变量回归中，*finaExclusion* 和 *inveExclusion* 对应的 Wald 内生性值为 5.60 和 8.58，对应的 p 值为 0.0180 和 0.0034，分别在 5%和 1%的显著性水平下通过了 Wald 内生性检验，所以选取“区县平均上网时长”这一工具变量是合适的。第 2、3 列报告了第二阶段的回归结果，*digitaltime*的估计参数在 1%水平上显著，这表明在考虑了内生性后，提升数字技能可以缓解老年人金融排斥的结论依然成立。本文也采用了区县平均互联网花费和区县平均移动渠道上网作为工具变量进行检验，本文结论依然成立，限于篇幅不再汇报。

（七）稳健性检验

为保障研究结果的稳健性，本文采用变量替换检验、滞后期检验、样本重组检验和时间分组检验四种方法进行稳健性检验。

1.变量替换检验

本文采用自变量替换进行检验，具体方法是依次选用“网络娱乐频繁度”(*entertainment*)、“网络社交频繁度”(*socialmedia*)和“网络商业活动频繁度”(*business*)替换自变量数字技能。这是因为使用网络进行社交活动（如聊天、发微博等）、娱乐活动（如看视频、听歌曲等）和商业活动（如使用网银、网上购物等）的频率越高，老年人的数字技能越熟练。该指标按照受访者使用互联网社交和娱乐的频繁度依次赋值为：从不=0，几个月一次=1，一月一次=2，一月 2-3 次=3，一周 1-2 次=4，一周 3-4 次=5，几乎每天=6。表 10 汇报了自变量替换的结果。替换后的自变量估计参数依然显著，这表明数字技能对老年人金融排斥具有显著的缓解效应这一结论依旧稳健。

表 10 稳健性检验（1）

| 变量 | <i>finaExclusion</i> | | | <i>inveExclusion</i> | | |
|----------------------|------------------------|----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>entertainment</i> | -0.0152*** (0.0041) | | | -0.0368*** (0.0101) | | |
| <i>socialmedia</i> | | -0.0070* (0.0039) | | | -0.0113** (0.0049) | |
| <i>business</i> | | | -0.0252** (0.0130) | | | -0.0127* (0.0070) |
| <i>Controls</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Year</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Province</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 12565 | 12565 | 12565 | 12565 | 12565 | 12565 |
| <i>Pseudo R2</i> | 0.1534 | 0.1528 | 0.1501 | 0.2754 | 0.2806 | 0.2793 |

注：表中报告的参数均为 Probit 模型在均值处的边际效应；括号内是稳健标准误。下同。

2. 滞后期检验

在本文的计量模型（1）中，将自变量数字技能替换为其滞后 1 期的值，并重新进行回归检验，检验结果见表 11 第 1、2 列。可以发现，替换后，数字技能的滞后期对老年人金融排斥的缓解作用仍较为显著，这表明数字技能对老年人金融排斥的作用强度存在持久效应，即上一期掌握的数字技能，依然可以缓解当期的金融排斥。

3. 样本重组检验

考虑到人均预期寿命的增长和劳动力结构的变化，“老年”的年龄标准也可能上浮。因此本文对样本进行重组，剔除年龄在 60-64 岁的样本，只保留 65 岁以上的样本，最终获得 7525 个样本进行再次回归，回归结果见表 11 第 3、4 列。结果显示，剔除样本后自变量数字技能仍保持显著，这说明本文结论不变。同时可以发现，数字技能的边际效应绝对值与基准回归相比下降了，这可能是因为更高龄的老年人受认知水平和健康状况的制约，使用数字技能缓解金融排斥的边际效应也在下降。

表 11 稳健性检验（2）

| 变量 | 滞后期 | | 样本重组检验 | |
|----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | <i>finaExclusion</i> | <i>inveExclusion</i> | <i>finaExclusion</i> | <i>inveExclusion</i> |
| <i>digitaltime</i> | -0.0185*** (0.0044) | 0.0049*** (0.0013) | -0.0160** (0.0068) | 0.0045*** (0.0016) |
| <i>digitalcost</i> | -0.0078** (0.0033) | 0.0018** (0.0007) | -0.0055* (0.0029) | 0.0020* (0.0011) |
| <i>digitalmobile</i> | -0.0020 (0.0015) | 0.0134*** (0.0039) | -0.0023* (0.0013) | 0.0121*** (0.0044) |
| <i>Controls</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Year</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Province</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 7982 | 7982 | 7525 | 7525 |
| <i>Pseudo R2</i> | 0.1488 | 0.3024 | 0.1358 | 0.2761 |

4. 时间分组

为进一步考察数字技能对老年人金融排斥影响的时间差异，对样本区间进行重新分组，以受访人参与调查年份为依据，将其划分为 2014、2016 和 2018 共三组，并利用计量模型（1）重新进行回归，结果在表 12 中列示。结果显示，自变量估计参数的显著性逐渐增强。对比参数值发现，这三组的回归参数均为负值，且其中 2018 组的回归参数绝对值最大，甚至大于基准模型中的参数绝对值。说明随着时间推移，数字技能对老年人金融排斥的缓解作用正在逐渐增强。这一现象可能与我国移动互联网的高速发展有关。我国于 2013 年 12 月发

放 4G 牌照，随后的五年间，手机上网人数由 4.05 亿增长到了 8.17 亿，老年人占网民比例从 1.9% 上升到 6.6%。对于 2014 组来说，由于彼时移动宽带还处于发展期，所以老年人群体获取信息的主要渠道仍然是电视、广播、报纸等传统媒介，数字技能普遍匮乏。对于 2016 组和 2018 组来说，伴随着移动互联网的高速发展，数字经济和数字金融极大改变了人们的生活方式，老年人也开始逐渐使用智能手机上网，他们的数字技能也随之快速提升。表 11 中自变量参数的数值和显著性的变化趋势也与我国移动互联网的发展趋势相符，这也说明本文的研究结论是稳健的。

表 12 稳健性检验 (3)

| 变量 | 2014 年 | | 2016 年 | | 2018 年 | |
|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|------------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| | <i>finaExclusion</i> | <i>inveExclusion</i> | <i>finaExclusion</i> | <i>inveExclusion</i> | <i>finaExclusion</i> | <i>inveExclusion</i> |
| <i>digitaltime</i> | -0.0052 (0.0195) | 0.0015 (0.0231) | -0.0156* (0.0083) | 0.0050* (0.0028) | -0.0391*** (0.0121) | 0.0289*** (0.0032) |
| <i>digitalcost</i> | -0.0019 (0.0072) | 0.0008 (0.0028) | -0.0051* (0.0027) | 0.0014 (0.0037) | -0.0144*** (0.0038) | 0.0076*** (0.0015) |
| <i>digitalmobile</i> | -0.0010 (0.0056) | 0.0103 (0.0388) | -0.0024 (0.0017) | 0.0133** (0.0067) | -0.0076** (0.0031) | 0.0525*** (0.0060) |
| <i>Controls</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Province</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 3964 | 3964 | 4145 | 4145 | 4456 | 4456 |
| <i>Pseudo R2</i> | 0.1209 | 0.2432 | 0.1533 | 0.2842 | 0.1852 | 0.3511 |

五、结论与启示

(一) 主要结论

本文以 CFPS 数据库 2014、2016、2018 年抽样微观数据为样本，研究了数字技能对老年人金融排斥的影响及其作用机理。主要研究结论如下：第一，提升老年人的数字技能，可以拓宽老年人获取金融信息的渠道，减少其在面临金融需求时的信息不对称，从而缓解老年人金融排斥，老年人上网时长每提升 1%，其遭遇融资端和投资端金融排斥的可能性分别下降 0.0275% 和 0.0056%，互联网花费每增长 1%，被融资端和投资端金融排斥的概率下降 0.0087% 和 0.0019%，移动渠道上网可使被融资端和投资端金融排斥概率下降 0.0042% 和 0.0145%；第二，互联网重视程度、受教育水平和健康状况的提升均显著加强了数字技能对老年人金融排斥的缓解效应，其中互联网重视程度的调节效应最强；第三，提升老年人数字技能对正规金融机构金融排斥的缓解作用大于民间金融，相对于未被排斥老年人群体，互联网使用时长每提升 1%，老年人中被正规金融机构金融排斥的相对概率下降了 14.63%，而被

民间金融排斥的相对概率下降了 9.22%；第四，数字技能对老年人金融排斥的缓解存在异质性，对高收入、良好教育背景、位于城镇和西部地区省份的老年人来说，数字技能缓解老年人金融排斥的作用更为突出。最后，采用工具变量法的内生性检验和采用变量替换、滞后期、样本重组、时间分组的稳健性检验均支持本文的研究结果。

（二）政策启示

党的二十大报告提出，实施积极应对人口老龄化国家战略。我国“十四五”规划也提出，积极应对人口老龄化，关爱服务老年人，有序发展老年人普惠金融服务，推动数字化服务普惠应用，建设兼顾老年人需求的智慧社会。本文研究表明，提高老年人的数字技能对于缓解老年人金融排斥、促进普惠金融发展具有积极意义。针对这一问题，本文得出如下政策启示：

第一，从加强老年人的互联网重视程度入手，提升老年人数字技能，解决“不会用”的问题。为共享数字经济发展成果，补齐老年人参与数字经济的最大短板，一方面，应倡导家庭内部的“数字反哺”。老年人最为信任和依赖的是家庭，精通数字技能的年轻成员应耐心地帮助家中老人提升数字技能，减轻老年人对于新事物新技能的恐惧和畏难心理。另一方面，依托社区和社会，扩大老年数字教育供给，为老年人搭建数字技能的学习平台，结合地方实际开展老年人数字技能培养活动。充分发挥低龄老人接受能力较强的特点，营造终身学习的氛围，提升全社会老年人的数字技能。

第二，推进数字金融产品的适老化改造，解决“不好用”的问题。本文的经验证据表明，以银行为代表的正规金融机构更应主动作为，从金融产品的供给侧入手，针对老年人的群体特点与现实困境，全面提高数字金融产品的易用性和吸引力。金融类企业应主动作为，在进行数字金融产品的适老化改造时，可将金融术语去专业化，并根据老年人的健康状况、金融需求及风险承受意愿和能力，推出通俗易懂且操作便利的数字金融产品。在行业层面，应积极围绕适老化金融服务制定实施相关标准，全面开展老年用户可用性测试，降低操作失误率，提升流程直通率。

第三，加强对适老金融产品和服务的监管力度，确保安全性，解决“不敢用”的问题。筑牢老年人风险防范屏障，解除老年人的后顾之忧，打造安全可靠、使用放心的适老金融产品和服务是老年普惠金融的题中应有之义。一方面，金融监管机构应制定规范以确保老年人的金融信息安全，注重隐私保护，严防个人信息泄露。另一方面，金融监管机构要严厉打击老年人金融诈骗等违法犯罪行为，对以欺诈或引人误解的方式营销金融产品的行为，要加大监测和打击力度，切实保护老年金融消费者的合法权益。

（三）研究局限与展望

本文探索了数字技能在缓解老年人金融排斥方面的重要作用,在理论与实践方面取得了部分成果,但仍存在一定的局限。首先,鉴于目前我国家庭金融的微观数据库仍在不断完善和发展,本文所采用的指标主要来源于CFPS中的问卷调查项,数据来源较为单一,不足以精准衡量老年人的具体行为。其次,虽然本文样本涵盖了全国28个省、自治区和直辖市,但由于我国幅员辽阔、各地区间发展差异大,受限于CFPS数据库的抽样特性,本文仍遗漏了部分省份和地区,因此样本的覆盖范围和结论的适用性还存在局限。最后,尽管本文从理论和实证研究中均发现数字技能可以有效缓解老年人金融排斥并且缓解效应随时间的推移愈发显著,但是这一结论仍是建立在历史数据上得来的,随着数字技术的快速迭代,诸如虚拟现实技术、区块链技术和人形智慧机器人等一系列前沿科技将引领新的变革,未来老年人能否掌握更高水平的数字技能、能否理解更复杂的新兴金融产品和服务,仍具有一定的不确定性。针对上述问题,未来研究可通过持续追踪家庭金融微观数据库的完善,以及采用大数据、人工智能等手段细致刻画老年人行为方式,不断探索老年人的数字技能与其金融排斥的关系,拓展本文的理论与实践深度。

参考文献

- [1]陈平,王书华.数字普惠金融、数字鸿沟与多维相对贫困——基于老龄化的视角[J].经济问题探索,2022,(10):173-190.
- [2]程名望,张家平.互联网普及与城乡收入差距:理论与实证[J].中国农村经济,2019,(2):19-41.
- [3]杜鹏,汪斌.互联网使用如何影响中国老年人生活满意度?[J].人口研究,2020,44(4):3-17.
- [4]方能胜,郭福森,路晓蒙.数字普惠金融会提高老年人幸福感吗——基于CHFS及DFIIC数据的实证研究[J].财经科学,2022,(8):32-46.
- [5]方意,王羚睿,王炜,等.金融科技领域的系统性风险:内生风险视角[J].中央财经大学学报,2020,(2):29-37.
- [6]郭峰,王瑶佩.传统金融基础、知识门槛与数字金融下乡[J].财经研究,2020,46(1):19-33.
- [7]何婧,田雅群,刘甜等.互联网金融离农户有多远——欠发达地区农户互联网金融排斥及影响因素分析[J].财贸经济,2017,38(11):70-84.
- [8]黄红光,白彩全,易行.金融排斥、农业科技投入与农业经济发展[J].管理世界,2018,34(9):67-78.
- [9]雷晓燕,沈艳,杨玲.数字时代中国老年人被诈骗研究——互联网与数字普惠金融的作用[J].金融研究,2022,(8):113-131.
- [10]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.
- [11]李建军,彭俞超,马思超.普惠金融与中国经济发展:多维度内涵与实证分析[J].经济研究,2020,55(4):37-52.
- [12]李涛,王志芳,王海港等.中国城市居民的金融受排斥状况研究[J].经济研究,2010,(7):15-30.
- [13]林宝.老年群体数字贫困治理的难点与重点[J].人民论坛,2020,(29):129-131.
- [14]刘孟飞.金融科技与商业银行系统性风险——基于对中国上市银行的实证研究[J].武汉大学学报(哲学社会科学版),2021,74(2):119-134.

- [15]陆杰华,韦晓丹.老年数字鸿沟治理的分析框架、理念及其路径选择——基于数字鸿沟与知沟理论视角[J].人口研究,2021,45(3):17-30.
- [16]罗长远,季心宇.融资约束下的企业出口和研发:“鱼”与“熊掌”不可得兼?[J].金融研究,2015,(9):140-158.
- [17]牟天琦,刁璐,霍鹏.数字经济与城乡包容性增长:基于数字技能视角[J].金融评论,2021,13(4):36-57.
- [18]冉晓醒,胡宏伟.城乡差异、数字鸿沟与老年健康不平等[J].人口学刊,2022,44(3):46-58.
- [19]唐丹,张琨,亓心茹.互联网使用对老年人社会网络及孤独感的影响:基于用途的分析[J].人口研究,2022,46(4):88-101.
- [20]王海军.数字金融助推了家庭债务风险吗?——基于CFPS的微观证据[J].国际金融研究,2022,(7):27-36.
- [21]王海军,曾博,杨虎,等.金融科技投入能够增进银行业绩吗?——基于不良贷款风险的视角[J].外国经济与管理,2022,44(6):94-109.
- [22]王修华,傅勇,贺小金等.中国农户受金融排斥状况研究——基于我国8省29县1547户农户的调研数据[J].金融研究,2013,(7):139-152.
- [23]王修华,赵亚雄.数字金融发展与城乡家庭金融可得性差异[J].中国农村经济,2022,(1):44-60.
- [24]韦倩,徐榕.互联网使用与信贷排斥的缓解——基于中国家庭追踪调查的数据[J].武汉大学学报(哲学社会科学版),2021,(9):119-131.
- [25]尹志超,耿梓瑜,潘北啸.金融排斥与中国家庭贫困——基于CHFS数据的实证研究[J].财经问题研究,2019,(10):60-68.
- [26]尹志超,张号栋.金融可及性、互联网金融和家庭信贷约束——基于CHFS数据的实证研究[J].金融研究,2018,(11):188-206.
- [27]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.
- [28]张勋,万广华,张佳佳,等.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,54(8):71-86.
- [29]赵建国,刘子琼.互联网使用对老年人健康的影响[J].中国人口科学,2020,(5):14-26.
- [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]周立,陈彦羽.数字普惠金融与城乡居民收支差距:理论机制、经验证据及政策选择[J].世界经济研究,2022,(5):117-134.
- [32]朱超,宁恩祺.金融发达地区是否存在金融排斥?——来自北京市老年人口的证据[J].国际金融研究,2017,(4):3-13.
- [33]Allen F, Demircuc-Kunt A, Klapper L, et al. The foundations of financial inclusion: understanding ownership and use of formal accounts[J]. Journal of Financial Intermediation, 2016:1-30.
- [34]Asongu S A, Nwachukwu J C. The Role of Governance in Mobile Phones for Inclusive Human Development in Sub-Saharan Africa[J]. Technovation, 2016:1-13.
- [35]Ayse D, Vanesa P, Yener A, et al. Fintech, financial inclusion and income inequality: a quantile regression approach[J]. The European Journal of Finance, 2022,28(1):86-107.
- [36]Benlagha N, Hemrit W. Internet use and insurance growth: Evidence from a panel of OECD countries[J]. Technology in Society, 2020, 62:101289.
- [37]Brennan C, Ritch E. Capturing the voice of older consumers in relation to financial products and services[J]. International Journal of Consumer Studies, 2010, 34(2):212-218.
- [38]Bruhn M, Love I. The Real Impact of Improved Access to Finance: Evidence from Mexico[J]. Journal of Finance, 2014, 69(3):1347-1376.
- [39]Cohall A T, Nye A, Moon-Howard J, et al. Computer use, internet access, and online health searching among Harlem adults.[J]. American Journal of Health Promotion Ajhp, 2016, 25(5):325-333.
- [40]Fadi H S. How Individual's Characteristics Influence Financial Inclusion: Evidence from MENAP[J]. International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management, 2018, 11(4):553-574.

- [31] Finke M S , Howe J S , Huston S J . Old Age and the Decline in Financial Literacy[J]. Social Science Electronic Publishing, 2017, 63(1).
- [42] Kempson E , Whyley C. Understanding and Combating ‘Financial Exclusion’[M]. Great Britain: Hobbs the Printers Ltd, Southampton Press, 1999.
- [43] Leyshon A , French S , Signoretta P . Financial exclusion and the geography of bank and building society branch closure in Britain[J]. Transactions of the Institute of British Geographers, 2008, 33(4):447-465.
- [44] Leyshon A , Thrift N. The Restructuring of the UK Financial Services Industry in the 1990s[J]. Journal of Rural Studies, 1993, 9(3):223-241.
- [45] Mylonidis N , Chletsos M , Barbagianni V . Financial exclusion in the USA: Looking beyond demographics[J]. Journal of Financial Stability, 2019, 40.
- [46] Sao A , Tmo B , Mw B . Mobile financial services and financial inclusion: Is it a boon for savings mobilization?[J]. Review of Development Finance, 2017, 7(1):29-35.
- [47] Smyczek S , Matysiewicz J . Financial Exclusion as Barrier to Socio-Economic Development of the Baltic Sea Region[J]. Journal of Economics and Management, 2014, (15):79-104.
- [48] Van Deursen A J A M , Van Dijk J A G M , Klooster P T . Increasing inequalities in what we do online: A longitudinal cross sectional analysis of Internet activities among the Dutch population (2010 to 2013) over gender, age, education, and income[J]. Telematics & Informatics, 2015, 32(2):259-272.
- [49] Weill , Laurent , Fungacova, et al. Understanding financial inclusion in China[J]. China Economic Review, 2015.

Does Digital Skill Alleviate Financial Exclusion of the Elderly?

—Micro Evidence Based on CFPS

Summary: Along with the increasing aging degree of China, the problem of old people's financial services has been highlighted, and the phenomenon of old people's financial exclusion is serious. Based on this, this paper uses the micro data of China Family Panel Studies (CFPS) as samples to explore the mechanism of the improvement of digital skills on the alleviation of financial exclusion of the elderly. The research findings are as follows: First, the improvement of the digital skills of the elderly can reduce the information asymmetry in the face of financial needs and alleviate the financial exclusion of the elderly. Among them, for every 1% increase in online time, the probability of financial exclusion of the elderly decreases by 0.0243%; for every 1% increase in Internet spending, the probability of financial exclusion decreases by 0.0080%; and for mobile channel Internet access, the probability of financial exclusion decreases by 0.0038%. Secondly, the degree of Internet importance, education level and health status of the elderly all have a positive moderating effect on the process of digital skills easing financial exclusion of the elderly, among which the degree of Internet importance has the greatest influence. Third, compared with private financial institutions, digital skills have a lower probability of reducing financial exclusion from formal financial institutions. Fourth, digital skills have a heterogeneous effect on the alleviation of financial exclusion of the elderly, which has a prominent effect on the elderly with high income, good education background, urban and western provinces. Finally, both the endogeneity test and robustness test support the results of this study. The conclusions of this paper have important policy implications for improving the efficiency of financial services for the elderly in China, helping them to cross the digital divide, and promoting the development of inclusive finance.

Keywords: Elderly; Digital Skill; Digital Divide; Financial Exclusion; Financial Inclusion

JEL Classification: G21,H63,J13