

[DOI] 10.19653/j.cnki.dbcjdxxb.2025.02.005

[引用格式] 张颖熙,谭诗异.共同富裕下数字普惠金融如何促进健康代际流动[J].东北财经大学学报,2025(2):56-71.

# 共同富裕下数字普惠金融 如何促进健康代际流动

张颖熙<sup>1</sup>, 谭诗异<sup>2</sup>

(1. 中国社会科学院 财经战略研究院, 北京 100006;

2. 中国人民大学 劳动人事学院, 北京 100872)

**摘要:** 促进健康公平是实现共同富裕的内在要求。数字普惠金融在促进社会公平、实现共同富裕方面发挥着不可替代的作用。本文采用2014—2020年北京大学数字普惠金融指数和中国家庭追踪调查数据,从相对流动和绝对流动两个视角,实证检验了数字普惠金融对健康代际流动的影响及作用机制。研究发现,数字普惠金融不仅显著降低了子代与父代之间的健康相关性,还推动了子代健康在代际间的向上流动。异质性分析发现,数字普惠金融对提高中低健康水平家庭、女性子代家庭以及农村家庭的相对健康代际流动更加显著。机制分析发现,数字普惠金融主要通过提高收入代际流动、提高教育代际流动和提高健康服务可及性促进健康代际流动。基于研究结论,本文提出强化数字基础设施建设,强化政策扶持与监管,全面提高居民金融素养、数字素养和健康素养的政策建议。本文的研究为发挥数字普惠金融促进健康代际流动的作用提供了理论依据。

**关键词:** 数字普惠金融; 共同富裕; 健康代际流动; 社会经济地位; 健康服务可及性

**中图分类号:** F49; F832 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-4096(2025)02-0056-16

## 一、问题的提出

代际流动研究关注的核心目标是实现社会公平。在一个代际持续程度高、流动性低的社会中,个体获取的健康资源和发展机会相对有限,这会影响到社会公平和正义的实现,进而影响到人民对美好生活的向往。因此,促进健康代际流动就是要保持社会向上流动通道的畅通。促进健康代际流动是缩小健康差距、增进人民福祉的核心内容,是落实党的二十大精神、贯彻实施健康中国战略的必要条件,也是促进社会公平、实现共同富裕的应有之义。以数字技术为驱动的数字普惠金融

**收稿日期:** 2025-01-03

**基金项目:** 国家社会科学基金一般项目“中国家庭健康代际流动的作用机制与政策干预研究”(23BJL041); 中国社会科学院学科建设“登峰战略”资助计划(DF2023ZD21); 湖南省哲学社会科学规划基金“学术湖南”精品培育项目“绿色消费的激励机制及政策研究”(24ZDAJ005)

**作者简介:** 张颖熙(1979-),女,河北遵化人,教授,博士,博士生导师,主要从事服务经济、健康服务与数字经济研究。E-mail: yingxi@126.com  
谭诗异(通讯作者)(2000-),女,湖南益阳人,博士研究生,主要从事劳动经济与健康经济研究。E-mail: shiyitan41@163.com

具有包容性、触达性和低成本的特点, 不仅有助于金融机构降本增效, 还显著拓宽了金融服务的长尾市场, 能够满足低收入群体对金融服务的需求, 是减少机会不平等、缩小社会差距、促进社会公平和实现共同富裕的重要工具。

本文聚焦数字普惠金融促进健康代际流动的研究, 涉及文献包括数字普惠金融促进社会公平和健康代际流动两个方面。

在数字普惠金融促进社会公平研究方面。数字普惠金融能否缓解相对贫困问题, 取决于哪些群体在数字普惠金融中获益更多, 这实际上是社会公平的直观体现。大部分研究认为, 数字普惠金融有助于促进社会公平, 且大多数是围绕扶贫或缓解贫困视角展开的。张勋等<sup>[1]</sup>认为, 数字普惠金融能为面临金融排斥的低收入群体提供数字信贷、移动支付、互联网保险等多元化的金融服务。相较于传统金融行业, 数字普惠金融的数字属性和金融属性可以分别通过就业、创业路径促进工资性收入、经营性收入增长, 从而缓解收入不平等<sup>[2]</sup>。在数字经济驱动下, 低收入群体和贫困家庭所获得的“金融赋能”大幅提高, 从而缓解其融资约束和人力资本约束, 有助于减轻相对贫困和收入不平等<sup>[3]</sup>。

在健康代际流动研究方面。国内外大量实证研究发现, 健康具有明显的代际流动性, 特别是不良健康的代际流动性更强<sup>[4-5]</sup>。不良健康的代际流动呈现明显的社会经济梯度特征, 即相对贫困家庭比富裕家庭拥有更持久的不良健康状况。社会经济地位的高低决定着对个体健康资源的获取, 家庭如果长期处于社会经济地位上的劣势, 很可能会直接影响到子女生物指征和心理健康, 甚至造成儿童成长期健康资源投入不足, 从而导致代际间的健康劣势流动<sup>[6]</sup>。因此, 促进个体向上的社会流动有助于避免接触有害健康的因素, 从而改善健康状况<sup>[7]</sup>。邱士娟和陈卫民<sup>[8]</sup>利用中国综合社会调查数据分析发现, 向上社会流动预期对自评健康具有显著的正向作用, 特别是对低收入群体、低学历群体的影响更为显著, 它能够减轻机会不均等对自评健康的负向作用。

综上所述, 数字普惠金融在缩小社会经济差距、提高收入代际流动方面的促进作用已经得到了广泛验证。但是, 数字普惠金融促进健康和健康代际流动方面的研究相对匮乏。在健康代际流动研究方面, 既有研究主要集中在健康代际流动的社会经济影响因素和行为机制方面, 而对数字普惠金融外在政策或环境维度的影响研究相对较少。这并不利于理解社会整体的制度环境和技术进步在促进健康代际流动方面的作用。因此, 本文采用2014—2020年北京大学数字普惠金融指数和中国家庭追踪调查数据(CFPS), 实证检验了数字普惠金融对健康代际流动的影响及作用机制。

本文的边际贡献主要体现在四个方面。其一, 在共同富裕的大背景下, 基于数字普惠金融角度考察健康代际流动, 丰富了健康代际流动的研究。其二, 以较为客观的生理健康、心理健康变量为基础, 测算个体健康效用值与预期寿命, 得到健康综合指标QALY值。QALY值综合考量了个体的生命质量和生命长度, 弥补了单一指标描述个体健康程度存在的缺陷, 较为全面地反映了子代与父代的健康水平。其三, 从相对健康代际流动和绝对健康代际流动两个方面综合刻画了健康代际流动, 既展现了代际间的健康流动程度, 又能反映子代健康的改善情况。其四, 从提高收入代际流动、提高教育代际流动和提高健康服务可及性三个方面, 综合考察了数字普惠金融对健康代际流动的影响机制。

## 二、理论分析与研究假设

### (一) 共同富裕下数字普惠金融、社会流动与健康代际流动

社会流动最早由Sorokin<sup>[9]</sup>在《社会流动》一书中提出, 其被定义为不同阶层间个体或群体的

社会经济地位变动。Giddens<sup>[10]</sup>根据流动方向和流动时间,分别将社会流动划分为垂直流动与水平流动、代内流动与代际流动。在一定的社会结构或网络中,拥有更多资源的个体、家庭或群体会实现社会经济地位的上升,反之则会下降。事实上,社会经济地位的升降属于社会流动范畴。但是,在经济学领域,人们通常习惯于把社会流动理解为社会经济地位的改善,即“向上流动”,它反映的是职业、收入或教育等社会经济变量的长期动态关系<sup>[11]</sup>。文化适应理论认为,不同方向的社会流动存在明显的融入程度差异,通过“隧道效应”“失宠效应”导致健康结果的差异<sup>[8]</sup>。前者体现在向上流动时,人们会主动适应新社会阶层生活,提高社会融入程度,从而实现健康的改善;后者体现在向下流动时,人们会产生失落感和挫败感,降低社会融入程度,从而不利于健康的改善。健康作为一种资源,与金钱、权力、文化等其他资源一样,在不同群体中的分布并不平等。处于社会分层中较高地位的人们普遍健康状况较好,而处于较低地位的人们则更易被疾病等健康问题困扰。因此,缩小个体或群体间的社会经济地位差距,有助于促进健康代际流动。

数字普惠金融能否缩小社会经济地位差距、促进社会流动,这取决于数字普惠金融过程中哪一方能获得更多的资源分配。如果低收入群体能够从中获益更多,则由环境差异导致的机会不平等现象会更少,人们依靠个体努力实现社会流动的可能性更大。传统金融活动通过跨期调配社会资源,有效提高了资源的利用效率,但其逐利性会使有限资源向收益更多、风险更低的高收入群体倾斜,从而不利于社会公平。相比之下,普惠金融立足于机会平等的原则,让社会各阶层都有获取低成本、高效率金融服务的机会。梁榜<sup>[12]</sup>认为,低收入群体、农村居民、小微企业等从数字普惠金融中获得的收益更多。第三方支付平台为居民提供了更加便捷的支付环境,使其足不出户便能完成金融交易。同时,数字技术的应用促进了信息共享以及风险甄别能力的提高,不仅有助于实现精准放贷,满足居民个性化的服务需求,也能消除金融排斥和金融抑制,增加农村居民的可支配收入。另外,数字普惠金融可以充分赋能个体发挥自致性因素作用。其中,创业就业是机会不平等分析框架中典型的受个体控制的努力变量。数字普惠金融有利于低收入群体获得更多资金支持与创业就业机会,从而增加努力因素在个体收入中发挥的作用、降低先赋性因素的影响,实现社会经济地位的向上流动<sup>[13]</sup>,进而促进健康代际流动。基于上述分析,本文提出如下假设:

**H1: 数字普惠金融有助于促进健康代际流动。**

## (二) 数字普惠金融促进健康代际流动的机制分析

### 1. 基于社会经济地位变动视角

Link和Phelan<sup>[14]</sup>提出健康的根本原因理论(Fundamental Cause of Health),即社会经济地位是健康状况的根本原因。社会经济地位与健康状况的联系取决于个体或群体掌握相关信息和资源的能力差距。高社会经济地位群体往往拥有各种不同类型的资源(如金钱、知识、权力等),拥有资源越多的人获益越多,他们能够在不同的时间和环境中利用这些资源避免疾病和死亡,并创造出社会经济地位影响健康的新机制。

社会经济地位高低主要体现在收入和教育两个方面,因而社会经济地位的变动体现在收入流动和教育流动。健康的投入以收入为前提,收入水平越高,健康资本投入越多。收入提高在改善居民膳食营养、促进身心健康、缩小健康不平等方面均展现出了显著的促进作用<sup>[15]</sup>。另外,良好的教育也是获取更高社会经济地位和丰富社会资源的基础,对健康有着显著促进作用<sup>[16]</sup>。教育代际流动性越高,意味着子代具备越好的健康素养和自我管理能力,从而通过健康的生活方式,如合理饮食、适度运动、定期体检等,促进健康代际流动。

数字普惠金融为促进社会经济地位的向上流动创造了有利条件。数字普惠金融作为一种普惠性的金融服务,可以让人们通过便捷化的数字技术享受到成本较低、效率较高的融资支持,促使

个体更多依靠自身而不是父代的支持实现创业和资本积累,从而提高代际收入。与此同时,数字普惠金融的包容性有助于打破信贷约束,让更多家庭获得信贷支持,促进子代人力资本的积累。缓解流动性约束、提高信贷可得性、提高贷款便利性和降低融资成本均是数字普惠金融影响收入差距的主要作用机制<sup>[17]</sup>。数字普惠金融通过提供合适的贷款,降低入学门槛对低收入群体的限制,提高了低收入群体在教育方面的投入水平。因此,数字普惠金融有利于促进代际间的社会经济地位向上流动,特别是促进子代收入向上流动和教育向上流动。基于上述分析,本文提出如下假设:

**H2a:** 数字普惠金融通过提高收入代际流动促进健康代际流动。

**H2b:** 数字普惠金融通过提高教育代际流动促进健康代际流动。

## 2. 基于健康服务可及性视角

提高健康服务可及性是缩小健康差距、促进健康公平的重要途径。长期以来,中国城乡区域发展不平衡、收入差距加大、医疗保障制度不完善以及社会结构分化,导致医疗资源在不同群体间分配不平等,使群体间健康差距扩大。有研究表明提高健康服务可及性有助于改善健康状况、提高存活率<sup>[18]</sup>。健康服务可及性通过收入效应和替代效应降低医疗成本和负担,促进健康投入和健康积累<sup>[19]</sup>。收入效应体现在健康服务可及性提高降低了家庭因疾病而陷入经济困境的风险,特别是能有效促进经济欠发达地区和低收入群体的健康公平。替代效应体现在医疗负担下降会增加低收入群体对健康的投资意愿,可以将更多资源用于教育和营养投入,提高子代健康水平。

数字普惠金融依托数字服务与金融服务的双重优势,大大提高了整个医疗保健系统的运行效率,并切实增加了人们对医疗服务的利用频次。数字普惠金融通过移动支付、电子钱包等工具,让患者可以便捷地支付医疗费用,特别是缓解了农村和偏远地区的现金支付和异地支付的困境。另外,数字普惠金融可以提供小额贷款或分期支付服务,或者通过数字身份验证和大数据分析,识别低收入群体,为其提供医疗费用补贴或定向资助,切实降低低收入群体因问病就诊而产生的经济负担,避免家庭陷入“健康贫困”陷阱<sup>[20]</sup>。医疗服务利用频次的增加不仅能减少“有病不医”的现象,也有利于人们及时对疾病采取预防和干预措施,从而改善健康状况<sup>[21]</sup>。在数字普惠金融支持下,越来越多的低收入群体也能便捷地获取医疗资源,增加了家庭在子代健康方面的有效投入,获得了更好的健康福利。基于上述分析,本文提出如下假设:

**H2c:** 数字普惠金融通过提高健康服务可及性促进健康代际流动。

## 三、研究设计

### (一) 变量定义

#### 1. 被解释变量

本文的被解释变量为健康代际流动,包括子代健康QALY值和子代健康排名向上流动。健康是多维度的,它包含身体、精神、慢性疾病、环境接触、营养等方面。一直以来,健康经济学和健康社会学领域的学者在研究健康代际流动问题时,主要采用出生体重、身高体重指数(BMI)、自我评价健康、预期寿命等指标。然而,上述指标在短期内极易改变,通常需要匹配较长的纵向数据集才能更客观地反映健康水平。近年来,众多学者更青睐于利用可得的健康信息构建综合性健康指标。例如,赵忠和侯振刚<sup>[22]</sup>与李长安等<sup>[5]</sup>均采用良好状态质量指标(QWB)衡量微观个体的健康水平,该指标兼顾了行动指标、体力活动指标、社会活动指标客观变量与自评健康主观变量,以敏感捕捉个体的健康状态变化。本文参考Halliday等<sup>[23]</sup>与朱铭来和何敏<sup>[24]</sup>的研究,采用质量调整生命年(QALY值)衡量健康水平。QALY值以生命质量作为权重调整预期寿命或剩余生存年数,

考虑了非完全健康状态导致的寿命损失,能综合反映个体的生命质量和生命长度。本文采用子代健康QALY值(CQALY)衡量相对健康代际流动。子代健康QALY值通过生命质量权重与剩余生存年的乘积来反映,计算公式如下:

$$CQALY = \sum W_i T_i \quad (1)$$

其中, $W_i$ 为个体在健康状态*i*下的生命质量权重,通常取值为0—1, $T_i$ 为个体处于健康状态*i*时的剩余生存年。生命质量权重采用基于偏好的健康效用值衡量,具体测算方式为:一是借助欧洲五维三级健康量表(EQ-5D-3L)获取个体健康状态。本文参考朱铭来和何敏<sup>[24]</sup>的研究,将CFPS数据与EQ-5D-3L量表匹配,EQ-5D-3L量表包括行动能力、自我照顾、日常活动、疼痛/不舒服、焦虑/抑郁五个维度,每个维度划分为“轻度”“中度”“重度”三个等级,并依次赋值为“1”“2”“3”。个体的健康状态则可由数字1、2、3构成的五位数表示,如“21213”代表在行动和日常活动中存在中度问题,同时伴有重度负面情绪。二是将个体健康状态转换为健康效用值。Liu等<sup>[25]</sup>基于中国群体数据估计了所有EQ-5D-3L健康状态的效用值。本文将个体健康状态与Liu等<sup>[25]</sup>的研究成果匹配来获得健康效用值。剩余生存年采用基于马尔可夫过程的多状态生命表法进行测算。多状态生命表需要定义期初、期末状态,构造状态转移概率矩阵。本文以自评健康为标准划分健康状态,<sup>①</sup>期初状态为“健康”“不健康”,期末状态为“健康”“不健康”“死亡”,期初到期末可能的状态转移共有六种。<sup>②</sup>本文采用中国家庭追踪调查数据2014—2020年四期数据,满足样本至少追踪一次的条件,参考高向阳和康晓平<sup>[26]</sup>的研究,计算状态转移概率,继而得到分年龄分性别的剩余生存年数。

本文采用子代健康排名向上流动(*upward*)衡量绝对健康代际流动。绝对健康代际流动是指子代健康排名是否在绝对程度上超过父代健康排名,其能直观反映子代健康等级向上流动情况。相较于直接使用健康综合指数,健康排名在代际间更具可比性。子代健康排名为子代QALY值在其出生相近、性别相同的所有子代QALY值中的百分比,取值为0—100%。

## 2.解释变量

本文的解释变量数字普惠金融。参考2014—2020年北京数字普惠金融指数,采用数字普惠金融指数的自然对数( $\ln DIF$ )衡量。

## 3.中介变量

本文的中介变量为收入代际流动、教育代际流动和健康服务可及性。其中,收入代际流动包括子代收入( $c\_lninc$ )和父代收入( $p\_lninc$ ),采用过去12个月所有工作的税后工资性收入取自然对数衡量。教育代际流动包括子代受教育年限( $c\_lnedu$ )和父代受教育年限( $p\_lnedu$ ),由受教育程度换算得到,采用接受正规教育的累计年限取自然对数衡量。由于数字普惠金融带来的健康服务可及性主要来自数字属性的互联网以及金融属性的保险和信贷等,健康服务可及性包括互联网使用程度( $internews$ )和是否有医保( $insurance$ )。互联网使用程度采用问卷中的回答结果<sup>③</sup>衡量。是否有医保,有医保取值为1,否则取值为0。

## 4.控制变量

① 针对问卷中“你认为自己身体健康状况如何”下设的五个答案,本文定义“非常健康”“很健康”为健康状态、“比较健康”“一般”“不健康”为不健康状态。

② 六种状态转移:“健康—健康”“健康—不健康”“健康—死亡”“不健康—健康”“不健康—不健康”和“不健康—死亡”。

③ 本文对问卷中问题“互联网使用程度”的五个答案:“非常重要”“重要”“一般”“不重要”“非常不重要”,分别赋值1到5。

本文包括两个层面控制变量。个体层面控制变量：父代健康排名，采用父代健康QALY值(PQALY)衡量。子代年龄( $c\_age$ )和父代年龄( $p\_age$ )，采用追踪数据年份减去样本出生年份的结果衡量；子代性别( $c\_gende$ )，男性取值为1，女性取值为0；子代婚姻状况( $c\_marr$ )和父代婚姻状况( $p\_marr$ )，已婚取值为1，否则取值为0；子代户口( $c\_hukou$ )和父代户口( $p\_hukou$ )，城镇户口取值为1，否则取值为0。家庭层面控制变量：家庭食物支出( $\ln food$ )，采用过去一年家庭外出就餐及自家购买食物的支出衡量；家庭居住支出( $\ln house$ )，采用过去一年家庭的集中供暖取暖费、物业费、住房维修费、水、电、房租和房租费用的支出衡量；家庭医疗支出( $\ln med$ )，采用过去一年家庭由于伤病花费的医药费等的支出衡量；家庭金融资产( $\ln finance$ )，采用家庭目前拥有的现金、存款、各类金融产品及其收益的总和衡量。上述家庭层面控制变量均取自然对数计算。

## (二) 模型设定

为更好地检验数字普惠金融对健康代际流动的影响，本文从相对和绝对两个维度刻画健康代际流动。相对健康代际流动描述了代际间的健康流动性，能够清楚地展现子代健康有多大程度取决于父代健康。相对健康代际流动的OLS模型如下：

$$\ln CQALY_{ijt} = \alpha + \beta_0 \ln PQALY_{ijt} + \beta_1 \ln DIF_{jt} + \beta_2 \ln DIF_{jt} \times \ln PQALY_{ijt} + \beta_3 X_{ijt} + v_t + u_j + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中， $i$ 、 $j$ 和 $t$ 分别为个体、城市和年份， $CQALY$ 为子代健康QALY值， $PQALY$ 为父代健康QALY值，指单亲家庭中父母一方QALY值或双亲家庭中父母双方QALY值的平均值，本文QALY值均取对数进行计算。 $\ln DIF$ 为数字普惠金融， $\ln DIF \times \ln PQALY$ 为父代健康水平与数字普惠金融的交互项，其含义为数字普惠金融通过影响父代—子代间的健康代际相关性而影响健康代际流动。 $X$ 为控制变量， $v$ 和 $u$ 分别为城市与时间固定效应， $\varepsilon$ 为随机扰动项。 $\beta_0$ 为父代健康对子代健康的影响，即健康弹性系数， $\beta_0$ 越大，意味着社会的健康流动性越低，反之则越高。 $\beta_2$ 为数字普惠金融对健康代际流动的影响，当 $\beta_2$ 为负时，说明数字普惠金融能够降低父代对子代的健康代际相关性，促进健康代际流，反之则下降。绝对健康代际流动的Probit模型设定如式(3)所示：

$$upward_{ijt} = \varphi + \delta_1 \ln DIF_{jt} + \delta_2 X_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

其中， $upward$ 为子代健康排名向上流动， $upward=1$ 为子代健康在其出生队列内分性别的等级排序高于父代健康在其出生队列内分性别的等级排序， $upward=0$ 为子代的健康排名等于或低于父代的健康排名。 $\delta_1$ 为数字普惠金融对子代健康排名向上流动的影响，当 $\delta_1$ 为正时为数字普惠金融能够促进子代健康排名向上流动，反之则不能。其余变量定义与式(2)相同。

## (三) 数据说明

本文数据来自2014—2020年的北京大学数字普惠金融指数与中国家庭追踪调查数据。调查范围涉及全国25个省、自治区和直辖市(除香港、澳门、台湾、新疆、西藏、青海、内蒙古、宁夏、海南外)，调查对象包含样本家庭户口中的全部家庭成员，调查内容涵盖个体教育、健康和收入信息等。

本文对样本作出以下处理：研究代际健康流动需要成功匹配父母与子女样本，通过识别受访者本人及其父母配对代际关系样本；剔除主要健康指标缺失的个体样本；剔除父母均不在世或数据缺失的个体样本；限制子女年龄16岁以上，父代年龄31岁以上，父代子代相差15岁以上；将上述样本数据汇总形成混合面板数据，利用CFPS成人库中受访者的父亲与母亲的个体编号与家庭关系库中的父母特征信息进行匹配，最终成功匹配2 237对父代与子代样本。其中，有父母双亲健康信息的子代为1 096个，只有父亲健康信息的子代为296个，只有母亲健康信息的子代为845个。鉴于其他变量可能存在缺失值，后续回归中的样本数量以实际纳入计算为准。本文主要变量的描述性统计结果如表1所示。

表1 主要变量的描述性统计结果

变量	符号	观测值	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
子代健康QALY值	<i>CQALY</i>	2 237	34.8417	20.1388	12.2151	0	55.4500
子代健康排名向上流动	<i>upward</i>	2 237	0.7278	1	0.4452	0	1
数字普惠金融	<i>lnDIF</i>	2 237	5.1201	5.0759	0.2463	4.6598	5.7708
子代收入	<i>c_lncinc</i>	1 718	5.5480	8.0067	4.8418	0	12.9075
父代收入	<i>p_lncinc</i>	1 431	3.9140	4.1109	3.3930	0	11.3828
子代受教育年限	<i>c_lnedu</i>	2 139	9.0870	9	4.1301	0	20
父代受教育年限	<i>p_lnedu</i>	2 237	4.4446	4	4.0734	0	17
收入代际流动	<i>inc_upward</i>	2 237	0.5597	1	0.4385	0	1
教育代际流动	<i>edu_upward</i>	2 237	0.7756	1	0.4173	0	1
互联网使用程度	<i>internews</i>	2 237	2.8064	3	1.6068	1	5
是否有医保	<i>insurance</i>	2 231	0.9054	1	0.2927	0	1
父代健康QALY值	<i>PQALY</i>	2 237	15.9478	12.8692	12.4022	0	35.4100
子代年龄	<i>c_age</i>	2 237	39.4560	43	13.7735	16	74
父代年龄	<i>p_age</i>	2 237	67.0241	69	14.6344	36	102
子代性别	<i>c_gender</i>	2 237	0.7197	1	0.4492	0	1
子代婚姻状况	<i>c_marr</i>	2 237	0.6710	1	0.4700	0	1
父代婚姻状况	<i>p_marr</i>	2 237	0.5512	1	0.4975	0	1
子代户口	<i>c_hukou</i>	2 237	0.2870	0	0.4525	0	1
父代户口	<i>p_hukou</i>	2 237	0.2392	0	0.4267	0	1
家庭食物支出	<i>lnfood</i>	2 237	9.4014	9.3927	1.0993	0	13.0815
家庭居住支出	<i>lnhouse</i>	2 237	8.2260	8.1890	1.4108	0	12.9075
家庭医疗支出	<i>lnmed</i>	2 237	5.8892	6.3986	2.9635	0	12.7938
家庭金融资产	<i>lnfinance</i>	2 237	6.1919	8.5174	5.1383	0	15.2506

## 四、实证结果与分析

### (一) 基准回归结果与分析

表2是数字普惠金融影响健康代际流动的基准回归结果。表2列(1)只控制了城市与年份固定效应,列(2)加入了子代年龄、父代年龄、子代性别、子代婚姻状况、父代婚姻状况、子代户口、父代户口个体层面控制变量,列(3)进一步加入了家庭层面控制变量。通过比较三列结果交互项的系数,发现数字普惠金融能显著降低父代—子代健康的代际相关性,且引入个体层面与家庭层面控制变量后结果依然稳健。在加入各类控制变量后,父代健康与数字普惠金融交互项( $\ln PQALY \times \ln DIF$ )的回归系数为-0.3228,且在1%水平上显著,表明数字普惠金融每提高1%,父代—子代健康代际流动将显著提高约0.32%。表2列(4)至列(6)结果显示,在加入控制变量后,数字普惠金融( $\ln DIF$ )的回归系数为正,且均在1%水平上显著,表明数字普惠金融显著促进了绝对健康代际流动。其中,表2列(6)中,数字普惠金融指数( $\ln DIF$ )的回归系数为0.8089,表明数字普惠金融指数每增加1%,绝对健康代际流动可能性增加约0.81%。综上所述,从相对健康流动性的回归结果看,数字普惠金融有助于降低父代—子代间的健康代际相关性而促进健康代际流动。从绝对健康流动性的回归结果看,数字普惠金融有助于促进子代健康排名向上提高而促进健康代际流动,即数字普惠金融有助于促进健康代际流动。因此,本文H1得证。

表2 基准回归结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnCQALY			upward		
lnPQALY	4.1190*** (0.4982)	1.8280*** (0.4248)	1.8211*** (0.4173)			
lnDIF	3.0293*** (0.5213)	1.5474*** (0.3782)	1.4400*** (0.3748)	1.5219*** (0.1203)	0.7698*** (0.1553)	0.8089*** (0.1647)
lnPQALY×lnDIF	-0.7142*** (0.0969)	-0.3228*** (0.0814)	-0.3228*** (0.0799)			
个体层面控制变量	不控制	控制	控制	不控制	控制	控制
家庭层面控制变量	不控制	不控制	控制	不控制	不控制	控制
城市/年份FE	控制	控制	控制	不控制	不控制	不控制
常数项	-13.9577*** (2.7414)	-4.5811** (2.0310)	-4.2411** (2.0341)	-7.1399*** (0.6133)	-2.3741** (1.1654)	-2.3766** (1.1815)
观测值	2 237	2 237	2 237	2 237	2 237	2 237
$\bar{R}^2$	0.6731	0.7658	0.7740	0.0571	0.1728	0.1772

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著，括号内为聚类到城市层面的标准误，下同。

## (二) 内生性处理

考虑到本文的模型设定可能会遗漏同时影响数字普惠金融与健康代际流动的因素，且健康代际流动程度更高的地区可能更有利于数字普惠金融，存在反向因果问题。另外，数字普惠金融指数无法详尽测度数字普惠金融的真实发展情况，也可能产生估计结果偏误。同一省份内城市间的数字普惠金融水平是紧密相关的，并且省内其他城市的数字普惠金融水平不会直接影响本市个体的健康代际流动，满足工具变量的两个条件。本文参考彭澎和周力<sup>[27]</sup>的研究，选取lnDIF\_IV作为工具变量进行内生性检验。如表3所示，内生性检验结果与基准回归结果保持一致。弱工具变量的Kleibergen-Paap rk Wald F统计量均大于10，不存在弱识别问题。

表3 内生性检验结果

变 量	(1)	(2)	(3)
	第一阶段	第二阶段	
	lnDIF	lnCQALY	upward
lnDIF_IV	0.3571*** (0.1197)		
lnDIF		2.7016*** (0.8268)	1.1718*** (0.1993)
lnPQALY		1.9868*** (0.4488)	
lnPQALY×lnDIF		-0.3543*** (0.0859)	
控制变量	控制	控制	控制
城市/年份FE	控制	控制	不控制
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量		151.3700	389.1700
观测值	2 237	2 237	2 237
$\bar{R}^2$	0.9869	0.7700	0.1842

## (三) 稳健性检验

### 1. 指标替换

本文选取2010年第六次全国人口普查公布的分地区分性别预期寿命值替代剩余生存年数，重

新测算父代健康 QALY 值 ( $\ln PQALY1$ )、子代健康 QALY 值 ( $\ln CQALY1$ ) 和健康代际流动 ( $upward1$ )。考虑到数字普惠金融对健康的影响可能具有滞后性, 本文采用滞后两期的数字普惠金融指数 ( $\ln DIF2$ ) 重新进行回归, 结果如表 4 所示, 在指标替换之后交互项的回归系数仍为负, 且均在 1% 水平上显著, 表明基准回归结果稳健。

表 4 指标替换稳健性检验结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln CQALY1$	$upward1$	$\ln CQALY$	$upward$
$\ln PQALY$			1.3130*** (0.2415)	
$\ln PQALY1$	1.5655*** (0.4029)			
$\ln DIF$	1.2272*** (0.3474)	0.8175*** (0.1719)		
$\ln DIF2$			1.0449*** (0.2152)	0.5155*** (0.1010)
$\ln PQALY1 \times \ln DIF$	-0.2799*** (0.0770)			
$\ln PQALY1 \times \ln DIF2$			-0.2388*** (0.0487)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市/年份 FE	控制	控制	控制	不控制
常数项	-3.1616* (1.8866)	2.1539* (1.2679)	-1.8951 (1.1470)	-0.6936 (0.9817)
观测值	2 237	2 237	2 237	2 237
$\bar{R}^2$	0.7667	0.1584	0.7798	0.1778

## 2. 样本筛选

由于子代与父代不同住时家庭成员独立的资源分配会塑造不同的健康行为、生活方式以及健康结果, 从而高估数字普惠金融对健康代际流动的促进作用。本文只保留子代与父代同住样本进行回归, 将子代健康 QALY 值与父代健康 QALY 值进行 1% 缩尾处理, 剔除样本中的健康极端值后再进行回归, 结果如表 5 所示, 数字普惠金融的回归系数仍为正且显著, 表明基准回归结果稳健。

表 5 样本筛选稳健性检验结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	子代与父代同住		1% 缩尾处理	
	$\ln CQALY$	$upward$	$\ln CQALY$	$upward$
$\ln PQALY$	1.6748*** (0.4114)		1.8736*** (0.3890)	
$\ln DIF$	1.2716*** (0.4137)	0.3322** (0.1406)	1.4221*** (0.3100)	0.6683*** (0.1559)
$\ln PQALY \times \ln DIF$	-0.2948*** (0.0788)		-0.3302*** (0.0740)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市/年份 FE	不控制	不控制	不控制	不控制
常数项	-3.3410 (2.2420)	-1.1888 (1.3114)	-4.0637*** (1.6820)	-0.5527 (1.0695)
观测值	1 816	1 816	2 237	2 237
$\bar{R}^2$	0.7798	0.1517	0.8094	0.0598

#### (四) 异质性分析

##### 1. 父代健康排名

健康禀赋不同的家庭受益于数字普惠金融的程度不同。本文将父代健康排名位于70%分位数以上的家庭定义为高健康水平家庭，父代健康排名低于70%分位数的家庭定义为中低健康水平家庭，分别基于父代健康排名的异质性进行回归，结果如表6所示。由表6列(1)可知，从相对健康代际流动来看，交互项的回归系数不显著，由列(2)可知，交互项的回归系数为负，且在5%水平上显著，表明数字普惠金融降低健康代际相关性的作用主要体现在中低健康水平家庭，对高健康水平家庭的作用较为有限。从绝对健康代际流动来看，数字普惠金融的回归系数同样只在中低健康水平家庭中显著，表明健康禀赋较低家庭更能借助数字普惠金融实现健康的代际改善。可能的原因是：中低健康水平家庭改变健康现状的需求更加迫切，但由于这样的家庭往往是收入较低群体，导致其无法承担高昂的医疗费用。因此，数字普惠金融可以通过提供低成本的医疗保险和贷款服务，帮助中低健康水平家庭的子代获得更多的医疗支持，从而有助于子代健康排名向上流动，降低父代健康对子代健康的不利影响。

表6 异质性分析：父代健康排名

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnCQALY		upward	
	高健康水平家庭	中低健康水平家庭	高健康水平家庭	中低健康水平家庭
lnPQALY	1.0420 <sup>*</sup> (0.5887)	1.1451 <sup>**</sup> (0.4652)		
lnDIF	0.8698 (0.5937)	1.0214 <sup>**</sup> (0.4373)	0.3860 (0.2868)	1.0238 <sup>***</sup> (0.2036)
lnPQALY×lnDIF	-0.1812 (0.1097)	-0.1890 <sup>**</sup> (0.0888)		
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市/年份FE	控制	控制	不控制	不控制
常数项	-0.6250 (3.1539)	-2.7330 (2.4632)	-1.4625 (2.0974)	-2.9921 <sup>**</sup> (1.4203)
观测值	891	1346	891	1346
R <sup>2</sup>	0.8193	0.7272	0.2051	0.1649

##### 2. 子代性别

考虑到不同性别的个体在数字普惠金融资源的获取和使用方面有所不同，可能会使数字普惠金融对健康代际流动的影响产生差异，因而本文将全部样本按男性子代和女性子代分为两组。基于子代性别的异质性回归结果如表7所示。由表7可知，在相对健康代际流动中，只有女性子代的交互项回归系数为负且显著，表明数字普惠金融只能降低女性子代健康与其父代健康的相关性，而对男性子代家庭的相对健康代际流动没有影响。从绝对健康代际流动来看，数字普惠金融均能促进子代健康排名向上流动，且对女性子代健康排名提高的作用效果较男性子代更大。可能的原因是：首先，由于受“重男轻女”“男主外女主内”等传统观念的影响，女性通常在经济与教育资源获取方面处于弱势地位。数字普惠金融有助于帮助女性经济独立，从而通过增加健康投资、提高健康与金融素养改善健康水平，而男性面临的金融排斥较小，从数字普惠金融中得到的效益小于女性。其次，女性在社会中承担了更多的家庭照顾和社会责任。数字普惠金融能帮助女性更好地平衡家庭和工作，从而对健康产生更积极的影响。综上，相较于男性，数字普惠金融更有利于帮助女性脱离弱势地位，获得更好的健康福利。

表7 异质性分析：子代性别

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnCQALY		upward	
	男性子代	女性子代	男性子代	女性子代
lnPQALY	0.2869 (0.2215)	1.3394* (0.7195)		
lnDIF	0.3826 (0.2842)	0.7781 (0.6928)	0.9952*** (0.1929)	1.1409*** (0.2751)
lnPQALY×lnDIF	-0.0555 (0.0431)	-0.2345* (0.1351)		
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市/年份FE	控制	控制	不控制	不控制
常数项	2.0972 (1.5090)	-1.3847 (3.9157)	-4.3622*** (1.3856)	-5.3284*** (1.3731)
观测值	1 610	627	1 610	627
R <sup>2</sup>	0.8614	0.8881	0.1455	0.0931

3.父代城乡户口

本文按照父代户口性质，将样本划分为城镇户口和农村户口两类，考察数字普惠金融对城乡家庭健康代际流动产生的影响，基于父代城乡户口的异质性分析结果如表8所示。由表8列（1）和列（2）可知，从相对健康代际流动来看，父代为农村户口的交互项系数为负且显著，父代为城镇户口的交互项系数不显著。由表8列（3）和列（4）可知，从绝对健康代际流动来看，数字普惠金融对农村户口子代健康向上流动的促进作用更强。可能的原因是：子代比父代更能适应数字化社会，更善于利用数字普惠金融获取资金支持与健康资源，从而对任何户口家庭，子代健康状况都会比父代健康状况更优，致使子代健康排名向上流动。同时，农村子代受益于数字普惠金融的“长尾”效应，其融资渠道进一步拓宽，从而能通过增加健康投资、提高健康资源可及性改善健康状况。而农村父代受数字鸿沟与金融排斥的影响，与其子代的健康差距会进一步拉大。另外，城镇家庭本身受到的金融排斥较小，数字普惠金融给城镇子代提供的额外资金支持有限。同时，与农村父代相比，城镇父代更会利用数字普惠金融改善健康状况，因而城镇代际间的健康差距较小，相对健康代际流动性较低。

表8 异质性分析：父代城乡户口

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnCQALY		upward	
	城镇户口	农村户口	城镇户口	农村户口
lnPQALY	-0.0699 (0.8695)	2.2371*** (0.4064)		
lnDIF	-0.3045 (1.0099)	1.5939*** (0.4500)	0.5673* (0.3257)	0.9645*** (0.1889)
lnPQALY×lnDIF	0.0340 (0.1569)	-0.4020*** (0.0777)		
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市/年份FE	控制	控制	不控制	不控制
常数项	5.1729 (5.5855)	-5.1035** (2.4076)	-5.9495*** (1.8388)	-4.1056*** (1.3285)
观测值	535	1 702	535	1 702
R <sup>2</sup>	0.8149	0.7659	0.1729	0.1709

## 五、机制分析

### (一) 收入代际流动

为检验数字普惠金融提高收入代际流动促进健康代际流动的影响机制, 本文在分析相对收入代际流动时, 将基准回归中的  $\ln CQALY$  和  $\ln PQALY$  替换为子代总收入 ( $c\_lninc$ ) 和父代总收入 ( $p\_lninc$ )。在分析绝对收入代际流动时, 将被解释变量替换为子代收入代际流动 ( $inc\_upward$ )。表9是收入代际流动的机制分析结果。从相对收入代际流动来看, 由表9列(1)可知, 数字普惠金融与父代收入的交互项 ( $p\_lninc \times \ln DIF$ ) 的回归系数为负, 且在1%水平上显著, 表明数字普惠金融能显著降低子代与父代的代际收入相关性。从绝对收入代际流动来看, 由表9列(2)可知, 数字普惠金融 ( $\ln DIF$ ) 的回归系数为正, 且在1%水平上显著, 表明数字普惠金融能通过提高收入代际流动促进健康代际流动。原因可能是: 数字普惠金融的低成本、广覆盖性使得收入水平较低的个体更容易获得借贷和投资的机会, 从而直接增加了健康投资的资金支持。另外, 金融可及性提高使得低收入群体在创业、就业和技能培训等人力资本提高方面拥有更多物质基础, 有助于个体打破家庭出身因素限制实现更高的收入水平, 提高收入代际流动, 从而促进健康代际流动。因此, 本文H2a得证。

表9 机制分析: 收入代际流动

变 量	(1)	(2)
	$c\_lninc$	$inc\_upward$
$p\_lninc$	1.0944*** (0.2807)	
$\ln DIF$	1.7235*** (0.6442)	1.5002*** (0.1578)
$p\_lninc \times \ln DIF$	-0.2388*** (0.0487)	
控制变量	控制	控制
城市/年份FE	控制	不控制
常数项	5.0122*** (0.8452)	-4.1566*** (1.2042)
观测值	2 231	2 237
$\bar{R}^2$	0.2345	0.1492

### (二) 教育代际流动

数字普惠金融通过提高教育代际流动从而促进健康代际流动。表10是教育代际流动的机制分析结果。从相对教育代际流动来看, 由表10列(1)可知, 数字普惠金融与父代受教育年限的交互项 ( $p\_lnedu \times \ln DIF$ ) 的回归系数为负, 且在5%水平上显著, 表明数字普惠金融有助于降低子代教育与父代教育之间的代际流动性。从绝对教育代际流动看, 由表10列(2)可知, 数字普惠金融 ( $\ln DIF$ ) 的回归系数为正, 且在1%水平上显著, 表明数字普惠金融能显著促进子代教育水平向上流动, 即数字普惠金融能通过提高教育代际流动促进健康代际流动。原因可能是: 数字普惠金融能通过提高家庭收入增加对子代的教育投入, 同时数字支付等数字普惠金融手段推动了线上教育的发展, 促进了教育公平。因此, 数字普惠金融能削弱家庭教育背景对于个体受教育程度的影响, 最终实现子代教育资源、认知能力的超越, 通过提高教育代际流动促进健康代际流动。因此, 本文H2b得证。

表10 机制分析：教育代际流动

变 量	(1)	(2)
	<i>c_lnedu</i>	<i>edu_upward</i>
<i>p_lnedu</i>	0.8322*** (0.3040)	
<i>lnDIF</i>	-0.5118 (0.6198)	0.3971*** (0.1503)
<i>p_lnedu</i> × <i>lnDIF</i>	-0.1271** (0.0588)	
控制变量	控制	控制
城市/年份FE	控制	不控制
常数项	4.2385 (3.2106)	-2.6470*** (0.9483)
观测值	2 139	2 237
$\bar{R}^2$	0.2913	0.0218

(三) 健康服务可及性

为分析提高健康服务可及性在数字普惠金融影响健康代际流动中的中介作用，本文选取CFPS调查问卷中的两个问题“互联使用程度”和“是否有医保”作为衡量健康服务可及性的指标。数字普惠金融的数字属性与金融属性能够帮助个体更多地获得线上的医疗资讯、数字医保、网上挂号、快递买药等医疗相关服务，使得个体的健康服务可及性得到提高。本文采用Probit模型估计数字普惠金融对健康服务可及性的影响。表11是健康服务可及性的机制分析结果。由表11列(1)可知，数字普惠金融(*lnDIF*)的回归系数为正，且在1%水平上显著，表明数字普惠金融提高了个体的互联网使用程度。具体而言，数字普惠金融能推动数字基础设施建设，尤其是网络覆盖和通信技术会随着数字普惠金融的发展辐射到农村和偏远地区，从而缓解地区间数字技术鸿沟。当数字技术鸿沟得到弥合，子代将更加公平和便捷地在网络上获取各类健康管理信息和医疗健康服务。通过提高数字健康素养、增加远程医疗服务、精简就医流程、提供医疗保险和购买商业保险等途径，家庭的健康服务可及性大幅提高。一方面，健康服务可及性提高意味着更多人能够定期进行疾病管理和健康筛查，及时发现并治疗疾病，从而改善自身的健康状况。基于此，健康的父母更有可能生育健康的子女，有利于避免因疾病导致的不良健康代际流动。另一方面，健康服务可及性的提高有助于营造更加包容和公平的社会环境，使得基本的健康服务能够覆盖更广泛的社会群体，有助于中、低健康水平家庭的子代能够充分和便捷地利用更平价、更广泛的健康资源，实现健康水平的改善。基于此，数字普惠金融通过提高健康服务可及性促进健康代际流动。因此，本文H2c得证。

表11 机制分析：健康服务可及性

变 量	(1)	(2)
	<i>internews</i>	<i>insurance</i>
<i>lnDIF</i>	1.5440*** (0.1460)	0.3662*** (0.1048)
控制变量	控制	控制
城市/年份FE	控制	控制
常数项	-3.1717*** (0.9328)	1.5740*** (0.3524)
观测值	2 237	2 237
$\bar{R}^2$	0.2729	0.0247

## 六、研究结论与政策建议

### (一) 研究结论

本文采用2014—2020年北京大学数字普惠金融指数与中国家庭追踪调查数据,从相对健康代际流动和绝对健康代际流动两个视角,实证检验了数字普惠金融对健康代际流动的影响及其作用机制。研究结论如下:数字普惠金融不仅显著降低了子代健康排名与父代健康排名的相关性,还推动了子代健康绝对代际流动。数字普惠金融削弱了家庭不良健康状况对子代健康的不利影响,能为低收入群体子代提供家庭以外的收入支持和更广泛的就医便利,极大缓解了“看病贵”“看病难”等问题。异质性分析结果显示,数字普惠金融降低不良健康代际相关性、对健康代际流动的促进作用在中低健康水平家庭、女性子代家庭和农村家庭中更为显著,这充分体现了数字普惠金融的普惠与扶弱作用。机制分析结果显示,数字普惠金融主要通过提高收入代际流动、提高教育代际流动和提高健康服务可及性促进健康代际流动。

### (二) 政策建议

第一,强化数字基础设施建设。政府要加大对农村和偏远地区的网络通信基础设施建设投入,进一步降低数字金融服务的使用门槛,确保更多低收入群体能够享受到数字普惠金融服务。创新支付产品和服务,针对不同群体开发特色信贷产品,丰富保险产品体系,推出针对特定疾病、职业风险的定制化健康险和意外险等。例如,为农村居民提供基于农产品订单、农业补贴等的供应链金融贷款。建立完善的金融信用信息数据库,打破数据孤岛,为金融机构提供全面准确的客户信用信息,同时加强数据安全保护和监管,保障消费者数据权益。建立并完善基层金融机构与农业经营主体的信息联动机制,动态更新农村居民信用档案。在数据安全保护方面,建议引入区块链技术实现信用信息的可追溯、不可篡改,同时建立数据分级分类管理制度。

第二,强化政策扶持与监管。加大相关政策激励,拓宽数字普惠金融产品和服务的多样性。通过税收优惠、财政补贴等政策,鼓励金融机构开发针对促进健康代际流动的数字普惠金融产品和服务。例如,设立专门的教育金融产品创新奖励基金。构建适应数字普惠金融的监管体系,平衡创新与风险,对数字普惠金融产品和服务进行全流程监管,防范金融风险向低收入群体传导,保护消费者合法权益。

第三,全面提高居民金融素养、数字素养和健康素养。提高居民的综合素养是一项长期且系统的工程。一方面,要在整个教育体系中加强金融、数字和健康领域的知识积累和素质培养,通过举办文化节、知识大赛等活动,激发居民对金融、数字和健康领域的兴趣和创新意识。另一方面,发挥政府、企业、社区、行业协会等多元主体力量,通过宣传讲座、技能培训、线上科普等多种渠道,广泛传播金融、数字、健康领域的知识,增加低收入群体对这些领域的了解和认识,降低金融排斥,缩小数字鸿沟。

### 参考文献:

- [1] 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.
- [2] 吕光明,周元任,刘文慧.数字普惠金融促进共同富裕的微观证据——基于社区层面分项收入视角的研究[J].武汉大学学报(哲学社会科学版),2023,76(3):122-135.
- [3] 吴本健,邓蕾,袁伟伦,等.数字技术可得性对农村贫困地区主观相对贫困的影响[J].农村金融研究,2021(6):59-68.

- [4] CURRIE J, MORETTI E. Mother's education and the intergenerational transmission of human capital: evidence from college openings[J]. Quarterly journal of economics, 2003, 118(4): 1495-1532.
- [5] 李长安, 杨智姣, 薛畅. 健康代际流动与机制分析[J]. 中国人口科学, 2021(6): 68-80+127-128.
- [6] JONSSON F, SEBASTIAN M S, HAMMARSTRÖ A, et al. Intragenerational social mobility and functional somatic symptoms in a northern Swedish context: analyses of diagonal reference models[J]. International journal for equity in health, 2017, 16(1): 1-10.
- [7] MARMOT M. Social determinants of health inequalities[J]. Lancet, 2005, 365(9464): 1099-1104.
- [8] 邱士娟, 陈卫民. 向上社会流动预期提高自评健康吗? ——基于CGSS的实证分析[J]. 劳动经济研究, 2023, 11(1): 103-121.
- [9] SOROKIN P. Social mobility[M]. New York: Harper & Brothers, 1927: 133.
- [10] GIDDENS A. The constitution of society: outline of the theory of structuration[M]. Berkeley: University of California Press, 1986: 1-402.
- [11] 阳义南, 连玉君. 中国社会代际流动性的动态解析——CGSS与CLDS混合横截面数据的经验证据[J]. 管理世界, 2015(4): 79-91.
- [12] 梁榜. 普惠金融如何影响收入分配——兼论贫困减缓的中介效应[J]. 财贸研究, 2022, 33(8): 17-31.
- [13] 叶琴, 袁歌骋, 张呈磊. 数字普惠金融与收入机会不平等[J]. 当代经济科学, 2023, 45(3): 114-126.
- [14] LINK B G, PHELAN J. Social conditions as fundamental causes of disease[J]. Journal of health and social behavior, 1995, 51(S): 80-94.
- [15] 余志刚, 孙子焯, 崔钊达. 收入及其不确定性对城乡居民膳食健康的影响研究[J]. 农业经济与管理, 2023(2): 35-47.
- [16] 张顺, 李诗扬. 教育代际流动与中老年父代心理健康差异[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2022, 42(6): 121-132.
- [17] 王义中, 林溪, 李振华, 等. 数字普惠金融助力共同富裕: 基于流动性约束视角[J]. 经济研究, 2024, 59(6): 49-68.
- [18] RUTSTEIN S O. Factors associated with trends in infant and child mortality in developing countries during the 1990s[J]. Bulletin of the world health organization, 2000, 78(10): 1256-1270.
- [19] 仇雨临, 冉晓醒. 健康服务可及性对老年人健康的影响——基于CLHLS数据的分析[J]. 中国卫生政策研究, 2019, 12(7): 1-10.
- [20] 迟欣欣, 刘喜华, 李聪. 精准扶贫助力农民跨越“健康贫困”陷阱: 理论分析与实证检验[J]. 人口与发展, 2024, 30(4): 76-88.
- [21] 马述忠, 张道涵, 潘钢健. 数字金融与老年人健康: 基于优质医疗服务可及机制视角[J]. 求是学刊, 2022, 49(5): 56-70.
- [22] 赵忠, 侯振刚. 我国城镇居民的健康需求与Grossman模型——来自截面数据的证据[J]. 经济研究, 2005, 40(10): 79-90.
- [23] HALLIDAY T, MAZUMDER B, WONG A. Intergenerational mobility in self-reported health status in the US[J]. Health economics, 2020, 29(3): 367-381.
- [24] 朱铭来, 何敏. 中国家庭代际健康流动——指标测度、经验证据与机理阐释[J]. 南开经济研究, 2023(9): 159-178.
- [25] LIU G G, WU H Y, LI M H, et al. Chinese time trade-off values for EQ-5D health states[J]. Value in health, 2014, 17(5): 597-604.
- [26] 高向阳, 康晓平. 基于多状态生命表对中国高龄老人健康期望寿命分析[J]. 中国卫生统计, 2010, 27(5): 455-458.
- [27] 彭澎, 周力. 中国农村数字金融发展对农户的收入流动性影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(6): 23-41.

## Research on Digital Financial Inclusion Promoting Intergenerational Health Mobility in the Context of Common Prosperity

ZHANG Yingxi<sup>1</sup>, TAN Shiyi<sup>2</sup>

(1. National Academy of Economic Strategy, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100006, China;

2. School of Labor and Human Resources, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

**Summary:** The positive role of digital financial inclusion in narrowing socioeconomic gaps and facilitating intergenerational income mobility has been widely recognized and validated. However, research on the impact of digital financial inclusion on health and intergenerational health mobility remains limited. In terms of research on intergenerational health mobility, existing studies mainly focus on the socioeconomic factors and behavioral mechanisms underlying intergenerational health transmission, while from the perspective of digital financial inclusion, there are few studies on the influence of such external policy or environmental dimensions, which is not conducive to understanding the role of the overall social institutional environment and technological progress in the intergenerational mobility.

Using the data from four rounds of the China Family Panel Studies from 2014 to 2020, this paper empirically examines the impact of digital financial inclusion on intergenerational health mobility and its mechanism from the perspective of relative and absolute mobility. The study reveals that digital financial inclusion not only significantly reduces the health correlation between children and parents but also promotes upward improvement in children's health across generations. Digital financial inclusion exhibits a significant characteristic of assisting the disadvantaged, particularly in enhancing the relative intergenerational health mobility of families with medium to low health levels, families with female children, and rural families. Mechanism analysis shows that digital financial inclusion promotes intergenerational health mobility mainly by promoting intergenerational mobility of socioeconomic status and ensuring access to health services.

Compared with previous studies, this paper makes the following marginal contributions. First, in the context of common prosperity, it examines intergenerational health mobility from the perspective of digital financial inclusion, enriching the research perspective of intergenerational health mobility. Second, based on the relatively objective physiological health and mental health variables, it measures the individual health utility value and life expectancy and obtains the comprehensive health index QALY value. This value comprehensively considers the individual's quality of life and length of life, makes up for the limitation of using a single index to measure health, and can fully reflect the health level of children and parents. Third, this paper offers a comprehensive description of intergenerational health mobility from relative and absolute mobility, which can not only show the degree of health transmission between generations but also reflect the improvement of the health of children. Fourth, this study comprehensively examines the impact mechanism of digital financial inclusion on intergenerational health mobility from three aspects: improving intergenerational income mobility, intergenerational education mobility, and access to health services.

**Key words:** digital financial inclusion; common prosperity; intergenerational health mobility; socioeconomic status; access to health services

(责任编辑: 李明齐)