

数字普惠金融发展对教育机会公平的影响

马野驰, 胡 令

[摘要]教育公平事关社会的公平正义, 其中最主要的是提供机会公平。本文基于中国家庭追踪调查数据和北京大学数字普惠金融指数数据, 研究数字普惠金融发展对教育机会公平的影响。研究表明: 数字普惠金融发展显著促进了教育机会公平; 在提高家庭教育支出整体基准水平的基础上, 弱化了家庭教育支出的群体差距。数字普惠金融发展对校外教育机会公平的促进作用最为明显, 其次是学校教育机会公平。机制分析表明, 数字普惠金融发展通过缓解家庭流动性约束和减轻收入不平等的途径促进教育机会公平。异质性分析结果表明, 数字普惠金融对低文化资本家庭和低收入资本家庭的教育机会公平促进效应更为显著, 而对农村地区家庭未能体现教育公平效应。

[关键词]数字普惠金融; 教育机会公平; 家庭教育支出

一、引言

教育公平一直是社会各界持续关注的问题, 其既关系到经济繁荣和社会稳定, 也关系到人心向背和民众福祉。经过“十三五”时期的发展, 我国基础教育历史性地解决了“有学上”问题, 教育公平实现了新跨越。^①但目前仍存在尚未解决的问题与挑战, 即教育资源的总量增长并未解决优质教育资源相对有限且分布不均的问题。教育机会匮乏时代的入学机会不平等正逐步被优质教育资源获取机会不平等所取代(刘金典等, 2023)。目前, 我国公共教育供给能力已无法满足家长对于更高质量、更具有差异化的教育需求(王蓉和田

[收稿日期] 2024-02-19

[基金项目] 吉林省教育厅社科项目“吉林省金融发展推进产业结构优化研究”(JJKH20221116SK); 吉林省社科基金重点项目“金融发展推动吉林省共同富裕实现路径研究”(2024A4)。

[作者简介] 马野驰, 东北师范大学经济与管理学院, 电子邮箱地址: mayc557@nenu.edu.cn; 胡令, 东北师范大学经济与管理学院, 电子邮箱地址: hull127@nenu.edu.cn。

^① 资料来源: 2020年12月10日教育部第四场教育2020“收官”系列新闻发布会。

志磊, 2018)。越来越多的家长为了寻求更好的人力资本投资方式, 转向了市场化的教育机构寻求更加优质的教育资源, 力求子女在教育竞争中获得优势, 教育竞争逐步从校内转向校外。各阶层家庭均表现出在家庭经济负担允许的范围内为子女提供更高质量教育的倾向, 子女教育投资越来越成为家庭的主要支出项(魏易, 2020)。相关数据显示, 2018—2019 学年全国家庭教育支出占家庭总支出的比例为 14.9%, 其中农村为 15.8%, 城镇为 14.1%; 随着家庭经济实力的提升, 家庭教育支出明显增加, 尤其是校外教育培训支出; 家庭间的教育支出差距也逐步扩大, 最低收入组家庭年生均校外培训支出为 209 元, 最高收入组家庭为 7447 元, 后者是前者的 35 倍。^① 家庭间教育支出差距的扩大直接影响着子女接受教育的机会与质量, 可能导致子女在学业表现上拉开差距, 随后逐步演变为受教育程度和质量的分化, 随着个体进入社会, 可能进一步演变为收入不平等和社会地位不平等(刘精明, 2008)。而且由不同家庭间教育支出差距所引致的教育机会不平等可能会削弱政府通过学校提供均质化公共教育资源促进教育公平的效果。在地区间、城乡间的教育资源分布不均的基础上, 家庭间的教育支出差距将进一步加剧教育机会不平等, 不利于实现家庭代际流动, 进而扩大社会不平等。在此背景下, 如何缩小不同家庭间教育支出差距, 有效保障教育机会公平, 成为了一个亟待解决的问题。

微观家庭经济活动往往受到宏观经济和金融环境的影响, 却鲜有学者从该角度研究家庭人力资本投资问题。近年来, 数字普惠金融迅速发展, 逐步渗入居民的日常生活中, 使金融服务的可获得性和便利性得到了大幅的改善, 使原本被排斥在传统金融服务之外的“长尾群体”能够以较低的门槛和成本获取金融服务, 有效缓解信贷约束(张勋等, 2020), 同时对提高家庭人均可支配收入、缩小城乡收入差距、促进居民消费和改善消费结构起到积极作用(易行健和周利, 2018; 周利等, 2020)。家庭人力资本投资作为家庭重要的经济活动之一, 其投资水平往往受到家庭资源约束, 而数字普惠金融发展能够有效缓解家庭, 尤其是低收入群体所面临的资源约束、改善家庭流动性约束, 因此数字普惠金融可能是实现教育机会公平的新切入点。

鉴于此, 本文将 2014—2020 年四轮中国家庭追踪调查(CFPS)数据与北京大学数字普惠金融指数数据相结合, 基于微观家庭教育支出视角探讨数字普惠金融发展对教育机会公平的影响效应和影响路径。与已有研究相比, 本

^① 资料来源: 中国教育财政, “CIEFR 成果 | 《中国教育财政家庭调查报告 2021》导论”。

文可能的贡献在于：第一，现有关于数字普惠金融对微观家庭经济活动的影响研究多集中于对收入、创业、消费、储蓄和投资等方面的影响，较少学者关注其对家庭人力资本投资的影响，本文的研究在现有相关研究的基础上进行了补充和拓展，丰富了数字普惠金融对微观家庭经济活动影响的相关研究。第二，目前在研究教育公平的相关文献中，对于教育机会公平的衡量往往从入学机会、教育代际流动、地区间教育资源配置等维度入手，而忽略了家庭教育支出在子女人力资本积累中的重要地位，因此本文从微观家庭层面构建教育支出相对剥夺指标，更直观地反映群体内家庭之间的真实教育支出水平差距，以此衡量教育机会公平，丰富了教育机会公平的衡量方式，也是对实现教育公平研究的重要补充。第三，结合以往文献和目前实际社会形势，从缓解流动性约束和减轻收入不平等角度，验证数字普惠金融发展影响教育机会公平的内在运行路径。

二、文献综述

教育公平问题一直是社会与学界持续关注的话题。在早期学界关于教育公平的研究是借鉴收入不平等的研究思路进行展开的，主要利用基尼系数、泰尔指数等衡量社会公平性的指标来测度受教育年限分布的不平等程度，即教育结果不平等程度(Thomas et al, 2001; Morrison and Murtin, 2010)，包括现在国内依旧有学者按照这种思路展开教育公平的相关研究(许恒等, 2023)。随着世界各国的教育普及和扩张，学者对教育公平问题的研究逐渐产生了新的思考，认为基于教育年限计算的教育基尼系数不足以衡量真实的教育不平等程度，逐步将研究视角由结果公平转向机会公平(Roemer and Trannoy, 2016; 刘精明, 2023)。个体获得教育的机会主要由政府和家庭提供，其中政府主要通过教育财政投入和教育政策调整，使更多人享有接受教育的权利，确保教育机会公平。国内外已有大量研究从提高教育代际流动性和子女入学机会等视角出发，考察公共教育政策和政府教育支出能否促进教育机会公平和作用效果。例如，Bauer和Riphahn(2007)使用2000年瑞士人口普查数据，研究发现基础教育扩张政策提高了教育代际流动性，促进了社会公平。彭骏和赵西亮(2022)的研究发现我国免费义务教育政策对农村家庭教育代际流动性具有显著的正向影响，有益于教育机会公平。由家庭提供的教育机会往往因家庭经济资本、文化资本、社会资本和教育理念等方面的差异导致不同家庭为子女提供的教育资源数量与质量存在显著的差异。吴愈晓(2013)考察了1978—2018年间中国城乡居民在初中、高中和大学三个教育

阶段入学机会的不平等及其变化趋势，发现在高中阶段因父母受教育年限差异导致的教育机会不平等呈持续上升趋势。邹薇和马占利(2019)的研究在家庭背景对教育机会不平等、代际传递性的影响等方面也有同样的发现，即父母的教育程度越高，对子代教育的正向影响越大。在此基础上，还发现家庭收入和社会地位也是影响子代教育的重要因素。Gu等(2022)的研究表明通过提高家长对子女教育的投入，可以改善父母受教育程度较低、低收入家庭孩子的未来，有利于缓解教育不平等和提高社会流动性。教育机会不平等的加剧会促成教育结果不平等，而当个体进入社会后，有可能逐步演变为个人收入水平、家庭经济地位或社会地位等方面的不平等，而收入不平等和社会地位不平等又会反过来影响下一代的教育公平，进而陷入“恶性循环”(杨钊，2020)。

作为数字技术与普惠金融的有机结合，数字普惠金融拓展了传统普惠金融的服务范围和触达能力(黄益平和黄卓，2018)，使其逐步渗入居民的日常生活中，大大降低了获取金融服务的门槛与成本，提升了获取金融服务的便利性。数字普惠金融发展所带来的一系列影响，一直是学界持续讨论的话题。现有研究发现，数字普惠金融可以缓解居民的融资约束，如助农贷款、助业贷款，以及面向小微企业、个体工商户、建档立卡贫困人员、城镇低收入群体等提供的贷款服务，也可以提高人均可支配收入(周利等，2020)。当居民收入水平提高后，消费结构也会得到优化升级，交通出行、子女教育、医疗等消费快速增长(易行健和周利，2018；张勋等，2020)。除此之外，现有研究还发现数字普惠金融发展不仅可以在宏观层面上促进经济增长、企业创新和实现经济高质量发展，也可以在微观层面上对缓解家庭贫困、缩小收入差距和促进居民创业起到积极作用(谢绚丽等，2018；何宗樾等，2020)。与此同时，学者们开始注意到数字普惠金融发展对微观家庭经济行为中家庭人力资本投资的影响。在家庭对子女的教育期望上，陈武元等(2021)研究发现数字普惠金融可以提高家庭对子女的教育期望，有效缓解非自致性家庭因素对子女教育产生的负向效应，有助于实现教育公平。在子女的教育获得上，张正平和陈欣(2022)通过研究发现数字普惠金融发展能够提高农村地区普通高中入学率，但目前对教育不平等的“矫正作用”在南方地区更为明显。在家庭教育支出方面，闫思宇等(2023)研究发现数字普惠金融发展能够缓解家庭面临的资源约束，有助于家庭教育支出水平的整体上升。周广肃和丁相元(2023)研究发现地区数字普惠金融的发展能够通过改善家庭人力资本投资和代际教育流动性，最终对代际收入流动性产生正向影响，有利于实现共同富裕。

综上，已有文献开始展开关于数字普惠金融对家庭人力资本投资的影

响研究,并发现数字普惠金融发展能够提高家庭教育支出,对家庭人力资本积累具有正向效应,但目前尚未有文献从家庭间教育支出差距这一视角探讨数字普惠金融发展对教育机会公平的影响。学者们多使用异质性分析探讨数字普惠金融能否缓解由家庭先赋性因素导致的教育不平等,侧面印证数字普惠金融发展对教育机会公平的影响。本文借鉴 Kakwani(1984)对“个体相对剥夺”的研究思路,尝试从家庭教育支出群体内部差异的视角,分析数字普惠金融发展与教育机会公平之间的关系。数字普惠金融发展能否对教育机会公平起到促进作用?数字普惠金融发展对教育机会公平影响背后的运行路径是什么?在不同地区间、不同家庭背景间,数字普惠金融发展对教育机会公平发挥的作用存在怎样的差异?现有研究并未给出令人满意的答案。基于上述分析,本文在微观层面探讨数字普惠金融发展对教育机会公平的影响效应及其作用机制,在现有相关研究的基础上做进一步的完善。

三、理论分析与研究假设

中国家庭对于子女教育投资具有较强的意愿,而在子女教育投资上很大程度受到家庭经济背景的约束,尤其是西部偏远地区家庭、低收入家庭和农村家庭等收入来源有限,子女教育投资往往会造成较大的经济负担。随着互联网和信息技术的不断进步,数字技术赋能传统金融服务业创造出数字金融这一新兴金融服务模式对社会产生了深远的影响。依托大数据、云计算和区块链等新兴技术积累了大量客户信息,并且运用这些信息精准地为客户提供金融产品和服务,从而大幅改善了家庭信贷服务的可得性和便利性(张勋等,2019)。数字金融最大的优势是支持普惠金融的发展(黄益平和黄卓,2018)。数字普惠金融的向好发展,为社会带来了一系列的深远影响,一方面可以提高家庭可支配收入(周利等,2022),另外一方面金融服务的可得性和使用成本降低拓宽了家庭的信贷渠道,使家庭拥有更高的流动性(易行健和周利,2018),提高了家庭在子女教育上增加支出的可能,尤其是被传统金融排斥在外的“长尾群体”。随着数字普惠金融的发展,家庭所面临的资源约束得到放松,便有能力增加对家庭子女教育的投入。因此,本文提出:

假设1:数字普惠金融发展能够促进教育机会公平。

流动性约束理论认为,当家庭受到暂时性收入冲击时,由于家庭内部流动性资源有限且外部信贷资源受限,家庭消费将会发生敏感变化,而面临的流动性约束越强,其支出和消费水平也就越低,从而偏离其消费的最优路径。

Carneiro 和 Heckman(2002)发现约 4% 的美国年轻人因受到短期流动性限制,影响了他们接受高等教育的机会。Dahl 和 Lochner(2012)发现低收入家庭因流动性约束较强而无法为子女提供足够的教育投资,最终影响子女的教育成就。家庭面临流动性约束不利于子女获得优质教育资源,进一步扩大其与高收入家庭子女间的教育支出差距,不利于实现代际教育流动性(周广肃和丁相元, 2023)。传统金融服务虽然能够在一定程度上帮助受到流动性约束的居民通过金融市场实现消费的跨期平滑,但其门槛与成本较高,因此西部偏远地区家庭、农村家庭和低收入家庭等社会群体往往被传统金融服务排斥在外,面临更为紧张的流动性约束。随着数字普惠金融的发展,拓宽了金融服务的覆盖范围,并降低了居民获取金融服务的门槛和成本,提升了金融服务的可得性(易行健和周利, 2018)。家庭可以通过数字普惠金融的借贷服务缓解在消费和投资时面临的流动性约束,从而为家庭教育支出提供有效保障。因此,本文提出:

假设 2: 数字普惠金融发展能够通过缓解家庭流动性约束促进教育机会公平。

家庭收入是决定家庭教育支出水平的最直接因素。与集中统筹、均衡配置的政府教育财政投入相比,家庭教育支出呈现出明显的不平衡状态,对教育机会公平产生的影响越来越大,这一现象的主要原因在于家庭间的经济条件差距较大(鄢姣和许敏波, 2023)。改革开放后,我国居民收入基尼系数总体水平一直偏高,收入分配仍有较大的改善空间(李建伟等, 2023)。收入分配的不平等使得贫穷家庭面临着较大的资源约束,降低其对子女的教育支出水平。若家庭社会和经济地位,以及子女在学业上均长期处于弱势地位,容易对于教育持消极和敌视的态度,可能产生“读书无用论”的错误观念(谢爱磊, 2017)。反观富裕家庭往往倾向于在其子女教育方面进行持续性的高额教育投入,将其经济资本转化为家庭人力资本,不断巩固其家庭的人力资本优势,导致穷者愈穷、富者愈富的“马太效应”,进而加剧社会阶层固化和社会不平等。Galor 和 Zeira(1993)、Ferreira(2001)均指出在信贷市场不完善的情况下,收入不平等会对人力资本投资产生长期的负面影响。Song 和 Zhou(2019)的研究指出收入不平等对子女接受教育机会的负面影响主要在于相对贫困群体没有能力为家庭人力资本积累提供资金,而缓解收入不平等,主要指提高相对贫困群体的收入(杨望等, 2024),改善这部分群体进行人力资本投资的能力。而数字普惠金融的发展能够降低农村、西部偏远和发展落后地区的金融排斥,带动地区经济增长,促进经济包容性增长,缩小城乡收入差距,提高较低收入家庭的人均可支配收入(张勋等, 2019),对改善民生

福祉具有重要意义。当低收入家庭的经济资源约束得到缓解时,才能有足够的经济能力满足子女教育投资需求,为子女提供更多更优质的教育资源,缩小与社会优势阶层家庭子女的教育差距。因此,本文提出:

假设3:数字普惠金融发展能够通过减轻收入不平等促进教育机会公平。

四、研究设计

(一)数据来源与处理

本文使用的数据主要涉及三个来源:其一,2014—2020年四轮中国家庭追踪调查(CFPS)数据;CFPS样本覆盖25个省/自治区直辖市,从2010年正式开展访问,最终完成14960户家庭、42590位个人的访问。该数据具有全国代表性,调查内容涵盖社区、家庭和个人三个层面。学界也利用CFPS数据展开了广泛的研究,我们认为该数据具有代表性和权威性,能够满足研究需求。其二,北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数,该指数基于蚂蚁金服数以亿计的微观底层交易数据编制而得,主要包含数字金融覆盖广度、数字金融使用深度和普惠金融数字化程度等三个维度的33个具体指标,在学界已有大量文献基于该指数从事相关研究,具有较好的代表性和可靠性,因此本文使用该指数衡量各省份的数字普惠金融发展水平。其三,从相关年份的《中国统计年鉴》和《中国教育统计年鉴》,获取了反映地区经济发展水平、地方教育财政投入水平和传统金融发展水平的变量。

在数据处理方面,首先本文基于2014—2020年CFPS数据中样本家庭的所在地,将三个来源的数据合并为家庭层面的面板数据展开研究;其次,筛选出家庭子女均处于中小学学习阶段的样本家庭;再次,本文剔除了家庭总收入和净资产水平小于0的样本家庭;最后,为了减轻样本异常值的干扰,本文对所有连续变量采取了1%双边缩尾处理。经过数据处理,最终得到共计12298个观测值的非平衡面板数据。

(二)变量定义和样本描述

1. 被解释变量

教育机会公平。本文借鉴Kakwani(1984)测度个体相对剥夺的思路,^①将家庭视为单位个体,用家庭教育支出水平测度个体相对剥夺程度,

^① 测度消费相对剥夺的常用指标包括Yitzhaki指数、Kakwani指数和Podder指数。考虑到Kakwani指数克服了另外两种指数未能克服的正规性与量纲性问题,故本文参照现有研究做法,选取Kakwani指数作为家庭教育支出相对剥夺的测度指标。

以此刻画教育机会公平。相对剥夺指标被广泛运用于测度个体之间不平等程度，其优点在于能够捕捉到个体层面的相对不平等程度，该指标取值范围为0到1之间，其数值越大，说明家庭遭受的教育支出相对剥夺程度越深，面临的教育机会不平等程度越大。借鉴宋冬林等(2022)的方法，本文选取家庭所在省份的其他个体作为参照，将受访家庭的教育支出与其所在省份的其他家庭进行比较，计算 Kakwani 指数，以此衡量家庭层面的教育机会公平。具体计算 Kakwani 指数的公式如下：

令 Y 代表一个群组，样本容量为 n ，将群组样本的教育支出水平按升序排列，得到该参照群的总体收入分布 $Y = (y_1, y_2, y_3, \dots, y_n)$ 。

$$RD(y, y_k) = \frac{1}{n\mu_Y} \left[\sum_{j=k+1}^n (y_j - y_k) \right] = \gamma_{y_k}^+ \left[\frac{(\mu_{y_k}^+ - y_k)}{\mu_Y} \right] \quad (1)$$

其中， μ_Y 是群组 Y 中所有受访家庭教育支出的平均值， $\mu_{y_k}^+$ 是群组 Y 中教育支出超过 y_k 的受访家庭教育支出的平均值， $\gamma_{y_k}^+$ 是群组 Y 中教育支出超过 y_k 的样本数占总样本的百分比。

同时考虑到 CFPS 问卷中，家庭教育支出中主要包括学校教育支出、校外教育支出和其他教育支出，^① 为探究数字普惠金融发展对不同类别教育支出相对剥夺程度的影响，本文用家庭各类教育支出测度个体相对剥夺程度，分别构建出学校教育支出相对剥夺程度、校外教育支出相对剥夺程度和其他教育支出相对剥夺程度指数，以此更细致地刻画家庭所面临的各类教育机会不平等。

2. 核心解释变量

数字普惠金融发展。数字普惠金融作为数字技术与普惠金融的有机结合，拓展了传统普惠金融的服务范围和触达能力，大大降低了获取金融服务的门槛与成本，提升了获取金融服务的便利性。本文采用北京大学数字金融研究中心的数字普惠金融指数来衡量各省份数字普惠金融发展水平，反映了数字信息技术助推普惠金融发展的整体情况和变化趋势。为了减弱双向因果可能导致潜在的内生性问题和避免异方差带来的影响，本文在实证部分采用数字普惠金融指数滞后一期数据的对数值进行分析。

3. 机制变量

流动性约束。借鉴 Hayashi(1985)的做法，以家庭流动性资产是否小于

^① 根据 CFPS 相关问题，学校教育支出指过去 12 个月向就读学校支付的费用，其中包括学杂费、伙食费、住宿费、校车费、书本及用具费等费用；校外教育支出指过去 12 个月参加课外辅导的费用，其中包括参加奥数班、强化班和文体兴趣班等，以及请家教的费用；其他教育支出指过去 12 个月支付的其他教育费用，包括文具费、教育软件及硬件费、课外活动费等。

平均三个月支出来衡量家庭流动性约束，若流动性资产小于平均三个月支出，则家庭受到流动性约束，赋值为1，否则赋值为0。

收入不平等。借鉴宋冬林等(2022)的方法，依旧按照被解释变量的构建思路，以样本家庭人均收入为基础，计算 Kakwani 指数来衡量家庭层面的收入不平等，其取值范围为0到1之间，其数值越大，说明家庭遭受的收入相对剥夺程度越深。

4. 控制变量

本文参考以往文献，控制了一些影响家庭人力资本投资的变量，主要包括户主特征、家庭特征、地区特征控制变量。其中，户主特征变量主要包括户主的年龄及其平方项、性别、身体状况^①、受教育程度^②、婚姻状况^③、社会保障。家庭特征变量包括家庭人均资产、家庭人均收入、家庭在读学生数量、少儿抚养比、老年抚养比、户口类型。省份特征变量包括经济发展水平、教育财政投入水平、传统金融发展水平。

描述性统计结果如表1所示。整体而言，经数据清洗后，本文实证回归所需的各类变量的描述性统计结果较为合理。其中教育机会公平的均值为0.555，其标准差为0.293，意味着样本家庭教育支出相对剥夺指数离散程度较大，样本家庭的教育公平程度差异较大。同时在不同类别的教育机会公平指数中，校外教育机会公平指数较高，其次是其他教育机会公平指数，意味着家庭子女面临的校外教育机会不平等程度更为严重。

表1 描述性统计(N=12298)

| 变量名称 | 变量定义 | 均值 | 标准差 |
|----------|---------------------|---------|--------|
| 教育机会公平 | 家庭教育总支出的 Kakwani 指数 | 0.555 | 0.293 |
| 学校教育机会公平 | 学校教育支出的 Kakwani 指数 | 0.604 | 0.308 |
| 校外教育机会公平 | 校外教育支出的 Kakwani 指数 | 0.874 | 0.250 |
| 其他教育机会公平 | 其他教育支出的 Kakwani 指数 | 0.774 | 0.274 |
| 数字普惠金融指数 | 北京大学数字普惠金融指数 | 241.387 | 62.485 |

注：限于篇幅，详细统计结果可向作者索取。

① 户主身体状况：根据问卷回答情况，将非常健康、健康、比较健康赋值为1，一般、不健康赋值为0。

② 户主受教育程度：根据问卷回答情况，将户主已获得学历情况对应赋值受教育年限；文盲/未上学赋值为0，小学赋值为6，初中赋值为9，高中/中专/高职/技校赋值为12，大专赋值为15，本科赋值为16，硕士赋值为18，博士赋值为22。

③ 户主婚姻状况：根据问卷回答情况，将已婚赋值为1，未婚、同居、离婚、丧偶赋值为0。

(三) 实证模型设定

1. 基准回归模型

为了研究数字普惠金融发展对教育机会公平的影响效应，本文在基准回归中采用双向固定效应估计方法，具体模型设定如下：

$$RD(y, y_k)_{ijt} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(DF_{ij, t-1}) + \gamma_2 X_{ijt} + \lambda_i + \delta_t + \mu_{ijt} \quad (2)$$

其中， i 、 j 、 t 分别代表家庭、家庭所在省份和年份；被解释变量 $RD(y, y_k)_{ijt}$ 表示 j 地区 i 家庭 t 期的教育支出相对剥夺程度，即教育机会公平； $DF_{ij, t-1}$ 表示家庭所在地区的数字普惠金融发展水平； X_{ijt} 表示户主层面、家庭层面和地区层面控制变量； λ_i 表示家庭固定效应； δ_t 表示年份固定效应； μ_{ijt} 为随机误差项。 γ_1 为本文主要关注的核心系数，表示数字普惠金融对家庭教育机会公平的平均影响效应。若 γ_1 为正，说明数字普惠金融发展促进了教育支出相对剥夺程度，对教育机会公平产生负面影响；若 γ_1 为负，说明数字普惠金融发展缓解了教育支出相对剥夺程度，对教育机会公平产生正向效应。

2. 机制分析模型

为进一步考察数字普惠金融发展对教育机会公平的作用机制，本文机制分析思路参考江艇(2022)的操作建议，直接识别数字普惠金融发展对机制变量的影响效应，回归模型设定如下：

$$Mechanism_{ijt} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(DF_{ij, t-1}) + \gamma_2 X_{ijt} + \lambda_i + \delta_t + \mu_{ijt} \quad (3)$$

模型(3)中， $Mechanism_{ijt}$ 是被解释变量，包括流动性约束和收入不平等； $DF_{ij, t-1}$ 表示家庭所在地区的数字普惠金融发展水平；其余变量与模型(2)保持一致。

五、实证结果

(一) 数字普惠金融发展对教育机会公平的影响：基准回归结果

本文首先估计了数字普惠金融发展对教育机会公平的影响，表2列(1)反映了数字普惠金融发展对教育机会公平的总体影响。为验证结果的稳健性，在列(2)–列(4)中将户主特征变量、家庭特征变量和地区特征变量逐步加入模型中进行回归。

由表2可知，在逐步控制特征变量的过程中，我们发现数字普惠金融发展对教育机会公平的平均效应均显著为负，数字普惠金融指数每增加1%，Kakwani指数将减小约0.24，说明数字普惠金融的发展能够显著减小家庭教育

育支出相对剥夺程度，促进教育机会公平。可能的原因是家庭所在地的数字普惠金融发展水平越高，越有利于较低收入家庭以较低的门槛和成本获得数字普惠金融服务，其长期面临的金融排斥问题能得到有效缓解，同时提升居民支付便利性等方式，促进居民消费增长，改善消费结构以及提高人均可支配收入，从而提高子女教育投资能力。假设1得到验证。

在控制变量中，我们发现户主特征变量的系数基本不显著，对此可能的解释是这部分变量对于绝大多数家庭而言在短期内不随时变动或者变动较小，因此它们的效应几乎被家庭固定效应吸收了(张勋等，2020)，从而导致系数不显著。其中少儿抚养比、家庭在读学生数量均显著影响教育机会公平。

表2 基准回归结果(因变量为家庭教育支出相对剥夺程度)

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 数字普惠金融指数 | -0.255** (0.102) | -0.253** (0.102) | -0.207** (0.097) | -0.240** (0.105) |
| 户主特征变量 | NO | YES | YES | YES |
| 家庭特征变量 | NO | NO | YES | YES |
| 地区特征变量 | NO | NO | NO | YES |
| 样本量 | 12,298 | 12,298 | 12,298 | 12,298 |
| R ² | 0.115 | 0.116 | 0.211 | 0.211 |
| 年份固定效应 | YES | YES | YES | YES |
| 家庭固定效应 | YES | YES | YES | YES |

注：***、**、* 分别代表 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ ；括号内是家庭层面的稳健聚类标准误。下表同。

限于篇幅，详细回归结果可向作者索取。

为进一步研究数字普惠金融发展对教育机会公平的影响，表3列(1)将家庭教育支出作为被解释变量进行回归。同时本文考虑到基尼系数、泰尔指数等这类指标仅反映总体的不平等程度，却无法在不平等程度一致时，衡量具体分布形态的不同特点，因此借鉴周广肃等(2020)的方法，采用家庭教育支出在省份层面计算各类分位数的比值作为被解释变量进行回归。表3列(2)一列(4)分别将家庭教育支出的分位数比值 $P90/P50$ 、 $P90/P10$ 、 $P50/P10$ 作为被解释变量来衡量家庭教育支出差距，其中 $P90/P50$ 表示一个省份中第90百分位数与第50百分位数上家庭教育支出之比，剩下两个变量的含义类似。采用家庭教育支出分位数比值可以比较上下部家庭教育支出差距、中上

部家庭教育支出差距和中下部家庭教育支出差距所受影响效果的不同。

回归结果如表3所示。根据列(1)来看,总体上数字普惠金融指数每提升1%,家庭教育支出将增加约2.17%,说明数字普惠金融发展对家庭教育支出起到促进效应,提高家庭教育支出的基准水平。根据表3列(2)一列(4)的结果发现,数字普惠金融发展不仅可以全面地缩小家庭教育支出差距,而且对中下部家庭教育支出差距的缩小效果最大,其次是上下部家庭教育支出差距。总体上说明数字普惠金融发展会在提高整体基准的基础上弱化家庭教育支出的群体差距。

表3 数字普惠金融发展对教育机会公平的影响:进一步分析

| 变量 | (1) 家庭教育支出 | (2) P90/P50 | (3) P90/P10 | (4) P50/P10 |
|----------------|---------------------|-------------------|--------------------|---------------------|
| 数字普惠金融指数 | 2.166*** (0.716) | -0.023 (0.014) | -0.094* (0.051) | -0.097** (0.043) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES |
| 样本量 | 12,298 | 12,298 | 12,217 | 12,217 |
| R ² | 0.139 | 0.652 | 0.499 | 0.287 |
| 年份固定效应 | YES | YES | YES | YES |
| 家庭固定效应 | YES | YES | YES | YES |

(二)数字普惠金融发展对不同类别教育机会公平的影响

为了更深入地探究数字普惠金融发展对教育机会公平的影响,本文将教育机会公平指标根据家庭教育具体支出项划分为学校教育支出相对剥夺程度、校外教育支出相对剥夺程度和其他教育支出相对剥夺程度。

将上述三项指标分别作为被解释变量进行回归,回归结果如表4所示。我们发现数字普惠金融发展对校外教育支出相对剥夺程度的抑制效果最为明显,其次是学校教育支出相对剥夺程度,对其他教育支出相对剥夺程度的影响不明显,即数字普惠金融发展对子女获得校外教育机会公平的促进效果最为明显。为面对中国义务教育“内卷化”日益凸显的现象,更多的家庭转向了市场化的教育机构寻求更加优质的教育资源,力求在教育竞争中获得优势,但其数量和质量很大程度取决于各个家庭的实际经济情况等因素,而数字普惠金融发展能够有效缓解家庭面临的资源约束,提升较低收入家庭为子女提供更优质教育资源的能力,让其子女有更多的机会接触更优质的教育资源,避免强者愈强、弱者愈弱的“马太效应”的加剧,进而促进教育机会平等。

表4 数字普惠金融发展对不同类别教育机会公平的影响

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|----------------|------------------|------------------|------------------|
| | 学校教育支出 相对剥夺程度 | 校外教育支出 相对剥夺程度 | 其他教育支出 相对剥夺程度 |
| 数字普惠金融指数 | -0.219* | -0.227*** | -0.029 |
| | (0.116) | (0.086) | (0.091) |
| 控制变量 | YES | YES | YES |
| 样本量 | 12,298 | 12,298 | 12,298 |
| R ² | 0.158 | 0.043 | 0.270 |
| 年份固定效应 | YES | YES | YES |
| 家庭固定效应 | YES | YES | YES |

(三) 稳健性检验

为进一步验证本文结论的可靠性和稳健性，本文进行了如下稳健性检验。

1. 替换被解释变量

被解释变量替换为 Podder 指数衡量教育机会不平等，Podder 指数的计算公式为：

$$RD(y, y_k) = \frac{1}{n} \left[\sum_{j=k+1}^n (\ln y_j - \ln y_k) \right] = \gamma_{y_k}^+ (\mu_{\ln y_k}^+ - \ln y_k) \quad (4)$$

其中， $\mu_{\ln y_k}^+$ 是群组 Y 中教育支出超过 $\ln y_k$ 的受访家庭教育支出的平均值， $\gamma_{y_k}^+$ 是群组 Y 中教育支出超过 $\ln y_k$ 的样本数占总样本的百分比。回归结果如表 5 列(1)所示，数字普惠金融能够促进教育机会公平，基准回归结果具有稳健性。

2. 替换核心解释变量

本文将核心解释变量分别替换为数字金融覆盖广度与使用深度两个一级指标，主要考虑到数字金融覆盖广度侧重衡量用户覆盖率，使用深度则反映数字普惠金融在社会中的实际使用情况(郭峰等，2020)。回归结果如表 5 列(2)–列(3)所示，数字金融覆盖广度与使用深度的增加对教育机会公平均有促进作用，其中覆盖广度对教育机会公平的促进作用更为明显。

3. 分位数回归

借鉴方超和黄斌(2022)的方法，参考无条件分位数回归思想，利用再集中化响应函数，对家庭教育支出的整体分布进行无条件估计。回归结果如表 5 列(4)–列(6)所示，我们发现数字普惠金融对低分位点处(Q30)的家庭教育

支出的促进作用,相较于中高分位点处(Q50、Q70)的家庭教育支出更为明显,估计系数从低分位点处(Q30)的3.728降低到高分位点处(Q70)的0.611,表明数字普惠金融发展对家庭教育支出的促进效应随着分位点提高而减小。其现实含义是,对处于家庭教育支出低分位点的家庭而言,其从数字普惠金融发展中的获益更大,而数字普惠金融发展对家庭教育支出高分位点家庭的促进效应则相对较小。再次证明了本文结论的可靠性,即数字普惠金融会缩小家庭间的教育支出差距,促进教育机会公平。

表5 数字普惠金融发展对教育机会公平的影响:稳健性检验

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|----------------|----------------------|----------------------|--------------------|---------------------|---------------------|------------------|
| | 替换 被解释 变量 | 替换 核心解 释变量 | 替换 核心解 释变量 | | | |
| 数字普惠金融指数 | -1.620*** (0.575) | | | 3.728*** (0.912) | 2.061*** (0.640) | 0.611 (0.565) |
| 覆盖广度指数 | | -0.226*** (0.075) | | | | |
| 使用深度指数 | | | -0.127* (0.070) | | | |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 样本量 | 12,298 | 12,298 | 12,298 | 9,406 | 9,406 | 9,406 |
| R ² | 0.091 | 0.212 | 0.211 | | | |
| 年份固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 家庭固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |

注:列(4)、(5)、(6)的被解释变量为家庭教育支出。

(四)内生性讨论

在没有考虑内生性问题的情况下得到的回归结果可能有偏。本文内生性问题主要源自于遗漏变量和样本自选择问题两方面。在遗漏变量方面,除本文上述所考虑的户主、家庭、地区特征控制变量外,教育机会公平和数字普惠金融发展可能同时受到其他不可观测因素的影响,从而导致系数估计不一致;在样本自选择方面,在数据处理过程中剔除缺失值、数据缩尾以及其他样本处理方式可能因样本选择偏误而产生内生性问题。因此为了克服模型中的样本自选择和遗漏变量导致的内生性问题,本文采用工具变量估计方法,

构建工具变量进行内生性分析。本文借鉴易行健和周利(2018)的方法,以数字普惠金融滞后一阶指数与一阶差分值的乘积构建一个数字普惠金融的“*Bartik Instrument*”作为工具变量。选择该工具变量主要基于如下考虑:首先,“*Bartik Instrument*”更多是受到家庭所在省份金融发展水平、金融供求关系的影响,并不会轻易受到微观家庭教育投资的影响,可以较好地满足外生性条件;其次,本期的数字普惠金融发展建立在上一期数字普惠金融发展的基础上,满足相关性条件。

估计结果如表6所示。其中列(1)报告了工具变量的第一阶段的回归结果,工具变量与数字普惠金融发展有很强的正相关性,且在1%的置信水平上显著,满足工具变量相关性的要求。同时列(2)报告了工具变量估计的第二阶段回归结果,回归结果表明数字普惠金融发展对教育机会公平的估计系数在5%的统计水平上显著为负,这说明数字普惠金融发展能够显著减小家庭教育支出相对剥夺程度,促进教育机会公平。相较于基准回归结果,系数估计值的显著性未发生明显变化,系数估计值有所浮动。考虑到变化幅度不到1倍,表明解释变量的测量误差程度较弱,因此认为结果具有稳健性,假设1得到再一次验证。与此同时,在不可识别检验中,Kleibergen-Paap rk LM统计量的P值为0.000,拒绝工具变量不可识别的原假设,即工具变量不存在识别不足问题;在弱工具变量检验中,Kleibergen-Paap rk Wald F统计量的值大于Stock-Yogo检验10%水平上的参考临界值16.38,说明不存在弱工具变量的情况。综上,以上检验说明工具变量具有合理性。

表6 数字普惠金融发展对教育机会公平的影响:工具变量回归结果

| 变量 | (1) | (2) |
|-------------------------------------|---------------------|----------------------|
| | 第一阶段 数字普惠金融指数 | 第二阶段 学校教育支出相对剥夺程度 |
| <i>Bartik Instrument</i> | 0.245*** (43.55) | |
| 数字普惠金融指数 | | -0.292** (-2.06) |
| 控制变量 | YES | YES |
| 年份固定效应 | YES | YES |
| 家庭固定效应 | YES | YES |
| Kleibergen-Paap rk LM statistic | | 1069.051*** |
| Kleibergen-Paap rk Wald F statistic | | 1897.022 |

续表

| 变量 | (1) | (2) |
|----------------|------------------|----------------------|
| | 第一阶段 数字普惠金融指数 | 第二阶段 学校教育支出相对剥夺程度 |
| 样本量 | 9,406 | 9,406 |
| R ² | 0.223 | 0.110 |

(五) 机制分析

前文已证明，数字普惠金融发展对教育机会公平起到促进作用，为探究上述影响背后的传导路径，下文参考江艇(2022)的思路从缓解流动性约束和减轻收入不平等两个视角进行机制分析。

1. 缓解流动性约束

当家庭受到暂时性收入冲击时，由于家庭内部流动性资源有限且外部信贷资源受限，家庭消费将会发生敏感变化，而家庭教育支出作为家庭消费最大支出项之一，也会受到一定影响，偏离其消费的最优路径。而数字普惠金融发展能够帮助受流动性约束家庭实现消费的跨期平滑，从而促进家庭消费(何宗樾和宋旭光，2020)。为验证缓解流动性约束是否为数字金融发展促进教育机会公平的作用路径，本文将家庭是否面临流动性约束作为被解释变量进行回归。根据表7列(1)结果显示，数字普惠金融指数的系数显著为负，表明数字普惠金融发展将降低家庭面临流动性约束的概率。结合理论分析部分，家庭在子女教育投资上的严重不足，很大程度上是受到流动性约束的影响(Becker, 1962)。低收入家庭所面临的流动性约束往往更为严重，其子女的教育支出水平远低于其他家庭，直接影响子女未来的教育成就(陈永伟等，2014)。数字普惠金融通过大数据、云计算等技术手段提供金融服务，降低“长尾群体”获得金融服务的门槛和成本。当家庭流动性约束得到有效缓解时，有助于提高家庭教育支出，尤其是对低收入等长期面临流动性约束的社会群体，进而促进教育机会公平，假设2得到验证。

2. 减轻收入不平等

家庭经济状况作为家庭教育投资决策的主要影响因素，低收入家庭受限于家庭所拥有的经济资源，因此在子女教育投资上需要做更多权衡取舍，而家庭间教育支出结构不平衡与增长的分化将会扩大低收入群体的教育积累劣势，而数字普惠金融发展能够促进居民创业，提高居民获得更高收入水平的概率，同时创业的“岗位创造效应”也为更多低收入群体带来更好的工作岗位，实现收入水平的提高(谢绚丽等，2018)。为验证数字普惠金融发展能否通过

减轻收入不平等从而促进教育机会公平，本文将家庭人均收入相对剥夺程度作为被解释变量进行回归。根据表 7 列第(2)结果显示，数字普惠金融发展的系数在 1%的水平上显著为负，说明数字普惠金融能够有效缩小收入差距，减轻收入不平等。结合理论分析部分，收入分配的不平等程度越高意味着低收入家庭面临着更强的经济资源约束，其对子女的教育投资水平往往更低，而高收入家庭在其子女教育方面进行持续性的高额教育投入，将其经济资本转化为家庭人力资本，不断巩固其家庭的人力资本优势，最终导致穷者愈穷、富者愈富的“马太效应”，加剧社会阶层固化和社会不平等。而数字普惠金融发展增加了低收入家庭收入来源，提高了低收入家庭收入水平，改善家庭的经济状况(杨望等，2024)，提高家庭教育投资能力，为子女提供更多更优质的教育资源，缩小家庭间子女教育投资差距，从而促进教育机会公平，假设 3 得以验证。

表 7 数字普惠金融发展对教育机会公平的影响：机制分析

| 变量 | (1) 流动性约束 | (2) 收入不平等 |
|----------------|----------------------|----------------------|
| 数字普惠金融指数 | -0.230*** (0.072) | -0.232*** (0.067) |
| 控制变量 | YES | YES |
| 样本量 | 12,298 | 12,298 |
| R ² | | 0.488 |
| 固定效应 | YES | YES |

注：由于列(1)是 Probit 模型，报告结果为边际效应。

六、异质性分析

(一)城乡家庭异质性

由于我国长期以来的城乡二元经济体制，导致城乡之间教育资源配置存在严重的不均衡问题。本文进一步探究数字普惠金融发展对教育机会公平的影响是否存在城乡之间的差异，本文将样本家庭分为城镇家庭和农村家庭。结果如表 8 列(1)和列(2)所示，数字普惠金融发展对教育机会公平的促进作用在城镇家庭中更为明显。对此可能的解释是在教育资源供给端，农村地区相较于城镇地区显然是落后的。农村地区学校较多为公立学校，校外教育市

场也不发达。虽然数字普惠金融的兴起能够有效消除原有的传统金融排斥,发挥其普惠性特征,带动农村地区经济发展,提高农村家庭可支配收入,有效缓解流动性约束,但是其投资子女教育的机会相较于城镇地区较少,因此数字普惠金融对农村地区家庭教育机会公平的作用相对较小。

(二)家庭文化资本异质性

为验证数字普惠金融发展对教育机会公平的促进作用因家庭文化资本差异所产生的异质性影响,本文借鉴陈武元等(2021)的方法,以家庭藏书量作为家庭文化资本的代理变量,根据样本中家庭藏书量中位数为界,将样本划分为低文化资本家庭和高文化资本家庭。回归结果如表8列(3)和列(4)所示,数字普惠金融发展对低文化资本家庭的教育机会公平促进作用更为明显。对此可能的解释是低文化资本家庭其整体受教育水平相较于高文化资本家庭较低,其在经济资源方面受到的约束也会更大,因而对数字普惠金融的发展更加敏感。数字普惠金融所带来的“数字红利”为低文化资本家庭缓解了家庭所面临的上述约束,从而促进低文化资本家庭的教育机会公平。

(三)家庭经济资本异质性

家庭经济资本作为影响家庭教育投资的最直接因素之一,数字普惠金融发展对教育机会公平的影响是否因家庭经济资本差异而存在异质性。本文根据受访户家庭资产^①的中位数为界,将家庭划分为低经济资本家庭和高经济资本家庭。通过表8列(5)和列(6)可以发现,数字普惠金融发展对教育机会公平的促进作用在低经济资本家庭样本中显著,而在高经济资本家庭样本中不显著。对此可能的解释是相较于低经济资本家庭,高经济资本家庭受到传统金融服务的排斥较小,往往被传统金融机构视为优质客户,能够便捷地获取金融服务。因此对以“普惠性”作为最大特征的数字普惠金融并不敏感,而原本被传统金融长期排斥的低经济资本家庭,能够以低门槛和低成本获取金融服务,有效缓解家庭资源约束,从而提高家庭教育支出水平,保障其子女接受教育的机会公平。

^① 考虑到家庭收入相较于家庭资产往往具有更强的不确定性,短期内容易较大波动,而家庭在子女教育投资方面往往具有长远性,会根据家庭长期面临的资源约束、投资成本和预期效用进行理性选择。因此本文选择以家庭资产作为家庭经济资本的代理变量。

表8 数字普惠金融发展对教育机会公平的影响：异质性分析

| 变量 | (1) 农村家庭 | (2) 城镇家庭 | (3) 低文化 资本家庭 | (4) 高文化 资本家庭 | (5) 低经济 资本家庭 | (6) 高经济 资本家庭 |
|----------------|-------------------|----------------------|----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 数字普惠金融指数 | -0.020 (0.149) | -0.463*** (0.172) | -0.480*** (0.178) | 0.217 (0.246) | -0.267* (0.159) | -0.204 (0.189) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 样本量 | 6,667 | 5,631 | 6,043 | 6,255 | 6,177 | 6,121 |
| R ² | 0.218 | 0.206 | 0.194 | 0.246 | 0.200 | 0.243 |
| 年份固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 家庭固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |

七、结论与政策启示

教育公平是社会公平的重要基础，有利于促进社会经济发展和稳定。虽然我国历史性地解决了适龄儿童少年“有学上”的问题，但由于居民对于更高质量、更具有差异化的教育需求远超出当前公共教育供给能力，从而转向了市场化的教育机构寻求更加优质、更具差异化的教育资源，力求子女在教育竞争中获得优势，在这一过程中又由家庭背景差异等因素引致了新的教育不平等。在这一背景下，本文利用2014—2020年四轮中国家庭追踪调查(CFPS)数据与北京大学数字普惠金融指数数据，从微观视角就数字普惠金融发展对教育机会公平的影响进行探讨和实证检验，并对其传导机制进行了探讨，得出如下主要结论：第一，数字普惠金融显著促进了教育机会公平，在提高家庭教育支出的基准水平上，缩小家庭间的教育支出差距，缓和家庭教育支出两极分化，在弱化家庭教育支出的群体差异中起到积极作用；第二，在探讨数字普惠金融发展对不同类别教育机会公平的影响中发现，数字普惠金融的向好发展对校外教育机会公平的促进作用最为明显，其次是学校教育机会公平；第三，机制分析表明，数字普惠金融发展通过缓解家庭流动性约束和减轻家庭收入不平等的方式促进教育机会公平；第四，异质性分析结果表明，数字普惠金融发展对低文化资本家庭和低经济资本家庭的教育机会公平促进效应更为显著，而对农村家庭的促进作用并不明显。上述结论丰富了地区数字普惠金融发展与教育公平的相关文献，有利于促进金融行业可持续均衡发展、改善家庭教育支出和促进教育公平，具有一定的理论意义和实践

意义。

针对以上结论,本文得到以下政策启示:第一,数字普惠金融发展对家庭人力资本积累具有重要作用,能够在提高教育支出基准水平的基础上缩小家庭间的教育支出差距,因此要持续推进数字普惠金融的发展,进一步扩大数字普惠金融的服务范围,提升数字普惠金融的服务能力,帮助家庭提高人力资本水平,最终提升家庭整体的福祉水平。第二,数字普惠金融发展更有利于低收入群体的金融服务获得,但不排除存在部分低收入群体面临“数字鸿沟”问题,无法正常接入和使用数字设备,不便于及时获取数字普惠金融服务,因此政府可以倡导社区多举办关于数字设备使用培训的公益性活动,同时鼓励银行、互联网金融机构等数字普惠金融服务供给方在金融风险可控的前提下简化金融服务的获取流程。第三,政府应合理配置教育资源,促进城乡之间、学校之间优质教育资源均衡布局,加大对农村地区、贫困地区、信息基础设施落后地区的优质教育资源投入力度,鼓励优质学校牵头搭建线上教学资源共享平台,为各学校之间共享优质教育资源提供有利条件,以实现以强带弱、提高整体教育教学水平,推进所有学校共同发展。

[参考文献]

- 陈武元、程章继、蔡庆丰, 2021:《家庭教育期望视角下的教育公平——数字普惠金融对非自致性家庭因素的缓解效应》,《教育研究》第10期。
- 陈永伟、顾佳峰、史宇鹏, 2014:《住房财富、信贷约束与城镇家庭教育开支——来自CFPS2010数据的证据》,《经济研究》增1期。
- 方超、黄斌, 2022:《挤入还是挤出:公共教育财政投入对家庭教育支出的影响》,《教育研究》第2期。
- 郭峰、王靖一、王芳等, 2020:《测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征》,《经济学(季刊)》第04期。
- 何宗樾、宋旭光, 2020:《数字金融发展如何影响居民消费》,《财贸经济》第8期。
- 黄益平、黄卓, 2018:《中国的数字金融发展:现在与未来》,《经济学(季刊)》第4期。
- 江艇, 2022:《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》,《中国工业经济》第5期。
- 李建伟、顾天安、王骁等, 2023:《居民人力资本的差异化分布与收入分配不平等》,《管理世界》第10期。
- 刘金典、程名望、吴春燕, 2023:《父代教育水平、代际传递与子代基础教育不平等》,《经济学动态》第7期。
- 刘精明, 2008:《中国基础教育领域中的机会不平等及其变化》,《中国社会科学》第5期。
- 刘精明, 2023:《教育扩张与分布型教育不平等——复合教育基尼系数的演化性质及其检验》,《社会学研究》第1期。

- 彭骏、赵西亮, 2022:《免费义务教育政策与农村教育机会公平——基于教育代际流动性的实证分析》,《中国农村观察》第2期。
- 宋冬林、田广辉、徐英东, 2022:《数字金融改善了收入不平等状况吗?——基于创业的收入与就业效应研究》,《兰州大学学报(社会科学版)》第3期。
- 王蓉、田志磊, 2018:《迎接教育财政3.0时代》,《教育经济评论》第1期。
- 魏易, 2020:《校内还是校外:中国基础教育阶段家庭教育支出现状研究》,《华东师范大学学报(教育科学版)》第5期。
- 吴愈晓, 2013:《中国城乡居民的教育机会不平等及其演变(1978—2008)》,《中国社会科学》第3期。
- 谢爱磊, 2017:《“读书无用”还是“读书无望”——对农村底层居民教育观念的再认识》,《北京大学教育评论》第3期。
- 谢绚丽、沈艳、张皓星等, 2018:《数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据》,《经济学(季刊)》第4期。
- 许恒、黄超凡、王雅琪等, 2023:《数字化发展对教育公平的影响研究:理论机制与运行路径》,《中国电化教育》第10期。
- 鄢姣、许敏波, 2023:《中国农村家庭教育支出的变化特征及驱动因素》,《北京师范大学学报(社会科学版)》第5期。
- 闫思宇、程雅雯、陈晓宇, 2023:《数字金融发展与家庭教育支出增长——基于CFPS面板数据的实证分析》,《山西财经大学学报》第5期。
- 杨朴, 2020:《经济不平等时代的校外教育参与》,《华东师范大学学报(教育科学版)》第5期。
- 杨望、刘洪洋、林溪等, 2024:《数字普惠金融增收效应研究:兼论“提低扩中”效果》,《国际金融研究》第5期。
- 易行健、周利, 2018:《数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据》,《金融研究》第11期。
- 张勋、万广华、张佳佳等, 2019:《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》第8期。
- 张勋、杨桐、汪晨等, 2020:《数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践》,《管理世界》第11期。
- 张正平、陈欣, 2022:《数字金融提升了农村地区普通高中入学率吗?》,《财经问题研究》第6期。
- 周广肃、丁相元, 2023:《数字金融、流动性约束与共同富裕——基于代际流动视角》,《数量经济技术经济研究》第4期。
- 周广肃、张玄逸、贾坤等, 2020:《新型农村社会养老保险对消费不平等的影响》,《经济学(季刊)》第4期。
- 周利、冯大威、易行健, 2020:《数字普惠金融与城乡收入差距:“数字红利”还是“数字鸿沟”》,《经济学家》第5期。

- 周利、周弘、王聪, 2022: 《收入不确定与中国家庭经济脆弱性: 兼论重大突发公共事件的影响》, 《湖南师范大学社会科学学报》第2期。
- 邹薇、马占利, 2019: 《家庭背景、代际传递与教育不平等》, 《中国工业经济》第2期。
- Bauer, P. and R. T. Riphahn, 2007, “Heterogeneity in the Intergenerational Transmission of Educational Attainment: Evidence from Switzerland on Natives and Second-generation Immigrants”, *Journal of Population Economics*, 20: 121–148.
- Becker, G. S., 1962, “Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis”, *Journal of Political Economy*, 70(5, Part 2), 9–49.
- Carneiro, P. and J. J. Heckman, 2002, “The Evidence on Credit Constraints in Post-secondary Schooling”, *The Economic Journal*, 112(482): 705–734.
- Dahl, G. B. and L. Lochner, 2012, “The Impact of Family Income on Child Achievement: Evidence from the Earned Income Tax Credit”, *American Economic Review*, 102(5), 1927–1956.
- Ferreira, F. H., 2001, “Education for the Masses? The Interaction between Wealth, Educational and Political Inequalities”, *Economics of Transition*, 9(2), 533–552.
- Galor, O. and J. Zeira, 1993, “Income Distribution and Macroeconomics”, *The Review of Economic Studies*, 60(1), 35–52.
- Gu, X., S. Hua, T. McKenzie and Y. Zheng, 2022, “Like Father, Like Son? Parental Input, Access to Higher Education, and Social Mobility in China”, *China Economic Review*, 72, 101761.
- Hayashi, F., 1985, “Tests for Liquidity Constraints: A Critical Survey”, *NBER Working Paper*, No. w1720.
- Kakwani, N., 1984, “The Relative Deprivation Curve and Its Applications”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 2(4), 384–394.
- Morrison, C. and F. Murtin, 2010, “The Kuznets Curve of Education: A Global Perspective on Education Inequalities”, London School of Economics. Centre for the Economics of Education.
- Roemer, J. E. and A. Trannoy, 2016, “Equality of Opportunity: Theory and Measurement”, *Journal of Economic Literature*, 54(4): 1288–1332.
- Song, Y. and G. Zhou, 2019, “Inequality of Opportunity and Household Education Expenditures: Evidence from Panel Data in China”, *China Economic Review*, 55(?), 85–98.
- Thomas, V., Y. Wang and X. Fan, 2001, *Measuring Education Inequality: Gini Coefficients of Education*, World Bank Publications.

The Impact of Digital Inclusive Finance Development on Equity in Educational Opportunities

MA Ye-chi, HU Ling

(School of Business, Northeast Normal University)

Abstract: Educational equity is related to social fairness and justice, the most important of which is the provision of fair opportunities. This article uses China Family Panel Survey data and Peking University Digital Financial Inclusion Index data to study the impact of the development of digital financial inclusion on equity in educational opportunities. The research results show that: the development of digital inclusive finance has significantly promoted the equity of educational opportunities; on the basis of increasing the overall benchmark level of family education expenditure, it has weakened the group gap in family education expenditure. The development of digital inclusive finance has the most obvious effect on promoting the equality of educational opportunities outside of school, followed by the equality of educational opportunities in schools. Mechanism analysis shows that the development of digital financial inclusion promotes equity in educational opportunities by easing household liquidity constraints and reducing income inequality. The results of heterogeneity analysis show that digital inclusive finance has a more significant effect on promoting equity in educational opportunities for families with low cultural capital and families with low economic capital, while it fails to reflect the educational equity effect for families in rural areas.

Key words: digital financial inclusion; equity in educational opportunities; household education expenditures

(责任编辑: 刘泽云 责任校对: 刘泽云 胡咏梅)