

数字普惠金融对收入不平等的影响

雷伟

【摘要】 2023 年 10 月底，中央金融工作会议提出金融强国战略，指出要做好数字金融、普惠金融等五篇大文章。在此背景下，本文从国家大力发展的数字普惠金融出发，基于 CHFS 和 CFPS 的调查数据，使用固定效应模型，探究其对收入不平等的影响。研究发现：一、数字普惠金融可以显著改善收入不平等；二、在一线/新一线城市和东部地区，数字普惠金融改善收入不平等的作用并不显著，数字普惠金融表现出一定程度上的局限性；三、数字普惠金融通过“提高低收入家庭获得转移性收入概率”以及“提高金融可得性而大幅提高低收入家庭的收入，小幅提高中高收入家庭的收入”两条路径改善了收入不平等。因此，本文建议要继续发展数字普惠金融以及推进数字基础设施建设。同时，欠发达地区地方政府要采取对应措施，以便更好地利用数字普惠金融改善收入不平等。

【关键词】 收入不平等； 数字普惠金融； 基尼系数； 转移性收入； 金融可得性

一、绪论

1. 研究背景

1955 年，西蒙·库兹涅茨主要基于对美、英、德等国历史数据的分析提出了一个著名的论断：随着经济发展，这些国家的收入分配不平等状况经历了首先扩大而后逐渐缩小的过程(Kuznets, 1955)。这意味着这些国家的收入差距和经济发展水平(通常以人均 GDP 水平表示)之间存在着倒 U 型曲线关系，被后人称为“库兹涅茨曲线”。我国收入不平等情况基本如库兹涅茨曲线所预测的那样，在改革开放前后随着我国经济的增长呈现先加剧后改善的态势：改革开放前我国基尼系数为 0.33(世界银行经济考察团，1983)，2006-2009 年达到顶峰 0.49 后逐年下降，最新官方数据为 2022 年的 0.47^①。可以发现，近 20 年来基尼系数虽有所下降，但整体依然保持在比较高的位置，且下降速度相比其上升速度要明显缓慢得多。十九大报告提出本世纪中叶基本实现全体人民共同富裕的目标，而收入分配公平正是实现共同富裕的体现。如何在未来二十多年的时间里实现这一目标，显然不能无动于衷地等待库兹涅茨曲线慢慢抵达低点。事实上，即便是库兹涅茨本人，也认为人为地干预收入不平等是必要的，例如采取累进税制等改善收入不平等的措施(Kuznets, 1955)。因此，相关部门一直以来都在积极推出有关政策和服务以期改善收入不平等，其中不少已被研究证实的确有效(许庆，2008；牛坤在，2022)。而国家大力推进的数字普惠金融，重点为被传统金融所排斥的群体提供金融服务，理论上来说可在一定程度上改善收入不平等。而在现实世界中，的确发现了如图 1、2^②所示的典型事实：整体

^① 最后两项数据均来源于国家统计局，参见 <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

^② 数据来源于本文所使用数据库，时间为 2018 年；西藏基尼系数参见丁赛(2022)、新疆基尼系数取当年全国平均值。

来看，数字普惠金融指数热力图向东部地区偏重；而基尼系数热力图向西南地区偏重。两图直观地展示了数字普惠金融与收入不平等的负相关关系，而进一步证实这一关系实际上是因果关系，是本文要做的第一个工作。

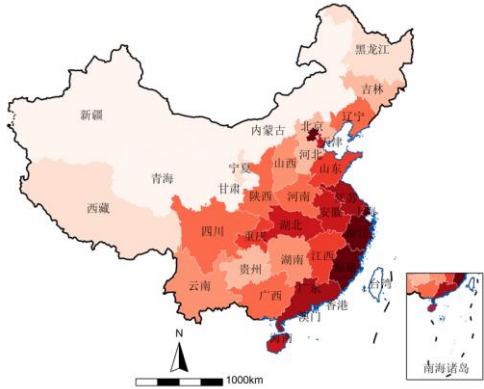


图 1：省际数字普惠金融指数热力图

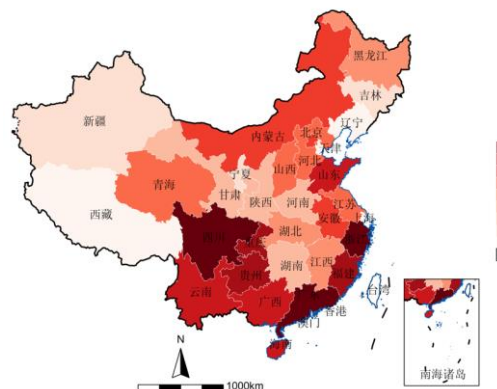


图 2：省际基尼系数热力图

本文要做的第二个工作是探究数字普惠金融影响收入不平等的作用机制。2023 年 10 月底，我国首次中央金融工作会议提出建设金融强国的发展战略，会议指出要“做好科技金融、绿色金融、普惠金融、养老金融、数字金融五篇大文章。”，落实金融服务于实体经济的资源配置功能；2023 年 12 月 23 日，国家发展改革委、国家数据局共同印发《数字经济促进共同富裕实施方案》，旨在推动数字技术和实体经济深度融合，不断做强做优做大我国数字经济，通过数字化手段促进解决发展不平衡不充分问题。《方案》肯定了数字经济是推动实现共同富裕的重要力量以及在加快生产要素高效流动、推动优质资源共享、推进基本公共服务均等化方面的重要意义。可以预见，数字普惠金融将在改善收入不平等的工作中承担更大的任务。而明晰数字普惠金融影响收入不平等的作用机制，可在有关部门制定配套措施时为其提供参考，使得数字普惠金融运行更有效率。

2.研究意义

(1)理论意义

数字普惠金融的概念首次提出于 2016 年杭州 G20 峰会，是数字时代背景下普惠金融的发展。关于数字普惠金融对收入差距的影响，目前存在着不同的观点。大多数学者认为，数字普惠金融有助于降低城乡差距，促进西部地区经济的包容性增长。然而，业内学者对其影响程度存在争议。一些学者提出数字普惠金融可能存在门槛，可能导致“数字鸿沟”问题(何宗樾，2020)。此外，现有文献更多地关注城乡收入差距，而对整体以及各区县内部家庭收入差距的研究相对较少。本文选用基尼系数作为度量指标，探讨数字普惠金融对收入不平等的影响，从而丰富数字普惠金融影响收入不平等的相关文献。

(2)现实意义

首先，有助于促进金融普惠性发展。数字普惠金融是让更多人融入金融体系的有力工具。通过了解数字普惠金融对收入不平等的影响，政府和金融机构可以制定更具针对性的政策和措施，以促进金融普惠性发展，降低贫困率，改善社会的经济平等。其次，有利于促进经济增长。金融体系的稳健和普及与经济增长密切相关。通过探究数字普惠金融对收入不平等的影响，本研究可以为政府提供参考，以确保金融体系的健康发展，从而促进经济增长和就业机会的增

加。最后，有益于社会公平。收入平等是社会公平的重要目标之一。通过深入研究数字普惠金融对不同社会群体的影响，政策制定者可以更好地制定政策，有利于社会公平的实现。

3. 研究内容

本文内容可分为以下几个部分：

第一章绪论。主要介绍了研究背景和研究意义、概括了各章节内容以及指出了本文创新点。

第二章文献综述。先后梳理了有关收入不平等、数字普惠金融影响收入不平等的文献。除此之外，这一部分还介绍了数字普惠金融影响收入不平等的两大机制，并提出了本文的研究假说。

第三章研究设计。介绍了本文的数据来源、变量，重点介绍了本文被解释变量“收入不平等”的构造方式，并汇报了本文所使用的全部变量的描述性统计结果。最后，这部分分别介绍了本文基准回归部分和机制分析部分的两个实证模型。

第四章实证分析，这部分首先报告了基准回归的结果以及数字普惠金融三个子指标对收入不平等的影响分析。紧接着，该部分使用三种方式验证了基准回归的稳健性。然后，该部分讨论了基准回归面临的内生性问题，并对此采取工具变量法缓解。最后，根据样本所在城市的等级和所处地区的地理位置，进行了两组异质性分析，以研究数字普惠金融对收入不平等的异质性影响。

第五章机制分析。对第二章所提出的数字普惠金融改善收入不平等的两大机制进行检验，并尝试计算两条路径对总效应的贡献度。

第六章结论与政策启示。总结本文研究结论，并根据结论提出政策启示。

4. 研究创新

第一，使用权威数据库，从中观、微观角度考察数字普惠金融对收入不平等的影响，两种角度可互相印证，在研究视角上更全面、更广阔。以往文献的视角要么选取在中观、要么选取在微观，本文少有机会将两种视角结合起来，在分析数字普惠金融影响收入不平等的同时揭示其微观作用机制。

第二，和以往文献不同，本文在探究机制时聚焦于数字普惠金融的“数字”特质，丰富了数字普惠金融影响收入不平等的内在逻辑。以往文献更多注重数字普惠金融的“金融”二字，在探究机制时往往落脚在其“降低信贷门槛”之上，而忽视了数字普惠金融的“数字”特质。因此，本文主要着眼于数字普惠金融的“数字”特质，探索数字普惠金融影响收入不平等的新机制。

第三，根据城市等级和地区进行异质性分析，一定程度上揭示了数字普惠金融影响收入不平等的局限性。

二、文献综述与研究假说

1. 文献综述

(1) 有关收入不平等的文献

收入不平等是指在一个特定社会、群体或国家中，个人或家庭之间收入分配不均衡的现象。这意味着一部分人或家庭拥有相对较高的收入，而另一部分人或家庭则拥有较低的收入。通常情况下，收入不平等是通过测量收入分配的不均衡程度来衡量的，常用的衡量指标包括基尼系数、工资比率、收入份额等。收入不平等的影响是多维度的。对个人而言：收入不平等会降低居民的主观幸福感(鲁元平，2011；尤亮，2023)，甚至影响居民心理和生理健康(黄云，2019；López，2016)。对国家而言：收入不平等会影响教育事业的发展，Cai(2022)证实收入不平等解

释了美国 1990 年以来大学学费增长 50% 以上的原因,进而导致大学入学率的下降;收入不平等会阻碍一国经济发展,尹恒(2005)发现收入分配不平等与经济增长间存在一定程度的库兹涅茨倒 U 型关系;收入不平等会危害国家安全和稳定, Tim(2019)发现,收入不平等会导致腐败问题,进而引发国内恐怖主义行动;收入不平等会践踏一国法律和政治制度的尊严, Stiglitz(2012)在其著作《不平等的代价》中指出,高收入群体可以通过其经济力量迫使低收入群体出卖其政治选票,进而操纵选举,危害民主制度。对社会而言:收入不平等会催生刑事犯罪,吴一平(2011)测算得出,基尼系数每上升 1 个百分点,刑事犯罪率至少上升 0.185 个百分点;收入不平等会通过差异化代际投资进一步加剧阶级固化, Daniel(2018)基于时间跨度超 30 年的美国消费者支出调查、美国传统时间使用调查的微观数据发现,收入不平等会加大不同阶级之间父母对后代货币投资的差距从而进一步加剧阶级固化。以上文献说明,小到个人,大到国家和社会,都受到收入不平等的不利影响。近年来,我国收入不平等现象虽有所改善但目前形势仍然不容乐观,根据国家统计局数据,2022 年我国居民人均可支配收入基尼系数为 0.467,说明我国居民收入差距依然很大。因此,研究收入不平等这一问题具有重要的现实意义。

关于收入不平等的成因,可以追溯至亚当·斯密(1776):“欧洲各地的货币工资及货币利润,都随劳动和资本用途的不同而大不相同,但这种不相同,部分起因于各种用途本身情况……部分因为欧洲各国的政策都不让事物完全自由地发展。”。斯密认为由分工引起的货币收入不平等在一定条件下无足轻重^①,而由如合法垄断、行业补贴等政策造成的收入不平等才是真正意义上的不平等^②。而现代研究则将收入不平等界定为“机会不平等”与“努力不平等”(Marrero&Rodríguez, 2013)。前者指不能由个体所决定的外部环境变量,如性别、种族、家庭背景等的差异造成的收入不平等;后者指可由个体决定的努力变量,如职业选择、工作时间、教育程度等的不同造成的收入不平等。目前已有的研究收入不平等的文献基本都可以归纳为对以上两类不平等的研究。

有关机会不平等的文献中,性别歧视是主要的研究方向。贺光烨(2015)发现改革开放以来的女性时薪比男性低大约五分之一,其中市场化是造成这一现象的重要原因。李宏兵(2014)表明了类似的观点,认为市场潜能的扩张加剧了社会整体性别工资不平等。李实(2022)发现女性除了面临机会不平等之外,还会因为性别歧视而遭遇教育不平等,即家长更愿意将人力资本投入放在男童身上,导致女性遭遇由家庭环境因素引致的教育不公问题;丁赛(2007)则证实了已婚女性就业缩小了家庭收入差距,侧面说明抹平性别差异对进入劳动力市场的障碍对机会不平等具有改善作用。除性别以外,家庭背景、户籍、民族也或多或少导致了机会不平等(陈钊, 2009; 杨天宇, 2012; 刘波, 2020)。

由于受教育程度数据的可得性较高,因此有关努力不平等的研究中,教育与收入不平等的文献数量非常多。既有研究普遍认为,教育不平等是造成收入不平等的重要原因,仅次于机会不平等(史新杰, 2018; 白雪梅, 2004);相应地,教育公平则会显著改善收入不平等现象(陈斌开, 2023; 周慧珺, 2024)。可能的原因是教育公平使得原本接受不了教育的孩子接受了教育,而这些孩子往往来自低禀赋家庭,因此教育公平提高了收入的代际流动性,进而改善收入不平等(杨娟, 2015)。此外,全体居民教育程度的提升还被证实在一定程度上可以改善机会不平等(龚锋, 2017),这一结论非常具有启示意义,说明了“努力改变命运”的格言依然成立;更有趣的研究则发现,提高农村居民的基础教育水平可以有效降低基尼系数,而边际教育回报

^① 斯密·A.国民财富的性质和原因的研究[M].北京:商务印书馆,1981:61-63.

^② 斯密·A.国民财富的性质和原因的研究[M].北京:商务印书馆,1981:64-75.

的增加则会提高基尼系数(李俊青, 2011)。

(2)数字普惠金融影响收入不平等的文献

将数字普惠金融与收入不平等联系起来的是其在现实世界中所表现出的“数字红利”与“数字鸿沟”特质。与传统金融不同的是,数字普惠金融利用数字技术克服了前者难以渗透到经济相对落后地区的弊端(郭峰, 2020),降低了金融服务的门槛,使原本为金融服务所排斥的群体从数字普惠金融中获益更多,数字普惠金融体现其数字红利特质,有助于改善收入不平等(周利, 2020; Claudio, 2023)。但是,数字普惠金融依托数字技术实现,对数字基础设施水平落后的地区来说,其居民因数字鸿沟而享受不到数字普惠金融服务(星焱, 2021),反而会由于数字普惠金融的发展而愈加贫困(何宗樾, 2020),从而加剧收入不平等(Wong, 2023)。

鉴于引言部分发现的典型事实,本文重点关注数字普惠金融改善收入不平等的文献。叶琴(2023)发现,数字普惠金融能够通过促进个体能力和努力与个体工资收入的匹配,进而降低机会不平等程度,原因是数字普惠金融降低了环境劣势群体的信贷门槛。实际上,降低信贷门槛是数字普惠金融改善收入不平等的重要方式,许多研究此话题的文献最终以此为落脚点(斯丽娟, 2022; 刘心怡, 2022; 吕勇斌, 2023; 周广肃, 2023)。在传统金融的传统信贷发放模式下,低收入群体必然比高收入群体面临更高的信贷门槛,这是由经典的逆向选择问题造成的结果。一方面,数字普惠金融的“数字”特性改变了信息收集的方式,极大程度地缓解了信息不对称,银行等金融机构可以根据个体或家庭由移动支付产生的大量数据评估家庭的信贷资质,通过降低抵押品要求提高低收入群体获得信贷的可能性(杨波, 2020; 樊文翔, 2021);另一方面,在传统金融不可及时,数字普惠金融可以直接提供信贷服务,缓解个体或家庭的流动性约束(尹志超, 2018)。而已有研究表明,流动性约束是阻碍个人或家庭通过创业提高收入的重要因素(翁辰, 2015);而缓解流动性约束,则可以显著促进创业活动的发生(周京奎, 2014; 廖红君, 2020),进而提高个人或家庭收入。

(3)文献述评

综上所述,既有文献对研究数字普惠金融对收入不平等的影响已经做了良好的铺垫与示范,但仍存在以下两点不足:首先,目前大部分说明数字普惠金融改善收入不平等的文献其实只在宏观上说明了数字普惠金融可以缩小城乡差距,但并没有考虑这一过程中两个群体内部的不平等。其次,已有文献大多把注意力放在数字普惠金融的“金融”二字之上,除降低信贷门槛外鲜有其他作用机制的发现,忽视了其“数字”二字的重要意义。因此,本文使用 CHFS 和 CFPS 两大微观数据集与目前公认的北京大学数字普惠金融指数,结合中观、微观视角,一方面直接研究数字普惠金融对收入不平等的影响;另一方面,本文尤其关注数字普惠金融的“数字”二字,基于数字普惠金融的“数字”特质,探索数字普惠金融影响收入不平等的作用机制。

2.机制讨论

与本文机制讨论部分密切相关的文献有两支。第一支是直接研究数字普惠金融对收入不平等的影响且被解释变量为基尼系数的文献,但这类文献的数量不多,其中还有不少在实证方法上存在不小的问题。而这些文献中进行了机制分析的文献则更少,机制分析的思路和深度也有不小的差异。例如,有的文献从宏观视角出发,在基尼系数的同一层级寻找机制变量探究数字普惠金融对基尼系数的直接作用机制(黄欣, 2022),这种方法优点是可以直接说明某种渠道的效应大小,但缺点是存在逻辑上的瑕疵:基尼系数基于微观家庭收入的分布构造而成,那么研究数字普惠金融影响基尼系数的作用机制从逻辑上来说最应该的就是回到其如何改变微观家庭收入的分布上去;有的文献注意到了这一问题,在机制分析部分将视角拉回到微观家庭上

(聂滢如, 2022), 研究数字普惠金融如何通过某一机制变量影响家庭收入的分布, 但缺点是现有的这类文献最后并没有将宏观视角和微观视角联系起来, 因此也就得不到某一机制变量的具体效应有多大。

理论上, 数字普惠金融通过降低金融服务的门槛和成本, 为原本被传统金融所排斥的群体提供金融服务, 实现包容性增长, 因此我们有充分的理由能够观察到数字普惠金融对低收入家庭收入的促进作用。本文希望能观察到不同收入区间的家庭所受数字普惠金融的影响是差异化的, 从而既可以印证数字普惠金融存在对收入不平等的影响, 又可以方便后续计算某一机制变量在其中发挥的作用到底有多大。因此, 有关数字普惠金融对不同收入区间家庭收入的异质性影响的文献是与本部分密切相关的第二支文献。梁榜(2021)发现, 数字普惠金融对于农村家庭收入水平的提升作用随着家庭收入层次的提高逐渐减小, 且对处于最高五分位的家庭收入影响甚至不再显著; 尹志超(2017)以京津冀家庭为研究样本, 发现金融普惠对低收入家庭的收入增加贡献更大, 从低收入组到高收入组的转换, 金融普惠对收入的贡献呈递减趋势, 因此金融普惠能够缩小家庭收入差距; 王旭耀(2023)则发现无论是在总体、城镇还是农村中, 数字普惠金融都对收入低于中位数的家庭收入有着更强的促进作用。

基于以上分析本文提出假说 1: 数字普惠金融显著改善收入不平等的原因是其更大幅度地提高了低收入家庭的收入。

在厘清数字普惠金融对不同收入区间家庭收入的异质性影响基础上, 进一步探究数字普惠金融通过何种渠道对家庭产生这种影响是本文的研究重点。本文根据数字普惠金融的特点以及现有研究, 提出以下两条作用机制。

(1) 转移性收入概率

数字普惠金融通过提高低收入家庭获得转移性收入的概率, 进而提高其收入从而减小基尼系数。我们把发生转移支付所支出的额外费用称为“交易成本”, 用 C 表示; 把可以与家庭发生转移支付行为的对象称为“有效对象”, 其数量用 N 表示。那么, 家庭发生转移支付的概率 p 可以表示为:

$$p = F(C, N) \quad (1)$$

其中 $\frac{\partial p}{\partial C} < 0$; $\frac{\partial p}{\partial N} > 0$, $F(C, 0) = 0$ 。

两条假设都是自然的: 交易成本越高, 也即转移支付过程越麻烦, 转移支付就越难发生; 有效对象的数量越多, 转移支付就越有可能发生, 当没有有效对象时, 转移性支付发生概率为 0。一方面, 移动支付作为数字普惠金融在生活中为用户提供的最为常见的应用之一, 极大地降低了家庭进行转移支付的交易成本 C ; 另一方面, 结合了移动支付功能的社交软件如微信、QQ 等, 则增加了有效对象的个数 N 。两方面原因使得数字普惠金融提高了家庭发生转移支付的概率 p 。尹志超(2022)、刘自强(2021)在各自的研究中都发现了这一结果。而低收入家庭在转移支付的过程中显然是更可能获得转移性收入的对象。

因此本文提出假说 2: 数字普惠金融可通过提高低收入家庭获得转移收入的概率, 进而提高其家庭收入从而改善收入不平等。

(2) 金融可得性

数字普惠金融发展通过提高金融可得性而大幅提高低收入家庭的收入, 小幅提高中高收入家庭的收入, 进而降低基尼系数, 改善收入不平等。这里说的金融可得性更多指的传统金融可得性。数字普惠金融旨在为以往被传统金融所排斥的群体提供金融服务, 在其发展的过程中促进了传统金融行业进行反思与不断发展。首先, 数字普惠金融可以通过“技术溢出”途径改善

传统金融行业信息收集、风险定价模式以及投资决策过程进而促进传统金融行业的发展(孟娜娜, 2020; 杨望, 2020); 其次, 数字普惠金融通过提高传统金融行业提高风险承担的途径使得传统金融行业下调贷款门槛, 使得原本不能获得贷款的群体获得贷款(邱晗, 2018; 郭品, 2019); 最后, 数字普惠金融与传统金融的相互竞争, 会推动金融结构变革和金融效率提升, 完成从大企业金融、富人金融到普惠型金融的转型(吴晓求, 2015)。作为目前我国金融服务的主要供应方, 传统金融行业的发展势必带来社会整体金融可得性的提高。

另一方面, 目前已有不少研究表明, 金融可得性的提高对收入不平等具有显著的改善作用。第一, 金融可得性可以通过促进创业尤其是低收入家庭的创业进而改善收入不平等(张龙耀, 2023; 李建军, 2023; 王修华, 2023; 尹志超, 2023); 第二, 金融可得性可以显著降低家庭, 尤其是农村家庭的贫困脆弱性, 这暗示了金融可得性对于收入不平等的改善作用(张栋浩, 2018; 尹志超, 2020)。也有国外学者研究了金融可得性对收入不平等影响: BRUHN(2014)使用双重差分法证实了墨西哥国家银行分支机构开设会增加居民收入, 且在低收入群体和分支机构开设前金融覆盖水平较低的城市中的作用会更大, 说明了金融可得性对收入不平等的改善作用。

因此本文提出假说 3: 数字普惠金融可以提高家庭金融可得性, 而后者可大幅提高低收入家庭的收入, 小幅提高中高收入家庭的收入, 从而改善收入不平等。

三、研究设计

1. 数据来源

本文使用到的第一个数据库是西南财经大学中国家庭金融调查中心发布的中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS)2017, 2019 两年的调查数据。中国家庭金融调查, 由甘犁教授于 2009 年发起并领导, 收集有关家庭金融微观层次的相关信息^①。2017 年中国家庭金融调查覆盖全国 29 个省(自治区、直辖市), 355 个区县, 1428 个村(居)委会, 样本规模达 40011 户; 2019 年中国家庭金融调查覆盖全国 29 个省(自治区、直辖市), 170 个城市, 345 个区县, 1360 个村(居)委会, 样本规模达 34643 户^②。总体来说, 中国家庭金融调查的数据具有全国、省级、副省级城市代表性。

本文使用到的第二个数据库是北京大学中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)2016, 2018 两年的调查数据^③。中国家庭追踪调查旨在通过跟踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据, 反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁, 为学术研究和公共政策分析提供数据基础, 样本覆盖 25 个省/市/自治区, 目标样本规模为 16000 户, 调查对象包含样本家户中的全部家庭成员^④。

本文使用到的第三个数据库是北京大学数字金融研究中心发布的“北京大学数字普惠金融指数”。北京大学数字普惠金融指数是北京大学数字金融研究中心和蚂蚁集团研究院的研究团队自 2016 年开始, 利用蚂蚁集团关于数字普惠金融的海量数据编制而成的, 是目前国内数字普惠金融领域最权威的数据。

本文使用到的其他数据库包括 CSMAR、中国经济信息网、各地统计年鉴与各地政府官网。使用这些数据库的目的是为了获取模型中的控制变量。

^① 参见 https://baike.baidu.com/item/中国家庭金融调查/3892514?fr=ge_alia。

^② 参见 <https://chfs.swufe.edu.cn/sjzx/sjsq.htm>。

^③ 选取不同年份的 CFPS 和 CHFS 的调查数据的原因, 在后文“变量说明”部分有详细的解释。

^④ 参见 <https://www.issp.pku.edu.cn/cfps/>。

2.变量说明

(1)被解释变量

收入不平等。借鉴周广肃(2014)、尹志超(2017)、张博(2023)等学者的研究,使用基尼系数作为衡量地区收入不平等的指标。基尼系数是国际上通用的、用以衡量一个国家或地区居民收入差距的常用指标之一。基尼系数的计算基于“洛伦兹曲线”,将全社会的人或者家庭收入按照升序排列,然后计算收入前 X%的人或者家庭收入占社会总收入的 Y%,X-Y 的函数图像就是洛伦兹曲线;Y=X 和洛伦兹曲线围成图形的面积与 Y=X 与横轴、Y=100 三条直线围成的面积之比就是基尼系数。目前计算基尼系数的方法非常多,本文使用定积分法:

假定一定数量的人口按收入由低到高的顺序进行排列,从第 1 组到第*i*组人口累计收入占全部人口总收入的比值为 W_j ,从第 1 组到第*i*组累计人口与总人口占比为 P_j ,则基尼系数为:

$$gini = \frac{1}{n} \left(2 \sum_{i=1}^{n-1} P_j - W_j \right) \quad (2)$$

本文使用 CHFS 和 CFPS 数据库中家庭收入计算区县层级的收入基尼系数。其中 CHFS 使用 2017、2019 年的调查数据,CFPS 使用 2016、2018 年的调查数据。两个数据库使用了不同调查年份的数据是因为 CHFS 调查的是去年的收入情况,例如“去年,扣除税和五险一金,该工作实际到手获得多少税后货币工资?不包括绩效奖金、补贴等。”;而 CFPS 调查的是从受访户被调查之时开始,过去 12 个月的收入情况,例如“加上所有实物方面的福利或补贴,过去 12 个月,家庭成员帮其他农户做农活及外出打工总共挣了多少钱?”,而 CFPS 的大部分样本的受访时间均在 7 月份及以后^①,同时考虑到绝大多数家庭收入变化是具有粘性的,因此两个数据库使用不同年份的调查数据不仅可以充实样本量,而且还不会造成两个不同数据库之间严重的时间维度不匹配的问题^②。本文被解释变量收入不平等的具体计算过程为:首先按照区县和年份将 CHFS 和 CFPS 数据库中的家庭样本匹配起来,然后以统计意义上的大样本 N=30 为分界,将受访家庭少于 30 户的区县剔除,仅保留受访家庭不少于 30 户的区县,最后计算这些区县各个年份的收入基尼系数,即本文的被解释变量收入不平等。

(2)解释变量

数字普惠金融。参考张勋(2019)、谢绚丽(2018)的做法,使用北京大学数字金融研究中心发布的“北京大学数字普惠金融指数”作为衡量一个地区数字普惠金融的指标。根据研究主题的需要,本文的数字普惠金融指数选取在区县层级,年份为 2016 和 2018 年。

(3)控制变量

参考有关文献(Kuznets, 1955; 郭熙保, 2008; 郭熙保, 2016; 孙久文, 2019; 汪德华, 2019; 赵涛, 2020; 林嵩, 2023),本文选取了以下控制变量。

区县经济发展水平(eco)。一个地区的经济发展水平可以同时影响其数字普惠金融水平与收入分配情况。为避免区县之间人口规模的差异,使用当地人均 GDP 的对数衡量区县经济发展水平。

教育水平(edu)。教育水平的提高通常与更高的收入和数字普惠金融更深度的使用相关联,因此需要加以控制。基于数据可得性,教育水平使用区县所属省份“每十万人中高中生人数”衡量。

^① 2016 年受访时间在 7 月及以后的家庭占比为 85.65%,2018 年这一比例为 97.77%。

^② 事实上,使用 CFPS 的文献,基本都认为数据时间区间不是完整年度是微不足道的问题,在匹配控制变量时使用的都是完整年度的控制变量,参考田鸽(2023)、邹静娴(2023)。

区县金融水平。金融体系的发展水平会影响到数字普惠金融的发展以及金融服务的质量，从而影响到收入不平等的程度。本文使用“金融机构年末贷款余额/地区 GDP”(finance1)和“年末城乡居民储蓄存款余额”(finance2)对金融水平进行衡量。

消费水平(consume)。消费水平反映了一个地区的整体消费能力和经济活动水平，可能会影响收入不平等的表现形式。本文以“社会消费品零售总额/地区 GDP”衡量区县消费水平。

财政支出水平(finRev)。财政支出水平反映了政府对经济和社会发展的投入程度，而这些支出可能同时影响到当地数字基础设施建设和收入分配格局从而同时影响模型自变量和因变量，需要控制。使用“一般公共预算支出/地区 GDP”测度。

就业环境。就业环境对收入不平等有着直接的影响，因为就业机会的不平等分配可能导致收入差距的扩大。使用区县所属省份“领取失业保险人数”(sec_unemp)和“失业率”(unemploy)衡量。

产业结构。产业结构影响着不同产业间的收入分配以及劳动力市场的供需关系，从而对收入不平等产生影响。使用区县所属省份“人均粮食产量”(crop)和区县“年发电量”(regelec)衡量。

(4)其他变量

本文在稳健性检验、内生性问题讨论部分还使用了泰尔指数、工具变量等其他变量，在机制分析部分甚至还使用了家庭微观层面的变量，将在后文相应部分作更详细的说明。

表 1 汇报了本文所使用变量的描述性统计结果。重点关注本文根据 CHFS、CFPS 数据库计算得出的基尼系数，其均值 0.0501 与 2016-2018 年全国基尼系数的平均值 0.47 非常接近，因此可以认为本文被解释变量的构造方式是可靠的。

表 1		描述性统计 ^①				
变量类型	变量名	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	gini	741	0.501	0.0759	0.337	0.708
解释变量	index	741	99.72	12.75	68.33	139.7
解释变量的三个子指标	coverage_breadth	741	94.13	8.743	62.04	118.8
	usage_depth	741	113.0	25.08	55.67	187.1
	digitization_level	741	94.09	19.92	22.37	132.9
控制变量	finance1	741	1.041	0.761	-0.964	5.271
	consume	741	0.418	0.191	0.00210	2.021
	eco	741	10.70	0.726	8.738	13.93
	finance2	741	13.59	3.784	-0.708	18.18
	finRev	741	0.229	0.531	0.000153	13.42
	edu	741	49.60	81.99	0.643	1,402
	unemploy	741	31.10	13.55	4.600	56.30
	sec_unemp	741	9.405	8.754	0.290	33.98
	regelec	741	35.02	44.42	0.804	569.3
工具变量	crop	741	467.4	374.4	15.79	1,985
	iv	741	2.319	0.682	0	3,369

^① 稳健性检验部分使用到的变量、机制分析部分使用到的家庭微观数据的描述性统计结果见附录。

2.模型设定

(1)基准回归

为探究数字普惠金融对收入不平等的影响，本文使用双向固定效应模型进行回归分析：

$$\text{gini}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{index}_{it} + \sum_j \beta_j X_{jit} + \mu_i + \lambda_t + \xi_{it} \quad (3)$$

其中 gini_{it} 表示区县的家庭收入基尼系数， gini_{it} 越大，代表收入不平等程度越高。 index_{it} 是区县层次的数字普惠金融指数，若估计系数 β_1 显著为负，则说明数字普惠金融可以改善收入不平等； X_{jit} 为控制变量； μ_i 为区县固定效应， λ_t 为时间固定效应， ξ_{it} 为随机扰动项。为避免同一城市不同区县间的相关性对估计结果造成偏误，基准回归部分使用聚类到城市层面的稳健标准误(cluster city)。

(2)机制分析

本文机制分析分为两个步骤：

第一步，在基准回归的基础上，本文利用 CHFS 的家庭微观数据集，探究数字普惠金融何以对收入不平等产生影响。根据基尼系数的定义可知，若数字普惠金融对收入不平等存在显著影响，则意味着数字普惠金融改变了家庭收入分布。因此，本文以家庭收入所处的区间为分组依据，进行分组回归，探究数字普惠金融对不同收入区间的家庭的影响强度，模型如下：

$$\text{Intotal_income}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{index}_{it} + \sum_j \beta_j X'_{jit} + \mu'_i + \lambda'_t + \xi'_{it} \quad (4)$$

$\text{Intotal_income}_{it}$ 为取对数后的家庭总收入； index_{it} 为家庭所属区县的数字普惠金融，我们预期在不同的组别观察到具有显著差异的估计系数 β_1 ；控制变量 X'_{jit} 包括户主受教育程度、户主婚姻情况、户主年龄、户主年龄平方等户主特征变量；家庭规模、未成年人口比例、老年人口比例等家庭特征变量以及家庭所属城市的经济水平； μ'_i 为家庭固定效应， λ'_t 为时间固定效应， ξ'_{it} 为随机扰动项。出于与基准回归部分相似的考虑，机制分析部分的回归标准误为聚类到区县层面的稳健标准误(cluster county)。

第二步，使用中介效应模型，进一步讨论数字普惠金融通过什么途径导致不同收入区间里的家庭受到数字普惠金融的影响强弱不同。由于传统的“三步法”检验中介效应可信度面临“坏控制”(Bad Control) (Angrist & Pischke, 2008)的威胁，参考江艇(2022)对因果推断问题中中介效应提出的反思和建议，首先选择与 $\text{Intotal_income}_{it}$ 具有清晰的因果关系的变量作为中介变量，重点研究数字普惠金融对处于不同收入区间家庭的这些中介变量的差异性影响，模型如下：

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{index}_{it} + \sum_j \beta_j X'_{jit} + \mu'_i + \lambda'_t + \xi'_{it} \quad (5)$$

$$\text{Intotal_income}_{it} = \beta_0 + \beta_1 M_{it} + \sum_j \beta_j X'_{jit} + \mu'_i + \lambda'_t + \xi'_{it} \quad (6)$$

M_{it} 即为中介变量，第二个式子目的是为了计算数字普惠金融通过 M_{it} 渠道对不同收入区间的家庭的收入产生的影响有多大，进而进一步得出数字普惠金融通过 M_{it} 渠道对收入不平等影响总效应的贡献。

四、实证分析

1.基准回归

表 2 汇报了基准回归结果，第(1)-(6)列展示了数字普惠金融对收入不平等的影响，并逐步加入了省份控制变量、区县控制变量、时间固定效应和区县固定效应。结果发现，每列结果的

数字普惠金融前的系数均至少在 5%的水平上显著为负，说明数字普惠金融的发展可以显著降低基尼系数，改善收入不平等。具体地看，在其他条件不变时，数字普惠金融水平每提高一个标准差，基尼系数将降低 0.0344，高于黄欣(2022)以城市为样本计算基尼系数作为被解释变量的结果 0.0170。基尼系数是一个弹性较小的指标，我国基尼系数从 2008 年的 0.49 下降到 2016 年的 0.47 用了 8 年的时间^①，可见数字普惠金融对基尼系数的改善作用是比较明显的。

表 2 基准回归结果：逐步加入控制变量

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
VARIABLES	gini				
index	-0.0011*** (-4.15)	-0.0012*** (-4.59)	-0.0013*** (-4.56)	-0.0015*** (-2.60)	-0.0027** (-2.45)
Province Controls	No	Yes	Yes	Yes	Yes
County Controls	No	No	Yes	Yes	Yes
Year FE	No	No	No	Yes	Yes
County FE	No	No	No	No	Yes
Constant	0.6060*** (23.68)	0.6405*** (22.93)	0.5642*** (7.14)	0.5654*** (7.16)	0.5486** (2.52)
N	741	741	741	741	694
R ²	0.032	0.059	0.073	0.074	0.747

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；括号内为 t 值；标准误在城市层面聚类。本章各表同。

2.数字普惠金融分维度的回归分析

北京大学数字普惠金融指标体系包含 3 个一级维度、11 个二级维度，共 33 个指标。为考察数字普惠金融覆盖广度、使用深度、数字化程度 3 个一级维度对收入不平等的影响是否存在差异，本部分将基准回归模型中的解释变量分别替换为这 3 个一级维度，同时保留其余设定。

表 3 第(1)-(3)列分别汇报了数字普惠金融覆盖广度、使用深度和数字化程度对收入不平等影响的回归结果。可以发现，数字普惠金融覆盖广度对收入不平等没有显著影响，而使用深度和数字化程度均对收入不平等有显著的改善作用，这可能是因为收入不平等的改善更加依赖于数字普惠金融的使用深度和便捷性，而对数字普惠金融工具的覆盖率依赖不大。具体来看，使用深度前的系数大于数字化程度前的系数，侧面说明了数字普惠金融发挥改善收入不平等的作用要落实到对其产品的使用上去，也反映了相较于传统金融，数字普惠金融通过降低金融服务的成本和门槛(郭峰，2020)，的确起到了改善收入不平等的作用，体现出其“普惠”的特点；从经济意义上看，在其他条件不变时，使用深度和数字化程度每提高一个标准差，基尼系数将分别下降 0.0276 和 0.0139。

表 3 数字普惠金融覆盖广度、使用深度、数字化程度对收入不平等的影响

	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	gini		

^① 数据来源：中国经济信息网

coverage_breadth	-0.0030		
	(-1.38)		
usage_depth		-0.0011**	
		(-1.98)	
digitization_level			-0.0007*
			(-1.84)
Controls	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
County FE	Yes	Yes	Yes
Constant	0.5683**	0.3823*	0.4259*
	(2.19)	(1.83)	(1.92)
N	694	694	694
R ²	0.744	0.746	0.745

3.稳健性检验

基准回归中研究数字普惠金融对收入不平等的影响的回归方程很可能受到变量度量方式、样本选择等因素的影响。因此，本部分将采用(1)替换被解释变量、(2)剔除部分样本、(3)替换解释变量三种方法进行检验，以增强基准回归结果的稳健性。

(1)替换被解释变量

除了基尼系数外，还有许多其他衡量收入不平等的指标。本文借鉴金烨(2011)、田瑶(2022)、汪虹希(2024)的做法，使用泰尔指数(theil)、家庭收入的 90 分位数与 10 分位数之比(P90_P10)、家庭收入的 50 分位数与 10 分位数之比(P50_P10)分别替换基准回归中的被解释变量进行稳健性检验。

结果如表 4 第(1)-(3)列所示。可以发现，解释变量 index 前的系数均至少在 5%的水平上显著为负，在其他条件不变时，数字普惠金融水平越高，收入就越平等，与基准回归结果一致。进一步地，观察第(2)、(3)列可以发现，数字普惠金融降低 P90_P10 的作用比降低 P50_P10 的作用更强。为了探明原因，本文增加了更多不同家庭收入分位点之比的指标作为被解释变量进行回归^①，结果表明数字普惠金融对低收入家庭的作用强于对中、高收入家庭的作用且几乎没有改变中、高收入家庭的相对收入，因此出现了系数大小的差异。

(2)剔除部分样本

考虑到直辖市的政治、经济等方面的特殊性，数字普惠金融对收入不平等的影响可能受到这些因素的影响。因此，本文借鉴张彩云(2020)、王林辉(2022)的做法，通过剔除来自直辖市的样本对基准回归进行稳健性检验。结果如表 4 第 (4)列所示，剔除来自直辖市的样本后，解释变量前的系数依然显著为负，结果稳健。且具体来看，解释变量前的系数绝对值相比基准回归更大，可能的原因包括：(1)、与其他城市相比，直辖市由于经济发展的先发性，影响其收入不平等的因素更复杂、更顽固，数字普惠金融难以撼动这些因素，导致其对收入不平等的改善作用有限；(2)数字普惠金融在直辖市的发展较早，已经发挥了改善收入不平等的作用，这种作用在本文选取的时间区间里已经处于饱和状态。因此将直辖市剔除之后会得到更大的系数。

(3)替换解释变量

^① 参见附录

①根据描述性统计可知，2016 与 2018 年区县层面的数字普惠金融指数位于 68.33-139.65 之间。本部分将数字普惠金融指数分成 60-80、80-100、10-120、120-140 四个组分别赋值 1、2、3、4 代替解释变量进行稳健性检验；②基准回归可能受到异方差影响，参考陈强(2020)，本文将通过对解释变量取对数进行稳健性检验。

结果如表 4 第(5)、(6)列所示，替换解释变量后关注系数至少在 5%的水平上显著为负，与基准回归一致，这进一步说明了基准回归是稳健的。特别关注第(6)列汇报的结果：其他条件不变时，数字普惠金融水平每提高 1%，基尼系数将下降 0.002838。这意味着其他条件不变时，若以数字普惠金融的平均水平为基准，数字普惠金融水平每提高一个标准差，基尼系数将下降 0.0363，与基准回归的结果仅相差 5.52%^①。两个结果非常相近，进一步增强了基准回归的稳健性。

表 4：数字普惠金融与收入不平等：稳健性检验						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
VARIABLES	theil	P90_P10	P50_P10	gini		
index	-0.0083** (-2.59)	-0.5587*** (-3.52)	-0.1483*** (-3.15)	-0.0032*** (-2.63)		
index_range					- 0.0294*** (-3.85)	
lnindex						-0.2838** (-2.11)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
County FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	0.5311 (0.77)	143.5520*** (3.16)	36.0734*** (4.23)	0.5769** (2.58)	0.3017 (1.41)	1.6036*** (2.68)
N	694	692	692	642	694	694
R ²	0.654	0.741	0.731	0.739	0.751	0.745

4.内生性处理

根据计量经济学理论可知，内生性问题主要由逆向因果、测量误差和遗漏变量三方面原因导致。北京大学数字普惠金融指数由来自信贷、支付、投资、保险、货币基金、信用服务等业态的 33 个指标经过无量纲化处理和层次分析法确定权重后计算得出(郭峰，2020)，与收入不平等的逆向因果关系微乎其微。同样地，基于北京大学数字普惠金融指数编制过程的严谨性以及数据来源的权威性，本文不认为解释变量存在严重的测量误差^②。但遗憾的是，基准回归可能受到遗漏变量的威胁。例如，经济发展方式在影响一个地区收入分配格局的同时与当地的数字普惠金融水平密切相关(赵人伟，1997；钱海章，2020)，而一个地区的经济发展方式在很大程度上取决于这个地区负责人的偏好(周黎安，2007；钱先航，2017)。中国的官员流动现象是

^① 事实上，提高计算精度后这一结果将更低。

^② 被解释变量的测量误差对结果影响并不严重，参见陈强(2023)。

Year FE	Yes	Yes
County FE	Yes	Yes
N	694	694
R ²	0.020	
Kleibergen-Paap rkLM Stat	14.35	
(p 值)	(0.0002)	
Kleibergen-Paap rk Wald F Stat	26.29	

5.异质性分析

稳健性检验部分中，剔除来自直辖市的样本的回归结果已经暗示了数字普惠金融在不同区域中对收入不平等的影响是存在差异性的。因此，为进一步考察数字普惠金融对不同区域收入不平等的异质性影响，本文从城市和地区的角度出发，采取分组回归的方法开展两组异质性分析。

结果如下：(1)数字普惠金融改善了非一线/新一线城市的收入不平等，但对一线/新一线城市收入不平等没有显著影响。如表 6 第(1)、(2)列的结果所示，index 仅在回归样本来自非一线/新一线城市时显著。其他条件不变时，数字普惠金融水平每提高一个标准差，非一线/新一线城市的区县基尼系数将下降 0.0383，而对一线/新一线城市的区县没有影响。(2)数字普惠金融改善了非东部地区的收入不平等，但对东部地区的收入不平等没有显著影响。如表 6 第(3)、(4)列的结果所示，index 仅在回归样本来自非东部地区时显著。其他条件不变时，数字普惠金融水平每提高一个标准差，非东部地区的区县基尼系数将下降 0.0599，而对东部地区的区县没有影响。

由结果可以发现，无论回归样本来自非一线/新一线城市还是非东部地区，关注系数绝对值均大于基准回归的结果，与稳健性检验的第二部分互相印证。这不仅从侧面增强了前文结果的稳健性，而且还暗示了导致以上异质性分析结果的原因：(1) 与非一线城市/新一线城市(非东部地区)相比，一线城市/新一线城市(东部地区)由于经济发展的先发性，影响其收入不平等的因素更复杂、更顽固，数字普惠金融难以撼动这些因素，导致其对收入不平等的改善作用不显著；(2)数字普惠金融在一线城市/新一线城市(东部地区)发展较早，已经发挥了改善收入不平等的作用，这种作用在本文选取的时间区间里已经处于饱和状态，因此观察不到其对收入不平等的显著改善作用。综合这两点原因导致了以上异质性分析结果。

表 6：数字普惠金融与收入不平等的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	一线城市/新一线城市	非一线城市/新一线城市	东部地区	非东部地区
index	-0.0028 (-1.40)	-0.0030** (-2.32)	-0.0004 (-0.19)	-0.0047*** (-2.78)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
County FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-0.8071***	0.8621***	1.1773	0.5323**

	(-2.90)	(3.90)	(1.38)	(2.58)
N	144	550	230	464
R ²	0.793	0.753	0.716	0.774

五、机制分析

前文分析了数字普惠金融对收入不平等的影响，本部分将使用 CHFS 2017、2019 两年的家庭数据集进行数字普惠金融影响收入不平等的机制检验。数字普惠金融旨在为原本被金融服务所排斥的用户提供门槛更低、成本更可支付的金融服务。因此，我们推断数字普惠金融改善收入不平等的原因是其对不同禀赋的家庭的收入产生了异质性影响：低收入家庭从数字普惠金融发展中获益多于中高收入家庭，因此导致基尼系数的减小，改善收入不平等。为验证此推断的正确性，本文根据家庭 2017 年的收入是否高于所有家庭收入的 25 分位数将全部样本分为低收入家庭和中高收入家庭，进行分组回归，验证数字普惠金融对两组家庭收入是否存在不同影响。

表 7 汇报了分组以及全部样本的回归结果。可以发现，总的来说，数字普惠金融没有对全部家庭的收入产生显著的影响；但反常的是，分组回归的结果均显著，说明数字普惠金融对两组家庭的收入均有促进作用。具体来看，数字普惠金融水平每提高一个标准差，低收入家庭的收入提高 85.99%，而中高收入家庭的收入仅提高 23.38%。这一发现验证了假说 1。为增强可信度，借鉴曾嵘(2023)的方法，使用费舍尔组合检验验证这一差异是否显著，抽样 1000 次计算得到如表 7 尾行所示的检验 P 值。可以发现， $P < 0.01$ ，即两组系数在 1%的水平上存在显著差异；此外，为进一步验证结果的可靠性，使用数字普惠金融的工具变量进行 2SLS 估计，可以发现结果与 OLS 一致。

证实了两组家庭的收入受数字普惠金融的差异性影响是可靠的之后，承接上段，由于数字普惠金融水平每提高一个标准差将导致低收入家庭收入 85.99%的增长以及中高收入家庭收入 23.38%的增长，本文进一步计算得出基尼系数将因此下降 0.0149。这说明，数字普惠金融改善收入不平等的原因的确是因为低收入家庭从数字普惠金融发展中获益更多。更进一步地，数字普惠金融通过何种渠道使低收入家庭更多地获益，将是本部分余下的主要内容。

表 7：数字普惠金融改善收入不平等原因：OLS 与 2SLS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本		低收入家庭(<p25)		中高收入家庭(>p25)	
VARIABLES	lntotal_income					
index	-0.0003 (-0.08)	-0.0137 (-1.57)	0.0640*** (4.57)	0.1280*** (3.14)	0.0174*** (4.62)	0.0324*** (3.88)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Household FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	9.1902*** (5.69)		1.2057 (0.41)		7.4531*** (5.95)	

N	32,616	32,616	8,154	8,154	24,462	24,462
R ²	0.741	0.078	0.613	0.064	0.697	0.081
KP-rkF Stat		75.31		33.12		69.52
系数组间差异检验 P 值					0.000***	

注：1)***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；括号内为 t 值；标准误在区县层面聚类。本章各表同。2)系数组间差异检验的 P 值采用费舍尔组合检验(抽样 1000 次)计算得到，表 9 同。

1.转移性收入概率

数字普惠金融通过提高低收入家庭获得转移性收入的概率，进而提高其收入从而减小基尼系数。本文首先做了此条机制的先验检验，将家庭收入细分为四个项目，发现只有转移性收入随着数字普惠金融水平提高而增长^①；然后按照 CHFS 调查问卷编号 H1004f 的问题“去年，您家从除家庭成员姓名之外的非家庭成员那里获得过以下哪些转移收入，包括现金或非现金？”，将答案为“7788.以上都没有”的家庭记为没有获得转移性收入，令 transfer=0，否则令 transfer=1。最后将 transfer 对数字普惠金融回归，探究数字普惠金融是否可以提高家庭获得转移性收入的概率。

结果如表 8 所示。第(1)、(4)列分别使用条件 Logit(Clogit)模型，运用条件极大似然估计法(CML)估计参数。可以发现，数字普惠金融水平越高，低收入家庭获得转移性收入的概率就越大，而中高收入家庭获得转移性收入的概率则没有受到影响，这与前文开展的先验检验结果互相印证。另外，本部分还在 Clogit 模型估计的基础上，使用 OLS 模型检验数字普惠金融对家庭获得转移性收入概率的影响，结果如第(2)、(5)列所示。可以发现，无论是低收入家庭组还是中高收入家庭组，OLS 结果都与 Clogit 的结果相吻合，增强了本部分的稳健性。最后，第(3)列“低收入家庭的家庭收入对家庭获得转移性收入的概率回归”的结果表明，其他条件不变，获得转移性收入会使得低收入家庭的收入提高 47.31%。根据基尼系数的计算方法可知，低收入家庭收入上升的同时中高收入家庭收入不变，必然导致基尼系数的下降也即收入不平等的改善。以上说明，数字普惠金融通过“提高低收入家庭获得转移性收入概率”改善收入不平等的这一机制的确存在。假说 2 得到验证。

表 8： 数字普惠金融改善收入平等机制一：提高获得转移性收入概率

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Clogit	OLS	OLS	Clogit	OLS
	低收入家庭(<p25)			中高收入家庭(>p25)	
VARIABLES	transfer		ln total_income	transfer	
index	0.0326*	0.0056*		0.0035	0.0009
	(1.92)	(1.81)		(0.37)	(0.50)
transfer			0.4731***		
			(8.74)		
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Household FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

^① 参见附录。

Constant			6.8819**		
			(2.08)		
N	3,252	3,252	8,118	10,024	10,024
R ²			0.616		

注：Clogit 括号内为 z 值，标准误同样在区县层面聚类。

2.金融可得性

数字普惠金融发展通过提高金融可得性大幅提高低收入家庭的收入，小幅提高中高收入家庭的收入，进而降低基尼系数。借鉴刘志峰(2023)的方法，利用 CHFS 问卷中询问受访者“目前，您家有几张银行储蓄卡或者活期存折？”计算出每个社区中样本家庭持有的银行卡平均数，作为金融可得性的衡量指标。社区家庭持有的银行卡平均数量越多，说明可供家庭获得银行服务的银行网点数量越多，该社区周边的金融服务越发达，家庭金融可得性越强。

结果如表 9 所示，因为因变量为每个社区中样本家庭持有的银行卡平均数，因此在回归中额外控制了社区层级的变量。第(1)列表明，其他条件不变时，数字普惠金融水平每提高一个标准差，家庭金融可得性将提高 0.2983；第(2)、(3)列汇报了家庭金融可得性对不同收入区间家庭收入的影响。根据表 9 尾行报告的系数差异检验 P 值可以发现，两组家庭受金融可得性的影响是具有显著差异的，低收入家庭从金融可得性水平提高中受益更大。最后，根据表 9 汇报的回归结果，本文计算得出，其他条件不变时，数字普惠金融水平每提高一个标准差，将通过“提高金融可得性而大幅提高低收入家庭的收入，小幅提高中高收入家庭的收入”这条路径使得基尼系数下降 0.0018，占数字普惠金融改善收入不平等总效应的 12.20%^①。假说 3 得到验证。

表 9：数字普惠金融改善收入不平等机制二：提高金融可得性

	(1)	(2)	(3)
	全样本	低收入家庭(<p25)	中高收入家庭(>p25)
VARIABLES	fina	Intotal_income	Intotal_income
index	0.0222*** (2.72)		
fina		0.2910*** (4.23)	0.1057*** (5.14)
Controls	Yes	Yes	Yes
Community FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
Household FE	Yes	Yes	Yes
Constant	-0.4023 (-0.19)	5.6646* (1.71)	8.1596*** (6.50)
N	32,608	8,136	24,452
R ²	0.873	0.614	0.698

^① 由于金融可得性同时促进了低收入家庭和高收入家庭的收入，不能确定基尼系数的变化方向，因此需要计算；本文同样也根据 OLS 的结果对机制一的效应进行了计算，约占总效应的 8.13%。

综上,数字普惠金融通过“提高低收入家庭获得转移性收入概率”以及“提高金融可得性而大幅提高低收入家庭的收入,小幅提高中高收入家庭的收入”两条路径改善了收入不平等,且第二条机制的效应占到了总效应的 12.20%。但这同样也说明,还有其他可能存在的机制没有被本文考虑到,这为未来的研究提供了一些思路,是本文的边际贡献之一。

六、结论与政策启示

基于 CHFS、CFPS 数据,以及北京大学数字普惠金融指数,本文考察了数字普惠金融对收入不平等的影响。研究发现:一、数字普惠金融可以显著改善收入不平等,在经过改变收入不平等衡量方式、剔除部分样本、替换解释变量等稳健性检验后结论依然成立,在使用工具变量法缓解内生性问题后,结果仍然稳健;二、在一线/新一线城市和东部地区,数字普惠金融改善收入不平等的作用并不显著,数字普惠金融表现出一定程度上的局限性;三、数字普惠金融通过“提高低收入家庭获得转移性收入概率”以及“提高金融可得性而大幅提高低收入家庭的收入,小幅提高中高收入家庭的收入”两条路径改善了收入不平等。

本文研究具有重要的政策含义。首先,本文研究指出,数字普惠金融可以缓解收入不平等。因此,要继续大力推进数字经济、数字金融等的发展,降低金融准入门槛,促进低收入家庭收入增长,改善收入不平等,扎实推进共同富裕。其次,本文研究发现数字普惠金融对收入不平等的影响主要集中在欠发达地区,尤其是经济、金融发展水平较低的中西部地区以及二/三线及以下城市,这表明欠发达地区地方政府要更加重视数字经济、数字金融发展,利用数字金融发展促进自身经济发展,在经济增长的同时兼顾效率与公平;最后,机制分析部分发现的机制一表明,获得转移性收入对低收入家庭来说好处非常明显。因此,要继续加快推进数字基础设施的建设以及智能手机的普及,与此同时还需要加强对低收入家庭的数字素养培训,帮助他们更好地利用数字技术改善生活。

[参考文献]

- [1] 白雪梅.教育与收入不平等:中国的经验研究[J].管理世界,2004,(06):53-58.
- [2] 曾嵘,唐松.新冠疫情下国有企业的经济稳定器作用——基于供应链扶持的视角[J].经济研究,2023,58(3):78-96.
- [3] 陈斌开,亢延锟,侯嘉奕.公共服务均等化、教育公平与共同富裕[J].经济学(季刊),2023,23(06):2104-2118.
- [4] 陈强.陈强:应用计量经济学的常见问题[Z/OL].https://mp.weixin.qq.com/s?__biz=MzA3NDg2NzQzNw==&mid=2650967956&idx=2&sn=11ffc389fa094a6ebd68d5830b6eb7e0&chksm=848f1816b3f89100dba45259459f5212d4b3f645325abcd248158baa2a43dee53dc68e385e&scene=27,2020,3,25.
- [5] 陈强.计量经济学及 stata 应用[M].北京市:高等教育出版社,2023:第十章,6-8.
- [6] 陈云松.逻辑、想象和诠释:工具变量在社会科学因果推断中的应用[J].社会学研究,2012,27(06):192-216+245-246.
- [7] 陈钊,陆铭,佐藤宏.谁进入了高收入行业?——关系、户籍与生产率的作用[J].经济研究,2009,44(10):121-132.
- [8] 丁赛,董晓媛,李实.经济转型下的中国城镇女性就业、收入及其对家庭收入不平等的影响[J].经

济学(季刊),2007,(04):1319-1338.

[9] 丁赛,王鑫淼.西藏新发展格局下县域经济协调发展分析[J].中国藏学,2022,(06):137-149+218-219.

[10] 樊文翔.数字普惠金融提高了农户信贷获得吗?[J].华中农业大学学报(社会科学版),2021,(01):109-119+179.

[11] 龚锋,李智,雷欣.努力对机会不平等的影响:测度与比较[J].经济研究,2017,52(03):76-90.

[12] 郭峰,王靖一,王芳,孔涛,张勋,程志云.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].经济学(季刊),2020,19(04):1401-1418.

[13] 郭品,沈悦.互联网金融、存款竞争与银行风险承担[J].金融研究,2019(08):58-76.

[14] 郭熙保,罗知.贸易自由化、经济增长与减轻贫困——基于中国省际数据的经验研究[J].管理世界,2008,(02):15-24.

[15] 郭熙保,周强.长期多维贫困、不平等与致贫因素[J].经济研究,2016,51(06):143-156.

[16] 何宗樾,张勋,万广华.数字金融、数字鸿沟与多维贫困[J].统计研究,2020,37(10):79-89.

[17] 贺光烨,吴晓刚.市场化、经济发展与中国城市中的性别收入不平等[J].社会学研究,2015,30(01):140-165+245.

[18] 黄欣.数字普惠金融与收入不平等——基于家庭层面的微观证据[D].湖北省:中南财经政法大学,2022.

[19] 黄阳华,张佳佳,蔡宇涵,张津硕.居民数字化水平的增收与分配效应——来自中国家庭数字经济调查数据库的证据[J].中国工业经济,2023,(10):23-41.

[20] 黄云,任国强,周云波.收入不平等对农村居民身心健康的影响——基于 CGSS2015 数据的实证分析[J].农业技术经济,2019(03):25-37.

[21] 金烨,李宏彬,吴斌珍.收入差距与社会地位寻求:一个高储蓄率的原因[J].经济学(季刊),2011,10(03):887-912.

[22] 李宏兵,蔡宏波,王永进.市场潜能加剧了性别工资不平等吗?[J].数量经济技术经济研究,2014,31(01):22-41.

[23] 李建军,范志昊,周叔媛.普惠金融如何促进共同富裕?——基于家庭微观层面的指标测度与机制分析[J].国际金融研究,2023(05):11-21.

[24] 李俊青,韩其恒.教育、金融市场和中国居民的收入不平等[J].世界经济,2011,34(09):42-65.

[25] 李实,沈扬扬.中国农村居民收入分配中的机会不平等:2013—2018 年[J].农业经济问题,2022,(01):4-14.

[26] 梁榜,李晓琳.数字普惠金融、贫困减缓与收入分配——来自中国微观数据的经验分析[J].上海金融,2021,(05):12-24.

[27] 廖红君,樊纲治,弋代春.关系型借贷视角下购房融资方式与家庭创业行为——基于 2017 年中国家庭金融调查的实证研究[J].金融研究,2020,(07):153-171.

[28] 林嵩,谷承应,斯晓夫等.县域创业活动、农民增收与共同富裕——基于中国县级数据的实证研究[J].经济研究,2023,58(03):40-58.

[29] 刘波,胡宗义,龚志民.中国收入差距中的机会不平等再测度——基于“环境-能力-收入”的新思路[J].南开经济研究,2020,(04):107-126.

[30] 刘心怡,黄颖,黄思睿等.数字普惠金融与共同富裕:理论机制与经验事实[J].金融经济学研究,2022,37(01):135-149.

[31] 刘志峰,曾莹芳,张婷婷.数字普惠金融与家庭风险金融市场参与:基于 CHFS 的实证研究[J].管理

评论,2023,35(05):42-53.

[32] 刘自强,张天.数字普惠金融对农民收入的影响及其空间溢出效应[J].当代经济研究,2021(12):93-102.

[33] 鲁元平,王韬.收入不平等、社会犯罪与国民幸福感——来自中国的经验证据[J].经济学(季刊),2011,10(04):1437-1458.

[34] 吕勇斌,郭懿晨.分好蛋糕:数字金融如何促进收入平等[J].中南财经政法大学学报,2023,(04):81-93.

[35] 孟娜娜,栗勤,雷海波.金融科技如何影响银行业竞争[J].财贸经济,2020,41(03):66-79.

[36] 聂滢如.数字金融对消费不平等的影响研究——基于 CHFS 数据的实证分析[D].四川省:西南财经大学,2022.

[37] 牛坤在,许恒周.农地赋权与农村内部收入不平等——基于农地流转与劳动力转移的中介作用[J].中国土地科学,2022,36(03):51-61.

[38] 钱海章,陶云清,曹松威,曹雨阳.中国数字金融发展与经济增长的理论与实证[J].数量经济技术经济研究,2020,37(06):26-46.

[39] 钱先航,曹廷求.钱随官走:地方官员与地区间的资金流动[J].经济研究,2017,52(02):156-170.

[40] 邱晗,黄益平,纪洋.金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角[J].金融研究,2018(11):17-29.

[41] 史新杰,卫龙宝,方师乐等.中国收入分配中的机会不平等[J].管理世界,2018,34(03):27-37.

[42] 世界银行经济考察团.中国社会主义经济的发展[M].北京:中国财政经济出版社,1983:61-62.

[43] 斯丽娟,汤晓晓.数字普惠金融对农户收入不平等的影响研究——基于 CFPS 数据的实证分析[J].经济评论,2022,(05):100-116.

[44] 斯密·A.国民财富的性质和原因的研究[M].北京:商务印书馆,1981:54.

[45] 孙久文,张静,李承璋等.我国集中连片特困地区的战略判断与发展建议[J].管理世界,2019,35(10):150-159+185.

[46] 田鸽,黄海,张勋.数字金融与创业高质量发展:来自中国的证据[J].金融研究,2023(03):74-92.

[47] 田瑶,郭立宏.数字普惠金融缩小收入差距了吗?——来自中国家庭追踪调查的经验证据[J].当代经济科学,2022,44(06):57-70.

[48] 汪德华,邹杰,毛中根.“扶教育之贫”的增智和增收效应——对 20 世纪 90 年代“国家贫困地区义务教育工程”的评估[J].经济研究,2019,54(09):155-171.

[49] 汪虹希.数字普惠金融的收入分配效应:马太效应抑或涓滴效应?[J].广东社会科学,2024,(01):48-57.

[50] 王林辉,姜昊,董直庆.工业智能化会重塑企业地理格局吗[J].中国工业经济,2022,(02):137-155.

[51] 王修华,赵亚雄.县域银行业竞争与农户共同富裕——绝对收入和相对收入的双重视角[J].经济研究,2023,58(09):98-115.

[52] 王旭耀.数字普惠金融对家庭收入的影响——基于 CFPS 数据的实证研究[M].浙江省:浙江财经大学,2023.

[53] 翁辰,张兵.信贷约束对中国农村家庭创业选择的影响——基于 CHFS 调查数据[J].经济科学,2015,(06):92-102.

[54] 吴晓求.互联网金融:成长的逻辑[J].财贸经济,2015(02):5-15.

[55] 吴一平,芮萌.收入分配不平等对刑事犯罪的影响[J].经济学(季刊),2011,10(01):291-310.

[56] 伍德里奇·J.计量经济学导论:现代观点/(美)伍德里奇著;费剑平,林相森译[M].2003 年 3 月第 1

版.北京市:中国人民大学出版社,2003:88-90.

[57] 谢绚丽,沈艳,张皓星,郭峰.数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J].经济学(季刊),2018,17(04):1557-1580.

[58] 星焱.农村数字普惠金融的“红利”与“鸿沟”[J].经济学家,2021,(02):102-111.

[59] 许庆,田士超,徐志刚等.农地制度、土地细碎化与农民收入不平等[J].经济研究,2008,(02):83-92+105.

[60] 杨波,王向楠,邓伟华.数字普惠金融如何影响家庭正规信贷获得?——来自 CHFS 的证据[J].当代经济科学,2020,42(06):74-87.

[61] 杨娟,赖德胜,邱牧远.如何通过教育缓解收入不平等?[J].经济研究,2015,50(09):86-99.

[62] 杨天宇,刘青松,范静泊.城乡移民与居民收入不平等:基于变异系数的理论分析[J].云南财经大学学报,2012,28(05):28-35.

[63] 杨望,徐慧琳,谭小芬,薛翔宇.金融科技与商业银行效率——基于 DEA-Malmquist 模型的实证研究[J].国际金融研究,2020(07):56-65.

[64] 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(03):114-126.

[65] 尹恒,龚六堂,邹恒甫.收入分配不平等与经济增长:回到库兹涅茨假说[J].经济研究,2005(04):17-22.

[66] 尹志超,仇化,沙叶舟.互联网金融与收入波动:来自中国家庭的证据[J].管理科学学报,2022,25(09):66-89.

[67] 尹志超,文小梅,栗传政.普惠金融、收入差距与共同富裕[J].数量经济技术经济研究,2023,40(01):109-127.

[68] 尹志超,杨阳,张号栋.金融普惠和京津冀家庭收入差距——来自 CHFS 数据的证据[J].北京工商大学学报(社会科学版),2017,32(03):13-21.

[69] 尹志超,张栋浩.金融普惠、家庭贫困及脆弱性[J].经济学(季刊),2020,20(05):153-172.

[70] 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.

[71] 尤亮,马千洪.收入不平等何以影响农民主观幸福感:基于乡土逻辑变迁视角的分析[J].中国软科学,2023(12):208-218.

[72] 袁朋伟,张阳阳,董晓庆.中国城市数字经济的联系强度与时空特征研究[J].贵州社会科学,2023,(08):125-134.

[73] 张博,郭方,孙璐.正式制度、非正式制度与农村内部收入差距——基于数字普惠金融和社会网络的维度[J].南方金融,2023(04):19-32.

[74] 张彩云,苏丹妮.环境规制、要素禀赋与企业选址——兼论“污染避难所效应”和“要素禀赋假说”[J].产业经济研究,2020,(03):43-56.

[75] 张栋浩,尹志超.金融普惠、风险应对与农村家庭贫困脆弱性[J].中国农村经济,2018(04):54-73.

[76] 张龙耀,李渊,周南.普惠金融发展与共同富裕——基于跨国数据的实证研究[J].国际金融研究,2023(10):3-15.

[77] 张勋,万广华,张佳佳,何宗樾.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,(08):71-86.

[78] 赵人伟,李实.中国居民收入差距的扩大及其原因[J].经济研究,1997,(09):19-28.

[79] 赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020,36(10):65-76.

[80] 周广肃,丁相元.数字金融、流动性约束与共同富裕——基于代际流动视角[J].数量经济技术经济

研究,2023,40(04):160-179.

[81] 周广肃,樊纲,申广军.收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J].管理世界,2014(07):12-21+51+187.

[82] 周慧珺,傅春杨,龚六堂.就业政策如何影响收入分配? ——基于量化空间一般均衡模型的理论分析[J].管理世界,2024,40(01):38-63.

[83] 周京奎,黄征学.住房制度改革、流动性约束与“下海”创业选择——理论与中国的经验研究[J].经济研究,2014,49(03):158-170.

[84] 周黎安.中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J].经济研究,2007,(07):36-50.

[85] 周利,冯大威,易行健.数字普惠金融与城乡收入差距:“数字红利”还是“数字鸿沟”[J].经济学家,2020,(05):99-108.

[86] 邹静娴,张斌,魏薇,董丰.信贷增长如何影响中国的收入和财富不平等[J].金融研究,2023(01):1-20.

[87] Claudio Oliveira de Moraes, Raphael Moses Roquete and Gustavo Gawryszewski. Who needs cash? Digital finance and income inequality[J].The Quarterly Review of Economics and Finance.2023,91:84-93.

[88] Gustavo A. Marrero, Juan G. Rodríguez.Inequality of Opportunity and Growth[J]. Journal of Development Economics,2013,104:107-122.

[89] Joseph E.Stiglitz. The Price of Inequality: How Today's Divided Society Endangers Our Future[M].1. New York&London:W. W. Norton & Company,2012:246-276.

[90] Joshua D. Angrist,Jörn-Steffen Pischke.Mostly Harmless Econometrics:An Empiricist's Companion[M].New Jersey:Princeton University Press,2008:47-51.

[91] Krieger Tim,Meierrieks Daniel.Income inequality, redistribution and domestic terrorism[J].World Development,2019,116():125–136.

[92] Kuznets,Simon,Economic Growth and Income Inequality[J].The American Economic Review,1955,45(1):1-28.

[93] López Diego B, Loehrer Andrew P, Chang David C. Impact of Income Inequality on the Nation's Health[J].Journal of the American College of Surgeons, 2016,223(4):587–594.

[94] MIRIAM BRUHN,INESSA LOVE.The Real Impact of Improved Access to Finance: Evidence from Mexico[J]. Journal of Finance,2014,69(03):1347-1376.

[95] Schneider Daniel, Hastings Orestes P, LaBriola Joe. Income Inequality and Class Divides in Parental Investments[J]. American Sociological Review, 2018,83(3):475–507.

[96] Zhian Zhiow Augustine Wong,Ramez Abubakr Badeeb,Abey P Philip.Financial Inclusion, Poverty, and Income Inequality in ASEAN Countries: Does Financial Innovation Matter?[J].Social Indicators Research,2023,169:471–503.

[97] Zhifeng Cai, Jonathan Heathcote.College Tuition and Income Inequality[J].The American Economic Review,2022,112(01):81-121.

附录

表 10		家庭微观数据和稳健性检验部分所用变量描述性统计				
变量类型	变量名	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
家庭层面变量	Intotal_income	32,616	10.55	1.518	-1.894	16.31
	lnhhwage_inc	25,399	7.642	4.856	0	14.19
	lnagri_inc	23,655	14.25	0.0964	0	16.05

	lnprop_inc	29,677	12.62	0.0854	3.961	14.66
	lntransfer_inc	29,649	8.510	2.864	0	16.22
	old_ratio	32,616	0.391	0.416	0	1
	minor_ratio	32,616	0.115	0.167	0	0.833
	size	32,616	3.184	1.567	1	15
	sex	32,616	1.217	0.412	1	2
	mryge	32,616	0.859	0.348	0	1
	age	32,616	57.36	13.21	4	117
	age_sq	32,616	3,465	1,519	16	13,689
	edu	32,616	8.763	3.961	0	22
	job	32,616	0.639	0.480	0	1
	hp_ratio	32,616	0.804	0.308	0	1
	lnCityGDP	32,616	8.183	1.344	3.771	10.49
中介变量	transfer	32,562	0.470	0.499	0	1
	fina	32,616	2.289	0.914	0.160	17.56
被解释变量的替换变量	theil	741	0.491	0.200	0.190	1.404
	P90_P10	740	20.41	13.74	4.615	143.8
	P50_P10	740	6.291	3.239	2	23.67
解释变量的替换变量	index_range	741	2.518	0.6868	1	4
	lnindex	741	4.594	0.1262	4.224	4.939

表 11：数字普惠金融对中间收入家庭作用不明显

	(1)	(2)
VARIABLES	P90_P50	P75_P25
index	-0.0077 (-0.67)	-0.0084 (-0.37)
Controls	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
County FE	Yes	Yes
Constant	3.7309 (1.02)	12.6860*** (2.97)
N	694	694
R ²	0.716	0.777

表 12：数字普惠金融影响收入不平等机制一的先验检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<p25	>p25	<p25	>p25	<p25	>p25	<p25	>p25
VARIABLES	lnhhwage_inc		lnagri_inc		lnprop_inc		lntransfer_inc	
index	0.0287 (0.89)	-0.0037 (-0.38)	-0.0002 (-0.91)	0.0001 (0.26)	0.0028 (1.46)	0.0001 (0.40)	0.0344* (1.76)	-0.0006 (-0.07)

Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Household FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-3.5987 (-0.44)	9.8438*** (3.15)	14.3087*** (422.32)	14.4495*** (88.92)	12.1664*** (39.03)	12.6243*** (240.05)	-3.3657 (-0.84)	0.6369 (0.25)
N	3,086	15,096	5,628	9,066	5,514	21,224	6,794	19,888
R ²	0.789	0.643	0.525	0.514	0.522	0.616	0.615	0.705

表 13： 机制—先验检验：2SLS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<p25	>p25	<p25	>p25	<p25	>p25	<p25	>p25
VARIABLES	lnhhwage_inc		lnagri_inc		lnprop_inc		lntransfer_inc	
index	0.0471 (0.42)	-0.0162 (-0.66)	-0.0008 (-1.55)	-0.0021 (-1.64)	0.0040 (1.48)	-0.0006 (-1.20)	0.1235** (2.06)	-0.0053 (-0.35)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Household FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3,086	15,096	5,628	9,066	5,514	21,224	6,794	19,888
R ²	0.059	0.105	-0.006	0.000	0.006	-0.000	0.019	0.014
KP-rkF Stat	24.64	72.99	8.648	11.57	31.65	66.06	32.48	70.70