

数字普惠金融能缩小县域城乡收入差距吗? ——兼论数字普惠金融与传统金融的协同效应

宋 科¹, 刘家琳¹, 李宙甲²

(1. 中国人民大学 财政金融学院, 北京 100872; 2. 中国人民银行, 北京 100800)

摘 要:采用文本挖掘方法整理 2014—2019 年县级面板数据, 研究数字普惠金融发展在缩小县域城乡收入差距中的作用与机制, 并据此分析数字普惠金融与传统金融的协同效应。研究发现: 数字普惠金融能够显著缩小城乡收入差距, 且在东中部地区更加显著。机制分析表明: 数字普惠金融主要通过“收入结构优化效应”和“信贷配置优化效应”发挥缩小城乡收入差距的作用。进一步地, 数字普惠金融与传统金融在缩小城乡收入差距方面具有协同效应。从县域新型金融机构来看, 村镇银行金融可得性水平越高, 数字普惠金融缩小城乡收入差距效果越显著, 而小额贷款公司的这一作用并不显著。

关键词:数字普惠金融; 城乡收入差距; 金融可得性; 新型金融机构

中图分类号: F832.35

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2022)06-0133-13

Does the Development of Digital Financial Inclusion Narrows the Urban-rural Income Gap? ——Concurrently Discuss the Synergistic Effect between Digital Financial Inclusion and Traditional Finance in Rural Area

SONE Ke¹, LIU Jialin¹, LI Zhoujia²

(1. School of Finance, Renmin University of China, Beijing 100872, China;

2. The People's Bank of China, Beijing 100800, China)

Abstract: This paper analyzes the effect and mechanism of the development of digital financial inclusion on urban-rural income gap based on manually collected county-level data of China over 2014 to 2019. And then it explores the synergistic effects between the development of digital financial inclusion and traditional finance. The results show that: The development of digital financial inclusion can significantly narrow the income gap between urban and rural area, and this effect will be strengthened in areas located in eastern and central regions. Mechanism analysis shows that digital financial inclusion mainly plays the narrowing role through the “income structure optimization effect” and the “loan allocation optimization effect”. Further analysis shows that digital financial inclusion and traditional finance will jointly narrow the income gap. From the perspective of new types of rural financial institutions, the higher the financial availability of rural banks, the stronger the effect that the development of digital financial inclusion has on narrowing the urban-rural income gap. However, this effect is not significant for microfinance companies.

收稿日期: 2022-01-28 修回日期: 2022-05-21

作者简介: 宋科 (1982—), 男, 山西长治人, 中国人民大学财政金融学院副教授, 中国财政金融政策研究中心研究员、金融科技研究所研究员。通信作者: 李宙甲。

Key words: digital financial inclusion; urban-rural income gap; traditional financial availability; new types of rural financial institutions

一、问题提出

近年来,随着数字经济迅速发展,数字普惠金融发展进入快车道,深刻影响并改变着县域金融体系格局。那么,数字普惠金融发展能否有效缩小城乡收入差距?在新的县域金融体系结构形成过程中,传统金融与数字普惠金融能否发挥协同效应,进一步缩小城乡收入差距并促进共同富裕?系统厘清上述问题具有重大的理论价值与战略意义。

从既有文献来看,数字普惠金融发展能否有效缩小城乡收入差距并未形成一致意见。部分研究认为,数字普惠金融发展有利于缩小城乡收入差距,促进共同富裕。其理论逻辑在于,数字金融的技术优势能够降低金融市场上的投融资成本、缓解信息不对称并有效控制金融风险^[1-2],进一步推进乡村治理^[3],通过增加金融可得性、提高金融效率、降低门槛效应和增加创业可能性等方式缩小城乡收入差距^[4-7]。但是,由于数字普惠金融发展不均衡、市场深度不足且存在监管套利空间等问题,也有部分研究认为数字普惠金融对农村经济的促进作用有限,甚至有可能扩大城乡收入差距^[8-9]。既有文献除了未能在数字普惠金融发展有效缩小城乡收入差距方面形成基本共识之外,尚存一定局限。一方面,数字普惠金融是否可以缩小城乡收入差距的探讨集中于省(地)市级层面,鲜有研究聚焦于县域经济层面,且未能有效厘清其影响机制。另一方面,从数字普惠金融与传统金融的关系来看,数字普惠金融发展依托于传统金融体系而又深刻影响着传统金融格局。部分研究认为二者协同发展,相互促进^[10-11],且均有助于提高金融可得性,促进家庭信贷和投资增加,从而进一步减缓贫困^[12]。但是,在二者协同缩小城乡收入差距方面,尚未有可信研究。

二、文献综述、理论分析与研究假设

(一) 文献综述

近年来,随着数字技术迅速发展及其在金融领域的广泛应用,先后出现互联网金融、金融科

技、数字金融等不同概念。金融科技突出金融创新的技术特性,而互联网金融侧重互联网企业的金融业务,数字金融则更多强调数字技术的金融应用与传统金融数字化转型等,三者界定基本相似且均具有较强的普惠金融特性^[13]。基于数字金融与普惠金融功能的天然耦合性,逐步形成了数字普惠金融,即“数字化普惠金融”。数字普惠金融依托互联网、数字技术、金融科技等开展金融服务,以将更多消费者纳入金融服务体系为目的,具有门槛低、交易便捷、交易成本低等特征^[14]。从衡量指标上来看,Allen 等(2016)^[15]使用银行网点地理密度、银行网点人口密度、人均贷款账户数等金融可得性指标衡量传统普惠金融发展程度。而在数字普惠金融方面,郭峰等(2020)^[16]基于蚂蚁集团数据编制的北京大学中国数字普惠金融指数,统计范围覆盖全国 31 个省、337 个地级以上城市和约 2800 个县,在目前实证研究中得到广泛应用。

关于数字普惠金融能否缩小城乡收入差距:一方面,数字普惠金融由于兼具数字技术与普惠金融特征,能够有效提高金融可得性,在乡村振兴、缩小城乡收入差距等方面发挥了重要作用。另一方面,由于发展不均衡,以及存在市场深化能力不足、监管套利等问题,数字普惠金融也有可能扩大城乡收入差距。进一步地,部分研究关注到在缩小城乡收入差距过程中,传统金融与数字普惠金融可能存在协同效应。

(二) 理论分析与研究假设

在县域层面,农村金融服务需求满足度较低,从而导致企业发展受限,家庭收入较低,进一步拉大农村与城镇居民收入的差距。从消费者角度来看,农村地区相对城镇地区较为偏远,交通不便,农村企业利润低,农村劳动力工资性收入水平较低;农村居民相对城镇居民收入结构单一,受教育程度有限,金融知识水平较弱。从生产者角度来看,农村地区小微企业和农户经营能力较差,抵押品较少甚至无抵押品,获得传统金融服务周期相

对城镇企业来说更长,成本也较高。同时,资本具有逐利性,农村生产项目收益较低,难以获得正规金融资本,导致农村生产风险大,农村居民创收受限。

数字普惠金融新供给的介入大大提高了金融可得性,通过提升农村金融服务的覆盖广度、使用深度和数字化程度,为县域经济发展提供有效金融供给,满足农村金融服务需求。虽然数字普惠金融对城镇金融服务也具有上述作用,但是从边际效应来看,数字普惠金融满足农村金融服务需求的作用要大于城镇地区。对于消费者而言,数字金融服务使得农村居民更便利地进行移动支付或开展网上理财、信贷、保险等服务。同时,数字普惠金融也有利于提高农村消费者金融知识,增强家庭财富管理能力和提高财产性收入。对于生产者而言,数字普惠金融发展有利于农村地区小微企业更便利地申请和使用金融科技公司提供的移动支付、互联网消费信贷等金融产品^[17],增强农业生产获得正规金融服务的可得性,进一步提高经营效率和利润,增加劳动力工资。对于城镇地区而言,数字普惠金融虽然也可以提高金融可得性,但由于城镇居民获得金融服务的可得性本来就相对较高,数字普惠金融介入对城镇消费者和生产者产生的边际效应要小于对农村居民的影响。基于此,本文提出假设1:数字普惠金融发展有利于缩小县域城乡收入差距。

基于消费者与生产者的双重视角,数字普惠金融主要通过收入结构优化效应和信贷配置优化效应两个机制缩小城乡收入差距。从消费者角度来看,数字普惠金融发展在收入结构优化方面对农村居民收入的影响要大于对城镇居民收入的影响。数字普惠金融发展可以提高农村居民财产性收入和工资性收入,改善农村居民收入结构,进而缩小城乡收入差距,表现出显著的收入结构优化效应。具体来看,受地理因素和金融素养等限制,农村居民财产性收入在总收入中占比较低,农业生产收入占据主导地位,农村居民收入结构相对单一。而城镇居民除了工资收入外,还有补贴等转移支付收入以及通过金融服务获得的财产性收

入等,从而导致农村居民相对城镇居民在收入上的差距不断扩大。数字普惠金融具有低门槛和金融知识溢出特征,便于农村居民开展移动支付、线上理财、保险等服务,增加股票、债券、基金等金融资产规模,进而发挥财富效应,增加财产性收入。同时,农村资产存量周转情况弱于城镇地区,盘活农村资产存量增加的利润也会更大。数字普惠金融也为有效盘活农村资产存量、推进农村产业融合发展奠定了金融基础,有利于提高农村生产利润,促进农村居民创收^[18],增加农村居民工资性收入,改善收入再分配和收入结构,有效提高农村居民整体收入,缩小城乡收入差距。从生产者角度来看,数字普惠金融在信贷配置优化方面对农村居民收入的影响要大于对城镇居民收入的影响。数字普惠金融发展有利于提高生产者的正规金融支持力度,从而减少生产者的非正规金融服务,优化信贷资源配置,提升生产效率和利润,降低生产风险,这对农村地区的生产者来说边际效应更大,数字普惠金融的发展对农村生产者表现出显著的信贷配置优化效应。具体来看,农业生产资金投入多,周期长,风险大,难以获得正规金融贷款,更多的是通过非正规金融服务获得贷款,致使农业生产利润增长受限。而数字普惠金融的低门槛特征,有利于当地企业,尤其是农村企业获得正规信贷资源,降低非正规信贷占比,优化资源要素配置,提高资源利用率。基于此,本文提出假设2:数字普惠金融将通过收入结构优化效应与信贷配置优化效应缩小城乡收入差距。

在县域层面,传统金融机构与数字技术结合是数字普惠金融推广的重要形式,传统金融可得性可能通过以下机制影响数字普惠金融缩小城乡收入差距的作用。一是传统金融可得性提高,传统金融机构之间竞争加强,有利于降低金融服务成本,提升金融服务效率,为数字普惠金融发展提供空间。二是传统金融发展可为数字普惠金融推广降低认知障碍,有利于提高当地居民金融意识,提高其对金融机构信任程度,刺激金融需求。三是传统金融发展可为数字普惠金融提供便利的基础设施,使得数字普惠金融真正触及农村地区客

户。因此,传统金融发展程度越高,越有利于数字普惠金融在农村地区推广,从而更好地发挥缩小城乡收入差距的作用。基于此,本文提出假设 3: 数字普惠金融与传统金融在缩小城乡收入差距方面存在协同效应,即传统金融可得性越高,数字普惠金融缩小城乡收入差距的作用越明显。

三、研究设计

(一)模型设定

本文在基准回归中使用面板固定效应模型,具体如下:

$$Income_gap_{it} = \alpha + \beta_1 Index_{it-1} + \beta_2 Finance_{it} + \beta_3 Index_{it-1} Finance_{it} + \gamma F_{it} + \theta_i + \mu_j + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在方程(1)中,被解释变量 $Income_gap_{it}$ 表示第 i 个县级行政单位在第 t 年的城乡收入差距。核心解释变量 $Index_{it-1}$ 表示数字普惠金融发展程度及其子项。 F_{it-1} 表示县级层面控制变量,包括人均 GDP 增长率 ($Pcgdp_{it}$)、政府干预水平 (Gov_GDP)、产业结构 ($Third$)、金融机构贷款占 GDP 比重 ($Credit_GDP$)。为了缓解内生性问题,本文将核心解释变量和控制变量都滞后一期。 α 是截距项, θ_i 是县级行政单位个体固定效应, μ_j 是省级固定效应, η_t 是年份固定效应, ε_{it} 是随机误差项。

为考察数字普惠金融缩小城乡收入差距中的中介机制,本文基于宏微观数据匹配,建立如下模型:

$$M_{it} = \alpha + \beta_1 Index_{it-1} + \beta_2 Rural_{it} + \gamma \delta_{it} + \theta_i + \mu_j + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$M_{it} = \alpha + \beta_1 Index_{it-1} + \beta_2 Rural_{it} + \beta_3 Index_{it-1} Rural_{it} + \gamma \delta_{it} + \theta_i + \mu_j + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

M_{it} 为中介机制变量,包括收入结构优化效应 ($Income_structure_{it}$) 和信贷配置优化效应 ($Loan_allocation_{it}$)。其中, $Income_structure_{it}$ 分别表示第 i 个家庭在第 t 年的金融资产规模 (Fin_asset)、工资收入 ($Wage$)、工资收入占总收入比重 ($Wage_ratio$)。 $Loan_allocation_{it}$ 分别表示第 i 个家庭在第 t 年的正规贷款规模 ($Formal_loan$)、非正规贷款规模 ($Nonformal_loan$)。核心解释变量 $Index_{it-1}$ 表示数字普惠金融发展程度。 $Rural_{it}$ 表示家庭是否位于农村,若是则取值为 1,否则为 0。 δ_{it} 表示家庭层

面控制变量,包括年龄 (Age)、年龄的平方项 ($Age2$)、性别 ($Gender$)、是否结婚 ($Married$)、家庭人口规模 (Pop)、资产负债比 (A/L)、是否受大专以上教育 (Edu)、总收入 ($Income$)、是否低风险偏好 ($Riskpre_low$)、是否高风险偏好 ($Riskpre_high$)、是否东部地区 ($East$)。方程(3)在方程(2)基础上加入了数字普惠金融发展程度与是否位于农村交互项,若数字普惠金融发展对城镇和农村家庭收入结构优化效应和信贷资源优化效应有显著不同,则 β_3 在统计意义上显著。

为进一步考察传统金融与数字普惠金融在缩小城乡收入差距方面的协同效应,本文在方程(1)中引入传统金融可得性与数字普惠金融的交互项。具体模型如方程(4)所示:

$$Income_gap_{it} = \alpha + \beta_1 Index_{it-1} + \beta_2 Finance_{it} + \beta_3 Index_{it-1} Finance_{it} + \gamma F_{it} + \theta_i + \mu_j + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

在方程(4)中, $Finance_{it}$ 表示传统金融可得性,具有虚拟变量与连续变量两种形式。作为虚拟变量时,代表传统金融可得性高低水平,若为 1 则表示传统金融可得性水平较高,若为 0 则表示传统金融可得性水平较低。作为连续变量时,代表传统金融可得性实际水平。在具体代理变量选择上, $Finance_{it}$ 包括两个层面:一是政策性银行、商业银行等传统金融机构,代理变量为传统金融机构可得性 ($Branches_dummy$, $Branches$);二是村镇银行、小额贷款公司等县域新型金融机构。具体代理变量包括从数量角度衡量的村镇银行金融可得性 ($CountyBank_dummy$, $CountyBank$) 和小额贷款公司金融可得性 ($CountyLoan_dummy$, $CountyLoan$),以及从资产规模角度衡量的村镇银行金融可得性 ($CountyBank_asset_dummy$, $CountyBank_asset$) 和小额贷款公司金融可得性 ($CountyLoan_asset_dummy$, $CountyLoan_asset$)。

$Index_{it-1} Finance_{it}$ 为传统金融可得性与数字普惠金融的交互项。如果在不同传统金融可得性水平下数字普惠金融与城乡收入差距的关系不同,那么交互项系数 β_3 在统计意义上显著。为了清晰表明不同类型金融机构代表的传统金融可得性高低与数字普惠金融在缩小城乡收入差距中的作

用,本文按照机构类型分别加入对应的虚拟变量或连续变量进行方程(4)回归。

(二)变量说明

1. 城乡收入差距 (*Income_gap*)。本文采用城乡居民人均可支配收入比值来度量城乡收入差距。考虑到本文侧重关注数字普惠金融对农村居民收入的影响,在构建指标时具体以农村人均可支配收入与城市人均可支配收入之比作为城乡收入差距的代理变量。若该变量数值增加则代表城乡收入差距缩小,反之则代表城乡收入差距扩大。

除此之外,本文还将城乡人均收入之差 (*Delta Income*) (取对数) 与泰尔指数 (*Taier*) 分别作为城乡收入差距的代理变量。其中,参考宋晓玲(2017)^[19]、李牧辰等(2020)^[8]构建县域层面泰尔指数 (*Taier*)。具体构建方法为: $Taier = \sum_{j=1}^2 (\frac{Y_{ij,t}}{Y_{i,t}}) \ln [(\frac{Y_{ij,t}}{Y_{i,t}}) / (\frac{P_{ij,t}}{P_{i,t}})]$ 。其中, $j=1$ 代表城镇, $j=2$ 代表农村; $Y_{ij,t}$ 代表第 i 个县级行政单位第 t 年城镇或农村可支配收入, $Y_{i,t}$ 代表第 i 个县级行政单位第 t 年总收入; $P_{ij,t}$ 代表第 i 个县级行政单位第 t 年城镇或农村人口数量, $P_{i,t}$ 代表第 i 个县级行政单位第 t 年总人口数。泰尔指数能将城乡收入差距分解为组内差距和组间差距,与城乡人均收入之差相同,该指标数值越高,城乡收入差距越大。为了与城乡居民人均可支配收入比值的符号含义一致,本文将泰尔指数和城乡人均收入之差均取其相反数。两个指标数值越高,城乡收入差距越小。

2. 数字普惠金融发展程度 (*Index*)。本文参考谢绚丽等(2018)^[6]、郭峰等(2020)^[16]使用北京大学数字普惠金融指数度量县级层面数字普惠金融发展程度。该指数从覆盖广度 (*lncover*)、使用深度 (*lnuse*) 和数字化程度 (*Indigital*) 3 个维度全面分析构建数字普惠金融指数,能够较好地反映中国数字普惠金融发展程度。其中,覆盖广度主要通过电子账户数体现,如互联网支付账号以及绑定的银行账户数;使用深度从实际使用数字金融服务情况进行度量,如支付服务、信贷服务、保险服务

等业务的使用活跃度和使用深度;数字化程度主要考虑用户使用数字金融服务的便利性和成本,包括移动化程度和贷款利率这些影响消费者使用数字金融服务的因素。在稳健性检验部分,本文以金融科技 (*Fintech*) 作为数字普惠金融发展程度的代理变量。本文使用李春涛等(2020)^[20]研究的数据。这是因为该数据:①统计金融科技的关键词而不是在新闻中的发布次数,更能体现人们对金融科技的关注和需求,可以用于现状追踪和趋势预测。②该数据可以到地级市层面,相比省级层面数据进行了更细致的统计。③和北京大学数字普惠金融指数具有相似性,可以进行变量替换的检验。

为了更直观地体现数字普惠金融与城乡收入差距之间的关系,本文计算各年份中县级行政单位数字普惠金融指数和城乡收入差距平均值,进而得到城乡收入差距和数字普惠金融在 2014—2018 年间的时间变化趋势图(见图 1)。可以看出,此阶段内数字普惠金融指数不断上升,表明数字普惠金融不断发展。城乡收入差距数值从 2015 年开始不断上升,表明城乡收入差距不断缩小。因此,数字普惠金融与城乡收入差距在时间趋势上具有明显的同向变化趋势,即数字普惠金融发展程度上升,城乡收入差距也不断缩小。

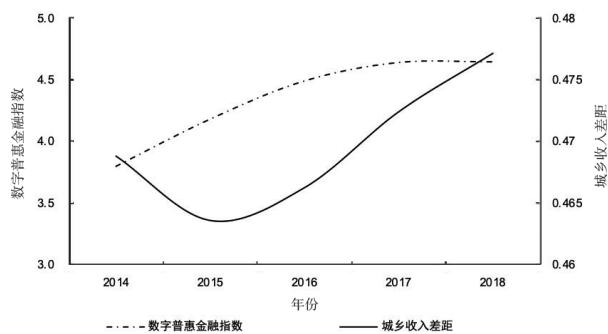


图1 数字普惠金融和城乡收入差距

3. 中介机制变量:收入结构优化效应 (*Income_structure*) 和信贷配置优化效应 (*Loan_allocation*)。本文利用宏微观数据匹配的方式探究中介机制。具体而言,根据 2015 年、2017 年和 2019 年中国家庭金融调查 (CHFS) 数据分别整理金融资产规模 (*Fin_asset*)、工资收入 (*Wage*)、工资收入占总收入

比重 (*Wage_ratio*) 作为收入结构的代理变量; 银行贷款规模 (*Formal_loan*)、非正规贷款规模 (*Nonformal_loan*) 作为金融资源的代理变量。具体地, 金融资产为活期存款、定期存款、股票、基金、互联网理财、金融理财产品、债券、衍生品、非人民币资产、黄金和其他金融资产的规模之和。本文将金融资产规模、工资收入、银行贷款规模和非正规贷款规模进行对数处理后纳入模型。

4. 传统金融可得性 (*Finance*)。关于传统金融可得性的度量, Frost 等 (2019)^[21] 基于政策性银行、股份制商业银行等传统金融机构来衡量传统金融可得性。具体度量方法包括: ①问卷调查, 即根据受访者参与传统金融活动的频率来度量^[11]; ②通过数据库收集并综合金融服务统计指标进行指标构建^[22]; ③通过单位人口商业银行分支机构数量体现等^[23]。

首先, 从传统金融机构数量角度, 获得单位人口 (每十万) 拥有的传统金融机构分支机构数量 (*Branches*) 作为传统金融可得性代理变量, 并将该指标高于其 50% 分位数的值取 1, 其他取 0 构建虚拟变量 (*Branches_dummy*)。考虑到县域层面内新型金融机构数量逐年增多并逐渐成为县域传统金融可得性的重要组成部分, 本文也从新型金融机构角度重新构建传统金融可得性指标。具体地, 第一步, 本文从天眼查官方网站下载 2000 年 1 月 1 日到 2020 年 6 月 5 日之间村镇银行、小额贷款公司的详细数据。第二步, 在筛选并确认企业正常经营后, 依据成立时间, 统计汇总各县级行政单位村镇银行、小额贷款公司累计成立法人机构数量, 并采用 Python 进行空值填充。第三步, 将金融机构数量除以所在县级单位人口进行规模化处理, 得到村镇银行金融可得性 (*CountyBank*) 和小额贷款公司金融可得性 (*CountyLoan*) 指标。与传统金融机构可得性指标处理方法相同, 按照 50% 分位数将村镇银行金融可得性和小额贷款公司金融可得性指标构建为虚拟变量 (*CountyBank_dummy* 和 *CountyLoan_dummy*)。本文用连续变量来衡量传统金融可得性的具体水平, 用虚拟变量来衡量传统金融可得性的高低程度。

其次, 除了机构数量外, 县域新型金融机构资产端更能体现金融可得性, 因此本文也从金融机构资产角度来构建传统金融可得性代理变量。由于无法直接获得新型金融机构资产数据, 本文使用资本金乘以最大杠杆率来近似刻画县域新型金融机构资产规模, 进而获得单位人口资产规模 (*CountyBank_asset*, *CountyLoan_asset*), 以此作为县域金融可得性的代理变量, 并将该指标高于其 50% 分位数的值取 1, 其他取 0 构建虚拟变量 (*CountyBank_asset_dummy*, *CountyLoan_asset_dummy*)。具体来看, 本文参考《关于小额贷款公司试点的指导意见》, 将小额贷款公司最大杠杆率设定为 1.5 倍。村镇银行没有明确的最高杠杆率限定, 本文参考《商业银行资本管理办法 (试行)》中有关资本充足率的要求, 将村镇银行最大杠杆率设定为 12.5 倍。

5. 控制变量 (*F* 和 δ)。在探究数字普惠金融发展对城乡收入差距影响时, 本文参考郭峰等 (2018)^[24]、张珩等 (2021)^[25], 控制一系列可能影响县域经济增长以及收入差距的宏观经济变量。以人均 GDP 增长率 (*Pcgdpth*) 控制经济发展水平的影响, 以财政支出与 GDP 之比 (*Gov_GDP*) 来控制财政支出对经济增长的影响, 以第三产业 GDP 占 GDP 比重 (*Third*) 来控制产业结构对经济增长的影响, 以金融机构贷款占 GDP 比重 (*Credit_GDP*) 来控制传统金融发展程度的影响。以上宏观经济数据均来源于 Wind 数据库等数据平台。

进一步地, 在探究数字普惠金融发展的影响机制时, 本文参考尹志超等 (2015)^[26], 控制一系列户主特征变量 (年龄、年龄的平方项、性别、婚姻状况、教育程度) 和家庭层面变量 (家庭人口、资产负债比、家庭总收入、家庭风险偏好、是否位于东部地区、是否位于农村地区)。

(三) 样本选择

本文对样本数据进行了如下处理: ①为排除因直辖市与其他省份在政策上存在较大差异而带来的影响, 剔除北京、上海、天津和重庆 4 个直辖市的县级行政单位和家庭; ②根据数据可得性, 确定县级样本时间区间为 2014—2019 年; ③对连续解

释变量和控制变量进行缩尾 1%。经过上述处理,本文最终将我国 2742 个县级行政单位观测值作为研究样本。截至 2019 年年底,中国 31 省份(不含港、澳、台地区)共有 2851 个县级行政单位,本文所用的县级行政单位样本占比 96.21%,覆盖了我国主要县级行政单位,具有较为充分的代表性。

截至 2019 年年底,全国村镇银行共有 1630 家,小额贷款公司共有 7551 家,农村资金互助社共有 44 家,本文收集数据覆盖绝大部分新型金融机构,剔除 4 个直辖市之后数据中包括村镇银行 1329 家,小额贷款公司 5128 家。各变量具体构建方法及描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量描述性统计

变量名	变量说明	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Income_gap</i>	农村人均可支配收入/城市人均可支配收入	9152	0.4723	0.1315	0.1426	0.4666	3.4825
<i>Taier</i>	泰尔指数(取其相反数)	3582	-0.0763	0.0509	-0.3624	-0.0657	0.0000
<i>DeltaIncome</i>	城市人均可支配收入与农村人均可支配收入之差(取对数,并取其相反数)	9120	-9.5550	0.3309	-10.5907	-9.5830	-5.5134
<i>Index</i>	北京大学数字普惠金融指数(取对数)	14038	4.4824	0.3082	3.2688	4.5875	4.8699
<i>lncover</i>	北京大学数字普惠金融指数覆盖广度子项(取对数)	14023	4.4070	0.3083	2.7801	4.4988	4.7360
<i>lnuse</i>	北京大学数字普惠金融指数使用深度子项(取对数)	14038	4.6157	0.3604	3.2932	4.7212	5.1610
<i>Indigital</i>	北京大学数字普惠金融指数数字化程度子项(取对数)	14030	4.4063	0.4219	2.7279	4.5820	4.8609
<i>Branches</i>	传统金融可得性,即银行分支机构数/总人口(个/十万)	13930	15.0742	7.7521	2.4279	13.4744	45.4545
<i>CountyBank</i>	村镇银行法人机构数量/总人口(个/十万)	11929	0.1358	0.1709	0.0000	0.1003	0.9872
<i>CountyLoan</i>	小额贷款公司法人机构数量/总人口(个/十万)	11929	0.5196	0.7447	0.0000	0.2770	5.0994
<i>CountyBank_asset</i>	村镇银行资本金×12.5/总人口(千/人)	11929	1.1250	1.5017	0.0000	0.6798	8.7196
<i>CountyLoan_asset</i>	小额贷款公司资本金×1.5/总人口(千/人)	11929	0.4776	0.7856	0.0000	0.1717	5.7114
<i>Pcgdpth</i>	人均 GDP 同比增长率(%)	7117	6.9439	6.4721	-25.0957	7.8352	27.6673
<i>Gov_GDP</i>	地方一般预算支出/GDP	12557	0.2782	0.2634	0.0332	0.1967	1.7380
<i>Third</i>	第三产业 GDP/GDP(%)	11334	41.3863	12.7003	15.6956	39.8028	86.2356
<i>Credit_GDP</i>	年末金融机构各项贷款余额/GDP(%)	10946	71.3746	38.8391	13.4060	62.0877	250.8026
<i>Fin_asset</i>	家庭金融资产规模取对数	48671	6.7649	4.7723	0.0000	8.5174	13.0661
<i>Wage</i>	家庭工资性收入取对数	48671	6.0469	5.2413	0.0000	9.2881	12.3716
<i>Wage_ratio</i>	家庭工资性收入在总收入中的比重(%)	46150	0.3874	0.4022	0.0000	0.2690	1.0000
<i>Forma_loan</i>	银行贷款(工商业、教育、住房、农业)取对数	48671	0.8575	3.1028	0.0000	0.0000	13.1224
<i>Nonformal_loan</i>	非正规贷款(工商业、教育、住房、农业)取对数	48671	1.2415	3.4067	0.0000	0.0000	12.1007

四、实证结果与分析

(一)基准回归结果

表 2 报告了基于方程(1)的基准回归结果。因变量分别是城乡居民人均可支配收入比值、泰尔指数和城乡人均收入之差;核心解释变量为数字普惠金融发展程度(*Index*)。第(1)~(3)列结果显示,数字普惠金融发展程度系数至少在 5% 水平上显著为正,表明数字普惠金融发展将进一步收敛县域城乡收入差距,验证假设 1。从经济意义上来看,以第(1)列结果为例,数字普惠金融水平提高 1%,城乡收入差距将缩小 0.01%。县域层面内数字普惠金融通过其客群

拓展效应、网络效应以及降低教育门槛效应等提高农村消费者、生产者获得互联网消费信贷服务和使用移动支付的可得性,同时增强其金融知识,提高农村居民的工资性收入和理财收入,提高农村生产者正规性信贷,降低其融资成本,进而缩小城乡收入差距,促进城乡收入水平均等化,具有显著的经济效应。控制变量方面,人均 GDP 增长率的回归系数为正,表明随着人均 GDP 增长率增加,城乡收入差距显著收敛,这与李牧辰等(2020)^[8]结论一致。政府干预水平的回归系数也为正,表明增加政府支出有利于缩小城乡收入差距。

表 2 数字普惠金融与城乡收入差距

模型	(1)	(2)	(3)
因变量	城乡居民收入差距 (<i>Income_gap</i>)	泰尔指数 (<i>Taier</i>)	城乡居民人均可支配收入之差 (<i>Delta Income</i>)
<i>L. Index</i>	0.0116 *** (0.0040)	0.0086 *** (0.0021)	0.0393 ** (0.0180)
<i>Pcgdpth</i>	0.0002 * (0.0001)	0.0001 ** (0.0000)	0.0005 ** (0.0002)
<i>Gov_GDP</i>	0.0398 ** (0.0202)	0.0071 (0.0074)	0.0587 *** (0.0132)
<i>Third</i>	0.0006 (0.0006)	-0.0003 *** (0.0001)	0.0008 (0.0007)
<i>Credit_GDP</i>	0.0001 (0.0001)	-0.0001 ** (0.0000)	-0.0004 * (0.0002)
年份固定效应	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
省级固定效应	控制	控制	控制
样本量	3792	1863	3772
<i>R</i> ²	0.0427	0.2334	0.6584

注:表内数字均为解释变量的回归系数,对应括号内均为稳健标准误。*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。*L.*表示一阶滞后项。下表同。

表3报告了数字普惠金融发展程度子项对县域城乡收入差距影响的回归结果。核心解释变量分别为数字普惠金融覆盖广度(*lncover*)、使用深度(*lnuse*)和数字化程度(*lndigital*)3个分指标。从数字普惠金融细分指标来看,覆盖广度和数字化程度回归系数显著为正,表明数字普惠金融发展缩小城乡收入差距这一作用主要体现在覆盖广度

表 3 数字普惠金融与城乡收入差距:分维度

模型	(2)	(3)	(4)
因变量	城乡居民收入差距 (<i>Income_gap</i>)	城乡居民收入差距 (<i>Income_gap</i>)	城乡居民收入差距 (<i>Income_gap</i>)
<i>L. lncover</i>	0.0085 *** (0.0027)		
<i>L. lnuse</i>		-0.0102 (0.0080)	
<i>L. lndigital</i>			0.0080 ** (0.0036)
<i>Pcgdpth</i>	0.0003 * (0.0001)	0.0002 (0.0001)	0.0002 (0.0001)
<i>Gov_GDP</i>	0.0410 ** (0.0204)	0.0406 ** (0.0202)	0.0382 ** (0.0192)
<i>Third</i>	0.0006 (0.0006)	0.0006 (0.0005)	0.0006 (0.0006)
<i>Credit_GDP</i>	0.0001 (0.0001)	0.0002 (0.0001)	0.0001 (0.0001)
年份固定效应	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
省级固定效应	控制	控制	控制
样本量	3736	3771	3751
<i>R</i> ²	0.0434	0.0440	0.0425

和数字化程度方面,而使用深度缩小城乡收入差距作用有限。具体来看,消费者开通支付宝账号、绑定银行卡数量越多,表明金融意识和意愿越强,对于农村居民而言就越容易通过数字普惠金融增强其获得金融服务的概率。数字技术发展使得金融服务更加便捷,可触达性更强,有利于农村居民的金融服务效率提升与成本降低,进而推动城乡收入差距进一步收敛。

(二) 内生性分析

本文在基准回归中已控制县级个体固定效应和时间固定效应,可在一定程度降低遗漏变量对结果的影响。同时,本文在基准回归中已将所有解释变量滞后一期,即评估上一年的数字普惠金融发展如何影响当年城乡收入差距,在一定程度上可缓解反向因果问题。为了进一步缓解反向因果问题,本文使用工具变量两阶段最小二乘(IV-2SLS)估计法进行回归。在工具变量方面,本文参考李春涛等(2020)^[20],整理了各县级行政单位同一地级市内导航距离最近县的数字普惠金融发展程度(*Nearest_index*)和同一地级市内除该县外其他县数字普惠金融发展程度的均值(*Oindex*)作为工具变量。这两个工具变量与当县数字普惠金融发展息息相关,同时又与当县城乡收入差距之间并不存在直接影响渠道。因此,在理论上,这两个工具变量可能是当县数字普惠金融发展的有效工具变量。结果如表4所示。

表4A报告了以导航距离最近县数字普惠金融发展程度为工具变量的结果。第(1)列为第一阶段结果,该工具变量与当县数字普惠金融发展在1%水平上显著正相关。第(2)~(4)列为第二阶段结果,结果显示数字普惠金融整体发展与城乡收入差距水平仍正相关,以泰尔指数衡量城乡收入差距时,数字普惠金融发展程度系数显著,也就是说数字普惠金融发展将有利于缩小城乡收入差距,这与基准结果一致。从工具变量相关检验来看,以第(3)列结果为例,Kleibergen-Paap LM统计量表明模型不存在不可识别问题,即工具变量与内生解释变量之间存在相关性;Cragg-Donald Wald F统计量显著大于弱工具变量10%水

平检验临界值(16.38),说明模型不存在弱工具变量问题;由于工具变量和内生解释变量数目相同,故无需进行过度识别检验;从内生性检验结果来看, $\chi^2(1)$ 统计量的p值小于0.5,表明该工具变量是合理的。因此,导航距离最近县数字普惠金融发展程度是有效的工具变量。

表4B报告了以其他县数字普惠金融发展程度为工具变量的结果。第(1)列结果显示该工具变量也与当县数字普惠金融发展在1%水平上显著正相关,第(2)—(3)列结果显示数字普惠金融整体发展仍显著缩小城乡收入差距,与基准结果一致。从工具变量相关检验来看,与表4A同理,其他县数字普惠金融发展程度也是有效的工具变量。

表4 内生性分析:工具变量法				
A:工具变量:导航距离最近县数字普惠金融发展程度				
模型	第一阶段	第二阶段		
	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量	数字普惠金融发展 (<i>L. lindex</i>)	城乡居民收入差距 (<i>Income_gap</i>)	泰尔指数 (<i>Taier</i>)	城乡居民人均可支配收入之差 (<i>Delta Income</i>)
<i>L. Nearest_index</i>	0.5222 *** (0.0323)			
<i>L. Index</i>		0.0085 (0.0056)	0.0079 * (0.0042)	0.0122 (0.0094)
识别不足检验: Kleibergen - Paap LM 统计量(P值)		153.3670 (0.0000)	77.3610 (0.0000)	152.9770 (0.0000)
弱工具变量检验: Cragg - Donald Wald F 统计量		1131.1930	360.9660	1123.4950
内生性检验: $\chi^2(1)$ 统计量(P值)		5.5300 (0.0187)	3.9300 (0.0475)	2.1100 (0.1466)
样本量	3085	3085	1534	3068
R^2	——	0.0505	0.3117	0.8767
B:工具变量:其他县数字普惠金融发展程度				
<i>L. Oindex</i>	0.8025 *** (0.0273)			
<i>L. Index</i>		0.0147 ** (0.0069)	0.0052 * (0.0029)	0.0247 (0.0231)
识别不足检验: Kleibergen - Paap LM 统计量(P值)		285.9140 (0.0000)	124.6720 (0.0000)	283.1010 (0.0000)
弱工具变量检验: Cragg - Donald Wald F 统计量		2171.7130	727.4730	2148.3030
内生性检验: $\chi^2(1)$ 统计量(P值)		14.8700 (0.0001)	5.0200 (0.0251)	3.7700 (0.0523)
样本量	3714	3714	1839	3692
R^2	——	0.0430	0.2433	0.6562

注:除特别说明外,控制变量、年份固定效应、个体固定效应均进行控制。下表同。

(三)稳健性检验与异质性分析

前文结果表明,数字普惠金融发展有利于缩

小城乡收入差距。在此基础上,本部分进行一系列稳健性检验。①以金融科技(*Fintech*)替换解释变量进行回归,结果如表5A所示。第(1)列系数显著为正,与基准回归一致;第(2)—(3)列被解释变量为泰尔指数和城乡收入之差时,金融科技系数也为正,再次证明数字普惠金融发展有利于缩小城乡收入差距。②由于同时控制时间效应和宏观经济变量可能存在多重共线性问题,因此删除宏观经济变量进行回归,结果如表5B所示。数字普惠金融发展程度系数显著为正,与基准结果保持一致,主要结论稳健。

表5 稳健性检验			
模型	(1)	(2)	(3)
因变量	城乡居民收入差距 (<i>Income_gap</i>)	泰尔指数 (<i>Taier</i>)	城乡居民人均可支配收入之差 (<i>Delta Income</i>)
A:替换解释变量			
<i>L. Fintech</i>	0.0007 ** (0.0003)	0.0000 (0.0001)	0.0008 (0.0007)
样本量	2218	1136	2207
R^2	0.0339	0.1156	0.5845
B:删除控制变量			
<i>L. Index</i>	0.0112 *** (0.0034)	0.0063 *** (0.0020)	0.0254 ** (0.0129)
样本量	6609	2674	6584
R^2	0.0499	0.1835	0.6274

本文进一步探究数字普惠金融与城乡收入差距之间关系在西部和东中部地区的差异性,在回归方程中加入区域虚拟变量(*West*)及其与数字普惠金融交互项。本文东中部和西部地区按照经济发展程度划分。其中,若县(区)级市位于西部地区,则*West*取1,否则取0。结果如表6所示,数字普惠金融发展程度系数显著为正,与区域交互项系数大多显著为负,表明西部区域内,数字普惠金融缩小城乡差距的作用减弱。东中部地区多为沿海地区,经济相对发达,通常多为技术发源地,金融机构数量较多,经济区域面积相对较小,科技公司以及大型金融机构开展数字金融服务困难较小,而且交通发达也大大增加了数字普惠金融在触及“长尾客户”方面的可能性,使得数字普惠金融的便利性与低成本性优势更加明显。相对而言,西部地区经济相对落后,交通不发达,数字金融基础设施发展落后,科技公司或金融机构开展

数字金融服务成本较高。而且,西部地区地域广阔,受地形、文化和收入水平等因素影响,数字普惠金融发展不均衡与空间集聚现象严重,导致西部一些偏远农村依然无法获得有效的金融支持。

表 6 异质性分析

模型	(1)	(2)	(3)
因变量	城乡居民收入差距 (Income_gap)	泰尔指数 (Taier)	城乡居民人均可支配收入之差 (Delta Income)
L. Index	0.0197 *** (0.0062)	0.0118 *** (0.0023)	0.0503 ** (0.0210)
L. Index × West	-0.0131 ** (0.0066)	-0.0065 *** (0.0018)	-0.0177 (0.0108)
样本量	3792	1863	3772
R ²	0.0459	0.2518	0.6588

(四)机制分析

本文继续考察数字普惠金融在缩小城乡收入差距中的收入结构优化效应和信贷配置优化效应。

1. 收入结构优化效应

表 7 报告了数字普惠金融发展对家庭金融资产规模、工资收入以及工资收入占总收入比重的影响。第(1)列和第(2)列结果显示,数字普惠金融发展程度回归系数显著为正,表明数字普惠金融发展程度上升有利于提高家庭金融资产规模;第(2)列结果表明,加入数字普惠金融发展程度与家庭是否位于农村交互项后,交互项系数显著为正,说明数字普惠金融发展提高农村地区家庭金融资产规模效应更加显著。从经济意义上来看,数字普惠金融发展程度提高 1%,农村家庭金融资产规模相比城镇家庭金融资产规模多增加 0.25%。数字普惠金融通过拓展金融服务范围,增加数字金融实际使用程度,确实提高了家庭金融资产规模,有利于增加家庭财产性收入,改善家庭收入结构。而且,此效应在农村地区作用要强于城镇地区。同理,第(3)一(6)列结果显示,数字普惠金融有利于增加农村家庭工资性收入及其在总收入中的比重。因此,数字普惠金融发展可发挥收入结构优化效应,有利于缩小城乡收入差距,假设 2 成立。

表 7 中介机制:收入结构优化效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
因变量	金融资产 (Fin_asset)	金融资产 (Fin_asset)	工资性收入 (Wage)	工资性收入 (Wage)	工资性收入 在总收入中 占比 (Wage_ratio)	工资性收入 在总收入中 占比 (Wage_ratio)
Index	1.1043 *** (0.1330)	1.0487 *** (0.1360)	0.3254 *** (0.1283)	0.1019 (0.1297)	0.0111 (0.0105)	-0.0112 (0.0106)
Rural	-1.1169 *** (0.0498)	-1.1317 *** (0.0514)	-0.1330 *** (0.0531)	-0.1949 *** (0.0538)	0.0071 (0.0045)	0.0003 (0.0046)
Index × Rural		0.2532 * (0.1303)		0.9575 *** (0.1207)		0.0919 *** (0.0101)
Age	-0.1070 (0.1002)	-0.1072 (0.1002)	1.7334 *** (0.1082)	1.7343 *** (0.1081)	0.0962 *** (0.0098)	0.0963 *** (0.0098)
Age2	-0.0418 *** (0.0150)	-0.0416 *** (0.0150)	-0.4196 *** (0.0161)	-0.4194 *** (0.0161)	-0.0273 *** (0.0014)	-0.0273 *** (0.0014)
Gender	-0.1332 ** (0.0550)	-0.1323 ** (0.0550)	0.0494 (0.0573)	0.0525 (0.0572)	0.0019 (0.0049)	0.0024 (0.0048)
Married	0.4706 *** (0.0836)	0.4716 *** (0.0836)	-0.5979 *** (0.0779)	-0.5923 *** (0.0778)	-0.0446 *** (0.0064)	-0.0442 *** (0.0064)
Pop	-0.0939 *** (0.0149)	-0.0937 *** (0.0149)	0.7230 *** (0.0177)	0.7241 *** (0.0177)	0.0430 *** (0.0015)	0.0431 *** (0.0015)
A/L	-1.0980 *** (0.0396)	-1.0990 *** (0.0396)	0.0656 (0.0431)	0.0608 (0.0430)	0.0114 *** (0.0038)	0.0109 *** (0.0038)
Edu	1.5437 *** (0.0740)	1.5419 *** (0.0741)	1.1344 *** (0.0840)	1.1281 *** (0.0838)	0.0611 *** (0.0076)	0.0605 *** (0.0075)
Income	0.5625 *** (0.0150)	0.5639 *** (0.0150)	1.0755 *** (0.0189)	1.0812 *** (0.0190)	0.0726 *** (0.0015)	0.0731 *** (0.0015)
Riskpre_low	-0.0606 (0.0571)	-0.0607 (0.0571)	0.1115 * (0.0549)	0.1100 ** (0.0548)	0.0057 (0.0047)	0.0056 (0.0047)
Riskpre_high	0.4130 *** (0.0682)	0.4173 *** (0.0682)	0.0373 (0.0795)	0.0540 (0.0795)	-0.0118 * (0.0068)	-0.0102 (0.0068)
East	-0.8921 *** (0.1761)	-0.8876 *** (0.1762)	0.0557 (0.2097)	0.0734 (0.2100)	0.0067 (0.0182)	0.0084 (0.0182)
样本量	38376	38376	38376	38376	36833	36833
家庭个数	18643	18643	18643	18643	18499	18499
R ²	0.3210	0.3210	0.4350	0.4370	0.3130	0.3150

注:表内数字均为解释变量的回归系数,对应括号内均为聚类稳健标准误。

2. 信贷配置优化效应

表 8 报告了数字普惠金融对家庭银行信贷和非正规贷款的影响。从第(2)列结果可知,数字普惠金融发展有利于增加农村地区家庭正规贷款规模,即使得正规金融资本配置到低收益农业项目,支持农村生产。第(3)列和第(4)列结果表明,数字普惠金融发展显著降低家庭非正规贷款,该效应对农村家庭尤其显著。对比数字普惠金融家庭银行信贷和非正规贷款的影响来看,数字普惠金融发展有利于增强正规信贷对非正规信贷的替代性。数字普惠金融以线上服务形式,增强了农村地区生产者对数字金融的使用深度,也增加了当地企业获得正规贷款的可能性,从而减少非正规贷款,即数字普惠金融起到优化信贷资源配置,增大农村生产正规金融支持,进而缩小城乡收入差距的作用,假设 2 成立。

表 8 中介机制：信贷配置优化效应

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	银行信贷 (<i>Formal_loan</i>)	银行信贷 (<i>Formal_loan</i>)	非正规贷款 (<i>Nonformal_loan</i>)	非正规贷款 (<i>Nonformal_loan</i>)
<i>Index</i>	-0.0535 (0.0857)	-0.1432 (0.0915)	-0.6670 *** (0.1027)	-0.6189 *** (0.1028)
<i>Rural</i>	-0.1993 *** (0.0395)	-0.2239 *** (0.0405)	0.2559 *** (0.0395)	0.2684 *** (0.0403)
<i>Index × Rural</i>		0.3942 *** (0.0979)		-0.2322 ** (0.0975)
<i>Age</i>	-0.7242 *** (0.0972)	-0.7242 *** (0.0973)	0.2675 *** (0.0895)	0.2679 *** (0.0895)
<i>Age2</i>	0.0623 *** (0.0135)	0.0625 *** (0.0135)	-0.0763 *** (0.0129)	-0.0764 *** (0.0129)
<i>Gender</i>	0.1549 *** (0.0448)	0.1562 *** (0.0448)	0.0433 (0.0448)	0.0424 (0.0448)
<i>Married</i>	0.3632 *** (0.0508)	0.3647 *** (0.0508)	0.0094 (0.0594)	0.0085 (0.0594)
<i>Pop</i>	0.0343 *** (0.0100)	0.0347 *** (0.0100)	0.1947 *** (0.0134)	0.1945 *** (0.0134)
<i>A/L</i>	0.9439 *** (0.0482)	0.9420 *** (0.0481)	1.8490 *** (0.0671)	1.8498 *** (0.0671)
<i>Edu</i>	1.2738 *** (0.0871)	1.2709 *** (0.0870)	-0.3016 *** (0.0606)	-0.2997 *** (0.0606)
<i>Income</i>	0.1558 *** (0.0103)	0.1581 *** (0.0104)	-0.0226 ** (0.0112)	-0.0239 ** (0.0112)
<i>Riskpre_low</i>	-0.2093 *** (0.0462)	-0.2095 *** (0.0462)	-0.0149 (0.0464)	-0.0148 (0.0464)
<i>Riskpre_high</i>	0.1244 * (0.0746)	0.1312 * (0.0745)	0.1735 ** (0.0684)	0.1695 ** (0.0684)
<i>East</i>	-0.6195 *** (0.1599)	-0.6123 *** (0.1600)	0.1682 (0.1239)	0.1643 (0.1239)
样本量	38376	38376	38376	38376
家庭个数	18643	18643	18643	18643
<i>R</i> ²	0.1650	0.1650	0.1480	0.1480

五、进一步分析

相较于传统金融机构,新型金融机构资金规模较小、经营灵活性更高,以扎根地方、服务当地企业和居民为原则,逐渐成为服务县域经济发展,提升县域金融可得性的重要驱动力量。其中,村镇银行是我国县域金融市场中的主要银行业金融机构之一,以“支农、支小”为主要经营理念,政策属性很强,坚持小额、分散原则,不发放异地贷款。小额贷款公司是为引导民间资金流向农村,服务三农而设立的商业机构,属于非银行金融机构,主要通过向商业银行贷款和吸收民间资本来进行融资,无法吸收存款,可贷资金规模较小。农村资金互助社作为独立企业法人,主要吸收民间资本,可为社员进行存贷款服务。社员是这类机构的所有者、惠顾者与受益者,体现了农村资金互助社自发性和合作性较强的特征。我国资金互助社的实践尚处于探索阶段,法律地位不明确,在农村地区的数量较少且影响力不足,在后续分析中不再单独

考虑。

本文在基准回归中分别加入由传统金融机构与新型金融机构构建的传统金融可得性指标,及其与数字普惠金融发展程度的交互项,结果如表 9 和表 10 所示。表 9 报告了加入由传统金融机构构建的传统金融可得性虚拟变量、连续变量与数字普惠金融发展程度交互项后的结果。第(1)列结果显示,数字普惠金融系数显著为正,数字普惠金融与传统金融机构可得性虚拟变量(*Branches_dummy*)交互项系数显著为正,表明在传统金融可得性较高时,数字普惠金融发展将进一步发挥缩小城乡收入差距的作用,即传统金融和数字普惠金融可协同配合抑制收入不平等现象,假设 3 成立。以泰尔指数(*Taier*)和城乡居民人均可支配收入之差(*Delta Income*)作为被解释变量的结果显示,数字普惠金融与传统金融机构可得性虚拟变量或连续变量交互项系数均显著为正,再次表明传统金融和数字普惠金融在缩小城乡收入差距中的协同效应。传统金融机构是数字普惠金融的主要依托,为数字普惠金融发展提供基础设施。农村居民在拥有银行卡等基础金融服务的情况下,更愿意开通支付宝账户,进行网上信贷、支付和理财活动。而且传统金融机构多的地区,金融活力较大,金融意识较强,也更有利于数字普惠金融推广,使其通过改善农村居民收入结构和引导资本流向当地农村产业等效应缩小城乡收入差距。

表 9 数字普惠金融、传统金融机构与城乡收入差距

模型	(2)	(4)	(2)	(4)	(2)	(4)
因变量	城乡居民收入差距 (<i>Income_gap</i>)	城乡居民收入差距 (<i>Income_gap</i>)	泰尔指数 (<i>Taier</i>)	泰尔指数 (<i>Taier</i>)	城乡居民人均可支配 收入之差 (<i>Delta Income</i>)	城乡居民人均可支配 收入之差 (<i>Delta Income</i>)
<i>L_Index</i>	0.0096 ** (0.0038)	0.0072 (0.0047)	0.0081 *** (0.0021)	0.0065 *** (0.0023)	0.0339 * (0.0180)	0.0233 (0.0178)
<i>L_Index × Branches_dummy</i>	0.0163 ** (0.0079)		0.0044 ** (0.0018)		0.0236 * (0.0125)	
<i>L_Index × Branches</i>		0.0006 (0.0004)		0.0003 ** (0.0001)		0.0019 * (0.0011)
控制变量	是	是	是	是	是	是
样本量	3591	3568	1797	1791	3572	3549
<i>R</i> ²	0.0478	0.0441	0.2464	0.2382	0.6702	0.6677

表 10 报告了加入由新型金融机构构建的传统金融可得性虚拟变量、连续变量与数字普惠金融发展程度交互项的结果。村镇银行和小额贷款公司结果分别如表 10A 和表 10B 所示。表 10A 结果显示数字普惠金融发展程度与村镇银行金融可得性的交互项系数均为正,尤其是在单位人口拥有

村镇银行数量较多时,交互项系数显著为正,如第(1)列所示。这表明村镇银行金融可得性高时,数字普惠金融发展缩小城乡收入差距的作用进一步增强,即村镇银行能够与数字普惠金融协同促进城乡收入平等化。表 10B 结果显示数字普惠金融发展程度与小额贷款公司金融可得性的交互项系数大多为负,而且随着单位人口拥有小额贷款资产增加,小额贷款数字普惠金融发展程度与小额贷款公司金融可得性的交互项系数显著为负如第(4)列所示。这表明小额贷款公司与数字普惠金融在缩小城乡收入差距方面并不存在显著的协同效应。可能的原因在于,村镇银行属于银行业金融机构,客群范围、运营模式以及风控机制等与传统商业银行相差不大,是传统金融机构在县域地区支撑数字普惠金融推广的主要基础设施,该类金融机构金融可得性增大将有利于支持数字普惠金融发挥缩小城乡收入差距的作用。与此不同,小额贷款公司是一种服务中小微企业的商业机构,贷款规模较小,征信门槛较低,与数字普惠金

表 10 数字普惠金融、新型金融机构与城乡收入差距

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量	城乡居民收入差距 (Income_gap)	城乡居民收入差距 (Income_gap)	城乡居民收入差距 (Income_gap)	城乡居民收入差距 (Income_gap)
A: 村镇银行				
L_Index	0.0060 (0.0046)	0.0080 * (0.0042)	0.0096 ** (0.0045)	0.0118 *** (0.0042)
L_Index × County_bank_dummy	0.0157 * (0.0095)			
L_Index × County_bank		0.0142 (0.0155)		
L_Index × CountyBank_asset_dummy			0.0101 (0.0093)	
L_Index × CountyBank_asset				0.0080 (0.0051)
样本量	3351	3312	3351	3315
R ²	0.0466	0.0433	0.0439	0.0478
B: 小额贷款公司				
L_Index	0.0120 ** (0.0050)	0.0128 *** (0.0048)	0.0125 *** (0.0045)	0.0113 *** (0.0043)
L_Index × County_loan_dummy	0.0002 (0.0035)			
L_Index × County_loan		-0.0032 (0.0035)		
L_Index × CountyLoan_asset_dummy			-0.0054 (0.0063)	
L_Index × CountyLoan_asset				-0.0092 * (0.0053)
样本量	3351	3342	3351	3347
R ²	0.0525	0.0480	0.0434	0.0431

融服务有明显“同质化”现象,与数字普惠金融之间的竞争关系可能较强,不利于协同缩小城乡收入差距。同理,本文也以县域层面的泰尔指数(Taier)和城乡居民人均可支配收入之差(Delta Income)作为被解释变量进行回归,得到一致的结果。

六、主要结论与政策启示

(一) 主要结论

(1) 县域层面数字普惠金融总体发展有利于缩小城乡收入差距。从数字普惠金融发展各维度来看,数字金融覆盖广度与数字化程度对城乡收入差距的影响较为显著。

(2) 在东中部地区、数字普惠金融快速发展阶段内,数字普惠金融发展缩小城乡收入差距的效应更显著,而在西部地区和数字普惠金融发展较慢时期,数字普惠金融发展缩小城乡收入差距的效应被减弱。

(3) 在县域地区内,数字普惠金融可通过增加农村居民工资收入和财产性收入发挥收入结构优化效应;也可通过增加正规信贷,降低非正规信贷,增大农业生产金融支持,发挥信贷配置优化效应,进而缩小城乡收入差距。

(4) 传统金融可得性提高有利于促进数字普惠金融在缩小城乡收入差距中发挥作用,即传统金融与数字普惠金融在缩小城乡收入差距方面具有协同效应。从金融机构类型来看,政策性银行、商业银行等传统金融机构和新型金融机构中村镇银行的金融可得性越高,越有利于数字普惠金融缩小城乡收入差距,协同效应明显;新型金融机构中村镇银行金融可得性提高促进数字普惠金融发挥缩小城乡收入差距作用明显,协同效应较强;而小额贷款公司金融可得性提高并未显著促进数字普惠金融发挥缩小城乡收入差距作用,协同效应较弱。在考虑内生性问题以及替换核心变量等一系列稳健性检验后,上述结论仍然成立。

(二) 政策启示

本文为准确把握数字普惠金融发展与城乡收入差距之间的关系,并据此在新时代继续推动缩小城乡收入差距与实现共同富裕提供了有益的经验证据和政策启示。

(1) 要进一步鼓励数字普惠金融发展,特别是提升数字普惠金融的覆盖广度和数字化程度。

(2) 要在充分考虑区域差异性的基础上,制定

并推动实施符合地区发展实际的政策,着力发展西部地区数字普惠金融,使其真正惠及农村地区居民。注意平衡数字普惠金融发展速度和质量,避免出现因规范数字普惠金融发展而降低数字普惠金融惠及“长尾客户”可触达性的现象。

(3)要充分发挥数字普惠金融在增加农村家庭金融资产规模和工资收入中的作用,改善农村家庭收入结构;要充分发挥数字普惠金融优化金融资源配置的作用,增大对农业农村生产的正规金融支持。

(4)要正确处理传统金融与数字普惠金融之间的关系,充分发挥两者在缩小城乡收入差距和实现共同富裕方面的协同效应,正确看待新型金融机构的作用。一方面,要进一步发挥村镇银行与数字普惠金融的协同效应,注重提升村镇银行的公司治理水平,明确发起行责任,优化高管队伍,完善内控体系建设。另一方面,要优化小额贷款公司的业务模型或流程,避免其与数字普惠金融相关业务产生不良竞争。

参考文献:

- [1]李继尊. 关于互联网金融的思考[J]. 管理世界, 2015(7): 1-7,16.
- [2]李建军, 王德. 搜寻成本、网络效应与普惠金融的渠道价值——互联网借贷平台与商业银行的小微融资选择比较[J]. 国际金融研究, 2015(12): 56-64.
- [3]吴本健, 罗玲, 马雨莲. 数字普惠金融与乡村治理现代化:机制、创新模式与挑战[J]. 农村金融研究, 2020(4): 3-9.
- [4] CORRADO G, CORRADO L. Inclusive finance for inclusive growth and development [J]. Current opinion in environmental sustainability, 2017(24):19-23.
- [5]张彤进, 任碧云. 包容性金融发展与城乡居民收入差距——基于中国内地省级面板数据的实证研究[J]. 经济理论与经济管理, 2017(5): 90-101.
- [6]谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 等. 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(4): 1557-1580.
- [7]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(5): 99-108.
- [8]李牧辰, 封思贤, 谢星. 数字普惠金融对城乡收入差距的异质性影响研究[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2020, 20(3): 132-145.
- [9]王永静, 李慧. 数字普惠金融、新型城镇化与城乡收入差距[J]. 统计与决策, 2021, 37(6): 157-161.
- [10]沈悦, 郭品. 互联网金融、技术溢出与商业银行全要素生产率[J]. 金融研究, 2015(3): 160-175.
- [11]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.
- [12]任碧云, 王雨秋. 包容性金融发展与农村居民贫困减缓——基于全要素生产率视角的分析[J]. 经济理论与经济管理, 2019(10):45-56.
- [13]黄益平, 黄卓. 中国的数字金融发展:现在与未来[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(4): 1489-1502.
- [14]王修华, 赵亚雄. 数字金融发展是否存在马太效应?——贫困户与非贫困户的经验比较[J]. 金融研究, 2020(7): 114-133.
- [15]ALLEN F, DEMIRGUÜC-KUNT A, KLAPPER L, et al. The foundations of financial inclusion: understanding ownership and use of formal accounts[J]. Journal of financial intermediation, 2016(27):1-30.
- [16]郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 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(4): 1401-1418.
- [17]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.
- [18]张岳, 周应恒. 数字普惠金融、传统金融竞争与农村产业融合[J]. 农业技术经济, 2021(9): 68-82.
- [19]宋晓玲. 数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验[J]. 财经科学, 2017(6): 14-25.
- [20]李春涛, 闫续文, 宋敏, 等. 金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2020(1): 81-98.
- [21]FROST J, GAMBACORTA L, HUANG Y, et al. BigTech and the changing structure of financial intermediation [J]. Economic policy, 2019(100): 761-799.
- [22]王婧, 胡国晖. 中国普惠金融的发展评价及影响因素分析[J]. 金融论坛, 2013, 18(6):31-36.
- [23]王喆, 陈胤默, 张明. 传统金融供给与数字金融发展:补充还是替代?——基于地区制度差异视角[J]. 经济管理, 2021, 43(5): 5-23.
- [24]郭峰, 熊瑞祥. 地方金融机构与地区经济增长——来自城商行设立的准自然实验[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(1): 221-246.
- [25]张珩, 罗博文, 程名望, 等. “赐福”抑或“诅咒”:农信社发展对县域经济增长的影响[J]. 中国农村经济, 2021(3): 86-105.
- [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, 2015(11): 188-206.

(本文责编:海 洋)