

# 数字普惠金融与中国农村家庭财富差距

董丽霞

(中国社会科学院经济研究所,北京100836)

**摘要:**促进农民增收致富和推动乡村振兴是二十大关注的重要问题。本文用分位回归方法分析了数字普惠金融对中国农村家庭财富差距的影响。结果发现:数字普惠金融可以显著提高农村家庭财富积累,并有利于缩小农村家庭财富差距。异质性分析表明,数字普惠金融发展对于低收入家庭和低教育水平家庭财富的正向作用更强,进一步证明了上述结论。机制分析表明,数字普惠金融能显著促进农村家庭特别是低财富家庭的创业行为,而创业对于最低财富组家庭资产的正向刺激作用最强;受流动性约束可能性越大的低财富家庭,越能从数字普惠金融的发展中获益。本文的研究说明,发展数字普惠金融对于探索农民致富路径和推进乡村振兴有积极作用。

**关键词:**数字普惠金融;农村家庭财富差距;创业;分位回归

**中图分类号:**F126.2;F832 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2022)12—0111—12

## 一、引言

二十大报告全面推进乡村振兴部分强调“全面建设社会主义现代化国家,最艰巨最繁重的任务仍然在农村”,提出应“拓宽农民增收致富渠道……健全农村金融服务体系”,在完善分配制度部分提出“多渠道增加城乡居民财产性收入……规范财富积累机制”。让农民富起来,并走向共同富裕是推进乡村振兴的核心任务。近年来,我国农村家庭平均财富水平正在稳步提升。根据中国家庭金融调查(CHFS)最新数据计算可以发现,2019年,我国农村家庭年平均总资产为39.5万元。但与城镇家庭年平均总资产125.4万元相比,仍大大偏低。从财富分配来看,城乡家庭财富不平等程度逐步扩大,且农村家庭财富差距大于城镇家庭财富差距;农村内部财富分配也存在较大差距。2013—2019年,农村家庭财富基尼系数从0.62增加到0.69,城镇家庭财富基尼系数从0.5增加到0.64。农村样本中,最低50%财富组拥有的财富份额不足10%,最高10%财富组则占有约60%的财富份额。这说明相比城镇家庭,农村家庭财富仍有较大差距,农村内部财富差距也非常大。因此,增加农民财富,缩小农民财富差距,对于乡村振兴战略具有重要意义。

联合国于2005年正式提出“普惠金融”概念,世界银行、国际货币基金组织等国际机构在全球范围内大力推广普惠金融。之后,普惠金融理念在全球范围内盛行,越来越多的国家开始了普惠金融实践(尹志超等,2019)。2013年11月,中共十八届三中全会通过《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》,首次在中央文件中正式提出普惠金融理念(郭峰等,2020)。2015年底,国务院在《推进普惠金融发展规划(2016—2020)》中提出“要建立与全面建成小康社会相适应的普惠金融服务和保障体系,特别是要让小微企业、农民、城镇低收入人群、贫困人群和残疾人、老年人等及时获取价格合理、便捷安全的金融服务,使我国普惠金融发展居于国际中上游水平”。近年来,随着互联网金融的发展,中国的普惠金融实践与互联网金融相结合,形成数字普惠金融,并迅速发展。根据北京大学数字金融研究中心编制的中国数字普惠金融指数,我国省级数字普惠金融指数平均值从2011年的155.35增长到2021年的372.72。政策层面上,我国政府也越来越重视数字普惠金融对于乡村振兴的作用。2021年中央一号文件提出“全面推进乡村振兴……发展农村数字普惠金融”。2022年1月4日,《中共中央国务院关于做好2022年全面推进乡村振兴重点工作的意见》明确强调要“强化乡村振兴金融服务”。农民能否搭上数字普惠金融快车,能否受益于数字普惠金融,关系到乡村振兴战略的实施效果。

普惠金融的理念是让每个人都有平等获得金融服务的权利,数字普惠金融旨在利用数字技术推动普惠金融发展,让更多的人享受金融发展的成果,有利于弱势群体享受金融服务和更为优质的金融服务(胡联等,

收稿日期:2022-12-14

基金项目:国家社会科学基金一般项目“机会平等视角下共同富裕的内涵、测度与实现路径研究”(22BJL083)

作者简介:董丽霞,博士,中国社会科学院经济研究所副研究员,研究方向:公共经济学、发展经济学。

2021)。许多文献针对数字普惠金融对经济和社会的影响展开了研究。这些研究主要从现状(孙玉环等, 2021;张龙耀和邢朝辉, 2021)、包容性增长(张勋等, 2019)、城乡收入差距(周利等, 2020;宋晓玲, 2017)、贫困(何宗樾等, 2020;王修华和赵亚雄, 2020;胡联等, 2021)、家庭资产组合(吴雨等, 2021;周雨晴和何广文, 2020)、家庭信贷约束(尹志超和张号栋, 2018;杨盼盼和刘晨, 2021)、消费(易行健和周利, 2018;张勋等, 2020;张勋等, 2021)和创业(谢绚丽等, 2018;尹志超等, 2019;何婧和李庆海, 2019;张呈磊等, 2021)等多个角度揭示了数字普惠金融的现状、作用和影响机制。部分文献研究了数字普惠金融对财富形成的作用。这些研究发现,数字普惠金融的发展能够促进财富增长。一方面,这是因为数字普惠金融可以降低融资成本,使得原本被排斥在正规金融体系之外的群体能够以较低成本获取金融服务(Philippon, 2016);另一方面,数字普惠金融可以提供便捷的支付服务和丰富的投资选择,并改善创业环境,促进家庭财富增长(周天芸和陈铭翔, 2021),尤其是可以帮助偏远、贫困家庭增加获得借贷、投资和理财等金融服务的机会,还可为地区内居民提供良好的创业环境进而鼓励家庭创业,使该地区内家庭获得比其他无法接触金融服务家庭更多的回报(张勋等, 2019)。上述文献发现数字普惠金融对于财富积累具有正向作用,但是对于财富差异和财富不平等的研究仍然没有涉及。关于财富不平等,文献中已有很多研究,包括财富不平等的测度方法(李实等, 2000;李实等, 2005;梁运文等, 2010;Li和Wan, 2015;Xie和Jin, 2015;陈彦斌, 2008;Piketty et al, 2019;罗楚亮和陈国强, 2021)、住房资产对财富不平等的影响(何晓斌和夏凡, 2012;李凤等, 2016;甘犁等, 2013;Wan et al, 2021)及个人资产配置和资产组合对财富积累和财富不平等的影响(吴卫星等, 2016;杜两省和程博文, 2020)等。但是,目前鲜有文献研究普惠金融对农村财富差异的影响,也较少涉及普惠金融对于农村财富差距的贡献度及影响机制等方面的研究。但这些研究对于全面推进乡村振兴有较重要的意义。

本文主要使用中国家庭金融调查(CHFS)2019年数据和数字普惠金融指数数据,研究数字普惠金融对我国农村家庭财富差距的影响,阐述背后的机制,以期探索农民致富路径和推进乡村振兴提供一定的参考意义。相比以往研究,本文的可能贡献主要有如下三方面:一是在乡村振兴视域下,研究数字普惠金融对于农村家庭财富不平等的影响,用夏普里值方法量化数字普惠金融对于农村家庭财富的贡献度,以丰富数字普惠金融和家庭财富差距领域的相关文献;二是分不同资产类型、分不同物质资本和人力资本,分析了数字普惠金融对农村家庭财富影响的异质性;三是从创业和流动性约束两个维度分析数字普惠金融影响农村家庭财富的机制。本文认为降低农村人口的财富差异,促进农村地区共同富裕,是实现乡村振兴战略的重要举措。因而,数字普惠金融可以成为缩小农民财富差距、推进乡村振兴的重要抓手。

## 二、理论分析

长期以来,我国存在金融市场的城乡分割。一方面,由于城市部门具有更高的生产率,以及农民缺乏抵押物品,农村地区面临融资难和“金融排斥”。以商业银行为代表的普通金融机构的信贷主要面向城市客户,即使广大的农村信用社也有向城市配置资金的倾向(兰永海和温铁军, 2018)。这导致我国农村地区金融资源不足,农民无论从事农业生产还是非农业生产都难以获得传统金融的支持,面临着流动性约束;另一方面,在农村内部,由于信息不对称及交易成本较高等原因,相对贫困的农户因缺乏抵押品和信用记录被排除在正规信贷市场之外,难以获得贷款以摆脱贫困,农村中财富水平较高的人则更容易获得金融机构的贷款。因而,传统金融市场反而可能拉大农村内部的财富差异,进而形成恶性循环,加剧财富分配不平等。因此,很多国家都将解决农村信贷供给不足、缓解农户贷款难作为促进金融普惠的重要着力点(张龙耀等, 2021)。

在国际上,普惠金融最初关注的是银行网点的可达性和信贷等多种金融业务的可获得性。在中国,随着我国互联网技术和移动通讯技术的广泛应用,普惠金融与数字技术相结合,产生了数字普惠金融。许多互联网科技企业通过信息化技术推动产品创新,包括移动支付、网络信贷、数字征信、网络理财等。相对于传统金融,数字普惠金融具有“成本低、速度快、覆盖广”的优势(黄益平和黄卓, 2018)。这意味着数字普惠金融至少从三个方面有利于居民的财富积累。

首先,数字普惠金融和传统金融的最大差异是降低了借款人对抵押品的要求,借贷成本较低。一是因为数字金融主要依托互联网和数字技术开展,节省了营运成本,这也意味着减小了对借款人的成本压力。更重要的是,数字普惠金融依托大数据对借款人的信息进行分析,因而可以通过信用贷款而不是抵押贷款来开展业务。这对于农村收入和财富较低的群体,尤其对于面临创业的农村居民来说非常重要。数字普惠金融能够有效降低这部分人的借款成本,帮助农民以较低的成本获得资金用于创业。

其次,数字普惠金融具有便利性和快捷性。传统金融在信贷方面需要经过复杂的手续,从申请贷款到贷款最终发放到借款人手中可能经历漫长的过程,而这个过程可能导致借款人失去了财富创造的机会。数字金融依托互联网技术和移动支付,能够快速审核借款人信息,并经过大数据处理后快速发放贷款。因而数字普惠金融能够使得借款人更便捷地获得金融资源,更快地缓解流动性约束,从而更有利于财富积累。

最后,数字普惠金融突破了以往物理和地理的局限性,增强了金融资源的可达性(邱泽奇等,2016)。尤其是对于农村地区居民来说,只要居住地有良好的网络信号,尤其是移动网络信号,与银行网点的距离不再是障碍。另外,相对于传统金融机构有固定的场所,数字普惠金融活动大部分在手机上就可以操作,这意味着每个手机移动端就是一个金融客户端,这使得数字金融更具有“覆盖广”的特点。数字普惠金融覆盖广的特点使得农村地区居民更容易获得金融资源,对于收入和财富水平更低的人群来说,数字普惠金融能够使他们更容易接触到金融资源,提高他们的金融素养,提升其财富管理水。

基于上述分析,本文认为,数字普惠金融对于增加农民财富、缩小农民财富差距有重要作用。对于农村居民来说,可以通过从事农业生产、非农业生产和理财进行财富积累。基于数字普惠金融的特点,一方面,数字普惠金融能够有效缓解从事农业生产和非农业生产过程中的流动性约束,提高农村居民的收入;尤其对于财富水平较低的人来说,流动性约束在短期内会给他们的农业生产和非农生产活动造成极大的负面影响,这种情况下,如果他们能够比较快速获得外部资金,便能够迅速恢复生产,提高未来收入和财富水平;另一方面,数字普惠金融能够有效支持创业,尤其是低收入和低财富农村居民的创业需求。这部分农村居民资本积累较少,可用于贷款抵押的物品更少,因而无法通过正规金融渠道获得融资。在政府相关政策的支持下,数字普惠金融能够使他们以较低的成本获得无抵押贷款,提高其创业积极性。值得注意的是,数字普惠金融对创业的影响也会与创业者的个人风险态度和金融素养有关(鲁桑和庄晋财,2022)。

后续实证部分将会结合区域层面的数字普惠金融发展数据与微观调查数据对上述理论进行检验。

### 三、基本模型分析

#### (一)数据说明

本文研究采用了两套数据。微观数据部分来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心执行的中国家庭金融调查数据(CHFS)。这一数据是研究中国家庭财富的专业数据,对家庭各类资产和负债等财富数据、收入数据和个人特征等变量进行了细致的采集,具体数据介绍可参见路晓蒙等(2017)。根据我们的研究目的,本文使用的是2019年农村户籍家庭样本数据,经过剔除极端值、异常值等处理后,得到34645个观测值。宏观数据部分的关键解释变量来自北京大学数字金融研究中心和蚂蚁科技集团研究院联合编制的数字普惠金融指数,具体数据介绍可参见郭峰等(2020)。由于CHFS数据未公开城市层面代码,因此本文使用省级数字普惠金融指数与CHFS数据进行匹配。

#### (二)模型设定和变量解释

为验证数字普惠金融对农村户籍家庭财富积累和财富差距的影响,本文构造如下实证模型:

$$wealth_{i,p,t} = \beta_0 + \beta_1 Index_{p,t-1} + \beta_2 X_{i,p,t} + \lambda_p + \varepsilon_{i,p,t} \quad (1)$$

其中:被解释变量  $wealth_{i,p,t}$  为2019年农村户籍家庭  $i$  在  $p$  省的财富数量,主要使用总资产和净资产度量。之后,使用净资产,即总资产减去总负债衡量家庭财富。总资产根据CHFS数据计算出,主要考察住房资产和金融资产两类。住房资产包括自有住房资产和商铺。金融资产包括现金、活期存款、定期存款、股票、债券、基金、金融理财产品、金融衍生品、外汇、黄金及借出款。净资产,即总资产减去总负债。总负债除房产负债、金融负债外,还包括因教育、医疗和维持生计等产生的消费负债。信用卡负债属于短期负债,且算在个人头上。因此未予考虑。

模型中的主要解释变量  $Index_{p,t-1}$  为2018年  $p$  省的数字普惠金融指数,包含数字普惠覆盖广度、使用深度和数字化程度三个一级维度,共计33个具体指标(郭峰等,2020),可较为全面地刻画中国数字普惠金融发展水平。考虑到内生性问题,我们使用滞后一期即2018年省级数字普惠金融指数数据。

控制变量  $X_{i,p,t}$  反映了影响农村家庭财富的各种因素,包括三个层面变量。个人层面,包括户主的年龄、性别、教育程度、政治面貌、婚姻状况、年收入,配偶的教育程度、年收入;家庭层面,家庭住房套数;地区层面,省级虚拟变量。其中,教育程度分三组虚拟变量:小学及以下、中学、大专及以上,对照组为小学及以下。户主和配偶年收入、家庭总资产、住房资产、金融资产、总负债和数字普惠金融指数取对数处理,净资产由于存

在较多负值,将其除以 10 万。

模型中还加入了家庭所在省份虚拟变量  $\lambda_p$ ,以控制地区层面不随时间变化的固定效应对家庭财富的影响。 $\varepsilon_{i,p,t}$ 为残差项。主要变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计

变量	含义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
Intassets	家庭总资产(对数)	34297	12.26	2.11	0	18
dnwb	家庭净资产(除以 10 万)	34638	8.17	16.75	-173	918
lnhassets	家庭住房资产(对数)	30977	12.42	1.92	0	17
lnfassets	家庭金融资产(对数)	31836	9.29	2.40	0	18
Intliabilities	家庭总负债(对数)	7198	10.97	2.06	0	17
Index	数字普惠金融指数(对数)	34645	5.71	0.09	6	6
Incov	数字金融覆盖广度(对数)	34645	5.65	0.09	6	6
lnusa	数字金融使用深度(对数)	34645	5.67	0.14	5	6
Indig	数字金融数字化程度(对数)	34645	5.96	0.05	6	6
age	户主年龄	19365	54.83	14.01	16	101
gender	户主性别(男性=1)	19368	0.57	0.49	0	1
edum	户主教育程度(中学=1)	19367	0.47	0.50	0	1
educ	户主教育程度(大专及以上=1)	19367	0.05	0.21	0	1
health	户主健康状况(1=非常好,2=好,3=一般,4=不好,5=非常不好)	19367	2.85	1.04	1	5
party	户主政治面貌(1=中共党员)	18448	0.11	0.31	0	1
married	户主婚姻状况(1=已婚)	19315	0.84	0.36	0	1
edum_p	配偶教育程度(中学=1)	27619	0.49	0.50	0	1
educ_p	配偶教育程度(大专及以上=1)	27619	0.13	0.33	0	1
No_housing	家庭住房套数	31211	1.22	0.52	1	21
chuangye	是否从事工商业生产经营项目(是=1)	34636	0.11	0.32	0	1
risk1	是否风险中性或风险偏好型(是=1)	28182	0.22	0.42	0	1
fin_kn2	是否具有金融素养(是=1)	34210	0.14	0.35	0	1

### (三)基准模型回归结果

为了考察数字普惠金融对农村家庭财富分配的影响,本文使用 Koenker 和 Bassett(1978)提出的分位回归(quantile regression)方法来进行估计,并将结果与普通最小二乘回归(OLS)方法进行比较。表 2 为基准回归结果。其中,(1)列为最小二乘方法的回归结果,标准误差聚类在省级层面。(2)~(5)列为分位回归方法的回归结果。这里进行的是五分位回归。需要指出的是,分位回归与最小二乘方法的回归模型是一致的。但最小二乘方法主要关注的是条件均值,分析的是数字普惠金融对农村家庭财富的平均影响。而分位回归方法则可以探究不同财富分位组家庭受到数字普惠金融的差异化影响,因而可以满足我们的研究目的,即考察数字普惠金融对农村家庭财富差距的影响。

可以发现,普通最小二乘回归结果显示,数字普惠金融指数的估计系数显著为正值,表明数字普惠金融显著增加了农村家庭财富。(2)~(5)列的分位回归结果显示,数字普惠金融对农村不同财富家庭都具有显著的正向影响,并且,随着财富由低到高,数字普惠金融的影响由大到小,即财富 20 分位组(QR20)、40 分位组(QR40)、60 分位组(QR60)和 80 分位组(QR80)的回归系数分别为 5.0618、4.8891、4.7415 和 4.6454。数字普惠金融对最低财富组正向影响最大,对最高财富组正向影响最小。将五分位回归换为十分位回归后,结论一致,表明普惠金融对于低财富家庭具有更大的促进作用。限于篇幅,十分位回归结果没有列出,结果备索。上述结果意味着数字普惠金融不仅显著提升了农村家庭财富水平,而且可显著缩小农村家庭财富差距。

其他控制变量中,年龄、健康状况较差都对家庭财富具有负向影响,户主和配偶的教育程度、中共党员身份、家庭住房套数都对家庭财富具有正向影响,户主性别和婚姻状况对家庭财富的影响不显著。

表 2 基本模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	QR20	QR40	QR60	QR80
Index	4.9026***(0.6551)	5.0618***(0.2373)	4.8891***(0.1698)	4.7415***(0.1646)	4.6454***(0.1472)
age	-0.0213***(0.0031)	-0.0277***(0.0018)	-0.0206***(0.0013)	-0.0164***(0.0013)	-0.0099***(0.0013)
gender	-0.0363(0.0332)	-0.0558(0.0425)	-0.0611*(0.0310)	-0.0246(0.0263)	-0.0463*(0.0270)
edum	0.3953***(0.0298)	0.5157***(0.0461)	0.3754***(0.0335)	0.2981***(0.0291)	0.2624***(0.0285)
educ	0.6726***(0.0562)	0.8706***(0.0968)	0.7244***(0.0711)	0.6064***(0.0723)	0.5806***(0.0663)

续表2

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	QR20	QR40	QR60	QR80
<i>party</i>	0.1615*** (0.0390)	0.1813*** (0.0534)	0.0954** (0.0429)	0.0981*** (0.0371)	0.1033*** (0.0354)
<i>health</i>	-0.1771*** (0.0196)	-0.1962*** (0.0193)	-0.1698*** (0.0149)	-0.1487*** (0.0136)	-0.1297*** (0.0123)
<i>married</i>	-0.2038* (0.1147)	-0.3573 (0.2193)	-0.2082* (0.1242)	-0.1065 (0.0997)	0.1572 (0.1486)
<i>edum_p</i>	0.2716*** (0.0331)	0.3277*** (0.0475)	0.2786*** (0.0326)	0.2517*** (0.0295)	0.2421*** (0.0294)
<i>educ_p</i>	0.7365*** (0.0772)	0.8729*** (0.1005)	0.8246*** (0.0791)	0.7530*** (0.0642)	0.5980*** (0.0526)
<i>No_housing</i>	0.7705*** (0.0840)	0.9310*** (0.0450)	0.8629*** (0.0268)	0.7917*** (0.0300)	0.7738*** (0.0237)
省份虚拟变量	0.0021 (0.0038)	0.0030** (0.0013)	0.0057*** (0.0009)	0.0049*** (0.0008)	0.0019** (0.0009)
常数项	-15.5000*** (3.8345)	-17.1765*** (1.3390)	-15.8359*** (0.9707)	-14.6128*** (0.9415)	-13.9408*** (0.8602)
观测值	14243	14243	14243	14243	14243
R <sup>2</sup>	0.2622	0.2607	0.2603	0.2591	0.2527

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示统计量在10%、5%和1%的置信水平上显著;括号中的数值是标准误。

#### (四) 稳健性检验

为了进一步验证基准回归结论,本文进行稳健性检验。将数字金融指标数字普惠金融指数换成数字金融覆盖广度、使用深度和数字化程度三个一级指数分别进行分位回归。在基于互联网的数字金融模式下,由于互联网天然不受地域限制,数字普惠金融的广度主要是基于金融服务供给在多大程度上能保证用户得到相应服务是通过电子账户数体现的,包括非银行第三方支付账号数量、支付账号绑定的银行卡数量和绑定银行卡用户的比例(郭峰等,2020)。因此,从这个意义上来说,数字普惠金融的广度主要是从“量”的角度衡量一个地区数字普惠金融的发展程度。而数字普惠金融的使用深度则主要从“质”上来衡量。数字普惠金融服务类型包括支付服务、货币基金服务、信贷服务、保险服务、投资服务和信用服务等。因此,在广度一定的情况下,数字普惠金融工具的利用情况更能体现出其对农村家庭生活的重要性。最后是数字普惠金融的数字化程度,这个指标是从普惠金融的数字化、实惠化、便利化和信用化程度来衡量。

结果见表3。可以发现,普惠金融的广度、深度和数字化程度都会促进财富积累,并且随着财富由低到高,数字普惠金融指数对家庭财富的影响都由大到小,即数字普惠金融对低财富家庭的影响最大,对高财富家庭的影响最小。这说明,数字普惠金融确实可以缩小农村家庭财富差距。结论与基准回归完全一致,表明我们的主要结论是稳健的。

#### (五) 基于回归的夏普里值分解

为了进一步量化数字普惠金融指数对农村家庭财富差距的贡献度,并对比其与其他影响因素的贡献程度,使用基于回归的夏普里值(Shapley Value)方法(Shorrocks, 2013; Wan, 2004)进行分解,在基准模型(1)回归结果基础上分析各解释变量对农村家庭财富差距的贡献度。根据模型(1)的回归结果,户主性别、婚姻状况和省份虚拟变量这三个变量对农村家庭财富的影响不显著。因此,剔除这三个变量,只对显著变量进行夏普里分解,计算不同解释变量对家庭财富的贡献。为避免扭曲财富变量的含义,因变量用的是财富本身即家庭总资产,而非其对数值。表4是最终的分解结果。其中,(1)列为家庭总资产的分解结果,(2)~(4)列分别为住房资产、金融资产和净资产的分解结果。

从表4中有如下发现:除了家庭住房套数,数字普惠金融指数是造成家庭总资产、住房资产和净资产等财富差距的最重要影响因素,其贡献率分别为27.73%、28.04%和30.55%。对于金融资产来说,数字普惠金融指数也是仅次于户主教育程度的重要影响因素,其贡献率为20.94%。

以上结果说明,数字普惠金融是影响财富差距的重要因素。因此,发展数字普惠金融,让低财富家庭最大程度享受到数字普惠金融的红利,对于缩小农村家庭财富差距非常重要。

表3 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	QR20	QR40	QR60	QR80
Panel A	数字经济覆盖广度			
<i>lncov</i>	4.9379*** (0.2581)	4.9272*** (0.1746)	4.6899*** (0.1662)	4.6087*** (0.1557)
观测值	14243	14243	14243	14243
R <sup>2</sup>	0.2552	0.2556	0.2540	0.2477
Panel B	数字经济使用深度			
<i>lnusa</i>	3.1507*** (0.1668)	2.9698*** (0.1149)	2.7985*** (0.0958)	2.7110*** (0.0949)
观测值	14243	14243	14243	14243
R <sup>2</sup>	0.2557	0.2547	0.2535	0.2483
Panel C	数字经济数字化程度			
<i>lndig</i>	8.2657*** (0.4535)	7.7789*** (0.3313)	7.3315*** (0.2539)	7.1387*** (0.2648)
观测值	14243	14243	14243	14243
R <sup>2</sup>	0.2500	0.2488	0.2478	0.2423

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示统计量在10%、5%和1%的置信水平上显著;括号中的数值是标准误。

表 4 夏普里值分解

解释变量	(1)		(2)		(3)		(4)	
	总资产		住房资产		金融资产		净资产	
	夏普里值	贡献率(%)	夏普里值	贡献率(%)	夏普里值	贡献率(%)	夏普里值	贡献率(%)
数字普惠金融指数	0.06786	27.73	0.06611	28.04	0.01401	20.94	0.06782	30.55
户主年龄	0.00945	3.86	0.00843	3.58	0.00434	6.49	0.00665	2.99
户主教育程度	0.02743	11.21	0.02403	10.19	0.01488	22.24	0.02323	10.46
户主政治面貌	0.00119	0.49	0.0007	0.29	0.00369	5.51	0.00119	0.53
户主健康状况	0.00941	3.84	0.00751	3.18	0.00853	12.75	0.0093	4.19
配偶教育程度	0.03479	14.22	0.03385	14.35	0.00848	12.67	0.02824	12.72
家庭住房套数	0.09456	38.65	0.09518	40.36	0.01299	19.41	0.08555	38.54
总体	0.24468	100.00	0.2358	100.00	0.06691	100.00	0.22195	100.00

### 四、异质性分析

#### (一)被解释变量的异质性:分资产类型

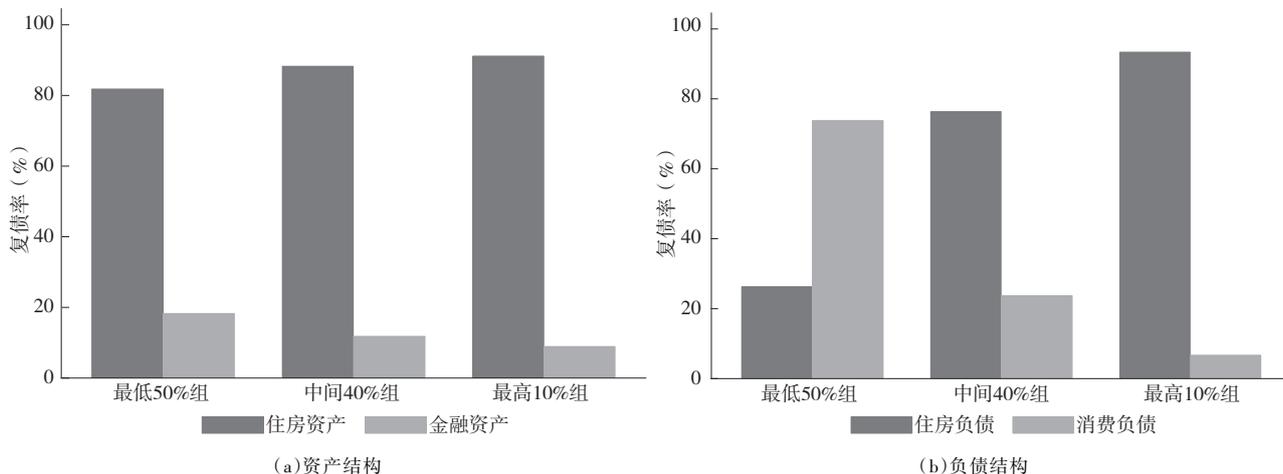
上述分析是针对家庭总资产进行的回归。总资产主要包括住房资产和金融资产。两类财富的积累机制不同,因而数字普惠金融对两类财富的影响可能也会不同。同时,许多家庭在财富增加的同时,负债可能也会增加。不同财富组家庭的负债结构不同,负债对其财富积累的意义不同(梁运文等,2010),从数字普惠金融中的受益也不同,因而数字普惠金融对于净资产的作用可能不同。为了检验不同财富类型可能会对我们的结论产生影响,这里分别用住房资产、金融资产、总资产和总负债之差即净资产、总负债刻画家庭财富,分别研究数字普惠金融对其产生的影响。模型仍然采用五分位回归方法进行分析,结果见表5。

可以看出,数字普惠金融对农村家庭财富依然具有显著的正向影响。但使用不同财富衡量指标时,数字普惠金融对于不同财富组的影响有所差异。表5第一部分是住房资产的回归结果,结论与基准回归一致,随着财富由低到高,数字普惠金融对住房资产的影响由大到小。第二部分是对金融资产的回归结果。数字普惠金融对中等金融资产的家庭影响最大,对金融资产最高的家庭影响居中,对金融资产最低的家庭则影响最小。从图1左图来看,不同财富家庭具有相似的资产结构,房产作为主要的资产来源,其占自身总资产的比例都超过了80%,金融资产占比则不足20%。因此,住房资产的结果与总资产非常接近,金融资产的结果差异,可能是源于中等金融资产家庭的金融素养更高,从而能更好地利用数字普惠金融政策的红利。表5第三部分是对净资产的回归结果,可以发现,随着财富由低到高,数字普惠金融对净资产的影响由小到大。第四部分是对总负债的回归结果,可以发现数字普惠金融对总负债也有与净资产同样的影响。即随着财富由高到低,数字普惠金融对其的影响由小到大。这可能是由于那些财富较高的家庭投资行为更加冒进,更敢于负债和利用杠杆,撬动起更大的财富。进一步地,从图1(b)可以直观地看出,不同财富家庭的负债结构差异非常大。低财富组中近四分之三的负债是消费负债,住房负债仅约占四分之一。中等财富组则正好相反,近四分之三的负债是住房负债,消费负债约占四分之一。而高财富组的负债则大部分是住房负债,高达93.3%,消费负债仅占6.7%。高财富组的负债更多用于房产等升值较快的资产上,负债不是负向资产,而成为攫取更多财富的杠杆,从而积累起更多的财富;而低财富组的负债则更多用于教育、医疗和维持生计等消耗性支出方面。因此负债对其来说是真正的负向资产,消耗了自身财富。因此,数字普惠金融对高净资产和高负债的群体影响最大。

表 5 分资产类型检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	QR20	QR40	QR60	QR80
Panel A 住房资产					
Index	5.0014*** (0.6817)	5.3597*** (0.2530)	4.9448*** (0.1786)	4.7743*** (0.1703)	4.7704*** (0.1554)
观测值	14057	14057	14057	14057	14057
R <sup>2</sup>	0.2226	0.2212	0.2203	0.2191	0.2148
Panel B 金融资产					
Index	3.4088*** (0.9240)	2.7987*** (0.3413)	3.5955*** (0.3356)	3.8386*** (0.2921)	3.4916*** (0.3024)
观测值	12862	12862	12862	12862	12862
R <sup>2</sup>	0.1776	0.1751	0.1770	0.1770	0.1759
Panel C 净资产					
Index	25.4662*** (4.2054)	2.8714*** (0.1897)	6.4854*** (0.2707)	11.7525*** (0.4663)	21.9478*** (1.1067)
观测值	14271	14271	14271	14271	14271
R <sup>2</sup>	0.2225	0.1972	0.2095	0.2129	0.2156
Panel D 总负债					
Index	2.0736** (0.8273)	2.6497*** (0.5676)	2.7811*** (0.3919)	2.8090*** (0.3387)	2.8961*** (0.3466)
观测值	14243	14243	14243	14243	
R <sup>2</sup>	0.2500	0.2488	0.2478	0.2423	

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示统计量在10%、5%和1%的置信水平上显著;括号中的数值是标准误。



数据来源:根据中国家庭金融调查(CHFS)2019年数据计算得出  
 负债结构中,由于金融负债占比极其小。因此略过,只分析住房负债和消费负债两种负债

图1 农村家庭财富结构

## (二)不同群体的异质性:分家庭总收入和户主教育程度

数字普惠金融的发展可以显著缩小农村家庭财富差距,但对于不同群体的影响可能存在差异。为了进一步考察哪类群体从数字普惠金融发展中获益更多,考虑利用分位回归方法分析普惠金融对于不同财富群体财富积累行为的影响。由于物质资本和人力资本即家庭收入水平和户主的人力资本水平会对家庭的财富积累有正向影响。因此,那些家庭收入水平较高、户主教育程度更高的家庭有更高的财富水平。因此,如果普惠金融确实能够缩小家庭财富差距,普惠金融应该对低收入家庭和户主教育程度较低家庭的财富水平有更大的影响。为了检验数字普惠金融对财富的上述异质性影响,本文分别根据家庭总收入和户主教育程度分组,进行回归,结果见表6。表6第一部分将家庭总收入分为四分位进行回归,可以发现,数字普惠金融可以显著提高不同收入组家庭的财富。随着收入由低到高,这种影响由大到小。即对低收入家庭影响最大,对高收入家庭影响最小。表6第二部分将户主教育程度分为低教育程度(小学及以下)、中教育程度(初中、高中、中专和职业高中)及高教育程度(大专及以上)三组分别回归。可以发现,数字普惠金融可以显著提高不同教育程度家庭的财富。随着教育由低到高,这种影响由大到小。即数字普惠金融对低教育程度户主家庭的影响最大,对高教育程度户主家庭的影响最小。

表6 异质性分析

Panel A	(1)	(2)	(3)	(4)	
	最低 25% 收入家庭	中低 25% 收入家庭	中高 25% 收入家庭	最高 25% 收入家庭	
Index	4.6053*** (1.0156)	3.9872*** (0.7656)	3.8048*** (0.6596)	3.1213*** (0.4974)	
观测值	4920	4368	2007	1946	
R <sup>2</sup>	0.1252	0.1469	0.1372	0.2502	
Panel B	低教育程度	中教育程度	高教育程度	—	
	Index	4.9880*** (0.6953)	4.6953*** (0.7320)	3.3564*** (0.6390)	—
	观测值	9213	7005	661	—
	R <sup>2</sup>	0.1522	0.2167	0.2607	—

注:\*,\*\*,\*\*\*分别表示统计量在10%、5%和1%的置信水平上显著;括号中的数值是标准误。

如果数字普惠金融的发展,更多帮助了物质资本和人力资本有优势的群体,则会加剧农村内部差距(张勋等,2019)。从家庭收入和户主教育程度的异质性回归结果来看,收入越低和户主教育水平越低的家庭,从数字普惠金融发展过程中的受益更大。这进一步证明了基准回归结果,即数字普惠金融有利于缩小农村居民财富差距。

## 五、机制分析

上述回归结果表明,数字普惠金融可以显著增加农村家庭财富,并缩小农村家庭财富差距。本部分主要讨论数字普惠金融降低农村家庭财富差异的机制。首先,数字普惠金融通过鼓励农村家庭通过非农行业

的创业提高财富水平,并且,较低财富的家庭在数字普惠金融的支持下更有激励进行创业;其次,数字普惠金融会通过缓解流动性约束鼓励低财富家庭进行生产性投资。下面我们针对这两个机制进行检验。

(一) 创业

上述回归结果表明,数字普惠金融可以显著增加农村家庭财富,并缩小农村家庭财富差距。但数字普惠金融对家庭财富的影响并不是独立发生的,其作用的发挥依赖于农户的创业等行为。数字普惠金融的发展会显著促进农村居民的创业行为(Karaivanov, 2012;张勋等, 2019;Hurst 和 Lusardi, 2004),并通过影响创业这个中间环节促使农村家庭财富增长。因此,探索数字普惠金融对于农村家庭创业行为的影响,可以有助于我们分析数字普惠金融影响农村家庭财富的机制。在基准模型(1)基础上,将因变量换为家庭创业变量,建立模型(2)。

$$busi_{i,p,t} = \beta_0 + \beta_1 Index_{p,t-1} + \beta_2 X_{i,p,t} + \lambda_p + \varepsilon_{i,p,t} \quad (2)$$

根据 CHFS 数据,构建被解释变量家庭创业变量 *busi*。如果家庭从事工商业生产经营项目, *busi*=1, 否则 *busi*=0。相对于一般金融产品来说,由于政策的支持,普惠金融产品的风险相对较低,同时操作性相对简便,对个体的金融素养要求不高。数字普惠金融对于风险厌恶型个体及金融素养较低个体的影响可能相对较大,能够更好地支持这部分人的创业。因此,考虑到个体的风险偏好和金融素养差异可能会影响数字普惠金融的获益差异,参考已有文献的做法(张金林等, 2022;吴雨等, 2021),构造了风险态度变量 *risk* 和金融素养变量 *fink*。如果愿意投资低风险低回报项目或不愿意承担任何风险,定义为风险厌恶, *risk*=0, 否则 *risk*=1;如果问卷中关于利率和通胀的问题,如果全部答对,说明金融素养高, *fink*=1, 否则 *fink*=0。其余变量与模型(1)相同。使用 CHFS2019 年数据可计算出,风险中性或风险偏好型农村家庭的家庭财富年平均约为 141.13 万元,远远大于风险厌恶型农村家庭约 81.89 万元;而金融素养较高农村家庭的家庭财富年平均约为 174.72 万元,也远远大于金融素养较低农村家庭约 71.72 万元。

由于创业变量是二元离散变量。因此使用 probit 方法进行回归。结果见表 7 第一部分所示。(1)列显示的是总体样本结果。可以看出,数字普惠金融显著促进了农村家庭的创业行为。(2)、(3)列显示的是按风险态度分组的回归结果,发现,数字普惠金融对于风险厌恶型农村家庭的创业行为有显著正向影响,但对风险偏好或风险中性农村家庭的创业行为的正向影响不显著。(4)、(5)列显示的是按金融素养分组的回归结果,发现,数字普惠金融对于金融素养较低家庭的创业行为有显著正向影响,但对金融素养较高家庭创业行为的正向影响不显著。上述结果意味着,数字普惠金融能显著促进低财富家庭的创业行为。

进一步地检验创业行为对农村家庭财富的影响。在基准模型(1)基础上,将主要解释变量数字普惠金融指数换为家庭创业变量,进行回归。结果见表 7 第二部分所示。(1)列 OLS 回归结果显示,创业变量的估计系

表 7 机制分析:创业机制

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel A	因变量:创业				
变量	总体	风险中性或风险偏好	风险厌恶	金融素养高	金融素养低
<i>Index</i>	1.1693**(0.5070)	0.4895(0.7740)	1.1238**(0.4531)	0.4146(0.7362)	1.2326**(0.5007)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	14270	1924	9191	1104	12964
极大似然值	-4958	-861	-3208	-526	-4376
Panel B	因变量:总资产对数值				
变量	OLS	QR20	QR40	QR60	QR80
<i>chuangye</i>	0.7143*** (0.0396)	0.7519*** (0.0565)	0.6891*** (0.0360)	0.6418*** (0.0334)	0.5645*** (0.0334)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	14242	14242	14242	14242	14242
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.2288	0.2260	0.2257	0.2254	0.2201
Panel C	因变量:总资产对数值				
<i>chuangye</i>	0.6486*** (0.0474)	0.7170*** (0.0525)	0.6113*** (0.0353)	0.5653*** (0.0331)	0.5343*** (0.0345)
<i>Index</i>	4.7504*** (0.6580)	4.8644*** (0.2301)	4.6423*** (0.1832)	4.5377*** (0.1574)	4.5316*** (0.1559)
<i>Index</i> 系数相对于基准模型的变化	-0.1522	-0.1974	-0.2468	-0.2038	-0.1138
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	14242	14242	14242	14242	14242
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.2779	0.2761	0.2759	0.2746	0.2686

注:\*, \*\*, \*\*\* 分别表示统计量在 10%、5% 和 1% 的置信水平上显著;括号中的数值是标准误。

数显著为正值,表明农村家庭创业行为显著增加了家庭财富。在(2)~(5)列的分位回归结果中发现创业对农村不同财富家庭都具有显著的正向影响。随着财富由低到高,创业的影响由大到小。机制分析结果暗示,数字普惠金融能显著促进农村家庭特别是低财富家庭的创业行为,而创业对于最低财富组家庭资产的正向作用最强。因此进一步证实数字普惠金融可以缩小农村家庭财富差距。

为了进一步验证创业机制的中介效应,在表7的第三部分报告了同时加入数字普惠金融变量 Index 和创业变量 *chuangye* 对财富积累的回归结果。相对于表1基准回归结果,表7第三部分数字普惠金融变量 Index 在各个分位上的回归系数都下降,尤其是较低分位上的回归系数下降幅度相对较大,最高分位上 Index 的系数下降幅度相对较小,并且创业变量系数比较显著。这说明,数字普惠金融能够通过创业机制影响农村居民的财富积累,并且对于较低财富组来说作用更加明显。

## (二)流动性约束

数字普惠金融还可能通过缓解农村家庭面临的流动性约束而对其投资和扩大农业再生产产生影响,并促使农民财富增长。很多文献研究证实了数字普惠金融对于流动性约束存在正向影响。数字普惠金融能提供功能、作用和抵押担保条件不尽相同的互联网信贷、互联网保险、互联网支付和投资理财等新型金融产品,满足不同家庭的差异化需求;以互联网经济带动的数字普惠金融,能够使农村居民,特别是那些原来被传统金融排除在外的群体更加便利地获得信贷支持,从而缓解了农民家庭面临的资金约束(周天芸和陈铭翔,2021;易行健和周利,2018;张勋等,2019)。

为了从流动性约束维度分析数字普惠金融影响农村家庭财富积累的机制,将流动性约束、流动性约束与数字普惠金融指数的交互项加入基准模型(1),进一步进行检验。根据文献中的做法(周天芸和陈铭翔,2021),选取家庭现金及活期存款总额作为家庭流动性资产指标,并在回归中取对数值,结果见表8。本文重点关注交互项,可以看到,交互项系数都显著为负。这说明流动性资产越少,数字普惠金融的发展对农村家庭财富的影响越大。随着财富由低到高,交互项系数绝对值由大到小。说明数字普惠金融对低财富家庭财富的促进作用显著大于高财富家庭。这个结果意味着,受流动性约束可能性越大的低财富家庭,越能从数字普惠金融的发展中获益,从这个角度也说明,数字普惠金融可以缩小农村家庭财富差距。

综合上述两个机制,数字普惠金融通过缓解流动性约束更有利于较低财富的农村家庭增加财富。一方面,这有可能是流动性约束的缓解会增强低财富居民的投融资能力,使得农村居民能够将资产投入到生产率更高的农业活动,比如蔬菜大棚、农副产品加工等;另一方面,流动性约束缓解也可能更有利于刺激低财富居民从事非农产业,提高农村居民进行创业的积极性,从而更快地积累财富。

## 六、结论及启示

本文使用2019年中国家庭金融调查数据和数字普惠金融指数,研究了数字普惠金融发展对中国农村家庭财富差距的影响,并分析了背后的机制。结果发现,数字普惠金融可以显著提高农村家庭财富,有助于缩小农村家庭财富差距。随着财富由低到高,数字普惠金融对不同财富家庭总资产的正向影响由大到小。由于不同财富家庭的负债结构差异较大,随着财富由低到高,数字普惠金融对家庭净资产的影响则由小到大。将数字金融指标数字普惠金融指数换成三个一级指数后,结论依然稳健。夏普里值分解结果表明,数字普惠金融对农村家庭财富差距的贡献度近三分之一。异质性分析表明,数字普惠金融发展对于低收入家庭和低教育水平家庭财富的正向促进作用更强,进一步表明数字普惠金融有利于缩小农村家庭财富差距。机制分析结果表明,数字普惠金融能显著促进农村家庭特别是低财富家庭的创业行为,而创业对于最低财富组家庭资产的正向作用最强;受流动性约束可能性越大的低财富家庭,越能从数字普惠金融的发展中获益。因而进一步证实数字普惠金融可以缩小农村家庭财富差距。

表8 机制分析:流动性约束机制

Panel B 变量	因变量:总资产对数值				
	OLS	QR20	QR40	QR60	QR80
<i>lnliquid</i>	1.9446*** (0.5530)	3.6420*** (0.8098)	2.2797*** (0.5300)	1.6245*** (0.4929)	0.8008* (0.4149)
<i>lnindex</i>	0.0222*** (0.0036)	0.0305*** (0.0045)	0.0236*** (0.0028)	0.0211*** (0.0026)	0.0175*** (0.0021)
<i>lnliquid</i> × <i>lnindex</i>	-0.3036*** (0.0973)	-0.5815*** (0.1417)	-0.3641*** (0.0927)	-0.2590*** (0.0865)	-0.1203* (0.0728)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	12309	12309	12309	12309	12309
R <sup>2</sup>	0.3253	0.3202	0.3235	0.3184	0.3066

注:\*,\*\*,\*\*\*分别表示统计量在10%、5%和1%的置信水平上显著;括号中的数值是标准误。

针对上述结论,本文认为,为了更好地发挥数字普惠金融在实现农村富裕和推进乡村振兴过程中的作用,需要从以下4个方面完善政策。

一是需要完善农村,特别是落后偏远农村地区的数字基础设施建设,提高农民数字金融服务的可及性,缩小直至消除数字鸿沟,让更多的农村家庭可以享受到数字普惠金融红利,增加财富积累。本文的研究结论显示,数字普惠金融的广度和深度都会缩小农村内部的财富差距。在广度上,农村地区数字普惠金融覆盖率越来越高,尤其是年轻人使用电子支付的比例越来越高。但是拥有的账号多并不意味着实际使用程度高,尤其是用于生产方面的借贷业务。本文的研究显示,低财富组家庭的很多负债原因不是为了扩大生产,而是为了满足教育、医疗及消费方面的支出,短期内对其本人无法创造出更多的财富;而高财富组家庭正好相反,他们的负债更多是为了满足投资需求,创造更多的财富。因此,未来数字普惠金融的发展如何为农村低财富和低收入家庭的创业投资提供更便捷和更友好的服务对于缩小农村财富差异有重要作用。

二是普及农村居民金融知识,提高其金融素养,促使低财富家庭更好地从数字普惠金融中获益。相对于城市居民,农村居民的金融知识和金融素养相对较低;而在农村内部,高财富居民的金融知识和素养往往高于低财富居民。这会造成二者在金融业务上利用的差异。除了基本的贷款和存款业务,拥有较高财富居民可能还会利用数字金融的保险、理财和征信等业务,增强财富的创造能力。而拥有较低财富的居民可能金融知识和素养相对较低,推广数字普惠金融更有利于这部分群体提高金融素养、增加金融知识,鼓励他们投资。

三是加大教育、医疗和社会保障等方面的公共支出,减少低财富家庭的消费负债,扭转其负债结构,进而提升这些家庭的财富积累。本文的结论发现,低财富家庭财富积累较慢的一个原因是负债主要用于教育、医疗等方面的支出。对于农村地区来说,由于社会保障比较薄弱,尤其是医疗社会保障较少,医疗大额支出很多依靠向亲友借债来筹措,这很可能导致低财富人群陷入债务陷阱,财富积累速度越来越慢。因此,需要加大对农村居民的社会保障支出,提高低财富家庭应对风险的能力。

四是针对不同类型人群设计量身打造的普惠金融支持政策,为农村居民创业提供更好的支持,以促进农民增收致富,缩小财富差距,逐步实现乡村振兴。本文的机制分析表明,农村居民在非农领域的创业是促进财富积累的重要途径。在乡村振兴战略下,许多外出流动人口开始返乡寻找更多的就业机会。农村数字普惠金融打破了金融服务的地域和时空限制,能够缓解创业投资的流动性约束,进而增加财富积累。但是,数字普惠金融对于更有效支持农村居民创业还不够,这是因为数字普惠金融并没有与特定的产业政策相结合,无法像普通金融工具那样直接针对农村产业发展提供政策支持。因此,数字普惠金融也需要针对农村创业和产业发展提供有针对性的金融工具和金融手段。

由于受数据所限,本文的不足之处主要是数字普惠金融指数用的是省级层面数据,未能更细致地针对县级层面,甚至微观家庭或个体层面,分析数字普惠金融对于农村家庭财富差距的影响。另外,由于数据限制,本文无法具体讨论农村居民的投资和理财等行为,而这些行为往往对于农民的财富积累发挥着非常重要的作用。因此,未来有必要进一步在这方面深入讨论和研究。

### 参考文献

- [1] 陈彦斌, 2008. 中国城乡财富分布的比较分析[J]. 金融研究, (12): 87-100.
- [2] 杜两省, 程博文, 2020. 金融摩擦、收入风险与财富不平等[J]. 金融研究, (7): 75-94.
- [3] 甘犁, 尹志超, 贾男, 等, 2013. 中国家庭资产状况及住房需求分析[J]. 金融研究, (4): 1-14.
- [4] 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[J]. 经济学季刊, (4): 1401-1418.
- [5] 何婧, 李庆海, 2019. 数字金融使用与农户创业行为[J]. 中国农村经济, (1): 112-126.
- [6] 何晓斌, 夏凡, 2012. 中国体制转型与城镇居民家庭财富分配差距[J]. 经济研究, (2): 28-40.
- [7] 何宗樾, 张勋, 万广华, 2020. 数字金融、数字鸿沟与多维贫困[J]. 统计研究, (10): 79-89.
- [8] 胡联, 姚绍群, 杨成喻, 等, 2021. 数字普惠金融有利于缓解相对贫困吗?[J]. 财经研究, (12): 93-107.
- [9] 黄益平, 黄卓, 2018. 中国的数字金融发展: 现在与未来[J]. 经济学季刊, (4): 1489-1502.
- [10] 兰永海, 温铁军, 2018. 存差条件下的县域金融恶性竞争及其风险性质转化[J]. 农村金融研究, (3): 58-61.
- [11] 李凤, 罗建东, 路晓蒙, 等, 2016. 中国家庭资产状况、变动趋势及其影响因素[J]. 管理世界, 32(2): 45-56.
- [12] 李实, 魏众, 丁赛, 2005. 中国居民财产分布不均等及其原因的经验分析[J]. 经济研究, (6): 4-15.
- [13] 李实, 魏众, 古斯塔夫森, 2000. 中国城镇居民的财产分配[J]. 经济研究, (3): 16-23.
- [14] 梁运文, 霍震, 刘凯, 2010. 中国城乡居民财产分布的实证研究[J]. 经济研究, (10): 33-47.

- [15] 鲁桑, 庄晋财, 2022. 数字金融赋能乡村创业成效的影响因素及路径研究——基于 32 个案例的定性比较分析[J]. 技术经济, 41(3): 71-80.
- [16] 路晓蒙, 李阳, 甘犁, 等, 2017. 中国家庭金融投资组合的风险——过于保守还是过于冒进?[J]. 管理世界, 33(12): 92-108.
- [17] 罗楚亮, 陈国强, 2021. 富豪榜与居民财产不平等估算修正[J]. 经济学季刊, (1): 201-222.
- [18] 邱泽奇, 张树沁, 刘世定, 等, 2016. 从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角[J]. 中国社会科学, (10): 93-115.
- [19] 宋晓玲, 2017. 数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验[J]. 财经科学, (6): 14-25.
- [20] 孙玉环, 张汀昱, 王雪妮, 等, 2021. 中国数字普惠金融发展的现状、问题及前景[J]. 数量经济技术经济研究, (2): 43-59.
- [21] 王修华, 赵亚雄, 2020. 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, (7): 114-133.
- [22] 吴卫星, 邵旭方, 陶利斌, 2016. 家庭财富不平等会自我放大吗? ——基于家庭财务杠杠的分析[J]. 管理世界, 33(9): 44-54.
- [23] 吴雨, 李晓, 李洁, 等, 2021. 数字金融发展与家庭金融资产组合有效性[J]. 管理世界, 37(7): 92-104.
- [24] 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[J]. 经济学季刊, (4): 1557-1580.
- [25] 杨盼盼, 刘晨, 2021. 金融科技、家庭信贷约束与财富积累——基于中国家庭微观数据的实证研究[J]. 金融监管研究, (8): 49-65.
- [26] 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[J]. 金融研究, (11): 47-66.
- [27] 尹志超, 公雪, 郭沛瑶, 2019. 移动支付对创业的影响——来自中国家庭金融调查的微观证据[J]. 中国工业经济, (3): 119-137.
- [28] 尹志超, 张号栋, 2018. 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, (11): 188-206.
- [29] 张呈磊, 郭忠金, 李文秀, 2021. 数字普惠金融的创业效应与收入不平等: 数字鸿沟还是数字红利?[J]. 南方经济, (5): 110-126.
- [30] 张金林, 董小凡, 李健, 2022. 数字普惠金融能否推进共同富裕? ——基于微观家庭数据的经验研究[J]. 财经研究, (7): 4-17.
- [31] 张龙耀, 邢朝辉, 2021. 中国农村数字普惠金融发展的分布动态、地区差异与收敛性研究[J]. 数量经济技术经济研究, (3): 23-42.
- [32] 张龙耀, 于一, 杨军, 2021. 微型金融的普惠效应实证研究——基于 6 省 4220 户农户调查数据[J]. 农业技术经济, (2): 88-99.
- [33] 张勋, 万广华, 吴海涛, 2021. 缩小数字鸿沟: 中国特色数字金融发展[J]. 中国社会科学, (8): 35-51.
- [34] 张勋, 万广华, 张佳佳, 等, 2019. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, (8): 71-86.
- [35] 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[J]. 管理世界, 37(11): 48-62.
- [36] 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”[J]. 经济学家, (5): 99-108.
- [37] 周天芸, 陈铭翔, 2021. 数字渗透、金融普惠与家庭财富增长[J]. 财经研究, (7): 33-47.
- [38] 周雨晴, 何广文, 2020. 数字普惠金融发展对农户家庭金融资产配置的影响[J]. 当代经济科学, (3): 92-105.
- [39] HURST E, LUSARDI A, 2004. Liquidity constraints, household wealth and entrepreneurship [J]. Journal of Political Economy, 112: 319-347.
- [40] KARAIVANOV A, 2012. Financial constraints and occupational choice in Thai villages [J]. Journal of Development Economics, 97(2): 201-220.
- [41] KOENKER R, BASSETT G, 1978. Regression quantiles[J]. Econometrica, 46(1): 33-50.
- [42] LI S, WAN H, 2015. Evolution of wealth inequality in China[J]. China Economic Journal, 8(3): 264-287.
- [43] PHILIPPON T, 2016. The FinTech opportunity[R]. Cambridge: NBER Working Paper, No. 22476.
- [44] PIKETTY T, LI Y, ZUCMAN G, 2019. Capital accumulation, private property, and rising inequality in China, 1978-2015 [J]. American Economic Review, 109(7): 2469-2496.
- [45] SHORROCKS A F, 2013. Decomposition procedures for distributional analysis: A unified framework based on the Shapley value[J]. Journal of Economic Inequality, 11: 99-126.
- [46] WAN G, 2004. Accounting for income inequality in rural China: A regression-based approach[J]. Journal of Comparative Economics, 32: 348-363.
- [47] WAN G, WANG C, WU Y, 2021. What drove housing wealth inequality in China?[J]. China and World Economy, 29(1): 32-60.

[48] XIE Y, JIN Y, 2015. Household wealth in China[J]. Chinese Sociological Review, 47(3): 203-229.

## Digital Inclusive Finance and Household Wealth Gap in Rural China

Dong Lixia

(Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100836, China)

**Abstract:** Promoting wealth increase and rural revitalization are important topics in China. Quantile regression method was used to analyze the effect of digital inclusive finance on wealth gap in rural China. The empirical results show that digital inclusive finance could increase rural household wealth and narrow the wealth gap significantly. Heterogeneity analysis shows that the positive effects of digital inclusive finance on wealth are stronger for low income and low education households. Moreover, digital inclusive finance could stimulate entrepreneurship of low wealth households. Entrepreneurship has stronger positive impact on the wealth of lower wealth group. Low wealth group who is affected by liquidity constraint could benefit more from the development of digital inclusive finance. It shows that the development of digital inclusive finance has a positive effect on rural household wealth increase and rural revitalization.

**Keywords:** digital inclusive finance; rural household wealth gap; Entrepreneurship; quantile regression