

数字普惠金融的农民增收效应及作用机制研究

王永仓¹, 王小华²

(1. 贵州工程应用技术学院 经济与管理学院, 贵州 毕节 551700;

2. 西南大学 经济管理学院, 重庆 400715)

[摘要] 文章基于2011—2018年的省级面板数据, 实证检验了数字普惠金融发展对农民收入增长的影响效应及作用机制。研究表明:(1)数字普惠金融及各维度对农民收入增长存在显著的正向影响, 采用工具变量法对内生性进行控制后的估计结果依然具有稳健性, 数字金融的各项业务发展也促进了农民收入增长;(2)数字普惠金融及各维度显著促进了经营性收入、工资性收入、转移性收入及财产性收入增长, 进而带动农民增收;(3)数字普惠金融及各维度显著促进了各区域的农民收入增长, 尤其是对西部地区农民收入增长的作用力度最强, 在不同收入分位数的群体均能从数字普惠金融发展中获益, 尤其是低收入群体的获益较多, 体现出数字金融促进农民收入增长具有包容性特征;(4)总体上, 农村人力资本对数字普惠金融的增收效应的调节作用不显著, 但是人力资本对数字金融各维度的增收效应的调节作用具有结构性差异。当前我国数字普惠金融进入深度发展阶段, 应完善乡村地区数字金融基础设施建设和数字金融监管体系, 加速改造农村人力资本, 深化数字普惠金融与农村经济融合发展, 以提高数字普惠金融发展水平, 促进农村经济高质量发展, 推动农民收入持续增长。

[关键词] 数字普惠金融; 人力资本; 农民收入增长; 广义分位数回归; 调节效应

[中图分类号] F832, F323

[文献标识码] A

[文章编号] 1671-6973(2022)03-0056-22

一、引言

普惠金融是指能以可负担的成本, 平等、有效和全方位地为所有阶层及群体成员提供金融服务, 尤其为小微经济体提供一种与其他客户平等享受现代金融服务的机会和权利^[1]。这一概念是联合国在2005年推广“国际小额信贷年”活动时正式提出的, 呼吁在全球范围内建设普惠金融体系, 其关注的重点由最初的银行物理网点覆盖面和信贷服务可获得性, 扩展到支付、存贷款、保险、信用服务和证券等多种金融业务领域^[2], 小微企业、农民、城镇低收入群体及贫困人群等特殊群体是普惠金融服务的重点对象。基于中国家庭金融调查(CHFS)数据的研究表明, 农户、贫困及低收入

[收稿日期] 2021-05-10

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接研究”(21ZDA062); 国家社会科学基金重点项目“建立解决相对贫困的制度体系与长效机制研究”(20AZD080)。

[作者简介] 王永仓(1984—), 男, 贵州毕节人, 西南大学管理学博士, 贵州工程应用技术学院讲师, 主要研究方向为数字金融与普惠金融; 王小华(1986—), 男, 重庆人, 博士, 西南大学经济管理学院副教授, 主要研究方向为农村金融与数字金融。

人家庭等弱势群体享受到的普惠金融服务水平明显较低。从国际比较来看,我国普惠金融发展水平领先于金砖国家,但是与欧美发达国家相比还有较大的差距^[3]。

数字金融是指金融机构与互联网公司利用数字技术实现融资、支付、投资和其他新型金融业务模式^[4],通过数字技术与金融服务的跨界融合有效降低了金融服务的成本和客户准入门槛,扩大了金融服务的覆盖范围,成为当前推动我国普惠金融发展的源动力。利用智能手机和平板电脑等移动终端设备,数字金融能使那些即使身处偏远地区的群体也可以获得基本的金融服务,改善了那些难以从传统金融机构获得金融服务的小微企业、农民及其他低收入群体的金融供给,加强了对小微企业、“三农”和偏远地区的金融服务,在较大范围上提升金融对实体经济的造血功能^[5],从而体现了普惠金融的本义。正如黄益平和黄卓所言,到目前为至,数字金融所展示的最大优势就是支持普惠金融发展^[4]。数字金融具有“成本低、速度快和覆盖广”的优势,通过互联网、大数据、云计算、人工智能、区块链等数字技术,突破了物理网点和人工成本对金融服务边界的束缚,改变了传统农村金融对抵押、担保及银行征信的过度依赖,降低了金融服务弱势群体的交易成本和违约风险,为普惠金融发展提供了非常好的载体,为提高农村地区的普惠金融服务水平创造了技术条件,成为农村普惠金融发展的新契机。

经过短短十几年的发展^①,我国数字普惠金融的发展水平和普及程度在世界范围内已处于领先地位^[6],成为引领全球数字普惠金融发展的一面旗帜^[7],中国已成为全球金融科技领域的领导者^[8]。我国数字普惠金融发展举世瞩目,在中国政府的主导下,2016年G20杭州峰会通过了《G20数字普惠金融高级原则》,为全球数字普惠金融实践提供了参考依据;2017年中国数字普惠金融的5项经验入选《G20数字普惠金融新兴政策与方法》。可以看出,中国的数字普惠金融经验在国际社会具有较强的借鉴意义,推动了全球普惠金融的发展。据北京大学数字金融研究中心发布的数据显示,2011—2018年我国数字普惠金融总指数的省级平均值由40上升到300.21,年均复合增长33.3%,覆盖广度、使用深度和数字化程度的省级平均值分别由34.28、46.93和46.32上升到281.9、287.5和383.7,年均复合增长分别为35.1%、29.6%和35.3%;数字普惠金融在各省之间的差距大幅缩小,数字普惠金融总指数最高省份与最低省份的比值由2011年的4.9倍下降到2018年的1.4倍,在覆盖广度、使用深度和数字化程度方面,最高省份与最低省份的比值分别下降到1.42、1.65和1.20。在农村地区,随着互联网普及率的提升,数字金融使用水平大幅提高。据中国家庭金融调查(CHFS)数据显示,2017年农村地区使用数字支付的家庭比例为13.6%,个别省份达到25%^②。此外,根据中国互联网络信息中心的数据,截止2020年3月,我国农村网民为2.55亿人,农村地区互联网普及率达到46.2%^③,即使按照2018年6月农村地区手机网络支付比率(57%)保守估算,当前农村地区手机网络支付使用人数已经超过1.45亿人口,占农村总人口的26.3%。蚂蚁金服、京东金融等综合性数字金融平台积极开拓农村市场,翼龙贷、农信互联等专门针对农村和农户的数字借贷机构已经在多个省份向农村地区累计提供上千亿元的信贷服务^④。数字普惠金

① 中国数字金融的起点可以从2004年支付宝体系上线算起,但是业界通常将2013年余额宝开张视为数字普惠金融发展的元年^[4]。

② 数字支付的数据来自西南财经大学2017年中国金融家庭调查(CHFS)数据,笔者整理计算所得。

③ 中国互联网络信息中心(CNNIC),《第45次中国互联网络发展统计报告》,2020年4月。

④ 根据《中国“三农”互联网金融发展报告(2017)》的统计数据,截止2016年底,主要数字金融机构向“三农”累计提供信贷资金超过1050亿元。

融正展现出无限的生命力,成为缓解农村金融约束,推动农村数字经济发展,促进农户创业和农民增收的重要引擎。在2020年中国全民抗疫期间及随后刺激城乡居民消费等政策实施中,数字普惠金融均有不俗表现。

党和政府高度重视数字普惠金融发展,把其作为促进农村金融资源回流,缓解农村金融排斥,实现城乡融合和乡村振兴的重要手段,对数字普惠金融改善农村金融供给寄予厚望。2014年的《政府工作报告》明确提出发展普惠金融,促进互联网金融健康发展。2015年的《政府工作报告》首次提出“互联网+”行动计划,同年12月,国务院发布的《推进普惠金融发展规划(2016—2020年)》明确提出,鼓励金融机构打造互联网金融服务平台,鼓励银行业金融机构成立互联网金融专营事业部或独立法人机构,引导和规范互联网金融有序发展,有效防范互联网金融风险,促进互联网金融组织规范健康发展。2019年1月29日,人民银行、银保监会、证监会、财政部、农业农村部联合发布的《关于金融服务乡村振兴的指导意见》明确提出,在2020年基本实现乡镇金融机构网点全覆盖、数字普惠金融在农村得到有效普及的短期目标。习近平总书记在中央政治局第十八次集体学习时就曾指出,要加强区块链技术和产业创新发展,积极推进区块链和社会经济的融合发展。由此可见党和政府对数字金融服务实体经济的重视。

数字普惠金融可以有效解决农村金融普惠性问题,提高农村金融服务的可触达性,对改善农村金融供给水平的重要性不言而喻,但是数字普惠金融能否对农村经济提供有效支撑,进而促进农民收入增长?不同收入水平的群体能否均从数字金融发展中获益?数字金融的农民增收效应是否受到人力资本水平的影响?这些问题还有待进一步分析和检验。虽然大量文献研究了传统金融发展对农民收入增长的影响,但是尚缺乏数字普惠金融对农民收入增长影响的系统性研究,其中一个重要的原因可能是缺乏一个衡量地区数字普惠金融发展水平的指标^[9]。北京大学数字金融研究中心编制的《北京大学数字普惠金融指数》弥补了这方面的不足^[10],本文利用这套指数刻画数字普惠金融发展与农民收入增长之间的关系,对现有文献做一个有益的补充。

二、文献综述

(一)数字普惠金融与实体经济发展

数字普惠金融实践的快速发展引起了学术界高度关注,随着大批研究机构和学者陆续加入数字普惠金融这一研究领域,研究成果逐渐增多,相关理论和实证文献不断丰富。在研究初期,由于缺乏系统详实的数据资料,学者们对数字普惠金融的讨论大多停留在理论与政策层面。《北京大学数字普惠金融指数》等数字金融数据的陆续发布为数字普惠金融的深入研究提供了详实可靠的数据资料,数字普惠金融对实体经济影响的实证研究成果不断涌现。王馨运用长尾理论分析了数字金融解决小微企业融资问题的可行性,认为数字金融改变了“臂弯^①”型金融供给曲线的位置,减轻了信贷资金配给程度,有效促进了金融资源合理配置^[11]。马德功等的研究表明互联网消费金融的产生和发展对居民消费具有明显的正向促进作用^[12]。Hua等基于蚂蚁金服上亿条内部数据,采用模糊断点回归方法分析发现,蚂蚁金服对淘宝商户提供的小额贷款对商户销售金额、成交量和商品多样性具有正向促进作用^[13]。Huang等研究发现蚂蚁小贷能帮助商户应对财务和经营冲击^[14]。

① 在传统金融市场中,存在“超常态”的信贷配给,小微企业往往被排斥在正规金融体系之外,金融供给曲线呈现“臂弯”状态,互联网金融的加入,从一定程度上改变了“臂弯”曲线的位置^[11]。

李杨和程斌琪认为金融科技可以通过影响资本积累、投资储蓄转化等途径对经济增长产生影响^[8]。谢绚丽等将数字普惠金融指数与省级新增企业注册信息匹配,研究结果表明数字金融对创业有显著的促进作用,对城镇化较低的省份和注册资本较少的微型企业的促进作用更强^[9]。唐松等的研究表明金融科技有助于区域全要素生产率的提升^[15]。钱海章等、王永仓和温涛的研究表明数字金融发展促进了区域经济增长^[16-17]。此外,也有学者研究数字金融对商业银行金融创新^[18]、品牌塑造及战略转型等方面的影响^[19-20],而商业银行的变革则会反馈到实体经济。数字普惠金融是一种全新的金融业态,是金融与科学技术融合的产物,扩大了金融服务的边界,降低了金融服务的门槛,实现了互联网与金融功能的耦合^[21],有效提升了金融服务实体经济的功能。

(二)数字普惠金融与农民收入增长

受交易成本、违约风险、信用环境等多重因素的影响,农村地区(特别是在经济发展相对落后的省份)一直是我国传统金融发展的瓶颈,金融服务有效供给不足已成为制约农民收入增长的重要因素。数字普惠金融以无与伦比的地域穿透力为“三农”以可负担的成本获取金融服务提供了条件,弥补了适量的金融服务供给缺口,成为实现农村普惠金融发展的重要突破口,为农村经济发展和农民收入增长注入了新的动力。黄益平认为数字金融机构利用拥有上亿用户的平台,通过各种场景将大量农村客户牢牢地黏在平台上,有效降低了获客成本,同时应用大数据和人工智能等技术有效缓解了信息不对称问题,降低了风险控制成本,提高了金融服务效率^[7]。数字普惠金融发展能有效满足农村最下层用户^①的金融服务需求,是我国农村普惠金融发展面临的新契机。何婧和李庆海使用微观调研数据的研究结果表明,数字金融通过缓解信贷约束和信息约束、强化农户社会责任三条渠道促进农户创业,提高创业绩效^[22]。陈丹和姚明明基于2011—2015年31个省(自治区、直辖市)的面板数据,运用固定效应和随机效益模型分析表明数字普惠金融对农村居民收入具有显著的正效应^[23]。刘丹等选择2011—2015年中国内地29个省(自治区、直辖市)的面板数据,采用空间计量模型分析表明,数字普惠金融对农民非农收入增长具有显著的空间溢出效应^[24]。任碧云和李柳颖基于京津冀地区2114位农村居民的调查数据,发现数字支付、数字借贷和数字服务可得性有助于促进农村包容性增长^[25]。张勋等将数字普惠金融指数和中国家庭追踪调查(CFPS)数据相结合,计量结果表明数字金融特别有助于促进低物质资本和低社会资本家庭的创业行为,显著提升了居民的家庭收入,尤其是农村低收入群体,从而促进了中国经济的包容性增长^[26]。此外,还有研究表明数字普惠金融能够有效缩小城乡收入差距^[27-29]。

上述文献分析表明,数字普惠金融通过改善金融服务的供给水平进而促进创新创业、居民消费等实体经济活动。但就数字金融影响农民收入增长而言,现有研究较少。陈丹和姚明明、刘丹等从省域层面关注数字普惠金融发展对农民收入增长的影响,但是没有考虑内生性和包容性问题^[23-24]。任碧云和李柳颖、张勋等采用微观数据探讨了数字金融对农民收入包容性增长的影响,但未涉及宏观层面的分析^[25-26]。本文可能的贡献在于:一是将数字普惠金融作为一种新型生产要素,通过扩展总量生产函数建立理论模型,并结合省级层面的数据,实证检验数字普惠金融总指数及不同维度指数对农民收入增长的影响,并采用工具变量法对内生性问题进行控制;二是通过估计

^① 黄益平(2018)^[7]认为农村金融市场可以采用分层市场的商业模式:最上层是龙头企业带领的产业链,采用供应链金融的方式;中间层是一家一户的农户和工商个体户,用线上与线下结合的方式;最下层是农民个人,采用数字金融的方式。

数字普惠金融总指数及各维度指数对农民收入各组成部分的影响来检验数字普惠金融影响农民收入增长的作用渠道;三是利用面板广义分位数回归方法评估数字普惠金融在不同收入分位数上对农民收入增长的影响,以检验数字普惠金融增收效应的包容性;四是考虑了人力资本对数字普惠金融影响农民收入增长的调节效应。本文对深化数字金融与农民收入增长之间关系的研究及促进我国数字普惠金融高质量发展具有一定的启示意义。

三、模型构建、变量选取及估计策略

(一)模型构建

建立在互联网技术基础上的数字金融促进了农村普惠金融的发展。关于金融发展与农民收入增长的研究,大多将金融发展水平作为一项“投入”,作用于生产过程,从而可以通过扩展总量生产函数来讨论金融发展对收入增长的影响。但是传统金融机构对物理网点和人工服务依赖较大,同时由于风险定价能力较弱,客观上形成了过度依赖资产抵押、质押等手段以防范信用风险,由此形成了过度偏向于城市、大企业及富人的金融体系。大量小农由于缺乏合格的抵押品、完整的信用记录以及低社会关系网而被排斥在传统金融体系之外,无法享受充分的金融服务供给。数字金融利用数字技术开展支付、融资、理财及其他新型金融业务,是现代金融发展的巨大进步^[30]。与传统金融相比,新兴数字金融使用大数据、云计算、人工智能等创新技术,在很大程度上摆脱了对传统物理网点和人工服务的依赖,在很多业务中新兴的电子渠道也替代了传统的物理渠道,因其具有更强的时间和空间穿透性,服务成本更低,使用更便利,能够将传统金融难以度量和分析的事件数字化,从而有效降低了农村金融市场的获客成本,提高了风险控制能力,以低成本、可持续的方式有效地满足农村金融需求,特别是位置偏僻、传统金融发展较为落后的农村地区,数字金融的优势更为明显。此外,数字金融也能完善农村地区的社会征信体系,改善农村社会信用环境,进而提高金融机构的供给意愿和提升金融服务水平。数字金融改变了传统金融的信用识别、风险评估等方法,使金融从高大上的领域走出来,融入到现代“三农”发展的进程中,成为创新农村金融产品和服务、发现和满足农村新的金融需求、促进农民收入增长的动力和源泉。

可以预期,经过数字技术赋能的数字金融具有无可比拟的成本优势和地域渗透力,使得受传统金融排斥的农村地区、贫困群体和低收入阶层能够以可负担的成本获得金融服务,扩大了金融服务的覆盖面,增加了金融服务的可得性,提高了金融供给水平,促进农村资源配置优化,俨然成为当前农村经济发展和居民增收必不可少的新型生产要素。基于此,本文借鉴总量生产函数的分析框架,将数字金融作为新型生产要素投入,构建数字普惠金融影响农村经济产出的生产函数:

$$Y = f(K, L, H, DIF) \quad (1)$$

式(1)中, Y 表示经济产出, K 表示物质资本存量, L 表示劳动力投入, H 表示人力资本, DIF 表示数字普惠金融发展。考虑到目前我国城镇化水平接近60%,农村劳动力还存在剩余的现实情况,为重点考察数字普惠金融对农村经济产出的影响,本文参照Parente等^[31]、温涛等^[32]、王定祥等^[33]及余新平等^[34]的处理方法,对农村劳动力投入加一个容量限制 \bar{L} ,即:

$$Y = f(K, H, DIF) \min(L, \bar{L})^\theta, \theta > 0 \quad (2)$$

令 $m = (\bar{L})^\theta$ 表示农村经济最大的产出能力。一旦农村经济达到最大劳动容量,生产将达到规模收益恒定的条件,此时农村经济产出取决于物质资本存量、人力资本和数字普惠金融发展水平。

$$Y = mf(K, H, DIF) \quad (3)$$

对式(3)进行全微分,两边同时除以 m ,即:

$$dY/m = \frac{\partial f}{\partial K}dK + \frac{\partial f}{\partial H}dH + \frac{\partial f}{\partial DIF}dDIF \quad (4)$$

令 $dNI = dY/m$ 表示农民人均收入增长量, $\beta_1 = \frac{\partial f}{\partial K}$ 表示物质资本的边际产出, $\beta_2 = \frac{\partial f}{\partial H}$ 表示人力资本的边际产出, $\beta_3 = \frac{\partial f}{\partial DIF}$ 表示数字普惠金融的边际产出,可以得到农民人均收入增长模型:

$$dNI = \beta_1 dK + \beta_2 dH + \beta_3 dDIF \quad (5)$$

式(5)表示物质资本存量、人力资本和数字普惠金融的提高能够影响农民收入增长。由于差分变量只是变量前后期的差值,式(5)中差分变量存在稳定关系,不难证明NI和H、DIF的水平变量也存在稳定关系。借鉴余新平等的处理办法^[34],用农户投资(NHTZ)代替物质资本增长 dK ,对NI、NHTZ、H和DIF取自然对数,可以得到分析数字普惠金融发展对农民人均收入增长的计量模型:

$$\ln NI_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln NHTZ_{it} + \beta_2 \ln H_{it} + \beta_3 \ln DIF_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (6)$$

式(6)中, i 表示省份, t 表示时间, μ_i 表示个体效应, ϵ_{it} 表示随机误差项。考虑到贸易开放(TRADE)、农机使用(NJ)、化肥使用(HF)、财政支农(CZ)、金融支农(JR)对农民收入增长的影响,扩展式(6)可以得到本文实证分析数字普惠金融影响农民收入增长的计量模型:

$$\ln NI_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln NHTZ_{it} + \beta_2 \ln H_{it} + \beta_3 \ln DIF_{it} + \beta_4 \ln TRADE_{it} + \beta_5 \ln NJ_{it} + \beta_6 \ln HF_{it} + \beta_7 \ln CZ_{it} + \beta_8 \ln JR_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (7)$$

数字普惠金融通过互联网平台为用户提供一系列金融服务。以互联网技术为驱动的数字金融要求使用者具备较高的知识储量和技能,如果使用者知识存量不足,将会导致数字金融产品需求侧与供给侧因知识门槛而发生错配^[29]。随着数字金融产品服务的不断创新和拓展,数字金融产品服务的复杂度更高,对使用者知识储量和金融素养的挑剔性更强。因此,农村居民是否使用数字金融服务以及使用效果在一定程度上受其自身人力资本储量的影响。可以预期,通过提高农村居民教育水平,促进人力资本积累,提高金融意识和数字金融素养,增强其评估金融产品风险及合理运用金融服务的能力,对提高数字普惠金融的收入增长效应具有重要作用。基于此,于式(7)中引入数字普惠金融与人力资本的交互项($\ln DIF_{it} * \ln H_{it}$),得到人力资本影响数字普惠金融促进农民收入增长的调节效应模型:

$$\ln NI_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln NHTZ_{it} + \beta_2 \ln H_{it} + \beta_3 \ln DIF_{it} + \alpha \ln DIF_{it} * \ln H_{it} + \beta_4 \ln TRADE_{it} + \beta_5 \ln NJ_{it} + \beta_6 \ln HF_{it} + \beta_7 \ln CZ_{it} + \beta_8 \ln JR_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (8)$$

(二)变量选取

为了研究数字普惠金融对农民收入的影响,本文选择农民收入作为因变量,数字普惠金融作为核心解释变量,农户投资、人力资本、农机使用情况、化肥使用情况、财政支农、金融支农及贸易开放度作为控制变量。

1. 被解释变量:农民收入

本文选取农村居民人均可支配收入(NI)及其四个分项指标,即人均经营性收入(JY)、人均工资性收入(GZ)、人均财产性收入(CC)、人均转移性收入(ZY),作为衡量农民收入的代理指标,并采

用各省消费者价格指数进行调整,得到实际人均收入。其中,2011—2012年的人均收入用农村居民人均纯收入替代。

2. 核心解释变量:数字普惠金融

《北京大学数字普惠金融指数》是数字金融领域较为全面的反映数字普惠金融发展情况的指数,并在最近的实证研究得到广泛的使用^[9,26,35]。该套指数使用数字普惠金融总指数反映数字普惠金融的总体发展水平,并使用覆盖广度、使用深度和数字化程度指数反映数字普惠金融发展的三个一级维度。此外,支付、保险、货币基金、信用服务、投资和信贷等业务方面的分类指数反映了数字普惠金融主要业务的发展情况。数字普惠金融总指数及各维度指数包含了数字金融的有用信息^[2],单独使用其中的某一指标可能会导致对分析结果的片面解读。因此,本文主要选用数字普惠金融总指数(DIF)及其三个一级维度指标,即覆盖广度指数(DIF1)、使用深度指数(DIF2)和数字化程度指数(DIF3),以全面测度数字普惠金融的发展情况。

3. 控制变量

农户投资(NHTZ),采用扣除住宅投资的农户固定资产投资与农业GDP的比值来衡量农户生产性固定资产投资;农村人力资本(H),采用农村6岁以上人口平均教育年限^①来度量;贸易开放程度(TRADE),采用按当年平均汇率折算的人民币进出口总额与GDP的比值来度量;农机使用情况(NJ),采用每公顷农机总动力来测度;化肥使用情况(HF),采用每公顷化肥施用量表示;财政支农(CZ),采用财政农林水事务支出与农业GDP的比值度量财政支农强度;金融支农(JR),采用农业贷款与农业GDP的比值度量金融支农水平,以控制传统农村金融发展水平对农民收入增长的影响。

上述变量的原始数据除了数字普惠金融数据来自北京大学数字金融研究中心外,其他变量数据来源于历年《中国统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国人口与就业统计年鉴》《中国农村统计年鉴》和《中国农村金融服务报告》。上述变量中,农民收入和数字金融指数、农村人力资本、农机和化肥使用情况取自然对数,其他变量直接采用比值数据。相关变量的描述性统计如表1所示。

表1 变量描述性统计

变量	符号	含义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	lnIN	农民收入增长	240	8.910	0.401	7.926	9.943
	lnJY	经营性收入	240	7.912	0.399	6.477	8.609
	lnGZ	工资性收入	240	7.969	0.644	6.368	9.555
	lnCC	财产性收入	240	5.195	0.763	3.431	7.364
	lnZY	转移性收入	240	6.926	0.666	5.602	8.623
核心解释变量	lnDIF	数字金融	240	5.073	0.670	2.909	5.934
	lnDIF1	覆盖广度	240	4.904	0.832	0.673	5.869
	lnDIF2	使用深度	240	5.058	0.644	1.911	5.992
	lnDIF3	数字化程度	240	5.392	0.734	2.026	6.117
控制变量	NHTZ	农户投资	240	0.068	0.039	0.001	0.243
	lnH	人力资本	240	2.045	0.078	1.771	2.282
	TRADE	贸易开放度	240	0.260	0.281	0.012	1.494
	lnNJ	农机使用情况	240	2.709	0.370	1.513	3.294
	lnHF	化肥使用情况	240	6.786	0.395	5.795	7.600

① 各阶段教育的教育年限赋值如下:文盲=0年,小学=6年,初中=9年,高中及中职=12年,大专及以上=16年。

变量	符号	含义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
	CZ	财政支农	240	0.480	0.690	0.126	4.853
	JR	金融支农	240	0.730	0.544	0.186	3.901

注:因西藏农户投资数据缺失,文中只包括30个省份的样本数据,变量前面的ln表示对变量取自然对数

(三)估计策略

在省略汇报的覆盖广度指数、使用深度指数和数字化程度指数的相关性检验中,本文发现三个指数之间显著正相关,相关系数均超过了0.7的阈值^[36]。因此,在回归分析中对以上高度相关的数字普惠金融变量分开使用,以避免引发多重共线性问题。本文采用固定效应模型(FE)和随机效应模型(RE)进行估计,并根据Hausman检验结果确定模型的具体形式;考虑可能存在自相关和异方差,使用能够同时处理截面异方差、自相关和组内自相关的SCC方法对模型进行修正^[37];对模型可能存在的内生性问题,采用工具变量GMM和LIML方法进行控制,对估计结果进行稳健性检验。此外,本文还采用SCC方法检验了数字普惠金融发展对农民收入增长的影响路径;采用分组回归讨论数字普惠金融影响农民收入增长的区域差异性;采用面板广义分位数回归模型测度不同收入群体在数字普惠金融发展过程中的获益情况;采用调节效应模型检验了人力资本对数字普惠金融影响农民收入增长的调节作用,并采用分组回归的方法进行稳健性检验。根据Demirgü-Kunt等的观点^[38],在各种计量方法的假设与现实情况存在差异的情况下,如果通过不同计量方法得到类似的结果,即可以认为估计结论是稳健的。

四、实证结果分析

(一)数字普惠金融与农民收入增长

1. 基准分析

本文利用Hausman检验拒绝随机效应模型(RE),为了观察数据是否存在组内自相关、组间异方差和截面同期相关性问题,分别进行了组内自相关Wald检验、组间异方差Wald检验和面板数据截面相关性检验(Frees' test、Pesaran's test和Friedman's test),分别拒绝了“组间同方差”“无组内自相关”“无截面同期相关”的原假设。因此,本文采用固定效应SCC模型(FE/SCC)来修正固定效应模型(FE)。表2报告了固定效应SCC模型(FE/SCC)的估计结果。从模型(1)–(4)可以看出,无论是数字普惠金融总指数(lnDIF),还是覆盖广度(lnDIF1)、使用深度(lnDIF2)、数字化程度(lnDIF3),对农民收入增长均表现出显著的正相关关系,其弹性系数分别为0.249、0.196、0.248和0.192。考虑到本文的解释变量对农民收入增长的影响可能具有滞后效应,且金融类变量的时滞效应通常较短,故将数字普惠金融变量及所有控制变量滞后一期对农民收入增长进行估计。由模型(5)–(8)可以发现,数字普惠金融及各维度发展对农民收入增长具有显著的滞后效应,数字普惠金融总指数及各维度指数的弹性系数分别为0.216、0.168、0.214和0.166。可见,无论是当期还是滞后一期,无论总指数还是各维度指数,数字普惠金融发展对农民收入增长均有显著的促进作用。从各省数字普惠金融总指数的平均值由2011年的40上升到2018年的300.21可知,数字普惠金融发展对农民收入增长的促进作用是可观的。

控制变量的估计结果表明,农户生产性固定资产投资(NHTZ)的估计系数为负向,在部分模型中通过显著性检验,这可能是因为我国农业生产依然以小规模经营为主,分散的小额投资难以形成有效的规模经济,难以促进农民增收。此外,农户投资去向较为单一且效率低下,难以对农民增收

起到应有的作用^[39]。人力资本(lnH)的估计系数为正向,在部分模型中通过显著性检验,表明农村人力资本提高能够促进农民收入增长。农机使用(lnNJ)的估计系数不显著,表明农业机械化对农民收入增长的促进作用有限。近年来我国农机社会化服务水平有所提高,带来农机使用量增加、农业生产的分工和专业化,对“三农”而言最大的好处是解放了束缚在小块土地上的劳动力,解除了农民外出务工和经营工商企业的后顾之忧。农业机械化带来的增收效应主要针对提供专业化服务的少数大户,而大多数农户则需要出让货币以换取专业化服务。贸易开放程度(TRADE)在多数模型中显著为负,化肥使用(lnHF)与农民收入增长显著负相关,财政支农(CZ)的估计系数显著为负,金融支农(JR)的系数显著为正。

表2 数字金融与农民收入增长(FE/SCC):基准回归

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	当期解释变量				滞后一期解释变量			
lnDIF	0.249*** (7.79)				0.216*** (8.52)			
lnDIF1		0.196*** (6.95)				0.168*** (7.61)		
lnDIF2			0.248*** (8.06)				0.214*** (8.31)	
LnDIF3				0.192*** (8.85)				0.166*** (10.31)
NHTZ	-0.276 (-1.31)	-0.311 (-1.36)	-0.570** (-2.44)	-0.777** (-3.01)	-0.0921 (-0.88)	-0.146 (-1.27)	-0.380** (-2.88)	-0.472** (-2.99)
lnH	0.458* (1.95)	0.374 (1.35)	0.548 (1.64)	1.366*** (3.92)	0.438** (2.76)	0.373 (1.86)	0.541 (1.81)	1.183*** (3.98)
TRADE	-0.147** (-2.55)	-0.304*** (-6.00)	-0.262** (-2.57)	0.0414 (0.24)	-0.206** (-3.45)	-0.369*** (-13.02)	-0.326** (-3.39)	-0.0401 (-0.22)
lnNJ	-0.0355 (-1.66)	-0.0428 (-1.56)	0.0140 (0.46)	-0.0840 (-1.68)	-0.0469 (-1.71)	-0.0504 (-1.39)	0.00320 (0.08)	-0.0968 (-1.68)
lnHF	-0.425*** (-6.62)	-0.519*** (-8.60)	-0.499*** (-5.82)	-0.369** (-2.45)	-0.281*** (-6.58)	-0.366*** (-7.63)	-0.349*** (-8.16)	-0.175 (-1.35)
CZ	-0.0350*** (-3.53)	-0.0308** (-2.74)	-0.0579** (-2.55)	-0.0886*** (-7.14)	-0.0277** (-2.83)	-0.0240* (-2.01)	-0.0556* (-2.36)	-0.0823*** (-7.04)
JR	0.0648** (2.71)	0.0691** (2.54)	0.0771 (1.64)	0.141*** (8.01)	0.0584** (2.89)	0.0647** (2.69)	0.0758 (1.71)	0.129*** (8.64)
常数项	9.720*** (17.24)	10.89*** (17.47)	9.964*** (19.34)	7.791*** (6.00)	9.054*** (21.62)	10.09*** (17.67)	9.233*** (20.98)	7.101*** (6.70)
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	240	240	240	240	210	210	210	210
Hausman 检验	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
R-squared	0.8820	0.8618	0.8192	0.7650	0.8869	0.8589	0.8165	0.7643

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著,括号内为 t 统计量

2. 稳健性分析

为缓解可能因遗漏变量、反向因果及数字普惠金融发展指数测度误差等导致的内生性问题,本文分别将数字金融总指数及各维度指数的滞后项作为各自的工具变量对内生性进行控制,采用过度识别的广义矩估计法(GMM)和有限信息最大似然估计法(LIML)进行稳健性检验,表3汇报了

估计结果。数字普惠金融指数的内生性检验在 10% 的显著性水平下接受原假设,表明内生性问题不严重。覆盖广度的内生性检验在 1% 的水平下拒绝原假设,表明存在内生性问题;弱工具变量检验 Cragg-Donald Wald F 值远大于 10,表明不存在弱工具变量问题;模型(3)和模型(4)的 Hansen-J 检验的 P 值均大于 0.1,表明不能拒绝过度识别原假设。因此,工具变量的选择是恰当的。GMM 和 LIML 的估计结果显示覆盖广度的系数为正,且通过 1% 的显著性检验。使用深度和数字化程度的内生性检验在 10% 的显著性水平下接受原假设,表明内生性问题不严重。上述分析表明即使考虑了内生性问题,数字普惠金融及各维度发展对农民收入增长的正向促进作用依然具有稳健性,数字普惠金融发展已经成为农民收入增长的重要驱动力。

表 3 稳健性检验(工具变量 GMM 和 LIML)

模型方法	(1) GMM	(2) LIML	(3) GMM	(4) LIML	(5) GMM	(6) LIML	(7) GMM	(8) LIML
lnDIF	0.451*** (22.57)	0.450*** (22.37)						
lnDIF1			0.507*** (28.89)	0.506*** (28.70)				
LnDIF2					0.579*** (17.46)	0.582*** (17.57)		
LnDIF3							0.626*** (8.58)	0.749*** (9.28)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	150	150	150	150	180	180	180	180
滞后工具变量阶数	L(2/3)	L(2/3)	L(1/3)	L(1/3)	L(1/2)	L(1/2)	L(1/2)	L(1/2)
内生性检验	0.1774	0.1774	0.0012	0.0012	0.4576	0.4576	0.1310	0.1310
弱工具变量检验	364.526	364.526	193.715	193.715	33.957	33.957	47.175	47.175
Hansen-J 检验	0.1075	0.1109	0.7454	0.7454	0.1076	0.1109	0.0000	0.0009

注:*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著,括号内为 z 统计量,内生性检验报告 P 值,弱工具变量检验报告 Cragg-DonaldWaldF 统计量,Hansen-J 检验报告 P 值

3. 进一步分析

数字金融提供了支付、融资、理财等丰富多样的在线金融服务,为农民收入增长提供了重要的金融支持。表 4 进一步报告了数字金融各项业务发展对农民收入增长的影响。估计结果显示,数字金融各项业务的估计系数均为正,且通过 1% 的显著性检验,表明数字金融各项业务发展有助于促进农民收入水平提高。从各项业务对农民收入增长的作用强度来看,支付、信贷、保险等基础的金融服务对农民收入增长的作用最强,信用服务的增收效应最弱。这可能是因为支付、信贷、保险等金融服务要么直接支持农户生产经营活动,要么直接促进财产性收入增长,但是信用业务则是获取其他某些金融服务的条件之一,对农民收入增长的直接作用可能相对较小。这说明提高基础金融服务的供给水平依然是促进农民收入增长的重要途径。

表 4 数字金融各项业务与农民收入增长(FE/SCC)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
支付	0.236*** (12.39)					
信贷		0.245*** (9.90)				

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
投资			0.0677*** (5.36)			
货币基金				0.0845*** (11.73)		
保险					0.134*** (6.11)	
信用						0.0353*** (6.20)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	240	240	150	180	240	120
Hausman 检验	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
R-squared	0.8867	0.775	0.8550	0.7527	0.8265	0.7028

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著，括号内为t统计量；投资的样本期间为2014—2018年，货币基金的样本期间为2013—2018年，信用的样本期间为2015—2018年

(二)数字普惠金融影响农民收入增长的作用途径分析

数字金融提供了丰富多样的金融服务,为小农户、农业产业化龙头企业、农民合作社、专业大户和家庭农场等新型农业经营主体的生产经营活动提供了金融支持,促进了新的商业模式的产生和发展,改善了农村经济主体的生产经营环境,有利于扩大生产规模和提高经营业绩,增加农民获得工资性收入和经营性收入的机会。在线融资服务能缓解农村家庭创业活动面临的金融约束,提高了创业的概率并增加了非农就业机会,并通过支持创新创业等渠道为经济增长提供支持,创造出更多的工作岗位。便捷安全的理财投资服务有助于农村家庭获得财产性收入,在线保险、大病众筹增强了农村居民的抗风险能力,在家庭遇到重大困难时,可以获得来自亲友及社会的转移支付,等等。因此,数字金融对农民收入增长的影响是全方位的,有助于促进农民各项收入增长。由于2013年起实施的城乡住户统一调查引起的统计口径变化使得当年农民收入结构发生了非自然形成的结构变动,因此,本文首先使用2013—2018年的数据进行估计,并运用2011—2018年的数据进行稳健性检验。表5汇报了数字普惠金融与农民各项收入来源的估计结果。模型(1)—(4)表明数字金融对农民各项收入的估计系数显著为正,在2013—2018年的样本期间,数字金融能够显著促进农民各项收入增长,其中对转移性收入的作用力度最强,紧随其后的是经营性收入、财产性收入和工资性收入。模型(5)—(8)表明数字普惠金融总指数的估计系数显著为正,进一步说明数字普惠金融促进了农民各项收入增长。

表5 数字金融与各项收入的关系(FE/SCC)

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
因变量	经营性收入	工资性收入	财产性收入	转移性收入	经营性收入	工资性收入	财产性收入	转移性收入
样本期间	2013—2018				2011—2018年			
lnDIF	0.471*** (8.78)	0.321*** (21.34)	0.433*** (10.66)	1.837*** (4.95)	0.218*** (8.08)	0.132*** (7.11)	0.178*** (6.29)	0.736*** (6.50)
NHTZ	0.117 (0.75)	-0.411** (-3.61)	0.532 (0.62)	1.168 (1.60)	-0.360* (-1.96)	-0.402** (-2.49)	1.247 (1.75)	-0.180 (-0.18)
lnH	0.739 (1.80)	0.957* (2.20)	-0.559 (-1.13)	-3.380** (-3.11)	0.915** (3.43)	0.391 (1.85)	1.092 (1.50)	-1.007 (-0.87)

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
因变量	经营性收入	工资性收入	财产性收入	转移性收入	经营性收入	工资性收入	财产性收入	转移性收入
样本期间	2013—2018				2011—2018 年			
TRADE	0.0108 (0.12)	-0.324*** (-6.52)	1.453* (2.12)	0.0708 (0.44)	-0.227* (-2.35)	-0.357** (-3.34)	1.265*** (5.11)	-0.366 (-1.48)
lnNJ	-0.0184 (-0.21)	-0.00347 (-0.07)	-0.0844 (-1.14)	0.156 (0.60)	-0.112** (-3.07)	0.0731 (1.12)	-0.0172 (-0.13)	-0.140 (-1.33)
lnHF	0.132 (0.59)	0.228*** (10.70)	-0.406** (-3.33)	0.255** (2.63)	-0.199 (-1.85)	-0.300*** (-3.53)	-0.638** (-2.93)	-1.539*** (-5.91)
CZ	0.0126 (0.36)	-0.0606* (-2.27)	0.0542 (0.80)	0.0287 (0.50)	0.00678 (0.30)	-0.0403 (-1.40)	-0.0769 (-1.09)	-0.280 (-1.88)
JR	0.00708 (0.37)	0.157* (2.53)	-0.0316 (-0.35)	-0.248*** (-5.01)	0.0367** (2.39)	0.124* (2.18)	0.120 (1.52)	0.0494 (0.35)
常数项	3.124 (5.97)	2.757** (12.08)	6.636** (0.02)	2.115* (5.34)	6.701*** (8.99)	8.330*** (13.63)	5.968** (2.90)	16.28*** (6.23)
个体固定效应	YES	YES	Y1S	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	180	180	180	180	240	240	240	240
Hausman 检验	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
R-squared	0.6941	0.7134	0.3255	0.7174	0.7530	0.7028	0.3099	0.7199

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著，括号内为t统计量

表6汇报了数字普惠金融各维度对农民各项收入增长的影响。结果表明数字金融覆盖广度(DIF1)、使用深度(DIF2)和数字化程度(DIF3)与农民工资性收入、经营性收入、财产性收入及转移性收入的估计系数均为正,且均通过显著性检验,表明数字金融各维度发展对农民各项收入增长均产生了正面影响。采用滞后一期的估计结果与此相似(限于篇幅,不再汇报估计结果),这说明数字普惠金融各维度发展对农民收入增长产生了全方位的促进作用。

表6 数字金融各维度与各项收入的关系(FE/SCC)

	因变量:经营性收入		因变量:工资性收入	
lnDIF1	0.326*** (4.39)		0.264*** (13.32)	
lnDIF2		0.399*** (8.80)		0.136** (2.81)
lnDIF3			0.205* (2.12)	0.209** (2.62)
	因变量:财产性收入		因变量:转移性收入	
lnDIF1	0.238** (3.44)		1.570*** (7.36)	
lnDIF2		0.464** (3.84)		0.720* (2.54)
lnDIF3			0.223* (2.56)	1.147* (2.03)

注:上述估计结果均控制了个体效应、控制变量、常数项,*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著,括号内为t统计量

(三)异质性分析

1. 区域异质性分析

由于各区域社会经济条件存在差异,数字金融发展对农民收入增长的影响存在区域差异性。

表7汇报了数字金融对东、中、西部地区农民收入增长的影响。当期的估计结果表明,数字金融对东、中、西部地区农民收入的估计系数分别为0.229、0.195、0.249,且均通过1%的显著性检验,说明数字金融促进了各地区的农民收入增长。通过比较估计系数发现,数字金融对西部地区农民收入增长的作用最强,其次是东部地区,最后是中部地区。各地区滞后一期的估计系数也均为正向,且均通过1%的显著性检验,数字金融的估计系数大小的顺序没有发生变化。因此,数字金融对各区域农民收入增长的影响可能存在差异性。

表7 数字金融影响农民收入增长的区域差异(FE/SCC):分组回归

	当期解释变量			滞后一期解释变量		
	东部 (1)	中部 (2)	西部 (3)	东部 (4)	中部 (5)	西部 (6)
lnDIF	0.229*** (9.41)	0.195*** (5.64)	0.249*** (5.11)	0.188*** (10.27)	0.174*** (6.56)	0.222*** (5.19)
NHTZ	0.409 (1.19)	-0.869** (-3.47)	-0.915* (-1.94)	0.547** (2.46)	-0.893* (-2.24)	-0.615** (-3.26)
lnH	0.300** (2.96)	0.271 (0.35)	0.742* (2.02)	0.282** (3.14)	0.228 (0.36)	0.768** (3.12)
TRADE	-0.333*** (-5.94)	1.172** (3.30)	0.0314 (0.10)	-0.398*** (-7.14)	1.467*** (4.70)	-0.0138 (-0.05)
lnNJ	-0.243** (-2.91)	0.0674 (1.37)	-0.0885 (-0.73)	-0.242** (-3.67)	0.0582 (1.35)	-0.0829 (-0.43)
lnHF	-0.282 (-1.86)	-0.666*** (-20.87)	-0.389*** (-5.12)	-0.144 (-1.25)	-0.625*** (-7.99)	-0.238*** (-4.84)
CZ	-0.0363** (-2.61)	0.371 (1.56)	0.346*** (3.56)	-0.0210** (-2.47)	0.384 (1.68)	0.195** (3.12)
JR	0.0460** (2.44)	0.120 (1.05)	0.0400 (0.49)	0.0363*** (4.07)	0.139 (1.42)	0.0443 (0.59)
常数项	10.14*** (13.36)	11.42*** (6.98)	8.678*** (8.58)	9.533*** (14.84)	11.39*** (10.38)	7.841*** (8.40)
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	88	64	88	77	56	77
Hausman 检验	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
R-squared	0.9341	0.9116	0.8807	0.9343	0.9283	0.8849

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著,括号内为t统计量

由于各区域的估计系数均通过显著性检验,接下来将通过设置虚拟变量的方式,检验数字金融影响农民收入增长的区域差异是否具有显著性。具体方法是当省份属于东部地区时,AREA1=1,否则为0;当省份属于中部地区时,AREA2=1,否则为0。将AREA1、AREA2分别乘以数字金融变量,得到2个交叉项:AREA1*lnDIF和AREA2*lnDIF。lnDIF的估计系数表示数字金融发展对西部地区的影响,如果交叉项系数显著不为0,则表明数字金融对相应区域农民收入增长的影响显著不同于西部地区。表8汇报了相应的结果。结果表明,数字金融发展的当期值(lnDIF)和滞后一期(L. lnDIF)的系数均为正向,且均通过1%的显著性检验;AREA1*lnDIF及L.(AREA1*lnDIF)的系数为负向,且至少通过5%的显著性检验,AREA2*lnDIF及L.(AREA2*lnDIF)的系数为负向,且通过1%的显著性检验。这说明数字金融发展对农民收入增长的影响存在着显著的区域差异性,对西部地区农民收入增长的影响要强于中、东部地区。因此,数字金融发展有助于缩小

区域之间的农民收入差距。

表 8 数字金融影响农民收入的区域差异显著性(FE/SCC):虚变量回归

	(1)		(2)
lnDIF	0.279*** (7.40)	L. lnDIF1	0.243*** (7.76)
AREA1 * lnDIF	-0.0508** (-3.26)	L. (AREA1 * lnDIF)	-0.0527*** (-3.98)
AREA2 * lnDIF	-0.0609*** (-5.53)	L. (AREA2 * lnDIF)	-0.0506*** (-3.92)

注:上述估计结果均控制了个体效应、控制变量、常数项,*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著,括号内为t统计量

接下来考察数字普惠金融各维度对农民收入增长影响的区域差异,表9汇报了相应的估计结果。东部地区估计结果表明,当期的覆盖广度(lnDIF1)、使用深度(lnDIF2)、数字化程度(lnDIF3)的系数为正,且通过1%的显著性检验;滞后一期的估计系数也为正向,分别通过1%的显著性检验。这表明数字金融各维度发展有助于东部地区农民收入增长。中部地区的估计结果显示,当期及滞后一期的覆盖广度(lnDIF1)、使用深度(lnDIF2)、数字化程度(lnDIF3)的系数为正向,且均通过1%的显著性检验。西部地区的估计结果显示,当期的覆盖广度(lnDIF1)、使用深度(lnDIF2)、数字化程度(lnDIF3)的系数为正向,且通过1%的显著性检验;滞后一期估计系数为正向,分别通过5%、1%和1%的显著性检验。这表明数字金融覆盖广度、使用深度、数字化程度能够显著促进各区域农民收入增长。

表 9 数字金融各维度影响农民收入增长的区域差异(FE/SCC):分组回归

	当期解释变量			滞后一期解释变量		
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
lnDIF1	0.224*** (9.62)	0.223*** (10.08)	0.119*** (8.77)	0.185*** (10.67)	0.147*** (6.49)	0.142** (3.55)
lnDIF2	0.167*** (5.51)	0.196*** (5.10)	0.160*** (8.81)	0.176*** (8.31)	0.183*** (5.66)	0.194*** (3.81)
lnDIF3	0.166*** (3.82)	0.217*** (3.83)	0.215*** (5.69)	0.0944*** (9.93)	0.146*** (11.33)	0.192*** (6.57)

注:上述估计结果均控制了个体固定效应、控制变量、常数项,*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著,括号内为t统计量

接下来参照上文的方法设置虚拟变量来检验数字金融各维度对各区域农民收入增长影响差异的显著性,表10汇报了估计结果。覆盖广度的估计表明,AREA1 * lnDIF1的系数为正向,没有通过10%的显著性检验;AREA2 * lnDIF1的系数为负向,也没有通过10%的显著性检验。滞后变量的估计结果与当期变量的估计结果相似,表明覆盖广度增收效应的区域差异性不显著。使用深度的估计结果表明,AREA1 * lnDIF2、L. (AREA1 * lnDIF2)的系数为负向,且通过1%的显著性检验,表明使用深度对西部地区的影响要强于东部地区;AREA2 * lnDIF2、L. (AREA2 * lnDIF2)的系数为负向,且分别通过5%和10%的显著性检验,表明使用深度对西部地区的农民增收效应也强于中部地区。数字化程度的估计结果表明,AREA1 * lnDIF3、L. (AREA1 * lnDIF3)、AREA2 * lnDIF3、L. (AREA2 * lnDIF3)的系数为负向且至少通过5%的显著性检验,表明数字化程度对西部地区的增收效应要强于东部、中部地区。上述结果表明,数字金融覆盖广度增收效应的区域差异不

明显,数字金融使用程度和数字化程度对农民收入增长的影响存在显著的区域差异,且对西部地区的增收效应明显强于东部、中部地区。

表 10 数字金融各维度影响农民收入增长的区域差异(FE/SCC):虚变量回归

当期解释变量			滞后一期解释变量	
覆盖广度	lnDIF1	0.196*** (6.04)	L. lnDIF1	0.168*** (6.15)
	AREA1 * lnDIF1	0.0247 (1.49)	L. (AREA1 * lnDIF1)	0.0187 (1.32)
	AREA2 * lnDIF1	-0.0101 (-0.89)	L. (AREA2 * lnDIF1)	-0.00377 (-0.27)
使用深度	lnDIF2	0.264*** (8.00)	L. lnDIF2	0.227*** (8.10)
	AREA1 * lnDIF2	-0.0438*** (-4.19)	L. (AREA1 * lnDIF2)	-0.0505*** (-4.21)
	AREA2 * lnDIF2	-0.0285** (-2.56)	L. (AREA2 * lnDIF2)	-0.0172* (-2.03)
数字化程度	lnDIF3	0.273*** (7.09)	L. lnDIF3	0.0851*** (6.64)
	AREA1 * lnDIF3	-0.162*** (-6.54)	L. (AREA1 * lnDIF3)	-0.0315*** (-7.53)
	AREA2 * lnDIF3	-0.0874*** (-4.19)	L. (AREA2 * lnDIF3)	-0.0216** (-2.47)

注:上述估计结果均控制了个体固定效应、控制变量、常数项,*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著,括号内为t统计量

2. 数字普惠金融在不同收入分位数上对农民收入增长的影响

数字普惠金融具有低成本、覆盖广和可持续的优势,大大降低了金融服务的门槛,为广大农村地区实现普惠金融提供了契机,为低收入者和弱势群体获取低成本金融服务奠定了基础。在传统的农村金融环境中,低收入阶层可能因为自身的收入及财富不足以支付享受金融服务的门槛费用而无法获得充分的金融服务,数字普惠金融通过数字技术与金融的跨界融合为使用者提供了支付、结算、保险、货币基金、信用服务、投资和信贷等金融服务^[2],对缓解贫困农户、小微企业融资等问题发挥着积极作用,弥补了传统金融的短板和不足,从而更有利于低收入群体的收入增长。为了反映不同收入群体从数字普惠金融发展中的获益情况,本文采用Powell开发的面板广义分位数模型进行估计^[40],表11报告了数字普惠金融总指数及各维度指数在代表性分位数上的估计结果。在不同收入分位数水平,数字普惠金融发展(DIF)对农民收入增长均有明显的促进作用,随着收入分位数水平提升,数字普惠金融总指数对农民收入增长的弹性系数总体上表现出逐渐下降趋势(0.341、0.412、0.316、0.313、0.285、0.257)。数字普惠金融在Q5、Q10、Q25分位数上弹性系数均大于Q75、Q90分位数的弹性系数,说明数字金融对农民收入增长具有包容性特征,对低收入群体的收入增长促进作用更强。各维度指数的估计结果表明覆盖广度(DIF1)、使用深度(DIF2)和数字化程度(DIF3)在各个分位数水平上均与农民收入增长显著正相关,随着分位数水平的提高,增收效应趋于下降。参照上文的处理方式,将数字金融变量和所有控制变量滞后一期对模型进行回归(限于篇幅,不再汇报结果),估计结果表明上述结论具有稳健性。这说明数字普惠金融对农民收入增长的包容性和普惠性,不仅体现在总体发展水平上,还体现在各维度层面。

表 11 在不同收入分位数上数字普惠金融对农民收入增长的影响(面板广义分位数回归)

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
分位数水平	Q5	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
lnDIF	0.341*** (294.12)	0.412*** (126.95)	0.316*** (189.29)	0.313*** (46.54)	0.285*** (21.79)	0.257*** (11.21)
DIF1	0.351*** (259.81)	0.342*** (147.68)	0.298*** (37.36)	0.278*** (62.70)	0.222*** (53.04)	0.149*** (7.34)
DIF2	0.372*** (92.88)	0.368*** (92.92)	0.304*** (65.52)	0.297*** (185.47)	0.293*** (96.27)	0.259*** (4.01)
DIF3	0.203*** (53.19)	0.243*** (24.32)	0.217*** (173.51)	0.204*** (19.63)	0.174*** (20.99)	0.154*** (5.39)

注:上述估计结果均控制了个体效应和控制变量,*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著,括号内为z统计量,表中结果为bootstrap1000次得出的结果

上述分析表明,在不同的分位数水平上无论是数字普惠金融总指数还是各维度指数都与农民收入增长显著正相关,表明不同的收入群体均能从数字普惠金融发展中受益。从系数的变化趋势来看,随着分位数水平的提高,数字普惠金融总指数及各维度指数对农民收入增长的弹性系数逐渐变小。这说明低收入群体从数字普惠金融发展的获益相对较多,体现了现阶段数字普惠金融发展的包容性和普惠性。在传统金融体系中,农村低收入群体受到的金融排斥最强,接入数字金融服务的边际收益更高。数字普惠金融将这些低收入长尾客户纳入服务范围,弥补了传统金融的短板,提高了金融的普惠性,促进了农村经济的包容性增长。但本文的估计结果与张勋等^[26]的研究也存在一定的差异。在张勋等人的研究中,仅农村低收入家庭从数字普惠金融发展中获益较为明显,而高收入家庭从数字普惠金融发展中获益并不明显。但是本文的研究结果表明即使高收入家庭也能从数字普惠金融发展中获益。原因可能在于张勋等侧重于分析数字普惠金融对农户家庭创业的影响^[26],缺少对数字普惠金融影响现存企业经营行为和经济绩效的考量。事实上,数字普惠金融为各类收入的群体提供了平等使用金融服务的机会,不仅有利于新企业产生,也有利于改善现存企业的经营绩效,进而使得各收入分位数上的群体均能从数字普惠金融发展中获益。

(四)人力资本对数字普惠金融促进农民收入增长的调节效应

数字普惠金融的增收效果受到使用者人力资本储量的影响,为了反映人力资本对数字普惠金融影响农民收入增长的调节作用,将人力资本与数字普惠金融总指数及各维度指数的交互项($\ln H * \ln DIF$ 、 $\ln H * \ln DIF1$ 、 $\ln H * \ln DIF2$ 、 $\ln H * \ln DIF3$)带入式(8),并按照主流处理方法对交互项进行标准化处理,采用SCC固定效应的估计结果见表12所示。由模型(1)可知人力资本与数字普惠金融总指数的交互项($\ln H * \ln DIF$)的系数为负,但是没有通过10%的显著性检验,表明总体上人力资本的调节作用并不显著。模型(2)显示人力资本与覆盖广度的交互项($\ln H * \ln DIF1$)的系数为正,且通过1%的显著性水平检验,表明较高的人力资本能够提高覆盖广度的增收效应。此外,加入交互项后人力资本和覆盖广度的回归系数都变为负值,很明显交互项掩盖了人力资本与数字普惠金融对农民收入增长的主效应,凸显了人力资本在提升覆盖广度促进农民收入增长方面的重要性。模型(3)显示人力资本与使用深度交互项($\ln H * \ln DIF2$)的系数为正,且通过10%的显著性检验,表明较高的人力资本有助于提高数字金融使用深度的增收效应。模型(4)显示人力资本与数字化程度交互项($\ln H * \ln DIF3$)的系数为为负,且通过1%的显著性检验,表明较高的人力资本降低了数字化程度的增收效应。

表 12 人力资本的调节效应分析(FE/SCC)

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
lnH * lnDIF	-0.0668 (-0.82)			
lnH * lnDIF1		0.682*** (8.37)		
lnH * lnDIF2			0.183* (1.93)	
lnH * lnDIF3				-1.028*** (-8.23)
人力资本 H	0.660** (2.50)	-1.322*** (-3.96)	-0.0325 (-0.06)	4.489*** (8.31)
lnDIF / lnDIF1 / lnDIF2 / lnDIF3	0.333*** (3.55)	-0.503*** (-6.52)	0.0132 (0.13)	1.444*** (8.62)
控制变量	YES	YES	YES	YES
常数项	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	240	240	240	240
Hausman 检验	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
R-squared	0.8821	0.8767	0.8201	0.7848

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著，括号内为 t 统计量

为了进一步检验人力资本调节作用的稳健性,本文将人力资本虚拟变量(H1)和人力资本虚拟变量与数字普惠金融的交互项引入模型并对样本进行缩放估计。具体方法如下:以人力资本的 Q25 和 Q75 作为分位点将样本一分为 3,取两端的样本组成一个新的估计样本;当人力资本处于最高的 25 个分位点时,人力资本虚拟变量(H1)赋值为 1,当人力资本处于最低的 25 个分位点时赋值为 0;将人力资本虚拟变量分别与数字普惠金融总指数及各维度指数相乘可以得到 4 个交互项:H1 * DIF、H1 * DIF1、H1 * DIF2、H1 * DIF3;将人力资本虚拟变量和人力资本虚拟变量与数字普惠金融的交互项分别引入相应模型,由此得到 4 个含有交互项的回归模型。表 13 的估计结果显示,H1 * lnDIF、H1 * lnDIF2 的估计系数没有通过 10% 显著性检验,H1 * DIF1 的估计系数为正,且通过 1% 的显著性检验,H1 * DIF3 的估计系数为负,且通过 1% 的显著性检验。

表 13 人力资本调节效应的稳健性检验

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
H1 * lnDIF	0.00278 (0.10)			
H1 * lnDIF1		0.105*** (4.37)		
H1 * lnDIF2			-0.0253 (-1.09)	
H1 * lnDIF3				-0.173*** (-7.15)
人力资本虚拟变量 H1	0.0473 (0.33)	-0.529*** (-4.62)	0.237* (1.92)	1.050*** (7.77)
lnDIF/ lnDIF1/ lnDIF2/ lnDIF3	0.259*** (8.32)	0.162*** (6.64)	0.246*** (10.02)	0.270*** (7.35)
控制变量及常数项	YES	YES	YES	YES

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	120	120	120	120
Hausman 检验	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
R-squared	0.8869	0.8680	0.8123	0.7700

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著，括号内为 t 统计量

以上分析表明,虽然数字普惠金融作为金融服务与数字技术的结合体,理论上数字普惠金融发挥作用需要较高的人力资本与之相匹配,但是样本期间的估计结果表明,总体上人力资本对数字普惠金融促进农民收入增长的调节效应并不显著,进一步对各维度的分析表明,人力资本对数字金融各维度影响农民收入增长的调节效应存在结构性差异。具体来看,较高的人力资本提高覆盖广度的增收效应具有稳健性,但是抑制了数字化程度的增收效应,对使用深度增收效应的影响则不具有稳健性。数字金融作为一种新的金融模式,对它的接受和使用需要具备一定的知识储量。较低的人力资本不利于农村居民接触互联网及数字普惠金融,随着数字金融覆盖面的快速扩张,互联网技能缺乏与文化水平限制已经成为制约农村居民接触互联网进而使用数字金融的主要因素。人力资本影响农村居民使用数字普惠金融的质量,但是如果用户对数字金融的使用仅仅限于支付等最基本的功能,那么人力资本所导致的收入差异可能不太明显^[41]。随着数字金融产品和服务的扩展,数字投资理财的复杂程度更高,届时,数字普惠金融的“挑剔性”就会显现出来^[28],人力资本的高低很大程度上决定了使用者从数字普惠金融发展中获益情况。随着数字普惠金融产品和服务的迭代更新,其操作流程越来越便捷,使用成本越来越低,这有可能降低数字普惠金融对人力资本的要求^[41]。当前,我国数字普惠金融业务的发展从最初的传统金融互联网化发展到数字化创新阶段,进行金融服务创新^[42]是这一阶段的主要特征。但是无论哪一阶段都要求数字金融使用者具备适当的知识储量。事实上,我国部分省区金融发展与人力资本已出现协调性问题^[43],农村地区数字普惠金融发展面临的人力资本约束更为突出。

五、结论及启示

本文将数字普惠金融作为新型生产要素纳入总量生产函数,建立计量模型实证检验了数字普惠金融对农民收入增长的影响及作用机制。样本期间的研究表明:(1)无论是数字普惠金融总指数还是各维度指数都与农民收入增长显著正相关,并具有显著的滞后效应。采用过度识别的工具变量 GMM 和 LIML 方法对内生性进行控制的估计结果表明上述结论具有稳健性。此外,数字金融的各项业务发展也有利于农民收入增长,即无论是在总体层面还是各维度层面,亦或是数字金融的各项业务发展对农民收入增长均有显著的促进作用。(2)数字普惠金融及各维度发展通过促进经营性收入、工资性收入、转移性收入、财产性收入进而带动农民增收。(3)数字普惠金融及各维度发展促进了各区域农民收入增长,尤其是对西部地区农民收入增长的作用力度更强,数字金融发展有助于缩小区域农民收入水平差距。各收入分位数上的人群均能从数字普惠金融及各维度发展中获益,尤其是低收入群体获益更多。数字普惠金融为其客户提供了相对平等的接受金融服务的机会,无论是数字普惠金融总指数还是各分类指数在各收入分位数上的估计系数均显著为正,但随着分位数水平的提高,估计系数逐渐变小。数字普惠金融将受传统金融排斥最严重的低收入者纳入服务范围,产生了较高的边际收益。(4)数字金融的高质量发展需要较高的人力资本,样本期间

的估计结果表明,总体来看较高的农村人力资本对数字普惠金融促进农民收入增长影响并不显著。对数字金融各维度的分析表明较高的人力资本提高覆盖广度的增收效应,降低了数字化程度的增收效应。为了促进数字普惠金融发展,提高农村经济发展水平,促进农民收入可持续包容性增长,本文提出以下四个方面的政策建议。

第一,完善农村数字金融基础设施建设,提升数字普惠金融覆盖面。普及互联网和移动手机等终端设备有助于农村居民破除地理障碍、获取高效的数字金融服务。互联网是数字普惠金融的重要基础设施,接入互联网成为农村居民直接获得数字普惠金融服务的前提条件。截止到2019年6月,我国农村非网民规模超过3亿^①,相当一部分农村居民因当地无法连接互联网或者没有手机电脑等设备无法上网。应当动员各方力量,完善农村互联网等金融基础设施建设,继续提升智能手机、互联网、信息技术在农村地区的覆盖程度,继续推动农村信息网络的“提速降费”,鼓励大型互联网企业以及银行、保险公司等金融机构积极参与农村数字普惠金融建设,构建“政、企、银”多方合作机制,健全农村信息网络平台,在现有的基础上拓宽农村数字普惠金融覆盖面,针对碎片化、分散化的农村综合信息进行有效整合与充分利用,实现数字金融在农村的有效普及,实现城乡资金、技术的互联互通,让数字金融覆盖更多的农村群体,促进农民收入包容性增长。

第二,完善数字金融监管体系,提高数字普惠金融发展质量。我国数字普惠金融正由粗放式的“圈地时代”进入深度拓展阶段,创新性金融服务不断推出。在数字普惠金融高速发展的同时,由于立法、监管体系等方面的不完善,各种数字金融乱象频频出现,特别是对网络安全和金融欺诈的担忧影响了用户使用数字金融的深度,降低了数字金融消费者的使用效益。因此,需要在现有法律制度的基础上,补充、修订和完善数字金融相关法律制度,规范数字金融行业准入和行业监管,加强网络空间治理,防范“庞氏骗局”和借用数字金融进行的违法犯罪行为,净化数字金融环境,完善数字普惠金融个人征信领域的信息共享机制,健全数字金融风险预警、缓释机制,切实保护数字金融消费者合法权益,提高数字普惠金融发展质量,使数字普惠金融真正成为服务实体经济,造福小微企业、农民、城镇低收入群体及贫困人群等特殊群体的利器。

第三,改造农村人力资本,提高农村居民数字金融素养。数字普惠金融作为数字技术与金融服务融合的产物,对人力资本有较高的要求。而现实中,与数字金融相关的专业人才集中在大中型以上城市,乡村数字金融人才缺乏,业务技能和综合素质均有待提高。在网民结构上,我国初中以下学历者占65.1%,在非网民中,因技能缺乏和文化程度限制而导致的非网民比例分别为44.6%和36.8%,数字金融发展面临人力资本困境,其中农村地区尤为突出。加快农村人力资本改造,提升农村居民数字金融素养的步伐刻不容缓。应继续加大农村基础教育的投入力度,保障农村适龄群体获得充分的受教育机会;依托国家对职业教育的重视和规划,加快职业教育、远程教育的发展,培养数字金融领域急需的人才;选拔优秀职业农民进行定期数字金融专项培训,培养和造就更多的善用数字金融的新型农业经营主体,全面提升农村居民数字金融意识和金融素养,充分发挥数字普惠金融促进农民收入增长的效果。

第四,深化数字普惠金融与农村经济融合,促进农村经济高质量发展。我国数字普惠金融的产生和发展源于实体经济巨大的潜在数字金融需求,目前数字普惠金融在居民日常小额支付、电商等

① 如无特殊说明,下文数据均来自中国互联网信息中心(CNNIC)第44次《中国互联网发展报告》披露的截止到2019年6月的数据。

领域融合较好,与农业农村经济的融合效果有待深化。应充分发挥数字金融低成本、低门槛(免抵押物)、多场景和多渠道积累用户数据等方面的优势,有效突破地域限制,积极引导各类金融机构运用数字技术为农村各类从业主体提供全方位便捷式的金融服务,扩充农村资金来源,扩大信贷覆盖面,精准匹配借贷双方资金供求,从而解决农村产业发展主体的信贷约束。数字金融与农村电商等多个数字经济领域具有天然的耦合性,农村产业应通过“互联网+农资”“互联网+农产品营销”等数字经济模式,丰富和完善新型农业社会化服务体系,依靠大数据、云计算、区块链等先进的数字技术手段加速推进特色乡村数字经济和智慧农业的发展,促进农村产业融合,提高农村经济发展质量,促进农民收入持续增长。

[参 考 文 献]

- [1] Barr M S, Kumar A, Litan R E, et al. Building inclusive financial systems: A framework for financial access[M]. Brookings Institution Press, 2007.
- [2] 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[R]. 北京大学数字金融研究中心工作论文,2019.
- [3] 尹志超,彭嫦燕,里昂安吉拉. 中国家庭普惠金融的发展及影响[J]. 管理世界,2019,35(02):74—87.
- [4] 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(04):1489—1502.
- [5] 黄益平. 数字普惠金融的机会与风险[J]. 新金融,2017(08):4—7.
- [6] 黄浩. 数字金融生态系统的形成与挑战——来自中国的经验[J]. 经济学家,2018(04):80—85.
- [7] 黄益平. 农村金融的新方向在哪里 黄益平指出当前面临三方面新契机[J]. 财经界,2018(16):34—37.
- [8] 李杨,程斌琪. 金融科技发展驱动中国经济增长:度量与作用机制[J]. 广东社会科学,2018(03):44—52.
- [9] 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(04):1557—1580.
- [10] 郭峰,孔涛,王靖一,等. 中国数字普惠金融指标体系与指数编制[R]. 北京大学数字金融研究中心工作论文,2016.
- [11] 王馨. 互联网金融助解“长尾”小微企业融资难问题研究[J]. 金融研究,2015(09):128—139.
- [12] 马德功,韩喜昆,赵新. 互联网消费金融对我国城镇居民消费行为的促进作用研究[J]. 现代财经(天津财经大学学报),2017,37(09):19—27.
- [13] Hua H, Huang Y, Shan H, et al. Fin—Tech in China:Credit market completion and its growth effect [R]. Working Paper, 2017.
- [14] Huang Y, Lin C, Sheng Z, et al. Fin—Tech credit and services quality[R]. Working Paper, 2017.
- [15] 唐松,赖晓冰,黄锐. 金融科技创新如何影响全要素生产率:促进还是抑制?——理论分析框架与区域实践[J]. 中国软科学,2019(07):134—144.
- [16] 钱海章,陶云清,曹松威,等. 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.
- [17] 王永仓,温涛. 数字金融的经济增长效应及异质性研究[J]. 现代经济探讨,2020(11):56—69.
- [18] 克里斯·斯金纳. 互联网银行:数字化金融时代[M]. 北京:中信出版社,2015.
- [19] 谢治春. 互联网金融创新与商业银行品牌塑造模式[J]. 中国软科学,2016(06):159—170.
- [20] 谢治春,赵兴庐,刘媛. 金融科技发展与商业银行的数字化战略转型[J]. 中国软科学,2018(08):184—192.
- [21] 张明喜,魏世杰,朱欣乐. 科技金融:从概念到理论体系构建[J]. 中国软科学,2018(04):31—42.
- [22] 何婧,李庆海. 数字金融使用与农户创业行为[J]. 中国农村经济,2019(01):112—126.
- [23] 陈丹,姚明明. 数字普惠金融对农村居民收入影响的实证分析[J]. 上海金融,2019(06):74—77.
- [24] 刘丹,方锐,汤颖梅. 数字普惠金融发展对农民非农收入的空间溢出效应[J]. 金融经济研究,2019,34

- (03):57—66.
- [25] 任碧云,李柳颖.数字普惠金融是否促进农村包容性增长——基于京津冀2114位农村居民调查数据的研究[J].现代财经(天津财经大学学报),2019,39(04):3—14.
- [26] 张勋,万广华,张佳佳,等.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,54(08):71—86.
- [27] 张子豪,谭燕芝.数字普惠金融与中国城乡收入差距——基于空间计量模型的实证分析[J].金融理论与实践,2018(06):1—7.
- [28] 梁双陆,刘培培.数字普惠金融、教育约束与城乡收入收敛效应[J].产经评论,2018,9(02):128—138.
- [29] 梁双陆,刘培培.数字普惠金融与城乡收入差距[J].首都经济贸易大学学报,2019,21(01):33—41.
- [30] 易宪容,郑丽雅,何人可.金融科技合约关系的实质、运行机理及风险防范——基于现代金融理论的一般分析[J].社会科学,2019(05):40—49.
- [31] Parente S, Edward P. Technology adoption and growth[R]. Working Paper No. 3733 (NBER, Cambridge, MA), 1991.
- [32] 温涛,冉光和,熊德平.中国金融发展与农民收入增长[J].经济研究,2005(09):30—43.
- [33] 王定祥,李伶俐,冉光和.金融资本形成与经济增长[J].经济研究,2009,44(09):39—51.
- [34] 余新平,熊晶白,熊德平.中国农村金融发展与农民收入增长[J].中国农村经济,2010(06):77—86.
- [35] 傅秋子,黄益平.数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据[J].金融研究,2018(11):68—84.
- [36] Lind D, Marchal W, Wathen S. Statistical techniques in business and economics[M]. China Machine Press, 2009.
- [37] Driscoll J C, Kraay A C. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data[J]. Review of Economics & Statistics, 1998,80(4):549—560.
- [38] Demirgüç-Kunt A, Levine R. Finance and inequality: Theory and evidence[J]. Annual Review of Financial Economics, 2009(1):287—318.
- [39] 王小华.信用约束、信贷调节与农民收入增长[J].财贸研究,2015,26(05):41—50.
- [40] Powell D. Quantile regression with nonadoptive fixed effects[R]. RAND Labor and Population Working Paper, 2015.
- [41] 王永仓.数字普惠金融影响农民收入增长的门槛效应研究[J].金融理论与实践,2021(06):94—109.
- [42] 曹凤岐.互联网金融对传统金融的挑战[J].金融论坛,2015,20(01):3—6.
- [43] 徐胜,司登奎.GDP增长中人力资本与金融发展的协调性研究[J].统计与决策,2014(12):150—153.

(责任编辑:蒋萍)

Research on the Effect and Mechanism of Digital Inclusive Finance on Rural Residents' Income

WANG Yong-cang¹, WANG Xiao-hua²

(1. School of Economics & Management, Guizhou University of Engineering Science, Bijie, Guizhou 551700;

2. College of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715)

Abstract: Based on the provincial panel data from 2011 to 2018, this paper empirically tests the impact of digital inclusive finance on the growth of rural residents' income and its mechanism. The results show that: (1) digital inclusive finance and its dimensions have significant positive impact on the growth of rural residents' income, and the estimation results are still robust after controlling the endogeneity using instrumental variable method. The development of various digital finance service also promotes the

growth of rural residents' income; (2) digital inclusive finance and its dimensions have significantly promoted the growth of operating income, wage income, transfer income and property income, thus leading to the increase of rural residents' income; (3) digital inclusive finance and its dimensions have significantly promoted the growth of rural residents' income in various regions, especially in the western region. Groups with different income quantiles can benefit from the development of digital inclusive finance, especially the low-income groups, which reflects the inclusive characteristics of digital finance in promoting rural residents' income growth; (4) on the whole, the moderating effect of rural human capital on the income increasing function of digital inclusive finance is insignificant, but has structural differences in various dimensions of digital finance. At present, China's digital inclusive finance has reached a stage of further development. We should improve the digital financial infrastructure construction and digital financial supervision system, accelerate the transformation of rural human capital, and deepen the integration of digital inclusive finance and rural economy, so as to increase the development level of digital inclusive finance, assure the high quality of rural economic development, and promote the sustained growth of rural residents' income.

Key words: digital inclusive finance; human capital; growth of rural residents' income; generalized quantile regression; moderating effect

(上接第 24 页)

Why Did the Villages That Withdrew from Agriculture Return to Agriculture? The Case Study of Urbanization and Agricultural Development of Ganhechen Village in Henan Province

HE An-hua, NI Kun-xiao

(Rural Economic Research Center, Ministry of Agriculture and Rural Affairs
of the People's Republic of China, Beijing 100810)

Abstract: Based on the scenario of urbanization and agricultural choice in Ganhechen Village, Luohe City, Henan Province, this paper analyzes the relationship between village urbanization and agricultural development, and finds out that the relationship between them is dynamic and moving toward a new harmonious equilibrium and co-integration. There are essential differences between modern agriculture and traditional agriculture. The village's choice of agriculture is attributed to whether the agricultural development form can adapt to the urbanization of the village. Agriculture in different development stages plays a role of "service" and assumes "service" function in the development of villages. The development of factor markets and product markets determines whether villages can quit or embrace agriculture smoothly. Based on the case study, three inspirations are drawn: the weak quality and weak potential of agricultural industry should be treated in a dialectical way; the utilization of resources in the development of villages should be in line with the needs of the times; and the urbanization should be re-understood from the perspective of village development.

Key words: rural urbanization; agricultural development; factor market; product market