

# 数字普惠金融与城乡居民收入

## ——基于经济增长与创业行为的中介效应分析

杨伟明<sup>1,3</sup>, 栗麟<sup>2</sup>, 王明伟<sup>3</sup>

(1. 南开大学 金融学院, 天津 300071; 2. 河南农业大学 经济与管理学院, 河南 郑州 450002;  
3. 中原银行, 河南 郑州 450002)

**摘要:** 发展普惠金融是建设小康社会的重要路径之一。文章基于北京大学数字普惠金融指数研究了数字普惠金融对我国城乡居民收入的影响机理, 并采用省级互联网网站数量作为数字普惠金融指数的工具变量进行2SLS估计, 以控制计量模型中存在的内生性问题。研究发现: (1) 数字普惠金融显著提升了我国城乡居民人均可支配收入水平, 数字普惠金融对城镇居民人均可支配收入的提升效果显著大于农村居民; (2) 数字普惠金融通过促进经济增长和创业行为显著提高了我国城乡居民收入; (3) 覆盖广度、使用深度和数字化程度对城镇和农村居民人均可支配收入产生差异化影响; (4) 数字普惠金融对东部居民人均可支配收入的提升效果显著大于中部和西部。研究结论对认识数字普惠金融的实际价值、推动数字普惠金融发展进而提高我国城乡居民收入具有一定的指导意义。

**关键词:** 数字普惠金融; 经济增长; 创业行为; 居民收入

**中图分类号:** F832 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2020)04-0083-12

### 一、引言

发展普惠金融是建设小康社会的重要路径之一。普惠金融能扩大金融服务的覆盖范围, 提高金融服务的渗透率, 为不同层次的个人和机构提供高效的金融产品。近年来, 学者们已经研究了普惠金融的概念(宋晓玲和侯金辰, 2017)、构成维度(尹志超等, 2019)以及与收入分配、精准扶贫之间的关系等问题(刘亦文等, 2018; 李建军和韩珣, 2019; 杨艳琳和付晨玉, 2019)。既有研究主要关注以银行信贷服务为主的传统普惠金融, 较少涉及以数字化、移动化为代表的新型互联网金融。随着越来越多的新技术渗透传统的普惠金融领域, 一个以数字化为驱动的普惠金融新模式正在全球范围内快速形成。2016年, 二十国集团会议上发布的《G20数字普惠金融高级原则》鼓励各个国家切实制定具体的行动计划, 以挖掘数字技术为普惠金融带来的巨大潜力。在这一背景下, 发挥我国互联网规模优势和应用优势, 对探索数字普惠金融促进我国经济发展, 尤其是提升城乡居民收入的影响机制具有重要的现实意义。

为此, 本文主要关注以下问题: 第一, 数字普惠金融通过数字技术扩大覆盖范围让更多的居民尤其是低收入人群, 在合理范围内享受金融产品和服务。那么, 在互联网快速发展的背景

收稿日期: 2019-10-31

作者简介: 杨伟明(1988—), 男, 陕西宝鸡人, 南开大学与中原银行联合培养博士后;

栗麟(1995—), 女, 河南郑州人, 河南农业大学经济与管理学院硕士研究生(通讯作者);

王明伟(1990—), 男, 河南郑州人, 西安交通大学与中原银行联合培养博士后。

下,数字普惠金融是否有利于提升我国城乡居民收入水平?第二,经济增长和创业行为是促使居民收入提升的重要手段之一,本研究加入经济增长和创业行为是否有助于解释数字普惠金融对提高我国城乡居民收入的中介作用?第三,从理论上讲,普惠金融是一个多维概念,参考郭峰等(2019)的研究,本文将数字普惠金融划分为三个维度,即覆盖广度、使用深度和数字化程度,通过构建数字普惠金融三个维度与我国城乡居民收入的实证研究框架,是否有助于进一步揭示数字普惠金融对提高我国城乡居民收入的影响机制?第四,在移动互联网时代,随着数字普惠金融的发展,相对于中东部地区,以往经济落后的西部地区更容易获得合理高效的金融服务,那么不同经济发展水平下,数字普惠金融对我国城乡居民收入影响是否存在差异?

为了回答上述问题,本文以北京大学数字金融研究中心联合蚂蚁金服集团编制的2011-2018年数字普惠金融指数为基础,首先,检验了数字普惠金融以及覆盖广度、使用深度和数字化程度三个子维度对提高我国城乡居民收入的直接影响;其次,检验了经济增长和创业行为作为中介因素在数字普惠金融与城乡居民收入之间的间接影响。研究发现:第一,数字普惠金融显著提升了我国城乡居民人均可支配收入,数字普惠金融对城镇居民人均可支配收入的提升效果显著大于农村居民。第二,数字普惠金融通过促进经济增长和创业行为,进而显著提高了我国城乡居民收入。第三,在数字普惠金融三个子维度的作用分析中,各维度的作用发挥产生差异化影响,覆盖广度尽管提高了城镇居民人均可支配收入,但却没有提升农村居民人均可支配收入;使用深度均能提高城镇和农村居民人均可支配收入;数字化程度均没有提升城镇和农村居民人均可支配收入。第四,数字普惠金融对东部、中部、西部三个地区的城镇居民和农村居民的人均可支配收入均有显著影响,其中,数字普惠金融对东部居民人均可支配收入的提升效果要大于中部、西部地区居民。本文的研究结论对于认识数字普惠金融的实际价值进而提高我国城乡居民收入具有一定的指导意义。

## 二、文献综述与理论分析

已有关于普惠金融的研究主要集中在普惠金融的概念、数字金融提升金融普惠性的作用以及普惠金融对居民收入的影响三方面。第一,关于普惠金融的概念,宋晓玲和侯金辰(2017)从金融可得性、使用情况两方面构建普惠金融体系,其中金融可得性由银行分支机构数和自动存取款机器数等指标组成,而使用情况由持有账户、信用卡和储蓄卡比例构成。尹志超等(2019)从使用程度、满意程度、渗透程度和便利程度四方面构建中国家庭普惠金融指标体系。李建军和韩珣(2019)选取人均城乡居民储蓄存款/人均收入、人均金融机构贷款/人均收入两个指标,利用变异系数法合成银行服务的包容性指数来反映普惠金融的内涵。可见,目前学术界对普惠金融的概念并没有达成一致,普遍认为普惠金融是个多维的概念。

第二,关于数字金融提升金融普惠性的作用,粟芳等(2020)研究发现农村居民的互联网习惯有利于农村地区的互联网金融普惠。胡金焱等(2018)研究了P2P网络借贷与普惠金融的关系,实证发现尽管低收入人群的潜在违约风险均低于中等收入者和高收入者,但面临融资贵的问题。宋晓玲和侯金辰(2017)研究表明,互联网使用显著提升了发展中国家和发达国家的普惠金融指数。李建军和王德(2015)发现互联网借贷平台拥有比银行更高的小微融资渠道价值,发展数字普惠金融是提升金融可得性的有效途径。齐红倩和李志创(2019)研究发现我国正规金融对青年和女性群体的包容程度相对有限,而数字金融显著提升了青年和女性群体使用金融服务的可得性。可见,随着以互联网技术为代表的数字金融快速发展,数字普惠金融显著扩大了金融服务覆盖范围,提高了金融服务效率。

第三,关于普惠金融对居民收入的影响。Allen(2016)研究发现发展普惠金融可以扩大就业和提升收入水平。陈丹和姚明明(2019)发现数字普惠金融对提升农村居民收入具有显著效应。刘丹等(2019)研究发现,数字普惠金融发展对农民非农收入存在正向溢出效应,不过未进行稳健性检验。可见,大部分学者研究认为数字普惠金融有利于提高居民收入,但缺乏深入的影响机理分析。

梳理上述文献,在普惠金融领域,相关研究已取得一定成果。不过已有研究存在以下几点不足:第一,现有研究以传统银行信贷服务为主,缺乏支付、货币基金、保险、投资和信用服务,并且以数字化、移动化为代表的新型互联网金融模式比例过低。第二,现有研究认为数字普惠金融有利于提高居民收入,而忽略了数字普惠金融不同维度的差异性影响,忽略不同维度的差异性影响可能导致数字普惠金融难以发挥其最大价值。数字普惠金融可以分为覆盖广度、使用深度、数字化程度三个维度,探索不同维度对居民收入的影响有助于我们深入理解各个维度的具体作用,进而优化措施来发挥数字普惠金融的积极作用。第三,现有研究少有涉及数字普惠金融与居民收入之间的中介效应检验和分析,进而难以认识数字普惠金融通过何种因素间接影响居民收入的提高。数字普惠金融起源于传统普惠金融与金融科技相结合,根据2016年《G20数字普惠金融高级原则》中提出的概念,数字普惠金融泛指一切运用数字技术为无法获得金融服务或缺乏金融服务的群体提供一系列成本可负担、商业可持续的金融服务活动,涵盖各类金融产品和服务(如支付、转账、储蓄、信贷、保险、证券等)。

数字普惠金融主要从以下三方面对提升居民收入产生直接影响。一是数字普惠金融的覆盖广度,主要通过线上模式触达用户,进而扩大金融服务覆盖范围,促使弱势群体更容易获得金融服务。杨艳琳和付晨玉(2019)研究发现,中国农村普惠金融发展可以通过提高金融产品和服务的可得性,直接提升农村贫困劳动人口的个人收入水平,尤其可以显著改善贫困强度较轻的农村人口贫困状况。二是数字普惠金融使用深度包含多样性的金融服务内容,如支付、基金、保险、投资服务等。相较于传统储蓄的低收益,数字货币基金能够提高居民的投资理财收益水平。数字信贷服务一方面可以提供生产所需的资金;另一方面,也可以缓解暂时性的流动性危机。数字保险服务通过缓释疾病、意外等风险增加了居民的经济安全。王聪聪等(2018)认为互联网金融在提升金融效率、解决信息不对称、缓解长尾群体融资需求缺口等方面发挥了传统金融机构难以替代的积极作用。普惠金融服务可以通过缓释自然灾害等外部风险来避免穷人卖掉生产性资产,从而增加穷人的经济安全(Mehrotra和Yetman, 2014)。三是数字普惠金融的数字化程度能够显著提升金融服务效率和降低服务门槛,数字化程度越高,其发挥的作用越大。数字普惠金融利用贷款人在互联网上沉淀下来的大量行为信息,以大数据分析为手段,构建信用评估模型,显著降低弱势群体的融资成本和融资风险。

数字普惠金融主要通过经济增长和创业行为两方面对提升居民收入产生间接影响。经济增长和创业行为是提升居民收入的两个重要因素,且两者均受到数字金融的影响。首先,钱海章等(2020)研究发现数字金融发展促进了我国经济增长。随着经济增长红利的不断释放,广大居民的收入也随之增加。2019年统计局数据显示,我国居民收入增长与经济增长基本保持同步。其次,谢绚丽等(2019)研究发现数字金融的发展和推广与创业行为之间存在显著的影响关系。数字金融已成为传统金融的重要补充,并为创业提供了广泛的资金来源,尤其是国家在倡导“地摊经济”的背景下,极大缓解了小微创业者的资金约束,因而也扩大了广大居民的收入来源,提高了居民收入水平。

借助移动通信、大数据和云服务等创新技术,数字普惠金融扩大了金融服务范围和触达能

力,有效降低了金融服务的成本。本研究的创新点在于:一方面,参考蚂蚁金服的海量数据编制普惠金融指数,将数字普惠金融划分为三个维度,即覆盖广度、使用深度和数字化程度,通过构建数字普惠金融三个维度,研究数字普惠金融对我国居民收入的影响机理。另一方面,以经济增长和创业行为作为中介变量,探索数字普惠金融对我国居民收入的中介效应。接下来,我们将实证检验这些影响机理。

### 三、数据来源与变量测量

#### (一)数据来源

本研究选取2011-2018年中国31个省、直辖市和自治区的面板数据。其中,数字普惠金融相关数据来源于“北京大学数字普惠金融指数(2011-2018)”,该指数利用蚂蚁金服关于数字普惠金融的海量数据编制完成。居民收入、经济增长、新增企业注册数、人均国内生产总值等其他数据主要来源于国家统计局网站、地方统计局网站和Wind数据库。

#### (二)变量测量

1.解释变量。我们采用“北京大学数字普惠金融指数(2011-2018)”来衡量数字普惠金融指数。该指数由覆盖广度、使用深度和数字化程度三个子指数构成。覆盖广度包括每万人拥有支付宝账号数量等3个具体指标;使用深度包括人均购买余额宝笔数等20个具体指标;数字化程度包括移动支付笔数占比等10个指标。具体指标选择见表1,计算过程参阅郭峰等(2019)。

表1 数字普惠金融指标体系

一级维度	二级维度		具体指标
覆盖广度	账户覆盖率		每万人拥有支付宝账户数量
			支付宝绑卡用户比例
			平均每个支付宝账号绑定银行卡数
使用深度	支付业务		人均支付笔数
			人均支付金额
			高频度(年活跃50次及以上)活跃用户数占年活跃1次及以上比例
	货币基金业务		人均购买余额宝笔数
			人均购买余额宝金额
			每万人支付宝用户购买余额宝的人数
	信贷业务	个人消费贷	每万支付宝成年用户中有互联网消费贷的用户数
			人均贷款笔数
			人均贷款金额
		小微经营者	每万支付宝成年用户中有互联网小微经营贷的用户数
			小微经营者人均贷款笔数
			小微经营者平均贷款金额
	保险业务		每万人支付宝用户中被保险用户数
			人均保险笔数
			人均保险金额
	投资业务		每万人支付宝用户中参与互联网投资理财人数
			人均投资笔数
			人均投资金额
	信用业务		自然人信用人均调用次数
每万支付宝用户中使用基于信用的服务用户数 (包括金融、住宿、出行、社交等)			

续表1 数字普惠金融指标体系

一级维度	二级维度	具体指标
数字化程度	移动化	移动支付笔数占比
		移动支付金额占比
	实惠化	小微经营者平均贷款利率
		个人平均贷款利率
	信用化	花呗支付笔数占比
		花呗支付金额占比
		芝麻信用免押笔数占比(较全部需要押金情形)
		芝麻信用免押金额占比(较全部需要押金情形)
	便利化	用户二维码支付的笔数占比
		用户二维码支付的金额占比

注:该表来源于郭峰等(2019)。

2. 被解释变量。我们采用居民人均可支配收入来表示居民收入,具体包括各省份居民人均可支配收入、城镇居民人均可支配收入、农村居民人均可支配收入三个层次,并作对数处理。

3. 中介变量。我们采用各省份的经济增长率表示经济增长情况,采用各省份新增企业注册数量来表示创业行为,并作对数处理。

4. 控制变量。参照宋晓玲(2017)、李建军和韩珣(2019)的研究,与各省份居民人均可支配收入可能有关的控制变量包括财政支出比重(各省份财政支出/各省份国内生产总值)、人均国内生产总值(国内生产总值/总人口)、教育水平(每十万人口高等学校平均在校生数)、就业率(城镇单位就业人数/地区总人口)、产业结构(二、三产业总值/国内生产总值)、城镇化率(城镇人口/总人口)。这些变量用于控制当地财政支出、经济发展、教育水平和就业情况对居民可支配收入的影响。所有变量的描述性统计结果如表2所示。

表2 描述性统计

变量	均值	标准误	最小值	最大值
人均可支配收入(PCDI)	9.543	4.467	-3.343	11.451
城镇人均可支配收入(UPCDI)	11.325	3.748	-2.124	16.989
农村人均可支配收入(RPCDI)	7.249	4.189	-7.124	9.253
普惠金融总指数(INDEX)	187.175	85.079	16.220	377.734
覆盖广度(COVERAGE)	166.562	82.962	1.960	353.867
使用深度(USAGE)	182.562	85.003	6.760	400.397
数字化程度(DIGITIZATION)	263.663	116.403	7.580	453.660
经济增长(GROWTH)	0.0896	0.0248	-0.025	0.164
创业行为(ENTREPRENESHIP)	11.127	0.986	4.882	12.272
财政支出比重(GOV)	0.281	0.212	0.110	1.379
人均国内生产总值(PGDP)	52000	25000	13211	140211
教育水平(EDU)	2466.569	809.169	1078.000	5613.000
就业率(EMP)	0.967	0.006	0.955	0.988
产业结构(STR)	0.902	0.050	0.739	0.997
城镇化率(URBAN)	0.562	0.132	0.230	0.900

## 四、实证分析

### (一) 模型设定

本文主要研究数字普惠金融对我国居民收入的影响,基本模型如下:

$$PCDI_{it} = \beta_1 + \beta_2 INDEX_{i(t-1)} + \beta_3 X_{i(t-1)} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

参考Baron和Kenny(1986)、温忠麟等(2004)的方法,我们利用经济增长与创业行为来检验数字普惠金融与居民收入之间的中介效应。根据中介效应检验程序,具体分为三个步骤:第一,对解释变量与被解释变量进行检验;第二,对解释变量与中介变量进行检验;第三,将解释变量、中介变量与被解释变量同时放入模型进行检验。具体检验模型如下:

$$PCDI_{it} = \beta_1 + \beta_2 INDEX_{i(t-1)} + \beta_3 X_{i(t-1)} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$MEDIATOR_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 INDEX_{i(t-1)} + \alpha_3 X_{i(t-1)} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$PCDI_{it} = \theta_1 + \theta_2 MEDIATOR_{it} + \theta_3 INDEX_{i(t-1)} + \theta_4 X_{i(t-1)} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,PCDI表示被解释变量居民人均可支配收入,i表示省份地区,t表示年份。INDEX表示解释变量数字普惠金融。MEDIATOR表示中介变量,具体包括经济增长(GROWTH)和创业行为(ENTREPRENESHIP)。X表示控制变量,具体包括财政支出比重(GOV)、人均国内生产总值(PGDP)、教育水平(EDU)、就业率(EMP)、产业结构(STR)和城镇化率(URBAN)。

研究数字普惠金融对居民人均可支配收入的影响需要处理内生性问题。一是反向因果问题,即一个地区居民人均可支配收入的提高可能会推动数字普惠金融的发展,而不仅仅是普惠金融的发展促进了居民人均可支配收入的提高。二是测量误差问题,由于在普惠金融指数等关键变量的度量上存在误差,使其与真实值之间存在偏差。三是遗漏变量问题,即便我们控制当地经济发展水平、教育水平和就业情况对居民人均可支配收入的影响,还会存在其他因素导致居民人均可支配收入发生变化。

为了解决上述问题,我们做了三方面的工作:(1)本文对数字普惠金融总指数、分维度指数解释变量和财政支出比重、人均国内生产总值等控制变量使用一阶滞后项,评估上年的数字普惠金融、财政支出、经济发展、教育水平、就业情况等如何影响当期居民人均可支配收入,这在一定程度上弱化了反向因果问题。(2)在数字普惠金融指数计算的过程中,北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团组成的联合课题组首先对性质和计量单位不同的指标进行了无量纲化处理,然后采用主观赋权与客观赋权相结合的方法来确定权重,使得数据具有较高的稳健性,减弱了测量误差问题。(3)我们考虑采用省级互联网网站数量作为数字普惠金融指数的工具变量,一是互联网作为数字金融的重要载体,与数字普惠金融存在着紧密的联系;二是在控制当地经济水平、财政支出、教育水平和产业结构等对居民人均可支配收入的影响后,省级互联网网站数量与居民人均可支配收入之间并不存在直接联系,从而使得省级互联网网站数量可能成为一个有效的工具变量。

### (二) 数字普惠金融总指数对居民收入的影响

表3报告了基于式(1)的回归结果,我们考察数字普惠金融总指数对居民人均可支配收入、城镇居民人均可支配收入、农村居民人均可支配收入的影响。在模型1、模型3、模型5中只加入解释变量数字普惠金融总指数,在模型2、模型4、模型6中增加了财政支出比重、人均国内生产总值、教育水平、就业率等控制变量。可以发现,在增加控制变量后,数字普惠金融总指数分别对居民人均可支配收入、城镇居民人均可支配收入、农村居民人均可支配收入的系数均显著为正,这说明,就整体而言,数字普惠金融发展确实显著提高了我国城乡居民收入。进一步发现,在增加控制变量后,模型中数字普惠金融总指数对城镇居民人均可支配收入的影响系数

(0.173, P值<0.01, 模型4)显著大于数字普惠金融总指数对农村居民人均可支配收入的影响系数(0.0472, P值<0.01, 模型6)。同时,本研究利用自抽样法(Bootstrap)来检验样本组间系数差异的显著性,检验结果显示P值为0.0000,因此,组间系数估计值存在显著差异。这说明,就目前而言,数字普惠金融发展对城镇居民收入的提升效果更明显。可能的解释在于,现阶段我国城乡教育存在巨大差距,师资、硬件等教育资源差距尤为明显,城镇居民的受教育水平普遍高于农村居民。郭峰和王瑶佩(2020)研究发现,家庭成员的受教育程度越高,使用数字金融的概率也越高。

表3 数字普惠金融总指数与居民收入

被解释变量	居民收入		城镇居民收入		农村居民收入	
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
数字普惠金融总指数	0.243*** (14.23)	0.082** (6.245)	0.213** (10.17)	0.173*** (7.247)	0.1346*** (11.496)	0.0472*** (3.248)
财政支出比重		3.342 (2.019)		5.241** (3.246)		0.782 (0.6457)
人均国内生产总值		0.011*** (12.436)		0.0024*** (10.278)		0.0029** (12.747)
教育水平		-0.00241** (-2.256)		-0.00282** (-1.928)		-0.0246 (-2.554)
就业率		-59.21** (-1.439)		-25.37 (-0.786)		-22.732* (-2.273)
产业结构		-4.768 (-0.639)		-4.218 (-0.732)		1.6771 (0.316)
城镇化率		2.746 (0.934)		-0.0397 (-0.0286)		-0.174 (-0.0433)
常数项	4.142*** (5.478)	23.37** (3.494)	9.061*** (10.476)	32.053 (2.4347)	1.469** (4.357)	23.19** (2.066)
R <sup>2</sup>	0.7581	0.9153	0.8346	0.9427	0.8247	0.9346

注:括号内为稳健标准误,\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。表3、4、5、6同。

### (三) 稳健性检验

为检验以上基本回归结果的可靠性,我们在式(1)的基础上,采用省级互联网网站数量作为数字普惠金融指数的工具变量进行2SLS估计,以控制计量模型中可能存在的内生性问题。该数据主要来源于中国统计局分省年度数据。模型回归结果如表4所示,模型7为对居民人均可支配收入的估计结果。结果表明,在使用工具变量控制内生性问题后,被解释变量数字普惠金融总指数的估计系数仍然显著为正(0.448, P值<0.01, 模型7),这说明数字普惠金融发展对提高我国居民收入的作用是显著且稳健的。模型8和模型9分别是对城镇居民人均可支配收入和农村居民人均可支配收入的估计,回归结果表明,数字普惠金融总指数对城镇居民人均可支配收入的影响系数(0.312, P值<0.05, 模型8)依然显著大于对农村居民人均可支配收入的影响系数(0.048, P值<0.01, 模型9),采用自抽样法(Bootstrap)进行组间系数差异检验,检验结果显示P值为0.0000,这一结果也与前文保持一致。

表4 数字普惠金融总指数与居民收入——工具变量

被解释变量	居民收入 模型7	城镇居民收入 模型8	农村居民收入 模型9
数字普惠金融总指数	0.448*** (10.491)	0.312** (7.387)	0.048*** (5.451)
控制变量	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.948	0.835	0.894

#### (四) 中介效应检验

我们在式(2)、式(3)和式(4)的基础上检验数字普惠金融与居民收入之间的中介效应。鉴于上文中已列示解释变量与被解释变量的回归结果,以下仅列示解释变量与中介变量,以及解释变量、中介变量与被解释变量同时放入模型的回归结果。回归结果如表5所示,可以看出,数字普惠金融总指数对经济增长(0.251, P值<0.01, 模型10)的影响系数显著为正,数字普惠金融总指数对创业行为(0.103, P值<0.01, 模型14)的影响系数也显著为正。同时,模型11、模型12、模型13,以及模型15、模型16、模型17分别加入两个中介变量,即经济增长与创业行为进行检验。回归结果显示,数字普惠金融总指数、经济增长、创业行为对居民收入、城镇居民收入、农村居民收入的影响系数均显著为正,说明经济增长和创业行为在数字普惠金融与居民收入之间存在中介效应。此外,加入中介变量后,数字普惠金融总指数的影响系数显著变小,表明经济增长和创业行为在数字普惠金融与居民收入之间具有部分中介效应。

表5 数字普惠金融指数与居民收入——中介效应

被解释变量	经济增长	居民收入	城镇居民收入	农村居民收入	创业行为	居民收入	城镇居民收入	农村居民收入
	模型10	模型11	模型12	模型13	模型14	模型15	模型16	模型17
数字普惠金融总指数	0.251*** (8.139)	0.0411*** (4.241)	0.072** (5.235)	0.0153*** (6.262)	0.103*** (4.251)	0.039** (8.715)	0.101* (5.198)	0.0126** (4.907)
经济增长		0.1008** (7.631)	0.0093** (6.103)	0.0071*** (5.197)				
创业行为						0.0078** (4.809)	0.0131*** (6.397)	0.1832*** (5.411)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.8171	0.8443	0.9157	0.8849	0.7189	0.7458	0.8037	0.9031

#### (五) 分维度检验

1. 覆盖广度对居民收入的影响。不同于传统金融机构以线下网点为主导的普惠金融模式,数字普惠金融在互联网技术的驱动下不受地域限制,能够覆盖更多的人群。数字普惠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(如互联网支付账号及其绑定的银行账户数)等来体现的(郭峰等,2019)。表6的回归结果显示,数字普惠金融覆盖广度分别对居民人均可支配收入的影响系数(0.128, P值<0.01, 模型18)、城镇居民人均可支配收入的影响系数(0.114, P值<0.05, 模型19)均显著,而对农村居民人均可支配收入的影响系数不显著(0.0025, P值>0.1, 模型20),说明数字普惠金融覆盖广度显著提高了我国城镇居民收入,但未显著提升农村居民收入。可能的原因在于本研究中数字普惠金融覆盖广度的测量指标主要选择每万人拥有支付宝账号数量、支付宝绑卡用户比例、平均每个支付宝账号绑定银行卡数。就现状而言,除了部分农村年轻居民使用支付宝外,更多农村居民可能更习惯使用微信,支付宝在农村的覆盖程度相对不高。

2. 使用深度对居民收入的影响。数字普惠金融使用深度主要采用实际使用互联网的金融服务来测量,包括支付服务、货币基金服务、信贷服务、保险服务的人数,也有使用活跃度指标(人均交易笔数)和使用深度(人均交易金额)。表6的回归结果显示,数字普惠金融使用深度分别对居民人均可支配收入的影响系数(0.1202, P值<0.01, 模型21)、城镇居民人均可支配收入的影响系数(0.0273, P值<0.01, 模型22)、农村居民人均可支配收入的影响系数(0.015, P值<0.01, 模型23)均显著,说明无论在城镇还是农村,数字普惠金融使用深度均能显著提高居民人均可支配收入。可能的解释在于,第一,相较于传统储蓄的低收益,数字普惠金融产品中的货币基

金提高了居民的投资理财收益水平。据《中国基金报》报道,截至2018年6月底,余额宝六支货币基金合计已达1.8万亿元。第二,谢绚丽等(2018)研究发现数字金融使用深度显著改善了居民的创业行为,而创业活动的成功则对提高居民收入产生积极影响。第三,数字普惠金融中保险产品通过缓释疾病、意外等风险增加了居民的经济安全。

3. 数字化程度对居民收入的影响。数字化程度考量居民使用数字服务的便利性和成本,主要采用个人平均贷款利率、用户二维码支付的笔数占比、移动支付金额占比等指标。表6的回归结果显示,数字化程度分别对居民人均可支配收入的影响系数(0.0418,  $P$ 值 $>0.1$ ,模型24)、城镇居民人均可支配收入的影响系数(0.0029,  $P$ 值 $>0.1$ ,模型25)、农村居民人均可支配收入的影响系数(0.00217,  $P$ 值 $>0.1$ ,模型26)均不显著,说明数字化程度对提升我国城镇和农村居民人均可支配收入的效果不明显。可能的原因在于,尽管在数字化程度方面,成本和便利性是影响用户使用数字金融服务的主要因素,切实体现了数字普惠金融低门槛优势,增加了居民金融服务可得性,但是数字金融产品的借贷成本依然较高,可能会抑制居民收入的提高。例如,支付宝面向个人用户的借呗日利率万分之四,年化利率高达14.6%,大幅高于银行一般贷款利率。

表6 数字普惠金融指数与居民收入——维度分组

被解释变量	居民收入	城镇居民收入	农村居民收入	居民收入	城镇居民收入	农村居民收入	居民收入	城镇居民收入	农村居民收入
	模型18	模型19	模型20	模型21	模型22	模型23	模型24	模型25	模型26
覆盖广度	0.128*** (6.386)	0.114** (4.771)	0.0025 (0.764)						
使用深度				0.1202*** (4.261)	0.0273*** (3.726)	0.015*** (4.249)			
数字化程度							0.0418 (0.819)	0.0029 (0.0268)	0.00217 (0.728)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
$R^2$	0.9134	0.9217	0.9112	0.9128	0.9183	0.9381	0.9628	0.9315	0.9515

#### (六)分地区检验

1. 数字普惠金融总指数对分地区居民收入的影响。为了进一步分析数字普惠金融对我国城乡居民收入影响的地区差异,我们将全国31个省份分为东部、中部、西部(其中东部地区包括辽宁、河北、北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东及海南11个省份;中部地区包括山西、河南、安徽、湖北、湖南、黑龙江、吉林及江西8个省份;西部地区包括陕西、甘肃、宁夏、青海、内蒙古、新疆、四川、重庆、云南、贵州、广西及西藏12个省份)进行分样本检验。表7回归结果显示,数字普惠金融总指数分别对东部地区居民人均可支配收入的影响系数(0.371,  $P$ 值 $<0.01$ ,模型27)、中部地区居民人均可支配收入的影响系数(0.0764,  $P$ 值 $<0.01$ ,模型28)、西部地区居民人均可支配收入的影响系数(0.0428,  $P$ 值 $<0.01$ ,模型29)均显著,说明数字普惠金融总指数对东部、中部、西部地区居民人均可支配收入均有显著影响。我们还采用自抽样法(Bootstrap)进行组间系数差异检验,检验结果显示 $P$ 值为0.0000,说明东部地区影响系数大于中部和西部地区,表明数字普惠金融的发展对东部地区居民收入的提升效果更大。可能的解释在于,数字普惠金融的作用发挥需要一个过程,一般而言,传统金融在经济发达的地区网点覆盖面更广,因而在经济发达的东部,居民使用传统金融的频率更高。数字金融无法摆脱传统金融的积淀而独自生存(郑联盛,2014),进而导致东部居民对数字普惠金融的接受程度和使用程度要普遍高于中西部居民。郭峰和王瑶佩(2020)研究发现,传统金融的使用频率越高,使用数字金融服务的可能性就越大。此外,从统计数据来看,东部地区的数字普惠金融发展和城市经济

发展水平始终处于全国领先地位,数字普惠金融和城市经济发展水平产生互补作用,进而对居民的收入产生更大影响。

2. 数字普惠金融总指数对分地区城镇居民收入的影响。表7回归结果显示,数字普惠金融总指数分别对东部地区城镇居民人均可支配收入的影响系数(0.218, P值<0.01, 模型30)、中部地区城镇居民人均可支配收入的影响系数(0.177, P值<0.01, 模型31)、西部地区城镇居民人均可支配收入的影响系数(0.025, P值<0.05, 模型32)均显著。可以发现,影响系数排序与前文结论一致,即东部最大,中部次之,西部最小。再采用自抽样法(Bootstrap)对数字普惠金融指数进行组间系数差异检验,检验结果显示P值为0.0000,说明数字普惠金融的发展对东部地区城镇居民收入提升的效果更显著。

表7 数字普惠金融指数与居民收入——地区分组

被解释变量	居民收入			城镇居民收入			农村居民收入		
	东部 模型27	中部 模型28	西部 模型29	东部 模型30	中部 模型31	西部 模型32	东部 模型33	中部 模型34	西部 模型35
数字普惠金融总指数	0.371*** (6.185)	0.0764*** (4.332)	0.0428*** (3.285)	0.218*** (8.366)	0.177*** (5.247)	0.025** (2.338)	0.0729*** (3.467)	0.0451** (2.658)	0.0519** (2.312)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.9319	0.9471	0.9495	0.9248	0.9269	0.9182	0.9581	0.9617	0.9427

3. 数字普惠金融总指数对分地区农村居民收入的影响。表7中回归结果显示,数字普惠金融总指数分别对东部地区农村居民人均可支配收入的影响系数(0.0729, P值<0.01, 模型33)、中部地区农村居民人均可支配收入的影响系数(0.0451, P值<0.05, 模型34)、西部地区农村居民人均可支配收入的影响系数(0.0519, P值<0.05, 模型35)均显著。影响系数排序与前文略有不同,东区最大,西部次之,中部最小。采用自抽样法(Bootstrap)对数字普惠金融指数进行组间系数差异检验,检验结果显示P值为0.0000。这说明,一方面,不管从显著性水平还是影响系数来看,数字普惠金融的发展依然对东部地区农村居民收入影响最大;另一方面,相对于中部地区,数字普惠金融对西部地区农村居民收入的提升效果有所加大。可能的原因在于,西部地区农村居民人均收入绝对水平较低,导致数字普惠金融对西部地区农村居民收入提升的边际效应更大。

## 五、结论与启示

近年来,随着技术发展的速度越来越快,我国数字普惠金融取得了巨大的进步。数字普惠金融能够扩大金融服务的覆盖面,提高金融服务的效率,进而为不同层次的个人和机构提供公平、合理、高效的金融服务和产品。本研究在借鉴已有文献的基础上,探索数字普惠金融总指数以及覆盖广度、使用深度和数字化程度三个分维度指数对我国城乡居民收入的影响机理,以及经济增长和创业行为在数字普惠金融与居民收入之间的中介效应。此外,为检验回归结果的可靠性,我们采用省级互联网网站数量作为数字普惠金融指数的工具变量进行2SLS估计,以控制计量模型中可能存在的内生性问题。研究发现:第一,总体而言,数字普惠金融显著提升了我国城乡居民人均可支配收入,在此基础上,我们还发现数字普惠金融对城镇居民人均可支配收入的提升效果显著大于农村居民,在采用省级互联网网站数量作为工具变量进行2SLS估计后,稳健性检验结果也说明了这一结论的可靠性。第二,加入中介变量后,数字普惠金融总指数的影响系数显著变小,表明经济增长和创业行为在数字普惠金融与居民收入之间具有部分中介效应。第三,在数字普惠金融三个维度的作用分析中,各维度的作用发挥产生差异化影

响。首先,覆盖广度尽管提高了我国城镇居民人均可支配收入,但却未显著提升农村居民人均可支配收入;其次,使用深度不仅提高了城镇居民人均可支配收入,而且显著提高了农村居民人均可支配收入;最后,数字化程度既没有提升我国城镇居民人均可支配收入,也没有显著提升农村居民人均可支配收入。第四,数字普惠金融对东部、中部、西部三个地区的城镇和农村居民人均可支配收入均有显著影响,更进一步,我们发现数字普惠金融对东部地区城镇和农村居民人均可支配收入的提升效果要显著大于中部、西部地区居民人均可支配收入。

根据上述研究结论,本文提出以下政策建议:第一,数字普惠金融的作用发挥需要借助网络基础设施,建议加快宽带通信网络硬件建设和升级改造,开发适应数字普惠金融特点的信息终端、移动互联网应用(APP)软件,完善数字普惠金融环境。第二,本文研究发现数字化程度对提高城乡居民收入的效果不明显,可能的原因在于数字信贷产品的利息成本依然较高,抑制了居民收入的提高。建议未来继续加大技术投入力度,通过大数据、人工智能、区块链等技术对客户精准画像,通过精确识别客户信用风险来进行差异化定价,进而降低数字金融产品的借贷成本。第三,本文研究发现数字普惠金融对中西部地区居民收入的促进作用仍有待进一步提升,原因可能在于中西部地区数字普惠金融水平仍有较大的提升空间,建议未来应该根据区域差异性特征,重点提升中西部地区数字普惠金融发展水平。

#### 主要参考文献:

- [1] 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,(6).
- [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] 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,(1).
- [4] 胡金焱,李建文,张博. P2P网络借贷是否实现了普惠金融目标[J]. 世界经济,2018,(11).
- [5] 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).
- [6] 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).
- [7] 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,(3).
- [8] 刘亦文,丁李平,李毅,等. 中国普惠金融发展水平测度与经济增长效应[J]. 中国软科学,2018,(3).
- [9] 齐红倩,李志创. 中国普惠金融发展水平测度与评价——基于不同目标群体的微观实证研究[J]. 数量经济技术经济研究,2019,(5).
- [10] 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).
- [11] 宋晓玲,侯金辰. 互联网使用状况能否提升普惠金融发展水平?——来自25个发达国家和40个发展中国家的经验证据[J]. 管理世界,2017,(1).
- [12] 栗芳,邹奕格,韩冬梅. 政府精准致力农村互联网金融普惠的路径分析——基于上海财经大学2017年“千村调查”[J]. 财经研究,2020,(1).
- [13] 王聪聪,党超,徐峰,等. 互联网金融背景下的金融创新和财富管理研究[J]. 管理世界,2018,(12).
- [14] 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,(4).
- [15] 杨艳琳,付晨玉. 中国农村普惠金融发展对农村劳动年龄人口多维贫困的改善效应分析[J]. 中国农村经济,2019,(3).
- [16] 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,(2).
- [17] 郑联盛. 中国互联网金融:模式、影响、本质与风险[J]. 国际经济评论,2014,(5).
- [18] Allen F, Demirguc-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.
- [19] Mehrotra A N, Yetman J. Financial inclusion and optimal monetary policy[R]. BIS Working Papers 476, 2014.

# Digital Financial Inclusion and Income of Urban and Rural Residents: Based on the Intermediary Effect of Economic Growth and Entrepreneurial Behavior

Yang Weiming<sup>1,3</sup>, Su Lin<sup>2</sup>, Wang Mingwei<sup>3</sup>

(1. School of Finance, Nankai University, Tianjin 300071, China;

2. School of Economics and Management, Henan Agricultural University, Henan Zhengzhou 450002, China;

3. Zhongyuan Bank, Henan Zhengzhou 450002, China )

**Summary:** Developing Financial Inclusion is one of the important ways to build a moderately prosperous society. Financial Inclusion can expand the coverage of financial services, deepen the penetration of financial services, and provide efficient financial products for different levels of individuals and institutions. In recent years, scholars have studied the concept of Financial Inclusion, dimensional composition, the relationship with economic growth, income distribution and targeted poverty alleviation. However, this paper argues that a more comprehensive and detailed framework is needed to understand the mechanism of Financial Inclusion. With the development of digital technology, it is of great practical significance to explore the influence mechanism of digital Financial Inclusion to promote the economic development of our country, especially to enhance the income of urban and rural residents. In this study, we use massive data to compile financial inclusive index, and divide the digital Financial Inclusion into three dimensions, that is, coverage, depth of use and degree of digitalization, to study the impact of digital Financial Inclusion on the income of Chinese residents. Meanwhile, in the case of distinguishing different regions, urban and rural areas, we explore the difference of the impact of digital Financial Inclusion on the income of Chinese residents. In addition, we also use the number of provincial Internet sites as a tool variable of the digital Financial Inclusive index to estimate the 2SLS to control the endogenous problems in the measurement model. The research finds that: First, digital Financial Inclusion has significantly improved the per capita disposable income of urban and rural residents in China, and the effect of digital Financial Inclusion on the per capita disposable income of urban residents is significantly greater than that of rural residents. Second, digital inclusive finance has significantly improved the income of urban and rural residents by promoting economic growth and entrepreneurial behavior. Third, in the analysis of the three dimensions of digital Financial Inclusion, the role of each dimension has a differentiated impact. Fourth, the effect of digital Financial Inclusion on the per capita disposable income of the eastern residents is greater than that of the central and western residents. The conclusion of this paper has certain guiding significance for understanding the actual value of digital Financial Inclusion, promoting the development of digital Financial Inclusion and improving the income of urban and rural residents in China.

**Key words:** digital financial inclusion; economic growth; entrepreneurial behavior; income of residents

(责任编辑: 王西民)