

数字普惠金融赋能脱贫摘帽地区内生发展的 效应测度与动力机制

王振华, 宋 革, 高凌云

(沈阳农业大学 经济管理学院, 辽宁沈阳 110866)

[摘 要] 数字普惠金融有助于突破脱贫摘帽地区长期面临的金融排斥困境, 对于提升内生发展动力、降低脱贫后返贫的隐患具有十分重要的现实意义。文章基于脱贫摘帽地区县域面板数据, 运用空间计量模型实证考察了脱贫摘帽地区数字普惠金融与内生发展动力之间的关系。研究发现: (1) 脱贫摘帽地区数字普惠金融发展显著地提升了内生发展动力, 同时, 数字普惠金融覆盖广度、使用深度以及数字化程度均发挥了积极的作用; (2) 异质性分析表明, 数字普惠金融发展更有利于提升东中部脱贫摘帽县域、人力资本水平和信息化水平较高的脱贫摘帽县域的内生发展动力; (3) 促进产业规模化以及城镇化发展是脱贫摘帽地区数字普惠金融提升内生发展动力的主要机制。

[关键词] 脱贫摘帽地区; 数字普惠金融; 内生发展动力; 空间计量

[中图分类号] F49, F832.7, F323.8 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1671-6973(2023)06-0043-13

一、引言

脱贫攻坚阶段解决了贫困地区的绝对贫困, 但这并不意味着贫困问题的全部消除, 新时代反贫困的重点也发生了根本性转变, 即从解决绝对贫困地区的精准脱贫转变为综合施策推动相对贫困地区的高质量发展。^[1] 尤其是原集中连片特困地区的县域, 虽已全部陆续实现脱贫摘帽, 但长期形成的地理自然条件恶劣、生态脆弱、产业短板和基础设施建设滞后等问题, 很难在短期内得到有效解决, 返贫风险仍然存在, 相对贫困问题依然严峻。^[2] 2022年中央一号文件强调“牢牢守住不发生规模性返贫底线, 推动脱贫地区更多依靠发展来巩固拓展脱贫攻坚成果, 让脱贫群众生活更上一层楼”。由此可见, 在全面推进乡村振兴背景下, 巩固拓展脱贫攻坚成果的任务仍十分艰巨, 如何提升脱贫摘帽地区的内生发展动力, 实现高质量脱贫并以高质量脱贫推动区域高质量发展成为新的脱贫挑战。

金融发展被认为是减缓贫困的重要因素,^[3] 但由于传统金融机构具有“嫌贫爱富”的本质,^[4] 金

[收稿日期] 2023-08-25

[基金项目] 重庆市社科规划项目“数字金融赋能乡村产业振兴的长效机制与政策保障研究”(2021NDQN34); 教育部人文社科基金青年项目“利益联结机制下农民合作社信用合作模式选择研究”(17YJC790038)。

[作者简介] 王振华(1984—), 男, 山东烟台人, 博士, 沈阳农业大学经济管理学院副教授, 主要研究方向为区域经济发展; 宋革(2000—), 女, 辽宁沈阳人, 沈阳农业大学经济管理学院硕士研究生, 研究方向为区域经济发展。

[通讯作者] 高凌云(1980—), 女, 辽宁沈阳人, 博士, 沈阳农业大学经济管理学院讲师, 研究方向为农村财政金融。

融排斥问题一直是制约脱贫摘帽地区发展的主要障碍。随着现代信息技术的迅速发展,一种新型的金融模式——数字普惠金融开始兴起,如网上银行、手机银行等日益普及,^[5]金融资源的利用不再受到时空制约,^[6]脱贫摘帽地区也不再被排斥在正规金融体系之外,这在一定程度上弥补了传统金融服务的缺失,保障了金融资源的供给。从理论上讲,数字普惠金融的发展是提升脱贫摘帽地区内生发展动力的有效途径。因此,立足于脱贫摘帽地区内生发展动力水平现状,探究脱贫摘帽地区数字普惠金融对内生发展动力的影响具有重要的现实意义。

从国内外既有研究来看,数字普惠金融发展的经济效应已逐渐成为学术界关注的焦点。学者们主要从增长的角度分析了数字普惠金融的作用,发现数字普惠金融的发展对于提升农村家庭收入、促进居民消费、推动创新创业、缩短城乡收入差距与区域差距、减缓居民贫困、促进经济增长以及高质量发展等均具有显著的推动作用,^[7-15]并且数字普惠金融的效应具有显著的异质性,对于人力资本、物质资本和社会资本较低的群体^[16]以及城镇化率较低的地区^[10,14],数字普惠金融的边际效用更大。这表明数字普惠金融的发展具有普惠性的特征,从而实现了中国的包容性增长。^[7]

综观既有研究可以发现,数字普惠金融对经济发展的积极作用已成为学者们的共识,然而,既有研究更多地仅关注了数字普惠金融对“数量型”增长的影响,而关于数字普惠金融对“质量型”增长,即对内生发展动力的影响则鲜有关注。尽管也有个别学者探讨了数字普惠金融与高质量发展之间的关系,如滕磊和马德功,^[15]但并未关注到脱贫摘帽地区。鉴于此,本文将以脱贫摘帽地区为研究对象,从经济质量提升的角度分析脱贫摘帽地区数字普惠金融的作用。关注的问题包括:脱贫摘帽地区数字普惠金融对内生发展动力有何影响?这种影响是否存在异质性?具体的作用机制是什么?本文尝试做出的贡献是基于脱贫摘帽地区县域面板数据,在测度脱贫摘帽地区内生发展动力水平的基础上,采用空间计量模型实证考察脱贫摘帽地区数字普惠金融对内生发展动力的影响,在为已有文献做出补充的同时,为脱贫摘帽地区继续优化扶贫举措、巩固脱贫成果提供经验证据和决策思路。

二、文献综述

近年来,信息技术、大数据和云计算等创新技术的发展推动了数字普惠金融的进步,^[17]给人们的生活带来了全方位的冲击,关于数字普惠金融的研究也日益受到学者们的重视。^[18]数字普惠金融借助现代信息技术,一定程度上解决了银行等传统金融机构在脱贫摘帽地区建设成本过高的问题,拉近了金融机构与客户之间的地理距离,能够帮助不发达的地区破除长期以来金融服务的不足,使得金融服务的可得性大幅提高。^[19]此外,数字普惠金融在减少信息不对称、降低时间成本和交易成本、提高资源配置效率与能力等方面发挥的重要作用也已成为学者们的共识。^[20]由此可见,数字普惠金融所发挥的优势将对人类生活产生根本性的影响,例如:就传统的金融模式而言,一方面,数字普惠金融对商业银行的负债业务、中间业务和资产业务都产生了极大的影响和冲击,从而引起金融脱媒并危及到商业银行经营业绩、商业模式;^[21]另一方面,数字普惠金融会挤占传统金融的市场份额,这促进了传统金融的结构变革与效率提升,实现金融的普惠性。^[22]

关于数字普惠金融的实证研究从微观视角和宏观视角两个方面展开,并得到了诸多有益的结论。在数字普惠金融与创新创业方面,有研究发现数字普惠金融能够显著促进创新创业,^[9,16,23]但具有异质性,即数字普惠金融对不同创业类型的影响并不相同。另外通过研究发现,数字普惠金融对那些人力资本、物质资本和社会资本较低的群体影响更大,具有普惠性的特征。^[16]总体来看,得

益于信息技术,数字普惠金融能够有效整合大量用户的信息,扩大了信息来源,^[24]从而减少借款前的信息不对称,为缺乏担保与信用的弱势群体提供金融借贷服务,^[25]提高欠发达地区和弱势群体获得金融服务的可能性,并且这种金融服务相比传统金融服务更为便捷。^[10]数字普惠金融还能改善社会信任氛围,提升社会信任程度,^[26]从而推动创新创业活动。在数字普惠金融与消费方面,数字普惠金融发展能显著地推动居民消费,^[27]这种推动作用主要是通过提升支付便利性和缓解流动性约束而实现的,并且当户主的受教育程度越高、认知能力越强时,数字普惠金融对居民消费的促进效应更为明显。^[8]此外,还有部分学者从宏观层面讨论数字普惠金融与经济发展、区域不平等的关系,发现数字普惠金融对经济增长^[13]和缩小城乡收入差距^[11-12]有着显著的正向促进作用。但考虑到城乡收入差距仅仅是收入分配的一个部分,中国的城乡内部可能存在更大差距,而且数字普惠金融本身具有普惠性的特征,因此,张勋等进一步分析了数字普惠金融对包容性增长的影响,发现数字普惠金融的发展能够显著提升家庭收入,尤其是农村低收入群体的收入。^[7]可见,数字普惠金融的发展确实在实现中国包容性增长中发挥着重要的作用。数字普惠金融不仅能够促进经济增长,有学者发现数字普惠金融还能够促进高质量发展。^[15]

上述文献为本文提供了借鉴和启示,但也存在一些不足和需要补充的地方:第一,在研究对象方面,缺乏针对脱贫摘帽地区内生发展动力提升的相关研究。脱贫摘帽地区尽管已经由精准脱贫转变为高质量发展阶段,但仍面临着脱贫后返贫的隐患,而以此为对象的研究却并不多见。在研究内容方面,已有文献更多地仅关注了数字普惠金融对“数量型”增长的作用,关注数字普惠金融对内生发展动力影响即“质量型”的研究较少。因此,本文尝试从上述两个方面对已有文献作出补充:首先,测度脱贫摘帽地区的内生发展动力水平;其次,基于脱贫摘帽地区县域面板数据构建空间计量模型,实证考察数字普惠金融与内生发展动力的关系,同时分别检验数字普惠金融的三个维度(覆盖广度、使用深度和数字化程度)对内生发展动力的影响,并对此影响机制与异质性进行讨论。

三、理论分析与模型构建

(一)理论分析

脱贫摘帽地区数字普惠金融的发展一方面能够提高当地金融服务的可得性,通过影响要素配置来直接提升内生发展动力,另一方面通过促进产业规模化和推动城镇化发展进而提升内生发展动力。

首先,脱贫摘帽地区数字普惠金融的发展有效缓解了金融排斥的问题。由于脱贫摘帽地区地理位置偏远、基础设施落后、经济基础薄弱,传统金融机构在脱贫摘帽地区布局网点往往需要较高的成本,并且受区位条件的束缚,脱贫摘帽地区的产品与各类生产要素难以对接市场,金融资源的“增值性”大打折扣,^[4]因此传统金融资源在脱贫摘帽地区尤为短缺,脱贫摘帽地区面临着资本要素不足的制约。借助于现代信息技术,信息与传统金融相结合而衍生的新型金融模式——数字普惠金融使脱贫摘帽地区金融短缺的现状得以缓解,即使传统金融机构不足、客户准入门槛较高,但客户只要使用手机等设备就能便捷快速地获得金融服务,^[17]这在一定程度上弥补了传统金融服务的缺失,保障了金融资源的供给。同时,数字普惠金融不仅促进了金融各个业态的竞争,提升了资金配置效率和能力,^[22]并且资本要素作为龙头要素,还能够引领及带动信息、技术等要素在区域内的优化配置,提高资源的整体利用效率,从而促进脱贫摘帽地区内生发展动力的提升。基于此,我们提出本文将要验证的第一个研究假说:

假说1 脱贫摘帽地区数字普惠金融发展能够有效提升内生发展动力。

其次,脱贫摘帽地区数字普惠金融的发展加速了产业规模化。由于信用风险高、抵押担保能力低等原因,中小微弱企业获得传统形式的金融服务需要满足诸多条件,^[27]中小企业在发展中面临棘手的资本短缺问题。而数字普惠金融的发展可以缓解中小微弱企业由于传统金融机构较高门槛而难以融资的压力,提高了它们获得贷款的可能性,使资金供需双方直接进行交易,^[10]从而提升了交易效率,改善了中小企业的融资状况。同时,数字普惠金融能有效缓解信息不对称并降低交易成本,^[28]有利于企业增加利润留存和资本积累,扩大生产规模,进而降低生产成本并深化分工,最终促进内生发展动力的提升。鉴于此,我们提出本文将要验证的第二个研究假说:

假说2 脱贫摘帽地区数字普惠金融发展通过促进产业规模化来提升内生发展动力。

最后,脱贫摘帽地区数字普惠金融的发展有利于推进城镇化进程。数字普惠金融具有信息传递的功能,^[28]有助于劳动力把握市场动态和政策信息,加快劳动力在区域间的流动,尤其是推动高素质劳动力的转移。同时,数字普惠金融的支付功能具有便利性的优势,激发了农村新型需求,使得消费方式变得更加多样,^[29]餐饮、娱乐等服务类消费明显增加,^[14]推动了服务业发展,有效吸纳农村剩余劳动力,从而加快城镇化进程。此外,数字普惠金融的发展能够盘活民间存量资金,为脱贫摘帽地区的基础设施建设、公共服务和产业发展等发展短板提供资金支持,在提高金融资金利用效率的同时,推进了脱贫摘帽地区城镇化建设,最终促进内生发展动力的提升。基于上述分析,本文提出将要验证的第三个假说:

假说3 脱贫摘帽地区数字普惠金融发展通过推动城镇化发展来提升内生发展动力。

(二)空间计量模型的建立

考虑到宏观经济变量可能存在空间相关关系,普通的面板数据模型会忽略空间依赖性而无法得到准确的估计,因此本文将建立空间自回归模型来验证数字普惠金融发展对内生发展动力的影响,空间自回归模型的基本形式为

$$Y = \lambda WY + X\beta + \epsilon \quad (1)$$

式(1)中, Y 表示被解释变量, X 代表相关解释变量及控制变量, W 为空间权重矩阵, ϵ 表示随机扰动项, λ 为空间自回归系数。据此,本文构建的空间自回归模型的具体形式为

$$TFP_{it} = \lambda W TFP_{it} + \beta_1 ifi_{it-1} + \Theta Control_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, i 代表县域, t 代表年份, λ 为空间自回归系数, W 为空间权重矩阵, ϵ_{it} 为随机干扰项,被解释变量为全要素生产率 TFP ,核心解释变量为数字普惠金融指数 ifi , $Control$ 为相关控制变量。考虑到数字普惠金融影响内生发展动力,同时也可能会受到内生发展动力的反向影响,为了减弱反向因果的可能性,本文将数字普惠金融发展指数滞后一期^①处理。

四、数据来源、处理与描述

(一)样本及数据来源

本研究选取了2015—2018年我国连片特困地区的县域面板数据^②,在剔除部分数据指标缺失

① 借鉴张勋等(2019)的做法,^[9]直接将数字普惠金融指数滞后一期处理,以此来解决潜在的内生性问题。

② 北京大学数字普惠金融指数县域数据时间范围为2014—2018年,中国县域统计年鉴数据截止到2019年。考虑到数字普惠金融和内生发展动力可能存在互为因果的关系,本文将数字普惠金融指数滞后一期处理。

的县域后,最终获得 433 个贫困县域数据。所用数据是基于以下两套数据匹配构造得到:一是北京大学数字普惠金融指数,该数据由北京大学数字普惠金融研究中心和蚂蚁金融服务集团共同编制;二是《中国县域统计年鉴(县市卷)》《中国县(市)社会经济统计年鉴》《中国区域社会经济统计年鉴》,其中部分价格平减指数数据来源于《中国统计年鉴》及各省市统计年鉴。

(二)内生发展动力的测度

借鉴已有研究的主流做法,本文以全要素生产率作为内生发展动力的衡量指标。产出指标为各县域国内生产总值,投入指标包括物质资本和劳动力两项。学者对资本存量的估算方法各不相同,本文借鉴张军等和孙学涛等的研究,^[30-31]接受中国资本产出比为 3 的假设。在折旧率的选择上,龚六堂和谢丹阳假定为 10%,^[32]张军等选择为 9.6%,^[33]本文采用 9.6%的折旧率。劳动力要素投入采用年末总人口量化。^[34]相关物质资本变量均已进行平减处理。接下来本文运用 SFA 模型进行测度。

首先将生产函数设定为柯布—道格拉斯形式的随机前沿模型,具体形式如下:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 t + (v_{it} - u_{it}) \quad (3)$$

$$u_{it} = u_i \exp[-\eta(t-T)] N^+(0, \sigma_u^2) \quad (4)$$

上式中, K_{it} 和 L_{it} 分别表示第 i 个县域第 t 年的物质资本存量和劳动投入; $\beta_0 \sim \beta_3$ 为待估计参数; v_{it} 为随机干扰项,服从标准正态分布; u_{it} 为技术无效率项,服从零点截断的半正态分布; η 表示技术无效率项的变化率, $\eta > 0$ 表示技术效率改进; $\eta < 0$ 表示技术效率退化。估计结果如表 1 所示。

表 1 模型估计结果

变量	系数	估计值	t 统计量
截距	β_0	0.508***	7.132
lnK	β_1	0.389***	29.043
lnL	β_2	0.531***	36.000
t	β_3	0.013**	2.386
δ^2		0.471***	12.858
γ		0.990***	1018.378
Log-likelihood		674.612	
LRtest		2128.229***	

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

表 1 显示,所有参数的系数均在 5%的水平上显著。其中, $\gamma = 0.990$ 表明模型具有明显的复合误差结构,同时也通过了 LR 检验。以上结果表明使用随机前沿生产模型能够更好地拟合生产函数。由于 Frontier 4.1 软件只能直接估算各决策单元的技术效率,故借鉴刘秉镰和李清彬的方法,^[34]各县域全要素生产率可通过下式求得:

$$TFP_{it} = \exp(\beta_0 + \beta_3 t) TE_{it} \quad (5)$$

其中, $\exp(\beta_0 + \beta_3 t)$ 为第 t 年的生产前沿面, TE_{it} 为第 i 个地区第 t 年的技术效率值。经核算,我国脱贫摘帽地区全要素生产率随着时间的推移平稳增长,全要素生产率均值从 1.743 上升到 1.856。

(三)控制变量的选取

为了控制其他因素对内生发展动力的影响,借鉴既有相关研究,^[14,31,34-37]本文的控制变量包括信息化水平(Inf)、人力资本水平(Edu)、财政支出占比(Fin)、医疗保障水平(Hos)、产业规模化

(*Idu*) 和城镇化水平(*Urb*)。信息化是影响内生发展动力的重要因素,在获取外界信息和开拓市场中发挥重要作用,^[35]本文采用人均年末电话用户数来量化。人力资本水平是推动技术进步、实现长期经济增长的重要因素,^[34]本文采用人均普通中学在校学生数来测算。医疗保障水平也会影响经济发展,^[36]本文采用每百人医院卫生床位数来衡量。政府干预程度是影响内生发展动力不可忽视的因素,其中,政府财政支出既可能促进各地区资源优化配置,也可能因支出的低效率而导致资源浪费,对内生发展动力产生影响,^[14]本文采用财政支出与地区生产总值之比来量化。产业规模化反映了产业在生产上的集中程度,能够降低生产成本,实现规模效应,有利于当地经济发展,^[31]本文以规模以上工业总产值与地区生产总值之比量化。城镇化水平会在要素供给端和需求端促进经济发展,^[37]本文采用城镇人口占年末总人口比重来量化。各变量的描述性统计如表2所示。

表2 主要变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
城镇化水平	0.211	0.133	0.000	0.854
信息化水平	0.066	0.069	0.000	1.107
人力资本水平	0.046	0.013	0.004	0.010
医疗卫生水平	0.384	0.149	0.009	1.665
财政支出	0.465	0.296	0.009	1.665
产业规模化	0.749	0.676	0.000	12.354

五、实证结果分析

(一)数字普惠金融发展对内生发展动力的影响

空间相关关系检验是空间计量模型估计的必要前提。本文以空间邻接矩阵为空间权重矩阵,采用 Moran's I 指数法进行检验。从检验结果看,Moran's I 指数的系数均显著为正,说明脱贫摘帽地区数字普惠金融发展对内生发展动力的影响具有显著的正向空间相关关系,且该相关关系表现为空间溢出效应。

表3 空间相关关系检验结果

变量	年份	2014	2015	2016	2017
全要素生产率	Moran's I	0.197***	0.197***	0.197***	0.197***
	Z	22.114	22.113	22.111	22.109
数字普惠金融指数	Moran's I	0.115***	0.131***	0.218***	0.227***
	Z	12.949	14.793	22.412	25.343

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

基于空间相关关系检验的结果,本文采用空间自回归模型来检验数字普惠金融发展对内生发展动力的影响。为保证结果的稳健性,本文也汇报了普通面板模型、空间误差模型和空间 SARAR 模型的估计结果。具体如表4所示。

表4 基准模型回归结果

变量	普通面板模型	空间自回归模型	空间滞后模型	空间 SARAR 模型
数字普惠金融	0.212*** (0.005)	0.043*** (0.007)	0.027** (0.013)	0.035*** (0.007)

变量	普通面板模型	空间自回归模型	空间滞后模型	空间 SARAR 模型
城镇化水平	0.038 (0.039)	-0.013 (0.026)	-0.020 (0.025)	-0.011 (0.025)
信息化水平	-0.014 (0.030)	0.006 (0.019)	0.013 (0.019)	0.003 (0.019)
人力资本水平	0.882*** (0.233)	0.410*** (0.153)	0.291* (0.151)	0.438*** (0.151)
医疗卫生水平	0.038* (0.020)	0.022* (0.013)	0.021* (0.013)	0.021 (0.013)
政府规模	-0.009 (0.016)	-0.014 (0.010)	-0.015 (0.010)	-0.013 (0.010)
产业规模化	-0.011** (0.006)	-0.003 (0.004)	-0.002 (0.004)	-0.002 (0.004)
_cons	1.624*** (0.018)			
rho		0.800*** (0.026)		0.836*** (0.029)
lambda			0.928*** (0.012)	-0.251* (0.146)
sigma2_e		0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
R ²	0.724	0.009	0.064	0.007
N	1329	1329	1329	1329

注：***、**、* 分别表示通过 1%、5% 和 10% 的显著性检验，括号内的值为稳健性标准误，下表同

从普通面板模型的估计结果来看,数字普惠金融的系数显著为正,即脱贫摘帽地区数字普惠金融的发展对内生发展动力具有促进作用。此外,空间系数均显著,说明数字普惠金融与内生发展动力存在显著的空间效应。同时,各模型的估计结果基本稳健,故后文的分析主要根据空间自回归模型来展开。

具体而言,从空间自回归模型的估计结果来看,脱贫摘帽地区数字普惠金融发展对内生发展动力的影响显著为正,说明数字普惠金融发展会显著提升脱贫摘帽地区的内生发展动力。这与现有文献关于金融发展对经济发展具有正面影响的观点是一致的。^[38-39]从理论上,数字普惠金融的发展能够有效解决脱贫摘帽地区金融排斥的问题,推动其他生产要素在区域间的优化配置;同时,通过缓解信息不对称和降低交易成本,能够使企业增加利润留存和资本积累,进而促进产业规模化,实现规模经济效应。此外,还能通过促进劳动力流动、消费结构升级和基础设施建设等来推进城镇化进程,从而对脱贫摘帽地区内生发展动力产生影响。因此,研究假说 1 得以验证。

(二)数字普惠金融发展各维度对内生发展动力的影响

为进一步厘清数字普惠金融发展对内生发展动力的内在影响机理,本文依次将覆盖广度指数、使用深度指数和数字化程度指数作为核心解释变量,从不同角度考察脱贫摘帽地区数字普惠金融对内生发展动力的影响。具体如表 5 所示。

表 5 数字普惠金融各维度回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
覆盖广度	0.033*** (0.005)		

变量	(1)	(2)	(3)
使用深度		0.016*** (0.006)	
数字化程度			0.020*** (0.004)
控制变量	控制	控制	控制
rho	0.819*** (0.022)	0.889*** (0.019)	0.880*** (0.016)
sigma2_e	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
R ²	0.015	0.002	0.042
N	1329	1329	1329

从结果来看,数字普惠金融覆盖广度、使用深度和数字化程度均显著为正,表明三者的改善均有利于脱贫摘帽地区内生发展动力的提升。数字普惠金融不同维度的效应与其内涵密切相关。具体而言,在数字普惠金融覆盖广度方面,与传统金融机构网点数不同,数字普惠金融服务的覆盖状况体现为电子账户的数量,^[17]这说明数字普惠金融服务的供给有助于缓解脱贫摘帽地区金融排斥问题,弥补传统金融服务的不足,最终提升当地内生发展动力。数字普惠金融使用深度包括了支付服务、货币基金服务、信贷服务、保险服务、投资服务和信用服务等,这说明多样化的金融产品和服务能够满足各种金融需求,便利筹资与交易,从而显著提升脱贫摘帽地区内生发展动力。在数字普惠金融数字化程度方面,所强调的是金融服务的低成本、便利化和信用化,交易成本与时间成本的降低显然能够有利于脱贫摘帽地区内生发展动力的提升。

(三)异质性讨论

1. 区域异质性

由于中国地域面积广阔,脱贫摘帽地区县域之间在要素禀赋结构、地理环境等方面可能存在显著差异,这会导致数字普惠金融对内生发展动力的影响存在异质性特征。因此,本文将总样本划分为西部脱贫摘帽地区和中东部脱贫摘帽地区两个子样本进行回归,结果如表6所示。回归结果表明,数字普惠金融能显著提升中东部和西部脱贫摘帽地区的内生发展动力,但存在区域异质性,即数字普惠金融对中东部脱贫摘帽地区内生发展动力的促进效应明显大于西部脱贫摘帽地区。可能的原因是相较于西部脱贫摘帽地区,中东部脱贫摘帽地区不仅地理条件优越,基础设施较为健全,传统金融机构覆盖率较高,而且其信息化水平、受教育水平较高,数字普惠金融普及的基础条件较好,使用程度更高,由此导致数字普惠金融的发展对内生发展动力的提升效应更为明显。

表6 地区异质性

变量	西部地区	中东部地区
数字普惠金融	0.038*** (0.008)	0.116*** (0.020)
覆盖宽度	0.025*** (0.005)	0.106*** (0.016)
使用深度	0.016** (0.007)	-0.018** (0.009)

变量	西部地区				中东部地区			
数字化程度				0.012*** (0.004)				0.059*** (0.012)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
rho	0.743*** (0.041)	0.787*** (0.033)	0.846*** (0.031)	0.866*** (0.021)	0.626*** (0.063)	0.625*** (0.054)	1.007*** (0.002)	0.788*** (0.037)
sigma2_e	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
R ²	0.003	0.008	0.001	0.005	0.074	0.067	0.004	0.055
N	834	834	834	834	495	495	495	495

2. 人力资本水平的异质性

人力资本是影响居民进入金融市场的潜在因素之一,^[40]人力资本水平的差异可能会使数字普惠金融对内生发展动力有着不同的影响。本文基于县域人力资本水平,将总样本分为低人力资本水平(中位数以下)和高人力资本水平(中位数以上)两个子样本进行回归,结果如表7所示。研究发现,数字普惠金融发展促进了两个样本的内生发展动力,但通过对比系数可以看出,数字普惠金融对高人力资本水平的脱贫摘帽地区内生发展动力促进作用更大。可能的解释是数字普惠金融以互联网技术为支撑,人力资本水平越高,知识储备越多,对新事物的接受能力也就更强,因此,数字普惠金融发展在高人力资本水平的地区发挥了更大的作用,这与现有研究关于人力资本水平在数字普惠金融对居民消费和包容性增长影响中的差异时所得出的结论相一致。^[7-8]

表7 人力资本水平异质性

	低人力资本水平				高人力资本水平			
数字普惠金融	0.206*** (0.008)				0.214*** (0.008)			
覆盖宽度		0.170*** (0.007)				0.168*** (0.008)		
使用深度			0.205*** (0.010)				0.229*** (0.010)	
数字化程度				0.139*** (0.009)				0.148*** (0.009)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
_cons	1.552*** (0.027)	1.567*** (0.029)	1.521*** (0.031)	1.519*** (0.036)	1.675*** (0.036)	1.697*** (0.040)	1.630*** (0.040)	1.745*** (0.047)
R ²	0.718	0.689	0.628	0.519	0.737	0.681	0.695	0.565
N	665	665	665	665	664	664	664	664

3. 信息化水平的异质性

数字普惠金融借助信息化技术对金融服务实现广覆盖,因此信息化水平的不同可能会使数字普惠金融对内生发展动力的影响存在差异。本文基于县域信息化发展水平,将总样本分为低信息化水平(中位数以下)和高信息化水平(中位数以上)两个子样本进行回归,结果如表8所示。研究发现,数字普惠金融发展均能够促进两个样本的内生发展动力,但高信息化水平分组下数字普惠金融对脱贫摘帽地区内生发展动力的促进作用更大,这与预期相符,即信息化水平越高的地区,越有利于数字普惠金融的普及,从而促进经济质量的提升。

表8 信息化水平异质性

变量	低信息化水平				高信息化水平			
数字普惠金融	0.186*** (0.008)				0.237*** (0.008)			
覆盖宽度	0.141*** (0.007)				0.207*** (0.008)			
使用深度	0.202*** (0.011)				0.225*** (0.010)			
数字化程度	0.119*** (0.010)				0.147*** (0.009)			
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
_cons	1.619*** (0.029)	1.642*** (0.031)	1.595*** (0.032)	1.604*** (0.038)	1.672*** (0.027)	1.691*** (0.029)	1.631*** (0.032)	1.701*** (0.037)
R ²	0.706	0.669	0.647	0.524	0.764	0.733	0.677	0.563
N	665	665	665	665	664	664	664	664

(四)影响机制检验

前文理论分析表明,数字普惠金融发展对脱贫摘帽地区内生发展动力的影响主要通过促进产业规模化和推动城镇化发展等路径实现,因此本部分进一步针对该机制进行检验。具体而言,主要通过交互项的形式进行分析,如表9所示。

表9 数字普惠金融发展对内生发展动力的影响机制检验

变量	普通面板模型	空间自回归模型	空间滞后模型	空间 SARAR 模型
数字普惠金融与城镇化交互项	0.203*** (0.033)	0.179*** (0.022)	0.205*** (0.024)	0.181*** (0.024)
数字普惠金融与产业规模化交互项	0.099*** (0.008)	0.058*** (0.006)	0.055*** (0.006)	0.059*** (0.006)
数字普惠金融	0.098*** (0.010)	-0.017** (0.008)	-0.016 (0.013)	-0.016* (0.009)
城镇化水平	-0.100** (0.042)	-0.131*** (0.029)	-0.136*** (0.028)	-0.131*** (0.029)
产业规模化	-0.096*** (0.008)	-0.054*** (0.006)	-0.051*** (0.006)	-0.054*** (0.006)
控制变量	控制	控制	控制	控制
rho		0.707*** (0.030)		0.700*** (0.037)
lambda			0.914*** (0.015)	0.039 (0.121)
sigma2_e		0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.001*** (0.000)
_cons	1.728*** (0.018)			
R ²	0.780	0.002	0.000	0.002
N	1329	1329	1329	1329

数字普惠金融与产业规模化水平、城镇化发展水平两个交互项指标均显著为正,说明数字普惠

金融发展通过促进产业规模化和城镇化两个途径提升脱贫摘帽地区内生发展动力,证实了前文的理论假说。首先,数字普惠金融发展促进了产业规模化,进而提升了脱贫摘帽地区内生发展动力。数字普惠金融的发展能够有效突破地域限制,通过企业经营所产生的数据,有效缓解信息不对称,使得中小企业能够以较低的成本获得所需的金融服务,提高了金融服务的可得性,为企业生产经营提供了资金支持。同时,以信息技术为支撑的数字普惠金融可以减少信息不对称、降低交易成本、提高资源利用效率与能力,在促进金融稳定的同时,实现整体盈利水平的提高,从而促进企业增加资本积累并提高企业的投资能力,实现生产规模的扩大,进而取得规模经济效应。其次,数字普惠金融的发展推动了城镇化进程,进而提升了脱贫摘帽地区内生发展动力。数字普惠金融凭借支付便利性和缓解流动性约束的优势,在电子商务的发展下激发了农村各种新型需求,拓展出更多的消费方式,促进农村居民消费结构升级,从而推动服务业的发展,有效吸纳农村剩余劳动力,进而提高城镇化水平。数字普惠金融的发展还加快了劳动力在区域间的流动,尤其是推动高素质劳动力的转移。此外,数字普惠金融的发展能够盘活民间存量资金,使闲置的民间资本投资于脱贫摘帽地区的基础设施建设、公共服务和产业发展等,在提高资金利用效率的同时,推进了脱贫摘帽地区的城镇化建设,最终促进内生发展动力的提升。综上,研究假说 2 和假说 3 得以验证。

六、结论和启示

本文利用北京大学数字普惠金融指数和中国县域数据,以全要素生产率作为脱贫摘帽地区内生发展动力的衡量指标,并在此基础上构建空间计量模型,实证分析了数字普惠金融对脱贫摘帽地区内生发展动力的影响。研究发现,脱贫摘帽地区内生发展动力和数字普惠金融发展存在显著的空间相关关系,这种空间相关关系表现为正向的空间溢出效应。在样本期内,脱贫摘帽地区数字普惠金融发展及其三个维度均呈现出明显的上升趋势,但仍低于全国平均水平。实证分析结果表明,数字普惠金融发展对脱贫摘帽地区内生发展动力提升有显著的推动作用,数字普惠金融覆盖广度、使用深度以及数字化程度均能显著提升内生发展动力。进一步地,对连片特困区按照区域位置、人力资本水平和信息化水平进行异质性讨论,发现在中东部脱贫摘帽地区、人力资本水平和信息化水平较高的脱贫摘帽地区,数字普惠金融发展对内生发展动力的促进作用更为明显。最后,影响机制检验结果表明,数字普惠金融发展主要通过促进产业规模化、推进城镇化等路径提升脱贫摘帽地区内生发展动力。

本文的政策启示如下:首先,政府应充分意识到数字普惠金融发展在提升脱贫摘帽地区内生发展动力过程中的重要作用。在尊重市场规律的基础上,通过适当的行政干预,加强脱贫摘帽地区数字普惠金融发展的扶持力度,不断完善数字普惠金融的各项服务功能,为脱贫摘帽地区提供更丰富的金融资源,进一步提升金融服务可得性。更为重要的是,政府在实施相应政策时,应充分考虑不同脱贫摘帽地区金融发展的异质性,差异化地制定数字普惠金融发展策略。其次,在推进数字普惠金融发展的同时,要加强脱贫摘帽地区信息化水平的建设,为数字普惠金融的发展提供基础保障,同时注重人力资本水平的提升,使得脱贫摘帽地区的居民能够通过自身知识储备和技能更好地享有数字普惠金融所带来的普惠性。最后,脱贫摘帽地区县域之间应充分发挥协同作用,消除地方保护主义,按照区域互惠共赢的原则,促进信息与资源共享,实现区域内的互补式发展。

[参 考 文 献]

- [1] 周侃,盛科荣,樊杰,等.我国相对贫困地区高质量发展内涵及综合施策路径[J].中国科学院院刊,2020,35(07):895—906.
- [2] 张克俊,杜焯.后全面小康社会我国贫困治理的任务变化与政策转型[J].中州学刊,2020(10):40—47.
- [3] Jalilian H, Kirkpatrick C. Financial development and poverty reduction in developing countries[J]. International Journal of Finance & Economics, 2002,7(2):97—108.
- [4] 王汉杰,温涛,韩佳丽.脱贫摘帽地区政府主导的农贷资源注入能够有效减贫吗?——基于连片特困地区微观农户调查[J].经济科学,2019(01):108—119.
- [5] 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,2019,36(05):101—117.
- [6] Lu L. Promoting SME finance in the context of the fintech revolution: A case study of the UK's practice and regulation[J]. Banking and Finance Law Review, 2018,33(3):317—343.
- [7] 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.
- [8] 易行健,周利.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,2018(11):47—67.
- [9] Yin Z, Gong X, Guo P, et al. What drives entrepreneurship in digital economy? Evidence from China[J]. Economic Modelling, 2019,82(3):66—73.
- [10] 谢绚丽,沈艳,张皓星,等.数字普惠金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J].经济学(季刊),2018,17(04):1557—1580.
- [11] 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(06):14—25.
- [12] 周利,冯大威,易行健.数字普惠金融与城乡收入差距:“数字红利”还是“数字鸿沟”[J].经济学家,2020(05):99—108.
- [13] Kapoor A. Financial inclusion and the future of the Indian economy[J]. Futures, 2013(10):35—42.
- [14] 钱海章,陶云清,曹松威,等.中国数字普惠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.
- [15] 滕磊,马德功.数字普惠金融能够促进高质量发展吗?[J].统计研究,2020,37(11):80—92.
- [16] 何婧,李庆海.数字普惠金融使用与农户创业行为[J].中国农村经济,2019(01):112—126.
- [17] 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(04):1401—1418.
- [18] 黄益平,黄卓.中国的数字普惠金融发展:现在与未来[J].经济学(季刊),2018,17(04):1489—1502.
- [19] Duncombe R, Boateng R. Mobile phones and financial services in developing countries: A review of concepts, methods, issues, evidence and future research directions[J]. Third World Quarterly, 2009,30(7), 1237—1258.
- [20] 谢平,邹传伟.互联网金融模式研究[J].金融研究,2012(12):11—22.
- [21] 郑志来.互联网金融对我国商业银行的影响路径——基于“互联网+”对零售业的影响视角[J].财经科学,2015(05):34—43.
- [22] 吴晓求.互联网金融:成长的逻辑[J].财贸经济,2015(02):5—15.
- [23] 梁榜,张建华.数字普惠金融发展能激励创新吗?——来自中国城市和中小企业的证据[J].当代经济科学,2019,41(05):74—86.
- [24] 岳中刚,周勤,杨小军.众筹融资、信息甄别与市场效率——基于人人贷的实证研究[J].经济学动态,2016(01):54—62.
- [25] 安宝洋.互联网金融下科技型小微企业的融资创新[J].财经科学,2014(10):1—8.
- [26] 周广肃,梁琪.互联网使用、市场摩擦与家庭风险金融资产投资[J].金融研究,2018(01):84—101.
- [27] 尹志超,张号栋.金融可及性、互联网金融和家庭信贷约束——基于CHFS数据的实证研究[J].金融研

- 究,2018(11):188—206.
- [28] 谢平,邹传伟,刘海二. 互联网金融的基础理论[J]. 金融研究,2015(08):1—12.
- [29] 张李义,涂奔. 互联网金融对中国城乡居民消费的差异化影响——从消费金融的功能性视角出发[J]. 财贸研究,2017,28(08):70—83.
- [30] 张军,陈诗一, Gary H. Jefferson. 结构改革与中国工业增长[J]. 经济研究,2009,44(07):4—20.
- [31] 孙学涛,王振华,张广胜. 县域全要素生产率提升中存在结构红利吗? ——基于中国 1869 个县域的面板数据分析[J]. 中南财经政法大学学报,2017(06):73—82.
- [32] 龚六堂,谢丹阳. 我国省份之间的要素流动和边际生产率的差异分析[J]. 经济研究,2004(01):45—53.
- [33] 张军,吴桂英,张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J]. 经济研究,2004(10):35—44.
- [34] 刘秉镰,李清彬. 中国城市全要素生产率的动态实证分析:1990—2006——基于 DEA 模型的 Malmquist 指数方法[J]. 南开经济研究,2009(03):139—152.
- [35] 徐瑾. 地区信息化对经济增长的影响分析[J]. 统计研究,2010,27(05):74—80.
- [36] 孙久文,张静,李承璋,等. 我国集中连片特困地区的战略判断与发展建议[J]. 管理世界,2019,35(10):150—159.
- [37] 王国刚. 城镇化:中国经济发展方式转变的重心所在[J]. 经济研究,2010,45(12):70—81.
- [38] Ahmad E, Malik A. Financial sector development and economic growth: An empirical analysis of developing countries[J]. Journal of Economic Cooperation and Development, 2009,63:17—40.
- [39] 唐婧婧,韩廷春. 金融发展对全要素生产率的影响——基于社会融资规模的视角[J]. 经济与管理研究,2017,38(06):23—34.
- [40] 肖作平,张欣哲. 制度和人力资本对家庭金融市场参与的影响研究——来自中国民营企业家的调查数据[J]. 经济研究,2012,47(S1):91—104.

(责任编辑:蒋 萍)

Effect Measurement and Driving Mechanism of Endogenous Development Empowered by Digital Inclusive Finance in Poverty Alleviation Areas

WANG Zhen-hua, SONG Ge, GAO Ling-yun

(The College of Economics and Management, Shenyang Agricultural University, Shenyang, Liaoning 110866)

Abstract: Digital financial inclusion can help break through the long-term financial exclusion dilemma faced by poverty alleviation regions, and it is of great practical significance for enhancing endogenous development motivation and reducing the hidden danger of returning to poverty after poverty alleviation. Based on the county panel data in the poverty alleviation areas, this paper uses a spatial econometric model to empirically examine the relationship between digital financial inclusion and endogenous development momentum in poverty alleviation areas. It is found that: (1) The development of digital financial inclusion in poverty alleviation and hat-relief areas has significantly improved the endogenous development momentum. At the same time, the coverage, depth of use and digitalization of digital financial inclusion have played a positive role; (2) The heterogeneity analysis shows that the development of digital financial inclusion is more conducive to improving the endogenous development momentum in poverty alleviation counties as well as in the eastern and central regions with higher human capital levels and better informationization; (3) Industrial scale promotion and urbanization development is the main mechanism for digital financial inclusion in poverty alleviation areas to enhance endogenous development momentum.

Key words: poverty alleviation areas; digital financial inclusion; endogenous development momentum; spatial measurement