

数字普惠金融赋能 农村消费扩容机制研究

王刚贞 胡馨月

【摘要】借助数字普惠金融的数字化优势赋能农村消费扩容,是双循环格局下扩大内需、拉动经济增长的重要路径。基于2011-2020年的省级面板数据,建立固定效应模型和非线性门槛模型,实证探析数字普惠金融对于农村消费的影响机制。研究发现:数字普惠金融总指数及其覆盖广度、使用深度、数字化程度的发展均可显著促进农村居民消费,且深度指数中支付、信贷、保险三大业务的发展可强效赋能农村消费扩容;数字普惠金融对于东、中、西部地区农村消费的促进作用依次递减;数字普惠金融在促进农村消费时具备边际效应递减的双门槛特征,目前我国各省份数字普惠金融发展均已跨越第二门槛值,进入提升农村消费的滞缓期。因此,一方面应大力驱动中、西部地区数字普惠金融建设,着重加强支付、信贷和保险业务的发展,另一方面应加大金融监管、合理防范金融风险,使数字普惠金融赋能农村消费扩容的优势得到区域均衡发挥并实现最大化,为进一步扩大内需、加快双循环格局构建贡献数字金融的力量。

【关键词】双循环;数字普惠金融;农村消费;异质性;门槛效应

【作者简介】王刚贞,女,湖北黄冈人,博士,安徽财经大学金融学院教授,研究方向:农村金融;胡馨月,安徽财经大学金融学院(安徽 蚌埠 233030)。

【原文出处】《山东财经大学学报》(济南),2022.4.54~64

【基金项目】安徽省哲学社会科学规划项目“安徽省数字普惠金融发展对贫困减缓的作用机制与效果评价研究”(AHSKY2019D086);安徽财经大学2021年国家级大学生创新创业项目“双循环格局下数字普惠金融赋能农村消费扩容的路径研究”(202110378007)。

一、引言

受新冠疫情肆虐、国际形势动荡以及全球产业链、供应链加速调整的影响,党中央为加速推进我国经济建设的转型升级与高质量发展,于2020年5月提出要构建“以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进”的双循环新发展格局。消费在国内商品和要素的流通环节中发挥重要作用,可以打通国内循环的痛点、堵点^[1],因而挖掘国内消费市场潜力为内循环赋能,是构建双循环格局的关键所在。我国农村市场人口众多且消费潜力巨大,激活农村消费市场潜力以实现国内消费总水平的提升,对于双循环格局下扩大内需、拉动经济增长意义重大。

根据国家统计局发布的第七次全国人口普查公

报,截止到2020年11月1日零时,我国城镇居民人口为901 991 162人,占全国人口的63.89%;乡村居民人口为509 787 562人,占比36.11%。可见,随着我国城镇化进程的不断加快,城镇居民数量不断增加且超过农村居民数量,但农村人口规模仍很庞大,占比超过全国总人口数的三分之一。然而农村规模庞大的人口数却对应着较低的居民消费水平,据《中国统计年鉴》相关数据显示,2019年我国居民最终消费率为38.95%,农村居民消费率仅为8.44%,不足全国居民消费率的四分之一。由此可见,农村消费市场潜力巨大且前景广阔。如何激发农村市场消费活力、补齐农村消费短板,让其消费水平能够与庞大的人口规模相匹配,是双循环格局下的一个发展

难题。

随着互联网信息浪潮的高速发展,数字普惠金融应运而生,其兼具金融发展的普惠性和金融科技的技术性,通过运用数字技术克服传统了金融的诸多短板,且在促进居民消费方面有着较为显著的影响^[2]。根据北大数字金融研究中心发布的指数报告,近年来数字普惠金融发展迅速,各省份数字普惠金融指数的平均值已于2012年的99.69迅速增长到2019年的323.73,同期的农村居民消费率也呈现不断增长趋势。数字普惠金融是否显著促进了农村居民消费?数字普惠金融会通过哪些渠道赋能农村消费扩容?其影响农村消费的作用机制又存在怎样的特点?针对以上问题,本文以北京大学测度的数字普惠金融指数为指标,分析其对农村居民消费的扩容效应与影响机制,以期为提振农村居民消费、扩大内需、加快构建新发展格局提供切实可行的实施路径和政策建议。

二、文献综述及研究假设

(一) 文献综述

金融是现代经济的核心,发展普惠金融,可以使不同群体公平地享受专业化金融服务,促进各地区经济包容性增长。而数字普惠金融作为金融科技的一大创新点,借助数字技术进一步打破了金融服务的时空限制,赋予普惠金融更高效率、更低成本,实现包容性增长的更高水平^[3]。

就数字普惠金融能否促进居民消费问题,大多学者都持肯定态度,已有研究将研究主体分为全体居民、城镇居民和农村居民三大类。从全体居民消费水平来看,江红莉和蒋鹏程^[4]指出数字普惠金融通过缩小城乡收入差距、改善产业结构两大渠道正向调整全体居民消费的总量和结构;谢汝宗等^[5]借助PVAR模型实证检验了数字普惠金融提升居民消费受时间因素的影响,在长期内可显著提升居民消费;罗娟和李宝珍^[6]的研究发现数字普惠金融可以缩减消费不平衡现象,且居民在地理位置、家庭债务收入比、受教育水平三方面的差异会影响缩减效应。将居民消费进一步分解为城镇消费和农村消费,南永清等^[7]的实证分析得出数字金融可强效赋

能中西部地区城镇居民消费扩容;易行健和周利^[2]认为,相较于城镇居民消费,数字普惠金融促进农村地区的居民消费效应更为明显;而张勋等^[8]将样本分为城镇样本和农村样本,发现数字金融提升城镇居民消费和农村居民收入的效用十分显著,赋能农村消费的作用则相对较弱。

从数字普惠金融赋能消费的研究视角来看,已有文献主要围绕三方面展开。其一是基于消费结构视角,数字普惠金融优化消费结构,促进居民消费升级^[9];通过推动第三产业的转型升级改善农村居民的生存与发展型消费,促进农村市场消费的扩容与升级^[10]。其二是基于区域异质性视角,数字普惠金融对于居民消费的促进具有空间溢出效应,可以有效挖掘本地区以及邻近地区的居民消费^[11];数字普惠金融对于不同地区的居民消费的提振作用存在明显差异,中、东、西部地区的消费赋能效应大不相同^[12-13]。其三是基于影响机制视角,数字普惠金融通过合理调配生产性和消费性信贷需求以影响农村金融需求,进而促进农村居民消费^[14];数字普惠金融通过提高农村金融服务的可获得性以促进经济增长、优化收入分配,进而显著减缓贫困、刺激农村消费^[15]。此外,数字普惠金融还可以通过缓解流动性约束^[3]、便利居民支付^[2]、降低预防性储蓄^[16]等多种作用机制促进居民消费水平的提升。

关于数字普惠金融对于消费扩容的赋能效应,学者们已经从不同方面展开了深入挖掘,但相对于基于全体居民消费层面研究的文献而言,单独从城镇和农村居民切入的研究较少,而农村市场是国内消费市场的一大主力军,研究农村消费对于拉动国内消费增长、畅通国内经济大循环意义重大。同时,从研究视角来看,大多实证论文都是基于线性面板数据,较少有文献就数字普惠金融在影响居民消费方面是否存在非线性关系展开深入探讨。因此,本文基于省级面板数据,构建线性面板模型和非线性门槛模型,实证探究发展数字普惠金融赋能农村居民消费扩容的作用机理,探索促进国内消费扩容的农村发展路径。

(二) 研究假设

数字普惠金融的意义在于实现金融服务的普惠性与机会均等性,特别是降低了农户、低收入人群等弱势对象获得信贷服务的门槛。农村地区在普惠金融的发展中仍存在信息不对称、基础金融服务欠缺、交易成本较高、风险分担机制匮乏等问题^[17],而数字普惠金融可以借助互联网实现资源的跨地区合理配置,降低准入门槛、交易成本并推进金融服务平民化。由此,数字普惠金融为消费者获得金融服务提供了更广阔的范围和更多样化的机会,使其可以通过金融服务缓解资金的流动性约束,实现消费的跨期平滑并拉动消费增长^[18]。同时,数字普惠金融打破了传统交易过程中受实体现金支付约束的限制,通过金融数字化实现移动支付、多终端支付等多种支付渠道,大大便利了消费者的支付交易,实现了消费者效用水平的提高进而引起了消费的增加。

假设1:数字普惠金融的发展可挖掘农村市场潜力,促进农村消费扩容。

根据北大数字普惠金融指数报告,数字普惠金融体系涵盖了衡量覆盖面与普及度的“覆盖广度”,衡量业务多样性与使用渗透度的“使用深度”,以及衡量数字技术的融合度与使用频率的“数字化程度”三个子指标,而这三个子指标又均可从不同路径作用于农村居民消费。首先,数字普惠金融覆盖广度是指数字普惠金融可以解决传统金融受限于实体网点的难题,借助云平台以更低的边际成本实现金融服务更高的广度,有效克服金融排斥,降低金融服务门槛,提高了农村居民金融服务的可得性从而实现消费增长。其次,数字普惠金融深度指数通过多样化的网络金融服务降低了筹资和交易的门槛,丰富了农村地区金融服务需求,进而通过便利支付^[2]、调整信贷需求^[14]、缓解流动性约束^[3]、降低预防性储蓄^[16]等多种作用机制提升农村居民消费水平。最后,合理利用数字普惠金融的数字化优势,缩小“数字鸿沟”转而化为“数字红利”,可以缩小城乡收入差距^[19],从而促进农村地区经济发展和消费增长。

假设2:数字金融在覆盖广度、使用深度以及数字化程度三方面的发展均对农村消费扩容有显著

影响。

数字普惠金融对于促进农村居民消费可能存在非线性影响,当数字普惠金融的发展跨越一定门槛后,其对于农村消费的赋能作用存在一定边际递减效果。从消费自身的特点来说,由于消费边际递减效用的存在,若要使消费者继续增加消费以获得等幅增长的效用水平,就必须提供更大程度的增长动力,因而数字普惠金融作为赋能消费增长的动力之一,其对于农村消费的促进作用会随着消费水平的不断提高而逐渐减缓。从各地区的经济水平差异来说,不同地区的经济发展存在很大差异,而数字普惠金融对于贫困程度更高、经济水平更不发达、金融市场更不发育的地区的消费促进作用更为明显^[2],这种地区差异使数字普惠金融与农村消费之间的关系呈现出非线性变化。从数字普惠金融的发展特点来说,数字普惠金融作为一种金融创新的同时也放大了金融风险,不断增强的风险因素使得数字普惠金融对于农村消费的促进作用受到一定抑制^[20],从而使二者之间存在非线性关系。

假设3:数字普惠金融促进农村居民消费存在非线性门槛效应。

三、模型构建与数据描述

(一) 模型构建和变量说明

基于数据的可得性和可比性,本文选取我国31个省(区、市)2011-2020年的相关指标数据,数据来源于北大金融研究中心最新公布的《北京大学数字普惠金融指数(2011-2020)》、国家统计局和中国统计年鉴。建立全国面板数据模型检验数字普惠金融对农村居民消费影响作用,构建如下模型:

$$\ln C = \alpha + \beta_1 \ln DIFI_{it} + \beta_2 \ln ODR_{it} + \beta_3 Gap_{it} + \beta_4 \ln GDP_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中, α 为常数项, β_1 为解释变量的系数, β_2 、 β_3 、 β_4 为控制变量的系数, i 和 t 分别表示省份和年份, ε_{it} 为随机扰动项。

被解释变量:借鉴孔维汉和李爱喜^[21]、郭华等^[22]的研究,选取农村居民人均消费支出($\ln C$)为被解释变量,对其取对数以消除异方差。农村居民人均消费支出衡量了农村常住用户用于日常生活、消费的人均支出,可以较为综合地体现各地区农村

居民消费水平。

解释变量:以数字普惠金融指数为核心解释变量,取对数以消除异方差。数字普惠金融(*DIFI*)具体分为覆盖广度(*DIFI1*)、使用深度(*DIFI2*)和数字化程度(*DIFI3*)三大维度,其中使用深度又包含了支付(*payment*)、信贷(*credit*)、保险(*insurance*)、信用(*credit investigation*)、投资(*investment*)、货币基金(*monetary fund*)六类业务指数。

控制变量:为更加充分、准确地描述数字普惠金融对农村消费的影响,借鉴已有研究,选取的控制变量包括老年抚养比(*ODR*)、城乡收入差距(*Gap*)和人均地区生产总值(*GDP*),其中老年抚养比和人均地区生产总值取对数处理。老年抚养比以65岁以上老年人口占总人口数的比值来衡量。城乡收入差距是以城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入的比值衡量。由于2011-2012年部分省份及地区的农村居民人均可支配收入数据有所缺失,因此对其采用插补外推的方法填补了缺失数据。

(二) 变量分析

本文选取2011-2020年31个省(区、市)的310份样本中各变量的描述性统计分析如表1。从被解释变量来看,2011-2020年农村居民人均生活消费支出(*lnC*)的平均值、最大值和最小值分别为9.130、10.019和7.916,标准差为0.403,这表明样本期内的全国农村居民消费支出呈现不断增长的总体趋势,但是不同省份及地区间差异较大。从核心解释

变量来看,数字普惠金融总指数在选取的十年样本期内得到了迅猛发展,但其在全国不同省份间的发展并不均衡,存在较为明显的地区差异。进一步观察总指数的三个子指标可知:广度指数、深度指数、数字化指数的标准差均较大,分别为0.844、0.651、0.698,这表明三个子指标在不同地区的发展状况也存在显著差异,其中地区差异最为明显的是数字普惠金融覆盖广度指数。从控制变量来看,样本期内我国各省份的老年抚养比(*lnODR*)的平均值为2.591,人均地区生产总值(*lnGDP*)和城乡居民收入差距(*Gap*)的标准差分别为0.448和0.386,说明不同省份、地区间人均生产总值与城乡收入差距尚存在较大差异。

四、实证检验与结果分析

(一) 基准回归

通过Husman检验得知,建立面板固定效应模型使回归效果更加显著,回归结果见表2。模型(1)为基于核心解释变量数字普惠金融总指数对农村居民人均消费支出的回归,模型(2)为加入控制变量后的基准回归。观察表2可知,控制变量的引入与否对于数字普惠金融总指数回归的显著性影响不大,二者均在1%的显著性水平上呈现正向影响。因此,数字普惠金融的发展对于农村居民人均消费水平有着显著的正向促进作用。在加入控制变量后,发现可决系数 R^2 高达0.959,说明模型具有较好的解释力,验证了变量选择的合理性。同时,三个控制变

表1 变量描述性统计

变量	变量定义	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>lnC</i>	农村居民人均消费支出(元)的对数	310	9.130	0.403	7.916	10.019
<i>lnDIFI</i>	数字普惠金融总指数的对数	310	5.212	0.677	2.786	6.068
<i>lnDIFI1</i>	数字普惠金融覆盖广度的对数	310	5.060	0.844	0.673	5.984
<i>lnDIFI2</i>	数字普惠金融使用深度的对数	310	5.195	0.651	1.911	6.192
<i>lnDIFI3</i>	数字普惠金融数字化程度的对数	310	5.510	0.698	2.026	6.136
<i>lnODR</i>	老年抚养比(%)的对数	310	2.591	0.250	1.735	3.171
<i>lnGDP</i>	人均地区生产总值(元)的对数	310	10.719	0.448	9.691	12.011
<i>Gap</i>	城乡收入差距	310	2.609	0.386	1.845	3.791

表2 数字普惠金融对农村
人均消费支出的基准回归结果

变量	lnC	
	(1)	(2)
lnDIFI	0.429*** (0.0167)	0.214*** (0.0181)
lnODR		0.216*** (0.0558)
Gap		-0.251*** (0.0772)
lnGDP		0.599*** (0.0590)
常数	6.893*** (0.0868)	1.683** (0.694)
样本观测值	310	310
R ²	0.848	0.959
省份值	31	31

注：括号内是省份层面的稳健聚类(Cluster)标准误，***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上差异显著。下同。

量的显著性水平均在1%以上,表明其与农村居民人均消费支出均有密切的联系:老年抚养比(lnODR)和人均地区生产总值(lnGDP)的系数显著为正,二者与农村居民人均消费支出之间存在正向相关关系,当老年抚养比和人均地区生产总值的对数分别提升1%时,农村居民人均消费支出的对数将分别提升0.216和0.599个百分点。而城乡收入差距(Gap)的系数显著为负,表明城乡收入差距的增大不利于农村居民消费的增加,城乡收入差距每提升一个单位,农村居民人均消费支出将下降0.251个百分点。通过基准回归,验证了假设1,数字普惠金融的发展可挖掘农村市场潜力,促进农村消费扩容。

(二) 稳健性检验与分维度异质性讨论

为对上述回归结果的稳健程度进行检验,本文参考南永清等^[7]的研究,将核心解释变量数字普惠金融总指数的三级子变量纳入解释范围,即进一步

从数字普惠金融的广度、深度和数字化三个维度检验数字普惠金融对农村居民消费的影响机制。通过对这三个子解释变量分别取对数(lnDIFI1、lnDIFI2、lnDIFI3)后,借助Stata进行面板数据的固定效应回归,结果见表3。

表3 分维度的稳健性与异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)
lnDIFI1	0.136*** (0.0262)		
lnDIFI2		0.186*** (0.0303)	
lnDIFI3			0.137*** (0.0247)
lnODR	0.339*** (0.0693)	0.273*** (0.0665)	0.279*** (0.0784)
Gap	-0.346*** (0.106)	-0.397*** (0.108)	-0.507*** (0.158)
lnGDP	0.633*** (0.0732)	0.621*** (0.0685)	0.670*** (0.0775)
常数项	1.685* (0.858)	1.828** (0.865)	1.795 (1.142)
观测值	310	310	310
R ²	0.941	0.946	0.940
省份值	31	31	31

由表3模型(1)~(3)的回归结果可知,数字普惠金融广度、深度、数字化程度均在1%的显著性水平上对农村居民人均消费支出存在影响。同时,三者对于被解释变量的回归系数均为正,由此论证了上文的结论:即数字普惠金融的发展有利于正向促进农村消费扩容且效果明显。除此之外,控制变量的显著性与符号也均与基准回归基本一致,故结论稳健。

进一步分析发现,在1%的显著性水平上,数字普惠金融覆盖广度指数每提高1%,农村居民人均消费支出将会提高0.136%;数字普惠金融覆盖深度指数每提高1%,农村居民人均消费支出将会提高

0.186% ;数字普惠金融数字化程度每提高1%,农村居民人均消费支出将会提高0.137%。因此验证了假设2:数字普惠金融发展的广度、深度、数字化程度均可显著提高农村居民人均消费支出,促进农村消费扩容。同时可以看到,不同维度的数字普惠金融赋能农村居民消费的程度也不一样:数字普惠金融使用深度指数对农村居民消费的促进最为明显,覆盖广度指数次之,最后是数字化程度。综合来看,可以从发展数字金融覆盖广度、使用深度以及数字化程度三方面着手促进农村消费扩容。

(三)数字普惠金融使用深度的影响机制

由上文分析可知,数字普惠金融的使用深度相较于覆盖广度和数字化程度而言,对于赋能农村消费扩容的影响力更大。而数字普惠金融深度又可细分为支付、保险、货币基金、投资、信贷、信用六类业务指数,为进一步检验数字普惠金融深度的影响机制,我们对这六类分类指数分别取对数后依次进行回归,回归结果见表4。

由表4可知,数字普惠金融的六类业务分类指数支付、保险、货币基金、投资、信贷、信用均在1%的

表4 数字普惠金融深度影响机制检验

变量	lnC					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnpayment</i>	0.206*** (0.0312)					
<i>lninsurance</i>		0.0953*** (0.0239)				
<i>lnmonetary fund</i>			0.0166** (0.00728)			
<i>lninvestment</i>				0.0397*** (0.00820)		
<i>lncredit</i>					0.114** (0.0481)	
<i>lncredit investigation</i>						0.0253*** (0.00516)
<i>lnODR</i>	0.204*** (0.0671)	0.329*** (0.0935)	0.303*** (0.104)	0.177*** (0.0504)	0.430*** (0.0834)	0.260*** (0.0813)
<i>Gap</i>	-0.422*** (0.102)	-0.408** (0.163)	-0.496*** (0.171)	-0.280* (0.157)	-0.665*** (0.149)	-0.487* (0.279)
<i>lnGDP</i>	0.527*** (0.0757)	0.742*** (0.0826)	0.793*** (0.0902)	0.735*** (0.0873)	0.613*** (0.0922)	0.618*** (0.114)
常数项	3.011*** (0.896)	0.821 (1.164)	1.092 (1.168)	1.388 (1.194)	2.636** (1.154)	3.042* (1.722)
R ²	0.948	0.938	0.936	0.937	0.921	0.922
省份值	31	31	31	31	31	31

水平上对于农村居民人均消费支出具有正向促进作用。具体来看,支付业务对于农村居民消费的促进作用最明显,该指数每提高1%,农村居民人均消费支出将提高0.206%。这反映出数字普惠金融提供的数字化金融服务便利了农村居民支付,打破了时间、空间和实体现金对于消费的约束,增加了消费的随意性从而提升消费效用水平。同时非现金的数字化交易降低了消费者对于消费金额的敏感度,使其“心理账户”感受到的损失减少^[23],进而影响其消费决策,增加居民消费支付倾向。其次是信贷业务,其每提升1%,农村居民人均消费支出将提升0.114个百分点。由于消费信贷会通过降低流动性约束来促进消费^[3],而数字普惠金融使得农村居民获得信用贷款金融服务的门槛大大降低,使其通过贷款缓解现有资金的不足,实现消费的跨期平滑并拉动消费增长^[24]。此外,保险业务对于消费的提振作用也较为明显,每提升1%的保险业务将使农村居民人均消费支出0.0953个百分点。根据预防性储蓄理论,各项社会保障体系建设的不完善使农村居民存在增加预防性储蓄、减少当期消费的倾向,而数字普惠金融中的保险业务通过互联网保险服务的普及增强了农村居民对未来收支不确定性因素的抗风险能力,从而倾向于降低预防性储蓄,增加当期消费。最后是投资、货币基金和信用指数,它们对于促进消费的作用相对较弱,其每提升1%,农村居民人均消费支出将分别提升0.0397、0.0166和0.0253个百分点。由此可见,数字普惠金融深度纵深的六大业务均可显著促进农村居民消费,但不同业务对于消费扩容的影响程度不同,应着重加强对于支付、信贷和保险业务的数字普惠金融使用深度发展以赋能农村消费扩容。

(四)分区域异质性检验

由于数字普惠金融在不同地区的发展存在一定差异^[25],同时各地区经济发展水平不同会造成各省的农村居民消费情况存在很大差异,因此,为进一步检验数字普惠金融对不同地区的农村消费扩容的赋能作用,将31个省份按地理位置划分为分东、中、西

部三大区域进行异质性检验。检验结果如表5所示。

表 5 异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	东部	中部	西部
lnDIFI	0.270*** (0.0192)	0.244*** (0.0178)	0.155*** (0.0157)
lnODR	0.159*** (0.0512)	0.270*** (0.0685)	0.150** (0.0625)
Gap	-0.430*** (0.0851)	0.0170 (0.120)	0.00274 (0.0966)
lnGDP	0.436*** (0.0462)	0.680*** (0.0484)	0.824*** (0.0514)
常数项	3.689*** (0.602)	-0.121 (0.716)	-0.868 (0.741)
观测值	120	90	100
R ²	0.966	0.970	0.971
省份值	12	9	10

由表5可知,东部、中部、西部三大地区的数字普惠金融发展均在1%的水平上显著促进了农村居民消费。其中,数字普惠金融对于东部地区的农村消费提振作用最明显,数字普惠金融指数每提高1个百分点,农村居民消费将会上升0.27个百分点;中部地区的消费提振作用次之,数字普惠金融指数每提高1%,农村居民消费将会提升0.244%;西部地区的消费促进作用最为微弱,数字普惠金融指数每提高1%,农村居民消费将会提升0.155%。结合数字普惠金融在各省发展的地区差异,可以发现数字普惠金融指数在东部、中部、西部地区的发展指标是递减的,即数字普惠金融在东部地区的发展最为迅猛,西部地区的数字普惠金融建设则相对落后。因此可以推测,中、西部欠发达地区的数字金融的基础设施建设和人才配备可能有所不足,从而导致数字普惠金融的发展相对滞缓,没有充分发挥其对于农村消费扩容的赋能作用,其赋能潜力有待进一步挖掘。

五、进一步讨论

为了进一步检验数字普惠金融与农村消费之间是否存在非线性关系,即数字普惠金融赋能农村消费扩容是否存在门槛效应,采取 Wang^[26]的研究原理和方法,建立非线性面板门槛模型进行实证探究,模型如下:

$$\ln C_{it} = \theta_i + \delta_1 \ln DIFI_{it} (q_i \leq \gamma_1) + \delta_2 \ln DIFI_{it} (\gamma_1 < q_i \leq \gamma_2) + \dots + \delta_n \ln DIFI_{it} (q_i > \gamma_n) + \mu_1 \ln ODR_{it} + \mu_2 Gap_{it} + \mu_3 \ln GDP_{it} + u_{it}$$

其中, q_i 为门槛变量, γ_i 为门槛值, θ_i 为常数项, δ 为解释变量的系数, μ_1 、 μ_2 、 μ_3 为控制变量的系数, u_{it} 为随机扰动项。

本文借鉴 Hansen^[27]的自举原理探索模型的具体门槛数量,借助 Stata 依次检验数字普惠金融对农村消费的扩容效应是否存在单一门槛、双重门槛与三重门槛,检验结果所得 F 统计量和 P 值如表 6 所示。

由表 6 可知,单一门槛效应和双重门槛效应分别在 1% 和 10% 的置信水平上显著,而三重门槛效应的 P 值则高达 0.3233,并不显著。这说明数字普惠金融对于农村消费扩容的效应并非单一的线性关系,而是存在显著的双门槛效应。进一步分析双重门槛估计值,表 7 给出了门槛的估计值以及相应的置信区间。

由于已经证明数字普惠金融对农村消费扩容存在显著的双门槛特征,因此,对其构建双重门槛模型

进行回归分析,结果见表 8。数字普惠金融在不同的区间时,其赋能农村消费效应的强度不同,存在明显的非线性关系。当数字普惠金融指数值 ($\ln DIFI$) 低于第一门槛值 3.2153 时,系数估计值为 0.475;当数字普惠金融指数值 ($\ln DIFI$) 上升到 3.2153 至 4.3844 的第二区间时,其系数下降接近 0.09 个单位,为 0.362;当数字普惠金融指数值 ($\ln DIFI$) 继续上升至第二门槛值 4.3844 之后,其估计系数进一步下约 0.03 个单位至 0.330,下降趋势有所减缓。同时,三个阶段的系数均在 1% 的水平上差异显著。这表明,数字普惠金融对于农村消费存在明显的正向扩容效应,但在发展的不同阶段对于农村消费扩容的影响程度不同。随着数字普惠金融的不断发展,其对于农村消费的影响呈现出趋于平滑的阶段化减弱趋势,即数字普惠金融的赋能作用存在边际递减效应。这验证了假设 3:数字普惠金融赋能农村消费存在明显的非线性门槛效应。

对我国 31 个省份的数字普惠金融指数进行观察发现,截至 2020 年,31 个省份的数字普惠金融指数的对数值均高于 5,即随着数字普惠金融的迅猛发展,其在各省的指数值均已跨越第一和第二门槛值,此时数字普惠金融对于消费的赋能作用较之前会大大缩减,进入赋能消费的相对滞缓阶段。因此,一方面,应创新性探索和挖掘数字普惠金融在农村发挥作用的潜力,充分发挥其助力消费的活力和积极作用,尽力走出农村消费发展的滞缓期,找到数字普

表 6 门槛效应检验结果

门槛变量	F 值	P 值	Bootstrap 次数	临界值		
				1%	5%	10%
单一门槛	38.51	0.0033	300	33.7553	28.7023	24.3099
双重门槛	40.37	0.0767	300	82.0319	51.8852	28.9144
三重门槛	23.79	0.3233	300	76.1807	56.3364	40.6506

表 7 门槛估计结果

门槛变量	门槛估计值	95% 的置信区间
γ_1	3.2153	[3.1991, 3.3464]
γ_2	4.3844	[4.3746, 4.4122]

惠金融进一步赋能农村消费扩容的突破口和切手点;另一方面,应当增强对于金融风险的把控与监管,尽力减少金融数字化带来的风险因素^[28],建立健全各种规章制度,减少数字普惠金融因风险因素产生的赋能农村消费的抵消作用。

表 8 门槛面板回归模型估计结果

变量	系数估计值	标准误	t 值
lnODR	0.132***	0.0347	3.80
lnGDP	0.475***	0.0330	14.39
Gap	-0.219***	0.0560	-3.91
lnDIFI ≤ 3.2153	0.450***	0.0307	14.65
3.2153 < lnDIFI ≤ 4.3844	0.362***	0.0231	15.64
lnDIFI > 4.3844	0.330***	0.0183	18.02
常数项	2.535***	0.4080	6.22
观测值		310	
R ²		0.9670	
省份值		31	

六、结论与建议

本文通过理论与实证分析两方面探究了双循环背景下如何通过数字普惠金融的发展赋能农村消费扩容。基于已有文献的研究,从理论层面梳理了数字普惠金融促进农村消费扩容的作用机制。通过对2011-2020年的31个省份的面板数据建立固定效应模型进行实证分析,验证了数字普惠金融及覆盖广度、使用深度以及数字化程度均可有效促进农村居民消费。通过数字普惠金融深度指数的进一步挖掘,发现支付、信贷、保险三大业务分别通过便利支付、缓解流动性约束和降低预防性储蓄三条渠道强效赋能农村消费扩容。对数字普惠金融赋能消费扩容的作用进行分地区的异质性检验,发现东、中、西部地区的赋能效果依次递减。构建非线性面板模型对数字普惠金融赋能农村消费扩容是否存在门槛效应进行检验,验证了二者之间存在显著的非线性门槛关系,并分析发现目前我国各省的数字普惠金融发展均已跨越第二门槛值。基于此,对于双循环背景下如何通过数字普惠金融促进农村居民消费提出以下几点政策建议。

第一,以发展国内大循环为主体,继续开拓农村消费市场拉动国内需求,充分发挥数字普惠金融对

于农村消费的赋能作用。从质量与规模两方面双管齐下推进数字普惠金融在农村的建设与发展,增强其在农村地区的基础设施建设,并配备相关技术人员提供咨询、顾问等专业服务,让数字普惠金融真正成为“普惠”产品,可以为跨学历、年龄的不同人群服务。同时,政府部门和金融机构应结合当地经济发展实际情况,均衡地推进数字普惠金融覆盖广度、使用深度以及数字化程度三个维度的建设,并着重加强数字普惠金融深度中支付、信贷、保险业务的发展,充分发挥数字普惠金融对于赋能农村消费扩容的优势和影响力,推动农村消费扩容升级与“双循环”格局的双促进、双提升。

第二,大力驱动中、西部地区和欠发达地区的经济发展和数字普惠金融的建设,推动地域发展平衡化。由于东、中、西部地区经济发展水平、人力资本积累和要素自由流动等多方面的差异,数字普惠金融在三大区域的发展现状存在很大差距,因此其对于农村消费也呈现差异化赋能的特点,中、西部地区数字普惠金融对于农村消费的促进作用相对微弱,没有充分发挥和体现数字普惠金融的数字化优势推进消费和经济包容性增长。因此,应加大这些地区相应的数字化基础设施建设并完善金融服务,有针对性地实施人才引入政策,继续推进数字普惠金融的普及与深化,充分发挥数字普惠金融的赋能作用,促进消费增长、带动经济发展。推进地区发展均衡化,带动全国范围内的农村消费增长,让国内大循环的畅通真正实现全区域覆盖。

第三,加大对数字普惠金融发展过程中的金融监管,合理有效地防范和规避金融风险,使数字普惠金融的赋能作用达到最大化。由于数字普惠金融赋能农村消费存在双重门槛和边际递减效应,而目前我国各省份及地区数字普惠金融的发展均已跨越第二门槛值,此时数字普惠金融对于消费的提振作用会因风险因素的累积而有所减弱,因而政府及各级地方部门应建立健全数字普惠金融的监管机制,完善各种相应规章制度,及时规避金融创新带来的复杂多变的金融风险,避免一些不法分子借助数字技

术发展过程中的漏洞实现非法套利。同时,加大农村地区金融知识的宣传和普及,提高农村居民自身的金融素养和风险防范意识,让其合理享受数字普惠金融发展的红利并掌握规避风险的知识 and 能力。

参考文献:

[1]石明明.论“双循环”中如何发挥消费的基础性作用[J].商业经济与管理,2021(4):17-25.

[2]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.

[3]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(8):71-86.

[4]江红莉,蒋鹏程.数字普惠金融的居民消费水平提升和结构优化效应研究[J].现代财经(天津财经大学学报),2020,40(10):18-32.

[5]谢汝宗,杨明婉,白福臣.数字普惠金融、居民消费与产业结构升级:基于广东省地级面板数据的PVAR动态分析[J].调研世界,2022(2):59-70.

[6]罗娟,李宝珍.数字普惠金融对我国消费不平等的影响研究:来自中国家庭金融调查及县级数据的证据[J].消费经济,2021,37(4):75-83.

[7]南永清,宋明月,肖浩然.数字普惠金融与城镇居民消费潜力释放[J].当代经济研究,2020(5):102-112.

[8]张勋,杨桐,汪晨,等.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,2020,36(11):48-63.

[9]董云飞,李倩,张璞.我国普惠金融发展对农村居民消费升级的影响分析[J].商业经济研究,2019(20):135-139.

[10]颜建军,冯君怡.数字普惠金融对居民消费升级的影响研究[J].消费经济,2021,37(2):79-88.

[11]邹新月,王旺.数字普惠金融对居民消费的影响研究:基于空间计量模型的实证分析[J].金融经济研究,2020,35(4):133-145.

[12]崔海燕.数字普惠金融对我国农村居民消费的影响研究[J].经济研究参考,2017(64):54-60.

[13]黎翠梅,周莹.数字普惠金融对农村消费的影响研究:基于空间计量模型[J].经济地理,2021,41(12):177-186.

[14]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.

[15]曾福生,郑洲舟.多维视角下农村数字普惠金融的减贫效应分析[J].农村经济,2021(4):70-77.

[16]张彤进,蔡宽宁.数字普惠金融缩小城乡居民消费差距了吗:基于中国省级面板数据的经验检验[J].经济问题,2021(9):31-39.

[17]付琼,郭嘉禹.金融科技助力农村普惠金融发展的内在机理与现实困境[J].管理学报,2021,34(3):54-67.

[18]Levchenko A A. Financial liberalization and consumption volatility in developing countries[J]. IMF Economic Review,2005,52(2):237-259.

[19]周利,冯大威,易行健.数字普惠金融与城乡收入差距:“数字红利”还是“数字鸿沟”[J].经济学家,2020(5):99-108.

[20]田霖,张园园,张仕杰.数字普惠金融对乡村振兴的动态影响研究:基于系统GMM及门槛效应的检验[J/OL].重庆大学学报(社会科学版):1-14.[2022-06-06].http://kns.cnki.net/kcms/detail/50.1023.C.20211122.0851.002.html.

[21]孔维汉,李爱喜.普惠金融发展对农村居民消费的影响研究[J].东北财经大学学报,2019(4):47-55.

[22]郭华,张洋,彭艳玲,等.数字金融发展影响农村居民消费的地区差异研究[J].农业技术经济,2020(12):66-80.

[23]SOMAN D. Effect of payment mechanism on spending behavior:the role of rehearsal and immediacy of payments[J]. Journal of Consumer Research,2001,27(4):460-474.

[24]KARLAN D,ZINMAN J. Expanding credit access:using randomized supply decisions to estimate the impacts[J]. Review of Financial Studies,2010,23(1):433-464.

[25]段光君.数字普惠金融与新型城镇化的时空耦合关系:以山东半岛城市群为例[J].山东财经大学学报,2021,33(5):97-107.

[26]WANG Q Y. Fixed-effect panel threshold model using stata[J]. The Stata Journal:Promoting Communications on Statistics and Stata,2015,15(1):121-134.

[27]HANSEN B E. Sample splitting and threshold estimation[J]. Econometrica,2000,68(3):575-603.

[28]白雪,张贝贝.数字普惠金融风险测度及跨系统传染机制研究[J].山东财经大学学报,2021,33(5):87-96.