

普惠金融、包容性增长与居民消费能力提升

洪铮¹ 章成² 王林³¹

(1. 江西财经大学 经济学院, 南昌 330013;

2. 南开大学 经济学院, 天津 300071;

3. 广西师范大学 历史文化与旅游学院, 广西 桂林 541001)

【摘要】: 居民是消费的主体, 不确定性和流动性约束是影响居民消费能力的关键因素。普惠金融发展对于改善居民预算约束, 降低社会交易成本, 推动大众创业、缩小收入差距和居民消费能力提升有积极作用。本文基于2006-2018年中国省际面板数据, 运用空间杜宾和广义空间计量模型研究普惠金融对居民消费能力的影响。基于2017年CHFS数据构建家庭普惠金融指数, 从微观角度探讨普惠金融对城乡居民收入、消费, 贫困户与非贫困户居民收入和消费的影响。结果表明普惠金融对城乡居民消费有显著的直接效应和空间效应, 普惠金融发展有利于城镇居民消费升级, 但对农村居民发展享受型消费的促进作用不明显。进一步研究发现, 收入增长和收入分配改善是普惠金融提升居民消费能力的重要机制。普惠金融对农村居民收入与消费, 贫困户收入和消费有显著的正向促进作用, 表明普惠金融能够兼顾效率和公平, 实现包容性增长。

【关键词】: 普惠金融 包容性增长 贫困 居民消费能力

【中图分类号】: F063.2 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1006-2912(2021)05-0177-14

一、引言及文献综述

2005年联合国提出普惠金融的概念, 其目的是打破城乡二元金融结构, 为低收入或弱势群体提供金融服务, 并逐渐成为发展中国家解决贫困、低收入群体融资难的一项有效的金融制度安排。我国经济进入新常态, 在产能过剩、出口乏力的国际环境下, 扩大内需成为实现经济高质量可持续发展的关键。近年来, 消费对经济发展的贡献越来越大, 但我国居民消费率仍然偏低, 金融发展不完善是抑制居民消费的关键因素, 推动金融发展有利于提高居民消费能力。《推动普惠金融发展规划(2016-2020)》明确提出要提高金融服务的覆盖面、可得性与满意度。互联网、大数据、云计算和区块链等信息技术的发展, 促使金融活动和信息技术融合而表现出新的时代内涵, 这提高了金融服务的普惠性。如果某种因素对收入的增长影响为正, 同时相对贫穷的人从该因素获益更多, 那么该因素就带来了包容性增长(张勋, 万广华 2019)^[1]。数字经济的发展具有包容性增长的特点, 作为传统金融的补充, 数字金融为居民消费活动提供了有力支撑, 不仅有助于实现经济增长, 对城乡收入差距的改善也有积极作用

作者简介: 洪铮(1993-), 女, 河南邓州人, 江西财经大学博士研究生, 研究方向: 居民消费

章成(1988-), 男, 安徽铜陵人, 南开大学博士研究生, 研究方向: 制度与经济增长

王林(1976-), 女, 广西灵川人, 广西师范大学教授, 硕士生导师, 研究方向: 乡村振兴。

基金项目: 国家社会科学基金重点项目“世界经济分工演变与中国国际贸易和资本流动研究”(14AJL010), 项目负责人: 李俊青;

国家社会科学基金项目“乡村振兴背景下西部民族地区农村传统公共文化空间生产研究”(19BMZ068), 项目负责人: 王林; 江西省

省研究生创新专项资金项目“贸易保护主义对农业产业化的影响研究”(YC2019-B082), 项目负责人: 洪铮

(Kapoor, 2014; 宋晓玲, 2017)^[2,3]。党的十九大报告明确指出我国社会的主要矛盾是人民日益增长的美好生活需求同不平衡、不充分发展之间的矛盾, 普惠金融有利于实现平衡发展和充分发展。

Zeldes (1989) 认为若家庭总资产低于家庭两个月的收入, 则认为家庭受到了流动性约束^[4]。Deaton (1992) 基于生命周期和持久收入理论分析流动性约束对居民消费的影响^[5]。关于流动性约束和居民消费的观点主要有: 由于金融体系的不完善和金融服务的偏向性导致金融发展抑制了居民消费, 尤其是实施“优先发展重工业赶超战略”的发展中国家。金融服务的可得性和使用频率的提高有助于缓解家庭所面临的流动约束, 释放流动性而优化家庭的消费决策 (Karlan 和 Zinman, 2010)^[6]。有学者认为金融能够缓解流动性约束以释放潜在的消费需求。但以中央银行为主的传统金融体系忽视了发展广度, 农村居民受到普遍的金融排斥。普惠金融的发展极大的拓宽了金融服务的范围, 降低了流动性约束, 提高了金融服务的可得性和便捷性, 使得原本被排除在金融服务之外的居民也能够通过金融服务实现消费的跨期平滑, 释放消费需求 (Campbell 和 Mankiw, 1991)^[7]。吴锬, 吴卫星 (2020) 认为使用信用卡或向金融机构借款会显著提高居民的消费水平, 而向亲朋好友借款的家庭消费水平会更低^[8]。尽管所有家庭都会面临流动性约束, 但低收入家庭面临流动性约束的概率大于高收入家庭, 这带来了不同家庭消费的异质性。江红莉, 蒋鹏程 (2020) 的研究表明数字普惠金融能够显著缩小收入差距, 增加低收入群体的经营性收入, 提高居民消费水平, 促进居民消费结构的优化升级^[9]。

普惠金融对居民消费的影响路径: 既有研究表明普惠金融是解决贫困问题, 促进经济增长和实现包容性社会的一项重要机制 (Easterly, 2010)^[10]。包容性增长就是让所有人公平合理的共享经济发展成果, 普惠金融的发展有助于贫困人口脱贫和全面建成小康社会。Park (2016) 等的研究表明普惠金融发展可抑制贫困发生率, 减少收入不平等^[11]。若没有普惠金融体系, 将出现持续的收入不均和经济增长放缓的现象 (Beck 等, 2007)^[12]。Dupas & Robinson (2013) 认为普惠金融能够促进家庭储蓄, 从而汇集更多的金融资源。促进消费和激励企业家的生产性投资, 从而促进经济增长^[13]。国内学者的研究表明普惠金融数字化缩小了城乡收入差距 (陈啸, 陈鑫 2018)^[14], 也会通过经济增长和贫困减缓两个渠道对城乡收入差距带来间接的缩小作用 (刘金全, 毕振豫 2019)^[15]。李建伟 (2017)^[16]、谭燕芝 (2018)^[17] 等的研究表明各省普惠金融发展不仅能够改善收入格局, 而且通过空间地理因素对周围省域的收入差距产生影响。普惠金融作为缓解流动性约束的重要举措, 主要以财富为中介来影响居民消费。易行健和周利 (2018) 基于微观数据的研究表明, 数字金融从支付便利性和缓解流动性约束两方面促进了居民消费^[18]。

综上, 既有学者对居民消费与包容性增长的实证研究相对不足, 考虑到当前中国经济下行的压力, 收入不均等状况以及消费乏力的国情下, 系统的讨论普惠金融对包容性增长和居民消费能力的影响尤为重要。本研究试图运用普惠金融综合指数, 分析普惠金融对城乡居民消费水平和消费结构的直接作用和空间溢出效应。运用中国家庭金融调查数据 (CHFS), 从微观层面考虑普惠金融和数字经济对城镇与乡村、贫困户与非贫困户居民收入和居民消费的影响, 识别普惠金融经济效应的微观机制。对普惠金融、包容性增长与居民消费能力之间关系的研究能够为我国如何扩大内需, 使全体人民共享发展成果, 实现经济转型升级提供新的思路。尤其是在后脱贫时代全面建成小康社会的背景下, 普惠金融的发展是否在增加低收入群体收入的同时, 改善收入分配, 如城乡和区域收入不平等, 对这一问题的研究具有重要的理论和现实意义。

二、流动性约束对居民消费影响的传导机制

Ludvigson (1999)^[19] 基于生命周期理论, 将消费信贷加入到居民跨期消费中, 分析消费信贷变化对居民消费的影响, 设本期居民消费信贷约束为:

$$L_{t+1} = (1 + r) (L_t + I_t - C_t) \quad (1)$$

其中, L_t 表示消费者上期所面临的流动性约束, I_t 表示消费者上期的收入水平, C_t 表示消费者上期的消费水平, r 表示固定的收益率, 即本期的消费信贷约束和上一期的消费信贷约束、收益和消费的差额以及收益率有关。本期居民的消费信贷约束需

满足以下条件:

$$L_{i,t+1} \leq \bar{L}_{i,t+1} = \frac{1}{w} I_i e \zeta_t \quad (2)$$

$$\zeta_{t+1} = \delta \zeta_t + v_{t+1}, 0 < \delta < 1 \quad (3)$$

式 2 中, $\bar{L}_{i,t+1}$ 表示居民当期的借贷上限, w 表示一组固定系数。式 3 中 ζ_t 表示本期居民消费信贷受到的外部冲击符合 AR(1) 随机过程。式 2 和 3 表明本期居民消费的借贷上限受到居民上期收入和外部冲击, 生命周期理论消费者效用最大化的方程为:

$$Max U = E_t \sum_{j=1}^T (1 + \varepsilon)^{-j} \mu(C_{i,t+j}) \quad (4)$$

在消费信贷约束下对公式 4 求解, 并加入 Hall 随机游走假说的欧拉方程。Ludvigson(1999)通过实证分析得到了放松的借贷约束和居民消费水平之间存在着显著的正相关关系^[19], 这一结论能够用来解释消费信贷的本质功能。即普惠金融能够减少贫困、解决低收入群体融资难问题, 对改善消费者生活品质, 扩大消费需求, 提升消费层次和缩小城乡收入差距有积极作用。

三、变量选取和数据说明

(一) 变量设计

为更深入、客观的分析流动性约束对居民消费能力的影响, 将居民消费能力分为城镇居民消费能力和农村居民消费能力, 实证检验流动性约束对居民消费能力的影响。

被解释变量: 城镇居民消费能力, 用城镇家庭人均年消费支出(ur__con)衡量, 并将其分为城镇居民生存型消费支出(ur__con1)和城镇居民发展享受型消费支出(ur__con2)。

农村居民消费能力, 用农村家庭人均年消费支出(cou__con)衡量, 并将其分为农村居民生存型消费支出(cou__con1)和农村居民发展享受型消费支出(cou__con2)。

其中生存型消费包括食品、衣着、居住 3 类支出。发展享受型消费包括生活用品及服务、交通通讯、医疗保健、教育文化娱乐 4 类支出。

核心解释变量: 普惠金融指数(fin): 普惠金融的目的是给受到金融排斥的居民提供资金服务, 有助于解决农村地区的融资问题, 对缩小城乡收入差距有积极意义。既有较为成熟的衡量普惠金融发展程度的指标体系是由全球普惠金融合作伙伴组织(GPFI)制定的, 主要从金融服务的获得、使用和质量三个方面来衡量。参考张勋, 万广华(2019)^[1]的研究并根据我国普惠金融的发展现状, 采用综合指数法衡量普惠金融, 从渗透性、可得性、效用性与可持续性四个维度构建普惠金融指标体系。渗透性: 选取每百平方公里银行业金融机构数、每百平方公里银行业从业人数、每万人银行业金融机构数、每万人银行业从业人数 4 个指标; 可得性: 人均存款、人均贷款、保险密度(保费收入/总人口)、保险深度(保费收入/GDP) 4 个指标; 效用性: 本外币存款余额占 GDP 比重、本外币贷款余额占 GDP 比重 2 个指标。可持续性: 商业银行不良贷款率, 共计 4 个维度 11 个指标。采用客观性较强的熵值赋权法计算各指标权重, 最后根据各指标权重计算出普惠金融发展指数的综合值。

收入不平等(t1):城乡收入差距是我国收入差距的重要组成部分,运用泰尔指数计算城乡收入差距。

控制变量:为更真实的揭示普惠金融对居民消费能力的影响,借鉴既有研究选取城镇居民人均可支配收入(urb__inc)衡量城镇居民收入水平,用农村居民人均纯收入(cou__inc)衡量农村居民的收入水平。选取城镇居民人均年末储蓄余额(ur__weal)衡量城镇居民财富水平。用农村居民人均年末储蓄余额(cou__weal)衡量农村居民财富水平。少儿抚养比(chi),用0-14岁儿童人口数和15-64岁以上人口数的比值衡量。老年抚养率(old),用65岁以上老年人口和15-64岁人口数比值来衡量。产业结构(ind),用第三产业增加值占GDP的比重衡量产业结构,固定资产投资(inv),用固定资产投资占GDP的比重衡量各地固定资产投资水平。

(二)数据来源

本文研究对象为中国31个省(市、自治区)的省际面板数据(不包含港澳台),中国自2006年引入普惠金融的概念并不断普及推广,故选取时间范围为2006-2018,数据主要来源于《中国金融年鉴》、EPS数据库、区域金融运行报告等。为消除物价因素的影响以2000年为基期运用GDP平减指数对涉及货币的变量进行处理。各地区普惠金融指数的发展变化如表1所示。

表1 各地区普惠金融发展变化表

省份	2006	2018	省份	2006	2018	均值	省份	2006	2018
北京	0.3750	0.6873	安徽	0.0652	0.1535	0.046	四川	0.0656	0.1699
天津	0.2109	0.3893	福建	0.0844	0.1919	0.097	贵州	0.0574	0.1408
河北	0.0677	0.1739	江西	0.0557	0.1446	0.127	云南	0.0586	0.1252
山西	0.0983	0.1860	山东	0.0865	0.1801	0.127	西藏	0.0525	0.2319
内蒙古	0.0543	0.1641	河南	0.0632	0.1501	0.081	陕西	0.0807	0.1681
辽宁	0.1020	0.2411	湖北	0.0670	0.1530	0.088	甘肃	0.0587	0.1762
吉林	0.0770	0.1610	湖南	0.0543	0.1257	0.076	青海	0.0616	0.1829
黑龙江	0.0537	0.1479	广东	0.1221	0.2675	0.022	宁夏	0.0922	0.1945
上海	0.4148	0.7950	广西	0.0432	0.1162	0.068	新疆	0.0612	0.1744
江苏	0.1121	0.2745	海南	0.0759	0.1853				
浙江	0.1506	0.3285	重庆	0.0943	0.1959				

(三)模型构建

1. 变量相关性

普惠金融和城乡居民消费能力之间的关系是主要研究内容,空间和区位因素在其中起着重要作用。普惠金融发展本身存在着空间外溢性,为验证本文所设立指标的空间关联性,采用全局Moran's I统计量进行衡量,测度方式如下:

$$I_i = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} Z_i Z_j}{\sum_{i=1}^n Z_i^2} \quad (5)$$

其中 $S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}$, W_{ij} 为研究区域 i 和 j 的关系矩阵, Z_i 和 Z_j 分别代表观测值的标准化变化。当 $I_i=0$ 时, 表明不存在空间相关关系, 当 $I_i>0$ 时, 表明存在正向空间相关关系, 其数值越大空间关联性越强。同理, 当 $I_i<0$ 时, 存在负向空间相关关系。

2. 空间模型构建

在空间层面, 由于资本、技术和资源的跨区域流动, 且流动效率和距离成反比, 这使得相邻地区的生产活动具有相似特征(顾宁 2019)^[20], 居民消费可能受到邻近地区观测值的影响, 普惠金融发展情况也可能存在空间上的关联性。故从空间视角探究普惠金融对城乡居民消费能力的影响。空间面板回归模型主要有空间滞后模型(SAR 或 SLM)、空间误差模型(SEM)、空间杜宾模型(SDM)、空间自相关模型(SAC)。

空间滞后模型主要讨论某一个变量在一个地区是否有溢出效应, 表明该地居民消费能力的提高通过空间溢出效应对其它地区的居民消费产生影响, 公式为:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} y_j + \mu_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中 ρ 为空间自相关系数, 反映了样本观测值中的空间依赖作用, 即相邻地区的 y_j 对本地区因变量 y_i 的影响程度和方向, W_{ij} 为空间权重矩阵, $W_{ij} y_j$ 为因变量普惠金融的空间滞后, 参数 β 反映了自变量对因变量的影响, μ_i 、 v_i 、 ε_{it} 分别代表区域效应、时间效应和扰动项。

空间误差模型主要研究某一个体的冲击随误差项的空间效应对相邻个体的传递, 其形式为:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} \varepsilon_{ij} + \mu_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

公式中 λ 代表空间误差自相关系数, 反应了相邻地区因变量对本地区因变量的影响程度和方向, $W_{ij} \varepsilon_{ij}$ 为扰动项的滞后项。

空间杜宾模型同时考虑因变量和自变量的空间自相关, 使自变量和误差项的参数估计不会因为遗漏空间变量的自相关性而受到影响, 能更好的观测不同个体的溢出效应, 其数学表达公式为:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} y_j + \theta w x_i + \mu_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中 w_x 表示解释变量和控制变量的空间变量, x 指代控制变量和解释变量, θ 和 ρ 均为待估计的参数, 当 θ 等于 0 时, 空间杜宾模型退化为空间滞后模型, 当 $\theta + \beta_1 * \rho = 0$ 时, 空间杜宾模型退化为空间误差模型。

借鉴 Lee 和 Yu, (2010)^[21] 基于固定效应的更一般化的空间效应模型, 即广义空间计量模型。将其形式设定如下:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \rho \sum_{j=1}^n W_{1ij} y_{jt} + \lambda \sum_{j=1}^n W_{2ij} \varepsilon_{jt} + \mu_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

公式 9 中 W_{1ij} 和 W_{2ij} 分别为具有内生性的因变量空间滞后项和空间误差滞后项的权重矩阵, 借鉴(王守坤 2014 等)^[22]的研究采取简化的方式取 $W_{1ij}=W_{2ij}$, 表明二者虽然代表的空间效应不同, 但具有相同的逻辑。 ε_{it} 代表特异误差项, 表明可能会产生空间效应的不可观测因素。为消除异方差的影响, 对各变量对数处理后进行实证分析。

四、实证分析和检验

(一)空间自相关性检验

使用空间计量模型进行实证分析, 首先要对变量的空间自相关性进行检验, 即普惠金融和居民消费能力的空间依赖性是否存在, 若存在方可使用空间计量方法。构建基于经纬度的反距离地理空间权重矩阵 W_{ij} , 公式为:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1/d_{ij} & \text{当 } i \text{ 和 } j \text{ 有共同边界} \\ 0 & \text{当 } i \text{ 和 } j \text{ 无共同边界或 } i = j \end{cases} \quad (10)$$

公式中 d_{ij} 代表省份 i 和 j 基于经纬度计算的某一个省份到中国其他 30 个省(市、区)距离之和的算术平均值。

基于反距离空间权重矩阵运用 stata16 可计算出普惠金融和城市居民消费能力、农村居民消费能力 2006-2018 的全局 Moran' sI。莫兰指数的取值范围为[-1, 1], 大于 0 表明相邻省份存在空间正相关, 小于 0 相邻省份为空间负相关, 等于 0 则呈现随机分布, 检验结果如表 2 所示。

检验结果表明, 2006-2018 普惠金融和城乡居民消费能力的莫兰指数均大于 0, 强烈拒绝无自相关假设。表明我国普惠金融和居民消费并非随机分布, 普惠金融发展水平和城乡居民消费能力较高的省份相互邻近, 普惠金融发展水平和居民消费能力较低的省份间也呈现空间聚集特征, 因此需从空间角度分析普惠金融对居民消费能力的影响。

表 2 2006-2018 城乡居民消费能力及普惠金融全局莫兰指数检验结果

年份	普惠金融	城镇居民消费能力	农村居民消费能力	年份	普惠金融	城镇居民消费能力	农村居民消费能力
2006	0.016**	0.043***	0.095***	2013	0.009**	0.052***	0.115***
2007	0.017**	0.051***	0.098***	2014	0.007**	0.064***	0.116***
2008	0.014**	0.056***	0.1***	2015	0.008*	0.066***	0.12***
2009	0.018**	0.055***	0.085***	2016	0.01*	0.066***	0.127***
2010	0.011**	0.046***	0.1***	2017	0.011*	0.076***	0.126***
2011	0.015**	0.051***	0.113***	2018	0.016**	0.084***	0.122***
2012	0.013**	0.049***	0.121***				

注:***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平下通过假设性检验。

(二)空间面板回归模型估计结果

出于稳健性结果考虑, 本文对城乡居民消费能力与普惠金融的 SAR、SEM、SDM 和 SAC 模型分别进行估计。首先在不考虑空间相关性的条件下进行 Hausman 检验, 考虑使用固定效应或随机效应, 检验结果表明应选择固定效应模型。在空间计量模型中, 若选取 OLS 将导致估计结果有偏, 故选取极大似然法对空间计量模型进行参数估计。构建反距离权重矩阵和邻接权重矩阵, 分别以城镇居民消费能力、农村居民消费能力作为被解释变量进行回归, 估计结果如表 3-4 所示:

表 3 普惠金融对城镇居民消费能力的影响

变量	FE	反距离权重				邻接权重			
		sar	sem	sdm	sac	sar	sem	sdm	sac
fin	0.856*** (35.95)	0.265*** (7.97)	0.271*** (8.08)	0.279*** (7.95)	0.271*** (8.08)	0.118*** (5.05)	0.123*** (5.11)	0.129*** (5.47)	0.134*** (5.57)
urb_inc	-0.012 (-1.272)	0.946*** (26.27)	0.931*** (25.60)	0.930*** (26.48)	0.936*** (25.59)	0.937*** (25.77)	0.946*** (26.19)	0.921*** (25.47)	0.901*** (23.23)
inv	0.069*** (2.86)	-0.011 (-1.13)	-0.014 (-1.39)	-0.023**(- 2.21)	-0.014 (-1.35)	-0.009 (-0.90)	-0.011 (-1.12)	-0.013 (-1.26)	-0.013 (-1.30)
chi	0.01 (0.29)	0.052** (2.21)	0.051** (2.16)	0.058** (2.44)	0.048** (2.04)	0.066*** (2.77)	0.056** (2.35)	0.077*** (3.10)	0.065*** (2.73)
old	0.087*** (3.18)	-0.009 (-0.43)	-0.006 (-0.31)	0.023 (1.08)	-0.007 (-0.35)	-0.006 (-0.31)	-0.008 (-0.41)	0 (0.01)	-0.001 (-0.07)
ind	-0.075*** (-4.471)	0.025 (0.85)	0.031 (1.06)	0.017 (0.59)	0.031 (1.07)	0.02 (0.71)	0.022 (0.77)	0.023 (0.81)	0.032 (1.10)
urb_weal	0.125*** (5.46)	-0.073*** (-4.60)	-0.070*** (-4.34)	-0.051*** (-2.96)	-0.071*** (-4.42)	-0.073*** (-4.59)	-0.071*** (-4.48)	-0.078*** (-4.84)	-0.070*** (-4.38)
rho		-0.236 (-1.46)		-0.737*** (-2.86)	-0.13 (-0.78)	0.089 (1.63)		-0.095 (-0.99)	0.140*** (2.58)
lambda			-0.491** (-1.96)		-0.416 (-1.58)		-0.029 (-0.30)		-0.761*** (-2.65)
sigma2_e		0.001*** (14.19)	0.001*** (14.07)	0.001*** (13.90)	0.001*** (15.26)	0.001*** (14.19)	0.001*** (14.19)	0.001*** (14.19)	0.001*** (14.99)
W×fin				0.634*** (2.91)				0.174*** (2.83)	
W×urb_inc				0.04(0.12)				0.20 (1.49)	
W×inv				-0.230*** (-2.90)				-0.026 (-0.96)	
W×chi				-0.235 (-1.2+)				-0.043 (-0.72)	
W×old				0.289* (1.71)				0.02 (0.31)	

W×ind				0.202 (0.94)				-0.068 (-0.99)	
W×urb_weal				0.467** (2.32)				-0.035 (-0.73)	
R ²	0.988	0.95+	0.966	0.948	0.963	0.960	0.966	0.937	0.954
N	403	403	403	403	403	403	403	403	403

注:模型同时控制了时间和空间,为双向固定效应,*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,括号内为t值。下表同。

表3中的回归结果表明,基于反距离空间权重矩阵时,空间杜宾模型(SDM)的空间自相关系数 ρ 在1%的显著性水平下通过检验,且能够更好的观测个体的溢出效应,因此将着重分析SDM模型的估计结果。基于邻接权重矩阵时,SAC模型的空间自相关系数 ρ 和 λ 均通过了1%的显著性检验,且模型拟合效果较好。从实证结果来看,固定效应模型以及基于反距离权重和邻接权重的空间计量模型中,普惠金融均通过了1%的显著性检验。在SDM模型中,普惠金融发展水平的滞后项在1%的显著性水平下通过检验,且这一影响较大系数为0.634,表明普惠金融发展不仅能够促进本地区内部城镇居民消费能力的提高,而且对周边地区城镇居民消费能力有显著的正向促进作用。在控制变量方面,收入对城镇居民消费有显著的正向促进作用,但对周边地区的辐射带动作用有限。不考虑空间效应时,固定资产投资能够提高居民消费,考虑空间因素时固定资产投资对城镇居民消费有显著负向作用,且这一负向作用具有显著的空间溢出效应。在人口结构方面,少儿抚养率对城镇居民消费有显著的正向作用,老年抚养率和产业结构对城镇居民消费的影响不显著。城镇居民储蓄对居民消费的影响为负,但具有显著的正向溢出效应,这验证了我国当前储蓄率过高而居民消费率偏低的国情。

表4 普惠金融对农村居民消费能力的影响

变量	FE	反距离权重				邻近权重			
		sar	sem	sdm	sac	sar	sem	sdm	sac
fin	0.118** (2.20)	0.179*** (3.57)	0.191*** (3.81)	0.156*** (3.12)	0.189*** (3.79)	0.165*** (3.30)	0.197*** (3.85)	0.160*** (3.33)	0.160*** (3.30)
cou_inc	1.009*** (18.03)	0.911*** (12.33)	0.941*** (13.01)	0.858*** (12.13)	0.927*** (12.82)	0.869*** (11.54)	0.942*** (12.73)	0.784*** (10.80)	0.836*** (11.61)
inv	0.074*** (2.97)	0.075*** (3.46)	0.069*** (3.17)	0.057** (2.56)	0.069*** (3.15)	0.078*** (3.64)	0.073*** (3.39)	0.090*** (4.35)	0.067*** (3.15)
chi	-0.119% (-1.819)	-0.238*** (-4.04)	-0.277*** (-4.60)	-0.329*** (-5.52)	-0.273*** (-4.55)	-0.208*** (-3.51)	-0.250*** (-4.27)	-0.228*** (-3.81)	-0.238*** (-4.10)
old	0.199*** (4.09)	0.08 (1.63)	0.05 (1.05)	0.05 (0.97)	0.05 (1.09)	0.097** (2.07)	0.05 (1.11)	0.07 (1.58)	0.085* (1.85)
ind	0.126* (1.82)	-0.071 (-1.12)	-0.079 (-1.25)	-0.054 (-0.85)	-0.076 (-1.20)	-0.052 (-0.82)	-0.079 (-1.26)	-0.044 (-0.73)	-0.03 (-0.48)
cou_weal	0.039* (1.68)	0.069*** (3.36)	0.062*** (2.98)	0.02 (1.07)	0.061*** (2.92)	0.068*** (3.34)	0.065*** (3.19)	0.050*** (2.59)	0.052** (2.54)
rho		-0.14 (-0.79)		-0.954*** (-3.76)	0.19 (1.08)	0.122* (1.78)		-0.272*** (-2.86)	0.298*** (4.72)

lambda			-0.785*** (-3.01)		-0.957*** (-3.13)		-0.195* (-1.84)		-1.489*** (-5.13)
sigma2_e		0.005*** (14.18)	0.005*** (13.92)	0.004*** (13.66)	0.005*** (14.72)	0.005*** (14.19)	0.005*** (14.15)	0.004*** (14.11)	0.005*** (14.27)
W×fin				0.40 (0.89)				0.326** (2.55)	
W×con_inc				1.960*** (3.52)				0.700*** (3.69)	
W×inv				-0.21 (-1.16)				-0.02 (-0.37)	
W×chi				-1.954*** (-4.29)				-0.307** (-2.05)	
W×old				-1.013*** (-2.71)				-0.159 (-1.36)	
W×ind				-0.732 (-1.56)				0.089 (0.60)	
W×cou_weal				-0.488* (-1.95)				-0.126** (-1.97)	
R ²	0.972	0.896	0.921	0.910	0.952	0.945	0.923	0.925	0.954
N	403	403	403	403	403	403	403	403	403

表4中的回归结果表明在反距离权重中，SDM模型的空间系数显著，且R²较大。在邻近权重中SAC模型的空间系数显著，且R²最大。普惠金融对农村居民消费能力有显著的直接效应，在相邻地区有显著的正向空间效应。从控制变量的回归系数来看，收入对农村居民消费有显著直接效应和空间效应，且影响较大，表明低收入群体有更高的边际消费倾向，应着力挖掘农村居民消费潜力。固定资产投资与农村居民消费呈正相关，农村居民储蓄的系数为正，但具有负向空间效应。在人口结构方面，少儿抚养率对农村居民消费有显著的负向直接作用和空间效应。从邻近权重的系数来看，普惠金融对农村居民的正向作用大于城镇居民，这表明相较于富裕群体，贫困群体能够从普惠金融中获益更多，表明普惠金融能够缩小城乡消费差距，对居民消费能力提升有包容性影响。

(三)空间溢出效应、直接效应和总效应分析

当计量模型中含有滞后项时，解释变量对被解释变量的影响可分为直接效应、间接效应和总效应，其中直接效应为解释变量对本地区造成的平均影响，间接效应为解释变量对其它地区造成的影响，总效应由直接效应和间接效应组成。Lesage (2008)^[23]的研究表明偏微分能够解释不同模型设定中变量变化的影响，因此本研究运用偏微分法进一步求解各效应的影响。空间经济距离考虑了两个区域经济总量的相似性和关联，使构建的权重矩阵更加合理，选取2006-2018各地平均GDP构建经济权重矩阵，检验结果表明应以空间杜宾模型为主。分析在反距离空间权重矩阵(Wa)、邻近权重矩阵(Wb)、经济距离权重矩阵(Wc)中普惠金融对城乡居民消费能力的影响。

本文主要关注的是普惠金融对城乡居民消费能力的影响，表5中的估计结果表明，对于城镇居民消费来说，在反距离权重下普惠金融呈现出显著的直接效应、间接效应和总效应，具体为当地普惠金融发展水平提高1%，城镇居民消费能力提高0.121%，邻近地区的居民消费能力提高0.331%。在经济距离权重下普惠金融也有显著的直接效应和总效应，系数分别为0.095和0.097。在邻近权重下普惠金融有显著的直接效应、溢出效应和总效应，具体为当地普惠金融水平每提高1%，城镇居民消费能力提高

0.134%。若其它区域普惠金融水平提高1%，当地城镇居民消费能力提高0.022%。表明各地区普惠金融对城镇居民消费能力的正向作用主要发生在地理距离邻近的省区之间，这也印证了近年来所实施的长三角、珠三角、京津冀等区域一体化国家战略的科学性与有效应。对于农村居民消费来说，在反距离权重下，普惠金融对农村居民消费有显著的正向作用，系数为0.149。在邻接权重矩阵情形下三个空间效应均在1%显著性水平上为正，这和普惠金融对城镇居民消费的影响呈现相似的特征。而采用经济权重矩阵时，直接效应和总效应显著。表明金融资本的跨区域流动能够显著促进经济繁荣，而提高居民消费能力。

总体而言，比较显著性和系数值的大小来看，普惠金融对消费的促进作用不仅有显著的直接效应，而且有显著的空间溢出效应，但空间溢出效应的发挥大部分小于直接效应。表明普惠金融不仅具有时间上的正向作用，而且具有空间上的辐射带动作用，近年来，普惠金融受到了政府和学界的普遍关注，政府不断调动银行类金融机构和新型金融机构的能动性，完善我国的金融市场，提高金融资源的配置效率，提高贫困人群的自我发展能力。有利于改善金融市场城乡二元结构，实现农村金融机构的可持续发展。

表5 解释变量对城乡居民消费能力的直接效应、溢出效应和总效应

		城镇居民消费							
变量	直接效应			间接效应			总效应		
	SDM(Wa)	SAC(Wb)	SAC(Wc)	SDM(Wa)	SAC(Wb)	SAC(Wc)	SDM(Wa)	SAC(Wb)	SAC(Wc)
fin	0.121*** (5.24)	0.134*** (5.60)	0.095*** (3.81)	0.331** (2.33)	0.022** (2.14)	0.002 (0.59)	0.451*** (3.10)	0.156*** (5.17)	0.097*** (3.75)
		农村居民消费							
变量	直接效应			溢出效应			总效应		
	SDM(Wa)	SAC(Wb)	SDM(Wc)	SDM(Wa)	SAC(Wb)	SDM(Wc)	SDM(Wa)	SAC(Wb)	SDM(Wc)
fin	0.149*** (3.02)	0.163*** (3.33)	0.175*** (3.47)	0.14 (0.60)	0.066*** (2.63)	0.083 (1.21)	0.29 (1.22)	0.229*** (3.32)	0.258*** (3.42)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

(四) 普惠金融对城乡居民消费结构的影响

普惠金融的发展促进消费热点的转变和服务的优化，互联网的发展促进了普惠金融数字化，改变了商业格局和商业服务模式，为居民提供便捷的发展型和享受型服务，而促进居民消费结构的优化升级(江红莉，蒋鹏程 2020)^[9]。表明普惠金融的发展不仅对居民消费能力产生影响，也有利于改善居民消费结构。以城镇居民和农村居民生存型消费、发展享受型消费为被解释变量，运用SDM模型进行实证回归，具体结果见表6。

表6 普惠金融对城乡居民消费结构的影响

变量	Wa		Wb		Wc	
	urb_cons1	urb_cons2	urb_cons1	urb_cons2	urb_cons1	urb_cons2
fin	0.143*** (3.97)	0.134*** (2.95)	0.124*** (3.63)	0.144*** (3.38)	0.100*** (3.07)	0.139*** (3.19)
Wfin	1.121*** (3.45)	-0.069 (-0.17)	0.178** (2.00)	0.138 (1.28)	0.228*** (4.55)	0.195*** (2.90)

rho	-0.455** (-1.98)	-0.802*** (-3.26)	-0.014 (-0.16)	-0.335*** (-3.49)	0.149*** (2.82)	-0.024 (-0.46)
R ²	0.756	0.849	0.899	0.833	0.87	0.882
变量	cou_cons1	cou_cons2	cou_cons1	cou_cons2	coucons1	cou_cons2
fin	0.246*** (4.36)	0.047 (0.82)	0.239*** (4.39)	0.063 (1.13)	0.255*** (4.47)	0.079 (1.34)
Wfin	0.604 (1.20)	0.245 (0.48)	0.420*** (2.91)	0.158 (1.08)	0.06 (0.69)	0.145* (1.70)
rho	-1.030*** (-3.88)	-1.287*** (-4.88)	-0.216** (-2.25)	-0.537*** (-5.44)	-0.045 (-0.74)	-0.215*** (-3.47)
R ²	0.888	0.816	0.896	0.856	0.866	0.838
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

表6中的结果表明普惠金融对城乡居民的生存型消费和发展享受型消费的影响存在异质性，在采用三种空间权重的情况下，普惠金融对城镇居民生存型消费的直接效应分别为0.143、0.124和0.1，对城镇居民发展享受型消费的直接效应分别为0.134、0.144和0.139，表明普惠金融对城镇居民发展享受型消费的正向促进作用大于生存型消费。普惠金融对城镇居民生存型消费的空间效应为显著正向，且影响系数大于直接效应，表明普惠金融对生存型消费具有显著的正向空间效应。在经济权重下，普惠金融对城镇居民发展享受型消费有显著的空间溢出效应，具体为0.195。发展享受型消费代表居民消费结构的优化升级，即普惠金融的发展能够减少低层次消费，弥补可支配收入不足难以支撑高层次消费的困境，推动中高层次消费而优化消费结构。从影响系数和显著性来看，普惠金融对农村居民生存型消费的影响分别为0.246、0.239和0.255，影响系数大于城镇，但对农村居民发展享受型消费的影响不显著。在邻近权重中普惠金融对生存型消费的空间系数为显著正向，表明普惠金融对农村居民消费结构的优化作用不显著。这可能是由于穷人被动地借贷消费较多，导致消费信贷作为一种低级生活保障，而对农村居民消费结构改善、消费升级的作用有限，表明通过消费信贷来促进农村居民消费仍有很大的提升空间。

(五) 稳健性和内生性检验

为检验空间效应系数的稳健性和内生性，加入被解释变量的滞后项，分别对空间杜宾模型的动态形式进行极大似然估计，在反距离权重 W_a 、邻近权重 W_b 和经济权重 W_c 三种权重下的估计结果如表7所示。

表7 空间杜宾模型的动态估计结果

变量	城镇居民消费			农村居民消费		
	W_a	W_b	W_c	W_a	W_b	W_c
fin	0.055** (2.43)	0.062*** (2.77)	0.051** (2.28)	0.092** (2.49)	0.051 (1.37)	0.059 (1.45)
L. urb_cons	0.401*** (11.27)	0.389*** (10.85)	0.306*** (8.61)			
urb_inc	0.625*** (14.41)	0.606*** (14.21)	0.676*** (16.99)			
L. cou_cons				0.769*** (21.94)	0.779*** (21.55)	0.757*** (20.84)

cou_inc				0.306*** (4.79)	0.262*** (3.96)	0.416*** (6.34)
inv	0.008 (0.85)	0.005 (0.56)	0.01 (1.09)	0.02 (1.26)	0.016 (0.95)	0.02 (1.13)
chi	0.024 (1.09)	0.037 (1.60)	0.034 (1.51)	-0.033 (-0.74)	-0.025 (-0.54)	-0.052 (-1.12)
old	-0.024 (-1.30)	-0.02 (-1.11)	-0.023 (-1.28)	0.088*** (2.59)	0.089*** (2.59)	0.104*** (2.79)
ind	0.045 (1.59)	0.047* (1.72)	0.038 (1.42)	0.008 (0.17)	0.007 (0.14)	0.032 (0.64)
urb_weal	-0.049*** (-3.28)	-0.054*** (-3.61)	-0.056*** (-3.70)			
cou_weal				-0.014 (-0.75)	0.008 (0.45)	0.005 (0.24)
rho	0.241* (1.71)	0.299*** (4.08)	0.247*** (4.63)	0.497*** (5.54)	0.528*** (9.50)	0.380*** (8.65)
sigma2_e	0.001*** (14.75)	0.001*** (14.69)	0.001*** (14.64)	0.003*** (14.69)	0.003*** (14.50)	0.003*** (14.49)
R ²	0.983	0.98	0.974	0.961	0.943	0.92
N	372	372	372	372	372	372

表 7 中的结果表明，与静态空间计量模型相比，加入因变量滞后项的动态回归模型的系数值发生了变化，因变量的滞后项也通过了 1% 的显著性水平检验。表明静态回归模型忽略了不可观测因素而导致回归结果出现偏误，普惠金融对城乡居民消费能力提升存在着边际效应递减的特征。动态空间计量结果表明，因变量滞后项系数在各种权重下均显著为正，表明普惠金融所产生的正向作用不仅存在于距离较近的区域，而且广泛存在于邻近和经济发展相近的地区。主要解释变量普惠金融和控制变量的方向大都未发生变化，这验证了实证分析结果的稳健性。

(六) 普惠金融促进居民消费的中介效应检验

包容性增长主要包括收入增长和收入分配均等，涵盖了公平和效率两个维度。普惠金融的英文本义为包容性金融，其发展目的是为受到金融排斥的弱势群体提供金融服务，实现经济的包容性增长。既有研究表明金融主要以收入或收入分配为中介来影响居民消费。普惠金融利用自身的战略优势降低了低收入群体获得金融服务的门槛，为居民提供丰富的投资理财平台，增加了居民的投资性收入，进而促进了消费水平的提高。因此，本文试图选取城乡收入不平等、城镇居民收入和农村居民收入为中介变量。借鉴温忠麟，叶宝娟 (2012)^[24] 的研究，运用中介效应模型进行回归并设定模型如下：

$$cons = \alpha_0 + \alpha_1 fin + \lambda_0 \chi_u + \mu_i + v_i + \varepsilon_i \quad (11)$$

$$med_u = \beta_0 + \beta_1 fin + \lambda_1 \chi_u + \mu_i + v_i + \varepsilon_i \quad (12)$$

$$cons = \gamma_0 + \gamma_1 fin + \gamma_2 med_u + \lambda_0 \chi_u + \mu_i + v_i + \varepsilon_i \quad (13)$$

第一步检验无中介变量时普惠金融对城乡居民消费的影响，其中 cons 代表城镇居民消费和农村居民消费，第二步检验普惠

金融对中介变量收入不平等和城乡居民收入的影响是否显著，如果显著，则表明普惠金融水平提高会引起中介变量的变化。第三步对公式 13 回归，若 γ_1 和 γ_2 这两个系数都显著且和预期符号一致，系数 γ_1 和系数 α_1 的数值相比较有所下降，表明以中介变量为媒介的部分中介效应存在，如果系数 γ_1 不显著，系数 γ_2 显著，则表明中介变量发挥了完全中介作用。

表 8 中介机制检验

变量	收入差距的中介效应				城镇居民收入的中介效应		
	urb_cons	urb_cons	urb_cons	t1	urb_cons	urb_cons	urb_inc
fin	0.6624*** (17.97)		0.6368*** (17.30)	-0.2022*** (-3.543)		0.1250*** (5.46)	0.6278*** (16.51)
urb_inc					0.9410*** (50.25)	0.8560*** (35.95)	
t1		-0.2311*** (-5.263)	-0.1267*** (-3.822)				
R ²	0.9397	0.8944	0.9418	0.7341	0.9856	0.9867	0.9446
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
变量	收入差距的中介效应				农村居民收入的中介效应		
	cou_cons	cou_cons	cou_cons	t1	cou_cons	cou_cons	cou_inc
fin	0.8112*** (15.72)		0.7130*** (16.85)	-0.1465*** (-3.227)		0.1181** (2.20)	0.6870*** (19.57)
cou_inc					1.0968*** (27.89)	1.0089*** (18.03)	
t1		-0.8049*** (-12.755)	-0.6702*** (-13.943)				
R ²	0.9426	0.9334	0.9624	0.761	0.9692	0.9695	0.9567
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

表 8 中第 1 列表明普惠金融对城镇和农村居民消费能力的影响具有显著的正向促进作用，系数分别为 0.6624 和 0.8112，对农村居民消费的促进作用大于城镇居民，表明普惠金融对农村居民消费的正向作用更大。第 2 列中收入不平等对居民消费有显著的负向作用，表明城乡收入差距扩大不利于居民消费能力提升，应采取有力措施改善收入不平等。第 3 列同时加入普惠金融和中介变量，系数符号和预期一致，系数和第 1-2 列相比有所下降，表明收入分配的中介效应成立。第 4 列普惠金融对收入不平等的影响为显著负向，表明普惠金融的发展减少了收入不平等，有助于实现经济的包容性增长。第 5 列中居民收入对居民消费为正向作用，农村居民收入对居民消费的正向作用大于城镇。第 6 列同时加入城乡居民收入和普惠金融，系数值有所下降，表明居民收入的中介效应成立。第 7 列普惠金融对城乡居民收入水平的提高有显著的正向作用，普惠金融发展指数每提高 1%，城镇居民收入提高 0.6278%，农村居民收入提高 0.687%，表明农村居民在普惠金融发展中获利较大，这有利于改善中国收入分配状况，从而促进中国经济的包容性增长。

五、进一步的微观机理分析

既有研究大都从宏观层面探讨普惠金融与经济发展和区域不平等的关系，微观层面的研究集中于普惠金融对居民消费或创业的影响，对普惠金融经济效应微观机制的研究相对不足。易行健和周利(2018)基于 CFPS 数据从微观层面的研究表明数字金融通过提升支付便利性和缓解流动性约束促进居民消费^[18]。张勋和万广华(2019)将中国数字普惠金融指数和 CFPS 数据相结合评估互联网技术所推动的数字金融发展对包容性增长的影响^[1]。新型支付方式在一定程度上能够促进消费，如果前一期的消费使得消费者的财富立即变少，就会减轻下一期的消费意愿，银行卡等新兴工具通过降低支付的透明度，促进了消费(Soman, 2001)^[25]。中国数字金融的发展极大提高了金融服务的可得性和便利性，以移动支付为代表的数字金融技术，极大降低了金融服务的交易费用，便利了广大居民的消费行为(南永清 2020)^[26]。同时，移动支付增加了支付便利性，能够增加农村居民创业，提升农村居民收入水平(尹志超 2019)^[27]。普惠金融数字化是金融服务的发展趋势，降低了金融服务的门槛和成本，参考尹志超，张栋浩(2020)^[28]的研究将普惠金融数字化纳入普惠金融的指标体系中，构建家庭层面的普惠金融指数。由于中国的征信空白主要来源于低收入家庭和农村地区，富裕家庭和城镇居民享有金融信息和服务。若能够证实低收入群体在普惠金融发展中获益更多，即可说明其对消费和收入的包容性影响。

CHFS 数据涵盖了全国除港澳台、新疆、西藏以外的全国 29 个省(市、自治区)，获取了 4 万多户家庭的微观数据，为研究普惠金融对居民消费的影响提供了非常好的数据支持。本文基于 2017 年 CHFS 数据，剔除有缺失值的样本，保留年龄大于 18 小于 80 的家庭，选取拥有银行账户、获得正规信贷、使用数字金融服务、持有信用卡 4 个层面的数据构建普惠金融指数。KMO 检验的结果为 0.6214，表明适合采用因子分析法构建普惠金融指数，采用 Bartlett 因子分析法计算综合值。对普惠金融综合指数进行标准化处理，使其取值介于[0, 100]之间。选取家庭中拥有智能手机个数作为工具变量进行回归分析，由于普惠金融指数已经包含互联网的影响因素，因此拥有智能手机的个数对家庭消费不会产生直接影响。区分城镇和农村样本，贫困户和非贫困户，加入年龄、性别、婚否、家庭资产、家庭收入作为控制变量，实证分析普惠金融对城乡居民家庭收入水平和消费能力的影响(对家庭消费和家庭收入取对数)。普惠金融的发展提高了金融服务的可得性，缓解了创业活动的资金约束，而对居民收入产生影响，进而对居民消费能力产生作用。以是否从事工商业为被解释变量，从事工商业经营活动取值为 1，否则为 0，运用 probit 模型实证分析普惠金融对城乡，贫困户和非贫困户创业活动的影响，控制家庭特征因素、家庭资产等因素。具体分析结果见表 9。

表 9 普惠金融发展与家庭收入和消费

被解释变量	城镇消费		农村消费		城镇收入		农村收入	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
普惠金融	0.025*** (29.07)	0.097*** (27.09)	0.012*** (19.71)	0.259*** (23.78)	0.049*** (31.68)	0.140*** (28.86)	0.032*** (25.21)	0.373*** (30.20)
控制变量	控制							
N	11108	11065	34510	34314	11108	11065	34510	34314
普惠金融	0.020*** (39.31)	0.179*** (32.31)	0.008*** (7.01)	0.392*** (8.10)	0.045*** (47.35)	0.243*** (43.09)	0.018*** (8.52)	0.529*** (9.67)
控制变量	控制							
N	37908	37729	7710	7650	37908	37729	7710	7650
区域异质性								
区域	东部	中部	西部	东部	中部	西部		
被解释变量	消费	消费	消费	收入	收入	收入		
	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS		

普惠金融	0.135*** (30.88)	0.282*** (14.79)	0.293*** (11.22)	0.191*** (35.85)	0.357*** (21.13)	0.458*** (15.53)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	19694	13445	12240	19694	13445	12240

创业与否

被解释变量	非贫困家庭	贫困家庭	城镇	农村
	创业	创业	创业	创业
	probit	probit	probit	probit
普惠金融	0.008*** (7.53)	0.011*** (2.86)	0.001 (0.46)	0.015*** (9.95)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	37908	7710	11108	34510

表9中2SLS的回归结果表明普惠金融对农村居民和贫困家庭消费和收入的正向作用大于城镇居民与非贫困家庭。具体为普惠金融每提高1%，城镇居民消费提升0.097%，农村居民消费提升0.259%，城镇居民收入提升0.14%，农村居民收入提升0.373%。非贫困家庭消费提升0.179%，贫困家庭消费提高0.392%，非贫困家庭收入提高0.243%，贫困家庭收入水平提高0.529%。普惠金融对农村居民和贫困家庭消费和收入的提升作用比较可观，表明农村居民和贫困家庭从普惠金融发展中获益更多，证实了其对消费增长和收入增长的包容性影响。中国金融机构的城乡二元特征明显，欠发达地区的金融配套设施相对落后，普惠金融的发展降低了金融交易成本，减少了信息不对称现象，使农村居民能够更好的享受到金融服务。区域异质性分析的结果表明，普惠金融对中西部地区居民消费和收入的影响大于东部地区，具体为普惠金融每提高1%，东部地区消费提高0.135%，收入提高0.191%，中部地区消费提高0.282%，收入提高0.357%，西部地区消费提高0.293%，收入提高0.458%。表明普惠金融缩小了区域消费和收入差距，欠发达地区从普惠金融发展中受益更多。普惠金融对创业与否的实证分析结果表明，普惠金融对农村居民和贫困家庭创业有显著的正向促进作用，带来了创业机会的均等化。对城镇居民和非贫困户的影响则相对较小或不显著。这可能是由于欠发达地区金融网点和机构较少，创业规模相对较小，难以形成集聚效应，导致其创业成本较高。而数字普惠金融的发展，为其提供了创业所需的资金与有利的经营条件，提高了其创业积极性。综上所述，普惠金融能够有效降低成本，对受到信贷约束的家庭群体和区域的正向促进作用更明显，体现了其包容性增长的特征。

六、结论

居民消费是一国经济增长的强力支撑，消费信贷是居民消费增长的动力源泉。依托大数据和云计算，中国数字经济快速发展，如支付宝和微信等，提高了金融服务的便利性和可得性，进而促进经济包容性增长。普惠金融的发展能够惠及那些被传统金融、传统征信排除在外的群体，刺激他们的投资经营活动，为改善居民消费提供了有利条件，有利于全体居民共享经济发展成果。

本文运用2006-2018年省际面板数据构建实证框架，评估普惠金融对城乡居民消费能力的空间效应，丰富了普惠金融对收入分配、收入水平以及居民消费影响的研究。构建反距离、邻近和经济权重矩阵，分析普惠金融对城乡居民消费的直接和空间溢出效应，结果表明普惠金融发展显著提升了城乡居民消费，且具有显著的正向空间溢出效应，这可能是居民消费能力的提升能够拉动邻近地区相关产业发展而提高当地居民的消费能力。普惠金融对城镇居民的生存型和发展享受型消费有显著的正向作用，对农村居民的生存型消费有促进作用，且这一促进作用大于城镇，但对农村居民发展享受型消费的影响不显著。进一

步地挖掘了普惠金融对居民消费的传导机制,结果表明普惠金融显著提升了城乡居民的收入水平,而且对农村居民收入水平的提升作用更为显著。收入分配差距过大不利于城乡居民消费能力的提升,普惠金融的发展显著降低了收入分配不平等程度,有利于中国实现包容性增长。运用2017年CHFS数据从微观视角验证普惠金融对包容性增长和居民消费的影响,实证结果表明普惠金融在落后地区发展更快,显著提升了家庭收入。普惠金融对农村居民收入和消费的影响更大,对贫困户的收入和消费的正向促进作用大于非贫困户,能够显著提高农村家庭和贫困家庭的创业积极性,对缩小城乡收入与消费差距、区域收入与消费差距具有积极意义,表明普惠金融通过提升低收入群体的收入、消费和创业机会概率,促进了经济增长机会共享,有利于实现包容性增长。

基于以上实证分析结果可知,其一,普惠金融对我国扩大内需实现经济转型升级有积极的促进作用,应继续推动普惠金融的发展。其二,政府可加强互联网相关基础设施推动普惠金融数字化发展,持续增加普惠金融服务的深度,强化其在创业、增收和收入分配改善方面的作用。对于经济发展水平较为落后的地区可适当降低金融服务门槛,助力脱贫攻坚进程。金融机构要创新金融服务,为不同家庭和不同收入群体提供差异化的金融服务。其三,需关注普惠金融发展过程中的杠杆累积作用,普惠金融的发展虽然缓解了低收入群体的消费约束,但过度信贷会增加家庭负债。同时需加强信贷甄别机制,使有限的信贷资源最优化。

参考文献:

- [1]张勋,万广华,张佳佳,何宗樾.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,54(08):71-86.
- [2]Kapoor A.Financial inclusion and the future of the Indian economy[J].Futures,2014,56(2):35-42.
- [3]宋晓玲,张夏,李好雪.基于消费者保护的“四维”金融监管机制构建[J].理论与改革,2014(06):76-79.
- [4]Stephen,P,Zeldes.Optimal Consumption with Stochastic Income:Deviations from Certainty Equivalence[J].Quarterly Journal of Economics,1989.
- [5]Deaton,Angus.Understanding Consumption[M].Oxford University Press,1992.
- [6]Karlan D,Zinman J.Expanding Credit Access:Using Randomized Supply Decisions to Estimate the Impacts[J].The review of financial studies,2010,23(1):433-464.
- [7]Mankiw,John Y.Campbell n.The response of consumption to income:A cross-country investigation[J].European Economic Review,1991.
- [8]吴锴,吴卫星,王沈南.信用卡使用提升了居民家庭消费支出吗?[J].经济学动态,2020(07):28-46.
- [9]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.
- [10]Easterly W.The White Man's Burden:Why the West's Efforts to Aid the Rest Have Done So Much Ill and So Little Good[J].Economic Record,2010,85(4):488-490.
- [11]Park C Y,Mercado R V.Does Financial Inclusion Reduce Poverty and Income Inequality in Developing

Asia?[M]Financial Inclusion in Asia:Issues and Policy Concerns.2016.

[12]Beck T, Demirguc Kunt A, Martinez Peria M S. Reaching out: Access to and use of banking services across countries[J]. Social Science Electronic Publishing, 2007, 85(1):234-266.

[13]Dupas P, Robinson J. Savings Constraints and Microenterprise Development: Evidence from a Field Experiment in Kenya[J]. Social Science Electronic Publishing. 2013, 5(1), 163-192.

[14]陈啸, 陈鑫. 普惠金融数字化对缩小城乡收入差距的空间溢出效应[J]. 商业研究, 2018(08):167-176.

[15]刘金全, 毕振豫. 普惠金融发展及其收入分配效应——基于经济增长与贫困减缓双重视角的研究[J]. 经济与管理研究, 2019, 40(04):37-46.

[16]李建伟. 普惠金融发展与城乡收入分配失衡调整——基于空间计量模型的实证研究[J]. 国际金融研究, 2017(10):14-23.

[17]谭燕芝, 彭千芮. 普惠金融发展与贫困减缓:直接影响与空间溢出效应[J]. 当代财经, 2018(03):56-67.

[18]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.

[19]Ludvigson S. Consumption and Credit: A Model of Time-Varying Liquidity Constraints[J]. Review of Economics and Statistics, 1999, 81(3):434-447.

[20]顾宁, 张甜. 普惠金融发展与农村减贫:门槛、空间溢出与渠道效应[J]. 农业技术经济, 2019(10):74-91.

[21]Lee, Lung Fei and Ji hai Yu. Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models with Fixed Effects[J]. Journal of Econometrics, 2010, 154(2):165-185.

[22]王守坤. 中国各省区资本流动能力再检验:基于广义空间计量模型的分析[J]. 经济评论, 2014(04):68-84.

[23]Lesage J P. An Introduction to Spatial Econometrics[J]. Revue d'économie industrielle, 2008, 123(123):513-514.

[24]温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(05):731-745.

[25]Soman, D. Effects of Payment Mechanism on Spending Behavior: The Role of Rehearsal and Immediacy of Payments[J]. Journal of Consumer Research, 2001, 27(4):460-474.

[26]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(05):102-112.

[27]尹志超, 公雪, 潘北啸. 移动支付对家庭货币需求的影响——来自中国家庭金融调查的微观证据[J]. 金融研究, 2019(10):40-58.

[28] 尹志超, 张栋浩. 金融普惠、家庭贫困及脆弱性[J]. 经济学(季刊), 2021(01):153-172.