

数字普惠金融发展对低收入家庭消费水平的影响研究

董委捷

西南民族大学经济学院, 四川 成都

收稿日期: 2024年9月30日; 录用日期: 2024年11月14日; 发布日期: 2024年11月25日

摘要

本文基于中国家庭金融调查(CHFS) 2015、2017和2019年3年的面板数据, 在微观层面, 本文探讨了数字普惠金融发展对低收入家庭消费水平的影响, 并对其作用渠道与作用机制进行了实证检验。研究发现, 数字普惠金融发展显著提升了低收入家庭消费水平, 这一结论在进行了稳健性检验以及内生性处理后同样成立。同时, 数字普惠金融发展指标的三个维度——覆盖广度、使用深度和数字化水平, 分别从高到低依次显著提升低收入家庭的消费水平。异质性分析结果表明, 数字普惠金融对低收入家庭消费的促进作用分别存在城乡和地区差异, 农村家庭消费水平的影响要显著高于城镇家庭; 东部地区金融普惠发展水平要高于中西部地区, 但中部地区家庭消费促进作用最高, 其次是西部地区。作用机制表明, 数字普惠金融发展通过提高低收入家庭收入水平影响家庭消费行为。

关键词

数字普惠金融, 低收入家庭, 消费水平

Study on the Impact of Digital Inclusive Finance Development on the Consumption Level of Low-Income Households

Weijian Dong

School of Economics, Southwest Minzu University, Chengdu Sichuan

Received: Sep. 30th, 2024; accepted: Nov. 14th, 2024; published: Nov. 25th, 2024

Abstract

Utilizing panel data from the China Household Finance Survey (CHFS) for the years 2015, 2017, and

2019, this paper explores the impact of digital inclusive finance development on the consumption level of low-income households at the micro level. The study conducts empirical tests on the channels and mechanisms of this impact. The findings reveal that the development of digital inclusive finance significantly increases the consumption level of low-income households, a conclusion that remains robust after conducting robustness tests and addressing endogeneity issues. Furthermore, the three dimensions of the digital inclusive finance development indicator—coverage breadth, usage depth, and digitalization level—significantly enhance the consumption level of low-income households in descending order. Heterogeneity analysis indicates that the promotional effect of digital inclusive finance on the consumption of low-income households varies by urban-rural and regional differences, with the impact on rural households being significantly higher than that on urban households. Although the level of financial inclusion development is higher in the eastern region compared to the central and western regions, the promotional effect on household consumption is the highest in the central region, followed by the western region. The mechanism of action suggests that the development of digital inclusive finance influences household consumption behavior by increasing the income level of low-income families.

Keywords

Digital Inclusive Finance, Low-Income Households, Consumption Level

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

2023年7月24日发表的《关于恢复和扩大消费的措施》就再次明确强调，“积极扩大国内需求，发挥消费在推动经济增长中的基础性作用，增强数字消费的力度，加强金融对消费领域的支撑作用，持续提升消费服务的质量水平，完善促进消费的长效机制”。截止2019年，与同期国际的水平相比，我国的居民消费贡献率小于全球部分国家，表明我国居民消费能力对经济社会水平的提高还存在很大空间[1]。当前，中国消费主导型的经济体系初期仍面临着诸多现实挑战，如何培育和壮大消费主导型经济体系对中国经济的可持续发展至关重要。这需要依托金融科技的进步与创新，拓宽服务边界，破解普惠金融抵押缺失与信息不对称的双重难题，惠及长尾人群，有序推进数字普惠金融之进程，为城乡融合发展探寻内生动力，为消费领域注入发展新活力[2]。最终，全体人民在更公平的意义上享受到发展成果，稳中有有序地迈进共同富裕。

关于金融发展与家庭消费的关系，学术界进行了大量的研究，普遍都认为金融发展能显著促进家庭消费行为。Goldsmith (1969)通过对农村金融发展程度构建了具体的指标，提出金融相比率创新性的概念，发现经济增长得益于金融发展能够快速的的增长[3]。Jappelli *et al.* (1989)则在金融资源发展匮乏地区的家庭中，金融资源的可获得性是影响其消费水平重要因素[4]。张栋浩等(2020)则认为由于我国缺乏了对于金融普惠的重视，导致了金融普惠对于居民消费的促进作并未得到充分发挥[5]。王江(2019)认为与传统金融模式相比，普惠金融在进一步加强在水平欠发达地区普及同时还要注意减贫效应门槛，合理地利用普惠金融资源[6]。洪铮等(2021)认为传统的金融体系使得一部分群体排除在外，普惠金融则能更包容的吸纳他们从而活跃了市场投资，刺激了家庭的消费[7]。在县域层次上，朱一鸣和王伟(2017)发现贫困、低收入人群金融需求被抑制，摆脱贫困陷阱更加困难，发展普惠金融能够更好地解决金融排斥现象，在提高金融包容水平同时，将重要性资源从金融要素的配置向贫困人口等弱势群体倾斜，有利于贫困群体

的财富增收[8]。

郭峰等(2020)认为低收入和弱势群体的金融服务需求往往会因为传统金融结构的“嫌贫爱富”，难以被满足，数字普惠金融则大大地填补了这方面的空白[9]。王小华等(2022)针对三农的金融服务难题，将数字普惠金融划分为数字支付、数字借贷和数字理财三个维度，通过研究农村居民家庭数字金融使用情况，实证得出了数字金融对于农村居民消费显著促进[2]。易行健等(2018)从中西部地区、农村中低收入群体角度，探讨和实证数字普惠金融的发展对居民消费的影响，并且发现对于中低债务收入比的家庭消费支出也更为明显，需警惕居民家庭债务的过度和过快增长[10]。LI J 等(2020)认为通过积极缓解流动性约束，让消费支付便捷高效的方式，数字普惠金融有效提升家庭消费水平并促进发展型和享受型消费[11]。钟若愚和曾洁华(2022)构建了空间杜宾模型来检验数字经济对居民消费的影响，发现了数字经济能够通过居民收入和企业产业创新型来提升居民消费水平，扩大消费规模[12]。

通过对前人的研究成果，不难发现，大多学者从较为宏观的层面探讨数字普惠金融发展对居民消费水平及消费结构的影响，微观层面的数理分析还较为缺乏。因此本文选择通过构建面板数据，在微观层面上研究数字普惠金融与家庭消费行为的关系。

本文的边际贡献在于：第一，利用中国家庭金融调查(CFPS)数据从微观视角，分析低收入群体的消费水平；第二，从数字普惠金融发展三个维度——覆盖广度、使用深度、数字化程度出发分别探究数字金融对低收入家庭消费的影响并对其内生性进行了讨论；第三，通过低收入家庭收入的变动实证检验数字普惠金融发展对家庭消费水平的作用机制，论证了数字普惠金融发展能够通过家庭收入和财富的增加来推动消费水平的提升，丰富数字普惠金融发展对消费影响的研究。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 数字普惠金融对家庭消费水平的直接影响

1996年，美国学者 Don Tapscott 第一次在《数字经济：网络智能时代的前进与风险》书中提出了“数字经济”的概念，实体经济与之深度融合的理念就以其不可阻挡之势席卷全球，如今数字经济已然成为中国经济高质量发展的强大动能[13]。之后，数字技术嵌入金融领域，加速与传统金融融合，通过打破时空上巨大的限制将其成本和风险很大程度上地控制在一个较低的水平，优化了金融资源配置。同时，得益于数字技术的创新，更加契合实际生活需求的各类新兴金融产品与服务不仅满足了消费者的金融需求，而且促进了消费者消费习惯的改善，消费者的生活也因此发生重大变化[14]。二则，并且，在由各类银行主导传统消费信贷市场上，仍然存在相当一部分潜在客户群体因为门槛高等原因被排除在外。在数字普惠金融的迅速发展推动下，金融服务体系的覆盖范围持续扩大至农村居民，农村金融排斥现象也因此得到了有效缓解[15]。诸如支付宝提供花呗、借呗等消费信贷服务，相当于消费者拥有了一张无形的信用卡，可以有效地提高居民金融的普惠性和可得性，通过缓解流动性约束激发尾部客户的潜在消费需求，增加居民的消费支出[16]。因此，本文提出假说 H1。

H1：数字普惠金融发展能够促进低收入家庭消费水平。

2.2. 数字普惠金融对家庭消费水平的间接影响

数字普惠金融以何种方式来影响收入呢？国内已有学者的研究表明，总体上来说，数字普惠金融通过推动地区经济发展，可帮助低收入群体脱离贫困陷阱提供良好的外部环境、创造更多就业机会等，极大提升了低收入群体的生产经营能力和收入水平[17]。数字普惠金融发展也可通过缓解欠发达地区的传统金融服务的供需矛盾的方式，改善了我国中低收入和贫困人口的生活质量和收入分配，提高了低收入群体收入水平来缓解贫困[18]。同时，数字普惠金融在城乡之间通过发展资本、技术劳动力等生产要素构

建起一座交流的桥梁,有利于降低收入不平等,实现居民收入的增收[19]。从马克思生产消费理论出发,数字普惠金融发展从根本上讲是因为社会生产力的提高,社会生产力的提高也必然带来经济水平的提高,从而实现居民收入和财富的增加,消费水平也因此攀升[20]。

西方经济学中,收入与消费之间的关系可以追溯于凯恩斯(1936)《就业、利息、货币通论》一书,凯恩斯提出了绝对收入假说,认为总消费是总收入的函数,即居民当其收入水平越高,消费水平也会越高,两者存在正相关[21]。之后詹姆斯·杜森贝里(1949)提出相对收入假说,认为居民消费应该会受到当期收入和相对收入共同影响[22]。Friedman(1957)基于适应性预期假说提出了持久收入假说,认为居民消费不受到现期收入的绝对水平的影响,真正能够影响到居民消费的只有持久收入[23]。总而言之,收入与消费的关系一直为学术界所认可。因此,本文提出假说 H2。

H2: 数字普惠金融发展通过提高居民收入水平影响家庭消费行为。

3. 数据、变量与模型构建

3.1. 数据来源与样本范围

本文采用宏观指数加微观数据匹配分析的方式,将中国家庭金融调查(CHFS) 2015、2017 和 2019 年 3 年的数据和中国数字普惠金融发展指数在省份层面上进行匹配,形成实证检验的数据集。CHFS 涵盖了户主、家庭、地区特征等多维度的数据,与本文研究目标相契合。数字普惠金融发展(包含 31 个省级行政区)指数,自 2011 年起由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制的,被广泛用于分析中国数字金融的发展状况。

本文对数据进行了如下处理:首先,将 CHFS 2015 至 2019 年每一年的家庭、个人、城市三个子数据库按照家庭编码进行匹配合并,再将所得到的三个截面数据合并成面板数据;其次,删除数据库中显示样本质量不高、户主信息缺失、异常的样本并对数字普惠金融发展指数、家庭消费水平等重要变量数据缺失的样本进行剔除;最后以三年的面板数据家庭总收入的中位数 51136.25 为界限,将低于中位数的样本定义为低收入家庭群体,最终得到 4793 户家庭,14,379 个样本观测值作为本文实证分析的对象。

3.2. 变量设定与说明

被解释变量:家庭的消费水平($\ln\text{cons}$)。本文根据 CHFS 问卷调查中关于家庭各项消费支出的项目,将数额进行加总得出家庭消费水平,并且通过对家庭消费水平取对数处理,避免家庭消费水平因为取值波动过大引起回归估计的偏误。

核心解释变量:数字普惠金融发展(FDI)。本文参考已有文献的做法,选取北京大学数字金融发展指数作为核心解释变量,用来衡量中国数字普惠金融的发展。并且选取了该指数的三个一级指标,进一步研究数字普惠金融对低收入家庭消费水平的影响[9]。所有指数指标均除以 100 处理以便实证分析。

控制变量:参考已有文献对 CHFS 的处理,从户主特征、家庭特征、地区特征选取了控制变量。户主是家庭经济生活决策的主导者,户主特征包括年龄(age)、性别(gender)、婚姻状况(marriage)、健康状况(health)、受教育程度(degree),城镇(rural)等因素,本文在此选取该 10 个控制变量。家庭特征影响着家庭的经济决策和资源配置,本文选取了规模大小(size)、总资产($\ln\text{asset}$),总房产($\ln\text{house}$)三个控制变量。地区层面上,选取东部(east) 11 个省级行政区、中部(central) 8 个省级行政区地区、西部(west) 12 个省级行政区。

中介变量:家庭总收入($\ln\text{inc}$)。家庭总收入与家庭总消费保持一致取对数处理。

工具变量：本文参考 Bartik (2009)，易行健和周莉(2018)的做法，构建一个数字普惠金融指数在时间上的一阶差分项和其滞后一阶的乘积作为工具变量进行估计，解决其内生性的问题[10] [24]。具体描述性统计变量如下表 1。

Table 1. Definition of correlational variables and descriptive statistics

表 1. 相关变量定义与描述性统计

变量设置			统计描述		
类型	变量符号	变量名称及赋值	平均值	最小值	最大值
被解释变量	Incons	家庭总消费的对数	10.37	7.047	14.66
解释变量	DFI	北京大学数字普惠金融发展指数/100	2.363	1.459	3.777
	breadth	覆盖广度/100	2.193	1.392	3.539
	depth	使用深度/100	2.184	1.073	4.004
	level	数字化程度/100	3.246	2.307	4.403
控制变量					
	age	年龄	55.28	16	99
	gender	性别(男 = 1, 女 = 0)	0.800	0	1
	marriage	婚姻状况(已婚 = 1, 未婚 = 0)	0.851	0	1
	health	健康程度(非常好 = 1, 好 = 2, 一般 = 3, 差 = 4, 非常差 = 5)	0.770	0	1
户主特征	degree	受教育程度(没上过学 = 1, 小学 = 2, 初中 = 3, 高中 = 4, 中专/职高 = 5, 大专/高职 = 6, 大学本科 = 7, 硕士研究生 = 8, 博士研究生 = 9)	2.883	1	9
	rural	城乡(农村 = 1, 城镇 = 0)	0.499	1	0
	business	是否从事工商业生产(是 = 1, 否 = 0)	0.112	0	1
	Endowment	养老保险	0.855	0	1
	Medical	医疗保险	0.942	0	1
	Card	拥有信用卡(是 = 1, 否 = 0)	0.0883	0	1
家庭特征	size	家庭规模	3.272	1	19
	Inasset	家庭总资产的对数	12.11	0	20.41
	Inhouse	家庭总房产的对数	10.64	0	16.59
地区特征	region	东、中、西部地区(东部 = 1, 中部 = 2, 西部 = 3)	1.966	1	3
中介变量	lninc	家庭总收入对数	9.919	0	14.92

3.3. 模型构建

1) 基准回归模型。本文主要分析数字普惠金融对低收入家庭消费水平的影响，建立的基准回归模型如下：

$$\ln cons_{it} = \beta_0 + \beta_1 DFI_{it} + \beta_i X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

模型(1)中 $\ln cons_{it}$ 表示被解释变量家庭总消费水平，下标 i 、 t 分别表示家庭和年份； DFI_{it} 表示核心解释变量数字普惠金融发展水平； X_{it} 代表控制变量，分别从户主、家庭、地区特征方面增强模型解释力度； β_1 为核心解释变量的系数，如果为正，则表示数字普惠金融发展促进低收入家庭的消费水平；反之，则抑制。不可观测的随机时间变化 μ_i 是代表个体异质性的截距项，为家庭效应； ε_{it} 表示随着时间和个体变化的随机扰动项。

2) 中介效应模型。数字普惠金融发展对低收入家庭消费产生影响的传导机制，中介效应模型方程构成如下：

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DFI_{it} + \alpha_i X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln cons_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DFI_{it} + \gamma_2 M_{it} + \gamma_i X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

方程(2)系数 α_1 为数字普惠金融发展对于中介变量 M_{it} 的影响， $\mu_i + \varepsilon_{it}$ 为复合扰动项。方程(3)系数 γ_1 为数字普惠金融发展对低收入家庭消费水平的直接影响，系数 γ_2 为中介变量对家庭总消费的影响。参考温忠麟等(2004)中介效应检验思路：检验系数 β_1 是否显著；如果显著依次检验系数 α_1 和 γ_2 是否显著；如果 α_1 和 γ_2 都显著，检验 γ_1 的系数， γ_1 显著说明存在中介效应，如果不显著存在完全中介效应；如果 α_1 和 γ_2 至少有一个显著，则进行 *sobel* 检验，对 $\alpha_1 \gamma_2$ 系数的乘积进行检验，检验显著通过则存在中介效应，反之中介效应不显著。

4. 实证结果分析

4.1. 基准回归

基于异方差条件检验的 *Sargan-Hansen* 统计值为 336.418，显著拒绝原假设，因此本部分采用面板固定效应实证检验数字普惠金融发展对低收入家庭消费的影响。表 2 依次报告了核心解释变量及其三个分项指标基准回归的估计结果。表 2 的(1)至(4)列变量的系数分别为 0.367、0.385、0.329、0.327，这些变量均在 1% 的水平上显著，证明了数字普惠金融发展对低收入家庭消费产生了显著的正向影响。从分维度看，以电子账户数目来体现的普惠金融覆盖广度系数最大，这也表现了对于低收入家庭，金融服务“数量上”要比“质量上”来的更有优先级，当其增加 1 单位时，消费将增加 0.385%，表明普惠金融发展通过创建账户获得金融服务在整体上促进了低收入家庭消费。以上都能够表现出数字普惠金融发展及其三个维度都能为低收入家庭消费赋能，从而提高消费水平。验证了假说 H1。

另一方面，从控制变量看，在户主个人特征上，户主年龄、房产和低收入家庭的消费水平均呈负向关系。男性已婚户主、健康、受教育程度高、有养老保险、从事工商业，有信用卡能够显著提升消费水平。在家庭特征层面，家庭规模、家庭资产相对较多的低收入家庭更倾向增加消费支出。

4.2. 稳健性检验

表 3 采用三种方式进行稳健性检验，一是对样本进行 1%~99% 缩尾处理；二是参考李波(2015)的研究，保留户主年龄在 18 岁到 65 岁之间的 3289 户家庭 9867 个样本进行回归分析[25]；三是对家庭规模数在 4 以上的低收入家庭进行实证分析。表 3 显示了三种稳健性检验的结果。三种情况数字普惠金融发展均能显著促进家庭消费水平，核心结论依然成立。

Table 2. The benchmark regression results of the impact of digital inclusive finance development on household consumption levels**表 2.** 数字普惠金融发展对家庭消费水平影响的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
DFI	0.367*** [0.0109]			
breadth		0.385*** [0.0117]		
depth			0.329*** [0.0098]	
level				0.327*** [0.0100]
age	-0.00339*** [0.0011]	-0.00323*** [0.0011]	-0.00330*** [0.0011]	-0.00283** [0.0011]
gender	0.0422** [0.0203]	0.0486** [0.0204]	0.0393* [0.0203]	0.0251 [0.0204]
marriage	0.0563* [0.0313]	0.0556* [0.0314]	0.0567* [0.0313]	0.0584* [0.0313]
degree	0.0388*** [0.0099]	0.0392*** [0.0099]	0.0389*** [0.0099]	0.0439*** [0.0099]
rural	0.00279 [0.0624]	0.0115 [0.0624]	-0.00357 [0.0625]	-0.0163 [0.0632]
health	-0.0354** [0.0178]	-0.0364** [0.0179]	-0.0335* [0.0178]	-0.0349** [0.0178]
Endowment	0.0254 [0.0195]	0.0250 [0.0195]	0.0292 [0.0194]	0.0498** [0.0194]
Medical	-0.0205 [0.0282]	-0.0187 [0.0281]	-0.0212 [0.0282]	-0.0266 [0.0284]
business	0.0947*** [0.0261]	0.0971*** [0.0262]	0.0933*** [0.0262]	0.0848*** [0.0262]
Card	0.154*** [0.0236]	0.161*** [0.0236]	0.153*** [0.0237]	0.145*** [0.0237]

续表

size	0.117*** [0.0071]	0.114*** [0.0072]	0.118*** [0.0071]	0.116*** [0.0071]
lnasset	0.101*** [0.0080]	0.102*** [0.0081]	0.101*** [0.0081]	0.104*** [0.0081]
lnhouse	-0.0174*** [0.0028]	-0.0181*** [0.0028]	-0.0174*** [0.0028]	-0.0174*** [0.0028]
cons	8.082*** [0.1166]	8.085*** [0.1168]	8.224*** [0.1170]	7.809*** [0.1173]
家庭固定效应	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	14,379	14,379	14,379	14,379
adj. <i>R</i> ²	0.1965	0.1923	0.1960	0.1926

注：*代表 $p < 0.1$ ，**代表 $p < 0.05$ ，***代表 $p < 0.01$ ，括号内表示稳健的标准误。

Table 3. Robustness test

表 3. 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	缩尾处理	18~65 岁	4 人以上规模
DFI	0.358*** [0.0105]	0.354*** [0.0138]	0.418*** [0.0282]
Control	YES	YES	YES
家庭固定效应	YES	YES	YES
<i>N</i>	14,379	9867	3061
adj. <i>R</i> ²	0.1988	0.1894	0.2118

注：*代表 $p < 0.1$ ，**代表 $p < 0.05$ ，***代表 $p < 0.01$ ，括号内表示稳健的标准误。

4.3. 内生性检验

数字普惠金融和低收入家庭的消费水平可能同时受到家庭成员的能力、对未来的预期等一系列不可观察因素的影响，在实证上，计量模型(1)可能存在很难消除的“内生性”问题，最终致使回归系数估计存在偏误。本文参考 Bartik (2009)及易行健和周莉(2018)的做法，构建一个数字普惠金融指数在时间上的一阶差分项和其滞后一阶的乘积作为工具变量。表 4 报告的是工具变量法的回归结果[10] [24]。第一阶段工具变量 *iv* 的系数为 1.426 且在 0.01 水平上显著符合相关性的要求。M 统计量值为 1907.584 且显著，模型不存在识别不足的问题。弱工具变量检验结果统计值远高于 16.38，不存在弱工具变量假设的情况。Hansen J 的统计量的检验也在 0.01 的水平上拒绝原假设，说明了该工具变量是有效的。最终，在考虑了内生性问题后，数字普惠金融的发展依然显著促进低收入家庭的消费，论证了回归结论的可靠。

Table 4. Regression results of the instrumental variable method
表 4. 工具变量法的回归结果

变量	第一阶段	第二阶段
DFI		0.321*** [0.0207]
iv	1.426*** [0.0156]	
Control	YES	YES
家庭固定效应	YES	YES
<i>N</i>	9586	9586
adj. <i>R</i> ²	0.7571	-0.6586

注：*代表 $p < 0.1$ ，**代表 $p < 0.05$ ，***代表 $p < 0.01$ ，括号内表示稳健的标准误。

4.4. 异质性分析

1) 城乡差异

城乡二元经济结构是我国城乡户籍制度一直以来所形成的城镇化与现代化发展中的重要特征之一，我们所选取的 CHFS 数据也是基于此展开的调查数据，就现实的中国国情和城乡发展情况来看，依然存在农村发展不充分、城乡发展不平衡问题，因此研究城乡发展的异同理所当然。同时中国拥有着广阔的区域，其经济发展不平衡问题也是很突出，东部、中部、西部地区较大差异的资源禀赋与经济基础等，都会使得普惠金融发展对低收入家庭消费水平产生不同的影响。表 5 报告了城乡异质性分析回归结果。数字普惠金融发展对农村低收入家庭消费总量的积极影响高于城镇低收入家庭，数字普惠金融发展每增加 1 单位，农村低收入家庭消费提高 0.376%，城镇低收入家庭消费提高 0.353%。对此可能的解释是，相比城镇低收入家庭，我国农村低收入家庭的金融约束普遍存在，其在传统金融服务获取上存在较大困难，数字普惠金融则极大地缓解了这种约束，这表明数字金融普惠发展有利于缩小城乡之间的消费不平等。

Table 5. Heterogeneity analysis: urban-rural differences
表 5. 异质性分析：城乡差异

变量	(1)	(2)
	农村	城镇
DFI	0.376*** [0.0170]	0.353*** [0.0140]
Control	YES	YES
家庭固定效应	YES	YES
<i>N</i>	7068	7311
adj. <i>R</i> ²	0.1770	0.2226

注：*代表 $p < 0.1$ ，**代表 $p < 0.05$ ，***代表 $p < 0.01$ ，括号内表示稳健的标准误。

2) 地区差异

表 6 显示的不同地区层面的影响结果, 数字普惠金融的发展均在 1% 显著水平上促进东、中、西部地区的低收入家庭的总消费, 其中, 中部地区系数最大为 0.396, 西部地区其次为 0.374, 最低的东部为 0.345。可能的原因是, 尽管东部沿海地区经济金融发展较快, 金融资源丰富, 金融体系相比于中西部地区更加成熟, 但是随着数字普惠金融发展的推广和国家倾向性的金融政策支持, 抑制的金融需求得到释放, 中、西部的地区消费提高较快且增速高于东部地区。而西部相较于中部地区在数字普惠金融发展上可能面临更多的挑战, 普及程度可能相对较低, 其对消费促进也因此低于中部地区。

Table 6. Heterogeneity analysis: regional differences
表 6. 异质性分析: 地区差异

	(1)	(2)	(3)
	东部	中部	西部
DFI	0.345*** [0.0175]	0.396*** [0.0202]	0.374*** [0.0193]
Control	YES	YES	YES
<i>N</i>	5349	4164	4866
adj. <i>R</i> ²	0.1929	0.1867	0.2136

注: *代表 $p < 0.1$, **代表 $p < 0.05$, ***代表 $p < 0.01$, 括号内表示稳健的标准误。

4.5. 影响机制分析

为了分析收入水平是否在数字普惠金融发展影响收入家庭消费水平时存在中介效应。本文根据计量模型(2) (3)分别进行回归估计实证检验。表 7 中列(1)表示了中介变量收入水平对低收入家庭消费水平的影响; 列(2)表示了数字普惠金融发展对于中介变量收入的影响, 其系数 α_1 表示数字普惠金融发展指数每增加 1 个单位, 家庭总收入就增加 0.621%, 且在 1% 水平上显著。

Table 7. The mechanism of income level influence
表 7. 收入水平的影响机制

变量	(1)	(2)
	lncons	lninc
DFI	0.338*** [0.0111]	0.621*** [0.0283]
ln_income	0.0472*** [0.0044]	
Control	YES	YES
家庭固定效应	YES	YES
<i>N</i>	14,379	14,379
adj. <i>R</i> ²	0.2091	0.1169

注: *代表 $p < 0.1$, **代表 $p < 0.05$, ***代表 $p < 0.01$, 括号内表示稳健的标准误。

为了进一步检验收入水平的中介效应的影响,本文采用的 sobel 方法对回归结果进行检验,表 8 为其报告结果。家庭年收入的间接效用 $\alpha_1\gamma_2$ 为 0.029, 占总效用 0.367 的 7.97%, 其系数和效应均能在 0.01 水平上显著, 这表明了数字普惠金融发展通过家庭收入增加的机制显著促进了低收入家庭的消费水平, 验证的假说 H2。

Table 8. Mediation effect estimation and sobel test
表 8. 中介效应测算及 sobel 检验

收入效应检验	系数	稳定的标准误	Z 统计量	P > Z
Sobel	0.02929834	0.00371606	7.884	3.109e-15
Goodman-1 (Aroian)	0.02929834	0.00372073	7.874	3.331e-15
Goodman-2	0.02929834	0.0037114	7.894	2.887e-15
α_1	0.62096	0.034642	17.9252	0
γ_2	0.047182	0.005374	8.77904	0
间接效应	0.029298	0.003716	7.88424	3.1e-15
直接效应	0.338195	0.013641	24.7932	0
总效应	0.367493	0.0134	27.4256	0

5. 结论与启示

本文将数字普惠金融发展地总指数及其覆盖广度、使用程度、数字化程度三个维度与中国家庭金融调查(CHFS) 2015、2017 和 2019 年 3 年的面板数据相匹配, 深入研究和实证了数字普惠金融发展对低收入家庭消费水平的影响。研究发现: 第一, 数字普惠金融发展及其三个维度均对低收入家庭消费水平具有显著的促进作用, 这一结论在进行了稳健性检验和内生性问题处理后仍然成立。第二, 作用机制表明, 中介变量收入的间接效应能够达到约在 8% 的水平, 即数字普惠金融发展通过提高居民收入水平显著地影响家庭消费水平。第三, 数字普惠金融对低收入家庭消费水平的促进作用分别存在城乡和地区差异, 农村家庭消费的影响要显著高于城镇家庭。同时, 在东部地区金融普惠发展水平要高于中西部地区现实前提下, 中部地区家庭消费促进作用却最高, 其次是西部地区, 最后是东部地区。

根据本文得出的结论, 提出如下建议: 第一, 政府应该完善金融政策, 营造良好环境, 减少信息不对称的问题; 加强数字普惠金融的基础设施建设, 针对欠发达地区的低收入人群开展进村入户服务。市场上的金融机构等应该不断创新数字化产品与服务, 创新更多适合低收入群体的低门槛金融产品和服务, 将风险控制可控范围, 提高服务水平, 实现他们的财富水平的上升, 提升数字金融服务可及性和有效性。第二, 鉴于我国城乡二元经济结构特征, 数字普惠金融应该加快向广阔的乡镇地区延伸, 特别是农村欠发达地区, 让本就容易排斥在金融市场之外的弱势群体、有机会并且更便捷地享受金融服务, 让数字普惠金融的“风”飘入美丽乡村, 提高农村居民收入水平, 缩小城乡差距, 释放农村地区消费潜力。第三, 要积极响应“先富带动后富”号召与行动, 让经济发达或者金融资源丰富的东部地区对欠发达的中、西部地区进行金融要素“点对点”助力、指导、帮扶, 针对性解决区域“数字金融”发展不平衡和“普惠”不充分“难点与痛点”, 提高金融资源的有效配置, 持续地实现数字普惠金融高质量发展, 稳中有升提升收入水平为消费赋能。

基金项目

西南民族大学中央高校基本科研业务费专项资金项目资助“共同富裕目标下数字普惠金融发展对城乡低收入家庭消费行为的影响研究”(2024SYJSCX66)。

参考文献

- [1] 高波, 雷红. 居民消费率、消费结构与经济增长效应——基于 260 个城市 CLDS 的数据研究[J]. 河北学刊, 2021, 41(2): 136-145.
- [2] 王小华, 马小珂, 何茜. 数字金融使用促进农村消费内需动力全面释放了吗? [J]. 中国农村经济, 2022(11): 21-39.
- [3] Goldsmith, R.W. (1969) *Financial Structure and Development (Studies in Comparative Economics, Vol. 21)*. Yale University Press, 491-492.
- [4] Jappelli, T., Pagano, M., Review, A.E., *et al.* (1989) Consumption and Capital Market Imperfections: An International Comparison. *American Economic Review*, **79**, 1088-1105.
- [5] 张栋浩, 王栋, 杜在超. 金融普惠、收入阶层与中国家庭消费[J]. 财经科学, 2020(6): 1-15.
- [6] 王江, 齐硕. 普惠金融发展与贫困减缓——基于空间溢出和门槛特征的视角[J]. 武汉金融, 2019(8): 24-32+38.
- [7] 洪铮, 章成, 王林. 普惠金融、包容性增长与居民消费能力提升[J]. 经济问题探索, 2021(5): 177-190.
- [8] 朱一鸣, 王伟. 普惠金融如何实现精准扶贫? [J]. 财经研究, 2017(10): 43-54.
- [9] 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(4): 1401-1418.
- [10] 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.
- [11] Li, J., Wu, Y. and Xiao, J.J. (2020) The Impact of Digital Finance on Household Consumption: Evidence from China. *Economic Modelling*, **86**, 317-326. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.09.027>
- [12] 钟若愚, 曾洁华. 数字经济对居民消费的影响研究——基于空间杜宾模型的实证分析[J]. 经济问题探索, 2022(3): 31-43.
- [13] 刘淑春. 中国数字经济高质量发展的靶向路径与政策供给[J]. 经济学家, 2019(6): 52-61.
- [14] 何宗樾, 宋旭光. 数字金融发展如何影响居民消费[J]. 财贸经济, 2020, 41(8): 65-79.
- [15] 李涛, 徐翔, 孙硕. 普惠金融与经济增长[J]. 金融研究, 2016(4): 1-16.
- [16] 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.
- [17] 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): 14-25.
- [18] 贾晋, 肖建. 精准扶贫背景下农村普惠金融创新发展研究[J]. 理论探讨, 2017(1): 70-75.
- [19] 刘世锦. 新倍增战略与共同富裕[J]. 中国金融, 2022(1): 19-21.
- [20] 詹韵秋, 王军, 孙小宁. 数字经济对家庭消费行为的影响研究——基于中国家庭金融调查的经验分析[J]. 当代经济管理, 2023, 45(2): 89-96.
- [21] Keynes, J.M. (1936) *The General Theory of Employment, Interest and Money*. *Linnology & Oceanography*, **12**, 28-36.
- [22] Duesenberry, J.S. (1949) Income, Saving, and the Theory of Consumer Behavior. *Review of Economics & Statistics*, **33**, 111.
- [23] Friedman, M. (1957) The Permanent Income Hypothesis. *American Economic Review*, **48**, 80-91.
- [24] Bartik, T. (2009) How Do the Effects of Local Growth on Employment Rates Vary with Initial Labor Market Conditions? Policy Paper No. 2009-005, Upjohn Institute Working Paper.
- [25] 李波. 中国城镇家庭金融风险资产配置对消费支出的影响——基于微观调查数据 CHFS 的实证分析[J]. 国际金融研究, 2015(1): 83-92.