

金融发展对农村居民消费的影响及作用机制研究

杜蓉 乔均

(南京财经大学 粮食和物资学院, 江苏 南京 210003)

摘要: 基于 2005—2019 年中国省级面板数据, 探究金融发展对农村居民消费的影响效应及作用机制。实证结果表明: 农村居民消费水平整体上呈上升趋势, 但区域发展不均衡, 整体上呈现出“东部—中部—西部”梯度递减的分布特征; 金融发展对农村居民消费具有正向效应, 但消费层次受影响程度存在差异, 呈现出“生存型消费支出 > 享受型消费支出 > 发展型消费支出”的消费层次异质性特征。影响机制研究显示: 金融发展对人力资本和人均收入产生了正向效应, 进而带动农村居民消费增长; 进一步研究发现: 人力资本和收入水平的差异会导致金融发展对农村居民消费的影响程度发生显著变化。提出完善农村金融发展体系、提高农村居民文化素质以及增加农村居民收入等政策建议, 以更好地促进农村居民消费增长。

关键词: 农村居民消费; 金融发展; 中介效应; 门槛回归

中图分类号: F126.1; F326.6 **文献标志码:** A **文章编号:** 1672-6049(2021)06-0001-10

一、引言与文献综述

新中国成立以来, 中国经济发展取得了伟大成就, 实现了稳定持续增长。当前中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段, 而在拉动经济发展的“三驾马车”中, 外需下滑明显, 有效投资增长乏力。2020 年, 《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》提出“形成强大国内市场, 构建新发展格局必须全面促进消费, 增加消费对经济的基础性作用”。统计数据显示, 尽管新冠肺炎疫情给国内消费带来了严重冲击, 但 2020 年中国最终消费支出对 GDP 的贡献率仍达到 54.3%, 消费对经济增长的作用十分显著。需要强调的是, 相对于城镇居民而言, 农村居民蕴含的消费潜力更大, 发展国内消费市场, 释放居民消费需求, 助推农村居民消费增长迫在眉睫。

学术界有关农村居民消费的研究成果较为丰富, 主要从农村居民消费环境、农村居民消费倾向、农村居民消费结构以及区域消费差异等方面进行了探讨^[1-4]。促进农村居民消费的关键在于改进农村居民的消费习惯、消费意愿和消费形式, 农村金融发展在其中起着重要的作用。农村金融作为农村资金流转的主要渠道, 是中国农村经济发展的关键切入点, 在支持国家供给侧结构性改革和推动农村消费市场发展中发挥了重要作用。近年来, 中央一号文件不断强调要深化农村金融体制改革, 强化金

收稿日期: 2021-09-06; 修回日期: 2021-11-05

基金项目: 国家社会科学基金项目“互联网金融品牌强度及品牌效率提升研究”(15BJY116); 江苏省研究生科研创新计划项目“城镇化发展对粮食安全的影响研究”(KYCX21_1446)

作者简介: 杜蓉(1994—), 女, 湖北宜昌人, 南京财经大学粮食和物资学院博士研究生, 研究方向为粮食流通; 乔均(1962—), 男, 江苏徐州人, 通讯作者, 法学博士, 南京财经大学粮食和物资学院教授, 研究方向为品牌理论与产权理论。

融服务“三农”的职责,充分发挥农村金融在农村经济发展中的核心作用,通过提高农村金融发展水平,进一步增强农村居民消费能力,从而拉动农村居民消费。

近年来,金融发展与居民消费的关系一直是学术界关注和研究的热点^[5-7]。金融发展能够缓解居民信贷约束,减少经济中流动性受限的消费者比例,从而起到风险分散、跨期平滑消费的作用,有利于促进消费提质^[8-11]。此外,金融发展还能通过提高支付便利性、优化消费结构以及降低家庭面临的不确定性等机制刺激消费^[12-13]。有关金融发展对农村居民消费的影响研究,赵洪丹等^[14]以及孟兆娟^[15]认为,金融发展能够有效提高农村居民消费水平和促进消费结构升级。张彤进和蔡宽宁^[16]提出,金融发展主要通过提高农村居民支付速度、降低农民预防性储蓄等方式提升农村居民消费水平。黄凯南和郝祥如^[17]也得出了类似的研究结论。谢家智和吴静茹^[18]认为,数字金融方便快捷、交易成本低、普惠可得,缓解了家庭信贷约束,进而激励农村居民消费。有些学者还从区域消费差异的视角探究农村居民消费的地区异质性,发现金融发展对中西部地区农村居民消费的影响作用更加明显^[19-20]。

现有文献关于金融发展与农村居民消费的研究较为丰富,但存在以下三方面的不足:一是研究视角层面。已有文献仅考虑金融发展与农村居民消费之间的关系,缺乏从人力资本和人均收入视角探究二者可能存在的非线性影响及影响途径。二是作用机理层面。已有文献尚未从转变消费观念、增加人均收入的角度对影响机理进行研究。三是实证分析层面。已有文献仅采用单一模型进行实证分析,未能多角度检验金融发展对农村居民消费的影响,这使得实证研究结果可能存在偏误。

本文以金融发展对农村居民消费的影响为研究对象,试图弥补以上研究的不足,以期为促进农村金融健康有序发展、充分释放农村居民消费潜力以及拓展农村居民消费市场提供有益参考。具体而言,本文首先分析金融发展对农村居民消费的作用机制,认为金融发展能够从优化消费体验、改变消费行为以及提升消费能力等方面影响农村居民消费,并提出金融发展对农村居民消费的增加具有正向作用且存在消费异质性影响、人力资本与人均收入在金融发展对农村居民消费影响过程中会产生中介效应以及门槛效应的假说;然后基于2005—2019年中国省级面板数据,采用基准回归法、中介效应法以及门槛效应法建立面板模型,对假说进行了验证;文章最后提出了利用金融发展促进农村居民消费增长的对策建议。

二、影响机理分析与模型设定

(一) 影响机理分析

金融发展主要通过以下三种传导途径影响农村居民消费增长。

1. 提高交易效率,优化消费体验

一是由于农业生产资金回收周期较长,具有不稳定性,而金融发展为农业生产提供资金,能强有力地改善农村居民资金短缺的问题,有效缓解农村居民面临的消费需求约束,通过金融信贷的方式增强农村居民当期消费能力,进而提高农村居民的消费水平^[21-22]。二是农村金融发展使得居民的支付方式更加便捷和高效,优化了消费体验,农村居民的投资和信贷需求得到明显提升,进而刺激农村居民的潜在消费需求,农村消费市场环境逐渐改善。

2. 转变消费观念,改变消费行为

人力资本在金融发展对农村居民消费的影响中起到了改善农村居民消费观念的作用,进而促进农村居民消费^[23]。主要是由于人力资本决定着个体获取和运用生产要素的能力,随着人力资本由低层次向高层次转变,农村居民文化素质也随之提升,居民对现代金融创新产品与服务的接受度逐渐提升,农村金融发展水平随着人力资本的提升而不断提高,对居民消费增长产生影响^[24]。因此,在人力资本较高的地区,其金融市场一般较为稳定,交易高效且便捷,使得农村居民消费需求不断扩大,居民消费能力得到显著提升,进而带动农村居民消费增长^[25]。

(C) 增加居民收入,提升消费能力

农村金融体系建设提高了农村居民的人均收入,进而促进农村居民消费的增加^[26]。根据经济学

理论可知,收入对消费会产生显著影响。随着农村居民对金融发展的接受度不断提高,农村居民一方面可以通过股票、证券等投资累积财产性收入;另一方面金融发展带来的就业创造效应直接提高了居民的工资性收入。金融发展丰富了农村居民的收入渠道,进而推动农村居民消费水平上升^[27]。

基于以上理论分析,本文提出如下假说:

H1: 金融发展对农村居民消费的增加具有正向作用,且存在消费异质性影响。

H2: 人力资本与人均收入在金融发展对农村居民消费影响过程中会产生正的中介效应。

H3: 金融发展对农村居民消费的影响存在显著的门槛效应,人力资本程度和人均收入水平越高,金融发展对农村居民消费的作用越强。

(二) 模型设定

1. 中介效应模型

本文基于中介效应的实证检验思路,借鉴温忠麟和叶宝娟^[28]的研究方法进行实证分析,为了消除异方差的影响,提高回归结果的准确度,选择对数形式的回归方程。设定基本的回归模型方程如下:

$$\ln Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln fd_{it} + \sum \alpha_j Z_{ijt} + \theta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中 i 和 t 分别表示第 i 个地区和第 t 年; Y_{it} 为被解释变量; fd_{it} 表示解释变量; Z_{ijt} 为控制变量; θ_i 为地区哑变量,表示不随时间变化的年份固定效应; γ_t 为时期哑变量,表示不随时间变化的地区固定效应; $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_j$ 为待估计的参数; ε_{it} 是随机误差项。本文构建中介效应模型方程如下:

$$\ln D_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln fd_{it} + \sum \beta_j Z_{ijt} + \theta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln Y_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \ln fd_{it} + \lambda_2 D_{it} + \sum \lambda_j Z_{ijt} + \theta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(2)和式(3)中 D_{it} 为中介变量; $\beta_0, \beta_1, \beta_j, \lambda_0, \lambda_1, \lambda_2, \lambda_j$ 表示待估计的参数。

2. 门槛效应模型

考虑到不同的人力资本和人均收入水平下金融发展对农村居民消费的影响可能存在边际报酬递减的情况,因此,本文在进行中介效应检验后,进一步借鉴 Hansen^[29]的门槛效应检验方法。门槛模型的假设条件是金融发展以非线性形式影响农村居民消费,将人力资本和人均收入作为门槛变量,构建金融发展对农村居民消费的分段函数,以此检验金融发展对农村居民消费的门槛效应,并对门槛值进行估计,门槛模型设置如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 fd_{it} \cdot I(q_{it} \leq \gamma_1) + \alpha_2 fd_{it} \cdot I(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2) + \alpha_3 fd_{it} \cdot I(q_{it} > \gamma_2) + \alpha_4 control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中 Y_{it} 表示被解释变量, fd_{it} 表示解释变量, q_{it} 表示门槛变量, γ 表示门槛值,其余变量属性同上。

三、数据来源与变量选取

(一) 数据来源

本文选取 2005—2019 年中国 30 个省(市、自治区)作为研究样本,所有数据均来自《中国统计年鉴》(2006—2020 年)、《中国人口和就业统计年鉴》(2006—2020 年)、《中国农村统计年鉴》(2006—2020 年)、《中国金融年鉴》(2006—2020 年)、《中国教育经费统计年鉴》(2006—2020 年)、《中国各省金融运行报告》(2006—2020 年)、《新中国 60 年统计资料汇编》以及各省市统计年鉴。

(二) 变量选取

1. 被解释变量: 农村居民消费(*consume*)

本文结合当前中国农村地区的居民消费情况,选取农村居民人均生活性消费支出作为被解释变量,该指标是按照居民价格指数(以 2009 年为基期)对居民消费进行平减得出。

2. 解释变量: 金融发展(*fd*)

农村金融资产对消费的跨期平滑作用能够有效降低消费对收入的敏感性。本文参考雷蒙德·W·戈德史密斯^[30]的研究思路,运用金融资产相关率来评价金融深化程度,即一个国家(或地区)在一定时期内金融资产与同期 GDP 的比值,该指标是衡量地区金融结构与经济发展水平的重要参数。

结合中国农村地区金融发展和第一产业的实际情况, 本文选取农村金融机构资产总额与同期第一产业 GDP 的比值作为衡量农村金融发展水平的因素。

3. 中介变量

(1) 人力资本(*edu*)。文化程度是影响消费行为和消费观念的主要因素, 因此提升人力资本水平是推动居民消费增长的关键, 本文选取农村地区人均受教育年限来衡量农村地区人力资本水平。(2) 人均收入(*income*)。收入增长与消费增长并驾齐驱, 本文采用农村居民人均收入作为衡量经济收入的指标。

4. 控制变量

为了使模型更加稳健, 本文选取城镇化发展水平、老年人口抚养比、少儿人口抚养比、消费环境以及政府干预作为控制变量。(1) 城镇化率(*urban*)。城镇化对农村消费具有正向促进作用, 并且表现出显著的地区差异, 本文选取城镇化率作为衡量城镇化发展的指标。(2) 人口抚养比(*dr*)。不同年龄构成比例会影响一个地区的总消费和总储蓄, 本文选取农村地区老年人口抚养比(*odr*)与少儿人口抚养比(*ydr*)两个指标来衡量农村地区人口年龄结构。(3) 消费环境(*envir*)。基础设施条件是影响消费的主要原因之一, 农村的消费环境主要包括居民消费文化、基础设施等方面, 由于文化方面无法量化, 因此, 本文用农村住户人均固定资产投资额来衡量农村地区的消费环境。(4) 政府干预(*gov*)。政府干预能够改善农村地区消费环境, 优化消费体验, 有效促进居民消费的增加, 本文选取农村农林水公共预算财政支出与农村第一产业总产值之比作为政府干预的衡量指标。

变量的定义及描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量的定义及描述性统计

变量类型	变量名称	变量表示	单位	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	农村居民消费支出	<i>consume</i>	元/人	5 373.213 0	2 897.775 0	1 536.790 0	15 604.080 0
解释变量	金融发展	<i>fd</i>	/	5.989 4	10.916 6	0.240 0	85.760 0
中介变量	人力资本	<i>edu</i>	年/人	7.564 4	0.682 9	5.150 0	9.800 0
	人均收入	<i>income</i>	万元/人	0.916 8	0.551 5	0.190 0	3.320 0
控制变量	城镇化率	<i>urban</i>	%	54.086 7	13.833 7	26.870 0	89.600 0
	少儿抚养比	<i>ydr</i>	%	26.887 6	8.108 7	6.260 0	49.470 0
	老年抚养比	<i>odr</i>	%	15.860 3	10.003 2	7.050 0	199.070 0
	消费环境	<i>envir</i>	亿元	275.909 1	219.052 9	1.500 0	966.700 0
	政府干预	<i>gov</i>	/	0.223 2	0.097 5	0.080 0	0.630 0

四、实证分析

(一) 空间分布特征描述

图 1 分别给出部分年份中国农村居民消费核密度函数的估计结果。从分布形态来看, 核密度函数的主峰高度逐渐下降, 分布曲线呈现显著的右拖尾现象, 2005 年的波峰分布最为陡峭, 且峰值达到最大, 2019 年的波峰达到最小值, 密度曲线不断扁平化, 说明中国农村居民消费水平的区域发展极不均衡。从波峰数量来看, 考察期内核密度函数存在由“双峰发散”向“单峰收敛”转变的趋势, “大峰”逐渐变宽, “小峰”逐渐消失, 说明随着时间的推移, 农村居民消费水平的变化区间不断增大, “两极化”现象逐渐消失。

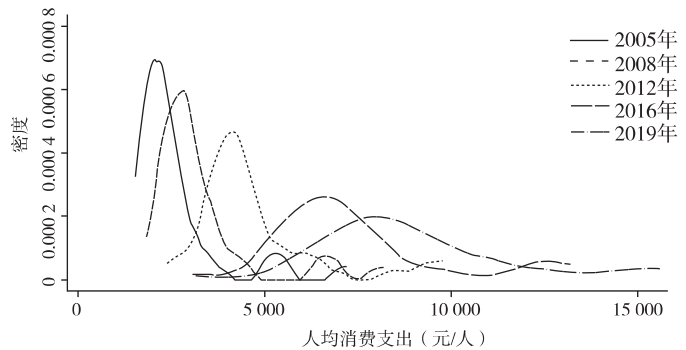


图 1 农村居民消费核密度

© 1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. <http://www.cnki.net>

本文以东、中、西部地区农村居民人均消费支出作为农村居民消费水平的衡量指标,绘制出中国农村居民消费水平的区域差异折线图,以观察中国农村居民消费在地理空间上的变动趋势。由图2可以看出,中国农村居民消费水平存在明显的地域差异,东部地区的农村居民消费水平较高,中部地区次之,西部地区落后,整体上呈现出“东部—中部—西部”梯度递减的分布特征,说明中国农村地区居民消费水平的空间分布极其不均衡。

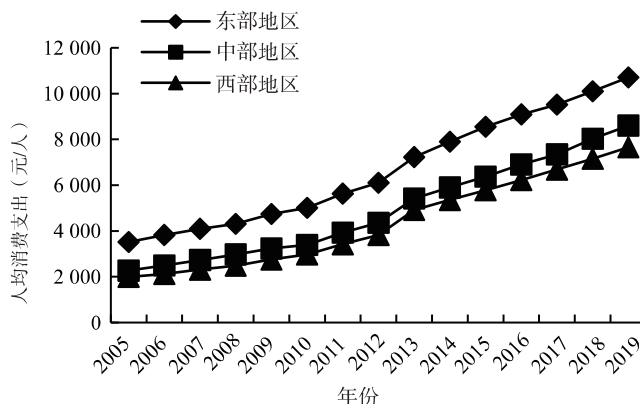


图2 农村居民消费区域差异

(二) 基准回归分析

本文选用金融发展作为核心解释变量进行基准回归,回归结果如表2所示。由表2可知,三种回归结果下的金融发展对农村居民消费存在正向影响,且均在1%的水平下显著,说明金融发展能够对农村居民消费产生显著的促进作用,这与戴序和董亚文^[31]、董秀良和满媛媛^[32]以及齐红倩和李志创^[33]的研究结论一致。一方面,农村金融发展能够改变农村居民的消费观念和消费需求,有效缓解农村居民的消费约束,对农村居民消费起到跨期平滑的作用,从而降低居民边际储蓄倾向,改变居民储蓄行为,提升居民消费水平;另一方面,农村金融发展能够为农业生产经营和居民基本生活提供适当支持,使得农业生产经营和居民生活资金充裕,同时农村金融发展带来的便捷交易方式使得消费市场的交易效率不断提升,居民消费体验得到优化,最终对农村居民消费产生正向效应。假说1得到初步验证。

表2 基准回归估计结果

变量	混合回归	固定效应	随机效应
	<i>consume</i>	<i>consume</i>	<i>consume</i>
<i>lnfd</i>	0.077 4*** (3.747 6)	0.266 5*** (12.342 2)	0.240 2*** (10.446 0)
<i>urban</i>	0.029 3*** (17.209 4)	0.049 1*** (23.424 9)	0.039 3*** (19.441 5)
<i>ydr</i>	0.001 5 (0.680 5)	-0.001 9 (-0.786 9)	0.004 1* (1.721 7)
<i>odr</i>	0.003 5*** (2.625 0)	0.000 5 (0.732 0)	0.001 6** (2.033 2)
<i>envir</i>	0.001 1*** (16.844 2)	0.000 1* (1.706 5)	0.000 4*** (6.168 3)
<i>gov</i>	1.936 7*** (12.669 6)	0.623 2*** (2.805 1)	1.452 8*** (7.133 9)
常数项	5.946 7*** (45.918 4)	5.347 4*** (47.295 5)	5.458 1*** (42.503 1)
N	450	450	450

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著,括号内数据为标准误。

控制变量方面,城镇化率对农村居民消费的影响为正,原因在于城镇化发展越好的地区,越能将城镇中先进的技术、资源和人才引入农村地区,同时城镇居民消费产生的示范效应也会带动农村居民的消费。人口年龄结构对农村居民消费的影响大体为正,但其显著性较低,说明少儿抚养

比和老年抚养比对农村居民消费的影响较弱,这是因为当前农村地区人口老龄化问题严重,主要消费群体的缩减给农村居民消费带来了不可避免的影响。消费环境对农村居民消费的影响为正,但系数较小,造成这一现象的原因是中国地理形势较为复杂,农村水、路、电、气等方面的基础设施配套建设还未完善,不足以有效带动农村居民消费增长。政府干预对农村居民消费产生了显著的促进作用,说明政府政策的倾斜有利于促进农村居民消费,近几年中国出台了一系列针对乡村振兴的政策措施,有效改善了农村消费市场的交易环境和交易体验,大大促进了农村居民消费。

本文按层次将农村居民消费划分为生存型消费、享受型消费和发展型消费三类,进一步检验金融发展对农村居民消费支出的影响,探究金融发展对农村居民消费的异质性,为深入探究农村居民消费转型升级提供新的思路。从表3中可以看出,金融发展对三类消费的影响均显著,从解释变量的系数来看,具有“生存型消费支出>享受型消费支出>发展型消费支出”的消费层次异质性特征。其原因在于,当前农村居民的生存型消费和享受型消费主要是以农村日常生活所需消费与农村生产消费为

主,金融机构提供的产品及服务主要用于解决农村居民生产与生活的需求,因此对这两类消费的影响较为显著;而发展型消费方面,由于当前阶段农村居民的思想观念与传统消费方式还未完全转变,在一定程度上制约了农村金融的发展。

表3 消费层次异质性的估计结果

变量	生存型消费支出		享受型消费支出		发展型消费支出	
	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应
<i>lnfd</i>	0.275 0*** (0.018 5)	0.239 7*** (0.020 1)	0.245 8*** (0.026 8)	0.210 6*** (0.027 6)	0.275 9*** (0.030 0)	0.179 1*** (0.032 8)
<i>urban</i>	0.041 3*** (0.001 8)	0.030 7*** (0.001 7)	0.057 0*** (0.002 6)	0.037 5*** (0.002 2)	0.075 5*** (0.002 9)	0.045 3*** (0.002 6)
<i>ydr</i>	-0.004 2** (0.002 0)	0.002 8 (0.002 1)	-0.007 2** (0.002 9)	0.002 2 (0.002 8)	0.009 7*** (0.003 3)	0.010 9*** (0.003 3)
<i>odr</i>	0.000 3 (0.000 6)	0.001 6** (0.000 7)	0.000 6 (0.000 9)	0.003 4*** (0.001 0)	0.000 4 (0.001 0)	0.004 9*** (0.001 3)
<i>envir</i>	0.000 1 (0.000 1)	0.000 5*** (0.000 1)	0.000 2** (0.000 1)	0.001 0*** (0.000 1)	-0.000 2** (0.000 1)	0.000 9*** (0.000 1)
<i>gov</i>	0.178 6 (0.190 5)	1.036 4*** (0.167 7)	1.163 7*** (0.275 5)	2.099 0*** (0.210 4)	0.572 0* (0.309 1)	2.305 9*** (0.240 1)
常数项	5.495 9*** (0.097 0)	5.605 8*** (0.110 0)	2.360 5*** (0.140 2)	2.735 1*** (0.150 4)	2.498 2*** (0.157 3)	3.441 1*** (0.179 8)
N	450	450	450	450	450	450
R ²	0.926 7		0.913 1		0.911 6	

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著,括号内数据为标准误。

(三) 稳健性检验

为了证明基准回归结果的稳健性,本文选取农村地区每千人口金融机构从业人数(*peo*)作为解释变量的替代变量进行稳健性检验。表4的检验结果显示,金融发展的符号方向、系数大小以及显著性都比较接近基准回归的结果,替换核心解释变量之后,模型估计结果没有发生较大的变化,金融发展对农村居民消费的影响效应明显,该结论表明基准回归分析中假说1的判断是稳健的。

表4 替换核心解释变量的检验结果

变量	混合回归	固定效应	随机效应
	<i>consume</i>	<i>consume</i>	<i>consume</i>
<i>peo</i>	0.200 2*** (0.034 4)	0.261 3*** (0.038 1)	0.294 4*** (0.039 0)
常数项	5.728 9*** (0.114 4)	4.868 4*** (0.113 8)	5.068 3*** (0.123 0)
N	450	450	450

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著,括号内数据为标准误。

(四) 影响机制检验

1. 中介效应分析

基准回归和稳健性检验结果表明,金融发展对农村居民消费具有显著的正向促进作用,但仅仅反映在两者的直接效应方面,金融发展促进农村居民消费增长的途径尚未进行实证检验。由前文理论分析可得,金融发展主要通过提升人力资本水平和增加居民收入的方式来促进农村居民消费。因此,本文进一步分析金融发展对农村居民消费的间接作用路径,运用中介效应模型检验人力资本和人均收入在金融发展对农村居民消费影响过程中是否具有中介效应。

从表5可以看出,当人力资本作为中介变量时,金融发展与人力资本两个变量的系数均在1%的显著性水平下通过检验,即 λ_1 、 β_1 、 λ_2 均显著,且系数均为正。模型(1)的回归结果表明,金融发展对农村居民消费影响的总效应系数 α_1 为0.240 2。模型(2)的回归结果表明,金融发展对人力资本具有正向推动作用。模型(3)的回归结果显示,金融发展对农村居民消费存在正向直接效应,人力资本对农村居民消费的直接效应显著为正。综上所述,人力资本在金融发展对农村居民消费的影响中表现

出部分中介效应 模型结果验证了假说 2。由中介效应 $\beta_1 \lambda_2 / \alpha_1$ 可知 ,最终中介效应为 8% ,即在金融发展对农村居民消费的作用过程中 ,有 8% 是通过人力资本发挥中介效应的。

同理 ,当人均收入作为中介变量时 ,从模型的回归结果可知 ,主要变量的系数均为正值 ,且通过了 1% 的显著性检验 ,表明人均收入在金融发展对农村居民消费的影响中表现了部分中介效应 ,由中介效应 $\beta_1 \lambda_2 / \alpha_1$ 可知 ,最终中介效应为 48.36% ,即在金融发展对农村居民消费作用过程中 ,有

表 5 中介效应模型的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>consume</i>	<i>lnedu</i>	<i>consume</i>	<i>income</i>	<i>consume</i>
<i>lnfd</i>	0.240 2*** (10.446 0)	0.025 6*** (5.844 7)	0.221 0*** (9.388 4)	0.324 3*** (10.486 9)	0.070 7*** (3.129 2)
<i>lnedu</i>			0.779 8*** (3.200 0)		
<i>income</i>					0.358 2*** (14.088 1)
常数项	5.458 1*** (42.503 1)	1.925 3*** (76.473 5)	3.955 2*** (8.139 5)	-1.351 8*** (-7.880 5)	5.952 3 (52.498 0)
N	450	450	450	450	450

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著 ,括号内数据为 Z 值。

48.36% 是通过人均收入发挥中介效应的 模型结果验证了假说 2。

2. 门槛效应分析

前文实证分析表明 ,金融发展对农村居民消费的影响存在中介效应 ,如果人力资本和人均收入存在差异 ,金融发展对农村居民消费是否存在非线性影响? 基于此 ,本文选取人力资本和人均收入作为门槛变量 ,检验其对非线性关系的调节作用。本文通过 300 次 Bootstrap 自抽样 ,依次对三种门槛原假设进行检验 ,结果如表 6 和表 7 所示。

表 6 门槛效应的检验结果

门槛变量	门槛性质	F 统计量	P 值	10% 临界值	5% 临界值	1% 临界值
<i>lnedu</i>	单一门槛	45.74	0.020 0	28.643 5	34.455 2	49.699 5
	双重门槛	16.58	0.223 3	23.872 4	28.321 9	44.618 9
	三重门槛	8.24	0.476 7	23.708 2	47.795 8	81.101 5
<i>income</i>	单一门槛	77.24	0.000 0	34.757 6	45.865 5	64.384 7
	双重门槛	32.10	0.040 0	25.734 7	30.464 9	40.904 3
	三重门槛	10.76	0.713 3	34.026 0	40.923 8	56.636 9

由表 6 可知 ,人力资本(*lnedu*) 的单一门槛检验结果的 F 统计量通过了 5% 的显著性检验 ,因此选择单门槛模型进行实证分析。人均收入(*income*) 的单一门槛和双重门槛检验显著 ,因此采用双

门槛模型进行分析。在肯定存在门槛效应后 ,需要对门槛值进行估计 ,结果如表 7 所示。在确定门槛值和门槛个数后 ,本文基于 2005—2019 年省级面板数据进行门槛回归估计 ,对假说 3 进行验证 ,结果如表 8 所示。

从门槛模型的估计结果来看 ,验证了金融发展对农村居民消费的非线性影响。当人力资本作为门槛变量时 ,金融发展对农村居民消费的估计系数分别为 0.120 1 和 0.205 1 ,说明人力资本的提升 ,会增加金融发展对农村居民消费的影响程度 ,且

表 7 门槛值估计结果及置信区间

门槛变量	门槛类型	估计值	95% 置信区间
<i>lnedu</i>	单一门槛	2.109 0	[2.099 2 2.110 2]
	单一门槛	0.620 0	[0.560 0 0.630 0]
<i>income</i>	单一门槛	1.070 0	[1.025 0 1.080 0]
	双重门槛	1.070 0	[1.025 0 1.080 0]

当人力资本跨过门槛值时 ,其促进作用达到最大。具体来看 ,当人力资本小于门槛值 2.109 0 时 ,金融发展对农村居民消费的影响为正 ,通过了 1% 的显著性检验 ,估计系数为 0.120 1;而当人力资本跨过门槛值 2.109 0 时 ,金融发展对农村居民消费的影响仍为正 ,同样通过了 1% 的显著性检验 ,但估计

系数增大到 0.205 1, 其对农村居民消费的提升作用得到显著增强, 这说明随着人力资本逐渐提高, 农村居民对金融产品的认知度和接受度大大提升, 金融发展对农村居民消费增长的促进效应显著, 但人力资本在“不足化”阶段(未跨过门槛值)时, 削弱了对农村居民消费的提升作用。

同理, 当人均收入作为门槛变量时, 金融发展对农村居民消费的估计系数分别为 0.103 5、0.205 7 和 0.252 2。具体来看, 当人均收入未跨越第一个门槛值, 即小于 0.620 0 时, 金融发展的系数为 0.103 5; 当介于 0.620 0 至 1.070 0 之间时, 系数为 0.205 7, 金融发展对农村居民消费的提升作用相对增加; 当人均收入高于 1.070 0 时, 金融发展对农村居民消费的提升作用进一步增强, 系数达到 0.252 2。上述结果表明, 随着人均收入的不断增加, 金融发展对农村居民消费的提升作用具有边际递增特征。人均收入的不断提高意味着农村居民能够接触农村金融服务, 使得农村金融覆盖面变广, 有助于刺激居民消费。因此, 随着人均收入的不断提高, 金融发展对农村居民消费的促进作用会逐渐增强。

五、研究结论与政策建议

本文聚焦“金融发展—人力资本—农村居民消费”和“金融发展—人均收入—农村居民消费”两条传导路径, 基于 2005—2019 年省级面板数据, 探究金融发展对农村居民消费的影响及作用机制。研究结果表明: 第一, 中国农村居民消费水平整体上呈上升趋势, 但地区异质性明显, 整体上呈现出“东部—中部—西部”梯度递减的分布特征, 主要原因在于, 地区经济发展差异会直接影响居民消费水平。第二, 金融发展能够促进农村居民消费的提高, 这种促进作用主要通过三种途径实现: 一是金融发展直接作用于农村居民消费方式, 从而带动农村居民消费增长; 二是金融发展作用于农村教育, 然后通过提升人力资本水平的方式间接促进农村居民消费水平的提高; 三是金融发展能够提高农村居民收入, 进而影响农村居民消费。

为充分释放农村居民消费潜力, 扩大农村消费市场, 积极推进农村居民消费跨入新台阶, 本文提出以下政策建议。一是完善农村金融发展体系, 加大金融支持农村振兴力度。进一步扩大农村金融覆盖面, 刺激农村居民消费增长, 一方面, 对政府而言, 落实财政支持农村金融发展政策, 放宽金融企业进驻条件, 鼓励农村信用社、农业银行以及农村邮政储蓄银行等金融组织向农村地区发展, 完善农村金融体系建设, 扩大农村居民消费空间; 另一方面, 对农村金融机构而言, 要优化设计农村金融组织及网点布局, 构建健全的农村金融服务体系, 运用互联网、大数据以及云计算等数字技术, 提高农村金融服务质量。二是提高农村居民文化素质, 提升农民消费水平。人力资本在金融发展对农村居民消费影响过程中能够起到传导效应, 教育水平的提高有利于带动金融发展, 进而促进农村居民消费。一方面, 政府应增加农村地区的文化教育投入, 通过加大农村教育和人力资本投入, 提高脱贫农民的文化素质, 防止农村居民脱贫之后返贫; 另一方面, 加大对消费的宣传教育, 引导农民树立科学的消费观, 鼓励农村居民使用健康、正确的消费方式, 摒弃不健康、不科学的消费行为。三是增加农村居民收入水平, 拓宽农村居民消费需求。本文实证结果显示, 农村居民人均收入在金融发展对居民消费的影响中发挥了关键性作用。因此, 为推动农村居民消费增长, 使之与城镇消费水平相协调, 重点是要以

表 8 门槛回归结果

变量	(1)	(2)
	consume	consume
$fd(\ln edu \leq 2.1090)$	0.1201*** (3.2228)	
$fd(\ln edu > 2.1090)$	0.2051*** (9.3827)	
$fd(\ln income \leq 0.6200)$		0.1035*** (4.2599)
$fd(0.6200 < \ln income \leq 1.0700)$		0.2057*** (8.9877)
$fd(\ln income > 1.0700)$		0.2522*** (11.6044)
常数项	5.2091*** (48.5418)	5.6894*** (52.2688)
N	450	450
R ²	0.935	0.942

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著, 括号内数据为 Z 值。

金融发展缓解农村地区低收入群体的消费约束,提升农村居民收入水平,增加农村居民的消费能力,带动农村居民消费。

参考文献:

- [1]王静. 不确定性、社会保障对农村居民消费的影响研究[J]. 农村经济 2018(7): 83-88.
- [2]殷杰兰. 改革开放40年居民消费对经济结构转型的影响[J]. 财经科学 2018(10): 73-83.
- [3]赵学军. 华北农户消费支出结构的变迁(1930—2010)——基于“无锡、保定农村调查”资料的分析[J]. 清华大学学报(哲学社会科学版) 2019(5): 149-161+202.
- [4]叶菁菁. 中国居民消费升级水平的地区差异、分布动态及收敛性研究[J]. 经济问题探索 2021(4): 12-26.
- [5]ARRONDEL L, BARTILORO L, FESSLER P, et al. How do households allocate their assets? Stylized facts from the Euro system household finance and consumption survey[J]. International journal of central banking 2016, 12(2): 129-220.
- [6]CHEN Y, MATH T, PULINA G, et al. The luxembourg household finance consumption survey: results from the third wave[J]. BCL working paper, No. 142 2020.
- [7]LI C, LIN L, GAN C. China credit constraints and rural households' consumption expenditure[J]. Finance research letters, 2016, 19(C): 158-164.
- [8]HOLM M B. Consumption with liquidity constraints: an analytical characterization[J]. Economics letters, 2018, 167(1): 40-42.
- [9]SAXENA V, BINDAL I, LEMAY B P. Social groups and credit shocks: evidence of inequalities in consumption smoothing[J]. Economic analysis and policy, 2020, 68(12): 311-326.
- [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]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(8): 65-79.
- [12]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(11): 48-63.
- [13]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(10): 18-32.
- [14]赵洪丹, 赵宣凯, 陈丽爽, 等. 农村金融发展对农村居民消费影响的实证研究[J]. 价格理论与实践 2017(7): 109-112.
- [15]孟兆娟. 农村金融发展对农民消费需求的影响研究[J]. 内蒙古农业大学学报(社会科学版) 2017(2): 16-21.
- [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]黄凯南, 郝祥如. 数字金融发展对我国城乡居民家庭消费的影响分析——来自中国家庭的微观证据[J]. 社会科学辑刊 2021(4): 110-121+215.
- [18]谢家智, 吴静茹. 数字金融、信贷约束与家庭消费[J]. 中南大学学报(社会科学版) 2020(2): 9-20.
- [19]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(4): 133-145.
- [20]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.
- [21]谢朝晖, 李橙. 消费信贷对消费结构及流动性约束的影响研究[J]. 经济问题探索 2021(5): 60-73.
- [22]武丽娟, 徐璋勇. 我国农村普惠金融的减贫增收效应研究——基于4023户农户微观数据的断点回归[J]. 南方经济 2018(5): 104-127.
- [23]谢非, 聂宇贤. 人才集聚对金融业发展的机理分析[J]. 重庆社会科学 2018(1): 48-56.
- [24]温涛, 张梓榆, 王定祥. 农村金融发展的人力资本门槛效应研究[J]. 中国软科学 2018(3): 65-75.
- [25]马若微, 李菲菲. 自然资源依赖、金融发展与人力资本积累[J]. 广东社会科学 2021(5): 16-25.

- [26] 冉光和, 蓝震森, 李晓龙. 农村金融服务、农民收入水平与农村可持续消费[J]. 管理世界, 2016(10): 176-177.
- [27] 陈钦, 林秋斌. 农村金融扶贫效果分析——基于我国26个省级面板数据的实证研究[J]. 税务与经济, 2019(2): 37-43.
- [28] 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(5): 731-745.
- [29] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference[J]. Journal of econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [30] 雷蒙德·W·戈德史密斯. 金融结构与发展[J]. 浦寿海, 毛晓威, 王巍, 译. 北京: 中国社会科学出版社, 1993.
- [31] 戴序, 董亚文. 农村金融发展对农村居民消费影响的实证分析[J]. 税务与经济, 2019(2): 29-36.
- [32] 董秀良, 满媛媛, 王轶群. 农村金融集聚对农民消费影响研究[J]. 数理统计与管理, 2019(4): 688-703.
- [33] 齐红倩, 李志创. 我国农村金融发展对农村消费影响的时变特征研究[J]. 农业技术经济, 2018(3): 110-121.

(责任编辑: 王顺善; 英文校对: 葛秋颖)

Study on the Influence and Mechanism of Financial Development on Rural Residents' Consumption

DU Rong, QIAO Jun

(Institute of Food and Strategic Reserves, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210003, China)

Abstract: Based on China's provincial panel data from 2005 to 2019, this paper studies impact and mechanism of financial development on rural residents' consumption. The results show that consumption level of rural residents in China is on the rise as a whole, but regional development is not balanced, and the overall trend is characterized by a decreasing gradient in the eastern, central and western regions. Financial development has a positive effect on the consumption of rural residents, but there are differences in the degree of impact on the consumption level, showing the heterogeneity of the consumption level of "survival consumption expenditure > enjoy consumption expenditure > development consumption expenditure". The influence mechanism study shows that financial development has a positive effect on human capital and per capita income, and then drives consumption growth of rural residents. Further research shows that there are significant differences in the impact of financial development on rural residents' consumption under different levels of human capital and income. The paper proposes to perfect rural financial development system, improve cultural quality of rural residents, and to increase income level of rural residents in order to better promote rural residents' consumption growth.

Key words: rural residents' consumption; finance development; intermediary effect; threshold regression