金融发展与农户杠杆率变动

乐　章[a]，秦习岗[b]

（中南财经政法大学 a. 哲学院；b. 公共管理学院，湖北 武汉 430073）

摘　要：农村数字金融正在改变农民的金融行为，对金融市场的稳定产生影响。利用数字普惠金融指数（2011—2015）和家庭金融调查数据（2015—2019），在省级层面探讨数字金融发展对农户杠杆率的长期影响。研究发现：数字金融通过增加家庭收入和促进合理消费，可以显著降低农户长期杠杆率。数字金融提升工商业收入、农业生产经营收入和非农就业收入的效果递减，三类收入降低农户杠杆率的作用递增。生存型和发展型消费能够增强家庭内生发展能力，同时改善家庭经济状况并减少债务负担。数字金融资源供给大于需要时，贫困农户的长期杠杆率不降反升。农村地区就业创业公共服务滞后，数字金融使用效益偏低，将推升贫困农户杠杆率。

关键词：数字普惠金融；农户；金融供给；就业创业服务

中图分类号：F830.3　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**1672－0202（2024）04－0106－14

一、引言

自 2008 年国际金融危机以来，国内持续深化金融供给侧结构性改革，其中较为瞩目的是金融包容性的快速提升。《推进普惠金融发展规划（2016—2020 年）》和《推进普惠金融高质量发展的实施意见》均指出，要借助互联网等现代信息技术手段，完善对农民和贫困人群等特殊群体的无障碍金融服务，提高农户、新型农业经营主体金融服务的可得性和质量。然而由于对数字金融的监管创新不足[1]，以及金融需求长期被压抑，农户使用数字金融的风险较高，特别是容易提高家庭的杠杆率[2]。根据中国人民银行发布的《中国金融稳定报告（2019）》，我国家庭的杠杆率由 2008 年末的 18.2% 上升到 2019 年末的 65.1%，互联网金融行业中的过度借贷是推升居民部门杠杆率的重要因素。迅速攀升的杠杆率不仅会威胁农村家庭的可持续性发展，还是引发系统性金融风险的重要来源[3－4]。如何推动农户使用金融产品和服务，同时有效化解高杠杆问题，是国内金融向农村地区发展面临的重大考验。

从数字普惠金融发展与农户杠杆率的变动方向来说：一方面，虽然数字技术将农户接入数字化金融体系，改进了其市场、服务和信息的可得性[5]，但农户的借贷行为也将直接导致家庭杠杆率上升[6]。另一方面，金融可得性和使用性的提升，使得农户进行原来被限制的经济活动成为可能[7]，有助于促进潜在投资行为、就业创业活动和平滑跨期消费，从而有效释放农户的经济生产活力，提高家庭相对收入和降低家庭杠杆率[8]。以上两条影响路径中，通过经济活动引起的杠杆率变化，相比之下更为重要。如果没有经济活动的增收，不仅农户原有的债务缺口没有被弥补，还会因为互联网支付、信贷和保险等经济行为引起家庭杠杆率进一步提高。由此可见，农户如何配置和使用数字金融资源，能否由此实现增收，对于家庭杠杆率的变动方向至关重要。

收稿日期：2024－03－19　　**DOI：**10.7671/j.issn.1672－0202.2024.04.009

基金项目：国家自然科学基金面上项目（71973154）；教育部规划基金项目（19YJA840006）

作者简介：乐　章（1969—），男，湖北黄冈人，中南财经政法大学哲学院教授，主要研究方向为乡村振兴与社区研究。E-mail：yuezhang.znufe@163.com

然而纵观已有数字金融与家庭杠杆率的研究,多基于数字金融的发展特点,从家庭经济活动的消费行为来解释杠杆率的变动。比如丁骋骋和余欢欢立足数字金融的支付、信贷和投资功能,认为数字金融主要通过融资机制、支付机制和投资机制三种渠道提高居民的资产负债率[9]。类似地,王海燕等发现数字金融发展通过提高金融可得性、强化支付便利性和降低家庭面临的不确定性,促进家庭债务规模和债务杠杆上升[10]。陈宸等提出数字普惠金融发展增加了家庭金融的需求和供给,通过缓解流动性约束、增加非理性支出和便捷性交易,数字金融加速农村家庭陷入债务陷阱[11]。当前研究尚未探讨与数字金融紧密相关的收入活动在杠杆率变动中的重要作用,对消费中的生存型消费和发展型消费的作用也不明确。鉴于农户经济活动对家庭杠杆率变动有着关键影响,因此需要从家庭消费和收入两个视角,分析数字金融发展影响农户杠杆率的深层机制。

基于以上理论依据和特征事实,本文整合 2011 到 2015 年我国省级行政区的普惠金融发展指数和 2015 到 2019 年农户杠杆率的面板数据,研究数字金融对农户杠杆率的影响。最重要的发现是,数字金融发展能显著降低农村家庭的长期杠杆率。该发现与数字金融会推升家庭杠杆率的主流观点形成鲜明对比,与最新数字金融与杠杆率关系的理论、经验研究结论一致[12]。此外,本文还得出如下结论:(1)数字金融主要通过增加家庭收入和促进合理消费两条途径,对农户杠杆率产生抑制效应。数字金融能提高农户工商业、非农就业和农业生产收入,增加发展型消费和生存型消费、减少享受型消费。(2)农户借助数字金融进行的发展型和生存型消费,有利于提升家庭的内生发展能力,在长期内会增加家庭收入,进而对农户杠杆率产生负面影响。(3)数字金融与贫困农户杠杆率之间存在 U 型关系,缺乏足够的公共服务支持,是导致贫困农户杠杆率上升的重要原因。

本文提出并论证数字金融影响农户杠杆率的收入消费机制,对现有家庭金融研究的边际贡献在于:一聚焦农村家庭的金融活动和债务负担,在宏观层面探讨数字金融对农户杠杆率的长期影响,能够全面评估数字普惠金融政策的经济效应。二是从就业、创业和农业生产经营等行为经济学视角探索农户杠杆率变动的多重路径,有效弥补数字金融影响债务杠杆的收入机制空白,为研究农户杠杆率的驱动力提供新的视角。三是结合农村家庭的收入活动和消费活动,分析生存型和发展型消费对家庭长期收入的影响,验证收入和消费对农户债务杠杆的联动效应。四是明确数字金融发展与家庭杠杆率的动态变化,检验不同类型公共服务对数字金融与杠杆率关系的调节效应,推动农村地区就业创业服务高水平发展。

二、文献综述与分析框架

目前,关于数字金融与家庭杠杆率的关系,主要有两种竞争性的观点:(1)数字金融通过提高家庭消费水平和放松流动性约束,可能助推农户杠杆率短期内快速攀升[13-14]。(2)数字金融的发展可以通过降低金融排斥、提高居民家庭可支配收入水平,从而缓解家庭过度负债问题和降低杠杆率。数字金融能有效解决金融供给和需求结构不平衡的问题,显著降低农户面临的正规金融约束,进而通过平滑消费、促进生产投资实现家庭福利的提高[15]。除此之外,有研究发现金融深化与家庭债务之间并不存在无约束的线性关系,而更可能是一种 U 型关系[16]。即适度的金融服务有利于减轻农村家庭债务负担,但超过合理范围将会对家庭债务产生不利影响。

上述研究为认识数字金融的家庭经济效应提供了良好视角,但也存在明显不足,突出表现在:这些理论明显忽略数字金融影响家庭杠杆率具有较强的滞后性,无法很好地解释数字金融发展对农户杠杆率的长期影响及其逻辑机理。事实上,农户使用数字金融获得的长期经济效应也会显著影响杠杆率。例如,利用信贷开展的农业经营性投资,其生产活动通常是以年为单位计算,数字金融需要在长期内才能显现出经济调节功能。农户将数字金融用于发展型消费,在短期看来确实有提升家庭杠杆率的风险,但从长期看,发展型消费却可能提升家庭内生发展能力,并对家庭收入产生影响[17]。即如果不考虑数字金融带来的长期经济效应,仅是观察其引起的短期财务变动,则无

法全面评估数字金融对农户杠杆率的影响。

为此,本文以现有数字金融与家庭杠杆率理论为基础,紧密结合家庭收入和消费及其决定的财务杠杠率构建一个理论分析框架(见图1),剖析数字金融发展对农村家庭杠杆率的长期影响及其内在逻辑机理,为金融发展与农户杠杆率变动提供理论支撑。

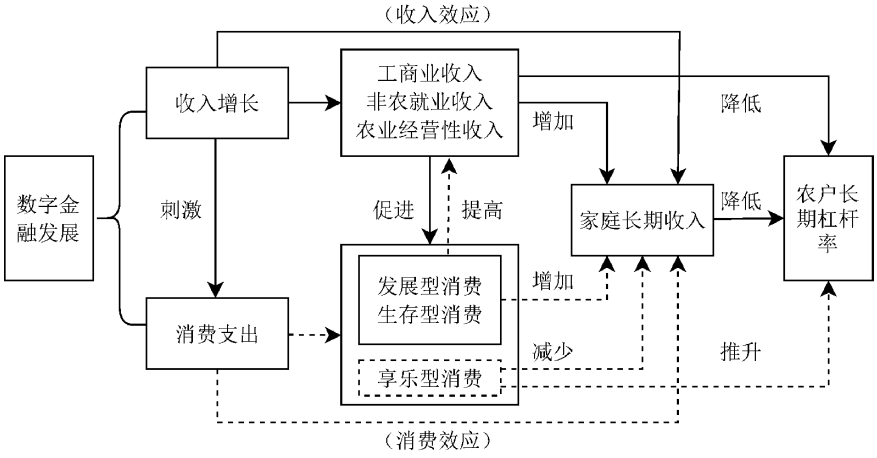


图1 数字金融发展影响农户长期杠杆率的逻辑机理

首先,数字金融通过增加创业收入来降低农户长期杠杆率。由于数字普惠金融中存在小微经营贷,利用数字金融的农户更容易获取外部金融资源和降低融资成本,有助于农户中潜在的创业者突破资金门槛[7,18]。尹志超和张栋浩的研究发现,发展普惠金融能够显著促进农村家庭参与工商业经营,并且对贫困家庭的创业正向影响更大,金融普惠可以通过促进创业活动显著降低家庭发生贫困和脆弱性的可能性,对减少家庭贫困具有积极作用[19]。何婧和李庆海对我国中西部三个区域的农户调查显示,互联网数字金融使用对非农创业和生存型创业的影响显著,还是提升弱势群体创业能力的手段,能够显著提升农户创业绩效[20]。因此,数字普惠金融不仅通过缓解融资约束促进创业活动,还能够帮助创业农户获得更多创业收益,有效降低农村家庭杠杆率。

其次,农民非农就业机会和就业收入提高,家庭债务杠杆率随之降低。谢绚丽等以各省新注册企业信息考察数字金融对地区创业的影响,发现数字金融的发展能够显著提高企业创业的活跃度,数字金融越发达的地区,每年新注册企业数量越多,创业增速也越快[5]。在地区企业数量增多之后,非农就业岗位数量增加,农民在非农业部门就业的机会上升。田鸽和张勋的研究证实,数字经济发展主要促进农村劳动力向非农行业流动,特别是数字经济所带来的数字金融的发展,有力促进了农村低技能劳动力向低技能偏向的数字化非农行业流动[21]。与此同时,产业结构升级转型和劳动技能进步也会带动工资水平提升,这可能直接或间接地提升农户在劳动力市场上的工资性收入[8]。随着农民非农就业收入提高,家庭经济状况会得到显著改善,从而可能降低家庭的财务杠杆。

最后,农业经营收入增长是数字金融降低农户杠杆率的关键途径。数字金融中的专项农业发展资金,能有效推动农业经济增长。根据连俊华对县级行政区域的研究,当农村数字金融发展跨越门槛水平后,将全面促进农业生产,显著增加农林牧渔业实际产出[22]。而对于农业产出的提升,可以从扩大经营规模和强化农业创业两方面来解释[23]。第一,数字普惠金融可能促使农村家庭扩大原有经营性业务的市场规模,例如农民专业合作社的规模化经营。第二,数字金融发展带来的内需提升,也会促进农户进行农业创业。张勋等认为通过扩大农业生产规模和进行农业创业,农户的农业经营性收入将会有明显增加。另外,数字金融发展推动农业劳动力向非农部门转移,按

人口或劳动力计算的平均农业产出将会提升,人均农业经营性收入也会增加。

就数字金融影响农户杠杆率的消费机制而言,大体上可以通过两条路径产生影响。一方面,农户可能把数字金融资源用于发展型消费和生存型消费,这会进一步释放家庭经济生产活力,从根源上增强家庭增产创收的内生能力,进而在长期内减轻家庭债务负担[24]。另一方面,农户也可能借助数字借贷进行超前消费和享乐消费,发生与自身经济状况不对称的非理性消费支出,从而导致家庭杠杆率上升[11]。不难看出,家庭消费支出对农户杠杆率的影响方向,取决于农户是否将数字金融资源用于增加家庭韧性和发展能力。即如果农户利用数字金融对家庭人力资本进行投资,那么农村家庭的内生发展能力会得到增强,长期内农户杠杆率会下降。而如果农户因为数字普惠金融较低的借贷利率不断扩张预算约束,则会加剧家庭的非理性支出,进而导致债务水平上升。

以上理论分析表明,数字金融将通过消费和收入对农户长期杠杆率产生影响。就消费和收入的具体影响而言,虽然农户有发生不合理消费的动力,但在发生消费之前,特别是金额偏大的消费,农户会根据未来收入预期理性判断自身的偿还能力,因而他们更多会谨慎消费和投资,也就不会引起家庭杠杆率的明显上升。从农户长期收入来看,国家在就业创业方面的优惠政策,会促进农户积极参加能够创造经济价值的生产活动,例如投资创业、开展农业规模化经营和非农业就业等[25]。因此,数字普惠金融通过弥补传统金融服务不足,能够改善农村家庭经济发展的初始条件,明显提升农村家庭的长期收入,进而降低农村家庭的长期杠杆率。以下本文将从实证角度检验这些机制。

三、研究设计与方法

(一)数据与指标说明

本文采用的数据包括以下几个部分:(1)北京大学数字金融研究中心和蚂蚁集团研究院共同编制的中国数字普惠金融指数(2011—2015 年),用于刻画农户所在地区的数字普惠金融发展程度。地区分为省级、地市及县域三级,数字金融包括覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度。(2)中国家庭金融调查与研究中心实施的全国微观家庭调查数据(2015—2019 年),该数据包含农户的资产与负债、收入与支出等微观信息,能全面反映家庭金融的基本情况。(3)从城市统计年鉴和地区统计公报中提取的宏观层面变量,如地市级人均 GDP、传统金融发展水平、产业发展结构。为尽可能补全地级市宏观指标的缺失,本文使用国泰安 CSMAR 数据库和 EPS 数据库进行补充。

1. 数字普惠金融指数

参考谢绚丽等和张勋等的研究[5,7],本文使用省级层面的数字金融数据。主要是出于以下考量:首先是政策原因。数字金融发展在同一省域内所受政策、规划、基础设施等一般具有同质性[17],宏观指数直接反映金融资源在整个地区的分配状况,能够准确评估普惠金融的宏观经济效应,这对从省级层面调控区域经济发展更具有现实意义。其次为数据原因[26]。一是我国数字普惠金融发展水平的差异主要体现于省际差异,选取省级层面的数字金融能够充分体现我国普惠金融发展的区域特征;二是数字金融发展具有空间溢出效应,基于省级整体的研究不仅将地市和县级的溢出效应内部化,还可以排除农户在省域内不同地市或县域间流动造成的估计偏误,更为准确地评估数字普惠金融的家庭经济效应。

由于数字普惠金融在省级层面的发展差异主要源于使用深度差距,并且未来数字金融的发展将主要依赖于使用深度的增长空间。因此,参照王修华和赵亚雄的做法[17],本文采用数字金融使用深度指数,其衡量的是地区实际使用数字金融服务的频率和金额等。更进一步,本文选择信贷指数衡量农户普惠金融使用。选择信贷指数是因为中国的数字金融起步于小额信贷,信贷业务在数字金融服务体系内处于基础性地位,也是数字金融改善农户财务状况最主要的功能[9]。而且根据郭峰等的研究,信贷指标在使用深度中的权重最高,达到 38.3%[26]。另外,信贷指数是依据个

人消费贷和小微经营贷编制而成的,这有助于从消费、就业和创业等视角研究农户的经济行为和经济后果。

2. 农户长期杠杆率

家庭杠杆率是指家庭尚未偿还负债余额与家庭可支配收入的比值,反映了家庭短期债务偿还能力和短期流动性,是从"流量"层面衡量家庭债务状况和财务安全的核心指标。考虑到以房贷为主的中长期贷款是农村居民"加杠杆"的主要原因[10],如果把房贷包括在家庭总债务中,将不利于从就业创业、农业生产等角度分析农户杠杆率的变化,因此在农户总负债中减去房产负债。债务收入比的表达式如下:

$$DI = (\text{总债务} - \text{房产负债}) / \text{可支配收入} \tag{1}$$

为更加全面地衡量家庭杠杆率,还借鉴易行健等的做法,从"存量"层面测算农户的杠杆率[12]。采用的是家庭资产负债率,用家庭总负债与家庭总资产之比计算,反映出家庭总资产中有多大比例通过尚未清偿负债积累的。其中,家庭总资产为土地、金融资产、生产性固定资产和耐用消费品总值。新古典经济学理论认为,家庭是利用更便宜的信贷购买资产的理性代理人,房产负债是债务上升与资产增加之间的平衡。因而在农户的负债和资产中分别减去房产负债和房产。资产负债率的表达式如下:

$$DA = (\text{总债务} - \text{房产负债}) / (\text{总资产} - \text{房产}) \tag{2}$$

(二)实证分析策略

鉴于部分农户没有发生负债,或者负债金额很小没有报告,造成家庭杠杆率数据具有典型的截断特征,采用传统的 OLS 估计方法可能导致回归结果有偏。为此参考周利等的做法[16],采用 Tobit 模型检验数字金融发展对家庭杠杆率的影响。另外,为缓解异常值带来的估计偏误,借鉴陈宸等的处理方法[11],将家庭收入为 0 或者为负数的样本剔除,还将负债率超过 100 的样本缩尾至 100。具体模型设定如下:

$$Debt_{jt} = \gamma_0 + \gamma_1 IF_{j,t-4} + \gamma_3 X_{ijt} + \rho_i + \varphi_i + u_{ijt} \tag{3}$$

其中 $Debt_{jt}$ 表示农户 j 在调查当期的杠杆率,$IF_{j,t-4}$ 代表滞后四期的数字金融。γ_1 表示数字普惠金融对农户杠杆率的影响系数,其符号、大小及统计显著性是本文主要关注的。ρ_i 表示家庭层面的控制变量,φ_i 表示农户所在地区的宏观经济因素。由于本文分析的是地区层面的数字金融与农户杠杆率之间的关系,考虑到同一地区内样本间的潜在相关性,所有回归中标准误都聚类到地市层面。

参考以往研究的做法[17,26],控制变量 ρ_i 主要分为户主人口特征、家庭人口特征,包括户主的性别、年龄及年龄平方、受教育年限、健康水平,家庭人口数、少儿抚养比(0 到 15 岁人数与 16 到 64 岁劳动人数之比)、老年赡养比(65 岁及以上人数与 16 到 64 岁劳动人数之比)。为区分数字金融与传统金融对家庭债务的影响,引入家庭的商业银行、信用社贷款规模(对数)作为传统金融的代理变量,贷款分为工商业贷款、农业贷款和消费贷款[7]。鉴于地区经济是影响农户负债的重要因素,控制住农户所在地市的人均 GDP(万元)。地区产业结构与农户的经济行为相关,还在模型中加入地市第一、二产业占 GDP 的比重。

(三)内生性问题

公式(3)可能存在反向因果和遗漏变量的内生性问题。地区的金融状况(如家庭对金融产品和服务的需求)可能反过来推动当地的数字金融发展。为解决反向因果问题,部分研究使用数字金融滞后项替换当期的金融指数[28]。由于本文采用滞后四期的数字金融指数,因而可以很好地避免反向因果带来的估计偏差。第二,即便控制当地的经济发展水平、传统金融发展程度和地区产业结构,但也会有其他不可测量的因素影响农户财务杠杆发生变化,例如对未来经济的预期会同时影响借贷机构的借款行为和农户的贷款行为,因此就存在由于遗漏变量导致内生性的可能。本文采用两种方法缓解遗漏变量内生性问题。

1. 固定效应模型

借鉴易行健等和王修华等的做法[12,17],通过面板固定效应模型控制遗漏变量,尤其是排除可能同时影响数字金融发展和家庭经济行为的、不随时间发生变动的变量对估计结果的干扰。基于 CHFS 数据本文构造 2015 年、2017 年和 2019 年三期面板数据,2015 年、2017 年和 2019 年数据对应的数字金融指数为 2011 年、2013 年和 2015 年的指数。同时,为控制杠杆率的时间趋势和省份地区差异,在模型中还加入年份固定效应和省份固定效应。另外,在模型中加入年份固定效应和省份固定效应的交互项,以捕捉遗漏的时变变量。采用 Honor 提出的 TLAD 方法进行估计,以减少估计结果偏误。

2. 工具变量法

参考张勋等和 Wang 等的处理方法[7,29],选取农户所在省的省会城市到浙江杭州市的距离作为数字金融的工具变量。相应处理的逻辑在于:一方面,郭峰等的研究证实蚂蚁金服总部所在地杭州市是数字金融指数最高的城市,且指数以杭州为中心呈扩散状态,离杭州市越远的城市数字普惠金融发展越滞后[27],这说明满足相关性要求。另一方面,地理距离特征属于既定的事实,不会因为农户经济行为和地区特征不同发生改变,满足外生性的前提条件。由此,地理距离不会通过遗漏变量影响农户财务杠杆率。

主要变量的基本描述性统计结果如表 1 所示。从 2015 到 2019 年,农户的债务收入比呈上升趋势,且 2017 年以后增长更为明显,农村家庭的债务负担越来越重。数字普惠金融指数从 51.236 持续增加到 135.192,数字普惠金融的信贷业务发展较快,居民生产经营和消费贷款的需求不断增长。银行贷款规模随年份逐步增加,农村家庭对传统金融服务的需求依然旺盛,银行机构信贷仍是农户债务的重要来源。地级市人均 GDP 的平均值逐年增加,第一、二产业占 GDP 的比重逐渐下降,说明我国产业结构转型升级成效显著,第三产业对地区经济发展的贡献率变高。

表 1　主要变量的基本统计描述

变量	2015 年		2017 年		2019 年	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
农户杠杆率	25.272	189.487	40.775	195.293	60.053	213.506
数字金融	51.236	24.298	89.966	29.225	135.192	29.710
户主性别	0.879	0.326	0.888	0.315	0.847	0.360
户主年龄	55.660	12.480	56.952	12.265	58.154	11.748
户主健康水平	3.164	0.999	3.129	1.064	3.050	1.046
户主受教育年限	6.850	3.418	6.896	3.417	7.056	3.359
家庭人数	4.127	1.942	3.538	1.763	3.286	1.688
少儿抚养比	12.760	16.269	11.353	16.381	10.168	16.246
老年赡养比	17.842	29.890	22.952	35.093	26.789	37.635
银行贷款规模	0.936	2.265	1.294	3.783	2.240	3.290
地市人均 GDP	4.782	3.007	5.909	4.253	7.187	5.242
第一、二产业比重	58.620	8.968	53.859	8.744	50.531	8.470

四、实证结果与分析

(一)数字金融发展对农户杠杆率的长期效应

1. 基准回归分析

首先根据公式(3)检验数字金融发展对农户杠杆率的长期影响。表 2 列 1 和列 2 的被解释变量分别为债务收入比和资产负债率,结果显示在控制家庭户主和家庭整体人口特征、传统金融利

用率、地区经济特征的情况下,数字金融对农户杠杆率的影响系数在1%的水平上显著为负,数字金融发展可以降低农村家庭的长期杠杆率。为了控制住不同地区数字金融政策、农民对数字经济的接受程度等不可观测因素对农村家庭杠杆率的差异性影响,进一步在列(3)和列(4)的回归中加入省份固定效应。可以发现,数字金融对农村家庭的长期杠杆率依然具有显著的负向效应。这说明在长期内数字金融发展能够减轻农户的债务负担。这一结论与数字金融发展推升居民部门杠杆率的普遍观点明显不同。主要是因为以往研究将消费视为家庭财务杠杆短期上升的首要因素,较少考虑收入在长期杠杆率变动中的关键作用。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融	-0.062***(0.019)	-0.006***(0.001)	-0.059***(0.012)	-0.015**(0.007)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应			是	是
样本数	5289	5289	5289	5289
R^2	0.097	0.022	0.1065	0.027

注: ***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,括号内为聚类到地市的稳健标准误,下表同。

2. 稳健性检验结果

为验证数字金融影响杠杆率的可靠性,本文运用不同的策略对基准模型结果进行稳健性检验。这部分以及后文的农户杠杆率均使用债务收入比来衡量,以反映家庭收入对农户杠杆率变动的重要性。第一种方法是替换被解释变量。一是借鉴徐佳等研究居民部门杠杆率的影响因素方法[30],用农户2015至2019年债务收入比的变化值衡量农户杠杆率,同时生成省级层面2011至2015年数字金融发展指数的变化值,采用截面Tobit模型进行回归分析。二是使用过度负债来构建农户杠杆率指标,将家庭债务收入比大于30%定义为过度负债[6]。表3列1和列2的估计结果显示,在控制省份固定效应、年份固定效应以及加入控制变量后,数字金融发展对农户长期杠杆率的影响系数依然在1%的水平上显著为负,这与基准回归结果相差较小,说明基准结果具有稳健性。

表3 稳健性检验结果

变量	(1) 实际变动值	(2) 过度负债	(3) 剔除直辖市	(4) 剔除发达城市	(5) 剔除老年家庭
数字金融	-0.017***(0.006)	-0.047***(0.001)	-0.044***(0.010)	-0.037***(0.014)	-0.039***(0.011)
控制变量	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应		是	是	是	是
省份×年份		是	是	是	是
样本数	5289	15763	9381	10347	13021
R^2	0.134	0.072	0.170	0.218	0.136

第二种方法是排除具有干扰的农户样本。首先,由于直辖市存在较大的经济特殊性,故参照王海燕等的研究[10],剔除北京、天津、上海、重庆四大直辖市的农户样本。其次,无论是地区经济发展还是数字金融发展,在地市层面均具有空间集聚效应[26]。数字金融发展对农户杠杆率的抑制效应,可能是某些城市数字金融发展水平较高引致的,而这种抑制效应在数字金融发展水平较低的城市可能并不显著。因此根据城市等级,剔除一线城市或新一线城市样本。最后,考虑到老年家庭样本存在资本积累或靠养老金维持生存的情况,金融发展对这类家庭的经济影响不强,还剔除了户主年龄在65岁及以上的农村家庭。表3列3到列5的结果表明,数字金融在1%的显著性水平上对农户长期杠杆率具有负向影响,基准研究结论依然稳健。

3. 内生性讨论

为解决遗漏变量造成的内生性问题,表 4 列 1 和列 2 给出采用固定效应模型的估计结果。可以看出,虽然数字金融发展的影响系数有所减小,但影响系数的方向依然为负,且在 1% 的统计水平上显著。这说明在控制不随时间变化、对农户杠杆率有影响的遗漏变量后,数字金融对农户长期杠杆率仍具有显著的抑制效应。另外,在固定效应模型的基础上,采用工具变量法进行分析。由于本文采用三期面板数据,数字金融是随时间变动的变量,而省会城市到杭州的球面距离是不随时间变化的,由此可能造成工具变量失效。因此,选择"省会到杭州的距离与省份数字金融发展水平的交互项"作为数字金融的工具变量[8],使其在不改变地理距离外生条件下可随时间变化,确保工具变量的有效性。列 3 和列 4 的 Kleibergen-Paap 检验统计量显著,工具变量对数字金融的影响系数显著为正,表明工具变量与数字金融强正相关;Cragg-Donald 统计值大于临界值,表明工具变量不是弱工具变量。在运用工具变量法矫正内生性问题后,数字金融发展对农户长期杠杆率的影响系数依然在 1% 的水平上显著为负,数字金融发展可以有效降低农户债务风险。

表 4　解决内生性的结果

变量	固定效应		固定效应 + IV	
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融	−0.048***(0.005)	−0.044***(0.009)	−0.055***(0.013)	−0.051***(0.012)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是		是
年份固定效应	是	是		是
省份 × 年份		是		
KP 检验统计量			78.290	85.327
CD 检验统计值			22.041	36.189
样本数	15763	15763	15763	15763
R^2	0.216	0.224	0.153	0.158

(二)数字金融发展影响农户杠杆率的消费收入机制

1. 数字金融发展的消费效应和收入效应

根据王小华等对家庭消费支出类型的划分方式,将农户消费类别细分为发展型、生存型和享受型三类[24]。其中,发展型消费包括交通、网络支出、教育、医疗保健,生存型消费涵盖日用品支出、衣物饮食支出、家政物业支出,享受型消费包含娱乐、旅游、汽车摩托支出。数字金融对农户不同消费类别的影响结果见表 5 列 1 到列 3。结果显示,数字金融发展对于发展型消费和生存型消费的影响系数分别为 0.004 和 0.015,均在 1% 的统计水平上显著,说明数字金融发展可以开拓农村消费市场,促进农户发展型和生存型消费增长。数字金融对农户享受型消费的影响系数为 −0.011,在 1% 的水平上显著为负,表明数字金融发展有利于减少农户享受型消费支出。以上回归结果与胡宁宁和侯冠宇的研究结论相同[31]。从长期来看,数字金融发展有助于农村消费升级和消费模式改变,助推农村消费扩容提质升级,降低农村家庭的享乐型消费倾向。

为探讨数字金融发展对农村家庭收入的影响,按照农村家庭收入来源,本文将收入分为工商业经营收入、非农就业工资和农业生产收入三个类别。在进行收入类别对数字金融发展的回归分析之前,还考察了数字金融发展对农户进行工商业创业(家庭是否进行工商业创业)、非农业就业(家庭是否有非农就业人员)和从事农业(家庭是否有从事农业生产活动的成员)的影响。回归结果显示,数字金融发展对农户三种经济行为的影响系数分别为 0.008、0.056 和 0.004,均在 1% 的水平上显著,表明数字金融能有效促进农户参与生产经营活动。另外通过表 5 列 4 到列 6 可以发现,数字金融发展对三类家庭收入的影响系数均在 1% 的水平上显著为正,这说明随着数字金融发

展水平提高,农村家庭的工商业收入、非农就业收入和农业经营收入随之上升。从影响效应的大小看,数字普惠金融对农户工商业收入的提升作用最强,这表明数字金融使用可以显著提高创业绩效。

表5 数字金融对农户消费和收入的影响

变量	(1) 发展型消费	(2) 生存型消费	(3) 享受型消费	(4) 工商业收入	(5) 非农就业收入	(6) 农业经营收入
数字金融	0.004***(0.001)	0.015***(0.002)	-0.011***(0.002)	0.097***(0.011)	0.039***(0.005)	0.051***(0.004)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份×年份	是	是	是	是	是	是
样本数	13342	16146	14362	14525	16358	13070
R^2	0.325	0.259	0.310	0.192	0.187	0.124

2. 消费和收入对农户杠杆率的影响

表6为不同消费类型和不同收入类别对农户杠杆率的回归结果。从消费类型看,发展型消费和生存型消费的影响系数均在1%的水平上显著为负,增加两类消费是降低农村家庭长期杠杆水平的有效方式。家庭享受型消费支出对农户长期杠杆率的影响系数在1%的水平上显著为正,农户债务水平随着享受型消费支出增多而提高,不合理消费支出有推升债务的风险。从收入类型看,工商业收入、工资性收入和农业经营收入对农户杠杆率的影响系数显著为负,说明随着家庭收入水平上升,农户杠杆率显著下降。数字金融发展的增收效应能够改善家庭财务状况,进而降低家庭财务风险和债务负担。工资性收入降低农户杠杆率的作用最强,工资性收入每增长1%,农村家庭的长期杠杆率平均下降0.067%,工商业收入和农业经营性收入每提升1%,农户长期债务杠杆将分别降低0.007%和0.016%。结合表5的结果可以发现,虽然数字金融发展对农户工资性收入的促进效应较弱,但工资性收入提高却是最能降低农户长期杠杆率的途径。其原因可能在于非农就业必然能够增加家庭收入,而工商业和农业生产经营面临亏损或效益不高的情形,降低农户杠杆率的整体效果不强。

表6 消费和收入影响农户长期杠杆率的机制

变量	(1)	(2)	(3)
发展型消费	-0.048***(0.013)		
生存型消费	-0.032***(0.011)		
享受型消费		0.059***(0.021)	
工商业收入			-0.007***(0.003)
工资性收入			-0.067***(0.006)
农业经营收入			-0.016***(0.004)
控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
省份×年份	是	是	是
样本数	12047	11903	14208
R^2	0.053	0.057	0.049

3. 消费和收入对农户杠杆率的联动效应

消费和收入属于数字金融发展引起的两类经济结果,两者之间存在相互竞争与合作的替代演进关系。农村家庭增加生存型和发展型消费,在长期可能有助于增强家庭韧性和发展能力,进而

能够帮助农户获得更多收入并降低家庭债务风险。这表明有必要检验消费和收入对农户杠杆率影响的联动机制。一方面,分析生存型消费和发展型消费对农户长期收入(工商业收入、工资性收入、农业经营性收入的总和)的影响。另一方面,以交互项的形式检验消费与收入对农户长期杠杆率的联动效应。用生存型消费和发展型消费的和值来衡量农村家庭的消费情况。另外考虑到数字金融发展对贫困户与非贫困户消费支出的影响有显著差别[17],所以本文进一步将农户划分为贫困农户和非贫困农户。

表 7 列 1 和列 2 检验生存型和发展型消费对家庭长期收入的促进效应。结果表明,贫困农户和非贫困农户的影响系数分别为 0.260 和 0.336,均在 1% 的统计水平上显著为正。这反映出发展型和生存型消费可能会通过增加人力资本的方式,例如提高家庭成员身体健康水平和增加受教育年限,显著提升了农村家庭的长期收入水平。生存型消费和发展型消费对非贫困农户的增收效应更大,这可能是由于非贫困农户数字金融素养较高,在同样的数字金融消费贷水平下,运用消费贷增加家庭收入的能力更强。列 3 和列 4 的回归结果显示,发展型和生存型消费与农户长期收入交互项的影响系数在 1% 的水平上显著为正。通过增强家庭内生发展能力并提高家庭长期收入,发展型和生存型消费能显著降低农户杠杆率。相比非贫困农户,消费以及消费与收入联动降低贫困农户长期杠杆水平的作用更加明显。

表 7　消费与收入联动对农户长期杠杆率的影响

变量	长期收入		长期杠杆率	
	(1)贫困农户	(2)非贫困农户	(3)贫困农户	(4)非贫困农户
生存型和发展型消费	0.260***(0.061)	0.336***(0.035)	−0.159***(0.048)	−0.125***(0.041)
农户长期收入			−0.039**(0.020)	−0.047***(0.019)
生存型和发展型消费×农户长期收入			−0.038*(0.022)	−0.026***(0.009)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
省份×年份	是	是	是	是
样本数	14007	14007	13932	13932
R^2	0.088	0.072	0.054	0.061

(三)数字金融发展与农户杠杆率的非线性关系

1. 数字金融的非线性效应检验

虽然数字普惠金融增加了农户金融服务的可得性和质量,但农户在利用数字金融的过程中也面临不少困难,例如农村新型农业经营主体面临技术条件欠缺、没有政策支持、对农业保险了解程度不高等发展问题[32]。这些限制性因素会削弱农户利用数字金融产品和服务的能力,导致他们对现有金融产品和服务的使用效益较低[17]。在这种条件下,获得的数字金融产品和服务越多,反而会加重农户的债务负担,促使农村家庭债务扩张。为此,需要检验数字金融与农户杠杆率的动态关系,明确在何种数字金融发展水平下,数字金融对农户长期杠杆率的影响由负向变为正向。

为考察数字金融与农户债务杠杆率的非线性关系,在模型中加入数字金融的平方项。另外陈宸等研究证实,在不同收入水平家庭,数字金融对杠杆率的影响有显著差异[11],因而将农户划分为贫困户和非贫困户。根据表 8 列 1 可知,在加入数字金融发展的平方项之后,数字金融发展的一次项和二次项回归系数,分别在 1% 的水平上显著为负和显著为正。这说明数字金融与农户杠杆率之间可能呈现 U 型关系,即数字金融发展水平过高,反而会导致农户杠杆率提高。Utest 检验结果表明,当数字金融发展信贷指数超过 162.845,届时农户杠杆率将会上升,并且该结论在 5% 的统计水平上是显著的。因此,数字金融发展对农户杠杆率的影响表现为先抑制后促进。

在列2和列4的分样本结果中,数字金融对贫困农户和非贫困农户杠杆率的影响系数,均在1%的统计水平上显著为负,表明数字金融发展有利于降低不同收入农村家庭的杠杆率。该结论与基准回归中的结果一致,这也从收入水平的角度证实基准结果较为稳健。但从数字金融的效应大小看,数字金融对非贫困农户杠杆的抑制效应更强。可能是因为非贫困农户更具人力资本优势,利用数字金融改善家庭经济状况的能力要优于贫困农户[33],因而非贫困农户的杠杆率下降速度更快。根据列3和列5的结果,可以发现在贫困农户和非贫困农户中,数字金融的一次项和二次项分别显著为负和为正,说明随着数字金融发展水平的提高,贫困农户和非贫困农户均面临家庭杠杆率上升的风险。但是,非贫困农户数字金融的平方项仅在10%的水平上显著,而且Utest检验的P值为0.096,未通过5%的显著水平检验。说明数字金融与农户杠杆率的U型关系仅在贫困农户中存在。

表8 数字金融对农户长期杠杆率的非线性影响

变量	总样本	贫困农户		非贫困农户	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数字金融	-0.041***(0.016)	-0.015***(0.005)	-0.100**(0.040)	-0.047***(0.010)	-0.033***(0.010)
数字金融平方	0.009***(0.003)		0.003***(0.001)		-0.001*(0.000)
控制变量	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
省份×年份	是	是	是	是	是
Utest检验极值	162.845		158.470		173.231
Utest检验P值	0.026		0.034		0.096
样本数	12047	11903	14208	12047	11903
R^2	0.053	0.057	0.049	0.116	0.108

2.数字金融非线性效应的公共服务机制

既然数字金融与贫困农户的杠杆率之间呈现非线性关系,那么造成非线性关系的内在机制是什么?正如前文所述,贫困农户可能欠缺利用数字金融产品和服务的能力。相对于非贫困农户有足够多的资源获得社会支持,贫困农户往往处于资源弱势地位,比如说贫困农户获得的公共服务不足。如果贫困农户缺乏就业创业、农业生产等支农惠农的公共服务,那么贫困农户利用数字金融改善家庭经济条件的效果可能较低,导致数字金融降低贫困农户杠杆率的作用不明显。因此本文进一步从提升数字金融利用能力角度,验证了公共服务对数字金融与长期杠杆率的调节效应。

按照贫困农户的收入来源,公共服务分为创业服务、就业服务和农业生产服务三类。其中,创业服务包括创业指导、产品销售、入股分红,农业生产服务分为农业生产资料、农业生产基础设施、农业保险,就业服务有技术指导和培训、就业信息和工作推荐、求职现金补贴。根据贫困农户是否享受相应的公共服务分类加总,得到贫困农户的创业服务、就业服务和农业生产服务水平,三类服务的分值均在0到3之间,将三类服务加总即可得到贫困农户享受的总体公共服务水平。数据显示,有82.90%的贫困农户完全没有得到公共服务的支持,获得农业生产服务的贫困农户比例最高,其次是就业服务和创业服务,这说明涉农服务是贫困农户主要享受的公共服务。

表9列1到列4依次给出公共服务、创业服务、就业服务和农业生产服务与数字金融交互项对农户长期杠杆率的影响结果。可以看出,公共服务与数字金融平方项的交互项系数至少在10%的水平上显著为负,说明基本公共服务能弱化数字金融与贫困农户杠杆率的U型关系,使得关系曲线更加平缓且拐点向右移动。据此可知,基本公共服务供给不足是导致数字金融发展与贫困农户杠杆率呈现非线性关系的重要原因。其内在逻辑是:在数字金融发展水平较低的阶段,贫困农户

获得的基本公共服务水平不高,但仍能满足农户借助数字金融开展经济活动的需要。随着数字金融发展水平提高,基本公共服务供给不到位,就会造成贫困农户对数字金融的利用效益降低。而农户获得数字金融资源通常以负债为前提,当农户无法有效利用数字金融资源,农村家庭的债务风险只会有增无减,这就容易导致数字金融对贫困农户杠杆率的影响方向发生转变。

表 9　数字金融推升贫困农户长期杠杆率的公共服务机制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融	-0.037***(0.012)	-0.019**(0.008)	-0.032***(0.006)	-0.027***(0.003)
数字金融平方	0.008***(0.002)	0.002**(0.001)	0.005***(0.001)	0.004**(0.002)
基本公共服务	-0.107***(0.019)	-0.131***(0.042)	-0.106***(0.035)	-0.129**(0.053)
数字金融×公共服务	-0.076**(0.030)	-0.068***(0.018)	-0.041***(0.013)	-0.173**(0.082)
数字金融平方×公共服务	-0.161**(0.081)	-0.025**(0.010)	-0.034***(0.013)	-0.027*(0.016)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
样本数	2395	2395	2395	2395
R^2	0.101	0.065	0.037	0.054

五、结论与政策启示

居民部门的高杠杆会导致我国金融面临系统性风险。《“十四五”规划和 2035 年远景目标纲要》将“保持宏观杠杆率以稳为主、稳中有降”列为实施金融安全战略的重要内容。随着农村数字普惠金融深入发展,农户杠杆率对我国金融市场稳定的重要性迅速提高。对此,本文立足于农户数字金融信贷需求,研究数字经济时代普惠金融对农户杠杆率的影响。主要创新之处在于,突破支付投资机制难以解释数字金融与杠杆率长期关系的局限,重点讨论数字金融通过收入渠道影响家庭杠杆的效果。研究发现,数字金融发展可以显著降低农村家庭的长期杠杆率。数字金融促使农户参与工商业和农业生产经营,推动企业创业并增加农户非农就业机会,从而提高家庭可支配收入。还能够助推消费扩容升级,在长期内提升家庭内生发展能力,增加家庭收入和减少债务杠杆。

数字金融对工商业收入的促进效应大于对工资性收入的促进效应,但是工商业收入降低杠杆率的作用要弱于工资性收入。借助数字金融提供的资金和信息等资源,部分创业农户能够获得较高的收益,家庭长期债务杠杆相应下降。而对于使用数字金融后出现经营亏损的农户,家庭收入流动性降低,创业信贷等将导致家庭财务面临更大风险。数字金融促进农户劳动力向收入更高的非农就业转移,将显著促进家庭工资性收入增加。因此相对工商业收入增长,工资性收入增长的稳定性更高,减轻家庭债务负担的整体效果更加明显。从长远来看,借助数字金融开展的生存型和发展型消费,还有助于改善农户教育、健康、劳动技能等人力资本,这对家庭工资性收入的增长同样具有推动作用。

贫困农户虽然能够借助数字消费金融提升家庭长期收入,但其效果要显著低于非贫困农户,数字金融发展的马太效应较为明显。生存型消费和发展型消费降低贫困农户杠杆率的作用要强于非贫困农户。然而,数字金融发展与贫困农户杠杆率存在 U 型曲线关系,当贫困农户数字金融使用超过自身需求时,家庭债务杠杆反而会上升。贫困农户金融需求受到自身能力的限制,使用金融产品和服务的能力越高,那么对金融资源的需求也就越大。而贫困农户是否具备利用数字金融增收的能力,与其所在地区的宏观环境有关,向贫困农户提供的公共服务更是关键影响因素。对于社会资源薄弱的贫困农户,创业服务和农业生产服务是他们从事工商业和农业生产的重要资源,直接影响生产效率和经营绩效。技术指导和提供岗位信息等就业服务,能够帮助贫困农户抓住数字金融发展提供的非农就业机会。

为解决好农户金融需求与债务风险过大的矛盾,提出以下政策建议。首先,全面认识在金融

供给侧结构性改革背景下数字金融发展的长期效应与短期效应,更好地对农村家庭的杠杆率进行跨期调节。同时,在保持农户杠杆率总体稳定的前提下,利用好数字金融拉动内需的作用。其次,提高数字金融资源配置效率,对有条件创造更大经济价值的农户提供创业信贷,大力引导金融资源向农业生产领域倾斜,推动农业生产规模化经营,鼓励农户使用数字金融实现非农就业,稳步提升家庭工资性收入。最后,增加对贫困农户数字金融资源的供给,促进生存型消费和发展型消费,提升贫困农户内生发展能力。另外,做好数字金融发展与公共服务供给的动态平衡,提高贫困农户工商业创业和非农就业水平,充分释放数字金融的增收效应。

参考文献:

[1]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.

[2]OZILI K P. Contesting digital finance for the poor[J]. Digital Policy, Regulation and Governance,2020(2):135-151.

[3]DYNAN K, EDELBERG W. The relationship between leverage and household spending behavior: evidence from the 2007-2009 survey of consumer finances[J]. Federal Reserve Bank of St Louis Review, 2013(55):425-448.

[4]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.

[5]谢绚丽,沈艳,张皓星,等. 数字金融能促进创业吗? ——来自中国的证据[J]. 经济学(季刊),2018(4):1557-1580.

[6]李政,李鑫. 数字普惠金融与未预期风险应对:理论与实证[J]. 金融研究,2022(6):94-114.

[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(8):71-86.

[8]赵亚雄,王修华. 数字金融、家庭相对收入及脆弱性——兼论多维"鸿沟"的影响[J]. 金融研究,2022(10):77-97.

[9]丁骋骋,余欢欢. 数字金融对居民的债务扩张效应[J]. 国际金融研究,2022(10):38-48.

[10]王海燕,岳华,李韫琪. 数字金融发展如何影响家庭"加杠杆"? ——动态效应、异质性特征与机制检验[J]. 南方经济,2021(9):18-35.

[11]陈宸,方芳,张乐. 数字普惠金融、收入水平与家庭负债[J]. 经济经纬,2022(1):127-137.

[12]易行健,张凌霜. 数字普惠金融对家庭资产负债率的影响——基于家庭微观数据的实证估计[J]. 福建论坛(人文社会科学版),2021(2):113-125.

[13]CAVALLETTI C B, LAGAZIO E. Consumer debt and financial fragility: evidence from Italy[J]. Journal of Consumer Policy, 2020(4):747-765.

[14]张正平,任康萍,谭秋云. 数字金融发展与城乡家庭债务风险差异[J]. 财经问题研究,2023(3):80-93.

[15]GUERRIERI V, LORENZONI G. Credit crises, precautionary savings, and the liquidity Trap[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2017(3):1427-1467.

[16]周利,柴时军,周李鑫泉. 互联网普及如何影响中国家庭债务杠杆率[J]. 南方经济,2021(3):1-18.

[17]王修华,赵亚雄. 数字金融发展是否存在马太效应? ——贫困户与非贫困户的经验比较[J]. 金融研究,2020(7):114-133.

[18]宋帅,李梦. 数字金融对农民创业决策的影响[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2021(5):38-49.

[19]尹志超,张栋浩. 金融普惠、家庭贫困及脆弱性[J]. 经济学(季刊),2020(5):153-172.

[20]何婧,李庆海. 数字金融使用与农户创业行为[J]. 中国农村经济,2019(1):112-126.

[21]田鸽,张勋. 数字经济、非农就业与社会分工[J]. 管理世界,2022(11):2-84.

[22]连俊华. 数字金融发展、农村普惠金融与农业经济增长——来自中国县域数据的经验证据[J]. 中国软科学,2022(5):134-146.

[23]YIN Z, GONG X, GUO P. What drives entrepreneurship in digital economy? Evidence from China[J]. Economic Modelling, 2019(3):66-73.

[24]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.
[25]刘魏. 数字普惠金融对居民相对贫困的影响效应[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2021(6):65 - 77.
[26]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(4):1401 - 1418.
[27]MEYLL T, PAULS T. The gender gap in over-indebtedness[J]. Finance Research Letters, 2019(31):398 - 404.
[28]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.
[29]WANG D Z, ZHANG J. How does digital finance impact the leverage of Chinese households? [J]. Applied Economics Letters, 2022(6):555 - 558.
[30]徐佳,李冠华,齐天翔. 中国家庭偿债能力:衡量与影响因素[J]. 金融研究,2022(11):98 - 116.
[31]胡宁宁,侯冠宇. 数字普惠金融对家庭消费的影响路径研究——来自中国家庭微观调查的证据[J]. 经济问题探索,2023(4):175 - 190.
[32]温涛,何茜. 全面推进乡村振兴与深化农村金融改革创新:逻辑转换、难点突破与路径选择[J]. 中国农村经济,2023(1):93 - 114.
[33]彭澎,周力. 中国农村数字金融发展对农户的收入流动性影响研究[J]. 数量经济技术经济研究,2022(6):23 - 41.

Financial Development and Farmers' Leverage Ratio Fluctuations

YUE Zhang[a], QIN Xi-gang[b]
(*a. School of Philosophy*; *b. School of Public Administration*,
Zhongnan University of Economics and Law, *Wuhan* 430073, *China*)

Abstract: Rural digital finance is changing farmers' financial behaviors, which may therefore influence the stability of financial market. Using data from the Digital Financial Inclusion Index (2011—2015) and the Household Finance Survey (2015—2019), the long-term impact of digital financial development on the leverage ratio of farm households is explored at the provincial level. The study finds that digital finance can significantly reduce the long-term leverage of farm households by increasing household income and promoting reasonable consumption. The effect of digital finance in boosting industrial and commercial income, agricultural production and operational income and non-farm employment income diminishes, and the role of the three types of income in reducing the leverage ratio of farm households increases. Survival and developmental consumption can enhance the endogenous development capacity of households, while improving their economic situation and reducing their debt burden. When the supply of digital financial resources is greater than the need; the long-term leverage of poor farm households increases rather than decreases. Lagging public services for employment and entrepreneurship in rural areas and the ineffective use of digital finance will push up the leverage ratio of poor farmers.

Key Words: digital inclusive finance; peasant household; financial supply; employment and entrepreneurship services