

数字普惠金融对农业现代化的影响

——基于农业资本投入的中介效应

赵天荣¹ 石宇倩¹

(重庆师范大学 经济与管理学院,重庆 401331)

摘要:数字普惠金融能通过降低农业获取资本的难度从而增加农业资本投入,而资本投入能促进资本快速积累,进而加快农业现代化发展进程。本文基于2011—2020年我国大陆30个省市(不含西藏)的面板数据,运用熵值法和层次分析法从农业投入、农业产出、农业可持续发展和农村社会经济发展水平四个维度评价了我国农业现代化发展水平,并结合北京大学数字普惠金融指数和农业资本投入指标,对数字普惠金融经农业资本投入对农业现代化的作用机制提供了经验证据;进一步利用面板门槛模型分析了数字普惠金融对农业现代化的促进作用,以及受农业资本投入中介效应影响的门槛特征。

关键词:数字普惠金融;农业资本投入;农业现代化

中图分类号:F832

文献标识码:A

文章编号:1673-0429(2022)06-0013-14

doi:10.19742/j.cnki.50-1164/C.220602

一、引言

乡村振兴战略是党的十九大对新时代“三农”工作作出的重大决策部署,是决胜全面建成小康社会、全面建设社会主义现代化国家的重大历史任务。加快农业现代化,是解决我国“三农”问题的基础,也是统筹推进乡村振兴的目标。举全党全社会之力加快农业农村现代化,让广大农民过上更加美好的生活是我国新发展阶段“三农”工作的前进方向和根本遵循。经过多年的发展,我国农业现代化水平有了较大提升,农业综合生产能力也进一步增强,但农业基础设施薄弱,科技支撑能力不强,农业结构性矛盾日益凸显,发展质量效益和竞争力不高的现实依然存在,这极大制约着我国农业的进一步发展。加快推进农业现代化、实现农业现代化再上新台阶已成为当下我国农业发展的重要主题。所谓“农业现代化”就是用现代的物质技术装备农业,包括良种化、水利化、机械化、信息化等,稳定提高农业的供给能力,同时扩大农业生产规模,不断提高农业劳动生产率,使其逐步接近非农产业劳动生产率水平,最终形成一整套贯穿产前、产中、产后全过程的专业化、社会化的服务体系,以及国家对农业的支持政策体系。传统农业停滞和落后的原因是储蓄率和投资率低下、资本缺乏,其根源并非是农民缺少储蓄或缺乏企业家,而是传统农业对现有生产要素增加投资的收益率很低,对储蓄和投资缺乏足够刺激;传统农业向现代农业转变需要投入新的技术和生产要素,因而需要向农业投资,提供大量新的生产要素,如大型农业机械等^[1]。这既需要政府财政支持保障,也需要金融体系动员各种金融资源参与。但农业弱质性以及

收稿日期:2022-10-12

作者简介:赵天荣(1963—),男,甘肃天水人,经济学博士,重庆师范大学经济与管理学院教授,硕士研究生导师,主要研究方向:货币理论与政策、农村金融、金融风险管理。

石宇倩(1996—),女,重庆秀山人,重庆师范大学经济与管理学院硕士研究生,主要研究方向:农村金融。

投资回报和投入、风险不匹配等特性却极大地限制着传统农村金融体系的供给能力和意愿,农业金融产品和服务供给存在结构性不足,不能有效匹配日益多样的农村金融需求,导致农业生产资本相对匮乏。而依托数字技术优势的数字普惠金融突破时空限制,实现低成本、高实效的资金配置,拓宽了农业部门资本要素的来源路径,以低成本、便利性和可持续的模式弥补了传统金融服务于农业农村的缺陷。通过农村地区金融服务的覆盖和较低成本的融资成本等机制,数字普惠金融帮助农业生产者跨越资本门槛约束,降低农业获取资本的难度从而有助于增加农业资本投入。现代物质技术装备的投入和农业技术的运用,带来了农业生产率极大提高和生产成本显著下降,农业生产利润率提高,进而增加资本积累量;而且由于生产要素效率的提高,使得产品价格下降,一定的资本积累可以购买更多的产品即要素,使得资本积累的质量也提高。资本积累能力和质量的提升,将促进农业生产资本积累不断配置到农业生产价值链的高端领域,必将改变农业生产的弱势地位。可见,农业资本投入是我国农业现代化发展不可或缺的因素。

现有文献为我们提供了理解数字普惠金融与农业现代化关系的有益借鉴,但似乎不足以解释二者关系的脉络,致使数字普惠金融与农业现代化关系还存在“黑箱”状态。基于此,本文尝试从农业资本投入中介效应视角提供一个可能的解释。

二、文献回顾与理论框架

(一)关于农业现代化的相关研究

农业现代化研究一直是国内外学者关注的重点,我国学者对农业现代化的认知与理解颇有不同,富有代表性的观点有以下几种。一是过程论。农业现代化是传统农业通过不断应用现代先进科学技术,提高生产过程的物质技术装备水平,不断调整农业结构和农业的专业化、社会化分工,以实现农业总要素生产率水平的不断提高和农业持续发展的过程^[2]。二是技术论。所谓农业现代化,简单地说,就是农业科学化、机械化和现代化^[3]。三是综合论。农业产业现代化是作为物质生产部门的农业本身的现代化,它主要涉及发展模式、结构布局、物质装备、技术手段、经营管理五个方面^[4]。2007年,中共中央1号文件曾对农业现代化的内涵作出全面概括,即用现代物质条件装备农业,用现代科学技术改造农业,用现代产业体系提升农业,用现代经营形式推进农业,用现代发展理念引领农业,用培养新型农民发展农业。对于农业现代化发展水平的定量测度,学者们从不同角度提出了农业现代化综合评价指标体系。其一,从投入要素、产出能力、生产服务三维度,利用16个个体指标构建了综合评价农业现代化发展水平的指标体系^[5]。其二,从农业投入、农业产出、农业可持续和农村社会发展水平四维度,利用10个个体指标构建了反映农业现代化水平的综合指标体系^[6]。

(二)关于农业资本投入的相关研究

研究农业现代化进程需关注农业投资,因为资本投入是农业现代化进程的重要推动力^[7]。我国作为世界上最大的农业经济体之一,农业发展已经进入资本驱动的关键阶段^[8]。在全球粮食安全严峻的背景下,发展中国家需要足够的资本来促进农业发展。农村金融的发展有利于改善农业现代化进程中融资渠道和资金供给不足的局面^[9],但农村金融市场运行失范抑制了农业资本的投入^[10]。一些学者研究发现,许多农民因家庭收入低和净资产抵押能力差受到借贷限制^[11],缺乏资金是增加农业投资的主要制约因素之一,要实现多样化和高效的农业生产,农业投资很重要,而减少信贷限制可以增加对农业的投资^[12]。为了弥补传统金融服务于农业农村存在的缺陷,数字普惠金融的发展被寄予了厚望。

(三)关于数字普惠金融的相关研究

2016年G20杭州峰会上的《G20数字普惠金融高级原则》提出了比较具有代表性的数字普惠金融概念,泛指一切通过数字金融服务以促进普惠金融的行动。数字普惠金融是以计算机、大数据、云计算等方式提供的普惠金融服务,是互联网与普惠金融融合发展形成的新业态,是普惠金融网络化、数字化

发展的必然结果。数字普惠金融的兴起,也掀起了数字普惠金融发展水平测度研究的热潮,比较具有代表性的是北京大学互联网金融研究中心发布的《北京大学数字普惠金融指数(2011—2020)》,该指数从数字金融覆盖广度、数字金融使用深度和数字金融数字化程度构建了包含33个具体指标的数字普惠金融指标体系,经过对指标无量纲化处理后,采用变异系数法和层次分析法求得了最终的数字普惠金融指数^[13]。数字普惠金融作为互联网快速发展背景下形成的新兴金融模式,给传统金融体系带来了深刻的影响,一方面冲击以银行为主体的传统金融模式,致使服务模式和技术转型升级;另一方面,与传统金融相互竞争,使普惠金融更具“普惠”特征^[14]。传统金融服务难以克服物理网点的限制,导致存在大量难以“普惠”的地区和群体,而数字普惠金融因具有更大的地理穿透力和低成本优势,克服了金融排斥,缓解了传统金融服务不到位的情况^[15]。同时,数字普惠金融相较于传统金融可以通过提供更好的家庭风险回报平衡来弥补传统金融产品的缺点,缓解传统金融发展中的区域失衡,为不同环境和地区的投资者提供平等的投资机会^[16]。

(四)关于三者之间关系的研究

按照马克思的资本推动理论,资本推动是农业现代化的一般规律,要彻底改造传统农业的弱质性,必须对农业生产和再生产过程积极投入并持续追加不可或缺的资本要素,以改变农业生产和再生产过程中的资源结构和资源配置,形成对传统要素的有效替代,促进农业生产力的发展和农业劳动生产率的提高。研究显示,农业资本投入能够促进农业经济增长^[17],进而加速推进农业现代化进程。因此,加大农业资本投入是我国农业经济增长、加快农业现代化步伐,解决“三农”问题的关键。

农业生产过程常常面临严重的资金约束:一方面,由于农业属于风险较高的投资项目,部分企业因自身抵抗风险能力的约束降低了对农业投资的积极性;另一方面,由于农业的弱质性及农户缺少抵押物和担保,银行处于对农业贷款违约风险较大的安全性考虑往往不审批贷款。金融发展对资本的形成具有重要推动作用:一方面,金融发展通常使储蓄更易转化为投资,产生流动性效果^[18];另一方面,金融发展使具备信息优势的金融机构发挥其中介功能,有助于资本的边际生产率提高,产生增进效率的作用^[19]。出于风险控制和利润收益考虑,传统金融往往对农业以及农户的信贷需求设置更为苛刻的附加条件和更高的风险溢价,高门槛和高成本不可避免地导致传统金融对农业以及农户的排斥,进而阻碍着农业资本投入的持续增加。而数字普惠金融是缓解外部资本和农户自身农业资本投入约束的可靠路径,通过资源效应和信息效应有效提升企业风险承担能力,尤其在数字金融的覆盖广度及使用深度方面^[20]。数字普惠金融通过缓解信息不对称、降低抵押品要求等途径,能够激励当地金融机构提升涉农贷款和农户贷款的投放规模和增长速度,显著提高了农户正规信贷的获得机会^[21]。数字普惠金融可通过优化农业投资环境,为外来资本投入提供风险分担金融工具,为农户降低信贷门槛,缓解资金不足困境,提升对农业的投资意愿。

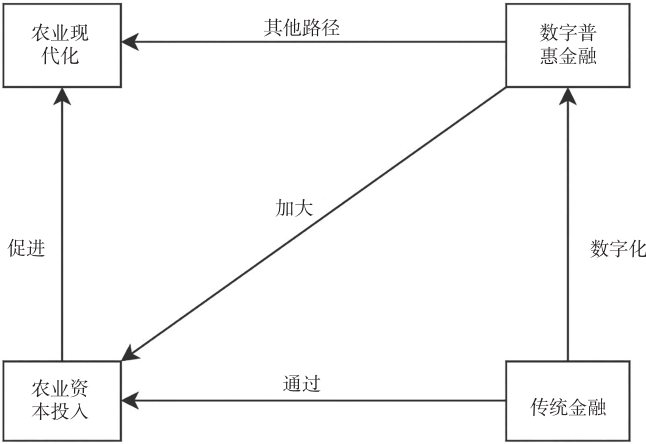


图1 数字普惠金融、农业资本投资与农业现代化三者关系

从以上分析可得出,数字普惠金融能通过降低农业获取资本的难度和成本从而增加农业资本投入,而资本投入能促进资本快速积累,进而加快农业现代化发展进程。数字普惠金融通过创新服务模式和组织结构,提高金融服务的效率并进行有效的风险管理等,可以直接作用于农业现代化,但农业现代化发展最终还是需要农业资本投入来推动。从逻辑上来讲,数字普惠金融促进了农业资本投入,农业资本投入推动了农业现代化发展,无疑农业资本投入在数字普惠金融与农业现代化之间发挥着中介作用,并且中介作用可能不小,这还需要进一步的实证检验。基于此,本文提出第一个假说。

假说 1:数字普惠金融能够通过农业资本投入影响我国农业现代化发展。

随着我国市场经济体制的逐步确立,农业投资主体发生了较大的变化,投资主体从国家和农村集体经济组织为主逐渐实现多元化,其中以作为农村市场经济微观主体的农户投资为主。现在,我国农业资本投入主要来源于国家财政、金融资本、自有资本以及城市工商资本。从我国农业资本投入的现实来讲,当某地区资本投入水平较低时,资本更多来自于农户自身^[22]。不论是低收入农户群体,还是中高收入农户群体,其初始资产禀赋只有满足相应门槛条件时,农户才会进行借贷。同时,借贷选择门槛与劳动力收益、资本投资规模成正比,与资本投资期望收益成反比^[23]。事实上,不仅是农户,其他农业经营主体参与金融活动均存在一定的门槛。当农业资本投入水平较低时,农业经营主体对金融服务需求不高,况且缺乏规模效应,金融机构参与意愿也不高。只有资本投入水平达到一定规模时,规模效益和自身资本约束将刺激农业经营主体产生迫切性融资需求,金融机构也会有参与的积极性。正是在这种情况下,数字普惠金融利用其自身的优势能显著缓解企业的融资约束,使得农业资本投入进一步增加,从而更显著影响农业现代化。因此,本文提出第二个假说。

假说 2:数字普惠金融对于农业现代化的作用受到农业资本投入门槛值的影响,且相对于低投资水平而言,高投资水平下数字普惠金融对于农业现代化发展的促进作用会明显增强。

三、研究设计

(一) 基本模型设定

依据理论框架,我们构建如下基准回归模型:

$$AML_{it} = \beta_0 + \beta_1 DFI_{it} + \sum control + \varepsilon_{it} + \mu_i + \omega_t \quad (1)$$

(1)式中, i 表示省份, t 表示年份, AML (*Agricultural modernization level*)为被解释变量,表示农业现代化水平,我们采用熵值法和层次分析法综合构建的农业现代化水平指数表示。核心解释变量 DFI (*Digital financial inclusion*)为地区数字普惠金融发展状况,对其测度需要考虑到数字普惠金融内涵、特征的综合概括,包括的每一个指标以及每一个维度都应该是反映普惠金融这一总体的一个视角。 β_0 为常数项, $\sum control$ 代表一系列控制变量,具体包括以下影响农业现代化的变量。即农村基础设施不仅是农业发展的基石,也是农业现代化发展的必然要求,而农村基础设施主要包括农田水利灌溉、农村电力等方面。因此我们加入了有效灌溉面积 EIA (*Effective irrigation area*)和农村用电量 EPC (*Electric power consumption*)作为控制变量。交通运输是现代农业发展的基础,发达的交通运输网络不仅可以促进要素流通,而且还影响到农业产业布局与规模经济。因此加入公路里程 HW (*Highway mileage*)和货运量 FA (*Freight amount*)作为控制变量。同时,我们还引入人口老龄化率 PA (*The rate of population ageing*)、工业化率 IR (*Industrialization rate*)、农村有线广播电视用户数 NT (*Number of TV households*)和家庭户均人口规模 PS (*Population size*)为控制变量。此外,为使变量的回归系数便于观察比较,本文对数据均进行了无量纲化处理。 ε_{it} 为随机扰动项, μ_i 为个体效应, ω_t 为时间效应。

根据假说(1),数字普惠金融可以通过农业资本投入作用于农业现代化,为考察其作用机制,我们先将农业资本投入作为解释变量建立回归方程(2),在此基础上增加数字普惠金融为解释变量建立回

归方程(3)。同时,为进一步考察其渠道效应,在(3)式基础上引入数字普惠金融和农业资本投入交互项建立回归方程(4),以判断数字普惠金融是否通过农业资本投入影响到农业现代化。具体构建模型如下:

$$AML_{it} = \beta_0 + \beta_1 ACI_{sit} + \sum control + \varepsilon_{it} + \mu_i + \omega_t \quad (2)$$

$$AML_{it} = \beta_0 + \beta_1 DFI_{it} + \beta_2 ACI_{sit} + \sum control + \varepsilon_{it} + \mu_i + \omega_t \quad (3)$$

$$AML_{it} = \beta_0 + \beta_1 DFI_{it} + \beta_2 ACI_{sit} + \beta_3 DFI_{it} \times ACI_{sit} + \sum control + \varepsilon_{it} + \mu_i + \omega_t \quad (4)$$

(2)—(4)式中, $ACIs$ (*Agricultural capital investment*)表示农业资本投入,具体为财政、信贷和农户投入三部分加总计算得到的农业资金投入量^[24]。考虑到加入交互项方程可能出现共线性问题,所以对交互项进行了中心化处理。

(二) 中介效应分析

为检验农业资本投入是否在数字普惠金融和农业现代化之间发挥着显著的中介效应,建立如下中介效应模型:

$$AML_{it} = \beta_0 + \beta_1 DFI_{it} + \sum control + \varepsilon_{it} + \mu_i + \omega_t \quad (5)$$

$$ACI_{sit} = \alpha_0 + \alpha_1 DFI_{it} + \sum control + \varepsilon_{it} + \mu_i + \omega_t \quad (6)$$

$$AML_{it} = \pi_0 + \pi_1 DFI_{it} + \pi_2 ACI_{sit} + \sum control + \varepsilon_{it} + \mu_i + \omega_t \quad (7)$$

依据 Baron R M 和 Kenny D A^[25]以及温忠麟和叶宝娟^[26]的研究, π_1 表示数字普惠金融对农业现代化的直接效应,中介效应大小由 $\alpha_1 \pi_2$ 来衡量, β_1 为数字普惠金融对农业现代化影响的总效应,如图2所示。同时,中介效应相对大小用中介效应与总效应之比来反映。此外,可进一步构建 Sobel 统计量来检验中介效应的显著性。Sobel 统计量为 $Z = \hat{\alpha}_1 \hat{\pi}_2 / \sqrt{\hat{\alpha}_1^2 S_{\pi_2}^2 + \hat{\pi}_2^2 S_{\alpha_1}^2}$,其中, $\hat{\alpha}_1$ 和 $\hat{\pi}_2$ 分别为 α_1 和 π_2 的估计值, S_{α_1} 和 S_{π_2} 分别为 $\hat{\alpha}_1$ 和 $\hat{\pi}_2$ 的标准误差,Sobel 统计量的临界概率可根据 MacKinnon D P 等^[27]提出的临界值表进行判断。

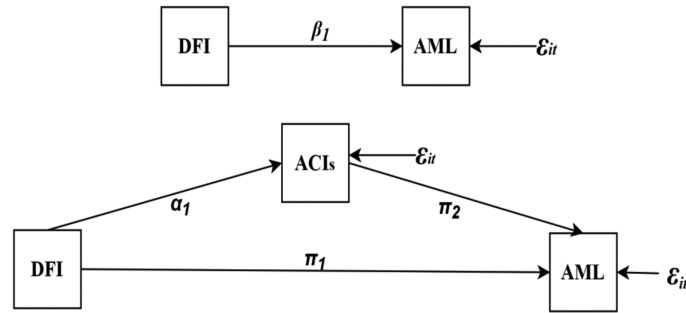


图2 传导路径图

(三) 面板门槛模型设定

根据假说(2),数字普惠金融对于农业现代化的作用可能受到农业资本投入门槛值的影响。为验证假说2,采用 Wang Q^[28]提出的固定效应面板门槛模型进行估计,在(1)式中引入指示函数,并以农业资本投入 $ACIs$ 作为门槛变量,构建如下单门槛模型:

$$AML_{it} = \beta_0 + \beta_1 DFI_{it} \times I(ACI_{sit} < \gamma_1) + \beta_2 DFI_{it} \times I(ACI_{sit} \geq \gamma_1) + \sum control + \varepsilon_{it} + \mu_i + \omega_t \quad (8)$$

考虑农业资本投入可能存在多个门槛值的情况,对上述单门槛模型进行扩展,建立如下多门槛面板模型:

$$AML_{it} = \beta_0 + \beta_1 DFI_{it} \times I(ACI_{sit} < \gamma_1) + \beta_2 DFI_{it} \times I(\gamma_1 \leq ACI_{sit} < \gamma_2) + \dots + \beta_n DFI_{it} \times I(\gamma_{n-1} \leq ACI_{sit} < \gamma_n) + \beta_{n+1} DFI_{it} \times I(ACI_{sit} \geq \gamma_n) + \sum control + \varepsilon_{it} + \mu_i + \omega_t \quad (9)$$

γ 是未知门槛值, I 为指示函数,满足括号内条件,则 $I=1$,反之, $I=0$ 。

四、数据来源与变量统计分析

(一) 数据来源

本文选取 2011—2020 年中国大陆 30 个省市自治区(不含西藏)相关变量为研究样本,其数据来自《中国统计年鉴》《中国林业和草原统计年鉴》,中经网产业数据库以及中国国家统计局等。对于少量缺失的数据,采用插值法进行补齐,以保证数据的完整性,此外,由于西藏地区数据缺失严重,故在研究样本中将其剔除。

(二) 农业现代化水平评价指标体系

结合已有文献,本文将农业现代化界定为利用技术改造传统农业的历史过程,即传统农业不断向现代农业转变的过程,此过程指先进生产要素不断应用于传统农业中引发的包括物质、人力、技术、制度等一系列要素的变革和更新,表现为农业综合生产能力的增强并实现经济效益、社会效益和生态效益的显著提升^[29]。同时考虑到数据的可得性,我们选择农业投入水平、农业产出水平、农业可持续发展水平和农村社会经济发展水平为一级指标,从四方面评价农业现代化发展水平,具体指标体系构成见表 1。

表 1 农业现代化指标体系

系统	一级指标	二级指标	指标解释
农业现代化	农业投入水平 (0.324)	单位播种面积农机总动力 (万千瓦/千公顷)	农业机械总动力/农作物总播种面积
		单位播种面积农膜使用量 (吨/千公顷)	农用薄膜使用量/农作物总播种面积
		单位播种面积化肥施用量 (吨/千公顷)	化肥施用量/农作物总播种面积
		单位播种面积农药使用量 (吨/千公顷)	农药使用量/农作物总播种面积
	农业产出水平 (0.456)	农业产出增长率(%)	(当期农林牧渔总产值/上一期农林牧渔总产值)-1
		土地生产率(亿元/千公顷)	农林牧渔总产值/农作物总播种面积
		农业劳动生产率(万元/人)	农林牧渔增加值/第一产业从业人数
	农业可持续发展水平 (0.068)	森林覆盖率(%)	(有林地面积+国家特别规定灌木林面积)/ 土地总面积×100%
		农业成灾率(%)	农业成灾面积/农业受灾面积×100%
	农村社会经济发展水平 (0.152)	农村居民人均可支配收入(元/人)	农村居民人均可支配收入
		城镇化率(%)	城镇人口数/总人口数×100%
		农村居民恩格尔系数(%)	食物支出/农村居民总支出×100%

(三) 变量统计特征

对上述指标变量先进行无量纲化处理,再使用熵值法和层次分析法测算出农业现代化水平的综合评价指数(AML)。“北京大学数字普惠金融指数”主要从覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度构建了包含 33 个具体指标的数字普惠金融指标体系,本文引用其公布的数字普惠金融指数(DFI)(2011—2020)作为数字普惠金融的代理变量。其他控制变量使用样本数据进行测算,变量统计特征值具体见表 2。

表 2 变量的描述性统计

变量	含义	单位	均值	标准差	最小值	最大值
<i>AML</i>	农业现代化水平指数	——	0.405	0.069	0.261	0.693
<i>DFI</i>	数字普惠金融指数	——	217.246	96.968	18.330	431.930
<i>ACIs</i>	农业资本投入	亿元	9 407.140	8 023.977	869.709	47 660.890
<i>EIA</i>	有效灌溉面积	千公顷	2 190.357	1 659.450	109.240	6 177.590
<i>EPC</i>	农村用电量	亿千瓦时	296.706	426.647	4.100	2 011.000
<i>HW</i>	公路里程	万公里	15.141	8.020	1.210	39.440
<i>FA</i>	货运量	万吨	144 579.90	94 812.870	12 586.000	434 298.000
<i>PA</i>	人口老龄化率	%	12.279	3.775	5.021	26.067
<i>IR</i>	工业化率	%	33.737	8.027	10.014	57.378
<i>PS</i>	家庭户均人口规模	人/户	3.180	0.433	1.960	4.260
<i>NT</i>	农村有线广播电视用户数	万户	265.378	260.565	0.850	1255.120

图 3 显示为农业现代化水平指数(*AML*)、数字普惠金融指数(*DFI*)和农业资本投入(*ACIs*)之间的散点图。从图可知,数字普惠金融、农业资本投入与农业现代化均呈现出正相关关系,且数字普惠金融与农业资本投入也呈现正相关关系,图形显示符合所提假设。

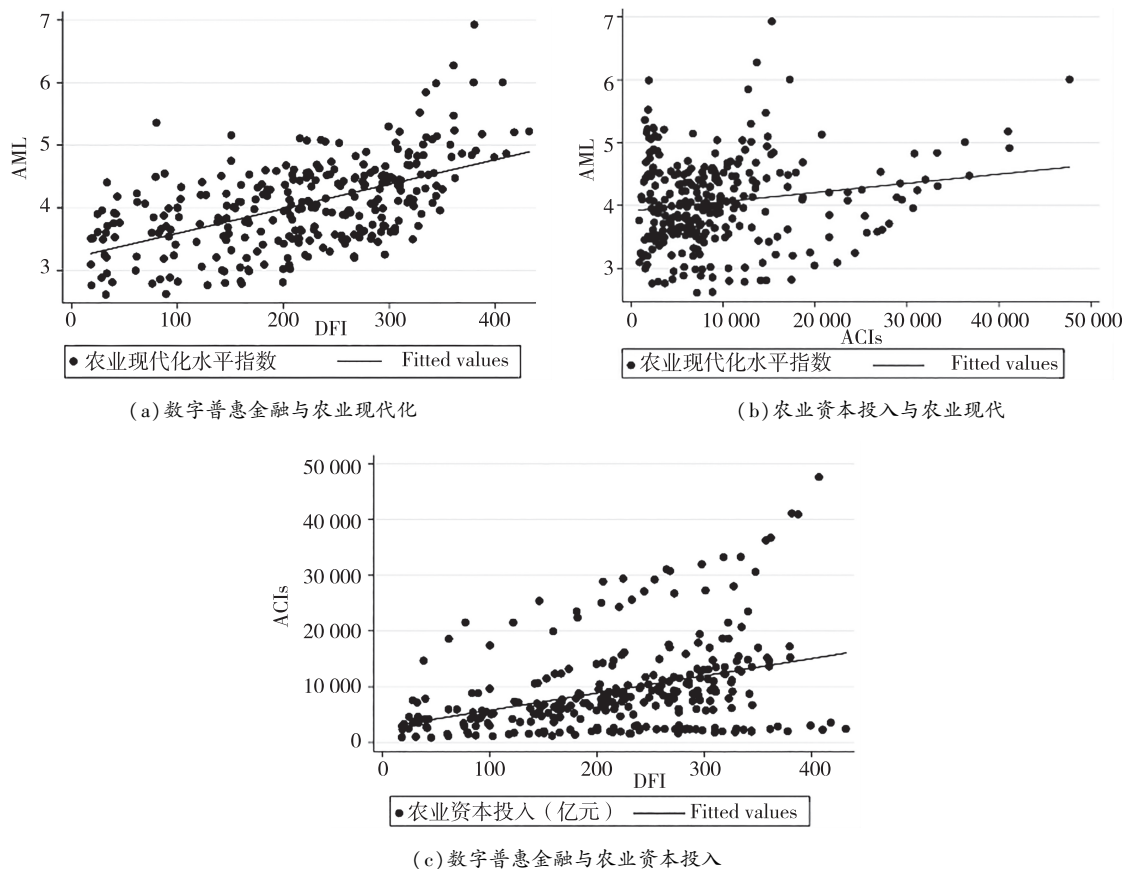


图 3 主要变量之间散点图

五、实证研究

(一) 传导机制检验

为了研究数字普惠金融、农业资本投入与农业现代化三者之间的影响关系以及其相互传导机制,对此三个变量进行回归分析,再引入交互项进行机制检验,最后再进行中介效应检验。同时,考虑到交互项可能导致共线性问题,本文对交互项进行中心化处理。虽然处理后仍无法完全消除可能存在的共线性问题,但是能够起到一定程度的缓解作用。共线性问题在一般交互模型中并不是严重或特殊的问题,并不会对估计结果造成严重影响,因而无需进行过多讨论^[30]。表3展示了具体检验结果。

表3第2列结果表明,在5%的显著性水平下,数字普惠金融发展显著地提升了农业现代化水平。表3第4列结果显示,在模型(1)的基础上引入农业资本投入变量,模型(3)数字普惠金融估计系数下降到0.139,并且没有通过显著性检验。对比表3第2与第4列结果可知,数字普惠金融的确能影响农业现代化,但在回归模型中加入农业资本投入后,数字普惠金融的作用效果显著下降,说明农业资本投入起到了中介作用。为进一步分析传导机制,在模型(4)中引入数字普惠金融与农业资本投入的交互项。表3第5列结果显示,交互项的估计系数在1%的统计水平下显著为正,这表明数字普惠金融对农业现代化的影响不再是常数,而是随着农业资本投入的取值不同而发生变化,农业资本投入量越大,数字普惠金融对农业现代化的正向影响作用越强。表3第3列结果表明,在1%的显著性水平下,农业资本投入对农业现代化具有显著的促进作用。

依照三步法的中介效应的检验程序,第一步,检验不纳入农业资本投入时,数字普惠金融对农业现代化的直接效果,即直接效应。表4第2列结果表明,农业现代化与数字普惠金融的直接路径系数显著。第二步,检验农业资本投入与数字普惠金融之间的关系,表4第3列结果显示,数字普惠金融的估计系数在1%的统计水平下显著为正,表明数字普惠金融显著提升了农业资本投入水平。第三步,同时加入数字普惠金融和农业资本投入对农业现代化进行回归,表4第4列结果显示,农业资本投入系数在1%的统计水平下显著为正,数字普惠金融系数 π_1 不显著,表明只有中介效应,但这并不代表农业资本投入是完全中介变量,因为Hayes^[31]提出,在统计上发现了完全中介,并不意味着对自变量影响因变量的作用渠道的探究就可以终止了。反过来说,有可能存在多个中介,它们在单独的检验中分别都是统计意义上的完全中介,那么完全中介就是一个空洞的术语。同时,Rucker等人^[32]也用实例说明,三步法中第三步的自变量系数不显著时,仍有可能存在其他中介变量。因此,我们认为农业资本投入在数字普惠金融促进农业现代化的过程中发挥着中介效应,但不区分是部分中介还是完全中介。

此外,运用Sobel检验法对农业资本投入中介效应的显著性进行检验。表4中Sobel检验结果显示,Z值为-2.580,且通过了1%显著性水平检验,表明农业资本投入的中介效应是显著的。通过分析中介效应的具体数值可以发现,农业资本投入的中介效应在总效应中所占比重约为33.806%,中介效应作用不小。验证了假说(1)。这充分说明,在数字普惠金融影响农业现代化的过程中,农业资本投入有着重要的中介作用,其影响路径为数字普惠金融→农业资本投入→农业现代化。具体来说,随着数字普惠金融的发展,农业资本投入所需要的金融支持得到更好的满足,降低了农业与金融服务之间的屏障,从而促进农业现代化的发展。

表3 变量回归结果

变量	模型(1) AML	模型(2) AML	模型(3) AML	模型(4) AML
DFI	0.210 ** (0.095)		0.139 (0.095)	0.153 (0.094)

续表3

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
	<i>AML</i>	<i>AML</i>	<i>AML</i>	<i>AML</i>
<i>ACIs</i>		0.148 *** (0.037)	0.136 *** (0.038)	-0.048 (0.076)
<i>DFI</i> × <i>ACIs</i>				0.215 *** (0.077)
<i>PA</i>	-0.069 *** (0.024)	-0.083 *** (0.024)	-0.081 *** (0.024)	-0.099 *** (0.025)
<i>EPC</i>	-0.203 *** (0.053)	-0.175 *** (0.047)	-0.206 *** (0.052)	-0.209 *** (0.051)
<i>HW</i>	-0.027 (0.057)	-0.074 (0.057)	-0.067 (0.057)	-0.007 (0.062)
<i>FA</i>	0.112 *** (0.032)	0.091 *** (0.032)	0.087 *** (0.032)	0.066 ** (0.032)
<i>EIA</i>	-0.218 *** (0.059)	-0.246 *** (0.057)	-0.234 *** (0.057)	-0.220 *** (0.057)
<i>NT</i>	0.026 (0.023)	0.048 ** (0.023)	0.046 ** (0.023)	0.061 *** (0.023)
<i>IR</i>	-0.032 (0.037)	-0.021 (0.036)	-0.019 (0.036)	-0.030 (0.036)
<i>PS</i>	0.069 ** (0.032)	0.061 ** (0.031)	0.052 * (0.031)	0.042 (0.031)
constant	0.418 *** (0.043)	0.438 *** (0.042)	0.434 *** (0.042)	0.433 *** (0.041)
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	300	300	300	300
R-squared	0.755	0.765	0.767	0.774

注:(1)括号内为聚类稳健标准误;(2) * 表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$

表 4 农业资本投入的中介效应

变量	模型(5)	模型(6)	模型(7)
	<i>AML</i>	<i>ACIs</i>	<i>AML</i>
<i>DFI</i>	0.210 ** (0.095)	0.522 *** (0.155)	0.139 (0.095)
<i>ACIs</i>			0.136 *** (0.038)
控制变量	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
观测值	300	300	300
R-squared	0.755	0.767	0.767
Sobel 检验	Z=-2.580,其 p 值为 0.010		
	中介效应/总效应=33.806%		

注:(1)括号内为聚类稳健标准误;(2) * 表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$

(二) 门槛模型检验

上述研究已验证了数字普惠金融能通过农业资本投入影响农业现代化,为进一步分析数字普惠金融对农业现代化的作用是否受到农业资本投入门槛效应的影响,我们采用固定效应面板门槛模型进行实证检验。为确定门槛个数,以便确定门槛模型的具体形式,本文在单一门槛、双重门槛和三重门槛设定下分别进行估计,得到 F 统计量和采用自抽样(Boot-strap)下的 P 值,门槛估计结果见表 5。

结果显示,数字普惠金融对农业现代化的作用受到农业资本投入单重门槛的影响,门槛值为 0.271,相应自抽样(Bootstrap)下的 p 值为 0.000,通过了 1% 的显著性水平检验,图 4 为利用 likelihood-Ratio(LR)统计量绘制的单重门槛下的置信区间图。此外,双重和三重门槛没有通过显著性检验。因此,我们将基于单重门槛模型进行分析。

表 5 门槛值估计结果

门槛类型	门槛值	F 值	P 值	临界值		
				10%	5%	1%
单一门槛	0.271	55.170 ***	0.000	24.331	29.724	41.268
双重门槛	0.024	12.500	0.367	22.010	29.239	39.900
三重门槛	0.047	8.830	0.583	22.672	28.996	42.395

注:p 值和临界值均采用“自举法(Bootstrap)”反复抽样 300 次得到;* 表示 $p<0.1$,**表示 $p<0.05$,***表示 $p<0.01$

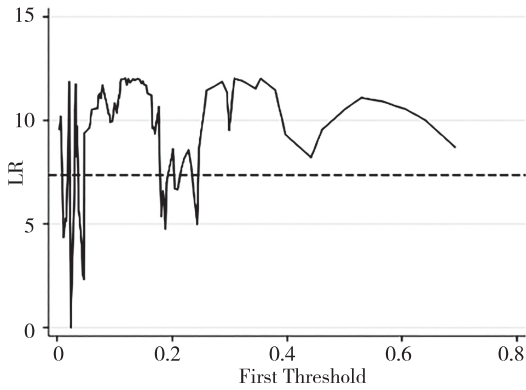


图 4 单重门槛下的置信区间图

(三) 门槛模型估计

门槛模型检验结果表明,数字普惠金融对农业现代化的作用受到农业资本投入单重门槛效应的影响,这与我们提出的假说(2)相一致。我们利用面板门槛回归模型对门槛效应进一步分析,面板门槛回归模型估计结果见表 6。表 6 第 2 列显示,数字普惠金融对农业现代化具有显著正向影响,且这种作用受到农业资本投入单重门槛效应的影响。具体而言,当农业资本投入小于 0.271 时,数字普惠金融的系数为 0.100,当农业资本投入大于 0.271 时,数字普惠金融的系数提升到 0.167,正向促进作用增强到了原来的 1.670 倍,系数均通过 1% 的显著性水平检验。这说明,农业资本投入水平越高,数字普惠金融影响农业现代化的正向作用越明显。

通过观察控制变量还可以发现,货运量和农村有线电视用户数都对农业现代化产生了显著的正向影响,而农村用电量和有效灌溉面积对农业现代化发展具有显著负向影响。可能的解释是我国农业灌溉方式还比较粗放,绝大多数采用传统的畦灌,农田灌溉水利用系数仅为 0.54,加重的农业生产成本导致农业投入产出比较低,阻碍了农业现代化发展。也有研究表明,农户对农业用电的需求与有效灌溉面积呈正相关关系,这是农村用电量与农业现代化呈负相关的原因。家庭户均人口规模也对农业现代化的影响为负,这可能是因为家庭人口规模增加,人均资本的占有量降低,从而导致出现负相关性。

表 6 面板门槛回归结果

变量	模型(8) <i>AML</i>	模型(9) <i>AML</i>	模型(10) <i>AML</i>
<i>DFI</i>		0.138 (0.095)	0.027 (0.093)
<i>ACIs</i>			0.016 (0.043)
<i>ACIa</i>		0.058 *** (0.016)	
<i>DFI</i> (<i>ACIs</i> < <i>threshold1</i>)	0.100 *** (0.033)		
<i>DFI</i> (<i>threshold1</i> ≤ <i>ACIs</i>)	0.167 *** (0.036)		
$D_{ACIs} \times DFI$			0.053 *** (0.010)
<i>PA</i>	-0.003 (0.027)	-0.051 ** (0.024)	-0.078 *** (0.023)
<i>EPC</i>	-0.243 ** (0.091)	-0.189 *** (0.052)	-0.201 *** (0.049)
<i>HW</i>	-0.019 (0.098)	-0.026 (0.056)	-0.127 ** (0.056)
<i>FA</i>	0.110 ** (0.044)	0.115 *** (0.031)	0.119 *** (0.031)
<i>EIA</i>	-0.240 *** (0.062)	-0.220 *** (0.057)	-0.208 *** (0.055)
<i>NT</i>	0.067 ** (0.025)	0.018 (0.022)	0.052 ** (0.022)
<i>IR</i>	-0.036 (0.057)	-0.046 (0.036)	-0.134 (0.035)
<i>PS</i>	-0.103 *** (0.021)	0.069 ** (0.031)	0.069 ** (0.030)
constant	0.499 *** (0.061)	0.423 *** (0.042)	0.439 *** (0.040)
省份固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
观测值	300	300	300
R-squared	0.694	0.768	0.790
Sobel 检验	——	Z=1.707, 其 p 值为 0.088	

注:(1)括号内为聚类稳健标准误;(2)*表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$;(3)模型(8)为门槛效应回归结果,模型(9)为中介效应稳健性检验结果,模型(10)为门槛效应稳健性检验结果

(四)稳健性检验

1. 中介效应稳健性检验

在基准回归中,我们采用 2011—2020 年中国省级面板数据对模型进行了估计,中介变量农业资本

投入运用财政、信贷和农户投入三部分加总来衡量。为了检验模型的稳健性,我们将其替换为单位耕地面积农业固定资产投资额(ACI_a),具体为各省份农业固定资产投资总额与耕地面积的比值,检验结果见表6。从表6第3列可以看出,加入农业资本投入变量,数字普惠金融对农业现代化影响的显著性消失,且在10%的显著性水平下通过了Sobel检验,表明中介效应稳健性良好。

2. 门槛效应稳健性检验

依据农业资本投入的门槛值,我们将数据样本划分为低水平($ACI_s < 0.271$)区间和高水平($ACI_s \geq 0.271$)区间,并设置虚拟变量 D :

$$\text{当 } D = \begin{cases} 1 & \text{门槛值在高水平} \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

引入变量 $D_{ACI_s} \times DFI_{it}$ 后的动态面板数据估计模型为:

$$AML_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 DFI_{it} + \lambda_2 ACI_{sit} + \lambda_3 D_{ACI_s} \times DFI_{it} + \sum control + \varepsilon_{it} + \mu_i + \omega_t \quad (10)$$

其中, λ_0 为常数项估计系数, λ_1 为核心解释变量估计系数, λ_2 为门槛变量估计系数, λ_3 为引入变量估计系数, ε_{it} 为随机扰动项, μ_i 为个体效应, ω_t 为时间效应。对上述模型进行估计,估计结果见表6。在表6第4列中, $D_{ACI_s} \times DFI_{it}$ 的估计系数在1%的统计水平下显著为正,说明了农业资本投入的门槛效应显著,在相应门槛区域内,数字普惠金融对农业现代化的正向促进作用随农业资本投入增加有增大的趋势,控制变量对被解释变量的估计系数、符号和显著性与基准回归差异较小,表明门槛效应具有较好的稳健性。

六、结论与启示

数字普惠金融能通过降低农业获取资本的难度从而增加农业资本投入,而资本投入能促进资本快速积累,进而加快农业现代化发展进程。本文基于2011—2020年大陆30个省市区的面板数据,运用熵值法和层次分析法从农业投入、农业产出、农业可持续发展和农村社会经济发展水平四维度评价了我国农业现代化发展水平,并结合北京大学数字普惠金融指数和农业资本投入指标,对数字普惠金融经农业资本投入对农业现代化的作用机制提供了经验证据;进一步利用面板门槛模型分析了数字普惠金融对农业现代化影响作用,以及农业资本投入中介效应影响的门槛特征。本文的主要结论可以概括为:

第一,数字普惠金融对农业现代化有显著的直接影响作用,数字普惠金融发展程度越高,对农业现代化发展越有利。从数字普惠金融影响农业现代化的过程来看,农业资本投入有着重要的中介作用,其影响路径为数字普惠金融→农业资本投入→农业现代化。农业资本投入量越大,数字普惠金融对农业现代化的正向影响作用越强,这些基本结论经过一系列稳健性检验后仍然成立。

第二,数字普惠金融对农业现代化的促进作用存在农业资本投入单重门槛效应。数字普惠金融对农业现代化具有显著的正向作用,但受农业资本投入单重门槛效应的影响。当农业资本投入水平跨越该门槛后,数字普惠金融对农业现代化的正向促进作用成倍增强。相对于低农业资本投入水平,高农业资本投入水平下数字普惠金融对农业现代化的正向作用更加明显,这也反映出农业资本投入的中介作用还处于规模报酬递增阶段。

基于此,本文提出以下两点建议:一是应通过政策支持和资金投入持续推动数字普惠金融发展,在丰富金融科技创新的基础上加速现代技术在金融领域的渗透,提高数字普惠金融发展水平。加大农村数字化、智慧化建设的投入力度,完善农村地区互联网基础设施建设,尤其是增加对农户的覆盖广度,二是农业现代化的政策中更加重视农业资本投入。要进一步完善农村投融资体系,除了加大财政和金融机构对农业资本的投入外,还要鼓励更多社会资本参与农业现代化建设,拓宽农业资本投入的渠道,以提高农业资本投入水平,从而使数字普惠金融更充分地发挥对农业现代化的促进作用。

[参 考 文 献]

- [1] 西奥多·w·舒尔茨. 改造传统农业[M]. 北京: 商务印书馆, 1987.
- [2] 顾焕章,王培志. 论农业现代化的涵义及其发展[J]. 江苏社会科学, 1997(1).
- [3] 窦祥胜. 中国农业:市场化、产业化与现代化[J]. 中共福建省委党校学报, 2000(5).
- [4] 黄国祯. “农业现代化”再界定[J]. 农业现代化研究, 2001(1).
- [5] 魏素豪,刘颖燃,高延雷,宗刚. 中国农业现代化评价及其空间格局演化[J]. 浙江农业学报, 2019(6).
- [6] Chen K, Tian G, Tian Z. Evaluation of the coupled and coordinated relationship between agricultural modernization and regional economic development under the rural revitalization strategy[J]. *Agronomy (Basel)*, 2022(5).
- [7] 乔玉洋. 江苏农业现代化的制约因素与对策探讨[J]. 商业研究, 2009(12).
- [8] 栗滢超,杜如宇,李鸣慧,李林莉. 农业生产投入要素与农业增长关系研究[J]. 地域研究与开发, 2019(3).
- [9] 许月丽,孙昭君,李帅. 数字普惠金融与传统农村金融:替代抑或互补? ——基于农户融资约束放松视角[J]. 财经研究, 2022(6).
- [10] 侯国栋. 农村金融二元体制惯性及其资本抑制机理研究[J]. 经济社会体制比较, 2017(1).
- [11] Key N. Off-farm income, credit constraints, and farm investment[J]. *Journal of agricultural and applied economics*, 2020(4).
- [12] Channa A, Khan I, Magsi H. Farm level impacts of credit constraints on agricultural investment and income[J]. *Pakistan Journal of Agricultural Research*, 2019(2).
- [13] 郭峰,王靖一,王芳,孔涛,张勋,程志云. 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).
- [14] 黄益平,黄卓. 中国的数字金融发展:现在与未来[J]. 经济学(季刊), 2018(4).
- [15] 郭峰,王瑶佩. 传统金融基础、知识门槛与数字金融下乡[J]. 财经研究, 2020(1).
- [16] Lu X, Guo J, Zhou H. Digital financial inclusion development, investment diversification, and household extreme portfolio risk[J]. *Accounting and Finance*, 2021(1).
- [17] 王劲屹. 农村金融发展、资本存量提升与农村经济增长[J]. 数量经济技术经济研究, 2018(2).
- [18] Bodie Z, Merton R. A conceptual framework for analyzing the financial environment—The global financial system: A functional perspective[M]. Boston: Harvard Business School Press, 1998.
- [19] Beck T, Levine R, Loayza N. Finance and the sources of growth[J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1).
- [20] 马连福,杜善重. 数字金融能提升企业风险承担水平吗? [J]. 经济学家, 2021(5).
- [21] 樊文翔. 数字普惠金融提高了农户信贷获得吗? [J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2021(1).
- [22] 黄宗智,高原. 中国农业资本化的动力:公司,国家,还是农户? [J]. 中国乡村研究, 2013(1).
- [23] 赵天荣,邓伟平. 农村金融供给约束下农户的借贷行为与融资偏好[J]. 重庆师范大学学报(社会科学版), 2017(6).
- [24] 程名望,阮青松. 资本投入、耕地保护、技术进步与农村剩余劳动力转移[J]. 中国人口·资源与环境, 2010(8).
- [25] Baron R M, Kenny D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. *J Pers Soc Psychol*, 1986(6).
- [26] 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).
- [27] MacKinnon D P, Lockwood C M, Hoffman J M, West S G, Sheets V. A comparison of methods to test mediation and other intervening variable effects[J]. *Psychol Methods*, 2002(1).
- [28] Wang Q. Fixed-effect panel threshold model using Stata[J]. *Stata Journal*, 2015(1).
- [29] 王玉莹,金晓斌,范业婷,项晓敏,刘晶,周寅康. 农村土地整治对促进农业现代化水平的影响分析[J]. 中国土地科学, 2017(8).
- [30] Balli H O, Sorensen B E. Interaction effects in econometrics[J]. *Empirical Economics*, 2013(1).
- [31] Hayes A F. Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach[M]. New York: The Guilford Press, 2022.

[32] Rucker D D, Preacher K J, Tormala Z L, Petty R E. Mediation analysis in social psychology: Current practices and new recommendations[J]. Social and Personality Psychology Compass, 2011(6).

The Impact of Digital Financial Inclusion on Agricultural Modernization ——Based on the Mediating Effect of Agricultural Capital Investment

Zhao Tianrong¹ Shi Yuqian¹

(School of Economic and Management, Chongqing Normal University, Chongqing 401331, China)

Abstract: Digital financial inclusion can increase agricultural capital investment by reducing the difficulty of obtaining capital for agriculture, while capital investment can promote the rapid accumulation of capital, which then accelerates the development process of agricultural modernization. This paper, based on the panel data of 30 provinces (cities) in China from 2011 to 2020, uses the Entropy Method and Analytic Hierarchy Process (AHP) to evaluate the development level of agricultural modernization in China from four dimensions: agricultural input, agricultural output, agricultural sustainable development, and rural social and economic development level; and combined with the digital financial inclusion index of Peking University and the agricultural capital investment index, it provides empirical evidence for the mechanism of digital financial inclusion through agricultural capital investment on agricultural modernization; the panel threshold model is further used to analyze the promoting effect of digital financial inclusion in agricultural modernization; and the threshold characteristics affected by the intermediary effect of agricultural capital investment.

Keywords: digital financial inclusion; agricultural capital investment; agricultural modernization

[责任编辑:左福生]