

“去内卷化”：要素视角下的数字普惠金融与农地流转

杨佳利, 欧阳博强*

(韶关学院 商学院/粤北乡村振兴研究中心, 广东 韶关 512005)

摘要: 基于农户生产模型从要素视角剖析农地流转“内卷化”的成因, 并阐述数字普惠金融对农地流转“去内卷化”的影响及机制, 然后进一步利用湘粤两省调研数据和Heckman两阶段模型实证检验数字普惠金融对农户农地转入行为的影响。研究发现, 数字普惠金融能显著促进农户农地转入, 该结论在稳健性检验后仍然成立。机制分析表明, 数字普惠金融发挥作用的重点在于推动农业机械化, 促进农户转入土地以实现规模化经营。异质性检验发现, 数字普惠金融显著促进了土地经营面积在30亩以下的农户农地转入行为, 且对经营面积在10—30亩的农户作用最强; 相较于广东, 数字普惠金融使用对湖南样本农户的作用更强。因此, 要强化分类指导, 引导数字普惠金融“活水”精准滴灌田间地头, 促进农户农地流转以推进农地适度规模经营。

关键词: 农地流转; 数字普惠金融; 农地转入行为; 农业机械化; 适度规模经营

中图分类号: F323; F49; F832

文献标识码: A

文章编号: 1009-2013(2025)06-0025-10

De-involution: Digital inclusive finance and farmland transfer from a factor perspective

YANG Jiali, OUYANG Boqiang*

(Business School/North Guangdong Rural Revitalization Research Center, Shaoguan University, Shaoguan 512005, China)

Abstract: Based on the farmer production model, this paper analyzes the causes of “involution” in farmland transfer from the factor perspective, and elucidates the impact and mechanisms of digital inclusive finance on the “de-involution” of farmland transfer. Subsequently, by using survey data from Hunan and Guangdong provinces and the Heckman two-stage model, it empirically tests the influence of digital inclusive finance on farmers’ farmland inflow behavior. The study finds that digital inclusive finance can significantly promotes farmers’ farmland inflow, and the conclusion remains valid after robustness tests. Mechanism analysis reveals that the primary mechanism through which digital inclusive finance functions lies in promoting agricultural mechanization and encouraging farmers to acquire more land to achieve scale management. Heterogeneity tests show that digital inclusive finance significantly promotes farmland inflow for farmers with operational land under 30 mu, especially for those with 10-30 mu of operated land. The use of digital inclusive finance has a more significant impact on sampled farmers in Hunan compared to those in Guangdong. Therefore, it is essential to strengthen categorized guidance, channel the “live water” of digital inclusive finance to irrigate the fields precisely, and promote farmers’ farmland transfer to advance moderate-scale farmland operation.

Keywords: farmland transfer; digital inclusive finance; farmland inflow behavior; agricultural mechanization; moderate-scale operation

一、问题的提出

农地流转具有资源配置与边际产出拉平效应, 对提升农地利用率与农业生产效率、改善农民福利和推进农业农村现代化具有重要意义^[1]。自 20 世纪 90 年代以来, 中国积极推动农地流转, 中央一号文件多次强调应完善土地流转的体制机制, 促进土地流转公平、规范、有序开展, 以发展农业规模经营。经过多年的努力, 中国农地流转市场得以快速发展。

收稿日期: 2025-05-26

基金项目: 广东省哲学社会科学规划一般项目 (GD22CGL12); 广东省普通高校特色创新类项目 (2024WTSCX036); 韶关学院引进(培养)人才科研项目 (9900064604)

作者简介: 杨佳利 (1982—), 女, 湖南长沙人, 博士, 副教授, 主要研究方向为农业经济理论与政策。*为通信作者。

2004 年,全国农村承包地流转面积仅 0.58 亿亩,至 2022 年,全国已有 1 474 个县(市、区)建立流转市场、约 2.2 万个乡镇建立流转服务中心,全国家庭承包耕地土地经营权流转面积超过 5.32 亿亩^①。然而,第三次全国农业普查数据显示,我国小农户数量仍占农业经营主体的 98% 以上,小农户从业人员占农业从业人员的 90%,小农户经营耕地面积占总耕地面积的 70%,在 2.3 亿农户中,有 2.1 亿户经营耕地面积在 10 亩以下^[2]。当前中国农村户均耕地面积仍然偏小,农地流转市场尚未发育成熟。

中国农业“去内卷化”目标尚未实现,农地流转却陷入增速放缓、小农经营模式固化与效率递减的“内卷化”困境^[3]。小规模、分散化的经营格局严重制约农业现代化进程。那么,哪些因素影响农户农地流转行为。已有研究从行为主体视角出发,考察了健康与人力资本^[4]、政治身份^[5]、非农就业^[6]、家庭生计策略^[7]、社会阶层^[8]、家庭劳动力与收入满意度^[9]、风险与产权意识^[10,11]以及兼业程度^[12]等个体与家庭层面因素对农地流转的显著影响;另有研究关注外部环境因素,发现经济发展水平^[13]、基础设施^[14]、资源禀赋^[15]、产权制度与农业补贴^[16]、气候与自然灾害^[17]等也对农户农地流转的认知与决策产生重要作用。

农户农地流转决策中所面临的金融约束及其变化也日益受到学界关注。农业融资状况对农地流转意愿、规模及方式选择具有重要影响^[18]。金融发展可显著提升农户农地流转意愿^[19],推动非农与兼业农民分化,促进农业生产性投资扩大与农地流转规模化;提高农村金融可得性可有效推进农地流转^[20]。然而,传统金融市场存在贷款规模偏好、融资机制不完善、抵押物变现难等问题,导致农业金融供给不足和结构失衡,农业生产性融资需求难以充分满足,削弱了农户农地转入动力。普惠金融致力于实现金融服务机会均等与可持续发展,旨在消除“金融排斥”,但在技术上仍难以突破“最后一公里”的服务瓶颈^[21]。

数字普惠金融的迅速兴起为破解这一困境提供了新路径。作为大数据、人工智能、互联网等数字技术与普惠金融深度融合的产物,数字普惠金融增强了金融服务的地理渗透性,拓展了普惠金融的实现方式,使传统金融体系之外的弱势群体有机会获得金融服务,提升了农业生产性资本的可得性。理论研究指出,数字普惠金融可拓宽农户农地流转

的交易半径,为农户经济决策调整和农地流转市场化创造条件^[22],推动农地流转市场从“关系型”向“合约型”转变^[23];同时,它提升了农户成本收益分析能力与决策理性,增强非农就业稳定性,进而促进农地流转^[24]。在实证方面,张永奇基于省级面板数据的研究证实,数字普惠金融对农地流转具有显著影响,且效应因流转主体、方向和维度不同而存在差异^[25]。

综上,现有关于农地流转影响因素的文献已较为充分,亦有研究从数字普惠金融视角展开探讨,但尚鲜见从要素视角系统剖析中国农地流转“内卷化”成因并探寻解决之道,微观层面的因果证据仍显不足,尤其缺乏针对数字普惠金融可得性、规模需求与资金使用方式等差异对农地流转匹配性影响的深入分析。农地流转“内卷化”的本质是小农模式的自我复制,解释与解决该问题需聚焦于微观农户个体的决策行为。鉴于此,本文拟基于农户调研数据,系统研究数字普惠金融对农户农地转入行为的影响。与已有研究相比,本文的边际贡献主要有以下三方面:一是紧扣农地流转“内卷化”现实问题,尝试为数字普惠金融与农户农地转入行为之间的因果关系及作用机制提供微观证据,在研究视角上具有创新性。二是从“数字普惠金融获得”与“数字普惠金融使用”两个维度关注微观主体行为,同时从“是否转入农地”和“农地转入程度”两方面衡量农户农地转入行为,试图厘清数字普惠金融与农户农地转入行为之间的内在联系,这不仅对解释农地流转“内卷化”困境具有关键意义,也是对现有文献的重要拓展。三是考虑到农户个体差异与外部环境异质性,数字普惠金融对不同类型农户的农地转入行为的影响可能存在差异,本文参考《中国农村政策与改革统计年报》的分类方法,结合湘粤地区农地特征,将农地经营规模分为四种类型,并依据样本来源地进行分类检验,丰富了该领域的研究内容。本文旨在为制定精准匹配的数字普惠金融政策、促进农地流转提供经验依据。

二、理论分析与研究假设

(一) 农地流转“内卷化”的成因:要素视角

农户要增加农地要素投入,可以通过农地流转得以实现。农地流转“内卷化”的本质在于单个农户农地转入规模不足,究其根本在于农业生产的两大核心要素——金融资本和土地投入不足。本文拟

从要素视角，借助可分离的农户生产模型对农地流转“内卷化”的根本原因展开分析^[26]，即分析金融要素如何影响农户的农地转入决策。本文设定模型的四个假设条件是：一是农村要素市场是完善的；二是农业生产目标是利润最大化；三是农户获得金融资本用于农业生产；四是仅考虑金融资本和土地两种投入要素。

假设农户家庭承包土地禀赋为 \bar{L} ，农户转入土地后经营规模扩大到 L ，土地租金为 r ；农户获得金融的资本为 D ，价格为贷款利息 i ，金融资本成本是 D_i 。假定市场农产品单价为 p 。将金融资本与土地的最优要素投入量 D_0 与 L_0 转化为目标函数最大化的求解。假定农户生产函数 $f(L, D)$ 为严格凹函数，满足 $f_D > 0$ ， $f_L > 0$ ， $f_{DD} < 0$ ， $f_{LL} < 0$ ，的条件，且：

$$D = \frac{f_{DD}f_{DL}}{f_{LD}f_{LL}} = f_{DD}f_{LL} - f_{DL}^2 > 0 \quad (1)$$

农户生产目标函数为：

$$\max_{D, L} \Pi = pf(L, D) - iD - (L - \bar{L})r \quad (2)$$

$$\text{一阶条件为：} \begin{cases} pf_D = i \\ pf_L = r \end{cases} \quad (3)$$

在利润最大化条件下，金融资本与土地的投入决策要满足公式（3）的一阶条件，由于 f_L 与 f_D 分别为土地 L 及金融资本 D 的函数，对（3）式求关于 L 、 D 、 i 、 r 、 p 的全微分，结果为：

$$\begin{cases} pf_{DD}dD + pf_{DL}dL + f_Ddp - di = 0 \\ pf_{LD}dD + pf_{LL}dL + f_Ldp - dr = 0 \end{cases} \quad (4)$$

求解可得：

$$dL = \frac{1}{p(f_{LD}f_L - f_{LL}f_D)} \quad (5)$$

$$[(pf_{LD}f_D - pf_{DD}f_L)dD + f_Ldi - f_Ddr]$$

本文关注的是金融资本对土地经营规模的影响，令 $di=dr=0$ ，农产品价格 $p=1$ ，则：

$$\frac{dL}{dD} = \frac{f_{LD}f_D - f_{DD}f_L}{f_{LD}f_L - f_{LL}f_D} \quad (6)$$

f_{LD} 的值反映农业生产中金融资本与土地两类投入要素的关系。若不考虑农业技术进步率，当金融资本投入增加，若要实现新的均衡，则要求土地要素的投入也增加， f_{LD} 大于零。即在农业生产中，金融资本与土地两大要素存在互补性。农户在决定是否转入农地以扩大经营规模时，会理性考虑规模化生产的外部条件，而金融资本是农业生产中具有

“纽带”作用的核心生产要素，是农户土地规模经营决策中需要重点考虑的外部要素条件。然而，传统农村要素市场的金融短缺和农业生产性金融资本投入不足，制约了土地要素投入的增加和流转市场的发育，从而导致农地流转陷入流转动力不足和流转规模受限的“内卷化”困境。

（二）“去内卷化”：数字普惠金融对农户农地转入行为的影响

1. 直接影响

数字普惠金融对农户农地转入行为的影响主要体现在以下方面：一是突破金融时空限制，提高农户的金融可及性。借助数字技术的时空穿透性，数字普惠金融不仅实现了业务办理、审批与运营流程的智能化与数字化，还能整合闲置资金，促使资本以更快的速度、更广的覆盖面触达农户，从而缓解农地规模经营面临的金融约束。二是降低金融准入门槛，提高农户的金融可得性。传统金融贷款的规模偏好使得小农面临着融资难、融资贵的困境，数字普惠金融通过技术与服务创新降低金融准入门槛，在引导资本流向新型农业经营主体的同时，兼顾小农的普惠性金融需求，破解了小农“融资难、融资贵、融资慢”的困境，有助于增强小农户的土地转入意愿^[25]。三是优化金融资本配置，提升农户的资本使用效率。数字普惠金融改善了资本配置效率，数字平台实现了供需双方信息的高效匹配，有助于提升农户资金利用效率并降低规模经营的成本，进而促进农户土地转入。总而言之，数字普惠金融能解决农户农地转入中面临的诸多痛点、难点与堵点，通过改善规模化经营中的金融要素条件，影响农户农地转入的决策。据此，提出如下假设：

H₁：数字普惠金融能促进农户农地转入。

2. 间接机制

（1）农业机械化。人均金融支持程度与农户人均投资量存在双向 Granger 因果关系^[27]，信贷可得性与农业生产性固定资产的投资规模呈正相关^[28]。农用机械长期投资具有非连续性和不可分性，致使农户面临较高的投资成本^[29]，然而，传统金融市场的不完善制约了金融信贷对农业机械化的支持^[30]。数字普惠金融能有效缓解农业生产性资金约束，加快农业资本广化与资本深化进程，在资本和劳动力的相对价格持续下降的市场环境下，促进资本增密型农业科技进步以替代劳动力^[31]。随着数字普惠金融发展水平的提升，农户由传统耕种方式转向半机

械化、机械化生产的可能性增大^[32]。农业机械化促进农户农地转入行为的机理主要体现在两方面：一方面，农业机械化需以土地集中为支撑，这与小农户的土地流转意愿密切相关。另一方面，农业机械化推动了资本增密型农业技术进步，提升了资本与技术的融合程度。高附加值的资本和技术被引入农业生产过程，能够持续提高农业技术效率和农户经营收益能力，进而激励农户转入农地。

(2) 农业外包服务。完备的金融市场体系能够通过优化资金配置与支持技术创新等机制，扩大农业生产服务市场规模，推动产业优化与转型升级。传统金融在为农业服务行业提供资本支持时，往往面临成本高、效率低等问题，导致金融支持服务产业的作用未能充分发挥^[33]。数字普惠金融通过降低信贷门槛，能为农机服务供给主体购置和定期维护农机设备提供资金支持，同时，借助数字平台协助农户获取外包服务所需的融资，从而增强供需双方的要素购买能力。此外，数字普惠金融通过搭建信息桥梁，为外包服务供需双方提供高效信息对接，有助于缓解信息不对称、提升匹配效率、降低交易成本，进而提高农机外包服务的采纳水平^[34]。农机外包服务采纳水平的提升，有助于推动农业生产服务市场发展，促进农业家庭经营向新型农业经营体系转型，增强生产分工的经济性，并带动小农户融入适度规模农业轨道。外包服务将原本不适合小规模农户采用的先进农业生产技术引入各生产环节^[35]，优化农业要素配置，提高农业生产效率，有助于降低农业生产成本，从而对扩大土地规模经营产生积极影响。据此，提出如下假设：

H₂：数字普惠金融通过推动农业机械化促进农户农地转入。

H₃：数字普惠金融通过提升农业外包服务采纳水平促进农户农地转入。

三、数据来源、变量选取与模型设定

(一) 数据来源

本文所用数据来源于广东省科研平台“粤北乡村振兴研究中心”课题组于 2023 年 5 月—2025 年 3 月在广东省和湖南省针对农业户主的调查。湖南省与广东省作为中国的农业大省，城镇化进程较快，经济发展水平与农业现代化水平较高，农村金融生态较为成熟，金融数字化水平较高。调研主要分为

两个阶段：第一阶段，2023 年 5 月—8 月，调研组赴粤北地区韶关市珠玑镇聪背村、里仁村和梅关村开展预调研，根据反馈结果，对问卷中设计不合理的问题进行纠正和删减，以提升问卷的质量。第二阶段，2023 年 9 月—2025 年 3 月，分广东和湖南两组开展正式调研，调研共发放问卷 923 份，回收整理有效问卷 855 份，有效回收率为 92.63%。

(二) 变量选取

因变量：农户农地转入行为，包括是否转入农地和农地转入程度。本文关注的是农地中的耕地，以“是否转入耕地”和“转入耕地面积占家庭耕地面积的比例”来衡量。

核心解释变量：数字普惠金融，包括数字普惠金融获得与数字普惠金融使用。通过设置题项“您通过下列哪些方式获得农业生产性资金（可多选）^[36]？A.电脑网上银行转账 B.手机银行转账 C.微信支付 D.支付宝 E.各种电子钱包类产品（如百度钱包、京东钱包、翼支付等）F.其他移动支付产品 G.上述都没有用过”。若被访对象选择 A—F 中的任意一项或多项，则认为其获得了数字普惠金融，标注为“是”；若被访对象选择选项 G，则标注为“否”。另外，通过设置“您通过上题 A—F 的方式获得的农业生产性资金占农业生产总投资的比例是多少？”来衡量数字普惠金融使用情况。

控制变量：结合前文文献，从家庭户主的个体特征、家庭特征和外部特征三个方面综合衡量。选取户主的年龄^[17]、健康状况与受教育程度^[4]、是否村干部^[5]、风险偏好^[10]、产权意识^[11]来反映农户个体特征；用家庭成年劳动力人数和家庭收入满意度^[9]反映农户的家庭特征；选取基础设施^[14]、距镇集距离^[15]、政府支持^[16]和自然灾害^[17]来表征外部特征。

机制变量：基于前文分析，选取农业机械化和农业外包服务作为机制变量。参考已有文献^[32]，用“您的农地耕种方式是？传统农耕=1；半机械化=2；机械化=3”作为农户农业机械化的考察指标；用“您购买农业外包服务的程度”的五分量表衡量农户的农业外包服务水平。

分组变量：包括经营耕地面积和样本所在地域。

变量的类型、名称、赋值以及描述性统计分析结果见表 1。

表1 变量定义与描述性统计结果

变量类型	变量名称	变量赋值	均值	方差
被解释变量： 土地转入行为	是否转入农地	是=1；否=0	0.695	0.094
	农地转入程度	转入耕地面积占家庭耕地面积的比例	4.819	35.645
核心解释变量： 数字普惠金融	数字普惠金融获得	获得=1；尚未获得=0	0.739	0.193
	数字普惠金融使用	农业生产性数字普惠金融资金占农业生产总投资的比例	0.269	0.071
控制变量I： 户主个人特征	年龄	19—35岁=1；36—50岁=2；51—60岁=3；60岁以上=4	3.010	0.785
	健康状况	非常不健康=1，比较不健康=2，一般=3，比较健康=4，非常健康=5	2.901	0.748
	受教育年限	单位：年	8.414	5.036
	政治身份	是否为村干部？是=1；否=0	0.049	0.047
	风险偏好	您能承受的农业生产风险是？ 1—5分	2.305	0.228
	产权意识	您觉得产权确权的必要程度是？ 1—5分	2.603	0.640
	家庭成年劳动力	单位：人	2.140	0.343
控制变量II： 家庭特征	家庭农业收入	家庭年收入水平满意度：1—5分	2.251	0.568
控制变量III： 外部特征	基础设施	村庄各类基础设施的发展水平：1—5分	2.503	0.493
	政府政策	当地政策对土地流转的支持程度：1—5分	2.588	0.335
	自然灾害	所在农庄近三年是否发生过自然灾害：是=1；否=0	0.604	0.239
	距镇集距离	0—3公里=1；4—6公里=2；7—9公里=3；10公里及以上=4	2.746	0.477
机制变量	农业机械化	您的农地耕种方式？传统农耕=1；半机械化=2；机械化=3	2.388	0.471
	农业外包服务	您购买农业外包服务的程度：1—5分	1.970	0.787
分组变量	经营耕地面积	($S < 10$)=1；($10 \leq S < 30$)=2；($30 \leq S < 50$)=3；($S \geq 50$)=4。单位：亩	2.199	1.247
	样本所在地域	湖南省=1；广东省=2	1.725	0.200

（三）模型设计

本文采用 Heckman 两阶段模型检验数字普惠金融对农户农地转入行为的影响。农户农地转入行为可以分为相互联系的两个阶段：第一阶段为“是否转入农地”；第二阶段是“农地转入程度”。

首先以农户“是否转入农地”作为第一阶段的被解释变量，对所有样本进行 Probit 估计，具体模型如下：

$$\begin{cases} prob(Y=1)=\phi(\alpha'X) \\ prob(Y=0)=1-\phi(\alpha'X) \end{cases} \quad (7)$$

式(7)中，因变量 Y 为农户“是否转入农地”，向量 X 表示包含数字普惠金融在内的一系列影响因素 Y 的变量， α' 为待估系数。然后，从第一阶段 Probit 估计方程中得到转换比率 λ ，以修正第二阶段 OLS 回归的选择性偏误，具体模型如下：

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 DIF_i + \alpha_2 Control_i + \alpha_3 \lambda + \mu_i \quad (8)$$

式(8)中， Y_i 为农户“农地转入程度”。 DIF_i 表示解释变量数字普惠金融（含数字普惠金融获得与数字普惠金融使用）； $Control_i$ 表示以家庭户主的个体特征、家庭特征和外部特征三个维度表征的所有控制变量； α_0 为模型常数项， α_1 为解释变量的估计系数， α_2 为控制变量的估计系数； μ_i 为模型的残差； α_3 为转换比

率 λ 的估计系数，若 α_3 显著，则表明农户选择性偏差存在，Heckman 两阶段模型有效。

四、实证结果与分析

（一）基准回归分析

本文采用 R3.4.3 运行 Heckman 两阶段模型估计数字普惠金融对农户农地转入行为的影响，结果见表 2。结果显示， λ 的估计值 α_3 均显著，表明农户“是否转入农地”与“农地转入程度”存在关联性。Heckman 两阶段模型中 F 统计量均显著，表明

表2 基准回归结果

变量	(1) 是否转入	(2) 转入程度	(3) 是否转入	(4) 转入程度
数字普惠金 融获得	0.786*** (0.213)	0.183*** (0.019)		
数字普惠金 融使用			0.106* (0.059)	10.699*** (0.750)
常数项	-0.798*** (0.238)	-32.994*** (1.585)	-1.093*** (0.257)	-22.980*** (1.682)
控制变量	YES	YES	YES	YES
λ	0.929	2.683	1.288	-0.068
R^2	0.378	0.908	0.380	0.929
样本量	855	855	855	855
残差标准误	0.244	1.817	0.244	1.592
F 值	39.340	639.100	39.690	852.300

注：*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ ；括号内为标准误。下同。

选择该模型具有合理性。数字普惠金融对农户农地转入行为的影响在Heckman第一和第二阶段的检验均显著且为正， H_1 得证。具体来说，数字普惠金融获得每提高1个单位，农户农地转入的概率提高0.786、农地转入的程度提高0.183。

本文需要重点探讨的是，数字普惠金融作为农业投入要素对农地规模化经营的影响，并在多大程度上影响农地转入行为。已有关于“数字普惠金融”的微观研究仅关注“是否获得数字普惠金融”这一指标。然而，获得数字普惠金融支持的农户在金融资本的使用去向上存在较大差异，只有将数字普惠金融资金作为农业投入要素来使用，进而探讨其对土地转入的影响才具有较强的现实说服力。结果显示，数字普惠金融使用显著助推了农户农地转入行为，即用于农业生产的数字普惠金融占比每提高1个单位，农户农地转入的概率提高0.106、农地转入程度提高10.699，这不仅验证了数字普惠金融与土地是互补性生产要素的理论假设，也进一步支持了邓伟华等学者的研究结论^[22]。通过对比还发现，数字普惠金融使用对农户农地转入程度的影响远大于是否转入的影响，这表明提高农业生产性数字普惠金融的使用比例，可较大幅度改善“小农复制”，该结果为数字普惠金融缓解当前农地流转“内卷化”困境提供了理论与微观证据支持。

（二）稳健性检验

1. 替换模型

为确保结果的稳健性，本文通过更换计量模型展开检验，由于农地转入程度是受限被解释变量，只有转入了农地才能计算其农地转入程度，这种情况属于数据被截取，这类数据被称为归并数据，且左归并于0。本文采用左归并Tobit模型检验数字普惠金融对农户农地转入程度的影响，具体模型如下：

$$profit_i = \beta_0 + \beta_1 DIF_i + \beta_2 Control_i + \mu_i \quad (9)$$

$profit_i$ 表示为第*i*个农户的农地转入程度， β_0 、 β_1 和 β_2 是待估参数， μ_i 为随机误差项。 DIF 表示数字普惠金融变量，包含数字普惠金融获得与数字金融使用两项指标。

检验结果如表3所示，数字普惠金融获得和数字普惠金融使用的回归系数分别为0.437和11.618，通过了显著性检验，两项回归系数估计结果与Heckman两阶段模型估计值相比有所增大，影响方

向和显著性水平没有发生改变。为了进一步验证结论的可靠性，对左归并Tobit模型进行多重共线性检验，结果表明不存在严重多重共线性。上述检验表明，替换模型后数字普惠金融对农户农地转入行为具有显著正向影响的结论是稳健的。

表3 替换模型检验结果

变量	农户农地转入程度	
	(1)	(2)
数字普惠金融获得	0.437** (0.212)	
数字普惠金融使用		11.618*** (0.692)
控制变量	YES	YES
常数项	-31.522*** (1.383)	-20.727*** (1.346)
ln(σ)	0.626*** (0.026)	0.476*** (0.026)
样本量	855	855
对数似	-1 607.800	-1 487.870
AIC	3 245.601	3 005.739
BIC	3 316.867	3 077.006

2. 替换核心解释变量

参考谢绚丽等^[37]的研究，用“互联网使用”替换核心解释变量“数字普惠金融”。互联网使用是数字普惠金融的必备条件，两者高度相关，用其替代数字普惠金融具有一定的合理性。用“是否使用互联网”替换“数字普惠金融获得”，用“互联网使用程度”替换“数字普惠金融使用”，采用Heckman两阶段模型展开回归，检验结果见表4。结果显示，互联网使用对农户农地转入行为的影响在Heckman第一和第二阶段的检验显著且为正。该结论与数字普惠金融对农户农地转入行为影响的检验结果基本一致，进一步论证了基准回归结果的稳健性。

表4 替换核心解释变量的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	是否转入	转入程度	是否转入	转入程度
是否使用互联网	0.063** (0.028)	0.206* (0.116)		
互联网使用程度			0.032*** (0.012)	0.486*** (0.087)
控制变量	YES	YES	YES	YES
常数项	-0.810*** (0.210)	-33.139*** (1.565)	-0.662*** (0.209)	-31.400*** (1.522)
λ	0.927	2.810	0.920	2.626
R^2	0.379	0.908	0.372	0.911
样本量	855	855	855	855
残差标准误	0.244	1.816	0.245	1.786
F 值	39.500	640.200	38.390	664.200

五、进一步分析

(一) 作用机制分析

基于前文的理论分析，数字普惠金融可能经由农业机械化和农业外包服务的传导机制影响农户农地转入行为。本文在数字普惠金融对农户土地转入行为影响显著的前提下，进一步检验数字普惠金融对机制变量 $Mech_i$ 的影响及机制变量的中介效应^[38]，具体模型如下：

$$Mech_i = \gamma_0 + \gamma_1 DIF + \gamma_2 Control_i + \mu_i \quad (10)$$

$$profit_i = \delta_0 + \delta_1 DIF_i + \delta_2 Mech_i + \delta_3 Control_i + \mu_i \quad (11)$$

首先，检验农业机械化在数字普惠金融影响农户农地转入程度中的作用。自变量涉及数字普惠金融获得和数字普惠金融使用两个指标，检验结果如表5列（1）和列（3）所示。结果显示，数字普惠金融的回归系数均显著，系数值分别为0.037和0.276，表明数字普惠金融促进了农业机械化，可进行中介机制检验。表5列（2）和列（4）中介效应检验结果显示，农业机械化回归系数分别为2.131和1.886，数字普惠金融两项指标的回归系数分别为0.213和10.435，影响均显著。这表明，数字普惠金融通过推动农业机械化促进了农户农地转入，H₂得证。

表5 作用机制检验结果

变量	(1) 农业机械化	(2) 农地转入 程度	(3) 农业机械化	(4) 农地转入 程度	(5) 农业外包 服务	(6) 农地转入 程度	(7) 农业外包 服务	(8) 农地转入 程度
数字普惠金融获得	0.037* (0.020)	0.213** (0.094)			0.254*** (0.040)	-0.052 (0.197)		
数字普惠金融使用			0.276** (0.127)	10.435*** (0.625)			1.895*** (0.148)	10.999*** (0.727)
农业机械化		2.131*** (0.184)		1.886*** (0.160)				
农业外包服务						0.938 (0.764)		-0.022 (0.155)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	-0.965*** (0.212)	-29.184*** (1.201)	-0.732*** (0.239)	-19.752*** (1.183)	-0.406 (0.263)	-31.216*** (1.249)	1.421*** (0.281)	-21.368*** (1.283)
R ²	0.791	0.921	0.792	0.940	0.827	0.913	0.849	0.932
样本量	855	855	855	855	855	855	855	855
残差标准误	0.313	1.691	0.313	1.466	0.372	1.765	0.348	1.564
F 值	255.200	694.900	256.500	944.000	309.200	631.300	362.400	820.100

其次，检验农业外包服务在数字普惠金融影响农户农地转入程度中的作用机制。表5列（5）和列（7）结果显示，数字普惠金融获得和数字普惠金融使用显著提升了农业外包服务水平，系数值分别为0.254和1.895。在此结论下，进一步进行中介效应检验，结果见表5列（6）和列（8）。结果显示，农业外包服务在自变量为数字普惠金融获得和数字普惠金融使用的模型中均不显著。农业外包服务在数字普惠金融影响农地转入程度中没有起到中介作用。可能的原因是，虽然调研地区农地转入户在购买机耕、机播、机收、排灌等农业社会化服务上较为普遍，数字普惠金融使用也显著提升了样本地农户的农业外包服务水平。但是，由于局部地区农业外包服务的使用效率和供需匹配度偏低，农业外包服务

促进农地规模化经营的潜力没有得到充分释放，H₃没有得到验证。

(二) 异质性分析

受到农户个体与外部环境等因素的影响，数字普惠金融对不同类型农户农地转入行为的影响可能存在差异。本文将区分农户土地经营面积和调研样本来源地，检验数字普惠金融对农户农地转入行为影响的异质性，这对有针对性地实施供需对接的数字普惠金融政策，以突破农地流转小农复制的“内卷化”困境具有重要的现实意义。

1. 农地经营面积的异质性

本文借鉴《中国农村政策与改革统计年报》和已有研究的做法^[39]，并结合湘粤地区的实际，将样本土地经营规模分为四种类型（表1），检验数字普

惠金融对农户农地转入程度影响的异质性，检验结果见表6。

表6 农地经营面积的异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$S < 10$	$10 \leq S < 30$	$30 \leq S < 50$	$S \geq 50$	$S < 10$	$10 \leq S < 30$	$30 \leq S < 50$	$S \geq 50$
数字普惠金融获得	0.033** (0.016)	0.374* (0.218)	0.235* (0.137)	0.152 (0.146)				
数字普惠金融使用					0.633*** (0.190)	2.469** (1.035)	0.191 (0.766)	17.618 (22.423)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	2.712*** (0.696)	6.373*** (1.117)	-26.145*** (3.842)	-6.315 (12.232)	2.849*** (0.689)	2.518* (1.370)	-26.124*** (3.851)	-15.050 (10.376)
R^2	0.589	0.583	0.739	0.813	0.597	0.590	0.739	0.868
样本量	332	165	218	140	332	165	218	140
残差标准误	0.112	0.538	0.884	2.364	0.111	0.534	0.886	1.992
F 值	35.100	31.320	119.700	45.920	36.300	32.250	99.340	63.770

结果表明，数字普惠金融促进了经营面积在30亩以下样本的农户农地转入程度，影响系数均通过显著性检验，且无论是数字普惠金融获得还是数字普惠金融使用均对经营面积为10—30亩样本的促进作用要高于经营面积在10亩以下的样本。但是，经营面积为30亩以上的样本没有通过对比显著性检验。结合已有文献和南方土地现实条件，本文对上述结论的解释如下：第一，数字普惠金融促进了经营面积在30亩以下样本的农地转入程度，且对土地经营面积为10—30亩样本的促进作用最强。可能的原因是传统金融具有规模偏好，对小农户的资金约束性较强，导致其土地经营规模很难扩大，而数字普惠金融具有普惠性，能较好地满足小规模农户农业生产的金融需求，有助于促进其农地转入。经营面积在10—30亩的农户获得数字普惠金融更多用于购置资本型要素或技术型要素，这些要素对土地有更多吸纳效应，能提高要素配置效率，从而可以较大程度地激发转入农地的动力。而经营面积在

10亩以下的农户，农业生产仍受到其他投入要素的限制，要素组合效率偏低，数字普惠金融对农地转入行为的促进作用受限。第二，数字普惠金融对经营面积在30亩以上样本的影响不显著。可能原因在于，土地经营规模较大的农户，自身资金基础较为雄厚，获得金融资本的渠道较广，金融的规模偏好使他们更容易得到传统金融机构与政府的青睐；而且有研究表明，南方地区土地经营面积大于50亩时呈现出规模报酬递减^[40]，经营主体仍会理性考虑是否通过转入农地扩大经营规模。

2. 样本来源地的异质性

本文区分调研样本来源地检验数字普惠金融对农户农地转入行为影响的异质性，结果如表7所示。数字普惠金融获得对湖南样本农户是否转入农地产生了显著影响，系数为0.177，但是对广东样本的影响不显著；数字普惠金融获得对广东样本农户农地转入程度产生了显著影响，系数为1.382，但是对湖南样本的影响不显著。

表7 样本来源地的异质性检验结果

变量	是否转入		转入程度		是否转入		转入程度	
	广东	湖南	广东	湖南	广东	湖南	广东	湖南
数字普惠金融获得	-0.057 (0.045)	0.177*** (0.032)	1.382*** (0.245)	-0.252 (0.259)				
数字普惠金融使用					0.230*** (0.079)	0.455*** (0.123)	10.186*** (0.785)	12.053*** (0.864)
常数项	0.765** (0.365)	0.404** (0.202)	-36.256*** (1.989)	-32.832*** (1.656)	0.804** (0.372)	0.916*** (0.233)	-28.053*** (1.635)	-21.908*** (1.640)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R^2	0.204	0.504	0.959	0.903	0.205	0.490	0.974	0.926
样本量	618	237	618	237	618	237	618	237
残差标准误	0.194	0.238	1.054	1.953	0.193	0.241	0.850	1.700
F 值	4.407	47.280	405.800	431.500	4.414	44.650	632.500	584.700

数字普惠金融使用对湘粤两地样本农户农地转入行为均有显著影响。广东样本数字普惠金融使用每提高1个单位,农户农地转入概率提高0.230,农地转入程度提高10.186;湖南样本数字普惠金融使用每提高1个单位,农户农地转入概率提高0.455,农地转入程度提高12.053。相对于广东,数字普惠金融使用对湖南农户农地转入行为的作用更强。可能原因在于,近年来湖南省多维聚焦、多点发力,加大数字普惠金融投入、下沉数字普惠金融服务、创新数字普惠金融产品,打通乡村金融服务“最后一公里”,全方位盘活农业生产投入要素,促进了农业生产机械化、标准化与农地经营的规模化。

六、结论与建议

本研究基于湘粤地区农户的微观证据,从要素视角研究了数字普惠金融对农户农地转入行为的影响,得出以下结论:第一,数字普惠金融对农户农地转入行为具有显著影响。第二,数字普惠金融使用对农户农地转入程度的影响大于是否转入农地。也就是说,强化农业生产性数字普惠金融使用可较大幅度改善农地流转的小农复制,突破土地流转的“内卷化”。第三,数字普惠金融发挥作用的重点在于促进农业机械化,但是,由于局部地区农业外包服务的使用效率和供需匹配度偏低,农业外包服务促进农地规模化经营的潜力没有得到充分释放。第四,由于农户农地经营面积不同,数字普惠金融对农户农地转入行为的影响也存在差异。具体表现为,数字普惠金融促进了经营面积在30亩以下样本的农户农地转入行为,其中,对经营面积在10—30亩样本的农户农地转入行为的促进作用较强。第五,数字普惠金融获得对农户农地转入行为的影响在湘粤两地不存在显著差异,但是,相对于广东,数字普惠金融使用对湖南样本农户农地转入行为的促进作用更强。这些结论为分类引导数字普惠金融“活水”精准滴灌田间地头,以助推农地适度规模经营提供了理论与实证依据。

基于上述结论,本文提出以下建议:

第一,应加强农业生产性数字普惠金融供给。一方面,引导数字普惠金融合理流向农业生产,对农业生产借贷和非农生产借贷实行差别化利率,充分发挥数字信贷对农业生产的支持作用,提高农户生产积极性。另一方面,加快数字普惠金融创新与拓宽数字普惠金融供给渠道。推进数字信贷技术与

产品服务创新,丰富数字化金融产品矩阵,满足农户个性化需求;加快线下智能金融网点的布局,充分发挥数字普惠金融“网上办、掌上办、就近办、一次办”的服务能力,切实解决农户农业生产“融资难、贷款难”问题,不断提高农村数字普惠金融的市场渗透率和扩大其覆盖面。通过金融赋能推动农机智能升级,激发智慧农业活力,培育农业新动能,实现适度规模经营与农业机械化的协同发展。

第二,提高农业生产性数字普惠金融供给与农地转入户金融需求的匹配度。应深入了解不同规模、不同地区农地转入户在数字普惠金融需求量、个体特征和使用方式等方面的个性化需求差异,为农业生产提供供需匹配的数字信贷资金。一方面,金融机构应当深入走访规模种植基地,深度对接规模流转户的数字信贷需求,为其制定差异化、个性化的数字普惠金融融资方案,运用现代信息技术推动“融资、融智、融商”有机结合,提供优质的惠农利民金融服务,解决农户土地规模扩张中的资金短板问题。另一方面,应深入了解小规模农户在农业生产中金融短缺的现实情况,掌握其数字普惠金融需求的具体数量和方式等信息,有针对性地提供所需数字信贷支持。

第三,提升农户数字技能与金融素养,促进农地流转。农户数字技能与金融素养的提升有助于减少流转信息不对称及政策理解的偏差,强化经营风险和收益评估能力,进而促进农地转入行为。一方面,可依托金融机构与财经院校开设金融课程、数字内容实操培训等线上线下课程,向农民普及信贷、投资、电商、理财等专业知识,不断提升农户的数字技能与金融素养。另一方面,利用农村信息综合服务平台、官方微信公众号等数字平台,通过图文、视频、音频等多种形式宣传数字普惠金融知识,并组织营业网点的工作人员同步开展线下公益宣讲、上门讲解等多样化推广宣传活动。还应根据农民的学历、年龄和金融知识水平,有针对性地开展特色金融知识教育,不断拓展农民金融知识积累渠道。

注释:

① 数据来源:中华人民共和国中央人民政府网https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202409/content_6973429.htm.

参考文献:

[1] 姚洋. 中国农地制度:一个分析框架[J]. 中国社会科学, 2000(2): 54-65,206.

- [2] 钱忠好. 关于新一轮土地延包的几点思考[N]. 光明日报, 2024-11-26(11).
- [3] 匡远配, 陆钰凤. 我国农地流转“内卷化”陷阱及其出路[J]. 农业经济问题, 2018(9): 33-43.
- [4] 洪名勇, 娄磊, 张兴叶. 健康、教育能促进农地经营权流转吗?——基于“三权分置”下转入视角[J]. 农业经济与管理, 2023(2): 64-73.
- [5] 付振奇, 陈淑云. 政治身份影响农户土地经营权流转意愿及行为吗?——基于28省份3305户农户调查数据的分析[J]. 中国农村观察, 2017(5): 130-144.
- [6] 钱龙, 洪名勇. 非农就业、土地流转与农业生产效率变化——基于CFPS的实证分析[J]. 中国农村经济, 2016(12): 2-16.
- [7] 侯明利. 生计策略对农户土地流转与非农就业的影响[J]. 江西财经大学学报, 2023(5): 104-114.
- [8] 刘灵辉, 张迎新. 农户社会阶层对土地流转行为的影响——基于财富资本与声望资本的视角[J]. 中国土地科学, 2023, 37(6): 41-51.
- [9] 李惠敏, 郭青霞, 丁一, 等. 基于TAM框架的农户土地流转行为影响因素研究——基于山西省欠发达地区5307份农户样本[J]. 干旱区资源与环境, 2023, 37(3): 17-24.
- [10] 李景刚, 高艳梅, 臧俊梅. 农户风险意识对土地流转决策行为的影响[J]. 农业技术经济, 2014(11): 21-30.
- [11] MAX, HEERINK N, IERLANDE V, et al. Land tenure security and land investments in Northwest China[J]. China agricultural economic review, 2013, 5(2): 281-307.
- [12] 张忠明, 钱文荣. 不同兼业程度下的农户土地流转意愿研究——基于浙江的调查与实证[J]. 农业经济问题, 2014, 35(3): 19-24, 110.
- [13] 赵丙奇, 周露琼, 杨金忠, 等. 发达地区与欠发达地区土地流转方式比较及其影响因素分析——基于对浙江省绍兴市和安徽省淮北市的调查[J]. 农业经济问题, 2011, 32(11): 60-65.
- [14] 王成利, 孙学涛, 刘雪燕. 农村基础设施完善对土地流转行为的影响研究[J]. 江淮论坛, 2022(5): 39-47.
- [15] 刘克春, 苏为华. 农户资源禀赋、交易费用与农户农地使用权流转行为——基于江西省农户调查[J]. 统计研究, 2006(5): 73-77.
- [16] 公茂刚, 伊珂萱. 承包地确权、农业补贴与农户土地流转——基于CHFS数据的实证检验[J]. 当代经济研究, 2023(3): 98-108.
- [17] 刘东, 陈景帅, 冯晓龙, 等. 气候变化对农户农地流转行为的影响——来自全国农村固定观察点的证据[J]. 中国农村经济, 2024(5): 40-61.
- [18] 谭燕芝, 叶程芳. 金融可得性视角下的农地流转与农村居民收入[J]. 经济与管理研究, 2021, 42(11): 93-103.
- [19] 张永峰, 路瑶. 金融发展与土地流转: 事实、理论与实证检验[J]. 世界农业, 2022(3): 36-47.
- [20] 尹鸿飞, 张兵, 徐章星. 信贷可得性对农户农地流转行为的影响——基于中介效应模型的实证分析[J]. 世界经济文汇, 2020(5): 89-104.
- [21] 郭守亭, 金志博. 数字普惠金融对区域产业结构升级的空间溢出效应研究[J]. 经济经纬, 2022, 39(6): 77-87.
- [22] 邓伟华, 米运生, 詹舒琪, 等. 数字金融与农地流转的市场化转型: 影响效应与作用机制[J]. 财经论丛, 2023(9): 47-58.
- [23] 马亚飞, 米运生, 黄景怡, 等. 数字金融与农户农地流转合约选择正式化: 影响效应及其作用机制[J]. 经济经纬, 2024, 41(2): 29-40.
- [24] 蔡雪雄, 程秋旺, 石玉婷. 数字普惠金融对农地流转的影响、作用机制与异质性分析[J]. 经济纵横, 2023(4): 118-128.
- [25] 张永奇. 数字普惠金融对农村土地流转的影响及机制研究——来自CFPS与PKU-DFIIC的经验证据[J]. 经济与管理, 2022, 36(3): 30-40.
- [26] 杨子, 饶芳萍, 诸培新. 农业社会化服务对土地规模经营的影响——基于农户土地转入视角的实证分析[J]. 中国农村经济, 2019(3): 82-95.
- [27] 张兵, 许国玉. 江苏省农户投资行为与金融支持的实证分析[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2006(4): 24-28.
- [28] 刘承芳, 张林秀, 樊胜根. 农户农业生产性投资影响因素研究——对江苏省六个县市的实证分析[J]. 中国农村观察, 2002(4): 34-42, 80.
- [29] 柳凌韵, 周宏. 正规金融约束、规模农地流入与农机长期投资——基于水稻种植规模农户的数据调查[J]. 农业经济问题, 2017, 38(9): 65-76.
- [30] 程芳. 上饶市三县金融支持农业机械化发展的调查[J]. 武汉金融, 2018(8): 86-87.
- [31] NAKANO Y, MAGEZI E F. The impact of microcredit on agricultural technology adoption and productivity: Evidence from randomized control trial in Tanzania[J]. World development, 2020, 133: 104997.
- [32] 闫桂权, 何玉成, 张晓恒. 数字普惠金融发展能否促进农业机械化——基于农机作业服务市场发展的视角[J]. 农业技术经济, 2022(1): 51-64.
- [33] 丁日佳, 刘瑞凝, 张倩倩. 数字普惠金融对服务业发展的影响及机制研究——基于省际面板数据的实证分析[J]. 金融与经济, 2019(7): 4-10.
- [34] 魏滨辉, 罗明忠. 数字普惠金融对农业服务业的影响——来自中国地级市的经验证据[J]. 金融经济研究, 2023, 38(5): 61-74.
- [35] 何宇鹏, 宦梅丽. 服务外包: 中国农业现代化如何突破土地规模制约[J]. 农村经济, 2024(6): 11-22.
- [36] 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.
- [37] 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, 17(4): 1557-1580.
- [38] BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of personality and social psychology, 1986, 51(6): 1173-1182.
- [39] 陈超, 唐若迪. 水稻生产环节外包服务对农户土地转入的影响——基于农户规模分化的视角[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2020, 20(5): 156-166.
- [40] 钱克明, 彭廷军. 我国农户粮食生产适度规模的经济学分析[J]. 农业经济问题, 2014(3): 4-7, 110.

责任编辑: 李东辉