

促进还是阻碍? 农机社会化服务对不同农户经营规模的影响^{*}

——基于 8 省农户面板数据的实证研究

黄季焜 徐 阳

(北京大学现代农业学院 北京 100871)

摘 要: 大国小农是中国的基本国情与农情, 农机社会化服务是实现农业机械化与农业现代化的重要途径, 但其对农业生产经营规模的影响有待深入研究。本文基于 2000—2023 年全国 8 省多轮农户追踪调研数据, 系统探究了农机社会化服务对农户经营规模的影响及不同禀赋农户的异质性。研究发现, 农机社会化服务显著提高了农户的务农趋势, 但总体上并不显著影响农户经营规模。此外, 农机社会化服务对农户土地经营行为的影响存在明显的异质性: 导致小农户显著减少土地转出面积, 对中等规模农户无显著影响, 促使大农户扩大经营规模。因此, 农机社会化服务对于农业生产经营规模化可能是一把“双刃剑”, 应设计更加具有针对性的支持政策与配套措施。

关键词: 农机社会化服务; 经营规模; 土地流转

一、引言

农机社会化服务被认为是促进农业生产经营方式转型的重要力量, 是优化农业要素配置、发展农业新质生产力的重要举措(叶兴庆, 2024)。党的二十届三中全会强调, 要“健全便捷高效的农业社会化服务体系”^①。2021 年农业农村部印发《关于加快发展农业社会化服务的指导意见》, 进一步将农业生产性服务视为激发农民生产积极性、发展农业生产力的重要经营方式^②。截至 2024 年, 全国农业社会化服务组织数量超过 109.4 万个, 服务面积超过 21.4 亿

亩次, 服务带动小农户 9400 多万户, 农户采用农业社会化服务已经成为一种普遍现象^③。

理论上讲, 农业社会化服务因具有劳动替代、缓解小农户资本约束等特点而备受重视, 被认为是在家庭分散经营条件下实现规模化、集约化、标准化生产的现实途径(姜长云, 2018)。中共中央办公厅、国务院办公厅于 2019 年印发的《关于促进小农户和现代农业发展有机衔接的意见》也将“发展农业适度规模经营”与“健全面向小农户的社会化

^{*} 项目来源: 国家自然科学基金重点项目“乡村振兴进程中的农村经济转型路径与规律研究”(编号: 71934003), 国家自然科学基金重点项目“基于实验经济学的农村共同富裕实现路径和机制研究”(编号: 72433001), 北京大学现代农业研究院项目“农机社会化服务对不同农户经营规模的影响”。徐阳为本文通讯作者

① 新华社·中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定, https://www.gov.cn/zhengce/202407/content_6963772.htm

② 农业农村部·农业农村部关于加快发展农业社会化服务的指导意见, https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-07/16/content_5625383.htm

③ 农业农村部·国务院新闻办“中国经济高质量发展成效”系列发布会: 介绍“夯实‘三农’基本盘, 扎实推进乡村全面振兴”有关情况, https://www.gov.cn/lianbo/fabu/202501/content_7000255.htm

服务体系”联系起来^①。然而,在近年来我国愈发强调粮食安全问题以及农业强国战略的背景下,尽管国家也不断鼓励农业的规模化与适度规模经营,我国农业生产规模的结构在长时间内仍然保持着以小农户为主的生产格局,2011 年有 85.9% 的农户经营规模小于 10 亩,到 2023 年这一比例依然保持在 85.4%;此外,2015 年后,农村承包地流转面积增速放缓,占全国农村承包经营面积的比例也稳定在 35% 左右^②。农业社会化服务在我国农业规模化经营的进程中承担怎样的角色? 对不同规模农户的影响有无显著差异? 这些问题关乎农业生产转型与农业现代化进程,值得深入探究。

鉴于此,本文通过 2000—2023 年覆盖全国 8

个省份多轮农户追踪调研数据,构建独特的长时间、大范围微观非平衡面板数据库,并通过调研数据构建合适的工具变量,识别农户农机社会化服务使用与土地经营规模的因果关系,并依照农户禀赋,进一步探究不同农户农机社会化服务使用对土地经营规模的影响机制,提出科学的政策启示。农机社会化服务对于农业生产经营规模化可能是一把“双刃剑”,农户采用更多的农机社会化服务并不意味着其一定扩大农业经营规模。一方面,农机社会化服务促进了大农户转入更多土地,从而实现经营的规模化;另一方面,农机社会化服务方便了小农户从事农业经营,使其转出土地的意愿降低,从而维持小规模经营,阻碍规模化进程。

二、文献综述与理论框架

(一) 文献综述

我国农业生产经营实行家庭联产承包责任制,小规模承包户一直是我国农业经营的主要组成部分。促进土地流转、实现土地规模经营,是学术界广泛认为的改变传统生产经营方式和实现农业现代化的重要手段(郭剑雄,1996;郭庆海,2014)。而农机社会化服务被普遍认为能够有效弥补农业劳动力结构性短缺和素质较差的问题,进而有力带动农业持续发展,影响农户土地流转行为与经营规模。

关于农机社会化对我国农业经营规模的影响早已被学界广泛关注,但现有文献在实证方面对于许多问题的看法仍存在争论。早期文献普遍认为,农业机械化导致中国的农户经营耕地面积增加(Binswanger,1986;Huang 等,2016),其原因是农业机械化不仅能够通过克服劳动力短缺来促使农民扩大农场规模,而且还能够通过创造正向的规模经济来促进农民扩大土地经营,从而扩大农户的生产经营规模(Otsuka,2013;Li 等,2021)。此外,不少学者也提出,农机社会化服务能够缓解农户劳动力短缺的问题,缓解土地对农户的约束,进而促进农户土地转入行为,或降低农户的

撂荒行为(Song 等,2025;蔡键等,2025);且农户使用农机社会化服务能够缓解技术约束,增加农户土地规模经营意愿和土地转入意愿(杨子等,2019;万晶晶等,2020;卢华等,2022;许彩华等,2022;江帆等,2025;关晨等,2025)。

另一方面,近年来有一些学者也提出不同观点,认为农机社会化服务的发展并不一定导致经营土地面积的扩大,甚至可能对农户经营规模产生负面影响。例如,李尚蒲等(2022)、卢华等(2022)等研究均发现农机服务对农户土地转出的影响并不显著;而罗必良等(2019)、胡霞等(2022)则认为,农机社会化服务降低了农户撂荒的可能性,但对于推动农业规模化经营的效果并不明显。薛信阳等(2023)的实证研究表明,农机社会化服务对农户家庭耕地面积和弃耕地面积均有显著负向影响,对转入地面积没有显著影响。也有研究认为,农机服务造成农业经营规模出现倒“U”型,原因在于农地经营规模达到一定程度,相应的交易成本和道德风险也会增加(曾雅婷等,2017;仇童伟,2019;李虹韦等,2020;李宁等,2020;陈超等,2020)。罗必良等(2018)通过分析小农户的种粮逻辑,发现农机服

^① 中国政府网. 中共中央办公厅 国务院办公厅印发《关于促进小农户和现代农业发展有机衔接的意见》, https://www.gov.cn/jzhengce/2019-02/21/content_5367487.htm

^② 农业部农村经济体制与经营管理司. 农业部农村合作经济经营管理总站. 中国农村经营管理统计年报. 中国农业出版社, 2011—2018; 农业农村部政策与改革司. 中国农村政策与改革统计年报. 中国农业出版社, 2019—2023; 农业农村部农村合作经济指导司. 中国农村合作经济统计年报. 中国农业出版社, 2019—2023

务将小农户卷入了现代农业分工轨道,倒逼其按照服务供给模式来选择农作物品种,从而出现了小农户生产并保持小规模经营的现象。

梳理相关文献发现,既有研究从不同视角对农机社会化服务与农业经营规模的关系进行了丰富的探讨,为进一步分析农机服务提供了重要启示。首先,目前关于我国农机社会化服务与农业经营规模的讨论中,聚焦于某一个省份或地区较多,而使用具有全国代表性的农户层面的研究数量相对较少。由于我国幅员辽阔,农业机械化和社会化服务在不同地区对农户和农业生产的影响很可能存在较大的差异,很难通过某个地区得到统一的结论。此外,现有文献缺乏对农户异质性的探讨,少有文献关注农机社会化服务影响农民经营决策的深层机制。从实证研究角度出发,近年来大量文献聚焦于2015年以后或使用短面板数据,而这些数据的时间跨度多数在农机社会化服务迅速发展后,缺少对农机社会化服务市场尚未形成时期的观测。

(二) 理论框架

本文研究的理论依据之一是农业生产要素优化配置理论。首先,当工资水平或劳动力成本较低时,采用劳动密集型生产方式是高效的。由于生产是劳动密集型的,每单位土地上投入更多家庭劳动力的小农户比大农户更具生产力,从而导致农场规模与生产力之间存在反比关系。其次,当劳动工资水平或劳动力成本上升时,必须采用节省劳动力和资本密集型的生产方式。由于生产是资本密集型的,机械化的农户比非机械化农户更具生产力,农业生产逐渐开始用机械替代劳动。最后,当农业生产体系存在不同经营规模时,小农购买农机需承担机械购置和维护等高额固定成本与使用成本。在没有社会化服务情况下,必然会出租土地以致放弃农业生产,从事非农就业;而社会化服务解决了小农户机械化的难题,减缓了小农户退出农业生产的可能。

虽然农机社会化服务具有提高农民维持农业

生产的可能性,但对不同经营规模农户的影响可能存在差异,这一异质性特征可通过规模经济理论得到解释。农户的土地经营规模是基于自身要素禀赋(土地、劳动力和资本)与市场环境的理性决策结果,不同农户会在自己是否要拥有机械、采用农机社会化服务和放弃农业生产等之间做出选择。首先,对土地经营规模相对较小的农户而言,在无农机社会化服务时,高机械拥有成本使其大概率选择转出土地、退出农业生产;而农机社会化服务的可得性增强,使其无需购置机械即可实现高效生产,农业比较收益提升进而降低土地转出意愿,表现为土地转出概率显著减少。其次,对土地经营规模相对较大的农户而言,其已具备一定自有机械资本,农业生产的核心诉求是突破产能限制、实现规模扩张以获取规模经济收益;农机社会化服务可与自有机械形成互补,降低规模化生产的边际成本,进而激励其通过转入土地扩大经营规模,且规模扩张带来的收益积累又可进一步支撑其购置大型机械,形成良性循环。最后,可能存在一类中等规模农户,其自有劳动力和小型机械已能满足现有生产需求,农机社会化服务未突破其土地规模调整的临界值,因此服务使用对其土地转入、转出行为无显著影响。

因此,本文引出农机社会化服务对农业经营规模存在“双刃剑”效应的假设,图1系统地描述了这一理论框架。农业规模经济实现需要达到临界经营规模,小农户在农机社会化服务支持下能维持生产,阻碍了土地向规模经营主体集中;而大农户借助农机社会化服务实现的规模扩张,则推动了农业规模化进程。两类效应方向相反、相互抵消,最终导致总体层面农机社会化服务对农户经营规模无显著影响。

鉴于此框架,本文在已有研究基础上,通过构建全国范围、长时间跨度的微观农户数据库,深入探索农机社会化服务在农业经营规模化进程中所扮演的角色,为进一步提出政策启示提供经验证据。

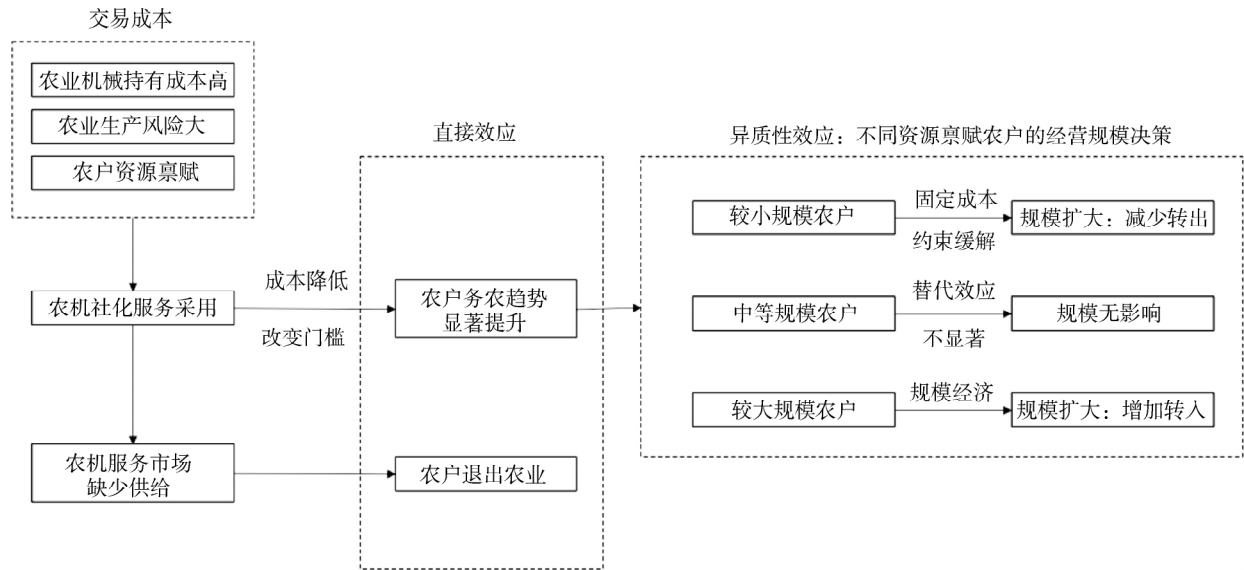


图 1 农机社会化服务影响农户经营规模的分析框架

三、数据来源、变量定义与模型设定

(一) 数据来源及权重说明

本文数据来自中国科学院和北京大学的中国农业政策中心(CCAP)于2000—2024年开展的多轮具有代表性的大规模入户追踪调研。该数据库旨在深入追踪了解我国农业农村发展状况,为开展实证研究提供数据支持,为决策部门制定农业农村发展政策提供参考依据。CCAP的多轮追踪调研数据涉及辽宁、河北、陕西、四川、湖北、浙江、广东和江西8个省份,该调研数据采用分层随机抽样法抽取样本农户*,以确保抽样的科学性与严谨性。各省份具体追访样本数量如表1所示。

此外,由于不同省份的抽样数量不同,在分析中本文采用如下权重来调整样本的代表性:

$$W = P_p \times P_{pc} \times P_{pca} \times P_{pcav} \times P_{pcavh} \quad (1)$$

其中 P_p 代表省级权重,为历次调研省份数量的倒数 P_{pc} 为各省内的样本县数量的倒数 P_{pca} 为样本县内调研乡镇数量的倒数 P_{pcav} 为样本乡镇内调研村庄数量的倒数 P_{pcavh} 为村内样本数的倒数。

(二) 变量定义及描述性统计

为厘清农户农机社会化服务对农业经营规模的影响,本文基于上述数据库构建了农户层面及村庄层面的非平衡面板数据。农户问卷主要包括家庭的土地基本特征及流转状况、家庭成员和农机装备等特征变量;村级问卷主要包含村基本人口和耕地等基本信息以及村农机社会化服务价格等情况。根据调研问卷,本文参考过往文献,选择与构建了本文实证所需变量,具体变量构建如表2所示:

* 2000—2024年的抽样方法规则如下:CCAP于2000年11月开展了第一次具有代表性的大规模入户调研,采用如下分层随机抽样方法:依据县人均工业总产值,将省内各县分成5组,每组随机抽取1个县作为样本县;每样本县的乡镇按人均工业总产值分成2组,每组随机选取1个乡镇;每样本乡镇再随机抽取1个村,每村随机抽取20户。2000—2013年的样本共包括30个县、60个村和1199户农户。2008年和2013年是对以上样本的追踪调研。2016年,CCAP农户调研数据在原来4个省份(浙江、湖北、四川和陕西)的样本县中,保留原样本村(2个村)并从原每村20户中随机保留10户样本农户,同时在原乡镇再随机抽取1个新样本村(每村抽取10户),开展每县4个村每村10户的调研;同时,2016年增加了广东省调研,抽样方法与上述4省一致。2018年开始,在对辽宁、陕西、浙江、四川、湖北、广东、河北的样本进行了追踪调研,并新增江西省作为样本省份(也是分层随机抽样方法),但江西省调研了12个县的1080户,每县调研9村、每村10户。2021年和2024年(其中2024年调研询问了农户2023年的实际生产情况),进一步对8省样本开展了追踪调研。

表 1 2000—2023 年农户追踪调研的样本(农户数) 分布情况

省份	2000 年	2008 年	2013 年	2016 年	2018 年	2021 年	2023 年	合计
河北	200	200	214		200	200	199	1213
辽宁	199	196	217		1175	1164	200	3151
浙江	200	200	229	202	201	156	200	1388
江西					1080	1071	1107	3258
湖北	200	194	210	200	200	200	199	1403
广东				200	211	197	205	813
四川	200	160	176	200	201	199	200	1336
陕西	200	196	208	200	200	200	202	1406
样本量(户)	1199	1146	1254	1002	3468	3387	2512	13968

表 2 变量定义与描述性统计

变量	定义及赋值	均值	标准差
A. 被解释变量			
务农状况	农户当年是否务农(0=否 ,1=是)	0. 7721	0. 4195
经营规模	农户当年经营耕地面积(亩)	10. 6575	51. 7386
转入土地面积	农户当年转入土地面积(亩)	4. 5605	44. 6993
转出土地面积	农户当年转出土地面积(亩)	1. 4194	5. 7810
B. 核心解释变量			
农机服务使用强度	农机社会化服务总花费/播种面积(元/亩)	79. 1767	100. 0873
C. 控制变量			
劳动力平均年龄	家庭劳动力平均年龄(岁)	48. 9745	11. 4516
劳动力非农就业比例	非农劳动力占家庭总劳动力比例(%)	43. 3280	35. 0851
劳动力受教育年限	家庭劳动力平均受教育年限(年)	7. 2230	2. 8702
家中有村干部	当年家中是否有人是村干部(0=否 ,1=是)	0. 0220	0. 1468
家庭机械总值	家庭机械总价值(当年残值 ,万元)	0. 2896	2. 0801
村耕地细碎化程度	村内样本农户平均地块面积(亩/块)	2. 3780	3. 3547
村人均耕地面积	村内人均耕地面积(亩/人)	1. 8295	1. 8036
劳动力服务价格比	该村收割服务价格与农忙雇佣劳动力价格比	0. 8495	0. 4210
D. 工具变量			
乡镇使用强度滞后项	乡镇农户除自身使用强度滞后项(元/亩)	73. 9530	57. 1369
村收割标准亩使用量	样本村平均使用强度/收割服务价格	0. 8826	0. 6787

注: 农机社会化服务使用强度、家庭机械总值、价格相关变量均使用农村消费指数折价至 2023 年不变价

本文选取农户当年实际从事农业生产的土地经营面积、转入面积、转出面积作为被解释变量。这三个变量直接反映了农户当年的农业经营规模,单位为亩。从表 2 数据来看,样本农户的平均农业经营规模为 10. 66 亩,与其他农户抽样调研数据基本一致,例如 Chari 等(2021) 及 Liu 等(2023) 分别使用农业农村部固定观察点 2003—2010 年及 2009—2018 年面板数据,该变量均值分别为 12. 3

亩与 12. 4 亩,说明本文样本的代表性较高。此外,表 3 展示了不同省份不同年份的农户平均经营规模,以反映不同地区农户经营规模的变化趋势。样本整体的平均经营规模随时间增高,从 2000 年的每户平均 6. 83 亩增加到 2023 年的 13. 81 亩,同时不同地区呈现不同的变化趋势: 河北、辽宁等北方农业大省的农户平均经营规模随时间逐步扩大,而南方多数省份,如四川、广东地区,并未出现明显的

规模化趋势。

表 3 2000—2023 年不同省份农户经营规模的变化趋势 (亩)

省份	2000 年	2008 年	2013 年	2016 年	2018 年	2021 年	2023 年
河北	13.27	14.96	17.07	—	32.58	30.92	24.50
辽宁	10.68	12.92	25.14	—	30.83	37.17	32.30
浙江	3.93	4.94	6.82	5.98	7.45	10.63	9.86
江西	—	—	—	—	9.51	9.18	10.78
湖北	4.32	5.24	7.46	9.85	8.92	10.24	8.77
广东	—	—	—	4.64	4.56	4.74	6.67
四川	3.29	3.05	3.97	4.65	6.38	6.05	4.42
陕西	5.48	4.76	5.42	6.92	7.82	9.28	13.16
8 省平均	6.83	7.65	10.98	6.41	13.51	14.78	13.81

为更好地测度农户的农机社会化服务使用水平,本文构建农机社会化服务使用强度作为主要的解释变量,计算方式为农户当年农机服务总花费/总播种面积,单位为元/亩(按 2023 年不变价计算)。数据显示,农户农机服务使用强度平均为 79.18 元/亩,基本上说明平均来说,农户至少会有一部分环节使用农机服务,而均值相对较低的原因在于样本中包含了南方水稻农户(机械化程度较低)。此外,表 4 展示了样本农户农机社会化服务使用强度的变化趋势,总体上农户使用农机社会化服务的强度随时间不断提高,且总体上北方省份样

本的使用强度高于南方省份,其中四川的使用强度最低,其原因可能是四川样本中农户生产粮食作物的面积较小,因此不少环节仍使用手工作业。

为避免其他农户特征可能影响农户的农业经营决策,本文进一步在农户层面与村庄层面选择了不同的控制变量加入模型。其中农户层面控制变量包括当年家庭成员人力资本、固定资产等;村庄层面的控制变量包括村庄耕地细碎程度以及村劳动力服务价格比(成本约束)。现有变量覆盖了劳动力、家庭结构、村庄资源,符合理论及逻辑。

表 4 2000—2023 年不同省份农户农机社会化服务使用强度的变化趋势 (元/亩)

省份	2000 年	2008 年	2013 年	2016 年	2018 年	2021 年	2023 年
河北	20.23	39.27	91.96	—	106.25	173.40	180.83
辽宁	8.35	26.39	57.89	—	98.37	140.33	155.12
浙江	12.33	45.73	67.23	118.22	115.18	134.75	161.23
江西	—	—	—	—	117.25	159.19	193.54
湖北	1.34	37.97	63.80	70.87	111.07	118.76	153.27
广东	—	—	—	100.87	122.18	128.43	182.62
四川	3.82	10.19	11.56	30.73	46.02	90.25	118.02
陕西	19.67	41.79	64.73	93.96	106.11	177.38	192.36
8 省平均	11.03	34.27	61.34	81.93	104.72	144.28	177.49

注:农机社会化服务使用强度相关变量均使用农村消费指数折价至 2023 年不变价

(三) 模型设定

1. 基准模型。为了估计农机社会化服务使用强度对农户经营规模的影响,本文设置如下基准模型:

$$Y_{it} = \alpha + \beta AMS_{it} + \gamma_1 HC_{it} + \gamma_2 VC_{it} + \delta_i + \delta_t +$$

$$\varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, Y_{it} 为被解释变量,表示村 v 中的农户 i 在 t 年的农户务农状况、实际土地经营面积、土地转入面积或土地转出面积; AMS_{it} 为主要的解释变量,表示农户 i 在 t 年的粮食生产社会化服务使用强

度; HC_{it} 表示农户 i 在 t 年的农户层面控制变量; VC_{vt} 表示村庄层面控制变量; δ_i 、 δ_t 分别为农户个体与时间固定效应。

2. 工具变量法。在探究农机社会化服务对农户经营规模的影响时, 农户是否采用农机社会化服务并非随机决策, 简单的 OLS 估计存在内生性偏误, 导致估计结果无法准确反映二者的因果关系, 需通过工具变量法 (IV-2SLS) 构建可靠的因果识别策略。本文进一步使用如下工具变量法 (Instrument Variable) 缓解内生性问题:

$$AMS_{it} = \alpha + \beta_1 Z_{1k,t-1} + \beta_2 Z_{2vt} + \gamma_1 HC_{it} + \gamma_2 VC_{vt} + \delta_i + \delta_t + \varepsilon \quad (3)$$

其中, 工具变量的选取参考程虹 (2018)、Fisman 等 (2007), 共选择两个工具变量, 其中第一个工具变量 $Z_{1k,t-1}$ 为乡镇 k 农户除自身外的平均农机社会化服务使用强度的滞后项; 第二个工具变量 Z_{2vt} 为样本村层面的平均标准稻麦收割亩使用量, 参考纪月清等 (2013) 根据价格关系定义的标准稻麦收割亩 (生产环节中使用联合收割记为 1 标准收割亩), 具体计算方式为:

$$Z_{2vt} = \frac{\text{样本村 } v \text{ 内所有农户 } i \text{ 平均农机社会化服务使用强度}}{\text{样本村 } v \text{ 内收割环节价格}} \quad (4)$$

本文选取以上工具变量的主要原依据如下: 一

是尽量具有外生性。第一个工具变量基于区域内其他农户的历史服务使用数据构建, 单个农户的经营规模决策无法改变区域层面的历史平均水平, 且滞后项设计进一步剥离了同期内生干扰; 第二个工具变量依据稻麦收割这一客观生产环节的服务使用情况界定, 反映的是村域农机服务供给的公共特征, 不受单个农户的主观决策影响, 二者均具备较强的外生性。二是满足严格的相关性要求。前者通过捕捉区域农机服务的历史惯性与溢出效应, 直接影响农户当期服务使用的决策成本与可得性, 与核心解释变量高度相关; 后者作为粮食生产核心环节的服务使用指标, 会通过关键环节带动农户全流程农机服务的使用, 进而与农机社会化服务使用强度形成显著关联, 满足相关性要求。三是两个工具变量对单个农户的土地经营规模没有直接影响。它们均为区域层面的客观指标, 不会直接作用于农户经营规模与土地流转行为。其对被解释变量的影响, 仅能通过提升单个农户农机社会化服务使用强度这一中介路径实现。基于上述原因, 本文选取的两个工具变量具备合理性与有效性, 使用其进行 IV-2SLS 估计所得到的结果, 能够缓解内生性问题, 识别农机社会化服务与农户经营规模之间的因果效应。

四、实证结果及分析

(一) 基准模型分析结果

基于以上讨论的模型及变量设定, 本文首先使用普通最小二乘法 (OLS) 对土地经营面积、转入面积、转出面积三个变量进行回归分析。表 5 结果显示, 农户的农机服务使用强度与土地经营规模、转入转出面积呈显著的相关关系。首先, (1) 列结果表明, 农户农机社会化服务使用强度与其是否务农有显著的正相关关系, 说明农户使用农机社会化服务强度越高, 其务农的可能性越大。其次, (2) 列结果显示, 在保持其他条件不变的情况下, 农户农机社会化服务使用强度每提高 1 元/亩, 土地经营规模提高 0.0239 亩。尽管这一系数在统计意义上是显著的, 但从平均意义上讲, 农户使用农机服务提高 100 元/亩 (参考样本均值为 79.18 元/亩), 土地经营规模扩大 2.39 亩, 说明即使农机社会化服

务的使用与土地经营规模正相关, 但对农业经营规模化的影响是有限的。此外, 表 5 (3) 列、(4) 列结果进一步表明, 农户的农机服务使用强度与转入面积呈显著的正相关关系、与转出面积呈显著的负相关关系, 但系数同样较小。

除核心被解释变量外, 其他部分控制变量与农户土地经营决策的相关性与预期整体上基本一致。例如, 从表 5 结果可以看出, 家庭非农就业比例与农户土地经营决策显著相关, 家庭非农就业比例越高, 农户的土地经营规模越低、转入面积越少、转出面积越多。

由于农户使用农机社会化服务存在内生性问题, 为此本文使用工具变量法对上述四个被解释变量的基准回归进行 2SLS 估计。表 6 (1) 列结果显示, 两个工具变量的估计系数均显著为正, 说明本

文构造的工具变量与农户的农机服务使用强度存在密切关联;此外,一阶段 F 统计量(Kleibergen - Paap Wald rk F 统计量) 大于 70 ,显著大于临界值 ,说明不存在弱工具变量问题。在处理内生性问题后 ,表 6(2) ~ (6) 列的 2SLS 模型估计结果显示 ,尽管农机服务使用强度显著促进更多农户继续从事

农业 ,但与农户土地经营规模、转入面积、转出面积之间均没有显著的因果关系。也就是说 ,从平均意义上看 ,农户使用更多的农机服务并不意味着其一定会促进更多的土地流转 ,进而推动土地经营的规模化 ,这与已有研究描述的宏观现象相符合。

表 5 农机社会化服务对农户务农、经营规模及土地流转的影响: 固定效应模型

变量	务农 (1)	经营规模 (2)	转入面积 (3)	转出面积 (4)
农机服务使用强度	0. 0017 *** (0. 0001)	0. 0293 *** (0. 0098)	0. 0226 ** (0. 0094)	-0. 0048 *** (0. 0011)
劳动力平均年龄	0. 0024 *** (0. 0008)	-0. 2274 * (0. 1251)	-0. 2090 * (0. 1247)	0. 0034 (0. 0054)
劳动力非农就业比例	-0. 0007 *** (0. 0002)	-0. 0532 ** (0. 0256)	-0. 0431 * (0. 0254)	0. 0070 *** (0. 0024)
劳动力受教育年限	0. 0030 (0. 0028)	0. 2759 ** (0. 1389)	0. 1223 (0. 1119)	-0. 0537 ** (0. 0212)
家中有村干部	0. 0326 (0. 0253)	0. 0121 (1. 5451)	0. 2682 (1. 2823)	-0. 0037 (0. 2829)
家庭机械总值	0. 0132 *** (0. 0026)	7. 6109 ** (3. 6313)	8. 3668 ** (3. 7264)	-0. 2758 * (0. 1505)
村耕地细碎化程度	-0. 0025 (0. 0018)	-1. 1372 ** (0. 5131)	-1. 1433 *** (0. 4023)	0. 0086 (0. 0277)
村人均耕地面积	-0. 0129 *** (0. 0048)	-0. 1794 (0. 5074)	-0. 1316 (0. 4077)	0. 1471 (0. 1612)
劳动力服务价格比	0. 0122 (0. 0183)	0. 9296 (1. 4048)	0. 6237 (1. 3152)	-0. 0122 (0. 1391)
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
R ²	0. 6179	0. 5607	0. 5127	0. 4384
观测值	13349	13349	13349	13349

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著 ,括号为村庄层面聚类的稳健标准误。下同

(二) 异质性分析

上文分析结果显示 ,从平均意义上看 ,农户使用更多的农机服务并未显著推动土地经营的规模化 ,本文尝试更加深入地探究其具体机制。本节进一步分析不同耕地禀赋的农户使用农机社会化服务对经营决策的影响 ,即将所有样本按基期的人均耕地经营面积分为三类开展分析: 较小规模农户(基期经营规模 < 5 亩 ,约占样本总数的 48%)、中等规模农户(基期经营规模 5 ~ 15 亩 ,约占样本总

数的 35%) 和较大规模农户(基期经营规模 > 15 亩 ,约占样本总数的 17%) ,研究结果如表 7 所示。(1) 列结果表明 ,对于不同类型的农户 ,两个工具变量的系数均在统计意义上显著 ,说明满足工具变量相关性 ,同时一阶段 F 统计量(Kleibergen - Paap Wald rk F 统计量) 均大于临界值 ,说明不是弱工具变量 ,Hansen J 统计量的 p 值基本均大于 0. 05 ,说明两个工具变量不存在过度识别 ,满足工具变量的外生性条件。

表 6 农机社会化服务对农户务农、经营规模及土地流转的影响: 工具变量法(一)

变量	农机服务使用强度 (1)	务农 (2)	经营规模 (3)	转入面积 (4)	转出面积 (5)
乡镇使用强度滞后项	0.4119*** (0.0674)				
村收割标准亩使用量	49.9682*** (5.2622)				
农机服务使用强度		0.0017*** (0.0002)	0.0311 (0.0193)	0.0181 (0.0110)	-0.0022 (0.0028)
农户特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
一阶段 F 值	114.3533				
过度识别检验(Hansen J p 值)		0.0162	0.2740	0.1402	0.2158
观测值	13349	13349	13349	13349	13349

表 7 面板 A 中,基于工具变量法的估计结果显示,对于基期经营规模小于 5 亩的较小规模农户来说,农机社会化服务显著促进了农户参与农业劳动,小农户显著减少了转出面积从而扩大了经营规模,但总体上较小农户仍以小规模经营留在农业生产中。具体而言,农户农机服务使用强度每提高 1 元/亩,农户参与农业劳动的概率提高 0.19%,从平均而言,使用农机社会化服务将农户参与农业劳动的概率显著提高约 13%。此外,(2)列结果表明,农户农机服务使用强度每提高 1 元/亩,农业经营规模提高 0.0095 亩,同时(4)列结果显示,农户农机服务使用强度每提高 1 元/亩,农户减少转出 0.004 亩土地,而较小规模农户使用农机社会化服务并不显著影响农户转入土地。对于较小规模农户来说,农机服务的使用平均上扩大了该类农户经营规模约 0.65 亩(0.0095×68.82),约提高了 25%,而农机社会化服务的使用并不显著影响较小规模农户转入更多土地。从平均意义上讲,农户使用农机社会化服务,显著减少转出土地 0.24 亩(0.0035×68.82),约为该类农户转出平均水平的 26%。这意味着较小规模农户由于使用农机社会化服务而放弃转出土地,同时也可能减少撂荒,从而继续保持小规模农业经营,但这可能从宏观上

阻碍了规模化进程。

表 7 面板 B 的结果进一步表明,对于中等规模农户,尽管农机社会化服务的使用显著提高了农户参与农业劳动,但农机社会化服务的使用并不显著影响其土地经营规模与土地流转面积。这说明农机社会化服务总体对中等规模农户的土地经营规模没有产生显著的影响。

最后,表 7 面板 C 结果显示,对于较大规模农户,农机社会化服务显著促进农户通过转入更多土地从而扩大经营规模。具体而言,农户农机服务使用强度每提高 1 元/亩,农户农业经营规模显著提高 0.273 亩,系数在 5%的水平上显著;此外,转入土地的估计系数为 0.244,在 5%的水平上显著;而较大规模农户使用农机社会化服务并不显著影响其转出土地面积。对于较大规模农户,农机社会化服务的使用显著提高了其经营规模约 28.7 亩(0.273×105.13),为该组样本均值的 27.6%;其中提高转入面积约 25.7 亩(0.244×105.13),结果说明农机社会化服务显著促进了较大规模农户通过转入更多土地,实现土地规模化经营。而这部分农户很可能是从已经基本彻底脱离农业劳动、举家搬入城镇生活的农户手中转入土地。

表 7 农机社会化服务对农户务农、经营规模及土地流转的影响: 工具变量法(二)

变量	农机服务使用强度	务农	经营规模	转入面积	转出面积
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
面板 A: 较小规模农户					
乡镇使用强度滞后项	0. 1125* (0. 0660)				
村收割标准亩使用量	72. 0735 *** (4. 8420)				
农机服务使用强度		0. 0019 *** (0. 0002)	0. 0095 *** (0. 0032)	0. 0007 (0. 0028)	-0. 0035 ** (0. 0015)
农户特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
一阶段 F 值	132. 3126				
过度识别检验(Hansen J p 值)		0. 3570	0. 9311	0. 5337	0. 0593
农机服务使用强度组内均值	68. 8231	68. 8231	68. 8231	68. 8231	68. 8231
观测值	6713	6713	6713	6713	6713
面板 B: 中等规模农户					
乡镇使用强度滞后项	0. 3399 *** (0. 0921)				
村收割标准亩使用量	43. 5883 *** (6. 1031)				
农机服务使用强度		0. 0016 *** (0. 0003)	0. 0126 (0. 0145)	-0. 0071 (0. 0159)	-0. 0027 (0. 0028)
农户特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
一阶段 F 值	58. 9752				
过度识别检验(Hansen J p 值)		0. 02908	0. 2843	0. 8935	0. 1133
农机服务使用强度组内均值	84. 2553	84. 2553	84. 2553	84. 2553	84. 2553
观测值	4921	4921	4921	4921	4921
面板 C: 较大规模农户					
乡镇使用强度滞后项	1. 1188 *** (0. 1411)				
村收割标准亩使用量	21. 5901 *** (5. 4514)				
农机服务使用强度		0. 0015 *** (0. 0004)	0. 2733 ** (0. 1194)	0. 2440 ** (0. 1195)	0. 0003 (0. 0211)
农户特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
一阶段 F 值	60. 3304				
过度识别检验(Hansen J p 值)		0. 2424	0. 5365	0. 4834	0. 6402
农机服务使用强度组内均值	105. 1307	105. 1307	105. 1307	105. 1307	105. 1307
观测值	1715	1715	1715	1715	1715

结合表 6 与表 7 的估计结果 ,总体来说 ,农
机社会化服务可能促使农户在土地经营决策上

发生分化 ,且农机社会化服务对于不同农户的经
营决策产生了“双刃剑”的作用: 对于中小规模

农户来说, 农机服务的便利使他们仍然较为容易地“滞留”在农业劳动中(显著减少了转出土地), 但是并不会显著扩大其经营规模而是保持自身相对较小规模进行农业生产, 在一定程度上

阻碍了农业规模化进程; 而另一方面, 对于较大规模农户, 农机服务为他们提供了生产便利、弥补了早期缺少资本的不足, 使其可以发挥禀赋优势进一步扩大土地经营。

表 8 农机社会化服务对农户务农、经营规模及土地流转的稳健性检验: 变换样本

变量	农机服务使用强度 (1)	务农 (2)	经营规模 (3)	转入面积 (4)	转出面积 (5)
面板 A: 较小规模农户					
乡镇使用强度滞后项	0.1106* (0.0681)				
村收割标准亩使用量	73.2608*** (5.4428)				
农机服务使用强度		0.0018*** (0.0002)	0.0100*** (0.0031)	0.0019 (0.0025)	-0.0042*** (0.0016)
农户特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
一阶段 F 值	106.1263				
过度识别检验(Hansen J p 值)		0.3146	0.9725	0.4423	0.1321
观测值	4291	4291	4291	4291	4291
面板 B: 中等规模农户					
乡镇使用强度滞后项	0.3358*** (0.1061)				
村收割标准亩使用量	49.6319*** (7.5639)				
农机服务使用强度		0.0016*** (0.0003)	0.0030 (0.0147)	-0.0131 (0.0162)	-0.0034 (0.0031)
农户特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
一阶段 F 值	48.1562				
过度识别检验(Hansen J p 值)		0.0455	0.4654	0.5366	0.1050
观测值	2480	2480	2480	2480	2480
面板 C: 较大规模农户					
乡镇使用强度滞后项	1.1041*** (0.1863)				
村收割标准亩使用量	21.3038*** (6.9085)				
农机服务使用强度		0.0014*** (0.0005)	0.3837* (0.1926)	0.3964** (0.1797)	0.0214 (0.0332)
农户特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
一阶段 F 值	29.8973				
过度识别检验(Hansen J p 值)		0.2817	0.7769	0.7842	0.5719
观测值	436	436	436	436	436

值得注意的是,本文的研究结论表明,较小农户减少转出土地,而同时较大规模农户又在转入土地,那么多余的土地从哪里来?这一结论似乎有些矛盾。但实际上,由于调研样本均为仍生活在农村的农户,调研中无法较为有效地追踪到早年生活在农村但后来已经举家搬迁到城镇就业和生活的农户样本。因此,较大规模的农户很可能从已经迁走的农户手中转入土地,而这些已经迁走的农户也相对不太可能重新返回农村从事农业劳动,增加了较大规模农户转入土地的稳定性。相反地,较小规模农户很可能更多的是较难进城谋生(例如年纪较大、身体不好等)、只能选择赋闲在家或者从事一些强度较轻工作的农户。农机社会化服务的存在恰好使得他们可以较为容易地完成农业劳动,但这部分农户又不具备规模经营的基本条件,从而以小规模形式留在农业生产当中。

(三) 稳健性检验及讨论

尽管上述分析已经加入权重以平衡抽样问题,考虑到本文采用的是长时间序列的非平衡面板,本文首先通过更换样本进行稳健性检验。具体而言,

鉴于各农户的追踪程度不尽相同,以及 2018 年、2021 年的辽宁与 2018 年、2021 年、2023 年的江西两省过量抽样问题,在剔除了辽宁、江西过量抽样的样本后,保留了调研中最终观测值为 7207 个。表 8 为对应的不同类型农户的工具变量法二阶段估计结果,表明不同类型的农户同样存在分化,估计系数的大小与显著性与表 7 相比并未发生明显变化,说明结果是稳健的。

此外,考虑到不同农户家庭成员数量不同,本文还提供了第二个稳健性检验:使用农户人均经营面积、人均转入面积、人均转出面积作为被解释变量,计算方式为对应被解释变量除以该农户当年家庭人口数。表 9 为对应不同类型的工具变量二阶段估计结果,系数大小与显著性相较于表 7 均未发生变化,上文结论仍然成立说明结果稳健。最后,特别说明的是,本文计量模型分别尝试不加入农户特征变量,以及加入不同类型的农户特征变量,结果均保持稳健,由于篇幅限制,只保留了加入表 2 中所有农户特征变量的结果。

五、结论与启示

本文以 2000—2023 年农户微观调研数据为基础,构造了农户层面的土地经营决策变量以及衡量农机社会化服务使用强度指标,分析了农户的农机社会化服务使用水平对土地经营决策行为的影响。通过构建农户农机社会化服务使用强度指标,结合农户参与土地流转程度,构建相应的工具变量,缓解内生性问题,深入探究了农机社会化服务使用与土地经营的因果关系,得出如下核心结论。第一,农机社会化服务为农户农业生产提供便利,提升农户投入农业劳动的概率。第二,从总体层面来看,农机社会化服务使用水平的提高,并不显著影响平均农地经营规模,具体表现为对农户的土地经营规模及转入转出行为没有显著影响。第三,农机社会化服务对于农业经营规模化是一把“双刃剑”,农机社会化服务对基期具有不同经营规模的农户存在异质性影响,并与农户耕地禀赋高度相关。一方面,农机社会化服务促进了大农户转入更多土地,从而实现经营的规模化;另一方面,农机社会化服务方便了小农户从事农业经营,使其转出土地的意

愿降低,从而维持小规模经营,阻碍规模化进程,但对中等经营规模的农户没有显著的影响。

本文的研究结论对于推进我国农业规模化经营以及完善农机社会化服务体系具有重要的政策启示。首先,应建设更加差异化的政策体系推动农业经营的适度规模化,对于不同类型的农户需要构建相关的配套支持政策。如何提高已经以非农就业为生的中小农户转出土地的意愿,使大户能够更快地向适度规模化经营方向转型,在政策设计上值得探讨。从现实出发,建议相关部门考虑通过提供土地流转补贴等方式,鼓励非农就业且经营规模较小的兼业农户转出其耕地,促进耕地的适度经营规模。其次,应重新评估农机社会化服务作业补贴政策对小农户土地流转行为和生产的影响,创造促进土地向适度经营规模方向转变的政策环境。最后,应为小农户创造更多的非农就业机会,让部分有条件的小农户自愿退出农业生产,促进农业生产的适度经营规模化(例如提升大于 15 亩的农户占比)。

表9 农机社会化服务使用强度对农户经营规模及土地流转的稳健性检验: 更换变量

变量	农机服务使用强度 (1)	人均经营规模 (2)	人均转入面积 (3)	人均转出面积 (4)
面板 A: 较小规模农户				
乡镇使用强度滞后项	0.1153* (0.0682)			
村收割标准亩使用量	70.9697*** (4.9742)			
农机服务使用强度		0.0020* (0.0011)	-0.0006 (0.0009)	-0.0009** (0.0004)
农户特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
一阶段 F 值	121.5491			
过度识别检验(Hansen J P 值)		0.9585	0.6932	0.0246
观测值	6713	6713	6713	6713
面板 B: 中等规模农户				
乡镇使用强度滞后项	0.3389*** (0.0926)			
村收割标准亩使用量	43.2639*** (6.1214)			
农机服务使用强度		0.0053 (0.0065)	-0.0004 (0.0070)	-0.0002 (0.0010)
农户特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
一阶段 F 值	58.3604			
过度识别检验(Hansen J P 值)		0.1205	0.8243	0.0137
观测值	4921	4921	4921	4921
面板 C: 较大规模农户				
乡镇使用强度滞后项	1.1175*** (0.1431)			
村收割标准亩使用量	25.2501*** (5.6589)			
农机服务使用强度		0.0573** (0.0281)	0.0464* (0.0270)	-0.0049 (0.0076)
农户特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
一阶段 F 值	81.8557			
过度识别检验(Hansen J P 值)		0.5175	0.5261	0.2029
观测值	1715	1715	1715	1715

参 考 文 献

1. Binswanger H. Agricultural Mechanization: A Comparative Historical Perspective. The World Bank Research Observer, 1986(1): 27~56
2. Chari A., Liu E. M., Wang S. Y., Wang Y. Property Rights, Land Misallocation, and Agricultural Efficiency in China. The Review of Economic Studies, 2021(4): 1831~1862

3. Fisman R, Svensson J. Are Corruption and Taxation Really Harmful to Growth? Firm Level Evidence. *Journal of Development Economics*, 2007(1): 63~75
4. Huang J, Ding J. Institutional Innovation and Policy Support to Facilitate Small-scale Farming Transformation in China. *Agricultural Economics* 2016(S1): 227~237
5. Li F, Feng S, Lu H, Qu F, D'Haese M. How do Non-farm Employment and Agricultural Mechanization Impact on Large-scale Farming? A Spatial Panel Data Analysis from Jiangsu Province, China. *Land Use Policy* 2021, 107: 105517
6. Liu S, Ma S, Yin L, Zhu J. Land Titling, Human Capital Misallocation, and Agricultural Productivity in China. *Journal of Development Economics* 2023, 165: 103165
7. Otsuka K. Food Insecurity, Income Inequality, and the Changing Comparative Advantage in World Agriculture. *Agricultural Economics* 2013(s1): 7~18
8. Song H, Li X, Xin L, Wang X. Improving Mechanization Conditions or Encouraging Non-grain Crop Production? Strategies for Mitigating Farmland Abandonment in China's Mountainous Areas. *Land Use Policy* 2025, 149: 107421
9. 蔡键, 谢佳轩, 吴润民. 农机服务外包对耕地撂荒的抑制效应——来自广东 1071 户水稻种植户的证据. *农业技术经济* 2025(7): 1~20
10. 曾雅婷, Jin Yanhong, 吕亚荣. 农户劳动力禀赋、农地规模与农机社会化服务采纳行为分析——来自豫鲁冀的证据. *农业现代化研究* 2017(6): 955~962
11. 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. *南京农业大学学报(社会科学版)* 2020(5): 156~166
12. 程虹. 管理提升了企业劳动生产率吗? ——来自中国企业—劳动力匹配调查的经验证据. *管理世界* 2018(2): 80~92+187
13. 仇童伟. “U”形农业规模经济性的成因: 基于农业生产性服务差异化定价的解释. *新疆农垦经济* 2019(7): 1~16+46
14. 关晨, 赵一夫, 迟成媛, 蔡键. 农机社会化服务市场发育能否带动农地流转市场转型——基于流转交易半径的考察. *中国农村经济* 2025(4): 106~125
15. 胡霞, 周旭海, 罗崇佳. 农户采纳农机社会化服务对耕地撂荒的抑制效应研究. *宁夏社会科学* 2022(1): 111~122
16. 江帆, 宋洪远. 农业生产托管何以影响农户土地转入规模——基于农户分化的视角. *农业技术经济* 2025(1): 64~78
17. 姜长云. 促进小农户和现代农业发展有机衔接是篇大文章. *中国发展观察* 2018(Z1): 47~50
18. 李虹韦, 钟涨宝. 农地经营规模对农户农机服务需求的影响——基于资产专用性差异的农机服务类型比较. *农村经济* 2020(2): 31~39
19. 李宁, 周琦宇, 汪险生. 新型农业经营主体的角色转变研究: 以农机服务对农地经营规模的影响为切入点. *中国农村经济* 2020(7): 40~58
20. 李尚蒲, 张路瑶. 转出抑或撂荒: 外包服务对小农户的挤出效应——来自河南省麦农的证据. *南京农业大学学报(社会科学版)*, 2022(5): 136~149
21. 卢华, 周应恒, 张培文, 耿献辉. 农业社会化服务对耕地撂荒的影响研究——基于中国家庭数据库的经验证据. *中国土地科学* 2022(9): 69~78
22. 罗必良, 万燕兰, 洪炜杰, 钟文晶. 土地细碎化、服务外包与农地撂荒——基于 9 省区 2704 份农户问卷的实证分析. *经济纵横* 2019(7): 63~73
23. 罗必良, 张露, 仇童伟. 小农的种粮逻辑——40 年来中国农业种植结构的转变与未来策略. *南方经济* 2018(8): 1~28
24. 万晶晶, 钟涨宝. 非农就业、农业生产服务外包与农户农地流转行为. *长江流域资源与环境* 2020(10): 2307~2322
25. 王伟同, 周洪成, 张妍彦. 看不见的家庭教育投资: 子女升学压力与母亲收入损失. *经济研究* 2021(9): 73~89
26. 许彩华, 党红敏, 余劲. 农户非农就业的代际分工对农地流转行为的影响——基于农业生产服务外包的中介效应分析. *西北农林科技大学学报(社会科学版)* 2022(1): 141~150
27. 薛信阳, 韩一军, 高颖. 农机社会化服务对农户家庭耕地经营规模的影响——来自 CLDS 的经验证据. *中国农业大学学报* 2023(10): 244~258
28. 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. *中国农村经济* 2019(3): 82~95
29. 叶兴庆. 把准农业领域发展新质生产力的着力点. *中国农业综合开发* 2024(4): 9~11
30. 张同斌, 刘文龙, 王蕾. 高质量创新的溢出效应: 企业供应链的视角. *经济研究* 2024(11): 38~54

(下转第 68 页)

tlenecks in transformation pathways ,this paper innovatively constructs a three—dimensional integrated framework combining function—space—economy. Specifically ,the functional dimension deconstructs the production ,livelihood ,ecology ,society ,culture ,and governance values of rural resource endowments to solve the problem of fragmented value identification. The spatial dimension anchors multiple values to material carriers ,providing a physical basis for clear property rights and zoning governance. The economic dimension divides explicit and implicit values and designs a differentiated transformation path of driver analysis—targeted measures—tool matching. The contribution of this paper lies in connecting the logical chain of theoretical construction ,historical verification ,dilemma analysis ,and solution design ,attempting to provide a Chinese approach with both theoretical depth and practical effectiveness for solving the obstacles to rural multiple values realization.

Keywords: Multiple values of rural areas; Rural revitalization; Value realization; Analytical framework

责任编辑: 李 雪

(上接第 16 页)

Promot or Hinder? The Impact of Agricultural Mechanization Custom Service on Farms of Different Scales: An Empirical Study Based on Panel Data of Farm households from 8 Provinces in China

HUANG Jikun XU Yang

Abstract: As China features a “large country with small-scale farmers” , agricultural mechanization custom services(AMCS) are key to agricultural mechanization and modernization ,yet their impact on farm operation scale needs in-depth study. Based on an unbalanced panel household data from 8 provinces nationwide during 2000—2023 ,this study examines the impact of AMCS on farmers’ operation scale and the heterogeneity across farmers with different endowments. The results show that AMCS significantly enhances farmers’ tendency to engage in farming but has no significant overall impact on their operation scale. Furthermore ,AMCS exhibits heterogeneity in farmers’ land management behaviors: it reduces the land rend-out of relatively small-scale farms ,has no effect on medium-scale farms ,and significantly expands the operation size of relatively large-scale farms. Thus ,AMCS is a “double-edged sword” for scaling up ,calling for targeted policies.

Keywords: Agricultural machinery socialized services; Operation scale; Land transfer

责任编辑: 闫豪玮