农田宜机化水平如何影响农机服务供给?

袁鹏1,张宗毅2*,李洪波1

(1.江苏大学管理学院,江苏 镇江 212013; 2.江苏大学中国农业装备产业发展研究院,江苏 镇江 212013)



摘 要 基于全国100个丘陵山区县4074份农机户的样本数据,考察了农田宜机化水平对农机户农机服务供给行为的影响及作用机制。研究发现:农田宜机化水平能够提升农机户农机服务供给概率与服务供给水平,且对农机户农机服务供给水平的影响在服务供给环节数与服务供给面积两方面均显著为正。机制分析发现,农田宜机化水平通过扩大农机服务市场规模,进而提高农机户的农机服务供给概率与环节数,通过提升农机的作业效率,进而增加农机户的农机服务供给面积。异质性分析发现,农田宜机化水平提升对青壮年农机户农机服务供给的促进作用大于中年农机户,对老年农机户农机服务供给水平以及经营规模小于50亩的农机户农机服务供给环节数的影响不显著。

关键词 农田宜机化;农业机械化;农机服务;农机户

中图分类号:F323 文献标识码:A 文章编号:1008-3456(2024)05-0110-12

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2024.05.010

农业机械化是农业现代化的重要标志^[1]。在大国小农的背景下,农户购买农机自我使用并不经济,购买农机社会化服务是当前绝大多数农户实现农业机械化生产的主要方式^[23]。因此,发展农业社会化服务是现阶段顺应我国农业经营方式转型、实现农业现代化发展^[45]与农业强国建设^[6]的重要路径。但在丘陵山区,农业社会化服务发展缓慢,服务供给能力还比较薄弱^[7],农机服务从业人数[©]明显少于平原地区。2019年农机化司对丘陵山区农业机械化摸底调查数据显示,我国丘陵山区县农作物耕种收综合机械化水平仅为46.87%,比全国平均水平低21.92个百分点,比非丘陵山区县低33.87个百分点^[8]。

地形条件决定了机械替代劳动的难易程度^[9],丘陵山区缺乏机耕道、地(田)块细碎且坡度大,这些不宜于农机作业的特征或者说过低的农田宜机化水平[©],在很大程度上阻碍了丘陵山区机械化的发展。政府部门也意识到农田宜机化水平过低是制约丘陵山区机械化发展的关键因素,为加快补齐丘陵山区农业机械化基础条件薄弱的短板,中央提出"支持丘陵山区农田宜机化改造"[©]。与平原地区相比,丘陵山区受限于地形条件难以发展跨区作业服务^[9],以家庭农场、种养大户为代表的本地农机户则是为周边小农户服务的主要力量^[10]。因此,有必要探究农田宜机化水平对农机户农机服务供给行为的影响,这

收稿日期:2024-01-30

基金项目:国家自然科学基金面上项目"耕地'宜机化'应对'非粮化':机制、效应与实现路径"(72373055);国家自然科学基金面上项目"购机补贴政策框架下农机企业行为机理研究:质量选择、研发投入与价格歧视"(71973074)。

① 《2021年全国农业机械化统计年报》数据显示,2021年末,云、贵、川、渝四个丘陵山区面积占比较高的省(市)的农机服务从业人数之和为187291人(每千公顷播种面积平均约7人),远低于以平原为主的山东一省的209386人(每千公顷播种面积平均约19人)

② 农业农村部发布的《丘陵山区农田宜机化改造技术规范》(NY/T4256-2022)对宜机农田进行了定义;适宜大中型农业机械安全通行、进出便利、高效作业和满足农作物生产要求的农田。因此,可以将农田宜机化水平看作是农田适宜农机通行与作业的程度

③ 参见中华人民共和国农业农村部网站,2020-07-30,http://www.njhs.moa.gov.cn/qcjxhtjxd/202007/t20200730_6349584.htm

对于推进丘陵山区农业机械化与现代化具有重要的意义。

已有众多学者围绕农机服务供给展开了相关研究,主要集中于以下三个方面:一是从宏观层面对不同类型农机服务供给模式的研究。一些学者认为劳动力价格上涨刺激了农户对农机服务的需求,而我国粮食在南北方向上连续的成熟时间梯度则进一步增加了市场容量,促使跨区收割这一服务供给形式的出现[11-13]。也有学者指出,跨区服务并不能完全满足农户多元且分散的农机服务需求,内生型农机服务市场能够有效利用各类资源,聚合服务需求,实现农机服务的本地供给[14-15]。还有一些学者则探究了农机跨区服务供给的空间溢出效应及其流动规律[16-17]。二是从中观层面对各类主体服务供给逻辑的研究。学者们大致将服务供给主体分为两类,一类为以服务为主的专业化服务主体,一类为兼具服务功能的规模经营主体。专业化服务主体对农机的购置具有较强的经营性,其农机服务供给主要是为了获取利润[18],而农机户对外提供农机服务主要是为了避免投资沉淀和尽快收回购机成本[19-20]。三是从微观层面对影响农机服务供给的因素的研究。学者们认为,农田基础条件是影响农机作业的重要因素,丘陵山区地块细碎分散、高度落差较大,田间机耕道路等农业基础设施条件也普遍比较薄弱,导致农机作业的难度大、效率低、成本高,抑制了农机服务的供给[8-9,21]。此外,也有学者实证分析了经营规模[22-25]、农机资产专用性[26]、是否加入合作社[27]、身份类型[28]、社会关系网络[29]等因素对农机户农机服务供给意愿、概率与水平的影响。

综上所述,当前学者从不同层面对农机服务供给这一主题展开了大量的研究,取得了丰硕的研究成果,但仍有值得进一步探索的空间:第一,农田基础条件是影响农机作业的重要因素,学术界与政府部门普遍认为农田宜机化水平的高低影响着农业机械化的发展。但当前对农田宜机化水平影响农机户农机服务供给行为的作用机理展开深入分析的研究还比较匮乏,也鲜有农田宜机化水平影响农机户农机服务供给行为的实证研究。第二,当前对农机服务供给行为的研究多集中在考察农机户是否提供农机服务,少数学者虽对农机户农机服务供给水平展开了分析也仅仅关注农机服务供给面积这一层面,并未考虑农机户农机服务供给环节数这一农机服务供给水平的重要内容。本文通过深入分析农田宜机化水平对农机户农机服务供给行为的影响机制,并利用全国4074份农机户样本数据展开实证分析,能够为我国丘陵山区农业机械化发展与农田宜机化建设工作提供理论依据。与已有研究相比,本文的边际贡献是:第一,通过理论分析,厘清了农田宜机化水平对农机户农机服务供给行为的影响机理,并在此基础上进行了实证检验。第二,本文不仅分析了农田宜机化水平对农机户农机服务供给概多供给不可影响。

一、理论分析与研究假设

农机户的农机服务供给行为本质是一种农业分工。亚当·斯密^[30]认为,分工受到市场规模的制约,只有当某一行业的市场足够大时才能够诱导专业化分工的出现。就农机服务市场而言,如果农户的农机服务需求有限,则难以诱导出专业化的服务供给,只有当农户的服务外包需求总量达到一定规模时,具有比较交易经营能力优势的农户才可能成为专业化服务供给主体对外提供农机服务^[31]。因此,农机服务市场规模越大,农机户就越可能对外提供农机服务。同样,农机服务市场规模越大,分工越深化,作为服务主体的农机户提供的农机服务环节数也会越多。

假定某一地区的农田宜机化水平为 Y,农田面积为 S,适宜农机作业的农田面积为 S(Y),且有 $S(Y) \leq S$ 。在农田宜机化水平较低时,即农田机耕道通达性较差,且地块细碎化程度较高,坡度较大,适宜农机作业的农田面积 S(Y) 较小,即便很多农户有购买农机服务的需求,但受农机可达性以及作业难度的制约,无法转化为有效需求,农机服务市场规模较小,不利于农机户对外提供农机服务。此外,在农田宜机化水平较低时,地形条件会对农机作业产生阻隔效应[21],限制农机的作业范围,进一步压缩了农机服务的市场规模。而随着农田宜机化水平的上升,一些原本不适宜农机作业的地块将变得宜机作业,适宜农机作业的农田的总面积 S(Y) 会上升,也即农机服务市场规模会增加,进而促使农业分工

深化,促使农机户对外提供农机服务,同时提升其对外服务的环节数。基于此,本文提出如下假说。

H.:农田官机化水平的提升能够增加农机户农机服务供给概率。

H₁:农田宜机化水平通过扩大农机服务市场规模进而促使农机户对外提供农机服务。

H₂:农田宜机化水平的提升能够增加农机户农机服务供给环节数。

H₂:农田宜机化水平通过扩大农机服务市场规模进而增加农机户农机服务供给环节数。

假定某一农机作业环节的时间窗口期为T,农机户的农机作业效率为f(Y),则其农机服务供给面积 S_s 为:

$$S_S = T \times f(Y) \tag{1}$$

对任一地区来说,特定农机作业环节的时间窗口期都是一定的,因此,农机户农机服务供给面积取决于其农机作业效率f(Y)。随着农田宜机化水平的提升,即农田细碎化程度下降、农田坡度降低、机耕道通达性提升,农机在作业时能够大幅度减少掉头、转弯以及沿边作业的次数,提升有效作业时间占比,进而提升作业效率f(Y)。此外,当农田宜机化水平较低时,不利于大中型农机作业,农机服务供给者往往是小微型农机的持有者,农机作业效率低。而随着农田宜机化水平的提升,将更加便于农机户使用大中型农机对外提供农机服务,此类农机作业效率较高,在有限的时间窗口期内农机服务供给面积也较大。因此,随着农田宜机化水平的提升,农机户农机服务供给面积将上升。由此,本文提出假说 H_3 、 H_{3a} 。

H₃:农田宜机化水平的提升能够增加农机户农机服务供给面积。

H_{3a}:农田宜机化水平通过提升农机户的农机作业效率进而提升其农机服务供给面积。农田官机化水平对农机户农机服务供给行为的影响见图1。

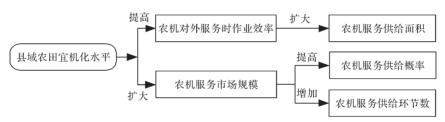


图 1 农田宜机化水平对农机户农机服务供给行为的影响

二、数据来源与研究设计

1.数据来源

本文所用的数据来自2020年5-7月农业农村部农业机械化管理司组织的全国丘陵山区农业机械化调查数据。该调查范围为云南、贵州、四川、重庆、湖南、湖北、广西、福建、陕西和山西10个省(自治区、直辖市),其中每个省抽取10个县,每个县抽取50个农户,共计100个县。在调查过程中,样本县农业农村部门统计员通过辅导、协助农户或直接访谈的方式在手机小程序进行在线问卷填报。为保证数据的可靠性,在正式调查前,对问卷进行了预调研和优化,同时对县级农业农村部门统计员进行了培训,在问卷填写程序上也进行了一系列逻辑设定,降低了填写错误发生率,此外,还对问卷进行了县级初审、部级终审、问题驳回重填、电话抽样回访、不合格问卷作废等流程处理,最终得到4074份农机户样本数据。

2. 模型设定与内生性讨论

内生性是采用计量模型进行实证时需要重点考虑的问题,内生性问题主要有遗漏变量、互为因果、自选择偏差以及选择性偏误等几个方面来源。在遗漏变量方面,本文参照已有研究将可能影响农户农机服务供给行为的变量加以控制,同时通过生成市级虚拟变量加以控制,用以消除地区政策、经济、文化等因素对回归结果的影响。此外,本文还将增加控制变量进行稳健性检验,以此缓解因遗漏变量造成的内生性问题;本文关键解释变量农田宜机化水平很大程度上取决于地区的自然条件,为外生变量。

此外,本文所用数据为课题组于2020年调研获取,即使是农田宜机化改造也只有个别省份少量开展试点,不会对农田宜机化水平的外生性造成太大冲击。因此,不存在互为因果、自选择偏差导致的内生性问题;农机户农机服务供给行为决策包含了两个阶段。第一阶段农户会决策是否提供农机服务,第二阶段农户会决策农机服务的供给水平。只有农户做出提供农机服务的决策后才能观察到其农机服务的供给水平,如果直接使用最小二乘法(OLS)对农户的农机服务供给水平进行估计,可能会导致样本选择性偏误。为了消除样本选择偏差造成的内生性问题,本文采用Heckman两阶段模型进行基础回归分析。

首先考察农机户农机服务的供给概率(使用PROBIT模型回归),构建方程如下:

$$d_i = \alpha_1 + z_i \beta_1 + \varepsilon_{1i}, \varepsilon_{1i} \sim N(0, 1)$$
 (2)

如果农机户选择对外提供农机服务, d_i 则为1,如果农机户未对外提供农机服务, d_i 则为0。 z_i 是影响农机户是否对外提供农机服务的变量, β_1 为待估计参数, ϵ_{1i} 为随机误差项。

然后考察农机户农机服务的供给水平(使用OLS模型回归),构建方程如下:

$$y_i = \alpha_2 + x_i \beta_2 + \varepsilon_{2i} \cdot \varepsilon_{2i} \sim N(0, 1) \tag{3}$$

式(3)中 y_i 为农机户农机服务供给水平, x_i 为影响农机户农机服务供给水平的变量, β_2 为待估计参数, ϵ_{2i} 为随机误差项。

根据式(2)得到农机户是否提供农机服务的回归系数 $\hat{\alpha}$,然后对每个样本i计算逆米尔斯比率 λ_i 。

$$\lambda_i = \frac{\varphi(z_i \hat{\alpha})}{\Phi(z_i \hat{\alpha})} \tag{4}$$

式(4)中 $\varphi(z_i\hat{\alpha})$ 和 $\Phi(z_i\hat{\alpha})$ 分别表示以 $(z_i\hat{\alpha})$ 为变量的标准正态分布的密度函数和累计密度函数。 z_i 是第一阶段模型中的解释变量集。

将逆米尔斯比率 λ_i 引入式(3)来纠正样本选择性偏误,得到农机户农机服务的供给水平修正模型如式(5)所示:

$$y_i = \alpha_2 + x_i \beta_2 + \rho \lambda_i + \varepsilon_{2i} \cdot \varepsilon_{2i} \sim N(0, 1)$$
(5)

为进一步探讨农田宜机化水平对农机户农机服务供给行为的影响机制,即验证 H_{1a} 、 H_{2a} 、 H_{3a} ,本文参考已有文献^[32],采用中介效应检验的逐步回归方法进行检验。本文在式(5)之外,增设两个模型,具体形式如下:

$$M_{i} = \alpha_{3} + \beta_{3} \times yjh + \varphi \times Z + \varepsilon_{3t}$$
 (6)

$$y_i = \alpha_4 + \beta_4 \times yjh + \beta_5 \times M_i + \varphi \times Z + \varepsilon_{4t} \tag{7}$$

式(6)(7)中 M_i 为中介变量,Z为控制变量集。若农田宜机化水平yjh的系数 β_3 和 M_i 的系数 β_5 显著,则表明中介效应存在。若式(7)中yjh的系数 β_4 也显著则为部分中介效应,反之则为完全中介效应。

3. 变量设定与描述性统计

- (1)被解释变量。本文主要从是否提供农机服务、农机服务供给环节数以及供给面积3个方面来考察农田宜机化水平对农机户农机服务供给行为的影响。若农机户提供耕、种(播种与插秧看作一类)、收(稻麦、玉米收获看作一类)任一环节的农机服务,则提供农机服务赋值为"1",否则为"0"。农机户的农机服务供给水平包括服务供给环节数与服务供给面积,服务供给环节数为耕种收供给的总环节数,服务供给面积为农机户耕种收三个环节农机服务供给面积之和。
- (2)关键解释变量。丘陵山区农机户往往在县域范围内提供服务,因此本文使用县域农田的基础条件来表征农田宜机化水平。根据已有研究^[8,33],本文从农田道路通达性、农田平整度、农田细碎化程度三个维度来刻画农田宜机化水平。县域农田道路通达性为县域样本农户农田道路通达性[©]的平均

① 根据农户经营农田中农机能到达地块比例来表征农田道路通达性,若农机可到达比例不足30%则赋值1,若比例在 $30\%\sim60\%$ 则赋值2,若比例在 $60\%\sim90\%$ 则赋值3,若比例大于90%则赋值4。

值;县域农田平整度为县域样本农户农田平整度[©]的平均值;县域农田细碎化程度则用县域样本农户单块土地面积[©]平均值表征。为消除上述三个指标的量纲,均进行了归一化处理,农田宜机化水平为上述三者乘积开三次方。

将农田宜机化水平分为中低高三组,表1展示了不同宜机化水平分组下农机户农机服务供给行为的影响。结果显示,农田宜机化水平越高,县域农机户提供农机服务的比例越高、提供农机服务的平均环节数越多、平均面积越大,初步印证了研究假说,但这没有剔除控制变量的影响,后面将进一步展开分析。

| 农机服务供给行为 | 县域农机户提供农机 | 县域农机户提供农机服务 | 县域农机户提供农机服务 |
|----------|-----------|-------------|-------------|
| 农田宜机化水平 | 服务比例 | 平均环节数 | 平均面积/公顷 |
| 低 | 0.371 | 1.366 | 38.878 |
| 中 | 0.469 | 1.618 | 84.130 |
| 亩 | 0.530 | 1.706 | 114.778 |

表1 农田宜机化水平对农机户农机服务供给行为的影响

(3)控制变量。借鉴已有研究^[20,22-23,27],本文从户主特征、家庭特征、经营特征以及环境特征四个方面选取控制变量。户主特征包括年龄、性别、受教育程度、是否接受过农机维修培训四个变量;家庭特征包括家庭务农劳动力数量、是否有村干部两个变量;经营特征包括经营规模、粮食种植比例以及是否加入合作社三个变量;环境特征包括地理环境特征以及政策、经济环境特征,地理环境特征选取距离城镇距离变量。为了消除各地政策、经济等因素对农机户农机服务供给的影响,本文对涉及的68个地级市选取其中67个生成0-1地区虚拟变量,并加以控制。

(4)排除性约束变量。Heckman第一阶段模型需要有"排除性约束"变量^[34],本文选取农机户是否接受农机驾驶培训作为"排除性约束"变量。一方面,农机驾驶培训能够提高农户的农机驾驶技术的规范性与安全性,另一方面,我国法律规定拖拉机与收割机必须经过驾驶培训且取得驾驶证才能进行作业。因此,接受农机驾驶培训的农机户更可能对外提供农机服务。不过,现实中仍有相当比例的农机户不经过农机驾驶培训就对外提供农机服务,一旦农机户对外提供农机服务是否接受农机驾驶培训则不会对其服务供给水平产生太大影响。因此,选择该变量作为排除性约束变量是恰当的。

(5)中介变量。为探讨农田宜机化水平对农机户农机服务供给水平(服务供给环节数与服务供给面积)的影响机制,选取农机服务市场规模以及农机户农机作业效率作为中介变量展开讨论。考虑到只有宜机化条件相对好的地块才能够进行机收、机播作业,因此即便县域宜机化水平低,其机播、机收的效率与县域宜机化水平高的地区也不会有太大差异。而即便农田宜机化水平较低也可以进行机耕作业,其效率更能反映农田宜机化水平对农机作业效率的影响,因此以农机户机耕作业效率的平均值来表征其农机作业效率。同时,由于丘陵山区存在大量微耕机,机耕面积难以反映农机服务市场的规模,因此,本文选用县域机播、机收面积的平均值[®]来表征农机服务市场规模。变量定义及描述性统计见表2。

三、实证结果分析

1. 基准回归

本文使用Stata17软件进行实证分析,使用Heckman两阶段模型的基准回归结果如表3所示。

表3的回归结果表明,农田宜机化水平对农机户的农机服务供给概率以及供给水平均具有正向显著影响,且在1%的统计水平上显著。随着农田宜机化水平的提升,农机户的农机服务供给概率会上升,同时其服务供给环节数与服务供给面积也会增加,也即其服务供给水平会上升。由此假说H、H。、

① 咨询全国丘陵山区农田宜机化改造工作专家组专家,设计如下公式对农户农田平整度进行计算: $(农户经营农田中坡度6度以下耕地面积 \times 0.8 + 坡度6 \sim 15 度耕地面积 \times 0.5 + 坡度15 \sim 25 度耕地面积 \times 0.1 + 坡度25 度以上土地面积 \times 0)/农田总面积。$

② 农户经营农田总面积/其地块数。

③ 数据来源于农业农村部农业机械化管理司。

| | | 表 2 变量定义与描述性统计 | Ν | V=4074 |
|---------------|-------------|--|--------|---------|
| 变 | 全量 | 定义 | 均值 | 标准差 |
| | 对外提供服务 | 是=1;否=0 | 0.540 | 0.498 |
| 被解释变量 | 农机服务供给环节数 | 耕种收供给环节数 | 1.585 | 0.737 |
| | 农机服务供给面积 | 耕种收服务供给面积/公顷 | 83.979 | 206.141 |
| 解释变量 | 农田宜机化水平 | 农田宜机化水平=(县域农田道路通达性*县域农田的平整度 \times 县域农田细碎化程度) \times (1/3) | 0.130 | 0.044 |
| | 农户年龄 | 农户实际年龄 | 46.122 | 9.429 |
| 户主特征变量 | 户主性别 | 男=1;女=0 | 0.913 | 0.282 |
|) 工竹皿文里 | 受教育程度 | 农户受教育年限 | 3.400 | 0.943 |
| | 是否接受过农机维修培训 | 是=1;否=0 | 0.304 | 0.460 |
| 家庭特征变量 | 家庭务农劳动力数 | 家庭务农实际人数 | 2.197 | 0.974 |
| 永庭竹皿文里 | 是否有村干部 | 是=1;否=0 | 0.134 | 0.340 |
| | 经营规模 | 农户经营土地面积/公顷 | 2.445 | 5.822 |
| 经营特征变量 | 粮食种植比例 | 粮食作物种植面积占比 | 0.582 | 0.497 |
| | 是否加入合作社 | 加入合作社=1;未加入合作社=0 | 0.343 | 0.475 |
| 环境特征变量 | 距离城镇距离 | 5千米以下=1;(5,10]千米=2;(10,20]千米=3;(20,50]千米=4,50 千米以上=5 | 1.835 | 0.909 |
| 排除性约束变量 | 是否接受农机驾驶培训 | 是=1;否=0 | 0.637 | 0.481 |
| 中介变量 | 农机服务市场规模 | 县域机播、机收面积的平均值/万公顷 | 1.418 | 1.364 |
| | 农机作业效率 | 农机户机耕作业效率/(公顷/小时) | 0.079 | 0.115 |

H。得到验证。

在户主特征变量方面。农机户年龄对其农机服务供给概率与服务供给面积均具有显著的负向影响,这是因为驾驶农机对外服务既需要农机手熟练掌握各项操作技术,还要有较好的体力,而本文样本农机手的平均年龄在46岁,随着年龄的上升不仅体力越来越差,也越难掌握先进农机的驾驶技术。性别特征对农机户农机服务供给概率具有显著的正向影响,即男性农机户对外提供农机服务的概率高,这是由于在家庭农业生产分工中,操作农机等重体力工作往往由男性承担,因此,男性农机户对外提供农机服务的概率高。但在服务供给环节数方面,农机户为男性反而会降低其服务供给环节数,可能的原因是男性往往会参与跨区服务,大量时间都用于单一的收割服务,因此,男性农机户对外提供农机服务的环节数少;受教育程度越高,农机户的农机服务供给概率越低,可能的原因是农户的受教育程度越高,其从事农业生产的机会成本就越高,往往会选择种植经济效益较好果、茶、药材等非粮作物。而非粮作物的机械化水平相对较低,农机户即便购买了农用机械也多为非粮作物的专用机械,难以对外提供农机服务,因此,受教育程度越高,农机户的农机服务供给概率越低。不过,一旦此类农机户对外提供农机服务,较高的受教育水平则能够使其在业务拓展等方面占据优势,因此农机户的受教育程度能够显著提升其农机服务供给水平。是否接受过农机维修培训对农机户的农机服务供给概率以及供给水平均具有正向显著影响,这是因为接受农机维修培训能够方便农机户在提供农机服务的过程中对农机进行维修,因此能够显著促进农机户的农机服务供给行为。

在家庭特征变量方面。家庭务农劳动力数越多农机户农机服务供给的环节数越多。这是因为部分农机作业环节通常需要多人配合才能够完成,如收割作业(一人驾驶,一人测量地块面积)、插秧服务(一人驾驶,一人放秧)等,如果家庭务农劳动力数较少则无法提供此类服务,因此农机户家庭务农劳动力人数能显著提高其服务供给环节数。

在经营特征变量方面。农机户经营规模对其农机服务供给概率无显著影响,但对其农机服务供给环节数与供给面积具有显著的正向影响。这是因为样本中既包含以服务为主的专业农机户,也包含兼具经营与服务功能的家庭农场等规模农户。前者经营规模未必很大,购买农机就是为了对外提供农机服务盈利^[18],而后者往往是规模经营农户,购买农机主要是用于自我服务,当生产力存在剩余时会对外

提供农机服务以避免农机闲置和分摊购置成本[19-20],因此经营规模对农机户农机服务供给概率的影响不显著。农机户经营规模能够提升其农机服务供给环节数以及供给面积,这是因为农机购置存在规模门槛[36-37],经营规模越大的农机户购置的农机种类越多且越大型化,在农机服务市场上更有竞争优势,因此服务供给环节数越多,农机服务供给面积也越多;粮食种植比例越高农机户的农机服务供给概率越高,提供农机服务的环节数也越多。加入合作社会提升农机户的农机服务供给概率与面积,这与张晖等[27]的研究结论一致。

在环境特征变量方面。农机户距离城镇越近,对外提供农机服务的概率越低,可能的原因是距离城镇越近土地的地租越高,农机户越倾向于种植非粮作物^[38-39],而用于经济作物尤其是在设施中使用的农机并不适用于大田作业,由此则降低了农机户对外提供农机服务的概率。

此外,排除性约束变量是否接受农机驾驶培训在1%的统计水平上正向显著,表明接受农机驾驶培训能够促使农机户对外提供农机服务,符合排除性约束变量选择的条件。表3中(2)(3)列中逆米尔斯比(*Imr*)分别在5%、1%的水平上显著,表明在农田宜机化水平影响农机户农机服务供给水平(服务供给环节数与供给面积)的估计中存在样本选择问题,本文选用Heckman两阶段模型进行估计,有利于消除样本选择偏差造成的内生性问题。

2. 稳健性检验

(1)更换被解释变量。前文选用农机户耕、种(插秧)、收三个环节的服务供给环节数以及供给面积来表征农机户农机服务供给水平,为避免基准回归结果是测量指标的偶然选择所致,参照已有研究[27],本文使用农机户对外提供农机服务的收益来表征农机户农机服务供给水平再次回归,结果如表4中(1)列所示,农田宜机化水平对农机户服务供给水平的影响依旧显著,且系数为正,与基准回归结果一致。

(2)增加控制变量。农机户的农机服务供给还可能受 号内为标准误差。下同。 到交易成本的影响^[31],如果农机户是本地人则能够凭借自

(1)(2)(3)变量 是否提供 服务供给 服务供 服务 面积 给环节数 农田宜机化 4 109*** 1430 153*** 3 267*** (1.018)(218.492)(0.726)-0.007*** -0.802* -0.002年龄 (0.003)(0.454)(0.002)0.226*** -14413 -0.108° 性别 (19.270)(0.064)(0.086)-0.095***18.468*** 0.010 受教育程度 (0.028)(5.507)(0.018)是否接受过 0.354*** 32.305*** 0.134****农机维修 (0.056)(9.747)(0.032)培训 家庭务农劳 0.060*** 0.005 0.973 动力数 (0.025)(4.216)(0.014)是否有村 -0.048-0.047-3.942(0.070)(12.938)(0.043)干部 0.002 5.169*** 0.016*** 经营规模 (0.004)(0.759)(0.003)粮食种植 0.741*** -69940.158*** 比例 (0.057)(12.762)(0.042)0.221*** 39.368*** 0.287*** 是否加入 (9.510)(0.032)合作社 (0.055)距离城镇 -0.079** -1.9200.009 距离 (0.027)(4.832)(0.016)地区虚拟 已控制 已控制 已控制 变量 是否接受农 0.842*** 机驾驶 (0.053)培训 -43.711**-0.222**(20.510)(0.068)-0.943***-68.1341.356*** 常粉项 (0.288)(57.459)(0.191)

表3 基准回归结果

注:*、**、****分别表示10%、5%、1%的显著性水平,括 暑内为标准误差。下同。

0.179

2178

0.375

2178

0.300

4074

伪 R^2 或 R^2

身的关系网络来降低服务供给过程中的交易成本[15],因此,本文增加是否为本地人这一变量。如果农机户经营所在地为其户籍所在区县,则是否为本地人赋值为1,否则,赋值为0。同时考虑到样本中农机户有一部分是兼具经营与服务双重功能的规模经营主体,此类农机户购买农机主要是用于自我服务,自身农田宜机化水平也可能会对其农机服务供给行为产生影响。参照前述农田宜机化水平计算方法,使用农机户经营农田道路通达性、农田的平整度与农田细碎化程度(以单块面积表征)三者之积开三次方来表征其自身农田宜机化水平。此外,农机户是否购买农机保险也可能会对其农机服务供给行为产生影响。将上述三个变量加入原回归方程再次回归,结果如表4中(2)(3)(4)列所示。是否购买农机保险能够提高农机户农机服务供给概率以及服务供给面积,农田宜机化水平对农机户农机服务供给概率、服务供给环节数以及服务供给面积的影响依旧显著,说明本文研究结论较为稳健。

(3)更换估计方法。本部分分别使用LOGIT模型、OLS模型以及OLOGIT模型对农机户是否提供农机服务、服务供给面积以及农机服务供给环节数进行了估计。表5结果显示,更换估计方法后农田宜机化水平对农机户农机服务供给行为的影响与基础回归结果一致,说明本文研究结论较为稳健。

四、进一步讨论

1. 影响机制分析

- (1)农田宜机化水平对农机户农机服务供给概率的作用机制分析。从表6中(3)列能够看出,农田宜机化水平对农机服务市场规模具有显著的正向影响,且在1%水平上显著,表明随着农田宜机化水平的上升,农机服务市场规模会扩大。(4)列结果显示,农机服务市场规模对农机户农机服务供给概率具有显著的影响,且农田宜机化水平对农机户农机服务供给概率的影响依旧显著。这表明农机服务市场规模在农田宜机化水平对农机户农机服务供给概率的影响中起到部分中介作用。上述结果说明,农田宜机化水平的提升能够扩大农机服务市场规模,进而提升农机户对外提供农机服务的概率。由此假说H_{1a}得到验证。
- (2)农田宜机化水平对农机户农机服务供给 环节数的作用机制分析。表6中(5)列的回归结果 显示,引入农机服务市场规模这一变量后,农田宜 机化水平仍对农机户农机服务供给环节数具有显

表 4 稳健性检验:更换被解释变量指标 以及增加控制变量

| 变量 | (1) 提供农机 服务收益 | (2) 是否提供 农机服务 | (3) 农机服务 供给面积 | (4) 农机服务供 给环节数 |
|-----------------|------------------------|------------------------|--------------------------|----------------------|
| 农田宜机化 水平 | 163.138*** (39.349) | 3.909*** (1.116) | 1346.987*** (238.439) | 2.743*** (0.778) |
| 农户自身农田 宜机化水平 | | -0.180 (0.293) | -16.746 (55.736) | 0.002 (0.182) |
| 是否为本地人 | | 0.1370 (0.117) | -4.435 (22.495) | -0.020 (0.073) |
| 是否购买 农机保险 | | 0.491*** (0.064) | 19.266* (11.365) | 0.038 (0.037) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 地区虚拟变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 常数项 | 2.022 (10.351) | -1.016^{***} (0.334) | -111.177^* (66.577) | 1.270*** (0.217) |
| 伪 R^2 或 R^2 | 0.121 | 0.314 | 0.183 | 0.374 |
| 观测值 | 2178 | 3564 | 1885 | 1885 |

表 5 稳健性检验:更换估计方法

| 变量 | (1) 是否提供农 机服务 | (2) 农机服务供 给面积 | (3) 农机服务供给 环节数 |
|-----------------|------------------------|--------------------------|----------------------|
| 农田宜机化水平 | 7.092*** (1.753) | 1551.995*** (209.489) | 16.938*** (3.062) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 地区虚拟变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 常数项 | -1.647^{***} (0.495) | -117.524^{**} (51.987) | |
| 伪 R^2 或 R^2 | 0.301 | 0.176 | 0.231 |
| 观测值 | 4074 | 2178 | 2178 |

著的正向影响,且农机服务市场规模也对农机户农机服务供给环节数具有显著的正向影响,说明农机服务市场规模在农田宜机化水平影响农机户农机服务供给环节数的关系中起到部分中介作用。上述结果说明,农田宜机化水平的提升能扩大农机服务市场规模,进而促使农机服务市场分工深化,增加农机户农机服务供给的环节数,H。得到验证。

(3)农田宜机化水平对农机服务供给面积的作用机制分析。表6中(7)列结果显示,农田宜机化水平对农机作业效率具有正向影响,并在5%水平上显著,表明随着农田宜机化水平的上升,农机户农机作业效率会上升。(8)列结果显示,在引入农机作业效率这一变量后,农田宜机化水平仍对农机服务供给面积具有显著的正向影响,且在1%上显著。此外,农机户农机作业效率也与其农机服务供给面积呈显著的正相关关系,并通过1%的显著性检验。这说明农机户农机作业效率在农田宜机化水平影响其农机服务供给面积的关系中起到部分中介作用。以上结果说明,农田宜机化水平能够提升农机户农机作业效率,从而增加其农机服务供给面积,H。得到验证。

2. 异质性分析

不同类型的农机户会有不同的农机服务供给行为。当前我国农业劳动力老龄化程度不断加剧,不同年龄段的农机手可能在体力、驾驶技术等方面存在差异,进而影响其农机服务供给行为。此外,随着农业规模化的发展,本文样本农机户中也包含相当比例的规模农户,不同经营规模的农机户也

| 表 6 | 介效 | |
|-----|----|--|
| | | |
| | | |

| X · TIXEDI | | | | | | | | |
|-----------------|---------------------|------------------|--------------|---------------------|------------------|-------------|-------------|-------------|
| 变量 | (1) 是否提供农 机服务 | (2) 供给环 节数 | (3) 市场规模 | (4) 是否提供农 机服务 | (5) 供给环 节数 | (6) 供给面积 | (7) 作业效率 | (8) 供给面积 |
| 市场规模 | | | | 0.202*** | 0.070*** | | | |
| 印场风铁 | | | | (0.048) | (0.025) | | | |
| 作业效率 | | | | | | | | 60.948*** |
| 11 32/2/1 | | | | | | | | (12.068) |
| 农田宜机化水平 | 4.109*** | 3.267*** | 6.759*** | 2.844*** | 3.278*** | 1430.153*** | 0.621** | 357.923*** |
| KHENION | (1.018) | (0.726) | (0.358) | (1.066) | (0.732) | (218.492) | (0.311) | (132.648) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 地区变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 告粉币 | -0.943*** | 1.356*** | -0.127^{*} | -0.925*** | 1.127*** | -68.134 | 0.115*** | 149.964*** |
| 常数项 | (0.288) | (0.191) | (0.072) | (0.289) | (0.174) | (57.459) | (0.082) | (35.115) |
| 伪 R^2 或 R^2 | 0.300 | 0.352 | 0.870 | 0.303 | 0.372 | 0.148 | 0.094 | 0.303 |
| 观测值 | 4074 | 2178 | 4074 | 4074 | 2178 | 2178 | 1320 | 1320 |

可能在农机保有情况上存在差异,进而影响其农机服务供给行为。因此,将进一步探讨农田宜机化水平对不同年龄段、不同经营规模农机户农机服务供给行为的异质性影响。

(1)按照农机户年龄展开异质性分析。根据农机手的年龄将样本分为青壮年农机手(45岁以下)、中年农机手(45~59岁)以及老年农机手(60岁及以上)三组,考察农田宜机化水平对不同年龄段农机手农机服务供给行为的异质性影响。从表7中能够看出,中年农机手的数量最多,占总样本数的53%,其次是青壮年农机手,其数量占总样本数的40.5%,老年农机手占比为6.5%。分组回归结果显示,农田宜机化水平对青壮年农机手以及中年农机手农机服务供给行为的影响与基础回归结果一致。从影响系数方面来看,农田宜机化水平对青壮年农机手农机服务供给行为的促进作用远大于中年农机手农机服务供给行为的促进作用远大于中年农机手农机正式工作。农田宜机化水平对老年农机手农机服务供给行为的影响在服务供给环节数与服务供给面积上均不显著。

农田宜机化水平的提升,能够改善农机作业环境,提高农机作业效率,增加农机作业服务市场的规模,进而促使农机户对外提供农机服务,同时增加农机服务供给面积与环节数。但农机户的农机服务供给行为还会受其农机持有情况以及体力等因素的影响。一般而言,当农机手进入老年阶段以后,不仅学习使用多种农机驾驶技术的难度大,也会因为风险承受能力[©]下降而失去更新或购置多种先进农机的意愿。此外,老年农机手无论是体力还是精力都有限,难以适应长时间、高强度的农机作业工作。因此,农田宜机化水平对老年农机手农机服务供给环节数与服务供给面积的影响并不显著。

表7 农田宜机化水平对不同年龄段农机户农机服务供给行为的影响

| 变量 | 青壮年农机手 | | | 中年农机手 | | | 老年农机手 | | |
|-----------------|---------------------|---------------------|--------------------------|------------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|------------------|----------------------|
| | 是否提供 服务 | 服务环 节数 | 服务面积 | 是否提供 服务 | 服务环 节数 | 服务面积 | 是否 提供服务 | 服务环 节数 | 服务面积 |
| 农田宜机化水平 | 5.426*** (1.468) | 3.377*** (1.038) | 2102.824*** (416.750) | 3.612** (1.628) | 3.338*** (1.212) | 515.086* (267.314) | 10.573*** (5.458) | 4.029 (5.325) | 640.864 (937.109) |
| 控制变量 地区变量 | 已控制 已控制 | 已控制 已控制 | 已控制 已控制 | 已控制 已控制 | 已控制 已控制 | 已控制 已控制 | 已控制 已控制 | 已控制 已控制 | 已控制 已控制 |
| 常数项 | -0.926^* (0.506) | 1.244*** (0.321) | -128.662 (128.863) | -1.476^{***} (0.556) | 1.324*** (0.365) | 55.696 (80.493) | 4.637 (3.343) | 0.924 (2.667) | 128.614 (469.169) |
| 伪 R^2 或 R^2 | 0.282 | 0.422 | 0.194 | 0.337 | 0.377 | 0.238 | 0.354 | 0.434 | 0.696 |
| 观测值 | 1651 | 871 | 871 | 2160 | 1155 | 1155 | 263 | 152 | 152 |

① 使用农机户对新品种农作物的接受程度来表征其风险承受能力,发现其年龄越大风险承受能力越低。

(2)按照农机户的土地经营规模展开异质性分析。根据农机户的经营规模将其分为经营规模50亩以下的农机户以及经营规模大于等于50亩的农机户两类[©],考察农田宜机化水平对不同经营规模农机户农机服务供给行为的异质性影响。表8展现了农田宜机化水平对不同经营规模农机户农机服务供给行为的异质性影响,具体而言,农田宜机化水平对经营规模≥50亩的农机户农机服务供给行为的影响与基础回归结果一致,但对经营规模小于50亩的农机户农机服务供给环节数的影响并不显著。这主要是因为,农机购置具有规模门槛^[36-37],对经营规模小的农机户而言,购买多种农机并不经济,因此,即便农田宜机化水平提升其农机服务供给环节数也不会有显著提升。

| 赤目 | | 经营规模<50 | | 经营规模≥50 | | | |
|-----------------|----------------|----------|------------------|---------|----------|-------------|--|
| 变量 | 是否提供服务 | 服务环节数 | 服务面积 | 是否提供服务 | 服务环节数 | 服务面积 | |
| 本田亭担仏 小亚 | 7.468*** | 0.579 | 797.987*** | 3.083** | 4.015*** | 1764.239*** | |
| 农田宜机化水平 | (1.754) | (0.964) | (172.058) | (1.392) | (1.021) | (352.438) | |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | |
| 地区变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | |
| 常数项 | -1.488^{***} | 1.126*** | -111.950^{***} | -0.513 | 1.526*** | -48.328 | |
| 吊奴坝 | (0.480) | (0.243) | (43.337) | (0.385) | (0.269) | (92.896) | |
| 伪 R^2 或 R^2 | 0.321 | 0.243 | 0.271 | 0.327 | 0.363 | 0.168 | |
| 观测值数 | 1672 | 918 | 918 | 2402 | 1268 | 1268 | |

表8 农田官机化水平对不同土地经营规模农机户农机服务供给行为的影响

五、研究结论与政策建议

本文利用 2020年 5-7 月农业农村部农业机械化管理司组织的全国丘陵山区农业机械化调查数据,实证分析了农田宜机化水平对农机户农机服务供给概率与供给水平的影响,探讨了农田宜机化水平对不同年龄段、不同经营规模农机户农机服务供给行为的异质性作用,同时也就农田宜机化水平对农机户农机服务供给水平的作用机制展开了分析。结果表明:第一,农田宜机化水平的提高能够提升农机户的农机服务供给概率,同时增加其农机服务供给环节数与供给面积;第二,机制分析发现,农田宜机化水平通过影响农机服务市场规模来影响农机户的农机服务供给概率与供给环节数;农田宜机化水平通过影响农机作业效率来影响农机户农机服务供给面积;第三,异质性分析发现,农田宜机化水平对不同年龄段和不同经营规模的农机服务供给行为的影响具有异质性。

上述研究结论主要有三点政策启示:第一,要进一步加大对农田宜机化改造支持力度,对农田进行"小并大、短变长、坡改平"改造,同时加强机耕道建设,有条件的地区宜整区域推进农田宜机化改造;第二,各地在进行农田宜机化改造的过程中应根据具体情况有所侧重。平原地区以及低缓丘陵区交通条件相对较好,应重点对农田进行土地细碎化整治,通过小田并大田同时适当进行土地平整以此提升农机的作业效率,增加农机户的农机服务供给面积,提升农机的利用效率。深丘区、山区地形复杂,应首先进行机耕道建设,降低地形因素对农机作业的阻隔效应,扩大农机服务市场规模,促进农机户农业生产全程农机服务供给,提升地区农业机械化水平;第三,农田宜机化水平对不同年龄段农机户农机服务供给行为的影响存在差异,其中对青壮年农机户农机服务供给的促进作用最大。从样本中农机户的年龄分布情况能够看出,中年农机户以及老年农机户的占比接近60%,随着我国农业劳动力老龄化的加剧这一比例还会进一步增大。因此,在进行宜机化改造的同时,要想切实发挥宜机化水平提升对地区农业机械化发展的推动作用,政府还需要格外关注农机服务主体的培育,尤其是要吸引年轻人加入到农机社会化服务队伍。

① 农业农村部将50亩作为统计规模农户的标准,资料来源:http://www.moa.gov.cn/xw/qg/201611/t20161117_5366963.htm.

参考文献

- [1] 赵春江,李瑾,冯献,等.关于我国智能农机装备发展的几点思考[J].农业经济问题,2023(10):4-12.
- [2] 李艳芳, 苏保忠. 农机社会化服务缓解了农村内部收入差距吗?[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2024(1):111-121.
- [3] 芦千文,杜志雄.农业农村创新与创业联动机制研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2023(3):11-22.
- [4] 郭晓鸣,温国强.农业社会化服务的发展逻辑、现实阻滞与优化路径[J].中国农村经济,2023(7);21-35.
- [5] 罗必良.基要性变革:理解农业现代化的中国道路[J].华中农业大学学报(社会科学版),2022(4):1-9.
- [6] 姜长云.农业强国建设的切入点:加强农业品牌建设和社会化服务[J].改革,2023(11):107-116.
- [7] 钟甫宁,陆五一,徐志刚.农村劳动力外出务工不利于粮食生产吗?——对农户要素替代与种植结构调整行为及约束条件的解析[J].中国农村经济.2016(7):36-47.
- [8] 张宗毅."十四五"期间丘陵山区农田宜机化改造若干重大问题与举措[J].中国农村经济,2020(11):13-28.
- [9] 郑旭媛,徐志刚.资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮食生产的机械化为例[J].经济学(季刊),2017,16(1): 45-66
- [10] 芦千文,苑鹏.农业生产托管与稳固中国粮食安全战略根基[J].南京农业大学学报(社会科学版),2021,21(3):58-67.
- [11] YANG J, HUANG Z H, ZHANG X B, et al. The rapid rise of cross—regional agricultural mechanization services in China [J]. American journal of agricultural economics, 2013, 95(5):1245-1251.
- [12] 蔡键, 唐忠. 华北平原农业机械化发展及其服务市场形成[J]. 改革, 2016(10): 65-72.
- [13] ZHANG X, YANG J, THOMAS R. Mechanization outsourcing clusters and division of labor in Chinese agriculture [J]. China economic review, 2017, 43:184-195.
- [14] 仇叶.小规模土地农业机械化的道路选择与实现机制——对基层内生机械服务市场的分析[J].农业经济问题,2017,38(2): 55-64.2
- [15] 李洪波,袁鹏,罗建强.乡村内生型农机服务市场形成机理及其运行机制研究[J].农业经济问题,2022(1):89-99.
- [16] 方师乐,卫龙宝,伍骏骞.农业机械化的空间溢出效应及其分布规律——农机跨区服务的视角[J].管理世界,2017(11);65-78, 187-188
- [17] 张宗毅, 戚山明, 张萌. 全国小麦联合收割机跨区作业空间流动规律[J]. 农业工程学报, 2021, 37(23): 19-27.
- [18] 陈义媛.中国农业机械化服务市场的兴起:内在机制及影响[J]. 开放时代,2019(3):169-185,8-9.
- [19] 杜志雄,刘文霞.家庭农场的经营和服务双重主体地位研究:农机服务视角[J].理论探讨,2017(2):78-83.
- [20] 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[J].中国农村经济,2020 (7):40-58.
- [21] 周晶,陈玉萍,阮冬燕.地形条件对农业机械化发展区域不平衡的影响——基于湖北省县级面板数据的实证分析[J].中国农村经济,2013(9):63-77.
- [22] 刘文霞,杜志雄.哪些家庭农场在提供农业生产性服务?——基于2014年、2015年全国种植类家庭农场监测数据[J].农村经济,2018(3),18-24
- [23] 陈江华,罗明忠,罗琦.农地确权对农户参与农机服务供给的影响分析——基于水稻种植户的考察[J].农林经济管理学报,2018,17 (5),508-519
- [24] 徐密,黄治鹏,杨志海.农机户农机服务供给决策及其影响因素分析——基于规模差异的视角[J].中国农机化学报,2020,41(3): 225-230
- [25] 曹铁毅,周佳宁,邹伟.规模化经营与农户农机服务选择——基于服务需求与供给的二维视角[J].西北农林科技大学学报(社会科学版).2021.21(4):141-149.
- [26] 王翌秋,祝云逸,曹蕾,等.资产专用性、风险规避与农机户生产经营行为研究[J].财贸研究,2019,30(11):39-47.
- [27] 张晖,吴霜,张燕媛,等.加入合作社对种粮大户农机投资及服务供给行为的影响分析[J].中国农村观察,2020(2):68-80.
- [28] 曹铁毅,杨亚琼,邹伟.家庭农场身份类型与农机服务供给行为——基于内生型和外生型的比较[J].农林经济管理学报,2021,20(6): 702-711.
- [29] 郑纪芳,郑军.社会网络对家庭农场农机作业服务供给的影响——基于山东省416个家庭农场的实证分析[J].世界农业,2022(12): 86-94.
- [30] 亚当·斯密.国民财富的性质和原因的研究[M].郭大力,王亚南,译.上海:商务印书馆,1972.
- [31] 罗必良. 论服务规模经营——从纵向分工到横向分工及连片专业化[J]. 中国农村经济, 2017(11): 2-16.
- [32] 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,2014,22(5):731-745.
- [33] 刘光盛,赵乐松,程迎轩,等.基于限制因子的粤北丘陵山区耕地宜机化整治分区[J].农业工程学报,2021,37(12):262-270.
- [34] LENNOX CS, FRANCIS JR, WANG Z. Selection models in accounting research [J]. The accounting review, 2012, 87(2):589-616.
- [35] 张宗毅, 杜志雄. 土地流转一定会导致"非粮化"吗? ——基于全国1740个种植业家庭农场监测数据的实证分析[J]. 经济学动态, 2015 (9):63-69.

- [36] 张宗毅, 杜志雄. 农业生产性服务决策的经济分析——以农机作业服务为例[J]. 财贸经济, 2018, 39(4); 146-160.
- [37] 胡雯,张锦华,陈昭玖.小农户与大生产:农地规模与农业资本化——以农机作业服务为例[J].农业技术经济,2019(6):82-96.
- [38] 黄祖辉,李懿芸,毛晓红.我国耕地"非农化""非粮化"的现状与对策[J].江淮论坛,2022(4):13-21.
- [39] 仇童伟,罗必良.流转"差序格局"撕裂与农地"非粮化":基于中国29省调查的证据[J].管理世界,2022,38(9):96-113.

How the Farmland Suitability for Agricultural Machinery Operations Affects the Supply of Agricultural Machinery Services

YUAN Peng, ZHANG Zongyi, LI Hongbo

Abstract Based on sample data from 4074 agricultural machinery households in 100 hilly counties across of China, this study examines the impact and mechanisms of farmland suitability for agricultural machinery operations (FSAM) on the supply behavior of agricultural machinery services by agricultural machinery households. The research finds that the level of FSAM can increase both the probability and the level of agricultural machinery service supply by agricultural machinery households. The positive impact on service supply level is significant in terms of both the number of service supply links and service supply area. Mechanism analysis reveals that the level of FSAM enhances the agricultural machinery service supply probability and number of agricultural machinery service supply links of agricultural machinery households by expanding the market size for agricultural machinery service, and increases the service supply area by improving the operational efficiency of agricultural machinery. Heterogeneity analysis indicates that the promotion effect of FSAM on the agricultural machinery service supply by young and middle—aged agricultural machinery households is greater than that on middle—aged households. The impact on the service supply level of elderly agricultural machinery and the number of service supply links for households with an operating scale of less than 50 mu is not significant.

Key words farmland suitability for agricultural machinery operations; agricultural mechanization; agricultural machinery services; agricultural machinery households

(责任编辑:王 薇)