

农机作业服务市场的“本地化” 提高了农户粮食生产技术效率吗?

魏素豪¹,高延雷^{2*}

(1.吉林大学行政学院,吉林长春130012;
2.中国农业科学院农业经济与发展研究所,北京100081)



摘要 随着各地区农机保有量的持续增长,跨区农机作业服务市场容量不断收缩,“本地化”农机作业服务快速兴起。基于华北平原微观农户的调查数据,运用超效率生产函数形式的随机前沿生产函数法测算了农户粮食生产技术效率,并实证分析了农机作业服务市场的“本地化”对农户粮食生产技术效率的影响及其作用机制。研究发现:农户粮食生产存在一定程度的技术效率损失,且主要来源于管理误差;“本地化”农机作业服务一方面降低了耽误农时导致减产的风险,提高了农户要素配置的灵活性,另一方面形成对农机手道德风险的有效约束,提高了农机作业质量,进而促进农户粮食生产技术效率的提升;但是,这一正向激励效应,随着农户农地经营规模扩张和兼业程度提升而逐渐减弱。为扩大激励效应,应加快推动农机作业服务信息化、作业质量标准化建设,提高农机购置补贴政策的灵活性。

关键词 农机作业服务;本地化;要素配置;交易成本;技术效率

中图分类号:F325.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2023)06-0001-13

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2023.06.001

传统观点认为农业生产过程的不同工序需要匹配不同类型的机械,而各生产环节工序持续时间短暂,投资农机后使用频率低下、沉没成本高昂,使得小农户缺乏农机投资的意愿或能力,因此小规模经营难以实现机械化,推动土地规模化经营是实现农业机械化的必由路径^[1]。然而,依托于以跨区收割为代表的农机作业服务市场,中国在小规模经营基础上成功实现了大型农机的普遍应用,打破了小规模经营与机械化互斥的传统论断^[2]。中国这一农业机械化进程既不同于美国大规模经营与大型机械相匹配的模式,也不同于日本小规模经营与小型机械相匹配的模式,走出了一条独具特色的农业机械化道路^[3]。即农户通过农机作业环节外包的方式卷入分工经济,在不承担农机投资成本的前提下,分享了农机的规模效益^[4-5]。与此相对应,以跨区收割为代表的农机服务市场快速兴起,2011年小麦跨区收割面积达到峰值为2.28亿亩,占机收总面积的68.67%;2013年水稻跨区收割面积达到峰值为1.15亿亩,占机收总面积的34.86%;2013年玉米跨区收割面积达到峰值为0.49亿亩,占机收总面积的19.87%^①。农机服务市场的发展大大推动了中国农业机械化进程,到2021年小麦、玉米、水稻综合机械化率分别达97.29%、90.00%、85.59%,平原地区的农业机械化率更是接近100%^②。

然而,各类粮食作物跨区收割面积在2011—2013年先后达到峰值之后开始快速下滑,2021年小麦、水稻、玉米跨区机收面积分别下降到了0.86亿亩、0.71亿亩、0.39亿亩,相较于峰值分别减少

收稿日期:2023-02-20

基金项目:国家自然科学基金青年项目“农机作业服务内部化:形成机制、效率评估与政策设计”(72303077)。

*为通讯作者。

① 数据来源:《中国农业机械工业年鉴》(1992—2022年)。

② 数据来源:2021年全国农业机械化发展统计公报。

62.21%、38.88%、19.79%^①。与此相对应,农机化市场总收入和利润率自2015年以来连年下降,农机作业服务专业户和从业人员数量自2015年以来逐年减少。与跨区服务面积的快速萎缩相对应,随着农机供给数量的持续增加,区域农机供给不平衡的问题逐渐得到解决,“本地化”的农机作业服务快速发展^[6],农机服务市场的分工半径逐渐从跨省、跨县收缩到本村、本乡镇范围内。对华北平原农业机械化的专题调查数据显示,677户农机服务外包的农户当中,71.94%的农户表示本村存在专门提供农机作业服务的组织或个人,69.27%农户选择购买本村及周边村熟人的农机作业服务。由此可见,华北平原农机作业服务市场的“本地化”趋势明显。

已有文献对农机作业服务市场“本地化”的趋势做出了解释。宏观层面,2004年实施农机购置补贴政策以来,大中型农业机械供给不断增加,但区域农机供给不平衡、不匹配的情况比较严重,以跨区收割为代表的农机作业服务市场成功解决了区域农机供给不平衡问题^[7]。但随着农机供给数量的不断增加,区域农机供给趋于平衡,“本地化”的农机作业服务供给和需求同步增长^[8]。微观层面,“本地化”农机作业服务以熟人关系为纽带,降低了服务外包的信息搜寻成本、讨价还价成本^[9-10]。已有研究侧重于解释“本地化”农机作业服务市场的产生逻辑,但鲜有文献讨论“本地化”农机作业服务的影响。

理论上讲,“本地化”农机作业服务意味着农机服务主体与农户之间存在以地缘或血缘为基础的人情往来,彼此居住地点临近,相互熟络,是典型的熟人社会和“自己人”社会^[11]。因此,农户购买“本地化”的农机作业服务,不再是单纯的服务交易关系,熟人社会的人情关系也被纳入到交易体系中,使其呈现出关系型交易的特点。本文试图基于已有研究,结合“本地化”农机作业服务的熟人社会交易特征,探究其对农户粮食生产技术效率的影响及其理论逻辑,进而在粮食生产技术效率最优目标下,为相关政策的调整提供理论支撑。本文研究可能存在的边际贡献是:一方面基于农业生产特性与农机作业工艺特征,从关系型契约治理的视角分析了农机作业服务市场“本地化”的内生与外生交易成本节约机制;另一方面从交易成本的视角揭示了农机作业服务市场“本地化”对农户粮食生产技术效率的影响及其作用机制,进而构建起农机作业服务市场新的发展趋势与粮食生产效率的内在逻辑关系。

一、理论分析

农机作业服务外包属于典型的社会分工,分工是报酬递增的源泉,但就分工本身而言,并不是“免费的午餐”,分工深化意味着更多的生产环节被卷入市场交易当中,然而每一笔市场交易都是有成本的,必然会产生一定的交易成本。劳动分工程度除了受到斯密和杨格所认为的市场规模的限制外^[12-13],也会受到市场交易成本的限制。如果分工深化带来的收益大于分工所带来的交易成本,则分工得以维持并可能继续深化,反之则分工难以持续。如何平衡分工收益与交易成本的冲突才是分工拓展的关键^[14]。

农机作业环节外包的农户,首先面临作业时间的不确定风险,主要表现为两个方面:一是搜寻不到农机而耽误农时,进而导致减产;二是搜寻到农机后,因农机数量有限,需要排队等候作业而耽误农时,进而导致减产。在农机供给区域不平衡、不匹配状态下,由于农机数量较少,“本地化”农机作业服务供给不足,农户被迫购买“外地化”跨区农机作业服务,此时农户将承担因耽误农时而导致减产的交易风险,即外生性交易成本^[15]。但随着农机供给数量的增长,“本地化”农机作业服务可得性增加。相较于“外地化”农机服务,“本地化”农机作业服务因为地理距离的“接近性”,使得信息的扁平化处理更为便捷,在信息识别和紧急情况处理上更具优势。而“外地化”农机服务与农户之间在空间上存在“隔离性”,缺乏长期稳定的合约关系,这会造成农机服务主体在地理距离和合约距离上因突发事件而无法供给服务的风险增加^[16]。因此,“本地化”农机作业服务有助于降低服务外包耽误农时

① 数据来源:《中国农业机械工业年鉴》(1992—2022年)。

的不确定风险,提升各农机作业环节要素配置的灵活性,进而有助于提高农户粮食生产技术效率。

农业生产对象是有生命的动植物,动植物有其自身的生物学规律,人类生产活动需要遵循农作物自身的生物学规律^[17]。以冬小麦生产为例,从播种到收获顺序生长周期为230~260天,但每亩劳动时间的投入可能仅为10天,即小麦生长时间与农业劳动者的劳动时间不一致,投入与产出无法形成可核算的清晰对应关系。这一农业生产特性严重限制了农业生产环节尤其是产中环节的可分性,其分工范围往往以家庭农场内部分工为主。工业产品的生产过程能够很容易被分离成多个环节,例如可以将零部件外包给那些具有专业设备与生产优势的企业完成,零部件又可以进一步被分离为多个小零部件。理论上分工可以无限细分下去,其迂回生产程度不断提升,分工带来的报酬递增与规模经济效益也会愈发明显。这与外包零部件生产质量考核难度较低有关,例如利用统计手段随机抽检零部件,可以识别出零部件质量、误差等详细信息,并根据交易契约安排,实施相应的激励与惩罚措施。

农机作业服务外包,类似于工业产品零部件外包。但是因农业生产的基本特性,导致农机作业环节中农机手的机会主义行为具有极强隐蔽性^[9]。对于农户而言,既不能以最终产出来衡量农机手的主观努力程度,也不能以肉眼观察到农机手作业质量的高低,更不可能设计出一套激励与约束机制来制衡农机手的机会主义行为,因此农机作业环节的服务外包面临信息不对称下的道德风险^[11]。事实上假设农机手没有机会主义行为,只要农户担心其有,就会采取应对措施。

“本地化”农机作业服务交易处于农村熟人社会网络内部,在熟人社会网络中完成服务交易,可以理解为非合约化的关系,有其特殊的面子或声誉传播机制^[18]。如果“本地化”农机手的机会主义行为被农户观察到,或存在被观察到的可能性,就会对该农机手在熟人网络内部的声誉或面子产生负面影响,熟人社会内的农户会自发抵制该农机手,农机手“颜面扫地”,失去熟人社会的信任,服务面积和服务收入会受到较大影响,即农机手提供高质量的“本地化”农机作业服务可以赚取“高声誉”的巨额回报,这种高回报是促使农机手提供高质量农机作业服务的经济激励。

此外,“本地化”农机作业服务交易关系往往具有重复交易的特质^[10]，“本地化”农机手与农户更容易形成长期稳定合作关系和多期重复博弈关系。农户与“本地化”农机手多期重复博弈过程中,农机手如果采取机会主义行为,提供低质量农机作业服务,将面临来自两个方面的惩罚约束:一是农户更换其他服务主体,长期中断交易的惩罚力量;二是信誉扩散机制下,熟人网络内部其他农户选择中断交易的惩罚力量。因此,提供高质量的“本地化”农机作业服务,减少机会主义行为,也是农户与农机手多期重复博弈的纳什均衡。熟人社会的声誉机制和多期重复博弈关系,会对信息不对称下“本地化”农机手的道德风险形成一定的约束,增加服务主体的“自觉性”,降低其采取机会主义行为的可能性,提高农机作业质量,进而提高粮食生产技术效率。

二、数据、变量与模型

1. 数据来源

华北平原是小农户与大机械相匹配发展模式的代表性区域之一,也是中国农机作业服务市场最发达的区域之一,其中冀鲁豫三省是华北平原最核心的产粮大省,三省地形条件、农耕传统、人口密度、经济发展水平相近。因此,选择华北平原冀鲁豫三省小麦、玉米大田作物的农业机械化过程作为研究对象,更能反映中国农机作业服务市场发展的真实状态。

为了更加全面地把握华北平原农机作业服务市场发展现状,课题组于2019年10月至2020年1月开展了华北平原农业机械化专题调查。本次调查采取一对一入户问卷访谈的方式走访了冀鲁豫3省8县,27乡镇,57个行政村,840个农户家庭,350名农机服务主体。农户层面的调查采用分层随机抽样的方法选取样本县(区)、乡镇、村和农户,首先,选择华北平原腹地8个粮食主产县作为抽样框;其次,在每个县根据经济发展水平高、中、低三层随机抽取3~4个乡镇,每个乡镇随机抽取2~3个村,每个村随机抽取15~20名农户。调查内容包括农户家庭特征、农业生产经营情况、农机技术采纳情

况、农机保有情况等。为了更加准确地分析“本地化”农机作业服务对粮食生产效率的影响,同时考虑到没有选择农机作业服务外包的样本较少,本文剔除了没有选择农机作业服务外包的样本和无效样本,最终使用的有效农户样本数量为677份。

2. 粮食生产技术效率测算方法

技术效率是指在其他条件不变的前提下,决策单元最大化产出的能力。数据包络分析(data envelopment analysis, DEA)是目前最常用的技术效率测算方法^[19]。但是,已有研究表明如果技术效率测算模型设定不存在偏误,随机前沿生产函数法无论是在拟合的精准度方面,还是参数估计本身的可检验性方面均优于数据包络分析^[20]。农户粮食生产过程需要投入劳动力、土地、资本等,但多种要素的配置效率高度依赖于生产经营方式,属于典型的多投入单产出生产决策单元。因此本文采用随机前沿生产函数法测算粮食生产技术效率。生产函数设定如下:

$$Y_i = f(X_i, \alpha) \exp(M_i - N_i) \quad (1)$$

式(1)中 Y_i 表示第 i 个农户的粮食产出, X_i 为第 i 个农户的种粮要素投入; $f(\cdot)$ 代表生产可能性边界; α 为待估参数; M_i 为随机误差,表示剔除农户种粮要素投入以外的自然条件、统计误差等因素对产出的影响,并且假设 $M_i \sim N(0, \sigma M^2)$; N_i 为技术效率损失,表示实际产出与生产可能性边界上最优产出的差距,并且假设 $N_i \sim N(\mu_i, \sigma N^2)$ 。技术效率损失模型为 $\mu_i = R_i \gamma$, R_i 表示影响农户粮食生产技术效率的因素, γ 为待估参数。农户粮食生产技术效率定义为:

$$TE_i = \frac{E(Y_i | N_i, X_i)}{E(\bar{Y}_i | N_i = 0, X_i)} \quad (2)$$

式(2)中 \bar{Y}_i 表示处于生产可能性边界上的最大粮食产出, Y_i 表示农户的实际粮食产出, $N_i > 0$, 农户粮食生产技术效率 TE_i 介于0到1之间,越靠近1,技术效率水平越高。当 $N_i = 0$ 时,农户实际粮食产出与最大粮食产出相等, $TE_i = 1$, 此时处于完全技术效率状态。进一步对公式(1)取对数可得:

$$\ln Y_i = \ln f(X_i, \alpha) + M_i - N_i \quad (3)$$

柯布道格拉斯生产函数和超对数生产函数是随机前沿生产函数法最常用的两种生产函数形式,本文采用相比较而言更具灵活性的超对数生产函数形式的随机前沿生产函数法进行估计。基于式(3)设定超对数生产函数形式下的农户粮食生产的随机前沿模型如下:

$$\begin{aligned} \ln Y = & \beta_0 + \beta_1 \ln L + \beta_2 \ln S + \beta_3 \ln K + \beta_4 (\ln L)^2 + \beta_5 (\ln S)^2 + \beta_6 (\ln K)^2 \\ & \beta_7 (\ln L) \times (\ln S) + \beta_8 (\ln L) \times (\ln K) + \beta_9 (\ln S) \times (\ln K) + M_i - N_i \end{aligned} \quad (4)$$

式(4)中 Y 为农户粮食总产出,考虑到不同品质的粮食价格差异明显,本文采用小麦和玉米两种粮食作物的总产值表征。 L 为农户粮食生产的劳动力投入,用小麦、玉米两种作物从种到收整个农业生产过程中投入的劳动工作日数量来表征。如果农户存在雇工经营的情况,则用雇工工作日数量与自我投入的劳动工作日数量加总来表征。 S 为农户粮食生产的土地投入,用小麦、玉米两种粮食作物的播种面积加总表征。 K 为农户在粮食生产过程中投入的种子、化肥、农药、机械、灌溉五种费用总和,其中包含了购买第三方服务的费用。 β 为待估计参数。投入产出指标的描述性统计如表1所示。

3. 模型设定与变量选取

在基于随机前沿生产函数法测算出农户粮食生产技术效率的前提下,“本地化”农机作业服务影响农户粮食生产技术效率的模型设定如下:

$$TE_i = \eta_0 + \alpha_1 Local_i + \eta_j Q_j + \epsilon_i \quad (5)$$

其中 TE_i 为农户 i 粮食生产技术效率, $Local_i$ 为“本地化”农机作业服务, $Q_j, j = 1, 2, 3 \dots n$ 为影响粮食生产技术效率的其他控制变量, ϵ_i 为随机误差项。粮食生产技术效率 TE_i 的值介于0到1之间,属于两端截断的被解释变量,为了避免估计偏误,本文选择极大似然法的截取回归模型即 Tobit 模型来估计农户粮食生产技术效率模型。

根据前文理论分析,需要进一步检验“本地化”农机作业服务对农户粮食生产技术效率的影响机制,包括农机作业时间和农机质量两条机制,即需要检验“本地化”农机作业服务是否能够通过影响

表1 粮食生产投入产出指标

| 指标 | 指标含义 | 均值 | 标准差 |
|-------|---------------------------|-----------|-----------|
| 粮食总产值 | 小麦、玉米两种粮食作物产量与销售价格的乘积加总/元 | 18535.186 | 46722.313 |
| 劳动力投入 | 小麦、玉米自有劳动工作日+雇佣劳动工作日/工日 | 41.969 | 143.028 |
| 播种面积 | 小麦+玉米播种面积/亩 | 18.521 | 131.794 |
| 种子投入 | 小麦+玉米种子投入费用/元 | 1105.547 | 9218.240 |
| 农药投入 | 小麦+玉米农药投入费用/元 | 857.853 | 8453.185 |
| 化肥投入 | 小麦+玉米化肥投入费用/元 | 2955.612 | 24173.457 |
| 农机投入 | 小麦+玉米农机服务费用/元 | 2696.138 | 24280.304 |
| 灌溉投入 | 小麦+玉米灌溉投入费用/元 | 1094.002 | 2208.819 |

注:如果选择服务外包,则农机服务费用采用农机服务外包支出来表征;如果农户存在部分环节自我服务的情况,自我服务的农机费用采用亩均自我服务成本与自我服务面积的乘积表征,亩均自我服务成本为亩均油耗、机械折旧、维修保养、人工费用的加总。

农机作业时间及时程度与农机作业质量而间接影响农户粮食生产技术效率。本文采用中介效应模型检验传导机制是否成立,逐步回归法是最早的中介效应检验方法,但当中介效应较弱时,逐步回归法无法精确检验出中介效应的存在^[21]。因此,本文选择直接检验中介效应的Sobel、Bootstrap两种方法检验传导机制。需要说明的是,由于不同因变量估计方法不同,本文不再报告中介效应比例。

被解释变量为粮食生产技术效率,由超对数生产函数形式下的随机前沿生产函数法测算得出。核心解释变量为“本地化”农机作业服务,以农机作业服务半径来区分。华北平原小麦、玉米轮作,玉米播种环节为免耕直播,因此共存在小麦机耕、小麦机播、小麦机收、玉米机播、玉米机收、玉米秸秆还田6个农机作业环节。本文采用6个农机作业环节当中购买本村及周边村熟人的农机作业服务的环节数,来表示农户“本地化”农机作业服务采纳程度。

中介变量为农机作业及时程度和农机作业质量。首先是农机作业及时程度,采用农户对农机手作业时间及时程度的感知来表征,农户感知到的农机手作业时间及时程度越高,其在农机作业环节服务外包时调整要素配置的灵活性和机动性越高。其次是农机作业质量,采用农户对农机手作业质量的感知来表征。

控制变量方面,借鉴已有研究^[22-24],从三个方面选择控制变量。第一,资源禀赋条件,包括土地资源条件和劳动力富裕程度。土地资源条件包括土地经营规模与土地细碎化程度。劳动力富裕程度包括家庭劳动力总数、农业劳动力占比、60岁以上劳动力占比。第二,决策者个体特征,包括户主性别、年龄、受教育水平、自我认定的健康状况、近三年是否有务工经历、是否接受过农业生产培训、是否是党员、是否是村干部。第三,农户家庭特征,包括非农收入占比、是否加入合作社、居住地与县城距离。同时以县为单位设置7个虚拟变量作为地区虚拟变量,以控制区域内不可观测因素的影响。变量说明及描述性统计如表2所示。

三、实证结果分析

1. 农户粮食生产技术效率测算结果

首先拟合超对数生产函数形式下的随机前沿生产函数,结果如表3所示。随机前沿生产函数模型估计的 p 值为0.000,表明整体生产函数的拟合度较高,超对数生产函数形式具有较强的适用性,能够满足粮食生产技术效率的测算需求。 γ 值的计算结果为0.9497,表明管理误差项占整体误差项的比例为94.97%,而随机误差项占5.03%,即农户粮食生产技术损失当中,农业生产过程中的管理误差占绝对主导地位。

基于随机前沿生产函数测算出农户粮食生产技术效率如表4所示。677户农户粮食生产技术效率平均值为0.546,表明存在45.4%的技术效率损失,并且根据表3结果,技术效率损失主要来源于生产经营过程中的管理误差。因此更高效地配置粮食生产投入要素,提高经营管理水平是提升粮食生产技术效率的重要途径。为了初步比较“本地化”农机作业服务与“外地化”农机作业服务对应的粮

表2 变量说明及描述性统计

N=677

| 变量 | 说明 | 均值 | 标准差 |
|-------------|-------------------------------------|--------|--------|
| 技术效率 | 超对数生产函数形式下的随机前沿生产函数法测算得出 | 0.546 | 0.258 |
| “本地化”农机作业服务 | 购买本村及周边村熟人的农机作业服务环节数 | 4.113 | 1.795 |
| 农地规模 | 实际经营耕地面积/亩 | 9.379 | 31.530 |
| 土地细碎化 | 不足1亩地块数量占比 | 0.138 | 0.214 |
| 劳动力总数 | 除在校学生外,16岁以上具有劳动能力的人数 | 3.082 | 1.267 |
| 农业劳动力占比 | 以务农为主的劳动力占比 | 0.355 | 0.286 |
| 老龄劳动力占比 | 60岁以上仍参与农业生产的劳动力占比 | 0.596 | 0.362 |
| 性别 | 男=1;女=0 | 0.847 | 0.339 |
| 年龄 | 实际年龄 | 57.582 | 12.393 |
| 自我认定健康状况 | 很不健康=1;比较不健康=2;一般=3;比较健康=4;很健康=5 | 4.028 | 0.834 |
| 受教育水平 | 文盲=1;小学=2;初中=3;高中/中专=4;大专=5;大学及以上=6 | 2.475 | 0.740 |
| 务工经历 | 近三年是否有务工经历:是=1;否=0 | 0.391 | 0.408 |
| 农业生产培训 | 是否接受过农业生产培训:是=1;否=0 | 0.304 | 0.417 |
| 是否是党员 | 是=1;否=0 | 0.228 | 0.395 |
| 是否是村干部 | 是=1;否=0 | 0.092 | 0.213 |
| 家庭非农收入占比 | 非农收入占家庭总收入的比重 | 0.588 | 0.316 |
| 是否加入合作社 | 是=1;否=0 | 0.117 | 0.310 |
| 与县城距离 | 与县城的实际距离/千米 | 17.335 | 7.862 |
| 农机作业时间及时程度 | 非常不及时=1;比较不及时=2;一般=3;比较及时=4;非常及时=5 | 3.119 | 1.286 |
| 农机作业质量 | 非常差=1;比较差=2;一般=3;比较好=4;非常好=5 | 3.062 | 1.305 |

食生产技术效率的差异,本文按“本地化”农机作业服务外包是否超过3个环节为分界线,将总体样本区分为两组。原因是,小麦机耕、机播和玉米机播3个环节均为拖拉机牵引农具作业,相较于收割机而言,拖拉机价格更低,且除了能够用于农机作业外,还可用于日常运输等,其资产专用性强度较低,因此这3个环节相较于其他环节更容易“本地化”。超过3个环节的农户平均技术效率为0.582,比没有超过3个环节农户的平均技术效率高出了0.087。从技术效率的分布来看,没有超过3个环节的农户粮食生产技术效率分布更为集中在低效率组,其中0~0.5的农户占比高达43.11%,相比之下超过3个环节的农户占比为29.44%。超过3个环节的农户,粮食生产技术效率超过0.8的占比明显高于没有超过3个环节的农户。基于以上结果初步判断“本地化”农机作业服务提高了农户粮食生产技术效率。

2. 基准回归分析

表5报告了“本地化”农机作业服务对粮食生产率的Tobit模型回归结果。模型I结果表明,在未控制任何农户和区域层面变量的前提下,“本地化”农机作业服务外包环节数系数为正,且在1%水平上的显著。

模型II~V为逐步加入资源禀赋条件、决策者个体特征、家庭特征和区域虚拟变量的估计结果,尽管随着各类控制变量的逐步加入,“本地化”农机作业服务外包环节数的影响系数逐渐变小,但均在1%的水平上显著为正,由此表明,“本地化”农机

表3 超对数随机前沿生产函数估计结果

N=677

| 变量 | 系数 | Z值 |
|---------------------|-----------|-------|
| 截距项 | 6.907*** | 3.11 |
| ln L | 0.219** | 2.10 |
| ln S | 0.252*** | 4.28 |
| ln K | 0.183** | 5.29 |
| (ln L) ² | 0.082 | 1.05 |
| (ln S) ² | -0.093 | -0.94 |
| (ln K) ² | 0.028 | 1.16 |
| ln L × ln S | 0.037 | 0.12 |
| ln L × ln K | -0.083*** | -4.10 |
| ln S × ln K | -0.019*** | -2.12 |
| σ_u | 16.483*** | |
| σ_v | 3.795*** | |
| γ | 0.9497 | |
| ρ 值 | 0.000 | |

注: γ 的计算公式为 $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$,其中 σ_u 与 σ_v 由模型估计得到。***、**、*分别代表在1%、5%、10%水平上显著。

表4 农户种粮技术效率的统计分析

| 粮食生产技术效率 | “本地化”农机作业服务外包环节 ≤ 3 | | 本地化”农机作业服务外包环节 > 3 | |
|-----------|--------------------------|-------|----------------------|-------|
| | 户数 | 占比/% | 户数 | 占比/% |
| (0.9,1.0] | 9 | 3.18 | 38 | 9.64 |
| (0.8,0.9] | 13 | 4.59 | 47 | 11.93 |
| (0.7,0.8] | 15 | 5.30 | 44 | 11.17 |
| (0.6,0.7] | 39 | 13.78 | 71 | 18.02 |
| (0.5,0.6] | 85 | 30.04 | 78 | 19.80 |
| [0,0.5] | 122 | 43.11 | 116 | 29.44 |
| 最大值 | | 0.965 | | 1.000 |
| 最小值 | | 0.148 | | 0.131 |
| 均值 | | 0.495 | | 0.582 |
| 样本量 | | 283 | | 394 |
| 总体样本均值 | | | | 0.546 |

作业服务显著提高了农户粮食生产技术效率。

控制变量方面,资源禀赋条件变量中,土地细碎化程度降低了农户粮食生产技术效率,这是因为土地细碎化增加了农业生产的管理成本,降低了投资激励。农业劳动力占比越高的农户,粮食生产技术效率越高。农业劳动力占比越高意味着农户越有可能从兼业农户转变为专业农户,对粮食投入要素的配置能力增强,从而有助于提高管理效率。决策者个体特征变量中,男性经营决策者比女性拥有更高的粮食生产技术效率,决策者受教育水平越高,其技术效率越高。农户家庭特征变量中,家庭非农收入占比越高,兼业化程度越高,农业生产对家庭收入的重要性越低,进而导致农业副业化,降低了粮食生产技术效率。加入合作社相较于未加入合作社的农户粮食生产技术效率更高,因为加入合作社往往带来信息、技术、要素等方面的优势,有助于降低生产经营过程中的管理误差,提升管理效率。

3. 不同农机作业服务采纳情境的比较

为了进一步区分不同农机作业服务采纳情境的差异,本文将农机作业服务外包进一步区分为7种情境,情境1为服务外包—外地,代表农户仅购买“外地化”农机作业的情境;情境2为服务外包—本地,代表农户仅购买“本地化”农机作业服务情境;情境3为服务外包—本地+外地,代表农户在购买“本地化”农机作业服务的同时,也购买了“外地化”农机作业服务的情境;情境4为服务外包—本地+自我服务,代表农户在购买“本地化”农机作业服务的同时也存在自我作业的情境;情境5为服务外包—外地+自我服务,代表农户在购买“外地化”农机作业的同时也存在自我服务的情境;情境6为服务外包—本地+外地+自我服务,代表农户在购买“本地化”农机作业服务的同时,也购买了“外地化”农机作业服务,并存在自我作业的情境;情境7为单纯自我服务的情境。由于未购买农机作业服务的农户较少,本文在样本筛选中剔除了这些样本,因此主要开展情境1~6的比较,其结果如表6所示。

表6中的对照组为服务外包—外地。结果表明服务外包—本地、服务外包—本地+外地、服务外包—本地+自我服务三种情境,相较于服务外包—外地情境而言,显著提高农户粮食生产技术效率,而服务外包—外地+自我服务和服务外包—本地+外地+自我服务两种情境的系数未通过显著检验。这一结果表明,在不同情境状态下,“本地化”农机作业服务的介入提高了农户粮食生产技术效率,对技术效率提升作用的排序为:服务外包—本地 $>$ 服务外包—本地+自我服务 $>$ 服务外包—本地+外地 $>$ 服务外包—外地。这一结论支持了基准回归结果,在不同情境状态下,“本地化”农机作业服务的介入不仅提高了农户粮食生产技术效率,而且随着介入程度的提升,对农户粮食生产技术效率的正向激励效应逐渐被放大。

表5 “本地化”农机作业服务对粮食生产技术效率的影响

N=667

| 变量 | 模型 I | 模型 II | 模型 III | 模型 IV | 模型 V |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| “本地化”农机作业服务 | 0.109*** (0.011) | 0.096*** (0.011) | 0.081*** (0.013) | 0.079*** (0.013) | 0.079*** (0.013) |
| 农地规模 | | 0.015** (0.007) | 0.009** (0.006) | 0.007 (0.005) | 0.007 (0.005) |
| 土地细碎化 | | -0.024** (0.010) | -0.029** (0.013) | -0.035** (0.015) | -0.042** (0.018) |
| 劳动力总数 | | 0.016 (0.019) | 0.018 (0.072) | 0.022 (0.314) | 0.022 (0.314) |
| 农业劳动力占比 | | 0.044** (0.020) | 0.070*** (0.025) | 0.061*** (0.020) | 0.062*** (0.020) |
| 老龄劳动力占比 | | -0.004 (0.006) | -0.000 (0.000) | 0.000 (0.000) | 0.000 (0.000) |
| 性别 | | | 0.026*** (0.008) | 0.029*** (0.009) | 0.029*** (0.009) |
| 年龄 | | | 0.010 (0.022) | 0.013 (0.034) | 0.014 (0.037) |
| 自我认定健康状况 | | | 0.028 (0.026) | 0.016 (0.017) | 0.015 (0.017) |
| 受教育水平 | | | 0.053** (0.023) | 0.048** (0.020) | 0.047** (0.019) |
| 务工经历 | | | 0.064 (0.213) | 0.040 (0.160) | 0.040 (0.160) |
| 农业生产培训 | | | 0.016 (0.229) | 0.002 (0.050) | 0.002 (0.050) |
| 是否是党员 | | | 0.042 (0.088) | 0.035 (0.059) | 0.035 (0.060) |
| 是否是村干部 | | | 0.073 (0.067) | 0.088 (0.109) | 0.086 (0.128) |
| 家庭非农收入占比 | | | | -0.041*** (0.014) | -0.038*** (0.013) |
| 是否加入合作社 | | | | 0.009*** (0.002) | 0.009*** (0.002) |
| 与县城距离 | | | | 0.035 (0.029) | 0.034 (0.029) |
| 县域虚拟变量 | 未引入 | 未引入 | 未引入 | 未引入 | 引入 |
| 常数项 | 0.428*** (0.056) | 0.405*** (0.055) | 0.360*** (0.052) | 0.214*** (0.036) | 0.206*** (0.035) |
| Prob> chi2 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Log likelihood | 144.258 | 179.302 | 385.295 | 447.216 | 462.397 |

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著，括号内为标准误；下同。

4. 异质性分析

首先是农地规模异质性。不同农地规模状态下,农机作业环节服务外包的监督难度存在明显差异^[9],因此“本地化”农机作业服务对粮食生产技术效率的正向激励作用可能会呈现出农地规模的异质性特征。本文采用第三次全国农业普查对规模经营户的界定标准,一年两熟平作机械化区域50亩以上为规模经营户,按照这一标准将整体样本区分为小农户与规模经营农户,结果如表7第(1)~(2)

表6 不同农机服务采纳情况的比较(以“服务外包-外地”为对照组)

| 变量情境 | Tobit模型 | 变量情境 | Tobit模型 |
|-----------------|---------------------|--------------|--------------------|
| 服务外包—本地 | 0.159*** (0.044) | 服务外包—本地+外地 | 0.037** (0.018) |
| 服务外包—本地+自我服务 | 0.048*** (0.015) | 服务外包—外地+自我服务 | 0.012 (0.009) |
| 服务外包—本地+外地+自我服务 | 0.031 (0.030) | 自我服务 | — — |

列所示。无论小农户还是规模经营农户,“本地化”农机作业服务都显著提高了农户粮食生产技术效率,且对小农户粮食生产技术效率的提升幅度大于规模经营农户。原因在于随着农户农地经营规模扩张,农机作业环节服务外包的监督难度进一步加大,使得“本地化”农机作业服务对农机手道德风险的约束能力下降,进而降低了对粮食生产技术效率的正向激励效应。

其次是农户类型异质性。兼业作为提高农户家庭收入的重要途径,无论对农户家庭农业生产要素投入结构还是生产效率都产生了重要影响^[25],因此,“本地化”农机作业服务对粮食生产技术效率的正向激励作用可能会呈现出农户类型的异质性特征。一般认为非农收入占比小于10%为纯农户,介于10%到50%之间的为一兼户,大于50%的为二兼户,本文采用这一标准展开农户类型的异质性检验,结果如表7第(3)~(5)列所示。“本地化”农机作业服务对粮食生产技术效率的正向激励效应排序为:专业农户>一兼户>二兼户,即随着农户兼业程度的提升,“本地化”农机作业服务对粮食生产技术效率正向激励效应递减。原因在于随着兼业程度的提升,农业收入占比逐渐下降,对农机服务主体的监督动力下降,进而弱化了“本地化”农机作业服务对粮食生产技术效率的正向激励效应。

表7 异质性分析结果

| 变量 | (1) 小农户 | (2) 规模经营农户 | (3) 专业农户 | (4) 一兼户 | (5) 二兼户 |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| “本地化”农机作业服务 | 0.086*** (0.010) | 0.045*** (0.012) | 0.118*** (0.016) | 0.076*** (0.020) | 0.032** (0.014) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 县域虚拟变量 | 引入 | 引入 | 引入 | 引入 | 引入 |
| 常数项 | 0.126*** (0.020) | 0.241*** (0.046) | 0.147 (0.107) | 0.185*** (0.025) | 0.232*** (0.038) |
| Prob> chi2 | 0.000 | 0.000 | 0.001 | 0.000 | 0.000 |
| Log likelihood | 553.409 | 319.086 | 182.144 | 620.932 | 471.665 |
| 样本量 | 591 | 86 | 154 | 248 | 275 |

5. 稳健性检验

第一,内生性检验。一方面,粮食生产技术效率更高的农户,往往对农机作业服务外包的不确定风险更为敏感,因此更有可能优先选择购买“本地化”熟人的农机作业服务,出现互为因果的内生性偏误。另一方面,一些难以观测的因素,例如农户个人知识结构、风险偏好等方面的差异,会对粮食生产技术效率和“本地化”农机作业服务采纳行为同时产生影响,导致遗漏变量的内生性偏误。为纠正内生性问题带来的估计偏误,本文选取本村是否有农机作业服务主体作为“本地化”农机作业服务采纳行为的工具变量。选择这一工具变量的原因包括,第一,如果本村有农机作业服务主体,表明“本地化”农机作业服务的可得性更高,农户更有可能采纳“本地化”农机作业服务,满足工具变量的相关性条件。第二,村级层面农机作业服务主体发展情况是区域变量,并不会直接影响农户粮食生产技术效率,满足工具变量外生性条件。由于内生变量为非连续变量,连续变量的2SLS估计方法不再适用,因此本文采用条件混合过程方法CMP(Conditional Mixed Process)与IV-Tobit模型联合估

计的方式来解决离散变量的内生性问题^[26]。CMP+IV-Tobit模型估计结果如表8第(1)~(2)列所示。根据第一阶段估计结果,内生性检验参数 atanrho_{12} 通过了5%水平上的显著性检验,表明内生性问题确实存在,本村是否有农机服务主体的系数显著为正,表明本村有农机服务主体的农户,其“本地化”农机作业服务外包环节数更多,满足工具变量条件。根据第二阶段估计结果,在纠正潜在的内生性偏误之后,“本地化”农机作业服务依然显著提高了农户粮食生产技术效率。

第二,重新刻画核心解释变量。为避免量化标准单一带来的结果准确性质疑,本文基于农户农机作业服务外包行为重新刻画了核心解释变量。

如果农户存在“本地化”农机作业服务外包行为赋值为1,否则为0,构建“本地化”农机作业服务外包行为的二值选择变量。重新刻画核心解释变量后Tobit模型估计结果如表8第(3)列所示,选择购买“本地化”农机作业服务的农户,其粮食生产技术效率显著高于没有购买“本地化”农机作业服务的农户,支持了“本地化”农机作业服务提高农户粮食生产技术效率的结论。

第三,PSM检验。农户“本地化”农机作业服务外包行为可能并不是随机的,而是样本自选择的结果。为纠正样本自选择带来的估计偏误,本文采用倾向得分匹配法(propensity score matching, PSM)重新估计模型。基于“本地化”农机作业服务外包行为的二值选择变量,可以构建反事实分析框架,购买“本地化”农机作业服务的农户为处理组,未购买“本地化”农机作业服务的农户为控制组,通过匹配来估计处理组与控制组之间的平均处理效应ATT。在匹配策略上,为确保匹配结果的稳健性,本文采用最小近邻匹配(1对1)、最小近邻匹配(1对4)、半径(卡尺)匹配、核匹配、局域线性回归匹配五种匹配方法开展PSM估计。结果如表9所示,无论哪种匹配方法,ATT均显著为正,表明在纠正可能存在的样本自选择性偏误之后,“本地化”农机作业服务依然显著提高了农户粮食生产技术效率。

第四,MESR模型。CMP+IV-Tobit模型联合估计在一定程度上能够解决双向因果导致的内生性问题,但是在纠正遗漏变量偏误方面的能力有限。同时PSM虽然能解决可观测变量导致的选择性偏差及其引发的内生性问题,但是难以有效解决不可观测变量导致的内生性问题。基于此,本文使用多项内生转换模型(multinomial switching endogenous regression, MESR)来纠正不可观测因素造成的“隐形偏差”。同理,以3个环节为分界线,将农户样本分为三组,分别为无“本地化”(“本地化”环节数为0)、“本地化”程度低($0 \leq$ “本地化”环节数 ≤ 3)、“本地化”程度高($4 \leq$ “本地化”环节数 ≤ 6)。识别变量为本文工具变量,该变量直接影响选择方程(农户“本地化”程度),但对结果方程没有直接影响(粮食生产技术效率)。MESR估计结果如表10所示。以无“本地化”农户为参照组,首先识别变量(本村是否有农机服务主体)对农户不同“本地化”程度选择的影响均

表8 工具变量与重新刻画变量估计结果

| 变量 | CMP+IV-Tobit模型 | | Tobit模型 |
|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 第一阶段 | 第二阶段 | |
| “本地化”农机作业服务 | | 0.058*** (0.017) | |
| 本村是否有农机服务主体 | 1.773*** (0.342) | | |
| 是否购买“本地化”农机作业服务 | | | 0.248*** (0.017) |
| atanrho_{12} | 0.020** (0.009) | | |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 县域虚拟变量 | 引入 | 引入 | 引入 |

N=667

表9 PSM估计结果

| 匹配方法 | ATT | 标准误 |
|-------------|----------|-------|
| 最小近邻匹配(1对1) | 0.041*** | 0.011 |
| 最小近邻匹配(1对4) | 0.042*** | 0.012 |
| 半径(卡尺)匹配 | 0.041*** | 0.012 |
| 核匹配 | 0.041*** | 0.011 |
| 局域线性回归匹配 | 0.050*** | 0.015 |

N=667

表10 MESR模型估计结果

| 变量 | “本地化”程度低 | “本地化”程度高 |
|-------------|---------------------|---------------------|
| 本村是否有农机服务主体 | 0.471*** (0.106) | 0.530*** (0.091) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| 县域虚拟变量 | 引入 | 引入 |
| 平均处理效应 | 0.023** (0.011) | 0.102*** (0.014) |

N=667

显著为正,说明识别变量有效。其次不同“本地化”程度对农户粮食生产效率影响的平均处理效应为正,第一,在考虑反事实假设下,如果“本地化”程度低的农户处于无“本地化”状态下,其粮食生产技术效率将下降0.023;第二,如果“本地化”程度高的农户处于无“本地化”状态下,其粮食生产技术效率将下降0.102。这一结果再次支持了本文结论,“本地化”农机作业服务提高了农户粮食生产技术效率。

6. 作用机制分析

本文采用Sobel和Bootstrap两种中介效应检验方法验证“本地化”农机作业服务对粮食生产技术效率的作用机理。其中,Bootstrap方法中的重复抽样次数设置为1000次。中介效应检验结果如表11所示。首先,农机作业时间及时程度的中介效应检验结果显示,Sobel和Bootstrap检验结果保持一致,中介效应显著为正,表明中介效应成立,即“本地化”农机作业服务通过提升服务外包作业时间的及时程度,提高了农户粮食生产技术效率。这一结果表明,“本地化”农机作业服务有助于农户规避服务外包过程中农机作业时间不确定而导致耽误农时的风险,并提升了生产要素配

表11 中介效应检验结果 N=667

| 变量 | 农机作业时间及时程度 | 农机作业质量 |
|-------------------|---------------------|---------------------|
| Sobel 检验—中介效应 | 0.023*** (0.002) | 0.040*** (0.008) |
| Bootstrap 检验—中介效应 | 0.023*** (0.002) | 0.040*** (0.008) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| 县域虚拟变量 | 引入 | 引入 |

置的灵活性,进而形成对粮食生产技术效率的激励效应。其次,农机作业质量的中介效应检验结果显示,Sobel和Bootstrap检验结果保持一致,中介效应显著为正,表明中介效应成立,即“本地化”农机作业服务通过提高农机作业质量,促进了农户粮食生产技术效率的提升。这一结果表明,“本地化”农机作业服务通过熟人社会内部的声誉机制和多期重复博弈关系,有效降低了信息不对称情况下农机手的道德风险,进而提升了农机作业质量,形成对粮食生产技术效率的激励效应。

四、结论与政策启示

随着跨区收割面积逐渐收缩,“本地化”农机作业服务市场兴起,这一快速发展的服务外包模式会对严重依赖机械化的大田粮食作物生产产生怎样的影响?既有研究较多关注“本地化”农机作业服务的产生机制,而未能建立起“本地化”农机作业服务影响粮食生产技术效率的理论框架。鉴于此,本文采用超对数生产函数形式的随机前沿生产函数法,基于华北平原冀鲁豫三省8县677户农户农业机械化专题调查数据,分析并检验了“本地化”农机作业服务对农户粮食生产技术效率的影响及其作用机制。

研究结果表明:(1)华北平原农户粮食生产存在明显的技术非效率,677户农户粮食生产的平均技术效率为0.546,技术效率损失占比高达45.4%,其中有94.97%的技术效率损失来源于农户粮食生产过程中的管理误差,而仅有5.03%的技术效率损失来源于自然条件等不可控制的随机误差。(2)“本地化”农机作业服务显著提高了农户粮食生产技术效率,这一结果在不同控制变量范围内保持一致,在纠正内生性偏误和样本自选择性偏误以后依旧成立。但是,这一正向激励效应,随着农户农地经营规模的扩张和兼业程度的提升而逐渐减弱。(3)正向激励效应的作用机制为:一方面,“本地化”农机作业服务有助于农户规避服务外包过程中农机作业时间不确定而导致耽误农时的风险,提升了农户要素配置的灵活性。另一方面,“本地化”农机作业服务基于熟人社会的声誉机制和多期重复博弈关系,形成对信息不对称下农机手道德风险的外部约束,进而有助于提升农机作业质量。

基于以上研究结论,得出如下政策启示:(1)以县为单位,构建农机作业服务信息共享平台,推进“互联网+农机作业”工程,加快实现农机作业信息共享,促进“本地化”农机作业服务半径适度扩张,进一步降低农户农机作业环节外包的信息搜寻成本,并由政府承担部分服务外包模式的交易成本与

管理成本,进而提高农机服务交易效率。(2)加强对农机手作业质量培训和组织化建设,鼓励农机手加入农机服务组织,定期组织农机手技术培训,提高农机手作业技能熟练度,提升农机作业质量,进一步扩大“本地化”农机作业服务对粮食生产技术效率的激励作用。(3)提高农机购置补贴政策的灵活性与适应性,根据区域市场农机饱和状态,实时调整农机补贴范围和补贴比例,对于饱和的农机,鼓励以旧换新,对于紧缺的农机加大补贴力度,避免“本地化”农机作业服务范围内部同类农机保有量饱和而无稳定作业量引发产能浪费。

参 考 文 献

- [1] RUTTAN V W. Technology, growth and development: an induced innovation perspective [M]. New York: Oxford University Press, 2001.
- [2] 魏素豪.我国农机作业服务市场发展历程、趋势与优化路径研究[J].管理现代化,2020,40(6):16-18.
- [3] 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
- [4] WANG X B, YAMAUCHI F, HUANG J K. Rising wages, mechanization, and the substitution between capital and labor: evidence from small scale farm system in China[J]. Agricultural economics, 2016, 47(3):309-317.
- [5] 张露,罗必良.小农生产如何融入现代农业发展轨道?——来自中国小麦主产区的经验证据[J].经济研究,2018,53(12):144-160.
- [6] 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.
- [7] 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.
- [8] 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.
- [9] 魏素豪,唐忠.农机外包作业服务为什么由盛转衰——基于交易风险对农户农机采纳行为影响的解释[J].农业技术经济,2022(12):4-22.
- [10] 李佩,罗必良.农机作业服务市场的“本地化”及其“价格悖论”[J].华中农业大学学报(社会科学版),2022(3):47-57.
- [11] WEI S H, LU Y X. Why China's AMS market is difficult to develop sustainably: evidence from the North China Plain[J]. Sustainability, 2023, 15(1), 204.
- [12] 亚当·斯密.国富论[M].孙善春,李春长,译.北京:中国华侨出版社,2010.
- [13] YOUNG A. Increasing returns and economic progress[J]. The economic journal, 1928, 38(152): 527-542.
- [14] 杨小凯,张永生.新兴古典经济学与超边际分析(修订版)[M].北京:社会科学出版社,2003.
- [15] FENG T J, REN Z J, ZHANG F Q. Service outsourcing: capacity, quality and correlated costs[J]. Production and operations management, 2019, 28(3): 682-699.
- [16] 仇童伟.农业服务的差异化定价机制何以存在?[J].制度经济学研究,2019(1):43-58.
- [17] 罗必良.论农业分工的有限性及其政策含义[J].贵州社会科学,2008(1):80-87.
- [18] 马荟,庞欣,奚云霄,等.熟人社会、村庄动员与内源式发展——以陕西省袁家村为例[J].中国农村观察,2020(3):28-41.
- [19] AIGNER D, LOVELL C A, SCHMIDT P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models[J]. Journal of econometrics, 1977, 6(1): 21-37.
- [20] GONG B H, SICKLES R C. Finite sample evidence on the performance of stochastic frontier models using panel data[J]. Journal of productivity analysis, 1989, 1(3): 229-261.
- [21] MACKINNON D P, FAIRCHILD A J, FRITZ M S. Mediation analysis[J]. Annual review of psychology, 2007, 58:593-614.
- [22] RENATO V, EUAN F. Technical inefficiency and production risk in rice farming: evidence from central Luzon Philippines[J]. Asia economic journal, 2006, 20(1): 29-46.
- [23] 魏素豪.兼业对农户种粮技术效率的影响研究——基于随机前沿生产函数的实证[J].商业研究,2019(5):121-128.
- [24] 张晖,张雨萌.农业补贴提高了粮食生产技术效率吗?——基于江苏省552户粮食生产型家庭农场数据的实证研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2022(6):58-67.
- [25] 蔡文聪,杨海钰,张强强,等.农户兼业是否导致农业生产低效率?——基于农业社会化服务视角[J].干旱区资源与环境,2022,36(1):26-32.
- [26] ROODMAN D. Fitting fully observed recursive mixed-process model with CMP[J]. The stata journal, 2011, 29(2):159-206.

Does the “Localization” of Agricultural Machinery Service Market Improve the Technical Efficiency of Grain Production for Farmers?

WEI Suhao, GAO Yanlei

Abstract With the continuous growth of agricultural machinery holdings in various regions, the market capacity of trans—regional agricultural machinery services has been shrinking, and the localized agricultural machinery services are rapidly emerging. Based on the survey data from micro—level farmers in the North China Plain, this paper uses the stochastic frontier production function method in the form of super—efficiency production function to measure the technical efficiency of farmer’s grain planting, and empirically analyzes the impact of the “localization” of agricultural machinery service market on the technical efficiency and its mechanism. Results show that there is a certain degree of technical efficiency loss in grain production for farmers, mainly due to management errors. The “localization” of agricultural machinery service market, on the one hand, reduces the risk of yield reduction caused by delay in agricultural time, and improves the flexibility of factor allocation for farmers; on the other hand, it effectively constrains the moral hazard of machinery operators and enhances the quality of agricultural machinery operation, thereby promoting the improvement of technical efficiency in grain production for farmers. However, this positive incentive effect is gradually weakened with the expansion of farmers’ agricultural land—scale and the enhancement of off—farm employment. To enhance the incentive effect, it is necessary to build agricultural machinery service sharing platform and agricultural machinery service standards, and increase the flexibility of subsidies for agricultural machinery purchase.

Key words agricultural machinery service; localization; allocation of production factors; transaction cost; technical efficiency

(责任编辑:王 薇)