

农机社会化服务缓解了农村内部收入差距吗?

李艳芳, 苏保忠

(中国农业大学经济管理学院, 北京 100083)



摘要 缩小农村内部收入差距是缓解相对贫困、实现共同富裕的关键。基于2009—2020年全国农村固定观察点调查数据,使用再中心化影响函数(RIF)回归与分解的方法,实证检验农机社会化服务对农村内部收入差距的影响。结果表明,农机社会化服务有利于提高中低收入农户收入,且对低收入农户的增收效应更大,进而缩小了农村内部收入差距;农机社会化服务对农村内部收入差距的缓解效应存在区域异质性,对东部地区影响较大,对东北地区影响较小;进一步分解结果表明,系数效应是农机社会化服务降低农村内部收入差距的主因,系数效应解释了收入差距的124.24%;影响机制检验表明,农机社会化服务主要是通过促进农村劳动力转移缩小农村内部收入差距。因此,应积极推动农机社会化服务发展,完善面向低收入群体的农机社会化服务支持政策,充分发挥农机社会化服务缓解农村内部收入差距的积极作用。

关键词 农机社会化服务; 农村收入差距; 共同富裕; RIF回归

中图分类号: F321 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2024)01-0111-11

DOI编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2024.01.010

“消除贫困,改善民生,实现共同富裕”是社会主义的本质要求。我国“十四五”时期经济社会发展主要目标之一是脱贫攻坚成果巩固拓展,乡村振兴战略全面推进,全体人民共同富裕迈出坚实步伐。然而,要实现共同富裕,重点难点在农村^[1]。在农村地区,虽然农村居民收入在不断提高,但由于农户分化,农村劳动力流动,不同区域农村发展水平差异等原因,农村内部存在较大收入差距且持续扩大。2013年,农村20%高收入组家庭与20%低收入组家庭的收入差距绝对值为18445.8元,而2022年这一收入差距绝对值为38225.6元,高收入组与低收入组家庭收入差距持续扩大^①。此外,相关测算表明,2019年我国农村居民人均纯收入基尼系数为0.4591,比2010年提高了约20%^[2]。低收入群体收入增长速度远远低于高收入群体是农村内部收入差距扩大的主要原因。在日益扩大的收入差距下,低收入群体经济基础较为薄弱、抗风险能力较弱,容易再次陷入贫困。因此,如何提高低收入农户收入水平,缩小农村内部收入差距已成为缓解相对贫困和实现共同富裕无法回避的关键问题。

目前关于农村内部收入差距的研究较为丰富,主要集中在以下两个方面。一是农村收入差距测度及动态变化趋势分析。已有研究主要采用基尼系数和泰尔指数测度收入差距,并使用回归分解等方法对农村收入不平等的动态变化进行分析^[3-4]。中国农村收入分配不平等程度逐渐扩大,各省之间的农村不平等程度存在明显的差异,且区域间的不平等扩大速度高于区域内的不平等扩大速度^[5]。基于不平等的收入结构分解发现,高收入组家庭的工资性收入占比较大,而低收入组家庭的经营性收入占比较大,工资性收入是农村居民收入分配差距持续扩大的重要原因^[6-7]。二是探讨农村内部收

收稿日期:2023-08-27

基金项目:清华大学中国农村研究院2021—2022学年度“清华农村研究博士论文奖学金项目”(202117)。

① 数据来源于2023年和2015年《国家统计局年鉴》中农村居民按收入五等份分组的人均可支配收入。

入差距的影响因素。在影响农村居民收入差距的微观因素方面,已有研究探讨了社会资本^[8],劳动力流动^[9-11],土地流转^[12-14],农户创业^[15-17]等对农村内部收入差距的影响。在宏观影响因素方面,农村金融发展^[18-19],数字经济发展^[20-21]以及政策评估^[22-24]等均是影响农村内部收入差距的重要原因。

农村劳动力流动、人口老龄化趋势带来了农村劳动力结构性短缺和弱质化等问题,给农业生产带来巨大压力^[25],农业机械化是解决这一问题的重要方法。受资金约束以及经营规模影响,越来越多的农户通过购买农机社会化服务来实现机械化作业。2004年以来我国相继出台了多项重要文件提出健全农业社会化服务体系,大力推动农机社会化服务发展,实现小规模农户和现代农业发展有机衔接。在市场需求与政策扶持的共同推动下,以农机作业服务为代表的农机社会化服务取得了快速发展。据2021年全国农业机械化发展统计公报显示,全国农机服务组织19.34万个,其中农机专业合作社7.6万个,农机作业服务专业户415.90万个。农机社会化服务与农村居民收入增长和收入分配密切相关。农户收入增长依赖于农业分工深化和劳动力的有效就业^[26],而农机社会化服务形成正是农业分工深化的重要体现^[27-28]。相关研究表明,农机社会化服务在提升农业生产效率^[29-30],促进土地流转和规模经营^[31-32],以及劳动力转移^[33-34]等方面发挥着重要作用,有助于促进农户收入增加。但农机社会化对不同类型农户的影响存在差异,如杨子等发现,农机服务对大规模农户农业技术效率的提升作用更强^[31];杨思雨等发现农机社会化服务对小规模农户劳动力转移的影响效应更为显著^[35]。农机社会化服务改变了传统农业生产方式,深刻影响着农业生产和农户收入,可能对农村收入差距也产生重要影响。因此,需要进一步探究农机社会化服务与农村内部收入差距之间的关系,明确农机社会化服务的收入分配效应。

已有文献对农村内部收入差距以及农机社会化服务进行了较为丰富的讨论,给本文带来了有益启发,但目前缺乏有关农机社会化服务与农村内部收入差距之间关系的研究。虽然罗明忠等利用河南省农户问卷调查数据,研究了对农机社会化服务采纳对农村经济相对贫困的影响,认为农机社会化服务有利于缓解农户相对贫困^[36],然而由于省域调研数据的局限,其研究结论尚需要更加充分的证据,更为重要的是,其研究也未直接分析农机社会化服务对农村收入差距的影响。

鉴于此,本文拟基于2009—2020年全国农村固定观察点的面板数据,使用RIF回归分解的方法,实证分析农机社会化服务对农村内部收入差距的影响。

一、理论分析

1. 农机社会化服务、劳动力转移与收入差距

农机社会化服务通过促进劳动力转移,优化劳动力资源配置,缩小农户间劳动力质量、技能等禀赋差异,提高低收入农户非农收入,降低农村内部收入差距。第一,相比高收入农户,低收入农户在购买农机时面临较大资金约束,更多依赖劳动力经营土地,农机社会化服务的推行使得低收入农户通过购买农机社会化服务,将部分生产环节交给具有农业经营比较优势的服务主体,拓宽了农业专业化分工的空间,低收入农户家庭剩余劳动力在这一过程中得到释放,逐渐向非农领域流动,劳动力兼业比例不断上升,并且减少了外出劳动力农忙时节返乡帮工的压力^[37],为农民工稳定参与非农就业提供了基础保障,提高非农就业时间,有利于增加低收入农户的非农收入。第二,农机社会化服务有助于延长农业产业链,促进新的中间产品部门涌现,增加对农业劳动力的需求,带动了农村劳动力的农业就业^[36]。相比高收入农户,低收入农户往往因为较低的社会资本、较少的信息渠道等原因而不能获得就业信息,而农机社会化服务进一步创造了就业机会,有利于提高低收入农户工资性收入,缩小农村内部收入差距。第三,农机社会化服务可以有效弥补家庭农业劳动力数量短缺以及质量不足。农机社会化服务促进了机械化水平提高,弥补了健康状况较差的农户在体能上的不足,降低了健康状况对农业生产的不利影响,并且促进了家庭中健康人力资本较高的劳动力非农就业。此外,家庭农业劳动力不足的农户可以选择购买农业雇工服务或农机租赁服务缓解了农户家庭农业劳动力不足的约束^[31],有助于提高农业收入,缩小与劳动力人力资本较高的农户家庭农业收入差距,从而有助

于缩小农村整体收入差距。

2. 农机社会化服务、土地经营规模与收入差距

农机社会化服务通过促进土地流转形成土地规模效应,促进农户增产增收,缩小农户间由于土地经营规模差异而导致的农业收入差距,进而缩小农村内部收入差距。土地经营规模差异与农户自身的经营意愿、能力等有关,农地的小规模难以激发农户的农业经营热情,导致显著的离农化倾向^[38],而农机社会化服务有助于放松低收入农户土地规模经营面临的资金、技术等约束,扩大农业经营规模,缩小与高收入农户之间的土地经营规模差异。一方面,相比高收入农户具有购置农机的能力进行规模经营,低收入农户受资金约束只能小规模经营土地,而农机社会化服务有利于放松小农户面临购买农机的资金约束,农户通过租赁农机社会化服务,节省农户自行购买农机所需的大量资金,有助于激励低收入农户转入土地,扩大经营规模,增加农业收入。另一方面,农机社会化服务有助于放松土地规模经营的技术约束。土地经营规模小的农户往往兼业,对农业生产投入精力不足,生产方式较为粗放,而农业社会化服务可以充当人力资本和知识资本的传送器,将高附加值的资本和技术导入到农业生产过程中^[31],有助于小农户改善田间管理水平,减少粗放经营和土地抛荒现象,提高农业生产效率,实现土地的专业化、集约化经营,从而激励小农户转入土地进行规模经营,有助于提升小农户农业收入,缩小与规模经营农户间的农业收入差距,进而缩小农村内部收入差距。

二、数据来源、模型设定与变量说明

1. 数据来源

本研究使用的数据来源于2009—2020年全国农村固定观察点数据。全国农村固定观察点调查体系是1984年经中共中央书记处批准建立的,1986年开始运行。农村固定观察点目前有样本农户2.3万户,31个省(区),样本村370个,常规调查指标近2000项,主要内容涉及家庭成员构成、土地情况、家庭全年收支、农业生产经营等,较为全面地反映了中国各地区农户及家庭成员的生产生活、收入消费等各项活动。问卷中涉及的农业生产环节问题为本研究考察农机社会化服务对农村内部收入差距的影响提供了重要支撑。剔除缺失数据和极端值后,本文农户层面的观测数为106046。

2. 模型设定

本研究使用基于再中心化影响函数回归(Re-centered influence function, RIF),即RIF回归^[39],对农机社会化服务影响农村收入差距进行实证检验,并进一步使用RIF回归分解^[40]的方法考察农机社会化服务对农村收入差距的贡献。

(1)RIF回归。RIF回归中的被解释变量既可以是收入水平,也可以是基于影响函数获得的分位数以及方差、基尼系数等收入不平等统计量,能够建立起不平等指数与其影响因素之间的直接联系,从而可以从分布的角度直接考察农机社会化服务对农村收入差距的边际影响。再中心化影响函数的表达式为:

$$RIF(Y; \nu) = \nu(F_Y) + IF(Y; \nu) \quad (1)$$

其中 ν 为刻画分布 $F(y)$ 的各种统计量,如基尼系数、分位距等。 $IF(Y; \nu)$ 为特定统计量 Y 对应的影响函数。

RIF 在 IF 的基础上,加上了在原分布中的相应统计量,其含义为:考虑了 Y 处的影响后,统计量 ν 的近似值。 RIF 的决定因素是原始分布 F_Y 、变化位置 Y 和选取的统计量 ν ,在给定原始分布和统计量时, RIF 是 Y 的函数。

当分布统计量为分位数时,RIF回归即为无条件分位数回归,其影响函数的表达式为:

$$IF(Y; q\tau) = \frac{\tau - I(Y \leq q\tau)}{f_Y(q\tau)} \quad (2)$$

式(2)中, $q\tau$ 表示 τ 分位的分位数, $f_Y(\cdot)$ 表示变量 Y 的边际密度函数。因此, $q\tau$ 分位数的再中心化影响函数(RIF)可表示为:

$$RIF(Y; q\tau) = q\tau + \frac{\tau - I(Y \leq q\tau)}{f_Y(q\tau)} \quad (3)$$

式(3)中, Y 为农户家庭人均年收入分布函数; $q\tau$ 为 Y 的无条件分布的总体 τ 分位数,其中, $T(0 < T < 1)$ 表示分位; $I(Y \leq q\tau)$ 为指示函数,如果满足 $Y \leq q\tau$ 的条件,指示函数的值为1,否则为0。

由于 $RIF(Y; \nu)$ 可以线性的表示为自变量的函数,将 RIF 变量对解释变量 X 进行OLS回归,用公式表示为:

$$RIF(Y; \nu) = \beta X + \epsilon \quad (4)$$

式(4)中, X 为特征变量; β 为特征变量 X 的待估系数; ϵ 为残差。

为了估计农机社会化服务对农村内部收入差距的影响,本研究基于RIF回归框架,构建如下基准回归模型:

$$RIF_inequal = \alpha_0 + \alpha_1 service_{ijt} + \beta X + \mu_i + \tau_t + \sigma_j + \epsilon_{ijt} \quad (5)$$

式(5)中, $RIF_inequal$ 是基于再中心化影响函数获得的基尼系数、分位距以及分位数,基尼系数和分位距反映收入差距,不同分位数反映整个分布上收入水平的变化。 $service_{ijt}$ 表示农户 i 是否采纳农机社会化服务, α_1 是农机社会化服务影响系数; X 为一系列控制变量; μ_i 表示农户固定效应, τ_t 表示年份固定效应, σ_j 表示省份固定效应, ϵ_{ijt} 为残差。

(2)RIF回归分解。RIF回归分解结合了RIF回归与Oaxaca-Blinder均值分解法,首先构建反事实框架,将农户家庭人均年收入分布的差异进行分解,即特征效应和系数效应;然后利用RIF回归模型将各协变量对被解释变量的影响进行分解,得到各协变量在不同分位上对被解释变量的贡献率。

因此,可以将农机社会化服务对农村收入差距的影响分解为两个部分,即

$$\Delta = q\tau(\ln Y_m) - q\tau(\ln Y_f) = [q\tau(\ln Y_m) - q\tau(\ln Y_c)] + [q\tau(\ln Y_c) - q\tau(\ln Y_f)] \quad (6)$$

式(6)中,其中, $\ln Y_c$ 表示所构造的反事实分布的统计量,反事实分布是指群体 f 的个体特征 X 的回报率不变,但个体特征 X 的分布与群体 m 相同时的收入分布。因此,群体 m 的分布与反事实分布之间的差异 $q\tau(\ln Y_m) - q\tau(\ln Y_c)$,是由个体特征回报率之间的差异造成的,即结构效应 ΔS ;而反事实分布与群体 f 的分布之间的差异 $q\tau(\ln Y_c) - q\tau(\ln Y_f)$,是由个体特征分布的差异造成的,即特征效应 ΔX 。

结合式(4)、式(6)可得到,

$$\Delta = q\tau(\ln Y_m) - q\tau(\ln Y_f) = [(X_m - X_f)\beta_m + \epsilon_{mc}] + [X_f(\beta_m - \beta_f) + \epsilon_{cf}] \quad (7)$$

其中,右边第一项是采纳和未采纳农户家庭特征变量不同而导致的差异可解释部分,即特征效应;第二项则为两种农户家庭特征回报率不同带来的不可解释差异,即系数效应。

3. 变量设置

(1)被解释变量。本文的被解释变量是家庭人均年收入。在具体模型估计中,被解释变量为基于再中心化影响函数获得的基尼系数、分位距以及分位数。

(2)解释变量。本文的解释变量为是否采纳农机社会化服务。使用固定观察点数据中的“机械作业费用”做虚拟变量处理来表示,若机械作业费用大于0则采纳农机社会化服务取1,否则取0。

(3)控制变量。基于已有的数据指标并参考已有研究^[6,34,36],选取了代表农户个体特征、家庭特征以及区域特征的变量作为控制变量。户主状况直接影响农户收入,更是反映农户个体特征的重要指标,本研究选取户主年龄、户主受教育年限、户主健康水平反映农户个体特征;家庭中劳动力资源、生产资料状况、社会关系均是影响收入以及收入差距的重要因素,本研究选取家庭劳动力数量占比、年末经营耕地面积、是否为村干部户来反映家庭特征;我国农村收入差距受地区自然环境、经济发展水平影响等具有明显的区域特征,本研究选取了选取自来水、村庄地形和村庄到县城距离反映区域特征。变量定义及描述性统计见表1。

表1 变量定义与基本描述统计

变量名称	变量定义和赋值	全样本 (N=106046)		采纳农机 社会化服务 (N=77143)		未采纳农机 社会化服务 (N=28903)	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
农机社会化服务	是否采纳农机社会化服务:是=1;否=0	0.73	0.45	1.00	0.00	0.00	0.00
家庭人均收入	家庭年总收入/家庭人口数/元	15755.88	12373.38	16190.99	12334.35	14594.56	12402.64
基尼系数	县级基尼系数	0.33	0.04	0.33	0.04	0.33	0.04
户主年龄	户主实际年龄	54.68	10.55	54.53	10.37	55.09	10.99
户主受教育年限	户主受教育年限	7.04	2.46	7.15	2.40	6.76	2.59
户主自评健康	丧失劳动能力=1;差=2;中=3;良=4;优=5	4.32	0.90	4.35	0.88	4.23	0.93
自来水	是否有自来水:是=1;否=0	0.57	0.49	0.57	0.50	0.59	0.49
家庭劳动力比例	家庭劳动力人数/家庭人口数	0.71	0.25	0.71	0.25	0.70	0.26
非农就业比例	家庭非农就业人数/家庭劳动力人数	0.65	0.34	0.66	0.33	0.63	0.35
经营耕地面积	实际经营耕地面积/亩	14.33	49.94	16.34	50.98	8.98	46.62
村干部户	是否为村干部户:是=1;否=0	0.04	0.20	0.04	0.20	0.04	0.20
村庄到县城距离	实际距离/千米	2.99	8.02	2.77	6.76	3.59	10.65
地形	平原=1;否则=0	0.40	0.49	0.48	0.50	0.18	0.38

三、实证结果分析

1. 基准回归结果分析

(1)农机社会化服务对农村内部收入差距的影响回归。采用RIF回归方法检验农机社会化服务对农村居民收入的基尼系数以及Q90~Q10收入差距、Q90~Q25收入差距、Q90~Q50收入差距、Q50~Q10收入差距的影响,结果如表2所示。5个模型中农机社会化服务回归系数均在1%的水平上显著为负,表明采纳农机社会化服务对农村内部收入差距有缩小作用。农机社会化服务对Q90~Q10、Q90~Q25、Q90~Q50和Q50~Q10分位距上收入差距缩小的作用依次减少,表明农机社会化服务主要通过降低高收入与其他收入水平农户群体之间收入差距的方式缩小农村内部收入差距。

(2)农机社会化服务对不同分位点农村居民收入的影响回归。进一步考察农机社会化服务对不同分位点农村居民收入的影响。将样本按照10%、25%、50%、75%、90%分位点分为5组子样本进行回归,结果如表3所示。农机社会化服务在10%、25%、50%分位点处的回归结果显著为正,表明农机社会化服务对低收入群体有收入促进作用,且收入促进效应递减。农机社会化服务在90%分位点处的回归结果显著为负,进一步验证了农机社会化服务会通过降低高收入水平农户收入,提升低收入水平农户收入的方式缩小农村内部收入差距,采纳农机社会化服务对低收入水平农户的收入带动作用更强。从其他控制变量的回归结果来看,户主受教育程度越高、户主健康水平越高、村干部户、家庭劳动力比例越高、经营耕地面积越大、平原地形以及有自来水有利于提高农户收入水平,而户主年龄越大、村庄到县城的距离越远会降低农户收入水平。

2. 异质性分析

由于不同区域地形地势、种植结构、农业发展水平存在差异,农机社会化服务对不同区域的农村内部收入差距可能存在异质性影响。为进一步检验农机社会化服务对不同区域农村内部收入差距的影响差异,本研究将全样本分为东部、中部、西部和东北四个区域,分别进行RIF回归,回归结果如表4所示。农机社会化服务在四个区域子样本中的回归系数均显著为负,表明农机社会化服务有利于缩小所有区域农村内部收入差距,并且对东部地区、中部地区和西部地区的影响较大,对东北地区影响较小。可能原因是东北地区农户规模化经营程度高,农机社会化服务发展水平较高,农村居民

表2 农机社会化服务对农村收入差距影响的回归结果

N=106046

	<i>Gini</i>	Q90~Q10	Q90~Q25	Q90~Q50	Q50~Q10
农机社会化服务	-0.032*** (0.000)	-1827.306*** (0.000)	-1796.087*** (0.000)	-1681.819*** (0.000)	-145.487* (0.054)
户主年龄	0.000*** (0.001)	-64.521*** (0.000)	-51.861*** (0.000)	-47.407*** (0.000)	-17.115*** (0.000)
户主受教育年限	0.001* (0.095)	546.979*** (0.000)	504.065*** (0.000)	418.450*** (0.000)	128.529*** (0.000)
户主自评健康	-0.006*** (0.000)	561.972*** (0.000)	507.774*** (0.000)	429.314*** (0.000)	132.658*** (0.001)
村干部户	0.026*** (0.000)	8103.450*** (0.000)	7667.963*** (0.000)	6583.107*** (0.000)	1520.342*** (0.000)
劳动力比例	-0.001 (0.733)	18139.613*** (0.000)	16274.697*** (0.000)	13280.992*** (0.000)	4858.621*** (0.000)
经营耕地面积	0.002*** (0.000)	332.973*** (0.000)	319.968*** (0.000)	285.456*** (0.000)	47.517*** (0.000)
村庄到县城距离	0.000*** (0.001)	-1.013 (0.945)	2.451 (0.867)	22.449 (0.112)	-23.462*** (0.000)
地形	-0.002 (0.421)	1956.225*** (0.000)	1735.234*** (0.000)	1416.967*** (0.000)	539.258*** (0.000)
自来水	-0.006*** (0.001)	2571.908*** (0.000)	2156.188*** (0.000)	1490.675*** (0.000)	1081.233*** (0.000)
常数项	0.496*** (0.000)	8443.800** (0.012)	7127.544** (0.033)	4935.609 (0.130)	3508.191*** (0.000)
年份固定效应	是	是	是	是	是
农户固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
R ²	0.051	0.095	0.082	0.062	0.095
RIF 均值	0.3777	24589	21911	17385	7204.1

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

采纳农机社会化服务的差异较小,因此对收入差距的影响较其他地区小。

3. 稳健性检验

(1)更换估计模型。使用双向固定效应模型代替RIF回归方法检验农机社会化服务对农村内部收入差距的稳健性,结果如表5所示。农机社会化服务的回归系数在1%的显著性水平上为负,表明农机社会化服务会缩小农村内部收入差距,与基准回归结果一致。

(2)更换收入差距测度方法。使用对数方差、Atkinson指数和变异系数替代基尼系数衡量农村内部收入差距,结果见表6。三列回归结果均显示,农机社会化服务的回归系数显著为负,表明农机社会化服务对农村内部收入差距的影响为负,与表2基准回归结果一致。

(3)内生性检验。遗漏变量和互为因果均有可能导致农机社会化服务与农村收入差距的模型估计中出现内生性问题,造成模型估计偏误。在处理遗漏变量问题上,本研究在基准RIF回归中控制了时间和农户个体固定效应,如果模型存在遗漏变量偏差,这些遗漏变量将被包含进误差项,通过固定效应模型可以消除所有不随时间和个体变化、无法观测的遗漏变量。而由于农机社会化服务与农村内部收入差距之间可能存在反向因果关系,使用工具变量法解决模型中可能存在的由于互为因果导致的内生性问题。采用村级农机社会化服务采纳水平作为工具变量,进行两阶段最小二乘(2SLS)回归,结果如表7所示。在2SLS估计中,农机社会化服务对农村内部收入差距的回归系数显著为负,与基准回归结果一致。因此,工具变量的回归结果证实在考虑内生性问题后,农机社会化服务仍然会显著缩小农村收入差距。

表3 农机社会化服务对农村居民收入影响的分位数回归

N=106046

	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
农机社会化服务	821.915*** (0.000)	790.695*** (0.000)	676.427*** (0.000)	244.138** (0.044)	-1005.392*** (0.000)
户主年龄	-25.267*** (0.000)	-37.927*** (0.000)	-42.382*** (0.000)	-52.436*** (0.000)	-89.789*** (0.000)
户主受教育年限	133.502*** (0.000)	176.416*** (0.000)	262.031*** (0.000)	429.297*** (0.000)	680.481*** (0.000)
户主自评健康	379.067*** (0.000)	433.265*** (0.000)	511.724*** (0.000)	713.486*** (0.000)	941.038*** (0.000)
村干部户	371.323*** (0.000)	806.810*** (0.000)	1891.665*** (0.000)	4611.925*** (0.000)	8474.769*** (0.000)
劳动力比例	3022.346*** (0.000)	4887.262*** (0.000)	7880.964*** (0.000)	13631.876*** (0.000)	21161.949*** (0.000)
经营耕地面积	13.863*** (0.000)	26.867*** (0.000)	61.380*** (0.000)	148.748*** (0.000)	346.835*** (0.000)
村庄到县城距离	-11.297*** (0.000)	-14.760*** (0.000)	-34.759*** (0.000)	-38.137*** (0.000)	-12.309 (0.402)
地形	585.782*** (0.000)	806.773*** (0.000)	1125.039*** (0.000)	1501.842*** (0.000)	2542.006*** (0.000)
自来水	579.483*** (0.000)	995.203*** (0.000)	1660.716*** (0.000)	2251.231*** (0.000)	3151.389*** (0.000)
常数项	-1770.550*** (0.000)	-454.293 (0.277)	1737.647*** (0.010)	3329.858** (0.018)	6673.264** (0.045)
年份固定效应	是	是	是	是	是
农户固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
R ²	0.150	0.236	0.261	0.204	0.124
RIF均值	5123.5	7801.4	12328.0	19415.0	29712.0

4. 农机社会化服务对农村收入差距的影响分解

进一步使用RIF回归分解方法测度农机社会化服务对农村内部收入差距的影响程度。表8是对基尼系数以及Q90~Q10、Q90~Q25、Q90~Q50、Q50~Q10分位距的分解结果。结果表明,特征效应显著为正,系数效应显著为负,农机社会化服务的系数效应是农机社会化服务缩小农村内部收入差距的主要原因,在对基尼系数的回归中,农机社会化服务的系数效应贡献占比为114.29%。

使用RIF回归分解方法测度自变量在不同收入分位点上未采纳和已采纳农机社会化服务农户收入差距中的贡献,结果如表9所示。总体来看,采纳农机社会化服务的农户收入显著高于未采纳农机社会化服务的农户。在采纳农机社会化服务与不采纳农机社会化服务农户的收入总差距呈“倒U型”,10%~75%分位数上的收入差距在逐渐加剧,75%~90%分位数上收入差距逐渐缩小。特征效应是造成25%及以上采纳和未采纳农机社会化服务的农户收入差距的主因,其贡献程度随着分位点的增加而增强。

表4 农机社会化服务对不同区域农村内部收入差距的影响

	东部	中部	西部	东北
农机社会化服务	-0.050*** (0.000)	-0.040*** (0.000)	-0.032*** (0.000)	-0.018*** (0.000)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
农户固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	21780	28364	15158	23461
R ²	0.086	0.033	0.042	0.045
RIF均值	0.3702	0.3721	0.3833	0.3613

5. 农机社会化服务影响农村内部收入差距的作用机制检验

结合前文的理论分析,本研究按照25%、50%和75%收入分位点将样本分为低收入、中低收入、中高收入以及高收入农户,使用双向固定效应模型检验农机社会化服务通过劳动力转移和土地经营规模对农村内部收入差距的影响机制,回归结果如表10所示。回归结果显示,在劳动力转移上,农机社会化服务显著增加了低收入和中低收入农户的家庭非农就业比例,但对高收入农户非农就业比例无显著影响。因此,农机社会化服务通过促进低收入和中低收入农户劳动力转移,增加其非农收入,缩小了农村内部收入差距。在土地经营规模上,农机社会化服务对低收入农户的经营耕地面积无显著影响,对高收入农户经营耕地面积的影响较大,因此,本文并没有发现土地经营规模在农机社会服务对农村内部收入差距影响中的作用。可能的原因有以下两方面:一是高收入农户用于转入土地的资金充足,土地流转意愿强,而低收入农户面临着转入土地的资金约束;二是农机社会化服务有助于缓解规模农户面临的劳动力约束和资本约束,但对于小农户的缓解作用较小,从而促使其同比例增加土地要素投入的激励作用也小^[41]。

四、结论与启示

利用全国农村固定观察点调查数据(2009—2020),基于RIF回归和RIF回归分解的方法实证分析了农机社会化服务对农村内部收入差距的影响。结果表明,第一,农机社会化服务对低收入农户较大增收效应,显著缩小了农村内部收入差距。在通过工具变量处理内生性问题和进行稳健性检验后,结论依然保持稳健。第二,异质性分析发现,农机社会化服务对不同区域农村收入差距的影响存在差异,农机社会化服务对东部地区影响较大,对东北地区影响较小。第三,RIF回归分解结果显示,系数效应,即农机社会化服务群体特征回报率差异,是农机社会化服务缩小农村内部收入差距的主要原因,系数效应贡献为124.24%。第四,影响机制分析表明,农机社会化服务主要通过促进低收入和中低收入农户的劳动力转移,增加其非农收入,缩小了其与高收入农户的收入差距,进而缓解了农村整体内部收入差距。

本文的研究结论具有以下政策启示。第一,正确认识农机社会化服务供给对农村收入差距的影响,增强低收入农户的农机社会化服务可获得性,进一步发挥农机社会化服务对低收入农户的增收作用。一方面,进一步推动农机服务市场的发育,探索农机社会化服务新服务模式,如支持农机服务主体开展跨区作业、订单作业和农业生产托管等多种形式,为农户提供优质高效的农机服务;另一方面,积极推动建立农机社会化服务信息管理平台,及时向农户发布农机社会化服务动态信息,帮助农户及时掌握相关服务信息,提高农机社会

表5 稳健性检验:使用固定效应模型

N=106046	
<i>Gini</i>	
农机社会化服务	-0.002*** (0.002)
控制变量	控制
年份固定效应	控制
农户固定效应	控制
省份固定效应	控制
R^2	0.187

表6 稳健性检验:更换不平等测度方法

N=106046			
	对数方差	<i>Atkinson</i> 指数	变异系数
农机社会化服务	-0.110*** (0.000)	-0.035*** (0.000)	-0.072*** (0.000)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
农户固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
R^2	0.054	0.052	0.040
RIF均值	0.532	0.2138	0.785

表7 稳健性检验:内生性检验(2SLS)

	第一阶段	第二阶段
农机社会化服务		-0.032*** (0.000)
村级社会化服务水平(IV)	0.996*** (0.000)	
控制变量	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
省份固定效应	控制	控制
F值	22214.31	
<i>Cragg-Donald F statistic</i>		3.6e+04 (16.38)
<i>Anderson canon. corr.LR statistic</i>		3.0e+04 (0.000)
N	106046	103634
R^2	0.292	0.010

注:Anderson canon.corr.LR统计量为工具变量识别不足检验,括号中报告的是P值;Cragg-Donald F统计量为弱工具变量识别检验,括号中为10%的临界值水平。

表8 农机社会化服务对农村内部收入差距的影响分解

	<i>Gini</i>	Q90~Q10	Q90~Q25	Q90~Q50	Q50~Q10
总差异	-0.035*** (0.000)	249.992 (0.317)	-37.943 (0.877)	-354.265 (0.133)	604.257*** (0.000)
特征效应	0.005** (0.025)	2706.623*** (0.000)	2465.777*** (0.000)	2172.610*** (0.000)	534.013*** (0.000)
特征效应贡献/%	-14.29	1083	-6498.63	-613.27	88.38
系数效应	-0.040*** (0.000)	-2456.632*** (0.000)	-2503.720*** (0.000)	-2526.876*** (0.000)	70.244 (0.485)
系数效应贡献/%	114.29	-983.00	6598.63	713.27	11.62

表9 不同分位点收入差距分解

	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
总差异	-1309.347*** (0.000)	-1597.281*** (0.000)	-1913.603*** (0.000)	-1921.995*** (0.000)	-1559.336*** (0.000)
特征效应	-487.209*** (0.000)	-851.445*** (0.000)	-1272.756*** (0.000)	-1622.098*** (0.000)	-2241.432*** (0.000)
特征效应贡献/%	37.21	53.31	66.51	84.40	143.74
系数效应	-822.137*** (0.000)	-745.836*** (0.000)	-640.847*** (0.000)	-299.897** (0.019)	682.095** (0.015)
系数效应贡献/%	62.79	46.69	33.49	15.60	-43.74

表10 农机社会化服务对农村内部收入差距的作用机制检验结果

	全样本	低收入	中低收入	中高收入	高收入
非农就业比例					
农机社会化服务	0.013*** (0.000)	0.014* (0.057)	0.030*** (0.000)	0.013* (0.078)	-0.004 (0.582)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
农户固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
<i>N</i>	93523	22206	23265	23707	24345
<i>R</i> ²	0.009	0.021	0.007	0.011	0.011
经营耕地面积					
农机社会化服务	0.417*** (0.001)	0.096 (0.671)	0.467*** (0.010)	0.823*** (0.000)	1.263*** (0.007)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
农户固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
<i>N</i>	106046	26503	26520	26511	26512
<i>R</i> ²	0.018	0.006	0.004	0.005	0.027

化服务利用水平。第二,发挥农机社会化服务对农村劳动力转移的促进作用,促进非农就业。一方面,建立和完善农村土地流转制度,促进土地连片化规模化经营,降低土地细碎化程度,优化农机社会化服务的使用条件,释放农村剩余劳动力;另一方面,加大对农村劳动力的非农就业技能培训,完善就业帮扶和就业信息发布等相关配套措施,促进低收入农户家庭劳动力转移。第三,基于不同区域的现实发展状况,制定针对性的农机社会化服务发展政策,如在中西部欠发达地区,加大对农机社会化服务供给侧补贴力度,积极培育农机社会化服务市场,在东部发达地区,充分发挥各类培训组织的主体作用,壮大农机实用技能培训规模,提高农机技能培训质量,不断提升农机社会化服务水平。

参 考 文 献

- [1] 李实,史新杰,陶彦君,等.以农村低收入人口增收为抓手促进共同富裕:重点、难点与政策建议[J].农业经济问题,2023(2):4-19.
- [2] 杜鑫.当前中国农村居民收入及收入分配状况——兼论各粮食功能区域农村居民收入水平及收入差距[J].中国农村经济,2021(7):84-99.
- [3] 王建国,罗楚亮,李实.外出从业收入核算方式对农村居民收入水平及收入分配的影响[J].中国农村经济,2012(8):56-65.
- [4] 杨穗.中国农村家庭的收入流动与不平等[J].中国农村经济,2016(2):52-67.
- [5] 万广华,张藕香,伏润民.1985—2002年中国农村地区收入不平等:趋势、起因和政策含义[J].中国农村经济,2008(3):4-15.
- [6] 程名望,史清华, JIN Y,等.农户收入差距及其根源:模型与实证[J].管理世界,2015(7):17-28.
- [7] 江克忠,刘生龙.收入结构、收入不平等与农村家庭贫困[J].中国农村经济,2017(8):75-90.
- [8] 赵剑治,陆铭.关系对农村收入差距的贡献及其地区差异——一项基于回归的分解分析[J].经济学(季刊),2010,9(1):363-390.
- [9] ZHU N, LUO X. The impact of migration on rural poverty and inequality: a case study in China[J]. Agricultural economics, 2010, 41(2):191-204.
- [10] 甄小鹏,凌晨.农村劳动力流动对农村收入及收入差距的影响——基于劳动异质性的视角[J].经济学(季刊),2017,16(3):1073-1096.
- [11] 张琛,彭超,孔祥智.中国农户收入极化的趋势与分解——来自全国农村固定观察点的证据[J].劳动经济研究,2019,7(2):21-41.
- [12] 郭君平,曲颂,夏英,等.农村土地流转的收入分配效应[J].中国人口·资源与环境,2018,28(5):160-169.
- [13] 史常亮.土地流转与农户内部收入差距:加剧还是缓解?[J].经济与管理研究,2020,41(12):79-92.
- [14] 杜鑫,张贵友.土地流转对农村居民收入分配的影响——基于2020年10省份农户调查数据的实证分析[J].中国农村经济,2022(5):107-126.
- [15] 沈栩航,李浩南,李后建.创业会加剧农村内部收入不平等吗[J].农业技术经济,2020(10):33-47.
- [16] 杨丹,曾巧.农户创业加剧了农户收入不平等吗——基于RIF回归分解的视角[J].农业技术经济,2021(5):18-34.
- [17] 王轶,刘蕾.农民工返乡创业何以促进农民农村共同富裕[J].中国农村经济,2022(9):44-62.
- [18] 张兵,刘丹,郑斌.农村金融发展缓解了农村居民内部收入差距吗?——基于中国省级数据的面板门槛回归模型分析[J].中国农村观察,2013(3):19-29.
- [19] 孙玉奎,冯乾.我国农村金融发展与农民收入差距关系研究——基于农村正规金融与非正规金融整体的视角[J].农业技术经济,2014(11):65-74.
- [20] 李怡,柯杰升.三级数字鸿沟:农村数字经济的收入增长和收入分配效应[J].农业技术经济,2021(8):119-132.
- [21] 朱秋博,朱晨,彭超,等.信息化能促进农户增收、缩小收入差距吗?[J].经济学(季刊),2022,22(1):237-256.
- [22] ZHANG Q, RICHARD E, SONG C, et al. Rural household income distribution and inequality in China: effects of payments for ecosystem services policies and other factors[J]. Ecological economics, 2019, 160:114-127.
- [23] 徐舒,王韶,杨汝岱.国家级贫困县政策的收入分配效应[J].经济研究,2020,55(4):134-149.
- [24] 杨穗,赵小漫,高琴.新时代中国农村社会政策与收入差距[J].中国农村经济,2021(9):80-94.
- [25] 潘经韬,陈池波.社会化服务能提升农机作业效率吗?——基于2004—2015年省级面板数据的实证分析[J].中国农业大学学报,2018,23(12):200-210.
- [26] 罗必良.农业家庭经营:走向分工经济[M].北京:中国农业出版社,2017.
- [27] 马九杰,赵将,吴本健,等.提供社会化服务还是流转土地自营:对农机合作社发展转型的案例研究[J].中国软科学,2019(7):35-46.
- [28] 李宪翔,丁鼎,高强.小农户如何有机衔接全程机械化——基于农机社会化服务的视角[J].农业技术经济,2021(4):98-109.
- [29] 胡祎,张正河.农机服务对小麦生产技术效率有影响吗?[J].中国农村经济,2018(5):68-83.
- [30] 仇童伟,何勤英,罗必良.谁更能从农机服务中获益——基于小麦产出率的分析[J].农业技术经济,2021(9):4-15.
- [31] 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.
- [32] 翁贞林,徐俊丽.农机社会化服务与农地转入:来自小规模稻农的实证[J].农林经济管理学报,2019,18(1):1-11.
- [33] WANG X, YAMAUCHI F, HUANG J. 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.
- [34] 李谷成,李焯阳,周晓时.农业机械化、劳动力转移与农民收入增长——孰因孰果?[J].中国农村经济,2018(11):112-127.
- [35] 杨思雨,蔡海龙.农机社会化服务对玉米生产技术效率的影响研究[J].中国农业资源与区划,2021,42(4):118-125.
- [36] 罗明忠,邱海兰.农机社会化服务采纳、禀赋差异与农村经济相对贫困缓解[J].南方经济,2021(2):1-18.
- [37] 杨义武,林万龙.农机具购置补贴、农机社会化服务与农民增收[J].农业技术经济,2021(9):16-35.

- [38] 张露,罗必良.农业减量化:农户经营的规模逻辑及其证据[J].中国农村经济,2020(2):81-99.
- [39] FIRPO S, FORTIN N, LEMIEUX T. Unconditional quantile regressions [J]. *Econometrica: journal of the econometric society*, 2009, 77(3):953-973.
- [40] FIRPO S, FORTIN N, LEMIEUX T. Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions [J]. *Econometrics*, 2018:6020028.
- [41] 康晨,刘家成,徐志刚.农业生产外包服务对农村土地流转租金的影响[J].中国农村经济,2020(9):105-123.

Do Socialized Agricultural Machinery Services Reduce Income Gap Within Rural Areas?

LI Yanfang, SU Baozhong

Abstract Reducing rural income gap is the key to alleviating relative poverty and realizing common prosperity. Based on the 2009—2020 National Rural Fixed Observation Point Survey data, this paper empirically examines the impact of socialized agricultural machinery services on rural income gap using the regression and decomposition of the re-centered influence function (RIF). The results show that socialized agricultural machinery services are conducive to raising the incomes of low- and middle-income farmers, and the income-raising effect on low-income farmers is greater, which in turn reduces rural income gap. The alleviating effect of socialized agricultural machinery services on the income gap within rural areas exhibits regional heterogeneity, with a greater effect on the eastern region and a smaller one on the northeastern region. The further decomposition results show that the coefficient effect is the main factor in the socialized agricultural machinery services reducing rural income gap, explaining 124.24% of the income gap. The test of the impact mechanism shows that socialized agricultural machinery services reduce rural income gap by promoting rural labor force transfer. Therefore, we should actively promote the development of socialized machinery services, improve the support policies of socialized agricultural machinery services for low-income groups, and give full play to the positive role of socialized agricultural machinery services in alleviating rural income gap.

Key words socialized agricultural machinery services; rural income gap; common prosperity; RIF regression

(责任编辑:金会平)