

引用格式:赵立娟,史俊宏,薛凤蕊,等.农业生产托管可否助力农民共同富裕?——基于家庭收入和幸福感的研究视角[J].技术经济,2024,43(7):28-39.

ZHAO Lijuan, SHI Junhong, XUE Fengrui, KANG Xiaohong. Can agricultural production trusteeship help farmers' common prosperity? Based on the research view of family income and happiness[J]. Journal of Technology Economics, 2024, 43(7): 28-39.

农业生产托管可否助力农民共同富裕?

——基于家庭收入和幸福感的研究视角

赵立娟¹, 史俊宏¹, 薛凤蕊², 康晓虹³

(1. 天津理工大学管理学院, 天津 300384; 2. 河北农业大学经济管理学院, 保定 071000;

3. 内蒙古农村牧区治理能力现代化研究基地, 呼和浩特 010070)

摘要: 本文基于中国乡村振兴综合调查(CRRS)数据,从家庭收入和幸福感两个层面,考察农业生产托管对农民共同富裕的影响、作用机制及异质性差异。研究发现,农业生产托管对农民共同富裕的实现产生了积极作用,处理其内生性问题后结论依然稳定。异质性分析表明,农业生产托管对不同收入组别农户的共同富裕均产生了显著提升作用,且两者间的促进效果差异不大;对高人力资本组农户共同富裕的促进作用更为显著;对小农户家庭的共同富裕产生了显著正向影响,发挥着促进“共享”的分配效应。作用机制检验发现,农业生产托管主要通过提升农作物产量、降低生产成本、扩大经营规模及促进非农就业转移来提升农户的收入水平,并凭借提高农民对未来收入的预期和选择与行动的自由来提升家庭幸福感,收入及幸福感的双重提升促进了农民共同富裕的实现。研究结论对于助力农业生产托管政策顺利实施、促进农民共同富裕水平的持续提升具有重要的理论和现实意义,也为农业生产托管与农民共同富裕关系的研究提供了新证据。

关键词: 农业生产托管; 农民; 收入; 幸福感; 共同富裕

中图分类号: F014.4 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2024)07-0028-12

DOI:10.12404/j.issn.1002-980X.J23122515

一、引言

新的历史节点上,党中央把全面推进乡村振兴,逐步实现全体人民共同富裕摆在突出的位置。共同富裕是中国式现代化的重要特征,2021年10月16日,《求是》杂志发表习近平总书记重要文章《扎实推动共同富裕》,强调:“促进共同富裕,最艰巨最繁重的任务仍然在农村”。历史和现实均表明,共同富裕实现的重点、难点在农村,只有乡村实现振兴、农民实现富足,全体人民共同富裕的远景目标才能顺利达成。作为推动小农户与现代农业发展有效衔接的关键模式,农业生产托管在宏观上有助于粮食产量的提升、耕地效率的优化、绿色生产的推进及规模经营的实现。微观上有利于小农户技术约束、资金匮乏、劳动力短缺、经营成本高等实际困难的解决。各地实践证明农业生产托管对农民收入的提升起着关键性作用,很好地将服务规模经营与促进共同富裕工作结合了起来。为切实发挥农业生产托管的增收带动作用,近年来党和政府加大力气致力于农业生产托管服务体系的完善,如党的十九大报告及连续多年的中央一号文件均对农业生产

收稿日期: 2023-12-25

基金项目: 国家社会科学基金重点项目“高质量发展视角下农业生产托管效应及政策优化研究”(22AJY019);国家社会科学基金一般项目“深度贫困地区易地搬迁农户多维贫困脆弱性及其可持续生计研究”(19BJY164);国家社会科学基金一般项目“农村宅基地产权制度改革的福利效应与政策优化研究”(20BGL166);内蒙古自治区高等学校创新团队发展计划“农村牧区治理”(NMGIRT2201);内蒙古自治区高等学校青年科技英才支持计划“牧区共同富裕”(NJYT23027)

作者简介: 赵立娟,博士,天津理工大学管理学院教授,硕士研究生导师,研究方向:农村金融;史俊宏,博士,天津理工大学管理学院教授,硕士研究生导师,研究方向:农业风险管理;(通信作者)薛凤蕊,博士,河北农业大学经济管理学院教授,博士研究生导师,研究方向:农户经济;康晓虹,博士,内蒙古农村牧区治理能力现代化研究基地教授,硕士研究生导师,研究方向:农户经济。

性服务业发展有所阐述,特别是2023年中央一号文件明确指出:实施农业社会化服务促进行动,大力发展代耕代种、代管代收、全程托管等社会化服务。

农业生产托管作为服务规模经营的重要实现形式,是指在不流转耕地经营权的条件下,农户等经营主体把农业生产过程中的部分或全部作业环节,委托给生产性服务组织来完成的农业经营新方式。近年来,国内外学者围绕农业生产托管内涵^[1]、产生动因^[2]、服务模式^[3]、运行机制^[4-5]、遭遇困境^[6]及农户对农业生产托管的行为响应^[7]等问题展开了较多有意义的研究。同时,关于农业生产托管影响效应方面的研究亦十分丰富,也成为学术界聚焦的重点之一。一方面,少数文献从理论或宏观视角出发,指出在小农户与现代农业衔接不畅的情况下,农业生产托管缓解了耕地分配不均状况,优化了资源配置并提高了生产效率,促进了规模经营和农业产业经济增长的实现^[8-11]。同时在重构社会服务供需端基础上,把现代生产技术植入小农家庭,促进了农业生产的专业化、标准化、粮食高质量生产及农产品品牌化,也对职业农民教育及城镇化推进起到了一定作用^[12-15]。另一方面,随着国内外数据库的开放及实地调查的开展,越来越多的学者开始利用微观数据对农业生产托管的影响效应进行实证检验。例如,Lyne等^[16]的研究指出,农业生产性服务可通过提高作物产量显著提升农民家庭的作物生产净收入。李忠旭和庄健^[17]运用辽宁省实地调研数据检验了农业生产托管的经济福利效应,得到既可增加收入又可促进农户消费支出的结论。徐勤航等^[18]基于微观农户数据发现,农业生产性服务可让农民取得经营性和工资性收入的双增收。当然,除直接的经济维度效应外,农业生产托管还在风险规避、耕地抛荒抑制、绿色技术采纳、耕地质量保护、生产方式转变、种植结构调整、粗放种粮缓解及劳动强度降低等方面发挥了重要作用^[19-24]。

现有文献对农业生产托管进行了较为广泛的研究,但对于农业生产托管与农民共同富裕之间关系的探讨并不充分,未见有研究成果聚焦于农业生产托管的共同富裕提升效应及异质性差异上,且在影响机制上还存在拓展空间。例如,已有文献尝试从非农就业和农业产出视角探究农业生产托管的收入效应,但未考虑到耕地规模经营、生产成本降低、非耕经营活动规模等因素在农业生产托管收入效应中的传导作用,也没有将未来收入预期、选择与行动的自由等变量纳入农业生产托管影响农民幸福感的过程中。为此,本文在厘清农业生产托管对农民共同富裕影响机理基础上,利用2020年中国乡村振兴综合调查数据,尝试从家庭收入和幸福感两个视角,利用OLS(ordinary least squares)和Probit模型实证检验农业生产托管对农民共同富裕的影响效应及其作用机制,并通过异质性分析描摹在收入水平、人力资本禀赋和耕地经营规模三个层面上,农业生产托管对农民共同富裕影响的差异性,验证农业生产托管可否助力农村弱势群体共享经济发展的成果,凸显其“共同”的要义。期望从理论层面丰富农业生产托管影响效应的研究,为新时期中国乡村振兴的实现及农村共同富裕的迈进提供一定支撑。

二、内在逻辑与研究假说

概念上,共同富裕最先高度聚焦于人民的物质生活层面上,而经济指标如收入是衡量农民“富裕”状态的最基本指标,收入的不断提高是推进农民共同富裕的根基。同时,共同富裕应该是人民群众物质生活和精神生活都要富裕,而共同富裕实现的实质就是要增进人民群众的幸福感和幸福感是权衡居民精神生活富裕的一项重要指标。为此,本文尝试从收入和幸福感两个层面阐述农业生产托管助力农民共同富裕的内在机理。

(一) 农业生产托管对农民收入的影响

农业生产托管可通过农作物产量提高、生产成本降低及耕地经营规模扩大三条路径来促进种植业收入的提高。产量角度,亚当·斯密在《国富论》中明确表明,未能采取完全的分工制度使农业总是滞后于工业生产率的主要原因。专业分工可有效提升经济效率,是促进经济增长、提高边际收益的关键所在。农业生产托管所带来的服务规模经营意味着生产环节将由经营主体内部分工转化为产业内部分工,让种植业分工更加专业化。农户购买生产性服务的本质就是卷入社会化分工,托管组织依靠机械化、规模化、专业化、科学化等优势促进了生产要素的优化配置,延长了农业生产的过程,并凭借迂回生产让农业生产效率得到明显提升,进而推动了农作物的增产^[25]。特别是组织内部拥有大量高效的农业机械、先进的农业技术与专业

的服务人员,能为托管服务购买者提供科学的生产方法与管理方式,在进行农业生产服务时可充分发挥技术、知识的正向溢出效应与管理优势,显著提升农业生产率,提高种植业产出^[26],符合“农业踏车理论”的论证。例如有研究指出,生产托管提供的技术密集型服务让农业要素投入更加科学、合理与及时,确保了要素投入的高效利用^[27]。优质农资品的使用、先进耕作技术的推广、及时精准的操作服务,可有效降低农作物损耗,实现托管过程中农作物增产的效果。生产托管服务也缓解了农村人口老龄化、妇女化背景下农业家庭经营与农村留守劳动力的结构失衡困境,以及由此产生的种地体力精力不足所带来的物质要素投入边际贡献率下降的问题,有利于农业生产的提高,进而增加农民种植业收入。

生产成本角度,一方面,托管组织为农业经营主体,特别是小农户提供统一的社会化服务,无形中打破了耕地间相互分割的状态,将分散经营的耕地资源集中起来,实现了分散承包农户与连片规模化服务的对接^[4,28],形成农业生产托管的服务规模经济效应,单位收益的平均成本顺势得以降低,在这一传导过程中,农户亦能荣膺单位产出成本下降的规模经济性。特别是相对于不断上升的劳动力成本,托管服务的相对价格更加低廉,能有效节约生产成本。另一方面,托管组织特别是那些同时提供服务和生产资料的组织,可凭借批量集中的采购模式形成其在要素市场上的谈判优势,以此获得价格更为低廉的生产要素供给,通过与外部生产要素的合理匹配,促进投入要素利用率的提升。同时,作为一个实体服务组织,利润最大化是其持续经营的根本。托管服务主体亦会基于成本考虑,在确保既定的目标产量下,准确计算单位面积农作物生产所需化学品用量,可有效减少小农户盲目过量使用化学用品的现象^[29],进而降低农户的农业生产成本。

耕地经营规模角度,农业生产托管有效缓解了农业生产过程中的劳动力、技术及资本约束,促进了农业生产要素的有效配置,农民种地意愿增加,进一步激励农户做出转入农地、开荒等决策,实现耕地经营规模的扩大。同时,作为资本替代劳动力的有效路径,农业生产托管亦可直接抑制农户因劳动力不足造成的耕地撂荒问题。耕地转入、开荒及抛荒化解让农户的耕地经营规模扩大,实现外部规模经济,提升农业经营能力和竞争力,促进农民收入的提高。骆永民和樊丽明^[30]从一般均衡的视角得到耕地面积变大时,农业收入始终是上升的,土地禀赋能提升农业投资对农业收入的促进作用。

基于上述分析,提出研究假说1:

农业生产托管通过提高农作物产量、降低种植生产成本及扩大耕地经营规模促进家庭收入的提高(H1)。

农业生产托管依靠先进的机械设备和技术,不但可在农业生产环节中对务农劳动力产生直接的替代,亦能通过先进的动力、智能及联合控制技术,有效减少种植业作业环节,实现对劳动力的间接替代。农业生产托管对种植业劳动力的替代效应,有助于农户将劳动力分配至其他生产部门,以实现家庭收益最大化。一是根据理性经济假设,农民会将释放的劳动力转移到除种植业以外的其他经营活动上,如畜牧业经营、渔业经营和非农自营等,通过提高这些经营性活动的占比,促进家庭生计多样性来提升总收入,特别是对于那些不想离土的农民,作为理性经济人,他们会尽全力最大化利用家庭资源,将更多的空余时间用于副业,以实现家庭经济福利最大化。二是促进非农转移就业,依据威廉·阿瑟·刘易斯著名的“二元经济”模型理论可知,在克服劳动力流动障碍基础上,如果农民获取的工资性收入超过农业经营性收入,他们就会倾向于非农转移就业。而农业生产托管服务,尤其是全托管模式能从根本上消除种植业生产的季节性对农业劳动力流动的束缚,鼓励更多具有非农就业优势的农业劳动力外出务工,主动向投入产出更优的二三产业转移,降低农业兼业化程度,愈发扩散劳动力红利,提升农民家庭工资性收入。

由此,提出研究假说2:

农业生产托管通过提高家庭非耕经营活动规模、促进非农转移就业促进家庭收入的提高(H2)。

(二) 农业生产托管对农民幸福感的影响

前文已在理论上阐明农业生产托管可显著增加农民收入,而收入水平的提升能让人们的生理、安全、社交及自我实现等需求得到更好满足,如可购买更优的产品、接受更好的教育及享受更佳的医疗服务等。相对来说,农户的物质资料通常不太充裕,对日常生活方面的基本需求更为看重,从而会产生更高的幸福感^[31-32]。除收入效应外,农业生产托管还可通过提升农户选择和行动的自由及对未来美好生活的预期两条

途径提高其幸福感。首先,农业生产托管基于资本对劳动的有效替代,极大提高了农业劳动效率,让劳动力无需再终日劳动,可从辛苦、繁重的农业劳作中解放出来,降低了农业生产的季节性对劳动力流动的束缚,让他们成为“半自由”甚至“完全自由”的农民,为农户带来更多的生计机会或闲暇时间,提升了其选择和行动的自由程度。而选择和行动自由则是劳动幸福的本质属性,获得了真正自由的人才是幸福的人,自由活动是幸福的真正源泉^[33]。阿玛蒂亚·森强调选择生活的自由可大概率增进人类的福祉,在对自己的生活做评判之时,不仅要关注能过上什么样的生活,更应该看重的是能否在不同的生活方式之间自由的选择。生产托管能促进农户获得更多选择和行动的自由,从事他们更喜欢的工作,增强其心理满足感,进而有助于农民主观幸福感的提升。其次,已有研究表明,当前的生活状态和对未来的期望是幸福感的共同决定因素,消极负面的心理预期会显著降低居民的幸福感,反之亦然^[34]。诺贝尔经济学奖获得者卡内曼及其团队的研究结论亦力证,预期效应将会对个体幸福感的形成及保持产生重要影响。农业生产托管的劳动替代、产量增收、经济收入、质量提升及绿色生产效应在一定程度上降低了农业生产的不确定性,提高了农户生计选择的自由度,助力农民对生计结果做出积极预期,提高了其对美好生活的向往,让农民内心有所依托,对未来生产生活更有信心。而自信和乐观会让农民更少抑郁和焦虑,降低精神压力并增强其奋斗动力,最终实现幸福感的提升。

由此,提出研究假说3:

除收入效应外,农业生产托管还通过提升农户选择和行动的自由及对未来美好生活的预期增进农民家庭的幸福感(H3)。

综上,农业生产托管有助于农民家庭总收入的提升和主观幸福感的增进,进而促进农民家庭共同富裕目标的实现,为此,提出研究假说4:

农业生产托管有助于增进农民共同富裕(H4)。

逻辑框架如图1所示。

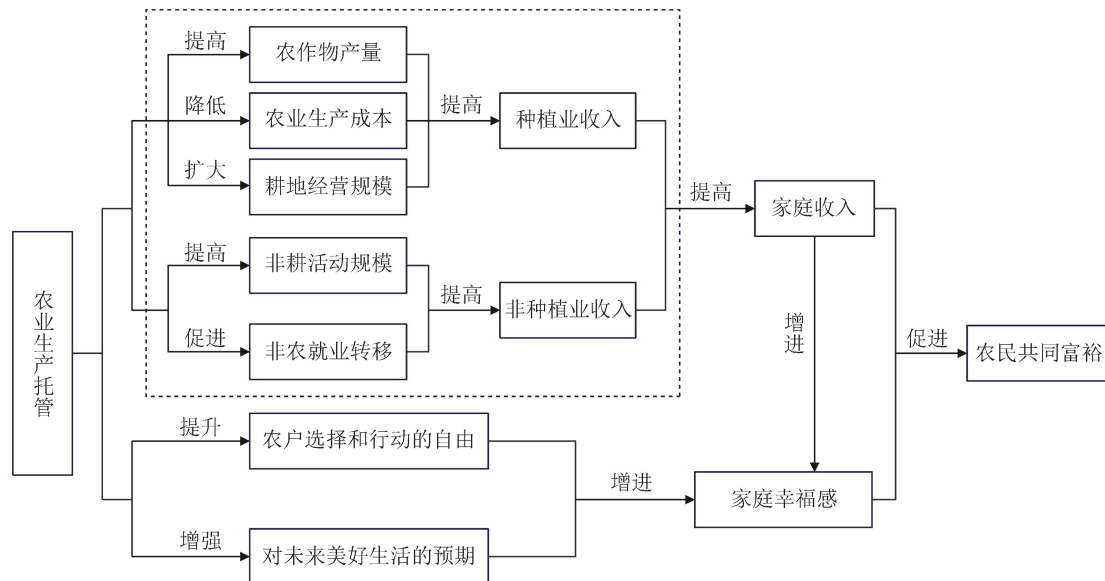


图1 逻辑框架图

三、数据来源、变量选择与模型设定

(一) 模型构建

1. 收入模型

由于被解释变量为农民家庭人均纯收入,是连续型变量,所以构建线性回归模型,直接利用普通最小二乘法(OLS)估计方法检验农业生产托管对农民家庭收入的影响,模型构建如式(1)所示。

$$Income_i = \alpha_0 + \alpha_1 Trust_i + \alpha_2 Controls_i + \lambda + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中: i 为不同的农户; $Income_i$ 为被解释变量,表示农民家庭人均纯收入水平; $Trust_i$ 为核心解释变量,表示农民家庭的农业生产托管程度; $Controls_i$ 为一系列控制变量的集合; α_0 、 λ 、 ε_i 分别为常数项、省份虚拟变量及随机扰动项; α_1 、 α_2 分别为各自变量的回归系数。

2. 幸福感模型

由于农民家庭幸福感赋值为 1~5,属于多元有序变量,因此,选择 Oprobit 模型进行计量分析,模型构建如式(2)所示。

$$Happyness_i = \beta_0 + \beta_1 Trust_i + \beta_2 Controls_i + \lambda + \mu_i \quad (2)$$

其中: $Happyness_i$ 为被解释变量,表示农民家庭的幸福感; $Trust_i$ 为核心解释变量,表示农民家庭的农业生产托管程度; β_0 、 λ 、 μ_i 分别为常数项、省份虚拟变量及随机扰动项; β_1 、 β_2 分别为各自变量的回归系数。

3. 作用机制检验模型

根据前文理论分析,在家庭收入上,农业生产托管一方面通过提高农作物产量、降低农业生产成本及扩大耕地经营规模来提升种植业收入,另一方面通过提高非农经营活动规模、促进非农转移就业来提升农民非耕自营性及工资性收入。幸福感上,除收入效应外,农业生产托管还通过提升农户选择和行动的自由及对未来美好生活的预期来增进农民的幸福。借鉴 Chen 等^[35]的做法,构建作用机制模型为

$$M_i = \gamma_0 + \gamma_1 Trust_i + \gamma_2 Controls_i + \lambda + \delta_i \quad (3)$$

其中: M_i 为中间机制变量; γ_0 为常数项; δ_i 为随机扰动项; γ_1 、 γ_2 分别为各自变量的回归系数。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

被解释变量包括收入和幸福感两个维度。收入上,被解释变量为农民家庭人均纯收入,这一变量由家庭总收入扣除家庭总支出后除以家庭总人口数得到。鉴于截面数据存有异方差的可能性,对这一变量取对数处理。幸福感上,根据 CRRS(China Rural Revitalization Survey)问卷中设置的相关问题“你感到你家的生活幸福吗?”将受访者的回答分为 1~5 个等级,依次对应“非常不幸福”“不太幸福”“一般”“比较幸福”和“非常幸福”5 个等级。

2. 核心解释变量

农业生产托管是核心解释变量,在参考毕雪昊等^[36]相关文献基础上,使用农户购买农业生产性服务的费用支出占总生产支出的比重来衡量家庭使用农业生产托管服务的程度。生产性服务支出的比重越大,代表这一家庭农业生产托管服务的采纳程度就越高。

3. 控制变量

除农业生产托管外,还有其他因素也可能会对农民家庭收入和幸福感产生影响,为更准确地反映农业生产托管对农民家庭共同富裕的影响,这里从户主个人特性、家庭特征以及当地特点等层面选取相关变量,以之作为方程辅助变量,控制其他因素所产生的影响。户主个人特性变量包含性别、年龄及健康状况三个变量。家庭特征变量包含家庭成员干部身份、家庭总人数、家庭成员受教育程度、家庭老龄化程度、是否参加合作社、土壤类型、灌溉水平及耕地细碎化程度 8 个变量。当地特点包括村庄交通条件和村庄位置 2 个变量。

4. 中间机制变量

为检验农业生产托管对农民家庭收入及幸福感影响的作用机制,根据前文的分析,分别选择农作物产量(由于选择经济作物进行生产托管的家庭较少,因此这里以粮食作物为代表进行研究,包括玉米、小麦和水稻三种粮食作物)、农作物成本、耕地经营规模、非耕经营活动规模、非农就业转移、选择与行动自由及对未来美好生活的预期作为机制检验的中间变量。其中,农作物成本包括物质消耗费用和人工费用,选择与行动自由这一变量以家庭生计活动多样性来衡量,对未来美好生活的预期以对未来家庭收入的预期作为替换变量。文中涉及的变量含义和描述性统计分析如表 1 所示。

表 1 变量含义和描述性统计

变量类型	变量名称	变量含义与赋值	均值	标准差
被解释变量	家庭收入/元	ln(家庭人均纯收入)	9.199	1.285
	家庭幸福感	非常不幸福=1;不太幸福=2;一般=3;比较幸福=4;非常幸福=5	4.154	0.826
核心解释变量	农业生产托管	农业生产性服务支出占生产总支出的比重	0.381	0.323
控制变量	户主性别	男=1;女=0	0.953	0.212
	户主年龄/岁	年龄	54.433	10.668
	户主健康程度	很差=1;差=2;一般=3;好=4;很好=5	3.606	0.993
	干部身份	家中是否有村干部或党员:有=1,没有=0	0.376	0.484
	家庭总人数/人	家中总人口数量	4.130	1.543
	家庭受教育程度/年	家庭成员总受教育年限	31.985	14.850
	家庭老龄化程度/人	家中 65 岁以上老人的数量	0.487	0.751
	合作社成员	家庭是否加入农业合作社:是=1;否=0	0.235	0.424
	土壤类型	黏土=1;黄土=2;黑土=3;沙土=4;其他=5	2.651	0.991
	灌溉水平	可灌溉面积占家庭经营耕地面积的比重	0.567	0.445
	耕地细碎化程度/块	家庭实际经营耕地的块数	7.309	8.173
	村庄交通条件/千米	村委会到县政府的距离	24.571	16.574
	村庄位置	村庄是否为城市郊区:是=1;否=0	0.174	0.379
	中间机制变量	农作物产量	ln(粮食作物亩均产量)	7.931
农作物成本/元		ln(粮食作物亩均投入)	6.232	1.022
耕地经营规模/亩 ^①		ln(家中实际耕种的土地面积)	2.302	1.379
家庭经营活动规模		家庭经营纯收入(种植业除外)占比	0.203	0.311
非农就业转移		家庭打工收入占比	0.389	0.376
未来收入预期		减少较多=1;有所减少=2;差不多=3;有所增加=4;增加较多=5	2.902	0.962
生计活动多样性/个		家庭收入渠道数量	2.176	0.758

(三) 数据来源

本文利用 2020 年 CRRS 数据来考察农业生产托管对农民共同富裕的影响。CRRS 是由中国社会科学院农村发展研究所依托中国社会科学院重大经济社会调查项目“乡村振兴综合调查及中国农村调查数据库建设”所进行的一项大规模的农户和村庄调查。课题组在综合考虑经济发展水平、区域位置及农业发展情况基础上,基于全国范围采用随机分层抽样方法,调查了包含广东、浙江、山东、安徽、河南、黑龙江、贵州、四川、陕西及宁夏 10 个省(区),调查数据覆盖全国 50 个县(市)、156 个乡镇,共获得 300 份村庄调查问卷和 3800 余份农户调查问卷。鉴于本文主要研究农业生产托管对农户收入及幸福感的影响,为此,去除有关农作物种植、农业生产性服务、控制变量特征异常及缺失观测值,最终筛选出 2122 个农户样本,具备较好的代表性。

四、结果分析

(一) 基准回归结果

本文使用 Stata15.0 软件对式(1)、式(2)进行了回归,结果见表 2。从表 2 中可看出,农业生产托管对家庭人均纯收入及幸福感的回归系数均显著为正,加入其他控制变量后,农业生产托管对这两个被解释变量的正向影响依然显著,只是系数稍有变化,证明回归结果比较稳健,且控制变量的加入有助于模型更好地进行拟合。具体而言:模型 1 只考虑了农业生产托管和人均纯收入的单变量关系。结果显示,农业生产托管在 5% 的显著性水平上对人均纯收入产生正向影响,回归系数为 0.150。考虑控制变量后,农业生产托管依然对人均纯收入具有正向影响,回归系数为 0.171,且在 5% 的水平上显著,说明农业生产托管对农民家庭收入的提高具有显著的促进作用,部分验证了研究假说 4。模型 3 对农业生产托管单一变量进行回归,结果表明农业生产托管在 1% 的显著性水平上对家庭幸福感产生正向影响。加入控制变量后,回归系数为 0.142,虽有下降,但农业生产托管仍在 10% 的显著性水平上提升了农民家庭的幸福感,表明在其他条件不变的前提下,农业生产托管程度每增加 1 个百分点,农民幸福感相应会提升 0.142 个百分点。至此,研究假说 4 得到完全验证,即农业生产托管提高了农民共同富裕水平,促进了农民物质富裕和精神富裕,且物质层面共同富的

① 1 亩=666.67 平方米。

表 2 农业生产托管对农民共同富裕的影响

变量	农民家庭人均纯收入		农民家庭幸福感	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
农业生产托管	0.150** (0.086)	0.171** (0.087)	0.249*** (0.074)	0.142* (0.078)
户主性别		-0.167(0.128)		-0.122(0.115)
户主年龄		-0.012*** (0.003)		0.009*** (0.003)
户主健康程度		0.096*** (0.028)		0.261*** (0.025)
干部身份		0.111* (0.058)		0.147*** (0.052)
家庭总人数		-0.125*** (0.028)		-0.043* (0.025)
家庭受教育程度		0.006** (0.003)		0.004(0.003)
老龄化程度		-0.136*** (0.042)		0.008(0.037)
合作社成员		0.120* (0.065)		0.201*** (0.058)
土壤类型		-0.048* (0.028)		-0.052** (0.024)
灌溉水平		0.004(0.065)		0.114** (0.057)
耕地细碎化程度		0.017*** (0.003)		0.002(0.003)
村庄交通条件		-0.001(0.002)		0.001(0.002)
村庄位置		-0.041(0.075)		0.071(0.067)
常数项	9.142*** (0.043)	9.956*** (0.261)	—	—
R ² /Pseudo R ²	0.014	0.066	0.023	0.038
N	2122	2122	2122	2122

注:括号中为标准误;*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著;表格中“—”代表不存在,空白表示变量没有加入到回归分析中。

促进效果更大。其他控制变量,在家庭人均收入模型中,户主健康程度、家庭成员干部身份、受教育程度、是否加入合作社及耕地细碎化程度 5 个变量的回归系数显著为正,说明这些变量对于提高农民家庭收入具有积极的促进作用。而户主年龄、家庭总人数、家庭老龄化程度及土壤类型 4 个变量对农民人均纯收入的提高产生了明显的抑制作用,其余 4 个控制变量均没有产生显著性的统计意义。在幸福感模型中,户主年龄、健康程度、家庭成员干部身份、家庭总人数、是否加入合作社、土壤类型及灌溉水平 7 个变量对农民幸福感产生了不同程度的影响。

(二) 稳健性检验

前文利用 OLS 模型、Oprobit 模型对农业生产托管可否助力农民共同富裕做出了初步回答,但模型中或许存有变量遗漏、选择偏误及反向因果等原因导致的潜在内生性问题。为验证上述实证结果的有效性,参照已有研究经验,采用村庄所有农户农业生产托管费用占总成本比重的平均值作为农户农业生产托管程度的工具变量,并通过两阶段最小二乘法(2SLS)做了回归分析,相关结果见下表 3。第一阶段的 F 为 107.63,远大于 10,力证所选工具变量对农户农业生产托管行为具有很强的解释力,避免了“弱工具变量”问题。因此,“村庄所有农户农业生产托管费用占总成本比重的平均值”作为工具变量是可行的。表 3 报告了第二阶段的回归结果,农业生产托管程度对农民家庭人均纯收入和幸福感的影响分别在 10%和 5%的置信区间通过显著性检验,表明在用工具变量处理了内生性问题后,农业生产托管对农民共同富裕的影响依然正向显著,所得结论与前文一致。因此,基准回归模型的估计结果具有较高的可信度。需说明的是,由于幸福感这一因变量为排序变量,可能会导致基于连续型变量的两阶段最小二乘法的有效性下降,为此,通过两阶段残差介入模型进行了重新估计,结果与 2SLS 模型的估计结果保持一致,表明基于 2SLS 方法得出的结论稳健且可信。

表 3 农业生产托管对农民共同富裕的影响:稳健性检验

变量	农民家庭人均纯收入		农民家庭幸福感	
	系数	标准误	系数	标准误
农业生产托管	0.266*	0.148	0.236**	0.094
常数项	9.932***	0.263	3.140***	0.167
控制变量	已控制		已控制	
弱工具变量检验 F 值	107.63		107.63	
N	2122		2122	

注:*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

此外,为确保检验结果的科学性,更换估计方法,做了进一步的稳健性检验。借鉴已有研究,基于倾向得分匹配方法(PSM)构造农业生产托管对农民共同富裕影响的反事实框架,重新对二者的关系进行评估。结果表明,采用局部线性回归、一对一近邻及核匹配等方法得到的估计结果差异不大,匹配后农业生产托管的平均处理效应(ATT)值为正数,即农业生产托管对家庭收入和幸福感的影响均在10%或5%的统计水平上显著为正,与基准回归结果一致,农业生产托管对农民物质和精神富裕具有明显提升作用的结论得到进一步验证,限于篇幅,详细结果在此不再赘述。

(三) 异质性分析——“共享”的分配效应

前文实证结果表明,农业生产托管显著提高了农民的“富裕”程度,达到了“做大蛋糕”的目的。但“分好蛋糕”,确保全体人民更好地分享经济发展成果才是共同富裕的实质^[37]。为此,需进一步考察农业生产托管促进“共享”的包容性。若农业生产托管服务可更多地帮助弱势群体,如低收入、弱人力资本和小农户群体,提升其收入水平和幸福感,强化了农业生产托管促进“共享”的分配效应,有助于共同富裕的实现。鉴于此,以家庭人均纯收入的中位数为界,把农民家庭划分为“低收入组”和“高收入组”,以家庭成员(6周岁以上)平均受教育程度中位数为界,将农户划分为“低人力资本组”和“高人力资本组”。而规模户和小农户的划分则参考世界银行标准和中国农业“三项补贴”改革政策的有关规定,以耕地经营规模30亩^②为界,将农民家庭划分为“小农户”和“规模户”,从家庭收入、受教育程度和耕地经营规模三方面探讨农业生产托管对农民共同富裕影响的异质性,回归结果如表4~表6所示。

表4和表5结果显示,农业生产托管对低收入组和高收入组农户的人均纯收入和幸福感均产生了显著正向影响,且两组农户共同富裕的提升效应差异不大,有利于不同群体之间差距的缩小,体现了农业生产托

表4 农业生产托管与农民共同富裕：家庭收入的异质性

变量	农民家庭人均纯收入		农民家庭幸福感	
	低收入组	高收入组	低收入组	高收入组
农业生产托管	0.207* (0.124)	0.210*** (0.055)	0.205** (0.107)	0.211** (0.111)
常数项	8.422*** (0.357)	10.377*** (0.164)	—	—
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
R^2 /Pseudo R^2	0.011	0.081	0.018	0.015
N	1061	1061	1061	1061

注:括号中为标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

表5 农业生产托管与农民共同富裕：家庭人力资本的异质性

变量	农民家庭人均纯收入		农民家庭幸福感	
	低人力资本组	高人力资本组	低人力资本组	高人力资本组
农业生产托管	0.049 (0.117)	0.291** (0.133)	0.125 (0.111)	0.187* (0.112)
常数项	10.192*** (0.326)	9.598*** (0.431)	—	—
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
R^2 /Pseudo R^2	0.084	0.050	0.029	0.051
N	1099	1023	1099	1023

注:括号中为标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

表6 农业生产托管与农民共同富裕：耕地经营规模的异质性

变量	农民家庭人均纯收入		农民家庭幸福感	
	小农户	规模户	小农户	规模户
农业生产托管	0.164* (0.093)	0.287 (0.262)	0.146* (0.084)	0.182 (0.205)
常数项	10.046*** (0.372)	9.409*** (0.273)	—	—
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
R^2 /Pseudo R^2	0.048	0.114	0.040	0.046
N	1589	533	1589	533

注:括号中为标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

②1亩=666.67平方米。

管的“包容性”。高收入组系数略高的原因可能在于,农业生产托管中部分环节的托管服务存在收入门槛,影响家庭收入和幸福感的提升。例如邱海兰和唐超^[38]的研究指出,以无人机施肥服务为例,与相对较高的服务成本相比,低收入农户持有的资金还不够,无法获得规模经济。受教育程度分组方面,农业生产托管对高人力资本组农民家庭的收入及幸福感产生显著正向影响,发挥着“桥梁”作用,而对低人力资本组的影响为正,或许会促进农民共同富裕,但却没有通过显著性检验。原因可能在于家庭人力资本水平是影响农业生产托管决策的重要因素,家庭整体受教育水平越高,对于增产增收途径及增产增效技术的使用会有更深的认识,可以助力生产效率和家庭收入的提高,进而提升其家庭幸福感。以上结果表明,在家庭经济状况方面,农业生产托管对不同类别农户共同富裕的促进作用相当。而在受教育程度方面,农业生产托管存在一定的“人力资本鸿沟”。由此可知,如何帮助低人力资本家庭获得更好的农业生产托管服务,是亟待解决的重要问题。未来,农业生产托管在助力低人力资本组农民实现共同富裕上将大有可为。这也符合共同富裕从“物质资料累积”到“精神文明丰实”,再到“社会共建共享”的逐步推进动态发展过程,农民在实现物质富裕与精神富有的基础上,才能对社会共享产生溢出效应。农业生产托管对农民共同富裕的影响目前已由物质生活富裕推进到精神生活富裕,但到更高层次的共同富裕尚有一定距离,仍需继续努力^[39]。

表 6 可以看出农业生产托管对小农户家庭的人均纯收入和幸福感均有显著正向影响,而对规模户的影响并不显著,证明农业生产托管服务对耕地资源匮乏的农户更加有益,让经营规模相对较小的群体变得更加“富裕”,在这一维度上,很好体现了农业生产托管促进“共享”的分配效应,让相对弱勢的农民群体更多地分享发展成果。正如前文理论部分所言,农业生产托管可有效实现对劳动力的替代,显著降低农民家庭在农作物生产中的劳动投入量,有助于农户将劳动力配置到其他效益更高的生产部门,让家庭收入增加的概率变得更高。对于小规模经营农户而言,农业生产托管服务会更大概率提升他们的非农劳动时间,推动其生计策略朝着更优方向转变,产生的替代效应更为明显。收入效应及选择与行动更为自由,让小农户家庭变得更为幸福。

五、农业生产托管提升农民“富裕”程度的作用机制

农业生产托管在提升农民“富裕”程度上起到了积极作用,那么这其中的作用机制是什么?根据前文农业生产托管影响农民共同富裕的分析框架,进一步以农作物产量、农作物成本、耕地经营规模、非耕经营活动规模和非农就业转移作为中间变量,探讨农业生产托管对农民家庭收入的影响机制,并从未来收入预期和选择与行动自由两个路径进行幸福感的作用机制检验。需说明的是,在分析对农作物成本的影响时,因被解释变量与核心解释变量都涉及农作物成本,为确保结果可靠性,用农户购买农业生产性服务的环节数量替换核心解释变量对农作物成本这一路径进行实证检验,表 7 和表 8 呈现了作用机制检验的估计结果。

表 7 作用机制检验

变量	农作物产量	农作物成本	耕地经营规模
农业生产托管	0.689*** (0.078)	-0.049*** (0.018)	0.375*** (0.087)
控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	5.431*** (0.230)	6.063*** (0.207)	2.543*** (0.259)
R ²	0.134	0.081	0.197
N	2122	2122	2122

注:括号中为标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

表 8 作用机制检验续表

变量	非耕经营活动规模	非农就业转移	未来收入预期	生计活动多样性
农业生产托管	0.021 (0.022)	0.106*** (0.026)	0.144* (0.075)	0.152* (0.083)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.335*** (0.064)	0.401*** (0.076)	—	—
R ² / Pseudo R ²	0.028	0.132	0.063	0.056
N	2122	2122	2122	2122

注:括号中为标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

首先,农业生产托管在 1% 的显著性水平上与农作物产量、耕地经营规模正相关,与农作物成本负相关,说明农业生产托管程度越高,农作物产量和耕地经营规模就越大,农业生产托管的发展有利于提升农作物产出和扩大耕地经营规模。同时,农业生产托管也在一定程度上降低了种植业生产成本,只是成本节约效应不高,仅为 0.049。由此看出,农业生产托管通过提高农作物产量、降低农业生产成本及扩大耕地经营规模三条路径对农民家庭种植业收入产生积极影响,佐证了理论机制的分析结果,研究假说 1 得到验证。

其次,农业生产托管对非农就业转移的作用在 1% 的水平上显著为正,即农业生产托管服务提高了农户非农就业转移的比重,带动了农民家庭工资性收入的提升。遗憾的是,非耕经营活动规模这一变量的系数虽为正,表明农业生产托管的实施能够提升家庭非耕经营活动规模水平,但却没有通过显著性检验,只是方向如预期所料,并没有实质性的经济意义。根据实地调研农民的反映,可能原因是由于资金、技术及自身知识水平的限制,导致农民家庭非农自营或自主创业意识、动机不强,加之很多农户把精力都放在了务工和种植活动上,没有多余时间分配到其他家庭经营活动上,研究假说 2 部分得证,部分被证伪。

最后,在控制其他影响因素的前提下,农业生产托管对未来收入预期、选择与行动自由均产生显著正向影响,且在 10% 的置信水平下显著,说明农业生产托管有助于提高农民对未来收入的预期和选择与行动的自由,进而提升了农民家庭生活的幸福感,佐证了理论机制分析中农业生产托管会提升农户选择和行动的自由及对未来美好生活预期的结论。当然,农民家庭收入的提高在幸福感增进的过程中也发挥了必不可少的作用,由此验证了研究假说 3。

六、研究结论与政策启示

本文在对农业生产托管影响农民共同富裕的逻辑机理分析基础上,利用 2020 年中国乡村振兴综合调查(CRRS)数据,采用 OLS 模型和 Oprobit 模型,从家庭收入和幸福感两个层面,实证检验了农业生产托管对农民共同富裕的影响及其作用路径,并基于不同家庭收入、不同人力资本以及不同耕地经营规模,系统分析了农业生产托管对农民共同富裕影响的异质性,得到以下结论:①不论是在家庭收入上还是在幸福感上,农业生产托管均产生了显著的促进作用,只是物质层面共同富裕的促进效果更大些。农业生产托管提高了农民的“富裕”程度,达到了“做大蛋糕”的目的。②农业生产托管对不同收入组别农户的共同富裕均产生了显著提升作用,且两者间的促进效果差异不大,水平相当。而对高人力资本组农户共同富裕的助力效应更为显著。同时,农业生产托管对小农户家庭的人均纯收入和幸福感均有显著正向影响,而对规模户的影响并不显著,在这一维度上,农业生产托管发挥着促进“共享”的分配效应。③农业生产托管主要通过提高农作物产量、降低农业生产成本、扩大耕地经营规模及促进非农就业转移来提升农民家庭的收入水平。收入的提高会大概率增进农民家庭的幸福感,另外,农业生产托管还通过提高农民对未来收入的预期和选择与行动的自由,提升了农民家庭的幸福感水平。

基于以上研究结论,提出如下政策启示:

第一,政府部门应继续加大力气致力于农业生产托管的发展,为托管主体提供必要的政策支持,如多元化财政补贴、税收优惠等措施,强化农业生产托管服务主体的培育,发展多样化、差异化的托管服务,夯实农业生产托管服务的有效供给,确保农民尤其是农村弱势群体,如低收入、低人力资本群体与托管服务的有效衔接,成立迎合农民需求的合作社、供销社等新型经营主体,助力这些弱势群体的市场话语权,进一步提升农业生产托管服务主体的供给意愿,充分发挥其“共享”分配效应,扎实推动农民共同富裕。

第二,依据 2022 年中央农村工作会议精神,深入开展农业社会化服务促进行动,以粮食作物为重点,兼顾支持开展棉油糖等经济作物的农业生产托管服务,推动托管服务主体与农资、农机、农技等相关机构开展业务对接合作,并建立完备的农业生产托管质量标准体系,加大对托管组织的监督力度,更好促进农业生产托管服务的高质、高效发展。

第三,农作物产量、农业生产成本、耕地经营规模及非农就业转移在农业生产托管改善农民家庭经济福利上产生了积极作用,但农业生产成本降低及非农就业转移两个路径的影响系数尚小,仍有继续提升的空间。为此,借助农业生产托管服务优势,在有效提高农户农业产出和适度扩大耕地经营规模基础上,仍需通

过多种途径进一步降低农业生产成本、削弱非农就业转移壁垒。一方面,继续挖掘农业生产托管降低农业生产成本的路径。例如,鼓励托管服务主体利用市场优势,有效整合耕地、机械及生产资料等资源要素,减少农业生产中的投入成本。加大对农业生产托管组织的农机具补贴力度和农村基础设施建设的投入力度,提高农业综合生产能力,降低农机作业、运输及组织成本。同时,进一步完善农业生产托管服务体系及配套设施,确保可为农民提供更优质的服务,从而有效降低其运行过程中的服务及交易成本。另一方面,优化托管服务释放劳动力的非农就业环境,完善农村劳动力转移及自主创业的配套政策,加大农村劳动力职业技能培训力度,切实为农村劳动力非农就业、创业增力,帮助托管农民家庭建立稳定增收长效机制。

第四,通过托管试验点、典型成功经验宣讲等多种方式,引导各类农户及农业技术人员积极参与农业生产托管,提高农业生产托管服务质量,更好满足农民家庭的生产性服务需求,化解农民生产生活的后顾之忧,持续提升农业生产托管对农民幸福感的正向促进作用。

参考文献

- [1] 巩慧臻,姜长云. 农业生产托管服务:政策支持重点、短板和盲区[J]. 农村经济, 2023(8): 106-112.
- [2] 庆国,董玄,孔祥智. 嵌入性组织为何存在? 供销合作社农业生产托管的案例研究[J]. 管理世界, 2021, 37(2): 165-184, 12.
- [3] 段龙龙,杨澜,祁妙. 乡村产业振兴背景下我国农业生产托管模式比较研究[J]. 农业经济, 2023(9): 3-5.
- [4] DENG X, XU D, ZENG M, et al. Does outsourcing affect agricultural productivity of farmer households? Evidence from China[J]. China Agricultural Economic Review, 2020, 12(4): 673-688.
- [5] 卢洋啸,孔祥智. 农业生产托管的形成机制与服务模式分析[J]. 现代经济探讨, 2021(6): 119-125, 132.
- [6] 武舜臣,陆雪娇,黄帅金. 农业生产托管项目何以取得成效——基于政策执行视角的审视[J]. 中国农村观察, 2021, 161(5): 110-127.
- [7] 陈宇翔,黄善林,刘兆军. 风险认知对农户土地托管决策影响研究[J]. 中国土地科学, 2022, 36(10): 21-30.
- [8] CHAMBERLIN J, RICKER-GILBERT J. Participation in rural land rental markets in Sub-Saharan Africa: Who benefits and by how much? Evidence from Malawi and Zambia[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2016, 98(5): 1507-1528.
- [9] QIU T, CHOY S T B, LUO B. Is small beautiful? Links between agricultural mechanization services and the productivity of different-sized farms [J]. Applied Economics, 2022, 54(4): 430-442.
- [10] 张仁慧,马林燕,赵凯,等. 农业生产托管对粮食绿色生产效率的提升作用[J]. 资源科学, 2023, 45(11): 2248-2263.
- [11] 李琪. 土地托管、规模经营与生产技术效率——来自山东省小麦种植户的证据[J]. 中国土地科学, 2023, 37(8): 73-83.
- [12] MA W, ABDULAI A, GOETZ R. Agricultural cooperatives and investment in organic soil amendments and chemical fertilizer in China[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2017, 100(2): 502-520.
- [13] LU P, JIANG B, WEINER J. Crop spatial uniformity, yield and weed suppression[J]. Advances in Agronomy, 2020(161): 117-178.
- [14] 管珊. 社会化服务的双重组织化:小农户与现代农业的衔接机制——基于土地托管模式的分析[J]. 当代经济管理, 2020, 42(11): 37-42.
- [15] 崔格格,李腾,刘维奇. 生产性服务业集聚、空间溢出与城镇化——基于新经济地理视角[J]. 工程管理科技前沿, 2022, 41(4): 76-82.
- [16] LYNE M C, JONAS N, ORTMANN G F. A quantitative assessment of an outsourced agricultural extension service in the Umzimkhulu District of Kwazulu-natal, South Africa[J]. Journal of Agricultural Education and Extension, 2018, 24(1): 51-64.
- [17] 李忠旭,庄健. 土地托管对农户家庭经济福利的影响——基于非农就业与农业产出的中介效应[J]. 农业技术经济, 2021(1): 20-31.
- [18] 徐勤航,高延雷,诸培新. 小农户组织化获取农业生产性服务与收入增长——来自微观农户调查的证据[J]. 农村经济, 2023(1): 117-126.
- [19] MICHALEK J, CIAIAN P, POKRIVCAK J. The impact of producer organizations on farm performance: The case study of large farms from Slovakia[J]. Food Policy, 2018(75): 80-92.
- [20] JONES M, KONDYLLIS F. Does feedback matter? Evidence from agricultural services[J]. Journal of Development Economics, 2018(131): 28-41.
- [21] 陈景帅,韩青. 农业生产性服务对农地抛荒的抑制效应[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2021, 20(6): 23-34.
- [22] 孙小燕,韩培培,刘小瑜. 土地托管与兼业农户粗放种粮的缓解机制及效果检验[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(6): 135-146.
- [23] 杨高第,张露. 农业生产性服务对农户耕地质量保护行为的影响——来自江汉平原水稻主产区的证据[J]. 自然资源学报, 2022, 37(7): 1848-1864.
- [24] 夏显力,崔民. 农业托管服务对化肥减量施用的影响[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2023, 22(6): 88-101.
- [25] 王玉斌,李乾. 农业生产性服务、粮食增产与农民增收——基于CHIP数据的实证分析[J]. 财经科学, 2019, 372(3): 92-104.
- [26] 孙小燕,刘雍. 土地托管能否带动农户绿色生产?[J]. 中国农村经济, 2019(10): 60-80.
- [27] 栾健,韩一军,高颖. 农业生产性服务能否保障农民种粮收益[J]. 农业技术经济, 2022(5): 35-48.
- [28] 余粮红,高强,蒋治. 土地托管对农户生态经济收益的影响及其边界[J]. 农业技术经济, 2022(8): 22-36.

- [29] GONG B. New growth accounting[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2020, 2(2): 641-661.
- [30] 骆永民, 樊丽明. 土地: 农民增收的保障还是阻碍?[J]. *经济研究*, 2015, 50(8): 146-161.
- [31] 尹振涛, 李俊成, 杨璐. 金融科技发展能提高农村家庭幸福感吗? ——基于幸福经济学的研究视角[J]. *中国农村经济*, 2021(8): 63-79.
- [32] 李琪辉, 刘长庚, 王宇航. 数字金融能否显著提升居民福祉[J]. *财经科学*, 2022, 414(9): 30-42.
- [33] 周书俊. 劳动自由是劳动幸福的本质属性[J]. *上海师范大学学报(哲学社会科学版)*, 2020, 49(1): 39-46.
- [34] 桑林. 社会医疗保险对居民幸福感的影响及内在机制研究[J]. *社会保障研究*, 2018, 61(6): 31-45.
- [35] CHEN Y, FAN Z, GU X, et al. Arrival of young talent: The send-down movement and rural education in China[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(11): 3393-3430.
- [36] 毕雪昊, 杨亚琼, 邹伟. 农户非农就业、社会化服务购买对耕地利用效率的影响[J]. *资源科学*, 2022, 44(12): 2540-2551.
- [37] 韩谷源, 张忠宇, 邵皖宁, 等. 数字经济对共同富裕的影响研究——基于产业结构升级的视角[J]. *技术经济*, 2023, 42(5): 104-118.
- [38] 邱海兰, 唐超. 农业生产性服务能否促进农民收入增长[J]. *广东财经大学学报*, 2019, 34(5): 100-112.
- [39] 张金林, 董小凡, 李健. 数字普惠金融能否推进共同富裕? ——基于微观家庭数据的经验研究[J]. *财经研究*, 2022, 48(7): 4-17, 123.

Can Agricultural Production Trusteeship Help Farmers' Common Prosperity? Based on the Research View of Family Income and Happiness

Zhao Lijuan¹, Shi Junhong¹, Xue Fengrui², Kang Xiaohong³

(1. School of Management, Tianjin University of Technology, Tianjin 300384, China; 2. School of Economic and Management, Hebei Agricultural University, Baoding 071000, China; 3. Inner Mongolia Rural and Pastoral Area Governance Capacity Modernization Research Base, Hohhot 010070, China)

Abstract: Based on the data of China's Rural Revitalization Survey (CRRS), the influence, mechanism and heterogeneity of agricultural production trusteeship on farmers' common prosperity were analyzed from the perspectives of income and happiness. The results show that the trusteeship of agricultural production has a positive effect on the common prosperity of farmers, and the conclusion is still stable after dealing with the endogenous problem. Heterogeneity analysis shows that agricultural production trusteeship has a significant effect on the common prosperity of different income groups, and there is little difference between the two. The promotion effect of the high human capital group on the common prosperity is more significant. It has a significant positive impact on the common prosperity of small households, but has no significant impact on large-scale households, and plays a distributive effect to promote "sharing". Through the mechanism test, it is found that the income level of farmers is improved by agricultural production trusteeship, which is mainly achieved by increasing crop yield, reducing production cost, expanding operation scale and promoting non-agricultural employment transfer. And by improving farmers' expectations of future income and freedom of choice and action, family happiness can be enhanced. The dual improvement of income and happiness can promote the realization of common prosperity of farmers. These findings have important theoretical and practical significance for the smooth implementation of the trusteeship policy of agricultural production and the continuous improvement of the common prosperity of farmers, also provide new evidence for the research on the relationship between the trusteeship of agricultural production and the common prosperity of farmers.

Keywords: agricultural production trusteeship; farmer; income; happiness; common prosperity