

土地托管、劳动力分化对农户家庭收入的影响研究

——基于6省1 933户农户的实证

唐 宏^{1,2},何慧芳^{1,2},梁玲婕^{1,2},黄 凤³,尹 奇¹

(1.四川农业大学管理学院,四川 成都 611130; 2.四川省农村发展研究中心,四川 成都 611130;

3.四川农业大学经济学院,四川 成都 611130)

摘要: 研究目的: 探讨土地托管服务对农户家庭收入的影响机理,从土地托管视角考察三大粮食区域农户的土地、劳动力资源配置对家庭整体经济福利的影响。研究方法: 最小二乘法、工具变量法、分位数回归和中介效应模型。研究结果: (1)土地托管服务对农户家庭收入有显著正向影响,该收入分配效应表现出个体异质性和区域差异性;(2)劳动力分化能促进土地托管服务的发展和农户家庭经济福利的提升,是土地托管服务促进农户家庭增收的有效路径。研究结论: (1)完善土地托管服务市场和劳动力就业市场以提升农户的家庭经济福利;(2)加强政策帮扶,保障资源禀赋较弱农户的土地托管服务需求;(3)因地制宜,加强各粮食生产区域之间土地托管服务的经验交流。

关键词: 土地托管; 劳动力分化; 农户家庭收入; 中介效应

中图分类号: F301

文献标志码: A

文章编号: 1001-8158(2023)09-0095-11

2023年中央一号文件和中共二十大报告明确提出,要稳定农民工就业,拓宽农民增收致富渠道,全面推进乡村振兴。国家统计局发布的我国农民工监测调查结果显示,2022年全国农民工总量为29 562万人,比上年增长1.1%^①。农民工的大量增加,意味着农村优质劳动力流失加剧,农村劳动力兼业化、老龄化现象更为普遍,从而引发严重的耕地撂荒问题。耕地撂荒和劳动力流失已严重制约农业的发展,也影响着乡村的长久可持续发展。为破解农业发展困局,解决“谁来种地、怎么种地”的问题,土地托管服务应运而生。2014年中央一号文件首次提出“土地托管式”服务,此后连续9年提到要不断完善农业社会化服务体系,创新服务方式和手段将小农户融入现代农业产业链。中国农网最新数据显示,目前我国各类农业社会化服务组织达104万家,服务面积约19亿亩次,服务农户超8 900万户^②。土地托管这个“田保姆”对农

民来说省心省力又增收,可以预见,土地托管服务在当前和未来的农村有着巨大的市场需求。

已有研究表明,农业社会化服务逐渐成为提高农业生产效率、促进农民增收的重要手段^[1-8],并进一步分析了农业社会化服务的产前、产中、产后环节所带来的效益及对农民增收的重要性,细化了农业社会化服务的阶段目标^[9-10]。土地托管服务的增产效益也得到众多学者的认可^[11-14],相关研究主要集中在粮食生产领域,一方面农户将闲置耕地托管出去可获取更高的经济收益^[15],另一方面也能解决农村劳动力大量转移带来的耕地撂荒问题,充分发挥土地的使用价值和保障粮食安全^[16-21]。2001年,为适应新的粮食生产和流通格局变化,确保粮食优势产区的稳定生产,我国划分了13个粮食主产区、7个粮食主销区和11个粮食产销平衡区^[22],四川、吉林等粮食主产区也是劳务输出大省,福建、浙江等粮食主销区则是劳务输入大省^[23],不

收稿日期: 2023-05-12; 修稿日期: 2023-06-14

基金项目: 四川省科技厅软科学项目“科技助力盆周山区乡村振兴研究——以旺苍县为例”(2023JDR0020); 四川省社会科学重点研究基地项目“农业社会化服务促进耕地撂荒治理的机制与路径研究”(CR2301)。

第一作者: 唐宏(1985-),男,四川成都人,副教授。主要研究方向为农村资源配置与可持续发展、农村土地制度、农业社会化服务。
E-mail: tanghong@sicau.edu.cn

通讯作者: 尹奇(1976-),女,四川宜宾人,副教授。主要研究方向为土地资源管理。E-mail: yinqi@sicau.edu.cn

①数据来自中国政府网(https://www.gov.cn/zhengce/2023-04/28/content_5753703.htm)。

②数据来自中国农网(<https://www.farmer.com.cn/2023/05/26/99929341.html>)。

同粮食区域下耕地和劳动力之间的关系尚待研明。现有研究为本文奠定了良好基础,但仍存在一定拓展空间:一是已有文献大都单一讨论土地托管或劳动力转移对农户家庭收入的影响,忽略了土地托管服务和劳动力就业决策行为的统一性和相互影响。同时,农户家庭收入结构多样,仅讨论土地托管对家庭总收入的影响较为片面,粗略化了土地托管对农户家庭收入影响的具体路径,使得研究结果针对性不足。二是在研究区域和对象上,已有研究多集中于个别省市的特定产业,未能延展至农业生产区域层面,也缺少对农户等微观主体的聚焦,不便于进一步开展深入讨论。

基于此,本文利用实地调研的微观数据,重点关注三大粮食区域异质性农户的土地托管服务现状和劳动力分化情况,揭示土地托管服务促进农户家庭增收的内在机理,从农业经营者个体层面和区域层面,深入考察和检验“大国小农”背景下土地托管服务与农村劳动力分化和农户家庭增收之间的内在关系,为探索农村人地关系的优化路径和完善中国特色农业现代化政策体系提供理论支撑和经验证据。

1 理论分析与研究假设

1.1 土地托管对农户家庭增收的影响机理

已有研究表明,土地要素的流动会显著影响农户家庭收入,土地托管服务帮助兼业农户种粮,既提高兼业户种粮净收益,又为农户腾出时间务工增加收入^[24]。土地托管对农户家庭增收的作用机理如图1。

一是降低农业生产成本,提高农业经营效益。耕地连片规模经营可以更好地实现粮食标准化、科学化种植,显著提高农机具、水电设施的使用效率,减少其在路途和地头的损耗,并显著降低人力成本。批量购买农业生产资料能获得更为便宜的价格和更为便捷

的运输服务,降低农资采购成本。大面积配方施肥、病虫害科学防治也可降低亩均耕地农资使用量。规模科学的生产方式能有效提升粮食单产、品质和市场竞争力,进而提高农户持续种好地的生产积极性。二是促进培育新型农业经营主体,减少农户非农务工损耗。土地托管后有专职专员管理土地,农户可选择成为职业农民、开办家庭农场,或发展更高收益的非农产业,过剩劳动力能在农业内部转移,实现农村劳动力资源再分配。“候鸟型”农民工无需在农忙时返乡,可以节省往返交通费用,整体保证劳动力外出务工时间、岗位和福利待遇的稳定性。鉴于此,提出第一个研究假设。

假设1:土地托管和农户家庭收入呈正相关,有利于促进农户家庭经济福利水平的提升,且该收入分配效应具有个体异质性和区域差异性。

1.2 土地托管对农村劳动力分化的影响机理

土地托管能有效缓解农村劳动力在非农就业方面的约束:一是通过提高耕地资源的配置效率,解放农村优质劳动力去选择更具经济效益的生计行为。在农村实际中,除直接撂荒外,外出务工的农户普遍将承包耕地无偿委托给邻居或亲戚经营,但这类口头协议式的土地托管行为表现出短期性、随意性、波动性等特点,闲置耕地基本未得到相应回报,也不具备抵御突发风险的能力,无法激发外出务工劳动力对闲置耕地长期投资经营的积极性。将土地托管给专业的农业生产性服务组织,不但可以减少外出劳动力的“后顾之忧”,还能增加其在耕地投资经营的稳定正向激励,减少“隐性撂荒”。农户家庭对土地托管各环节服务的采纳数量不同,劳动力职业选择和收入结构也因此而存在显著差异。二是土地托管服务组织的产生能在农村提供更多就业机会。土地托管服务的

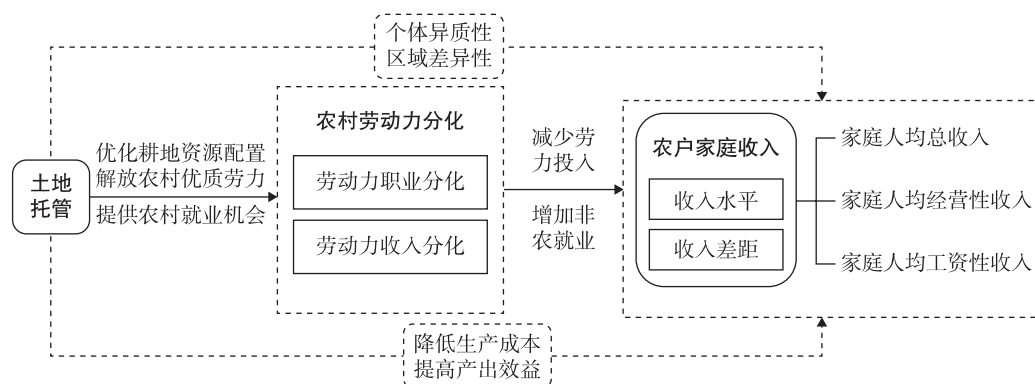


图1 土地托管服务对农户家庭收入的影响机理

Fig.1 Mechanisms of impact of land trust services on rural household income

全过程涉及农资运输、加工储存和包装物流等生产环节,这为不同素质水平的农村劳动力提供了相应的工作岗位,使得家庭劳动力资源得到更充分的利用。据此,提出第二个研究假设。

假设2:土地托管服务采纳能促进农村劳动力分化,不同土地托管服务程度对劳动力的职业分化和收入分化影响程度具有差异。

1.3 农村劳动力分化对农户家庭经济收入的影响机理

根据理性经济人假设,农村劳动力转移分化的核心目的是收益最大化,农户选择非农务工的根本动因是追求更高的预期收入,且随着家庭核心劳动力在非农生产部门配置的资源增加,其非农务工能力和资源积累也更强,进而提高工资性收入在家庭总收入中的比重。推拉理论下,农村优质劳动力的转移使得粮食生产由精细种植向粗放种植倒退,产生“隐性撂荒”,导致农业经营收入水平明显下降。与此同时,农户家庭总收入又取决于其资源禀赋差异,随着农户家庭总收入的变化,针对土地资源和劳动力资源的配置也会产生不确定性。如果非农务工农户能选择土地托管提供的机械化生产服务或雇工服务,则可有效减少家庭务农劳动力的投入,减轻剩余弱质劳动力从事高强度农业生产的压力,进而增强家庭抵御风险的能力,促进家庭收入来源多样化,缩小农户之间的收入差距。据此,提出第三个研究假设。

假设3:劳动力分化对农户家庭收入具有正向影响,并在土地托管对农户家庭收入的影响中起到中介作用。

2 实证研究设计

2.1 数据来源

本文数据来源于中国农业科学院农业经济与农村发展研究所2021年开展的中国农村微观经济数据调查。此次调查分为农户调查和行政村调查,调查内容涉及家庭信息、土地利用、家庭资产、农业生产经营、收入支出、农业社会化服务等方面。通过数据整理,本文选取属于粮食主产区的四川、湖南、吉林三省,属于粮食产销平衡区的新疆和属于粮食主销区的福建、浙江两省,剔除部分信息不足或明显矛盾的样本,最终获得6个省114个村共1933份样本。6个省的地理位置、经济发展水平、区域资源禀赋和农村劳动力转移情况都存在一定差异,因此,选取的样本数据在全国范围内具备一定的代表性。

2.2 模型选择

基于前文的理论分析,本文构建如下计量模型:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 T_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

式(1)中:被解释变量 Y 表示农户家庭收入; T 为核心解释变量,即土地托管程度; X 为一组控制变量,包括农户个体特征、家庭特征、区域特征。 i 表示第 i 个农户, β_0 为常数项, β_1 、 β_2 为待估参数, ε_i 为扰动项。

为进一步探讨土地托管对农户家庭收入水平的影响,本文运用了分位数回归模型。和OLS相比,分位数回归假设每个解释变量 T 对应的被解释变量 Y 值都有一个分布,该分布可以表达为一系列的分位数,估计结果对异常值更稳健,能更全面的描述土地托管服务和农户家庭收入的关系。

$$Y_\tau(Y|T) = \beta_\tau + \varphi_\tau T_i + \omega_\tau X_i + \varepsilon_\tau \quad (2)$$

式(2)中: $Y_\tau(Y|T)$ 表示农户在 τ 分位数上的家庭收入; T 表示土地托管服务; X 为一组控制变量, i 表示第 i 个农户; β_τ 为常数项; φ_τ 、 ω_τ 为待估参数; ε_τ 为扰动项。

因为土地托管和农户家庭收入之间可能存在因果关系,且农户是否选择土地托管服务和农村劳动力转移分化都是自发选择行为,互为因果和样本自选择都可能带来模型内生性问题,导致估计结果偏差。因此本文选取“本村市场主体发展程度”作为工具变量,运用最小二乘法 and 工具变量法进行估计。以期解决农户土地托管和劳动力分化、土地托管和农户家庭收入的内生性问题。此外,为探讨劳动力分化在土地托管促进家庭收入变化过程中的作用,本文构建中介效应模型如下:

$$Y_i = \gamma_0 + \gamma_1 T_i + \gamma_2 X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$M_i = \alpha_0 + \alpha_1 T_i + \alpha_2 X_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$Y_i = \delta_0 + \delta_1 T_i + \delta_2 M_i + \delta_3 X_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

式(3)一式(5)中: Y 、 T 、 X 变量符号含义同上, M 为中介变量,即农村劳动力分化程度,以劳动力横向职业分化和纵向收入分化来表示。 i 表示第 i 个农户; γ_0 、 α_0 、 δ_0 为常数项; γ_1 、 γ_2 、 α_1 、 α_2 、 δ_1 、 δ_2 、 δ_3 为待估参数; ε_i 为扰动项。中介效应模型检验的步骤为:第一步,检验核心解释变量 T 对被解释变量 Y 的系数是否显著,在满足显著的前提下,第二步,对式(4)、式(5)进行检验,若两个方程中核心解释变量 T 的系数都显著,同时式(5)的中介变量 M 的系数显著,则为部分中介效应,若式(4)的核心解释变量 T 系数显著,式(5)的中介变量 M 系数显著但核心解释变量 T 不显著,则为完全中介效应。

2.3 变量设置与说明

(1)被解释变量。农户家庭收入情况。包括“家庭人均总收入”“家庭人均经营性收入”“家庭人均工资性收入”三个方面。

(2)核心解释变量。农户土地托管程度。以“实际获得土地托管服务环节的数量”来表示农户接受土地托管服务的水平,取值为0~15。具体环节包括产前服务的良种供应、农资提供、农机供应和生产性贷款4项服务,产中服务的机耕、机播、机收、灌溉、植保、种植技术辅导、统一施肥和统一打药8项服务,产后服务的市场信息提供、产品销售和农产品初加工3项服务。

(3)中介变量。农村劳动力分化情况。借鉴刘洪仁的理论,将劳动力分化定义为横向的职业分化

和纵向的收入分化^[25],本文以“从事非农务工劳动力占家庭劳动力比例”来表示劳动力职业分化。用“家庭工资性收入占家庭总收入比例”来表示劳动力收入分化。

(4)工具变量。本文采用“本村市场主体发展程度”作为工具变量。因为土地托管服务依托于农民合作社、家庭农场和农业企业等的发展,当前本村市场主体的种类和发展程度对农户的土地托管程度具有同群效应影响,但该变量并不直接影响农户的家庭经济福利^[26],符合工具变量的外生性条件要求。

(5)控制变量。根据已有研究,本文将控制变量划分为农户个体特征、家庭特征和区域特征3类。各变量定义与描述性统计见表1。

表1 变量定义与描述性统计
Tab.1 Definition of variables and descriptive statistics

类别	变量	定义	样本量	平均值	标准差
被解释变量	家庭人均总收入	(经营性收入+工资性收入+财产性收入+转移性收入)/家庭总人口/元,并取对数	1 933	8.746	3.354
	家庭人均经营性收入	经营性总收入/家庭总人口/元,并取对数	1 933	5.605	5.326
	家庭人均工资性收入	工资性总收入/家庭总人口/元,并取对数	1 933	5.945	5.429
核心解释变量	土地托管服务程度	实际获得土地托管服务环节数量/个	1 933	2.796	3.610
中介变量	劳动力职业分化	从事非农务工劳动力占家庭劳动力比例/%	1 933	61.200	0.393
	劳动力收入分化	工资性收入占家庭总收入比例/%	1 933	46.900	0.418
控制变量	个体特征				
	劳动力年龄	劳动力平均年龄/岁	1 933	40.473	7.217
	劳动力健康状况	劳动力健康状况平均值:1=健康;2=体弱多病;3=长期慢性病;4=患有大病;5=残疾	1 933	1.183	0.522
	劳动力文化程度	劳动力平均受教育年限/年	1 933	9.794	2.477
	村干部任职经历	劳动力中是否有村干部:1=是;0=否	1 933	0.153	0.360
	家庭特征				
	劳动力农业教育培训	接受过农业教育培训劳动力占家庭劳动力比例/%	1 933	15.500	30.700
	耕地流转情况	2020年是否流转耕地:1=是;0=否	1 933	0.477	0.500
	人均住房面积	人均住房面积/m ²	1 933	120.547	186.353
	人均承包耕地面积	人均承包耕地面积/hm ²	1 933	0.478	1.716
	耕地撂荒面积占比	耕地撂荒面积占家庭承包地总面积比例/%	1 909	9.500	51.200
	区域特征				
	本村市场主体发展程度	当前本村市场主体种类数量/个	1 933	1.633	1.340
	村庄经济发展水平	2020年本村人均纯收入/元,并取对数	1 933	8.843	1.878
	村庄耕地面积	本村户均耕地面积/hm ²	1 933	0.854	1.290
	村庄位置情况	本村距最近车站码头距离/km	1 933	6.298	10.228
	粮食产区划分	1=粮食主产区;2=粮食产销平衡区;3=粮食主销区	1 933	1.541	0.815

注:由于样本农户的家庭人均经营性收入、人均工资性收入存在零值,为保证收入数据的可比性,对家庭人均总收入、人均经营性收入、人均工资性收入和村人均纯收入取对数,计算方式为 $\log(Y_i + 1)$ 。当前市场主体种类为农民专业合作社、农村经纪人、商贩、龙头企业、专业大户和家庭农场,市场主体种类数量赋值为0~6。

由表1可知,样本农户中,每户获得土地托管服务环节数量的平均值为2.796,这反映出目前的土地托管服务程度相对不高,尚未做到更全面的服务覆盖。样本区户均耕地撂荒面积比例为9.5%,按照全国18亿亩耕地计算,就有1.71亿亩耕地被撂荒。户均非农务工劳动力占比为61.2%,工资性收入占比为46.9%。说明受访样本中,现阶段家庭劳动力的职业分化更倾向于选择非农务工,但工资性收入占比相对不高。农户家庭收入很大程度取决于对土地和劳动力的综合配置,家庭劳动力的年龄均值为40.473,受教育程度均值为9.794,说明样本整体较为年轻,文化程度相对较高,这为家庭更好地配置土地和劳动力资源提供了决策基础。

(6)样本特征事实。通过对样本数据的统计分析(表2),发现不同粮食生产区域的家庭人均总收入、劳动力务工比例、耕地撂荒程度和土地托管程度均有差异。粮食产销平衡区土地托管程度和家庭人均总收入较高,耕地撂荒程度和劳动力非农务工比例较低,说明在粮食产销平衡区土地托管服务明显地改善了耕地撂荒治理和劳动力外流情况,进而促进了家庭收入增长。粮食主销区的土地托管程度最低,粮食主产区中等,这是因为在粮食主产区域,农业机械化生产与经营程度高,大规模粮食生产所需要的土地托管服务环节也更多。而耕地撂荒方面,粮食主产区和粮食主销区耕地撂荒面积大,对应的劳动力职业分化比例也较大,说明区域劳动力的外流对耕地撂荒情况有影响。

表2 土地托管服务、劳动力分化、耕地撂荒及家庭收入的特征事实

Tab.2 Descriptive statistics of land trust, labor force differentiation, abandoned farmland, and household income				
变量	全国	粮食主产区	产销平衡区	粮食主销区
家庭人均总收入/元	36 302.767	28 700.120	39 344.230	63 285.770
劳动力职业分化/%	61.200	60.300	28.500	83.300
土地托管服务程度/个	2.796	2.411	6.286	1.937
耕地撂荒比例/%	9.500	9.600	0.010	4.300
样本量	1 933	1 290	241	402

3 结果与分析

本文利用Stata16软件定量估计土地托管程度、劳动力分化对农户家庭收入的影响。在回归之前,采取方差膨胀因子(VIF)对全部变量进行多重共线性检验。结果显示,各变量的方差膨胀因子最大为1.39,均值为1.18,远小于VIF经验值(10),故不存在多重共线问题。

3.1 土地托管对农户家庭收入影响的回归分析

表3报告了土地托管程度对农户家庭三项收入的OLS基准回归以及工具变量法回归分析结果。农户能获取到的土地托管服务与合作社、家庭农场等市场主体的发展程度密切相关,满足相关性条件;同时市场主体发展程度对农户家庭收入又不存在直接影响,满足外生性条件。工具变量与潜在内生变量在1%的水平上显著正相关,且不可识别检验统计量(Kleibergen-Paap rk LM statistic) p 值小于0.01,表明工具变量满足相关性条件。第一阶段 F 值为172.890,大于Cragg-Donald统计量的临界值,说明不存在弱工具变量问题。土地托管程度在1%统计水平上对农户家庭人均总收入和人均经营性收入有正向作用,对家庭人均工资性收入的影响则不明显。可以看出,土地托管的系数方向和显著性水平与基准回归结果基本一致。这意味着使用工具变量法处理内生性问题后,土地托管仍对农户家庭收入具有显著促进作用,由此可以验证假设1。

劳动力年龄和村干部任职经历对农户家庭收入呈负向显著影响。劳动力平均年龄越低,家庭生产能力越强,越能创造更多的家庭收入。若家庭劳动力具有村干部任职经历,意味着该劳动力在当年会留在本村务农或务工,务工范围受到一定限制,务工收入下限也会较低。而劳动力文化程度和接受农业技术教育培训则在1%统计水平上对农户家庭人均总收入有正向影响。这是因为劳动力接受的通识教育和技术培训都会提高其生产能力,进而影响家庭总收入,且劳动力受教育程度对工资性收入的影响更显著,而接受农业职业技能培训则主要影响经营性收入。耕地流转情况、人均住房面积、村庄经济发展水平和村庄户均耕地面积均显著负向影响农户家庭收入。农户耕地占有面积越小,越有可能选择通过外出务工来增加家庭收入,而住房面积和村庄经济发展水平属于农户生计资本,也是潜在收入激励因素,住房面积较小

表3 土地托管对农户家庭收入水平的影响结果

Tab.3 Results of the impact of land trust on the level of rural household income

变量	回归1		回归2		回归3	
	人均总收入		人均经营性收入		人均工资性收入	
	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
土地托管服务程度	0.108*** (0.021)	0.515*** (0.058)	0.279*** (0.036)	0.859*** (0.099)	0.003 (0.037)	0.607 (0.106)
劳动力年龄	-0.034*** (0.110)	-0.037*** (0.013)	-0.063*** (0.019)	-0.067*** (0.019)	-0.066*** (0.019)	-0.070*** (0.020)
劳动力健康状况	0.086 (0.142)	0.035 (0.129)	0.183 (0.244)	0.109 (0.235)	0.144 (0.250)	-0.221 (0.258)
劳动力文化程度	0.189*** (0.031)	0.182*** (0.033)	0.030* (0.054)	0.019* (0.059)	0.295*** (0.055)	0.284*** (0.065)
村干部任职经历	-0.226** (0.201)	-0.172* (0.236)	-0.014* (0.346)	-0.099* (0.407)	-0.163 (0.355)	-0.073 (0.387)
劳动力农业教育培训	0.631*** (0.243)	0.716*** (0.320)	1.545*** (0.419)	0.378 (0.574)	-0.176 (0.430)	-2.198*** (0.553)
耕地流转情况	-0.581*** (0.144)	-0.735*** (0.160)	-0.193 (0.249)	-0.029 (0.266)	-0.647** (0.256)	-0.880*** (0.275)
人均住房面积	-0.002*** (0.001)	-0.001*** (0.001)	-0.001*** (0.001)	-0.001*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.002*** (0.001)
人均耕地面积	-0.011*** (0.003)	-0.016*** (0.006)	-0.007*** (0.005)	-0.014** (0.007)	-0.020*** (0.005)	-0.027*** (0.009)
村庄经济发展水平	-0.250*** (0.043)	-0.423*** (0.043)	-0.491*** (0.073)	-0.740*** (0.079)	-0.242*** (0.075)	-0.503*** (0.085)
粮食产区划分	0.884*** (0.098)	0.913*** (0.094)	0.769*** (0.169)	0.813*** (0.187)	-0.221 (0.173)	-0.174 (0.194)
常数项	9.404*** (0.709)	10.250*** (0.740)	9.832*** (1.225)	11.040*** (1.279)	9.308*** (1.257)	10.570*** (1.365)
R ²	0.143	0.881	0.780	0.497	0.690	0.523
内生性检验P值		0.000		0.000		0.000
弱工具变量检验		172.890		172.890		172.890
观测值	1 766		1 758		1 758	

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。括号内为标准误。下表同。

或村庄人均收入较低都会激励农户增加家庭收入以弥补生计资本的短缺。

3.2 土地托管对农户家庭收入差距的影响分析

通过分位数回归进行异质性分析,得出农户家庭各项收入在0.1、0.25、0.5、0.75和0.9分位数上的分位数回归结果(表4)。回归4显示,土地托管有利于缩小农户之间总收入的差距,随着分位数的增加,土地托管的回归系数呈现U型结构(0.221—0.092—0.043—0.046—0.062),在0.5分位数上出现分界点,说明其对中等收入的农户家庭影响最小,对低收入和高收入农

户家庭的影响更为显著。人均经营性收入和人均工资性收入在0.4分位之前都为0(图2),在0.5、0.75和0.9分位数上,随着分位数的增加,土地托管程度对经营性收入的回归系数显著减小(0.635—0.149—0.082),这表明相对低收入农户,土地托管程度对高收入农户的影响更大。这也说明大规模经营的农户采取土地托管服务可以起到明显增收作用。而工资性收入方面的影响并不显著,这与回归3的估计结果一致。

3.3 中介效应分析

根据前文的理论分析和模型设定,土地托管服务

表4 土地托管对不同收入水平农户家庭收入的影响
估计结果

Tab.4 Estimated results of the impact of land trust on rural household income with different income levels

类别	变量	回归4 人均总收入	回归5 人均经营性收入	回归6 人均工资性收入
P10	土地托管 服务程度	0.221*** (0.064)	0	0
	常数项	6.209*** (2.149)	0	0
P25	土地托管 服务程度	0.092*** (0.038)	0	0
	常数项	9.486*** (1.285)	0	0
P50	土地托管 服务程度	0.043*** (0.012)	0.635*** (0.101)	-0.046 (0.113)
	常数项	9.217*** (0.403)	13.890*** (3.411)	12.670*** (3.474)
P75	土地托管 服务程度	0.046*** (0.010)	0.149*** (0.034)	-0.018 (0.013)
	常数项	9.710*** (0.337)	9.786*** (1.144)	11.280*** (0.399)
P90	土地托管 服务程度	0.062*** (0.014)	0.082*** (0.027)	-0.030 (0.036)
	常数项	10.090*** (0.469)	10.330*** (0.922)	6.639*** (1.090)
观测值		1 766	1 758	1 758
控制变量		已控制		

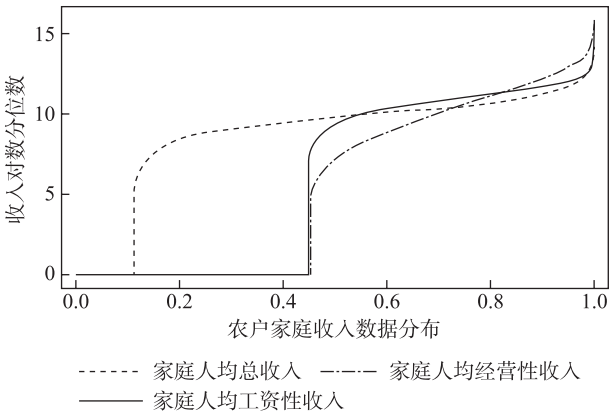


图2 家庭人均总收入、人均经营性收入、人均工资性收入分位数分布情况

Fig.2 Distribution of per capita total rural household income, per capita business income, and per capita wage income by quartile

可能通过劳动力分化对农户家庭收入产生影响。本文首先通过逐步回归法检验劳动力分化是否在土地托管服务促进农户家庭收入的过程中起到中介作用(表5)。通过工具变量法对土地托管和劳动力分化可能存在的自选择问题进行内生性处理,通过了不可识别检验和弱工具检验,回归结果与表5一致。

回归7与前文结论一致,说明土地托管服务程度对农户家庭人均总收入和人均经营性收入具有显著影响。回归8表明土地托管服务程度对劳动力职业分化和收入分化都在1%统计水平上显著,即农户选择土地托管服务环节越多,劳动力职业分化和收入分化程度越高,劳动力越倾向于通过非农务工增加家庭收入。回归9中,关键核心解释变量和中介变量都显著,这表明劳动力分化的中介效应存在,且为部分中介效应,对农户家庭收入的促进作用较显著。由此可以验证假设2和假设3。

进一步检验劳动力收入分化是否在土地托管促进农户家庭人均总收入的过程中起到中介作用。回归7、回归8中土地托管这一变量都是显著的,但在回归9中,加入劳动力收入分化变量后,土地托管这一变量仍然显著,而劳动力收入分化变量却并不显著,据此无法判断中介效应是否存在,因此,本部分使用自举法(Bootstrap)获得中介效应标准误和置信区间。结果显示,土地托管对农户家庭人均总收入的直接影响Percentile和Bias-corrected的95%置信区间分别为0.042~0.084和0.040~0.082,均不包括0,由此中介效应可能存在,可以进行下一步检验。土地托管对农户家庭人均总收入的间接效应(中介效应)Percentile和Bias-corrected的95%置信区间分别为-0.002~0.003和-0.002~0.004,均包括0,据此认为劳动力收入分化在土地托管对农户家庭人均总收入的影响中不存在中介效应。

3.4 进一步分析

进一步对个体异质性和区域差异性进行回归分析(表6)。回归10、回归11将农户划分为收入低于平均值和高于平均值两类,回归12—回归14是粮食主产区、粮食产销平衡区和粮食主销区三个区域的样本回归情况。

结果表明,在家庭人均总收入方面,土地托管服务程度对高、低收入农户和三大粮食生产区域都具有显著的正向影响,这跟前文的研究结果一致。对高收入农户的影响程度比低收入农户更大,这反映出高收

表5 中介效应分析
Tab.5 Analysis of mediating effects

回归模型	变量	土地托管服务程度		劳动力职业分化		劳动力收入分化	
		系数及标准误	常数项	系数及标准误	常数项	系数及标准误	常数项
回归7	人均总收入	0.108*** (0.021)	9.404*** (0.709)				
	人均经营性收入	0.279*** (0.036)	9.832*** (1.225)				
	人均工资性收入	0.003 (0.037)	9.308*** (1.257)				
回归8	劳动力职业分化	0.013*** (0.022)	0.907*** (0.083)				
	劳动力收入分化	0.013*** (0.003)	0.560*** (0.102)				
回归9	人均总收入	0.131*** (0.021)	7.763*** (0.717)	1.809*** (0.200)	7.763*** (0.717)		
		0.062*** (0.011)	9.334*** (0.392)			-0.059 (0.096)	9.334*** (0.392)
	人均经营性收入	0.274*** (0.036)	10.165*** (1.266)	-0.368*** (0.353)	10.165*** (1.266)		
		0.170*** (0.031)	13.821*** (1.084)			-6.809*** (0.265)	13.821*** (1.084)
	人均工资性收入	0.044 (0.036)	5.939*** (1.259)	3.727*** (0.351)	5.939*** (1.259)		
		0.025*** (0.098)	4.653*** (0.965)			8.547*** (0.236)	4.653*** (0.965)
	控制变量			已控制			

表6 土地托管服务对农户家庭收入影响的个体异质性和区域差异性

Tab.6 Individual heterogeneity and regional heterogeneity in the impact of land trust on rural household income

类别	变量	回归10	回归11	回归12	回归13	回归14
		收入低于平均值	收入高于平均值	粮食主产区	产销平衡区	粮食主销区
人均总收入	土地托管服务程度	0.066** (0.029)	0.029*** (0.008)	0.097*** (0.034)	0.110*** (0.022)	0.034*** (0.032)
	常数项	10.011*** (0.820)	10.644*** (0.371)	10.568*** (0.920)	10.812*** (1.549)	2.958*** (1.139)
人均经营性收入	土地托管服务程度	0.159*** (0.043)	0.219*** (0.058)	0.118** (0.050)	0.223*** (0.080)	0.557*** (0.125)
	常数项	11.403*** (1.218)	11.583*** (2.803)	10.044*** (1.340)	19.532*** (5.623)	-4.500 (4.511)
人均工资性收入	土地托管服务程度	0.014 (0.048)	-0.067 (0.062)	-0.450 (0.051)	0.221** (0.093)	-0.234* (0.128)
	常数项	11.039*** (1.369)	4.253*** (3.008)	9.877*** (1.380)	-1.074* (6.552)	6.048* (4.612)
控制变量		已控制				

表7 土地托管对农户家庭收入的影响稳健性分析结果

Tab.7 Results of robustness analysis of the impact of land trust on rural household income

变量	回归15			回归16		
	人均总收入	人均经营性收入	人均工资性收入	人均总收入	人均经营性收入	人均工资性收入
土地托管服务程度	0.522*** (0.053)	0.868*** (0.093)	0.613*** (0.095)	0.097*** (0.021)	0.262*** (0.036)	0.004*** (0.037)
常数项	8.853*** (0.695)	8.709*** (1.215)	8.929*** (1.241)	9.467*** (0.710)	10.128*** (1.216)	9.443*** (1.254)
观测值	1 766	1 758	1 758	1 749	1 736	1 744
控制变量	已控制					

入农户群体有更高的生产资本,对土地托管服务的接受能力和参与意愿也更强,受到土地托管服务程度的增收影响也更大。三大粮食产区中粮食产销平衡区和粮食主产区土地托管服务程度较高,这与两类区域的土地托管服务发展较早有关,区域内农户对农业规模生产需求突出,土地托管服务日趋完善,对当地农业生产和农户增收赋能显著。

土地托管服务程度对不同收入水平和不同粮食生产区域的农户家庭人均经营性收入均呈现显著正向影响,对不同收入家庭的人均工资性收入影响则并不显著。这说明土地托管服务对农业生产经营的影响显著,能够有效提升农业生产经营效率和产出水平,但对农户工资性收入的差异影响尚未发掘。在今后的政策制定中应重点关注不同收入水平农户的土地托管参与程度,采取有效措施激发土地托管需求,进而获取托管红利^[27-28]。

综上,可以验证假设1,土地托管有利于促进农户家庭经济福利水平的提升,这种收入分配效应具有个体异质性和区域差异性。

3.5 稳健性检验

在稳健性检验(表7)方面,回归15通过替换关键解释变量,以“市场主体发展程度”代替“土地托管服务程度”,确保实证结果的稳健性。回归16通过采用Winsor2方法将农户家庭收入的极端值进行缩尾处理后再回归,结果显示,替换关键解释变量和改变观测样本容量后核心解释变量的正向显著性仍与前文保持一致,说明回归结果有较好的稳健性。

4 结论与政策启示

本文基于全国三大粮食产区的微观调查数据,考察土地托管服务程度和劳动力分化对农户家庭收入的影响,并进一步深入分析了土地托管服务程度和劳

动力分化发挥作用的具体路径及对不同类型不同区域农户的异质性影响。研究结论如下:

(1)土地托管服务和劳动力分化会对农户家庭增收产生显著影响,土地托管服务水平越高,劳动力非农务工比例越高,家庭增收效果越明显。

(2)劳动力分化能促进土地托管服务的发展和农户家庭整体经济福利的提升。土地托管服务有助于实现更有效率的劳动力转移和分化,引导农村劳动力在生产决策方面朝着符合个体和区域资源要素禀赋以及市场特征的方向发展。劳动力分化是土地托管服务推动农户增收的具体途径,而农户家庭收入的增加又反过来影响其对土地托管服务的需求配置及劳动力分化的选择。因此,理顺三者间的关系可以建立起更为高效的农民致富路径。

(3)土地托管服务和劳动力分化对不同地区不同类型农户影响作用不同。土地托管服务对高收入农户群体和粮食主产区农户影响更显著,劳动力分化对低收入农户群体和粮食主产区农户影响更明显,并且土地托管和劳动力分化对年轻家庭和高教育程度家庭的收入促进作用更显著。

综上,本文的政策启示为:

(1)完善土地托管服务市场和劳动力就业市场以提升农户的家庭经济福利和农业生产绩效。土地资源和劳动力资源的合理配置是决定家庭经济福利长期增长的关键因素。土地托管服务对提高农业生产效率、提升家庭经济福利、优化劳动力资源配置和解决耕地撂荒问题均具有显著影响。应发展多种形式的土地托管服务,针对不同地区和不同发展水平的农户提供更有针对性的服务。随着土地托管服务的不断发展,将会涌现出更多新型经营主体和农业生产模式,农村的剩余劳动力可与土地托管服务机构合作,形成生产力联合,提高农业综合生产能力,从而提高

家庭整体收入水平。

(2)加强政策帮扶,保障资源禀赋较弱农户的土地托管服务需求。低收入家庭、老龄劳动力家庭、健康状况和文化程度较差的家庭相对缺乏土地托管服务赋能,需相关部门和组织加强政策帮扶。一是可以通过成立合作社、供销社等新型经营主体,整合资源禀赋较弱的农户家庭,扩大市场容量,提升弱质农户家庭的市场话语权和土地托管服务组织的服务供给意愿;二是通过发放托管服务补贴或统一购买关键环节的托管服务等措施降低农户的服务获取成本;三是加大对土地托管服务的宣传推广,提高农户服务采纳的意愿和能力,建立市场服务监管机制,巩固弱质农户和服务供给方的利益联结。

(3)因地制宜,加强各粮食生产区域间土地托管服务的经验交流。充分发挥国家现代农业产业技术体系的作用,积极组织粮食主产区、产销平衡区和主销区之间的经验交流,针对土地托管服务效率低下的省份,因地制宜制定发展战略,宏观调整劳动力、土地要素和托管服务的投入,实现农业生产目标和农村劳动力收入需求的均衡,进而整体提升我国土地托管服务的水平。

参考文献(References):

- [1] 钟真,蒋维扬,李丁. 社会化服务能推动农业高质量发展吗?——来自第三次全国农业普查中粮食生产的证据[J]. 中国农村经济, 2021(12): 109–130.
- [2] 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.
- [3] 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.
- [4] 卢华,陈仪静,胡浩,等. 农业社会化服务能促进农户采用亲环境农业技术吗[J]. 农业技术经济, 2021(3): 36–49.
- [5] 朱道林,张嘉庆,代亚婷,等. 2022年土地科学研究重点进展评述及2023年展望——土地管理分报告[J]. 中国土地科学, 2023, 37(2): 113–123.
- [6] PALTASINGH K R, BASANTARAY A K, JENA P K. Land tenure security and farm efficiency in Indian agriculture: revisiting an old debate[J]. Land Use Policy, 2022, 114. doi: 10.1016/j.landusepol.2021.105955.
- [7] TEFF-SEKER Y, SEGRE H, EIZENBERG E, et al. Factors influencing farmer and resident willingness to adopt an agri-environmental scheme in Israel[J]. Journal of Environmental Management, 2022, 302(15).doi: 10.1016/j.jenvman.2021.114066.
- [8] ZANGUE Y D, MELOT R, MARTIN P. Diversity of farmland management practices (FMP) and their nexus to environment: a review[J]. Journal of Environmental Management, 2022, 302(15). doi: 10.1016/j.jenvman.2021.114059.
- [9] 孔祥智,楼栋,何安华. 建立新型农业社会化服务体系必要性、模式选择和对策建议[J]. 教学与研究, 2012(1): 39–46.
- [10] 卢华,胡浩,陈苏. 农业生产性服务提高了粮食产量吗[J]. 江西财经大学学报, 2023(1): 102–113.
- [11] 孙晓燕,苏昕. 土地托管、总收益与种粮意愿——兼业农户粮食增效与务工增收视角[J]. 农业经济问题, 2012(8): 102–108, 112.
- [12] 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.
- [13] 罗必良,万燕兰,洪炜杰,等. 土地细碎化、服务外包与农地撂荒——基于9省区2704份农户问卷的实证分析[J]. 经济纵横, 2019(7): 63–73.
- [14] 郝爱民. 农业生产性服务对农业技术进步贡献的影响[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2015, 14(1): 8–15.
- [15] 余粮红,郑珊,高强. 赐福效应还是诅咒效应: 政府补贴对土地托管的影响[J]. 中国农村观察, 2022(4): 77–95.
- [16] 李江一,秦范. 如何破解农地流转的需求困境?——以发展新型农业经营主体为例[J]. 管理世界, 2022(2): 84–99, 6.
- [17] 张克俊,黄可心. 土地托管模式: 农业经营方式的重要创新——基于宜宾长宁县的调查[J]. 农村经济, 2013(4): 33–36.
- [18] 谢玲红. “十四五”时期农村劳动力就业: 形势展望、结构预测和对策思路[J]. 农业经济问题, 2021(3): 28–39.
- [19] 刘志忠,张浩然,欧阳慧. 乡村振兴下土地流转的收入分配效应研究——基于农村劳动力就地转移的视角[J]. 学术研究, 2022(8): 83–91, 177.
- [20] 王春超. 农村土地流转、劳动力资源配置与农民收入增长: 基于中国17省份农户调查的实证研究[J]. 农业技术

- 经济, 2011(1): 93 – 101.
- [21] 苗海民, 朱俊峰. 从乡土中国到城乡中国——农村劳动力选择性流动抑制了土地流转吗?[J]. 世界经济文汇, 2021(6): 72 – 95.
- [22] 赵军洁, 吴天龙. 粮食布局、非农就业与土地流转——基于CHIP2013的分析[J]. 江西财经大学学报, 2018(1): 80 – 89.
- [23] 万宝瑞. 粮食主产区农民增收要有新思路——辽宁、吉林、四川三省调研报告[J]. 农业经济问题, 2005(12): 4 – 8, 79.
- [24] 卢华, 周应恒, 张培文, 等. 农业社会化服务对耕地撂荒的影响研究——基于中国家庭大数据库的经验证据[J]. 中国土地科学, 2022, 36(9): 69 – 78.
- [25] 刘洪仁, 杨学成. 转型期农民分化问题的实证研究[J]. 中国农村观察, 2005(4): 74 – 80.
- [26] 朋文欢, 李寒凝, 傅琳琳, 等. 新型经营主体发育对农地有偿流转的影响机制研究——来自中国农村家庭追踪调查的证据[J]. 中国土地科学, 2022, 36(12): 58 – 68.
- [27] 牛坤在, 许恒周. 农地赋权与农村内部收入不平等——基于农地流转与劳动力转移的中介作用[J]. 中国土地科学, 2022, 36(3): 51 – 61.
- [28] 任立, 张苗, 陈银蓉. 生计资本、耕地多功能价值感知与农户土地转出意愿——脱贫攻坚与乡村振兴衔接期的典型地区观察[J]. 中国土地科学, 2022, 36(6): 56 – 65.

The Impact of Land Trust Service and Labor Differentiation on Rural Household Income: Empirical Evidence from 1 933 Rural Households in 6 Provinces

TANG Hong^{1,2}, HE Huifang^{1,2}, LIANG Lingjie^{1,2}, HUANG Feng³, YIN Qi¹

(1. School of Management, Sichuan Agricultural University, Chengdu 611130, China; 2. Sichuan Rural Development Research Center, Chengdu 611130, China; 3. School of Economics, Sichuan Agricultural University, Chengdu 611130, China)

Abstract: The purposes of this paper are to explore the mechanism of the impact of land trust service on rural household income, to discuss the current status of land trust service and labor differentiation among heterogeneous rural households in the three major food production regions, and to examine how rural households' allocation of land and labor resources in the three major food production regions affect the overall economic welfare of rural households from a land trust perspective. The research methods include descriptive analysis, least squares approach, instrumental variables approach, quantile regression and mediating effects model. The results show that: 1) land trust services have a significant positive effect on rural household income, more prominent in terms of business income and total income, and this income distribution effect shows individual heterogeneity and regional differences. 2) The analysis path of “land trust–labor differentiation–rural household income increase” is valid, and labor differentiation is the specific path of land trust services to promote rural household income increase. In conclusion, the land trust services market and labor market are expected to be improved to upgrade economic welfare and agricultural production performance of rural households. The policy support is expected to be strengthened to ensure the demand for land trust services for farmers with weak resource endowments. The exchange of experiences in land trust services among food production regions is expected to be enhanced according to the local conditions.

Key words: land trust service; labor differentiation; rural household income; mediating effect

(本文责编: 郎海鸥)