

农业生产托管何以促进农村女性非农就业*

张仁慧 张瑜 赵凯 王志彬

摘要：农业生产托管有助于将农村女性从农业生产约束中释放出来，为其非农就业创造有利条件。本文利用黄河流域中上游 2047 份农村女性样本展开实证分析，考察农业生产托管对农村女性非农就业的影响。本文研究发现：农业生产托管对农村女性非农就业具有显著的促进作用，与未采纳农业生产托管服务的农村女性相比，采纳农业生产托管服务不仅显著提高农村女性非农就业的概率，还能显著增加其非农就业时长。从对非农就业选择和市场回报的影响看，农业生产托管促使女性劳动力兼业转移并推动其外出务工，同时显著提高其非农就业收入。机制分析表明，农业生产托管通过发挥时间释放效应促进农村女性非农就业。异质性分析表明，农业生产托管能对家庭收入水平偏低、抚幼负担较轻、赡养负担较重和种植粮食作物的农村女性发挥更强的非农就业促进效应。进一步分析证实，农业生产托管的非农就业促进效应存在显著的性别差异，与男性劳动力相比，农业生产托管对农村女性非农就业的促进作用更强。本文研究为加快农业生产托管服务发展和促进农村女性非农就业提供了政策启示。

关键词：农业生产托管 女性劳动力 非农就业 黄河流域

中图分类号：F325.2 **文献标识码：**A

一、引言

《中国妇女发展纲要（2021—2030 年）》明确提出，要促进妇女平等就业，消除就业性别歧视，优化妇女就业结构，促进女性人才发展。促进女性就业既有助于女性权益的实现，又能改善家庭福利，对于社会发展和民族进步具有积极意义。然而，多数发展中国家的现实状况是女性在劳动力市场上的表现远落后于男性(Egger et al., 2022)，这一差异在中国农村地区也十分突出。国家统计局发布的《2022 年农民工监测调查报告》显示，中国农民工总量为 29562 万人，其中男性占 63.4%，女性占 36.6%。

*本文研究受西北农林科技大学旱区农业战略研究项目“干旱半干旱地区肉羊产业高质量发展实现路径研究”（编号：2452024123）、国家社会科学基金西部项目“基于新型农村集体经济发展的西部农地股份化动态调整机制研究”（编号：22XJY027）和陕西省农业协同创新与推广联盟软科学项目“陕西粮食安全背景下榆林沙漠变农田的实现路径研究”（编号：LMR202202）的资助。本文通讯作者：赵凯。

这意味着，与男性劳动力相比，中国农村女性的非农就业率仍然偏低，不利于中国人口和经济的长远发展（张川川和王靖雯，2020）。

受传统性别分工和家庭联合劳动供给决策的影响，大量青壮年农村男性劳动力在工业化和城镇化进程中凭借自身优势率先实现非农转移。这使得中国农村家庭的分工模式由传统的“男耕女织”向“男工女耕”转变，女性劳动力多留守农村负责农业生产和家庭照料（罗明忠等，2021）。在不考虑闲暇的情况下，农村女性的时间主要分配于农业生产、家庭照料和非农劳动三大关键领域。依据农民劳动的不可分性理论，农村女性在不同领域之间的劳动投入存在密切的联动关系（Bowlus and Sicular, 2003）。这意味着，可以通过减轻农业生产与家务劳动对农村女性的束缚，进而激发其非农领域的就业潜力与发展动力。第四期中国妇女社会地位调查结果显示，女性平均家务劳动时间大约为男性的2倍，女性仍是家务劳动的主力，承担家庭照料的主要责任。在家务劳动分工模式短期内难以发生显著改变的现实背景下（张勋等，2023），现阶段提高农村女性非农就业参与率的可行路径之一在于减轻农村女性的农业劳动负担，将农村女性从农业生产约束中释放出来，进而促进其非农就业。

蓬勃发展的农业生产托管为这一构想的实现提供了重要抓手。农业生产托管是农户等经营主体在不流转土地经营权的条件下，将农业生产中的耕、种、防、收等全部或部分环节委托给农业生产性服务组织的农业经营方式，是农业生产性服务高质量发展的创新实践和推动服务规模经营的主要形式（冀名峰和李琳，2020）。与普通的生产环节外包相比，农业生产托管的规范化和组织化程度较高，供求双方合作关系相对稳定，利益联结更为紧密（芦千文和苑鹏，2021）。作为农业领域专业化分工的重要形式，农业生产托管能够通过迂回投资的方式，以服务替代劳动，节约农业生产的劳动力要素投入（Wang et al., 2016; 罗必良，2017），其劳动力替代与释放功能得到广泛认可（姜长云等，2021），能够为农村家庭中的女性劳动力向非农部门转移提供有利条件。

已有文献就农业生产托管与劳动力非农转移二者之间的关系展开了诸多有益探讨，总体上呈现两类不同的研究方向：一类文献偏向于探究劳动力非农转移对农户服务采纳行为的影响。这类研究普遍认为非农就业在导致农户从事农业生产的机会成本上升的同时增加了家庭收入，农户倾向于购买农业生产托管服务以替代日益稀缺的劳动力资源（Yan et al., 2016; 苏卫良等，2016; 杨震宇等，2022）。另一类文献则偏向于考察农业生产托管服务采纳对劳动力非农化配置的影响。这类文献在肯定农业生产托管劳动力替代效应的同时，从就业时间、劳动收入和转移距离等不同的视角对服务购买的就业效应进行了细化和拓展（郑旭媛和林庆林，2021; 耿鹏鹏等，2022; 唐若迪等，2023）。

上述两类文献虽然呈现不同的研究方向，但具有内在逻辑的统一性，具体可以划分为两个阶段进行讨论：第一阶段呈现“要素流动—要素补偿”的作用逻辑。改革开放以来，中国持续推进工业化、城镇化发展进程，农业部门与非农部门巨大的工资率差异吸引了大批农村劳动力转移至城镇从事非农工作。男性凭借比较优势获取了优先转移的权利，导致农户家庭优质劳动力资源流失，中国小农生产格局逐渐呈现“女性农业”的特征。农业劳动力作为生产要素的相对稀缺性上升，要素相对价格的变化对技术变革产生诱致性作用，推动农业生产托管不断发展。总体而言，这一阶段农村劳动力的转移加快了农业生产托管的发展进程，农业生产托管主要发挥对流失劳动力的补偿作用。第二阶段呈现“服

务发展一要素扩散”的作用逻辑。进入 21 世纪，尤其是党的十七届三中全会提出要建立新型农业社会化服务体系以来，农业社会化服务的市场化程度不断提高，供给侧的服务供给能力持续增强（郭晓鸣和温国强，2023）。党的二十届三中全会进一步强调，要健全便捷高效的农业社会化服务体系。这一阶段，农业生产托管不仅能发挥对流失劳动力的补偿作用，还能进一步释放剩余劳动力，为劳动力要素的进一步扩散提供可能（罗明忠等，2021）。

总体上看，已有研究为本文提供了有益借鉴，但缺乏对当前中国农村劳动力性别结构背景下农业生产托管如何影响女性劳动力非农化配置的深入探讨。事实上，劳动力并非同质化群体，由于家庭成员分工和现代化机械的性别偏向等因素的客观存在，农业技术进步对男性和女性的影响不同（Daum et al., 2021; Afridi et al., 2023）。农业生产托管作为农业技术变革和经营模式创新的综合载体，其劳动力替代与释放效应也存在性别差异。鉴于相当一部分男性劳动力已率先转移至非农产业，他们的生计模式主要为农闲时外出务工、农忙时返乡协助农业生产（陆岐楠等，2017），农业生产托管有助于节省其农忙时返乡的交通成本与误工成本，提高非农工作的稳定性。与男性劳动力不同，在“男工女耕”的性别分工模式下，农村女性仍承担着主要的农业生产责任，对农业生产的附着力强于男性（孟晓志和李尚蒲，2022）。女性与服务要素的结合显著降低了男性在农业生产中的不可替代性，促使家庭内部分工改变。快速发展的农业生产托管不仅弥补了女性在高强度生产作业中的体力劣势，还能以服务的形式强化先进技术的获取和应用，优化经营理念，提升生产管理效率，进而产生时间节余，使女性有更多精力投入非农生产（Ma et al., 2024）。因此，在农业生产托管的协助下，女性劳动力呈现更强的非农转移潜力，且农业生产托管产生的时间释放效应还可能进一步影响其非农就业选择和市场回报。

值得关注的是，少数学者探究了农业机械化对农村女性非农就业的影响，研究表明，农业机械的应用通过发挥劳动力替代效应对农村女性非农就业产生正向影响（罗明忠等，2021; Ma et al., 2024）。但上述研究或是不够聚焦，未明确区分农户实现农业机械化的渠道是自购农机还是购买市场化服务；或是对农业生产托管的考察不够全面，仅从整地和收割两个环节探讨农业机械化服务对农村女性非农就业的影响；也未明晰农业生产托管影响农村女性非农就业的作用机制，使得农业生产托管在推动农村女性非农就业中的作用难以被充分认识。在中国农村社会，女性劳动力往往被赋予更多的家庭责任，农村女性非农就业对于家庭生产生活乃至农村社会发展都存在关键影响。因此，对农业生产托管就业效应的考察有必要进一步聚焦于女性劳动力，重点关注农村女性群体能否享受到农业生产方式变革的红利，明晰农业生产托管何以促进农村女性非农就业，进而为乡村振兴和社会发展赋能。

鉴于此，本文利用黄河流域中上游 2047 份农村女性样本展开实证分析，拟回答以下问题：第一，农业生产托管的发展能否促进农村女性的非农就业参与，其作用机制是什么？第二，农业生产托管是否会进一步影响农村女性的就业选择与市场回报？第三，农业生产托管对农村女性非农就业的影响在不同农村家庭以及不同作物类型间是否存在差异？本文的边际贡献在于：第一，在研究视角上，本文聚焦女性劳动力群体，分析农业生产托管对农村女性非农就业的影响，通过拓展农村女性非农就业参与的研究视域，进一步细化与丰富农业生产托管发展效应评估；第二，在研究内容上，本文不仅探究农业生产托管能否促进农村女性非农就业，还进一步剖析其影响机制及异质性，以期利用农业生产

托管推动农村女性非农就业并针对不同女性劳动力群体分类施策提供启示。

二、理论分析与研究假说

诱致性技术变迁理论认为，资源稀缺性引起的要素相对价格变化会对技术变革产生诱致性作用（Hayami and Ruttan, 1985）。工业化和城镇化的快速推进使得农村男性劳动力由农业部门向非农业部门大量转移，农业生产中劳动力要素相对价格发生变化（郑旭媛和徐志刚，2017），农户对农业机械的需求不断增加。由于购置农机存在较强的资产专用性约束，以农机服务采纳代替农业机械购买成为农户的理性选择（刘进等，2023）。农业生产托管不仅以服务购买的形式替代了农业雇工，补偿了流失劳动力，解决了家庭农业经营与留守劳动力的结构失衡问题（郑旭媛和林庆林，2021），其隐含的效率提升机制还有助于进一步促进农村家庭中的女性劳动力向非农产业转移（罗明忠等，2021）。

农业生产托管是农业分工不断深化的产物，专业化的服务组织经营理念相对先进，在农业机械和现代化技术的应用等方面具有优势。农村女性劳动力通过将自身干不了或干不好的生产环节委托给托管服务主体，迂回地参与了专业化分工，提升了生产作业效率，进而实现劳动力释放。首先，在整地、播种和收获等生产环节，女性存在天然的体力劣势，往往需要其投入大量时间来完成这些高劳动强度作业。现代化农业机械是农业生产托管的主要服务媒介（郑旭媛和林庆林，2021），农业机械的应用替代了农村女性的劳动投入，在降低劳动强度的同时提高了作业效率。其次，在病虫害防治、除草等需要投入大量时间进行精细管理的生产环节，女性具有一定优势，能够发挥其耐心、细致和灵活的特性。然而，农业生产所固有的季节性和时间紧迫性的特点，使这些看似非高劳动强度环节对劳动力的需求同样紧迫。同时，随着农业现代化进程的持续推进，农业技术进步和知识更新速度不断加快，精细管理环节对先进技术的需求日益迫切。农业生产托管作为农户与现代农业衔接的重要渠道，扮演着先进技术推广和应用的关键角色（张仁慧等，2023）。农业生产托管以服务的形式将先进技术嵌入农业生产（孙小燕和刘雍，2019），既能降低病虫害防治等环节重复作业的概率，又可节省女性劳动力搜寻、学习和转化先进技术所需的时间，通过技术应用有效节约劳动力和时间成本。再次，农业生产经营管理活动的顺利开展有赖于信息的及时获取、传递和应用。受“男主外、女主内”分工模式的长期影响，农村女性的社交范围和获取信息渠道有限，这无形中增加了女性劳动力信息获取和应用的时间成本。与服务组织相比，服务组织通常具有广泛的市场网络和信息资源，能够及时获取自然灾害、气象数据和病虫害等自然环境信息以及良种推广、价格走势和市场需求等外部市场信息。农业生产托管作为信息传递的关键渠道，提高了女性劳动力的信息可得性，为生产经营管理提供了重要参考依据，提高了生产经营决策和管理效率。最后，农业生产托管还具备知识资本传送器的功能，能在服务过程中产生显著的知识溢出效应。与服务组织相比，服务主体具备先进的管理理念，能够通过高效的经营管理方法和现代组织制度提高生产经营效率（姜长云等，2021）。农业生产托管的示范效应以及农户与服务主体之间的交流学习有助于优化农户的生产经营理念，引导女性以相对科学、高效的方式优化农业生产资源配置，增强风险管理意识，并强化不同环节之间的统筹安排，实现生产作业效率的提升。

在农业生产托管的协助下，农村女性可以更加高效地完成农业生产任务。效率提升的直观结果是

女性农业生产经营时间成本的降低。在生产函数中，时间是提供效用的重要投入因素（Becker, 1965）。农业生产托管隐含的效率提升机制发挥了显著的时间释放效应，为农村女性参与非农工作提供了有利的客观条件。利用农业生产节余的时间，农村女性不仅可以积极投入非农劳动，还可以参与非农技术培训和其他学习活动，从而提升自身的专业技能和知识水平，提高就业竞争力，获得与自身需求匹配度更高的非农就业机会，促使其在非农领域实现更好发展。鉴于此，本文提出以下研究假说。

H1：农业生产托管能促进农村女性非农就业。

H2：农业生产托管通过发挥时间释放效应促进农村女性非农就业。

三、实证研究设计

（一）数据来源

本文使用的数据来源于“黄河流域生态保护与农业农村高质量发展”课题组于2022年7—8月在黄河流域中上游开展的农村与农户专项调查。黄河流域生态保护和高质量发展是国家重要战略之一。现阶段黄河流域经济社会发展不均衡，呈现“上游落后、中游崛起、下游发达”的分布态势（郭晗和任保平，2020）。为促进区域经济社会协调发展，需加强对黄河流域中上游地区农业农村发展状况的关注与探讨。本文以黄河流域中上游地区为研究区域，原因有以下三点：第一，黄河流域中上游地区是中国主要的农业生产经济带（畅倩等，2021），覆盖了中国传统农区和重要的粮食主产区，在粮食安全保障和优质特色农产品供应方面发挥着重要作用（杨永春等，2020）。第二，截至2020年底，甘肃省、内蒙古自治区、宁夏回族自治区、陕西省、山西省和河南省6个省（自治区）农业社会化服务组织数量约21.3万个，农业生产托管服务面积达3.8亿亩次，服务组织数量、托管服务面积均占全国的23.6%左右^①。调研区域内已形成一定规模的农业生产托管服务市场，便于开展农业生产托管发展效应的识别和评估。第三，黄河流域中上游地区是北方主要的人口聚集区（王铮等，2021），也是中国劳动力的主要供给地区之一。释放该地区农村女性非农转移潜力、积极促进农村女性非农就业，对于有效应对人口老龄化和逐步减弱的人口红利给中国劳动力市场带来的挑战具有重要意义。

在样本选择上，课题组采取多阶段抽样与分层抽样相结合的方法。黄河流域中上游地区包括青海省、四川省、甘肃省、内蒙古自治区、宁夏回族自治区、陕西省、山西省和河南省8个省（自治区），受限于流域面积和实际耕作情况，青海省和四川省暂不作为调研省份。依据主导产业、资源禀赋和地形地貌等特征，在上述6个省（自治区）各选取2个沿流域重点农业县（市、区）；依据农业农村经济社会发展情况、生态保护状况和地理区位，在各县（市、区）分别选取2~6个样本乡镇；依据村庄发展水平和产业状况，在各乡镇分别选取2~5个行政村；每个行政村随机选取10~25户农户作为调研对象，并重点对村“两委”、合作社负责人等进行访谈。实地调研采取问卷调查与典型访谈相结合的方法，最终调研区域涉及12个县（市、区）107个村，共获取3235份农户数据，涉及7137个劳

^①资料来源：省级数据来自各省（自治区）农业农村厅发布的农业生产托管的相关报道；全国数据来自《截至2020年底，全国农业社会化服务组织数量超90万个》，https://www.gov.cn/xinwen/2021-02/08/content_5585835.htm。

动力样本。结合本文研究主题对样本数据进行如下处理：首先，剔除 2021 年未参与农业生产经营的农户样本；其次，剔除没有劳动力（女性劳动力年龄在 16~55 岁，男性劳动力年龄在 16~60 岁）的农户样本；再次，因为已婚女性受家庭联合供给决策的影响较大，在非农就业决策中需要考虑与配偶及其他家庭成员的分工协调，而未婚女性受到的约束程度较小，故进一步剔除未婚女性样本；最后，将已婚女性劳动力数据与家庭层面和村级层面的数据匹配，共获得来自 1719 户农户的 2047 份农村女性样本。样本区域分布情况如表 1 所示。

表 1 样本区域分布

省(自治区)	县(市、区)	样本量(个)	合计(个)	省(自治区)	县(市、区)	样本量(个)	合计(个)
甘肃省	靖远县	191	384	陕西省	大荔县	223	462
	榆中县	193			榆阳区	239	
内蒙古自治区	达拉特旗	191	231	山西省	平陆县	191	325
	准格尔旗	40			石楼县	134	
宁夏回族自治区	平罗县	114	282	河南省	灵宝市	183	363
	青铜峡市	168			荥阳市	180	

此外，本文从家庭人口数量、平均受教育水平和人均可支配收入三个方面对样本农户家庭基本特征进行描述性统计。其中：家庭人口规模的大小对于家庭农业生产和劳动力配置决策具有重要影响；平均受教育水平直接关系到家庭的人力资本和劳动力素质，是家庭经济活动和家庭成员就业选择的重要影响因素；人均可支配收入直接反映了家庭的经济实力和支付能力。采用这三个指标将样本数据与其所在县（市、区）的统计数据对比，结果如表 2 所示。

表 2 样本农户家庭基本特征的描述性统计

省(自治区)	县(市、区)	家庭人口数量(人)		平均受教育水平(年)		人均可支配收入(元)	
		统计数据	样本均值	统计数据	样本均值	统计数据	样本均值
甘肃省	靖远县	2.93	4.10	8.95	7.96	12531	17085.76
	榆中县	2.69	3.72	8.57	7.60	12540	13825.87
内蒙古自治区	达拉特旗	2.35	2.99	9.35	7.44	22981	27252.11
	准格尔旗	2.29	2.30	9.74	7.85	22892	23698.23
宁夏回族自治区	平罗县	2.47	2.99	8.96	7.89	18984	19710.81
	青铜峡市	2.44	3.10	9.03	8.04	18798	17877.26
陕西省	大荔县	3.06	3.93	9.73	7.63	15715	19859.32
	榆阳区	2.70	3.11	10.31	7.89	18343	18571.70
山西省	平陆县	2.54	3.50	10.00	7.49	11030	13373.35
	石楼县	2.44	3.01	9.86	6.87	13731	14909.93
河南省	灵宝市	2.58	4.40	9.78	8.78	21097	22379.11
	荥阳市	2.82	4.13	11.76	9.09	25525	24209.66

注：县域统计数据中，家庭人口数量和平均受教育水平的统计数据来自各县（市、区）公布的 2020 年第七次全国人口普查公报，人均可支配收入的统计数据来自各县（市、区）2021 年国民经济和社会发展统计公报。

由表 2 可知，与县域统计数据相比，样本的农户家庭规模偏大且平均受教育水平偏低。可能的原因是，这两个指标的县域统计数据均呈现的是县（市、区）层面的总体水平，而本文研究对象均来自农村地区。从人均可支配收入看，样本农户人均可支配收入均值与各县（市、区）公布的数据大多较为接近。总体上看，本文选取的样本具有一定的代表性。

（二）变量选取

1.被解释变量。基准回归模型的被解释变量分别为“是否非农就业”和“非农工作时长”。其中：“是否非农就业”为虚拟变量，若女性劳动力参与非农工作则赋值为 1，否则赋值为 0；“非农就业时长”以女性劳动力一年内参与非农工作的时长（以“天”为单位）衡量，回归时作取对数处理。此外，对于参与非农工作的女性劳动力，本文进一步考察了农业生产托管如何影响其就业选择与市场回报，被解释变量具体包括“非农就业类型”、“非农就业区域”和“非农就业收入”。其中：“非农就业类型”为虚拟变量，若女性劳动力仅参与非农工作则视为纯非农就业，赋值为 1；若其在一年内既参与农业生产又参与非农工作，则视为兼业劳动，赋值为 0。“非农就业区域”也是虚拟变量，参照国家统计局每年发布的《农民工监测调查报告》的指标解释，将女性劳动力在户籍所在乡镇地域以外从业视为外出务工，赋值为 1；将就业区域为户籍所在乡镇地域以内视为本地就业，赋值为 0。本文还以年就业收入总额（以“元”为单位）表征女性劳动力的“非农就业收入”，回归时作取对数处理。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量为“农业生产托管”。借鉴已有研究（唐若迪等，2023），若农户在种植业生产的耕整地、播种、施肥、植保、灌溉、收割环节的任意一个或其中几个环节采用了农业生产托管服务，则赋值为 1，否则赋值为 0。同时，参考已有研究（董莹，2022；毕雪昊等，2022），本文使用农户采纳农业生产托管服务的环节数量（以“个”为单位）和农业生产托管服务支出占农业总支出的比例，即“托管环节数量”和“托管支出占比”，作为农业生产托管的稳健性检验指标。

3.控制变量。参考陈璐等（2016）、张川川和王靖雯（2020）、张勋等（2023）关于农村女性非农就业参与影响因素的研究，本文从个体层面、家庭层面和村庄层面选取控制变量。第一类是女性个体因素，包括年龄、受教育程度、政治社会身份和健康状况。其中：年龄分别设置“16~25 岁”“26~35 岁”“36~45 岁”“46~55 岁”4 个虚拟变量，回归时以“46~55 岁”为参照组；“受教育程度”以个体实际受教育时长（以“年”为单位）表征；“政治社会身份”为虚拟变量，若个体为党员，或曾担任过村干部、合作社负责人等职务则赋值为 1，否则赋值为 0；“健康状况”通过不健康（有疾病）、一般、健康 3 个层级表征，并分别赋值为 1、2、3。第二类是家庭因素，包括配偶年收入、家庭人口特征、家庭年收入、社会网络、经营耕地面积和耕地转入比例。其中：配偶的收入水平可能对农村已婚女性参与非农工作的期望和需求产生影响，因此，在家庭因素中控制了“配偶年收入”（以“元”为单位），回归时作取对数处理；家庭人口特征通过“0~6 岁儿童”“7~16 岁儿童”“65 岁以上老人”“生活无法自理人口”4 个指标测度，均为虚拟变量，用以反映家庭的幼儿抚养负担、学龄儿童抚养负担、老年赡养负担和疾病照料负担；“家庭年收入”为 2021 年农户家庭总收入（以“元”为单位），回归时作取对数处理；采用农户家庭礼金支出占家庭总支出的比例作为“社会网络”的代理变量，通常社会网络规模越大，越有助于个体寻求非农就业机会甚至提高其在非农就业市场的工资水

平；选取“经营耕地面积”和“耕地转入比例”两个指标反映农户的农业生产经营特征，前者以2021年农户家庭实际经营耕地面积（以“亩”为单位）表征，后者以转入耕地面积占经营耕地面积的比例表征，较大的经营耕地面积、较高的耕地转入比例可能会抑制农村女性非农就业。第三类是外部经济社会因素，包括村庄交通条件、村庄非农就业状况和村庄经济水平。其中：“村庄交通条件”以农户的住房与最近的通村车站的距离（以“千米”为单位）表征；“村庄非农就业状况”以村级层面非农劳动力总人数占村庄劳动力总人数的比例表征；“村庄经济水平”以农户所在村庄的人均居民收入水平（以“元”为单位）衡量，回归时作取对数处理。此外，回归时纳入县域固定效应，以控制县域间政策差异以及县域层面不可观测因素对模型估计的影响。主要变量的描述性统计结果如表3所示。

表3 主要变量的描述性统计结果

变量类型	变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	是否非农就业	2047	0.252	0.434	0	1
	非农就业时长	516	202.306	75.965	26	312
	非农就业类型	516	0.203	0.403	0	1
	非农就业区域	516	0.764	0.425	0	1
	非农就业收入	516	28252.520	22942.190	1500	230500
核心解释变量	农业生产托管	2047	0.555	0.497	0	1
	托管环节数量	2047	1.210	1.419	0	6
	托管支出占比	2047	0.128	0.183	0	0.894
女性个体因素	16~25岁	2047	0.030	0.171	0	1
	26~35岁	2047	0.233	0.423	0	1
	36~45岁	2047	0.325	0.469	0	1
	46~55岁	2047	0.412	0.492	0	1
	受教育程度	2047	6.178	4.426	0	19
	政治社会身份	2047	0.086	0.280	0	1
	健康状况	2047	2.788	0.518	1	3
家庭因素	配偶年收入	2047	28555.590	43582.440	0	540000
	0~6岁儿童	2047	0.158	0.365	0	1
	7~16岁儿童	2047	0.256	0.437	0	1
	65岁以上老人	2047	0.237	0.426	0	1
	生活无法自理人口	2047	0.048	0.214	0	1
	家庭年收入	2047	125271.400	184945.500	1200	2700000
	社会网络	2047	0.081	0.087	0	0.692
	经营耕地面积	2047	12.655	22.294	0.300	400
	耕地转入比例	2047	0.139	0.310	0	1
外部经济社会因素	村庄交通条件	2047	6.619	8.828	0.010	54
	村庄非农就业状况	2047	0.363	0.219	0.010	0.900
	村庄经济水平	2047	16834.581	6174.206	1641.392	29969.369

(三) 模型设定

1. 农业生产托管与农村女性是否非农就业。由于农村女性是否非农就业是一个二值虚拟变量，本文构建如下 Probit 模型探究农业生产托管对农村女性是否非农就业的影响：

$$P(\text{work}_i = 1 | APT_i, X_i) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 APT_i + X_i \alpha + D_i) \quad (1)$$

(1) 式中：下标 i 代表农村女性个体； work_i 为农村女性是否非农就业的二值虚拟变量； APT_i 代表农业生产托管状况； X_i 为影响农村女性是否非农就业的控制变量，包括女性个体因素、家庭因素和外部经济社会因素； D_i 为县域固定效应； α_1 为本文重点关注的估计系数，表示农业生产托管对农村女性是否非农就业的影响； α 为控制变量系数向量； α_0 为常数项。

2. 农业生产托管与农村女性非农就业时长。本文构建如下 OLS 模型探究农业生产托管对农村女性非农就业时长的影响：

$$\text{time}_i = \beta_0 + \beta_1 APT_i + X_i \beta + D_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

(2) 式中： time_i 表示农村女性非农就业时长； APT_i 代表农业生产托管状况； X_i 为一组包含个体层面、家庭层面和村庄层面的控制变量； D_i 为县域固定效应； β_1 为本文重点关注的估计系数，表示农业生产托管对农村女性非农就业时长的影响； β 为控制变量系数向量； β_0 为常数项； ε_i 为随机扰动项。

3. 农业生产托管与农村女性非农就业选择。除上述基准回归模型外，本文进一步考察农业生产托管对农村女性非农就业选择的影响。农村女性非农就业选择由非农就业类型和非农就业区域共同刻画，鉴于这两个变量均为二值虚拟变量，故设置如下 Probit 模型：

$$P(\text{select}_i = 1 | APT_i, X_i) = \Phi(\gamma_0 + \gamma_1 APT_i + X_i \gamma + D_i) \quad (3)$$

(3) 式中： select_i 表示农村女性的非农就业类型和非农就业区域； γ_1 为本文重点关注的估计系数，表示农业生产托管对农村女性的非农就业类型和非农就业区域的影响； γ 为控制变量系数向量； γ_0 为常数项；其余变量设定与 (1) 式相同。

4. 农业生产托管与农村女性非农就业收入。农业生产托管通过发挥劳动力释放作用促进农村女性非农就业。随着非农劳动投入的增加，农村女性的非农就业收入可能随之增长。本文构建如下 OLS 模型探究农业生产托管对农村女性非农就业收入的影响：

$$\text{income}_i = \delta_0 + \delta_1 APT_i + X_i \delta + D_i + \mu_i \quad (4)$$

(4) 式中： income_i 表示农村女性非农就业收入； δ_1 为本文重点关注的估计系数，表示农业生产托管对农村女性非农就业收入的影响； δ 为控制变量系数向量； δ_0 为常数项； μ_i 为随机扰动项；其余变量设定与 (2) 式相同。

(四) 农村女性非农就业的描述性统计

图 1 展示了农村女性的非农就业状况，并对比不同农业生产托管服务购买状态下农村女性非农就业参与、非农就业时长、非农就业选择和非农就业收入的差异。

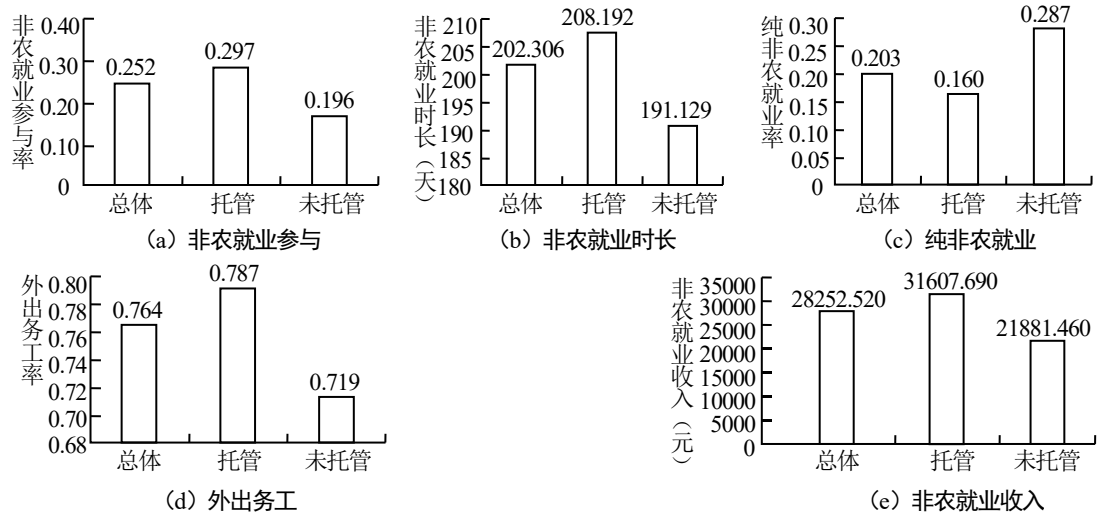


图1 农村女性非农就业参与、非农就业时长、非农就业选择和非农就业收入对比

1.农村女性非农就业参与情况的描述性统计。从农村女性非农就业参与状况看，如图1(a)所示，农村女性群体的非农就业参与率不高，仅为25.2%，表明农村劳动力转移的主力军仍是男性，非农就业市场参与存在显著的性别差异，这与国家统计局发布的《2021年农民工监测调查报告》结果一致。对比不同服务购买状态下农村女性非农就业参与状况发现，与未采用生产托管服务的农户相比，采纳生产托管服务的农村女性参与非农就业的积极性更高，实际非农就业参与率高出约10个百分点。

2.农村女性非农就业时长和非农就业选择情况的描述性统计。对于参与非农工作的农村女性，本文进一步分析其就业行为特征，并对比不同服务购买状态下的特征差异。如图1(b)~图1(d)所示，样本中共有516名女性劳动力参与非农工作，其平均就业时长为202.306天，纯非农就业比例为20.3%，就业区域在户籍所在乡镇地域以外的比例为76.4%。与未采纳生产托管服务的农户相比，采纳生产托管服务的农户家庭中，女性劳动力的非农就业时间更长，大约多17天，且更倾向于外出务工、兼业。

3.农村女性非农就业收入情况的描述性统计。从农村女性非农就业收入看，如图1(e)所示，样本中516名参与非农工作的农村女性非农就业年均收入为28252.520元，采纳农业生产托管服务的农户中的女性非农就业年收入比未采纳农业生产托管服务的农户中的女性高出9726.230元。结合图1(b)对女性劳动力非农就业时长的统计，可大致测算出农村女性参与非农工作的月均收入为3630.963元^①。据统计，样本中的男性劳动力月均非农收入为5390.405元，比女性劳动力高出约1759元。《2021年农民工监测调查报告》显示，2021年农民工的月均收入为4432元。农村女性非农就业平均收入明显低于农村劳动力非农就业收入的平均水平，这也反映出农村劳动力非农就业收入存在显著的性别差异。类似地，可以发现，与未采纳农业生产托管服务的农户相比，采纳农业生产托管服务的农户中女性劳动力的月均收入要高出约971元，说明购买农业生产托管服务有助于女性寻求收入更高的工作机会。

^①以一个月工作26天计，农村女性月均非农收入为 $28252.520 / (202.306/26) = 3630.963$ 元。类似地，可以计算出采纳农业生产托管服务和未采纳农业生产托管服务的女性劳动力月均非农收入分别为3947.318元和2976.618元。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归分析

表 4 展示了农业生产托管对农村女性非农就业影响的基准回归估计结果。利用 Probit 模型估计农业生产托管对女性劳动力是否非农就业的影响，表 4 回归 1 中仅加入核心解释变量“农业生产托管”，回归 2~回归 4 逐步添加个体层面、家庭层面和村庄层面的控制变量，上述所有回归均纳入县域固定效应。从表 4 回归 1~回归 4 的估计结果看，农业生产托管对农村女性非农就业参与均具有显著正向影响。依据表 4 回归 4 的估计结果，与未采纳农业生产托管服务的农户相比，采纳农业生产托管服务的农户中女性劳动力非农就业概率要高出 10 个百分点。利用 OLS 模型估计农业生产托管对农村女性非农就业时长影响。表 4 回归 8 的估计结果显示，采纳农业生产托管服务后，农村女性的非农就业工作时长增加 23.9% ($e^{0.214}-1$)，大约 46 ($191 \times 23.9\%$) 天。这表明，农业生产托管不仅显著提高了女性非农就业参与率，还有助于延长女性劳动力的非农就业时长，促使其有更积极的非农就业市场表现。

表 4 农业生产托管对农村女性非农就业影响的基准回归结果

变量	是否非农就业				非农就业时长			
	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5	回归 6	回归 7	回归 8
农业生产托管	0.115*** (0.018)	0.111*** (0.018)	0.102*** (0.017)	0.100*** (0.017)	0.195*** (0.047)	0.202*** (0.048)	0.203*** (0.047)	0.214*** (0.047)
16~25 岁		-0.193*** (0.061)	-0.160*** (0.058)	-0.147** (0.058)		0.021 (0.144)	0.053 (0.139)	0.072 (0.140)
26~35 岁		-0.221*** (0.025)	-0.186*** (0.025)	-0.181*** (0.025)		-0.048 (0.054)	-0.049 (0.058)	-0.054 (0.058)
36~45 岁		-0.182*** (0.021)	-0.127*** (0.021)	-0.124*** (0.021)		-0.051 (0.052)	-0.061 (0.052)	-0.066 (0.053)
受教育程度		0.013*** (0.002)	0.010*** (0.002)	0.009*** (0.002)		0.006 (0.006)	0.004 (0.006)	0.005 (0.006)
政治社会身份		-0.018 (0.034)	-0.047 (0.032)	-0.047 (0.031)		0.042 (0.080)	0.035 (0.085)	0.033 (0.084)
健康状况		0.060*** (0.019)	0.020 (0.018)	0.018 (0.018)		-0.041 (0.049)	-0.070 (0.047)	-0.076 (0.047)
配偶年收入			0.019*** (0.002)	0.019*** (0.002)			0.005 (0.005)	0.006 (0.005)
0~6 岁儿童			-0.056* (0.029)	-0.053* (0.029)			-0.004 (0.077)	-0.007 (0.078)
7~16 岁儿童			0.001 (0.021)	-0.001 (0.021)			-0.049 (0.053)	-0.040 (0.053)
65 岁以上老人			0.063*** (0.021)	0.067*** (0.021)			-0.009 (0.050)	-0.007 (0.050)

表 4 (续)

生活无法自理人口			-0.048 (0.045)	-0.049 (0.044)			0.135 (0.130)	0.142 (0.131)
家庭年收入			0.057*** (0.011)	0.058*** (0.011)			0.103*** (0.026)	0.099*** (0.025)
社会网络			-0.172 (0.102)	-0.162 (0.102)			-0.169 (0.269)	0.160 (0.272)
经营耕地面积			-0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)			0.003 (0.002)	0.002 (0.002)
耕地转入比例			-0.101*** (0.029)	-0.104*** (0.029)			0.067 (0.074)	0.067 (0.074)
村庄交通条件				0.001 (0.001)				0.005 (0.003)
村庄非农就业状况				0.177*** (0.041)				-0.081 (0.089)
村庄经济水平				-0.011 (0.013)				-0.020 (0.027)
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-0.995*** (0.134)	-1.473*** (0.209)	-3.710*** (0.479)	-3.757*** (0.661)	4.988*** (0.120)	5.085*** (0.187)	3.926*** (0.346)	4.119*** (0.422)
Pseudo R ²	0.045	0.096	0.187	0.195	0.089	0.095	0.150	0.157
样本量	2047	2047	2047	2047	516	516	516	516

注：①回归 1~回归 4 汇报的是边际效应；②回归 1~回归 4 括号内为德尔塔方法计算的聚类至家庭层面的标准误，回归 5~回归 8 括号内为聚类至家庭层面的稳健标准误；③***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

(二) 内生性讨论

1.反向因果问题处理。农业生产托管与农村女性非农就业之间可能存在互为因果的内生性问题，即参与非农工作的农村女性，其家庭购买农业生产托管服务的概率更高。鉴于此，本文选取“所在乡镇农业合作社和农事企业的数量”作为工具变量，采用工具变量法对模型重新估计。各类农业合作社和农事企业是农业生产托管的重要供给主体（姜长云等，2021），其数量越多，服务供给越充分，越有利于农户获取生产托管服务，满足工具变量相关性的要求。然而，一定时期内农业经济组织的发展状况与政策支持、资源禀赋和市场需求等外部因素密切相关，与农户的非农就业决策不存在直接关联，满足工具变量外生性的要求。弱工具变量检验结果显示，Wald 卡方值和 AR 值均在 1%的统计水平上拒绝原假设，表示不存在弱工具变量问题。表 5 回归 1 的 IV-Probit 第二阶段估计结果表明，引入工具变量后，农业生产托管对女性劳动力非农就业参与仍具有显著正向影响。表 5 回归 2 的被解释变量为“非农就业时长”，2SLS 估计结果显示，农业生产托管在 5%的统计水平上显著增加了女性劳动力的非农就业时长。上述结果说明，在利用工具变量缓解内生性问题后，农业生产托管对农村女性的就业

促进效应依旧存在，基准回归估计结果具有较强的可信度。

表 5 内生性问题处理的回归结果

变量	回归 1		回归 2		回归 3			
	IV-Probit 第一阶段 农业生产托管		IV-Probit 第二阶段 是否非农就业		2SLS 非农就业时长		Heckman 两步法 非农就业时长	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
工具变量	0.072***	0.004						
农业生产托管			0.700***	0.203	0.302**	0.115	0.270***	0.068
逆米尔斯比							0.212	0.192
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
县域固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
样本量	2047		516		516		516	

注：①回归1和回归2的标准误为聚类至家庭层面的稳健标准误；②***和**分别表示1%和5%的显著性水平。

2. 样本选择偏差处理。前文关于农业生产托管对农村女性非农就业时长的估计仅选择处于非农就业状态的农村女性样本，但并非所有的农村女性都参与非农工作，忽略未参与非农工作的农村女性样本可能导致前文相关估计结果存在选择性偏误。为缓解样本选择偏差引致的问题，本文采用 Heckman 两步法进行纠正：第一步，在农业生产托管对农村女性非农就业时长影响的估计中加入未参与非农工作的农村女性样本，将这部分样本的非农就业时长处理成缺失值，并估计农村女性非农就业的概率，计算得到逆米尔斯比；第二步，将逆米尔斯比加入基准回归模型进行估计，估计结果如表 5 回归 3 所示。可以看出，在缓解样本选择偏差后，农业生产托管对农村女性非农就业时长的影响依旧显著为正。但逆米尔斯比的系数并不显著，表明不存在明显的样本选择偏差问题，基准回归估计结果依然成立。

（三）稳健性检验

本文采用更换核心解释变量的测度方式和子样本估计两种方法进行稳健性检验。首先，借鉴董莹（2022）的研究，以“托管环节数量”作为核心解释变量的替代性指标进行稳健性检验。其次，借鉴毕雪昊等（2022）的研究，以“托管支出占比”作为核心解释变量的替代性指标进行稳健性检验。最后，鉴于实际经营规模偏小或偏大的农户可能在资源分配决策上具有一定的特殊性，与经营规模适中的农户存在差异，缺乏广泛代表性，故剔除经营规模小于 1 亩和经营规模大于 30 亩的样本，采用子样本估计的方法进行稳健性检验。由表 6 可知，采用不同方法进行稳健性检验的估计结果均显示，采纳农业生产托管服务不仅显著提高了农村女性非农就业的概率，还显著增加了其非农就业时长，再次验证了基准回归估计结果的可靠性。

表 6 农业生产托管对农村女性非农就业影响的稳健性检验结果

变量	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5	回归 6
	是否非农就业	非农就业时长	是否非农就业	非农就业时长	是否非农就业	非农就业时长
托管环节数量	0.238*** (0.069)	0.107** (0.042)				

表6 (续)

托管支出占比			2.409*** (0.652)	0.931*** (0.363)		
农业生产托管					0.845*** (0.223)	0.327*** (0.126)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Wald 卡方值	443.39***	80.60***	470.35***	75.10***	405.06***	84.12***
样本量	2047	516	2047	516	1726	441

注：①采用工具变量法估计；②括号内为聚类至家庭层面的稳健标准误；③***和**分别表示1%和5%的显著性水平。

五、进一步分析

(一) 农业生产托管对农村女性非农就业的影响机制分析

农业生产托管通过现代化农业机械和生产技术的应用以及知识溢出效应的发挥提高女性劳动力的生产作业效率，减少了女性劳动力在农业生产中的投入时间，为其参与非农工作创造了有利条件。鉴于此，本文以“农业劳动时间”为机制变量考察农业生产托管的时间释放效应。“农业劳动时间”以农村女性一年内参与农业劳动的时长（以“天”为单位）来衡量，回归时作取对数处理。表7的估计结果显示，农业生产托管的估计系数为-0.182，且在5%的统计水平上显著。也就是说，采纳农业生产托管服务后，农村女性的农业劳动时间减少了16.6%（ $1 - e^{-0.182}$ ）。由此说明，在给定时间约束下，假定其他条件相同，采纳农业生产托管服务有助于减少农村女性用于农业生产的时间。为了追求家庭收益最大化，农村女性更倾向于将节约的时间用于非农工作。这一结果为“农业生产托管可发挥时间释放效应”的观点提供了实证支持，假说H2得证。

表7 农业生产托管对农村女性非农就业影响的作用机制检验结果

变量	农业劳动时间	
	系数	标准误
农业生产托管	-0.182**	0.081
控制变量	已控制	
县域固定效应	已控制	
样本量	2047	

注：①采用工具变量法估计；②标准误为聚类至家庭层面的稳健标准误；③**表示5%的显著性水平。

(二) 农业生产托管对农村女性非农就业选择与非农就业收入的影响分析

1. 农业生产托管对农村女性非农就业类型的影响。对于中国小农户而言，耕地具有重要的社会保障功能。农业生产托管为不愿放弃经营权但又无力耕种的农户提供了两全的选择。购买农业生产托管服务并非让农户做“甩手掌柜”，其仍需要负责日常的农业田间管理和组织经营（姜长云，2020）。尤其当前农村家庭仍以“男主外、女主内”的传统分工为主，女性劳动力仍是多数家庭农业生产经营

的主力，其难以实现纯非农就业。鉴于此，本文进一步考察农业生产托管对农村女性非农就业类型的影响。表8回归1的估计结果显示，农业生产托管对女性劳动力纯非农就业具有显著的抑制作用，表明农业生产托管的就业促进效应以兼业转移为主，农村女性仍需在农业生产、非农就业和家庭照料之间进行时间分配与角色转换。可能的原因在于，尽管农业生产托管通过提高生产作业效率和市场参与效率发挥了显著的时间释放效应，为农村女性非农就业创造了有利条件，但在当前非农就业形势不稳定的背景下，农村女性并不愿意完全放弃农业生产，而是更倾向于兼业转移。

表8 农业生产托管对农村女性非农就业选择与非农就业收入影响的估计结果

变量	回归1 非农就业类型		回归2 非农就业区域		回归3 非农就业收入	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
农业生产托管	-0.875***	0.341	0.736**	0.341	0.850***	0.207
控制变量	已控制		已控制		已控制	
县域固定效应	已控制		已控制		已控制	
Wald卡方值	127.79***		50.21**		104.24***	
样本量	516		516		516	

注：①采用工具变量法估计；②标准误为聚类至家庭层面的稳健标准误；③***和**分别表示1%和5%的显著性水平。

2.农业生产托管对农村女性非农就业区域的影响。一般而言，乡镇地区的非农就业市场规模有限，乡镇之外的城市就业市场更为成熟，有利于女性劳动力寻求更适合的工作机会。农业生产具有明显的季节性特征，而农业生产托管通过提升生产作业效率为农村女性非农就业提供了保障。表8回归2的估计结果显示，农业生产托管对农村女性外出务工具有显著的促进作用，即农业生产托管有助于推动女性劳动力前往户籍所在乡镇地域以外的区域从事非农工作。这也进一步印证了农业生产托管的时间释放效应，农业生产托管使得农村女性的可支配时间增加，为女性劳动力外出务工提供了充分保障。

3.农业生产托管对农村女性非农就业收入的影响。随着非农劳动投入的增加，女性劳动力的非农就业收入可能随之增长。本文以“非农就业收入”为被解释变量，考察农业生产托管对农村女性非农就业市场回报的影响。表8回归3的估计结果显示，农业生产托管的估计系数为正，且在1%的统计水平上显著，说明农业生产托管在促进农村女性非农就业的同时，显化了农村女性对家庭的经济贡献。

（三）农业生产托管对农村女性非农就业影响的异质性分析

1.基于家庭的异质性分析。新迁移经济学强调，劳动力迁移决策是家庭层面的联合决策，家庭因素对农业生产托管影响的发挥构成重要约束。女性劳动力将时间配置于不同产业的效用水平与家庭经济状况密切相关。与家庭经济状况较好的女性相比，家庭经济匮乏的女性将时间配置于非农产业的效用更高，因此，她们更倾向于将采纳农业生产托管节约的时间用于非农劳动以增加可支配收入、增进家庭总福利。据此，本文将所在家庭年收入高于样本均值定义为相对高收入，反之定义为相对低收入，划分不同的家庭收入水平，分组估计农业生产托管对农村女性非农就业的影响。表9回归1和回归2的估计结果显示，农业生产托管显著促进了相对低收入家庭女性劳动力非农就业，对相对高收入家庭

女性劳动力非农就业的影响不显著。表9回归3和回归4的估计结果显示，与家庭经济状况较好的女性劳动力相比，农业生产托管对相对低收入家庭女性劳动力非农就业时长的正向影响更大。上述估计结果证实了家庭收入水平偏低的农村女性参与非农工作缓解经济压力的需求和动力更强，故农业生产托管对这部分女性群体非农就业的影响更大。

表9 农业生产托管对农村女性非农就业影响家庭异质性分析的估计结果

变量	是否非农就业		非农就业时长		是否非农就业			
	回归1	回归2	回归3	回归4	回归5	回归6	回归7	回归8
	相对高收入	相对低收入	相对高收入	相对低收入	高抚幼负担	低抚幼负担	高赡养负担	低赡养负担
农业生产托管	0.219 (0.312)	1.463*** (0.235)	0.305** (0.152)	0.358** (0.181)	0.268 (0.718)	0.754*** (0.214)	1.647*** (0.434)	0.530** (0.220)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	1160	887	374	142	324	1723	486	1561
组间系数差异	1.244***		0.053*		0.486**		-1.117**	

注：①采用工具变量法估计；②括号内为聚类至家庭层面的稳健标准误；③***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；④回归1~回归4的控制变量不包括“家庭年收入”，回归5和回归6的控制变量不包括“0~6岁儿童”，回归7和回归8的控制变量不包括“65岁以上老人”；⑤表中汇报的是核心解释变量“农业生产托管”估计系数组间差异，组间系数差异检验由费舍尔组合检验实现。

此外，在农村社会“男主外、女主内”的传统分工模式下，女性劳动力不仅是农业生产的主力，而且承担着日常家务劳动和成员照料责任（张川川和王靖雯，2020）。农业生产托管的非农就业促进效应在不同抚幼负担和赡养负担的女性群体中可能存在差异。表4回归4的估计结果显示，当被解释变量为“是否非农就业”时，家庭中是否有0~6岁儿童和是否有65岁以上老人对农村女性非农就业参与具有显著影响。据此，本文先依据家庭中是否有0~6岁儿童将样本分为高抚幼负担和低抚幼负担两组，再依据家庭中是否有65岁以上老人将样本分为高赡养负担和低赡养负担两组，并分别进行分组估计。表9回归5和回归6的估计结果显示，农业生产托管主要促进了低抚幼负担的农村女性参与非农工作，而对高抚幼负担的农村女性非农就业的影响并不显著。对于高抚幼负担的农村女性而言，即使农业生产托管为其非农就业创造了条件，她们仍需投入大量的时间和精力照料幼儿，故难以发挥农业生产托管的非农就业促进作用。表9回归7和回归8的估计结果表明，与家庭赡养负担较小的农村女性相比，农业生产托管对家庭赡养负担较重的农村女性参与非农工作的促进作用更强。可能的原因是，赡养负担的加重强化了经济压力，农业生产托管将农村女性从农业劳动中释放出来后，较高的赡养负担在某种程度上成为农村女性参与非农工作的激励因素，使女性劳动力强化了时间分配意识，在兼顾家庭照料的同时承担起更多的经济责任，这与已有文献的实证结论类似（陆文聪和吴连翠，2011）。

2.基于作物的异质性分析。从外部条件看，服务市场的发育程度是农业生产托管影响发挥的关键约束变量。当农业生产托管服务市场发育相对完善、服务供给水平较高时，农业生产托管的影响才能如理论预期般发生。目前，粮食作物和经济作物的农业生产托管服务市场发育水平存在较大差异（郭

晓鸣和温国强，2023）。小麦、玉米和水稻等粮食作物通常为大面积种植，易于实现机械化，对应的农业生产托管服务市场发育相对完善；而经济作物的种植在空间上相对分散，且需要精细管理和加工，针对经济作物的农业生产托管服务发展相对滞后。因此，种植粮食作物的农村女性更容易利用市场化的服务替代劳动投入进而实现非农转移。鉴于此，本文进一步考察农业生产托管对女性非农就业的影响在不同作物之间的差异。结合调研区域现实状况，本文考察的粮食作物主要包括小麦、玉米和水稻三大主粮，经济作物为三大主粮之外的油菜、花生、蔬菜、水果等作物。为明确农业生产托管在不同作物间影响的差异，本文剔除了同时种植粮食作物和经济作物的 295 份样本，利用剩余 1752 份样本进行分组估计。表 10 回归 1 和回归 2 的估计结果表明，与经济作物相比，粮食作物生产托管对农村女性参与非农工作的促进作用更强。粮食作物生产托管服务市场更为完善，为女性从农业生产中解放出来并寻求非农工作机会提供了契机。表 10 回归 3 和回归 4 的估计结果表明，粮食作物生产托管更有助于增加农村女性的非农就业时长。其原因在于，粮食作物通常具有较为稳定的生产周期，而经济作物需要更多的精细管理和劳动投入，故粮食作物生产托管后发挥的时间释放效应更加显著。

表 10 农业生产托管对农村女性非农就业影响作物异质性分析的估计结果

变量	是否非农就业				非农就业时长			
	回归 1 粮食作物		回归 2 经济作物		回归 3 粮食作物		回归 4 经济作物	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
农业生产托管	1.338***	0.291	0.272	0.471	0.334**	0.136	0.152	0.093
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
县域固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
样本量	1380		372		241		185	
组间系数差异	-1.066**				-0.182**			

注：①采用工具变量法估计；②标准误为聚类至家庭层面的稳健标准误；③***和**分别表示1%和5%的显著性水平；④表中汇报的是核心解释变量“农业生产托管”估计系数组间差异，组间系数差异检验由费舍尔组合检验实现。

（四）农业生产托管对农村男性非农就业的影响分析

技术变革的影响在不同性别的劳动力群体中存在差异。农业生产托管作为技术进步和经营模式创新的综合载体，对男性劳动力和女性劳动力非农就业的影响可能不同。为验证农业生产托管非农就业促进效应的性别差异，本文参照前文女性劳动力的样本筛选与数据匹配过程，利用 2819 份已婚男性样本数据，以“是否非农就业”和“非农就业时长”为被解释变量，进一步考察农业生产托管对农村男性非农就业的影响。表 11 回归 1 和回归 2 的估计结果显示，农业生产托管对农村男性是否参与非农就业的影响不显著，利用 IV-Probit 模型进行估计缓解内生性问题后，农业生产托管对农村男性非农就业参与的影响依旧不具有统计上的显著性。表 11 回归 3 的估计结果显示，核心解释变量“农业生产托管”的估计系数为正，且在 1%的统计水平上显著，表明农业生产托管有助于增加男性劳动力的非农就业时长。利用 2SLS 模型和 Heckman 两步法得到的估计结果如表 11 回归 4 和回归 5 所示，在缓解了由反向因果和样本选择偏差引致的内生性问题后，农业生产托管对农村男性非农就业时长的影响依

旧显著为正。将表 11 的估计结果与表 4 和表 5 的估计结果对比后发现^①，农业生产托管的非农就业促进效应的确存在性别差异，主要表现为农业生产托管显著提高了农村女性非农就业的概率且增加了其非农就业时长，但对农村男性的非农就业参与不具有显著影响，且对农村男性非农就业时长的正向影响程度低于农村女性。总体上，农业生产托管更有助于激励农村女性积极参与非农工作。

表 11 农业生产托管对农村男性非农就业影响的估计结果

变量	是否非农就业		非农就业时长		
	回归 1 Probit	回归 2 IV-Probit	回归 3 OLS	回归 4 2SLS	回归 5 Heckman 两步法
农业生产托管	0.024 (0.017)	-0.124 (0.170)	0.043*** (0.006)	0.064*** (0.024)	0.040*** (0.006)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	2819	2819	1557	1557	1557

注：①回归1汇报的是边际效应，回归1括号内为德尔塔方法计算的聚类至家庭层面的标准误，回归2~回归5汇报的是估计系数，回归2~回归4括号内为聚类至家庭层面的稳健标准误，回归5括号内为标准误；②***表示1%的显著性水平。

六、结论与建议

促进农村女性就业、保障妇女权益，是当前农村地区妇女工作的主要任务。农业生产托管服务的发展为女性劳动力非农转移提供了契机。鉴于此，本文梳理了农业生产托管影响农村女性非农就业的理论逻辑与作用机理，并利用黄河流域中上游的 2047 份农村女性样本进行实证检验，得出以下结论：第一，农业生产托管能促进农村女性非农就业。与未采纳农业生产托管服务的女性劳动力相比，采纳农业生产托管服务的女性劳动力参与非农就业的概率显著提高，非农就业时长显著增加。第二，农业生产托管通过发挥时间释放效应促进农村女性非农就业。第三，农业生产托管进一步影响农村女性的非农就业选择和市场回报，具体表现为农业生产托管主要促进女性劳动力兼业转移，促使其前往户籍所在乡镇地域以外的区域从事非农工作并显著增加其非农就业收入。第四，基于家庭的异质性分析结果表明，农业生产托管对家庭收入水平偏低、抚幼负担较轻和赡养负担较重的农村女性非农就业的促进作用更强；基于作物的异质性分析结果表明，与种植经济作物的女性劳动力相比，农业生产托管对种植粮食作物的女性劳动力非农就业的促进作用更强。第五，农业生产托管的非农就业促进效应存在显著的性别差异，具体表现为农业生产托管对农村男性非农就业参与的影响并不显著，对其非农就业时长存在显著正向影响但增幅较小，总体上农业生产托管对农村女性非农就业的促进作用更强。

基于上述结论，本文提出以下政策建议：第一，加大对农业生产托管发展的支持力度。应充分认识农业生产托管对农村女性劳动力转移的积极影响，大力培育农业生产托管组织，增强服务供给能力，

^①采用费舍尔组合检验分别检验表 11 回归 2 与表 5 回归 1、表 11 回归 4 与表 5 回归 2 的核心解释变量“农业生产托管”组间系数差异，核心解释变量组间系数差异分别为 0.824 和 0.238，且分别在 1%和 10%的统计水平上显著。

提高农户对农业生产托管服务的可得性，引导农户积极采纳农业生产托管服务，为农业生产托管服务积极效应的发挥提供契机；要进一步推动服务组织对现代化农业机械设备的应⽤，引导服务组织将技术创新成果转化为现实生产力，不断发挥农业生产托管在节约劳动力要素投入方面的优势；同时，加强粮食作物农业生产托管服务的普及与推广，加快经济作物农业生产托管服务的发展，以充分发挥农业生产托管在要素替代与要素释放中的优势。第二，加强对农村女性非农就业的服务与保障。本文研究表明，在农业生产托管的影响下，农村女性的就业以兼业为主且倾向于外出务工以获取更高的非农就业收入。在农村女性季节性外出务工的趋势下，政府及相关部门应积极开展针对女性劳动力的就业信息服务，帮助农村女性选择合适的就业岗位；鼓励相关部门整合资源，积极组织劳务输出，为农村女性提供有组织的就业渠道，减少就业风险；同时，完善全流程就业服务体系以维护农村女性劳动权利，如协助签订劳动合同、调解劳务纠纷等，保障农村女性的合法权益。

参考文献

1. 毕雪昊、杨亚琼、邹伟，2022：《农户非农就业、社会化服务购买对耕地利用效率的影响》，《资源科学》第12期，第2540-2551页。
2. 畅倩、张聪颖、王林蔚、金博宇、赵敏娟，2021：《非农就业对黄河流域中上游地区农户种植结构的影响》，《中国农村经济》第11期，第89-106页。
3. 陈璐、范红丽、赵娜、褚兰兰，2016：《家庭老年照料对女性劳动就业的影响研究》，《经济研究》第3期，第176-189页。
4. 董莹，2022：《土地流转、服务外包对小农户全要素生产率的影响——来自粮食主产区数据的实证检验》，《资源科学》第11期，第2193-2206页。
5. 耿鹏鹏、檀竹平、罗必良，2022：《“挤出”抑或“吸纳”：农机服务如何影响农业劳动力转移》，《华中农业大学学报（社会科学版）》第4期，第24-37页。
6. 郭晗、任保平，2020：《黄河流域高质量发展的空间治理：机理诠释与现实策略》，《改革》第4期，第74-85页。
7. 郭晓鸣、温国强，2023：《农业社会化服务的发展逻辑、现实阻滞与优化路径》，《中国农村经济》第7期，第21-35页。
8. 冀名峰、李琳，2020：《农业生产托管：农业服务规模经营的主要形式》，《农业经济问题》第1期，第68-75页。
9. 姜长云，2020：《论农业生产托管服务发展的四大关系》，《农业经济问题》第9期，第55-63页。
10. 姜长云、李俊茹、赵炜科，2021：《农业生产托管服务的组织形式、实践探索与制度创新——以黑龙江省LX县为例》，《改革》第8期，第103-115页。
11. 刘进、贾杰斐、许庆，2023：《农机购置补贴如何影响小农户农机社会化服务获得——基于全国农村固定观察点数据的分析》，《中国农村经济》第2期，第85-108页。
12. 芦千文、苑鹏，2021：《农业生产托管与稳固中国粮食安全战略根基》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第3期，第58-67页。

- 13.陆岐楠、张崇尚、仇焕广, 2017: 《农业劳动力老龄化、非农劳动力兼业化对农业生产环节外包的影响》, 《农业经济问题》第10期, 第27-34页。
- 14.陆文聪、吴连翠, 2011: 《兼业农民的非农就业行为及其性别差异》, 《中国农村经济》第6期, 第54-62页。
- 15.罗必良, 2017: 《论服务规模经营——从纵向分工到横向分工及连片专业化》, 《中国农村经济》第11期, 第2-16页。
- 16.罗明忠、邱海兰、陈小知, 2021: 《农机投资对农村女性劳动力非农就业转移影响及其异质性》, 《经济与管理评论》第2期, 第127-137页。
- 17.孟晓志、李尚蒲, 2022: 《农地确权对劳动力转移性别差异的影响》, 《财经问题研究》第8期, 第13-21页。
- 18.苏卫良、刘承芳、张林秀, 2016: 《非农就业对农户家庭农业机械化服务影响研究》, 《农业技术经济》第10期, 第4-11页。
- 19.孙小燕、刘雍, 2019: 《土地托管能否带动农户绿色生产?》, 《中国农村经济》第10期, 第60-80页。
- 20.唐若迪、吉小燕、陈超, 2023: 《生产外包服务对小农户劳动力配置的优化作用——基于成员就业决策和家庭收入的视角》, 《农业技术经济》第4期, 第52-63页。
- 21.王铮、丁冠群、吴乐英、田园、翟石艳、周晓芳, 2021: 《黄河流域区域发展优势与经济带生成可能》, 《中国人口·资源与环境》第2期, 第111-118页。
- 22.杨永春、穆焱杰、张薇, 2020: 《黄河流域高质量发展的基本条件与核心策略》, 《资源科学》第3期, 第409-423页。
- 23.杨震宇、陈风波、张日新, 2022: 《非农就业与农业外包服务行为——对“替代效应”与“收入效应”的再考察》, 《农业技术经济》第3期, 第84-99页。
- 24.张川川、王靖雯, 2020: 《性别角色与女性劳动力市场表现》, 《经济学(季刊)》第3期, 第977-994页。
- 25.张仁慧、马林燕、赵凯、张泽, 2023: 《农业生产托管对粮食绿色生产效率的提升作用》, 《资源科学》第11期, 第2248-2263页。
- 26.张勋、杨紫、谭莹, 2023: 《数字经济、家庭分工与性别平等》, 《经济学(季刊)》第1期, 第125-141页。
- 27.郑旭媛、林庆林, 2021: 《生产外包服务发展对农村劳动力非农化配置的影响——基于农户异质性与环节异质性的视角》, 《农业技术经济》第6期, 第101-114页。
- 28.郑旭媛、徐志刚, 2017: 《资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮食生产的机械化为例》, 《经济学(季刊)》第1期, 第45-66页。
- 29.Afridi, F., M. Bishnu, and K. Mahajan, 2023, "Gender and Mechanization: Evidence from Indian Agriculture", *American Journal of Agricultural Economics*, 105(1): 52-75.
- 30.Becker, G., 1965, "A Theory of Allocation of Time", *Economic Journal*, 75(299): 493-517.
- 31.Bowlus, A., and T. Sicular, 2003, "Moving Toward Markets? Labor Allocation in Rural China", *Journal of Development Economics*, 71(2): 561-563.
- 32.Daum, T., F. Capezzone, and R. Birner, 2021, "Using Smartphone App Collected Data to Explore the Link Between Mechanization and Intra-household Allocation of Time in Zambia", *Agriculture and Human Values*, 38(2): 411-429.
- 33.Egger, E., A. Arslan, and E. Zucchini, 2022, "Does Connectivity Reduce Gender Gaps in Off-farm Employment? Evidence from 12 Low- and Middle-income Countries", *Applied Economic Perspectives and Policy*, 44(1): 197-218.

34.Hayami, Y., and V. Rutton, 1985, *Agricultural Development: An International Perspective*, Baltimore: John Hopkins University Press, 187-205.

35.Ma, W., X. Zhou, D. Boansi, G. Horlu, and V. Owusu, 2024, "Adoption and Intensity of Agricultural Mechanization and Their Impact on Non-farm Employment of Rural Women", *World Development*, Vol. 173, 106434.

36.Wang, X., F. Yamauchi, and J. Huang, 2016, "Rising Wages, Mechanization, and the Substitution Between Capital and Labor: Evidence from Small Scale Farm System in China", *Agricultural Economics*, 47(3): 309-317.

37.Yan, J., Z. Yang, Z. Li, X. Li, L. Xin, and L. Sun, 2016, "Drivers of Cropland Abandonment in Mountainous Areas: A Household Decision Model on Farming Scale in Southwest China", *Land Use Policy*, Vol. 57: 459-469.

(作者单位: 西北农林科技大学经济管理学院)

(责任编辑: 王 藻)

How Does Agricultural Production Trusteeship Promote Rural Women's Non-farm Employment?

ZHANG Renhui ZHANG Yu ZHAO Kai WANG Zhibin

Abstract: Agricultural production trusteeship helps release rural women from agricultural production constraints and create favorable conditions for their non-farm employment. This paper empirically analyzes the impact of agricultural production trusteeship on rural women's non-farm employment using data from a sample of 2047 female labors in the middle and upper reaches of the Yellow River Basin. The study finds that agricultural production trusteeship has a significant promotion effect on rural women's non-farm employment. Compared with rural women who do not adopt agricultural production trusteeship services, adopting agricultural production trusteeship services not only significantly increases the probability of rural women's participation in non-farm employment, but also significantly increases their non-farm employment time. In terms of non-farm employment choices and market returns, agricultural production trusteeship promotes the part-time transfer of rural women's labor and facilitates them to go out to work, and significantly increases their non-farm employment income. Mechanism analysis shows that agricultural production trusteeship stimulates rural women's non-farm employment by exerting a time-release effect. Heterogeneity analysis shows that agricultural production trusteeship plays a stronger role in promoting non-farm employment for rural women who have a lower level of household income, a lighter burden of child care, a heavier burden of supporting the elderly, and who grow grain crops. Further analysis confirms that there are significant gender differences in the non-farm employment promotion effect of agricultural production trusteeship. Agricultural production trusteeship has a stronger non-farm employment promotion effect on rural women compared to male laborers. This paper provides policy implications for accelerating the development of agricultural production hosting services and enhancing rural women's non-farm labor participation.

Keywords: Agricultural Production Trusteeship; Female Labor; Non-farm Employment; Yellow River Basin