

# 农户兼业对秸秆还田技术采纳的影响机制 及效应分析

——基于冀皖鄂1150份农户调查数据的实证

柯晶琳<sup>1,2</sup>, 颜廷武<sup>1\*</sup>, 姜维军<sup>1,2</sup>

(1.华中农业大学经济管理学院/农村经济与社会发展研究所,湖北武汉430070;  
2.黄冈师范学院商学院,湖北黄冈438000)



**摘要** 基于河北、安徽、湖北三省1150份农户的实地调查数据,采用倾向得分匹配法构建“反事实”框架,探讨了农户兼业对秸秆还田技术采纳的影响效应,并进一步验证了其中介效应及务工距离的作用机制。研究表明:(1)相比纯农户,兼业户更倾向于采纳秸秆还田技术;(2)农户兼业通过风险分担间接影响秸秆还田技术采纳,间接影响占比为24.43%;(3)当纯农户选择在乡内务工时,秸秆还田技术采纳率会提高15.0%,选择在县内乡外务工时,兼业对农户秸秆还田技术采纳行为没有显著性影响,但当纯农户选择省内县外务工时,秸秆还田技术采纳率提高了9.2%,选择省外务工时秸秆还田技术采纳率提高了10.0%。因此,为更好促进秸秆还田技术推广,政府部门应该引导和鼓励农户就近务工,保障农村劳动力就业质量,培育和支持农机社会化服务组织并加强对秸秆还田技术的指导和培训。

**关键词** 兼业; 秸秆还田技术; 倾向得分匹配; 中介效应

**中图分类号**:F323.3 **文献标识码**:A **文章编号**:1008-3456(2022)06-0035-10

**DOI编码**:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2022.06.004

我国是农业大国,每年农作物丰收的同时也会产生大量的秸秆,秸秆产量居世界第一<sup>[1]</sup>。随着农村能源结构与农业生产方式的转变,秸秆“变宝为废”,焚烧、弃置等不当方式成为农户秸秆处置的重要选择,不仅浪费了资源,也破坏了生态环境,加剧了农业发展与生态保护之间的矛盾冲突,阻碍了农业可持续发展。秸秆还田不仅可以避免秸秆焚烧等造成的生态环境恶化,还实现了资源的有效利用<sup>[2]</sup>。推广秸秆还田技术,实现农业废弃物资源化利用已成为广泛共识<sup>[3-4]</sup>。鉴于此,各级政府制定相关规章制度严控秸秆焚烧减少大气污染,并大力推广秸秆还田。在政府严管下收获季节秸秆集中焚烧现象已得到有效遏制,但在其他时段秸秆焚烧现象依然屡禁不止<sup>[5]</sup>。据2019年中国生态环境状况公报显示,卫星遥感共监测到全国秸秆焚烧火点6300个,秸秆露天焚烧现象仍呈多发、频发之势。

秸秆还田技术的顺利实施仅依靠政府的参与不足以实现,因为农户才是秸秆还田技术采纳的决策与实施主体。但当前农业生产过程中存在农户兼业化现象<sup>[6]</sup>,纯农户比例不断下降、兼业农户比例持续上升<sup>[7]</sup>,目前农户兼业化经营是我国农业经营的主要形式<sup>[8]</sup>。在推广秸秆还田技术的具体实践中,农户兼业这一显著特征值得关注。在学界,农户兼业对技术采纳行为的影响莫衷一是:有观点认为农户兼业会阻碍技术采纳,主要原因是农户兼业会产生收入增加效应和劳动力减损效应<sup>[9-10]</sup>,非农收入越高,农户更倾向于非农劳动而不愿意进行农业生产,会减少农业生产投资<sup>[11]</sup>,劳动力转移也会

收稿日期:2021-07-24

基金项目:国家社会科学基金项目“多主体协同推进秸秆资源化利用的机制与路径研究”(20BGL175);湖北省教育厅哲学社会科学  
研究项目“社会支持对农户秸秆还田技术主动采纳行为的影响机制研究——以湖北省为例”(20Y180)。

\*为通讯作者。

导致务农劳动力对农业新技术风险的规避及对农业新技术需求降低<sup>[12]</sup>,以农业收入为主的农户兼业对秸秆还田等资金偏向型技术具有显著负向影响<sup>[13]</sup>;另一种观点认为农户兼业会促进农户采纳技术,农户家庭收入越高,更有能力负担新技术的投入,抵御风险的能力越强<sup>[14]</sup>,并且非农劳动力占比越高,农户务农机会成本上升,农户会增加对劳动节约型农业技术的选择<sup>[15]</sup>,倾向于秸秆还田这种劳动替代型技术<sup>[16]</sup>。但也有学者认为兼业对农户秸秆还田技术采纳具有差异性,劳动力外出务工对以非农收入为主的农户产生负向影响,而对以务农收入为主的农户,会促进其采用可持续农业技术<sup>[17]</sup>。

现有文献对农户兼业与技术采纳行为进行了探讨,对本文研究有重要的借鉴与参考价值,但是已有研究仍有进一步改进空间:(1)现有文献在研究方法上多采用Logit、Probit等计量模型,有可能存在可观测变量对农户兼业和秸秆还田技术采纳行为同时影响而产生的系统性差异。(2)虽有文献探讨了兼业对农户秸秆还田技术采纳行为的影响,但系统揭示兼业对农户技术采纳的影响机制的研究较为不足,农户兼业通过何种路径影响技术采纳有待阐明。(3)有关农户兼业对技术采纳的影响,已有研究结论尚未达成一致,可能的原因是农户兼业的异质性影响,不同务工距离的农户兼业对技术采纳可能产生差异。鉴于此,为了探究农户兼业对秸秆还田技术采纳的影响机制及作用路径,本文基于课题组调研的1150份数据,通过构建“反事实”框架,采用倾向得分匹配法(PSM)识别出农户兼业对秸秆还田技术采纳的影响效应,利用中介效应模型探讨农户兼业对秸秆还田技术采纳的影响路径;并深入揭示不同务工距离的异质性兼业对农户技术采纳行为的影响。

## 一、理论分析与研究假说

### 1. 农户兼业对秸秆还田技术采纳的影响

兼业户是指农户家庭劳动力既有从事农业生产的,也有从事非农工作的<sup>[18-19]</sup>。而随着兼业户中劳动力外出务工从事非农工作,农业生产中生产要素的配置会随之发生变化。一方面外出务工能够获得工资性收入,导致农业生产中务农机会成本上升,提高了农业劳动力的相对价格;另一方面外出务工减少了农户家庭中农业劳动力投入数量,导致劳动力成为农业生产中的稀缺资源。诱致性技术变迁理论认为资源稀缺所引起的要素相对价格的变化会对技术产生诱致变迁作用,尤其是劳动力成本的上升会促使农户利用机械等资本密集型技术替代劳动力<sup>[20]</sup>。农村劳动力外出务工,势必促使农户采用机械作业替代劳动力。赵培芳等<sup>[10]</sup>研究认为农户兼业具有收入增加效应和劳动力挤出效应,较高的收入为农业生产提供资金来源,务农稀缺劳动力对农机技术产生强烈需求,从而有利于诱致技术推广和诱导农户采纳<sup>[21]</sup>。秸秆还田是增资—节劳—增险型技术<sup>[22]</sup>,通过机械作业将秸秆粉碎后直接还入耕地<sup>[23]</sup>,能够有效节省劳动力投入。因此,随着农户外出务工,为减少采用秸秆处理方式而投入的劳动力数量以及缓解劳动力价格上升引起的生产成本上升,农户倾向于采纳秸秆还田技术。基于此,本文提出假说:

H<sub>1</sub>: 相比纯农户,兼业户更倾向于采纳秸秆还田技术。

### 2. 农户兼业对秸秆还田技术采纳的影响路径分析

作为一种跨期农业技术,秸秆还田技术的实施需要长期投入,机械作业能够有效节约劳动力,但收益分布在不同时期,见效慢,且技术效果不确定性强<sup>[24]</sup>,是一项典型的增资—节劳—增险型技术<sup>[22]</sup>。作为理性的行为决策者,农户的行为决策目标由效用最大化目标转为效用最大化与风险最小化之间均衡的多目标<sup>[25]</sup>。农户之所以采纳增资—节劳—增险型技术,是其在均衡风险与通过生产要素资源的重新配置而获得收益之间的权衡,具体来说,农户兼业通过资源配置的效用优化以及风险分担推动其采纳秸秆还田技术。

根据家庭内部分工理论,为实现家庭收益最大化,农户会充分利用家庭劳动力的比较优势,在农业生产与非农部门之间合理配置劳动力资源<sup>[26]</sup>,改变了农户家庭劳动力在农业与非农部门的资源配置<sup>[27]</sup>。外出工会制约农户在农业生产上的劳动力配置,导致务农劳动力紧缺,而面对劳动力供给约束,农户会优化农业生产要素投入结构,用机械作业替代劳动力,减少农业生产中的劳动力投入<sup>[9]</sup>,劳

动力刚性约束不断增加与劳动力机会成本不断提高,必然诱导资本替代劳动<sup>[28]</sup>。秸秆还田技术是一项资金偏向型技术,农户通过购买相应农机服务完成<sup>[13]</sup>,而外出工会提高农户的家庭收入,农户能够承担秸秆还田技术的支付成本。因此,基于以上分析提出假说:

H<sub>2</sub>:农户兼业通过资源配置促进秸秆还田技术采纳。

秸秆还田技术效果具有不确定性,且容易发生病虫害<sup>[20]</sup>,会导致农户农业生产的风险增大,虽然我国农业保险发展迅速,但仍存在结构性问题,农业保险的覆盖率不高,无法完全满足农户的需求<sup>[29]</sup>。农户风险分担能力会综合考虑家庭自身资源承担能力及从外部可获取资源的能力,即风险分担主要来自家庭和社会。一方面农户家庭劳动力外出务工是一种农村家庭保障机制,可以提高家庭收入,扩大农户家庭收入来源多元化<sup>[30]</sup>,有效缓解家庭的资金约束和风险<sup>[31]</sup>;另一方面外出务工是农户积累社会资本、拓展社会网络的重要手段,而社会资本对农户非正式风险分担有显著影响<sup>[32]</sup>,社会网络也是农户分担风险的非正式机制<sup>[30]</sup>,农户间互帮互助能够有效降低家庭风险。基于以上分析本文提出假说:

H<sub>3</sub>:农户兼业通过风险分担促进秸秆还田技术采纳。

为此,本文构建了农户兼业对秸秆还田技术采纳行为影响的理论分析框架,如图1所示。

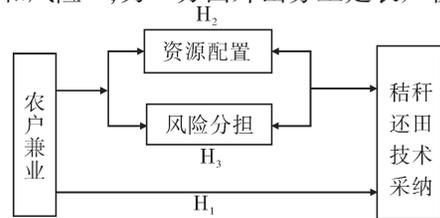


图1 农户兼业对秸秆还田技术采纳行为的影响机制

## 二、数据来源与模型设定

### 1. 数据来源

本文研究所用数据来源于课题组2017年和2018年在河北、安徽、湖北3省开展的农户实地调查。课题组选择的调查地点是河北省沧州市新华区、南皮县和沧县,安徽省宿州市灵璧县,湖北省黄石、荆门、荆州和恩施,共计16县(市、区)。我国农作物秸秆主要来自玉米、水稻和小麦。河北沧州、安徽宿州以平原为主,主要种植玉米与小麦,且河北、安徽均为中国秸秆综合利用试点省份;湖北位于长江中游主要种植水稻,是水稻秸秆还田重点推广的省份之一。选择以上地区作为研究区域可以较全面考察秸秆还田的问题,具备一定代表性。

课题组采用多阶段抽样和随机抽样相结合的方式选择样本。首先在每个省抽取1~4个市,每个市随机抽取1~3个县(区),每个县(区)随机选取2~4个乡镇,然后在每个乡镇随机选取2~4个村,最后在每个村随机选取30~40户农户,调研过程采取一对一面谈访问,调研人员当面访问农户并填写调查问卷。在剔除关键信息遗漏、逻辑错误及变量缺失等无效问卷后共获得有效问卷1150份。

### 2. 研究方法

农户做出兼业选择时并不是随机决定的,其选择过程通常受到农户家庭特征、生产经营特征等因素的影响,这些因素可能同时影响秸秆还田技术采纳而导致系统差异。由于兼业户和纯农户的初始禀赋不同,农户兼业对秸秆还田技术采纳的影响存在“偏差”。倾向得分匹配(PSM)通过搭建一个“反事实”假设,能较好地缓解可观测“共同因素”影响导致的系统差异;且匹配方法还具有的优势是,它未假设变量间的函数形式,只需要可观测变量保证满足共同区间假设。因此,相比已有文献,本文采用PSM方法,所得估计结果在保证不受可观测变量所致选择性偏误的基础上,更具有不受因模型误设所引发的外推偏误的优势<sup>[33]</sup>。具体方法如下:

首先,构建农户秸秆还田技术采纳模型,表述式为:

$$Y_i = \alpha + \delta D_i + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

式(1)中, $Y_i$ 表示农户秸秆还田技术采纳行为; $D_i$ 表示农户是否兼业, $\delta$ 表示农户兼业对秸秆还田技术采纳的影响程度; $X_i$ 为控制变量, $\beta$ 为控制变量的系数, $\alpha$ 为常数项, $\varepsilon_i$ 是随机干扰项。

其次,搭建“反事实”框架。根据农户家庭特征、生产经营特征估计农户兼业的概率,计算倾向得分值,基于倾向得分值寻找反事实的控制组(纯农户),并与处理组(兼业户)相匹配。本文采用Logit

模型计算农户兼业的倾向匹配得分值 $P(X_i)$ ,其表达式为:

$$P(X_i) = P(D_i = 1|X_i) = \exp(\beta X_i) / [1 + \exp(\beta X_i)] \quad (2)$$

式(2)中, $P(D_i = 1|X_i)$ 为给定 $X_i$ 的情况下农户选择兼业的倾向匹配得分值或概率。

在得到倾向匹配得分值后,运用匹配方法对处理组(兼业户)和控制组(纯农户)进行匹配,若匹配效果较好,兼业户和纯农户有较大的共同支撑区域,即倾向得分值有较大范围的重叠区间。

最后,计算平均处理效应。本文欲探究的是农户兼业对秸秆还田技术采纳的影响,即对于纯农户而言,倘若他们成为兼业户,其秸秆还田技术采纳会有何改变。具体到本文的“反事实”框架之中,意味着需要根据已匹配样本处理计算纯农户倘若兼业对其秸秆还田技术采纳的平均处理效应(average treatment effect on the untreated,  $ATU$ )进行估计<sup>①</sup>,即农户兼业对秸秆还田的影响程度,其表达式为:

$$ATU = E(Y_1|D=0) - E(Y_0|D=0) = E(Y_1 - Y_0|D=0) \quad (3)$$

### 3. 变量说明

**结果变量:**秸秆还田技术采纳行为。由于农作物秸秆主要来自玉米、小麦和水稻,因此农户在3种作物中至少有1种秸秆还田亩数非0,认为该农户采纳了秸秆还田技术,赋值为1;否则赋值为0。

**处理变量:**是否为兼业户。当农户家庭成员中有1人及以上外出务工,即为兼业户,赋值为1;若农户家庭中无外出务工劳动力,则为纯农户,赋值为0。

由表1可知,在1150个农户样本中,兼业户样本899个,占比为78.17%;纯农户样本251个,占比为21.83%。兼业户中采纳秸秆还田技术的农户占比77.86%,不采纳秸秆还田技术农户的比例为22.14%;纯农户中采纳秸秆还田技术的农户占比68.53%,不采纳秸秆还田技术农户占比为31.47%。由此可以看出,兼业户采纳秸秆还田的比例明显高于纯农户。

表1 农户秸秆还田技术采纳行为描述性分析

| 农户兼业情况 | 样本数  | 占比/%  | 采纳秸秆还田 |       | 不采纳秸秆还田 |       |
|--------|------|-------|--------|-------|---------|-------|
|        |      |       | 样本数    | 占比/%  | 样本数     | 占比/%  |
| 兼业户    | 899  | 78.17 | 700    | 77.86 | 199     | 22.14 |
| 纯农户    | 251  | 21.83 | 172    | 68.53 | 79      | 31.47 |
| 合计     | 1150 | 100   | —      | —     | —       | —     |

**匹配变量:**借鉴孙小燕等<sup>[8]</sup>对于PSM匹配变量的选择,尽可能考虑同时影响农户兼业与采纳秸秆还田的相关变量。基于姜维军等<sup>[4]</sup>、赵培芳等<sup>[10]</sup>、邹杰玲等<sup>[17]</sup>等研究,本文选取了两大类匹配变量:一是农户家庭特征,包括是否加入合作社、农业收入、收入稳定性、是否借贷、城市是否有房、最近集市距离;二是生产经营特征,包括土地亩数、土地块数、农机数量、土地质量、灌溉条件。其中土地质量和灌溉条件是主观评价,是非连续的,因此将土地质量和灌溉条件设置为3个等级的虚拟变量:土地质量分为土地质量差、土地质量中等和土地质量好3类;灌溉条件分为灌溉条件差、灌溉条件中等和灌溉条件好3类。为规避虚拟变量陷阱,本文将土地质量差和灌溉条件差作为参照组。

**中介变量:**农户兼业主要通过资源配置和风险分担两条路径影响农户秸秆还田技术采纳行为。一是通过资源配置效应影响农户采纳秸秆还田技术。借鉴已有研究<sup>[34]</sup>,中介变量资源配置为劳动力投入量,即农忙时亩均劳动力投入量。理论上,如果农忙时亩均劳动力投入量起到中介作用,即可认为农户兼业改变了农户家庭劳动力资源配置,农户会倾向于采纳秸秆还田机械作业,缓解劳动力约束。二是通过风险分担提升了家庭风险分担的能力,从而影响秸秆还田技术采纳行为。主要从家庭、社会两个层面来进行度量。其中家庭层面以家庭收入来衡量,以家庭收入对数作为代理变量。社会层面以人情往来支出作为衡量,人情往来(礼金)支出是家庭一项较为稳定的现金流支出,是对

① 由于本文处理组(兼业户)规模远大于控制组(纯农户)规模,倘若计算处理组平均处理效应( $ATT$ ),则需要有放回地重复抽取控制组来匹配处理组,这意味会降低最终匹配样本的样本量,可能会导致估计方差较大而有效性下降。因此, $ATU$ 比 $ATT$ 更适用于本文。

家庭社会关系的投资和社会网络的维持<sup>[30]</sup>。以人情往来支出数额对数作为代理变量。变量的定义及描述性统计结果如表2所示。

表2 变量的定义与描述性统计结果

| 变量     | 定义与赋值   | 纯农户    | 兼业户    | 差异        |
|--------|---|--------|--------|-----------|
| 采纳行为   | 农户是否采纳秸秆还田技术:是=1;否=0                          | 0.685  | 0.779  | -0.093*** |
| 合作社    | 您有没有加入农民专业合作社? 没有=0;有=1                       | 0.363  | 0.343  | 0.020     |
| 农业收入   | 农户家庭农业收入/万元                                   | 2.058  | 1.529  | 0.529***  |
| 收入稳定性  | 您家每年收入是否稳定? 非常不稳定=1;不太稳定=2;一般=3;比较稳定=4;非常稳定=5 | 2.956  | 3.020  | -0.064    |
| 是否借贷   | 家庭最近几年有无借贷款:无=0;有=1                           | 0.295  | 0.214  | 0.081***  |
| 城市是否有房 | 您家有未在城里买房? 无=1;准备买=2;有=3                      | 0.183  | 0.257  | -0.074    |
| 集市距离   | 最近的集市距离/千米                                    | 4.647  | 4.168  | 0.480     |
| 土地亩数   | 家庭实际经营耕地规模/亩                                  | 10.330 | 10.937 | -0.607    |
| 土地块数   | 家庭实际经营耕地块数                                    | 2.608  | 2.509  | 0.099     |
| 土地质量差  | 您认为您家土地质量如何? 最差、比较差=1;其他=0                    | 0.183  | 0.162  | 0.021     |
| 土地质量中等 | 您认为您家土地质量如何? 一般=1;其他=0                        | 0.546  | 0.506  | 0.040     |
| 土地质量好  | 您认为您家土地质量如何? 最好、比较好=1;其他=0                    | 0.271  | 0.331  | -0.061*   |
| 灌溉条件差  | 您认为您家灌溉条件如何? 最差、比较差=1;其他=0                    | 0.371  | 0.359  | 0.011     |
| 灌溉条件中等 | 您认为您家灌溉条件如何? 一般=1;其他=0                        | 0.319  | 0.310  | 0.008     |
| 灌溉条件好  | 您认为您家灌溉条件如何? 最好、比较好=1;其他=0                    | 0.311  | 0.330  | -0.020    |
| 农机数量   | 家庭持有农机的数量                                     | 1.562  | 1.623  | -0.061    |
| 资源配置   | 亩均劳动力投入量                                      | 0.463  | 0.237  | 0.226***  |
| 风险分担   | 熵值法计算得出                                       | 9.740  | 10.242 | -0.502*** |

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,后表同。

### 三、实证结果与分析

#### 1. 农户兼业对秸秆还田技术采纳影响的效应分析

(1)农户兼业的平均处理效应分析。本文采用倾向得分匹配法,基于“反事实”分析识别农户兼业对秸秆还田技术采纳的影响。运用农户秸秆还田技术采纳Logit模型测算样本农户兼业的倾向得分值,采用近邻匹配法进行匹配,由此计算农户兼业对秸秆还田技术采纳的平均处理效应 $ATU$ 。如表3所示,近邻匹配法1对1匹配时, $ATU$ 在1%水平上显著,当近邻匹配法1对3匹配、1对5匹配时结果具有一致性, $ATU$ 均在1%的显著性水平上通过检验,说明PSM模型结果较为稳健。由此可见,农户兼业对秸秆还田技术采纳有显著的促进作用,假说 $H_1$ 得以验证。

(2)共同支撑域检验。共同支撑域主要是为了衡量兼业户和纯农户两组样本倾向匹配的质量。两组样本共同支撑域重叠程度越高,说明两组样本观察值多数均在共同支撑域范围内,表明在匹配过程中样本损失较少,匹配质量较高。

为了更直观地观察兼业户和纯农户的匹配效果,本文以近邻匹配法(1对5匹配)为例,绘制了匹配前后的兼业户(处理组)和纯农户(控制组)的概率密度函数分布图。从图2可以看出,匹配后的两组样本倾向得分的概率密度函数重叠程度较高,表明两组样本多数观察值共同支撑域范围较广,匹配质量较好。

(3)平衡性检验。平衡性检验是对匹配后各变量在兼业户和纯农户之间的差异性进行显著性检验,判断倾向得分匹配法是否有效校正样本选择偏误。首先,对各变量标准化偏差的变化进行分析。

表3 PSM的平均处理效应估计

| 匹配方法            | $ATU$    | Abadie & Imbens<br>稳健标准误 | T值   |
|-----------------|----------|--------------------------|------|
| 近邻匹配<br>(1对1匹配) | 0.112*** | 0.041                    | 2.75 |
| 近邻匹配<br>(1对3匹配) | 0.100*** | 0.035                    | 2.84 |
| 近邻匹配<br>(1对5匹配) | 0.106*** | 0.034                    | 3.08 |

如表4所示,对比匹配前后各变量在兼业户和纯农户之间的差异性,匹配前农业收入、是否借贷、土地质量好等变量存在显著差异,匹配后不存在显著性差异;通过t检验对两组样本的变量均值差异进行显著性检验,可以看出匹配后各变量均值没有显著差异。

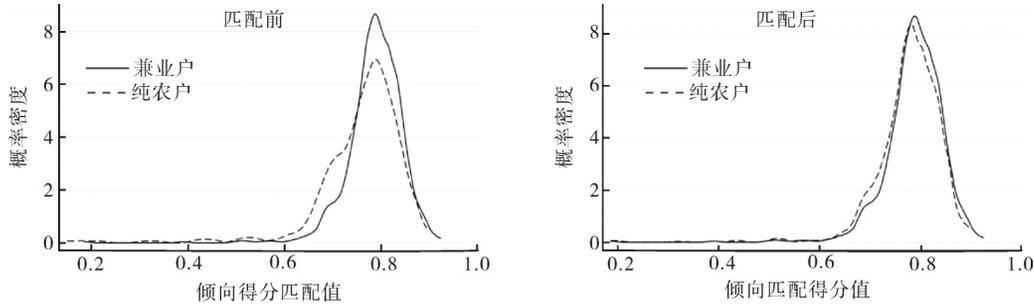


图2 匹配前后的概率密度函数分布

表4 匹配前后变量标准化偏差

| 变量     |     | 均值     |        | 偏差率/%   | 改变比率/%  | t检验   |         |
|--------|-----|--------|--------|---------|---------|-------|---------|
|        |     | 兼业户    | 纯农户    |         |         | T值    | $P> t $ |
| 合作社    | 匹配前 | 0.343  | 0.363  | -4.200  | -36.400 | -0.59 | 0.558   |
|        | 匹配后 | 0.333  | 0.360  | -5.700  |         | -0.64 | 0.524   |
| 农业收入   | 匹配前 | 1.529  | 2.058  | -17.200 | 49.700  | -2.91 | 0.004   |
|        | 匹配后 | 1.680  | 1.946  | -8.600  |         | -0.98 | 0.327   |
| 收入稳定情况 | 匹配前 | 3.020  | 2.956  | 6.500   | 69.900  | 0.920 | 0.357   |
|        | 匹配后 | 2.971  | 2.952  | 2.000   |         | 0.220 | 0.826   |
| 是否借贷   | 匹配前 | 0.214  | 0.295  | -18.700 | 73.400  | -2.71 | 0.007   |
|        | 匹配后 | 0.314  | 0.292  | 5.000   |         | 0.520 | 0.600   |
| 城市是否有房 | 匹配前 | 0.257  | 0.183  | 11.900  | 64.200  | 1.610 | 0.107   |
|        | 匹配后 | 0.210  | 0.184  | 4.300   |         | 0.500 | 0.618   |
| 土地亩数   | 匹配前 | 10.937 | 10.330 | 6.500   | 68.100  | 0.930 | 0.352   |
|        | 匹配后 | 10.149 | 10.343 | -2.100  |         | -0.23 | 0.814   |
| 土地块数   | 匹配前 | 2.509  | 2.608  | -2.300  | 95.100  | -0.36 | 0.720   |
|        | 匹配后 | 2.618  | 2.613  | 0.100   |         | 0.010 | 0.990   |
| 土地质量中等 | 匹配前 | 0.506  | 0.546  | -7.900  | 13.300  | -1.11 | 0.266   |
|        | 匹配后 | 0.578  | 0.544  | 6.900   |         | 0.770 | 0.439   |
| 土地质量好  | 匹配前 | 0.331  | 0.271  | 13.200  | 68.300  | 1.820 | 0.069   |
|        | 匹配后 | 0.253  | 0.272  | -4.200  |         | -0.49 | 0.626   |
| 灌溉情况中等 | 匹配前 | 0.310  | 0.319  | -1.800  | -5.000  | -0.25 | 0.800   |
|        | 匹配后 | 0.311  | 0.320  | -1.900  |         | -0.21 | 0.833   |
| 灌溉情况好  | 匹配前 | 0.330  | 0.311  | 4.200   | 79.600  | 0.590 | 0.558   |
|        | 匹配后 | 0.316  | 0.312  | 0.900   |         | 0.100 | 0.923   |
| 集市距离   | 匹配前 | 4.168  | 4.647  | -10.400 | 44.200  | -1.54 | 0.124   |
|        | 匹配后 | 4.893  | 4.626  | 5.800   |         | 0.550 | 0.585   |
| 农机数量   | 匹配前 | 1.623  | 1.562  | 5.600   | 33.300  | 0.770 | 0.439   |
|        | 匹配后 | 1.601  | 1.560  | 3.700   |         | 0.410 | 0.681   |

其次,对匹配后变量的平衡性检验结果进行分析。从表5的检验结果中可以看出,匹配后,Pseudo  $R^2$ 、LR值、均值偏差、中位数偏差和B值较匹配前均明显降低,其中匹配后B值为17.2%,B值小于25%满足平衡性。由此可见,匹配后处理组(兼业户)和控制组(纯农户)匹配变量之间偏差有效降低,匹配后样本数据满足平衡性要求,即倾向得分匹配有效校正样本在家庭特征和生产经营特征等方面的偏差。

表5 匹配前后变量的平衡性检验结果

|     | Pseudo $R^2$ | LR值   | P值    | 均值偏差/% | 中位数偏差/% | B值   |
|-----|--------------|-------|-------|--------|---------|------|
| 匹配前 | 0.023        | 28.19 | 0.009 | 8.5    | 6.5     | 36.0 |
| 匹配后 | 0.005        | 3.71  | 0.994 | 3.9    | 4.2     | 17.2 |

## 2. 农户兼业的中介效应分析

以上研究表明,农户兼业对秸秆还田技术采纳具有积极的影响,但对于农户兼业如何影响秸秆还田技术采纳,还有待进一步验证。根据前文分析,农户兼业主要通过资源配置和风险分担两条路径影响秸秆还田技术采纳,本文借鉴温忠麟等<sup>[35]</sup>总结的中介效应检验步骤,并使用经前文PSM后的匹配样本<sup>①</sup>,分别对上述两条路径是否存在中介效应进行检验。

(1)资源配置路径的中介效应检验。如表6中回归(1)的估计结果显示,可以看出农户兼业对秸秆还田技术采纳具有显著的直接正向影响,估计系数为0.086。回归(2)的估计结果系数为负,但不显著,表明农户兼业对资源配置影响作用没有通过统计学检验,假说 $H_2$ 没有通过检验。但(3)的估计结果表明资源配置对农户秸秆还田技术采纳行为起到显著的负向影响作用,可能的原因是当农户减少亩均劳动投入量时,会提高农户使用机械进行农业生产的可能性,而秸秆还田主要是通过农业机械进行,因此亩均劳动量投入过少会提高农户采纳秸秆还田技术的可能性。

(2)风险分担路径的中介效应检验。回归(5)的估计结果表明农户兼业能显著提高农户风险分担的能力。回归(6)在控制了农户兼业的作用后,中介变量风险分担依然对技术采纳具有显著促进作用。进一步比较模型(4)和模型(6)的估计结果,当模型中加入风险分担中介变量后,农户兼业对技术采纳行为的影响系数由0.086下降到0.065,这表明农户兼业对秸秆还田技术采纳行为的影响作用部分是通过风险分担实现的,因此假说 $H_3$ 得以验证。从影响系数来看,中介效应占比为24.43%<sup>②</sup>,意味着农户兼业大约有24.43%是通过风险分担的中介作用实现对技术采纳的影响。

表6 资源配置和风险分担的中介效应检验

N=878

| 变量   | 资源配置路径                      |               |                               | 风险分担路径                      |                              |                            |
|------|-----------------------------|---------------|-------------------------------|-----------------------------|------------------------------|----------------------------|
|      | 回归(1)<br>技术采纳               | 回归(2)<br>资源配置 | 回归(3)<br>技术采纳                 | 回归(4)<br>技术采纳               | 回归(5)<br>风险分担                | 回归(6)<br>技术采纳              |
| 农户兼业 | 0.086 <sup>**</sup> (0.035) | -0.202(0.157) | 0.081 <sup>**</sup> (0.035)   | 0.086 <sup>**</sup> (0.035) | 0.618 <sup>***</sup> (0.064) | 0.065 <sup>*</sup> (0.019) |
| 资源配置 | —                           | —             | -0.023 <sup>***</sup> (0.007) | —                           | —                            | —                          |
| 风险分担 | —                           | —             | —                             | —                           | —                            | 0.034 <sup>*</sup> (0.037) |
| 控制变量 | 已控制                         | 已控制           | 已控制                           | 已控制                         | 已控制                          | 已控制                        |

注:括号内为标准误。

## 四、外出务工距离对秸秆还田技术采纳的异质性影响

已有研究发现劳动力外出务工的距离与就业质量成“U型”关系<sup>[36]</sup>。短距离务工较为稳定<sup>[30]</sup>,随着务工距离越远,就业质量下降,工作稳定性差,但超过县域的务工距离农户就业质量上升,就业稳定性增强,工资水平上涨<sup>[36]</sup>。家庭收入越稳定,农户越有意愿对秸秆还田技术进行投资<sup>[37]</sup>。从影响机理来说可能是就业质量影响家庭风险分担能力,收入越高越稳定农户风险分担能力越强。基于以上研究猜测不同的外出务工距离,农户兼业对秸秆还田技术采纳可能存在差异。为了验证这一猜测,本文分析不同务工距离下农户兼业对秸秆还田技术采纳的影响。

估计结果如表7所示,农户兼业对其秸秆还田技术采纳行为的处理效应具有差异性,在乡内、县外务工的兼业户 $ATU$ 值均通过了显著性检验。具体而言,纯农户倘若在乡内务工,其秸秆还田技术采纳的平均处理效应为15.0%,倘若省内县外务工,则其平均处理效应为9.2%,倘若在省外务工,则

① 使用PSM后的匹配样本保证了由可观测变量导致的选择性偏误被消除,从而后续的OLS回归不会受到内生性的干扰。

② 风险分担中介效应=0.618×0.034/0.086=0.2443

其平均处理效应为10.0%。需要指出的是,随着务工距离的增加,农户采纳秸秆还田技术的平均处理效应先下降后上升。上述分析结果表明务工距离对秸秆还田技术采纳有异质性影响。近距离务工家庭收入较为稳定,会促进兼业户采纳秸秆还田技术,随着务工距离增加,就业质量变差,收入不稳定,农户兼业并不会显著促进秸秆还田技术采纳,但务工距离一旦超过本县,农户倾向于采纳秸秆还田技术,可能的原因是只有农户在县外可以找到高质量的工作,才会选择去县外务工。

表7 不同务工距离农户秸秆还田技术采纳的平均处理效应

| 处理组(兼业户)务工距离 | ATU      | 稳健标准误 | z值   |
|--------------|----------|-------|------|
| 乡内           | 0.150*** | 0.051 | 2.97 |
| 县内乡外         | 0.033    | 0.054 | 0.61 |
| 省内县外         | 0.092**  | 0.046 | 2.01 |
| 省外务工         | 0.100*** | 0.040 | 2.51 |

## 五、结论与政策启示

### 1. 结论

本文利用河北、安徽、湖北三省1150份农户微观调查数据,基于倾向得分匹配法,在构造“反事实”框架的基础上实证探讨了农户兼业对秸秆还田技术采纳行为的影响效应,并采用中介效应模型分析了农户兼业对秸秆还田技术采纳的影响机制,进一步分析发现不同外出务工距离对农户秸秆还田技术采纳有异质性影响。研究结果显示:(1)总体上相比于纯农户,兼业户更倾向于采纳秸秆还田技术,当纯农户选择兼业时,其秸秆还田技术采纳率提高了10.6%。(2)兼业既可以直接作用于农户秸秆还田技术采纳,也可以通过风险分担的部分中介效用间接影响农户秸秆还田技术采纳行为,中介效应占比24.43%。而兼业并未通过资源配置的中介效应影响农户秸秆还田技术采纳。(3)不同务工距离下农户兼业对其秸秆还田技术采纳行为的平均处理效应存在异质性。当纯农户选择兼业务工距离在乡内时,秸秆还田比率显著提高了15.0%;选择在县内乡外务工时,兼业对农户秸秆还田技术采纳行为没有显著性影响;但当务工距离超过县域时,秸秆还田比率反而显著提高。

### 2. 政策启示

本文验证了农户兼业对其秸秆还田技术采纳行为的影响,并揭示了影响机制以及不同务工距离产生的异质性影响。从实证结果看,当纯农户选择兼业时不仅能够显著提升其采纳行为,而且能够通过风险分担间接影响其采纳行为;务工距离对农户采纳行为的影响呈U型轨迹。这意味着要有效实现秸秆还田技术的推广,要从供需两端入手:从需求侧角度来说,政府应该提供相关政策支持鼓励农户兼业,从而降低农户农业劳动力的投入,增强其负担技术成本以及所带来风险的能力,进而提高其对秸秆还田技术为代表的“节劳”绿色技术的需求;从供给的角度来说,政府应该鼓励发展农机社会化服务,为农户实施秸秆还田技术奠定基础。基于以上分析,为推动农户采纳秸秆还田技术,可以从以下几个方面入手:

第一,引导和鼓励农户就近务工。首先是在支持本地乡镇企业发展的基础上,吸引外来企业投资入驻,为农村劳动力就近务工提供更多优质就业岗位,保障本乡镇务工人员的就业质量,引导和鼓励农村劳动力就近务工,避免盲目远距离务工。其次,对于跨县外出务工农村劳动力,通过搭建如微信公众号和微信群等信息服务平台,实时推送和提供相关就业信息,保持与外出务工劳动力联系,提供就业帮助与服务。

第二,保障农村劳动力就业质量。基于“农民工稳就业职业技能培训计划”,采取多主体多形式的培训方式,提升农村劳动力的职业技能。首先完善线下技能培训体系,支持职业技术学院、培训机构与相关企业等提供培训资源,开展系列农村人才技能培训项目。其次,以互联网、新媒体为载体,提供线上技能培训,围绕市场需求进行精准培训。通过线下与线上技能培训相结合,提高农村劳动力人力资本水平,改善就业状况,提升就业质量。

第三,培育和支持农机社会化服务组织。农户对秸秆还田技术的采纳主要通过购买农机服务实现,秸秆还田机械作业有助于缓解农户农业劳动力投入不足约束,兼业户比例不断上升对农机服务的需求进一步增加。因此政府应大力扶持农机合作社和农机户等农业生产性服务主体,鼓励更多的农业专业服务组织投入农业生产中,提高秸秆还田技术的易获得性和便利性。

第四,加强对秸秆还田技术的指导和培训。首先结合宣讲等传统方式和微信、短视频等现代信息技术,对秸秆还田技术进行广泛宣传推广和科普,深化农户对秸秆还田技术的认知,提高农户对技术的掌握和实践。其次持续强化对农户秸秆还田技术的指导和培训,并开展对还田作业质量的定期核查检验,尽量减少技术的不确定性与农业生产中的风险,提高技术应用效果。

## 参 考 文 献

- [1] 涂心萌,杨绪红,张景源,等.2014—2019年中国秸秆焚烧火点的地理特征分析[J].地理研究,2020,39(10):2379-2390.
- [2] 盖豪,颜廷武,何可,等.基于农户视角的秸秆机械化还田服务绩效评价及其障碍因子诊断——来自冀、鲁、皖、鄂四省的调查[J].长江流域资源与环境,2018,27(11):2597-2608.
- [3] 任保平,文丰安.新时代中国高质量发展的判断标准、决定因素与实现途径[J].改革,2018(4):5-16.
- [4] 姜维军,颜廷武,张俊飏.互联网使用能否促进农户主动采纳秸秆还田技术——基于内生转换Probit模型的实证分析[J].农业技术经济,2021(3):50-62.
- [5] 候其东,鞠美庭.秸秆类生物质资源化技术研究前沿和发展趋势[J].环境保护,2020,48(18):65-70.
- [6] 江鑫,黄乾.耕地规模经营、农户非农兼业和家庭农业劳动生产率——来自湖南省的抽样调查证据[J].农业技术经济,2019(12):4-20.
- [7] 张琛,彭超,孔祥智.农户分化的演化逻辑、历史演变与未来展望[J].改革,2019(2):5-16.
- [8] 孙小燕,刘雍.土地托管能否带动农户绿色生产[J].中国农业经济,2019(10):60-80.
- [9] 钟甫宁,陆五一,徐志刚.农村劳动力外出务工不利于粮食生产吗?——对农户要素替代与种植结构调整行为及约束条件的解析[J].中国农村经济,2016(7):36-47.
- [10] 赵培芳,王玉斌.农户兼业对农业生产环节外包行为的影响——基于湘皖两省水稻种植户的实证研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2020(1):38-46,163.
- [11] 刘荣茂,马林靖.农户农业生产性投资行为的影响因素分析——以南京市五县区为例的实证研究[J].农业经济问题,2006(12):22-26.
- [12] 展进涛,陈超.劳动力转移对农户农业技术选择的影响——基于全国农户微观数据的分析[J].中国农村经济,2009(3):75-84.
- [13] 杨志海,王雅鹏,麦尔旦·吐尔孙.农户耕地质量保护性投入行为及其影响因素分析——基于兼业分化视角[J].中国人口·资源与环境,2015,25(12):105-112.
- [14] 丰军辉,何可,张俊飏.家庭禀赋约束下农户作物秸秆能源化需求实证分析——湖北省的经验数据[J].资源科学,2014,36(3):530-537.
- [15] 曹慧,赵凯.农户非农就业、耕地保护政策认知与亲环境农业技术选择——基于产粮大县1422份调研数据[J].农业技术经济,2019(5):52-65.
- [16] 姚科艳,陈利根,刘珍珍.农户禀赋、政策因素及作物类型对秸秆还田技术采纳决策的影响[J].农业技术经济,2018(12):64-75.
- [17] 邹杰玲,董政祎,王玉斌.“同途殊归”:劳动力外出务工对农户采用可持续农业技术的影响[J].中国农村经济,2018(8):83-98.
- [18] 郝海广,李秀彬,辛良杰,等.农户兼业行为及其原因探析[J].农业技术经济,2010(3):14-21.
- [19] 郭如良,刘子玉,陈江华.农户兼业化、土地细碎化与农机社会化服务——以江西省为例[J].农业现代化研究,2020,41(1):135-143.
- [20] 郑旭媛,徐志刚.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[J].经济学(季刊),2017,16(1):45-66.
- [21] 向国成,韩绍凤.农户兼业化:基于分工视角的分析[J].中国农村经济,2005(8):4-9,16.
- [22] 郑旭媛,王芳,应瑞瑶.农户禀赋约束、技术属性与农业技术选择偏向——基于不完本要素市场条件下的农户技术采用分析框架[J].中国农村经济,2018(3):105-122.
- [23] 王晓敏,颜廷武.技术感知对农户采纳秸秆还田技术自觉性意愿的影响研究[J].农业现代化研究,2019,40(6):964-973.
- [24] 徐志刚,张骏逸,吕开宇.经营规模、地权期限与跨期农业技术采用——以秸秆直接还田为例[J].中国农村经济,2018(3):61-74.
- [25] 余威震,罗小锋,唐林,等.土地细碎化视角下种粮目的对稻农生物农药施用行为的影响[J].资源科学,2019,41(12):2193-2204.
- [26] 钱忠好.非农就业是否必然导致农地流转——基于家庭内部分工的理论分析及其对中国农户兼业化的解释[J].中国农村经济,2008(10):13-21.

- [27] 盖庆恩,朱喜,史清华.劳动力转移对中国农业生产的影响[J].经济学(季刊),2014,13(3):1147-1170.
- [28] 罗必良,仇童伟.中国农业种植结构调整:“非粮化”抑或“趋粮化”[J].社会科学战线,2018(2):39-51,2.
- [29] 刘汉成,陶建平.中国政策性农业保险:发展趋势、国际比较与路径优化[J].华中农业大学学报(社会科学版),2020(6):67-75,163-164.
- [30] 易行健,张波,杨碧云.外出务工收入与农户储蓄行为:基于中国农村居民的实证检验[J].中国农村经济,2014(6):41-55,65.
- [31] 钱文荣,郑黎义.劳动力外出务工对农户家庭经营收入的影响——基于江西省4个县农户调研的实证分析[J].农业技术经济,2011(1):48-56.
- [32] 吴本健,郭晶晶,马九杰.社会资本与农户风险的非正规分担机制:理论框架与经验证据[J].农业技术经济,2014(4):4-13.
- [33] IMBENS G W. Matching methods in practice three examples[J]. Journal of human resources, 2015, 50(2):373-419.
- [34] 杨志海.生产环节外包改善了农户福利吗?——来自长江流域水稻种植农户的证据[J].中国农村经济,2019(4):73-91.
- [35] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(5):731-745.
- [36] 李中建,袁璐璐.务工距离对农民工就业质量的影响分析[J].中国农村经济,2017(6):70-83.
- [37] 张童朝,颜廷武,何可,等.资本禀赋对农户绿色生产投资意愿的影响——以秸秆还田为例[J].中国人口·资源与环境,2017,27(8):78-89.

## Effects and Mechanisms of Farmers' Part-time Employment on the Adoption of Straw Returning Technology

——Derived from the Survey Data of 1150 Farmers in Hebei, Anhui and Hubei Provinces

KE Jinglin, YAN Tingwu, JIANG Weijun

**Abstract** Based on a field survey data of 1150 farmers in Hebei, Anhui, and Hubei provinces in China, this paper employed propensity score matching method to examine the effects and potential mechanisms of farmers' part-time employment on the adoption of straw returning technology within the framework of “counter-factual” analysis and emphasis is put on the mediating effects and mechanism of working distance. Results show that: 1) Compared with full-time farmers, part-time farmers were more likely to adopt straw returning technology; 2) Farmers' part-time employment has indirect effect on adoption of straw returning technology through risk sharing, which accounted for 24.43% of the total effect; 3) When full-time farmers chose to work in the town, the adoption rate of straw returning technology increased by 15.0%. When they chose to work outside the town but inside the county, it has no significant effect on their choice. In contrast, the adoption rate of straw returning technology increased by 9.2% and by 10.0% respectively, when full-time farmers chose to work within versus outside the province. Therefore, in order to promote the adoption of straw returning technology, government should guide and encourage farmers to work nearby, ensure employment quality of rural labor force, cultivate and support agricultural machinery and socialization service organizations, and strengthen the guidance and training of straw returning technology.

**Key words** part-time employment; straw returning technology; propensity score matching; mediating effect

(责任编辑:陈万红)