农户种植预期调整与耕地隐性撂荒

张禹书[a,b],张应良[b],刘 晗[a]

(西南大学 a.经济管理学院;b.商贸学院,重庆 400715)

摘 要: 农村劳动力大量外流,随之带来的要素短缺与成本固化导致传统农业生产更为复杂。农户基于预期可靠性与要素可替代性的生产权衡,极易引发耕地隐性撂荒风险。采用全国1025份农户调研数据,实证检验外出务工与耕地隐性撂荒之间的具体影响关系。研究结果表明:外出务工对农户耕地隐性撂荒具有显著的正向影响,在引入工具变量处理内生性问题后,结果具有稳健性。影响机制方面,外出务工致使农户缩减作物种植面积和降低种植预期,进而成为耕地隐性撂荒的重要诱因。进一步分析发现,外出务工农户面临耕地生产且有效劳动力投入不足时,选择农机要素替代人工作业能够在短期内缓解耕种压力,但无法形成长期种植激励,潜在的隐性撂荒风险较大;耕地地力保护补贴的实施则能缓解生产主体悲观预期,从而扭转这一消极趋势。异质性分析表明,外出务工对耕地隐性撂荒的影响在粮食主产区和南方地区的表现更为明显。因此,政府部门应当着手协调外出农户耕地配置方式,完善耕地保护补贴政策调控机制,以此稳定种植预期,避免耕地隐性撂荒风险。

关键词: 外出务工;耕地隐性撂荒;农机要素;种植预期

中图分类号: F301.21 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2026)02-0084-14

一、引言

地能尽其利,则民食足。耕地资源是我国最宝贵的资源,事关人民福祉与社会稳定。近年来,全国农村劳动力持续单向转移,农民工总量持续增长。国家统计局《农民工监测调查报告》显示,2010年外出农民工总人数为12264万人,截至2024年外出农民工总人数上升到17871万人。与此同时,全国农村区域内耕地撂荒现象愈发普遍,2022年全国耕地撂荒面积达3120万公顷,已然威胁到国家粮食安全[1]。为此,2025年中央一号文件明确强调,“分类推进撂荒地复垦利用”。实践中,耕地撂荒往往是一动态过程,由初始的隐性撂荒逐渐演变为长周期的显性撂荒。中国农村网数据显示,2019年中国稻谷播种面积2969.4万公顷,连续三年下降,其中一个重要的原因是双季稻播种面积减少。这意味着,多熟制粮食生产的退化与耕地复种指数降低已在全国范围存续已久,“两熟”变“一熟”的隐性撂荒问题愈发突出。因而在劳动力外流背景下,探寻耕地撂荒治理的内在逻辑与治理机制更需要从初始阶段的隐性撂荒着手,有助于提升耕地利用效率与保障国家粮食安全。

学界关于隐性撂荒的研究目前尚未形成共识,但普遍认为耕地隐性撂荒是一种耕地粗放式的

收稿日期: 2025-08-22 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2026.02.007

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(23BJY163)

作者简介: 张禹书(1993—),男,四川成都人,西南大学经济管理学院助理研究员,主要研究方向为农村土地资源管理。E-mail:253175119@qq.com

通讯作者: 张应良(1970—),男,重庆潼南人,西南大学商贸学院教授,主要研究方向为山地农业发展与管理。E-mail:yinglz@swu.edu.cn

利用状态,即便维持着简单的农作生产,农产品产出水平与边际收益也明显达不到合理要求。追本溯源,农业生产是自然生产和社会再生产的有机结合,过程充斥着诸多未知风险。传统小农生产在满足自身需求的基础上追求效用最大化,兼具着风险厌恶特征[2]。在长期生产过程中,农户会依据新旧生产模式比较或是预期净收益大小形成初步的生产判断[3]。若耕地种植的边际收益无法在短期内得到有效补偿,则会引发个体理性的生产逃避选择。但碍于政策法规与乡邻文化约束,完全弃耕弃种容易引发多方纠纷矛盾,农户更倾向于将双季稻改为单季稻,或是人为降低农业生产性投入,由此衍生出隐性撂荒问题[4]。其中,因劳动力流失所产生的影响被视为农户耕地撂荒的最重要因素。这类研究普遍认为农村劳动力转移所产生的“流失效应”不仅阻碍了耕地生产率和劳动生产率的提升[5],还会对耕地利用生态效率造成负面影响[6]。持积极态度的学者则认为,家庭化迁移等人口流动能够抑制耕地隐性撂荒发生[7]。原因在于外出务工所带来的高额非农回报会在一定程度上缓释家庭资本约束,一旦面临家庭优质劳动力流失时,为弥补农业生产的用工需求,他们会转向于购买代耕代种服务或是借助机械要素投入延续耕种生产,这种“收入效应”的产生有助于兼业农户从小农业向大农业过渡[8]。毋庸置疑,农业生产中劳动力要素替代品选择能够有效扭转耕地生产困境,但现有研究在讨论私人购置机械要素或是收费服务等外部帮扶时,往往忽视了农户潜在的“种植预期”影响。现阶段农户从事农业生产具有较高的机会成本,在不确定条件下,农户生产决策更加依赖于经验判断与心理预期[9]。若在此期间能够获得正向的预期反馈,则能较好的激励农户种植积极性。如王晨和王济民研究发现,良好的预期效应对中国大多数农作物播种面积具有显著的正向影响[10]。诚然,隐性撂荒现象的出现正是小农户基于未来生产不确定性的一种被动应对方式,长时期寄希望于自身家庭“以工补农”的举措并不持久可靠,两者之间预期净收益的差距决定了未来耕地能否高效利用。

因此,在农村家庭成员外出务工后,农户必然会身陷生产性要素紧约束的困境,随之产生的预期转变将会对耕地利用产生何种影响,以及选择要素替代的方式是否能缓解耕地隐性撂荒态势,现有研究缺乏相应的讨论。鉴于此,本文拟利用 2022 年课题组深入农村搜集到的微观调研数据,详细分析农村劳动力外出务工对耕地隐性撂荒影响的具体作用机制;在此基础上,综合考虑生产主体种植预期调整思路,检验外出务工农户家庭要素替代选择是否具有长期影响,以及如何应对“悲观”预期产生的隐性撂荒风险展开讨论,以期进一步扩充撂荒耕地治理的现有经验。

二、理论分析

新古典经济学厂商理论认为,企业能够依据自身禀赋条件适度调整要素配置结构,以产量变化最终达到利润最大化目标。同样,此类研究范式也被较多应用于以家庭为单位的传统小农生产经营分析。本文基于新古典经济学框架,结合预期效用理论,构建一个包含风险偏好的农户微观决策模型,分析耕地隐性撂荒问题。传统农户模型假设农户不仅作为生产者和消费者,也是风险规避的理性决策者。其目标是在多重约束下,应对不确定性问题时能够最大化期望效用[11]。农户效用函数取决于农业生产的期望利润及其风险波动,设定形式为:

$$\max U = E[\pi] - \frac{\lambda}{2}\mathrm{Var}[\pi] \tag{1}$$

其中,$E[\pi]$为期望利润,反映农户对农业生产收入的期望值;$\mathrm{Var}[\pi]$为利润方差,代表农业生产面临的风险程度;$\lambda > 0$ 为风险规避系数,反映农户对风险的厌恶程度,该系数与农户家庭特征、资本禀赋等因素相关。

“隐性撂荒”本质上是要素投入强度降低导致的耕地利用效率损失,其具体表现形式包括缩减

种植面积与管理粗放化(如减少人工、化肥、农药投入)。因此,农户通过调整土地利用规模与管理投入强度来实现最优决策。假设农户从事两种作物类型的农业生产,即粮食作物(Q_1)和经济作物(Q_2),其生产函数均采用 Cobb-Douglas 形式:

$$Q_i = A_i L_i^{\alpha_i} K_i^{\beta_i}, \quad i = 1,2 \tag{2}$$

其中,A_i 为技术效率参数,受农户人力资本、农业技术采纳等因素影响;L_i 为劳动力投入;K_i 为资本投入(包括种子、化肥、农机等);α_i、$\beta_i \in (0,1)$ 为产出弹性,且满足规模报酬递减,即 α_i、$\beta_i < 1$。

农户面临的总劳动力约束为:

$$L_1 + L_2 \leqslant \bar{L} - L_m \tag{3}$$

$\bar{L}$ 为农户家庭总劳动力禀赋;L_m 为外出务工人数,当农户家庭将劳动力要素配置于非农生产部门时,L_m 增加,导致农户家庭农业劳动力减少,进而使得可用于农业生产的劳动力 $\bar{L} - L_m$ 下降。这种劳动力短缺可能引发以下两类风险:

$$\begin{cases} \mathrm{Var}[\varepsilon_i] = \sigma_i^2(L_m), \dfrac{\partial \sigma_i^2}{\partial L_m} > 0 \\ C_i = c_i(L_m) L_i + r_i K_i, \dfrac{\partial c_i}{\partial L_m} > 0 \end{cases} \tag{4}$$

一是任务完成风险。农户家庭农业劳动力不足可能导致关键农时任务(如播种、除草、收割等)无法及时完成,导致农业产出波动性增大,进而影响最终农业生产收益。因此,在生产函数中引入产出随机冲击 ε_i,其方差随农业投入劳动力减少而增大,此时,农业生产函数修正为:

$$Q_i = A_i L_i^{\alpha_i} K_i^{\beta_i} \cdot (1 + \varepsilon_i) \tag{5}$$

二是成本上升风险。农业劳动力短缺可能使得农户被动采取以下应对措施:雇佣外部劳动力,其成本通常高于家庭劳动力;使用机械替代人力,但面临固定投资和运维成本;减少耕作面积或投入强度,但可能导致规模经济丧失。具体而言,式(4)中 C_i 为总成本,单位劳动力成本 c_i 随农户外出务工人数 L_m 增加而上升,$c_i(L_m)$ 为单位劳动力成本函数,r_i 为资本租金率。综上,农户家庭劳动力外出务工后,从事农业生产总利润最终为:

$$\pi = \sum_{i=1}^{2} [p_i Q_i - c_i(L_m) L_i - r_i K_i] \tag{6}$$

其中 p_i 为作物价格。将式(5)代入总利润函数式(6)可以得出式(7)结果:

$$\pi = \sum_{i=1}^{2} [p_i A_i L_i^{\alpha_i} K_i^{\beta_i} (1 + \varepsilon_i) - c_i(L_m) L_i - r_i K_i] \tag{7}$$

为简化分析,假设粮食作物与经济作物生产冲击相互独立,即 $\mathrm{Cov}(\varepsilon_1, \varepsilon_2) = 0$,则利润方差为:

$$\mathrm{Var}[\pi] = \sum_{i=1}^{2} p_i^2 A_i^2 L_i^{2\alpha_i} K_i^{2\beta_i} \sigma_i^2(L_m) \tag{8}$$

农户在劳动约束下选择 L_1、L_2、K_1、K_2 以最大化期望效用:

$$\max_{L_1, L_2, K_1, K_2} U\left\{ \sum_{i=1}^{2} [p_i A_i L_i^{\alpha_i} K_i^{\beta_i} - c_i(L_m) L_i - r_i K_i] - \frac{\lambda}{2} \sum_{i=1}^{2} p_i^2 A_i^2 L_i^{2\alpha_i} K_i^{2\beta_i} \sigma_i^2(L_m) \right\} \tag{9}$$

受约束于:

$$\begin{cases} L_1 + L_2 \leqslant \bar{L} - L_m \\ L_i \geqslant 0, K_i \geqslant 0, \quad i = 1,2 \end{cases} \tag{10}$$

通过构建拉格朗日函数并求导,整理劳动和资本各一阶条件可得:

$$\begin{cases} p_i A_i \alpha_i L_i^{\alpha_i - 1} K_i^{\beta_i} = c_i(L_m) + \lambda p_i^2 A_i^2 \alpha_i L_i^{2\alpha_i - 1} K_i^{2\beta_i} \sigma_i^2(L_m) + \mu \\ p_i A_i \beta_i L_i^{\alpha_i} K_i^{\beta_i - 1} = r_i + \lambda p_i^2 A_i^2 \beta_i L_i^{2\alpha_i} K_i^{2\beta_i - 1} \sigma_i^2(L_m) \end{cases} \tag{11}$$

上述公式表明,农户家庭劳动力外出务工人数 L_m 增加,并通过以下三条渠道影响农业最优要

素投入:由于 $\frac{\partial c_i(L_m)}{\partial L_m}>0$,农业生产劳动力边际成本上升,从事农业生产的最优劳动要素投入 L_i^* 下降;由于$\frac{\partial \sigma_i^2(L_m)}{\partial L_m}>0$,农业生产风险溢价上升,从事农业生产的最优劳动要素投入 L_i^* 与资本要素投入 K_i^* 均下降;劳动力约束收紧时,影子工资 μ 反映家庭劳动力的机会成本。外出务工增加 $(\bar{L}-L_m)$引致劳动力从事农业生产的机会成本 μ 上升,最优劳动要素投入 L_i^* 下降。最终,农业生产最优劳动要素投入 L_i^* 与最优资本要素投入 K_i^* 呈下降态势,进一步促使农户缩减作物种植面积或降低要素投入强度,耕地也将会处于低投入状态引发隐性撂荒。由此本文提出以下假说:

假说 H1:外出务工对农户耕地隐性撂荒具有正向影响。

假说 H2:在家庭劳动力外出务工后,农户倾向缩减作物种植面积,从而激化耕地隐性撂荒的发生。

根据预期效用理论,在面对不确定性风险时,农户通常倾向于选择那些能提供较高期望收益并且伴随较低收益波动的经营策略。进一步地,将种植预期收益 E_i 定义为农户对未来农业生产净收益的主观评估,它是驱动上述决策的心理基础,其设定为:

$$E_i=\frac{\partial U}{\partial Q_i}=p_i-\lambda p_i^2 A_i L\alpha_{ii} K_i^{\beta_i}\sigma_i^2(L_m) \tag{12}$$

农户家庭劳动力外出务工通过增大前文引入的种植风险项 $\sigma_i^2(L_m)$,显著降低农业种植预期收益,即:

$$\frac{\partial E_i}{\partial L_m}=-\lambda p_i^2 A_i L_i^{\alpha_i} K_i^{\beta_i}\frac{\partial \sigma_i^2}{\partial L_m}<0 \tag{13}$$

再以粮食作物生产为例,在农产品市场价格未知的情况下,农户供给对稻谷价格的响应弹性是趋于稳定的,当农户面对未来稻谷市场预期成本变动时,其也是不确定风险的承担者。此时,如若农产品价格产生大幅波动,或是价格持续低迷,在土地资源有限的前提下,农户并不会盲目增加播种面积提升总产量,更多地是通过提高粮食单产来维持这一利润目标[12],但这种方式并未从根本上改变农户对未来收入尤其是对于农业经营收入的预期。叠加劳动力流失的要素紧约束压力,农户仅依靠自身能力不足以及时将耕地种植面积调整到最优播种面积,迫使其采取愈加保守的生产避险策略,容易出现非合理的利益驱动机制,不断降低其耕地种植预期投入。长此以往,在自然因素以及社会经济因素的冲击下,缺乏一系列正式或者非正式转移支付来分担风险,会加剧农户对未来悲观预期的判断[13],更加极端的表现为农户对耕地种植的排斥,逐渐产生撂荒耕地的行为。由此,本文提出以下假说:

假说 H3:在家庭劳动力外出务工后,农户会降低种植预期,从而激化耕地隐性撂荒的发生。

小农户是风险厌恶型的典型代表,他们的行为逻辑是尽可能获得稳定的收益。即便在安排部分家庭成员外出务工的分工决策下,如果有利可图小农户也会选择兼顾耕地种植,获取农业生产收益。此时,考虑到农村劳动力非农转移与农业用工成本的上升,部分外出务工农户家庭会选择以机械要素替代传统人力劳动,尽可能地降低要素交易成本,避免耕地无人耕种状态发生[14]。当然,采用机械化所带来的种植预期收入可能会低于农户个体历史平均收入,主要是部分固定机械具有较高的长期持有成本,还可能存在需求不匹配的结构性问题[15],导致这种要素替代选择对于小农户而言并非节约的、稳态的。因而,暂时性或者短期选取该项措施弥补要素投入短缺是可行的,如若家庭成员的持续长期外流并未减缓,完全依靠机械要素替代并不适配中国广大农村区域人多地少的耕种实际,且难以形成大范围、持久性的种植激励,也与近年来频发的耕地隐性撂荒或

是反复性的撂荒现象相吻合。

假说 H4:农机要素在外出务工对耕地隐性撂荒的影响中发挥正向调节作用,但并不能增加预期种植意愿。

三、数据来源与模型分析

(一)数据来源与说明

本文数据来自课题组 2022 年 2 月以及 2022 年 8 月对安徽、贵州、河北、河南、内蒙古、山东、山西、陕西、四川、重庆 10 个省份(直辖市)开展的微观调研。具体采取随机抽样方式进行问卷搜集,主要包含被访农户的个体特征、家庭生产特征与村庄基本情况等方面。此次调研共计收回 1097 份问卷。根据研究内容需要,剔除存在异常值和无效值的 72 份问卷,共获得 1025 份有效样本,问卷有效率为 93.4%。同时,本文所选区域均经过细致筛选,包含粮食主产区、粮食非主产区,山地特色农业示范区、高标准农田建设区,能够较好地观测全国不同自然条件下的耕地撂荒情况。

(二)计量模型设定

由于本文被解释变量"农户耕地隐性撂荒"处于零点截断区域且取值介于 0 到 1 之间,故采用双截断 Tobit 模型进行回归检验。同时,耕地隐性撂荒反映的是农户农业生产的现实状况,当一个地区耕地立地条件较差,不能为农户家庭提供满足日常生活必需的生计来源时,也会催生大量的劳动力外出,两者间本就存在的互为因果问题也应考虑在内。本文通过选择合理的工具变量进行处理,具体表达式如下:

$$Abandoment_i^* = \alpha_0 + \alpha_1 Outwork_i + \alpha_2 X_i + \eta_c + \theta_i \tag{1}$$

$$Abandoment_i \begin{cases} Abandoment_i^*, & if \quad 0 < Abandoment_i \leqslant 1 \\ 0, & if \quad Abandoment_i > 1 \\ 0, & if \quad Abandoment_i < 0 \end{cases} \tag{2}$$

$$Outwork_i = \beta_0 + \beta_1 IV_i + \beta_2 X_i + \eta_c + \sigma_i \tag{3}$$

$$Z = \gamma_0 + \gamma_1 Outwork'_i + \gamma_2 X_i + \eta_c + \varepsilon_i \tag{4}$$

其中,式(1)中的 $Abandoment_i^*$ 表示农户 i 耕地隐性撂荒情况,式(2)中 $Abandoment_i$ 为因变量的观察值,X_i 为控制变量包含户主、家庭、村庄层面的多个变量。η_c 为地区固定效应,且地区固定效应选择将"西部省份"作为参照组,"中部省份"与"东部省份"作为实验组。式(3)中,$Outwork_i$ 表示第 i 农户的劳动力外出务工占比,IV_i 表示第一阶段回归的工具变量,此外,式(4)中的 $Outwork'_i$ 为第一阶段通过回归所得的劳动力外出务工的预测值。

(三)变量选择与描述性统计

1. 被解释变量

本文被解释变量是耕地隐性撂荒。耕地撂荒的界定标准是以耕地空置时间与耕种面积为标准,但限于问卷访谈过程中无法搜集到撂荒具体时间,多数研究选取农户家庭耕种面积的变化情况作为研究依据[16]。相比于直接性撂荒,隐性撂荒存在一定的隐蔽性,陈江华等在对相关指标进行测度时,选取双季稻种植与否进行判断[17]。本文借鉴上述研究思路,采用耕地撂荒率作为隐性撂荒的测度指标,能够较好的刻画撂荒的程度和强度,计算方式为调研数据库中的耕地弃耕面积/家庭耕地总面积。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量是农村劳动力外出务工。根据已有研究关于外出务工的界定与探

讨[18-19],选取调研问卷中户籍地仍在农村,且家庭成员存在外出务工活动的农户家庭。具体以外出务工人数/家庭劳动力总人数比值,计算所得“外出务工人数占比”这一代理变量作为本文的核心解释变量。

3. 控制变量

本文的控制变量包含四类,着重关注农户家庭的耕地禀赋条件。第一类是户主特征,包括户主年龄、性别、婚姻状况、受教育程度以及身体健康状况;第二类是家庭特征,包括家庭人口规模、流转耕地面积、自有耕地面积、耕地规整程度、耕地坡度、耕地连片情况、家庭总收入、家庭金融投资、惠农服务、政府补贴、农业保险购买、智能化支付方式;第三类是村庄特征,包括村庄交通便利程度、村庄经济水平。第四类是区域特征,本文为减少区域间差异化带来的干扰,选取省级虚拟变量控制当地自然环境、经济发展等外部地区因素的影响,具体以东、中、西部区域虚拟变量形式加以控制。变量具体的描述性统计结果见表 1。

表 1　变量选择、定义和赋值

变量	定义	平均值	标准差
耕地隐性撂荒	农户家庭承包地撂荒比例(%)	0.04	0.28
外出务工人数占比	家庭中外出务工人数占劳动力总人数比例(%)	0.38	0.46
户主年龄	农户家庭户主年龄(岁)	56.35	10.55
户主性别	农户家庭户主性别:男=1,女=0	0.77	0.41
户主婚姻	农户家庭户主婚姻状况:已婚=1,未婚=0	0.91	0.28
户主健康状况	户主健康状况评价:很差=1,较差=2,一般=3,较好=4,很好=5	2.53	0.59
户主受教育程度	被访农户家庭户主学历:未上学=0,小学=1,初中=2,高中=3,大专及以上=4	2.48	0.95
家庭人口规模	农户家庭人口总数(人)	4.71	4.61
耕地流转情况	农户家庭承包地是否流转:是=1,否=0	0.63	0.48
自有耕地面积	农户家庭承包地面积(亩)	10.11	23.45
耕地规整程度	农户家庭承包地是否规整:是=1,否=0	0.60	0.48
耕地坡度	家庭承包地坡度:平地=0,小于 25 度=1,大于 25 度=2	0.88	0.72
耕地连片	农户家庭耕地是否与临近地块连片:是=1,否=0	0.63	0.48
家庭总收入	农户家庭年收入(元),取对数	10.95	0.99
家庭金融投资	农户家庭是否投资股票、基金:是=1,否=0	0.01	0.08
惠农服务	农户家庭成员是否参与技能培训:是=1,否=0	0.39	0.48
政府补贴	从事农业生产经营是否获得耕地保护补贴:是=1,否=0	0.80	0.39
农业保险	是否购买农业保险:是=1,否=0	0.56	0.49
智能化支付方式	是否使用线上支付方式:是=1,否=0	0.63	0.48
村庄交通状况	村庄交通状况评价:很差=1,较差=2,一般=3,较好=4,很好=5	3.40	0.92
村庄经济水平	村庄经济水平评价:很低=1,较低=2,中游=3,较高=4,很高=5	2.94	0.86
农机要素	农户家庭购置农机具数量(个)	1.26	2.00
种植预期	农户家庭未来两年粮食种植计划:1=退出种植,2=缩小种植规模,3=保持不变,4=扩大种植规模	2.37	0.73

四、实证结果与分析

(一)基准回归结果

本文主要运用 stata17.0 统计软件进行估计。为检验模型中各变量间是否存在多重共线性问题,进行了方差膨胀因子检验,VIF 为 1.07~1.50,均远小于 5,表明各变量间不存在此类问题。具

体来看,表2中模型(1)至模型(3)是在逐步加入控制变量后进行的回归分析,且均运用Tobit模型进行回归检验。模型(3)的回归结果显示,在其他控制变量不变的情况下,农村劳动力外出务工占比每增加1个单位,农户耕地隐性撂荒率平均增长0.032个百分点,即农村劳动力外出务工一定程度上激化了耕地隐性撂荒发生的可能性,由此验证了假说H1。

表2 基准回归结果

变量	模型(1)		模型(2)		模型(3)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
外出务工	0.034*	(0.019)	0.034*	(0.019)	0.032*	(0.019)
户主年龄			-0.001	(0.001)	0.001	(0.001)
户主性别			0.013	(0.022)	0.006	(0.021)
户主婚姻			0.004	(0.031)	-0.011	(0.030)
户主健康状况			-0.030*	(0.015)	-0.015	(0.015)
户主受教育程度			0.006	(0.010)	0.002	(0.010)
家庭人口规模					-0.001	(0.004)
耕地流转情况					-0.020	(0.018)
自有耕地面积					-0.001	(0.001)
耕地规整程度					-0.065	(0.060)
耕地坡度					0.040***	(0.013)
耕地连片					-0.051**	(0.020)
家庭总收入					-0.001	(0.011)
家庭金融投资					-0.067	(0.097)
惠农服务					0.050***	(0.019)
政府补贴					-0.148***	(0.025)
农业保险					-0.003	(0.018)
智能化支付方式					0.003	(0.019)
村庄交通状况					0.012	(0.011)
村庄经济水平					-0.056***	(0.012)
常数项	0.032*	0.019	0.093	(0.081)	0.231	(0.146)
地区固定效应	是		是		是	
观测值	1025		1025		1025	
Pseudo R^2	0.010		0.026		0.335	

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著,括号内为标准误值,下同故省略。

(二)稳健性检验

1.更换被解释变量

为确保研究结果的稳健性与可靠性,本文引入农户耕地隐性撂荒行为进行验证。首先通过对农户家庭当前是否存在耕地撂荒进行0~1赋值;其次,筛选出撂荒农户中仍在继续从事耕地种植生产的样本,判定为存在隐性撂荒行为,并运用Probit模型与Logit模型进行重新估计。表3中模型(1)至模型(4)回归结果显著为正,均通过了统计学检验,表明外出务工激化了农户耕地隐性撂荒行为的发生,且结果具有较强的稳健性。

表 3　替换变量与模型检验结果

变量	模型(1) Probit 模型	模型(2) Probit 模型	模型(3) Logit 模型	模型(4) Logit(边际效应)
外出务工	0.244**(0.108)	0.313**(0.122)	0.563**(0.228)	0.042**(0.017)
控制变量	否	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
观测值	1025	1025	1025	1025
Pseudo R^2	0.007	0.100	0.102	0.181

2. 敏感性分析

为检验上述估计的敏感性,本文借鉴黄毅祥等的研究思路[20],首先,设置户主和家庭成员均外出务工为实验组,户主与家庭成员一方外出务工为对照组,归类于模型(1);其次,以户主和家庭成员一方外出务工为实验组,而户主和家庭成员两方均未外出务工为对照组,归类于模型(2);针对两种情况下的平均处理效应进行估计,得到表 4 的估计结果。模型(1)的回归结果显示,实验组平均处理效应的平均值为 0.100,即户主与家庭成员都外出务工比一方外出务工的农户发生耕地隐性撂荒可能性高 0.100;模型(2)的回归结果显示,实验组平均处理效应的平均值为 0.091,即户主与家庭成员一方外出务工比两方均未外出务工的农户发生耕地隐性撂荒的可能性高 0.091。这也就说明了,家庭劳动力外出务工占比越高,对于农业生产的负面影响越强,“无人种地”的现象越普遍,敏感性分析的结果进一步佐证了上述研究结果的稳健性。

表 4　敏感性分析的估计结果

变量	匹配方法	模型(1)		模型(2)	
		ATT	T 值	ATT	T 值
外出务工	最近邻匹配	0.099*	1.68	0.090*	1.66
	半径匹配	0.100**	2.01	0.092*	1.68
	核匹配	0.101**	2.31	0.090**	2.25
	马氏匹配	0.100*	1.75	0.090*	1.87
	平均值	0.100		0.091	

(三)内生性问题解决

针对潜在的内生性问题,文中选取“父母辈是否存在外出务工经历”作为外出务工的工具变量。主要原因在于,多数农村父母选择外出务工后,在增加支付能力的同时,倾向于将子女带到城市就读[21]。此时,子代有更多接触或是融入城市生活的机会,或是潜移默化接受城市文化浸染,更有可能排斥农业劳动选择“逃离”农村。由此来看,父母辈是否存在外出务工经历与家庭外出劳动力占比具有较强的相关性,满足工具变量的相关性要求。再者,农户耕地是否撂荒是家庭整体联合决策的结果,并不会直接受到父母辈曾经外出务工的影响。因此,该变量符合工具变量的外生性和相关性两个条件。

在此基础上,为确保工具变量选取的有效性,本文还进行了弱工具变量检验与不可识别检验。表 5 模型(3)中,第一阶段的回归结果显示的最小特征统计值为 91.64,显著大于 10,通过了弱工具变量检验。不可识别检验显示 LM 统计量在 1% 的水平上拒绝了“工具变量不可识别”的原假设。同时,借助 Angrist 和 Krueger 以及 Nunn 和 Wantchekon 提出“证伪”验证思路进行工具变量外生性检验[22-23],具体结果如表 5 模型(1)与(2)所示,同时表 5 模型(4)回归结果与基准回归模型中的结论相一致,较好的印证了本文结论。

表5 工具变量估计结果

变量	模型(1) 隐性撂荒	模型(2) 隐性撂荒	模型(3) 外出务工	模型(4) 隐性撂荒
外出务工	0.004(0.026)			0.063**(0.026)
外出务工_IV	0.040(0.026)	0.001(0.001)	0.686***(0.025)	
常数项	0.231(0.146)	0.230(0.146)	-0.122(0.174)	0.238(0.114)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
观测值	1025	1025	1025	1025

(四)作用机制检验

结合前文,外出务工对于农户耕地隐性撂荒的影响效果,直观的表现为作物播种面积变动情况。因此,本文选取主粮作物中水稻、玉米、小麦以及经济作物播种面积作为被解释变量,并运用OLS模型进行回归。结果如表6中模型(1)至(4)显示,外出务工显著降低了水稻、玉米、小麦以及经济作物播种面积,验证了本文的假说H2,即家庭劳动力外出务工后,农户倾向缩减作物种植面积,从而激化耕地隐性撂荒的发生。同时,种植预期也是影响后续是否撂荒的重要变量,模型(5)回归结果显示,外出务工同样显著降低了农户种植预期,且在10%水平上显著。由此来看,人力资本的流失也在一定程度上造成了农户对耕地种植的悲观预期,导致后续出现耕地隐性撂荒的可能性更高。由此,验证了本文的假说H3,在家庭劳动力外出务工后,农户将会降低种植预期,从而激化耕地隐性撂荒的发生。

表6 机制检验:播种面积①与种植预期的估计结果

变量	模型(1) 水稻播种面积	模型(2) 玉米播种面积	模型(3) 小麦播种面积	模型(4) 经济作物播种面积	模型(5) 种植预期②
外出务工	-4.549**(1.788)	-9.620***(3.334)	-9.744**(4.913)	-2.237**(0.932)	-0.133*(0.080)
控制变量	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是
观测值	1025	1025	1025	1025	1025
R^2或Pseudo R^2	0.133	0.275	0.110	0.060	0.051

注:①粮食播种面积均为不计复种指数面积。②模型(5)被解释变量为未来两年粮食种植规模变化情况且为有序数列,选取Oprobit模型开展回归。同时,问卷中"种植预期"变量属于农户主观回答,限于问卷未能包含农产品预期盈利情况或是价格预期走势,变量选取存在一定的局限性,将会在今后的调研研究中补充此类数据。

(五)调节效应分析

农业劳动力流出会强化劳动力这一生产要素的稀缺性,降低劳动密集型生产行为的频次,也会衍生出耕地闲置的低效利用状况[24]。但是外出务工农户中生产能力较强或生产意愿较高的群体,为避免撂荒耕地造成农业经营损失,会选择购买更多的农机设备替代人工作业。因此,文中以农户家庭农机要素投入情况作为调节变量,检验这种要素替代方式是否能缓解劳动力流失带来的无人种地困境。表7中模型(1)为水稻种植面积的影响结果,交互项的系数与其呈正向相关,且在1%水平上显著,即农机要素的引入产生了一定的积极影响。但模型(2)至模型(4)中交互项对于玉米作物、小麦作物、经济作物的种植面积影响并不显著。可能的原因在于,相较于小麦、玉米种植而言,水稻种植需要更为精细的人工作业,且水稻作物本身生产周期更长,对自然生长要求和劳动力需求更高[25]。随着机械化的引进与应用,更有助于弥补水稻种植户在劳动力转移后的用工困

境,特别是在围绕双季水稻机械化育秧移栽环节以及适宜稻区再生稻生产方面。

此外,模型(5)结果显示,外出务工农户家庭对于作物种植预期的影响并未因农机要素的引入而发生改变。由此,验证了假说 H4,农机要素在外出务工对耕地隐性撂荒的影响中发挥正向调节作用,但并不能增加农户预期种植意愿。究其原因,部分学者指出相比于传统的精耕细作,选择机械种粮并不能稳固农户粮食种植收益,隐性撂荒在粮食主产区均不同程度存在[26],也与文中农户种植预期降低的论点相吻合。换而言之,小农户选择机械作业的目标愿景更多是将其视为一种节约种植时间的方式,以此腾出外出务工时间,难以有效转化为长久种植的目标观念。正如实地调研访谈中也发现,被访者普遍认为"生产成本高,种一年粮食不如打两月工"。由此可见,在农业生产的要素替代的过程中,技术虽然能解决劳动力短缺的表层问题,但并未改变小农户净收入份额占比的缩减态势或是其产生的悲观预期反馈,因此无法触及抑制耕地隐性撂荒核心点。当然,也必须考虑到小农户开展农业种植多是在有限的细碎耕地完成,较难获取适度规模经营的规模报酬,这也从侧面揭示了"机械化陷阱"的存在空间。如何拔高小农户种植预期阈值,避免耕地未来发生隐性撂荒的可能性,将在后文展开论述。

表 7　调节效应检验

变量	模型(1) 水稻播种面积	模型(2) 玉米播种面积	模型(3) 小麦播种面积	模型(4) 经济作物播种面积	模型(5) 种植预期②
外出务工	2.278(2.165)	-3.209*(1.931)	7.846(5.938)	1.031(1.012)	-0.047(0.088)
农机要素	4.247***(0.533)	-0.394(1.025)	0.177(0.146)	1.917(2.495)	0.015(0.024)
交互项①	4.375***(1.391)	-3.480(2.675)	-3.043(3.817)	2.038(3.509)	-0.086(0.057)
控制变量	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是
观测值	1025	1025	1025	1025	1025
R^2 或 Pseudo R^2	0.180	0.272	0.161	0.108	0.051

注:①交互项为外出务工与农机要素的乘积。②种植预期变量表示未来两年农户粮食种植规模变化情况。

五、进一步讨论

(一)预期效应分析

农户从事耕地种植生产,不仅是为了满足自身家庭需求,收益最大化亦是农户最重要的动机。当然,大多数农户都属于风险规避型,其生产决策均是在风险最小化与利润最大化之间权衡,面临外出务工带来的成本变动,如果农户不能及时根据生产需求调整生产行为,很有可能面临传统农产品市场竞争力下降的局面,从而造成农产品滞销、收入降低、隐性撂荒耕地等风险。与此同时,这种调整过程也形成了一种对于未来生产的悲观预期判断,本文进一步讨论在家庭成员外出务工后,如何扭转农户这一悲观预期并保持长效的耕地种植积极性。表 8 中模型(1)与模型(2)结果显示,外出务工显著降低了近两年粮食种植亩产与规模,均在 5% 水平上通过了显著性检验。意味着,一旦农户家庭存在成员外出务工,传统农业种植生产将会在较长时段内受到劳动力短缺产生的挤出效应影响,长期累积的产量风险会瞬间释放,有可能出现大面积的耕地撂荒和粮食产量骤减[27]。可见,外出务工产生的耕地种植"悲观预期"将会影响农户后续的离地举措。那么如何扭转这一长期不利趋势,王欧和杨进认为农业补贴可改善贫困地区农户农业生产条件,且周期性的补贴有利于农户养成保护耕地的习惯,达到较为持久的效果[28]。其中,耕地地力保护补贴兼具经济政策和社会政策的特征,能在生产、生态、民生方面发挥更强的兜底功能。因此,本文通过构建

耕地地力保护补贴与外出务工的交互项,检验外出务工农户悲观预期是否能通过该项补贴措施得到抑制,从而避免未来发生耕地隐性撂荒的可能性。模型(3)结果中交互项显著为正,意味着得到耕地保护补贴的农户能在一定程度上受到生产激励,以精耕细作提升亩产。即便存在家庭成员外出务工的情况,其发生耕地隐性撂荒的可能性更低。虽然模型(4)中的交互项对于近两年种植规模的影响并不显著,但估计系数仍为正,也进一步证实耕地保护补贴具有一定的兜底与稳定预期功能,能够降低未来耕地隐性撂荒的发生概率。

表8 预期效应分析

变量	模型(1) 近两年亩产变化②	模型(2) 近两年规模变化	模型(3) 近两年亩产变化	模型(4) 近两年规模变化
外出务工	-0.182**(0.080)	-0.166**(0.083)	-0.474**(0.196)	-0.253(0.205)
交互项①			0.359*(0.216)	0.105(0.226)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
观测值	1025	1025	1025	1025
Pseudo R^2	0.025	0.069	0.0271	0.070

注:①交互项为外出务工与耕地地力保护补贴的乘积。②亩产变化为近两年粮食种植亩产变化,规模变化为近两年粮食种植亩产变化,且均为有序变量,选取 Oprobit 模型开展回归。

(二)区域差异分析

为探析不同区域间农村劳动力外出务工与耕地隐性撂荒之间的影响关系,首先将样本划分为粮食主产区与非粮食主产区。表9中模型(1)与模型(2)结果显示,在粮食主产区内,外出务工对耕地隐性撂荒的影响在1%水平上显著为正;而在非粮食主产区内,外出务工对耕地隐性撂荒的影响虽然为正,但并未通过统计学检验,总体上来看,粮食主产区的回归系数值也明显高于非粮食主产区。主要是近年来农业生产成本迅速提高,传统粮食种植比较收益普遍降低,即便是部分高产田的边际收益也趋近于零甚至为负。许多粮食主产区内生产主体为片面追求粮食增产,造成地下水位下降、面源污染等环境问题,粮食品质的下降又拉低了生产收益,容易引发增产不增收困境。叠加劳动力外流的冲击致使农户种粮预期的进一步下调,粮食主产区内发生耕地隐性撂荒的现象越来越频繁,并出现多个高度集聚区[29]。另有原因在于,粮食主产区内的耕地要素价格明显低于非粮食主产区①。因而在非粮食主产区域内耕地要素价格比较高的情况下,容易形成"高流转-低撂荒"的态势,即在农户家庭劳动力外出后,即便自家无力耕种,具有经济价值的耕地也能够比较顺利的流转出去。

其次,将样本划分为南方地区和北方地区。表9中模型(3)与模型(4)结果显示,在南方地区,外出务工对耕地隐性撂荒的影响在10%水平上显著为正;而在北方地区,外出务工对耕地隐性撂荒的影响虽然为正,但并未通过统计学检验,总体上来看,南方地区的回归系数值也明显高于北方地区。究其原因,南方山地丘陵地区众多,耕地禀赋条件普遍较差,土层偏薄、土壤粗骨化难以有

① 根据2021年《全国农产品成本收益资料汇编》,计算各个省份耕地流转价格的平均值,2021年我国耕地流转价格在粮食主产区内约为75元/亩,在非粮食主产区内约为130元/亩。粮食主产区包括:黑龙江、吉林、辽宁、内蒙古、河北、江苏、安徽、江西、山东、河南、湖北、湖南、四川;非粮食主产区包括:北京、福建、甘肃、广东、广西、贵州、海南、宁夏、青海、山西、陕西、上海、天津、新疆、云南、浙江、重庆。

效贮藏水肥,极大限制了农作物的种植空间。同时,受地形地貌影响,区域内地块破碎化程度较高且整体平整度偏低,多数耕地并不具备机械化作业或者规模化种植条件,无法通过省工性投入提升劳动生产率[30],也在一定程度上放大了劳动力流失的负面冲击影响,耕地隐性撂荒发生的可能性更高。

表 9　异质性检验:区域差异的估计结果

变量	模型(1) 粮食主产区	模型(2) 非粮食主产区	模型(3) 南方地区	模型(4) 北方地区
外出务工	0.031***(0.011)	0.026(0.028)	0.040*(0.024)	0.001(0.001)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
观测值	342	683	822	203
Pseudo R^2	0.062	0.212	0.236	0.019

六、结论和启示

在我国基本国情下,耕地有效利用水平仍然不高,遏制耕地撂荒态势、促进农户合理配置要素资源、严守耕地红线是稳固国家粮食安全战略的重要前提。农村大量劳动力外出务工导致的资本要素流失与成本固化冲击着传统农业生产,甚至一定程度上激化了农户耕地隐性撂荒的发生。本文采用全国 1025 份农户调研数据,实证检验农户外出务工与耕地隐性撂荒之间的具体影响关系。第一,外出务工对农户耕地隐性撂荒有显著的正向影响,在引入工具变量处理内生性问题后,结果具有稳健性。第二,影响机制方面,外出务工农户通过缩减作物种植面积和降低种植预期,进而加剧了耕地隐性撂荒发生。进一步分析发现,外出务工农户面临耕地生产有效劳动力投入不足时,会选择农机要素投入替代传统人工作业,但无法形成长期种植激励,潜在的撂荒风险较大。耕地地力保护补贴的实施则能缓解生产主体的悲观预期,从而扭转这一消极趋势。第三,异质性分析表明,外出务工对耕地隐性撂荒产生的激化作用在粮食主产区和南方地区的表现更为明显。

本文的研究结论有如下政策启示:理性小农户基于风险回避的心理长期存在,如若能够在以往基础上提升生产预期,释放内在种植动力,即便是家庭优质劳动力离开农村,也能在经济利益的驱动下优化家庭耕地资源配置方式,耕地隐性撂荒发生的可能性也会随之减少。因此,本文提出以下几点政策建议:其一,优化与重构耕地地力保护补贴的市场信号机制,动态调整补贴依据,从物价变动情况、外部社会整体收入状况、地方政府财政水平、作业服务水平等方面综合考虑,为多元经营主体提供一个稳定的未来收入预期下限,从而对冲因劳动力外流而产生的悲观情绪。其二,鉴于私人购置机械的要素投入未能从根本上帮助小农户改变种植预期,政府部门更应从基础设施建设出发寻找节本增效的新出路,诸如加大力度推进耕地基础设施建设,提高耕地生态系统抗灾减灾能力,加快推动以田适机,以机适田的耕地宜机化改造。同时,积极培育农业社会化服务市场,转嫁小农生产固定成本投入风险,因地制宜拓展耕地的农业市场价值空间,承接多元化、高价值的耕地种植生产活动。其三,南方地区为耕地隐性撂荒的高发地,应结合当地自然条件、社会风俗环境、农业生产特点,因地制宜推进耕地开发建设。针对山区丘陵“劣等地”进行生态重构,以退耕还林还草为主培育绿色资源。而粮食主产区内耕地立地条件普遍较好,为扭转“无人种地”态势,政府部门应积极构建弹性转换机制,实现生产 - 休耕动态转换过程,引导耕地从隐性撂荒向生态休耕过渡,充分挖掘耕地增产潜能。

参考文献:

[1]WU X, ZHAO N, WANG Y, YE Y, et al. The potential role of abandoned cropland for food security in China[J]. Resources, conservation and recycling, 2025,212:108004.

[2]钟甫宁. 正确认识粮食安全和农业劳动力成本问题[J]. 农业经济问题,2016(1):4-9.

[3]周曙东,王颖. 农户环境友好型新型肥料采纳决策、成本收益及作用机制分析[J]. 农业技术经济,2023(9):4-22.

[4]王全忠,陈欢,张倩,等. 农户水稻"双改单"与收入增长:来自农村社会化服务的视角[J]. 中国人口·资源与环境,2015(3):153-162.

[5]王翌秋,陈玉珠. 劳动力外出务工对农户种植结构的影响研究——基于江苏和河南的调查数据[J]. 农业经济问题,2016(2):41-48.

[6]邹秀清,谢美辉,于少康,等. 农村劳动力转移对耕地利用生态效率的空间溢出效应[J]. 中国土地科学,2023(1):59-69.

[7]高晓燕,向念. 家庭化迁移与农户耕地隐性撂荒——基于中国流动人口动态监测调查数据[J]. 江汉论坛,2023(9):5-13.

[8]蔡键,谢佳轩,吴润民. 农机服务外包对耕地撂荒的抑制效应——来自广东1071户水稻种植户的证据[J]. 农业技术经济,2025(7):73-91.

[9]BAUMGART-GETZ A, PROKOPY L S, FLORESS K. Why farmers adopt best management practice in the United States: a meta-analysis of the adoption literature[J]. Journal of environmental management, 2012(1): 17-25.

[10]王晨,王济民. 预期利润、农业政策调整对中国农产品供给的影响[J]. 中国农村经济,2018(6):101-117.

[11]BENJAMIN D. Household composition, labormarkets, and labor demand: testing for separation in ag-ricultural household models[J]. Econometrical, 1992,60:287-322.

[12]VAIDYANATHAN, ANU. Performance of Indian agriculture since independence[J]. Agrarian questions,1994:18-74.

[13]文洪星,韩青. 非农就业如何影响农村居民家庭消费——基于总量与结构视角[J]. 中国农村观察,2018(3):91-109.

[14]胡霞,周旭海,罗崇佳. 农户采纳农机社会化服务对耕地撂荒的抑制效应研究[J]. 宁夏社会科学,2022(1):111-122.

[15]邓悦,吴忠邦,罗连发. 农业机械化促进了农民增收吗? ——基于农村人力资本调节效应的分析[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2023(1):169-180.

[16]仇童伟. 农地流转市场化中的耕地抛荒[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2022(3):37-48.

[17]陈江华,陈静,邱海兰. 数字素养对农地隐性撂荒的影响——基于农户"双改单"种粮行为的研究[J]. 华中农业大学学报(社会科学版),2025(1):19-30.

[18]钱龙,洪名勇. 非农就业、土地流转与农业生产效率变化——基于CFPS的实证分析[J]. 中国农村经济,2016(12):2-16.

[19]张禹书,张应良. 外出务工、家庭汇款对耕地撂荒的影响——基于流失效应与收入效应的分析[J]. 经济与管理研究,2024(4):38-55.

[20]黄毅祥,廖芮,赵敏娟. 家庭核心成员健康状况对农户农业生产性资产投资的影响[J]. 中国农村观察,2023(2):126-143.

[21]许召元,高颖,任婧玲. 农民工子女就学地点选择的影响因素分析[J]. 中国农村观察,2008(6):12-21.

[22]ANGRIST J D, KRUEGER A B. Does compulsory school attendance affect schooling and earnings? [J]. The quarterly journal of economics, 1991(4):979-1014.

[23]NUNN N, WANTCHEKON L. The slave trade and the origins of mistrust in Africa[J]. American economic review, 2011(7):3221-3252.

[24]田晓晖,李薇,李戎. 农业机械化的环境效应——来自农机购置补贴政策的证据[J]. 中国农村经济,2021(9):95-109.

[25]董丽晶,李英杰,刘为玲. "趋粮化"还是"非粮化":农村劳动力老龄化对耕地种植结构的影响研究[J]. 经济问题,2025(5):121-129.

[26]陈诗波,谭鑫,余志刚,等. 粮食主产区耕地隐性撂荒的形式、成因及应对策略[J]. 农业经济与管理,2016(4):43 - 51.
[27]彭长生,王全忠,李光泗,等. 稻谷最低收购价调整预期对农户生产行为的影响——基于修正的 Nerlove 模型的实证研究[J]. 中国农村经济,2019(7):51 - 70.
[28]王欧,杨进. 农业补贴对中国农户粮食生产的影响[J]. 中国农村经济,2014(5):20 - 28.
[29]李雨凌,马雯秋,姜广辉等. 中国粮食主产区耕地撂荒程度及其对粮食产量的影响[J]. 自然资源学报,2021(6):1439 - 1454.
[30]谢花林,施佳颖,冷克诚. 家庭生命周期视角下农户耕地撂荒行为差异及其影响因素——以江西省丘陵山区为例[J]. 资源科学,2023(11):2170 - 2182.

Adjustment of Farmers′ Planting Expectations and Implicit Farmland Abandonment

ZHANG Yu-shu[a,b], ZhANG Ying-liang[b], LIU Han[a]
(*a. School ofEconomics and Management*; *b. School ofBusiness*, *Southwest University*, *Chongqing* 400715, *China*)

Abstract: After the massive outflow of rural labor force, the shortage of factors and the solidification of costs have made traditional agricultural production more complex. Farmers′ production trade-offs based on expected reliability and factor substitutability can easily lead to the risk of implicit farmland abandonment. Based on the survey data of 1,025 farmers nationwide, this paper empirically tests the specific impact relationship between migrant workers and implicit farmland abandonment. The results show that migrant workers have a significant positive impact on farmers′ implicit abandonment of cultivated land, and the results are robust after introducing instrumental variables to deal with endogenous problems. In terms of the impact mechanism, migrant workers have intensified the occurrence of implicit fallow land by reducing crop planting area and lowering planting expectations. Further analysis found that when migrant farmers face a shortage of effective labor input in farmland production, choosing agricultural machinery instead of manual operation can alleviate farming pressure in the short term, but cannot form long-term planting incentives, and the potential risk of implicit abandonment is high. The implementation of cultivated land fertility protection subsidies can eliminate the pessimistic expectations of production entities, thus reversing this negative trend. Heterogeneity analysis shows that the intensification effect of migrant workers on implicit farmland abandonment is more obvious in the main grain-producing areas and southern regions. Therefore, government departments should coordinate the allocation of cultivated land for migrant farmers, improve the cultivated land protection subsidy policy to stabilize planting expectations and avoid the risk of implicit farmland abandonment.

Key Words: migrant workers; implicit farmland abandonment; agricultural machinery elements; planting expectation

【责任编辑:杜晓艺】