DOI:10.13502/j. cnki. issn1000-7636.2024.04.003

# 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

# 张禹书 张应良

内容提要:本文借助家庭内部分工理论构建外出务工影响耕地撂荒的理论分析框架,并基于 2016—2018 年中国劳动力动态调查数据实证分析外出务工对耕地撂荒的影响及其作用机制。研究结果显示,外出务工所带来的流失效应造成农户耕地生产有效劳动力投入不足,引致耕地撂荒行为的发生。同时,农户外出务工在非农部门获取超额的劳动回报,由此产生的收入效应并不会正向作用于农业生产性投资,实际导致了耕地保障功能的削弱,反而加剧了耕地撂荒。机制分析结果表明,外出务工主要是通过增加家庭汇款影响农户耕地撂荒行为。异质性分析结果显示,专业户家庭外出务工在一定程度上能够降低耕地撂荒行为的发生;外出务工对具有社会保障的农户家庭耕地撂荒的影响更为突出。因此,在保证农户拥有长期稳定的外出就业岗位和社会保障的基础上,要有效引导土地流转和托管,鼓励开展多种形式的农业适度规模经营以缓解耕地撂荒。

关键词:外出务工 耕地撂荒 流失效应 收入效应 家庭汇款

中图分类号:F301.2

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2024)04-0038-18

## 一、问题提出

耕地既是广大农村家庭的生计来源,也是乡村发展的基础和保障。自20世纪80年代以来,家庭联产承包责任制的实施赋予了农民自主决策权,中国农村开始出现了一定规模的耕地撂荒现象<sup>[1]</sup>。随着经济社会迅速发展与城乡间户籍迁移壁垒的松动,大量农村劳动力不断脱离农业融入工业化、城镇化进程,农村人口向城市单向流动的趋势持续上升。根据第三次全国农业普查数据,全国人口净流出的行政村数量占全部行政村数量比重高达79.01%。国家统计局《2022年农民工监测调查报告》显示,全国农民工总量比上年增加311万人,增长1.1%。值得注意的是,中国农村人口转移以青壮年劳动力为主<sup>[2]</sup>。当农村劳动力大规模跨

收稿日期:2023-09-11;修回日期:2024-01-23

基金项目:国家社会科学基金重点项目"新形势下提升中国粮食产业战略竞争力的重点方略与路径选择研究"(20AGL023);国家社会科学基金重点项目"实施藏粮于地、藏粮于技战略研究"(21AZD032);国家社会科学基金一般项目"大食物观视角下西部丘陵山区耕地撂荒治理效果评价与政策优化研究"(23BJY163)

作者简介:张禹书 西南大学经济管理学院博士研究生,重庆,400715;

张应良 西南大学商贸学院教授、博士生导师,通信作者。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

区域外出务工后,农业生产有效劳动力投入不足势必会影响耕地利用。国家基础地理信息中心课题组研究显示,"2017年全国95%的县级行政单元存在耕地撂荒现象"<sup>[3]</sup>。特别是在中国南方丘陵山区地带,农业机械难以取代体力劳动,耕地撂荒现象更为明显。面对十八亿亩耕地保护红线的硬性约束底线,如何避免耕地资源浪费,保障国家粮食安全,是迫在眉睫的现实难题。

现有研究对造成耕地撂荒的原因进行了大量的探讨。主流观点认为耕地撂荒主要是由劳动力转移引发的农业生产有效劳动力投入不足造成的。其原因在于农户家庭中具有比较优势的个体通常会被分配至自身所擅长的领域,从而实现家庭效用最大化,而农业生产与其他产业相比的先天劣势导致农户优质劳动力会被优先置于非农生产活动,以便获取更高的经济收益。当家庭从事非农生产的外出劳动力逐渐增加,留守劳动力弱质化的特征愈发突出,且难以通过增加劳动强度弥补农业生产的损失,便会采取粗放式经营方式,减少基本性生产,耕地因此变得贫瘠荒凉<sup>[4]</sup>。这揭示了家庭劳动力流失效应所带来的耕地撂荒行为<sup>[5]</sup>。然而,新迁移经济学理论(NELM)指出,虽然外出务工带来了家庭人力资本的流失,但通过家庭成员外出务工活动,农户能够从中获得汇款流入,改变了农户生产决策的条件约束。外出务工所带来的收入效应如何作用于农业生产,现有研究并未形成一致的结论。王子成(2012)从收入水平视角出发,认为务工汇款能在一定程度上补偿这种劳动力流失效应带来的农业经济损失,但对汇款用途未进行探讨<sup>[6]</sup>。一些研究发现,家庭成员外出务工带来的收入增加可能导致农户存在非理性农业生产投资,促使农户购买生产性服务实现要素替代<sup>[7]</sup>;或是在收到汇款后更多地投资于农业生产,例如旱地和水田投资利用<sup>[8-9]</sup>。相反,另有研究指出,农户外出务工所得的家庭汇款会被更多用于消费性用途<sup>[10]</sup>,如改善自身家庭生活条件、住房建设投资、补贴家用或是优先用于子女教育投资<sup>[11]</sup>,并未显著提升农户的生产性投资,甚至产生负向影响<sup>[12-13]</sup>。

总体而言,学术界针对外出务工与耕地撂荒进行了丰富的探讨,也为后续研究奠定了良好的基础。然而,已有文献存在以下不足:第一,关于外出务工对耕地撂荒的影响,多侧重于讨论劳动力转移后带来的流失效应所引发的耕地撂荒,较少关注劳动力转移带来的收入效应如何影响家庭农业生产决策,即流入汇款所带来的作用效应缺乏统一论断;第二,农户撂荒耕地更多地表征为家庭联合决策的结果,同样,农户外出务工最重要的是保证、维持家庭的生存运转,两者始终围绕家庭效用最大化。综合来看,以往文献在讨论外出务工与耕地撂荒之间的关系时,多采用定性分析方法孤立地讨论个体行为,较少将其置于农户这一整体单位上进行微观层面的定量实证研究。

本文可能的边际贡献在于:第一,本文以家庭内部分工视角作为切入点,通过构建理论分析框架系统阐释外出务工、家庭汇款、耕地撂荒之间的内在联系,并对外出务工作用于耕地撂荒的机制和内生性问题进行讨论;第二,通过考察外出务工所带来的收入效应如何影响农户的耕地撂荒决策,拓展了主流研究聚焦于流失效应的研究视角,弥补了已有定量研究的不足之处;第三,基于中国劳动力动态调查(CLDS)面板数据进行实证分析,从动态角度阐释农户外出务工所内含的要素资源交换及配置过程,弥补了以往研究仅注重静态分析的缺陷。

## 二、理论框架与研究假设

#### (一)外出务工对耕地撂荒影响的分析框架

以往经济学研究在讨论家庭内容时往往局限于家庭物质生活中的收入和支出方向,忽视了传统社会中家庭所具有的重要社会属性。20世纪中期,贝克尔在考察居民户和家庭内的分工情况时,认为家庭作为微

观的牛产单位,是以明确、细致的分工协作为基础的。如果一个家庭是高效率的,且成员之间都有着不同的 比较优势,拥有更多比较优势的个体会使其生产活动专业化。具体而言,这种比较优势体现在家庭成员的 时间配置和人力资本差异,他们不会同时投资于市场部门和家庭部门,在市场部门具有比较优势的成员会 使其市场活动完全专业化,在家庭部门具有比较优势的成员则会使其家庭活动专业化,以此获取专业化投 资收益[14]。基于此,本文理论推导尝试建立在巴德汉和乌瑞德(Bardhan & Udry,1999)[15]的分析基础上,在 完善市场假定条件下构建一个标准的农户模型。假设农户家庭中包含有两位成员,且每位成员均从各自的 消费  $(c_1,c_2)$  和闲暇  $(l_1,l_2)$  中获得效用。其中, p 是产品价格,  $(w_1,w_2)$  是农户成员劳动力价格,  $w_3$  是雇佣 劳动力价格。假设该农户在自有耕地上从事农业产品生产活动,并以凹形生产函数 F(L,A) 作为代表。L 是 耕作所用劳动力, A 是耕地面积。同时, 假设  $E^A$  为农户的土地禀赋,  $E^L$  是第 i 位成员的时间禀赋, r 为单位 土地的租赁价格。农户所面临的效用最大化问题可表示为:

$$\max U(c_1, c_2, l_1, l_2) \tag{1}$$

约束条件为:

$$p(c_1 + c_2) + w_3 L^h + rA^h \le F(L, A) + w_1 L_1^m + w_2 L_2^m + rA^m$$
 (2)

$$L = L_1^f + L_2^f + L^h \tag{3}$$

$$A = A^f + A^h \tag{4}$$

$$E^A = A^f + A^m \tag{5}$$

$$E_1^L = L_1^f + L_1^m + l_1 \tag{6}$$

$$E_{1}^{L} = L_{1}^{f} + L_{1}^{m} + l_{1}$$

$$E_{2}^{L} = L_{2}^{f} + L_{2}^{m} + l_{2}$$

$$(6)$$

$$(7)$$

$$c_i, l_i, L_i^f, L_i^m, A^f, A^m \ge 0, i \in \{1, 2\}$$
 (8)

式(1)表示农户的效用最大化决策,总效用取决于每个家庭成员的消费和闲暇;式(2)表示农户所面临 的预算约束,消费支出 $p(c_1+c_2)$ 、雇佣劳动支出 $(w_3L^h)$ 和租入土地支出 $(rA^h)$ 三项费用总和不超过农业收 入F(L,A)、劳务输出收入 $(w_1L_1^m + w_2L_2^m)$ 和出租土地收入 $(rA^m)$ 三项收入总和;式(3)表示农场所用劳动力 L,等于农户自有劳动 ( $L_1'+L_2'$ ) 与雇佣劳动 ( $L_1'$ ) 之和;式(4)表示农场所用土地 (A),等于自有自用土地  $(A^f)$  与租入土地  $(A^h)$  之和;式(5)表示农户的土地禀赋  $(E^A)$ ,等于自有自用土地  $(A^f)$  与租出土地  $(A^m)$ 之和;式(6)和式(7)表示农户每一位成员的时间禀赋,等于自有农场农业劳动、劳务输出和闲暇之和。

将式(3)—式(7)代入式(2)可得:

$$p(c_1 + c_2) + w_3 L^h + rA^h \le [F(L, A) - w_1 L_1^f - w_2 L_2^f - w_3 L^h - rA] + (w_1 E_1^L - w_2 E_2^L) + rE^A$$
(9)

式(9)表示农户的消费支出不能超出其农业生产利润与家庭禀赋价值之和。为简化分析,将式(9)改 写为:

$$p(c_1 + c_2) + w_3 L^h + rA^h \le \pi + (w_1 L_1^m + w_2 L_2^m) + rA^m$$
(10)

$$\pi = F(L, A) - w_1 L_1^f - w_2 L_2^f - w_3 L^h - rA$$
 (11)

当农户效用函数具备局部非饱和特点时,式(10)中农户效用最大化的最优解是在取等式时,并且农户 效用函数的最大值会随π的增加而增加。因此,农户效用最大化生产决策表示如下,

$$\pi^*(L,A) = \max F(L,A) - w_1 L_1^f - w_2 L_2^f - w_3 L_1^h - rA$$
 (12)

式(12)中,预算约束及农户自身偏好是由农业生产利润和家庭禀赋价值之和所决定的,此外,农户还会选 择消费和闲暇组合来实现其效用最大化目标。当市场处于完善条件下,农户的生产决策和消费决策存在可分 性的特征。但是,当市场存在多重不完整性时,农户的生产决策和消费决策便会交织在一起,可分性特征便不复存在<sup>[16]</sup>。然而,现实情况中市场通常是不完善的,农户耕地撂荒又属于家庭生产行为。本文以农业生产利润和家庭禀赋价值之和构成家庭生产总效用函数,并将农户耕地撂荒行为引入模型。考虑到农户外出务工具有一定的连续性,劳动力无法在农业生产和非农就业中灵活配置,产生了自有耕地撂荒行为,即 $\widetilde{A}(\widetilde{A} \in A)$ 为农户的耕地撂荒面积, $\pi^{\circ}$ 为家庭总效用,家庭生产的总效用函数表示为:

$$\pi^{\circ} = F(L,A) - w_1 L_1^f - w_2 L_2^f - w_3 L^h - rA + (w_1 E_1^L - w_2 E_2^L) + rE^A$$
 (13)

效用最大化的一阶条件可表示为:

$$\frac{\partial F(L,A)}{\partial L_1^m} - w_1 = 0 \tag{14}$$

$$\frac{\partial F(L,A)}{\partial L_2^m} + w_2 = 0 \tag{15}$$

$$\frac{\partial F(L,A)}{\partial \widetilde{A}} - r = 0 \tag{16}$$

将式(14)、式(15)、式(16)联立求解可以得出,在农户家庭存在耕地撂荒的情况下,最优的劳动力投入水平  $L^*$  和耕地撂荒面积  $A^*$ 。考虑到农村要素市场并不完全,农户外出务工就业后,劳动力市场的不完善使得农业生产中的雇工成本非常高,而土地要素市场的不完善又进一步推高了耕地流转成本。因此,农户家庭选择撂荒耕地将会造成农业生产部分的效用损失。如果农户的非农劳动力投入和耕地撂荒面积分别为  $L^0$  和  $A^0$ .农户总效用的变化可以表示为:

$$\Delta \pi^{\circ} = \int_{L^{0}}^{L^{*}} \left[ \frac{\partial F(L,A)}{\partial L_{1}^{m}} - w_{1} \right] dL + \int_{L^{0}}^{L^{*}} \left[ \frac{\partial F(L,A)}{\partial L_{2}^{m}} + w_{2} \right] dL - \int_{A^{*}}^{A^{0}} \left[ \frac{\partial F(L,A)}{\partial \widetilde{A}} - r \right] dA$$
 (17)

式(17)中,
$$\int_{L^0}^{L^*} \left[ \frac{\partial F(L,A)}{\partial L_1^m} - w_1 \right] dL + \int_{L^0}^{L^*} \left[ \frac{\partial F(L,A)}{\partial L_2^m} + w_2 \right] dL$$
表示自有劳动力外出务工带来的非农收益,

$$\int_{A^*}^{A^0} \left[ \frac{\partial F(L,A)}{\partial \widetilde{A}} - r \right] dA$$
 表示自有耕地撂荒带来的租金损失(农业收益损失)。

从式(17)中可以得出,农户外出务工对家庭总效用的影响在一定程度上取决于家庭劳动力的配置方式,并不会对家庭生产造成完全负向影响,非农收入的增加也将提升农户总效用。可见,当家庭劳动力能够从非农生产活动中获得远高于农业生产经营收益时,家庭优质劳动力会更倾向于非农就业。其中,非农转移的这部分劳动力通常是具备市场部门比较优势的家庭成员;反之,在家庭部门具有更多比较优势的成员,由于其家庭部门的边际产品大于市场部门的边际产品,会倾向于从事家庭部门生产。即,前者会在市场部门形成专业化,后者会在家庭部门形成专业化。由于极端化的市场部门投资存在,当农户家庭劳动力过度配置于市场部门时,所产生的流失效应将会导致无人参与家庭部门生产,耕地撂荒发生的可能性较大。与此同时,这种劳动力跨产业的离农配置方式在提升家庭非农收入的情况下,所产生的收入效应对于农户耕地利用存在一定的影响也需要考虑在内。以农民因个体原因无法从事农业生产活动时,转出耕地承包权所获的租金可被视为耕地的养老保障功能,王亚辉等(2020)按照 1986 年不变价格计算发现,全国层面人均耕地养老保障价值从 1986 年的 550 元/年降至 2015 年的 150 元/年[17],而现阶段外出务工所能获得的工资性收益远高于此。通常而言,这类非农收入会以汇款方式与家庭经济构成紧密联系,在相当程度上减轻了家

庭成员保障的公共负担<sup>[18]</sup>,也间接削弱了耕地长久以来的保障功能,发生撂荒的可能性较大。此外,如果一个地区的土地要素市场较为完善,存在较低的制度性成本,农户能够以较为合理的价格获取土地租金收入,可以有效地避免耕地撂荒行为发生带来的损失。但是在山区或是丘陵地带,由于耕地自身禀赋条件或是要素市场发育迟缓导致耕地收益无法有效获取,这种情况下往往给家庭总效用带来一定的负面影响。这也与当前较多的研究结论<sup>[19]</sup>相符,在中国丘陵山区耕地撂荒发生的可能性更大。

#### (二)外出务工对耕地撂荒影响的研究假设

随着城乡二元经济结构的加深,大多数发展中国家农户的生产过程通常面临流动性与风险的双重约 束。在有限的户均耕地面积下难以实现规模经营,土地由此在内卷化过程中得到精耕细作[20]。随着城乡间 要素流动互通便利,农村劳动力产生了迁移的动力,较多的就业机会和工资收入引致农村劳动力大量向城 市转移,引发了农户家庭要素与资源配置的重构。一方面,碍于自身禀赋条件约束,大部分外出务工劳动力 并不具备长期稳定就业能力,诸如非农产业在年龄、能力等多方面条件要求下,外出务工劳动力呈现候鸟式 流动特点,增加了非农务工的时间成本、交通成本以及信息成本,只有减少对农业生产的劳动投入,才能满 足非农劳动必要投入要求。部分地区外出务工家庭选择将双季稻改为单季稻,或是复种指数的下降,对耕 地利用率带来了负面影响[21]。即便多数外出农户以兼业化方式维持家庭农业生产,碍于耕地细碎化等问 题,使其不能有效使用大型机械实现劳动力要素替代,导致土地资源利用效率和农业生产效率低下[22]。另 一方面, 当家庭劳动力过度转移后, 农户自有耕地很大程度上会受到有效劳动力投入的限制而得不到充分 利用。主要是留守家庭成员多表现为老龄化、女性化和弱质化的特点,难以长时期维持农业生产高强度投 入,逐渐演变为粗放式的经营或是撂荒状况。这种劳动力转移的要素约束效应,不仅抑制了贫困家庭的农 业劳动力投入,对于中高收入农户家庭的非农生产行为具有促进作用,进一步激化了人地矛盾关系[23]。正 如前文理论框架所述,非农劳动力 $L^0$ 投入水平为达到最优非农劳动力投入水平 $L^*$ ,势必减少耕作所用劳动 力 L, 即家庭劳动力被配置于非农生产部门后,对于家庭农业生产造成的劳动要素流失效应,将会挤兑农业 有效劳动力短缺的结构性矛盾,最优(最小)撂荒面积 $A^*$  将会逐步增加至 $A^0$ ,表现为更为广泛的农户耕地 撂荒行为。谢花林和黄萤乾(2022)在以闽赣湘地区为样本的研究中,证实了大量农村劳动力非农就业后, 家庭耕地因劳动力短缺而被迫撂荒[24]。因此,本文提出以下假设:

#### H1:外出务工对耕地撂荒行为有正向影响。

中国劳动力大量迁移的背后,一部分引起更少的农业劳动力投入,另一部分也带来了更高的家庭非农收入<sup>[25]</sup>,劳动力外出务工与家庭农业生产之间的关系,也会随时间和环境的变化而变化。农村外出务工成员与留守成员之间的这种关系,主要源于一种相互协商后的契约安排,并以此为保障各个成员的利益分配与家庭稳定,体现出一种利他主义动机。家庭内部分工理论同样认为,家庭内的分工和广泛的专业化可以减少家庭成员之间的利益冲突,一个利他主义家庭的每一个成员都可以在不同程度上得到这一保证。当农户家庭劳动力要素在市场部门和家庭部门的分工配置后,既能够降低收入波动风险,也能够实现家庭收益最大化<sup>[14]</sup>。特别是以传统农业经营收入为主的农户,成员外出务工所带来的收入增长能够拓展整个家庭的收入约束边界,使其能更多地购买资本密集型和劳动力节约型农业生产要素或是增加正式保险的购买以实现内部的风险分担<sup>[26]</sup>。事实上,达到上述目标的前提是汇款收入能够被优先用于农业投资。然而,大量研究表明随着家庭劳动力非农就业比例的提升,以及农业收入占农户家庭总收入比例的下降,农业会逐步走向兼业化,甚至副业化<sup>[27]</sup>。在过去农村社会养老供给不足的情况下,耕地最基本的功能之一是作为农村居

民的社会保障,外出务工农户对于土地的"粘连"相对更容易出现(如兼业化选择)。但随着工资性收益与日常消费不断上升,农户能够从耕地中获取的收益在消费需求占比中越来越小,土地的社会保障功能不断弱化 $^{[17]}$ ,承包地逐渐表现出财产功能属性。当农户难以过多地指望家庭所有耕地完成再生产过程,源于耕地的利用方式与资本性投入将会面临更高的边际成本,致使整个家庭愈发表现出离农倾向,家庭收入越高的农户,发生撂荒的可能性更高 $^{[28]}$ 。而外出务工所带来的汇款流入使得留守农业劳动力更倾向于增加闲暇时间以及"偷懒"行为的发生,农业经营趋于粗放化,进而对农业生产效率产生负面影响 $^{[29]}$ 。前文理论模型中式(17) 阅述了当前理论体系

式(17)阐述了当前两段非农收益 
$$\int_{L^0}^{\iota^*} \left[ \frac{\partial F(L,A)}{\partial L_1^m} - w_1 \right] dL$$
 与  $\int_{L^0}^{\iota^*} \left[ \frac{\partial F(L,A)}{\partial L_2^m} + w_2 \right] dL$  远高于第三段农业生产

收益 
$$\int_{A^*}^{A^0} \left[ \frac{\partial F(L,A)}{\partial \widetilde{A}} - r \right] dA$$
 时,外出务工所增加的收入将会以汇款形式反馈于家庭,进一步削弱耕地生产或

是流转租金的依赖。贺雪峰和董磊明(2009)指出,农民外出务工存在着两种不同内在逻辑,一种是外出务工赚取收入以维持农村家庭的体面生活,另一种是以赚取进城生活的积蓄或获得逃离村庄的资本<sup>[30]</sup>。结合中国农村情景,更多的外出务工劳动力将非农收益用于房屋建设、食物消费、子女教育以及赡养父母,而不是生产性投资<sup>[31]</sup>。也正是如此,家庭成员外出务工所获的家庭汇款,是先以解决温饱需求或是提升生活质量为出发,进一步替代了耕地所具备的保障功能,导致耕地撂荒的产生。基于以上分析,提出如下假设:

H2:外出务工能够促进农户收入的增加,但并不会直接用于家庭农业生产性投资。

H3:外出务工通过促进家庭汇款,间接增加了农户耕地撂荒。

图 1 是外出务工影响耕地撂荒的流程。可以看出,外出务工主要是通过两条渠道作用于耕地撂荒:一条是劳动力流失效应造成的有效劳动力投入不足;另一条是收入效应,即前面论述的外出务工所获高额经济收益并未用于农业生产性投资,反而间接地削弱耕地保障功能。

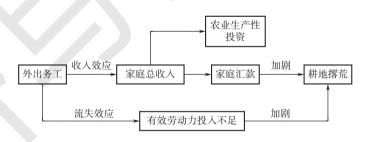


图 1 外出务工与耕地撂荒作用流程

# 三、数据来源、变量说明及实证模型

#### (一)样本及数据来源

文中数据来源于中国劳动力动态调查。该项调查涉及中国 29 个省份(未包括海南、西藏、港澳台地区) 的 400 多个村居(社区);调查内容覆盖面广,聚焦于中国劳动力的变迁与农业生产现状,也被广泛用于农村劳动力问题研究。本文利用 2016—2018 年两轮追踪调查的面板数据开展研究,在样本选择与实证分析过程中,首先进行数据整合,按照家庭编码对个体调查问卷、家庭调查问卷、村居调查问卷进行匹配与合并。其次,因本文主要研究农户及其生产行为,故按照户籍类型筛选出农业户籍个体样本,再根据农户家庭是否承

农户家庭户主性别:男=1,女=0

初中=8,高中=11,大专及以上=14

农户家庭承包地流转面积/亩②

农户家庭承包地面积/亩

农户家庭全年总收入/万元

农户家庭农业收入/万元

农户家庭人口总数

农户家庭全年汇款收入/万元

农户家庭救济金领取金额/万元

被访农户家庭户主学历:未上学=0,小学=5,

被访农户家庭户主是否未婚:是=1,否=0

被访农户是否为农业生产专业户:是=1,否=0

农户家庭耕地是否自购农机具:是=1,否=0

村庄地势情况:平原=1,丘陵=2,山区=3

村庄交通道路是否有路灯:是=1,否=0

本村是否为乡政府所在地:是=1,否=0

没通电=1,经常断电=2,偶尔断电=3,从未断电=4

被访农户是否领到了农村土地承包经营权证书:是=1,否=0

包耕地进行二次筛查。最后,剔除调查问卷数据中存在的缺失值、极端值以及部分无效回答的数据,最终得到有效样本数为9210个,变量定义及描述性统计结果如表1所示。

 变量
 定义
 均值

 耕地撂荒行为
 农户家庭承包地是否存在撂荒:是=1,否=0
 0.1211

 外出务工
 家庭中外出务工人数占劳动力总人数的比例
 0.1487

 户主年龄
 农户家庭户主年龄/周岁
 55.4521

被访农户家庭户主健康状况:1=非常不健康,2=比较不健康,3=一般,4=健康,5=非常

表 1 描述性统计

标准差

0.3263

0.2046

15.374 1

0.4977

3.905 7

0.366.3

0.3920

0.3106

13.3348

10.0159

0.4049

9.655 1

1.2545

2.6644

2.1699

0.3396

0.5534

0.6233

0.8288

0.3795

0.4902

0.5480

6.8993

0.8402

1.8103

0.1082

1.6113

4.1316

0.6710

5.787 3

0.2146

0.8404

4. 394 4

0.133 0

3, 323 0

0.0710

1.673 0

0.1744

0.5985

# (二)模型设定

户主性别

户主文化程度

户主婚姻状况

户主健康状况

农业生产专业户

流转耕地面积①

自有耕地面积

土地确权程度

家庭总收入

家庭汇款

家庭农业收入

家庭人口规模

自购农机具

家庭用电情况

政府帮扶

村庄地势

村庄基础设施

村庄公共服务

本文模型中被解释变量农户耕地撂荒行为属于离散变量,且适用典型的二值选择模型,因此构建评定 (Logit)模型考察外出务工对农户耕地撂荒行为的影响,具体如下所示:

$$P(Abandoment_i = 1 \mid X_i) = \exp(Z) / [1 + \exp(Z)]$$
(18)

$$Z = \alpha_0 + \alpha_1 Outwork_i + \alpha_2 X_i + \delta_i$$
 (19)

式(18)和式(19)中,被解释变量  $Abandoment_i$  表示农户耕地撂荒行为,核心解释变量  $Outwork_i$  表示农户家庭外出务工劳动力占比,  $X_i$  为户主特征、家庭特征、村庄特征等控制变量。此外,忽视内生性问题可能导

① 耕地流转面积主要指农户承包他人耕地的面积,即转入面积。

②1亩≈666.67平方米。

致外出务工影响耕地撂荒的回归结果无法得到一致估计。内生性主要存在于两个方面。其一,由模型内双向因果导致的内生性问题。外出务工并不必然与之相关联,但考虑到农户撂荒耕地后更有可能从事非农就业且务工范围较为广阔,由此导致二者可能存在双向因果关系,寻找与外出务工有关的工具变量能够较好地缓解这一偏误。其二,遗漏变量导致的内生性问题。农户外出务工行为易受到多方面因素影响,虽然采用面板固定效应模型能够解决不随时间变化的个体特征变量遗漏问题,但是面对部分个体特征变量无法有效观测与提取或是测量,遗失此类潜在变量将会产生严重的内生性问题。因此,本文在选择面板固定效应模型的基础上,寻找合适的工具变量来缓解其中的内生性问题,对模型修正如下:

$$P(Abandoment_{ii} = 1 \mid X_{ii}) = \exp(Z) / [1 + \exp(Z)]$$
(20)

$$Outwork_{ii} = \beta_0 + \beta_1 IV_{ii} + \beta_2 X_{ii} + \mu_i + \lambda_i + \eta_c + \sigma_{ii}$$
(21)

$$Z = \gamma_0 + \gamma_1 Outwork'_{ii} + \gamma_2 X_{ii} + \mu_i + \lambda_i + \eta_c + \varepsilon_{ii}$$
 (22)

具体而言,式(20)中的  $Abandoment_u$  表示农户 i 在 t 时期的耕地撂荒情况;式(21)中, $Outwork_u$  表示农户 i 在 t 时期家庭劳动力外出务工占比, $IV_u$  表示第一阶段回归的工具变量, $X_u$  为包含户主、家庭、村庄层面多个变量的控制变量。 $\mu_i$ 、 $\lambda_i$ 、 $\eta_c$  分别为个体、年份和地区固定效应,其中地区固定效应主要参考东部、中部、西部进行设定,选择西部省份作为参照组,其余省份作为实验组。此外,式(22)中的  $Outwork'_u$  为第一阶段通过回归所得的解释变量(外出务工)的预测值。

#### (三)变量选取与描述性统计

#### 1. 核心解释变量

本文的核心解释变量是劳动力外出务工。CLDS 家庭问卷中调查了受访者家庭成员"他/她为什么不住在这个家里",在问卷中选取家庭成员"外出打工/工作"这一作答选项,用农户家庭外出务工人数/家庭劳动力总人数来衡量农户劳动力的外出务工情况。除了农户层面外,本文还在村级层面对该类变量做了加总统计,选择"季节性外出务工的劳动力人口数量"用于稳健性检验。

## 2. 被解释变量

本文被解释变量是耕地撂荒行为。CLDS 调查了受访者农业生产情况,包含"总共有多少亩""承包他人土地多少亩""弃耕多少亩",农户作为耕地的主要使用主体和受益主体。参照郑淋议(2022)<sup>[32]</sup>的做法对农户家庭是否存在撂荒行为进行 0-1 赋值,该指标能够更为直观地衡量耕地撂荒的状况。为保证计量模型的稳健性,文中根据 CLDS 数据提供的耕地弃耕面积/家庭耕地面积得出撂荒率作为替代变量进行回归,以及村级层面的撂荒变量进行补充检验。

## 3. 控制变量

为了控制其他可能影响耕地撂荒的因素,本文参考庄健和罗必良(2022)<sup>[33]</sup>的研究,所选控制变量主要包括三类:第一类是户主特征,包括户主年龄、性别、文化程度、婚姻状况以及健康状况;第二类是家庭特征,流转耕地面积、自有耕地面积、家庭农业收入、家庭人口规模、自购农机具、家庭用电情况、政府帮扶;第三类是村庄特征,包括村庄基础设施、村庄地势、村庄公共服务。进一步地,考虑到不同地区农户生产经营情况可能受外部环境因素干扰,以东、中、西部区域虚拟变量形式加以控制。

### 4. 工具变量

在工具变量的选择上,考虑外生性和相关性的前提条件下,保证充足的样本单位选择"村庄内其他农户 家庭劳动力外出务工人数占比"作为本家庭劳动力外出务工人数占比的工具变量。主要原因在于,农村社 会关系网络中个体的决策往往容易受到其他个体的影响,村庄中外出务工人数越多,便会出现同群效应,驱使更多的农户选择非农就业,满足相关性要求。在外生性方面,该变量也并不直接影响农户家庭自身的耕地撂荒状况,满足工具变量的基本要求。

## 四、估计结果分析

#### (一)基准回归:流失效应的回归结果

本文通过基准回归模型判断流失效应和收入效应的具体作用效果。在进行模型回归前,先确定模型设定是否通过方差膨胀因子(VIF)检验,单个变量 VIF 最大为 1.37,模型平均 VIF 数值为 1.13,均小于 5,说明本文选取的自变量间不存在多重共线性问题。表 2 报告了外出务工对耕地撂荒行为影响的估计结果。其中,列(1)是在控制农户个体、时间、地区固定效应后,进行单一变量的回归估计;列(2)则是在加入控制变量后,控制了个体和时间固定效应;列(3)在此基础上,通过引入区域虚拟变量进一步控制区域间可能存在的外部影响差异。在所有的回归结果中,外出务工变量的系数均显著为正,表明外出务工人数占比越多,农户耕地撂荒的可能性越高。由列(3)结果可知,外出务工农户发生耕地撂荒的概率要比其他农户高 0.074 5,由此验证了假设 H1,即外出务工带来的劳动力流失效应加剧了农户耕地撂荒行为。

从控制变量对耕地撂荒的估计结果来看,农户个体特征中健康状况良好的外出农户耕地发生撂荒的可能性较低。家庭特征中农业收入较高的农户对耕地的依赖程度越高,耕地的生计保障功能越明显;家庭用电情况进一步反映了农业生产过程的设施条件(特别是在粮食抽灌移栽环节),也从侧面反映了耕地利用情况。村庄特征方面,具有路灯的村庄交通道路表明基础设施建设较为完善,耕地越不易发生撂荒。可能的解释是,当村庄道路条件较差时,农业生产中引入农机具将会面临诸多不便,难以有效发挥机械替代作用[34]。

变量	(1)	(2)	(3)
外出务工	0. 062 6 **	0.077 4***	0.074 5***
	(0.0286)	(0.0290)	(0.0292)
户主年龄		0.0007	0.000 6
		(0.0024)	(0.0024)
户主性别		-0.0927	-0.095 9
		(0.1272)	(0.1272)
户主文化程度		0.001 4	0.001 5
		(0.0027)	(0.0027)
户主婚姻状况		0.049 0	0.048 6
		(0.0924)	(0.0924)
户主健康状况		-0.031 2**	-0.030 4**
		(0.0130)	(0.0130)
流转耕地面积		0.000 1	0.000 1
		(0.0004)	(0.0004)

表 2 外出务工对耕地撂荒行为的影响

表2(续)

变量	(1)	(2)	(3)
自有耕地面积		0.000 2	0.000 2
		(0.0002)	(0.0002)
家庭农业收入		-0.0027*	-0.0027*
		(0.0016)	(0.0016)
家庭人口规模		-0.000 1	-0.003 1
		(0.0067)	(0.0071)
自购农机具		-0.002 5	-0.0023
		(0.0212)	(0.0212)
家庭用电情况		-0.0136*	-0.0125*
		(0.0089)	(0.0090)
政府帮扶		-0.0047	-0.004 8
		(0.0080)	(0.0080)
村庄地势		-0.008 1	-0.0069
		(0.0092)	(0.0093)
村庄基础设施		-0.016 8*	-0.0176*
		(0.0108)	(0.0110)
村庄公共服务		-0.013 3	-0.012 3
		(0.0166)	(0.0166)
常数项	0. 105 6 ***	0. 153 9	0. 169 4
	(0.0065)	(0.1829)	(0.1835)
个体固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	未控制	控制
观测值	9 210	9 210	9 210
$R^2$	0.001 5	0.005 5	0.005 9

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平上显著,括号内为稳健标准误,后表同。

## (二)收入效应的进一步分析

基准回归结果表明,外出务工劳动力越多,耕地越容易发生撂荒,即验证了外出务工带来的流失效应。同时,表3显示,外出务工增加了农户家庭总收入。可见,在非农部门获取了超额的劳动回报以后,这种收入效应是否反哺农业生产有待验证。值得注意的是,对于农业生产者而言,耕地在长期的农业生产中逐渐形成了较高的资产专用性,使得调整种植结构或是转移农业资产时面临较高的沉没成本<sup>[35]</sup>。因此,本文通过数据库问卷中"社会化服务购买""农业固定资产购买"进一步分析其要素配置情况,考察外出务工后面对劳动力流失带来的负面影响是否会采取一定的补救措施。此外,由于农户层面社会化服务购买并没有直接衡量指标,本文借鉴张禹书和张应良(2023)<sup>[28]</sup>的做法,根据农户家庭农田耕作方式以及生产工具的来源进行识别。

由表3的回归结果可知,在实现家庭总收入增加的情况下,交互项对社会化服务购买或是农业固定资产 投入的回归系数均不显著。上述检验有效地解释了在能够获得家庭汇款的情况下,外出务工农户并没有将 家庭汇款用于增加农业生产性投入,即便是投入较少的社会化服务,外出务工农户的购买意愿也并不强烈, 即验证了假设 H2。因此,本文认为,外出务工所带来的收入效应虽然能够增加农户家庭总效用,但并不会直 接用于耕地利用投入,更多地是替代耕地的保障功能。

变量	家庭总收入	社会化服务	农业固定资产
外出务工	1. 002 3 *	-0.003 8	-0.0040
	(0.6331)	(0.0795)	(0.013 6)
外出务工×家庭总收入		-0.0048	0.0007
		(0.008 6)	(0.0011)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	0. 422 6	1. 367 0 ***	0.002 1
	(4.0141)	(0.5012)	(0.0799)
固定效应	控制	控制	控制
观测值	9 210	4 388	9 210
$R^2$	0. 059 9	0.031 8	0.009 0

表 3 收入效应进一步分析

#### (三)稳健性检验

为了保证研究结论的可靠性,本文通过农户层面和村级层面验证回归结果,主要采取替换变量进行稳 健性检验。根据 CLDS 农户家庭问卷提供数据计算得出撂荒率作为被解释变量替代原有变量进行回归;其 次,对于解释变量的替换,选择农户外出务工人数进行补充。表4结果显示,列(1)和列(2)中外出务工对耕 地撂荒的影响均呈现正向效应。从村级层面来看,延续多年的乡村生产生活,农户之间多为熟人,从事农业 生产活动多是建立在合作互助的生产关系之上。如果村内出现大量的外出务工,单个小农户更难以承受分 散经营带来的过高经营成本,从而选择撂荒的概率更高。因此,本文选择村级层面分析外出务工对耕地撂 荒的影响,在 CLDS 村居问卷中选取"季节性外出务工的劳动力人口数量"作为解释变量,并选取"本村是否 有土地弃耕撂荒现象"以及"本村土地弃耕撂荒面积占村土地面积的比例"作为被解释变量分别进行回归。 列(3)和列(4)结果显示,季节性外出务工同样会引发耕地撂荒的发生,这与前文分析结果基本一致,结果较 为稳健。

	表 4 外 と	出务工对耕地撂荒影响的	稳健性检验	
ボ阜	农户层面		村组	及层面
变量 —	(1)	(2)	(3)	(4)
外出务工	0.0600*	0.0106**		
	(0.0210)	(0.0056)		
季节性外出务工			0.0019*	0.006 2*
			(0.0027)	(0.0052)

注:固定效应控制包括个体、年份、地区维度,后表同。

表4	(续)
44	

亦具	农户	层面	村级	层面
变量 -	(1)	(2)	(3)	(4)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	9 210	9 210	9 210	9 210
$R^2$	0.003 4	0.005 2	0.0019	0.005 4

注:列(1)和列(4)中的被解释变量为撂荒率。列(2)中的解释变量为外出务工人数,被解释变量为耕地撂荒行为。列(3)中的被解释变量为本村是否有土地撂荒现象。

## (四)内生性问题处理

正如前文所述,针对外出务工与耕地撂荒之间可能存在的内生性问题,文中进一步借助工具变量进行修正。通过借鉴已有研究<sup>[36]</sup>,具体选取"除农户自家外同一行政村内其他农户家庭外出劳动力占比的平均数"作为工具变量(IV)。首先,工具变量的选取需要满足外生性条件。同一个行政村内其他农户家庭的外出务工人数并不会影响农户本身家庭的耕地撂荒,即符合这一筛选条件。其次,工具变量的选取需要满足相关性条件,而同村家庭外出务工人数占比越高,不仅反映村庄内部非农经济情况越突出,同时在中国广大农村家庭中,劳动者个人行为与其邻居行为之间存在相互依赖性<sup>[37]</sup>,这种同群效应会通过同村邻里之间的交流互动带动农户本人的非农就业,即满足相关性要求。为确保工具变量选取的有效性进行了弱工具变量检验,表5列(3)第一阶段的回归结果显示的最小特征统计值为35.34,显著大于10,通过了弱工具变量检验。文中还进行了不可识别检验,Anderson LM 统计量显著拒绝了此不确定性因素。因此,本文选取的工具变量是有效的。此外,在有效性得到验证的同时,工具变量的外生性检验同样重要。

安格里斯特和克鲁格(Angrist & Krueger,1991)提出在保证控制变量不变的情况下,将可能存在内生性的解释变量与工具变量纳入同一回归方程,如果工具变量对结果的影响不显著,就可以证明工具变量仅仅是通过影响内生变量来影响最终结果的<sup>[38]</sup>,具体回归结果如表 5 中列(1)所示。此外,努恩和万车垦(Nunn & Wantchekon,2011)提出证伪验证思路,严格意义上的工具变量是否外生,将其直接放入原模型替换内生变量进行回归,将不会产生与基准回归方向相同的显著影响<sup>[39]</sup>。本文在进行验证后,结果如列(2)所示,均有效验证了外生性。

表 5 中列(3)与列(4)是进行两阶段最小二乘(2SLS)估计的回归结果。列(3)主要展示第一阶段回归结果,可以看出,文中所选取的工具变量与内生变量(外出务工)之间具有强相关性。同时,列(4)展示的第二阶段回归结果显示,外出务工会增加农户耕地撂荒的概率,这与基准回归模型中的结论是一致的。值得注意的是,在使用工具变量处理内生性问题后,外出务工变量系数的绝对值显著增大,意味着若是忽视内生性问题将会导致影响效应被低估。

表 5 处理内生性问题的回归结果

变量 ——	工具多	变量		2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)
外出务工	-0.051 6			0. 084 0 ***
	(0.1100)			(0.0303)

	<i>, ,</i> + ,
#5	(纮)

		74- (-54)		
亦具	工具	工具变量		SLS
变量 -	(1)	(2)	(3)	(4)
外出务工_IV	-1.921 1	-1.000 3**	-1.287 8 ***	
	(1.982 5)	(0.545 3)	(0.2159)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	1. 497 5	0. 991 8 ***	0. 793 7 ***	0. 168 4
	(1.1349)	(0.3464)	(0. 283 9)	(0.1835)
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	9 210	9 210	9 210	9 210

注:列(1)、列(2)和列(4)的被解释变量为耕地撂荒行为,列(3)的被解释变量为外出务工。

## (五)机制分析

正如前文所述,外出务工农户由于劳动力流失效应引发耕地撂荒,同时,在探讨收入效应时发现,外出务工将会带来家庭总收入的增加,但这部分在非农部门获取的超额劳动回报并没有直接用于农业生产性投资,抑或实现劳动力要素的替代,反而可能在一定程度上削弱了耕地的保障功能。因此,结合前文外出务工影响耕地撂荒的分析框架,采用中介效应模型进行逐步回归检验其中的作用机制[40]。表6报告了机制检验的估计结果。由列(2)可知,外出务工对农户家庭汇款具有正向影响,且在10%水平上显著。列(3)中,引入家庭汇款这一变量后,外出务工对耕地撂荒具有正向影响,且耕地撂荒变量与家庭汇款变量在1%的显著性水平上正相关,即外出务工通过促进家庭汇款,间接增加了农户耕地撂荒,再次验证了假设 H3。可以看出,由外出务工带来的家庭汇款增加进一步加剧了农户耕地撂荒行为,也与现有部分研究结论一致,即因外出务工而流入的汇款并没有被农户用来改善耕地农业生产,反而加剧了劳动力流失带来的消极影响[41]。

表 6 外出务工对耕地撂荒影响的机制分析

变量	(1)	(2)	(3)
外出务工	0. 084 0 ***	0.051 2*	0. 072 2**
	(0.0303)	(0.0303)	(0.0292)
家庭汇款			0.043 7***
			(0.0148)
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
观测值	9 210	9 210	9 210
$R^2$	0.006 1	0.009 3	0.007 9

注:列(1)和列(3)的被解释变量为耕地撂荒行为,列(2)的被解释变量为家庭汇款。

## 五、异质性分析

作为农户重要的生计谋生方式,农村劳动力外出务工显著增加了农户耕地撂荒行为,但外出务工的影响在不同群体间是否存在差异,还有待进一步研究。此外,外出务工农户可能因存在的固有特征、地区政策实施的传导最终导致对耕地撂荒的影响存在差异。因此,本文继续考察外出务工对耕地撂荒影响的异质性,按照农户个体特征和政策制度、社会保障设定分类变量,引入各分类变量与核心解释变量外出务工的交互项,进行异质性分析。

#### (一)专业化生产

前述分析已表明外出务工会增加家庭收入,但农户收入增加并没有直接体现在农业生产的投入上,这种现象是否具有普适性亟待论证。实际中,相对于小农生产,具有农业经营比较优势的专业户可能将增加的非农收入投入农业生产中,谋求更高的土地产出率,以此提高耕地的利用效率。因此,本文考察不同外出务工农户群体对耕地撂荒存在何种影响。专业户表示为是否专业化生产的虚拟变量,如果是专业户,取值为1,否则取值为0。表7报告了估计结果,列(1)中交互项外出务工×专业户的系数显示,对于农户耕地撂荒行为而言,专业化生产农户外出务工减少了专业户的耕地撂荒行为。结果显示,专业化生产农户外出务工增加1%会使耕地撂荒行为降低0.1364。究其原因,与传统小农生产相比,专业化农户自身具有丰沃的禀赋资源,能够更好地实现专业化生产和规模化经营。诸多文献也发现,耕地面积的增加有助于提升农户生态耕种意愿,具有规模化经营的专业户能够从农业种植中获益更多[42]。这也间接表明,具有专业化生产的农户即便存在外出务工劳动力,发生耕地撂荒的可能性更小。

#### (二)产权稳定性

农地产权稳定性对农户耕地撂荒行为有着紧密的联系。一般而言,农地产权稳定性将有助于稳固农户的农地排他能力、谈判能力以及交易能力。如果农地产权是不稳定的,农户往往需要花费更高的成本投入来守护自己的农地产权。在非农收入普遍高于务农收入的大环境下,农户很难提高耕地利用效率,甚至会出现耕地撂荒的短期行为<sup>[32]</sup>。表7报告了不同确权程度下,外出务工对农户耕地撂荒行为的影响。土地确权程度以农户是否领到农村土地承包经营权证书构建虚拟变量,如果已领到,取值为1,否则取值为0。列(2)中交互项的系数值为负,但并不显著。究其原因,农地改革的深入实施不仅拓展了农户土地权利的空间,同时凸显农户家庭承包权的财产属性,使得土地承包权的分离性与流动性减弱,可能存在激化家庭撂荒行为的可能<sup>[43]</sup>。

## (三)社会保障

表 7 报告了不同社会保障情况下,外出务工对农户耕地撂荒行为的影响。社会保障是指农户家庭全年享受政府帮扶,包含失业救济、社会救助、低保的领取情况,如果已领取政府帮扶资金则取值为 1,否则取值为 0。列(3)中交互项外出务工×社会保障的系数显著为正。正如前文所述,具有非农就业比较优势的农户会将增加的非农收入转化为家庭保障与消费,专门从事非农生产<sup>[44]</sup>,减少对土地的依赖,发生撂荒的可能性更大。这意味着,农户家庭拥有社会保障,一定程度上削弱了耕地的保障功能。已有研究表明,中国新农保的实施降低了老年人农业劳动参与和劳动时间<sup>[45]</sup>,故这类拥有社会保障的农户对耕地的生计依赖程度随之降低,选择逐步退出农业生产或是撂荒耕地的可能性更高。

变量	(1)	(2)	(3)
外出务工	0. 012 9 *	-0.139 6	0. 067 2**
	(0.0389)	(0.1304)	(0.0297)
外出务工x专业户	-0. 136 4 *		
	(0.0588)		
外出务工×土地确权		0. 164 5	
		(0.1160)	
外出务工×社会保障			0. 073 9*
			(0.0563)
常数项	0. 175 6	-0.775 3	0. 173 0
	(0. 293 7)	(0.6080)	(0.1835)
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
观测值	5 352	4 573	9 210
$R^2$	0.007 1	0. 042 7	0.0063

表 7 外出务工对耕地撂荒影响的异质性分析

注:列(1)—列(3)的被解释变量为耕地撂荒行为。

## 六、研究结论与政策建议

#### (一)研究结论

本文借助家庭内部分工理论构建出外出务工对耕地撂荒的理论框架,关注流失效应和收入效应在其中的作用差异。结合理论与实证研究,本文得出以下结论。第一,由于家庭中大量劳动力非农转移所带来的流失效应,会造成农户耕地生产有效劳动力投入不足,引致耕地撂荒行为的发生,即外出务工对耕地撂荒行为有正向影响。同时,外出务工在非农部门获取了超额的劳动回报后,由此产生的收入效应并不会正向作用于农业生产性投资,实际产生的是耕地保障功能的削弱,反而加剧了耕地撂荒。第二,外出务工通过增加家庭汇款,加剧了农户耕地撂荒行为,家庭汇款在外出务工影响耕地撂荒的关系中起到中介作用。第三,异质性分析结果显示,外出务工对耕地撂荒的影响存在专业化农户、社会保障异质性。专业化生产农户具备较好的禀赋资源,能够更好地实现专业化生产和规模化经营,放弃农业生产的机会成本较高,即便家庭成员外出务工也不会轻易地撂荒耕地;具有社会保障的农户家庭,外出务工对耕地撂荒的影响更为突出,很大程度上源于对耕地的生计依赖程度的降低,外出务工后选择逐步退出农业生产或是撂荒耕地的可能性更高。

#### (二)政策建议

基于农户家庭内部成员的比较优势进行分工配置,是为了实现家庭总效用的最大化,以此产生的多元 化的经营方式都是为了达成较好的生活条件或是完成家庭再生产。如果商品生产的规模收益不变或是增 加,一个有效率的家庭所有成员都会在市场部门或家庭部门完全实现专业化。当家庭成员外出务工从事市场资本投资能获得远高于其他成员的家庭资本投资收益时,就会出现更极端的专业化,所有成员都会在市场部门进行专业化投资,从而导致家庭耕地撂荒问题的出现。即便在大多数情况下,农户家庭会在市场部门和家庭部门分别进行投资,但获得的非农经济回报通常会以家庭汇款的方式解决日常生活需求,也在一定程度上削弱了耕地的保障功能,导致农户家庭撂荒耕地的可能性增大。客观来看,家庭汇款可以拉动农村地区性的商品需求,从而推动当地农村经济发展;但在经济上削弱了耕地生计依赖,拉远了农村家庭与耕地的联系,耕地生产的深层次结构会随之发生较大变化。由此,本文提出以下政策建议:

第一,确保外出务工农户能够获得持续的收入来源,化解家庭经济后顾之忧,弱化土地的社会保障功能从而安心"腾出"土地。政府部门需要积极帮助农户提高非农就业能力,开展多元化职业教育培训、技能培训,提升人力资本水平,保证农户具备就业竞争力。第二,充分释放家庭汇款在农业生产中的积极作用,需要稳固提升农村地区现代化生活条件,保障农村居民高品质生活需求,促进家庭汇款自愿、优先配置于农业生产经营领域。第三,有序引导土地流转和托管,争取以奖代补、贷款贴息等方式鼓励开展多种形式的农业适度规模经营,吸引生产主体复垦复耕。为此,一方面,要积极协调地区农村经营管理机构职能,培育发展规范化的服务组织,提升其专业化、精细化、高效化技术支撑能力;另一方面,要充分发挥基层组织服务能力,强化农村集体经济组织权力,完善耕地流转宣传与引导工作。针对部分因农户常年外出务工而无人耕种的撂荒地,在有偿收回的同时,土地承包权优先分配至适度规模经营或是专业化生产者,保证农业生产的长期稳定性,充分调动耕地种植积极性。

#### 参考文献:

- [1] 李永萍. 土地抛荒的发生逻辑与破解之道[J]. 经济学家,2018(10):90-96.
- [2]李雪峰,高远卓,卢海阳.外出务工经历对返乡农民工参与农村公共事务治理的影响[J].中国农村观察,2023(4):70-88.
- [3]李广泳,姜广辉,张永红,等. 我国耕地撂荒机理及盘活对策研究[J]. 中国国土资源经济,2021,34(2):36-41.
- [4] MANIVONG V, CRAMB R, NEWBY J. Rice and remittances; crop intensification versus labour migration in Southern Laos[J]. Human Ecology, 2014, 42(3): 367-379.
- [5] DE BRAUW A. Migration out of rural areas and implications for rural livelihoods[J]. Annual Review of Resource Economics, 2019, 11: 461-481.
- [6]王子成. 外出务工、汇款对农户家庭收入的影响——来自中国综合社会调查的证据[J]. 中国农村经济,2012(4):4-14.
- [7]杨震宇,陈风波,张日新. 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[J]. 农业技术经济,2022(3):84-99.
- [8] RAIHAN S, UDDIN M, AHMMED S. Impact of foreign remittances on the household spending behaviour in Bangladesh [J]. Migration and Development, 2022, 11(3): 1104-1126.
- [9] RIGG J. Moving lives; migration and livelihoods in the Lao PDR[J]. Population, Space and Place, 2007, 13(3): 163-178.
- [10] MATHENGE M K, SMALE M, TSCHIRLEY D. Off-farm employment and input intensification among smallholder maize farmers in Kenya [J]. Journal of Agricultural Economics, 2015, 66(2): 519-536.
- [11]彭小辉,傅宇辰,史清华.农民工汇款对留守儿童教育的影响及其作用机制——基于 CFPS 数据的实证分析[J].中国农村观察,2022(5): 168-184.
- [12]胡枫,史宇鹏. 农民工汇款与输出地经济发展——基于农民工汇款用途的影响因素分析[J]. 世界经济文汇,2013(2):80-95.
- [13] 葛岩,吴海霞. 非农收入、土地流转与农户农业生产性投资[J]. 管理评论,2023,35(8):3-14.

- [14]贝克尔. 家庭论[M]. 王献生,王宇,译. 北京:商务印书馆,2005.
- [15] BARDHAN P, UDRY C. Development microeconomics M. Oxford: Oxford University Press, 1999.
- [16]马志雄,丁士军. 基于农户理论的农户类型划分方法及其应用[J]. 中国农村经济,2013(4):28-38.
- [17] 王亚辉, 李秀彬, 辛良杰. 近 30 年来耕地养老保障功能的时空演变及政策启示[J]. 地理研究, 2020, 39(4):956-969.
- [18]李强,毛学峰,张涛.农民工汇款的决策,数量与用途分析[J].中国农村观察,2008(3):2-12.
- [19]董世杰,辛良杰,李升发,等.中国梯田撂荒程度及空间格局分异研究[J]. 地理学报,2023,78(1):3-15.
- [20]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.
- [21]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,2015,25(3):153-162.
- [22] 杨肃昌, 范国华. 农户兼业化对农村生态环境影响的效应分析[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2018, 17(6):52-63.
- [23] DE BRAUW A, GILES J. Migrant labor markets and the welfare of rural households in the developing world; evidence from China[J]. The World Bank Economic Review, 2018, 32(1): 1-18.
- [24]谢花林,黄萤乾. 非农就业与土地流转对农户耕地撂荒行为的影响——以闽赣湘山区为例[J], 自然资源学报, 2022, 37(2); 408-423.
- [25] TAYLOR J E, ROZELLE S, DE BRAUW A. Migration and incomes in source communities: a new economics of migration perspective from China [J]. Economic Development and Cultural Change, 2003, 52(1): 75-101.
- [26]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.
- [27] HENNESSY T, O'BRIEN M. Is off-farm income driving on-farm investment? [J]. Journal of Farm Management, 2008, 13(4): 235-246.
- [28]张禹书,张应良.外出务工、性别差异对耕地撂荒的影响[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版),2023,24(2);19-28.
- [29] 钱文荣,郑黎义. 劳动力外出务工对农户农业生产的影响——研究现状与展望[J]. 中国农村观察,2011(1):31-38.
- [30] 贺雪峰, 董磊明. 农民外出务工的逻辑与中国的城市化道路[J]. 中国农村观察, 2009(2):12-18.
- [31]李树茁,李聪,梁义成. 外出务工汇款对西部贫困山区农户家庭支出的影响[J]. 西安交通大学学报(社会科学版),2011,31(1):33-39.
- [32] 郑淋议. 农地产权稳定性对农户耕地抛荒行为的影响[J]. 中国人口·资源与环境,2022,32(12):166-175.
- [33] 庄健, 罗必良. 务工距离如何影响农地撂荒——兼顾时间、性别和代际的差异性考察[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2022, 22(5): 112-123.
- [34] 钱龙,高强,方师乐. 家庭自有农机如何影响土地流转? ——基于 CFPS 的实证分析[J]. 中国农业大学学报,2021,26(6):219-230.
- [35]谢先雄,邓悦,杜瑞瑞,等. 资产专用性可促进休耕后农户复耕吗?——来自西北生态严重退化休耕试点区的实证证据[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版),2021,21(3):115-124.
- [36]李俊姿,杨志海. 非农就业对农民环保参与的影响;私人与公共层面的异同[J]. 中国人口·资源与环境,2023,33(5):181-192.
- [37]刘涛,秦志龙,伍骏骞.农民工过度劳动行为的同群效应研究[J].中国农村经济,2023(9);101-121.
- [38] ANGRIST J D, KRUEGER A B. Does compulsory school attendance affect schooling and earnings? [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1991, 106(4): 979-1014.
- [39] NUNN N, WANTCHEKON L. The slave trade and the origins of mistrust in Africa [J]. American Economic Review, 2011, 101(7): 3221-3252.
- [40]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.
- [41] SAUER J, GORTON M, DAVIDOVA S. Migration and farm technical efficiency; evidence from Kosovo [J]. Agricultural Economics, 2015, 46(5); 629-641.
- [42]刘艳婷,陈美球,邝佛缘,等. 预期收益、可行能力对农户生态耕种采纳意愿的影响及其代际差异[J]. 长江流域资源与环境,2020,29(3): 738-747.
- [43]黄家亮,郑绍杰. 集体产权下农民的土地观念及形成机制——基于定县米村的个案考察[J]. 开放时代,2020(3):80-89.
- [44] 万晶晶, 钟涨宝. 非农就业、农业生产服务外包与农户农地流转行为[J]. 长江流域资源与环境, 2020, 29(10): 2307-2322.
- [45]张川川,GILES J,赵耀辉. 新型农村社会养老保险政策效果评估——收入、贫困、消费、主观福利和劳动供给[J]. 经济学(季刊),2015,14(1): 203-230.

## Impact of Migrant Work and Family Remittances on Farmland Abandonment

#### -Analysis of Loss Effect and Income Effect

ZHANG Yushu, ZHANG Yingliang (Southwest University, Chongqing 400715)

**Abstract:** As the foundation of food production, farmland is closely related to food security, economic development, and social stability. Farmland abandonment is a final decision made by farmers after weighing the advantages and disadvantages, and migrant work is one of the influencing reasons. Therefore, it is of theoretical and practical significance to explore the relationship between migrant work and farmland abandonment, which can provide corresponding references for policy formulation to reduce farmland abandonment.

Based on the theory of division of labor within families, this paper constructs a theoretical framework for the impact of migrant work on farmland abandonment and empirically analyzes the mechanism based on the data from the China Labor-force Dynamic Survey (CLDS) from 2016 to 2018. The results show that the loss effect brought by migrant work leads to the shortage of effective labor input for farmland production, thus resulting in farmland abandonment. At the same time, the income effect generated by migrant work through obtaining excessive labor returns in the non-agricultural sector does not have a positive effect on agricultural productive investment. Actually, it weakens the security function of farmland, which exacerbates farmland abandonment. Mechanism analysis shows that migrant work mainly affects farmland abandonment behavior by increasing family remittances. The possible reason is that in rural areas of China, migrant workers are the primary way for farmers to improve the effectiveness of family welfare. After farmers go out to work, family remittances are mainly used to subsidize household consumption expenditure, so as to improve family living standards. It also replaces the security function of farmland to a certain extent, leading to gradual separation from agricultural production and abandonment of farmland.

The heterogeneity analysis shows that migrant work from professional families can reduce the occurrence of farmland abandonment to a certain extent. Furthermore, the impact of migrant work on farmland abandonment is more prominent for households with social security. Therefore, on the basis of ensuring that farmers have stable out of town jobs and social security for a long time, it should effectively guide land transfer and trusteeship and encourage various forms of moderate agricultural scale management to alleviate farmland abandonment.

The possible marginal contributions of this paper are threefold. First, it takes the intra-household division of labor as the entry point. Second, it expands the research perspective of mainstream studies focusing on the loss effect and supplements the inadequacy of existing quantitative studies. Third, it explains the process of factor resource exchange and allocation included in migrant work from a dynamic perspective, which makes up for the limitation of previous studies that focus on static analysis only.

Keywords: migrant work; farmland abandonment; loss effect; income effect; family remittance