



· 城乡地域系统重构与综合效应 ·

家庭劳动力配置与非农就业对耕地撂荒行为的影响及交互效应

程 鹏¹, 王玉茹¹, 肖 静¹, 柳 可², 孔雪松³, 唐厚田⁴

1. 武汉工程大学 管理学院/企业与环境协调发展研究中心, 湖北 武汉 430205;

2. 华中农业大学 公共管理学院, 湖北 武汉 430070;

3. 武汉大学 资源与环境科学学院, 湖北 武汉 430079; 4. 厦门大学 公共事务学院, 福建 厦门 361005

摘要 探究家庭劳动力配置和非农就业对耕地撂荒行为的影响机制,对推进耕地保护和保障粮食安全具有重要意义。鉴于此,基于2025年全国15省份786个农户的耕地利用调查数据,运用Logit模型等分析家庭劳动力配置和非农就业对农户耕地撂荒行为的影响。结果表明:①农业劳动力数量增加能显著抑制耕地撂荒,农业劳动力质量提升会加剧耕地撂荒;②非农就业强度和非农收入占比均对撂荒呈显著正向影响;③家庭劳动力配置与非农就业存在交互效应,劳动力质量调节作用显著而劳动力数量的调节作用不显著;④家庭劳动力配置与非农就业对耕地撂荒行为的影响存在异质性。研究发现家庭劳动力配置和非农就业均对耕地撂荒行为有显著影响,且二者存在交互效应及异质性。未来应针对不同农户群体实施差异化治理策略,并根据实际情况精准施策、合理补贴,进一步缓解耕地撂荒。

关键词 耕地撂荒;劳动力配置;非农就业;交互效应;Logit模型

中图分类号:F301.21 **DOI:**10.16152/j.cnki.xdxbzr.2026-04-008

The impact of household labor allocation and non-farm employment on farmland abandonment behavior and its interaction effect

Cheng Peng¹, Wang Yuru¹, Xiao Jing¹, Liu Ke²,
Kong Xuesong³, Tang Houtian⁴

1. School of Management/Research Center for Coordinated Development of Enterprise and Environment,
Wuhan Institute of Technology, Wuhan 430205, China;

2. School of Public Administration, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China;

3. School of Resources and Environmental Sciences, Wuhan University, Wuhan 430079, China;

4. School of Public Affairs, Xiamen University, Xiamen 361005, China

Abstract Investigating the impact mechanisms of household labor allocation and non-farm employment on farmland abandonment behavior holds significant implications for advancing farmland protection and ensuring

收稿日期:2025-11-20 修回日期:2026-01-15

基金项目:国家自然科学基金(42501343);湖北省教育科学规划重点课题(2025GA016);武汉工程大学研究生教育创新基金(CX2025412)。

第一作者:程鹏,男,副教授,硕士生导师,从事耕地利用转型等研究,chengpeng1141@wit.edu.cn。

通信作者:柳可,女,博士研究生,从事耕地利用转型等研究,klou@webmail.hzau.edu.cn。

food security. Based on 2025 survey data from 786 rural households across 15 provinces, this study employs Logit models to analyze the effects of labor allocation and non-farm employment on farmland abandonment. The results indicate that increased agricultural labor quantity significantly suppresses farmland abandonment, while improved labor quality exacerbates it; both non-farm employment intensity and non-farm income share exhibit significant positive impacts on abandonment; household labor allocation and non-farm employment demonstrate interaction effects, with labor quality showing significant moderating effects whereas labor quantity shows no significant moderating effect; the influence of labor allocation and non-farm employment on farmland abandonment behavior exhibits heterogeneity. The research indicates that both labor allocation and non-farm employment significantly affect farmland abandonment behavior, with interaction effects and heterogeneity observed. Future strategies should implement differentiated governance approaches tailored to different farmer groups, along with targeted policies and reasonable subsidies based on actual conditions to further alleviate farmland abandonment.

Keywords farmland abandonment; labor allocation; non-agricultural employment; interaction effect; Logit model

耕地是人类生存与发展的根本基础,也是维护粮食安全和社会稳定的重要基石^[1]。然而,随着城市化和工业化的持续推进,耕地撂荒现象已由日本、欧美等发达国家逐渐演变为全球性的土地利用问题^[2]。近年来,我国农村劳动力大规模向非农领域转移,农村劳动力结构发生深刻变革^[3-4]。在这一过程中,农民收入水平虽得到显著提高,但耕地撂荒问题亦日趋凸显,尤其在中西部丘陵山区和传统农业主产区,撂荒现象已呈现普遍化和常态化的发展趋势^[5]。已有研究表明,2020 年全国因耕地撂荒造成粮食产能损失高达 4 923 万吨,相当于可满足 1.23 亿人口的粮食需求^[6];2020—2021 年对全国 346 个山区县的调查数据显示,26.64% 的农户曾出现耕地撂荒行为,撂荒耕地面积占比达 9.88%^[7],耕地撂荒的严峻现实已成为制约农业可持续发展和威胁国家粮食安全的重要挑战^[8]。为此,2021 年农业农村部印发《关于统筹利用撂荒地促进农业生产发展的指导意见》明确要求“有序推进撂荒地利用”“遏制耕地撂荒”^[9];2025 年中央一号文件进一步强调“分类推进撂荒地复垦利用”^[10];2026 年中央一号文件则要求“稳妥有序做好耕地‘非粮化’整改和撂荒地复耕利用”^[11]。在“藏粮于地”战略导向下,厘清耕地撂荒的内在逻辑并探索有效治理路径,对增强国家粮食和重要农产品供给保障能力具有重要现实意义。

现有研究普遍认为,耕地撂荒是自然条件、社会经济和制度等多重因素共同作用的结果^[12-13]。自然条件因素为撂荒耕地的形成和空间分布提供

了客观基础^[14-16];社会经济因素,如社会资本流失^[17]、劳动力外流^[18]等,通过影响资源配置过程进而作用于耕地撂荒;制度因素,如政策调整^[19]或土地制度改革^[20-21]等,则通过改变农业生产关系与相关激励机制,直接或间接地影响耕地撂荒的发生及其分布格局。在我国工业化与城镇化持续深化、农村人口老龄化日趋严峻的背景下,上述问题显得尤为突出,耕地撂荒已然成为我国长期人地矛盾的重要表现形式之一。撂荒导致的耕地资源闲置与浪费,将对粮食供给体系构成威胁,进而冲击国家粮食安全与社会稳定。基于这一现实,学者围绕劳动力配置及非农就业对耕地撂荒的缓解路径展开了较多探讨。首先,农业劳动力是农业生产的核心要素,劳动力配置结构、家庭人力资本及其内部分工^[22]会显著影响农户的土地利用决策和农业资源配置效率^[23-24]。随着劳动力转移进程加快^[25]以及农村人口老龄化不断加深^[26],从事农业生产的劳动力数量持续减少,其中,家庭农业劳动力数量作为推动撂荒的关键变量,还会与劳动力质量形成叠加效应^[27-28]。其次,非农就业和耕地撂荒的关系具有一定复杂性。一方面,非农就业规模扩大与农业劳动力成本上升引致的劳动力持续外流,是导致耕地撂荒的直接原因之一^[29-30],且非农就业带来的收入效应降低了农业在家庭生计中的相对重要性,耕地在一定程度上由“生产资料”转变为“财产符号”,农户对撂荒的接受度相应提高,从而加剧撂荒趋势^[31];另一方面,非农就业带来的收入增长也可能促使农户增加对土地的农业技术投入^[32],或将

部分弱势生产环节外包给专业化服务组织^[33],从而弥补劳动力流失对农业生产的影响,在一定程度上抑制撂荒发生。最后,也有研究认为,非农就业并不必然导致耕地撂荒,其实际影响可能存在显著的禀赋条件依赖^[34]。

综上,尽管已有文献就劳动力配置、非农就业与耕地利用之间的关系展开了较为丰富的探讨,并普遍认为优化人力资本有助于缓解人地要素间的失衡^[35],但多聚焦于单一维度分析,缺乏对家庭劳动力配置特征(包括数量与质量)与非农就业(强度与收入占比)的系统性考察,这为本研究的推进提供了切入点与拓展空间。基于此,本文利用覆盖全国多个省份的 786 户农村家庭调查数据,构建 Logit 回归模型,实证检验家庭劳动力配置与非农就业对耕地撂荒行为的影响。研究区分了劳动力“数量”与“质量”的差异化作用,进一步

考察了非农就业强度与非农收入占比的边际效应,同时控制个体、家庭、村庄及耕地层面的多重因素,以期在更广的样本范围内揭示其内在作用机制。

1 理论分析框架

农户是否对耕地进行经营,本质上是在家庭资源约束条件下,基于成本与效益权衡所作出的理性决策。在这一决策机制中,家庭劳动力的“数量-质量”结构及其非农就业参与程度,作为影响农户生产要素配置的关键变量,通过重塑农业生产中的“劳动力供给-成本收益-市场衔接”三重逻辑,对耕地撂荒行为产生深刻影响(见图 1)。

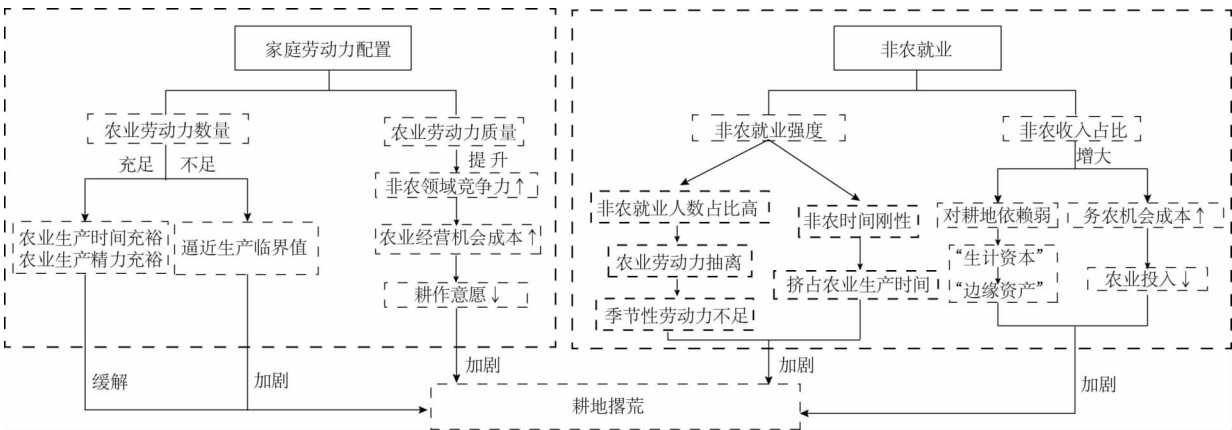


图 1 家庭劳动力配置与非农就业影响耕地撂荒行为的理论分析框架

Fig. 1 Theoretical framework for analyzing how household labor allocation and non-farm employment affect farmland abandonment behavior

1) 根据新古典经济学的劳动力配置理论^[36]与农户行为模型^[37],家庭劳动力是农业生产中最核心、最难替代的投入要素,其数量和质量直接决定了耕地利用效率。在劳动力数量维度上,家庭劳动力总量越大,农户可分配至农业生产的时间与精力越充裕,耕地撂荒的概率显著降低;反之,当家庭劳动力总量逼近或低于农业生产所需临界值时,农户往往会优先舍弃耕作条件差、规模小、交通不便的地块,形成典型的“劳动力短缺型撂荒”。在劳动力质量维度上,劳动力受教育水平、健康程度等质量指标提升,会通过推高农业经营的机会成本而加剧撂荒倾向。高质量劳动力在非农领域通常具备更强的竞争力与薪资溢价,从事农业所获得的相对收益显著低于非农就业,因而农户更倾向于将时间配置到非农领域,导致耕地

因缺乏精细化经营意愿而被搁置,即形成“高质量驱动型撂荒”。

2) 非农就业通过改变家庭收入结构与机会成本,重塑农户对耕地利用的成本与效益认知,进而影响耕地撂荒决策。非农就业强度反映了劳动力资源在部门间配置的广度,从这一视角来看,家庭非农就业人数占比越高,农业劳动力被抽离越严重,非农就业的时间刚性会挤占农业生产所需的实际劳动时长,导致耕地因季节性劳动力投入不足而被迫撂荒,即使仍维持耕作,也可能因管理粗放引致减产,长期下来仍会倾向弃耕。因此,非农就业强度的提升会因农业劳动力数量与劳动时间双重不足而加剧耕地撂荒。非农收入占比则体现了家庭生计对非农就业的依赖深度,其通过改变家庭收入结构与未来预期进而影响耕地利用选

择。随着非农收入在家庭总收入中比例上升,耕地的经济保障功能趋于弱化,逐渐由生计资本转变为边缘资产乃至财产符号,农户从事农业生产的积极性显著降低,对耕地撂荒的容忍度显著上升。同时,非农收入增长会抬升农业生产的机会成本,理性农户倾向于将农业劳动力配置至回报更高的非农部门^[38],导致耕地耕作面临劳动力投入不足,最终诱发撂荒。因此,非农收入占比的增加主要通过弱化农户对耕地的经济依赖与提升务农机会成本双重路径加剧耕地撂荒。非农就业强度侧重劳动力要素的转移与挤占,而非农收入占比则关乎生计模式的转型,现实中,农户家庭可能存在二者不同形式的组合状态,从而共同影响耕地撂荒。

3) 家庭劳动力配置与非农就业对耕地撂荒的影响并非彼此割裂,而是通过市场衔接机制产生交互作用。一方面,劳动力外流导致农业劳动力供给不足,农户难以承担信息搜寻、合约谈判与监督执行等交易成本,致使耕地因无法有效流转而被动撂荒;另一方面,长期从事非农就业可能造成农户在农地流转市场中处于信息弱势地位,并形成一定的市场认知偏差,从而降低其参与流转的意愿,引发“担心权益受损—拒绝流转—主动撂荒”的逆向选择。此外,家庭劳动力配置与非农就业之间存在叠加效应,可能强化耕地撂荒的路径依赖,即家庭核心劳动力长期脱离农业生产,其农业技能逐渐退化,重返农业的经营成本随之上升。同时,家庭消费结构逐渐向城镇化生活方式靠拢,对农业收入的依赖度进一步下降,即使未来非农就业机会减少,农户也可能倾向于维持非农就业状态而非复耕,从而导致耕地撂荒呈现长期性特征。

2 数据来源与研究方法

2.1 数据来源

本研究所用数据来源于课题组于 2025 年 1—2 月开展的农户耕地利用调查。范围涉及湖北、四川、福建等 15 个省份,覆盖不同地形类型(平原、丘陵、山地等)、不同经济发展水平和农业机械化程度的农村地区,具有较强的区域代表性和样本多样性。根据研究需要,经过数据处理和筛选,剔除关键变量缺失的问卷后,最终保留 786 份农户样本用于分析家庭劳动力配置和非农就业

与耕地撂荒问题,问卷有效率为 96.32%。问卷调查内容涵盖农户家庭基本信息、劳动力结构、非农就业状况、土地经营规模、耕地利用方式、收入构成及村庄基础设施等多个维度。调查工作由高校的本科生和研究生担任访问员,其在正式调查前均接受了正式培训和调研练习。调查期间,访问员入户与农户进行面对面访谈,受访对象主要为家庭中实际从事农业生产的成员。为保证调查质量,调查进行了录音及拍照留档,并对所有问卷数据进行双重录入与逻辑校验,确保数据质量可靠。

2.2 变量选择与描述性统计分析

1) 被解释变量。耕地撂荒行为,界定为农户是否存在完全停止对耕地的管理和投入 1 年及以上时间的显性撂荒行为。该变量通过农户自述与实地观察相结合的方式确定,以确保测度准确性。

2) 核心解释变量。家庭劳动力配置特征和非农就业特征。参考已有研究^[22-23],家庭劳动力配置特征从“数量规模”与“质量水平”双维度衡量,二者共同构成家庭农业生产的人力基础。家庭劳动力的质量水平采用综合指数法构建,依据家庭所有劳动力的健康水平和文化程度指标,经标准化处理后加权合成,其中健康水平与文化程度分别取主要受访者及其家庭其他劳动力的健康状况与受教育年限的平均值。非农就业特征包括非农就业强度和非农收入占比。非农就业强度为家庭中非农就业劳动力占总劳动力的比重,非农收入占比定义为家庭年度非农收入(包括工资性收入、个体经营收入等)占家庭总收入的比例,反映家庭收入结构的非农化程度,是衡量农户对农业依赖程度的重要指标。

3) 控制变量。本研究选取的控制变量涵盖可能影响耕地撂荒行为的多个维度。其中,在个体特征方面引入受访者年龄、受访者文化程度及从事农业生产年限等变量;在家庭特征方面引入家庭人口数、社会保障水平(采用熵权法对医疗保险和养老保险进行客观赋权,计算得出权重分别为 0.515 和 0.485,表明两者在社会保障中的贡献相近,医疗保险略占主导)等变量;在耕地特征方面引入耕地整体平坦程度和灌溉条件等变量。为减少异方差干扰,所有连续变量均经过标准化处理。各变量的含义和描述性统计如表 1 所示。

根据描述性统计结果(见表 1)显示,样本中

耕地撂荒发生率为 53.1%,表明撂荒现象已具有一定普遍性。农业劳动力数量均值为 1.322 人,农业劳动力质量均值为 2.68(标准差 0.741),非农就业强度均值为 57.2%,非农收入占比均值为 77.3%,反映出农村家庭生计结构日益多元化。其余各变量分布合理,无明显异常值。

表 1 变量说明与描述性统计
Tab.1 Variable description and descriptive statistics

变量类别	变量名称	变量定义及赋值	均值	标准差
被解释变量	耕地撂荒行为	农户是否存在耕地撂荒现象(1 = 是,0 = 否)	0.531	0.499
	农业劳动力数量	家庭中以农业劳动为主的人数	1.322	0.776
核心解释变量	农业劳动力质量	家庭劳动力整体健康水平和文化程度	2.680	0.741
	非农就业强度	家庭非农就业人数占总劳动力的比例	0.572	0.238
	非农收入占比	非农收入在家庭总收入中的比重	0.773	0.270
工具变量	耕地整体交通便利情况	耕地距离生产路的平均距离/km	0.970	1.148
	受访者年龄	1 = 61 岁及以上;2 = 51 - 60 岁;3 = 41 - 50 岁;4 = 31 - 40 岁;5 = 30 岁以下	2.112	1.197
	受访者文化程度	1 = 小学及以下;2 = 初中;3 = 高中/中专/技校;4 = 大专;5 = 本科及以上	1.780	0.978
控制变量	从事农业生产年限	1 = 5 年以下;2 = 5 - 10 年;3 = 11 - 20 年;4 = 20 年以上	3.382	1.037
	家庭人口数	家庭人口总数	5.120	2.086
	社会保障水平	家庭劳动力是否有医保和养老保险(1 = 是;0 = 否)	0.757	0.311
	耕地平坦程度	1 = 山地;2 = 丘陵;3 = 梯田;4 = 平原	2.243	1.214
	灌溉条件	1 = 非常差;2 = 较差;3 = 一般;4 = 较好;5 = 非常好	2.935	1.190

2.3 模型构建

为考察家庭劳动力配置与非农就业对耕地撂荒行为的影响,考虑到农户是否撂荒耕地属于二元分类变量(取值为 0 或 1),鉴于 Logit 模型在二值响应问题中具有广泛适用性^[39],因此构建 Logit 回归模型进行实证检验,依次将家庭劳动力配置(如农业劳动力数量、质量)、非农就业强度、非农收入占比等关键变量引入模型,并在每个模型中均控制个体特征(包括年龄、文化程度)、家庭特征(如家庭人口数、社会保障水平)及耕地禀赋(如平坦程度、灌溉条件)等控制变量,基本模型如下

$$\text{Logit}[P(y_i = 1)] = \alpha + \sum_{j=1}^m \beta_j x_{ij} + \sum_{k=1}^n \gamma_k z_{ik}$$

(1)

式中: y 表示农户 i 的耕地撂荒行为; x_{ij} 为关键解释变量,依次包括农业劳动力数量、农业劳动力质量、非农就业强度、非农收入占比等; z_{ik} ($k = 1, \cdots, 7$) 为一系列控制变量,涵盖个体特征、家庭特征与耕地禀赋。为确保基准模型回归结果的稳健

性,采用替换因变量的方式进行稳健性检验,具体是将耕地撂荒行为更换为耕地撂荒程度,由于耕地撂荒面积属于左归并截断数据,故而采用 Tobit 模型进行参数估计。

在核心解释变量层面,非农就业强度可能存在内生性问题。一方面,非农就业的扩张可能导致农业劳动力供给不足,从而诱发耕地撂荒现象;另一方面,耕地撂荒本身也可能释放农业劳动力,进一步推动非农就业扩张,从而形成反向因果关系。为缓解遗漏变量与反向因果等内生性干扰,采用“耕地整体交通便利情况”作为工具变量进行估计。交通条件显著影响农村劳动力的就业选择。在交通不便地区,恶劣的农业生产条件与有限的本地非农机会促使农户倾向于外出务工以维持生计,这反而可能提升非农就业强度;而在交通便利地区,农户可通过本地兼业实现收入多元化,无需完全脱离农业生产。此外,本文控制了包括地块坡度、灌溉条件等在内的多项地块特征变量,这些变量能够充分吸纳交通条件对农业生产效率的直接影响,从而削弱交通条件对耕地撂荒行为

的直接作用。由此,耕地整体交通便利情况主要通过调整劳动力就业结构(即非农就业强度)间接影响耕地撂荒,而不存在其他直接影响路径。同时,耕地整体交通便利情况主要受不可控的自然地理条件(如是否处于山区)与自上而下的公共政策布局(如农村道路建设项目),农户个体无法通过自主决策改变该状况,因此该变量具有较好的外生性,能够在一定程度上缓解模型的内生性问题。

3 结果与分析

3.1 基准模型结果

本研究运用 Stata 18.0 统计软件进行数据处理,对所有变量均进行了多重共线性检验,结果显示,各变量的方差膨胀因子(VIF)均在 1.07 至 4.16 之间,远低于常规判断阈值 10,表明模型不存在严重的多重共线性问题,回归结果具有良好的稳健性。首先采用 Logit 模型估计家庭劳动力配置与非农就业对耕地撂荒行为的影响,表 2 报告了核心解释变量(农业劳动力数量、农业劳动力质量、非农就业强度和非农收入占比)对因变量耕地撂荒行为的 Logit 回归结果,包括未加入控制变量模型和加入 7 项控制变量后的模型。

结果表明,在控制其他变量前后,农业劳动力数量的系数分别为 -0.491 和 -0.485,说明家庭中从事农业生产的劳动力越多,越倾向于维持耕

种,撂荒发生概率越低,这证实了农业劳动力数量是保障耕地利用的重要基础。农业劳动力质量对耕地撂荒具有正向影响,说明劳动力在受教育程度或年龄结构等方面的质量特征越高,反而可能更倾向于耕地撂荒。这一现象可能与高素质劳动力更易获得非农就业机会有关,从而降低其对农业的依赖,形成“劳动力挤出效应”。非农就业强度和非农收入占比均对撂荒行为具有显著正向影响,且在加入所有控制变量后仍保持显著,表明农户参与非农就业的程度越高,其耕地撂荒的可能性越大,体现了非农生计对农业生产所具有的替代效应。以上结果验证农业劳动力数量与质量、非农就业强度和非农收入占比均对耕地撂荒行为产生显著影响。

在控制变量方面:家庭人口数的系数为负且接近显著水平,暗示家庭成员数量增加可能分摊农业生产压力;社会保障水平对耕地撂荒行为有显著抑制作用,表明完善的社会保障体系有助于降低农民对土地的生存依赖,促使其理性选择土地流转或退出耕作而非撂荒;耕地平坦程度和灌溉条件均显著降低撂荒概率,表明自然条件优越、基础设施完善的地块更易被持续耕种。在加入控制变量后,核心解释变量的影响保持稳健且系数有所上升,伪 R^2 从约 0.03 提升至 0.082 ~ 0.114,说明控制变量的引入显著增强了模型解释力,其中非农就业强度模型的伪 R^2 最高(0.114 3),表明该模型对样本数据的拟合效果较好。

表 2 家庭劳动力配置与非农就业对耕地撂荒行为的影响

Tab.2 Impact of household labor allocation and non-farm employment on farmland abandonment behavior					
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	
农业劳动力数量	-0.491 *** (0.081)	-0.485 *** (0.086)			
农业劳动力质量		0.188 *** (0.072)	0.215 ** (0.100)		
非农就业强度			0.481 *** (0.078)	0.534 *** (0.087)	
非农收入占比				0.391 *** (0.077)	0.434 *** (0.087)
受访者年龄	-0.151 (0.104)	-0.148 (0.101)	-0.080 (0.103)	-0.088 (0.102)	
受访者文化程度	0.116 (0.096)	-0.040 (0.112)	0.099 (0.095)	0.100 (0.093)	
从事农业生产年限	-0.400 *** (0.104)	-0.436 *** (0.101)	-0.400 *** (0.105)	-0.406 *** (0.102)	
家庭人口数	-0.082 (0.079)	-0.218 *** (0.076)	-0.281 *** (0.080)	-0.295 *** (0.078)	
社会保障水平	-0.329 *** (0.082)	-0.318 *** (0.079)	-0.296 *** (0.078)	-0.303 *** (0.080)	

续表 2

变量	(1)		(2)		(3)		(4)	
耕地平坦程度	-0.185 ** (0.077)		-0.154 ** (0.077)		-0.189 ** (0.078)		-0.162 ** (0.079)	
灌溉条件	-0.181 ** (0.076)		-0.221 *** (0.076)		-0.203 (0.077)		-0.141 * (0.078)	
常数项	0.128 (0.073)	0.148 * (0.076)	0.124 (0.072)	0.060 * (0.075)	0.129 (0.073)	0.155 ** (0.077)	0.119 (0.073)	0.135 * (0.076)
伪 R ²	0.039 6	0.088 2	0.006 3	0.084 9	0.096 1	0.114 3	0.025 9	0.082 2
样本量	786		786		786		786	

注:所有连续变量均经过标准化处理;括号内为稳健标准误;*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

为更直观呈现各变量对耕地撂荒行为的影响程度,本文计算了各变量的平均边际效应(见图 3),结果显示家庭农业劳动力数量每增加一个标准差,撂荒概率显著下降 10.6%;而农业劳动力质量每提升一个标准差,撂荒概率反而上升 4.9%。非农就业强度和非农收入占比均显著促进撂荒,耕地禀赋(平坦程度、灌溉条件)和社会保障水平显著抑制撂荒。结果表明,劳动力外流与非农就业是导致撂荒的关键推动因素,而耕地质量和公共服务水平的提升则有助于稳定耕种。

表 3 平均边际效应分析表
Tab. 3 Average marginal effect analysis

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
农业劳动力数量	-0.106 *** (0.017)			
农业劳动力质量		0.049 ** (0.023)		
非农就业强度			0.111 *** (0.017)	
非农收入占比				0.097 *** (0.018)
受访者年龄	-0.033 (0.023)	-0.034 (0.023)	-0.017 (0.023)	-0.020 (0.023)
受访者文化程度	0.026 (0.021)	-0.017 (0.023)	0.022 (0.021)	0.022 (0.021)
从事农业生产年限	-0.088 *** (0.022)	-0.100 *** (0.022)	-0.087 *** (0.022)	-0.090 *** (0.022)
家庭人口数	-0.018 (0.017)	-0.050 *** (0.017)	-0.061 *** (0.017)	-0.065 *** (0.017)
社会保障水平	-0.073 *** (0.017)	-0.073 *** (0.017)	-0.065 *** (0.017)	-0.067 *** (0.017)
耕地平坦程度	-0.041 ** (0.017)	-0.035 ** (0.017)	-0.041 ** (0.017)	-0.036 ** (0.017)
灌溉条件	-0.040 ** (0.017)	-0.051 *** (0.017)	-0.044 *** (0.016)	-0.031 * (0.017)
样本量	786		786	

注:报告值为 dy/dx ,即变量每增加一个标准差对 $p(y=1)$ 的边际影响;所有连续变量均经过标准化处理;括号内为稳健标准误;*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

3.2 稳健性检验

为检验基准估计结果的稳健性,本文进行了 3 项检验:①将因变量耕地撂荒行为更换为耕地撂荒程度,采用 Tobit 模型进行估计;②采用 Probit 模型替代 Logit 模型进行估计;③对所有连续变量在 1% 和 99% 分位数处进行缩尾处理以缓解异

常值影响。
3.2.1 替换被解释变量 - Tobit 模型

表 4 报告了替换因变量后采用 Tobit 模型的结果,核心解释变量的系数方向与统计显著性均保持稳定,表明研究结论并未受到模型设定形式或极端观测值的显著影响,具有较好的稳健性。

表 4 稳健性检验:Tobit 回归结果

Tab.4 Robustness test: Tobit regression results				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
农业劳动力数量	-0.173 *** (0.026)			
农业劳动力质量		0.078 ** (0.031)		
非农就业强度			0.192 *** (0.024)	
非农收入占比				0.177 *** (0.029)
控制变量	是	是	是	是
样本量	786	786	786	786
左归并样本数	369	369	369	369
F 统计量	13.47 ***	8.94 ***	17.22 ***	13.13 ***
伪 R ²	0.074 4	0.042 8	0.087 8	0.073 0
对数似然值	-630.323 3	-651.893 0	-621.249 6	-631.273 5

注:所有连续变量均经过标准化处理;括号内为稳健标准误;*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

3.2.2 Probit 模型

表 5 报告了 Probit 模型的稳健性检验结果。各核心变量的系数方向与统计显著性保持稳定,表明模型具有较好的稳健性。进一步计算的平均边际效应表明,家庭农业劳动力数量每增加一个标准差,耕地撂荒概率下降约 10.6%,而非农就

业强度则使撂荒概率上升 11.5%,上述效应均在 1% 的统计水平上显著。所有模型的伪 R^2 均超过 0.05,沃尔德(Wald)检验亦在 1% 水平上显著,说明模型整体有效。综上,基准研究结论在替换模型设定后依然成立。

表 5 稳健性检验:Probit 模型
Tab.5 Robustness test: Probit model

变量	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	dy/dx	系数	dy/dx	系数	dy/dx	系数	dy/dx
农业劳动力数量	-0.295 *** (0.051)	-0.106 *** (0.017)						
农业劳动力质量			0.1315 ** (0.061)	0.049 ** (0.023)				
非农就业强度					0.322 *** (0.051)	0.115 *** (0.017)		
非农收入占比							0.264 *** (0.051)	0.096 *** (0.018)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
伪 R ²	0.088 3		0.059 8		0.096 0		0.082 3	
Wald χ^2	88.65 ***		63.49 ***		94.32 ***		83.60 ***	
样本量	786	786	786	786	786	786	786	786

注:所有连续变量均经过标准化处理;括号内为稳健标准误;*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

3. 2. 3 缩尾处理 - Logit 回归

表 6 报告了在 1% 和 99% 分位数处进行缩尾处理后 Logit 模型的回归系数及各变量的平均边际效应,核心解释变量的系数方向与统计显著性均保持稳定。其中:家庭农业劳动力数量的回归系数为 -0.490,在 1% 水平上显著为负,表明其对农户耕地撂荒行为具有显著抑制作用;农业劳动力质量的回归系数为 0.213,在 5% 水平上显著

为正;非农就业强度和非农收入占比的回归系数分别为 0.530 和 0.433,均在 1% 水平上显著为正,说明这些因素显著提升耕地撂荒概率。所有模型的 Wald 检验均高度显著,伪 R^2 在 0.058 至 0.095 之间,表明模型整体拟合效果良好,控制变量的作用方向及显著性也基本符合理论预期。平均边际效应的估计结果与基准回归总体保持一致。

表 6 稳健性检验:缩尾处理后的 Logit 回归系数估计结果
Tab.6 Robustness test: Winsorized Logit regression coefficient estimates

变量	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	dy/dx	系数	dy/dx	系数	dy/dx	系数	dy/dx
农业劳动力数量	-0.490*** (0.086)	-0.108*** (0.017)						
农业劳动力质量			0.213** (0.100)	0.049** (0.023)				
非农就业强度					0.530*** (0.087)	0.111* (0.017)		
非农收入占比							0.433*** (0.087)	0.096*** (0.018)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	0.147* (0.076)		0.138* (0.075)		0.151** (0.077)		0.132* (0.076)	
伪 R^2	0.087 8		0.058 4		0.094 6		0.081 0	
Wald χ^2	80.77***		57.95***		84.39***		74.70***	
观测数	786	786	786	786	786	786	786	786

注:所有连续变量均经过 1% 双侧缩尾与标准化处理;括号内为稳健标准误;*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

3. 3 内生性讨论

尽管表 2 结果表明家庭劳动力配置与非农就业对耕地撂荒行为具有显著影响,但为消除内生性可能导致的结果偏误,有必要对模型进行内生性处理。表 7 展示了工具变量法处理后的回归结果。其中,第一阶段回归结果可用于判断工具变量与内生变量的相关性。结果显示,工具变量对核心内生变量的影响显著为正,为应对可能的弱工具变量问题,本文报告了安德森 - 鲁宾 (Anderson-Rubin, AR) Wald 检验结果。该检验在弱工具条件下依然有效,其检验统计量 F 值为 23.99,在 1% 水平上显著拒绝“非农就业强度系数为零”的原假设,表明即使在弱工具变量情形下,非农就业对耕地撂荒行为仍具有显著影响,核心结论保持稳健。为简化结果呈现,表 7 仅报告了工具变量法第二阶段的回归结果。需说明的是,由于模型为恰好识别,无法直接检验工具变量的外生性。但结合理论机制与 AR 检验的稳健结果,可以认

表 7 非农就业强度对耕地撂荒行为的影响结果:工具变量法
Tab.7 Impact of non-farm employment intensity on farmland abandonment behavior: Instrumental variable estimates

变量	(5)	(6)
	耕地撂荒行为	耕地撂荒程度
非农就业强度	7.875*** (3.601)	7.098*** (3.180)
控制变量	已控制	已控制
常数项	0.531*** (0.036)	-3.743** (1.823)
样本量	786	786
卡方检验	24.36***	24.46***
弱工具变量 AR 检测	24.36***	24.46***
弱工具变量 Wald 检测	23.99***	24.08***

注:所有连续变量均经过标准化处理;括号内为稳健标准误;*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

为工具变量法有效缓解了潜在内生性问题。从第二阶段回归结果看,非农就业强度的提升对耕地撂荒行为的促进作用依然显著,且其系数绝对值大于表 2 中的相应估计。这表明若忽略内生性,核心变量的影响可能被低估,而工具变量法估计的估计结果更接近真实的因果效应。上述结果再次验证非农就业对耕地撂荒行为具有显著影响的结论。

3.4 异质性分析

耕地平坦程度和细碎化程度对农户进行土地利用决策具有显著影响。因此,本研究将样本划分为平原与非平原、低细碎化与高细碎化两组子样本,并利用 Logit 模型进行分组检验,以进一步验证核心解释变量作用的异质性。

3.4.1 耕地平坦程度

表 8 显示,农业劳动力数量与质量、非农就业强度及非农收入占比对耕地撂荒行为的影响均存在显著的区域异质性。农业劳动力数量的增加在平原地区对耕地撂荒行为的抑制作用更强,这主

要得益于平原耕地集中连片、适宜规模化经营的特点,新增劳动力可管理更大面积耕地,其边际保地效应更突出;而非平原地区耕地较为分散,劳动力增加对抑制撂荒的作用相对有限。农业劳动力质量的影响存在显著地区分化,具体表现为:平原地区高质量劳动力显著加剧耕地撂荒,这可能是因为平原农业现代化水平较高,高技能劳动力更易转向非农就业,从而减少对自有耕地的劳动投入;非平原地区耕地经营对“高技能”需求较低,劳动力质量对撂荒决策影响则相对较小。非农就业强度的提升在各区域均显著促进了耕地撂荒,符合“非农挤占农业时间”的理论逻辑。非农收入占比在非平原地区的影响更为显著,主要原因在于:该区域耕地经营收益普遍偏低,当非农收入成为家庭主要收入来源时,农户更易放弃低收益耕地;而平原地区耕地收益相对较高(规模化与机械化降本增效),即使非农收入占比较高,农户仍可通过土地托管、流转等方式避免耕地撂荒。

表 8 家庭劳动力配置与非农就业对耕地撂荒行为影响的异质性分析

Tab. 8 Heterogeneity analysis of the impact of household labor allocation and non-farm employment on farmland abandonment behavior

变量	耕地平坦程度		耕地细碎化程度	
	平原	非平原地区	低	高
农业劳动力数量	- 1. 1141 *** (0. 253)	- 0. 484 *** (0. 125)	- 0. 657 *** (0. 153)	- 0. 543 *** (0. 157)
农业劳动力质量	1. 535 *** (0. 322)	0. 027 (0. 153)	0. 343 * (0. 180)	0. 282 (0. 208)
非农就业强度	3. 171 *** (0. 777)	2. 003 *** (0. 410)	2. 353 *** (0. 498)	1. 845 *** (0. 549)
非农收入占比	0. 889 (0. 605)	1. 948 *** (0. 373)	1. 552 *** (0. 421)	1. 494 *** (0. 521)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	213	573	443	343

注:括号内为稳健标准误;*** $p < 0. 01$, ** $p < 0. 05$, * $p < 0. 1$ 。

3.4.2 耕地细碎化程度

为进一步考察耕地细碎化可能带来的异质性影响,依据耕地细碎化程度的中位数将样本划分为低细碎化与高细碎化两组。结果显示,耕地细碎化未显著改变各核心变量对耕地撂荒行为的影响方向与统计显著性,仅在作用强度上存在微弱差异。这表明农业劳动力特征与非农就业活动对

耕地撂荒行为的影响具有较高的稳健性,其作用机制未因耕地空间分布特征的差异而发生实质性改变。

3.5 交互效应

为进一步探究农户内部劳动力特征对非农就业引发耕地撂荒效应的异质性影响,分别引入农业劳动力数量与质量同非农就业强度、非农收入

占比的交互项进行实证检验。表 9 结果显示,劳动力数量的调节作用不显著,表明单纯增加劳动力数量难以缓解高非农参与家庭的耕地撂荒倾向。该结果可归因于当前农村普遍存在的劳动力“有数量缺质量”或“有劳力无意愿”的结构性困境,即便家庭农业劳动力人数相对充裕,若其年龄结构偏高、生产技能退化或务农意愿低下,仍难以保障耕地得到持续有效利用。相比之下,农业劳动力质量与非农就业的交互项在 5% 水平上显著为正。在控制其他变量后,非农就业强度的交互

项系数为 0.172,与非农收入占比的交互项系数为 0.182,表明随着非农就业程度提高,农业劳动力质量对耕地撂荒行为的正向影响显著增强,这说明高素质劳动力更倾向于脱离农业生产,将时间与资源配置于回报率更高的非农经济活动,从而形成对耕作投入的“挤出效应”。此外,模型拟合优度的变化显示,引入交互项后模型的解释力有所提升,进一步验证了非农就业在劳动力质量与耕地撂荒行为关系中具有调节作用的结论。

表 9 农业劳动力质量与非农就业对耕地撂荒行为的交互影响
Tab.9 The interactive effects of agricultural labor quality and non-agricultural employment on farmland abandonment behavior

变量	(7)		(8)		(9)		(10)	
	系数	dy/dx	系数	dy/dx	系数	dy/dx	系数	dy/dx
农业劳动力数量	-0.313 ** (0.146)	-0.066 ** (0.031)	-0.288 ** (0.146)	-0.062 ** (0.031)				
农业劳动力质量					0.156 (0.107)	0.032 (0.023)	0.136 ** (0.067)	0.030 (0.023)
非农就业强度	0.113 (0.173)	0.023 (0.037)			0.208 (0.166)	0.043 (0.035)		
非农收入占比			0.258 ** (0.112)	0.055 ** (0.024)			0.173 ** (0.067)	0.059 ** (0.024)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
农业劳动力数量 × 非农就业强度交互项	-0.067 (0.078)							
农业劳动力数量 × 非农收入占比交互项			-0.014 (0.111)					
农业劳动力质量 × 非农就业强度交互项					0.172 ** (0.086)			
农业劳动力质量 × 非农收入占比交互项							0.182 ** (0.089)	
对数似然值	-485.678 0		-486.071 5		-483.933 2		-483.560 8	
伪 R ²	0.106		0.105		0.109		0.110	
N	786		786		786		786	

注:所有连续变量均经过标准化处理;括号内为稳健标准误;****p* < 0.01, ***p* < 0.05, **p* < 0.1。

4 结论与讨论

4.1 结论

本文基于 2025 年全国 786 个农户家庭的耕地利用调查数据集,运用 Logit 模型实证检验了家庭劳动力配置与非农就业对耕地撂荒行为的影响,得出如下结论。

1) 农业劳动力数量对耕地撂荒行为具有显著负向影响,劳动力数量每增加 1 个标准差,农户

撂荒概率降低 10.6%;农业劳动力质量则呈现显著正向影响,劳动力质量每增加 1 个标准差,农户撂荒概率上升 4.9%。这表明优质足量的劳动力供给有助于维持耕地持续耕作,有效抑制耕地撂荒现象。

2) 非农就业强度和非农收入占比均对耕地撂荒行为具有显著正向影响,非农就业人数占比每增加 1 个标准差,撂荒概率上升 11.1%;非农收入占比每增加 1 个标准差,撂荒概率上升 9.7%。这进一步说明非农就业程度加深会弱化

农户的耕种意愿,并在一定程度上加剧耕地撂荒。

3)家庭劳动力配置与非农就业存在交互效应,劳动力质量对非农就业的调节作用显著,而劳动力数量的调节作用不显著。高质量劳动力的存在会促进家庭非农就业的提升,进而推动耕地撂荒行为的产生。具体而言,当家庭拥有较高质量的劳动力时,往往具备更强的非农就业能力和非农就业意愿,从而更易促使家庭劳动力向非农部门转移,减少对耕地的劳动投入,增加耕地撂荒风险。尽管劳动力数量增加可在一定程度上缓解撂荒,但其对非农就业的调节作用不显著,说明仅通过增加劳动力数量难以有效抑制非农就业对耕地撂荒的推动作用。

4)家庭劳动力配置与非农就业对耕地撂荒行为的影响具有异质性。耕地禀赋方面,平原地区劳动力数量、劳动力质量及非农就业强度对耕地撂荒的影响均大于非平原地区,而非农收入占比在非平原地区影响更显著;耕地细碎化未显著改变核心变量对耕地撂荒的影响方向与统计显著性。

4.2 讨论

本文探究了家庭劳动力配置与非农就业对耕地撂荒行为的双重影响及其交互效应,为理解城镇化进程中的耕地撂荒现象提供新的视角。与既有研究相比,本研究进一步区分了劳动力“数量”与“质量”对耕地撂荒的影响。传统观点多认为劳动力外流必然导致撂荒,而本研究发现,劳动力数量虽仍具有基础性影响,但其边际效应相对有限;相比之下,劳动力质量的提升反而显著加剧撂荒现象。高素质劳动力向非农领域转移,不仅造成农业生产人力流失,更导致关键技能流失,致使留存下来的低技能劳动力难以有效维持耕地耕作,从而形成撂荒的恶性循环。这一结果表明,单纯依赖留守老人或辅助劳动力难以从根本上缓解撂荒压力,折射出当前农村劳动力面临的“劳动力数量相对充裕但质量不高”或“有劳动能力但缺乏务农意愿”等结构性困境。因此,农村人力资本政策需由“提升质量”向“优化配置”转变,重点关注如何吸引并留住与农业经营适配的高素质劳动力。研究发现,非农就业对耕地撂荒的影响并非简单的线性递增关系,而是呈现受劳动力质量调节的阶梯式递增特征,这一发现修正了以往关于“非农就业比例越高,撂荒越严重”的绝对化判断,表明政策干预需精准识别高风险群体,避免

对所有非农就业家庭实施“一刀切”的治理措施。此外,异质性分析表明,上述机制在不同地理环境和土地条件下表现出差异。在平原地区,劳动力数量对维持耕地利用的保障作用更为明显,而劳动力质量提升的撂荒效应也更突出,反映出规模化经营对劳动力规模的实际需求以及现代农业对高素质劳动力的“虹吸效应”;而在非平原地区,受地形制约和技术推广难度影响,农业收益普遍偏低,一旦非农收入成为家庭主要经济来源,农户更倾向于放弃边际耕地,从而导致撂荒现象更容易发生。

以上研究结果表明,耕地撂荒并非由单一因素所致,而是自然环境、社会经济、制度政策等多重因素共同作用的结果,其有效治理需依托政府、农户等多方主体协同参与,并应根据不同农户类型制定差异化的治理路径。基于此,本研究提出以下几点政策建议。①针对“劳动力短缺型”农户,可推广农业生产托管服务。由村集体或合作社牵头,整合本地劳动力成立专业服务队,为劳动力不足的家庭提供播种、管护、收获、销售等关键环节的托管服务,政府对购买托管服务的农户可按耕地面积给予直接补贴,或对提供托管服务的主体给予设备购置与作业补贴,切实降低服务运营成本;同时,应搭建村级撂荒耕地信息平台,由村委会负责摸排、登记并持续更新撂荒地块信息,主动对接有扩大经营需求的农场或农业企业,并对促成流转的村级组织提供经费补助;此外,可向承包方提供土地租金补贴或配套基础设施支持,激励其开展长期稳定经营。②针对“高非农就业-低劳动力质量型”农户,通过政府补贴引导,在村内设立操作简便的小型农机租赁服务站,并依托乡镇农业技术体系,为租赁农户提供定期的田间巡查、施肥指导、农机操作等上门服务,同时由村集体协调组建邻里互助小组,在农忙时节组织劳动力互换协助,缓解短期用工压力。③针对“高非农就业+高质量劳动力”农户,加快推进土地确权登记的数字化平台建设,核发电子版《土地经营权证》,明晰地块边界和权属信息,实现耕地权属、流转状态及补贴发放线上可查,从而消除农户对流转权益的顾虑。此外,可对长期流转承包地的农户实施阶梯式激励补贴,如流转期限5年以上的,在原有耕地补贴基础上,每年每公顷额外补贴50~100元,以促进流转双方建立长期稳定的合作关系。上述分类治理措施需结合实

际统筹实施、动态调整,建立常态化的评估机制,根据区域非农化进程、劳动力结构演变等情况,适时调整政策支持的重点对象与工具组合,从而有效抑制耕地撂荒,提高耕地利用效率。

本研究仍存在两点局限:①采用的数据为截面数据,无法捕捉家庭劳动力配置与非农就业动态变化对耕地撂荒行为的长期影响;②工具变量法虽缓解了内生性问题,但仍可能存在遗漏变量偏误,未能完全控制其他潜在变量对耕地撂荒抑制效应的影响。未来研究可通过追踪调查获取面板数据,深入探讨“劳动力配置-非农就业-耕地撂荒”的动态因果;同时引入农地流转参与度、农业补贴强度等变量,探究政策干预如何缓解劳动力配置与非农就业对耕地撂荒行为的驱动作用,为耕地保护提供更全面的实证支撑。

参考文献

[1] 程鹏,柳可,张杨,等.碳排放约束下耕地利用推动粮食生产的逻辑关联、现实矛盾与路径优化[J].农业工程学报,2024,40(12):246-254.
Cheng P, Liu K, Zhang Y, et al. Logical correlation, realistic contradictions and path optimization for promoting grain production through cultivated land utilization under carbon emission constraints[J]. Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering (Transactions of the CSAE), 2024, 40(12): 246-254.

[2] 李升发,李秀彬.耕地撂荒研究进展与展望[J].地理学报,2016,71(3):370-389.
Li S F, Li X B. Progress and prospect on farmland abandonment[J]. Acta Geographica Sinica, 2016, 71(3):370-389.

[3] Song H, Li X, Xin L, et al. Do farmland transfers mitigate farmland abandonment? A case study of China's mountainous areas[J]. Habitat International, 2024, 146: 103023.

[4] He Y F, Xie H L, Peng C Z. Analyzing the behavioural mechanism of farmland abandonment in the hilly mountainous areas in China from the perspective of farming household diversity[J]. Land Use Policy, 2020, 99: 104826.

[5] 张禹书,张应良,龚燕玲.作物多样性种植与农户粮食生产能力:基于全国10省份农户调查数据的实证[J].农村经济,2025(5):36-46.
Zhang Y S, Zhang Y L, Gong Y L. Crop diversity planting and farmers' grain production capacity:Based on the empirical evidence of rural households in 10

provinces of China[J]. Rural Economy, 2025(5):36-46.

[6] Wang Y H, Yang A X, Yang Q Y. The extent, drivers and production loss of farmland abandonment in China: Evidence from a spatiotemporal analysis of farm households survey[J]. Journal of Cleaner Production, 2023, 414: 137772.

[7] 王亚辉,杨遨邨,辛良杰,等.中国不同类型耕地撂荒时空分异及其影响因素研究:基于全国346个山区县的调查数据[J].地理研究,2024,43(8):1977-1993.
Wang Y H, Yang A X, Xin L J, et al. Spatial and temporal differentiation and influencing factors of fallowing in different types of farmland in China:Based on survey data from 346 mountainous counties[J]. Geographical Research, 2024,43(8):1977-1993.

[8] Lambin E F, Meyfroidt P. Land use transitions: Socio-ecological feedback versus socio-economic change[J]. Land Use Policy, 2010, 27(2): 108-118.

[9] 农业农村部关于统筹利用撂荒地促进农业生产发展的指导意见[J]. 中华人民共和国农业农村部公报, 2021(2): 34-36.

[10] 中共中央国务院关于进一步深化农村改革扎实推进乡村全面振兴的意见(二〇二五年一月一日)[N]. 人民日报, 2025-02-24(01).

[11] 中共中央国务院关于锚定农业农村现代化扎实推进乡村全面振兴的意见(二〇二六年一月三日)[N]. 人民日报, 2026-02-04(01).

[12] Wang Y H, Li X B, Xin L J, et al. Farmland marginalization and its drivers in mountainous areas of China[J]. Science of the Total Environment, 2020, 719: 135132.

[13] Movahedi R, Jawanmardi S, Azadi H, et al. Why do farmers abandon agricultural lands? The case of Western Iran[J]. Land Use Policy, 2021, 108: 105588.

[14] Macdonald D, Crabtree J R, Wiesinger G, et al. Agricultural abandonment in mountain areas of Europe: Environmental consequences and policy response[J]. Journal of Environmental Management, 2000, 59(1): 47-69.

[15] 党昱譔,李超,谢臻,等.耕地上山撂荒成因及空间优化路径探究:以江西省万年县为例[J].长江流域资源与环境,2022,31(12):2756-2767.
Dang Y X, Li C, Xie Z, et al. Research on the reasons for farmland uphill abandoned and the path for space optimization under the system of requisition-compensation balance: A case study of Wannian county in Jiangxi province, China[J]. Resources and Environ-

- ment in the Yangtze Basin, 2022, 31 (12): 2756-2767.
- [16] Lee J, Oh Y G, Yoo S H, et al. Vulnerability assessment of rural aging community for abandoned farmlands in South Korea [J]. Land Use Policy, 2021, 108: 105544.
- [17] Meyfroidt P, Schierhorn F, Prishchepov A V, et al. Drivers, constraints and trade-offs associated with re-cultivating abandoned cropland in Russia, Ukraine and Kazakhstan [J]. Global Environmental Change, 2016, 37: 1-15.
- [18] 陈藜藜, 邹朝晖, 刘晔. 基于条件过程分析的农村劳动力外流对耕地撂荒影响机制研究 [J]. 中国土地科学, 2023, 37(11): 73-83.
- Chen L L, Zou C H, Liu Y. Study on the impact mechanism of rural labor outflows on cultivated land abandonment based on the conditional process analysis [J]. China Land Science, 2023, 37(11): 73-83.
- [19] 韩德军, 闫照, 宋洋. 农地制度创新“缓解撂荒”与“加剧非粮化”双向效应研究: 以西南山区“三变”改革为例 [J]. 中国土地科学, 2023, 37(9): 73-84.
- Han D J, Yan Z, Song Y. Two-way effects of farmland institution innovation on alleviating farmland abandonment and aggravating non-grain conversion: Evidence from the "Three Changes" reform in the southwest mountains, China [J]. China Land Science, 2023, 37(9): 73-84.
- [20] 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.
- Zheng L Y. Impact of land tenure security on farmers' cropland abandonment behavior [J]. China Population, Resources and Environment, 2022, 32(12): 166-175.
- [21] 罗明忠, 刘恺, 朱文珏. 确权减少了农地抛荒吗: 源自川、豫、晋三省农户问卷调查的 PSM 实证分析 [J]. 农业技术经济, 2017(2): 15-27.
- [22] 何田, 潘欣玥, 郎雨, 等. 家庭经济理论视角下山区耕地撂荒影响机理及效应: 基于重庆奉节县 1970 份农户调查 [J]. 地理研究, 2025, 44(3): 676-690.
- He T, Pan X Y, Lang Y, et al. The influencing mechanism and effects of abandoned cultivated land in mountainous areas from the perspective of household economic theory: A case study of 1970 households in Fengjie county, Chongqing [J]. Geographical Research, 2025, 44(3): 676-690.
- [23] 谢秋山, 赵明. 家庭劳动力配置、承包耕地数量与中国农民的土地处置: 基于 CGSS2010 的实证分析 [J]. 软科学, 2013, 27(6): 59-63, 68.
- Xie Q S, Zhao M. Labors allocation of household, household land holdings and the ways of land disposition in rural China: An analysis based on CGSS 2010 [J]. Soft Science, 2013, 27(6): 59-63 + 68.
- [24] 牛秋纯, 李谷成. 劳动力非农配置如何影响农业资源配置效率: 来自全国农村固定观察点的经验证据 [J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2025, 25(3): 108-121.
- Niu Q C, Li G C. How does the non-agricultural allocation of labor affect agricultural resource allocation efficiency? Evidence from national rural fixed points survey [J]. Journal of China University of Geosciences (Social Sciences Edition), 2025, 25(3): 108-121.
- [25] 张庆红, 毕冉. 农户劳动力转移规模对土地流转的影响 [J]. 山西农业大学学报(社会科学版), 2023, 22(2): 51-58.
- Zhang Q H, Bi R. The impact of farmers' labor transfer scale on land transfer [J]. Journal of Shanxi Agricultural University (Social Sciences Edition), 2023, 22(2): 51-58.
- [26] 储怡菲, 吴方卫. 农业劳动力老龄化与农地转出决策变动: 基于家庭承包耕地决策权代际转移的视角 [J]. 农业技术经济, 2024(7): 59-79.
- Chu Y F, Wu F W. Aging agricultural workforce and changes in decision - making of farmland transfer: From the perspective of intergenerational transfer of decision - making power of household contracted farmland [J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2024(7): 59-79.
- [27] 谢花林, 吴箐, 李秀彬. 湘闽赣山区劳动力转移差异对梯田撂荒决策和规模的影响 [J]. 地理学报, 2023, 78(1): 16-34.
- Xie H L, Wu Q, Li X B. Impact of labor transfer differences on terrace abandonment: Evidence from micro-survey of farmers in the mountainous areas of Hunan, Fujian and Jiangxi [J]. Acta Geographica Sinica, 2023, 78(1): 16-34.
- [28] 张冰冰, 仇童伟. 农村人口老龄化对耕地撂荒的影响及其机制分析 [J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2025(3): 212-222.
- Zhang B B, Qiu T W. The influence of rural population aging on farmland abandonment and its mechanism analysis [J]. Journal of Huazhong Agricultural University (Social Sciences Edition), 2025(3): 212-222.
- [29] 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.

- [30] Lu C. Does household laborer migration promote farmland abandonment in China? [J]. Growth and Change, 2020, 51(4): 1804-1836.
- [31] 纪月清,高孟菲,潘瑞. 非农就业对耕地边际化与撂荒的影响研究:基于流转租金的讨论[J]. 农村经济,2024(6):36-46.
- [32] Xu D D, Guo S L, Xie F T, et al. The impact of rural laborer migration and household structure on household land use arrangements in mountainous areas of Sichuan province, China[J]. Habitat International, 2017, 70: 72-80.
- [33] 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.
Yang Z Y, Chen F B, Zhang R X. Non-agricultural employment and agricultural production service adoption: A re-examination of substitution effect and income effect[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2022 (3):84-99.
- [34] 庄健,罗必良. 农地撂荒的成因及其治理策略:基于“劳动力转移-耕地禀赋-农地撂荒”的分析线索[J]. 经济与管理研究,2025,46(1):71-89.
Zhuang J, Luo B L. Causes of farmland abandonment and its management strategy: Based on framework of labor transfer-farmland endowment-farmland abandonment[J]. Research on Economics and Management, 2025,46(1):71-89.
- [35] 王培健,吴华英. 劳动力非农转移对粮食绿色生产效率的影响:替代效应、收入效应与多维调节机制[J/OL]. 中国农业资源与区划,1-14[2026-06-01].
<https://link.cnki.net/urlid/11.3513.S.20250731.1505.012>.
- Wang P J, Wu H Y. How does non-agricultural labor transfer improve grain green production efficiency? The coupling mechanism of substitution and income effects with multidimensional moderators[J/OL]. Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning, 1-14[2026-06-01].
<https://link.cnki.net/urlid/11.3513.S.20250731.1505.012>.
- [36] Rosenzweig M R. Neoclassical theory and the optimizing peasant: An econometric analysis of market family labor supply in a developing country[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1980, 94(1): 31-55.
- [37] Sen A K. Labour allocation in a cooperative enterprise[J]. The Review of Economic Studies, 1966, 33(4): 361-371.
- [38] 向栩,温涛. 乡村人力资本促进了农民共同富裕吗?[J]. 西南大学学报(社会科学版),2024,50(1): 102-116.
Xiang X, Wen T. Does rural human capital promote farmers' common prosperity? [J]. Journal of Southwest University (Social Sciences Edition), 2024, 50 (1):102-116.
- [39] 田玉军,李秀彬,马国霞,等. 劳动力析出对生态脆弱区耕地撂荒的影响[J]. 中国土地科学,2010,24 (7):4-9.
Tian Y J, Li X B, Ma G X, et al. Influences of labor emigration from agriculture on the production abandonment of cultivated land in ecological sensitive areas [J]. China Land Science,2010, 24(7): 4-9.

(编辑 邵煜)