

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

庄健 罗必良

内容提要:劳动力非农转移与农地撂荒之间的关系一直备受学界关注,但已有研究并未得出一致的结论。本文将耕地禀赋纳入分析视野,构建“劳动力转移—耕地禀赋—农地撂荒”的研究框架,使用2015—2017年中国农村家庭追踪调查(CRHPS)数据实证分析耕地禀赋在劳动力非农转移影响农地撂荒中的重要作用及其影响路径,并在此基础上寻求可能的治理策略。分析结果表明,农地撂荒具有耕地禀赋条件的情景依赖性。尽管劳动力非农转移对撂荒有着重要影响,但耕地禀赋发挥着关键性作用。机制分析结果表明,耕地禀赋主要通过影响农户在劳动供给约束时选择要素替代和农地经营权交易的可能性,进而影响农地撂荒。进一步分析发现,农地流转市场和农机服务市场可以避免禀赋较好的耕地发生撂荒,但在山区丘陵禀赋较差的情境下,其效果是有限的。如果农业要素市场与农田整治能够联动起来,则有助于缓解丘陵山区的撂荒问题。农地撂荒本质上是人地关系变化的结果,治理农地撂荒不应仅依赖农业要素市场,通过农田综合整治改善耕地的立地条件可能是亟需优先考虑的重要议题。

关键词:农地撂荒 劳动力非农转移 耕地禀赋 治理策略

中图分类号:F301.2

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2025)01-0071-19

一、问题提出

耕地资源的有效保护和充分利用,不仅事关亿万农民的生存生计,更是维护国家粮食安全的基本保障。近些年来,随着城镇化和工业化进程的快速推进,大量农村劳动力向城市非农部门转移,导致农地撂荒问题愈发严重。根据中国社会状况综合调查(CSS)数据,2013—2021年,中国耕地撂荒发生率从9.8%上升至12.35%。在34个农业区中,约60%的地区呈现撂荒上升的趋势,其中包括华北平原、长江中下游等粮食主产区^[1]。截至2017年,全国95%的县级行政单元都存在撂荒现象,撂荒率超过10%的县级行政单元占总数的30.23%^[2]。对此,2021年,《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》出台,要求

收稿日期:2024-05-17;修回日期:2024-12-05

基金项目:国家社会科学基金重大项目“保障我国粮食和重要农产品稳定安全供给的路径与政策研究”(23&ZD121);国家自然科学基金青年科学基金项目“非农转移、代际转换与农地撂荒发生机理研究”(72203064)

作者简介:庄健 华南农业大学国家农业制度与发展研究院博士研究生,广州,510642;

罗必良 华南农业大学国家农业制度与发展研究院教授、博士生导师,通信作者。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

“各级农业农村部门要充分认识遏制耕地撂荒的重要性和紧迫性,采取切实有效措施,把耕地资源用足用好”。

已有研究分别从地权制度^[3-4]、地形地貌^[5]、代际差异^[6-7]、农户类型差异^[8]、流转市场^[9]等方面对撂荒的成因进行了讨论,但多数文献从劳动力转移视角出发进行研究,将其视为农地撂荒的重要诱因^[10-12]。卢(Lu, 2020)的研究表明,随着劳动力非农转移规模从1人增加至3人以上,农地撂荒率相应增加2.9%、5.0%和7.8%^[13]。邓等人(Deng et al., 2018)发现,劳动力非农转移与耕地撂荒规模之间存在倒U型关系^[14]。庄健和罗必良(2022)的研究表明,农村劳动力就近转移并不会带来明显的撂荒现象^[15];但孙晶晶和黎洁(2023)强调,无论劳动力是本地就业还是异地就业,均会造成耕地撂荒^[16]。从撂荒的应对机制来看,庄健和罗必良(2022)进一步指出,由劳动力转移引发的耕地撂荒可以由农地要素市场来缓解^[15]。类似地,陈藜藜等(2023)的研究也证实,当农地流转市场高度发育时,劳动力外流将不再引发撂荒^[17]。

综上所述,现有文献为本文的进一步研究提供了经验借鉴,但却仍存在一定的不足:第一,尽管农民外出务工会引发农业劳动力供给不足,但却忽略了耕地禀赋对经营主体试图通过要素替代或农地流转来应对劳动力短缺时的制约作用,而这可能是撂荒发生的关键所在。具体而言,当家庭内部劳动力资源与耕地资源匹配失衡时,经营主体通常会采取如下应对策略:一是通过要素替代缓解劳动力供给约束;二是通过农地流转减少农业劳动力需求。理论上,如果应对策略成立,那么非农转移诱发农地撂荒的可能性相对较小。但实际上,受自然地理和土地均分导致的农地细碎化的影响,不同地域间甚至同一家庭承包经营的耕地禀赋往往具有异质性,而这种差异不仅决定了要素替代的难易程度,还决定了农地的预期收益及其经营权交易的可能性。因此,本文的第一个基本判断是:劳动力非农转移并不必然诱发农地撂荒,或者说,由劳动力非农转移引发的农地撂荒具有禀赋条件的情景依赖性。第二,虽然农地流转市场和农机服务市场为解决“无人种地”困境提供了可能性,但却少有研究考虑在耕地禀赋条件的制约下,市场机制治理耕地撂荒存在的局限性。正如仇童伟(2022)的研究表明,农地流转市场的发展在高效配置农地要素的同时,会淘汰低质量地块,反而加剧了撂荒现象^[9]。因此,本文的第二个基本判断是:对于禀赋条件相对较差的耕地,由农地流转和农机服务所表达的要素市场,对缓解农地撂荒的作用将是有限的。

为此,本文构建“非农转移—耕地禀赋—农地撂荒”的分析框架,使用浙江大学中国农村家庭追踪调查(CRHPS)2015—2017年数据,实证分析耕地禀赋在劳动力非农转移与农地撂荒之间的制约作用及其影响路径,揭示农地撂荒背后的发生机理。本文的边际贡献在于:第一,关注耕地禀赋的异质性特征,为劳动力非农转移与农地撂荒之间关系的研究结论的不一致寻求一个机理性解释;第二,进一步讨论农业要素市场发展对治理耕地撂荒的局限性,从而为缓解撂荒问题提供新的可能性策略。

二、理论分析线索

(一) 劳动力非农转移与农地撂荒:一般机理及其情境约束

新劳动力迁移经济学(NELM)理论在分析劳动力转移对农业生产的影响时,假定发展中国家农村劳动力市场、资本市场及风险市场发育不完善,由此讨论农户生产所面临的资金流动和风险的双重约束^[18]。劳动力非农转移带来的劳动力流失和汇款流入的双重影响,会改变农户家庭生产的约束条件,从而对农业生产决策产生影响。对应地,劳动力非农转移之所以能够对农地撂荒产生影响,可能源于以下两个方面的原因。

第一,劳动力非农转移对传统农业收入形成了替代效应,弱化了农地本身所蕴含的社会保障功能。自古以来,土地一直是最为重要的生产资料,承担着重要的社会保障功能,甚至曾一度被视为农民的“命根子”。计划经济时期的户籍管制,在相当长的时间内将农民制度性地限制在农业生产领域,使得务农成为农户家庭的主要生计手段^[19]。户籍制度的松动赋予了农户自由流动的权利,农民也因此获得了更多的非农就业机会。劳动力的非农转移不仅拓宽了家庭的收入来源,也在一定程度上减少了农户对土地的依赖。随着土地本身所承载的社会保障功能被削弱,农民对耕地经营的重视程度也因此而弱化。

第二,劳动力非农转移直接导致了家庭农业劳动力的供给约束,使得家庭内部耕地资源与劳动力资源的匹配出现失衡。截至2020年底,中国从事耕地经营农户的户均规模约为6.5亩^①,远低于世界银行公布的小农户标准(2公顷^②)。在相当长的历史时期里,由于农地经营规模有限,且在缺乏其他就业可能的条件下,农户会最大限度地增加单位土地的劳动力投入,以尽可能提高有限耕地上的单位产出,从而导致了中国农业长期陷入内卷化状态^[20]。但随着工业化和城镇化的快速推进,农村劳动力大规模流入城市使农业生产开始了去“过密化”进程,这在一定程度上缓解了因农业内卷化引起的土地过度集约利用问题^[21]。然而,当农村劳动力过度向城市部门转移时,耕地资源可能会因农业劳动力短缺而无法得到充分利用。

需要强调的是,由劳动力非农转移所引发的农地社会保障功能以及农业劳动力供给水平的变化,并不必然导致农地撂荒。理论上,为了应对潜在的劳动力供给不足问题,经营主体通常会优先采取如下应对策略:一是通过采纳农机社会化服务以缓解劳动力供给不足;二是通过转出部分农地以减少农业生产中的劳动力需求。实际上,上述策略的可行性往往会受到地块规模、土壤质量、地理位置等耕地禀赋的影响^[22]。特别是,中国国土广袤,地域间自然条件差异极大,导致耕地的数量和质量在空间上存在明显的差异;同时,以“土地均分”为核心的家庭联产承包责任制进一步加剧了耕地的细碎化和分散化。先天的自然条件的差异,后天的优劣土地搭配均分,共同导致了耕地禀赋的异质性。正因如此,经营主体在面对劳动力非农转移时的应对策略往往具有差异,从而使得包括撂荒在内的农地处置行为在不同的耕地禀赋情境中呈现出差异。

(二) 劳动力非农转移与农地撂荒:耕地禀赋条件制约的发生逻辑

基于新劳动力迁移经济学的分析线索,本文假设农户的固定资源禀赋为 T ,农户从事两种生产活动(低回报的农业、高回报的非农业),其产出分别为 Q_1 和 Q_2 。农户所拥有的用于农业生产的资源水平为 $C(\cdot) = C(A, L, R)$, A 为耕地资源, L 为劳动力, R 为资本投入。如图1所示,线 PP 为生产可能性边界。假设非农就业前,农业生产资源初始水平为 C_0 ,此时农业产出为 Q_0^1 。随着劳动力的非农转移,约束线 $C(\cdot)$ 会伴随劳动力的短缺效应和收入增加的资本效应的相互作用而发生移动,农户会根据农业生产资源约束变化而调整生产决策。

理论上,作为资本要素投入的主要形式,农业机械能够弥补农业劳动力的供给不足。但现实情况是,农业机械采用通常会受到耕地禀赋的约束。首先,地块的相对规模局限。一方面,由于机械作业具有连续性,小规模地块上进行农机作业将面临进退快速、转向频繁、移动困难等问题,从而使农机的使用成本增加^[23]。另一方面,由于农业机械具有不可分性,地块规模越小,单位面积所分摊的机械固定成本就会越

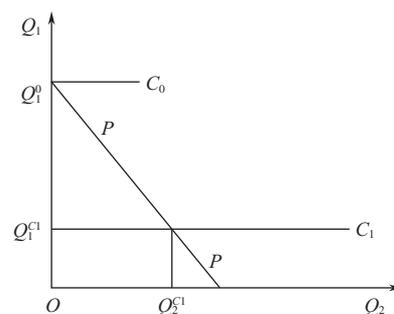


图1 农地处置方式转变

① 1亩≈666.67平方米。

② 1公顷=10 000平方米。

高^[23]。因此,小规模地块会使农户面临较高的农机服务价格,从而降低农机服务采纳的可能性。其次,地块的地理区位局限。一般来说,良好的道路条件可以显著降低机械设备的移动成本,从而提高农机的地块可达性。如果道路狭小且远离机耕道路,则会提高农机通行成本,甚至可能导致农机无法进入田地进行作业^[22]。

对于劳动力非农转移的农户而言,当耕地禀赋条件较差时,将会增加机械替代劳动力的成本与难度,从而使农机的采纳行为受到限制。此时,非农转移导致的劳动力流失效应将超过资本对劳动力的替代效应,农业生产资源水平将从 C_0 降至 C_1 , 农户便会选择撂荒。

不仅如此,耕地禀赋会进一步通过制约劳动力非农转移所诱发的农地经营权交易行为,从而导致农地撂荒。对于非农转移家庭而言,农地流转是一种应对劳动力供给不足的有效策略。然而,农地流转机制能否有效发挥作用很大程度上取决于农地供需的适配性,即供给方提供的农地必须符合需求方的要求,否则将引致过高的交易成本而阻碍农地经营权的交易^[24]。

此外,农地流转市场中的供求双方往往以追求自身利益最大化为主要动机。就转出方而言,农地转出与否的决策通常取决于其对耕地预期价值的判断^[25]。禀赋条件较差的耕地往往需要投入更多的时间和精力,经营的预期收益相对较低,因此非农转移家庭更倾向于转出这部分耕地以获取租金收益。就转入方而言,其土地转入决策往往由净收益预期所决定。低质量的耕地通常会使得转入方在劳动投入、农药、机械设备等方面的经营成本增加而导致无利可图。若是连片的优质耕地,不仅可以减少土地的相关性投资、节省时间成本等生产性投入,还可以提高农业生产效率,所以这类耕地在流转市场中往往更受转入方的青睐^[9]。随着农地规模经营主体的兴起,农地流转的市场化发展已成为不可逆转的趋势,高质量地块的交易价值将得到进一步凸显^[9]。因此,当耕地禀赋条件较差时,劳动力非农转移农户将因无法找到交易对象而不得不选择撂荒。

可见,劳动力非农转移并不必然诱发农地撂荒,而是与耕地禀赋紧密关联。耕地禀赋对要素替代和农地流转所构成的约束,可能是劳动力转移情境下发生撂荒的主要诱因。

(三) 农地撂荒的治理策略:基于耕地禀赋条件的情景分析

从以上分析可知,农地撂荒的形成不仅源于非农转移所带来的劳动力短缺,还与耕地的禀赋条件密切相关。从单一角度来看,以农地流转和农机服务所表达的农业要素市场可以有效缓解劳动力的供给约束,但当耕地的禀赋条件较差时,经营主体的利润最大化偏好可能使农业要素市场对撂荒的修正作用失灵。相关证据也表明,农地流转市场在高效配置农地要素的同时,会淘汰低质量地块,反而加剧了撂荒现象^[9]。可见,对于连片的优质耕地,可以通过农地流转市场与农机服务市场实现合理配置,从而缓解“无人种地”困境;而对于并不具备禀赋优势的耕地,要素市场可能难以充分发挥治理的有效性。在此情形下,优先改善耕地的禀赋条件,特别是减少地块的细碎与分散,显得尤为重要。

理论上,农田整治作为兼具工程性建设与权属性调整的综合性工程,可以重塑原有小规模、分散化的耕地格局,使之成为集中连片、设施配套、高产稳产、生态良好、抗灾能力强,与现代农业生产和经营方式相适应的高标准农田。所以,从逻辑上来说农田整治是改善耕地禀赋条件的重要手段。已有研究也表明,整治后的农田因使用价值的提升在流转市场上具有更高的交易可能性^[26]。因此,对于禀赋条件较差的耕地,通过农田整治改善耕作条件,再辅之以要素市场的优化配置,更有可能减少撂荒发生的可能性。

综上所述,农地撂荒的治理同样具有耕地禀赋条件的情景依赖性。对于禀赋条件较好的耕地,可以通过要素市场进行合理配置,而对于禀赋条件较差的耕地,可能需要农田整治与农业要素市场的联动共同起作用。

三、数据、变量与实证策略

(一) 数据来源

本文使用的数据来自中国农村家庭追踪调查(CRHPS)。该数据调查工作自2011年起开始实施,每两年追踪一次,目前共有2011—2019年五期数据。该调查面向中国29个省份(不含新疆、西藏、港澳台地区),涵盖了农户的家庭结构、就业、收支、农业生产经营、土地利用与流转、社会保障、教育等方面的信息。不过,农户耕地撂荒信息自2017年才开始收集,而且2017年调查数据也是目前可获得的最新公开版本,因此,本文主要使用CRHPS 2017年的数据。需要说明的是:第一,由于CRHPS 2015年数据提供了更多地块层面的信息,鉴于地块特征通常在短时间内难以发生变化,本文将2015年的农户地块信息整合到2017年的数据样本中,以补全地块层面的信息;第二,在数据处理中,对关键数据变量缺失或者记录为“不知道”的样本进行了删除。最终,本文共获得9 157户有效样本。

(二) 变量设置与说明

1. 被解释变量

本文被解释变量为农地撂荒。参考已有文献^[9]的做法,本文设置了“撂荒行为”和“撂荒程度”两个变量来刻画农户的耕地撂荒情况。其中,“撂荒行为”源于问卷中的问项“您家的承包耕地现在是否全部有人在种?包括自家耕种或转出。”当回答为“是”时记为0,否则记为1;“撂荒程度”源于问卷中的问项“您家的承包耕地现在有多少在耕种:1=全部在种;2=部分在种;3=全部未种”。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为劳动力非农转移。参考已有文献^[27]的做法,本文使用“家庭非农就业人数/家庭总就业人数”刻画劳动力非农转移情况。非农就业的判断标准参照2017年CRHPS调查问卷中对16岁以上所有家庭成员的问项“该工作的性质是什么”,如果选择为“在家务农”,则认为从事农业生产,选择其余选项均为劳动力非农转移。

3. 交互影响变量

本文的交互影响变量为耕地禀赋条件,分别从地理、规模和质量三个维度进行考察(见表1)。受研究数据限制,本文采用农户承包地中最大地块的特征作为家庭耕地禀赋的代理指标。在稳健性检验部分,本文将分别采用维度累加和最大地块面积占比加权的方式对其进行重新测度。

4. 控制变量

借鉴相关研究^[3-4],本文控制了可能影响农地撂荒的其他变量。主要包括户主特征(户主年龄、户主健康状况、户主受教育水平);承包地特征(承包地规模、承包地细碎化水平、承包地确权、承包地价值);生产经营特征(农业机械持有、农机服务支出、农地转出、农地转入);各省份的地形起伏度。除此之外,还控制了地区固定效应。

主要变量及描述性统计结果见表1。

表1 变量定义及描述性统计结果

变量类型	变量名称	变量定义及赋值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	撂荒行为	耕地是否被撂荒,是=1,否=0	0.123 1	0.328 5	0	1
	撂荒程度	未撂荒耕地=1,撂荒部分耕地=2,撂荒全部耕地=3	1.161 2	0.459 8	1	3

表1(续)

变量类型	变量名称	变量定义及赋值	均值	标准差	最小值	最大值
核心解释变量	劳动力非农转移	家庭非农就业人数/家庭总就业人数	0.417 6	0.417 9	0	1
交互影响变量	地理维度	家庭最大地块是否临近机耕路;是=1,否=0	0.563 6	0.496 0	0	1
	规模维度	家庭最大地块能否容纳大型机械;是=1,否=0	0.554 3	0.497 1	0	1
	质量维度	家庭最大地块质量水平;很差=1,一般=2,很好=3	2.225 4	0.697 5	0	3
控制变量	户主年龄	户主年龄/周岁	56.244 2	11.582 0	18	93
	户主健康状况	户主健康状况;很好=1,好=2,一般=3,差=4,很差=5	2.833 5	1.063 0	1	5
	户主受教育水平	户主的受教育年限/年	7.313 4	3.336 6	0	19
	承包地规模	家庭承包地总面积/亩	8.961 1	31.447 5	0.060 0	2100.000 0
	承包地细碎化	家庭承包地地块数量/块	5.315 6	5.804 8	0	12
	承包地确权	是否领取确权证书;是=1,否=0	0.671 7	0.469 6	0	1
	承包地价值	家庭承包地市场价值/(万元/亩)	1.711 9	7.385 1	0	200
	农业机械持有	家庭是否有农业生产机械;是=1,否=0	0.343 3	0.474 9	0	1
	农机服务支出	家庭农业生产中的机械雇佣费用/元	664.562 8	2543.293 9	0	110000
	农地转出	家庭是否转出农地;是=1,否=0	0.214 6	0.410 6	0	1
	农地转入	家庭是否转入农地;是=1,否=0	0.127 9	0.334 0	0	1
	地形起伏度	29个省份的地形起伏度	0.999 5	0.996 4	0.004 4	4.326 3
	地区变量	东部地区=1,中部地区=2,西部地区=3	1.882 2	0.850 2	1	3

注:承包地价值、农机服务支出展示的是原值,后文回归模型中用的是对数值。

(三) 模型设定与说明

1. 基准回归

本文重点考察耕地禀赋条件在劳动力非农转移与农地撂荒之间的制约作用,为此设定含有交互项的方程。由于被解释变量撂荒行为和撂荒程度分别为二值变量和有序分类变量,本文将采用概率单位(Probit)和有序概率单位(Oprobit)模型,具体估计方程如下:

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 X_i + \alpha_2 A_i + \alpha_3 X_i A_i + D_i' \alpha_4 + \varphi_r + \varepsilon_i \quad (1)$$

式(1)中, Y_i 表示样本家庭 i 的耕地撂荒情况,包括撂荒行为和撂荒程度; X_i 表示样本家庭 i 的劳动力非农转移水平; A_i 表示样本家庭 i 的耕地禀赋条件,包括地理、规模和质量三个维度; D_i' 表示控制变量向量; α_0 为常数项, α_1 、 α_2 、 α_3 和 α_4 为待估参数; φ_r 为地区固定效应; ε_i 为随机误差项。

2. 内生性处理

由于被解释变量为二元变量和有序变量,两阶段最小二乘(2SLS)法无法有效处理非线性模型中的内生性问题,但如果采用传统的 IV Probit 和 IV Oprobit 在数值计算时可能会不易收敛。借鉴已有研究^[28-29],本文采用伍德里奇(Wooldridge, 2015)^[30]提出的控制函数(CF)法解决内生性问题。估计过程如下:

第一阶段:将劳动力非农转移对所有外生变量及工具变量进行普通最小二乘(OLS)回归,得到残差 $\hat{\mu}_i$ 。式(1)存在内生性问题意味着 ε_i 与 μ_i 相关,即 ε_i 可表示为 μ_i 的线性函数。

$$X_i = \alpha_0 + \alpha_1 Z_i + \alpha_2 A_i + D_i' \alpha_3 + \varphi_r + \mu_i \quad (2)$$

$$\varepsilon_i = \delta\mu_i + \gamma_i \tag{3}$$

第二阶段:将式(3)代入式(1)得到第二阶段的估计模型式(4)。由于不知道真实的 μ_i ,将其替换为第一阶段估计值 $\hat{\mu}_i$ 。其中,通过检验 δ 的显著性作为模型是否存在内生性的判断依据。

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 X_i + \alpha_2 A_i + \alpha_3 X_i A_i + D_i' \alpha_4 + \varphi_r + \delta \hat{\mu}_i + \gamma_i \tag{4}$$

四、实证结果及分析

(一) 基准回归

表2的基准回归结果显示,劳动力非农转移与耕地地理维度、与耕地规模维度的交互项的回归系数分别在5%和1%的统计水平下显著。由此表明,耕地的禀赋条件越好,农地撂荒的可能性越小。但耕地质量与非农转移的交互项的回归系数并不显著。可能的原因是,非农转移农户更依赖农机作业来替代劳动力,而农机作业通常受到地块规模、地块位置的影响,而与耕地质量的关联性相对较弱。可见,农地撂荒并非单一地由劳动力非农转移所决定,而是与耕地禀赋条件具有情景依赖性。

表2 劳动力转移、耕地禀赋与农地撂荒的基准回归结果

变量	撂荒行为	撂荒程度	撂荒行为	撂荒程度	撂荒行为	撂荒程度
劳动力非农转移	0.3886*** (0.0625)	0.4075*** (0.0600)	0.4252*** (0.0612)	0.4486*** (0.0592)	0.2635* (0.1424)	0.3075** (0.1390)
非农转移×地理维度	-0.1800** (0.0853)	-0.1767** (0.0850)				
非农转移×规模维度			-0.2804*** (0.0859)	-0.2893*** (0.0859)		
非农转移×质量维度					0.0182 (0.0610)	0.0077 (0.0601)
地理维度	-0.0893 (0.0582)	-0.0602 (0.0570)	-0.1715*** (0.0420)	-0.1413*** (0.0415)	-0.1727*** (0.0421)	-0.2384*** (0.0435)
规模维度	-0.2458*** (0.0439)	-0.2381*** (0.0435)	-0.1163* (0.0596)	-0.1035* (0.0584)	-0.2456*** (0.0439)	-0.1428*** (0.0416)
质量维度	-0.0015 (0.0017)	0.0079 (0.0258)	-0.0045 (0.0267)	0.0048 (0.0258)	-0.0099 (0.0388)	0.0042 (0.0371)
户主年龄	0.0084*** (0.0018)	0.0090*** (0.0017)	0.0084*** (0.0018)	0.0089*** (0.0017)	0.0084*** (0.0018)	0.0089*** (0.0017)
户主健康状况	0.0610*** (0.0024)	0.0535*** (0.0178)	0.0598*** (0.0178)	0.0522*** (0.0178)	0.0608*** (0.0178)	0.0533*** (0.0178)
户主受教育水平	0.0018 (0.0058)	0.0012 (0.0057)	0.0018 (0.0058)	0.0013 (0.0057)	0.0016 (0.0058)	0.0011 (0.0057)
承包地规模	-0.0039 (0.0026)	-0.0030 (0.0024)	-0.0041 (0.0024)	-0.0033 (0.0024)	-0.0038 (0.0026)	-0.0030 (0.0024)

表2(续)

变量	撂荒行为	撂荒程度	撂荒行为	撂荒程度	撂荒行为	撂荒程度
承包地细碎化水平	0.028 3*** (0.003 5)	0.023 2*** (0.002 9)	0.028 4*** (0.003 5)	0.023 3*** (0.002 9)	0.028 2*** (0.003 5)	0.023 1*** (0.002 9)
承包地确权	-0.035 9 (0.038 9)	-0.046 1 (0.038 1)	-0.036 3 (0.038 9)	-0.046 5 (0.038 1)	-0.036 7 (0.038 9)	-0.047 0 (0.038 1)
承包地价值	-0.002 2 (0.009 6)	0.002 2 (0.009 5)	-0.003 1 (0.009 6)	0.001 3 (0.009 5)	-0.002 3 (0.009 6)	0.002 0 (0.009 5)
农业机械持有	-0.359 3*** (0.047 4)	-0.384 6*** (0.044 4)	-0.358 9*** (0.047 4)	-0.384 2*** (0.044 3)	-0.359 5*** (0.047 5)	-0.384 7*** (0.044 4)
农机服务费用支出	-0.065 5*** (0.006 4)	-0.073 1*** (0.006 2)	-0.065 5*** (0.006 4)	-0.073 1*** (0.006 2)	-0.065 1*** (0.006 4)	-0.072 7*** (0.006 2)
农地转入	-0.227 9*** (0.045 5)	-0.225 8*** (0.062 7)	-0.225 8*** (0.066 8)	-0.223 3*** (0.062 5)	-0.228 3*** (0.062 5)	-0.226 1*** (0.062 7)
农地转出	0.034 5 (0.047 0)	0.009 1 (0.045 5)	0.034 6 (0.047 1)	0.009 4 (0.045 6)	0.032 6 (0.047 0)	0.007 2 (0.045 5)
地形起伏度	0.092 6*** (0.027 1)	0.083 6*** (0.025 6)	0.092 9*** (0.027 1)	0.083 9*** (0.027 1)	0.092 9*** (0.027 1)	0.084 0*** (0.025 5)
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	9 157	9 157	9 157	9 157	9 157	9 157
伪 R ²	0.115 0	0.095 6	0.115 9	0.096 6	0.114 3	0.095 0

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内为稳健标准误。后表同。

(二) 内生性讨论

考虑到劳动力非农转移与农地撂荒之间可能存在内生性问题。本文选择“城市层面非农部门的平均工资”作为工具变量,并采用控制函数法进行处理。理由是:首先,城市层面非农部门的平均工资通常受到市场供需和其他宏观因素的影响,不受个体决策的控制,可以被视为劳动力非农转移的外生决定因素,满足排他性原则。其次,非农部门的平均工资与劳动力非农转移密切相关,满足相关性原则。为确保工具变量选取的有效性,本文进行弱工具变量检验。表3结果显示,Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量大于10%显著性水平下的临界值7.03, Kleibergen-Paap rk LM 统计量在1%的水平下显著,拒绝工具变量识别不足的原假设。因此,本文选取的工具变量是有效的。内生性检验方面,表3中第一阶段残差的回归系数均在10%或5%的水平下显著,说明模型确实存在内生性问题。

表3的回归结果显示,劳动力非农转移与耕地地理维度、与耕地规模维度的交互项的回归系数均显著为负,与质量维度的交互项的回归系数不显著。这说明,在考虑内生性后,基准模型的估计结果仍然成立。

表 3 劳动力转移、耕地禀赋条件与农地撂荒的工具变量法估计结果

变量	非农转移	撂荒行为	撂荒程度	撂荒行为	撂荒程度	撂荒行为	撂荒程度
市级层面非农工资	0.043 6*** (0.004 6)						
非农转移		1.281 3** (0.502 3)	1.387 9*** (0.497 8)	1.303 8** (0.504 7)	1.415 9*** (0.500 0)	1.164 1** (0.511 5)	1.297 0** (0.509 4)
非农转移×地理维度		-0.179 2** (0.085 3)	-0.176 0** (0.084 9)				
非农转移×规模维度				-0.278 4*** (0.085 8)	-0.287 4*** (0.085 5)		
非农转移×质量维度						0.016 4 (0.060 9)	0.005 4 (0.059 9)
地理维度	0.023 5** (0.009 1)	-0.113 5* (0.060 1)	-0.086 6 (0.058 6)	-0.195 0*** (0.044 2)	-0.167 1*** (0.043 7)	-0.196 6*** (0.044 3)	-0.169 0*** (0.043 8)
规模维度	-0.009 8 (0.009 4)	-0.235 9*** (0.044 1)	-0.227 1*** (0.043 7)	-0.107 4* (0.059 7)	-0.093 5 (0.058 5)	-0.235 7*** (0.044 1)	-0.227 4*** (0.043 7)
质量维度	0.007 2 (0.005 8)	-0.010 5 (0.027 2)	-0.002 2 (0.026 4)	-0.013 4 (0.027 2)	-0.005 1 (0.026 4)	-0.018 2 (0.039 3)	-0.004 8 (0.037 5)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
第一阶段残差		-0.901 1* (0.502 8)	-0.989 7** (0.498 4)	-0.887 3* (0.505 2)	-0.976 9* (0.500 8)	-0.904 8* (0.501 1)	-0.993 5** (0.497 3)
Kleibergen-Paap rk LM		68.200	68.200	61.058	61.058	78.757	78.757
Kleibergen-Paap Wald rk F		37.112	37.112	34.110	34.110	43.770	43.770
样本量	9 157	9 157	9 157	9 157	9 157	9 157	9 157
伪 R ²	0.223 8	0.115 5	0.096 1	0.116 4	0.097 1	0.114 8	0.095 6

(三) 稳健性检验

1. 替换被解释变量

在基准回归中,本文主要以“是否撂荒”和“撂荒程度”作为农地撂荒的衡量指标。进一步引入“撂荒规模”和“撂荒面积/家庭承包地面积”作为替代变量,并采用含有交互项的截尾回归(Tobit)模型进行估计。表4的估计结果显示,劳动力非农转移与耕地地理维度的交互项的回归系数、与规模维度的交互项的回归系数均显著为负,说明耕地禀赋特征在劳动力非农转移与农地撂荒之间依然具有调节作用。

表 4 稳健性检验估计结果 I

变量	撂荒规模	撂荒率	撂荒规模	撂荒率	撂荒规模	撂荒率
劳动力非农转移	1.800 0*** (0.593 6)	0.186 3*** (0.054 0)	1.925 6*** (0.648 6)	0.189 3*** (0.053 1)	-0.847 2 (1.294 9)	0.030 7 (0.125 4)
非农转移×地理维度	-1.627 2* (0.842 2)	-0.145 2* (0.076 2)				

表4(续)

变量	撂荒规模	撂荒率	撂荒规模	撂荒率	撂荒规模	撂荒率
非农转移×规模维度			-2.009 0** (0.943 8)	-0.161 5** (0.076 9)		
非农转移×质量维度					0.885 4 (0.570 3)	0.042 2 (0.054 2)
地理维度	-0.906 7 (0.587 6)	-0.109 4** (0.049 6)	-1.587 2*** (0.478 9)	-0.171 6*** (0.036 3)	-1.454 1*** (0.401 2)	-0.173 8*** (0.036 5)
规模维度	-1.466 0*** (0.401 3)	-0.169 7*** (0.038 0)	-0.617 5 (0.520 8)	-0.100 1** (0.050 7)	-1.619 3*** (0.485 0)	-0.169 7*** (0.038 0)
质量维度	-0.300 3 (0.254 2)	-0.025 1 (0.023 5)	-0.320 9 (0.255 8)	-0.026 8 (0.023 5)	-0.674 3* (0.379 4)	-0.043 4 (0.033 2)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	9 157	9 157	9 157	9 157	9 157	9 157
伪 R ²	0.0543	0.095 8	0.0545	0.096 0	0.0541	0.095 3

考虑到样本可能存在的选择偏误问题,本文在替换被解释变量的基础上,进一步采用赫克曼(Heckman)两阶段模型进行检验。需要说明的是,赫克曼(Heckman)两阶段模型的估计过程中,要求模型的选择阶段至少存在一个影响农户的撂荒行为但不直接影响撂荒率的变量。参考相关研究^[16],本文选取“人情礼金支出”作为识别变量。理由是,人情礼金支出作为经济互惠的一种表征,是维持村落熟人关系的重要手段。人情礼金开支越大的农户,对社区的依存度越高,离农撂荒的可能性越小。而礼金支出的大小对于撂荒率则不会产生直接影响,这一点已得到相关研究的证实^[31]。表5的估计结果显示,第一阶段计算的逆米尔斯比率的回归系数不显著,表明样本并不存在严重的选择偏误问题,基准回归结果具有稳健性。

表5 稳健性检验结果 II

变量	赫克曼模型					
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
劳动力非农转移	0.211 0*** (0.069 4)	0.171 7** (0.076 6)	0.212 5*** (0.076 6)	0.157 4* (0.083 8)	0.042 8 (0.154 0)	-0.007 0 (0.154 0)
非农转移×地理维度	-0.152 8 (0.096 0)	-0.156 9** (0.079 4)				
非农转移×规模维度			-0.166 2* (0.096 7)	-0.111 2 (0.090 3)		
非农转移×质量维度					0.046 0 (0.090 3)	0.057 1 (0.050 9)

表5(续)

变量	赫克曼模型					
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
地理维度	-0.1504** (0.0629)	-0.0387 (0.0651)	-0.2148*** (0.0475)	-0.1114 (0.0812)	-0.2170*** (0.0476)	-0.1156 (0.0825)
规模维度	-0.2140*** (0.0493)	-0.1175 (0.0765)	-0.1433** (0.0644)	-0.0805 (0.0697)	-0.2138*** (0.0493)	-0.1279 (0.0837)
质量维度	-0.0270 (0.0294)	-0.0277 (0.0220)	-0.0288 (0.0294)	-0.0299 (0.0238)	-0.0465 (0.0406)	-0.0530 (0.0339)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
人情礼金支出	-0.0108* (0.0056)		-0.0105* (0.0056)		-0.0104* (0.0056)	
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
逆米尔斯比率		0.6096 (0.3854)		0.6522 (0.4198)		0.6604 (0.4235)
样本量	8910	758	8910	758	8910	758

2. 重新刻画耕地禀赋条件

在基准回归中,本文用最大地块的相关特征来刻画农户耕地的禀赋条件,这可能使核心解释变量缺乏整体性。为此,本文将采用两种方式对其重新刻画。第一,采用累加的方法将耕地不同维度的赋值相加,形成一个综合性指标(取值范围为1~5,依次代表耕地的禀赋条件从差到好)。表6的估计结果显示,耕地禀赋条件与劳动力非农转移的交互项的回归系数仍然显著为负,与基准回归结果一致。

表6 稳健性检验结果III

变量	撂荒行为	撂荒程度
劳动力非农转移	0.5248*** (0.1177)	0.5575*** (0.1140)
非农转移×耕地禀赋条件	-0.0702** (0.0346)	-0.0738** (0.0342)
耕地禀赋条件	-0.0865*** (0.0220)	-0.0697*** (0.0216)
控制变量	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
样本量	9157	9157
伪R ²	0.1105	0.0921

第二,将“最大地块面积/家庭承包地面积”的比值作为权重,对不同维度的耕地禀赋条件进行重新测度。以地理维度为例,若最大地块远离机耕路且在家庭承包地面积中的占比大于50%,赋值为1,占比小于50%,则赋值为2;若最大地块临近机耕路且在家庭承包地面积中的占比小于50%,赋值为3,占比大于50%,则赋值为4,由此形成由差到好的四个等级。表7显示,劳动力非农转移与耕地地理维度、与规模维度的交互项的回归系数均显著为负,再次表明基准回归的结果是稳健的。

表7 稳健性检验结果IV

变量	撂荒行为	撂荒程度	撂荒行为	撂荒程度	撂荒行为	撂荒程度
劳动力非农转移	0.525 7*** (0.117 8)	0.562 2*** (0.118 9)	0.583 9*** (0.116 9)	0.620 5*** (0.116 9)	0.313 0* (0.168 6)	0.404 1** (0.169 7)
非农转移×地理维度	-0.090 8** (0.042 6)	-0.094 3** (0.044 0)				
非农转移×规模维度			-0.116 1*** (0.042 5)	-0.120 1*** (0.043 9)		
非农转移×质量维度					-0.003 5 (0.052 0)	-0.024 1 (0.052 9)
地理维度	-0.046 8 (0.029 9)	-0.036 9 (0.030 3)	-0.222 0*** (0.044 9)	-0.196 4*** (0.044 2)	-0.190 1*** (0.045 9)	-0.167 1*** (0.045 4)
规模维度	-0.263 5*** (0.046 9)	-0.252 3*** (0.046 2)	-0.051 9* (0.030 3)	-0.048 6 (0.030 7)	-0.224 5*** (0.047 7)	-0.219 5*** (0.047 1)
质量维度	0.007 4 (0.029 0)	0.012 7 (0.028 1)	0.000 8 (0.028 9)	0.005 8 (0.027 9)	-0.074 1** (0.034 1)	-0.052 4 (0.033 6)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	7 857	7 857	7 857	7 857	7 857	7 857
伪R ²	0.116 7	0.098 4	0.116 9	0.098 5	0.118 0	0.098 8

3. 控制县级固定效应

考虑到农地利用与农地流转市场、农业社会化服务市场的发育水平有关。本文进一步控制了农户所在县的固定效应,以剔除因市场因素所产生的结果偏差。通过控制县级层面的固定效应,也能够有效减少与地方紧密联系的遗漏变量对研究结果的影响,包括交通条件、经济发展水平以及土地利用政策等因素。表8的估计结果显示,在控制县级固定效应的情况下,劳动力非农转移对农地撂荒的影响仍具有耕地禀赋条件的情景依赖性,这表明本文的研究结果具有稳健性。

表8 稳健性检验结果V

变量	撂荒行为	撂荒程度	撂荒行为	撂荒程度	撂荒行为	撂荒程度
劳动力非农转移	0.343 8*** (0.071 6)	0.361 7*** (0.067 9)	0.375 4*** (0.070 1)	0.399 3*** (0.066 7)	0.140 8 (0.155 9)	0.208 5 (0.147 6)
非农转移×地理维度	-0.171 1* (0.095 4)	-0.160 7* (0.093 6)				

表8(续)

变量	撂荒行为	撂荒程度	撂荒行为	撂荒程度	撂荒行为	撂荒程度
非农转移×规模维度			-0.263 5*** (0.095 6)	-0.269 2*** (0.093 6)		
非农转移×质量维度					0.056 6 (0.066 5)	0.036 4 (0.063 6)
地理维度	0.030 3 (0.066 7)	-0.044 2 (0.064 4)	-0.046 4 (0.050 0)	-0.028 4 (0.048 6)	-0.047 6 (0.050 1)	-0.029 8 (0.048 8)
规模维度	-0.091 6* (0.051 9)	-0.096 0* (0.050 6)	0.027 7 (0.068 0)	0.026 6 (0.065 5)	-0.089 3* (0.051 9)	-0.094 5* (0.050 5)
质量维度	-0.002 5 (0.029 5)	0.006 9 (0.029 5)	-0.004 6 (0.029 5)	0.005 1 (0.029 5)	-0.047 6 (0.050 1)	-0.010 1 (0.038 7)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	7 312	9 157	7 312	9 157	7 312	9 157
伪 R ²	0.207 5	0.227 2	0.208 1	0.227 8	0.207 1	0.226 8

(四) 机制分析

前文推测,耕地禀赋之所以在劳动力非农转移引发的撂荒决策中起到机制作用,可能源于其对要素替代和农地经营权交易的限制。为验证这一逻辑,本文展开机制分析。

1. 劳动力非农转移、耕地禀赋与要素替代

表9中全样本的结果显示,劳动力非农转移与耕地的地理维度、规模维度的交互项的回归系数在统计上均不显著,而与质量维度的交互项的回归系数显著为负。这表明,耕地的质量越好,劳动力非农转移反而会降低农户采用农机的可能性。这与前文的理论分析并不相符。可能的原因是,劳动力转移的比重越大,农户继续务农的机会成本会越高,采纳农业机械的可能性反而会降低。为此,本文进一步将农户家庭劳动力全部转移的样本剔除后重新进行估计。从剔除无人种地样本的结果可以看出,劳动力非农转移仅仅与耕地地理维度、规模维度的交互项的回归系数在1%的统计水平下均显著为正,而与质量维度的交互项的回归系数不显著。这表明,耕地禀赋条件越差,劳动力转移诱发要素替代的可能性越低,从而不得不选择撂荒。

表9 机制分析结果 I

变量	农机采纳行为(全样本)			农机采纳行为(剔除无人种地样本)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
劳动力非农转移	-0.297 9*** (0.058 6)	-0.374 6*** (0.057 3)	-0.038 2 (0.124 4)	0.166 2 (0.107 1)	0.082 6 (0.108 6)	0.127 8 (0.248 6)
非农转移×地理维度	-0.084 9 (0.074 8)			0.453 4*** (0.153 3)		
非农转移×规模维度		0.054 2 (0.074 6)			0.650 6*** (0.154 3)	
非农转移×质量维度			-0.138 3*** (0.044 6)			0.120 4 (0.109 1)

表9(续)

变量	农机采纳行为(全样本)			农机采纳行为(剔除无人种地样本)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
地理维度	0.315 7*** (0.051 0)	0.279 2*** (0.037 8)	0.281 4*** (0.037 8)	0.227 7*** (0.052 1)	0.313 6*** (0.044 7)	0.312 9*** (0.044 6)
规模维度	0.572 6*** (0.038 9)	0.549 1*** (0.052 0)	0.569 3*** (0.039 0)	0.536 1*** (0.046 4)	0.413 0*** (0.053 3)	0.536 0*** (0.046 3)
质量维度	-0.001 5 (0.023 8)	-0.001 3 (0.023 8)	0.057 8* (0.033 5)	0.037 7 (0.028 2)	0.039 2 (0.028 2)	0.015 6 (0.033 7)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	9 157	9 157	9 157	6 682	6 682	6 682
伪 R ²	0.335 5	0.335 4	0.335 9	0.313 4	0.314 6	0.312 4

2. 劳动力非农转移、耕地禀赋与农地经营权交易

需要说明的是,这里主要关注农地的市场化流转。在农地经营权市场化流转中,交易双方通常会根据耕地条件来确定租金水平,这种自主交易的方式能够更为准确地反映土地的真实价值。借鉴相关研究^[32-33],本文采用“农地是否有偿转出”(流转行为)和“农地有偿转出面积占比”(流转率)作为市场化流转的代理变量。表10的回归结果显示,劳动力非农转移与地理维度的交互项的回归系数在10%的水平下显著为正;市场化流转率的回归结果显示,劳动力非农转移与地理、规模维度的交互项的回归系数均显著为正。这表明,劳动力非农转移能否引致农地经营权交易在相当程度上受到耕地禀赋的影响。结合表9的实证结果,可以认为,耕地禀赋之所以在劳动力非农转移对农地撂荒的影响中起到关键制约作用,主要原因在于其对农业机械采纳和农地经营权交易所构成的限制。

表10 机制分析结果 II

变量	市场化流转行为			市场化流转率		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
劳动力非农转移	0.437 7*** (0.069 6)	0.458 1*** (0.068 3)	0.412 0*** (0.153 2)	1.233 3*** (0.206 1)	1.278 1*** (0.203 7)	1.343 6*** (0.447 7)
非农转移×地理维度	0.155 4* (0.086 4)			0.516 4*** (0.249 0)		
非农转移×规模维度		0.125 0 (0.249 0)			0.451 3* (0.247 8)	
非农转移×质量维度			0.052 1 (0.062 5)			0.089 8 (0.180 4)
地理维度	-0.005 9 (0.060 7)	0.070 7* (0.042 8)	0.069 6 (0.042 8)	-0.047 7 (0.171 5)	0.209 5* (0.121 3)	0.206 9* (0.121 3)
规模维度	0.163 2*** (0.043 1)	0.100 3 (0.061 5)	0.165 2*** (0.043 2)	0.508 9*** (0.174 7)	0.279 0 (0.174 7)	0.512 8*** (0.123 6)

表10(续)

变量	市场化流转行为			市场化流转率		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
质量维度	0.185 8*** (0.027 3)	0.187 6*** (0.027 3)	0.160 1*** (0.041 6)	0.527 7*** (0.079 7)	0.534 5*** (0.079 8)	0.483 5*** (0.120 3)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	9 157	9 157	9 157	9 134	9 134	9 134
伪 R^2	0.107 5	0.107 3	0.107 1	0.101 4	0.101 3	0.100 9

(五) 农地撂荒的治理优化

根据前文的分析,农地撂荒的治理具有耕地禀赋条件的情景依赖性。对于禀赋条件较好的耕地,可以通过农地流转市场和农机服务市场进行合理配置,而对于禀赋条件较差的耕地,可能需要发挥农田整治与要素市场的联动作用。为验证这一逻辑,本文进行了进一步检验。

1. 基于农地流转市场的考察

以村庄层面的“参与农地流转总户数/村庄总户数”来刻画农地流转市场的活跃程度,并根据耕地禀赋的优劣将样本划分为两组(按照前文的综合指标,将禀赋条件的均值 3.33 作为分组依据)。表 11 的回归结果显示,农地流转市场对农地撂荒的抑制效果在不同耕地禀赋条件下存在差异。具体而言,在耕地禀赋条件较好的情况下,农地流转市场在 5% 的统计水平下对农地撂荒产生负向影响;在耕地禀赋条件较差的情况下,农地流转市场对农地撂荒无影响。不难理解,即使农地流转市场的活跃程度较高,由于市场的逐利性,偏远、细碎的劣等地块因较高的耕作成本难以获得承租者的青睐,从而决定了农地流转市场在解决禀赋条件较差的耕地撂荒问题上的有限性。考虑到中国的耕地撂荒主要发生在山地丘陵地区,且以偏远、细碎、贫瘠的地块为主,本文进一步考察在山地丘陵区耕地禀赋条件较差的情况下,农地流转市场能否发挥作用。表 11 的结果表明,农地流转市场对于解决山丘区的耕地撂荒问题其效果亦并不明显。

表 11 基于农地流转市场的分析结果

变量	耕地禀赋相对较好		耕地禀赋相对较差		山地丘陵地区	
	撂荒行为	撂荒程度	撂荒行为	撂荒程度	撂荒行为	撂荒程度
农地流转市场	-0.326 6** (0.135 7)	-0.324 9** (0.134 9)	-0.105 6 (0.117 6)	-0.143 0 (0.116 2)	0.282 7 (0.306 0)	0.188 3 (0.301 2)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	4 493	4 493	4 644	4 644	817	817
伪 R^2	0.095 5	0.083 8	0.081 1	0.067 0	0.066 2	0.055 2

2. 基于农机服务市场的考察

使用村庄层面“农户采纳农机服务的平均水平”来刻画村庄农机服务市场的发育程度,根据耕地禀赋条件优劣将样本划分为两组。表 12 的回归结果显示,农机服务市场对耕地撂荒的抑制效果在不同耕地禀赋条

件下并不存在差异。可能的解释是,与农地流转相比,农机社会化服务隐含的交易成本相对较低,由农业生产环节的连片作业所形成的农业服务规模经营,能够将分散经营的小农户纳入分工经济,从而起到抑制农地撂荒的效果^[34]。进一步考察在山丘地区耕地禀赋条件较差的情况下,农机服务市场能否发挥作用。表 12 的结果表明,农机服务市场对于解决山丘地区的耕地撂荒问题,其效果并不明显。可能的原因在于,受地形起伏度的影响,山地丘陵地区的耕地坡度相对较大,这导致农机作业的难度与成本随之增加,从而限制了农机服务市场的作用发挥。结合表 11 的结果,可以认为,治理农地撂荒不应完全依赖于市场机制。特别是对于山地丘陵地区而言,通过土地综合性整治改善耕地的立地条件可能是亟须优先考虑的问题。

表 12 基于农机服务市场的分析结果

变量	禀赋条件较好		禀赋条件较差		山地丘陵地区	
	撂荒行为	撂荒程度	撂荒行为	撂荒程度	撂荒行为	撂荒程度
农机服务市场	-0.600 2*** (0.123 8)	-0.583 3*** (0.122 6)	-0.814 1*** (0.114 5)	-0.802 0*** (0.113 7)	-0.139 1 (0.282 6)	-0.267 9 (0.285 0)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	4 508	4 508	4 649	4 649	817	817
伪 R ²	0.103 2	0.090 2	0.093 5	0.077 3	0.065 5	0.055 6

3. 基于山区丘陵农田整治与农业要素市场联动发展的考察

如前所述,要素市场发育并不能缓解山区丘陵禀赋条件较差的耕地撂荒问题。那么,如果通过农田综合整治改善耕地的立地条件,再辅之以要素市场发育,是否可以缓解山区丘陵的撂荒问题?为此,进一步引入 2015 年、2017 年村庄问卷中“是否承接农田水利设施建设”这一变量^①,将其作为农田整治的代理变量,并将样本划分为两组。表 13 的结果显示,在山区丘陵实施农田整治的情况下,农地流转市场可以强化农机服务市场对撂荒的抑制作用;反之,农地流转市场对农机服务市场的撂荒抑制效果具有一定的削弱作用。这表明,农田整治可以促进农机服务市场与农地流转市场在治理撂荒过程中的协调作用。这也进一步说明,对于丘陵山区撂荒问题的治理,需要农业要素市场和农田整治工程的联动。

表 13 基于农田整治与农业要素市场联动的分析结果

变量	实施农田整治		未实施农田整治	
	撂荒行为	撂荒程度	撂荒行为	撂荒程度
农机服务市场	-0.897 0** (0.398 3)	-0.949 5** (0.430 0)	-0.431 2 (0.345 8)	-0.409 2 (0.349 5)
农地流转市场×农机服务市场	-3.307 6** (1.528 8)	-3.712 8** (1.637 3)	2.902 9** (1.452 9)	3.772 3*** (1.444 3)

① 中国农村家庭追踪调查在 2015 年和 2017 年的问卷调查中,并没有关于村庄土地综合整治或高标准农田建设的问项,故本文选用农田水利设施建设的代理变量。

表13(续)

变量	实施农田整治		未实施农田整治	
	撂荒行为	撂荒程度	撂荒行为	撂荒程度
农地流转市场	0.266 6 (0.465 0)	0.217 9 (0.465 0)	0.165 5 (0.345 1)	0.254 0 (0.332 6)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	493	493	599	599
伪 R^2	0.051 5	0.056 1	0.081 8	0.076 4

五、研究结论与政策建议

(一) 研究结论

农地撂荒作为农村劳动力迁移背景下出现的典型现象,其形成机制一直备受学界关注。但已有研究对此并未形成一致的结论。本文进一步将耕地禀赋纳入分析视野,构建“劳动力转移—耕地禀赋—农地撂荒”的研究框架,使用2015—2017年中国农村家庭追踪调查(CRHPS)实证分析耕地禀赋在劳动力非农转移影响撂荒中的重要作用及其影响路径,并在此基础上寻求可能的治理策略。结果表明,劳动力非农转移虽然在撂荒的形成过程中有着重要影响,但耕地禀赋在整个影响过程中发挥着关键的制约作用。机制分析结果表明,耕地禀赋主要通过影响农户应对劳动力供给约束时选择要素替代和农地经营权交易的可能性,进而影响农地撂荒。进一步分析发现,发育农地流转市场和农机服务市场可以避免禀赋条件较好的耕地发生撂荒,但在解决丘陵山区禀赋条件较差的耕地撂荒问题上,其效果是有限的。然而,如果农业要素市场与农田整治能够联动起来则有助于缓解丘陵山区的撂荒问题。

(二) 政策建议

本文的政策建议如下:(1)推进农田综合整治,改善耕地的立地条件。关于如何有效抑制农地撂荒,尽管学界形成了“以农地流转促进土地规模经营”和“以社会化服务促进服务规模经营”两种主要的政策主张,但是本文的研究表明,耕地禀赋所决定的要素替代和农地经营权交易是劳动力迁移背景下发生农地撂荒的重要诱因,而且市场机制在解决山地丘陵地区耕地禀赋条件较差的撂荒问题上,其作用是有限的。因此,对于山地丘陵地区,尤其是对于那些偏远、细碎、贫瘠的地块来说,应结合各地的特点,在积极推进全域土地综合整治的过程中,重点推进农田综合整治与高标准农田建设。改善耕地的立地条件,应该是撂荒治理策略中亟须优先考虑的问题。(2)发育农业要素市场,化解无人种地的困境。本文的研究结果表明,依靠农业要素市场可以有效避免禀赋条件较好的耕地发生撂荒。特别是在劳动力迁移背景下,一方面通过完善农地流转市场,培育农业新型经营主体,促进农地规模经营,另一方面通过完善农业社会化服务体系,培育农业新型服务主体,促进服务规模经营,能够在一定程度上缓解因劳动力非农转移所引发的劳动力供给约束,从而抑制农地撂荒,提高土地资源的利用效率。因此,推进农田综合整治、引导农地流转集中与规模经营、促进农业分工并发展农业生产性服务,应该是治理耕地撂荒“三管齐下”的基本策略。

参考文献:

[1] ZHU X F, XIAO G F, ZHANG D J, et al. Mapping abandoned farmland in China using time series MODIS NDVI[J]. Science of the Total

- Environment, 2021, 755: 142651.
- [2]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.
- [3]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.
- [4]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.
- [5]李升发,李秀彬.中国山区耕地利用边际化表现及其机理[J].地理学报,2018,73(5):803-817.
- [6]谢花林,黄莹乾.不同代际视角下农户耕地撂荒行为研究——基于江西省兴国县293份农户问卷调查[J].中国土地科学,2021,35(2):20-30.
- [7]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,2023,45(11):2170-2182.
- [8]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.
- [9]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),2022,21(3):37-48.
- [10]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,2024,45(4):38-55.
- [11]XU D D, DENG X, HUANG K, et al. Relationships between labor migration and cropland abandonment in rural China from the perspective of village types[J]. Land Use Policy, 2019, 88: 104164.
- [12]彭文英,马思瀛,戴劲.农户土地利用行为及其调控研究[J].首都经济贸易大学学报,2017,19(4):71-77.
- [13]LU C. Does household laborer migration promote farmland abandonment in China? [J]. Growth and Change, 2020, 51(4): 1804-1836.
- [14]DENG X, XU D D, QI Y B, et al. Labor off-farm employment and cropland abandonment in rural China: spatial distribution and empirical analysis[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2018, 15(9): 1808.
- [15]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.
- [16]孙晶晶,黎洁.易地扶贫搬迁农户非农就业与耕地撂荒:就业区域还是就业质量重要?[J].自然资源学报,2023,38(10):2536-2553.
- [17]陈黎黎,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.
- [18]STARK O, BLOOM D E. The new economics of labor migration[J]. The American Economic Review, 1985, 75(2): 173-178.
- [19]罗必良,洪炜杰,耿鹏鹏,等.赋权、强能、包容:在相对贫困治理中增进农民幸福感[J].管理世界,2021,37(10):166-181.
- [20]樊祥成.农业内卷化辨析[J].经济问题,2017(8):73-77.
- [21]谢花林,黄莹乾.非农就业与土地流转对农户耕地撂荒行为的影响——以赣湘山区为例[J].自然资源学报,2022,37(2):408-423.
- [22]李琴,李大胜,陈风波.地块特征对农业机械服务利用的影响分析——基于南方五省稻农的实证研究[J].农业经济问题,2017,38(7):43-52.
- [23]顾天竹,纪月清,钟甫宁.中国农业生产的地块规模经济及其来源分析[J].中国农村经济,2017(2):30-43.
- [24]高名姿,陈东平.契约视角下的农地流转供需不匹配——直接识别与经验分析[J].经济与管理研究,2018,39(8):72-81.
- [25]胡原,郑雯雪,曾维忠.耕地质量、服务供需失衡与农户土地流转[J].统计与决策,2022,38(8):11-16.
- [26]汪箭,杨钢桥.农地整治对农户耕地流转行为决策的影响研究——基于武汉和咸宁部分农户调查的实证[J].中国土地科学,2016,30(8):63-71.
- [27]葛永波,翟坤,孟纹羽.劳动力转移与农村家庭财富不平等:缓解还是加剧——基于转移就业的异质性分析[J].农业技术经济,2020(9):32-47.
- [28]张晖,吴霜,张燕媛,等.加入合作社对种粮大户农机投资及服务供给行为的影响分析[J].中国农村观察,2020(2):68-80.
- [29]丰雷,李怡忻,蒋妍,等.土地证书、异质性与农地流转——基于2018年“千人百村”调查的实证分析[J].公共管理学报,2021,18(1):151-164.
- [30]WOOLDRIDGE J M. Control function methods in applied econometrics[J]. The Journal of Human Resources, 2015, 50(2): 420-445.
- [31]王倩,邱俊杰,余劲.移民搬迁是否加剧了山区耕地撂荒? ——基于陕南三市1578户农户面板数据[J].自然资源学报,2019,34(7):1376-1390.
- [32]何欣,蒋涛,郭良燕,等.中国农地流转市场的发展与农户流转农地行为研究——基于2013~2015年29省的农户调查数据[J].管理世界,2016(6):79-89.
- [33]田媛,高延雷,马桂方.产权稳定对农地交易市场化的影响——基于CRHPS数据的实证分析[J].中南大学学报(社会科学版),2022,28(6):106-122.
- [34]罗必良,万燕兰,洪炜杰,等.土地细碎化、服务外包与农地撂荒——基于9省区2704份农户问卷的实证分析[J].经济纵横,2019(7):63-73.

Causes of Farmland Abandonment and Its Management Strategy

—Based on Framework of Labor Transfer–Farmland Endowment–Farmland Abandonment

ZHUANG Jian, LUO Biliang

(South China Agricultural University, Guangzhou 510642)

Abstract: The relationship between non-agricultural labor transfer and farmland abandonment attracts academic attention, but existing studies have not reached consistent conclusions. This paper brings farmland endowment into the analysis and constructs a research framework of labor transfer–farmland endowment–farmland abandonment. It empirically analyzes the role of farmland endowment in the impact of non-agricultural labor transfer on farmland abandonment based on the data of the China Rural Household Panel Survey (CRHPS) from 2015 to 2017, exploring potential management strategies.

The results show that farmland abandonment is situationally dependent on farmland endowment. Although non-agricultural labor transfer has an important impact on abandonment, farmland endowment plays a key role. Mechanism analysis shows that farmland endowment mainly affects farmland abandonment by influencing the possibility of farmers choosing factor substitution and farmland management rights transactions when labor supply is constrained. Furthermore, the farmland transfer market and agricultural machinery service market can prevent farmland abandonment with good endowments. This effect is limited in hilly and mountainous areas with poor endowments. However, if the agricultural factor market and farmland consolidation can be linked, it will help alleviate the abandonment in these areas. Therefore, farmland abandonment is essentially the result of changes in the relationship between farmer and land. Improving the site conditions of farmland through comprehensive land consolidation may be an important issue that needs urgent priority.

This paper puts forward the following policy recommendations. First, it is necessary to promote comprehensive farmland consolidation, prioritizing the enhancement of site conditions of farmland. For poor, fragmented, and remote farmland in hilly and mountainous areas, it should enhance the workability of soils through high-standard farmland construction and overall land consolidation, thereby reducing the risk of abandonment. Second, it should improve the agricultural factor market system. Enhancing the farmland transfer market and fostering new types of agricultural operators can promote large-scale operations. Meanwhile, developing the market for agricultural socialized services will facilitate the scaling of agricultural machinery and technical services, thereby enhancing the feasibility of factor substitution. Third, it should strengthen the linkage between the agricultural factor market and farmland consolidation, particularly in hilly and mountainous areas, and focus on policy support and resource integration to form a comprehensive management framework with participation from multiple stakeholders.

The possible marginal contributions are twofold. It focuses on the heterogeneity of farmland endowment and seeks a mechanically rational explanation for the inconsistency between the research conclusions of non-agricultural labor transfer and farmland abandonment. Furthermore, it discusses the limitations of agricultural factor market development in managing farmland abandonment, providing new possible strategies for alleviating the problem of farmland abandonment.

Keywords: farmland abandonment; non-agricultural labor transfer; farmland endowment; management strategy

责任编辑:宛恬伊;魏小奋