

【土地问题】

农田整治对农户撂荒行为的影响

——基于“农田整治—要素市场—作物布局”治理策略的分析

庄健 罗必良*

(华南农业大学 国家农业制度与发展研究院, 广州 510642)

摘要: 农地撂荒及其治理问题一直备受学界关注。构建“农田整治—要素市场—作物布局”的农地撂荒治理策略的分析线索,重点考察农田整治及其与要素市场的互动对农户撂荒行为产生的影响。分析结果表明:(1)农田整治对农户耕地撂荒行为具有显著的抑制效果,实施农田整治能使农户撂荒的概率减少约 54%。(2)机制检验表明,农田整治通过提升耕地生产能力和资本要素替代水平两条路径抑制了农户的撂荒行为。(3)异质性分析表明,如果农田整治项目只注重工程建设,其对农户撂荒的抑制效果相对有限;如果工程建设与地权权属调整相结合则可以有效缓解农户撂荒。(4)进一步的证据表明,农田整治不仅是一项重要的治理策略,还与农业要素市场和区域连片种植两类治理策略存在关联性与协同性。农田整治兼具工程建设与权属调整,二者不可偏废,应该有机结合,协同治理耕地撂荒。此外,在治理过程中应充分发挥“有为政府”的引导性作用,为市场与组织的作用发挥提供制度保障。

关键词: 农地撂荒;农田整治;权属调整;工程建设

中图分类号: F301.2 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-7465(2024)06-0132-14

一、问题的提出

近年来,随着城市化与工业化的快速推进,农地撂荒现象正变得愈发严峻并成为国家粮食安全的严重隐患。根据中国社会状况综合调查(CSS)数据,2013—2021年,中国的耕地撂荒发生率从 9.8% 上升至 12.35%。在全国 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、长江中下游等部分粮食主产区^[1]。Wang 等^[2]基于 1995 年、2002 年和 2020 年三轮研究期的数据分析发现,全国范围内有撂荒记录的县从 34 个增加到 224 个。对此,2021 年 1 月农业农村部专门出台了《关于统筹利用撂荒地促进农业生产发展的指导意见》,要求各级部门要采取切实有效措施遏制农地撂荒,把耕地资源用足用好。2024 年中央一号文件再次强调,严格落实耕地保护制度,因地制宜推进撂荒地利用。因此,探究如何有效治理农地撂荒问题,对于提高耕地资源利用效率、强化国家粮食安全保障具有重要意义。

从农地撂荒的成因来看,撂荒是自然^[3]、社会^[4]、经济^[5]和制度^[6-7]等多重因素引发的重要事件。其中,受自然地理地貌及家庭承包制度影响下的耕地细碎化,被认为是撂荒的重要

收稿日期:2024-05-11

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,女,华南农业大学国家农业制度与发展研究院博士生;罗必良(通信作者),男,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。

诱因之一^[8]。地块的小规模与分散化不仅限制了机械对劳动力的低成本替代,而且导致严重的规模不经济问题^[9]。尤其随着劳动力成本的上涨,那些需要投入较多劳动等要素而又不利于机械化作业的细小地块,便容易发生撂荒^[10]。特别是在山地、丘陵地区,由于地形条件差,耕地细碎化与分散化更为严重,撂荒现象更为普遍。根据 CRHPS 数据库对撂荒原因的统计,因耕地细碎、偏远、贫瘠等自然条件选择撂荒的农户比例达到了 41%。可见,改善耕地的生产条件,特别是减少耕地的细碎化,是解决撂荒问题的关键所在。虽然有文献指出,依靠农地市场配置是治理撂荒行之有效的策略选择^[11],但相关研究表明,流转服务体系的完善只能抑制优质耕地撂荒,而无法解决劣等耕地的撂荒问题^[12]。因此,在寻求撂荒治理策略的过程中,有必要将改善耕地条件作为治理的逻辑起点。

事实上,国家层面始终高度重视耕地条件的改善工作。早在 1986 年,中国政府就确立了耕地保护的基本国策,并出台了一系列耕地保护措施。2008 年,党的十七届三中全会要求“大规模实施土地整治”,这是首次在中央层面提出“土地整治”的概念。2011 年,经国务院批准实施的《全国土地整治规划(2011—2015)》明确提出,“十二五”期间,在全国将新建 4 亿亩旱涝保收的高标准基本农田,自此,农田整治进入一个新的发展阶段。

农田整治是土地整治的一项重要内容,通常由政府主导,通过土地平整、田间道路、农田水利等工程性手段,以及农地权属调整等管理措施,旨在改善农业生产条件,提高耕地产能^[13]。理论上,农田整治作为兼具工程建设与土地权属调整的综合性工程,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,农田整治是化解农地细碎化,有效抑制农地撂荒的重要手段。但目前关于农田整治的研究重点主要聚焦于对农户生计^[14-15]、减贫效应^[16]以及农户收入差距的影响^[13]。关于农地利用方面,部分文献讨论了农田整治对农地流转^[17]、耕地细碎化^[18]以及农业生产效率的影响^[19]。应该说,现有文献对农田整治如何影响农户撂荒行为的研究尚不多见。那么,在全面深入实施农田整治政策的背景下,农户的耕地撂荒行为是否会得到有效抑制?如果会,其中的作用路径是什么?农田整治与其他治理策略之间又会存在何种关系?

为此,本文使用广东省阳山县 2017—2018 年两期面板数据,采用双向固定效应模型和中介效应模型,重点关注农田整治对农户撂荒行为的影响及其作用路径,在此基础上进一步考察在撂荒治理过程中农田整治与其他治理策略的作用关系。本文的边际贡献在于:第一,通过使用面板双向固定效应模型,实证检验农田整治与农户撂荒行为之间的定量关系,一方面弥补了已有相关研究以定性分析为主的不足,另一方面为撂荒治理的精准施策提供科学依据。第二,通过构建“农田整治—要素市场—作物布局”的撂荒治理框架,探讨农田整治与其他治理策略之间的关联性与协同性作用,一方面明确了农田整治在撂荒治理策略中的基础性地位,另一方面提出了多主体协同的撂荒治理思路,打破了已有研究在单一视角下讨论撂荒治理问题的思维局限。

二、分析线索

在本文中,农地撂荒是指由于自然条件和社会经济等多重因素的影响,农户自发地停止对可耕作的土地进行耕种,且该现象持续一年以上。对于季节性撂荒与因休耕轮作而出现的撂荒,本文暂不予以讨论。

(一) 农地撂荒的治理策略:一个逻辑线索

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,撂荒现象较为罕见。然而,户籍制度的松动赋予了农户自由流动的权利,人地关系开始逐渐松动。一方面,劳动力的大规模转移使农业生产面临严重的劳动力短缺问题;另一方面,流转市场的发育不完备使耕地资源难以流向具有较高经营效率的能人手中。更为重要的是,由土地承包制度引发的耕地细碎化,不仅限制了机械对劳动力的低成本替代,还导致严重的规模不经济问题,从而造成农业经营成本的上涨。因此,在人地关系扭曲(有地缺人种、农地流转不畅)与耕地禀赋条件的共同作用下,农地撂荒现象逐渐凸显。

农地撂荒本质上是土地资源错配的一种表现。倘若农地可以在经营主体间进行合理的再配置,那么不仅可以提高土地的利用效率,还可以减少农业生产的效率损失。在农地集体所有制下,通常存在两种土地再配置方式:一是行政再配置,二是市场再配置。行政再配置过程中可能存在村干部的寻租行为,使得市场化再配置,即农地流转成为解决资源错配最有效率的途径之一^[20]。理论上,如果农地流转市场是完备的,那么生产效率高的农户由于较高的边际产出,更倾向于转入土地扩大经营规模,而生产效率低的农户则更倾向于转出土地,减少经营规模^[21]。因此,一个运行良好的流转市场就可以在农村劳动力大规模向城市转移的过程中,使农地流向更有经营意愿的主体,从而优化资源配置,减少耕地撂荒的现象。

然而,由于农地产权的人格化及其垄断性,农户普遍关注农地流转过程中的土地在位控制权问题,部分经营主体宁愿将土地撂荒也不选择转租^[22]。特别是在农村劳动力非农转移趋势不断加深和农地流转进程相对滞后的现实背景下,以推动外包服务市场治理撂荒成为部分学者倡导的第二条路径^[23]。依靠外包服务市场缓解撂荒则依赖于两个方面的机制:一是土地在位控制权的保障。生产环节外包服务模式中农户依然是独立的经营个体,并不存在土地经营权的让渡行为,可以有效满足农户的在位控制偏好^[24]。二是要素替代。生产环节外包服务以农业机械替代劳动力,不仅可以缓解非农转移带来的劳动力质量与数量的双重约束,还可以节省农业生产成本与交易成本,从而实现农地要素的优化配置^[25]。不过,值得强调的是,农业外包服务本质上属于社会化分工的范畴^[26],而分工受制于市场容量^[27]。在中国,人多地少的基本国情决定了单个小农户所能形成的外包服务规模极为有限。不仅如此,不同地块间的禀赋差异导致的种植结构多元化^[28],进一步缩小了服务外包需求。这就意味着,对于那些地块细小、零碎的地区,农业社会化分工将难以实现,特别是在地形复杂的山地丘陵区更是如此。对此,罗必良^[29]在研究中指出,只有通过发展种植结构的横向专业化拓宽市场容量,才能诱导具有交易经营能力优势的服务主体生成。由此,在农地撂荒持续发生的情况下,通过推进区域作物布局的专业化以实现作物与外包服务的匹配格局,是利用服务外包市场治理农地撂荒的重要前提。

无论是发育土地市场、服务市场,还是调整区域作物布局,其核心在于解决人地关系的扭曲问题。但在实践中,其实施效果在一定程度上会受到耕地禀赋条件的制约。对于农地流转市场,市场主体的逐利性与供求双方的矛盾性决定了农地流转市场在治理劣等撂荒地上的局限性。对于作物的统一布局,农地禀赋的差异性与生产偏好的多样性决定了诱导农户统一种植同一作物将面临高昂的协商成本。因此,撂荒的治理不仅依赖于要素的流动与结构性调整,而且需要改善土地要素本身的禀赋条件。以政府为主导的农田整治工程,不仅可以改善耕地的分散化格局,形成连片经营,还可以通过土地平整、田间道路、灌溉设施等工程性措施改善农田基础设施水平。因此,从逻辑上,推进农田整治实现土地连片与设施配套,是治理撂荒的重要策略之一。由此,本文提出“基本农田整治—要素市场发育—作物布局调整”撂荒治

理策略的分析框架(图1)。

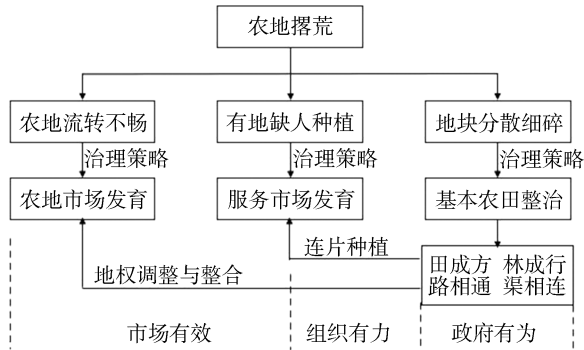


图1 农地撂荒治理策略的逻辑线索

图1中,以“有为政府”促进基本农田整治,可以解决土地细碎化与基础设施较差的问题;以“有效市场”促进农地流转市场和生产性服务外包市场的发育,可以解决流转市场不畅和劳动力短缺的问题;以“有能组织”推动区域作物布局的统一,可以解决由作物分散化种植带来的外包市场容量不足的问题,从而形成“政府—市场—组织”的多主体协同治理格局。

不仅如此,农田整治有效地将原来分散细碎化、质量较差的农地改造成“田成方、林成行、路相通、渠相连”的高质量农田,不仅有助于农地的集中流转与规模经营,而且在促进连片种植的同时诱导农业服务市场的发育。因此,在撂荒的治理过程中,农田整治不仅是一项重要的治理策略,而且与其他治理策略存在重要的关联性与协同性。考虑到以往文献对以发育要素市场和调整作物布局治理撂荒的相关研究已较为丰富^[8,11,23],本文重点关注农田整治及其与要素市场的互动性作用对农户撂荒行为产生的影响。

(二) 农田整治与农地撂荒:行为机理分析

理论上,农田整治带来的农地经营格局和农业耕作条件的双重变化,会改变农户家庭生产的禀赋约束,从而对农业生产决策产生影响。对应地,农田整治之所以会影响农地撂荒,可能源于以下两个方面的成因。

第一,农田整治改变了耕地分散化格局和农业耕作条件,使资本要素替代成为可能。农村劳动力的大规模转移导致劳动力要素价格相对于资本要素价格不断上涨。在此背景下,理性小农将选择以农业机械替代劳动力投入,以避免因经营成本过高引发耕地边际化。但问题是,中国农业经营规模普遍较小,具有典型的“小农经济”特征;家庭承包制度下的“土地均分”进一步加剧了耕地的细碎化和分散化,这对农机的规模化作业产生了较大的制约作用。而农田整治的重要目标之一就是进行宜机化改造。一方面,耕地权属调整通过使不同权属主体之间的“插花地”经过协商调整为统一的权属经营单位,为农机规模化作业提供了有利的前提条件^[30]。另一方面,土地平整和田间道路等工程性措施提高了耕作便利度与田块通达度,为农机服务创造了良好的作业环境^[31]。而农业机械的引入可以有效缓解农业劳动力短缺并降低农业劳动强度,从而对农户的耕地撂荒行为起到抑制作用^[23]。

第二,农田整治提高了耕地质量,并通过连片经营产生的规模经济效应使耕地生产能力得到提升。城乡二元分割状态被逐步打破之后,务农不再成为家庭生计的唯一手段。理性小农更有可能将一部分劳动力从土地上解放出来,配置到非农部门以寻求家庭利润最大化。此时,对于产出能力较差的地块,在家庭劳动力有限且难以进入农业要素市场的情况下,便会发生撂荒。实际上,耕地生产能力不仅由土壤、气候、地形等支持作物生长的环境因素决定,还受到包括农田基础设施、田间管理措施等在内的农业投入水平的影响。正因如此,农田整治

对耕地生产能力的影响主要体现在三个方面:首先,土地平整工程可以减少耕地坡度,降低土壤的可侵蚀性,而土壤改良工程则有助于改善表层土壤质地及其有机质含量,从而改善土壤条件^[31];其次,农田水利工程不仅提高了农田灌溉效率,还能满足作物在生长期内的灌溉需求,从而改变农业生产“靠天吃饭”的弱质性特征^[32];最后,土地平整工程和耕地权属调整促进了土地集中连片,可以有效解决小规模、分散经营特征下无法内生的规模经济问题,从而提高农地产出率^[33]。

基于以上分析,本文提出如下假说:

假说1:农田整治项目对农户耕地撂荒行为具有显著的抑制作用。

假说2:农田整治项目通过提升耕地生产能力和资本要素替代水平两条路径抑制农户的撂荒行为。

假说3:农田整治不仅是一项重要的治理策略,还与其他治理策略存在协同性与关联性。

三、数据来源与研究设计

(一) 数据来源

本文使用的数据来自课题组2017—2018年对广东省阳山县农户家庭进行的追踪调查。选择阳山县作为调查研究区域的原因在于:一是改革的典型性。2013年阳山县分别入选“全国农村综合改革示范试点县”和“广东省农村土地承包经营权确权登记颁证试点县”,是对农地综合性整治进行观察的好窗口。二是地域的代表性。中国丘陵山区面积占到全国国土面积的三分之二,丘陵山区一直是我国耕地撂荒的重点和难点。阳山县位于广东省北部丘陵区,其经济发展水平与全国山区县域大体一致。因此,阳山样本具有一定的地域代表性。三是数据的可获性。本课题组先后对阳山农户进行了为期2年的跟踪调查。问卷数据包含家庭特征、村庄特征、地块特征以及农田基础设施等多个方面的测度指标。其抽样过程如下:首先,在阳山县12个镇149个行政村中随机抽取80个行政村;其次,按照经济发展水平,在每个行政村中随机抽取2个村民小组;最后,按照收入水平,在每个村民小组中随机抽取10户农户。2017年获得有效农户问卷1590份,2018年追踪调查获得的农户样本数1463个,共计获得2933个有效农户样本。在实证分析中,农田整治和村庄特征变量来自村小组调查问卷,其他变量均来自农户调查问卷。

(二) 变量设置与说明

1. 被解释变量

本文的被解释变量为农地撂荒。参考已有文献的做法^[34],采用“是否撂荒”来表征农户的耕地撂荒情况。其中,关于撂荒的变量设置源于问卷中的问项“您家的承包地是否被撂荒?”,当回答为肯定时记为1,否则为0。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为农田整治。参考已有文献的做法^[13],采用“村委是否实施农田整治”来表征村庄的农田整治情况。其中,关于农田整治的变量设置源于问卷中的问项“村庄是否实施了农地并块调整、土地平整工程、农田水利工程以及机耕道路建设工程”,当以上4个问题中至少有一项回答为肯定时记为1,否则为0。此外,在稳健性检验部分,采用农田整治程度作为替代变量。

3. 控制变量

参考已有文献的做法^[7],本文选取家庭特征、承包地特征以及村庄特征作为控制变量。

其中,家庭特征包括家庭务农人数、家庭外出务工占比、家庭抚养比、家庭收入水平;承包地特征包括承包地规模、细碎化水平、土壤肥力、灌溉条件、交通条件;村庄特征包括村庄经济水平、耕地丰裕度、交通便利度。主要变量见表 1。

表 1 变量定义及描述性统计

变量	变量定义及赋值	均值	标准差
耕地撂荒	农户是否撂荒耕地:是=1,否=0	0.248	0.432
农田整治	村委是否实施农田整治:是=1,否=0	0.582	0.493
家庭务农人数	家庭农业劳动力数量(人)	1.676	1.003
家庭外出务工占比	家庭外出务工人数/家庭总就业人数	0.430	0.290
家庭抚养比	家庭(16岁以下+70岁以上)人数/家庭总人数	0.228	0.211
家庭收入水平	家庭人均年总收入(万元)	1.641	2.772
承包地规模	家庭承包地总面积(亩)	4.064	5.297
承包地细碎化水平	家庭承包地地块数量(块)	11.165	9.058
承包地土壤肥力	土壤肥力:比较差=1,一般=2,比较好=3	1.945	0.660
承包地灌溉条件	灌溉条件:比较差=1,一般=2,比较好=3	1.946	0.783
承包地交通条件	交通条件:比较差=1,一般=2,比较好=3	2.038	0.780
村庄经济水平	与邻村经济相比:比较差=1,差不多=2,比较好=3	2.115	0.578
村庄耕地丰裕度	村庄人均耕地面积(亩)	1.230	1.633
村庄交通便利度	村庄到镇政府距离(公里)	6.497	5.182

(三) 模型构建与说明

1. 双向固定效应模型

理论上,农户的撂荒行为会受到来自个体、家庭、社区等层面的可观测因素和农户开展农业生产的初始能力、偏好等不可观测因素的共同影响。其中,可观测因素可以通过添加控制变量解决,而不可观测因素则需要借助面板数据加以处理。基于此,本文使用面板双向固定效应模型估计农田整治对农户耕地撂荒行为的影响。具体估计方程如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it} + \alpha_2 Z_{it} + \varphi_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

(1)

式(1)中, i 表示农户, t 表示时间。 Y_{it} 为被解释变量,表示第*i*个农户在*t*时期内的撂荒行为; X_{it} 为核心解释变量,表示农户*i*所在村庄在*t*时期内的农田整治情况; Z_{it} 为控制变量,包括家庭特征、承包地特征及其村庄特征在内的一系列变量; α_0 为截距项, α_1 和 α_2 为待估参数; φ_i 表示农户固定效应,主要包括农户能力、偏好在内的不随时间变化的不可观测因素; λ_t 表示时间固定效应,主要控制诸如宏观经济形势和国家土地政策等在内的随时间变化的不可观测因素; ε_{it} 为随机扰动项。

2. 中介效应模型

在公式(1)的基础上,进一步构建中介效应模型检验农田整治影响农户耕地撂荒行为的作用机制。具体估计方程如下:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 Z_{it} + \varphi_i + \lambda_t + \nu_{it}$$

(2)

$$Y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 X_{it} + \gamma_2 M_{it} + \gamma_3 Z_{it} + \varphi_i + \lambda_t + \delta_{it}$$

(3)

式(2)和式(3)中, M_{it} 为中介变量,表示第*i*个农户在*t*时期内的耕地生产能力和要素替代水平;其余变量的设置与公式(1)一致。

四、实证结果及分析

(一) 基准回归

表 2 报告了农田整治影响农户撂荒行为的估计结果。第(1)—(3)列的估计结果显示, 无论是否加入控制变量, 农田整治对农户的撂荒行为均具有显著的抑制作用。进一步, 考虑到同一社区的不同农户间的随机扰动项可能存在相关性, 本文将聚类层次从农户提升至社区。第(4)列的估计结果显示, 即使聚类到社区, 农田整治依然对耕地撂荒具有显著的抑制效果。可见, 以农田整治为表征的“有为政府”能够显著减少农户的撂荒行为。

表 2 农田整治与农户撂荒行为: 基准回归 (N = 2933)

变量	被解释变量: 农户耕地撂荒行为			
	(1)	(2)	(3)	(4)
农田整治	-0.071*** (0.023)	-0.072*** (0.023)	-0.080*** (0.024)	-0.080** (0.033)
家庭农业劳动力数量	-0.029** (0.014)	-0.032** (0.014)	-0.030** (0.014)	-0.030** (0.014)
家庭外出务工占比	-0.030 (0.057)	-0.017 (0.058)	-0.010 (0.058)	-0.010 (0.058)
家庭抚养比	0.033 (0.102)	0.047 (0.100)	0.043 (0.100)	0.043 (0.104)
家庭收入水平	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	0.002 (0.003)	0.002 (0.003)
承包地规模		0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004** (0.002)
承包地细碎化程度		0.005*** (0.002)	0.005*** (0.002)	0.005*** (0.002)
承包地土壤肥力		-0.036* (0.019)	-0.032* (0.019)	-0.032 (0.021)
承包地灌溉条件		-0.022 (0.018)	-0.022 (0.018)	-0.022 (0.018)
承包地交通条件		0.012 (0.017)	0.011 (0.017)	0.011 (0.016)
村庄经济水平			0.013 (0.021)	0.013 (0.031)
村庄耕地丰裕度			0.013* (0.007)	0.013 (0.009)
村庄交通便利度			0.006 (0.004)	0.006 (0.006)
常数项	0.236*** (0.052)	0.245*** (0.016)	0.162*** (0.089)	0.219*** (0.025)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
聚类层次	农户	农户	农户	社区

注: 括号内为聚类稳健标准误; ***、**和* 分别表示系数在 1%、5%和 10%的水平上显著。下表同。

(二) 内生性讨论

1. 基于工具变量法的检验

一般来说, 劳动力非农转移与农地撂荒之间可能存在反向因果关系。为了解决潜在的内生性问题, 本文选择“同一乡镇内其他村庄农田整治的均值”作为工具变量, 并采用工具变量法进行处理。理由为: 一是农田整治项目通常以村庄为单位开展, 同一乡镇的政策在不同村庄之间的实施进程具有相对一致性特点, 满足相关性原则; 二是农户的撂荒行为通常由所在村庄的农田整治水平所决定, 并不会受到其他村庄的影响, 满足排他性原则。由于本文的内生变量和被解释变量均为二元离散变量, 在使用面板 IV-2SLS 的同时, 使用 CMP 模型进行稳健性检验。表 3 内生性检验结果显示, DWH 检验值和 atanrho_12 值均在 1%的统计水平上显著, 说明模型估计存在内生性问题。其中, 第一阶段回归结果显示, 工具变量在 1%的水平

上与农田整治呈正相关,满足相关性条件。第二阶段回归结果显示,在纠正可能的内生偏误后,农田整治对农户的耕地撂荒行为仍具有显著的抑制作用。

表 3 农田整治与农户撂荒行为:内生性讨论(基于工具变量法) (N = 2933)

变量	IV-2SLS		CMP	
	农田整治	耕地撂荒	农田整治	耕地撂荒
农田整治		-0.592*** (0.117)		-0.608*** (0.035)
同一乡镇内其他村庄	0.562*** (0.066)		1.714*** (0.100)	
农田整治的均值				
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制		
DWH 检验		50.40***		
atanrho_12				0.973*** (0.022)

2. 基于内生转换 Probit 模型的检验

村庄的农田整治决策并非随机发生,而是会受到政策支持、资源禀赋以及预期收益等因素的影响,可能存在“自选择”问题,从而导致农田整治对耕地撂荒的影响效应存在偏差。对此,本文采用 Lokshin 提出的内生转换 Probit 模型估计农田整治的影响效应^[35]。内生转换回归模型需要构建选择方程和结果方程。表 4 的回归结果显示,联合方程独立性 LR 检验值在 1% 的统计水平上拒绝了选择方程与结果方程相互独立的原假设。两方程联立估计的误差相关系数 ρ_0 和 ρ_1 均在 1% 的统计水平上显著,表明村庄的农田整治决策并非随机过程,确实存在自选择问题,需要使用内生转换模型作进一步修正。修正后的农田整治对耕地撂荒的影响效应结果见表 5。

表 4 农田整治与农户撂荒行为:内生性讨论(基于内生转换 Probit 模型) (N = 2933)

变量	选择方程(农田整治)	结果方程(耕地撂荒)	
		实施整治	未实施整治
同一乡镇内其他村庄农田整治的均值	1.826*** (0.104)		
控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
ρ_1		0.900*** (0.037)	
ρ_0			0.787*** (0.055)
方程独立性 LR 检验		109.27***	
拟合优度 Wald 检验		388.57***	
对数似然值		-3269.317	

表 5 农田整治与农户撂荒行为:平均处理效应

变量	实施农田整治	未实施农田整治	ATT	T 值
农地撂荒	0.214*** (0.003)	0.758*** (0.003)	-0.544*** (0.002)	-248.974***

表 5 的结果显示,村庄实施农田整治对农户耕地撂荒的平均处理效应为-0.544,且 T 值在 1% 的统计水平上显著。这表明,在考虑反事实假设下,当实施农田整治的村庄没有整治时,农户撂荒的概率将提高 54.4%。从估计系数可知,内生转换模型与工具变量法的估计结果相似,说明基准回归低估了农田整治对农户撂荒的影响。

(三) 稳健性检验

1. 更换研究方法

由于本文的被解释变量“农田整治”为二值离散型变量,为避免线性固定效应模型可能带来的异方差问题,进一步选取 Logit 固定效应模型进行估计。尽管 Logit 固定效应回归时会删掉被解释变量不随时间变化的样本,但表 6 第(1)—(2)列的估计结果显示,农田整治对农户撂荒行为仍然具有显著的负向影响,说明基准回归的结果是稳健的。

2. 替换核心解释变量

基准回归以“是否实施农田整治”作为农田整治的衡量指标。进一步采用“农田整治程度”作为替代指标,并使用双向固定效应模型进行估计,表 6 第(3)—(4)列的估计结果显示,农田整治程度分别在 1% 和 10% 的统计水平上显著为负,再次表明基准回归结果是稳健的。

表 6 稳健性检验:农田整治与农户撂荒行为

变量	Logit 固定效应		替换核心解释变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)
农田整治	-0.683*** (0.142)	-0.406** (0.171)		
农田整治程度			-0.068*** (0.011)	-0.021* (0.011)
控制变量				
时间固定效应	未控制	控制	未控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	1058	1058	2923	2923

(四) 机制检验

前文的估计结果表明,农田整治确实有助于抑制农户撂荒。进一步的问题是,农田整治是否通过提升耕地生产能力和资本要素替代水平对农户撂荒产生影响? 为此,本文做进一步的机制检验。

1. 农田整治、耕地生产能力与农户撂荒行为

借鉴相关研究^[36],本文采用“亩均粮食产出水平”作为耕地生产能力的衡量指标进行回归。表 7 第(1)列的估计结果显示,农田整治显著地提升了耕地生产能力,并在 1% 的水平上通过了统计性检验。第(2)列的回归结果显示,农田整治和耕地生产能力显著抑制了农户撂荒,并在 5% 的水平上均通过了统计性检验。这表明,耕地生产能力的提升是农田整治抑制农户撂荒行为的重要作用机制。

表 7 机制分析:农田整治、耕地生产能力与农户撂荒行为 (N = 2027)

变量	耕地生产能力	耕地撂荒
	(1)	(2)
农田整治	0.103*** (0.039)	-0.066** (0.030)
耕地生产能力		-0.051** (0.026)
控制变量	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
个体固定效应	控制	控制

2. 农田整治、资本要素替代与农户撂荒行为

借鉴相关研究^[37],使用“机械投工比”作为资本要素替代水平的衡量指标进行回归。其中,机械投工比用“亩均农机作业费用/亩均投工量”的比值进行衡量。表 8 第(1)列的估计结果显示,农田整治显著地提升了资本要素替代水平,并在 5% 的水平上通过了统计性检验。

第(2)列的估计结果显示,农田整治和资本要素替代水平显著地抑制了农户撂荒,并分别在 10%和 1%的水平上通过了统计性检验。这表明,资本要素替代水平的提升是农田整治抑制农户撂荒行为的另一作用机制。

表 8 机制分析:农田整治、资本要素替代与农户撂荒行为 (N=1976)

变量	资本要素替代	耕地撂荒
	(1)	(2)
农田整治	2.771 ** (1.405)	-0.052 * (0.031)
资本要素替代		-0.000 *** (0.000)
控制变量	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
个体固定效应	控制	控制

(五) 异质性分析

尽管农田整治改善了耕地禀赋条件,并在一定程度上减少了撂荒的可能性,但这种影响并不具有必然性。通常来说,地块权属调整和工程建设被认为是农田整治的两项核心任务^[38]。其中,权属调整往往居于不可替代的基础地位。合理的调整不仅可以使同一权属主体零星分散的地块集中连片以获取规模经济,还可以降低农田整治的工程成本^[30]。特别是从土地整治的本源来看,通过地块的互换以及由此产生的权属调整,能够有效解决因耕地自然细碎化和产权细碎化引致的撂荒问题。相反,如果在整治的过程中只偏重工程技术手段而忽视权属调整,可能使农田整治的效果大打折扣。对此,本文做进一步的实证检验。

本文将农田整治分为“无整治、工程性整治、工程性整治匹配权属调整”三种情形^①,并分别赋值为“1、2、3”进行回归。表 9 的估计结果显示,与无整治相比,仅进行工程性整治对农地撂荒的影响并不明显,但工程性整治与权属调整协同对农户撂荒的影响在 5%的统计水平上显著为负。这表明,如果农田整治项目只注重工程建设,其对农户撂荒行为的抑制效果相对有限,但如果工程建设与地权权属调整相结合则可以有效缓解耕地撂荒。事实上,我国农田整治出现了较为明显的工程化趋势,导致细碎化现状难以得到根本性改变^[38]。因此,在实施工程化整治的同时,如何实现分散地块的权属调整仍是值得思考的重要问题。

表 9 农田整治与农户撂荒行为:异质性分析 (N=1511)

变量	Probit 模型		LPM 模型	
	(1)	(2)	(3)	(4)
无农田整治(对照组)				
工程性整治	-0.038 (0.092)	-0.098 (0.101)	-0.012 (0.021)	-0.018 (0.021)
工程性整治匹配权属调整	-0.208 * (0.119)	-0.302 ** (0.152)	-0.045 * (0.024)	-0.057 ** (0.026)
控制变量	控制	控制	控制	控制
乡镇固定效应	未控制	控制	未控制	控制

(六) 进一步讨论

前文推测,农田整治不仅是一项重要的治理策略,还可能与农业要素市场与区域作物布局两类治理策略具有关联性与协同性。为验证这一逻辑,本文做进一步的实证分析。

1. 农田整治与其他治理策略的关联性考察

本文以村庄层面的“农地流转面积比例”“农户采纳外包服务比例”“相邻地块种植同类

① 一般而言,权属调整之后必然伴随着工程建设,但工程建设并不必然意味着进行了权属调整。鉴于 2018 年调查问卷中关于农地整治的问项没有设置权属调整,所以文章仅使用 2017 年数据进行分析。

作物比例”分别刻画农地流转市场、外包服务市场与区域连片种植程度,并使用适用于受限因变量的 Tobit 模型进行估计。表 10 第(1)—(3)列的估计结果显示,农田整治对农地流转市场、外包服务市场与区域连片种植具有显著的正向作用。这表明,农田整治不仅是一项重要的治理策略,还有助于进一步促进农业要素市场的发育与区域作物布局的统一。其背后隐含的逻辑在于,在撂荒的治理过程中,政府与市场、组织之间并非互相独立,“有为政府”可以进一步推动市场机制和组织行为的良性运转,与其形成一种关联性作用。

表 10 农田整治与其他治理策略关联性的估计结果

变量	农地流转市场	外包服务市场	区域连片种植
	(1)	(2)	(3)
农田整治	0.278*** (0.051)	0.078*** (0.015)	0.026*** (0.010)
控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
样本量	2877	2227	2933

2.农田整治与其他治理策略的协同性考察

本文分别引入农田整治与农地流转市场、外包服务市场、区域连片种植程度的交互项,采用双向固定效应模型检验农田整治与其他治理策略的协同性作用。表 11 第(1)—(3)列的估计结果显示,农田整治与外包服务市场、与区域连片种植程度的交互项均在统计上显著为负,但与农地流转市场的交互项在统计上不显著。进一步地,本文按村庄农地流转程度的均值将样本划分为两组进行再次估计。第(4)—(5)列的估计结果显示,在农地流转市场程度比较高的情况下,农田整治对农户的耕地撂荒行为具有显著的抑制作用;反之,农田整治对耕地撂荒的抑制效果并不明显。这表明,农田整治与其他治理策略的联动发展可以有效抑制耕地撂荒。可见,在撂荒的治理过程中,农田整治与其他治理策略之间不仅存在关联性,还具有协同性。

表 11 农田整治与其他治理策略协同性的估计结果

变量	被解释变量:农户耕地撂荒行为				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
农田整治	-0.080*** (0.024)	-0.061** (0.030)	-0.071*** (0.023)	-0.376*** (0.091)	-0.027 (0.031)
农田整治×农地流转市场	0.034 (0.046)				
农田整治×外包服务市场		-0.179** (0.085)			
农田整治×区域连片种植			-0.142* (0.084)		
农地流转市场	-0.024 (0.020)				
外包服务市场		0.134 (0.086)			
区域连片种植			-0.283*** (0.049)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2877	2227	2933	681	2252

五、结论与讨论

农地撂荒作为经济发展过程中出现的典型现象,其治理问题一直备受学界关注。本文构

建“农田整治—要素市场—作物布局”的农地撂荒治理策略的分析线索,基于广东省阳山县2017—2018年两期面板数据,利用面板双向固定效应模型和中介效应模型实证分析农田整治及其与要素市场的互动性对农户撂荒行为产生的影响。结果表明:(1)农田整治对农户耕地撂荒行为具有显著的抑制效果,实施农田整治能使农户耕地撂荒的概率减少约54%。(2)机制检验表明,农田整治通过提升耕地生产能力和资本要素替代水平两条路径抑制农户的撂荒行为。(3)异质性分析表明,如果农田整治项目只注重工程建设,其对农户撂荒行为的抑制效果相对有限;如果工程建设与地权权属调整相结合,则可以有效缓解耕地撂荒。(4)进一步的证据表明,农田整治不仅是一项重要的治理策略,还与农业要素市场与区域连片种植两类撂荒治理策略存在关联性与协同性。

本文的政策含义如下:(1)积极统筹各类涉农资金,加大农田整治投资力度。本文的研究表明,以政府为主导的农田整治能够显著抑制农户的撂荒行为。因此,政府应加大对农田整治的资金投入,并以新一轮《高标准农田建设规划(2021—2030年)》为契机,逐步加强农田整治的实施力度。(2)兼顾农田整治中的工程建设与权属调整,协同治理耕地撂荒。本文的研究表明,如果农田整治只注重工程性建设,其对农户撂荒行为的抑制效果较为有限,但如果工程建设与地权权属调整相结合则更有利于减少农户撂荒。但实际上,我国当前阶段的农田整治出现了工程化的发展趋势,从而使农田整治偏离了本源,在一定程度上抵消了其发挥的正面效应。因此,在实施工程化整治的同时,应兼顾地权权属调整,使二者有机结合,协同治理耕地撂荒。同时,地权调整应充分发挥基层组织的协调作用,以保障农户利益为核心,实现多方主体的利益均衡。(3)充分发挥政府引导作用,实现撂荒治理多元主体之间的有机协调。本文的研究表明,农田整治不仅是一项重要的治理策略,还与其他治理策略具有关联性与协同性。因此,在撂荒的治理过程中,不仅要充分发挥“有为政府”的引导性作用,为市场与组织的作用发挥提供前提与保障,还要兼顾农业要素市场的培育与区域作物布局的调整,形成“有为政府—有效市场—有能组织”的多元主体协同治理格局。

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] Wang J Y, Cao Y, Fang X Q, et al. Does Land Tenure Fragmentation Aggravate Farmland Abandonment? Evidence from Big Survey Data in Rural China[J]. Journal of Rural Studies, 2022, 91: 126-135.
- [3] 牟艳,赵宇鸾,李秀彬,等.地块质量特征对西南山区梯田撂荒的影响——以贵州剑河县白都村为例[J]. 地理研究,2022,41(3):903-916.
- [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] 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] 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.
- [7] 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.
- [8] 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.
- [9] 杨宇,李容,吴明凤.土地细碎化对农户购买农机作业服务的约束路径分析[J].农业技术经济,2018

(10): 17-25.

- [10] 卢华,胡浩,耿献辉.土地细碎化、地块规模与农业生产效益——基于江苏省调研数据的经验分析[J]. 华中科技大学学报(社会科学版),2016,30(4):81-90.
- [11] 陈蓁蓁,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.
- [12] 姚冠荣,张传,刘陶红,等.农地流转服务体系有助于抑制耕地撂荒吗?——来自丘陵山区的经验证据[J].农林经济管理学报,2022,21(4):442-452.
- [13] 崔民,夏显力.农地整治对农户收入差距的影响研究[J].农业技术经济,2024(8):20-34.
- [14] 张超正,杨钢桥.农地整治何以促进农户收入增加——基于整治模式和地貌类型的异质分析[J].自然资源学报,2021,36(12):3114-3130.
- [15] 谢金华,杨钢桥,许玉光,等.农地整治对农户收入和福祉的影响机理与实证分析[J].农业技术经济,2020(12):38-54.
- [16] 汪文雄,冯彦飞,张东丽,等.不同模式农地整治的减贫增收效应研究——基于匹配倍差法估计[J].中国土地科学,2019,33(12):80-88.
- [17] 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.
- [18] 文高辉,杨钢桥,李岩,等.农地整治对耕地细碎化的治理效果及其原因分析——以湖北省江夏、咸安、通山三区(县)为实证[J].中国土地科学,2016,30(9):82-89.
- [19] 吴诗嫚,卢新海,祝浩.土地整治权属调整能否提高农业生产效率?——基于整治模式和地貌类型的异质性分析[J].农村经济,2023(3):20-30.
- [20] 李承政,顾海英,史清华.农地配置扭曲与流转效率研究——基于1995—2007浙江样本的实证[J].经济科学,2015(3):42-54.
- [21] 盖庆恩,程名望,朱喜,等.土地流转能够影响农地资源配置效率吗?——来自农村固定观察点的证据[J].经济学(季刊),2020,20(5):321-340.
- [22] 罗必良.从产权界定到产权实施——中国农地经营制度变革的过去与未来[J].农业经济问题,2019,40(1):17-31.
- [23] 卢华,周应恒,张培文,等.农业社会化服务对耕地撂荒的影响研究——基于中国家庭大数据库的经验证据[J].中国土地科学,2022,36(9):59-68.
- [24] 刘家成,钟甫宁,徐志刚,等.劳动分工视角下农户生产环节外包行为异质性与成因[J].农业技术经济,2019(7):4-14.
- [25] 杨志海.生产环节外包改善了农户福利吗?——来自长江流域水稻种植农户的证据[J].中国农村经济,2019(4):73-91.
- [26] 龚道广.农业社会化服务的一般理论及其对农户选择的应用分析[J].中国农村观察,2000(6):25-34.
- [27] 亚当·斯密.国民财富的性质和原因的研究[M].北京:商务印书馆,2017:7-8.
- [28] Ciaian P, Guri F, Rajcaniova M, et al. Land Fragmentation and Production Diversification: A Case Study from Rural Albania[J]. Land Use Policy, 2018, 76: 589-599.
- [29] 罗必良.论服务规模经营——从纵向分工到横向分工及连片专业化[J].中国农村经济,2017(11):2-16.
- [30] 刘家成,纪月清,徐志刚.农地整理地块权属调整:多主体行动逻辑、农户需求与政策方向[J].南京农业大学学报(社会科学版),2023,23(5):130-140.
- [31] 陈莉莉,彭继权.中国高标准农田建设政策对粮食生产能力的影响及其机制[J].资源科学,2024,46(1):145-159.
- [32] 谢金华,杨钢桥,汪箭,等.不同农地整治模式对耕地生产价值和生态价值的影响——基于天门、潜江部分农户的实证分析[J].自然资源学报,2019,34(11):2333-2347.

[33] 龚燕玲,张应良.高标准基本农田建设政策对粮食产能的影响[J].华中农业大学学报(社会科学版), 2023(4):175-190.

[34] 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.

[35] Lokshin M, Sajaia Z. Maximum Likelihood Estimation of Endogenous Switching Regression Models[J]. The Stata Journal, 2004, 4(3): 282-289.

[36] 潘佩佩,杨桂山,苏伟忠.土地利用变化对土地生产力的影响研究进展[J].地理科学进展,2012,31(5): 539-550.

[37] 钟甫宁,陆五一,徐志刚.农村劳动力外出务工不利于粮食生产吗?——对农户要素替代与种植结构调整行为及约束条件的解析[J].中国农村经济,2016(7):36-47.

[38] 刘新卫,赵崔莉.农村土地整治的工程化及其成因[J].中国农村经济,2017(7): 15-28.

(责任编辑:刘浩)

**Impact of Farmland Renovation on Farmers’ Abandonment Behavior:
Analysis Clues Based on the Management Strategy of “Farmland
Remediation-Factor Market-Crop Layout”**

ZHUANG Jian LUO Biliang

Abstract: The issue of farmland abandonment and its management has garnered significant attention from scholars. This paper aims to establish analytical clues for a farmland abandonment management strategy within the crop layout of the farmland reclamation factor market. It focuses on the impact of farmland reclamation and its interaction with the factor market on farmers’ abandonment behavior. The analysis results indicate that: (1) farmland renovation significantly inhibits farmers’ abandonment behavior, with the implementation of renovation projects reducing the probability of abandonment by approximately 54%. (2) Mechanism tests reveal that farmland renovation curbs abandonment through two pathways: enhancing farmland productivity and increasing the substitution level of capital factors. (3) Heterogeneity analysis suggests that if farmland renovation projects concentrate solely on engineering construction, their inhibitory effect on abandonment is relatively modest. However, combining project construction with land ownership adjustments can effectively mitigate farmers’ abandonment of farmland. (4) Further evidence demonstrates that farmland renovation is not only a crucial management strategy but also exhibits correlation and synergistic effects with the management strategies of the agricultural land factor market and regional contiguous planting. The present paper underscores the importance of both project construction and ownership adjustment in farmland renovation; neither should be overlooked and both should be organically integrated for the coordinated management of farmland abandonment. Additionally, the governance process should leverage the leading role of the government to provide institutional support for the functions of the market and organizations.

Keywords: Farmland Abandonment; Farmland Renovation; Ownership Adjustment; Engineering Construction