

# 农地撂荒与粮食生产

## ——一个非线性关系的考察

庄健<sup>1</sup>, 罗必良<sup>2\*</sup>

(1. 华南农业大学经济管理学院, 广东广州 510642;

2. 华南农业大学国家农业制度与发展研究院, 广东广州 510642)



**摘要** 农地撂荒现象已经受到学界广泛关注,但关于农地撂荒对粮食生产的影响还缺乏有效的定量评估。通过将农地撂荒与粮食生产纳入统一分析框架,并使用2017年中国农村家庭追踪调查数据(CRHPS)进行实证检验。研究发现:(1)农地撂荒对粮食产出的影响存在门槛效应,即农地撂荒需要达到一定规模才会影响粮食产出。(2)机制分析表明,农地撂荒与粮食产出之间的非线性关系是由于撂荒地质量差异与剩余地块要素配置水平变化共同引起的。小规模撂荒主要涉及劣等地,造成的粮食损失相对较小;同时,撂荒劣等地还会提升剩余地块上的要素配置水平,带来粮食增产的效果,从而部分抵消了粮食损失。然而,这种增产效果会随着非农就业规模的增加而逐渐减弱。(3)进一步分析表明,引进农业技术和提高人力资本水平可以有效削弱农地撂荒对粮食产量的不利影响。文章强调,当前阶段的农地撂荒主要以产粮率较低的劣等地为主,并未对粮食安全构成明显威胁。此外,是否有必要采用行政手段促使劣等地复耕种粮,应予以审慎考虑。相比之下,退耕还林(草)或改种其他经济作物等措施可能更具可行性和潜在优势。

**关键词** 农地撂荒; 粮食生产; 非线性关系; 门槛效应

**中图分类号**: F301.2 **文献标识码**: A **文章编号**: 1008-3456(2024)02-0058-11

**DOI编码**: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2024.02.006

耕地资源的充分利用和有效保护不仅关系到亿万农民的生存生计,更是国家粮食安全战略目标顺利实现的重要保障。然而,近年来,农地撂荒现象正变得愈发严峻。根据中国社会状况综合调查数据(CSS),2011—2021年中国的耕地撂荒发生率从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、长江中下游等部分粮食主产区<sup>[1]</sup>。这一现象引起了学界广泛的关注。

对此,主流文献普遍认为,农地撂荒现象对我国粮食安全带来了严重挑战<sup>[2]</sup>。例如,李雨凌等研究指出,2017年我国粮食主产区因耕地撂荒损失的粮食产量高达2265.6万吨,损失比例达4.69%<sup>[2]</sup>; Guo等研究发现,1990—2019年,我国农田年均撂荒面积达234万公顷,每年因撂荒造成的粮食损失量约为794万吨<sup>[3]</sup>;类似地, Jiang等通过测算发现,2014—2017年,我国三大粮食主产区(东北地区、华北平原和长江中下游平原)的撂荒面积约为153万公顷,损失的粮食产量约为562万吨~850万吨<sup>[4]</sup>。Wang等以2020年为例,发现粮食主产区和非主产区耕地撂荒率分别为7.38%和16.94%,造成粮食总损失4923万吨,占全国粮食总产量的7.36%<sup>[5]</sup>。

回顾已有文献,目前关于农地撂荒与粮食生产的相关研究主要侧重于粮食损失量的测度,这为理解二者之间的关系提供了重要参考,但仍存在以下几点不足:第一,已有研究主要利用遥感技术提

收稿日期:2023-12-01

基金项目: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);清华大学中国农村研究博士论文奖学金项目“劳动力非农转移对农地撂荒的影响机理与应对策略研究”(202309)。

\*为通讯作者。

取撂荒耕地的信息,该方法将退耕还林(草)和休耕行为一并视为撂荒<sup>[2]</sup>。然而,农地撂荒通常是农户自发性的土地利用行为,而退耕还林(草)和休耕则属于由政策主导的有计划的耕地利用调整,两者性质并不相同<sup>[6]</sup>。因此,基于遥感技术测算出的农地撂荒规模及其粮食损失量可能存在一定程度的偏差。第二,已有研究主要从耕地投入面积减少的角度考虑农地撂荒对粮食生产的影响,却鲜有关注不同撂荒阶段下撂荒地质量特征和撂荒可能引发的剩余地块要素配置水平的变化<sup>[2]</sup>。实际上,随着撂荒规模的增加,优质地块可能会被优先保留,而边际利润较低的劣等地块则更容易被撂荒,这可能导致农地撂荒规模与粮食产量之间存在非线性关系。然而,现有研究通常仅以各省份或县域粮食单产的均值为测算基础来估算撂荒造成的粮食损失量(粮食损失量=撂荒面积占比×粮食单产均值),而较少考虑到撂荒地质量特征。特别是,部分文献指出,现阶段撂荒的地块主要集中在细碎、贫瘠或者偏远的地段<sup>[7]</sup>。这意味着,现阶段撂荒的地块主要以产粮率较低的劣等地块为主,如果采用粮食单产均值作为计算基础,有可能高估撂荒造成的粮食损失量。此外,Deng等指出,在某些情况下,撂荒对农业生产的影响并不总是负面的<sup>[8]</sup>。尤其在山丘地区,当农户面临劳动力短缺时,他们可能会放弃部分劣等地块,将有限的生产要素集中投入到剩余地块上以实现农业集约化,从而对整体粮食生产带来积极影响。因此,在探究农地撂荒与粮食生产之间的关系时,不仅需要关注撂荒规模的变化,还应综合考虑撂荒地质量差异和要素配置水平的变化,以全面评估农地撂荒对粮食生产的影响。

基于此,本文利用2017年中国农村家庭追踪调查数据(CRHPS),构建“农地撂荒—地块质量—要素配置—粮食生产”的分析框架,并实证检验农地撂荒与粮食产出之间的关系及其内部的作用机制,由此揭示现阶段农地撂荒对粮食产出的真实影响程度。研究可能的边际贡献在于:第一,已有研究侧重于从宏观层面探讨农地撂荒与粮食产出之间的关系,本文则采用微观层面的农户数据来深入探讨这一问题;第二,在研究农地撂荒与粮食生产之间的关系时,本文将充分考虑撂荒地质量特征及其对要素配置的影响,提供更为全面和细致的分析。

## 一、理论分析与研究假说

### 1. 农户撂荒的地块选择策略

我国现行的土地承包制度以土地均分为基础,按照“肥瘦相间、远近搭配”的原则将耕地分配给承包户。事实上,这种以土地均分为表达的家庭承包经营制度不可避免地造成了承包户地块质量的差异,进而决定了不同地块对于粮食产出的贡献度并不相同。因此,在厘清农地撂荒与粮食生产之间的关系之前,首先利用生产函数模型对农户撂荒的地块选择策略进行分析。

考虑到地块质量的异质性,本文借鉴相关研究对生产函数模型进行了相应的修改<sup>[6]</sup>。如图1所示,模型中的X轴具有两层含义,分别代表耕地质量和耕地数量,从左到右依次表达了耕地质量由差到好以及耕地数量由少到多的变化。在农业生产条件既定的情况下,在 $M_0$ 之前,随着优质土地数量的增加,其边际产值是递增的,但总产值始终小于总成本,这意味着农户在 $M_0$ 之前的地块上继续生产会导致亏损。因此,理性农户会选择在 $M_0$ 处开始生产,最优经营规模将出现在 $M_e$ 。当然,实际情况可能较为复杂,例如存在农户的自有耕地面积小于 $M_e$ 的情况,此时农户可以选择租入他人耕地以形成最优经营规模。但无论农户的自有耕地面积是否小于 $M_e$ ,在 $M_0$ 之前的地块上进行农业生产并不符合理性小农追求利润最大化的行为动机。也就是说,在既定的生产条件下,农户在撂荒决策中总是倾向于优先撂荒没有收益的劣等地块。

### 2. 农地撂荒对粮食产出的影响机理分析

尽管在农地撂荒决策中,农户总是倾向于优先撂荒没有收益的劣等地块,但随着撂荒规模的增加,撂荒的地块范围将逐渐从劣等地延伸至中优等地。与此同时,农

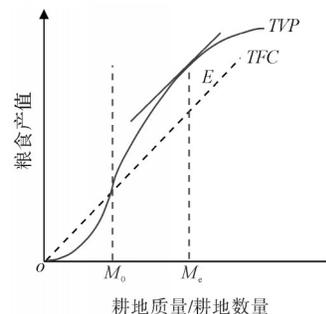


图1 生产函数模型

地撂荒对粮食产出的影响会随地块质量的变化呈现出阶段性差异。具体而言,当农地撂荒的规模较小时,经营主体主要撂荒的是产出效益较低的劣等地块。这些地块由于生产潜力相对有限,其对整体粮食产出的影响相对较小。然而,随着撂荒规模不断扩大,不仅劣等地块被纳入撂荒范围,产出效益较高的中优等地也逐渐受到影响。这意味着,在农地撂荒规模增加的同时,撂荒地质量水平也在逐渐上升,其对粮食产量的不利影响在不断变大。基于以上分析,可以推断,随着撂荒规模的增加,农地撂荒所造成的粮食损失量具有边际递增的特点,这种边际递增的变化趋势使农地撂荒规模与粮食损失量之间表现为一种非线性关系。

从当前阶段的撂荒情况来看,Zhang等以重庆武陵县为例,发现撂荒地主要集中在三至四等地、耕作距离远、海拔偏高的地段<sup>[7]</sup>。吴箐以丘陵山区为例,发现撂荒的梯田主要是机械化条件差、离家较远且相对高差较大的地块<sup>[9]</sup>。同样,李俊高等也指出,常年性撂荒的耕地主要集中在高寒山区和难以进行灌溉的丘陵地区。其中,一类是早期由农民自行开荒所得的耕地,肥力较低且灌溉条件差;另一类则是位于地理位置偏远,且处于陡坡角度超过60°的山地、洼地、丘陵地带,不宜耕种的耕地<sup>[10]</sup>。基于这些事实,可以推测当前阶段的农地撂荒属于以劣等地块为主的小规模撂荒,其造成的粮食损失量较为有限。

值得注意的是,小规模的农地撂荒还可能提升剩余地块上的要素配置水平,从而对粮食产出带来积极影响。原因在于,初期的撂荒主要集中在质量较差、生产条件恶劣的地块。这些地块由于投入产出比相对较低,并不利于整体的农业生产效率。以地块分散化为例,地块的空间分割使得往返各个地块之间的时间成本上升,而且小规模的地块由于机械使用成本高而难以实现农业机械化,迫使农户只能采取相对传统或者保守的种植方式,从而降低了农业生产效率<sup>[11]</sup>。然而,随着劣等地块被撂荒,农户可以将有限的资源集中投入到产出潜力更大的优质地块上以形成资源的优化配置<sup>[9]</sup>。这种要素配置水平的提升可以一定程度上带来粮食增产的效果,从而弥补撂荒造成的部分粮食损失量(见图2)。但需要认识到,由于边际报酬递减的影响以及伴随撂荒规模扩大造成的耕地资源的有限性,要素配置效率在到达一定水平后将受到制约,一旦超过某一临界点,农地撂荒可能会引起农业生产效率的下降。因此,农地撂荒引发的要素优化配置对粮食产量的提升空间较为有限,尤其随着更多地块被撂荒,粮食总产量的下降是不可避免的。据此,本文提出如下假说:

假说1:在地块质量差异和要素配置水平变化的双重影响下,小规模的农地撂荒不太可能对粮食生产造成明显的负面影响。然而,随着撂荒规模的增加,粮食产出可能呈现逐渐下降的趋势。

为了进一步厘清农户在撂荒前和撂荒劣等地块后的产量变化,本文进行一个简单的数理推导。在不考虑闲暇和非农就业的情况下,假设农业劳动的总时间不变,记为 $T$ ;农户的承包地块分为两种类型:劣等地和中优等地。 $T_{good}$ 和 $T_{bad}$ 分别表示投入在中优等地和劣等地的劳动时间,且 $T = T_{good} + T_{bad}$ ,假定劣等地和中优等地的产出分别为 $Y_{bad}$ 和 $Y_{good}$ ,产出与劳动时间成正比,即:

$$Y_{good} = K_{good} T_{good} \quad (1)$$

$$Y_{bad} = K_{bad} T_{bad} \quad (2)$$

其中, $K_{good}$ 和 $K_{bad}$ 分别是中优等地和劣等地上单位劳动时间的产量系数。现在比较无撂荒和撂荒劣等地块两种情形下的粮食产量。

情形一:耕种所有地块。

$$Y_{no\_abandoned} = Y_{good} + Y_{bad} = K_{good} T_{good} + K_{bad} T_{bad} \quad (3)$$

情形二:撂荒劣等地块。在农业劳动总时间一定的情况下,当农户将劣等地块撂荒后,原本投入在劣等地的劳动时间将重新投入到中优等地上,此时粮食总产量为:

$$Y_{abandoned} = Y_{good} = K_{good}(T_{good} + T_{bad}) = K_{good} T_{good} + K_{good} T_{bad} \quad (4)$$

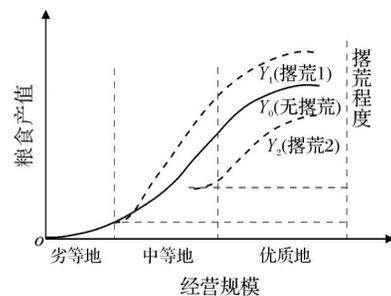


图2 农地撂荒与粮食产出关系

由于与中优等地相比,劣等耕地通常需要投入更多的劳动力来实现相同的粮食产出,因此劣等地块上单位劳动力时间的产量系数小于中优等地块( $K_{good} > K_{bad}$ ),从而可以推导出:

$$\Delta Y = Y_{abandoned} - Y_{no\_abandoned} = T_{bad}(K_{good} - K_{bad}) > 0 \quad (5)$$

即与无撂荒情形相比,撂荒劣等地块在一定程度上会带来粮食增产的效果。

进一步地,在考虑非农就业的情形下,农户撂荒劣等地块所节省的劳动时间将存在两种可能的分配方式:一是将劳动时间全部投入到非农部门;二是将劳动时间同时分配在农业和非农部门。将投入在非农部门的时间记为  $T_{non\_agr}$ ,投入在中优等地上的时间记为  $T_{good}'$ ,且  $T_{bad} = T_{good}' + T_{non\_agr}$ 。此时粮食总产量为:

$$Y_{abandoned}' = K_{good}(T_{good} + T_{good}') = K_{good}T_{good} + K_{good}T_{good}' \quad (6)$$

与无撂荒情形下的粮食总产量相比,则有:

$$\Delta Y' = Y_{abandoned}' - Y_{no\_abandoned} = K_{good}T_{good}' - K_{bad}T_{bad} = K_{good}(T_{bad} - T_{non\_agr}) - K_{bad}T_{bad} \quad (7)$$

在此考虑两种极端情况,第一种情况为不存在非农转移,则有  $T_{non\_agr} = 0$ ,此时  $\Delta Y' = \Delta Y > 0$ ;第二种情况为非农转移规模较大,农户将撂荒劣等地块所节省的劳动时间全部投入到非农部门,则有  $T_{bad} = T_{non\_agr}$ ,此时  $\Delta Y' = -K_{bad}T_{bad} < 0$ 。可以发现,随着劳动力非农转移规模的增加,  $\Delta Y'$  将会逐渐变小。据此,本文提出如下假说:

假说2:撂荒劣等地块所带来的粮食增产效果可能会随着非农就业规模的增加而逐渐减弱。

## 二、数据来源与研究设计

### 1. 数据来源

本文所使用的数据来自最新公开且可获取使用的2017年浙江大学中国农村家庭追踪调查(CRHPS)。该数据集覆盖了29个省份(鉴于统计口径不一,未采用新疆、西藏、港澳台数据),涉及农村家庭比较完整的信息,包括家庭的基本结构、农业生产经营、农业信贷、土地利用与流转、社会保障、教育等。由于数据的广泛性和详实性,使其在反映农户家庭生产行为方面能够具有较好的代表性。结合本文需要,对样本进行了筛选与清理。首先,本文重点关注的是农地撂荒对粮食产出的影响,故只保留了种植粮食作物的家庭样本;其次,由于撂荒率为100%的样本家庭无法观测到粮食的产出水平,故将完全撂荒的样本予以剔除;最后,剔除存在缺失值和异常值的样本,最终一共得到7850份有效样本。在实证分析中,由于部分变量数据存在缺失,最后各模型的观测样本会有所不同。

### 2. 变量设置

(1)被解释变量。粮食产出,根据问卷中“去年,您家主要种植的粮食作物类型:1.水稻;2.小麦;3.玉米;4.马铃薯;5.甘薯;6.豆类;7.其他”,使用主要作物(水稻、小麦、玉米、豆类和薯类)的总产出进行表征。

(2)核心解释变量。农地撂荒率,借鉴庄健等的研究<sup>[12]</sup>,使用“撂荒耕地规模/家庭承包地规模”进行表征。

(3)控制变量。借鉴已有学者的研究<sup>[13-14]</sup>,本文控制了可能影响种植户粮食产出的其他变量。主要包括家庭特征(家庭务农劳动力数量、家庭务农老龄化程度、家庭务农女性化程度、家庭非农就业水平);承包地特征(承包地规模、承包地细碎化水平);生产经营特征(粮食作物播种面积、物质资本投入、农业信贷需求、农业机械化程度、农业牲畜、农地转出、农地转入)。除此之外,还控制了省份虚拟变量。所有变量的描述统计结果见表1。

### 3. 不同撂荒水平下粮食总产出的变化情况

为寻找农地撂荒与粮食产出之间的关系线索,本文首先使用Chetty等开发的非参方法绘制了农地撂荒率与粮食产出之间的关系图(见图3)<sup>[15]</sup>。从图3观察到,二者之间并非简单的线性关系,而是呈现出一条近似倒U型的曲线,即农地撂荒对粮食产出的影响是先促进再抑制的,并且这一关系的拐点出现在撂荒率为15%左右。但是,仅依靠图像判定倒U型关系并不可靠。因此,本文将通过计量模型对其进行进一步的检验。

表1 变量定义及描述性统计

变量	变量定义及赋值	平均值	标准差	最小值	最大值
粮食产出	2017年粮食作物的总产量(取自然对数)	7.404	1.618	0.000	14.221
农地撂荒率	耕地撂荒规模/家庭承包地规模	0.035	0.131	0.000	0.967
家庭务农劳动力数量	家庭从事农业生产的劳动力数量	1.948	0.857	0.000	10.000
家庭务农老龄化程度	家庭60岁及以上农业劳动力数量/家庭农业劳动力数量	0.327	0.446	0.000	1.000
家庭务农女性化程度	家庭女性农业劳动力数量/家庭农业劳动力数量	0.390	0.359	0.000	1.000
家庭非农就业水平	家庭非农劳动力数量/家庭劳动力数量	0.356	0.382	0.000	1.000
承包地规模	家庭承包地总面积/亩	9.367	19.158	0.010	485.000
承包地细碎化水平	家庭承包地规模/地块数量	2.634	8.163	0.003	260.000
粮食作物播种面积	农业生产中粮食作物的播种面积/亩	11.595	44.267	0.000	3000.000
物质资本投入	农业生产中种子、化肥、农药等要素投入金额/千元	4.174	7.365	0.070	48.308
农业信贷需求	农业生产中是否有信贷需求:否=0;是=1	0.153	0.360	0.000	1.000
农业机械化程度	农业生产中使用机械的环节数量	2.082	1.687	0.000	5.000
农业牲畜	家庭是否有用于农业生产的牲畜:否=0;是=1	0.077	0.267	0.000	1.000
农地转出	家庭是否转出农地:否=0;是=1	0.108	0.311	0.000	1.000
农地转入	家庭是否转入农地:否=0;是=1	0.150	0.357	0.000	1.000

#### 4. 模型选择

为检验农地撂荒与粮食产出之间是否存在倒U型关系,本文使用Simonsohn等提出的基于二次回归确定倒U型的检验方法<sup>[16]</sup>。具体步骤如下:

步骤1:进行二次回归,根据回归结果判断 $\alpha_2$ 是否显著且与 $\alpha_1$ 异号,以初步判断变量 $x$ 与 $y$ 之间是否存在倒U型关系。

$$y = \alpha_0 + \alpha_1 x_i + \alpha_2 x_i^2 + \sum_{n=1} \alpha_i z_i + \mu_i \quad (8)$$

步骤2:如果存在倒U型关系,那么基于二次回归确定极值点 $x_{max} = -\alpha_1/2\alpha_2$ ,并创建新的变量。

$$x_{low} = x - x_{max} \quad \text{if } x \leq x_{max}, 0 \text{ otherwise} \quad (9)$$

$$x_{high} = x - x_{max} \quad \text{if } x \geq x_{max}, 0 \text{ otherwise} \quad (10)$$

$$high = 1 \quad \text{if } x \geq x_{max}, 0 \text{ otherwise} \quad (11)$$

步骤3:进行断点回归,如果 $c$ 与 $d$ 异号且显著,那么 $x$ 与 $y$ 的倒U型关系在统计上是显著的。

$$y = cx_{low} + dx_{high} + ehigh + \sum_{n=1} \alpha_i z_i + \mu_i \quad (12)$$

上述式中, $y$ 为粮食产出; $x$ 为农地撂荒率, $x_i^2$ 为农地撂荒率的平方项, $z_i$ 为控制变量组,包括家庭特征、承包地特征、生产经营特征及省份区域特征的变量, $\mu_i$ 为随机误差项, $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 和 $\alpha_i$ 为待估系数。

### 三、模型估计结果与分析

#### 1. 基准回归结果

表2汇报了本文的基准回归结果。在列(1)中,农地撂荒率的系数为负,且在1%的水平上显著。说明在平均意义上,农地撂荒率越高越不利于粮食生产,这与以往文献的研究结论较为一致<sup>[2]</sup>。进一步地,本文在列(2)中加入了农地撂荒率的平方项。结果显示,农地撂荒率的一次项系数为正,二次项系数在1%的水平上显著为负,极值点为0.164<sup>①</sup>,可以初步判定农地撂荒率和粮食产出之间存在倒U型关系,但仍然需要进行后续检验。列(3)的结果显示, $x_{high}$ 的系数在1%的水平上显著为负,但

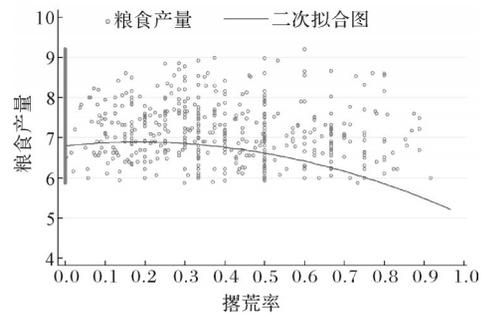


图3 不同撂荒水平下粮食总产出的变化情况

① 该值是根据已有的样本数据测算而得到。因此,0.164并非一个全国普遍适用的绝对数值,但这个数值的存在,表明“农地撂荒是否会威胁粮食安全”是与耕地所处的不同撂荒阶段密切相关的。

$x_{low}$ 的系数并不显著,说明农地撂荒与粮食产出之间的倒U型关系并不成立,但仍存在门槛效应。在撂荒率达到16.4%之前,农地撂荒对粮食产出的影响并不明显;而当撂荒率超过16.4%,农地撂荒对粮食产出的影响显著为负。由此,假说1得以验证。

表2 农地撂荒对粮食产出影响的基准回归结果

N=7850

变量	(1)粮食产出	(2)粮食产出	(3)粮食产出
农地撂荒率	-0.647*** (0.141)	0.730 (0.452)	
农地撂荒率平方		-2.227*** (0.789)	
低于临界值部分( $x_{low}$ )			1.277 (1.228)
高于临界值部分( $x_{high}$ )			-1.329*** (0.223)
是否高于临界值( $high$ )			-0.052 (0.244)
家庭务农劳动力数量	0.117*** (0.019)	0.119*** (0.019)	0.118*** (0.019)
家庭务农老龄化程度	-0.105*** (0.036)	-0.111*** (0.036)	-0.109*** (0.036)
家庭务农女性化程度	0.054 (0.043)	0.054 (0.043)	0.054 (0.043)
家庭非农就业水平	-0.054 (0.043)	-0.056 (0.043)	-0.055 (0.043)
承包地规模	0.009*** (0.003)	0.009*** (0.003)	0.009*** (0.003)
承包地细碎化水平	-0.003 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.003 (0.003)
粮食作物播种面积	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)
物质资本投入	0.022*** (0.004)	0.022*** (0.004)	0.022*** (0.004)
农业信贷需求	-0.023 (0.040)	-0.023 (0.040)	-0.023 (0.040)
农业机械化程度	0.245*** (0.011)	0.245*** (0.011)	0.245*** (0.011)
农业牲畜	0.345*** (0.056)	0.340*** (0.056)	0.344*** (0.056)
农地转出	-0.377*** (0.052)	-0.378*** (0.051)	-0.381*** (0.052)
农地转入	0.381*** (0.040)	0.382*** (0.040)	0.381*** (0.040)
省份固定效应	已控制	已控制	已控制

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

## 2. 内生性讨论

由于农地撂荒与粮食产出之间可能存在反向因果,即粮食产出的变化可能同时影响到农户的撂荒决策。为了应对潜在的内生性问题,本文进一步使用工具变量法进行分析,主要选择“同一村庄内其他农户家庭农地撂荒率的均值及其平方”作为工具变量。此选择基于以下理由:通常情况下,农地撂荒行为在地理上具有一定的集聚性,尤其在地势复杂的山区更为明显。因此,在地形和环境等因素相对一致的村庄中,不同农户家庭的农地撂荒率之间可能存在某种程度的相关性;此外,由于农户家庭的粮食产出水平主要由当期的生产要素投入所决定,较少受到其他农户家庭撂荒行为的直接影响,从而满足了工具变量与被解释变量之间的排他性假设。工具变量的回归结果见表3。

表3 工具变量法的回归结果

N=7835

变量	(1)粮食产出	(2)粮食产出	(3)粮食产出
耕地撂荒率	-2.729*** (0.541)	15.967 (9.973)	
耕地撂荒率平方		-31.390* (17.220)	
低于临界值部分( $x_{low}$ )			-0.137 (0.457)
高于临界值部分( $x_{high}$ )			-1.721*** (0.473)
是否高于临界值( $high$ )			0.209 (0.165)
其余控制变量	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制
弱工具变量检验	537.806	16.122	
DWH检验( $p$ 值)	0.000	0.000	

检验结果表明,本文所用的工具变量不存在弱工具变量和识别不足的问题。列(3)的回归结果显示,农地撂荒率与粮食产出之间依然存在门槛效应,即在撂荒达到一定规模后才对粮食产出产生显著的负向影响,说明前文的估计结果是稳健的。

## 3. 稳健性检验

(1)遗漏重要变量问题。已有研究发现,1979—2008年全球三大主粮产量的年际波动中有32%~

39%是由气候变化引起的,例如气温升高、水资源短缺、干旱、洪水等因素<sup>[17]</sup>。因此,为了消除因气候变化所产生的结果偏差,本文进一步控制了农户所在县的固定效应。此外,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,包括地理特征、经济发展水平以及土地利用政策等因素。表4的估计结果显示,在控制县级固定效应的情况下,农地撂荒水平对粮食产出的影响仍然呈现出门槛效应,与前文的估计结果一致,这表明本文的研究结果具有稳健性。

(2)改变样本容量。在实际情况中,未发生撂荒的经营主体与撂荒的经营主体在农业经营策略上可能存在一定的差异。通过剔除未发生撂荒的样本,可以有效减少外界因素对研究结果的影响,从而更准确地衡量撂荒对粮食产出的实际影响。为此,本文剔除了撂荒率为零的观测样本,并针对存在撂荒行为的子样本重新进行估计。表5的估计结果显示,即使在样本容量发生变化的情况下,农地撂荒与粮食产出之间仍然存在门槛效应,这再次验证了基准回归结果的稳健性。

(3)关于遗漏变量的进一步讨论。2015年CRHPS的家庭问卷涉及了种植户的诸多地块特征,利用这些变量可以降低地块特征的影响,因此将2015年的农户家庭的地块信息整合到2017年的数据样本中,重新构建一个新的数据样本。在原有变量的基础上,进一步控制了地块的地理位置、土壤质量以及相对规模。表6的估计结果显示,在控制地块特征之后,估计结果与基准回归结果是类似的,并未影响本文的基本结论。

#### 4. 机制检验

理论分析指出,农地撂荒与粮食产出之间的非线性关系可能源于两个方面:一是撂荒地块的质量特征,即小规模撂荒主要以劣等地为主,造成的粮食损失量相对较小;二是剩余地块上要素配置水平的变化,即劣等地块的撂荒可能会提高剩余地块上的要素配置水平,起到一定的增产效果,从而弥补部分粮食损失量。为此,本文将对上述两种可能的机制进行实证检验。

(1)农地撂荒、地块质量与粮食产出。由于CRHPS数据库没有涵盖撂荒地块的特征信息,所以本文根据问卷中的问题“耕地为什么没有被耕种”来进行判断。具体而言,对于回答“农地质量差、产出太低”“农地太细碎、不宜耕种”以及

表4 稳健性检验:引入县级固定效应的估计结果

N=7850

变量	(1)粮食产出	(2)粮食产出	(3)粮食产出
农地撂荒率	-0.473*** (0.153)	0.968** (0.464)	
农地撂荒率平方		-2.323*** (0.827)	
低于临界值部分 ( $x_{low}$ )			0.772 (0.609)
高于临界值部分 ( $x_{high}$ )			-1.390*** (0.430)
是否高于临界值 ( $high$ )			0.062 (0.170)
其余控制变量	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制
县级固定效应	已控制	已控制	已控制

表5 稳健性检验:改变样本容量的估计结果

N=637

变量	(1)粮食产出	(2)粮食产出	(3)粮食产出
农地撂荒率	-1.051*** (0.283)	1.131 (1.122)	
农地撂荒率平方		-2.414* (1.353)	
低于临界值部分 ( $x_{low}$ )			-1.588 (1.484)
高于临界值部分 ( $x_{high}$ )			-1.287*** (0.435)
是否高于临界值 ( $high$ )			0.205 (0.170)
其余控制变量	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制

表6 稳健性检验:增加控制变量的估计结果

N=5864

变量	(1)粮食产出	(2)粮食产出	(3)粮食产出
农地撂荒率	-0.558*** (0.144)	0.488 (0.450)	
农地撂荒率平方		-1.717** (0.767)	
低于临界值部分 ( $x_{low}$ )			0.303 (2.285)
高于临界值部分 ( $x_{high}$ )			-1.112*** (0.331)
是否高于临界值 ( $high$ )			0.105 (0.339)
原有控制变量	已控制	已控制	已控制
地块特征	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制

“地块偏远、不便耕种”的选项,均将其视为“以劣等地为主的撂荒”。这是因为:如果经营主体因地块质量差、规模小或偏远而选择撂荒,说明该地块明确具有劣等地特征。在此基础上,使用OLS回归检验以劣等地块为主的撂荒是否会导致粮食产量的下降。表7的估计结果显示,当撂荒地以劣等地为主时,农地撂荒率对粮食产量的影响在统计上并不显著。进一步,本文将样本范围限定在“贫瘠”且“细碎”又“偏远”的撂荒样本中,再次进行检验。结果显示,劣等地的撂荒并未对粮食产量产生显著的影响。由此,机制1得以验证。

为确保研究结果的稳健性,本文从区域的地形层面再次检验耕地质量差异这一机制的有效性。一般而言,相较于平原地区,山地、丘陵等非平原地区的地块规模较小、土地细碎化程度较高,整体耕地质量较差。因此,非平原区撂荒的地块质量也更有可能会低于平原地区,其对粮食产出的影响相对较小。由于CRHPS数据库中未涵盖地形特征信息,本文基于中国陆地地形起伏度公里网格数据集估算出的各省份地形起伏度<sup>[18]</sup>,将研究样本划分为平原区(地形起伏度在2度以下)和非平原区(地形起伏度在2度以上),依次检验农地撂荒对粮食产出的影响。表8的估计结果显示,平原区的农地撂荒对粮食产出影响的边际效应更大。以上结果再次表明,农地撂荒对粮食产出的影响在很大程度上取决于耕地的质量水平,尤其是如果撂荒地以劣等地为主,其对粮食产出的影响相对较小。

(2)农地撂荒、要素配置水平与粮食产出。理论上,农业生产效率作为一个综合性评价指标,在一定程度上可以反映农户在农业生产中的资源配置行为变化,能够较为全面地反映出要素配置的效果。因此,本文使用农业生产效率作为衡量要素配置水平的测度指标。关于农业生产效率的测度,目前主要分为以随机前沿分析(SFA)为代表的参数法和以数据包络分析(DEA)为代表的非参法。与DEA相比,SFA不仅考虑了随机因素对结果造成的影响,而且在精确性和离散程度方面更具优势<sup>[19]</sup>,所以本文使用SFA方法来测度农业生产效率。在表9中依次

引入了省份固定效应和县级固定效应。估计结果显示,在控制到县级层面之后,农地撂荒与要素配置水平之间呈现出倒U型关系,即随着农地撂荒规模的增加,要素配置水平会出现先上升后下降的变化趋势。这与理论分析一致,即小规模撂荒会促使经营主体将有限的资源集中投入到未撂荒地地块上以形成资源的优化配置,但受边际报酬递减以及撂荒规模持续扩大的影响,农地撂荒对要素配置水平的提升效果是短期且有限的。进一步结合列(3)的结果,说明农地撂荒在一定范围内可以优化剩余地块的要素配置,起到粮食增产的效果,从而抵消了部分粮食损失量。由此,机制2得以验证。

尽管上述实证结果表明,农地撂荒在一定范围内可以优化剩余地块的要素配置,从而起到粮食增产的效果。但理论部分指出,农地撂荒所带来的粮食增产效果可能会随着家庭的非农就业规模而

表7 机制分析:农地撂荒、地块质量与粮食产出的估计结果

变量	(1)撂荒地以劣等地为主	(2)撂荒地贫瘠、细碎且偏远
农地撂荒率	-0.550 (0.416)	0.598 (3.337)
其余控制变量	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制
观测值	363	30

表8 机制稳健性:农地撂荒、地块质量与粮食产出的估计结果

变量	(1)平原地区	(2)非平原地区
农地撂荒率	-0.780*** (0.170)	-0.332* (0.202)
其余控制变量	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制
观测值	6544	1306

表9 机制分析:农地撂荒、要素配置水平与粮食产出的估计结果

变量	粮食产出的估计结果		
	(1)要素配置水平	(2)要素配置水平	(3)粮食产出
农地撂荒率	0.059 (0.047)	0.082* (0.043)	-0.577*** (0.106)
农地撂荒率平方	-0.113 (0.072)	-0.134** (0.067)	-
要素配置水平			2.795*** (0.087)
其余控制变量	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制
县级固定效应	未控制	已控制	已控制

N=7703

相应减弱。为此,本文进一步考察家庭非农就业行为和非农就业规模差异下,农地撂荒所引发的要素配置水平的效果差异。具体而言,将样本家庭按有无非农就业行为、非农就业规模是否大于50%分组,检验不同情景下农地撂荒对要素配置水平的影响。表10的估计结果显示,与非农就业家庭相比,纯务农家庭的农地撂荒与要素配置水平之间呈现出倒U型关系;与非农就业规模相对较大的家庭相比,非农就业规模相对较小家庭的农地撂荒与要素配置水平之间呈现出倒U型关系。由此可见,尽管农地撂荒在一定范围内会带来粮食增产的效果,但其会随着非农就业规模的增加而逐渐减弱。由此,假说2得以验证。

### 5. 进一步分析

虽然理论和实证结果表明,小规模农地撂荒并不会显著降低粮食产量。但从长期来看,农地撂荒对我国粮食安全仍存在潜在威胁。因此,对于如何有效弱化农地撂荒对粮食产出的不利影响,仍存在进一步的讨论空间。理论上,提升农业生产效率可以充分发挥耕地资源的生产潜力,从而在一定程度上削弱农地撂荒对农业生产的负面影响。与之对应,美国经济学家西奥多·舒尔茨在其经典著作《改造传统农业》中指出,引进新的现代生产要素并进行人力资本的投资是打破传统农业均衡陷阱的核心要义所在<sup>[20]</sup>。因此,本文将结合舒尔茨的思想,从农业技术的引入和人力资本的投资两个方面,检验其弱化农地撂荒对粮食产出不利影响的作用效果。

(1)基于农业技术引入的考察。本文以农业机械化水平和农机社会化服务水平作为农业技术水平的代理变量,并将样本按照“农业生产中使用农业机械的环节数量均值<sup>①</sup>”和“农机社会化服务总支出的均值<sup>②</sup>”分组,依次检验不同技术水平下农地撂荒对粮食产出的影响。表11的估计结果显示,在农业机械化水平较高的情况下,农地撂荒规模对粮食产出并没有显著的影响;反之,当农业机械化水平较低的情况下,农地撂荒规模对粮食产出具有显著的负向影响。同样,在社会化服务水平较高的情况下,农地撂荒对粮食产出的不利影响相对较小。这表明,引入农业生产技术可以有效弱化农地撂荒对粮食产出的负面作用。

(2)基于人力资本投资的考察。进一步地,本文以“是否获得农业技术指导”作为人力资本投资的代理变量,考察其在农地撂荒对粮食产出影响中的作用。选取该变量的合理性在于,农业技术指导作为一种教育性干预措施,其不仅涵盖了知识的传递,更涉及农业技术的实际应用,在一定程度上具有人力资本投资的特性<sup>[21]</sup>。表12的估计结果显示,在获得农业技术指导的样本组中,农地撂荒对粮食产出的影响并不显著;在未获得农业技术指导的样本组中,农地撂荒规模对粮食产出具有显著的负向影响。这表明,提高农户的人

表10 不同情景下农地撂荒对要素配置水平影响的估计结果

变量	(1)家庭 非农就业	(2)家庭 纯务农	(3)非农 就业规模 相对较小	(4)非农就 业规模相 对较大
农地撂荒率	0.073 (0.060)	0.095 (0.063)	0.119** (0.053)	-0.040 (0.076)
农地撂荒率平方	-0.102 (0.092)	-0.171* (0.096)	-0.194** (0.084)	0.010 (0.112)
其余控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
县级固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	4142	3561	5617	2086

表11 进一步分析:不同技术水平下农地撂荒对粮食产出的估计结果

变量	(1)机械 化水平高	(2)机械 化水平低	(3)社会化 服务水平 高	(4)社会化 服务水平低
农地撂荒率	-0.132 (0.199)	-0.620*** (0.161)	-0.463* (0.262)	-0.744*** (0.166)
其余控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	3153	4697	3114	4736

表12 进一步分析:不同人力资本水平下农地撂荒对粮食产出的估计结果

变量	(1)获得农业技术指导	(2)未获得农业技术指导
农地撂荒率	-0.654 (0.501)	-0.614*** (0.147)
其余控制变量	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制
观测值	831	7016

① 样本机械化环节数量均值为2.09。

② 样本农机社会化服务总支出均值为968元。

力资本可以有效弱化农地撂荒对粮食产出的负面作用。由此,舒尔茨主张的引进新技术和提升人力资本是构建市场化高效率农业的关键路径,在此得以验证。

## 四、结论与讨论

中国人口众多,农地资源尤为稀缺。“要把饭碗牢牢端在自己手中”,必须高度重视农业生产问题。深入探讨农地撂荒对粮食生产的影响及其作用机理,具有重要的理论意义与实践价值。本文结合2017年中国农村家庭追踪调查(CRHPS)数据进行实证分析发现:第一,农地撂荒对粮食产出的影响存在门槛效应,即农地撂荒需要达到一定规模时才会对粮食生产造成不利影响。第二,农地撂荒与粮食产出之间的非线性关系主要源于撂荒地质量差异和要素配置水平的变化。一方面,小规模撂荒主要涉及劣等地块,其导致的粮食损失量相对较小;另一方面,劣等地块的撂荒在一定程度上提高了剩余地块的要素配置水平,起到粮食增产的效果,从而部分抵消粮食损失量。但需要注意的是,撂荒劣等地块带来的增产效果会随着非农就业规模的增加而逐渐减弱。第三,引入农业技术和提高人力资本水平可以有效缓解农地撂荒对粮食产量的不利影响。

对此,本文认为有以下两点值得讨论。第一,当前阶段的农地撂荒与粮食安全。根据中国社会状况综合调查(CSS)数据,2021年我国整体农地撂荒率为3.47%。这表明,整体而言我国农地撂荒的比例并不高,农户在一定程度上仍在有效利用耕地资源进行农业生产。同时,结合农地撂荒率与粮食产出之间的门槛值,可以推断当前阶段的农地撂荒并未对粮食安全构成实质性威胁。因此,不必过度渲染当前阶段撂荒问题的严重性,但也不能忽视其发展趋势。第二,当前阶段的农地撂荒与复耕形式。综合相关文献及本文的研究结论,可以推断当前阶段的撂荒主要涉及劣等地块,且这类耕地本身的产粮率相对较低,是否采用行政手段促使其复耕种粮应予以审慎考虑。相比之下,将其用于退耕还林(草)或依据耕地适宜性评价选定种植结构,发展特色农业可能更具经济合理性。

## 参 考 文 献

- [1] ZHU X, XIAO G, ZHANG D, et al. Mapping abandoned farmland in China using time series MODIS NDVI[J]. Science of the total environment, 2021, 755: 142651.
- [2] 李雨凌, 马雯秋, 姜广辉, 等. 中国粮食主产区耕地撂荒程度及其对粮食产量的影响[J]. 自然资源学报, 2021, 36(6): 1439-1454.
- [3] GUO A, YUE W, YANG J, et al. Cropland abandonment in China: patterns, drivers, and implications for food security[J]. Journal of cleaner production, 2023, 418: 138154.
- [4] JIANG Y, HE X, YIN X, et al. The pattern of abandoned cropland and its productivity potential in China: a four-years continuous study[J]. Science of the total environment, 2023, 870: 161928.
- [5] WANG Y, YANG A, YANG Q. The extent, drivers and production loss of farmland abandonment in China: evidence from a spatio-temporal analysis of farm households survey[J]. Journal of cleaner production, 2023: 137772.
- [6] 何亚芬. 农户异质性视角下丘陵山区耕地利用生态转型行为机理研究[D]. 南昌: 江西财经大学, 2018.
- [7] ZHANG Y, LI X, SONG W. Determinants of cropland abandonment at the parcel, household and village levels in mountain areas of China: a multi-level analysis[J]. Land use policy, 2014, 41: 186-192.
- [8] 吴箐. 资源禀赋约束和劳动力转移差异对梯田撂荒的影响研究[D]. 南昌: 江西财经大学, 2021.
- [9] DENG X, LIAN P, ZENG M, et al. Does farmland abandonment harm agricultural productivity in hilly and mountainous areas? Evidence from China[J]. Journal of land use science, 2021, 16(4): 433-449.
- [10] 李俊高, 李萍. 我国农地撂荒及其分类治理: 基于马克思地租理论的拓展分析[J]. 财经科学, 2016(12): 47-54.
- [11] 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.
- [12] 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.
- [13] 魏佳翔, 高鸣, 宋洪远. 无偿转入土地对粮食生产效率的影响: 福利还是负担?[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2021(3): 83-92, 187.
- [14] 杜鑫. 劳动力转移对中国粮食生产的影响——基于2020年全国10省份农户调查数据的经验研究[J]. 经济问题, 2022(3): 104-115.

- [15] CHETTY R, FRIEDMAN J N, SAEZ E. Using differences in knowledge across neighborhoods to uncover the impacts of the EITC on earnings[J]. *American economic review*, 2013, 103(7): 2683-2721.
- [16] SIMONSOHN U. Two lines: a valid alternative to the invalid testing of U-shaped relationships with quadratic regressions[J]. *Advances in methods and practices in psychological science*, 2018, 1(4): 538-555.
- [17] VOGEL E, DONAT M G, ALEXANDER L V, et al. The effects of climate extremes on global agricultural yields[J]. *Environmental research letters*, 2019, 14(5): 054010.
- [18] 游珍, 封志明, 杨艳昭. 中国1km地形起伏度数据集[J]. *全球变化数据学报(中英文)*, 2018, 2(2): 151-155, 274-278.
- [19] BATTESE G E, COELLI T J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data[J]. *Empirical economics*, 1995, 20: 325-332.
- [20] 西奥多·W·舒尔茨. 改造传统农业[M]. 梁小民, 译. 北京: 商务印书馆, 1999.
- [21] 刘宇茨, 李后建, 林斌, 等. 水稻种植技术培训对农户化肥施用量的影响——基于70个县的控制方程模型实证分析[J]. *农业技术经济*, 2022(10): 114-131.

## Farmland Abandonment and Food Production

——An Investigation of a Nonlinear Relationship

ZHUANG Jian, LUO Biliang

**Abstract** The phenomenon of farmland abandonment has received widespread attention in the academic community, but there is still a lack of effective quantitative assessment of the impact of farmland abandonment on food production. This paper integrates farmland abandonment and food production into a unified analytical framework and uses the data of China Rural Household Tracking Survey (CRHPS) in 2017 to conduct an empirical test. It is found that there is a threshold effect of farmland abandonment on grain output, that is, farmland abandonment needs to reach a certain scale to affect grain output. The mechanism analysis indicates that the nonlinear relationship between farmland abandonment and grain output is caused by the quality difference of abandoned plots and the change in factor allocation level of remaining plots. Small-scale farmland abandonment mainly involves low-quality plots, resulting in relatively small food loss. At the same time, abandoning low-quality plots will also improve the factor allocation level on the remaining plots, leading to increased grain output, thereby partially offsetting the grain loss. However, this increase in production will gradually diminish as the size of off-farm employment increases. Further analysis shows that introducing agricultural technology and enhancing human capital level can effectively mitigate the adverse impact of agricultural land abandonment on grain output. The paper emphasizes that current farmland abandonment primarily targets inferior land with low yield and does not pose a significant threat to food security. In addition, the necessity for using administrative measures to promote the re-cultivation of low-quality land for grain cultivation should be carefully considered. In contrast, measures such as converting abandoned land to forests (or grasslands) or planting other economic crops may be more feasible and potentially advantageous.

**Key words** farmland abandonment; food production; nonlinear relationship; threshold effect

(责任编辑:陈万红)