

# 连片种植对农户撂荒行为的影响

## ——基于“连片种植—纵向分工—农地撂荒”的分析线索

庄健,罗必良\*

(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** 农地撂荒及其治理是备受关注的重要议题。通过构建“连片种植—纵向分工—农地撂荒”的分析框架,重点考察连片种植对农户撂荒行为的影响及其作用机理。分析结果表明:参与连片种植对农户耕地撂荒行为具有显著的抑制效果,连片程度每提升1个单位,撂荒可能性将减少4.1%~4.6%。机理检验表明,连片种植所形成的服务规模化供给,能够将农户卷入生产环节的分工外包,从而减少农地撂荒。情景分析表明,在地块耕作坡度较大或者交通可达性较差的情境下,连片种植对农地撂荒的抑制效果较为有限。但如果政府实施了基本农田整治,无论是工程性建设还是权属性调整,都将显著增强连片种植对农地撂荒的抑制作用。此外,与纯务农家庭相比,连片种植对务工家庭的撂荒抑制效果更加明显。进一步的证据表明,连片种植的有效实施在很大程度上依赖于村庄的组织化程度。村庄的组织化程度越高,连片种植的实施效果越好。据此认为,“以连片种植推动区域作物布局专业化”是实现以服务规模经营治理农地撂荒的重要途径。

**关键词** 农地撂荒;连片种植;纵向分工;外包服务

**中图分类号**:F301.2 **文献标识码**:A **文章编号**:1008-3456(2025)01-0008-11

**DOI编码**:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2025.01.002

农地撂荒是伴随经济社会发展而出现的一种土地利用变化现象。最早出现在日本、欧美等发达国家,并逐渐演变成全球性的土地利用问题<sup>[1]</sup>。随着城市化与工业化的快速推进,中国的农地撂荒现象正变得日益严峻。根据中国社会状况综合调查(CSS)数据,2013—2021年中国的撂荒发生率从9.8%上升至12.4%。在全国34个农业区中,约60%的地区呈现撂荒上升的趋势,并涉及华北平原、长江中下游等部分粮食主产区<sup>[2]</sup>。其中,全国的山区中约有78.3%的村庄出现了撂荒现象<sup>[3]</sup>。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,探究农地撂荒的治理问题,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。

已有研究认为,撂荒现象是由自然<sup>[4-5]</sup>、社会<sup>[6-7]</sup>、经济<sup>[8]</sup>和制度<sup>[9-10]</sup>等因素综合驱动的结果。其中,由土地承包制度引发的耕地细碎化,被认为是农地撂荒的重要诱因<sup>[11]</sup>。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,还导致了严重的规模不经济问题<sup>[12]</sup>。尤其随着劳动力成本的上涨,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,更容易发生撂荒<sup>[13]</sup>。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,撂荒现象也更为普遍。因此,已有研究的普遍共识是,解决耕地细碎化问题是撂荒治理的关键所在。

收稿日期:2024-11-08

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);广东人文社科重点实验室“农业农村政策与改革创新实验室”重点项目。

\*为通讯作者。

对此,学界提出了“以经营权流转实现土地集中连片”的撂荒治理策略<sup>[14]</sup>。但相关数据显示,2011年,土地经营规模在10亩以下的农户占家庭承包户总数的86.0%,2020年,这一比重为85.1%;2011年,经营规模在10~30亩的农户占家庭承包户总数的10.7%,2020年该比重并未发生变化。可见,尽管我国的农地流转政策已经实施多年,但耕地的分散化格局仍然没有发生改变。应该认识到,在人地关系紧张的农耕国度,中国的流转市场并非是单纯的要素市场,而是一个具有身份特征的情感市场<sup>[15]</sup>。正因如此,农地产权所具有的人格化及其垄断性,决定了流转过程中内含着高昂的交易成本<sup>[16]</sup>。所以寄希望于经营权流转来解决分散化格局下的撂荒问题,或许是一个约束相对较多且较为缓慢的过程。

实际上,耕地的细碎化不仅内含着农地产权与自然条件上的细碎化,还包括作物布局上的细碎化<sup>[17]</sup>。所谓作物布局细碎化,主要是指不同经营主体或者同一经营主体在同一区域内的多样化种植现象<sup>[17]</sup>。理论上,如果邻近地块上的农户全部种植同一品种作物(连片化种植),那么则可以绕过产权的细碎化,形成作物布局上的统一。但现有研究多将分析视角聚焦于如何解决产权的细碎化困境,并将其作为撂荒治理的突破口。而通过调整作物布局来治理农地撂荒,学界则并未给予过多的关注。

一般来说,在农地经营权流转面临诸多阻碍的现实背景下,农户对细碎地块的处理存在两种可能的情形:一是由于难以承受耕地细碎化所带来的过高耕作成本而选择撂荒;二是将部分生产环节卷入农业分工体系当中,即通过购买社会化服务替代劳动力要素投入,以节省农业经营成本。但问题是,分工受制于市场容量<sup>[18]</sup>。如果区域内作物种植的品种具有多样性,那么分散种植所决定的有限的外包服务交易规模,将无法满足农业纵向分工的生成条件,此时细碎地块仍然有可能被撂荒。但如果一定区域内,组织相邻地块上的农户实施连片化种植,那么农户对同一生产环节的外包需求则能够形成较大的市场容量,此时具有交易经营能力优势的主体就有可能成为外包服务的提供者,从而将农户卷入分工经济。因此,本文的基本判断是:在不改变农地产权细碎化的前提下,由连片种植所形成的外包服务的规模化供给,能够将农户卷入农业纵向分工,从而减少农地撂荒。

为此,本文构建“连片种植—纵向分工—农地撂荒”的分析框架,使用广东省阳山县2017—2019年三期面板数据,采用双向固定效应模型和中介效应模型,重点关注连片种植对农户撂荒行为的影响及其作用路径。本文的边际贡献在于:第一,突破产权细碎化的思维局限,利用分工理论阐明如何通过连片种植突破小农户分散化、小规模局限性约束,以服务规模经营实现撂荒地的有效治理。第二,使用面板双向固定效应模型,实证检验连片种植与农户撂荒行为之间的定量关系,一方面为农地撂荒治理的精准施策提供科学依据,另一方面弥补已有研究以定性分析为主的不足。

## 一、分析线索

耕地撂荒,又称为“抛荒”“弃耕”或“边际化”。尽管在过去半个多世纪,耕地撂荒呈全球性扩散趋势,但因其渐变性、复杂性以及空间分布的零散性等特征而难以统一定义<sup>[1]</sup>。因此,国内外对于耕地撂荒的界定尚无统一标准。本文结合国内相关研究<sup>[19-20]</sup>,将农地撂荒定义为: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。

### 1. 连片种植与纵向分工的关联逻辑

传统经济学一直认为,农业与制造业不同,由于生命节律、季节特性、产品市场特性以及生产组织特性等产业特性的存在,农业生产领域的分工深化存在着天然的内生障碍<sup>[21]</sup>。比如,“木匠和铁匠的工作可以进行划分,但却无法将畜牧人与谷农的工作完全分离开来。纺纱工与织布工通常是两个不同的人;而犁地、耙地、播种和收获往往由同一个人负责。农业生产中的各个环节伴随一年季节的变化而交替出现,所以,使同一个人固定从事其中的某个生产环节(比如犁地)是不可能的”<sup>[18]</sup>。实际上,现代农业并非局限于封闭情境中,而是伴随着技术进步、社会化协作和商品化生产的推动不断发

展<sup>[22]</sup>。尤其是在中国农地“三权分置”的背景下,分离出的经营权可以在不同的生产环节中进一步细分,并形成委托代理市场,从而为不同主体进入农业提供可能性空间。所以,即使农户没有直接使用新要素进行农业生产,但却可以通过购买服务的方式将新要素与新技术引入到农业经营中,形成一种“迂回”分工的生产模式<sup>[22]</sup>。因此,农业生产领域具有卷入分工的现实可能性。

但是,农业分工的实现并非没有前提条件。根据“斯密定理”,分工受限于市场容量<sup>[18]</sup>。具体而言,只有当某种产品或服务的需求随着市场范围的扩大达到一定规模时,专业化的生产者才会出现<sup>[18]</sup>。由于农业领域的生产环节外包具有典型的纵向分工特征,所以在既定区域内,如果农户对某一生产环节的服务外包需求没有达到实现分工的规模门槛,那么服务提供商是不可能产生的。因此,要使农户卷入生产环节的分工外包,就必须满足不同生产环节对服务规模的要求。

然而,由于小规模的经营格局以及土地种植的不可移动和不可“叠加聚集”的特性,单个小规模农户的外包需求极为有限,显然难以满足分工所需的规模要求<sup>[22]</sup>。虽然通过将区域内众多农户的服务外包需求聚集在一起,可以达到农业纵向分工的规模门槛,但随着交易半径的扩大,服务交易成本也会随之增加。当服务交易成本过高时,分工带来的经济性将被耗散。

因此,一个可行的策略是,组织相邻地块上的农户种植同一品种作物,形成连片化种植,从而突破小规模、分散化的约束性限制,实现连片化规模的提升。一方面,连片规模的扩大能够催生大量针对同类生产环节的服务外包需求,一旦外包需求达到一定的市场规模,具有交易经营能力优势的主体就有可能成为外包服务的提供者,为农户提供生产环节的外包服务。另一方面,连片规模的扩大能够有效缩小交易半径,降低服务交易成本,使农户能够分享到规模经济性。

由此,连片种植与农业纵向分工之间的关联逻辑为:连片种植通过横向累积区域内相同环节的作业量,满足了农业纵向分工所需要的服务需求规模,从而使农户卷入农业生产环节的分工外包成为可能。

## 2. 连片种植、纵向分工与农地撂荒

我国现行的家庭承包制度虽然满足了农户对土地均分的公平性需求,但却造成了农地小规模与分散化的经营格局。在城乡要素流动相对缓慢的时期,由于单位土地上的劳动力供给过剩,耕地细碎化的弊端并不明显<sup>[23]</sup>。但随着非农就业机会的增多,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,耕地细碎化的弊端逐渐凸显。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,还导致了严重的规模不经济问题<sup>[12]</sup>。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,便逐渐出现撂荒<sup>[13]</sup>。可以说,我国的农地撂荒现象很大程度上是农业劳动力外流与耕地细碎化共同作用的结果。

实际上,耕地细碎化不仅表达为自然条件与农地产权上的细碎化,还表达为作物布局上的细碎化<sup>[17]</sup>。而通过连片种植实现邻近地块上作物品种的一致性,则可以有效绕过农地产权上的细碎化困境,进而形成作物布局上的统一。更为重要的是,连片种植规模的扩大能够聚合农户的同质化服务需求,形成足够大的服务市场容量,诱导不同生产环节的服务主体进入市场,并将农户卷入纵向分工。一旦农户卷入纵向分工,则可以通过以下几个方面对农地撂荒产生抑制作用:

首先,小规模农户通过参与农业纵向分工,得以分享外包服务的规模经济性。一方面,尽管以农业机械替代劳动力具有诸多优势,但小农户购买农业机械不仅面临较高的购置门槛与维护成本,还可能会因农业投入的长周期性和低频率的使用,产生“投资锁定”和“沉淀成本”<sup>[24]</sup>。但倘若农户将资产专用性程度高的生产环节外包时,则可以通过参与农业专业化分工共享农机服务,从而以低成本实现机械化<sup>[25]</sup>。另一方面,农业外包服务本质上充当了人力资本与知识资本的传送带,农户通过购买生产性服务将新要素与新技术引入到农业生产中,从而以迂回的方式提升农业生产效率<sup>[24]</sup>。

其次,生产性服务外包所形成的要素替代效应,能够缓解劳动力的供给约束。在城镇化与工业化的快速发展过程中,非农就业导致的务农劳动力老龄化与短缺化已成为农地撂荒的直接驱动因素。如果在家庭劳动力资源有限的条件下,将耕地、播种和收割等生产环节委托给拥有先进设备

和技术的农业生产性服务组织,则能有效降低农业生产强度,并进一步发挥外包服务对劳动力的替代作用,从而缓解因劳动力短缺与结构性失衡引发的撂荒问题<sup>[26]</sup>。

最后,生产性服务外包作为农地经营权细分后的中间产品,能够满足农户对土地的在位控制权偏好。在中国,由于人地关系的严酷性使土地具有强烈的人格化财产特性及其垄断性,从而引发农户对土地在位控制权的普遍重视,导致部分经营主体宁愿将土地撂荒也不选择转租<sup>[27]</sup>。事实上,在保障农户对土地在位控制权的前提下,农业生产经营中的生产环节可以作为中间商品委托于服务组织代为管理。在此过程中,农户依然是独立的经营个体,拥有包括土地承包权与决策权在内的终极控制权,并不存在土地经营权的让渡行为,能够满足农户对土地身份财产权与在位控制权的偏好,进而减少农地撂荒行为。

由此,本文的核心推断是:在不改变产权界定所导致的土地细碎化的前提下,连片种植可以将原本分散的外包需求聚合在一起,通过形成外包服务的规模化供给将农户卷入农业纵向分工,从而减少农地撂荒。

## 二、数据来源与研究设计

### 1. 数据来源

本文使用数据来自课题组2017—2019年对广东省阳山县农户家庭进行的追踪调查。使用该数据的原因在于:一是地域的代表性。中国丘陵山区面积占到全国国土面积的2/3,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,其经济发展水平也与全国山区县域大体一致。因此,阳山具有一定的地域代表性。二是数据的可获性。本课题组先后对阳山农户进行了为期3年的跟踪调查。问卷数据包含了家庭特征、地块特征、村庄特征等多方面的测度指标。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为1463,2019年追踪调查获得的农户样本数为1365,在剔除存在异常值和缺失值的样本后,共计获得3949个有效农户样本。

### 2. 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<sup>[27]</sup>,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连片种植。采用问卷中的问项“最近两年,您家地块上种的作物与相邻土地上种植的作物:均不一样=1;部分一样=2;全部一样=3”来表征农户的连片种植情况。

(3)控制变量。参考已有文献的做法<sup>[10]</sup>,本文选取了户主特征、家庭特征、承包地特征以及村庄特征作为控制变量。其中,户主特征包括户主年龄、户主性别、户主受教育水平;家庭特征包括家庭务农劳动力数量、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;村庄特征包括经济发展水平、耕地丰裕度。主要变量及其定义见表1。

### 3. 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连片种植对农户耕地撂荒行为的影响。具体估计方程如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it} + \alpha_2 Z_{it} + \varphi_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

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 $i$ 在 $t$ 时期内的连片种植水平; $Z_{it}$ 为控制变量,包括户主特征、家庭特征、承包

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                     | 0.264  | 0.441  |
| 连片种植      | 所有相邻地块是否种植同一种作物:均不一样=1;部分一样=2;全部一样=3 | 2.362  | 0.522  |
| 户主年龄      | 户主实际年龄                               | 57.107 | 10.907 |
| 户主性别      | 户主性别:男=1;女=0                         | 0.919  | 0.273  |
| 户主受教育水平   | 户主实际受教育年限                            | 6.427  | 3.338  |
| 家庭务农劳动力数量 | 家庭农业劳动力数量                            | 1.622  | 1.013  |
| 家庭外出务工占比  | 家庭外出务工人数/家庭总就业人数                     | 0.428  | 0.335  |
| 家庭抚养比     | 家庭(16岁以下+70岁以上)人数/家庭总人数              | 0.238  | 0.209  |
| 家庭收入水平    | 家庭人均年收入/万元,取对数                       | 0.859  | 0.453  |
| 承包地规模     | 家庭承包地总面积/亩                           | 4.073  | 4.824  |
| 承包地细碎化水平  | 家庭承包地地块数量/块                          | 11.083 | 8.947  |
| 承包地土壤肥力   | 土壤肥力:比较差=1;一般=2;比较好=3                | 1.973  | 0.660  |
| 承包地灌溉条件   | 灌溉条件:比较差=1;一般=2;比较好=3                | 1.986  | 0.784  |
| 村庄经济发展水平  | 与邻村经济相比:比较差=1;差不多=2;比较好=3            | 2.229  | 0.673  |
| 村庄耕地丰裕度   | 村庄人均耕地面积/亩                           | 2.961  | 14.962 |

地特征及其村庄特征在内的一系列变量; $\alpha_0$ 为截距项, $\alpha_1$ 和 $\alpha_2$ 为待估参数; $\varphi_i$ 表示家庭固定效应,主要包括家庭经营能力、偏好在内的不随时间变化的不可观测因素; $\lambda_t$ 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; $\epsilon_{it}$ 为随机扰动项。

(2)机制检验回归模型。考虑到传统的逐步回归法可能存在的弊端:第一,可能出现存在既影响中介变量又影响被解释变量的混淆因素,从而导致第三步估计有偏;第二,中介变量和被解释变量可能存在互为因果关系,进而导致模型存在内生性,从而影响模型估计结果的可靠性。因此,本文借鉴江艇提出的两步法思路<sup>[28]</sup>,仅考察核心解释变量对中介变量的影响关系,同时用现有的理论或文献观点来阐述中介变量对被解释变量的影响。具体估计方程如下:

$$M_{it}=\beta_0+\beta_1X_{it}+\beta_2Z_{it}+\varphi_i+\lambda_t+\nu_{it}$$

(2)

式(2)中: $M_{it}$ 为中介变量,表示第*i*个农户在*t*时期内的农业纵向分工卷入情况;其余变量的设置与公式(1)一致。

三、实证结果及分析

1. 基准回归

表2报告了连片种植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,连片种植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,本文将聚类层次从家庭提升至社区。第4列的估计结果显示,即使聚类到社区,连片种植依然对耕地撂荒具有显著的抑制效果。从边际效应来看,农户的连片种植水平每提升1个单位,农地撂荒的概率将减少4.1%~4.6%。可见,以连片种植推动区域作物布局专业化是治理撂荒的重要策略之一。

2. 内生性讨论

一般来说,连片种植与农地撂荒之间可能存在反向因果关系。为解决潜在的内生性问题,本文选择“同一村庄范围内其他农户间的连片程度均值”作为工具变量,并采用工具变量法进行处理。理由是:一方面,同一村庄的农业生产条件(如气候、土壤、地形以及农业基础设施等)较为相似,这使得农户在进行作物品种选择时形成趋同的可能性较大,满足相关性原则;另一方面,农户的撂荒行为通常由家庭内部劳动力的配置水平、耕地禀赋条件等因素决定,并不会受到其他农户的直接影响,满足排他性原则。由于本文的内生变量和被解释变量为有序变量和二元离散变量,所以在使用面板IV—2SLS的同时,进一步使用CMP模型进行稳健性检验。

| 表2 连片种植与农户撂荒行为:基准回归结果 |                      |                      |                     |                     | N=3949              |
|-----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 变量                    | 被解释变量:农户耕地撂荒行为       |                      |                     |                     |                     |
|                       | (1)                  | (2)                  | (3)                 | (4)                 | (5)                 |
| 连片种植                  | −0.046***<br>(0.017) | −0.046***<br>(0.018) | −0.041**<br>(0.018) | −0.042**<br>(0.018) | −0.042**<br>(0.021) |
| 户主年龄                  | −0.002<br>(0.002)    | −0.002<br>(0.002)    | −0.002<br>(0.002)   | −0.002<br>(0.002)   | −0.002<br>(0.002)   |
| 户主性别                  | 0.084<br>(0.056)     | 0.085<br>(0.056)     | 0.087<br>(0.056)    | 0.087<br>(0.055)    | 0.087*<br>(0.050)   |
| 户主受教育水平               | −0.007*<br>(0.004)   | −0.007*<br>(0.004)   | −0.007*<br>(0.004)  | −0.007*<br>(0.004)  | −0.007<br>(0.004)   |
| 家庭务农劳动力数量             |                      | −0.016<br>(0.011)    | −0.018*<br>(0.011)  | −0.018<br>(0.011)   | −0.018*<br>(0.011)  |
| 家庭外出务工占比              |                      | −0.015<br>(0.030)    | −0.013<br>(0.030)   | −0.014<br>(0.030)   | −0.014<br>(0.028)   |
| 家庭抚养比                 |                      | 0.009<br>(0.077)     | 0.019<br>(0.077)    | 0.020<br>(0.077)    | 0.020<br>(0.082)    |
| 家庭收入水平                |                      | 0.008<br>(0.022)     | 0.008<br>(0.022)    | 0.009<br>(0.022)    | 0.009<br>(0.027)    |
| 承包地规模                 |                      |                      | 0.005***<br>(0.001) | 0.005***<br>(0.001) | 0.005***<br>(0.002) |
| 承包地细碎化水平              |                      |                      | 0.004**<br>(0.001)  | 0.004**<br>(0.001)  | 0.004**<br>(0.002)  |
| 承包地土壤肥力               |                      |                      | −0.021<br>(0.015)   | −0.020<br>(0.015)   | −0.020<br>(0.017)   |
| 承包地灌溉条件               |                      |                      | −0.027*<br>(0.014)  | −0.028**<br>(0.014) | −0.028**<br>(0.014) |
| 村庄经济水平                |                      |                      |                     | 0.012<br>(0.012)    | 0.012<br>(0.018)    |
| 村庄耕地丰裕度               |                      |                      |                     | 0.000<br>(0.001)    | 0.000<br>(0.000)    |
| 常数项                   | 0.328**<br>(0.130)   | 0.344***<br>(0.133)  | 0.343**<br>(0.137)  | 0.311**<br>(0.141)  | 0.311**<br>(0.150)  |
| 时间固定效应                | 控制                   | 控制                   | 控制                  | 控制                  | 控制                  |
| 家庭固定效应                | 控制                   | 控制                   | 控制                  | 控制                  | 控制                  |
| 聚类层次                  | 家庭                   | 家庭                   | 家庭                  | 家庭                  | 社区                  |

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示系数在1%、5%和10%的水平上显著,下表同。

表3的估计结果显示,DWH检验的*P*值、*atanhrho*\_12值分别在5%和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%的水平上与内生解释变量连片种植正相关,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,连片种植对农户的耕地撂荒行为仍具有显著的抑制作用。

3. 稳健性检验

(1)替换核心解释变量。基准回归以农户层面的“连片种植水平”作为核心解释变量。进一步,本文分别采用村庄层面的作物种植专业化程度与作物连片化程度作为替换指标<sup>①</sup>。一般而言,村庄的作物专业化与连片化程度越高,农户之间形成连片种植的可能性越大。表4第(1)和(2)列的估计结果显示,村庄的专业化程度和连片化程度分别在5%和1%的统计水平上显著为负。这表明,基准回归结果是稳健的。

(2)更换模型检验。由于本文的被解释变量“农地撂荒”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4第(3)列的估计结果显示,连片种植对农户撂荒行为仍然具有显著的负向影响,再次表明基准回归结果是稳健的。

(3)更换固定效应。本文在基准回归中引入家庭固定效应,来消除不同家庭特征对研究结果的

表3 连片种植与农户撂荒行为:内生性讨论

| N=3949              |                     |                     |                     |                      |
|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| 变量                  | 面板IV—2SLS           |                     | CMP                 |                      |
|                     | 第一阶段                | 第二阶段                | 第一阶段                | 第二阶段                 |
|                     | 连片种植                | 耕地撂荒                | 连片种植                | 耕地撂荒                 |
| 连片种植                |                     | −0.332**<br>(0.135) |                     | −1.124***<br>(0.121) |
| 连片程度均值              | 0.290***<br>(0.042) |                     | 0.494***<br>(0.030) |                      |
| 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                   |
| 家庭固定效应              | 控制                  | 控制                  |                     |                      |
| DWH检验( <i>P</i> 值)  |                     | 0.023**             |                     |                      |
| <i>atanhrho</i> _12 |                     |                     |                     | −0.700***<br>(0.011) |

① 对于种植专业化程度的测量,主要采用赫芬达尔指数进行测算。赫芬达尔指数公式为: $HHI = \sum_{i=1}^n (p_i)^2$ ,  $p_i$ 代表种植某作物占总种植面积的比重。

干扰,但无法排除村级层面经济和政策环境因素带来的遗漏变量影响。为进一步控制不随时间变化的村级层面遗漏变量影响,本文加入村级固定效应进行估计。表4第(4)列的估计结果显示,在控制村级固定效应后,连片种植依然显著抑制了农户的耕地撂荒行为,证明了前文估计结果的稳健性。

4. 机制检验

前文的估计结果表明,连片种植确实有助于抑制农户撂荒。进一步的问题是,连片种植所形成的外包服务的规模化供给,能否将农户卷入农业纵向分工,进而对农地撂荒产生影响?为此,本文做进一步的机制检验。

借鉴相关研究<sup>[29-30]</sup>,采用“服务外包采纳行为”和“服务外包采纳程度”作为农户参与农业纵向分工的衡量指标。考虑到连片种植与服务外包采纳之间可能存在反向因果关系,选择“村庄范围内其他农户间的连片程度均值”作为工具变量,并采用工具变量法进行处理。理由是:一方面,同一村庄内的农业生产条件较为相似,这使得农户在进行作物品种选择时形成趋同的可能性较大,满足相关性原则;另一方面,农户的服务外包采纳主要受到自身地块与相邻地块连片程度的影响,而不会受到村庄内其他农户间的连片程度的直接影响,满足排他性原则。

表5第(1)列的估计结果显示,连片种植显著促进了农户的服务外包采纳行为,并在10%的水平上通过了统计性检验;第(2)和(3)列的估计结果显示,连片种植分别在10%和1%的统计水平上提升了农户的服务外包采纳程度。由此可见,连片种植所形成的外包服务的规模化,可以突破小农户分散化和小规模局限性约束,使农户卷入农业纵向分工。这也意味着,农业生产中所出现的“规模不经济”“无人种地”“惜地情结”等问题将由此得到改善,从而减少农户的撂荒行为。

5. 情景分析

(1)基于耕地禀赋差异的情景分析。理论和实证分析均表明,连片种植抑制农户撂荒的作用机理在于:通过形成规模化的外包服务供给,从而将农户纳入分工经济。但实际上,服务外包市场的形成不仅依赖于充足的市场容量,还会受到耕地禀赋条件的影响,例如耕作坡度、可达性等决定农机作业效果的相关因素。基于此,本文从耕作坡度和交通可达性两个维度<sup>①</sup>,考察连片种植在不同耕地禀赋条件下对农户耕地撂荒影响的差异性。

表6的估计结果显示,连片种植对农地撂荒的抑制效果在耕作坡度较小、交通可达性较高的情境下更为明显。究其原因,尽管连片化种植催生了农户购买服务外包的市场需求,但如果地块的可达性较差或者耕作坡度较大时,农机的作业成本与作业难度将会显著增加,从而导致潜在的服务需求无法转化为有效需求,农户便会因无法卷入分工体系而选择撂荒。这意味着,若想通过连片化种植推进撂荒地的有效治理,则需要以有利的耕

表4 连片种植与农户撂荒行为:稳健性检验

| 变量        | 被解释变量:农户耕地撂荒行为      |                      |                     |                      |
|-----------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
|           | (1)                 | (2)                  | (3)                 | (4)                  |
| 村庄种植专业化程度 | -0.143**<br>(0.063) |                      |                     |                      |
| 村庄作物连片化程度 |                     | -0.112***<br>(0.041) |                     |                      |
| 连片种植      |                     |                      | -0.260**<br>(0.109) | -0.043***<br>(0.013) |
| 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                   |
| 家庭固定效应    | 控制                  | 控制                   | 控制                  | 控制                   |
| 村庄固定效应    |                     |                      |                     | 控制                   |
| 样本量       | 3949                | 3949                 | 1953                | 3949                 |

表5 连片种植与农户撂荒行为:机制检验

| 变量         | 服务外包采<br>纳行为      | 服务外包采<br>纳程度      | 服务外包采<br>纳程度        |
|------------|-------------------|-------------------|---------------------|
|            | (1)面板             | (2)面板             | (3)面板               |
|            | IV-2SLS           | IV-2SLS           | IV-Tobit            |
| 连片种植       | 0.248*<br>(0.148) | 0.420*<br>(0.236) | 2.446***<br>(0.274) |
| 控制变量       | 控制                | 控制                | 控制                  |
| 时间固定效应     | 控制                | 控制                | 控制                  |
| 家庭固定效应     | 控制                | 控制                |                     |
| DWH检验(P值)  | 0.041**           | 0.039**           |                     |
| 第一阶段F值     | 32.140            | 32.140            | 21.550              |
| Wald检验(P值) |                   |                   | 0.000***            |
| 样本量        | 3197              | 3197              | 3185                |

① 对于耕作坡度,以问卷中“承包地所处地形是否为平原”作为划分标准;对于交通可达性,以问卷中“承包地交通条件是否较差”作为划分标准。

地禀赋条件为前提。

(2)基于农田整治的情景分析。前述分析表明,连片化种植对农户撂荒的抑制效果受到耕地禀赋条件的影响。不仅如此,公共选择理论强调,达成集体决策的协商成本会伴随参与人数的增加而增大<sup>[31]</sup>。在家庭联产承包责任制下,当承包户经营的众多地块分散在不同位置时,要与所有相邻地块的农户达成一致的种植决策通常需要面临高昂的协商成本,从而可能导致部分地块仍会发生撂荒。然而,如果政府通过农田整治实现同一权属主体分散地块的集中连片与基础设施的配套供给,再组织农户实施连片种植,那么不仅可以降低农户间的协商成本,还能为农业生产提供良好的耕作条件。因此,可猜测连片种植对农地撂荒的抑制效果可能会随着农田整治实施强度的提升而逐渐增强。

关于农田整治强度的衡量指标,源于问卷中的问项“村庄实施农地并块调整、土地平整工程、农田水利工程及其机耕道路建设工程的项目总数”<sup>①</sup>。表7第(1)列的估计结果显示,连片种植与农田整治强度的交互项在1%的统计水平上显著为负。这表明,随着农田整治强度的增加,连片种植对农地撂荒的抑制效果会更加明显。进一步,本文将农田整治划分为“工程性整治”和“权属性调整”两类,分别引入与连片种植的交互项。第(2)和(3)列的估计结果显示,连片种植与农田工程性整治、与耕地权属调整的交互项分别在5%和10%的统计水平上显著为负。这表明,无论是工程性整治还是权属性调整,在以连片种植推进撂荒地的治理过程中均能起到强化作用。

(3)基于家庭劳动力配置差异的情景分析。在农地撂荒的众多驱动因素中,农村劳动力非农转移往往被视为首要驱动因素。劳动力非农转移不仅会造成农业劳动力数量上的减少,还会因青壮年劳动力的流失引发务农人口的老龄化问题。按本文分析线索,如果连片种植的实施可以将农户卷入生产环节的分工外包,从而减少撂荒。那么,逻辑上,对于因劳动力短缺而撂荒的非农转移家庭,参与连片种植后的撂荒行为应该会得到明显抑制。为此,将研究样本按“家庭是否存在非农转移行为”划分为两组,考察连片种植对农地撂荒影响的效果差异。表8的估计结果显示,对于纯务农家庭,连片种植对撂荒耕地的影响在统计上并不显著。对于务工家庭,连片种植对耕地撂荒的影响在1%的统计水平上显著为负。这表明,连片化种植对撂荒的抑制效果更多体现在劳动力短缺的务工家庭。

6. 进一步讨论

虽然理论和实证结果表明,连片种植是治理撂荒的一项重要策略。但一个不能忽视的事实是,若要实现连片种植的规模化,需要区域内农户在种植品种选择、播种时间、农田植保等一系列生产事

表6 连片种植与农户撂荒行为:耕地禀赋的情景分析

| 变量     | 被解释变量:农户耕地撂荒行为       |                  |                     |                   |
|--------|----------------------|------------------|---------------------|-------------------|
|        | 交通可达性                | 交通可达性            | 耕作坡度较               | 耕作坡度较             |
|        | 较高                   | 较低               | 小                   | 大                 |
| 连片化种植  | -0.069***<br>(0.025) | 0.002<br>(0.087) | -0.093**<br>(0.036) | -0.023<br>(0.020) |
| 时间固定效应 | 控制                   | 控制               | 控制                  | 控制                |
| 家庭固定效应 | 控制                   | 控制               | 控制                  | 控制                |
| 样本量    | 2551                 | 816              | 1011                | 2938              |

表7 连片种植与农户撂荒行为:农田整治强度的情景分析(Probit) N=1505

| 变量         | 被解释变量:农户耕地撂荒行为       |                      |                      |
|------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|            | (1)                  | (2)                  | (3)                  |
| 连片种植       | -0.353***<br>(0.101) | -0.353***<br>(0.101) | -0.297***<br>(0.099) |
| 连片种植×农田整治  | -0.281***<br>(0.100) |                      |                      |
| 连片种植×工程性整治 |                      | -0.304**<br>(0.134)  |                      |
| 连片种植×权属性调整 |                      |                      | -0.426*<br>(0.223)   |
| 农田整治       | -0.167***<br>(0.054) |                      |                      |
| 工程性整治      |                      | -0.186***<br>(0.068) |                      |
| 耕地权属调整     |                      |                      | -0.167<br>(0.130)    |
| 控制变量       | 控制                   | 控制                   | 控制                   |
| 地区固定效应     | 控制                   | 控制                   | 控制                   |

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2017年之后的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。

务上达成一致,而这些往往超出了小农经营的能力范畴。这意味着,连片种植的实施在很大程度上依赖于集体的一致性行动。为此进一步考察村庄的组织化程度在农户参与连片种植过程中的重要作用。

以“村庄内农户加入合作社的比重”作为村庄组织化程度的衡量指标,考察其对连片种植水平的影响。表9的结果显示,村庄的组织化程度分别在1%和5%的统计水平上正向显著影响连片种植水平。从边际效应来看,村庄的组织化程度每提升1%,连片种植水平会增加0.283个单位。这表明,在推进区域作物布局统一的过程中,应充分发挥村庄组织在农户合作与协调生产中的主导作用。

四、结论与讨论

本文构建“连片种植—纵向分工—农地撂荒”的分析线索,基于广东省阳山县2017—2019年三期面板数据,利用面板双向固定效应模型和中介效应模型实证连片种植对农户撂荒行为的影响及其作用路径。结果表明:连片种植对农户耕地撂荒行为具有显著的抑制作用,连片种植程度每提升1个单位,耕地撂荒的可能性减少约4.1%~4.6%。机理检验表明,连片种植所形成的外包服务的规模化供给,能够将农户卷入生产环节的分工外包,从而减少农地撂荒。情景分析表明,在地块耕作坡度较大或者交通可达性较差的情境下,连片种植对农地撂荒的抑制效果较为有限。但如果政府实施了基本农田整治,无论是工程性建设还是权属性调整,都将显著增强连片种植对农地撂荒的抑制作用。此外,与纯务农家庭相比,连片种植对务工家庭的撂荒抑制效果更加明显。进一步的证据表明,连片种植的有效实施在很大程度上依赖于村庄的组织化程度。组织化程度越高,连片种植的实施效果越好。

研究结果的政策含义是:(1)以连片种植推进作物布局的统一化,为生产性服务市场累积充分的市场容量。单个小农户的土地经营规模小而分散,难以形成充足的市场容量。但研究表明,如果区域内农户实施连片种植,则可以将原本分散的服务需求聚合在一起,通过形成外包服务的规模化供给将农户卷入农业纵向分工,从而减少农地撂荒。因此,在微观层面,应诱导各地通过“一村一品、一乡一特、一县一业”形成优势农产品的集群布局与区域专业化;在宏观层面,应强化农业生产布局的连片化,由此扩大农业纵向分工的交易范围与交易频率,诱导农户家庭卷入分工经济,从而减少农地撂荒。(2)以政府为主导推进基本农田整治,为连片种植的实施提供条件保障。根据研究结论,相较于没有实施工程性整治与权属调整的村庄,实施工程性整治与权属调整的村庄中,连片种植对撂荒行为的影响效应更为显著。因此,建议政府加大对农田整治政策的资金投入,并以新一轮《高标准农田建设规划(2021—2030年)》为契机,逐步加强农田整治政策的实施力度。通过土地平整、田间道路修建、灌溉设施改造等工程性措施,改善农田基础设施条件,减少耕地细碎化问题。特别是在撂荒现象严重的地区,应集中资源进行高强度整治,为连片种植的实施提供必要的条件保障。(3)加强农村基层组织建设,提升村庄的组织化程度。研究表明,连片种植的有效实施在很大程度上依赖于村庄的组织化程度。如果没有村庄组织来构建内部的合作秩序、统筹协调农户的生产行为,仅依靠农户间自发的合作将会面临极高的协商成本,从而难以达成连片种植的集体行动。因此,政府应通过政策引导和资金支持,鼓励和扶持村集体经济、农民专业合作社等合作组织的发展。尤其是在人口外流严重的地区,应着力提升村庄的组织化程度,构建村社成员与村庄组织之间的合作信任机制,以确保村庄经济组织在协调农户合作与生产中的主导性作用,从而有效减少农地撂荒现象。

表8 连片种植与农户撂荒行为:家庭劳动力配置差异的情景分析

| 变量     | 被解释变量:农户耕地撂荒行为 |                   |
|--------|----------------|-------------------|
|        | 纯务农家庭          | 务工家庭              |
| 连片种植   | -0.021(0.046)  | -0.066*** (0.023) |
| 控制变量   | 控制             | 控制                |
| 时间固定效应 | 控制             | 控制                |
| 家庭固定效应 | 控制             | 控制                |
| 样本量    | 1129           | 2820              |

表9 进一步讨论:村庄组织化对连片种植的影响

N=3949

| 变量      | 被解释变量:连片种植水平     |                 |
|---------|------------------|-----------------|
|         | (1)              | (2)             |
| 村庄组织化程度 | 0.346*** (0.119) | 0.283** (0.121) |
| 控制变量    | 控制               | 控制              |
| 家庭固定效应  | 控制               | 控制              |
| 时间固定效应  |                  | 控制              |

## 参 考 文 献

- [1] 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.
- [2] 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.
- [3] 李升发,李秀彬,辛良杰,等.中国山区耕地撂荒程度及空间分布——基于全国山区抽样调查结果[J].资源科学,2017,39(10):1801-1811.
- [4] CHEN Q R, WU M Y, XIE H L. Tillage conditions or social economy? An analysis of the dominant driving force of farmland marginalization from the farmers' perspective[J]. Land use policy, 2023, 133: 106870.
- [5] 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.
- [6] 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.
- [7] 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.
- [8] 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.
- [9] 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.
- [10] 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.
- [11] 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.
- [12] 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.
- [13] 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.
- [14] 洪炜杰.自然禀赋与农地撂荒——基于对农户承包地规模的考察[J].南京农业大学学报(社会科学版),2022,22(5):124-135.
- [15] 罗必良.农地确权、交易含义与农业经营方式转型——科斯定理拓展与案例研究[J].中国农村经济,2016(11):2-16.
- [16] 钟文晶,韩璐琦,陈婷.正式制度与非正式制度:地权交易中的互动逻辑[J].学术研究,2021,(4):87-94.
- [17] 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.
- [18] 亚当·斯密.国民财富的性质和原因的研究[M].郭大力,王亚南,译.北京:商务印书馆,1997.
- [19] LIU G H, MA Z X, GUO S L, et al. How does farmers' differentiation affect farmland abandonment from the perspective of land attachment and generational differences? Evidence from Sichuan Province, China[J]. Environmental development, 2023, 48: 100924.
- [20] MIN R, YANG H X, MO X, et al. Does institutional social insurance cause the abandonment of cultivated land? Evidence from rural China[J]. International journal of environmental research and public health, 2022, 19(3): 1117.
- [21] 罗必良.论农业分工的有限性及其政策含义[J].贵州社会科学,2008(1):80-87.
- [22] 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.
- [23] 田孟,贺雪峰.中国的农地细碎化及其治理之道[J].江西财经大学学报,2015(2):88-96.
- [24] 张露,罗必良.规模经济抑或分工经济——来自农业家庭经营绩效的证据[J].农业技术经济,2021(2):4-17.
- [25] 郑旭媛,林庆林.生产外包服务发展对农村劳动力非农化配置的影响——基于农户异质性与环节异质性的视角[J].农业技术经济,2021(6):101-114.
- [26] 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):69-78.
- [27] 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.
- [28] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.
- [29] 梁志会,张露,刘勇,等.农业分工有利于化肥减量施用吗?——基于江汉平原水稻种植户的实证[J].中国人口·资源与环境,2020,30(1):150-159.
- [30] 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(1):17-31.
- [31] OLSON M. The logic of collective action[M]. Cambridge: Harvard University Press, 1965.

## The Effect of Contiguous Planting on Farmers' Abandonment Behavior

——Based on the Analytical Clues of “Contiguous Planting—Vertical Division of Labor—Farmland Abandonment”

ZHUANG Jian, LUO Biliang

**Abstract** Farmland abandonment and its management is an important issue that has garnered significant attention. This paper constructs an analytical framework of “Contiguous Planting - Vertical Division of Labor-Agricultural Land Abandonment” to examine the impact of contiguous planting on farmers' abandonment behavior and its underlying mechanisms. The analysis reveals that participation in contiguous planting significantly inhibits farmers' abandonment behavior; for each unit increase in the degree of contiguous planting, the likelihood of abandonment decreases by 4.1% to 4.6%. Mechanism test indicates that the service scale created by contiguous planting allows farmers to outsource their involvement in production processes, thereby reducing farmland abandonment. Scenario analysis shows that in situations where the slope of the land is steep or accessibility is poor, the inhibitory effect of contiguous planting on farmland abandonment is relatively limited. However, if the government implements basic farmland consolidation, whether through engineering construction or property rights adjustment, it will significantly enhance the inhibitory effect of contiguous planting on farmland abandonment. Furthermore, the effect of contiguous planting on reducing abandonment is more pronounced for migrant workers families compared to purely farming households. Additional evidence suggests that effective implementation of contiguous planting largely depends on the degree of village organization. The higher the degree of village organization, the better the implementation effect of contiguous planting. Therefore, the paper holds that promoting the specialization of regional crop layout through contiguous planting is an important approach to govern farmland abandonment through service-scale management.

**Key words** farmland abandonment; contiguous planting; vertical division of labor; outsourcing services

(责任编辑:陈万红)