华南农业大学学报(社会科学版)
2021年第6期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第20卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

农业生产性服务对农地抛荒的抑制效应

陈景帅[a],韩 青[b]

(中国农业大学 a.经济管理学院;b.北京食品安全政策与战略研究基地,北京 100083)

摘 要:基于2016年、2018年中国劳动力动态调查数据(CLDS),实证分析了农业生产性服务对农地抛荒的影响。研究表明:农业生产性服务对农户是否抛荒及抛荒程度均有显著的抑制作用;不同环节的生产性服务对抛荒的影响存在明显差异,抑制作用大小依次为种植规划服务、机耕服务和病虫害防治服务,灌溉服务和生产资料购买服务影响不显著。与单环节生产性服务相比,"种植规划+机耕""种植规划+病虫害防治"和"机耕+病虫害防治"等多环节生产性服务对抛荒的抑制作用更明显;与以村集体为主导的供给模式相比,服务主体的多元化有助于增强生产性服务的抑制作用。机制检验发现,农业生产性服务通过缓解劳动力约束和弱化耕地资源禀赋的限制来抑制农地抛荒;从农户禀赋来看,农业生产性服务对农地抛荒的抑制作用在家庭务农收入占比较低、有65岁及以上老人、土地产权模糊的农户中表现更加明显。

关键词:农地抛荒;农业生产性服务;要素禀赋;服务主体

中图分类号:F301.21 **文献标识码**:A **文章编号**:1672-0202(2021)06-0023-12

一、引言

改革开放以来,随着非农产业的发展和农村劳动力流动管制的放松,中国农村居民生计策略发生显著变化,农地"边缘化"倾向愈发明显,农村地区出现不同程度的抛荒现象[1]。根据中国科学院资源环境数据云平台的土地变更调查数据显示,2017年中国粮食主产区撂荒面积达6082.95万亩,约占当年粮食主产区耕地面积的5.85%,所引起的粮食损失量高达2265.6万吨[2]。农地抛荒的出现以及撂荒土地得不到有效利用不仅造成耕地资源浪费,更直接影响着国家粮食安全和农业农村的稳定发展。2021年1月农业农村部印发的《关于统筹利用撂荒地促进农业生产发展的指导意见(农规发(2021)1号)》指出:加强农业生产性服务是遏制农地抛荒的有效措施。农业生产性服务可以通过提供多种托管或外包服务,改变农户生产投入组合和要素配置结构[3],并影响农户的农地处置决策。因此,研究农业生产性服务对农地抛荒的影响及其作用机理,对抑制农地抛荒、促进撂荒土地再利用具有重要的理论和实践价值。

现有研究中,农地抛荒的生成机制与破解之道是学界关注的重点内容。学者们运用行为选择理论、比较优势理论和产权理论对农地抛荒的成因进行了理论剖析。其中,打工经济导致的务农劳动力缺失是造成农地抛荒的直接原因[4],农业比较收益偏低[5]、农地产权模糊[6]和生产成本持续攀升[7]使得农户选择退出农业经营。与此同时,已有实证研究重点分析了农户家庭特征、耕地质量、自然条件、地区发展水平和农业基础设施等因素对农地抛荒的影响[8-10],并对农地抛荒的治理路径进行了探索,如推动土地确权颁证[11]、提高机械化水平[12]、培育新型农业经营主体[13]等。

中国农村地区普遍存在着以家庭农场、农业专业合作社、农事企业和农机推广站为主体的农

收稿日期:2021-08-01 **DOI**:10.7671/j.issn.1672-0202.2021.06.003

基金项目:国家社会科学基金项目(19BJY111);农业农村部委托项目(102019029)

作者简介:陈景帅(1995—),男,山东泗水人,中国农业大学经济管理学院博士研究生,主要研究方向为农业经济理论与政策。E-mail:cjs951205@163.com

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

业生产性服务组织,其以村集体为依托,联合村内具有病虫害防治、农机操作经验的村民,为农户等农业经营主体提供劳务、农机、技术等农业生产性服务。王玉斌和李乾[14]指出,村集体提供农业生产性服务对粮食增产和农民增收均具有促进作用。江光辉和胡浩[15]研究发现,工商资本介入下的村级农业生产性服务供给促进了农地流转,扩大了农户粮食生产规模。同时,现有研究还从农户视角出发,重点分析了农户农业生产性服务使用意愿以及农业生产性服务对农业生产和农户福利的影响[16-18],如农业生产性服务提高了农户土壤保护的参与程度[19]和农地规模经营程度[20],促进了农地流转[21]。

综上所述,已有文献为本文研究提供了重要参考,但仍存在一定的局限性。一方面,现有研究缺少关于农业生产性服务对农地抛荒影响机理的分析及不同环节、不同服务主体对抛荒影响的异质性研究;另一方面,缺乏农业生产性服务对抛荒影响的农户异质性视角的分析。基于此,本文可能的贡献在于:第一,分析农业生产性服务对农地抛荒的影响机理,进一步利用中国劳动力动态调查数据(CLDS)实证检验农业生产性服务抑制农地抛荒的总体效应;第二,立足于农业生产性服务的不同环节和服务主体的差异,考察单环节生产性服务和多环节生产性服务及不同服务主体提供的生产性服务对农地抛荒影响的差异性;第三,从缓解劳动力约束和弱化耕地资源禀赋的限制两个方面,实证检验农业生产性服务对农地抛荒的作用机制,并分析农业生产性服务对不同禀赋农户的异质性影响。

二、理论分析与研究假说

农业生产性服务作为专业化分工的产物,是推动农业现代化建设的重要动力。农业生产性服务的出现不仅影响着农户的要素投入,更使农业经营方式发生显著变化。从作用机制来看,农业生产性服务主要通过缓解农户劳动力约束和弱化耕地资源禀赋的限制来抑制农地抛荒。

劳动力约束是指随着农村劳动力外流和老龄化程度加重,投入农业经营的有效劳动力不足,进而对农地经营产生负面影响。一方面,随着农户非农就业比重的提高,劳动力的务农机会成本上升,农业劳动力总量减少,而农业生产的劳动强度大,务农劳动力不足会减少农户参与农业生产,甚至退出农地经营。另一方面,劳动力约束还表现为劳动力老龄化程度加重。老龄化使农业生产面临新一代劳动力不愿种地和老一代劳动力无力种地的代际断层。此外,谢花林等[22]指出农村老年劳动力经历了土改、包产到户等事件,耕地财产化倾向较强,不愿轻易放弃或流转农地,选择粗放利用或闲置农地的概率较高。

根据诱致性技术变迁理论,作为理性经济人,农户会选择价格相对较低的要素替代价格较为昂贵的要素。农业生产性服务为农户提供了资本替代劳动的渠道。农户通过购买农业生产性服务,将部分或全部生产环节交给服务组织来完成,能够弥补务农劳动力不足的短板,减少农地抛荒。同时,农业生产性服务因其不改变土地承包权和经营权,能够保留农地的物质生产功能和社会保障功能[23],有效满足老年劳动力保有农地的现实需求,从而避免农地闲置,减少农地抛荒。基于上述分析,提出如下研究假说:

假说1:农户劳动力非农就业比重上升、老龄化程度加重会导致农地抛荒;

假说2:农业生产性服务能够通过缓解农户劳动力约束减少农地抛荒,即非农就业比重上升、老龄化程度加重对农地抛荒的影响在农业生产性服务的作用下得到减弱。

中国耕地资源存在细碎化程度高、经营规模小的特征,影响农户要素配置结构和农业经营决策。第一,耕地细碎化意味着地块的空间破碎和分散化,增加了农业用工成本和生产资料的运输损耗,且作业难度较大,降低农户种田的积极性。第二,农地经营存在明显规模经济。当农地小于一定规模时,农业经营无法达到最优规模,此时农户退出农业生产的门槛较低,抛荒的预期损失较小;而当农地达到一定规模后,农户能够实现投入要素结构的合理配置,获得农地经营的规模效

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

益,农户选择抛荒的可能性下降。这表明,农地规模与抛荒之间可能存在倒“U”型关系,而现阶段我国农业经营仍是以小规模、分散化为主,在短时期内不会得到根本性改善,从而产生农地抛荒问题。

农业生产性服务可以通过作物“趋同”种植和引导农户“联耕联种”[24],改变单一农户分散化的经营格局,弱化土地细碎化对农业经营的负面影响。同时,与农户自主作业相比,农业生产性服务在成本节约上具有明显的优势。此外,专业化、规模化的农业生产性服务利用分工优势可以实现生产环节的规模经营[23],使农业投入的资源和要素达到最优组合,弱化农地规模的限制,减少农户小规模经营所带来的农地抛荒。基于此,提出如下研究假说:

假说 3: 农地抛荒受到土地细碎化、农地规模小等耕地资源禀赋的影响。

假说 4: 农业生产性服务能够通过弱化耕地资源禀赋的限制抑制农地抛荒。

从上述分析可以看出,作为理性的农业生产经营主体,农户在决定是否抛荒时,不仅受到自身要素禀赋的影响,同时也会充分考虑外部约束条件。现阶段农业生产性服务不断发展,为农户突破原有的劳动力、土地等资源禀赋的限制提供了路径,通过增加农业生产性服务的投入,农户可以缓解务农劳动力约束和弱化耕地资源禀赋的限制,减少农地抛荒。基于此,提出如下研究假说:

假说 5: 农业生产性服务能够抑制农地抛荒。

三、数据来源、变量选取与模型设定

(一) 数据来源

本文使用的数据为 2016 年、2018 年中国劳动力动态调查数据(CLDS) 。该数据由中山大学社会调查中心主持,采用多阶段、多层次与按照规模成比例的概率(PPS) 抽样,运用轮换追踪的方法,分为村居、家庭和个人问卷三类,调查范围覆盖中国大陆 29 个省市(西藏和海南除外) 。本研究主要利用村庄和农户层面的数据,剔除家庭内无农地以及数据缺失严重的样本。考虑到当农业经营超过一定规模后,农业经营主体的性质和生产特征会发生显著变化,因此进一步剔除了农地规模大于 300 亩的农户样本,本研究最终使用的样本数量为 8028 户农户。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

借鉴郑沃林等[11]的思路,选取“农地抛荒行为”(抛荒 = 1; 未抛荒 = 0) 和“农地抛荒率”(抛荒农地面积/承包地总面积) 作为被解释变量。

2. 核心解释变量

CLDS 数据中,农业生产性服务主要包括生产资料购买服务、种植规划服务、机耕服务、灌溉服务、病虫害防治服务 5 类。若农户所在村集体提供此类服务,则赋值为 1,反之为 0; 当村集体提供以上任意一类服务,则农业生产性服务变量赋值为 1,否则为 0。

3. 关键解释变量

(1) 劳动力非农就业比重。利用农户非农就业劳动力数量占家庭劳动力总量的比重来衡量,农户非农就业比重越高,家庭务农劳动力数量越少,面临的务农劳动力约束越明显。

(2) 老龄化。参照已有研究[25],以 65 岁作为老龄化的年龄界限,当户主年龄大于等于 65 岁时,赋值为 1; 小于 65 岁时,赋值为 0。

(3) 农地规模。采用农户家庭承包地面积来衡量,并利用农地规模二次项来验证农地规模与农地抛荒之间可能存在的倒“U”型关系。

(4) 地貌类型。由于 CLDS 数据中没有农户地块数量及面积,已有研究证实地貌类型是导致耕地细碎化的重要原因[26],与平原地区相比,丘陵和山地地区的地块更为零碎。因此使用地貌类

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

型作为耕地细碎化的代理变量,具体设定为:平原=1,丘陵=2,山地=3。

4.控制变量

为了保证估计结果的合理性和可靠性,参照已有研究选取受访农户的户主特征、家庭特征和村庄特征等作为控制变量。户主特征包括户主的性别、受教育程度和婚姻状况;家庭特征包括家庭规模、家庭收入、农业收入占比、农业补贴、农业专业化程度、农地确权和自有农机;村庄特征包括农业生产合作社、土地调整、非农经济和村庄位置。同时,为了控制随地区、时间变化的不可观测因素,进一步增加了省份虚拟变量和时间虚拟变量,具体的变量选取及含义如表1所示。

表1 变量定义与描述性统计

变量名称		含义与赋值	均值	标准差
被解释变量	农地抛荒行为	农户抛荒=1;未抛荒=0	0.127	0.333
	农地抛荒率	农地抛荒面积/农地承包总面积	0.065	0.210
核心解释变量	农业生产性服务	村集体是否提供生产性服务:提供=1;未提供=0	0.711	0.453
	生产资料购买服务	村集体是否提供统一的生产资料购买服务:提供=1;未提供=0	0.098	0.297
	种植规划服务	村集体是否提供统一的种植规划服务:提供=1;未提供=0	0.270	0.444
	机耕服务	村集体是否提供统一的机耕服务:提供=1;未提供=0	0.310	0.463
	灌溉服务	村集体是否提供统一的灌溉排水服务:提供=1;未提供=0	0.395	0.489
	病虫害防治服务	村集体是否提供统一的病虫害防治服务:提供=1;未提供=0	0.394	0.489
关键解释变量	非农就业比重	非农劳动力占家庭劳动力总量的比重	0.535	0.381
	老龄化	户主年龄是否大于65岁:是=1;否=0	0.218	0.413
	农地规模	农户农地承包面积:亩(对数)	9.811	17.300
	农地规模二次项	农户农地承包面积的平方	299.834	2523.552
	地貌类型	平原=1;丘陵=2;山地=3	1.856	0.843
户主特征	性别	男=1;女=0	0.919	0.273
	受教育程度	未上过学=0;小学/私塾=1;初中=2;普通高中/职高/技校/中专=3;大专/大学本科=4;研究生及以上=5	1.481	0.848
	婚姻状况	在婚=1;其他=0	0.913	0.282
家庭特征	家庭规模	人	4.834	2.121
	家庭年收入	家庭总收入:元(对数)	9.980	1.196
	农业收入比重	农、林、牧、副、渔业总收入/家庭总收入	0.419	0.435
	农业生产性补贴	从事农业生产经营是否获得政府补贴:是=1;否=0	0.472	0.499
	农业专业化程度	是否为农业生产专业户:是=1;否=0	0.080	0.271
	土地确权颁证	是否已经领到《农村土地承包经营权证书》:是=1;否=0	0.500	0.500
	自有农机	是否拥有大型农具:是=1;否=0	0.028	0.165
村庄特征	农业生产合作社	村内是否拥有农业生产合作社:是=1;否=0	0.326	0.469
	土地调整	村庄土地调整次数	0.253	0.682
	村域非农经济	村内是否有非农业经济(第二三产业):是=1;否=0	0.213	0.410
	村庄位置	是否为大中等城市郊区:是=1;否=0	0.058	0.234

(三)模型设定

模型中的核心解释变量“农业生产性服务”和被解释变量“农地抛荒行为”,均为典型的二分变量,因此采用Logit模型进行估计。而在对“农地抛荒率”进行分析时,由于相当一部分农户不存在抛荒行为,即农地抛荒率为0,因此参考已有研究,利用Tobit模型进行回归分析。本文的基准模型设定为:

$$\text{abandon}_i = \alpha_0 + \beta\text{service}_i + \delta\text{controls}_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$\text{abandon_rate}_i = \lambda_0 + \rho\text{service}_i + \sigma\text{controls}_i + \xi_i \quad (2)$$

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

其中,$abandon_i$ 和 $abandon_rate_i$ 表示第 i 个农户的农地抛荒行为和农地抛荒率; $service_i$ 表示农业生产性服务,$controls_i$ 表示各控制变量,如户主特征、家庭特征和村庄特征等; α_0 和 λ_0 为常数项,β、δ、ρ 和 σ 为估计系数,ε_i 和 ξ_i 表示随机扰动项。

四、农业生产性服务影响农地抛荒的实证分析

(一) 基准回归结果分析

表 2 为基准回归结果,可以看出,农业生产性服务对农地抛荒行为和抛荒率的回归系数均显著为负,说明农业生产性服务对农户是否抛荒和抛荒规模均存在显著的抑制作用。边际效应分析可知,农业生产性服务使农户选择农地抛荒的概率下降 2.6%,使农地抛荒率降低 1.5%,即抛荒面积平均减少约 0.147 亩①。这说明农业生产性服务既能改变农户的农地抛荒决策,也有助于降低农地抛荒规模。假说 5 得到验证。

关键解释变量的回归结果基本符合预期。农户家庭劳动力非农就业比重对农地抛荒的估计系数在 1% 的统计水平上显著为正,即非农就业比重上升,务农劳动力数量减少,农户抛荒的可能性提高。老龄化估计结果也支持了前文的理论分析,与户主年龄小于 65 岁的农户相比,户主年龄大于等于 65 岁的农户选择农地抛荒的概率提高 1.5%,且在 10% 的统计水平上显著,说明老龄化程度的提高弱化农户参与农业生产的能力,但强化了农户保有土地的意愿,从而导致农地闲置、撂荒,假说 1 得到验证。

表 2 估计结果显示,农地规模一次项系数为正,二次项系数为负,两者均统计显著,说明农地规模与农地抛荒之间存在倒“U”型关系,与理论分析结果一致。地貌类型的边际效应分析表明,与平原相比,村庄地貌复杂程度每提高一个等级,如从平原提高到丘陵或者由丘陵提高到山地,农户选择抛荒的概率增加 1.2%,抛荒率上升 1.0%,说明随着地貌类型更加复杂,农地细碎化程度更高,农地经营的用工成本和作业难度增加,农户从事农地经营的意愿降低,估计结果验证了假说 3。

表 2　农业生产性服务对农地抛荒影响的估计结果

变量	农地抛荒行为		农地抛荒率	
	Logit	dy/dx	Tobit	dy/dx
核心解释变量				
农业生产性服务	-0.264*** (0.086)	-0.026*** (0.008)	-0.083** (0.037)	-0.015** (0.006)
关键解释变量				
劳动力非农就业比重	0.595*** (0.122)	0.058*** (0.012)	0.300*** (0.053)	0.053*** (0.009)
老龄化	0.153* (0.090)	0.015* (0.009)	0.052(0.039)	0.009(0.007)
农地规模	0.022*** (0.005)	0.002*** (0.000)	0.006*** (0.002)	0.001*** (0.000)
农地规模二次项	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)
地貌类型	0.127** (0.055)	0.012** (0.005)	0.055** (0.023)	0.010** (0.004)
户主特征				
性别	0.194(0.142)	0.019(0.014)	0.085(0.062)	0.015(0.011)
受教育程度	-0.032(0.044)	-0.003(0.004)	-0.022(0.019)	-0.004(0.003)
婚姻状况	-0.089(0.129)	-0.009(0.013)	-0.036(0.056)	-0.006(0.010)
家庭特征				
家庭规模	0.019(0.017)	0.002(0.002)	0.005(0.008)	0.001(0.001)
家庭年收入	-0.140*** (0.035)	-0.014*** (0.003)	-0.077*** (0.016)	-0.013*** (0.003)

① 按照均值计算。

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

续表2

变量	农地抛荒行为		农地抛荒率	
	Logit	dy/dx	Tobit	dy/dx
农业收入比重	-0.699***(0.111)	-0.068***(0.011)	-0.342***(0.047)	-0.060***(0.008)
农业生产性补贴	-0.247***(0.080)	-0.024***(0.008)	-0.158***(0.034)	-0.028***(0.006)
农业专业化程度	-0.104(0.161)	-0.010(0.016)	-0.007(0.066)	-0.001(0.012)
土地确权颁证	-0.051(0.079)	-0.005(0.008)	-0.019(0.034)	-0.003(0.006)
自有农机	-0.094(0.239)	-0.009(0.023)	-0.019(0.102)	-0.003(0.018)
村庄特征				
农业生产合作社	-0.203**(0.090)	-0.020**(0.009)	-0.076**(0.038)	-0.013**(0.007)
土地调整	-0.035(0.059)	-0.003(0.006)	-0.032(0.026)	-0.006(0.004)
村域非农经济	-0.055(0.098)	-0.005(0.010)	0.030(0.043)	0.005(0.008)
村庄位置	-0.550**(0.217)	-0.054**(0.021)	-0.166*(0.092)	-0.029*(0.016)
时间虚拟变量				
2018年(参照组:2016年)	-0.303***(0.088)	-0.028***(0.008)	-0.142***(0.037)	-0.024***(0.006)
常数项	-2.477***(0.555)		-0.836***(0.222)	
省份虚拟变量	控制		控制	
样本量	8028	8028	8028	8028
Chi-squared	624.280***			
F统计值			16.963***	
Pseudo R^2	0.1471		0.1388	

注: ***、**、* 分别表示在1%、5% 和10% 的水平上显著;括号内为标准误。下同。

(二)不同环节的农业生产性服务对农地抛荒的影响

表3显示,不同环节的农业生产性服务对农地抛荒的影响呈现明显差异。其中,种植规划服务、机耕服务和病虫害防治服务不同程度地抑制了农地抛荒,而灌溉服务、生产资料购买服务的估计结果不显著。边际效应分析表明,种植规划服务、机耕服务和病虫害防治服务使农户选择农地抛荒的概率分别下降5.5%、5.1%和4.1%,使抛荒率分别降低3.0%、3.8%和2.1%。可见,产前环节的技术规划和指导对农地抛荒的抑制作用最明显,而在产中环节,机耕服务对农地抛荒的影响要明显高于病虫害防治服务和灌溉服务,即劳动密集型环节服务较其他环节的生产性服务对抑制农地抛荒的贡献更加突出。

在回归结果中,生产资料购买服务和灌溉服务对农地抛荒不存在显著影响。原因在于生产资料购买服务仅改变了生产资料的购买方式,并不影响农户要素配置结构,对农业生产不存在显著影响[3]。而灌溉服务影响不显著可能是由不同地区水源充足性的差异造成的。在农业生产中,灌溉服务对灌溉水源缺乏地区农地抛荒的影响更加明显。本文通过实证分析发现在以雨雪灌溉为主的地区,灌溉服务显著降低了农户选择抛荒的概率,而在灌溉水源充足地区(以江河水为灌溉水源)影响不显著①。

(三)多环节农业生产性服务对农地抛荒的影响

依据前文结果,选取估计结果显著的种植规划服务、机耕服务和病虫害防治服务,探究多环节农业生产性服务对农地抛荒的影响。

表3显示,"种植规划+机耕服务""种植规划+病虫害防治服务"和"机耕+病虫害防治服务"使农户选择农地抛荒的概率分别下降12.5%、10.7%和6.2%,使抛荒率分别下降8.3%、6.2%和4.0%,均大于三种服务的单一作用效果。而且,"种植规划+机耕服务"和"种植规划+病虫害防治服务"对农地抛荒的抑制作用,要明显大于产中环节的"机耕+病虫害防治服务"。这表

① 限于篇幅,本文未将估计结果列出,备索。

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

明,就抑制抛荒而言,在注重产中劳动密集型环节和技术密集型环节密切配合的同时,增加产前环节的技术规划和指导,能够显著抑制农地抛荒。

当种植规划服务、机耕服务和病虫害防治服务同时供给时,农户选择农地抛荒的概率减少 17.8%,分别比提供"种植规划 + 机耕服务""种植规划 + 病虫害防治服务"和"机耕 + 病虫害防治服务"高出 5.3、7.1 和 11.6 个百分点。这种抑制作用还表现为抛荒规模的下降,"种植规划 + 机耕 + 病虫害防治服务"使农地抛荒率下降 11.0%,说明随着农业生产性服务由单环节向多环节转变,农业生产性服务对农地抛荒的抑制作用逐渐增强。

表 3　不同环节的农业生产性服务对农地抛荒影响的估计结果

变量		因变量: 农地抛荒行为				
		Logit	dy/dx	Chi-squared	Pseudo R^2	样本量
单环节	生产资料购买服务	-0.245(0.176)	-0.029(0.021)	311.860***	0.1686	2595
	种植规划服务	-0.518***(0.121)	-0.055***(0.013)	408.369***	0.1502	4208
	机耕服务	-0.606***(0.125)	-0.051***(0.010)	468.153***	0.1946	4761
	灌溉服务	-0.153(0.108)	-0.016(0.011)	445.009***	0.1443	5148
	病虫害防治服务	-0.412***(0.107)	-0.041***(0.011)	465.033***	0.1604	5399
多环节	种植规划 + 机耕服务	-1.297***(0.207)	-0.125***(0.020)	334.948***	0.1956	2793
	种植规划 + 病虫害防治服务	-1.032***(0.164)	-0.107***(0.017)	360.064***	0.1748	3199
	机耕 + 病虫害防治服务	-0.675***(0.151)	-0.062***(0.014)	390.267***	0.1888	3726
	种植规划 + 机耕 + 病虫害防治服务	-1.863***(0.319)	-0.178***(0.030)	318.416***	0.2038	2625
变量		因变量: 农地抛荒率				
		Tobit	dy/dx	F 统计值	Pseudo R^2	样本量
单环节	生产资料购买服务	-0.049(0.069)	-0.008(0.012)	47.469***	0.2128	3097
	种植规划服务	-0.169***(0.048)	-0.030***(0.008)	50.344***	0.1670	4487
	机耕服务	-0.226***(0.050)	-0.038***(0.008)	43.160***	0.1827	4839
	灌溉服务	-0.037(0.046)	-0.006(0.008)	69.487***	0.1545	5481
	病虫害防治服务	-0.119***(0.044)	-0.021***(0.008)	56.793***	0.1560	5484
多环节	种植规划 + 机耕服务	-0.500***(0.072)	-0.083***(0.012)	45.351***	0.2241	3127
	种植规划 + 病虫害防治服务	-0.357***(0.062)	-0.062***(0.011)	44.329***	0.1994	3533
	机耕 + 病虫害防治服务	-0.230***(0.060)	-0.040***(0.010)	42.080***	0.1826	3808
	种植规划 + 机耕 + 病虫害防治服务	-0.665***(0.100)	-0.110***(0.016)	45.062***	0.2329	2959

注: 单环节农业生产性服务的变量设置为: 当村集体提供某项农业生产性服务,赋值为 1; 未提供任何农业生产性服务,赋值为 0。同理,多环节农业生产性服务的变量设置为: 当村集体同时提供多个环节的农业生产性服务,赋值为 1; 未提供任何农业生产性服务,赋值为 0。限于篇幅,控制变量的估计结果留存备索。

(四) 不同主体提供的农业生产性服务对农地抛荒的影响

在 CLDS 村庄数据中,农业生产性服务来源主要有两种: 一是以村集体为主导的供给模式,包括联合农机推广站等政府部门、志愿组织以及村内个体户、专业户等经营主体; 二是农事企业(专业化服务公司) 主导的供给方式。由于 2016 年由农事企业提供农业生产性服务的村庄占比较低,且集中在机耕服务,约占村庄数量的 10%,按照基准回归进行估计可能导致结果不准确。因此,通过重新组合数据,利用双重差分法(DID) 进行估计,以 CLDS 数据中所在村庄在 2016 年、2018 年均提供农业生产性服务的追踪调查农户作为样本,保留 2016 年所在村庄仅由村集体为主导提供农业生产性服务的农户,构建两期面板数据。若 2018 年存在农事企业提供农业生产性服务,则赋值为 1; 仅由村集体为主导提供农业生产性服务,赋值为 0。

表 4 汇报了不同主体提供的农业生产性服务对农地抛荒的影响。结果显示,双重差分的估计系数为负,且在 10% 的统计水平上显著。边际效应分析表明,与以村集体为主导的供给模式相比,农事企业提供农业生产性服务使农户选择农地抛荒的概率下降 11%,使农地抛荒率降低 8.3%。

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

原因可能在于,与村集体经济组织相比,农事企业具有市场化属性,在农业机械更新和先进生产技术应用上更具优势,这有助于增强农业生产性服务对抛荒的抑制作用。该研究结论说明,随着农业生产性服务的市场化和服务主体的多元化,农业生产性服务对农地抛荒的抑制作用显著增强,这有助于在长期内形成对农地抛荒的持久性影响。

表4 不同服务主体提供农业生产性服务对农地抛荒影响的估计结果

变量	农地抛荒行为		农地抛荒率	
	Logit	dy/dx	Tobit	dy/dx
DID(对接农事企业)	-1.770* (0.989)	-0.110* (0.061)	-0.468** (0.229)	-0.083** (0.041)
关键解释变量	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制
时间虚拟变量	控制	控制	控制	控制
样本量	1692	1692	1692	1692
极大似然估计值	-443.800		-469.052	
Chi-squared	102.730***		166.757***	

(五)农业生产性服务对农地抛荒影响的机制检验

1.假说2:农业生产性服务、劳动力约束与农地抛荒

为了对假说2进行检验,在基准回归的基础上进一步加入了农业生产性服务与劳动力约束的交互项。表5估计结果表明,农业生产性服务与劳动力非农就业比重的交互项在10%统计水平上显著影响农地抛荒,且估计系数为负,说明农业生产性服务能够弱化务农劳动力不足对农地抛荒的作用。同理,农业生产性服务与老龄化的交互项的回归系数在5%的统计水平上显著为负,表明老龄化对农地抛荒的影响在农业生产性服务的作用下得到减弱。回归结果表明农业生产性服务能够通过缓解劳动力约束,抑制农地抛荒,假说2得到验证。

表5 农业生产性服务、劳动力约束与农地抛荒的机制检验

变量	农地抛荒行为		农地抛荒行为	
	Logit	dy/dx	Logit	dy/dx
农业生产性服务	-0.236*** (0.090)	-0.023*** (0.009)	-0.176* (0.097)	-0.017* (0.009)
劳动力非农就业比重	0.875*** (0.204)	0.085*** (0.020)	0.593*** (0.122)	0.058*** (0.012)
农业生产性服务×劳动力非农就业比重	-0.412* (0.233)	-0.040* (0.023)		
老龄化	0.153* (0.090)	0.015* (0.009)	0.410*** (0.145)	0.040*** (0.014)
农业生产性服务×老龄化			-0.373** (0.174)	-0.036** (0.017)
农地规模	0.021*** (0.005)	0.002*** (0.000)	0.022*** (0.005)	0.002*** (0.000)
农地规模二次项	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)
地貌类型	0.128** (0.055)	0.012** (0.005)	0.126** (0.055)	0.012** (0.005)
控制变量	控制		控制	
时间虚拟变量	控制		控制	
省份虚拟变量	控制		控制	
样本量	8028	8028	8028	8028
Chi-squared	628.509***		625.242***	
Pseudo R^2	0.1476		0.1478	

注:第1~2列为农业生产性服务×劳动力非农就业比重对农地抛荒行为影响的估计结果;第3~4列为农业生产性服务×老龄化对农地抛荒行为影响的估计结果。限于篇幅,因变量为农地抛荒率的估计结果留存备索。

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

2. 假说 4: 农业生产性服务、耕地资源禀赋与农地抛荒

由于农地规模与抛荒之间存在倒“U”型关系,估计模型中具有农地规模的二次项,引入交互项容易产生过多的高次项,影响结果的准确性。因此,参照仇童伟[27]的做法,分别求解在村集体提供和未提供农业生产性服务的情况下,农地规模、地貌类型对农地抛荒的边际效应,具体如图 1 和图 2 所示。由图 1 可知,农地规模与抛荒之间存在倒“U”型关系,与未提供农业生产性服务相比,村集体提供农业生产性服务能够弱化农地规模对抛荒的影响。类似地,图 2 显示,随着地貌类型复杂程度的提高,农户选择抛荒的概率上升,而村集体提供农业生产性服务能够降低地貌类型对农地抛荒的作用。这表明,农业生产性服务能够通过弱化农地规模、地貌类型等耕地资源禀赋的限制,抑制农地抛荒,假说 4 得到验证。

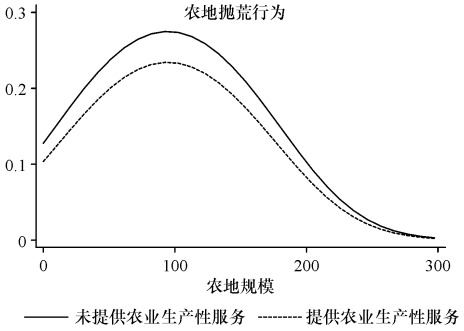

图 1　农业生产性服务、农地规模与农地抛荒

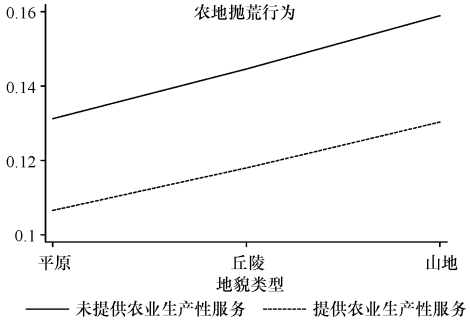

图 2　农业生产性服务、地貌类型与农地抛荒

五、稳健性检验与农户异质性分析

(一) 稳健性检验

为检验估计结果的稳健性,通过重新组合数据,考察当原本提供农业生产性服务的村集体不再提供生产性服务后,农户是否抛荒以及抛荒程度所受到的影响。因此,利用双重差分法(DID) ,以 CLDS 数据中 2016 年、2018 年的追踪调查农户为样本,保留 2016 年所在村庄提供农业生产性服务的农户,构建两期面板数据。当 2018 年农户所在村庄不再提供农业生产性服务时,赋值为 1,其他赋值为 0。

表 6 汇报了稳健性检验的估计结果。可以看出,村集体不再提供农业生产性服务对农地抛荒存在显著的影响,且估计系数在 1% 的统计水平上显著为正。结合边际效应分析结果,当村集体不再提供农业生产性服务,农户选择农地抛荒的概率增加 5.0% ,抛荒率上升 4.1% ,该结果说明基准回归结果是稳健的。

表 6　稳健性检验估计结果

变量	农地抛荒行为		农地抛荒率	
	Logit	dy/dx	Tobit	dy/dx
DID(不再提供农业生产性服务)	0.727*** (0.281)	0.050*** (0.019)	0.190** (0.092)	0.041** (0.020)
关键解释变量	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制
时间虚拟变量	控制	控制	控制	控制
样本量	2276	2276	2276	2276
极大似然估计值	-665.671		-694.028	
Chi-squared	122.563***		217.791***	

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

(二)异质性分析

表7可知,农业生产性服务使务农收入占比较低的农户选择农地抛荒的概率下降3.0%,比务农收入占比较高农户高出0.4个百分点。这是因为,与务农收入占比较高的农户相比,务农收入占比较低农户的务农劳动力数量较少,农业生产面临的劳动力约束更强,农业生产性服务对农地抛荒的抑制作用更明显。类似地,家庭老龄化分组的估计结果表明,当农户家庭有65岁及以上的老人时,农业生产性服务对农地抛荒的抑制作用更明显,这一结果验证了农业生产性服务能够通过缓解劳动力约束,抑制农地抛荒。

农地确权分组的估计结果表明,农业生产性服务使未确权农户选择农地抛荒的概率下降3.8%,但对已确权农户的影响不显著。原因在于完成确权的农户能够通过土地流转等方式弱化耕地资源禀赋的限制,而对于未确权农户,地权不稳定会增加流转过程中的交易成本和产权纠纷,导致农户选择闲置农地。而农业生产性服务可以在不改变承包权、经营权的基础上,保留农户生产经营的决策权,增加了农户经营农地的积极性,从而抑制农地抛荒,这一结果再次验证了假说4。

表7 农业生产性服务对不同禀赋农户农地抛荒行为影响的估计结果

样本分组		农地抛荒行为		样本量	Chi-squared	Pseudo R^2
		Logit	dy/dx			
务农收入占比分组	≥50%	-0.408**(0.179)	-0.026**(0.011)	3305	188.427***	0.1659
	<50%	-0.255**(0.101)	-0.030**(0.012)	4723	404.028***	0.1355
家庭老龄化分组	无65岁及以上老人	-0.145(0.118)	-0.013(0.011)	4751	400.919***	0.1562
	有65岁及以上老人	-0.400***(0.130)	-0.045***(0.015)	3277	248.348***	0.1336
农地确权分组	已确权	-0.182(0.136)	-0.016(0.012)	4011	286.998***	0.1525
	未确权	-0.358***(0.117)	-0.038***(0.012)	4017	369.163***	0.1574

六、结论与启示

本文利用2016年、2018年中国劳动力动态调查数据(CLDS),运用Logit模型和Tobit模型,实证分析了农业生产性服务对农地抛荒的影响及作用机制,并基于不同生产环节、服务主体和农户禀赋,系统考察了农业生产性服务对农地抛荒影响的异质性,研究结果表明:

第一,农业生产性服务对农地抛荒呈现明显的抑制作用。边际效应表明,农业生产性服务使农户选择农地抛荒的概率下降2.6%,使农地抛荒率降低1.5%,农户家庭平均减少抛荒面积约0.147亩。

第二,不同环节的生产性服务对农地抛荒的影响存在明显差异,对农地抛荒的抑制作用依次为:种植规划服务>机耕服务>病虫害防治服务,灌溉服务和生产资料购买服务影响不显著。

第三,多环节农业生产性服务能够显著抑制农地抛荒,且抑制作用明显高于单环节生产性服务。其中,在产中环节的农业生产性服务的基础上,增加产前环节的技术规划和指导能够显著增强对农地抛荒的抑制作用。与村集体为主导的供给模式相比,服务主体的多元化有助于增强农业生产性服务的作用效果。

第四,机制检验表明,农业生产性服务主要通过缓解劳动力约束和弱化耕地资源禀赋的限制来抑制农地抛荒。而且,农业生产性服务对不同禀赋农户农地抛荒的抑制作用存在明显差异,具体来看,农业生产性服务对农地抛荒的抑制作用在家庭务农收入占比低、有65岁及以上老人、土地产权模糊的农户中表现更加明显。

基于上述研究结论,可以得到以下启示:

第一,在农地抛荒治理中,应重点培育村级生产性服务组织,发挥村集体在推动小农户和服务

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

主体有效对接中的作用,鼓励专业化、市场化的服务组织加入村级农业社会化服务供给体系,弥补农户小规模、分散化经营的不足,从而达到抑制农地抛荒的目的。

第二,考虑到不同环节的农业生产性服务的作用效果存在差异,应引导服务组织增强农耕、病虫害防治等必要环节的服务供给,加强产前的技术规划和指导,对于撂荒地集中的区域,组织农技人员开展技术指导服务。鼓励生产性服务主体转型升级,给予适当的农机购置补贴,扩大病虫害防治等生产托管薄弱环节的补贴面,推动生产性服务由单环节向多环节进而向全环节转变。

第三,通过适当增加各类财政补贴支持服务组织,开展全程式、菜单式服务模式,为“无人种田”的兼业农户和“无力种田”的老龄农户提供托管服务。同时,应支持服务主体研发、引进现代化农业机械和先进农业技术,增强在丘陵山区的作业能力,以抑制农地抛荒。

参考文献:

[1]项继权,周长友.“新三农”问题的演变与政策选择[J].中国农村经济,2017(10):13-25.

[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(6):1439-1454.

[3]赵鑫,张正河,任金政.农业生产性服务对农户收入有影响吗——基于 800 个行政村的倾向得分匹配模型实证分析[J].农业技术经济,2021(1):32-45.

[4]ABOLINA, LUZADIS, VA. Abandoned agricultural land and its potential for short rotation woody crops in Latvia[J]. Land Use Policy, 2015(49):435-445.

[5]曹志宏,郝晋珉,梁流涛.农户耕地撂荒行为经济分析与策略研究[J].农业技术经济,2008(3):43-46.

[6]钟晓兰,李江涛,冯艳芬,等.农户认知视角下广东省农村土地流转意愿与流转行为研究[J].资源科学,2013(10):2082-2093.

[7]徐莉.我国农地抛荒的经济学分析[J].经济问题探索,2010(8):60-64.

[8]李辉尚,郭昕竺,曲春红.区位效应对农户耕地撂荒行为的影响及异质性研究——基于 4 省 529 户农户调查的实证分析[J].经济纵横,2020(10):86-95.

[9]郭贝贝,方叶林,周寅康.农户尺度的耕地撂荒影响因素及空间分异[J].资源科学,2020(4):696-709.

[10]李赞红,阎建忠,花晓波,等.不同类型农户撂荒及其影响因素研究——以重庆市 12 个典型村为例[J].地理研究,2014(4):721-734.

[11]郑沃林,罗必良.农地确权颁证对农地抛荒的影响——基于产权激励的视角[J].上海财经大学学报,2019(4):90-99.

[12]WA W L, ZHU Z K,ZHOU X S. Agricultural mechanization and cropland abandonment in rural China[J]. Applied Economics Letters, 2021:1-8.

[13]杨军.新型农业经营主体的技术效率对撂荒农地再利用的影响——基于 2014—2018 年粤赣的调查数据[J].农业技术经济,2019(12):34-42.

[14]王玉斌,李乾.农业生产性服务、粮食增产与农民增收——基于 CHIP 数据的实证分析[J].财经科学,2019(3):92-104.

[15]江光辉,胡浩.工商资本下乡会导致农户农地利用“非粮化”吗? ——来自 CLDS 的经验证据[J].财贸研究,2021(3):41-51.

[16]申红芳,陈超,廖西元,等.稻农生产环节外包行为分析——基于 7 省 21 县的调查[J].中国农村经济,2015(5):44-57.

[17]杨子,张建,诸培新.农业社会化服务能推动小农对接农业现代化吗——基于技术效率视角[J].农业技术经济,2019(9):16-26.

[18]唐林,罗小锋,张俊飚.购买农业机械服务增加了农户收入吗——基于老龄化视角的检验[J].农业技术经济,2021(1):46-60.

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

[19]杨志海,王洁,杨欣.自给还是外包:小农户如何参与土壤保护?——基于社会资本视角的研究[J].中国土地科学,2020(10):89-98.
[20]杨子,张建,诸培新.农业社会化服务能推动小农对接农业现代化吗——基于技术效率视角[J].农业技术经济,2019(9):16-26.
[21]康晨,刘家成,徐志刚.农业生产外包服务对农村土地流转租金的影响[J].中国农村经济,2020(9):105-123.
[22]谢花林,黄萤乾.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(2):20-30.
[23]王志刚,申红芳,廖西元.农业规模经营:从生产环节外包开始——以水稻为例[J].中国农村经济,2011(9):4-12.
[24]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.
[25]张军,郑循刚.劳动力老龄化对农村土地流转的影响——土地情结与劳动能力限制谁占主导?[J].长江流域资源与环境,2020(4):997-1004.
[26]陈培勇,陈风波.土地细碎化的起因及其影响的研究综述[J].中国土地科学,2011(9):90-96.
[27]仇童伟.农地产权、要素配置与家庭农业收入[J].华南农业大学学报(社会科学版),2017(4):11-24.

Effect of Agricultural Productive Services on Farmland Abandonment

CHEN Jing-shuai[a], HAN Qing[b]
(*a. School of Economics and Management; b. Beijing Food Safety Policy and Strategy Research Base, China Agricultural University, Beijing* 100083, *China*)

Abstract: Based on the data of China Labor Force Dynamic Survey(CLDS) in 2016 and 2018, the paper analyzes empirically the impact of agricultural productive services on farmland abandonment. The results show that: Agricultural productive services have significant negative effects on the farmers' farmland abandon behavior and degree of abandonment. The different links of agricultural productive service have different inhibiting effects on farmland abandonment. The restraining degrees in a descending order are: planting planning service, mechanize farming service, and pest control service; while irrigation service and purchase of capital goods service have insignificant effect on farmland abandonment. Compared with single process productive service, multi-links productive services have larger impact on farmland abandonment. Compared with the supply mode dominated by village collective, the diversification of service sources helps to enhance the inhibitory effect of productive services. The mechanism test shows that: Agriculture productive services mainly restrain farmland abandonment through alleviating labor constraints and weakening restrictions on land resource conditions. The inhibitory effect of agricultural productive services on the farmland abandonment is more obvious for those households with lower proportion of agricultural income, having farmers aged more than 65 and unclear farmland property rights.

Key Words: farmland abandonment; agricultural productive services; factor endowment; service sources

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net