

【专题：农地撂荒问题研究】

自然禀赋与农地撂荒

——基于对农户承包地规模的考察

洪炜杰

(华南农业大学 经济管理学院/国家农业制度与发展研究院,广东 广州 510642)

摘 要:开放条件下,自然资源对于农户要素配置行为的决定性作用将不断减弱,“资源无谓”的特征则逐渐凸显,由此导致耕地撂荒的加剧。本文从农户承包地规模的角度分析农地撂荒的发生机理,利用 2017 年中国流动人口动态监测调查数据(CMDS)和 2017 年江西省农户调研数据进行实证研究,结果表明:(1)平均意义上,承包地面积和农地撂荒之间呈现负向关系,承包地面积越大,农地撂荒的概率相对越低。(2)加入承包地面积的平方项后发现,承包地面积和农地撂荒之间呈现“U”型关系,即随着承包地面积的增大,农地撂荒的概率呈现先下降后上升的特点。(3)进一步分析发现,农户自己耕种的概率和承包地面积呈现“倒 U”型关系。在不耕种的农户中,农地流转的概率和承包地面积之间同样呈现“倒 U”型关系。(4)机制检验表明,承包地面积和农地撂荒之间的“U”型关系,主要是由开放条件下农业劳动力的刚性约束引起的。因此,小农更可能是进行小规模经营而不是实现农业规模经营的核心主体。

关键词:承包地面积;农地撂荒;“U”型关系;农地流转;劳动力约束

中图分类号:F321.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2022)05-0124-12

一、引言

关于自然资源如何影响经济增长,已有研究形成两种不同的观点:一是资源约束,认为资源匮乏是一国经济停滞不前的原因^[1];二是资源诅咒,认为自然资源过度丰裕反而不利于一国的经济增长。如塞拉利昂、中非、赞比亚、委内瑞拉等国家,虽然资源十分丰富,但经济增长非常缓慢;日本、新加坡等国家,虽然自然资源十分匮乏,却具有良好的经济表现^[2]。无论是资源约束还是资源诅咒,强调的都是自然资源对于经济发展的决定性作用。不同的是,前者关注资源不足对于经济增长的制约,后者则关注过度依赖资源所产生的后果。相关文献存在两个可以补充拓展的方面。第一,已有文献更多地强调资源对于宏观层面国家经济表现的影响,但是对于在微观层面上自然资源如何影响人们的行为选择及对资源利用情况的讨论存在不足。第二,由于劳动力的跨国流动是困难的,可以认为上述观点是基于“国家(区域)封闭”环境下所得出的结论。由此衍生的问题是:在劳动力自由流动的情境下,自然资源的丰裕程度对于人们的行为选择是否同样重要? 本文将从微观层面寻求证据。

耕地是最重要的自然资源,在传统封闭的农耕社会更是如此。对于农民而言,耕地的多寡

收稿日期:2022-04-21

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);广东省社科规划青年项目“农地撂荒的发生机理及其政策启示:基于农户承包地规模的考察”(GD22YGL20);江西省教育厅科技计划项目“农业社会化服务供给研究:生成逻辑、深化路径与政策引导”(GJJ190184)

作者简介:洪炜杰,男,华南农业大学经济管理学院讲师,博士。

往往意味着财富的多少,甚至决定其社会地位的高低。耕地资源不仅决定着人们的行为选择,甚至还关系到王朝的变更^[3]。不过,伴随着工业化的推进,农村社会从封闭逐渐走向开放,城乡要素的流动变得可能,耕地在农村社会中的地位也在发生改变。随着非农就业机会的增加、农户收入来源变得多样化,农民对耕地的依赖性必将不断降低。经济社会的开放性决定了人们生存方式更加多样化,从而弱化了自然资源的重要性。从这个角度看,除了“资源约束”和“资源诅咒”外,显然还可能存在第三种假说——“资源无谓”。即在开放条件下,自然资源对于人们行为选择的决定性作用将会逐渐减弱。

近年来,中国不仅出现了农地撂荒现象,而且有不加剧的趋势^[4-5]。Zhu 等^[6]利用多个全球性和全国性卫星数据库,通过自 2000 年以来的时间序列数据分析发现,在全国农业区域中,约有 60%地区的农地撂荒呈现上升趋势,其中包括华北平原、长江中下游等重要粮食主产区。农地撂荒现象不断加剧,已经受到政府和社会各界的广泛关注。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》,要求各地“要充分认识到遏制耕地撂荒的重要性和紧迫性,采取切实有效措施,把耕地资源用足用好”,“推动将统筹利用撂荒地情况纳入考核指标,层层压实责任,有效遏制耕地撂荒”。

农地撂荒导致土地资源浪费、耕地质量下降,给国家粮食安全和重要农产品有效供给带来隐患。厘清农地撂荒的发生机理,是有效减少农地撂荒的前提。已有部分研究认为,农地撂荒与地权制度、补贴制度和政府监督制度有着重要关系^[7-8]。更多文献则是从人地关系角度探讨农地撂荒的成因。鉴于农地撂荒是指在可耕土地上没有劳动力耕作的一种现象,因此,劳动力非农转移通常被认为是农地撂荒最为直接的因素^[9-12]。部分文献则认为,农地撂荒的根本原因在于农业收益过低^[13-14],正是农业收益低下,农业劳动力才会大量流失,造成无人种地的局面。因此,学界认为,解决农业劳动力短缺和农地细碎化问题是化解“无人种地”困境的关键,并由此形成了“土地规模”和“服务规模”两种不同的政策主张。前者强调农地流转集中是有效解决农业小规模、碎片化经营困境,提高农业经营效率的重要手段;后者则认为,发育社会化服务市场,能有效替代农业劳动力短缺问题,是农业发展的基本方向。

与劳动力非农转移以及农业收益等继发性因素相比,讨论作为禀赋性前提的农户承包地规模对农地撂荒的影响或许更有意义。作为家庭承包制的初始产权界定,承包地规模构成了农户资源赋权的基本格局。如果说农地撂荒是农户要素配置的结果,劳动力非农转移和农业收益是农地撂荒的直接原因,那么承包地规模则是农户要素配置的起点,承包地规模毋庸置疑成了影响农地撂荒的原发性根源。农户承包地面积由人地关系特征和农地制度安排外生决定,对农户要素配置起基础性作用。因此,从承包地的角度对农地撂荒展开研究,更源头性地理解农户要素配置的行为逻辑。

在家庭联产承包责任制确立 40 年来,中国农业经营正面临一系列新的问题。如何突破农业增长的瓶颈,实现农业的“二次飞跃”成为各界关注的问题。关于中国农业应该走什么样的道路,形成了“土地规模”和“服务规模”两种不同主张,并引发剧烈的争论。回到农地禀赋对农户行为选择的决定性机理的研究上,是厘清该问题源头性本质的必要前提。本文的研究结论表明,在城乡流动加强的背景下,自然禀赋(承包地面积)的丰裕程度并不必然提高农户务农的积极性,农户总是倾向于只经营和农业劳动力相匹配的耕地规模。因此在开放条件下,自然资源对于人们行为选择的决定性作用正在逐渐消失,“资源无谓”的特征逐渐凸显。在剔除耕地细碎化因素后,上述结论依旧稳健。文章还发现,在劳动力的刚性约束下,社会化服务市场的发育也不能显著降低农地撂荒的概率。因此,在开放条件下,小农户并不具有扩大生产规模的能力和动机,他们并非中国走向农地规模经营的核心主体。基于以小农户为核心主体所展开的“土地规模”和“服务规模”可能都不足以构成中国农业经营的未来方向。显然,本研究对中国

农业未来发展的路径选择具有重要的政策意义。

二、理论分析:小农的要素配置逻辑

承包地面积越大,农户务农的初始收益越高,农业耕作将更加具有吸引力。但是,农户的承包地面积和农地撂荒行为之间并非简单的线性关系。

第一,承包地面积的相对大小决定了农户务农收益的初始情况。当承包地面积过小时,农户务农的初始收益也相对较低。此时,农户可能存在两种不同的行为选择:一是选择劳动报酬更高的非农工作,将更多的劳动力抽离农业部门,其结果是出现农地粗放经营或者无人种地的局面。二是转入更多的耕地,扩大农地的经营面积,提高劳动力务农的收益。但转入耕地存在的问题是:首先,农地流转必然面临因沟通协商而产生交易费用。其次,农户只有在转入和自己相邻的农地时,才能获得连片经营所产生的规模经济效应。否则,经营细碎化所引发的成本将全部或部分抵消经营规模扩大所带来的务农收益。最后,在承包地规模过小的情况下,农户试图通过转入农地使得劳动力务农收益高于非农工资,但其面临的租金成本和交易成本将非常高昂。因此,承包地规模越小,农户离农与撂荒的可能性将越大^[4-5]。

第二,当承包地面积过大时,农地撂荒的概率也可能很高。考虑两种情形:(1)基于公平原则,中国农村土地分配往往按照远近肥瘦进行搭配。承包地面积较大,意味着部分承包地的质量可能比较差,或者承包地分布可能更为分散。因此,承包地大并不必然意味农户的务农收益更高,相反,地理上的分散化将提高农户务农的成本,挫伤农户务农的积极性。(2)承包地规模大可能是人地关系宽松的表现。但值得注意的是,农业经营是一项极其耗费劳动力的生产活动。在家庭经营的背景下,农户能够使用的主要是自家劳动力。劳动力的刚性约束使得农户能够经营的规模非常有限。当然,随着社会化服务市场的兴起,通过购买服务能够降低劳动力成本和自家劳动的辛劳程度。但问题是,在生产环节不完全可外包的情况下,农户总是需要自己完成农业生产中的部分环节,劳动力刚性约束依旧存在。农户劳动力的刚性约束将决定耕种规模的边界,边界以外的耕地尤其是细碎边缘的地块,大多只能选择流转,或者选择撂荒。

一个基本事实支持了上述推断。如果承包地规模的增加能够提高务农的吸引力,那么大规模的农户将倾向于转入农地,形成耕地的集中经营。然而,与新型农业经营主体相比,以农户为主体的大规模农地集中流转并未成为普遍现象。尽管邻里亲友间的农地流转广泛存在,但农户的经营规模并没有得到根本性改变^①。

为了厘清农户的农地配置逻辑,本文构造一个简单的农户模型。在不考虑闲暇的情况下,假设农业生产的规模报酬不变,并假设农户要素配置行为不影响要素价格(即租金和工资不变),基本模型如下:

$$\pi = PA^\alpha L^\beta - rA - wL \quad (1)$$

其中, π 是农户的家庭总收益, P 是农产品的价格, A 和 L 分别是耕地和农业劳动力的投入量, α 和 β 是耕地和农业劳动力的产出弹性,且 $\alpha + \beta = 1$, r 和 w 分别是农地租金和工资。从式(1)可知,劳动力和耕地的边际收益分别为:

$$MPRL = \beta PA^\alpha L^{\beta-1} \quad (2)$$

$$MPRA = \alpha PA^{\alpha-1} L^\beta \quad (3)$$

式(2)和式(3)显示,农业劳动力的边际收益和耕地面积直接相关,表现为劳动力的边际收

① 2020 年,全国农地流转面积为 5.32 亿亩,转入农户的面积为 2.49 亿亩(占 46.76%)。参见农业农村部政策与改革司,《中国农村政策与改革统计年报,2020 年》,中国农业出版社,2021 年。

益随着耕地投入的增加而提高。同样,劳动力投入越多,耕地的边际收益也会越高。

由式(1)可以得到一阶段条件为:

$$MPRL = w \tag{4}$$

$$MPRA = r \tag{5}$$

当 $MPRL > w$ 时,即劳动力务农的边际收益要高于非农报酬,农户才会在农业中投入更多的劳动力;相反,如果 $MPRL < w$,农户会将更多的劳动力转移到非农部门。同理,当 $MPRA > r$ 时,农户耕作的边际收益比流转的租金更高,农户倾向于投入更多的耕地;否则,将转出耕地。为此,农户总是倾向于在 $MPRL = w$ 和 $MPRA = r$ 同时成立的情况下决定劳动力和耕地的投入量。当劳动力和耕地同时达到均衡时,劳动力和耕地的投入比例满足:

$$\frac{A}{L} = \frac{\alpha w}{\beta r} \tag{6}$$

情形一:耕地资源不足的情况。当承包地规模很小,对于任何劳动力投入,恒有 $MPRL < w$,即务农的收益始终小于非农报酬。因此,农户会选择务工并将全部耕地进行流转或撂荒。

情形二:农户的要素配置逻辑。随着承包地面积变大,劳动力边际收益曲线和工资曲线出现交点。如图 1(a)所示,劳动力边际收益曲线为 $MPRL_1$ 和工资 w_1 的交点决定了均衡的劳动投入量为 L_1 。图 1(b)是由式(6)决定的均衡时劳动力和耕地投入的比例曲线。由此可知,均衡时的耕地投入量为 A_1 。通过图 1(c)的 45° 线进行转换,可以在图 1(d)中得到均衡时 $MPRA_1$ 的位置。当耕地的初始禀赋小于 A_1 时,农户将转入耕地,使经营规模达到 A_1 ;当耕地的初始禀赋大于 A_1 时,农户会选择放弃耕种部分耕地。假如此时农户耕地禀赋为 A_2 ,农户将转出的耕地面积为 $|A_2 - A_1|$ 。

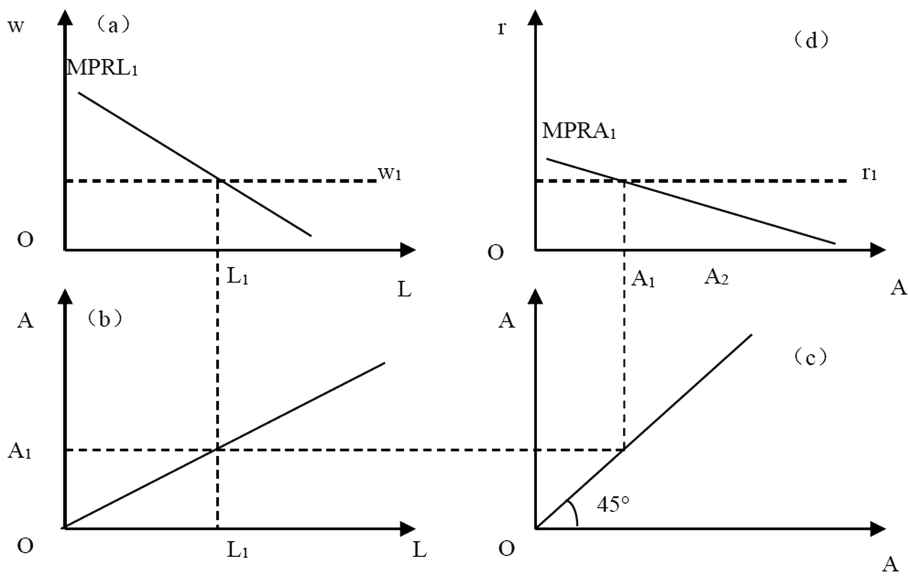


图 1 农户劳动力和耕地配置均衡

情形三:耕地资源过剩的情况。如图 2 所示,当耕地的均衡投入量为 A_1 ,而拥有的禀赋为 A_2 时,农户会选择将多余的耕地转出,以获得租金收入。然而,由于同一耕地租赁市场的农户要素配置逻辑是相似的,当农户一致性选择转出农地时,农地流转市场就会出现供给过剩而导致租金下降甚至为零的情况。此时,农地流转市场的租金曲线斜率为负。农户可能面临的选择是:第一,以零租金的方式转出土地。为了避免耕地遭受破坏导致得不偿失,农户更可能将耕地撂荒或转给亲戚朋友。第二,在保持两种要素配置均衡的条件下自己经营。假设农户的耕地禀赋为 A_3 ,农户在保持土地要素配置均衡的情况下,自己经营全部耕地,则其耕地的边际收益曲线必须从 $MPRA_1$ 上升到 $MPRA_3$,和租金曲线相交耕地的投入量为 A_3 。从图 2 可知,此时劳动力的投

入量必须达到 L_3 , 即 $MPRL_1$ 必须移动到 $MPRL_3$, 否则式 (6) 的关系无法满足。但劳动力边际产品收益曲线达到 $MPRL_3$ 必须满足的条件是: 耕地投入从 A_1 增加到 A_3 所引起的劳动力边际收益增加必须足够高, 否则, $MPRL$ 只能移动到 $MPRL_1$ 和 $MPRL_3$ 之间, 劳动力投入将会小于 L_3 。反之, 劳动力投入不足将导致 $MPRA$ 向下移动, 农户将释出部分耕地, 经营规模小于 A_3 。如此, 耕地投入将不断向 A_1 趋近, 而劳动力投入也不断向 L_1 收敛。非农就业市场的均衡点决定了农地流转市场的均衡点, 超过均衡点部分的耕地要么低效率经营, 要么撂荒。

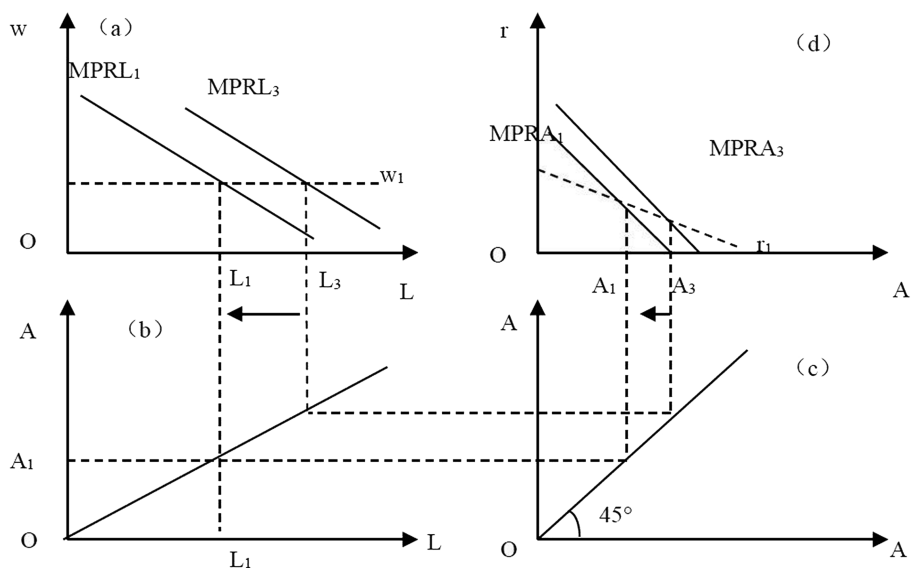


图 2 供给市场过剩情况下的要素配置

综上, 在小农经营的情况下, 过小的耕地禀赋(承包地面积)使得农业收益过低而导致农地撂荒的发生; 由于劳动力市场的限制, 过大的耕地禀赋同样可能引起耕地撂荒行为的发生。因此, 承包地面积和农户撂荒发生的可能性之间呈现“U”型关系。分析表明, 农地经营规模由劳动力市场的均衡决定, 劳动力非农转移之后的农地流转, 本质上是在平衡人地之间的关系, 使得农业经营规模向劳动力市场均衡所决定的农地规模趋近, 而不是试图通过经营面积的扩大来获得农业生产的规模经济性。一旦农地流转市场发育滞后于劳动力流动市场, “资源无谓”的状态就会出现, 农地撂荒必然会持续且内生性地发生。

三、数据、模型与变量

(一) 数据来源

本文数据来自: 一是 2017 年中国流动人口动态调查监测数据(CMDS)。CMDS2017 涵盖 31 个省份和新疆生产建设兵团, 具有全国代表性。2017 年共调研的流动人口数为 169989 个。根据本文研究目的, 只使用农村户籍样本, 在进一步剔除没有承包地的样本后, 共获得基准样本数为 69402 个。二是课题组于 2017 年对江西省的农户调研数据, 共发放问卷 2160 份, 回收 2100 份, 符合本文研究要求的农户样本为 1925 个。

(二) 模型设置与变量选择

本文研究的核心目的有两个: 第一, 分析农户承包地面积和农地撂荒之间的线性关系, 即随着承包地面积变化, 农地撂荒的发生情况; 第二, 检验农户承包地面积和农地撂荒之间是否存在“U”型关系, 即随着农户承包地面积的增大, 农地撂荒的概率是否会呈现先下降后上升的特征。实证模型为:

$$abandon_h = \alpha + \beta area_h + \theta control_h + \varepsilon_h \tag{7}$$

$$abandon_h=\alpha+\beta_1area_h+\beta_2area_h^2+\theta control_h+\varepsilon_h$$

(8)

其中,下标 h 表示第 h 个农户。 $abandon$ 是本文的被解释变量,即农地撂荒,选取问卷中“您家承包地谁在耕种?”进行刻画。如果被访问者的答案选项中有“撂荒”,则赋值为 1,否则赋值为 0^①。 $area$ 是本文的核心解释变量,即农户的承包地面积。 $control$ 代表一系列控制变量。本文控制被访者的特征、农户家庭特征和农业劳动力特征。其中,被访者特征包括性别、年龄、受教育年限等变量;农户家庭特征包括家庭人口、家庭月支出(用于衡量农户的经济水平);农业劳动力特征包括父亲是否随迁、母亲是否随迁、配偶是否随迁等。由于被解释变量是 0-1 变量,使用 Probit 模型进行回归。各个变量的基本情况如表 1 所示。

表 1 变量定义与描述统计

变量	定义/单位	均值	标准差
农地撂荒	是=1;否=0	0.067	0.250
承包地面积	农户家庭承包地面积(亩)	6.85	24.79
性别	男=1;女=0	0.57	0.49
年龄	岁	37.83	10.82
受教育年限	年	9.35	3.17
家庭人口	家庭人口总数(人)	3.32	1.18
家庭月支出	平均每月支出金额(元)	3495.93	2501.17
父亲随迁	是=1;否=0	0.058	0.234
母亲随迁	是=1;否=0	0.069	0.254
配偶随迁	是=1;否=0	0.829	0.376

(三)基本事实:不同承包地规模农户的农地利用状况

表 2 刻画了不同承包地规模农户农地利用的基本情况。可以发现:(1)农地流转的比例为 35%~44%,随着承包地规模的增大,农地流转率呈先上升后下降的特征。(2)农地撂荒的比例为 5%~8%,随着承包地面积的增大,农地撂荒的概率呈先下降后上升的趋势。(3)农户自己经营的比例具有随着承包地面积的变大而呈先上升后下降的特点。数据表明,承包地的初始禀赋与农户的自我经营或农地流转,并不是简单的线性关系。可以推测,农户可能偏好于经营某种规模的土地,当承包地面积超出该规模时,农户可能会将“多余”的耕地进行流转或者撂荒。

表 2 承包地规模与耕地利用情况

农地利用情况	0~3 亩	3~6 亩	6~9 亩	9~12 亩	12 亩以上
农地流转	0.35	0.37	0.38	0.44	0.43
农地撂荒	0.08	0.06	0.06	0.05	0.06
自己经营	0.53	0.54	0.52	0.46	0.46

四、实证结果及讨论

(一)承包地面积如何影响农地撂荒

表 3 分析承包地面积对农地撂荒的影响。从模型 1-1 到模型 1-4 依次加入核心解释变量,个体特征、家庭特征和劳动力特征。结果显示,4 个模型中承包地面积的系数都为负,且在 1%的水平上显著,说明在平均意义上,承包地面积越大,农地撂荒的可能性越低。原因在于,随着承包地面积的增大,农户务农的收益越高,农户越可能在农地上投入更多的劳动力,降低撂荒的

① 如果承包地有多种处置方式,按照最主要的方式进行点选。

概率。由此,本文的初步研究结论和以往文献研究结论一致。

表 3 承包地规模与农地撂荒

变量	模型 1-1	模型 1-2	模型 1-3	模型 1-4
承包地面积	-0.023*** (0.003)	-0.027*** (0.003)	-0.033*** (0.003)	-0.034*** (0.003)
性别		0.003(0.015)	0.011(0.015)	0.002(0.017)
年龄		0.002*** (0.001)	0.002** (0.001)	0.005*** (0.001)
教育水平(对数)		-0.203*** (0.014)	-0.208*** (0.015)	-0.209*** (0.015)
家庭人口(对数)			0.148*** (0.020)	0.081*** (0.021)
家庭月支出(对数)			0.046*** (0.013)	0.054*** (0.013)
母亲随迁				0.301*** (0.044)
父亲随迁				0.127*** (0.048)
配偶随迁				-0.017(0.023)
观测值	69402	69402	69397	69397

注:***p<0.01,**p<0.05,*p<0.1;括号内为稳健的标准误;下同。

(二) 承包地面积和农地撂荒的“U”型关系

不过,以往文献尚未注意到承包地面积对农地撂荒的影响存在门槛效应,在超过某一个临界点之后,承包地面积的增大可能反而会提高农地撂荒的概率。本节对此进行检验。

为了检验承包地规模和农地撂荒概率之间可能存在的“U”型关系,文章进一步在模型中加入承包地面积的平方项(表4)。模型2-1和模型2-2利用Probit模型进行估计,模型2-3则利用OLS进行回归。结果显示,承包地面积一次项的系数显著为负,承包地面积平方项的系数显著为正。这意味着,承包地面积和农地撂荒概率之间存在“U”型关系。利用模型2-3的估计系数进行计算可以得到“对称轴”为9^①。即在达到9亩之前,农地撂荒的概率随着承包地面积的增大而降低;当承包地面积超过9亩之后,随着承包地面积的扩大,农地撂荒的概率反而会上升。上述估计结果支持了前文的假设,即在承包地规模很小的情况下,农户务农的劳动力边际收益远远小于打工收入,导致农民选择将农地撂荒,当承包地面积达到一定规模之后,农民会在劳动力均衡配置和农地均衡配置的相互作用下,决定农地的经营规模。对于超出该规模的农地,农户则会选择将其转出。但是,由于大多数农户的要素配置逻辑是类似的,农地流转市场可能出现供大于求的情况,造成农地撂荒概率的大幅度提高。

表 4 承包地规模与农地撂荒的“U”型关系

变量	模型 2-1	模型 2-2	模型 2-3
承包地面积	-0.098*** (0.007)	-0.135*** (0.008)	-0.018*** (0.001)
承包地面积平方	0.006*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.001*** (0.000)
个人特征		控制	控制
家庭特征		控制	控制
劳动力特征		控制	控制
观测值	69402	69397	69397
R ²			0.013

(三) 进一步讨论:耕种、流转抑或撂荒

第一种情形:农户是否自己耕种。利用问项“您家承包地谁在耕种?”设置因变量。如果回答“自己/家人”则赋值为1,否则赋值为0。从表5可见:模型3-1用Probit模型进行回归,模型3-2用OLS进行估计,结果显示,承包地面积一次项的系数显著为正,平方项的系数显著为负。

① 需要强调的是,“9 亩”并非一个固定值。随着其他变量变化,撂荒概率的临界值会随之改变。下同。

这意味着,承包地面积和农户选择自己经营的概率之间呈“倒 U”型关系。根据模型 3-2 的估计系数可知,“对称轴”为 7,即随着承包地面积的增大,农户选择自己经营的概率先增大,当承包地面积超过 7 亩时,农户自己耕作的概率随着承包地面积的增大反而下降。这和前文的逻辑是一致的,即当耕地的初始禀赋过大时,受制于劳动力配置的约束,农户自己只能耕作部分耕地,“剩余的部分”进行流转或撂荒。

第二种情形:“剩余的部分”是流转还是撂荒。在自己不经营的情况下,农户对于耕地的处置存在两种选择,即撂荒或流转。为了验证前文的逻辑,本文选取非自己经营的农户样本分析其在撂荒或流转之间的选择决策。表 5 中的模型 3-3 表明,农户承包地面积和农地撂荒概率之间呈现“U”型关系,和农地流转之间呈现“倒 U”型关系。因此,随着承包地面积变大,农户流转农地的概率会提高,但当承包地面积达到某个临界值之后,农地撂荒的概率则会上升,这从侧面说明,农地转入方也不会大规模转入耕地。可见,无论是转出方还是转入方都倾向于经营与劳动力相匹配的耕地面积,而不是尽可能地扩大农业的经营规模。

表 5 承包地规模与农户耕种、流转抑或撂荒的概率

变量	自我经营		农地撂荒
	模型 3-1	模型 3-2	模型 3-3
承包地面积	0.038*** (0.005)	0.014*** (0.002)	-0.143*** (0.009)
承包地面积平方	-0.003*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	0.008*** (0.001)
个人特征	控制	控制	控制
家庭特征	控制	控制	控制
劳动力特征	控制	控制	控制
观测值	69397	69397	33022
R ²		0.090	

(四) 稳健性检验

1.测量误差问题。CMDS 问卷通过询问流动人口获得承包地面积的相关信息,可能存在一定的测量误差问题,导致估计系数出现偏误。本文进一步使用工具变量法进行稳健性检验,工具变量由被访者回答的承包地面积尾数构成。一般来说,对于承包地面积较多的农户,往往在问卷时会回答“多少亩”或“大约多少亩”,但对于承包地面积较少或很小的农户,能够记得并精准回答到几分地(小数点后面的尾数),表达了其土地的边际意义。因此,农户回答的尾数和农户实际的耕地面积密切相关。显然,受访者回答的耕地尾数不可能影响到农户对耕地的实际利用情况,因此工具变量和被解释变量不相关,满足排他性假设。工具变量的回归结果见表 6。

表 6 工具变量法的回归结果

变量	承包地面积	农地撂荒	
	模型 4-1	模型 4-2	模型 4-3
承包地尾数为零	2.278*** (0.035)		
承包地面积尾数	0.019*** (0.005)		
承包地面积		-0.078*** (0.010)	-0.065*** (0.008)
承包地面积平方		0.007*** (0.001)	0.006*** (0.001)
个人特征	控制	控制	控制
家庭特征	控制	控制	控制
劳动力特征	控制	控制	控制
最小特征值统计量		164.52	235.536
DWH 检验 p 值		0.0000	0.0000
观测值	69397	69397	69397
R ²	0.195		

本文关注的核心自变量有两个,即承包地面积及其平方项,因此需要两个工具变量。在表 6 模型 4-2 中使用的工具变量分别是“承包地面积尾数为零”以及“承包地面积尾数”,在模型 4-3 中使用的工具变量是“承包地面积尾数”以及“承包地面积尾数的平方”。模型 4-1 的回归结果表明,承包地面积和承包地尾数之间存在显著的相关关系,且承包地尾数为零的农户的承包地面积更大。在模型 4-2 和模型 4-3 中,两个模型的最小特征统计量都远远大于 10,经验上存在弱工具变量的可能性比较小。DWH 检验结果显示存在一定的内生性问题,因此应以工具变量法的估计结果为准。工具变量法的结果显示,承包地面积和农地撂荒之间依然存在“U”型关系,和前文一致,结果是稳健的。

2.遗漏重要变量问题。理论模型显示,农地利用与劳动力工资水平及农地租金水平有关。因此,本文进一步控制打工地所在县和户籍地所在县的固定效应,以剔除对劳动力和土地流转市场的影响。此外,通过控制上述两个地区固定效应,也能够有效减少对交通条件、经济发展水平、文化偏好等和地方紧密联系的遗漏变量的影响。估计结果如表 7 所示,无论控制打工县固定效应还是控制户籍县固定效应,或者同时控制上述两个固定效应,承包地面积一次项的系数都显著为负,平方项系数显著为正,即承包地面积和农地撂荒之间依旧呈现“U”型关系,和上文的估计结果相似,说明上述估计结果是稳健的。

表 7 农地撂荒:增加控制变量的估计效果

变量	模型 5-1	模型 5-2	模型 5-3
承包地面积	-0.011*** (0.001)	-0.007*** (0.001)	-0.006*** (0.001)
承包地面积平方	0.001*** (0.000)	0.0004*** (0.0001)	0.0004*** (0.0001)
个人特征和家庭特征	控制	控制	控制
打工县固定效应	控制		控制
户籍县固定效应		控制	控制
观测值	69390	69052	69044
R ²	0.087	0.117	0.153

3.替换样本的估计结果。为了衡量存在外部就业机会情况下,耕地禀赋如何影响农户的撂荒行为,本文主要基于 CMDS 流动人口数据进行分析,并利用 2017 年江西省的农户微观数据进行稳健性检验。同样,在模型中控制被访者的个人特征、家庭特征和劳动力特征,根据问卷的问项控制了务农人数。表 8 的估计结果和前文类似,具有稳健性。

表 8 农地撂荒:替换样本的估计结果

变量	模型 6-1	模型 6-2	模型 6-3
承包地面积	-0.004*** (0.001)	-0.005*** (0.002)	-0.005*** (0.002)
承包地面积平方		0.0001* (0.000)	0.0001* (0.000)
个人特征	控制	控制	控制
家庭特征	控制	控制	控制
劳动力特征	控制	控制	控制
农地特征			控制
观测值	1925	1925	1925
R ²	0.015	0.016	0.035

4.关于遗漏变量的进一步讨论。2017 年江西省的农户问卷,仔细询问了农户的诸多农地特征,本文可以利用这些变量降低其他农地特征的影响,为此,在表 8 模型 6-2 的基础上,控制了土地总体的肥沃程度、灌溉条件、地块之间的距离,以及农地的地形特征,估计结果如模型 6-3 所示:承包地面积及其平方项的系数和模型 6-2 十分接近,且模型的拟合程度有所提高。说明

这些控制变量更多地直接影响被解释变量,和核心解释变量的直接相关性不大。总体上,在控制农地特征之后,估计结果是类似的,并不会影响本文的基本结论。

(五) 机制分析:土地细碎化、劳动力约束与农业外包服务

承包地规模和农地撂荒之间之所以呈现“U”型关系,可能有两个原因:一是农地细碎化,即随着承包地面积的增加,农地越来越分散,增加了农户的务农成本,从而导致农户撂荒的发生。二是劳动力约束,当承包地面积超过劳动力约束所决定的经营边界时,农户不得不放弃部分耕地,引起耕地撂荒。考虑到数据的完整性,本文利用江西省 2017 年的农户微观数据进行机制检验。表 9 模型 7-1 在表 8 模型 6-3 的基础上加入地块数。估计结果和前文类似,且显著性水平有所提高。说明在剔除农地细碎化的影响后,承包地面积和农地撂荒之间的“U”型关系依旧稳健。进一步,根据务农劳动力占比将农户分为务农劳动力比例小于 50%的样本和大于等于 50%的样本。模型 7-2 利用务农劳动力占比小于 50%的样本进行回归,模型 7-3 则利用务农劳动力占比大于等于 50%的样本进行回归。结果显示,只有对于务农劳动力占比较低的农户,承包地面积和农地撂荒之间的“U”型关系才存在,而在务农劳动力占比较高的农户中不存在这种关系。因此,承包地面积和农地撂荒之间的“U”型关系主要是在开放环境下由务农劳动力的刚性约束所引起的。

表 9 农地撂荒:机制检验的回归结果

变量	模型 7-1	模型 7-2	模型 7-3	模型 7-4	模型 7-5
承包地面积	-0.011 *** (0.002)	-0.018 *** (0.004)	-0.007 * (0.003)	-0.017 *** (0.004)	-0.005 (0.003)
承包地面积平方	0.000 *** (0.000)	0.0003 *** (0.000)	0.0001 (0.000)	0.0002 *** (0.000)	0.0001 (0.000)
地块数	0.006 *** (0.002)	0.010 *** (0.003)	0.004 * (0.003)	0.010 *** (0.003)	0.004 * (0.002)
外包市场				-0.059 (0.065)	-0.104 * (0.057)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1925	890	1035	890	1035
R ²	0.043	0.067	0.046	0.068	0.050

注:其他控制变量包括个人特征、家庭特征、劳动力特征和农地特征。

要进一步强调的是,有研究认为,社会化服务和劳动力之间存在替代效应,社会化服务市场的发育能够有效缓解农地撂荒问题^[15]。为此,本文在模型 7-2 和模型 7-3 的基础上,考虑了外包服务市场^①的影响,回归结果显示,对于务农比例小于 50%的农户,外包服务的系数并不显著;而对于务农劳动力相对较多的农户,该系数显著为负。说明在务农劳动力不充足的情况下,社会化服务市场的发育对农地撂荒并没有显著的影响,只有在务农劳动力充足的情况下,社会化服务市场的发育才能够有效缓解农地撂荒问题。不仅如此,在控制外包服务市场之后,承包地面积和农地撂荒之间的关系并没有发生明显变化。因此,不仅仅是农地要素市场,社会化服务市场功能的发挥也与劳动力市场的配置均衡密切相关。从这个角度看,农业社会化服务和农业劳动力之间更多地表现为互补,而不是替代的关系。

五、结论与讨论

在农地撂荒现象日益严重的背景下,厘清农地撂荒的发生机理,对中国农业发展道路的选择以及土地政策的制定具有重要的意义。本文认为,承包地规模过小或者过大都可能导致农地撂荒行为的发生。通过数理推导,结合 2017 年中国流动人口动态调查监测数据和 2017 年江西

① 参考洪炜杰^[16],利用农户所在县收割环节雇佣机械的农户比例对外包服务市场的发育程度进行衡量。

省农户微观数据进行实证研究。结果表明:(1)平均意义上,承包地面积和农地撂荒概率呈现负向关系,承包地面积越大的农户发生农地撂荒的概率会越低。(2)加入平方项之后发现,承包地面积和农地撂荒之间呈现“U”型关系。随着承包地面积的变大,农地撂荒概率存在先降低后提高的特点。(3)农户自我经营的概率和承包地面积呈现“倒U”型关系;在不经营农地的农户中,农地撂荒的概率和承包地面积依然呈现“U”型关系,而农地流转的概率和承包地面积之间呈现“倒U”型关系。(4)机制检验表明,承包地面积和农地撂荒之间的“U”型关系,是由开放环境下农业劳动力的刚性约束引起的。此外,在务农劳动力不充足的情况下,社会化服务市场的发育对农地撂荒并没有形成有效的缓解作用。

文章可以得到三个推论:(1)随着城乡要素流动的持续发生,耕地资源对农民的重要性将不断下降,农民更倾向于优先考虑非农工作,剩余的劳动力才会配置到农业部门,农业的生产经营决策受劳动力的配置均衡所制约。(2)承包地规模过小或过大的农户都倾向于将耕地撂荒,农户流转耕地的目的在于使农业经营规模与均衡条件下的劳动力投入相匹配,小农户本身并没有进行大规模生产经营的特性。(3)在劳动力非农转移的背景下,小农户的经营特性决定了农地流转市场的供给是过剩的,在出现有效的农业经营组织模式之前,农地流转率增速将持续不断放缓,农村耕地撂荒的现象也将持续不断加剧。上述推论说明,在开放条件下,自然资源对于人们行为选择的决定性作用将不断减弱,既不会形成“资源约束”,也不构成“资源诅咒”,而呈现“资源无谓”的特点。

关于中国农业应该走什么样的道路,已经形成了“土地规模”和“服务规模”两种不同的政策主张,相关研究试图从经营效率、技术采纳、农机投资等角度进行论证,但是忽略了小农本身所面临的各种约束。本文的研究表明,无论是发育农地流转市场,抑或是发育农业外包服务市场,均无法化解农地撂荒的潜在风险。同时,劳动力约束决定了小农经营规模的有限性,通过农地流转扩大规模经营的设想可能并不符合小农的行为逻辑。由此,农业中农户经营的主体地位乃至中国的基本经营制度,或许需要做出重大的与时俱进的战略性调整。因此,如何实现小农户与现代农业发展的有机衔接,加快培育新型农业经营主体,可能是中国农业实现“第二次飞跃”需要把握的关键问题。

参考文献:

- [1]胡援成,肖德勇.经济发展门槛与自然资源诅咒——基于我国省际层面的面板数据实证研究[J].管理世界, 2007(4):15-23.
- [2]Sachs J D, Warner A M. The Curse of Natural Resources[J]. European Economic Review, 2001, 45(4/5/6):827-838.
- [3]耿元骊.“土地兼并”与唐宋间地权的流变[J].辽宁大学学报(哲学社会科学版), 2008,36(4):78-82.
- [4]雷锐,阎建忠,何威风.基于农户尺度的山区耕地撂荒影响因素分析[J].西南大学学报(自然科学版), 2016,38(7):149-157.
- [5]Li S F, Li X B, Sun L X, et al. An Estimation of the Extent of Cropland Abandonment in Mountainous Regions of China[J]. Land Degradation and Development, 2018, 29(5):1327-1342.
- [6]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, 775:142651.
- [7]高强,孔祥智.日本农地制度改革背景、进程及手段的述评[J].现代日本经济, 2013(2):81-93.
- [8]黄少安,李业梅.耕地抛荒和政府监管的理性认识[J].社会科学战线, 2021(1):67-77.
- [9]MacDonald D, Crabtree J R, Wiesinger G, et al. Agricultural Abandonment in Mountain Areas of Europe: Environmental Consequences and Policy Response[J]. Journal of Environmental Management, 2000, 59(1):47-69.
- [10]花晓波,阎建忠,袁小燕.劳动力务农机会成本上升对丘陵山区农地弃耕的影响——以重庆市酉阳县为例

[J]. 西南大学学报(自然科学版), 2014,36(1):111-119.

[11] Xu D D, Deng X, Guo S L, et al. Labor Migration and Farmland Abandonment in Rural China: Empirical Results and Policy Implications [J]. Journal of Environmental Management, 2019, 232:738-750.

[12] Yan J Z, Yang Z Y, Li Z H, et al. Drivers of Cropland Abandonment in Mountainous Areas: A Household Decision Model on Farming Scale in Southwest China[J]. Land Use Policy, 2016, 57: 459-469.

[13] Zhang Y, Li X B, 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.

[14] 徐莉. 城市化进程中如何解决农地抛荒问题——以四川省为例[J]. 农村经济, 2010(3):21-24.

[15] 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.

[16] 洪炜杰. 外包服务市场的发育如何影响农地流转? ——以水稻收割环节为例[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2019,19(4):95-105.

(责任编辑: 刘浩)

**Initial Natural Endowment and Farmers’ Land Abandonment Behavior:
Based on the Investigation of the Scale of Contracted Land**

HONG Weijie

Abstract: Under the conditions of opening up, the impact of natural resources on farmers’ behaviordecision and factor allocation continues to weaken, and the characteristics of “resources are insignificant” will gradually become prominent, which leads to the continuous spread of cultivated land abandonment. This paper analyzes the mechanism of farmland abandonment from the perspective of the scale of contracted land. The author used the 2017 China Migrants Dynamic Survey data and 2017 Jiangxi Province Micro-farmer Household data to conduct empirical research. The results show that: Firstly, on average, there is a negative relationship between contracted land area and farmland abandonment. The larger the contracted land area, the lower the probability of farmland abandonment. Secondly, after adding the acreage item of the contracted land, it is found that there is a “U-shaped” relationship between the contracted land area and the abandoned farmland, that is, as the area of the contracted land increases, the probability of abandoned farmland decreases and begins to gradually increase when contracted land reaches a certain level. Thirdly, further research finds that the probability of farmers’ farming and the area of contracted land shows an inverted “U-shaped” relationship. Among farmers who do not cultivate, there is also an inverted “U-shaped” relationship between the probability of farmland rental and the area of contracted land. Fourthly, the mechanism test shows that the “U-shaped” relationship between contracted land area and farmland abandonment is mainly caused by the rigid constraints of agricultural labor under open conditions. Therefore, small farmers are more likely to carry out small-scale farmland management rather than the main body of agricultural scale management.

Keywords: Contracted Land Area; Abandoned Farmland; “U-shaped” Relationship; Farmland Rental; Labor Constraints