

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2022.06.008

农地确权、土地流转与农户最大地块利用效率

朱莉芬^a,李敏^a,石永明^{a,b}

(重庆工商大学 a. 长江上游经济研究中心;b. 经济管理实验教学中心,重庆 400067)

摘要:小农户家庭经营仍是当前我国农业经营的主要形式,而且一户经营多块土地的现象较为普遍;农地确权可以通过影响农户的投入决策和土地流转决策对农地利用效率产生影响,因而深入探讨农地确权对农户最大地块利用效率的影响具有重要的现实意义。然而现有文献对此缺乏研究。

本文认为,影响农户的土地流转行为是农地确权作用于农地利用效率的主要路径之一,单从这条路径来看,农地确权不仅要促进土地流转,而且要使农地向高效率的农业生产经营经营者集中、要改善农户的分散经营状态,才能显著提升农地利用效率。然而,在现实中可能存在多种因素对该路径形成阻碍,导致农地确权的政策效应未能充分显现。基于2019年在吉林、江苏、四川三省297个村庄抽样调查的1058份问卷,运用DEA-Tobit模型和中介效应模型的分析显示:相比未确权的农户,已确权农户最大地块利用的综合技术效率和纯技术效率较低,反映出当时样本村庄的农地确权还未有效促进农地利用效率的提高,甚至可能起到相反的作用;相比未确权的农户,已确权农户在确权后的土地转入概率较高,但最大地块面积较小,而有土地转入的农户比没有土地转入的农户、最大地块面积较大的农户比最大地块面积较小的农户最大地块利用的综合技术效率和纯技术效率更高,表明在农地确权影响农地利用效率中土地转入具有遮掩效应、最大地块面积具有中介效应。可见,农地确权提高了已确权农户转入土地的概率,土地的转入虽然可以在一定程度上减弱农地确权与农户最大地块利用的综合技术效率和纯技术效率之间的负相关性,但并没有加大最大地块的面积,由此带来的经营分散加剧可能正是已确权农户最大地块利用效率低于未确权农户的原因之一。

相比已有文献,本文对农地确权影响农地利用效率的土地流转路径进行了深入探究,并针对农户最大地块利用效率进行了经验分析,深化了农地确权的政策效应研究,也细化了农地利用效率的影响因素研究。

本文研究表明,不但要继续化农地“三权分置”改革和持续开展农村土地确权登记颁证“回头看”工作,还应扫除阻碍农户土地流转的其他障碍,加强对农户土地流转的引导和农村土地整治,促使农地向高效率经营主体集中,并努力解决农户多地块分散经营的问题,进而更有效地促进农地利用效率提升。

关键词:确权颁证;农地流转;综合技术效率;纯技术效率;规模效率;分散经营

中图分类号:F321.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-8131(2022)06-0111-12

* 收稿日期:2022-09-11;修回日期:2022-10-29

基金项目:国家社会科学基金重点项目(18AJY018)

作者简介:朱莉芬(1973),女,四川邻水人;博士,研究员,硕士生导师,主要从事农业经济学和区域经济学研究。李敏(1997),女,重庆南川人;硕士,主要从事区域经济学研究。石永明(1980),男,山西文水人;硕士,主要从事农村土地管理研究。

一、引言

党的二十大报告提出,要“全面推进乡村振兴,坚持农业农村优先发展,巩固拓展脱贫攻坚成果,加快建设农业强国,扎实推动乡村产业、人才、文化、生态、组织振兴,全方位夯实粮食安全根基,牢牢守住十八亿亩耕地红线,确保中国人的饭碗牢牢端在自己手中”。历年的中央一号文件也多次强调,要牢牢守住保障国家粮食安全的底线。粮食生产离不开土地,而土地资源是有限的,尤其是我国的人均耕地面积不到世界平均水平的40%,因此保障粮食安全最有效的途径就是在有限的土地资源上提高农地利用效率(许恒周等,2012)^[1]。影响农地利用效率的因素有很多,主要包括农户家庭特征、自然条件、耕地资源禀赋、耕地细碎化程度、经营规模、农业机械总动力、有效灌溉率、农业补贴、技术水平、农业政策等(许恒周等,2012;冯晓红等,2011;杨志海等,2015;许玉光等,2017;张玉娇等,2017;姜晗等,2020)^[1-6]。其中,农地经营者的性质(能力)和其土地资源状况是影响农地利用效率的两个主要因素。

从农地经营主体来看,当前小农户家庭经营仍是我国农业经营的主要形式,根据第三次农业普查数据,全国小农户数量占到农业经营主体的98%以上,因而如何提高农户的土地利用效率成为亟待解决的重要问题。而在现行的农村土地制度下,每个农户都拥有土地承包经营权,导致人均土地资源规模小而难以产生规模效应,严重影响到农地利用效率的提高。因此,国家积极深化农村土地“三权分置”改革,并大力推行农地确权颁证,以在充分保障农户土地权益的基础上促进农地有效流转,进而通过土地经营权向愿意并善于农业生产经营的农户集中来扩大农地经营规模并实现土地利用效率的提高。那么,在农业农村经济发展实践中,农地确权是否有效促进了农地流转并提高了农地利用效率?已有文献对此进行了深入分析,但并未得出一致的结论。一部分研究肯定了农地确权对农业生产和土地利用的积极作用,比如:高强和孙光林(2020)研究表明,农地确权后能有效促进土地流转,进而扩大农户平均地块面积和最大地块面积,降低土地细碎化程度,提高农地产出水平^[7];林文声等(2017)和吴格格(2020)认为,农地确权能有效激励农户增加资本投入、改善土壤条件等,进而促进农业生产^[8-9];高叙文等(2021)也发现,产权的稳定能增加农户对农地的长期投资,同时加速农户的土地流转行为,进而提升农地生产率^[10]。另一部分研究则认为农地确权对农地利用效率的提升作用并不明显甚至可能降低农业生产效率。比如,姚志(2021)认为,虽然第二轮土地承包到期后再延长30年政策可以改善土地细碎化问题,但对生产效率、地力保护不太可能产生太大的影响^[11];罗必良和张露(2020)的分析显示,农地确权并未有效促进农地流转和推进农地规模经营的改善^[12];徐志刚等(2021)运用实地调查数据的多角度经验分析也未证明农地确权对农户的土地租金、转出土地面积、新增机械投资、是否平整土地等有显著影响^[13];廖文梅等(2020)基于江苏省调研数据的分析则发现,农地确权可能因禀赋效应的增强而抑制农地流转,并增加农地抛荒以及粗放经营的可能性,从而降低农户的农业生产效率^[14]。

从现有相关文献看,农地利用效率受到自然、经济和社会制度等多方面因素的影响,其中关于农地确权对农地利用效率产生的影响存在不同的结论,有必要进一步地深入探讨。在相关经验研究中,对农地利用效率的测算大多针对农户经营的全部土地,没有考虑农户自身的分散经营问题。在我国农村,受集体土地承包经营权分配、调整、流转等多种因素的影响,一户经营多块土地的现象较为普遍,而其不同地块的利用效率也可能存在较大差异,其中,受规模效应的影响,最大地块的利用效率通常也是最大的。因此,专门针对农户最大地块利用效率的研究也具有重要意义,而目前这方面的研究较为缺乏。有鉴于此,本文在已有研究的基础上,进一步探讨农地确权通过土地流转进而影响农户最大地块利用效率的内在机制,并利用在江苏、四川、吉林三省的抽样调查数据进行实证检验,以拓展和深化农地确权的政策效应研究以及农地利用效率的影响因素研究,进而为进一步深化农村土地制度改革和有效提高农地利用效率提供经验借鉴和政策启示。

二、理论分析

从理论上讲,农地确权从制度上有效保护了农户的土地权益,并会提升农户对地权长期稳定的感知,这一方面可以促使农户加大对农地和农业生产经营的投入进而提高土地利用效率,另一面也可以通过促进农户的土地流转行为使农地向高效率的农业生产经营主体集中进而提高土地利用效率。然而,农户的投入决策和土地流转决策还会受到其他众多复杂因素的影响,而且不同地区的发展环境、不同农户的禀赋条件千差万别,理论上的预期效果在实践中并不一定可以得到很好的实现。本文主要从农地确权通过影响农户土地流转行为来影响农地利用效率的路径展开具体分析。

从产权视角分析,农地确权是对农村土地产权的完善,将直接影响农户对土地资源的处置行为,进而影响农地利用效率,而其具体会产生怎样的影响需要置于农地制度演进的大背景下进行考察。在改革开放初期,农村集体土地承包经营制度的建立和推广极大地提高了农业生产效率,但也使小农经济成为农业发展的主要形式,其带来的土地资源高度碎片化严重制约了农地利用效率的进一步提高。因此,在坚持农村土地农民集体所有的前提下,促进农地高效流转成为深化农地制度改革的重点,其中“三权分置”和农地确权是两项重要的改革措施。“三权分置”使农户同时享有土地承包权和经营权,农户可将土地经营权有偿或无偿转让给他人,从而释放劳动力,获得非农收入;与此同时,农户也可转入其他农户的土地经营权,扩大农业生产规模,实现更多更高效率的产出。但是,由于对政策不确定性的担忧,一些农户害怕第二轮土地承包到期时或到期前失去土地,对转出土地不放心(纪月清等,2021)^[15],从而采取粗放经营或抛荒的方式来维护自身的土地权益。确权颁证则在法律层面确立和保障了农户的正当土地权益,消除了政策的不确定性,从而进一步促进土地流转和集中以实现农业生产的规模经营(胡新艳等,2018)^[16]。

然而,对于农户来讲,土地权属的安全性不仅包括法律安全,还包括实际安全和感知安全,任何一方面安全感的不同步都会造成农户土地处置行为的选择差异(Ma et al,2015)^[17]。从实际安全角度看,一方面,不少地方实际上还存在农地调整现象,这就直接削弱了农户对地权稳定性的真实感知,从而会抑制其土地流转意愿和行为;另一方面,由于目前不少农村的社会保障体系并不完善,土地对一些农户还具有较强的生活及养老保障功能,农地确权反而可能因增强农户的禀赋效应和土地情结而降低其土地转出的意愿,阻碍土地资源的优化配置。从感知安全角度看,农户对确权制度及其作用的认知程度也会影响其土地流转决策和行为,只有在农户真实感受到土地承包经营权的长期稳定性后才能有效促进其土地流转。目前在农村进行农业劳作的多为中老年人,受教育程度普遍较低,政策认知和土地权利认知能力也相对较弱;同时,在农地确权登记颁证的具体实践中,一些地方宣传不够,且工作流于形式(为了确权而确权),导致农户对农地确权的意义和功效认识不足,不仅阻碍了农地确权颁证工作的顺利推行,也不利于政策效应的充分发挥(叶剑平等,2018)^[18]。因此,在实践中,农地确权并不一定会立即促进农地流转,在一些地方还可能对农地流转产生一定抑制作用。

而且,在农地确权促进了农地流转的情形下,也可能并不会因此而提高农地利用效率。一方面,受到农地流转方向的影响。理论上讲,农地从低生产效率农户向高生产效率且能产生规模效应的农户流转,才能有效提高农地利用效率。目前,我国小农户土地流转主要发生在土地利用效率差异不大的熟人之间,农地较难流向具有较高土地利用效率的规模经营户(朱文珏等,2019)^[19],这不但不能使流转农地的经营者有更高的生产效率,而且还可能因经营者的分散经营降低其原本的土地利用效率。此外,土地权属差异会显著影响农户对土地进行改良和保护的投资决策(Abdulai et al,2011)^[20],加上熟人间的农地流转往往因规范性不足而具有较大的不确定性,导致农户对转入土地的投入也往往不足,进一步降低土地利用效率。另一方面,还受到流转农地位置的影响。由于历史的原因,农户经营的土地并非集中连

片的现象较为普遍,碎片化的分散经营也成为阻碍农地利用效率提升的重要因素之一。若农户转入的土地与其原来的土地不相邻,则会使其土地经营更加分散化,进而可能降低其土地利用效率。进一步地,单从农户的生产经营行为来看,通常会对其最大地块进行更多的投入,因而最大地块的利用效率会相对较高;若转入的土地与其最大地块相邻,最大地块面积增加带来的规模效应将提高其利用效率;若转入的土地与其最大地块不相邻,则可能因分散经营加剧而使最大地块的利用效率降低。因此,针对农户最大地块利用效率的分析,可以较好地反映农地确权是否通过促进土地流转提高了农地利用效率。

综上所述,影响农户的土地流转行为是农地确权作用于农地利用效率的主要路径之一,单从这条路径来看,农地确权不仅要促进土地流转,而且要使农地流向高效率的农业生产经营者、要改善农户的分散经营状态,才能显著提升农地利用效率。然而,在现实中可能存在多种因素对该路径形成阻碍,导致农地确权的政策效应未能充分显现。下面,本文采用实地调研数据,基于农地确权与农户最大地块利用效率的关系对此进行检验。

三、实证研究设计

本文实证分析所用数据主要来自2019年课题组对吉林、江苏和四川三省农户的抽样调查。从地区分布看,调研省份具有一定的代表性,其中:吉林省位于东北地区中部,是农业大省之一,地广人稀,耕地资源丰富,人均耕地面积远远高于全国平均水平;江苏省位于东部地区,人口密集,经济相对发达;四川省位于经济发展相对滞后的西部地区,人均耕地资源较为匮乏,远远低于全国平均水平,且土地相对贫瘠,土地流转市场也相对落后(康晨等,2020)^[21]。基于各地经济发展状况以及土地资源禀赋的差异,调查中采取分层抽样方法,选取11个市(区、县):江苏省的溧阳市、射阳县、灌南县、姜堰区,四川省的射洪市、广安市、昭化区、广汉市,吉林省的东丰县、前郭县、九台区。在每个样本市(区、县)内随机选取2~4个样本乡(镇),对共297个村庄的农户进行抽样实地问卷调查,保证了样本的代表性和异质性。经过统计处理,最终得到1058份有效问卷,其中江苏省369份、吉林省347份、四川省342份。

1. 农户最大地块利用效率的测算

土地利用效率是本研究的因变量,其是在既定投入成本下土地产出最大化的程度,用以反映各种投入要素在土地利用过程中价值的实现程度。目前,通常采用参数或非参数估计方法来测算土地利用效率,前者主要基于随机前沿生产函数(SFA),后者主要采用数据包络分析方法(DEA)(杨志海等,2015)^[3]。考虑到数据包络分析可用于评估具有多个投入和多个输出的决策单元的生产效率,即每个决策单元相对于处在生产前沿面上决策单元的效率,且不需要设定生产函数,本文采用数据包络分析方法来进行土地利用效率的测算。借鉴相关研究的做法(姜晗等,2020)^[6],在测算土地利用综合技术效率(TE)的基础上,进一步将其分解为纯技术效率(PTE)和规模效率(SE)两部分。常用的DEA模型有固定规模报酬模型(CCR)和可变规模报酬模型(BCC)两种,本文采用产出导向的BCC模型测算土地利用的纯技术效率,并采用CCR模型测算土地利用的综合技术效率,进而分离出土地利用的规模效率。

参考相关研究的方法(杨朔等,2011;谢花林等,2016;孙耀鹏等,2017;张红梅等,2019)^[22-25],并结合实地调研数据,从投入和产出两方面选取土地利用效率测算的指标。投入指标包括土地、劳动和资本,产出指标包括农业产出和农产品产量(见表1),其中资本投入为包括种(苗)、施肥、农药、灌溉、农膜或地膜费用等各种投入的总和。对样本农户最大地块利用效率的测算结果见表2。从整体来看,最大地块利用的综合技术效率偏低,仅为0.3102,其中纯技术效率为0.3437,规模效率为0.9096。分地区来看,吉林省的综合技术效率和纯技术效率均显著高于四川省和江苏省,表明江苏省和四川省的农地利用效率具有较大的提升空间,尤其是纯技术效率远低于吉林省。总体来讲,样本农户最大地块利用的综合

技术效率水平较低主要是由于纯技术效率不高导致的,因而应将提高纯技术效率作为提高农地利用效率的主要方向。

表 1 农户经营面积最大地块的投入产出表

指标类型	指标名称	指标说明	样本数	均值	标准差
投入	土地	最大地块面积(公顷)	1 058	0.305 4	1.389 7
	劳动	最大地块劳动投入(小时)	1 058	47.569 4	112.489 9
	资本	最大地块资本投入(元)	1 058	1 333.431	4 227.317
产出	农业产值	最大地块产值(元)	1 058	10 518.94	35 649.16
	农产品产量	最大地块产量(千克)	1 058	4 676.52	14 006.93

表 2 样本农户最大地块利用效率测算结果

地区	综合技术效率(TE)	纯技术效率(PTE)	规模效率(SE)	样本数
吉林	0.591 4	0.614 9	0.966 4	347
四川	0.158 4	0.187 5	0.908 2	342
江苏	0.186 5	0.233 5	0.857 5	369
整体样本	0.310 2	0.343 7	0.909 6	1 058

2. 模型构建与内生性处理

为验证前文的理论分析,首先需要检验农地确权与农户最大地块利用效率之间的相关性。考虑到测算出来的最大地块利用效率在 0~1 之间,选取适用于截断数据的 Tobit 回归模型进行分析,基准模型如式(1):

$$TE_i/PTE_i/SE_i = \beta \text{confir}_i + \theta z_i + u_i, \text{ if } TE_i/PTE_i/SE_i > 0 \quad (1)$$

$$TE_i/PTE_i/SE_i = 0, \text{ if } TE_i/PTE_i/SE_i \leq 0$$

其中,因变量 TE_i 、 PTE_i 、 SE_i 分别表示农户 i 经营的最大地块利用的“综合技术效率”“纯技术效率”“规模效率”;核心自变量 confir_i 表示“农地确权”,为农地是否确权的虚拟变量(农地已经确权赋值为 1,否则赋值为 0);控制变量 z_i 包括家庭特征、生产经营条件、区域发展环境等方面的因素(详见表 3); u_i 为误差项,服从正态分布 $N(0, \sigma^2)$ 。

为验证农地确权是否能通过影响农户的土地流转行为以及最大地块面积来对最大地块利用效率产生影响,在模型(1)的基础上构建模型(2)~(5)来进行中介效应检验:

$$P = (\text{Tranin}_i = 1 | x_i) = F(x_i, \beta) = \Phi(\beta \text{confir}_i + \theta z_i) \quad (2)$$

$$Y_i = \beta \text{confir}_i + \gamma \text{Tranin}_i + \theta z_i + u_i, \text{ if } Y_i > 0; Y_i = 0, \text{ if } Y_i \leq 0 \quad (3)$$

$$\text{area}_i = \alpha_1 + \beta \text{confir}_i + \theta z_i + u_i \quad (4)$$

$$Y_i = \beta \text{confir}_i + \delta \text{area}_i + \theta z_i + u_i, \text{ if } Y_i > 0; Y_i = 0, \text{ if } Y_i \leq 0 \quad (5)$$

其中,中介变量 Tranin_i 表示“农地转入”,为样本农户在农地确权后是否转入农地的虚拟变量(转入赋值为 1,否则赋值为 0),由于是二分类变量,故采用 Probit 模型;中介变量 area_i 表示“最大地块面积”,为样本农户实际经营的最大地块面积; Y_i 代表最大地块利用的综合技术效率和纯技术效率。

需要注意的是,农地确权实施的时间和地点并非随机选择的结果(胡新艳等,2016;程令国等,2016)^[26-27],人多地少、人地矛盾较为突出的地区以及人地矛盾较少、土地肥沃和第二轮土地承包完成质量较好的地区成为土地确权试点的首选(程令国等,2016;林文声等,2018)^[27-28]。土地确权登记颁证工

作并非同时展开,存在从易到难循序渐进的过程,因而其产生的影响存在地区(村庄)差异,而本文采用的是截面数据,可能存在反向因果关系。此外,还有可能存在遗漏变量和测量误差等问题。对此,本文参考借鉴相关研究的做法(丰雷等,2013;阮荣平等,2016;孙小龙等,2019)^[29-31],采用“县域内除本农户外其他农户的确权比例”作为工具变量,进而运用工具变量 Probit 模型(IV-Probit)、工具变量 Tobit 模型(IV-Tobit)以及二阶段最小二乘法(2SLS)来解决潜在的内生性问题。

表3 主要变量的描述性统计

变量	测度方法	均值	标准差	最小值	最大值	
因变量	综合技术效率	软件测度	0.310 2	0.247 0	0.021 4	1
	纯技术效率	软件测度	0.343 7	0.263 0	0.028 3	1
	规模效率	软件测度	0.909 6	0.135 5	0.121 7	1
自变量	农地确权	0=未确权,1=已确权	0.935 7	0.245 3	0	1
	经营决策者受教育程度	0=文盲,1=小学,2=初中,3=高中,4=大学及以上	1.502 8	0.811 7	0	4
控制变量	经营决策者年龄	岁	56.345 0	10.677 8	27	89
	农业劳动人数	人/户	1.608 7	0.864 5	0	5
	农业收入占比	农业收入/总收入	0.363 4	0.387 8	0	1
	土地离家距离	米	738.777 9	1 048.836	0	16 000
	农地经营规模	0=小,1=中等,2=大	0.284 4	0.571 6	0	2
	上年是否受自然灾害	0=否,1=是	0.419 7	0.493 7	0	1
	土壤肥力	1=好,2=中,3=差	1.704 2	0.599 9	1	3
	灌溉方式	1=漫灌,2=喷灌,3=滴灌,4=洼灌,5=不浇水,6=其他	2.523 6	1.928 7	1	6
	最大地块面积占比	最大地块面积/家庭经营面积	0.359 8	0.230 3	0.041 7	1
	土地坡度	1=平地,2=坡地,3=洼地	1.253 3	0.501 8	1	3
	是否采用深松技术	0=否,1=是	0.152 2	0.359 4	0	1
	地区虚拟变量	1=吉林省,0=其他	0.328 0	0.469 7	0	1
	(江苏为基准)	1=四川省,0=其他	0.323 3	0.467 9	0	1

四、实证检验结果分析

1. 基准模型估计

表4报告了基准模型估计结果,其中(1)(2)(3)列为IV-Tobit回归结果,根据模型外生性瓦尔德检验结果(3)列不存在内生性问题,无需引入工具变量,因此以(4)列的Tobit回归结果作为解释依据。表4的(1)(2)(4)列估计结果显示,“农地确权”与“综合技术效率”和“纯技术效率”显著负相关,而与“规模效率”没有显著相关性,表明与未确权的农户相比,已确权农户的最大地块利用效率较低。这种负相关性可能具有多方面的原因,但可在一定程度上说明对于本文分析的样本农户来讲,农地确权并未带来最大地块利用效率的提高,反而可能降低了最大地块利用效率。

从控制变量的影响来看,主要变量的估计结果与理论预期相符:(1)农地经营决策者受教育程度越高,对农业生产的管理越科学,对新技术的吸纳接受能力越强,因此土地利用效率越高;(2)农地经营规模加大有利于纯技术效率的提高,但对规模效率的提升具有抑制作用,可能是由于偏离了适度规模;(3)遭受自然灾害会降低土地利用效率,而土壤肥力增加会提高土地利用效率;(4)最大地块面积占比增加(即分散经营程度减小)有利于综合技术效率和纯技术效率的提高,但对规模效率提高具有抑制作用,也可能是由于超出了适度经营规模。

表4 基准模型估计结果(样本数为1 058)

变 量	综合技术效率		纯技术效率		规模效率	
	(1)IV—Tobit	(2)IV—Tobit	(3)IV—Tobit	(4)Tobit	(3)IV—Tobit	(4)Tobit
农地确权	-0.215 5*** (0.075 3)	-0.294 1*** (0.093 0)	0.030 7 (0.056 8)	0.004 3 (-0.014 5)		
经营决策者受教育程度	0.012 5** (0.006 1)	0.018 6** (0.007 6)	-0.006 2 (0.004 6)	-0.006 5 (0.004 6)		
经营决策者年龄	-0.000 4 (0.000 5)	-0.000 8 (0.000 6)	0.000 2 (0.000 4)	0.000 2 (0.000 4)		
农业劳动人数	0.004 5 (0.005 8)	0.008 8 (0.007 2)	-0.002 6 (0.004 4)	-0.002 9 (0.004 3)		
农业收入占比	0.012 3 (0.013 6)	0.008 3 (0.016 7)	0.007 5 (0.010 3)	0.007 1 (0.010 2)		
土地离家距离	3.77e-06 (4.85e-06)	7.08e-06 (6.07e-06)	-4.95e-06 (3.69e-06)	-5.55e-06 (3.47e-06)		
农地经营规模	0.007 8 (0.010 0)	0.074 4*** (0.012 5)	-0.122 8*** (0.007 6)	-0.123 5*** (0.007 4)		
上年是否受自然灾害	-0.081 8*** (0.012 1)	-0.078 0*** (0.014 9)	-0.014 0* (0.009 1)	-0.014 4 (0.009 1)		
土壤肥力	-0.033 4*** (0.008 1)	-0.034 9*** (0.010 0)	-0.009 7 (0.006 1)	-0.010 0 (0.006 1)		
灌溉方式	-0.004 8 (0.003 4)	-0.000 7 (0.004 2)	-0.004 6** (0.002 6)	-0.004 3* (0.002 5)		
最大地块面积占比	0.093 0*** (0.023 2)	0.150 5*** (0.028 6)	-0.093 5*** (0.017 5)	-0.096 3*** (0.016 5)		
土地坡度	-0.008 4 (0.010 2)	-0.012 5 (0.012 6)	0.013 6* (0.007 7)	0.013 5* (0.007 7)		
是否采用深松技术	0.008 4 (0.013 9)	0.008 8 (0.017 2)	-0.000 6 (0.010 6)	-4.95e-05 (0.010 5)		
吉林(以江苏为基准)	0.495 4*** (0.019 4)	0.500 2*** (0.024 0)	0.059 0*** (0.014 7)	0.058 9*** (0.014 7)		
四川(以江苏为基准)	0.015 6 (0.013 9)	0.028 0 (0.017 1)	-0.004 9 (0.010 5)	-0.006 2 (0.010 1)		
常数项	0.412 4*** (0.089 8)	0.476 4*** (0.110 8)	0.952 4*** (0.067 8)	0.980 6*** (0.034 1)		
AR 检验 AR		9.43***		11.76***		
Wald 检验		8.17***		9.99***		
模型 Wald 卡方检验		1 968.25***		1 313.98***		518.57***
外生性 Wald 检验		9.93***		11.29***		0.23
似然比检验卡方值						424.06***

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平,括号内数值为标准误,下表同。

2. 稳健性检验

为验证上述实证结果的稳健性,采用替换因变量的方式进行稳健性检验,即用“农户最大地块农业产出效率”作为因变量,估计结果如表5所示。豪斯曼检验结果显示存在内生性问题,因此采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行分析,“农地确权”与“农户最大地块农业产出效率”在1%的显著性水平上负相关,表明本文的分析结果是稳健的。

由于吉林、江苏、四川的地理位置和土壤环境以及气候条件等存在较大差异,农户最大地块利用效

率本身可能存在较大不同,且不同地区农户受到的外界环境约束以及对农地确权政策的认知也有所不同。从表4的估计结果来看,也存在显著的地区差异,因此有必要进一步分地区来检验。从本文的样本地区来看,吉林省的作物熟制为一年一熟,四川和江苏的农作物熟制相似,一年二熟或三熟。综合考虑耕地资源禀赋特征,将“吉林省”和“江苏省和四川省”分别作为两个子样本进行回归分析,估计结果见表6,与全样本的基准模型回归结果基本一致,进一步表明本文的分析结果具有较好的稳健性。

表5 以农户最大地块农业产出效率为因变量的检验结果(样本数为1 058)

变 量	OLS	2SLS
农地确权	0.011 8(0.046 8)	-0.797 1 ^{***} (0.207 3)
F 检验统计量	573.06 ^{***}	
调整 R ²	0.890 3	
豪斯曼检验值		20.63 ^{***}
模型 Wald 卡方检验		6 798.12 ^{***}

注:本文所有模型均控制了控制变量,限于篇幅常数项和控制变量的估计结果略,下表同。

表6 分地区检验结果

样本地区	变 量	综合技术效率	纯技术效率	规模效率	
		IV—Tobit	IV—Tobit	IV—Tobit	Tobit
吉林省 (样本数为 347)	农地确权	-1.103 3 ^{**} (0.523 9)	-1.228 3 ^{**} (0.575 5)	0.112 2 (0.136 1)	0.011 6 (0.019 2)
	AR 检验 AR	12.98 ^{***}	13.14 ^{***}		
	Wald 检验	4.31 ^{**}	4.43 ^{**}		
	模型 Wald 卡方检验	67.55 ^{***}	62.51 ^{***}	14.46	
	外生性 Wald 检验	9.28 ^{***}	9.25 ^{***}	0.59	
	似然比检验卡方值				14.90 [*]
江苏省和四川省 (样本数为 711)	农地确权	-0.292 5 ^{***} (0.063 8)	-0.361 5 ^{***} (0.085 4)	-0.006 9 (0.061 0)	0.001 5 (0.018 2)
	AR 检验 AR	31.00 ^{***}	24.32 ^{***}		
	Wald 检验	20.86 ^{***}	17.81 ^{***}		
	模型 Wald 卡方检验	56.24 ^{***}	130.00 ^{***}	330.65 ^{***}	
	外生性 Wald 检验	26.22 ^{***}	20.35 ^{***}	0.02	
	似然比检验卡方值				271.25 ^{***}

3. 中介效应检验

表7为模型(2)(3)的检验结果,可以发现:相比未确权的农户,已确权农户在确权后的土地转入概率更高,但最大地块利用的综合技术效率和纯技术效率较低;相比没有土地转入的农户,有土地转入的农户最大地块利用的综合技术效率和纯技术效率较高。上述结果表明土地转入在农地确权影响农户最大地块利用效率中具有遮掩效应(温忠麟等,2014)^[32]。遮掩效应与一般的中介效应不同,其间接效应

和直接效应的方向相反,降低了总效应(崔民等,2021)^{[33]①},即农地确权提高了已确权农户转入土地的概率,而土地转入在一定程度上遮掩(减弱)了农地确权与农户最大地块利用效率(综合技术效率和纯技术效率)之间的负相关性。

表8为模型(4)(5)的检验结果,可以发现:相比未确权的农户,已确权的农户最大地块面积较小,最大地块利用的综合技术效率和纯技术效率也较低,而最大地块面积的增加有利于其综合技术效率和纯技术效率的提高。上述结果表明,最大地块面积的中介效应显著,即由于已确权农户的最大地块面积比未确权的农户小,而最大地块的面积与其利用的综合技术效率和纯技术效率正相关,因而已确权农户最大地块利用的综合技术效率和纯技术效率比未确权农户低。

表7 土地转入的中介效应检验结果(样本数为1058)

变量	土地转入	综合技术效率	纯技术效率
	IV-Probit	IV-Tobit	IV-Tobit
农地确权	1.8086 ^{**} (0.7790)	-0.2351 ^{***} (0.0768)	-0.3159 ^{***} (0.0948)
土地转入		0.0322 ^{***} (0.0110)	0.0361 ^{***} (0.0135)
AR 检验 AR	5.76 ^{**}	11.05 ^{***}	13.34 ^{***}
Wald 检验	5.39 ^{**}	9.35 ^{***}	11.08 ^{***}
模型 Wald 卡方检验	224.72 ^{***}	1947.15 ^{***}	1300.29 ^{***}
外生性 Wald 检验	4.78 ^{**}	11.29 ^{***}	12.55 ^{***}

表8 最大地块面积的中介效应检验结果(样本数为1058)

变量	最大地块面积	综合技术效率	纯技术效率
	2SLS	IV-Tobit	IV-Tobit
农地确权	-0.9222 ^{***} (0.3033)	-0.1945 ^{***} (0.0743)	-0.2400 ^{***} (0.0893)
最大地块面积		0.0227 ^{***} (0.0080)	0.0588 ^{***} (0.0097)
豪斯曼检验值	10.19 ^{***}		
模型 Wald 卡方检验	2577.36 ^{***}	2036.65 ^{***}	1460.90 ^{***}
AR 检验 AR		7.72 ^{***}	8.10 ^{***}
Wald 检验		6.84 ^{***}	7.21 ^{***}
外生性 Wald 检验		8.30 ^{***}	7.96 ^{***}

五、结论与启示

当前,我国农业经营主体仍以小农户为主,保障粮食安全和实现乡村振兴都需要提高农户的土地利用效率。土地规模不大是农户土地利用效率不高的主要原因之一,因此农村土地制度改革不仅要保障农户的土地权益,还应提高农户的土地利用效率。农地确权可以有效保障农户的土地权益,进而能够通过激励农户增加对土地的投入和促进农地高效流转等路径来提高农地利用效率。仅从促进农地流转的路径来看,首先要能有效促进农地流转,其次要促进农地从低效率农户向高效率农户流转,最后农地流

① 根据表4,“土地确权”对“综合技术效率”和“纯技术效率”的总效应分别为-0.2155、-0.2941,而加入“土地流转”变量后(见表7)的直接效应为-0.2351、-0.3159,负向影响程度加大,此时是剥离了遮掩效应后的结果(遮掩效应占直接效应的比例分别为24.77%和20.67%),更加接近真实的情况。

转要避免农户的分散经营加剧,而这些环节的实现都需要相应的外部条件,若外部条件缺失则会使农地确权促进农地利用效率提高的作用不能得到发挥,甚至会产生相反的效应。采用2019年在吉林、江苏、四川三省抽样调查数据的分析显示:相比未确权的农户,已确权农户最大地块利用的综合技术效率和纯技术效率较低,反映出农地确权未能有效促进农地利用效率的提高,甚至可能起到相反的作用;相比未确权的农户,已确权农户在确权后的土地转入概率较高,但最大地块面积较小,而有土地转入的农户比没有土地转入的农户、最大地块面积较大的农户比最大地块面积较小的农户最大地块利用的综合技术效率和纯技术效率更高,表明在农地确权影响农地利用效率中土地转入具有遮掩效应、最大地块面积具有中介效应。

进一步综合上述结果,对于本文的样本农户,可以得出以下推论:相比未确权农户,已确权农户经营的最大地块面积较小,最大地块利用的综合技术效率和纯技术效率也较低;农地确权提高了已确权农户转入土地的概率,土地的转入虽然可以在一定程度上减弱农地确权与农户最大地块利用的综合技术效率和纯技术效率之间的负相关性,但并没有加大最大地块的面积,由此带来的经营分散加剧可能正是已确权农户最大地块利用效率低于未确权农户的原因之一。因此,在继续深化农地“三权分置”改革和持续开展农村土地确权登记颁证“回头看”的同时,还应致力于以下方面的工作:一是扫除阻碍农户土地流转的其他障碍,比如:加大农村社会保障力度,降低农户对土地的依赖程度;健全农村土地流转市场机制,进一步完善农业保险和小额信贷政策,为农地流转提供更好的服务和配套;加大政策宣传和引导,提高广大农户对土地权利和相关政策的认知水平;等等。二是加强对农户土地流转的引导,激励和支持农地向家庭农场、种植大户、合作社等高效率经营主体流转和集中。三是重视农地流转可能加剧农户分散经营带来的负面影响,优化农村土地整治,采取积极措施着手解决农户多地块分散经营问题,提高农户的集中经营程度。

参考文献:

- [1] 许恒周,郭玉燕,吴冠岑.农民分化对耕地利用效率的影响——基于农户调查数据的实证分析[J].中国农村经济,2012(6):31-39+47.
- [2] 冯晓红,周宝同,陈昫暄.基于DEA方法的耕地利用效率分析——以重庆市丰都县为例[J].中国农学通报,2011,27(26):249-253.
- [3] 杨志海,李鹏,王雅鹏.农村劳动力老龄化对农户耕地利用效率的影响[J].地域研究与开发,2015,34(5):167-171.
- [4] 许玉光,杨钢桥,文高辉.耕地细碎化对耕地利用效率的影响——基于不同经营规模农户的实证分析[J].农业现代化研究,2017,38(4):688-695.
- [5] 张玉娇,陈英,刘洋,等.农民土地价值观对耕地利用效率的影响[J].干旱区资源与环境,2017,31(10):19-25.
- [6] 姜晗,杨皓然,吴群.东部沿海经济区耕地利用效率的时空格局分异及影响因素研究[J].农业现代化研究,2020,41(2):321-330.
- [7] 高强,孙光林.农地确权能够提高农地产出吗?——基于农地细碎化的中介效应实证分析[J].湖北大学学报(哲学社会科学版),2020,47(4):137-146+169.
- [8] 林文声,秦明,苏毅清,等.新一轮农地确权何以影响农地流转?——来自中国健康与养老追踪调查的证据[J].中国农村经济,2017(7):29-43.
- [9] 吴格格,张奇,李荣.土地承包期再延长三十年农户土地利用变化——基于江苏省的调研[J].农村实用技术,2020(5):13-14.
- [10] 高叙文,方师乐,史新杰,等.农地产权稳定性与农地生产率——基于新一轮农地确权的研究[J].中国农村经济,2021(10):24-43.
- [11] 姚志.二轮承包到期后农地调整的理论逻辑与社会影响[J].现代经济探讨,2021(1):104-112.
- [12] 罗必良,张露.中国农地确权:一个可能被过高预期的政策[J].中国经济问题,2020(5):17-31.

- [13] 徐志刚,高群,刘静,等. 农地确权影响的再审视:理论逻辑与经验证据[J]. 农业经济与管理,2021(2):63-76.
- [14] 廖文梅,袁若兰,王璐,等. 社会化服务、农地确权对农业生产效率的影响研究[J]. 农业现代化研究,2020,41(6):978-987.
- [15] 纪月清,杨宗耀,方晨亮,等. 从预期到落地:承包地确权如何影响农户土地转出决策?[J]. 中国农村经济,2021(7):24-43.
- [16] 胡新艳,陈小知,米运生. 农地整合确权政策对农业规模经营发展的影响评估——来自准自然实验的证据[J]. 中国农村经济,2018(12):83-102.
- [17] MA X, HEERINK N, FENG S, et al. Farmland tenure in China: Comparing legal, actual and perceived security[J]. Land Use Policy, 2015, 42(7):293-306.
- [18] 叶剑平,丰雷,蒋妍,等. 2016年中国农村土地使用权调查研究——17省份调查结果及政策建议[J]. 管理世界, 2018, 34(3):98-108.
- [19] 朱文珏,罗必良. 农地流转、禀赋效应及对象歧视性——基于确权背景下的IV-Tobit模型的实证分析[J]. 农业技术经济,2019(5):4-15.
- [20] ABDULAI A, OWUSU V, GOETZ R. Land tenure differences and investment in land improvement measures: Theoretical and empirical analyses[J]. Journal of Development Economics, 2011, 96(1):66-78.
- [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] 杨朔,李世平,罗列. 陕西省耕地利用效率及其影响因素研究[J]. 中国土地科学,2011,25(2):47-54.
- [23] 谢花林,张道贝,王伟,等. 鄱阳湖生态经济区耕地利用效率时空差异及其影响因素分析[J]. 水土保持研究,2016, 23(5):214-221.
- [24] 孙耀鹏,涂维亮. 基于DEA模型的荆州市耕地资源利用效率分析[J]. 中国农业资源与区划,2017,38(8):93-97+104.
- [25] 张红梅,宋戈,王思琢. 基于“质量-产出-效率”的辽宁省耕地利用分区[J]. 农业工程学报,2019,35(13):234-242.
- [26] 胡新艳,罗必良. 新一轮农地确权与促进流转:粤赣证据[J]. 改革,2016(4):85-94.
- [27] 程令国,张晔,刘志彪. 农地确权促进了中国农村土地的流转吗?[J]. 管理世界,2016(1):88-98.
- [28] 林文声,王志刚,王美阳. 农地确权、要素配置与农业生产效率——基于中国劳动力动态调查的实证分析[J]. 中国农村经济,2018(8):64-82.
- [29] 丰雷,蒋妍,叶剑平. 诱致性制度变迁还是强制性制度变迁?——中国农村土地调整的制度演进及地区差异研究[J]. 经济研究,2013,48(6):4-18+57.
- [30] 阮荣平,徐一鸣,郑风田. 水域滩涂养殖使用权确权与渔业生产投资——基于湖北、江西、山东和河北四省渔户调查数据的实证分析[J]. 中国农村经济,2016(5):56-70.
- [31] 孙小龙,郜亮亮,钱龙,等. 产权稳定性对农户农田基本建设投资行为的影响[J]. 中国土地科学,2019,33(4):59-66.
- [32] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展,2014,22(5):731-745.
- [33] 崔民,张济舟,夏显力. 参与培训对农户生态农业技术采纳行为的影响——基于生态认知的中介效应和遮掩效应[J]. 干旱区资源与环境,2021,35(11):38-46.

Farmland Rights Confirmation, Land Transfer and Maximum Land Utilization Efficiency of Farmers

ZHU Li-fen^a, LI Min^a, SHI Yong-ming^{a,b}

(*a. Research Center for Economy of Upper Reaches of the Yangtze River; b. Experimental Teaching Center for Economic Management, Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067, China*)

Abstract: Smallholder family management is still the main form of agricultural management at present, and it is common for one family to manage more than one piece of land. Farmland right confirmation can affect

farmland use efficiency by influencing farmers' input decisions and land transfer decisions. Therefore, the exploration of the impact of farmland right confirmation on the maximum land utilization efficiency of farmers has important practical significance. However, the existing literature lacks research on this topic.

This paper argues that affecting farmers' land transfer behavior is one of the main ways that farmland rights confirmation affects land-use efficiency. From the perspective of this path alone, the confirmation of farmland rights should not only promote the transfer of land, but also centralize the farmland to efficient agricultural producers and operators, and improve the dispersed management status of farmers, so as to significantly improve the utilization efficiency of farmland. However, in reality, there may be a variety of factors that hinder this path, resulting in the policy effect of farmland rights confirmation not being fully realized. Based on 1,058 questionnaires from a sample of 297 villages in Jilin, Jiangsu, and Sichuan provinces in 2019, analysis using the DEA-Tobit model and the mediating effects model showed that compared with farmers without the confirmation of farmland rights, the comprehensive technical efficiency and pure technical efficiency of the maximum land use of the confirmed farmers were lower, indicating that the confirmation of farmland rights in the sample villages at that time has not effectively promoted the improvement of farmland use efficiency, and may even have the opposite effect; compared with the farmers without the confirmation of farmland rights, the farmers with confirmation have a higher probability of inward transferring after the confirmed ownership, but the maximum land area is smaller. The farmers with inward transferring have higher comprehensive technical efficiency and pure technical efficiency of the maximum land use than those without inward transferring and those with a larger land area than those with a smaller land area. It is shown that the land transfer has a masking effect and the maximum land area has a mediating effect in the process of farmland rights confirmation affecting the farmland use efficiency. It can be seen that the confirmation of farmland rights improves the probability of inward transferring for farmers with confirmed farmland rights. Although the inward transferring of land can weaken the negative correlation between the confirmation of farmland rights and the comprehensive and pure technical efficiency of farmers' maximum land use to a certain extent, it does not increase the area of the maximum land. The resulting intensified management dispersion may be one of the reasons why the maximum land-use efficiency of farmers with the right confirmation is lower than that of the farmers without confirmation.

Compared with the existing literature, this paper conducted an in-depth study on the land transfer path of farmland right confirmation affecting farmland use efficiency, conducted an empirical analysis on the maximum land-use efficiency of farmers, deepened the research on the policy effect of farmland right confirmation, and refined the research on the influencing factors of farmland use efficiency.

This study shows that in addition to continuing the reform of the "separation of the three rights" of farmland and continuing the work of "looking back" on the registration and certification of farmland rights, we should also remove other obstacles to the transfer of farmland, strengthen the guidance of the transfer of farmland and the improvement of farmland, so as to promote the concentration of farmland to highly efficient operators and strive to solve the problem of fragmented operation by farmers on multiple pieces of land, thereby enhancing the efficiency of farmland use more effectively.

Key words: confirmation of rights and certification; farmland transfer; comprehensive technical efficiency; pure technical efficiency; scale efficiency; scattered operation

CLC number: F321.1

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2022)06-0111-12

(编辑:夏 冬)