

新一轮农地确权促进连片规模经营

——来自地块离散流转与连片流转的证据

胡新艳 许金海 罗必良*

摘要: 本文根据农地流转双方地块位置是否相邻,将农户流转行为区分为离散流转和连片流转,考察新一轮农地确权对农地流转规模经营效应的影响。研究发现,农地确权通过减少农地边界破坏行为和农业生产矛盾,降低相邻地块流转的交易成本,显著促进了地块连片流转,进而推进农地的连片规模经营。不仅如此,相比离散流转,连片流转的书面合同签订概率更高、零租金更少、期限更长,有助于推进农地产权交易的契约化。文章强调,鉴于连片流转效应的时滞性,应坚持并深化新一轮农地确权改革,以进一步缓解“地权细碎化界定”与“农地规模化利用”之间的冲突。

关键词: 农地确权;农地流转;农业规模经营

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2024.05.10

一、引言

中国“均田承包”制度安排所决定的小规模分散化经营格局,引发了诸多问题。小而分散的农场格局不仅增加了农业的生产成本和交易成本,也是导致农地闲置抛荒的重要诱因(Sklenicka, 2016; Wang et al., 2022)。何秀荣(2009)更是将细小规模经营视为中国现代农业建设成效不显著的“罪魁祸首”。因此,促进农地的流转与集中以改善农业规模经营格局,既是学界的基本主张,也是中国农业政策的基本导向。但是,已有文献尚未深入研究不同维度农业规模经营所隐含的规模经济性含义。事实上,农地规模经营可以分为三种类型:经营规模、地块规模和连片规模^①(张露和罗必良,2020)。其中,连片规模具有经营规模与地块规模的双重规模经营效果。因此,农地流转如何能达成农户土地的连

* 胡新艳、许金海、罗必良,华南农业大学国家农业制度与发展研究院。通信作者及地址:罗必良,广东省广州市天河区五山路483号华南农业大学,510642;电话:020-85288169;E-mail: luobl@scau.edu.cn。本文得到国家社科基金重大项目(23&ZD112)的资助。感谢三位匿名审稿人提出的宝贵意见。当然,文责自负。

① 从农户层面来说,这三种规模经营的含义分别为:第一,经营规模表示农户经营土地的总面积。但农户经营土地的总面积的大小,并不具有明确的规模经济性含义。因为加总面积中的各个地块可能是离散细碎的。当然,总面积越大,越有可能节省农户在农业生产资料采购与产品销售上的交易成本而改善规模经济性;但在地块分散的情形下,由于缺乏生产作业的连续性而隐含着高昂的管理成本。第二,地块规模反映农户经营的单块土地的面积大小。逻辑上,地块规模扩大,农户因作物生长节律不一致所付出的生产管理成本、由作业分散性所导致的时间转换成本,均有下降的可能性。第三,连片规模指农户经营的多个地块连为一体而集中成片,既能扩大经营规模,又能扩大地块规模,故本文将其视为连片规模经营。

片规模经营,是值得关注的议题。^①

中国农业经营主体是农户,农户间的农地流转一直占据主导地位。^②根据地块空间位置特征,可将农户的农地转出区分为两类情形:一是农户转出的地块与转入主体已有土地不相邻,可视为“离散流转”。也就是说,经营主体转入的是相互分离的地块。二是农户转出的地块与转入主体已有土地相邻,则视为“连片流转”。此时,经营主体转入了相连成片的地块。一个值得重视的现象是,尽管连片流转有更高的规模经济效应(郭阳等,2019),但现实中离散流转往往更具普遍性^③。究其原因,可能与它们蕴含不同的交易成本有关^④。在“均田承包”背景下,土地按照“远近肥瘦”搭配原则进行承包到户,一个农户所承包经营的地块,往往与周边分属于不同农户主体的多个地块相连。若缺乏土地“四至”边界的清晰界定与维护,农户一旦采用连片流转的方式转出土地,则转入主体在后续经营中极有可能因连片生产作业而改变或销毁地块边界^⑤,从而极易引发产权纠纷。不同的是,离散流转不会因经营主体的更替改变地块边界,从而能在很大程度上规避这类交易成本。

经典产权理论认为,产权明晰是交易的前提条件(Coase, 1988)。依此理论逻辑,对农地进行“确实权,颁铁证”,将有利于推动农地流转交易市场发展。新一轮全国范围内的农村土地承包经营权确权登记颁证工作(以下简称“农地确权”)于2009年开始试点,2013年正式全面推进,2018年年底基本完成。与前两轮分田承包^⑥所不同的是,本轮确权工作聘请专业测绘公司和技术人员,借助精准的地理信息测绘技术,对地块的“四至”边界进行测量绘图;在农户签字确认及全村公示后,不仅将地块位置信息记录于纸质证书,还对其进行电子信息化存档管理。因此,本轮确权的显著特点是,农地产权在主体上可确认,地块“四至”边界在技术上可明晰,农户地权边界在法律上可保障。由此形成的地块边界可证实性,为观察不同类型农地流转的交易成本变化提供了自然实验契机。

为此,本文关注的问题是,新一轮农地确权是否能够有效消除不同流转方式的交易成本差异,实现农户农地经营规模和地块连片规模的同步推进?基于2016—2018年广东省阳山县一套完整记录农户流转地块信息的追踪调查数据,采用Tobit固定效应模型的估计结果表明:(1)农地确权通过降低相邻地块流转的交易成本,显著促进了地块连片流转,进而推进农地的连片规模经营。(2)农地连片流转效应存在时间滞后性,且在农地确权过程中曾引发过干群矛盾或农户冲突的村庄,该效应会被削弱。(3)相比于离散流转,连片流转的书面合同签订概率更高,零租金交易更少,流转期限更长。

本文丰富了三个方面的文献:第一,补充了农地确权能够促进相邻地块连片流转的基

① 农业农村部大数据发展中心“全国农村土地承包信息数据库”的统计数据显示,2018年农地确权工作完成后,全国农户均承包地面积不到7.5亩,地块数却多达5.5块(刘同山等,2023)。

② 2016—2018年《中国农村经营管理统计年报》显示,农户间农地流转面积的平均占比超过58%;从广东省阳山县的调查数据看,农户间农地流转面积的平均占比更是高达77%。

③ 2018年广东省阳山县农户的离散流转面积占比为60%。

④ 离散流转还可能因其有更大的选择性空间而占比更高,这是由其定义衍生出的地理位置概念所天然决定的,故本文不予探讨。

⑤ 在农地划界标志为沟渠或田埂的情形下,尤为如此。

⑥ 第一轮为1984年推行家庭联产承包责任制并规定承包期限15年不变;第二轮为1997年规定在第一轮承包期结束后再延长30年承包期。

本判据。已有文献虽关注了农地确权对农户农地流转及其规模经营的影响,但并未区分不同类型农业规模经营的经济含义。事实上,对于农地规模经营,大多数研究采用的测度指标为“农户承包地的平均地块面积”(胡新艳等,2018)、“农户经营的农地面积”(郑淋议等,2023)或“是否转给规模经营者”(杨广亮和王军辉,2022)等。这些指标均无法准确捕捉到由农地流转引发的地块是否连片的规模变化,从而难以有效评估农地确权诱发的连片规模经营效应。本文研究结果表明,农地确权显著促进了地块连片流转,有助于实现农地连片规模经营。

第二,利用博弈模型推演了农地确权对离散和连片流转的异质性影响及其作用机理,并展开实证检验。众多经验研究指出,确权能显著降低交易成本(林文声等,2017),促进农地流转市场发育(Deininger and Jin, 2008; Holden et al., 2011; Kemper et al., 2015; 程令国等,2016;朱建军和杨兴龙,2019;丰雷等,2021)。然而,这些研究很少给出农地确权降低交易成本的直接证据,更未关注确权对不同流转方式的异质性影响及其内在机理。本文发现,农地确权通过减少农地边界破坏行为和农业生产矛盾,降低相邻地块流转的交易成本,主要是促进了地块连片流转。

第三,提供了农地离散流转与连片流转的契约特征及其差异的新证据。一直以来,交易成本与风险不确定性(Cheung, 1969)、信任承诺(Maskin and Tirole, 1999)和差序格局(钱龙等,2015)等被视为决定契约形式的重要因素。关于流转期限和租金的形成机理,主流文献也主要是从资产专用性(Klein et al., 1978; Tirole, 1986)、交易不确定性(Williamson, 1985)、产权稳定性(胡新艳和罗必良,2016)和差序格局(邹宝玲等,2016)等维度进行解释。此外,纪月清等(2017)基于8省截面数据发现,转入方对连片流转支付了更高土地租金。本文进一步证实,连片流转有更加正式、更为稳定的契约特征,加深了对农地流转契约性质的认识。

二、理论分析与研究假说

本文通过构建博弈模型,探讨农地确权对离散与连片两类农地流转形式及其契约特征的影响。假设在农地流转交易中,存在两个代表性农户:一个意愿转出农地,另一个意愿转入农地,双方按照成本收益原则进行理性博弈。^①在策略选择中,转出农户的选择有“转出”或“不转出”;转入农户的选择为“转入”或“不转入”。由此,流转双方共有四种策略组合:(转出,转入)、(转出,不转入)、(不转出,转入)和(不转出,不转入)。

已有研究表明,中国农户的农地流转往往隐含着较高的交易成本(罗必良,2017)。由于农地流转交易存在前期、中期和后期等阶段性特征,且转出方和转入方的交易成本也有所差异,故将交易成本细分为三方面:潜在失地损失(土地转出后被侵占引致的损失)、土地闲置维护成本(保护闲置土地“四至”边界的劳动力投入)以及合约签订成本。显然,流

^① 本文重点关注确权对不同类型农地流转的异质性影响,因而不具体展开分析确权如何影响农户是否转出或转入农地。事实上,无论是否确权,市场都同时存在意愿转入和转出农户。此外,我们未考虑农户间土地流转行为可能存在的利他性质。

转双方采取不同交易策略会产生不同的收益(支付)。对于转出方,若“不转出”,需支付土地闲置维护成本 C_m ^①, $C_m > 0$; 若“转出”,则可获得租金 R , 但潜在失地损失为 PL ^②, P 为土地被侵占概率, L 是土地价值, 并要承担合约签订成本 C_t 。对于转入方,若“不转入”,将不会产生任何成本和收益; 若“转入”,则可获得转入土地的农业产出 U , 但需支出 R 、农业生产成本 C_p 以及 C_t 。由此可得流转双方在不同策略组合下的预期收益:

当策略组合为(转出, 转入)时, π_1 和 π_2 为:

$$\pi_1 = R - PL - C_t, \quad \pi_2 = U - R - C_p - C_t. \quad (1)$$

其余策略组合的 π_1 和 π_2 均为:

$$\pi_1 = -C_m, \quad \pi_2 = 0. \quad (2)$$

现实情境中,还可将转出农户细分为离散和连片转出,故农户转入任意地块均会面临三种市场情形:一是仅存在离散转出方;二是仅存在连片转出方;三是同时存在两类转出方。为此,下文将分类予以讨论。

(一) 仅存在离散转出方

只存在离散转出方时,流转双方在确权前后的博弈策略组合及收益对比见图 1。其中,第 1 栏为确权前的情况。在(转出, 转入)情形下,转出方的收益为 $R'_0 - C'_{t0}$ ^③, 其余组合收益均为 $-C_{m0}$; 在(转出, 转入)下,转入方的收益是 $U' - R'_0 - C'_p - C'_{t0}$, 其余组合收益均为 0。由于满足 $R'_0 - C'_{t0} + C_{m0} > 0$ 的可能性空间较大,故转出方的占优策略为“转出”。转入方的占优策略判定条件为 $U' - R'_0 - C'_p - C'_{t0}$, 由于转入不相邻地块带来的规模不经济性会挤压转入方盈利空间,甚至可能导致 $U' - R'_0 - C'_p - C'_{t0} \leq 0$, 故其“转入”和“不转入”无显著差别。为促成有利可图的流转交易,转出方通过降低 R'_0 和 C'_{t0} 来补偿转入方。一种特殊做法是 $R'_0 = C'_{t0} = 0$, 即通过免收租金、不签订合同或采取口头合同、不约定流转期限来最大程度节省缔约成本,这常见于亲戚熟人之间的流转(钱龙等, 2015; 邹宝玲等, 2016)。此时,转出方仍能获得收益 C_{m0} , 而转入方的占优策略可能变为“转入”,离散流转交易达成。^④

确权后, C_{m0} 、 C'_{t0} 分别大幅减至 C_{m1} 、 C'_{t1} , 但转入土地的产出及生产成本均不变。由上可知,流转能否达成取决于转出方对转入方补偿的多少。若转出方仍选择 $R'_0 = C'_{t1} = 0$, 其收益将从 C_{m0} 减至 $C_{m1} \leq 0$, 这解释了确权后农户为何偏向于达成 $R'_1 > 0$ 的交易, 并与现有经验证据相一致(李江一等, 2021)。显然,土地租金增加会抑制农地离散流转。当 $C'_{t1} \neq 0$ 时,转出方与转入方选择交易的判定条件分别为 $R'_1 - C'_{t1} + C_{m1} > 0$ 、 $U' - R'_1 - C'_p - C'_{t1} > 0$ 。此时,一方面,确权减少 C'_{t1} 有助于促成双方交易;另一方面,确权也会通过

① 当农户具有转出农地意愿时,往往意味着其外出务工可以获得更大预期收益。因此,对于有外出务工意愿的农户,闲置将成为其不转出农地的必然结果。

② 农户转出农地后,还可能面临村庄将土地收回的风险,从而造成失地损失,但本文对这一外生情形不予考虑。

③ $P \geq 0$ 的依据在于:第一,离散流转不会导致原有地界的模糊或变更;第二,离散流转双方不存在边界争议纠纷,故无侵占该土地的初始动机;第三,转入方在此位置及附近不拥有承包地的事实,已在村民间形成普遍共识,由此形成社会监督作用。

④ 只要满足 $0 < P < (R'_0 - C'_{t0} + C_{m0})/L$, 该结论仍成立。

减少 C_{m1} 来降低转出方进行交易的可能性。可见,农地确权对离散流转的影响路径存在一正一负的抵消效应,故提出研究假说 H1。

假说 H1 农地确权对农地离散流转的影响有限。

离散转出方		转入方	
		转入	不转入
		转出	不转出
(确权前)	转出	$(R'_0 - C'_{t0}, U' - R'_0 - C'_p - C'_{t0})$	$(-C_{m0}, 0)$
	不转出	$(-C_{m0}, 0)$	$(-C_{m0}, 0)$

离散转出方		转入方	
		转入	不转入
		转出	不转出
(确权后)	转出	$(R'_1 - C'_{t1}, U' - R'_1 - C'_p - C'_{t1})$	$(-C_{m1}, 0)$
	不转出	$(-C_{m1}, 0)$	$(-C_{m1}, 0)$

图1 确权前后离散流转双方的博弈策略组合及收益对比

(二) 仅存在连片转出方

只存在连片转出方时,流转双方在确权前后的博弈策略组合及收益对比见图2。第1栏显示,确权前,转出方除了在(转出,转入)的收益为 $R_0 - PL - C_{t0}$ 外,其余组合均为 $-C_{m0}$;转入方除了在(转出,转入)的收益为 $U - R_0 - C_p - C_{t0}$ 外,其余组合均为0。此时,转出方的策略选择取决于 $R_0 - PL - C_{t0} + C_{m0}$ 是否大于0。由于确权前相邻地块的“四至”边界不具法律可证性,故转出方面面临潜在的 PL 。土地对于农户的情感寄托和社会保障功能(姚洋,2000;罗必良,2013),加之村庄内部信息交流频繁等特征,赋予了农地侵占事件很强的溢出效应,使得 PL 能满足 $R_0 - PL - C_{t0} + C_{m0} < 0$,故转出方的占优策略为“不转出”。转入方选择交易的条件为 $U - R_0 - C_p - C_{t0} > 0$,因连片经营具有规模经济性,故 $U - R_0 - C_p - C_{t0} > 0$,其选择“转入”。为促成有利可图的流转交易,转入方可能采取两种策略:一是在净收益为正的前提下,提高 R_0 来补偿连片转出方;二是签订完备合同来维护流转的稳定性预期。显然,租金提高不足以抵消连片转出方潜在的失地损失,而边界争议让签订完备合同又不具可行性,故转出方仍选择“不转出”,连片流转难以达成。

第2栏为流转双方在确权后的博弈策略组合及收益。新一轮农地确权采用高精度的测绘技术测量土地“四至”边界,并将地块位置信息以法定证书的方式登记在册,能有效化解原有边界争议和纠纷,从而强化农户的土地承包经营权,故有 $P \cong 0$, C_{m0} 、 C_{t0} 分别显著减至 C_{m1} 、 C_{t1} 。此时,有 $R_1 - C_{t1} + C_{m1} > 0$,转出方选择“转出”;转入方的占优策略保持为“转入”。由于 C_{t1} 很小,故转入方通过提高租金来促成交易的空间更大。综上,提出研究假说 H2 和假说 H3。

假说 H2 农地确权显著促进农地连片流转。

假说 H3 农地确权通过明晰农地“四至”边界,减少农地边界破坏行为和农业生产矛盾,从而促进农地连片流转。

		转入方	
		转入	不转入
		转出	不转出
连片转出方 (确权前)	转出	$(R_0 - PL - C_{t0}, U - R_0 - C_p - C_{t0})$	$(-C_{m0}, 0)$
	不转出	$(-C_{m0}, 0)$	$(-C_{m0}, 0)$

		转入方	
		转入	不转入
		转出	不转出
连片转出方 (确权后)	转出	$(R_1 - C_{t1}, U - R_1 - C_p - C_{t1})$	$(-C_{m1}, 0)$
	不转出	$(-C_{m1}, 0)$	$(-C_{m1}, 0)$

图 2 确权前后连片流转双方的博弈策略组合及收益对比

(三) 存在两种类型转出方

当连片和离散转出方都存在时,流转双方的博弈策略选择是上述两种情况的综合。确权前,图 1 和图 2 的第 1 栏分别是两种类型转出方与转入方的博弈策略组合及收益。由上可知,连片流转因潜在失地损失难以达成;离散转出方通过降低 R'_0 和 C'_{t0} 来补偿转入方可促成离散流转。此时,转入方会选择转入不相邻地块。因此,确权前离散流转的概率更高,但更可能具有零租金、口头合同、不约定租期的特征。

确权后,两种类型转出方与转入方的博弈策略组合及收益分别见图 1 和图 2 的第 2 栏。此时,达成连片流转的前提是 $R_1 - C_{t1} + C_{m1} > 0$,由转入方对连片转出方的租金补偿决定;达成离散流转则需 $R'_1 - C'_{t1} + C_{m1} > 0$,取决于离散转出方对转入方的补偿。当 $R_1 - C_{t1} + C_{m1} > 0$, $R'_1 - C'_{t1} + C_{m1} > 0$ 均可满足时,转入方会根据转入相邻和不相邻农户土地得到的预期收益之差 $D = (U - R_1 - C_p - C_{t1}) - (U' - R'_1 - C'_p - C'_{t1}) = (U - U') + (C'_p - C_p) + (R'_1 - R_1) + (C'_{t1} - C_{t1})$ 进行决策:若 $D > 0$,转入相邻土地;若 $D = 0$,转入相邻或不相邻土地无差别;若 $D < 0$,转入不相邻土地。由于 $U - U' > 0$, $C'_p - C_p > 0$ ^①,故在相邻和不相邻土地质量相同或差别较小情形下,转入方会有更大的利润空间支持转入相邻土地。其来源可能有两种:一是新增的交易为连片流转;二是原有的离散流转转变为连片流转。

最后,探讨两类流转方式的契约差异。确权前,若连片流转也能达成,有 $P \cong 0$,这与离散流转情形的失地概率相一致。确权后,由上可知,仅当 $R'_1 - R_1 < 0$, $C'_{t1} - C_{t1} < 0$,即离散流转具有极低租金和合约签订成本时才可能达成。合约签订成本主要体现在协商谈判,因此达成的条款越明细,所需成本就越大:约定合同 > 无合同、书面合同 > 口头合同;非零租金 > 零租金;确定租期 > 不确定租期、长租期 > 短租期。由此,提出研究假说 H4。

假说 H4 相比于离散流转,连片流转的书面合同签订概率更高,零租金交易更少,流转期限更长。

① 众多研究表明,农地细碎化显著增加了劳动力(卢华和胡浩,2015)、化肥(高晶晶等,2019)等生产成本,并抵消了规模经营报酬(Kawasaki, 2010; 许庆等,2011; Nguyen and Warr, 2020)。因此,连片流转有更高的规模经济性。

三、数据、模型与初步证据

(一) 数据来源

课题组于2017—2019年对广东省阳山县进行了入户追踪调查^①,抽样过程如下:(1)从阳山县12个镇共149个行政村中,随机抽取80个行政村。(2)按照经济发展水平排序,从各样本行政村中随机抽取2个村民小组。(3)在各样本村民小组中随机抽取10户农户。因此,实地调查抽取的总样本为80个行政村、160个村民小组、1600户农户。2017—2019年三次追踪调查获得的农户样本数分别为1590、1463、1396,共计4449户。调查问卷详细记录了3053个流转地块的信息,包含面积、质量、是否连片流转和流转合同内容。实证分析中,样本量会因各模型估计所涉及变量的不同而有所差别。

(二) 模型构建

数据采集期间,阳山县农地流转市场尚处于较低发展水平,因而有大量农户尚未参与流转,使得农地流转变量在零值处出现数据归并(censoring),从而可能导致传统的OLS估计结果有偏。为此,本文利用Honoré(1992)提出的受限因变量Tobit固定效应模型,来识别农地确权对农地流转的因果效应。模型设定如下:

$$\begin{cases} \hat{Y}_{vit} = \alpha \text{Titling}_{vt} + \gamma X'_{vit} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{vit} \\ Y_{vit} = \max(\hat{Y}_{vit}, 0) \end{cases}, \quad (3)$$

其中, Y_{vit} 为 v 村 i 农户在 t 期的农地转出情况^②,包括转出面积、连片转出面积和离散转出面积。 μ_i 是农户固定效应; λ_t 为年份固定效应; ϵ_{vit} 为随机误差项。

借鉴杨广亮和王军辉(2022), Titling_{vt} 为 v 村在第 t 期是否已颁发确权证书。若是,赋值为1;否则为0。

X'_{vit} 为 v 村 i 农户在 t 期的其他特征变量,包括户主特征、家庭特征、村庄特征。参照杨广亮和王军辉(2022),户主特征纳入了年龄、年龄平方、受教育年限和是否村干部。借鉴已有研究(章元和陆铭,2009;程令国等,2016),家庭特征为人口总数、抚养比、外出务工人数、农业补贴、礼金支出和承包地面积。由于阳山县部分村庄实施了农田整治,故在村庄层面对其进行控制。各变量的定义及统计特征见表1。

此外,我们借助事件研究法(event study)来检验确权政策干预前实验组和控制组农户的农地转出面积变化是否保持平行趋势,并估计确权的农地转出动态效应:

$$\begin{cases} \hat{Y}_{vit} = \sum_{\tau=-2, \tau \neq -1}^2 \beta_{\tau} \times I(t - \text{Titlingyear}_v = \tau) \times \text{Treat}_v + \gamma X'_{vit} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{vit} \\ Y_{vit} = \max(\hat{Y}_{vit}, 0) \end{cases}, \quad (4)$$

① 数据的实际年份为2016—2018年,如2017年调查了农户2016年的情况。关于选择阳山县作为调查研究区域的原因,请参见附录I。限于篇幅,附录未在正文报告,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

② 在附录I中,我们详细介绍了从农户转出的视角衡量农地流转情况的合理性。

其中, $Titlingyear_v$ 为 v 村获得确权证书的年份。若 $t - Titlingyear_v = \tau$, $I(\cdot) = 1$; 反之为 0。若 v 村在 2016—2018 年获得证书, $Treat_v = 1$; 反之为 0。 τ 为 t 距离 $Titlingyear_v$ 的时间跨度, 由于 2016—2018 年均均有村庄获得证书, 故 τ 的取值有 $-2, -1, 0, 1, 2$, 将 $\tau = -1$ 作为基期。其他变量定义同式(3)。

表 1 变量定义与描述统计

变量	变量定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量						
是否转出	1=是, 0=否	4 433	0.1978	0.3984	0.0000	1.0000
转出面积	转出农地的总面积(亩)	4 433	0.3367	1.0025	0.0000	24.0000
转出块数	转出农地的总块数(块)	4 433	0.6887	1.6489	0.0000	9.0000
是否连片转出	1=是, 0=否	4 429	0.0777	0.2677	0.0000	1.0000
连片转出面积	连片转出的农地面积(亩)	4 429	0.1239	0.6222	0.0000	18.0000
连片转出块数	连片转出的农地块数(块)	4 429	0.2429	0.9974	0.0000	9.0000
是否离散转出	1=是, 0=否	4 429	0.1319	0.3384	0.0000	1.0000
离散转出面积	离散转出的农地面积(亩)	4 429	0.2120	0.7941	0.0000	24.0000
离散转出块数	离散转出的农地块数(块)	4 429	0.4428	1.3428	0.0000	8.0000
核心解释变量						
农地确权	村庄是否颁证: 1=是, 0=否	4 449	0.3808	0.4856	0.0000	1.0000
机制变量						
地界标志破坏率	村庄中土地划界标志被破坏的农户占比	4 389	0.0843	0.1083	0.0000	0.6000
生产矛盾发生率	村庄中因农业生产发生矛盾的农户占比	4 421	0.0145	0.0413	0.0000	0.3750
控制变量						
户主年龄	户主的年龄(岁)	4 404	56.2643	10.8662	18.0000	93.0000
户主年龄平方	户主年龄取平方/100	4 404	32.8372	12.3304	3.2400	86.4900
户主受教育年限	户主的受教育年限(年)	4 404	6.4446	3.3396	0.0000	19.0000
户主是否村干部	1=是, 0=否	4 382	0.1232	0.3287	0.0000	1.0000
家庭总人口	家庭拥有的总人口数(人)	4 449	5.4743	2.2715	1.0000	18.0000
家庭抚养比	16岁及以下及70岁以上人数/家庭总人口	4 447	0.2385	0.2079	0.0000	1.0000
家庭外出务工人数	家庭外出务工的人数(人)	4 448	1.7268	1.3920	0.0000	9.0000
家庭农业补贴	家庭获得的农业补贴(元)	4 090	596.9478	2 472.3510	0.0000	65 350.0000
家庭礼金支出	家庭人情礼金支出(元)	4 438	929.9747	3 335.6527	0.0000	172 000.0000
家庭承包地面积	家庭承包地总面积(亩)	4 436	4.0078	3.1472	0.0000	34.0000
农田整治	1=是, 0=否	4 449	0.2169	0.4122	0.0000	1.0000

（三）初步证据

首先,表 2 Panel A 展示了处理组和控制组的村庄地界标志破坏和农业生产矛盾的变化趋势。^① 可以发现,2016—2018 年,处理组的地界标志破坏率由 9.58%减少至 7.00%;农业生产矛盾发生率由 1.53%下降至 1.32%。与之不同,虽然控制组的地界标志破坏率也有所降低,但明显小于处理组的减少幅度。尤其是,处理组的地界标志破坏率呈现稳定的下降趋势,而控制组的地界破坏率出现很大波动,侧面反映了未确权农户的农地边界面临较高的不稳定性风险。可见,农地确权能有效缓解农户的农地边界破坏和农业生产矛盾。

其次,农户的确权进度及农地转出情况见 Panel B。2016—2018 年农户的确权率分别为 1.87%、31.44%、86.25%。相应地,农户的农地转出面积和转出地块数的增幅分别为 57.20%、62.56%。此外,农户在 2016 年连片转出了 0.1178 亩(0.2236 块)农地,其在 2018 年增至 0.1882 亩(0.3494 块)。^② 可见,农地确权不仅促进了农户转出农地,还诱导了连片转出与农地集中。

表 2 初步证据

变量	2016 年		2017 年		2018 年	
Panel A. 村庄地界标志破坏和农业生产矛盾的组间差异变化						
	处理组	控制组	处理组	控制组	处理组	控制组
地界标志破坏率	0.0958	0.1528	0.0723	0.0541	0.0700	0.1312
生产矛盾发生率	0.0153	0.0093	0.0160	0.0109	0.0132	0.0117
Panel B. 农地确权进度与农户农地转出情况						
	观测值	均值	观测值	均值	观测值	均值
农地确权	1 590	0.0187	1463	0.3144	1396	0.8625
转出面积	1 585	0.2995	1460	0.2496	1388	0.4708
转出块数	1 585	0.5886	1460	0.5425	1388	0.9568
连片转出面积	1 583	0.1178	1458	0.0692	1388	0.1882
连片转出块数	1 583	0.2236	1458	0.1625	1388	0.3494

注:处理组是指在 2016—2018 年间获得确权颁证的村庄农户;反之为控制组。

四、实证分析

（一）基准模型估计结果

表 3 报告了农地确权对农户农地转出的影响。列(1)—(3)为 Tobit 固定效应模型估计结果,依次灵活控制了农户个体和年份固定效应、农户其他特征、村庄变量与年份固定效应的交互项。结果均表明,农地确权显著促进了农户农地转出。鉴于 Tobit 固定效应模型的 Stata 命令不提供聚类稳健标准误,且存在大量 0 值的变量取对数可能会导致估计偏

① 在附录 II 中,我们还对阳山县农户的农地划界标志类型进行了详细统计。其中,非永久性参照物“田埂”的占比高达 79.33%,从而隐含着地权边界不稳定与产权模糊的隐患。

② 需要指出的是,2017 年的农地连片转出面积和块数较 2016 年出现明显回落,我们会在稳健性部分对这种数据波动进行测试。

误(Silva and Tenreyro, 2006),故利用 OLS 固定效应模型进行再估计。由列(4)可知,农地确权将农户转出面积显著提升了 0.1418 亩,与程令国等(2016)、丰雷等(2021)、杨广亮和王军辉(2022)的研究结论一致。

表 3 农地确权对农户农地转出的影响

变量	ln 转出面积 (Tobit) (1)	ln 转出面积 (Tobit) (2)	ln 转出面积 (Tobit) (3)	转出面积 (OLS) (4)
农地确权	0.1280* (0.0725)	0.1791** (0.0792)	0.2376** (0.1074)	0.1418** (0.0709)
控制变量	否	是	是	是
农户 FE	是	是	是	是
年份 FE	是	是	否	否
村庄变量×年份 FE	否	否	是	是
R ²				0.5147
观测值	4 433	3 979	3 199	3 199

注:*、**、***分别表示显著性水平 10%、5%和 1%。列(1)–(3)括号内为使用 Bootstrap 估计的标准误;列(4)括号内为聚类到村庄层面的标准误。控制变量为模型构建中的农户其他特征。村庄变量包括:村到镇中心距离、村到县中心距离、村庄地形、村干部受教育水平。

进一步将农地转出情形进行分类处理,考察农地确权对不同类型农地转出的异质性影响,估计结果见表 4。列(1)和列(3)为 Tobit 固定效应模型的估计结果,列(1)的估计系数显著为正,而列(3)的估计系数很小且不显著。由此表明,确权对不同类型农地转出有着显著的异质性影响。列(2)和列(4)进一步使用 OLS 固定效应模型进行估计,其结果与 Tobit 固定效应模型基本一致。列(2)显示,确权使农户的连片转出面积显著提升 0.0960 亩。可见,农地确权通过促进农地连片转出,不仅直接扩大了转入主体的经营规模,而且更显著提高了农地的连片集中程度,实现了经营规模、地块规模、连片规模的三重规模经营效应。^① 研究假说 H1 和假说 H2 得到验证。^②

表 4 农地确权对不同类型农地转出的影响

变量	ln 连片转出面积 (Tobit) (1)	连片转出面积 (OLS) (2)	ln 离散转出面积 (Tobit) (3)	离散转出面积 (OLS) (4)
农地确权	0.4823*** (0.1613)	0.0960** (0.0422)	-0.0194 (0.1165)	0.0015 (0.0462)

① 有学者曾经指出,确权的法律保障作用很难得到有效证明。但是,丰雷等(2013)发现:相比一轮承包(约 80% 村庄经历了农地调整),二轮承包后的农地调整比例下降至约 40%。这与本文研究结果在逻辑上存在一定的契合度,即均表明随农地制度变革的持续推进,其法律效用呈现出增强趋势。此外,本文的样本点是丘陵山区,其“连片规模”效应可能与平原地区存在差异。但是,中国作为丘陵山区土地面积比重超过三分之二的国家,丘陵山区“连片规模”的累积效应价值不容忽视。

② 在附录Ⅲ中,我们利用式(4)检验了基准模型的平行趋势假设,并估计了农地确权对农地流转的动态效应。

(续表)

变量	ln 连片转出面积 (Tobit) (1)	连片转出面积 (OLS) (2)	ln 离散转出面积 (Tobit) (3)	离散转出面积 (OLS) (4)
控制变量	是	是	是	是
农户 FE	是	是	是	是
年份 FE	是	是	是	是
R ²		0.4013		0.4715
观测值	3 975	3 975	3 975	3 975

注：*、**、***分别表示显著性水平 10%、5%和 1%。列(1)、(3)括号内为使用 Bootstrap 估计的标准误；列(2)、(4)括号内为聚类到村庄层面的标准误。控制变量为模型构建中的农户其他特征。

(二) 稳健性检验

为了确保基准结果的可靠性,我们进行了一系列稳健性测试^①。第一,对农地确权颁证和调查样本缺失的随机性进行检验。第二,使用农户更易记忆的“转出块数”替代“转出面积”来衡量农户转出行为。第三,考虑到规模经营需求的潜在干扰,剔除农户转给新型经营主体(合作社、村集体和农业企业)的农地面积;此外,还分别剔除 2018 年调查数据、换用地块层面数据。第四,换用相关随机效应模型(CRE)进行估计。最后,通过随机模拟分配确权颁证样本进行安慰剂检验(Placebo Test)。这些结果均支持基准模型的结论。

(三) 作用机制分析

理论分析表明,确权通过精准的测绘技术明晰土地“四至”边界,并以登记证书的形式为其提供法律依据,能够有效化解相邻农户的农地边界冲突和矛盾,从而促进农地连片转出。表 5 Panel A 的列(1)—(2)表明,确权显著降低了地界标志遭受破坏的概率,支持了 De Janvry et al.(2015)针对墨西哥的研究发现。可见,即使不改变现有土地划界标志的类型,确权也能有效保护农户的农地产权。列(3)的交互项系数显著为负,说明确权通过减少村庄土地划界标志的破坏,促进了农户的连片转出行为。此外,Panel B 换用农业“生产矛盾发生率”来表征土地边界冲突,其结果与 Panel A 基本一致。这些证据表明,确权对农户的地权界定与保护具有产权运作层面的重要作用^②,由此验证了研究假说 H3。

① 限于篇幅,具体测试结果参见附录 IV。
② 为检验作用机制的可靠性,我们在附录 V 中排除了农地投资激励和大规模农地连片流转等两个方面的潜在干扰。

表 5 作用机制的估计结果

变量	Tobit	Tobit	Tobit
	地界标志破坏率		ln 连片转出面积
Panel A	(1)	(2)	(3)
农地确权	-0.0080*	-0.0152*	0.5844***
	(0.0043)	(0.0090)	(0.1663)
地界标志破坏率			-0.2064
			(0.6612)
农地确权×地界标志破坏率			-2.2022*
			(1.1718)
观测值	4 372	3 927	3 923
Panel B	生产矛盾发生率		ln 连片转出面积
	(4)	(5)	(6)
农地确权	-0.0068***	-0.0631***	0.5204***
	(0.0020)	(0.0154)	(0.1789)
生产矛盾发生率			0.6114
			(0.5277)
农地确权×生产矛盾发生率			-1.8491***
			(0.3687)
观测值	4 404	3 957	3 953
控制变量	是	是	是
村庄 FE	是	否	否
农户 FE	否	是	是
年份 FE	否	是	是
年份 FE×乡镇 FE	是	否	否

注：*、**、*** 分别表示显著性水平 10%、5% 和 1%。括号内为使用 Bootstrap 估计的标准误。列（1）的控制变量为农田整治；列（2）、（3）的控制变量与基准模型一致。模型基于农户个体层面的样本数据进行估计。

（四）进一步讨论

尽管上述研究回答了农地确权对连片流转的影响及其作用机理，但本文仍对以下关联性问题感兴趣：一是农户对农地确权过程中的争议及其结果公平的感知，是否会影响颁证后的农地转出效应。逻辑上讲，产权界定的合意性与公平性，往往会影响到事后的产权实施尤其是产权交易。这也能为前文的机制分析提供一个反事实检验。二是农地连片和离散流转是否存在契约特征差异。因为，流转契约的稳定性有更为重要的行为经济学意义。三是考察农地确权对村庄土地规模集中度的影响，从相对宏观层面来判断农地规模经营的走向。

1. 确权过程发生的争议及确权结果公平对农地转出效应的影响

我们分别使用村庄确权“关系不融洽”和“结果不公平”的问项来测度确权过程的争议及确权结果公平^①,估计结果见表 6。Panel A 显示,列(1)—(2)的交互项系数显著为负表明,在确权过程引发的干群或农户之间的争议,会使颁证的农地连片转出效应大打折扣。^②由 Panel B 可知,结果公平对颁证的农地转出效应产生负向却不显著的影响。这与预期判断有一定差异,因为结果不公平一般会在确权过程中发生争议,从而必定会减弱颁证的农地转出效应。但调查数据显示,仅有 28.95%确权结果不公平的村庄报告确权过程存在关系不融洽;高达 81.25%确权关系不融洽的村庄,其农户签字确认时间为 2018 年。由此推断,这与 2013 年中央一号文件要求在 2018 年基本完成确权颁证工作的时间节点有关,即上述现象可能是当地村庄为“完成任务”而强行确权颁证引发的结果。

表 6 确权争议和结果公平性对农地转出效应的影响

变量	ln 转出面积 (Tobit) (1)	ln 连片转出面积 (Tobit) (2)	ln 离散转出面积 (Tobit) (3)
Panel A			
农地确权×关系不融洽	-0.4175** (0.1793)	-0.3814* (0.2261)	-0.4473 (0.2950)
农地确权	0.2245** (0.0960)	0.5459*** (0.1542)	0.0227 (0.1366)
Panel B			
农地确权×结果不公平	-0.1431 (0.1559)	0.1110 (0.2533)	-0.1998 (0.2069)
农地确权	0.2184** (0.1027)	0.4798*** (0.1734)	0.0359 (0.1614)
控制变量	是	是	是
农户 FE	是	是	是
年份 FE	是	是	是
观测值	3 738	3 734	3 734

注：*、**、*** 分别表示显著性水平 10%、5%和 1%。括号内为使用 Bootstrap 估计的标准误。控制变量与基准模型一致。

2. 农地确权对不同类型农地转出契约特征及村庄土地规模集中度的影响

进一步考察不同类型农地转出的契约差异。由于原生家庭分家或农地调整会导致地块变动,使得调查问卷难以对农户的地块进行编码追踪,故地块层面数据仅为混合截面。

① 村庄确权“关系不融洽”的设定如下:若有农户报告确权过程中存在干群之间或农户之间关系不融洽,赋值为 1;反之 0。“结果不公平”的设定相同。
② 基于这一发现,我们对上述作用机制开展了一个安慰剂检验,请参见附录 VI。

事实上,在我国土地承包经营过程中,由于多数村庄按照土地远近肥瘦搭配的公平赋权原则(谭淑豪等,2003),并采用随机抽签方式将土地发包到户。由此,农户的地块与谁家的土地相邻,在流转之前就已随机形成。所以,地块层面的混合截面数据能够为农地确权引发的流转契约特征变化,提供有效的识别。研究表明,相比离散转出,连片转出具有更高的书面合同签订概率、更少比例的零租金和更长的流转期限,表现出更为正式和更为稳定的契约特征。因此,研究假说 H4 得到验证。

此外,农地确权在多大程度上提升了村庄整体的农地经营规模集中度?通过计算赫芬达尔指数(HHI)来测量村庄内农户农地经营规模的集中程度,评估农地确权对村庄农地经营规模的影响。研究发现,农地确权不仅促进了村庄的农地流转与集中,而且诱导了转入农户种植粮食作物,从而有助于保障国家粮食安全。^①

五、政策建议

本文的研究发现具有重要的政策含义:第一,新一轮农地确权改革显著促进了地块连片流转,且会显著提升连片流转契约的正式性和稳定性。因此,我国应坚持并深化新一轮农地确权改革,以进一步缓解“地权细碎化界定”与“农地规模化利用”之间的冲突。

第二,农地确权并非是一个简单的边界划定问题,农地确权过程中地块“四至”边界清晰以及确权结果公平性等,都是农地确权促进地块连片流转、推进农地连片规模经营的重要影响因素。因此,在确权过程中,应该鼓励各地构建村级土地权益维护机制,降低农户土地维权门槛,及时有效地处理土地边界争议、流转合同纠纷和农业生产矛盾,从而营造良好的农地流转市场环境。

第三,从农户层面而言,农地确权主要是激励懂技术的高素质农户转入土地来扩大经营规模。因此,通过农业技术培训来培育新型农业经营主体,是推进农地流转与规模经营的基本方向。更重要的是,农地确权通过促进农地连片流转,能够提升村庄整体的农地经营规模集中度,并激励农户种粮,由此强化国家粮食安全保障。

参 考 文 献

- [1] 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?”,《管理世界》,2016年第1期,第88—98页。
- [2] Cheung, S., “Transaction Costs, Risk Aversion, and the Choice of Contractual Arrangements”, *Journal of Law and Economics*, 1969, 12(1), 23-42.
- [3] Coase, R. H., *The Firm, the Market and the Law*. Chicago: University of Chicago Press, 1988.
- [4] De Janvry, A., K. Emerick, M. Gonzalez-Navarro, and E. Sadoulet, “Delinking Land Rights from Land Use: Certification and Migration in Mexico”, *American Economic Review*, 2015, 105(10), 3125-3149.
- [5] Deininger, K., and S. Jin, “Land Sales and Rental Markets in Transition: Evidence from Rural Vietnam”, *Ox-*

^① 限于篇幅,此部分的估计结果及其具体分析参见附录Ⅶ。而且,我们在附录Ⅷ中探讨了农地确权会激励哪些特征的农户转入农地。研究发现,农地确权主要是激励接受过农业技术培训的农户转入农地。

- ford Bulletin of Economics and Statistics*, 2008, 70(1), 67-101.
- [6] 丰雷、李怡忻、蒋妍、胡依洁,“土地证书、异质性与农地流转——基于2018年‘千人百村’调查的实证分析”,《公共管理学报》,2021年第1期,第151—164+176页。
- [7] 丰雷、蒋妍、叶剑平、朱可亮,“中国农村土地调整制度变迁中的农户态度——基于1999—2010年17省份调查的实证分析”,《管理世界》,2013年第7期,第44—58页。
- [8] 高晶晶、彭超、史清华,“中国化肥高用量与小农户的施肥行为研究——基于1995—2016年全国农村固定观察点数据的发现”,《管理世界》,2019年第10期,第120—132页。
- [9] 郭阳、钟甫宁、纪月清,“规模经济与规模户耕地流转偏好——基于地块层面的分析”,《中国农村经济》,2019年第4期,第7—21页。
- [10] 何秀荣,“公司农场:中国农业微观组织的未来选择?”,《中国农村经济》,2009年第11期,第4—16页。
- [11] Holden, S. T., K. Deininger, and H. Ghebru, “Tenure Insecurity, Gender, Low-cost Land Certification and Land Rental Market Participation in Ethiopia”, *Journal of Development Studies*, 2011, 47(1), 31-47.
- [12] Honoré, B. E., “Trimmed LAD and Least Squares Estimation of Truncated and Censored Regression Models with Fixed Effects”, *Econometrica*, 1992, 60(3), 533-565.
- [13] 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”,《中国农村经济》,2018年第12期,第83—102页。
- [14] 胡新艳、罗必良,“新一轮农地确权与促进流转:粤赣证据”,《改革》,2016年第4期,第85—94页。
- [15] 纪月清、顾天竹、陈奕山、徐志刚、钟甫宁,“从地块层面看农业规模经营——基于流转租金与地块规模关系的讨论”,《管理世界》,2017年第7期,第65—73页。
- [16] Kawasaki, K., “The Costs and Benefits of Land Fragmentation of Rice Farms in Japan”, *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 2010, 54(4), 509-526.
- [17] Kemper, N., L. V. Ha, and R. Klump, “Property Rights and Consumption Volatility: Evidence from a Land Reform in Vietnam”, *World Development*, 2015, 71, 107-130.
- [18] Klein, B., R. Crawford, and A. Alchian, “Vertical Integration, Appropriable Rents and the Competitive Contracting Process”, *Journal of Law and Economics*, 1978, 21(2), 297-326.
- [19] 李江一、仇童伟、李涵,“农地确权影响农户收入的内在机制检验——基于中国家庭金融调查的面板证据”,《南京农业大学学报(社会科学版)》,2021年第4期,第103—116页。
- [20] 林文声、秦明、苏毅清、王志刚,“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”,《中国农村经济》,2017年第7期,第29—43页。
- [21] 刘同山、孔祥智、杨晓婷,“‘大小兼容’的农地连片经营如何实现——以江苏盐城亭湖区‘小田并大田’为例”,《中国农村经济》,2023年第12期,第44—64页。
- [22] 卢华、胡浩,“土地细碎化增加农业生产成本了吗?——来自江苏省的微观调查”,《经济评论》,2015年第5期,第129—140页。
- [23] 罗必良,“科斯定理:反思与拓展——兼论中国农地流转制度改革与选择”,《经济研究》,2017年第11期,第178—193页。
- [24] 罗必良,“农地保障和退出条件下的制度变革:福利功能让渡财产功能”,《改革》,2013年第1期,第66—75页。
- [25] Maskin, E., and J. Tirole, “Unforeseen Contingencies and Incomplete Contracts”, *Review of Economic Studies*, 1999, 66, 83-114.
- [26] Nguyen, H. Q., and P. Warr, “Land Consolidation as Technical Change: Economic Impacts in Rural Vietnam”, *World Development*, 2020, 127, 104750.
- [27] 钱龙、洪名勇、龚丽娟、钱泽森,“差序格局、利益取向与农户土地流转契约选择”,《中国人口·资源与环境》,2015年第12期,第95—104页。

- [28] Silva, J. S., and S. Tenreyro, "The Log of Gravity", *The Review of Economics and Statistics*, 2006, 88(4), 641-658.
- [29] Sklenicka, P., "Classification of Farmland Ownership Fragmentation as a Cause of Land Degradation: A Review on Typology, Consequences, and Remedies", *Land Use Policy*, 2016, 57, 694-701.
- [30] 谭淑豪、曲福田、尼克·哈瑞柯, "土地细碎化的成因及其影响因素分析", 《中国农村观察》, 2003 年第 6 期, 第 24—30+74 页。
- [31] Tirole, J., "Procurement and Renegotiation", *Journal of Political Economy*, 1986, 94(2), 235-259.
- [32] Wang, J., Y. Cao, X. Fang, G. Li, and Y. Cao, "Does Land Tenure Fragmentation Aggravate Farmland Abandonment? Evidence from Big Survey Data in Rural China", *Journal of Rural Studies*, 2022, 91, 126-135.
- [33] Williamson, O. E., *The Economic Institutions of Capitalism: Firms, Markets and Relational Contracting*. New York: The Free Press, 1985.
- [34] 许庆、尹荣梁、章辉, "规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究", 《经济研究》, 2011 年第 3 期, 第 59—71+94 页。
- [35] 杨广亮、王军辉, "新一轮农地确权、农地流转与规模经营——来自 CHFS 的证据", 《经济学》(季刊), 2022 年第 1 期, 第 129—152 页。
- [36] 姚洋, "中国农地制度: 一个分析框架", 《中国社会科学》, 2000 年第 2 期, 第 54—65+206 页。
- [37] 张露、罗必良, "农业减量化, 农户经营的规模逻辑及其证据", 《中国农村经济》, 2020 年第 2 期, 第 81—99 页。
- [38] 章元、陆铭, "社会网络是否有助于提高农民工的工资水平?", 《管理世界》, 2009 年第 3 期, 第 45—54 页。
- [39] 郑淋议、李烨阳、钱文荣, "土地确权促进了中国的农业规模经营吗? ——基于 CRHPS 的实证分析", 《经济学》(季刊), 2023 年第 2 期, 第 447—463 页。
- [40] 朱建军、杨兴龙, "新一轮农地确权对农地流转数量与质量的影响研究——基于中国农村家庭追踪调查(CRHPS)数据", 《农业技术经济》, 2019 年第 3 期, 第 63—74 页。
- [41] 邹宝玲、罗必良、钟文晶, "农地流转的契约期限选择——威廉姆森分析范式及其实证", 《农业经济问题》, 2016 年第 2 期, 第 25—32+110 页。

Does Land Titling Promote the Operation of Large-scale Plots?

Evidence from Discrete Land Transfer and Adjacent Land Transfer

HU Xinyan XU Jinhai LUO Biliang*

(South China Agricultural University)

Abstract: According to the adjacency of land transfers, we categorize farmers' land transfers into discrete and adjacent transfers to examine the impact of land titling. We find that land titling significantly promotes adjacent transfers among farmers by reducing transaction costs associated with neighboring plots, such as boundary disputes and productive contradiction. Compared to discrete transfers, adjacent

* Corresponding Author: LUO Biliang, National School of Agricultural Institution and Development, South China Agricultural University, Guangzhou, Guangdong 510642, China; Tel: 86-20-85288169; E-mail: luobl@scau.edu.cn.

transfers have a higher likelihood of formalizing written contracts, lower instances of zero rent agreements, and longer durations, thus promoting the contractualization of land rights transactions. The time lag of the adjacent transfer effect underscores the importance of deepening land titling to alleviate the conflict between fragmented land rights and large-scale land use.

Keywords: land titling; land transfer; agricultural scale management

JEL Classification: D23, Q15, R14