

新一轮农地确权、农地流转与规模经营

——来自 CHFS 的证据

杨广亮 王军辉*

摘要 基于 2013—2019 年中国家庭金融调查 (CHFS) 数据, 本文研究 2009 年以来新一轮农地确权政策对农村土地流转和土地规模化经营的影响, 发现本轮确权显著促进农村土地流转。完成土地确权后, 转出土地的农户比例提高、转出面积增加。确权促进土地流转的主要影响机制是通过确权颁证稳定流转关系, 降低交易成本。但是, 我们尚未发现确权促进土地规模化经营的证据。

关键词 农地确权, 农地流转, 农地集中

DOI: 10. 13821/j. cnki. ceq. 2022. 01. 07

一、引言

土地所有权、承包权和经营权的“三权”分置改革是农村改革的新举措, 是要素市场化配置改革的一部分。该改革强化农村土地权利保护, 鼓励通过多种形式开展适度规模经营, 加快农业转型升级和现代化步伐。作为土地要素市场改革的基础工作, 新一轮农地确权能否有力地推动农地流转, 扩大农业经营规模?

改革开放四十年来, 中国农业发展历经解决食品供给问题和解决农民收入问题两个阶段, 目前步入解决农业生产方式问题的阶段, 扩大经营规模, 改善农业生产效率和生产方式, 成为解决中国农业问题主要矛盾的关键 (蔡昉和王美艳, 2016)。从国际经验来看, 农业实现规模化经营的国家劳动生产率更高。20 世纪 90 年代初, 收入水平位于 20% 分位数以下的国家, 户均耕地面积 1.6 公顷; 而同期收入水平在前 20% 的国家, 则为 54.1 公顷。以美国

* 杨广亮, 华侨大学统计学院、数量经济研究院; 王军辉, 西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心。通信作者及地址: 王军辉, 四川省成都市青羊区光华村街 55 号西南财经大学经济与管理研究院, 610074; E-mail: wangjunhui@chfs.cn。感谢福建省自然科学基金面上项目 (2018J01113)、福建省社会科学基金一般项目 (FJ2021B037)、华侨大学高层次人才科研启动项目 (16SKBS112)、高等学校学科创新引智计划 (B16040)、国家自然科学基金面上项目 (72073108) 对本文的资助。感谢陈煌、龚腾达、林茵馨、林志帆、蒋涛、徐舒、周波和厦门大学第七届“制度的经济分析”与会者的评论和建议。感谢主编和两位匿名审稿人的宝贵建议。文责自负。

为例,中等规模农场(56公顷)的人均增加值是小规模农场(3.6公顷)的2.7倍(Adamopoulos and Restuccia, 2014)。但长期以来,中国农户经营规模较小。至2016年,经过多年农户自发的农地流转,户均耕地面积约为0.65公顷¹,仍然远低于世界特别是发达国家平均水平。农地经营规模偏小,导致农业生产率低,抵御自然风险、市场风险的能力不强,农业化肥品投入过高,可持续发展能力较弱(陈锡文, 2013; Wu *et al.*, 2018)。更重要的是,农地经营规模过小阻碍了中国建立现代农业生产体系。农业现代化的基本趋势是依靠广泛技术进步,在实现农业劳动力大批向非农业领域转移的基础上,减少农场总数,扩大农场规模,提高农业生产效率(韩朝华, 2017)。即使是基于小农基础上实现高效农业的典范,日本自1961年颁布《农业基本法》以来长期坚持不懈地推动农地集中,实现规模化经营(叶兴庆和温凝, 2018)。

重新有效率地配置土地资源,实现规模化经营,是建立新型农业经营体系的前提,是提高农业生产效率和推动农业供给侧改革的有效途径,也是新型城镇化的必然要求。2013年中央一号文件指出,要“坚持依法自愿有偿原则,引导农村土地承包经营权有序流转,鼓励和支持承包土地向专业大户、家庭农场、农民合作社流转,发展多种形式的适度规模经营”。2018年发布的《乡村振兴战略规划(2018—2022)》提出“建立农村产权交易平台,加强土地经营权流转和规模经营的管理服务……实施新型农业经营主体培育工程,鼓励通过多种形式开展适度规模经营。”重新配置土地资源需要降低土地流转成本,建立运转有序的土地流转市场。但一直以来中国农村实际运行的土地制度存在较大的地方性差异(姚洋, 2000),土地调整频繁、农地产权模糊(Kung, 2000),承包期短,并且多数农户手中缺乏土地经营权证和承包合同(叶剑平等, 2018),在市场交易中缺乏产权的法律依据,这些都容易导致交易纠纷,提高交易成本,抑制土地租赁市场的发展(Deininger and Feder, 2001)。虽然农村普遍存在的非正式制度和关系型契约能部分解决农户熟人之间的流转问题,但无法提供农业规模化经营所必需的产权保护机制。这严重限制了土地流转的范围和规模,制约土地市场发育,阻碍中国农业生产率的进一步提高和农民增收,也影响农村劳动力的城乡迁移。

土地确权是解决上述问题的一个重要途径。其本质是在实地测绘的基础上,以使用权证书的形式准确界定农户的土地位置和承包经营权(程令国等, 2016)。土地确权一直是发展经济学的重要议题,普遍认为长期稳定的农地权利是农业经济增长和农村社会发展的关键(Besley and Ghatak, 2010; 叶剑平等, 2010)。虽然30多年来政府多次要求对农村土地确权颁证,但在很多

¹ 根据2017年《第三次全国农业普查主要数据公报》第一号、第二号数据计算。

农村地区始终没有真正落实到位。2009年以来,农业部联合其他几个部委在农村大力推动新一轮土地确权,力求全方位解决多年尚未完成的农村土地确权颁证问题。本轮确权的主要特点是政府统一推动,稳固原有承包期限,力图减少土地调整频率,地块测绘更加科学精确,提高地块信息电子化程度。土地确权政策的详细介绍见下文第二部分。

本文基于2013—2019年四轮中国家庭金融调查数据,使用双重差分方法(Difference-in-Differences)分析本轮确权政策对土地流转的影响。我们发现土地确权提高农户转出土地的比例和面积,提高幅度分别可达10个和19个百分点,但尚未发现本轮确权显著促进土地向特定类型特别是大规模经营者集中。我们进一步发现确权通过颁发经营权证书,延长土地流转期限,降低土地流转的交易成本,从而促进土地流转。我们通过检验发现平行趋势假设成立,排除确权政策可能存在的内生问题。

本文的主要贡献在三个方面:首先,使用2013—2019年有全国代表性的农户调查数据,可以较为全面地考察确权政策对土地流转的影响,这一调查数据在地理范围上覆盖全国,在时间范围上包括确权政策的试点和全国推广阶段。其次,采用更为准确的确权信息和双重差分方法处理确权工作的内生问题。以往研究使用的确权进度都来自农村受访者的回答,而我们通过政府官方网站搜集确权验收信息。最后,分析确权对土地流转和土地集中的影响,还进一步分析确权对土地流转的影响机制。确权促进土地流转的一个原因是通过颁证稳定流转关系,降低交易成本。

二、新一轮农地确权政策

(一) 政策背景

中国农村目前实行土地所有权归集体,承包经营权归农户的土地制度。1993年《中共中央、国务院关于当前农业和农村经济发展的若干政策措施》提出“在原定的耕地承包期到期之后,再延长三十年不变”,并逐步在部分地区(如贵州)实行“增人不增地、减人不减地”。2002年《农村土地承包法》要求向农民发放土地承包经营权证和签订承包合同,但这些政策的实施效果并不理想。叶剑平等(2010)从2008年组织的第四次全国范围土地调查数据中发现,持有土地承包合同和土地证书的比例分别为43.6%和47.7%,均没有过半。而同时持有土地承包合同和证书的比例仅为41.2%,其中证书和合同上印有地块位置或者地图的比例不到30%,这容易给土地流转带来不必要的纠纷,增加土地流转的交易成本。

2008年10月,中共十七届三中全会通过《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》,提出要“搞好农村土地确权、登记、颁证工作。完善土地承包经营权权能,依法保障农民对承包土地的占有、使用、收益等权利。”2009年中央一号文件进一步指出,“强化对土地承包经营权的物权保护,做好集体土地所有权确权登记颁证工作,将权属落实到法定行使所有权的集体组织;稳步开展土地承包经营权登记试点,把承包地块的面积、空间位置和权属证书落实到农户,严禁借机调整土地承包关系,坚决禁止和纠正违法收回农民承包土地的行为”,拉开了本轮土地确权的序幕。2013年中央一号文件正式提出,“全面开展农村土地确权登记颁证工作……用5年时间基本完成农村土地承包经营权确权登记颁证工作”。2019年中央一号文件提出“在完成承包地确权登记颁证工作基础上,开展‘回头看’,做好收尾工作,妥善化解遗留问题,将土地承包经营权证书发放至农户手中”。

(二) 本轮确权的进程和特点²

本轮确权逐步开展村组、乡镇、县和省范围内的试点工作,然后推广到全国。从2009年以3个村开始试点,至2010年以村组为单位,共8个村为试点,探索整村推进。³2011年至2013年以乡镇为单位,在数百个县开展试点,一般是每个县自行挑一个或者几个试点乡镇,然后从试点乡镇中挑一个或几个试点村,所以每个试点县实际参加的试点村并不多,甚至可能一个县只有一个村进行试点。2014年以县为单位,首次在3个省份(山东、安徽、四川)开展整省试点;2015年新增江苏、江西、湖北、湖南、甘肃、宁夏、吉林、贵州、河南等9个省区纳入“整省推进”的试点中。2016年2月,国内整省

² 丁琳琳和孟庆国(2015)将确权分为两个阶段:第一阶段,1950年《中华人民共和国土地改革法》颁布,宣布实行农民土地所有制,由县人民政府为农民所有的耕地、宅基地等颁发土地房屋所有权证书。第二阶段(共三次):第一次为1989年颁布《土地登记规则》,开始土地总登记;第二次为1996年农村宅基地登记颁证,2001年提出集体土地所有权登记发证,2002年《农村土地承包法》明确要求“村集体向农民发放正式的权利文件,土地承包合同和土地承包经营权证书”;第三次为2008—2011年多个部委开展的土地确权工作。丁琳琳和孟庆国(2015)将2013年发布的《中共中央国务院关于加快发展现代农业进一步增强农村发展活力的若干意见》和2014年发布的《关于引导农村土地经营权有序流转发展农业适度规模经营的意见》视为第四次确权工作。但2008—2011年多个部委开展的确权工作实际上是后面中央全面推动确权工作的前奏,为后期的确权工作积累经验,因此,本文以2009年开始试点的确权为研究对象。确权进展信息来自中国农业农村部和各地农业部门网站及相关文件。

³ 在此之前,四川省成都市已于2008—2010年开展农村土地确权。Li(2012)介绍成都市土地确权的实施细节,土地确权的核心工作是明确界定农户的土地、确权颁证和官方纪录存档。作者使用成都市的调查数据,简单分析农村建设用地的流转状况。发现确权后农村建设用地可以在更广范围的土地市场上流转,农民的土地收入增加。成都市并不在中央政府的新一轮土地确权试点名单中,但是其土地确权的基本内容和全国开展的新一轮确权工作大致一样。下文实证分析所使用的数据中没有成都市样本。

试点的省份有22个⁴，占全国省份的2/3。2016年年底，全国已有2582个县（市、区）开展了试点，确权面积8.5亿亩，约占全国二轮承包合同面积的70%，全国土地流转比例超过35%。2017年再选择北京、天津、重庆、福建、广西和青海等6个省市推进整体试点，推动各地积极扩大试点范围，力争基本覆盖所有涉农县（市、区）。2017年年底，28个省份已经开展试点，山东、陕西、宁夏、河南、安徽、江西、四川等7个省基本完成，天津等9个省市进入收尾阶段。2019年农村承包地确权登记颁证工作进入收尾阶段。各地进度不一，截至2019年年底，仍有部分地区没有公布确权验收的信息。⁵

确权的核心理念是给农户颁证和签订土地承包合同，让农户有行使权利的书面依据，这也是本轮确权的重要内容，本轮确权与以往确权的主要区别在于以下七点：

（1）本轮确权是自上而下全国统一行动，由政府强力推动，而非村集体或者农民自发确权。以往确权政策常无法落实而不了了之，或者由于当地土地增值收益高，引发较强烈的确权需求，均主要是在村级层面自发选择是否确权。

（2）本轮确权是对农村土地相关的不动产进行全方位的确权。以往谈到确权往往仅指农用地（或林地）的确权，但本次确权的对象包括集体土地所有权、集体建设用地使用权、宅基地使用权和农业用地（含草地）承包经营权，为农村不动产流转和交易奠定良好基础。

（3）本轮确权不改变原有的承包关系，是对以往承包关系的确认和加强，“是对现有土地承包关系的进一步完善，不是推倒重来、打乱重分，不能借机调整或收回农户承包地”⁶，尽量不涉及土地调整。

（4）确权方式以确权确地到户为主，其他方式为辅。所有的地都要准确地认定其归属农户，尽量避免只确权、股权但不确地的情况，避免确权过程中出现损害农户利益的情况。但有些地方由于土地早已（或即将）由村集体统一流转出去，各地也根据一些具体情况做相应调整，比如佛山实行“股权到人”与“股权到户”。湖北则推广“沙洋模式”，即“确权+连片”，相当于让农户划片承包。

（5）地块信息更加精确。以前确权时地块的面积、四至、图形均由村集体

⁴ 包括山东、四川、安徽、江苏、江西、湖北、湖南、甘肃、宁夏、吉林、贵州、河南、河北、山西、内蒙古、辽宁、黑龙江、浙江、广东、海南、云南、陕西。

⁵ 各地把农地确权纳入工作考核内容之中，所以完成确权后都会在官方网站等媒体公布验收消息。

⁶ 详见农业部、财政部和国土资源部等联合发布的《关于认真做好农村土地承包经营权确权登记颁证工作的意见》。

内部测绘完成,由于测绘工具和测绘人员不专业,精准度不高,容易产生较大的偏差。地块资料的偏差容易产生潜在纠纷,阻碍流转。本轮确权聘请专业测绘公司和技术人员确定地块位置、测量地块面积并绘制地块图。确权核心工作包括以下几个环节:收集资料、摸底调查、制作底图、外业调查、内业处理、张榜公示、签印确认、审核颁证。其中摸底调查、制作底图和外业调查是本轮调查的一个重要特征。专业测绘公司和技术人员采用精密仪器测量的绘图更容易为市场所接受。

(6) 数据电子化存档,建立信息应用平台。以往的地块资料一般是纸质化,并且没有建立公共地块信息平台,给流转双方带来较大的信息成本。本轮确权有国家档案局参加,对所有地块资料都电子化存档,并建立公共数据平台,还考虑到与不动产统一登记衔接,方便流转各方在土地流转尤其是发生纠纷时查询到准确地块信息。

(7) 确权颁证周期较长。本轮确权大量工作并不在村集体内部完成,而是由县乡镇一级统一完成,因此本轮确权周期较长,一县(或乡)从工作动员,测绘工程招标,实地调查测绘,到最后颁证及数据平台的建设完成,经常需要至少一年多的时间。

狄金华(2019)通过案例研究,分析农地确权中展现出来的基层政府治理方式,他对样本县农地确权流程的描述与本节上述内容一致。如自上而下实施,县政府成立专门的工作组,包村干部监督执行,入户调查、航拍、丈量土地,公示审核,颁发证书,建立资料库等。

从以上描述来看,本轮确权得到的权属和地块信息比以往更准确,并且实现电子化和公开化,降低了土地流转中的信息成本,理论上可以降低交易成本,有利于土地流转。

三、文献综述

产权制度是市场运行的基础。当交易成本大于零时,产权界定决定了参与生产和交易的激励,从而影响资源配置效率。土地产权包括土地的占有、使用、收益和处置权,这四个方面的划分深刻影响着土地的使用和交易。产权界定由法律和事实上构筑的产权保护来实现。

理论文献一致认为产权清晰能够促进农地流转,但对于规范化的确权(formalization of land rights)是否有效还存在争议。Coase(1959)认为明确界定的权利和足够低的交易费用是市场交易的前提。Barzel(1989)认为清晰的产权界定有助于促进资产的交易。Besley and Ghatak(2010)通过理论模型刻画了产权保护降低制度风险、促进市场交易的机制。首先,土地权利获

得保护之后，使用者免于失去土地的风险，稳定生产预期，愿意增加在土地上的投入，从而增加产出。同时，土地的使用者无须付出额外的成本保护土地权利，留存的产出更多。其次，明晰的产权界定和良好的产权保护使得交易双方可以签订法律认可的合同，并在合同中明确双方责任，能够稳定土地市场上的交易预期，降低土地转出方失去土地权利的风险，促进土地交易，有利于社会分工，提高农业生产效率。

中国农村是熟人社会（费孝通，2006），存在大量以文化习俗、惯例等形式的非正式制度（informal institutions），这些非正式制度维系着传统农村社会的运行（Hu，2007）。Platteau（2000）认为考虑到正式确权带来的行政性交易成本，传统习俗性的地权制度往往是最优的，规范化的确权没有必要，也有国内学者认同这一观点（贺雪峰，2015）。皮特（2014）认为中国农村的土地产权存在有意的制度模糊，并且存在大量的“空制度”，即由于缺乏可信度而没有实际执行和生效的官方政策和制度。Ho（2014，2015）进一步认为中国农村内生的非正式产权安排已经良好地支持了农村土地流转，并且流转纠纷发生率很低，确权是土地市场发展的结果，而非发展的原因。官方正式的农地确权不见得比原有的非正式产权安排更好，因为形式上的确权不一定与事实上发生作用的产权相一致。罗必良（2014）则认为农地确权会强化禀赋效应而抑制流转。因此，中国农村土地确权是否会影响到土地流转需要实证检验。

有相当多发展中国家的实际经验证实土地确权推动土地流转，如越南、多米尼加、埃塞俄比亚和墨西哥（Deininger and Jin，2008；Macours *et al.*，2010；Holden *et al.*，2011；de Janvry *et al.*，2015）。但 Place and Migot-Adholla（1998）和 Jacoby and Minten（2006）发现肯尼亚和马达加斯加的农地确权对土地投资和流转的作用很弱。

对中国农村土地确权与农地流转关系的实证研究没有定论。Jin and Deininger（2009）基于九省的调查资料发现，土地承包经营权证书并没有显著促进农户参与农地流转市场。北京大学国家发展研究院课题组（2010，2012）对成都市都江堰土地确权经验展开细致的案例研究，则发现确权通过降低交易成本，显著促进土地流转。Wang *et al.*（2015）使用2000—2008年两次全国调查数据，发现农户持有土地承包经营权证和土地承包合同会鼓励农户出租土地，其中2008年的效应更强。程令国等（2016）使用中国健康与养老追踪调查（CHARLS）2011—2012年的农户调查数据，发现农地确权使得农户参与土地流转的比率显著提高4.8%，平均土地流转量增加0.35亩，土地租

金大幅上升约44%。⁷以上文献的研究对象并非本轮确权(即2009年开始试点的确权颁证),也没有考虑土地规模经营的问题和解释影响机制。

2015年以来,一些研究开始关注本轮农地确权政策对于土地流转的效应,但结论差异非常大。马贤磊等(2015)利用江苏、湖北、广西和黑龙江4省(区)1100多农户的调查数据,发现签订土地承包合同提高了转入农地的比例,但对转出没有影响。付江涛等(2016)使用江苏省3县(市、区)的实地调查数据,发现农地确权促进农户土地转出,但对转入没有显著影响。胡新艳和罗必良(2016)使用于2015年春节期间采集的江西和广东的1100多户调查样本,发现农地确权没有影响流转行为。韩家彬等(2018)使用2011—2015年三轮CHARLS数据则发现农地确权不仅促进农地转出,还鼓励小面积和大面积的农地流入,但抑制中等规模的农地流入。胡新艳等(2018)调查广东省阳山县5个村民小组的96户农户,发现农地整合确权政策显著促进了农地规模扩张和农地流转率。冯华超和钟涨宝(2019)根据湖北、山东和广西5个县的740多户农户数据发现实施农地整合确权政策显著促进农户参与农地流转。Cheng *et al.* (2019)基于农业部全国农村固定观察点调查系统2010—2015年数据,发现本轮确权总体上并没有提高农户土地转出率,但提高了农户土地向农业企业转出的发生率和面积,减少了向其他普通农户的转出率。2016年之前,农村土地承包经营权确权仍然处于部分地区试点阶段。农地确权在全国推广后,Cheng *et al.* (2019)的结论是否成立还需要检验。

另有部分文献研究了新一轮农地确权的执行过程及对农地投资、农地纠纷和农业生产率的影响。曲颂等(2018)采用2015年全国7省农户调查数据,发现农地确权有激发纠纷的风险。应瑞瑶等(2018)和林文声等(2018)则发现农地确权提高农户的农业长期投资和农业生产率,且促进年轻劳动力的流动。

以上文献的结论不一致,可能的原因有取样范围和实证方法的差异。首先,使用的样本多是区域性或者政策试点阶段的样本,因此研究结论难以反映确权在全国层面的效果;其次,大都只是一年的横截面数据,且确权数据来自对农户的调查,难以有效解决确权本身的内生性问题。此外,现有文献普遍只研究农地确权对流转本身的影响,确权对土地集中和规模化经营影响

⁷ 程令国等(2016)、林文声等(2017)虽然讨论了本轮确权的进展,但其使用的是2011—2013年CHARLS数据,其中确权村样本分别为30%和20%。实际上,截至2016年3月全国确权面积占农地总面积的比例才到25%。CHARLS 2011—2012年基线调查数据中,30%的村庄回答近五年进行过确权颁证,但回答有过确权颁证的村庄中有61%的确权时间是在2009年新一轮确权开始之前。据此判断,CHARLS数据中大部分样本的确权所指其实并不是本轮确权政策。

的研究仍然缺乏。因此，新一轮农地确权对农地流转的影响仍然需要进一步的研究。

四、实证模型和数据

（一）实证模型

为分析本轮确权政策对土地流转的影响，我们建立如下固定效应回归模型：

$$Y_{cviit} = \gamma \text{Titling}_{vt} + X'_{cviit} \beta + \varphi_i + \lambda_t + \mu_{ct} + \epsilon_{cviit}, \quad (1)$$

其中， c 县 v 村的农户 i 于 t 年参与调查。 Y 为土地流转变量，包括是否转出土地和转出土地面积，面积变量取自然对数值。⁸我们只关注土地转出变量的原因是转入变量误差较大。首先，不少农户会混淆从其他农户转入耕地和从村集体承包耕地（程令国等，2016）。其次，调查对象都是本村常住农户，转入本村土地的非本村农户或者其他新型农业经营主体不在调查样本中，遗漏这部分样本会低估确权对转入耕地的影响。

Titling 为确权政策变量，等于1表示 v 村在 t 年时完成农地确权，否则为0。⁹变量值来自官方公布的确权工作进度信息，而不是文献中常用的村集体负责人或农户的受访回答，避免受访人混淆本轮确权与以往的确权或土地调整从而造成误差。¹⁰系数 γ 是确权政策对土地流转的平均影响。

向量 X 是家庭层面随时间变化的可观测因素，包括家庭总人数、非农就业人数、抚养比（家庭成员中老年和未成年人口比重）、平均受教育水平和自有耕地面积对数值。¹¹这些因素决定家庭的农业生产、经营决策。

φ_i 是家庭固定效应， λ_t 是年份固定效应。县级时间趋势项 μ_{ct} 用来消除土地流转在地区间的时间趋势差异。 ϵ_{iuct} 是随家庭和时间变化的特质误差项。

随时间变化的村庄特征可能决定着确权政策推行与否。比如，那些土地

⁸ 我们使用线性概率模型估计确权政策对是否转出土地的影响，没有采用 Probit 和 Logit 模型。Ai and Norton (2003) 发现在非线性模型中交叉项的边际效应及标准差并不能由标准的计算方法得到，其实际边际效应和显著性很可能会与交叉项的系数及显著性相反。线性概率模型可以方便加入地区固定效应和时间趋势项，估计结果更直观。

⁹ 我们只区分有无完成土地确权，没有进一步讨论确权政策在各地区的执行细节差异。正如上文第二部分所述，农地确权在全国各地的工作步骤大同小异，都是由上级政府推动，核心内容都包括确权颁证到户、准确测量土地边界和电子化存档。信息准确的土地证书和电子化数据可以降低土地流转的交易成本，这是本文的主要解释机制。

¹⁰ 村庄和家庭受访者往往误解新一轮土地确权所指，而是理解为以往发生过的稳定土地承包关系的政策。村庄问卷数据中，确权年份最早可到1976年，这显然是错误的。结合起来看，村庄问卷数据中的确权变量存在较大的测量误差。家庭问卷数据的确权变量出现同一个问题。从本文表1可以看出，我们从官方渠道获取的确权变量均值是25.3%。村庄和家庭问卷数据从2015年开始提供确权变量，均值分别是76.3%和62.2%。即便去掉2013年样本，我们定义的确权变量均值也只有约33.8%。

¹¹ 抚养人口包括60岁及以上老年人口和15岁及以下未成年人口。一般来说，16岁可以合法工作，不算抚养人口。

流转不活跃的地区或政策实施难度较低的地区可能更容易被选中, 推行确权。对此问题, 我们检验确权地区和未确权地区在政策前的土地流转变化趋势是否相同, 评估确权政策的效果。

实证结果部分先汇报基本的回归结果, 再使用平行趋势检验排除可能存在的政策内生问题。系数估计值的标准误差都在家庭层面做了稳健调整。

表 1 描述统计量

变量	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
确权	0.253	0.435	0	1	26 397
转出耕地	0.178	0.383	0	1	26 397
ln(1+转出耕地面积)	0.263	0.650	0	5.037	26 371
户主男性	0.886	0.318	0	1	26 397
户主年龄	55.713	11.579	4	113	26 397
户主年龄平方/100	32.379	13.060	0.160	127.690	26 397
户主是中共党员	0.057	0.232	0	1	26 397
户主受教育水平(初中)	0.373	0.484	0	1	26 397
户主受教育水平(高中及以上)	0.120	0.325	0	1	26 397
家庭总人数	3.821	1.841	1	19	26 397
家庭非农就业人数	0.930	1.066	0	10	26 397
家庭抚养比	0.454	0.349	0	1	26 397
家庭平均受教育年限	7.078	2.939	0	16	26 397
ln(1+家庭自有耕地面积)	1.767	0.821	0	7.650	26 397
获得经营权证	0.622	0.485	0	1	19 319
ln(1+耕地转出年限)	1.830	1.101	0	4.614	2 152
村庄土地调整次数	1.797	0.918	0	3	23 645

(二) 数据

本文使用 2013 年、2015 年、2017 年和 2019 年四轮中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS)数据, 该数据由西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心提供。CHFS 采用分阶段按规模大小成比例的概率抽样方法(probability proportionate to size sampling, PPS 抽样), 2013 年调查覆盖 29 个省市自治区(除西藏、新疆及港澳台), 包括 28 000 个家庭样本。2015 年调查样本扩充到 37 000 个家庭, 2017 年和 2019 年分别有 40 000 个

和 34 000 个家庭样本；都在相当程度上能够代表全国范围内的情况。CHFS 收集了家庭人口统计学特征、就业及工资情况、详尽的资产与负债、社会和商业保险、收入和支出等数据（甘犁等，2013）。2013 年调查开始获取土地流转方面的基本信息，从 2015 年开始对农业生产和土地方面做了较详尽的调查，获得大量土地流转的详细信息。

各级政府对土地确权工作高度重视，都将土地确权纳入工作考核范围，各地都会在网上及时公开土地确权进程。因此，我们在网上逐个查询 CHFS 中样本村的土地确权进展。¹²我们定义在每个调查年份 8 月前完成确权的村为确权村，其他村为未确权村。¹³我们保留以下样本：户籍在本区县，家庭有承包耕地，所在村庄于 2013 年 8 月份之前没有确权，村庄内家庭样本数量超过 5 户，村庄在 2013—2019 年的四轮调查中都出现。对于出现的个别流转面积数据极端值，用 winsor 方法处理最高和最低 0.1% 的观测值。

正如第二部分所述，土地确权政策在 2009 年由零星试点开始，2015 年起逐步推广。实证分析用到隶属于 29 个省区 182 个县的 511 个村庄样本。其中，2013 年没有任何样本村完成确权，2015 年 30 个样本村完成确权，到 2017 年和 2019 年时已分别有 117 个和 385 个村庄完成确权。所以，我们采用的是多个政策实施时间点的双重差分模型。

政策效果的识别策略依赖于部分村庄确权状态的变化。样本中，385 个村庄在 2015—2019 年间完成确权，126 个村庄直到 2019 年还没有报告确权完成信息。确权政策完成状态和时间点的变化可以保证估计方法得以进行。

回归模型（1）使用 2013—2019 年四次调查中都出现的家庭样本。但在这 511 个村庄中，CHFS 只有部分家庭的四期调查数据，所以第六部分使用全部家庭样本做稳健性检验。

表 1 简单描述全部家庭样本的统计量。总样本中，确权家庭样本占 25.3%。分调查年份看，2015 年、2017 年和 2019 年的确权家庭样本比例分别是 6.5%、22.9% 和 74.5%。参与土地转出的家庭占 17.8%。所有家庭的转出面积均值是 1.04 亩，转出家庭的平均转出面积是 5.85 亩。在家庭特征方面，平均家庭规模接近 4 人，每户中非农就业人数约为 1 人，约 24% 的农

¹² 农业农村部没有统一发布各地的确权进展。我们根据 CHFS 记录的村庄名称，逐个查询样本村的确权完成日期。步骤是检索村庄或所属的乡镇有没有完成确权；如果查不到确权进度，再检索所属的县有没有完成确权；同理，再检索所属的市。如果市、县、乡镇、村四级都没有确权信息，我们认定该村尚未完成确权。信息来源主要是政府工作报告和地方新闻。地方新闻一般来自当地的官方媒体。2015 年之前确权一般只开展村级试点，之后大多整县甚至整省推进。所以 2015 年之前的确权进度信息可能存在一些误差。例如，某个村庄完成确权，但没有在任何媒体公布。我们检索不到，认定这个村庄没有完成确权。但确权工作纳入地方官员的工作考核内容，而且我们使用的样本村都是在 2015 年之后确权，所以完成确权却没有公示的可能性比较低。

¹³ CHFS 在 8 月份开展，绝大部分样本在 9 月份之前完成调查。

村人口从事非农职业。¹⁴ 抚养比平均为 45.4%，高于全国农村平均值。¹⁵ 平均每户拥有耕地面积 5 亩，人均 1.27 亩，低于全国农村人均 2.34 亩。¹⁶

在户主特征方面，因为大量青壮年外出打工，户主平均年龄 56 岁，整体偏大。户主受教育水平整体偏低，高中及以上学历的户主仅占 12%，初中学历的户主占 37.3%。户主为女性的比例为 11.4%。

五、确权与农地流转的实证结果

本部分首先汇报确权对农地转出率及面积的影响，其次检验平行趋势假设，然后讨论确权政策对土地流转的作用机制，最后分析确权是否促进规模化经营。

(一) 确权与农地转出

表 2 第 (1)、(2) 列分别报告确权政策对土地转出率和转出面积的影响。第 (1) 列的估计值说明在确权政策实施后，转出土地的农户比例提高 10.3 个百分点。家庭特征方面，人口多的家庭，更少转出。非农就业人数和自有耕地面积多的家庭会转出富余的土地。家庭抚养比高意味着劳动力比重小，家庭会更多地转出土地。第 (2) 列中确权对土地转出面积的影响幅度是 18.6 个百分点，接近 5% 统计水平显著 (p 值 = 0.06)。家庭特征对转出面积的影响与第 (1) 列结果类似。¹⁷

表 2 确权与农地流转

变量	转出耕地	ln(1+转出耕地面积)
	(1)	(2)
确权	0.103*	0.186*
	(0.061)	(0.100)

¹⁴ 由于举家外出的家庭不会出现在样本中，因此这个数字是低估的。

¹⁵ 根据《2015 年全国 1% 人口抽样调查资料》公布的数据，农村家庭户平均规模是 3.33 人，非农就业比例 36.5%，分人口年龄计算出的农村抚养比是 38.9%。

¹⁶ 国家统计局网站更新到 2012 年的数值，详见“农村居民家庭土地经营情况”条目，<http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>，访问时间：2020 年 3 月 10 日。

¹⁷ 土地流转面积变量有大量零值，可能出现归并 (censored) 数据问题，造成估计量不一致。针对两期面板数据固定效应的 Tobit 模型，Honoré (1992) 利用截尾最小绝对离差 (trimmed least absolute deviations, LAD) 和截尾最小二乘 (trimmed least squares) 方法，得到系数的一致估计量。在此基础上，Honoré *et al.* (2000) 拓展到多期面板数据固定效应的 Tobit 模型。我们采用 Honoré 提供的 Stata 命令 pantob 处理 ln(1+流转面积) 的零值问题。但因双重差分模型放入了家庭固定效应、时间趋势项和县级时间趋势项，出现比较多 0—1 变量。估计过程中目标函数是非凹的 (not concave)，无法得到最优解。在这种情况下，普通最小二乘法 (OLS) 估计值可以作为基准的结果。

(续表)

变量	转出耕地	ln(1+转出耕地面积)
	(1)	(2)
家庭总人数	-0.013*** (0.003)	-0.021*** (0.006)
家庭非农就业人数	0.032*** (0.005)	0.057*** (0.009)
家庭抚养比	0.039* (0.022)	0.105** (0.041)
家庭平均受教育年限	-0.004 (0.003)	-0.006 (0.006)
ln(1+家庭自有耕地面积)	0.030*** (0.008)	0.140*** (0.018)
家庭固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
县时间趋势	是	是
调整后的 R^2	0.105	0.104
观测值	10 635	10 624

注：转出耕地是 0—1 变量。括号内数值是稳健标准误差。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%统计水平上显著。

(二) 平行趋势假设

土地确权与否可能与一些观测不到、又随时间变化的因素有关，比如地区农业发展水平、土地流转活跃程度、政策实施难度等。如果确权地区和未确权地区在政策实施之前的土地转出变化趋势相似，上述估计结果才可以解释为政策效果。CHFS 调查每两年一次，实际有观测数据的年份是 2013 年、2015 年、2017 年和 2019 年，确权政策从 2014—2019 年都有样本村开展。最久可以追溯到 2013 年，我们把政策完成的五年前及更早年份归入 (-5) 一组，政策完成的三年及之后的所有年份归为 (3) 一组。建立如下回归方程：

$$Y_{cvit} = \sum_{\tau=-4}^3 \alpha_{\tau} \times 1(t - Titlingyear_v = \tau) \times Treat_v + X'_{cvi} \beta + \varphi_i + \lambda_t + \mu_{ct} + \epsilon_{cvi}, \quad (2)$$

其中 $Titlingyear$ 指完成确权的年份， $1(t - Titlingyear_v = \tau)$ 是指示函数 (indicator function)，满足括号中条件时等于 1。2019 年调查时已完成确权的村， $Treat$ 等于 1，其他村等于 0。其他变量和参数设定同回归模型 (1)。 $\tau = -5$

期作为比较的基期, 平行趋势假设等价于系数 α_{-4} , α_{-3} , α_{-2} , α_{-1} 的估计值都不显著。

平行趋势假设检验的结果在表 3 中。确权村是 *Treat* 变量。第 (1) 列说明在确权政策没有实施时, 相对于未确权村, 确权村的土地转出率先低后高, 在 10% 统计水平上都不显著。相对于基期, 确权后确权村的土地转出率比未确权村更高, 都在 5% 统计水平上显著。

第 (2) 列的因变量是转出土地面积的对数值。相对于基期, 在确权之前的所有年份, 确权地区的土地转出面积都没有明显多于未确权地区。确权之后确权地区农户的转出面积比未确权地区更高, 都至少在 5% 统计水平上显著。

综合表 3 的结果, 平行趋势假设成立。确权村和未确权村在政策前的变化趋势相同。确权显著促进农户转出土地。

表 3 平行趋势检验

变量	转出耕地	ln(1+转出耕地面积)
	(1)	(2)
-4 期 × 确权	-0.08 (0.159)	0.006 (0.159)
-3 期 × 确权	-0.032 (0.146)	0.186 (0.237)
-2 期 × 确权	0.076 (0.112)	0.09 (0.124)
-1 期 × 确权	0.158 (0.135)	0.154 (0.200)
0 期 × 确权	0.271** (0.122)	0.329*** (0.119)
1 期 × 确权	0.522** (0.231)	0.983** (0.419)
2 期 × 确权	0.548** (0.226)	1.097*** (0.382)
3 期 × 确权	0.418** (0.190)	0.813*** (0.279)
随时间变化的家庭特征	是	是
家庭固定效应	是	是
年份固定效应	是	是

(续表)

变量	转出耕地	ln(1+转出耕地面积)
	(1)	(2)
县时间趋势	是	是
调整后的 R^2	0.105	0.104
观测值	10 635	10 624

注：转出耕地是 0—1 变量。随时间变化的家庭特征变量包括家庭总人数、非农就业人数、抚养比、平均受教育年限和自有耕地面积的对数值。括号内数值是稳健标准误差。*、**和*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 统计水平上显著。

(三) 确权政策效果的机制分析

为什么确权能促进土地流转？根据上文第二和第三部分的分析，新一轮确权通过颁发记录信息更为准确的证书，更好地明晰产权，稳定流转预期。下面我们提供一个简单的证据。我们先看确权如何提高颁证率。表 4 第 (1) 列的结果说明确权村村民获得经营权证（拿到确权证书）的比例比未确权村高出 13.4 个百分点。¹⁸ 确权的系数估计值在 10% 统计水平上不显著，这可能与面板数据的样本量有关，下文换用全部样本时结果在 1% 统计水平上显著（表 7 第 (1) 列）。确权提高地权稳定程度体现在延长土地转出期限，相应结果在第 (2) 列。确权后土地转出的期限延长近 1.5 倍，需要说明的是调查中颁证和土地流转年限这两个问题的回答率比较低。本节选用四期家庭面板数据，排除了大量的非多期追踪家庭样本，造成估计结果或者统计上不显著，或者系数值偏误可能较大。所以，第六部分将采用全部家庭样本做稳健性检验。

新一轮确权通过颁证提高地权稳定程度，会给予那些经历过频繁土地调整的村民更多的信心，从而促进土地转出。第 (3) 和 (4) 列检验这一判断，加入确权变量和 2013 年之前村庄土地调整次数的交叉项。¹⁹ 交叉项系数接近零值，说明这一判断不成立。可能有两方面的原因：一是土地调整次数是追溯信息，年份可以久远到 1978 年甚至 1950 年，测量误差大；二是在经历一系列农村土地政策如土地承包法之后，农民与村集体之间的承包关系较为稳定，新一轮确权的效应更多体现在村民之间。

表 4 的结果在一定程度上说明土地确权政策通过颁证稳定流转关系，促进土地流转。

¹⁸ 确权对颁证率的提高效果可能是低估的。CHFS 在询问村民是否获得经营权证时，问卷中没有明确区分新一轮确权证书与以往的承包证书等证件，造成数据中大量农户回答在 1978—2008 年间拿到确权证书。

¹⁹ 2013 年之后的土地调整容易与土地确权活动混淆，所以我们只使用 2013 年之前的土地调整信息。

表4 地权稳定程度与农地流转

变量	获得经营权证 (1)	ln(1+转出年限) (2)	转出耕地 (3)	ln(1+转出耕地面积) (4)
确权	0.134 (0.105)	1.450*** (0.395)	0.091 (0.064)	0.194* (0.107)
确权 × 村庄土地调整次数			0.003 (0.014)	-0.009 (0.027)
随时间变化的家庭特征	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
县时间趋势	是	是	是	是
调整后的 R ²	0.227	0.653	0.112	0.112
观测值	7 794	856	9 836	9 827

注：获得经营权证和转出耕地都是0—1变量。随时间变化的家庭特征变量包括家庭总人数、非农就业人数、抚养比、平均受教育年限和自有耕地面积的对数值。括号内数值是稳健标准误差。*、**和***分别表示在10%、5%和1%统计水平上显著。

(四) 确权与规模化经营

确权能否促进土地集中从而有助于规模化经营？规模化经营意味着更多的耕地转给规模经营者，村庄内耕地面积的平均程度下降。因此我们从两个方面回答这一问题：首先，对比确权村和未确权村的土地转出对象，分析确权村的耕地是否会更多地转给规模化经营土地的农户或机构；其次，根据样本农户的耕地面积计算各年村庄内耕地面积的基尼系数(Gini coefficient)作为因变量，对确权变量做回归。

表5汇报相应回归结果。第(1)列的因变量是转给规模经营者的0—1变量，包括专业大户、家庭农场、农业合作社、村集体、公司或企业。确权变量的系数估计值是-0.012，经济意义和统计意义都不显著。因为规模经营者中大部分是专业大户，占比46%，所以第(2)列单独看确权对转给专业大户的影响。确权变量的系数估计值-0.005同样在经济和统计意义上都不显著。第(3)列使用村庄层面的数据，估计确权对村庄内耕地面积基尼系数的影响。确权变量的系数估计值0.007接近于0，在10%统计水平上不显著。村庄内农户样本量中位数是19，所以第(3)列的基尼系数可能有较大误差。正如回归模型(1)所述，转入耕地的部分农户和公司没有出现在调查中，可

能会低估基尼系数。综合表 5 的结果，确权政策还没有显著促进农地向大规模经营者集中。当然，这可能和确权政策推行的时间不太长有关系，还需长期观察再做判断。

另外，调查问卷还可以提供一个补充解释。CHFS 设置了这样一个问题，“您家未转出耕地的主要原因是”。在受访者的回答中，除自家耕种这一选项外，无人愿意承包在剩下的选项中占 60% 左右。这说明农业规模化经营所需要的新型经营主体还比较缺乏。

表 5 确权与农业规模化经营

变量	转给规模经营者 (1)	转给专业大户 (2)	村庄内耕地面积基尼系数 (3)
确权	-0.012 (0.016)	-0.005 (0.006)	0.007 (0.045)
随时间变化的家庭特征	是	是	
家庭固定效应	是	是	
村庄固定效应			是
年份固定效应	是	是	是
县时间趋势	是	是	是
调整后的 R^2	0.111	0.076	0.407
观测值	12 973	12 973	2 039

注：转给规模经营者和转给专业大户是 0—1 变量。规模经营者包括专业大户、家庭农场、农业合作社、村集体、公司或企业。其中，专业大户占 46%。随时间变化的家庭特征变量包括家庭总人数、非农就业人数、抚养比、平均受教育年限和自有耕地面积的对数值。括号内数值是稳健标准误差。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%统计水平上显著。

六、稳健性检验

上文的所有分析都是用四期家庭面板数据，这样的做法有个问题。CHFS 2013—2019 年的数据中，四期面板的农村家庭有超过 3 000 个。即使如此，与所有样本的混合横截面数据相比，样本量少了一半以上，估计偏误会增大。所以，本部分使用全部样本，验证第五部分的主要结果。全部样本包括四个年份调查的 511 个村庄中出现的所有家庭，既有追踪了一次到三次的家庭，也有只调查了一次的家庭。

(一) 确权政策与土地转出

表 6 是所有样本的回归结果，结论与表 2 一致。第 (1) 列中确权变量系

数的估计值是11.2%，第(2)列中确权的系数是17.3%，接近表2的相应数值。因混合横截面数据无法处理家庭固定效应，表6的自变量加入户主特征和村庄固定效应。户主是男性的家庭更少转出耕地，户主年龄越大转出越少。户主有中共党员的政治身份和受教育水平高，更可能从事非农工作，更多转出耕地。家庭特征的估计结果与表2类似。

表6 确权与农地流转(全部样本)

变量	转出耕地	ln(1+转出耕地面积)
	(1)	(2)
确权	0.112* (0.064)	0.173* (0.103)
户主男性	-0.048*** (0.009)	-0.071*** (0.015)
户主年龄	-0.016*** (0.002)	-0.022*** (0.004)
户主年龄平方/100	0.016*** (0.002)	0.024*** (0.003)
户主是中共党员	0.027** (0.011)	0.043** (0.018)
户主受教育水平(初中)	0.005 (0.006)	-0.005 (0.010)
户主受教育水平(高中及以上)	0.022** (0.010)	0.023 (0.017)
家庭总人数	-0.024*** (0.002)	-0.039*** (0.003)
家庭非农就业人数	0.051*** (0.003)	0.089*** (0.006)
家庭抚养比	0.059*** (0.011)	0.123*** (0.021)
家庭平均受教育年限	0.004*** (0.001)	0.007*** (0.002)
ln(1+家庭自有耕地面积)	0.001 (0.005)	0.102*** (0.012)

(续表)

变量	转出耕地	ln (1+转出耕地面积)
	(1)	(2)
村庄固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
县时间趋势	是	是
调整后的 R^2	0.212	0.226
观测值	26 397	26 374

注：转出耕地是 0—1 变量。括号内数值是在村庄层面聚类调整的标准误差。*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%统计水平上显著。

(二) 机制解释

在讨论表 4 的结果时，我们提到因受访村民对获得经营权证和转出年限的回答率较低，可能造成估计结果统计不显著或偏差较大。表 7 使用全部样本重新估计表 4 的相应回归。第 (1) 列中确权村的经营权证发放比例高出未确权村 22 个百分点，接近表 4 第 (1) 列的数值，且在 1%统计水平上显著。第 (2) 列中确权村的耕地转出年限平均高出未确权村 56.7 个百分点，依然在 1%统计水平上显著；但不及表 4 第 (2) 列相应数值的一半，这可能是样本量造成的差异。综合表 4 和表 7 的结果，转出年限回归结果总是显著为正，表明以下结果是稳健的：确权带来的地权稳定有利于形成稳定的交易预期，从而促进较长年限的土地流转。表 7 再次说明确权政策通过颁发经营权证，从法律上保证村民的土地权利，稳定流转关系，促进土地流转。第 (3)、(4) 列的结果同样说明确权之前的地权稳定程度不影响确权的政策效果。

表 7 地权稳定程度与农地流转 (全部样本)

变量	获得经营权证	ln (1+转出年限)	转出耕地	ln (1+转出耕地面积)
	(1)	(2)	(3)	(4)
确权	0.220*** (0.055)	0.567*** (0.140)	0.042 (0.047)	0.089 (0.093)
确权 × 村庄土地调整次数			-0.005 (0.009)	-0.009 (0.015)
家庭特征	是	是	是	是
村庄固定效应	是	是	是	是

(续表)

变量	获得经营权证	ln(1+转出 年限)	转出耕地	ln(1+转出 耕地面积)
	(1)	(2)	(3)	(4)
年份固定效应	是	是	是	是
县时间趋势	是	是	是	是
调整后的 R^2	0.32	0.498	0.212	0.214
观测值	19 340	2 152	23 645	23 627

注：获得经营权证和转出耕地都是 0—1 变量。家庭特征变量包括户主男性、年龄、年龄平方/100、政治身份、受教育水平等户主特征和家庭总人数、非农就业人数、家庭抚养比、平均受教育年限和自有耕地面积的对数值等家庭层面特征。括号内数值是在村层面聚类调整的标准误差。*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%统计水平上显著。

七、结 论

基于 2013—2019 年中国家庭金融调查中的家庭面板数据，我们研究土地确权对土地流转和土地规模化经营的影响，发现土地确权之后，农户转出土地的比例提高，面积增加，但我们尚未发现确权在总体上促进土地向新型农业经营主体集中。本文进一步揭示确权促进土地流转的主要原因是通过颁证稳定流转关系，降低土地流转的交易成本。这些发现符合经济学对产权功能的判断，也表明土地确权在发挥应有的作用。我们检验了平行趋势假设，发现在政策实施之前确权和未确权地区的土地流转变化趋势没有明显不同，从而排除确权政策的内生问题。我们还使用全部样本做进一步的稳健性检验，发现类似结果。中国家庭金融调查数据中，农地流转租金信息的误差较大。限于此我们没有分析确权政策的福利效果，这是本文的一个不足之处。

基于本文的研究，我们认为本轮农村土地确权目前对推动流转有明显效果，但还没有证据显示确权推动土地向新型农业经营主体集中。可能的原因有二：一是政策完成之后的样本期不长，政策效果的发挥还需要更长的时间才能观察到；二是大农户、公司或其他规模经营者还比较缺乏，大量的农地无人租用。确权政策的长期效果和“资本下乡”能否进一步推动农地流转还需要更多的研究。

参 考 文 献

- [1] Adamopoulos, T., and D. Restuccia, “The Size Distribution of Farms and International Productivity Difference”, *The American Economic Review*, 2014, 104 (6), 1667-1697.

- [2] Ai, C., and E. C. Norton, "Interaction Terms in Logit and Probit Models", *Economics Letters*, 2003, 80 (1), 123-129.
- [3] Barzel, Y., *Economic Analysis of Property Rights*. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.
- [4] 北京大学国家发展研究院综合课题组,《还权赋能: 奠定长期发展的可靠基础》。北京: 北京大学出版社, 2010 年。
- [5] 北京大学国家发展研究院综合课题组,“合法转让权是农民财产性收入的基础——成都市农村集体土地流转的调查研究”,《国际经济评论》,2012 年第 2 期,第 127—139 页。
- [6] Besley, T., and M. Ghatak, "Property Rights and Economic Development", In: Rodrik, D., and M. Rosenzweig (eds.), *Handbook of Development Economics*, Vol. 5, pp. 4525-4595. Amsterdam: North-Holland, 2010.
- [7] 蔡昉、王美艳,“从穷人经济到规模经济——发展阶段变化对中国农业提出的挑战”,《经济研究》,2016 年第 5 期,第 14—26 页。
- [8] 陈锡文,“构建新型农业经营体系刻不容缓”,《求是》,2013 年第 22 期,第 38—41 页。
- [9] 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。
- [10] Cheng, W., Y. Xu, N. Zhou, Z. He, and L. Zhang, "How Did Land Titling Affect China's Rural Land Rental Market? Size, Composition and Efficiency", *Land Use Policy*, 2019, 82, 609-619.
- [11] Coase, R., "The Federal Communications Commission", *Journal of Law and Economics*, 1959, 2, 1-40.
- [12] deJanvry, A., K. Emerick, M. Gonzalez-Navarro, and E. Sadoulet, "Delinking Land Rights from Land Use: Certification and Migration in Mexico", *The American Economic Review*, 2015, 105 (10), 3125-3149.
- [13] Deininger, K., and G. Feder, "Land Institutions and Land Markets", In: Gardner, B., and G. Rausser (eds.), *Handbook of Agricultural Economics*, Vol. 1, pp. 287-331. Amsterdam: North-Holland, 2001.
- [14] Deininger, K., and S. Jin, "Land Sales and Rental Markets in Transition: Evidence from Rural Vietnam", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2008, 70 (1), 67-101.
- [15] 狄金华,“‘权力—利益’与行动伦理: 基层政府政策动员的多重逻辑——基于农地确权政策执行的案例分析”,《社会学研究》,2019 年第 4 期,第 122—145 页。
- [16] 丁琳琳、孟庆国,“农村土地确权羁绊及对策: 赣省调查”,《改革》,2015 年第 3 期,第 56—64 页。
- [17] 费孝通,《乡土中国》。上海: 上海人民出版社, 2016 年。
- [18] 冯华超、钟瀑宝,“新一轮农地确权促进了农地转出吗?”,《经济评论》,2019 年第 2 期,第 48—59 页。
- [19] 付江涛、纪月清、胡浩,“新一轮承包地确权登记颁证是否促进了农户的土地流转——来自江苏省 3 县(市、区)的经验证据”,《南京农业大学学报(社会科学版)》,2016 年第 1 期,第 105—113 页。
- [20] 甘犁、尹志超、贾男、徐舒、马双,“中国家庭资产状况及住房需求分析”,《金融研究》,2013 年第 4 期,第 1—14 页。
- [21] 韩朝华,“个体农户和农业规模化经营: 家庭农场理论评述”,《经济研究》,2017 年第 7 期,第

184—199 页。

- [22] 韩家彬、张书凤、刘淑云、常进雄,“土地确权、土地投资与农户土地规模经营——基于不完全契约视角的研究”,《资源科学》,2018年第10期,第2015—2028页。
- [23] [荷兰]何·皮特(Peter Ho),《谁是中国土地的拥有者:制度变迁、产权和社会冲突》(第二版),林韵然译。北京:社会科学文献出版社,2014年。
- [24] 贺雪峰,“农地承包经营权确权的由来、逻辑与出路”,《思想战线》,2015年第5期,第75—80页。
- [25] Ho, P., “The ‘Credibility Thesis’ and Its Application to Property Rights: (In) Secure Land Tenure, Conflict and Social Welfare in China”, *Land Use Policy*, 2014, 40, 13-27.
- [26] Ho, P., “Myths of Tenure Security and Titling: Endogenous, Institutional Change in China’s Development”, *Land Use Policy*, 2015, 47, 352-364.
- [27] Holden, S., 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.
- [28] Honoré, B., “Trimmed Lad and Least Squares Estimation of Truncated and Censored Regression Models with Fixed Effects”, *Econometrica*, 1992, 60 (3), 533-565.
- [29] Honoré, B., E. Kyriazidou, and J. Powell, “Estimation of Tobit-Type Models with Individual Specific Effects”, *Econometric Reviews*, 2000, 19 (3), 341-366.
- [30] Hu, B., *Informal Institutions and Rural Development in China*. London and New York: Routledge, 2007.
- [31] 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1—20页。
- [32] 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。
- [33] Jacoby, H., and B. Minten, “Land Titles, Investment, and Agricultural Productivity in Madagascar: A Poverty and Social Impact Analysis”, World Bank Other Operational Studies 12661, 2006.
- [34] Jin, S., and K. Deininger, “Land Rental Markets in the Process of Rural Structural Transformation: Productivity and Equity Impacts from China”, *Journal of Comparative Economics*, 2009, 37 (4), 629-646.
- [35] Kung, J., “Common Property Rights and Land Reallocations in Rural China: Evidence from a Village Survey”, *World Development*, 2000, 28 (4), 701-719.
- [36] Li, L., “Land Titling in China: Chengdu Experiment and Its Consequences”, *China Economic Journal*, 2012, 5 (1), 47-64.
- [37] 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。
- [38] 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”,《中国农村经济》,2018年第8期,第64—82页。
- [39] 罗必良,“农地流转的市场逻辑——‘产权强度—禀赋效应—交易装置’的分析线索及案例研究”,《南方经济》,2014年第5期,第1—24页。
- [40] 马贤磊、仇童伟、钱忠好,“农地产权安全性与农地流转市场的农户参与——基于江苏、湖北、广西、黑龙江四省(区)调查数据的实证分析”,《中国农村经济》,2015年第2期,第22—

37 页。

- [41] Macours, K., A. de Janvry, and E. Sadoulet, "Insecurity of Property Rights and Social Matching in the Tenancy Market", *European Economic Review*, 2010, 54 (7), 880-899.
- [42] Place, F., and S. E. Migot-Adholla, "The Economic Effects of Land Registration on Smallholder Farms in Kenya: Evidence from Nyeri and Kakamega Districts", *Land Economics*, 1998, 74 (3), 360-373.
- [43] Platteau, J., *Institutions, Social Norms, and Economic Development*. London and New York: Routledge, 2000.
- [44] 曲颂、郭君平、夏英, "确权和调整化解了农地纠纷吗? ——基于 7 省村级层面数据的实证分析", 《西北农林科技大学学报(社会科学版)》, 2018 年第 2 期, 第 71—78 页。
- [45] Wang, H., J. Riedinger, and S. Jin, "Land Documents, Tenure Security and Land Rental Development: Panel Evidence from China", *China Economic Review*, 2015, 36, 220-235.
- [46] Wu, Y., X. Xi, X. Tang, D. Luo, B. Gu, S. K. Lam, P. M. Vitousek, and D. Chen, "Policy Distortions, Farm Size, and the Overuse of Agricultural Chemicals in China", *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America (PNAS)*, 2018, 115 (27), 7010-7015.
- [47] 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 页。
- [48] 叶剑平、丰雷、蒋妍、郎昱、罗伊·普罗斯特曼, "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", 《管理世界》, 2018 年第 3 期, 第 98—108 页。
- [49] 叶剑平、丰雷、蒋妍、罗伊·普罗斯特曼、朱可亮, "2008 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", 《管理世界》, 2010 年第 1 期, 第 64—73 页。
- [50] 叶兴庆、温凝, "拖延了半个世纪的农地集中——日本小农生产向规模经营转变的艰难历程及启示", 《中国农村经济》, 2018 年第 1 期, 第 124—137 页。
- [51] 应瑞瑶、何在中、周南、张龙耀, "农地确权、产权状态与农业长期投资——基于新一轮确权改革的再检验", 《中国农村观察》, 2018 年第 3 期, 第 110—127 页。

The New Wave of Land Titling Program, Land Transfer and Farm Size

—Evidence from the Chinese Household Financial Survey Data

GUANGLIANG YANG

(*Huaqiao University*)

JUNHUI WANG*

(*Southwestern University of Finance and Economics*)

Abstract Based on the 2013—2019 Chinese Household Financial Survey (CHFS) data, in this paper we examine the impact on the land transfer and farm size of the new wave of land titling program since 2009. We find that this wave of land titling raised the chance of renting out land, and increased lease acreage. The mechanism is that land titling stabilized transfer relationships, then reduced transaction costs. However, we do not have evidence yet that land titling has promoted the concentration of farmland.

Keywords land titling, farmland transfer, farmland concentration

JEL Classification Q15, Q13, O43

* Corresponding Author: Junhui Wang, Survey and Research Center for China Household Finance, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu, Sichuan 610074, China; E-mail: wangjunhui@chfs.cn.