新一轮农地确权与农业生产效率
——基于农业新质生产力的视角

高廷明　郭云南

摘　要　本文基于中国健康与养老追踪调查（CHARLS）项目28个省份390个村庄在2011—2018年的四轮农户调查数据，考察了新一轮农地确权政策对农业生产效率的影响及作用机制。我们利用双向固定效应估计、事件研究法，以及倾向得分匹配基础上的双重差分法（PSM-DID）进行检验的结果表明，农地确权政策对农业生产效率有显著的提高作用。相比于未确权村庄，确权村庄的农户的亩均收入将提高15.7个百分点，且这一影响至少在短期内存在一个持续效应。同时，修正的事件研究法、按照确权时间的分组检验以及安慰剂检验也都证实了农地确权对农业生产效率提升有显著的促进作用。关于作用机制的讨论表明，新一轮农地确权之所以能显著提高农业生产效率，可能的解释为农地确权政策确保了土地承包关系的稳定性，使得农户更愿意在农地生产方面进行有机肥和机械化等长期投资，从而提高了农业生产效率。因此尽管农地确权从试点到全面推广的实施期限还不太长，但政策效果已从促进农业投资过渡到了改善农业生产效率。

关键词　新一轮农地确权　农业生产效率　农业投资

一、引言

农业新质生产力是创新起主导作用，摆脱传统经济增长方式、生产力发展路径，具有高科技、高效益、高素质等特点，符合新发展理念的先进生产力质态。它是把科技创新作为核心驱动力，通过技术创新、组织创新、制度创新等多种手段融合，使农业生产方式产生质的飞跃。其中制度创新最为重要的是土地制度改革。例如，农村土地“三权分置”制度，即土地所有权、承包权、经营权分置。而后，新一轮农地确权的本质也是在实测的基础上，以使用权证书的形式准确界定农户土地面积、位置和土地承包经营权。这些制度使得土地流转更加顺畅，一些有技术、有资金的农业企业或种植大户可以通过流转获得土地经营权，开展规模化、集约化经营。

从土地产权的角度，越来越多的研究关注到农地确权是实现农业规模化和集约化经营和实现农业现代化的前提条件（周其仁，2013；Holden & Yohannes，2002；Deininger &Jin，2009；胡新艳和罗必良，2016；宁静 等，2018）。自2002年《农村土地承包法》颁布以来，中国政府也多次提倡对农村土地确权领证，以使用权证书的形式准确界定农户土地位置和土地承包经营权（程令国 等，2016）。然而，土地制度运行的地方差异性往往较大（姚洋，2000），土地确权在很多农村地区都

高廷明，对外经济贸易大学国际经济贸易学院；郭云南，对外经济贸易大学国际经济贸易学院教授、博士生导师。

没有真正落实（叶剑平 等，2010）。为此，土地产权改革亟须由政府统一推动的新一轮的农地确权。农业部等部门几经酝酿在2011年3月正式发布《关于开展农村土地承包经营权登记试点工作的意见》，首次要求在土地实测的基础上对农户承包地进行确权登记颁证，从此揭开了全国范围内农地确权登记试点工作的序幕。

随着农地确权的逐步推进，Deininger et al.（2011）、黄季焜和冀县卿（2012）、程令国 等（2016）、孙琳琳 等（2020）等学者开始关注到新一轮农地确权在提高地权稳定性、促进土地流转和农户资本投资，以及提高农户收入等方面发挥了重要作用。同时，少数研究也开始从规模化经营和农业生产效率的角度进一步评价新一轮农地确权的实施效果（林文声 等，2018；Ji et al.，2021；杨广亮和王军辉，2022；仇焕广 等，2017；高叔文 等，2021；Gao et al.，2021）。然而，关于新一轮农地确权能否提升农业生产效率，现有的研究并没有得出一致的结论。除了数据来源不同以外，重要的原因在于如何衡量各个地区农地确权的实施程度，如何区分从政策试点到全面推广的不同阶段所具有的农地确权规模，以及样本选择偏误等问题。

本文利用全国范围内390个村庄的农地确权信息，覆盖2013—2018年确权政策试点和全面推广的不同阶段，基于中国健康与养老追踪调查（CHARLS）的农户调查数据，运用双向固定效应估计、事件研究法、倾向得分匹配基础上的双重差分法（PSM-DID）等计量方法全面考察了新一轮农地确权对农业生产效率的影响。我们发现，相比未确权的村庄，农业生产效率在实现了新一轮农地确权的村庄将明显高出15.7个百分点，并且这一影响至少在短期内存在一个持续效应。进一步，我们还研究了新一轮农地确权提升农业生产效率的作用机制。结果发现，新一轮农地确权主要通过增加农业投资来提升农业生产效率。

二、背景介绍与文献回顾

（一）新一轮农地确权

中国农村现有的土地产权制度规定土地归集体所有，农户只是拥有土地承包经营权。因此，新一轮农地确权的本质是在实测的基础上，以使用权证书的形式准确界定农户土地面积、位置和土地承包经营权。自2002年《农村土地承包法》实施以来，中国政府多次要求向农户发放土地承包合同和土地承包经营权证，希望尽可能地保持土地承包关系的稳定甚至长久不变，以促进农户对土地的长期投资，但是这些政策的实施效果并不理想（叶剑平 等，2010）。为了进一步稳定农户的土地承包经营权，2008年10月十七届三中全会发布《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》，明确提出要“加强农村土地承包规范管理，加快建立土地承包经营权登记制度”。2009年中央一号文件再次指出，“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”。

为了贯彻中央要求，早在2009—2010

年，农业部选择山东、重庆、四川等省份（直辖市）的 8 个村庄，进行以村为单位的初步探索，积累了很多经验。在此基础上，2011 年初农业部正式发布《关于开展农村土地承包经营权登记试点工作的意见》，首次要求以测绘为基础厘清承包地的面积、四至和图形，确权且确地到户，从此揭开了新一轮农村土地承包经营权登记试点工作的序幕。2011 年开始农业部确定在全国 28 个省首批 50 个县（市、区）进行以乡镇为单位的部分村庄试点，截至 2012 年底，已有 1 642 个村完成确权登记。[①]2013 年中央一号文件又进一步提出“在全国范围内全面开展农村农地确权登记颁证工作，并提出在 5 年内基本完成农地确权工作”。同年，全国范围内的 105 个县（市、区）又被确定为第二批土地承包经营权登记试点地区，由此以整乡整镇为单位的试点工作全面开展。[②]

接下来，2014 年首次尝试以整县为单位，开展包括 3 个整省（山东、安徽和四川）和 27 个整县的试点工作，2015 年继续增加江苏、江西、湖北、湖南、甘肃、宁夏、吉林、贵州、河南 9 个省（区）开展整省试点。[③] 其他省（市、区）根据本地情况，扩大开展以县为单位的整县试点。2016 年 2 月，国内整省试点省份扩展到 22 个，到 2016 年底，全国整县试点的县（市、区）达到 2 582 个，确权面积 8.5 亿亩。到 2018 年，我国基本完成农村承包地确权登记颁证工作，共涉及 2 838 个县（市、区）及开发区，确权约 15 亿亩承包地，颁发给 2 亿多农户土地承包经营权证书。[④]2019 年，国务院发布关于保持土地承包关系稳定并长久不变的意见，指出继续利用农地确权政策来稳定农村土地承包关系，做好农地确权与不动产统一登记工作的衔接。本文使用的 2011—2018 年四轮 CHARLS 农地确权调查数据不仅在地理范围上覆盖全国，而且在时间范围上包括确权政策的试点（2013—2015）和全国推广阶段（2016—2018）。

（二）农地确权影响农业生产效率的理论机制

自科斯的产权理论问世以来（Coase，1959），理论上大致认为农地确权对农业生产效率的影响可能存在两种机制：一种是“农地流转机制”，强调明晰的产权界定和良好的产权保护可以降低交易成本，使得交易双方更容易签订法律认可的合同，促进土地交易，从而提高土地规模化经营和实现更高的生产效率（Barzel，1989；Besley & Ghatak，2010）。另一种是“农地投资机制”，强调在土地权利获得保护之后，使用者免于失去土地风险，稳定生产预期，愿意增加土地的长期投资，从而增

① 人民网：《一号文件解读：承包经营权确权登记终大步前行》，http://finance.people.com.cn/n/2013/0202/c70846-20412234.html。

② 登记试点工作领导小组办公室：《全国农村土地承包经营权登记试点工作简报》（第26期），2013年4月9日，https://www.doc88.com/p-18561714845628.html。

③ 农业部等六部门联合颁布的《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》，http://www.moa.gov.cn/nybgb/2015/san/201711/t201711295923385.htm。

④ 农业农村部发展规划司：《农业现代化辉煌五年系列宣传之十三：农村承包地“三权”分置改革稳步推进》，http://www.ghs.moa.gov.cn/ghgl/202105/t20210526_6368456.htm。

加单位产出(Feder & Onchan,1987)。然而，近年来也有许多研究发现因为交易成本自身比较高或者其他已有的非正式制度安排，农地确权是否有效还存在着许多质疑（罗必良，2017；Ho，2014、2015）。不过，不少发展中国家的土地改革实践对产权明晰和稳定在促进农地流转和长期投资方面提供了一定的证据支持，比如，越南、多米尼加、埃塞俄比亚和墨西哥（Deininger & Jin，2008；Macours et al.，2010；Deininger et al.，2011；Holden & Yohannes，2002；Holden et al.，2011；De Janvry et al.，2005）。

自2009年本轮确权零星试点以来，以中国的土地改革为检验对象的研究也陆续出现（Deininger & Jin，2009；宁静等，2018；Ji et al.，2021；林文声等，2017）。比如，Jin & Deininger（2009）基于中国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。程令国等（2016）使用中国健康与养老追踪调查（CHARLS）2011—2012年农户调查数据，却发现新一轮农地确权显著增强了农户进行土地交易的意愿，增加了土地流转量，大幅提升了土地租金率。胡新艳和罗必良（2016）利用广东、江西两省的农户数据，也发现农地确权会提高农户签订正式合约进行土地流转的意愿，增加农户使用短期合约进行土地出租的可能性，同时农地交易的对象会出现非身份化的趋势，促使农地流转行为从传统的关系情感转向理性计算，从非市场化行为转向市场化，从而促进土地流转。Cheng et al.(2019）基于农业部农村固定观察点调查(NFS）2010—2015年数据，发现本轮土地确权提高了农户土地向农业企业转出的可能性，并没有提高向农户的转出率。在最近关于研究农地流转的文献中，杨广亮和王军辉（2022）基于中国家庭金融调查(CHFS）2013—2019年四轮数据，更加全面地证实了新一轮农地确权通过更好地明晰产权和稳定流转预期，从而对农地转出有明显的促进作用。

除了检验农地流转机制以外，也有部分文献检验了农地投资机制，即农地确权使得土地产权明晰和稳定，有效降低了农户未来的经营风险，提高了农户对长期投资收益的预期，激励农户扩大资本投资。比如，黄季焜与冀县卿（2012）基于中国科学院农业政策研究中心(CCAP)的数据，发现农地使用权确权能够提高有机肥的使用量，促进不可移动的农业投资。应瑞瑶等（2018）利用2010—2015年农业部农村固定观察点问卷调查（NFS）农户面板数据，考察了新一轮农地确权对农业长期投资的影响，也指出新一轮农地确权显著提高了农家肥投资，而对农业机械投资并无显著影响。不同的是，孙琳琳等（2020）基于中国劳动力动态调查（CLDS）的微观农户数据，建立异质性农户模型，运用倾向得分匹配基础上的双重差分（PSM-DID）方法，发现农地确权能够显著提高农户的机械化投资。这些关于中国农地确权的研究虽然在结论上存在些许差异，但大部分基本支持了农地确权在农地流转和投资等方面的促进作用。

（三）新一轮农地确权对农业生产效率的影响：文献回顾

目前关于新一轮农地确权政策的研究大多仍然停留在农地流转与农业投资，比较缺乏关于农地确权对农业生产效率的进一步探索。虽然有不少发展中国家的案例探讨

（Melesse & Bulte，2015；Newman et al.，2015；Bizoza & Opio-Omoding，2021），但关于本轮农地确权是否能够提升农业生产效率，既有文献也存在比较大的争议。比如，Ji et al.（2021）利用2017年上海市松江区888家新型农业经营者的调研数据，以土地承包合同年限作为土地经营权稳定性的度量，发现土地承包年限越长或经营权越稳定的企业会更愿意增加农业投资，从而进一步提高农业生产效率。但他们侧重于分析土地承包经营权的稳定性对农业生产效率的影响，并没有直接分析我们所关注的农地确权的效果。我们知道新一轮农地确权政策的直接目的是保障农地承包经营权的稳定和持久，很多实证文献也证实了这一点（Deininger & Jin，2009）。然而，我们并不能由此来简单推断农地确权对农业生产效率确有促进作用。

林文声 等（2018）利用2014年和2016年中国劳动力动态调查（CLDS）的混合截面农户数据，以“农户是否已领到《农村土地承包经营权证》”来测量农地确权，检验新一轮农地确权对农业生产效率的影响。他们发现，农地确权在总体上提高了农户的农业生产效率，特别是对于没有发生过农地调整且农业机械化条件较好的农户，农地确权的作用更加明显，而对于拥有较多非农就业机会的农户，农地确权几乎不起作用。然而，我国大规模农地确权发生在2016年以后，受研究时间的限制，该研究结论在农地确权在全国推广后是否成立还需待检验。另外，这一正向结论背后也可能是农户选择偏误造成的，因为农业生产效率高的农户往往更倾向于领取土地承包经营权证书。

与前面的研究不同，仇焕广 等（2017）利用2015年全国四个省份地块层面的调查数据，发现土地确权后，农户可能更多地签订纸质土地流转合同，约定土地流转的期限，但这并不会带来农作物生产效率的提高。但他们也是仅仅使用确权政策试点阶段的少量省份数据，同样是不够全面。与此结论类似，杨广亮和王军辉（2022）基于中国家庭金融调查（CHFS）2013—2019年四轮调查数据，发现新一轮农地确权通过更好地明晰产权和稳定流转预期，对农地转出有明显的促进作用，但新一轮农地确权还无法带来农村土地规模化经营和效率提升。Gao et al.（2021）利用2015年和2017年的中国家庭大数据库（CFD）发现，土地确权有助于减少土地资源的错误配置，并提高农业生产效率。确权政策使得土地能够从生产效率低的农户转移到效率更高的农户，从而提高了农业资源的利用效率。同时，确权后农民可以更容易地将土地转租或抵押，促进了土地的市场化流动，进一步推动了土地的利用效率。上述文献主要是从农地流转机制来讨论新一轮农地确权对农业规模化经营和生产效率的可能影响，但忽略了农地投资在农地确权促进农业生产效率提高中所可能扮演的角色。

本文可能的边际贡献在于：①使用2011—2018年有全国代表性的中国健康与养老追踪调查（CHARLS）的四轮农户数据，可以更加全面地分析农地确权对农业生产效率的影响，CHARLS数据不仅在地理范围上覆盖全国，而且在时间范围上包括确权政策的试点和全国推广阶段。②采用更为可靠的倾向得分匹配基础上的双重差分方法（PSM-DID）和修正的事件研究法（EA）来尝试解决村庄确权可能存在的

选择性偏误问题。本文利用倾向得分匹配（PSM）为确权村匹配特征相似但尚未确权的村庄，同时，基于村庄确权在各地区渐进推进的特点，使用双重差分方法（DID）进行政策评估，并通过安慰剂检验、事件研究法等证明实证结果的稳健性。③对农地确权影响农业生产效率的机制进行了有意义的补充和验证，更为全面地评价了农地确权可能通过促进农业投资来发挥作用。本文采用的 CHARLS 数据获得了农户购买种子、化肥、农肥、农药、塑料薄膜的投资以及租用农业机械的费用、土地租金、灌溉费、燃料、运输费、加工费与市场费用等，CHARLS 关于农户投资的数据更加综合和细化。与本文相关的林文声 等（2018）使用农户购买拖拉机、大型农机具的总花费（元）作为农业长期投资的代理变量，但这一变量与耕地面积显著相关，小农户不购买农业机械并不能代表其不进行农地投资。高叔文 等（2021）也仅仅采用是否施用有机肥作为农业长期投资的代理变量，难免也是不够全面的。因此本文采用农户在每亩农地上的综合农业投资作为农业长期投资的代理变量，能更为全面地识别农地投资这一作用机制。

三、数据与描述性分析

（一）数据介绍与变量定义

本文使用的数据来自北京大学国家发展研究院主持的中国健康与养老追踪调查项目（CHARLS）。该项目旨在收集代表中国中老年人家庭和个人的微观数据，在 2011 年、2013 年、2015 年和 2018 年调查访问了全国 28 个省 450 个村庄，为我们提供了家庭层面的微观面板数据。它涵盖了被访农户的基本信息，包括农户是否参与农业劳动、参与农业劳动的收入、农户在农业生产上的投资以及农地种植面积、农地类型等基本信息。该项目也包含了村庄农地确权的相关信息，包括村庄是否进行了新一轮农地确权，家庭是否颁发了农地确权证书等。

本文使用的是 2011 年、2013 年、2015 年和 2018 年的四轮 CHARLS 调查进行变量处理和样本筛选，最终得到由 390 个村庄的农户构成的非平衡面板数据。样本农户分布于全国 28 个省份，具有较好的全国代表性。变量处理及样本筛选的流程如下：①根据数据库中已有变量构造本文所需变量，如每家农户参与劳动的人数是利用参与农业劳动的人员编码计数得到；②删除城市地区的样本，仅保留农村地区的样本；③删除调查年份中整个家庭未从事农业生产的样本。

本文主要解释变量为“村庄是否进行了农地确权”，“确权”赋值为 1，“未确权”则赋值为 0。如图 1 所示，新一轮农地确权政策的实施是逐步推进的，2008 年之后零星村庄陆续开始进行农地确权；到 2011 年正式开始试点，全国仅有 36.4% 的村庄进行了农地确权；2013 年该比例增长到 42.8%；2015 年全国进行农地确权的村庄占比达到 50.8%；但 2018 年全面铺开阶段，进行农地确权的村庄大幅度增加，有 30.5% 的农户在这一年进行了确权，进行农地确权的村庄比例则提高到 81.3%，有 18.7% 的样本村始终未进行新一轮农地确权。这样的数据结构为我们提供了实验组与对照组，使得我们可以将新一轮农地确权视为“准自然实验”并对其效果进行评估，但必须保证进行农地确权政策是外生的，即确权村庄的选择是随机的，与影响

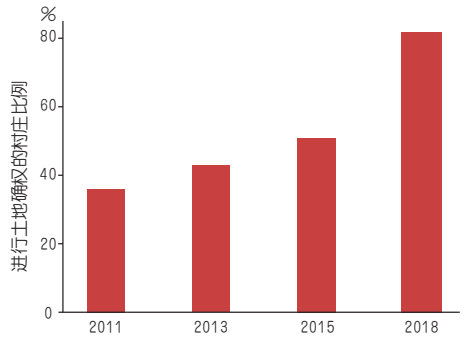

图 1　新一轮农地确权逐年推进的村庄比例

农业生产效率的村庄特征变量无关。

我们关注的被解释变量为农户每年亩均农业收入的对数值。CHARLS 数据库为我们提供了每家农户的农地种植面积、参与农业劳动的人数以及每年的农业收入。在所选取的农户样本中，农户每年亩均农业收入的对数值平均为 6.91，这表明我国农业生产效率仍处于较低的水平。

根据相关文献中涉及的农户特征（程令国 等，2016；孙琳琳 等，2020），本文分别从农户层面和村庄层面选取相关特征变量作为控制变量。农户层面的控制变量包括户主性别、户主婚姻状况、户主受教育程度与家庭抚育比[①]，村庄层面的变量则包括村外出打工 3 个月以上人口比例、村工业收入比重、当地雇工工资（元 / 天）、人均收入水平、是否实施新农保、是否有农业补贴、地形、所属地区与老龄化程度等。[②]

（二）描述性分析

表 1 对比了确权村和未确权村在农业生产效率、农业生产条件，以及其他相关特征变量上的差异。[③] 我们发现，确权村农户的亩均农业收入的对数值平均为 6.927，而未确权村的亩均农业收入的对数值平均为 6.861（相差 P 值为 0.088），这表明，村庄是否确权与村庄内农户的农业生产效率显著正相关。相比于未确权村，确权村的农业生产效率更高。表 1 还显示，确权村与非确权村的农户在其他特征上也存在显著的差异，相比于未进行农地确权的村庄，确权村的农户户主受的教育更少，而家庭抚育的老人与小孩则相对较少，抚育压力更小。因此，我们在实证部分的回归模型中控制了这些特征的差异。

另外，通过对比 2011 年确权村与未确权村的特征，我们还发现确权村外出打工的人口比例更高，工业收入比重更低，村人均收入与当地的雇工工资收入也低于未确权村。相比于未进行确权的村庄，确权村老龄化程度更高，实施新农保的比例更低。此外，确权村更多地位于平原地区和中西部地区。这意味着自然条件更差的村庄往往更容易被选为试点村庄，存在选择性偏误问题。因此在实证部分，我们充分考虑了确权村庄的选择性偏误问题，并对基准回归进行了稳健性分析。

四、模型设定及识别策略

（一）双向固定效应估计（Two-way Fixed Effect，TWFE）

为考察新一轮农地确权与农业生产

① 家庭抚养比=（家庭中抚养的孩子数+赡养的老人数/家庭劳动力人数）。

② CHARLS数据库只提供了村庄层面2011年的控制变量，因此我们分别生成了2013年、2015年和2018年的年份虚拟变量year2013、year2015与year2018，将它们分别与2011年村庄特征变量相乘，得到2013年、2015年和2018年的村庄控制变量。

③ 对于随时间而变化的村庄控制变量，我们选取2011年的初始值来比较。

表 1　描述性统计

	确权村	非确权村	差额	P 值
Log（亩均农业收入）	6.927	6.861	0.066	0.088
户主受教育年限	4.953	5.195	–0.242	0.002
户主已婚（是 =1，否 =0）	0.746	0.633	0.113	0.000
男性户主（是 =1，否 =0）	0.459	0.462	–0.003	0.749
家庭抚育比	2.821	3.155	–0.334	0.000
2011 年村外出打工人口比例（%）	0.310	0.288	0.023	0.036
2011 年村工业收入比重（%）	0.132	0.201	–0.069	0.000
2011 年村人均收入（千元）	7.831	7.893	–0.062	0.004
2011 年当地雇工工资（元 / 天）	60.720	63.876	–3.156	0.000
2011 年是否实施新农保	0.449	0.490	–0.041	0.000
2011 年村庄老龄化程度	0.221	0.161	0.060	0.000
2011 年是否有农业补贴	0.970	0.938	0.032	0.000
平原地区	0.373	0.337	0.036	0.000
丘陵地区	0.279	0.333	–0.054	0.000
东部地区	0.448	0.534	–0.086	0.000
西部地区	0.325	0.295	0.030	0.001

注：表中确权村是指 2011—2018 年进行农地确权的村庄，未确权村是指 2011—2018 年都未进行农地确权的村庄。

效率的关系，我们构造以下双向固定效应模型：

$$Y_{ivt}=\alpha+\beta Titling_{vt}+\gamma X_{ivt}+\mu_v+\lambda_t+\varepsilon_{ivt} \quad (1)$$

其中，v 表示村庄，i 表示农户家庭，t 表示年份。Y_{ivt} 表示村庄 v 家庭 i 在 t 年的亩均农业收入的对数值，即 Log（亩均农业收入）[①]；$Titling_{vt}$ 表示村庄 v 在 t 年进行新一轮农地确权的虚拟变量（确权后取值为 1，否则为 0）。X_{ivt} 表示农户层面和村庄层面的其他特征变量，农户层面的特征变量包括户主性别、户主婚姻状况、户主受教育程度与家庭抚育比；村庄层面的特征变量包括村工业收入比重、人均收入水平、是否实施新农保、是否有农业补贴以及地形等变量。λ_t 表示时间固定效应，μ_v 表示村庄的固定效应，刻画了不随时间发生变化的村庄特征，如村庄的地理位置、历史背景、风俗文化等，ε_{ivt} 为随机扰动项。

假设确权村庄的选择具有随机性，对方程（1）进行固定效应估计，则 β 是我们关心的双重差分估计量，衡量新一轮农地确权对农业生产效率的影响程度。

（二）事件研究法（DID Event Study，EA）

方程（1）是传统的交错双重差分法（Staggered DID）模型，以静态双向固定效应（TWFE）的形式为所有土地确权的村庄估计一个平均处理效应（β）。在上述双重差分模型中引入事件研究法可以进行双重差分法的动态效果检验，即确权政策处理当前和确权政策处理前后每一期分别估计一个处理效应。这一方法与标准双重差分法的基本思路一致，主要是通过检验处理组（确权村）和控制组（非确权村）在干预前和干预后的组间均值差异变化来识别确权政策的动态效果。考虑到土地确权是逐步推进的，每个确权村庄发生干预的时点是交错的，我们无法定义一个绝对的时间参照点作为处理前和处理后的分界线。因此，在交错双重差分法中引入事件研究法不再以绝对时间为参照系，而是以干预发生时点构造相对时间参照系。在此检验确权政策动态效果的方程可以被设定为：

① 我们还采用文献中常见的亩均劳均农业收入作为农业生产效率的替代变量，本文结果没有显著差异。

$$Y_{ivt}=\alpha+\mu_v+\lambda_t+\beta_J^{pre}1[t\leq Event_v-J]+\sum_{s=2}^{J-1}\beta_s^{pre}1[t=Event_v-s]+\sum_{s=0}^{K-1}\beta_s^{post}1[t=Event_v+s]+\beta_K^{post}1[t\geq Event_v+K]+\gamma X_{ivt}+\varepsilon_{ivt} \quad (2)$$

其中，1(.)是示性函数，$Event_v$是村庄v确权政策发生当期，J和K是事件窗口（Event Window）的开始期和结束期。[①]从方程（2）中可以看到，由于每个村庄确权发生的时期是不同的，因此这里以距离干预发生时期的相对时间为参照系（比如$t=Event_v-s$）。因此，$\beta_s^{pre}(s\in\{1,2,\cdots,J\})$和$\beta_s^{post}(s\in\{0,1,\cdots,K\})$分别为在确权政策发生前和发生后的第$s$期确权村和非确权村农业生产效率$Y_{ivt}$的差异相对于基期（这里是确权政策发生前一期）确权村和非确权村农业生产效率Y_{ivt}的差异。也就是说，这些参数比较了确权政策发生前和发生后的处理组和控制组关于农业生产效率的组间差异随时间s的变化趋势。不仅如此，我们还可以通过检验$\beta_s^{pre}(j\in\{1,2,\cdots,J\})$是否显著异于0来间接地检验平行趋势（parallel trend）是否成立。

（三）倾向得分匹配基础上双重差分法（PSM-DID）

利用新一轮农地确权在不同年份渐进实施的特点，我们可以比较不同时期确权村农户和未确权村农户在农业生产效率上的差异，从而进行因果分析。但是较早进行确权的村庄有可能是由于存在某些特征而被挑选出来的，以至于确权村与非确权村在事前就存在农业生产效率的时间趋势不一样，即确权村和非确权村事前平行趋势假设不成立，此时村庄层面的特征会影响确权进程，从而出现选择性偏误。由表1也可以看出，农业的发展更成熟（工业占比较低）的村庄往往更容易被选为确权村庄，因此，确权村和未确权村的农业生产效率可能原本在时间趋势上就存在着差异。

为了更有效地减少估计偏误，我们进一步采用倾向得分匹配基础上的双重差分方法（Propensity Score Matching with Difference-in-Differences，PSM-DID）进行估计。利用倾向得分匹配（Propensity Score Matching）方法，可以对控制组进行更为准确的处理，即在构造控制组时只选择落入“共同支持”（Common Support）区间的非确权村，并尽量选择那些除“是否确权”以外其他各方面特征与实验组（确权村）相近的村庄，从而构造一个合理的反事实框架，这一方法相比于纯粹的双重差分模型（方程（1））具有明显的优势，可以对对照组实现更准确的控制，使得确权村和未确权村更具有可比性，从而使得对农地确权效果的估计更精确一些。

具体来说，该方法的第一步是使用Probit模型估计确权倾向得分函数（Propensity Score Function）$P(Tilting_{vt}=1|X_{vt})$，即“给定一组可观察的特征”的情况下，村庄v在t年进行农地确权的概率，X_{vt}必须尽可能地包含所有既影响确权选择又影响农业生产效率的重要前置变量。[②]第二步我们根据估计得到的倾向得分为确权

① 方程（2）以确权政策发生前一期（$t=Event_v-1$）为基础。

② 我们将方程（1）中村庄层面的控制变量如村庄人均收入水平、村庄老龄化程度、村民健康状况、村民年龄情况等加入到倾向方程中。此外，解释变量不应受到村庄确权的反向影响，因此我们在方程中放入这些变量的滞后一期值。

村匹配对照组。本文采用常用的最近邻域匹配方法（k-nearest Neighbor Matching），为每个确权村庄匹配最为相近的 5 个对照组，且限定倾向得分的差距（Caliper）不大于 0.01。配对完成后，为检验匹配前后各特征变量的差异，我们进行了共同支持检验（Overlap Checking）和平衡性检验（Balancing Checking）（附图 1、附图 2、表 6[①]）。检验通过后，土地确权政策对确权村的平均处理效应（Average Treatment Effect on the Treated, ATT）可以表示为（Heckman et al.，1997；Rosenbaum & Rubin，1985）：

$$\tau_{ATT}^{PSM-DID}=E_{P(X_{vt})|Tilting_{vt}=1}\{E(\Delta Y_{ivt}^{T}|Tilting_{vt}=1,P(X_{vt}))-E(\Delta Y_{ivt}^{NT}|Tilting_{vt}=0,P(X_{vt}))\} \quad (3)$$

这里定义 $\Delta Y_{ivt}^{T}=Y_{ivt}^{T}-Y_{ivt'}^{T}$，$\Delta Y_{ivt}^{NT}=Y_{ivt}^{NT}-Y_{ivt'}^{NT}$。其中，$Y_{ivt}^{T}$ 表示确权村庄 v 的家庭 i 在 t 年的潜在农业生产效率，Y_{ivt}^{NT} 表示非确权村庄 v 的家庭 i 在 t 年的潜在农业生产效率。$Tilting_{vt}=1$ 表示确权村庄，$Tilting_{vt}=0$ 表示非确权村庄。

五、估计结果

（一）固定效应估计（TWFE）

表 2 第 1~3 列报告了方程（1）中双向固定效应估计的结果。第 1 列报告了控制村庄固定效应和时间固定效应时，方程（1）不加入任何控制变量的回归结果。我们发现，相比未确权村庄，进行了新一轮农地确权村庄的农户，每年的亩均收入将高出 13.4 个百分点。第 2 列报告了额外控制农户层面的控制变量的估计结果。新一轮农地确权影响的估计值的幅度有所下降，但仍在 10% 的统计水平上显著。第 3 列报告了额外添加农户层面与村庄层面控制变量的结果。我们发现新一轮农地确权影响的估计值为 15.7 个百分点，比第 1 列的估计值略大一些，且仍在 5% 的统计水平上显著。此外，表 2 第 4 列报告了仅控制农户固定效应和时间固定效应时方程（1）的估计结果，表 2 第 5 列在此基础上额外添加农户层面与村庄层面控制变量的估计结果。结果显示，新一轮农地确权影响的估计系数依然为正，并且在 10% 的统计水平上显著。这些结果一致表明，相比没有进行确权的村庄，农户的农业生产效率在发生农地确权的村庄中表现更高。

（二）事件研究法的动态效果

最近一些理论经济学家发现在交错双重差分法的情形中，静态的固定效应估计参数（方程（1）中的 β）和动态的固定效应估计结果（方程（2）中的 β_s^{pre} 和 β_s^{post}）都可能存在偏误（Goodman-Bacon，2021；Sun & Abraham，2021；Callaway & Sant' Anna，2020）。特别是当处理效应存在异质性时，方程（1）和（2）中的双重差分估计结果（也就是固定效应估计结果 TWFE）并不是一个良好的平均处理效应，而是多个标准的双重差分估计结果的平均处理效应的加权平均，并且权重可能是负

① 本文中村庄层面的控制变量较多，此处未具体列出。表2至表6、附图1至附图3，见增强出版，中国知网—《金融市场研究》。

的（Goodman-bacon，2020）。[①]Callaway & Sant' Anna（2020）也指出产生负权重问题的最可能原因是，当处理效应存在异质性时，固定效应模型会把早已被处理的实验组当成控制组，从而控制组的时间趋势会掺杂处理效应，这一“坏控制组”可能会导致模型无法估计出准确的系数。本文中的土地确权政策从2011年开始零星试点直到2016年开始大规模确权，样本中在2016年之前确权的村庄占比37.5%，从而在估计方程（1）或（2）时有些许可能导致晚确权村庄（比如，2018年开始确权村庄）会将早确权村庄（比如，2011年、2013年或2015年确权村庄）当作“坏控制组”，从而导致方程（1）或（2）中的估计结果出现偏低。

为此，我们借用Sun & Abraham（2021）的估计方法[②]对方程（2）中关于双重差分法中引入事件研究法（DID Event Study）的估计结果进行了修正估计。图2报告了方程（2）关于土地确权政策对农业生产效率影响的动态效果，即比较了确权政策发生前和发生后的处理组和控制组关于农业生产效率的组间差异随时间的变化趋势。其中，点表示确权政策发生前系数（β_s^{pre}）或政策发生后系数（β_s^{post}）的估计值，竖线表示估计值落入90%统计水平上的置信区间。我们发现，新一轮农地确权对农业生产效率的促进作用在确权政策发生后，确权村相比非确权村在农业生产效率上的变化趋势存在一个明显的拉升效应，且这一效应还具有一定的持续性。我们还发现，确权政策发生前的系数（β_s^{pre}）几乎接近于0并且在统计意义上不显著。这说明在确权政策实施以前，确权村和非确权村在农业生产效率的变化趋势上并没有明显不同，也进一步加强了两类村庄的农业生产效率在确权政策引入前所表现出平行趋势（Parallel Trend）的可信度。

（三）PSM-DID估计结果

为了缓和确权政策实施可能出现的选择性偏误，我们采用基于倾向得分基础上的双重差分法估计新一轮农地确权的效应。当通过共同支持检验（Overlap Checking）和匹配质量检验（Balancing

① Goodman-Bacon（2021）证明方程（2）得到的β估计值可以分解为若干2×2的DID估计量的加权平均数。这些DID估计量按照处理组和控制组的相互处理状态可以分为4类：早处理个体与从不处理个体、晚处理个体与从不处理个体、早处理个体与晚处理个体（尚未处理个体，not-yet-treated），以及晚处理个体与早处理个体（已处理个体，already-treated）。可以看出，如果满足平行趋势假定，前三种情况的控制组都是合理的。但第四种情况中，早处理的个体作为晚处理个体的控制组，会导致控制组的趋势掺杂了处理效应，因而此时早处理个体不再是一个好的控制组。当第四类在所有2×2的DID估计量中占有较大比例时，便可能导致β估计值与实际的处理效应相差很大，甚至可能导致相反的符号。对此，Goodman-Bacon提出，根据上述DID分解定理，可以分别计算这四类2×2的DID估计量的具体大小和权重，并考察第四类估计量的权重和大小情况。如果第四类估计量的估计系数与其他三类估计量相比相差不大，且权重很小，则不会对结果产生显著影响，此时我们可以接受双向固定效应（TWFE）的估计结果。但如果第四类估计量的权重很大，则需要采取其他估计方法，以获得对真实处理效应的更优估计。

② Sun & Abraham（2021）指出将早进入实验的个体当作晚进入实验个体的控制组，会导致估计值与实际的处理效应相差很大，甚至可能出现相反的符号，并进一步尝试提出删除“坏控制组”的修正方法。

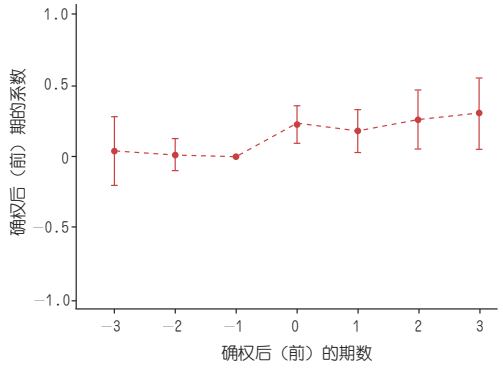

图 2　事件研究法关于农地确权的动态效果

Checking）[①] 后，我们利用匹配与回归相结合的方法进行估计。**一是**利用落在倾向得分的共同支持区间上的确权组和对照组，重新估计方程（1）；**二是**利用确权组和对照组成功匹配的样本重新估计方程（1）；**三是**运用确权倾向得分对成功匹配的样本进行加权回归，我们参考了 Hirano et al.（2003）的做法，确权组的权重为$\sqrt{1/P}$，控制组的权重为$\sqrt{1/(1-P)}$，其中，P 是估计的倾向分值。估计结果如表 3 所示。我们发现，在这三种情况下新一轮农地确权对农业生产效率的影响仍然显著为正，且与基准回归的幅度基本一致。

六、稳健性分析

（一）按照确权时间分组的估计结果

为了进一步缓解 DID 或者 PSM-DID 估计可能带来的估计偏误，Callaway & Sant' Anna（2020）也提出按照政策实施时间进行分组为早处理个体和晚处理个体，仅仅采用从未接受处理的个体作为实验组个体的控制组，从而分别估计政策在不同实施期表现的效果。如此一来，本文采用此种方法也便于区分确权政策在试点阶段和全面推广阶段对农业生产效率影响的差异性。为此，我们将实验组村庄按照确权开始时间划分为三个子实验组（“2013 年”“2015 年”和“2018 年”确权村庄），并分别结合“从未确权”的村庄（样本占比 17%）形成三个子样本，分别对方程（2）进行重新估计。

按照确权时间分组估计的结果如附图 3 所示，其中，红色的点和竖线表示确权政策发生前系数的估计值和 90% 的置信区间，蓝色的点和竖线表示确权政策发生后系数的估计值和 90% 的置信区间。第 1 列为不包含控制变量的估计结果，我们发现“2013 年”的农地确权在政策发生后一期及两期对农业生产效率的促进作用是显著的，而“2015 年”和“2018 年”的农地确权在政策发生当期及后期的作用并不明显。第 2 列为包含控制变量的估计结果，“2013 年”农地确权的作用与第 1 列相同，而“2015 年”与“2018 年”的农地确权在政策发生当期的作用依旧不明显。这表明新一轮农地确权对农业生产效率的促进作用随着时间而出现衰减，主要是“2013 年”的农地确权在发挥作用。当然，样本中大部分村庄试点开始比较晚，对于 2015 年和 2018 年农地确权的长期效果的预期不能因此下结论。

① 共同支持检验的结果发现，确权组和对照组村庄的倾向得分大部分都落在[0.6, 1]，我们有足够多的样本落在了共同支持区间上。匹配质量检验的结果表明，匹配后的样本数据中，除了村外出打工人口比例和当地雇工工资外，其他特征变量在匹配后的差异均不显著。倾向得分匹配有效减少了确权村庄和对照村庄的差异，通过了匹配质量检验，这表明匹配的质量较好，倾向得分估计函数的设定较为合理。详见附图1、附图2。

（二）安慰剂检验

为了使结果更加稳健，我们按照Chetty et al.（2009）所使用的随机模拟方法进行安慰剂检验。在样本村庄中，我们记录了317个村庄进行确权，73个村庄未进行确权，样本村庄进行确权的时间如图1所示。为此，我们模拟了各个村庄的确权情况，随机发生在4个年份和317个村庄。具体步骤如下：按照村庄确权的实际时间分布，模拟相应的村庄确权个数。比如，142个村庄在2011年及之前进行确权，随机分配142个村庄在2011年进行确权；25个村庄在2012—2013年进行确权，则随机分配25个村庄在2013年进行确权；31个村庄在2014—2015年进行确权，随机分配31个村庄在2015年进行确权；119个村庄在2016年之后进行确权，随机分配119个村庄在2018年进行确权。

这样一来，我们可以定义模拟的确权变量（$Tilting_{vt}$）替代真实的村庄确权变量，重新估计基准方程（1）。我们模拟这个过程10000次，并保存我们关注的模拟确权变量的估计系数β。图3是所模拟的方程（1）中确权变量参数β的累计密度分布图。红色竖线对应的值为真实参数β的估计值0.157（表2第4列）。我们发现，所模拟的参数大于等于0.157的概率仅为$1-F(0.157)=0.002$。从而，我们有理由拒绝实际估计值与模拟估计值相近的原假设，从而进一步证明了村庄农地确权对农业生产效率有显著的提高作用，再次为方程（1）基准回归结果的稳健性提供了依据。

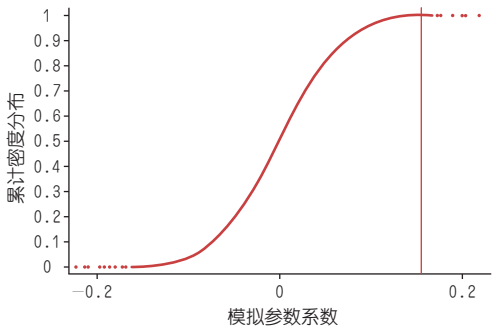

图3　模拟确权系数β的累计密度分布图

七、作用渠道讨论

如前文已经证明的，进行了新一轮农地确权的村庄，农户的农业生产效率明显高于未确权村。一种可能的解释是，新一轮农地确权通过激励农户增加农业投资而提升了农业生产效率。不少来自发展中国家的实证文献表明农业投资能够提高农业生产效率（Adu-Baour et al.，2019；Paudel et al.，2019），周振和孔祥智（2019）基于我国2003—2008年全部县级的微观面板数据，也衡量了农业机械化投资对我国农业粮食产出的影响，发现农业机械化程度越高，粮食产出效率越高。

劳动、资本和土地是农业生产的三种基本要素，提高劳动力素质、增加农业资本投资和扩大土地经营规模是提高农业生产效率的重要渠道。然而，近年来，我国城镇化与工业化进程不断加快，许多农户将土地出租而从事非农业生产劳动，从事农业生产的劳动力逐渐减少且年龄也呈不断增大的趋势，劳动力的素质往往也难以提高。同时，由于长期以来我国大部分农户土地经营规模较小，户均耕地10亩以下的农户约占农户总数的85.2%[①]，即使我国

① 数据来源于《第三次农业普查数据公告》，国家统计局网站http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjgb/nypcgb。

已出台了农地确权相关政策，能够在一定程度上促进农地流转，扩大农户的土地经营面积，但其仍需一定的时间来发挥作用，所以我国农户的耕地种植面积在短时间内也难以得到有效扩大。因此，想要提高农业生产效率，则必须改革土地产权制度，健全相关法律法规，激励农户增加农业投资，改善农业投资结构，提高单位土地的农作物产出效率与农业收入。接下来，我们将验证这一假设，考察新一轮农地确权是否能增加促进农业资本投资，从而提高农业生产效率。

CHARLS 数据库为我们提供了 2011—2018 年 390 个村庄农户每年在农业生产上的投资，包括农户购买种子、化肥、农肥、农药、塑料薄膜的投资以及租用农业机械的费用、土地租金、灌溉费、燃料、运输费、加工费与市场费用等。与以往文献中使用的有机肥投资（黄季焜与冀县卿，2012；高叔文 等，2021）与机械化投资（孙琳琳等，2020）不同，我们使用农户在每亩农地上综合农业投资的对数，作为基准方程（1）中的被解释变量，对方程（1）重新进行估计，回归结果如表 4 所示。

表 4 第 1~2 列报告了被解释变量为农业投资的方程（1）的固定效应估计结果。其中第 1 列为控制村庄和时间固定效应的回归结果，第 2 列为额外加入了农户层面和村庄层面控制变量的结果。我们发现，新一轮农地确权对农业投资影响的估计值均大于 10 个百分点，且在 10% 的统计水平上显著为正。这表明进行了新一轮农地确权的村庄，农户更愿意增加农业投资，新一轮农地确权对农业投资有明显的促进作用。为避免村庄确权选择性偏误带来的影响，我们进一步使用 PSM-DID 模型重新估计了农地确权对农业生产投资的影响。表 4 第 4~6 列报告了以亩均投资的对数作为被解释变量的估计结果，所有回归均控制了村庄与时点固定效应，匹配估计得到的村庄确权效应均显著，且幅度大于固定效应估计。

进一步地，为验证农业投资是否与农业生产效率之间存在正相关的关系，我们将亩均农业投资额的对数与是否有农业投资（农业投资额大于中位数则取值为 1，否则为 0）分别作为解释变量，结果如表 5 所示。表 5 第 1 列报告了将亩均投资额的对数作为解释变量的回归结果，农业生产效率关于亩均农业投资的弹性为 0.770 且在 1% 的统计水平上显著。表 5 第 2 列报告了是否有农业投资作为解释变量的估计结果，我们也发现，该变量的系数为 0.914，且在 1% 的统计水平上显著。表 5 第 3 列为同时包括了我们所关心的村庄确权变量、亩均投资额对数变量以及二者交互项作为解释变量的结果，我们发现，亩均投资对数的估计系数依旧显著，而村庄确权的估计系数为正但不再显著。表 5 第 4 列为同时包括了我们所关心的村庄确权变量、是否有农业投资变量以及二者交互项作为解释变量的结果，结果与第 3 列结果类似，是否有农业投资的虚拟变量的系数仍然显著为正，村庄确权的估计系数为正但不再显著，交互项的系数为正并且在 5% 统计水平上显著。这表明，在有农业投资的村庄，农地确权政策对农业生产效率的促进作用会更加明显。

表 4 和表 5 的这些结果意味着，相比没有确权的村庄，农地确权的村庄会表现出更高的农业生产效率。其中可能的一种解释为，在这样的村庄中，农户进行农业

投资的可能性和投资规模将比没有确权的村庄农户更高。更高的投资用于农业生产将会带来更高的农业生产效率。也就是说，农地确权作为一项政策性冲击，确保了土地承包关系的稳定甚至长久不变，农户更愿意在农地生产方面进行有机肥和机械化等长期投资，从而促进了单位土地面积的农业产出的提升。

八、主要结论

本文基于中国健康与养老追踪调查（CHARLS）项目 28 个省份 390 个村庄在 2011—2018 年的四轮调查数据，考察了新一轮农地确权对农业生产效率的影响及其作用渠道。双向固定效应估计的结果表明，农地确权政策对农业生产效率有显著的提高作用，相比于未确权村庄，确权村庄的农户每单位劳动力的亩均收入高于将近 15.7 个百分点。事件研究法的动态效果也表明新一轮农地确权对农业生产效率至少在短期内存在一个持续效应。为了解决村庄确权的选择性偏误带来的内生性问题，我们进一步利用 PSM-DID 模型为确权村匹配了与之特征相似但未进行确权的村庄，利用成功匹配后的样本重新进行回归，结论与基准回归一致。同时，我们对事件研究法进行修正、按照确权时间分组检验，以及安慰剂检验也都证实了农地确权对农业生产效率的提升有显著的促进作用。进一步作用机制讨论表明，新一轮农地确权之所以能显著提高农业生产效率，可能的解释为农地确权政策确保了土地承包关系的稳定性，使得农户更愿意在农地生产方面进行有机肥和机械化等长期投资，从而提高了农业生产效率。

新质生产力背景下制度创新改革的效果评价显得尤为重要。**第一，本文发现了新一轮农地确权能够显著提高农业生产效率。**这一结论有助于进一步推进我国农村土地制度的改革，更加合理地分配土地资源，有效促进我国农村地区土地流转，将土地由生产效率低的农户转向生产效率高的农户，避免农地闲置带来的资源浪费。新一轮农地确权有助于其进一步扩大农业生产规模，更多地租入土地，增加农业投资，这能有效改善我国农业经营规模小的现状，引导我国农业由传统的小农耕作模式向现代化农业转化，充分提高农业生产效率，改善农村地区特别是贫困地区农民的收入状况。

第二，本文也强调了农业投资的积极作用。改善农业投资是提高农业生产效率的重要渠道，尽管我国已出台了农地确权相关法律政策，保障农户对土地的权利，且持续加大农业支持投入力度，然而，我国目前农业投资水平仍然偏低，机械化水平也不算高，这在一定程度上阻碍了我国由传统农业转向现代化农业生产体系，也阻碍了农业生产效率的进一步提升。我们需要继续健全农地确权的相关法律法规，提升农村土地产权的强度，制定农地经营权价格评估的统一标准，完善农地流转市场，充分保障农户权益，加大对农业投资的支持力度，加强在农业投资各个阶段对农户的指导，鼓励小规模经营的农户积极进行农业投资，提高农业投资水平，改善农户收入。N

学术编辑：韦燕春

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?[J].管理世界,2016(1):88-98.

[2] 陈锡文.构建新型农业经营体系刻不容缓[J].求是,2013(22):38-41.

[3] 仇焕广,刘乐,李登旺,等.经营规模、地权稳定性与土地生产率——基于全国4省地块层面调查数据的实证分析[J].中国农村经济,2017(6):30-43.

[4] 韩朝华.个体农户和农业规模化经营:家庭农场理论评述[J].经济研究,2017,52(7):184-199.

[5] 何凌云,黄季焜.土地使用权的稳定性与肥料使用——广东省实证研究[J].中国农村观察,2001(5):42-48+81.

[6] 洪银兴,王荣.农地“三权分置”背景下的土地流转研究[J].管理世界,2019,35(10):113-119+220.

[7] 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.

[8] 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.

[9] 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[J].经济研究,2017,52(11):178-193.

[10] 宁静,殷浩栋,汪三贵.土地确权是否具有益贫性?——基于贫困地区调查数据的实证分析[J].农业经济问题,2018(9):118-127.

[11] 孙琳琳,杨浩,郑海涛.土地确权对中国农户资本投资的影响——基于异质性农户模型的微观分析[J].经济研究,2020,55(11):156-173.

[12] 徐旭初,吴彬.合作社是小农户和现代农业发展有机衔接的理想载体吗?[J].中国农村经济,2018(11):80-95.

[13] 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[J].经济学(季刊),2022,22(1):129-152.

[14] 姚洋.中国农地制度:一个分析框架[J].中国社会科学,2000(2):54-65+206.

[15] 叶剑平,丰雷,蒋妍,等.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[J].管理世界,2010(1):64-73.

[16] 叶兴庆,翁凝.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[J].中国农村经济,2018(1):124-137.

[17] 周其仁.也谈“土地的社会保障功能”[J].中国乡村发现,2013(4):8-10.

[18] 周振,孔祥智.农业机械化对我国粮食产出的效果评价与政策方向[J].中国软科学,2019(4):20-32.

[19] Adu-Baffour F,Daum T,Birner R.Can small farms benefit from big companies' initiatives to promote mechanization in Africa?A case study from Zambia[J].Food policy,2019(84):133-145.

[20] Barzel Y.Economic Analysis of Property Rights[M].Cambridge University Press,1989.

[21] Besley T,Ghatak M.Property rights and economic development[M]//Handbook of development economics. Elsevier,2010(5):4525-4595.

[22] Bizoza A R,Opio-Omoding J.Assessing the impacts of land tenure regularization:Evidence from Rwanda and Ethiopia[J].Land Use Policy,2021(100):104904.

[23] Callaway B,Sant' Anna P H C.Difference-in-differences with multiple time periods[J].Journal of econome trics,2021,225(2):200-230.

[24] Coase R H.The federal communications commission[J].The Journal of Law and Economics,1959(2):1-40.

[25] Deininger K,Ali D A,Alemu T.Impacts of land certification on tenure security,investment,and land market participation:evidence from Ethiopia[J].Land Economics,2011,87(2):312-334.

[26] Deininger K,Jin S. Securing property rights in transition:Lessons from implementation of China's rural land contracting law[J].Journal of Economic Behavior & Organization,2009,70(1-2):22-38.

[27] Feder G,Onchan T.Land ownership security and farm investment in Thailand[J].American Journal of Agricultural Economics,1987,69(2):311-320.

[28] Finan F,Sadoulet E,De Janvry A.Measuring the poverty reduction potential of land in rural Mexico[J]. Journal of Development Economics,2005,77(1):27-51.

[29] Gao X,Shi X,Fang S.Property rights and misallocation:Evidence from land certification in China[J].World Development,2021,147:105632.

[30] Goodman-Bacon A.Difference-in-differences with variation in treatment timing[J].Journal of econometrics, 2021,225(2):254-277.

[31] Jin S,Deininger K.Land rental markets in the process of rural structural transformation:Productivity and equity impacts from China[J].Journal of comparative economics,2009,37(4):629-646.
[32] Holden S,Yohannes H.Land redistribution,tenure insecurity,and intensity of production:A study of farm households in Southern Ethiopia[J].Land Economics,2002,78(4):573-590.
[33] Ho P.The 'credibility thesis' and its application to property rights:(In) secure land tenure,conflict and social welfare in China[J].Land use policy,2014(40):13-27.
[34] Ho P.Myths of tenure security and titling:Endogenous,institutional change in China's development[J].Land Use Policy,2015(47):352-364.
[35] Ji X,Liu S,Yan J,et al.Does security of land operational rights matter for the improvement of agricultural production efficiency under the collective ownership in China?[J].China & World Economy,2021,29(1):87-108.
[36] Macours K,De Janvry A,Sadoulet E.Insecurity of property rights and social matching in the tenancy market [J].European Economic Review,2010,54(7):880-899.
[37] Melesse M B,Bulte E.Does land registration and certification boost farm productivity?Evidence from Ethiopia [J].Agricultural Economics,2015,46(6):757-768.
[38] Newman C,Tarp F,Van Den Broeck K.Property rights and productivity:The case of joint land titling in Vietnam[J].Land Economics,2015,91(1):91-105.
[39] Paudel G P,Kc D B,Justice S E,et al.Scale-appropriate mechanization impacts on productivity among smallholders:Evidence from rice systems in the mid-hills of Nepal[J].Land use policy,2019(85):104-113.
[40] Sun L,Abraham S.Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects[J].Journal of econometrics,2021,225(2):175-199.

The New Round of Rural Land Titling and Agricultural Productivity: A Perspective Based on the New Quality of Productive Forces

GAO Tingming GUO Yunnan

(School of International Trade and Economics,University of International Business and Economics)

Abstract This paper examines the impact and mechanism of the new round of rural land titling on land efficiency since 2009.It is based on data from four rounds of farmer surveys from 2011 to 2018 covering 390 villages in 28 provinces and conducted under the China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS) project.The results of two-way fixed-effect estimation,event study estimation and difference-in-differences estimation based on propensity scores (PSM-DID) show that the new round land titling program has had a significant effect on land efficiency. Compared with the villages without land titling,the average income per mu in the villages with land titling increased by about 15.7 percentage points.In addition,the revision of the event study method, the grouping test according to the time of land titling,and the placebo test have also confirmed this.Further mechanism discussion shows that a possible explanation is that the new land titling program ensures the stability of the land contract relationship,making farmers more willing to make long-term investments,such as in organic fertilizer and mechanization in farmland production, to improve land efficiency.Therefore,although the implementation period of this new round rural land titling from pilot to comprehensive promotion is not particularly long,the policy effect has transitioned from promoting land investment to improving land efficiency.

Keywords New Round of Rural Land Titling, Land Efficiency, Land Investment

JEL Classification D24 E22 Q15