

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

应瑞瑶¹ 何在中^{1,2} 周南³ 张龙耀^{3,4}

摘要：本文基于 2010~2015 年农业部农村固定观察点搭载问卷面板数据，结合全国新一轮农地确权工作进程的差异，使用双重差分法和三重差分法考察了农地确权对农业长期投资的影响。实证结果显示，现阶段农地确权显著提高了与特定地块相连的农业长期投资——农家肥投资。农地确权对农家肥投资的影响在经历过土地调整的农户中更大，表现出一定异质性。此外，农户对自有农地的农家肥投资水平高于转入农地，这种不同农地产权状态间的农家肥投资强度差异会因农地确权进一步扩大。最后，农地确权对于与特定地块不相连的农业长期投资——农业机械投资并无显著影响。

关键词：农地确权 产权状态 农业长期投资 双重差分法

中图分类号：F321.1 **文献标识码：**A

一、引言

理论研究表明，界定清晰、权属明确的农地产权制度是实现生产要素有效配置、促进农业发展的重要因素之一。早期的研究主要是检验农地产权稳定性和安全性对于农户农业投资的影响，并揭示出农地产权制度影响农业投资的三个重要作用机制：地权稳定的直接激励效应、抵押信贷效应和交易收益效应（Feder and Gershon, 1988; Besley, 1995; Brasselle et al., 2002）。然而，农地产权制度改革和农户农业投资之间的关系在经验研究中仍未达成一致结论。越来越多的发展中国家开展农地确权、赋予农地正规资格或对农地进行登记注册和颁证等旨在提高农地产权安全性或保障度的制度改革，其效果在国别间存在较大差异：在一些拉美国家（Lanjouw and Levy, 2002; Deininger and Chamorro, 2004; Galiani and Schargrotsky, 2010）和亚洲国家（Deininger and Jin, 2008; Do and Iyer, 2008; 马贤磊, 2009; 黄季焜、冀县卿, 2012; 郜亮亮等, 2013; Markussen and Tarp, 2014）观测到的显著的正向投资激励，而在非洲国家则并未观测到（Carter and Wiebe, 1990; Holden and Yohannes, 2002）。不过，

*本文研究得到国家自然科学基金面上项目“中国农地金融发展的机制、效应与政策优化——基于准自然实验的追踪研究”（项目编号：71573125）、江苏省高校优势学科建设工程资助项目（PAPD）和南京农业大学中央高校基本科研业务费人文社科基金项目（项目编号：SKCX2018005）的资助。本文通讯作者：张龙耀。

最近 Deininger et al. (2008) 在埃塞俄比亚发现, 当地在非洲率先开展的“低成本农地颁证”改革显著提高了农户投资和农业产出; Ali et al. (2014) 则发现, 卢旺达的农地产权正规化显著提高了农户对土壤保护的长期投资。Carter and Olinto (2003) 较早注意到农地产权安全性与农业投资之间可能不存在显著相关性, 并认为其原因之一是部分农户受到了流动性约束, 导致产权安全产生的投资需求无法实现。Deininger and Feder (2009) 以及 Besley et al. (2012) 认为, 国别间土地市场和信贷市场不完善及其相互影响也可能导致农地确权未能表现出对农业长期投资的显著积极影响。吉登艳等 (2014) 在系统回顾该领域文献之后将上述结论的不一致归结为对产权安全的界定及衡量指标的差异、农业投资类型的差异以及模型和数据方面的缺陷等多方面原因, 尤其是农地产权安全性的内生性偏差 (譬如, 种树等可物化的投资可以反过来加强产权安全性)。

中国 20 世纪 80 年代出现的农业快速增长, 原因是家庭联产承包责任制以产权激励的方式提高了农户生产和投资的积极性。而随后出现的农业增长徘徊局面, 学者认为是先前的产权激励已经消耗殆尽 (Lin, 1992)。中央政府相应采取了延长土地承包期限和发放土地承包合同或证书的方式, 在 1984 明确土地承包权 15 年不变, 并在 1998 年将承包期再延长 30 年。同时, 政府以法律规定的形式向农民发放土地承包合同或证书, 以此保障地权稳定预期, 促进农业长期投资 (程令国等, 2016)。再有, 早期出于保护农户生计考虑, 农地流转被法律禁止。但伴随着城镇化快速推进, 农业劳动力非农转移, 传统小农经营模式的转型对适度规模经营提出了客观要求, 政府也在逐步放宽农地流转限制, 并在 2003 年颁布的《中国农村土地承包法》中明确赋予农户多种形式的农地流转权利, 有效促进了农地流转市场的发育。但是, 家庭联产承包责任制中土地按人头均分的基本原则使土地调整在村内人口变动的现实背景下成为一种客观上的制度要求, 加之土地承包合同或证书发放不到位, 产权模糊、“四至”不清使得地权不稳定、不完整的情况仍然存在^①。此时经营主体偏向于采取便于收回投资收益的短期生产投资行为, 缺乏对农地的保护性长期投资 (姚洋, 1998), 加速退化的耕地资源使农业增长难以为继。为解决上述问题, 中国在 2009 年启动以“还权赋能”为核心的新一轮农地产权制度改革。不同于先前, 本次农地产权制度改革要求在实测基础上厘清承包地“四至”、建立注册登记管理制度并颁发具有正式法律表达的产权证书, 形成界定清晰、权属明确的农地产权制度。新一轮农地确权工作的推进延续了中国一贯采用的从试点先行到逐渐扩大试点范围, 局部省份先行推进到全国范围内全面铺开的路径。具体而言, 2009~2010 年, 确定了四川省等 8 个省的 8 个村率先开展农地确权颁证工作; 2011 年, 确权试点扩大到 50 个县, 涵盖 28 个省 (区、市) 的 710 个乡镇、12150 个村; 2013 年, 确定北京市平谷区等 105 个县 (市、区) 为全国农村土地承包经营权登记试点地区, 逐步展开农村土地承包经营权登记; 2015 年继续扩大试点范围, 在 2014 年进行 3 个整省和 27 个整县试点的基础上, 再选择江苏、江西、湖北、湖南、甘肃、宁夏、吉林、贵州、河南等 9 个省 (区) 开展整省试点。2013 年中央“一号文件”要求在 5 年内全面完成农地确权登记颁证工作。不同地区农地确权工作进程中的

^①虽然之前的《中国农村土地承包法》也明确提出要发放土地承包合同或证书, 但就各地落实情况来看, 证书实际发放比例较低 (叶剑平等, 2010)。

先后差异为本文利用双重差分法重新考察农地确权对农业长期投资的影响提供了一个契机。基于此，本文将集中于回答以下问题：在中国特殊的农地产权制度下，新一轮农地确权能否提高地权稳定性，进而促进农户的农业长期投资行为？如果能，那么，这种促进作用在本身地权稳定性的强弱之间以及在不同农地产权状态（例如自有农地和转入农地等）之间是否存在显著差异？

本文剩余部分安排如下：第二部分构建分析框架并提出研究假说，第三部分介绍本文数据来源、变量选取以及拟采用的实证策略，第四部分汇报实证结果并进行分析，第五部分总结全文并提出政策启示。

二、分析框架与研究假说

理论而言，农地确权对农业长期投资的影响主要分为两个方面：首先是直接激励效应，即农地确权给予了农户稳定的产权预期，对农地所追加的农业长期投资的收益在投资期内能够被农户获得，从而提高了农户进行农业长期投资的激励。其次是间接效应。一方面，囿于产权模糊问题而被低估的农地价值使得农地抵押贷款对于借贷双方而言都不具吸引力。农地确权后农地的“四至”和权属得以明晰，使农户以农地作为抵押品获取农业生产性信贷成为了可能。另一方面，产权的明晰和稳定有利于农户参与农地流转市场，利用市场机制调节农业生产资料配置。此时即使农户的农业长期投资在投资期内无法收回，农户仍然可以利用农地市场出售或租赁土地将投资提前变现，从而降低长期投资风险（Besley, 1995）。

在现实中，农地产权制度改革的投资效应能否被观测到取决于以下两点：第一，农地确权可以促进地权稳定性；第二，地权稳定性提高可以促进农业长期投资。结合中国实际情况来看，农地确权并不一定会提高地权稳定性。首先，部分学者认为，农地确权本身可能带来大量的农地冲突，使得地权稳定性并无实质性提高，进而农地确权对投资激励、信贷获得的改善效果也就无法被观测到（Boucher et al., 2005）。其次，开展农地确权改革的成本虽然部分由中央财政进行补贴，但更多的是由该省、市政府及村财政承担，当地财力不足可能会使有效性打折扣，使得农地确权工作虽完成，但地权稳定性并未提高^①。另外，农地确权对地权稳定性的影响程度也与土地调整经历有关。土地调整改变了农户的产权预期，经历过土地调整的农户的地权稳定性低于未经历过土地调整的农户。因此，是否经历过土地调整会影响农地确权对地权稳定性的提高程度：未经历过土地调整的农户，其地权稳定性本身较高，农地确权相当于对地权的再确认；而经历过土地调整的农户（特别是部分村已经有每五年或十年调一次地的惯例）的地权稳定性较低，农地确权能够更大程度上提高地权稳定性。因此，农地确权对前者

^①农地确权成本包括入户调查、实地测绘、村庄公示以及颁证等成本。亩均确权成本40~100元不等。例如，四川省都江堰市柳街镇亩均成本为80元（北京大学国家发展研究院综合课题组、周其仁，2010）。由于省、市财政支持力度不同，村级财政实际承担成本15~30元不等。

地权稳定性的提高程度总体而言低于后者^①。地权稳定性变化程度的不同会相应影响到农户的投资预期（Fort, 2008）。需要指出的是，土地调整分为大调整（打乱重分）和小调整（在既有耕地上根据人口变化增减部分地块）。虽然有研究指出，农户在面临小调整时可以选择将土壤质量较好的“上等地”留下来，交出土壤质量较差的“下等地”，或是直接将长期投资集中在“上等地”使得小调整对农业长期投资并无影响（许庆、章元，2005），但农户在不受到土地调整对地权稳定性的威胁时，仍有激励进行农业长期投资以改善“下等地”的土壤质量。因此，本文认为，农地确权对农业长期投资的影响在不同土地调整经历的农户间存在显著差异。

进一步，在现有农地产权制度和健全的农村要素市场下，地权稳定性的提高也不一定会产生更高水平的农业长期投资激励或带来长期投资能力的改善，具体原因如下：

第一，地权稳定性影响的是与特定地块相连的农业长期投资。农户在地权稳定性较低情况下不愿做长期投资的原因在于当农业长期投资伴随土地非市场化转移也发生相应转移时，投资所产生的收益无法部分或者全部实现收回。例如农家肥投资，其作用在于长期内维持土壤肥力，这在客观上对农业经营的时期跨度提出了更高要求。在投资期内发生土地调整时，由于农家肥是否施用以及施用量难以测定，进行农家肥投资的农户无法获得相应补偿，降低了此类与特定地块相连的农业长期投资激励。但如果农业长期投资本身收回收益的难易程度与地权稳定性不相关，那么地权稳定性的变化则不会对农户的农业长期投资行为产生影响，譬如农业机械等与特定地块不相连的农业长期投资。当土地调整时，农业机械作为农户的长期投资品，其所有权并不发生转移。虽然自家土地资源禀赋的改变会影响到农业机械的使用效率，但农户仍可以通过租赁或变卖农业机械的方式收回投资。

第二，相关要素市场的不完善和配套制度的缺失使得地权稳定性这一产权信号可能无法得到市场响应或认可。首先，农地确权提高了地权稳定性，进而以产权激励的形式促使农户进行更高水平的农业长期投资，但并不是所有农户都有能力进行农业长期投资。在现行农地产权制度下，农地确权后，农地可能囿于法律限制仍不能充当有效抵押品，依旧存在的信贷约束问题使农户难以响应投资激励。即使对于那些有能力进行农业长期投资的农户而言，家庭联产承包责任制所带来的规模小、土地细碎化问题也使其迫切需要扩大经营规模，以此摊平农业长期投资的固定成本。其次，原先在地权模糊的制度背景下，农户出于对自身土地承包经营权安全性的考虑，多采取短期化、非正规（以口头约定为主）土地租约，转出户随时收回土地的威胁可置信，抑制了转入户与特定地块相连的农业长期投资行为，因此诸多研究观测到农家肥投资等与特定地块相连的农业长期投资在不同农地产权状态间（自有农地和转入农地）的显著差异（郜亮亮等，2011；马贤磊，2009）。在农地确权后，边界清晰、权属明确的地权使得农户相信承包权并不会受到土地租赁行为的威胁，这有利于促成更长时期且更为正规的土地租约，进而激励转入户对转入农地进行农家肥投资。需要注意的是，土地租约能否得到有效执行

^①如果土地调整已经成为有固定时间跨度的产权调整手段，那么，可能距离观测期较近发生过土地调整的地权稳定性比很久之前发生过土地调整的高（预期未来一段时间内不会再发生土地调整）。但总体而言，以上两种情况相较于未发生过土地调整的地区，地权稳定性是较低的。

仍依赖于农地流转市场的规范化程度。就现阶段农地流转市场发展来看，虽然不少地方已经建成了农村产权交易平台，但农地实际通过正规化手段完成流转的比例较小（叶剑平、田晨光，2013）^①，大多仍然是亲友间的非市场行为流转（林文声、罗必良，2015），或者通过村集体协调村内承包户，然后直接与规模经营主体签订合同的方式。同时，伴随着农地流转市场的发育，被低估的农地价值逐渐得以体现。在此情况下，长期的农地租约可能并非是农户首选，他们更偏向于“待价而沽”，或是采取口头约定、流转期限短等便于调整地租的流转策略。

受制于农地市场规范化程度较低以及较短的农地流转期限，原先与特定地块相连的农业长期投资在产权状态上的偏好仍然存在，并且农地确权所带来的与特定地块相连的农业长期投资激励可能会进一步放大转入户与自营农户之间的投资水平差异。但是，与特定地块不相连的农业长期投资行为并不会因为农地产权状态而存在差异：一方面，转出户收回土地的行为并不对农业机械等与特定地块不相连的农业长期投资收益造成威胁；另一方面，农户决定是否引入农业机械，更多考虑的是其产能是否能够被充分利用，如果农业机械耕作的土地面积是合意的，那么，引入农业机械仍是有利可图的。

基于以上分析，本文提出以下有待检验的假说：

假说一：农地确权显著提高与特定地块相连的农业长期投资水平，农地确权对与特定地块不相连的农业长期投资无显著影响。

假说二：农地确权对与特定地块相连的农业长期投资的正向激励受到以往土地调整经历的影响。相较于未经历过土地调整的地区，农地确权在经历过土地调整的地区表现出对与特定地块相连的农业长期投资更强的促进作用。

假说三：农地的产权状态会显著影响到农户的农业长期投资行为。相比于转入农地而言，农户更偏向在自有农地上进行农业长期投资。这种投资强度在农地产权状态间的差异会由于农地确权而扩大。

三、数据、变量与实证模型

（一）数据来源与说明

本文使用数据基于 2010~2015 年农业部农村固定观察点常规调查下的搭载问卷调查，搭载调查的实施时间是 2015 年 12 月至 2016 年 2 月。农村固定观察点数据是始于 1986 年的长期跟踪调查数据。为保证数据代表性，不同省份根据村级单位数量、地理和经济特征赋予不同的抽样权重。该数据库涵盖全国 31 个省份，在每个省选择 3~25 个村，每个村中随机选择农户。在确定样本后每年对 360 个村中的约 23000 户农户开展常规调查。常规农户调查问卷的调查方式是样本农户通过记账本记录其土地、资产、生产经营、农产品销售、家庭收入消费、信贷和社会活动等情况，调查员每年底基于记账本帮助农户完成常规农户调查问卷；同时由调查员完成村级调查问卷，包括村庄经济、人口、劳动力、土地、粮食生产以及基础设施等公共产品供给等。如果某个样本农户由于迁移等原因离开，调查员会在

^①依据叶剑平、田晨光（2013）基于 17 省份数据对农地流转规范化的测算，仅有 32% 的农地流转交易以书面形式确立。而在这其中，近 73% 的农户直接与规模农户或农业企业签订合同，通过农地流转平台完成农地流转的不足 5%。

该村选择一个特征类似的农户补充，以保证样本数量的稳定性。

本研究搭载调查的样本选择策略是：首先，确定率先开展确权试点的地区以及在全国农村改革试验区、全国统筹城乡综合配套改革试验区中承担农地产权制度改革等相关试验任务的地区；其次，将筛选出的改革试点地区与农村固定观察点的调查地点进行比较，挑选出同是改革试点和固定观察点的地区，该地区内的村庄可以视为农地确权政策的实验组；再次，为了控制可能存在的地区差异，在农村固定观察点中进一步选择与实验组村庄地理位置、经济发展水平、地区产业结构等较为类似的固定观察点村庄并视为控制组；最后，对实验组和控制组中的农业部农村固定观察点农户进行搭载问卷调查。搭载调查主要是对常规农户调查问卷进行补充，包括农地确权信息、土地调整经历、正规金融市场参与和社会网络关系等。最终，搭载调查获得有效样本数为 1313 户，其中实验组 404 户，控制组 909 户。样本农户涉及山西、辽宁、吉林、黑龙江、安徽、山东、河南、湖北、四川和宁夏等省份。

（二）计量模型与变量

本文选取的变量定义及描述性统计见表 1。

表 1 变量定义及描述性统计

| 变量名称 | 变量定义 | 均值 | 标准差 |
|--------|-------------------------------|---------|----------|
| 农家肥投资 | 当年投入的农家肥总额（元） | 59.5676 | 119.9772 |
| 农业机械投资 | 当年投入的农业机械总价值（千元） | 3.1126 | 12.7000 |
| 农地确权 | 当年农地是否已经完成农地确权（是=1，否=0） | 0.0850 | 0.2790 |
| 土地调整经历 | 1998~2010 年是否经历过土地调整（是=1，否=0） | 0.1160 | 0.3202 |
| 转入户 | 当年是否转入土地（是=1，否=0） | 0.2118 | 0.4086 |
| 年龄 | 农业经营决策者年龄 | 55.0222 | 10.9109 |
| 受教育年限 | 农业经营决策者受教育年限（年） | 7.0023 | 2.4467 |
| 性别 | 农业经营决策者性别（男=1，女=0） | 0.9133 | 0.3393 |
| 家庭劳动力 | 当年农户家庭劳动力数量（个） | 2.3926 | 1.2471 |
| 外出打工比例 | 当年到省外打工劳动力占家庭劳动力的比例 | 0.1308 | 0.2819 |
| 粮食作物 | 当年主要种植作物是否为粮食作物（是=1，否=0） | 0.8684 | 0.3381 |
| 经营规模 | 当年农地经营规模（亩） | 15.0586 | 26.1732 |
| 复种指数 | 当年总播种面积除以经营面积 | 1.2779 | 0.7672 |
| 农业保险 | 当年是否参加农业保险（是=1，否=0） | 0.1667 | 0.3727 |
| 村级公共投资 | 当年村集体出资进行的公共投资规模（万元） | 53.2835 | 114.5403 |
| 观测值 | — | | 7690 |

注：表中均值及标准差为对应变量 2010~2015 年 6 年数据所得。由于部分样本以及变量存在缺漏值，观测值数不等于样本数与时期数的乘积。

简单比较同一农户农地确权前后或比较受到农地确权政策冲击与否的农户间农业长期投资的差异，仅仅只能说明农地确权与农业长期投资间的关系。为考察两者之间可能存在的因果关系，本文使用双重差分法（difference-in-differences, DID）来控制诸如农户农业经营能力等非时变不可观测的特征对估计结果的影响。具体而言，本文拟采用的双重差分法模型如下：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times reform_{it} + \beta_j \times X_{ijt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中, Y_{it} 代表本文关注的被解释变量, 具体包括农户的农家肥投资以及农业机械投资; $reform_{it}$ 代表农地确权变量, 表示农户所在村当期是否完成农地确权工作, β_1 即为双重差分估计量所对应系数; X_{ijt} 代表影响被解释变量的协变量; ε_{it} 代表扰动项。进一步地, 考虑到农地确权对农业长期投资的影响在不同土地调整经历以及不同农地产权状态间可能存在的差异, 本文采用三重差分法 (triple difference) 识别可能存在的农地确权对农户农业长期投资影响的异质性。思路与双重差分法类似, 不做赘述。本文以土地调整经历 ($adjust_{it}$) 为例, 给出具体模型如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 * reform_{it} + \beta_2 * adjust_{it} + \beta_3 * adjust_{it} * reform_{it} + \beta_j * X_{ijt} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

双重差分法的有效性依赖于样本接受政策冲击与否是随机的 (满足平行趋势假定)。对于每个样本而言, 能否进入实验组不取决于不可观测的个人特征或地区系统性特征, 即每个农户随机接受农地确权这一外生政策冲击。换言之, 如果在没有外生冲击作用的情况下, 实验组与控制组在农业长期投资方面是具有平行趋势的, 在控制其他对被解释变量产生影响的因素后, 是否接受政策冲击对组间差异并无显著解释能力。同时, 在农地确权后, 其对农业长期投资可能造成的影响不存在地区间的溢出效应。由于农地的特殊性以及中国农地产权制度的限制, 农地确权的溢出效应可能并不存在。

以双重差分法考察农地确权对农业长期投资的影响面临如下挑战: 农地确权早期以试点形式率先在农村改革试验区开展, 2013 年确定在 5 年内基本完成全国范围内的农地确权工作。中国的农地确权工作不同于其他国家, 它不是由农户个人提出产权确认申请, 而是以村为基本单位, 整村推进的。这在村集体内部保证了农户层面接受农地确权政策冲击的严格外生性。但仍需注意, 各个地区农地确权工作进度上存在较大差异, 就本研究样本而言, 各个地区确权时间从 2010 年到 2015 年不等。有必要考虑当地基层组织政策执行能力、土地纠纷和土地调整情况及其对开展农地确权工作的影响。基层行政效率更高、土地纠纷以及土地调整更少的村可能先开展农地确权工作。当然, 出于 2018 年全面完成确权工作的考虑, 工作难度大的村 (效率低下、财政支持力度小以及土地纠纷大等) 也可能率先推进农地确权。上述所言的土地纠纷以及土地调整同样也反映地权稳定性强弱。如果农地确权政策实施与基层行政效率、土地纠纷以及土地调整在村级层面存在相关性, 会使估计结果产生偏误。

(三) 平行趋势假定检验

本文平行趋势假定检验分为以下两个命题: 命题一是农地确权实验组和控制组在接受政策冲击前的农业长期投资并无差异, 即在政策冲击之前, 农地确权的组别虚拟变量对农业长期投资并无解释力, 同时, 确权时间前后的差异也对农业长期投资无解释力; 命题二是农地确权实验组的确定在村级层面和村级农业长期投资水平、土地调整经历等特征无关。

命题一的具体实证策略为: 考虑到各个地区确权时间从 2010 年到 2015 年不等, 在 2010~2015 年

跨度内,无法找到某一年作为所有样本均未进行农地确权的观测时期,因此,本文将2008~2009年视为全样本进行农地确权前的时期,以检验平行趋势假定^①。此时如果农地确权的组别虚拟变量以及按照确权年份差异生成的虚拟变量并未表现出对农业长期投资的显著解释能力,则认为满足平行趋势假定^②。由于本文关注的被解释变量为归并数据,无论农家肥投资还是农业机械投资,均有大量为0的观测值,表现出向左归并的特点,因此,回归模型采用面板Tobit模型。关于命题二,不同于其他国家的农地确权改革(如越南等),中国农地确权并非由个人申请发起,而是以整村推进的方式实施。土地调整也多是村或者村民小组一级共同调整。此时农地确权、土地调整等均是村级层面决策,受村级层面特征影响。因此,以村为单位,考察农地确权是否与土地调整等其他村级特征存在系统相关性。

表2中(1)~(4)列为验证在未接受农地确权冲击前,实验组和控制组农户的农业长期投资是否存在显著差异,被解释变量按照农业长期投资是否与特定地块相连,区分为农家肥投资和农业机械投资。回归样本时期涵盖2008和2009年。由于本文缺少2008年至2009年农户的劳动力市场以及村级层面数据,因此无法控制。但可以发现在控制其他因素后,农地确权的组别虚拟变量以及按照确权年份差异生成的虚拟变量并未表现出对农业长期投资(无论是农家肥还是农业机械投资)的显著解释能力。而关于命题二的检验,本文借鉴Galiani et al.(2005)的实证策略,利用离散涉险模型(Discrete-time hazard model)考察农家肥投资、农业机械投资以及土地调整经历等因素在村级层面是否显著影响农地确权的推进。从表2中(5)列结果来看,上述因素并未表现出对村级层面开展农地确权先后的显著解释能力,结合命题一的结论可以认为满足平行趋势假定。因此,下文将采用双重差分法和三重差分法考察农地确权对农业长期投资的影响以及这种影响可能存在的异质性。

表2 平行趋势假定检验

| | 平行趋势假定检验(农户层面) | | | | | 平行趋势假定检验(村庄层面) |
|------------|--------------------------|-------------------|--------------------|--------------------|----------|-------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | | (5) |
| | 面板Tobit(样本时期:2008~2009年) | | | | | 离散选择模型(样本时期:2010~2015年) |
| | 农家肥投资 | 农业机械投资 | 农家肥投资 | 农业机械投资 | | 农地确权组别虚拟变量 |
| 农地确权组别虚拟变量 | 33.958 (30.143) | -1.797 (2.682) | — | — | 村级农家肥投资 | 0.000 (0.000) |
| 2010年确权 | — | — | 41.547 (77.960) | -9.411 (10.762) | 村级农业机械投资 | -0.001 (0.001) |
| 2013年确权 | — | — | 119.928 | -1.432 | 村土地调 | -0.022 |

^① 由于数据问题,本文以缺少劳动力市场和村级层面信息的2008~2009年全样本数据来进行平行趋势假定检验,以2010~2015年全样本数据考察农地确权对农业长期投资的影响。

^② 本处农地确权政策虚拟变量所指为农地确权政策冲击的组别虚拟变量。如果农户在观测期内完成农地确权(2010~2015年间的任意一年),那么,农地确权政策冲击的组别虚拟变量在2010~2015年期间取值均为1;如果一直未确权,则均为0。

农地确权、产权状态与农业长期投资

| | | | | | | |
|----------|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|--------|---------|
| | — | — | (92.790) | (8.409) | 整经历 | (0.089) |
| 2014 年确权 | — | — | 67.643 | 22.873 | 村级公共 | 0.000 |
| | — | — | (113.282) | (15.334) | 投资 | (0.000) |
| 2015 年确权 | — | — | 18.204 | -1.552 | 乡镇政府 | -0.030 |
| | — | — | (34.211) | (2.957) | 所在地 | (0.096) |
| 年龄 | -0.205 | -0.177 ^{***} | -0.235 | -0.182 ^{***} | 村常住人 | 0.000 |
| | (0.727) | (0.066) | (0.728) | (0.066) | 口 | (0.000) |
| 受教育年限 | -5.749 [*] | 0.116 | -5.592 [*] | 0.116 | 村劳动力 | 0.000 |
| | (3.195) | (0.312) | (3.194) | (0.313) | 人数 | (0.000) |
| 性别 | 4.009 | 1.352 | -0.869 | 1.871 | 村人均纯收 | 0.024 |
| | (24.664) | (2.336) | (25.486) | (2.462) | 入 (对数) | (0.038) |
| 粮食作物 | -52.761 ^{**} | 0.093 | -54.157 ^{**} | -0.005 | 村外出打 | 0.192 |
| | (25.360) | (1.737) | (25.612) | (1.742) | 工比例 | (0.129) |
| 经营规模 | 0.707 ^{**} | 0.055 ^{***} | 0.705 ^{**} | 0.054 ^{***} | 村耕地面 | 0.000 |
| | (0.332) | (0.019) | (0.332) | (0.019) | 积 | (0.000) |
| 复种指数 | 91.348 ^{***} | 2.001 | 91.499 ^{***} | 1.951 | 村财务收 | 0.000 |
| | (20.753) | (1.446) | (20.769) | (1.449) | 入 | (0.000) |
| 农业保险 | 80.537 ^{**} | 4.546 [*] | 82.047 ^{**} | 4.817 [*] | — | — |
| | (34.666) | (2.505) | (34.735) | (2.534) | — | — |
| 常数项 | -1162.418 | -29.371 ^{***} | -1085.160 | -29.683 ^{***} | 常数项 | -0.139 |
| | (31173.809) | (8.355) | (15020.577) | (8.553) | | (0.413) |
| 地区固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 地区固定 | 未控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 时间固定 | 控制 |
| 观测值 | 2026 | 2026 | 2026 | 2026 | 观测值 | 113 |

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为对应系数标准误；本文在村级层面控制地区固定效应；（3）、（4）列中按农地确权时间前后生成的类别变量，若农户在 2010 年完成确权，则变量“2010 年确权”赋值为 1，变量“2013 年确权”、“2014 年确权”、“2015 年确权”赋值为 0，其余农户以此类推。没有样本农户在 2011 年和 2012 年完成确权，因此模型中无对应变量；由于本文对离散涉险模型使用 Logit 模型回归时会丢失较多样本，因此采用 OLS 模型回归；由于农地确权、农地调整多是村一级决策，因此（5）列以村级样本进行回归，不再控制村级层面地区固定效应；其中乡镇政府所在地变量定义为若该村为乡镇政府所在地，则赋值为 1，否则为 0。

四、实证结果分析

（一）农地确权对农业长期投资的影响

与检验平行趋势假定类似，本文在计量模型估计中区分了农业长期投资的具体类型：与特定地块相连的农业长期投资——农家肥投资以及与特定地块不相连的农业长期投资——农业机械投资。对于

农地确权对农业长期投资影响的验证，本文采用双重差分法，重点关注农地确权政策变量。

表 3 农地确权对农业长期投资（农家肥）影响的双重差分估计

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------|-----------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|
| | 农家肥投资（样本时期：2010~2015 年） | | | |
| | OLS | Tobit 模型 | 面板 Tobit | |
| 农地确权 | 10.101 [*] (5.285) | 48.785 ^{***} (15.156) | 51.528 ^{***} (13.434) | 52.848 ^{***} (13.999) |
| 年龄 | 0.263 ^{**} (0.105) | 0.923 ^{***} (0.332) | — | 0.824 [*] (0.481) |
| 受教育年限 | -0.323 (0.492) | -1.921 (1.415) | — | -0.737 (2.061) |
| 性别 | 0.728 (2.922) | 1.667 (9.329) | — | -1.717 (14.412) |
| 家庭劳动力 | 7.297 ^{***} (1.043) | 22.579 ^{***} (3.213) | — | 16.049 ^{***} (3.456) |
| 外出打工比例 | -28.947 ^{***} (4.493) | -101.109 ^{***} (15.878) | — | -86.261 ^{***} (17.574) |
| 粮食作物 | -37.715 ^{***} (4.188) | -143.234 ^{***} (10.897) | — | -140.174 ^{***} (10.621) |
| 经营规模 | 0.435 ^{***} (0.072) | 1.481 ^{***} (0.294) | — | 1.273 ^{***} (0.262) |
| 复种指数 | 10.123 ^{***} (2.325) | 22.593 ^{***} (6.709) | — | 19.675 ^{***} (6.233) |
| 农业保险 | -0.219 (2.868) | 4.033 (12.284) | — | -13.358 (11.800) |
| 村级公共投资 | -0.081 ^{***} (0.019) | -0.098 (0.064) | — | -0.078 (0.055) |
| 常数项 | 44.894 ^{***} (12.370) | -158.515 ^{***} (36.638) | -152.507 ^{***} (18.983) | -120.999 ^{***} (45.024) |
| 地区固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 7690 | 7690 | 7690 | 7690 |

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为对应系数标准误；回归在村级层面控制地区固定效应。

表 3 中（4）列和表 4 中（8）列显示，农地确权政策变量在农家肥投资模型中显著，系数为正，但在农业机械投资模型中并不显著。影响农业长期投资的除了投资回报率的高低以外，还有投资收回的难易程度。地权稳定性影响到与特定地块相连的农业长期投资收回，但与特定地块不相连的农业长

期投资则不会受到农地产权不稳定的威胁,原因在于它可以通过租赁或是变卖资产实现投资收益变现。农地确权提高了地权稳定性,地权稳定性的增强使得农户提高了对与特定地块相连的农业长期投资收益收回预期,但与特定地块不相连的农业长期投资不会对地权稳定性变化做出响应。因此,本文观测到农地确权显著促进了农家肥投资,但对农业机械投资并无显著积极影响。出于对基本结论稳健性的考虑,本文也利用 OLS、Tobit 以及仅放入农地确权政策变量的面板 Tobit 模型回归,基本结果亦保持一致,至此假说一得到验证。

表 4 农地确权对农业长期投资(农业机械)影响的双重差分估计

| | (5) | (6) | (7) | (8) |
|--------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 农业机械投资(样本时期:2010~2015年) | | | |
| | OLS | Tobit 模型 | 面板 Tobit | |
| 农地确权 | -0.064 (0.347) | 0.282 (1.366) | -0.877 (1.316) | -0.257 (1.323) |
| 年龄 | -0.034** (0.014) | -0.126*** (0.041) | — | -0.199*** (0.072) |
| 受教育年限 | 0.065* (0.034) | -0.204 (0.148) | — | -0.182 (0.294) |
| 性别 | 0.754*** (0.105) | 3.582*** (0.873) | — | 4.165* (2.301) |
| 家庭劳动力 | 0.059 (0.126) | 2.837*** (0.344) | — | 1.539*** (0.333) |
| 外出打工比例 | -1.539** (0.666) | -10.048*** (2.003) | — | -6.167*** (1.674) |
| 粮食作物 | -0.256 (0.172) | -2.561** (1.115) | — | -2.317** (1.148) |
| 经营规模 | 0.188*** (0.028) | 0.273*** (0.035) | — | 0.167*** (0.017) |
| 复种指数 | 0.245 (0.152) | 1.643*** (0.578) | — | 0.832 (0.587) |
| 农业保险 | -0.359 (0.340) | 0.027 (1.226) | — | -0.639 (1.017) |
| 村级公共投资 | 0.002*** (0.001) | 0.010*** (0.003) | — | 0.010*** (0.003) |
| 常数项 | -1.924* (1.126) | -55.558*** (5.554) | -62.388*** (6.553) | -55.132*** (8.524) |
| 地区固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 7690 | 7690 | 7690 | 7690 |

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为对应系数标准误；回归在村级层面控制地区固定效应。

需要说明的是，本文囿于数据原因，难以直接利用实证模型检验农地确权对地权稳定性的影响。表 5 给出农地确权与否组间关于农户未来农地调整预期的比较。未进行农地确权的农户，预期未来不会发生土地调整的比例仅为 11.11%，绝大多数农户对地权的稳定和安全并未形成良好预期（87.18%的农户选择“不知道”）。在进行了农地确权的农户中，预期未来不会再进行土地调整的比例有较大幅度提升，占 30.61%。可以定性认为，相较之未进行农地确权的农户而言，进行了农地确权的农户对其地权稳定性预期较高。

| 未来预期是否会进行土地调整 | 实验组（农地确权） | 控制组（未农地确权） |
|---------------|--------------|--------------|
| 会调整 | 26 (5.90%) | 2 (1.71%) |
| 不会调整 | 135 (30.61%) | 13 (11.11%) |
| 不知道 | 280 (63.49%) | 102 (87.18%) |

注：由于问卷仅在 2015 年时询问了农户对未来土地调整的预期，无法构建面板数据以观测产权预期的变化趋势。由于该问题数据质量不高，仅以定性方式分析农地确权对农户未来土地调整预期的影响。括号内为对应选项所占组内百分比。

（二）农地确权、产权状态与农业长期投资

不同农户在农地确权前的地权稳定性预期可能由于某些因素存在系统性差异，那么，农地确权改变地权稳定性的程度也可能存在系统性差异。例如本文关注的土地调整经历，未经历过土地调整的农户由于其地权稳定性本身较高，农地确权对此类农业长期投资激励较为有限。而对于那些经历过土地调整的农户，农地确权实现了地权稳定性的较大幅度提高，能够产生更为显著的与特定地块相连的农业长期投资激励。表 6（1）列印证了上述分析。首先，土地调整经历降低了地权稳定性，表现出对农家肥施用的显著负向影响。而农地确权在经历过土地调整的农户中更大程度上提高了地权稳定性，表现出对与特定地块相连的农业长期投资更为积极的影响（农地确权政策变量与土地调整经历虚拟变量的交互项显著为正），假说二得到验证。表 6（2）列考察了农地确权对与特定地块不相连的农业长期投资的影响在不同土地调整经历农户间可能存在的异质性，但从结果来看并不存在这种异质性，这也再次证明了地权稳定性并不会影响到与特定地块不相连的农业长期投资。

除土地调整干扰地权稳定性之外，在中国现阶段的农地产权制度下，农地的产权状态也会影响地权稳定性。相比于自有土地，租入土地期限较短，且合同规范化程度不高。再有，近年来农地价值不断提高，这也进一步促使农地转出方选择便于调节租金的短期租赁配合频繁租出方式。对于转入方而言，由于转入农地租期较短且缺乏正规化合同，转入户并不愿意在转入农地上进行与特定地块相连的农业长期投资。而与特定地块不相连的农业机械投资则因为较为灵活的租赁、买卖等变现方式使其投资行为并不受到农地产权状态的干扰。对表 6（3）、（4）列进行分析，首先经营规模系数均为正，说明伴随着经营规模的扩大，无论是农家肥投资还是农业机械投资都有所提高。本文的解释是农地规模

的扩大使得上述投资所产生的固定成本得以在更大程度上摊平。同时，农业规模的扩大也可能通过提高农业经营收益进而促进诸如农家肥等农业长期投资水平的提高（钟甫宁、纪月清，2009）。同样，转入户系数也均为正，说明转入户的农家肥投资和农业机械投资水平均高于未转入土地的农户。转入户之所以转入农地，原因是其经营效率更高，其资源禀赋更易满足投资需要，进而表现出更高的农业长期投资水平。转入户与经营规模的交互项则反映了相比于自有土地增加一单位，租入土地增加一单位对农业长期投资的影响。该交互项在农家肥投资模型中显著为负，但在农业机械投资模型中不显著，说明相比于转入农地，农户更偏向在自有农地上进行与特定地块相连的农业长期投资行为。进一步，在农家肥投资模型中，转入户、经营规模与农地确权的交互项显著为负，说明在农地确权后，农户对与特定地块相连的农业长期投资在不同农地产权状态间的差异进一步扩大，验证了假说三。

控制变量中，家庭劳动力的增加显著提高了农家肥和农业机械投资水平。现阶段农家肥施用以及农业机械使用均是劳动密集型长期投资，与农业劳动力并非替代关系，因而表现出劳动力对农业长期投资的显著促进作用（陈轶、孟令杰，2007）。外出务工比例系数在农家肥投资和农业机械投资模型中均显著为负，说明外出务工比例越高，农户越不倾向于进行农业长期投资行为。原因在于外出务工比例反映了农户家庭参与农业劳动的机会成本。外出务工比例越高，机会成本越高，农户家庭越不倾向于农业生产，进而也不愿意进行农业长期投资。复种指数系数在农家肥投资模型显著为正。本文给出的解释是复种指数高的地块依赖更为细致的田间管理以保证土壤肥力，对农家肥投资有更高需求。而复种指数系数在农业机械投资模型中虽为正，但结果并不稳健。复种指数高意味着农业机械更有可能得到充分利用，从实证结果来看，复种指数的提高对农业机械投资的激励较为有限。村级公共投资对农业机械投资表现出一定的替代关系，而对农家肥投资并无显著影响。

表 6 农地确权、产权状态与农业长期投资的三重差分估计

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------------|------------------------------|-------------------|-----------------------|-------------------|
| | 面板 Tobit (样本时期: 2010~2015 年) | | | |
| | 农家肥投资 | 农业机械投资 | 农家肥投资 | 农业机械投资 |
| 土地调整经历×农地确权 | 136.216** (55.825) | -6.679 (5.237) | — | — |
| 农地确权 | 49.739*** (14.075) | 0.082 (1.350) | 74.002*** (14.776) | -0.007 (1.410) |
| 土地调整经历 | -39.332** (19.085) | 2.233 (1.635) | — | — |
| 转入户×经营规模×农地确权 | — | — | -6.624** (2.765) | -0.038 (0.342) |
| 转入户×经营规模 | — | — | -3.159*** (0.420) | -0.027 (0.029) |
| 转入户 | — | — | 96.456*** (10.731) | 2.035* (1.136) |

农地确权、产权状态与农业长期投资

| | | | | |
|--------|-------------|------------|-------------|------------|
| 年龄 | 0.850* | -0.200*** | 0.612 | -0.201*** |
| | (0.482) | (0.072) | (0.467) | (0.072) |
| 受教育年限 | -0.561 | -0.189 | -1.043 | -0.185 |
| | (2.065) | (0.293) | (1.998) | (0.294) |
| 性别 | -2.255 | 4.154* | 6.054 | 4.314* |
| | (14.426) | (2.298) | (13.991) | (2.301) |
| 家庭劳动力 | 16.127*** | 1.525*** | 13.002*** | 1.504*** |
| | (3.457) | (0.333) | (3.401) | (0.335) |
| 外出打工比例 | -86.392*** | -6.178*** | -77.766*** | -6.028*** |
| | (17.565) | (1.675) | (17.230) | (1.677) |
| 粮食作物 | -140.259*** | -2.203* | -140.607*** | -2.393** |
| | (10.617) | (1.149) | (10.515) | (1.150) |
| 经营规模 | 1.274*** | 0.167*** | 4.038*** | 0.184*** |
| | (0.262) | (0.017) | (0.532) | (0.038) |
| 复种指数 | 20.565*** | 0.824 | 22.442*** | 0.855 |
| | (6.232) | (0.588) | (6.171) | (0.589) |
| 农业保险 | -12.224 | -0.669 | -17.655 | -0.705 |
| | (11.814) | (1.016) | (11.714) | (1.021) |
| 村级公共投资 | -0.076 | 0.010*** | -0.083 | 0.009*** |
| | (0.055) | (0.003) | (0.054) | (0.003) |
| 常数项 | -123.630*** | -55.041*** | -158.169*** | -55.755*** |
| | (45.098) | (8.512) | (44.002) | (8.519) |
| 地区固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 7690 | 7690 | 7690 | 7690 |

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为对应系数标准误；回归在村级层面控制地区固定效应。

（三）稳健性检验

最后，虽然前文在农户层面以及村级层面证明了平行趋势假定，但对实证结果的解读仍需谨慎，原因在于先行试点可能会由于其他配套政策或措施的存在，表现出较之农地确权政策全面推开阶段时更显著的影响，从而拉高平均效应。出于对实证结果稳健性的考虑，本文在剔除掉 2010~2014 年间完成农地确权的样本后，以双重差分法重复对基本模型（(1) 式所示模型）的回归。同时，考虑到诸如转入户、外出打工比例、粮食作物、经营规模、复种指数、农业保险等协变量的内生性问题对结果可能造成的干扰，本文也使用了双重差分倾向得分匹配法，其策略是首先利用倾向得分匹配法消除可能存在的非随机分组所引致的样本选择偏误问题（Rosenbaum and Rubin, 1983），即通过匹配再抽样的方法使得观测数据更接近随机试验数据，再利用双重差分法识别政策冲击所产生的影响。从表 7 所汇报的结果看，在剔除掉先行试点地区的样本后，无论是否进行样本的倾向得分匹配，农地确权都表现

出对农家肥投资显著的正向作用，而对农业机械投资并无显著影响，说明了本文的结论受到先行试点以及内生性问题的干扰并不严重，具有较好的稳健性。

表 7 农地确权对农业长期投资影响的稳健性检验

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------|-------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 农家肥投资 (面板 Tobit) | | 农业机械投资 (面板 Tobit) | |
| 农地确权 | 41.279** (19.262) | 28.661** (14.268) | -2.535 (2.032) | -0.156 (0.889) |
| 年龄 | 0.633 (0.523) | 0.332 (0.418) | -0.244*** (0.079) | -0.209*** (0.048) |
| 受教育年限 | -0.111 (2.249) | -1.272 (1.849) | -0.250 (0.325) | -0.237 (0.201) |
| 性别 | 1.244 (16.259) | -0.090 (12.076) | 4.889* (2.610) | 3.051** (1.431) |
| 家庭劳动力 | 13.076*** (3.747) | 10.819*** (2.893) | 1.616*** (0.365) | 1.089*** (0.222) |
| 外出打工比例 | -90.623*** (19.620) | -88.106*** (15.729) | -6.245*** (1.859) | -6.531*** (1.151) |
| 粮食作物 | -169.712*** (11.953) | -181.583*** (9.185) | -1.943 (1.361) | -1.899** (0.772) |
| 经营规模 | 1.324*** (0.270) | 1.738*** (0.266) | 0.169*** (0.018) | 0.188*** (0.014) |
| 复种指数 | 16.878** (7.831) | 12.264** (5.942) | 0.875 (0.753) | 1.326*** (0.458) |
| 农业保险 | -31.393** (13.358) | -72.617*** (10.770) | -0.498 (1.120) | -5.376*** (0.611) |
| 村级公共投资 | -0.827*** (0.106) | -1.120*** (0.090) | 0.016*** (0.004) | 0.014*** (0.003) |
| 常数项 | -80.105 (49.533) | -19.857 (37.757) | -56.033*** (9.239) | -42.233*** (4.796) |
| 匹配与否 | 未匹配 | 已匹配 | 未匹配 | 已匹配 |
| 地区固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 7145 | 7145 | 7145 | 7145 |

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为对应系数标准误；回归在村级层面控制地区固定效应。样本时期为 2010~2015 年。

五、主要结论与政策启示

本文利用 2010~2015 年农业部农村固定观察点搭载问卷调查获得的农户面板数据, 结合全国农地确权工作进程的差异, 以双重差分法和三重差分法考察新一轮农地确权对农业长期投资的影响。实证结果显示, 首先, 现阶段农地确权显著提高了与特定地块相连的农业长期投资——农家肥投资。进一步地, 农地确权对农家肥投资的影响在经历过土地调整的农户中更大, 表现出一定异质性。其次, 农户对自有农地的农家肥投资高于转入农地, 这种不同农地产权状态间的农家肥投资强度差异会因农地确权进一步扩大。最后, 农地确权对于与特定地块不相连的农业长期投资——农业机械投资并无显著影响。

中国正处于农地产权制度改革局部试点和逐步扩大的进程中, 新一轮农地确权在法律层面逐步清晰并稳定农地产权, 给予了农户以清晰稳定的产权预期, 进而进一步激励其进行更高水平的农业长期投资。未来应首先在推进农地确权的同时, 切实落实土地使用权登记颁证工作并减少土地调整等干扰地权稳定性的行为, 使农户产生稳定产权预期, 激励农户进行农业长期投资以维持土地肥力。其次要继续完善规范农地流转市场, 提高农地流转正规化程度, 以合同的形式稳定转入农地农户的农地经营权产权预期, 缩小自有农地与转入农地间的地权稳定性差异, 促进转入农户向转入地块进行农业长期投资。

参考文献

1. 北京大学国家发展研究院综合课题组、周其仁, 2010: 《还权赋能——成都土地制度改革探索的调查研究》, 《国际经济评论》第 2 期。
2. 程令国、张晔、刘志彪, 2016: 《农地确权促进了中国农村土地的流转吗?》, 《管理世界》第 1 期。
3. 陈轶、孟令杰, 2007: 《土地调整、地权稳定性与农户长期投资——基于江苏省调查数据的实证分析》, 《农业经济问题》第 10 期。
4. 郜亮亮、黄季焜、Rozelle Scott、徐志刚, 2011: 《中国农地流转市场的发展及其对农户投资的影响》, 《经济学(季刊)》第 10 期。
5. 郜亮亮、冀县卿、黄季焜, 2013: 《中国农户农地使用权预期对农地长期投资的影响分析》, 《中国农村经济》第 11 期。
6. 黄季焜、冀县卿, 2012: 《农地使用权确权与农户对农地的长期投资》, 《管理世界》第 9 期。
7. 吉登艳、马贤磊、石晓平, 2014: 《土地产权安全对土地投资的影响: 一个文献综述》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第 3 期。
8. 林文声、罗必良, 2015: 《农地流转中的非市场行为》, 《农村经济》第 3 期。
9. 马贤磊, 2009: 《现阶段农地产权制度对农户土壤保护性投资影响的实证分析——以丘陵地区水稻生产为例》, 《中国农村经济》第 10 期。
10. 许庆、章元, 2005: 《土地调整、地权稳定性与农民长期投资激励》, 《经济研究》第 10 期。
11. 姚洋, 1998: 《农地制度与农业绩效的实证研究》, 《中国农村观察》第 6 期。
12. 叶剑平、丰雷、蒋妍、罗伊·普罗斯特曼、朱可亮, 2010: 《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》第 1 期。

- 13.叶剑平、田晨光, 2013:《中国农村土地权利状况: 合约结构、制度变迁与政策优化——基于中国 17 省 1956 位农民的调查数据分析》,《华中师范大学学报(人文社会科学版)》第 1 期。
- 14.钟甫宁、纪月清, 2009:《土地产权、非农就业机会与农户农业生产投资》,《经济研究》第 12 期。
- 15.Ali, D. A., K. Deininger, and M. Duponchel, 2014, “Credit Constraints and Agricultural Productivity: Evidence from Rural Rwanda”, *Journal of Development Studies*, 50(5): 649-665.
- 16.Besley T., 1995, “Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana”, *Journal of Political Economy*, 103(5): 903-937.
- 17.Besley, T., K. B. Burchardi, and M. Ghatak, 2012, “Incentives and the De Soto Effect”, *Quarterly Journal of Economics*, 127(1): 237-282.
- 18.Boucher, S. R., B. L. Barham, and M. R. Carter, 2005, “The Impact of ‘Market-friendly’ Reforms on Credit and Land Markets in Honduras and Nicaragua”, *World Development*, 33(1):107-128.
- 19.Brasselle, A. S., F. Gaspart, and J. P. Platteau, 2002, “Land Tenure Security and Investment Incentives: Puzzling Evidence from Burkina Faso”, *Journal of Development Economics*, 67(2): 373-418.
- 20.Carter, M. R., and K. D. Wiebe, 1990, “Access to Capital and Its Impact on Agrarian Structure and Productivity in Kenya”, *American Journal of Agricultural Economics*, 72(5): 1146-1150.
- 21.Carter, M. R., and P. Olinto, 2003, “Getting Institutions ‘Right’ for Whom? Credit Constraints and the Impact of Property Rights on the Quantity and Composition of Investment”, *American Journal of Agricultural Economics*, 85(1): 173-186.
- 22.Deininger, K., and J. S. Chamorro, 2004, “Investment and Equity Effects of Land Regularization: The Case of Nicaragua”, *Agricultural Economics*, 30(2): 101-116.
- 23.Deininger, K., D. A. Ali, S. Holden, and J. Zevenbergen, 2008, “Rural Land Certification in Ethiopia: Process, Initial Impact, and Implications for Other African Countries”, *World Development*, 36(10): 1786-1812.
- 24.Deininger, K., and S. Jin, 2008, “Land Sales and Rental Markets in Transition: Evidence from Rural Vietnam”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70(1): 67-101.
- 25.Deininger, K., and G. Feder, 2009, “Land Registration, Governance, and Development: Evidence and Implications for Policy”, *The World Bank Research Observer*, 24(2): 233-266.
- 26.Do, Q. T., and L. Iyer, 2008, “Land Titling and Rural Transition in Vietnam”, *Economic Development and Cultural Change*, 56(3): 531-579.
- 27.Feder, G., T. Onchan, and Y. Chalamwong, 1988, *Land Policies and Farm Productivity in Thailand*, Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- 28.Fort, R., 2008, “The Homogenization Effect of Land Titling on Investment Incentives: Evidence from Peru”, *NJAS - Wageningen Journal of Life Sciences*, 55(4): 325-343.
- 29.Galiani, S., P. Gertler, and E. Schargrodsy, 2005, “Water for Life: The Impact of the Privatization of Water Services on Child Mortality”, *Journal of Political Economy*, 113(1): 83-120.
- 30.Galiani, S., and E. Schargrodsy, 2010, “Property Rights for the Poor: Effects of Land Titling”, *Journal of Public*

Economics, 94(9): 700-729.

31. Holden, S., and H. Yohannes, 2002, "Land Redistribution, Tenure Insecurity, and Intensity of Production: A Study of Farm Households in Southern Ethiopia", *Land Economics*, 78(4): 573-590.

32. Lanjouw, J. O., and P. I. Levy, 2002, "A Study of Formal and Informal Property Rights in Urban Ecuador", *Economic Journal*, 112 (482): 986-1019.

33. Lin, J. Y., 1992, "Rural Reforms and Agricultural Growth in China", *American Economic Review*, 82(1): 34-51.

34. Markussen, T., and F. Tarp, 2014, "Political Connections and Land-related Investment in Rural Vietnam", *Journal of Development Economics*, 110(3): 291-302.

35. Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin, 1983, "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects", *Biometrika*, 70(1): 41-55.

(作者单位: ¹南京农业大学经济管理学院;
²中国储备粮管理集团有限公司;
³南京农业大学金融学院;
⁴江苏农村金融发展研究中心)

(责任编辑: 曙光)

Land Rights Certification, Property Right State and Long-term Agricultural Investment: A Re-examination Based on the New Round Reform

Ying Ruiyao He Zaizhong Zhou Nan Zhang Longyao

Abstract: This article uses a panel data set of Fixed Observation Points System, employs a difference-in-differences model and a triple difference method to evaluate the impacts of the rural land rights certification reform on long-term agricultural investment. The study concludes that farmland titling can significantly improve the level of farmyard manure use. Moreover, this positive effect on farmyard manure use is heterogeneous because of land readjustment. Due to rural land rights certification reform, farmers having experienced land readjustment tend to use more farmyard manure than those without. The level of investment in farmyard manure use on self-owned plots of land is higher than land in circulation, and the difference between those two becomes bigger because of rural land rights certification reform. The land rights certification reform has no significant effect on agricultural machinery use.

Key Words: Land Rights Certification; Property Right State; Long-term Agricultural Investment; Difference-in-differences