

# 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

胡新艳 陈小知 米运生

**摘要：**本文结合广东省阳山县农地整合确权政策实施的准自然实验调查数据，运用双重差分法分析农地整合确权政策实施对农地规模经营与服务规模经营的影响。分析结果表明，实施农地整合确权政策显著促进了农地地块规模扩张和农户参与农地流转；与此同时，实施农地整合确权政策对农户获取农业外包服务难易程度和外包服务使用程度的影响，随着时间推移由影响不显著转变为显著的正向影响。

**关键词：**农地整合确权 农业规模经营 准自然实验 双重差分法

**中图分类号：**F321.1 **文献标识码：**A

## 一、引言

如何推动中国农业规模经营是学界和政界关注的焦点问题。总体而言，中国农业经营依然是以“小农户”为主要经营主体，户均承包地面积不仅远低于世界银行对小农户的定义标准（2公顷），而且仍在不断减少。2013年全国农户户均承包地经营面积为5.77亩，到2016年减少到5.6亩<sup>①</sup>。从很大程度上可以说，超细小的农场规模是中国现代农业建设的瓶颈问题和根源问题（何秀荣，2016）。已有研究从产权制度出发探究如何破除小规模经营对农业转型发展的制约，提出农地确权是解决发展中国家农业问题的政策良方（Conning and Robinson, 2007）。中国于2009年开始推行农村土地承

\*本文研究得到国家社会科学基金重点项目“地权界定方式与农地流转效应”（项目编号：18AJY017）、广东省哲学社会科学项目“‘先整合后确权’模式的生成逻辑及其农业转型效应”（项目编号：GD17XYJ06）和广东省攀登计划哲学社会科学类重点项目“‘先整合后确权’模式的生成逻辑与农业规模效应评估”（项目编号：pdjha0074）的支持。本文通讯作者：陈小知。

<sup>①</sup>数据来源：农业部农村经济体制与经营管理司《全国农村经营管理统计资料（2013）》和《全国农村经营管理统计资料（2016）》。

包经营权确权登记颁证（简称“农地确权”）试点，并于2014年开始全面推开，预计于2018年底基本完成。随着农地确权工作在全国范围推开，农地确权政策效应评估成为研究热点。

农地确权的本质是产权界定。经典产权理论认为，农地确权能降低农地流转的交易成本，提高农地资源配置效率，促进农地集中和农业规模经营等（Alston et al., 1996）。但是，已有主流研究基本上仅将“是否确权”作为核心变量纳入分析框架（例如 Deininger and Feder, 2009；黄季焜、冀县卿，2012），并未对农地确权方式进行细分，使得已有的实证证据并不一致，导致农地确权政策的积极效应在实践中并不能总是被观察到。事实上，不同国家和区域间农地确权方式存在明显差异。在中国“确权确地”的实践操作中，存在两种代表性的做法：一种是直接按照二轮承包时的土地台账进行“四至”确定，这是目前各地普遍推行的做法，可称之为“常规农地确权”；另一种是广东阳山、湖北沙洋等地的创新实践，即先进行土地整治，调整并块后再确权，可称之为“农地整合确权”。显然，农地整合确权是包含了土地整治、调整并块等改革措施的综合性农地确权方式，与常规的单一农地确权方式存在差异。两种不同的农地确权方式都能被实施，意味着制度可以有不同的安排，农地确权可以选择不同的确权方式，其政策效应也可能存在差异。但是，国内有关农地确权研究的主流文献并未对基层实践中出现的多样化确权方式给予足够关注。

鉴于此，本文利用广东省阳山县农地整合确权政策试点前后的跟踪调查数据，采用双重差分模型评估农地整合确权方式的政策效应，尝试回答以下问题：实施农地整合确权政策对农业规模经营发展有怎样的影响？其政策效应产生的机理是什么？农地整合确权政策的实施对中国开展农地确权工作有何借鉴意义？

## 二、文献回顾

### （一）农地确权、农地流转与农地规模经营

主流文献强调产权制度对经济发展的重要意义。农地确权的重要性经过 De Soto（2000）的研究而广为人知。理论上讲，产权明晰是市场交易的前提（Coase, 1960），农地确权会促进农地流转，从而推进农业规模经营。一方面，在农地流转交易过程中，明晰的土地产权有利于农民对承包经营权形成长期稳定的预期（黄季焜、冀县卿，2012），规范农地流转交易行为，激励人们从争夺现有资源的对抗方式转向市场交易的合法方式来解决对稀缺资源的需求冲突，从而减少土地纠纷（Deininger et al., 2009）。另一方面，产权明晰便于交易各方根据确定的法律规则辨认自身的正当利益，消除不确定性（Feder and Nishio, 1998），使自身的合法权益能更有效地免受地方政府或社会强势群体的非法侵犯。因此，通过稳步推进农地确权促进农地流转集中，从而实现农业规模经营，成为了政学两界的主流观点。

但是，农地确权对于农地流转影响的经验结论是不确定的，甚至在不同的国家与区域出现了完全相反的结论。国外的农地确权研究主要是针对亚非拉发展中国家展开的。部分学者肯定了农地确权对农地流转的推动作用（例如 Kemper et al., 2015；Gandelman and Rasteletti, 2016），但是，也有

学者得出了相反的结论。Place and Migot-Adholla (1998) 发现, 肯尼亚的农地确权并没有明显提高农地市场的活跃度; Jacoby and Minten (2006) 对马达加斯加的研究则表明, 农地确权对农地转出存在抑制效应。国内已有的关于农地制度的研究主要是针对农地产权稳定性展开的。随着农地确权政策的实施, 学者们收集了始于 2009 年的新一轮农地确权政策的调查数据, 验证了农地确权对农地流转的影响, 但研究结论也不一致。Deininger et al. (2015)、程令国等 (2016) 研究发现, 农地确权在减少农地流转交易成本、促进农地流转集中等方面发挥了积极作用。但是, 罗必良 (2014) 将农地确权与农地流转问题置于行为经济学的理论框架下并引入禀赋效应概念的研究表明, 农地确权会强化农户的禀赋效应, 抑制农地流转。

农地确权的积极政策效应在实践中并不能总是被观察到, 导致无法获得一致的实证结论。其原因可能主要源于两个方面: 一方面, 已有研究对农地确权制度安排的复杂性、差异性认知不足 (例如 Deininger and Feder, 2009), 未对农地确权方式进行细分。另一方面, 已有研究所采用的数据具有明显的局限性。目前, 国内学者主要利用农地确权政策实施的横截面数据进行分析, 但国外学者的研究, 例如 Deininger et al. (2015) 对中国的研究、Kemper et al. (2015) 对越南的研究、Gandelman and Rasteletti (2016) 对乌拉圭的研究等, 要么是挖掘历史数据, 要么是利用农地确权政策实施的准自然实验或随机控制实验数据, 来识别农地确权政策的影响。严格来说, 对于政策影响评估的研究, 若利用面板数据并采用双重差分法 (difference-in-differences, DID), 剔除时间趋势和个体特质影响, 可以更加科学地识别政策实施的净效果 (Almond et al., 2013)。

## (二) 农地整合确权政策的实施及其政策效应分析

目前, 农地整合确权政策未在全国普遍推行, 其最初在广东省阳山县实施, 但实施时间较短。很多新闻媒体对阳山县的农地整合确权政策进行了报道, 但完全针对这种农地确权方式开展学术研究的文献较少, 笔者仅查阅到两篇。其中, 罗明忠、刘恺 (2017) 主要是从交易费用角度分析了阳山县农地整合确权政策产生的原因; 谭砚文、曾华盛 (2017) 则是从事实层面描述了阳山县农地整合确权政策出现的原因、实施过程以及推广中可能存在的问题。这两篇文献均肯定了农地整合确权政策对于缓解农地细碎化以及促进农地流转的积极效应。

与学术研究关注程度较低形成鲜明对比的是, 阳山县农地整合确权政策已经引起了国内不少地方政府的关注, 并且已经出现了对该模式的学习、复制和推广。例如, 内蒙古“化零为整”的土地细碎化整合政策 (参见王艳超等, 2017) 和安徽省蒙城县合并小块地的“一块田”政策 (参见汪洋, 2016)。此外, 湖北省沙阳县通过“不动面积、调整地块”方式整合细碎化地权后再进行农地确权, 与阳山县的农地整合确权方式颇为类似, 但也存在一定差异。湖北省沙阳县普遍推行的是“各户承包权不变, 农户间协商交换经营权” (贺雪峰, 2016), 但是, 承包权与经营权分离后, 各家各户的承包地与耕种地不一致, 农户的土地承包经营关系更复杂, 农户间协商互换经营权的程序也比较烦琐 (孙邦群等, 2016)。相比较而言, 广东省阳山县农地整合确权政策的操作程序更为规范统一, 农地连片效果更佳。也正因为如此, 阳山县在 2013 年、2014 年先后获批中央农村工作领导小组、原

农业部的国家级农村综合改革试验区（苏柱华等，2015），成为农地整合确权政策试点的先行区。可见，农地整合确权是在实践中产生的不同于常规农地确权的方式，由此亟需科学地评估农地整合确权政策实施的净影响，为农地确权方式的选择提供决策依据。

已有关于农地整合确权政策影响的研究受限于个案的横截面调查数据，仅对其政策效应进行了描述性分析，无法回答农地整合确权政策在何种程度上、通过何种途径对农业规模经营产生了何种影响。并且已有关于农地确权的研究（例如程令国等，2016）多将政策影响聚焦于农地流转，未将农业规模经营发展中的农地规模经营和服务规模经营两条发展路径纳入同一个框架进行分析。

### （三）简评

从研究内容看，已有文献重点关注农地“是否确权”的政策影响，较少虑及实践中农地确权方式的多样性，以及不同确权方式的政策效应差异；也未将农地确权的政策效应聚焦于两类农业规模经营发展问题，即一般仅重点分析了农地确权对农户农地流转及其农地规模经营的影响，而较少考虑其对农业服务规模经营发展的影响。事实上，对于如何推动中国农业规模经营发展，尽管学界在早期存在农地规模经营与服务规模经营的发展路径之争，但目前政学两界已基本达成共识，认为农地流转仅仅是促进农业规模经营的选择路径之一，农地规模经营、服务规模经营应成为并行不悖的选择策略（罗必良、胡新艳，2016）。因此，本文拟综合评估农地整合确权政策实施对农地规模经营和服务规模经营发展的影响。从研究数据看，已有研究尚缺乏农地确权政策实施前后农户行为的面板数据。从计量方法看，由于缺乏面板数据，已有研究较难采用科学的方法评估农地确权政策对农业规模经营发展的影响。

鉴于此，本文拟以广东省阳山县试点推行农地整合确权政策为准自然实验场景，利用跟踪调查的三期面板数据，采用双重差分法评估农地整合确权政策实施对农业规模经营发展的影响。本研究可能的边际贡献是：在理论上，将产权界定概念从“是否界定”拓展到“如何界定”，重点关注农地整合确权政策实施的影响，从而有利于科学地解读农地确权政策，并且拓展对农地确权政策与农业经营方式转型之间关系的研究。在实证研究上，本研究采用基于准自然实验方法获得的三期面板数据，运用双重差分法评估农地整合确权政策实施产生的政策效应，尽可能地解决计量分析中的内生性问题。

## 三、农地整合确权政策试点与准自然实验设计

### （一）试点区农地整合确权政策的实施背景与实施流程

1. 试点区农地整合确权政策的实施背景。2013年，广东省清远市阳山县获批成为全国农村综合改革试验区，同年7月被确定为广东省5个土地承包经营权确权登记颁证试点县之一。2014年，中共中央办公厅、国务院办公厅《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》提出鼓励创新土地流转形式、重视农地互换并地以解决承包地细碎化问题后，阳山县开始探索实施

农地整合确权政策，并于 2015 年将黎埠镇升平村选为农地整合确权政策试点中的试点<sup>①</sup>。

升平村地处粤北山区，以丘陵地形为主。全村土地总面积为 17487 亩，耕地面积为 3369 亩，以水稻种植为主。全村共 18 个村民小组，712 户农户，约 3500 人。村里已铺设水泥硬底化公路，交通较为便利。村民收入结构中，农业经营收入约占 70%，非农就业收入等约占 30%。在农地整合确权政策实施前，农户土地细碎化、分散化问题非常突出。全村户均地块数约 5 块，最多的有 20 多块，平均地块面积约 0.6 亩。

2. 试点区农地整合确权政策的实施机制与流程。农地整合确权政策是一种兼顾公平理念和规模经营效率的土地分配机制。农地整合的目的在于解决土地分散化、细碎化经营带来的效率损失问题，而农地确权又必须兼顾公平。试点区村干部和农户在接受访谈时反复强调，农地整合确权政策的顺利推进必须保证农地分配制度是公平的、合法的、合理的，只有这样，才能实施得下去。升平村农地整合确权政策的实施机制可以归纳为 3 个关键点：

一是以农田整治建设为手段，降低农地质量的差异性。在清远市、阳山县两级政府财政支农资金的支持下，村集体统一规划并修建了覆盖全村所有农田的灌溉水渠和机耕路等，以求改善土地质量，缓解因农地位置不同而衍生的农地质量差异和分配不公平问题。可以说，这是农地整合确权政策得以实施的物质性支持条件。

二是保证农地分配数量的公平性。全村以农地二轮承包台账上登记的面积为基础，按户均摊农田基础设施建设所占用的土地面积（均摊面积约 0.33 亩）<sup>②</sup>之后，计算各户实际可分得的承包地面积。

三是保证农地位置分配程序的公正性。尽管农田整治降低了农地质量差异，但在村域范围内依然存在因地块位置不同带来的地权利益差异。为降低农地分配的谈判交易成本，村集体将当地习俗惯例和正式分配制度进行有机结合，形成了互补性的制度支持。一方面，尊重当地的习俗惯例，坚持“三不变”，即房前屋后地块不变、果园不变、鱼塘不变；在此基础上，尽量将兄弟农户的土地连片，促进农地集中连片经营。另一方面，农地位置的抽签分配由不具有利益相关性的县农业局干部组织进行，并规范分配程序，堵住寻租的“后门”，达成了正式制度层面的公正共识。在农户签字确认各自的农地位置和面积之后，村集体统一登记造册。

阳山县升平村农地整合确权政策试点工作的具体实施流程如下：①土地摸底调查。村集体组织开展对农户二轮承包土地的摸底调查，实地丈量农户的土地面积并做标记，之后进行机耕路、灌溉水渠等基础设施建设的规划，并统一绘制土地图纸。基础设施建设所占土地面积由所有农户均摊，扣除均摊面积后，计算各户实际可分得的承包地总面积。②制定分配方案。通过召开村民大会制定土地分配方案，基本规则是：首先，根据“三不变”原则，将农户房前屋后、果园和鱼塘的土地直

<sup>①</sup>2013 年阳山县成为农地整合确权政策试点县的时候，黎埠镇被选为试点镇之一，在黎埠镇选择了升平村作为农地整合确权政策的试点村。因此，升平村是农地整合确权工作试点中的试点。

<sup>②</sup>农田基础设施建设每户需均摊的面积是扣除了由于地块合并、消除田埂等“涨出”的面积后计算的。

接分配给农户。其次，扣除上述土地后，若仍有需要分配土地的农户，则将这些农户与村内还未分地的农户集中到一起，通过抽签确定分地的先后顺序，选择和确认自家承包地的面积和位置。③统一登记造册。土地分配完成后，村集体组织农户在图纸上签名确认自家承包地的位置与面积。之后，村集体统一登记造册。

阳山县农地整合确权政策试点取得一定成效后，开始在全县范围内推行农地整合确权政策，并引起了政学两界的高度关注，该方式被称为“阳山模式”（田伟，2015）。阳山县委、县政府也多次召开有关推进农地整合确权政策的会议，安排部署农地整合确权政策试点的进一步推广工作。据阳山县农地确权办公室提供的数据，截至2017年末，阳山县已在8个镇开展了选村试点推广工作。

## （二）准自然实验设计及其样本选择

本文所用的数据来源于课题组对广东省阳山县升平村的两次入户问卷调查。为获取准确、全面的第一手调查数据，问卷调查采用一对一的访谈形式。考虑到春节期间农民赋闲在家，拒访率较低，课题组安排在春节期间开展调查。调查问卷包括村小组问卷与农户问卷两类。升平村农地整合确权政策试点工作于2016年1月至3月集中开展并完成<sup>①</sup>。该政策的实施属自然发生，课题组并未进行任何干预，也并非是为了达到课题组研究目的而发生的外部事件。因此，这相当于一个准自然实验，农户类似于被随机分到了实验组或对照组（陈强，2014）。并且，同一行政村内农户的生活环境非常相似，为本文研究提供了一个准自然实验研究的基础条件。

第一次入户调查的时间是2017年1月，获得了农地整合确权政策实施前一年、实施后一年的两期数据，即政策实施前一年（2015年底）的基期数据和政策实施后一年（2016年底）的数据。为了保证农户回忆性调查数据的准确性，首先，课题组在问卷设计中更多地采用客观且容易回忆的问题；其次，在农地整合确权政策实施后，课题组立即捕捉这一自然实验现象。因此，本次调查中，农户仅需回忆过去一年的生产、生活等情况，相对而言数据的准确性较高。本次调查的实验组农户来自2016年1月升平村内先行开展农地整合确权试点的村小组，包括前锋、四新、联合、东风和中心5个村小组。鉴于邻近村小组农户的生活环境与实验组非常相似，同时，为了避免实验组与对照组样本比重的不平衡，课题组从邻近实验组的5个村小组选取对照组农户，包括前进、上车、下车、河边和东方红。进一步地，课题组根据村小组人口比重对农户进行随机抽样。本次调查获得实验组样本农户102户，对照组样本农户163户，共计265个样本农户。

第二次入户调查的时间是2018年1月，获得了政策实施后第二年（2017年底）的数据。这次调查对基期调查的10个村小组中的农户进行了追踪访谈，但调查中发现，基期调查中属于对照组的2个村小组（下车和东方红）于2017年参加并完成了农地整合确权，因此，原来对照组中的5个村小组只剩下3个尚未开展农地整合确权试点，即前进、上车和河边，而实验组中新增了2个村小组。本次调查剔除了未追踪到的17个农户（实验组6户，对照组11户），获得实验组样本农户168户，

<sup>①</sup>升平村之所以选择在1月到3月集中完成农地整合确权工作，是因为当地该时间段是农闲时节，而且春节期间农户大量返乡，既有利于协调推进农田整治和确权工作，也不至于耽误来年的春耕生产。

对照组样本农户 80 户，共计 248 户。

需要说明的是，为了保证实验组农户接受政策实施的时间长短一致，而且保持实验组与对照组在两期调查中的独立性，本文研究剔除了 2017 年新参加并完成了农地整合确权的 2 个村小组（下车和东方红）中的所有样本农户（72 户）。因此，本文研究最终使用的样本中，实验组农户来自前锋、四新、联合、东风和中心 5 个村小组，共 96 户；而对照组农户来自前进、上车和河边 3 个村小组，共 80 户。本文研究分别收集到了政策实施前、政策实施后一年和政策实施后两年的数据。

## 四、模型设定与变量设置

### （一）模型设定

DID 模型被广泛应用于评估政策的实施效果（周黎安、陈烨，2005）。该模型将“前后差异”和“有无差异”有效地结合，在一定程度上控制了除政策干预以外的因素的影响；同时，在模型中加入其他控制变量，又进一步控制了实验组和对照组中存在的某些“噪声”影响因素，弥补了准自然实验在样本分配上不能完全随机的缺陷，从而可以得到政策效果的真实评估值（方大春、孙明月，2016）。为了科学地评估农地整合确权政策对农业规模经营发展的影响，本文将实施农地整合确权试点的村小组农户作为实验组，将未实施该试点的村小组农户作为对照组，设定如下双重差分模型：

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 year + \beta_2 titling_i + \beta_3 year \times titling_i + \beta_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中，被解释变量  $y_{it}$  表示第  $t$  期第  $i$  个农户的农业规模经营发展情况。 $titling_i$ 、 $year$  均为二值虚拟变量。如果农户  $i$  属于实验组，则  $titling_i=1$ ；反之，如果农户  $i$  属于对照组，则  $titling_i=0$ 。 $year=1$ ，表示农地整合确权政策实施后的年份；反之， $year=0$ ，则表示基准年，即未实施农地整合确权政策的年份。 $X_{it}$  表示其他控制变量； $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$ 、 $\beta_4$  是待估参数； $\varepsilon_{it}$  表示随机扰动项。

### （二）变量设置

1.被解释变量：农业规模经营发展情况。已有关于农业规模经营问题的研究较一致地认为，农地规模经营和服务规模经营是发展农业规模经营的两条并行不悖的路径（胡新艳等，2016）。前者强调以农地经营权流转为基础形成规模农场，是“内部化”的规模经营；后者则是强调将众多小农户的服务需求聚合为社会化需求，形成农户与外部服务主体之间的规模经济性，是“外部化”的规模经营。因此，本文从农地规模经营和服务规模经营两个方面反映农户农业规模经营发展情况。

①农地规模经营发展情况：从农户地块规模和参与农地流转情况两个方面衡量。农地规模经营发展强调的是通过土地规模扩张来培育适度规模化的农业经营主体。土地规模扩张主要有两种形态：一种是地块规模的扩张，用农户平均地块面积衡量；另一种是农地流转集中引发的农地经营规模扩张。农户要实现农地经营规模的扩张，就需要参与农地流转市场，因此，依据已有研究（陈小知、胡新艳，2018），本文选用农户是否参与农地流转来测度农户的农地流转情况。

②服务规模经营发展情况：从农户获取农业外包服务难易程度和外包服务使用程度两个方面衡

量。由于本文研究区域为水稻生产区，所以仅关注水稻生产外包服务的发展情况。服务规模经营发展强调的是将农户与社会化服务市场联系起来，表现为农户将原本由家庭内部完成的某些农业生产环节剥离出去，转为从市场购买相应的生产性服务（王志刚等，2011）。区别于已有研究（例如钱静斐等，2017）采用农户是否选择生产环节外包来衡量服务规模经营的发展情况，本文从农户农业外包服务的供求双方来考虑变量的选取。一是考虑农业外包服务市场发育程度。从升平村的调查中发现，目前该村农业外包服务市场仍然处于初级阶段，农业外包服务供给方以跨区作业者居多。由于农业外包服务供给方的发育程度对于当地服务规模经营发展的影响较大，本文选用农户是否容易获取农业外包服务来表示农业外包服务市场的发育程度。二是考虑农业外包服务需求方（农户）的外包服务使用程度。本文选用农户选择外包服务的生产环节个数来测度其农业外包服务使用程度。

2.核心解释变量：交互项  $year \times titling_i$ 。如果交互项  $year \times titling_i$  影响显著，且系数为正，则表示实施农地整合确权政策对农户农业规模经营发展具有显著的正向影响；相反，如果交互项  $year \times titling_i$  有显著的影响，且系数为负，则表示实施农地整合确权政策对农户农业规模经营发展具有显著的负向影响。

3.控制变量。考虑到不同决策行为的影响因素可能不同，但也不排除可能存在相同的影响因素，本文基于已有研究对不同的被解释变量设置了不同的控制变量。在农地整合确权政策对农地规模经营发展的影响评估中，农户平均地块面积模型中的控制变量主要包括村小组特征（村小组人均耕地面积、村小组地形）和农户家庭特征（农户是否属于大姓家庭、家庭人口规模）；而农户是否参与农地流转模型中的控制变量包括村小组特征（村小组到镇的距离、村小组地形）、农户家庭特征（农户是否属于大姓家庭、家庭人口规模、非劳动力人数比例、外出务工人数比例、女性农业劳动力比例、农业固定资产价值、农户平均地块面积）和户主特征（受教育程度、年龄）。在农地整合确权政策对农业服务规模经营发展的影响评估中，农户是否容易获取农业外包服务模型中的控制变量包括村小组特征（村小组人均耕地面积、村小组地形）和农户家庭特征（农户平均地块面积）；农户选择外包服务的生产环节个数模型中的控制变量包括村小组特征（村小组人均耕地面积、村小组地形）、农户家庭特征（非劳动力人数比例、外出务工人数比例、女性农业劳动力比例、家庭总收入、农户平均地块面积）和户主特征（受教育程度、年龄）。

变量的含义和赋值见表1。

表1 变量的含义及农地整合确权政策实施前实验组农户和对照组农户的均值差异

变量名称	变量含义和赋值	基期数据		
		实验组	对照组	均值差异
被解释变量				
农户平均地块面积	农户承包地面积/承包的地块数（亩/块）	0.66	0.89	-0.23**
农户是否参与农地流转	农户是否有农地流转行为：是=1，否=0	0.45	0.53	-0.08
农户是否容易获取农业外包服务	农户是否容易获取农业外包服务：是=1，	0.56	0.53	0.03



农户选择外包服务的生产环节个数	否=0 农户购买外包服务的生产环节个数（个）	1.41	1.11	0.30**
控制变量				
村小组特征				
村小组人均耕地面积	村小组总耕地面积/村小组总人数（亩）	0.52	0.88	-0.36***
村小组到镇的距离	村小组所在地到黎埠镇中心的公路里程（公里）	4.22	6.29	-2.07***
丘陵	村小组地形是否为丘陵；是=1，其他=0	0.51	0.51	-0.00
山地	村小组地形是否为山地；是=1，其他=0	0.39	0.30	0.09
农户家庭特征				
是否属于大姓家庭	农户在所属村小组是否属于大姓家庭；是=1，否=0	0.04	0.15	-0.11***
家庭人口规模	家庭的总人口数（人）	5.39	5.35	0.04
非劳动力人数比例	（家庭16岁以下和70岁以上的人数/家庭总人数）×100%	19.95	19.85	0.10
外出务工人员比例	（家庭外出务工人员/家庭总人数）×100%	32.65	32.87	-0.22
女性农业劳动力比例	（家庭女性务农人数/家庭农业劳动力总数）×100%	42.80	46.98	-4.18
家庭总收入	家庭一年的总收入（元）	62031	35620	26411
农业固定资产价值	家庭的农业生产性固定资产原值（元）	9082	9137	55
户主特征				
户主受教育程度	家庭户主的受教育年限（年）	6.54	6.54	0.00
户主年龄	家庭户主的年龄（岁）	58.49	56.25	2.24*

注：①\*\*\*、\*\*、\*分别表示群体差异的t检验结果在1%、5%、10%的统计水平上显著。②实验组观测值个数为96，对照组观测值个数为80。

### （三）描述性统计结果

根据是否实施农地整合确权政策对样本农户进行分组，分别分析实验组农户与对照组农户在农地整合确权政策实施前和实施后的组间差异，结果分别见表1和表2。从表1中的数据可以发现，实施农地整合确权政策前，实验组农户和对照组农户的平均地块面积和选择外包服务的生产环节个数均在5%的统计水平上存在显著差异。虽然两组农户在平均地块面积和选择外包服务的生产环节个数上存在一定差异，但若两组农户的变化保持相同的时间趋势，则可以认为这个对照组是合适的，后文对此将做进一步的计量验证。此外，实验组农户和对照组农户在村小组人均耕地面积、村小组到镇距离、是否属于大姓家庭和户主年龄上也存在显著差异。由此可见，通过建立计量模型并控制相关变量来分析农地整合确权政策实施的净效应是必要的。

表2 农地整合确权政策实施后实验组农户和对照组农户在各变量上的均值差异

变量名称	两期数据			三期数据		
	实验组	对照组	均值差异	实验组	对照组	均值差异

农地整合确权政策对农业规模经营发展的影响评估

被解释变量						
农户平均地块面积	1.01	0.88	0.13*	1.05	0.85	0.20***
农户是否参与农地流转	0.47	0.53	-0.06	0.48	0.56	-0.08**
农户是否容易获取农业外包服务	0.57	0.52	0.05	0.60	0.51	0.09**
农户选择外包服务的生产环节个数	1.41	1.10	0.31***	1.37	1.03	0.34***
控制变量						
村小组特征						
村小组人均耕地面积	0.52	0.88	-0.36***	0.64	0.88	-0.24***
村小组到镇的距离	4.22	6.29	-2.07***	4.22	6.29	-2.07***
丘陵	0.51	0.51	-0.00	0.43	0.34	0.09**
山地	0.39	0.30	0.09**	0.26	0.36	-0.10***
农户家庭特征						
是否属于大姓家庭	0.04	0.15	-0.11***	0.03	0.13	-0.10***
家庭人口规模	5.39	5.35	0.04	5.31	5.57	-0.26
非劳动力人数比例	20.44	19.44	1.00	22.28	19.86	2.42
外出务工人员比例	32.25	32.74	0.49	32.03	34.12	-2.09
女性农业劳动力比例	43.23	46.98	-3.75	44.18	45.83	-1.65
家庭总收入	62590	36233	26357	75308	49064	26244**
农业固定资产价值	8715	9387	-672	9265	8895	370
户主特征						
户主受教育程度	6.54	6.54	0.00	6.48	6.59	-0.12
户主年龄	58.99	56.74	2.25**	58.49	57.65	0.84

注：①\*\*\*、\*\*、\*分别表示两组差异的 t 检验结果在 1%、5%、10%的统计水平上显著。②在两期数据中，实验组观测值个数为 192，对照组观测值个数为 160。③在三期数据中，实验组观测值个数为 288，对照组观测值个数为 240。

从表 2 可以发现，实施农地整合确权政策实施后，实验组农户和对照组农户在农地规模经营和服务规模经营等方面存在显著差异。以三期数据为例，首先，从农地规模经营发展情况来看，实验组农户与对照组农户在平均地块面积和是否参与农地流转方面均存在显著差异。具体而言，实验组农户的平均地块面积为 1.05 亩，而对照组农户为 0.85 亩，两组农户的平均地块面积均值差异从政策实施前的-0.23 亩变为实施后的 0.20 亩，且在 1%的统计水平上显著。可见，农地整合确权政策的实施使实验组农户的平均地块面积增加，从而两组农户在平均地块面积上的差异发生了变化。而且，在农地整合确权政策实施后，实验组农户与对照组农户在是否参与农地流转变量的均值上也存在显著差异。其次，从服务规模经营发展情况来看，实验组农户与对照组农户在是否容易获取农业外包服务、选择外包服务的生产环节个数变量上也存在显著差异。具体而言，农地整合确权政策实施后，两组农户在是否容易获取农业外包服务变量的均值上相差 0.09，且在 5%的统计水平上显著。而且，实验组农户与对照组农户在选择外包服务的生产环节个数变量的均值上也存在差异，两者相差 0.34，

且在 1% 的统计水平上显著。可以看出，农地整合确权政策的实施在一定程度上使实验组农户与对照组农户在农地规模经营发展与服务规模经营发展方面出现了显著差异。除此之外，实验组农户与对照组农户在村小组特征和农户家庭特征上也存在显著差异。由此可以得到一个初步判断，即农地整合确权实施后，实验组农户与对照组农户在农业规模经营发展方面存在显著差异，但若要科学地判断农地整合确权对农业规模经营发展是否存在因果关系，还需要做进一步的计量分析。

## 五、计量回归结果与分析

### （一）农地整合确权政策实施对农地规模经营发展的影响

基于调查数据，本文运用 Stata 软件对上文（1）式模型进行了估计，得到了农地整合确权政策实施对农地规模经营发展影响的结果（见表 3）。表 3 分别给出了农地整合确权政策实施对农户平均地块面积和是否参与农地流转影响的结果，前 2 列是运用两期数据回归的结果，后 2 列是运用三期数据回归的结果。表 3 中的主要结果可以总结为以下几点：

1. 农地整合确权政策的实施显著促进了农户农地平均地块面积的扩大，缓解了地块分散化与细碎化问题。表 3 中回归 1 和回归 3 的结果显示，“整合确权×年份”变量均在 1% 的统计水平上影响显著，且系数为正，表明实施农地整合确权政策对农户地块规模扩大具有显著的正向影响，而且这种影响在时间上具有持续性。具体而言，在基于两期数据的回归结果中，实施农地整合确权政策使农户的平均地块面积增加了 0.684 亩；在基于三期数据的回归结果中，实施农地整合确权政策使农户的平均地块面积增加了 0.707 亩。平均而言，由于农地整合确权政策的实施，实验组农户的地块规模扩大了约一倍（实施前实验组农户的平均地块面积为 0.66 亩）。可见，实施农地整合确权政策有效地促进了农户地块的集中和面积的扩大，基本达到了预期的政策效果。

2. 农地整合确权政策的实施显著激励了农户参与农地流转市场，促进了农地流转集中。表 3 中回归 2 和回归 4 的结果显示，“整合确权×年份”变量分别在 1% 和 10% 的统计水平上影响显著，且系数为正，表明实施农地整合确权政策对农户参与农地流转市场有显著的促进作用。具体而言，基于两期数据的回归结果中，在其他因素保持不变的情况下，政策实施使农户参与农地流转的可能性提高了 0.129；基于三期数据的回归结果中，政策实施对农户参与农地流转可能性的影响值稍有回落（回归系数为 0.086）。回落的原因可能是，实地调查中农户的农地流转行为均为当年的流转行为，对于政策实施当年（2016 年）已经参与农地流转的实验组农户而言，他们的政策反应在第二年（2017 年）会有所减弱，使得基于三期数据回归得出的平均政策效应减小。

农地整合确权政策对农地流转市场发育的激励作用可能是“确权”与“整合”两种效应叠加的结果。显然，农地整合确权政策延续了常规农地确权方式下产权稳定带来的农地流转效应（Deininger and Feder, 2009）。不仅如此，农地整合确权政策也带来了农地地块的标准化、规模化和精准化，进而使得农地产权界定更安全、更明晰、更精确（Libecap and Lueck, 2011），更有利于降低农地流转的交易费用。首先，相比较而言，实施农地整合确权政策后，同样规模的土地仅属于某个或更少

的农户，使得农地流转中的交易对象减少，从而大大降低了交易的搜寻、谈判、签约以及监督执行等一系列交易费用。其次，农地整合确权政策不仅通过统一平整使原来相对细碎化的土地达到“小块变大块，多块变一块”的效果，而且匹配修建了灌溉渠道、机耕路等基础设施，带来了农地经营权交易价值的溢价效应，进而激励农户参与农地流转。具体而言，对于农地转入方而言，转入的地块面积大、质量好，便于进行专业化、规模化和标准化的生产和管理，从而能够增加其农地流转收益，产生直接的增收效应，因而激励其转入农地；对于农地转出方而言，农地地块面积扩大和农田质量改善意味着转出农地可以获得更高的租金，因而激励其转出农地。可见，农地整合确权政策可以通过降低农地流转的交易费用形成农地经营权交易价值的溢价效应，激励农户参与农地流转，促进农地规模经营发展。

表 3 农地整合确权政策实施对农地规模经营发展影响的回归结果

变量	两期数据		三期数据	
	回归1 农户平均地块面积	回归2 农户是否参与农地 流转	回归3 农户平均地块面积	回归4 农户是否参与农地 流转
核心解释变量				
整合确权	-26.830*** (2.128)	-0.108** (0.041)	-0.070 (0.066)	0.190 (0.129)
年份	-0.033 (0.044)	0.009 (0.016)	-0.040 (0.051)	0.010 (0.030)
整合确权×年份	0.684*** (0.071)	0.129*** (0.030)	0.707*** (0.081)	0.086* (0.049)
村小组特征				
村小组人均耕地面积	-59.080*** (4.679)	— —	-0.106 (0.153)	— —
村小组到镇的距离	— —	-0.117*** (0.010)	— —	-0.052 (0.032)
丘陵	-26.520*** (1.883)	0.043 (0.034)	0.272* (0.147)	-0.109 (0.074)
山地	-61.800*** (4.756)	0.892*** (0.096)	0.180 (0.115)	0.003 (0.086)
农户家庭特征				
是否属于大姓家庭	-0.287* (0.137)	-0.110 (0.113)	-0.249** (0.116)	-0.139 (0.090)
家庭人口规模	0.072** (0.028)	0.026 (0.023)	0.042* (0.021)	0.007 (0.019)
非劳动力人数比例	— —	-0.002 (0.002)	— —	-0.002 (0.001)

农地整合确权政策对农业规模经营发展的影响评估

外出务工人员比例	—	0.002 (0.001)	—	0.001 (0.001)
女性农业劳动力比例	—	-0.001 (0.001)	—	-0.002* (0.001)
农业固定资产价值 (取对数)	—	-0.016 (0.009)	—	-0.011* (0.006)
农户平均地块面积	—	-0.106*** (0.026)	—	-0.062** (0.026)
户主特征				
户主受教育程度	—	0.010 (0.014)	—	0.003 (0.012)
户主年龄	—	-0.001 (0.005)	—	-0.001 (0.003)
常数项	88.280*** (6.758)	1.080** (0.391)	0.300 (0.196)	0.984*** (0.201)
观测值数	352	352	528	528
R <sup>2</sup>	0.271	0.179	0.175	0.131

注：①\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著；②括号中数字为稳健标准误。

## (二) 农地整合确权政策实施对服务规模经营发展的影响

表4分别给出了农地整合确权政策实施对农户是否容易获取农业外包服务和选择外包服务的生产环节个数影响的结果，前2列是运用两期数据回归的结果，后2列是运用三期数据回归的结果。表4中回归5和回归6的结果显示，“整合确权×年份”变量的影响均不显著；而回归7和回归8的结果中，“整合确权×年份”变量分别在5%和10%的统计水平上显著。这意味着，农地整合确权政策的实施对农户获取农业外包服务难易程度和农业外包服务使用程度的影响，随着政策实施时间的推移，由不显著转变为了显著的正向影响。

农地整合确权政策促进农业服务规模经营发展的内在作用机制可能在于：首先，实施农地整合确权政策有利于降低农业外包服务过程中的交易费用。一方面，农地确权形成了明晰的农地产权边界，农户的土地权益更有保障，有利于减少农业外包服务作业中因地权边界纠纷而产生的交易成本。另一方面，农地“整合”后，地块小并大、短并长、弯变直，地块趋于规模化、标准化和规整化，不仅有利于农机标准化作业，降低农业外包服务作业中因监督而产生的交易成本；而且有利于降低农机外包服务作业中因场地转换产生的时间和运输成本，从而有利于促进农业外包服务市场发育(顾天竹等，2017)。

其次，农地整合确权政策实施有利于拓展农业外包服务的市场容量。农地“整合”后，土地集中连片且地块规整，便于农户将原来多地块、多品种的分散种植转变为单一品种的规模化生产(孙邦群等，2016)，促使单个农户土地连片专业化、多个农户区域专业化经营，形成一致的农业外包服

务需求，有效增加农机服务外包的交易密度，拓展农业外包服务的市场容量（罗必良，2017）。上述作用机制与升平村村支书班贤文的分析是一致的。他指出，农地整合确权政策的实施为农业外包服务供给方的进入提供了基础条件，降低了农业外包服务的市场价格。调查数据显示，农地整合确权政策实施后，当地农户每亩土地的机械收割费用从140~150元降至100元左右，机械耕地费用则从120~150元降至90元左右。

需要说明的是，农地整合确权政策实施对农业服务规模经营发展的影响在时间上存在一定滞后性（基于两期数据的回归结果中影响不显著），其原因可能在于：从调查中了解到，目前为升平村农户提供农业外包服务的大多是来自河南等地的跨区作业者，跨区作业者在异地农业服务需求信息的获取上存在不确定性与滞后性；但是，随着农地整合确权政策的实施，当地释放的农业外包服务需求信息的扩散范围逐渐扩大，会引致更多的农业外包服务供给主体进入，使得农户更容易获取农业外包服务，也相应地促进农户对农业外包服务的使用程度。

表4 农地整合确权政策实施对农业服务规模经营发展影响的回归结果

变量	两期数据		三期数据	
	回归5 农户是否容易获取 农业外包服务	回归6 农户选择外包服务 的生产环节个数	回归7 农户是否容易获取 农业外包服务	回归8 农户选择外包服务 的生产环节个数
<b>核心解释变量</b>				
整合确权	0.011 (0.047)	-2.620 (4.438)	0.092 (0.077)	0.437*** (0.144)
年份	-0.013 (0.017)	0.015 (0.033)	-0.040 (0.029)	-0.120* (0.061)
整合确权×年份	0.040 (0.031)	0.043 (0.053)	0.112** (0.042)	0.147* (0.072)
<b>村小组特征</b>				
村小组人均耕地面积	-0.459 (2.320)	-2.490 (4.687)	-0.144 (0.170)	-0.083 (0.304)
丘陵	-0.446 (1.908)	-0.383 (0.626)	-0.118 (0.076)	-0.171 (0.198)
山地	-0.287 (1.525)	-3.190 (4.019)	0.032 (0.098)	0.191 (0.174)
<b>农户家庭特征</b>				
非劳动力人数比例	—	0.002 (0.004)	—	-0.002 (0.003)
外出务工人员比例	—	-0.000 (0.001)	—	-0.006* (0.003)
女性农业劳动力比例	—	0.009	—	0.010***

	—	(0.006)	—	(0.002)
家庭总收入（取对数）	—	-0.013	—	-0.015
	—	(0.029)	—	(0.038)
农户平均地块面积	-0.024***	-0.033	-0.047	-0.066
	(0.007)	(0.021)	(0.032)	(0.046)
户主特征				
户主受教育程度	—	0.195	—	0.023
	—	(0.216)	—	(0.029)
户主年龄	—	-0.042	—	0.005
	—	(0.053)	—	(0.004)
常数项	1.747	5.905	1.160***	0.509
	(3.359)	(5.617)	(0.145)	(0.807)
观测值数	352	352	528	528
R <sup>2</sup>	0.977	0.978	0.707	0.752

注：①\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著；②括号中数字为稳健标准误。

### （三）模型有效性检验

采用 DID 模型需要满足两个假设条件：一是实验组选择的随机性；二是实验组与对照组的共同时间趋势，即如果不存在干预冲击，实验组和对照组的发展趋势是一致的，并不随时间而发生系统性差异。为了验证本文采用 DID 模型是否满足上述两个假设条件，下文借鉴周黎安、陈烨（2005）和郑新业等（2011）的处理方法对模型有效性进行检验。

1.农地整合确权政策试点村小组的选择是否具有随机性。本文运用农地整合确权政策实施前的调查数据，采用 Logit 模型，以“是否为农地整合确权政策试点村小组的农户”为被解释变量，以与两类规模经营的衡量指标密切相关的变量为解释变量，对实验组选择的随机性进行检验，结果见表 5。具体而言，回归 9（以农户承包地面积和承包地块数为主要解释变量）和回归 10（以农户转入耕地面积和转出耕地面积为主要解释变量）用以验证试点村小组的选择是否与试点前农户的农地规模经营发展水平相关；回归 11（以农业外包服务价格为主要解释变量）和回归 12（以农业外包服务面积为主要解释变量）用以验证试点村小组的选择是否与试点前农户的服务规模经营发展水平相关。如果回归中这些主要解释变量的影响是显著的，则表明试点村小组的选择不满足随机性假设条件，会导致内生性问题；否则，就满足随机性假设条件。表 5 中的回归结果显示，回归 9~回归 12 中，上述主要解释变量均不显著，表明是否被选择为农地整合确权政策试点村小组并不是以上述变量为依据，试点村小组的选择满足 DID 模型的随机性假设条件。

表 5 农地整合确权政策试点村小组选择是否随机的回归验证结果

变量	被解释变量：是否为农地整合确权政策试点村小组的农户			
	回归9	回归10	回归11	回归12
农户土地经营状况				

农地整合确权政策对农业规模经营发展的影响评估

承包地面积	-0.389 (0.334)	— —	— —	— —
承包地块数	-0.041 (0.165)	— —	— —	— —
转入耕地面积	— —	-0.009 (0.167)	— —	— —
转出耕地面积	— —	-0.332 (0.326)	— —	— —
农户农业外包服务	—	—	—	—
农业外包服务价格	— —	— —	0.002 (0.005)	— —
农业外包服务面积	— —	— —	— —	0.017 (0.149)
控制变量 <sup>a</sup>	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	11.153*** (2.565)	79.015*** (9.435)	10.752*** (2.387)	11.728** (4.968)
观测值数	176	176	176	176
伪R <sup>2</sup>	0.740	0.670	0.729	0.751

注：①\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。②括号中数字为稳健标准误。<sup>a</sup>回归9~回归12中的控制变量分别与回归1、回归2、回归5、回归6中保持一致。

2.实验组与对照组是否有相同的时间趋势。DID方法的假设前提是，如果没有干预，实验组和对照组的个体会有的前后变化。这意味着，尽管实验组与对照组可能存在差异，但只要两组之间的差异是固定的，就可以认为对照组是合适的（郑新业等，2011；周黎安、陈烨，2005）。为了检验本文研究选取的对照组是否恰当，需要分析在农地整合确权政策实施之前，试点村小组与非试点村小组在农地规模经营与服务规模经营发展趋势上是否有明显差异。本文以2015年农户的农地规模经营水平和服务规模经营水平衡量指标为被解释变量，以2016年农户是否属于农地整合确权政策试点村小组农户（“是”则取值为1，“否”则取值为0）为主要解释变量，构建计量模型进行验证，回归结果见表6。表6中的回归13和回归14是验证政策实施前实验组农户与对照组农户的农地规模经营发展水平是否存在组间差异；回归15和回归16是验证政策实施前实验组农户和对照组农户的农业服务规模经营发展水平是否存在组间差异。

表6 农地整合确权政策实施前实验组农户与对照组农户之间农业规模经营发展水平差异的回归验证结果

变量	回归13	回归14	回归15	回归16
	农户平均地块面积	农户是否参与农地流转	农户是否容易获取 农业外包服务	农户选择外包服务的生 产环节个数
整合确权	-0.092 (0.189)	-0.183 (0.119)	0.071 (0.397)	-0.140 (0.337)



控制变量 <sup>a</sup>	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.556*	0.437	0.468	0.209
	(0.286)	(0.444)	(0.362)	(0.735)
观测值数	176	176	176	176
R <sup>2</sup>	0.092	0.112	0.151	0.374

注：①\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。②括号中数字为稳健标准误。<sup>a</sup>回归13~回归16中的控制变量分别与回归1、回归2、回归5、回归6中保持一致。

表6中的回归结果表明，在政策实施之前，后来成为农地整合确权政策试点村小组的农户与对照组农户在农地规模经营和农业服务规模经营发展水平方面并没有显著差异。因此，可以认为，农地整合确权政策试点村小组的选择是外生政策干预的结果，与村小组参加试点前农户的农业规模经营发展水平无关，从而进一步验证了前文计量结果的可靠性。

## 六、结论与讨论

### （一）结论

农地确权的政策效应一直备受学界关注，却鲜有研究关注不同农地确权方式的影响。本文以广东省阳山县推行的农地整合确权政策试点为准自然实验场景，运用双重差分法，分析了农地整合确权政策实施对农户农地规模经营和服务规模经营发展的影响。分析表明，实施农地整合确权政策不仅显著促进了农户农地地块规模的扩大，而且显著激励了农户参与农地流转市场；与此同时，实施该项政策对农户获取农业外包服务难易程度和外包服务使用程度的影响，随着时间推移由影响不显著转变为显著的正向影响。

### （二）讨论

从本文的量化评估结果看，农地整合确权政策实施对农地规模经营和服务规模经营具有双重促进效应，有利于推动中国农业经营方式的转型。对于正在全面推开农地确权的中国而言，本文的研究结论不仅有助于增进对农地确权政策实施意义的理解，而且对农地确权方式的选择具有重要的借鉴价值。

一是在对农地确权政策实施意义的理解上，应该认识到实施农地确权政策的目的是确权本身，而是全面释放农地确权改革的制度红利。为此，各地相关部门重视农地确权工作，不应只关注农地确权本身，以按期完成国家规定的农地确权工作任务为目的，而是应该关注如何能够更加充分地发挥政策效益，从而对农业经营方式转型发展产生长远影响。

二是在农地确权方式的选择上，政府应鼓励多样化的创新探索，扩大基层制度实践的选择空间。农地整合确权政策是丘陵地区农民为缓解农地细碎化、分散化问题而自发探索的农地确权方式，是一种结合了土地整治、调整并块等改革措施的综合性的农地确权方式，是基层对农地确权政策的创造性实践，能够显著促进农地规模经营与服务规模经营的发展，对推进农业经营方式转型具有长远价值和意义。但也应该认识到，该政策的实施具有一定的区域情境依赖性，因此，在推广农地整合确

权政策时，要注意该确权方式选择的区域适应性问题。进一步地，农地整合确权政策的实施，既需要农田整治的财政资金支持，也需要耗费更多的时间。因此，鼓励推广农地整合确权方式时，需要整合财政支农资金、农田水利建设资金等，分阶段、分批次、分区域地有序推进。从这一角度看，尊重大国背景下的地方基层制度选择和发展特色，赋予农村基层更多的选择权，将农地确权方式选择及其调整留给本地有关政府机构完成，顺势而为，既可以防止行政过当，又能促使基层基于利益需求而积极主动地进行制度“调适”，择优实施与地方相适应的农地确权方式。

最后需指出本文研究的局限性。一是本文对农地整合确权政策效应的评估分析，是以农地整合确权政策可实施为前提条件，并未考虑该政策实施的前期成本。二是由于广东省阳山县农地整合确权政策实施时间不长，本研究仅获得了农地整合确权政策实施前后共三期的跟踪调查数据，若要准确评估农地整合确权政策实施产生的长期影响，还需要进一步的跟踪观察。

#### 参考文献

- 1.陈强，2014：《高级计量经济学及 Stata 应用（第二版）》，北京：高等教育出版社。
- 2.陈小知、胡新艳，2018：《确权方式、资源属性与农地流转效应——基于 IPWRA 模型的分析》，《学术研究》第 9 期。
- 3.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。
- 4.方大春、孙明月，2016：《高速铁路对长三角城市群经济发展影响评估——基于 DID 模型的实证研究》，《华东经济管理》第 2 期。
- 5.顾天竹、纪月清、钟甫宁，2017：《中国农业生产的地块规模经济及其来源分析》，《中国农村经济》第 2 期。
- 6.何秀荣，2016：《关于我国农业经营规模的思考》，《农业经济问题》第 9 期。
- 7.贺雪峰，2016：《沙洋的“按户连片”耕种模式》，《农村工作通讯》第 15 期。
- 8.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。
- 9.胡新艳、朱文珏、罗必良，2016：《产权细分、分工深化与农业服务规模经营》，《天津社会科学》第 4 期。
- 10.罗必良，2014：《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》第 5 期。
- 11.罗必良，2017：《论服务规模经营——从纵向分工到横向分工及连片专业化》，《中国农村经济》第 11 期。
- 12.罗必良、胡新艳，2016：《农业经营方式转型：已有试验及努力方向》，《农村经济》第 1 期。
- 13.罗明忠、刘恺，2017：《交易费用约束下的农地整合与确权制度空间——广东省阳山县升平村农地确权模式的思考》，《贵州社会科学》第 6 期。
- 14.钱静斐、陈志钢、Filipski Mateusz，王建英，2017：《耕地经营规模及其质量禀赋对农户生产环节外包行为的影响——基于中国广西水稻种植农户的调研数据》，《中国农业大学学报》第 9 期。
- 15.苏柱华、杨叶飞、甘阳英、肖广江、张金鹤，2015：《农村土地细碎化成因与解决机制研究——基于广东清远市承包地互换整合确权案例》，中国软科学研究会，第十一届中国软科学学术年会论文集（上），中国北京。

- 16.孙邦群、刘强、胡顺平、罗鹏, 2016:《充分释放确权政策红利——湖北沙洋在确权登记工作中推行“按户连片”耕种调研》,《农村经营管理》第1期。
- 17.田伟, 2015:《清远经验:先整合后确权破解土地权属难题》,《农村经营管理》第7期。
- 18.谭砚文、曾华盛, 2017:《农村土地承包经营权确权的创新模式——来自广东省清远市阳山县的探索》,《农村经济》第4期。
- 19.汪洋, 2016:《安徽蒙城:合并小块地推行“一块田”》,《农村经营管理》第8期。
- 20.王艳超、潘鸿来、张五四, 2017:《“化零为整”农民点赞》,《农民日报》5月10日第4版。
- 21.王志刚、申红芳、廖西元, 2011:《农业规模经营:从生产环节外包开始——以水稻为例》,《中国农村经济》第9期。
- 22.郑新业、王晗、赵益卓, 2011:《“省直管县”能促进经济增长吗?——双重差分方法》,《管理世界》第8期。
- 23.周黎安、陈烨, 2005:《中国农村税费改革的政策效果:基于双重差分模型的估计》,《经济研究》第8期
- 24.Almond, D., H. Li, and S. Zhang, 2013, “Land Reform and Sex Selection in China”, NBER Working Paper 19153, <http://www.nber.org/papers/w19153>.
- 25.Alston, L. J., G. D. Libecap, and R. Schneider, 1996, “The Determinants and Impact of Property Rights: Land Titles on the Brazilian Frontier”, *Journal of Law Economics and Organization*, 12(1): 25-61.
- 26.Coase, R. H., 1960, “The Problem of Social Cost”, *Journal of Law & Economics*, 3(4): 1-44.
- 27.Conning, J. H., and J. A. Robinson, 2007, “Property Rights and the Political Organization of Agriculture”, *Journal of Development Economics*, 82(2): 416-447.
- 28.Deininger, K., and G. Feder, 2009, “Land Registration, Governance, and Development: Evidence and Implications for Policy”, *World Bank Research Observer*, 24(2): 233-266.
- 29.Deininger, K., S. Q. Jin, and H. K. Nagarajan, 2009, “Determinants and Consequences of Land Sales Market Participation: Panel Evidence from India”, *World Development*, 37(2): 410-421.
- 30.Deininger, K., S. Jin, S. Liu, and F. Xia, 2015, “Impact of Property Rights Reform to Support China’s Rural-urban Integration: Household-level Evidence from the Chengdu National Experiment”, Policy Research Working Paper Series, The World Bank, <http://hdl.handle.net/10986/22438>.
- 31.De Soto H., 2000, *The Mystery of Capital*, New York: Basic Books.
- 32.Feder, G., and A. Nishio, 1998, “The Benefits of Land Registration and Titling: Economic and Social Perspectives”, *Land Use Policy*, 15(1): 25-43.
- 33.Gandelman, N., and A. Rasteletti, 2016, “The Impact of Bank Credit on Employment Formality: Evidence from Uruguay”, *Research Department Publications*, 52(7): 1-18.
- 34.Jacoby, H., and B. Minten, 2006, “Land Titles, Investment, and Agricultural Productivity in Madagascar: A Poverty and Social Impact Analysis”, World Bank Other Operational Studies, <http://hdl.handle.net/10986/12661>.
- 35.Kemper, N., L. V. Ha, and R. Klump, 2015, “Property Rights and Consumption Volatility: Evidence from a Land

Reform in Vietnam”, *World Development*, 71:107-130.

36.Libecap, G. D., and D. Lueck, 2011, “The Demarcation of Land and the Role of Coordinating Property Institutions”, *Journal of Political Economy*, 119(3): 426-467.

37.Place, F., and S. E. Migot-Adholla, 1998, “The Economic Effects of Land Registration on Smallholder Farms in Kenya: Evidence from Nyeri and Kakamega Districts”, *Land Economics*, 74(3): 360-373.

(作者单位：华南农业大学国家农业制度与发展研究院)

(责任编辑：张丽娟)

## **The Impact of Agricultural Land Consolidation and Titling Policies on the Development of Agricultural Scale Management: Evidence from Quasi-natural Experiments**

Hu Xinyan Chen Xiaozhi Mi Yunsheng

**Abstract:** This article uses Difference-in-Differences method to analyze the effect of farmland management scale and service scale management of land consolidation and titling by employing the quasi-natural experimental data of land consolidation and titling in Yangshan County, Guangdong Province. The study shows that land consolidation and titling policies have significantly increased the scale of agricultural land and the expansion of farmers’ agricultural land management. At the same time, the impact of the implementation of land consolidation and titling policies on the accessibility and utilization rate of farmers’ agricultural outsourcing service has shifted over time from a potential degree to a significant positive effect.

**Key Words:** Land Consolidation and Titling; Agricultural Scale Management; Quasi-natural Experiment; Difference-in-Differences