

# 新一轮农地确权与中国农业增长

## ——基于面板工具变量法的实证研究

王国运 陈波

**摘要：**新一轮农地确权是否有效促进了中国的农业增长？当前有不少文献对确权政策的经济绩效提出了质疑，而众多基于微观调查数据的相关实证研究也没有得到一致的结论。本文收集反映各省份确权完成进度的数据，以新一轮农地确权作为核心解释变量，在使用有效工具变量解决内生性问题的基础上，直接测量了新一轮农地确权对中国农业增长的效应。面板工具变量法的估计结果表明，在不增加其他生产要素投入的情况下，仅此产权制度改革本身即可使中国狭义农业总产值显著增长约1%，如果各省份确权工作自开始全面推进到基本完成的平均用时为三年，那么农地确权本身即贡献了三年农业实际增长的约8%，这在总量上意味着660多亿元的农业产出增长。时间异质性分析表明，确权政策的经济绩效在长期得到了更加充分的展现，其对农业增长的促进效应随时间推移而逐渐增大。

**关键词：**农地制度改革 新一轮农地确权 农业增长 面板工具变量法

**中图分类号：**F061.3；F323.5 **文献标识码：**A

### 一、引言

农地制度与经济绩效之间的关系一直是农业经济学和发展经济学长期关注的问题，而农业生产力的提高则被视为发展中国家结构转型和经济增长的关键（Ranis and Fei, 1961；姚洋, 2000；Gollin et al., 2002）。经典的新制度经济学理论指出，真正引起经济增长的并不是创新、规模经济、教育和资本积累等，而是依赖于有效率经济组织的形成，将个人的经济努力变成私人收益率接近社会收益率的活动，因此，产权清晰界定、契约有效执行的制度安排尤为关键（North and Thomas, 1973）。学术界普遍认为，农地产权越稳定，对产权不当限制越少，越有利于实现农业经济增长（姚洋, 1998；Besley, 1999；冀县卿和钱忠好, 2010）。但是长期以来，中国农村地区的土地承包关系并不稳定，集体所有制中天然含有的“均分”基因，使得承包地常因村集体成员变动、迁移以及集体土地被征用而增减调整（叶剑平等, 2010；李尚蒲和罗必良, 2015）。

新一轮农地确权是强化农户土地使用权稳定性的一项重要举措。改革开放后，农村土地确权颁证工作虽然曾多次被政府提出，但是始终没有得到大范围落实。直到2008年，党的十七届三中全会提

出要“搞好农村土地确权、登记、颁证工作”<sup>①</sup>，2009年中央“一号文件”进一步明确要“把承包地块的面积、空间位置和权属证书落实到农户”<sup>②</sup>，由此揭开了新一轮农地确权的序幕。2009年，农业部选择山东、四川等8省份的部分乡镇，在小范围内开始了确权颁证工作的前期探索。2011年初，农业部发布《关于开展农村土地承包经营权登记试点工作的意见》，要求在土地实测的基础上妥善解决承包地块面积不准、四至不清等问题，并“把承包地块、面积、合同、权属证书全面落实到户”<sup>③</sup>。2013年中央“一号文件”正式作出“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”的重大战略决策<sup>④</sup>，至此新一轮农地确权在全国全面推进。到2017年时，除上海、新疆和西藏以外的其他28个省（区、市）均已被列为农地确权整省试点。到2018年5月，全国农村土地承包经营权确权颁证工作进入了收尾阶段。根据中央农村工作领导小组办公室和农业农村部的最新消息，截至2020年11月，全国农村承包地确权登记颁证已超96%，2亿农户领到了土地承包经营权证<sup>⑤</sup>。

新一轮农地确权不是“推倒重来、打乱重分”，而是在实地测绘的基础上，进一步稳定农村原有的土地承包关系，使农户所承包经营的土地面积和位置更加准确，土地权能更加丰富，土地产权更加明晰和安全，实现确权到户、长久不变，不再随意按照人口和土地增减调整土地。因此也被认为是自家庭联产承包责任制改革以来，中国农村土地制度改革领域最深刻的制度变迁，一经推出就被寄予厚望，迅速成为学界和政界关注和研究的热点问题之一。

然而，关于新一轮农地确权与农业经济绩效之间的关系，当前学界产生了较大分歧。多数研究者认为，农地确权可能促进了中国的农业增长，内在机制主要包括：一是促进农地流转，扩大农户家庭耕地规模（程令国等，2016；胡新艳等，2018）；二是激发农户长期投资意愿，提升农户资本投资水平（应瑞瑶等，2018；孙琳琳等，2020）；三是促进家庭劳动分工、经营权信贷抵押等，进而提高要素配置效率（林文声等，2018）。然而，当前也有不少研究得出了与上述观点不同的结论。首先，有学者从理论上论证了农地确权不会必然促进农地流转、农地投资和信贷可获性（罗必良和洪炜杰，2020），反而可能会提高将细碎化农地整合成连片宜耕地块的交易费用，加剧农村耕地细碎化问题（贺雪峰，2015）；其次，同样是基于微观调查数据的实证研究，有学者发现新一轮农地确权在整体上对农户农地转出没有影响，但会抑制农地转入（林文声等，2017），并可能导致土地出现人格化财产特征而强化“禀赋效应”，进而加剧对经营权流转的抑制（罗必良，2016），削弱了作为农地所有权主体的村集体对土地产权的整合能力（刘恺和罗明忠，2018），固化了农地细碎化格局（陈江华等，2020）；最后，也有学者在总量上检验了新一轮农地确权的政策效果，发现在微观农户层面可能存在的机制在省级层面竟完全失效了，因此认为农地确权是一个“可能被过高预期的政策”（罗必良和张露，2020）。

<sup>①</sup>参见《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题决定》，[www.gov.cn/jrzq/2008-10/19/content\\_1125094.htm](http://www.gov.cn/jrzq/2008-10/19/content_1125094.htm)。

<sup>②</sup>文件来源：[www.gov.cn/gongbao/content/2009/content\\_1220471.htm](http://www.gov.cn/gongbao/content/2009/content_1220471.htm)。

<sup>③</sup>文件来源：[www.moa.gov.cn/nybg/2011/dsanq/201805/t20180518\\_6142560.htm](http://www.moa.gov.cn/nybg/2011/dsanq/201805/t20180518_6142560.htm)。

<sup>④</sup>文件来源：[www.gov.cn/zhengce/2013-01/31/content\\_5408647.htm](http://www.gov.cn/zhengce/2013-01/31/content_5408647.htm)。

<sup>⑤</sup>参见《全国农村承包地确权登记颁证超96%》，[www.gov.cn/xinwen/2020-11/10/content\\_5560093.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2020-11/10/content_5560093.htm)。

现有基于微观调查数据的实证研究很难对新一轮农地确权政策的经济绩效作出准确客观评价。存在的问题主要有两个：一是现有文献采用的农户调查数据抽样时间有些处于新一轮农地确权起步不久或前期探索阶段，导致政策的经济绩效无法得到充分展现，进而不能得到在统计上显著的结果。例如，李哲和李梦娜（2013）运用中国健康与养老追踪调查（CHARLS）2011年和2013年的数据，发现新一轮农地确权对农业生产收入并没有产生直接促进作用。二是抽样调查数据使用的样本多是区域性或政策试点阶段的样本，导致研究结论难以具有全国代表性。例如，在针对“新一轮确权是否促进了农地流转”的研究中，不同文献由于所使用的调查数据样本覆盖的地区或者时间跨度不同，而得出了截然相反的结论，可能的深层原因是不同省份政策实施前的农地产权稳定性存在较大差异，这就导致确权政策在各地的实施效果呈现出明显的异质性。目前很少有文献在总量层面研究新一轮农地确权与农业增长的关系。上文提到的罗必良和张露（2020）是较少在总量上检验新一轮农地确权政策效果的研究之一。该文结合固定效应模型和双重差分倾向得分匹配（PSM-DID）法，发现在省级层面新一轮农地确权对于土地流转、农业劳动力非农转移和农业分工深化均未产生积极的促进作用。但是，该文并没有得到在统计上显著的结果来支撑这一结论<sup>①</sup>，且在核心解释变量的处理上可能存在度量误差<sup>②</sup>，同时文章没有考虑制度变迁的滞后效应<sup>③</sup>。

针对已有研究存在的问题，本文拟运用2000—2019年31个省份的面板数据，在使用有效工具变量解决内生性问题的基础上，从总量层面验证新一轮农地确权对中国农业增长的影响，以期为进一步深化农村土地制度改革提供一定的经验证据。本文研究对于实证分析中国各阶段农地制度变迁与经济绩效之间关系的相关文献是一个有益的补充。

## 二、研究设计

### （一）变量说明

1.被解释变量——农业实际增长率。依据经典理论，经济增长的测量指标一般有两个：一是总产值增长率；二是人均总产值增长率。在实证研究中，学者们多采用总产值指标。但是人均总产值的增长也是十分具有参考意义的指标，在很大程度上可以反映相关生产部门从业者生活水平的变化，被认为是真正意义上的经济增长。因此，本文在总产值和人均总产值两个层面上考察新一轮农地确权对农业增长的影响。总产值采用各省份的狭义<sup>④</sup>农业总产值（ $Y$ ）来表征，并以2000年为基期，通过对应

<sup>①</sup>理论上讲，可以导致结果不显著的原因有很多，如可能存在的选择偏差、遗漏变量、度量误差等内生性问题。

<sup>②</sup>该文根据各省份是否被农业部列为确权整省试点来构造区分处理组和控制组的虚拟变量，即被列为试点取值为1，反之取值为0，但现实情况是，一省自开始全面推进土地确权至基本完成通常需要三年左右的时间，而且有充分证据表明，各省份并不是只有在被列为试点之后才开始推进这项工作。

<sup>③</sup>即根据农作物种植和生长的特点，当年的制度变迁并不应该用来解释当年的农作物产量，具体参见 Xu（2012）。

<sup>④</sup>在中国的统计口径中，广义的农业总产值等于本辖区一定时期内生产的农业、林业、牧业、渔业产品的价值总和。本文聚焦于新一轮农地确权与农业增长的关系，故采用狭义的农业总产值。

年份狭义农业总产值指数来消除通货膨胀的影响。人均总产值则采用 2000 年不变价的人均狭义农业总产值 ( $Y$ ) 来表征, 计算方法为: 2000 年不变价的狭义农业总产值除以农业生产部门劳动力投入。

2. 核心解释变量——新一轮农地确权。关于如何在宏观层面对新一轮农地确权进行准确度量, 当前尚没有文献给出好的答案。本文参考 Lin (1992) 对于 1978 年中国家庭联产承包责任制改革的处理方法, 采用省份  $i$  截至  $t$  年末<sup>①</sup> 全省累计完成确权耕地占应确权耕地<sup>②</sup> 的比例来表征, 用  $ALT_{it}$  表示, 该变量反映一省自开始推进农地确权到确权工作基本完成期间每一年的确权进度。

3. 控制变量。基准模型中的控制变量为农业生产的常规要素投入 (劳动、土地、化肥、机械) 以及影响农业增长的其他因素, 具体包括: ① 农业生产部门劳动力投入 ( $Labor$ )。由于从统计年鉴中只能获取第一产业从业人员总数的数据, 故采用文献通用的处理方法, 用狭义农业总产值占农林牧渔业总产值的份额作为权重, 将农业生产部门的劳动力投入分离出来。② 耕地面积 ( $Land$ ) 与复种指数 ( $MCI$ )。耕地面积采用各省份耕地面积总资源表征, 复种指数的计算方法为农作物播种总面积除以耕地面积。③ 折纯化肥投入 ( $Fert$ )。这一指标采用各省份农用化肥折纯量来表征。④ 农业生产机械投入 ( $Power$ )。在中国的统计口径中, 农业机械总动力涵盖了种植业、畜牧业、渔业以及农产品初加工、农用运输和农田基本建设等活动中所使用的机械及设备, 而非单指用于农作物生产的农机设备。本文同样采用农业总产值占农林牧渔业总产值的份额作为权重将专门用于农业生产的机械动力值分离出来。⑤ 人均总产值层面对应的控制变量<sup>③</sup>。包括人均耕地面积 ( $land$ )、人均折纯化肥投入 ( $fert$ )、人均农业生产机械投入 ( $power$ )。⑥ 农作物种植结构 ( $CCS$ )。该指标采用非粮食作物播种面积占农作物总播种面积的比例表征。⑦ 有效灌溉水平 ( $Irrigation$ )。这一指标采用有效灌溉面积占总耕地面积的比例表征。⑧ 天气冲击 ( $Wa$ )。种植业的特点之一是其产出容易受到天气冲击的影响, 参考孙圣民和陈强 (2017) 的方法, 本文将受灾面积<sup>④</sup> 占耕地面积的百分比 (用  $da$  表示) 标准化, 作为对气象灾害的度量, 具体计算公式为:

$$Wa_{it} = (da_{it} - \overline{da_{it}}) / \overline{da_{it}} \quad (1)$$

(1) 式中,  $da_{it}$  表示省份  $i$  在年份  $t$  的受灾面积占耕地面积的百分比,  $\overline{da_{it}}$  则为该省历年平均的受灾面积比例。

4. 其他控制变量。基准模型中对农业生产土地和机械投入的度量可能会出现与实际情况的偏离,

<sup>①</sup> 在实际收集数据过程中, 也有个别数据的报告日期在当年的 10 月份或者 11 月份。

<sup>②</sup> 本文优先使用“耕地”这一指标, 然而在实际数据收集过程中, 有些省份个别年份无法找到“耕地”指标数据 (或者在省级层面只有户数或者村数的相关统计), 则采用“村数”、“户数”或者“县数”指标代替, 即该省全省累计完成确权户数 (或村数、县数) 占应确权户数 (或村数、县数) 的比例, 在使用“县数”这一指标时, 本文尽可能地根据各县的耕地面积进行了一定的调整。

<sup>③</sup> 计算人均总产值层面相关变量时, 分母一律为分离出来的农业生产部门劳动力人数而不是全省总人数。

<sup>④</sup> 受灾面积是指当年因旱灾或水灾而导致农作物产出下降至少 10% 的耕地面积。

因此本文在稳健性检验中用以下变量进行替换：①农作物总播种面积（ $LAND$ ）和人均农作物总播种面积（ $Rland$ ）。②农业机械总动力（ $POWER$ ）和人均农业机械总动力（ $Rpower$ ）。

5.调节变量。本文认为新一轮农地确权对农业增长影响的主要机制是增强了农村土地产权的稳定性，因此，本文采用反映政策实施前各省份农村土地产权稳定性特征的变量作为调节变量，并对其进行中心化处理，以表示对均值的偏离程度。

①2013年<sup>①</sup>农村居民财产性收入水平（ $PIR$ ），具体计算公式为：

$$PIR_{i,2013} = pir_{i,2013} - \overline{pir_{i,2013}} \quad (2)$$

（2）式中， $pir_{i,2013}$ 表示省份*i*在2013年农村居民财产性收入与纯收入的比值， $\overline{pir_{i,2013}}$ 表示在2013年全国农村居民财产性收入占比的平均水平。

②2013年农村家庭承包耕地流转水平（ $LTR$ ），具体计算公式为：

$$LTR_{i,2013} = ltr_{i,2013} - \overline{ltr_{i,2013}} \quad (3)$$

（3）式中， $ltr_{i,2013}$ 表示省份*i*在2013年农村家庭承包耕地流转面积与家庭承包耕地总面积的比值<sup>②</sup>， $\overline{ltr_{i,2013}}$ 则表示在2013年全国家庭承包耕地流转率的平均水平。

## （二）数据来源和描述性统计

本文所使用的核心解释变量由于官方统计数据的缺失以及可能存在的数据涉密问题<sup>③</sup>，当前处于不完全公开的状态，在数据获取上存在较大难度。笔者从各级政府网站和官方媒体中收集了两百余份公开文件和新闻报道，从中筛选有用信息，尽可能准确地构建反映各年各省份确权工作完成进度的面板数据。在省级层面上的数据来源主要包括：各年各省级人民政府工作报告、人民政府关于开展农村土地承包经营权确权登记颁证试点的工作方案、人民政府关于农村土地承包经营权确权登记颁证工作的实施方案；省级农业农村部门年度工作总结、省级农业农村部门关于农村土地承包经营权确权登记颁证工作进度的通告、农村土地承包经营权确权登记颁证工作相关负责同志讲话和会议等。从以上公开的文件来看，不同省份以及同一省份在不同年份对新一轮农地确权工作进度信息的披露存在较大的不对称性，本文优先使用省级层面报告的数据，而若省级层面数据缺失，则采用加总下一级政府部门公开数据的方法来代替。具体方法为：收集某省某年地级市政府及对应农业农村部门公开的相关信息，

<sup>①</sup>2014年，农业部首次进行农地确权工作整省试点，这标志着新一轮农地确权正式开始在全国范围内大规模推进，因此，本文统一选取2013年的相关数据度量确权政策实施前各省份的农地产权稳定性。

<sup>②</sup>西藏自治区的耕地流转数据缺失，本文采用其他四个少数民族自治区数据的均值补齐。

<sup>③</sup>作者曾尝试向农业农村部以及各省份农业农村厅（农牧厅、农业农村委员会）申请这一数据的公开，除吉林、江西等少数省份提供了相对完整的数据之外，从其他省份收到的回复有：“所申请公开的信息属于国家秘密，本机关决定不予公开”、“本机关不掌握相关历史信息”、“过程数据已被覆盖，目前只可提供最新的确权工作进度数据”及“所申请数据需要根据当前已有信息进行整理，本机关不予处理”等。

确定该省该年已完成农地确权工作县的数量，进而确定这些县的耕地面积占全省耕地面积的比重<sup>①</sup>。必须承认，采用上述方法进行数据收集必然会导致核心解释变量存在度量误差问题，使得估计的系数偏离其真实值（向0衰减），本文尝试构建足够有效的工具变量来解决这一问题。

本文除核心解释变量之外其余变量的数据均来源于官方统计资料，具体参见表1。

表1 主要变量描述性统计

	观测数	均值	标准差	最小值	最大值	数据来源
<b>面板A：被解释变量与核心解释变量</b>						
不变价的狭义农业总产值（亿元）	620	686.8	547.2	24.9	3085.3	b
不变价的人均狭义农业总产值（元/人）	620	16870.6	10467.9	2468.4	53155.5	b
新一轮农地确权完成率（%）	620	16.3	32.8	0	99.2	a
<b>面板B：影响农业增长的控制变量</b>						
农业生产部门劳动力投入（万人）	620	515.2	402.6	15.4	2274.0	b
耕地面积（千公顷）	620	3871.4	2906.4	188.0	15864.0	c、d
人均耕地面积（公顷/人）	620	1.1	0.7	0.4	4.4	c、d
折纯化肥投入（万吨）	620	169.6	138.7	2.5	716.1	b、c
人均折纯化肥投入（吨/人）	620	0.4	0.2	0.05	1.2	b、c
农业生产机械投入（万千瓦）	620	1462.6	1477.7	44.6	7065.8	b、c
人均农业生产机械投入（千瓦/人）	620	3.2	1.8	0.4	11.3	b、c
农作物种植结构（%）	620	34.6	12.6	2.9	67.2	b、c
有效灌溉水平（%）	620	50.9	22.2	13.3	99.6	b、c
复种指数	620	1.2	0.4	0.4	2.2	c、d
标准化的天气冲击	620	0	0.6	-1	3.3	c、e
<b>面板C：稳健性检验中的其他控制变量</b>						
农作物播种总面积（千公顷）	620	5163.1	3642.9	88.6	14783.4	b、c
人均农作物总播种面积（公顷/人）	620	1.1	0.5	0.4	4.1	b、c
农业机械总动力（万千瓦）	620	2730.9	2675.2	94.0	13353.0	b、c
人均农业机械总动力（千瓦/人）	620	6.3	3.8	0.6	21.9	b、c
<b>面板D：2013年农村土地产权稳定性的代理变量</b>						
农村居民财产性收入与总收入比值	620	0.0337	0.0231	0.0104	0.1103	d
农村家庭承包耕地流转面积与总面积比值	620	0.2572	0.1383	0.0530	0.6581	f

注：“数据来源”列中，“a”为农业农村部、各级人民政府及地方农业农村部门网站、官方媒体；“b”为《中国统计年鉴》；“c”为《中国区域经济统计年鉴》；“d”为《中国农村统计年鉴》；“e”为《中国农业年鉴》；“f”为《中国农村经营管理统计年报》。

<sup>①</sup>有时无法准确获取县的名称以及耕地面积等信息，则采用已完成确权工作县的数量占全省涉农县级单位总数的比例来代替。还有极个别数据用以上方法都无法获得，则在该位置前后两期数据都已知的前提下，使用取均值的方法填充。

### （三）识别策略与模型设定

1. 识别策略。关于如何准确识别一项制度改革对经济增长的影响，有许多文献进行了有意义的探索。学者们采用的识别策略主要有两种：早期多采用增长核算法，即间接地将制度的贡献作为随机扰动项来度量（McMillan et al., 1989）。这种方法的缺点是随机扰动项中可能包含太多“未知”的因素，无法准确将制度本身对经济增长的贡献分离出来，增长核算分析的可靠性也因此遭到了学者们的质疑。更可信的研究方法是利用个体间的差异，将制度本身作为核心解释变量引入回归方程以直接测量其效应（Lin, 1992），这也是目前公认的，迄今为止研究此类问题最有说服力的识别方法（孙圣民和陈强, 2017）。因此，本文采用将新一轮农地确权作为核心解释变量直接引入回归方程来估计省级农业生产函数的研究思路，并同时考虑制度变迁的滞后效应和可能存在的内生性问题。另外，本文在估计模型中一律使用在任意形式的异方差与组内自相关情况下均成立的聚类稳健标准误。

2. 基准模型。参考 Lin (1992)，本文采用的农业生产函数形式为扩展的柯布一道格拉斯生产函数，估计模型为同时加入年份虚拟变量和省份虚拟变量的双向固定效应模型，以同时解决由于不可观测的不随时间而变但随省份而异的遗漏变量问题和不随省份改变但随时间而变的遗漏变量问题。具体模型设定如下：

$$\ln Y_{it} = \delta_0 + \delta_1 ALT_{it-1} + \beta X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(4) 式中， $Y_{it}$  表示省份  $i$  在年份  $t$  的 2000 年不变价农业总产值，取其自然对数形式，以测量农业实际增长。 $X_{it}$  为控制变量，除有效灌溉水平、种植结构以及天气冲击外其余变量均取其自然对数形式。 $\mu_i$  为不随时间改变的省份固定效应， $\lambda_t$  为不随省份改变的年份固定效应， $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。根据农作物种植和生长的特点以及制度变迁存在的滞后效应（Xu, 2012），本文使用  $ALT_{it-1}$  来代替  $ALT_{it}$ ，以避免用当年的制度变迁来解释当年产量的情况，同时减少反向因果的可能性。

同样的，人均总产值层面的农业生产函数估计模型为：

$$\ln y_{it} = \delta_0 + \delta_1 ALT_{it-1} + \beta X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

(5) 式中， $y_{it}$  表示省份  $i$  在年份  $t$  的 2000 年不变价人均农业总产值，其余变量符号的含义与 (4) 式相同。

3. 内生性与面板工具变量法。新一轮农地确权作为一项制度变迁，本身就可能存在选择偏差与反向因果等问题（Acemoglu et al., 2001），而核心解释变量采用作者手动收集的数据必然会导致一定的度量误差问题，本文尝试构建足够有效的工具变量来解决这些问题。

首先，本文参考孙琳琳等（2020）的方法，构造表示外生确权政策冲击（*Policy*）的虚拟变量，若省份  $i$  在年份  $t$  被列为农村土地承包经营权确权登记颁证工作整省试点， $Policy_{it}$  取值为 1，反之取值为 0。显然，被列为确权试点会显著加快农地确权在该省的推进速度，因此满足相关性。与此同时，一省是否被选作试点，若不会通过其他渠道影响该省的农业产出（即与随机扰动项不相关），则也满足排他性（或外生性）。显然，孙琳琳等（2020）使用的宏观层面“是否为农地确权试点”变量不会影响到农户个人的生产行为，但本文从宏观角度出发，同为省级层面的确权政策冲击变量，即一省是

否被列为试点以及被列为试点的先后顺序则可能与该省影响农业生产效率的其他省份特征之间存在关联，因此，该变量的排他性还有待进一步检验。

在本文所使用的全部工具变量模型中，工具变量个数与内生变量个数均相等，属于恰好识别的情形，此时广义矩估计（GMM）与两阶段最小二乘法（2SLS）完全等价，对于这种情况，目前尚没有严格的统计检验可以证明工具变量的排他性，只能进行定性讨论。从政策本身看，除第一批被列为整省推进试点的山东、安徽和四川均为中国粮食主产区外，之后并没有发现一省被列为试点的先后顺序与该省所属地区、主要粮食作物品种以及是否为粮食主产区之间存在明显的相关关系。进一步，本文参考 Chari et al. (2021)，将反映各省份经济发展、产业结构、开放程度、居民消费、人均收入等方面特征的指标作为自变量，引入线性概率模型（Linear Probability Model, LPM），考察了省级层面的不同特征对该省是否以及何时被列为试点的预测能力。模型中的因变量代表了一省被列为试点的时间（被列为试点的当年取值为1，之前年份均取0，若从未被列为试点则一直取0），而样本的时间跨度则为一省被列为试点的当年和之前的年份，此时模型中各变量的回归系数代表了因省份特征的变化而导致的被列为试点概率的变化。结果表明，在同时控制省份固定效应和年份固定效应时，代表各省份特征的相关变量均不显著，这为“确权政策冲击变量”的排他性提供了一定的保证<sup>①</sup>。

其次，为了进一步增强该政策虚拟变量作为工具变量的有效性，本文参考孙圣民和陈强（2017）的方法，引入天气冲击滞后变量  $Wa_{it-1}$ ，理由是天气冲击会影响制度变迁（Bai and Kung, 2014），具体到本文的研究，不利的天气冲击可能影响实地勘测、耕地面积丈量等工作，进而减缓新一轮农地确权工作的进度，因此满足相关性要求，与此同时，除了通过农地确权的间接渠道，滞后一期的天气冲击并不会直接影响当年的农业产出，故也满足排他性，又因为天气冲击是一个足够外生的变量，所以交互后可以在一定程度上增强确权政策冲击作为工具变量的有效性。故将本文核心解释变量  $ALT_{it-1}$  的工具变量定义为：

$$IV_{it} \equiv Policy_{it} \times Wa_{it-1} \quad (6)$$

在两阶段最小二乘法（2SLS）的第一阶段回归中，同时满足相关性和排他性的工具变量  $IV_{it}$  可以将内生变量  $ALT_{it-1}$  中的外生部分剥离出来，具体模型为：

$$ALT_{it-1} = \alpha_0 + \alpha_1 IV_{it} + \beta X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

（7）式中  $IV_{it}$  为工具变量，其余变量符号的含义同（4）式。

第二阶段是将方程（7）中得到的拟合值  $\widehat{ALT_{it-1}}$  代入模型（4）中进行工具变量回归，模型为：

$$\ln Y_{it} = \delta_0 + \delta_1 \widehat{ALT_{it-1}} + \beta X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

此时可以得到内生变量  $ALT_{it-1}$  系数  $\delta_1$  的一致估计量。基准模型（5）的面板工具变量估计方法与之相同。

<sup>①</sup>限于篇幅，详细回归结果未在正文中报告，感兴趣的读者可以向作者索要。

4. 机制分析所用模型。依据经典的新制度经济学理论，产权清晰界定、契约有效执行的制度安排是实现市场经济有效运行和经济增长的关键，决定了个体参与生产和交易的激励以及各种资源配置的效率。因此，新一轮农地确权作为一项土地产权制度改革，其与农业增长之间并不是直接相关的关系，只能在改进农村地区模糊的土地产权的基础上，通过影响农户的生产行为（如农地流转、长期投资激励、家庭劳动分工等）进而影响农业增长。因此，本文对新一轮农地确权促进农业增长提出的机制解释是：确权增强了农地产权的稳定性。这等价于以下可以被检验的命题：若该机制解释成立，则意味着在确权政策实施前农村土地产权稳定性更差的省份，新一轮农地确权将为其带来更大的农业产出增长，相反，若一省在政策实施前已经在农村地区形成了相对稳定的土地产权制度，那么农地确权对其农业增长的促进作用在一定程度上就会弱一些。中国幅员辽阔，不同地区经济发展水平、自然地理条件、历史文化传统、种植结构、非农产业比例、乡村治理水平等的差别很大，并且长期以来中国农村地区实际运行的土地制度存在较大的区域差异（姚洋，2000），这会导致不同省份政策实施前的农村土地产权稳定性具有明显的异质性特征（丰雷等，2013）。

因此，本文进一步设定如下两个回归模型：

$$\ln Y_{it} = \delta_0 + \delta_1 ALT_{it-1} + \delta_2 (ALT_{it-1} \times R_{i,2013}) + \beta X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$\ln y_{it} = \delta_0 + \delta_1 ALT_{it-1} + \delta_2 (ALT_{it-1} \times R_{i,2013}) + \beta X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

(9) 式和 (10) 式中，调节变量  $R_{i,2013}$  为不随时间改变且与各省份政策实施前农地产权稳定性其余变量符号的含义与 (4) 式相同。若上述机制解释成立，则核心解释变量  $ALT_{it-1}$  与交互项应同时显著且系数  $\delta_1$  与  $\delta_2$  的符号相反。

### 三、实证结果与分析

#### (一) 基准回归

表 2 报告了农业生产函数双向固定效应模型 (4) 和模型 (5) 的估计结果。其中 (1) 列和 (4) 列为普通最小二乘法 (OLS) 的估计结果，(2) 列和 (5) 列为使用  $IV_{it}$  作为工具变量的两阶段最小二乘法 (2SLS) 的估计结果。

将核心解释变量  $ALT_{it-1}$  视为外生变量，系数  $\delta_1$  的 OLS 估计值仅为 0.0018，该变量存在的度量误差等内生性问题导致系数估计值出现衰减偏差。在使用  $IV_{it}$  解决内生性问题之后，系数  $\delta_1$  的面板 2SLS 估计值明显增大。进一步，聚类调整至省份且异方差稳健的 Durbin-Wu-Hausman 内生性检验结果表明，2SLS 估计系数与 OLS 估计系数存在显著差异 (p 值分别为 0.0611 和 0.0409，分别在 10% 和 5% 的显著性水平上拒绝“变量外生”的原假设)，因此可以认为核心解释变量  $ALT_{it-1}$  是内生变量，应使用面板工具变量法进行一致估计。

在表 2 (2) 列和 (5) 列的面板工具变量法回归中，欠识别检验 Kleibergen-Paap rk LM 统计量的 p 值分别为 0.0020 和 0.0017，均小于 0.01，拒绝识别不足假设；第一阶段弱识别检验 (即弱工具变量检

验)的 Cragg-Donald Wald F 统计量的值分别为 47.31 和 47.74, 均明显大于 Stock and Yogo (2005) 提出的 10% maximal IV size 的值 16.38, 同时, 不需要做扰动项独立同分布假设时的 Kleibergen-Paap Wald rk LM 统计量的 p 值分别为 0.0099 和 0.0086, 均小于 0.01, 因此也不用担心弱工具变量的问题, 此时工具变量的估计结果是有效的。表 2 (3) 列和 (6) 列报告了面板 2SLS 第一阶段方程 (7) 的回归结果, 工具变量  $IV_{it}$  均在 1% 的水平上显著且系数为负。新一轮农地确权强调实地勘界测绘, 因此, 工具变量的系数为负号在现实中的含义为: 给定被列为确权整省试点 ( $Policy_{it}=1$ ), 一省受到的不利天气冲击越大, 就越不利于新一轮农地确权在该省的推进。

表 2 基准回归结果

	总产值: $\ln Y_{it}$			人均总产值: $\ln y_{it}$		
	(1) OLS	(2) 2SLS	(3) 一阶段	(4) OLS	(5) 2SLS	(6) 一阶段
$ALT_{it-1}$	0.0018** (0.0008)	0.0068** (0.0029)		0.0018** (0.0009)	0.0074** (0.0029)	
$\ln Labor_{it}$	0.0613 (0.0609)	0.0510 (0.0567)	6.0284 (7.2500)			
$\ln Land_{it}$	0.4000** (0.1850)	0.3543** (0.1449)	10.4898 (13.9815)			
$\ln land_{it}$				0.6511*** (0.1120)	0.5778*** (0.1056)	9.2282 (9.4800)
$\ln Fert_{it}$	0.2797** (0.1242)	0.3296*** (0.1123)	-9.4327 (6.9583)			
$\ln fert_{it}$				0.2124 (0.1354)	0.2740*** (0.1047)	-9.0960 (7.9669)
$\ln Power_{it}$	0.0144 (0.0402)	0.0399 (0.0433)	-5.8459 (6.0244)			
$\ln power_{it}$				-0.0064 (0.0383)	0.0239 (0.0526)	-5.7386 (5.7471)
$CCS_{it}$	0.0042** (0.0018)	0.0045*** (0.0017)	-0.0386 (0.1666)	0.0046** (0.0017)	0.0048*** (0.0017)	-0.0404 (0.1633)
$Irrigation_{it}$	-0.0002 (0.0017)	0.0003 (0.0016)	-0.1189 (0.1283)	-0.0002 (0.0018)	0.0004 (0.0017)	-0.1188 (0.1285)
$\ln MCI_{it}$	0.4253*** (0.1379)	0.3367** (0.1446)	20.0317** (9.3319)	0.4944*** (0.1362)	0.3894*** (0.1370)	19.6742** (8.9033)
$Wa_{it}$	-0.0192** (0.0076)	-0.0192** (0.0077)	0.0712 (0.4581)	-0.0214*** (0.0073)	-0.0213*** (0.0075)	0.0824 (0.4800)
$IV_{it}$			-17.8463*** (6.4870)			-17.7853*** (6.3260)

(续表 2)

常数项	0.6559 (1.3932)	-37.1413 (90.4980)	9.284*** (0.246)	-5.3788 (14.4794)
年份固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
第一阶段F值	47.31		47.74	
R <sup>2</sup>	0.9359	0.9035	0.9212	0.9606
观测值数量	620	620	620	620

注：①括号中的数字为聚类调整至省份的稳健标准误。②\*\*和\*\*\*分别表示5%和1%的显著性水平。

面板工具变量法的估计结果表明，在总产值层面和人均总产值层面，代表新一轮农地确权的核心解释变量  $ALT_{it-1}$  分别在 5% 和 1% 的水平上显著且系数符号为正，点估计结果约为 0.01，这意味着在不增加劳动力、土地、化肥等其他生产要素投入的情况下，若一个省份的农地确权完成率从 0 变为 100%，仅此产权制度改革本身即可使农业产出增长约 1%，如果各省份自开始全面推进<sup>①</sup>确权颁证工作到基本完成的平均用时为三年，按照 2016—2020 年中国狭义农业总产值平均年实际增长率<sup>②</sup> 4.29% 计算，那么新一轮农地确权政策本身即贡献了农业产出实际增长<sup>③</sup> 的约 8%。更进一步，如果按照 2018—2020 年中国狭义农业总产值（绝对数）的平均值 66422 亿元计算，那么，新一轮农地确权政策在全国范围内带来了 660 多亿元的农业产出增长。

## （二）稳健性检验

1. 随机效应与固定效应模型的比较检验。在使用面板数据进行研究时，选择使用固定效应模型还是随机效应模型是一个根本问题，为此，本文引入 Wooldridge（2010）辅助回归下的 Hausman 检验，结果显示，无论在总产值层面还是人均总产值层面， $\chi^2$  统计量的 p 值均为 0.0000，均强烈拒绝“省份固定效应与解释变量均不相关”的原假设，此时随机效应模型估计出的系数不能满足一致性，因此应该使用固定效应模型。为了对不同模型进行比较检验，本文进一步分别考察了基准回归在随机效应模型、年份固定效应模型以及省份固定效应模型下的估计结果<sup>④</sup>，发现核心解释变量的显著性及其系数符号均未发生变化。

2. 考虑同时期其他农业政策的影响。引起中国农业增长的可能是同时期的其他农业政策，或是取决于不同省份确权政策实施前的发展水平。本文在基准回归中控制了省级层面的灌溉水平、机械投入等反映各省份农业发展水平的变量，但还应该进一步对其他农业政策的作用效果加以控制。

首先，2003 年 3 月 1 日开始施行的《中华人民共和国农村土地承包法》是一项强化农户土地承包

<sup>①</sup> “全面推进”是指各省份在颁布本省《农村土地承包经营权确权登记颁证实施（工作）方案》之后。

<sup>②</sup> 平均年实际增长率根据 2016—2020 年中国狭义农业总产值指数（上年为 100）求算数平均计算得出。

<sup>③</sup> 按照平均年实际增长率 4.29% 计算，三年时间内中国狭义农业产出的总实际增长率为 13.4%。

<sup>④</sup> 限于篇幅，详细回归结果未在正文中报告，感兴趣的读者可以向作者索要。

经营权的重要法律突破。本文在模型(4)和模型(5)中引入表示该项法律是否实施的虚拟变量 $LCL_{it}$ ，若省份 $i$ 在年份 $t$ 实施了该项法律，则 $LCL_{it}$ 取值为1，反之取值为0。在度量方法上，参考Chari et al. (2021)，以各省份《实施〈中华人民共和国农村土地承包法〉办法》中制定的生效时间作为其正式实施时间<sup>①</sup>，具体结果报告在表3(1)列和(4)列。

其次，2006年1月1日，《中华人民共和国农业税条例》被废止，至此中国全面取消农业税，进一步解放了农民的生产力。该项政策在省级层面的实施时间同样存在差异，具体如下：上海在2003年率先宣布全面免征农业税，2004年黑龙江、吉林两省被国务院列为免除农业税的整省试点，随即，北京、天津、浙江、福建宣布免征农业税，到2005年12月，全国已有28个省份免征农业税<sup>②</sup>。因此，本文在模型(4)和模型(5)中进一步引入代表一省是否全面取消农业税的虚拟变量 $TAX_{it}$ ，若省份 $i$ 在年份 $t$ 全面取消了农业税，则 $TAX_{it}$ 取值为1，反之取值为0，具体回归结果报告在表3(2)列和(5)列。

表3 稳健性检验：考虑同时期其他农业政策影响

	总产值: $\ln Y_{it}$			人均总产值: $\ln y_{it}$		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$ALT_{it-1}$	0.0068** (0.0029)	0.0068** (0.0029)	0.0063** (0.0031)	0.0074*** (0.0028)	0.0074*** (0.0028)	0.0067** (0.0030)
$LCL_{it-1}$	0.0317*** (0.0122)	0.0318*** (0.0122)		0.0290** (0.0133)	0.0290** (0.0133)	
$TAX_{it-1}$		0.0130 (0.0135)			0.0045 (0.0165)	
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
第一阶段F值	47.29	47.73	12.25	47.75	47.28	12.85
$R^2$	0.9040	0.9043	0.6478	0.9371	0.9372	0.7829
观测值数量	620	620	310	620	620	310

注：①括号中的数字为聚类调整至省份的稳健标准误。②\*\*和\*\*\*分别表示5%和1%的显著性水平。③(3)列和(6)列的样本时间跨度限制在2010—2019年，以更彻底排除其他农业政策的影响。④第一阶段F值为弱识别检验的Cragg-Donald Wald F统计量，均大于10，另外，不需要做扰动项独立同分布假设时的Kleibergen-Paap Wald rk LM统计量的p值均小于0.05，拒绝弱识别假设。⑤欠识别检验Kleibergen-Paap rk LM统计量的p值均小于0.01，拒绝识别不足假设。

<sup>①</sup>河北、黑龙江、湖北的数据来自对应省份的相关部门网站；北京、河南、广东、贵州、西藏和宁夏没有出台过相关地方法规，本文统一以2003年作为该法律在该6省的生效时间；除上述9省之外的其余22省数据来自Chari et al. (2021)。

<sup>②</sup>数据来源：<http://country.people.com.cn/n1/2018/12/10/c419842-30453833.html>。

最后，为了更彻底排除其他农业政策对结论的影响，本文将样本的时间跨度限制在 2010—2019 年，有理由相信此时全部省份均已充分实施上述两项农业政策，因此，除新一轮农地确权之外的其他农业政策的影响可以被模型中的年份固定效应完全吸收，具体结果报告在表 3 的（3）列和（6）列。

分析表 3（1）～（3）列和（4）～（6）列的回归结果，代表新一轮农地确权的解释变量的显著性及系数大小均未发生实质性变化，这佐证了上文结论的稳健性。

3. 工具变量的有效性检验。如前所述，本文代表新一轮农地确权的解释变量由于存在部分省级层面的数据缺失，而采用市级或者县级层面的数据汇总、估算进行填补，因此面板工具变量法对于解决该度量误差问题的有效性有待检验。为此，本文进一步使用  $IV_{it}$  作为工具变量，研究了新一轮农地确权对中国城乡收入差距的影响。若上文的主要结论成立，则新一轮农地确权对中国的城乡收入差距应具有显著负效应。参考陆铭和陈钊（2004），本文采用城镇与农村居民人均可支配（纯）收入的比值作为城乡收入差距的度量指标，模型中的控制变量为影响城乡收入差距的其他因素（包括经济发展水平、政府行为、经济开放程度、产业结构等）。面板工具变量法的估计结果表明，核心解释变量  $ALT_{it-1}$  显著且系数为负<sup>①</sup>。由于城乡收入差距与农业增长在统计方法以及度量指标上均存在明显差异，因此该自洽的结果可以在一定程度上证明本文所使用工具变量的有效性以及结论的内部有效性。

4. 改变样本以及控制变量。本文还进行了其他三项稳健性检验<sup>②</sup>。在农业总产值层面：一是从样本中删除 2014 年即被列为确权整省试点的省份。如前所述，第一批试点的山东、安徽和四川三省均为中国的粮食主产区，相较于其他省份可能更有代表性。在删除这三省的样本后，发现基准回归中核心解释变量的系数明显变大（此时  $ALT_{it-1}$  在 5% 的水平上显著，系数大小为 0.0085），这说明最早被选作试点省份政策实施前的农业生产以及农村土地产权稳定性等特征相对更好，农地确权带来的农业增长效应相对弱一些，因此，在全样本情况下的回归结果可能低估了确权政策的经济绩效。二是改变部分控制变量的度量方法。基准回归中耕地面积与复种指数的乘积即为农作物总播种面积，而采用分离的农业生产机械投入则可能会低估农作物生产部门的机械投入，因此在模型（4）中依次用农作物总播种面积（ $LAND_{it}$ ）替换耕地面积与复种指数，用农业机械总动力（ $POWER_{it}$ ）替换分离的农业生产机械投入，结果发现，改变相关控制变量的度量方法对于核心解释变量的显著性及系数大小几乎没有影响。三是考察控制变量个数对核心解释变量系数的影响。不断减少控制变量的个数依次回归后，核心解释变量的显著性及系数大小均未发生实质性变化，在仅保留折纯化肥投入这一个控制变量时， $ALT_{it-1}$  仍在 5% 的水平上显著，此时系数大小为 0.0064。进一步，在人均总产值层面也进行相同的操作，发现实证结果具有与总产值层面相同的稳健性。

<sup>①</sup>限于篇幅，详细回归结果未在正文中报告，感兴趣的读者可以向作者索要。

<sup>②</sup>限于篇幅，本节稳健性检验的详细回归结果未在正文中报告，感兴趣的读者可以向作者索要。

## 四、拓展性分析

### （一）时间异质性分析

本文的基准回归中，在考虑农地确权制度变迁的滞后效应时仅考察了滞后一期的结果，然而确权政策通常需要三年左右时间才得以在一省全面推进，而且农作物本身具有生长周期较长的特点，确权政策的推进及生效可能需要超过一年甚至更长时间。因此，为了增强实证结果的可信性，同时可以对新一轮农地确权的起效时间和过程有更为深刻的认识，本文在基准模型（4）和模型（5）中依次用确权进度滞后二期、三期的变量  $ALT_{it-2}$ 、 $ALT_{it-3}$  替换滞后一期的变量  $ALT_{it-1}$ ，考察核心解释变量系数随时间推移的变化，具体回归结果报告在表4中。表4（1）列和（4）列复制了表2基准回归中（2）列和（5）列的结果，确权进度滞后二期和三期的面板2SLS估计结果则分别报告在表4（2）列、（5）列和（3）列、（6）列中。

分析表4（1）～（3）列和（4）～（6）列的结果可得，随着时间的推移，核心解释变量的显著性不发生实质性变化，而其系数大小则呈现出递增的趋势，这表明新一轮农地确权的经济绩效在长期可以得到更加充分的展现，其对农业增长的促进效应随时间推移而逐渐增大。

表4 时间异质性分析：确权经济绩效的多期滞后效应

	总产值：ln $Y_{it}$			人均总产值：ln $y_{it}$		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$ALT_{it-1}$	0.0068** (0.0029)			0.0074*** (0.0029)		
$ALT_{it-2}$		0.0096** (0.0040)			0.0105** (0.0041)	
$ALT_{it-3}$			0.0109** (0.0052)			0.0120** (0.0059)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
第一阶段F值	47.31	22.68	18.23	47.74	23.04	18.13
$R^2$	0.9035	0.8614	0.8400	0.9369	0.9072	0.8897
观测值数量	620	620	620	620	620	620

注：①括号中的数字为聚类调整至省份的稳健标准误。②\*\*和\*\*\*分别表示5%和1%的显著性水平。③表中第一阶段F值为弱识别检验的Cragg-Donald Wald F统计量，均大于10% maximal IV size的值16.38，拒绝弱识别假设。④欠识别检验Kleibergen-Paap rk LM统计量的p值均小于0.01，拒绝识别不足假设。

### （二）机制分析

本文认为新一轮农地确权增强了中国农村土地产权的稳定性。为了检验该机制是否成立，在模型（4）和模型（5）中引入以下两个反映政策实施前各省份农地产权稳定性的变量作为调节变量，将其

转化为可以被直接检验的命题。

1.政策实施前农村居民财产性收入水平。财产性收入是指居民通过拥有的财产（包括定期存款等动产以及土地等不动产）所获得的收入。当前，承包地是中国农村居民拥有的最主要财产，从农地流转获取的租金收入和征地补偿收入是农民获取财产性收入的主要途径，石磊和张翼（2010）发现农户土地承包经营权越稳定、与集体土地所有权的边界越清晰，越有助于促进农户财产性收入的增长。因此有理由认为，农村居民的财产性收入水平与农地产权的稳定性正向相关。此时待验证的机制转化为：如果新一轮农地确权可以通过增强农地产权稳定性进而促进中国农业增长，那么在政策实施前农村居民财产性收入与纯收入的比值更低的省份，新一轮农地确权对其农业增长的促进效应就应该更大。

表 5（1）列和（4）列分别报告了模型（9）和模型（10）在以政策实施前农村居民财产性收入水平（ $PIR_{i,2013}$ ）作为调节变量时的估计结果。要强调的是，由于上文证明了  $ALT_{it-1}$  为内生变量，因此模型中的交互项也为内生变量，本文采用标准处理方法，将模型交互项的工具变量定义为：

$$IV\_PIR_{it} \equiv Policy_{it} \times Wa_{it-1} \times PIR_{i,2013} \quad (11)$$

此时（9）式和（10）式的工具变量估计模型变为 2 个内生变量、2 个工具变量，仍然属于恰好识别的情形。

表 5 机制分析：农地确权与农地产权稳定性

	总产值：ln $Y_{it}$			人均总产值：ln $y_{it}$		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$ALT_{it-1}$	0.0073** (0.0029)	0.0064** (0.0026)	0.0069*** (0.0027)	0.0080*** (0.0029)	0.0073*** (0.0028)	0.0079*** (0.0029)
$ALT_{it-1} \times PIR_{i,2013}$	-0.0088** (0.0038)		-0.0079*** (0.0030)	-0.0090** (0.0036)		-0.0084*** (0.0031)
$ALT_{it-1} \times LTR_{i,2013}$		-0.0041** (0.0020)	-0.0037** (0.0018)		-0.0027 (0.0018)	-0.0023 (0.0017)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
第一阶段F值	22.32	23.98	15.06	22.36	23.81	9.32
R <sup>2</sup>	0.9002	0.9120	0.9083	0.9340	0.9387	0.9356
观测值数量	620	620	620	620	620	620

注：①括号中的数字为聚类调整至省份的稳健标准误。②\*\*和\*\*\*分别表示 5%和 1%的显著性水平。③调节变量均进行了中心化处理，表示对其均值的偏离，这种转换不会影响交互项的显著性。此时新一轮农地确权的系数表示调节变量处于其平均水平（取值为 0）时对农业增长的影响。④表中第一阶段 F 值为弱识别检验的 Cragg-Donald Wald F 统计量，均大于 Stock and Yogo (2005) 提出的 10% maximal IV size 参考值，拒绝弱识别假设。⑤欠识别检验 Kleibergen-Paap rk LM 统计量的 p 值均小于 0.01，拒绝识别不足假设。

表 5 中， $PIR_{i,2013}$  是对 2013 年农村居民财产性收入与纯收入的比值进行中心化处理后的变量，

该比值的全国平均值为 0.0337，各省份的比值从 0.0104 到 0.1103 不等，这反映了政策实施前各省份农村土地产权稳定性的差异。表 5（1）列和（4）列显示，核心解释变量与交互项均显著且系数  $\delta_1$  和  $\delta_2$  符号相反，这支持了本文的机制解释。其中系数  $\delta_2$  的含义是，若政策实施前一省农村居民财产性收入与纯收入的比值相较于全国平均水平每提高 0.1，会导致农地确权对农业增长的促进作用下降 0.09 个百分点，而系数  $\delta_1$  则表示在该比值处于全国平均水平（ $PIR_{i,2013}=0$ ）时，新一轮农地确权对农业增长影响的大小。

2.政策实施前农村家庭承包耕地流转水平。依据经典的产权经济学理论，土地产权的不完全、不稳定及其导致的交易费用和契约风险是阻碍土地流转和土地租赁市场形成的主要因素（Barzel, 1982），而且有充分证据表明，家庭的承包地流转意愿与当地农村土地产权的稳定性正向相关（张照新, 2002）。因此，本文又选取农村家庭承包耕地流转水平作为各省份农地产权稳定性的度量，此时待验证的机制转化为：如果新一轮农地确权可以通过增强农村土地产权稳定性促进中国农业增长，那么在政策实施前农村家庭承包耕地流转面积与家庭承包耕地总面积的比值更低的省份，新一轮农地确权将为其带来更大的农业产出增长。

表 5（2）列和（5）列分别报告了模型（9）和模型（10）在以政策实施前农村家庭承包耕地流转水平（ $LTR_{i,2013}$ ）作为调节变量时的估计结果。同样的，将模型交互项的工具变量定义为：

$$IV\_LTR_{it} \equiv Policy_{it} \times Wa_{it-1} \times LTR_{i,2013} \quad (12)$$

2013 年全国农村家庭承包耕地流转面积与家庭承包耕地总面积比值的均值为 0.2572，各省份的变化范围是 0.0530 到 0.6581，这也反映了政策实施前各省份农村土地产权稳定性的差异，表 5 中的  $LTR_{i,2013}$  是对其进行中心化处理后的变量。表 5（2）列显示，核心解释变量与交互项估计结果均显著且系数  $\delta_1$  和  $\delta_2$  符号相反，因此，在总产值层面本文的机制解释得到进一步支持。其中系数  $\delta_2$  的含义是，若政策实施前一省农村家庭承包耕地流转面积与家庭承包耕地总面积的比值每高于全国平均水平 0.1，会导致农地确权对该省农业增长的促进作用下降 0.04 个百分点，而系数  $\delta_1$  则表示在该比值处于全国平均水平（ $LTR_{i,2013}=0$ ）时，新一轮农地确权对农业增长影响的大小。

表 5（3）列和（6）列则报告了同时控制两个交互项（此时模型变为 3 个内生变量、3 个工具变量）的结果，系数  $\delta_1$  表示在反映政策实施前农地产权稳定性的两个比值均处于全国平均水平时，新一轮农地确权对农业增长影响的大小。

## 五、结论

农村土地制度和农业经济增长的关系一直是农业经济学和发展经济学领域研究的重点。新一轮农地确权作为中国深化农村土地制度改革的重要举措，旨在使农户所承包经营的土地面积和位置更加准确，进一步明晰土地产权，丰富土地权能，因此一经推出就迅速成为学界和政界关注和研究的热点问题之一。本文收集了反映各省份确权完成进度的数据，以新一轮农地确权作为核心解释变量，在使用有效工具变量解决内生性问题的基础上，利用 2000—2019 年的省级面板数据，直接测量了新一轮农

地确权对中国农业增长的效应，并对可能的内在机制进行了检验。本文研究的发现主要有以下几点：

第一，新一轮农地确权显著促进了中国的农业增长，在不增加劳动力、土地、化肥等其他生产要素投入的情况下，仅此产权制度改革本身即贡献了农业实际增长的约 8%，这在总量上意味着 660 多亿元的农业产出增长；第二，新一轮农地确权对农业增长的影响具有较明显的时间异质效应，其对农业增长的促进效应随时间推移而逐渐增大，确权政策的经济绩效在长期可以得到更加充分的展现；第三，进一步的机制分析表明，新一轮农地确权之所以能够促进中国农业增长，是因为在有效解决中国农村家庭承包耕地长期存在的地块四至不清、面积不准、空间位置不明、颁证不到位等问题后，确实起到了改进农村地区模糊的土地产权、增强农村土地产权稳定性的作用。

本文的实证结果可以得到的一个政策含义是：在中国当下，提高农村土地产权的稳定性可以实现促进农业增长的作用。因此，中国未来深化农村土地制度改革的方向就应当是继续沿着当前路线，在“三权分置”的基础上，进一步稳定农村集体经济组织、承包农户及土地经营者的土地产权关系，并对农户土地产权的稳定性和安全性给予更多的保障，在保持农村土地使用权长期稳定的前提下，从法律层面赋予农户更多的土地权能，进而为中国农业生产力和产出持续增长提供强劲动力。

然而，本文在分析过程中，使用的数据多来自于统计资料，只是在宏观层面证明了新一轮农地确权对中国农业产出增长的促进作用，缺少基于田野调查的第一手调研观察数据，没有进一步探讨农地确权政策可以在多大程度上影响农户关于土地产权稳定性的实际心理预期，以及更深入研究在现实世界中，农户会如何认识和理解农地确权政策对其农业生产的影响，这也是未来一个可能的研究方向。

#### 参考文献

- 1.陈江华、罗明忠、洪炜杰，2020：《农地确权、细碎化与农村劳动力非农转移》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第2期，第88-96页。
- 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4期，第88-98页。
- 3.丁琳琳、吴群，2015：《财产权制度，资源禀赋与农民土地财产性收入——基于江苏省1744份农户问卷调查的实证研究》，《云南财经大学学报》第3期，第80-88页。
- 4.丰雷、蒋妍、叶剑平，2013：《诱致性制度变迁还是强制性制度变迁？——中国农村土地调整的制度演进及地区差异研究》，《经济研究》第6期，第4-18页、第57页。
- 5.贺雪峰，2015：《农地承包经营权确权的由来、逻辑与出路》，《思想战线》第5期，第75-80页。
- 6.胡新艳、陈小知、米运生，2018：《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》第12期，第83-102页。
- 7.冀县卿、钱忠好，2010：《中国农业增长的源泉：基于农地产权结构视角的分析》，《管理世界》第11期，第68-75页、第188页。
- 8.李尚蒲、罗必良，2005：《农地调整的内在机理及其影响因素分析》，《中国农村经济》第3期，第18-33页。
- 9.李哲、李梦娜，2018：《新一轮农地确权影响农户收入吗？——基于CHARLS的实证分析》，《经济问题探索》第8期，第182-190页。

- 10.林文声、秦明、苏毅清、王志刚, 2017: 《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》第7期, 第29-43页。
- 11.林文声、王志刚、王美阳, 2018: 《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》第8期, 第64-82页。
- 12.刘恺、罗明忠, 2018: 《农地确权、集体产权能弱化及其影响——基于细碎化情景的讨论》, 《经济经纬》第6期, 第44-50页。
- 13.陆铭、陈钊, 2004: 《城市化, 城市倾向的经济政策与城乡收入差距》, 《经济研究》第6期, 第50-58页。
- 14.罗必良、洪杰杰, 2020: 《农地确权与农户要素配置的逻辑》, 《农村经济》第1期, 第1-7页。
- 15.罗必良、张露, 2020: 《中国农地确权: 一个可能被过高预期的政策》, 《中国经济问题》第5期, 第17-31页。
- 16.罗必良, 2016: 《农地确权、交易含义与农业经营方式转型——科斯定理拓展与案例研究》, 《中国农村经济》第11期, 第2-16页。
- 17.石磊、张翼, 2010: 《农地制度、财产性收入与城乡协调发展》, 《学术月刊》第4期, 第62-68页。
- 18.孙琳琳、杨浩、郑海涛, 2020: 《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》, 《经济研究》第11期, 第156-173页。
- 19.孙圣民、陈强, 2017: 《家庭联产承包责任制与中国农业增长的再考察——来自面板工具变量法的证据》, 《经济学(季刊)》第2期, 第815-832页。
- 20.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, 第1-10页。
- 21.姚洋, 2000: 《中国农地制度: 一个分析框架》, 《中国社会科学》第2期, 第54-65页、第74页。
- 22.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, 第64-73页。
- 23.应瑞瑶、何在中、周南、张龙耀, 2018: 《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》第3期, 第110-127页。
- 24.张照新, 2002: 《中国农村土地流转市场发展及其方式》, 《中国农村经济》第2期, 第19-24页。
- 25.Acemoglu, D., S. Johnson, and J. A. Robinson, 2001, "The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation." *American Economic Review*, 91(5): 1369-1401.
- 26.Bai, Y., and J. K. Kung, 2014, "The Shaping of an Institutional Choice: Weather Shocks, the Great Leap Famine, and Agricultural Decollectivization in China." *Explorations in Economic History*, 54: 1-26.
- 27.Barzel, Y., 1982, "Measurement Cost and the Organization of Markets." *The Journal of Law and Economics*, 25(1): 27-48.
- 28.Besley, T., 1995, "Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana", *Journal of Political Economy*, 103(5): 903-937.
- 29.Chari, A., E. M. Liu, S. Y. Wang, and Y. Wang, 2021, "Property Rights, Land Misallocation, and Agricultural Efficiency in China." *The Review of Economic Studies*, 88(4): 1831-1862.
- 30.Gollin, D., S. Parente, and R. Rogerson, 2002, "The Role of Agriculture in Development", *American Economic Review*, 92(2): 160-164.

- 31.Lin, J. Y., 1992, "Rural Reforms and Agricultural Growth in China." *American Economic Review*, 82(1): 34-51.
- 32.McMillan, J., J. Whalley, and L. Zhu, 1989, "The Impact of China's Economic Reforms on Agricultural Productivity Growth." *Journal of Political Economy*, 97(4): 781-807.
- 33.North, D. C., and R. P. Thomas, 1973, *The Rise of the Western World: Thirteenth-Century Europe*, Cambridge: Cambridge University Press .
- 34.Ranis, G., and J. C. Fei, 1961, "A Theory of Economic Development", *American Economic Review*, 51(4): 533-565.
- 35.Stock, J. H., and M. Yogo, 2005, "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression", In: *Identification and Inference for Econometric Models, Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, Cambridge: Cambridge university press.
- 36.Wooldridge, J. M., 2010, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MA: MIT Press.
- 37.Xu, Z., 2012, *The Political Economy of Agrarian Change in the People's Republic of China*, Dissertation, University of Massachusetts, Amherst.

(作者单位: 上海财经大学经济学院)

(责任编辑: 陈静怡)

## **The Effects of the New Round of Agricultural Land Titling on China's Agricultural Growth: An Empirical Study Based on Panel Instrument Variables Approach**

WANG Guoyun CHEN Bo

**Abstract :** Has the new round of agricultural land titling effectively promoted agricultural growth in China? A number of studies have questioned the economic performance of the land titling policy, and numerous empirical studies based on micro-survey data have not reached a consistent conclusion. This article collects data reflecting the progress of the completion of land titling in each province, uses the new round of agricultural land titling as the core explanatory variable, and directly measures the effect of the new round of agricultural land titling on China's agricultural growth on the basis of using effective instrumental variables to address the endogeneity issue. The estimation results from the panel instrument variables approach indicate that, without adding other production factors, agricultural land system reform alone can significantly increase China's gross agricultural output in the narrow sense by about 1%. If the average time from the beginning of full-scale promotion of agricultural land titling to its basic completion in each province is three years, the land titling policy itself contributes about 8% of the actual agricultural growth in three years. This means an increase in agricultural output of more than 66 billion Yuan in total. The analysis of temporal heterogeneity shows that the economic performance of the land titling policy has been better demonstrated in the long run, and its promoting effect on agricultural growth has gradually increased over time.

**Key Words:** Agricultural Land System Reform; New Round of Agricultural Land Titling; China's Agricultural Growth; Panel Instrument Estimation