

# 农地产权稳定性与农地生产率\*

## ——基于新一轮农地确权的研究

高叙文<sup>1,2</sup> 方师乐<sup>3</sup> 史新杰<sup>4</sup> 卫龙宝<sup>4</sup>

**摘要：**产权和生产率的关系一直是发展经济学研究的热点，而中国新一轮的农地确权的为探究两者的关系提供了一个良好的外生自然实验。本文利用浙江大学中国家庭大数据库（CFD）2015年和2017年的数据，通过面板固定效应模型，研究了农地确权政策是否、多大程度上以及如何影响农地生产率。研究结论显示，农地确权会显著提高农地生产率（3.7%），且其效应存在时间异质性。对确权1年以内的农户没有影响，但能显著提高确权1年以上农户的农地生产率（5%）。进一步的机制探究发现，稳定的产权能增加农户对农地的长期投资，同时加速农户的农地流转行为，进而提升农地生产率。

**关键词：**农地确权 农地生产率 产权稳定性 滞后效应

**中图分类号：**F301.1 **文献标识码：**A

### 一、引言

有关产权稳定性是否影响经济效率的问题长期以来一直是学术界研究的热点。已有研究表明，不稳定的产权会减少产权主体的投资行为，不利于经济增长（Mauro, 1995; Acemoglu et al., 2001）。然而在发展中国家，由于历史、政治、文化等诸多因素，农地产权不稳定、不充分的现象屡见不鲜。

在中国，农地的所有权属于村集体，农民只拥有农地的承包经营权。地方政府不可预期的征地和农地调整行为是造成产权不稳定的主要原因，为此中央政府出台了多项政策致力于缓解该问题，进一步稳定农民的农地承包经营权，比如1998年的《中华人民共和国土地管理法》首次在法律层面要求向农户颁发农地经营权证书。随着2008年《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》的出台，中央开启了新一轮的农地确权工作，该轮确权进一步强调了农地的所有权、承包权和经营权的分离，且解决了之前确权政策执行过程中存在的地块“四至不清，面积不准”等问题，是稳定农地

---

\*本文研究得到浙江省自然科学基金项目“社会化服务视角下农地确权的资源配置效应研究”（编号：LY21G030005）、国家自然科学基金项目“农村机会不平等的趋势与影响研究”（编号：72003170）、国家自然科学基金项目“中国农业机械跨区服务的形成机制和技术外溢研究”（编号：71808031）、浙江省智库研究项目“农村公共服务数字化”（编号：21ZK17YB）的支持。本文通讯作者：方师乐。

产权的又一大举措。该政策的出台也为学界研究产权的经济效应提供了一个很好的自然实验。

目前关于农地确权政策的研究主要集中在以下几方面：一是农地确权对农地流转的影响，学界的主流观点是农地确权能够促进农地流转（程令国等，2016；冀县卿、钱忠好，2018；叶剑平等，2018；胡新艳等，2018；De Janvry et al., 2015；Gao et al., 2021），但也有少部分学者提出了反对意见，罗必良、洪炜杰（2020）等研究认为，农地确权在提升农户产权强度的同时，有可能因农地的人格化财产特征而强化“禀赋效应”，并进一步因“产权身份垄断”与“产权地理垄断”而加剧对经营权流转的抑制，纪月清等（2021）的实证研究则进一步证实了上述观点；二是农地确权对农民信贷的影响，周南等（2019）研究发现，农民信贷可得性依赖于农地确权和农地抵押的双重作用；三是农地确权对农户行为的影响，包括农户的耕地保护行为（郑淋议等，2021；钱龙等，2021）、对土地的长期投资（钟甫宁、纪月清，2009；黄季焜、冀县卿，2012；应瑞瑶等，2018；Goldstein et al., 2018）、对农户劳动力配置的影响（李江一等，2021；宁静等，2018）、对农地抛荒行为（罗明忠等，2017）的影响等。

除上述几方面内容之外，农地确权对农地生产率的影响也是学界关注的重点。国外的主流文献认为，稳定的产权能提高农地生产率，且做了大量论证（例如，Banerjee et al., 2002；Bardhan and Mookherjee, 2011；Newman et al., 2015），也有少部分研究表明，由于市场的不完善等原因，农地确权并不能提高农地生产率（Heltberg, 2002；Jacoby and Minten, 2007）。国内对这一问题的研究较少，其中林文声等（2018）具有代表性，他们的研究发现，农地确权能在总体上减少农业生产效率损失，但该影响只存在于没有发生土地调整且农业机械化条件较好的村庄。

在现有研究的基础上，本文研究尝试做如下方面的拓展：①研究视角方面，在资源约束日益加大、粮食供求长期处于紧平衡的背景下，本文研究侧重于探究农地确权是否能够通过改善资源配置及促进农户投资来增大农地单产。不同于林文声等（2018）考察确权对农业生产效率的影响，本文关注的重点是确权对农地生产率的影响，即农地确权是否能提高亩均产量。②研究内容方面，本文不仅考察农地确权对农地生产率的总体效应，也考察农地确权的时间、事前产权状态和农地规模的异质效应。③研究方法方面，目前国内对农地确权的研究大多使用截面数据，或是小范围的面板数据，这就导致无法控制某些不可观测的固定效应或是结果不具有代表性，而本文研究使用全国范围的面板数据，利用固定效应模型可以更精确地识别确权的影响。④作用机制分析方面，本文选取是否施用有机肥作为农业长期投资的代理变量，能更好地识别农业长期投资这一作用机制<sup>①</sup>。

本文试图回答以下几个问题：农地确权是否会显著提高农地生产率？农地确权对农地生产率的影响是否存在时间异质效应？倘若农地确权提高了农地生产率，其作用机制是什么？本文余下部分的安排如下：第二部分介绍理论假说，第三部分介绍数据来源及研究模型，第四部分报告估计结果并对结果进行分析，第五部分是机制解释，最后一部分对全文进行总结并讨论。

<sup>①</sup>林文声等（2018）的研究用2014年以来购买拖拉机、大型农具的总花费（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。

## 二、新一轮农地确权对农地生产率的影响机理

产权和生产率之间的关系一直是发展经济学研究的重要领域，其中农地产权和农地生产率更是发展经济学家们关注的热点。对于农地产权影响农地生产率的路径，现有文献主要围绕三个方面展开：农户可以通过农地经营权证抵押等途径提高农户信用贷款的获得率，从而加大对农业的投资（周南等，2019）；稳定的产权会增加农户的投资信心，从而加大对农地的中长期投资（黄季焜等，2012）；农地确权能进一步加强农地流转市场的发育，从而使具有农业比较优势的农民取得更多的农地，提高农地生产率（Feder，1988）。截止到目前，已有很多文献对上述三种途径进行了研究。

虽然从理论上来说，农地确权能增加农户信贷的可获得性，使得面临融资约束的农户可以投资于更先进的农业技术（林文声等，2018），从而加大对农业的投资，提高农地生产率（Ghebru and Holden，2015）。但目前学界仍没有明确证据表明农地确权能提高农户信用贷款的获得率。Boucher et al.（2005）对尼加拉瓜和洪都拉斯的研究、Field and Torero（2006）对秘鲁的研究都发现农地确权之后农户信用贷款的门槛依旧非常高。Galiani and Scharfrodsky（2010）对阿根廷的研究依旧没有发现农地确权能显著提高农户对信用贷款的获得率。周南等（2019）研究发现，农民信贷获得率依赖于农地确权和农地抵押的双重作用。

较多研究显示，稳定的产权制度能够提高农户对农地的中长期投资，进而提高生产率，且不论在理论方面（Banerjee et al，2002），还是在实证方面都已进行了相关论证，如 Deininger and Jin（2006）对非洲的相关研究，Lanjouw and Levy（2002）在拉丁美洲做的相关研究及 Jacoby et al.（2002）、Do and Iyer（2008）、Gao et al.（2021）在亚洲做的相关实证研究。其作用机制主要为以下两方面：一方面，农地确权能降低农地被随意调整及征收的风险，从而增强农户投资的积极性（Bardhan and Mookherjee，2011）；另一方面，通过对地块的精确测绘能够明晰权属，避免产权模糊所引发的收益归属权不清等问题（Ghebru and Holden，2015）。综上所述，关于农地确权和农户投资的因果关系研究已经较为成熟，相关研究众多，且在不同的时期和不同国家背景下皆有论证，并基本达成了共识——农地确权促进了农户对农地的投资，因而增加了农地生产率。因此，本文提出第一个假设：

H1：农地确权颁证能显著提高农户对农地的长期投资。

关于农地产权与农地流转市场发育的关系，国内外文献的主流观点是，产权边界的不清晰和不稳定使得农地流转存在着不可预见的风险，从而限制了农地流转的规模和范围，而农地确权增强了产权的稳定性，从而加速了农地流转（程令国等，2016）。一方面，确权过程中土地承包合同和证书的发放可以在一定程度上增强农户地权的稳定性。叶剑平等 2008 年对中国 17 省的农地调查发现，农村土地承包合同和证书的发放对农户农地流转量存在正向影响，且持有承包合同和证书的农地，其流转价格要比没有两证的显著高出 65.7%（叶剑平等，2010）。另一方面，由于农地确权过程进行了大规模的宣传，农地经营权得到了普遍的认同，从而有效减少了农地交易双方的信息不对称，降低了农地流转的交易费用，促进了农地流转（林文声等，2017）。此外，由于农地的精准测绘进一步明晰了农地产权，降低了农地流转过程中可能出现纠纷的概率，进而促进了农地流转。综合以上所述，本文提出

了假说 2:

H2: 农地确权能增加农户农地流转的参与率。

倘若农地确权增加了农户的农业投资,并促进了农地流转,这都将进一步提高农地生产率。一方面,农户增加对农业的投资,如采取保护性耕作等绿色农业行为,从长期来看,能提高农地肥力,这将进一步促进农地生产率的提高;另一方面,农地流转市场的发育也在提高农地生产率方面扮演着不可忽视的角色,具体来说有以下三点:首先,良好的农地市场可以通过农地流转促使农地流转给那些更具有农业比较优势的农户(Gao et al., 2021),从而提高资源配置效率,进而提高生产率(Chen et al., 2017)。Deininger and Jin (2009)和 Adamopoulos et al. (2017)在中国背景下的研究也证实了上述结论。其次,农地流转能促进农地集中,更有利于农户引进先进的农业机械、技术和管理手段(钱龙、洪名勇, 2016),实现规模经营。最后,农地确权有助于保障农地交易自由化(Hare, 2008),增强农户农业投资收回成本的信心,从而增加其对农地的投入。基于此,本文提出假说 3:

H3: 农地确权颁证能显著提高农地生产率。

### 三、研究设计

#### (一) 变量说明

本文变量的选择、定义和赋值见表 1,具体包括因变量、核心自变量、中介变量和控制变量 4 类。

1. 因变量——农地生产率。已有的关于农地生产率的研究大多采用农地单位面积产量来衡量,如 Deininger et al. (2014)、Jacoby and Minten (2007)等,这往往与发展中国家出于确保国家粮食安全的目的相关(石晓平、郎海如, 2013)。本文研究侧重于探究农地确权是否能够通过改善资源配置及促进农户投资来增大农地单产,与已有的文献相一致,本文中农地生产率的定义为单位农地的产出率,用单位面积农地的粮食产量来表示。具体计算公式为:粮食作物(小麦、水稻和玉米)总产量除以播种面积。本文之所以选择小麦、水稻和玉米,是因为该三种作物是中国产量最高的三大粮食作物,具有较好的代表性。

2. 核心自变量——农地确权。一项新政策是否有效很大程度上取决于农民的接纳程度,叶剑平等(2018)的研究表明是否颁证显著影响农民对农地确权工作的满意度,而农民的满意度将直接影响确权政策的执行效果。基于此,本文选取农地产权证书的颁发作为农地确权的代理变量。具体来说,本文参考郑淋议等(2021),通过“您家耕地的承包经营权证是哪一年发放的?”这一问题来识别。新一轮的农地确权虽然 2009 年开始在全国范围内试点,但 2008 年已在成都全国统筹城乡综合改革试验区中进行了尝试。区别于现有研究笼统地衡量新一轮农地确权(林文声等, 2017),本文将新一轮农地确权的起始时间定为 2008 年。

3. 中介变量。根据第二部分的假说 1 和假说 2,农户对农地的长期投资及农地流转为农地确权影响农业生产率的两个主要中介变量。现有文献普遍采用多年生植物种植面积占比(Do and Iyer, 2008)、是否修筑梯田、是否种植树木(Deininger and Jin, 2006)、是否施用有机肥(黄季焜等, 2012)等作为农业长期投资的代理变量。由于本文的数据仅涵盖了是否施用有机肥的相关问题,参考黄季焜等

(2012)的做法,本文以是否施用有机肥作为农户对农地长期投资的代理变量。为了衡量农地确权是否能提高农地流转的参与率,本文将农户参与农地流入或者参与农地流出统一定义为参与农地流转。

4. 控制变量。由于本文的分析集中在家庭层面,并控制了村庄和年份固定效应。因此控制变量主要为家庭层面的一系列特征。为了控制家庭层面的一些可能影响被解释变量的特征,本文参考周广肃等(2017)的研究,选择的控制变量包括户主性别、户主年龄、户主教育水平。除了户主的特征外,还控制了家庭拥有耕地面积、是否拥有农用机械、家庭人口数、家庭劳动力数量、家庭80岁以上老人人数<sup>①</sup>、家庭16~35岁年轻劳动力人数,旨在控制家庭资源禀赋、经济资本和人力资本的潜在影响。

## (二) 模型设定

1. 基准模型。为了验证假说3,本文建立如下计量模型:

$$y_{ijt} = \delta Certif_{ijt} + \gamma_i + \alpha_t + \beta u_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

(1)式中 $y_{ijt}$ 表示 $i$ 村庄 $j$ 家庭在第 $t$ 年的农地生产率。 $Certif_{ijt}$ 是本模型的核心自变量农地确权,取虚拟变量是否确权(是=1),定义为农户若获得农地承包经营权证书则赋值为1,为处理组;反之则为控制组。 $\gamma_i$ 为村级固定效应, $\alpha_t$ 为年份固定效应,用来控制村层面和特定年份不随时间变化的因素造成的影响。 $u_{ijt}$ 为家庭层面的特征,用来捕捉家庭层面随时间变化的因素造成的影响。 $\varepsilon_{ijt}$ 为误差项,包含其他不可观测的因素和随机偏误。

为了进一步探讨农地确权的时间长短对生产率的异质性影响,本文建立如下固定效应模型:

$$y_{ijt} = \delta_1 ShortCertif_{ijt} + \delta_2 LongCertif_{ijt} + \gamma_i + \alpha_t + \beta u_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

(2)式中, $ShortCertif_{ijt}$ 和 $LongCertif_{ijt}$ 分别代表确权的短期效应和长期效应,皆为虚拟变量,以未确权农户为对照组。本文参考De Janvry et al.(2015)的做法,以1年作为区分短期和长期的时间窗口。

2. 机制分析。依据前文所述,农地确权通过影响农户投资和农地流转行为来进一步影响农地生产率,即假说1和2。本文参考黄季焜等(2012)的做法,以是否使用有机肥作为农户长期投资的衡量指标,建立如下线性概率模型:

$$Org_j = \theta Certif_j + \beta \mu_j + \varepsilon_j \quad (3)$$

(3)式中, $Org_j$ 为是否施用有机肥的虚拟变量(是=1)。该模型能进一步检验假说1,即农地确权与农户对农地的长期投资之间的关系。如第二部分所述,确权影响农地生产率的另一个可能途径是加速农地向更具比较优势的农户流转,提高农地资源的配置效率,从而提升生产率。虽然本文不能

<sup>①</sup>周春芳(2013)研究表明,80岁以上老人数会显著影响家庭劳动力供给。

直接检验农地确权是否促进了农地资源的有效配置，但可以从侧面验证其对农地流转的影响，即假说 2。为此，本文建立如下实证方程：

$$Rent_{ijt} = \theta Certif_{ijt} + \beta \pi_{ijt} + \tau \omega_{it} + \gamma_i + \alpha_t + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

(4) 式中， $Rent_{ijt}$  是  $i$  村庄  $j$  家庭在第  $t$  年的农地租入或租出的虚拟变量， $Certif_{ijt}$  为确权的虚拟变量， $\omega_{it}$  为村级层面协变量， $\pi_{ijt}$  为家庭层面协变量。

### (三) 数据来源和描述性统计

本文研究主要使用浙江大学的中国国家家庭大数据库 (CFD) 2015 年和 2017 年的数据。中国国家家庭大数据库起始于 2011 年，包含 2011—2017 年间 4 轮中国农村家庭的追踪调查 (CRHPS) 数据。该数据样本的选取基于系统抽样和分层抽样方法，具有一定的全国代表性，涵盖了家庭成员的就业、收支等基本信息，以及家庭农地、农业生产经营等情况。此外，该数据还涉及村级层面的基本情况。其中，2011 年的样本涵盖全国 25 个省 (市、区)，2013 年样本扩展到全国 29 个省份 378 个村庄。为了增加样本的省级代表性，2015 年依旧在全国 29 个省份的基础上扩大样本量，样本涵盖 596 个村庄。为了进一步扩充农村样本，2017 年样本涵盖范围增加至 775 个村庄。

CRHPS2015 年和 2017 年的数据包含详细的农户生产经营情况，如主要作物的产量和播种面积。家庭层面和村级层面的调查都包括了农地确权相关问题，如是否确权及确权的时间，因此，CRHPS2015 年和 CRHPS2017 年的数据是目前研究农地确权问题较权威的面板数据之一。2011 年和 2013 年的数据没有详细的农地确权和农业生产信息，因此，没有被纳入本文的研究。

变量的描述性统计结果见表 1，从均值来看，已确权的农户农地生产率反而低于未确权农户的农地生产率，似与本文的推论相悖，但值得注意的是这里并没有控制其他可能影响生产率的因素。已确权农户的农地流入率、流出率及有机肥施用率都高于未确权农户。

表 1 主要变量描述性统计

变量	变量定义	已确权	未确权
农地生产率	小麦、水稻和玉米的总产量 (公斤) 除以总播种面积 (亩)	443.08	457.198
户主性别	男=1, 女=0	0.881	0.869
户主教育水平	受教育年限 (年)	2.665	2.682
户主年龄	户主年龄 (岁)	55.039	53.747
耕地面积	家庭拥有耕地面积的对数 (亩)	8.374	9.034
农用机械	是否拥有农用机械 (是=1, 否=0)	1.447	1.330
家庭人口数	家庭总人口	3.613	3.765
家庭劳动力数量	家庭 16 至 65 岁劳动力人数	1.062	0.665
老人人数	家庭 80 岁以上老人人数	1.598	2.537
年轻劳动力人数	家庭 16 至 35 岁年轻劳动力人数	0.057	0.045
农地流入参与率	是否参与农地流入 (是=1, 否=0)	0.263	0.176

农地流出参与率	是否参与农地流出（是=1，否=0）	0.226	0.209
是否施用有机肥	是否施用有机肥（是=1，否=0）	0.543	0.457
样本量		3617	8554

#### 四、实证结果与分析

##### （一）内生性检验

本文的识别策略存在的主要威胁是试点选择的内生性问题。假设政府在挑选试点时倾向于选择那些农地生产率相对较高的试点村先进行改革，那么本文的识别策略就存在反向因果问题。为此本文在对基准模型进行回归之前，首先对这一问题进行讨论。由于农地确权以村为最小单位进行，因此本文在进行确权政策内生性检验时，选取村为基本单位。为了探究村庄层面随时间变化的特征对村庄确权时间前后的影响，本文建立了以下固定效应模型：

$$Title\_Years_{it} = \theta R_{it} + \chi_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

（5）式中， $Title\_Years_{it}$  为村庄  $i$  已确权的时间，即村  $i$  在所调查年份  $t$  减去确权的年份； $R_{it}$  为村庄层面的特征，即该模型的核心变量，用来探究村庄层面随时间变化的特征对确权时间前后的影响； $\chi_i$  为村固定效应，用来控制村层面不随时间变化的因素的影响； $\alpha_t$  为年份固定效应，用来控制特定年份的影响； $\varepsilon_{it}$  为误差项。

估计结果显示，村庄层面的特征变量在统计上均不显著<sup>①</sup>，说明村庄特征不会影响确权的先后。进一步的联合 F 检验 P 值为 0.558，表明在考虑全部的解释变量后，村庄层面随时间变化的特征对村庄确权时间的前后不存在显著影响，因此可以判定农地确权政策的外生性假设成立。

##### （二）基准回归

本文通过估计模型（1）来验证假说 3，结果如表 2 所示。回归（1）至（4）均控制了家庭层面的生产要素投入。和预期一致，回归（1）显示，农地确权变量的估计系数为 16.8，且在 5% 的显著性水平上显著，验证了假说 3。农地确权能显著提高农地生产率，平均效应为 3.7%（16.8/454.073）。为了进一步检验本文的结果，排除其他因素的干扰，本文在回归（2）中加入了家庭特征，结果依旧十分稳健。由于本文识别策略最大的威胁是农地确权政策的推进在时间趋势上和其他因素相关，从而导致本文的结果有偏。为了进一步排除该因素的干扰，本文控制了一系列的时间趋势。在回归（3）中加入村级时间趋势（村级特征×年份虚拟变量），结果依旧变化不大，确权能显著提高农地生产率，平均效应为 3.6%（16.567/455.596），与基本回归相一致。回归（4）将村级时间趋势替换为家庭时间趋势（家庭特征×年份虚拟变量），农地确权变量系数仍变化很小，再一次验证了结果的稳健性。

表 2 农地确权对农地生产率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
--	-----	-----	-----	-----

<sup>①</sup> 因篇幅限制未将估计结果在正文中呈现，感兴趣的读者可以向作者索取。

农地产权稳定性与农地生产率

	被解释变量：农地生产率			
是否确权（确权=1）	16.800** (8.106)	16.546** (8.117)	16.567** (8.225)	16.473** (8.130)
家庭拥有耕地面积（对数形式）		-12.127** (4.809)	-11.359** (4.849)	-20.763*** (5.849)
是否拥有农用机械（是=1）		7.274 (7.380)	7.040 (7.503)	8.214 (8.599)
家庭人口数		1.405 (2.100)	0.938 (2.137)	2.033 (2.263)
家庭劳动力数量		-0.397 (2.766)	0.218 (2.845)	-2.970 (3.241)
家庭 80 岁以上老人人数		-0.839 (3.346)	-0.486 (3.355)	-2.375 (32.130)
家庭 16 至 35 岁年轻劳动力人数		-8.279 (10.017)	-11.804 (10.402)	-15.392 (10.711)
户主性别（男=1）		3.390 (10.180)	3.040 (10.393)	3.915 (12.232)
户主年龄		0.070 (0.349)	0.094 (0.353)	-0.560 (0.515)
户主教育水平（年）		13.757*** (3.408)	13.655*** (3.485)	12.514*** (3.835)
年份固定效应	是	是	是	是
村固定效应	是	是	是	是
村级特征×年份虚拟变量	否	否	是	否
家庭特征×年份虚拟变量	否	否	否	是
因变量均值	454.073	454.235	455.596	454.235
样本量	8174	8151	7943	8151
R <sup>2</sup>	0.417	0.421	0.416	0.421

注：村级特征包括村庄农地流转率、村平均耕地面积、村平均劳动力流动率；家庭特征包括家庭拥有耕地面积（对数形式）、是否拥有农用机械（是=1）、家庭人口数、家庭劳动力数量、家庭 80 岁以上老人人数、家庭 16~35 岁年轻劳动力人数、户主性别（男=1）、户主年龄、户主教育水平（年）。所有回归均控制了生产要素投入，包括家庭劳动力投入（天/亩）、雇佣劳动力投入（元/亩）及农业机械投入（元）；家庭劳动力投入指家庭所有成员参与务农天数加总除以投入地块面积。雇佣劳动力投入包括因生产经营聘请的长期雇工（长工）和短期雇工（短工）花费总额除以投入地块面积。\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；括号中为 white 异方差的稳健标准误。由于篇幅原因，时间趋势及生产要素回归结果均未汇报。

综合表 3 的结果，在加入各种控制变量之后，农地确权对农地生产率的影响都是相当稳健的，支持了假说 3。从总体上来说，农地确权在提高农地生产率方面发挥着积极作用，能显著提高农地生产

率，其平均效应为 3.7%。

### （三）安慰剂检验

为了进一步验证上述结论的稳健性，本文参照 Li et al. (2016) 及卢盛峰等 (2019)，通过随机产生改革时间及改革个体的方法对表 2 进行再次验证，具体做法如下：考虑到 2015 年有 9 个省份整省推进农地确权，本文首先在 2015 年的数据中随机抽取 9 个省份，并且每一年进行农地确权 and 未进行农地确权的村庄也通过随机抽取产生。2017 年，全国共有 28 个省份开展了农地确权，按照上述方法，首先随机抽取 28 个省份，其次在每个省份随机抽取确权的村庄。在确定了确权的村庄及确权时间后，对模型 (1) 进行再次回归，得到是否确权 (是=1) 系数是否接近于均值为 0 的正态分布；同时根据“偶然”得到基准回归估计系数的概率来判断结论的有效性。本文将上述实验过程重复了 500 次以期更好地随机化分组，增强安慰剂检验的效力。

图 1 为重复 500 次实验后是否确权 (是=1) 的估计系数的分布图。从下图可以看出，是否确权的估计系数均值接近于 0，平均 T 值为 -0.098。由于其他因素的影响碰巧得到上述结论为小概率事件，因此，本文的主回归不存在遗漏重要变量、随机因素等的影响，进一步佐证了上文结论的稳健性。

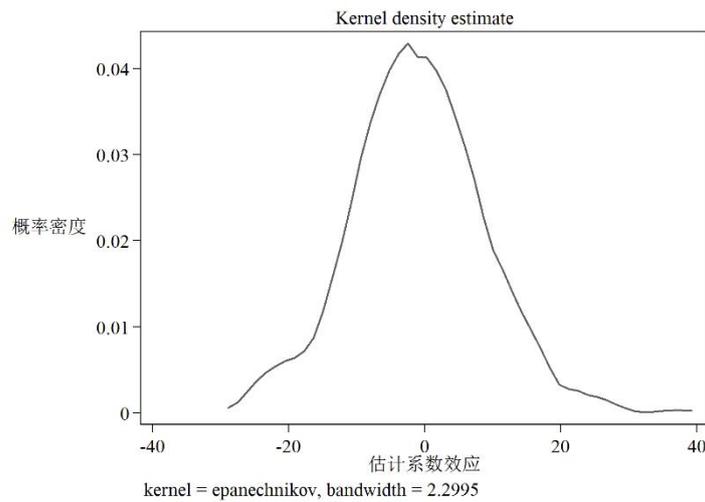


图 1 是否确权 (是=1) 估计系数效应

注：正态分布，均值为-0.9810，标准差为 9.6476。

## 五、拓展性讨论

### （一）异质性分析

1. 确权时间。本文对模型 (2) 进行回归分析，以考察确权在短期和长期对农地生产率影响的差异。回归结果见表 3，所有回归均控制了生产要素投入。回归 (1) 是基本模型，只控制了村固定效应、年份固定效应及家庭生产要素投入。结果表明对于已确权时间小于 1 年的农户，农地确权并不能显著地提高农地生产率。而对于确权时间大于 1 年的农户，确权政策能提高农地生产率，约为 5.0%

(22.629/454.073)，大于表 2 中 3.7%的平均效应。在控制了家庭特征，村级时间趋势和家庭时间趋势后该结果仍十分稳健。出现该现象的原因可能与农地确权对农地生产率的作用机制相关，如确权促使农户倾向于对农地生产进行长期投资，虽然在短期（如 1 年之内）并不能显著提高农地生产率，但是长期来看有利于土壤肥力的提高，从而促进了农地生产率进一步增加。但以上解释只是根据现有文献进行的相关推测，本文将在作用机制部分对该问题做进一步探讨。

表 3 农地确权对农地生产率影响的时间异质效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
	被解释变量：农地生产率（公斤/亩）			
确权 1 年及以内	12.251 (10.051)	11.455 (10.065)	10.657 (10.197)	11.108 (10.090)
确权 1 年以上	22.629** (10.109)	23.073** (10.121)	24.163** (10.256)	23.350** (10.148)
控制变量	未控制	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是
村固定效应	是	是	是	是
村级特征×年份虚拟变量	否	否	是	否
家庭特征×年份虚拟变量	否	否	否	是
因变量均值	454.073	454.235	455.596	454.235
样本量	8174	8151	7943	8151
R <sup>2</sup>	0.417	0.421	0.416	0.422

注：村级特征和家庭特征同表 2。控制变量为家庭拥有耕地面积（对数形式）、是否拥有农用机械（是=1）、家庭人口数、家庭劳动力数量、家庭 80 岁以上老人人数、家庭 16-35 岁年轻劳动力人数、户主性别（男=1）、户主年龄、户主教育水平（年）。所有回归均控制了生产要素投入，包括家庭劳动力投入（天/亩）、雇佣劳动力投入（元/亩）及农业机械投入（元）。\*\*表示 5%的显著性水平；括号中数据为 white 异方差的稳健标准误。

由于农作物的生产周期较长，以 1 年作为长短期的划分可能存在一定主观性。因此，本文分别以 2 年、3 年和 4 年作为长短期划分的分界值，进一步验证这一实证结果的稳健性。估计模型仍为模型 (2)，实证结果呈现在表 5 中。

表 4 的结果显示，在更换了长短期的划分标准后，虽然估计结果与表 3 一致，长期影响的系数远大于短期，但其显著性发生了改变。当以 2 年及 3 年作为分界点时，农地确权在短期内趋向于提高农地生产率，但其长期影响并不显著。但当以 4 年作为分界点时，农地确权的短期及长期影响均显著。以上估计结果引出了关于农地确权对农地生产率影响的时间异质性问题，即为什么不同的时间划分会出现不同的结果？农地确权对农地生产率影响的具体时间效应是怎样的？

表 4 更换分界点后的估计结果

	(1)	(2)	(3)
	被解释变量：农地生产率（公斤/亩）		

农地产权稳定性与农地生产率

	N=2	N=3	N=4
确权 N 年及以内	15.659*	16.035*	15.051*
	(9.190)	(8.961)	(8.789)
确权 N 年以上	18.491	18.075	22.351*
	(11.638)	(12.456)	(13.145)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是
村固定效应	是	是	是
因变量均值	454.235	454.235	454.235
样本量	8151	8151	8151
R <sup>2</sup>	0.421	0.421	0.421

注：控制变量同表 3。所有回归均控制了生产要素投入，包括家庭劳动力投入（天/亩）、雇佣劳动力投入（元/亩）及农业机械投入（元）。\*表示 10% 的显著性水平；括号中数据为 white 异方差的稳健标准误。

为了深入回答上述问题，本文将已确权时间进行了更细致的划分，以期更好地探讨农地确权对农地生产率影响的时间异质性，回归结果如表 5 所示。回归（1）表明，在农地确权后 2 到 5 年，农地生产率能显著提高，其中在第 4 至第 5 年的影响最大，确权 6 年之后的影响显著下降。

为了进一步验证结论的稳健性，本文对核心被解释变量——农地生产率的衡量再次进行稳健性检验。上文采用的度量指标为小麦、水稻和玉米产量加总与小麦、水稻和玉米种植面积的比值，这一度量方式可能由于三种农作物种植的结构调整而发生改变，因而无法准确识别单产提高是由于结构性调整导致的还是由于农地确权导致。为了解决上述问题，本文参考 Place and Hazell（1993）的做法，通过控制作物种植结构及其相关要素投入，在一定程度上缓解了由于生产结构调整可能导致的估计偏差。加入控制变量后的回归结果表明本文的基本结论是稳健的<sup>①</sup>。

2. 事前产权稳定性。在回归（2）和回归（3），本文进一步考虑了农户在确权前的产权稳定性。根据第二部分的分析可知，农地确权增强了产权的稳定性，从而提高了农作物生产率。因此对确权前产权状态不同的农户，农地确权对其农地生产率的影响具有异质性。研究表明，地权稳定性较强的农户更倾向于对农地进行长期投资（Deininger and Jin, 2006），如采取农地保护措施，让农地闲置，使其恢复肥力。再如农家肥投资，其作用在于长期内维持土壤肥力，该类投资对农业经营的时间跨度提出了更高的要求（应瑞瑶等，2018）。同理推之，地权稳定性较差的农户更倾向于进行短期投入，以期有即时效应。已有的一些文献对农地产权稳定性的划分主要采用是否经历农地调整，但该衡量标准存在一定的问题。由于中国二轮农地承包期为 30 年，因此超过 30 年进行农地调整不能算为农地产权的不稳定。本文用最近一次农地调整时间距调查时间是否超过 30 年作为划分标准，30 年内未进行农地调整的农户为产权较为稳定的农户，而对 30 年内经历过农地调整的农户定义为产权较为不稳定。估计结果如表 5 中的回归（2）和回归（3）所示。对于产权较为不稳定的农户，农地确权对其生产率

<sup>①</sup> 因受制于篇幅未将详细的估计结果在正文中呈现，感兴趣的读者可以向作者索要。

影响的滞后期较短，在确权的2至3年即能显著提高其农地生产率，而对于产权较为稳定的农户，农地确权对其农地生产率影响的滞后期较长，在第6年及以上才能提高其农地生产率。这进一步验证了上文的假设，不同产权稳定性的农户对农地政策的信任程度不同。对于产权稳定性较差的农户，其不安全感更强，农地确权虽总体上增强了其产权稳定性（Banerjee et al., 2002），但相较于产权安全感高的农户作用较小，这部分农户倾向于对农地进行中短期投入。而对于产权稳定性较强的农户，其本身的产权安全感较高，农地确权更加强了他们对农地产权稳定性的信心，因而倾向于进行长期投入。

表5 确权时间及事前产权稳定性的异质性分析

	(1)	(2)	(3)
	被解释变量：农地生产率（公斤/亩）		
	全样本	>30年	≤30年
确权1年以内	11.710 (10.089)	7.373 (18.493)	13.022 (12.075)
确权2至3年	27.891** (12.821)	30.632 (29.073)	24.927* (13.459)
确权4至5年	33.067* (18.558)	56.706 (36.739)	23.042 (21.512)
确权6年及以上	8.983* (14.177)	48.190** (20.375)	-8.433 (18.023)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是
村固定效应	是	是	是
因变量均值	454.235	449.961	456.437
样本量	8151	2771	5380
R <sup>2</sup>	0.421	0.426	0.420

注：确权1年内为确权时间距调查时间小于等于1年的虚拟变量；确权2至3年为确权时间距调查时间大于等于两年，小于等于3年的虚拟变量；确权4至5年为确权时间距调查时间大于等于4年，小于等于5年的虚拟变量；确权6年及以上为确权时间距调查时间大于等于6年的虚拟变量。大于30年是指1978年以来最近一次农地调整年份距调查时间大于30年，小于等于30年是指1978年以来最近一次农地调整年份距调查时间小于等于30年。控制变量同表3；\*、\*\*分别表示10%和5%的显著性水平；括号中数据为white异方差的稳健标准误。

3. 农地规模。为了进一步考察这种影响在农地规模上的差异性，本文按照农地规模进行了分样本回归，估计结果呈现在表6。从均值来看，小农场的平均农地生产率比大农场高，确权对小农场的影响不大，确权1年内及确权1年以上均没有显著的影响。但确权对大农场生产率的提高有明显的滞后效应，能提高9.16%（41.509/453.105）的农地生产率，远高于表2的综合效应5%。这一方面可能由于大农场更有利于农业投入，如购置大型农业机械等；另一方面也可能由于农地确权促使农地流转给了在农业中具有比较优势的农户（Gao et al., 2021）。

表6 确权对农地生产率的影响：按照农场大小的分组估计

农地产权稳定性与农地生产率

	(1)	(2)	(3)	(4)
	被解释变量：农地生产率（公斤/亩）			
	大农场		小农场	
确权1年及以下	0.191 (14.012)	0.322 (13.940)	11.096 (20.412)	9.480 (20.588)
确权1年以上	41.509*** (14.155)	40.256*** (14.278)	17.686 (19.204)	19.377 (19.093)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是
村固定效应	是	是	是	是
因变量均值	453.105	453.282	455.538	455.678
样本量	4923	4908	3251	3243
R <sup>2</sup>	0.496	0.501	0.546	0.549

注：大小农场的划分根据村耕地面积的中位数，当家庭耕地面积大于中位数时，定义为大农场，小于中位数时即为小农场。控制变量同表3；所有回归均控制了生产要素投入，包括家庭劳动力投入（天/亩）、雇佣劳动力投入（元/亩）及农业机械投入（元）。\*\*\*表示1%的显著性水平；括号中数据为white异方差的稳健标准误。

## （二）机制讨论：投资效应还是配置效率

本文认为农地确权对农地生产率影响的主要机制是增加了农户对农地的长期投资和农地流转参与率，即假说1和假说2。下面本文将直接检验上述影响机制是否成立，从而便于更好地理解农地确权对农地生产率影响的时间异质性产生的原因。

1. 农地确权和长期投资。表7为模型（3）的估计结果。回归（1）依旧为基本回归，其结果显示，农地确权变量在1%的统计水平上显著且系数为正（0.076），这与假说1相一致，表明确权确实能提高农户对农地的长期投资。回归（2）进一步控制了家庭层面的相关变量，农地确权变量的估计系数依旧十分稳健且显著。为了呼应上文对不同农场规模的研究，本文将全样本分为大农场和小农场，考察不同农场规模的有机肥使用率，由回归（3）和回归（4）的结果可知，农地确权能使小农场的有机肥使用率提高0.081，而只能使大农场的有机肥使用率提高0.067，且都在1%的水平上显著。这一结果与上文的相关结论稍有冲突，可能的原因是虽然相较于小农场，确权对大农场有机肥使用率提高比例低，但大农场的单位面积的有机肥施用量大于小农场，所以对生产率的提高更显著。

表7 农地确权与农户有机肥施用率

	(1)	(2)	(3)	(4)
	被解释变量：是否施用有机肥（是=1）			
	全样本	全样本	大农场	小农场
是否确权（确权=1）	0.076*** (0.013)	0.075*** (0.014)	0.067** (0.019)	0.081*** (0.023)
控制变量	未控制	控制	控制	控制

农地产权稳定性与农地生产率

因变量均值	0.489	0.494	0.515	0.462
样本量	5908	4856	2918	1938
R <sup>2</sup>	0.0056	0.017	0.0161	0.0240

注：该模型只涵盖了2017年中国家庭大数据库的数据。大小农场的划分根据村耕地面积的中位数，当家庭耕地面积大于中位数时，定义为大农场，小于中位数时即为小农场。控制变量同表3；\*\*、\*\*\*分别表示5%和1%的显著性水平；括号中数据为white异方差的稳健标准误。

以上分析支持了本文的解释机制（假说1），即农地确权能增加农户对农地的长期投资，从而增加农地生产率。上述结果也为上一节发现的农地确权的时间异质效应提供了合理的解释，农地确权通过增加农户对农地的长期投入从而增加农地生产率，那么其在短时间内的效应必不显著。

2.农地确权与农地流转。中共中央办公厅和国务院办公厅于2014年11月20日印发了《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》，引导、鼓励农村土地经营权有序流转、发展农业适度规模经营，这对农户的农地流转产生了显著的影响。为了控制这一点，除了上文的控制变量外，本部分在对模型（4）进行回归估计时进一步加入了农户所获得的农业补贴，详见表8中回归（2）至回归（4）。本文预期农地确权会显著增大农户的农地流转参与率，但从平均效应看，农地确权并没有对农户的农地流转参与率产生影响。

表8 农地确权与农地流转行为

	(1)	(2)	(3)	(4)
	被解释变量：是否参与农地流转（是=1）			
	全样本	全样本	大农场	小农场
是否确权（是=1）	-0.003 (0.01)	-0.008 (0.016)	0.007 (0.021)	-0.045 (0.031)
农业补贴（元/亩）		0.003 (0.002)	0.003 (0.004)	0.003 (0.004)
控制变量	未控制	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是
村固定效应	是	是	是	是
因变量均值	0.454	0.362	0.377	0.340
样本量	13224	7678	4631	3047
R <sup>2</sup>	0.491	0.491	0.556	0.556

注：农业补贴为IHS函数形式。参考Charis et al. (2017)，IHS函数和对数函数相似，但对于含有大量0值的长尾分布更优，解决了对数函数导致的遗漏变量问题。\*表示10%的显著性水平；括号中数据为white异方差的稳健标准误。

与第三部分分析框架一致，本文进一步将确权变量划分为确权1年及以下和确权1年以上，并再次估计方程（4），如表9所示。结果显示，农地确权只对确权1年以上的大农户的农地流转行为产生影响，由于农地流转与农地投资不同，并不存在时间滞后效应，该结果与主回归的结果逻辑相一致，也进一步说明了农地流转可能是农地确权促进农地生产率提高的原因之一。

表9 农地确权与农地流转行为（长短期）

农地产权稳定性与农地生产率

	(1)	(2)	(3)	(4)
	被解释变量：是否参与农地流转（是=1）			
	全样本	全样本	大农场	小农场
确权1年及以内	-0.009 (0.014)	-0.022 (0.017)	-0.021 (0.024)	-0.048 (0.032)
确权1年以上	0.004 (0.015)	0.012 (0.020)	0.046* (0.027)	-0.041 (0.038)
农业补贴（元/亩）		0.003 (0.002)	0.003 (0.003)	0.003 (0.004)
控制变量	未控制	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是
村固定效应	是	是	是	是
因变量均值	0.454	0.362	0.377	0.340
样本量	13224	7678	4631	3047
R <sup>2</sup>	0.491	0.491	0.556	0.556

注：控制变量同表3；\*表示10%的显著性水平；括号中数据为white异方差的稳健标准误。

中国家庭大数据库涵盖了农户详细的地块信息，包括地块的数量，这使本文能更深入地探究农地确权对平均地块面积的影响，为农户农地流转行为提供佐证，相关的估计结果如表10和表11所示。该结果与表3和表9的结果相一致，总体上看，农地确权会提高确权1年以上农场的平均地块面积，且该效应主要作用于大农场，这也从侧面支持了假说2。

表10 农地确权与平均地块面积

	(1)	(2)	(3)	(4)
	被解释变量：平均地块面积（对数形式）			
	全样本	全样本	大农场	小农场
是否确权（确权=1）	0.037 (0.026)	0.018 (0.026)	0.052 (0.037)	-0.011 (0.044)
控制变量	未控制	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是
村固定效应	是	是	是	是
因变量均值	0.186	0.318	0.536	-0.003
样本量	8690	5172	3081	2091
R <sup>2</sup>	0.589	0.768	0.796	0.816

注：农业补贴为IHS函数形式。控制变量同表3；括号中数据为white异方差的稳健标准误。

表11 农地确权与平均地块面积（长短期）

	(1)	(2)	(3)	(4)
	被解释变量：平均地块面积（对数形式）			
	全样本	全样本	大农场	小农场

农地产权稳定性与农地生产率

确权 1 年及以下	0.015 (0.032)	-0.032 (0.031)	0.011 (0.046)	-0.052 (0.052)
确权 1 年以上	0.058* (0.031)	0.062** (0.031)	0.085** (0.045)	0.032 (0.054)
控制变量	未控制	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是
村固定效应	是	是	是	是
因变量均值	0.186	0.318	0.536	-0.003
样本量	8690	5172	3081	2091
R <sup>2</sup>	0.589	0.768	0.796	0.815

注：农业补贴为 IHS 函数形式。控制变量同表 3；\*、\*\*分别表示 10%和 5%的显著性水平；括号中数据为 white 异方差的稳健标准误。

以上分析在一定程度上支持了假说 2，农地确权能提高农户的农地流转参与率。根据已有文献，农地流转的增加也是提高农地生产率的途径之一。而农地确权对农地流转的影响主要产生于确权 1 年以上的农户中，这也再一次验证了农地确权效应的时间异质性产生的原因，并进一步说明了农地流转为其可能的影响机制之一。

## 六、总结和讨论

产权的稳定性和农地生产率的关系一直是一个重要的话题。很多学者都对两者进行了研究，并得出了基本一致的结论，稳定的产权能显著提高农地生产率。但产权和农地生产率之间往往存在一定的内生性问题，稳定的产权能促进农地生产率的提高，农地生产率的提高也会进一步加快产权的稳定。

中国 2008 年开始的新一轮农地确权颁证为本文提供了一个很好的外生自然实验来验证产权和农地生产率之间的关系。基于已有文献，本文认为农地确权能显著提高农地生产率，确权的影响具有滞后效应，其长期效应更为显著。确权对农地生产率的影响主要通过增加农户对农地的长期投资行为和农地流转行为两条途径。本文利用 2015 年和 2017 年的中国家庭大数据库对上述假说进行检验。首先，本文检验了农地确权政策的外生性，确保本文识别策略的有效性。其次，本文计算了中国主要的三种粮食作物的农地生产率，作为本文主要的被解释变量，利用固定效应模型考察农地确权对其产生的影响。结果表明，农地确权会显著提高农地生产率，且其影响具有时间异质效应。从长期（大于 1 年）来看能显著增加农地生产率，但短期（小于 1 年）内对农地生产率并没有显著影响。随后，本文对其影响途径也进行了实证检验，结果与假说相一致，即农地确权能显著增加农户对农地的长期投入和农地流转行为。值得一提的是，当本文根据农场大小研究农地确权对农场地块面积的影响时，结果发现农地确权对小农场的影响并没有大农场显著。

在上述研究的基础上，本文进行了结果的稳健性检验，不同滞后性的划分及时间异质性的检验结果均支持上述结论。本文对不同产权状态的农户进行了进一步检验，研究发现产权稳定性差的农户倾向于进行农地中期投资，而产权稳定性强的农户则倾向于对农地做长期投资。该结论表明不同产权状

态的农户对政策的信任程度存在差异，这可能导致政策效果的异质性。政府应进一步宣传相关政策，减少不可预期的征地和农地调整行为，从而增强农户对地权稳定性的信心。

本文的研究内容和研究结论是对已有的产权和生产率研究的有效补充。2009年启动并于2013年全面推进的农村土地承包经营权确权登记颁证工作，以“四至”确权的方式，将农户承包土地的具体位置、面积、权属等信息在证书上进行绘制登记，由此强化农户地权的明晰，解决了过去确权中存在的“四至不清、面积不准”等问题，是对过去产权关系的进一步稳固，而不是传统文献意义上的农地确权。本文的研究结果表明，该举措仍对生产率的提升有显著影响，这说明任何形式的稳定产权行为，都对农地生产率的提高有一定帮助。该结论具有重要的政策含义，政府应通过建立完善的市场机制促进要素资源的合理配置，从而提高效率，增加农业产出。

然而，本文在研究农地确权通过影响农地流转提高生产率的途径时，只是粗略探讨了其对农地流转参与率的影响，没有进一步讨论农地确权是否促进了农地资源的更有效配置，是否在一定程度上缓解了发展中国家普遍存在的农地资源错配问题，这也是未来的一个研究方向。

#### 参考文献

- 1.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。
- 2.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。
- 3.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。
- 4.冀县卿、钱忠好，2018：《如何有针对性地促进农地经营权流转——基于苏、桂、鄂、黑四省（区）99村、896户农户调查数据的实证分析》，《管理世界》第3期。
- 5.纪月清、杨宗耀、方晨亮、王亚楠，2021：《从预期到落地：承包地确权如何影响农户土地转出决策？》，《中国农村经济》第7期。
- 6.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。
- 7.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。
- 8.卢盛峰、王靖、陈思霞，2019：《行政中心的经济收益——来自中国政府驻地迁移的证据》，《中国工业经济》第11期。
- 9.李江一、仇童伟、李涵，2021：《农地确权影响农户收入的内在机制检验——基于中国家庭金融调查的面板证据》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第4期。
- 10.罗明忠、刘恺、朱文珏，2017：《确权减少了农地抛荒吗——源自川、豫、晋三省农户问卷调查的PSM实证分析》，《农业技术经济》第2期。
- 11.罗必良，洪炜杰，2020：《农地确权与农户要素配置的逻辑》，《农村经济》第1期。
- 12.宁静、殷浩栋、汪三贵，2018：《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》，《农业

经济问题》第9期。

13.钱龙、洪名勇, 2016:《非农就业、土地流转与农业生产效率变化——基于CFPS的实证分析》,《中国农村经济》第12期。

14.钱龙、冯永辉、钱文荣, 2021:《农地确权、调整经历与农户耕地质量保护行为——来自广西的经验证据》,《农业技术经济》第1期。

15.石晓平、郎海如, 2013:《农地经营规模与农业生产率研究综述》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第2期。

16.叶剑平、丰雷、蒋妍、郎昱、罗伊·普罗斯特曼, 2018:《2016年中国农村土地使用权调查研究——17省份调查结果及政策建议》,《管理世界》第3期。

17.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。

18.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。

19.郑淋议、钱文荣、刘琦、郭小琳, 2021:《新一轮农地确权对耕地生态保护的影响——以化肥、农药施用为例》,《中国农村经济》第6期。

20.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。

21.周南、许玉韞、刘俊杰、张龙耀, 2019:《农地确权、农地抵押与农户信贷可得性——来自农村改革试验区准实验的研究》,《中国农村经济》第11期。

22.周春芳, 2013:《儿童看护、老人照料与农村已婚女性非农就业》,《农业技术经济》第11期。

23.周广肃、张玄逸、贾坤、张川川, 2020:《新型农村社会养老保险对消费不平等的影响》,《经济学(季刊)》第19卷第4期。

24.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.

25.Adamopoulos, T., L. Brandt, J. Leight, and D. Restuccia, 2017, "Misallocation, Selection and Productivity: A Quantitative Analysis with Panel Data from China", NBER Working paper 23039, <http://www.nber.org/papers/w23039>.

26.Banerjee, A. V., P. Gertler, and M. Ghatak, 2002, "Empowerment and Efficiency: Tenancy Reform in West Bengal", *Journal of political economy*, 110 (2) :239-280.

27.Bardhan, P., and D. Mookherjee, 2011, "Subsidized Farm Input Programs and Agricultural Performance: A Farm-Level Analysis of West Bengal's Green Revolution, 1982-1995", *American Economic Journal: Applied Economics*, 3 (4) :186-214.

28.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.

29.Chen, C., D. Restuccia,, and R. Santaaulàlia-Llopis, 2017. The Effects of Land Markets on Resource Allocation and Agricultural Productivity. *NBER working paper* 24034, <http://www.nber.org/papers/w24034>.

30.De Janvry, A., K. Emerick, M. Gonzalez-Navarro and E. Sadoulet, 2015, "Delinking Land Rights from Land Use:

Certification and Migration in Mexico”, *American Economic Review*, 105 (10) :3125-3149.

31.Deininger, K., and S. Jin, 2009, “Securing Property Rights in Transition: Lessons from Implementation of China’s Rural Land Contracting Law”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 70 (1) , 22-38.

32.Deininger, K., and S. Jin, 2006, “Tenure security and land-related investment: Evidence from Ethiopia”. *European Economic Review*, 50 (5) , 1245-1277.

33.Deininger, K., S. Jin, F. Xia, and J. Huang, 2014. “Moving Off the Farm: Land Institutions to Facilitate Structural Transformation and Agricultural Productivity Growth in China”, *World Development*, 59 (2014) : 505-520.

34.Do, Q., and L. Iyer, 2008, “Land Titling and Rural Transition in Vietnam”, *Economic Development and Cultural Change*, 56.3 (2008) : 531-579.

35.Feder, G., 1988, *Land Policies and Farm Productivity in Thailand*, Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.

36.Field, E., and M. Torero, 2006, “Do Property Titles Increase Credit Access Among the Urban Poor? Evidence from a Nationwide Titling Program”, *Harvard University Department of Economics Working paper*, <http://scholar.harvard.edu/files/field/files/fieldtorerocs.pdf>.

37.Gao, X., X. Shi, and S. Fang , 2021. “Property Rights and Misallocation: Evidence from Land Certification in China”. *World Development*, 147 (2021) : 105632.

38.Galiani, S., and E. Scharrodsky, 2010, “Property Rights for the Poor: Effects of Land Titling”, *Journal of Public Economics*, 94 (9) :700-729.

39.Ghebru, H., and S. T. Holden, 2015, “Technical Efficiency and Productivity Differential Effects of Land Right Certification: A Quasi-experimental Evidence”. *Quarterly Journal of International Agriculture*, 54 (1) : 1-31.

40.Goldstein, M., K. Hounbedji, F. Kondylis, M. O’Sullivan, and H. Selod, 2018. “Formalization without Certification? Experimental Evidence on Property Rights and Investment”, *Journal of Development Economics*, 132 (2018) : 57-74.

41.Hare, D. 2008, “The Origins and Influence of Land Property Rights in Vietnam”. *Development Policy Review*, 26 (3) , 339-363.

42.Heltberg, R., 2002, “Property Rights and Natural Resource Management in Developing Countries”, *Journal of Economic Surveys*, 16 (2) : 189-214.

43.Jacoby, H. G., and B. Minten, 2007, “Is Land Titling in Sub-Saharan Africa Cost-effective? Evidence from Madagascar”, *The World Bank Economic Review*, 21 (3) : 461-485.

44.Jacoby, H. G., G. Li, and S. Rozelle, 2002, “Hazards of Expropriation: Tenure Insecurity and Investment in Rural China”. *American Economic Review*, 92 (5) : 1420–1447.

45.Lanjouw, J. O., and P. Levy, 2002, “Untitled: A Study of Formal and Informal Property Rights in Urban Ecuador”. *The Economic Journal*, 112 (482) : 986–1019.

46.Li, P., Y. Lu, and J. Wang., 2016, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 123 (2016) : 18-37.

47.Mauro, P., 1995, “Corruption and Growth”, *The Quarterly Journal of Economics*, 110.3 (1995) : 681-712.

48.Newman, C., F. Tarp, and K.Van Den Broeck, 2015. “Property rights and productivity: The case of joint land titling in Vietnam”. *Land Economics*, 91 (1) :91-105.

49.Place, F., and P. Hazell, 1993, “Productivity effects of indigenous land tenure systems in sub-Saharan Africa”. *American journal of agricultural economics*, 75 (1) : 10-19.

(作者单位: <sup>1</sup>北京大学汇丰商学院;  
<sup>2</sup>延安大学乡村发展研究院;  
<sup>3</sup>浙江工商大学经济学院;  
<sup>4</sup>浙江大学公共管理学院)

(责任编辑: 陈静怡)

## **The Impacts of Land Certification on Agricultural Productivity: Evidence from A New Round Land Certification in China**

GAO Xuwen FANG Shile SHI Xinjie WEI Longbao

**Abstract:** The relationship between property rights and productivity has always been the focus in the field of development economics, and China's new round of agricultural land certification provides a good exogenous natural experiment to explore the relationship between them. Using the data of China Family Database (CFD) of Zhejiang University in 2015 and 2017, this article analyzes whether, to what extent and how the rural land certification policy affects rural land productivity. The results show that the certification of agricultural land will significantly improve the productivity of agricultural land (3.7%), and its effect has time heterogeneity. The impact of certification on agricultural land productivity is not significant within one year, but the long term impact is significant (5%). Further mechanism analysis shows that stable property rights can increase farmers' long-term investment, accelerate farmers' agricultural land transfer, and improve agricultural land productivity.

**Keywords:** Land Certification; Agricultural Productivity; Tenure Security; Lag Effect