

# “约束”与“补偿”的平衡：农地调整 如何影响确权的效率决定\*

耿鹏鹏 罗必良

**摘要：**本文基于“农地确权—调整经历—行为响应—经济效率”的分析框架，将农地调整和农地确权分别视为自上而下的“约束机制”和“补偿机制”引入研究框架，探讨不同的农地调整经历对确权农户农业生产纯技术效率的影响。分析表明，农地调整的约束机制和农地确权的补偿机制走向平衡将促进农业纯技术效率的改善。使用2016年中国劳动力动态调查（CLDS）数据的检验结果显示，未经历过农地调整和经历过农地大调整将显著弱化确权农户纯技术效率的实现；而经历过农地小调整的确权农户是最有效率的经营主体。农地调整经历对确权经济效率的影响呈现倒U型结构。本文强调，缺乏约束机制保障的农地确权政策有可能造成农业生产效率的损失。

**关键词：**农地调整 确权政策 约束机制 补偿机制 纯技术效率

**中图分类号：**F301 **文献标识码：**A

## 一、引言

农地产权制度与农业生产效率之间的关系一直是学术界关注的重要议题。新制度经济学理论认为，制度能够规范经济主体的行为预期，促进经济增长（Davis and North, 1971）；明晰的产权制度是资源配置及其效率提升的根源（Alchian, 1973）。由此，农业生产效率来源于农地产权激励及经济主体的稳定预期。作为理论的政策响应，自改革开放以来，中国在政策层面不断强化农地产权的稳定性。2009年开始试点并于2013年全面推进的农村土地承包经营权确权登记颁证政策（以下简称“农地确权”），一直被人们视为维护地权稳定与产权安全最为重要的制度安排。事实上，国家试图通过“增人不增地，减人不减地”的农民土地产权固化和承包土地“四至”的空间划定，强化土地排他性，稳定农户预期，诱导农民的长期投资与生产行为，并优化资源配置。

然而，理论与政策导向并不一定得到实践的一致性响应。一方面，Markussen（2008）对柬埔寨的

---

\* 本文是国家自然科学基金重点项目“乡村振兴战略实施中政府与市场的关系及其协调研究”（项目编号：71933004）、中共中央宣传部文化名家暨“四个一批”人才工程项目、广东省教育厅创新团队项目“中国农地制度改革创新：赋权、盘活与土地财产权益的实现”（项目编号：2017WCXTD001）的阶段性研究成果。本文通讯作者：罗必良。

研究、Newman et al. (2015) 对越南的研究以及林文声等 (2018) 对中国的实证研究均发现，农地确权能显著改善农业生产效率；另一方面，Jacoby and Minten (2007) 对马达加斯加的研究、Hombados et al. (2015) 对坦桑尼亚的研究却表明，农地确权并没有显著提高农业生产效率。

同样是明晰产权的农地确权政策，为何对农业生产效率的影响具有显著差异？主流文献的解释可以归结为地权安全性假说。Markussen (2008)、Melesse and Bulte (2015) 的研究表明，农地确权可以显著强化那些原有地权安全性较低村庄的农地产权稳定性与安全性，促进农业生产效率的提高。然而，林文声等 (2018) 认为，前期的农地调整会降低农户对农地产权安全性的感知，并导致农户对后期确权政策的不信任，削弱其稳定性预期，形成部分确权效率损失。Feder and Onchan (1987) 对泰国村庄的研究结果支持了这一观点。

上述研究表明，原有地权的安全性以及农户由此形成的“记忆”，会对农地确权的响应及其经济绩效产生重要影响，农地确权的经济绩效具有情境依赖性。但是，在以往的研究中，叶剑平等 (2006)、黄季焜等 (2008) 以及林文声等 (2018) 的研究，均先验地将农地调整视为产权不安全的表现，由于将调整经历刻画为农户的产权安全感知，从而判断：无农地调整经历的农户的地权安全性感知最高，因而这部分农户将是农地确权政策响应中最具潜在效率的群体，且随着调整程度的加深，经历过农地小调整和大调整农户的产权安全性感知将与确权效率同步下降，呈现出线性变化的趋势。

这一解释并不完全具有合理性。一般而言，行为主体所经历的事件使其形成先验态度 (McGuire, 1964)。这意味着，将未经历农地调整的农户定义为产权安全性最高的群体的判断并不准确。行为经济学和行为心理学认为，行为主体的行为并非是独立选择的，而是嵌入社会网络而受到周围群体信念、价值观及其认知的影响，尤其当行为主体对情境缺乏把握时，通常会参照、模仿周围群体的信念、认知和行为选择 (布赖, 1987)。未经历过农地调整的农户，其产权安全性感知并非是明确的。由此，单一地从地权安全性感知视角来讨论农地确权的经济绩效，可能导致研究结论的不一致。

上述研究缺陷使得土地调整历史情境对农地确权经济绩效的分析遇到理论挑战：由于无农地调整经历农户的特殊性，农地调整与农地确权效率之间的关系，或许并非线性变化而可能呈现多重均衡。为弥补这一研究不足，本文拟构建“农地确权—调整经历—行为响应—经济效率”的分析框架，从国家和集体自上而下的制度安排视角重新诠释农地调整和土地确权的制度内涵，为前期农地调整经历如何影响后期农地确权的农户行为响应寻求逻辑一致的解释，由此揭示不同农地调整经历的确权农户农业生产效率的实现机理。

## 二、理论分析

### (一) 农地确权效率的决定机理：理论线索

产权经济学认为，产权的实质是明确界定主体财产权属关系及主体间权责关系，使产权主体能够最大限度地在此范围内配置资源以获取最大化收益 (Alchian, 1965)。与这一思想吻合，不断强化农民土地产权是中国政府土地政策的基本线索。新一轮农地确权的本质是产权界定，其不仅表达为农户承包地块的“四至”明晰化，还表达为产权主体权属的法律确立及其社区博弈。明晰的赋权是

重要的，但产权界定的行为响应往往具有历史继承性。罗必良（2020）指出，制度变迁及其绩效与制度遗产、环境条件以及个人偏好等因素有关，因而具有情境依赖性。

实际上，土地产权的历史情境是一个动态的过程。改革开放以来，农村土地制度改革不断加强对农民土地承包经营权的保护，但土地承包关系依然不够稳定，农地调整仍普遍发生（陈锡文，2009）。新一轮农地确权是在农地调整情境中实施的，势必受到其影响和制约。此外，行为主体的“记忆”将通过条件反射形成对当前行为的指导（弗洛伊德，1986）。显然，确权政策并不能独立发挥作用，与产权主体过往的产权调整经历紧密关联。

在中国农村，土地集体所有决定了地权均分的必然性。尽管中央政府一直强调农地产权稳定的重要性，但农地调整在一个相当长的时期内一直是农村普遍发生的现象。之所以如此，一方面，因人地关系变化而进行的农地调整，不仅能够响应农民对地权分配的公平诉求，而且也能够满足维护社会稳定的“国家意图”；另一方面，地方基层政府为完成国家任务（如2006年之前的农业税征收任务）而将农地调整作为动员手段，往往也能够获得上级政府一定程度的“默许”。农村土地集体所有制内含的土地均分制度安排以及由此诱发农地调整的初始动因，都多少存在“国家制造”的性质。诺斯的国家模型指出，国家通常是以一组服务即保护与公平做交换以获取“租金”最大化和社会产出最大化。但“租金”最大化的产权结构与降低交易费用、促进经济增长的社会产出最大化的体制之间存在持久冲突，这一冲突也是一套无效率产权制度存在的根源。因此，被普遍诟病低效的农地调整，表面上是国家自上而下赋予基层政府（村集体）基于人地关系变化而改善地权公平的产权界定与处置权，但根据诺斯的国家理论，地权调整本质上更多地表达为保障国家税收与社会产出的一种“约束机制”，特别是在中国农业税尚未取消的时期，农地调整对完成国家的产量目标及征收农业税收具有重要的保障作用。农地调整“约束机制”在本质上是一种通过产权管制，“删除”部分产权权属，限制行为主体权能，防范、纠正和内部约束农民的消极经营行为，并激发农民生产性努力的负激励机制<sup>①</sup>，即给予农户一定的农地使用权和部分的剩余索取权（姚洋，1998），诱导农户在不确定的农地调整周期内积极改善农业经营管理水平，优化生产要素使用效率，否则农户将付出相应的机会成本甚至失去土地。洪炜杰、罗必良（2019）的研究证明，通过农地调整重新分配承包地，往往成为村集体激励或威胁农户配合完成国家或上级政府交付的各种政治经济任务的一种手段。如果家庭投入农业的劳动力过少或者经营绩效过低，农户将面临农地调整中其承包地减少的风险。不过，中国2006年全面取消农业税，极大弱化了农地调整“约束机制”的内在激励。由此，农业税的取消、农地确权制度的实施，可以视为中国农地产权制度从“约束机制”走向“补偿机制”的制度变迁。

借助巴泽尔的产权“公共领域”理论，本部分更加具体地阐释农地调整“约束机制”所生成的激励效果。巴泽尔（1997）认为，土地所有者要求收益最大化的同时却并未完全行使权利，致使部分权

<sup>①</sup> 虽然农地调整已被普遍认为是农业综合效率损失的重要诱因，但长期存在的农地调整作为产权反向激励和内部约束的作用依然不容忽视，即农地调整将促进农户改善农业经营管理水平，改善农业纯技术效率。

利流入“公共领域”，而土地的使用者将积极攫取这部分权利租值<sup>①</sup>。换言之，农地调整的“约束机制”并未明晰界定农地产权边界，“公共域”租金将成为承包户竞相争夺的资源。显然，农地无调整、小调整和大调整等不同的调整方式隐含着不同的“约束”程度和租金收益分配格局。考虑到农户的非同质性，不同的“约束”程度对农户所形成的激励效果具有差异性。

事实上，具有国家制造属性的“约束机制”内含了产权弱化的机制。频繁的农地调整使农民丧失了土地的长期使用权（姚洋，1998），并遭受不同程度的租金耗散。此外，经典文献早就注意到产权强弱对产权主体行为能力的影响。Alchian and Kessel（1962）所强调的产权限制、德姆塞茨（1988）所强调的产权残缺，均可表达为埃格特森（1990）所说的产权弱化。而农地调整“约束机制”对部分产权权属的“删除”、对权能的限制或削弱均会造成农户不同程度的权益损失。中国政府通过产权强化“归还”农民被“删除”的产权权属，减少或放松对产权权能的限制。这也赋予农地确权以还权“补偿”的含义。这一“补偿机制”<sup>②</sup>，一方面缩小了“公共领域”范围，并弱化农地承包者攫取租金的机会主义冲动，另一方面赋予农户更加充分的农地剩余索取权，以实现“公共领域”租金补偿向赋权补偿的转变。Hart（1995）基于不完全合同理论提出了“剩余权利”，从所有者行为能力的角度印证了这一解释。农地确权“补偿机制”的特点在于，无论是否曾因“约束机制”而遭受损失，农户都将获取同质的农地产权尤其是剩余索取权“补偿”<sup>③</sup>。由此，农户在农地调整中遭受“约束”的程度是不同的，但通过农地确权获取的“补偿”却是同质的。人们的行为因奖惩机制而得到强化或削弱（Spence and Spence, 1967），进而形成不同预期，这或许是确权政策所诱发的行为响应与绩效差异的根源。

新一轮农地确权，大体形成“约束”与“补偿”平衡或失衡的两种状态和三类群体。第一，平衡状态下的一类群体：经历过农地小调整“约束机制”而利益受损的农户将获取相应“失而复得”的确权“补偿”；第二，失衡状态下的两类群体：其一，未经历农地调整“约束机制”的农户获取“唾手可得”的确权“补偿”；其二，经历过农地大调整“约束机制”而利益受损较为严重的农户获取“得不偿失”的确权“补偿”。基于此，本文的基本推断是：在农地调整“约束机制”中，未经历调整、经历小调整和大调整的农户面临的损失程度不同，进而引发农户不同的确权“补偿”诉求。鉴于农地确权是公平赋权，“约束”和“补偿”的平衡与失衡状态将引发农户对确权政策的差异化行为响应。

<sup>①</sup> 在中国情境下，土地所有者可视为是农村集体经济组织（或作为村集体经济组织代表的村委会）。一般来说，村委会是农地调整的决策者和组织者，其权力是人民公社时期形成的国家政治权力的延续，这既符合农村土地集体所有的法理解释与土地保障的生存伦理原则，又体现出国家主导下制度变迁的路径依赖特征。

<sup>②</sup> “约束机制”与“补偿机制”的提出来源于 Spence and Spence（1967）提出的诱因动机（incentive motivation）作用理论。该理论认为奖励（或惩罚）是通过诱因动机作用而对反应发生影响的。不同的是，农地调整内含着对部分产权权属的“删除”、对行为主体权能的限制或约束，而农地确权具有“归还”在地权不稳定时被“删除”的产权权属、减少或放松对产权权能限制的“还权”含义，本文将农地调整定义为“约束机制”，将农地确权定义为“补偿机制”。

<sup>③</sup> 中国的农地确权大多是根据第二轮承包的发包土地进行“四至”确权的，而第二轮农村土地家庭承包往往是第一轮土地承包关系的延续。因此，农地确权及其产权界定具有农村集体初始成员权的认可性质。

图1的几何模型描述了农地调整“约束机制”与农地确权“补偿机制”的平衡与失衡状态。其中，横轴 $L$ 表示农地调整经历所形成的家庭利益损失，纵轴 $M$ 表示地权“补偿”。

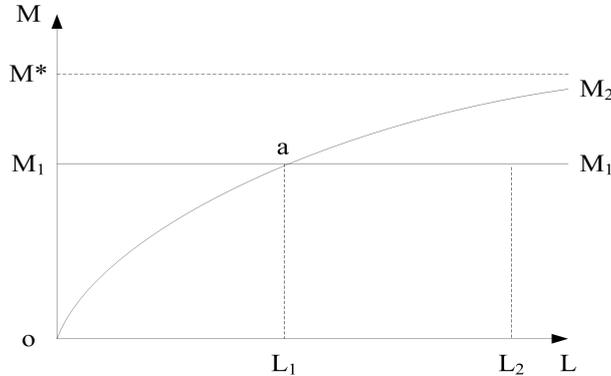


图1 “约束机制”与“补偿机制”的平衡与失衡

图中， $M^*$ 为农户在农地调整“约束机制”中家庭租值耗散最为严重时（即完全的失地）的地权“补偿”诉求，也可视为产权不稳定时可从“公共领域”攫取的最大租金补偿。 $L_1$ 和 $L_2$ 分别表示经历农地小调整和大调整“约束”所形成的家庭损失。 $M_2$ 表示随着农户经历农地调整程度的加深所需“补偿”的变化趋势。在产权尚未明确界定时，农户会通过攫取“公共领域”租金弥补家庭损失，这种动力随着农地调整程度的增大而得以强化。确权政策以产权补偿替换“公共领域”租值补偿，但作为正式制度安排的农地确权政策赋予农户的却是同质的 $M_1$ ，即 $M_1$ 为无差异的农地赋权“补偿”线。当 $L=0$ 时，农户未经历过农地调整的“约束”而“唾手可得”地获得了 $M_1$ 的地权补偿。在 $OL_1$ 区间， $M_1 \geq M_2$ ，确权赋予的“补偿” $M_1$ 将完全弥补农地小调整家庭的损失，并在点 $a$ 处实现“约束”与“补偿”的均衡。在 $L_1L_2$ 区间， $M_1 < M_2$ ，农地确权赋予农户无差异的地权“补偿”无法弥补经历农地大调整的农户所遭受的损失，形成了“得不偿失”的状态。

## （二）“失而复得”与“唾手可得”：两类情形的进一步讨论

1. 农地确权、“失而复得”的行为响应与经济效率。农地产权的运行受到制度环境的约束，具有国家意志的“约束机制”也赋予农地调整以特殊的制度涵义。国家意图的植入隐含着农户农地产权残缺的基本事实。通过农地确权，农户将获得“失而复得”和较为充分的剩余索取权。

然而，农民对农地确权的行为响应具有情境依赖性，农地调整经历尤为重要。一方面，历史经验会诱导行为主体形成关于事件相关概念的先验认知（Fiske and Taylor, 1991）。农地调整的过往经历作为“事实因素”，会以惯例方式给农户留下记忆。另一方面，行为主体对事件的评估往往会寻求当前信息与先验认知的内在一致性，当事件冲击较大时，即使具有先验态度，行为主体也会调整自我认知（Lavine et al., 1998）。对于在“约束机制”中损失较小的农地小调整农户而言，农地确权政策完全可以弥补家庭损失，从而强化对确权政策的信任，并在“补偿”激励下改善农业经营绩效。反之，行为主体面临效力较弱的证据且与先验认知不一致时，将更加坚定先验态度（McGuire, 1964）。对于经历农地大调整的农户而言，失地“约束”的强烈先验认知与农地确权的赋权“补偿”处于权益失

衡状态，“补偿”的收益不能弥补“约束”的损失，将难以诱导其提高生产性努力。

更为重要的是，农地产权的“失而复得”可进一步细分为两种情形。逻辑上说，不同调整经历的农户会对“所失几何”与“所得几何”进行心理衡量。农地小调整农户的损失较小，从农地调整到确权的“失之东隅，收之桑榆”，将激励农户优化农业生产要素配置结构，提高纯技术效率。但是对于经历农地大调整并损失较大的农户，农地产权“失而复得”实际上却“得不偿失”，这部分确权农户并不具有充分的农业生产积极性。Becker（1974）指出，人的效用不仅取决于自己得到的绝对价值，周围群体获得的收益也会直接影响其主观效用。这意味着，经历过农地大调整的确权农户，基于与无调整经历和小调整经历确权农户的比较，因相对损失较大但补偿相同而可能“心理失衡”、“眼红”，从而诱发机会主义行为和道德风险，尤其是对于在强制性征地但补偿有限情境下经历农地调整的农户来说就更是如此。可以推断，同质的赋权强度并不能完全弥补农户在农地大调整中的损失，也就无法形成农业生产的激励作用。事实上，虽然产权安全性感知无法逻辑一致地解释农地无调整农户的效率表现，但却契合大调整农户的行为逻辑。经历过大调整的农户难以形成对确权政策的信任，无法形成长期稳定的经营预期将挫伤农户改善农业经营管理水平的积极性。

2. 农地确权、“唾手可得”的行为响应与经济效率。农地调整“约束机制”内含的对部分产权权属的“删除”、对行为主体权能的限制或削弱，均赋予了农地确权“补偿机制”的含义。所不同的是，农地无调整农户的地权权能未被限制和削弱过，这类农户未经历土地产权争夺但依然获取确权“补偿”，实质上形成了“唾手可得”的农地产权。Heider（1982）指出，先验认知的缺失决定了当前事件并不会给行为主体带来认知失调和紧张感。那么，从调整走向稳定的产权制度安排，并不能对农地无调整的农户形成事实上的安全强化和生产积极性的激励。对于未经历过农地调整的农户而言，农地确权之后所获取“唾手可得”的地权并没有相应“约束机制”的制约，基层政府（村集体）作为“裁判员”的地位逐渐弱化。“激励—约束”机制的失衡将可能导致农户生产努力的下降并诱发效率耗散。

精神分析学理论验证了这一逻辑。弗洛伊德（1986）认为，本能发泄形成的内驱力与思想和现实形成的阻力持续对抗促使人们进行妥协性选择，较低妥协性（较易获取）的事物将弱化行为主体本能发泄的内驱力，导致主体难以捕获更多资源和珍惜已获取的资源。未遭受农地调整损失而获取“唾手可得”的剩余控制权，将弱化农户对农地的重视程度，也无法形成较强的生产激励。一般来说，相对于收益，人们在衡量损失时会产生更强烈的感受（Knetsch, 2010）。换言之，在“约束机制”中遭受损失的农户对于地权具有更强烈的感受，而“唾手可得”地获取农地并不会给农户带来更高的土地价值评价。这意味着“唾手可得”很难被珍惜，行为主体并不具有改善生产积极性的内驱力，甚至农地“低价值”的心理定位将诱发“持有型懈怠”，造成农业生产技术效率损失。

事实上，产权理论也认为，界定产权的目标是界定不同主体的行为边界以对行为主体加以约束（Furubotn and Pejovich, 1972）。这也与哈耶克（1999）关于秩序的界定类似，秩序本质上就是赋予主体一系列的自由边界，缺乏规则约束的秩序将无法实现收益最大化。换言之，“激励—约束”相匹配的制衡机制将是提高农地确权经济绩效的重要前提。

### (三) 机理分析

1. 基准模型。为了分析农户农地调整经历对确权农户农业生产绩效的影响，本部分借鉴 Besley and Ghatak (2010) 的模型进行说明。首先设置一个单一农户的农业生产模型，假设不存在市场或任何形式的交换。在该模型中，农户投入的生产努力为  $e \in [0, 1]$ ，且农户的禀赋极限为  $\bar{e} \leq 1$ 。这将产生生产绩效  $A$  或者 0，其概率分别为  $\sqrt{e}$  和  $1 - \sqrt{e}$ ，从而可以得到预期的生产绩效  $y$ ：

$$y = A\sqrt{e} \quad (1)$$

在这一个简单的基准模型中，农户只需选择其最佳投入的  $e$  值。假设农户的效用函数在消费  $c$  和休闲  $l$  上是线性的，且不考虑收入的影响与风险规避，则农户的效应函数可表达为：

$$u(c, l) = c + l \quad (2)$$

假设确权农户的产权安全性感知受到农地调整经历的影响，即受到农地调整“约束机制”形成的先验认知的影响，可将这种失地“约束”的先验认知等同于农地调整的风险纳入模型。假设存在农地调整风险的概率  $\tau \in (0, 1]$ ，这里并未将  $\tau = 0$  的可能性考虑在内。那么，预期消费  $c = (1 - \tau)A\sqrt{e}$ 。农民选择  $c$  以实现效用最大化：

$$(1 - \tau)A\sqrt{e} + \bar{e} - e \quad (3)$$

约束条件为  $e \leq \bar{e}$ 。对 (3) 式求一阶导数可得：

$$\frac{(1 - \tau)A}{2\sqrt{e}} = 1 \quad (4)$$

因此，农民的最佳劳动努力投入是：

$$e^* = \left[ \frac{(1 - \tau)A}{2} \right]^2 \quad (5)$$

相应地，预期总产值为  $\gamma(\tau) = [(1 - \tau)A]^2 / 2$ ，而生产者的净剩余为  $\pi(\tau) = [(1 - \tau)A/2]^2$ 。从而可以得出：确权农户的生产性努力和产出绩效随  $\tau$  增大而严格减少。确权农户经历过的农地调整程度越大，农户付出的农业生产性努力越少，生产效率越低。如果农地小调整经历到大调整经历是连续分布的，那么农业绩效将随着农地调整经历程度的加深而减小（离散分布也有类似结论）。这一命题与前文理论分析结论是一致的。

进一步讨论农地无调整（即  $\tau = 0$ ）的情况，假设农地初始价值是  $\bar{h}$ ，农户的决策问题转化为：

$$\max_e A\sqrt{e\bar{h}} + \bar{e} - e \quad (6)$$

求一阶导数可得农户的最佳劳动投入为  $e^* = (A\bar{h}/2)^2$ 。可以看到，由于“约束机制”的缺失，“唾手可得”的地权获取将降低农地的心理价值。当  $\bar{h}$  降低时，农户生产性投入将减少，经济绩效也相应降低。这一命题验证了前文的理论分析结论，没有农地调整经历将诱发确权农户农业生产绩效的损失。

应该注意到，前述模型有一个关键假设，即资源禀赋无约束。如果资源禀赋投入是固定的，即  $e^* = \bar{e}$ ，那么总产出为  $A\sqrt{\bar{e}}$ ，生产者的净剩余是  $(1-\tau)A\sqrt{\bar{e}}$ ，从而得出结论：农户的生产性努力和经济绩效不受  $\tau$  影响。这类似于全职农民家庭，因为并不存在劳动力非农转移，且农地经营规模并未突破家庭劳动力约束，因此形成了家庭内部的劳动力固定投入。此时，由于收入全部来源于农地经营，农户对农地依附程度较高，生产性努力并不会受到  $\tau$  影响。

2. 考虑非生产性劳动的模型。基准模型中的农户劳动力仅有生产性努力的含义。对于经历过农地调整的农户而言，“约束”的先验感知使其倾向于投入一定的劳动以维护地权，但由此形成的对农地确权政策稳定性的预期不足，依然难以激发其在农地经营中从分配性努力转换为生产性努力。

区分两种劳动来修改模型，令  $e_1$  表示生产性努力劳动， $e_2$  表示降低失地“约束”的劳动投入。失地“约束”的风险可以表示为：

$$\tau(1-\gamma\sqrt{e_2}) \quad (7)$$

其中， $\tau \in (0,1]$ ， $\gamma \in [0,1]$ ， $e_1 \in [0,1]$ ， $e_2 \in [0,1]$ 。 $e_2$  较高，则失地风险较低， $\gamma$  表示捍卫地权投入的大量精力。农户的决策问题是：

$$\max_{e_1, e_2} \left[ 1 - \tau(1 - \gamma\sqrt{e_2}) \right] A\sqrt{e_1} + \bar{e} - e_1 - e_2 \quad (8)$$

分别对  $e_1$  和  $e_2$  求导得出：

$$e_1 = \left( \frac{2(1-\tau)A}{4-(\tau\gamma A)^2} \right)^2 \quad (9)$$

$$e_2 = \left( \frac{\gamma\tau(1-\tau)A^2}{4-(\tau\gamma A)^2} \right)^2 \quad (10)$$

根据上式可以得出：如果确权农户的农地产权安全受到农地调整的影响，且资源禀赋无约束，那么农地调整风险的减小将增加确权农户的生产性努力劳动；存在  $\bar{\tau} \leq 1$  使得只要  $\tau \leq \bar{\tau}$ ，降低失地“约束”的劳动投入将随着  $\tau$  变大而持续增加；当农地调整风险  $\tau$  较低时，改善产权将提高经济效率，即确权农户的农业生产绩效将随着农地调整经历程度的减弱而提高。这一命题与前文的理论分析结论是一致的。当农地调整风险为 0，即不存在非生产性劳动时，这时将回到 (6) 式的情况，确权农户的农业经济绩效将下降。

当资源禀赋受到约束时，即  $(1-\tau)^2 A^2 (4 + \tau^2 \gamma^2 A^2) / (4 - \tau^2 \gamma^2 A^2)^2 > \bar{e}$ ，对上式求导可得：

$$(1-\tau + \tau\gamma\sqrt{e_2}) A \frac{1}{2\sqrt{e_1}} = 1 + \lambda \quad (11)$$

$$\tau\gamma \frac{1}{2\sqrt{e_2}} A\sqrt{e_1} = 1 + \lambda \quad (12)$$

其中， $\lambda$  是与资源约束关联的拉格朗日乘子（劳动力的影子价格）。将上述两个条件与有约束力的劳动力一起作为限制条件，得到以下方程式：

$$2\tau\gamma e_2 + (1 - \tau)\sqrt{e_2} - \tau\gamma\bar{e} = 0 \quad (13)$$

从而得出：

$$e_1 = \bar{e} - \left[ \frac{1}{4\gamma} \left( 1 - \frac{1}{\tau} \right) + \sqrt{\left\{ \frac{1}{4\gamma} \left( 1 - \frac{1}{\tau} \right) \right\}^2 + \frac{\bar{e}}{2}} \right]^2 \quad (14)$$

$$e_2 = \left[ \frac{1}{4\gamma} \left( 1 - \frac{1}{\tau} \right) + \sqrt{\left\{ \frac{1}{4\gamma} \left( 1 - \frac{1}{\tau} \right) \right\}^2 + \frac{\bar{e}}{2}} \right]^2 \quad (15)$$

$e_2$  总是随着  $\tau$  变大而增加，而  $e_1$  总是随着  $\tau$  变大而减小，而且，由于劳动力受到约束，增加  $e_2$  将导致  $e_1$  减小。这表明，当考虑资源约束时，农地调整风险增加将诱发确权农户生产性努力的不足，从而损失效率。

通过以上机理分析，可以得到区别于以往文献的一个重要观点：农户所经历的农地调整，随着调整程度的加大，其对农地确权经济效率的影响并非是线性的，而将呈现为倒 U 型结构。

### 三、数据来源、变量设置与计量模型选择

#### （一）数据来源

本文数据来源于 2016 年“中国劳动力动态调查”（CLDS）。CLDS 每两年一次对中国城乡开展动态追踪调查，样本覆盖中国 29 个省市自治区（不包括港澳台、西藏、海南）。该数据集包含了家庭农地确权、村庄农地调整等信息。本研究在剔除非农村居民和主要变量数据缺失严重的样本后，使用的有效样本为 6174 个农户。

#### （二）变量设置及说明

1. 被解释变量。本文研究的核心命题是农地产权从调整到稳定对农户改善农业经营绩效的生产性努力的影响，而主流文献中所使用的综合效率并不能准确刻画这一主旨。考虑到效率结构的层次性及其反映出的农业经营管理问题，本部分借助数据包络分析模型，基于投入导向下的 BBC 模型，测算出农户的农业生产纯技术效率，并将其作为本文的因变量<sup>①</sup>，反映农户生产性努力程度。测算农户生

<sup>①</sup>DEA 模型可以根据农户投入产出测算出农户农业生产综合效率、纯技术效率和规模效率。其中，农业综合效率是对农户的资源配置能力、资源使用效率等多方面能力的综合衡量与评价；农业规模效率反映的是实际规模与最优规模的差距，体现农业经营规模的优化程度；农业纯技术效率反映的是一定规模（最优规模）投入要素的生产效率，是农户受管理和

产效率的投入指标包括农地经营规模、农业经济投入和农业生产时间，产出指标为家庭农业总产值。

2.主要解释变量。主要解释变量包括农地调整与农地确权。其中，农地调整从两个方面测度：一是是否进行过调整，来源于“2003 年至今，土地是否进行过调整”的问项结果；二是农地调整的程度，参照李尚蒲、罗必良（2015）对农地小调整和大调整的划分，本文将“村组内部分农户土地小调整”和“利用村内机动土地进行调整”归为农地小调整，将“村组内土地打乱重分”归为农地大调整。农地确权采用农户是否获得农地承包经营权证书来表征。一般来说，农地确权之后，农户将获得国家授权并由地方政府统一颁发的证书，作为国家法律赋权的重要凭证，农村土地承包经营权证书是农民在公共治理中保护自身土地权益或抵制非法土地侵占的重要工具。农地确权通过给农民“确实权、颁铁证”，真正让农民吃上“定心丸”（韩长赋，2015）。

3.控制变量。本文所采用数据为户级层面数据，需要对一些因素进行控制，包括：家庭特征，如家庭成员平均年龄、家庭成员受教育程度、家庭女性比；影响农户生产效率的因素，如村庄非农经济、村庄统一提供的农业生产服务（林文声等，2018）以及农户拥有的大型农机具（董莹、穆月英，2019）。此外，本研究还控制了 29 个省份的区域虚拟变量。主要变量的描述性统计见表 1。

表 1 变量定义及描述性统计

	变量名称	变量定义	平均值	标准差
产出指标	家庭农业总产值	农户生产农产品总价值的对数（元）	8.619	1.310
投入指标	农地经营规模	农户扣除弃耕后的土地经营面积的对数（亩）	1.570	1.051
	农业经济投入	农户农业生产总投入的对数（元）	7.762	1.343
	农业生产时间	农户进行农业生产的总时间的对数（天）	7.630	0.662
被解释变量	农业生产纯技术效率	基于 BBC 模型测算得到的农户农业生产纯技术效率	0.456	0.243
主要解释变量	农地确权	已确权且颁发承包经营权证书：是=1，否=0	0.540	0.498
	农地调整	2003 年以来村庄是否发生过农地调整：是=1，否=0	0.198	0.554
	农地小调整	是否发生过农地小调整：是=1，否=0	0.125	0.330
	农地大调整	是否发生过农地大调整：是=1，否=0	0.019	0.138
控制变量	大型农机具	家中是否有大型农机具：有=1，无=0	0.024	0.154
	家庭成员平均年龄	家庭成员平均年龄（年）	44.573	13.837
	家庭成员受教育程度	高中以上学历成员占比（%）	16.321	21.300
	家庭女性比	女性成员占比（%）	47.816	17.774
	村庄非农经济	村庄是否有非农业经济：有=1，无=0	0.204	0.403
	统一灌溉排水服务	村庄是否可享受统一灌溉排水服务：是=1，否=0	0.402	0.490
	统一购买生产资料服务	村庄是否可享受统一购买生产资料服务：是=1，否=0	0.098	0.298
	统一技术培训服务	村庄是否可享受统一技术培训服务：是=1，否=0	0.674	0.469
	区域虚拟变量	省份虚拟变量	—	—

技术等因素影响的生产效率，实质反映了农户的生产性努力程度。

### （三）计量模型选择

本研究旨在考察农地产权对农业生产纯技术效率的影响，以及不同农地调整经历下，农地确权对农户农业生产纯技术效率的影响差异。首先给出未引入交互项的独立方程：

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 X_i + \alpha_2 D_i + \varepsilon_i \quad (16)$$

（16）式识别了四组方程，其中  $Y_i$  表示农户农业生产纯技术效率。 $X_i$  分别表示农地确权、农地调整、农地小调整和农地大调整， $D_i$  表示由控制变量组成的矩阵，包括家庭特征变量、村庄变量和地区变量。 $\alpha_0$  为常数项， $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  为待估计系数， $\varepsilon_i$  表示误差项，并假设满足标准正态分布。

引入交互项模型的基本表达式为：

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 X_{i1} + \alpha_2 X_{i2} + \alpha_3 X_{i1} X_{i2} + \alpha_4 D_i + \varepsilon_i \quad (17)$$

（17）式识别了三组方程，其中  $Y_i$  表示农户纯技术效率。 $X_{i1}$  表示农地确权， $X_{i2}$  表示农地无调整、小调整与大调整。 $X_{i1} X_{i2}$  表示交互项。其余变量、参数和（16）式一样。

需要指出的是，本研究引入农地产权变量会引起内生性问题。首先，生产效率差异可能导致农地确权进程在不同效率水平农户间存在差异，从而产生反向因果的内生性问题。其次，模型还可能遗漏观测不到的但能影响到农户农业生产纯技术效率的变量。

为了有效解决内生性问题，根据已有研究（Kung, 2002; Ma et al., 2013），村庄层面的农地产权指标可以被用来作为农户个体产权指标的工具变量，因此本文使用样本农户所在村庄其他农户的农地确权均值作为农地确权的工具变量。原因在于，尽管村庄内的农地确权工作在程序上是同步进行的，但在实际实施过程中，农户领取农村土地承包经营权证书的时间并不一致的，但由于同村内部的社会网络关系较强，村内其他农户的农地确权率会影响自身农地确权与否的概率（李宁等，2019），但是不会直接影响本户的农业生产纯技术效率水平，满足工具变量选择标准。同样，差异化的农户纯技术效率水平会导致低效率农户寻租行为的产生，期望通过农地调整以换取较好的被他人精心经营的地块。纯技术效率较高的农户在农地调整中具有更强的谈判能力，农业经营能力较强的农户更倾向于对地权稳定性提出要求（李尚蒲、罗必良，2015），导致农业生产纯技术效率水平差异对农户农地调整需求产生影响，存在互为因果的内生性。考虑到本研究农地调整变量为村庄层面数据，因此使用县内其它村庄农地调整变量的均值作为工具变量。理论而言，同县其他村的农地调整情况会影响到本村农地调整，但和本农户的农业生产纯技术效率并不直接相关，从而满足工具变量选择标准。

除此之外，本研究在稳健性检验中进一步通过倾向得分匹配法（PSM）构建“反事实”情境，有效降低样本选择偏误，解决潜在的内生性问题导致文章估计结果的偏误。

## 四、模型结果与分析

### （一）农地调整与确权对农业纯技术效率的影响

表2汇报了（16）式的估计结果。首先，杜宾—吴—豪斯曼检验的结果显示，表2的估计确实存在内生性问题。其次，弱工具变量检验和识别不足检验表明，本研究所采用的工具变量不存在弱工具变量和识别不足的问题。

表2 确权政策、农地调整经历及程度与农业生产纯技术效率

变量	农业生产纯技术效率			
	方程1	方程2	方程3	方程4
农地确权	-0.120*** (0.011)			
农地调整		0.020*** (0.003)		
农地小调整			0.004 (0.010)	
农地大调整				0.077*** (0.015)
大型农具	-0.070*** (0.017)	-0.040*** (0.015)	-0.041*** (0.015)	-0.040*** (0.015)
家庭成员平均年龄	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
家庭成员受教育程度	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)
家庭女性比	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
村庄非农经济	0.093*** (0.009)	0.061*** (0.008)	0.063*** (0.008)	0.059*** (0.008)
统一灌溉排水服务	-0.006 (0.006)	-0.006 (0.006)	-0.005 (0.006)	-0.004 (0.006)
统一购买生产资料服务	-0.003 (0.010)	0.003 (0.009)	0.003 (0.010)	0.001 (0.010)
统一技术培训服务	0.003 (0.007)	-0.004 (0.006)	-0.005 (0.006)	-0.005 (0.006)
省份虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.559*** (0.016)	0.397*** (0.032)	0.405*** (0.032)	0.409*** (0.032)
观测值	6174	6174	6174	6174
R <sup>2</sup>	0.016	0.172	0.170	0.171
识别不足检验	1975.052***	6171.417***	5702.188***	5857.840***
弱工具变量检验	2899.350	6300	3400	4100
杜宾-吴-豪斯曼检验	82.358***	10.222***	10.625***	20.830***

注：①\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的显著性水平；②括号内为稳健标准误。

方程1的结果显示,农地确权显著抑制农户农业生产纯技术效率,导致这一结果的因素是多方面的。农地确权的效率抑制效应说明,在当前技术水平下,确权并未带来农户对农业经营管理水平的积极改善<sup>①</sup>。事实上,早有文献对农地确权的制度安排对农户生产行为的改善提出质疑。罗必良(2019)证明了,农地调整具有内在的发生机制,对于经历过农地调整的农户,农地确权的农业生产激励效应会大打折扣。钟甫宁、纪月清(2009)的研究证明,地权强化并不必然改善农户的投资行为。基于此,至少可以判断,农地确权对农户生产努力的激励作用是有限的,或者不能独立地发挥诱导作用。

方程2的结果显示,农地调整经历对农户农业生产纯技术效率的实现具有显著促进作用。这也印证了前文的理论判断,农地调整“约束机制”能够产生激励效应,具有诱导农户积极生产的内驱力。

方程3与方程4的结果显示,农地小调整经历并不对农业生产的纯技术效率产生明确影响,而大调整经历将显著促进纯技术效率的改善。由于农地调整“约束机制”会造成农户家庭的租金耗散,作为应对策略,一方面,农户将积极攫取“公共领域”的租值以弥补家庭损失,这种利益攫取的内生动力

<sup>①</sup> 通过 DEA 模型可以计算出农户农业生产综合效率、纯技术效率和规模效率。农地确权的实施将显著促进综合效率与规模效率的实现,这与国家产权制度改革的预期是契合的。但就纯技术效率而言,确权将诱发纯技术效率耗散。

随着失地预期的强化而增强；另一方面，农户将通过改善农业经营管理水平，增强农地调整博弈中的话语权和谈判能力。李尚蒲、罗必良（2015）研究发现，农业经营能力较强的农户在农地调整中拥有更强的话语权，并可能在重新分配土地中获取更大的收益，这在大调整中尤为明显。但可以判断，当农地确权与产权固化之后，表达为此类谈判力量的生产努力将消失。

控制变量的影响方面：第一，拥有大型农机具的农户，其农业生产纯技术效率更低。原因在于，一方面，这类农户往往倾向于从事生产性服务，而非仅仅在自己的土地上进行生产经营；另一方面，大型农机具具有较高的投资门槛与较强的资产专用性，既可能加剧农户农业经营资金约束，也会导致投资锁定与利用效率低下。第二，家庭成员平均年龄大将制约农业纯技术效率的实现。第三，村庄有非农经济将对农户纯技术效率产生显著的促进作用。显然，农业劳动力的减少和村庄富裕程度提升，会促进农地流转，改善农业规模经济性与现代生产要素的使用。

（二）农地调整经历与确权效率决定

表 3 检验不同的农地调整经历对确权农户农业生产纯技术效率的影响。清晰识别三类农户群体（无调整、小调整和大调整）并进一步做出对比，需要明确刻画农户的无调整经历情境，因此设置农地无调整变量（选项赋值为：无农地调整=1，有农地调整=0）。

表 3 不同农地调整经历下农地确权效率的差异

变量	农业生产纯技术效率		
	方程 1	方程 2	方程 3
农地确权	0.090*** (0.024)	-0.029 (0.019)	0.000 (0.017)
农地无调整	0.047*** (0.007)		
农地确权×农地无调整	-0.111*** (0.020)		
农地小调整		-0.064*** (0.023)	
农地确权×农地小调整		0.124*** (0.037)	
农地大调整			0.190*** (0.028)
农地确权×农地大调整			-0.309*** (0.097)
其他变量	已控制	已控制	已控制
常数项	0.331*** (0.037)	0.389*** (0.037)	0.372*** (0.036)
观测值	6174	6174	6174
R <sup>2</sup>	0.176	0.174	0.171
识别不足检验	1959.527***	1825.324***	1458.831***
弱工具变量检验	955.011	862.151	635.489
杜宾-吴-豪斯曼检验	27.748***	32.157***	31.460***

注：①\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%、10%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③其他变量同表 2，限于篇幅，此处未给出其他变量的估计结果，读者如感兴趣，可与笔者联系索取。

方程 1 的结果显示，未经历过农地调整将抑制确权农户的效率。可见，在缺乏“约束机制”约束和农地“低价值”心理作用之下，“唾手可得”的农地产权并不会让农户产生与其价值相当的“珍惜”程度。方程 2 的结果显示，经历过农地小调整的确权农户，农业生产纯技术效率显著改善。显然，“约

束机制”与“补偿机制”的平衡使得小调整经历的确权农户成为最有效率的农业经营主体。需要特别指出的是，与农地无调整的农户相比，大调整经历将给确权农户带来更大的效率损失。为何在单一“约束机制”下最有效率的主体却在“约束机制”与“补偿机制”下成为最不具效率的主体？可能的原因在于，在单一“约束机制”下，失地预期较为强烈的农户尽可能在有限的土地使用期内改善经营管理水平，以获取最大的土地经营收益。但确权后，地权边界的明晰化将减小农户短期租值攫取的行为空间，转为衡量农地确权的“补偿”是否可以弥补家庭在“约束机制”中的损失。根据社会互动理论，在地权“唾手可得”与“失而复得”的参照下，地权“得不偿失”农户的效用水平将进一步降低。方程3的检验结果也验证了这一解释。这意味着，经历过农地大调整的农户，农地确权将显著制约农户农业生产纯技术效率的实现。表3的估计结果表明，农户所经历的农地调整的程度对确权农户农业生产纯技术效率的影响并非线性的，而是呈现倒U型结构。

### （三）稳健性检验 1：对被解释变量的重新刻画

本文认为，实现农地调整的“约束机制”和农地确权的“补偿机制”的平衡将诱导农户更加珍惜和重视农地，进而付出更多的生产性努力，实现农业生产纯技术效率。如果该逻辑成立，则意味着经历小调整的确权农户将会更加重视农业生产，而无农地调整经历和大调整经历将弱化确权农户对农业生产的重视程度。为了验证该逻辑，本部分进一步使用CLDS问卷中“借款是否用于农业生产”的问项结果衡量农户对于农业生产的重视程度（选项赋值分别为：是=1，否=0），并替换因变量进行检验（表4）。结果表明，无农地调整 and 经历大调整将弱化确权农户对农业生产的重视程度，而经历过农地小调整的农户，农地确权显著强化农户对农业生产的重视程度，从而表明基准回归结果稳健可信。

表 4 稳健性检验 1：更换被解释变量

变量	农业生产重视程度		
	方程 1	方程 2	方程 3
农地确权	0.062*** (0.019)	0.027** (0.011)	0.016 (0.016)
农地无调整	0.001 (0.008)		
农地确权×农地无调整	-0.035* (0.019)		
农地小调整		0.005 (0.019)	
农地确权×农地小调整		0.049** (0.022)	
农地大调整			-0.028 (0.051)
农地确权×农地大调整			-0.047*** (0.018)
其他变量	已控制	已控制	已控制
常数项	0.059*** (0.017)	0.060*** (0.015)	0.247*** (0.035)
观测值	6174	6174	6174
识别不足检验	1918.321***	1716.773***	1457.540***
弱工具变量检验	925.576	790.874	634.547
杜宾—吴—豪斯曼检验	15.254***	15.754***	9.872**

注：①\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%、10%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③其他变量同表 2，限于篇幅，此处未给出其他变量的估计结果，读者如感兴趣，可与笔者联系索取。

(四) 稳健性检验 2：重新组合样本的再估计

前文基准回归基于农地调整“约束机制”和确权“补偿机制”之间权责对立、“激励—约束”相匹配的关系，并未严格区分地权调整与确权的先后顺序。本部分重新组织样本，基于2014年CLDS数据筛选出2016年CLDS追踪样本，留下2014年和2016年两期调查间确权的农户，并删除两期调查期间发生过农地调整的样本，从而更加准确辨别出农地调整与确权的顺序，使用的有效样本为1566个农户。本部分将固定效应精确到市区一级。表5的结果显示，无调整经历与大调整经历均将诱发农地确权的效率耗散，而小调整经历的确权农户实现了农业生产纯技术效率。这表明基准回归结果较为稳健可信。

表 5 稳健性检验 2：重新组合样本的再估计

变量	农业生产纯技术效率		
	方程 1	方程 2	方程 3
农地确权	0.259*** (0.064)	0.100** (0.047)	0.150*** (0.044)
农地无调整	0.269*** (0.030)		
农地确权×农地无调整	-0.434*** (0.074)		
农地小调整		-0.059 (0.046)	
农地确权×农地小调整		0.264** (0.118)	
农地大调整			0.277* (0.146)
农地确权×农地大调整			-0.601** (0.295)
其他变量	已控制	已控制	已控制
常数项	0.230*** (0.041)	0.528*** (0.051)	0.514*** (0.051)
观测值	1566	1566	1566
R <sup>2</sup>	0.189	0.186	0.152
识别不足检验	240.423***	288.616***	114.377***
弱工具变量检验	93.951	117.039	40.814
杜宾—吴—豪斯曼检验	29.103***	15.023***	21.588***

注：①\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%、10% 的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③其他变量同表 2，限于篇幅，此处未给出其他变量的估计结果，读者如感兴趣，可与笔者联系索取。

(五) 稳健性检验 3：基于倾向得分匹配法的再估计

反向因果是本文主要的内生性来源，但依然不能忽视自选择问题。为此，本文使用倾向得分匹配法 (PSM) 重新估计不同农地调整经历对确权农户农业生产纯技术效率的影响。根据表 2 中的控制变量对实验组和控制组进行匹配，其中，分别将没有经历过农地调整、经历过农地小调整和经历过农地大调整的农户设定为实验组，将经历过农地调整、未经历过农地小调整和未经历过农地大调整的农户设定为控制组，从而形成三种情形的匹配，进而采用最近邻匹配、核匹配和半径匹配估计不同农地调整经历的平均处理效应 (ATT)。需要特别说明的是，为单独估计不同农地调整经历对确权效应的影响，模型只保留了已实现农地确权的农户样本。

表 6 汇报的 PSM 模型估计结果显示，在三种匹配方式下，无农地调整经历和大调整经历均负向影响农户的农业生产纯技术效率，小调整经历则显著提高农户的农业生产纯技术效率，进一步验证了

本文估计结果的稳健性。

表 6 稳健性检验 3：基于倾向得分匹配法的再估计

变量	匹配方式	ATT	t
农地无调整	最近邻匹配	-0.055***	-4.460
	核匹配	-0.009*	-1.680
	半径匹配	-0.005	-0.380
农地小调整	最近邻匹配	0.025*	1.750
	核匹配	0.043**	2.330
	半径匹配	0.043**	2.560
农地大调整	最近邻匹配	-0.048***	-3.180
	核匹配	-0.057***	-2.760
	半径匹配	-0.051**	-2.560

注：\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%、10%的显著性水平。

#### （六）稳健性检验 4：使用全国 9 省 2704 个农户数据的再估计

应该指出的是，CLDS 数据中的农地调整数据来源于村庄层面，且统计的是自 2003 年以来的农地调整经历，对于农户农地调整经历的衡量并不够精确，可能影响估计结果的准确性。为此，本文进一步使用全国 9 省农户调查数据。课题组于 2015 年通过分层聚类方法进行农户抽样问卷调查。其抽样过程是：首先按照各省份总人口、人均地区生产总值、耕地总面积、耕地面积比重、农业人口占省份总人口比重、农业产值占省份地区生产总值的比重等 6 个指标的聚类特征，并结合中国大陆的 7 大地理分区，最终选定东部的辽宁省、江苏省和广东省，中部的山西省、河南省和江西省以及西部的宁夏回族自治区、四川省和贵州省 9 省（区）为样本省份；然后，进一步根据上述 6 个指标对各省（区）的县级单位进行聚类分析，在各样本省（区）分别抽取 6 个样本县（合计 54 个）；最后，根据人均地区生产总值和地理分布在各样本县中抽取 4 个乡镇，在每个样本乡镇随机抽取 1 个行政村，每个行政村又随机抽取 2 个自然村，在每个自然村随机挑选 5 个样本农户。为加强区域间比较，课题组在广东省、江西省的样本县中各抽取 10 个样本乡镇。调查最终发放问卷 2880 份，回收问卷 2880 份，其中有效问卷 2704 份，问卷有效率为 93.89%。全国 9 省数据中的农地调整变量来源于农户层面，并且统计的为近五年的调整情况，更加精确，而且包括农户经历农地调整频率的变量，为细化本文研究提供了数据支持。

本文认为，农地调整程度的不同将诱发确权农户不同的农业生产积极性，从而导致对农业纯技术效率的不同影响，这意味着农户所经历的农地调整频率具有重要的发生学含义。为验证此判断，本文使用问卷中“若能够通过土地抵押获得贷款，您家愿意增加农业投资吗”的问项结果衡量农户农业生产的积极性（该选项的赋值为：是=1，否=0）。另外，本部分用农户近五年经历的农地调整次数替代前文的农地调整经历。其他变量与前文一样。为节省篇幅，不再报告具体的变量定义与描述。

表 7 的估计结果显示，近五年无农地调整经历将弱化确权农户对农业生产的重视程度，农地小调整经历将显著强化确权农户对农业的重视程度，而农地确权将显著抑制大调整经历的农户对农业生产

的重视程度。方程 4 的结果表明，较高的农地调整频率将弱化确权农户对于农业生产的重视程度。总体而言，利用全国 9 省调查数据的估计结果与利用 CLDS 全国数据的分析结论一致。

表 7 稳健性检验 4：基于全国 9 省农户调查的证据

变量	农业生产重视程度			
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4
农地确权	-0.401 (0.345)	0.063 (0.091)	0.174** (0.085)	0.050 (0.084)
农地无调整	-0.567** (0.280)			
农地确权×农地无调整	-0.577 (0.378)			
农地小调整		-0.033 (0.428)		
农地确权×农地小调整		0.631* (0.329)		
农地大调整			0.697** (0.309)	
农地确权×农地大调整			-1.169*** (0.403)	
农地调整频率				0.006 (0.096)
农地确权×农地调整频率				-0.273* (0.142)
其他变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	4.001*** (0.281)	3.518*** (0.143)	3.454*** (0.143)	2.938*** (0.773)
观测值	2704	2704	2704	2704
识别不足检验	330.792***	140.984***	696.844***	186.597***
弱工具变量检验	131.401	50.282	354.624	68.225
杜宾-吴-豪斯曼检验	10.246**	5.896*	7.740*	11.361***

注：①\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%、10%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③其他变量同表 2，限于篇幅，此处未给出其他变量的估计结果，读者如感兴趣，可与笔者联系索取。

## 五、结论与讨论

### （一）研究结论

本研究将农地调整和农地确权分别视为自上而下的“约束机制”和“补偿机制”，探讨在两种机制的平衡和失衡状态下，农户农业生产纯技术效率的决定机理。基于 2016 年 CLDS 数据的检验结果表明，对“约束机制”与“补偿机制”失衡的两类农户群体，或者说对无农地调整经历与经历过调整的农户来说，确权政策对农户纯技术效率的影响将弱化。而“约束机制”与“补偿机制”走向平衡的具有农地小调整经历的确权农户是最有效率的农地经营主体。因此，对于农地无调整、小调整、大调整的三类农户，农地确权的经济绩效大体呈现倒 U 型结构。

### （二）需要正视的问题

与叶剑平等（2006）和黄季焜等（2008）所持的观点不同，本研究并不先验地将农地调整视为不安全的产权表达形式，而是将农地调整和农地确权分别视为一种自上而下的“约束机制”和“补偿机制”。“约束机制”和“补偿机制”均具有诱导农户改善农业经营管理水平，实现农业生产纯技术效率的激励作用。但文章强调，“约束机制”与“补偿机制”的失衡将诱发纯技术效率耗散。其内在因在

于，缺乏“约束机制”保障而“唾手可得”的地权是“低价值”的，农户对其珍惜程度有限；“补偿机制”在不同农户之间是同质的，因而在“约束机制”中损失惨重的农户无法获得区别于其他农户的心理补偿。“约束机制”与“补偿机制”走向平衡将实现农户农业生产纯技术效率的改善。

虽然农地确权政策的实施似乎是合乎效率的选择，但值得重视的是，完全没有“约束机制”保障可能影响农地确权的绩效表现。研究表明，地权制度安排需要在“激励—约束”机制的平衡状态下实现效率，缺乏“约束机制”保障的赋权政策是无效率的。众多学者批评农地调整造成农业生产效率下降，但却忽视了农地调整的产权反向激励和内部约束作用，这应该引起人们的反思。但本文并非主张农地调整的合理性，而是强调农地确权的实施亟待具有“约束机制”性质的匹配措施。

### （三）进一步的思考

随着时间渐远和代际更替，农地调整的反向激励作用必然逐渐弱化。稳定地权的政策努力也将极大限制地权变更的发生，但却可能增加“补偿”与“约束”失衡的可能。农地确权将推进具有不同比较优势农户的劳动力分工，家庭成员的非农转移与收入结构改变将降低农地在农户心中的重要程度，弱化农民对土地的生存依附。这意味着，对于选择空间不断扩大的中国农民来说，“约束机制”与“补偿机制”的失衡将可能导致农地心理价值下降并促使农户策略性地离农弃农，从而恶化农业生产的社会生态结构。这显然有悖于中国农村土地制度改革的基本目标。因此，当前亟需从立法层面明确农户农地产权权益，重申与之关联的相应义务或约束，从而形成责权对应以及“激励—约束”的制衡机制。此外，应进一步优化农地确权的实施环境，保障农民地权的排他性与政策实施的稳定性，积极推进农地确权政策的实际落地，避免“确空权”的现象，不断改善和强化农民对农地确权的政策信任。

### 参考文献

- 1.阿德莱德·布赖，1987：《行为心理学入门》，陈维正、龙葵译，成都：四川人民出版社。
- 2.陈锡文，2009：《中国农村制度变迁60年》，北京：人民出版社。
- 3.董莹、穆月英，2019：《合作社对小农户生产要素配置与管理能力的作用——基于PSM-SFA模型的实证》，《农业技术经济》第10期。
- 4.弗里德利希·冯·哈耶克，1999：《自由秩序原理》，邓正来译，北京：三联书店。
- 5.哈罗德·德姆塞茨，1999：《所有权、控制与企业》，段毅才译，北京：经济科学出版社。
- 6.韩长赋，2015：《明确总体要求 确保工作质量 积极稳妥开展农村土地承包经营权确权登记颁证工作》，《农村经营管理》第3期。
- 7.洪伟杰、罗必良，2019：《制度约束、农地调整和劳动力非农转移》，《江海学刊》第2期。
- 8.黄季琨、陶然、徐志刚，2008：《制度变迁和可持续发展：30年中国农业与农村》，上海：格致出版社。
- 9.李宁、汪险生、王舒娟、李光泗，2019：《自购还是外包：农地确权如何影响农户的农业机械化选择？》，《中国农村经济》第6期。
- 10.李尚蒲、罗必良，2015：《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。
- 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。

12.罗必良，2019：《农地确权的制度含义》，北京：中国农业出版社。

13.罗必良，2020：《制度变迁：路径依赖抑或情境依赖？——兼论中国农业经营制度变革及未来趋势》，《社会科学战线》第1期。

14.思拉恩·埃格特森，1996：《新制度经济学》，吴经邦、李耀、朱寒松、王志宏译，北京：商务印书馆。

15.西格蒙德·弗洛伊德，1986：《弗洛伊德论创造力与无意识》，孙恺祥译，北京：中国展望出版社。

16.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。

17.叶剑平、蒋妍、丰雷，2006：《中国农村土地流转市场的调查研究——基于2005年17省调查的分析和建议》，《中国农村观察》第4期。

18.约拉姆·巴泽尔，1997：《产权的经济分析》，费方域、段毅才译，上海：上海人民出版社。

19.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。

20.Alchian, A. A., 1965, "Some Economics of Property Rights", *Politico*, 30(4):816-829.

21.Alchian, A. A., and H. Demsetz, 1973, "The Property Right Paradigm", *Journal of Economic History*, 33(1):16-27.

22.Alchian, A. A., and R. A. Kessel, 1962, "Competition, Monopoly, and the Pursuit of Money", *Aspects of Labor Economics*, 14: 157-183.

23.Becker, G. S., 1974, "A Theory of Social Interactions", *Journal of Political Economy*, 82(6):1063-1093.

24.Besley, T., and M. Ghatak, 2010, "Property Rights and Economic Development", *Handbook of Development Economics*, 5(1):4525-4595.

25.Davis, L. E., D. C. North and C. Smorodin, 1971, *Institutional Change and American Economic Growth*, Cambridge: Cambridge University Press.

26.Feder, G. T., and T. Onchan, 1987, "Land Ownership Security and Farm Investment in Thailand", *American Journal of Agricultural Economics*, 69(2):311-320.

27.Fiske, S. T., and S. E. Taylor, 1991, *Social Cognition*, New York: McGraw Hill Book Company.

28.Furubotn, E. G., and S. Pejovich, 1972, "La Structure Institutionnelle et les Stimulants Economiques De La Firme Yougoslave", *Revue d'études Comparatives Est-Ouest*, 3(2):169-200.

29.Hart, O., 1995, *Firms, Contracts, and Financial Structure*, Oxford: Clarendon Press.

30.Heider, F., 1982, *The Psychology of Interpersonal Relations*, London: Psychology Press.

31.Hombrados, J. G., M. Devisscher and M. H. Martinez, 2015, "The Impact of Land Titling on Agricultural Production and Agricultural Investments in Tanzania: A Theory-based Approach", *Journal of Development Effectiveness*, 7(4): 530-544.

32.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.

33.Knetsch, J. L., 2010, "Values of Gains and Losses: Reference States and Choice of Measure", *Environmental and Resource Economics*, 46(2):179-188.

34.Kung, J. K., 2002, "Off-farm Labor Markets and the Emergence of Land Rental Markets in Rural China", *Journal of*

*Comparative Economics*,30(2):395-414.

35.Lavine, H., J. W. Huff, S. H. Wagner, and D. Sweeney. 1998, “The Moderating Influence of Attitude Strength on the Susceptibility to Context Effects in Attitude Survey”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 75(2):359-373.

36.Ma, X., N. Heerink, E. V. Ierland, M. V. D. Berg, and X. Shi,2013, “Land Tenure Security and Land Investments in Northwest China”, *China Agricultural Economic Review*,5(2):281-307.

37.Markussen, T.,2008, “Property Rights, Productivity, and Common Property Resources: Insights From Rural Cambodia”, *World Development*, 36(11):2277-2296.

38.McGuire, W. J.,1964, “Inducing Resistance to Persuasion: Some Contemporary Approaches”, *Experimental Social Psychology*,24 (1):192-229.

39.Melesse, M. B., and E. Bulte,2015, “Does Land Registration and Certification Boost Farm Productivity? Evidence from Ethiopia”, *Agricultural Economics*, 46(6): 757-768.

40.Newman, C., F. Tarp, and K. V. D. Broeck,2015, “Property Rights and Productivity: The Case of Joint Land Titling in Vietnam”, *Land Economics*, 91(1):91-105.

41.Spence, K. W., and J. T. Spence,1967,*Psychology of Learning and Motivation*, New York :Academic Press.

(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：光明)

## The Balance Between “Restraint” and “Compensation”: How Does Land Reallocation Affect the Efficiency Decision of Land Titling?

GENG Pengpeng LUO Biliang

**Abstract:** Based on an analytical framework of “land titling - land reallocation experience - behavioral responses - economic efficiency”, this article introduces in the framework land reallocation and land titling which are regarded as top-down restraint mechanism and compensation mechanism, respectively. It discusses the impact of land titling on pure technical efficiency of agricultural production of households. The results show that the balance between the restraint mechanism of land reallocation and the compensation mechanism of land titling promote the improvement of agricultural pure technical efficiency. Using the CLDS data in 2016, the study finds that the realization of pure technical efficiency of the households who have not experienced land reallocation nor large-scale farmland adjustment will be significantly weakened. Meanwhile, the households who have experienced small-scale land reallocation are the most efficient operators. The impact of land reallocation experience on the efficiency of land titling presents an inverted U-shaped structure. The study emphasizes that the policy of land titling without the restraint mechanism may cause a loss of agricultural production efficiency.

**Keywords:** Land Reallocation; Land Titling; Restraint Mechanism; Compensation Mechanism; Agricultural Pure Technical Efficiency