

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

林文声¹ 王志刚¹ 王美阳²

摘要：农地确权对农业生产效率的影响尚无定论。本文将农业生产要素配置细分为农业投资、农地流转、家庭劳动分工和经营权信贷抵押4个方面，进而构建“农地确权—要素配置—农业生产效率”的理论分析框架，并根据2014年和2016年中国劳动力动态调查（CLDS）的混合截面数据，采用中介效应模型实证分析了农地确权对农户农业生产效率的影响及其作用机制。研究结果表明：①农地确权在总体上提高了农户农业生产效率。②对于没有发生农地调整、农业机械化条件较好的村庄，农地确权能够提高农户农业生产效率；相反，对于拥有较多非农就业机会的农户，农地确权对其农业生产效率并不产生影响。③农地确权一方面通过促进农户加大农业短期投入、增加旱地转入和提高家庭务农人数占比提升其农业生产效率，另一方面通过抑制农户水田或水浇地转入导致其农业生产效率损失。

关键词：农地确权 农业生产要素配置 农业生产效率

中图分类号：F301.1 **文献标识码：**A

一、引言

虽然农地确权对农业生产效率的影响一直以来受到学术界的高度关注，但已有研究尚无定论。对柬埔寨、越南的调查发现，农地确权有助于提高农业生产效率（Markussen, 2008; Newman et al., 2015）。与之相反，对马达加斯加、坦桑尼亚的实证研究结果却表明，农地确权对农业生产效率的提高并不发挥显著作用（Jacoby and Minten, 2007; Hombrados et al., 2015）。近年来，中国政府不断强化对农户农地承包经营权的保护。从2009年开始，政府以村组、整乡整镇、整县、整省试点的方式逐步推进农地确权登记颁证工作。截至2017年11月底，全国82%的农村承包地已经完成确权颁

*本文系中国人民大学2016年度拔尖创新人才培养资助计划、北京大学—林肯研究院城市发展及土地政策研究中心论文奖学金资助项目、2016~2017学年度清华大学中国农村研究院博士论文奖学金项目（项目编号：201626）的阶段性研究成果。感谢匿名评审专家和编辑部提出的宝贵意见和建议，但文责自负。

证^①。显然，弄清农地确权影响农业生产效率的作用机理，对推动农地“三权分置”、培育新型农业经营主体和实现农业适度规模经营具有重要的参考意义。

研究者普遍认为，农地确权主要通过影响农业投资、农地交易和信贷抵押来提升农业生产效率。首先，农地确权明晰了农地产权关系，不仅可以提高地权安全性、减少农地纠纷，而且可以强化农户的投资收益预期，从而鼓励其农业长期投资、土壤改良和新技术采纳，并由此提高农业生产效率（Ghebru and Holden, 2015）。其次，农地确权可以降低农地市场的交易费用，增强农地要素的流动性，促使农地资源流向利用效率更高的农业经营者，从而实现农业规模化和专业化经营，并提高农业生产效率（Deininger et al., 2011）。再次，农地确权使得农地资源成为有效抵押品，进而增强了农户的农业投资能力，并有助于提高农业生产效率（Newman et al., 2015）。更进一步地，Ghebru and Holden（2015）指出，农地确权提高农业生产效率主要通过两种途径：一是农业长期投资、土壤保护和新技术采纳所产生的技术变革；二是农业生产投入增加、农地抵押和农地市场自由化交易共同产生的要素集约化效应。

与之相反，也有研究者指出，农村要素市场不完善、确权政策无法强化地权安全性都将导致农地确权对农业生产效率的影响大打折扣。首先，原有农地产权制度足以保障地权安全性、农地确权政策执行过程中存在扭曲、农业发展面临着比农地产权制度更为关键的约束，导致农地确权并不能有效提升农业生产效率（Heltberg, 2002）。其次，由于缺乏能够提高农业集约化水平的前提条件（例如完善的基础设施和要素市场），农地确权非但不能有效降低地权不稳定性，反而会产生诸多负面影响（Jacoby and Minten, 2007）。再次，农地确权会使农地细碎化更为严重，农户并不能因此提高农业收入（贺雪峰，2015）。换言之，农地确权固化了农地细碎化的格局，造成农业生产效率损失。最后，农户在确权后无法感知到更高水平的地权安全性，并且确权后的农地资源仍旧不被农村正规金融机构视为有效抵押品，使得农地确权无法显著影响农业生产（Hombrados et al., 2015）。

上述研究虽然有助于更加深入地理解农地确权对农业生产效率的作用机制，但仍存在如下不足：一是忽视了家庭劳动分工的中介效应。现有文献笼统地介绍了农地确权有助于强化地权安全性，进而通过农业投资、农地交易和信贷抵押 3 类中介变量间接地影响农业生产效率，但不仅没有详细阐述其作用机理，而且忽视了家庭内部劳动力配置的中间传导作用。二是缺乏严密的中介效应估计方法。少数尝试验证农地确权对生产效率作用机制的实证研究主要采用如下两步骤的假说验证思路：先是测算农地确权对中介变量（例如农业投资、农地交易和信贷抵押）的影响，进而分别估计上述中介变量是否显著影响农业生产效率。显然，这并不能保证农地确权与中介变量的交互项对农业生产效率具有统计意义上的显著影响。三是未能充分地解决潜在的内生性问题。在估计农地确权对农业生产要素配置和农业生产效率的影响时，样本自选择、测量误差、遗漏变量、反向因果关系都可能引发内生性问题，导致出现有偏的估计结果。但是，鲜有文献同时采用倾向得分匹配法（propensity score matching, PSM）、工具变量法和村庄层面的聚类稳健标准误对其进行修正。四是鲜有文献探

^①数据来源：《全国八成以上农村承包地完成确权颁证》，http://www.gov.cn/xinwen/2017-11/30/content_5243324.htm。

究中国农地确权如何影响农户的农业生产效率。现有涉及中国农地确权政策效果评估的研究侧重于从农地流转、农业投资、农村金融发展和农地抛荒等方面进行分析，但鲜有研究涉及农户的农业生产效率。

鉴于此，本文尝试从以下4个方面丰富现有文献：一是引入家庭劳动分工作为中介变量，将农业生产要素配置细分为农业投资、农地流转、家庭劳动分工和经营权信贷抵押，进而构建“农地确权—要素配置—农业生产效率”的理论分析框架。二是基于2014年和2016年中国劳动力动态调查（CLDS）的混合截面数据，采用中介效应模型实证分析中国农地确权对农户农业生产效率的影响及其作用机制。三是采用倾向得分匹配法和工具变量法解决在估计农地确权对农业生产要素配置、农业生产效率的影响时可能存在的内生性问题；同时，采用聚类稳健标准误对村庄内部农户间的自相关性进行修正。四是采用分组估计方法进一步揭示农地确权能够显著提高农业生产效率的现实情境。文章余下部分的结构安排如下：第二部分是理论分析，第三部分是模型设定、数据来源与变量选择，第四部分是实证结果与分析，第五部分是结论、讨论与政策启示。

二、理论分析

农地确权从地权保证性（例如通过“三权分置”明晰产权归属、重新确认地块面积和四至范围、颁发《农村土地承包经营权证》）、地权持有时间（例如保持土地承包关系稳定并长久不变）、地权权利强度（例如赋予经营权抵押担保权能）3个层面进一步强化了农户的地权安全性，进而对农户的农业投资、农地流转、家庭劳动分工、经营权信贷抵押等要素配置行为产生影响，并最终影响其农业生产效率（见图1）。

（一）农地确权、农业投资与农业生产效率

农地确权有助于强化农户的地权安全感，进而激发其农业投资，并由此提高其农业生产效率（Ghebru and Holden, 2015）。一方面，农地确权通过强化使用权排他、确保交易自由化、保障收益权独享激励农户农业生产投资。首先，强化使用权排他。农地确权有助于增强地权的排他能力，不仅能够有效降低农地被政府随意征用、被村集体随意调整以及被承租者侵占的风险，而且可以减少农地纠纷、降低地权保护成本，从而有助于提高农户农业投资的积极性。其次，确保交易自由化。农地确权有助于保障地权交易自由化，可以增强农户在未来收回现期农业投资的能力和信心，从而能够激励其增加现期农业投资（Hare, 2008）。再次，保障收益权独享。农地确权有助于弄清农地产权归属，避免产权模糊所引发的负外部性、公共域和租值耗散等问题，由此保障农户收益权独享并促进其农业投资（林文声等，2017）。另一方面，在农地确权政策的影响下，农户进行农业生产投资、优化农业投资结构、采取土壤保护措施和采纳农业新技术，都将有助于提升其农业生产效率。

（二）农地确权、农地流转与农业生产效率

农地确权对农户农地流转的影响方向不确定，从而是否促进其农业生产效率的提高也不确定。一方面，农地确权通过激励农业生产、降低交易费用、提高交易价格、促进农村要素市场联动对农户农地流转产生不确定影响（林文声等，2017）。首先，激励农业生产。依据前述，农地确权有助于

保障农地使用权排他、交易自由化和收益权独享，进而对农户农业生产经营产生极大的激励。这将促使农户倾向于增加农地转入并减少农地转出。其次，降低交易费用。农地确权依据《物权法》对承包地实行统一登记并颁发证书，使得农户的农地承包经营权超越了村庄熟人圈子而得到更加广泛的社会认同。这有助于减少农地交易双方的信息不对称性，从而降低农地流转的交易费用，并促进农户农地流转（林文声等，2017）。再次，提高交易价格。农地确权可能会强化农地的情感价值和保障价值。这非但没有弱化农户对农地的控制权偏好，反而强化其禀赋效应，从而提高农户的意愿交易价格并减少农地流转（胡新艳、罗必良，2016）。最后，促进农村要素市场联动。农地确权不仅有助于强化地权安全性，促使农户安心地外出务工并转出农地，而且能够通过赋予农地经营权抵押和担保权能，激励农户通过扩大农地经营规模来提高信贷可得性（付江涛等，2016）。

另一方面，农地流转有助于提高农业生产效率。首先，提高资源配置效率。农地流转促使农地资源从农业经营效率较低、想退出农业生产活动以及希望获取农地流转租金的农地承包户手中流向农业经营效率更高的承租者手中，从而优化农地资源配置（陈江龙等，2003）。其次，促进土地集中并形成农地适度规模经营。通过农地流转形成农地规模经营，不仅有助于农户获取潜在的规模效应而降低农业生产成本和市场交易费用，而且有利于农户引进更先进的农业机械、技术和管理手段，还促使农户调整农业生产结构，从而提高生产要素的配置效率（钱龙、洪名勇，2016）。同时，超过一定阈值的农地经营规模有助于提高农户通过经营权抵押的信贷可得性，进而强化其农业投资能力。再次，产生农业投资激励。依据前述，农户在未来可以更加自由地变现农业资产（即地权的交易收益效应）将促使其更加放心地进行现期的农业生产投资。

（三）农地确权、家庭劳动分工与农业生产效率

农地确权可以提高劳动力的专业化分工水平，促使拥有不同资源禀赋的农户发挥其自身的比较优势，进而影响农业生产效率。一方面，农地确权通过激励具有农业经营比较优势的农户增加农业劳动投入，进而提高其农业生产效率（Schweigert，2006）。农地确权有助于增强地权的安全性和交易自由化，不仅可以节省农户用于地权保护的额外投资，而且能够激励农户增加农业劳动的投入强度，从而提高其资源配置效率。

另一方面，农地确权在减少农户地权保护成本的同时，还鼓励具有非农就业比较优势的农户外出务工甚至转出农地，进而对农业生产效率产生不确定的影响。首先，非农就业通过农业劳动力流失效应对农业生产效率产生负面影响。具体表现为两点：一是随着家庭农业收入占比下降，农业受重视程度降低，农户逐渐减少农业劳动投入（钱龙、洪名勇，2016）；二是家庭农业劳动力短缺、兼业化或老龄化不仅不利于农业转型升级，而且阻碍农业新技术的采用，还造成农地经营粗放（卢华等，2016）。其次，非农就业改变农业生产要素投入结构，进而提高农户农业生产效率。具体表现为3点：一是农村劳动力转移激发农地规模经营，从而优化农业生产要素配置（李明艳，2011）；二是农户通过追加短期投入（例如化肥、农药）、增加农业雇工、购买农机社会化服务弥补家庭农业劳动力短缺的不足，从而维持甚至提升农业生产效率；三是外出务工增加农户家庭收入，使其有能力种植经济作物以替代粮食作物，引入新的农业生产技术（王子成，2015；钱龙、洪名勇，2016）。

(四) 农地确权、经营权信贷抵押与农业生产效率

农地确权有助于增加农户的信贷可得性，进而提高其农业生产效率 (Ghebru and Holden, 2015)。一方面，农地确权有助于农户将农地经营权进行抵押，从而缓解其信贷约束问题。首先，促使农地经营权成为有效抵押品。农地确权赋予了农地经营权抵押和担保的权能，从而使其成为农村正规金融机构认可的有效抵押品 (Heltberg, 2002)。其次，提高农地经营权的抵押价值。农地确权能够凸显农地因地权安全性增强、交易费用减小、交易可能性增大所引致的溢价效应，从而可以提升农地的交易价值和抵押价值 (胡新艳、罗必良, 2016)。再次，激励农户通过转入农地来提高信贷可得性 (付江涛等, 2016)。农户将细碎化的农地整合成连片的宜耕地块，将极大地提升农地的抵押价值，从而有助于增加其信贷可得性。最后，增加农村正规金融机构提供抵押贷款服务的意愿。农地确权不仅可以通过赋予农地经营权抵押和担保权能克服信息不对称所引发的道德风险和逆向选择问题，而且可以通过强化地权交易自由化提高农村正规金融机构变现违约抵押物的能力和便利性。

另一方面，经营权信贷抵押有助于提高农业生产效率。信贷抵押往往是面临融资约束的农户投资于更先进的农业生产技术的决定性因素。农地确权有助于解决农户抵押品不足的融资障碍，使得农户能够通过农地经营权抵押、担保的方式从农村正规金融机构获取急需的生产性资金 (Gerezihar and Tilahun, 2014)。这不仅可以优化土地、劳动力和资本等要素配置，而且可以提高农户农业投资能力和投资水平 (Newman et al., 2015)，从而能够提升其农业生产效率。

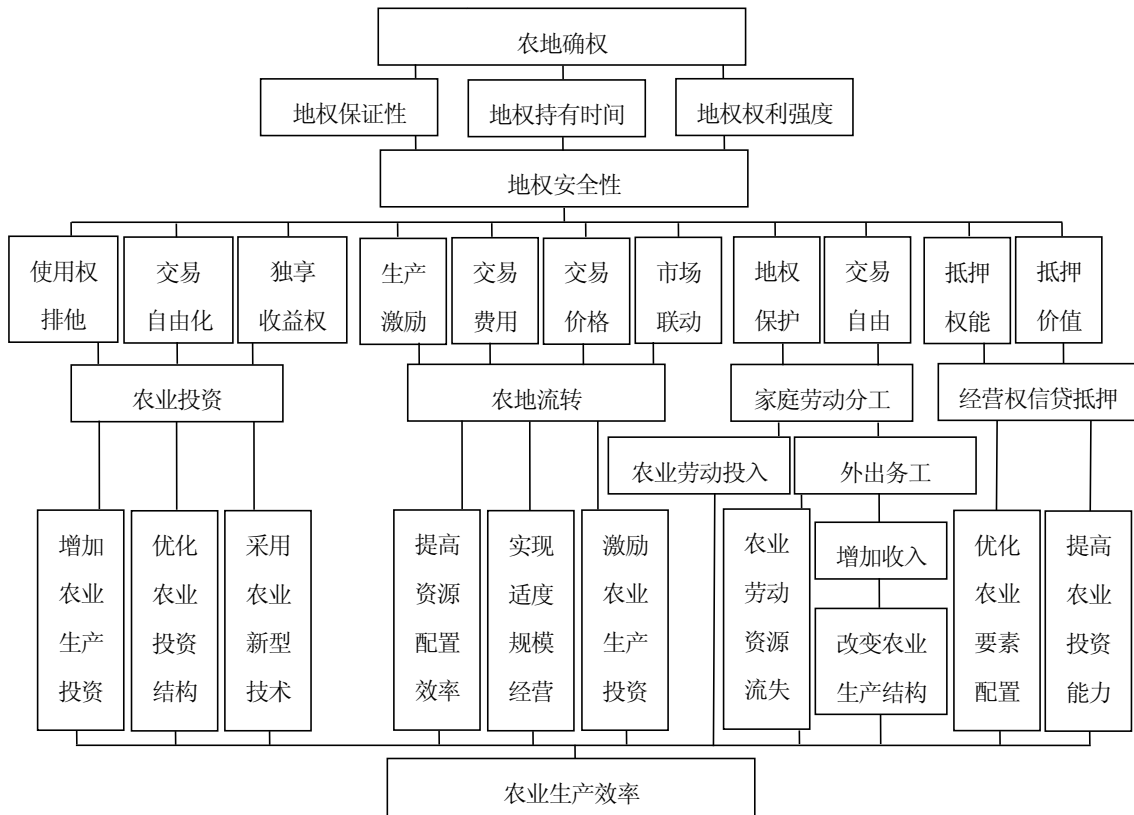


图1 “农地确权—要素配置—农业生产效率”的理论框架图

三、模型设定、数据来源与变量选择

(一) 模型设定

1. 随机前沿生产函数。采用随机前沿生产函数方法测算农户的农业生产效率，需要事先假定农业投入与农业产出之间的函数关系。由于超越对数生产函数的设定形式较为灵活，不仅无须限定各要素替代弹性完全相同或者要素替代弹性之和为1，而且允许农业投入与农业产出之间存在非线性关系，因此，本文将农户农业生产函数设定为：

$$\begin{aligned} \ln Y_i = & \alpha_0 + \beta_L \ln L_i + \beta_A \ln A_i + \beta_M \ln M_i \\ & + \beta_{LA} \ln L_i \ln A_i + \beta_{LM} \ln L_i \ln M_i + \beta_{AM} \ln A_i \ln M_i \\ & + 0.5\beta_{LL} (\ln L_i)^2 + 0.5\beta_{AA} (\ln A_i)^2 + 0.5\beta_{MM} (\ln M_i)^2 + \nu_i - \mu_i \end{aligned} \quad (1)$$

(1) 式中， Y_i 为第 i 个农户的农业总产值； α_0 为常数项； L_i 、 A_i 和 M_i 分别表示第 i 个农户的劳动力、土地和资本投入；向量 β 表示劳动力、土地和资本投入一次项、交互项和平方项的待估系数； ν_i 是第 i 个农户的随机误差项； μ_i 是第 i 个农户的农业生产效率损失项。假定 μ_i 独立于 ν_i ，并且服从均值为 Y_i^U 、方差为 σ_u^2 的非负半正态分布。

2. 中介效应模型。依据前述，农地确权通过农业生产要素配置（包括农业投资、农地流转、家庭劳动分工和经营权信贷抵押）影响农户农业生产效率，因此，可以构建如下的中介效应模型^①：

$$Y_i^U = a_0 + a_1 CERT_i + a_2 X_i + \varepsilon_1 \quad (2)$$

$$MED_i = b_0 + b_1 CERT_i + b_2 X_i + \varepsilon_2 \quad (3)$$

$$Y_i^U = c_0 + c_1 CERT_i + c_2 MED_i + c_3 X_i + \varepsilon_3 \quad (4)$$

(2) ~ (4) 式中， Y_i^U 是第 i 个农户的农业生产效率损失， $CERT_i$ 是第 i 个农户的农地确权状况， MED_i 是第 i 个农户的农业生产要素配置行为（即中介变量，包括农业投资、农地流转、家庭劳动分工和经营权信贷抵押）^②， X_i 是影响第 i 个农户农地确权、生产要素配置和农业生产效率

^①对于先估计生产函数和生产效率值，再分析生产效率影响因素的两阶段参数估计方法（即“两步法”），其不足在于上述两阶段对生产效率分布的假设相互矛盾，导致估计结果是有偏且不一致的（Wang and Schmidt, 2002）。对此，本文采用一阶段参数估计法（即“一步法”）同时估计超越对数随机前沿生产函数、农业生产效率损失及其影响因素。

^②在中国劳动力动态调查（CLDS）数据中，农业投资（农业短期投入、农业长期投资）和农地流转（水田或水浇地转入、旱地转入）变量的取值包含大量0值，因此，本文采用Tobit模型估计（3）式；家庭劳动分工变量（家庭务农人数占比）的取值限定在0~100，因此，也采用Tobit模型估计（3）式；经营权信贷抵押变量（是否从正规金融机构获得过生产性贷款）为0-1取值的二元选择变量，因此，本文采用Probit模型估计（3）式。

损失的其他控制变量， a_2 、 b_2 和 c_3 是其他控制变量的系数值。(2)式中的 a_1 是农地确权影响第 i 个农户农业生产效率损失的总效应，(3)式中的 b_1 是农地确权对中介变量要素配置的影响，(4)式中的 c_1 、 c_2 分别是农地确权、中介变量要素配置对第 i 个农户农业生产效率损失的直接效应。将(3)式代入(4)式可以得出农地确权的中介效应 b_1c_2 ，即农地确权通过中介变量要素配置对农业生产效率损失所产生的间接影响。

验证中介效应显著性的方法包括如下两种(温忠麟、叶宝娟, 2014):一是依次检验方法。首先,将因变量农业生产效率损失对核心自变量农地确权进行回归估计(即(2)式),核心自变量农地确权显著。其次,将中介变量要素配置对核心自变量农地确权进行回归估计(即(3)式),核心自变量农地确权显著。再次,将因变量同时对核心自变量农地确权、中介变量要素配置进行回归估计(即(4)式),如果中介变量要素配置显著,则存在两种情形:①核心自变量农地确权仍旧显著,则中介变量要素配置发挥部分中介效应;②核心自变量农地确权不再显著,则中介变量要素配置具有完全中介效应。二是基于索贝尔检验(Sobel test)统计量直接验证中介效应 b_1c_2 的显著性。由于系数 b_1 和 c_2 均显著不为零时,并不能确保中介效应 b_1c_2 同时显著不为零,对此,本文采用索贝尔统计量对其进行稳健性检验。

3.解决潜在的内生性问题。内生性问题可能导致农地确权对农业生产要素配置和农业生产效率损失的影响出现有偏的估计结果。引发内生性问题的根源有3个:首先,农地确权的时间和地点都是政府选择的结果(胡新艳、罗必良, 2016)。家庭与村庄特征都会显著影响农户获得《农村土地承包经营权证》的可能性。政府选择确权地点的村庄大致分为两种:一是农地二轮承包完成情况较好、农地比较肥沃、人地矛盾不突出的村庄,以便组织实施确权试点工作;二是人多地少、人地矛盾较大的村庄,以便于积累经验(程令国等, 2016)。显然,直接对已确权组农户样本与未确权组农户样本进行比较分析,很难保证两组农户样本的抽样概率分布保持一致。其次,农业生产要素配置、农业生产效率可能对农地确权存在反向因果关系。换言之,要素配置扭曲较小、农业生产效率较高的村庄可能更容易被选定为农地确权地点。再次,在模型设定和变量选择中,可能存在遗漏变量和测量误差,从而产生估计偏误。

对此,本文采用以下3种做法解决潜在的内生性问题:首先,借鉴阮荣平等(2016)的做法,采用“县域除该样本农户之外其他样本农户已领到《农村土地承包经营权证》的占比(%)”作为样本农户农地确权状况的工具变量。其选择依据如下:一方面,工具变量具有相关性。上述工具变量反映了县域农地确权状况,显然与特定样本农户的农地确权状况息息相关;另一方面,工具变量具有外生性。剔除了特定个体信息后的工具变量与样本农户的农业生产要素配置、农业生产效率之间并没有直接联系。其次,由于无法获得已确权样本农户在未确权时的要素配置行为及农业生产效率,本文采用倾向得分匹配法(PSM)构造一个“反事实”的情境,并找到与其尽可能相似的对照组(未确权农户样本),从而有效降低样本选择偏误。在此基础上,将显著影响已确权组、未确权组农户样本抽样概率分布的协变量作为计量模型中的控制变量,从而有效避免了中介效应模型设定中遗漏了

影响核心自变量、中介变量和因变量的关键因素^①。再次，样本农户的农业生产要素配置行为、农业生产效率在同一村庄之内往往高度相关，而在不同村庄之间则较不相关，因此，本文采用村庄层面的聚类稳健标准误对组内自相关性进行修正^②。

（二）数据来源、变量选择与描述性统计

本文使用的数据来自中山大学社会科学调查中心于2014年和2016年开展的“中国劳动力动态调查”（CLDS）。调查问卷包含个人、家庭和村庄3个层面的信息。由于CLDS采用轮换样本的追踪调查方式，并且采用多阶段、多层次、与劳动力规模成比例的样本抽样方法^③，仅有2245个农户样本被追踪调查，高达3087个农户样本未被追踪调查。同时，由于农户生产要素配置行为和农业生产效率损失的测度指标属于受限变量，非平衡面板数据模型、平衡面板数据模型都无法兼顾“诊断核心自变量的内生性问题并采用工具变量进行修正”和“调整村庄层面的聚类稳健标准误”的研究设计理念，因此，本文采用2014年和2016年的混合截面数据进行实证分析。调查样本分布于全国29个省份（除西藏、海南外）、135个市（区、州）、199个村庄或社区，共涉及5332个农户。样本观测值个数共计7577个。其中，已领到《农村土地承包经营权证》的农户样本的观测值个数为4273个，尚未领到《农村土地承包经营权证》的农户样本观测值个数为3304个。

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。变量的描述性统计结果见表2。

1. 因变量——农户农业生产效率损失。本文采用“一步法”对随机前沿超越对数生产函数、农业生产效率损失及其影响因素进行参数估计。农业投入包括农业生产时间投入、农地经营规模和农业物质投入，农业产出指标是家庭农业总产值。为了尽可能避免超越对数生产函数中高次项（二次项、交互项）与低次项（一次项）之间存在严重的多重共线性，本文在回归分析中对农业投入和农业产出指标进行了无量纲化处理。由表2可知，与未确权组样本农户相比，已确权组样本农户的农业投入、农业产出水平较高，且差异均在1%的统计水平上显著。本文采用随机前沿超越对数生产

^①基于CLDS混合截面数据的分析表明，PSM方法有效控制甚至降低了不同分组样本之间的异质性。采用最近邻匹配、核匹配方法都可以实现全部样本匹配。只有采用半径匹配方法才会出现少数样本没有落入匹配范围的情况。即便包含了上述未能实现匹配的农户样本，匹配效果也几乎不受影响；相反，将其删除会使匹配效果变差。因此，为了尽可能包含更多的农户样本信息，并且确保匹配效果更加科学合理，本文在后续分析中使用全部农户样本。

^②本文并不直接采用倾向得分匹配法(PSM)汇报农地确权对农业生产要素配置、农业生产效率的平均处理效应(ATT)。其原因主要在于如下三点：一是PSM方法无法解决事件同时发生（即当年农地确权与当年农业生产要素配置、当年农业生产效率同时发生）、反向因果关系、遗漏变量、测量误差所引发的内生性问题。二是先计算出农业生产效率、再采用PSM方法估计农地确权影响农业生产效率的平均处理效应(ATT)依旧是“两步法”的估计思路。三是采用PSM方法无法进一步直接验证“农地确权通过农业生产要素配置影响农业生产效率”即生产要素配置的中介效应。综上可知，本文采用考虑了工具变量的中介效应模型是更加合理的。

^③详见《中国劳动力动态调查（CLDS）2016年数据向中山大学全校师生开放》，<http://isg.sysu.edu.cn/node/353>。

函数所测算的全部样本农户的平均农业生产效率损失为 0.40，但分组来看，已确权组样本农户的平均农业生产效率损失为 0.39，低于未确权组样本农户的 0.41，两者差异在 5% 的统计水平上显著。

2. 核心自变量——农地确权。农地确权采用“农户是否已经领到《农村土地承包经营权证》”进行测度。其工具变量为“县域除该样本农户之外其他样本农户已领到《农村土地承包经营权证》的占比 (%)”。中国农地确权的实施进度较为缓慢，并且不同地区的政策落实情况存在较大差异。在全部样本中，56.39% 的农户已经领到《农村土地承包经营权证》。其中，西部省份已领证的农户比例最高 (66.25%)，中部省份次之 (53.62%)，而东部省份则最低 (49.62%)。

3. 中介变量。本文以农业生产要素配置为中介变量，具体包含农业投资、农地流转、家庭劳动分工和经营权信贷抵押 4 个方面。其中，农业投资分为农业短期投入和农业长期投资；农地流转包括水田或水浇地转入、旱地转入两个变量。为了使农地确权对不同中介变量的影响值具有可比性，本文在回归分析中对中介变量也进行了无量纲化处理。首先，已确权组样本农户倾向于增加农业短期投入。表 2 中的结果显示，已确权组样本农户的平均农业短期投入为 9256.90 元，在 1% 的统计水平上显著高于未确权组样本农户的 7037.42 元。但是，已确权组与未确权组样本农户的平均农业长期投资不存在显著差异。其次，已确权组样本农户倾向于扩大农地（特别是旱地）经营规模。从组间差异看，已确权组样本农户的平均水田或水浇地转入规模、平均旱地转入规模分别为 0.88 亩和 2.24 亩，均在 1% 的统计水平上显著大于未确权组样本农户。从组内差异看，对于全部样本农户、已确权组样本农户和未确权组样本农户，平均旱地转入规模分别是平均水田或水浇地转入规模的 2.39 倍、2.55 倍和 1.97 倍。再次，已确权组样本农户的家庭务农人数占比明显较高。全部样本农户的平均家庭务农人数占比为 42.14%，但分组来看，已确权组样本农户的平均家庭务农人数占比为 45.22%，明显高于未确权组样本农户的 38.16%。最后，经营权信贷抵押试点尚未铺开。已确权组与未确权组样本农户的抵押贷款可得性不仅数值小（均值只有 0.01），而且不存在显著差异。

4. 控制变量。控制变量包括家庭特征、村庄特征和地区变量。家庭特征和村庄特征是倾向得分匹配中显著影响已确权组、未确权组农户样本抽样概率分布的协变量。其研究设计目的在于将可能影响农地确权、农业生产要素配置和农业生产效率损失的因素纳入中介效应模型中，从而尽可能避免遗漏变量所引发的内生性问题。地区变量将“东部省份”作为对照组，“中部省份”“西部省份”作为控制组。已确权组样本农户、未确权组样本农户的各个控制变量均至少在 10% 的统计水平上存在显著差异，因此，将其纳入计量模型是恰当的。

表 1 变量选择、定义和赋值

变量名称		变量含义和赋值
产出指标	家庭农业总产值	一年中农户家庭卖出所生产粮食作物、经济作物的产品总价值 (元)；取自然对数值
投入指标	农业生产时间投入 农地经营规模	一年中农户用于自家农业生产的时间 (天)；取自然对数值 一年中家庭承包、租种或代耕并扣除抛荒后的耕地、果园或菜地的总

农地确权、要素配置与农业生产效率

	农业物质投入	面积（亩）；取自然对数值 一年中家庭经营粮食作物、经济作物的总投入（元）；取自然对数值
因变量	农业生产效率损失	采用“一步法”估计随机前沿超越对数生产函数和农业生产效率损失。其中，投入指标是农业生产时间投入、农地经营规模和农业物质投入，产出指标是家庭农业总产值
核心自变量	农地确权	农户是否已经领到《农村土地承包经营权证》？是=1，否=0
中介变量	农业投资	农业短期投入。一年中家庭农业经营（包括农、林、牧、渔）的总成本（元）；取自然对数值 农业长期投资。2014年以来购买拖拉机、大型农机具（如收割机、插秧机、播种机、大型联合收割机等）的总花费（元）；取自然对数值
	农地流转	一年中水田或水浇地转入。转入水田或水浇地的规模（亩）；取自然对数值
	家庭劳动分工	一年中旱地转入。转入旱地的规模（亩）；取自然对数值
	经营权信贷抵押	一年中家庭从事农业生产超过3个月的人数占比（%） 2014年以来是否从正规金融机构获得过生产性贷款？是=1，否=0
控制变量	家中有拖拉机	家里是否有拖拉机？有=1，无=0
	家庭农业收入	家庭农林牧渔业毛收入（元）；取自然对数值
	村庄非农产业	村庄是否有第二第三产业？有=1，无=0
	村庄劳动力外出务工	村庄劳动力外出务工的占比（%）
	村庄土地调整	2003年以来村庄是否发生过农地调整？有=1，无=0
	政府征地或企业租地	1990年以来本村土地是否被政府征收或企业租用？是=1，否=0
	村庄购买生产资料服务	村庄是否统一购买农业生产资料？是=1，否=0
	村庄劳动力外出务工服务	村庄是否组织安排劳动力外出务工？是=1，否=0
	村庄农业技术培训服务	村庄是否组织农民进行农业生产技术培训？是=1，否=0
	东部省份	是=1，否=0
中部省份	是=1，否=0	
西部省份	是=1，否=0	

表2 变量的描述性统计

变量名称		全部农户样本		已确权组农户样本		未确权组农户样本	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
产出指标	家庭农业总产值	8445.59	21700.82	10609.62***	24648.29	5646.88	16747.67
投入指标	农业生产时间投入	244.34	218.74	258.27***	224.91	226.32	209.16
	农地经营规模	7.96	21.48	9.45***	19.55	6.02	23.61
	农业物质投入	4237.96	15166.78	5232.60***	15945.41	2951.61	13994.07
因变量	农业生产效率损失	0.40	0.26	0.39**	0.25	0.41	0.26
核心自变量	农地确权	0.56	0.50	1.00	0.00	0.00	0.00
中介变量	农业短期投入	8289.08	34551.29	9256.90***	37092.44	7037.42	30917.75
	农业长期投资	481.28	7465.52	529.80	7693.13	418.53	7161.10

农地确权、要素配置与农业生产效率

水田或水浇地转入	0.66	7.16	0.88***	9.30	0.37	2.34
旱地转入	1.58	19.74	2.24***	24.81	0.73	9.78
家庭劳动分工	42.14	25.15	45.22***	25.76	38.16	23.75
经营权信贷抵押	0.01	0.09	0.01	0.10	0.01	0.09

注：①为了节约篇幅，没有列出控制变量的描述性统计结果；②***、**、*分别表示变量在已确权组农户样本和未确权组农户样本之间差异的t检验结果在1%、5%、10%的统计水平上显著；③全部样本的观测值个数为7577，已确权组的观测值个数为4273，未确权组的观测值个数为3304。

四、实证结果与分析

（一）农地确权的总体效应与分组估计

基于全部农户样本，本文运用Stata软件估计了上文（1）式模型中所示的随机前沿超越对数生产函数。回归结果表明^①，只有农业生产时间投入的一次项不具有统计意义上的显著性，农业生产效率损失的均值在1%的统计水平上显著不为零。因此，本文将生产函数设定为随机前沿超越对数形式是恰当的^②。

表3中回归1是农地确权对农户农业生产效率损失总体影响的回归结果。另外，需要指出的是，对于原有地权稳定程度、农业机械化条件、农户非农就业机会截然不同的村庄，农地确权对农户农业生产效率的影响可能是有差异的。因此，本文根据农地调整状况（2003年以来村庄是否发生过农地调整）、农业机械化条件（能否享受村庄机耕服务、农户在粮食生产中是否部分或全部实行了机械化作业）、农户非农就业机会（村庄是否有非农产业、村庄是否有劳动力外出务工服务、户主是否外出务工）进行分组估计（见表3中回归2~回归7和表4）。表3和表4中，农地确权变量的估计系数数值对应于上文（2）式模型中的 a_1 。从农业生产效率损失函数的内生性检验（eta endogeneity test）结果可知，表4回归5中农地确权变量是一个内生变量，因此需要采用工具变量法对其内生性进行修正^③。在表3和表4所有的回归结果中，瓦尔德检验值（Wald χ^2 ）均在1%的统计水平上显著不为零，表明农地确权的总体效应和分组估计的拟合效果均较好，具有进一步分析的价值。

首先，农地确权在总体上有助于提高农户的农业生产效率。农地确权对农户农业生产效率损失具有显著的负向影响，其总体效应为-0.245（见表3中回归1）。可见，就总体而言，农地确权政策对农户提高农业生产效率发挥了积极作用。

^①由于篇幅原因，本文没有详细报告随机前沿超越对数生产函数的参数估计结果，有兴趣的读者可向本文作者索要。

^②本文先是采用Stata软件中的sfkk命令对核心自变量农地确权的内生性问题进行诊断。如果农业生产效率损失函数的内生性检验（eta endogeneity test）结果显著不为零，则说明修正核心自变量农地确权的内生性问题是必需的。此时，采用sfkk命令；反之，则采用传统的sfcross命令。

^③工具变量对潜在内生变量的影响系数值为0.0094，并且在1%的统计水平上显著不为零。工具变量估计第一阶段方程的F统计值为298.76，远远大于作为经验法则的10。可见，无需担心弱工具变量问题。

其次，对于未曾发生过农地调整的村庄，农地确权能够显著提高农户的农业生产效率。从表 3 可知，对于没有发生过农地调整的村庄，农地确权对农户农业生产效率损失的影响显著且系数为负（见回归 2）；相反，对于发生过农地调整的村庄，农地确权并不影响农户农业生产效率损失（见回归 3）。区别于 Markussen（2008）、Melesse and Bulte（2015）所认为的“对于原有地权安全性较低的村庄，农地确权能够强化地权安全性并提高农业生产效率”，农地调整作为政府或者村集体的决策行为，不仅可能会降低农户对原有农地产权安全性的感知，而且可能导致农户对具有法律赋权作用的农地确权政策不信任，还可能削弱农户对农地确权后农地制度稳定性的预期，致使农地确权政策的有效性大打折扣。

再次，对于农业机械化条件较好的村庄，农地确权能够显著提高农户农业生产效率。由表 3 可知，对于那些在粮食生产中部分或全部实行了机械化作业、能够享受村庄机耕服务的农户，农地确权对其农业生产效率损失具有显著的负向影响（见表 3 中回归 4、回归 6）；相反，对于粮食生产依旧采用传统方式、不能享受村庄机耕服务的农户，农地确权并不影响其农业生产效率损失（见表 3 中回归 5、回归 7）。一般而言，农地确权与外部农业生产条件相互匹配，更有助于发挥其政策效应。农户拥有较好的农业机械化条件更有利于发挥农用机械替代农业劳动力的比较优势，从而降低农业经营成本或者提高农作物产量。

表 3 农地确权的总体效应及按照地权稳定性、机械化条件分组估计的结果（因变量：农业生产效率损失）

变量	回归1 全部农户 样本	回归2 村庄无 土地调整	回归3 村庄有 土地调整	回归4 粮食生产部 分或全部 机械化作业	回归5 粮食生产 采用传统 方式	回归6 能够享受 村庄机耕 服务	回归7 不能享受 村庄机耕 服务
农地确权	-0.245* (0.129)	-0.324** (0.138)	-0.019 (0.718)	-1.617*** (0.554)	-0.009 (0.139)	-0.647** (0.272)	-0.141 (0.242)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.643* (0.389)	0.840** (0.338)	-4.395 (6.168)	-2.496 (1.794)	1.173*** (0.356)	-0.161 (0.821)	-0.824 (1.960)
观测值数	7577	5659	1918	4107	2237	2488	5089
伪对数似然比	-6242.185	-4793.431	-1367.519	-1857.236	-2244.630	-1731.171	-4362.868
瓦尔德检验值	1445.73***	974.24***	1240.96***	3194.30***	426.03***	1265.22***	1157.45***
农业生产效率损失 函数的内生性检验	0.01	0.06	0.45	1.67	0.01	2.10	0.46

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。括号中数字是村庄层面的聚类稳健标准误。

最后，对于拥有较多非农就业机会的农户，农地确权并不影响其农业生产效率。从表 4 可知，对于村庄有非农产业、村庄有劳动力外出务工服务、户主外出务工的农户，农地确权并不影响其农业生产效率损失（见回归 1、回归 3 和回归 5）。相反，对于村庄没有非农产业、村庄不提供劳动力外出务工服务、户主没有外出务工的农户，农地确权对其农业生产效率损失影响显著且系数为负（见

回归 2、回归 4 和回归 6)。总体而言, 由于农业经营的比较收益低下, 拥有较多非农就业机会的农户更加倾向于选择兼业甚至退出农业生产。因此, 对于拥有较多非农就业机会的农户而言, 农地确权非但无法产生预期的农业生产激励, 反而通过强化地权安全性促使其转出承包地并外出务工。

表 4 按照非农就业机会分组估计的农地确权效应 (因变量: 农业生产效率损失)

变量	回归1	回归2	回归3	回归4	回归5	回归6
	村庄有 非农产业	村庄无 非农产业	村庄有劳动力 外出务工服务	村庄无劳动力 外出务工服务	户主 外出务工	户主未 外出务工
农地确权	1.577 (2.776)	-0.367** (0.157)	0.473 (0.439)	-0.288** (0.134)	0.152 (0.188)	-0.292** (0.128)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-15.052 (0.450)	0.677 (1.534)	1.729 (0.394)	0.616 (0.378)	0.686** (0.331)	0.664* (0.378)
观测值数	1914	5663	959	6618	811	6766
伪对数似然比	-1559.621	-4509.486	-788.301	-788.301	-1223.268	-5608.557
瓦尔德检验值	3024.21***	1126.45***	783.56***	1300.57***	2440.45***	1278.22***
农业生产效率损失 函数的内生性检验	0.27	0.02	0.31	0.02	3.35*	0.02

注: **、*、*分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。括号中数字是村庄层面的聚类稳健标准误。

(二) 农地确权影响农业生产效率的作用机制

表 3 和表 4 仅提供了农地确权影响农业生产效率损失的总样本回归结果和分组回归结果。为了进一步揭示农地确权通过农业生产要素配置间接影响农户农业生产效率, 本文采用中介效应模型对其作用机制进行实证分析。

表 5 是农地确权对中介变量要素配置影响的估计结果, 农地确权变量的系数值对应于上文 (3) 式模型中的 b_1 。表 6 给出了农地确权、中介变量要素配置对农业生产效率损失的直接效应, 农地确权、中介变量 (包括农业短期投入、农业长期投资、水田或水浇地转入、旱地转入、家庭劳动分工、经营权信贷抵押) 的系数值分别对应于上文 (4) 式模型中的 c_1 和 c_2 。从表 5 可以看出, 除了回归 2 之外, 其他回归的外生性瓦尔德检验值 (Wald test of exogeneity) 在统计上都是显著不为零的。这表明, 农地确权变量除了在回归 2 中不是内生变量之外, 在其他回归中都是内生的, 因此, 采用工具变量法修正其潜在的内生性问题是有效的。同时, 表 5 和表 6 中各个回归的瓦尔德统计值 (Wald χ^2) 均在 1% 的统计水平上显著不为零, 表明各回归的整体拟合效果均较好, 具有进一步分析的意义。

回归结果表明, 农地确权不仅直接影响农户农业生产效率, 而且还通过中介变量间接影响农户农业生产效率。从表 6 中回归 7 可知, 加入全部中介变量之后, 核心自变量农地确权对农业生产效率损失依旧具有显著的负向影响。可见, 农地确权对农户农业生产效率损失的直接效应为 -0.197。不仅如此, 农地确权还通过多重中介变量对农户农业生产效率损失产生间接作用, 经计算其多重中介效应为 -0.218。具体而言:

首先，农地确权能够使农户增加农业短期投入，进而提高农业生产效率。农地确权对农业短期投入影响显著且系数为正（见表5中回归1）；同时，农业短期投入对农业生产效率损失影响显著且系数为负（见表6中回归1、回归7）。此外，加入了中介变量农业短期投入之后，农地确权对农业生产效率损失依旧具有显著的负向影响（见表6中回归1、回归7）。索贝尔检验结果表明，农业短期投入对农业生产效率损失的中介效应在5%的统计水平上显著，其系数值为-0.044。可见，农业短期投入具有部分中介效应，即农地确权通过促使农户增加农业短期投入提高了其农业生产效率。

其次，农地确权抑制农户水田或水浇地转入，进而降低农业生产效率。农地确权对农户水田或水浇地转入影响显著且系数为负（见表5中回归3）；同时，水田或水浇地转入对农业生产效率损失影响显著且系数为负（见表6中回归3、回归7）。此外，加入中介变量水田或水浇地转入之后，农地确权对农业生产效率损失依旧具有显著的负向影响（见表6中回归3、回归7）。索贝尔检验结果表明，农户水田或水浇地转入对农业生产效率损失的中介效应在10%的统计水平上显著，其系数值为0.661。可见，水田或水浇地转入发挥了部分中介效应，即农地确权通过抑制农户水田或水浇地转入造成了其农业生产效率损失。

再次，农地确权促进农户旱地转入，进而提高农业生产效率。农地确权对农户旱地转入影响显著且系数为正（见表5中回归4）；同时，旱地转入对农业生产效率损失影响显著且系数为负（见表6中回归4、回归7）。此外，加入中介变量旱地转入之后，农地确权对农业生产效率损失依旧具有显著的负向影响（见表6中回归4、回归7）。索贝尔检验结果表明，农户旱地转入对农业生产效率损失的中介效应在10%的统计水平上显著，其系数值为-0.707。可见，旱地转入具有部分中介效应，即农地确权通过增加农户旱地转入提高了其农业生产效率。

最后，农地确权促使农户增加家庭务农人数占比，进而提高农业生产效率。农地确权对农户家庭务农人数占比影响显著且系数为正（见表5中回归5）；同时，家庭务农人数占比对农户农业生产效率损失影响显著且系数为负（见表6中回归5、回归7）。此外，加入中介变量家庭劳动分工之后，农地确权对农户农业生产效率损失依旧具有显著的负向影响（见表6中回归5、回归7）。索贝尔检验结果表明，家庭务农人数占比对农业生产效率损失的中介效应在1%的统计水平上显著，其系数值为-0.129。可见，家庭劳动分工具有部分中介效应，即农地确权通过改善农户家庭内部劳动分工状态提高了其农业生产效率。

表5 农地确权对农业生产要素配置的影响

变量	回归1 农业 短期投入	回归2 农业 长期投资	回归3 水田或 水浇地转入	回归4 旱地转入	回归5 家庭 劳动分工	回归6 经营权 信贷抵押
农地确权	0.219*** (0.070)	1.950 (-2.905)	-4.201*** (1.128)	3.111*** (1.033)	0.833*** (0.145)	0.277 (0.204)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-0.428***	-32.044***	-13.893***	-13.680***	-1.187***	-2.935***

农地确权、要素配置与农业生产效率

	(0.064)	(3.279)	(1.567)	(1.213)	(0.130)	(0.243)
观测值数	7577	7577	7577	7577	7577	7577
伪对数似然比	-9662.077	-5059.525	-6441.581	-6740.644	-11708.525	-4311.448
瓦尔德检验值	511.02***	464.58***	77.25***	148.48***	172.20***	50.29***
外生性瓦尔德检验	5.14**	1.43	14.54***	7.77***	21.33***	3.00*

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。括号中数字是村庄层面的聚类稳健标准误。

需要指出的是，虽然农地确权促进了农户增加农业短期投入，进而提高了农业生产效率，但仍不足以促使农户通过增加农业长期投资来影响其农业生产效率（见表 5 中回归 2、表 6 中回归 2 和回归 7）。其原因可能是，农户在短期内可通过追加化肥、农药等投入要素维持甚至提高农业产出水平，但是，农业长期投资具有资产专用性的锁定效应，因此，农地确权通过农业长期投资来提升农业生产效率的作用机制往往存在滞后效应。

同时，农地确权一方面通过促进旱地转入提高农户农业生产效率，另一方面通过抑制水田或水浇地转入导致农户农业生产效率损失。从需求的角度看，样本农户的户均旱地经营规模（4.65 亩）在 1% 的统计水平上显著高于户均水田或水浇地经营规模（2.29 亩）。换言之，旱地耕作的规模化程度相对较高，农地确权更能激励承租者通过扩大经营规模来提高农业生产效率。从供给的角度看，水田或水浇地的耕作往往具有较高的农业收益和较低的经营成本，农地确权能够激励承包户自己从事农业生产经营并减少水田或水浇地转出，从而使承租者很难进一步扩大水田或水浇地转入规模，进而造成农业生产效率损失。

此外，农地确权尚未能够通过经营权信贷抵押的传导机制对农户农业生产效率产生显著影响（见表 5 中回归 6、表 6 中回归 6 和回归 7）。对此可能的解释是，虽然农地经营权被赋予了抵押和担保权能，但目前经营权信贷抵押服务只在极少数试点地区开展，并且农地经营权抵押政策的试行时间尚短，因此，农地确权尚未能通过经营权信贷抵押渠道影响农户农业生产效率。

表 6 农地确权、要素配置对农业生产效率损失的影响（因变量：农业生产效率损失）

变量	回归1	回归2	回归3	回归4	回归5	回归6	回归7
农地确权	-0.228* (0.122)	-0.246* (0.129)	-0.244* (0.128)	-0.233* (0.127)	-0.214* (0.124)	-0.246* (0.129)	-0.197* (0.116)
农业短期投入	-0.243*** (0.071)	—	—	—	—	—	-0.201*** (0.067)
农业长期投资	—	-0.017 (0.058)	—	—	—	—	-0.024 (0.055)
水田或水浇地转入	—	—	-0.182** (0.0864)	—	—	—	-0.157* (0.081)
旱地转入	—	—	—	-0.283*** (0.105)	—	—	-0.227** (0.099)
家庭劳动分工	—	—	—	—	-0.201*** (0.053)	—	-0.155*** (0.044)

农地确权、要素配置与农业生产效率

经营权信贷抵押	—	—	—	—	—	0.867**	0.979**
	—	—	—	—	—	(0.391)	(0.391)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.576	0.641*	0.628	0.607	0.591	0.643*	0.494
	(0.369)	(0.389)	(0.388)	(0.384)	(0.376)	(0.387)	(0.366)
观测值数	7577	7577	7577	7577	7577	7577	7577
伪对数似然比	-6210.529	-6242.114	-6232.946	-6224.653	-6221.723	-6238.506	-6170.725
瓦尔德检验值	1527.71***	1446.03***	1464.60***	1345.16***	1444.79***	1435.04***	1360.84***
农业生产效率损失函数的内生性检验	0.03	0.10	0.04	0.02	0.04	0.06	0.01

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。括号中数字是村庄层面的聚类稳健标准误。

五、结论、讨论与政策启示

（一）主要结论

本文将农业生产要素配置细分为农业投资、农地流转、家庭劳动分工和经营权信贷抵押 4 个方面，构建了“农地确权—要素配置—农业生产效率”的理论分析框架，并采用 2014 年和 2016 年中国劳动力动态调查（CLDS）全国 29 个省份的混合截面数据实证分析了农地确权对农户农业生产效率的影响及其作用机制，得到以下 3 点研究结论：首先，农地确权总体上提高了农户农业生产效率。农地确权对农户农业生产效率损失的总体影响为-0.245。就总体而言，农地确权对农户提高农业生产效率发挥了积极作用。其次，对于没有发生过农地调整、农业机械化条件较好的村庄，农地确权能够显著提高农户农业生产效率；相反，对于拥有较多非农就业机会的农户，农地确权对其农业生产效率并不产生显著影响。再次，农地确权对农户农业生产效率的影响包括直接效应和间接效应。农地确权对农户农业生产效率损失的直接效应和间接效应分别为-0.197 和-0.218。农地确权通过促进农户加大农业短期投入、增加旱地转入、提高家庭务农人数占比对其农业生产效率损失产生了显著的负向影响。其中，旱地转入的中介效应最大（-0.707），家庭务农人数占比次之（-0.129），而农业短期投入则最小（-0.044）。此外，农地确权还抑制了农户水田或水浇地转入，造成其农业生产效率损失（其中介效应为 0.661）。

（二）进一步讨论

从上文的计量分析结果可知，中国农地确权对农户农业生产效率存在多重效应。已有研究结果同样表明，农地确权在世界范围内（特别是在发展中国家）具有截然不同的影响。本文更感兴趣的问题是，在不同国家或地区甚至在同一国家内部的不同地区，为什么农地确权对农业生产效率的影响会有显著的差异？这可能是因为，首先，农地确权政策效应的有效发挥需要某些与之相互匹配的外部条件。本文的实证结果表明，在中国，对于原有地权较为稳定、农业机械化水平较高、非农就业机会较少的村庄，农地确权能够显著提高农户农业生产效率。对柬埔寨的调查研究表明，在地理位置较不偏远、基础设施和要素市场较为完善的地区，农地确权对农业生产效率的促进作用更加明

显 (Markussen, 2008)。相反, 较低的土地投资回报率、较为薄弱的农村信贷市场都将抑制农地确权政策效果的有效发挥 (Jacoby and Minten, 2007)。

其次, 在不同国家或地区, 农地确权与农业生产效率之间实际有效发挥传导作用的中介变量不尽相同, 进而导致农地确权的总体效应截然不同。本文的实证结果表明, 在中国, 农地确权政策一方面通过促使农户加大农业短期投入、增加旱地转入和提高家庭务农人数占比来提升农业生产效率, 另一方面通过抑制农户水田或水浇地转入造成农业生产效率损失。对泰国的研究结果则表明, 由于原有地权安全性较高、农村信贷市场较为完善, 农地确权主要通过土地抵押融资渠道对农业生产效率发挥促进作用 (Feder and Onchan, 1987)。与之不同的是, 在柬埔寨、赞比亚, 农地原有地权安全性较低, 农村信贷市场较为落后, 通过强化地权安全性并产生农业投资激励成为农地确权提高农业生产效率的最主要途径 (Markussen, 2008; Melesse and Bulte, 2015)。

再次, 由于不同类型农户拥有异质性的农业资源禀赋, 农地确权对其要素配置行为进而对农业生产效率会产生截然不同的影响。一般而言, 拥有较多的农业资源禀赋意味着农户的农业资产专用性水平较高。农地确权通过明晰产权归属、激励农地投资的方式强化了农业资产专用性。为了避免专用性农业资产改作他用而遭受贬值的风险, 农户往往选择继续从事农业生产经营。与之相反, 对于拥有农业资源禀赋较少、非农就业机会较多的农户, 农地确权非但无法产生农业生产投资激励, 反而会因为强化了地权安全性而促使其转出农地、外出务工甚至逐步退出农业生产。可见, 农地确权政策好比一种加速的“分离器”, 将加快拥有不同农业资源禀赋的农户实现职业分化和专业分工。

(三) 政策启示

上述研究结论具有 4 点政策启示: 首先, 避免出现“被确权”“确空权”的问题。农地确权只有强化地权安全性进而确保使用权排他、交易权自由和收益权独享, 才能促使农户通过调整生产要素配置行为来提高农业生产效率。其次, 完善农村要素市场。政府的政策导向在于通过促进农户水田或水浇地转入、增加农村雇佣劳动力供给、落实农地经营权抵押政策等为农地确权政策效应的有效发挥创造有利的外部条件。再次, 维持农村土地政策稳定。村庄过于频繁地进行农地调整可能会弱化农户对农地产权制度的稳定性预期, 从而不利于农地确权政策效应的有效发挥。最后, 推进农机作业外包服务。对于机耕服务较好、农业机械化程度较高的村庄, 农地确权能够显著提高农户农业生产效率。因此, 政府应当大力推进社会化农机作业服务。

参考文献

1. 陈江龙、曲福田、陈会广、石晓平, 2003: 《土地登记与土地可持续利用——以农地为例》, 《中国人口·资源与环境》第 5 期。
2. 程令国、张晔、刘志彪, 2016: 《农地确权促进了中国农村土地的流转吗?》, 《管理世界》第 1 期。
3. 付江涛、纪月清、胡浩, 2016: 《新一轮承包地确权登记颁证是否促进了农户的土地流转——来自江苏省 3 县(市、区)的经验证据》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第 1 期。
4. 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。

- 5.胡新艳、罗必良, 2016:《新一轮农地确权与促进流转: 粤赣证据》,《改革》第4期。
- 6.李明艳, 2011:《劳动力转移对区域农地利用效率的影响——基于省级面板数据的计量分析》,《中国土地科学》第1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.卢华、胡浩、傅顺, 2016:《农地产权、非农就业风险与农业技术效率》,《财贸研究》第5期。
- 9.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。
- 10.阮荣平、徐一鸣、郑风田, 2016:《水域滩涂养殖使用权确权与渔业生产投资——基于湖北、江西、山东和河北四省渔户调查数据的实证分析》,《中国农村经济》第5期。
- 11.王子成, 2015:《农村劳动力外出降低了农业效率吗?》,《统计研究》第3期。
- 12.温忠麟、叶宝娟, 2014:《中介效应分析: 方法和模型发展》,《心理科学进展》第5期。
- 13.Deininger, K., D. A. Ali, and T. Alemu, 2011, “Impacts of Land Certification on Tenure Security, Investment, and Land Market Participation: Evidence from Ethiopia”, *Land Economics*, 87(2): 312-334.
- 14.Feder, G., and T. Onchan, 1987, “Land Ownership Security and Farm Investment in Thailand”, *American Journal of Agricultural Economics*, 69(2): 311-320.
- 15.Hombrados, J. G., M. Devisscher, and M. H. Martínez, 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.
- 16.Gerezihar, K., and M. Tilahun, 2014, “Impacts of Parcel-based Second Level Landholding Certificates on Soil Conservation Investment in Tigray, Northern Ethiopia”, *Journal of Land and Rural Studies*, 2(2): 249-260.
- 17.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.
- 18.Hare, D., 2008, “The Origins and Influence of Land Property Rights in Vietnam”, *Development Policy Review*, 26(3): 339-363.
- 19.Heltberg, R., 2002, “Property Rights and Natural Resource Management in Developing Countries”, *Journal of Economic Surveys*, 16(2): 189-214.
- 20.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.
- 21.Markussen, T., 2008, “Property Rights, Productivity, and Common Property Resources: Insights from Rural Cambodia”, *World Development*, 36(11): 2277-2296.
- 22.Melesse, M. B., and E. Bulte, 2015, “Does Land Registration and Certification Boost Farm Productivity? Evidence from Ethiopia”, *Agricultural Economics*, 46(6): 757-768.
- 23.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.

24.Schweigert, T. E., 2006, "Land Title, Tenure Security, Investment and Farm Output: Evidence from Guatemala", *The Journal of Developing Areas*, 40(1): 115-126.

25.Wang, H. J., and P. Schmidt, 2002, "One-step and Two-step Estimation of the Effects of Exogenous Variables on Technical Efficiency Levels", *Journal of Productivity Analysis*, 18(2): 129-144.

(作者单位: ¹中国人民大学农业与农村发展学院;

²中山大学法学院)

(责任编辑: 张丽娟)

Land Registration and Certification, Production Factor Allocation and Agricultural Production Efficiency: An Analysis Based on China Labor-force Dynamics Survey

Lin Wensheng Wang Zhigang Wang Meiyang

Abstract: No conclusions can yet be drawn from previous studies on the effect of land registration and certification on agricultural production efficiency. This article constructs a theoretical analytical framework of "Land Registration and Certification, Production Factor Allocation and Agricultural Production Efficiency" by identifying four intermediate transmission mechanisms, namely, agricultural investment, farmland transfer, division of household labor and land usufruct mortgage. Based on China Labor-force Dynamics Survey (CLDS) Data in 2014 and 2016, it adopts a mediation effect model to empirically analyze the effect of land registration and certification on agricultural production efficiency and its internal mechanisms. It shows that, first of all, land registration and certification can generally improve agricultural production efficiency. Secondly, for the villages where farmland adjustment has not yet been carried out or where the agricultural mechanization level is high, land registration and certification can improve agricultural production efficiency. On the contrary, for farmers who have more opportunities in the non-agricultural sector, land registration and certification are found to have no effect on improving agricultural production efficiency. Thirdly, land registration and certification not only can improve farmers' agricultural production efficiency by expanding the short-term investment in agriculture, promoting the transaction scale of dry land and increasing agricultural labor force, but also can inhibit the transfer of farmers' paddy fields, leading to a loss of agricultural production efficiency.

Key Words: Land Registration and Certification; Production Factor Allocation; Agricultural Production Efficiency