

新一轮土地确权提升粮食全要素生产率

——基于全国农村固定观察点数据的分析

许 庆 张 霄 刘 进 杨 青*

摘 要：本文基于 2013—2021 年全国农村固定观察点数据，使用多期双重差分模型考察了 2013 年全面启动的新一轮土地确权对粮食全要素生产率的影响。结果显示，土地确权对粮食全要素生产率具有显著的提升作用，且对于规模经营户、稻谷和玉米种植户以及农村要素市场化程度高的地区，这一效果更为明显。机制分析表明，确权促进资本替代劳动并诱致产生了劳动节约型技术进步，同时提高了土地资源配置效率，进而推动了粮食全要素生产率的增长。

关键词：土地确权；全要素生产率；粮食安全

DOI：10.13821/j.cnki.ceq.2025.04.04

一、引 言

产权与经济绩效的关系，一直是制度经济学和发展经济学研究的重要议题。有效的产权是经济绩效的决定性因素，限制发展中国家经济绩效提升的根源往往就在于产权的不完善(North and Thomas, 1973)。在农业生产领域，土地产权对农业经济绩效至关重要(姚洋, 1998)。主流文献认为，通过土地确权，确立明晰、稳定、有保障的土地产权能够提高农业生产效率。机理在于：其一，确权增强了地权安全性，保障了土地经营者的投资收益预期，激励其进行土壤改良等可持续性的农业长期投资(Holden et al., 2009)；其二，确权降低了农村土地市场的交易费用和 risk，激活了土地流动性，促使土地资源流向生产效率更高的农业经营者，改善了土地资源配置效率(De Janvry et al., 2015)；其三，确权使得土地成为有效抵押品，缓解了农户的信贷约束(Besley et al., 2012)。然而，亦有部分研究表明，确权对提高农业生产效率的作用并不明显。农业生产的弱质性^①使得农业投资回报率较低，导致确权的投资效应对土地生产力的提高效果非常微弱(Jacoby and Minten, 2007)。而且，如果现有土地制度可以提供充分的产权安全保障，或在土地确权过程中存在扭曲，抑或农业生产面临着比产权更具约束力的条件，则土地确权可能无法

* 许庆，上海财经大学公共管理学院、滴水湖高级金融学院；张霄、刘进，上海财经大学公共管理学院；杨青，上海财经大学财税投资学院。通信作者及地址：杨青，上海市杨浦区国定路 777 号，200433；电话：021-65908749；E-mail: yangqing@163.sufe.edu.cn。本文受到国家社会科学基金项目(24VRC073、22ZDA030)、国家自然科学基金项目(72103116、72442022)、教育部哲学社会科学后期资助项目(24JHQ074)的资助。作者感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。

① “弱质性”指农业生产因自然依赖性强、市场波动敏感、生产要素边际收益递减及抗风险能力低等特征，导致其在经济系统中处于相对劣势地位的现象(Schultz, 1964)。

产生提高农业生产效率的预期效果(Heltberg, 2002)。

对于粮食生产效率来说,土地产权是基础性制度安排(曲福田等,2021),但从现有文献来看,直接讨论土地确权与粮食全要素生产率关系的研究较少,更多地是在农业生产这一更宽泛的视域探讨确权与农业生产效率的关系,而农业生产与粮食生产是两个不同的概念。当考虑到农业生产结构问题和农户层面生产效率的可比性时,不仅农林牧渔之间存在差异,而且在农业生产内部,种植粮食作物与种植经济作物也不能一概而论,甚至不同种类粮食作物全要素生产率也要单独研究(高鸣和魏佳朔,2022)。作为农村土地制度改革的顶层设计,新一轮土地确权由政府强力实施,在产权界定、产权权能与产权保障等各方面均有质的提升,其对粮食全要素生产率究竟有着怎样的影响?厘清这一问题对于明确粮食安全战略下的土地制度改革方向具有重要意义。

为此,本文基于2013—2021年全国农村固定观察点数据,采用多期双重差分模型考察了新一轮土地确权对粮食全要素生产率的影响。本文研究发现,土地确权显著提高了农户的粮食全要素生产率,并且这一结论在进行了一系列稳健性检验后依然成立。异质性分析结果显示,土地确权更有助于提升规模经营户、稻谷和玉米种植户的粮食全要素生产率,同时在农村要素市场化程度较高的地区更能发挥政策效应。机制分析表明,诱致产生劳动节约型技术进步和提高土地资源配置效率是土地确权影响粮食全要素生产率的重要途径。

本文的贡献主要体现在三个方面。第一,本文补充了新一轮土地确权提高粮食全要素生产率的基本判据,丰富了对土地确权制度绩效的评估研究。当前关于新一轮土地确权的研究,一般是讨论农业生产过程中的土地、劳动和资本等要素配置问题。比如,部分文献关注了确权对土地流转、土地规模经营等的积极影响(程令国等,2016;郑淋议等,2023;胡新艳等,2024),亦有文献分析了确权促进农户创业、加快农村劳动力非农转移等问题(Bu and Liao, 2022; 胡新艳等,2022),对于确权与农家肥或有机肥施用、农用机械购置等农业资本投入的关系的研究也较为丰富(黄季焜和冀县卿,2012;应瑞瑶等,2018;孙琳琳等,2020)。然而,直接落脚于粮食全要素生产率的研究较少,往往以粮食单产(高叙文等,2021)或者不区分作物种类的农业全要素生产率(林文声等,2018)作为研究对象,难以准确反映粮食生产效率。本文研究发现,土地确权能够推动粮食全要素生产率的增长,并且对不同农户经营规模、粮食作物种植类型以及在不同农村要素市场化程度地区的粮食全要素生产率具有异质性影响,这一发现为推进农村土地制度改革、增强粮食生产能力提供了重要理论依据。

第二,本文立足于粮食全要素生产率的增长源泉,从技术进步和效率提高两条路径切入,尝试性建立了土地确权影响粮食全要素生产率的理论框架。在现有文献中,土地确权对劳动、资本、土地等要素的影响既是确权的制度绩效的直接体现,同时也是进一步延展到农业生产绩效的必不可少的作用机制(林文声等,2018)。然而,粮食全要素生产率是剔除了要素投入贡献部分的索洛剩余,因此,简单地沿袭以往文献中土地确权如何提升劳动力素质、增加农业投资、促进土地流转等逻辑链条,实际上并不能完全反映土地确权的核心机制。在探寻粮食全要素生产率增长机制的研究中,高鸣和魏佳朔(2022)、

杨青等(2023)共同强调了技术进步的重要性,但其研究起点是农业补贴。Chari et al. (2021)从土地资源配置效率的视角,对2003年《农村土地承包法》颁布如何影响农业全要素生产率进行了系统研究。不过,《农村土地承包法》的主要内容是赋予农民流转土地的权利,与新一轮土地确权界定、赋能与保障产权的全面内容相比存在较大不同。盖庆恩等(2023)将农业全要素生产率分解为通用农业生产技术和资源误配两部分,识别了土地流转的影响机制。总的来看,上述研究并未关注到土地确权通过技术进步和效率提高影响粮食全要素生产率的内在机理。本文研究证实了土地确权诱致产生劳动节约型技术进步和提高土地资源效率,进而促进粮食全要素生产率增长的作用机制。

第三,本文利用政府官方网站相关信息,确定了2013—2021年间全国农村固定观察点样本村所在县完成新一轮土地确权的时间,更加准确地考察了这一连续多年的制度变革对粮食全要素生产率的影响效果。新一轮土地确权于2009年开始试点,2013年全面启动,2019年进入收尾阶段,跨期长、范围广,识别其制度绩效对数据质量要求较高。囿于数据限制,现有研究在探讨土地确权对农业生产的影响时,多使用短期、区域或非连续面板数据(孙琳琳等,2020;郑淋议等,2023;胡新艳等,2024),难以覆盖土地确权全程,可能无法全面反映土地确权的制度绩效。而且,现有研究大多根据调查农户或村干部的回答来识别土地确权时间,可能会混淆新一轮土地确权与以往确权或者土地调整,因而导致偏误(杨广亮和王军辉,2022)。本文将官方公布的县级确权工作进度信息匹配给样本村,有效弥补了现有文献在研究设计上的不足。

二、理论分析

理论上,提高粮食全要素生产率的途径主要有两种:一是技术进步,即生产前沿面的移动,反映的是农户粮食生产过程中引用新型技术的结果(高鸣和魏佳朔,2022);二是改善资源误配带来的效率提高(盖庆恩等,2023)。分析新一轮土地确权对粮食全要素生产率的影响机制,要落脚于农户粮食生产过程中的技术进步和效率提高,具体表现为确权促进资本替代劳动并诱致产生劳动节约型技术进步和提高土地资源效率。

(一) 劳动节约型技术进步

根据诱致性技术变迁理论,要素相对稀缺程度变化所引起的要素相对价格变化会诱致产生技术变迁(Hayami and Ruttan, 1985)。微观生产主体根据要素相对价格变化,会使用廉价、丰裕的要素替代昂贵、稀缺的要素,并应用昂贵、稀缺要素节约型的技术(郑旭媛和徐志刚,2017)。Fellner(1961)认为,由于劳动要素价格持续上涨,技术变迁将会节约这种正在变得更加昂贵的要素,表现出劳动节约型特征。Bustos et al.(2016)将这种技术变迁称为劳动节约型技术进步。^① 值得注意的是,上述对技术变迁的分析起点往往是

^① 与劳动节约型技术进步相近的一个概念是劳动增强型技术进步,是指提高劳动边际产出的技术。在农业生产中,以资本为载体的技术引入兼具替代和增强两种属性,实际上是劳动节约型技术进步和劳动增强型技术进步的复合体,因此,Bustos et al.(2016)将劳动增强型技术进步也称作劳动节约型技术进步。

要素相对稀缺程度或相对价格变化,而忽略了产权的影响。土地确权作为一种产权改革,可能是促进资本替代劳动进而诱致产生劳动节约型技术进步的逻辑起点。

产权作为一种社会工具,其意义在于帮助人们形成合理预期,同时引导激励机制,使外部性在更大程度上内部化(Demsetz, 1967)。就资本要素而言,地权的不稳定使得农户面临土地被随意调整或征收的风险,相当于对农户投资征收一种随机税,将会降低农户的投资积极性,带来效率损失(姚洋,1998)。通过确权,农户增强了对其土地使用权的安全感知和稳定预期,从而激励其进行农业长期投资(郜亮亮等,2011;黄季焜和冀县卿,2012)。就劳动要素而言,土地确权增强了地权的安全性,大大降低了农民失去土地的风险,促进了农村劳动力向非农部门转移(Liu et al., 2023)。在此过程中,农业劳动力相对机械等资本要素的稀缺程度和价格呈不断上升趋势,农户一般会用机械去替代劳动,逐渐形成了农业劳动密集度降低而资本水平不断上升的要素禀赋结构。

粮食生产过程中劳动、资本要素禀赋结构的变化会引起生产要素产出弹性的变化,进而产生偏向性的农业技术进步。对种粮农户来说,在使用资本替代劳动的过程中,先进技术随之引入粮食生产环节,这种技术引入具有“节约劳动量”的特征(杨青等,2023)。换言之,农户用更少的劳动投入就能获得与之前等量甚至更高的粮食产出,劳动效率大幅提高。而且,农业劳动力的非农转移客观上减少了从事粮食生产的劳动力供给,难以满足土地规模经营的劳动力需求,与之相比,农机作业质量的稳定性使得种粮农户可以通过农机作业依然保持较高的生产效率。农业机械等资本的投入除了可以通过替代劳动提升作业效率和生产及时性,还能依托以其为载体的先进技术扩大农户生产前沿面,从而在一定程度上带来技术进步(徐志刚等,2024)。因此,在新的要素配置结构下,粮食生产的技术进步方向也相应地发生变化,偏向于节约稀缺的劳动要素而使用充裕的资本要素,即诱致产生了劳动节约型技术进步,进而带来粮食全要素生产率的增长。

(二) 提高土地资源配置效率

现代产权理论认为,在交易成本为正的社会中,产权的初始界定会影响资源配置效率(Coase, 1960)。一个合理、有效的土地产权应当有助于将土地从生产率较低的生产者向生产率较高的生产者集中,从而提高土地资源配置效率,促进农业生产力的提升(Chari et al., 2021)。在家庭联产承包责任制下,农村土地按各户人口平均分配以及各种质量的土地均匀搭配,尽管保证了初始分配状态下土地自然生产力的公平,却忽略了农户在劳动生产力上的效率差异,造成了农地的细碎化(许庆等,2008),而且限制了土地经营规模与高生产效率农户的正向匹配,最终导致了农村土地资源的错配(盖庆恩等,2020)。这种因制度因素导致的农村土地资源的错配正是发展中国家农业生产率低下的重要原因(Adamopoulos and Restuccia, 2014)。

通过土地确权,农民享有了更加明晰、完整和安全的土地权利,有效降低了土地市场的交易成本,价格、竞争以及激励约束等市场机制得以正常发挥作用,进而促进土地要素的市场化配置,推动土地资源配置效率不断提高(钱文荣等,2021)。土地资源配置效率的提高具有两层含义:一是土地要素的盘活,土地要素能够在土地流转市场自由流动;二

是土地要素的优化配置,土地要素能够在市场机制作用下被配置到边际回报最高的领域。在中国农村土地制度改革逐步深入,同时农村劳动力大规模向城市流动的背景下,确权激活了土地要素流动性,同时带来了土地要素的优化配置。随着土地流转市场的发育,土地要素会从小农户流向具有农业生产比较优势即生产效率更高的规模经营户,高生产效率的生产者从而获得更多的土地要素(朱诗娥等,2024)。在此过程中,土地资源的配置实现了帕累托改进,加快了粮食生产从土地细碎化到规模化、集中化的空间转型。土地规模经营促进了农业机械和现代生产技术的采用(Chen, 2020),改善了农户对资本、劳动等要素配置的扭曲水平,同时土地流转能够缓解各要素边际产出的扭曲发散程度,进而增加了要素配置效率(朱喜等,2011),最终提高粮食全要素生产率。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文所使用的数据主要来自农业农村部全国农村固定观察点数据。全国农村固定观察点调查自1986年开始,每年调查村庄350个左右,调查农户2万多户,样本分布在全国除港澳台外的31个省、自治区和直辖市,是目前中国农村最大的家户跟踪式调查。全国农村固定观察点数据内容全面,信息丰富,涵盖村庄经济社会发展与农户家庭生产经营的基本情况,已在中国三农问题研究中得到广泛应用。在农户调查中,主要指标内容包括农业生产要素、农业生产以及家庭收支、消费情况等,而且详细记录了农户家庭的粮食作物生产经营情况,包括每一种粮食作物的产量、产值以及劳动、资本、土地、中间投入等支出,为本文提供了可靠的数据支撑。由于新一轮土地确权的全面启动时间为2013年,同时限于数据可获得性,本文将研究区间设定为2013—2021年。

获得原始数据后,本文根据农户户码建立面板数据。在全国农村固定观察点调查中,每年都有新的农户进入或者旧的农户退出调查,因此,本文所使用的是非平衡的农户面板数据。在具体数据处理过程中,由于本文主要关注农户的粮食全要素生产率,所使用的关键数据包括农户的粮食作物总产值、劳动投入、资本投入、土地投入和中间投入等,因此,对于未从事粮食生产以及关键数据缺失的农户,本文从样本中予以剔除。在对数据进行系列清洗的基础上,本文保留了粮食生产、家庭特征和社区特征等重要数据,最终获得88 141个有效农户样本。

(二) 模型设定

由于新一轮土地确权具有渐进推开的特征,因此,为探索土地确权与粮食全要素生产率的因果关系,本文构建如下多期双重差分模型:

$$y_{vit} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot Tenure_{vit} + X_{vit} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{vit}, \quad (1)$$

其中, y_{vit} 为 v 村农户 i 在 t 时期的粮食全要素生产率, $Tenure_{vit}$ 为新一轮土地确权, X_{vit} 为一系列控制变量, μ_i 和 δ_t 分别为农户固定效应和时间固定效应, ϵ_{vit} 为随机扰动项。待估系数 α_1 表示确权对粮食全要素生产率的影响效果。

(三) 变量定义与数据描述

1. 被解释变量

在对粮食作物总产值、劳动投入、资本投入、土地投入、中间投入等关键产出和投入变量进行准确计算的基础上,本文使用超越对数模型的随机前沿分析方法测算了农户的粮食全要素生产率。^①

2. 核心解释变量

本文的土地确权变量 $Tenure_{vt}$ 是指承包地确权登记颁证。具体来说,如果村庄 v 在 t 年完成了承包地确权登记颁证,那么对于在 t 年及之后的调查年份, $Tenure_{vt}=1$, 否则, $Tenure_{vt}=0$ 。需要说明的是,全国农村固定观察点调查数据直至 2018 年才有村级层面土地确权完成时间的数据,直至 2019 年才有农户层面土地确权完成时间的数据。^② 因此,为确保 2013—2021 年样本期内的 $Tenure_{vt}$ 变量值度量标准的一致性,同时考虑到受访人对新一轮确权与以往确权或土地调整的混淆会导致其回答存在较大的测量误差(杨广亮和王军辉,2022),本文借鉴 Liu et al.(2023),全部以样本村所在县完成确权的时间定义 $Tenure_{vt}$ 。^③ 附图 A1 展示了 2013—2021 年间 342 个村庄的土地确权推进进度。截至 2019 年,完成土地确权的村庄已接近 90%,这与农业农村部 2020 年公布的确权进度数据基本一致^④,也在一定程度上证明了本文确权度量方式的合理性。

表 1 汇报了变量定义与描述性统计。在表 1 的基础上,附图 A2 绘制了确权与农户生产率(粮食全要素生产率、劳动生产率和土地生产率)的关系。在 2013 年,即新一轮土地确权正式在全国开展当年,农户的粮食全要素生产率、劳动生产率以及土地生产率在已确权组与未确权组之间并无明显差异,此后随着土地确权的推进,农户的粮食全要素生产率、劳动生产率以及土地生产率的组间差距逐渐显现。到 2021 年,粮食全要素生产率的组间差距达到了 8%,劳动生产率和土地生产率也均有不同程度的差距。由此,我们可以初步推断,土地确权对粮食全要素生产率具有提升作用。

表 1 变量定义与描述性统计

变量定义	实验组		控制组	
	均值	标准差	均值	标准差
粮食全要素生产率	6.711	0.213	6.287	0.461
粮食总产值(元)	7 172.301	26 154.276	5 668.295	19 096.801
劳动投入(日)	135.274	65.243	194.421	92.174
资本投入(元)	8 782.920	4 763.832	7 435.545	3 916.492
土地投入(亩)	21.402	16.215	15.512	14.274

① 限于篇幅,测算粮食全要素生产率的模型设定详见附录 I。感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

② 2018—2021 年全国农村固定观察点调查问卷新增了对样本村“是否完成承包地确权登记颁证”的调查,2019—2021 年全国农村固定观察点调查问卷新增了对农户“是否完成承包耕地确权登记颁证”的调查。

③ 限于篇幅,土地确权变量的详细定义方式详见附录 II。

④ 参见网址:https://www.moa.gov.cn/xw/zwdt/202011/t20201102_6355609.htm,访问时间:2025 年 4 月 30 日。

(续表)

变量定义	实验组		控制组	
	均值	标准差	均值	标准差
中间投入(元)	1 633.172	522.401	1 420.045	675.293
本村是否完成新一轮土地确权(是=1,否=0)	1	0	0	0
家庭劳动力的平均年龄(岁)	53.497	11.653	53.611	11.405
家庭劳动力的平均受教育年限(年)	6.607	2.862	6.533	2.810
家庭中是否有人受过农业培训(是=1,否=0)	0.148	0.355	0.149	0.356
家庭中农业劳动力数量(人)	2.578	1.092	2.610	1.114
家庭成员数量(人)	3.281	1.774	3.648	1.737
家庭外出非农劳动力比重(%)	11.489	24.885	11.570	24.648
家庭总收入(元)	63 113.259	48 823.309	59 552.067	46 357.088
家庭农业生产是否遭受自然灾害(是=1,否=0)	0.037	0.190	0.051	0.221
家庭是否种植经济作物(是=1,否=0)	0.611	0.487	0.628	0.483
村庄农业劳动力比重(%)	43.664	17.946	42.549	18.523
村庄离公路干线距离(千米)	4.708	11.349	3.375	7.486
观测值	46 119		42 022	

(四) 事前趋势检验

使用多期双重差分模型能够很好识别因果效应的一个重要前提就是满足平行趋势假设。然而,平行趋势假设无法被直接检验,我们只能通过事前趋势的相似性提供间接支持。对此,本文采用事件研究法对新一轮土地确权的动态效应进行事前趋势检验。具体而言,本文构建了如下跨期动态模型:

$$y_{vit} = \alpha_0 + \beta \sum_{T=-5}^5 D_{vt}^T + \gamma X_{vit} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{vit}, \quad (2)$$

其中, D_{vt}^T 为衡量土地确权完成时长的虚拟变量,记村庄 v 在 s_v 年完成了确权,那么 D_{vt}^T 的取值规则为:(1)当 $T=t-s_v \leq -5$ 时, $D_{vt}^{-5}=1$,否则 $D_{vt}^{-5}=0$;(2)当 $-5 < T=t-s_v < 5$ 时, $D_{vt}^T=1$,否则 $D_{vt}^T=0$;(3)当 $T=t-s_v \geq 5$ 时, $D_{vt}^5=1$,否则 $D_{vt}^5=0$ 。其他变量的定义与基准模型(1)相一致。考虑到样本时间跨度与多重共线性,本文删除了土地确权完成的前一期作为基期对照。从结果来看,未拒绝事前趋势平行的假设。^①

四、实证结果

(一) 基准回归

表2汇报了土地确权对粮食全要素生产率影响的估计结果。表2中第(1)列不加任何控制变量的估计结果显示,已确权农户的粮食全要素生产率要比未确权农户高出

① 限于篇幅,事前趋势检验部分的具体分析及结果详见附录Ⅲ。

2.8%,并在1%的统计水平上具有显著性。加入农户家庭和村庄层面的控制变量后,第(2)列结果显示,土地确权的估计系数仍然正向显著,且估计结果变化较小。考虑到不同省份自然气候条件的差异和可能出台其他与粮食生产相关的政策,本文在基准模型(1)的基础上加入省份固定效应与时间固定效应的交互项,以排除既随时间变化又随省份变化的潜在干扰因素,第(3)列结果表明土地确权的估计系数与之前相比变化较小。进一步地,由于不同省份土地确权的实施时间不尽相同,为规避各省份随时间变化的共同趋势对农户的影响,第(4)列控制了省份异质性时间趋势,第(5)列同时控制了省份异质性时间趋势和村庄固定效应,不难发现,土地确权的估计结果仍然稳健。以上结果表明,新一轮土地确权确实提高了粮食全要素生产率。

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Tenure</i>	0.028*** (0.007)	0.028*** (0.007)	0.032*** (0.006)	0.030*** (0.007)	0.029*** (0.007)
控制变量	否	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
农户固定效应	是	是	是	是	否
村庄固定效应	否	否	否	否	是
省份×年份固定效应	否	否	是	否	否
省份×时间趋势	否	否	否	是	是
观测值	88 141	88 141	88 141	88 141	88 141
调整后 R ²	0.849	0.849	0.853	0.851	0.824

注:*,**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著,括号内为村庄层面的聚类稳健标准误;如无特别说明,以下各表同。

(二) 稳健性检验

本文进行了如下稳健性检验。①更换全要素生产率测算方式,由于粮食全要素生产率的测算涉及模型、变量、作物等多方面,测算方式的不同可能会对基准结论产生影响,因此分别使用C-D生产函数、粮食作物总产量作为产出指标以及拓展至农业作物(粮食作物、经济作物及园地作物)三种方式测算得到的全要素生产率作为被解释变量。②调整分析样本和确权指标,分别使用2018—2021年与2019—2021年的样本检验村级确权与户级确权对粮食全要素生产率的影响效果。③通过对村庄随机分配“伪确权”时间进行安慰剂检验。④采用培根分解等多种异质性稳健估计量检验异质性处理效应。以上检验的结果均保持稳健。^①

(三) 异质性分析

考虑到现实中农户间具有很强的异质性,确权对其粮食全要素生产率的影响可能会

① 限于篇幅,稳健性检验部分的具体分析及结果详见附录IV。

存在差异。因此,结合研究目的,本文分别从农户经营规模、农户种植粮食作物类型及农村要素市场化程度三个方面进行异质性分析。异质性分析结果表明,确权对规模经营户、稻谷和玉米种植户的粮食全要素生产率的促进效果比较明显,在农村要素市场化程度更高的地区具有更显著的效果。^①

五、机制分析

(一) 劳动节约型技术进步

技术进步反映的是农户要素投入变化和新型技术使用后的结果,而非农户的生产行为本身(高鸣和魏佳朔,2022)。因此,为了检验确权通过劳动节约型技术进步提高粮食全要素生产率的机制,首先需要检验农户粮食生产过程中的要素配置结构,换言之,确权是否会促进资本对劳动的替代。本文综合钟甫宁等(2016)与孙琳琳等(2020)的做法,使用机械投工比(亩均农林牧渔业机械价值与劳动投工量的比值)衡量种粮农户的资本替代率,资本替代率越高,说明农户在粮食生产过程中越多地使用农业资本投资替代劳动投入。表3第(1)列的结果显示,土地确权提高了种粮农户的资本替代率,并在1%的统计水平上显著。由于资本替代率更多地是反映农户自购机械的投入,忽略了农户以租赁或购买农机社会化服务形式引入的农业资本。杨青等(2023)指出,除包括替代劳动力在内的分工效应外,农机社会化服务的另一内涵是技术进步,即全要素生产率的提高。对此,本文根据种粮农户是否具有机械作业费用定义农机社会化服务虚拟变量,并进行实证检验。表3第(2)列的结果显示,土地确权显著促进了农户购买农机社会化服务。此外,参考高鸣和魏佳朔(2022)的做法,本文根据农户粮食播种面积中是否有保护性耕作面积对农户采用保护性耕作技术这一虚拟变量进行定义。保护性耕作技术具有提高粮食生产效率和环境效率的双重经济效应,是以农机为载体的具体技术采纳行为的体现。表3第(3)列结果显示,土地确权有助于农户采纳保护性耕作技术。

表3 确权对要素替代的影响

变量	资本替代率 (1)	农机社会化服务 (2)	保护性耕作技术 (3)
<i>Tenure</i>	0.831*** (0.167)	0.012** (0.005)	0.022* (0.012)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
农户固定效应	是	是	是
观测值	88 141	88 141	32 874
调整后 R ²	0.494	0.032	0.003

注:农村固定观察点对保护性耕作面积的调查始于2019年,因此第(3)列的实证分析使用2019—2021年的样本。

① 限于篇幅,异质性分析部分的具体分析及结果详见附录V。

表 3 的结果表明,土地确权促进了粮食生产过程中资本对劳动的替代。为了直观地反映上述要素替代导致的劳动节约型技术进步,本文参考陈飞和刘宣宣(2021)的方法,将核心解释变量土地确权纳入前文稳健性检验部分测算粮食全要素生产率时使用的 C-D 生产函数:

$$Y_{vit} = \exp(X_{vit}) \cdot Tenure_{vit}^{\alpha} \cdot L_{vit}^{\beta} \cdot K_{vit}^{\gamma} \cdot (Tenure_{vit} \cdot L_{vit})^{\theta} \cdot (Tenure_{vit} \cdot K_{vit})^{\rho} \cdot \varepsilon_{vit}, \quad (3)$$

其中,待估系数 β 和 γ 分别表示未确权农户的劳动产出弹性和资本产出弹性,待估系数 $\beta+\theta$ 和 $\gamma+\rho$ 分别表示已确权农户的劳动产出弹性和资本产出弹性。其他变量含义与式(1)相同。估计结果如表 4 所示。

表 4 确权的技术偏向检验

变量	系数	估计值(标准误)
	(1)	(2)
<i>Tenure</i>	α	0.007** (0.003)
<i>L</i>	β	0.450*** (0.097)
<i>K</i>	γ	0.043*** (0.007)
<i>Tenure</i> · <i>L</i>	θ	0.001*** (0.000)
<i>Tenure</i> · <i>K</i>	ρ	0.148*** (0.048)

根据表 4 中未确权农户与已确权农户的劳动产出弹性和资本产出弹性,可以计算确权产生的劳动边际产出变化和资本边际产出变化,二者的相对大小即为确权诱致的技术进步偏向指数:

$$Bias_{LK} = \frac{MP_L^1/MP_L^0}{MP_K^1/MP_K^0} = \frac{\gamma(\beta+\theta)K^1L^0}{\beta(\gamma+\rho)K^0L^1} = 0.185 < 1, \quad (4)$$

其中, MP_L^0 、 MP_K^0 、 L^0 和 K^0 分别表示未确权农户的劳动边际产出、资本边际产出、劳动投入和资本投入, MP_L^1 、 MP_K^1 、 L^1 和 K^1 分别表示已确权农户的劳动边际产出、资本边际产出、劳动投入和资本投入。^① 由式(4)可知,土地确权产生的劳动边际产出变化远小于资本边际产出变化,技术进步偏向于节约劳动而使用生产效率更高的资本。本文所发现的土地确权诱致产生的劳动节约型技术进步,也在现有文献中得到了证实:土地确权促进了农地的规模经营和连片集中经营(郑淋议等,2023),在农户向规模化经营转型的过程中,机械化等现代生产技术的发展大幅增加(郑旭媛和徐志刚,2017;盖庆恩等,2023),替代了大量的劳动投入,表现出劳动节约型技术进步(Bustos et al., 2016)。

① 确权前后劳动投入与资本投入数据来源于表 1。

（二）提高土地资源配置效率

农户全要素生产率上的差异,很大程度上源于土地资源的错配问题(Chari et al., 2021)。若土地得到有效配置,中国农业全要素生产率将得到大幅提高(盖庆恩等, 2023)。确权以后,土地资源配置效率的提高表现为两方面:其一,土地确权促进了中国的农地流转,扩大了农地经营规模,推动了农地的连片集中,农业生产从小农户向规模经营的转变要求农户采用现代生产技术,优化要素投入结构,通过规模经济提高粮食生产效率;其二,土地资源配置效率的提高意味着在土地流转市场上,土地要素能够自由流动,那么其流动方向将遵循市场规律,从低效率的农户转向高效率的农户,在此过程中实现土地资源配置的帕累托改进,粮食生产效率随之提高。

首先,我们检验土地确权对土地流转、土地规模经营的影响。尽管对这一问题的研究已经形成了丰富的成果,但囿于2018年之前的全国农村固定观察点调查数据并没有确权的信息,而现有研究又多以调查受访户的回答识别确权,因此缺乏完整覆盖新一轮土地确权历程的基于全国农村固定观察点数据的分析。如能使用三农研究领域最具代表性的全国农村固定观察点数据分析该问题,不仅可以丰富全国农村观察点的数据内容,也为这一问题提供了具有代表性的回答。表5第(1)列以农户是否参与土地流转的二元虚拟变量为被解释变量,估计结果显示,确权会使得农户参与土地流转的比例提高4.6个百分点,且在1%的统计水平上显著。进一步地,表5第(2)、(3)列分别列示了以转包出耕地面积和转包入耕地面积为被解释变量的回归结果,可以发现,确权显著增加了农户的土地转出面积,但对土地转入面积的影响并不显著。上述实证结果与现有文献中使用其他数据得到的结论相吻合:例如,程令国等(2016)基于2011、2012年中国健康与养老追踪调查数据发现,确权对土地转出概率和土地转出面积具有显著促进效果,杨广亮和王军辉(2022)使用2013—2019年中国家庭金融调查数据也有相同发现;孙琳琳等(2020)的研究发现,确权未能显著增加农户土地转入面积。原因可能在于,以土地转入面积作为被解释变量的误差较大,在全国农村固定观察点调查中,农户有可能会混淆流转土地和承包土地,导致确权对转入耕地的影响存在估计偏误。总体而言,我们依然可以认为新一轮农村土地确权目前对推动土地流转具有明显效果。长期以来,农地的细碎化、零散化降低了农地产出水平,不利于农地有效利用,确权虽然推动了土地流转有序进行,那么是否会使土地更集中连片经营呢?为此,本文以农户年末经营耕地面积与年末实际经营耕地块数的比重作为平均地块面积,检验了确权的影响。表5第(4)列结果显示,确权显著增加了平均地块面积,有助于土地要素的集中,促进农地的连片集中经营。这与郑淋议等(2023)使用2013—2019年四期中国农村家庭追踪调查数据的结论一致。

表5 确权对土地资源配置效率的影响

变量	参与土地流转	土地转出面积	土地转入面积	平均地块面积	OP(产量)	OP(利润)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Tenure</i>	0.046*** (0.014)	0.093** (0.048)	0.123 (0.151)	1.500** (0.618)	0.129*** (0.035)	0.078*** (0.022)

(续表)

变量	参与土地流转	土地转出面积	土地转入面积	平均地块面积	OP(产量)	OP(利润)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
农户/村庄固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	88 141	88 141	88 141	88 141	3 078	3 078
调整后 R ²	0.138	0.700	0.281	0.352	0.026	0.020

注:第(5)、(6)列的实证分析控制了村庄固定效应,控制变量为村庄农业劳动力比重、村庄离公路干线距离、村庄人均土地面积、村庄人均可支配收入。

然后,为了更直观地反映土地确权对土地资源配置效率的影响,本文借鉴盖庆恩等(2020),分别使用农户农地生产率和亩均粮食利润的 OP 协方差衡量村级土地资源配置效率:

$$y_{vt}^s = \sum y_{vit}^s s_{vit} = \sum y_{vit}^s + \sum (s_{vit} - \sum s_{vit}) (y_{vit}^s - \sum y_{vit}^s), \quad (5)$$

其中, y_{vt}^s 表示 v 村 t 年的亩均粮食产量或亩均粮食利润, y_{vit}^s 表示 v 村 i 农户 t 年的亩均粮食产量或亩均粮食利润, s_{vit} 为农户耕地份额(耕种土地面积占本村耕地面积比重), $\sum y_{vit}^s$ 表示农户亩均粮食产量或亩均粮食利润, $\sum s_{vit}$ 表示耕地份额算术平均值。式(5)中 $\sum (s_{vit} - \sum s_{vit}) (y_{vit}^s - \sum y_{vit}^s)$ 为农户亩均粮食产量或亩均粮食利润与其耕地份额的协方差,该值越大,说明高效率农户的土地要素越多,土地资源配置效率越高。接下来,本文以模型(1)为基础,使用村级面板数据进一步检验土地确权对土地资源配置效率的影响。表 5 第(5)、(6)列分别报告了使用亩均粮食产量和亩均粮食利润来测算土地资源配置效率的检验结果。可以看出,二者的回归系数均在统计水平上正向显著。上述发现与朱喜等(2011)和盖庆恩等(2023)的结论相一致,通过改善农业生产过程中的要素配置扭曲,提高土地资源配置效率,可以增加农业全要素生产率。

进一步地,我们想要知道确权对土地要素的流动方向影响究竟如何?理论上,确权降低了土地流转的交易成本,土地要素得以在生产者之间进行更有效的流动,也即更有效地分配,那么高生产率的生产者所获得的土地要素份额更高,所经营的土地面积将会更大。对此,本文参考 Chari et al.(2021)的方法,构建如下模型进行检验:

$$Landsq_{vit} = \alpha + \sum_{j=1}^4 \beta_j \cdot Q_{vitj} + \sum_{j=1}^4 \gamma_j \cdot Q_{vitj} \cdot Tenure_{vt} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{vit}, \quad (6)$$

其中, Q_{vitj} 表示 v 村农户 i 在 t 年的农地生产率在本村确权前的农地生产率四分位点的位置,分别用亩均粮食产量和亩均粮食利润表示。 $Landsq_{vit}$ 为 v 村农户 i 在 t 年的粮食播种面积, γ_j 反映了确权对粮食播种面积在农地生产率上的异质性影响。表 6 第(1)、(2)列分别汇报了以亩均粮食产量和亩均粮食利润衡量农地生产率时的回归结果。可以发现,确权后农地生产率处于下四分位点的农户的粮食播种面积显著减少,而处于最高四分位点的农户的粮食播种面积显著增加。表 6 的结果表明,对于以数量尺度的产量指标和以价值尺度的利润指标衡量的农地生产率,确权均会使得土地从低生产率农户向高

生产率的农户流动,在土地资源向高生产率农户集中的过程中,土地资源配置效率得到改善,进而促进了整体农业生产效率的提升。

表6 确权对不同生产率农户粮食播种面积的影响

变量	粮食播种面积(产量)	粮食播种面积(利润)
	(1)	(2)
<i>Tenure</i> · <i>Q</i> 1	-0.023** (0.011)	-0.035*** (0.008)
<i>Tenure</i> · <i>Q</i> 2	-0.012 (0.009)	0.005 (0.010)
<i>Tenure</i> · <i>Q</i> 3	-0.007 (0.008)	0.012* (0.007)
<i>Tenure</i> · <i>Q</i> 4	0.032*** (0.008)	0.049*** (0.010)
<i>Q</i>	是	是
年份固定效应	是	是
农户固定效应	是	是
观测值	88 141	88 141
调整后 R^2	0.350	0.343

注:Q1、Q2、Q3、Q4 分别表示确权前村内生产率的下四分位点、中位数点、上四分位点、最高四分位点,Q 代指四个分位点。

值得注意的是,前文异质性分析中发现的土地确权提高粮食全要素生产率的“规模效应”与本部分发现的土地确权促进土地要素流向高生产率农户的机制蕴含了一个重要的关系:土地生产率与农户经营土地规模。在研究土地生产率与农户经营土地规模的关系时,土地质量变量遗漏、土地面积和产出的测量误差的影响逐渐引起了关注(郑志浩等,2024)。由于土地生产率由土地质量和农户自身生产率构成,本文使用农户亩均粮食产量和亩均粮食利润衡量土地生产率,会忽视土地质量的差异。在家庭联产承包责任制下,土地分配采用的是平均分配原则,土地质量好的农户其分得的土地也少,由此,表6的结果实际上包含了高生产率农户与其土地面积的负相关关系(盖庆恩等,2020),那么确权使高生产率农户获得更多土地资源可能有其自身土地资源较少的原因存在。同样地,Desiere and Jolliffe(2018)发现,农户地块面积和产出量的测量误差也会错误地造成农户土地经营规模和生产率呈反向关系。因此,当我们把测量误差也考虑进来时,如果测量误差与农户经营面积呈负向关系,即小农户的测量误差更大,那么分析土地确权促进粮食全要素生产率增长的“规模效应”与促进土地要素从低生产率农户向高生产率农户流动的效果时,可能也会高估土地确权的政策效果。受限于数据,我们无法剔除土地质量、测量误差的影响,未来需要更全面、精确的数据来分析土地确权对土地资源配置效率的影响。

六、政策含义

本文对进一步挖掘确权的制度绩效,提升粮食生产能力具有重要的政策含义。其一,要巩固新一轮土地确权成果,充分发挥土地确权在粮食生产过程中对粮食全要素生产率的提高作用。当前,土地确权工作的完成并不意味着农地产权改革的结束,相反,这是农地产权改革一个新的起点。农地产权界定是农地产权改革的基础性工作,要努力推动农地产权改革从产权界定到产权实施转变,扎实做好土地确权,稳步推进赋权,有序实现活权。其二,为进一步释放土地确权对粮食全要素生产率的提升效能,一方面,要对粮食生产过程中的劳动节约型技术进步给予足够的政策支持,重点加大对农业无人机等先进技术采用和研发的支持力度,进而促进“科技强农”;另一方面,要优化农村土地资源市场化配置,进一步完善土地流转市场,促进土地资源流向生产效率更高的新型农业经营主体,同时加大对种粮小农户的政策支持,积极引导有条件的小农户向规模经营转型,提高土地资源利用效率。

参 考 文 献

- [1] Adamopoulos, T. and D. Restuccia, “The Size Distribution of Farms and International Productivity Differences”, *The American Economic Review*, 2014, 104(6), 1667-1697.
- [2] Besley, T., K. B. Burchardi and M. Ghatak, “Incentives and the De Soto Effect”, *Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127, 237-282.
- [3] Bu, D., and Y. Liao, “Land Property Rights and Rural Enterprise Growth: Evidence from Land Titling Reform in China”, *Journal of Development Economics*, 2022, 157, 102853.
- [4] Bustos, P., B. Caprettini, and J. Ponticelli, “Agricultural Productivity and Structural Transformation: Evidence from Brazil”, *The American Economic Review*, 2016, 106(6), 1320-1365.
- [5] Chari, A., E. M. Liu, S. Wang, and Y. Wang, “Property Rights, Land Misallocation, and Agricultural Efficiency in China”, *The Review of Economic Studies*, 2021, 88(4), 1831-1862.
- [6] Chen, C. R., “Technology Adoption, Capital Deepening, and International Productivity Differences”, *Journal of Development Economics*, 2020, 143, 102388.
- [7] 陈飞、刘宣宣,“土地确权、要素偏向性技术变革与产业结构转型”,《统计研究》,2021年第10期,第76—89页。
- [8] 程令国、张晔、刘志彪,“农地确权促进了中国农村土地的流转吗?”,《管理世界》,2016年第1期,第88—98页。
- [9] Coase, R., “The Problem of Social Cost”, *Journal of Law and Economics*, 1960, 3(4), 1-44.
- [10] De Janvry, A., K. Emerick, M. Gonzalez-Navarro, and E. Sadoulet, “Delinking Land Rights from Land Use: Certification and Migration in Mexico”, *American Economic Review*, 2015, 105(10), 3125-3149.
- [11] Demsetz, H., “Toward a Theory of Property Rights”, *American Economic Review*, 1967, 57(3), 347-359.
- [12] Desiere, S., and D. Jolliffe, “Land Productivity and Plot Size: Is Measurement Error Driving the Inverse Relationship?”, *Journal of Development Economics*, 2018, 130, 84-98.
- [13] Fellner, W., “Two Propositions in the Theory of Induced Innovations”, *The Economic Journal*, 1961, 71(282), 305-308.
- [14] 盖庆恩、程名望、朱喜、史清华,“土地流转能够影响农地资源配置效率吗?——来自农村固定观察点的证据”,《经济学》(季刊),2020年第5期,第321—340页。

- [15] 盖庆恩、李承政、张无垠、史清华,“从小农户经营到规模经营:土地流转与农业生产效率”,《经济研究》,2023年第5期,第135—152页。
- [16] 高鸣、魏佳翔,“收入性补贴与粮食全要素生产率增长”,《经济研究》,2022年第12期,第143—161页。
- [17] 高叙文、方师乐、史新杰、卫龙宝,“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”,《中国农村经济》,2021年第10期,第24—43页。
- [18] 邵亮亮、黄季焜、Scott Rozelle、徐志刚,“中国农地流转市场的发展及其对农户投资的影响”,《经济学》(季刊),2011年第4期,第1499—1514页。
- [19] Hayami, Y., and V. W. Ruttan, *Agricultural Development: An International Perspective*, Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1985.
- [20] Heltberg, R., “Property Rights and Natural Resource Management in Developing Countries”, *Journal of Economic Surveys*, 2002, 16(2), 189-214.
- [21] Holden, S.T., K. Deininger, and H. Ghebru, “Impacts of Low-Cost Land Certification on Investment and Productivity”, *American Journal of Agricultural Economics*, 2009, 91(2), 359-373.
- [22] 胡新艳、许金海、陈文晖,“地权界定方式与劳动力非农转移效应——从常规确权到整合确权的准实验比较分析”,《农业技术经济》,2022年第8期,第4—21页。
- [23] 胡新艳、许金海、罗必良,“新一轮农地确权促进连片规模经营——来自地块离散流转与连片流转的证据”,《经济学》(季刊),2024年第5期,第1533—1549页。
- [24] 黄季焜、冀县卿,“农地使用权确权与农户对农地的长期投资”,《管理世界》,2012年第9期,第76—81+99页。
- [25] Jacoby, H. G., and B. Minten, “Is Land Titling in Sub-Saharan Africa Cost-Effective? Evidence from Madagascar”, *The World Bank Economic Review*, 2007, 21(3), 461-485.
- [26] 林文声、王志刚、王美阳,“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》,2018年第8期,第64—82页。
- [27] Liu, S., S. Ma, L. Yin, and J. Zhu, “Land Titling, Human Capital Misallocation, and Agricultural Productivity in China”, *Journal of Development Economics*, 2023, 165, 103165.
- [28] North, D. C., and R. P. Thomas, *The Rise of the Western World: Thirteenth-Century Europe*. Cambridge: Cambridge University Press, 1973.
- [29] 钱文荣、朱嘉晔、钱龙、郑淋议,“中国农村土地要素市场化改革探源”,《农业经济问题》,2021年第2期,第4—14页。
- [30] 曲福田、马贤磊、郭贯成,“从政治秩序、经济发展到国家治理:百年土地政策的制度逻辑和基本经验”,《管理世界》,2021年第12期,第1—15页。
- [31] Schultz, T. W., *Transforming Traditional Agriculture*. New Haven: Yale University Press, 1964.
- [32] 孙琳琳、杨浩、郑海涛,“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》,2020年第11期,第156—173页。
- [33] 许庆、田志超、徐志刚、邵挺,“农地制度、土地细碎化与农民收入不平等”,《经济研究》,2008年第2期,第83—92+105页。
- [34] 徐志刚、章丹、程宝栋,“中国粮食安全保障的农地规模经营逻辑——基于农户与地块双重规模经济的分析视角”,《管理世界》,2024年第5期,第106—122页。
- [35] 杨广亮、王军辉,“新一轮农地确权、农地流转与规模经营——来自CHFS的证据”,《经济学》(季刊),2022年第1期,第129—152页。
- [36] 杨青、贾杰斐、刘进、许庆,“农机购置补贴何以影响粮食综合生产能力?——基于农机社会化服务的视角”,《管理世界》,2023年第12期,第106—123页。
- [37] 姚洋,“农地制度与农业绩效的实证研究”,《中国农村观察》,1998年第6期,第3—12页。
- [38] 应瑞瑶、何在中、周南、张龙耀,“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》,2018年第3期,第110—127页。

- [39] 郑淋议、李焯阳、钱文荣,“土地确权促进了中国的农业规模经营吗——基于 CRHPS 的实证分析”,《经济学》(季刊),2023 年第 2 期,第 447—463 页。
- [40] 郑旭媛、徐志刚,“资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮食生产的机械化为例”,《经济学》(季刊),2017 年第 1 期,第 45—66 页。
- [41] 郑志浩、高杨、霍学喜,“农户经营规模与土地生产率关系的再探究——来自第三次全国农业普查规模农户的证据”,《管理世界》,2024 年第 1 期,第 89—108 页。
- [42] 钟甫宁、陆五一、徐志刚,“农村劳动力外出务工不利于粮食生产吗?——对农户要素替代与种植结构调整行为及约束条件的解析”,《中国农村经济》,2016 年第 7 期,第 36—47 页。
- [43] 朱诗娥、杨汝岱、王璐、吴比,“中国农村土地流转与农业生产模式变迁”,《管理世界》,2024 年第 1 期,第 76—88+106+89—90 页。
- [44] 朱喜、史清华、盖庆恩,“要素配置扭曲与农业全要素生产率”,《经济研究》,2011 年第 5 期,第 86—98 页。

The New Round of Land Certification Improves Total Factor Productivity of Grain: An Analysis Based on the Data of National Rural Fixed Observation Sites

XU Qing ZHANG Xiao LIU Jin YANG Qing*

(Shanghai University of Finance and Economics)

Abstract: Utilizing the data of National Rural Fixed Observation Sites from 2013 to 2021, we examine the impact of the new round of land certification comprehensively launched in 2013 on total factor productivity (TFP) of grain by using a time-varying DID model. The results show that land titling has significantly increased TFP of grain, and this effect is more pronounced for large-scale farmers, rice and maize growers, and regions with a high degree of rural factor marketization. Mechanism analysis verifies that land titling promotes the substitution of capital for labor and induces labor-saving technical progress, while improving the efficiency of land allocation, which in turn promotes the TFP of grain.

Keywords: land certification; total factor productivity; food security

JEL Classification: Q15, O13, O47

* Corresponding Author: YANG Qing, College of Public Finance and Investment, Shanghai University of Finance and Economics, No. 777 Guoding Road, Shanghai 200433, China; Tel: 86-21-65908749; E-mail: yangqing@163.sufe.edu.cn.