

# 从细碎化到规模经营：农业补贴改革与农业绿色全要素生产率

袁岳驷<sup>1</sup>, 杜建军<sup>2</sup>, 张军伟<sup>3</sup>

(1.湖南科技学院 经济与管理学院,湖南 永州 425199; 2.上海政法学院 政府管理学院,上海 201701;  
3.曲阜师范大学 管理学院,山东 日照,276800)

**摘要:**中央政府从2015年起改革农业补贴政策,明确农业补贴引导粮食适度规模生产。然而,现有文献鲜有研究农业补贴改革对农业绿色全要素生产率的影响。基于此,文章采用289个城市2012—2019年的市级层面数据,运用双重差分模型和工具变量模型等方法,深入考察农业补贴改革对农业绿色全要素生产率的影响。研究发现:(1)农业补贴改革促进了农业规模经营地区农业绿色全要素生产率的增长。(2)农业技术进步、农业劳动质量提高和农业生产专业化是农业补贴改革促进农业绿色全要素生产率提高的重要作用机制。(3)农业补贴改革对农业规模经营地区农业绿色技术效率的促进作用更加明显;农业补贴改革对第一产业产值占比较高地区、粮食主产区和城市化率较高地区的促进作用更加明显。这意味着,应该继续推进农业补贴改革,推动中国农业走向规模化经营,以此促进农业绿色全要素生产率的提高,为中国农业绿色、高质量发展探索一条可能的路径。

**关键词:**农业补贴改革;农业绿色全要素生产率;双重差分模型;农业规模经营

**中图分类号:**F323.9    **文献标识码:**A    **文章编号:**1009-0150(2025)04-0109-14

## 一、引言

从2004年开始中央政府逐步建立起中国特色的农业补贴体系,其中处于主导地位的是粮食直接补贴、农资综合补贴和良种补贴的农业“三项补贴”。农业补贴体系为稳定中国农业生产发挥了重要作用。然而,随着时间的推移,农业“三项补贴”的政策效能逐步递减,对粮食增产和农民增收的实际效果远低于预期水平(Gale等,2006)。此外,农业“三项补贴”大多是补贴农地承包方,而不是补贴农地实际经营方,由此降低了土地承包农户的农地转出意愿,同时不能有效提高农地实际经营者扩大粮食生产的积极性,也没有推动粮食经营规模的扩大(黄季焜等,2011),更无法解决中国耕地细碎化的问题。因此,农业“三项补贴”的政策已不适合中国农业持续发展的需求(周曙东,2023)。

基于此,为了促使农业补贴体系适应高质量发展背景下农业农村经济发展,从2015年起中央政府将农业“三项补贴”改革为“农业支持保护补贴”,支持粮食适度规模生产经营与耕地地力保护,明确农业补贴引导粮食适度规模生产经营。从2016年起在全国范围内展开并推广农业

---

收稿日期:2025-04-21

基金项目:国家社会科学基金一般项目“数字经济赋能智慧农业发展的机理与实现路径研究”(22BJL012)。

作者简介:袁岳驷(1974— ),男,湖南娄底人,湖南科技学院经济与管理学院教授;

杜建军(1977— ),男,山东淄博人,上海政法学院政府管理学院教授(通信作者);

张军伟(1980— ),男,山东济宁人,曲阜师范大学管理学院副教授。

补贴改革。此后,中央又颁布了《乡村全面振兴规划(2024—2027年)》《加快建设农业强国规划(2024—2035年)》等一系列文件,强调完善粮食生产补贴,健全土地流转价格形成机制,培育壮大新型农业经营主体,发展农业适度规模经营。在此背景下,从规模经营的视角深入探究农业补贴改革的效应,对于全面评价农业补贴改革、推进中国农业高质量发展有重要意义。

现有文献虽然对农业补贴的研究较多,但关注农业补贴改革的研究却非常少。首先,农业补贴促进了土地流转,激励农户增购大型农业机械,提高了农业机械化水平(公茂刚和张梅娇,2022)。此外,农业机械购置补贴显著提高了农业全要素生产率(许庆等,2023)。另外,农业补贴还激励农业规模生产经营者增加粮食种植,助推农业生产经营者增产增收(龙方和李姗姗,2023)。其次,农业补贴改革提高了规模经营农户补贴所得,增加了其土地流转转入规模(杨青等,2022),推动了农户粮食适度规模经营(许庆等,2021)。最后,农业补贴改革还进一步激励农业生产经营者扩大土地转入规模,增加农业机械使用和生产投资规模,推动农业规模生产经营者增加粮食生产(杨青等,2023)。

综合以上文献来看,农业补贴改革的主要目标是支持适度规模经营,鼓励中国农业从细碎化的小农生产逐步走向适度规模化经营。适度规模经营可能会带来农业生产要素的重新配置,促进农业科技进步,提升农机作业效率,减少农药化肥施用量(刘同山和刘婕,2024),推动中国农业转型为绿色全要素生产率驱动的绿色高质量发展(郭海红和刘新民,2021),这值得进一步深入探究。

目前,中国农业持续依赖生产要素投入驱动增长,造成农业碳排放数量的不断增加(Du等,2023),因此,中国农业面临的环境约束日渐趋紧。在此背景下,中央在《乡村全面振兴规划(2024—2027年)》和《加快建设农业强国规划(2024—2035年)》中提出发展绿色生态低碳农业,提高农业竞争力和全要素生产率,推动农业高质量发展,建设农业强国。基于此,中国农业亟待转型为以绿色全要素生产率驱动的绿色增长模式。现有文献关于农业绿色全要素生产率的测算及其时空演变的分析较为丰富(郭海红和刘新民,2021)。农业生产包括面源污染、碳排放等非期望产出和农业产出等期望产出,因此,应把面源污染和碳排放等环境因素包括在内测算农业绿色全要素生产率(Nanere等,2007)。目前,有针对性地考察农业绿色全要素生产率增长路径的文献并不丰富。数字乡村建设有利于农业信息化发展和规模生产经营,是引领农业绿色全要素生产率增长的重要路径(杜建军等,2023)。但中国农业绿色全要素生产率的增长主要是由技术进步驱动,还是由技术效率和技术进步双重驱动(李谷成等,2011),尚存在争议。此外,对于环境规制是促进还是阻碍了农业绿色全要素生产率的增长也存在争议。环境规制在短期内会阻碍农业绿色全要素生产率的增长(徐灏龙和陆铭,2021),但随着阈值区间提高,环境规制的阻碍作用逐渐减弱(罗必良,2017)。

现有文献分别对农业补贴改革和农业绿色全要素生产率进行了探讨分析,然而,却鲜有涉及农业补贴改革与农业绿色全要素生产率关系的分析。与现有文献相比,本文的边际贡献主要体现在:第一,在研究内容上,聚焦农业补贴影响的研究,将农业补贴改革与农业绿色全要素生产率纳入同一分析框架。并基于市级层面数据,运用双重差分(DID)模型标注,首次探讨了农业补贴改革对农业绿色全要素生产率的影响。第二,在作用机制上,深入探究了农业劳动质量提高、农业生产专业化和农业技术进步的传导作用,揭示了农业补贴改革促进农业绿色全要素生产率的内在作用机制。第三,在政策效果上,从多个视角分析了农业补贴改革促进农业绿色全要素生产率的异质特征。有助于更加全面地理解农业补贴改革对农业绿色全要素生产率的促进作用。本文拓展了农业补贴改革的经济影响研究,为全面评价农业补贴改革对农业高质量发展的全面影响提供了新的视角。

## 二、制度背景、理论机制与研究假说

### (一) 制度背景

2015年5月财政部、农业部颁布了《关于调整完善农业三项补贴政策的指导意见》，将农业“三项补贴”改革为“农业支持保护补贴”，重点强调农业补贴引导适度规模生产经营。同时将农业“三项补贴”的增量资金、种粮大户补贴试点资金和农资综合补贴中20%的资金，统筹用于支持粮食适度规模生产，重点倾向于新型农业生产经营主体。从2016年起农业补贴改革在全国范围内推行。

农业补贴改革的主要政策目标为引导适度规模生产经营。农业补贴改革后，重点、精准支持规模化的专业大户等新型农业生产经营主体，体现了“谁种地补贴谁”的原则。农业补贴改革的补贴金额、补贴方式和补贴条件等均与经营规模挂钩，多数地区规定达到一定土地规模经营面积的农业经营主体才能获得农业补贴。因此，农业补贴改革通过补贴适度规模经营，促进了土地经营权流转，扩大了农业生产经营者的土地适度规模经营(许庆等, 2021)。

### (二) 农业补贴改革与农业绿色全要素生产率

1. 农业补贴改革、农业技术与农业绿色全要素生产率。农业补贴改革的主要政策目标是支持土地适度规模经营。通过补贴适度规模经营，促进土地经营权流转，引致农业生产经营者走向规模经营。同时，走向土地规模经营的基本都是那些具有经营能力比较优势的农业生产经营者(罗必良, 2017)。当土地经营规模扩大时，具有经营能力比较优势的农业生产经营者，会因为有利可图而自发采用技术密集的生产方式(徐灏龙和陆铭, 2021)。因此，规模经营的新型农业生产经营主体与单个农户相比，更有意愿和能力采用新技术降低生产成本，采用机械化生产增加产量，此举可以推动农业技术进步。

依据索洛模型， $\frac{\Delta A}{A} / \frac{\Delta Y}{Y}$  表示全要素贡献率，其中， $\frac{\Delta A}{A}$  是希克斯中性技术进步，技术进步被认为是全要素生产率增长的主要原因。因此，农业技术进步能够带来农业全要素生产率的增长(陈芳和杨梅君, 2021)。此外，规模化农业生产经营者一般拥有较高的技术水平和丰富的经验，获取技术性知识的能力也较强。而在农业生产中，农户的技术水平决定了生产要素的最优投入组合。因此，规模化的农业生产经营者也更有能力和动力提高农业生产要素和资源的配置效率，采用新技术替代成本较高的农药和化肥等。故农业技术进步能够降低农业碳排放(Ismael等, 2018)。总之，农业补贴改革促进了农业规模经营、推动了农业技术进步，对农业绿色全要素生产率产生促增效应。

2. 农业补贴改革、农业劳动力质量与农业绿色全要素生产率。农业补贴改革通过补贴适度规模经营，激励农户流转土地经营权，扩大经营规模。随着农业规模经营的扩大，人力资本对农业生产效率有显著的促进效应，推动人力资本的平均回报率上升(周晓时等, 2018)。因此，将会吸引高质量劳动力从事农业生产经营，也会吸引农村外出优质劳动力返乡从事农业生产经营。此外，随着规模经营的扩大，在农业“干中学”模式比较普遍的情况下，规模经营的农业经营者为了降低生产成本及提高农业收益，也更有意愿与动力通过“干中学”进行自我能力提升，或“横向”向周围农业经营者学习，抑或“纵向”向农业技术推广人员学习。因此，农业规模经营能够促进农业劳动力质量的提升。

Lucas (1988) 将人力资本与劳动力结合，对索洛模型进行拓展，构建了人力资本溢出模型。Mankiw等 (1992) 进一步把人力资本作为独立的生产要素引入索洛模型中，并证实人力资本与经济增长呈正相关。因此，在核算农业全要素生产率时有必要考虑农业劳动力质量(罗斯炫

等, 2022), 农业劳动力质量提升能够从以下两方面推动农业绿色全要素生产率的增长: 第一, 在索洛模型中, 索洛余值较大是对模型中劳动力的人力资本积累等内生变量的反映 (Romer, 1986)。现实中, 农业人力资本能够有效提高要素禀赋和农业技术之间的匹配效率, 促进农业技术效率增长。因此, 农业劳动力质量提高对农业全要素生产率增长有较大的边际贡献 (罗斯炫等, 2022)。第二, 农业高质量劳动力更具有环保意识, 可能主动减少农业污染。此外, 为了降低成本, 农业高质量劳动力更有能力合理优化配置农业要素, 减少农业要素和资源浪费。现有研究也证实了农业人力资本提高总体上有助于减少农业面源污染 (张淑辉, 2017)。总之, 劳动力质量的提高能够推动农业全要素生产率增长, 减少农业碳排放和农业面源污染, 从而促进农业绿色全要素生产率的增长。

3. 农业补贴改革、农业生产专业化与农业绿色全要素生产率。农业补贴改革引导土地适度规模经营。在农业补贴改革的激励下, 农业经营主体通过流转转入土地, 扩大农业经营规模。在规模经营情况下, 农业经营主体自身已无法满足较大规模农业生产经营活动的需求, 所以很多农业经营主体通过服务合约, 将部分或全部生产环节分包给专业化服务主体完成, 实现专业化生产经营分工 (梁志会和张俊飚, 2025)。因此, 规模经营的本质是分工经济, 规模经营的扩大能够促使农业经营者参与社会化分工和生产性服务外包 (罗必良和仇童伟, 2018), 优化农业结构, 走向更加专业化生产。

农业生产专业化能够通过以下途径推动农业绿色全要素生产率提高: 第一, 通过参与专业化分工, 农业规模经营主体将自身生产经营效率较低的环节外包给具有比较优势的专业化农业服务主体 (董莹, 2022), 能够突破自身要素资源约束, 提高农业全要素生产率 (平卫英等, 2025)。第二, 专业化的农业生产分工能够改进农业组织管理方式和农业技术, 可以显著增加“干中学”带来的农业内生技术进步, 进而引致农业规模报酬递增 (仇童伟和罗必良, 2020), 从而提高了农业全要素生产率。第三, 农业部门的生产专业化通过分工逐步塑造出技术密集型农业部门和其他农业部门。技术密集型农业部门的先进农业技术, 通过学习效应向其他农业部门逐步扩散, 促进了整个农业部门农业全要素生产率的提高。第四, 农业生产专业化塑造出一批专业化农业生产经营者, 为了获取高额收益, 他们有意愿与能力采用清洁化的新型农业生产设备, 代替传统高排放的农业生产设备。同时, 采用绿色新技术来替代成本相对较高的农药、化肥等资源 (金芳和金荣学, 2021)。总之, 农业规模经营带来的农业生产专业化提高了农业绿色全要素生产率。

因此, 本文通过以上分析可以得出以下研究假说:

假说1: 农业补贴改革促进了规模经营地区农业绿色全要素生产率的提高。

假说2: 农业补贴改革推动了农业技术进步、农业劳动力质量提高和农业生产专业化, 是农业补贴改革促进农业绿色全要素生产率提高的重要作用机制。

### (三) 农业补贴改革实施的动态效应

农业补贴改革于2015年开始在5个省试点, 2016年起农业补贴改革在全国范围推行。农业补贴改革实施即会促使农业生产经营者对农业补贴改革做出反应, 调整其生产经营规模, 重新配置农业生产要素及资源, 采用绿色新技术, 提升农业劳动力质量, 走向农业专业化生产。但生产规模经营的扩大、农业生产要素及资源配置效率的提高、农业劳动力质量和农业专业化生产程度等的提升, 都具有边际递减效应。因此, 农业补贴改革实施对农业绿色全要素生产率的影响可能存在时序异质性和动态效应。据此, 本文通过以上分析可以得出以下研究假说:

假说3: 农业补贴改革对农业绿色全要素生产率的影响可能存在动态效应。

### 三、研究设计、模型与数据

#### (一) 研究设计

1. 农业绿色全要素生产率测算指标体系。在考察农业绿色发展绩效时,将环境要素纳入农业生产率的测算中,称之为农业绿色全要素生产率(Reinhard等,1999)。参照郭海红和刘新民(2021)的研究,本文构建了农业绿色全要素生产率测算指标体系,采用熵权法为各指标赋权以体现其权重的差异(参见表1)。第一,根据田云和张银岭(2017)的研究,计算得出产出指标的农业碳排放量;第二,农田固体废弃物、农田化肥、畜禽养殖、农村生活等方面是农业面源污染主要来源,参照《全国农田面源污染排放系数手册》,综合测算得到产出指标农业面源污染的排放量。

表1 农业绿色全要素生产率测算指标体系

指标类别	变量名称	指标名称	评价指标	单位
农业投入指标	农业劳动投入	农业劳动力投入	农业从业人数	万人
	农业土地投入	农业土地投入	农业耕地数量	千公顷
	农业资本投入	农业机械动力投入	农业机械总动力	万千瓦
		农业化肥施用量	农业化肥施用量(折纯量)	万吨
		农药农药施用量	农药农药施用量	万吨
		农业农膜使用量	农业农膜使用量	万吨
	农业能源投入	农业用水投入	农业有效灌溉面积	千公顷
		农业用电投入	农业用电数量	千瓦小时数
农业产出指标	农业期望产出	农业总产值	农业总产值	亿元
	农业非期望产出	农业碳排放	农业碳排放量及转化碳排放量	万吨
		农业面源污染	总氮、总磷等标排放量	万吨

注:本文中的农业指狭义的农业,即种植业。

2. 农业绿色全要素生产率测算方法。在决策单元是面板数据时,Malmquist生产率指数可以较好地反映生产效率变化(郭海红和刘新民,2021)。Fare等(1994)把数据包络分析(Data Envelopment Analysis, DEA)与非参数线性规划法结合起来度量距离函数,部分文献以此方法构建了考虑环境污染及资源消耗的Malmquist-Luenberger(ML)指数(Chung等,1997)。在存在非期望产出的情况下,ML指数更具适应性。

$$ML^{t,t+1} = \left[ \frac{1 + D_0^t(x_i^{i,t}, y_i^{i,t}, b_i^{i,t}; y_i^{i,t}, -b_i^{i,t})}{1 + D_0^t(x_i^{i,t+1}, y_i^{i,t+1}, b_i^{i,t+1}; y_i^{i,t+1}, -b_i^{i,t+1})} \right]^{\frac{1}{2}} \times \left[ \frac{1 + D_0^{t+1}(x_i^{i,t}, y_i^{i,t}, b_i^{i,t}; y_i^{i,t}, -b_i^{i,t})}{1 + D_0^{t+1}(x_i^{i,t+1}, y_i^{i,t+1}, b_i^{i,t+1}; y_i^{i,t+1}, -b_i^{i,t+1})} \right] \quad (1)$$

其中,为了得到ML指数,需要先计算四个方向距离函数值 $D_0$ 。

但运用线性规划求解ML指数,存在无解的可能.Oh(2010)将Global-Malmquist生产率概念与方向性距离函数相结合,构建了Global-Malmquist-Luenberger(GML)生产率指数。相较ML指数而言,GML指数既有效规避了线性规划可能无解的情况,还可以允许技术退步(郭海红和刘新民,2021)。

$$GML^{t,t+1}(x^t, y^t, b^t, x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}) = \frac{1 + D_G^T(x^t, y^t, b^t)}{1 + D_G^T(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} = GTC^{t,t+1} \times GTEC^{t,t+1} \quad (2)$$

其中,  $x^t, y^t, b^t$  分别表示第  $t$  期的投入要素、期望产出、非期望产出,  $x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}$  分别表示第  $t+1$  期的投入要素、期望产出、非期望产出。 $D_G^T(x^t, y^t, b^t)$  表示第  $t$  期的方向距离函数,  $D_G^T(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})$  表示第  $t+1$  期的方向距离函数。 $D_G^T(x, y, b) = \max \{\beta |(y + \beta y, b - \beta b) \in P_G(x)|\}$  由全局基准生产可能性集  $P_G$  得出。如果  $GML^{t,t+1} > 1$  说明非期望产出减少、期望产出增加, 其表示农业绿色全要素生产率增长。农业绿色全要素生产率的 GML 指数可以分解为农业绿色技术效率 (GTEC) 和农业绿色技术进步 (GTC)。

## (二) 模型设定

1. 双重差分模型。在市级层面基于准实验的研究思路, 检验农业补贴改革对农业绿色全要素生产率的影响。采用双重差分模型考察农业补贴改革对农业绿色全要素生产率的作用, 在模型 (3) 中将农业规模经营地区设为处理组, 其他地区为对照组, 观测农业补贴改革实施前后的变化 (第一次差分), 并将这一变化在农业规模经营地区与其他地区之间进行比较 (第二次差分), 由此检验农业补贴改革对规模经营地区农业绿色全要素生产率的影响。

$$AGTFP_{dt} = \alpha_0 + \alpha_1 scale \times sub + \alpha_2 X_{dt} + \phi_d + \varphi_t + \eta_{dt} \quad (3)$$

其中,  $AGTFP_{dt}$  为城市  $d$  在  $t$  时期的农业绿色全要素生产率,  $X_{dt}$  表示控制变量组;  $\alpha_0$  至  $\alpha_3$  是待估系数,  $\phi_d$  和  $\varphi_t$  分别为城市固定效应和时间固定效应,  $\eta_{dt}$  代表随机干扰项。

主要解释变量为农业规模经营度虚拟变量  $scale$  和农业补贴改革虚拟变量  $sub$  的交乘项  $scale \times sub$ 。如果农业补贴改革对规模经营地区的农业绿色全要素生产率有正面影响, 则  $scale \times sub$  的系数显著为正。(1) 参考徐灝龙和陆铭 (2021) 的研究, 采用农业从业人员人均耕地面积度量农业规模经营度。为保证变量不受农业补贴改革实施的影响, 均使用农业补贴改革实施前 2014 年的数值进行衡量, 当地区  $d$  在 2014 年的农业规模经营度高于该年度样本的农业规模经营度中位数时, 取值为 1, 否则取值为 0。(2) 财政部和农业部从 2015 年起改革农业补贴, 2016 年起在全国全面推开。因此, 2015 年及之后设为 1, 2015 年之前设为 0。

参考相关文献并依据理论分析, 控制变量选择如下: (1) 农业技术 ( $tmach$ ), 以各地区农业机械总动力度量。(2) 农业劳动力质量 ( $ledu$ ), 参考周晓时等 (2018) 的研究, 将农村劳动力受教育程度, 分为文盲及半文盲 (0 年)、小学 (6 年)、初中 (9 年)、高中 (12 年) 和大专及以上 (15 年) 六类, 再求出各地区农村劳动力教育水平平均值, 来度量各地区农业劳动力质量。(3) 农业生产专业化 ( $struct$ ), 参考胥亚男等 (2016) 的研究, 采用专业化指数 SPI 测度各地区的农业生产专业化水平, 计算公式为  $SPI = \left[ 1 + \frac{\sum_i s_i \times \ln s_i}{\ln n} \right] \times 100$ ,  $s_i$  为第  $i$  种农作物产量占所有考察农作物总产量的比例,  $n$  代表所考察主要农作物种类, SPI 指数处于 0-100 之间, SPI 指数越大, 则地区专业化程度越高。(4) 财政支农数量 ( $finance$ ), 运用各城市财政支农支出数量度量财政支农数量。(5) 农业开放度 ( $aopen$ ), 用农业进出口总额度量。(6) 城市化率 ( $urb$ ), 用城市人口占总人口比重度量。(7) 一产占 GDP 比重 ( $agdp$ )。(8) 地区经济发展水平 ( $pdgp$ ), 以各地区人均 GDP 度量。

2. 平行趋势检验。事前平行趋势假设是双重差分模型使用的前提, 因此, 参考 Moser 和 Vorna (2012) 的研究, 设定以下模型进行事前平行趋势检验。

$$AGTFP_{dt} = \alpha_0 + \alpha_1 year_t \times scale \times sub_{2015} + \alpha_2 X_{dt} + \phi_d + \varphi_t + \eta_{dt} \quad (4)$$

其中,  $year$  为年份 2012—2019 年, 如果 2015 年之前的系数  $\alpha_1$  不显著, 则表示事前趋势是平行的。

3. 动态检验。在农业补贴改革实施之后, 对农业绿色全要素生产率的影响可能是动态的, 存在时序异质性。为了揭示这一异质性以及动态变化趋势, 构建以下回归模型进行研究:

$$AGTFP_{dt} = \beta_0 + \beta_1 scale \times 2015sub + \beta_2 scale \times 2016sub + \beta_3 scale \times 2017sub + \beta_4 scale \times 2018sub + \beta_5 X_{dt} + \varepsilon_d + \kappa_t + \mu_{dt} \quad (5)$$

其中,2015sub代表2015年为1,其他年份为0;2016sub代表2016年为1,其他年份为0;2017sub代表2017年为1,其他年份为0;2018sub代表2018年及之后为1,其他年份为0。

### (三)数据来源与统计性描述

本文数据来源于《中国城市统计年鉴》、各省统计年鉴等。参照刘子兰等(2020)的研究,先计算出30个(不包含西藏)省级层面的农业绿色全要素生产率,然后搜集289个城市(不包含西藏的城市)的相关指标数据,再以省为单位将省级层面的农业绿色全要素生产率匹配到市级层面样本数据中,最后得到289个城市(不包含西藏的城市)2012—2019年的2312个样本数据。此外,参考马国群和谭砚文(2021)的研究,将计算出的农业绿色全要素生产率环比指数转换为定基指数,即设2000年的农业绿色全要素生产率为1,用2001年的环比农业绿色全要素生产率指数与2000年的农业绿色全要素生产率相乘,得出2001年的农业绿色全要素生产率实际值,以此类推,得出样本其他年度的实际农业绿色全要素生产率。详细描述性统计参见表2。

表2 变量描述性统计

变量	变量定义	观测数	均值	最小值	最大值
AGTFP-GML	依据指标体系计算	2312	1.2169	0.8192	1.6157
AGTFP-ML	依据指标体系计算	2312	1.2983	0.8798	1.7118
scale	农业规模经营度虚拟变量	2312	0.2837	0.0000	1.0000
sub	农业补贴改革虚拟变量	2312	0.6250	0.0000	1.0000
scale×sub	农业规模经营度×农业补贴改革	2312	0.1773	0.0000	1.0000
struct	农业生产专业化(指数)	2312	48.519	26.7561	72.4892
ledu	农业劳动力质量(比值)	2278	1.2647	0.1328	3.3750
tmach	农业技术(农业机械总动力取对数)	2216	8.1802	4.5433	9.4995
finance	财政支农数量(取对数)	2312	12.5324	7.9113	14.9739
aopen	农业开放度(农业进出口总额取对数)	2278	11.4881	1.7154	15.2599
urb	城市化率(城市人口占总人口比重)	2304	41.7910	13.9887	100.0000
agdp	一产占GDP比重	2304	12.3801	0.0300	49.8900
pgdp	人均GDP	2304	10.6329	8.5762	13.0557
nslabor	农村非劳动力人数(取对数)	2312	5.2687	0.3075	7.7084

## 四、假说检验及结果讨论

### (一)双重差分模型估计结果讨论

表3中主要解释变量为交乘项scale×sub,本文控制了年份固定效应和地区固定效应。如列(1)—(4)所示,scale×sub的估计系数均显著为正,说明农业补贴改革实施以后,相比于对照组,处理组地区的农业绿色全要素生产率明显提高。因此假说1得到验证。

### (二)事前平行趋势检验

回归结果显示交乘项year×scale×sub2015的系数都不显著,因此,在农业补贴改革实施之前,处理组和对照组基本满足事前平行趋势假设<sup>②</sup>。

①农业补贴改革于2015年开始实施,因此本文选择了农业补贴改革于实施前3年的数据和实施后4年的数据进行研究。

②因篇幅限制,事前平行趋势检验表格未予汇报,感兴趣的读者可向作者索取。

表3 双重差分模型估计结果模型估计结果

被解释变量	被解释变量:农业绿色全要素生产率			
	全样本		剔除北京、上海、天津及缺失数据样本	
解释变量	(1)AGTFP-GML	(2)AGTFP-ML	(3)AGTFP-GML	(4)AGTFP-ML
scale×sub	0.0071*** (0.0027)	0.0070*** (0.0024)	0.0097** (0.0043)	0.0101** (0.0041)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
样本量	2216	2216	2126	2126
R <sup>2</sup>	0.2060	0.2530	0.1556	0.1950

注: \*\*\*、\*\*和\*分别代表显著性水平为1%、5%和10%,括号内的值为标准误(下表同)。

另外,进一步进行平行趋势检验,被解释变量为GML和ML指数,图1中曲线表示两个变量均值在95%置信区间内的变化趋势,其中实线代表规模经营地区的农业绿色全要素生产率变化趋势,虚线代表非规模经营地区的变化趋势。2015年农业补贴改革之前,年度虚拟变量与处理变量交互项系数均不显著;2015年农业补贴改革之后,规模经营地区的交互项系数基本都显著,农业绿色全要素生产率显著上升。因此,进一步验证了平行趋势假定。

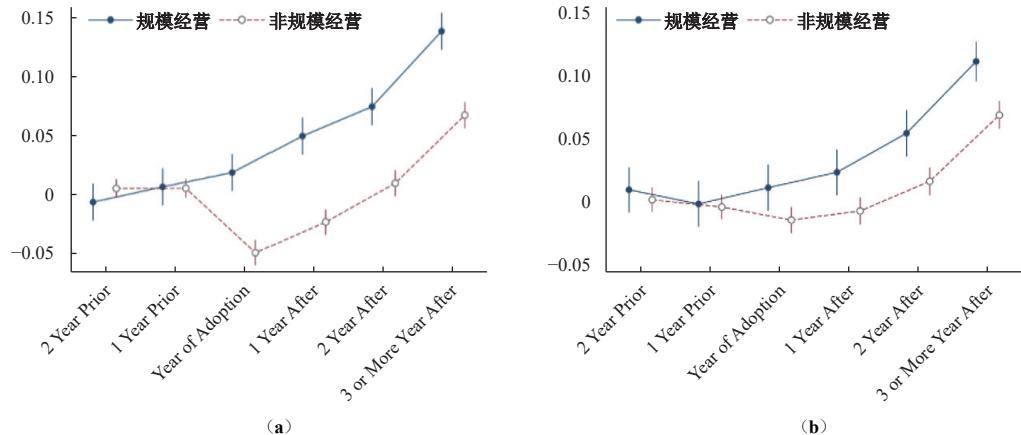


图1 平行趋势检验

注:a图被解释变量为AGTFP-GML,b图被解释变量为AGTFP-ML

### (三) 动态检验

回归结果显示:第一,  $scale \times 2015sub$ 的估计系数均显著为正,表明在2015年农业补贴改革对规模经营地区的农业绿色全要素生产率产生立竿见影的促进作用。第二, 2015—2017年间估计系数基本呈现逐步变大趋势,因此,农业补贴改革对农业绿色全要素生产率的影响基本呈现增强态势。第三,与2017年相比,  $scale \times 2018sub$ 的估计系数变小,因此,2018年之后农业补贴改革对农业绿色全要素生产率的影响呈现下降的态势。总之,农业补贴改革对农业绿色全要素生产率的促进作用,短期内呈现增强态势,但从2018年开始减弱。可能的原因是农业补贴改革实施之初,在农业补贴的激励下,农业生产经营者加快转入土地经营权,持续扩大土地经营规模,从而提高了其农业绿色全要素生产率。然而随着土地经营权集中度上升,在约束条件下,可供流转的土地越来越少,土地经营规模度边际上升越来越慢<sup>①</sup>。

①因篇幅限制,动态检验表格未予汇报,感兴趣的读者可向作者索取。

#### (四)作用机制检验

1. 农业技术进步的作用。农业补贴改革通过推动农业技术进步,促进了农业绿色全要素的提高,其核心逻辑是,农业补贴改革激励了土地经营权流转,扩大了农业经营者的经营规模,推动了农业技术进步。农业技术进步能够带来农业全要素生产率的增长,同时农业新技术对农药和化肥等有替代效应,也能够降低农业碳排放。因此,农业技术进步起了至关重要的传导作用。基于此逻辑,本文进一步检验农业技术进步的作用。[表4](#)列(1)和列(4)显示,  $scale \times sub$  对农业技术的影响系数均显著为正,验证了农业技术进步的传导作用。

表4 作用机制检验

被解释变量	全样本			剔除北京、上海、天津及缺失数据样本		
	(1) <i>tmach</i>	(2) <i>ledu</i>	(3) <i>struct</i>	(4) <i>tmach</i>	(5) <i>ledu</i>	(6) <i>struct</i>
<i>scale</i> × <i>sub</i>	0.0312** (0.0110)	0.1239** (0.0330)	0.3336** (0.0190)	0.0336** (0.0070)	0.1113** (0.0640)	0.3452** (0.0220)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	2216	2216	2216	2216	2216	2216
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.9760	0.1327	0.1951	0.9711	0.1227	0.2029

2. 农业劳动力质量的作用。农业补贴改革通过提高农业劳动力质量,促进了农业绿色全要素生产率的提高。其核心逻辑是,农业补贴改革扩大了农业经营规模,推动了农业劳动力质量的提升。而农业劳动力质量提升能够有效提高要素资源和农业技术之间的匹配效率,促进农业技术效率增长,同时,高质量的农业劳动力有能力合理优化配置农业要素和资源,从而节约了农业要素和资源,减少了农业碳排放和面源污染。因此,农业劳动力质量提升也起了至关重要的传导作用。基于此逻辑,本文进一步检验农业劳动力质量提升的作用,结果如[表4](#)列(2)和列(5)所示,  $scale \times sub$  对农业劳动力质量的影响系数均显著为正,验证了农业劳动力质量提升的传导作用。

3. 农业生产专业化的作用。农业补贴改革通过推动农业生产专业化发展,促进农业绿色全要素生产率的提高。其核心逻辑是,农业补贴改革扩大了农业经营规模,推动农业生产专业化的发展。专业化的农业生产分工能够通过“干中学”带来农业内生技术进步,也能够带动农业其他部门的技术进步,提高农业全要素生产率;同时,专业化生产的农业新型经营主体,为降低成本,有动力采用绿色新技术来替代成本较高的农业要素和资源,减少了农业碳排放和面源污染。基于此逻辑,本文进一步检验农业生产专业化的作用。[表4](#)列(3)和列(6)显示,  $scale \times sub$  对农业生产专业化的影响系数均显著为正,验证了农业生产专业化的传导作用。

## 五、稳健性检验

### (一)工具变量(IV)检验

实证策略最大威胁来自农业补贴改革可能不是外生的。模型可能存在由于反向因果带来的内生性问题。参考Moser和Vorna([2012](#))的研究,本文运用工具变量,进行2SLS估计。

$$sub = \alpha_0 + \alpha_1 scale \times nlabor + \alpha_2 X_{dt} + \phi_d + \varphi_t + \eta_{dt} \quad (6)$$

$$AGTFP_{dt} = \alpha_0 + \alpha_1 scale \times sub + \alpha_2 X_{dt} + \phi_d + \varphi_t + \eta_{dt} \quad (7)$$

其中,工具变量 *nlabor* 表示农村非劳动力人数,其余各变量含义与式(1)相同。

参考高鸣等([2017](#))的研究,本文选用农村非劳动力人数作为农业补贴改革的工具变量。其

主要理由是:第一,农村土地承包数量是依据家庭人口数计算的,农村非劳动力人数作为家庭人口的一部分,直接影响了土地承包经营规模,而农业补贴改革之后补贴主要与经营规模相挂钩,因此,农村非劳动力人数与农业补贴改革密切相关。第二,农村非劳动力人数不参加农业生产活动,不直接影响农业绿色全要素生产率。因此,农村非劳动力人数是一个可以接受的工具变量。

结果如表5列(1)—(4)所示,其中F值都显著大于10,表明模型不存在弱工具变量问题。 $scale \times sub$ 的回归系数均显著为正,且显著大于表3中对应的估计系数,因此,表3的回归结果是稳健的,此外,内生性问题也导致低估了农业补贴改革对农业绿色全要素生产率的影响。

#### (二)处理效应检验

进一步采用处理效应检验结果的稳健性。估计结果表明,似然比检验结果显示模型存在内生性,采用处理效应检验是合理的。 $scale \times sub$ 的处理效应回归系数均显著为正,进一步验证了表3回归结果的稳健性<sup>①</sup>。

#### (三)排除样本期间内其他事件的影响

在样本区间2012—2019年,政府还颁布了一些其他可能影响农业绿色全要素生产率的政策,如《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》(2013年)等。为了排除这些因素对农业绿色全要素生产率的影响,本文将样本区间设为2014—2017年,并重新估计模型(3)。回归结果显示, $scale \times sub$ 的估计系数均显著为正,进一步验证了表3回归结果的稳健性<sup>②</sup>。

#### (四)以其他指标替代农业绿色全要素生产率检验

本文将农业碳吸收作为期望产出重新测算GML指数。同时,参照郭海红和刘新民(2021)的方法,采用超效率SBM方法测算农业绿色全要素生产率。估计结果显示, $scale \times sub$ 的估计系数均显著为正,证明基准回归结果具有较强稳健性<sup>③</sup>。

#### (五)以其他指标替代农业规模经营度检验

本文分别用样本各年度农业规模经营度的平均值( $Scale2$ )和样本各年度的农业规模经营度( $Scale3$ )度量农业规模经营度,进行稳健性检验。估计结果显示,以 $Scale2$ 和 $Scale3$ 度量的农业规模经营度, $scale \times sub$ 的估计系数均显著为正。这进一步验证了表3回归结果的稳健性<sup>④</sup>。

## 六、异质性分析

### (一)农业绿色技术进步和农业绿色技术效率异质性检验

进一步考察农业补贴改革对农业绿色技术效率( $GTEC$ )和农业绿色技术进步( $GTC$ )的异质性影响。表6列(1)和列(2)显示, $scale \times sub$ 对 $GTEC$ 和 $GTC$ 的估计系数均显著为正,这表明农

表5 工具变量估计结果

被解释变量	被解释变量:农业绿色全要素生产率			
	全样本		剔除北京、上海、天津及缺失数据样本	
解释变量	(1) <i>AGTFP-GML</i>	(2) <i>AGTFP-ML</i>	(3) <i>AGTFP-GML</i>	(4) <i>AGTFP-ML</i>
$scale \times sub$	0.1205** (0.0575)	0.0815* (0.0425)	0.0973** (0.0455)	0.0733* (0.0382)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
样本量	2216	2216	2126	2126
$R^2$	0.1891	0.1893	0.1706	0.1635
F值	10.1582	12.2606	12.0340	12.3428

①因篇幅限制,处理效应检验表格未予汇报,感兴趣的读者可向作者索取。

②因篇幅限制,排除样本期间内其他事件的检验表格未予汇报,感兴趣的读者可向作者索取。

③因篇幅限制,以其他指标替代农业绿色全要素生产率检验表格未予汇报,感兴趣的读者可向作者索取。

④因篇幅限制,以其他指标替代农业规模经营度检验表格未予汇报,感兴趣的读者可向作者索取。

业补贴改革对GTEC和GTC均有促进作用,其中对农业绿色技术效率的促进效应明显大于农业绿色技术进步。这一差异主要源于:农业补贴改革诱致农业土地流转加速,导致农业经营规模扩大,从而改善了农业要素和资源配置效率,推动农业绿色技术效率不断改善。由于农业技术进步和创新进步不是一蹴而就的,而是源于持续不断的研究资金投入和人才投入,因此短期内农业补贴改革对农业技术进步的影响效应较小。

## (二) 产业结构异质性检验

基于第一产业产值占比的中位数,本文将样本划分为第一产业产值占比高低两组进行检验。[表6](#)列(3)和列(4)结果显示,  $scale \times sub$  对高低两组的农业绿色全要素生产率的估计系数均显著为正,表明农业补贴改革对高低两组地区的农业绿色全要素生产率均有促进作用,但对第一产业产值占比较高组的促进效应显著大于占比低组。这一差异可能源于:一般而言,第一产业产值占比高的地区农业较为发达,农业新型经营主体数量较多且经营实力较强。而农业新型经营主体是农业规模经营的主要载体,也是农业补贴改革的主要激励对象。因此,在第一产业产值占比较高的地区,农业补贴改革通过激励农业新型经营主体而更显著地影响了农业绿色全要素生产率。

## (三) 粮食主产区与非主产区异质性检验

农业补贴改革对粮食主产区和非粮食主产区的农业绿色全要素生产率影响可能存在差异,进一步考察其异质性影响。其中,粮食主产区包括13个省份,共1376个城市,非粮食主产区共有936个城市。[表7](#)列(1)和列(2)结果显示,  $scale \times sub$  对粮食主产区农业绿色全要素生产率的估计系数显著为正,但对非粮食主产区的估计系数不显著,表明农业补贴改革对粮食主产区的农业绿色生产率有显著促进作用,对非粮食主产区的促进作用不显著。这一差异可能源于:农业补贴改革的主要政策目标为引导粮食适度规模经营。因此,在粮食主产区,农业补贴改革可能有更强的政策效应,显著扩大了种植农户的规模经营面积([许庆等,2021](#)),从而更显著地影响了农业绿色全要素生产率。

## (四) 城市化率异质性检验

基于城市化率的中位数,将样本划分为城市化率高低两组进行检验。[表7](#)列(3)和列(4)结果显示,  $scale \times sub$  对城市化率较高组的农业绿色全要素生产率的估计系数显著为正,但对城市化率较低组的估计系数不显著,表明农业补贴改革对城市化率较高地区的农业绿色全要素生产率有显著的促进作用,但对城市化率较低地区的促进效应不显著。这一差异可能源于:在城市化率较高的地区,农村居住人口和农业劳动力比较少,更容易推动土地经营权流转集中,走

表6 异质性检验结果(一)

被解释变量	被解释变量:农业绿色全要素生产率			
	(1)GTC	(2)GTEC	(3)一产占比高组	(4)一产占比低组
$scale \times sub$	0.0045 <sup>*</sup> (0.0024)	0.0105 <sup>***</sup> (0.0038)	0.0079 <sup>***</sup> (0.0018)	0.0046 <sup>***</sup> (0.0011)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
样本量	2216	2216	1092	1124
$R^2$	0.1436	0.1537	0.2743	0.2081

表7 异质性检验结果(二)

被解释变量	被解释变量:农业绿色全要素生产率			
	(1)粮食主产区	(2)非粮食主产区	(3)城市化率高组	(4)城市化率低组
$scale \times sub$	0.0125 <sup>**</sup> (0.0057)	0.0038 (0.0062)	0.0026 <sup>**</sup> (0.011)	0.0019 (0.0023)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
样本量	1376	936	1086	1130
$R^2$	0.1421	0.2343	0.1894	0.2053

向规模化经营,提高农业要素和资源配置效率,从而对农业绿色全要素生产率产生促增效应。

## 七、结论与启示

本文深入分析了农业补贴改革对农业绿色全要素生产率的影响,运用双重差分模型和工具变量等方法实证检验了农业补贴改革对农业绿色全要素生产率的影响。得出以下主要结论:(1)农业补贴改革促进了农业规模经营地区农业绿色全要素生产率的提高;(2)农业补贴改革促进了农业规模经营,由此带来农业技术进步、农业劳动力质量提高和农业生产专业化,是农业补贴改革促进农业绿色全要素生产率提高的重要作用机制;(3)农业补贴改革对规模经营地区农业绿色技术效率的促进作用更加明显,同时,其对第一产业产值占比较高地区、粮食主产区和城市化率较高地区的促进作用更加明显。

基于此,本文提出以下研究启示:首先,文章对如何更为全面评价中国农业补贴改革作用提供了一个新的视角。农业补贴改革应转向重点补贴支持土地适度规模经营,推动农业绿色全要素生产率的增长,从而为中国农业向绿色高质量发展转型探索可行路径。其次,应该继续推进、完善农业补贴改革,增加重点支持适度规模经营的补贴数量,使农业补贴真正惠及投身于农业发展的农业新型经营主体,推动农业走向规模化经营。再次,应将落脚点放在提升农业绿色技术效率方面,以促进农业绿色全要素生产率快速提高。最后,因为不同地区农业绿色全要素生产率和农业要素资源禀赋存在差异,因此,不同地区的农业需要推行非均衡发展策略,为第一产业产值占比较高的地区、粮食主产区和城市化率较高的地区,因地制宜提供精准化的政策支持,以此带动农业快速提高农业绿色全要素生产率,推动农业向绿色高质量阶段发展。另外,从长远来看,促进农地流转、推进土地适度规模经营是中国农业可持续、绿色高质量发展的重要方向。因此,应加强对规模经营的农业新型经营主体的补贴,完善农地流转制度,推进农地流转,逐步实现农业规模化生产经营,充分挖掘农业绿色全要素生产率提高的潜力。

### 主要参考文献:

- [1]陈芳,杨梅君.农产品国际贸易对中国农业绿色全要素生产率的影响[J].*华南农业大学学报(社会科学版)*,2021,(5).
- [2]杜建军,章友德,刘博敏等.数字乡村是否促进了农业绿色全要素生产率提高[J].*中国人口·资源与环境*,2023,(2).
- [3]董莹.土地流转、服务外包对小农户全要素生产率影响:来自粮食主产区数据的实证检验[J].*资源科学*,2022,(11).
- [4]高鸣,宋洪远,CARTER M. 补贴减少了粮食生产效率损失吗?——基于动态资产贫困理论的分析[J].*管理世界*,2017,(9).
- [5]郭海红,刘新民.中国农业绿色全要素生产率的时空分异及收敛性[J].*数量经济技术经济研究*,2021,(10).
- [6]公茂刚,张梅娇.承包地“三权分置”与农业补贴对农业机械化的影响研究——基于PSM-DID方法的实证分析[J].*统计研究*,2022,(4).
- [7]黄季焜,王晓兵,智华勇等.粮食直补和农资综合补贴对农业生产的影响[J].*农业技术经济*,2011,(1).
- [8]金芳,金荣学.农业产业结构变迁对绿色全要素生产率增长的空间效应分析[J].*华中农业大学学报(社会科学版)*,2021,(1).
- [9]李谷成,陈宁陆,闵锐.环境规制条件下中国农业全要素生产率增长与分解[J].*中国人口·资源与环境*,2011,(11).
- [10]刘子兰,刘辉,杨汝岱.最低工资制度对企业社会保险参保积极性的影响——基于中国工业企业数据库的分析[J].*经济学(季刊)*,2020,(4).
- [11]刘同山,刘婕.适度规模经营促进了农业新质生产力形成吗?——基于“生产力—生产方式—劳动生产率”

- 框架的实证分析[J]. 改革, 2024, (10).
- [12] 罗必良, 仇童伟. 中国农业种植结构调整:“非粮化”抑或“趋粮化”[J]. 社会科学战线, 2018, (1).
- [13] 罗必良. 论服务规模经营——从纵向分工到横向分工及连片专业化[J]. 中国农村经济, 2017, (11).
- [14] 罗斯炫, 何可, 张俊飚. 改革开放以来中国农业全要素生产率再探讨——基于生产要素质量与基础设施的视角[J]. 中国农村经济, 2022, (2).
- [15] 龙方, 李姗姗. 农业支持保护补贴促进粮农增产增收了吗——来自湖南省512个农户的验证[J]. 农村经济, 2023, (9).
- [16] 梁志会, 张俊飚. 农业规模经营的合约性质及其治理逻辑[J]. 农业经济问题, 2025, (2).
- [17] 马国群, 谭砚文. 环境规制对农业绿色全要素生产率的影响研究——基于面板门槛模型的分析[J]. 农业技术经济, 2021, (5).
- [18] 平卫英, 章标彪, 王佳, 李文星. 农户规模经营的增收效应: 内在机制和实证检验[J]. 管理学刊, 2025, (1).
- [19] 仇童伟, 罗必良. 从经验积累到分工经济: 农业规模报酬递增的演变逻辑[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2020, (6).
- [20] 田云, 张银岭. 中国农业碳排放减排成效评估、目标重构与路径优化研究[J]. 干旱区资源与环境, 2017, (12).
- [21] 胥亚男, 李二玲, 葛世帅等. 工业发达山区县农业种植的专业化转型——以巩义市为例[J]. 经济地理, 2016, (11).
- [22] 徐灏龙, 陆铭. 求解中国农业困局: 国际视野中的农业规模经营与农业竞争力[J]. 学术月刊, 2021, (6).
- [23] 许庆, 杨青, 章元. 农业补贴改革对粮食适度规模经营的影响[J]. 经济研究, 2021, (8).
- [24] 许庆, 贾杰斐, 周天舒. 农机购置补贴如何影响农业全要素生产率?[J]. 财经研究, 2023, (6).
- [25] 杨青, 贾杰斐, 刘进, 等. 农机购置补贴何以影响粮食综合生产能力[J]. 管理世界, 2023, (12).
- [26] 杨青, 彭超, 许庆. 农业“三项补贴”改革促进了农户土地流转吗?[J]. 中国农村经济, 2022, (5).
- [27] 张淑辉. 异质性农村人力资本对农业绿色生产率的影响[J]. 山西大学学报(哲学社会科学版), 2017, (5).
- [28] 周晓时, 李谷成, 刘成. 人力资本、耕地规模与农业生产效率[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2018, (2).
- [29] 周曙东. 中国农业补贴政策的改革趋势——评《基于产业链视角的中国棉花补贴政策效果评估研究》[J]. 经济经纬, 2023, (6).
- [30] Chung Y, Fare R, Grosskopf S. Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach [J]. *Journal of Environmental Management*, 1997, 51(3): 229–240.
- [31] Du J J, Liu H R, Yuan Y S. On the Impacts of Agricultural Subsidies on Agricultural Carbon Emissions in China: Empirical Evidence from Micro Data of Rice Production [J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2023, 30(45): 101151–101167.
- [32] Fare R, Grosskopf S, Norris M, et al. Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries [J]. *American Economic Review*, 1994, 84: 66–83.
- [33] Gale F, Lohmar B T, Tuan F C, et al. China's New Farm Subsidies[EB /OL]. [https://papers.ssrn.com/s013/papers.cfm?abstract\\_id=759444](https://papers.ssrn.com/s013/papers.cfm?abstract_id=759444).
- [34] Ismael M, Srouji F, Boutabba M A. Agricultural technologies and carbon emissions: evidence from Jordanian economy [J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2018, 25(11): 10867–10877.
- [35] Lucas R E. On the mechanics of economic development [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1988, 22(1): 3–42.
- [36] Mankiw N G, Romer D, Weil D N. A contribution to the empirics of economic growth [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107(2): 407–437.
- [37] Moser P, Vorna A. Compulsory licensing: Evidence from the trading with the enemy act [J]. *American Economic Review*, 2012, 102(1): 396–427.
- [38] Nanere M, Fraserl, Quazia. Environmentally adjusted productivity measurement: an australian case study [J]. *Journal of Environmental Management*, 2007, 85(2): 350–362.
- [39] Oh D A. [J]. *Journal of Productivity Analysis*, 2010, 34(3) : 183-197.

- [40] Romer P M. Increasing Returns and Long-run Growth [J]. *Journal of Political Economy*, 1986, 94(5): 1002–1037.
- [41] Reinhard S, Lovell C, Thijssen G. Econometric Estimation of Technical and Environmental Efficiency: An Application to Dutch Dairy Farms [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 1999, 81(1): 44–60.

## From Fragmentation to Scale Operations: Agricultural Subsidy Reform and Agricultural Green Total Factor Productivity

Yuan Yuesi<sup>1</sup>, Du Jianjun<sup>2</sup>, Zhang Junwei<sup>3</sup>

(1. School of Economics and Management, Hunan University of Science and Engineering, Hunan Yongzhou 425199, China; 2. Government Administration School, Shanghai University of Political Science and Law, Shanghai 201701, China; 3. School of Management, Qufu Normal University, Shandong Rizhao 276800, China)

**Summary:** Since May 2015, the central government has reformed the “Three Agricultural Subsidies” into “Agricultural Support and Protection Subsidies”. This reform prioritizes support for appropriate scale operations, encouraging Chinese agriculture to transition from fragmented small-scale farming toward appropriate scale operations. This shift may lead to the reallocation of agricultural production factors, the improvement of agricultural technological efficiency, and the advancement in agricultural technology, agricultural labor quality, and agricultural production specialization. Ultimately, it aims to drive China’s agricultural transformation toward green and high-quality development driven by green total factor productivity (GTFP).

Using city-level data from 289 cities from 2012 to 2019, this paper employs methodologies such as the DID model and instrumental variable model to investigate the impact of agricultural subsidy reform on agricultural GTFP. The results show that: (1) The reform promotes the growth of agricultural GTFP in regions with agricultural scale operations. (2) The intrinsic mechanisms through which the reform enhances agricultural GTFP are advancement in agricultural technology, agricultural labor quality, and agricultural production specialization (3) The positive effect on agricultural green technical efficiency is more pronounced in areas with scale operations; it is also stronger in areas with a higher proportion of primary industry output value, major grain-producing areas, and areas with higher urbanization rates.

In the long run, facilitating farmland transfer and promoting appropriate scale operations are crucial directions for achieving sustainable, green, and high-quality development of Chinese agriculture. Therefore, it is essential to continue advancing and refining the agricultural subsidy reform, especially strengthen subsidies for new agricultural business entities engaged in scale operations, and fully unlock the potential for improving agricultural GTFP, so as to explore a viable path for the green and high-quality development of Chinese agriculture.

**Key words:** agricultural subsidy reform; agricultural GTFP; DID model; agricultural scale operations

(责任编辑：倪建文)