

新时代国家粮食安全的理论构建与治理进路*

钟 钰¹ 巴雪真¹ 陈萌山²

摘要：党的十八大以来，习近平关于粮食安全的重要论述，系统阐述和回应了新时代粮食安全的重大理论与实践问题。本文在阐释新时代粮食安全总目标、总要求、总任务、总方针、总路径的基础上，揭示其蕴含的理论逻辑、历史逻辑和实践逻辑。沿着“产品—商品—特殊商品”的理论逻辑，明晰粮食的属性和战略价值；回顾“地方分化—资源匹配—治理转变”的历史逻辑，厘清粮食安全政策体系建立轨迹；围绕“工业化技术化之路、要素集聚之路、县域之路、产业之路、保障之路”的实践逻辑，明确维护粮食安全的发展路径。走好中国特色粮食安全治理之路，应坚持主体论、“两藏”论和自主论，从充分调动地方抓粮和农民种粮“两个积极性”、深入实施“两藏”战略、统筹利用国内国际“两种资源”方面发力。

关键词：粮食安全 粮食安全理论 粮食安全治理

中图分类号：F320 **文献标识码：**A

一、引言

粮食事关国运民生，粮食安全是国家安全的重要基础。马克思、恩格斯从人类生存和民族发展的高度强调粮食安全的重要性，列宁则强调粮食安全对于政权巩固的重要意义，毛泽东早年就指出“世界什么问题最大？吃饭问题最大”^①，习近平指出“如果我们端不稳自己的饭碗，就会受制于人”^②。粮食安全如此重要，这是基于粮食属性及其战略价值作出的重大判断。党的十八大以来，以习近平同志为核心的党中央在粮食安全这个问题上提出了一系列新理念新思想新战略。2023年12月，习近平对中央农村工作会议作出重要指示，要坚持稳面积、增单产两手发力，并强调探索建立粮食产销区省

*本文研究得到国家社会科学基金重大项目“党的十八大以来党领导维护国家粮食安全的实践和经验研究”（编号：22ZDA117）和中国农业科学院科技创新工程项目（编号：10-IAED-01-2023）的支持。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，但文责自负。本文通讯作者：陈萌山。

^①参见《毛泽东早期文稿》，湖南出版社1990年版，第292页。

^②习近平，2022：《论“三农”工作》，北京：中央文献出版社，第331页。

际横向利益补偿机制，为保障粮食生产、强化粮食责任再添新举措^①。关于粮食安全的重要论述和举措科学回应了新时代粮食安全的重大理论和实践问题，是习近平新时代中国特色社会主义思想的重要组成部分。面向未来，中国致力于建成社会主义现代化强国，深刻领悟习近平关于粮食安全论述的理论内涵、核心要义与价值精髓具有重要的现实指导意义。本文按照科学研究方法论的论证要求，从理论、历史和实践三层逻辑进行系统的思想阐释与意蕴阐发：理论逻辑侧重准确把握粮食安全的内涵价值和治理需求；历史逻辑在继承传统和改革创新的基础上诠释保障粮食安全的时代背景；实践逻辑关注中国特色粮食安全之路的成效和经验积累。

二、新时代国家粮食安全理论的主要内容

以习近平关于粮食安全的重要论述为基础，形成了新时代国家粮食安全理论体系框架和内容结构。本文将新时代国家粮食安全理论概括为“五总”论。

（一）总目标：保障粮食稳定安全供给

在中华人民共和国成立初期，中国就面临压力不断增加的粮食供给目标，粮食保供亦是政府治理中历久弥新的话题。2012年11月，习近平在中南海召开的党外人士座谈会上指出，确保国家粮食和重要农产品有效供给^②。自此，“有效供给”常伴随粮食安全问题出现。2015年10月，习近平主持召开了中央全面深化改革领导小组第十七次会议，会议指出，推进农垦改革发展，要以保障国家粮食安全和重要农产品有效供给为核心^③。“有效供给”的重要性进一步强化。2022年12月，习近平在中央农村工作会议上强调，保障粮食和重要农产品稳定安全供给始终是建设农业强国的头等大事^④。从“有效供给”到“稳定安全供给”，内容进一步升华。“有效”侧重实现预期目的，“稳定安全”不仅包括实现目的，还涵盖过程管理，注重方式方法。“稳定安全”是新时代统筹发展与稳定、风险与安全、粮食与其他产业，以及应对国际形势动荡提出的新要求，是在更高水平、更高层次上保障粮食安全。

（二）总要求：严格粮食安全责任制考核

党中央对地方承担粮食安全责任有着明确要求，这种要求可追溯到1994年的“米袋子”省长负责制，然后是粮食安全省长责任制。但是，随着市场经济迅速发展，特别是财税体制改革深化后，在粮食安全上“搭便车”现象愈演愈烈（胡靖，2000），放弃粮食生产转而从粮食自由流通实现粮食安全目标是地方的“优势策略”（刘明月等，2021）。为强化地方保障粮食安全的责任，2013年12

^①资料来源：《中央农村工作会议在京召开 习近平对“三农”工作作出重要指示》，<https://www.12371.cn/2023/12/20/ART11703066880818188.shtml>。

^②资料来源：《中共中央召开党外人士座谈会 习近平主持并发表重要讲话》，<http://jhsjk.people.cn/article/19817864>。

^③资料来源：《习近平主持召开中央全面深化改革领导小组第十七次会议》，<http://jhsjk.people.cn/article/27693521>。

^④资料来源：《习近平在中央农村工作会议上强调 锚定建设农业强国目标 切实抓好农业农村工作》，<https://www.12371.cn/2022/12/24/ART11671876176764975.shtml>。

月，在中央农村工作会议上，习近平讲到保障国家粮食安全时指出，“中央和地方要共同负责”^①。2020年12月，习近平在中央农村工作会议上指出，地方各级党委和政府要扛起粮食安全的政治责任，实行党政同责^②。2021年4月，习近平在广西考察时强调，要严格实行粮食安全党政同责^③。2022年3月，习近平在看望参加政协会议的农业界社会福利和社会保障界委员时强调，要全面落实粮食安全党政同责，严格粮食安全责任制考核^④。从“实行”到“严格实行”，再到“全面落实”“严格考核”，梯度递进、层层深入，地方承担的粮食安全责任越发明确。

（三）总任务：立足国内、统筹国际

多年来，中国秉持着“粮食自给为主、进出口调节为辅”的基本国策，强化国内稳粮促粮政策体系，注重年度粮食产量的增长。1996年，《中国的粮食问题》明确提出，“立足国内资源，实现粮食基本自给，是中国解决粮食供需问题的基本方针。中国将努力促进国内粮食增产，在正常情况下，粮食自给率不低于95%”^⑤。2008年，《国家粮食安全中长期规划纲要（2008—2020年）》进一步强调了国内粮食生产建设，提出“我国粮食自给率要稳定在95%以上”等诸多目标^⑥。粮食进口可作为补充国内市场供应、调节供求的手段。2013年12月，习近平在中央农村工作会议上指出，“一个国家只有立足粮食基本自给，才能掌握粮食安全主动权”^⑦。确保国家粮食安全，立足国内是基本着眼点。2017年12月，中央农村工作会议提出，坚持立足国内保障自给的方针，牢牢把握国家粮食安全主动权^⑧。对国内粮食的要求从“基本自给”到“自给”，充分体现党中央坚持立足国内，解决亿万中国人民吃饭问题的决心，也表明了国内资源始终是保障国家粮食安全的依托。

（四）总方针：粮食安全是“头等大事”“国之大者”

粮食安全具有“头等大事”“国之大者”的地位。2013年12月，习近平在中央农村工作会议上指出，“解决好吃饭问题始终是治国理政的头等大事”^⑨。2016年3月，在参加湖南代表团审议时，

^①习近平，2022：《论“三农”工作》，北京：中央文献出版社，第79页。

^②资料来源：《坚持把解决好“三农”问题作为全党工作重中之重 促进农业高质高效乡村宜居宜业农民富裕富足》，《人民日报》2020年12月30日01版。

^③资料来源：《习近平在广西考察时强调 解放思想深化改革凝心聚力担当实干 建设新时代中国特色社会主义壮美广西》，<http://jhsjk.people.cn/article/32089792>。

^④资料来源：《把提高农业综合生产能力放在更加突出的位置 在推动社会保障事业高质量发展上持续用力》，《人民日报》2022年3月7日01版。

^⑤资料来源：《中国的粮食问题》，https://www.gov.cn/zhengce/2005-05/25/content_2615740.htm。

^⑥资料来源：《国家发展改革委公布〈国家粮食安全中长期规划纲要（2008—2020年）〉》，https://www.ndrc.gov.cn/xw/dt/xwfb/200811/t20081114_957261_ext.html。

^⑦习近平，2022：《论“三农”工作》，北京：中央文献出版社，第74页。

^⑧资料来源：《中央农村工作会议在北京举行 习近平作重要讲话》，<http://jhsjk.people.cn/article/29737103>。

^⑨习近平，2022：《论“三农”工作》，北京：中央文献出版社，第71页。

习近平强调，保障粮食安全始终是国计民生的头等大事^①。2020年12月，习近平在中央农村工作会议上强调，“主产区、主销区、产销平衡区都有责任保面积、保产量，饭碗要一起端、责任要一起扛。此乃国之大者！”^②2022年3月，习近平在看望参加政协会议的农业界社会福利和社会保障界委员时指出，粮食安全是“国之大者”^③。2022年12月，习近平在中央农村工作会议上强调，保障粮食和重要农产品稳定安全供给始终是建设农业强国的头等大事^④。几千年来，饿肚子是古人生活的主旋律，中华民族始终都在与“摆脱饥饿”作斗争，相当长时间人口数量都在百万、千万级波动，富足年景积累的人口，很快就被饥荒、病疫和战争折损过半。“头等大事”从事物属性与重要程度出发，强调粮食在全盘工作中的重要地位；“国之大者”生成于中国共产党推进社会主义革命、建设、改革等各项重大事业的历史进程之中（徐国亮和高丰艳，2022），强调粮食安全的战略高度。两者相互贯通，充分彰显了保障粮食安全的重要性。

（五）总路径：“两个积极性”、“两藏”战略、大食物观

围绕保障粮食安全的目标，以习近平同志为核心的党中央提出了“两个积极性”、“两藏”战略和大食物观等一系列硬核措施。地方抓粮积极性和农民种粮积极性事关粮食生产的根本。基于马克思劳动价值论可知，人在价值创造中是首要的、起主导作用的、最具能动性和决定性的因素，保障农民种粮在经济上获得社会平均利润，是制定粮食政策的基调。地方具有独立的利益诉求和目标函数，有实现自我利益的手段和条件，激励其有效落实粮食生产的属地责任，关系到粮食区域供需平衡。2013年12月，习近平在中央农村工作会议上强调，“调动和保护好‘两个积极性’”^⑤。2019年12月，习近平对中央农村工作会议作出指示，要压实部门和地方政府责任，保护好农民种粮积极性^⑥。2023年7月，习近平在中央财经委员会第二次会议上强调，要调动农民和地方政府保护耕地、种粮抓粮积极性，建立种粮农民收益保障机制^⑦。调动和保护两类主体积极性，激发内生动力，抓住了事物的主要矛盾。“两藏”战略拓展了粮食生产函数的前沿面，打破了现有资源要素边界约束。2015年，《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十三个五年规划的建议》提出，“实施藏粮于地、藏粮于技战

^①资料来源：《习近平参加湖南代表团审议》，<http://jhsjk.people.cn/article/28184378>。

^②习近平：《坚持把解决好“三农”问题作为全党工作重中之重 举全党全社会之力推动乡村振兴》，《求是》2022年第7期，第11页。

^③资料来源：《把提高农业综合生产能力放在更加突出的位置 在推动社会保障事业高质量发展上持续用力》，《人民日报》2022年3月7日01版。

^④资料来源：《习近平在中央农村工作会议上强调 锚定建设农业强国目标 切实抓好农业农村工作》，<https://www.12371.cn/2022/12/24/ARTI1671876176764975.shtml>。

^⑤习近平，2022：《论“三农”工作》，北京：中央文献出版社，第77页。

^⑥资料来源：《中央农村工作会议在京召开 习近平对做好“三农”工作作出重要指示》，《人民日报》2019年12月22日01版。

^⑦资料来源：《切实加强耕地保护 全力提升耕地质量 稳步拓展农业生产空间》，《人民日报》2023年7月21日01版。

略”^①。这意味着“两藏”战略上升为国家战略。2016年3月，习近平在参加湖南代表团审议时指出，把产能建设作为根本，实现藏粮于地、藏粮于技^②。这表明了新时代粮食生产由强调产量的连续递增向稳定提升产能转变，走更可持续的粮食安全道路。从传统粮食安全观延展而来的大食物观，有利于摆脱食物供给对粮食、耕地、进口的过度依赖。20世纪80年代，习近平在福建工作时，就多次提出要发展“大农业”。党的十八大以来，习近平多次要求同时保障粮食安全和重要农产品有效供给，多次强调转变发展观念、树立大农业观和大食物观。2023年12月，中央农村工作会议对大食物观再次部署，提出要树立大农业观、大食物观，农林牧渔并举，构建多元化食物供给体系^③，为中国农业发展转型指明了新方向，为构建新时代国家食物安全体系开辟了新渠道。

三、理论逻辑

新时代粮食安全理论并不是主观臆断和一蹴而就的产物，而是根植于深厚的理论渊源，适应中国和时代发展进步要求，在不断探索和实践形成的重大理论。本文从理论溯源入手，沿着“产品—商品—特殊商品”的路径，深入剖析和把握新时代粮食安全理论内含着的辩证逻辑。

（一）粮食是产品，事关人类生存的根本

粮食安全是从粮食产品的属性中引申出来的，只有充分解读粮食的产品特征，才能更好地理解新时代粮食安全理论。从产品概念看，马克思曾提到，“一个物可以有使用价值，而且是人类劳动产品，但不是商品。谁用自己的产品来满足自己的需要，他生产的虽然是使用价值，但不是商品”^④，即产品是具有使用价值且用于满足人类需求的劳动产品。粮食满足了人类最基本的生存需求，且是人类参与生产的唯一具有生存必需品属性的劳动产品，具有使人类免于饥饿和国家免于动荡的使用价值，是人类生命的依托，保障粮食安全是人类为解决生存问题所一直努力追求的目标。

必需性是粮食作为产品诸多属性中的根本属性，也是粮食之所以关系国家战略、经济发展、社会民生的根源所在。粮食是人类赖以生存和发展的必备物质，关系到每一个微观个体的“饭碗”。“吃得饱”是人民群众最基本的生存诉求。从古至今，从人们所耳熟能详的“洪范八政，食为政首”“国以民为本，民以食为天”，到“人是铁、饭是钢，一顿不吃饿得慌”，再到“悠悠万事，吃饭为大”，都揭示了粮食作为生存必需品的重要地位。根据国家统计局数据计算，2022年中国居民人均消费粮食136.8公斤，14亿多人口每天直接消费53万吨粮食^⑤。可以说，粮食消费是一种刚性需求，这种刚性需求体现在天天要吃饭、顿顿要吃饭，这也是人类赖以生存且无法摆脱的生理本性。

^①资料来源：《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十三个五年规划的建议》，https://www.gov.cn/xinwen/2015-11/03/content_5004093.htm。

^②资料来源：《习近平参加湖南代表团审议》，<http://jhsjk.people.cn/article/28184378>。

^③资料来源：《中央农村工作会议在京召开》，《人民日报》2023年12月21日01版。

^④参见《马克思恩格斯文集》第5卷，人民出版社2009年版，第54页。

^⑤资料来源：国家统计局数据，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

从粮食的生产特征看,《管子校注》提到“彼民非谷不食,谷非地不生,地非民不动,民非作力毋以致财。天下之所生,生于用力;用力之所生,生于劳身”^①,这与威廉·配第关于“土地是财富之母,劳动是财富之父”(配第,2007)的见解相同,即粮食是人类劳动和自然生产共同作用的结果。单靠人类劳动是不能创造产品的,正如马克思所提到的,“人并没有创造物质本身。甚至人创造物质的这种或那种生产能力,也只是在物质本身预先存在的条件下才能进行”^②。粮食生产是自然界中具有自我意识和懂得制作工具的人类,以自身劳动为中介,立足于一定的自然规律和生命周期生产生存必需品的过程。可以说粮食生产的过程是人类劳动与自然因素、经济因素等交互影响的过程。正因如此,粮食生产具有天然弱质性,易受光照、水源、土地等因素和洪涝、干旱等自然灾害的影响。同时,自然力作用使粮食生产的劳动时间和生产时间不一致,致使粮食生产长期难以展开分工和实现专业化,进而影响粮食生产效率。显然,粮食生产存在明显的弱质性和缺陷点,想要保障粮食安全,需要重点考虑自然力因素,在高效利用资源环境的基础上提高粮食产能,确保人类生存需求得到满足。

(二) 粮食是商品,保障种粮合理收益与主产区利益

价值不仅包括使用价值,还包括交换价值,价值的两部分正是明确区分产品和商品的关键。产品最大的特点是具有使用价值,即满足人类某种需要的能力,也就是物品的效用,在不存在交换的情况下,人类生产粮食的主要目的是满足自身生存需求。为规避自然风险和灾难性危机,粮食在社会生产力逐渐提升的过程中日渐增多并有所剩余,促使粮食交易逐渐成为颇具常态性的经济行为,且随着交易活动频率和范围的不断增加,粮食交易成为生产的直接目的,专门交易的粮食市场也孕育而生。此时,粮食已不是单纯具有使用价值的产品,而是转变为使用价值和交换价值统一的商品。因此,粮食既是产品也是商品。

作为商品,粮食与其他一般商品没有什么不同,都是价值上同质并有不同使用价值的商品,粮价则是反映粮食价值的货币指标,受市场供需变化的影响而波动。随着粮食流通体制的变革,中国逐渐确立了粮食的商品地位,遵循商品的价值规律。但是,粮食生产的弱质性导致供给易波动,而需求又相对稳定,粮价受供求影响常有大幅波动,且这种波动还会误导资源配置造成新的供求失衡,对粮食生产者和消费者都不利。市场经济并非完全排斥政府干预,政府适当干预粮价可为生产者和消费者提供比较稳定的信号。但是,由于粮食生产周期长,粮价涉及范围广、影响程度深,调控极为复杂,所以当前粮价并不能完全反映其真实价值。粮价低行下种粮积极性受挫,具有自利行为的地方政府常被动执行中央保障粮食安全的政策要求。为解决此问题,必须进一步深入推进粮食市场化改革,充分发挥市场机制在粮价形成中的决定性作用,让种粮农民在市场参与中获得正常利润。另外,还要通过统筹实施多种强农惠农富农政策以及主产区利益补偿政策,对种粮农民和主产区进行价值性补偿和激励。

(三) 粮食是特殊商品,确保粮食安全需要政府有效治理

粮食作为市场流通商品,具有私人性、交易性、排他性和竞争性,其交易活动遵循一般商品的市

^①黎翔凤撰,2004:《管子校注》卷5《八观第十三》,梁运华整理,北京:中华书局,第261页。

^②参见《马克思恩格斯全集》第2卷,人民出版社1957年版,第58页。

场规律。但从粮食的替代性、生产过程、价格和供给等方面看,粮食又不是一般的商品,其在多个方面具有特殊性:如粮食对人类生存具有不可替代性,比石油和稀有金属等更具有基础性地位;粮食生产的过程是人类劳动和自然生产共同作用的过程,具有天然弱质性,易受各类风险影响;粮食的需求收入弹性和需求价格弹性比较低,粮食供给变化会引起粮价大幅波动,易出现“谷贱伤农”“米贵伤民”的状况。基于粮食对个体生存发展所起到的不可替代作用来看,其无疑是一种特殊商品。以生存必需品这一微观根本属性为基础,在宏观层面,粮食逐渐衍生出备荒、备战的战略职能,与国家安全、政治稳定挂钩。历史上,古人早就意识到粮食对国家安全与政权稳定的重要性,从先秦时代《管子》的“地之守在城,城之守在兵,兵之守在人,人之守在粟”^①,到《周礼》强调国家多积贮以备荒^②,都说明了粮食的重要性。另外,粮食供给不仅受到价格波动的直接影响,还会受到经济社会环境的影响,国内经济发展程度、社会稳定程度以及国际局势变化等均会对粮食供给产生重要影响,这些特殊性质使粮食安全成为国家安全的重要组成部分。可以说,粮食是一种兼具一般商品和公共物品属性的特殊商品。粮食的公共物品属性要求政府要对粮食安全加以保障,中国曾经实行的“米袋子”省长负责制,以及当前的粮食安全省长责任制和粮食安全党政同责,都体现了政府保障粮食安全的政治责任。

粮食安全问题属于公共安全问题,而公共安全属于公共物品的管理和服务范畴(普雁翔和张海翔,2012),也就是说,粮食安全具有公共物品属性。从萨缪尔森对公共物品的定义看,公共物品用于满足社会公共需求,具有不可分割性、非竞争性和非排他性等特征。就粮食安全而言,首先,其具有有效的不可分割性,一个国家的粮食安全是为了满足所有社会成员的粮食消费需求,而不是仅满足某个人或某些人的需求,其效用具有整体性和不可分割性;同时,其具有消费的非竞争性,粮食安全覆盖社会所有成员,任何人对粮食安全的“消费”都不会影响他人的同时享用,其边际成本为零;另外,其具有受益的非排他性,主要表现为任何人都能享用粮食安全所带来的效益。作为公共物品,粮食安全具有显著的正外部性,可能存在市场失灵和“搭便车”行为,因此粮食供给不能完全依靠市场机制自动调节,很多时候需要政府加以适度的宏观调控,实现粮食安全是国家和政府的职责。然而,长期以来,人们更多接受粮食的商品属性,忽略了其公共物品属性,这种认知偏差可能导致粮食政策师出无名或摇摆不定。

国不可一日无粮,家不可一日无米。粮食安全是国家安全的重要基础,要把粮食安全上升到国家公共物品的认知层面并始终保持。特别是在全球化的今天,粮食安全已经成为国际公共物品的一部分,一些发达国家将本应服务于全球的公共物品变成谋取私利的工具,通过限制粮食供给总量、供给价格和供给对象等达到管控其他国家甚至全球的目的。这不仅削弱了粮食安全公共物品的纯粹性,更加剧了国际粮食市场动荡和全球粮食危机。

基于粮食“产品—商品—特殊商品”的逻辑可知,粮食不仅是具有使用价值的生存必需品,还是具有交换价值的商品,更是关乎社会稳定和国家安全的特殊商品。粮食安全是公共物品,是国家公共

^①颜昌峣著,1996:《管子校释》,长沙:岳麓书社,第23页。

^②钱兴奇、谢秉洪、王华宝译注,2019:《周礼》,南京:江苏人民出版社,第224页。

物品的重要组成部分，是在全球化发展下国际公共物品的重要组成部分，也是国家制定各项保障粮食安全政策的出发点。习近平关于粮食安全的重要论述，是基于粮食属性和战略价值作出的重大判断，为中国实现更高水平、更高标准、更高质量的粮食安全指明了方向。

四、历史逻辑

改革开放以来，中国经历了单一的计划经济、计划经济和市场调节并行的“双轨制”，以及发挥市场在资源配置中的基础性作用和强调市场决定性作用多个阶段。在经济体制改革下，央地之间逐步分权，双方责任权利不断理清，并进一步延伸到粮食自保，以减轻中央财政负担。受到经济政策大环境的影响，粮食流通体制也经历了从“统购统销”到合同订购和市场订购并行，再到市场自由流通的改革过程。实质上，粮食安全问题是中央与地方、政府与市场之间责任利益调整不断推进的过程。因此，从财政视角切入，有助于厘清中国粮食安全政策体系建立的轨迹。本文沿着“地方分化—资源匹配—治理转变”的脉络，基于中央与地方保障粮食安全的目标偏好及行为差异，揭示新时代国家粮食安全理论形成的历史逻辑。

（一）分灶吃饭：衍生主产区、产销平衡区和主销区

中华人民共和国成立以来，中央就一直在考虑如何正确处理央地权责分配关系，既能维持中央权威，保持中央有足够的宏观调控能力，又能调动地方发展经济，促进其公共治理的积极性。经过“统收统支”“财政包干”“分税制”的变迁过程，中央与地方财政分配关系逐步规范，分权型的财政模式得以建立。央地财力分配关系的变化也影响着粮食事权划分的变化，进而逐渐衍生出主产区、产销平衡区和主销区。

在“统收统支”阶段，中央对粮食实施统购统销、购销同价的管理办法，地方是被动执行者，财政自主性和粮食生产决定权基本丧失，生产什么、如何生产、如何分配都由中央安排。在“财政包干”阶段，为改变对地方管得过多、统得过死的问题，中央逐渐放权让利。1982年开始施行“粮食征购、销售、调拨包干一定三年”的管理办法，并实行中央和省（区、市）两级管理粮食的办法（颜波和陈玉中，2009），粮食财务下放到省（区、市）。1993年，《国务院关于加强粮食流通体制改革的通知》强调，将粮食包干继续延长执行到1995年，同时强调了以国家储备为中心，中央和省（区、市）两级为主的多层次粮食储备体系的重要性，并提出要支持粮食主产区发展粮食生产^①。此阶段，随着中央与地方财政分配关系及粮食事权划分的协调，粮食财务从统收统支的“大锅饭”向分级管理的“分灶吃饭”转变，主产区概念已初现。

在“分税制”阶段，中国理顺了中央与地方、国家与企业的分配关系，建立了符合社会主义市场经济要求的财政体制。在此背景下，为更好调动地方粮食生产积极性和平衡各地区粮食供求关系，主产区、产销平衡区和主销区划分版图越来越清晰。1994年，《国务院关于深化粮食购销体制改革

^①参见《国务院关于加强粮食流通体制改革的通知》，<https://www.mas.gov.cn/xxgk/openness/detail/content/63620ede67bbc721b5d4f272.html>。

通知》提出,要贯彻中央统一领导、地方分级负责的粮食管理原则,逐步建立产区和销区之间长期稳定的购销关系,并提到北京、天津、上海、广东、福建、海南等为主销区^①。1998年,《国务院关于进一步深化粮食流通体制改革的决定》强调,要合理划分中央和地方的粮食责权,粮食工作实行在国务院宏观调控下,地方政府对粮食生产和流通全面负责的体制,并提出要积极支持主产区发展粮食生产^②。2003年,财政部关于印发《关于改革和完善农业综合开发若干政策措施的意见》的通知,明确划定了13个主产区范围^③。自此,主产区、产销平衡区和主销区划分正式确立。

(二) 分区施策:从“米袋子”到粮食省长责任制

粮食的产品和商品属性以及粮食安全的公共品属性,决定了保障粮食安全不仅需要发挥市场机制,还需要政府承担主体责任,中央和地方的作用都不可缺少。从“米袋子”省长负责制到粮食安全省长责任制、粮食安全党政同责,地方保障国家粮食安全的事权与责任越来越清晰,粮食安全保障体系越来越牢固。

粮食分省负责在“财政包干”阶段已具有雏形,随着省级政府的粮食工作自主权不断加强,“米袋子”省长负责制水到渠成。1995年2月,中央农村工作会议明确提出,“党政主要领导同志要切实负起责任,实行严格的责任制。哪个省‘米袋子’出了问题,由哪个省的书记、省长负责”^④;1995年3月,政府工作报告再次强调要坚持“米袋子”省长负责制,负责“米袋子”就是负责本省的粮食供应^⑤。制定和实施这项政策主要有两个原因:一方面,在经济发展和粮食生产成本上升背景下,一些粮食产区特别是东南沿海地区粮食产量下降明显,甚至由粮食调出区演变为粮食调入区,粮食供求矛盾非常突出,有必要加大地方在粮食问题上的责任来扭转这一局面(叶兴庆,1996);另一方面,中央与地方之间的财力分配格局决定着粮食事权的划分,地方财权随着财税体制改革逐渐扩大,但在粮食问题上并未发挥与财力相适应的职能,明确和加强地方粮食责任是必然的政策选择(宋洪远,1997)。“米袋子”省长负责制下也存在各级政府“就粮食抓粮食”“治标不治本”的问题。为进一步强化地方责任,2014年,《国务院关于建立健全粮食安全省长责任制的若干意见》将省长“负责制”转为“责任制”,并进一步明确了地方政府维护国家粮食安全的责任^⑥。此后,中国又陆续提出了粮食安全省长责任制考核办法和粮食安全党政同责等内容,一步步构建了完善的粮食安全责任体系。

从“米袋子”省长负责制到粮食安全省长责任制,并非以单一标准来要求全部地方,而是在保障粮食稳定安全供给的总目标下,结合各地资源禀赋条件和经济发展差异,引导推动各地因地制宜落实

^① 参见《国务院关于深化粮食购销体制改革的通知》, https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2016-07/28/content_5090562.htm。

^② 参见《国务院关于进一步深化粮食流通体制改革的决定》, https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2010-11/17/content_3190.htm。

^③ 资料来源:《财政部关于印发〈关于改革和完善农业综合开发若干政策措施的意见〉的通知》, https://www.mof.gov.cn/gp/xxgkml/gjnyzhkfbgs/200806/t20080625_2502826.htm。

^④ 资料来源:《农村工作会议(1995年2月24—28日)》, <http://www.ahlads.gov.cn/content/detail/5faca17627b573e2e34205bb.html>。

^⑤ 资料来源:《1995年政府工作报告》, https://www.gov.cn/test/2006-02/16/content_201109.htm。

^⑥ 参见《国务院关于建立健全粮食安全省长责任制的若干意见》, https://www.gov.cn/zhengce/content/2015-01/22/content_9422.htm。

保障粮食安全的责任。主产区、产销平衡区和主销区的侧重点不尽相同：在主产区强调发挥粮食生产潜力和优势，稳定粮食生产和提升粮食产能；在主销区强调明确粮食种植面积底线，抓好粮食生产和提高粮食自给率；在产销平衡区则强调切实保证粮食基本自给，并努力为全国粮食总量平衡做出贡献。当然，主产区、产销平衡区和主销区内的地方政府都有保面积、保产量的责任，都要稳扎稳打，久久为功，扛起粮食安全的政治责任。另外，在考核方面，各地根据不同的发展战略定位，在具体的实践中也出台了差异化的考核方法。例如，广西壮族自治区南宁市对隆安县设置了农业生产（粮食总产量、特色农业产量）等特色考核指标，浙江省对省内 26 个县（市、区）提出了发展高效生态农业的目标任务（龚斌磊等，2023）。

（三）治理转变：从分权式到共建式的治理格局

2019 年，党的十九届四中全会通过了《中共中央关于坚持和完善中国特色社会主义制度 推进国家治理体系和治理能力现代化若干重大问题的决定》，文中对粮食没有过多阐述，只是提到“完善农业农村优先发展和保障国家粮食安全的制度政策”^①，但国家治理体系和治理能力现代化涉及政治、经济、制度等各个方面，国家粮食安全治理体系和治理能力现代化自然是其具体展开的内容（何秀荣，2020），显然，粮食安全治理是国家治理的重要组成部分。

中央注重发挥政策与市场在粮食安全治理中的协调作用，建立了多层次、全方位的政策网络，既利用政策调控引导又重视市场的决定性作用。在市场经济条件下，逐利是贯穿始终的目标。面对公共物品，个体往往不会采取有利于实现集体利益的行动，“搭便车”行为最终会导致集体行动陷入困境。在粮食安全问题上，央地间信息不对称，作为代理者的地方政府出于利己动机，有可能产生逆向选择和道德风险问题，不利于粮食安全治理。为此，中央出台多项政策明确各级政府和有关部门的粮食安全责任，并划分了主产区、产销平衡区和主销区的粮食生产任务。2014 年，《国务院关于建立健全粮食安全省长责任制的若干意见》强调，主产区要增加粮食产量，主销区要确立粮食种植面积底线，主销区和产销平衡区都要稳定和提高粮食自给率^②。可见，国家对主产区的粮食增产要求是最高的。近年来，针对粮食生产越来越向主产区集中和主销区规避粮食安全责任的问题，习近平多次强调，主产区、主销区、产销平衡区都要保面积、保产量^③，主产区、主销区、产销平衡区要饭碗一起端、责任一起扛^④。保障粮食安全的任务由强调主产区的粮食产出责任，向强调主产区、产销平衡区和主销区

^①资料来源：《中共中央关于坚持和完善中国特色社会主义制度 推进国家治理体系和治理能力现代化若干重大问题的决定》，https://www.gov.cn/zhengce/2019-11/05/content_5449023.htm?ivk_sa=1024320u&wd=&eqid=c8c58352000f0969000000264657f80。

^②参见《国务院关于建立健全粮食安全省长责任制的若干意见》，https://www.gov.cn/zhengce/content/2015-01/22/content_9422.htm。

^③资料来源：《中央农村工作会议在京召开》，《人民日报》2021 年 12 月 27 日 01 版。

^④资料来源：《把提高农业综合生产能力放在更加突出的位置 在推动社会保障事业高质量发展上持续用力》，《人民日报》2022 年 3 月 7 日 01 版。

都要承担维护国家粮食安全的责任转变。同时，为强化地方在粮食问题上的责任，中央通过政策、考核等方式调节地方对各领域发展的排序，其中，粮食安全省长责任制充当了“指挥棒”作用，有效引导了地方提升粮食排序。整理地方政府工作报告发现，2021 年主销区省份政府工作报告中“粮食”词频均值为 15.86，2022 年“粮食”词频均值为 13.29，远高于 2012 年的 8.14。在不断探索与实践中，中国逐渐形成了由中央与地方共建共治共享的粮食安全治理新格局。

五、实践逻辑

中国粮食生产连续 20 年丰收、连续 9 年稳定在 0.65 万亿公斤以上，这种长时期、稳定性势头所展现出的内在规律和发展趋势，正在改变千百年来“靠天吃饭”的传统农业生产局面。中国在经济社会高质量发展中，逐步探索出了一条既独具特色又符合科学要求的粮食安全保障路径。

（一）城乡联动、工农协同的工业化技术化之路

农业科技支撑以及关联的生产要素效率提升是保障粮食生产的重要驱动因素。中国农业要素特征已经由 20 世纪的劳动密集型逐步转变为资金和技术密集型。孔祥智等（2018）研究显示，1978—2016 年，农业机械是对农业产值增量贡献最大的要素，年均产值增量贡献率达 60.09%，土地要素则排名第三，年均产值增量贡献率仅为 3.00%。为进一步提高保障能力，中国抓住科技革命和产业变革机遇，按照“新型工业化、信息化、城镇化、农业现代化同步发展”的要求，推动形成了城乡联动、工农协同保障粮食安全的工业化技术化之路。作为工业化和城镇化的产物，农业科技逐渐替代劳动力，成为中国农业现代化发展和粮食增产的核心投入要素。一方面，农业科技装备替代劳动力，减轻了种粮劳动强度，例如，2010 年稻谷、小麦、玉米三种粮食亩均用工数量 6.93 日^①，到 2022 年下降到 4.17 日^②，让更多农民从农业生产中解放出来，缓解了刘易斯拐点后雇工难问题。另一方面，通过技术手段和组织方式创新，农业技术整体研发、转化和应用能力不断取得新突破，特别是粮食机械化程度更是超出农业整体水平。目前，中国粮食生产已经进入机械化主导的新阶段，各主要粮食作物耕种收综合机械化率均超过 80%，其中，小麦稳定在 95%以上，水稻、玉米分别超 85%、90%，远高于农作物耕种收综合机械化率 71%的水平。现代设施装备、先进科学技术支撑粮食安全的格局已初步形成，通过控制耕作节奏、防范不利天气，有效熨平了灾害对产量可能带来的年际波动。面向未来，新一轮科技革命和产业变革深入发展，生物技术、信息技术与现代农业紧密结合，多学科高度交叉，多领域深度融合，将为保障中国粮食安全发挥更加重要的作用。

（二）以粮食生产功能区、粮食安全产业带为载体的要素集聚之路

中国各地粮食生产条件差异大，不同资源禀赋决定了各异的粮食生产规模和比较优势。中央统筹谋划，指导各地区立足资源优势和生产优势，通过集聚效应整合资源要素，优化粮食生产空间布局，

^①国家发展和改革委员会价格司，2015：《全国农产品成本收益资料汇编 2015》，北京：中国统计出版社，第 5 页。

^②国家发展和改革委员会价格司、国家发展和改革委员会价格成本调查中心，2023：《全国农产品成本收益资料汇编 2023》，北京：中国统计出版社，第 3 页。

一直是保障粮食安全和端牢中国人自己的饭碗的重要举措。实际上,早在2002年中央农村工作会议就提出,“优化农业区域布局,促进优势农产品和特色农产品向优势产区集中,形成优势农产品产业带”^①,并在2003年年底明确划定了13个主产区。主产区相较于其他地区,水土资源条件好,基础设施较为完善,是确保粮食产能的核心区域。在政策支持下,粮食生产开始向主产区集中,各类生产要素集聚效应日益显现,适度规模经营优势逐步形成。2021年,黑龙江和安徽经营10亩以上耕地的农户占比分别为58.01%、20.88%,而广东、福建的这一比例分别为4.20%、3.61%^②。2023年,13个主产区粮食产量占全国总产量的77.9%,相比于2003年高出了6.9个百分点,发挥着“压舱石”的重要作用^③。经过种植结构多次调整,粮食生产区域布局基本稳定。为更好地聚焦粮食优势产区建设和提高粮食综合生产能力,基于产业集群理论,中央在建设主产区的基础上,开始探索实施粮食生产功能区。在粮食生产功能区内,适度规模经营扩大了市场容量,促进农户参与纵向分工,不仅提高了粮食生产效率,还减少了粮食生产成本和产业链交易费用。2019年底,全国各地已划定9亿亩粮食生产功能区。粮食生产功能区建成后,可以保障全国95%的口粮和90%以上的谷物需求。“十四五”规划还提出“以粮食生产功能区和重要农产品生产保护区为重点,建设国家粮食安全产业带”的目标^④。从建立优势农产品产业带到划定主产区、粮食生产功能区,再到建设国家粮食安全产业带的建设历程,中国不断推动粮食生产向优势产区集中,在融合各类生产要素的基础上,提高资源配置效率并发挥比较优势,进而推动粮食生产向规模化、专业化、集约化转变。

(三) 以经济奖励为动力、竞相发展的县域之路

县域是中国粮食生产发展的主要地域依托,全国3/4以上的粮食由产粮大县提供。然而,产粮大县分担了主销区的粮食安全责任,牺牲了经济增长和财政收入等发展权益,特别是农业税费改革后,粮食生产不再直接创造财政收入,使产粮大县面临粮财倒挂的尴尬状况。中国粮食安全治理制度包括宏观体系与微观机制两个方面:宏观体系强调中央层面治理制度与政策体系的顶层设计,微观机制主要是作为委托方的中央将粮食安全保障事项发包给地方。虽然中央要求在财政和事权上将产粮大县全部纳入省直管县改革^⑤,并加大对产粮大县的财政转移支付和奖励力度,但仍难以弥补产粮大县因发展粮食生产而损失的非粮收益。设置产粮大县奖励本质上是特定治理环境下的制度行为,在常规治理

^①资料来源:《2002年中央农村工作会议(2003年1月7—8日)》, https://www.moa.gov.cn/ztzl/nyfzhjsn/nczhy/201208/t20120823_2865001.htm。

^②农业农村部政策与改革司,2022:《中国农村政策与改革统计年报(2021年)》,北京:中国农业出版社,第5页、第11-12页。

^③资料来源:《国家统计局关于2023年粮食产量数据的公告》, https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202312/t20231211_1945417.html;国家统计局数据, <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>。

^④参见《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》, https://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content_5592681.htm?eqid=ed16a9e500013d430000000564900fab。

^⑤参见《财政部关于推进省直接管理县财政改革的意见》, http://yss.mof.gov.cn/zhengceguizhang/200907/t20090707_176746.htm。

下,财政激励是地方行为选择的主要影响因素,若经济激励与粮食生产不兼容,可能导致地方粮食安全治理意愿和绩效水平较低;若经济激励与粮食生产相兼容,即使地方缺少资源与精力投入粮食领域,粮食安全治理依然能取得不错的绩效。为增强县域经济发展活力和确保粮食生产可持续,中央从2005年起对产粮大县进行奖励,在不断完善中形成了以常规产粮大县为主的综合奖励政策体系,2021年奖励资金已达482亿元^①。研究证明,奖励政策对增加产粮大县财政收入和激发农民种粮积极性发挥着重要作用(赵和楠和侯石安,2021)。在时代发展的滚滚浪潮中,农民种粮更有利可图,地方抓粮更有内在动力,国家保障粮食安全更有坚实基础。

(四) 以人为本、经济社会协调发展的产业之路

“一亩三分地”的客观现实决定了传统小农户很难依靠种粮收入满足生产生活需要。种粮是一个不容间断的连续过程,即使在农闲时,工农之间就业转换门槛高也限制了农户拓展非农收入的渠道,因此,把种粮收入平摊到整个种粮时间段后,种粮收益很难与种植经济作物收益以及非农产业收益相比。从成本利润来看,2009—2011年,粮食种植的亩均成本利润率超过30%,通常高于社会平均利润水平。但是,随着种粮成本的快速提高,种粮利润空间逐渐被压缩殆尽。2016—2019年,粮食种植的亩均成本利润率甚至下降到负值。发展粮食产业经济是兴粮之策、富农之道、惠民之举。对地方来说,保障粮食安全与维护经济、社会发展并非完全矛盾、不可破解,而是相辅相成、统筹推进的关系。加快建设和延伸粮食产业经济,将产粮地区资源优势和生产优势转化为产业优势和经济优势,在促进粮食增产、粮农增收的同时,可实现产粮地区经济、社会的协同发展。这既是保障粮食安全的有效路径,也是满足人民日益增长的美好生活需要的实质性举措。进入新时代后,中国以粮食产业化、融合化发展为契机,稳步推进粮食产业经济建设。一方面,推动粮食供求平衡向高水平跃升,为构建更高标准的粮食安全保障体系提供强力产业支撑;另一方面,以粮食产业为抓手助推乡村振兴,充分发挥粮食加工转化的引擎作用,以相关利益联结机制为纽带,培育全产业链经营模式,促进一二三产业融合发展,在实现农业强、农村美、农民富中发挥积极作用。实践证明,随着加工、流通等产业链建设的推进,粮食产业链不断延伸,价值链持续升级,不仅把更多涉粮就业机会和增收机会留在农村,拓宽了种粮农民增收渠道,搞活了地方经济发展,还有效提高了粮食产业抗风险能力和粮食安全保障能力(姜长云和王一杰,2019)。目前,中国已初步建成适应国情和粮情的现代粮食产业体系,大型粮食产业化龙头企业和粮食产业集群辐射带动能力仍在持续增强(丁声俊,2019)。据统计,2019年,全国纳入粮食产业经济统计的企业共2.3万户,实现工业总产值3.15万亿元,利润2424亿元^②,粮食产业经济已经成为带动地方经济发展的有效载体。

^①参见《关于政协第十三届全国委员会第四次会议第2374号(农业水利类408号)提案答复的函》, http://www.moa.gov.cn/govpublic/FZJHS/202108/t20210827_6375089.htm。

^②参见《对十三届全国人大三次会议第1779号建议的答复》, http://www.moa.gov.cn/govpublic/FZJHS/202011/t20201104_6355751.htm。

（五）以外促内、内外互补的保障之路

中国粮食供求紧平衡的格局没有改变，结构性矛盾尚未解决，还要依靠国际市场补充缺口和调剂结构。2001—2022 年，中国粮食进口量由 1738 万吨增长至 14687 万吨，粮食进口占国内产量的比例也由不足 4% 增加到 21.39%^①。保障粮食进口的稳定安全，日益成为维护国家粮食安全不容忽视的重要部分。需要注意的是，除受自然灾害等传统因素影响外，新冠疫情和地区冲突等也对国际粮食市场构成了重大冲击，粮食作为特殊商品的战略属性越来越强化。并且，由于各国政府不可控的主观行动，通过国际贸易确保粮食安全面临新的挑战。从全球范围看，尽管目前国际粮食总量供应充足、禁运风险逐步消退，但仍需高度警惕粮食流通与供应链断链风险。2022 年 10 月，习近平在党的第二十次全国代表大会上指出，“依托我国超大规模市场优势，以国内大循环吸引全球资源要素，增强国内国际两个市场两种资源联动效应”^②。2023 年 1 月，习近平在中共中央政治局第二次集体学习时强调，增强产业链供应链的竞争力和安全性，以自主可控、高质量的供给适应满足现有需求，创造引领新的需求^③。为保障中国粮食进口安全、高效、稳定，需要统筹利用国内外两个市场、两种资源，既要积极推动农产品进口多元化，也要升级粮食国际供应链掌控能力和风险管控能力，努力防范国际粮食市场的输入性影响。

综上所述，新时代国家粮食安全理论内含的辩证逻辑如图 1 所示。

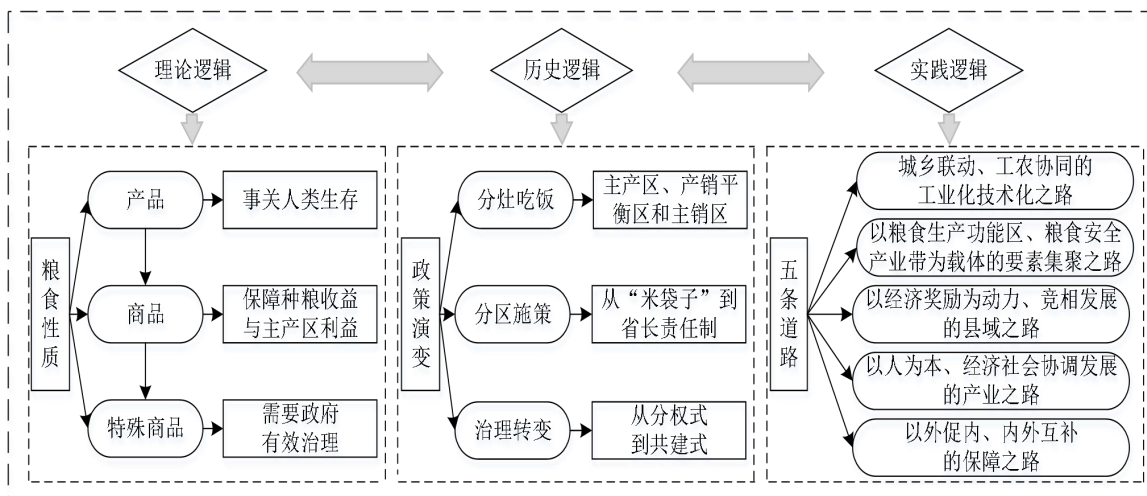


图 1 新时代国家粮食安全逻辑构建

^①国家统计局农村社会经济调查司编，2023：《中国农村统计年鉴 2023》，北京：中国统计出版社，第 28 页。

^②习近平：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，《党建》2022 年第 11 期。

^③资料来源：《加快构建新发展格局 增强发展的安全性主动权》，《人民日报》2023 年 02 月 02 日第 1 版。

六、战略思考与治理进路

中国在粮食安全上取得的巨大成就，是宏观调控、要素配置、技术创新等共同推动的成果。富而思进，未来在更高水平、更高层次上保障粮食安全，需要侧重在以下方面思考与探索。

（一）战略思考

在应对外部危机、疫情公共卫生事件等重大挑战中，粮食无一例外地成为稳定国内经济社会的“战略后院”，充分体现了习近平关于粮食安全论述的前瞻性、治国理政方略的科学性和中国特色社会主义制度的优越性。基于对新时代国家粮食安全理论体系的分析，提出以下战略思考：

1.主体论。习近平关于保障国家粮食安全的重要论述，阐明了保障粮食安全“依靠谁、为了谁”，即依靠农民种好粮和地方抓好粮，满足14亿多人口的巨大粮食消耗。能否最大限度地激发、调动两类主体的积极性、主动性，是粮食生产发展的关键。人的需要是生产力得以发展的内在动力。正如马克思所阐释的，人们为之奋斗的一切，都同他们的利益有关^①。从这个意义上讲，没有利益支撑，种粮抓粮行为是难以长久、稳定、理性的。从亚当斯公平理论和马斯洛需要层次论看，人类劳动的积极性不仅受绝对报酬的影响，还受相对报酬即“是否公平”、尊重和自我实现等精神需求的影响，因此，农民种粮要有利益激励，也要给予身份上的“平等待遇”和职业上的发展空间。对地方而言，分权式治理模式下，由于多维目标驱使，未能有效形成中央、地方和社会多元主体共同参与的粮食安全治理格局。特别是地方争利，偏向于短期内能实现经济快速增长的生产性行为，容易选择性承担粮食生产责任。因此，需要从制度供给方面完善治理机制，既要完善粮食安全责任机制，也要有相应的经济激励机制和晋升激励机制，让产粮贡献得到合理回报，让产区付出有内在动力，促进“地方有为”与无法分割的公共利益之间有效协同，在共建共治共享模式下发挥多元主体作用，为更好地保障粮食安全提供制度保障。

2.“两藏”论。习近平关于保障国家粮食安全的重要论述，点明了确保粮食安全的物质基础和根本出路，即实施“藏粮于地、藏粮于技”战略，在保护和提升耕地地力基础上，推动粮食生产从要素驱动向技术进步驱动转变。粮食生产能力由耕地、劳动、资本的投入增长以及技术进步水平决定，但耕地、劳动、资本等投入要素具有边际收益递减的特征，持续提高粮食安全综合保障能力需要依靠技术进步。无论是把技术进步视作外生变量的新古典增长理论，还是把技术进步内生化的新增长理论，都肯定了技术进步对经济增长的重要性，特别是新增长理论着重解释了技术进步能够克服生产要素边际收益递减规律的制约，使经济持续增长成为现实。在耕地资源趋紧、人口红利消退背景下，通过技术进步打破要素边界约束、拓展生产前沿面，是优化粮食要素配置、提高生产效率的关键。需要注意的是，“两藏”论的前提是有藏粮之地，粮食不同于果蔬等经济作物，对土地要素的依赖没有出现转折性变化。“公地悲剧”导致中国耕地数量和质量正经受着严峻考验，奥尔森的“选择性激励”途径为避免“公地悲剧”“搭便车”等集体行动困境问题提供了新的思路。实行耕地保护党政同责，严守

^①参见《马克思恩格斯全集》第1卷，人民出版社1995年版，第187页。

耕地红线，寻求中央与地方目标的均衡点，通过经济激励补偿耕地保护外部性、技术创新提高耕地地力是保障粮食安全的必然举措。

3.自主论。习近平反复强调中国人的饭碗任何时候都要牢牢端在自己手中，确立了坚定不移走立足国内、自主可控的粮食安全之路。沿着“产品—商品—特殊商品”的路径来看，目前粮食更多的表现为商品属性，交易活动遵循着一般商品的市场规律，但粮食同时具有公共物品属性，保持应有自给程度是必要的，既遵循了要素有效配置的固有客观规律，避免不必要的效率损失，又减缓了过分强调粮食属性“泛政治化”的倾向。自主是权利归属，可控是能力表现，自主可控体现在国家拥有对足够数量粮食的所有权和控制权，可确保粮食供给以及核心技术不受其他国家“卡脖子”制约，有效防范和化解国内外各种不稳定因素、不确定风险可能带来的冲击挑战。自主可控是全局性要求，并不是要求每个地区都追求自主可控，而是沿着“地方分化—资源匹配—治理转变”的架构，在促进生产要素跨区域自由流动和优化配置基础上，量身设定各地区粮食面积约束值和产量目标值，共同协作以实现国家粮食整体自主可控。同时，自主可控并不意味着退守封闭，而是要在更高层次上参与全球分工协作，从传统的“生产”一维向“生产—收储—进口”三维转变，做到保障粮食安全既坚持立足国内，又充分利用国际市场和资源，增加粮食有效供给。

（二）治理进路

党中央高度重视粮食安全问题，始终把解决吃饭问题作为头等大事，构建了一条中国特色粮食安全治理之路。经验表明，坚持党对粮食的全面领导是继续提升中国粮食安全保障能力的根本路径，党领导下的中国特色粮食安全治理之路是中国粮食安全的重要保障。走好中国特色粮食安全治理之路，应从“三个两”着手：

1.着力调动“两个积极性”，把握粮食安全主动权。一是调动农民种粮积极性，加快建立制度化种粮补贴政策，减少各项补贴政策的不确定性，重点完善种粮补贴与农资价格挂钩联动的动态调整机制，稳定种粮农民预期收益；节本降本增效协同发力，加快提高规模化经营水平和农机装备水平以减少资源要素投入数量，综合利用市场策略、政策支持和公共投资以降低生产要素投入价格，鼓励粮食产业链条向产前、产后延伸以提升粮食产品附加值和综合效益；加大种粮财政金融支持力度，围绕扩大产能、设备改造、技术升级等需求，完善针对不同种粮主体的税收减免、财政贴息、融资担保等政策，提高政策支持的普惠性，同时把种粮大户、家庭农场、农民专业合作社等纳入重点支持范围，放宽政策隐性限制，降低规模经营风险和负担。二是调动地方政府抓粮积极性，加快落实产销区省际横向利益补偿机制，充分利用物联网、大数据等搭建粮食交易流通统计平台，监测粮食净流入量后折算耕地面积，对标销区经济发展来估算产区补偿金额；探索设定面向产粮大县的专项税收政策，调整中央政府与产粮大县税收分配比例关系，通过提高产粮大县分享比例和加大税收返还力度等方式，增强产粮大县财政能力和调配余地；对照产粮大县公共服务能力提升行动方案内容，聚焦产粮大县公共服务短板弱项，加快推动形成鼓励地方政府重农抓粮、多产多补的正向激励机制。

2.深入实施“两藏”战略，夯实粮食安全根基。一是落实“藏粮于地”，推动建立与现代化良田建设相适应的投入保障机制，统筹各地高标准农田建设基础条件和进展情况，因地制宜制定相应的建设管

理标准和投入补助标准，鼓励各地根据经营主体实际需求调整建设内容和标准，同时放活高标准农田投资、经营和管护模式，积极引导金融、社会资本与新型经营主体、农村集体经济组织等形成合作，推动形成以国家投入为主的多元化投入保障机制，协力共建共护高标准农田；加强各类非传统耕地资源综合利用，以盐碱地未利用地等为重点，组织技术人员开展适宜性评估和开发利用研究，科学总结切实可行的综合治理利用模式，制定出台开发利用规划和实施方案，梯次推进耕地后备资源开发，拓展粮食生产可能性空间。二是落实“藏粮于技”，围绕“良种、良法、良田、良态”，加强基础性和关键共性农业技术研究，加快形成全国性的集科研、教育、推广“三位一体”的农业科技社会化服务，切实提升科技对粮食增产增收的支撑作用；以数字经济为契机，面向主产区探索开展数字农业建设，推进大田农业生产过程实现高效化、自动化和精准化；统筹粮食生产监测预警和应急保障工作，综合利用卫星遥感、智能传感器等高科技，科学预估病虫害和灾害性天气发生时间及范围，保障粮食有害不成灾。

3. 统筹利用“两种资源”，建设更多新粮仓。一是积极贯彻落实大食物观。一方面，完善大食物评价机制，构建涵盖粮食、蔬菜水果、微生物、居民膳食结构等在内的评价体系，更全面、客观地评估食物供应状况。另一方面，推动农业科技攻关体系转型。形成涵盖种植业、林业、畜牧业、渔业、副业在内的多方位农业科技攻关体系，为向山水林田湖草沙要食物提供技术支撑。二是支持农业走出去，建设国际大农商。与目标国共同构建集收储、加工、物流、分销于一体的农业产业链，优先走进“一带一路”国家，把粮食等重要农产品安全作为落实第三届“一带一路”国际合作高峰论坛共识后持续合作的重要内容，利用亚投行优惠贷款，重点支持农业产业基础设施建设。鼓励科研院校、种子公司与走出去的农业企业合作研发新品种新技术，把中国的技术体系、灾害防治、产后服务等模式提供更多发展中国家，改善其农业条件，筑牢海外粮食根基。三是打造持续稳定安全的国际供应链。在农产品主要出口国布局仓储、码头、加工等重点设施，提高中国粮食进口韧性。与全球知名农产品交易所合作，排兵布阵供应库、节点库、分销库和交易中心的“三库一中心”建设。积极寻求现有海运路线的替代运输方案，加大对俄罗斯太平洋沿岸港口的投资力度，以减少对土耳其海峡、苏伊士运河、曼德海峡和马六甲海峡的依赖，运用中国基建业优势打造开拓大西洋和太平洋的新通道。

参考文献

1. 丁声俊，2019：《我国粮业70年改革发展历程与经验启示》，《中州学刊》第1期，第34-42页。
2. 龚斌磊、张启正、袁菱苒、马光荣，2023：《财政分权、定向激励与农业增长——以“省直管县”财政体制改革为例》，《管理世界》第7期，第30-46页。
3. 何秀荣，2020：《国家粮食安全治理体系和治理能力现代化》，《中国农村经济》第6期，第12-15页。
4. 胡靖，2000：《中国粮食安全：公共品属性与长期调控重点》，《中国农村观察》第4期，第24-30页。
5. 姜长云、王一杰，2019：《新中国成立70年来我国推进粮食安全的成就、经验与思考》，《农业经济问题》第10期，第10-23页。
6. 孔祥智、张琛、张效榕，2018：《要素禀赋变化与农业资本有机构成提高——对1978年以来中国农业发展路径的解释》，《管理世界》第10期，第147-160页。

- 7.刘明月、普冀喆、钟钰, 2021:《粮食安全省长责任制的党政同责机制构建研究》,《湖南师范大学社会科学学报》第5期,第29-37页。
- 8.配第, 2017:《赋税论》,邱霞、原磊译,北京:华夏出版社,第37页。
- 9.普雁翔、张海翔, 2012:《粮食安全的公共属性及其政策含义》,《农村经济》第6期,第12-15页。
- 10.宋洪远, 1997:《“米袋子”省长负责制及其对粮食生产、流通和宏观调控的影响》,《中国农村观察》第2期,第30-34页。
- 11.徐国亮、高丰艳, 2022:《习近平关于“国之大者”重要论述的四重维度》,《科学社会主义》第5期,第30-36页。
- 12.颜波、陈玉中, 2009:《粮食流通体制改革30年》,《中国粮食经济》第3期,第18-25页。
- 13.叶兴庆, 1996:《“米袋子”省长负责制:政策含义、出台背景及完善对策》,《农业经济问题》第1期,第25-28页。
- 14.赵和楠、侯石安, 2021:《产粮大县奖励政策促进了县域粮食生产吗?——来自河南县域面板数据的证据》,《地方财政研究》第11期,第75-85页。

(作者单位: ¹ 中国农业科学院农业经济与发展研究所;

² 中国农业科学院)

(责任编辑: 小林)

Theoretical Construction and Governance Approaches for National Food Security in the New Era

ZHONG Yu BA Xuezhen CHEN Mengshan

Abstract: Since the 18th National Congress of the Communist Party of China, Xi Jinping's important discourse on food security has systematically elaborated on and responded to the major theoretical and practical issues of food security in the new era. Building upon the explanation of the “general objective, general requirement, general task, general policy, and general path” of food security in the new era, this paper further uncovers the underlying theoretical, historical, and practical logic. This paper follows the theoretical logic of “product - commodity - special commodity” to clarify the attributes and strategic value of food. It reviews the historical logic of “local differentiation - resource matching - governance transformation” to elucidate the trajectory of establishing the food security policy system. Additionally, it focuses on the practical logic of “the road of industrialization and technologization, the road of factor agglomeration, the road of the county, the road of industry, the road of security” to clarify the path to ensuring food security. To better guarantee food security, China should adhere to the “subject theory”, the “farmland management and technological application theory” and the “autonomy theory”. Efforts should be made to mobilize the “incentive to grow and control food”, implement an in-depth “food crop production strategy based on farmland management and technological application”, and make comprehensive use of the “two types of domestic and foreign resources”.

Keywords: Food Security; Theory of Food Security; Food Security Governance

中国农业生态全要素生产率增长： 经验事实、区域差异与动态演进*

尹朝静^{1,2} 杨 坤¹ 田 云³

摘要：基于 2005—2021 年 30 个省份的面板数据，本文科学估算中国农业生态价值，进而将其作为一种合意产出纳入全要素生产率测算体系，并构建 EBM-GML 模型测算和分解中国农业生态全要素生产率，然后采用 Dagum 基尼系数、收敛模型、核密度估计、马尔可夫链等方法，考察中国农业生态全要素生产率增长的时空演进特征。研究结果表明：第一，2005—2021 年，中国农业生态价值呈波动式上升趋势，且形成“西高、中次、东低”的空间分布格局。第二，中国农业生态全要素生产率年均增长 3.08%，表现出阶段性的波动式增长和明显的空间非均衡性特征，中国农业生态全要素生产率增长主要由农业生态技术进步驱动。第三，农业生态全要素生产率增长的总体差异明显扩大，这种差异主要来源于区域间差异。此外，全国和三大区域农业生态全要素生产率不存在 σ 收敛和绝对 β 收敛，但存在条件 β 收敛。第四，农业生态全要素生产率增长的地区差距明显扩大，分布形态呈现由“单极化”向“两极化”和“多极化”演进的趋势，且分布动态的内部流动性较弱。

关键词：农业生态价值 全要素生产率 EBM-GML 模型 动态演进

中图分类号：F323.2 **文献标识码：**A

一、引言

“农，天下之本，务莫大焉。”农业是国民经济的基础，经济高质量发展离不开农业的高质量发展。中国农业增长长期依赖资源要素投入，在取得巨大成就的同时，也付出了沉重的生态环境代价。因此，要实现农业高质量发展必须坚持质量兴农、绿色兴农、科技兴农，加快转变农业发展方式。党的二十大报告指出，推动经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节，并强调着力提

*本文研究得到国家自然科学基金项目“气候变化对我国农业生产经济影响评估：基于全要素生产率视角”（编号：71903162）、中央高校基本科研业务费专项资金项目“中国农业高质量发展的测度、动态演进及其影响因素研究”（编号：SWU2109213）和中央高校基本科研业务费专项资金项目“环境政策工具对农业绿色转型的影响机制与政策优化研究”（编号：SWU2209081）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，当然，文责自负。本文通讯作者：杨坤。

高全要素生产率，推动高质量发展^①。绿色是农业的底色，生态是农业的底盘。那么，在资源趋紧、污染加重、生态退化的现状下，农业高质量发展的动力源泉在哪里？提高农业生态全要素生产率（ecological total factor productivity，简称 ETFP）成为破解农业“资源—能源—环境—生态—经济”协调发展问题、促进中国农业高质量发展和建设中国式现代化农业强国的重要手段。而农业 ETFP 的内涵是什么？中国农业 ETFP 增长的时空演进特征如何？如何提高农业 ETFP？深入探讨上述问题，对于促进生态文明建设和推动农业高质量发展具有重要的理论价值和现实意义。

综观国内外已有文献，对农业 ETFP 增长问题展开直接探讨的研究并不多见，已有相关研究主要围绕农业生态价值评估、传统农业全要素生产率（total factor productivity，简称 TFP）和农业绿色全要素生产率（green total factor productivity，简称 GTFP）进行测算，并探讨了其时空分异等方面的问题，这为本研究提供了理论支撑和方法指导。早期农业生态价值评估相关研究主要采用由 Costanza et al.（1997）提出、谢高地等（2003）不断完善当量因子法对农业生态价值进行评估。例如，孙能利等（2011）和易小燕等（2019）分别测算了山东省和福建省的农业生态价值。然而，这些研究多采用静态当量评估模型测算农业生态价值，评估结果难以反映农业生态价值的时序空间差异。一些研究开始尝试采用动态当量因子法对农业生态价值进行测算。例如，杨文杰等（2019）采用不同时段的社会发展系数对理论农业生态价值进行修正，但他们并未对当量因子做相应的空间修正。张俊等（2023）基于植被净初级生产力（net primary productivity，简称 NPP）、降水因子、土壤保持因子、生物多样性因子和文化服务调节因子对当量因子进行修正，进而测算了中国农业生态系统服务价值。

在传统农业 TFP 测算方面，已有文献中，学者们主要使用数据包络分析（data envelopment analysis，简称 DEA）和随机前沿分析（stochastic frontier analysis，简称 SFA）等方法展开研究（例如陈卫平，2006；张乐和曹静，2013）。其中，DEA 模型能够处理多产出多投入等问题，且无需设定生产函数形式，因此被广泛应用。例如，李谷成等（2015）采用传统径向 DEA 模型测算了农业 TFP。然而，传统 DEA 模型容易存在线性规划无解、“技术退步”等问题。随着 DEA 方法的不断发展和改进，学者们采用全局 DEA、序列 DEA 等生产率指数方法对农业 TFP 进行测算，能够有效解决“技术退步”、线性规划无解等问题（尹朝静等，2016；尹朝静和高雪，2022）。

传统农业 TFP 研究几乎未涉及环境因素，这并不符合农业生产的实际情况，难以准确衡量农业经济增长的质量（郭海红和刘新民，2021）。为了弥补传统农业 TFP 研究的不足，学者们将环境因素纳入 TFP 框架，对农业 GTFP 进行测算和分析。例如，葛鹏飞等（2018）采用非径向非角度的、基于松弛值测算的模型（slack based measure，简称 SBM）测算了农业 GTFP 增长。然而，径向 DEA 模型和 SBM 模型均不能处理同时存在径向和非径向关系的情形，而基于 epsilon 测算的模型（epsilon based measure，简称 EBM）可以对此进行处理，有少数文献探讨了 EBM 模型（Tone and Tsutsui，2010）。还有学者结合全局的 malmquist-luenberger（global malmquist-luenberger，简称 GML）指数对农业 GTFP

^①习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第 28 页、第 50 页。

进行了测算和分解，并对其区域差异和收敛性展开了分析（郭海红和刘新民，2021）。随着生态文明理念深入人心，少数学者逐渐将生态因素纳入 GTFP 测算体系，进而对生态全要素生产率增长进行研究（杨万平和李冬，2020）。然而，专门针对农业 ETFP 增长的研究还很少见，仅李自强等（2022）将粮食种植生态价值纳入粮食 ETFP 分析框架，并对粮食 ETFP 增长进行测算。

综上所述，已有相关研究进行了有益探索，但仍存在扩展空间：一是对农业生态价值的评估存在不足。既有研究对标准当量的核算方式未达成一致，难以准确量化。鲜有文献对基础当量因子进行动态修正的同时，结合社会发展阶段系数修正理论上的农业生态价值。二是农业 TFP 的测算指标体系存在不合理之处。既有研究在选取投入指标时仅考虑资本、劳动力等传统投入而忽视了农业生产所必需的水资源、能源等投入，在选取期望产出指标时仅考虑经济价值而忽视了农业系统蕴含着的生态价值，这种价值核算标准存在局限和不足。三是现有研究对农业 ETFP 问题关注不够，未能全面考察农业 ETFP 增长的区域差异及其动态演进特征。既有研究多聚焦于传统农业 TFP 或农业 GTFP，鲜有文献专门将生态价值纳入农业 ETFP 分析框架，对农业 ETFP 增长进行准确测算与深入探究。

基于此，本文拟从以下几个方面做进一步的研究和探讨：第一，本文构建动态当量调节因子模型，并结合社会阶段发展系数，全面和客观地评估中国和省域层面农业生态价值。第二，本文尝试在界定农业 ETFP 理论内涵的基础上，充分考虑资源、能源与环境约束，并将农业生态价值视为合意产出，纳入农业 TFP 核算框架，构建一套科学、全面的农业 ETFP 测算指标体系。第三，本文构建 EBM-GML 模型测算和分解中国农业 ETFP，使用 Dagum 基尼系数、收敛模型、核密度估计、马尔可夫链等方法，对中国农业 ETFP 增长的区域差异与动态演进特征进行全景式的探析。

二、农业生态全要素生产率的理论探讨和指标体系构建

（一）农业生态全要素生产率的理论探讨

党的十九大报告作出“我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段”的重大判断，提出提高全要素生产率的要求^①。党的二十大报告进一步强调，要着力提高全要素生产率，并将其置于推动高质量发展的重要位置^②。由此可见，党中央对全要素生产率的重视程度上升到了前所未有的高度。学术界对全要素生产率的相关问题也一直保持着较高的关注度，特别是对全要素生产率理论的探讨。从演进历程来看，全要素生产率理论完成了由传统向绿色的演变，并逐渐转向生态。

新古典增长理论将经济增长的源泉从要素投入的增加过渡到全要素生产率的增长，并开创性地实现对 TFP 的量化测度（Solow，1956）。TFP 增长是指产出增长超出要素投入增长的部分，能够反映国家或地区经济增长的质量和效率。然而，传统全要素生产率测度只基于资本和劳动要素，忽视了资

^①习近平，2017：《决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利——在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第 30 页。

^②习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第 28 页。

源环境因素，导致生产率度量的准确性受到质疑。现代经济增长理论把资源环境约束纳入内生经济增长的框架，寻找经济长期可持续发展的动力（Becker，1982）。随后，有学者开始将资源环境容量约束纳入经典 TFP 框架，并将其定义为绿色全要素生产率（Chung et al.，1997）。事实上，资源和环境因素对农业产出的影响巨大，中国农业增长长期依赖于高投入、高能耗、高污染的粗放式发展模式。显然，没有充分考虑资源、能源消耗和环境污染等因素的中国农业 TFP 核算是存在明显缺陷的。由此，本文定义的农业 GTFP 是指在传统农业 TFP 测算框架体系中充分考虑资源、能源消耗与环境污染等约束变量测算得到的全要素生产率。

随着生态文明建设的深入开展，“绿水青山就是金山银山”理念成为全社会共识。开始有学者在 TFP 框架中纳入更全面的生态环境要素，进而对 ETFP 展开系统研究（杨万平和李冬，2020）。农业既会对环境产生有利影响，比如气体调节、增加生物多样性方面的影响，也会产生不利影响，比如农药化肥污染、牲畜排泄物污染等。农业对生态环境的影响逐渐成为影响人民美好生活的重要因素，如何增大其正面作用、减少其负面作用，成为农业发展的重要取向之一（何秀荣，2023）。农业的价值不仅包括由生产功能带来的经济价值，还包括生态服务功能蕴含的生态价值。易小燕等（2019）对 2015 年福建省农业资源价值的测算表明，农业的生态价值是其经济价值的 3.4 倍。因此，在农业 TFP 测算框架中，如果仅考虑农业污染排放，而忽视农业具有的巨大生态价值，可能会造成对农业发展质量评价的扭曲。鉴于此，本文尝试把资源、能源、碳排放和生态价值等因素纳入农业 TFP 的分析框架，并将考虑了资源约束、能源强度、环境容量和生态价值等因素的投入产出效率定义为农业 ETFP。

农业 ETFP 是一个全面的、多维度的、具有发展性的概念。农业 ETFP 既区别于传统农业 TFP，也区别于农业 GTFP。传统农业 TFP 考察的是资源节约与产出增长的关系，忽视了农业生产中的能源消耗和环境污染；农业 GTFP 将环境因素纳入 TFP 分析框架，但它也只考察了农业生态功能的负面作用（环境污染），忽视了农业生态功能的正面作用（生态价值）；而农业 ETFP 综合考察了资源约束、能源强度、环境容量、生态效益与农业发展之间的关系，突破了农业 GTFP 分析框架未考虑生态价值的不足，能够在统一分析框架内清晰刻画资源能源、生态环境与农业经济增长之间的逻辑关系。

综上，本文认为农业 ETFP 框架在考察农业经济发展的同时，可以兼顾对资源能源合理消耗、对减少环境污染以及对增大生态价值的考量。因此，农业 ETFP 的理论内涵主要包括三个方面：从资源能源角度，实现农业生产要素合理配置，降低资源能源损耗；从经济角度，注重资源环境约束下农业经济价值和生态价值的最大化；从生态环境角度，强调生态环境与农业经济之间的协调发展。

（二）农业生态全要素生产率测算指标体系构建

农业 ETFP 旨在消耗最少的资本、劳动等要素投入，期望获得最优的经济产出、谋取最大的生态价值和最小的环境污染，这正好符合 EBM-DEA 方法对投入、期望产出和非期望产出指标的要求。学术界关于农业 TFP 测算已有丰硕的研究成果，但其中指标体系的不同可能会导致测算结果存在较大差异，甚至得到截然相反的结论。农业生产在带来农产品等经济产出的同时，蕴含着无穷的生态价值，而资源、能源的使用也是必不可少的，如果忽视关键的投入或产出变量，就会导致农业生产效率出现偏误。因此，科学合理地构建农业 ETFP 测算指标体系显得急迫而意义重大。

在界定农业 ETFP 内涵的基础上，参考郭海红和刘新民（2021）等的研究，经过深度思考与系统分析，并结合农业生产实际和数据可获取性，本文构建了农业 ETFP 测算指标体系^①，如表 1 所示。

表 1 农业 ETFP 测算指标体系

指标	分项指标	基础指标	具体评价指标	单位
投入	劳动	劳动力投入	农林牧渔业从业人员数	万人
	资本	资本投入	农业物质资本存量	亿元
	土地	土地投入	农作物总播种面积	万公顷
			水产养殖面积	万公顷
	中间投入品	化肥投入	农用化肥折纯施用量	万吨
		农膜投入	农用塑料薄膜使用量	吨
		农药投入	农药使用量	吨
		水资源投入	农业用水总量	亿立方米
		能源投入	农业能源消耗总量	万吨标准煤
产出	期望产出	经济价值	农林牧渔业总产值	亿元
		生态价值	农业生态价值	亿元
	非期望产出	农业碳排放	农业碳排放总量	万吨

投入方面，借鉴 Gong（2018）、Ayerst et al.（2020）等的研究，本文选取劳动、资本、土地和中间投入品四大要素作为投入指标。其中：劳动力投入^②通过第一产业从业人员数间接计算得到（刘亦文等，2021）；农业资本投入以物质资本存量替代（李谷成等，2014）；土地投入采用农作物总播种面积与水产养殖面积之和衡量（郭海红和刘新民，2021）；中间投入包括化肥、农膜、农药、农业水资源和农业能源投入。需要说明的是，已有研究主要考虑人力、土地、机械动力、化肥等投入，而水、能源等自然资源却常被忽视，本文将这些投入要素纳入农业 ETFP 测算体系。其中：水资源投入采用农业用水总量衡量（郭海红和刘新民，2021）；能源投入采用农业能源消耗总量衡量，具体做法是将各种能源消耗折算成万吨标准煤进行加总^③（杨万平和李冬，2020）。

产出方面，主要包括期望产出和非期望产出。对于期望产出，农业生产不仅有食物供给等经济价值，还具有水土保持、气候调节、生物多样性保护等功能的生态价值（孙能利等，2011）。但由于农业生态价值的评估难度较高，鲜有文献将其纳入 GTFP 测算体系，农业生态价值长期处于被忽略的状态。因此，本文采用农林牧渔业总产值和农业生态价值衡量期望产出。其中，农业生态价值采用动态当量调节因子模型测算得到。对于非期望产出，已有研究主要采用农业碳排放和农业面源污染来衡量（刘亦文等，2021）。考虑到测算农业面源污染的高难度性和争议性，将农业生产过程中的碳排放作

^①区别于狭义上仅包括种植业的农业，本文研究的是广义上的农业，即包括农业、林业、牧业和渔业。

^②劳动力投入=第一产业从业人员数×（农林牧渔业总产值/第一产业产值）。其中，第一产业产值指的是农业、林业、牧业和渔业产值之和。农林牧渔业总产值在 2003 年及以前指第一产业产值，此后则包含了农林牧渔服务业产值。

^③能源品种包括农用原煤、洗精煤、其他洗煤、型煤、焦炭、原油、汽油、煤油、柴油、燃料油、润滑油、液化石油气、天然气、热力、电力和其他能源。

为非期望产出这一做法在学术界的认可度不断提升（葛鹏飞等，2018）。因此，本文采用农业碳排放总量衡量非期望产出，具体测算方法借鉴田云和尹恣昊（2022）的做法。

三、研究方法与数据来源

（一）研究方法

1. 农业生态价值动态评估方法的构建。参考谢高地等（2003）、杨文杰等（2019）的研究，本文将农业生态服务功能分为3种一级功能和7种二级功能^①。基于此，本文构建动态当量调节因子模型对不同年份省域的农业生态价值进行测算。

首先，为体现农业生态价值在空间和时间维度的差异，本文借鉴薛明皋等（2018）的做法，选取NPP、降水因子、土壤保持因子和可达性因子，对7种服务功能的当量因子进行修正，计算公式为：

$$AESV_{j,it} = \begin{cases} V_{n1} \times W_{1,it}, & W_{1,it} = B_{it} / \bar{B} \\ V_{n2} \times W_{2,it}, & W_{2,it} = P_{it} / \bar{P} \\ V_{n3} \times W_{3,it}, & W_{3,it} = R_{it} / \bar{R} \\ V_{n4} \times W_{4,it}, & W_{4,it} = S_{it} / \bar{S} \end{cases} \quad (1)$$

（1）式中： $AESV_{j,it}$ 表示 t 年在 i 省份第 j 类服务功能单位面积生态服务价值当量因子； $W_{1,it}$ 表示NPP时空调节因子，用于修正气体调节、气候调节、废物处理和维持生物多样性的服务功能； $W_{2,it}$ 表示降水调节因子，用于修正水文调节服务功能； $W_{3,it}$ 表示可达性调节因子，用于修正提供美学景观服务功能； $W_{4,it}$ 表示土壤保持调节因子，用于修正保持土壤服务功能； V_n 表示该类生态系统的第 n 种生态服务价值当量因子， $n1$ 表示与NPP相关的服务功能， $n2$ 表示与降水相关的服务功能， $n3$ 表示文化服务功能， $n4$ 表示土壤保持服务功能； B_{it} 表示 i 省份 t 年NPP， \bar{B} 表示全国年均NPP； P_{it} 表示 i 省份 t 年降水量； \bar{P} 表示全国年均降水量； R_{it} 表示 i 省份 t 年平均道路密度， \bar{R} 表示全国平均道路密度； S_{it} 表示 i 省份 t 年水土保持率， \bar{S} 表示全国平均水土保持率。

其次，本文借鉴邓元杰等（2022）的做法，确定1公顷农田粮食生产的平均净利润作为1个标准当量因子的生态价值量。区别于张俊等（2023）的研究，本文以2005—2021年全国单位面积水稻、

^①一级功能包括调节服务、支持服务和文化服务；二级功能包括气体调节、气候调节、水文调节、废物处理、保持土壤、维持生物多样性和提供美学景观。本文评估的农业生态价值并未包括供给服务功能（食物生产、原材料生产），主要原因有两点：一是，农业生产的价值既包括由生产功能带来的经济价值，也包括农业生态功能具有的生态价值（孙能利等，2011）。而农业生态系统的供给服务是指农业能够提供粮食、油料等农产品，是生产功能带来的经济价值。二是，在后文测算农业ETFP指标体系中，期望产出变量有两个，即农林牧渔业总产值和农业生态价值。其中，农林牧渔业总产值指以货币表现的农、林、牧、渔业全部产品和对农林牧渔业生产活动各种支持性服务活动的价值总量，已经包括了食物生产、原材料生产带来的农副产品的价值。

小麦、玉米、大豆和马铃薯五种粮食作物的平均净利润核算 1 个标准当量的价值量^①，计算公式为：

$$D = \frac{1}{17} \sum_{t=2005}^{2021} (S_t^r \times F_t^r + S_t^w \times F_t^w + S_t^c \times F_t^c + S_t^b \times F_t^b + S_t^p \times F_t^p) \quad (2)$$

(2) 式中： D 表示 1 个标准当量因子的生态系统服务价值量（元/公顷）； S_t^r 、 S_t^w 、 S_t^c 、 S_t^b 和 S_t^p 分别表示 t 年水稻、小麦、玉米、大豆和马铃薯的播种面积占五种作物总播种面积的百分比（%）； F_t^r 、 F_t^w 、 F_t^c 、 F_t^b 和 F_t^p 分别表示 t 年全国水稻、小麦、玉米、大豆和马铃薯的单位面积平均净利润（元/公顷），采用农产品价格指数折价到 2005 年。

然后，测算省际农业生态价值，计算公式为：

$$ESV_{it} = \sum_{f=1}^4 \sum_{j=1}^7 A_{f,it} \times AESV_{j,it} \times D \quad (3)$$

(3) 式中： ESV_{it} 表示 i 省份 t 年农业生态价值总量（元）； $A_{f,it}$ 表示 i 省份 t 年第 f 种土地利用类型的面积（公顷）； $AESV_{j,it}$ 和 D 与 (1) 式和 (2) 式中相同。需要注意的是，如此测算得到的农业生态价值是理论值，并未考虑消费者的心理和财务承受能力，难以体现不同社会经济发展阶段的现实贡献（杨文杰等，2019）。

最后，本文采用表征支付意愿相对水平的社会发展阶段系数对理论生态价值量进行修正（杨文杰等，2019），得到农业生态价值的现实量，计算公式为：

$$ESV_{it}^r = ESV_{it} \times y_{it} = ESV_{it} \times \left[1 / (1 + e^{-(1/E_{it}-3)}) \right] \quad (4)$$

(4) 式中： ESV_{it}^r 表示现实农业生态价值量； ESV_{it} 表示理论农业生态价值量； y_{it} 表示社会对生态效益的支付意愿，且取值范围为 $y_{it} \in (0,1)$ ； E_{it} 表示恩格尔系数； e 表示自然对数的底。

2.EBM-GML 模型。本文将农业生态价值作为期望产出纳入农业 ETEP 增长测算模型。农业生产过程中能耗和碳排放是径向关系，而资本、劳动力等投入和碳排放是非径向关系，故本文采用 EBM 模型^②对农业生态效率进行测算。Oh (2010) 提出的 GML 指数具有传递性、规避无可行解等优点。因此，本文将 EBM 混合距离函数与 GML 指数^③结合，构建 EBM-GML 模型对农业 ETEP 进行测算及分解，表达式如下：

$$GML^{t,t+1} = ETEC^{t,t+1} \times ETC^{t,t+1} \quad (5)$$

^①2013 年小麦的单位面积净利润为负，此后年份中也有粮食作物单位面积净利润为负的情况。为解决这一问题，本文在净利润计算上做出了两点改进：一是增加了粮食作物的种类。在三种主粮作物的基础上增加了大豆和马铃薯。二是扩大了年平均净利润的计算区间。本文计算了 2005—2021 年所有年份的平均净利润。最终，本文采用 2005—2021 年全国水稻、小麦、玉米、大豆和马铃薯单位面积平均净利润核算 1 个标准当量，计算得到 1 个标准当量的价值量为 1163.81 元/公顷。

^②EBM 模型具体表达式详见 Tone and Tsutsui (2010)。

^③GML 指数分解公式详见杜江等 (2016)。

(5) 式中： t 表示年份； GML 、 $ETEC$ 和 ETC 分别表示 ETFP 指数、农业生态技术效率指数和农业生态技术进步指数。如果 $GML^{t,t+1} > 1$ ，表示农业 ETFP 提高；如果 $GML^{t,t+1} < 1$ ，表示农业 ETFP 下降。 $ETEC$ 和 ETC 同理。

3. Dagum 基尼系数及其分解。本文使用 Dagum 基尼系数测度中国三大区域^①农业 ETFP 增长的组内差距与组间差距，并揭示农业 ETFP 增长的区域差异来源。根据 Dagum (1997) 的做法，总体基尼系数 G 可分解为三部分^②，可表示为：

$$G = G_w + G_{nb} + G_t \quad (6)$$

(6) 式中： G_w 为区域内（组内）差异； G_{nb} 为区域间（组间）净差异； G_t 为组间超变密度^③。

4. 收敛模型。本文采用收敛模型考察中国及不同区域农业 ETFP 的离散程度及动态变化趋势。

① σ 收敛。本文采用 σ 系数和变异系数检验农业 ETFP 水平的离散程度，计算公式为：

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\ln ETFP_{it} - \overline{\ln ETFP_t})^2} \quad (7)$$

$$CV_t = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (ETFP_{it} - \overline{ETFP_t})^2} / \overline{ETFP_t} \quad (8)$$

(7) 式和 (8) 式中： σ_t 表示 t 年农业 ETFP 对数值的标准差； CV_t 表示 t 年农业 ETFP 的变异系数； N 表示省份的数量； $ETFP_{it}$ 表示 t 年第 i 个省份的农业 ETFP， $\overline{\ln ETFP_t}$ 表示 t 年所有省份农业 ETFP 对数值的均值； $\overline{ETFP_t}$ 表示 t 年所有省份农业 ETFP 的均值。

② 绝对 β 收敛。绝对 β 收敛是指各省份的农业 ETFP 水平呈现相同的稳态增长，农业 ETFP 水平较低省份的增长速度快于农业 ETFP 水平较高的省份。绝对 β 收敛模型计算公式为：

$$(\ln ETFP_{ie} - \ln ETFP_{i0})/T = \alpha + \beta \ln ETFP_{i0} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

(9) 式中： T 表示样本时间长度； $ETFP_{ie}$ 表示最终年份第 i 个省份的农业 ETFP； $ETFP_{i0}$ 表示初始年份第 i 个省份的农业 ETFP； α 和 β 表示待估计系数， β 方向为负表明存在收敛，方向为正则表明存在发散； ε_{it} 表示随机误差项。

③ 条件 β 收敛。条件 β 收敛是指不同省份经济发展水平等条件不同，各自的稳态水平有差异，长期来看，各省份农业 ETFP 将向各自的稳态水平趋近。对条件 β 收敛的检验有两种方式：一种是面板固定效应模型；另一种是在回归模型中适当加入控制变量，再进行检验。参考郭海红和刘新民 (2021)

^① 本文研究区域为中国 30 个省（区、市），可划分为三大区域：东部地区包括北京、天津、山东、广东、海南、上海、江苏、浙江、福建、河北和辽宁 11 个省份，中部地区包括湖北、湖南、山西、吉林、黑龙江、安徽、江西和河南 8 个省份，西部地区包括内蒙古、广西、四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆 11 个省份。

^② Dagum 基尼系数及其分解的具体计算公式详见 Dagum (1997)。

^③ 组间超变密度是指因组间交叉重叠所引致的基尼系数。

的研究，本文采用第二种方式进行检验，选取经济发展水平、农业产业结构、农村人力资本、财政支农力度、城镇化、环境规制强度和受灾率作为控制变量。条件 β 收敛模型计算公式为：

$$\ln ETFP_{i,t} - \ln ETFP_{i,t-1} = \alpha + \beta \ln ETFP_{i,t-1} + \gamma X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

(10) 式中： $X_{i,t}$ 代表控制变量； γ 表示待估计系数； α 和 $\varepsilon_{i,t}$ 分别表示常数项和随机误差项。

5. 农业 ETFP 增长的分布动态演进分析。①核密度估计。核密度估计作为一种非参数估计方法，在探究动态分布问题时该方法得到了广泛应用。本文采用核密度考察农业 ETFP 增长的整体形状分布，探究农业 ETFP 增长分布的演进特征。具体地，农业 ETFP 增长的核密度曲线描述如下：

$$f(ETFP) = \frac{1}{Nh} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{ETFP_i - \overline{ETFP}}{h}\right) \quad (11)$$

(11) 式中： $ETFP_i$ 表示独立同分布的观测值，即农业 ETFP 指数； \overline{ETFP} 表示农业 ETFP 的均值； $K(\bullet)$ 为高斯核密度函数； h 为使用“拇指法”计算的最优带宽。

②空间马尔可夫链。传统马尔可夫链忽略了区域间的空间相互作用，本文采用空间马尔可夫链考察邻近区域对本区域农业 ETFP 增长分布动态演进的影响。具体地，本文将农业 ETFP 离散为 k 种类型，将传统 $N \times N$ 阶马尔可夫矩阵分解为 k 个 $N \times N$ 阶转移概率矩阵形式，刻画不同邻近区域条件下农业 ETFP 向上或者向下转移的可能性。本文使用 $m_{uv}(k)$ 表示某一区域在邻接空间滞后类型为 k 时，由 t 年的 u 类型转移到 $t+1$ 年的 v 类型的概率，进而考察空间效应对区域农业 ETFP 演变的影响。

(二) 数据来源与处理

本文选取中国 30 个省（区、市）2005—2021 年的面板数据进行测算分析^①。在测算农业 ETFP 以及收敛分析中，所涉及的数据均来自《中国农村统计年鉴》（2006—2022 年，历年）和《中国统计年鉴》（2006—2022 年，历年）。农业固定资产投资额数据来自《中国固定资产投资年鉴》（2006—2022 年，历年）。能源数据和能源折标准煤系数来自《中国能源统计年鉴》（2006—2022 年，历年）。粮食作物净利润数据来自《全国农产品成本收益汇编》（2006—2022 年，历年）。在农业生态价值测算中，土地覆盖数据来自 Yang and Huang（2021）开发的土地覆盖数据集，空间分辨率为 30 米 \times 30 米，时间分辨率为年。NPP 数据来自美国国家航空航天局 MODIS 产品数据，空间分辨率为 500 米 \times 500 米，时间分辨率为年^②。本文使用 R 软件将栅格形式的土地覆盖数据和 NPP 数据在省级层面进行汇总处理。降水数据来自欧洲中期天气预报中心等组织发布的 ERA5-Land 数据集^③。道路里程包括公路、

^①本文选择以 2005 年为研究数据的起始年份，主要原因在于：一是 2005 年前农业能源碳排放数据缺失值和异常值较多，二是中国碳减排目标以 2005 年作为基准年。

^②资料来源：NASA EARTHDATA, [https://search.earthdata.nasa.gov/search/granules?p=C1373412034-LPDAAC_ECS&pg\[0\]\[v\]=f&pg\[0\]\[gsk\]=start_date&g=G2823063887-LPDAAC_ECS](https://search.earthdata.nasa.gov/search/granules?p=C1373412034-LPDAAC_ECS&pg[0][v]=f&pg[0][gsk]=start_date&g=G2823063887-LPDAAC_ECS)。

^③资料来源：哥白尼气候变化服务数据平台, <https://cds.climate.copernicus.eu/cdsapp#!/dataset/reanalysis-era5-land-monthly-means?tab=overview>。

铁路和内河航道里程，数据来自《中国统计年鉴》（2006—2022年，历年）。水土保持率通过水土流失率间接得到，水土流失率数据来自《中国水土保持公报》（2012—2021年，历年），缺失数据用邻近年份相应数据替代。

四、中国农业生态全要素生产率增长的经验事实

（一）农业生态价值时空变化

本文使用动态当量调节因子模型测算得出中国及不同区域的农业生态价值^①。图1展示了2005—2021年全国和三大区域农业生态价值和地均农业生态价值的变化情况。

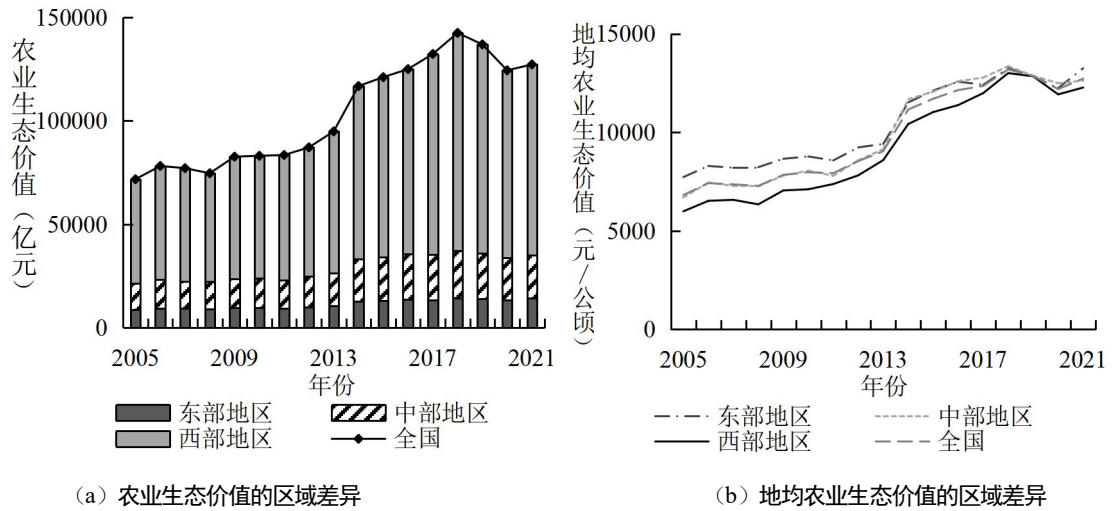


图1 2005—2021年农业生态价值和地均农业生态价值的区域差异

由图1(a)可知，2005—2021年，中国农业生态价值整体上呈波动上升趋势，年均增长3.64%^②。具体而言，中国农业生态价值由2005年的71783.83亿元增加到2006年的78196.80亿元，2007—2008年略微下降，2009—2018年逐渐增加，到2018年达到峰值，为142483.33亿元，2019—2021年出现回落。分区域来看，农业生态价值总量最多的是西部地区，中部地区次之，最后为东部地区。主要原因是，西部地区农业生态面积广阔，明显多于东部和中部地区。

由图1(b)可知，2005—2021年，中国地均农业生态价值呈现波动上升的趋势，地均农业生态价值从2005年的6818.17元逐渐上升到2021年的12728.92元，年均增长3.98%。分区域来看，东部地区的地均农业生态价值最大，中部地区次之，而西部地区最小。主要原因可能在于东部地区大部分属于季风气候，雨热同期，有助于植被生长，而西部地区主要以高原、山地、盆地为主，水土条件相对较差，生态系统十分脆弱。具体到省份来看，地均农业生态价值高值区域主要集中在云南、贵州、浙

^①囿于篇幅，并且因历年分省和不同生态系统及服务类型的农业生态价值并非本文研究重点，本文未展示相关数据结果。

^②年均增长率的计算公式为： $rate = \left(\sqrt[T]{ESV_e^r / ESV_0^r} - 1 \right) \times 100\%$ ， ESV_e^r 为最终年份的农业生态价值， ESV_0^r 为初始年份的农业生态价值， T 表示样本时间长度。

江、福建、广东、湖南等地区，例如，浙江省 2021 年地均农业生态价值达到 22587.68 元。主要原因可能是，上述省份均是森林、灌木茂盛的地区，且浙江、福建和广东等地经济发展水平较高，对生态效益的支付意愿比较强。而地均农业生态价值低值区域主要集中在新疆、宁夏、青海等地区，例如新疆 2021 年的地均农业生态价值仅为 1778.43 元。这些省份均是气候较为干旱的地区，土地贫瘠、降水稀少、生态脆弱，因此，地区单位面积农业生态价值较低。

（二）不同情形下的中国农业 TFP 比较

本文使用拓展的 EBM 模型分别测算了中国 2006—2021 年三种情形下的农业 TFP 指数，分别为传统农业 TFP 指数、农业 GTFP 指数和农业 ETFP 指数^①。其中，传统农业 TFP 指数仅考虑经济价值作为期望产出，未将农业碳排放作为非期望产出；农业 GTFP 指数将农业碳排放作为非期望产出，未将生态价值作为期望产出；农业 ETFP 指数将经济价值和生态价值同时作为期望产出，并将农业碳排放作为非期望产出，充分考虑了生态环境因素。

2006—2021 年中国传统农业 TFP 年均指数为 1.0438，表示该时期中国 30 个省（区、市）农业 TFP 年均增长率为 4.38%。同时，2006—2021 年中国农业 GTFP 年均指数为 1.0325，意味着该时期中国农业 GTFP 年均增长率为 3.25%，明显低于传统农业 TFP 年均增长率。这一研究发现与刘亦文等（2021）研究相似，表明忽视能源消耗所产生的碳排放可能导致测算的农业 TFP 偏高。

此外，2006—2021 年中国农业 ETFP 年均指数为 1.0308，表明 2006—2021 年中国农业 ETFP 年均增长率为 3.08%。对比三种情形测算结果发现，农业 ETFP 年均增长率略低于农业 GTFP 增长率，减少约 0.2 个百分点，并且远低于传统农业 TFP 增长率，减少 1.3 个百分点。这意味着，三种农业 TFP 指数的测算结果存在显著差异，也表明是否纳入农业生态价值对农业 TFP 的测算结果有明显影响。三种情形下的农业技术效率年均增长率分别为-0.35%、-0.17%和-0.51%，农业技术进步年均增长率分别为 4.75%、3.42%和 3.61%。可见，三种情形下，农业 TFP 分解项也存在明显差异。三种不同的情形下，农业技术进步均是 TFP 增长的主要驱动力，而技术效率对 TFP 增长的作用有限。农业技术效率都是下降的，反映了中国农业技术效率存在恶化趋势，“技术落后者”与“最佳实践者”的差距逐渐拉大。由此可见，将农业生态价值纳入农业 GTFP 的测算结果是合理且可行的。因此，后文将只分析农业 ETFP 的变化情况。

（三）中国农业 ETFP 增长的时空分异分析

1. 农业 ETFP 增长的时间趋势特征。图 2 反映了中国农业 ETFP 累积指数及其源泉的变化。从时间趋势看，农业 ETFP 增长呈现明显的阶段性波动增长趋势。农业 ETC 累积指数呈增长趋势，但农业 ETEC 累积指数呈不断下降趋势，表明农业生态技术效率存在恶化趋势。这一研究结果与杨万平和李冬（2020）对生态全要素生产率的研究结论一致。由图 2 可知，农业 ETFP 的变化趋势与农业 ETC 的变化趋势一致，而与农业 ETEC 的变化趋势相反。这表明，中国农业 ETFP 的增长，农业生态技术进步是其主要驱动力，而农业生态技术效率的贡献有限。

^①囿于篇幅，三种情形下的农业 TFP 指数的估计结果可登录本刊网站查看本文附录。

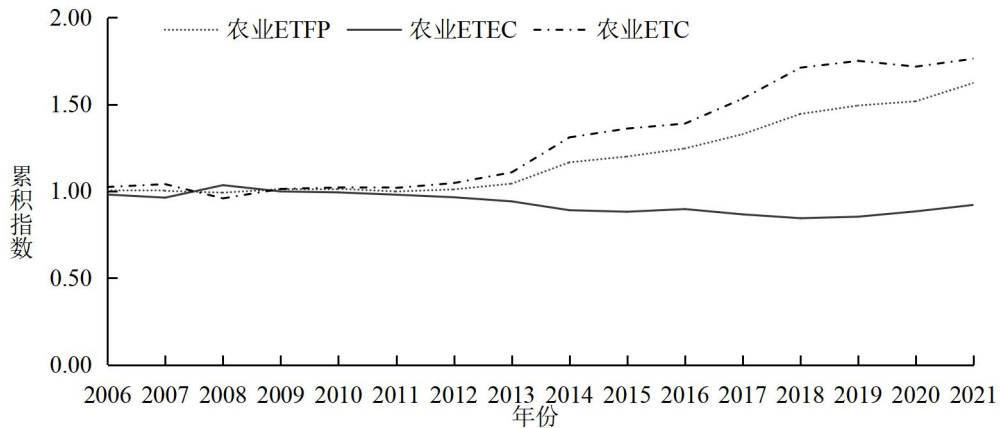


图2 中国农业ETFP累积指数及其源泉变化示意图（2006—2021年）

根据农业ETFP增长的时间变化趋势，大致可以划分为三个阶段：2006—2012年、2013—2016年和2017—2021年（见图2），不同阶段农业ETFP增长的速度和模式存在一定差异。在第一个阶段，农业ETFP增长速度十分缓慢，年均增长0.15%，表现为生态技术进步速度较慢（0.66%），而农业生态技术效率恶化（-0.51%），反映出这一时期环境污染形势严峻、生态系统退化、资源利用效率低、农业生态功能开发滞后等问题凸显，对生态文明理念的认识不足。在第二阶段，党的十八大提出要大力推进生态文明建设，强化了生态保护红线和环境质量底线，相继发布《水污染防治行动计划》等政策文件以及实施退耕还林还草、天然林资源保护等生态修复工程，中国农业ETFP迎来了高速增长期，年均增长5.39%，主要由前沿技术进步贡献（7.33%），但农业生态技术效率仍是恶化的（-1.81%），仍是一种典型的技术推进型“单驱动”增长模式。在第三阶段，党的十九大强调要加强农业面源污染防治、加大生态系统保护力度，人们生态文明意识明显增强，农业ETFP持续高速增长，年均增长5.44%，表现为农业生态技术进步增长迅速（4.88%），农业生态技术效率改善（0.53%），转变为由技术进步与技术效率改善共同推进的“双驱动”模式。

2. 农业ETFP增长的空间分异特征。图3展示了中国 and 不同区域农业ETFP累积指数变化情况。从图3可知，中国农业ETFP增长呈现“东部地区—中部地区—西部地区”的梯度增长。

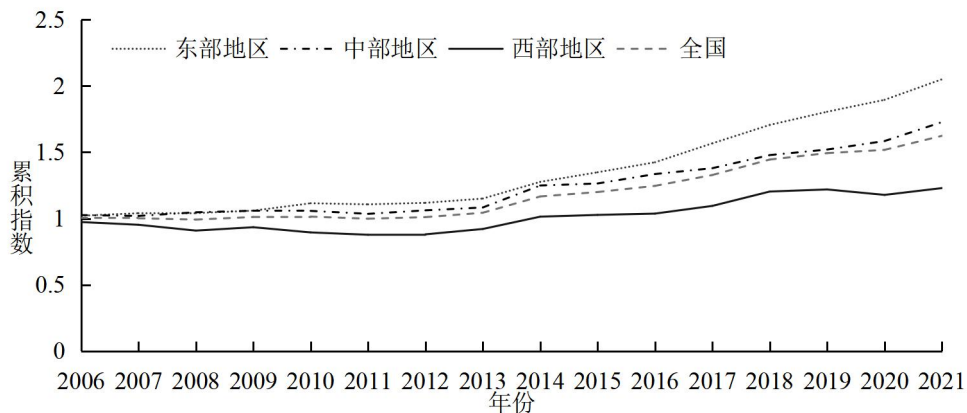


图3 中国及不同区域农业ETFP累积指数（2006—2021年）

表 2 展示了中国农业 ETFP 指数及其分解情况。通过分析表 2 可知，2006—2021 年，东部地区年均农业 ETFP 增长率最高，达到 4.59%，成为“领头羊”；中部地区年均农业 ETFP 增长率（3.48%）与全国农业 ETFP 增长率均值（3.08%）非常接近；而西部地区最低，仅为 1.30%，只略高于全国农业 ETFP 增长率均值的 1/3。这可能与东部地区单位面积农业生态价值较高有着密切关系，同时东部地区经济发展水平高，对生态文明的科普宣传力度和资金投入比西部地区更多，能更好地研发和应用农业新产品、新技术、新品种。

表 2 中国农业 ETFP 指数及其分解情况

省份或地区	ETEC	ETC	ETFP	省份或地区	ETEC	ETC	ETFP
北京	1.0000	1.0587	1.0587	河南	1.0024	1.0353	1.0378
天津	1.0000	1.0638	1.0638	湖北	1.0287	1.0148	1.0439
河北	1.0136	1.0387	1.0529	湖南	1.0159	1.0320	1.0484
辽宁	0.9858	1.0551	1.0401	中部地区	1.0004	1.0344	1.0348
上海	0.9624	1.0991	1.0578	内蒙古	0.9845	1.0554	1.0390
江苏	1.0040	1.0336	1.0377	广西	1.0000	0.9888	0.9888
浙江	1.0248	1.0338	1.0594	重庆	0.9555	1.0487	1.0020
福建	1.0173	1.0297	1.0476	四川	0.9862	1.0452	1.0308
山东	1.0156	1.0427	1.0590	贵州	1.0000	1.0246	1.0246
广东	1.0111	1.0123	1.0236	云南	1.0000	1.0356	1.0356
海南	0.9775	1.0291	1.0059	陕西	0.9822	1.0294	1.0111
东部地区	1.0009	1.0449	1.0459	甘肃	0.9823	1.0432	1.0247
山西	0.9708	1.0433	1.0128	青海	1.0000	1.0000	1.0000
吉林	0.9904	1.0392	1.0293	宁夏	0.9547	1.0050	0.9595
黑龙江	0.9811	1.0543	1.0344	新疆	0.9900	1.0401	1.0297
安徽	1.0011	1.0204	1.0215	西部地区	0.9849	1.0285	1.0130
江西	1.0136	1.0364	1.0505	全国	0.9949	1.0361	1.0308

注：表格中的数值为几何平均值。

此外，不同时期东部地区 and 中部地区农业 ETFP 增长波动幅度较小，生产率竞争优势明显，而西部地区农业 ETFP 增长出现了“下滑—增长—下滑”的阶段性波动，主要原因可能是西部大多数省份生态脆弱、经济相对落后，农业生态技术的创新能力不高，技术推广和应用能力也较差。

从省份层面来看，2006—2021 年中国省际农业 ETFP 增长存在两个明显特征：一是省份间农业 ETFP 增长差异显著。除宁夏和广西外，各省份农业 ETFP 均实现了正增长。其中，增速最快的 5 个省份依次为天津、浙江、山东、北京和上海，分别达 6.38%、5.94%、5.90%、5.87% 和 5.78%（见表 2）。这些省份多位于东部地区，经济发展水平较高，对生态文明建设的人、财、物投入较高，研发、应用生态环境友好型农业投入品，以及生态循环技术、产品与装备的能力较强。增速最慢的 5 个省份依次为宁夏、广西、青海、重庆和海南，分别为 -4.05%、-1.12%、0.00%、0.20% 和 0.59%（见表 2）。这些省份多位于西部地区，经济发展水平较低，受限于较差的农业资源禀赋及脆弱的生态环境，先进农

业技术成果推广工作开展得并不理想。

二是各省份的农业 ETFP 增长的驱动模式存在差异。从表 2 可知, 技术进步最明显的 5 个省份依次为上海、天津、北京、内蒙古和辽宁; 效率改善最明显的 5 个省份依次为湖北、浙江、福建、湖南和山东。在全国 30 个省(区、市)中, 上海、北京、天津、黑龙江、四川、甘肃等 16 个省份主要依靠技术进步单轮驱动农业 ETFP 增长; 浙江、山东、河北、江西等 11 个省份依靠效率改善和技术进步双轮驱动农业 ETFP 增长。此外, 宁夏、广西和青海 3 个西部省份出现技术效率和技术进步“双低”的现象, 严重制约了农业 ETFP 的提高。

五、中国农业 ETFP 增长的区域差异分析

在考察农业 ETFP 增长时空变化特征的基础上, 本文进一步探究中国农业 ETFP 增长的区域差异及其来源, 以及分析区域差异是否具有趋同性。

(一) Dagum 基尼系数的结果分析

1. 中国农业 ETFP 增长的总体差异及其来源。通过图 4 可知, 从总体基尼系数^①来看, 中国农业 ETFP 增长的差异整体上呈现明显的上升趋势, 总体基尼系数由 2006 年的 0.0531 增加到 2021 年的 0.1789, 年均增长 8.43%。这意味着, 中国农业 ETFP 增长的总体差距不断扩大, 不存在收敛趋势。主要原因可能是, 大多数省份特别是农业 ETFP 较低省份的农业生态技术推广效果并不是很好, 诸多前沿技术成果可能被束之高阁, 导致农业 ETFP 较低省份与农业 ETFP 较高省份的生产率增长差距不断扩大。同时, 本文将农业 ETFP 增长的总体差异分解为区域内差异、区域间净差异和组间超变密度。从区域内差异来看, 东部地区的内部差异总体呈现波动上升的趋势。从演化趋势来看, 可以分为两个阶段: 2006—2009 年是剧烈波动阶段, 该阶段东部地区的内部差异经历了“缩小—扩大”的过程, 波动十分明显; 2010—2021 年是平稳期, 东部地区的内部差异虽然略微加大, 但波动明显减小, 东部地区的基尼系数稳定在 0.10~0.13 之间。中部地区的内部差异总体呈扁平的 N 型变化特征。从演化趋势来看, 将其划分为两个阶段: 2006—2014 年是波动上升阶段, 且呈倒 U 型变化趋势, 基尼系数由 2006 年的 0.0304 增加至 2014 年的 0.0470; 2015—2021 年是快速上升阶段, 除个别年份区域内差异略有下降, 总体上呈现明显上升的态势。西部地区的内部差异总体呈明显上升趋势, 且在各区域中处于最高水平。从演化趋势来看, 可以划分为两个阶段: 2006—2014 年是波动上升阶段, 该阶段西部地区的内部差异明显增大, 而且波动较大; 2015—2021 年是快速上升阶段, 该阶段西部地区的内部差异表现出明显的上升趋势。由此可见, 农业 ETFP 的区域内差异存在“西部地区—东部地区—中部地区”依次递减的分布格局, 而且区域内差异逐渐增大, 表明不同区域内农业 ETFP 增长均没有收敛趋势。主要原因可能是: 在各区域内部, 相较于农业 ETFP 较低的省份, 农业 ETFP 较高的省份具有更强的科技创新能力。同时, 农业 ETFP 较低的省份对生态友好型农业生产技术的推广应用效果不好, 致使它们与农业 ETFP 较高省份的差距不断扩大。

^①囿于篇幅, 农业 ETFP 增长的基尼系数及其分解结果可登录本刊网站查看本文附录。

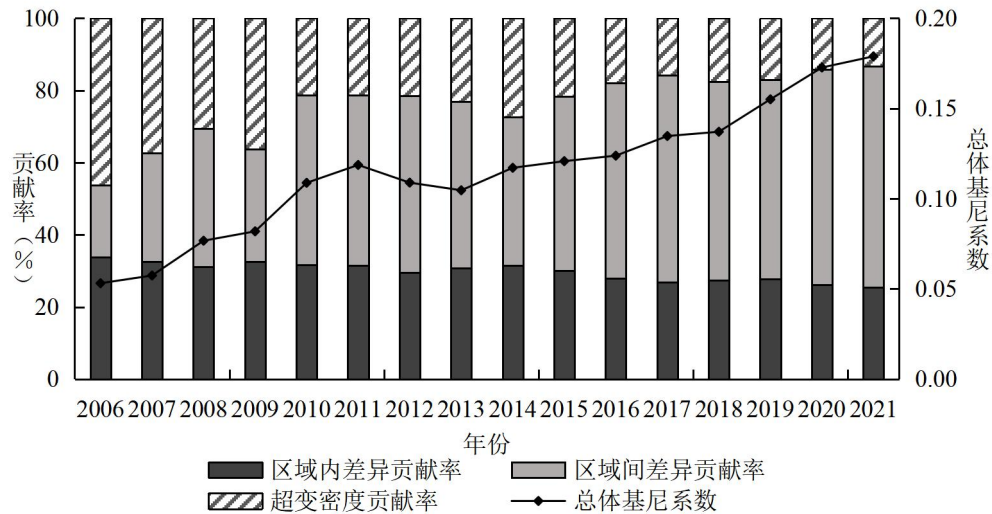


图4 中国农业ETFP增长的总体差异及其来源

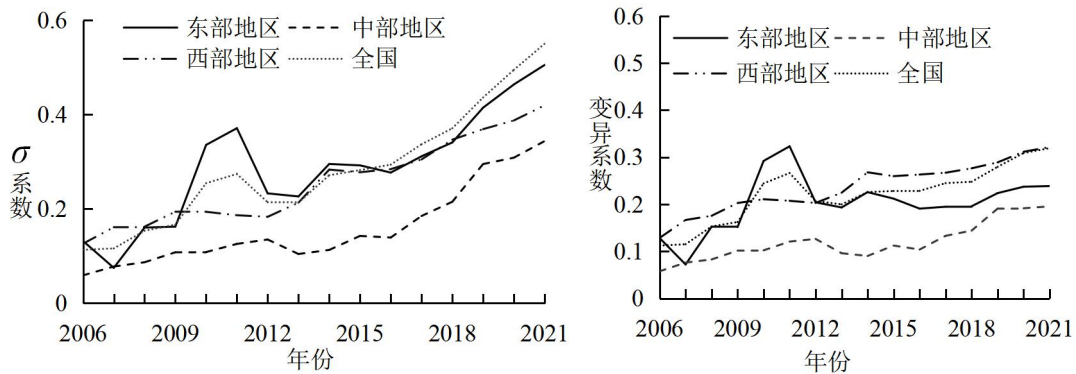
从区域间净差异来看，“东部地区—中部地区”差异、“东部地区—西部地区”差异和“中部地区—西部地区”差异在总体上均呈现波动上升的趋势，且三组区域间差异的演变趋势也较为一致。从演化趋势来看，可以划分为两个阶段：2006—2013年是波动上升阶段，呈现倒U型变化趋势；2014—2021年是持续上升阶段，该阶段三组区域间差异持续增大。同时，对比三组区域间差异不难发现，“东部地区—西部地区”差异明显高于“东部地区—中部地区”差异和“中部地区—西部地区”差异。由此可见，农业ETFP存在阶段性波动特征，区域间差距较大，仍未形成区域协调发展的空间格局。特别是东部地区与西部地区之间的差距较大且呈逐渐拉大的趋势。主要原因可能是：以北京、浙江、广东等为代表的东部地区，不再单纯以资源、环境为代价推动农业增长，而是依靠科技创新促进农业发展；而以宁夏、甘肃、青海、陕西等为代表的西部地区，自然条件艰苦、生态环境脆弱，农业生产过多依赖地膜以及化肥、农药等化学投入品，制约了农业可持续发展。从组间超变密度来看，超变密度的基尼系数在考察期内的波动非常平缓，围绕均值0.0247上下波动，未呈现明显的上升或下降趋势，意味着考察期内子样本之间交叉重叠的情况没有明显变化。

2. 中国农业ETFP增长差异来源的贡献率。从贡献率来看，区域间净差异对中国农业ETFP增长区域差异的贡献最大，贡献率均值达到46.33%，变动区间为20.06%~61.18%；其次是区域内差异，贡献率均值为29.77%，变动区间为25.49%~33.75%；组间超变密度的贡献最小，贡献率均值为23.90%，变动区间为13.34%~46.19%（见图4）。因此，中国农业ETFP区域差异主要来源于区域间净差异，其次是区域内差异，最后是超变密度。这也表明，要解决农业ETFP增长的区域差异问题，应着力缩小区域间净差异，尤其是东西差异。从具体演变趋势来看，在考察期内区域内差异贡献率变化不明显，组间超变密度贡献率呈明显下降趋势，而区域间净差异贡献率呈明显上升趋势（见图4）。结合区域间净差异贡献率大小及演变趋势，可以划分为两个明显的阶段：2006—2009年区域间差异贡献率的变化区间为20.06%~38.28%，呈现倒V型变化趋势；2010—2021年贡献率的变化区间为41.19%~61.18%，呈现V型变化趋势。

（二）中国农业 ETFP 增长的收敛特征分析

在考察中国农业 ETFP 增长的区域差异及其来源的基础上，进一步采用收敛模型检验农业 ETFP 增长的区域差异趋于收敛还是发散，以探求区域差异的演变趋势。

1. 农业 ETFP 增长的 σ 收敛分析。图 5 报告了 2006—2021 年全国和三大区域农业 ETFP 增长的 σ 系数和变异系数的变动情况。由图 5 可知，全国和三大区域农业 ETFP 增长的 σ 系数和变异系数均大致呈现“先增后降再增”的变化特征。



(a) 全国和三大区域农业 ETFP 增长的 σ 系数演变

(b) 全国和三大区域农业 ETFP 增长的变异系数演变

图 5 全国和三大区域农业 ETFP 增长的 σ 系数演变和变异系数演变

以 2013 年为节点，可分为两个阶段：2006—2013 年和 2014—2021 年。2006—2013 年，除西部地区外，全国、东部地区和中部地区农业 ETFP 增长的 σ 系数和变异系数呈现“长升短降”的趋势，其中，2011—2013 年农业 ETFP 增长差异呈现明显下降趋势。可能的解释是：党的十八大强调把生态文明建设放在突出地位，推动了农业 ETFP 较低省份与农业 ETFP 较高省份的区域合作，有助于农业 ETFP 较低的省份进一步快速发展。2014—2021 年，东部地区农业 ETFP 增长的 σ 系数和变异系数呈 U 型变化趋势，全国、中部地区和西部地区农业 ETFP 增长的 σ 系数和变异系数呈明显增大的趋势。由此，全国和三大区域农业 ETFP 增长均不存在明显的 σ 收敛。主要原因可能是：中国农业生态环境保护的科技创新支撑力和储备依然不足，对新技术、新成果的推广应用缓慢，农业 ETFP 较低水平的省份很难对较高水平省份实现快速赶超。

2. 农业 ETFP 增长的 β 收敛分析。表 3 报告了全国和三大区域农业 ETFP 增长的绝对 β 收敛和条件 β 收敛的检验结果。其中，(1) 列、(3) 列、(5) 列和 (7) 列为绝对 β 收敛检验的检验结果，(2) 列、(4) 列、(6) 列和 (8) 列为条件 β 收敛的检验结果。从绝对 β 收敛结果看，全国、东部地区、中部地区和西部地区的 β 系数方向为正，且在 1% 的统计水平上显著，表明全国、东部地区、中部地区和西部地区均不存在绝对 β 收敛。这意味着，不考虑其他条件，农业 ETFP 较低省份对农业 ETFP 较高省份的“追赶效应”不存在。可能的原因是，先进适用农业技术的推广应用效果不理想。从条件 β 收敛结果看，全国、东部地区、中部地区和西部地区的 β 系数均为负值且在 1% 的统计水平上显著，表明全国、东部地区、中部地区和西部地区均存在显著的条件 β 收敛。这意味着，在考虑经济发展水平、农业产业结构、受灾率等因素后，长期来看，全国和三大区域农业 ETFP 增长收敛于各

自稳态水平的趋势是存在的。

表3 全国和三大区域农业ETFP增长的绝对 β 收敛和条件 β 收敛检验结果

变量	全国		东部地区		中部地区		西部地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
β	0.084*** (0.006)	-0.196*** (0.034)	0.105*** (0.012)	-0.206*** (0.066)	0.112*** (0.005)	-0.314*** (0.071)	0.055*** (0.009)	-0.245*** (0.056)
α	0.007* (0.004)	0.319 (0.196)	-0.003 (0.009)	0.691* (0.408)	-0.013*** (0.003)	0.012 (0.425)	0.010** (0.004)	-0.143 (0.314)
控制变量	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制
R ²	0.870	0.304	0.897	0.266	0.990	0.510	0.824	0.490
F 统计量	186.97***	7.92***	78.29***	2.18***	593.18***	4.26***	42.08***	5.77***

注：括号中内数值为稳健标准误；*、**和***分别表示回归系数在10%、5%和1%的统计水平上显著。

六、中国农业ETFP增长的分布动态演进

收敛模型主要围绕TFP增长分布一阶矩和二阶矩展开，不能充分解决收敛问题（Quah, 1993），应进一步采用增长分布动态演进的方法考察中国 and 不同区域农业ETFP增长的动态演进特征。

（一）全国和不同区域农业ETFP增长的时序演变特征

本文采用核密度估计进一步揭示农业ETFP增长的时序动态演进特征。图6展示了中国和三大区域农业ETFP增长的核密度估计分布情况。

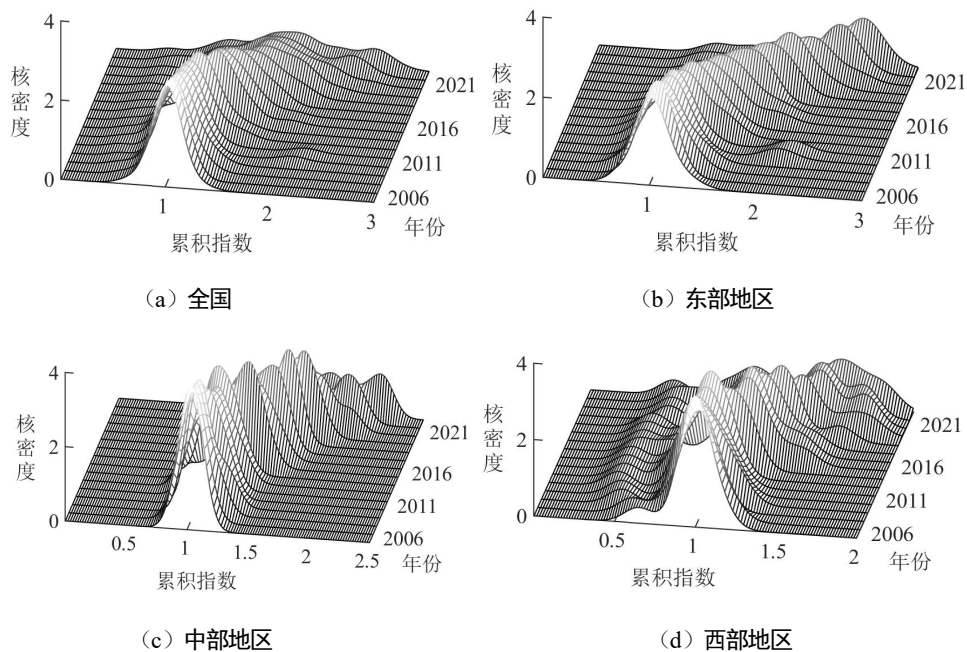


图6 中国和三大区域农业ETFP增长的核密度估计分布

1.全国农业 ETFP 增长的核密度估计。由图 6（a）可知，2006—2021 年，在曲线位置变化方面，核密度函数中心和曲线整体明显向右移动，反映出中国农业 ETFP 经历了增长过程。在峰值变化方面，波峰峰值经历波动下降的过程，变化区间明显扩大，表明中国省域间农业 ETFP 的差异存在逐渐增大趋势。在曲线形态上，2006—2009 年，呈明显的单峰分布。2010—2011 年，波峰从单峰演变为“一主一小”双峰格局。2012—2017 年，波峰从双峰再次变为单峰分布。2018—2021 年，波峰经历由“一主一次”双峰到“一主二小”三峰分布的过程，且这种分布形态逐渐稳定。这表明，在考察期内，中国农业 ETFP 增长明显，但省际差距持续扩大，出现多极分化现象。可能的原因是：经济发展水平、社会发展阶段的不同使得不同省份对生态环境的重视程度、对环境舒适性的需求存在差异，影响各省份对生态环保先进农业技术的研发和推广应用，从而加大了农业 ETFP 增长的省际差距。

2.三大区域农业 ETFP 增长的核密度估计。由图 6（b）可知，2006—2021 年，在曲线位置变化方面，核密度函数中心和曲线整体明显向右移动，反映出东部地区农业 ETFP 经历了增长过程。在峰值变化方面，波峰峰值呈明显的下降趋势，变化区间呈扩大趋势，表明东部地区各省份之间农业 ETFP 的差距存在逐渐扩大趋势。在曲线形态上，2006—2009 年，呈明显的单峰分布。2010—2011 年，波峰从单峰演变为“一主一小”双峰格局。2012—2021 年，波峰从双峰再次变为单峰分布。这表明，在考察期内中国东部地区农业 ETFP 增长的省际差距出现了先扩大后缩小的趋势。可能的原因是：随着经济发展水平提高，东部各省份对生态价值的重视程度增强，在财政支农、环境规制等方面逐渐趋于一致，从而客观上促进了东部地区农业 ETFP 增长省际差距的缩小。

由图 6（c）可知，2006—2021 年，在曲线位置变化方面，核密度函数中心和曲线整体明显向右移动，反映出中部地区农业 ETFP 经历了增长过程。在波峰变化方面，波峰峰值呈下降趋势，变化区间呈扩大趋势，表明中部地区省份间农业 ETFP 的差距存在逐渐扩大趋势。在曲线形态上，2006—2018 年，呈明显的单峰分布。2019—2021 年，双峰分布逐渐显现。这表明，中国中部地区省份间农业 ETFP 增长的差距持续扩大，极化现象开始显现。

由图 6（d）可知，2006—2021 年，在曲线位置变化方面，核密度函数中心和曲线整体明显向右移动，反映出西部地区农业 ETFP 经历了增长过程。在峰值变化方面，波峰峰值呈明显的下降趋势，变化区间呈扩大趋势，表明西部地区各省份之间农业 ETFP 的差距存在逐渐扩大趋势。在曲线形态上，2006—2013 年，呈明显“一大一小”双峰分布。2014—2021 年，波峰从双峰分布演变为“一主两小”多峰格局。这表明，中国西部地区省份间农业 ETFP 增长的差距持续扩大，出现多极分化现象。可见，中部地区和西部地区省份间农业 ETFP 增长差距均呈扩大趋势。可能的原因是：中部地区和西部地区内部省份间的经济发展水平差距较大，在生态文明建设上人、财、物的投入力度不同，进而使得农业技术成果推广应用的效果存在差异，从而导致中部地区和西部地区农业 ETFP 增长省际差距的扩大。

（二）中国农业 ETFP 增长的空间演变特征

在有效把握中国农业 ETFP 增长演进规律的基础上，本文进一步采用传统马尔可夫链和空间马尔可夫链刻画其随空间变化的演进规律。本文使用四分位数方法，将农业 ETFP 指数累积值划分为低水平组、中低水平组、中高水平组和高水平组。

1. 农业 ETFP 增长的传统马尔可夫链分析。由表 4 可知，在未考虑地理空间因素下农业 ETFP 增长的动态演进特征如下：第一，农业 ETFP 增长分布的内部流动性较弱。低水平组、中低水平组、中高水平组和高水平组的转移概率矩阵在对角线上的数值均大于非对角线上的数值，对角线上的数值分别为 0.7778、0.6441、0.7265 和 0.9796，表明低水平组、中低水平组、中高水平组和高水平组“俱乐部趋同”特征均具有很强的稳定性，即一个地区随着时间变化农业 ETFP 类型变化的概率非常小，存在很强的“路径依赖”与“自身锁定”效应。第二，农业 ETFP 增长转型多发生在相邻分组之间递次转移，跨越组别转移的可能性非常小。低水平组向中低水平组转变的概率为 0.1880，中高水平组向高水平组转变的概率为 0.2051，任何组别越级转移的最大概率为 0.0342（低水平组向中高水平组转变的概率），表明农业 ETFP 增长跨越转移很难发生。第三，农业 ETFP 增长的动态演进过程中存在一定程度的“马太效应”。高水平组和低水平组保持原有状态的概率分别为 0.9796 和 0.7778，明显高于中高水平组和中低水平组保持原有状态的概率 0.7265 和 0.6441。也就是说，高水平组地区很容易保持领先状态，但低水平组地区却很难摆脱落后状态，出现两极分化现象。主要原因可能是：与高水平组地区相比，低水平组地区一般经济发展水平较低，生态保护意识较为薄弱，农业生产更多依赖于资源消耗，造成生态环境的破坏，进而难以实现农业 ETFP 跨越式增长。

表 4 传统马尔可夫链转移概率矩阵

类型	频数	低水平	中低水平	中高水平	高水平
低水平	117	0.7778	0.1880	0.0342	0.0000
中低水平	118	0.1271	0.6441	0.2288	0.0000
中高水平	117	0.0085	0.0598	0.7265	0.2051
高水平	98	0.0000	0.0000	0.0204	0.9796

2. 农业 ETFP 增长的空间马尔可夫链分析。由表 4 和表 5 可知，与传统马尔可夫链相比，空间马尔可夫链的转移概率发生了较为明显的变化。例如，当不考虑邻近区域时，低水平组转为中低水平组的概率为 0.1880；而当低水平组与低水平组、中低水平组、中高水平组和高水平组地区相邻时，低水平组转移为中低水平组的概率分别为 0.1667、0.1765、0.2632 和 0.2000。可见，是否考虑空间因素，农业 ETFP 的转移概率存在显著差异。具体地：对于低水平组地区，当其与低水平组、中低水平组、中高水平组和高水平组地区相邻时，它们向上转移的概率分别为 0.1905、0.2353、0.2632 和 0.2000，表明低水平组地区与中低水平组和中高水平组地区为邻时，低水平组地区向上转移的潜力更大。对于中低水平组地区，当其与低水平组、中低水平组、中高水平组和高水平组地区相邻时，它们保持自身不变的概率分别为 0.5714、0.6935、0.6667 和 0.4286，向上转移的概率分别为 0.2857、0.1935、0.2381

和 0.2857，向下转移的概率分别为 0.1429、0.1129、0.0952 和 0.2857，表明考虑空间因素后，中低水平组保持自身状态的概率明显大于向上转移或向下转移的概率，说明内部流动性较弱，存在一定程度的“俱乐部趋同”特征。对于中高水平组地区，当其分别与低水平组、中低水平组、中高水平组和高水平组相邻时，它们向上转移的概率分别为 0.0909、0.1111、0.2632 和 0.3077。可以看出，随着空间滞后类型升级，农业 ETFP 向上转移的概率逐渐上升，表明当与农业 ETFP 水平较高的地区相邻时，本地区更容易提升农业 ETFP，存在“与邻为善”现象。对于高水平组地区，与中低水平组、中高水平组和高水平组地区相邻时，它们保持自身状态不变的概率分别为 0.8333、0.9744 和 1，向下转移的概率分别为 0.1667、0.0256 和 0，而不考虑空间因素时，高水平组地区向下转移的概率为 0.0204。可见，当高水平组地区与高水平组地区相邻时，地区间可能存在合作或良性竞争，导致这些地区向下转移的概率减小。主要原因可能是：高水平地区生态保护意识较强，通过技术创新和与周边地区开展技术合作交流，能够发挥示范带动作用，有利于促进这些地区农业 ETFP 增长。

表 5 空间马尔可夫链转移概率矩阵

空间滞后	类型	频数	低水平	中低水平	中高水平	高水平
低水平	低水平	42	0.8095	0.1667	0.0238	0.0000
	中低水平	28	0.1429	0.5714	0.2857	0.0000
	中高水平	11	0.0000	0.2727	0.6364	0.0909
	高水平	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
中低水平	低水平	51	0.7647	0.1765	0.0588	0.0000
	中低水平	62	0.1129	0.6935	0.1935	0.0000
	中高水平	36	0.0278	0.0278	0.8333	0.1111
	高水平	6	0.0000	0.0000	0.1667	0.8333
中高水平	低水平	19	0.7368	0.2632	0.0000	0.0000
	中低水平	21	0.0952	0.6667	0.2381	0.0000
	中高水平	57	0.0000	0.0175	0.7193	0.2632
	高水平	39	0.0000	0.0000	0.0256	0.9744
高水平	低水平	5	0.8000	0.2000	0.0000	0.0000
	中低水平	7	0.2857	0.4286	0.2857	0.0000
	中高水平	13	0.0000	0.1538	0.5385	0.3077
	高水平	53	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000

七、结论与启示

本文采用动态当量调节因子模型估算了 2005—2021 年中国 30 个省（区、市）的农业生态价值，进而构建农业生态全要素生产率的投入产出指标体系，并使用 EBM-GML 模型测度中国农业生态全要素生产率、技术进步和技术效率。在此基础上，本文通过综合使用 Dagum 基尼系数、核密度估计、马尔可夫链等方法揭示了中国农业 ETFP 增长的基本特征、区域差异及其来源与动态演进特征。主要研

究结论如下：

第一，从经验事实来看，2005—2021 年中国 ETFP 增长主要由生态技术进步驱动，生态技术效率的贡献有限，且具有阶段性的波动式增长和明显的空间非均衡性特征。在时序变化方面，中国农业 ETFP 呈阶段性的波动增长趋势。在空间差异方面，中国农业 ETFP 增长呈现“东部地区—中部地区—西部地区”的梯度增长，省际农业 ETFP 增长同样存在明显差异。

第二，从区域差异来看，ETFP 总体差异呈现扩大趋势，而且主要来自区域间差异。在区域内差异方面，东部地区、中部地区和西部地区三大区域的基尼系数均呈上升趋势，其中上升最快的区域是西部地区。在区域间差异方面，中国农业 ETFP 的区域间差异较大，其中最大的是“东部地区—中部地区”间差异。在贡献率方面，区域间差异对中国农业 ETFP 整体区域差异的贡献最大。在收敛特征方面，全国和三大区域的农业 ETFP 增长均不存在 σ 收敛和绝对 β 收敛，但是存在条件 β 收敛。

第三，从动态演进特征来看，ETFP 增长的分布形态呈现由单峰向两极化和多极化演进趋势，分布动态呈现低流动性和强持久性特征。在分布形态方面，全国整体农业 ETFP 在考察期内持续增长，但地区差距不断扩大。东部地区、中部地区和西部地区的农业 ETFP 演变趋势与全国类似，呈现增长趋势，地区各省份之间的差距逐渐扩大。与全国地区、中部地区和西部地区不同，东部地区并未呈现两极化或多极化特征。在分布动态方面，中国农业 ETFP 增长类型转移具有“路径依赖”与“自身锁定”效应，跨越组别转移的概率非常小，且存在一定程度的“马太效应”。空间因素在农业 ETFP 增长的动态变化过程中起着重要作用。

提高 ETFP 是推进生态文明建设和实现农业高质量发展的核心驱动力，是转变农业发展方式、培育农业增长新动能的关键举措，更是缩小区域发展差距、推进农业经济与生态环境协调发展的政策着力点。基于上述研究结论，本文得到如下政策启示：

第一，增强生态意识，完善 ETFP 的测度体系。现有的农业 ETFP 测算指标选取尚不统一，期望产出指标多以单一的经济价值为主。随着生态经济理论的发展和社会各界对生态文明的广泛关注，学术界和政府部门应充分重视农业系统所蕴藏的生态价值，在测算农业全要素生产率过程中，有必要将生态价值指标纳入考虑，从而更加科学准确地分析农业经济增长的质量和可持续性，为推动生态文明建设和农业高质量发展提供科学依据。

第二，加强技术研发和成果转化应用，增强技术进步和效率改善对农业生态全要素生产率提升的驱动力。一方面，要加大对农业生态技术创新的政策支持、资金保障力度，推进人力资本和创新资源的培育，持续推进生态技术创新，充分发挥生态技术创新对农业 ETFP 提升的重要驱动力。另一方面，要推进农业生态技术成果转化应用，开展农业生态技术交流服务，加强农业技术普及和推广应用，提高农户应用新技术的积极性，推动农业 ETFP 实现“双驱动”增长模式。

第三，因地制宜地制定差异化的 ETFP 提升策略。对于东部地区，应发挥资金、技术和人才等方面的先发优势，强化农业科技创新和制度创新，充分发挥辐射带动作用。对于中部地区，应立足禀赋

资源和农业发展实际，引进先进适用的农业技术和成果。对于西部地区，应强化农业生态保护和环境治理，推动农业生态技术应用和推广。同时，东部地区、中部地区和西部地区应加强交流与合作，促进资金、技术和人才等要素在地区间的充分流动，协同提升农业 ETFP。

参考文献

- 1.陈卫平, 2006:《中国农业生产率增长、技术进步与效率变化:1990—2003年》,《中国农村观察》第1期,第18-23页。
- 2.邓元杰、侯孟阳、贾磊、汪亚琴、张晓、姚顺波, 2022:《基于生态系统服务价值评估的长征沿线革命老区生态补偿策略》,《应用生态学报》第1期,第159-168页。
- 3.杜江、王锐、王新华, 2016:《环境全要素生产率与农业增长:基于DEA-GML指数与面板Tobit模型的两阶段分析》,《中国农村经济》第3期,第65-81页。
- 4.葛鹏飞、王颂吉、黄秀路, 2018:《中国农业绿色全要素生产率测算》,《中国人口·资源与环境》第5期,第66-74页。
- 5.郭海红、刘新民, 2021:《中国农业绿色全要素生产率的时空分异及收敛性》,《数量经济技术经济研究》第10期,第65-84页。
- 6.何秀荣, 2023:《农业强国若干问题辨析》,《中国农村经济》第9期,第21-35页。
- 7.李谷成、范丽霞、冯中朝, 2014:《资本积累、制度变迁与农业增长——对1978—2011年中国农业增长与资本存量的实证估计》,《管理世界》第5期,第67-79页。
- 8.李谷成、尹朝静、吴清华, 2015:《农村基础设施建设与农业全要素生产率》,《中南财经政法大学学报》第1期,第141-147页。
- 9.李自强、叶伟娇、梅冬、郑茨文, 2022:《环境规制视角下农业基础设施对粮食生态全要素生产率的影响》,《中国生态农业学报(中英文)》第11期,第1862-1876页。
- 10.刘亦文、欧阳莹、蔡宏宇, 2021:《中国农业绿色全要素生产率测度及时空演化特征研究》,《数量经济技术经济研究》第5期,第39-56页。
- 11.孙能利、巩前文、张俊飏, 2011:《山东省农业生态价值测算及其贡献》,《中国人口·资源与环境》第7期,第128-132页。
- 12.田云、尹忞昊, 2022:《中国农业碳排放再测算:基本现状、动态演进及空间溢出效应》,《中国农村经济》第3期,第104-127页。
- 13.谢高地、鲁春霞、冷允法、郑度、李双成, 2003:《青藏高原生态资产的价值评估》,《自然资源学报》第2期,第189-196页。
- 14.薛明皋、邢路、王晓艳, 2018:《中国土地生态系统服务当量因子空间修正及价值评估》,《中国土地科学》第9期,第81-88页。

- 15.杨万平、李冬, 2020: 《中国生态全要素生产率的区域差异与空间收敛》, 《数量经济技术经济研究》第9期, 第80-99页。
- 16.杨文杰、刘丹、巩前文, 2019: 《2001—2016年耕地非农化过程中农业生态服务价值损失估算及其省域差异》, 《经济地理》第3期, 第201-209页。
- 17.易小燕、黄显雷、尹昌斌、王恒, 2019: 《福建省农业资源价值测算及生态价值实现路径分析》, 《中国工程科学》第5期, 第137-143页。
- 18.尹朝静、高雪, 2022: 《纳入气候因素的中国农业全要素生产率再测算》, 《中南财经政法大学学报》第1期, 第110-122页。
- 19.尹朝静、李谷成、范丽霞、高雪, 2016: 《气候变化、科技存量与农业生产率增长》, 《中国农村经济》第5期, 第16-28页。
- 20.张俊、汪辉、冯越琚, 2023: 《农业生态系统服务价值评价及其驱动因素：基于动态调节当量的实证考察》, 《财贸研究》第4期, 第33-46页。
- 21.张乐、曹静, 2013: 《中国农业全要素生产率增长：配置效率变化的引入——基于随机前沿生产函数法的实证分析》, 《中国农村经济》第3期, 第4-15页。
- 22.Ayerst, S., L. Brandt, and D. Restuccia, 2020, “Market Constraints, Misallocation, and Productivity in Vietnam Agriculture”, *Food Policy*, Vol.94, 101840.
- 23.Becker, R. A., 1982, “Intergenerational Equity: The Capital-Environment Trade-Off”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 9(2): 165-185.
- 24.Chung, Y. H., R. Färe, and S. Grosskopf, 1997, “Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach”, *Journal of Environmental Management*, 51(3): 229-240.
- 25.Costanza, R., R. d’Arge, R. de Groot, S. Farber, M. Grasso, B. Hannon, K. Limburg, S. Naeem, R. V. O’Neill, J. Paruelo, R. G. Raskin, P. Sutton, and M. V. D. Belt, 1997, “The Value of the World’s Ecosystem Services and Natural Capital”, *Nature*, Vol. 387: 253-260.
- 26.Dagum, C., 1997, “A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio”, *Empirical Economics*, Vol. 22: 515-531.
- 27.Gong, B., 2018, “Agricultural Reforms and Production in China: Changes in Provincial Production Function and Productivity in 1978–2015”, *Journal of Development Economics*, Vol. 132: 18-31.
- 28.Oh, D., 2010, “A Global Malmquist-Luenberger Productivity Index”, *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 34: 183-197.
- 29.Quah, D., 1993, “Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth”, *European Economic Review*, 37(2-3): 426-434.
- 30.Solow, R. M., 1956, “A Contribution to the Theory of Economic Growth”, *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1): 65-94.
- 31.Tone, K., and M. Tsutsui, 2010, “An Epsilon-Based Measure of Efficiency in DEA-A Third Pole of Technical Efficiency”, *European Journal of Operational Research*, 207(3): 1554-1563.

32. Yang, J., and X. Huang, 2021, “The 30 M Annual Land Cover Dataset and Its Dynamics in China From 1990 to 2019”, *Earth System Science Data*, 13(8): 3907-3925.

(作者单位：¹西南大学经济管理学院；

²西南大学农村经济与管理研究中心；

³中南财经政法大学工商管理学院)

(责任编辑：柳 荻)

China’s Agricultural Ecological Total Factor Productivity Growth in: Empirical Facts, Regional Differences, and Dynamic Evolution

YIN Chaojing YANG Kun TIAN Yun

Abstract: Based on panel data of 30 provinces in China from 2005 to 2021, this paper firstly estimates the agricultural ecological value scientifically, then incorporates it as a desirable output into the total factor productivity measurement system, and constructs the EBM-GML model to measure and decompose the growth of agricultural ecological total factor productivity in China. It also analyzes the spatial-temporal evolution characteristics of agricultural ecological total factor productivity growth by using Dagum’s Gini coefficient, convergence model, kernel density estimation and Markov chain. The findings are as follows. Firstly, from 2005 to 2021, China’s agricultural ecological value showed a fluctuating upward trend and the spatial distribution pattern was “the highest in the west, lower in the middle, and the lowest in the east”. Secondly, the average annual growth rate of China’s agricultural ecological total factor productivity was 3.08%, showing periodic fluctuating growth and obvious spatial non-equilibrium characteristics. Its growth was mainly driven by ecological technology progress. Thirdly, the overall difference in the growth of agricultural ecological total factor productivity showed a significant expansion trend, mainly due to inter-regional differences. In addition, there was no σ convergence and unconditional β convergence for both the whole country and the three major agricultural regions, but there is conditional β convergence. Lastly, the regional gap in the growth of agricultural ecological total factor productivity had widened significantly, and the distribution pattern had a tendency to evolve from “single polarization” to “polarization” and “multi-polarization”, and the internal mobility of distribution dynamics was weak.

Keywords: Agricultural Ecological Value; Total Factor Productivity; EBM-GML Model; Dynamic Evolution

制度组态视角下提升农业绿色全要素生产率的 多元路径探析*

——基于动态 QCA 的面板数据分析

方 芳 张立杰 赵 军

摘要：本文基于 2001—2020 年中国省级面板数据，运用动态模糊集定性比较分析方法，从时空维度考察了政府、市场和社会在提升农业绿色全要素生产率方面发挥的多因素联动效应，探寻了在渐进式改革中农业绿色发展的多元路径。研究发现：实现高农业绿色全要素生产率需要多因素协同发挥作用，单个因素无法单独发挥作用来实现高农业绿色全要素生产率，高政府支持在提升农业绿色全要素生产率方面具有重要作用，政府支持缺乏和市场化落后是造成部分地区农业绿色全要素生产率较低的核心因素；中国农业绿色发展存在多元路径和复杂机制，四类组态路径可实现高农业绿色全要素生产率，包括政府—市场—社会多元驱动型、政府主导型、政府—市场二元驱动型和多元协同的城镇化驱动型；农业绿色发展存在明显的时间效应，且各省份在实现高农业绿色全要素生产率中并不遵循一致的组态路径；城镇化为农业绿色发展带来新的机遇，在“大国小农”的基本国情农情下农业经营规模需要因地制宜。

关键词：农业绿色全要素生产率 环境规制 制度组态 动态 QCA

中图分类号：F323.22 **文献标识码：**A

一、引言

农业绿色发展是乡村振兴的先决条件，是经济社会绿色转型和建设美丽中国的关键问题（李周，2023）。农业生产在重要农产品保供、助农增收等方面做出了巨大的贡献，但也带来了资源消耗过度

*本文研究得到国家社会科学基金项目“新疆国际陆港区高质量建设研究”（编号：22ZX016）、国家社会科学基金项目“乡村旅游文化产业的知识产权创新机制研究”（编号：19XJY018）和新疆大学经济与管理学院研究生“丝路科研奖学金”项目“农业绿色全要素生产率的区域差异及分布动态演进”（编号：JGSL2022007）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，当然，文责自负。

与农业污染严重的问题,资源匮乏与环境污染双重约束已成为农业绿色发展的桎梏(金书秦等, 2021)。党的二十大报告明确提出,加快发展方式绿色转型^①。在转变农业增长方式、破解农业绿色发展难题的窗口期,农业发展不仅要做到减少化肥农药等生产要素的投入以提高资源利用效率和控制环境污染,而且必须确保粮食供应安全与农民增收,这是一个两难的问题。农业绿色全要素生产率(agricultural green total factor productivity, 简称 AGTFP)不仅考虑了农业产出中的期望产出,还包含了环境污染等非期望产出,能全面反映农业绿色发展的综合竞争力,成了衡量资源环境与经济增长之间关系的良好指标(李谷成, 2014)。

既有文献对 AGTFP 开展了多方面的探讨,较多文献关注的是如何准确评估 AGTFP 并分析其时空分布情况。但由于研究对象、研究时期和农业产出相关指标的选择不同,导致 AGTFP 的测算结果存在差异。例如:葛鹏飞等(2018)选取农业碳排放为非期望产出指标,分析了种植业的绿色全要素生产率;叶初升和惠利(2016)则选取农业面源污染为非期望产出指标,衡量了种植业的绿色全要素生产率;杨骞等(2019)同时将农业碳排放和面源污染纳入非期望产出指标,考察了种植业绿色全要素生产率的空间分异和驱动因素;郭海红和刘新民(2020)则在此基础上探究了广义 AGTFP 的时空分异和收敛性。这些研究达成的一个共识是,中国 AGTFP 的区域差异较大,东部地区是 AGTFP 增长的先行区域,中西部地区农业绿色发展缓慢。还有少部分文献关注了城镇化、产业结构、技术进步、财政金融和经营规模等对 AGTFP 的影响(李健旋, 2021)。

环境规制作为一种干预手段,是实现经济与资源环境协调发展的重要途径,它在解决环境问题上的重要贡献越来越受到重视。现有研究主要从政府、市场和社会三个维度环境规制的影响展开分析,但不同类型环境规制对农业绿色发展的具体影响到底如何尚无定论。例如:展进涛和徐钰娇(2019)认为,命令控制型环境规制和市场激励型环境规制均有利于提升 AGTFP。朱润等(2021)研究发现,引导型环境规制相较于约束型环境规制和激励型环境规制而言,对规模养猪户生猪粪便资源化利用决策具有更明显的正向影响。

现实中,政府、市场和社会三方力量在农业绿色发展方面并非独立发挥作用,而是相互依赖、共同作用,因此,探究不同制度组合作用下提升 AGTFP 的多元路径显得尤为重要。这也契合了基于溯因逻辑的组态理论。该理论认为,结果是由多种因素共同导致的,且多种因素之间存在相互依赖与共同作用,多因素间的不同联动匹配可能会带来不同的结果。杜运周等(2020)基于组态理论提出了制度组态的概念,认为多种制度因素存在以复杂方式组合的情况,且这些组合之间可能具有等效性,最终能获得一个结果的多种替代路径。制度组态的提出为回答不同制度逻辑在互动中如何形成多种制度组合,以实现某一发展目标带来了新的研究思路。例如:贾建锋等(2023)从制度组态的视角探究了政府、市场和社会的不同制度组合方式如何提升绿色技术创新效率,发现不同省份在政府、市场和社会力量存在差异时,可以根据自身优势选择适宜的发展路径。农业绿色发展同样受到政府、市场和社会

^①习近平, 2022:《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》,北京:人民出版社,第 50 页。

会的共同影响,一方面,农产品价格波动和农业生产要素配置受到市场机制的影响;另一方面,农业生态价值的公共物品属性又决定了农业环境治理离不开政府的环境规制。此外,社会公众作为各类环境政策的参与者和监督者,他们的环保意识在一定程度上影响着绿色环保技术的推广和应用。事实上,《“十四五”全国农业绿色发展规划》就明确提出,坚持政府引导、市场主导,引导农民、企业和社会力量参与农业绿色发展的基本原则^①。那么如何识别政府、市场与社会力量的协同效应与互动机制,构建农业绿色发展的多元路径?不同地区如何寻找适合自身的发展路径?从制度组态视角回答这些问题,对提升农业绿色全要素生产率以实现农业绿色转型发展具有重要意义。

综上所述,以往研究证明了农业绿色发展受多种因素影响,为本文奠定了良好的基础,但仍有值得拓展的空间,尤其是考虑多因素组合作用对AGTFP影响的研究相对较少。因此,借助定性比较分析(qualitative comparative analysis,简称QCA)方法进一步准确考察制度因素如何影响AGTFP,是对已有研究的有益补充。本文的边际贡献主要在于:第一,在研究视角上,以往研究大多基于单一因素视角,探究单个因素对AGTFP的线性影响,而复杂系统中多因素对AGTFP的影响和驱动机制值得进一步探讨,本文基于多重制度因素构建理论分析框架,从制度组态视角探究不同制度因素组合如何提升AGTFP,为深入剖析农业绿色发展问题提供一种新的研究思路。第二,在研究方法上,既有研究大多采用传统的回归分析,需要一定的假设检验,内生性问题可能难以完全解决,本文借助动态QCA方法分析农业绿色发展问题,这种基于溯因逻辑的定性分析方法能有效避免内生性问题,以获得制度因素对AGTFP影响的准确经验证据。第三,本文积极响应国内外学者对动态组态理论研究应用的呼吁,将时间因素纳入AGTFP的影响因素开展分析,评估和对比制度因素对AGTFP影响在省内和省际的差异,这对于深化动态组态理论研究具有积极的推动作用。

二、理论分析框架

(一) 制度因素对农业绿色全要素生产率的影响

制度因素对中国经济增长的影响有目共睹,环境规制与绿色全要素生产率的关系成了学术界的热点话题之一。常见的环境规制类型有政府型、市场型和公众参与型三类,不同的环境规制工具对农业绿色发展的影响可能具有差异(朱润等,2021)。

政府型环境规制分为监管类和激励类。监管类主要是依靠政府颁布一些法律法规、条例等对行为主体进行强制性约束,在政府监管下,污染排放者只能按照规制的技术标准或在一定的范围内进行生产活动,超过一定范围则会受到相应的惩罚。这种环境规制执行效果明显、见效快,但也存在执行成本较高等不足(马国群和谭砚文,2021)。激励类主要是政府通过经济措施引导企业和个体朝着绿色环保的方向发展,例如:政府通过加大财政资金支持促进农业绿色技术的研发和推广,搭建绿色研发平台和吸引创新人才,从而推动农业绿色技术进步。此外,一定的环境治理投资还可以有效地弥补环

^①参见《农业农村部 国家发展改革委 科技部 自然资源部 生态环境部 国家林草局关于印发〈“十四五”全国农业绿色发展规划〉的通知》, <https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-09/07/5635867/files/737ff96c0cc74f788394eb6194cc44c6.pdf>。

境规制带来的成本效应，进而提升农业绿色效率。

市场型环境规制是指通过市场调节机制激励行为主体减少污染排放。根据庇古税原理，排污费(税)可以有效地将生产污染排放带来的外部性内部化，敦促经济行为主体降低排污量，并朝着绿色环保方向发展。市场型环境规制较政府型环境规制具有更加灵活的优势，在发达国家也取得了良好的环境治理绩效，也是当前中国环境规制的重要工具，但相关研究还存在诸如未将多种市场型环境规制纳入统一研究框架等不足。

公众参与型环境规制是环境污染前端治理的一条重要途径，公众参与对环境政策的实施效果有重要的影响。一方面，在政府的宣传和教育引导下，农户绿色环保意识逐渐加强，主动参与到环境治理中，积极学习和采用绿色环保技术以适当减少农药和化肥施用量，或者充分发挥群众在环境保护方面的监督职能。另一方面，随着生态文明建设的逐步推进，城镇化进程中居民收入水平不断提高，居民对绿色环保农产品的需求也在增加，倒逼农业生产者采取绿色环保的生产经营方式。研究表明，公众参与型环境规制可以有效减少农业面源污染(秦天等，2021)。

各类环境规制政策需要在中国基本国情农情和经济制度的大背景下有效发挥作用。本文根据黄季焜(2022)的研究，分别从经营规模、市场化水平和城镇化水平三个方面对农业绿色发展的影响展开分析。首先，在环境规制对AGTFP影响的分析框架中，经营规模这一因素不能被忽视。一方面，从农户的主要收入来源来讲，随着城镇化推进，小农户兼业程度越来越高，他们的收入结构中农业生产经营性收入的占比越来越低，因此，小农户家庭收入对农业生产经营性收入的依赖程度越来越低，导致他们缺乏动力去学习和采纳绿色环保技术。相比之下，家庭农场等规模经营主体的主要收入来源为农业生产经营性收入，因此他们更在意农业绿色发展带来的长远收益，也更有动力学习与采纳绿色环保技术。另一方面，规模经营主体在追求利润最大化原则下，对化肥和农药投入的成本更敏感，受到政府与市场环境制度的约束也更明显，因此更愿意减少化肥和农药施用量。但经营规模并非越大越好，农业经营规模扩大有可能会改变化肥和机械的使用强度，从而不利于农业绿色发展。因此，各地区需要根据自身资源禀赋和发展特色选择适当的经营规模。

其次，市场化水平是农业绿色发展的又一重要影响因素。一方面，随着市场化水平的提高，农业资源的配置逐渐趋向帕累托最优，农业资源配置效率的提高有利于提升AGTFP。另一方面，在日渐完善的市场体系中，严格的农产品市场监督不仅能有效遏制高农残农产品流入市场，从源头上减少化肥和农药的低效滥用，还能营造健康的市场环境，有助于提升优质农产品的竞争优势，为农民带来良好的收益，使农户更加愿意参与到农业绿色生产中，有利于形成农业绿色发展的良性循环。

最后，农业绿色发展内嵌于乡村绿色发展，城镇化加快了城乡之间的交流和沟通，为农业绿色发展带来一定的机遇。尤其是党的十八大以来，城乡关系发生了战略性转折(陈锡文，2024)，经历了“统筹城乡经济社会发展—城乡发展一体化—城乡融合发展”的推进过程。在城镇化推进中，人口、土地和资本等生产要素在城乡之间发生多维嬗变。一方面，加快户籍制度改革推动了农村劳动力向城镇地区有效转移，有助于促进农业信息化、产业化与生态化的协调耦合发展。另一方面，劳动力在城乡间季节性流动也会促进农业先进技术的推广，推动农业绿色发展。因此，挖掘农业绿色发展的潜力，

实现乡村振兴，不能抛开城镇化的带动作用。

（二）制度组态视角下制度因素与农业绿色全要素生产率

上述分析基于通用视角关注某一制度变量对 AGTFP 的正向影响或负向影响，或基于权变视角分析二者之间关系受到其他因素权变的影响，但是忽略了各因素之间的相互作用和组态影响。根据制度组态的定义，每种制度条件均拥有其自身的逻辑，这些逻辑之间具有对立或互补的关系，多种制度的组合将产生不同的制度组态，均可能提升 AGTFP，实现“殊途同归”。本文尝试重新审视并总结拓展影响农业绿色发展的多重因素，探究不同制度因素的组合如何作用于农业非期望产出、期望产出与生产要素投入，进而影响 AGTFP。

首先，制度组态对农业非期望产出的影响。不同于西方国家“小政府、大市场”的发展模式，中国政府具有更强的资源配置能力和市场调节体系。由外部性理论可知，农业生态环境具有典型的公共物品属性，虽无排他性但具有竞争性。在资源环境产权不明晰的情况下，农户作为行为决策主体，在进行决策时通常会存在个体利益与集体利益的冲突。而作为理性经济人，强逐利特征会使农户更加重视个人利益，从而做出损害公共生态环境以获得个人短期利益的决策，这将会对别人产生影响，不利于整体社会福利的提升，产生“公地悲剧”。因此，在市场化力量较弱、公众参与度较低的情况下，农业环境污染问题难以得到有效治理，需要政府介入治理农业环境污染，破解“公地悲剧”。

其次，制度组态对农业期望产出的影响。增加农业生产要素投入虽然能提升农业期望产出，但不可避免的是，化肥和农药等要素投入将带来农业面源污染等非期望产出的增加，进而影响 AGTFP。因此，在不增加农业生产投入的前提下，增加农业期望产出的主要途径是促进技术进步与提升要素配置效率。“波特假说”认为，适当的环境规制有利于激励经济行为主体进行技术创新，进而推动技术进步和提升环境绩效。具体而言，在政府对环境治理的激励与监督作用较强时，农户的绿色环保认知提升，逐渐了解和反思农业生产经营中的成本问题、环境污染问题和效率问题，从而可能改变生产经营方式和采纳新的生产技术，这将有利于优化要素配置和提升产品附加值与竞争力，农户也能从中获得一定收益，进而增加期望产出。在市场力量强大的区域，借助市场机制明晰了包含环境负外部性的生产要素使用成本，通过将环境污染的外部性成本内部化，带来农业生产技术的诱致性变迁，引导农户注重提高资源利用效率与降低环境成本，从而实现在期望产出最大化的条件下降低非期望产出。

最后，制度组态对农业生产要素投入的影响。随着城镇化的推进，“乡—城”迁移对未来 30 年中国农村人口规模缩减、劳动力外流和年龄结构老化带来重要影响（解安和林进龙，2023），在面临高强度的环境规制时，农户更加可能增加化肥、农药和机械等要素的投入以弥补劳动力要素的流失，从而改变了农业生产要素配置效率。而在有效的市场机制下，农业生产资料价格更加趋于透明合理，生产要素的分配在很大程度上受价格引导，有利于农户灵活分配资源和及时调整投资策略，避免农药和化肥等生产要素滥用而导致要素配置效率低下。此外，随着市场化与城镇化的推进，城乡要素流动的壁垒逐渐被打破，资源不再是从农村流向城市的单向流动，市场化与城镇化极大地畅通了城乡经济循环，提高了农业生产的活力，有利于绿色环保技术在农村推广。而在市场力量不足的情况下，若农业生产经营得到政府政策支持，农户绿色行为中的融资约束问题得到解决，将更加积极地采纳绿色环保

技术。一方面,资源节约型绿色技术避免了生产要素过量投入,在提高资源利用效率的同时降低了生产成本;另一方面,采用环境友好型绿色技术能直接减少环境污染物的产生与排放,并且通过废弃物的资源化处理构建循环农业生产体系,既保护了环境,又节约了资源。由此,农户的经济收益和环境收益将抵消环境规制成本,从而影响 AGTFP。

综上,制度的多重组合将会对农业非期望产出、期望产出和生产要素投入产生不同的影响。随着经济结构转型和市场经济的发展,单一的环境规制不足以有效应对不同经济主体的环境污染问题,多种环境规制工具组合的方案在环境治理中被广泛应用。由于区域经济发展不均衡的现象普遍存在,对于市场化水平较低的地区,激发市场活力需要依靠政府的高度关注。而政府的行为要充分考虑社会公众的需求,受到社会公众的监督。可见,政府、市场和社会三方力量在环境治理和提升 AGTFP 方面可能具有相互作用。因此,从制度组态视角来看,在解决经济增长和环境治理的问题中,单一的环境治理制度容易出现“按下葫芦起了瓢”的状况,制定科学合理的农业绿色发展政策需要充分考虑制度组合的动态变化,以充分发挥政策作用。

本文采用基于面板数据的动态 QCA 方法,构建包含时序一空间的二维分析框架,选择政府监管、政府激励、市场激励、公众参与、经营规模、市场化水平和城镇化水平 7 个前因条件,探究在这些前因条件的联动匹配下提升 AGTFP 的多元路径。理论分析框架如图 1 所示。

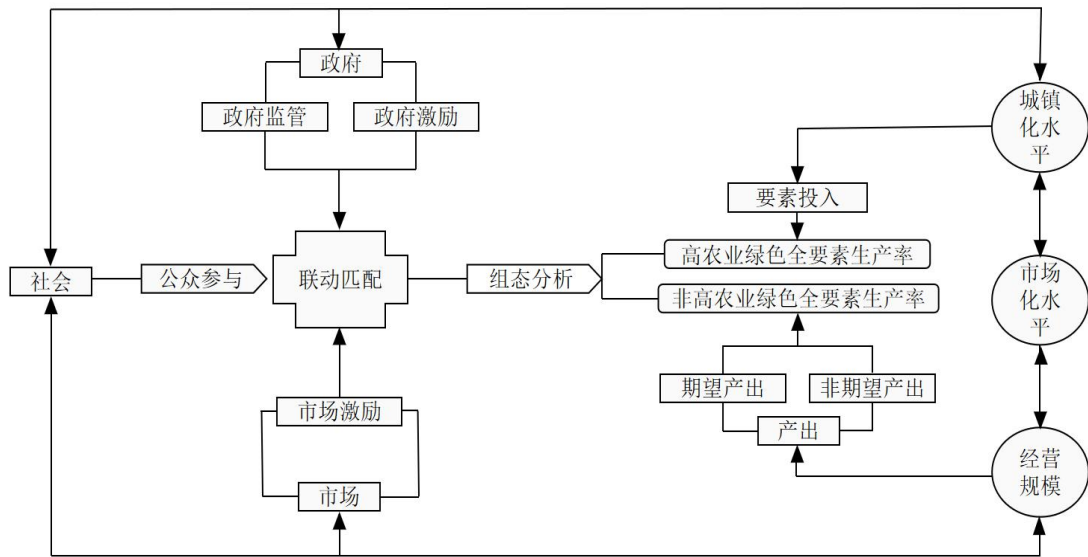


图 1 理论分析框架

三、研究方法

（一）主要方法

1. 动态 QCA。QCA 是一种能够分析多因素间联动组合和协同效应的定性分析方法,致力于分析多变量间复杂的因果关系。区别于以往的线性回归方法, QCA 具有几点优势:一是 QCA 兼具定性分析与定量分析的优点,对于大、中、小样本均适用;二是 QCA 聚焦于集合的逻辑关系而非简单的相

关关系，打破了因果效应的一致性假设，也就是说，某一前因条件与不同的前因条件组合可能带来不同的结果，可以识别出不同组态之间的等效性与前因条件之间的替代性，有助于探寻“殊途同归”背后的作用机制，且能有效处理内生性问题（Furnari et al., 2021）；三是 QCA 基于“因果关系不对称”的基本逻辑，可以识别出导致结果产生和结果不产生的不同驱动机制，拓宽了对研究问题的解释维度（Ragin, 2008）。

由于制度组态问题具有复杂性，静态 QCA 方法的不足日益凸显，受到越来越多的挑战。现实中，在不同时间考察同一研究样本可能会有不同的组态，意味着在某一时间截面上的实证检验只是“暂时”的，多重轨迹对结果的复杂动态影响亟待进一步深入分析（蒙克和魏必，2023）。越来越多的学者开始呼吁运用动态 QCA 方法揭示多个条件形成的多重轨迹在不同时段可能会产生的差异化影响，并推动动态组态理论的发展（例如 García-Castro and Ariño, 2016；杜运周等，2021）。也有部分研究考虑了时间效应对组态结果的影响，例如，基于面板数据的动态 QCA、多时段 QCA 的比较分析方法等（Vis et al., 2013）。其中，动态 QCA 通过将一致性进一步分为汇总一致性、组间一致性和组内一致性，可以更好地甄别制度组态的时间效应和个体效应（Beynon et al., 2020）。

本文在相关研究（杜运周等，2021；贾建锋等，2023）的基础上进行拓展与丰富。第一，本文尝试将动态 QCA 方法引入农业绿色发展的研究体系，在理论上丰富了纵向集的组合理论研究，对推动动态组态理论的发展具有重要的借鉴意义。第二，静态 QCA 分析方法由于样本量相对较少，对有限多样性问题的敏感度更高^①，而面板数据在一定程度上扩大了样本量，放松了有限多样性问题对数据的约束，因而，本文在环境制度因素的基础上，增加了以城镇化和市场化表征的经济发展水平，以及以生产经营规模表征“大国小农”基本国情农情的前因条件，使本文的研究框架更加丰富饱满。由于本文所选取的变量属于连续变量，更适合使用模糊集定性比较分析方法（fuzzy-set qualitative comparative analysis，简称 fsQCA）。本文借助 R 语言软件，实现 QCA 的面板数据分析。

2.射线松弛测度模型。AGTFP 计算方法采用扩展的射线松弛测度模型（ray slack-based model，简称 RSBM）。从数据包络分析（data envelopment analysis，简称 DEA）的角度来看，该模型不仅解释了期望产出与非期望产出之间的弱处置关系，而且还区分了 RSBM 模型中的有效决策单元（decision making unit，简称 DMU），多个决策单元用 DMUs 表示。典型的 DEA 模型是径向模型，通常依赖于一个基本假设，即 DMUs 的输入或输出按比例减少或扩大，以达到有效边界。因此，这些径向模型不足以全面解释投入和产出的松弛，从而导致对效率测量的误差。Tone（2001）提出了一种非径向、非

^①有限多样性问题指的是观测到的案例数远小于条件组合所刻画的潜在属性范围：假设有 n 个前因条件，则可能有 2^n 个组态；若前因条件过多，潜在的组态数量超过了案例数，则可能带来严重的逻辑余项（没有案例覆盖）问题。一些研究给出了小样本 QCA 研究条件选择建议。例如：Berg-Schlosser and De Meur（2009）建议，小样本的 QCA 分析（10~40 个案例）前因条件应限制在 7 个以内；Marx（2010）通过模拟不同样本大小和条件数量，提出了条件选择概率图，其中，包含 6 个前因条件的模型至少要有 26 个案例，包含 7 个前因条件的模型至少要有 30 个案例。因此，可以认为动态 QCA 分析由于案例数较多，对有限多样性问题的敏感度较低。

定向的松弛测度模型（slack-based model，简称 SBM），该模型将松弛变量纳入目标函数，从而充分解决了前述问题。然而，这些模型没有考虑到期望产出和非期望产出之间的弱处置关系。为了解决这一问题，Song et al.（2018）将极性理论引入 SBM 模型，并提出了 RSBM 模型。本文 AGTFP 的计算方法可以表示为：

$$X_o = [x_{o1}, \dots, x_{om}]^T \in R^m, Y_o = [y_{o1}, \dots, y_{os}]^T \in R^s, Z_o = [z_{o1}, \dots, z_{oq}]^T \in R^q \quad (1)$$

（1）式中： o 表示有效决策单元，假设农业绿色生产系统有 n 个决策单元， m 表示投入要素的个数， s 和 q 分别表示期望产出和非期望产出的个数， T 表示时期； X_o 表示投入指标向量， x_{o1} 表示第一种投入要素， x_{om} 表示第 m 种投入要素， R^m 表示 m 维向量； Y_o 表示期望产出指标向量， y_{o1} 表示第一种期望产出， y_{os} 表示第 s 种期望产出， R^s 表示 s 维向量； Z_o 表示非期望产出指标向量， z_{o1} 表示第一种非期望产出， z_{oq} 表示第 q 种非期望产出， R^q 表示 q 维向量。

非期望产出的极半径可表示为：

$$\|z_o\| = \sqrt{\sum_{q=1}^q z_{oq}^2} \quad (2)$$

（2）式中， $\|z_o\|$ 表示非期望产出的极半径，其余符号含义与（1）式中相同。

因此，规模收益不变的 AGTFP 可能性集为：

$$P_{RSBM} = \left\{ (X, Y, \|Z_o\|) \left| \begin{array}{l} \sum_{j=1}^n \lambda_j X_j \leq X \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j X_j \geq Y \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j \|Z_j\| \leq \|Z_o\| \end{array} \right. , \lambda_j \geq 0, j=1, 2, \dots, n \right\} \quad (3)$$

（3）式中： P_{RSBM} 表示规模收益不变的 AGTFP 可能性集合， λ_j 表示第 j 个决策单元的权重向量； X 和 Y 分别表示投入要素向量和期望产出要素向量；相应地， X_j ， Y_j 和 Z_j 分别表示第 j 个决策单元的投入向量、期望产出向量和非期望产出向量；其余符号含义与（1）式中相同。

参考 Song et al.（2018）的方法，RSBM 模型的定义方式如下：

$$\sigma_o^* = \min \sigma_o = \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{x_{oi}}}{1 + \frac{1}{s+1} \left(\sum_{r=1}^m \frac{s_r^+}{y_{or}} + \frac{s_{\|z_o\|}^-}{z_o} \right)} \quad (4)$$

$$\text{s.t.} \sum_{j=1}^n \lambda_j x_{ij} + s_i^- = x_{oi}, \quad i=1, 2, \dots, m \quad (5)$$

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j y_{ij} - s_r^+ = y_{or}, \quad r=1, 2, \dots, s \quad (6)$$

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j \|z_j\| + s_{\|z_o\|}^- = z_o \quad (7)$$

$$\lambda_j, s_i^-, s_r^+, s_{\|z_o\|}^- \geq 0, \quad j=1, 2, \dots, n \quad (8)$$

(4) 式、(5) 式、(6) 式、(7) 式和 (8) 式中: s 表示投入产出松弛量, s_i^- 、 s_r^+ 和 $s_{\|z_o\|}^-$ 分别表示投入、期望产出和非期望产出松弛量, σ_o 表示目标函数, 即通过构造 RSBM 模型计算的效率值, σ_o^* 表示目标函数最小值, 其余符号含义同 (1) 式和 (3) 式。在这些松弛变量中, 目标函数 σ_o 是单调递减的。

本文将待评估的某个特定决策单元定义为 DMU_o ($o=1, \dots, n$)。当且仅当 $\sigma_o^*=1$ 时, DMU_o 才是有效的 DEA 单元。当 $0 \leq \sigma_o^* < 1$ 时, DMU_o 为无效的 DEA 单元。然而, 在实际测量中, 多个 DMU_o 的效率通常为 1, 此时无法进一步区分这些有效的 DMU_o 。为了解决这一问题, 本文参照 Song et al. (2018) 将超效率理论引入到 RSBM。为了获得一个有效 DMU_o 的超效率, 通过将 DMU_o 从参考集合中移除, 进而改进 (4) ~ (8) 式。因此, Super-RSBM 模型可以构造为:

$$\delta_o^* = \min \delta_o = \frac{1 + \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{x_{oi}}}{1 - \frac{1}{s+1} \left(\sum_{r=1}^s \frac{s_r^+}{y_{or}} + \frac{s_{\|z_o\|}^-}{z_o} \right)} \begin{pmatrix} a_{11} & \dots & a_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{m1} & \dots & a_{mn} \end{pmatrix} \quad (9)$$

$$\text{s.t.} \sum_{j=1, j \neq o}^n \lambda_j x_{ij} + s_i^- \leq x_{oi}, \quad i=1, 2, \dots, m \quad (10)$$

$$\sum_{j=1, j \neq o}^n \lambda_j y_{ij} - s_r^+ \geq y_{or}, \quad r=1, 2, \dots, s \quad (11)$$

$$\sum_{j=1, j \neq o}^n \lambda_j \|z_j\| - s_{\|z_o\|}^- \leq z_o \quad (12)$$

$$1 - \frac{1}{s+1} \left(\sum_{r=1}^s \frac{s_r^+}{y_{or}} + \frac{s_{\|z_o\|}^-}{z_o} \right) > 0 \quad (13)$$

$$\lambda_j, s_i^-, s_r^+, s_{\|z_o\|}^- \geq 0, \quad j=1, 2, \dots, n \quad (14)$$

(9) 式、(10) 式、(11) 式、(12) 式和 (13) 式和 (14) 式中, δ_o 表示目标函数, 即通过构造 Super-RSBM 模型计算的效率值, δ_o^* 表示目标函数最小值, 其他符号含义与 (4) ~ (8) 式中相同。对于要评估的有效 DMU_o , 当且仅当目标函数 $\delta_o^* \geq 1$ 时, DMU_o 为有效 DEA 单元, 而 δ_o^* 值越大表示效率越高。

由于此时的技术效率是一种静态分析, 不能直接反映生产率变化在农业生产和发展中的作用。为此, 部分学者考虑资源消耗与环境污染的曼奎斯特-伦伯格 (malmquist-luenberger, 简称 ML) 指数和全局曼奎斯特-伦伯格 (global malmquist-luenberger, 简称 GML) 指数。相较 ML 指数而言, GML 指数能够有效解决线性规划无可行解问题。本文将 AGTFP 定义为:

$$AGTFP^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, z^{t+1}, x^t, y^t, z^t) = \frac{1 + D_G^T(x^t, y^t, z^t)}{1 + D_G^T(x^{t+1}, y^{t+1}, z^{t+1})} \quad (15)$$

(15) 式中: $AGTFP$ 表示农业绿色全要素生产率, D_G^T 表示效率值, x^{t+1} 、 y^{t+1} 、 z^{t+1} 和 x^t 、 y^t 、 z^t 分别表示被评价单元在 $t+1$ 和 t 时期的投入产出指标值。若 $AGTFP^{t+1} < 1$, 期望产出减少, 非期望产出增加, 农业绿色全要素生产率低于上一时期水平; 反之, 则表明农业绿色全要素生产率高于上期水平。考虑到 ML 指数为环比指数, 是一个动态增长率, 本文将 $AGTFP$ 变换为定基指数, 以体现其累积性变动趋势。那么, 2001 年 $AGTFP$ 的计算公式如下:

$$AGTFP_{2001} = AGTFP_{2000} \times Mal_{2001} \quad (16)$$

(16) 式中: $AGTFP_{2001}$ 表示 2001 年的农业绿色全要素生产率, $AGTFP_{2000}$ 表示 2000 年的农业绿色全要素生产率, Mal_{2001} 为 2001 年的 ML 指数。以此类推, 可得到历年 $AGTFP$ 。本文以 2000 年为基期, 故 $AGTFP_{2000}$ 为 1, 在实证检验汇总予以剔除。

(二) 测量与校准

1. 结果变量。本文以广义的农业即包含农林牧渔业的农业为研究对象, 采用扩展的 Super-RSBM 测度模型刻画 AGTFP, 使用的数据包括投入数据和产出数据两类。投入数据包括: 土地投入用农作物播种面积和水产养殖面积表征; 劳动力投入用农林牧渔从业人员数量衡量; 资本投入用农林牧渔业资本存量衡量, 根据永续盘存法得出分省的农林牧渔业资本存量; 机械投入用农用机械总动力衡量; 自然资源主要以水资源投入为主, 用农业用水量衡量。

期望产出数据包括经济产出和环境产出, 经济产出用农林牧渔业总产值表征, 环境产出用农作物和森林碳汇之和衡量。参考田云和尹恣昊 (2022), 非期望产出主要为农业碳排放和面源污染^①; 碳排放主要来自种植业、畜禽养殖、稻田、秸秆燃烧和农用能源, 农业面源污染采用单元调查评估法 (赖斯芸等, 2004), 主要来自农用化肥、畜禽养殖、固体废弃物、农村生活和水产养殖所释放的化学需氧量、总氮和总磷。文中所有涉及货币的变量均以 2000 年为基期做可比价处理。

^① 具体信息可登录《中国农村经济》网站查看本文附录。

具体投入产出指标及其含义如表 1 所示^①。

表 1 投入产出指标及其含义

一级指标及类别		二级指标	指标含义
投入		土地投入	农作物播种面积和水产养殖面积之和（万公顷）
		劳动力投入	农林牧渔从业人员数量（万人）
		资本投入	农林牧渔业资本存量（亿元）
		机械投入	农用机械总动力（万千瓦）
		水资源投入	农业用水量（亿立方米）
产出	期望产出	经济产出	农林牧渔业总产值（亿元）
		环境产出	农作物和森林碳汇之和（万吨）
	非期望产出	碳排放	来自种植业、畜禽养殖、稻田、秸秆燃烧和农用能源的碳排放总和（万吨）
		面源污染	来自农用化肥、畜禽养殖、固体废弃物、农村生活和水产养殖所释放的化学需氧量、总氮和总磷（万吨）
前因条件		政府监管	省级行政单位当年施行的环境保护相关法规、规章数目（个）
		政府激励	环境污染治理投资总额（亿元）
		市场激励	排污费（税）征收额（亿元）
		市场化水平	使用市场化指数衡量
		公众参与	地区人大、政协环境相关提案数（件）
		城镇化水平	使用复合灯光指数衡量
		经营规模	人均农作物播种面积（公顷/人）

2. 前因条件。根据上文分析，本文基于中国基本国情农情，从政府、市场和社会三个维度的环境制度因素、经济发展制度因素和农业生产经营制度因素开展研究，探讨 7 个前因条件对农业绿色全要素生产率的协同影响，具体指标选取和测量方式如下：①政府监管。本文用省级行政单位当年施行的环境保护相关法规、规章数目衡量政府监管，反映以政府强制手段实施的环境规制和行政管制。②政府激励。考虑到农业环境污染具有隐蔽性高、分散性强的特点，前端治理是农业环境治理的重要工作，本文参照秦天等（2021），用环境污染治理投资总额表示政府激励。③市场激励。本文用排污费（税）征收额衡量市场激励。排污费（税）是使用时间较长、实施范围较广的市场化环境治理工具，也是有效的环境治理工具，设计合理的环境税可以同时提升经济效率和改善社会福利。④市场化水平。本文采用王小鲁等（2009）测度市场化指数的方法测度市场化水平，该指标涵盖政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品和要素市场发育程度、中介组织发育和法治环境五个方面。⑤公众参与。参照吴磊等（2020），本文选取地区人大、政协环境相关提案数衡量公众参与，该指标代表民众的环境需求，反映社会对环境的关注程度，是目前较好的公众参与环境治理的代理变量^②。⑥城镇化水平。本文将

^①囿于篇幅，各项指标的数据来源等信息未予展示，具体信息可登录《中国农村经济》网站查看本文附录。

^②囿于数据可得性，本文借鉴解学梅和朱琪玮（2021）的处理方法，采用历年数据的年均增长幅度进行补齐。

复合灯光指数作为城镇化水平的代理指标，复合灯光指数不仅能反映城镇灯光，还能体现小规模居民聚居地甚至车流低强度灯光，具有较高的准确性，且能很好地避免火灾、极光等突发事件的影响，基本不受统计误差、统计口径变化和人为干扰等因素的影响，客观性较强，是反映城镇化水平的良好指标。⑦经营规模。本文借鉴姜松等（2021）方法，采用人均农作物播种面积表征经营规模，由各省份农作物播种总面积除以第一产业从业总人数得到。

3.校准。使用动态 QCA 方法需要对所有数据进行校准，为各个变量指定一个集合隶属。由于制度因素和 AGTFP 高低并没有规定的外部标准和理论标准，衡量一个地区的环境规制强度和 AGTFP 水平通常依据样本变量的相对水平，且 AGTFP 本身属于一个相对指标，因此本文参照权威文献方法（Fiss, 2011），采用直接校准法。根据变量在样本总体中的分布，将样本的 75%分位数、50%分位数和 25%分位数分别设定为完全隶属、交叉点和完全不隶属的校准锚点，该方法在学术界得到广泛运用（杜运周等，2020；贾建锋等，2023）。所有数据将会按照预设的锚点被校准为介于 0~1 的模糊集。为了避免模糊集隶属度恰好为 0.5 时案例无法被纳入分析，本文参考张明和杜运周（2019），将 0.5 隶属度替换为 0.501。各变量校准信息和描述性统计见表 2。

表 2		校准锚点与描述性统计					
集合	校准			描述性统计			
	完全隶属	交叉点	完全不隶属	均值	标准差	最小值	最大值
AGTFP	2.97	1.97	1.37	2.43	1.77	0.51	17.06
政府监管	4.00	2.00	1.00	3.25	5.42	0.00	99.00
政府激励	259.90	135.00	50.90	193.30	195.20	1.07	1416.00
市场激励	6.75	3.73	2.06	5.31	5.08	0.09	35.89
市场化水平	8.69	7.16	5.57	7.12	2.03	2.24	11.93
公众参与	663.00	374.00	191.00	473.50	419.30	16.00	5845.00
城镇化水平	0.33	0.24	0.19	0.29	0.15	0.06	0.86
经营规模	0.68	0.53	0.42	0.62	0.34	0.21	2.77

四、结果与分析

（一）必要性分析

在进行组态分析之前，首先需要对单个前因条件进行必要性分析，识别单个前因条件是不是结果发生的必要条件，但并不意味着该前因条件的存在一定会导致结果发生。判断标准是一致性水平若大于 0.9，说明该条件是结果发生的必要条件，反之则该条件不是结果发生的必要条件。与以往研究不同的是，在本文的面板数据中，采用一致性水平的调整距离来判断前因条件与结果一致性的可靠度。调整距离越小，说明一致性越稳定，调整距离越接近于 0，说明前因条件和结果的一致性测量越精确。

表 3 汇报了 7 个前因条件的必要性，从汇总一致性看，无论是对高 AGTFP 组还是低 AGTFP 组，各个前因条件的一致性水平均在 0.9 以下，且各前因条件一致性水平的调整距离均小于 0.2，说明不存在单一因素对高 AGTFP 和低 AGTFP 构成必要条件。

表 3 必要性分析结果

前因条件	高 AGTFP				低 AGTFP			
	汇总一致性	汇总覆盖度	组间一致性 调整距离	组内一致性 调整距离	汇总一致性	汇总覆盖度	组间一致性 调整距离	组内一致性 调整距离
强政府监管	0.601	0.596	0.070	0.056	0.451	0.463	0.084	0.078
弱政府监管	0.458	0.446	0.087	0.072	0.606	0.611	0.059	0.063
强政府激励	0.782	0.781	0.032	0.061	0.325	0.336	0.128	0.120
弱政府激励	0.335	0.324	0.128	0.140	0.788	0.789	0.066	0.051
强市场激励	0.662	0.663	0.028	0.088	0.424	0.440	0.078	0.134
弱市场激励	0.441	0.425	0.086	0.136	0.675	0.674	0.044	0.095
高市场化水平	0.750	0.740	0.024	0.085	0.371	0.380	0.105	0.127
低市场化水平	0.372	0.364	0.097	0.148	0.746	0.755	0.034	0.079
强公众参与	0.625	0.622	0.037	0.107	0.459	0.473	0.033	0.124
弱公众参与	0.470	0.456	0.069	0.138	0.633	0.636	0.035	0.108
高城镇化水平	0.679	0.668	0.036	0.105	0.424	0.431	0.042	0.141
低城镇化水平	0.422	0.414	0.062	0.144	0.674	0.685	0.013	0.117
大经营规模	0.580	0.590	0.051	0.106	0.492	0.518	0.080	0.157
小经营规模	0.526	0.500	0.070	0.124	0.610	0.601	0.066	0.101

(二) 组态分析

在组态分析时，需要设定几类参数。其一，考虑到省份案例研究的重要性，本文设定样本频数阈值为 1，原始一致性阈值为 0.8，不一致性的比例减少（proportional reduction in inconsistency，简称 PRI）阈值为 0.7（杜运周等，2020）。其二，由于现有研究针对各个前因条件对 AGTFP 的影响方向并未得到一致性结论，且区域发展存在强不均衡性，前因条件对结果的影响方向不宜以统一的标准判断，所以，在反事实分析部分秉持谨慎性原则，不作前因条件的方向设定。最终得到复杂解、中间解和简约解。本文以中间解为主要参考依据，以中间解和简约解的嵌套关系为辅助参考依据。若前因条件同时出现在中间解和简约解中，则为核心条件，反映该前因条件对结果产生的重要性较高；若前因条件只出现在中间解中，则为边缘条件，意味着该前因条件对结果产生的重要性较低。表 4 汇报了各省份实现高 AGTFP 的组态结果。

表 4 实现高 AGTFP 的组态结果

前因条件	多元驱动型		政府主导型		政府—市场二元驱动型	多元协同的城镇化驱动型
	H1	H2	G1	G2	M1	C1
政府监管			●	●	●	
政府激励	●	●	●	●	●	●
市场激励	●		⊗	⊗		⊗
市场化水平	●	●			●	●
公众参与	●	●	⊗			●

表 4 (续)

城镇化水平			⊗		●	
经营规模		●	⊗	⊗	⊗	●
一致性	0.860	0.916	0.932	0.892	0.834	0.904
原始覆盖度	0.453	0.337	0.083	0.073	0.219	0.143
唯一覆盖度	0.067	0.024	0.002	0.008	0.032	0.055
PRI	0.815	0.886	0.882	0.773	0.773	0.857
组间一致性调整距离	0.094	0.055	0.043	0.053	0.090	0.047
组内一致性调整距离	0.042	0.039	0.037	0.005	0.032	0.042
总体一致性	0.868					
总体覆盖度	0.628					

注：① ⊗ 代表低前因条件水平，● 代表高前因条件水平。②大圈表示核心条件，小圈表示边缘条件，空格则表示前因条件对于结果的发生可有可无。

1. 汇总结果分析。集合论一致性可以测量前因条件组合的案例在展示特定结果方面的一致性水平，反映它们与完全子集关系的近似程度，模糊集一致性的计算方式为前因条件或前因条件组合中达到一致性的隶属度总和与所有前因条件或前因条件组合中的隶属度总和之比。集合论覆盖度则反映前因条件或前因条件组合对结果案例的“解释”程度，反映组态的经验相关性或重要性，模糊集覆盖度的测量方式为前因条件或前因条件组合与结果集合之间的重叠度占结果集合中隶属分数总和的比重（Ragin, 2008）。模糊集一致性与覆盖度计算公式分别如下：

$$(A_k \leq B_k) = \sum [\min(A_k, B_k)] / \sum (A_k) \quad (17)$$

$$(A_k \leq B_k) = \sum [\min(A_k, B_k)] / \sum (B_k) \quad (18)$$

(17)式和(18)式中： \min 表示两者中的最小值， A_k 和 B_k 分别表示第 k 个前因条件的隶属度和结果集合的隶属度。

由表 4 可知，总体一致性为 0.868。根据张明和杜运周（2019），总体一致性高于 0.8，说明条件组态可视为高 AGTFP 的充分条件组态。总体覆盖度为 0.628，说明 6 个条件组态对高 AGTFP 的解释程度较高，满足动态 QCA 的分析标准（Fiss, 2011）。6 个条件组态可归纳成 4 种类型，其中 H1 和 H2 可命名为“政府—市场—社会多元驱动型”，G1 和 G2 可命名为“政府主导型”，M1 可命名为“政府—市场二元驱动型”，C1 可命名为“多元协同的城镇化驱动型”。基于组态分析，接下来进一步识别政府、市场、社会、经营规模和城镇化之间的差异化适配关系。

政府—市场—社会多元驱动型。组态 H1 说明，高市场激励、高公众参与、高政府激励和高市场化水平为核心条件可以产生高 AGTFP。这条路径覆盖结果案例的比例为 45.3%，抛除与其他组态共同部分后，单个组态覆盖高 AGTFP 案例的比例为 6.7%。组态 H2 表明，高公众参与、高政府激励、大经营规模和高市场化水平可以实现高 AGTFP。这条路径覆盖高 AGTFP 案例的比例为 33.7%，抛除与

其他组态共同部分后，单个组态覆盖高 AGTFP 案例的比例为 2.4%。该结果表明，在市场化程度较高的地区，在良好的政府支持和积极的公众参与下，充分激发市场活力与促进规模化经营可以实现替代。由于这类组态主要由政府、市场和社会作为核心条件组成，因此，可以将此类组态命名为“政府—市场—社会多元驱动型”。典型案例是：江苏省 2019 年市场化指数为 11.494，居全国首位^①，省政府自 2012 年以来不断增加环境治理的财政投资，2021 年全省环境污染治理投资总额超过 100 亿元，居全国前五名^②。2019 年江苏省在全国率先实现执法记录仪全覆盖、全联网、全使用，南京胜科水务 5.2 亿元环保罚单金额在全国最高^③。《江苏省“十三五”现代农业发展规划》明确指出，突出市场导向，实施新型职业农民培育工程，每年培育新型职业农民 20 万人^④，体现了江苏省对加强公众对环境治理的重视程度以及做出的相关努力。

政府主导型。组态 G1 表明，以高政府监管、高政府激励、低市场激励和小经营规模为核心条件，以低公众参与作为边缘条件，可以产生高 AGTFP。但这条路径覆盖结果案例的比例仅为 8.3%，且抛除与其他组态共同部分后，单个组态覆盖高 AGTFP 案例的比例为 0.2%。组态 G2 表明，以高政府监管、高政府激励、低市场激励和小经营规模为核心条件，以低城镇化水平作为边缘条件，可以实现高 AGTFP。但这条路径覆盖结果案例的比例仅为 7.3%，且抛除与其他组态共同部分后，单个组态覆盖高 AGTFP 案例的比例只剩 0.8%。对比 G1 和 G2，可以看出这两条路径的核心条件一致，只有边缘条件存在替代关系（G1 中的低公众参与和 G2 中的低城镇化水平），因此，这两个组态构成了二阶等价组态。这类地区主要集中在西部市场化水平较低的地区。例如，甘肃 2016 年市场化指数仅为 5.85，在全国处于较低水平^⑤，该省市场化力量薄弱，农业经营模式主要以小农经营为主，公众环保意识不强，因此农业环境治理主要依靠政府力量。据统计，2016 年甘肃农村能源管理推广机构人员合计 1386 人，居全国前十名^⑥。

政府—市场二元驱动型。组态 M1 表明，以高政府监管、高政府激励、高市场化水平和小经营规模为核心条件，以高城镇化水平为边缘条件，能充分实现高 AGTFP。这条路径覆盖高 AGTFP 案例的比例为 21.9%，且抛除与其他组态共同部分后，单个组态覆盖高 AGTFP 案例的比例为 3.2%。由于该组态以政府和市场为核心条件，所以将其命名为“政府—市场二元驱动型”。这类组态代表地区如广东省，2016 年，广东省农业经营户 896.74 万户，其中规模农业经营户 15.88 万户^⑦，因此，小农经济

^①资料来源：中国市场化指数数据库，<https://cmi.ssap.com.cn/>。

^②资料来源：《2021 年中国生态环境统计年报》，https://www.mee.gov.cn/hjzl/sthjzk/sthjtnb/202301/t20230118_1013682.shtml。

^③资料来源：《2019 年度江苏省生态环境状况公报》，http://sthjt.jiangsu.gov.cn/art/2021/11/18/art_83740_10118207.html。

^④参见《江苏省发展改革委 江苏省农委关于印发〈江苏省“十三五”现代农业发展规划〉的通知》，http://fzggw.jiangsu.gov.cn/art/2016/12/21/art_83784_10126817.html。

^⑤资料来源：中华人民共和国农业农村部，2019：《中国农业统计资料 2017》，北京：中国农业出版社，第 158 页。

^⑥资料来源：《广东省第三次全国农业普查主要数据公报（第二号）及解读》，http://stats.gd.gov.cn/tjgb/content/post_1430130.html。

占主导地位,农户对农业环境治理的参与度较低。而2019年广东省的市场化指数为11.342,居全国第二,且自2000年以来,政府高度重视农业环境问题,多次修订了《广东省环境保护条例》,并修改了《广东省水利工程管理条例》等16项地方性法规、出台了《广东省打赢农业农村污染治理攻坚战实施方案》等多项政策法规等^①。2012年,广东省首次利用世界银行资金,以超大贷款规模实施农业面源污染治理项目,10年时间农业环境治理取得了良好的成效^②。

多元协同的城镇化驱动型。组态C1表明以高政府激励、高城镇化水平和低市场激励为核心条件,以高公众参与和高市场化水平为边缘条件能有效提升AGTFP。这条路径覆盖高AGTFP案例的比例为14.3%,且抛除与其他组态共同部分后,单个组态覆盖高AGTFP案例的比例为5.5%。由于该条路径以高政府激励和高城镇化水平为核心条件,同时需要高公众参与和高市场化水平作为辅助条件,因此将这条路径命名为“多元协同的城镇化驱动型”。该类地区主要以北京、上海、天津等地区为代表。据统计,2022年底,常住人口城镇化率最高的是上海,达到89.3%;北京常住人口城镇化率为87.6%,位居第二;天津以85.11%的常住人口城镇化率位居第三^③。北京持续统筹城镇化进程与新农村建设,又在2022年出台了《北京率先基本实现农业农村现代化行动方案》^④,充分重视城镇化与农业农村现代化的协同发展。

整体来看,第一种组态的原始覆盖度最高,表明政府—市场—社会多元驱动型路径在大多数省份提升AGTFP中具有广泛的适用性;而政府主导型的组态覆盖度较低,说明这种发展路径可能只适合部分区域。6种组态路径的唯一覆盖度均不高,说明各省份实现农业绿色高水平发展的路径依赖性不强,几条路径间有一定的可替代性。

2.组间结果分析。组间一致性衡量在样本期间的每一年份,各条件组态是不是结果的充分条件,反映面板中每年的横截面一致性水平,是文献中最常见的一致性度量,在集合论研究中通常被简单地称为“一致性”。接下来,本文将进一步分析各个条件组态的一致性随时间变化的趋势。由图2可以看出,6个条件组态存在明显的时间效应,因此,有必要考虑时间的影响。以2006年为时间节点,在

^①资料来源:《广东省环境保护条例》, https://www.gd.gov.cn/zwgk/wjk/zcfgk/content/post_2524381.html;《广东省第十三届人民代表大会常务委员会公告(第50号)》, http://gdec.gd.gov.cn/zcfg3141/content/post_2996054.html;《广东省生态环境厅 广东省农业农村厅关于印发〈广东省打赢农业农村污染治理攻坚战实施方案〉的通知(有效期至2021年3月29日)》, http://gdec.gd.gov.cn/gkmlpt/content/2/2473/post_2473767.html#2232。

^②资料来源:《以点破“面”——世行广东农业面源污染十年治理记》, https://dara.gd.gov.cn/nyyw/content/post_3999658.html。

^③资料来源:《31省份最新城镇化率:9省份超70%,这10个省份城镇人口最多》, <https://news.cctv.cn/2023/05/19/ARTI0AYSleZl2Dq2YKQHTXTg230519.shtml>。

^④资料来源:《北京统筹城镇化进程与新农村建设》, https://www.moa.gov.cn/ztzl/jsshzyxnc/qt/200704/t20070418_804757.htm;《中共北京市委 北京市人民政府关于印发〈北京率先基本实现农业农村现代化行动方案〉的通知》, https://www.beijing.gov.cn/zhengce/zhengcefagui/202205/t20220506_2702192.html。

2006 年以前,各个组态的一致性水平呈现快速上升趋势,这表明,在此期间 6 个组态的存在并不能充分地导致高 AGTFP 产生,但呈现快速增强的态势;在 2006 年以后,各个组态的一致性水平基本在 1.0 左右趋于稳定,组态 G1 和 G2 一致性水平在 2006 年以后基本重叠;在 2016 年以后,各条件组态的一致性水平接近于 1.0,因此在图 2 中表现为高度重叠。这表明,在 2006 年以后的各年份,6 个条件组态的存在可以充分地产生结果,即实现高 AGTFP。

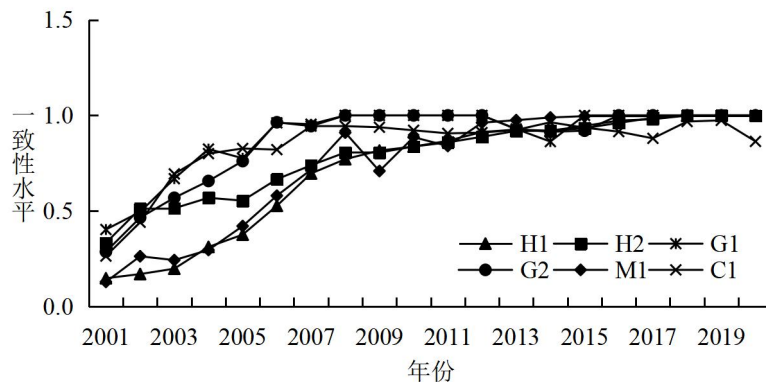


图2 各条件组态 2001—2020 年组间一致性水平变化趋势

注:图中的 H1 和 H2 对应表 5 中的多元驱动型组态路径, G1 和 G2 对应表 5 中政府主导型组态路径, M1 对应表 5 中政府—市场二元驱动型组态路径, C1 对应表 5 中多元协同的城镇化驱动型组态路径。

3.组内结果分析。组内一致性是基于省份层面展开分析的,衡量的是每个省份在样本期间,各条件组态是不是结果的充分条件^①。6 个条件组态中,大部分省份具有很强的一致性(一致性水平高于 0.75),个别省份在被纳入分析的年份中存在不同程度的不一致。整体结果表明,2001—2020 年,各个省份并不遵循一致的条件组态,即某一特定省份可能适合不止一条路径以实现高 AGTFP。例如:在组态 H1 中,广东、黑龙江、辽宁、吉林的一致性水平较低,但广东在组态 H2 中的一致性水平很高,达到 1.0;黑龙江在 G1、G2、M1 中的一致性水平很高,也达到了 1.0;吉林在组态 G1、G2、M1 中的一致性水平很高,在 0.7 以上;辽宁在 C1 中的一致性水平较高,在 0.7 以上。又如:在组态 H2 中,上海的一致性水平较低(其他一致性较低的省份与组态 H1 重复),但上海在其他 5 条路径中的一致性水平平均较高,最高达到 1.0。因此,有必要对不同区域在不同年份的适宜路径做进一步的深入分析,而动态 QCA 为此提供了可能性。

从表 5 区域覆盖度均值可以看出,第一类组态政府—市场—社会多元驱动型所能解释的案例覆盖区域最大的在中部地区,其次在东部地区。相比于西部地区,东部地区和中部地区经济发展水平更高,市场化程度更高,要素配置更有效,绿色发展观更深入人心,公众对绿色产品的需求更强,因此政府、市场和社会多元驱动农业绿色发展。其中,东部地区主要以河北、江苏、浙江、福建、山东和广东为典型代表,中部地区主要以江西、河南、湖北和湖南为典型代表,西部地区的重庆和四川从 2012 年

^①具体信息可登录《中国农村经济》网站查看本文附录。

起也较适合这种发展路径。第二类政府主导型路径所能解释的区域主要分布在西部地区，这可能由于西部地区市场化程度较低，农业生产要素配置更多地依靠政府的宏观调控，并且，西部地区城镇化水平也较低，公众对绿色生产和绿色产品的需求较中部地区和东部地区更低，公众参与环境治理的积极性不高。典型代表性省份包括甘肃、云南和广西，而北京在研究样本初期的发展路径也具有政府主导的典型特征。第三类政府—市场双元驱动型路径解释的案例集中分布在东部地区，这类组态主要是以政府和市场驱动为核心条件，以城镇化为辅助条件，因此更适合在城镇化水平较高的东部地区实施。典型代表性省份主要有北京、江苏、浙江、福建和广东，此外，陕西在 2014 年以后也适合这类发展路径。第四类多元协同的城镇化驱动型路径所解释的案例集中分布在东部地区，典型代表性地区有北京、天津、上海和福建，表明城镇化对农业绿色发展具有重要的带动作用。

表 5 区域覆盖度均值

区域	多元驱动型		政府主导型		政府—市场双元驱动型	多元协同的城镇化驱动型
	H1	H2	G1	G2	M1	C1
东部地区	0.507	0.307	0.104	0.046	0.346	0.242
中部地区	0.692	0.674	0.037	0.061	0.155	0.094
西部地区	0.238	0.196	0.118	0.158	0.081	0.112

4. 低农业绿色全要素生产率组态分析。基于组态分析的因果关系“非对称性”理论，本文还检验了导致低 AGTFP 产生的组态路径^①。可以看出，存在 4 条产生低 AGTFP 的路径，可归纳为 2 类制约农业绿色发展的条件组态，分别是政府—市场抑制型（F1a、F1b、F1c）和政府—市场—社会缺乏的城镇化抑制型（F2）。从各要素在组态中的分布情况来看，弱政府激励与低市场化水平是产生低 AGTFP 的主要制约因素。

政府—市场抑制型。从组态 F1a 可以看出，在经营规模较大的地区，若政府的有效激励不足加上市场化水平落后、公众参与度不高，则会抑制 AGTFP 提高，这类组态的典型代表性省份有黑龙江、吉林、内蒙古、江西、河北、宁夏和新疆，这些地区大部分为中国的粮食主产区省份。组态 F1b 表明以高政府监管和高公众参与、低政府激励和低市场化水平为核心条件，以高市场激励为边缘条件将导致低 AGTFP。这反映出，在缺乏政府激励和市场主导要素配置的情况下，即使有高政府监管和强公众参与，依然不能实现农业绿色发展，这条路径所解释的典型代表性省份为湖南、四川、河南和河北。但从纵向时间轴上分析，可以发现主要集中在 2006 年以前的年份。组态 F1c 表明，以高市场激励和高城镇化水平、低政府激励和低市场化水平为核心条件，以高政府监管为边缘条件将产生低 AGTFP。这意味着在缺乏政府激励和市场主导要素配置的情况下，高政府监管、高市场激励和高城镇化水平也无法实现高 AGTFP，典型代表性省份为河北、河南和山东，且在纵向时间轴上主要集中在 2006 年以前的年份。主要原因可能是，在 2006 年以前，市场化程度低，快速的城镇化吸引了农业发展需要的劳动和资本等要素，导致这些地区产生低 AGTFP。

^①具体信息可登录《中国农村经济》网站查看本文附录。

政府—市场—社会缺乏的城镇化抑制型。组态 F2 表明，以低市场激励、低公众参与、低政府激励和低城镇化水平为核心条件，以大经营规模为边缘条件，可产生低 AGTFP。这说明，在其他因素未有效发挥作用时，仅凭扩大经营规模无法实现农业绿色发展。这类条件组态主要以黑龙江和吉林为典型代表性省份，内蒙古、宁夏和新疆在早期也具有这类条件组态的发展特征。

（三）进一步讨论

农业绿色发展对政府支持的依赖性。从各要素在条件组态中的分布来看，农业绿色发展对政府支持具有强依赖性，6 条路径均包含以政府支持为核心条件；同样地，在实现低 AGTFP 的组态中，4 条路径中均包含了以低政府激励为核心条件。主要原因可能是：一方面，农业投入高、收益低、回报慢的特点与市场的逐利性相悖，而环境污染属于非点状排放，具有来源隐蔽性、影响广泛性、处理复杂性的特点，农业碳排放评估监测的技术受限，农业市场机制尚不完善，市场难以全面快速地捕捉农业环境污染的准确信息。另一方面，农村地区的环境治理基础设施匮乏，农户的环保意识不强，没有能力也缺乏足够的动力承担节能减排降碳的任务，环境治理成本需要政府的财政支持来承担。

“市场+社会”和政府监管的相互替代关系。组态 H1 和 G1、G2 表明，同样在高政府支持的情况下，组态 H1 以高市场化、高市场激励和高公众参与为核心条件实现高 AGTFP，而 G1、G2 则可以通过高政府监管实现高 AGTFP。实际上，政府监管实现农业绿色发展的根本途径，还是通过约束行为主体的经济行为，进而提升技术水平或者减少资源无效投入，政策执行效果的关键离不开行为主体的参与。而市场化的排污费（税）会成为生产经营者的持续性支出，使环境污染的负外部性内部化，转化成为被规制者的经营成本，促使生产经营者积极寻找长期的解决方案，如采纳农业绿色环保技术等，进而降低成本、提高收益（展进涛和徐钰娇，2019）。因此，高市场激励结合高公众参与和高政府环境监管具有等效性。

城镇化和政府、市场的互动关系。比较组态 C1 和 H1 可以看出，当市场激励不足、其他条件相同时，C1 以推动城镇化水平为核心条件同样可以实现农业绿色发展。比较组态 C1 与 G1、G2 可以发现，同样是在高政府支持的情况下，组态 G1、G2 以高政府监管为核心条件实现高 AGTFP，而组态 C1 则以高城镇化水平为核心条件实现高 AGTFP。城镇化通过吸纳农村富余劳动力转移就业、引导工商资本下乡，打破要素在城乡之间的流动壁垒，矫正了农村要素市场扭曲，实现城乡要素的再配置效应，进而有助于农业绿色发展。而且，城镇化通过宣传教育等方式，提升了农业部门工作人员和农户的绿色环保理念。在城乡融合过程中，通过产业融合，增强了地方政府的财政实力，为完善农业基础设施建设和提升农业公共服务水平提供有力的资金保障。反过来，政府型和市场型环境规制又为城镇化的高质量发展注入了强大的竞争力。因此，城镇化与政府、市场具有一种互惠共生的双向互动关系。

“大国小农”基本国情农情下经营规模需要因地制宜。对比各组态发现，以大经营规模为核心条件的路径只有 H2 一个组态，而在其他路径中则可有可无，甚至不能太高，这表明，经营规模不是越大越好，需要因地制宜。适度扩大经营规模有利于提高 AGTFP，但在人多地少的约束下，当经营规模超过一定程度后，人地比例失衡将导致生产率损失，由此导致管理成本和交易成本上升。因此，经营规

模需要遵循适度原则与因地制宜原则。此外,本文研究发现:组态 G1、G2、M1 均包含以小经营规模为核心条件,对比组态 H2 包含以大经营规模为核心条件,这可能与组态 H2 中有高公众参与有关;组态 H1 和 C1 同样有高公众参与的核心条件或者边缘条件,而没有小经营规模的限制。因此,可以认为,在适度扩大经营规模的同时,应充分引导公众提高对农业环境治理的关注度和参与度。

五、结论与启示

(一) 研究结论

本文基于 2001—2020 年中国省级面板数据,尝试性地将动态 QCA 方法引入农业绿色发展领域,分析不同制度因素提升农业绿色全要素生产率的多元路径,得到主要结论如下:第一,必要性分析结果表明,政府、市场和社会因素均不构成实现高 AGTFP 的必要条件,但实现 AGTFP 提升的每条组态路径中均包含高政府支持,且政府支持缺乏和市场化落后是造成部分地区 AGTFP 较低的核心因素;第二,在组间和组内分析中发现了明显的时间效应,在 2006 年以前,6 个组态均不构成实现高 AGTFP 的充分条件,而在 2006 年以后,则呈现一致性水平较高且稳定的态势,各条件组态均构成实现高 AGTFP 的充分条件;第三,各省份实现农业绿色高水平发展具有多元路径,且各个组态组内覆盖度具有明显的区域差异,其中,政府—市场—社会多元驱动型所能解释的案例主要分布在中部地区和东部地区,政府主导型路径所能解释的区域主要分布在西部地区,政府—市场二元驱动型和多元协同的城镇化驱动型路径所能解释的案例集中分布在东部地区。

(二) 政策启示

本文研究结论可能为区域实现提升 AGTFP 带来以下几点政策启示:

第一,在政府—市场—社会多元驱动型这一路径所能解释的省份,政府要结合自身农业发展的条件禀赋,积极培育新型农业经营主体,宣传、引导农户关注农业绿色发展,通过政府支持和公众参与的良性互动,在“整体视角”下协调好政府、市场和社会的多重条件匹配,借助有效的规模化经营充分释放不同制度组合的协同效应,因地制宜地探索差异化的农业绿色发展路径。

第二,在政府主导型这一路径所能解释的省份,市场化发育落后、城镇化水平较低、社会力量薄弱,政府要作为推动农业绿色发展的主要力量,持续扩大政府环境治理投资,积极启动和推行各项支农惠农政策,充分发挥好“有形之手”在农业绿色发展起步阶段的宏观调控作用。但需要警惕这些地区对政府支持的过度依赖,造成市场化发育滞后,要素市场扭曲,资源配置效率损失,进而降低 AGTFP。对于规模化程度低的地区,需要着力探索如何延长农业产业链,发展优势特色农业,以三产融合的形式激发农业绿色发展的活力。

第三,在政府—市场二元驱动型这一路径所能解释的省份,政府要着力推动探索农业低碳发展的市场化机制,进一步明晰不同责任主体参与农业节能减排降碳的驱动因素,破除行为主体参与农业碳排放交易的制度约束,逐步建立适宜农业的碳排放交易机制。此外,政府应重视农业碳汇价值,遵循市场配置要素的基本原则,构建农业碳普惠机制,通过多渠道提高农户参与农业绿色发展的积极主动

性，自觉践行农业绿色发展理念。例如，创建农业绿色发展示范区，做好政府和市场两手发力，持续激发有为政府和有效市场的联合匹配效应。

第四，在多元协同的城镇化驱动型这一路径所能解释的省份，高城镇化发展水平地区拥有强大的政府投资力量，要抓住城镇化和农业现代化发展带来的机遇，找准功能定位，积极推进城乡融合发展，加快推动城乡要素市场化改革，为城乡要素双向流动提供畅通的渠道，实现农业绿色转型发展。同时，政府要加大都市现代农业的投入力度，构建现代化都市农业的示范带动区。

参考文献

- 1.陈锡文，2024：《当前推进乡村振兴应注意的几个关键问题》，《农业经济问题》第1期，第4-8页。
- 2.杜运周、李佳馨、刘秋辰、赵舒婷、陈凯薇，2021：《复杂动态视角下的组态理论与QCA方法：研究进展与未来方向》，《管理世界》第3期，第180-197页。
- 3.杜运周、刘秋辰、程建青，2020：《什么样的营商环境生态产生城市高创业活跃度？——基于制度组态的分析》，《管理世界》第9期，第141-155页。
- 4.葛鹏飞、王颂吉、黄秀路，2018：《中国农业绿色全要素生产率测算》，《中国人口·资源与环境》第5期，第66-74页。
- 5.郭海红、刘新民，2020：《中国农业绿色全要素生产率时空演变》，《中国管理科学》第9期，第66-75页。
- 6.黄季焜，2022：《加快农村经济转型，促进农民增收和实现共同富裕》，《农业经济问题》第7期，第4-15页。
- 7.贾建锋、刘伟鹏、杜运周、赵若男、蒋金鑫，2023：《制度组态视角下绿色技术创新效率提升的多元路径》，《南开管理评论》，<https://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.F.20230307.1021.002.html>。
- 8.姜松、周洁、邱爽，2021：《适度规模经营是否能抑制农业面源污染——基于动态门槛面板模型的实证》，《农业技术经济》第7期，第33-48页。
- 9.金书秦、林煜、牛坤玉，2021：《以低碳带动农业绿色转型：中国农业碳排放特征及其减排路径》，《改革》第5期，第29-37页。
- 10.赖斯芸、杜鹏飞、陈吉宁，2004：《基于单元分析的非点源污染调查评估方法》，《清华大学学报（自然科学版）》第9期，第1184-1187页。
- 11.李谷成，2014：《中国农业的绿色生产率革命：1978—2008年》，《经济学（季刊）》第2期，第537-558页。
- 12.李健旋，2021：《农村金融发展与农业绿色全要素生产率提升研究》，《管理评论》第3期，第84-95页。
- 13.李周，2023：《中国农业绿色发展：创新与演化》，《中国农村经济》第2期，第2-16页。
- 14.马国群、谭砚文，2021：《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》，《农业技术经济》第5期，第77-92页。
- 15.蒙克、魏必，2023：《反思QCA方法的“时间盲区”：为公共管理研究找回“时间”》，《中国行政管理》第1期，第96-104页。
- 16.秦天、彭珏、邓宗兵、王炬，2021：《环境分权、环境规制对农业面源污染的影响》，《中国人口·资源与环境》第2期，第61-70页。

- 17.田云、尹忞昊, 2022:《中国农业碳排放再测算:基本现状、动态演进及空间溢出效应》,《中国农村经济》第3期,第104-127页。
- 18.王小鲁、樊纲、刘鹏, 2009:《中国经济增长方式转换和增长可持续性》,《经济研究》第1期,第4-16页。
- 19.吴磊、贾晓燕、吴超、彭甲超, 2020:《异质型环境规制对中国绿色全要素生产率的影响》,《中国人口·资源与环境》第10期,第82-92页。
- 20.解安、林进龙, 2023:《中国农村人口发展态势研究:2020—2050年——基于城镇化水平的不同情景模拟分析》,《中国农村观察》第3期,第61-86页。
- 21.解学梅、朱琪玮, 2021:《企业绿色创新实践如何破解“和谐共生”难题?》,《管理世界》第1期,第128-149页。
- 22.杨骞、王珏、李超、刘鑫鹏, 2019:《中国农业绿色全要素生产率的空间分异及其驱动因素》,《数量经济技术经济研究》第10期,第21-37页。
- 23.叶初升、惠利, 2016:《农业生产污染对经济增长绩效的影响程度研究——基于环境全要素生产率的分析》,《中国人口·资源与环境》第4期,第116-125页。
- 24.展进涛、徐钰娇, 2019:《环境规制、农业绿色生产率与粮食安全》,《中国人口·资源与环境》第3期,第167-176页。
- 25.张明、杜运周, 2019:《组织与管理研究中QCA方法的应用:定位、策略和方向》,《管理学报》第9期,第1312-1323页。
- 26.朱润、何可、张俊飏, 2021:《环境规制如何影响规模养猪户的生猪粪便资源化利用决策——基于规模养猪户感知视角》,《中国农村观察》第6期,第85-107页。
- 27.Berg-Schlosser, D., and G. De Meur, 2009, “Comparative Research Design: Case and Variable Selection”, in B. Rihoux and C. C. Ragin (eds.) *Configurational Comparative Methods: Qualitative Comparative Analysis (QCA) and Related Techniques*, Thousand Oaks: Sage Publications, 19-32.
- 28.Beynon, M. J., P. Jones, and D. Pickernell, 2020, “Country-Level Entrepreneurial Attitudes and Activity Through the Years: A Panel Data Analysis Using fsQCA”, *Journal of Business Research*, Vol. 115: 443-455.
- 29.Fiss, P. C., 2011, “Building Better Causal Theories: A Fuzzy Set Approach to Typologies in Organization Research”, *Academy of Management Journal*, 54(2): 393-420.
- 30.Furnari, S., D. Crilly, V. F. Misangyi, T. Greckhamer, P. C. Fiss, and R. V. Aguilera, 2021, “Capturing Causal Complexity: Heuristics for Configurational Theorizing”, *Academy of Management Review*, 46(4): 778-799.
- 31.García-Castro, R., and M. A. Ariño, 2016, “A General Approach to Panel Data Set-Theoretic Research”, *Journal of Advances in Management Sciences & Information Systems*, (2): 63-76.
- 32.Marx, A., 2010, “Crisp-Set Qualitative Comparative Analysis (csQCA) and Model Specification: Benchmarks for Future csQCA Applications”, *International Journal of Multiple Research Approaches*, 4(2): 138-158.
- 33.Ragin, C. C., 2008, *Redesigning Social Inquiry: Fuzzy Sets and Beyond*, Chicago: University of Chicago Press, 12-14.
- 34.Song, M., J. Peng, J. Wang, and J. Zhao, 2018, “Environmental Efficiency and Economic Growth of China: A Ray Slack-Based Model Analysis”, *European Journal of Operational Research*, 269(1): 51-63.

35. Tone, K., 2001, “A Slacks-Based Measure of Efficiency in Data Envelopment Analysis”, *European Journal of Operational Research*, 130(3): 498-509.

36. Vis, B., J. Woldendorp, and H. Keman, 2013, “Examining Variation in Economic Performance Using Fuzzy-Sets”, *Quality & Quantity*, Vol. 47: 1971-1989.

(作者单位: 新疆大学经济与管理学院)

(责任编辑: 柳 荻)

Multiple Paths of Agricultural Green Total Factor Productivity Improvement from the Perspective of Institutional Grouping: A Panel Data Analysis Based on Dynamic QCA

FANG Fang ZHANG Lijie ZHAO Jun

Abstract: Based on Chinese provincial panel data from 2001 to 2020, this paper examines the multi-factor linkage effects of the government, market, and society on enhancing the agricultural green total factor productivity (AGTFP) from the spatial and temporal dimensions using the dynamic fsQCA method, and explores the multiple paths of agricultural green development in the context of progressive reforms. The findings are as follows. Achieving high AGTFP requires the synergistic effect of multiple factors, and individual factors cannot work alone to achieve high AGTFP. Abundant government support has a universal role in raising AGTFP, and the lack of government support and the backwardness in marketization are the core constraints that cause low AGTFP. There are multiple paths and complex mechanisms for the green development of agriculture in China, and four types of grouping paths can achieve high AGTFP, including the multiple-driven “government-market-society” mode, the government-led mode, the dual-driven “government-market” mode, and the multiple-synergistic urbanization-driven mode. There are significant time effects in agricultural greening and provinces do not follow a consistent grouping path in achieving high AGTFP. Urbanization brings new opportunities for green agricultural development, and the scale of agricultural operations should follow the principles of moderation and localization under the basic condition of “big country, small farmers”.

Keywords: Agricultural Green Total Factor Productivity; Environmental Regulation; System Configuration; Dynamic QCA

加入合作社能否提高家庭农场绿色全要素生产率*

——基于苏赣陕 892 家种植类家庭农场的调查数据

薛永基 薛艳金 张园圆

摘要：本文基于江苏、江西和陕西 3 个省 892 家种植类家庭农场的调查数据，使用 Super-SBM 模型构建绿色全要素生产率的微观分析框架，并采用 Logit 模型分析家庭农场加入合作社的影响因素。本文进一步运用倾向得分匹配法构建反事实假设，估算加入合作社对家庭农场绿色全要素生产率的平均处理效应，并基于回归调整方法验证家庭农场加入合作社影响绿色全要素生产率的作用机制。研究表明：家庭农场经营年限、劳动力规模对其加入合作社具有正向作用，家庭农场经营者务农经历、家庭农场注册商标与拥有高标准农田对其加入合作社具有负向作用。加入合作社后，家庭农场绿色全要素生产率显著提高。加入合作社对家庭农场绿色全要素生产率提高的作用路径，按贡献率大小依次为成本压力、收益激励、组织规范和绿色意识。从驱动因素看，经济机制相较于管理机制更能驱动家庭农场提升绿色全要素生产率。

关键词：合作社 绿色全要素生产率 家庭农场 倾向得分匹配法

中图分类号：F272.3 **文献标识码：**A

一、引言

农业绿色发展关乎国家粮食安全、资源安全与生态安全。农业发展不仅面临增产保供的压力，也存在高投入与高污染的问题，农业可持续发展难以实现。因此，在中国“大国小农”的基本国情农情下，如何保障粮食安全、实现绿色发展，是农业长远发展面临的难题（黄祖辉，2018）。家庭农场是指以农户为经营主体、以适度规模为经营方式、以利润最大化为生产目标的农业经营主体（王春来，2014），兼顾家庭经营、集约生产、先进管理和高效合作等优势，是推进中国农业绿色发展的重要主体（朱启臻等，2014；赵佳和姜长云，2015）。一方面，家庭农场经营规模较大，与小农户相比，家庭农场更具备采纳绿色生产技术的条件，家庭农场的经营者也更考虑生产经营对生态、环境、社会和

*本文研究得到国家社会科学基金后期资助重点项目“乡村产业与生态协同振兴：理论逻辑、动力机制与实践进路”（编号：23FGLA002）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，当然，文责自负。本文通讯作者：薛艳金。

后人的影响（朱启臻等，2014）。另一方面，在市场激励和政策激励下，家庭农场可能也更倾向于采取绿色生产技术来保证农产品质量安全（Wang et al., 2023）。因此，提高家庭农场的绿色生产效率尤为重要。

构建农业产业化联合体的新型组织形式为实现降本增效、规模经营和农产品绿色化提供了新的路径，即形成一种以家庭农场为生产基础，以农民专业合作社（以下简称“合作社”）为服务纽带，进行产业交易和要素共享的利益联合机制。《关于实施家庭农场培育计划的指导意见》明确提出要引导家庭农场发展合作经营，积极引导家庭农场领办或加入农民专业合作社^①。理论上，家庭农场经营规模较大、专业化程度较高，能够承担较大的自然风险和市场风险，也面临着产业链难以延伸和市场交易地位弱等问题（韩朝华，2017）。而合作社作为自愿联合、合作生产、互助经营的农业新型经营组织，可以与家庭农场形成优势互补。两者结合实质上是网络组织构建的体现，通过建立契约关系和破除产业联结断点带来整体经营效益的提升，为专业分工和要素流动提供解决方案（高思涵和鄢伟波，2023）。具体到农业绿色生产层面，从经济效应的角度来看：一方面，合作社可以更好地组织农户，以社区互动形成规模效应，以资源对接减少信息不对称，以技术指导实现收益激励，实现降本增效（王志刚和于滨铜，2019）；另一方面，合作社的标准化生产对要素投入有更高的要求，在成本压力下，家庭农场的绿色生产意愿随之增强。从管理经营的角度来看：一方面，合作社能提供绿色生产技术培训和指导，实现农场经营者的社会学习效应，并通过组织机制形成知识溢出，从而增强家庭农场经营者的绿色生产意识，提高家庭农场的绿色生产技术水平；另一方面，合作社也可以通过约束性规制倒逼家庭农场实现绿色生产。

合作社能否有效引领家庭农场实现绿色发展？目前的观点大致包括以下两类：一种观点认为，加入合作社有利于促进家庭农场和合作社形成优势互补与和谐共生的经营模式（王勇，2014）。合作社以提供技术服务、标准化生产、社员内部监督和集体惩罚等方式，可以促使家庭农场选择绿色生产行为（田云等，2015；蔡荣等，2019）。另一种观点认为，合作社在促进家庭农场绿色生产方面仍然面临诸多障碍。由于合作社发展存在名质分离、外部监管不严等现实困境，导致家庭农场并未与合作社建立良好的互补关系，合作社在促进家庭农场绿色生产方面也没有达到理论预期（王春来，2014；蔡荣等，2019；陆泉志和张益丰，2022）。因此，家庭农场加入合作社对绿色生产的影响仍有探讨空间，也有学者就此问题开展了实证研究。陆泉志和张益丰（2022）在探讨加入合作社对农户绿色生产行为的影响机制时发现，加入合作社能够提高农户的绿色技术采纳程度；蔡荣等（2019）发现，加入合作社能有效减少农药化肥施用量；刘同山和孔祥智（2019）认为，加入合作社对提升家庭农场收益、增加产量和创新销售渠道具有促进作用；张明月等（2023）发现，加入合作社通过影响农户对绿色生产的感知促进农户绿色技术采纳行为，对家庭农场绿色生产有积极作用。

综上所述，现有研究对加入合作社对家庭农场绿色生产的影响开展了一些探讨，但是仍然存在两方面不足。一方面，已有研究没有将加入合作社对家庭农场绿色生产效率的影响纳入一个综合分析框

^①参见《关于实施家庭农场培育计划的指导意见》，http://www.moa.gov.cn/govpublic/zcggs/201909/t20190909_6327521.htm。

架，它们大多数重点关注了绿色生产行为，却缺乏对加入合作社如何影响绿色生产效率的直接论证。即便有少量研究探讨了加入合作社对家庭农场绩效（人均收益和亩净收益）的影响，但收益并不等同于效率，可能存在高投入、高产出和高污染的情况。另一方面，已有研究没有考虑到加入合作社过程中存在一些不可观测因素，可能会导致研究结果有偏差。家庭农场生产经营效率受到制度环境、技术水平、要素投入、个体特征、家庭农场自身特征等多种因素的影响，而绿色全要素生产率（green total factor productivity，简称 GTFP）可以将资源、能源和环境等多重因素纳入其中，能够比较客观地度量家庭农场的绿色生产效率。

GTFP 是衡量要素质量的重要指标（Feng et al., 2019）。在绿色发展的背景下，家庭农场由要素驱动的投入导向型转变为创新驱动的效率导向型，需考虑资源和环境等因素。已有文献对中国农业 GTFP 开展研究，例如：郭海红和刘新民（2022）从静态和动态视角测算并解析了 2006—2016 年的中国农业 GTFP；葛鹏飞等（2018）基于中国省级面板数据，在农业 GTFP 中纳入农业碳排放的环境约束因素，分析了农业 GTFP 的时空演变和收敛性。从研究对象上看，学术界关于 GTFP 的研究，主要集中在从宏观视角对不同省份的 GTFP 进行测度，而从中观与微观主体开展 GTFP 研究的文献较少，关于家庭农场 GTFP 的研究更显不足。从研究方法上看，传统全要素生产率的测算方法以随机前沿方法（stochastic frontier approach，简称 SFA）、数据包络分析方法（data envelopment analysis，简称 DEA）为主，难以处理投入产出变量中同时具有径向和非径向特征的情况，对存在期望产出和非期望产出的测算更是有限，而超效率基于松弛值测算的模型（super-slacks based measure，简称 Super-SBM）可以解决有效决策单元难以比较的问题，并同时考虑期望产出与非期望产出因素（郭海红和刘新民，2022）。

基于此，本文尝试构建家庭农场 GTFP 的衡量指标体系，探讨加入合作社对家庭农场 GTFP 的影响，运用倾向得分匹配法进行测算，并分解分析不同驱动因素对家庭农场 GTFP 造成的影响。相比以往研究，本文可能的边际贡献在于：第一，本文以种植类家庭农场作为研究对象，拓展 GTFP 的研究范围，并在 GTFP 指标体系中加入面源污染、碳汇、碳排放等要素，丰富 GTFP 指标体系。第二，本文尝试从经济效应和管理运营的视角构建加入合作社对家庭农场 GTFP 影响的微观理论框架，并利用家庭农场调查数据进行实证检验，为加快引导家庭农场绿色生产提供方向借鉴。

二、理论分析与研究假说

家庭农场加入合作社，它们的经济行为决策相对独立，而合作社基于成员间互惠信任的原则，可以协调交易活动，合作社成员之间形成以经济联结为基础的纽带。家庭农场与合作社没有科层关系，通过契约关系形成互利互惠、风险共担的合作机制，是介于科层组织和市场之间的中间结构，符合网络组织的本质特征（胡平波，2015）。本文基于网络组织理论，对加入合作社影响家庭农场 GTFP 的机理进行分析。网络组织是当前中国农业纵向一体化的主流实践形式，家庭农场参与合作社顺应新型农业经营主体的合作发展趋势（高思涵和鄢伟波，2023）。农业生产经常受到自然地理、政策、市场条件的制约，供需存在不确定性，而加入合作社可以实现组织模式的动态调整，促进家庭农场的外部

网络化，由此增加对市场不确定性的应对能力，实现经营主体的协同发展。

家庭农场加入合作社可以促进农业生产绿色化，实现优势互补。家庭农场自身具备生产要素、资金和技术，结合合作社在技术服务、标准化生产、监督管理等方面的优势，能够更好地执行生产标准、提升农产品品质，促进农业绿色生产（陈吉平和任大鹏，2023）。学习能力、成员信任和交易成本等是解释网络成员行为决策的重要因素。本文在参考已有研究基础上，从经济效应和管理运营的视角分析加入合作社对家庭农场 GTFP 的作用。

从经济效应来看，加入合作社可能通过成本压力提高家庭农场的 GTFP。一方面，合作社生产标准化将带来一定的成本压力，使得家庭农场重新配置绿色生产要素以降低成本的动机增强。加入合作社后，家庭农场需遵守合作社已建立的标准化绿色生产模式，但绿色生产的投入要素（如有机肥、生物农药等）较传统生产要素价格往往更高，且由于投入品的清洁标准限制，家庭农场可能会降低一定的生产规模（纪月清等，2016）。在成本压力下，家庭农场提高绿色生产效率的意愿和动机将会增强，它们或将增加高效率 and 清洁性生产要素的使用，减少低效率和污染性生产要素的投入（Gray，1987）。另一方面，家庭农场在学习成本增加的同时，也可以提升自身的人力资本，增强学习和应用绿色生产技术的能力，并提高生产管理水平。加入合作社后，家庭农场需要付出更高的信息收集成本和学习成本，在作业源头实现对生产要素的规制，提高家庭农场经营人员的人力资本水平（顾莉丽和郭庆海，2015；Li et al.，2020），有利于改善农业生产技术的应用，进而实现 GTFP 提高。基于此，本文提出第 1 个研究假说。

H1：加入合作社通过成本压力促进家庭农场提高绿色全要素生产率。

加入合作社可能通过收益激励提高家庭农场的 GTFP。第一，加入合作社可以拓展农产品销售渠道，减少信息不对称问题，提高家庭农场的议价能力。随着生活水平提高，人们对绿色有机农产品的需求与日俱增，但绿色农产品存在的“柠檬市场”“劣币驱逐良币”等现象往往不利于生产方式绿色转型，而合作社能够提供更多的销售渠道，促进供需双方的信息交流，增强家庭农场对绿色农产品的议价能力，帮助农产品进入更广阔的市场，增加家庭农场的经济收益。第二，加入合作社可以实现农产品质量的溢价激励，避免机会主义行为。加入合作社便于对相关农产品进行质量分级和质量认证，使得品质更高的农产品能够获得相应的溢价（蔡荣等，2019），农产品“质优价高”可以向市场传递积极信号，也给家庭农场提供持续动态的经济激励（李晗和陆迁，2020），且在合作社分级收购中，可在保障成员利益的同时，避免成员不按照合作社要求进行合规生产的机会主义行为。第三，加入合作社可发挥规模效应，降低风险。加入合作社有利于标准化生产，充分发挥规模效应，在获得更高经济收益的同时实现降本增效，也可以减少农产品质量不达标造成的违约风险，由此促进绿色生产，增加家庭农场收益（汪阳洁等，2022）。基于此，本文提出第 2 个研究假说。

H2：加入合作社通过收益激励提高家庭农场绿色全要素生产率。

从管理运营来看，加入合作社可能通过组织规范促使家庭农场提高 GTFP。第一，加入合作社通过形成外部规制增加对家庭农场绿色生产的监督作用。中国人多地少，家庭农场是实现土地和劳动力

双集约生产的重要途径,但中国的家庭农场仍存在散、乱、差的情况(王春来,2014)。而合作社和家庭农场以建立“风险共担、利益共享”的联结机制形成组织规范,对生产进行监督,从而改善粗放的经营模式,更好地实现农业集约化发展(李晗和陆迁,2020)。第二,合作社能够通过约束性规制手段倒逼家庭农场提高 GTFP。合作社通过强化作业流程和提高管理标准,对家庭农场生产形成约束性规制(陆泉志和张益丰,2022)。并且,一旦家庭农场存在不按标准生产的情况,将造成违规,影响农产品质量,而合作社将发挥稳定契约的作用,按规定对家庭农场进行惩罚(张明月等,2023)。第三,基于组织控制理论,合作社通过设置目标、制定计划、提供培训、检测绩效、实施奖励机制等,可以全方位实现对绿色生产要素的质量把控(王图展,2016),从而提高家庭农场 GTFP。基于此,本文提出第 3 个研究假说。

H3: 加入合作社通过组织规范促使家庭农场提高绿色全要素生产率。

加入合作社可能通过增强家庭农场经营者的绿色意识提高家庭农场 GTFP。一方面,合作社能为家庭农场提供绿色生产指导,带来社会学习效应,进而提升经营者环保意识。在传统生产经营中,由于粗放型农业生产常施用过量化学药品以降低病虫害带来的产量损失,家庭农场经营者的绿色意识淡薄和知识匮乏,导致绿色生产难以为继(纪月清等,2016)。而合作社可以通过聘请专家和组织技术服务队等方式,为农户提供绿色生产技术培训,让家庭农场经营者对产品标准和市场需求有更深入的了解,由此促进绿色转型。另一方面,在合作社的作用下,家庭农场间的社区互动能够形成同群效应,有利于引导农户从粗放经营方式向绿色生产方式转型。合作社为家庭农场提供了信息交流的平台,可以使家庭农场互相模仿示范,促进知识溢出,有利于形成信息和技术扩散,强化绿色生产行为(于艳丽和李桦,2020)。基于此,本文提出第 4 个研究假说。

H4: 加入合作社通过增强家庭农场经营者绿色意识提高绿色全要素生产率。

以上分析表明,在经济效应和管理运营的双轮驱动下,加入合作社可能通过成本压力、收益激励、组织规范和绿色意识 4 个方面促进家庭农场 GTFP,作用路径如图 1 所示。基于此,本文提出第 5 个研究假说。

H5: 加入合作社能够提高家庭农场绿色全要素生产率。

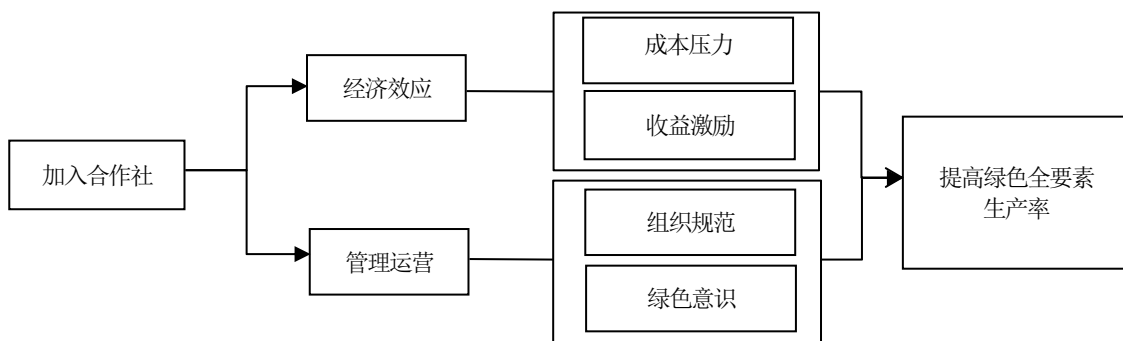


图 1 加入合作社影响家庭农场绿色全要素生产率的作用路径

三、数据来源、模型构建和变量选取

（一）数据来源

本文所用数据来自 2022 年 1 月至 2 月对江苏、江西、陕西 3 个省种植类家庭农场的问卷调查。江苏省是东部沿海地区的农业大省，家庭农场发展水平处于国内领先地位。截至 2023 年，江苏省家庭农场总数达 16 万家，各级示范家庭农场超过 2.3 万家。其中，粮食种植类家庭农场达 6.6 万家、土地经营面积超 1600 万亩^①。江西省是中部地区的粮食生产大省，有良好的粮食生产基础，家庭农场已成为主要的农业发展模式之一。截至 2022 年底，江西省家庭农场已达 9.89 万家^②，由实地调查可知，种植类家庭农场在该省家庭农场的占比约一半。陕西省地处黄河中游，该省各级农业农村部门加强对示范农场的指导、扶持和服务，落实和完善扶持政策，促进家庭农场做大做强。2023 年，陕西省 120 家家庭农场被认定为省级示范家庭农场^③。并且，陕西省不少种粮大户出现了向种植型家庭农场转型的趋势，已成为发展现代农业的主要力量。根据《中国家庭农场发展报告（2019）》（农业农村部政策与改革司和中国社会科学院农村发展研究所，2020），以上 3 个省中，加入合作社的种植类农场占本省种植类家庭农场的比重均大于全国平均水平 34.83%。因此，本文选取以上 3 个省的种植类家庭农场开展研究，具有代表性。

为保证数据的可靠性，课题组在预调查的基础上，结合实际情况采用分层抽样和随机抽样的线上调查方式。家庭农场样本需要满足以下条件：一是，以家庭成员为主要劳动力，从事农业规模化生产经营活动，并以农业收入作为家庭主要收入来源的经营主体。二是，选取生产经营情况比较稳定、经营规模符合县级以上农业部门确定的标准范围的家庭农场。三是，为保证样本的代表性，本文主要依据国家家庭农场名录系统进行随机抽样。调查内容覆盖家庭农场负责人情况、家庭农场经营情况、政策支持情况、经营绩效、绿色低碳生产情况、绿色低碳生产的意愿和行为等方面。调查共发放 1040 份问卷，其中有效问卷 892 份，问卷有效率为 85.77%。样本情况如表 1 所示。

表 1 家庭农场调查样本特征

指标	调查样本		
	江苏	江西	陕西
加入合作社比例（%）	49.07	47.05	55.81
示范类农场占比（%）	83.04	61.03	71.50

^①资料来源：《透过“百佳家庭农场”发布看现代农场主喜变新模样》，http://www.jiangsu.gov.cn/art/2023/9/19/art_60085_11018959.html。

^②资料来源：《奋进新征程 建功新时代·老区新貌 | 这里乡村“蜂”景独好》，https://www.moj.gov.cn/pub/sfbgw/zwgkztzl/2022zt/20220311fjxzc/20220311fjxzc_lqxm/202204/t20220425_453691.html。

^③资料来源：《陕西省农业农村厅关于公布 2023 年省级示范家庭农场名单及监测结果的通知》，<http://nynct.shaanxi.gov.cn/wap/snynctwj/20231227/9833629.html>。

表 1 (续)

平均土地经营面积 (亩)	320.52	589.36	265.75
经营者平均年龄 (岁)	45.07	46.50	41.03

(二) 绿色全要素生产效率测算

1. 测算模型。学术界测算 GTFP 的方法以传统 DEA、SFA 和 Malmquist 指数法为主, 但不管是传统 DEA、SFA, 还是 Malmquist 指数法, 都难以处理投入和产出变量同时具有径向和非径向特征的情况。鉴于此, 本文采用 Super-SBM 混合函数模型 (Tone and Tsutsui, 2010), 它可以测算同时包含径向与非径向特征的两类距离函数, 从而弥补传统 DEA、SFA 等方法的缺陷。在农业实际生产中, 经济、资源和环境的关系复杂, 而该方法考虑了家庭农场经营中存在期望产出和非期望产出。其中, 投入要素如劳动力、资本与产出之间具有非径向特征, 而土地、水等资源要素与非期望产出之间具有径向特征, Super-SBM 模型能够较为综合地衡量静态生产效率。在设定的时期和生产技术条件下, 本文利用该方法测算投入资源的使用效率和产出水平, 将无效率值拆分为投入无效率、期望产出无效率和非期望产出无效率。GTFP 的计算方法如下:

$$y^* = \min \theta - \varepsilon_x \frac{\sum_{i=1}^m \omega_i^- s_i^-}{x_{io}} \quad (1)$$

$$\text{s.t.} \begin{cases} \sum_{j=1}^n \lambda_j x_{ij} + s_i^- - \theta x_{i0} = 0, & i = 1, \dots, m \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j y_{rj} - s_r^+ - \varphi y_{r0} = 0, & r = 1, \dots, s \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j b_{pj} + s_p^{b-} - \varphi b_{p0} = 0, & p = 1, \dots, q \\ \lambda_j \geq 0, s_i^- \geq 0, s_r^+ \geq 0, s_p^{b-} \geq 0 \end{cases}$$

(1) 式中: y^* 为 Super-SBM 测度 GTFP 的最优效率值; i 、 r 、 p 分别为投入要素、期望产出要素、非期望产出要素; m 、 s 、 q 分别为投入要素、期望产出要素、非期望产出要素的项数; θ 为径向条件下的效率值; ε_x 为同时包含径向变动比例和非径向松弛向量的参数, 且 $0 \leq \varepsilon_x \leq 1$; ω_i^- 为投入要素的权重, 并满足 $\sum_{i=1}^m \omega_i^- = 1$, $\omega_i^- \geq 0$ 的限制条件; s_i^- 为非径向条件下第 i 种投入要素的松弛量; x_{io} 为第 o 个农场的投入向量; φ 为非径向条件下的效率值; ε_y 为既要包含径向松弛变量变动比例, 又体现非径向松弛向量的核心参数, 并且 $0 \leq \varepsilon_y \leq 1$; ω_r^+ 为第 r 项期望产出指标的权重; ω_p^{b-} 为第 p 项非期望产出指标的权重; (s_r^+, s_p^{b-}) 为第 r 项期望产出与第 p 项非期望产出之间的松弛量, 若二者的值均大于 0, 则表示实际投入和产出都低于生产前沿边界, 静态 GTFP 存在提升空间; ε_b 为同时包含径向变动比例和非径向松弛向量的参数, 且 $0 \leq \varepsilon_b \leq 1$; b_{p0} 为第 o 个农场的第 p 项非期望产出; λ_j 为第 j 个投入要素的相对权重; (x_{ij}, y_{rj}) 为的是第 j 个决策单元的投入产出向量。相关系数通过熵权法测算, 可以更客观地反映各个决策单元间 GTFP 的差异。如果 $y^* = 1$, 为决策单元有效。

2. 指标体系构建。本文在构建指标体系时, 打破了单纯侧重经济效益的思路, 向环境保护、资源节约与农业生产效益并重的方向转变, 根据农业生产五要素论和查阅相关文献(葛鹏飞等, 2018; 郭海红和刘新民, 2020), 归纳总结家庭农场 GTFP 测算的 5 类投入指标和 2 类产出指标。GTFP 测算指标体系如表 2 所示。

表 2 GTFP 测算指标体系

指标类型	一级指标	二级指标	指标含义
投入指标	土地投入	土地投入	家庭农场 2021 年实际经营土地面积(亩)
	劳动投入	劳动力投入	家庭农场 2021 年劳动力总投入量(工日)
	资本投入	农业机械投入	家庭农场 2021 年农业机械(自有、租用)投入费用(万元)
		化肥使用量	家庭农场 2021 年施用的化肥折纯量(千克)
			家庭农场 2021 年施用的有机肥折纯量(千克)
		农药使用量	家庭农场 2021 年施用的农药折纯量(千克)
		农膜使用量	家庭农场 2021 年的农膜使用量(千克)
		除草剂使用量	家庭农场 2021 年的除草剂使用量(毫升)
	能源投入	农用柴油使用量	家庭农场 2021 年的农用柴油使用量(千克)
		农业用电量	家庭农场 2021 年的农业用电量(千瓦时)
	水资源投入	农业用水	家庭农场 2021 年有效灌溉面积(公顷)
产出指标	期望产出	碳汇	家庭农场 2021 年总的农业碳汇量(吨)
		农业总收入	家庭农场 2021 年的农业总收入(万元)
	非期望产出	碳排放	家庭农场 2021 年的农业碳排放量(吨)
		面源污染	家庭农场 2021 年的面源污染排放量(立方米)

在投入指标上: 首先, 本文采纳生产要素三元论的思想, 从劳动、土地、资本的视角出发, 选取土地投入、劳动投入、资本投入作为评价指标, 相关二级指标数据由问卷填写直接得到。其次, 考虑资源约束, 本文将水资源投入纳入投入变量, 而资源类生产要素无法直接用货币计价, 因此, 本文采取潘丹和应瑞瑶(2012)的处理方法, 选取有效灌溉面积作为评价指标。最后, 本文将能源投入要素单独考虑, 更能反映能源对农业生产的制约。从能耗情况来看, 电力和柴油的能耗远高于其他能源, 因此, 本文将农业用电量和农用柴油使用量作为衡量能源投入的测度指标, 并将其纳入测算框架。

产出指标分为期望产出和非期望产出。期望产出除了考虑农业生产中的经济产出, 也要兼顾农业绿色生态产出, 故本文以家庭农场农业总收入作为衡量经济产出的变量, 以碳汇作为农业绿色生态产出指标。非期望产出考虑农业生产经营给环境带来的压力, 参考郭海红和李树超(2022)的观点, 以面源污染、碳排放作为非期望产出指标。

3. 碳汇测算。农业碳汇通过生物产量测算, 即作物光合作用形成的净初级生产量。考虑到草地生态系统具备一定的碳汇功能, 但由于其人工参与强度不高, 干预管理的程度较低, 且吸碳能力的测算未形成统一标准, 实际结果存在较大的争议性和差异性, 本文采用农作物生物产量^①进行测算, 具体

^①指作物一生中所产生的全部有机物质的总量。

计算过程如下：

$$C = \sum_i^k C_i = \sum_i^k c_i \times Y_i \times (1 - \beta) / HI_i \quad (2)$$

(2) 式中： C 表示农作物碳汇总量， C_i 表示某种农作物的碳汇量， k 表示农作物种类数， c_i 表示农作物通过光合作用合成单位有机物所需要吸收的碳含量， Y_i 表示作物的经济产量， β 表示农作物经济产品的含水量， HI_i 表示作物经济系数。本文各类农作物的碳吸收率与经济系数参考吴贤荣等（2014）设定。

4. 碳排放测算。根据农业碳排放测算体系，本文将碳排放分为农业生产碳排放和作物碳排放，既测算农地利用活动所引发的二氧化碳（CO₂）排放，又从作物生长发育过程中所产生的甲烷（CH₄）等温室气体排放进行分析。为方便衡量，本文将 CO₂、CH₄ 统一换算为标准碳。第一部分主要考虑农业生产过程中所产生的碳排放，结合已有研究结果（刘华军等，2013），本文将农地利用活动的碳排放分为间接碳排放和直接碳排放进行测度。参考一些学者（田云和尹恣昊，2022）的碳排放计算方法，本文将农地利用活动的碳排放公式设定如下：

$$E = \sum E_i = \sum Q_i \times \alpha_i \quad (3)$$

(3) 式中： E 是农业碳排放总量， E_i 是第 i 类碳源因子的排放数量， Q_i 为各碳排放源的量， α_i 指代各碳排放源的碳排放系数。

第二部分主要对农作物碳排放进行测量。本文参考相关研究（闵继胜和胡浩，2012；田云和尹恣昊，2022），得到江苏省（32.4 克/平方米）、江西省（42.2 克/平方米）和陕西省（12.51 克/平方米）3 个省的作物甲烷排放系数，由此计算碳排放量。同时，本文考虑到天气、土壤和水文等影响因素，基于农作物的生长周期，计算得出各省的碳排放系数。由于农田中甲烷排放来源主要是水稻，并且水稻是本文调查的家庭农场大规模种植的作物，于是，本文选取水稻作为研究对象。水稻农作物碳排放量的具体计算公式如下：

$$E_{crop} = \sum_{i=1}^n S_i \times \alpha_{crop} \quad (4)$$

(4) 式中： E_{crop} 表示水稻种植产生的总碳排放量， α_{crop} 表示研究省份相应的甲烷排放系数， S_i 则表示第 i 个省份样本家庭农场的水稻种植面积。

5. 面源污染测算。面源污染指的是农业生产过程中损失的化肥农药、禽畜排出的粪便以及生产生活垃圾等引起的大面积污染。本文面源污染核算方法参考赖斯芸等（2004）的清单分析法，将农田化肥施用、农业固体废弃物丢弃和农村生活视作种植类家庭农场面源污染的 3 个主要来源。本文根据相关文献（梁流涛等，2010）确定了产污系数、排污系数和面源污染总排放量的测算方法。家庭农场的农业面源污染总排放量的具体计算公式如下：

$$P = \sum_i PU_i \rho_i (1 - \eta_i) F_i(PU_i, O) = \sum_i PE_i (1 - \eta_i) F_i(PU_i, O) \quad (5)$$

(5) 式中: P 表示指样本家庭农场的农业面源污染总排放量; PU_i 、 ρ_i 和 η_i 分别表示 i 家庭农场的指标数、产污强度系数和资源利用系数; F_i 表示指污染排放系数, 由 i 家庭农场的指标数和空间特征 O 共同决定, 经济含义是区域异质性会导致地理空间和管理政策对面源污染产生多方面的影响; PE_i 则表示污染产生量。农业面源污染主要包括化学需氧量 (COD)、总磷 (TP)、总氮 (TN) 3 种污染物, 本文根据《地表水环境质量标准》(GB 3838-2002)^①中的Ⅲ类水质标准 (COD、TP、TN 分别为 20 毫克/升、0.2 毫克/升、1 毫克/升) 将它们换算为等标排放量, 汇总得到农业面源污染总排放量。

(三) 变量选取和描述性统计

1. 被解释变量。绿色全要素生产率是本文的被解释变量。农业生产不仅包括农产品生产带来经济效益的期望产出, 还包括化肥、农机等投入带来环境污染的非期望产出。故本文把资源、环境、碳排放、碳汇等多种因素纳入研究框架, 构建 GTFP 变量。

2. 核心解释变量。本文的核心解释变量为家庭农场加入合作社。选用构建反事实假设的方法分析加入合作社对家庭农场 GTFP 的处理效应, 将是否加入合作社设置为虚拟变量, 将加入合作社赋值为 1 (处理组), 否则赋值为 0 (对照组)。本文一共调查 892 家家庭农场, 加入合作社的家庭农场有 533 家, 占比 59.75%, 未加入合作社的家庭农场有 359 家, 占比 40.25%。

3. 控制变量。本文综合考虑内部特征和外部特征的影响, 以匹配效果为导向选取控制变量。在变量选取过程中, 既要从理论上尽可能纳入影响家庭农场 GTFP 和加入合作社行为的变量, 又要考虑实现样本损失少、平衡程度高的效果。借鉴已有研究 (李晗和陆迁, 2020), 本文最终选取主要经营特征 (年龄、受教育程度、务农经历)、家庭特征 (家庭规模、劳动力规模) 和家庭农场经营特征 (示范农场类型、经营年限、土地规模、市场距离、注册商标、高标准农田和农产品认证) 控制变量。

4. 工具变量。加入合作社是家庭农场自主选择的结果, 存在一定的内生性。由此, 本文采用工具变量法解决内生性问题。根据张连刚和陈卓的研究 (2021), 对合作社的了解程度会影响农业经营主体是否加入合作社, 一般来说, 农业经营主体越了解合作社, 他们加入合作社的意愿就越强; 但是否了解合作社并不会影响家庭农场的 GTFP。因此, 本文采纳“对合作社的了解程度”作为工具变量, 通过李克特五级量表测度。

5. 机制变量。根据前文分析, 加入合作社可能通过收益激励、成本压力、组织规范和绿色意识 4 种途径提高家庭农场的 GTFP。在经济效应因素方面, 对于家庭农场所面临的收益激励, 本文使用该家庭农场的“年经营总收益”衡量; 对于家庭农场所面临成本压力, 本文则使用该家庭农场的“年投入总成本”衡量。

在管理运营因素方面, 组织规范和绿色意识是无法被直接测度的, 学术界多采用多维指标、构建综合指数方法将其量化。在组织规范指标测度上, 由于合作社能够规范农场的粗放经营模式, 减少农

^①资料来源:《地表水环境质量标准》, https://www.mee.gov.cn/ywgz/fgbz/bz/bzwb/shjbh/shjzlbz/200206/t20020601_66497.shtml。

药、农膜等污染排放，并以内部监督和社区互动引导农场选择规范的农业生产模式，将产生与组织利益一致的行为，从而达到成员和组织间互利互惠的目的（Organ, 2014）。因此，本文使用合作社支持通过绿色经营方式进行农业生产、合作社限制或禁止非绿色农业生产方式（如禁止施用高毒害、易残留的农药等）、合作社其他成员采取绿色生产的经营方式、认识的其他家庭农场经营者也采用绿色生产方式 4 个维度的指标测度组织规范。本文对观测值进行 KMO 和 Bartlett 检验，结果表明，KMO 值为 0.813，Bartlett 球形检验统计量 Sig 小于 0.01，说明指标测度符合主成分分析规则。

在绿色意识指标测度上，本文根据李晓静等（2021）的研究，从对农药残留危害的了解程度、绿色生产能提供优质安全农产品、对绿色技术的了解程度和减少农药化肥施用量的意识 4 个维度进行测度。本文对观测值进行 KMO 和 Bartlett 检验，结果表明，KMO 值为 0.820，Bartlett 球形检验统计量 Sig 小于 0.01，说明指标测度符合主成分分析规则。

本文通过 STATA17.0 软件，运用独立样本 t 检验分析加入合作社和未加入合作社的家庭农场在各项指标上的差异，结果如表 3 所示。其中，加入合作社的家庭农场 GTFP 比未加入合作社的家庭农场高 0.018，该结果在 1%统计水平上显著。在匹配变量方面，加入合作社的家庭农场与未加入合作社的家庭农场在务农经历、家庭规模、劳动力规模、示范农场类型、经营年限、注册商标、高标准农田和农产品认证等方面都表现出显著的差异。加入合作社的家庭农场相较于未加入合作社的家庭农场，往往更具有示范性、经营年限更短、劳动力规模更小。而未加入合作社的家庭农场当中拥有注册商标、高标准农田和农产品质量认证的家庭农场占比高于加入合作社的家庭农场。处理组和对照组在主要经营年龄、经营者受教育程度、家庭农场土地规模和市场距离上没有显著的差异。

表 3 变量定义和描述性统计

变量名称	变量说明	总体 均值	处理组 均值	对照组 均值	差值
GTFP	由 Super-SBM 计算可得	0.328	0.335	0.317	0.018***
加入合作社	家庭农场是否加入合作社：是=1，否=0	0.598			
年龄	主要经营者年龄段：61 岁及以上=5，51~60 岁=4，41~50 岁=3，31~40 岁=2，30 岁及以下=1	3.117	3.086	3.162	-0.075
受教育程度	主要经营者受教育程度：本科及以上=4，中专和大专=3，初中和高中=2，小学及以下=1	2.998	2.994	3.003	-0.008
务农经历	主要经营者是否有务农经历：是=1，否=0	0.931	0.914	0.955	-0.042**
家庭规模	家庭总人数（人）	3.651	3.495	3.883	-0.388***
劳动力规模	家庭长期劳动力人数（人）	3.578	3.377	3.877	-0.500***
示范农场类型	省级示范家庭农场=3，市级示范家庭农场=2，县级示范家庭农场=1，非示范家庭农场=0	2.440	2.514	2.331	0.183**
经营年限	家庭农场的经营年限：11 年及以上=5，8~10 年=4，5~7 年=3，3~4 年=2，1~2 年=1	3.169	3.075	3.309	-0.234***
土地规模	家庭农场实际经营的土地面积（亩）	255.539	251.952	260.864	-8.912

表3 (续)

市场距离	家庭农场到农产品市场的距离: 很远=3, 较远=2, 很近=1	1.577	1.614	1.552	0.062
注册商标	家庭农场是否拥有注册商标: 是=1, 否=0	0.467	0.385	0.588	-0.203***
高标准农田	家庭农场是否拥有高标准农田: 是=1, 否=0	0.468	0.430	0.524	-0.094***
农产品认证	家庭农场生产的农产品是否获得农产品质量认证: 是=1, 否=0	0.472	0.413	0.560	-0.147***

注: ①**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平。②差值由处理组与对照组对应变量的均值相减而得。③空白单元格表示该项不适用。

(四) 模型设定

本文选用倾向得分匹配法 (PSM) 探讨家庭农场加入合作社对其 GTFP 的影响, 通过构造与处理组相似的反事实对照组, 获得近似随机的处理变量, 使得家庭农场加入合作社的行为近似随机。本文选择该方法主要基于 3 个方面的考虑: 首先, 家庭农场加入合作社的行为是自发产生的, 该行为由家庭农场经营者自愿决定, 存在样本自选择问题。其次, 由于家庭农场禀赋不同, 加入合作社对其 GTFP 的影响或存在选择性偏差等, 而该方法可以假设家庭农场加入合作社前后的场景, 检验未加入合作社时的 GTFP 是否与加入合作社后一致。最后, 由于在经济学实证中无法获得已经加入合作社的家庭农场在未加入合作社情况下的数据, 直接比较数据差异会产生内生性, 而倾向得分匹配法是处理样本自选择问题的常用方法, 它可以基于未加入合作社的家庭农场, 为每个加入合作社的家庭农场挑选或构造一个未加入合作社的家庭农场, 使得两个家庭农场除了参与合作社的行为存在差异外, 其余特征大致相似。因此, 同一家庭农场的两个不同实验可根据两个样本的结果得出, 结果变量差值即为加入合作社的净效应。

本文将处理组与对照组进行匹配, 在使得外部条件相同的情况下, 探究加入合作社行为对家庭农场 GTFP 的影响, 分析步骤如下。

第一, 为了获得家庭农场加入合作社的条件概率拟合值, 本文构建 Logit 模型进行估计, 倾向得分值的表达式如下:

$$p(X_i) = E(Join = 0 | X_i) = P_r(Join = 1 | X_i) \quad (6)$$

(6) 式中, $p(X_i)$ 为倾向得分值, $Join$ 代表加入合作社行为, 其中, 当 $i=1$ 时, 代表加入合作社的家庭农场, 当 $i=0$ 时, 代表未加入合作社的家庭农场。 X_i 代表可观测到的一系列控制变量。

第二, 匹配处理组与对照组。为验证模型匹配结果的稳健性, 本文选择使用 K 近邻匹配、卡尺匹配和局部线性匹配等多种匹配方式进行匹配, 并进行共同支撑域检验和平衡性检验。共同支撑域检验是在倾向得分区间的取值范围上, 区分处理组与对照组农场有无局部重叠; 平衡性检验意在分析判断匹配质量。

第三, 计算家庭农场加入合作社的平均处理效应 (average treatment effect on treated, 简称 ATT) 测算处理组与对照组 GTFP 的差异, 即家庭农场在加入合作社结果下和其反事实的结果差值。以得到

加入合作社对家庭农场 GTFP 的影响。ATT 的表达式如下所示：

$$ATT = E(Y_{1i} | R_i = 1) - E(Y_{0i} | R_i = 1) = E(Y_{1i} - Y_{0i} | R_i = 1) \quad (7)$$

(7) 式中：ATT 是家庭农场加入合作社的平均处理效应， Y_{1i} 是处理组家庭农场的 GTFP 值， Y_{0i} 是对照组家庭农场的 GTFP 值， $E(Y_{1i} | R_i = 1)$ 代表加入合作社家庭农场的平均处理效应，可以直接观测，但代表反事实结果的 $E(Y_{0i} | R_i = 1)$ 不可以被直接观测，可以通过倾向得分匹配法构造相应的替代指标。

四、加入合作社对绿色全要素生产率的影响分析

(一) Logit 模型估计结果

基于 Logit 模型的家庭农场加入合作社的条件概率拟合值估计结果如表 4 所示。根据结果，也可以分析家庭农场加入合作社的影响因素。由自变量之间相关性的 Pearson 检验可以得知，变量之间不存在多重共线性。

表 4 基于 Logit 模型的家庭农场加入合作社的条件概率拟合值估计结果

变量	系数	标准误
年龄	0.082	0.094
受教育程度	0.005	0.104
务农经历	-0.706**	0.314
家庭规模	0.064	0.043
劳动力规模	0.069**	0.034
示范农场类型	0.014	0.066
经营年限	0.155**	0.071
土地规模	-0.000	0.000
市场距离	-0.145	0.121
注册商标	-0.723***	0.155
高标准农田	-0.357**	0.147
农产品认证	0.239	0.154
LR 值	73.83	
伪 R ²	0.061	

注：**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平。

从表 4 可知，差异化的户主特征、家庭特征和经营特征是家庭农场是否加入合作社的影响因素。家庭农场的经营年限、劳动力规模对其加入合作社具有正向作用，家庭农场经营者务农经历、拥有高标准农田与注册商标对家庭农场加入合作社具有负向作用。值得注意的是，注册商标在 1%显著性水平上对家庭农场加入合作社具有显著的负向影响，可能的原因在于，已有注册商标的家庭农场生产的产品具有一定特色，考虑到未来发展，不倾向于加入合作社。

(二) 共同支撑域

在获得家庭农场加入合作社的倾向得分后，本文通过讨论匹配的共同支撑域进一步分析匹配质量。图2展示了家庭农场倾向得分匹配后的核密度曲线。

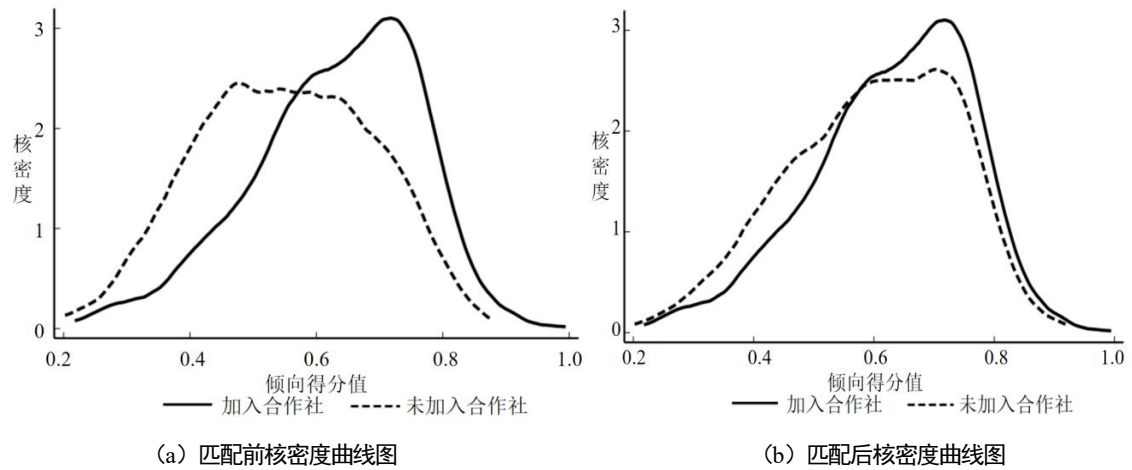


图2 倾向得分匹配前后家庭农场的核密度曲线图比较结果

加入合作社的家庭农场和未加入合作社的家庭农场的倾向得分区间会有一定的重叠,此区间称为共同支撑域。共同支撑域范围越大,表明匹配过程中样本损失的可能性就越小。从图2中的结果可以看出,匹配前处理组和对照组的核密度曲线相差较大,而匹配后处理组和对照组的倾向得分区间重合度较高,且多数观察值处于共同取值范围内,表明样本中家庭农场的匹配程度良好。此外,本文通过K近邻匹配、卡尺匹配和局部线性匹配3种不同匹配方法,得出样本最大损失结果,如表5所示。由表5可知,处理组与对照组在匹配后的最大损失样本数分别为1和6,表明样本损失数量较少,因此,本文使用倾向得分匹配法的匹配情况良好。

组别	样本倾向得分匹配情况		
	家庭农场是否加入合作社		
	未匹配样本	匹配样本	合计
处理组	1	358	359
对照组	6	527	533
合计	7	885	892

注:本文3种样本损失量的数据来源于3种匹配方式的样本估计,其中,K近邻匹配的样本损失量最大。为保证研究的严谨性,本表报告的是K近邻匹配的样本损失量。

(三) 平衡性检验

本文根据倾向得分匹配前后加入合作社和未加入合作社的家庭农场的解释变量分布情况,判断匹配质量,但是无法据此准确测算家庭农场加入合作社的概率。因此,本文对匹配变量做了平衡性检验,平衡性检验的结果如表6所示。结果表明,倾向得分匹配后,大部分解释变量标准偏差明显降低,且各解

释变量的标准偏差均较低^①，即匹配之后实验组和对照组家庭农场各解释变量之间已不存在显著差异。

表 6 平衡性检验结果

匹配方法	伪R ²	LR统计量	p值	均值偏差 (%)	中位数偏差 (%)
匹配前	0.061	73.75	0.000	17.9	18.9
K 近邻匹配	0.011	13.96	0.303	4.8	3.7
卡尺匹配	0.004	5.68	0.931	2.9	2.2
局部线性匹配	0.008	11.35	0.500	4.3	3.1
平均值	0.008	10.33	0.578	4.0	3.0

由表 6 可知，在家庭农场两组样本匹配后，伪 R² 的值从匹配前的 0.061 下降到匹配后的 0.004~0.011，LR 统计量由匹配前的 73.75 下降到匹配后的 5.68~13.96。由联合显著性检验可知，解释变量的显著性水平发生了较大改变。此外，解释变量的均值偏差大幅降低，从匹配前的 17.9% 下降到匹配后的 2.9%~4.8%，而中位数偏差从匹配前的 18.9% 下降到匹配后的 2.2%~3.7%，总偏误大大降低。由此可知，倾向得分匹配降低了处理组与对照组之间解释变量的差异，匹配后加入合作社的家庭农场和未加入合作社的家庭农场其他特征基本一致。

（四）平均处理效应

加入合作社对家庭农场 GTFP 的影响如表 7 所示。由测算结果可知，在采用 3 种匹配方法之后，本文所得到的匹配结果非常相近，且 ATT 值都在 1% 统计水平上显著，说明本文不同匹配方法的估计结果具有一致性，研究结果比较稳健。

表 7 加入合作社影响对家庭农场绿色全要素生产率的平均处理效应

匹配方法	处理组	对照组	ATT	标准误
K 近邻匹配	0.335	0.203	0.132***	0.031
卡尺匹配	0.335	0.215	0.120***	0.023
局部线性匹配	0.335	0.208	0.124***	0.029
平均值	0.335	0.209	0.125	

注：***表示 1% 的显著性水平。

总体来说，家庭农场加入合作社可以有效提高 GTFP，影响呈现差异化的结果。若家庭农场未加入合作社，其 GTFP 为 0.209，但由于加入了合作社，其 GTFP 增加到 0.335，实证结果显示了加入合作社对于家庭农场 GTFP 的促进作用。从理论上讲，加入合作社将对家庭农场带来降本增效的好处，从而激励家庭农场加入合作社。并且，加入合作社可以通过提升绿色环保意识、规范农业生产的方式，有效促进家庭农场的绿色生产行为，进而提升它们的 GTFP。

（五）内生性问题

PSM 方法可以在一定程度上解决样本自选择的问题，但不能区分是家庭农场加入合作社使 GTFP 提高，还是 GTFP 的提高影响了家庭农场加入合作社的行为，这可能使得基准回归结果被高估。由此，

^①文章篇幅有限，部分结果未列出，感兴趣的读者可通过编辑部向作者索取。

本文采用工具变量法进行分析,估计结果如表 8 所示。第一阶段工具变量对合作社的了解程度在 1% 的统计水平上显著,说明工具变量满足相关性原则。第二阶段加入合作社在 5% 的统计水平上显著。这表明,在处理内生性问题之后,加入合作社仍然对家庭农场 GTFP 的提高具有显著影响。同时, F 统计量为 35.77,在 1% 的统计水平上显著, Wald 检验统计量为 51.7,大于弱工具变量检验 10% 水平上的临界值 16.38,说明总体而言,本文选取对合作社的了解程度作为工具变量具有一定的可靠性。

表 8 使用工具变量法的估计结果

变量	2SLS			
	第一阶段		第二阶段	
	系数	标准误	系数	标准误
对合作社的了解程度	0.078***	0.013		
加入合作社			0.293**	0.138
控制变量	已控制		已控制	
F 统计量	35.765***			
Wald 检验统计量	51.700***			
观测值数	892			

注: ***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。

(六) 稳健性检验

1.敏感性分析。ATT 的敏感性分析结果如表 9 所示。Gamma 系数用于考察是否存在未能捕捉到的因素对家庭农场加入合作社的影响。当 Gamma 系数在接近 1 时不显著,表明模型存在隐藏偏差,则 PSM 的估计结果并不稳健;若 Gamma 系数取值很大的时候(通常接近 2),敏感性分析结果才变得不显著,那么,模型存在遗漏变量选择偏误的可能性较小,PSM 的估计结果是稳健的(Rosenbaum and Rubin, 1983)。从表 9 可知,随着 Gamma 系数的不断增加,到 2.0 时已有结果才在 5%的水平上变得不显著。虽然模型中可能仍存在一些不可观测因素,但分析结果表明,处理效应对这些潜在因素并不敏感,即其他因素不太可能导致 PSM 的估计结果存在较大偏差。

表 9 加入合作社影响家庭农场绿色全要素生产率 ATT 的敏感性分析

Gamma 系数	显著性水平上界	显著性水平下界	点估计上界	点估计下界	置信区间上界	置信区间下界
1.0	$2.10 \times e^{-15}$	$2.10 \times e^{-15}$	0.13	0.13	0.10	0.16
1.2	$6.90 \times e^{-10}$	0	0.10	0.16	0.07	0.20
1.4	$2.30 \times e^{-6}$	0	0.08	0.18	0.05	0.22
1.6	4.40×10^{-4}	0	0.06	0.21	0.03	0.25
1.8	0.01	0	0.04	0.23	0.01	0.28
2.0	0.10	0	-0.02	0.25	-0.01	0.30

注: Gamma 系数由不同安排的对数发生比得出,表示两个变量之间的相关性和敏感性。

2.安慰剂检验。稳健性检验虽然表明本文的基准回归结果是可靠的,但是并不能排除结果的随机性和其他不可观测因素的潜在影响。基于此,本文根据 Cai et al. (2016) 的研究,利用随机生成实验

组的方式进行安慰剂检验，重复 500 次，根据虚假实验得到加入合作社对家庭农场 GTFP 影响估计系数的概率，进而判断研究结果的可靠性。安慰剂检验结果如图 3 所示，估计系数分布在 0 附近，表明模型的设定是可靠的，且前文结果比较稳健。

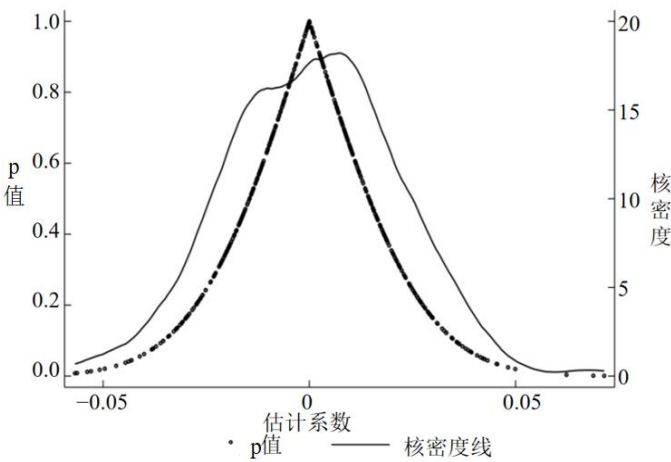


图 3 安慰剂检验结果

3. 替换核心解释变量。本文采用多种匹配方法证明了结论的一致性，但家庭农场参与合作社可能存在选择性偏差，如家庭农场是否领办合作社、是否为合作社的核心成员等问题，不可观测变量可能对研究结果存在影响。因此，本文进一步采用替换核心解释变量的方法，避免单纯使用是否加入合作社这一指标带来的局限性。具体地，本文改用“是否为合作社的核心成员”这一指标来表征家庭农场是否为合作社实质性社员，替换核心解释变量的估计结果详见表 10。结果表明，替换核心解释变量后，估计结果与前文结果具有一致性，说明本文的研究结果是稳健的。

表 10 加入合作社影响家庭农场农业绿色全要素生产率平均处理效应（替换核心解释变量）

匹配方法	处理组	对照组	ATT	标准误
K 近邻匹配	0.338	0.237	0.101***	0.029
卡尺匹配	0.338	0.210	0.128***	0.022
局部线性匹配	0.338	0.205	0.134***	0.029
平均值	0.338	0.217	0.121	

注：***表示 1% 的显著性水平。

4. 按省份分组分析。本文样本覆盖 3 个省 892 家家庭农场，由于不同省份的经济发展状况与自然地理条件差异较大，地方政府针对家庭农场的相关政策也不尽相同。在绿色生产方面，不同省份合作社的标准和规范可能存在差异，或将产生不同的结果。因此，本文按照不同省份对家庭农场样本进行分组，分析加入合作社对不同省份家庭农场 GTFP 的平均处理效应。由表 11 的测算结果可知，在采用 3 种匹配方法后，不同省份所得到的结果仍然非常相近，且 ATT 值大部分在 1% 统计水平上显著。这表明，本文研究结果具有稳健性。也进一步说明，本文的数据来源比较可靠，调查区域的样本具有良好的代表性。

表 11 加入合作社对不同省份家庭农场绿色全要素生产率影响的估计结果

匹配方法	江苏省		江西省		陕西省	
	ATT	标准误	ATT	标准误	ATT	标准误
K 近邻匹配	0.143***	0.037	0.123**	0.059	0.130***	0.038
卡尺匹配	0.137***	0.034	0.116***	0.038	0.107**	0.057
局部线性匹配	0.121***	0.037	0.118***	0.046	0.133***	0.029
控制变量	已控制		已控制		已控制	
ATT 平均值	0.137		0.119		0.123	
p 值	0.000		0.000		0.000	
R ²	0.103		0.182		0.056	
观测值数	376		227		289	

注：***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。

五、加入合作社影响家庭农场绿色全要素生产率的机制分析

上述研究表明,加入合作社对提高家庭农场 GTFP 具有显著的促进作用。但是,需要进一步通过更为直观准确的方法验证这一影响机制。家庭农场加入合作社后是由于哪些因素的变化引起 GTFP 提高?而这些因素对家庭农场 GTFP 的提高贡献又有多大?因此,本文利用主成分分析法测度绿色意识和组织规范的数值,并参考已有研究的分解方程(陈飞和翟伟娟,2015)和回归调整方法(Rubin,1997),进一步分析和验证 GTFP 提高的来源因素和加入合作社提高 GTFP 的影响机制。

(一) 模型构建

为构建加入合作社对家庭农场 GTFP 影响机制的分析框架,本文将通过三步进行分析。首先,本文计算 GTFP 在处理组与对照组之间的差分结果,记为 $\Delta y_i = y_{1i} - y_{0i}$,该结果代表加入合作社后家庭农场 GTFP 的净增长。

其次,本文计算各驱动因素的差分结果,记为 $\Delta m_i = \Delta m_{1i} - \Delta m_{0i}$ 。该结果用来衡量加入合作社影响家庭农场 GTFP 的变化因素。因为处理组中的某一样本和它的对照匹配样本可以视为同一个家庭农场两次不同的实验,所以从驱动因素的差异来看,若处理组和对照组未受到加入合作社的影响,GTFP 的差值应为零且在统计意义上显著,而受到加入合作社影响的家庭农场,GTFP 驱动因素上的差异应不为零且在统计意义上显著。

最后,为了分析 Δm_i 中各部分对净效率增长 Δy_i 的影响,本文建立了 Δy_i 对 Δm_i 的回归方程,将驱动因素进行分解,计算各部分对 GTFP 增长的贡献率,构建如下方程:

$$\Delta y_i = \theta_0 + \theta_1 \Delta B_i + \theta_2 \Delta R_i + \theta_3 \Delta I_i + \theta_4 \Delta Z_i + \delta_i \quad (8)$$

(8) 式中: Δy_i 为加入合作社后家庭农场 GTFP 的净增长, θ_0 、 θ_1 、 θ_2 、 θ_3 、 θ_4 和 δ_i 为待估计参数, ΔB_i 为加入合作社后家庭农场成本压力的差值, ΔR_i 为收益激励的差值, ΔI_i 为绿色意识的差值, ΔZ_i 为组织规范的差值。

（二）结果分析

家庭农场 GTFP 净增长分解结果如表 12 所示。（1）列为加权 OLS 估计的驱动因素系数；（2）列为 K 近邻匹配法计算出的 GTFP 驱动因素的平均处理效应；（3）列为由 GTFP 驱动因素的 ATT 值乘以系数估计值得到的净效率增长来源；（4）列为 GTFP 驱动因素对家庭农场加入合作社的净效率贡献率。GTFP 驱动因素的 ATT 值至少在 5% 的统计水平上显著，表明家庭农场加入合作社所带来的 GTFP 增长主要是通过成本压力、收益激励、组织规范和绿色意识实现，假说 H5 得到了验证。

表 12 家庭农场绿色全要素生产率净增长的分解结果

驱动因素	(1) 系数	(2) ATT	(3) GTFP 增长源	(4) 贡献率水平 (%)
成本压力	0.492 ^{***}	0.167 ^{**}	0.083	36.715
收益激励	0.297 ^{**}	0.210 ^{**}	0.062	27.610
组织规范	0.164 ^{**}	0.268 ^{***}	0.044	19.607
绿色意识	0.208 ^{**}	0.173 ^{***}	0.036	16.066

注：**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平。

由表 12 结果可知：其一，成本压力的边际效应为 0.492，对 GTFP 提高的贡献率最大达到 36.715%。这表明，作为理性人的家庭农场经营者，转变农业生产方式在很大程度上依赖于生产成本提高的压力，当农户在合作社标准化生产的要求下提高绿色生产成本，他们会积极对绿色生产要素进行优化配置，并在学习绿色生产技术的过程中，提高自身的人力资本和管理水平，进而实现 GTFP 提高，假说 H1 得到了验证。其二，收益激励对 GTFP 提高的贡献率也较大，达到 27.610%，这表明当家庭农场加入合作社后，会产生质量溢价效应和规模效应，家庭农场经营者更有动力改变传统的生产方式和管理模式，开展绿色化和规范化生产，进而提高 GTFP，假说 H2 得到了验证。其三，组织规范作用对 GTFP 提高的贡献率达到 19.607%，说明加入合作社的家庭农场在内部监督和约束性规制的压力下，不断提升绿色生产规范化水平，推动产品质量合规，并最终实现农业 GTFP 增长，假说 H3 得到了验证。其四，绿色意识对 GTFP 提高的贡献率达到 16.066%，说明加入合作社通过一系列组织制度和有效措施，可以增强家庭农场经营者的绿色生产意识，并且社区互动有助于形成知识溢出效应，在一定程度上提高了 GTFP，假说 H4 得到了验证。

从经济效应和管理运营的角度上看，经济效应因素比管理运营因素对 GTFP 提高的贡献水平更大。可能的原因是：现阶段中国新型农业经营主体正处于发展阶段，合作社在运营规范化和管理水平方面，仍有较大的提升空间，相较于经济因素直接带来的收益激励和成本压力，管理经营因素的驱动作用更弱，经济效应因素的驱动更有助于家庭农场提高 GTFP。

六、结论与建议

本文利用江苏、江西和陕西 3 个省种植类家庭农场的 892 家调查数据，探讨了加入合作社对家庭农场绿色全要素生产率提高的作用。本文在 GTFP 测算指标体系中，纳入家庭农场经营中存在的期望

产出和非期望产出,考虑生产要素间的径向性和非径向性,构建了 Super-SBM 模型,全面测度了家庭农场的 GTFP。并且,本文基于 PSM 构建反事实假设,利用 K 近邻匹配、卡尺匹配和局部线性匹配 3 种匹配方法估算了加入合作社对家庭农场 GTFP 的平均处理效应,并对加入合作社提高家庭农场 GTFP 的具体来源进行分解。研究表明:第一,加入合作社对家庭农场 GTFP 提高具有显著的促进作用。第二,家庭农场经营年限、劳动力规模对其加入合作社具有正向作用,家庭农场经营者务农经历、家庭农场注册商标与拥有高标准农田对其加入合作社具有负向作用。第三,对家庭农场加入合作社影响 GTFP 作用机制的分解结果显示,加入合作社对家庭农场绿色全要素生产率提高的作用路径,按贡献率大小依次为成本压力、收益激励、组织规范、绿色意识。并且,从驱动因素上看,经济效应因素相较于管理经营因素更能促进家庭农场提升 GTFP。

由此,本文提出如下政策启示:第一,引导家庭农场加入合作社。家庭农场以集约生产、先进管理的组织形式,结合合作社经营互助、规制监督的模式,有利于形成优势互补、绿色生产的格局。因此,政府应做好大力宣传、积极引导和有效联结的工作,通过财政和税收等手段给予针对性支持,鼓励具备条件的家庭农场加入或组建合作社。对于那些有丰富务农经历的家庭农场经营者,以及拥有高标准农田和已注册商标的家庭农场,政府可以选择性地予以重点扶持。此外,可以利用短视频、电视、宣传栏、广播等媒介,增强广大农民对合作社的了解。通过宣传,让更多家庭农场经营者了解加入合作社能够降本增效,拓展农产品销售渠道,增加议价空间,减少绿色生产技术的学习成本,形成“质优价高”的溢价激励。第二,加大政策扶持力度,降低合作社经营成本,多途径提升其经营绩效。政府可采取提供专项补贴、税收优惠的方式,加大对合作社的扶持力度,吸引更多的家庭农场加入合作社。例如,在生产资料购买方面给予家庭农场更多的价格优惠,适当调整有机肥等绿色环保生产资料的采购成本和绿色生产技术学习成本,使它们更具吸引力和市场竞争力。政府还应积极对接合作社,通过开展电商培训、打通超市直营等方式,增强资讯获取和渠道销售的便捷性,塑造绿色品牌,提升农产品品质。此外,应鼓励当地家庭农场生产经营有特色、附加价值高的绿色有机农产品,“投其所好”,迎合消费者对优质农产品的市场需求。第三,规范合作社组织建设,增强外部规制。提升合作社管理水平任重道远,应鼓励家庭农场建立绿色生产档案信息,将生产过程实时记录并公开;合作社加强对家庭农场生产规范化、标准化情况进行监督和指导,完善合作社组织建设。政府应加强对合作社执行绿色生产标准的监督,建立信息化平台,实现农产品可追溯,并使追溯结果与合作社申请补贴、评奖评优等政策挂钩。此外,政府还应加强对合作社和家庭农场的外部管理规制,建立明确的奖惩机制,促使家庭农场遵循合作社的绿色生产规范。第四,提高家庭农场经营者的绿色意识。合作社应加强绿色生产的宣传,政府也应积极促进合作社和农业龙头企业的合作,为更多家庭农场经营者提供示范引导、参观学习等服务。此外,政府可以邀请绿色生产领域的专家开展讲座培训、田间技术帮扶,强调绿色生产的重要性,以鼓励家庭农场经营者参与绿色生产技术学习。

参考文献

1. 蔡荣、汪紫钰、钱龙、杜志雄, 2019: 《加入合作社促进了家庭农场选择环境友好型生产方式吗? ——以化肥、

农药减量施用为例》，《中国农村观察》第1期，第51-65页。

2.陈飞、翟伟娟，2015：《农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究》，《经济研究》第10期，第163-177页。

3.陈吉平、任大鹏，2023：《合作社绿色生产何以可能——来自四川案例的过程追踪》，《农业经济问题》第3期，第100-110页。

4.高思涵、鄢伟波，2023：《家庭农场加入合作社的行为特征与增收效应——基于网络组织的视角》，《中国农村经济》第6期，第161-184页。

5.葛鹏飞、王颂吉、黄秀路，2018：《中国农业绿色全要素生产率测算》，《中国人口·资源与环境》第5期，第66-74页。

6.顾莉丽、郭庆海，2015：《农民合作社在农产品质量安全管理中的功能及运作机制——基于吉林省农民合作社的分析》，《中国流通经济》第8期，第100-105页。

7.郭海红、李树超，2022：《环境规制、空间效应与农业绿色发展》，《研究与发展管理》第2期，第54-67页。

8.郭海红、刘新民，2020：《中国农业绿色全要素生产率时空演变》，《中国管理科学》第9期，第66-75页。

9.韩朝华，2017：《个体农户和农业规模化经营：家庭农场理论评述》，《经济研究》第7期，第184-199页。

10.胡平波，2015：《网络视角下农民专业合作社的形成与发展》，北京：中国时代经济出版社，第10-15页。

11.黄祖辉，2018：《准确把握中国乡村振兴战略》，《中国农村经济》第4期，第2-12页。

12.纪月清、张惠、陆五一、刘华，2016：《差异化、信息不完全与农户化肥过量施用》，《农业技术经济》第2期，第14-22页。

13.赖斯芸、杜鹏飞、陈吉宁，2004：《基于单元分析的非点源污染调查评估方法》，《清华大学学报（自然科学版）》第9期，第1184-1187页。

14.李晗、陆迁，2020：《产品质量认证能否提高农户技术效率——基于山东、河北典型蔬菜种植区的证据》，《中国农村经济》第5期，第128-144页。

15.李晓静、陈哲、夏显力，2021：《参与电商对农户绿色生产意识的空间溢出效应——基于两区制空间杜宾模型分析》，《农业技术经济》第7期，第49-64页。

16.梁流涛、冯淑怡、曲福田，2010：《农业面源污染形成机制：理论与实证》，《中国人口·资源与环境》第4期，第74-80页。

17.刘华军、鲍振、杨骞，2013：《中国农业碳排放的地区差距及其分布动态演进——基于Dagum基尼系数分解与非参数估计方法的实证研究》，《农业技术经济》第3期，第72-81页。

18.刘同山、孔祥智，2019：《加入合作社能够提升家庭农场绩效吗？——基于全国1505个种植业家庭农场的计量分析》，《学习与探索》第12期，第98-106页。

19.陆泉志、张益丰，2022：《合作社何以促进农户绿色生产？》，《农林经济管理学报》第6期，第707-715页。

20.闵继胜、胡浩，2012：《中国农业生产温室气体排放量的测算》，《中国人口·资源与环境》第7期，第21-27页。

21.农业农村部政策与改革司、中国社会科学院农村发展研究所，2020：《中国家庭农场发展报告（2019年）》，北京：中国社会科学出版社，第87页。

22.潘丹、应瑞瑶，2012：《中国水资源与农业经济增长关系研究——基于面板VAR模型》，《中国人口·资源与

环境》第1期,第161-166页。

23.田云、尹恣昊,2022:《中国农业碳排放再测算:基本现状、动态演进及空间溢出效应》,《中国农村经济》第3期,第104-127页。

24.田云、张俊飏、何可、丰军辉,2015:《农户农业低碳生产行为及其影响因素分析——以化肥施用和农药使用为例》,《中国农村观察》第4期,第61-70页。

25.汪阳洁、黄浩通、强宏杰、黄季焜,2022:《交易成本、销售渠道选择与农产品电子商务发展》,《经济研究》第8期,第116-136页。

26.王春来,2014:《发展家庭农场的三个关键问题探讨》,《农业经济问题》第1期,第43-48页。

27.王图展,2016:《农民合作社议价权、自生能力与成员经济绩效——基于381份农民专业合作社调查问卷的实证分析》,《中国农村经济》第1期,第53-68页。

28.王勇,2014:《家庭农场和农民专业合作社的合作关系问题研究》,《中国农村观察》第2期,第39-48页。

29.王志刚、于滨铜,2019:《农业产业化联合体概念内涵、组织边界与增效机制:安徽案例举证》,《中国农村经济》第2期,第60-80页。

30.吴贤荣、张俊飏、田云、李鹏,2014:《中国省域农业碳排放:测算、效率变动及影响因素研究——基于DEA-Malmquist指数分解方法与Tobit模型运用》,《资源科学》第1期,第129-138页。

31.于艳丽、李桦,2020:《社区监督、风险认知与农户绿色生产行为——来自茶农施药环节的实证分析》,《农业技术经济》第12期,第109-121页。

32.张连刚、陈卓,2021:《农民专业合作社提升了农户社会资本吗?——基于云南省506份农户调查数据的实证分析》,《中国农村观察》第1期,第106-121页。

33.张明月、郑军、赵晓颖,2023:《加入合作社对家庭农场绿色生产的影响——基于422家省级示范家庭农场的实证分析》,《中国生态农业学报(中英文)》第6期,第976-988页。

34.赵佳、姜长云,2015:《兼业小农抑或家庭农场——中国农业家庭经营组织变迁的路径选择》,《农业经济问题》第3期,第11-18页。

35.朱启臻、胡鹏辉、许汉泽,2014:《论家庭农场:优势、条件与规模》,《农业经济问题》第7期,第11-17页。

36.Cai, X., Y. Lu, M. Wu, and L. Yu, 2016, "Does Environmental Regulation Drive away In-bound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-Natural Experiment in China", *Journal of Development Economics*, Vol. 123: 73-85.

37.Feng, Y., S. Zhong, Q. Li, X. Zhao, and X. Dong, 2019, "Ecological Well-Being Performance Growth in China (1994-2014): From Perspectives of Industrial Structure Green Adjustment and Green Total Factor Productivity", *Journal of Cleaner Production*, Vol. 236, 117556.

38.Gray, W. B., 1987, "The Cost of Regulation: OSHA, EPA and the Productivity Slowdown" *The American Economic Review*, 77(5): 998-1006.

39.Li, M., J. Wang, P. Zhao, K. Chen, L. Wu, 2020, "Factors Affecting the Willingness of Agricultural Green Production from the Perspective of Farmers' Perceptions", *Science of the Total Environment*, 738(5), 140289.

40.Organ, D. W., 2014, "Organizational Citizenship Behavior: It's Construct Clean-Up Time", *Human Performance*,

10(2):85-97.

41. Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin, 1983, "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects", *Biometrika*, 70(1): 41-55.

42. Rubin, D. B., 1997, "Estimating Causal Effects from Large Data Sets Using Propensity Scores", *Annals of Internal Medicine*, 127(8): 757-763.

43. Tone, K., M. Tsutsui, 2010, "An Epsilon-Based Measure of Efficiency in DEA – A Third Pole of Technical Efficiency", *European Journal of Operational Research*, 207(3): 1554-1563.

44. Wang, J., Y. Xue, and P. Wang, J. Chen, L., Yao, 2021, "Participation Mode and Production Efficiency Enhancement Mechanism of Geographical Indication Products in Rural Areas: A Meta-Frontier Analysis", *Physics and Chemistry of the Earth*, Vol. 121, 102982.

45. Wang, R., J. Shi, D. Hao, and W. Liu, 2023, "Spatial-Temporal Characteristics and Driving Mechanisms of Rural Industrial Integration in China", *Agriculture*, 13(4):747.

(作者单位: 北京林业大学经济管理学院)

(责任编辑: 柳 荻)

Does Joining Cooperatives Enhance Green Total Factor Productivity of Family Farms? Evidence from 892 Planting-Oriented Family Farms in Jiangsu, Jiangxi, and Shaanxi Provinces of China

XUE Yongji XUE Yanjin ZHANG Yuanyuan

Abstract: Based on survey data collected from 892 planting-oriented family farms in Jiangsu, Jiangxi, and Shaanxi provinces, this paper constructs a micro-analysis framework of Green Total Factor Productivity (GTFP) using the Super-SBM model, and employs a Logit model to analyze the influencing factors of family farms joining cooperatives. The paper further applies the Propensity Score Matching (PSM) method to establish counterfactual hypotheses and estimate the Average Treatment Effect (ATE) of joining cooperatives on family farms' GTFP. Additionally, the paper utilizes regression methods to decompose the mechanism through which joining cooperatives enhances their GTFP. The findings are as follows. Operation year and labor scale positively impact the likelihood of family farms joining cooperatives, while the farm owner's experience in agriculture, land standards, and registered trademarks exert a negative effect. After joining cooperatives, the GTFP of family farms significantly increased. Multiple paths through which joining cooperatives attribute to the improvement of family farms' GTFP ranked according to their respective contributions are as follows: cost pressure, profit incentive, organizational regulations, and environmental awareness. From the perspective of driving factors, economic mechanisms are more effective in driving family farms to enhance GTFP compared to management mechanisms.

Keywords: Cooperatives; Green Total Factor Productivity; Family Farms; Propensity Score Matching

对中国农民专业合作社发展质量 三大争议问题的回应*

——基于“浙大卡特—企研中国涉农研究数据库”的评估

马彦丽^{1,2} 李子皓^{1,2} 贾玉丛^{1,2} 孙天合^{2,3}

摘要：本文基于“浙大卡特—企研中国涉农研究数据库”提供的中国农民专业合作社数据，回应有关“空壳社”、合作社经营和服务能力以及合作社“异化”三个方面的争论。研究发现：第一，根据合作社报送年报情况和活跃度得分情况，尚在运行的合作社约60%为“空壳社”。第二，合作社经营和服务能力整体偏弱，分布很不均衡。近90%的合作社社员数量不足10人；合作社平均注册资金为218万元，但有虚增可能；2013—2020年，仅有15%左右的合作社公示了资产状况，其中，35%~47%的合作社所报告的营业收入为0，44%~57%的合作社盈余小于或等于0，90%以上的合作社纳税金额为0，而且，以上各项指标在合作社之间差异很大。第三，合作社“异化”问题尚未解决。实地调研发现，合作社盈余分配以按股分红为主，股权集中度与按股分红的比例正相关。另外，对合作社股权集中度的测算表明，多数合作社的股权集中度很高，随着时间的推移还在进一步上升。基于以上情况，政府和学术界应进一步反思合作社相关法律和政策，提升中国农民专业合作社的发展质量。

关键词：农民专业合作社 “空壳社” 经营能力 股权集中度

中图分类号：F321.42 **文献标识码：**A

一、引言

在中国农村土地家庭承包经营的大背景下，农民专业合作社被看作完善农村双层经营体制的有效途径，是推动小农户和现代农业有机衔接的重要载体和实施乡村振兴战略的重要力量（徐旭初和吴彬，2018；苑鹏和丁忠兵，2018）。基于积极的经济和社会目标，中国大力支持农民专业合作社发展。2004年的中央“一号文件”明确指出：“中央和地方要安排专门资金，支持农民专业合作组织开展信息、

*本文研究获得国家社会科学基金一般项目“政府支持对农民专业合作社发展的影响与政策调适研究”（编号：20BJY134）的资助。感谢匿名审稿人的宝贵建议，文责自负。本文通讯作者：孙天合。

技术、培训、质量标准与认证、市场营销等服务。”^①之后，历年的中央“一号文件”几乎都会提到支持农民专业合作社的发展。2007年，《中华人民共和国农民专业合作社法》（以下简称“《农民专业合作社法》”）正式实施。该法赋予农民专业合作社（以下简称“合作社”）法人身份，使其可以依法成立并开展经营活动。中国共产党第十八届中央委员会第三次全体会议发布的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》专门提到鼓励农村发展合作经济，提出“允许财政项目资金直接投向符合条件的合作社，允许财政补助形成的资产转交合作社持有和管护，允许合作社开展信用合作”^②。

在政府大力扶持下，合作社快速发展。根据“浙大卡特一企研中国涉农研究数据库”，截至2021年底，在市场监督管理局注册登记的合作社共计241.9万家，平均每个行政村拥有5家以上的合作社。登记在册的合作社社员数为6682.8万，占全国农户总数的50%左右。然而，在合作社数量激增的同时，学术界对合作社的发展质量也提出了质疑。批评者认为：实践中有很大比例的“合作社”出于追求“政策性收益”目标而成立，“一块牌子、一个章子、一张桌子”的空壳社大量出现（苑鹏和曹斌，2020）；合作社呈现“大群体、小规模”特征，服务能力不强，市场竞争力不足^③；合作社质的规定性（自我服务和民主控制）正在发生漂移（黄祖辉和邵科，2009），“名实分离”现象广泛存在（熊万胜，2009）；普通社员经济参与不足（邵科和徐旭初，2013），对合作社表现出“茫然和漠然”的态度；大股东控股普遍存在，普通社员则受益不多（潘劲，2011）；绝大多数社员仅具有合作社成员身份，却无法享受组织成员理应享有的权利，背离了合作社的发展宗旨（赵晓峰，2015；肖荣荣和任大鹏，2020）。

学术界对合作社发展质量的质疑，是对合作社发展成效的审视，关乎对以往合作社政策有效性的评价和今后对合作社的政策支持方式的调整（Iliopoulos，2013；秦愚，2017；乔慧等，2023）。遗憾的是，由于缺乏合作社发展情况的整体数据，多数研究只能基于案例、小样本调查或局部区域数据展开分析，缺乏对合作社发展整体趋势的把握，甚至陷入价值观分歧的窘境，以此为基础的学理性分析也就失去了依据。本文基于“浙大卡特一企研中国涉农研究数据库”中的中国农民专业合作社数据库，回应当前学术界普遍关心的有关合作社发展质量的三个问题：一是现实中的“空壳社”在全部合作社中所占比重究竟是多少，二是合作社的服务能力和经营能力到底处于怎样的水平，三是合作社的“异化”程度以及这种“异化”趋势是在继续还是有所缓和。

二、有关合作社发展质量的三大关切问题

（一）对“空壳社”所占比例的估计

所谓“空壳社”，是指虽然具备法律规定的形式要件，但没有实质性业务活动的合作社，表现为

^①参见《中共中央 国务院关于促进农民增加收入若干政策的意见》，https://www.gov.cn/gongbao/content/2004/content_63144.htm。

^②参见《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》，http://www.npc.gov.cn/zgrdw/npc/xinzhuanti/xxgcsbjzqjhs/2013-11/27/content_1814720.htm。

^③资料来源：《农民合作社呈现“大群体、小规模”特征》，<https://baijiahao.baidu.com/s?id=1631222832658743849&wfi=spider&for=pc>。

没运行、没收入、没分配（何慧丽，2019）。“空壳社”的形成原因有很多，包括合作社发起人的政策投机、地方政府政绩考核、涉农经营主体套取税收优惠、精准扶贫政策催生^①、业务停止后未及时注销等（苑鹏和曹斌，2020）。何慧丽（2019）认为，合作社“空壳”的外因在于政府失位，包括政策“诱变”以及政府的“缺位”“越位”，内因则在于合作社内生动力的缺失。

李雄鹰和陆华东（2018）发表在《半月谈》上的《80%以上合作社沦为空壳？乡村振兴莫让形式主义带歪》一文将学术界长期关注的“空壳社”问题凸显在公众面前。2019年，中央农办、农业农村部等印发《开展农民专业合作社“空壳社”专项清理工作方案》，要求集中整顿合作社发展中的六类问题^②。实践中，不同部门对“空壳社”所占比例的判断存在分歧，有三成、四成、七成甚至九成等不同说法（“促进农民专业合作社健康发展研究”课题组等，2019）。认识的分歧既由于对“空壳社”认定标准的差异，也由于缺乏数据的支撑，对“空壳社”比例的估计需要基于全面数据的进一步研判。

（二）对合作社经营和服务能力的判断

合作社的经营和服务能力事关合作社的可持续发展，也会影响对社员的带动能力。有观点认为，合作社“小、散、弱”，社员不多，盈利能力和带动能力不足（潘劲，2011；张晓山，2013；罗千峰和罗增海，2022；Liang et al., 2023）。农业农村部发布的《农民合作社发展情况报告》则指出，合作社的带动能力显著提升、产业类型逐步拓展、服务功能持续增强（农业农村部，2020），合作社在组织带动小农户、激活资源要素、引领乡村产业发展、维护农民权益等方面发挥了重要作用（杨久栋等，2019）。那么，合作社的运营水平到底如何？具体讲，合作社有多少社员？注册资金有多少？主要涉足哪些业务？合作社的营业收入和盈利水平到底怎么样？有多少合作社参与了政府鼓励的经营活动，例如农产品认证、专利申请、网店和网站建设等，这些均需要通过翔实的数据进行更准确的判断。

（三）关于合作社“异化”的争议

所谓“异化”，是指合作社往往由发起企业或大股东控制，普通社员的利益不能得到改善，偏离合作社为成员服务的本质（马彦丽和黄胜忠，2013）。“异化”的合作社难以成为农民组织化的有效载体，合作社处于“有增长而无发展”的状态（樊红敏，2011）。这引发了学术界对合作社发展成效的质疑，也是对合作社发展质量的重要争议点之一。

研究者普遍承认合作社存在“异化”现象，但是对合作社“异化”程度的判断有所不同，分歧在于判断“异化”的标准不同。最宽泛的判断标准是“合法注册论”，该观点认为，只要按照合作社注册条例依法注册成立的就都是合作社，无所谓规范不规范（刘老石，2010）。最严格的标准是“经典的合作社原则论”。该观点认为，应该遵守合作社的核心原则，如成员资格开放、“一人一票”、按惠顾额分

^①鉴于合作社在理论上的“益贫性”，一些地方在脱贫攻坚工作中要求每个村都要建立合作社。

^②这六类问题包括：无农民成员实际参与，无实质性生产经营活动，因经营不善停止运行，涉嫌以合作社名义骗取套取国家财政奖补和项目扶持资金，群众举报的违法违规线索，从事非法金融活动。第一类可以归为“异化”问题，第二类和第三类是“空壳社”问题，其余属于违法问题。具体可参见《关于印发〈开展农民专业合作社“空壳社”专项清理工作方案〉的通知》，https://www.moa.gov.cn/nybgb/2019/0201903/201905/t20190525_6315400.htm?ivk_sa=1024320u。

配盈余、资本报酬有限等，只有这样，才能实现合作社为成员服务的目标，避免合作社“异化”（应瑞瑶，2002）。实际上，前者相当于直接无视合作社存在的“异化”现象，后者则不免保守，对世界范围内合作社的各项核心原则都在不同程度上被突破的现实重视不够。在上述两极之间，有学者认为，合作社的本质规定是“所有者与惠顾者同一”（苑鹏，2006；邓衡山等，2016；国家工商总局个体司促进农民专业合作社健康发展研究课题组，2018）。“盈余按惠顾额返还”、“成员民主控制”与“所有者与惠顾者同一”有内在的一致性，因而可以作为判断合作社是否“异化”的标准（邓衡山和王文烂，2014）。在之后的研究中，邓衡山等（2022）进一步指出，“成员民主控制”是有弹性的，没有必要非得坚持“一人一票”，合作社最不可突破的原则是“盈余按惠顾额返还”。他们认为，当一个组织将盈余按惠顾额返还时，就可以说这个组织具有了合作社元素。盈余按惠顾额返还的比例越高，这个组织的合作社元素就越多。反之，这个组织就会向投资者所有的企业演变。但是这个比例到底应该是多少则有一定的主观性。例如，《农民专业合作社法》规定的“盈余按惠顾额返还”的比例是60%，那么，如果该比例在某合作社为59%，它还是不是合作社？这一点可谓见仁见智。邓衡山等（2022）采取的标准是，把盈余按惠顾额返还的比例大于50%视为判断真正意义上的合作社的标准。

在企业制度中，剩余索取权的分配不是孤立的，而是与出资、剩余控制权的分配等多项设计紧密联系的。秦愚和苗彤彤（2017）认为，剩余分配不仅是事后的结果分配，也是一种事前的激励制度。所有者在获得企业剩余的同时，有责任承担经营风险，因而要为企业提供权益资本。反过来讲，只有权益资本的提供者才能承担经营风险，并获得企业剩余。从这个角度看，资本化和股份化的合作社很难实现“盈余按惠顾额返还”和“资本报酬有限”（秦愚，2017）。应瑞瑶等（2016）建立了具有不同资源禀赋的成员（合作社的主要投资者和惠顾者）参与合作社盈余分配的博弈模型，结果表明，“如果合作社发起人所占股份比例高于其交易量所占比例，则合作社更倾向于按股分红”，而且，“发起人的股份比例越大于其交易量比例，按股分红的比例也就越大”。一些经验研究在一定程度上支持上述结论（刘洁和陈新华，2015；王真，2016）。综上所述，从所有权安排角度看，可以将合作社的股权集中度作为判定合作社是否“异化”的代理指标。

根据《农民专业合作社法》，合作社在社员出资制度和盈余分配制度间存在明显的张力。一方面，少数人出资的情况是被允许的，而且其持股比例没有限定；另一方面，法律又规定，合作社的可分配盈余要按成员与本社的交易量（额）比例返还，而且，返还总额不得低于可分配盈余的60%。那么，在投资者“领办”合作社的背景下，合作社的盈余是怎样分配的？成员间的出资差异处在怎样的水平？随着时间推移，社员的出资差异是在扩大还是缩小？这些观察有助于了解合作社的“异化”程度和变化趋势。

三、数据来源与样本说明

（一）数据来源

本文研究使用的数据由“浙大卡特一企研中国涉农研究数据库”提供。该数据库涵盖2007年以来在国家市场监督管理总局注册的全部农民专业合作社以及联合社的注册和变更信息、2013—2020年合

作社年报数据、地理位置、专利申请和商标注册、认证认可，以及主要管理者是否是失信被执行人、参与政府招投标、获得的荣誉等各类信息（详见表1）。

表1 合作社各项数据的来源以及说明

信息类型	内容	来源
注册和变更	基本信息（名称、地址、注册资本、业务范围）、社员出资清单、投资分支机构	国家企业信用信息公示系统
年度报告	成员增减、资产状况、分支机构、行政许可、网站网店建设、对外股权投资、接受股权投资、行政处罚信息、经营异常信息	国家企业信用信息公示系统
地理位置	GIS 坐标信息	高德地图 API
专利和商标	专利申请、商标注册	国家知识产权局专利局和商标局网站
认证认可	食品农产品认证（有机产品、绿色食品、良好农业规范、食品安全管理体系、危害分析与关键控制点）	全国认证认可信息公共服务平台
其他	失信被执行人信息、参与招投标信息、荣誉信息	中国执行信息公开网、中国政府采购网、国家税务总局公开的国家 A 级纳税人信息

信息来源不同、采集方式不同，对数据质量会产生不同的影响。全部信息可以大致分为不够精准和相对精准两类。不够精准的信息包括合作社的注册信息、年报信息等。例如，当前合作社的注册实行“登记制”，而不是“审批制”。市场监管部门主要审核登记资料的完备性，不对材料的真实性设前置审查，这可能会使合作社的注册信息出现一些问题（例如：合作社冒用他人身份注册社员，虚增注册资金）。又如，合作社年报是由合作社自主填报的，由主管部门对合作社年报信息的真实性进行抽查。但是，由于主管部门行政资源不足，抽查力度不够，合作社年报信息的真实性不能被有效甄别。相对精准的信息包括合作社的地理位置、专利和商标、认证认可信息等。合作社地理坐标数据来自高德地图 API，可以根据这一数据准确对应每个合作社所在的地理位置。专利、商标信息来自国家知识产权局专利局和商标局网站，产品认证认可信息来自国家市场监督管理总局主办的全国认证认可信息公共服务平台，可以精准地对应每个合作社。鉴于数据质量的差异，在利用不同数据时，本文会进行针对性讨论。

（二）样本说明

根据研究需要，本文在不同的场合采用不同的样本框，具体如表2所示。

表2 合作社样本说明

	样本一	样本二	样本三
范围	到2021年底登记注册过的合作社	2013—2021年各年年底仍然在册的合作社	2013—2020年每年按时报送年报的合作社
合作社数量（万家）	286.74	[102.47, 241.90]（各年度有变化）	[37.91, 176.10]（各年度有变化）

注：①截至2021年底，样本一中有44.84万家合作社被注销。②样本二中，某年年底仍然在册的合作社数=上一年存量+当年注册数量-当年注销数量，表中给出的是2013—2021年合作社数量的变化区间。③样本三中给出的是2013—2020年按时报送年报的合作社数量区间，2021年的年报数据尚未更新。

根据合作社注册信息，截至 2021 年 12 月底，在主管部门登记注册的合作社共有 286.74 万家，本文将其定义为样本一。由于注册、注销情况的变化，年底仍然在册的合作社数量也在变化，本文将其定义为样本二。从 2013 年起，合作社开始执行年报制度，本文将 2013—2020 年每年按时报送年报的合作社定义为样本三。本文在不同的场合将使用不同的样本，具体情况会在相关部分予以说明。

四、对三大争议问题的回应

如前文所述，学术界有关合作社发展质量的争论主要集中在对“空壳社”所占比重、合作社经营和服务能力、合作社“异化”倾向以及演进趋势的判断方面，本部分将对这些问题分别予以回应。

（一）六成左右的合作社是“空壳社”

本文首先分析合作社年度报告提交情况，然后构建活跃度指标体系。在报送年度报告的合作社中，通过识别合作社是否存在各种业务活动反映其是否“空壳”。

1. 每年均有大量合作社未按时报送年度报告，且被列入经营异常名录。合作社年度报告报送比例及其信息质量是反映合作社是否“空壳”的重要依据。在《农民专业合作社法》颁布时，为减轻合作社负担，未对合作社规定与企业类似的“年检”制度。2013 年 12 月，原国家工商行政管理总局、原农业部联合印发《关于进一步做好农民专业合作社登记与相关管理工作的意见》，首次提出合作社年报制度^①。之后，配合《中华人民共和国公司法》（以下简称“《公司法》”）的第三次修正（2013 年 12 月）和国务院发布的《企业信息公示暂行条例》^②（2014 年 10 月 1 日起施行），原国家工商行政管理总局颁布《农民专业合作社年度报告公示暂行办法》（2014 年 10 月 1 日起施行），要求农民专业合作社应于每年上半年通过企业信用信息公示系统向工商行政管理部门报送上年年度报告，并向社会公示。未按照该办法规定的期限报送年度报告并公示的，工商行政管理部门应当将其列入经营异常名录，并向社会公示。2017 年修订的《农民专业合作社法》规定，农民专业合作社连续两年未从事经营活动的（主要看其是否报送年度报告），吊销营业执照。按时报送合作社年度报告成为正常运营的合作社必须履行的义务，是否按时报送年报和年报质量很大程度上可以反映合作社是否为“空壳社”。

2014 年是实施年报制度的第一年，当年只有 3.7% 的合作社提交了 2013 年的年报信息。之后，报送年报的合作社比例大幅上升（见表 3）。2014—2020 年，有年度报告的合作社比例在 60% 和 90% 之间。特别值得注意的是，经过 2019 年的“空壳社”专项清理工作之后，按时报送年度报告的合作社比例出现下降，2019 年的年报率为 77.4%，2020 年进一步下降到 63.6%。这与规范合作社发展过程中逐步推动合作社自主年报有关（“促进农民专业合作社健康发展研究”课题组，2019）。

^①参见《工商总局 农业部关于进一步做好农民专业合作社登记与相关管理工作的意见》，https://www.moa.gov.cn/nybgb/2014/dyq/201712/t20171219_6104224.htm

^②相关背景是：伴随注册资金认缴制改革，《企业信息公示暂行条例》要求企业主动披露相关经营信息，在公司资本问题上形成了“工商登记认缴资本、企业公示实收资本”的二元资本公示格局。

表3 2013—2020年按时报送年度报告的合作社分布情况

年份(年)	当年合作社存量 (万家)	按时报送年度报告的 合作社比例(%)	年份(年)	当年合作社存量 (万家)	按时报送年度报告的 合作社比例(%)
2013	102.47	3.7	2017	203.55	83.3
2014	131.65	86.9	2018	219.57	80.2
2015	154.64	87.1	2019	223.35	77.4
2016	181.62	72.6	2020	229.61	63.6

注：①按时报送年度报告的合作社比例等于样本三中报送年报的合作社数量除以样本二中相应年份的合作社存量。

②根据《农民专业合作社年度报告公示暂行办法》，合作社在本年度报送上一年的年报。

2020年底，合作社存量为229.6万家（样本二）。被列入经营异常名录的合作社约有49.8万家^①，占合作社总数的21.7%。这些合作社中的绝大部分（96.9%）是因未按时报送年报而被列入的，因其他原因被列入的（“无法取得联系”“信息造假”等），也与“未按时报送年度报告”相关^②。

2.在报送年报的合作社中，活跃度得分为0的合作社占比接近40%。即使按时报送年报也不一定是活跃的合作社。由于一些地方将合作社按时报送年报的比例与政绩考核挂钩，出现了人为提升年报率的现象（苑鹏和曹斌，2020）。因此，需要根据年报质量和其他情况捕捉更多信息。为此，本文构建了合作社活跃度指标，综合观察合作社是否为“空壳社”。这个指标体系是收集合作社可能的业务活动信息的网格，合作社越活跃，越有可能在相关领域留下记录，留下记录越多，合作社就越活跃。

合作社业务活动信息的来源主要有以下几类。其一，按照《农民专业合作社登记管理条例》^③，农民专业合作社的名称、住所、成员出资总额、业务范围、法定代表人姓名发生变更的，应当自做出变更决定之日起30天内向原登记机关申请变更登记，并提交相应文件。其二，根据《农民专业合作社年度报告公示暂行办法》，合作社年度报告内容包括成员增减、资产状况信息是否公示^④、是否新设分支机构、是否有行政许可、是否建设网站、是否开办网店、是否进行对外股权投资、是否接受股权投资、是否获得政府财政补贴、是否获得金融贷款。其三，除年报信息外，还有来自国家知识产权局、全国认证认可信息公共服务平台、中国政府采购网、国家税务总局等单位的信息，包括合作社的专利申请、商标注册、有机产品认证、绿色食品认证、其他食品农产品认证、参与招投标、获得荣誉等情况，都可以反映合作社的活跃程度。基于以上分析，本文构建了包含6类数据来源、16种经营活动的合作社活跃度指标。如果任意一项经营活动在该合作社发生了一次及以上，则记为1，未发生则记为0，将这些数字的总和作为合作社的活跃度得分，满分为16分^⑤。

^①由于办事流程滞后，这一数量小于当年未报送年报的合作社数量。

^②篇幅所限，正文中未展示2020年合作社被列入经营异常名录的情况。

^③2022年3月1日起，《中华人民共和国市场主体登记管理条例》施行，《农民专业合作社登记管理条例》废止。

^④信息公示是重要的信号传递机制，有利于彰显自身实力，取得各方信任。在一定程度上，可以认为选择不公示资产状况信息的合作社倾向于不活跃。

^⑤篇幅所限，正文未展示合作社活跃度的指标体系，感兴趣的读者可通过编辑部向作者索取。

考虑到研究的时效性，本文在这里仅考察到 2020 年底仍然在册的合作社中报送年报的合作社（约 145.9 万家，来自样本三），这些合作社在运行期间发生的所有业务活动都在观测范围内。表 4 是根据相关指标体系计算的合作社活跃度的得分情况。统计发现，截至 2020 年底，在报送年报的合作社中，活跃度得分为 0 的合作社大约占四成，活跃度得分为 1 的合作社占比约为 35%，活跃度得分为 2 的合作社占比约为 13.6%，活跃度得分在 3 分及以上的合作社会占比仅为 9.9%。将 2020 年的年报报送率（63.6%，见表 3）与合作社活跃度得分（41.5%的合作社得分为 0）相结合，本文认为，保守估计，在 2020 年底仍在册的合作社中，约六成（ $1-63.6\%+63.6\%\times 41.5\%$ ）属于“空壳社”。

表 4 2020 年度报送年报的合作社的活跃度得分情况

活跃度（分）	数量（万家）	占比（%）	活跃度（分）	数量（万家）	占比（%）
0	60.53	41.5	4	3.54	2.4
1	51.09	35.0	5	1.30	0.9
2	19.81	13.6	≥6	0.67	0.5
3	8.93	6.1	合计	145.86	100

注：2020 年底在册的合作社共计 229.6 万家，剔除没有年报信息的合作社后，样本量为 145.9 万。

（二）经营和服务能力整体偏弱，且很不均衡

本文用社员人数、注册资金、业务范围、经营状况（包括营业收入、盈余总额、纳税金额）、注册商标、申请专利、设立网站和成立网店、农产品认证情况等反映合作社经营和服务能力。结果表明：合作社注册资金数额较大，涉及业务内容非常丰富，但是，社员人数很少，经营和服务能力整体偏弱。

1. 社员数量在 10 人以下的合作社约占 87%。《农民专业合作社法》规定，合作社应当有 5 名以上的成员。统计结果表明，合作社社员数量均值为 11，中位数为 5，标准差为 32，少量社员数较多的合作社拉大了合作社社员数量的均值。从分布看，63.5%的合作社在注册时社员不超过 5 人，86.0%的合作社在注册时社员数小于 10^①。在理解合作社社员的特征时还需注意两点。第一，与其他来源的数据相比，本文研究所用数据库中的合作社社员数量偏少。由农业农村部编纂的《中国农村经营管理统计年报（2018 年）》显示，2018 年，中国农民专业合作社的平均社员数约为 38 个^②。原国家工商管理总局个体司课题组对东、中、西 8 省 12 县的 614 家农民专业合作社的调研则显示，合作社的平均社员数为 25 人（国家工商总局个体司促进农民专业合作社健康发展研究课题组，2018）。前者主要由农业农村部门填报，后者的样本选择则偏好比较有影响力的合作社，据此可以理解为什么这两套数据中合作社社员数量高于本文研究所用数据库的统计结果。综合考虑信息来源和信息覆盖的广度，本文倾向于认为本文研究所用数据库具有更强的代表性。尽管如此，还是应该注意，由于合作社登记时需要提供全体社员的主体资格证明，并要求本人到场，手续烦琐。因此，少数地方出现了限制社员

^①篇幅所限，正文未展示合作社社员数量的分布情况，感兴趣的读者可通过编辑部向作者索取。

^②资料来源：农业农村部农村合作经济指导司、农业农村部政策与改革司，2019：《中国农村经营管理统计年报（2018 年）》，北京：中国农业出版社，第 32 页。

登记人数的情况。这可能是社员仅有 5 人的合作社占比高的原因之一。但是，这一情况发生的概率在不同的地方不尽相同。并且，以下机制使上述情况有所改善。其一，专业化和无纸化办公。越来越多的合作社将注册、变更以及年报等业务委托会计公司代理，专业人员可以通过全程电子化方式申请登记注册，利用数字证书进行身份认证、数字签名和无纸化操作，大大减少了监管部门的工作量。合作社还可以在每年的 1—3 月办理信息变更，增减合作社成员。其二，各级示范社评比和某些业务的开展（例如资金互助）都有社员人数的要求，这会激励合作社悉数登记社员信息。其三，各类营商环境评比活动要求主管部门为企业做好服务，即使服务事项烦琐，市场监管部门也会提供较为周到的服务。

第二，根据图 1（a），在社员人数大于 10 的合作社中，在社员数为 20 人、50 人、100 人处的概率密度要明显高于其左右两侧的数值。这一现象可能与政府设定的合作社示范社评定标准有关。根据《国家农民专业合作社示范社评定及监测办法》，要评选国家级示范社，从事一般种养业合作社成员数量达到 100 人以上^①，其他各级示范社的评定也有社员人数要求，只是相对较少。例如，河北省省级示范社评定要求种养业合作社成员数量要达到 100 人以上（与国家级评定相同），石家庄市要求参评市级示范社的合作社成员数量要达到 80 人以上^②，石家庄市下属的行唐县则要求参评县级示范社成员数量要达到 50 人以上^③。除了对整数的特殊偏好外，有理由推测，社员数量在关键整数位置出现的高概率密度的现象在一定程度上体现了扶持政策对合作社经营行为的影响。

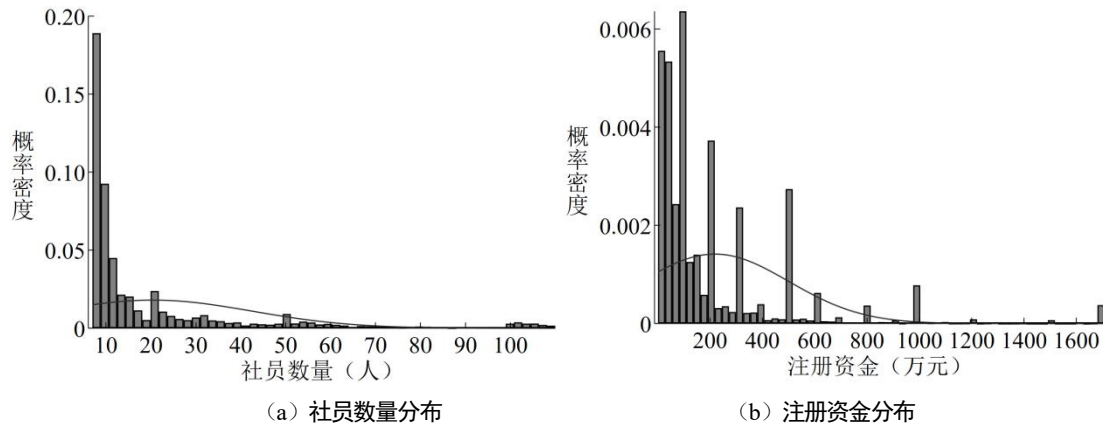


图 1 合作社社员数量与注册资金分布情况（截至 2021 年底）

注：①（a）图中，为了显示效果，只显示 $7 \leq \text{社员数} \leq 110$ 的部分。②（b）图中，样本二包括 241.9 万家合作社，其中的 1.87 万家合作社没有注册资金信息，故此处样本量为 240.1 万。

^①参见《关于印发〈国家农民专业合作社示范社评定及监测办法〉的通知》，http://www.moa.gov.cn/nybg/2019/201912/202004/t20200410_6341161.htm。

^②参见《石家庄市农业农村局关于开展市级农民专业合作社示范社申报工作的通知》，<http://www.luancheng.gov.cn/col/1490691778310/2022/02/10/1644456929232.html>。

^③参见《行唐县行唐农业农村局关于开展县级农民专业合作社示范社申报工作的通知（要求）》，<http://www.xingtang.gov.cn/col/1586228490166/2022/01/17/1642398630284.html>。

2. 注册资金数额较大, 但有虚增的可能性。注册资金是合作社章程规定的全体发起人认缴的出资额, 是测度合作社规模的指标之一。图 1 (b) 描绘了合作社注册资金的分布情况。结果表明, 合作社的平均注册资金为 218 万元, 标准差为 282。这说明, 合作社间注册资金差别较大, 少量注册资金数额较大的合作社拉高了合作社的平均注册资金规模^①。

解读合作社的注册资金数额需注意两点。第一, 合作社非货币出资和资本认缴制度不完善, 存在注册资金虚增的可能性。从非货币出资制度看, 《农民专业合作社法》规定成员可以用货币出资, 也可以用实物、知识产权等能够用货币估价并可以依法转让的非货币财产作价出资^②。允许非货币出资, 拓展了合作社的筹资途径, 但《农民专业合作社法》没有参照当时的《公司法》(2005 年修订) 对非货币出资的评估作价、财产核实、财产权的转移手续进行明确规定。这使得高估非货币资产更加容易^③。从合作社注册资金认缴制度看, 《农民专业合作社法》为了鼓励合作社发展, 规定其注册资金数额可由章程自治, 且无强制验资程序。这些规定比普通企业更加宽松^④, 给合作社虚增资本提供了可能。第二, 由于政府更愿意支持实力较强的合作社, 为显示规模和实力, 合作社存在虚增注册资金的动机。从图 1 (b) 可以看到, 在注册资金为 50 万元、100 万元、200 万元、300 万元、500 万元、1000 万元处, 概率密度都明显更高。这一现象可能和社员数在整数位的高概率类似, 与示范社评比中对注册资金的要求有关^⑤。不过, 二者究竟是否存在因果关系, 还有待进一步探讨。

3. 合作社涉及的业务领域非常广泛, 多元化经营特征明显。按照《农民专业合作社法》, 合作社业务范围包括农业生产资料购买, 农产品加工、运输、贮藏, 与农业生产经营有关的技术、信息等服务。合作社在市场监督管理部门登记时, 通常用一段话来描述其业务内容, 这些内容体现的是其计划进入的经营领域^⑥。本文使用 R 软件提取合作社业务关键词, 共提取出 15 类业务 (见表 5)。同时, 将不包含这 15 类业务的合作社归为其他类。由于其他类合作社占比仅为 0.4%, 表明提取的效果可以接受。

^① 本文对数据进行了缩尾处理, 将前 1% 和后 1% 合作社的注册资金分别替换为 1 万元和 1708 万元, 以删除极端值的影响。

^② 2017 年修订《农民专业合作社法》时, 在非货币出资形式中增加了土地经营权、林权以及章程规定的其他出资方式。

^③ 还应注意, 由于实践中土地所有权和林权的不完整, 社员以土地经营权、林权以及附着其上的设施等作为非货币出资形式, 然而, 这会存在资产变现难度大的现实问题。

^④ 按照 2005 年修订的《公司法》, 中国实行企业注册资金实缴 (可分期) 和强制验收制度, 并且规定了注册资金的最低限额。2013 年修订的《公司法》将注册资金实缴登记制修改为认缴登记制, 取消法定注册资金最低限额, 废除强制验资程序, 全面认可企业注册资金的章程自治。但是, 《公司法》规定, 公司股东应当按期足额缴纳公司章程中规定的所认缴出资额。这一点在《农民专业合作社法》中则没有强调。

^⑤ 根据《国家农民合作社示范社评定及监测办法》(2019 年), 国家示范社合作社成员出资总额应在 100 万元以上; 东、中、西部地区合作社固定资产分别为 150 万元、100 万元和 50 万元以上, 年经营收入分别为 400 万元、300 万元、150 万元以上, 对联合社要求更高。

^⑥ 合作社在登记注册时写明的业务范围只能反映其应在此范围内经营, 不意味着全部业务都会涉及, 因此本文称为“计划涉足”的业务领域。

表 5 合作社业务内容分布情况

业务	数量（万家）	占比（%）	业务	数量（万家）	占比（%）
农业生产	216.7	89.5	其他生产服务业	21.2	8.8
农产品销售	204.0	84.3	休闲旅游	14.3	2.9
技术和信息服务	175.4	72.5	土地流转	7.7	3.2
生产资料采购和销售	137.7	56.9	场地设备租赁	3.6	1.5
农产品加工	65.3	27.0	劳务输出	1.6	0.7
农产品贮藏	52.3	21.6	手工艺制品	1.5	0.6
农产品运输	40.7	16.8	光伏发电	0.7	0.3
农机服务	38.4	15.9	其他	1.0	0.4

注：“其他”主要包括业务描述不规范从而难以提取关键词，以及涉及某业务的合作社非常少因此占比很低的业务。例如，“毛竹低改”“生态农业综合研究开发”“学生作业本、材料纸印刷”“建筑用砂、砂石露天开采”。

从统计数据看，合作社的业务主要集中在传统业务领域，但三产融合发展倾向明显，业务类型非常丰富。传统的业务领域包括农业生产、农产品销售、技术和信息服务、生产资料采购和销售，这些仍然是合作社最主要的业务。此外，超过 1/4（约 65.3 万家）的合作社计划涉足农产品加工业务。计划从事农产品贮藏、农产品运输、农机服务的合作社占比在 14%和 22%之间。“其他生产服务业”主要指育种、育苗、试种、种畜、繁育、推广等技术含量较高的领域，8.8%的合作社计划涉足这一领域，体现了合作社对高附加值环节的重视。合作社三产融合发展的意愿明显，除了数量巨大的合作社计划从事加工业外，休闲旅游和手工艺制品等业务均有不少合作社计划涉足。有趣的发现还包括：有 1.6 万家合作社涉足劳务输出业务；有 3.6 万家合作社计划开展场地和设备出租业务；特别地，有大约 7000 家合作社从事光伏发电业务，这类合作社集中出现在 2017—2019 年，通常与政府的扶贫项目有关。

合作社所登记业务包含的类别多少可以反映合作社多元化经营的情况。数据显示：多数合作社涉及 2~7 类业务，占比分别为 16.6%、18.9%、28.6%、11.9%、8.8%和 7.5%；仅经营 1 类业务的合作社仅占 5.3%；同时经营超过 7 类业务的合作社比例共计 4.8%^①。

4.营业收入、盈余总额、纳税额均值均较低，且差异较大。营业收入、盈余总额、纳税金额既是合作社年度报告的核心内容，也是评价其经营与服务能力的重要指标。按照国家企业信用信息公示系统的要求，合作社在报送年报时可以选择是否公示相关信息。虽然选择公示与否的原因很复杂，但是，考虑到公示带来的好处（例如，通过公示可以取信于交易伙伴，部分地方政府也将其列为评选示范社的前置条件），可以推断选择公示上述指标的合作社的经营水平在整体上要优于不公示的合作社。

2013—2020 年，在所有报送年报的合作社中（样本三），选择公示相关信息的合作社占比在 10%和 21%之间。根据表 6，在选择公示上述指标的合作社中，所报告营业收入为 0 的合作社占比在 35%和 47%之间，所报告盈余总额小于等于 0 的合作社占比在 44%和 57%之间，所报告纳税金额为 0 的合

^①篇幅所限，正文未展示合作社所涉及业务类型的分布情况，感兴趣的读者可通过编辑部向作者索取。

作社占比在 93%和 97%之间^①。

表 6 合作社营业收入、盈余总额与纳税金额统计

年份 (年)	年报提交率 (%)	营业收入 (%)			盈余总额 (%)				纳税金额 (%)		
		公示率 (%)	=0	>0	公示率 (%)	<0	=0	>0	公示率 (%)	=0	>0
2013	3.7	20.8	44.0	56.0	20.6	4.4	50.1	45.5	20.5	93.5	6.5
2014	86.9	14.6	35.2	64.8	14.3	3.3	41.1	55.6	14.0	93.6	6.4
2015	87.1	12.1	39.9	60.1	12.0	3.7	45.7	50.6	11.9	94.8	5.2
2016	72.6	15.6	45.9	54.1	15.5	3.3	52.4	44.3	15.5	96.1	3.9
2017	83.3	17.3	42.1	57.9	17.3	2.8	48.5	48.7	17.3	96.2	3.8
2018	80.2	16.5	46.2	53.8	16.5	2.8	54.4	43.8	16.5	96.4	3.6
2019	77.4	14.2	46.5	53.5	14.2	3.1	53.0	43.9	14.2	96.2	3.8
2020	63.6	12.9	44.2	55.8	12.8	2.9	50.8	46.3	12.8	96.2	3.8

在所公示的营业收入、盈余总额与纳税金额均为正的合作社中（从 2014 年起，每年有 9 万~16 万家合作社报告的营业收入为正，8 万~14 万家合作社报告的盈余总额为正，约 1 万家合作社报告的纳税金额为正），以上指标的统计特征如表 7 所示。整体上看，合作社的营业收入不高，盈利能力不强，纳税额很小。三个指标的均值远大于中位数，标准差则几倍于均值。这说明，合作社的经营水平差别很大，少数经营能力强的合作社拉高了平均值。需要注意的是，2013—2020 年，以上各项指标的均值呈下降趋势，背后的原因有待进一步探索。

表 7 合作社资产状况数据特征

年份 (年)	营业收入 (万元)			盈余总额 (万元)			纳税金额 (万元)		
	中位数	均值	标准差	中位数	均值	标准差	中位数	均值	标准差
2013	26	124.1	379.6	8	51.8	374.1	0.5	32.1	120.2
2014	30	135.4	405.8	7.2	42.5	269.1	0.5	16.9	84.2
2015	20	109.5	360.3	5.5	38.3	272.7	0.45	19.2	89.9
2016	20	91.1	322.5	5	34.0	266.5	0.5	22.3	97.3
2017	20	85.0	314.0	5	33.6	269.3	0.6	22.0	97.1
2018	15	75.7	307.8	5	33.2	280.3	0.7	19.6	90.8
2019	15	76.3	309.3	5	33.1	274.1	0.6	16.8	82.8
2020	15	74.9	301.7	5	31.8	267.7	0.6	16.9	84.1

5.涉及网店、网站、专利、商标和食品农产品认证活动的合作社占比很低。网站建设、网店创办情况是合作社年报中的内容，专利、商标、食品农产品认证等有利于合作社提升价值链，以上内容可在一定程度上反映合作社的服务能力（见表 8）。

^①需要注意的是，年度报告由合作社在国家企业信用信息公示系统自行填报提交，且市场监督管理局的抽检力度非常有限。合作社将上述指标填成 0，除了确实为 0 外，也有可能是“空壳社”或嫌麻烦而不认真填写。在调研中，以上情况都存在，各种情况所占比例还需要全面评估年报数据的质量才能知道。

表 8 合作社网店、网站、专利、商标和食品农产品认证活动（样本二）

活动	合作社（万家）	在全部合作社中的比例（%）	累计数量（万家）
网站建设	2.57	1.1	3.97
网店创办	1.71	0.7	2.58
专利申请	0.62	0.3	3.51
商标注册	16.38	6.8	3.75
食品农产品认证	1.87	0.8	3.98

注：①此处分析的是到 2021 年底仍然在册的合作社（样本二）。②以网站建设为例，累计数量指 2.57 万家合作社累计建设了 3.97 万个网站。

第一，网店和网站建设。合作社网店和网站建设信息来自合作社年报。根据年报信息，2013—2020 年，共有 2.57 万家（约占总数的 1.1%）合作社创办了 3.97 万个网站，1.71 万家（约占总数的 0.7%）合作社创办了 2.58 万家网店。

第二，专利申请。《中华人民共和国专利法》（2008 年修正）将专利分为发明、实用新型和外观设计三种，专利申请是合作社创新能力的重要体现。截至 2021 年底，共有 0.62 万家合作社（占合作社总数的 0.3%）的 3.51 万项专利得到批准，其中，59.2%的专利类型为发明专利，29.8%为实用新型，11%为外观设计。

第三，商标注册。农产品商标注册被认为有利于促进特色农产品发展。《中华人民共和国商标法》（2019 年修正）将商标划分为商品商标、服务商标、集体商标与证明商标。共有 16.3 万家合作社（接近合作社总数的 10%）申请过 34.1 万个商标，其中，商品和服务商标（亦称“一般商标”）占 98.5%，集体商标和证明商标占 1%左右。

第四，食品农产品认证。目前，中国的食品农产品认证主要包括绿色食品认证和有机食品认证^①，另外还有良好农业操作规范（good agricultural practices，简称 GAP）、危害分析与关键控制点（hazard analysis critical control point，简称 HACCP）体系认证等。《国家农民专业合作社示范社评定及监测暂行办法》将获得质量标准认证作为合作社产品（服务）质量安全的重要指标^②。共有 1.87 万家合作社（占合作社总数的 0.7%）进行了 3.98 万项农产品认证，其中，绿色食品、有机食品认证占比分别为 47.9%、49.1%，GAP 认证占 2.4%，其他类别认证的占比不足 1%。

（三）合作社“异化”问题尚未扭转

1. 盈余按惠顾额返还的比例不高。由于合作社的年报数据中没有盈余分配方案，本文采用微观调查数据予以补充。受新冠疫情影响，研究团队采用本校学生和现存合作社匹配抽样方法确定调查样本，抽样步骤如下。第一步，基于“浙大卡特—企研中国涉农研究数据库”，将河北省现存的约 12 万家农民专业合作社地址与本校家庭住址为本省农村的本科生家庭所在村庄匹配，共匹配到河北省 11 个地级

^①2018 年以前，食品农产品认证还包括无公害农产品认证。此后，停止无公害农产品认证，代之以农产品合格证制度。

^②参见《关于印发〈国家农民专业合作社示范社评定及监测暂行办法〉的通知》，https://www.moa.gov.cn/nybg/2014/dyq/201712/t20171219_6104119.htm。

市 47 个县（市、区）的 2322 家合作社。第二步，根据 2021 年底各地级市合作社数量比例，采用分层随机抽样方法抽取 11 个地级市、30 个县（市、区）的 1002 家合作社，共有 92 名学生的家庭位于样本合作社所在区域。第三步，通过征询学生意愿，最终招募 83 名调查员，对应 946 家合作社，由调查员在其家庭所在村庄进行实地调查。调查于 2022 年 12 月至 2023 年 1 月进行，经过逐个排查，排除“空壳社”、联系不到的合作社、不愿配合调研的合作社，最终收集到有效样本（有实际运营且关键变量不缺失）167 个。下面的数据分析便是基于这些合作社展开的。

第一，盈余分配以按股分红为主。一方面，不是所有的合作社都能进行盈余分配。根据表 9，在样本合作社中，在成立的第二年，66.1%的合作社有可分配盈余，可分配盈余均值为 11.8 万元。到 2022 年，这一比例上升到 73.7%，平均金额为 21.3 万元。另一方面，大部分合作社的盈余按惠顾额返还的比例达不到《农民专业合作社法》的要求。在成立的第二年，在有盈余分配的合作社中，仅按股分红的合作社占比最高，达到 71.8%。完全按惠顾额返还盈余的合作社仅占 6.4%。有 21.8%的合作社采用按股分红和按惠顾额返还相结合的方式，其中，按惠顾额返还的比例在 10%和 80%之间，平均比例为 45.4%。以上数据在合作社成立的第二年和 2022 年没有明显变化。

表 9	样本合作社盈余分配情况					
	章程规定		成立第二年分配情况		2022 年分配情况	
	均值	区间	均值	区间	均值	区间
有可分配盈余的合作社比例（%）			66.1		73.7	
可分配盈余额（万元）			11.8	[0.5, 160]	21.3	[0.5, 160]
仅按惠顾额返还的合作社比例（%）	5.1		6.4		4.6	
仅按股分红的合作社比例（%）	69.5		71.8		65.5	
两种方式结合的合作社比例（%）	25.4		21.8		29.9	
其中，按惠顾额返还的比例（%）	43.4	[10, 80]	45.4	[10, 80]	41.6	[0.9, 80]

第二，股权集中度越高，合作社按股分红的比例也越高。从图 2 可以看到，无论是全样本的拟合线还是两种分配方式相结合的样本的拟合线，股权集中度与按股分红的比例均为正相关关系。

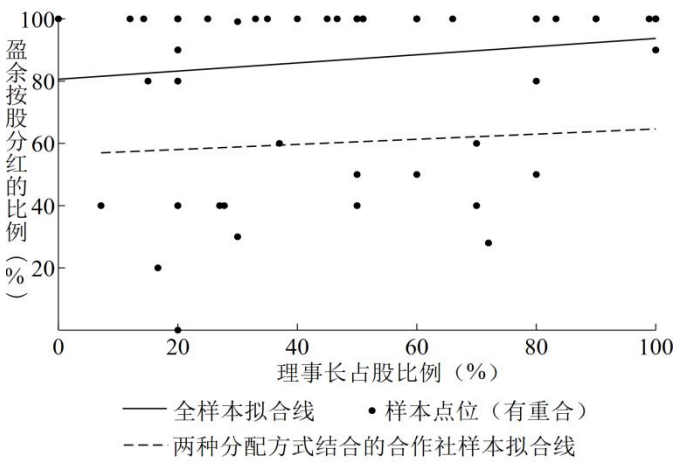


图 2 股权结构与盈余分配关系

第三，获得政府支持没有稀释理事长的股权。按照《农民专业合作社法》，合作社每年提取的公积金要按照章程规定量化为每个成员的份额，合作社接受国家财政直接补助和他人捐赠所形成的财产要根据成员份额按比例分配给本社成员。按上述要求，假以时日，合作社理事长的股权应该逐渐降低，获得政府支持的合作社更是如此。然而，从调研样本看，与成立当年相比较，成为示范社或者获得政府补贴并没有降低合作社理事长的持股比例，此类合作社理事长的持股比例较高（见表10）。在有盈余分配的样本中，33个合作社获得过政府的扶持资金，26个合作社入选县级及以上示范社（获得过政府扶持资金和入选示范社有交叉）。由表10可知，理事长持股比例越高，合作社越容易成为示范社，也越容易获得政府扶持资金（二者有一定重合，这与政府扶持资金主要投向示范社有关）。此外，在示范社和获得政府扶持资金的合作社，盈余按股分红的比例更高。这与政府所希望的合作社与社员之间建立紧密利益联结机制的政策导向不一致。由于本文样本中获得政府支持的合作社占比较低，因而，上述结论的可靠性有待通过对更大容量样本的考察进一步验证。

表10 政府支持下合作社理事长的持股比例变化及其与盈余分配的关系

	理事长的持股比例（%）		盈余按股分红的比例（%）		理事长的持股比例（%）	
	成立当年	2022年	均值	标准差	均值	标准差
总样本	44.6	48.7	82.9	29.7	48.7	29.0
示范社	51.4	52.1	91.1	22.9	56.9	38.7
非示范社	42.9	47.9	80.8	30.9	47.9	28.0
获得政府扶持资金的合作社	49.9	50.4	86.0	29.1	50.4	30.1
未获得政府扶持资金的合作社	42.8	48.2	81.8	30.0	48.1	28.8

2. 高度集中的股权结构未见扭转。如前文所述，成员出资是所有权分配的基础，股权结构是判断合作社由谁控制的重要依据。中国政府很早就意识到股权结构高度集中带来的系列后果，一直在鼓励社员出资，做实成员账户。考虑到部分社员货币出资能力不足，2017年修订的《农民专业合作社法》增加了第十三条指出：“农民专业合作社成员可以用货币出资，也可以用实物、知识产权、土地经营权、林权等可以用货币估价并可以依法转让的非货币财产，以及章程规定的其他方式作价出资。”^①《农业农村部办公厅关于开展2021年农民合作社质量提升整县推进试点工作的通知》指出，要把“丰富出资方式”作为质量提升工作的重要内容，提出要扩大货币出资面，积极引导全体成员以货币出资入社，增强成员对社内事务的关注度、参与度。同时，提出要挖掘资源要素价值，允许将扶持农村集体经济发展财政资金量化到农村集体经济组织和农户后，以自愿出资的方式投入合作社等具体措施^②，其目的是改变合作社高度集中的股权结构，在普通农户与合作社之间建立紧密的利益联结。那么，合作社股权高度集中的趋势有没有改变？

^①参见《中华人民共和国农民专业合作社法》，http://www.npc.gov.cn/zgrdw/npc/xinwen/2017-12/27/content_2035707.htm。

^②参见《农业农村部办公厅关于开展2021年农民合作社质量提升整县推进试点工作的通知》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-03/08/content_5591475.htm。

“浙大卡特一企研中国涉农研究数据库”中的合作社注册信息包含社员清单和每个社员的入股金额，可以据此观察合作社的股权集中度及其演进趋势，粗略判断合作社的“异化”程度。本文在这里使用样本二，在删去社员信息表缺失的合作社、社员数量小于5人（不符合法律规定）和大于1万人（异常值）的合作社（共226.8万家）后，剩下219.3万家合作社。本文对合作社股权集中度的测量选取了两类指标：绝对集中度指标选取了CR指数（concentration ratio index）和赫芬达尔-赫希曼指数，相对集中度指标选取了基尼系数。除考察静态的股权集中度外，本文还考察了2007—2021年合作社股权集中度的变化趋势。测算结果表明，合作社的股权集中度很高，而且有进一步上升的趋势。

第一，绝对集中度指标。①股权集中度（CR指数），计算公式如下：

$$CR_i = \sum_{i=1}^n s_i \quad (1)$$

(1)式中： CR_i 指持股最多的前*i*个社员的持股比例之和， s_i 指第*i*个社员的持股比例。计算 CR_1 、 CR_2 和 CR_3 并做概率密度图（如图3所示）。可以看到： CR_1 主要集中在30%和40%之间， CR_2 主要集中在55%和65%之间， CR_3 主要集中在75%和85%之间。据此可以认为，合作社的股权集中度很高。

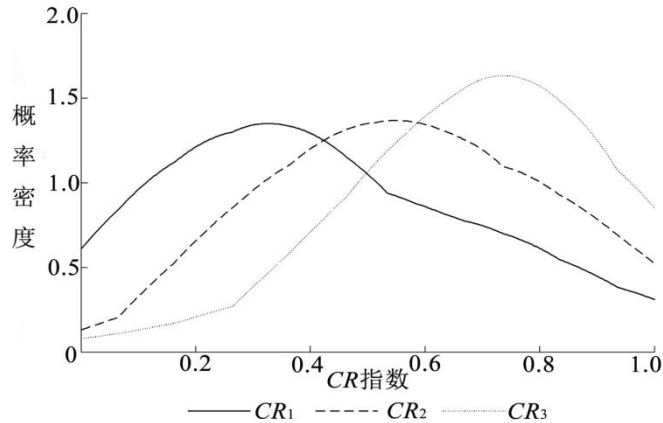


图3 合作社股权绝对集中度分布情况

②赫芬达尔-赫希曼指数（Herfindahl-Hirschman Index, HHI）。CR指数简单直观，但是受社员数量的影响较大，因此引进HHI。HHI给每个社员的股权份额一个权重，这个权重就是其股权份额，可以综合反映合作社的社员数目和相对规模。HHI的具体计算公式如下：

$$HHI = \sum_{i=1}^n s_i^2 \quad (2)$$

(2)式中， s_i 指第*i*个社员的持股比例。当合作社的社员人数为1^①时， $HHI=1$ 。当每个合作社社员占有的股份份额相同时， $HHI = \frac{1}{n}$ ，*n*值越大， HHI 越小。因此， HHI 的取值范围为0~1。

^①这仅是一种理论设想。现实中，合作社的成员数量至少应为5人。

美国司法部将 HHI 作为评估产业集中度的指标, 并将 $HHI \geq 0.3$ 定义为高度寡占 I 型, $0.18 \leq HHI < 0.3$ 为高度寡占 II 型, $0.1 \leq HHI < 0.18$ 为低寡占型, $HHI < 0.1$ 为竞争型。本文借鉴这一分类标准, 将股权集中度分为四类: 高度集中 I 型、高度集中 II 型、低度集中型和分散型。表 11 的结果显示, 高度集中 I 型的合作社占比达 44.6%, 说明合作社的股权集中度依然很高。

表 11 合作社股权集中度——HHI 指数

类型	HHI	合作社数量 (万家)	占比 (%)
高度集中 I 型	[0.3, 1)	97.86	44.6
高度集中 II 型	[0.18, 0.3)	84.30	38.4
低度集中型	[0.1, 0.18)	25.43	11.6
分散型	[0, 0.1)	11.68	5.4

第二, 相对集中度指标——基尼系数。上述两种绝对集中度的测算方式都有一定缺点: CR 指数无法反映合作社股东规模的差异, 股东规模差异极大的两个合作社的 CR 指数可能会相等; HHI 尽管可以弥补这一缺点, 但结果并不直观。因此, 在测算绝对集中度的基础上, 本文引入一个相对集中度指标——基尼系数。基尼系数是一种相对不均等指数, 用来刻画组内的相对差异。本文用其衡量合作社股权集中程度。具体计算公式如下:

$$gini = 1 + \frac{1}{n} - \frac{2}{m \times n^2} \left[\sum_{i=1}^n (n-i+1)y_i \right] \quad (3)$$

(3) 式中: n 为合作社股东数量, y_i 为第 i 个股东出资额, m 为合作社股东出资额均值。

对基尼系数高低的理解在不同领域有所不同。以收入分配为例, 联合国开发计划署规定: 基尼系数低于 0.2, 表示收入高度平均; 在 0.2 和 0.29 之间, 表示比较平均; 在 0.3 和 0.39 之间, 表示相对合理; 在 0.4 和 0.59 之间, 表示差距较大; 在 0.6 以上, 表示差距悬殊 (国家发改委社会发展研究所课题组, 2012)。如表 12 所示, 股权集中度基尼系数大于等于 0.4 的合作社累计占比为 42.6%, 属于差距较大和差距悬殊的部分。

表 12 合作社股权集中度基尼系数区间分布 单位: %

基尼系数区间	社员人数					总计
	5	[6, 10)	[10, 100)	[100, 200)	200 及以上	
[0, 0.2)	38.9	40.1	31.9	22.9	45.5	38.1
[0.2, 0.3)	7.8	11.2	9.0	6.6	9.8	8.7
[0.3, 0.4)	10.3	13.1	8.4	6.1	5.4	10.6
[0.4, 0.5)	16.7	8.4	8.6	6.7	5.5	13.6
[0.5, 1]	26.4	27.1	42.2	57.7	33.8	29.0

另外, 与绝对集中度相比, 合作社股权的相对集中度有所下降。值得注意的是, 随着合作社社员人数的增加, 合作社的股权集中度基尼系数的均值呈倒 U 型变化, 合作社内部股权分布的不均等程度先是上升, 在合作社人数超过 200 人以后则开始下降 (见表 13)。

表 13 合作社股权集中度基尼系数区间分布及统计描述

基尼系数	社员人数					总计
	5	[6, 10)	[10, 100)	[100, 200)	200 及以上	
均值	0.31	0.32	0.42	0.55	0.36	0.33
中位数	0.30	0.28	0.41	0.56	0.24	0.31
标准差	0.26	0.26	0.32	0.35	0.36	0.27
合作社数量(万家)	139.27	49.24	27.19	2.94	0.69	219.27

第三，合作社股权集中度的变化趋势。从 2007 年开始，每 3 年为一个时间节点^①，比较不同时间注册的合作社的股权集中度差异，观察其均值变化趋势，结果如表 14 所示。可以看到，越是新近成立的合作社，股权集中度越高。这说明，仅靠政策引导未能遏制合作社股权集中度的上升趋势，政府要求做实成员账户、建立更加合理的利益联结机制的政策意图并未得到贯彻。

表 14 2007—2021 年合作社股权集中度指数对比

年份(年)	CR ₁	CR ₂	CR ₃	HHI	基尼系数
2007	0.36	0.51	0.62	0.28	0.31
2010	0.40	0.55	0.67	0.30	0.30
2013	0.43	0.57	0.70	0.33	0.30
2016	0.46	0.60	0.71	0.36	0.34
2019	0.48	0.62	0.73	0.39	0.34
2021	0.52	0.66	0.77	0.43	0.37

注：针对每一个集中度指标，对注册时间不同的六组样本进行单因素方差分析。结果显示，所有 p 值均小于 0.05。因此，可以认为对每一个股权集中度指标，注册时间不同的各组样本间的股权集中度有显著差异。

五、主要结论与研究展望

（一）结论与讨论

本文基于“浙大卡特—企研中国涉农研究数据库”，回应了学术界关于合作社“空壳社”的比例、经营和服务能力以及“异化”三个方面的争议问题，得出以下结论。

第一，现存的合作社约六成为“空壳社”。2014 年以来，每年有 13%~37%不等的合作社未能按时报送年报。其中，2020 年未按时报送年报的合作社达到 36.4%，21.7%的合作社由于未报送年报、年报信息造假等被列入经营异常名录。在按时报送年报的合作社中，将近四成的合作社自注册以来没有任何业务活动信息在各类信息源中体现。因此，保守估计，现存的合作社仍有约六成为“空壳社”。

如前文所述，“空壳社”的出现在很大程度上与政府的政策引导、发起人的政策投机、地方政府的政绩考核有关，只有相对中立、普惠的合作社政策才能在长期抑制投资者企业通过假扮成合作社进行套利的动机，从根本上遏制“空壳社”现象。从实践层面看，对“空壳社”的清理整顿存在两个方

^①由于数据截止时间限制，最后两期截面数据的时间间隔为两年。

面的问题：一方面，由农业主管部门牵头进行清理整顿，相当于自查自纠，既缺乏动力，也缺乏必要的人、财、物等的投入；另一方面，从合作社看，只要花费一些时间按时报送年报（指标不多，审查力度有限），就可以继续维持合作社资格，此时就容易出现政府和合作社相互配合从而提升年报率的现象。未来，政府应该摒弃将合作社数量作为考核指标的做法，继续完善合作社年报信息表，加强对年报信息质量的审核力度，不断将“空壳社”从合作社队伍中剔除，进而使真正的合作社获得更多发展空间。

第二，合作社经营和服务能力整体偏弱，发展很不均衡。仅从数据看，合作社的注册资金数额较大，计划涉足的业务领域非常丰富，多元化经营倾向明显。但是，由于注册资金有很大的虚增可能性，业务范围也只是表明了合作社计划涉足的领域，不能充分反映合作社的经营水平。与此同时，86%的合作社成员数在10人以下（不含10人），合作社社员规模很小。2013—2020年，在所有报送年报的合作社中，仅有15%左右的合作社公示了资产状况。在公示资产状况的合作社中，35%~47%的合作社报告的营业收入为0，44%~57%的合作社报告的盈余总额小于等于0，93%~97%的合作社报告的纳税金额为0。有网店、网站、专利、商标和食品认证活动的合作社占比很低。整体上看，合作社经营和服务能力较差，合作社之间的差异也很大。

合作社的“小、散、弱”问题如此普遍，需要调整对合作社的期望值，客观认识合作社的发展空间。兼业小农入社的有效需求到底有多大？合作社是不是在所有农业领域和市场结构下都是有效的组织形式？理论上讲，作为经济组织的农民专业合作社，更可能建立在专业大农的基础上。而且，合作社更容易出现在产品同质性高、对产品质量要求高的领域。社会各界要避免“一合就灵”的认识误区，对合作社的发展前景形成合理预期。

第三，合作社“异化”倾向未见扭转。补充调研的数据说明，从盈余分配角度看，2022年完全按惠顾额返还盈余的合作社占比仅为4.6%。29.9%的合作社采用了按股分红和按惠顾额返还相结合的方式，按惠顾额返还的比例介于0.9%和80%之间，平均水平为41.6%，符合《农民专业合作社法》规定的盈余分配方式的合作社比例比较低。社员出资是扭转合作社“异化”倾向的前提。通过利用CR指数、HHI、基尼系数对合作社股权集中度的测算发现，多数合作社的股权集中度很高。而且，这一现象并没有随着时间的推移有所扭转，甚至有进一步加强的倾向。大股东控制的合作社仍然是主流，很难建立起合作社与社员间的紧密联结机制。

合作社“异化”会侵害合作社存在的合法性和正当性。《农民专业合作社法》规定，农业生产经营服务的提供者、利用者可以共同组建合作社，提倡他们之间建立紧密的利益联结。然而，在异质性如此鲜明的社员之间，这一点能不能实现？仅从实践看，由于大股东对合作社的控制程度有增无减，所以，合作社与社员能否建立紧密利益联结是值得怀疑的。因此，需要进一步从法律层面和制度建构层面探讨上述制度安排的合理性和实现路径。

（二）研究不足与展望

本文研究存在三点不足。首先，完整的合作社质量评价应该建立在综合的指标体系之上，基于数据的有限性，本文只回应了学术界争议较多的三个问题。其次，即使是对这三个问题的回答，如果能

获得更详尽的数据，也有进一步改进的空间。例如，如果能获得合作社盈余返还比例方面的信息，就可以更好地评估合作社的“异化”问题。本文虽然通过分层抽样方式对这一问题进行了补充调研，但是受时间和资金限制，本文分析的样本仅局限在河北省范围内。如果能够扩大抽样范围，就可以得到更可靠的结论。最后，由于目前的年报数据体现合作社资产状况的指标较少，选择公示年报信息的合作社比例也比较低，这可能会影响对以上问题评价的精确度。

未来，可以在以下三方面继续展开研究：首先，基于“浙大卡特一企研中国涉农研究数据库”，结合抽样调研数据，更全面评估合作社发展质量。其次，合作社的注册和注销、合作社注册资金、社员数量、空间分布特征等都受到政策的影响。因此，在政府掌握大量资源并直接影响资源配置方向的背景下，要进一步探索中国政府的合作社扶持政策与合作社的相对独立间的关系，特别是政府扶持对合作社经营绩效和投资水平影响。最后，要将基础数据与必要的案例研究相结合，继续深入探讨本文涉及的各部分研究议题。

参考文献

1. “促进农民专业合作社健康发展研究”课题组：《空壳农民专业合作社的形成原因、负面效应与应对策略》，《改革》第4期，第39-47页。
2. 邓衡山、孔丽萍、廖小静，2022：《合作社的本质规定与政策反思》，《中国农村观察》第3期，第32-48页。
3. 邓衡山、王文烂，2014：《合作社的本质规定与现实检视——中国到底有没有真正的农民合作社？》，《中国农村经济》第7期，第15-26页。
4. 邓衡山、徐志刚、应瑞瑶、廖小静，2016：《真正的农民专业合作社为何在中国难寻？——一个框架性解释与经验事实》，《中国农村观察》第4期，第72-83页。
5. 樊红敏，2011：《新型农民专业合作经济组织内卷化及其制度逻辑——基于对河南省A县和B市的调查》，《中国农村观察》第6期，第12-21页。
6. 国家发改委社会发展研究所课题组、常兴华、李伟，2012：《我国国民收入分配格局研究》，《经济研究参考》第21期，第34-82页。
7. 国家工商总局个体司促进农民专业合作社健康发展研究课题组，2018：《创新与规范：促进农民专业合作社健康发展研究》，《中国市场监管研究》第4期，第59-64页。
8. 何慧丽，2019：《合作社如何“不空壳”》，《人民论坛》第4期，第67-69页。
9. 黄祖辉、邵科，2009：《合作社的本质规定性及其漂移》，《浙江大学学报（人文社会科学版）》第4期，第11-16页。
10. 李雄鹰、陆华东，2018：《乡村振兴莫让形式主义带歪》，《农村·农业·农民（B版）》第12期，第13-14页。
11. 刘洁、陈新华，2015：《制度结构、交易环境与农民专业合作社的绩效——基于江西省102家农民专业合作社的实证分析》，《农村经济》第10期，第106-111页。
12. 刘老石，2010：《合作社实践与本土评价标准》，《开放时代》第12期，第53-67页。

13. 罗千峰、罗增海, 2022: 《合作社再组织化的实现路径与增效机制——基于青海省三家生态畜牧业合作社的案例分析》, 《中国农村观察》第1期, 第91-106页。
14. 马彦丽、黄胜忠, 2013: 《农民专业合作社: 理论研究中的泛化和实践中的异化》, 《新疆农垦经济》第8期, 第7-12页。
15. 农业农村部, 2020: 《农业农村部: 2019年农民合作社发展情况报告》, 《农业机械》第8期, 第66页。
16. 潘劲, 2011: 《中国农民专业合作社: 数据背后的解读》, 《中国农村观察》第6期, 第2-11页。
17. 乔慧、刘爽、郑风田, 2023: 《信贷支持能否促进农民专业合作社实现纵向一体化发展——基于1222个农民专业合作社的调查》, 《经济与管理》第4期, 第1-9页。
18. 秦愚, 2017: 《中国实用主义合作社理论是创新还是臆想》, 《农业经济问题》第7期, 第4-16页。
19. 秦愚、苗彤彤, 2017: 《合作社的本质规定性》, 《农业经济问题》第4期, 第4-13页。
20. 邵科、徐旭初, 2013: 《合作社社员参与: 概念、角色与行为特征》, 《经济学家》第1期, 第85-92页。
21. 王真, 2016: 《合作社治理机制对社员增收效果的影响分析》, 《中国农村经济》第6期, 第39-50页。
22. 肖荣荣、任大鹏, 2020: 《合作社资本化的解释框架及其发展趋势——基于资本短缺视角》, 《农业经济问题》第7期, 第108-117页。
23. 熊万胜, 2009: 《合作社: 作为制度化进程的意外后果》, 《社会学研究》第5期, 第83-109页。
24. 徐旭初、吴彬, 2018: 《合作社是小农户和现代农业发展有机衔接的理想载体吗?》, 《中国农村经济》第11期, 第80-95页。
25. 杨久栋、马彪、彭超, 2019: 《新型农业经营主体从事融合型产业的影响因素分析——基于全国农村固定观察点的调查数据》, 《农业技术经济》第9期, 第105-113页。
26. 应瑞瑶, 2002: 《合作社的异化与异化的合作社——兼论中国农业合作社的定位》, 《江海学刊》第6期, 第69-75页。
27. 应瑞瑶、唐春燕、邓衡山、徐志刚, 2016: 《成员异质性、合作博弈与利益分配——一个对农民专业合作社盈余分配机制安排的经济解释》, 《财贸研究》第3期, 第72-79页。
28. 苑鹏, 2006: 《试论合作社的本质属性及中国农民专业合作经济组织发展的基本条件》, 《农村经营管理》第8期, 第16-21页。
29. 苑鹏、曹斌, 2020: 《“空壳社”的解题思路》, 《决策》第Z1期, 第30-32页。
30. 苑鹏、丁忠兵, 2018: 《小农户与现代农业发展的衔接模式: 重庆梁平例证》, 《改革》第6期, 第106-114页。
31. 张晓山, 2013: 《农民专业合作社规范化发展及其路径》, 《湖南农业大学学报(社会科学版)》第4期, 第1-4页。
32. 赵晓峰, 2015: 《合作社中骨干社员与普通社员的关系研究——以新型农民合作社的生命周期为视角》, 《中共天津市委党校学报》第6期, 第99-106页。
33. Iliopoulos, C., 2013, "Public Policy Support for Agricultural Cooperatives: An Organizational Economics Approach", *Annals of Public and Cooperative Economics*, 84(3): 241-252.

34.Liang, Q., R. Bai, Z. Jin, and L. Fu, 2023, “Big and Strong Or Small and Beautiful: Effects of Organization Size On the Performance of Farmer Cooperatives in China”, *Agribusiness*, 39(1): 196-213.

(作者单位: ¹河北经贸大学商学院;

²河北经贸大学城乡融合发展协同创新中心;

³河北经贸大学京津冀协同发展河北省协同创新中心)

(责任编辑: 马太超)

Response to the Three Controversial Issues About the Development Quality of China's Farmer Cooperatives: An Assessment Based on the China Academy for Rural Development - Qiyang China Agri-research Database of Zhejiang University

MA Yanli LI Zihao JIA Yucong SUN Tianhe

Abstract: Based on the China Academy for Rural Development - Qiyang China Agri-research Database of Zhejiang University, this study responds to the controversies about the “shell cooperatives”, the operation and service capacity of cooperatives, and the “alienation” of cooperatives. The findings are as follows. First, according to the annual reports submitted by cooperatives and their activity scores, it is estimated that approximately 60% of the cooperatives in operation are “shell cooperatives”. Second, the overall management and service capacity of cooperatives are weak and unevenly developed. Specifically, nearly 90% of the cooperatives only have less than 10 members; the mean of register capital of the cooperatives rises to 2.18 million *yuan*, while it still have a possibility of taking inflated capital. Moreover, there are only about 15% of cooperatives that publicized their asset status from 2013 to 2020, of which 35%-47% reported operating income of 0, 44%-57% reported surplus less than or equal to 0, and 90% reported tax amount of 0. Third, the problem of “alienation” of cooperatives has not yet been settled. The filed survey finds that the allocation of cooperatives' surplus is mainly based on dividends per share, and the ownership concentration is positively correlated with the proportion of dividends per share. In addition, the measurement of the ownership concentration of cooperatives shows that the equity concentration of most cooperatives is relatively high, and it is further rising as time goes on. Based on the above findings, the government and academia should further reflect on the laws and policies related to cooperatives, and improve the development quality of China's farmer cooperatives.

Keywords: Farmer Cooperatives; Shell Cooperatives; Management Capacity; Ownership Concentration Level

农村集体产权制度改革对县域经济发展的影响*

——来自中国 1873 个县域的证据

彭凌志 赵敏娟

摘要：农村集体产权制度改革是中国农村改革的重大制度创新，对激活农村各类集体生产要素潜能，实现城乡要素有效配置，促进区域经济发展具有重要意义。本文基于 2013—2020 年中国 1873 个县（市、区）的面板数据，以中国农村集体产权制度改革试点为准自然实验，运用双重差分模型，考察农村集体产权制度改革对县域经济发展的影响。研究发现：第一，农村集体产权制度改革有助于激发地区发展动能，对县域一二三产业发展均产生了显著的促进效应。第二，在集体资产已经积累比较多的东部地区，农村集体产权制度改革进一步激发了发展活力，对县域经济发展的促进效应整体上比中西部地区更加明显。第三，脱贫攻坚战打响以后，国家对贫困县集体经济发展的支持力度较大，贫困县农村集体产权制度改革对县域经济发展的促进效应比非贫困县更加明显。第四，农村集体产权制度改革有利于县域产业结构优化和产业集聚水平提升，有助于提高县域经济发展质量。

关键词：农村集体产权制度改革 县域经济发展 集体经济 多期双重差分模型

中图分类号：F301.1 **文献标识码：**A

一、引言

共同富裕是社会主义的本质要求，是中国式现代化的重要特征。自古以来，县域作为国家政治、经济和社会系统中最基本的单元，在国家治理、经济发展和资源承载中具有重要地位（斯丽娟和曹昊煜，2022）。截至 2022 年底，中国内地县级行政区总计 2843 个^①，其中县域共有 1866 个，总面积占全国国土面积的 90% 左右，总人口占中国大陆人口的 52.5%，地区生产总值占中国大陆地区生产总值的 38.1%^②。由于县域覆盖了中国大部分面积和人口，特别是农村人口，因此实现县域的现代化和共同

*本文研究得到国家社会科学基金重大项目“‘双碳’目标下农业绿色发展体系创新与政策研究”（编号：22&ZD083）的支持。

^①资料来源：国家统计局，2023：《中国统计年鉴 2023》，北京：中国统计出版社。

^②资料来源：《〈中国县域高质量发展报告 2023〉发布》，http://www.jjckb.cn/2023-05/13/c_1310718438.htm。

富裕是实现中国现代化和共同富裕的基础（何晓斌，2021）。要素投入和资源的有效配置是经济增长的主要源泉（Denison，1962）。从要素权属来看，在县域范围内，土地主要为村集体所有，大量资金为农村集体经济组织及其成员所有，劳动力主要为广大农村集体经济组织成员。改革开放以来，中国县域经济之所以快速发展，农民收入之所以快速增加，非常关键的一点，就是不断优化农村要素配置，包括农村劳动力要素流动、农民利用自身资金积累和土地发展高效农业、集体经济组织利用集体积累和资金发展乡村工业等。尽管改革开放以来，农村集体经济发展经历了起起落落，但一直是县域经济的基础构成。农村集体经济组织的土地、资金、劳动力要素能否得到高效配置，对县域经济发展具有重要作用。经过长期发展，农村集体经济组织，尤其是经济发达地区、城市郊区的农村集体经济组织，已经积累起庞大的资产。脱贫攻坚以来，贫困县积累的农村集体资产规模也迅速扩大。但农村集体资产产权一直存在归属不明、权责不清、管理僵化等问题，资源要素的配置效率不高，经济发展潜力没有得到充分释放（罗明忠和魏滨辉，2022）。通过推动农村集体产权制度改革，达到明晰产权、完善治理结构、激发发展动力、防范发展风险等目的，农村集体经济发展将迎来新局面，也为县域经济发展增添新活力。

从20世纪80年代开始，中国就出现了农村集体产权制度改革的探索。90年代以后，这些探索就多了起来，并且主要集中在发达地区。21世纪以后，北京、上海、浙江等地的农村集体产权制度改革开始全面推开。部分地区、部分村庄之所以具有先行探索的积极性，主要是在工业化、城镇化水平快速提高的背景下，农村集体经济组织来自征地、物业等方面的收入水平高，集体成员普遍具有保护好自身权益的主动性，不少村“两委”也具有抓住发展机遇、增加村级收入的主动性。这些先行地区的改革，固然有政府的支持和推动，但整体上还是属于内驱型。它们的探索性实践，为后来中国农村集体产权制度改革的开展提供了经验。

党的十八大报告首次提出“全面建成小康社会”的目标和“必须坚持走共同富裕道路”的要求^①，并对依法维护农民集体收益分配权、壮大集体经济实力作出部署。顺应新形势新要求，2013年，党的十八届三中全会明确提出农村集体产权制度改革的任务要求，为农村集体产权制度改革提供了新的时代背景。2014年，中央全面深化改革领导小组第五次会议审议了《积极发展农民股份合作赋予农民对集体资产股份权能改革试点方案》^②，正式拉开农村集体产权制度改革的序幕。2016年，《中共中央 国务院关于稳步推进农村集体产权制度改革的意见》明确要求：“构建归属清晰、权能完整、流转顺畅、保护严格的中国特色社会主义农村集体产权制度，保护和发展农民作为农村集体经济组织成员的合法权益。”^③到2021年底，中国农村集体产权制度改革阶段性任务基本完成，并进入巩固提升质量的阶

^①参见《胡锦涛在中国共产党第十八次全国代表大会上的报告》，https://www.gov.cn/ldhd/2012-11/17/content_2268826.htm。

^②资料来源：《中央全面深化改革领导小组第五次会议：严把改革方案质量关督察关》，https://www.gov.cn/xinwen/2014-09/29/content_2758791.htm。

^③参见《中共中央 国务院关于稳步推进农村集体产权制度改革的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2016-12/29/content_5154592.htm。

段。《国民经济和社会发展的第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》中明确提出：“深化农村集体产权制度改革，完善产权权能，将经营性资产量化到集体经济组织成员，发展壮大新型农村集体经济。”^①这一阶段的农村集体产权制度改革，在很大程度上是围绕全面建成小康社会、朝着共同富裕方向稳步前进的蓝图展开的，改革过程具有明显的行政推动型特征。

农村集体产权制度改革建立起产权清晰的集体产权制度，以市场化的形式经营集体资产，使大量闲置的农村集体资源要素活跃起来，生产力得到跃升（田友和赵翠萍，2021），这对激活农村发展新动能具有关键作用（马池春和马华，2018）。经过五批农村集体产权制度改革试点，到 2021 年，全国清查核实集体账面资产 7.7 万亿元，其中经营性资产 3.5 万亿元^②。对这些资源进行合理运营，并与相关要素组合，必将为县域经济发展注入强大动能。然而，学术界少有研究关注农村集体产权制度改革对县域经济的影响。已有关于农村集体产权制度改革效应的研究主要集中在农村集体产权制度改革的收入效应、乡村治理效应和对集体经济发展的促进效应三个方面。第一，在收入效应方面，罗明忠和魏滨辉（2022）通过分析全国县级面板数据发现，农村集体产权制度改革促进了农民增收，缩小了城乡收入差距。张衡和穆月英（2023）则从微观视角切入，发现农村集体产权制度改革缩小了农民群体的内部收入差距。第二，在乡村治理效应方面，胡伟斌和黄祖辉（2022）通过分析 1657 户农户数据发现，农村集体产权制度改革会促进农户民主参与行为，提高村庄治理民主水平。马平瑞和李祖佩（2023）基于鲁西南蔡庄村的案例分析提出，农村集体产权制度改革有助于乡村治理优化升级。第三，在对集体经济发展的促进效应方面，张应良和徐亚东（2019）从理论层面分析了农村集体产权制度改革对农村集体经济的影响，认为农村集体产权制度改革通过对外拓宽市场、对内延长产业链、获得规模经济等方式实现集体经济的持续增长。孔祥智（2020）通过六盘水市等 3 个案例分析提出，农村集体产权制度改革通过确权到人能提高集体经济组织的运行效率，推动集体经济发展。芦千文和杨艺武（2022）通过分析 3833 户农户数据证实了农村集体产权制度改革明显促进了农村集体经济发展。

梳理文献可知，农村集体产权制度改革的效应已经得到广泛关注，特别是关于其乡村治理、农民收入和村集体经济发展方面的效应研究已经相当丰富，但已有研究大多从微观视角、理论层面或通过案例分析的方法进行研究，尚有在县域层面开展的整体性实证研究，且鲜有文献涉及农村集体产权制度改革与县域经济发展的关系。农村集体产权制度改革是以县域为单位推进的，分析其对县域经济的影响对于评估改革的整体效应和评价改革工作的成效具有重大现实意义。本文立足研究改革的县域经济发展效应，从以下几个方面拓展农村集体产权制度改革的效应研究：第一，从要素流动、产业结构和产业集聚的视角，分析农村集体产权制度改革对县域经济发展的直接影响，考察农村集体产权制度改革推动县域经济发展的作用机制。第二，以全国 1873 个县（市、区）为样本，采用多期双重差

^①参见《中华人民共和国国民经济和社会发展的第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》，https://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content_5592681.htm。

^②资料来源：《全国农村集体产权制度改革工作部署视频会议在京召开》，http://www.moa.gov.cn/jg/leaders/lingdhd/202109/t20210913_6376321.htm。

分模型和比较完整的县级数据进行实证研究,弥补现有文献从省级层面论证存在的不够精准、案例研究存在的系统性不够等不足。第三,在分析农村集体产权制度改革对县域经济发展整体效应的基础上,考虑区域异质性和时间动态效应,进一步考察该项改革对县域不同产业发展的影响,以深化和细化对改革效应的评估。

二、研究假说

合理的产权制度安排是资源资产得以合理配置的逻辑起点。农村集体产权制度改革对县域经济发展的促进效应,主要通过畅通生产要素流动和提高集体资源配置效率实现。第一,通过明晰产权结构、重塑治理机制、促使资产价值显化、促进资源要素畅通流动等,农村集体产权制度改革可以有效激发各类生产要素的活力和市场主体的创造力(涂圣伟,2021;张应良和徐亚东,2019)。集体经济组织统一组织实施土地开发利用和资产运营,有利于实现土地的多功能利用和农业规模化经营(张红宇等,2020),并对农业生产性服务业发展产生积极影响(郭晓鸣和张耀文,2022)。第二,农村集体经济组织利用集体资金和相关机器设备发展产后储存、运输等产业,盘活利用农村闲置用地等集体资源发展观光休闲农业、农村电商等新业态(梁春梅和李晓楠,2018;陈慈和孙素芬,2020),延长了产业链,创造了新的就业岗位,促进了农民就地就近就业和增收。第三,农村集体产权制度改革促进了新型经营主体的培育和引进,吸引了外出务工人员返乡创业就业(张行发和徐虹,2022),为农村发展带来了资本要素、现代科技和企业家才能(孔祥智,2020)。新型经营主体和返乡创业人员选择合适的产业并将各类要素聚集到所选择的产业中,有利于农村产业的发展和壮大。第四,确定农民的股份权能可以消除农民对权益被侵占的顾虑,增强其进城务工的意愿(肖盼晴和姚玉凤,2022)。大量劳动力资源的供给,会对城镇二三产业的发展产生支撑作用。同时,集体产权归属明晰化还能分担农村人口的市民化成本(涂圣伟,2017),有利于提高农业转移人口落户城镇的意愿和能力,加速新型城镇化进程的推进(王邹和孙久文,2023),从而推动县域经济发展。据此,本文提出假说 H1 和假说 H2。

H1: 农村集体产权制度改革对县域经济发展有促进效应。

H2: 农村集体产权制度改革促进了县域一二三产业的发展。

产业结构不合理、集聚水平低是阻碍县域经济发展的重要原因。通常来说,资源配置效率的提高和生产要素流动的畅通有利于地区产业结构优化和产生产业集聚效应(王振华等,2019)。集体资源配置效率的提高意味着被闲置或低效利用的集体资产将被作为生产要素投入到各类产业。生产要素流动的畅通意味着生产要素流动成本下降,会促进包括农村集体资产以及劳动力在内的各类生产要素从回报率相对较低的产业流向回报率更高的产业,推动县域产业结构转型升级。经济活动的空间集聚是实现地区经济发展的重要推力(Marshall, 1961),而农村集体产权制度改革会促进人力、资本、原材料等要素更加自由地流动和实现资源更高效配置,有助于县域内产业实现集聚。具体来看:第一,农村集体产权制度改革通过培育新型经营主体和吸引外出务工人员返乡创业在县域范围内产生劳动力集聚效应,增加了县域劳动力总量和人力资本积累,这部分人员为当地产业发展提供资金和技术等要素,从而实现产业结构调整 and 产业集聚。第二,通过整合各类集体资产要素,将集体经营性资产与社

会工商业资本融合，农村资源要素得以衔接现代产业链条。各类要素的有效供给有利于基于当地主导农业产业全链发展上下游相关产业，以优质生产要素供给的规模效应促进产业发展集聚效应的形成。第三，长期以来，一些县域产业结构中传统农业、牧业等第一产业占比较高，不注重利用当地特色资源发展特色产业，产业同质化程度高，缺乏竞争力。农村集体产权制度改革通过激活各类集体特色资源要素，并利用集体资金因地制宜开发乡村旅游和特色农业等新产业新业态，能改善县域产业结构，促进经济发展。据此，本文提出假说 H3。

H3：农村集体产权制度改革通过优化产业结构和提升产业集聚水平两条路径促进县域经济发展。

三、研究设计

（一）变量选择与说明

1.被解释变量。本文的被解释变量是县域经济发展水平，分别采用县域实际地区生产总值、县域人均实际地区生产总值、县域一二三产业实际增加值来衡量。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量是农村集体产权制度改革试点，若县（市、区）当年是农村集体产权制度改革试点，取值为 1，否则取值为 0。

3.控制变量。本文参考已有相关研究设置了一系列控制变量来控制其他因素对县域经济发展的影响（例如伍骏骞和张星民，2023；吴本健等，2022）。控制变量包括地域面积、人口密度、通信覆盖水平、服务业发展水平、人力资本水平、农业发展水平、政府财政收入水平、产业规模化水平、政府财政干预水平、居民储蓄水平、金融发展水平、医疗水平、福利设施水平。

4.中介变量。农村集体产权制度改革可能通过优化产业结构和提升产业集聚水平两条路径对县域经济发展产生影响。因此，本文引入产业结构和产业集聚水平两个中介变量进行机制分析。

5.稳健性检验变量。夜间灯光数据在区域经济研究中的应用越来越广泛，与地区生产总值存在显著正相关关系，可作为地区生产总值的良好替换指标（徐康宁等，2015）。本文采用县域夜间灯光数据代替县域实际地区生产总值来衡量县域经济发展水平，从而进行稳健性检验。本文使用的灯光数据为基于自编码器模型的跨传感器校正方案进行修正的 2013—2020 年每月的 NPP-VIIRS 夜间遥感影像数据，然后对每年数据取平均值。

（二）数据来源

本文希望构造一个覆盖中国尽可能多县域的平衡面板数据以保证研究结果的可靠性，但受限于县级数据的可获得性，同时考虑到 2013 年前和 2020 年后有较多县（市、区）的相关指标数据存在缺失，最后选择将 2013—2020 年作为研究时期。在剔除部分数据缺失严重样本的前提下，本文收集整理了 2013—2020 年中国 30 个省份 1873 个县（市、区）的平衡面板数据，试点县（市、区）在 2015 年、2017 年、2018 年、2019 年、2020 年先后开展农村集体产权制度改革。农村集体产权制度改革试点地区以及试点开展时间来源于国家发展和改革委员会网站历年公布的改革试点名单；2013—2020 年各省份生产指数来源于 2013—2020 年历年《中国统计年鉴》；夜间灯光数据来源于地理遥感生态网科

学数据注册与出版系统^①；其余指标数据来源于2013—2020年历年的《中国县域统计年鉴》。

主要变量的含义和描述性统计如表1所示。

表1 主要变量的含义和描述性统计

变量名称	含义及赋值	观测值	均值	标准差
县域实际地区生产总值	县域地区生产总值除以所属省份以2013年为基期的生产指数（万元）	14984	2179635	2866704
县域人均实际地区生产总值	县域实际地区生产总值与县总人口的比值（元/人）	14984	45442	47612
县域第一产业实际增加值	县域第一产业增加值除以所属省份以2013年为基期的第一产业生产指数（万元）	14984	269930	207275
县域第二产业实际增加值	县域第二产业增加值除以所属省份以2013年为基期的第二产业生产指数（万元）	14984	1118508	1636376
县域第三产业实际增加值	县域第三产业增加值除以所属省份以2013年为基期的第三产业生产指数（万元）	14984	761494	1183758
农村集体产权制度改革试点	若县（市、区）当年是农村集体产权制度改革试点，取值为1，否则取值为0	14984	0.22	0.41
地域面积	县域行政区域面积（平方千米）	14984	3607.01	8106.40
人口密度	总人口与行政区域面积之比（人/平方千米）	14984	324.94	306.94
通信覆盖水平	固定电话用户数与总人口之比（户/万人）	14984	1010.64	940.83
服务业发展水平	县域第三产业实际增加值与实际地区生产总值之比	14984	0.35	0.11
人力资本水平	每万人中有高中在校生数量（人/万人）	14984	456.66	147.19
农业发展水平	县域第一产业实际增加值与总人口之比（元/人）	14984	5914.56	4506.51
政府财政收入水平	地方财政一般预算收入（万元）	14984	139801.90	242167.20
产业规模化水平	规模以上工业企业单位数（个）	14984	122.06	198.65
政府财政干预水平	地方财政一般预算支出（万元）	14984	355742.70	269305.10
居民储蓄水平	城乡居民储蓄存款余额与总人口之比（元/人）	14984	29172.15	22082.1
金融发展水平	年末金融机构贷款余额与总人口之比（元/人）	14984	30206.36	39472.18
医疗水平	全县医院床位数（床）	14984	2048.44	1601.66
福利设施水平	各种社会福利收养性单位数（个）	14984	18.07	25.08
产业结构	县域二三产业实际增加值与实际地区生产总值之比	14984	0.81	0.15
产业集聚水平	县域二三产业实际增加值与行政区域面积之比（亿元/平方千米）	14984	0.14	0.29
夜间灯光数据	年平均夜间灯光数据像元亮度值（DN）	14984	1.34	1.34

注：县域实际地区生产总值、县域人均实际地区生产总值、县域第一产业实际增加值、县域第二产业实际增加值、县域第三产业实际增加值、地域面积、人口密度、农业发展水平、政府财政收入水平、政府财政干预水平、居民储蓄水平、金融发展水平、医疗水平、福利设施水平、夜间灯光数据在表中报告的是原值，在后文回归分析中取对数值。

^①资料来源：地理遥感生态网，<http://www.gisrs.cn/infofordata?id=ef097906-d4f4-44fd-a889-ecae10b59ec3>。

（三）模型设定

本文将农村集体产权制度改革试点看作一项准自然实验，采用双重差分模型（DID）评估农村集体产权制度改革试点对县域经济发展的影响，将农村集体产权制度改革试点县（市、区）作为处理组，其他县（市、区）作为对照组。由于各地区试点开展时间不一致，本文参照 Beck et al.（2010）的做法，采用多期双重差分模型进行研究。本文构建模型如下：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{it} + \beta_1 X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中： Y_{it} 为被解释变量，表示 i 县（市、区）在第 t 年的实际地区生产总值、人均实际地区生产总值、一二三产业实际增加值、夜间灯光数据。以上变量均进行取对数处理。 did_{it} 是核心解释变量，表示 i 县（市、区）在第 t 年是否为农村集体产权制度改革试点。 X_{it} 是控制变量。 μ_i 、 γ_t 、 ε_{it} 分别是县固定效应、时间固定效应和误差项。

为了检验农村集体产权制度改革影响县域经济发展的作用路径和机制，参考 Baron and Kenny（1986）的中介效应研究思路，本文构造以下模型进行检验：

$$M_{it} = \theta_0 + \theta_1 did_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Y_{it} = \omega_0 + \omega_1 did_{it} + \omega_2 M_{it} + \beta_3 X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

（2）式和（3）式中： M_{it} 为中介变量，包括产业结构和产业集聚水平；其余变量与（1）式一致。

四、估计结果及分析

（一）基准回归结果

表 2 中，（1）列和（2）列分别报告了控制双向固定效应和加入控制变量后，农村集体产权制度改革试点对县域实际地区生产总值和县域人均实际地区生产总值的影响。结果表明，农村集体产权制度改革试点均在 1% 的水平上显著，且系数为正，说明该项改革显著促进了县域经济发展。从效应大小看，农村集体产权制度改革对县域实际地区生产总值和县域人均实际地区生产总值的提升作用分别为 0.8% 和 0.9%。（3）列～（5）列分别为控制双向固定效应和加入控制变量后，农村集体产权制度改革试点对县域一二三产业实际增加值的影响。结果显示，农村集体产权制度改革试点分别在 10%、1%、1% 的水平上显著，且系数为正，即农村集体产权制度改革对县域一二三产业发展产生了显著的促进效应。农村集体产权制度改革对县域二三产业实际增加值的提升作用较大，分别为 1.3% 和 0.9%，对县域第一产业实际增加值的提升作用较小，为 0.1%。综上，假说 H1 和假说 H2 得到验证。

表 2 基准回归结果

变量	（1） 县域实际地区 生产总值	（2） 县域人均实际地 区生产总值	（3） 县域第一产业 实际增加值	（4） 县域第二产业 实际增加值	（5） 县域第三产业 实际增加值
农村集体产权制度 改革试点	0.008*** (0.001)	0.009*** (0.002)	0.001* (0.001)	0.013*** (0.002)	0.009*** (0.001)

表 2 (续)

地域面积	0.376*** (0.031)	-0.577*** (0.034)	0.208** (0.097)	0.598*** (0.039)	0.334*** (0.027)
人口密度	0.394*** (0.028)	-0.557*** (0.032)	0.000 (0.000)	0.636*** (0.036)	0.349*** (0.024)
通信覆盖水平	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
服务业发展水平	-1.365*** (0.047)	-0.813*** (0.042)	-2.712*** (0.247)	-2.387*** (0.086)	0.896*** (0.044)
人力资本水平	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	-0.000** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
农业发展水平	0.298*** (0.026)	0.344*** (0.029)	0.293*** (0.065)	0.476*** (0.032)	0.261*** (0.021)
政府财政收入水平	0.010*** (0.003)	0.017*** (0.002)	0.030*** (0.008)	0.022*** (0.002)	0.017*** (0.002)
产业规模化水平	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
政府财政干预水平	0.017*** (0.002)	0.008*** (0.003)	0.014 (0.014)	0.006 (0.004)	0.008*** (0.003)
居民储蓄水平	-0.011*** (0.003)	-0.012*** (0.003)	-0.056*** (0.022)	-0.012** (0.005)	-0.009*** (0.003)
金融发展水平	0.027*** (0.003)	0.027*** (0.003)	0.028*** (0.010)	0.040*** (0.004)	0.023*** (0.003)
医疗水平	0.008*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.052*** (0.012)	0.008** (0.003)	0.009*** (0.002)
福利设施水平	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.003)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
常数项	0.008*** (0.001)	-0.577*** (0.034)	0.208** (0.097)	0.013*** (0.002)	0.009*** (0.001)
县固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	14984	14984	14984	14984	14984
R ²	0.979	0.978	0.943	0.941	0.986

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号中是县级层面的聚类稳健标准误。

(二) 平行趋势检验

处理组和对照组满足平行趋势假设是 DID 估计结果有效的基本前提。本文参考已有研究 (Ferrara et al., 2012)，使用事件研究法考察试点开展前处理组和对照组的县域实际地区生产总值和县域人均实际地区生产总值是否具有平行趋势。考虑到农村集体产权制度改革试点主要集中在 2017 年之后开

展,试点开展后3期之后的样本量较少,可能导致加入控制变量后估计的自由度不足,本文参考齐秀琳和江求川(2023)的做法,将试点开展后3年之后的数据汇总到第3期。同时,将试点开展前4年之前的数据汇总到第-4期。建立以下模型进行检验:

$$Y_{it} = \sigma_0 + \sum_{s=-4}^3 \sigma_s did_s + \beta_4 X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(4)式中: σ_s 是待估计系数,反映农村集体产权制度改革试点对县域经济发展的影响。 s 为相对于试点开展当期的期数, $s \in (-4, -3, -2, 0, 1, 2, 3)$ 。 σ_0 是常数项,其余变量与(1)式一致。

图1汇报了县域实际地区生产总值和县域人均实际地区生产总值在95%置信区间下的平行趋势检验结果,以试点开展前期作为基期。可以看出,在试点开展之前,试点开展相对时间均不显著,且系数大小存在上下波动情况,说明在试点开展之前,处理组和对照组没有显著差异,即通过了平行趋势检验。在试点开展后,试点开展相对时间的系数有明显的上升趋势,且在试点开展当期和后两期,试点开展相对时间在95%置信区间下基本显著且系数符号为正,说明处理组的县域实际地区生产总值和县域人均实际地区生产总值明显高于对照组。同时可以看到,农村集体产权制度改革试点在开展的前三年对县域经济增长产生了持续的促进效应,且促进效应持续增强,这与农村集体产权制度改革试点规定2~3年的改革期限基本一致。一方面,从试点政策发布到地方政府开始制定改革实施方案,再到开始实施改革,这一过程需要一定时间,而且清产核资、确认集体成员和折股量化等改革内容也非短期内可以完成,改革的效应需要在一段时间内逐渐释放。另一方面,在改革的阶段性任务完成后,随着改革畅通城乡要素流动和优化资源配置的效应不断释放,积累改革带来的有利于发展的因素,形成“循环累积”,对地区经济发展的促进效应会逐渐显现并不断增强。此外,可以发现,在试点开展后的第3期之后,制度基本稳定下来,并成为保健性因素,对增量的影响明显减弱。

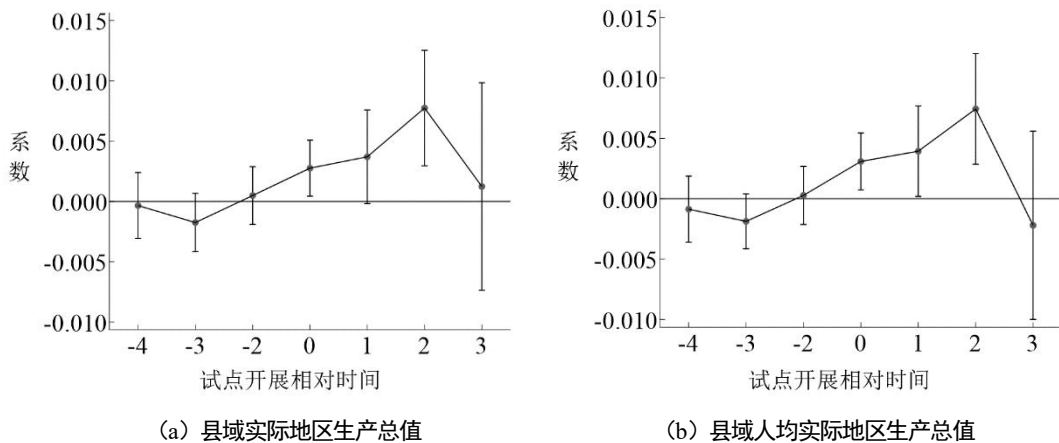


图1 平行趋势检验

(三) 稳健性检验

1.安慰剂检验。本文参照白俊红等(2022)的研究,使用安慰剂检验进一步检验回归结果的稳健性。利用Stata软件从所有样本县(市、区)中随机抽取部分样本县(市、区)作为处理组,同时随机

选择试点开展时间,然后重新对其进行双重差分估计,得到核心解释变量的参数估计结果。重复该过程 500 次,再将 500 次估计的系数核密度估计值以及 p 值分布呈现在图中,如图 2 所示。其中,随机处理得到的系数估计值集中在 0 附近,而且 p 值绝大多数超过 0.1。基准回归中农村集体产权制度改革试点对县域实际地区生产总值和县域人均实际地区生产总值的系数分别为 0.008 和 0.009,显著区别于安慰剂检验测试的结果。这在一定程度上说明了基准回归估计结果具有稳健性。

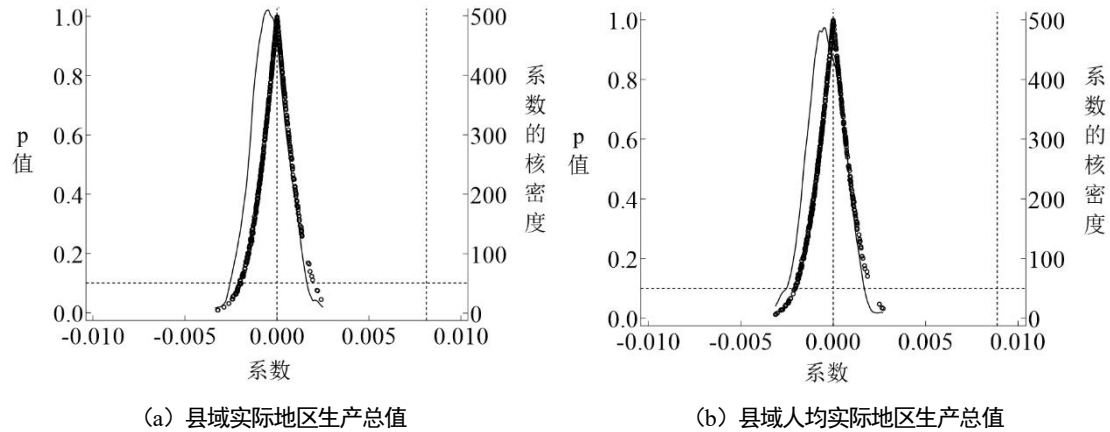


图2 安慰剂检验

注:图2(a)和图2(b)中竖虚线所对应的横轴值分别为0.008和0.009,横虚线所对应的竖轴值为0.1。

2.PSM-DID。由于农村集体产权制度改革试点并非严格意义上的准自然实验,可能存在由样本选择偏差所导致的内生性问题。根据相关政策文件^①,提高农民收入和促进经济发展是农村集体产权制度改革的重要目标,因此,发展相对滞后的中西部贫困县地区更有可能被选择或更早被选择为试点地区,从而导致样本自选择偏差问题。因此,本文进一步采用多期PSM-DID模型进行稳健性检验。对于面板数据使用PSM-DID模型的处理方法主要有两类:一是将面板数据视为截面数据直接进行截面PSM匹配,然后再使用DID模型进行估计(魏守华等,2020);二是参照Böckerman and Ilmakunnas(2009)的方式进行逐期PSM匹配,然后再使用DID模型进行估计。两种方式都存在一定不足,但这两种方法仍然是现行条件下较好的研究方式,因此本文同时采用这两种方法进行PSM匹配。具体做法为:①选取模型(1)中的控制变量作为协变量,分别按照构造截面PSM和逐期匹配的方式使用1:1近邻匹配进行PSM匹配^②,其中,逐期匹配方法参照了白俊红等(2022)的具体做法。②将两种方法的匹配结果中非共同支撑部分剔除,得到两套满足共同支撑域的数据集。③运用多期DID重新检验农村集体产权制度改革对县域经济发展的促进效应。

表3展示了PSM-DID检验的结果。(1)列和(2)列为被解释变量是县域实际地区生产总值的

^①参见《中共中央 国务院关于稳步推进农村集体产权制度改革的意见》, https://www.gov.cn/zhengce/2016-12/29/content_5154592.htm。

^②由于篇幅原因,PSM的平衡性检验图,共同支撑假设样本的分布情况和核密度分布情况未加入文中。感兴趣的读者可向作者索取。

检验结果，（3）列和（4）列为被解释变量是县域人均实际地区生产总值的检验结果。从表3可知，在通过PSM匹配后，农村集体产权制度改革试点均在1%的水平上显著且系数为正，与上文结果基本一致，由此进一步肯定了基准模型回归的结论。

表3 PSM-DID 回归结果

变量	县域实际地区生产总值		县域人均实际地区生产总值	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	截面 PSM	逐期 PSM	截面 PSM	逐期 PSM
农村集体产权制度改革试点	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.008*** (0.001)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
县固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	14552	13217	14552	13217
R ²	0.977	0.976	0.983	0.981

注：①***表示1%的显著性水平；②括号中是县级层面的聚类稳健标准误。

3.其他稳健性检验。第一，采用夜间灯光数据衡量经济发展水平。与地区生产总值相比，夜间灯光数据不受地区间价格因素变动的的影响，能更真实地反映一国或地区的经济发展状况。本文采用县域夜间灯光数据代替县域实际地区生产总值进行回归，回归结果如表4（1）列所示。农村集体产权制度改革试点在1%的水平上显著，且系数为正，说明了研究结论的稳健性。

第二，剔除北京和浙江的样本。中国农村集体产权制度改革试点在2015年正式开展，但是浙江和北京两个省份2015年之前在村级层面几乎就已经完成了全部的改革任务（完成改革村比例：在2014年，北京为100%，浙江为75%，其余省份介于0%~10%），即这两个省份的实际改革进度与试点开展的进度有所差异，所以这两个省份的样本可能会对回归结果的有效性产生影响。本文将这两个省份的样本剔除后进行回归。回归结果如表4（2）列和（3）列所示，农村集体产权制度改革试点均在1%的水平上显著，且系数为正，进一步说明研究结论是稳健的。

第三，剔除市区和县级市样本。虽然市区和县级市同属于县级行政级别，但是两者的经济社会形态存在明显的差异（陈熠辉等，2022）。总的来说，相对于同区域内的县，市区和县级市的经济和产业发展基础更好，在改革开始之前其农村集体经济就已经有更长足的发展。本文将市辖区和县级市样本剔除后再进行回归，回归结果如表4（4）列和（5）列所示。农村集体产权制度改革试点均在1%的水平上显著，且系数为正，再次说明研究结论是稳健的。

第四，排除其他政策干扰。考虑到在本文研究时期内开展的农民工返乡创业试点、电子商务进农村综合示范县、宽带中国示范城市和新型城镇化建设等政策对县域经济发展会产生影响，从而可能对前述结论产生干扰，因此，本文将这些政策变量纳入基准回归模型再次进行回归。表4（6）列和（7）列的结果显示，农村集体产权制度改革试点均在1%的水平上显著，且系数为正，农村集体产权制度改革依然促进了县域经济发展。

表 4 其他稳健性检验结果

变量	采用夜间灯光数据衡量县域经济	剔除北京和浙江样本		剔除县级市和市区样本		剔除其他政策影响	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	夜间灯光数据	县域实际地区生产总值	县域人均实际地区生产总值	县域实际地区生产总值	县域人均实际地区生产总值	县域实际地区生产总值	县域人均实际地区生产总值
农村集体产权制度改革试点	0.023*** (0.007)	0.09*** (0.001)	0.015*** (0.001)	0.08*** (0.001)	0.0012*** (0.002)	0.08*** (0.001)	0.007*** (0.001)
返乡创业试点	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	已控制	已控制
电子商务进农村试点	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	已控制	已控制
宽带中国示范城市试点	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	已控制	已控制
新型城镇化建设试点	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	已控制	已控制
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
县固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	14984	14488	14488	10312	10312	14984	14984
R ²	0.636	0.978	0.981	0.982	0.983	0.982	0.984

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号中是县级层面的聚类稳健标准误。

五、进一步分析

（一）异质性分析

首先，考虑农村集体产权制度改革对县域经济发展影响的地区差异，估计结果如表 5 所示。从表 5（1）列～（3）列和（4）列～（6）列看，农村集体产权制度改革试点的估计结果均显著且系数为正，但在不同地区对县域经济发展的促进效应存在差异。其中：对县域实际地区生产总值和县域人均实际地区生产总值的提升作用，东部地区分别为 1.2% 和 1.0%，西部地区分别为 0.5% 和 0.7%，中部地区分别为 0.4% 和 0.3%。同时，县域实际生产总值和县域人均实际生产总值在东部县域与中部县域的组间系数差异检验结果均在 1% 水平显著，县域实际生产总值和县域人均实际生产总值在东部县域与西部县域的组间系数差异检验结果均在 10% 水平显著。因此，可以认为农村集体产权制度改革对东部县域经济发展的促进效应明显高于中西部。这主要可能是地区资源禀赋、国家其他政策和经济环境的差异导致政策所带来的效应有所不同。第一，东部地区有较好的集体经济基础。中国最早的农村集体经济组织改革开始于东部地区的江苏等省份，到 2019 年，东部地区农村总集体资产占全国 64.7%^①，良好的集体经济基础有助于改革的实施。第二，东部地区经济发达，大量的就业机会更容易吸纳全国由农村集体产权制度改革所释放的农村剩余劳动力。第三，农村集体产权制度改革主要通过促进县域二三

^①资料来源：《全国农村集体家底，摸清了》，https://www.gov.cn/xinwen/2020-07/13/content_5526193.htm。

产业发展来推动县域经济发展,而相较于中西部地区,东部地区县域有更好的交通、通信等基础设施,且对乡村休闲旅游等消费需求更高,县域二三产业具有更好的发展条件。

表 5 东、中、西部地区的异质性分析

变量	县域实际地区生产总值			县域人均实际地区生产总值		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
农村集体产权制度改革试点	0.012*** (0.002)	0.004*** (0.002)	0.005*** (0.001)	0.010*** (0.002)	0.003** (0.001)	0.007*** (0.002)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	4712	5264	5008	4712	5264	5008
R ²	0.979	0.980	0.992	0.980	0.983	0.992
组间系数差异	东部与中部 0.008***	东部与西部 0.008*	中部与西部 -0.001	东部与中部 0.008***	东部与西部 0.004*	中部与西部 -0.004

注:①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平;②括号中是县级层面的聚类稳健标准误。

其次,考虑农村集体产权制度改革对县域经济发展的影响在贫困县和非贫困县之间是否存在差异,估计结果如表 6 所示。

表 6 是否贫困县的异质性分析

变量	县域实际地区生产总值		县域人均实际地区生产总值	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	贫困县	非贫困县	贫困县	非贫困县
农村集体产权制度改革试点	0.012*** (0.002)	0.007*** (0.001)	0.012*** (0.002)	0.007*** (0.001)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
县固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	5320	9664	5320	9664
R ²	0.986	0.980	0.987	0.982
组间系数差异	0.004*		0.004*	

注:①***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平;②括号中是县级层面的聚类稳健标准误。

本文的贫困县为 2104 年国家乡村振兴局公布的国家级贫困县^①。表 6 结果表明,农村集体产权制度改革试点均在 1%的水平上显著,且系数均为正。从效应大小来看,改革对贫困县实际地区生产总值和人均实际地区生产总值的提升作用均为 1.2%,对非贫困县的提升作用则均为 0.7%。同时,县域

^①资料来源:《全国 832 个贫困县名单》, https://nrra.gov.cn/art/2014/12/23/art_343_981.html。

实际地区生产总值和县域人均实际地区生产总值在贫困县和非贫困县之间的组间系数差异检验结果均在 10%水平显著。因此,可以认为农村集体产权制度改革对贫困县县域经济发展的促进效应更强。一方面,政府对贫困县集体经济发展的支持力度相对于一般地区更大。脱贫攻坚期间,政府为农村集体经济发展提供大量资金扶持,贫困县集体经济的资本总量增加更快,农村集体产权制度改革与扶贫政策可以形成“组合拳”,更有效地推动地区经济发展。另一方面,贫困县城乡要素配置效率通常相对更低,导致产业结构更落后,产业集聚水平也更低,从而农村集体产权制度改革通过提高贫困地区生产要素配置水平,对贫困县县域经济和产业发展能产生更积极的效应。

最后,考虑农村集体产权制度改革对县域经济发展的影响在不同地形区域的差异。本文在基准回归模型中加入农村集体产权制度改革试点与县域地形起伏度的交互项进行回归,以探究不同地形情况下农村集体产权制度改革对县域经济发展促进效应的差异性,估计结果如表 7 所示。从表 7 看,农村集体产权制度改革试点与县域地形起伏度的交互项对县域实际地区生产总值的回归系数在 1%的水平上显著且符号为负,说明复杂的地形会削弱农村集体产权制度改革对县域经济发展的促进效应。地形起伏度每提高 1%,农村集体产权制度改革对县域实际地区生产总值增长的提升作用将削弱 0.2%。可能的原因是,第一,地形起伏度较高的地区一般经济发展水平较为滞后,地区劳动力向地势更平坦地区外流较为严重,同时农村集体经济物质资本较少,使得农村集体产权制度改革促进县域经济发展的潜力较小。第二,在地形起伏度高的地区,交通条件相对较差,不利于各类要素在区域内流动,而农村集体产权制度改革促进县域经济发展的一个重要驱动力就是畅通城乡之间要素流动。

表 7 地形起伏度的异质性分析

变量	(1) 县域实际地区生产总值	(2) 县域人均实际地区生产总值
农村集体产权制度改革试点	0.010*** (0.002)	0.009*** (0.002)
地形起伏度×农村集体产权制度改革试点	-0.002*** (0.001)	0.000 (0.565)
控制变量	已控制	已控制
县固定效应	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制
观测值	14176	14176
R ²	0.982	0.984

注:①***表示 1%的显著性水平;②括号中是县级层面的聚类稳健标准误。

(二) 作用机理检验

结合理论分析部分,本文引入产业结构和产业集聚水平两个中介变量来构建中介效应模型,并基于中介效应依次检验的思路,对(2)式和(3)式依次进行回归,以探究农村集体产权制度改革促进县域经济发展的作用机理。第一步,分析农村集体产权制度改革对县域产业结构和产业集聚水平的影响。表 8 展示了对(2)式的检验结果。表 8(1)列和(2)列分别展示农村集体产权制度改革试点对

产业结构和产业集聚水平的影响,结果显示,农村集体产权制度改革试点对产业结构和产业集聚水平的系数分别为 0.002 和 0.018,且均在 1%的水平上显著,说明农村集体产权制度改革对县域产业集聚水平提高和产业结构优化存在积极作用。

第二步,分析各中介变量对县域实际地区生产总值和县域人均实际地区生产总值的影响。(3)式的估计结果如表 8(3)列~(6)列所示,(3)列和(5)列是在(1)式基础上加入产业结构作为一个核心变量进行回归,代表了产业结构在农村集体产权制度改革促进县域经济发展中的中介作用的回归结果,(4)列和(6)列是在(1)式基础上加入产业集聚水平作为一个核心变量进行回归,代表了产业集聚水平在农村集体产权制度改革促进县域经济发展中的中介作用的回归结果。从表 8 可见,产业结构对县域实际地区生产总值和县域人均实际地区生产总值的系数分别为 0.301 和 0.399,产业集聚水平对县域实际地区生产总值和县域人均实际地区生产总值的系数分别为 0.049 和 0.143,且均在 1%的水平上显著。同时,本文对(3)列~(6)列的回归结果进行了 Sobel 检验,z 值均在 1%的水平上显著为正。检验结果说明,产业结构优化为县域经济的高质量发展注入了新活力,产业集聚水平的提高节约了生产成本并提高了生产效率,从而拉动了县域经济发展,即农村集体产权制度改革通过优化产业结构和提升产业集聚水平两条路径实现了对县域经济发展的促进效应。综上,假说 H3 得到验证。

表 8 作用机理检验结果

变量	产业结构	产业集聚水平	县域实际地区生产总值		县域人均实际地区生产总值	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
农村集体产权制度改革试点	0.002*** (0.001)	0.018*** (0.003)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.008*** (0.002)	0.006*** (0.002)
产业结构			0.301*** (0.029)		0.399*** (0.042)	
产业集聚水平				0.049*** (0.013)		0.143*** (0.022)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Sobel 检验			0.029***	0.004***	0.037***	0.009***
观测值	14984	14984	14984	14984	14984	14984
R ²	0.284	0.319	0.979	0.979	0.979	0.980

注:①***表示 1%的显著性水平;②括号中是县级层面的聚类稳健标准误。

由于产业结构和产业集聚水平与经济发展可能存在互为因果关系,从而导致内生性问题,影响结果的稳健性。因此,本文使用滞后一年的产业结构和产业集聚水平对县域实际地区生产总值和县域人均实际地区生产总值进行稳健回归,检验产业结构和产业集聚水平促进经济发展的稳健性。检验结果如表 9 所示,结果表明,滞后一年的产业结构和产业集聚水平均在 1%的水平上显著,且系数为正,说明产业结构和产业集聚水平促进经济发展的结果是稳健的。

表9 产业结构和产业集聚水平影响县域经济发展的稳健性检验

变量	县域实际地区生产总值		县域人均实际地区生产总值	
	(1)	(2)	(3)	(4)
前一年产业结构	0.631*** (0.032)		0.314*** (0.041)	
前一年产业集聚水平		0.043*** (0.012)		0.132*** (0.018)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
县固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	13111	13111	13111	13111
R ²	0.977	0.975	0.976	0.977

注：①***表示1%的显著性水平；②括号中是县级层面的聚类稳健标准误。

六、结论与启示

基于2013—2020年中国1873个县（市、区）的面板数据，本文实证分析了农村集体产权制度改革对县域经济发展的影响，得到以下结论：第一，农村集体产权制度改革促进了县域实际地区生产总值和县域人均实际地区生产总值的提高。第二，农村集体产权制度改革对县域经济发展的促进效应存在区域差异。在经济发展水平较高、集体资产积累较多的东部地区，改革的效应比中西部地区更为明显；在脱贫攻坚战期间，贫困县农村集体经济获得的指导和扶持较多，农村集体产权制度改革的效应比非贫困县更为明显。第三，农村集体产权制度改革对县域一二三产业都有不同程度的促进效应，其中对二三产业发展的促进效应较为明显。第四，农村集体产权制度改革通过优化地区产业结构和提升地区产业集聚水平助推县域经济和产业的发展。

本文研究的主要启示包括以下3个方面：第一，要不断巩固改革成果，持续释放改革红利。研究表明，农村集体产权制度改革对县域经济和产业发展有显著推动效应。今后要赋予集体资产更加完整的权能，对集体产权的流转范围进行更广泛的探索，加速推动农村集体生产要素的市场化，进一步畅通城乡之间的要素流动，使农村集体经济组织要素得到更加高效的配置。由于不同地区农村集体产权制度改革的效应具有明显的差异，在深化改革的过程中，不仅要持续释放改革对东部地区、城市郊区等农村集体经济发展基础较好的地区和扶贫资产积累较多的脱贫地区县域经济发展的促进效应，同时，中西部地区要立足于本地区的资源禀赋和市场需求，吸收东部地区的改革经验和经济发展模式，进一步激发改革促进中西部县域经济发展的潜力，有针对性地加大工作力度。

第二，指导农村集体经济组织找准发展路径，建立健全资产资源价值实现机制。集体经济组织在土地资源和组织动员能力方面的优势是独特的，在经营性资产、资金、生态资源、文化等方面也有优势，发展潜力很大，但具体到每个组织情况又非常复杂。要把发展农村集体经济组织作为促进县域经济发展的重要内容，因地制宜、因村谋划、因村施策，加强引导和指导，用好国家在推动乡村振兴、

巩固拓展脱贫攻坚成果等方面的扶持政策，不仅要在发展特色优势农业、搭建农业社会化服务平台等农业领域稳步发展，也要在文化产业、乡村旅游、物业、劳务、资源资金入股企业等方面做好文章。

第三，以放活农村集体经济组织要素配置为抓手，激发县域经济发展新活力。改革开放以来的实践表明，农村经济快速发展、农民快速增收都与放活要素和放宽限制有关，非粮农业发展、农民工就业、乡镇企业发展、非公有制经济发展等都与放活土地、劳动力等要素配置紧密相关。在严格保护农民权益、让农民获得实惠、符合法律法规的前提下，放活农村集体经济组织的土地使用权和经营权是给县域经济发展注入新动能的关键。目前，中国县域经济依然存在土地、资金等要素供给不足以及要素配置自由度不高等问题，深化农村集体产权制度改革是重要的突破口。要激活农村集体经济组织发展动能，促进土地、资金、生态、文化等资源要素高效配置，增强县域经济的产业融合度和要素整合度，优化产业结构和提升产业集聚水平，推动县域经济高质量发展。

参考文献

- 1.白俊红、张艺璇、卞元超，2022：《创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据》，《中国工业经济》第6期，第61-78页。
- 2.陈慈、孙素芬，2020：《中国农业农村发展七十年：成就、经验与展望——中国农业经济学会第十次会员代表大会暨2019年学术研讨会综述》，《农业经济问题》第1期，第137-142页。
- 3.陈熠辉、蔡庆丰、林海涵，2022：《政府推动型城市化会提升域内企业的创新活动吗？——基于“撤县设区”的实证发现与政策思考》，《经济学（季刊）》第2期，第465-484页。
- 4.郭晓鸣、张耀文，2022：《新型农村集体经济的发展逻辑、领域拓展及动能强化》，《经济纵横》第4期，第87-95页。
- 5.何晓斌，2021：《以县域为基础的现代化和共同富裕》，《探索与争鸣》第11期，第24-26页。
- 6.胡伟斌、黄祖辉，2022：《农村集体产权制度改革对村庄民主的溢出影响——基于18省87村1657位农户调研数据的实证研究》，《浙江社会科学》第7期，第12-22页。
- 7.孔祥智，2020：《产权制度改革与农村集体经济发展——基于“产权清晰+制度激励”理论框架的研究》，《经济纵横》第7期，第32-41页。
- 8.梁春梅、李晓楠，2018：《农村集体产权制度改革的减贫机制研究》，《理论学刊》第4期，第55-61页。
- 9.芦千文、杨义武，2022：《农村集体产权制度改革是否壮大了农村集体经济——基于中国乡村振兴调查数据的实证检验》，《中国农村经济》第3期，第84-103页。
- 10.罗明忠、魏滨辉，2022：《农村集体产权制度改革与县域城乡收入差距》，《华南农业大学学报（社会科学版）》第6期，第78-90页。
- 11.马池春、马华，2018：《农村集体产权制度改革的双重维度及其调适策略》，《中国农村观察》第1期，第2-13页。
- 12.马平瑞、李祖佩，2023：《农村内生型集体经济发展的社会效应——基于鲁西南蔡庄村的个案研究》，《中国农村观察》第4期，第151-168页。
- 13.齐秀琳、江求川，2023：《数字经济与农民工就业：促进还是挤出？——来自“宽带中国”政策试点的证据》，《中国农村观察》第1期，第59-77页。

- 14.斯丽娟、曹昊煜, 2022: 《县域经济推动高质量乡村振兴: 历史演进、双重逻辑与实现路径》, 《武汉大学学报(哲学社会科学版)》第5期, 第165-174页。
- 15.田友、赵翠萍, 2021: 《农村集体产权制度改革面临的急难问题及其破解——基于河南省焦作市的实践调查》, 《中州学刊》第9期, 第35-40页。
- 16.涂圣伟, 2017: 《新型城镇化建设背景下我国农村产权制度改革研究》, 《经济纵横》第7期, 第40-46页。
- 17.涂圣伟, 2021: 《“十四五”时期畅通城乡经济循环的动力机制与实现路径》, 《改革》第10期, 第22-30页。
- 18.王振华、孙学涛、李萌萌、金江启, 2019: 《中国县域经济的高质量发展——基于结构红利视角》, 《软科学》第8期, 第68-72页。
- 19.王邹、孙久文, 2023: 《以高质量的县城建设推进县域现代化: 事实与路径》, 《中国农村观察》第6期, 第2-23页。
- 20.魏守华、杨阳、陈珑隆, 2020: 《城市等级、人口增长差异与城镇体系演变》, 《中国工业经济》第7期, 第5-23页。
- 21.吴本健、罗玲、王蕾, 2022: 《农信社商业化改革对县域内城乡收入差距的动态影响——基于农信社改制为农商行的准自然实验分析》, 《中国农村经济》第4期, 第83-105页。
- 22.伍骏骞、张星民, 2023: 《粮食生产激励能促进农民增收和县域经济发展吗? ——基于产粮大县奖励政策的准自然实验》, 《财经研究》第1期, 第124-138页。
- 23.肖盼晴、姚玉凤, 2022: 《农村集体产权制度改革与可持续发展——以新内生式发展论为视角》, 《农林经济管理学报》第5期, 第555-563页。
- 24.徐康宁、陈丰龙、刘修岩, 2015: 《中国经济增长的真实性的检验: 基于全球夜间灯光数据的检验》, 《经济研究》第9期, 第17-29页。
- 25.张衡、穆月英, 2023: 《村集体经营性资产价值实现的农户增收和追赶效应: 外生推动与内生发展》, 《中国农村经济》第8期, 第37-59页。
- 26.张红宇、胡振通、胡凌啸, 2020: 《农村集体产权制度改革的实践探索: 基于4省份24个村(社区)的调查》, 《改革》第8期, 第5-17页。
- 27.张行发、徐虹, 2022: 《新型村集体经济何以带动乡村共同富裕? ——基于ANT视角的分析》, 《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第6期, 第11-19页。
- 28.张应良、徐亚东, 2019: 《农村“三变”改革与集体经济增长: 理论逻辑与实践启示》, 《农业经济问题》第5期, 第8-18页。
29. Baron, R. M., and D. A. Kenny, 1986, "The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations", *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6): 1173-1182.
30. Denison, E. F., 1962, *The Sources of Economic Growth in the United States and the Alternatives Before Us*, New York: Committee for Economic development, 546-550.
31. Beck, T., R. Levine, and A. Levkov, 2010, "Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States", *The Journal of Finance*, 65(5): 1637-1667.

- 32.Böckerman, P., and P. Ilmakunnas, 2009, “Unemployment and Self-assessed Health: Evidence from Panel Data”, *Health Economics*, 18(2): 161-179.
- 33.Bøler, E. A., A. Moxnes, and K. H. Ulltveit-Moe, 2015, “R&D, International Sourcing, and the Joint Impact on Firm Performance”, *American Economic Review*, 105(12): 3704-3739.
- 34.Ferrara, E. L., A. Chong, and S. Duryea, 2012, “Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(4), 1-31.
- 35.Marshall, A., 1961, “Principles of Economics”, *Political Science Quarterly*, 31(77): 430-444.

（作者单位：西北农林科技大学经济管理学院）

（责任编辑：小 林）

The Impact of the Reform of Rural Collective Property Rights System on the County Economic Development: Evidence from 1,873 Counties in China

PENG Lingzhi ZHAO Minjuan

Abstract: The reform of the rural collective property rights system is a major institutional innovation in China's rural reform, which is of great significance for activating the potential of various types of rural collective production factors, realizing the effective allocation of urban and rural factors, and promoting regional economic development. Based on the panel data of 1,873 counties (cities and districts) in China from 2013 to 2020, this paper examines the impact of the rural collective property rights system reform on county economic development by using the difference-in-differences model based on the pilot reform of China's rural collective property right system. The study finds that, first, the reform of the rural collective property rights system helps stimulate the momentum of regional development, and has a significant promoting effect on the development of primary, secondary, and tertiary industries at the county level. Second, in the eastern region, where collective assets have accumulated relatively much, the reform of the rural collective property rights system has further stimulated the vitality of development, and the promoting effect on the county economic development is more obvious than that in the central and western regions. Third, after the start of the battle against poverty, the state has supported the collective economic development of poor counties more vigorously, and the promoting effect of the reform of the rural collective property rights system in poor counties on the county economic development has been more obvious than that in non-poor counties. Fourth, the reform of the rural collective property rights system is conducive to the optimization of the county's industrial structure and the enhancement of the level of industrial agglomeration, which helps to improve the quality of county economic development.

Keywords: The Reform of Rural Collective Property Rights System; County Economic Development; Collective Economy; Staggered Difference-in-Differences Model

被动反应与主动选择：国家土地督察何以抑制城市扩张*

杨孟禹 唐宝时 刘雅宁

摘要：土地制度是影响城市扩张的重要因素。本文将国家土地督察制度设立视为准自然实验，构建 2000—2021 年 287 个地级及以上城市数据集，实证分析土地督察是否抑制以及如何抑制城市扩张。研究发现：土地督察能有效抑制城市扩张，被督察城市的扩张速度约下降 5.3%。土地督察对城市扩张的抑制作用主要通过威慑城市政府促进土地出让市场化、遏制土地违法利用、矫正土地策略性配置的“被动反应”，以及激励城市政府调低经济增长目标、提高土地利用效率的“主动选择”机制来实现。异质性分析发现，“被动反应”与“主动选择”均有空间异质性：远离海岸线、经济增长土地依赖度高、市委书记任期短的城市“被动反应”效应较强，而邻近海岸线、经济增长土地依赖度低、市委书记任期长的城市则“主动选择”效应较强。本文为深入理解国家土地督察制度的经济效应提供了新的经验证据，对推进城市治理现代化有一定启发。

关键词：土地督察 城市扩张 被动反应 主动选择

中图分类号：F301.2 **文献标志码：**A

一、引言

从科学发展观到新发展理念，经济高质量增长历来都是党和国家关注的重点，而“以地谋发展”模式下形成的城市扩张^①是制约经济高质量增长的主要因素。2006 年起逐步建立的国家土地督察制度，其目的是对城市经济增长中存在的违规违法用地、耕地保护不力、土地调控政策落实不到位等问题进行专项督察。十多年来，该制度不但在规范土地利用、加强耕地保护、落实国家土地调控政策等方面取得了积极效果（谭术魁等，2013），而且在矫正地方政府偏离中央制定的发展目标程度、缓解中央和地方政府信息不对称（陈晓红等，2019）等方面发挥了关键作用。对城市扩张成因的一般解释是：

*本文研究受国家社会科学基金一般项目“‘城—圈—群’网络结构支撑大中小城市协调发展的机制与路径研究”（编号：23BJY132）的支持。感谢匿名审稿专家和编辑部提出的修改建议，同时感谢暨南大学陈林教授的有益评论，但文责自负。

^①本文研究将城市扩张定义为：土地城镇化快于人口城镇化，土地供给量超过人口实际需求的土地低效利用现象。

由于央—地信息不对称，中央政府难以有效监管地方政府的用地行为、土地政策执行情况等，地方政府为追求经济增长快速显化，便大力推进以土地扩张为特征的城镇化，唯 GDP 是举、片面追求土地财政和土地融资规模增长。尽管土地督察的职责是打击违法违规用地行为、落实耕地保护目标责任制、监督土地调控政策实施，而不是直接干预城市扩张的治理政策，但是，很显然，只要土地督察的主要目标能够实现，城市扩张的有效治理在一定程度上也就基本可以实现了。

关于城市扩张的成因，学界有不同视角的解释。在自然地理因素方面，经典经济地理学认为城市地形、地质、水资源等是影响城市扩张的基础因素；在经济因素方面，经典静态单中心城市理论认为居民收入、人口增长、交通条件和地价是影响城市扩张的重要因素。在此基础上，学者们分别从土地开发（Capozza and Helsley, 1989）、消费者偏好（Brueckner, 2000）、市场不确定性（Fallah et al., 2011）、交通基础设施（邓涛涛和王丹丹, 2018）、土地出让市场化（曹清峰和王家庭, 2019）等视角来解释城市扩张的成因。除此之外，学者们也注意到了中国城市扩张与地方政府行为的关系非常密切，相关研究分别从地方政府间经济增长竞争（杨孟禹等, 2018）、产权保护（陆铭等, 2018）、领导干部晋升激励（杨建坤和曾龙, 2019）、地方增长目标（黄亮雄等, 2021）、政府换届周期（石光等, 2021）、土地利用规制（刘修岩等, 2022）等视角来解释城市扩张的成因。不难发现，城市扩张与土地利用条件、土地利用动机、土地利用方式、市场环境等地理经济因素相关。然而，鲜有文献直接关注到与以上因素密切关联的国家土地督察制度可能对城市扩张产生的影响。

国家土地督察制度不仅可以直接实现对地方政府用地行为进行监督，还可以间接地缓解长期以来土地治理领域由中央—地方政府之间信息不对称产生的委托—代理困境。作为监督功能，国家土地督察制度可对地方政府用地行为和土地调控政策落实情况进行严格监督与直接追责，以此抑制土地违法利用（谭术魁等, 2013）；作为“传声筒”功能，国家土地督察亦可提升中央对地方政府的信息获取完备程度，缓解央—地信息不对称（陈晓红等, 2019），达成符合中央制度供给、高质量发展和地方发展诉求的目标聚合。此外，国家土地督察还可提高城市土地出让市场化程度（赵雲泰等, 2012），有效减少耕地占用，弱化城市建设用地指标执行中的机会主义倾向（张绍阳等, 2019），降低土地财政增长速度（刘佳和彭佳, 2022），从而提高城市土地利用效率。归结起来看，现有文献仅关注到国家土地督察制度的监督功能，并以此分析其通过威慑作用遏制地方政府用地低效扩张，鲜有文献从国家土地督察制度的“传声筒”功能视角展开分析其抑制城市扩张的效应和机制。

作为一项土地监督管理领域高强度、高规格的制度安排，国家土地督察制度会对城市经济增长中土地未批先用、少批多用、违法占用、土地出让市场寻租等行为产生较强的威慑力，地方政府很可能“被动反应”，被动加速城市土地出让市场化程度、遏制土地违法利用程度、矫正土地策略性配置行为，从而抑制城市扩张。与此同时，地方政府也可能“主动选择”，一方面更积极配合督察，以增加晋升本或获取建设用地指标奖励；另一方面则主动选择较低的经济增长目标，以获得更好的增长达标率，借此向中央政府展现更积极的高质量增长转型治理能力，进而提高存量土地利用效率，抑制城市扩张。那么，国家土地督察真能抑制城市扩张吗？地方政府“被动反应”和“主动选择”行为真的存在吗？二者孰强孰弱？空间异质性如何？为此，本文拟对这些问题展开系统的理论分析和计量检验。

本文的边际贡献主要体现在以下两个方面：第一，拓展了国家土地督察制度对地方政府行为影响的研究视角。本文尝试跳出以往文献的“威慑”视角，提出并证实了被督察的城市政府不仅会因“威慑”而“被动反应”，也会出现为积极“传声”而“主动选择”。第二，拓宽了国家土地督察制度经济效应的研究范围。本文尝试分析以往文献未关注到的，与土地督察有间接关联的城市扩张现象，同时以此为研究对象，在一定程度上可以缓解国家土地督察制度准自然实验中的样本选择偏误问题。

二、理论分析与研究假说

（一）何以发生：城市政府的行为逻辑

一直以来，在财政分税制和领导干部晋升考核制影响下，中国城市政府间存在激烈的横向和纵向增长竞争。横向上主要集中在招商引资、地方税率、经济增长等方面，而纵向上则体现为城市政府干部想在上级政府普遍关注的经济增长政绩上有更好表现，而竞相卖地是二者共同作用产生的后果之一，最终形成城市发展的“土地—财政—金融”三位一体模式。在这种模式下，土地策略性配置和城乡土地不平等配置被加剧，导致城市扩张：一方面，城市政府土地策略性配置的最优选择是低价出让工业用地和高价出让商住用地，工业用地价格较低有利于招商引资吸引企业，而商住用地价格较高能弥补该财政缺口，这种价格“剪刀差”导致工业和商住用地扩张速度远超其最优承载的人口规模扩张速度；另一方面，由于城市政府在土地交易方面“谈判能力”较强，农村土地征收价格普遍较低，但土地增值收益主要归城市政府所有，这实际是用当期农地资源补贴未来城市发展，必然会引起土地配置的城乡失衡（姚树荣等，2022）。农村因大量土地廉价出让而逐渐收缩，城市则由于获得大量廉价土地而加速低效扩张，由此出现土地扩张速度快于人口扩张速度、土地要素低效配置引致城市扩张的局面。

国家土地督察本是为弥补过去城市经济发展中出现“以地谋发展”模式的制度缺陷而设计的。在经典的委托—代理理论框架下，中央政府是委托人、城市政府是代理人，在中央政府派出督察组监督代理人时，城市政府就会成为趋利避害的理性主体。首先，在土地督察组的威慑下，已发生的土地违法利用行为会被纠正，政企之间过去形成的违规违法用地“合谋”会被打破、土地出让寻租空间会被压缩。其次，土地督察意味着中央在土地利用管控上不再“睁一只眼闭一只眼”，而是“动真格”了，土地供给量面临收缩，城市政府会制定更合理的用地政策来应对，而主动选择调低经济增长目标、降低其对土地需求的刺激是不二之选。最后，由于土地督察可以缓解央—地信息不对称，城市政府愿意配合督察行动，甚至积极启动自查，向中央政府呈现较强的经济治理能力信号。因此，城市政府行为从“被动反应”到“主动选择”的嬗变，也是适应从“以地谋发展”到“高质量发展”转型的选择。

综上所述，本文提出待检验假说 H1：国家土地督察能抑制城市扩张。

（二）何以抑制：“被动反应”与“主动选择”

在本文研究中，“被动反应”指城市政府在国家土地督察制度的威慑下被动纠正土地违法利用行为，“主动选择”指城市政府在国家土地督察制度的威慑和“传声筒”功能的影响下，主动调低经济增长目标、严格执行土地调控政策以争取用地奖励等行为。一般认为，城市政府为弥补财政缺口会低价大量出让土地，甚至以“以租代征”“未批先用”等方式占地用地，这些行为均会加剧城市扩张，

而土地督察通过例行专项审核的方式，强化对城市土地征收转用、建设用地审批划拨、土地出让审核等方面的检察。在理性政府的行为逻辑下，城市土地出让市场化被加速（杨其静等，2021）、土地违法利用被遏制、土地策略性配置行为被矫正。因此，城市扩张趋势会被抑制，并且该抑制效应在相对欠发展的远离海岸线或经济增长土地依赖度较高、主政领导干部任期短的城市会更强。其原因在于：国家对远离海岸线城市有较强的土地配置偏向（韩立彬和陆铭，2018），且远离海岸线城市的经济增长压力较大，对土地的需求刺激较强，而对于经济增长土地依赖度高或主政领导干部任期短的城市，土地是经济增长的主要动力源（“新官上任三把火”——短任期下追求经济增长快速显化），容易滋生或者出现土地违法利用和土地出让市场化滞后现象。因此，国家土地督察制度的威慑力能遏制城市政府的卖地冲动，能矫正其违法用地行为，且在空间上是异质的。

当然，城市政府也可以表现得更加“主动”，因为土地督察在一定程度上具有“传声筒”功能，城市政府有一定动力积极配合土地督察，向中央政府展示其较强的高质量经济发展的治理能力。同时，城市政府通过严格执行中央土地政策，根据有关规定有望获得建设用地指标奖励^①。当然，更重要的是土地督察通过严格监管减少了城市政府能自由调配的土地资源，若城市政府主动调低经济增长目标，既能较快地达成经济增长目标，又能在领导干部考核指标体系中获得“好评数据”^②。此外，在经济高质量发展背景下，土地集约利用至关重要，以土地督察为契机调低经济增长目标也是城市政府“借坡下驴”的理性选择。自2011年起低价卖地推进城市工业化的模式遭遇寒冬，单位工业用地产出增长率逐年下降，依赖土地财政实现经济增长的模式导致城市政府债台高筑，经济高质量发展转型压力倍增（刘守英等，2020），而土地督察制度有助于表现好的城市赢回一定的政治声誉，所以，城市政府有动力借机主动调低增长目标（黄亮雄等，2021），进而从需求端抑制城市扩张。

综上所述，本文提出待检验假说 H2：国家土地督察通过城市政府的“被动反应”和“主动选择”抑制城市扩张。

三、变量选取、计量设计与典型事实

（一）变量选取

1. 被解释变量。本文的被解释变量是城市扩张（ $\ln y$ ），主要使用城市建成区面积与城区夜间灯光亮度之比的对数值来衡量。因为夜间灯光亮度与实际人均收入有稳定的正相关关系，城区夜间灯光可以捕捉常住人口经济活动范围，所以使用该比值能更准确地捕捉新建城区夜间灯光不足以及城市建

^①最新用地指标奖励的标准是：每个市（地、州、盟）奖励用地计划指标 2000 亩，或每个县（市、区、旗）奖励 1000 亩。参见《落实国务院大督查土地利用计划指标奖励实施办法（2023 年修订）》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2023-01/05/content_5735115.htm。

^②从 2009 年开始，中央政府加强了地方用地考核，将单位地区生产总值和固定资产投资消耗建设用地指标纳入省级主要领导干部的考核体系。参见《国土资源部国家发展和改革委员会国家统计局联合出台“单位 GDP 和固定资产投资规模增长的新增建设用地消耗考核办法”》，https://www.mnr.gov.cn/dt/ywbb/201810/t20181030_2246798.htm。

成区面积扩张速度快于城市人口增长速度的扩张特征（黄亮雄等，2021），其取值越大，城市扩张程度越强。本文参考梁丽等（2020）处理方法，先对美国国防气象卫星计划所属卫星通过线性扫描系统得到的夜间灯光亮度数据（2000—2013年）进行饱和度与连续性校准，然后将美国极地轨道合作项目所属卫星通过可见红外成像辐射套件所得的月度灯光亮度数据（2012—2021年）合成年度数据，最后将两套数据进行可比调整。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量是土地督察（*did*）。国家土地督察主要包括审核督察、专项督察、例行督察，而例行督察是最核心、最具代表性、最有效的业务。2008年以来，土地例行督察试点城市分布在全国各地，样本分布广泛性使本文可以较好避免“选择性偏误”，同时例行督察是分批次督察，更接近“准自然实验”假设。因此，本文使用土地例行督察测度土地督察。若城市*i*在*t*年被例行督察（包括其所辖县被例行督察），则将其在*t*年及之后年份的*did*赋值为1，否则为0。

3.机制变量。包括表示城市政府“被动反应”行为结果的土地出让市场化、土地违法利用程度和土地策略性配置程度三个方面，以及表示“主动选择”行为结果的城市经济增长目标和土地利用效率两个方面。首先，由于土地“招拍挂”是最具市场化特征、效率最高的出让方式，故本文借鉴杨其静等（2021）的做法，用“招拍挂”出让土地宗数占总出让土地宗数的比重衡量土地出让市场化程度，为稳健起见，同时还以“招拍挂”出让土地面积占总出让土地面积的比重衡量土地出让市场化程度。其次，由于违法案件涉及土地面积能反映城市土地违法利用情况，参考张莉等（2011）的研究，本文使用土地违法利用涉案面积测度土地违法利用程度。再次，由于工业和商住用地的价格差是城市政府最重要的土地配置策略，加之限于数据可得性，本文从工业用地出让均价与商业服务业设施用地出让均价比值、工矿仓储用地供应面积与商业服务业设施用地供应面积比值两个角度来测度城市土地策略性配置程度。最后，本文研究中的城市经济增长目标用被督察城市的下一年数据来测度^①，出于稳健性考虑，还新增了城市政府对省级经济增长目标加码程度、城市政府对中央经济增长目标加码程度两个测度指标^②。本文以城市市区二三产业产值与建成区面积之比衡量土地利用效率。

4.控制变量。除本文关注政策外，由于城市扩张还可能会受到经济、政治、社会等因素影响，所以本文的控制变量（*X*）可以分为三组：第一组是反映城市个体特征的变量，包括城市行政区土地面积、城市户籍人口规模；第二组是反映城市基础设施和公共服务的变量，包括每百人藏书、每万人病床数、人均道路面积；第三组是反映城市经济和政治的变量，包括经济规模、人均产出、市委书记任期、财政压力^③、对外开放度、产业结构和地方政府债务^④。

^①城市经济增长目标主要根据“五年”规划目标和上半年政府工作报告确定，而土地督察和土地约谈在上下半年均会发生，用下一年的增长目标数据，更能反映城市从被督察到调整增长目标过程的逻辑性。

^②用城市当年经济增长目标减去所在省份或当年中央的经济增长目标来测度其对省级或中央的经济增长目标加码程度。

^③首先，以地方政府预算内财政收入减去财政支出计算出财政盈余；其次，用财政盈余除以城市地区生产总值计算财政盈余比；最后，用当年财政盈余比减去上一年财政盈余比，若为正则表明财政状况改善，反之则表明财政状况恶化。

^④由于中国地级及以上城市层面的城投债数据有限，本文使用省级层面的城投债数据作为地方政府债务的代理变量。

(二) 计量设计

为使实验组城市在政策实施前后有足够样本量的对照组，本文选取城市样本的时间跨度为 2000—2016 年，样本包含 287 个地级及以上城市。2008 年国家土地督察局首次在河北省沧州市、辽宁省抚顺市、云南省玉溪市和陕西省西安市等 16 个行政区开展例行督察试点工作，2017 年首次在 31 个省级行政区开展全覆盖督察^①。在此，本文将受例行督察的城市视作实验组，未受例行督察的城市视作对照组，构建多期双重差分模型如下：

$$\ln y_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 did_{i,t} + \beta_3 X_{i,t} + u_i + r_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

(1) 式中： t 为年份， i 为城市， $\ln y_{i,t}$ 为城市扩张测度变量， $did_{i,t}$ 为土地督察虚拟变量； β 为待估参数， $X_{i,t}$ 为系列控制变量， u_i 、 r_t 分别为城市和时间固定效应， $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。由于土地督察试点城市可能并非完全随机选取，且考虑到城市发展的异质性，实验组与对照组城市在经济、社会和政治等方面的特征差异也可能导致估计结果偏差，所以，本文还采用倾向得分匹配法（PSM）为处理组城市寻找特征高度相似的对照组城市，再使用双重差分法评估处理效应。本文具体选取专利申请量、第三产业占地区生产总值比重、人均地区生产总值、城市企业数量、市委书记任期作为协变量，利用 Logit 模型计算倾向得分，使用 1 对 3 卡尺内最近邻匹配（卡尺为 0.03）构建双重差分倾向得分匹配方法（PSM-DID）计量回归方程。

同时，由于传统中介效应模型难以保证中介变量的外生性，存在内生性偏误和统计检验功效偏低等问题，参考江艇（2022）的思路，本文设计的解释变量对机制变量的回归方程式如下：

$$m_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 did_{i,t} + \theta_2 X_{i,t} + \lambda_i + n_t + \psi_{i,t} \quad (2)$$

(2) 式中： i 和 t 分别表示城市和年份， λ_i 、 n_t 分别为城市和时间固定效应， θ 为待估参数， $\psi_{i,t}$ 为随机扰动项； $m_{i,t}$ 代表机制变量，包括土地出让市场化、土地违法利用程度、土地策略性配置程度以及城市经济增长目标和土地利用效率，其他符号的含义同（1）式。为稳健起见，本文设置机制变量对城市扩张的回归方程式如下：

$$\ln y_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 m_{i,t} + \eta_2 X_{i,t} + v_i + \tau_t + \zeta_{i,t} \quad (3)$$

(3) 式中： v_i 、 τ_t 分别为城市和时间固定效应， $\zeta_{i,t}$ 为随机扰动项， η 为待估参数，其他符号的含义同（1）式。

最后，本文还试图计量分析国家土地督察下城市的“被动反应”与“主动选择”的强弱是否受城市异质性因素的影响。参考 Hayes（2013）和 Preacher et al.（2007）的条件中介效应估计方法，结合前文的机制分析，本文构建条件中介效应检验回归方程式如下：

$$m_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{i,t} + \alpha_2 w_{i,t} + \alpha_3 did_{i,t} \times w_{i,t} + \sigma_i + l_t + \rho_{i,t} \quad (4)$$

^①考虑到国家土地督察全覆盖后影响的持续性，在稳健性检验中，本文将城市样本时间拓展至 2000—2021 年。

$$\ln y_{i,t} = \kappa_0 + \kappa_1 m_{i,t} + \kappa_2 did_{i,t} + \kappa_3 w_{i,t} + \kappa_4 did_{i,t} \times w_{i,t} + \omega_i + o_t + \phi_{i,t} \quad (5)$$

(4) 式和 (5) 式中： $w_{i,t}$ 为城市异质性因素，本文主要考虑城市区位、经济增长对土地的依赖度、市委书记任期等因素； α 和 κ 为待估参数， σ_i 、 l_t 、 ω_i 、 o_t 为城市和时间固定效应， $\rho_{i,t}$ 、 $\phi_{i,t}$ 为随机扰动项，其他符号含义同 (1) 式。

(三) 数据来源

本文所使用数据及其来源主要包括：第一，城区夜间灯光亮度数据，整理自美国国家海洋和大气管理局 (NOAA) 网站^①；第二，国家土地督察数据，手工整理自中华人民共和国自然资源部官方网站^②；第三，经济增长目标数据，整理自各省 (区、市) 与各城市历年政府工作报告；第四，土地数据，来自《中国国土资源统计年鉴》(2001—2022 年) 和国信房地产信息网^③；第五，城市层面数据，来自《中国城市统计年鉴》(2001—2022 年)，少部分缺失值用城市对应年份统计公报数据补充；第六，城投债数据来源于 Wind 数据库^④；第七，市委书记任期数据整理自中国经济网地方党政领导人物库^⑤、各城市官方网站、人民网等，任期年份计算借鉴张军和高远 (2007) 的方法处理^⑥。为排除异常值对回归估计造成的偏误，本文对虚拟变量以外的所有变量进行了上下 0.1% 的缩尾处理。

主要变量定义及描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量定义及描述性统计

变量名称和分类		变量含义和单位	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
被解释变量	城市扩张	城市建成区面积/城区夜间灯光亮度	1.044	0.008	1.009	1.069	3542
核心解释变量	土地督察	被督察的城市=1，从未被督察的城市=0	0.200	0.400	0.000	1.000	3542
控制变量	城市行政区土地面积	城市行政区域土地面积 (万平方米)	1.564	2.069	0.026	25.336	3542
	城市户籍人口规模	年末户籍人口 (万人)	428.208	253.000	16.760	1450.000	3542
	每百人藏书	每百人藏书 (册)	76.641	75.676	2.940	441.790	3311
	每万人病床数	每万人病床数 (张)	139.731	81.651	28.238	425.767	3542
	人均道路面积	人均城市道路面积 (平方米)	10.469	5.985	1.150	32.520	3272
	经济规模	地区生产总值 (亿元)	1323.043	1327.370	98.109	5340.071	3542

^①美国国家海洋和大气管理局网站的网址为：<https://ngdc.noaa.gov/eog/dmsp/downloadV4composites.html/>。

^②中华人民共和国自然资源部网站的网址为：<https://www.mnr.gov.cn/>。

^③国信房地产信息网的网址为：<http://www.crei.cn/>。

^④Wind 数据库的网址为：<https://www.wind.com.cn/>。

^⑤中国经济网地方党政领导人物库的网址为：http://district.ce.cn/zt/rwk/index_21094.shtml。

^⑥若上半年就任期则从该年计算任期，若下半年就任期则从次年计算任期。同理，若上半年离职则任期截至上年末，若下半年离职则任期截止该年末。

表 1 (续)

控制变量	人均产出	人均地区生产总值 (万元)	3.298	2.604	0.308	13.330	3542
	市委书记任期	市委书记任期 (年)	1.786	1.608	0.000	9.000	3542
	财政压力	财政盈余比的差值	-0.001	0.001	-0.005	0.003	3542
	对外开放度	实际使用外资金额占地区生产总值的比例 (%)	0.022	0.024	0.000	0.121	3542
	产业结构	第二产业产值占地区生产总值的比例 (%)	0.506	0.120	0.086	0.910	3542
	地方政府债务	城投债债券余额 (亿元)	555.504	872.280	0.000	3959.883	3542
机制变量	城市经济增长目标	次年城市政府经济增长目标 (%)	11.719	2.750	6.000	21.000	3730
	土地利用效率	市区二三产业产值/建成区面积 (亿元/平方千米)	4.713	3.410	0.601	17.984	4514
	土地出让市场化(宗数)	土地“招拍挂”宗数/土地出让宗数 (%)	52.738	34.510	0.000	100.000	3359
	土地出让市场化(面积)	土地“招拍挂”面积/土地出让面积 (%)	84.380	18.522	19.536	100.000	2345
	土地违法利用程度	土地违法利用涉案面积 (公顷)	1687.371	1844.275	101.220	11951.560	4382
	土地策略性配置程度 (价格)	工业用地出让均价/商业服务业设施用地出让均价	0.233	0.160	0.035	0.709	2182
	土地策略性配置程度 (面积)	工矿仓储用地供应面积/商业服务业设施用地供应面积	0.581	0.660	0.035	4.737	2152

注：城市扩张变量的相关描述性统计为实际值，在后文回归中取自然对数。

(四) 典型事实

2008 年，国家土地督察局首次对河北省沧州市、辽宁省抚顺市、山东省平度市、云南省玉溪市等 16 个市县开展土地例行督察，仅实地核查用地项目 0.59 万个，此后每年持续有新增例行督察地区。2015 年，当年国家土地例行督察对象已达 67 个市（州、盟）、453 个县（区、市、旗），实地核查建设项目、补充耕地、集体农用地流转、设施农用地等用地现场、地块 1.58 万个^①，土地督察的影响力与威慑力逐年上升。例如，2010 年，针对督察发现的问题，国家土地督察局向有关省级人民政府和国土资源部门发出 50 份例行督察意见书和 29 份改进工作建议书，给予党纪政纪处分 1113 人，移送司法机关追究刑事责任 293 人，撤销违法违规文件 201 个，新制定完善规范性文件 249 个^②。在例行督察威慑下，相关地区复耕复绿土地 3.32 万亩，补充耕地 4.7 万亩，盘活批而未供土地 5.53 万亩，有效提高了土地利用效率^③。图 1 初步展示了 2008—2015 年的各年间，城市违法土地面积占实地核查土地总面积的比例与城市扩张均值之间总体呈反向变动（图 1 称为“违法土地面积占比”），初步揭示了土地督察力度与城市扩张的负向关系。这意味着，土地督察制度的确可能在抑制城市扩张方面发挥一些作用。那

^①参见《国家土地督察公告》（2016 年 1 号），http://g.mnr.gov.cn/201701/t20170123_1429999.html。

^②参见《国家土地督察公告》（第 4 号），https://www.mnr.gov.cn/gk/tzgg/201104/t20110419_1990527.html。

么，土地督察与城市扩张是否的确存在前文所述的因果关系呢？

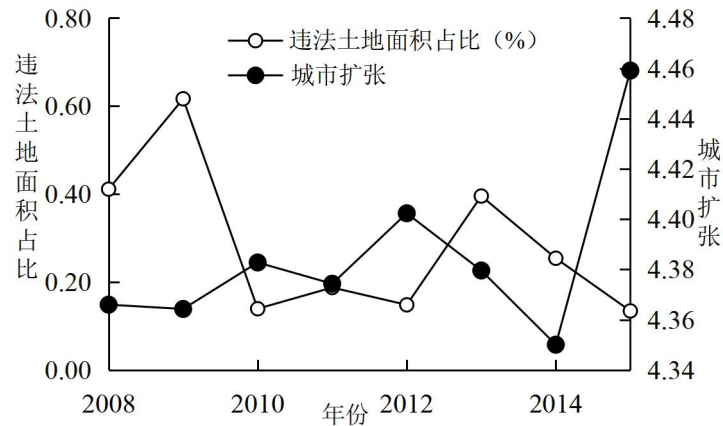


图1 违法土地面积占比与城市扩张的关系

资料来源：实地核查土地总面积与核查中发现的违法土地面积数据来自中华人民共和国自然资源部官方网站 (<https://www.mnr.gov.cn>) 中各年的土地督察公告。

四、回归结果分析

（一）基准回归结果

本文使用面板双向固定效应方法估计（1）式，在考虑了滞后1期的控制变量后，回归结果如表2所示。表2（1）列为基准回归结果，结果显示土地督察变量在5%的统计水平上显著，且估计系数为-0.053。这表明，国家土地督察制度有效抑制了城市扩张，即土地督察试点城市的扩张程度相较于非试点城市，平均降低了约5.3%。由于各省份出台的土地政策力度不一，故本文还控制了省份一时间联合固定效应，回归结果如表2（2）列所示。土地督察的估计系数仍显著为负。同时，为削弱样本选择偏误的内生性，本文采用倾向得分匹配—双重差分法（PSM-DID）进一步分析^①，表2（3）列和（4）列汇报了PSM-DID的回归结果。表2（3）列结果表明，土地督察制度对城市扩张的抑制效应仍显著，表2（4）列在PSM-DID方程的基础上，加入省份一时间联合固定效应，结果显示，土地督察的估计系数仍在5%的统计水平上显著为负。

上述分析表明，国家土地督察制度显著抑制了城市扩张。那么土地督察制度究竟是通过抑制城市建成区扩张还是通过提升城区人口密度抑制了城市扩张呢？对此，本文分别检验了土地督察制度对城市建成区面积与城区夜间灯光亮度的影响。表2（5）列中土地督察的估计系数在10%的统计水平上显著为负，表明国家土地督察制度抑制了城市建成区扩张；表2（6）列中土地督察的估计系数为正，但并不显著，意味着土地督察对城区夜间灯光亮度的提升效应有限。这是因为，土地督察制度主要针对作为土地供给方的地方政府，并不会直接影响消费者和生产者的行为决策。因此，综合表2（1）列～（6）列的结果可知，土地督察显著抑制了城市扩张，且可能通过约束地方政府用地行为实现。

^①正文未报告倾向得分匹配的平衡性检验，感兴趣者可参考本文附件。

表 2

基准回归结果

变量	被解释变量：城市扩张				被解释变量： 城市建成区面积	被解释变量： 城区夜间灯光亮度
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
土地督察	-0.053** (0.026)	-0.055** (0.027)	-0.060** (0.028)	-0.063** (0.028)	-0.039* (0.023)	0.001 (0.002)
城市行政区土地面积	-0.036 (0.040)	-0.052 (0.043)	-0.023 (0.041)	-0.038 (0.044)	-0.031 (0.039)	0.001 (0.003)
城市户籍人口规模	0.076 (5.025)	0.154 (4.836)	-1.274 (5.634)	-1.041 (5.437)	1.120 (4.499)	0.092 (0.204)
每百人藏书	0.002 (0.136)	-0.005 (0.135)	-0.017 (0.137)	-0.024 (0.136)	-0.167 (0.134)	-0.017** (0.008)
每万人病床数	-0.066*** (0.019)	-0.063*** (0.020)	-0.069*** (0.019)	-0.066*** (0.019)	-0.038* (0.020)	0.003** (0.001)
人均道路面积	-0.022 (0.076)	-0.020 (0.073)	-0.012 (0.086)	-0.008 (0.085)	-0.047 (0.106)	-0.002 (0.005)
经济规模	0.011*** (0.002)	0.012*** (0.002)	0.012*** (0.002)	0.012*** (0.002)	0.009*** (0.002)	-0.000** (0.000)
人均产出	-0.017 (0.013)	-0.016 (0.013)	-0.015 (0.014)	-0.013 (0.014)	-0.009 (0.014)	0.001 (0.001)
市委书记任期	-0.010 (0.033)	-0.008 (0.032)	-0.016 (0.031)	-0.014 (0.030)	-0.004 (0.030)	0.001 (0.002)
财政压力	-0.600 (0.953)	-0.493 (0.868)	-0.279 (0.835)	-0.209 (0.734)	0.813 (0.502)	0.142 (0.104)
对外开放度	-0.016*** (0.005)	-0.014*** (0.005)	-0.015*** (0.005)	-0.014*** (0.005)	-0.014*** (0.005)	0.000 (0.000)
产业结构	-0.011 (0.013)	-0.011 (0.013)	-0.006 (0.013)	-0.006 (0.014)	0.036*** (0.010)	0.005*** (0.001)
地方政府债务	-0.008 (0.008)	-0.008 (0.008)	-0.008 (0.008)	-0.009 (0.008)	0.012 (0.008)	0.002*** (0.001)
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份一时间联合固定效应		已控制		已控制	已控制	已控制
常数项	-0.437*** (0.028)	-0.417*** (0.037)	-0.446*** (0.028)	-0.427*** (0.038)	0.393*** (0.026)	-0.009*** (0.002)
观测值	3542	3542	3074	3074	3542	3555
R ²	0.933	0.934	0.932	0.933	0.949	0.958

注：括号内为聚类到城市层面的稳健标准误，***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

（二）稳健性检验

1. 平行趋势检验。以 2008 年首次展开土地例行督察为时间节点，分析处理组与对照组城市在土地督察制度实施前后的城市扩张变化，结果如图 2 所示。可以发现，2000—2016 年处理组城市扩张程度高于对照组，但两者差距在不断缩小。在 2008 年土地例行督察政策实施前，处理组与对照组的城市扩张程度呈明显的平行趋势；而在 2008 年后，处理组的城市扩张程度有所下降，对照组的城市扩张程度则小幅上升，通过平行趋势检验^①。

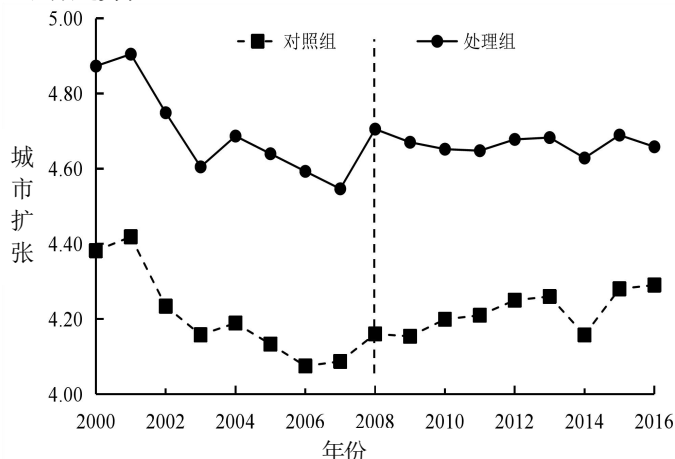


图2 处理组与对照组城市扩张变化趋势

2. 更换被解释变量。由于前文定义的城市扩张本质是测度城市人口和土地增长失调，故本文基于城市蔓延指数对城市扩张进行再测算，采用城市建成区面积增速与城区人口增速比衡量。该指数与前文构建的被解释变量的相关系数为 0.144，为正相关。计算方法如下：

$$sprawl_{i,t} = \frac{(luc_{i,t} / luc_{i,t-1})}{(pop_{i,t} / pop_{i,t-1})} \quad (6)$$

（6）式中： $sprawl_{i,t}$ 为 i 城市在 t 期的蔓延指数； $luc_{i,t}$ 为 i 城市 t 期的建成区面积， $luc_{i,t-1}$ 为 i 城市在 $t-1$ 期的建成区面积； $pop_{i,t}$ 为 i 城市 t 期的城区人口， $pop_{i,t-1}$ 为 i 城市在 $t-1$ 期的城区人口。回归结果如表 3（1）列所示，土地督察的估计系数显著为负，表明其抑制城市扩张的结论是稳健的。

3. 改变 PSM 匹配方法。前文采用了 1 对 3 的卡尺最近邻匹配，此处进一步采用卡尺匹配，卡尺选择为 0.05。回归结果如表 3（2）列所示，土地督察系数仍显著为负，结论稳健。

4. 排除其他政策。考虑到在样本期内，城市政府用地行为还会受要素市场化改革、新型城镇化建设等方面的政策影响。为此，本文控制了撤县设区试点政策^②、2004 年的土地供应收缩政策^③以及 2006

^① 本文还构造了年份虚拟变量与核心解释变量土地督察的交互项，纳入（1）式进行平行趋势检验，结果显示，在国家土地督察制度实施前，实验组与对照组城市扩张的趋势基本一致（感兴趣者可参考本文附件）。

^② “撤县设区”试点城市名单根据中华人民共和国民政部网站（<http://xzqh.mca.gov.cn/description?dcpid=1>）资料整理。

^③ 2004 年土地供应收缩城市名单的确定方法是：若城市在 2004—2016 年土地出让面积占全国出让土地面积比例的年平均值小于 2001—2003 年比例的年平均值，则将其视为土地供给收紧的组别。

年的工业用地市场化改革政策^①。回归结果如表 3（3）列所示，土地督察的估计系数仍显著为负，确能有效抑制城市扩张。

5.变动时间窗口。考虑到在样本期内，城市政府用地行为会受到政策变动引起的时间异质性干扰。为此，本文排除土地督察制度设立前 2000—2003 年的其他一般土地政策可能对城市扩张的影响^②，本文缩短时间窗口，即仅保留国家土地督察制度实施前四年数据，以 2004—2016 年样本进行回归，结果如表 3（4）列所示。土地督察的估计系数仍显著为负，结论稳健。

表 3 稳健性检验

变量	被解释变量：城市扩张				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	蔓延指数	更换匹配方法	排除其他政策	缩减前端时间	缩减后端时间
土地督察	-0.039* (0.023)	-0.006** (0.003)	-0.005** (0.003)	-0.004* (0.002)	-0.003* (0.002)
撤县设区试点政策			0.012*** (0.004)		
土地供应收缩政策			0.003 (0.007)		
工业用地市场化改革政策			-0.008** (0.003)		
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	1.688*** (0.612)	-0.446*** (0.028)	-0.436*** (0.027)	-0.456*** (0.040)	-0.506*** (0.058)
观测值	3465	3074	3542	2992	2258
R ²	0.753	0.932	0.934	0.946	0.962

注：括号内为聚类到城市层面的稳健标准误，***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

同时，考虑到自 2014 年中国经济进入新常态以来，各地政府可能更加主动调低经济增长目标、放缓城市土地扩张速度，本文剔除了 2014—2016 年样本，以 2000—2013 年样本进行回归，结果如表 3（5）列所示。可以发现，土地督察的估计系数仍显著为负，抑制城市扩张的效应明显。

6.安慰剂检验。本文通过随机生成伪政策试点时间，重复 500 次随机过程进行回归估计，并绘制了伪土地督察估计系数的 p 值与核密度图。如果伪处理变量的回归系数显著，则说明前文的估计结果

^①2006 年工业用地市场化改革全面实行，根据各城市到最近大港口（天津、上海、深圳）的直线距离是否大于中位数来构建虚拟变量，大于则赋值为 1，否则为 0。距离港口远，地理禀赋相对差，受工业用地市场化全面改革的冲击大。

^②2004 年，工业用地“招拍挂”开始逐步实行。参见《国务院关于深化改革严格土地管理的决定》（国发〔2004〕28 号），https://www.gov.cn/zwqk/2005-08/12/content_22138.html。

有偏差。图3显示，伪估计系数均值接近0，大部分p值大于0.1，表明伪土地督察并未影响城市扩张，而且土地督察的实际估计系数（-0.053）位于安慰剂检验回归分布的左侧尾端，表明土地督察制度抑制城市扩张并非偶然事件，估计结果不太可能是不可观测的因素导致的。

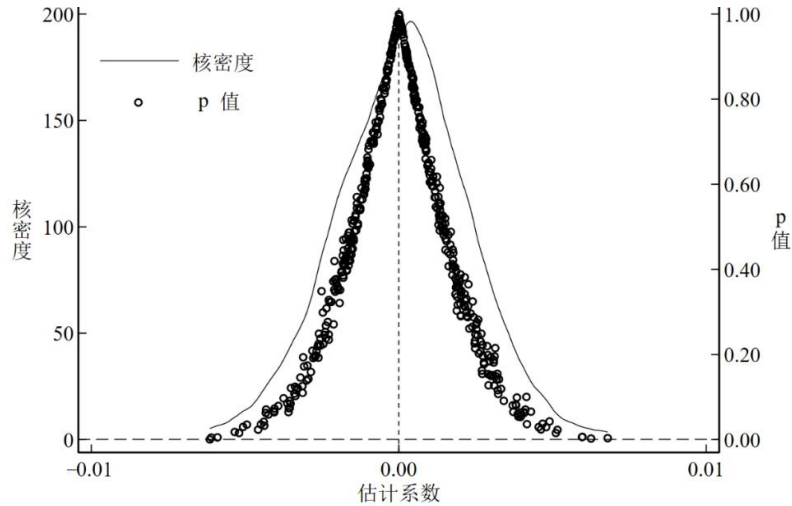


图3 安慰剂检验

7.异质性处理效应分析。Goodman-Bacon（2021）指出，在多期双重差分回归中模型核心估计系数是各处理样本在各个时间点处理效应的加权平均，其中权重总和为1，但可能存在负权重现象，导致传统估计系数与真实估计系数符号相反，使回归估计有偏。本文借鉴Athey et al.（2021）的思路，基于传统双向面板固定效应方法，估计发现基准回归样本的负权重占比为15.65%，正权重之和接近1，说明基准回归中异质性处理效应导致的偏误并不严重。进一步地，本文综合使用异质性处理效应的稳健估计量来分析土地督察制度的真实平均处理效应。如表4结果所示，不同方法下土地督察制度的平均处理效应至少在5%的水平上显著为负，结论稳健。

表4 考虑多期双重差分法权重异质性的结果

变量	被解释变量：城市扩张			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Callaway and Sant'Anna (2021) 估计量	Chaisemartin and D'Haultfoeuille (2020) 估计量	Gardner (2021)估计量	Athey et al. (2021) 估计量
考虑异质性因素的 平均处理效应	-0.101*** (0.035)	-0.016** (0.007)	-0.067*** (0.021)	-0.083** (0.033)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
交互固定效应				已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	2568	1028	2950	548

注：括号内为聚类到城市层面的稳健标准误，***和**分别表示1%和5%的显著性水平。

8.考虑土地督察的持续性与督察强度。2017年，国家土地督察由部分行政区试验转为全国推广，那么，其抑制城市扩张的效果是否不同呢？事实上，在全覆盖土地督察过程中，若自然资源部发现地方政府存在严重用地违法行为，可联合相关部门对地方主要领导公开约谈，惩戒并纠正其用地行为。土地约谈通过刚性问责和柔性监管双管齐下，能有效震慑规范地方政府违法违规用地行为（刘佳和彭佳，2022），所以在2017年土地督察制度全覆盖后，接受土地约谈的城市受到国家土地督察制度的冲击力度更强。考虑到土地督察的持续性影响，本文将（1）式的回归年份扩展至2000—2021年，且将核心解释变量土地督察（*did*）的重新定义为：若城市*i*在2008—2016年被土地例行督察且在2017—2021年该城市也被约谈（包括其所辖县被约谈），则在被督察当年及之后年份将土地督察变量赋值为1，否则为0。其余变量的定义均与（1）式相同。回归结果如表5（1）列所示，土地督察的估计系数仍然显著为负，表明即使在土地督察制度全覆盖后，其仍能有效抑制城市扩张。

表5 考虑督察持续性和强度的稳健性分析结果

变量	被解释变量：城市扩张							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
土地督察	-0.023*	0.014			-0.082**	0.034	-0.011***	0.003
土地督察强度			-0.072***	0.023				
经济发展注意力×土地督察					0.030*	0.018		
经济发展注意力					0.025	0.189		
市场不确定性×土地督察							0.019**	0.010
市场不确定性							0.096***	0.007
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
城市固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
常数项	-4.540**	0.394	-4.498***	0.178	-4.920***	0.030	-0.635***	0.024
观测值	4174		4322		2761		3319	
R ²	0.930		0.501		0.945		0.936	

注：标准误为聚类到城市层面的稳健标准误，***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

另外，考虑到在被督察的城市处理组样本中，被土地督察的力度或被约谈的次数并不相同。那么，对于被督察力度不同的城市而言，土地督察抑制城市扩张的效果是否存在差异呢？为此，本文通过构建广义双重差分方程，将（1）式中的核心解释变量土地督察（*did*）替换为土地督察强度，其定义为被督察城市在第*t*年（样本期为2000—2021年）累计接受土地例行督察与土地约谈的总次数。总次数越高，反映该城市被土地督察的强度越大。因此，土地督察强度变量的估计系数反映了被土地督察力度强的城市（接受多次督察、约谈的城市）相较于被土地督察力度弱的城市（接受一次或未接受督察、约谈的城市），国家土地督察抑制城市扩张的效应差异。回归结果如表5（2）列所示，土地督察强度的估计系数显著为负，城市被督察的力度越强，城市扩张越能被抑制，即城市接受督察、约谈的

总次数越多，督察对城市扩张的抑制效应越强。至此，假说 H1 得以证实。

五、机制检验与进一步分析

（一）机制检验：“被动反应”与“主动选择”

在前文基础上，本部分通过估计计量方程（2）式和（3）式来进行“被动反应”和“主动选择”的机制检验，用以验证假说 H2 是否成立。

1. “被动反应”机制检验。由于土地督察的随机性和土地用途的短期不可更改性，地方政府难以预期督察组的行为，较难展开策略性应对行动。因此，在督察震慑下，地方政府不得不配合督察机构开展工作，提升土地出让市场化程度，遏制土地违法利用行为，矫正土地策略性配置程度。表 6（1）列和（2）列结果显示，土地督察显著提升了“招拍挂”土地出让的比例，提高了土地出让市场化程度；表 6（3）列结果显示，土地督察显著提高了土地策略性配置程度（城市工业用地与商业服务业设施用地出让均价之比），表明土地督察制度矫正了地方政府低价出让工业用地行为；表 6（4）列结果显示，土地督察显著削弱了土地策略性配置程度（工矿仓储用地与商业服务业设施用地供应面积之比），矫正了工业用地面积配置偏向；表 6（5）列结果显示，土地督察能有效降低土地违法利用程度。以上结果均表明，在国家土地督察制度威慑下，地方政府“被动反应”行为存在且非常明显。

表 6 “被动反应”机制检验结果

变量	(1) 土地出让市场化 (宗数)	(2) 土地出让市场化 (面积)	(3) 土地策略性配置 程度(价格)	(4) 土地策略性配置 程度(面积)	(5) 土地违法利用 程度
土地督察	0.051** (0.020)	0.012*** (0.001)	0.013*** (0.004)	-0.029*** (0.007)	-0.035*** (0.008)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.328*** (0.053)	0.081*** (0.000)	0.241*** (0.002)	0.078*** (0.002)	0.022*** (0.002)
观测值	3142	2345	2182	2152	2867
R ²	0.661	0.292	0.020	0.001	0.067

注：括号内为聚类到城市层面的稳健标准误，***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。

2. “主动选择”机制检验。由于地方政府在土地督察中表现良好有利于增加政府干部政治资本，并可能获得建设用地指标奖励。与此同时，地方政府在面临经济增长转型压力时，适度调低经济增长目标并抑制卖地冲动、积极配合土地督察，提升土地利用效率是理性地方政府的必然选择。为了控制样本期内经济新常态下经济增速放缓可能对增长目标调整的影响，缓解估计结果偏误，本文还在（2）式的基础上控制了城市经济增长目标的时间趋势项。表 7（1）列～（3）列报告了土地督察对城市经济增长目标、省级目标加码程度、中央目标加码程度的影响，估计系数均通过 1%显著性水

平的统计检验。表 7（1）列的结果表明，相较于未被土地督察的城市，被督察城市的经济增长目标平均下调了约 6.4%；表 7（4）列结果显示，相较于未被土地督察的城市，被督察城市的土地利用效率提升约 3.6%。

以上结果表明，在国家土地督察制度的威慑和“传声筒”功能影响下，城市政府“主动选择”行为存在且非常明显。至此，假说 H2 得以证实。

表 7 “主动选择”机制检验结果

变量	(1) 城市经济增长目标	(2) 对省级目标加码程度	(3) 对中央目标加码程度	(4) 土地利用效率
土地督察	-0.064*** (0.024)	-0.056*** (0.018)	-0.064*** (0.024)	0.036*** (0.014)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间趋势	已控制	已控制	已控制	
常数项	16.336*** (4.397)	1.470 (4.018)	15.636*** (4.397)	-0.123** (0.059)
观测值	2720	2711	2720	3293
R ²	0.394	0.188	0.309	0.774

注：括号内为聚类到城市层面的稳健标准误，***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。

3.机制变量与城市扩张。上述机制成立的前提是，机制变量对城市扩张有影响。参考陈斌开和陈思宇（2018）的思路，本文进一步将城市扩张作为被解释变量，机制变量作为解释变量进行回归分析。从“被动反应”效果来看，表 8（1）列～（3）列结果显示，土地出让市场化（宗数）、土地出让市场化（面积）、土地策略性配置程度（价格）的提高均能显著抑制城市扩张；表 8（4）列～（5）列结果显示，土地策略性配置程度（面积）、土地违法利用程度越严重，城市扩张速度越快。从“主动选择”效果来看，表 9（1）列～（3）列结果显示，城市经济增长目标、对省级目标加码程度、对中央目标加码程度，均会加剧城市扩张；表 9（4）列结果显示，土地利用效率提升会显著抑制城市扩张。上述结果进一步增强了本文提出的传导机制的可靠性。假说 H2 进一步得以证实。

表 8 机制变量影响城市扩张（“被动反应”）的估计结果

变量	被解释变量：城市扩张				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
土地出让市场化（宗数）	-0.022** (0.011)				
土地出让市场化（面积）		-0.031* (0.017)			
土地策略性配置程度（价格）			-0.012* (0.006)		

表 8 (续)

土地策略性配置程度（面积）	0.022** (0.010)				
土地违法利用程度	0.032*** (0.012)				
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	4.409*** (0.041)	0.042* (0.001)	4.417*** (0.024)	4.011*** (0.084)	-4.566*** (0.103)
观测值	3347	2318	2173	2135	3149
R ²	0.418	0.425	0.049	0.038	0.935

注：括号内为聚类到城市层面的稳健标准误，***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

表 9 机制变量影响城市扩张（“主动选择”）的估计结果

变量	被解释变量：城市扩张							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
城市经济增长目标	0.047**	0.020						
对省级目标加码程度			0.029*	0.015				
对中央目标加码程度					0.111***	0.021		
土地利用效率							-0.077***	0.006
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
城市固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
常数项	0.971***	0.056	0.980***	0.053	0.956***	0.053	5.222***	0.064
观测值	4155		4155		4155		4212	
R ²	0.096		0.093		0.108		0.950	

注：标准误为聚类到城市层面的稳健标准误，***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

（二）“被动反应”与“主动选择”的异质性

在前文基础上，该部分主要选取土地出让市场化（宗数）作为“被动反应”的代理变量，城市经济增长目标作为“主动选择”的代理变量，借鉴 Hayes（2013）的研究方法，构建条件中介效应计量方程如（4）式和（5）式来进行异质性分析。本文具体将城市区位、经济增长土地依赖度、市委书记任期分别作为条件变量，考察土地出让市场化、城市经济增长目标的中介效应异质性。

1.土地配置异质性检验。2004 年，中央政府将建设用地指标向远离海岸线地区倾斜，收缩邻近海岸线地区尤其是沿海大城市的供地规模。中央政府的这种土地配置偏向可能导致土地督察效应存在异质性。由于土地配置强偏向的远离海岸线地区产业基础不牢、集聚经济不强、财政收入来源单一，在

供地扩张后更可能延续粗放型经济发展模式，通过大规模出让土地谋求经济增长，而土地配置弱偏向的邻近海岸线地区由于面临供地收缩约束，更可能以此为契机推动高质量转型发展，提升城市土地利用效率。那么，土地督察的“被动反应”与“主动选择”是否也会受此影响呢？本文根据各城市到海岸线的距离来测度城市区位，并对均值加减一个标准差作为分组标准，得到远离海岸线、邻近海岸线、均值三个城市分组，并使用 Bootstrap 方法进行条件中介效应的检验。

从“被动反应”看，如表 10 显示，远离海岸线城市组的条件中介效应显著，而邻近海岸线城市组与均值组的条件中介效应均不显著，表明土地督察通过土地出让市场化影响城市扩张的条件间接效应，随着城市到海岸线距离的增加而增强，即土地督察通过城市政府“被动反应”机制来抑制城市扩张的效应在远离海岸线城市更为明显。这是因为，远离海岸线城市的土地出让更具政府主导色彩，当地政府促进土地出让市场化的积极性不高（杨其静等，2021），土地督察压缩了寻租空间和政策操作空间，被动提升土地出让市场化程度。从“主动选择”看，如表 11 显示，远离海岸线和邻近海岸线组城市的经济增长目标条件中介效应均显著，且邻近海岸线城市组的估计系数更大更显著^①，而均值组城市的经济增长目标条件中介效应不显著。这表明，土地督察通过经济增长目标影响城市扩张的条件间接效应，随着城市到海岸线距离的增加而减弱，即土地督察通过城市政府“主动选择”机制抑制城市扩张的效应在邻近海岸线城市更为明显。这是因为，2004 年后，中央政府提出了经济高质量转型发展政策，并持续实施偏向远离海岸线地区的土地供给战略，邻近海岸线城市更积极主动选择适度调低经济增长目标，这既是适应土地供给收缩的基本形势，也是应对转型发展需要的理性选择。

表 10 “被动反应”的条件中介效应检验结果

中介变量	条件	条件间接效应			
		效应		置信区间	
		系数	标准误	下限	上限
土地出让市场化（宗数）	远离海岸线城市组	-0.101***	0.014	-0.128	-0.074
	均值城市组	0.028	0.076	-0.121	0.178
	邻近海岸线城市组	0.018	0.071	-0.119	0.157
	高土地依赖度城市组	-0.100***	0.024	-0.148	-0.053
	均值城市组	0.009	0.067	-0.121	0.141
	低土地依赖度城市组	0.119	0.145	-0.165	0.404
	市委书记任期较短城市组	-0.088***	0.014	-0.115	-0.061
	均值城市组	0.424	0.319	-0.201	1.049
	市委书记任期较长城市组	0.432	0.324	-0.203	1.068

注：标准误为聚类到城市层面的稳健标准误，***表示 1% 的显著性水平。

2. 土地依赖度异质性检验。自分税制改革后，土地出让成为城市政府助推经济增长的重要抓手，城市经济增长土地依赖度不同可能导致土地督察的影响存在异质性。高土地依赖度城市通常产业集聚

^①组间系数差异检验在正文未报告，感兴趣者可参考本文附件。

能力较低，政府缺乏足够竞争力吸引要素流入，只能被动征地卖地应对财政压力，执行中央土地政策动力较弱，在保增长压力下对土地督察惩罚措施敏感度较高；低土地依赖度城市通常经济增长水平高、要素集聚能力强，对土地督察的潜在收益敏感度较高。那么，对经济增长土地依赖度不同的城市，土地督察的“被动反应”与“主动选择”效应是否存在异质性？本文使用城市创新能力反向测度经济增长土地依赖度，具体使用雏鹰型、瞪羚型、独角兽型三类创新型企业数量之和来代表城市创新型企业数量衡量城市创新能力。选取城市创新能力作为经济增长土地依赖度反向代理变量的基本逻辑在于：已有研究使用土地出让收入占地方政府财政收入比重衡量城市土地依赖度，若土地出让收入占比高，则定义为该城市对土地依赖度较高（白秀叶等，2023）。但对部分经济发达城市而言，由于供地不足，房价高企推高土地出让收入，使城市表现为名义上的“高土地依赖度”，但实际上这类城市的产业结构多元，城市发展对土地依赖度较低（莫长炜等，2023）。因此，单一使用土地出让收入占比衡量城市经济增长土地依赖度可能将部分经济发达城市（实际土地依赖度较低城市）纳入高土地依赖度城市组。已有研究指出，若地方政府过度依赖土地谋取发展会降低其创新投入、抑制企业创新，即城市土地依赖度与创新能力呈负相关关系（余泳泽和张少辉，2017）。

综上所述，本文以 2000—2016 年城市创新型企业数量的均值对样本分组，将创新型企业数量均值加减一个标准差作为分组标准，得到低土地依赖度、高土地依赖度、均值三个城市分组，使用 Bootstrap 方法进行条件中介效应的检验。估计结果如表 10 和表 11 所示。从“被动反应”看，表 10 结果显示，在高土地依赖度城市组，土地出让市场化的条件中介效应显著，而在低土地依赖度与均值组，土地出让市场化的条件中介效应不显著。这表明，土地督察通过“被动反应”机制抑制城市扩张的效应在高土地依赖度城市更为明显。这缘于高土地依赖度城市在土地出让方面更具政府主导色彩，而土地督察通过严格执法，加强了对当地政府土地使用监管，威慑其提升土地出让市场化程度。从“主动选择”看，表 11 结果显示，在低土地依赖度城市组，经济增长目标的条件中介效应显著，但在高土地依赖度与均值组，经济增长目标的条件中介效应不显著。这表明，土地督察通过“主动选择”机制抑制城市扩张的效应在低土地依赖度城市更为明显。一方面，这是由于创新能力强的城市土地更为稀缺，主动适度调低经济增长目标，不但可以谋求超额完成目标任务（李书娟等，2023），还可能获得用地指标奖励。另一方面，土地督察收紧了供地闸门，对创新能力强、低土地依赖度城市政府而言，借此契机，适度调低经济增长目标并提升土地利用效率，可在政治晋升与区域治理竞赛中获得更多优势。

3. 市委书记任期异质性检验。在政治晋升与经济增长的双重激励下，地方领导干部通过土地谋取增长的动力十足，并对城市扩张影响至深。城市市委书记任期不同，可能导致国家土地督察的影响存在异质性。任期较短的市委书记对所在城市了解有限，受信息获取不完备约束，他们为减少问责风险更可能配合土地督察，甚至未雨绸缪地采取严格的土地管理行为。任期较长的市委书记晋升空间有限，施政风格更趋保守，同时为规避离任相关风险、减少经济转型矛盾，他们更有动力主动选择调低经济增长目标。那么，对市委书记任期不同的城市而言，土地督察的“被动反应”与“主动选择”效应是否存在异质性？由于中国市委书记平均任期大约是 4 年，本文根据 4 年的任期均值加减一个标准差作

为分组标准，得到市委书记任期较短、任期均值、市委书记任期较长三个城市分组，使用 Bootstrap 方法进行条件中介效应检验。从“被动反应”看，表 10 结果显示，在市委书记任期较短的城市组，土地出让市场化的条件中介效应显著，在市委书记任期较长与均值城市组则不显著。这意味着，土地督察通过“被动反应”机制抑制城市扩张的效应在市委书记任期较短的城市更为明显。这是因为：任期较短的市委书记，“新官上任三把火”，相对更追求经济增长快速显化，偏向政府主导土地配置，但同时土地督察的惩罚措施更为敏感。从“主动选择”看，表 11 结果显示，在市委书记任期较长的城市组，经济增长目标的条件中介效应显著，在市委书记任期较短与均值组则不显著。这表明，土地督察通过“主动选择”机制抑制城市扩张的效应在市委书记任期较长城市更为明显。这是因为：任期较长的市委书记会更关注经济增长质量、更了解当地实际，不再简单追求经济增长速度，同时这类领导干部在晋升中的剩余表现时间更少，更有动机去适应供地收缩现实约束大势，并迎合高质量转型的时代主题，故他们更可能主动选择调低经济增长目标。

表 11 “主动选择”的条件中介效应检验结果

中介变量	条件	条件间接效应			
		效应		置信区间	
		系数	标准误	下限	上限
城市经济增长目标	远离海岸线城市组	0.005*	0.003	-0.001	0.010
	均值城市组	0.004	0.004	-0.012	0.003
	邻近海岸线城市组	0.018**	0.009	0.001	0.035
	高土地依赖度城市组	0.025	0.015	-0.004	0.056
	均值城市组	0.007	0.006	-0.004	0.018
	低土地依赖度城市组	0.012**	0.006	0.001	0.023
	市委书记任期较短城市组	0.005	0.211	-0.408	0.419
	均值城市组	0.021	0.105	-0.184	0.227
	市委书记任期较长城市组	0.016***	0.006	0.004	0.028

注：标准误为聚类到城市层面的稳健标准误，***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

（三）进一步分析

1. 考虑经济发展注意力差异。政府注意力指政府领导班子对特定议题（经济、环境、社会民生等）的关注与理解，会影响政府决策逻辑与资源分配。地方政府的经济发展注意力不同，对土地要素的潜在依赖程度亦会不同^①。为此，本文使用地方政府经济发展注意力与土地督察相乘构造交互项，将交互项与经济发展注意力纳入基准回归（1）式。回归结果如表 5（3）列所示，土地督察的系数显著为

^①以城市政府工作报告中经济发展相关的关键词（经济、投资、经济建设、经济发展、经济增长、财政、财政预算、财政收支、国民经济、投资、收入、经济效益、金融、进出口、县域经济、国民经济、生产总值、总收入、贸易）出现的次数来测度城市政府的经济发展注意力。

负，经济发展注意力与土地督察的交互项系数显著为正，表明存在负调节效应。即地方政府的经济发展注意力越弱，土地督察效果越好。这是因为，地方政府经济发展注意力弱，并不意味着政府不关注经济发展，而是在环境治理、公共服务、城市治理等领域投入更多注意力，表明地方经济发展不再遵循传统唯 GDP 发展模式，而更加关注提升经济、社会、生态等领域的综合发展质量。显然，土地督察契合了领导干部多维考核指标体系的要求，有利于激励低经济发展注意力地方政府积极配合土地督察，借此向中央政府发出社会、生态治理能力强的信号，以增加晋升概率，并有效抑制城市扩张。

2. 考虑市场不确定性差异。城市土地利用受到消费者和企业的需求影响。以住房需求为例，人口规模越大的城市，住房需求相对越稳定，不容易产生较大的市场波动，所以在开发商看来其投资回报率越稳定，城市土地扩张速度和人口扩张速度的匹配度就越高；反之，城市需求波动性越大，土地投资回报率越低，越可能出现土地扩张速度快于人口扩张速度的现象。已有的研究表明，城市市场不确定性提高会加剧“蛙跳式”城市扩张（刘修岩等，2016）。因此，土地督察的城市扩张抑制效应很可能会受此影响。本文借鉴 Fallah et al.（2011）的方法，使用各城市人口净增加标准差衡量市场不确定性，将市场不确定性与土地督察相乘构造交互项，将交互项与市场不确定性纳入基准回归（1）式。回归结果如表 5（4）列所示，土地督察的估计系数显著为负，市场不确定性与土地督察交互项的估计系数显著为正，表明市场不确定性程度越高，土地督察效果越不明显。可能的原因是：市场不确定性增强会增加土地开发的等待成本，削弱土地利用收益长期预期，加剧激进利用土地增加短期收益的行为，导致城市土地需求不稳定，土地违法利用增多。所以，土地督察抑制城市扩张的效应会有所减弱。

六、主要结论与启示

自 2006 年以来，中央政府逐步加强对地方政府的土地垂直管理，分批次、分地区展开了土地督察。本文基于国家土地督察制度设立的准自然实验，构建了 2000—2021 年 287 个地级及以上城市面板数据集，实证分析了土地督察是否抑制以及如何抑制城市扩张。研究发现：土地督察有效抑制了城市扩张，相对于未被督察的城市，被督察城市的扩张程度下降了约 5.3%。机制分析发现：国家土地督察主要通过威慑城市政府“被动反应”，同时激励城市政府“主动选择”来抑制城市扩张。异质性分析发现，“被动反应”与“主动选择”效应具有空间异质性：远离海岸线、经济增长土地依赖度高、市委书记任期短的城市，“被动反应”效应更明显；在邻近海岸线、经济增长土地依赖度低、市委书记任期长的城市，“主动选择”效应更明显。进一步分析还发现，经济发展注意力越弱与市场不确定性越低的城市，国家土地督察抑制城市扩张的效应就越明显。

在分析国家土地督察制度经济效应的以往研究中，仅考虑督察的威慑性。而本文分析表明，在城市面临供地收缩约束与经济转型背景下，土地督察将促使地方政府“主动选择”调低经济增长目标。这意味着，通过设计激励相容的监督机制，中央适度集权强化垂直管理可以激励地方政府“主动选择”而非被动应对，回归“守土有责、守土有利”的政策初衷，消弭中央权威与地方治理的张力。

为此，本文提出如下政策启示：第一，应持续深化地方政府领导干部用地考核改革，并持续完善《落实国务院大督查土地利用计划指标奖励实施办法（2023 年修订）》，适当收紧奖励条件、增加奖

励额度，激励地方政府高效用地。第二，应因地制宜地制定符合区域特征的督察考核指标并开展督察工作，提升督察机制设计的普适性与区域针对性。例如，建立土地违法利用的区域分级督察体系，对不同土地违法利用程度的城市实行不同级别的督察。第三，应通过加强巡视、驻地轮换、采用数字技术等措施，提升督察工作的灵活性与准确性，充分发挥土地督察下地方政府的“被动反应”与“主动选择”效应。第四，地方政府不但应积极将土地督察作为自检自查的契机，而且应将其视为主动作为的政策工具，尽快实现经济高质量转型，提高土地利用效率。第五，土地督察的权威性和持续性兼备，未来应积极探索构建以地方政府和公众参与为基础的、将中央权威性与地方主动作为相融合的长效治理机制。

参考文献

- 1.白秀叶、鲁建坤、李培，2023：《财政压力、土地资源的行业配置与集聚效应》，《财贸经济》第2期，第41-54页。
- 2.曹清峰、王家庭，2019：《中国城市蔓延的驱动因素分析及其贡献分解》，《兰州学刊》第2期，第78-95页。
- 3.陈斌开、陈思宇，2018：《流动的社会资本——传统宗族文化是否影响移民就业》，《经济研究》第3期，第35-49页。
- 4.陈晓红、朱蕾、汪阳洁，2019：《驻地效应——来自国家土地督察的经验证据》，《经济学（季刊）》第1期，第99-122页。
- 5.邓涛涛、王丹丹，2018：《中国高速铁路建设加剧了“城市蔓延”吗？——来自地级城市的经验证据》，《财经研究》第10期，第125-137页。
- 6.韩立彬、陆铭，2018：《供需错配：解开中国房价分化之谜》，《世界经济》第10期，第126-149页。
- 7.黄亮雄、王贤彬、刘淑琳，2021：《经济增长目标与城市过度扩张——来自夜间灯光数据的证据》，《世界经济》第6期，第97-122页。
- 8.江艇，2022：《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》，《中国工业经济》第5期，第100-120页。
- 9.李书娟、王贤彬、陈邱惠，2023：《中央资源配置如何影响地方增长目标设置？——基于2004年土地供应政策调整的解释》，《数量经济技术经济研究》第2期，第25-47页。
- 10.梁丽、边金虎、李爱农，2020：《中巴经济走廊 DMSP/OLS 与 NPP/VIIRS 夜晚灯光数据辐射一致性校正研究》，《遥感学报》第2期，第149-160页。
- 11.刘佳、彭佳，2022：《土地约谈抑制地方政府土地财政吗？——基于双重差分法的实证分析》，《中国土地科学》第7期，第34-42页。
- 12.刘守英、王志锋、张维凡、熊雪锋，2020：《“以地谋发展”模式的衰竭——基于门槛回归模型的实证研究》，《管理世界》第6期，第80-92页。
- 13.刘修岩、杜聪、盛雪绒，2022：《容积率规制与中国城市空间结构》，《经济学（季刊）》第4期，第1447-1466页。
- 14.刘修岩、李松林、秦蒙，2016：《开发时滞、市场不确定性与城市蔓延》，《经济研究》第8期，第159-171页。
- 15.陆铭、常晨、王丹利，2018：《制度与城市：土地产权保护传统有利于新城建设效率的证据》，《经济研究》第6期，第171-185页。

- 16.莫长炜、林月萍、王燕武, 2023: 《产业集聚视角下土地财政对城市空间扩张质量的影响研究》, 《财贸经济》第4期, 第21-40页。
- 17.石光、岳阳、张过, 2021: 《政府换届周期对城市过度扩张的影响》, 《世界经济》第4期, 第178-200页。
- 18.谭术魁、张红林、饶映雪, 2013: 《土地例行督察的土地违法遏制效果测算》, 《中国土地科学》第3期, 第36-42页。
- 19.杨孟禹、梁双陆、蔡之兵, 2018: 《中国城市规模为何两极分化: 一个空间竞争的经验解释》, 《财贸经济》第8期, 第141-154页。
- 20.杨建坤、曾龙, 2019: 《官员晋升激励推动了城市空间扩张吗——基于263个地级及以上城市的经验证据》, 《现代经济探讨》第8期, 第25-34页。
- 21.杨其静、吴海军、杨继东, 2021: 《土地用途、市场化改革与地方政府反应》, 《经济学动态》第6期, 第31-48页。
- 22.姚树荣、陈锴民、崔耀文, 2022: 《土地要素市场化配置与畅通国民经济循环》, 《政治经济学评论》第6期, 第35-53页。
- 23.余泳泽、张少辉, 2017: 《城市房价、限购政策与技术创新》, 《中国工业经济》第6期, 第98-116页。
- 24.张军、高远, 2007: 《官员任期、异地交流与经济增长——来自省级经验的证据》, 《经济研究》第11期, 第91-103页。
- 25.张莉、王贤彬、徐现祥, 2011: 《财政激励、晋升激励与地方官员的土地出让行为》, 《中国工业经济》第4期, 第35-43页。
- 26.张绍阳、刘琼、欧名豪, 2019: 《地区间策略互动与建设用地指标管控失灵》, 《资源科学》第2期, 第268-276页。
- 27.赵雲泰、黄贤金、钟太洋、张晓玲、彭佳雯、杜官印、肖莉, 2012: 《土地督察对土地市场化的影响效果评估》, 《自然资源学报》第6期, 第901-911页。
- 28.Athey, S., M. Bayati, N. Doudchenko, G. Imbens, and K. Khosravi, 2021, “Matrix Completion Methods for Causal Panel Data Models”, *Journal of the American Statistical Association*, 116(536): 1716-1730.
- 29.Brueckner, J. K., 2000, “Urban Expansion: Diagnosis and Remedies”, *International Regional Science Review*, 23(2): 160-171.
- 30.Callaway, B., and P. H. Sant’Anna, 2021, “Difference-in-Differences with Multiple Time Periods”, *Journal of Econometrics*, 225(2): 200-230.
- 31.Capozza, D. R., and R. W. Helsley, 1989, “The Fundamentals of Land Prices and Urban Growth”, *Journal of Urban Economics*, 26(3): 295-306.
- 32.Chaisemartin, C., and X. D’Haultfoeuille, 2020, “Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects”, *American Economic Review*, 110(9): 2964-2996.
- 33.Fallah, B. N., M. D. Partridge, and M. R. Olfert, 2011, “Urban Expansion and Productivity: Evidence from US Metropolitan Areas”, *Papers in Regional Science*, 90(3): 451-472.
- 34.Gardner, J., 2021, “Two-Stage Differences in Differences”, Working Paper, <https://doi.org/10.48550/arXiv.2207.05943>.
- 35.Goodman-Bacon, A., 2021, “Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing”, *Journal of Econometrics*, 225(2): 254-277.

36.Hayes, A. F., 2013, *Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis: A Regression-Based Approach*, New York, NY: Guilford Press, 1-50.

37.Preacher, K. J., D. D. Rucker, and A. F. Hayes, 2007, “Addressing Moderated Mediation Hypotheses: Theory, Methods, and Prescriptions”, *Multivariate Behavioral Research*, 42(1):185-227.

（作者单位：云南大学经济学院）

（责任编辑：小 林）

Passive Reaction and Active Choice: How National Land Supervision Inhibits Urban Expansion

YANG Mengyu TANG Baoshi LIU Yaning

Abstract: The land system is a significant factor affecting urban expansion. This paper empirically analyzes whether and how National Land Supervision inhibits urban expansion by regarding the establishment of National Land Supervision System as a quasi-natural experiment and using a dataset of 287 cities at and above the prefecture-level from 2000 to 2021. The study finds that National Land Supervision effectively curbs urban expansion, with the expansion speed of the inspected cities decreasing by approximately 5.3%. Mechanism analysis suggests that the restraining effect of National Land Supervision on urban expansion is mainly achieved by “passive reaction”, i.e. deterring the urban governments to promote the marketization level of land transfer, curbing illegal land use, and correcting the strategic allocation of land, and “active choice”, i.e. encouraging urban governments reducing the growth targets and improving land use efficiency. Heterogeneity analysis shows that both “passive reaction” and “active choice” exhibit spatial heterogeneity: cities far from the coast, with high land dependence, and with shorter tenures of the municipal party secretaries exhibit a more substantial “passive reaction effect.” In contrast, cities located near the coast, with low land dependence, and with longer tenures of the municipal party secretaries show a more substantial “active choice effect.” This paper provides new empirical evidence for a deeper understanding of the economic effect of the National Land Supervision system, and has some inspiration for promoting the modernization of urban governance.

Keywords: National Land Supervision; Urban Expansion; Passive Reaction; Active Choice

日本对非洲农业技术转移的 发展、模式与反思*

——以日本对撒哈拉以南非洲国家水稻技术转移为例

马红坤 金 晔 毛世平

摘要：本文以日本对撒哈拉以南非洲国家水稻技术转移为例，系统探究日本官方发展援助对非农业技术转移的发展、模式并进行深刻反思，进而凝练出对中国完善对非洲农业技术转移机制的启示。研究发现，自 20 世纪 60 年代始，日本基于履行国际责任、开发非洲资源与市场、获取国际社会信任和话语权、推动实施“海外农业战略”等综合考量，不断推动对非洲农业技术转移。为此，日本着眼水稻生产经营链条的每个环节，向撒哈拉以南非洲国家开展以编制产业发展规划、灌溉水稻栽培、新品种推广、收获后加工以及增强受援国自主创新能力为典型模式的水稻综合技术转移。总体来看，日本官方发展援助农业技术转移取得了一定成效，但可持续性尚有不足。日本官方发展援助对非洲农业技术转移的经验和教训，在实现双方技术优势和真实需求有效衔接、变革非洲农耕模式和农耕理念、拓展技术转移视野以开展综合技术转移、提升技术转移的可持续性等方面对中国具有启示意义。

关键词：农业技术转移 非洲 水稻 官方发展援助（ODA） 日本

中图分类号：F312.2 **文献标识码：**A

一、引言

与其他各大洲相比，非洲大陆面临的粮食安全挑战最为严峻。2022 年，全球 8.28 亿面临饥饿威胁的人口，超过 1/3 生活在非洲。其中，撒哈拉以南地区，特别是东部非洲和西部非洲的粮食不安全

*本文研究得到中国农业科学院科技创新工程“生物育种创新与农业绿色发展相关问题研究”（编号：10-IAED-RC-03-2023-1）、国家社会科学规划基金青年项目“二战后日本粮食安全保障政策的演变及其对中国的启示研究”（编号：22CSS016）和山东省高等学校优秀青年创新团队项目“乡村内生发展研究创新团队”（编号：2022RW065）的支持。本文通讯作者：毛世平。

状况尤为严重^①。2022年，仅东非地区面临极度饥饿的人口总数就超过8200万，较2021年增加了近60%^②。未来，在地区冲突、气候变化、粮价波动等综合因素的影响下，非洲粮食不安全问题继续恶化的风险将进一步加大。为了有效应对非洲日益严重的粮食短缺危机，国际社会进一步加大对非洲粮食援助的力度固然重要，但变“输血”为“造血”，通过行之有效的技术转移切实提升非洲国家自身农业生产能力，则是应对危机的长远之道，也是根本之道。

基于此，在全球范围内，无论欧美日等发达经济体，还是印度、巴西等新兴市场国家，均基于其同非洲国家间的农业技术势差，通过不同模式向非洲提供农业技术援助。以1954年中国首次向几内亚提供农业援助为起点，在近70年的发展历程中，中国已在20多个非洲国家援建了农业技术示范中心，向40多个非洲国家派遣了近百个援外专家组，传授实用技术500多项^③。在取得一系列成就的同时，中国对非洲农业技术转移（以下简称“对非农业技术转移”）积累的深层问题逐渐增多^④。其一，中国开展的对非农业技术转移项目与当地需求的契合度有待提升。非洲农户是否会选择使用中国农业技术，不仅取决于产量表现，还取决于当地市场需求，以及相应技术是否能够嵌入农民既有的农事系统和生计系统。虽然受援国的技术需求受到中方重视，中方也为此付出了极大的人力和物力，但整体上看，中国主导的农业技术转移同当地需求的契合度依然有待提升。其二，中国开展对非农业技术转移较为忽视不同环节技术的集成配套。一直以来，中国更为强调从生产环节推进对非农业技术转移，较少涉及农商管理技术的转移和推广。鉴于农业生产经营是一个有机整体，如果不能着眼农业生产经营的全产业链，实现综合技术转移，很可能造成产业链断裂或各环节发展不均衡。其三，中国与国际组织、当地机构的合作有待加强。对于中国主导的农业技术转移项目，中国项目方较少同受援方之外的第三方机构合作，而是习惯单独推动项目实施。这虽然有利于提高项目推进效率，却会导致中国项目方退出后无人跟进和检视项目的长远成效问题。与此同时，中国缺乏与非洲当地的非政府组织、社区以及居民的有效沟通，导致不能充分调动当地各类参与主体的积极性和自主性，容易引发来自当地社会组织以及居民的批评和阻力。

^①根据联合国粮农组织最新发布的《2023年世界粮食安全和营养状况》，2022年非洲大陆面临中度或重度粮食不安全问题的人口占比达到60.9%，远高于亚洲（24.2%）、拉丁美洲及加勒比（37.5%）和北美及欧洲（8.0%）。2021年，西非和东非无力负担健康饮食的人口比例分别达到85.4%和84.6%，在非洲各地区中粮食不安全问题更为严重（资料来源：联合国粮农组织官方网站，<https://www.fao.org/documents/card/en/c/cc3017en>）。

^②资料来源：《粮食署：我们不能抛弃非洲之角遭受干旱的千万民众》，<https://news.un.org/zh/story/2022/12/1112952>。

^③资料来源：《中国经验助非洲人民端稳饭碗》，http://www.focac.org/zfgx/jmh/202111/t20211102_10439897.htm。

^④这三方面问题主要基于以下资料总结而成：一是笔者对农业农村部对外经济合作中心、商务部经济合作局、南京农业大学、重庆市农业科学院等农业援非单位以及62家涉及农业技术援非企业的访谈；二是笔者对中国在非洲各国建立的17家农业技术示范中心（中国在非洲共建立了24家农业技术示范中心）共228名援非专家的访谈和问卷；三是课题组赴非洲坦桑尼亚、尼日利亚、科特迪瓦、赞比亚、马拉维等国开展实地调研所收集的2035份问卷。笔者在此一并向上述单位、个人和援非专家对本文的贡献表示感谢。

那么,应该如何进一步完善中国的农业技术转移机制,从而将更多适合非洲国家国情和农情的农业技术以更高的效率和更好的效果导入技术接受方?为了给中国完善农业技术转移机制提供有效借鉴,本文选取同中国农业资源禀赋和农业生产方式较为相似且在某种程度上同中国在援助非洲问题上具有竞争关系的日本^①为典型国家,深入系统分析日本官方发展援助(official development assistance,简称 ODA)对非农业技术转移的发展历程和典型模式,并对其进行系统反思,进而凝练出对中国的启示。

水稻是日本的首要主粮作物,经过长达百年的技术积累,日本的水稻生产经营技术高度发达,水稻相关技术历来是日本对外农业技术援助的重点领域。相比于北部非洲,撒哈拉以南非洲国家的贫困、饥饿、农业技术滞后问题更加严重,历来是全球发展援助的重点和难点区域,也是日本实施技术援助的重点关注地区^②。因此,本文研究聚焦于日本对撒哈拉以南非洲国家的水稻技术转移。

相比于现有文献,本文的边际贡献在于:现有针对国际间农业技术转移,尤其是对非农业技术转移的研究,多着眼于技术接受方,从微观层面探究技术采纳的决定因素(Manda et al., 2020)以及技术转移在粮食产量(林岫和崔静波, 2023)、农户福利(Habtewold and Heshmati, 2023)、气候变化(Shilomboleni et al., 2023)等方面产生的影响。相比之下,着眼于技术转移方的研究很少,系统探究技术转移方对非农业技术转移的发展历程和典型模式的研究则更少。基于此,本文对日本 ODA 对非农业技术转移开展的系统研究,不只对中国进一步完善对非农业技术转移机制具有现实意义,还是对现有文献的有益补充。

二、日本推动 ODA 对非农业技术转移的历程与考量

总体来看,农业技术转移是日本援非乃至援外体系的一部分。不断推进 ODA 对非农业技术转移,是日本综合国内国际多维度考量做出的一项战略安排。

(一) 日本推动 ODA 对非农业技术转移的发展历程

日本对非农业技术转移始于 20 世纪 60 年代初^③。在此后的 60 年间,作为日本外交体系组成部分的对非农业技术转移,其发展伴随非洲在日本外交体系重要性的不断上升而分为三个阶段(见表 1)。

^①对中日两国在援助非洲领域存在竞争关系的看法和相关表述,更多来自民间和学术界。例如,有中日学者认为,中日在援助非洲领域存在竞争,但应规避过度竞争(高桥基树, 2017; 国晖, 2022; 马汉智, 2023); 日本媒体则认为,日本和中国之间的援助竞争可能会损害非洲的自救努力(资料来源:「日中の『援助競争』はアフリカの自助努力を損ないかねない」, https://www.newsworldjapan.jp/mutsuji/2022/09/ticad8_3.php)。

^②从投放资金体量角度看,2022 年日本用于北非 5 国技术援助的资金为 1845 万美元,用于撒哈拉以南非洲国家的资金为 2.787 亿美元(资料来源:「2022 年版開発協力白書」, <https://www.mofa.go.jp/mofaj/gaiko/oda/files/100507384.pdf>)。

^③日本对非洲开展农业技术援助的起点尚有争议。1960 年即有尼日利亚和埃塞俄比亚实习生赴日研修,1962 年尼日利亚更是派出 40 人,此后派出人数逐年增加。日本将接收的非洲各国研修生按专业(包括农林牧渔专业)分类。至于非洲研修生是否研修了农林牧渔专业,尚无可信资料。因此,本文将 1963 年作为日本对非农业技术转移的起点(资料来源:「日本に渡ったアフリカ人」, <https://www.ndl.go.jp/kaleido/entry/14/2.html>)。

在第一个阶段，冷战时期的非洲在日本外交版图中的地位并不突出，对非农业技术转移处于零散探索发展时期。1963年，日本正式实施“对中近东和非洲技术援助计划”，并向非洲派遣38名技术专家，同时接收108名非洲学员赴日接受培训（潘万历等，2021）。1964年，日本在尼日利亚建立了首家渔业公司，其业务之一即在当地开展海产养殖培训^①。坦桑尼亚是日本20世纪七八十年代援助的主要国家之一。1973—1987年，日本共向坦桑尼亚提供援助35.3万亿日元。其中，1979年日本援助20亿美元用于建设开展农业技术培训的乞力马扎罗农工发展中心项目；1984年，日本援助1.1万亿日元，专项用于对坦桑尼亚的渔业促进项目（松山良一，2011）。1989年，日本成为世界第一大对外援助国。此后，为了加强其在国际上的地位，日本进一步加大了对包括非洲在内的发展中国家的援助力度。可以看出，在此阶段，包括农业技术在内的对非援助只是日本对外发展援助的一个普通组成部分，开展的技术转移多从属于其他援助项目，专项实施的项目较少。

冷战结束之后，随着对非外交日益受到日本重视，日本对非农业技术转移进入第二阶段。1991年，日本在联合国大会上提出了举办非洲发展国际会议的意向。随后，1993年，首届东京非洲发展国际会议在东京召开。之后，非洲成为日本对外援助的重点地区（增岛建，1998）。在这一时期，技术援助成为日本援非的重点（金子七绘，2022）。在农业技术领域，技术培训、派遣专家、提供设备、以项目援助为基础的技术合作与发展研究等日益普遍。21世纪以来，全球爆发多次粮食危机^②，非洲大陆深受波及。为了增强非洲自身的粮食生产能力，对非洲强化以水稻为重点的农业技术援助受到日本的高度重视。2008年，日本国际协力机构（Japan International Cooperation Agency，简称JICA）^③与非洲绿色革命联盟合作成立了以非洲中部为中心、以23个国家为对象的非洲稻米发展联盟^④，并确立了10年内将非洲水稻产量翻一番的发展目标。为了保证这一目标的实现，非洲稻米发展联盟着眼整个水稻价值链的发展，立足各成员国不同农业生态条件，着手开展了系统的农民培训和水稻栽培技术推广。在这一阶段，随着非洲之于日本地位的上升，日本对非农业技术转移的特点是体系化和规模化。

2012年底，日本前首相安倍晋三实现二次执政，提出了“日本复兴战略”等一系列大政方针，积极推动日本成为全球政治、军事大国。团结非洲国家，对其成为国际大国的重要性进一步凸显。此后，对非农业技术援助相应进入第三个阶段。在第五届东京非洲发展国际会议上，安倍晋三宣布，将在未来五年内，为非洲提供320亿美元的援助，其中包含对农业领域的援助。在具体的援助措施上，日本承诺到2018年，帮助撒哈拉以南非洲国家将粮食产量提升至2800万吨，训练1000个熟练的农技员以及组织可容纳5万人的小农合作项目。在此次会议框架下，JICA于2015年通过“非洲青年商业教

^①资料来源：「海外農業投資をめぐる状況について」，https://www.maff.go.jp/j/kokusai/kokkyo/toushi/pdf/2016_5_invest.pdf。

^②仅2005—2008年，全球因天气、过快发展生物燃料、贸易保护和地区冲突等发生粮食“不安全”事件6次（资料来源：《细数历次“粮食危机”》，https://pdf.dfcfw.com/pdf/H3_AP202203281555535703_1.pdf?1648484427000.pdf）。

^③JICA成立于2003年10月，是日本对外实施官方发展援助（ODA）的主要执行机构之一，隶属于日本外务省。在日本ODA活动中，除向国际组织出资外，JICA承担着技术合作、日元贷款以及无偿资金援助等两国间的援助工作。

^④始于2019年的新计划将继承这一框架，并把对象国扩大为32个。

育计划”，邀请 1000 名非洲青年农民赴日培训。2016 年，JICA 进一步宣布，将支持非洲农业科技和农民人力资源发展，具体途径包括提供职业和技术培训，利用非洲小学、中学和高等教育体系开展农业教育等。在第七届东京非洲发展国际会议后，JICA 启动了“农业创新平台倡议：在非洲”项目，进而成立了对非稻作技术援助的全新平台“非洲农业技术创新中心”。自 2022 年 3 月以来，该中心已在坦桑尼亚、肯尼亚、科特迪瓦、加纳和尼日利亚 5 个国家启动了以水稻相关的农业机械技术为重点的试点项目。岸田文雄内阁上台以来，基本延续了安倍内阁的对非政策，于 2022 年 8 月提出以三年为期间向非洲提供 300 亿美元的援助，还将与亚洲开发银行联合出资 3 亿美元用以促进非洲粮食生产。总体来看，日本援助非洲农业技术的第三阶段，是在世界多国掀起援非新高潮的大背景下展开的。亚洲范围内，中国、印度等大国相继召开对非峰会，均对援助非洲作出重要承诺。在此背景下，日本每年均有援助非洲农业技术的宣示和举措。

表 1 日本对非农业技术转移的基本脉络

阶段	年份	事项
第一阶段	1957 年	制订“对中近东和非洲技术援助计划”
	1960—1962 年	埃塞俄比亚、尼日利亚研修生赴日学习
	1963 年	正式实施“对中近东和非洲技术援助计划”，向非洲派出 38 名专家，接收 108 名非洲学员到日本接受培训，农业技术是重要内容
	1964 年	在尼日利亚、埃塞俄比亚、肯尼亚、坦噶尼喀、科特迪瓦等建立渔业公司、纺织公司等
	1974 年	日本国际协力事业团（JICA 的前身）成立
	1978 年	公布第一个中期 ODA 目标（三年内将 ODA 翻一番）；支援范围从亚洲向包括非洲、拉丁美洲在内的全球扩张
	1979—1984 年	以坦桑尼亚为重点地区，实施乞力马扎罗农工发展中心（援助 20 亿美元）、渔业促进（援助 1.1 万亿日元）等援助项目
	1989 年	日本 ODA 总额达到 89.7 亿美元，超越美国成为世界第一大对外援助国。对非 ODA 达到 10.4 亿美元，占非洲接收外界官方援助的 15.3%；单纯用于技术援助的经费超过 1.1 亿美元
第二阶段	1991 年	日本提出举办非洲发展国际会议的意向，将援助非洲置于更重要位置
	1993 年	首届东京非洲发展国际会议（东京）召开，整体较为务虚，计划将通过研究和创新促进农业生产的亚洲经验传递到非洲
	1998 年	第二届东京非洲发展国际会议（东京）召开，强调要援助非洲推广水稻种植。该年对非 ODA 为 9.5 亿美元，占日本 ODA 总额的 11.0%
	2003 年	第三届东京非洲发展国际会议（东京）召开，提出要推动新品种非洲新稻的普及
	2004 年	亚非贸易投资会议在东京举办，提出将日本的“一村一品”模式导入非洲
	2008 年	第四届东京非洲发展国际会议（横滨）召开。计划在非洲农业综合发展计划框架下开展技术援助：①扩大非洲农技人员培训；②导入适宜的农业机械；③扩大非洲新稻推广，帮助非洲国家的稻米产量在未来 10 年内翻一番；④控制跨境病虫害和动物疾病
	2008 年	JICA 与非洲绿色革命联盟合作成立了以非洲中部为中心、以 23 个国家为对象的非洲稻米发展联盟，再次确立了 10 年内将非洲水稻产量翻一番的发展目标

表 1 (续)

第三阶段	2013 年	第五届东京非洲发展国际会议（横滨）召开。时任首相安倍晋三宣布未来五年为非洲提供 320 亿美元的援助，以支持非洲基础设施建设以及农业和人力资源开发；承诺到 2018 年，帮助撒哈拉以南非洲国家将粮食产量提升至 2800 万吨；还将促进非洲农业能力开发，训练 1000 个熟练的农技员，并组织可容纳 5 万人的小农合作项目
	2015 年	JICA 通过“非洲青年商业教育计划”建立了 10 个产业人才培训中心，为非洲提供 3 万人次培训，邀请 1000 名非洲青年农民到日本接受技术培训
	2016 年	第六届东京非洲发展国际会议（内罗毕）召开，强调在非洲农业综合发展计划框架下，继续提升农业价值链
	2019 年	第七届东京非洲发展国际会议（横滨）召开，未提出具体的援助计划
	2019 年	JICA 启动了由非洲工商理事会农业工作组提出的“农业创新平台倡议：在非洲”，进而成立了对非稻作技术援助的全新平台“非洲农业技术创新中心”
	2022 年	第八届东京非洲发展国际会议（突尼斯）召开，提出以三年为期间向非洲提供 300 亿美元的援助；还将额外通过亚洲开发银行资助非洲开发银行 3 亿美元，以促进当地粮食生产

资料来源：①「国別援助実績 1991 年～1998 年の実績 V アフリカ地域」，https://www.mofa.go.jp/mofaj/gaiko/oda/shiryo/jisseki/kuni/j_99/g5-0a.htm；②笔者综合经济产业省（<https://www.meti.go.jp>）和 JICA（<https://www.jica.go.jp>）官方网站中关于 ODA、援助非洲、历届东京非洲发展国际会议的资料进行整理，由于这些资料较为琐碎，受篇幅所限，在此不将众多资料名称和具体网址列出。

（二）日本推动对非农业技术转移的综合考量

日本之所以不断推进对非农业技术转移，既有出于履行国际责任的考虑，也在一定程度上是出于其谋求成为全球大国的战略需要。

1. 有助于日本履行国际责任。日本曾经是国际援助的受益者。在战后重建和经济发展的过程中，日本得到了国际社会的大力支持^①。JICA 在其官方网站指出：“我们决不能忘记，战后日本能够摆脱贫困、实现经济发展，正是靠着大量的援助。”^②当今时代，不只是欧美澳等发达国家或地区在开

^①时至今日，美国非政府组织“劳拉”“护理”无偿赠与“劳拉用品”“护理用品”依然是部分日本人的童年记忆（资料来源：「ララ物資」，<http://www.a50.gr.jp/lara.html>）。为了使日本儿童获得必要的医疗和教育保障，联合国儿童基金会为日本儿童提供了 65 亿日元的无偿援助。为帮助战后的日本尽快从混乱和贫困中复苏，Garioa Eloa 基金在 1946—1952 年的 6 年间，共向日本提供了 18 亿美元的援助。即便是在经济腾飞阶段，日本依然从国际社会获得资金支持。从 1953 年开始，日本陆续从世界银行贷款 8.6 亿美元，使黑部大坝（黒四ダム）、东海道新干线、东名高速公路和名神高速公路等基础设施建设项目获得了充裕的资金保障（资料来源：「国際協力とは？日本はなぜ国際協力をするの？」，https://www.worldvision.jp/recruit/carrier_01.html#d0e9d87eb78fa54e47cd213ca7606442）。

^②资料来源：「国際協力の目的について」，<https://www.jica.go.jp/Resource/aboutoda/basic/01.html>。同时，日本的民间机构同样认可这一看法。其中，NGO 组织世界宣明会（World Vision）的看法具有一定代表性。该组织认为：“正因为日本有作为被援助国的记忆，知道发展滞后的痛苦，在自身实现经济发展后，要对发展中国家做细致的支援。”（资料来源：「国際協力とは？日本はなぜ国際協力をするの？」，https://www.worldvision.jp/recruit/carrier_01.html#d0e9d87eb78fa54e47cd213ca7606442）。

展发展援助，即便是中国、印度、巴西等正面临自身发展挑战的发展中国家均在加大对外发展援助。可以说，向相对落后国家提供援助已经成为国际共识。从这个意义上说，对于人均 GDP 已经接近 4 万美元的日本，在自身实现高度发达后，向曾经支援自身发展的国际社会，尤其是向其他面临发展困境的国家在资金、人力和技术等综合维度提供援助，在一定程度上是其作为一个正常国家履行再正常不过的道德责任的一种表现^①。从非洲角度讲，时至今日，部分非洲国家依然深受农业发展滞后、粮食极度短缺、儿童营养不良等问题困扰，而农业技术水平低下是造成上述问题的一个重要原因。在上述综合背景下，以自身具备的先进农业技术援助发展滞后的非洲国家，是日本履行责任的一个重要体现。

2. 有助于日本更加有效地开发非洲资源和潜在市场。非洲拥有大量稀有金属储量，部分稀有金属是高端制造业的必需材料。例如，用于生产废气催化剂、电池和光学透镜的铂、钴、钼等必需材料的储量占全球总储量的 60% 以上，铂的储量占比更是超过全球总储量的 95%^②。一直以来，日本高度依赖非洲铂、钼等稀有金属进口，仅从南非一国进口的铂、钼即分别占日本进口这两种金属的 80% 和 60% 以上^③。此外，在石油储量方面，非洲储量约占全球总储量的 10%，这使其不能被任何一个能源消费大国所忽视。为了确保这些能够保障日本经济增长、国民富裕的资源实现稳定进口，在援助非洲的大潮中，充分体现日本的存在很有必要。

相比于丰富的自然资源，非洲还是日本高度重视的潜在出口市场。非洲地域辽阔，拥有约 14 亿人口，占世界人口的 17.5%，近 20 年来非洲人口增长率超过 2.5%，为世界最高^④。日本经济产业省预测，未来在亚洲等地其他发展中国家人口增速放缓的同时，非洲人口将依然保持稳定增长，预计到 2050 年人口将突破 20 亿。经济产业省同时预测，未来非洲大陆将形成一个巨大的经济区^⑤。为了拓展日本在非洲的战略存在，经济产业省的建议是，充分利用 ODA 和日本政府金融机构，加大对非洲的援助和开发力度，提高非洲地区作为基础的粮食和农业领域的生产能力，改善传染病防控等健康和卫生状况，投资非洲地区资源开发、基础设施建设事业^⑥。毫无疑问，向非洲提供其急缺的农业技术援助，作为日本一揽子发展援助的重要一环，对日本拓展在非战略存在大有裨益。

^①对于援助非洲，日本政府认为，“如果非洲的问题不得到解决，21 世纪的世界就不会稳定和繁荣”“非洲面临的问题是整个国际社会必须共同解决的问题，日本应该积极发挥作为国际社会负责任成员的作用”（资料来源：「日本はなぜアフリカを援助するのですか」，<https://www.mofa.go.jp/mofaj/comment/faq/area/africa.html>）。

^②资料来源：「重要鉱物に係る安定供給確保を図るための取組方針」，https://www.meti.go.jp/policy/economy/economic_security/metal/torikumihoshin.pdf。

^③资料来源：「上半期の日本からアフリカへの輸出は前年同期比 8.7% 減、輸入は同 7.7% 減」，<https://www.jetro.go.jp/biznews/2023/08/3d06fd3dc5c82a53.html>。

^④资料来源：笔者基于联合国粮农组织（FAO）数据库（<https://www.fao.org/faostat/en/#data/OA>）数据估算。

^⑤同脚注②。

^⑥同脚注②。

3. 有助于增强日本在国际社会的发言权。21 世纪以来，非洲多国仍面临严重贫困、难民、传染病等问题^①。对于日本来说，助力非洲应对这些挑战，不仅能提升非洲人民的福祉，还会在客观上防止上述问题向世界其他地区蔓延^②。显然，这有利于日本获得国际社会的信任和好感。更为现实的考量是，通过援助非洲获得非洲国家的支持，直接关系到日本能否在联合国安全理事会（以下简称“安理会”）等多边组织中获取更重要的位置^③。进入 21 世纪，随着国际局势的变化，推动联合国机构改革并谋求成为安理会常任理事国成为日本外交的工作重点。日本迫切希望成为安理会常任理事国的战略目的在于，彻底摆脱战败国地位，从经济大国一跃成为全球公认的政治乃至军事大国^④。非洲由 53 个国家组成，2002 年非洲联盟成立以来，53 个国家经常打着“非洲团结”的旗号共同投票。因此，能否获得非洲国家的支持，直接关系到日本能否在“入常”问题上获得联合国大会 2/3 成员国支持。在 2016 年 8 月召开的东京非洲发展国际会议上，时任日本首相安倍晋三不加掩饰地指出：“安理会的改革才是日本与非洲的共同目标，为实现这个目标，我希望能与各位携手同行。”^⑤从上述意义上说，开展包括农业技术在内的多维度支援，正是日本密切同非洲的交往、获得非洲稳定支持的重要手段（张梅，2022）。

4. 有助于日本推动“海外农业战略”。对于人多地少、资源匮乏的日本来说，拓展海外空间，有效利用海外各种资源，是其推动产业发展的现实之选。在农业板块，这一思路的直接体现即“海外农业战略”^⑥。日本政府制定“海外农业战略”的考虑是：一方面，由于人口整体萎缩，年龄结构日趋老化，日本国内的农产品需求将呈持平或减少趋势；另一方面，全球人口依然在不断增多，带动世界农产品需求将不断扩大^⑦。为此，有必要推动日本农产品走向海外。作为推进“海外农业战略”的核心载体，日本一直致力于构建官民一体的海外农业投资模式。在这一模式下，国家层面和企业层面的

^①撒哈拉以南非洲地区一半以上的人口每天生活费不足 1.25 美元，29% 的人口营养不良，小学入学率为 74%，感染艾滋病毒的人口约占全球感染者总数的 68%，约有全球 1/4 的难民和流离失所者（约 2250 万人）（资料来源：「日本はなぜアフリカを援助するのですか」，<https://www.mofa.go.jp/mofaj/comment/faq/area/africa.html>）。

^②联合国安全理事会约 60% 的议程、联合国维和行动约 70% 的预算和人员都分配给非洲面临的这些问题（联合国 16 个维和任务中有 7 个在非洲）（资料来源：「日本はなぜアフリカを援助するのですか」，<https://www.mofa.go.jp/mofaj/comment/faq/area/africa.html>）。

^③日本外务省在其官网上对于“为何援助非洲”有毫不避讳的明确阐述（资料来源：「日本はなぜアフリカを援助するのですか」，<https://www.mofa.go.jp/mofaj/comment/faq/area/africa.html>）。

^④资料来源：「安保理改革 Q&A」，https://www.mofa.go.jp/mofaj/gaiko/un_kaikaku/j_riyokoku/qa.html。

^⑤资料来源：「TICAD VI 開会に当たって・安倍晋三日本国総理大臣基調演説」，https://www.mofa.go.jp/mofaj/afr/af2/page4_002268.html。

^⑥日本官方表述为“海外展開戦略（農業・食品）”，一般译作“海外农业战略”或“海外展开战略（农业・食品）”。

^⑦资料来源：「主要産業・重要分野の 海外展開戦略（農業・食品） 概要」，<https://www.kantei.go.jp/jp/singi/keikyoudai36/siryoudai36.pdf>。

职责划分非常清晰，即实施“海外农业战略”的主角是企业，政府的作用主要是营造良好的投资环境，提供各种必要的支持和协助。而作为政府提供的必要协助的一环，即通过发展援助等形式对非洲、拉美、东欧等地区提供农业援助，发展同当地政府、农业组织、民众的友好合作关系，从而为日本企业、农业组织进军海外农业奠定良好基础^①。在非洲板块，农林水产省明确指出，要在东京非洲发展国际会议的框架下，促进农业领域等的 ODA，进而带动民间投资^②。总而言之，向非洲提供包括农业技术在内的发展援助，同其推动“海外农业战略”存在紧密关联。

三、日本 ODA 对非农业技术转移的典型模式

水稻历来是日本向非洲转移农业技术的重点领域。一方面，同广大非洲国家相比，经过长期技术积累，日本在水稻栽培领域的技术优势明显。不考虑品质等因素而仅从稻米单产角度看，早在开始对非农业技术转移的 1963 年，日本全国水稻平均单产即达到 3.5 吨/公顷，2022 年则超过 5 吨/公顷^③。相比之下，在过去 60 年间，非洲每公顷水稻产量一直在 1~1.5 吨徘徊（Mgendi et al., 2019）。另一方面，日本和大部分非洲国家农业生产主体的基本盘均为小农户。到 2022 年，日本全国户均农地面积仅约 1.26 公顷^④（曹斌，2021）。相比之下，根据联合国粮农组织数据，在尼日利亚、埃塞俄比亚等大部分非洲国家，耕作面积不到 1 公顷的小规模农户的数量占比超过 80%^⑤。同样，在以小农生产为主体的农业生产模式下，日本的农业生产技术更容易被非洲小农户采纳。

基于此，近 60 年来，日本正是基于其技术优势，从水稻种植涉及的不同环节，不断推动对非农业技术转移。总体来看，日本的对非农业技术转移分为两大类，即直接技术导入和自主创新能力培育（见图 1）。前者的侧重点为向相关国家传授同水稻生产直接相关的基本技术，后者则更为强调“授之以渔”。对于第一大类直接技术导入，日本的技术转移着眼水稻生产的全产业链，分别从产前、产中和产后三个环节展开。在水稻生产的产前环节，技术转移的重点人群为政府工作人员，意在教授其在生产环节开始前进行产业规划，并掌握规划的监督落实。在水稻生产的产中环节，日本着眼生产方式、作物品种两个最为关键和基础的问题，展开技术转移。对于产后环节，日本技术转移的重点是收获后加工和销售技术，旨在通过延长水稻生产的价值链，提升水稻生产的附加值，进而提升农户的收入水平。相比于第一个大类的技术转移更多是向相关人员直接传授技术，日本在第二个大类的技术转移过程中，提出了更高要求。在该类技术转移过程中，日本主要面向非洲科研人员 and 高级农技推广人员这

^①资料来源：「農林水産業・地域の活力創造プラン（令和 4 年 6 月 21 日改訂）」，<https://www.kantei.go.jp/jp/singi/nousui/dai33/siryou4.pdf>。

^②资料来源：「海外農業投資をめぐる状況について」，https://www.maff.go.jp/j/kokusai/kokkyo/toushi/pdf/2016_5_invest.pdf。

^③需要说明的是，每公顷 5 吨的单产指标并不高，但这并不能代表日本稻米生产的真实水平。主要原因是：相比于单产，日本较早开始关注国产大米品质，进而实施了减量提质政策。即便如此，这一单产指标仍远高于非洲国家。

^④户均农地面积是基于日本全国农地面积和全国农户（包括农户和持有农地的非农户）数量计算的。

^⑤资料来源：「海外農業情報」，https://www.maff.go.jp/j/kokusai/kokusei/kaigai_nogyo。

一群体，意在通过“授之以渔”使其在水稻育种和生产其他环节掌握一定的自主创新能力。

为了系统阐述日本对非农业技术转移的典型模式及相应做法，本文着眼上述直接技术导入和自主创新能力培育两类技术转移，按照“产前一产中一产后—助力非洲自主创新”的顺序，选取五个典型项目展开研究。本文选取相关案例并进行如此布局有两方面的考虑。一方面，“产前一产中一产后—助力非洲自主创新”的链条符合水稻生产和技术发展的基本流程，便于本文更加清晰地呈现日本在不同环节的模式和做法。另一方面，在每个环节选择的案例项目均获得了日本和受援国政府的高度评价，属于“口碑项目”，既具有代表性，也因受到多方关注而更容易获取相关资料。此外，对于每一个环节基本上只选取一个典型项目，是为了能更深入地呈现日本策划和实施相关项目的模式与相应做法。

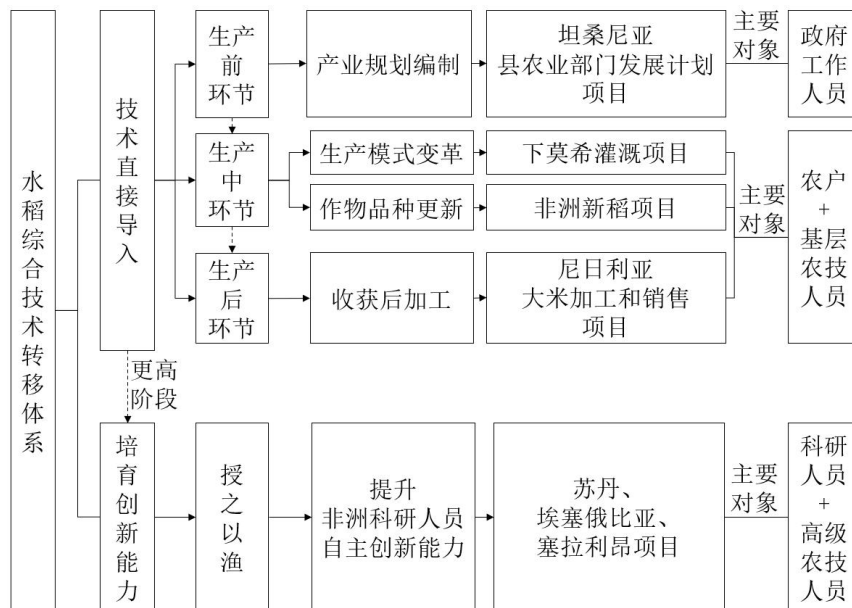


图1 日本对撒哈拉以南非洲国家水稻综合技术转移体系的框架和逻辑

（一）生产前环节：向政府部门转移规划编制技术

2001年，坦桑尼亚在日本、美国的帮助下，制定了旨在为其农业发展提供指导的“农业部门发展战略”，又于2003年制订了该战略的细化文件“县农业部门发展计划”。2009年3月，坦桑尼亚同日本签署合作协议，由日本帮助完善县农业部门发展计划，并指导其将该文件付诸实施。日方的工作主要包含两部分：一是结合坦桑尼亚农业发展实际，制订更加科学合理的县农业部门发展计划新方案；二是建立全方位的实施体系。对于县农业部门发展计划新方案的优化，2009年9月，日本以“分享与县农业部门发展计划制订、实施和报告有关的问题和经验”为主题，在坦桑尼亚海岸省和莫罗戈罗省举办了专题研讨会，并将两省选为优先支持地区。在此后的工作中，日方项目人员首先在坦桑尼亚两省推广全部门工作法，以提高工作效率。之后，通过向地区农业官员发放与修订县农业部门发展计划有关的培训材料和实施手册，以及向两省农业部门工作人员进行专题培训等活动，将日方对县农业部门发展计划的全新设计理念导入坦方原有工作体系。对于县农业部门发展计划新方案的实施，日

方努力在资源“集中”“分散”中寻求平衡，最终将地区一级^①作为项目实施重点并在这一环节投入75%的预算资金。日方如此安排的考虑是：基于坦桑尼亚基层公务员和农民科学素养不高的现实，以更高层级的公务员为实施重点，以此为抓手建立一套“自上而下”的实施体系有助于保障实施效能。此外，这样做还便于日方开展实施监测工作。例如，坦桑尼亚各地区需要准确、及时地提交有关本地区农业部门发展计划活动进展情况及财务状况的季度报告。

农业主管部门、农民和农业科技人员是同农业生产关联密切的三个群体。其中，农业主管部门同农业发展规划直接关联。产业发展，规划先行。但对于部分非洲国家来说，缺少发展规划同资金、技术匮乏一样，是制约农业发展的重要因素^②。基于此，开展对非农业技术转移，绝不能仅停留在面向农民、农技人员的技术推广，还应该重视面向政府工作人员，尤其是面向农业主管部门工作人员的技术转移。坦桑尼亚县农业部门发展计划项目的特点在于：其所要转移的技术并非直接应用于农业生产实践，而是用于指导生产实践的规划编制。对于非洲农业生产主力的小农户来说^③，由于信息不对称、组织化和产业化程度较低，其生产安排具有很大的盲目性，这无疑会放大小农户对接大市场所面临的风险（末原达郎和辻村英之，2023）。地方政府或行业协会拟定科学的发展战略，以此为小农户提供指导和遵循，被认为能够有效助力小农户抵御外在风险（周扬等，2020）。在此背景下，日本政府的技术转移不只停留在生产技术层面，而是也囊括了旨在指导政府和农户生产实践的发展规划，这一点是很有必要的。

（二）生产中环节：变革农户的传统农业生产方式

非洲农业生产能力提升受到制约，除内战、埃博拉病毒暴发等原因之外，更为基础性的原因在于：大部分国家农业生产方式严重落后（金子七绘，2022）。以日渐成为非洲主要粮食作物的水稻为例，时至今日，部分非洲国家尚停留在较为原始的“看天吃饭”阶段，农户严重依赖雨养水稻种植（深泽秀夫，2022）。这一方面造成农户生产效率低下，另一方面也使撒哈拉以南非洲近67%本可以种植水稻的耕地，因雨量不足而无法充分利用^④。

日本和坦桑尼亚在下莫希地区开展的灌溉栽培水稻技术合作项目，历来被认为是日本对非农业技术转移的典范。该项目的初衷即变革非洲“看天吃饭”的农业生产方式，将借助水利设施的灌溉农业生产方式导入非洲地区。从20世纪90年代初开始，在长达近20年的时间内，日本以“三步走”的

^①坦桑尼亚行政区划分为村、区、地区和中央四级。

^②此论断是基于笔者对在非洲几内亚从事发展援助工作的中国专家的访谈而得出。

^③据JICA统计，非洲农业从业者的人口比例约占80%。其中，多数是耕作面积不到1公顷的小规模农户（资料来源：「エチオピアで市場志向型農業を支援」，https://www.govonline.go.jp/eng/publicity/book/hlj/html/202302/202302_12_ch.html）；另据联合国粮农组织数据，在尼日利亚、埃塞俄比亚等大部分非洲国家，耕作面积不到1公顷的小规模农户的数量占比超过80%（资料来源：「アフリカの食糧増産」，https://afdb-org.jp/wp-content/uploads/2018/04/Feed-Africa_JP.pdf）。

^④资料来源：「平成26年度アフリカ等途上国の農業生産拡大支援のうちアフリカにおける耕作されていない農地等の活性化調査」，https://www.maff.go.jp/j/kokusai/kokkyo/nousui_bunya/pdf/1_1_1_kasseika.pdf。

方式，努力向坦桑尼亚转移其积累深厚的灌溉水稻栽培技术。第一步，20 世纪 90 年代初，日本以贷款援助的形式在乞力马扎罗省的下莫希地区发展现代灌溉示范区，进而建设了坦桑尼亚农业发展中心。以该中心为平台，两国建立了灌溉农业技术合作关系。第二步，为了进一步提升坦桑尼亚水稻单产，在前序合作的基础上，1994 年，JICA 实施了技术合作项目“乞力马扎罗农业技术培训中心项目（1994 年 7 月—2001 年 6 月）”，将下莫希灌区的水稻灌溉栽培技术向坦桑尼亚全国推广。第三步，为了进一步将示范区经验推广至坦桑尼亚全国，自 2007 年 6 月起，JICA 实施了为期五年的“加强灌溉农业技术推广支持体系项目”。为了确保水稻种植的可持续性，该项目不仅关注水稻生产能力的提升，还在灌溉设施和水资源管理、水稻质量提升、大米营销等领域设置了一系列主题培训^①。

农业生产方式包含生产方法和生产形式两个范畴，关乎生产力和生产关系，进而关乎农业生产效率和综合生产能力。对于大部分非洲国家，“看天吃饭”是其主要农业生产方式。与快节奏、高效率的现代社会相比，非洲国家的农业生产方式严重滞后，不仅与现代农业生产格格不入，更直接使其农业资源得不到有效开发，农业生产潜力无法有效释放。基于此，将现代农业生产理念、方式导入非洲国家，促进其生产力、生产关系的进步和完善，比某一项具体技术的转移显得更为重要。总体来看，下莫希项目的开展即是在此背景下展开的。该项目的实施意图非常明确，即推动示范区、坦桑尼亚乃至整个非洲地区的农业生产从“看天吃饭”转向更为现代的灌溉农业生产方式。虽然生产方式的变革，同前文产业发展规划以及后文具体技术的转移共同组成了对非农业技术转移的整个体系，但只有生产方式实现了有效变革，才能为品种更新、种植、收割以及收获后加工技术的转移打下坚实基础^②。

（三）生产中环节：研发和推广水稻新品种

非洲新稻是非洲水稻中心于 1994 年率先研发的水稻新品种，具有产量高、生长期短、耐干旱和抗

^①在乞力马扎罗农业技术培训中心前期积累的技术和经验的基础上，Tanrice 的主要工作是提高坦噶尼喀 4 个农业培训中心和桑给巴尔 1 个农业培训中心的培训能力，通过建立立体化全方位的培训体系，有针对性地向稻农提供“综合培训”“专题培训”。其中，“综合培训”针对水稻种植技术水平较低地区的农民，其课程体系包括现状调查（3 天）、培训中心集体培训（12 天）、现场培训（3 次，每次 3 天）、育秧和稻田准备（3 天）、水稻种植（3 天）、收获（3 天）、收获后 1~2 个月培训课程（1 次，每次 3 天）、收获后 1 年课程（1 次，每次 3 天）。

^②变革生产方式对非洲大陆的农业发展至关重要。一方面，“看天吃饭”的风险过大。例如，2022 年的干旱和降雨失常造成非洲农作物大面积减产，津巴布韦的玉米产量比 2020 年减产约 44%，莱索托和斯威士兰的玉米则相应减产约 51% 和 60%（Trisos et al., 2022）。而且干旱与蝗灾等病虫害经常结伴发生，导致颗粒无收。另一方面，席卷全球的“绿色革命”惠及非洲农业的程度较低。不仅灌溉种植尚未完全推广，时至今日非洲 90% 的农业生产仍使用简单的手工工具，农业机械化水平很低（资料来源：「令和 2 年度アジア・アフリカ地域の農業者に対する農業生産・加工技術指導事業（ミャンマー）事業報告書」，https://www.maff.go.jp/j/kokusai/kokkyo/yosan/pdf/R2_06_000.pdf）。基于此，联合国前秘书长潘基文在“千年发展目标非洲指导小组”会议上大声疾呼，呼吁国际社会帮助非洲国家对其耕作方式进行“绿色革命”（资料来源：「ミレニアム開発目標（MDGs）とポスト MDGs」，https://www.mofa.go.jp/mofaj/gaiko/oda/shimin/oda_ngo/taiwa/pdfs/seikyo_12_0308.pdf）。

病虫害等杂交优势^①。过去5年，在几内亚、尼日利亚、马里、贝宁、科特迪瓦和乌干达等16个非洲国家，非洲新稻获得大范围推广^②。

日本对非洲新稻的贡献在于：在长达20年的时间内，一直致力于该新品种的继续研发和更大范围推广。自1997年开始，日本即同非洲水稻中心等国际组织以及其他NGO合作，从事非洲新稻的研究开发、试验栽培、种子生产和推广工作^③。在后续的东京非洲发展国际会议、联合国可持续发展世界首脑会议、G8和G7峰会等多边场合，日本领导人均不断宣示，要推动非洲新稻的研发和推广。事实上，日本对非洲新稻的贡献确实体现在研发和推广两个板块。在研发板块，日本虽未直接开展非洲新稻研发，但在“钱”“人”两个方面为非洲水稻中心提供援助。“钱”的方面，通过国际农业研究磋商组织和联合国开发计划署向非洲水稻中心援助研发资金；“人”的方面，则主要通过日非双方研究人员的交流访问实现。在推广板块，日本建立了三种更为细化的工作机制：一是农技支援，主要是派遣富有经验的水稻栽培技术人员赴非洲开展农技推广，也通过接收赴日研修生的形式，培训非洲当地农地推广人员；二是提供资金支持，主要是向联合国粮农组织等国际机构提供经费，支持其开展农技推广；三是同联合国开发计划署及其下属机构开展合作，通过这些机构开展非洲新稻种子生产、分发等活动。自2004年起，日本每年派遣1名JICA技术合作专家赴乌干达开展栽培试验、种子生产、研修活动，并对东、南部非洲各国进行巡回指导。

种子是农业的芯片，是关乎农业生产最重要的环节之一。日本在非洲新稻项目中的工作包含研究开发、试验栽培、种子生产和推广，覆盖种子研发至产业化应用的每个环节。从水稻种植整个链条来看，日本参与非洲新稻项目同上文生产方式变革一样，同属于“生产”这一中间环节；从面向的技术转移对象来看，则主要面向从事具体生产实践的农民和贴近生产一线的农技人员。覆盖种子新品种的每个环节、面向生产、面向一线人员，这是日本参与并逐渐主导非洲新稻项目具有的三个特征。

（四）生产后环节：以收获后加工技术提升农业价值链

一直以来，由于尼日利亚尚不具备先进的收获后加工技术，加工厂在大米抛光过程中无法去除农户收割和晒干稻谷环节混入的杂物，更无法保证大米色泽均一，碎米率高则使收获后损失率高达15%~20%^④。技术滞后导致的产品质量低下使加工企业无法以满意的价格销售成品大米，这在很大程度上抑

^①NERICA 品系具有多重优势，包括粒头大（从每头 75~100 粒增加到每头 400 粒）、产量高（从每公顷 1 吨增加到每公顷 2.5 吨，使用化肥后产量增加到每公顷 5 吨）、蛋白质含量高（比非洲或亚洲亲本高 2%）、收割容易（植株高）以及抗病虫害、抗旱、耐贫瘠和生长速度快等优势。

^②截至 2017 年，非洲新稻种植面积已经超过 140 万公顷，使 720 万人获得充足的粮食来源，并帮助约 800 万人摆脱了贫困（资料来源：INNOVATION: New Rice for Africa, <https://www.cgiar.org/innovations/new-rice-for-africa>）。

^③资料来源：「ミスター・ネリカの稲作協力 45 年」，https://www.jica.go.jp/Resource/activities/issues/agricul/jipfa/africa_agri/20221129.html。

^④资料来源：「ナイジェリア連邦共和国コメ収穫後処理・マーケティング能力強化 プロジェクト 詳細策定調査報告書」，https://openjicareport.jica.go.jp/pdf/12083861_01.pdf。

制了下游加工企业扩大产能的意愿，继而打击了上游种植户扩大种植面积的积极性。在当前的尼日利亚，约有 65% 的人口以稻米生产、加工及相关产业为生，但其中许多人至今未能摆脱贫困^①。

基于此，JICA 于 2011 年 9 月 4 日至 2015 年 9 月 3 日在尼日利亚的阿布贾、拉菲亚、纳萨拉瓦和比达四地启动了“加强稻米收获后加工技术和营销能力项目”，旨在提高尼日利亚本国的稻米品质，降低收获后损失率。为了实现这一核心目标，日方决定从四个方面推进项目实施：一是拟定促进优质尼日利亚国产大米分销的方法；二是提高尼日利亚国产大米的质量标准；三是培训作为省级政府官员的农业发展计划官员；四是增强作为最终受益者的小型碾米厂、蒸谷厂和稻农的生产加工能力。对于第一个方面，JICA 工作人员首先基于对当地大米的分销渠道、产量和价格趋势的调研，深入分析项目实施地区消费者对包括国产优质米在内的大米市场需求，以此整体把握尼日利亚在水稻种植、碾米、蒸谷等环节面临的挑战，进而系统地设计旨在提高国产稻米品质，降低收获后损失率的收获、加工和销售方法。对于第二个方面，JICA 工作人员基于对大米消费者的偏好和零售商质量标准的充分调查，起草了适用于小规模碾米的稻谷和大米分级标准，在多方论证后，形成全新的大米质量标准。对于第三个方面，JICA 投入了主要精力，JICA 的培训分为三个步骤：首先，由日方技术人员对尼日利亚联邦政府的农产品加工营销部工作人员进行培训；其次，农产品加工营销部人员对农业发展计划官员进行培训；最后，由农业发展计划官员向一线中小稻农和加工者提供更为具体的培训和技术指导。对于第四个方面，工作人员将纳萨拉瓦州拉菲亚市、尼日尔州比达市作为示范城市，由 JICA 技术人员为上述两市的稻米加工户和种植户提供小型碾米机、蒸谷机培训，之后，有步骤地向目标群体以外的农户传播培训成果。

从技术转移所处位置的角度来说，收获后加工位于生产链条的末端，是在经历生产方式变革、品种改良与推广等环节后，帮助撒哈拉以南非洲国家实现并提升农业经营收益的“临门一脚”。基于此，日本在尼日利亚、肯尼亚等国家，面向非洲广大农民和基层农技人员开展的收获后加工技术转移具有很强的现实必要性。

（五）“授之以渔”：提升非洲科研人员 and 高级农技人员的创新能力

在苏丹，JICA 工作人员发现，直接“短平快”地向农民提供水稻种子，并培训农技推广人员和农户，并不能满足苏丹水稻产业可持续发展的需要。相比之下，建立完善的水稻种子繁育和生产流程，提升苏丹农业技术人员自主培育水稻品种的能力，才是保障农户稳定获取优质稻种的关键。为此，JICA 在技术合作项目“加强农业振兴计划实施能力项目（2010—2016）”的实施过程中，选取了苏丹的吉杰列、瓦特、尼罗河、北部、格达里夫和森纳尔六省作为试点，着重向这些省份的水稻育种人员传授日本式育种技术。在向农技推广人员传授水稻栽培技术的过程中，也更为强调对技术人员的培训，以确保在项目结束后，这些人员依然能承担起农技推广的角色。同样，在埃塞俄比亚，为了进一步提升其国家水稻研究和培训中心的水稻研究和技术推广能力，日本于 2015 年实施了“加强国家水稻研究

^①资料来源：「ナイジェリア連邦共和国 JICA 国別分析ペーパー」，<https://www.jica.go.jp/Resource/nigeria/ku57pq0000046gk8-att/jcap.pdf>。

和培训中心项目（2015 年 11 月—2021 年 6 月）”。日本通过向该中心派遣专家、支持中心研究人员赴日访问学习、联合研发等综合手段，不断加强 NRRTC 研发适合埃塞俄比亚农情的水稻种植技术的能力。在塞拉利昂，2017 年 6 月，日本同塞方合作启动了为期五年的可持续水稻生产项目。在该项目框架下，JICA 实施了技术合作专项“加强坎比亚省农业项目”，通过建立“水稻种植技术包”，将育秧、栽培、收获等集成技术打包传授给塞方农业技术推广人员，以此增强坎比亚省农技推广人员在没有外援的情况下，以“单兵作战”的形式独立开展技术推广的能力。

苏丹、埃塞俄比亚和塞拉利昂项目最为突出的特点是，其关注的侧重点并非传统农户，而是具备一定技术水准的农技推广人员，乃至科研人员。在以往的技术转移项目中，为了提高受援国水稻生产能力，日本从产业规划、培训体系、水稻栽培、收获后处理以及技术集成等诸多维度向撒哈拉以南非洲国家进行技术转移。然而，受到资金、人力和物力等综合因素的制约，以项目形式开展技术援助的周期一般不超过五年。相比于“授之以鱼”，以“授之以渔”的形式提高受援国自身的水稻技术创新能力，使其在外援结束后，依然能通过自主创新为本国水稻生产提供技术支撑，才是技术援助的应有之义。日本在苏丹、埃塞俄比亚和塞拉利昂等国进行的系列尝试，旨在提升这些国家本土技术人员的研发、推广水平，这是“授之以渔”的直接体现。

四、日本 ODA 对非农业技术转移的反思与启示

1963—2023 年，日本不断推动对非农业技术转移。在技术转移活动最为密集的水稻栽培领域，日本技术人员从产前、产中和产后等不同环节，向撒哈拉以南非洲多国转移了一批农业技术。总体来看，日本的技术转移活动产生了一定成效，也表现出诸多不足。以第三方视角对日本的农业技术转移活动进行深入客观反思，总结其经验和教训，对中国等正在努力探索和完善对非农业技术转移工作机制的其他援助方，具有一定启示意义。

（一）对日本援非农业技术的反思

整体来看，日本对撒哈拉以南非洲国家转移水稻技术的成效，体现在两个方面：一是帮助受援国农户提高了水稻生产能力；二是实现了一定范围的技术外溢。从受援国层面看，日本转移的农业技术在一定程度上帮助农户实现了技术—产量—收入—积极性之间的良性互动。以日本近年来寄予厚望的非洲新稻项目为例，Kijima et al.（2012）使用事后准实验数据，发现 JICA 对农民的培训在客观上增加了先进水稻栽培技术的采纳率，并使受训农民所在农户的水稻单产增加了 0.7 吨/公顷，增幅接近 40%。而水稻产量的提升则进一步提高了培训学员的水稻种植利润，提高了其收入水平。在非洲新稻推广成效更为突出的乌干达，经过日本农技人员的指导，水稻单产从 1 吨/公顷增加到 2.5 吨/公顷，使用化肥后的产量则进一步增加到 5 吨/公顷（Mgendi et al., 2019）。对于日本近年来重点投入的另一个项目，即下莫希灌溉项目，日本的技术援助也取得了较为明显的成效。在该项目中，2001—2006 年，日本农技人员向 6 个示范区传播灌溉水稻技术，其中有 5 个示范区的水稻产量从 3.1 吨/公顷提高到 4.2 吨/公顷^①。自 20

^①资料来源：「ODA による成功例」，https://www.mofa.go.jp/mofaj/gaiko/oda/shimin/oda_ngo/taiwa/pdfs/seikyo_10_0106.pdf。

世纪 90 年代日本开始向坦桑尼亚全面转移灌溉水稻技术以来,至少有 50 名 JICA 专家被派往当地进行短期和长期培训,一些坦桑尼亚人则在日本接受了培训。得益于日本专家与当地工作人员的通力合作,下莫希地区建立了完善的灌溉水稻栽培技术体系,包括水稻品种选择方法、水稻种植标准、配水时间表以及具体栽培技术。时至今日,不仅示范区农户从技术转移中获得实惠,整个下莫希地区的水稻产量从 1.5 吨/公顷提高到 6.5 吨/公顷,带动农户收入增加了 6.3 倍^①。

日本农业技术转移的成效还体现在相关技术借助学员的社会网络实现了外溢。除了上文中提到的下莫希灌溉项目案例,非洲新稻的技术扩散也是技术外溢的直接体现。Nakano et al. (2018) 发现,对于坦桑尼亚水稻种植的骨干农户和中间农户,如果只有骨干农户参加了水稻种植培训,那么,在当年的水稻生产中,仅有骨干农户的技术采纳率和水稻产量有所提高。然而,在下一年统计中间农户的生产情况时,发现中间农户的技术采纳率和水稻单产已经提高到与骨干农户相同的水平。这一数据表明,JICA 对骨干农户进行的技术培训实现了向中间农户的知识溢出。从这一角度讲,日本对非洲水稻技术的援助,其影响面以及产生的潜在经济和社会效益无疑是巨大的。事实上,日本提供的水稻技术产生的影响并非只是短期的,而是将在相当长一段时间内影响非洲农户的生产行为。对于这一问题,同样有学者基于历史数据进行了检验。通过使用 2009 年、2011 年和 2015 年的面板数据,Kijima (2022) 的研究结果证实了 JICA 水稻培训产生的积极效应能够至少持续到培训结束后的第 6 年。

总而言之,上文的分析表明,日本对非农业技术转移产生了正向影响。然而,这一影响的长期可持续性面临一定挑战。一方面,日本的部分技术援助项目存在盲目性,导致技术转移存在理想与现实的差距,这影响了所转移技术的使用寿命。借助日本援助开发的水稻新品种非洲新稻,受到乌干达农民的“冷遇”即是一个典型例证。在 2003 年非洲新稻引入乌干达之后,JICA 努力开展新品种的推广工作,帮助大量乌方农民免费获得了非洲新稻种子。此后,无论乌干达本地报纸,抑或日本媒体,均广泛宣传非洲新稻项目取得了巨大成功。事实上,得益于品种优势,非洲新稻的平均产量确实达到 2.2 吨/公顷,较传统水稻品种实现了净增产 1.2 吨/公顷(Kijima et al., 2006)。然而,仅两年之后,高达 50% 的抽样农户即放弃了非洲新稻种植。造成这一结果的原因是:部分农民被无偿获得技术援助、免费获得水稻种子和化肥农药等生产资料以及广泛的舆论宣传吸引,盲目地放弃了之前的玉米、小麦等农作物种植,转而改种非洲新稻。在这一盲目性的驱使下,部分农民忽视了影响其种植收益的其他不利因素,最终造成不能实现农业生产效益最大化。Kijima et al. (2011) 的研究证实了这一猜测,即在部分当地政府官员和日方援助人员基于宣传乃至某种政治目的的鼓吹下,大量农户引种非洲新稻品种。但是,由于水稻生产链条其他环节的配套尚不完善,例如缺少就近的碾米工厂导致大米加工费用过高,以及大米贸易商过少导致出现压价等现象,乌干达部分种植非洲新稻的农户面临种植收益无法覆盖综合成本的尴尬境地。这些原因导致部分农户在第二年即放弃了继续种植非洲新稻品种,转而选择种植玉米、小麦等其他作物。被日本寄予厚望的非洲新稻项目在乌干达遇冷的根本原因在于:农业生产和经营是一项系统工程,仅仅关注技术本身,盲目推动技术转移,忽视影响农民生产积极性的

^①资料来源:「ODA による成功例」, https://www.mofa.go.jp/mofaj/gaiko/oda/shimin/oda_ngo/taiwa/pdfs/seikyo_10_0106.pdf。

其他多重因素，必然使技术转移自身面临后劲不足的尴尬境地。

另一方面，处于技术转移体系从属地位的受援国真正掌握全套技术的难度较大，导致日方转移的部分技术可持续性不强。日本作为提供资金、人力的援助国，对技术转移中涉及的各类资源具有天然的主导地位。在具体实施过程中，日方项目人员对这一“主导”力度的拿捏，会影响受援方的机动灵活性。同样以下莫希灌溉项目为例，尽管该项目以其取得的实效获得了日本和坦桑尼亚双方的高度认可，甚至被认为是日本对非农业技术转移的“典范”，但该项目在运行前、运行中和结束后的各个环节均受到批评（Ampiah, 1996）。在正式运行之前，日方技术转移人员未能充分听取当地农民的意见。在项目运行过程中，项目的具体实施更多是由日方人员主导的，没能充分吸纳受援方人员参与。日方主导项目实施，客观上提高了效率，提升了实施过程中的效能，并使下莫希灌溉项目成为双方官方口中的“典范”，却为下莫希灌溉项目可持续性不强埋下了伏笔。在项目结束之后，坦桑尼亚政府专门设立了下莫希灌溉项目管理办公室，旨在由其自主管理示范区项目，但由于该机构是在项目结束后成立的，因此缺乏管理技能。与此同时，下莫希灌溉项目管理办公室既无法筹集足够的运作资金，也无法负担向农户提供拖拉机的备件，因而只能无奈地再次求助日本农技人员（Mgendi et al., 2019）。技术转移的应有之义是使受援方真正掌握技术的使用要领，甚至能够在此基础上进行新的创新。在下莫希灌溉项目中，虽然项目的实施在短期内产生了成效，即提高了下莫希地区的水稻单产，同步带动农户收入增加了 6.3 倍，但日方技术人员撤离后，之前正常运营的项目即陷入停滞。

在日本乃至全球具有重要影响的内生发展理论认为，如果通过引进发达国家的技术和资源来实现发展，会产生外部依赖，造成发展不可持续（鹤见和子和川田侃，1989）。为了实现可持续发展，应将当地居民作为发展的主体，努力构建自力更生的发展文化（鹤见和子，1991）。从这一点上看，以非洲新稻和下莫希灌溉项目为代表的部分日本对非农业技术转移活动尚未摆脱外生发展模式。在当前的援助模式下，更多体现的是日本主导的自上而下、由外而内的干预、投入、改造。技术援助如果仅停留在这一阶段，而未能以技术转移为载体推动受援方实现自我发展，进而构建内生发展的社会文化，就必然会影响技术转移自身的可持续性。这一点的直接体现是部分非洲农户在接受非洲新稻第二年即放弃了继续种植，以及下莫希灌溉项目管理办公室在日本技术人员离开后无法独立开展工作。一直以来，如何增强发展援助项目的可持续性备受学术界关注（Vongxay, 2023）。从日本在非洲新稻项目和下莫希灌溉项目的实践看，日本在增强发展援助可持续性，促进受援国实现内生发展方面，依然未能真正破题。

（二）日本做法给予的启示

整体来看，无论经验还是教训，日本自 1963 年来长达 60 年的对非农业技术转移实践，均能给其他希望向非洲进行农业技术转移的国家、地区或组织以启示。

首先，综合考虑受援国国情、农情和农民意愿，实现自身优势技术同对方真实需求的有效衔接。纵观日本 60 年对非农业技术转移历程，“灌溉水稻”一直是日本开展技术转移的重点，这较为合理。一方面，大米作为日本“五大圣域”之一，日本拥有上百年栽培水稻的技术积累；另一方面，撒哈拉以南非洲部分国家虽然受制于灌溉技术、水稻品种滞后的制约，但民众对大米需求旺盛。在此背景下，

改善灌溉条件、提高灌溉水平、增加水稻产量进而改善农户生计，成为该地区国家最为迫切和现实的需求。结合这一现实需求，日本重点推动了灌溉水稻栽培技术的综合转移，实现了较好的技术转移成效。日本做法给中国的启示是：在今后的对非农业技术转移过程中，中国应综合考虑受援国国情、农情和农民意愿，制定科学、合理的转移方案，努力实现自身优势技术同受援国真实需求的有效衔接。

其次，以农业技术转移为契机，推动非洲农耕模式和农耕理念实现全面升级。近百年来，农业领域的“绿色革命”席卷全球，推动部分发展中国家的农业生产实现了迭代升级。遗憾的是，“绿色革命”惠及非洲大陆的程度远未达到预期。一直以来，非洲农业生产在生产方式、生产理念等多维度陷入全面落后的局面。“看天吃饭”乃至“刀耕火种”的生产方式在部分非洲国家依然普遍。基于此，在推动对非农业技术转移过程中，应努力推动非洲农耕模式和农耕理念的升级，这也将反过来降低所转移技术被当地农户采纳的难度。在这一问题上，日本向坦桑尼亚转移农业生产规划编制、监督落实相关技术，以及变革坦桑尼亚下莫希地区“看天吃饭”的传统生产模式的做法，具有一定借鉴价值。

再次，将农业技术转移的视野拓展至农业生产的各个环节，开展综合技术转移。当前，非洲农业发展出现的问题绝非一日形成，更不是出现在某一个环节。在此情况下，具体针对某一环节开展技术援助，虽能见到一定成效，却难以从根本上解决非洲国家农业发展面临的问题。日本对撒哈拉以南非洲国家进行的农业技术转移，涉及农业生产前的规划设计，农业生产过程中的理念变革、品种推广，农业生产之后环节的农产品加工、销售，以及更高层面的旨在提高农业科技人员自主创新水平的人员培育。可以说，日本的农业技术转移，涉及方方面面，覆盖水稻种植的全链条。中国在对非农业技术转移过程中，存在更加侧重生产环节的问题。未来，可参考日本的做法，将技术转移拓展到生产前和生产后两个环节，开展综合技术转移，以此使中国的农业技术能够帮助非洲农户提高综合生产能力。

最后，强化同受援国当地机构的合作，增强受援方参与热情的同时提升技术转移的可持续性。在对非农业技术转移问题上，日本的一个不足之处在于：在一定程度上忽视了应该增强所转移的技术的可持续性。中国开展的农业技术转移也存在类似问题，即更为注重发挥援助方的主导作用，相对忽视受援方的参与。这虽然有利于提高项目推进效率，却会导致出现中国项目方退出后无人跟进和检视项目的长远发展问题。日方的教训给予的启示是：在推动对非农业技术转移的过程中，并非技术转移项目结束后，就意味着取得了技术转移的全面胜利。为此，技术援助方可基于技术难度、涉密等级等综合因素，将援助项目中的工作分级，以此吸收受援方人员不同程度地参与具体工作，努力做到“扶上马，送一程”，从而使援助的技术摆脱援助方撤离后便“人走茶凉”的命运。

参考文献

- 1.曹斌，2021：《日本农业》，北京：中国农业出版社，第165页。
- 2.国晖，2022：《日本对非政府发展援助研究——基于对华制衡视角》，《日本学刊》第6期，第125-145页。
- 3.林岫、崔静波，2023：《南南合作与粮食安全——来自中国援非农业技术示范中心的实证》，《经济学（季刊）》第5期，第1758-1775页。
- 4.马汉智，2023：《“全球南方”视域下的日本对非洲政策》，《国际问题研究》第3期，第117-137页。

5. 潘万历、白如纯、吕耀东, 2021: 《战后日本对非洲政府开发援助的战略性演进: 从 1.0 到 3.0》, 《现代日本经济》第 3 期, 第 1-12 页。
6. 张梅, 2022: 《从日本对非洲援助看其软实力外交》, 《现代国际关系》第 4 期, 第 33-41 页。
7. 周扬、张轩畅、刘彦随, 2020: 《产业扶贫模式及不同地域减贫案例解析》, 《中国科学院院刊》第 22 期, 第 4-16 页。
8. 金子七絵, 2022: 「TICAD プロセスと日本のアフリカ開発協力」, 『立法と調査』第 11 期, 第 66-82 頁。
9. 末原達郎、辻村英之, 2023: 「キリマンジャロの農家経済経営——貧困・開発とフェアトレード」, 『フードシステム研究』第 1 期, 第 27-31 頁。
10. 高橋基樹, 2017: 「TICAD の変遷と世界——アフリカ開発における日本の役割を再考する」, 『アフリカレポート』第 55 期, 第 47-61 頁。
11. 鶴見和子, 1991: 「内発的発展の理論をめぐって」, 『社会・経済システム』第 10 期, 第 1-11 頁。
12. 鶴見和子、川田侃, 1989: 『内発的発展論』, 東京: 東京大学出版会, 第 104 頁。
13. 増島建, 1998: 「冷戦後の開発協力政策: 対外援助の今後に関する一考察」, 『獨協法学』第 47 期, 第 261-277 頁。
14. 松山良一, 2011: 「我が国の対アフリカ外交」, <https://www.rieti.go.jp/jp/events/bbl/11122001.pdf>。
15. 深澤秀夫, 2022: 『マダガスカルにおける在来稲作技術から見た新規稲作技術——SRA・「緑の革命」・SRI・PAPRIz——をめぐるイノベーションについての考察』, 『アフリカ研究』第 101 期, 第 9-20 頁。
16. Vongxay, P., 2023: 『グローバル化の時代におけるラオスの内発的発展——海外援助を得た 3 つの村の事例から』, 西原: 琉球大学, 第 7 頁。
17. Ampiah, K., 1996, “Japanese Aid to Tanzania: A Study of the Political Marketing of Japan in Africa”, *African Affairs*, 95(378): 107-124.
18. Habtewold, T. M., and A. Heshmati, 2023, “Impacts of Improved Agricultural Technology Adoption on Welfare in Africa: A Meta-Analysis”, *Heliyon*, 9(7), <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e17463>.
19. Kijima, Y., Y. Ito, and K. Otsuka, 2012, “Assessing the Impact of Training on Lowland Rice Productivity in an African Setting: Evidence from Uganda”, *World Development*, 40(8): 1610-1618.
20. Kijima, Y., 2022, “Long-term and Spillover Effects of Rice Production Training in Uganda”, *Journal of Development Effectiveness*, 14(4): 1-21.
21. Kijima, Y., D. Sserunkuuma, and K. Otsuka, 2006, “How Revolutionary Is the ‘NERICA Revolution’? Evidence from Uganda”, *The Developing Economies*, 44(2): 252-267.
22. Kijima, Y., K. Otsuka, and D. Sserunkuuma, 2011, “An Inquiry into Constraints on a Green Revolution in Sub-Saharan Africa: The Case of NERICA Rice in Uganda”, *World Development*, 39(1): 77-86.
23. Manda, J., M. G. Khonje, A. D. Alene, A. H. Tufa, T. Abdoulaye, M. Mutenje, P. Setimela, and V. Manyong, 2020, “Does Cooperative Membership Increase and Accelerate Agricultural Technology Adoption? Empirical Evidence from Zambia”, *Technological Forecasting and Social Change*, Vol. 158, <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2020.120160>.
24. Mgendi, G., M. Shiping, and C. Xiang, 2019, “A Review of Agricultural Technology Transfer in Africa: Lessons from Japan and China Case Projects in Tanzania and Kenya”, *Sustainability*, 11(23), <https://doi.org/10.3390/su11236598>.

25.Nakano, Y., T. W. Tsusaka, and T. Aida, 2018, “Is Farmer-to-Farmer Extension Effective? The Impact of Training on Technology Adoption and Rice Farming Productivity in Tanzania”, *World Development*, 105(c): 336-351.

26.Shilomboleni, H., J. Recha, M. Radeny and J. Osumba, 2023, “Scaling Climate Resilient Seed Systems Through Smes in Eastern and Southern Africa: Challenges and Opportunities”, *Climate and Development*, 15(3): 177-187.

27.Trisos, C. H., I. O. Adelekan, E. Totin, A. Ayanlade, J. Efitre, A. Gemed, K. Kalaba, C. Lennard, C. Masao, Y. Mgaya, G. Ngaruiya, D. Olago, N. P. Simpson, and S. Zakieldeen, 2022, “Africa”, in Poertner, H.-O., D.C. Roberts, M. Tignor, E.S. Poloczanska, K. Mintenbeck, A. Alegria, M. Craig, S. Langsdorf, S. Löschke, V. Möller, A. Okem, B. Rama (eds.) *Climate Change 2022: Impacts, Adaptation and Vulnerability. Contribution of Working Group II to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*, Cambridge, Cambs and New York, NY: Cambridge University Press, 1285-1455.

(作者单位: 山东师范大学经济学院;

中国农业科学院农业经济与发展研究所)

(责任编辑: 黄 易)

The Development, Models, and Reflections of Japan Agricultural Technology Transfer to Africa: An Example of Japan Rice Technology Transfer to Sub-Saharan African Countries

MA Hongkun JIN Ye MAO Shiping

Abstract: Taking Japan’s rice technology transfer to sub-Saharan African countries as an example, this paper systematically explores the development and models of Japan’s official development assistance (ODA) on non-agricultural technology transfer and deeply reflects on it, and then condenses the enlightenment for China to improve the mechanism of agricultural technology transfer in Africa. The study finds that since the 1960s, Japan has continuously promoted the transfer of agricultural technology to Africa based on the comprehensive consideration of fulfilling its moral responsibilities, developing African resources and markets, gaining the trust and voice from the international community, and promoting the implementation of the “Overseas Agricultural Strategy”. To this end, focusing on the whole industrial chain of rice production and operation, Japan has carried out comprehensive technology transfer of rice to sub-Saharan African countries, including the preparation of industrial development plans, irrigation of rice cultivation, promotion of new varieties, post-harvest processing, and enhancement of the independent innovation capacity of recipient countries. Overall, Japan’s ODA agricultural technology transfer has made some achievements, but the sustainability is still insufficient. The experience and lessons of Japan’s ODA on agricultural technology transfer in Africa are of enlightening significance to China in terms of effectively connecting the technological advantages and real deeds of both sides, transforming African farming models and concepts, expanding the vision of technology transfer to carry out comprehensive technology transfer, improving the sustainability of technology transfer, and so on.

Keywords: Agricultural Technology Transfer; Africa; Rice; Official Development Assistance(ODA); Japan

建设农业强国的国际经验和中国探索

——中国国外农业经济研究会 2023 年会暨学术研讨会综述

华 静 范璐杰

2023 年是党的二十大召开后的第一年，也是建设中国式现代化的开局之年。党的二十大报告首次提出“加快建设农业强国”^①，2023 年中央“一号文件”将建设供给保障强、科技装备强、经营体系强、产业韧性强、竞争能力强的农业强国摆上建设社会主义现代化强国的重要位置^②，这是党中央着眼全面建成社会主义现代化强国作出的战略部署。当前，国内农业在国际竞争力、农业生产效率、科技创新能力、资源利用率、生产要素流动等方面依旧存在不足，农业强国是社会主义现代化强国的根基，强国必先强农，农强方能国强。基于建设社会主义现代化强国的需要，探讨如何加强建设农业强国、借鉴吸取国外现代化农业强国经验，对建设中国式现代化具有重要意义。

在此背景下，以“建设农业强国的国际经验和中国探索”为主题的中国国外农业经济研究会 2023 年会暨学术研讨会（以下简称“2023 年会”）于 8 月 16 日至 20 日在宁夏银川举行。会议由中国国外农业经济研究会、中国社会科学院农村发展研究所和宁夏大学联合主办，由宁夏大学经济管理学院承办。来自中国社会科学院、中国农业大学、中央财经大学等国内外 100 余所高校和科研院所的 600 多名专家学者，紧紧围绕“建设农业强国的国际经验和中国探索”这一时代命题展开研讨，为坚持具有中国特色的农业强国之路提供了新的思路 and 方向。

一、建设农业强国的国际经验

在加快构建国内国际双循环的新发展格局下，农业强国建设要坚持开放、合作、共赢的发展思路，向世界农业强国看齐，学习借鉴农业发达国家的发展经验，尽快补齐中国农业现代化的突出“短板”。梳理国际农业强国的发展经验，可以为中国建设农业强国的具体实施提供借鉴。

当前，全球粮食安全面临诸多不确定性因素，自然灾害频发、贸易政策不稳定、农业资源保护利

^①习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：新华社，第 31 页。

^②参见《中共中央 国务院关于做好 2023 年全面推进乡村振兴重点工作的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2023-02/13/content_5741370.htm。

用不充分等问题突出,面对如此严峻复杂的国际形势,积极推动粮农领域的国际合作和农业贸易发展,对促进全球粮食安全与农业可持续发展具有重要意义。中央财经大学经济学院于爱芝在题为《中非农业贸易合作的趋势、制约与合作创新》的主旨报告中以油料产业为例,从贸易的事实和典型特征入手,论述了中非的油料合作趋势以及目前双边贸易合作存在的挑战和制约,并总结贸易合作最重要的是重视政府、国际组织、行业协会和私营部门等多主体协同,鼓励私营部门创新。农业农村部管理干部学院农业农村法治研究中心杨东霞和陈素华从域外粮食安全立法的发展趋势出发,总结了国际粮食安全的立法实践。他们指出,域外的粮食安全立法有丰富的经验值得中国借鉴:首先,粮食安全的权利概念是粮食安全法律保障的基石,当前域外粮食安全主要通过“食物主权”“粮食权”实现其法律保障。新冠疫情暴发以来,美国、德国、英国、澳大利亚等国都通过立法积极维护国际粮食安全,解决国家食品和农业系统中存在的问题。其次,世界农业强国在重视农业供给的同时,尤其重视农业可持续发展能力的提升,通过制订计划、政策等方式提升环境立法标准,将农业生产要素纳入环境立法规范,重点强调保护物种多样性的重要性。再次,美国、英国、日本均十分注重农业供应链全链条监管,通过农业农村法治全方位保护农业和食品全产业链上下游的事前、事中和事后过程。最后,多国着眼于数字化对粮食安全的影响,利用数字化技术赋能农业发展。基于对域外主要发达国家粮食安全立法实践的分析,他们进一步提出了完善中国粮食安全法治保障体系的主要路径:一是建立多层次粮食主权体系的基本法律框架;二是加强农业农村可持续法律机制建设;三是健全粮食产业链供应链安全法律制度;四是积极探索农业数字化转型方面的立法。

日本作为资源相对匮乏的农业发达国家,在统筹人多地少这一现实矛盾方面积累了丰富经验。中国社会科学院农村发展研究所曹斌就日本农村集体经济组织资产的形成、类型、管理主体、使用模式、管理方式等方面进行了分析和探讨,研究发现:日本农村集体经济组织一方面属于无限责任组织,成员间利益联系紧密,相互承担无限连带责任;另一方面采取民主管管理有助于保障全体成员的合法权益。同时,日本在落实新内生发展方面也取得了乡村振兴的成功经验。广西财经学院经济与贸易学院覃梦妮和赵心童聚焦于日本“以内为主,内外结合”的新内生发展理论,梳理了其理论发展脉络,通过对宫城县仙台市伊豆沼农场的分析,构建了“自立—认同—参与—资源—创新”的新内生发展整体框架,总结日本新内生发展模式在乡村振兴中的实践路径。在人才振兴方面,日本长期关注农民专业技术与经营方面的教育,最为显著的特征就是在各县设置农业大学校。湖州学院经济管理学院白素香、横滨国立大学经济学院倪卉和龙谷大学经济学部河村能夫分析了日本京都府立农业大学校入校学生生源及就业情况,梳理了其办学理念、课程设置、学生就业促进举措。他们认为,中国的农业学校也应设置特色鲜明的专门农业学校,明确教学目标,丰富教学内容,强化理论与实践,对学生的毕业去向进行有针对性的指导,帮助学生继续升入农业高等院校或者直接就职于农业企业,培养专业农业人才。

安徽财经大学法学院许俊伟总结了近现代美国、德国、法国、日本、俄国等主要国家农民合作的发展流变,他指出,美国在“新一代”农业合作社中重点强调对农产品分工的高度整合,实行封闭式管理,力图通过垂直联合的规模经济效益来增加收益,并及时向社员返还利润。德国农民合作社在现代管理上趋于企业化、数量上趋于下降化、规模上趋于大型化、经营上趋于专业化、分配上趋于多样

化。同时，德国为促进农民合作社的良性发展搭建了四轮驱动的保障体系：一是在欧盟框架下形成七层农民协会，保障农民主体地位；二是建立了完善的社会保险制度；三是构建了覆盖农业职业教育、农业推广、动物疫病检疫与监控、农产品流通、农业金融五大子集的农业社会化服务网络；四是依靠健全的公共信用信息系统和私营信用服务系统营造良好的社会诚信环境。这些国家的农民合作发展历程对于乡村振兴下保障中国农民发展权具有借鉴意义。许俊伟提出，中国未来发展可以从壮大农村集体经济、提升农村治理效能、优化农村社会保障等方面入手，促进农民集体发展权的实现。

综上所述，中国应从本国实际出发，根据自身农业发展特点，借鉴各国的农业发展经验，真正探索出一条符合中国国情的、正确的现代农业强国道路。

二、中国农业强国建设面临的突出难题

改革开放以来，中国农业发展取得了举世瞩目的成就，中国成为名副其实的农业大国。但中国社会科学院农村发展研究所魏后凯指出，除供给保障能力外，中国农业的整体国际竞争力不强，在生产效率、科技创新、资源利用等方面均存在不足，与世界公认的农业强国尚有一定差距。结合与会专家学者关于世界发达国家的农业发展经验以及中国农业各领域的发展状况的讨论，笔者梳理发现，目前中国农业强国建设面临粮食安全基础尚不稳固、农业产业组织能力有待提高、城乡要素资源配置不平衡问题尚待破解、农业国际竞争力相对薄弱等方面的难题。这些问题既是中国农业强国建设的困难和挑战所在，也是中国加快农业强国建设应重点突破的方向。

（一）粮食安全基础尚不稳固

当前，中国粮食生产在资源安全与生态环境等方面仍面临诸多挑战，粮食安全基础尚不稳固。在资源约束下，保障耕地资源成为保障粮食安全的根本。由于农户在农业生产过程中高度依赖化肥、农药等化学物质以及长期采用“粗放型”耕地生产经营模式，耕地质量明显退化，基础地力后劲不足。东北农业大学经济管理学院崔钊达和余志刚表示，传统的耕作方式如长期翻耕等对粮食可持续生产和环境的负面影响逐渐暴露，粮食产量增长速度趋缓。例如，玉米长期连作导致土壤加速退化，对耕地产能和国家粮食安全造成严重威胁。中国人均耕地面积只有世界平均水平的 1/3，且面积在不断减少、质量在不断退化，部分地区耕地“非农化”“非粮化”问题也十分严重。西北农林科技大学经济管理学院查建平、郑少锋等从农业成本角度分析农地“非粮化”问题的原因，他们认为：中国城镇化快速推进，使得农业生产资料和劳动力价格上涨以及农地租金上涨，致使种粮成本攀升，粮食生产利润空间狭小。在环境约束下，化学投入品的利用效率和垃圾、污水的处理率亟待提高，生态保护压力依然存在。西北农林科技大学经济管理学院李园园、柴朝卿等人发现，由温室气体排放导致的全球气候变暖问题不断加剧，传统耕作制度下高投入、高产出、低效率的农业生产模式会带来如环境污染、资源浪费、耕地质量退化等农业生态环境问题，并且极端天气的频发对粮食生产也造成了负面影响，严重制约了农业可持续发展和社会经济的稳定。

（二）农业产业组织能力有待提高

中国农业高度分散，产业化、组织化、社会化水平低，农业产业链、供应链、价值链韧性亟待提

升，小农户仍是乡村产业发展的重要经营主体。南京林业大学经济管理学院高强和丘斌清指出，中国小农户数量众多，但组织化程度低，小农户农业生产面临生产水平低、粮食供应不稳定、机械化程度低等发展局限性。培育新型农业经营主体成为提升农业产业组织能力的重要途径。目前，虽然中国新型农业经营主体不断发展壮大且成效显著，但整体上仍处于成长期，各类经营主体联合不够、协同发展能力不足、合作共赢关系不牢靠。小农户与新型经营主体的利益联结机制目前尚不成熟，致使二者无法共同分享农业产业链、供应链、价值链带来的增值收益。发展新型农村集体经济是建设农业强国的重要抓手，尽管农村集体产权制度改革表面上对产权进行了细分，明确农民对集体产权按份或按股占有，但仍存在由产权模糊所带来的农民处置权与占有权不对等问题。安徽大学中国乡村振兴研究院高歌分析发现，农村集体产权制度改革引致产权细碎化和强排他性，导致农民滋生产权“幻象”，弱化了村庄集体行动。在全面推进乡村振兴和加快建设农业强国的背景下，发展新型农村集体经济和新型农业经营主体仍面临诸多问题，农业分散经营格局的内源困境亟待解决。

（三）城乡要素资源配置不平衡问题尚待破解

在城乡二元结构仍较突出的背景下，中国农村要素市场尚不健全，人才、土地、资金等要素流动受限，与农业强国建设对资源要素高效配置的要求也存在一定差距，同时，农村基本公共服务和社会保障体系与城市相比有待完善。安庆师范大学经济与管理学院彭长生、黄兴宇等指出，一方面，中国大量的青壮年劳动力快速向非农产业转移，农村劳动人口老龄化和女性化趋势逐渐明显；另一方面，农村地区“老年人不愿种，中年人不会种，年轻人不提种”的现象普遍，“无人种地”“土地非粮化”问题突出。人才缺失、土地资源盘活困难等问题成为中国农业农村发展的障碍。与此同时，各类资源要素单向地从农村流向城市，使得城乡间居民收入、公共基础设施和教育医疗等服务供给差距加大，农民工市民化成本增加。例如，上海财经大学财经研究所张锦华、龚钰涵以及南京财经大学经济学院陈博欧指出，目前农村流动人口从最初的“个人迁移”模式转变为“举家迁移”模式，对优质公共服务和基础设施的需求在逐渐增加。但受到相对严格的户籍制度约束和相应的资源配置条件限制，流动人口无法在城市落户，导致其无法享有与市民同等的就业、住房、社会保障和其他公共服务待遇，城市农民工市民化陷入艰难境地。中国社会科学院大学应用经济学院肖雪和中国社会科学院农村发展研究所胡冰川发现，相比于城市，广大农村地区公共基础设施的可及性和普惠性偏低，养老抚幼资源供给还不够充足，养老服务水平较低，公共教育资源投入有限且质量不高。因此，在不平衡中促进城乡要素资源的再平衡，成为当前中国城乡融合发展阶段面临的主要困境。

（四）农业国际竞争力相对薄弱

中国自加入 WTO 以来，国际农产品价格天花板、国内农产品生产成本地板、世界贸易组织规则黄线等均对中国农业发展形成制约。就世界农业强国的发展经验来看，农业竞争力主要体现在价格、质量、信誉以及市场占有率等方面，其中价格是农产品国际竞争力的基本要素。浙江工业大学经济学院孙林和徐闻缘表示，中国农产品生产成本不断攀升，出口企业处于“低价格加成率陷阱”之中，农产品在开放的世界农产品市场中竞争力明显不足。他们认为，提升企业出口定价能力的重大阻力是国际贸易中的信息不对称问题。由于受贸易双方空间距离、语言差异等因素影响，国际市场中广泛存在

产品质量信息不对称现象，在此情况下容易产生低端产品驱离高质量产品的逆向选择，严重阻碍企业真实产品质量信息传递，导致中国制造长期面临低端锁定困境。此外，近年来，国内外形势复杂多变，中国农业政策与贸易规则的问题也越来越引起国际关注，对中国建设农业强国提出了更多挑战。南京农业大学经济管理学院李天祥、臧星月和朱晶表示，国际范围内中国农业支持领域的诉讼和纠纷已步入高发期，不同案件对“黄箱”支持补贴测度的核心指标——市场价格支持的计算依据存在巨大分歧。中国农业支持政策空间受到限制，未来农业支持政策受到的约束可能更多。

除以上难题外，中国农业强国建设可能在前沿科技应用推广、农业可持续发展能力建设等方面也亟待突破，囿于2023年会论文选题和会议时间的限制，这些问题未在本次会议中展开详细论述，学者和专家未来可以做进一步探讨和总结。

三、中国加快建设农业强国的路径探索

中国要建设的农业强国，既要有世界农业发达国家的共同特征，也要有基于现实国情农情的中国特色。在全面建设社会主义现代化国家的过程中，农业是基础、是支撑。因此，必须加快建设农业现代化强国，筑牢中国式现代化的农业根基。如何建设农业强国，与会者围绕不同主题开展了深入的学术交流：从短期来看，农业强国建设应尽快夯实国家粮食安全根基，多角度提升农业产业发展韧性，促进城乡要素流动，加快推进县域城乡融合发展；从中长期来看，农业强国建设应以科技为引领，以绿色发展为导向，强化科技支撑，加快农业绿色低碳转型，让中国农业在全球贸易市场中形成有力的国际竞争优势。以下是对中国从农业大国迈向农业强国的探索路径的简要综述。

（一）全方位夯实国家粮食安全根基

推进中国特色农业强国建设，必须充分彰显农耕文化蕴含的时代价值。2022年中央农村工作会议中习近平总书记高度评价了农耕文明对建设农业强国的独特价值和重要意义。习近平总书记强调，建设农业强国要“体现中国特色”“赓续农耕文明”^①。农耕文明作为中华文明的主体部分，是中华民族之根，其所蕴含的人地和谐的生态思想、和睦互助的文明观念，积累的选育、栽培、储存的技术经验，创造的农事节气，已经成为现代农业发展鲜明的文化基因。安徽农业大学外国语学院刘晓萍基于农学典籍视角，从返本和开新两个角度探索强国之路：一方面，以《农政全书》为例，通过溯求其译介历程，充分彰显西向传播进程中中国古代农学典籍对国外重农学派和重农主义思想的影响；另一方面，强调典籍保护的重要性，倡导对外传播和交流，努力实现“创造性的转化”“创新性的发展”，促进传统农耕文明与以工业化、城镇化发展为特征的现代文明相互融合。新征程上，要将发挥农耕文明的历史优势与现代文明要素结合起来，建设有中国特色的农业强国。

粮食安全是国家安全的底板，确保粮食和重要农产品稳定供给是国家的重大战略。中国农业大学经济管理学院何秀荣在题为《粮食安全观的国际启示》的主旨报告中，一方面从国内和国外两个层面

^①资料来源：《习近平在中央农村工作会议上强调 锚定建设农业强国目标 切实抓好农业农村工作》，《光明日报》2022年12月25日01版。

深入分析了以人均 400 千克作为中国粮食安全基准线的合理性；另一方面从国际视角出发，强调要考虑不同国家的人口容量、饮食文化、消费习惯以及粮食的浪费程度等，避免对粮食安全的判断产生严重的偏差。耕地作为粮食生产之基，是维持国家粮食安全和社会稳定的最基本保障。查建平等学者从保障耕地数量的角度出发，运用 Dagum 基尼系数、冷热点分析、空间计量模型等，对比分析了粮食主产区与非粮食主产区耕地“非粮化”的空间差异、空间关联和影响因素。他们发现，非粮食主产区耕地“非粮化”水平呈上升态势，而 2019 年以后粮食主产区耕地“非粮化”也有上升趋势。因此，他们着重强调，要加强耕地用途管制监管，遏制耕地“非粮化”进一步扩张，同时进一步完善支持政策，建立健全粮食生产利益补偿机制。崔钊达和余志刚基于宏观微观双重视角的研究表明，需要在加强宣传以提高农户认知水平的同时，加快农地制度创新，加强技术研发和创新，加大政策保障力度，构建新型保护性耕作技术推广体系。

完善粮食安全制度框架、强化粮食安全治理水平是中国粮食安全保障能力稳步提升的关键。最低收购价政策、粮食安全责任制度等作为稳定粮食生产、保护和调动农户种粮积极性的重要工具，其实施效果和改革调整效应是社会各界关注的焦点。南京财经大学粮食和物资学院马俊凯、李光泗和中国农业科学院农业经济与发展研究所钟钰利用连续型双重差分法进行检验后发现，粮食安全省长责任制是督促地方政府不断推进粮食安全治理工作的有效途径，该制度能够有效强化地方政府官员的粮食安全责任意识，通过地方政府承诺显著提升粮食安全治理效果和治理能力。同时，贵州大学经济学院朱满德、严西南和李成秀利用 DEA-Malmquist 方法与双重差分模型指出，最低收购价政策的实施有利于小麦全要素生产率的提升，建议坚持和完善最低收购价政策，充分发挥该政策在提升小麦全要素生产率方面的“红利”作用，同时加强育种研发和选育推广，并注重采取综合措施保障生产者的种粮基本收益和积极性，防范对粮食生产和全要素生产率的可能冲击。此外，中国社会科学院政治学研究所陈明就 2023 年 3 月国家乡村振兴局并入农业农村部等新一轮机构改革举措提出了自己的见解，并从产业政策取向、县域城乡融合、乡村治理体系、土地制度改革等多方面阐述了中国农政变革的重要意义。

全面绿色化、低碳化的农业发展方式是破解资源约束和保障粮食安全的关键措施，其中资源节约型和环境友好型的现代农业发展之路是农业绿色低碳发展的核心。西北农林科技大学经济管理学院丁秀玲、陆迁和宁夏大学经济管理学院李立朋从资源节约角度出发，构建农户采纳节水灌溉技术的分析框架，发现同群效应、人际信任水平能够显著促进农户节水灌溉技术采纳行为。他们据此强调，为促进农户绿色生产以及提高技术扩散效率，应重视群体行为的作用，增加群体的信息交流和互助合作机会，营造相互信任的社会环境。江西财经大学经济学院陈苏、陈义凯和周谷珍从环境保护角度出发，以绿肥紫云英为例，基于江西省农户的选择实验数据，运用 Mixed Logit 模型从微观层面探究影响农户紫云英种植意愿的因素。他们认为，加大紫云英新品种研发力度，积极引导农户种植紫云英，能够充分发挥绿肥优势，改善农业生态环境。东北农业大学经济管理学院奚卉彤、许佳彬和李翠霞在研究中国奶牛养殖业过程中发现，构建“政府—市场—养殖主体”的协同发展机制对农业绿色转型具有重要意义。此外，农业作为碳排放的主要贡献者，“双碳”目标的实现离不开农业的深度参与。东北农业大学经济管理学院白子明和李翠霞研究发现，农业生产性服务对碳排放强度有显著的抑制作用，并且

两者间存在以耕地经营面积为门槛的倒 U 型非线性关系。他们建议,应充分发挥农业生产性服务的规模经济效应,引入绿色服务方式,全面推进绿色生产转型,同时鼓励土地规模化流转和集中连片流转,激发土地流转与农业生产性服务协调抑制碳排放的巨大潜力。

（二）全面提升农业产业发展韧性

农业产业链供应链的安全稳定是实现乡村产业高质量发展的重要内容,是保障国家粮食安全的重要环节。海南大学管理学院傅国华在题为《农业产业链运行中存在若干问题的再思考》的主旨报告中,重新思考了农业产业链运行的内在机制,就农业产业链概念发展、产业链利益链接、产业链的好处、链长制以及资源的融合创新等问题进行了阐述。他建议要分类分层次构建人类产业链和跨国空间产业链,制定人类产业链标准,实现农业生产链上的利益同盟,重视农业产业组织的作用,做好农业产业链数字化管理,加强农业的“产+销”一体化。同时,英国约克大学管理学院贾甫对新发展格局下供应链管理进行了分析,发现新冠疫情对农业产业链供应链的影响是全方位的,在新冠疫情背景下,食物供应链中断、居民收入和生计丧失、社会不平等现象扩大、粮食价格不均衡等问题突出。因此,各国政府一方面需将农业粮食体系韧性作为战略要素,多样化地开辟各种减缓疫情冲击的途径;另一方面要注重构建互联互通的农业粮食网络,改变供应源以及运输、营销、投入品和劳动渠道,克服疫情导致的供应链障碍。

构建现代农业产业体系、生产体系、经营体系是推动农业农村现代化的重要支撑。第一,在保障粮食和重要农产品稳定供给的基础上,调整优化各地农业产业结构和区域布局,有助于更好地构建现代农业产业体系。江苏大学管理学院黄曼、庄晋财和桂林电子科技大学商学院李娟通过构建“要素禀赋—共生模式—共生组织—乡村产业融合”的理论框架,深入分析了无锡的芳阳农业和巢湖的“三瓜公社”的要素禀赋优势、共生模式、共生组织和乡村产业融合效果,认为应鼓励城市资本进入适宜的农业领域,培育具备市场竞争力的城乡要素主体,引导城乡要素主体积极调整共生关系。同时,上海市农业科学院农业科技信息研究所周洲和贾磊等通过分析浙江湖州鲁家村、渚山村、荻港村产业融合发展的实践经验,发现乡村产业的高质量发展不仅需要政府加强对乡村产业规划、基础设施建设、公共服务供给、乡村生态保护等方面的政策支持,也需要市场主体和社会力量的积极参与和推动。此外,宁夏大学经济管理学院刘学武等学者提出了促进乡村产业绿色发展的创新路径:一是全面深入探查乡村产业发展要素绿色禀赋;二是创新与推广乡村产业绿色生产技术;三是架构乡村产业结构、产业规模、产业功能;四是创新与构建乡村产业绿色发展的推进机制,进而实质性推进乡村产业绿色发展,加快中国式现代化建设进程。第二,现代农业生产体系的构建离不开农业科技化、机械化和信息化水平的提升。江苏大学管理学院袁鹏和李洪波等发现县域农田宜机化水平能够提升农机户的农机服务供给概率,增加其农机服务供给环节数与供给面积。他们认为,要进一步提升农田宜机化水平,应对农田进行“小并大、短变长、坡改平”的改造,同时加强机耕道建设,扩大农机服务市场规模,促进农业生产全程农机服务供给。第三,建设现代农业经营体系的关键是培育和形成新型农业经营主体。高强和丘斌清从农业经营体系出发,基于中国大国小农的国情,强调建设农业强国需要利用新型经营主体和小农户的互补优势,在二者协同发展的基础上,统筹规划新型经营主体培育发展,健全多元主体

的利益联结机制,进一步优化完善农业经营体系扶持政策,形成健全的现代农业经营体系。西北农林科技大学经济管理学院梁亚文和霍学喜等从规模经营角度切入,基于 Meta 分析发现,土地规模经营、服务规模经营均有助于提高农业生产效率。因此,要因地制宜地推动“双规模”经营,通过服务规模经营打破土地规模经营方式中农业区位条件、农地制度等的限制,二者相互配合有利于充分释放农业生产效率的提升潜力,提高农业综合生产能力。

紧紧把握数字经济发展浪潮,以数字经济赋能中国式农业农村现代化,无疑是加快建设农业强国的战略抓手。数字技术与农业深度融合能够加快农业信息交流和传播,提升新型农业经营主体信息化水平和农民数字化素养。而且,以生产要素为基础的产业创新力和竞争力能够被数字技术激活,有助于提高农业生产效率,促进农业绿色化转型。例如,宁夏大学经济管理学院马蓉辉和李立朋认为,数字素养高的茶农可以利用互联网加强对有机肥的认识,多渠道了解商品有机肥使用安全风险评估知识以及政府相关激励措施,解决商品有机肥采纳过程中的难题,提升有机肥采纳意愿和商品有机肥采纳程度。安徽农业大学金佳利用安徽省六县的实地调研数据研究发现,电子商务的普及有助于提高家庭农场的生产效率。宁夏大学经济管理学院石荣和唐艺婧基于国际视角发现,“一带一路”沿线国家数字化发展对农业绿色全要素生产率存在显著的促进作用。他们认为,充分发挥数字经济的优势需要开展差异化、动态化的数字农业交流和合作,积极改善农村地区的信息基础设施,支持农业科技创新,加强对农民和农业从业人员的数字化技能培训,加强对数字化发展和绿色农业生产的监管和政策引导。

发展新型农村集体经济是实现中国式农业农村现代化、加快建设农业强国的重要依托和必要举措。农业农村部管理干部学院温啸宇和彭超从理论角度出发,重新审视世界范围内集体农庄制度变迁经验,发现该制度存在忽视异质性和代际社员需求、缺失选择性激励约束以及消极应对外部环境变化等问题。他们建议中国新型农村集体经济组织需以共同富裕为目标,在努力提升经济发展水平的同时,始终坚持公平的底线思维,加强政府引导与农民主体性相结合,建立符合市场经济要求的集体经济运行机制。宁夏大学经济管理学院马平和王满旺通过实地调研和访谈等方式,探索宁夏隆德县李士村集体经济发展中多元主体的参与程度;运用扎根理论构建发展困境模型,发现当地村集体经济发展在政府、合作社、村干部、村民等层面存在制约因素。他们认为,提升多元主体的协同能力,强化政府对村集体的政策支持,充分发挥社会性力量构建稳定和谐的利益联结机制,扎实推进农民农村共同富裕。

(三) 全面促进城乡要素流动

畅通城乡要素自由流动是解决中国式现代化进程中城乡发展不平衡、农村发展不充分问题的重要路径。一方面,需要推进城乡基本公共服务的均等化、社会保障的一体化;另一方面,需要加快破除城乡之间劳动力合理流动的制度藩篱。

在教育方面,张锦华等学者从随迁子女教育准入视角出发,系统评估了流动人口长期留城的意愿以及市民化决策。他们指出,设置随迁子女入学门槛等公共服务相关的户籍歧视,并不是疏解超大城市中心区域劳动力和实现人口管制的有效途径。因此,为促进城乡教育服务均等化,流入地城市要解放思想、增加教育供给;各地要分层次自主探索教育制度改革;政府应加快完善居住证制度,落实基本公共服务常住人口全覆盖;地方公共服务供给必须以相关领域事权与支出责任划分的完善为条件,

做大并分好教育公共服务的蛋糕。

在养老保障方面，肖雪和胡冰川就居住模式对农村老年人幸福感的影响进行了探讨。研究发现，对于高龄、健康状况较差、无配偶的农村老年人来说，亲子同住仍是最优养老选择；但亲子同住会对低龄、健康状况较好、有配偶以及无家庭成员外出务工的农村老年人幸福感产生抑制作用。因此，他们建议在老龄化背景下针对不同农村老年群体构建多元化的养老体系来保障农村老年人的福利。

在劳动力流动方面，宁夏大学经济管理学院杨国涛和张特从收入维度考察了农村居民的流动性，发现中高收入群体流动性相对稳定，农村低收入人口的流动性较强。同时，闽南师范大学法学院黄云凌在移民融入理论框架下探讨了居住选择对农民工城市融入的影响，他发现居住选择对农民工城市融入的影响是通过社区能力等多个维度来实现的。居住地的经济社会属性会影响农民工的就业机会和经济融入，社区的人口结构、居住环境也会与社会交往、组织参与和文化习得等产生关联，最终决定了农民工对城市生活的适应程度和心理认同。他指出，建设良好居住环境和加强社区服务，能够提高农民工的生活质量，给农民工家庭带来实质性福利和发展机会，因此要加快健全农业转移人口市民化配套政策体系，确保农民工在城市落得下、稳得住、过得好。

（四）全面增强农业国际竞争力

提升农产品在国际贸易中的话语权，增强国际风险防控能力，深化国际合作，是中国积极融入国际贸易体系、构建对外投资开放新格局与促进农业可持续发展的重要举措。

第一，中国作为全球最大的商品贸易国之一，需要充分发挥农业资源禀赋的比较优势，强化在资源密集型、劳动密集型、资本密集型、技术密集型等农产品出口方面的国际竞争力。与此同时，提升农业品牌、质量和服务竞争力也是中国外贸转型升级的关键路径。孙林和徐闻缘基于国际贸易中的产品质量信息不对称问题，使用 2001—2013 年中国工业企业数据库、中国海关数据库和手工整理得到的地理标志食品数据库，探讨了地区质量声誉对企业出口定价能力的影响。他们强调，中国食品企业应积极利用国外高标准高品质市场，主动提升生产技术，不遗余力提高自身食品的出口质量；同时政府要辅助增加对公共物品的地区质量声誉以及行业质量声誉的关注和培育，加强地理标志产品认证，打造区域公共品牌，通过国家地理标志农产品发挥品牌的扩散效应。

第二，在贸易保护主义、地缘政治冲突等交织的国际背景下，把握好农业开放力度和节奏、增强农业风险防控能力对于助力农业高质量发展具有重要意义。汇率波动是影响农业发展的外部因素之一。华南农业大学经济管理学院周超、王家兴和米运生通过研究中国农业产业链的外汇风险暴露特征及其影响因素，强调在人民币汇率双向波动背景下，认识和防范中国农业产业链的外汇风险既要考虑人民币汇率双向波动特征，也要考虑农业产业链各环节的异质性。此外，中国农业科学院农业经济与发展研究所孙东升在题为《中国食品安全监管措施对农产品贸易的影响》的主旨报告中，重点强调了安全监管对于防范风险的重要性。他指出，对于出口国政府，要建立更加全面的食品安全监管信息发布平台，帮助贸易企业了解食品安全监管的政策变化、提高食品安全水平、满足安全监管标准；对于出口国的行业协会，需要加强与中国行业协会的沟通，减少由信息不畅通引发的贸易问题；对于中国国有企业，在开展国际贸易中要时刻监督农产品和食品的质量问题，承担好社会责任。

第三, 深化农业领域的多边交流、科技合作以及对外援助等, 抢抓“一带一路”、《区域全面经济伙伴关系协定》(Regional Comprehensive Economic Partnership, RCEP) 等发展机遇, 营造良好的开放合作氛围。例如, 农业科技合作作为“一带一路”农业合作的重要领域, 是促进中国和沿线国家深入合作交流、共建利益共同体和命运共同体的重要途径。宁夏大学经济管理学院张格格和马静等通过分析中国农业科技国际合作的总体状况与发展趋势, 结合安徽、广西、陕西农业科技国际合作的成功模式, 深入探究了宁夏开展农业科技国际合作的发展路径。他们强调, 宁夏应积极把握“一带一路”建设契机, 利用区位优势, 加强与中亚地区的交流与合作, 进一步拓展“走出去”的发展空间。宁夏大学经济管理学院杨韶艳和景露利用 GTAP 模型研究了 RCEP 对中国农产品经贸的影响, 发现 RCEP 的签署能够带动中国及其他 RCEP 成员国的经济增长; 并且, 随着技术性贸易壁垒削减幅度的增加, 居民消费水平、福利水平以及总进出口额均出现了大幅度的提高。他们据此建议, 要持续深化 RCEP 成员国之间的农业合作, 充分发挥贸易创造效应, 并制定分阶段、分程度、分产品的技术性贸易壁垒削减方案, 推动中国农业高质量发展。

四、总结与展望

本次学术研讨会上, 与会专家学者围绕“建设农业强国的国际经验和中国探索”这一主题, 针对建设农业强国的国际经验、中国农业强国建设面临的突出难题以及加快建设农业强国的路径探索 3 个方面进行了广泛而深刻的讨论。通过总结农业发达国家的发展实践经验, 可以发现, 中国正处于建设农业强国“爬坡过坎”的关键阶段, 目标任务仍然十分艰巨。对此, 参会代表深入剖析了中国实现农业强国的现实基础和主要障碍, 并对如何稳固保障粮食安全底板、优化农业产业组织能力、破解城乡要素资源配置不平衡、增强农业发展内在动力和国际竞争力等问题给予较好的回应, 为制定中国农业强国建设规划提供了决策参考。

中国目前面临着实现农业现代化和建设农业强国的双重任务, 学术界急需针对农业强国指标概念的内涵与外延、衡量农业强国的指标体系以及农业现代化与农业强国的关系等问题做出进一步回应, 避免理论内容的偏失影响到实际工作的实施。期待农业经济领域的专家学者就这些问题展开相关理论和实践研讨, 为更好地增加农民福祉、加速农业现代化进程、助力中国农业强国目标的实现提供中国智慧。

(作者单位: 宁夏大学经济管理学院)

(责任编辑: 尚友芳)