

WORLD AGRICULTURE

世界农业

- ★中文社会科学引文索引(CSSCI)扩展版来源期刊
- ★中国知网(CNKI)数据库全文收录
- ★中国人文社会科学期刊AMI综合评价A刊扩展期刊
- ★中国农林核心期刊
- ★国家新闻出版广电总局第一批认定学术期刊

主管单位 中华人民共和国农业农村部
主办单位 中国农业出版社有限公司
指导单位 农业农村部国际合作司
协办单位 农业农村部对外经济合作中心
农业农村部农业贸易促进中心
(中国国际贸易促进会农业行业分会)
农业农村部国际交流服务中心
中华人民共和国常驻联合国粮农机构代表处
中国人民大学农业与农村发展学院

刊名题字：吴作人
1979年创刊
月 刊



世界农业编辑部
微信公众号

总字第 523 期
2022 年第 11 期

世界农业 编辑委员会

主 任 马有祥

副 主 任 (按姓氏笔画为序)

广德福 马洪涛 朱信凯 刘天金 杜志雄 何秀荣 张陆彪 顾卫兵 隋鹏飞

委 员 (按姓氏笔画为序)

王林萍 韦正林 仇焕广 孔祥智 叶兴庆 司 伟 吕 杰 朱 晶 朱满德 刘 辉
刘均勇 李先德 李翠霞 杨敏丽 吴本健 宋洪远 张林秀 张海森 张越杰 陈昭玖
陈盛伟 苑 鹏 罗小锋 罗必良 金 轲 金文成 周应恒 赵帮宏 赵敏娟 胡乐鸣
胡冰川 柯文武 姜长云 袁龙江 聂凤英 栾敬东 高 强 黄庆华 黄季焜 程国强
蓝红星 樊胜根 潘伟光

主 编 胡乐鸣

副 主 编 张丽四

执行主编 贾 彬

责任编辑 卫晋津 张雪娇

编 辑 吴洪钟 汪子涵 陈 璿 程 燕 林维潘

SHIJIE NONGYE

出 版 单 位 中国农业出版社有限公司

印 刷 单 位 中农印务有限公司

国内总发行 北京市报刊发行局

国外总发行 中国出版对外贸易总公司
(北京 782 信箱)

订 购 处 全国各地邮局

地 址 北京市朝阳区麦子店街 18 号楼

邮 编 100125

出 版 日 期 每月 10 日

电 话 (010)59194435/988/990

投 稿 网 址 <http://sjny.cbpt.cnki.net>

官 方 网 址 <http://www.ccap.com.cn/yd/zdqm>

定 价 18.00 元

广告发布登记:
京朝工商广登字 20190016 号

ISSN 1002 - 4433

CN 11-1097/S

◆凡是同意被我刊发表的文章,视为作者同意我刊将其文章的复制权、发行权、汇编权以及信息网络传播权转授给第三方。特此声明。

◆本刊所登作品受版权保护,未经许可,不得转载、摘编。

优化农机补贴政策的国际经验与启示

..... 李禛然 雷 泽 高 鸣 (5)

农业视角下加入 CPTPP 对中国经济和产业的影响研究

..... 尹文渊 王世鹏 刘艺卓 (14)

贸易政策不确定性与中国企业农产品出口扩大

..... 杨晓云 刘 鑫 (24)

日本水产种质资源管理制度对中国的启示研究

..... 李木子 任同军 曾 雅 (37)

基于 Super-SBM 模型的几内亚湾农业生态效率及其影响因素分析

..... 吴其玥 吴兆丹 瞿思雨 等 (47)

农村宅基地治理的政策红利、实践成效及因素探析

——基于山东省 D 县的“一户多宅”治理实践

..... 王燊成 刘宝臣 (60)

参加合作社能否促进粮农的绿色生产技术采纳行为?

——基于内生动力和外部约束视角

..... 朱 鹏 郑 军 张明月 等 (71)

耕地多功能与农业绿色全要素生产率的耦合协调发展研究

..... 张丝雨 胡伟艳 赵 可 等 (83)

数字技术对农户生计策略选择的影响

——基于农户心理状态的调节效应

..... 刘建国 苏文杰 (98)

“三权分置”改革的法治构建

——以赋权、分权为视角

..... 张 宇 王丽娜 (113)

其他

国际粮农动态：常驻联合国粮农机构大使出席 FAO “世界棉花日”庆祝活动并致辞 (120)

2022 年 10 月世界农产品供需形势预测简报 张红玲 (121)

联合国粮农组织人力资源状况调研报告 朱宝颖 李航浩 李 熙 等 (127)

《农业高水平对外开放：中国模式与路径》读后感 何秀荣 (132)

- International Experience and Enlightenment of Optimizing Agricultural Machinery Subsidy Policy
..... *LI Zhenran, LEI Ze, GAO Ming* (13)
- Study on the Impacts of Joining CPTPP on China's Economy and Industry from the Perspective of Agriculture
..... *YIN Wenyuan, WANG Shipeng, LIU Yizhuo* (23)
- Trade Policy Uncertainty and the Expansion of Chinese Enterprises' Agricultural Exports
..... *YANG Xiaoyun, LIU Xin* (36)
- A Study on the Inspiration of Japan's Aquatic Germplasm Resource Management System for China
..... *LI Muzi, REN Tongjun, ZENG Ya* (46)
- An Analysis of Agricultural Ecological Efficiency and Its Influencing Factors in the Gulf of Guinea Based
on Super-SBM Model
..... *WU Qiyue, WU Zhaodan, QV Siyu, et al* (59)
- Analysis on Policy Dividend, Practical Effect and Factors of Rural Homestead Governance
—Based on the Management Practice of “One Family With Multiple Houses” in D County of Shandong Province
..... *WANG Shencheng, LIU Baochen* (70)
- Can Participation in Cooperatives Promote the Application Behavior of Green Planting Technology
by Grain Farmers?
—Based on the Perspective of Endogenous Motivation and External Constraints
..... *ZHU Peng, ZHENG Jun, ZHANG Mingyue, et al* (82)
- Study on the Coupling and Coordinated Development of Multifunctional Cultivated Land and
Agricultural Green Total Productivity
..... *ZHANG Siyu, HU Weiyan, ZHAO Ke, et al* (97)
- The Impact of Digital Technologies on Farmers' Livelihood Strategy Choices
—Based on the Regulatory Effect of Farmers' Psychological State
..... *LIU Jianguo, SU Wenjie* (112)
- The Construction of Rule of Law in the “Separation of Three Powers” Reform
—From the Perspective of “Empowerment” and “Decentralization”
..... *ZHANG Yu, WANG Lina* (119)

优化农机补贴政策的国际经验与启示

◆ 李桢然¹ 雷泽² 高鸣²

(1. 中国财政科学研究院 北京 100089;

2. 农业农村部农村经济研究中心 北京 100810)

摘要: 农机补贴政策是国家强农惠农政策的重要内容,对农业机械化发展有着重要的促进与导向作用。在推进中国农机补贴政策进一步完善优化的过程中,其他国家有益的补贴经验具有重要借鉴意义。本文对欧盟、日本、印度等国家和组织的农机补贴政策,从财政直补、信贷优惠、税收减免等方面进行了归纳分析,发现欧盟的补贴主要依托农业合作组织开展、日本的补贴聚焦丘陵山区的农机发展、印度则依赖财政的大额支持。同时,本文结合各国国情分析了其补贴政策对中国的适用价值。此外,本文系统总结了中国的农机补贴政策,并与国外进行对比分析,发现中国的农机补贴仍存在补贴政策体系不完善、补贴种类不均衡、补贴标准较低等问题,需要进一步优化完善。在此基础上,本文从优化补贴模式、细化补贴范围、完善补贴标准三方面提出了针对中国农机补贴体系现有问题的具体改进建议。

关键词: 农业机械化; 农机补贴政策; 国际经验

DOI: 10.13856/j.cn11-1097/s.2022.11.001

1 引言

2004年起,中国实施农机购置补贴政策,农机购置补贴专项被纳入国家“三补贴”政策。中国农业机械化水平实现大幅提升^[1]。为了更加有效地推进农业机械化发展,国家财政对农机补贴的支持力度逐步增加,补贴范围也逐渐扩大。2004—2019年,国家财政用于购机补贴的资金从7 000万元增加到184亿元^①,补贴机具种类也由2004年的6种^[2],增加到2021—2023年的15大类44个小类172个品目。但在农业机械化整体水平快速提升的同时,部分地区基础设施建设进度滞后^[3]、农机化区域发展不均衡、对农民收入拉动作用

收稿日期: 2022-08-08。

基金项目: 国家自然科学基金项目(71803094),中央农办、农业农村部乡村振兴专家咨询委员会软科学课题(202117)。

作者简介: 李桢然(1998—),女,山东枣庄人,硕士研究生,研究方向: 农业经济理论与政策, E-mail: lzrdejv@163.com; 高鸣(1989—),男,湖南汉寿人,博士,副研究员,研究方向: 农业经济理论与政策, E-mail: gaoming@agri.gov.cn。

通信作者: 雷泽(1996—),男,新疆哈密人,硕士研究生,研究方向: 农业经济理论与政策, E-mail: leize@agri.gov.cn。

① 数据来源:《中国农业机械工业年鉴》、国家统计局。

减弱等矛盾依旧突出^[4]。2022 年中央一号文件指出：“实施农机购置与应用补贴政策，优化补贴兑付方式。”那么，现有政策体系存在哪些不足？其他国家有哪些值得借鉴的成熟经验？如何增强农机补贴政策的针对性拉动作用？这些问题的研究与回答，对于进一步优化农机补贴的政策机制与实施模式、加快国家农业机械化发展进程、推动乡村振兴取得新进展具有重要意义。

考虑到世界各国农业生产模式及农业机械化水平存在较大差异，为全面介绍各国推动农业机械化发展的财政补贴政策与补贴模式，本文所指的农机补贴范畴包括购置补贴、信贷优惠、税费减免以及科研投入等多种形式。近年来，国内外学者对于农机补贴政策从多方位展开了研究探讨，可分为以下三个方面。

第一，关于农机补贴政策作用机制的研究。有学者认为，农业机械补贴能有效提升农机装备水平^[5]，吸引农户开展农机作业服务的经营活动，增加农业机械供给总量。相较于资金雄厚、种植规模大的强势农户，购置补贴对弱势农户会产生更强烈的诱致性影响^[6]。并且，农机补贴政策会产生替代与收入效应、引发乘数效应，促进农机总动力的提升和农业总产值的增长^[7]。周振等在研究农业机械化与农民收入的关系时，引入农机购置补贴政策作为关键自变量，认为农机购置补贴对粮食产出有明显的促进作用，能够显著提高农民收入与农业机械化水平^[8]。

第二，关于中国农机补贴政策存在的问题的研究。学者们总结中国农机补贴政策的不足主要有三点：一是补贴名额与力度不足。从补贴主体来看，补贴名额不能全覆盖，部分农户的补贴需求难获满足；从补贴对象来看，补贴以大中型机具为主，普通农户难以负担^[9]。二是农机补贴政策导向性不足。当前农机购置补贴市场产业相对分散，低端产品生产过剩而高端产品不足，补贴政策的精准性有待加强^[10]。三是农机补贴政策与其他相关政策的衔接不足。农机购置过程获得补贴的同时，基础设施建设、大型农机购置贷款及地方农机部门的工作经费等却不能跟上，严重影响了补贴政策的实施效率^[11]。

第三，关于国外农机补贴政策经验的总结。在日本，土地改良工程与农业生产方式为农业机械化提供了良好基础，日本政府的政策法律支持及高额的农机补贴比例有力促进了农业机械化的发展^[12]。韩国积极完善农机补贴相关法规，从 20 世纪 60 年代起为各类农业机械提供价格补贴、贷款优惠等政策，同时鼓励各类农机互助组织的成立^[13]。美国农业合作社为农场主提供购机资金^[14]。欧盟的共同农业政策为农民提供多方位直接补贴，如绿色补贴、青年农民补贴、小农场补贴等^[15]。部分学者认为政府在实施农机具支援计划时，应当对接受援助者进行严格的筛选，充分考虑对接受援助者进行培训、指导和监督的预算可用性，进一步研究援助行为对扩大种植面积、收获面积、生产力和产量的影响以增加援助效益^[16]；也有学者认为，可以根据农业机械拥有者的特征提升政府补贴的针对性，鼓励其成为机械服务提供者，进一步带动农村社会服务业的发展^[17]。

综上，学者们在农机补贴相关领域形成了丰富的研究成果，但不足之处在于：一是对农机补贴政策的国际经验进行研究时，大多是对发达国家的政策机制进行分析，对发展中国家则少有涉猎；二是对国外政策的讨论相对宽泛，少有文献对各国农机补贴的政策背景以及中外实际国情进行对比研究；三是对中外农机补贴政策具体内容的多角度对比分析比较缺乏，在提出中国政策优化建议时针对性不足。

基于以上观点，本文进一步丰富研究样本，选取机械化发展水平较高的欧盟发达国家以及与中国地缘相近、国情具有一定相似性的日本和印度为研究对象。对这些国家的农机补贴政策及出台背景进行总结，并结合各国国情的异同分析相关政策对中国的适用价值。从补贴模式、补贴范围、补贴标准三方面与中国现有政策进行对比分析。最后，结合中国国情，提出针对性政策实施建议。

2 国外农机补贴政策的经验启示

2.1 欧盟：依托农业合作组织的农机补贴模式

欧盟成立初期，成员国工业、农业发展速度远落后于经济建设速度。为加快成员国农业发展，欧洲共同体于 1962 年开始实行共同农业政策。欧盟并未发布直接与农业机械挂钩的补贴政策，对各国农业机械化建

设的支持主要通过共同农业政策实现。共同农业政策的补贴体系分为两部分,包括欧洲农业担保基金(EAGF)和欧洲农村发展基金(EAFRD)。前者着力提高区域农业的生存和发展能力,其中的青年农民支持计划,鼓励青年农民留乡从事农业生产,在改善农业人口年龄结构的同时也间接对农场机械化水平的提升起到促进作用^[18];后者致力于提高各国农业综合竞争力,通过贷款、担保及股权投资等多种金融工具为农村企业和项目提供资金支持。在共同农业政策的支持下,欧盟各国形成了具有本国特色的农机补贴政策体系。鉴于法国是欧盟第一大农业生产国,德国的农机制造业极为发达、是世界农机出口第一大国,英国也是世界上农业机械化程度较高的国家之一,本文主要对此三国进行分析。

法国:第二次世界大战结束后,法国加速推进农业现代化,并在20世纪50—70年代基本完成机械化普及的目标,农业合作组织是其实施农机补贴政策的重要支撑。法国农户自发成立了名为“居马”(CUMA)的新型农业设备使用合作社,专门进行农业机械的集体购买与使用。政府为农机合作社积极提供财政补贴与信贷优惠支持。对于新成立的农业机械合作社,法国政府提供不超过3万法郎的启动补贴,并为合作社购买的农机提供15%~25%的价格补助。银行会根据机械种类、作物品种等为合作社提供优惠贷款。合作社一方面有效对接政府资源,另一方面积极组织农民联合、完善农业互助体系、共同发展农机事业。在法国,超过90%农民都参与了集农、工、商为一体的农业合作组织,发达的农业合作体系有利于土地、资金的集中,为机械化的发展创造了良好环境。2013年,法国宣布实施《农业资产竞争力和适应性计划》(Plan de compétitivité et d'adaptation des exploitations agricoles),致力于提升国内农场尤其是畜牧场的竞争力,推动农业生产设备现代化发展。2015—2019年,该计划的总预算资金从3.13亿欧元增加到6.21亿欧元^①,农民在购买节能、生态友好的农业机械时最多可获得60%的补贴支持。

德国:德国的农机制造业极为发达,是世界农机出口第一大国。与法国类似,合作组织是德国推动农业机械化发展的重要工具。德国拥有专业的农机合作组织——“农机环”。该组织搭建起农民与政府沟通的桥梁,帮助农民实现利益最大化。“农机环”通过会员制,对全德国范围内的农业机械进行统计,根据供需情况进行农机调配、费用结算。该组织制定统一的价格标准,并根据市场情况对农机价格实施调控。依托“农机环”的组织带动,德国实施了一系列税收优惠政策。一方面,对农机购置实施税收豁免。德国《机动车辆税法》第3款第7条规定,对农业、林业经营使用的拖拉机、拖车等实施税收豁免政策。据德国政府统计,2019—2022年此项目的税收支出高达4.8亿欧元^②,为20项最大税收支出之一。另一方面,在农机用油方面也同样给予优惠。德国《能源税法》第5章第57款规定,对农业、林业机械使用的能源产品实施能源税减免政策。这一规定有效激励了机械设备的使用。

英国:在2020年脱欧之前,英国的农业机械化发展主要依靠农村生产力小额赠款计划的支持。该计划的资金来源于欧洲农村发展基金,由农村支付局(RPA)支付。该计划在2018—2020年先后进行了三轮资助,为每个农户提供3000~12000英镑的赠款,用于购买设备以提高其农场的生产力。相关赠款可用于支付特定农场设备成本的40%。2021年,英国政府自行设立了农业设备及科技基金,由财政部门出资,为符合条件的农业、园艺、林业、畜牧业设备与技术提供2000~25000英镑的资金支持^③。合作组织方面,英国也从德国引入了“农机环”的合作模式,成立的第一个“农机环”组织在前三年得到了政府的有力资助。“农机环”的发展有效降低了英国农民购买及使用农业机械的成本,通过互助共赢的合作模式,农场主的经营收益得到提高。

欧盟各国的农业生产方式以中小型家庭农场为主。为了更好地维护农民利益,农业合作组织是各国农业机械化政策的重要依托(图1)。政府借助合作组织的联合性,为农民购买和使用农业机械提供专业化服务,有效提高了政策的执行力。同时,较大的合作组织也能够适当地开展农业机械社会化服务,一定程度上带动了农业机械的推广普及。值得注意的是,在欧盟建立初期,其区域经济差距与工业、农业发展呈现出显著

① 数据来源:法国农业部。

② 数据来源:德国联邦政府关于2019—2022年联邦财政援助和税收优惠趋势的报告。

③ 数据来源:英国政府网。

“二元制”特征，与中国当下的城乡二元体制极为相似，而欧盟各国的农业补贴政策在破解这种二元矛盾的过程中做出了突出贡献^[19]。因此，在中国农机补贴政策的制定过程中，对欧盟各国借助合作组织的补贴模式进行研究与借鉴，对于提高农业的综合竞争力、缩小城乡间发展差距具有重要意义。

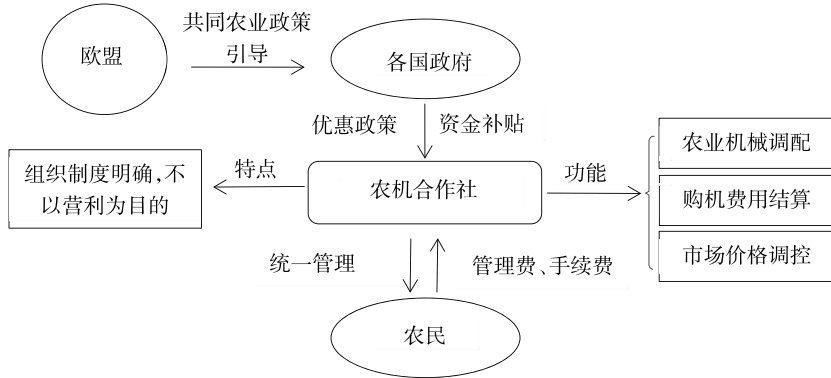


图1 欧盟国家农机合作社运行模式

2.2 日本：适应丘陵山区特点的农机补贴模式

日本与中国人多地少的农业生产局面较为相似。日本的山地、丘陵占国土面积的71%，耕地资源紧缺，政府十分重视提高土地单位面积产量。第二次世界大战结束后，日本各地普遍面临农场劳动力外流、农业生产后继不足的困境。为了提高粮食生产能力，日本政府积极推动农业机械化发展。从20世纪60年代开始，日本政府接连颁布《农业机械化促进法》等一系列法律法规，规范农业机械的推广工作，同时大力开展农田整合、机耕道修建项目。从1949年至20世纪70年代末，日本在短短30年间完成了机械化的基本普及工作，形成了以购置补贴为主、贷款与税收优惠政策为辅的农业机械化支持政策体系。

(1) 购置补贴：20世纪60年代以来，日本财政下拨大额补助资金专供农业机械及相关设备的普及，补贴比例在10%~50%，其中对于技术先进、价格高昂的设备贴补力度更大^[20]。由于地理特征的限制，日本农业机械推广离不开土地改良，因此对于土地改良试点区域引进的农业机械以及农民自发修建机耕道、整理土地的费用，政府补贴50%^[13]。在发展条件较差的地区，农民组织购买农机可获得33%的补贴，购买相关设施可获得50%的补贴。对于农民共同购买和联合使用的智能机器，政府会提供50%的财政补贴。在高标准的农机购置补贴政策激励下，日本不仅在短时间内完成了农业机械化的基本普及工作，也高效推进了土地改良与高性能农业机械的推广。

(2) 信贷优惠：日本《农业机械化促进法》第4条规定，农民或者其组织起来不以营利为目的的法人利用农机具时所需资金，由国家制定长期低息政策予以保障。日本设立“农业机械化基金”与“农业改革基金”，专为农户提供低息或无息贷款^[12]。此外，政府为农民贷款购买农机提供一定的担保，农民因改进、建造和收购农产品加工机械以及建立必要的联合利用设施而产生相关费用时，可获得优惠的贷款利率支持（2020年利率为0.3%），期限3~25年。

(3) 税收减免：日本对于农户、中小规模企业购买的160万日元以上的农业机械设备，可在正常折旧之外提供购置额30%的特别折旧或7%的税额减免。农民所购机械金额低于30万日元时则以全额计算折旧，每年最高不超过300万日元^①。此外，对用于农业生产的A重油免收石油煤炭税。优惠的税收政策减轻了农民机械使用过程中的负担，进一步激发了农民的购机热情，有效推动了日本农业机械化的发展。

一方面，由于耕地资源的紧缺，日本的农机补贴政策对山地、丘陵地区的农业生产条件具有很强的针对性，补贴方式也以高额购置补贴为主。日本政府在农田改造方面投入了大量财政资金支持，采用精耕细作的

① 数据来源：日本农林水产省官网。

农业生产方式,大力推动小型农机的推广使用。中国可借鉴日本的经验,加大丘陵山区投入,积极进行宜机化改造,以田适机,推动机械化进一步发展。但另一方面,由于政府补贴力度较大,日本农业机械的使用率很低,平均作业量在世界排名倒数^[13],这也值得中国警醒与反思。

2.3 印度:高额财政直补为主的农机补贴模式

相较于发达国家,印度的农业机械化进程与中国更为类似,购置补贴政策是当下印度政府调控农业机械化发展的重要工具。20世纪60年代印度开展“绿色革命”,在全国范围内进行农业机械的推广活动,并陆续引入发达国家及国际组织的援助资金以支持本国农业机械化发展,总额超过1200亿美元。

(1) 购置补贴:与发达国家不同,印度农民的财富水平较低。为带动支付能力较弱的农户使用农业机械,并帮助其快速取得机械化收益,印度中央及各邦广泛采取针对农业机械的购置补贴政策。通过国家农业发展计划(RKVY)、国家粮食安全使命计划(NFSM)以及农业机械化子任务(SMAM)等一系列国家计划,印度政府为发展农业机械提供必要的资金支持。在农业机械化子任务中,除了购机补贴,政府还对农业机械演示与培训、测试与示范、建立农机租赁银行、地区推广等活动提供多方位财政援助,援助比例为30%~60%^①,特殊情况下甚至可实现全额覆盖。除中央政府计划外,泰米尔纳德邦、北方邦、阿萨姆邦等各邦也实施了多样的购置补贴措施:泰米尔纳德邦通过财政资助农民购买各类农业机械,普通农民、在册种姓及部落农民可分别享受40%、50%的补贴;北方邦为农民购买拖拉机提供成本价格的25%与45000卢比中较低者的补贴额度;阿萨姆邦则提供70%的购机补贴。

(2) 信贷优惠、科研及培训投入:除了财政补贴以外,印度政府高度重视农业金融支持力度的提升。印度国家银行大力开拓农村金融市场,降低涉农贷款利率^[21],国家农业农村发展银行也为农户提供优惠贷款计划。此外,印度政府高度重视科研创新投入,积极推动农机产品结构升级,为农民提供免费的各类农业机械使用培训课程。印度一系列的农机补贴政策效果十分显著。据统计,近年来印度按不变价格计算的农机基本价格总增加值呈稳定增长态势,2011—2012年增加了约3.35万亿卢比,2014—2015年增加了3.57万亿卢比,2017—2018年增加超过5万亿卢比^②。

作为发展中国家,印度的农业机械化水平仍存在较大进步空间。与此相适应,印度的农机补贴政策体系也以购置补贴为主,补贴标准普遍较高,在对农业机械化推广起到促进作用的同时也加剧了财政负担。因此,印度政府高度重视补贴使用效率的提升,按照设备用途、马力大小、不同应用场景等对农机补贴政策进行详细的分类,更加方便农户获取信息。此外,出于小农经济的特点,印度重点补贴中小型农具,补贴主体以小农与边际农为主^[22],进一步提高了补贴的精准性与补贴效益。但是,种姓制度的压榨使得印度补贴资金分配不均,土地所有者对农业补贴依赖性较强。并且由于农业补贴投入过多,政府的其他生产性投资受限,农民收入难以实际提升,形成恶性循环。高额的补贴政策使印度赤字率居高不下,对国家经济的发展产生了较大阻力。

综合来看,欧盟、日本以及印度等国家和组织均有着较为完整的农机补贴政策体系。在制定农机补贴政策时,采用了购置补贴、信贷优惠、税收减免等多种配套措施,具体内容总结对比如表1所示。

表1 各国农机补贴政策实施情况对比

国家/组织	内部形势	补贴特点	政策内容
欧盟	欧盟建立初期,其区域经济差距与工业、农业发展呈现出“二元制”特征	依托农业合作组织的农机补贴模式	1. 法国依托“居马”为农户购买和使用农业机械提供补贴与贷款 2. 德国依托“农机环”来推广农业机械,并实施了一系列减税政策 3. 英国设立专项基金补贴农业机械,并引入“农机环”给予资助

① 数据来源:印度农业和农民福利部官网。

② 数据来源:印度中央统计局。

(续)

国家/组织	内部形势	补贴特点	政策内容
日本	长期以来,日本耕地资源紧缺,山地、丘陵等限制了农业机械化的普及	适应丘陵山区特点的农机补贴模式	<ol style="list-style-type: none"> 1. 设置比例在 10%~50% 的多种农机补贴政策,鼓励使用农机 2. 立法保障农机推广的资金需求,设立专项基金为农户提供贷款 3. 农机设备享受折旧或减免税优惠,针对农机实施能源税减免
印度	印度农业机械化发展较慢,农民财富水平较低,更依赖传统生产工具	高额财政直补为主的农机补贴模式	<ol style="list-style-type: none"> 1. 制定一系列国家计划,对农业机械的采购、培训等提供大额补贴 2. 各邦在国家补贴计划下,额外出台政策帮助农民购买各类机械 3. 国家银行、国家农业农村发展银行为农机购置、研发等提供贷款支持

3 农机补贴政策中外比较

3.1 中国农机补贴政策实施现状

中国农机补贴政策起步较晚。2004年,中国颁布《中华人民共和国农业机械化促进法》,正式开始实行农机购置补贴政策。随着农业生产状况的变化,农机购置补贴政策的补贴主体范围逐步扩大,地区也从部分区域推广至全国,补贴机具种类及标准不断调整完善,成为指导农业生产的重要政策工具。目前中国主要采取“自主购机、定额补贴、先购后补、县级结算、直补到卡(户)”的方式。获取“农业机械推广鉴定证书”的农机制造企业通过投档获取补贴资格。农户申请购置补贴成功后,由中央财政资金进行定额补贴。补贴比例总体不超过平均售价的30%,针对生产薄弱环节、丘陵山区急需机具以及高端、复式、智能农机产品,补贴比例可提高至35%^①。除了购置补贴,农业机械在批发、零售环节免交增值税。同时中国积极探索农机信贷补贴模式,如中国农业发展银行、中国农业银行等金融机构通过抵押、担保、小额贷款等方式,按照农机购置价格的一定比例向农民发放优惠贷款。

在农机补贴政策的带动下,中国农业综合化机械水平不断提升。2004年中国的机耕率、机播率、机收率分别仅有48.9%、28.8%、20.9%,到2020年已提升至85.49%、58.98%、64.56%^②,农作物耕种收综合机械化率上升至71.25%。“十三五”以来,中国农业机械化发展进入转型升级时期,全国农机总动力达10.56亿千瓦,比“十二五”期末增长了17%。但中国农业机械化在区域、品种、产业等方面仍存在发展不平衡不充分的现象:农机产品的科技含量不高,定位多为中低端;平原地区及主要粮食作物的机械化程度较高,而丘陵山区、经济作物的机械化程度普遍较低;部分产业的机械化生产与耕作制度不协调等。《2021—2023年农机购置补贴实施指导意见》指出,要以满足亿万农民农业机械化生产需求为目标,畅通农业机械化发展环节,支持农民购置先进适合的农具。因此比较中国与国外农机补贴政策的差异,根据国情异同分析中国农机补贴政策的不足与进步方向,进而灵活借鉴他国经验,对于进一步完善优化农机补贴政策具有重要意义。

3.2 中外农机补贴政策的对比与启示

3.2.1 从补贴模式对比

中国主要以购置补贴政策为主,农业生产的财政干预作用更为突出,补贴政策体系仍有待完善。而欧洲发达国家的补贴政策“脱钩化”趋势明显,更注重提升农业机械竞争力,以提高农民收入、促进农业可持续发展为主要目标^[23-24],在称呼方面也主要使用基金计划等更顺应市场经济的名称。在政策执行过程中,欧洲各国较多依托农业合作组织的带动,以引导农民参与基金项目、税费减免以及信贷优惠,合作组织还可直接

① 数据来源:《2021—2023年农机购置补贴实施指导意见》。

② 数据来源:农业农村部农业机械化司及中国农业机械工业年鉴。

提供农机社会化服务。而中国农业合作组织的引导带动能力以及中国农机低息贷款等模式的发展水平仍待提升。究其原因,欧盟等国已进入农业生产高度机械化、自动化阶段,而中国目前仅三大主粮生产基本实现机械化,在农机装备制造水平、农业合作组织建设以及农机作业效率等方面与先进水平仍存在差距。因此在农业生产基本实现机械化之前,应坚持财政补助的主体地位,并根据发展阶段的不同及时更新财政投入的方向与重心,加快农业机械化科技创新、农机工业转型升级。

3.2.2 从补贴范围对比

从农机生产端来说,作为农机使用第一大国,中国农业机械呈现“供不应求”的特征:能享受到补贴的农机生产企业数量有限,机械供给能力较弱;高端部件生产技术不健全,农机产品研发亟待强化。中国亟须进一步发挥补贴的导向作用,推动向高端智能设备、环境友好型设备倾斜;同时注重增强企业创新能力,灵活调整补贴范围,加快急需、高端、复式、智能农机产品的研发。从农机消费端来说,按照《2021—2023年全国通用类农业机械中央财政资金最高补贴额一览表》,中国农业补贴机具以中低端机械为主,智能化、科技含量高的先进机械少,农机产品补贴种类不均衡。而发达国家多重视大功率、高技术含量、绿色环保的机械设备发展,印度等发展中国家也十分注重农机装备的升级。从农机推广端来说,中国在农业机械的宣传推广以及使用培训方面的补贴仍有不足。印度在提供高额购置补贴的同时,还相应配套了演示与培训等补助,可见农机推广补贴对于农业机械化较弱的发展中国家具有重要意义。

3.2.3 从补贴标准对比

比起其他国家,中国的农机补贴比例相对较低,且各地区补贴标准存在差异。目前,中国重点机具补贴最高不超过35%,各省份可结合实际情况,在一定范围内自行调整补贴额;而欧盟、日本、印度等国家和地区的多项农机补贴标准超过50%。一方面,作为发展中国家,中国农业机械化的快速发展离不开必要的财政补助。中国可借鉴日本、印度的相关经验,在明确补贴目标的基础上适当提高补贴标准,注重绿色环保机械、智能化机械、生产急需机械的优先发展。重视补贴的精准性发放,提升补贴使用效率。另一方面,针对中国财政资源较为紧张的现实条件,应重视参考日本、印度存在的问题,不能一味追求补贴额度的提升。在配套措施不完善的情况下,过高的补贴比例可能会造成补贴效率的下降,影响财政资金效益。农机补贴比例应秉持适度原则,根据农业生产实际情况,将资金投放到关键领域。

4 中国农机补贴政策优化建议

通过对欧盟、日本、印度等国家和组织的农机补贴政策进行对比分析,本文发现:一是欧洲发达国家的农机补贴支持政策多以农业合作组织为载体进行,并且更加依靠市场化的方式,以信贷优惠、税收减免、科研投入等间接补贴为主;二是日本、印度等亚洲国家与中国相类似,在推动农业机械化发展的早期阶段,高额购置补贴政策是其支持农业机械化发展的主要手段;三是高额的购置补贴模式虽能推动机械化快速发展,但也容易导致财政负担过重、机械使用率过低、产品研发不足等问题,需要特别关注。结合各国国情和政策经验来看,中国的农机补贴政策虽在逐步完善,但仍存在补贴政策体系不够完善、补贴种类不均衡、补贴标准较低等问题。对此,本文提出以下优化建议。

4.1 优化补贴模式

第一,完善农机补贴法治建设。借鉴日本《农业机械化促进法》的成功经验,进一步完善《中华人民共和国农业机械促进法》,以法律形式明确各级财政的支付比例,防止各级政府责任划分不清。同时,在适应中国现阶段国情的同时,做好与WTO规则的衔接工作,在“绿箱”和“黄箱”政策的总体框架下,尽快完善农机补贴法制。

第二,建立多元化投入机制。充分理解财政补贴对发展中国家推动农业机械化的重要作用,积极探索融资租赁承租补助、作业补贴等有效补助模式。鼓励金融机构开设农机专项贷款服务,创新信贷产品,增加贷款的额度及期限。在减免购机税的同时,借鉴发达国家在能源税方面的减免政策,加大对于农用柴油等能源

的税收优惠力度。

第三, 强化对农机合作组织的支持。借鉴“居马”“农机环”等组织的运行模式, 成立统一规范的合作组织, 建立完善的农机互助系统、支付结算系统, 通过互帮互助、集中采购等方式降低农户购机成本。同时, 政府应针对农机合作组织制定优惠发展政策, 如发放大额低息贷款、提供额外税收减免等, 帮助其开展农机社会化服务。

4.2 细化补贴范围

第一, 完善补贴机具的范围与结构。参考日本山地农机发展模式, 充分考虑平原与丘陵地区的需求, 划定不同的补贴范围。各地区也要结合本地经济条件、自然特征与产业特点, 进一步明确农机需求的种类。总体来看, 重点添加科技含量高、生产急需机械, 剔除低端、需求小的机械, 在提高机具多样化的同时兼顾补贴的精准性。

第二, 聚焦农业机械的研发与创新。相较欧盟、日本等发达国家和地区, 中国农机装备技术含量较低的问题尤为突出, 亟须设立科研专项基金, 梳理技术短板, 鼓励企业、高校等科研机构研发农业机械的新技术、新产品。同时, 发挥市场机制及社会化服务组织的作用, 增加优质农机供给企业的数量, 尽快淘汰生产落后的农机生产企业。

第三, 提高宣传培训方面的支持力度。补贴政策的落地、专业机械的使用都离不开相关的宣传培训。相较发达国家, 中国农户对于农机补贴政策的认知较为不足。可通过标语、电视、网络等, 广泛宣传农机补贴政策, 帮助农户了解机械作用与补贴流程, 选择更为适宜的机具类型, 合理购买农业机械, 不断扩大受益农户范围。

4.3 完善补贴标准

第一, 加大财政补贴力度。相较中国, 同在亚洲的日本与印度通过财政手段对农业机械的补贴标准明显更高。因此需要进一步优化中国的财政补助标准, 增强补贴资金投入力度。在增加中央财政支持的同时, 提升省、市级财政的补贴力度, 引导地方设立农业机械补贴基金, 完善各地农业机械基础设施建设, 促进农业机械化区域均衡协调发展。

第二, 灵活调整补贴标准。通过总结日本和印度的经验可知, 过高的补贴标准将加重财政负担, 因此在强化补贴力度之前, 要进行科学的补贴额度测算及分档工作, 提高补贴资金在购置先进适用农业机械、开展有关试点和农机报废更新等方面的分配。同时, 要充分利用财政资金的杠杆作用, 撬动更多金融资本支持农业机械化发展。

第三, 提升补贴效率。在分配财政资金或规定贷款额度时, 明确不同地区补贴的重点对象, 将有限的资源分配给最需要发展的农业机械。建议将作业量作为农机购置与应用补贴分步兑付的前置条件, 加强补贴绩效管理。同时在资金分配过程中引入信息化管理模式, 简化审核兑付流程, 优化资金到达速度, 推动补贴发放工作的高效化。

参考文献

- [1] 焦长权, 董磊明. 从“过密化”到“机械化”: 中国农业机械化革命的历程、动力和影响 (1980—2015年) [J]. 管理世界, 2018, 34 (10): 173-190.
- [2] 张宗毅. 2004—2023年中国农机购置补贴政策演变 [J]. 经济研究参考, 2021 (9): 5-20.
- [3] 周丕东, 刘春波, 张佩. 贵州山地农业机械化发展现状及对策建议 [J]. 中国农机化学报, 2020, 41 (7): 231-236.
- [4] 陈涛, 杨佳怡, 陈池波. 农业机械化促进农民增收的作用机制与路径: 基于农业生产环节的可分性 [J]. 华中农业大学学报 (社会科学版), 2022 (4): 129-140.
- [5] 张宗毅, 周曙东, 曹光乔, 等. 我国中长期农机购置补贴需求研究 [J]. 农业经济问题, 2009, 30 (12): 34-41.
- [6] 曹光乔, 周力, 易中懿, 等. 农业机械购置补贴对农户购机行为的影响: 基于江苏省水稻种植业的实证分析 [J]. 中国农村经济, 2010 (6): 38-48.
- [7] 李农, 万祎. 我国农机购置补贴的宏观政策效应研究 [J]. 农业经济问题, 2010, 31 (12): 79-84.
- [8] 周振, 张琛, 彭超, 等. 农业机械化与农民收入: 来自农机具购置补贴政策的证据 [J]. 中国农村经济, 2016 (2): 68-82.

- [9] 徐雪高, 吴比, 张振, 等. 我国农机购置补贴政策的发展历程、政策效应与存在问题 [J]. 贵州农业科学, 2017, 45 (1): 158-163.
- [10] 李飞, 张宗毅. 2018—2020 年我国农机市场结构测度与演变: 基于全国农机购置补贴辅助系统数据 [J]. 农业农村部管理干部学院学报, 2021 (4): 54-66.
- [11] 路玉彬, 孔祥智. 农机具购置补贴政策的多维考量和趋势 [J]. 改革, 2018 (2): 75-88.
- [12] 杨印生, 陈旭. 日本农业机械化经验分析 [J]. 现代日本经济, 2018, 37 (2): 77-86.
- [13] 张宗毅, 李庆东. 日韩丘陵山区农业机械化发展的经验 [J]. 农机科技推广, 2019 (8): 8-11.
- [14] 李乾杰. 美国、日本农业机械发展的经验 [J]. 世界农业, 2013 (4): 91-94.
- [15] 于晓华, 武宗励, 周洁红. 欧盟农业改革对中国的启示: 国际粮食价格长期波动和国内农业补贴政策的关系 [J]. 中国农村经济, 2017 (2): 84-96.
- [16] AZIS M, SAPUTRA Y H, SETIYANTO A. Factors affecting sustainability of agricultural machinery assistance program [J]. IOP Conference Series: Earth and Environmental Science, 2021, 892 (1): 12-18.
- [17] SINGH V, WARD P S, GUPTA S. Who are the entrepreneurs? A case for accelerated service economy for agricultural machinery in Odisha [J]. CSISA Project Notes, 2018.
- [18] PAPAGEORGIOU, ATHANASSIOS. Agricultural equipment in Greece: farm machinery management in the era of economic crisis [J]. Agriculture & Agricultural Science Procedia, 2015, 7: 198-202.
- [19] 高玉强, 沈坤荣. 欧盟与美国的农业补贴制度及对我国的启示 [J]. 经济体制改革, 2014 (2): 173-177.
- [20] 王丽红, 田志宏. 我国新农村建设中农机装备的发展研究: 日本和韩国农村建设经验与启示 [J]. 农机化研究, 2008 (10): 5-7, 49.
- [21] 李西林. 印度农业支持政策改革的经验及对中国的启示 [J]. 世界农业, 2007 (10): 29-32.
- [22] 贺玢, 孙咏华, 苏晓宁, 等. 印度的农机购置补贴政策研究 [J]. 中国农机化, 2012 (6): 212-216.
- [23] 李俊松, 李俊高. 美日欧农业补贴制度历史嬗变与经验鉴镜: 基于速水佑次郎“农业发展三阶段论” [J]. 农村经济, 2020 (4): 134-142.
- [24] 王颖, 魏佳朔, 高鸣. 构建“绿箱”补贴政策体系的国外经验与优化对策 [J]. 世界农业, 2021 (10): 23-32, 127.

International Experience and Enlightenment of Optimizing Agricultural Machinery Subsidy Policy

LI Zhenran LEI Ze GAO Ming

Abstract: Agricultural machinery subsidy policy is an important part of the national policy of strengthening agriculture and benefiting farmers, which plays an important role in promoting and guiding the development of agricultural mechanization in China. It is of great significance for China to further improve the system of agricultural machinery subsidy policy by drawing lessons from other countries. This paper summarizes and analyzes the agricultural machinery subsidy policies of Europe, Japan and India from the aspects of direct financial subsidy, preferential credit policy, tax reduction and other aspects. It is found that the EU's subsidies mainly rely on the development of agricultural cooperation organizations, Japan's subsidies focus on the development of agricultural machinery in the hills and mountain areas, India relies on the large financial support of finance. At the same time, it analyzes the applicable value of its subsidy policy to China in conjunction with the national conditions of various countries. In addition, this article systematically summarizes China's agricultural machinery subsidy policy, and compare it with foreign countries. It is found that there are still some problems in China's agricultural machinery subsidies, such as imperfect subsidy policy system, unbalanced subsidy types and low subsidy standards, which need to be further optimized and improved. On this basis, this paper puts forward specific suggestions to improve the existing problems of China's agricultural machinery subsidy system from three aspects: optimizing the subsidy mode, refining the subsidy scope and perfecting the subsidy standard.

Keywords: Agricultural Mechanization; Agricultural Machinery Subsidy Policy; International Experience

农业视角下加入 CPTPP 对中国经济和产业的影响研究

◆ 尹文渊 王世鹏 刘艺卓

(商务部国际贸易经济合作研究院 北京 100710)

摘要: 为推动高水平对外开放和高质量畅通外循环, 中国已正式申请加入 CPTPP。农业是关系中国国计民生的重要产业, 也是 CPTPP 各成员十分关注的领域。本文在深入分析 CPTPP 主要成员关税减让情况的基础上, 通过 GTAP 模型定量测度加入 CPTPP 对中国经济和农业的影响。研究结果显示, 加入 CPTPP 对中国宏观经济具有正向促进作用, 同时对农业产出的负面影响有限, 但对乳制品、羊毛及丝织品、小麦等农产品进出口冲击较大。建议中国坚持安全底线, 细化研究 CPTPP 规则做好重点农产品的保护预案, 有序推进农业进一步开放, 并持续深化农业改革, 在区域一体化中把握主动权。

关键词: CPTPP; 农业; 关税; GTAP

DOI: 10.13856/j.cn11-1097/s.2022.11.002

1 引言

当前, 逆全球化和保护主义思潮甚嚣尘上, 新冠肺炎疫情重创各国经济, 俄乌冲突带来的不确定性显著增加, 构建高标准自贸区网络, 推进区域经济一体化建设是中国主动扩大开放, 积极参与国际经贸规则重构, 推动形成全面开放新格局的重要举措。2021年9月, 中国正式申请加入全面与进步跨太平洋伙伴关系协定(Comprehensive and Progressive Agreement for Trans-Pacific Partnership, CPTPP)。

农业是关系中国国计民生的重要产业, 也是经济领域对外开放的重要组成部分。自加入世界贸易组织以来, 中国在农业领域的开放水平不断提高, 已成为全球第二大农产品贸易国、第一大进口国和第五大出口国^[1]。CPTPP 成员占中国全球农产品贸易总额的约 1/4, 有针对性地从农业视角研究加入 CPTPP 对中国经济和产业的影响, 一方面有助于为加入 CPTPP 做好技术准备, 另一方面也将对中国农业开放领域的相关政策制定提供依据。

收稿日期: 2022-05-25。

作者简介: 尹文渊(1981—), 女, 四川成都人, 硕士, 助理研究员, 研究方向: 区域经济、数字经济, E-mail: wenyuan_yin@163.com; 王世鹏(1981—), 男, 辽宁鞍山人, 博士, 副研究员, 研究方向: 产业经济、国际经贸合作。

通信作者: 刘艺卓(1980—), 女, 山东淄博人, 博士, 研究员, 研究方向: 区域经济、农业经济, E-mail: 13811711832@163.com。

近两年,国内外学者针对中国加入 CPTPP 的研究成果激增,以宏观层面^[2-3]以及数字贸易、政府采购、知识产权等具体领域^[4-6]的研究为主。以农业视角分析自由贸易协定(FTA)的影响,特别是 CPTPP 的影响研究较为缺乏,现有研究主要包括两个方面的内容,一是认为跨太平洋伙伴关系协定(TPP)会带来显著的贸易转移效应,对成员有利而对非成员将造成负向冲击。蔡海龙和刘艺卓认为 TPP 实施后中国可能受到贸易转移影响而造成出口减少^[7]。二是在是否加入 TPP/CPTPP 的问题上学界存在分歧,但总体上认为短期内会造成冲击,长期来看存在必要性。宋轶楠认为,加入 TPP 会使中国被迫降低进口关税,对农业产业结构调整、粮食自给率及就业都将带来负面影响^[8]。翁鸣认为 TPP 短期内可能对农业带来冲击,对粮食安全存在潜在威胁,但其倡导的原则和标准与中国开放方向一致^[9]。周睿通过 GTAP 模型的模拟研究显示,中国加入 TPP 对贸易条件存在负面影响,但中国农产品的进出口会增加^[10]。李慧和祁春节的研究显示中国与 TPP 国家农产品贸易存在互补性^[11]。蔡彤娟和郭小静认为 CPTPP 在对中国产业产生冲击的同时还将使中国在国际规则制定上处于被动地位^[12]。

总体上看,针对农业领域的研究,现有文献仍然停留在较早期的 TPP 阶段。一方面,随着美国退出,日本主导签署的 CPTPP 的协定条款与 TPP 变化较大,同时区域全面经济伙伴关系协定(RCEP)的实施也对区域内包括农业在内的贸易投资格局产生了重大影响,前述研究成果已不能全面反映新形势下加入 CPTPP 对中国的影响。另一方面,尽管已有学者使用 GTAP 模型定量分析 TPP 对中国农业的影响,但相关研究并未基于真实的 CPTPP 协议文本,同时在模型方法上基本采用直接冲击到零的模拟方案,这与各成员分阶段、分品类的降税实际不相符合,所得结论也可能存在较大偏差。本文在详细分析 CPTPP 各成员农产品降税情况的基础上,依据关税减让表,按照 GTAP 数据库的行业分类和 HS 编码对照表进行匹配,采用加权平均关税设定冲击方案,并充分考虑包括 RCEP 在内的自由贸易协定的签署情况,以期得出更加准确的分析结果。

2 中国与 CPTPP 成员农产品贸易情况

CPTPP 成员是中国重要的农产品贸易伙伴,日本、新西兰、澳大利亚、加拿大、越南均为中国前十大农产品贸易伙伴,近年来中国与 CPTPP 成员农产品贸易呈现出规模扩大、区域集中度高等特点。

2.1 中国与 CPTPP 成员农产品贸易规模持续增长

2001—2021 年,中国与 CPTPP 成员农产品贸易规模逐年递增,贸易额由 2001 年的 104.6 亿美元增至 2021 年的 712.5 亿美元,年均增幅 10.1%。其中,出口额由 67.4 亿美元增至 253.9 亿美元,年均增幅 6.9%;进口额由 37.2 亿美元增至 458.6 亿美元,年均增幅 13.4%。中国与 CPTPP 成员农产品贸易关系密切,2021 年,中国与 CPTPP 成员农产品贸易额占中国农产品贸易总额的约 1/4。

2.2 中国进口以土地密集型和高附加值产品为主,出口以劳动密集型产品为主

从贸易结构上看,由于中国与 CPTPP 成员农业资源禀赋不同,近年来,中国对 CPTPP 成员畜肉产品、乳制品等土地密集型和满足人民高质量需求的农产品进口快速增加,而出口则以水产品、蔬菜、水果等劳动密集型产品为主。2021 年,水产品制品,鲜冷冻蔬菜,鲜冷冻水产品,蔬菜、水果、坚果等制品,以及食用水果及坚果是中国向 CPTPP 成员出口的前五大类产品,其出口额分别占中国对 CPTPP 成员出口农产品总额的 13.98%、12.22%、9.52%、9.44%和 9.08%。畜肉相关产品,乳品、蛋品、蜂蜜及其他食用动物产品,食用水果及坚果,谷物,鲜冷冻水产品是中国自 CPTPP 成员进口的前五大类商品,其进口额分别占中国从 CPTPP 成员进口农产品总额的 13.59%、12.99%、12.68%、8.02%和 8.01%。

2.3 中国与 CPTPP 成员农产品贸易区域集中度较高

中国与 CPTPP 各成员农产品贸易发展并不均衡。2021 年,中国与 CPTPP 前三大农产品贸易市场集中度达到 47.55%,前五大市场集中度达到 74.73%。从出口市场上看,2021 年,日本、越南、马来西亚是中国第 2、第 4、第 7 大农产品出口市场,对三国出口额占中国农产品出口总额的 23.71%,占中国与 CPTPP 成员农产品出口总额的 78.05%;从进口市场上看,新西兰、澳大利亚和加拿大是中国第 4、第 5、第 7 大农

产品进口来源地,自三国农产品进口额占中国农产品进口总额的 13.41%,占中国与 CPTPP 成员农产品出口总额的 64.1%。

3 CPTPP 成员农产品降税特征分析

CPTPP 成员中,中国与澳大利亚、新西兰等 9 个国家已经签署 FTA,其中有 7 个同时为 RCEP 成员,仅加拿大和墨西哥尚未与中国达成 FTA,而日本在 CPTPP 中的农产品降税水平远高于 RCEP。因此,本文在总结 CPTPP 成员农产品总体降税情况的基础上,重点选取日本、加拿大和墨西哥 3 个成员,具体分析其在 CPTPP 协定中的农产品降税情况,以及 CPTPP 减税模式对中国的影响。

3.1 农产品总体降税情况

表 1 列出了 CPTPP 各成员农产品零关税情况,主要呈现出以下三方面的特点。

一是农产品贸易自由化水平达到全球领先水平。CPTPP 成员基本实现了 100% 的货物贸易自由化水平,在农产品上也基本实现了 90% 以上零关税,承诺最终取消关税的农产品占比远超中国在以往签署的 FTA 中的开放承诺。

二是大部分成员的农产品在较短过渡期内完成降税。其中,澳大利亚、新加坡、新西兰和文莱所有农产品关税均在 10 年内降至零;墨西哥、马来西亚、秘鲁、日本和越南,有少于 6% 的农产品关税于 10 年后降至零。

三是组合运用多种模式对敏感农产品实施保护。CPTPP 成员中,加拿大、墨西哥、马来西亚、智利、秘鲁、越南和日本对部分敏感农产品采取了部分降税、配额管理和例外处理等降税方式,其中日本和加拿大不降税至零的农产品较高,分别为 17.7% 和 5.9%。这些不降税的农产品主要集中在乳制品、牛肉、糖和粮食等产品。

表 1 CPTPP 各成员农产品零关税情况

单位:%

国别	自由化水平	立即零关税	10 年内零关税	10 年后零关税	不降税至零
加拿大	94.1	86.2	7.9	0.0	5.9
澳大利亚	100.0	99.5	0.5	0.0	0.0
墨西哥	96.4	74.1	17.2	5.1	3.6
马来西亚	99.6	96.7	1.2	1.7	0.4
新加坡	100.0	100.0	0.0	0.0	0.0
智利	99.5	96.3	3.2	0.0	0.5
秘鲁	96.0	82.1	11.9	2.0	4.0
新西兰	100.0	97.7	2.3	0.0	0.0
越南	99.4	42.6	52.3	4.5	0.6
文莱	100.0	98.6	1.4	0.0	0.0
日本	82.3	51.6	28.5	2.2	17.7

数据来源:根据日本农林水产省数据整理所得 (<http://www.maff.go.jp>)。

3.2 重点成员农产品降税情况

表 2 列出了日本、加拿大和墨西哥 3 个重点成员的农产品关税减让情况,主要呈现出如下特点。

一是日本农产品自由化水平最低,且采用了最为复杂的降税模式。总体来看,日本农产品最终取消关税的比例为 82.3%,远低于新西兰、澳大利亚、新加坡和文莱(100%),也低于秘鲁(96.0%)和墨西哥(96.4%)等发展中国家。日本农产品降税按大类可以分成 13 种,按小类则可以分成 62 种。其不仅采取了短过渡期降税至零(10 年之内)、长过渡期降税至零(10 年以上)、部分降税、关税配额管理(TRQ)、特殊保障措施、限定最高加价和例外处理等常规措施,在每一种大类降税模式中,还根据年份和降税幅度采取了

若干不同细类降税方式。例如，“6 年降税至零”模式中就包括 6 年间均等取消，第一年取消 X% 维持若干年后再均等取消等模式。

表 2 日本、加拿大和墨西哥农产品降税模式

单位：%

日本		加拿大		墨西哥	
降税模式	占总税目数比例	降税模式	占总税目数比例	降税模式	占总税目数比例
10 年内降税至零	63.5	立即降税至零	86.7	立即降税至零	74.1
10 年以上较长过渡期降税至零	16.3	6 年降税至零	1.3	过渡期线性降税至零	20.6
部分降税	4.3	10 年降税至零	6.1	过渡期非线性降税至零	1.7
关税配额管理	6.4	关税配额管理	5.9	部分降税	0.6
例外	9.5	/	/	关税配额	2.1
/	/	/	/	国别配额	0.9

数据来源：作者根据 CPTPP 各成员货物贸易降税表整理。

二是加拿大农产品贸易自由化水平也相对偏低，但 90% 以上的农产品在较短过渡期内完成降税。加拿大虽然是农业大国，但在 CPTPP 成员中，加拿大农产品最终承诺零关税的比例仅高于日本，与其他成员仍存在一定差距。加拿大农产品降税模式仅分为四类：立即降税至零、6 年降税至零、10 年降税至零和 TRQ 管理。立即降税至零的农产品占 86.7%。

三是墨西哥降税模式相对复杂，对不同成员采取差异化处理方式。墨西哥降税方式可以分为六大类，且大类中又分为线性和非线性降税，总体来看，降税模式较为复杂。与此同时，墨西哥根据自身产业发展情况以及 CPTPP 成员的诉求，给予了澳大利亚等部分成员最惠国单边配额待遇，采取这一降税模式的农产品占墨西哥农产品的 0.9%。其中，墨西哥将 14 个糖及含糖产品的单边最惠国关税配额的 7% 分配给澳大利亚，配额内关税为 0。

3.3 CPTPP 农产品降税模式对中国的潜在影响

一是加入 CPTPP 可能对中国部分农产品带来新的出口机会。根据国际贸易相关理论，FTA 成员间相互减免关税可能带来一定程度的贸易转移效应。中国的畜肉产品、水产品和水果等优势产品在 CPTPP 成员降税方案中多为直接零关税产品或短期内降税至零产品，尤其是加拿大和墨西哥尚未与中国签署任何 FTA，日本在 CPTPP 中农产品的关税减让也高于在 RCEP 中的承诺水平，随着中国加入 CPTPP，关税降低有利于中国优势农产品开拓相关国家市场。

二是加入 CPTPP 可能对少数重点农产品产生一定冲击。由于 CPTPP 成员的农产品贸易自由化水平较高，这将对加入 CPTPP 的农产品关税出价水平造成压力，一旦中国加入 CPTPP，在促进中国农产品对相关成员出口的同时，也将会对粮食、乳制品等重点农产品产生进口冲击。

三是 CPTPP 较为灵活的降税安排有利于中国争取对敏感产业实施恰当保护。CPTPP 允许对部分农产品实施多元化的降税安排。中国农业整体上仍然“大而不强”，与 CPTPP 部分成员在农业产业发展水平和贸易标准上仍存在较大差距，灵活的关税减让方案有利于缓解加入 CPTPP 对中国重点产业的冲击。

4 基于 GTAP 模型的实证分析

CPTPP 是全球高水平、高标准的自由贸易协定，CPTPP 农产品贸易自由化水平也达到全球先进水平，加入 CPTPP 有利于中国优势农产品“走出去”，提升农业产业链和供应链的国际化程度，同时也可能对中国重点产业造成冲击。

4.1 模型选取

GTAP 模型以一般均衡理论为基础，利用相互关联和影响的数量关系表现经济现象。该模型假定在商品

和生产要素市场, 价格与供求彼此关联、互相制约, 一种商品或生产要素价格的变化在受到自身供需影响的同时, 也会受到其他商品和生产要素的供需和价格的影响。因此, 在竞争市场上, 生产要素的供给函数、消费者需求函数和生产函数一旦确定, 所有商品和生产要素的价格和供需能够自行调节, 从而形成市场的一般均衡^[13]。GTAP 模型是分析国际贸易政策较为成熟的工具, 为定量评估农业视角下 CPTPP 的影响, 本文借鉴 Wesley^[14]和王原雪等^[15]的研究, 采用 GTAP 模型对中国加入 CPTPP 分场景进行模拟, 并在模拟结果的基础上探讨农业领域的策略选择。

4.2 研究设定和模拟策略

本文采用 GTAP 10.0 版数据库。为满足研究需要, 将该数据库包含的 141 个国家(地区)和 65 个产业部门进行划分重组。从区域划分上, 中国单独为一个分组; 11 个 CPTPP 现有成员均分别为一个分组; 世界其他国家为一个分组。从产业部门划分上, 为具体衡量农业不同部门受到的影响, 对农业产业部门进行进一步细分, 重组后共包括 11 个农业部门。其中, 水稻、小麦等谷物是中国的口粮作物, 关系到粮食安全问题, 分别设定为一个分组; 糖、油、乳制品、羊毛是国民生活的必需品, 也是中国 FTA 谈判的敏感产业, 因此数据库中相关产业单独划分为一个分组; 蔬菜、水果和坚果作为重要的贸易农产品划分为一个分组; 活动物、肉及肉制品, 加工食品, 水产品也分别为一个分组; 植物纤维及其他农作物为一个分组(表 3)。

表 3 模拟测度产业部门划分

序号	产业分类	产业构成	对应 HS 编码
1	水稻	水稻	1002-08
2	小麦	小麦	1001
3	蔬菜、水果和坚果	蔬菜、水果和坚果	0701-14; 0801-13
4	油料作物及植物油	油料作物、植物油脂	1201-08; 1404 (部分); 1507-17; 1521 (部分); 1522; 2304-06
5	植物纤维及其他农作物	植物纤维、其他农作物	5201; 5301-03; 5305; 0601-03; 0901-02 (部分); 0903-10; 1209-11; 1212 (部分); 1213-14; 1404 (部分); 1801; 2308; 2401
6	糖	糖料作物、糖	1212 (部分); 1701; 1702 (部分); 1703
7	活动物、肉及肉制品	牛羊马牲畜、动物制品及其他相关产品、奶牛羊马肉、肉制品及其他相关产品	0101-06; 0201-10; 0307; 0407; 0409-10; 0502; 0504-11; 1501-06; 1521 (部分); 1601; 1602 (部分); 1603; 2301 (部分)
8	羊毛及丝织品	羊毛及丝织品	5001; 5101 (部分); 5102
9	乳制品	乳制品	0401-06; 1702 (部分); 2105; 3501 (部分)
10	水产品	渔业相关商品	0301; 0302 (部分); 0306 (部分); 0307 (部分); 0508; 1212 (部分)
11	加工食品	动物油脂、食物制品及其他相关产品、饮料及烟草制品	0302 (部分); 0303-05; 0306-07 (部分); 0408; 0511 (部分); 0710-12; 0811-14; 0901-02 (部分); 1101-09; 1302; 1602 (部分); 0604-05; 1702 (部分); 1704; 1802-06; 1901-05; 2001-09; 2101-04; 2106; 2201-2209; 2301-03; 2307; 2309; 2402; 2403

来源: 作者根据 GTAP 数据库数据及 HS 编码对照表整理。

根据前文对 CPTPP 成员农产品降税情况分析, CPTPP 多数成员的降税过渡期分为较短时间(10 年内)降税至零和较长时间(10 年以上)降税至零两种方式, 其中 10 年内降税至零的农产品比例达到 95%, 日本等少数国家对牛肉等敏感产品做例外处理。因此, 为研究不同场景条件下 CPTPP 对中国的影响, 本文拟根据 CPTPP 的现实降税模式, 制定三种政策模拟方案: 方案一为基准情景, 测度 CPTPP 生效的影响, 关税冲击水平采用各成员立即关税水平; 方案二假定中国在短期内加入 CPTPP 的影响, 关税冲击水平采用各成员协定生效第 11 年达到的降税水平; 方案三假定中国加入 CPTPP, 当各成员均达到最终零关税水平时, 测度中国受到的影响(表 4)。模型中针对具体产品采用加权平均关税, 即按照 GTAP 官方公布的行业和 HS 编码

对照表进行匹配,根据各成员关税承诺表中的降税标准和各成员进口贸易额为权重计算进口税率。其中,适用配额制的产品,根据配额内外的税率和进口额计算进口关税;适用从价税的根据重量和数量计算进口关税。中国与 CPTPP 成员的关税减让情况参考现有自贸协定以及刚刚生效的 RCEP 以及 CPTPP 成员之间的关税减让方案设定。

表 4 模型情景设定

模拟方案	情景设定
方案一 (基准情况)	中国不加入,测度 CPTPP 生效对中国的影响,CPTPP 成员之间降税方案根据协定立即零关税水平设定;中国与 CPTPP 成员之间的降税方案根据已签署的 FTA 及 RCEP 已生效的情况设定
方案二 (短期情况)	中国加入 CPTPP,测度短期内对中国的影响,模型关税冲击方案根据 CPTPP 生效第 11 年的情况设定
方案三 (长期情况)	中国加入 CPTPP,测度当 CPTPP 成员均达到最终零关税水平对中国的影响,模型关税冲击方案根据 CPTPP 最终零关税水平设定

4.3 模拟结果分析

4.3.1 CPTPP 对中国宏观经济的影响分析

表 5 列示了 CPTPP 对中国宏观经济的影响。在基准情况下,即在中国未加入 CPTPP,但 RCEP 已生效的情况下(方案一),中国 GDP 将提高 0.06%,贸易条件改善 0.03%,社会福利增加 4 440.31 百万美元,出口额和进口额分别增长 0.40%和 0.75%。若中国在未来 6 年内加入 CPTPP(方案二),相比于方案一,GDP 增速将提升 0.14 个百分点,贸易条件改善提高 0.1 个百分点,社会福利增加 5 424 百万美元,出口额和进口额分别提升 0.29 个百分点和 0.63 个百分点;而当所有成员均达到最终零关税水平时(方案三),中国 GDP、社会福利以及进出口额等宏观经济指标均进一步提升和优化,贸易条件较方案一提升 0.09 个百分点,较方案二下滑 0.01 个百分点。

对比三个方案可以发现,中国宏观经济指标的变动情况与 CPTPP 关税水平的降低程度呈正向关系,说明尽管 RCEP 带动了中国与区域内国家的贸易投资往来,但加入 CPTPP,将加拿大、墨西哥纳入中国的自由贸易网络,进一步提升了中国融入区域一体化水平,促进贸易投资自由化发展对中国宏观经济具有显著的正向提升作用。

表 5 加入 CPTPP 对中国宏观经济的影响

模拟方案	GDP 增速/ %	贸易条件/ %	社会福利/ 百万美元	出口额/ %)	进口额/ %
方案一	0.06	0.03	4 440.31	0.40	0.75
方案二	0.20	0.13	9 864.31	0.69	1.38
方案三	0.21	0.12	12 355.9	0.99	1.91

4.3.2 CPTPP 对中国农产品贸易的影响分析

4.3.2.1 CPTPP 生效短期内对中国农产品贸易的负面影响有限

表 6 列示 CPTPP 对中国农产品贸易的影响情况。方案一的模拟结果显示,CPTPP 生效后,各成员相互取消关税将对中国大多数农产品出口有不同程度的促进作用,最为显著的是活动物、肉及肉制品,植物纤维及其他农作物,加工食品,将分别增长 5.25%、3.21%和 2.23%,仅小麦下滑 0.87%。从进口来看,中国各类农产品进口均有所增长,最为显著的为乳制品,增长 4.26%。这主要是因为:一方面,根据 CPTPP 阶段性的降税方案,各成员关税减让的过渡期为 0~20 年,日本、越南等国针对部分农产品均设置了较长时间的过渡期,短期内对中国产生的贸易转移效应有限;另一方面,RCEP 已于 2021 年 1 月 1 日正式生效,中国已经与包括日本在内的 CPTPP 中 9 个成员签订双边或区域自由贸易协定,其中与东盟、新西兰等国家和地

区已经完成全部降税承诺，与澳大利亚等国也已经完成多轮降税，实现了较高的货物贸易自由化水平，一定程度上对冲了 CPTPP 对中国相关产业的影响。

表 6 加入 CPTPP 对中国农产品贸易的影响分析

单位：%

产业分类	方案一		方案二		方案三	
	出口	进口	出口	进口	出口	进口
水稻	1.97	1.13	2.60	1.90	4.21	2.67
小麦	-0.87	1.04	-1.92	1.85	-2.36	2.52
蔬菜、水果和坚果	0.16	0.37	0.24	0.69	0.55	0.95
油料作物及植物油	0.09	0.31	-0.12	0.57	0.10	0.79
植物纤维及其他农作物	3.21	0.59	4.45	1.05	7.20	1.44
糖	0.60	1.08	0.65	1.80	0.76	2.56
活动物、肉及肉制品	5.25	2.28	7.07	3.60	11.32	5.26
羊毛及丝织品	1.25	1.26	1.43	1.97	2.40	2.65
乳制品	1.36	4.26	1.76	6.46	3.29	9.58
水产品	0.95	0.66	1.28	1.10	2.08	1.58
加工食品	2.23	0.58	3.48	1.00	5.36	1.41

4.3.2.2 加入 CPTPP 将对多数农产品的出口产生正向拉动效应

对比三个模拟方案可以看出，若中国在未来 6 年内加入 CPTPP（方案二），在模拟的 11 个产业中，有 9 个产业的农产品出口相比于基准情况（方案一）有所增加，其中活动物、肉及肉制品，加工食品，植物纤维及其他农作物 3 个产业农产品出口增幅超过 1 个百分点，分别为 1.82 个百分点、1.25 个百分点和 1.24 个百分点；而当所有成员均达到最终零关税水平时（方案三），有 10 个产业的农产品出口相比基准情况有所增加，且增长幅度进一步扩大，活动物、肉及肉制品，植物纤维及其他农作物，加工食品 3 个产业农产品出口增幅超过 3 个百分点，水稻等其他 4 个农产品出口增幅超过 1 个百分点。模拟结果说明，由于 CPTPP 成员之间的农产品开放水平普遍大于中国现有 FTA 水平，加入 CPTPP 将有力促进中国与 CPTPP 成员之间的贸易往来，带动中国优势农产品出口。

从出口市场上看，加入 CPTPP 也将显著提升中国农产品对日本、墨西哥、加拿大等市场的出口能力。模拟结果显示，加入 CPTPP 中国的活动物、肉及肉制品，加工食品，糖，蔬菜、水果和坚果等产品对上述市场的出口均显著增长。例如，当 CPTPP 所有成员均达到最终零关税水平时（方案三），加入 CPTPP 后中国出口日本的活动物、肉及肉制品将较基准情况增长 27.92 个百分点，加工食品将增长 15.85 个百分点；出口加拿大的蔬菜、水果和坚果将增长 6.15 个百分点；出口墨西哥的糖将增长 85.99 个百分点，水产品将增长 18.02 个百分点。

值得注意的是，小麦是中国加入 CPTPP 唯一一个在短期（方案二）和长期（方案三）情况下出口均受到负向影响的农产品，出口下滑幅度分别较基准情况扩大 1.05 个百分点和 1.49 个百分点，说明中国小麦产业竞争力与澳大利亚、加拿大等国存在较大差距，但由于中国小麦出口量有限，对产业的整体影响可控。

4.3.2.3 加入 CPTPP 对部分重点农产品可能造成一定进口冲击

中国农业资源匮乏，粮食等土地密集型农产品长期需要进口调节，但农产品过度进口也可能造成部分产业受损害，给农业产业安全带来一定风险。CPTPP 成员中包括澳大利亚、加拿大等农业大国是中国农产品主要进口来源地，对上述国家进一步开放市场，也将对部分农产品带来一定的进口压力。

从小麦、水稻等谷物产品来看，CPTPP 国家中，加拿大和澳大利亚的小麦、越南的水稻、墨西哥的玉米等具有显著的比较竞争优势，加入 CPTPP 后，关税水平降低引起小麦、水稻等谷物产品进口激增可能对国内市场造成冲击。模拟结果显示，在短期（方案二）和长期（方案三）情况下，小麦的进口分别较基准情

况增加 0.81 个百分点和 1.48 个百分点；水稻等谷物产品进口分别增加 0.77 个百分点和 1.54 个百分点。

从乳制品来看，在短期（方案二）模拟条件下，乳制品进口将增长 6.46%，而在各成员最终零关税水平下进口增幅接近 10%，分别较基准情况增加 2.20 个百分点和 5.32 个百分点，这主要因为中国乳制品需求强烈且具有较大的增长潜力，国内外市场价格倒挂导致关税降低后乳制品进口激增。

从羊毛及丝织品来看，澳大利亚和新西兰是中国排名前两位的进口来源地，中国目前对羊毛实施进口配额管理，关税措施的进一步放宽可能对羊毛产品造成冲击。模拟结果显示，若中国加入 CPTPP，在短期和长期模拟方案下，羊毛及丝织品的进口增幅分别为 1.97% 和 2.65%，分别较基准情况增加 0.71 个百分点和 1.39 个百分点。

从糖来看，模拟结果显示，若中国在 6 年内加入 CPTPP，糖进口将增长 1.80%，而在 CPTPP 各成员最终零关税水平下进口增幅将达到 2.56%，分别较基准情况增加 0.72 个百分点和 1.48 个百分点。这主要是因为近年来，中国糖配额内进口不能满足需要，且与 CPTPP 成员相比，中国糖生产成本较高、生产能力不足，国内外相对价差也将促进糖进口。

从活动物、肉及肉制品看，CPTPP 成员中，澳大利亚和新西兰是中国主要的肉类进口国家，其产业优势优于中国。此外，加拿大、墨西哥对中国也存在肉类出口潜力。模拟结果显示，加入 CPTPP 中国活动物、肉及肉制品的短期和长期进口增幅将较基准情况增加 1.32 个百分点和 2.98 个百分点。

4.3.3 CPTPP 对中国农业产出的影响分析

表 7 的模拟结果显示，CPTPP 生效后，模拟设定的 11 个农业产业中，有 6 个产业受到了负向影响，产业产出的下滑幅度在 0.02%~0.62%，其中乳制品、油料作物及植物油、羊毛及丝织品下滑幅度相对较大，分别下滑 0.62%、0.20% 和 0.09%；水稻产出保持平衡；加工食品等 4 个产业产出受到正向拉动作用，增幅在 0.01%~0.09%。如果中国加入 CPTPP，有 4 个产业产出始终受到小幅的正向拉动作用，分别是加工食品、植物纤维及其他农作物、水产品以及蔬菜、水果和坚果，其中水产品以及蔬菜、水果和坚果均为中国的优势农产品；水稻产品短期来看受到微小冲击，长期保持平衡；乳制品、小麦等 6 个产业产出受到负向冲击影响，但除乳制品的长期降幅超过 1%，达到 1.38% 外，其余产业产出的降幅均不超过 1%。

总体上看，加入 CPTPP 对中国产业产出的负面影响较基准情形略有扩大，但冲击影响大不，这主要是因为尽管中国农产品开放水平与澳大利亚、新西兰等国存在一定差距，但高于日本、越南等国，加入 CPTPP 带来的贸易转移效应对产业的传导作用并不显著。

表 7 加入 CPTPP 对中国农业产出的影响

单位：%

产业分类	方案一	方案二	方案三
水稻	0.00	-0.01	0.00
小麦	-0.04	-0.08	-0.10
蔬菜、水果和坚果	0.01	0.02	0.04
油料作物及植物油	-0.20	-0.38	-0.51
植物纤维及其他农作物	0.08	0.06	0.16
糖	-0.03	-0.04	-0.07
活动物、肉及肉制品	-0.02	-0.03	-0.04
羊毛及丝织品	-0.09	-0.41	-0.27
乳制品	-0.62	-0.93	-1.38
水产品	0.03	0.04	0.06
加工食品	0.09	0.14	0.22

4.4 模拟结果的现实验证

CPTPP 于 2018 年 12 月 30 日生效实施，采用协定生效前后的农产品贸易及产业数据对部分模拟结果进

行验证发现：从农产品整体贸易情况看，2019—2020年，中国农产品出口小幅下滑，2021年止跌回升，进口则连续三年保持增长；分产品看，小麦出口下滑，水产品，活动物、肉及肉制品等多数农产品进出口均保持增长，且进口增幅大于出口，与前述模拟结果的趋势一致。从产业产出看，水稻、小麦、油料作物及植物油、水产品等多数农产品产量仅在2%的范围内波动，从一定程度上验证了CPTPP生效带来的贸易转移效应对中国产业传导作用有限，与模拟预期趋势一致。

5 研究结论及对策建议

研究结果显示，总体上看，加入CPTPP对中国经济和农业的影响利大于弊，对GDP等宏观经济指标具有显著提升作用，对多数农产品出口正向拉动作用明显，但同时CPTPP高水平的开放对中国乳制品、小麦、水稻等重点农产品也将带来较显著的进口冲击，部分农业产业安全存在一定风险。农业是CPTPP谈判中的焦点和难点，中国应充分研究CPTPP特点，未雨绸缪，提前划清开放底线、制定开放策略，兼顾总体利益与农业利益、对外开放与产业安全。

5.1 坚持安全底线，有序推进农业进一步开放

CPTPP多个成员具有农业比较优势，应采取分层次的开放措施，谨慎对待加入CPTPP可能对相关产业带来的冲击。一是针对小麦、水稻等国计民生不可或缺的口粮作物，坚持“口粮绝对安全”的粮食安全战略，立足国内生产，确保较高的自给率。二是针对玉米、大豆、肉制品、乳制品等重要农产品，采取有保有放的进口原则，兼顾对于高品质农产品进口需求和国内产业的发展需求。三是针对水果、蔬菜、水产品等中国具有相对比较优势的产业，争取有利条件，提升产业发展的国际化程度。

5.2 细化研究协定规则，做好重点农产品的保护预案

尽管CPTPP设定了高水平的开放目标，但包括日本、加拿大、越南、智利、墨西哥在内的大多数成员对敏感农产品均采取了保护措施。例如，日本针对部分乳制品、小麦、畜肉等采取了完全例外或配额限制的保护措施，对多个农产品设置了超过10年的过渡期；加拿大对部分乳制品、鸡肉和鸡肉制品等采取了关税配额管理或设置了6~11年的过渡期。建议加强对CPTPP规则的细化研究，结合中国已有FTA的开放情况，参考日本等成员的经验做法，采取配额管理、过渡期设置、部分降税、特别保障措施及完全例外等多元的保护措施，在坚持开放中加强对水稻、小麦、玉米、棉花、糖、羊毛等重要农产品的保护和支持，为中国农业健康发展创造必要条件。

5.3 把握开放契机，促进农业改革的持续深化

加入CPTPP是中国立足新发展阶段，打造高标准自由贸易区网络，参与国际经贸规则重构的关键制度型安排，将给中国农业发展带来新的机遇。应抓住申请加入CPTPP的窗口期，加快推进农业改革持续深化。一是加强政策协同，建立农业综合发展支撑体系，提高农业支持政策的精准度，强化农业保险等金融支持手段。二是利用大数据手段完善包括农业生产、流通、补贴等在内的统计数据系统及预测预警系统，更加精准科学地指导和调整农业政策。三是提高农业国际合作水平，加强与发达国家在农业技术标准领域对接，在自贸试验区（港）加大农业服务和投资的开放力度，做好压力测试和风险控制，同时支持企业开拓境外市场，建立多元化的农产品进口来源。

参考文献

- [1] 焦点. 高水平对外开放成为全球农业贸易大国 [N]. 农民日报, 2021-06-03 (4).
- [2] PETRI P A, PLUMMER M G. China should join the New Trans-Pacific Partnership [EB/OL]. [2022-05-26]. <https://www.piie.com/publications/policy-briefs/china-should-join-new-trans-pacific-partnership>.
- [3] GOMEZ J. The world will benefit if China gains entry into CPTPP [EB/OL]. (2021-09-28) [2022-05-26]. <https://www.chinadailyasia.com/article/240648>.
- [4] 王玫黎, 陈雨. 中国数据跨境流动规则与CPTPP的对接研究 [J]. 国际贸易, 2022 (4): 20-29.

- [5] 贺小勇, 许梦婧. CPTPP 政府采购规则的检视及中国的因应 [J]. 国际贸易, 2022 (3): 4-11.
- [6] 管育鹰. CPTPP 知识产权条款及我国法律制度的应对 [J]. 法学杂志, 2022 (2): 95-108.
- [7] 蔡海龙, 刘艺卓. 跨太平洋伙伴关系协议 (TPP) 对中国农业的影响 [J]. 农业技术经济, 2013 (9): 13-19.
- [8] 宋轶楠. TPP 规则对中国农产品贸易的影响初探 [J]. 河南工业大学学报 (社会科学版), 2015, 11 (3): 22-26.
- [9] 翁鸣. 美国框架下的 TPP 谈判及其主要特征: 基于农产品贸易与竞争的视角 [J]. 中国农村经济, 2014 (12): 61-68.
- [10] 周睿. 中国加入 TPP 的经济效应分析: 基于 GTAP 模型的模拟 [J]. 世界经济与政治论坛, 2014 (6): 45-57.
- [11] 李慧, 祁春节. 中国与 TPP12 国农产品贸易竞争性与互补性研究 [J]. 统计与决策, 2016 (1): 110-112.
- [12] 蔡彤娟, 郭小静. TPP 到 CPTPP: 中国面临的新挑战与对策 [J]. 区域与全球发展, 2019, 3 (2): 5-16, 153.
- [13] BROCKMEIER M. A graphical exposition of the GTAP model [EB/OL]. [2022-05-26]. <https://www.gtap.agecon.purdue.edu/resources/download/181.pdf>.
- [14] WESLEY M. Trade agreements and strategic rivalry in Asia [J]. Australian Journal of International Affairs, 2015, 69 (5): 479-495.
- [15] 王原雪, 张晓磊, 杨继军. CPTPP: 中美贸易摩擦对中国农产品价格的冲击: 基于 GTAP 模型的价格传导机制分解 [J]. 世界农业, 2021 (1): 57-66, 76.

Study on the Impacts of Joining CPTPP on China's Economy and Industry from the Perspective of Agriculture

YIN Wen Yuan WANG Shipeng LIU Yizhuo

Abstract: In order to promote high-level opening-up and high-quality unblocked external circulation, China has announced its application to join the CPTPP. Agriculture is an important industry related to China's national economy and people's livelihood, and also a field of great concern to all CPTPP members. Based on in-depth analysis of tariff concessions of major CPTPP members, this paper quantitatively measures the impact of CPTPP on China's agriculture through GTAP model. The results show that joining CPTPP has positive effects on China's macro economy, and has limited negative impacts on agricultural output, but has a great impact on the import and export of dairy products, wool and silk fabrics, wheat and other agricultural products. It is suggested to adhere to the safety bottom line, make good use of CPTPP rules to make protection plans for sensitive agricultural products, orderly promote further opening up of agriculture, and seize the opening opportunity to promote the continuous deepening of agricultural reform, so as to take the initiative in regional economic integration.

Keywords: CPTPP; Agriculture; Tariffs; GTAP

(责任编辑 贾彬 张雪娇)

贸易政策不确定性与中国企业农产品出口扩大

◆ 杨晓云 刘 鑫

(重庆三峡学院财经学院 重庆 404120)

摘要: 基于中国加入世界贸易组织 (WTO) 的准自然实验, 采用双重差分 (DID) 模型研究贸易政策不确定性下降对中国企业农产品出口扩大的影响效应及作用机制。研究发现, 贸易政策不确定性下降显著促进了企业农产品出口扩大。异质性分析表明, 贸易政策不确定性下降对一般贸易出口产品和向发达国家出口产品, 以及沿海地区和低融资约束水平企业的出口扩大作用更为显著; 影响机制检验表明, 出口数量提升和出口质量升级是贸易政策不确定性下降影响企业农产品出口扩大的两个渠道; 进一步的扩展分析还显示, 贸易政策不确定性下降导致的出口扩大偏向于非核心产品, 在促进新的贸易关系产生的同时, 也有利于已出口贸易关系的延续。本文进而提出继续削弱中国农产品出口的贸易政策不确定性、畅通其对农产品出口扩大的作用机制和农产品出口企业应珍视质量声誉的政策建议。

关键词: 贸易政策; 不确定性; 农产品; 出口

DOI: 10.13856/j.cn11-1097/s.2022.11.003

1 引言

扩大优势农产品出口是建设农业强国、促进农民增收、吸纳农业就业和推动乡村振兴的重要举措。2018年中央一号文件将构建农业对外开放新格局作为提升农业发展质量, 培育乡村发展新动能的关键环节。探索如何破解制约农产品出口扩大的桎梏, 对不断提升中国农业领域的对外开放水平具有重要的现实意义。

在新冠肺炎疫情反复下, 逆全球化潮流和贸易摩擦出现加剧势头。贸易政策不确定性成为经济不确定性的主要来源, 也因此引发了学界的广泛关注。农产品贸易是全球贸易的重要组成部分, 与非农产品相比, 农产品保质期短、产品损耗率高、投资周期与生产周期长, 对政策变动更为敏感, 理论上也更易受到贸易政策不确定性的影响。中国加入世界贸易组织 (WTO) 在贸易政策不确定性的文献中视为大幅度降低贸易政策不确定性的自然实验^[1]。本文以中国加入 WTO 作为贸易政策不确定性改变的契机, 结合企业-产品层面的

收稿日期: 2022-05-26。

基金项目: 国家社会科学基金项目“进口扩张背景下的进出口联动机制与出口升级路径研究”(19BJY187)。

作者简介: 杨晓云 (1980—), 女, 四川成都人, 博士, 教授, 研究方向: 国际贸易理论与政策, E-mail: yxyyaya@yeah.net; 刘鑫 (1988—), 女, 重庆潼南人, 硕士研究生, 研究方向: 农产品贸易, E-mail: 1642709035@qq.com。

农产品贸易微观数据,采用准自然实验的双重差分(DID)模型探究贸易政策不确定性下降对中国企业农产品出口扩大的影响效应和作用机理,有助于丰富贸易政策不确定性与农产品贸易研究的相关文献,也为农业对外开放新格局的打造提供理论依据。

梳理既有研究,与本文相关的文献主要有两支:第一支考察了中国农产品出口扩大的众多影响因素,包括出口目的地的贸易便利化水平^[2]、制度环境^[3]、双边贸易成本、区域性自由贸易协定^[4]、非关税措施^[5]等因素均已进入学者视阈。事实上,贸易便利化水平、制度环境、区域贸易安排、非关税贸易壁垒等制度性因素也可视为贸易政策不确定性的来源,反映出贸易政策不确定性在农产品贸易议题中的重要性。第二支则揭示了贸易政策不确定性对出口贸易的多方面影响效应。贸易政策不确定性的下降促使更多企业进入出口市场^[6],增加了出口贸易额^[7]和出口产品种类数^[8],提升了全球价值链分工地位^[9]和出口产品质量^[10]。但就作者所知,贸易政策不确定性的相关文献均以制造业贸易为考察重点,鲜有学者关注到中国农产品出口,且由于多数研究未细分到企业-产品层面,也无法讨论贸易政策不确定性与企业特定产品出口的关系,截至目前尚无文献专门针对农产品的关税政策波动问题分析贸易政策不确定性如何影响企业农产品出口扩大。本文旨在探讨由中国加入WTO引发的关税政策不确定性波动如何影响中国企业农产品出口扩大,研究结论可与既有文献形成补充。

鉴于此,本文可能的边际贡献主要体现在以下三个方面:第一,在研究视角上,本文通过识别HS6位数农产品的关税政策波动情况,构造企业-产品层面微观数据实证检验了贸易政策不确定性对企业农产品出口扩大的影响效应,并从数量提升和质量升级两个维度揭示其作用渠道。第二,在研究方法上,本文以中国加入WTO获得美国永久授予正常贸易关系地位作为外生政策冲击,采用DID方法考察贸易政策不确定性下降对中国企业农产品出口扩大的政策效应,能较好地解决潜在的内生性问题,保证了研究结论的可信度。第三,本文区分贸易方式、出口市场、企业所在地区和融资约束水平,探究了贸易政策不确定性对企业农产品出口扩大的异质性影响,还从核心产品和非核心产品以及贸易关系的动态调整等方面探讨了贸易政策不确定性下降引发的资源再配置效应,深化了对贸易政策不确定性与微观企业农产品出口关系的认识。

2 影响机制与研究假说

接下来,本文以“产品数量机制”和“产品质量机制”作为切入点,阐述贸易政策不确定性下降对企业农产品出口扩大的影响机制。

2.1 产品数量机制

对不确定性的研究始于投资环境的不确定性,投资具有局部不可逆性,已投入资金无法完全收回,与投资相关的部分信息需要观望一段时间才可获取^[11],同时这类信息正是不确定性的来源,因此企业的投资行为会更为慎重,通过延迟投资避免损失。与投资行为类似,企业在进入出口市场前需要支付进入成本,且这种成本也具有沉没成本的性质,只有在未来出口利润现值能够弥补进入特定出口市场所需支付的沉没成本时才会进入出口市场。不仅如此,企业对特定出口目的地还会进行不同程度的个性化投入,这些投入不仅不可逆,也不能转移到其他目的地^[1]。在非对称国家和非对称贸易壁垒的情形下,企业出口市场的选择有赖于其自身的生产率高,低生产率企业难以获得足够的利润弥补进入市场所需的固定成本,企业只能进入自身条件满足出口市场门槛值要求的市场^[12]。贸易政策不确定性的下降能够直接削减企业的出口进入成本,使那些原本没有进入出口市场的产品进入出口市场,已经进入出口市场的产品实现出口市场的多元化,企业可以沿着扩展边际扩大农产品出口。除直接作用于出口市场进入成本之外,贸易政策不确定性的下降还缓解了“出口延迟”和“出口试探”行为。面对贸易政策的不确定性,出口企业可能选择“出口延迟”,等待其他“开拓型”企业的出口经验外溢,在出口沉没成本降低后再行作出出口决策,以减少不确定性^[13];也可能选择先以较低的出口数量进行出口试探^[14],在熟悉出口市场环境、降低不确定性后,再根据利润水平决定退出出口市场还是扩大出口规模^[15]。据此,贸易政策不确定性的下降能够缩减企业“出口延迟”的时间,加快了企业

进入出口市场的速度,并促使企业由试探性地小规模出口转变为正常规模出口。

2.2 产品质量机制

以 2008 年全球金融危机为转折点,中国农产品出口增长动力由数量驱动转向质量驱动^[16],而贸易政策不确定性的下降也有助于出口农产品的质量升级。贸易政策不确定性的下降降低了企业出口固定成本,提高了出口的可能性,一方面便于企业将更多资金用于新产品研发或技术升级^[17];另一方面当企业进入出口市场后,国外消费者的产品质量要求会倒逼技术创新,“出口学习效应”的发挥也利于企业向海外市场中的竞争对手学习,获取先进的技术和产品设计^[18]。此外,随着国内企业间出口竞争的加剧,企业也会加大研发创新以提升生产效率^[19],最终促成企业创新^[20]。

融资约束对企业出口产品质量提升有负向抑制作用^[21],融资约束限制了高质量中间产品和原材料的进口,削弱了研发投入强度,也不利于农业企业开展农业生产环境的控制与修复,装备机械化、自动化和智能化设施。在外源融资方面,贸易政策不确定性的下降提高了企业的出口参与能力,出口行为本身释放出高效率 and 强竞争力的信号,可以有效解决企业贷款难的问题^[22],出口外汇的获取还拓宽了企业融资渠道,由单一国内金融市场向国际金融市场延伸^[23]。在内源融资方面,由于各国经济周期的非同步性,出口多元化增强了企业抵抗内需冲击的能力,有利于获取稳定的现金流^[24],引致的利润增加还扩充了流动资金^[25],进而缓解企业融资约束。

综上所述,本文提出研究假说 1:贸易政策不确定性下降能够提高中国企业农产品出口规模;假说 2:贸易政策不确定性下降通过数量提升和质量升级作用于企业农产品出口规模。

3 模型与数据处理

3.1 模型设定

为了考察贸易政策不确定性对企业农产品出口规模的影响效应,本文利用中国加入 WTO 这一准自然实验框架,采用 DID 方法评估中国在加入 WTO 前后,贸易政策不确定性下降幅度较大的农产品与下降幅度较小的农产品在出口规模上的相对变化情况,参照毛其淋^[26]的做法,构建回归模型如下:

$$\ln export_{fit} = \lambda_f + \alpha Tpu_{i01} \times Post_{02} + \beta X + \delta_{fi} + \delta_t + \epsilon_{fit} \quad (1)$$

其中, f 表示企业, i 表示 HS6 位数农产品, t 表示年份; $\ln export_{fit}$ 是企业 f 在 t 年出口农产品 i 的金额; Tpu_{i01} 是 2001 年 HS6 位数农产品 i 的贸易政策不确定性下降水平; $post_{02}$ 是时间虚拟变量,在中国加入 WTO 之后的年份 ($t \geq 2002$) 赋值为 1,其他年份赋值为 0;交叉项 $Tpu_{i01} \times post_{02}$ 的估计系数 α 刻画了贸易政策不确定性变化对企业层面农产品出口规模的影响效应,即 $\alpha > 0$,表明农产品贸易政策不确定性的下降有利于中国企业农产品出口扩大; X 是一系列控制变量; δ_{fi} 为企业 \times 产品固定效应, δ_t 为年份固定效应; ϵ_{fit} 为随机扰动项;所有估计系数的标准误均在企业-产品水平进行聚类处理。

3.2 变量测算

3.2.1 农产品出口规模

本文的农产品出口规模以企业-产品层面的农产品出口金额表示,并将每一个 6 位数农产品 HS 代码界定为一种出口农产品。农产品的筛选采用了文献常见的做法,限定为海关协调编码制度前 24 章的产品。由于贸易中间商的进出口行为与其他生产企业具有显著差异,本文剔除了企业名称中包含“进出口”“工贸”“经贸”“科贸”“贸易”等字段的样本。

3.2.2 贸易政策不确定性

既有文献中贸易政策不确定性的测算主要采用了两种方法。第一种是基于新闻文本分析构建的不确定性指数,以本文分析法测算的不确定性指数建立在国家层面上,在同一时点有且仅有一个观测值,无法区分出不同出口产品异质性的贸易政策不确定性;文献中更多使用的是第二种,即基于产品关税差额计算的贸易政策不确定性指数。贸易政策不确定性是当前优惠关税逆转为关税上限的可能性。中国加入 WTO 前,美国众

议院每年都会就是否继续给予中国最惠国关税待遇进行激辩，中国出口商面临着极大的贸易政策不确定性。加入 WTO 后，美国政府授予中国永久正常贸易关系地位，对中国出口产品征收的最差关税由加入 WTO 之前的“斯穆特-霍利”关税降低为 WTO 约束的关税。尽管中国加入 WTO 前，美国众议院给予中国暂时性最惠国关税待遇，但即使实际关税不发生变化，也可通过消除美国进口关税上浮的可能性降低贸易政策的不确定性。更重要的是，由于非正常关税（二类关税）与最惠国关税（一类关税）的差额由 1930 年的“斯穆特-霍利法案”设定，使得基于两类关税差额计算的贸易政策不确定性指数具有极强的外生性，为识别贸易政策不确定性的影响效应提供了准自然实验条件。本文主要借鉴 Handley 和 Limão^[6]的方法，将产品层面贸易政策不确定性指数构建如下：

$$Tpu_i = 1 - (tariff_i^{col2} / tariff_i^{MFN})^{-\sigma} \quad (2)$$

其中， $tariff_i^{col2}$ 和 $tariff_i^{MFN}$ 分别是 2001 年农产品 i 的非正常关税（二类关税）和最惠国关税（一类关税）， σ 赋值为 3， Tpu_i 越大，表示中国企业出口的农产品 i 在加入 WTO 后所面临的贸易政策不确定性下降幅度也越大。

3.2.3 其他控制变量

其他控制变量主要包括：企业规模 ($\ln L$)，采用企业从业人数的自然对数值表示；劳动生产率 ($\ln Lp$)，采用企业工业总产值与从业人数比值的自然对数值表示；贸易开放度 ($Open$)，以企业出口交货值与销售产值的比值表示；工资水平 ($\ln Wage$)，以企业人均工资水平的自然对数值表示；政府补贴 ($Subsidy$)，以企业政府补贴收入与销售额的比值表示；行业集中度 (Hhi)，采用聚类到四位码行业-城市层面的赫芬达尔指数表示，并选取企业销售收入占比衡量市场份额， Hhi 越大，企业所在行业的市场集中度较高，垄断性越强。

3.3 数据说明

本文主要使用了三套数据库。一是中国海关数据库，除剔除贸易中间商样本外，还剔除了以中国为出口目的地的样本，为与产品层面贸易政策不确定性指数相对接，将各年度不同版本的 HS 产品代码统一到 1996 版本，并从企业-产品层面进行分年度的农产品出口金额加总；二是中国工业企业数据库，剔除了关键指标缺失和明显违背会计准则的观测值，两套数据之间的合并参照了 Yu^[27]的做法，合并后的样本时间跨度为 2000—2014 年；三是 Feenstra 等^[28]提供的 1989—2001 年美国进口关税数据，记录了进口商品的 HS8 位数编码、进口国名称、非正常关税（二类关税）和最惠国关税（一类关税），用于计算 HS6 位数编码农产品层面的贸易政策不确定性指数。

4 实证结果分析

4.1 基准回归

表 1 展示了贸易政策不确定性影响中国企业农产品出口规模的基准回归结果，其中列 (1) 在控制企业 \times 产品固定效应，以及年份固定效应的同时，仅纳入了核心解释变量。估计结果显示，交叉项 $Tpu_{01} \times post_{02}$ 在 1% 的水平上显著为正，表明贸易政策不确定性下降幅度较大的农产品较之贸易政策不确定性下降幅度较小的农产品实现了更大程度的出口规模扩大，即贸易政策不确定性下降有利于企业层面的农产品出口。表 1 列 (2) ~ 列 (7) 在此基础上逐步添加了企业规模、劳动生产率、贸易开放度、工资水平、政府补贴和行业集中度等影响因素，控制变量的加入并未更改估计结果，核心解释变量依然显著为正，再次表明贸易政策不确定性的下降有助于企业农产品出口扩大，支持了本文的理论分析。

表 1 基准回归结果

变量	$\ln Export$ (1)	$\ln Export$ (2)	$\ln Export$ (3)	$\ln Export$ (4)	$\ln Export$ (5)	$\ln Export$ (6)	$\ln Export$ (7)
$Tpu_{01} \times post_{02}$	0.550 7*** (3.00)	0.587 3*** (3.22)	0.692 7*** (3.82)	0.703 8*** (3.89)	0.704 5*** (3.89)	0.706 1*** (3.97)	0.717 2*** (3.97)

(续)

变量	<i>lnExport</i> (1)	<i>lnExport</i> (2)	<i>lnExport</i> (3)	<i>lnExport</i> (4)	<i>lnExport</i> (5)	<i>lnExport</i> (6)	<i>lnExport</i> (7)
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
企业×产品	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N	74 250	74 250	74 250	74 250	74 250	74 250	74 250
R ²	0.693 3	0.694 5	0.698 8	0.700 2	0.700 2	0.700 2	0.700 4

注：括号内为企业-产品层面聚类稳健标准误计算的 *t* 值，***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。篇幅所限，未汇报控制变量估计结果，备索。表 3 至表 8 同。

4.2 DID 设定的有效性检验

4.2.1 平行趋势和动态效应

DID 方法可以较大避免模型内生性问题的干扰，但其应用前提要求面临不同贸易政策不确定性的出口农产品规模在中国加入 WTO 之前必须具有相同的变化趋势，否则核心解释变量的估计系数还包含了处理组与控制组本身的差异，而非完全真实的政策效应。本文将政策实施前的 2000 年作为缺省比较组，以 Tpu_{01} 与年份虚拟变量的交叉项代替 $Tpu_{01} \times post_{02}$ 对企业农产品出口规模进行回归，通过比较政策发生前交叉项回归系数是否显著区别于零来检验处理组与对照组的出口规模在中国加入 WTO 前是否满足平行趋势假设，表 2 列 (1) 显示了平行趋势检验结果，其中 2002 年为政策实施年。 Tpu_{01} 与 *Year* 的交叉项系数在 2003 年及之前均不显著，表明中国加入 WTO 前，处理组与对照组存在大致相同的演变趋势，满足平行趋势检验假说。通过比较政策发生之后的交叉项系数还可以观测出贸易政策不确定性对企业农产品出口的动态影响效应，2004 年之后连续多年 Tpu_{01} 与 *Year* 的交叉项系数显著为正，说明中国加入 WTO 后，贸易政策不确定性下降对企业农产品出口规模的积极作用具有一定时滞性，这可能是由于农产品不仅普遍具有较长的投资与生产周期，也面临着更为烦琐的出口检验检疫要求和程序。

表 2 DID 有效性检验

变量	<i>lnExport</i> (1)	<i>lnExport</i> (2)	<i>lnExport</i> (3)	<i>lnExport</i> (4)
	动态效应	预期效应	反事实检验	两期 DID
$Tpu_{01} \times post_{02}$		0.929 9*** (4.00)	-0.039 1 (-0.06)	0.736 2*** (3.33)
$Tpu_{01} \times Year_{01}$	-0.256 5 (-1.23)	0.339 0 (1.53)		
$Tpu_{01} \times Year_{02}$	-0.180 0 (-0.90)			
$Tpu_{01} \times Year_{03}$	0.172 4 (0.90)			
$Tpu_{01} \times Year_{04}$	0.363 4** (2.00)			
$Tpu_{01} \times Year_{05}$	0.528 7*** (3.05)			
$Tpu_{01} \times Year_{06}$	0.548 5*** (3.16)			
$Tpu_{01} \times Year_{07}$	0.510 9*** (3.91)			
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
企业×产品	已控制	已控制	已控制	已控制

(续)

变量	lnExport	lnExport	lnExport	lnExport
	(1)	(2)	(3)	(4)
	动态效应	预期效应	反事实检验	两期 DID
年份	已控制	已控制	已控制	已控制
N	74 250	74 250	5 112	7 857
R ²	0.782 1	0.782 1	0.824 3	0.818 3

4.2.2 预期效应

若农产品出口企业在中国加入 WTO 前能够预先判断中国面临的贸易政策不确定性将下降,从而提前做出出口扩大决策,意味着处理组与对照组在政策发生之前不具备可比性,可能影响 DID 方法估计的有效性。将 TPU_{01} 与 $Year_{01}$ (即政策发生前一年的年份虚拟变量) 的交叉项加入基准回归模型中,继续检验企业是否存在预期效应,估计结果见表 3 列 (2),可以看出 $TPU_{01} \times Year_{01}$ 的系数并不显著,说明农产品出口企业在中国加入 WTO 前并未就贸易政策不确定性下降而提前做出反应,中国在加入 WTO 后被美国授予永久正常贸易关系具有外生性。

4.2.3 反事实检验

基准回归中的中国企业农产品出口扩大效应也可能是受到本文未观察到的其他同期重大政治经济政策影响的结果。为了排除其他政策的干扰,本文利用中国企业对欧共体 (及其后的欧盟) 成员国^① 的农产品出口规模作为反事实样本进行证伪检验。欧共体在 1978 年给予中国永久性的最惠国关税待遇,因此早在加入 WTO 前的中国对欧盟农产品出口已经避免了关税大幅提升风险,加入 WTO 对中国出口欧盟的贸易政策不确定性不应产生显著影响。由表 3 列 (3) 的回归结果可知,替换样本进行反事实检验后,交叉项的估计系数不再显著,反事实样本并未呈现出与其他出口市场相同的出口扩大效应,可以排除中国企业的农产品出口扩大是受到同窗口期其他重大政策影响的结果。

4.2.4 两期 DID 估计

基准回归中采用的多期倍差法可能因序列相关问题而高估回归系数的显著性水平,为了控制潜在的序列相关问题对回归结果的影响,本文将 2002 年前后的样本划分为两个时间段,并在每个时间段内求各变量的均值,再运用两期 DID 重新估计交叉项 $Tpu_{01} \times post_{02}$ 的系数值,估计结果见表 3 列 (4)。交叉项的估计系数依然显著为正,表明贸易政策不确定性下降显著促进了企业农产品出口规模的扩大,进一步证实了基于多期倍差法的估计结果。

4.3 稳健性检验

4.3.1 核心变量替换

在稳健性检验部分,本文首先考虑测量误差问题,替换了关税差额的测量方法。借鉴 Pierce 和 Schott^[7]、Liu 和 Ma^[20] 的做法,将贸易政策不确定性指数分别设定为:

$$Tpu_{1t01} = tariff_i^{col2} - tariff_i^{MFN} \quad (3)$$

$$Tpu_{2t01} = \log(tariff_i^{col2} / tariff_i^{MFN}) \quad (4)$$

表 3 列 (1)、列 (2) 分别报告了以新的关税差额指标构建交叉项 $Tpu_{101} \times post_{02}$ 与 $Tpu_{201} \times post_{02}$ 的回归结果,核心解释变量均显著为正,表明贸易政策不确定性的下降的确显著促进了企业农产品出口。此外,本文还使用了 2000 年的关税数据重新构造了 Tpu_{00} 指数,替换基准回归中的 Tpu_{01} 进行回归,回归结果见表

① 欧共体于 1993 年更名为欧盟,此处的欧共体 (欧盟) 成员国未纳入在中国加入 WTO 后加入欧盟的中东欧十国,仅包括在 1986 年及之前加入欧共体的法国、德国、意大利、荷兰、比利时、卢森堡、英国、丹麦、爱尔兰、希腊、葡萄牙、西班牙,和 1995 年加入欧盟的奥地利、瑞典和芬兰,共 15 个成员国。

3 列 (3), 主要结论仍未发生实质性改变。上述检验结果表明贸易政策不确定性下降对企业农产品出口扩大的作用不受核心变量测度方式的影响, 具有稳健性。

表 3 稳健性检验

变量	lnExport	lnExport	lnExport	lnExport	lnExport	lnExport	lnExport	lnExport
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	核心变量替换			遗漏变量	更换数据维度	变更模型设定	更改估计策略	截取部分样本
$Tpu_{01} \times post_{02}$	0.772 4*** (2.88)	1.230 5*** (3.51)		0.774 7*** (3.42)	0.349 6*** (2.72)	0.184 3*** (3.77)	0.810 8*** (3.72)	0.625 7*** (3.55)
$Tpu_{00} \times post_{02}$			0.683 4*** (3.80)					
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	已控制
企业×产品	已控制	已控制	已控制	已控制		已控制	已控制	已控制
行业×年份				已控制				
城市×年份				已控制				
企业×产品×国家					已控制			
年份	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N	74 250	74 250	74 058	73 247	156 665	74 252	176 246	53 181
R ² /伪 R ²	0.782 0	0.782 0	0.782 1	0.795 5	0.788 0	0.782 0	0.895 7	0.803 6

4.3.2 遗漏变量问题

基准回归中本文仅控制了企业-产品层面固定效应和年份固定效应, 但行业-年份和城市-年份层面的遗漏变量也可能影响本文结论的可靠性, 如地区和行业的农业补贴政策 and 农业税收政策可能随着时间的推移而发生变化。为了消除遗漏变量对回归结果的潜在影响, 本文进一步控制了时变的行业固定效应 (四位码行业×年份) 和时变的城市固定效应 (城市×年份), 回归结果见表 3 列 (4)。在控制更细维度的固定效应后, 核心解释变量的系数值同样显著为正, 进一步验证了基准回归结果的可靠性。

4.3.3 更换数据维度

企业农产品的出口市场可能会因贸易政策不确定性下降而发生变化, 导致出口市场上的样本选择问题, 对此, 本文将基准模型中企业-产品-年份层面的贸易关系更换到企业-产品-出口市场-年份层面, 相应地也将固定效应分别调整到企业×产品×市场层面和年份层面, 数据维度细分后的回归结果见表 4 列 (5), 基准回归的结论同样稳健。

4.3.4 改变模型设定

为了检验模型设定的稳健性, 本文参照孙少勤和胡凤萍^[9]的方法, 以农产品 Tpu 指数的中位数划分出高 Tpu 和低 Tpu 农产品, 并分别视之为处理组和对照组, 利用处理组与对照组虚拟变量和时间虚拟变量的交叉项, 识别处理组与对照组在政策冲击前后的出口规模变化情况, 重新构建计量模型的估计结果见表 4 列 (6), 更改模型设定后的研究结论与基准回归一致。

4.3.5 更改估计策略

基准回归中的被解释变量为出口金额的自然对数值, 导致大量零值贸易样本被“人为”丢弃, 但忽视零值贸易样本又可能引发估计结果有偏, 泊松似然最大估计 (PPML) 方法不仅可解决零值贸易问题, 即使在异方差情况下也可以得出一致的估计^[29], 本文拟采用 PPML 方法进行估计策略的稳健性检验。表 3 列 (7) 为 PPML 模型的估计结果, 其中被解释变量为贸易金额原值而非自然对数值。回归结果显示, 核心解释变量依然显著为正, 表明在考虑零值贸易问题后, 贸易政策不确定性的降低同样有助于中国企业农产品出口扩大。

4.3.6 截取部分样本

基于稳健性检验常用的子样本回归方法, 本文截取了部分年份的样本重复进行基准模型回归, 表 3 列 (7) 是删除 2006 年和 2007 年样本的回归结果, 核心解释变量的方向性和显著性不受影响, 仅数值发生小幅变化。本文也尝试随机截取了 2006 年加入 WTO 后的其他年份样本进行回归, 不同时期子样本的回归结果均表明贸易政策不确定性的下降促进了中国企业农产品出口扩大, 这表明本文主要结论不受样本期的实质性影响。

4.4 异质性分析

4.4.1 区分贸易方式

按照产品出口贸易方式, 本文将出口农产品分为一般贸易、加工贸易和混合贸易三类, 并分别对三个子样本进行回归, 结果如表 4 列 (1) ~ 列 (3) 所示。贸易政策不确定性的下降对企业一般贸易农产品出口扩大效果明显, 对混合贸易农产品出口的显著性和作用弱于一般贸易产品, 对加工贸易农产品出口未形成显著影响。对此可能的解释在于, 加工贸易通常强调全球化布局, 与一般贸易相比受贸易政策不确定性的影响较小, 使得贸易政策不确定性的下降主要体现在一般贸易出口产品上。

表 4 异质性检验: 贸易方式和出口市场

变量	lnExport	lnExport	lnExport	lnExport	lnExport	lnExport
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	一般贸易	混合贸易	加工贸易	发达国家	混合市场	发展中国家
$Tpu_{01} \times post_{02}$	0.827 4*** (4.07)	0.440 9* (1.69)	0.339 0 (0.98)	0.772 2*** (3.17)	0.440 9* (3.42)	-0.152 0 (-0.34)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
企业×产品	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N	53 156	16 502	15 205	36 683	16 502	13 433
R ²	0.786 2	0.854 3	0.865 8	0.758 5	0.854 3	0.843 6

4.4.2 区分出口市场

按照出口目的地是否为发达国家, 本文将企业农产品出口市场划分为发达国家市场、混合市场^①和发展中国家市场, 三个子样本的对比分析结果见表 4 列 (4) ~ 列 (6), 估计结果显示贸易政策不确定性的下降对中国向发达国家的农产品出口具有显著的促进作用, 对向混合市场的农产品出口也起到一定积极影响, 但对向发展中国家的农产品出口并无明显效果。事实上, 出口除受到贸易政策不确定性的制约之外, 产品比较优势、出口目的地异质性的购买力水平和贸易便利化水平也起到了重要作用。由于中国劳动密集型农产品出口具有较强的比较优势, 与发达国家更易形成要素互补, 且发达国家的市场容量更大, 贸易便利化水平也更高, 贸易政策不确定性降低主要促进了中国企业对发达国家的农产品出口。

4.4.3 区分企业所在地区

依据企业所在地区的地理位置, 本文将全样本企业划分为沿海地区和内陆地区^②企业进行回归, 表 5 列 (1)、列 (2) 显示了回归结果。交叉项的估计系数在沿海企业样本中显著为正, 在内陆企业样本未通过显著性检验。中国东部沿海地区农产品出口竞争优势高于其他地区^[30], 沿海企业的出口导向性更强, 贸易经验丰富、利用临海临港的区位优势享有更低的贸易成本, 受贸易政策的影响程度更高, 对贸易政策不确定性下降的反应也更大。

① 混合市场是指该产品同时在发达国家和发展中国家销售。

② 沿海地区包括天津、河北、辽宁、上海、浙江、江苏、福建、山东、广东、广西和海南。

表 5 异质性检验：企业所在地区和融资约束

变量	lnExport	lnExport	lnExport	lnExport
	(1)	(2)	(3)	(4)
	沿海地区	内陆地区	低融资约束	高融资约束
$Tpu_{01} \times post_{02}$	0.768 4*** (4.04)	0.225 6 (0.40)	0.818 6*** (2.93)	0.473 3* (1.75)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
企业×产品	已控制	已控制	已控制	已控制
年份	已控制	已控制	已控制	已控制
N	65 613	8 634	33 730	33 620
R ²	0.776 0	0.828 2	0.783 0	0.814 0

4.4.4 区分企业融资约束水平

参照许家云和田朔^[31]的方法，本文采用利息支出与固定资产的比值衡量企业所受融资约束水平，利息支出比例越高，表明企业更容易获取外部融资，所面临的融资约束水平也就越低。本文以融资约束程度的中位数将全部样本划分为低融资约束和高融资约束两组，分样本回归结果见表 5 列（3）、列（4）。尽管两组企业均因贸易政策不确定性下降实现了出口增长，但低融资约束组企业的出口扩大效应在显著性和强度上均高于高融资约束组。贸易政策不确定性下降虽为企业创造了利好的外部贸易环境，但扩大出口需要企业追加生产投入和支付贸易成本，企业出口决策和出口规模均受到融资状况的影响，使得受融资约束程度较低的企业在贸易政策不确定性下降后的出口扩大倾向更强。

5 机制检验与拓展研究

5.1 机制检验

5.1.1 出口产品数量

利用中国海关数据库的出口数量变量，本文首先检验贸易政策不确定性的下降对出口数量的影响，然后再将出口数量纳入基准模型中进行回归，通过与表 6 列（1）基准模型估计结果^①对比交叉项回归系数的显著性及其绝对值变动情况判断影响机制是否成立。表 6 列（2）以出口数量为被解释变量，可以看出贸易政策不确定性下降显著提升了企业农产品出口数量。表 6 列（3）的估计结果表明，在考虑出口数量后，贸易政策不确定性下降对企业出口扩大的影响依然显著存在，但系数数值明显降低，表明贸易政策不确定性下降通过提升出口数量的渠道促进了企业农产品出口扩大，研究假说部分确证。

5.1.2 出口产品质量

借鉴施炳展^[32]的事后推理法计算得到企业-产品-出口市场-年份层面的农产品出口质量，再按出口规模加权平均到企业-产品-年份层面（ $Quality_{fit}$ ）进行中介效应检验。由表 6 列（4）可知，贸易政策不确定性下降显著促进了企业农产品出口质量升级。列（5）中的核心解释变量估计系数在引入出口产品质量中介变量后不仅显著为正，且系数数值的大小相较于列（1）有所降低，说明贸易政策不确定性下降通过出口产品质量升级渠道促进了企业农产品出口，中介效应成立，研究假说确证。

表 6 机制检验

变量	lnExport	lnQuantity	lnExport	Quality	lnExport	lnExport
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Tpu_{01} \times post_{02}$	0.717 2*** (3.97)	0.659 1*** (3.83)	0.226 9*** (3.04)	0.042 1*** (3.79)	0.432 5*** (3.71)	0.202 6*** (2.94)

① 同表 1 列（7）估计结果。

(续)

变量	lnExport (1)	lnQuantity (2)	lnExport (3)	Quality (4)	lnExport (5)	lnExport (6)
lnQuantity			0.743 9*** (127.72)			0.635 6*** (99.16)
Quality					6.768 5*** (65.84)	2.274 4*** (36.06)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
企业×产品	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N	74 250	74 250	74 250	74 250	74 250	74 250
R ²	0.700 4	0.891 4	0.883 6	0.713 9	0.802 5	0.891 3

表 6 列 (6) 是同时纳入两个中介变量的估计结果, 在加入出口产品数量和出口产品质量两个中介变量后, 核心解释变量的估计系数和显著性相较于列 (3) 和列 (5) 进一步降低, 表明出口数量提升和出口质量升级是贸易政策不确定性下降影响企业农产品出口规模的可能渠道。

5.2 拓展研究: 资源再配置

资源配置既包括企业内部产品转换引起的企业内资源配置^[33], 也包括企业进入退出引起的行业内资源配置^[34], 本文继续探讨贸易政策不确定性下降引发的资源再配置问题。

5.2.1 核心产品和非核心产品

本文首先剔除单一产品出口样本, 并对企业内不同产品的出口规模进行降序排列, 将出口规模排名第一的产品界定为核心产品, 其余则为非核心产品, 进而考察贸易政策不确定性对核心产品和非核心产品出口扩大作用的差异。对核心产品和非核心产品的分组回归分别见表 7 列 (1) 和列 (2), 贸易政策不确定性下降对非核心产品出口具有明显作用, 但对核心产品的出口规模未见显著影响。考虑到企业内的产品排序也可能发生改变, 本文还采用了不随时间变化的企业内产品排序划分核心产品与非核心产品, 回归结果见表 7 列 (3) 和列 (4), 上述结论依然成立。对此可能的解释在于, 企业核心产品不仅占据了最大出口份额, 也采用了最具效率的核心技术, 具备较高的产品质量和竞争能力, 面对贸易政策不确定性带来的潜在冲击, 企业集中资源生产核心产品, 缩小产品范围。在贸易政策不确定性下降后, 市场进入的成本临界值上升, 生产率门槛下降, 即使成本较高的产品也能进入出口市场, 因此非核心的边缘产品体现出更强的出口扩大动能。值得注意的是, 尽管贸易政策不确定性下降能够提升单个产品层面的出口质量, 但企业整体的出口质量是产品层面的加总, 当非核心产品的出口扩大倾向性更强时, 企业整体出口质量指数并不确定, 存在因出口扩大拉低企业整体出口质量指数的可能性。

表 7 资源再配置问题

变量	lnExport (1)	Quality (2)	lnExport (3)	lnExport (4)	Entrydum (5)	Entrydum (6)	Exitdum (7)	Exitdum (8)
	核心产品	非核心产品	核心产品	非核心产品	进入虚拟变量	进入虚拟变量	退出虚拟变量	退出虚拟变量
$Tpu_{01} \times post_{02}$	0.045 3 (0.24)	0.783 7*** (3.20)	1.052 4 (0.94)	0.760 2*** (3.68)	0.146 3*** (3.63)	0.102 4** (2.52)	-0.073 0** (-2.14)	-0.085 9** (-2.52)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制
企业×产品	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N	13 256	47 830	2 068	45 707	74 250	74 250	74 250	74 250
R ²	0.843 9	0.606 9	0.570 8	0.602 7	0.471 4	0.483 9	0.522 8	0.524 3

5.2.2 贸易关系的动态调整

进一步,分析贸易政策不确定性下降是否引致了贸易关系^①的动态调整。本文分别构造贸易关系进入虚拟变量 (*Entrydum*) 和退出虚拟变量 (*Exitdum*)。鉴于本文模型中有较多的企业和产品固定效应需要控制,采用 Logit 或 Probit 估计可能存在不一致问题^[35],因此使用线性概率模型进行估计。表 7 列 (5) 和列 (6) 报告了以进入虚拟变量为因变量的回归结果,无论是否引入控制变量,交叉项的估计系数均显著为正,表明贸易政策不确定性下降促进了新的出口贸易关系产生,这与前文中贸易政策不确定性阻碍了企业进入出口市场的理论分析相符。表 7 列 (7) 和列 (8) 以贸易关系退出虚拟变量为因变量,交叉项系数显著为负,说明贸易政策不确定性下降弱化了贸易关系终止的概率,有利于延长出口存续期,这可能源于贸易政策不确定性下降使得企业出口临界边际成本降低,那些原本应该在试探性出口后退出的贸易关系得以延续。

6 研究结论与政策启示

本文以中国加入 WTO,美国授予中国永久正常贸易关系为准自然实验,利用二类关税与最惠国关税差额构造农产品层面的贸易政策不确定性,通过 DID 方法系统识别贸易政策不确定性下降对企业农产品出口扩大的影响。研究发现:第一,贸易政策不确定性下降对企业农产品出口扩大有显著的促进作用,且这一结论在经过预期效应、反事实检验、多期变两期、关键变量替换等多维检验后依旧稳健;第二,异质性分析表明,贸易政策不确定性下降对一般贸易出口产品和向发达国家出口产品,以及沿海地区和低融资约束水平企业的出口促进作用更为显著;第三,影响机制检验表明,贸易政策不确定性的下降通过出口数量提升和出口质量升级两个渠道作用于企业农产品出口扩大;第四,资源再配置效应显示,贸易政策不确定性下降导致的出口扩大偏向于非核心产品,在促进新的贸易关系产生的同时,也有利于已出口贸易关系的延续。

贸易政策不确定性降低显著促进了中国企业农产品出口,这一研究结论具有重要的政策启示。第一,WTO 虽组织了多轮谈判降低成员贸易壁垒,但农产品的保护程度依然很高,大量农产品进口仍保持高关税,卫生检验检疫标准和技术性贸易措施的数量不断增加、标准不断提高、程序越加复杂。中国应积极利用“一带一路”倡议契机和全球最大农产品进口国地位,加强多边和双边互惠贸易谈判,与农产品进口国构建多种形式的贸易一体化,进一步降低中国农产品的出口关税及非关税壁垒,继续削弱贸易政策不确定性。第二,畅通贸易政策不确定性下降对农产品出口扩大的作用机制,不断提升农业企业生产率,帮助其跨越出口门槛,并实现更多的产品-市场组合,以出口多元化推动农产品出口数量提升。强化对农业出口企业的创新支持力度,加大普惠金融供给,促进农产品出口质量升级。第三,随着贸易政策不确定性的下降,原本不具备出口能力的低质量产品也可以进入出口市场,存在拉低企业整体出口质量的可能性,因此农产品出口企业还应珍视质量声誉,避免为迎合外部利好而盲目涌入出口市场。

参考文献

- [1] 余森杰,祝辉煌.贸易政策不确定性的度量、影响及其政策意义[J].长安大学学报(社会科学版),2019,21(1):1-8.
- [2] 黄玉睿,宾建成,方慧.进口国贸易便利化对促进中国农产品出口的影响效应:基于美国、日本、韩国及欧盟 25 国的实证分析[J].财经理论与实践,2020,41(5):119-125.
- [3] 姚辉斌,彭新宇.“一带一路”沿线国家制度环境对中国农产品出口贸易的影响研究[J].农业技术经济,2021(4):17-29.
- [4] 冯宗宪,李诚.RCEP 背景下中国农产品出口竞争优势及动因分析[J].西安交通大学学报(社会科学版),2022,42

^① 此处的贸易关系指企业-产品组合。

- (2): 53-64.
- [5] 叶文灿, 李欣蔚, 高奇正, 等. 非关税措施与我国农产品出口的产品种类溢出: 基于 17 国产业视角的实证分析 [J]. 中国经济问题, 2020 (2): 30-44.
- [6] HANDLEY K, LIMÃO N. Policy uncertainty, trade, and welfare: theory and evidence for China and the United States [J]. *American Economic Review*, 2017, 107 (9): 2731-2783.
- [7] PIERCE J R, SCHOTT P K. The surprisingly swift decline of US manufacturing employment [J]. *American Economic Review*, 2016, 106 (7): 1632-1662.
- [8] HANDLEY K, LIMÃO N. Trade and investment under policy uncertainty: theory and firm evidence [J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2015, 7 (4): 189-222.
- [9] 孙少勤, 胡凤萍. 贸易政策不确定性与中国制造业企业全球价值链分工地位: 基于 DID 模型的经验证据 [J]. 东南大学学报 (哲学社会科学版), 2022, 24 (2): 61-73, 147.
- [10] 汪亚楠, 王海成, 苏慧. 贸易政策不确定性与中国产品出口的数量、质量效应: 基于自由贸易协定的政策背景 [J]. 审计与经济研究, 2020, 35 (1): 111-119.
- [11] HART A G. Risk, uncertainty and the unprofitability of compounding probabilities [M] // LANGE O, MCINTYRE F, YNTEMA T O. *Studies in mathematical economics and econometrics*. Chicago: University of Chicago Press, 1942.
- [12] CHANEY T. Distorted gravity: the intensive and extensive margins of international trade [J]. *American Economic Review*, 2008, 98 (4): 1707-1721.
- [13] 綦建红, 刘慧, 赵勇. 市场进入中的“跟随者”及其出口延迟时间: 一个微观证据 [J]. 南开经济研究, 2015 (5): 92-110.
- [14] EATON B, ESLAVA M, JINKINS D, et al. A search and learning model of export dynamics [R]. New York: National Bureau of Economic Research, 2021.
- [15] FERNANDES A P, TANG H. Scale, scope, and trade dynamics of export processing plants [J]. *Economics Letters*, 2015, 133: 68-72.
- [16] 刘雪梅, 董银果. 数量、质量抑或性价比: 中国农产品出口增长动力来源与转换研究 [J]. 国际贸易问题, 2019 (11): 100-115.
- [17] 李宏兵, 孙丽棠, 文磊. 贸易政策不确定性对我国出口升级的影响 [J]. 经济经纬, 2022, 39 (2): 57-67.
- [18] GREENAWAY D, KNELLER R. Firm heterogeneity, exporting and foreign direct investment [J]. *The Economic Journal*, 2007, 117 (517): 134-161.
- [19] 赵春明, 范雅萌, 熊珍琴. 贸易政策不确定性对中国地区产业结构升级的影响 [J]. 亚太经济, 2020 (5): 116-125, 152.
- [20] LIU Q, MA H. Trade policy uncertainty and innovation: firm level evidence from China's WTO accession [J]. *Journal of International Economics*, 2020, 127: 103387.
- [21] GUILLOU S, BERNINI M, BELLONE F. Firms' leverage and export quality evidence from France [R]. Paris: Sciences Po, 2013.
- [22] 韩剑, 王静. 中国本土企业为何舍近求远: 基于金融信贷约束的解释 [J]. 世界经济, 2012, 35 (1): 98-113.
- [23] 邵帅, 辛晴. 出口对我国企业融资约束影响的异质性分析 [J]. 南方经济, 2015 (12): 10-25.
- [24] BRIDGES S, GUARIGLIA A. Financial constraints, global engagement, and firm survival in the United Kingdom: evidence from micro data [J]. *Scottish Journal of Political Economy*, 2008, 55 (4): 444-464.
- [25] 毛其淋, 许家云. 贸易政策不确定性与企业储蓄行为: 基于中国加入 WTO 的准自然实验 [J]. 管理世界, 2018, 34 (5): 10-27, 62, 179.
- [26] 毛其淋. 贸易政策不确定性是否影响了中国企业进口? [J]. 经济研究, 2020, 55 (2): 148-164.
- [27] YU M. Processing trade, tariff reductions and firm productivity: evidence from Chinese firms [J]. *The Economic Journal*, 2015, 125 (585): 943-988.
- [28] FEENSTRA R C, ROMALIS J, SCHOTT P K. US imports, exports, and tariff data, 1989-2001 [R]. New York: NBER working paper, 2002.
- [29] SILVA J S, TENREYRO S. The log of gravity [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2006, 88 (4): 641-658.
- [30] 郭天宝, 吴晓琳, 王云凤. 中国农产品出口技术复杂度的区域比较与发展策略 [J]. 农村经济, 2022 (1): 10-19.
- [31] 许家云, 田朔. 人民币汇率与中国出口企业加成率: 基于倍差法的实证分析 [J]. 国际贸易问题, 2016 (2): 145-155.
- [32] 施炳展. 中国企业出口产品质量异质性: 测度与事实 [J]. 经济学 (季刊), 2014, 13 (1): 263-284.

- [33] BERNARD A B, REDDING S J, SCHOTT P K. Multiproduct firms and trade liberalization [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126 (3): 271-1318.
- [34] MELITZ M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71 (6): 1695-1725.
- [35] BASTOS P, SILVA J. Networks, firms, and trade [J]. *Journal of International Economics*, 2012, 87 (2), 352-364.

Trade Policy Uncertainty and the Expansion of Chinese Enterprises' Agricultural Exports

YANG Xiaoyun LIU Xin

Abstract: Based on the quasi-natural experiment of China's accession to the WTO, the difference in difference (DID) model is used to study the effect and mechanism of the decrease of trade policy uncertainty on the expansion of Chinese enterprises' agricultural exports. It is found that the decrease in trade policy uncertainty significantly promotes the expansion of enterprises' agricultural exports. Heterogeneity analysis shows that the decrease in trade policy uncertainty has a more significant impact on general trade export products and exports to developed countries, as well as for coastal regions and firms with low levels of financing constraints. The impact mechanism test shows that export quantity upgrading and export quality upgrading are two channels through which decrease in trade policy uncertainty affects firms' agricultural export expansion. The further extended analysis shows that the export expansion caused by the decrease of trade policy uncertainty is biased towards non-core products, which not only promotes the emergence of new trade relations, but also helps the existence of existing export trade relations. The paper goes on to propose policy recommendations to continue to weaken trade policy uncertainty in China's agricultural exports, to smooth the mechanism of its effect on agricultural export expansion, and that agricultural exporters should value their reputation for quality.

Keywords: Trade Policy; Uncertainty; Agricultural Products; Export

(责任编辑 张雪娇 卫晋津)

日本水产种质资源管理制度 对中国的启示研究

◆ 李木子¹ 任同军¹ 曾 雅²

(1. 大连海洋大学水产与生命学院 大连 116023;

2. 大连海洋大学经济管理学院 大连 116023)

摘要: 水产种质资源在保护生物多样性和满足人类食物需求方面发挥着重要作用, 实现对水产种质资源的有效管理是农业种质资源保护与利用体系的重要一环。本文结合时代背景, 将日本水产种质资源管理历程划分为三个阶段, 并通过梳理管理制度内容, 发现日本水产种质资源管理制度法律法规体系健全、涉及内容全面, 具有较强的执行力、注重制度实施的效果, 实施中央与地方两级分治、协同管理。本文结合当前中国水产种质资源管理的现状, 从完善水产种质资源保护制度、完善水产种业管理制度、提高水产种质资源法律法规制度的管理效力、构建国家与地方的两级协同管理体系等方面提出相关建议。

关键词: 水产种质资源; 种质资源管理制度; 日本

DOI: 10.13856/j.cn11-1097/s.2022.11.004

1 引言

水产种质资源作为保存水产物种、选育优良品种及渔业可持续发展的重要物质基础, 负载着重要水生经济物种的遗传多样性及基因资源^[1], 其一旦破坏将给渔业资源造成无法挽回的损失。党和国家高度重视水产种质资源的管理。习近平总书记多次发言强调发展民族种业, 把种源安全提升到关系国家安全的战略高度; 2021年中央一号文件重点提出要“打好种业翻身仗”; 《“十四五”渔业发展规划》从水产种质资源保护、种业创新以及水产供种三个方面来促进水产种业的振兴^[2-3]。加强水产种质资源管理对于打好种业翻身仗而言至关重要。新中国成立以来, 中国水产种质资源管理历经了由“开发优先于保护”向“保护和开发并举”、再向“注重开发、保护优先”转变的政策演变过程^[1,4], 并先后在法律层面以及部门规章制度层面颁布了一系列法律法规, 基本构建了水产种质资源管理的政策体系, 积累了一定的管理经验。然而相较于国际上水产

收稿日期: 2022-03-04。

基金项目: 农业农村部渔业渔政管理局项目(125E0101)。

作者简介: 李木子(1996—), 女, 河南汝南人, 硕士研究生, 研究方向: 渔业管理, E-mail: kimi_hooli@126.com; 任同军(1975—), 男, 辽宁大连人, 博士, 教授, 研究方向: 水产动物营养与饲料, E-mail: tongjunren@dlou.edu.cn。

通信作者: 曾雅(1977—), 女, 湖南邵阳人, 博士, 副教授, 研究方向: 渔业政策, E-mail: zengya@dlou.edu.cn。

种质资源管理完善的国家而言,中国的水产种质资源管理制度尚有较大差距。相关法律体系的不健全、制度内容的不完善以及管理体制的不健全,导致近年来水产种质资源保护不力、遗传优势丧失、水产种业发展缓慢等问题越发严峻^[5-6]。中国的水产种质资源管理制度仍需不断地探索、构建和健全。在此背景下,如何在立足于中国国情的基础上,借鉴国外经验,完善中国的水产种质资源管理制度就变得尤为重要。

日本属于资源欠缺型国家,一直以来极其重视渔业资源管理,在依据情势变化及时制定渔业资源管理制度并付诸实践上不遗余力。对于日本水产种质资源管理制度的研究不仅能够有助于判断各国或地区水产种质资源管理制度的异同,揭示水产种质资源管理的一般规律,也对于中国结合实情、借鉴国际经验,在相关立法工作中少走弯路、更好地保护国家战略资源、促进中国渔业可持续发展有着重要的理论和现实意义。

聚焦中国水产种质资源管理制度的现有研究并不多见。刘洪军和宋爱环从水产种质资源鉴定与评价方法方面提出加强水产种质资源保护利用^[7]。杨文波等从水产种质资源调查、水产种质资源保护区建设及水产种质资源科学研究等方面,研究中国水产种质资源保护利用^[8]。王太等^[9]、董星宇和章军^[10]、薛振宏等^[11]、郭炎等^[12]从水产种质资源的开发利用与保护状况入手,分析了中国甘肃、安徽、河北、新疆的水产种质资源管理现状。而关于日本法制制度的研究,乐家华从基本法律及基本手法出发研究日本水产资源的管理体系^[13];徐海龙等对中日渔业管理法律法规及渔业管理部门进行了比较分析,指出中国法律体系中对渔业行为规定的不足^[14];张溢卓则对日本渔业管理史、渔业资源管理方法及管理特点进行了分析^[15]。

综上所述,现有研究积累了一定的理论与实践成果,但仍需进一步拓展。第一,水产种质资源管理制度的相关研究少见,且多集中于保护区管理的实践之上;第二,对于日本渔业法律法规的研究多聚焦于渔业资源管理方面,对于水产种质资源管理制度的考察仅从渔业资源管理的角度有所提及,并没有系统地对制度的演变以及制度的内容进行梳理。日本水产种质资源管理体系背后所蕴含的法律机制仍模糊不清,有待进一步探索。本文依据日本农林水产省官网所列最新法规制度及日本《水产小六法》梳理了日本水产种质资源管理相关的法律法规,结合宏观背景对第二次世界大战后日本水产种质资源管理制度演进历程进行划分,分析了主要制度内容、特点及启示,并立足中国国情,提出了完善中国相关制度的合理性建议。

2 日本水产种质资源管理制度体系建设历程

第二次世界大战后,日本根据时代的发展和情势的变化颁布了多部水产资源保护与开发相关的法律法规。这些法律法规的出台反映了日本不同时期水产种质资源管理政策重点的演变,并逐步构建了日本水产种质资源管理的制度体系。日本水产种质资源管理制度的建设大体历经三个发展阶段。

2.1 第一阶段:以资源保护为政策制定核心(20世纪40年代中期至60年代末期)

日本四面环海、渔业发达、水产资源丰富、渔场条件得天独厚。但第二次世界大战以来,由于过度捕捞、工业发展带来水域污染、战后渔民人数及渔船数量的剧增等,日本渔业资源渐趋枯竭和过度捕捞泛滥。为了保护渔业资源、强化渔民的资源保护意识、同时获取日本渔业在国际上的信任,日本于1951年颁布了《水产资源保护法》^[16]。该法取代1950年颁布的《水产资源枯竭防止法》,并纳入分散于《渔业法》中资源保护培育相关的内容,成为促进日本水产业健康发展的渔业主要法规^①。

《水产资源保护法》确立了水产资源开发、利用、保护的基本原则,具体规定了水产动植物的捕捞限制、水产动物的进口防疫、种质资源保护区、溯河性鱼类的保护培育、指定水产动植物种苗的经营管理、水产资源的调查等方面的内容。之后,为配合《渔业法》《水产资源保护法》等法规的施行,日本各都道府县相继颁布《沿岸渔业调整规则》和《淡水渔业调整规则》,对各地水产动植物捕捞许可和水产资源的保护培育进行了详细的规定。《水产资源保护法》和各地渔业调整规则的颁布构成了日本水产资源保护从国家到地方的

① 日本第十二回国会众议院本会议第23号附录,1953年11月30日,日本法令索引官网 <https://hourei.ndl.go.jp/#/detail?lawId=0000044108>。

最基本的制度体系。此外,1958年颁布的《水质污染防治法》、1967年颁布的《海洋污染防治法》对水生生物资源赖以生存的环境生态的保护均有各自角度的法律定位,在具体执法过程中可以视为《水产资源保护法》的必要补充。

2.2 第二阶段:以资源的合理开发为政策制定的重点(20世纪70年代至90年代中期)

从20世纪50年代开始日本步入高速成长期。1955—1973年,日本经济增长率超过10%,大量劳动力从第一产业转移至第二产业,工业化发展进程加速。随着日本国民生活水平的提高,消费者对于水产品的需求大幅增长,且不断高度化及多样化。然而,由于渔场条件恶化、200海里经济专属海区等国际规制的强化等原因,日本渔业发展所面临的国内外情势变得相对严峻,水产品的国内生产较难满足日本人民日益增长的需求。日本政府开始积极扩大沿岸渔业的生产,水产种质资源管理政策导向转为“注重开发、保护优先”。1971年日本颁布《海洋水产资源开发促进法》^[17],旨在通过有计划地促进沿岸海域水产动植物的增殖和养殖,以及加强渔业者团体对海洋水产资源的自主管理,促进海洋水产资源开发及利用的合理化。1974年颁布《沿岸渔场整備开发法》^[18],对水产动物种苗的生产、放流以及水产动物的培育进行了具体的规定。根据该法,日本制定并推进了以设置大型渔礁等为主要内容的沿岸渔场整顿开发计划,并于1984年起每隔5年左右制定栽培渔业发展的基本方针,指导全国栽培渔业的发展。另外,1973年颁布的《濑户内海环境保护特别措施法》就重要渔场濑户内海的环境生态保全进行了具体规定,而1992年《濒危动植物种群保护法》的颁布从确保生物多样性方面对稀少野生动植物的管理、保护及增殖进行了规定。

2.3 第三阶段:保护性开发的制度特征(20世纪90年代后期至今)

1994年生效的《联合国海洋法条约》构建了新的国际海洋秩序,世界进入200海里时代。同时,随着人口增长和经济社会活动的发展,全球环境问题日益严重。1992年,联合国环境与发展大会,通过了以“可持续发展”为原则的《里约宣言》和《21世纪议程》。另外,200海里体制的落实导致远洋渔业退缩、周边水域水产资源的衰退导致渔业生产减少以及渔业者高龄化等^[19-20],日本国内的水产业环境发生了重大变化。为了适应日本国内外环境的变化、满足时代需求,日本进一步完善了资源管理制度,强化资源的保护与开发。一是在水产政策方面。日本于2001年废除《沿岸渔业振兴法》,颁布《水产基本法》^[21],确立新的政策体系。《水产基本法》旨在通过确保水产资源的可持续利用和水产业的健全发展,谋求水产品的稳定供给。2014年为了振兴淡水渔业、合理管理日本鳗鱼资源,日本又颁布了《淡水渔业振兴法》^[22],对淡水水产资源的养护、淡水渔场环境的恢复、指定养殖业的许可等进行了规定。二是在水产植物种苗新品种保护方面。为了对应1991年《国际植物新品种保护公约》的修订、加强新品种“培育权”的保护、促进优良品种的开发和有序管理种苗的流通,日本于1998年废除《种子法》,颁布了《种苗法》^[23]。该法对包含水产植物在内的植物种苗进行管理,不仅大幅扩大了品种登记制度对象的植物范围,而且强化了培育者的权利并延长了培育者权利的存续期间。三是在确保物种多样性方面。日本于2004年颁布了《防止特定外来生物破坏生态系的法律》^[24],就可能导致生态系破坏的特定外来物种的处置、防除等方面进行了严格规定。

综上,日本从水产种质资源保护和水产种苗管理两方面逐步确立了较为完善的水产种质资源管理制度框架。从其政策演变的历程可以看出,一方面,日本从政策立法的角度出发,根据每个阶段渔业资源管理存在的问题制定渔业资源管理政策,再进一步根据每个阶段渔业资源管理政策的实施进行相应的渔业立法及法律的调整修订;另一方面,国际公约的缔结或修订,同样会迅速引发日本执行新的立法措施或者对现有国内法进行修订以推行该公约的实施。同时,日本的渔业法律之间往往存在着对接、协调和统合等内在联系。为保证法规政策的一致性,一部法律的修订通常会联动其他相关法律的调整。日本的每一部渔业法律几乎都经过多次修改以适应不同阶段的情况变化。例如《水产资源保护法》《沿岸渔场整顿开发法》《水产基本法》等法律至今分别已经历了29次、17次、7次的修订。正是通过一次次对法律规范的修订和调整,日本才得以逐步完善现有的水产种质资源管理制度。

3 日本水产种质资源管理的制度体系及主要内容

3.1 制度体系

一般而言,种质资源的保护涉及种群大小的保护、种群遗传结构的保护、种群纯洁性的保护和种质资源的合理利用四方面内容^[4],种质资源的保护及管理工作也多从这四方面界定和导向政策。日本没有制定水产种质资源保护及管理的专门法规,相关制度均包含在以《渔业法》及《水产资源保护法》为主的各类渔业法规当中。从法规制定的目的及内容来看,水产种质资源保护及管理的制度框架主要由以下三类法律规范构建。第一,渔业管理与资源保护法律规范,以《渔业法》《水产资源保护法》为主;第二,水产业振兴与发展战略法律规范,主要包括《水产基本法》《沿岸渔场整备开发法》《海洋水产资源开发促进法》《淡水渔业振兴法》等;第三,渔业生态环境保护法律规范,以《防止特定外来生物破坏生态系的法律》《濒危动植物种群保护法》为代表。而从法源来看,由日本国会审议制定的法律是水产种质资源保护及管理制度的最主要的法律渊源,包括以《渔业法》和《水产基本法》为主的基本法律以及以《水产资源保护法》《沿岸渔场整备开发法》等为代表的单行法律。另外,由国家行政机关基于行政权并依据法律制定的相关法令,即行政立法,进一步补充了相关法律实施的必要细节,例如上述各部法律的施行规则等。此外,地方自治机关基于法定自治权制定的自治立法,例如各都道府县的《沿岸渔业调整规则》和《淡水渔业调整规则》等也是日本水产种质资源保护及管理制度的重要法律渊源。但是,地方法规的制定不仅需要符合法律规定的程序要求,内容也不能超出法律允许的范围,位阶位于法律之下。

3.2 主要内容

从其发展历程可知,日本围绕水产种质资源保护和水产种业管理构建了水产种质资源管理的制度框架。其中水产种质资源保护制度主要包括:有关限制或禁止捕捞种类、大小、区域及时间等的禁捕制度,以保护适于水产动物产卵、苗种生长或繁育水域为主的保护水域制度,以规定溯河性鱼类人工孵化和放流以及洄游通道保护为主的溯河性鱼类保护制度,以规范水产苗种放流以及放流效果评估为主的放流增殖制度,以规定水产种质资源收集、保存及分发等为主的资源库建设与管理,对外来生物的监管进行规范的外来物种监管制度,对水产资源进行调查和评估的水产资源评估制度等。而水产种业管理制度则包括:对以水产苗种捕捞、生产和贩卖为目的的职业要求进行规定的水产苗种经营管理制度,对进口苗种进行防疫规范的水产苗种进口防疫制度,对水产植物新品种培育者权益进行保护规定的水产植物知识产权保护制度等。

3.2.1 水产种质资源保护制度

第一,禁捕制度。《水产资源保护法》(第四条~第七条)及其实施规则(第一条)、都道府县《沿岸渔业调整规则》及《淡水渔业调整规则》就禁捕的水产动植物(含卵、幼鱼等)的种类、大小以及禁捕区域、期间和渔具渔法使用的限制进行了详细规定,并禁止销售或持有违规捕捞的水产动植物(含卵、幼苗等)。对于违规者,根据农林水产省令^①可以处两年以下的徒刑,50万日元以下的罚款、拘留或者两者并罚等。根据都道府县规则可以处六个月以下的徒刑,10万日元以下的罚款、拘留或者两者并罚等(《水产资源保护法》第四条)。

第二,保护水域制度。农林水产省或都道府县可以在适合水产动物产卵、鱼苗生长、水产动植物种苗繁育的水域设立保护水域,并依法进行管理(《水产资源保护法》第十五、十六条)。管理者需就增殖水产动植物的种类、方法、设施以及限制或禁止捕捞水产动植物的种类、渔具渔法以及具体内容进行详细规划(《水产资源保护法》第十七条)。若没有管理者的许可,禁止在保护水域内进行填埋或者改变水路、流量及水位等工程(《水产资源保护法》第十八条)。各都道府县的《沿岸渔业调整规则》和《淡水渔业调整规则》则对本地保护区的具体区域范围进行了指定,并规定在保护区内禁止捕捞采摘水产动植物。获得采摘捕捞许可的

^① 农林水产省令相当于中国农业农村部所制定的规章制度以及其他规范性文件。

需在调整规则规定的范围内进行捕捞采摘。

第三，溯河性鱼类保护制度。农林水产省每年度必须制定鲑鱼、鳟鱼的人工孵化及放流计划，明确人工孵化及放流的河流以及放流数量，并由国立研究开发法人水产研究·教育机构（以下简称水研机构）按照计划实施人工孵化及放流（《水产资源保护法》第二十条）。此外《水产资源保护法》还从鲑鱼、鳟鱼类的洄游通道的保护（《水产资源保护法》第二十二条~第二十四条）以及淡水水域中鲑鱼的禁捕（《水产资源保护法》第二十五条）等方面确定了溯河性鱼类的保护制度。

第四，放流增殖制度。《沿岸渔场整備开发法》就水产动物种苗的生产、放流、放流效果的实证等做出了详细的规定，确立了日本水产动物的放流制度。为增强沿岸渔场的生产力，农林水产省必须制定包括基本方针、指标、相关技术开发及其他重要事项在内的水产动物种苗生产、放流以及培育相关的基本方针，并进行公示（《沿岸渔场整備开发法》第六条）。都道府县可在基本方针的指导下，指定本地的具体放流计划，确定进行种苗生产、放流及培育的水产动物的种类及目标数量等（《沿岸渔场整備开发法》第七条），并指定法人对放流效果进行实证（《沿岸渔场整備开发法》第十五条~第十七条）。该法明确了在放流的基础上结合渔港渔场整顿事业的实施及水产动植物种苗生产设施的整顿运营，大力推动栽培渔业的发展（《沿岸渔场整備开发法》第二十八条）。

第五，资源库建设与管理。日本于1953年设置了主要作物育种材料研究室，于1966年设置农业技术研究所种质资源种子保存库，最终于1985年正式启动以植物、动物、微生物、水产生物、林木等种质资源为对象的“农林水产省种质资源库事业”。“农林水产省种质资源库事业”的启动标志着一直以来个别、分散进行的种质资源活动开始向系统化、集约化发展^[25]。《国立研究开发法人水产研究·教育机构法》规定水研机构的主要业务之一为开展水产相关实验及研究所必需的种苗及标本的生产与分发。水研机构的《水产生物种质资源管理规程》对其进行的水产生物种质资源的国内外收集、分类、特性调查、增殖、保存及分发等种质资源的管理进行了规定。

第六，外来物种监管制度。《防止特定外来生物破坏生态系的法律》对破坏或者有可能破坏生态系的外来生物（含卵、种子及其他由相关政令指定的物体，限指活体，以下同）的饲养、进口及防治，以及未知是否有可能破坏生态系的外来生物的处理做出了详细的规定。该法要求特定外来生物的饲养、栽培、保管、搬运、进口、野外放身等均需主管大臣批准许可（第四条~第十条）。进口未知是否有破坏生态系可能的外来生物时，必须进行上报申请，由主管大臣判定，在判定结果未出之前不能进口（第二十一条~第二十四条）。此外，《淡水渔业振兴法》对大口黑鲈鱼等特定外来生物的防治以及相关技术的开发进行了规定（第十三条）。

第七，水产资源评估制度。《水产基本法》（第十五条）、《淡水渔业振兴法》（第十二条）均规定为切实保存及管理水产资源、保护渔场环境，国家及地方需开展水产资源生息状况、生息环境以及相关措施实施的必要调查。2018年修订的《渔业法》规定国家及地方需协同合作，在资源调查的基础上对更多的水产资源进行有效且高精度的资源评估。在这一制度框架下，日本由农林水产省水产厅委托水研机构开展资源评估、渔况及海况预报。水研机构内设“事业推进会议”，负责整体的计划与实施。“事业推进会议”下设各部会组织负责各类业务工作的开展。关于各类鱼种、系群的调查，由水研机构下辖的各海区水产研究所分别确定所负责的鱼种、系群，在其他海区水产研究所及都道府县等相关机构的协助下开展。调查得到的数据由负责评估的水产研究所进行解析、评估。最终由水产研究所资源评估负责人、都道府县相关负责人和外部专家构成的资源评估会议对评估结果进行讨论，形成资源评估报告书^①。

3.2.2 水产种业管理制度

第一，水产苗种进口防疫制度。《水产资源保护法》第十三条对水产苗种进口防疫制度进行了规定。2005年因为锦鲤疱疹病毒（KHV病）的流行，日本将进口防疫管理范围从水产动物种苗进一步扩大到整个

① 资源评估的实施体制见水产资源调查及评估推进委托事业官网 <http://abchan.fra.go.jp/taisei.html>。

水产动物。该法规定进口特定的有感染进口防疫对象疾病危险的水产动物及其容器包装物的,必须得到农林水产大臣的批准。《水产资源保护法施行规则》则对进口防疫对象疾病、具体的指定水产动物、进口申请需提交的书面材料、水产动物及其容器保管的方法和期限等进行了细则规定。

第二,水产苗种经营管理制度。《水产资源保护法》规定,作为职业、以贩卖为目的捕捞或生产农林水产省令指定的水产动植物种苗者必须向农林水产大臣提出申报,必要时需依法提交种苗生产记录及销售分发记录(第二十七条)。各都道府县的渔业调整规则规定为提供增殖用种苗(含种卵)而进行捕捞的需获得都道府县知事许可,并就许可证的期限、使用以及情况进行了详细规定。部分都道府县在此基础上制定《县产种苗的管理方针》,进一步确立了种苗限额捕捞、捕捞许可团体发放制、相关者申报义务等种苗管理制度^①。2014年日本鳗鱼苗被列入濒危物种红色名录。为加强日本鳗鱼苗的保护,2015年根据《淡水渔业振兴法》的规定,日本鳗鱼苗养殖业成为需要获取农林水产大臣许可的指定养殖业。同年10月日本农林水产省水产厅要求各都道府县对鳗鱼苗的捕捞及相关渔业活动进行切实管理^②。除设置鳗鱼苗捕捞许可期限、捕捞上限之外,要求都道府县加强与相关监管机构的合作,彻底监管鳗鱼苗的非法捕捞,确保鳗鱼苗捕捞、流通及出口的透明化,并就鳗鱼苗捕捞许可的状况、指导及监管方针、各捕捞者及其捕捞量、各收购者及其收购量等定期向水产厅进行上报,以便及时把握全国鳗鱼苗捕捞、监管现状。

第三,水产植物知识产权保护制度。日本依据《种苗法》对包含水产植物在内的植物种苗进行管理,保护新品种培育者权益。日本没有专门的水产动物新品种的保护制度。有关水产动物的新品种培育者权益,主要依靠《专利法》和《商标法》进行保护。

4 日本水产种质资源管理制度的特点

4.1 管理制度体系健全,保护范围涉及全面

日本水产种质资源的管理体系拥有强大的法律支撑,所涉及的管理内容较为全面。第一,《渔业法》《水产资源保护法》、都道府县《沿岸渔业调整规则》及《淡水渔业调整规则》构成了包括水产种质资源管理在内的日本渔业资源管理的政策框架;第二,《淡水渔业振兴法》《沿岸渔场整备开发法》《防止特定外来生物破坏生态系的法律》等单行法以及其他地方法规从不同角度对水产种质资源的保护及管理进行了规定。日本水产种质资源的保护及管理从捕捞限制制度、保护水域制度、溯河性鱼类保护制度、放流增殖制度、资源库建设与管理、水产资源评估制度到外来物种监管制度,整体上形成了较为健全的制度体系。种质资源的评估为种质资源的保护和合理利用提供了依据;而捕捞限制制度、保护水域制度、溯河性鱼类保护制度、放流增殖制度、外来物种监管制度等对种群大小和结构的保护,资源库建设与管理、外来物种监管制度等对本地遗传优势的保存、种群纯洁性的保护,放流增殖制度、特种苗种经营管理制度等对本地种质资源的合理利用等均能形成有效的制度保障,从而建立了系统化的水产种质资源保护及管理体系。

4.2 法律法规具有较强的执行力,注重制度实施的效果

日本在水产种质资源管理实践中极其重视各项制度的执行效力以及对实施效果的监督,并依据管理实践及时对法规政策进行调整。第一,日本水产种质资源管理的各项制度内容完善,能够形成整体化的管理体制,从而提高制度的执行效力。捕捞限制制度就禁捕或限捕的水产动植物(含卵、幼鱼等)的种类、大小、捕捞采摘期间、渔具渔法的使用、禁捕区域、种苗捕捞许可的获取、捕捞采摘许可区域进行了严格的体系化的限定。放流增殖制度则对种苗生产、放流及培育的指针、种类、数量、技术开发、放流后的调查、放流效果实证的指标及其他相关事项等进行了详细的规定。同时对于放流效果的实证从负责效果实证的法人的指定、业务内容、业务实施计划的认可到最终报告书的提交均在法律上进行了严格的规定。系统化的管理制度

① 静冈县《县产种苗的管理方针》<https://www.pref.shizuoka.jp/sangyou/sa-430/shirasuunagitoriatukaihousin.html>。

② 《关于推进鳗鱼资源可持续利用及管理的通知》(27水推第758号),日本农林水产省水产厅,2015年10月5日,<https://www.jfa.maff.go.jp/j/saibai/unagi.html>。

确保了种苗生产、放流及水产动物培育能够有计划、有效率地执行，从而提高放流效果、促进水产动物增殖。第二，法律配套实施细则保证了法律法规的可操作性，从而提升政策的执行效力。《水产资源保护法》《水产基本法》《淡水渔业振兴法》《沿岸渔场整備开发法》和《防止特定外来生物破坏生态系的法律》等均有相关的行政法令对法律的实施进行严格的细则规定，以提高各项法规的可操作性和效力。第三，严格的法度，保证了政策的权威，进而提高了政策的执行效力。日本在禁捕制度、保护水域制度、溯河性鱼类保护制度、外来物种监管制度、水产苗种进口防疫制度、水产苗种经营管理制度等方面均设有严格的处罚制度。对于违规者依法可以处以罚款、拘留或两者并罚等。严格的处罚制度使得破坏水产种质资源的违法成本较高，从而具有强大的威慑力。

4.3 中央与地方两级分治、协同管理

日本水产种质资源保护及管理实施中央和地方的两级分治，各自均有法律所赋予的权利，同时两者在水产种质资源保护与管理上相互协调。日本实行的是授权立法制度，宪法赋予地方较大的自治权，自治单位可以制定地方法规，但内容不得超出法律允许的范围，不得与依照法律制定的法令相抵触。在法律授权下有关主管大臣可以发布政令、省令等，地方政府亦可制定某些实施细则。因此，在《水产资源保护法》的法律框架下，农林水产省制定了省令《水产资源保护法施行规则》，各都道府县制定了《沿岸渔业调整规则》和《淡水渔业调整规则》等地方规则，构建了从地方到中央的渔业资源管理体系。同时，农林水产省负责制定全国水产种质资源保护及管理战略，都道府县在国家总体战略的指导下制定地方管理规划并依据基本政令，结合各自管辖范围内水产种质资源及水域特点实施相应的管理措施。例如，各都道府县对管辖海域内水产苗种增殖或禁捕区域、增殖禁捕季节、增殖或禁捕品种及规格有权进行详细的指定；各都道府县在农林水产省的指导下设置鳗鱼苗捕捞许可期限、设定捕捞上限及采取控制措施以便在渔期捕捞量超过上限时及时停止捕捞，实现全国范围内对鳗鱼苗的捕捞及相关渔业活动的切实管理。两级分管的制度体系，一方面，赋予地方一定的管辖权，使得都道府县可以因地制宜制定相应法规、采取适宜的管理措施；另一方面，有利于顶层设计的升级，中央可以更加全面地制定全国渔业发展规划，并根据各地水产种质资源管理绩效，及时修订相关法律法规条例，从而提高整体水产种质资源管理效率。

5 日本水产种质资源保护及管理制度的启示

5.1 中国水产种质资源保护及管理制度的问题

5.1.1 重要制度内容缺失，制度效果实证不足

部分重要法律制度缺失。一是在水产种质资源评估方面，中国的法律法规体系中并没有明确列入对重要经济物种或濒危物种的资源评估的强制性或引导性条款，导致实际管理工作决策模糊或无从判断。主要体现在：对关系到渔业经济命脉的主要经济物种自然资源量的动态变化没有评估数据，从而使得后续捕捞等政策调控没有依据；由于没有资源评估数据支撑，资源养护和修复项目不能满足需求，不利于水产种质资源的长期储备。二是外来物种管理制度的缺失。中国尚未出台专门关于外来物种管理的法律，在法律层面上仅有《中华人民共和国环境保护法》明确规定“引进外来物种以及研究、开发和利用生物技术，应该采取措施，防止对生物多样性的破坏”，有关外来入侵物种对生态环境或生物多样性所构成的巨大威胁考虑不足。相关制度的缺失导致近年来外来物种入侵造成本土水域物种的退化和基因污染事件时有发生，同时部分社会团体的宗教放生行为、私企的不规范引种行为长期缺乏有效监管，留下外来生物入侵隐患。例如在中国华南地区主要天然水域中，清道夫、罗非鱼、革胡子鲶、福寿螺等外来物种已成为常见种，在部分水域甚至已经成为优势种，对当地环境和生物多样性保护构成威胁^[26]。

部分制度的内容较淡薄或只进行了纲领式的描述，具体性和可操作性不足。例如中国从2006年发布《中国水生生物资源养护行动纲要》以来越发重视对水产种质资源的养护，2009年出台了《水生生物增殖放流管理规定》。中国对于水生生物放流养护的制度规定虽然内容涉及较为全面，但是只进行了纲领式的描述，

缺乏可操作性。同时,在增殖放流标准制定及效果评价方面,对于规格或标准的制定缺乏充分的技术论证,无法保证其可行性。例如中国部分省份对中国对虾和日本囊对虾的放流规格规定为 1.0 厘米^①以上(日本放流规格为 3.0~4.0 厘米^②),而中国对虾和日本囊对虾在长到 1.2~1.5 厘米时最容易暴发病毒。按现行规格进行放流极有可能增加回捕种虾白斑病毒的携带率,从而使得放流效果大打折扣,因此效果评价应该充分检验放流计划的有效性。

5.1.2 现有法律位阶较低,监管及法律责任有待强化

第一,在管理实践当中已经制定的制度或采取的措施,因法律位阶不高,弱化了执法力度、降低了政策的效力。目前中国渔业相关立法主要有《渔业法》,而《渔业法》中仅有第二十九条和第四十五条就水产种质资源的保护及生存环境的保护做出了较为笼统的规定,具体实践操作需参考其他相关法规条例。中国在休渔制度方面有《关于在东、黄渤海海域实施伏季休渔的通知》《关于在南海海域实施伏季休渔的通知》,在渔业捕捞许可管理方面有《渔业捕捞许可管理规定》,在增殖放流制度方面有《渤海生物资源养护规定》和《水生生物增殖放流管理规定》,在水产种质资源保护区的设立和管理方面有《水产种质资源保护区管理暂行办法》。但是总体来看,现有法规条例多以部委及地方法规文件居多,相关条例制度并未上升到法律层面,法律效力不足。

第二,部分法律法规关于违法处置规定模糊,造成对部分违法行为进行惩处时无“法”可依。例如在禁捕或限捕制度中,《渔业法》第三十八条对违反禁渔区、禁渔期制度进行捕捞的,或者使用违禁的渔具、捕捞方法和网具进行捕捞的行为进行了处罚规定,但是对于在禁渔区或者禁渔期内销售非法捕捞渔获物的,仅规定由县级以上地方人民政府渔业行政主管部门及时进行调查处理。对非法捕捞渔获物的销售行为没有明确的处罚规定,无法堵住非法捕捞行为发生的市场源头,并且对于有重要经济价值的水生生物种苗未建立作业日志、捕捞者事后申报义务以及超额捕捞的法律责任等配套制度,使该制度在实践中无法有效执行。同时在生境保护上同样缺乏严格而完善的处置条款,无法对在鱼、虾、蟹洄游通道建闸、筑坝,对渔业资源有严重影响的行为处以罚款,进而影响法律效力。

5.1.3 部门分工不明确,水产种质资源管理两极分化

中国在水产种质资源管理与保护方面,仅以纲领式的条款对县级以上的各级政府的权责进行了简单的规定,未能形成由国家统筹、结合地方政府分级有序实施的管理体制,无法对水产种质资源形成有效的保护及管理。根据《中华人民共和国自然保护区条例》国家对自然保护区实行综合管理和分部门管理相结合的管理体制,国务院环境保护行政主管部门负责全国自然保护区的综合管理,县级以上地方人民政府负责自然保护区管理的部门设置和职责规定。同时该条例规定,县级以上人民政府环境保护行政主管部门或有关自然保护区行政主管部门对其主管的自然保护区的管理进行监督检查,未就中央政府对地方的监督检查进行规定。因此,在部分地区由于地方政府对保护区重视度不够、过于追求经济效益而放弃对保护区的建设,造成保护区建设让步于大型工程项目建设;或者违背建立保护区的初衷,故意在生境保护区实施水利工程建设,以此来获取政府生态补偿经费。同时,部门分工的不明确、中央和地方管理的错位还体现在渔业行政部门执法体系中。在县区渔政渔船执法过程中,由于监督缺失造成执法体制较为混乱,存在渔业行政管理机构既负责法律法规的制定又要监督法律的实施,行政执法单位和处罚单位于一体,渔政船海上执法“重处罚、轻管理”现象严重。

5.2 完善中国水产种质资源管理制度的建议

5.2.1 完善水产种质资源保护制度

水产资源评估是进行水产种质资源管理的基础,为种质资源的保护及合理利用提供依据,而种群遗传结

① 《海洋生物增殖放流技术规范——日本囊对虾》,浙江省地方标准,2018年2月7日发布。

② 日本香川县,《关于水产动物种苗生产、放流以及水产动物育成的基本计划》,2015年4月。

构和纯洁性的保护直接影响水产种质资源库的储备质量。日本将水产资源评估和外来物种管理作为水产种质资源管理的重要制度列入法律法规之中。借鉴日本经验,中国应在立法层面将水产种质资源评估机制和外来物种监管制度纳入水产种质资源管理体系。一是在资源评估制度方面,应制定全国种质资源管理总章程,积极推进中国断片式、零星式的评估工作向规范化、系统化的评估体系转变,促进实施重点渔业资源的动态调查,确立可持续发展的渔业评价标准。从种群分布、资源量、种植特征、遗传结构、纯洁性、生产性能、开发潜力和可持续利用的策略等方面开展全面的水产种质资源评估,为种质资源评估制度的制定提供依据。二是在外来物种监管方面,中国应整合分散在各个法律法规中的管理条款,制定综合性的外来物种法,修订现有渔业立法,明确对首次引入的外来物种进行生态风险评估,从源头上把控可能有重大风险的外来物种的进入。

5.2.2 完善水产种业管理制度

日本针对重要的经济苗种建立了特定苗种生产申报制,要求特定苗种的生产经营者提交有关种苗种类、生产数量、生产方法、销售价格、销售量等生产及销售数据来加强生产及流通的监管。中国应在渔业立法中补充水产苗种生产许可制、原良种场制度等现行的管理制度,规范苗种生产者义务并完善生产经营管理制度。一是对于重要经济物种或濒危物种应从捕捞许可、限额捕捞到流通监管建立整体化的管理制度;二是规范水产苗种生产者义务,要求水产苗种生产者建立包括亲本引种、生产及销售等数据在内的水产种苗生产记录,以加强苗种生产经营的管理;三是强化水产苗种市场监管职能,严厉打击无证生产和假冒伪劣苗种行为,维护良性市场秩序。

5.2.3 提高水产种质资源管理政策的效力

一是细化具体的管理规划以提高相关政策的执行效力。例如在制定增殖放流规定时,渔业部门需就目标的设定、关键技术的开发及开发计划、规格或标准的制定、实施措施及其时间表以及效果评价进行具体规划。对于规格或标准的制定需要进行充分的技术论证。同时效果评价能够检验放流计划的有效性,应对效果评价的实施方法、评价指标进行具体的规定。对于人为的实施不力的情况应采取追责制。同样,其他的养护制度,例如生境的养护、入侵外来物种的治理均需进行具体且能落到实处的规划。二是完善处罚规定,提高违法成本,严格法度。明确对于运输、转载、交易非法捕捞渔获物行为的处罚规定,对该行为实施与违反禁捕或限捕制度的非法捕捞行为同等严格的处罚制度。同时在生境保护制度上,制定洄游通道建闸、筑坝行为的处置措施,完善生境保护制度的法律责任。

5.2.4 构建国家与地方的两级管理体系

日本《水产资源保护法》授予农林水产省及都道府县就水产动植物(含卵、幼鱼等)的保护和利用等制定省令或地方规则的权力,并规定了省令及地方规则立法的内容及范围,从而构建了日本水产种质资源管理的由国家统筹、以都道府县为主力的协同管理体系。针对中国中央和地方在水产种质资源管理上因为权利缺失和责任模糊而造成的管理混乱,一方面可以加强中央政府的统筹管理,另一方面要进一步强化省级政府在水产种质资源保护及管理上的作用。从渔业立法的角度出发,对国家及省级政府在水产种质资源保护及管理上的权责进行明确的规定,建立由国家统筹为主、以省级政府具体实施操作的两级管理体系。

参考文献

- [1] 樊响. 论水产种质资源保护的制度建设 [J]. 科学养鱼, 2014 (10): 3-5.
- [2] 中华人民共和国农业部. 2021年中央一号文件 [EB/OL]. (2021-02-22) [2022-03-01]. <http://www.gov.cn/>.
- [3] 中华人民共和国农业部. 农业农村部印发《“十四五”全国渔业发展规划》 [EB/OL]. (2022-01-06) [2021-03-01]. <http://www.gov.cn/>.
- [4] 吴仲庆. 论我国水产动物种质资源的保护 [J]. 集美大学学报(自然科学版), 1999, 4 (3): 8.
- [5] 曾首英, 欧阳海鹰. 中国水产种质资源保存共享现状与建议 [J]. 现代渔业信息, 2008 (4): 9-11, 17.
- [6] 刘永新, 邵长伟, 王书, 等. 简述我国水产种业发展现状、问题与展望 [J]. 中国农村科技, 2021 (6): 62-65.

- [7] 刘洪军, 宋爱环. 加强水产种质资源保护利用 [J]. 中国水产, 2020 (9): 31-32.
- [8] 杨文波, 曹坤, 李继龙, 等. 我国水产种质资源保护浅析 [J]. 中国水产, 2020 (8): 24-26.
- [9] 王太, 陈彦龙, 陈圣灿. 甘肃省水产种质资源现状与保护 [J]. 中国水产, 2020 (10): 42-45.
- [10] 董星宇, 章军. 安徽省水产种质资源保护区的现状与发展思考 [J]. 中国水产, 2020 (11): 33-36.
- [11] 薛振宏, 石敏, 武艳丽, 等. 河北省水产种质资源保护区现状调查与研究报告 [J]. 河北渔业, 2020 (11): 41-45.
- [12] 郭焱, 谢春刚, 罗刚, 等. 新疆维吾尔自治区水产种质资源现状与保护 [J]. 中国水产, 2021 (3): 67-71.
- [13] 乐家华. 日本水产资源管理及其对我国的启示 [J]. 广东农业科学, 2010, 37 (2): 312-314.
- [14] 徐海龙, 王晓蕾, 乔秀亭, 等. 中日渔业法律法规及管理对比分析 [J]. 现代渔业信息, 2011, 26 (9): 3-6.
- [15] 张溢卓. 日本渔业资源管理及其对我国的启示 [J]. 饲料研究, 2016 (22): 37-41.
- [16] 日本农林水产省网站. 水産資源保護法 [EB/OL]. [2022-03-01]. https://www.jfa.maff.go.jp/j/yugyo/y_kisei/hogo_hou/.
- [17] 日本农林水产省网站. 海洋水産資源開発促進法 [EB/OL]. [2022-03-01]. https://www.jfa.maff.go.jp/j/koho/bun-yabetsu/pdf/120323_kihon_housin.pdf.
- [18] 日本农林水产省网站. 沿岸水産開発促進法 [EB/OL]. [2022-03-01]. <https://elaws.e-gov.go.jp/document?lawid=349AC0000000049>.
- [19] 包特力根白乙. 日本《水产基本法》及对中国水产业的启示 [J]. 世界农业, 2018 (8): 33-37
- [20] 武胜男, 陈新军. 日本鲭资源评估与管理研究现状 [J]. 海洋湖沼通报, 2020 (1): 161-168.
- [21] 日本农林水产省网站. 水産業基本法 [EB/OL]. [2022-03-01]. <https://elaws.e-gov.go.jp/document?lawid=413AC0000000089>.
- [22] 日本农林水产省网站. 淡水漁業振興法 [EB/OL]. [2022-03-01]. <https://elaws.e-gov.go.jp/document?lawid=426AC1000000103>.
- [23] 日本农林水产省网站. 種苗法 [EB/OL]. [2022-03-01]. <https://www.maff.go.jp/j/shokusan/syubyohou>.
- [24] 日本农林水产省网站. 特定の外来生物が生態系を破壊するのを防ぐための法律 [EB/OL]. [2022-03-01]. https://www.maff.go.jp/j/kokuji_tuti/kokuji/attach/pdf/k0000921-1.pdf.
- [25] 河瀬真琴. 農業生物資源ジーンバンク事業 [J]. 特産种苗 (日本), 2012, 14: 10-14.
- [26] 李易珊. 读懂外来水生生物 [J]. 海洋与渔业, 2020 (10): 2.

A Study on the Inspiration of Japan's Aquatic Germplasm Resource Management System for China

LI Muzi REN Tongjun ZENG Ya

Abstract: Aquatic germplasm resources play an important role in protecting biodiversity and meeting human food needs, and effective management of aquatic germplasm resources is an important part of the system for the conservation and use of agricultural germplasm resources. In this paper, the history of aquatic germplasm management in Japan is divided into three stages, and by sorting out the contents of the management system, it is found that the Japanese aquatic germplasm management system has a sound system of laws and regulations and is comprehensive in content; it has a strong executive power and focuses on the effect of system implementation; it is characterized by the implementation of central and local levels of governance and coordinated management. The article makes suggestions for improving the system for the protection of aquatic germplasm resources, improving the management system for the aquatic seed industry, improving the effectiveness of the management of the legal and regulatory system for aquatic germplasm resources, and building a two-level collaborative management system between the national and local levels, taking into account the current situation of aquatic germplasm management in China.

Keywords: Aquatic Germplasm Resources; Germplasm Resource Management System; Japan

(责任编辑 张雪娇 卫晋津)

基于 Super-SBM 模型的 几内亚湾农业生态效率 及其影响因素分析

◆ 吴其玥¹ 吴兆丹^{1,2} 瞿思雨¹ 谈心阳¹ 景晓栋¹

(1. 河海大学商学院 常州 213022;

2. 教育部几内亚湾-科特迪瓦研究中心 常州 213022)

摘要: 几内亚湾对非洲农业生产有着较大贡献,其农业生产总值约占非洲的 1/4。但该区域农业生产存在经营粗放、管理低下、技术支持缺乏等问题,影响区域可持续发展。本文构建 Super-SBM 模型对几内亚湾十国农业生态效率进行测算,并基于 Tobit 模型分析各国农业生态效率的影响因素,结果显示:①几内亚湾十国 1990—2019 年的年均农业生态效率值总体均呈波动下降趋势,且在规模报酬不变(CRS)和规模报酬可变(VRS)下的效率值分别自 2014 年、2015 年起连续下降;②基于 CRS 和 VRS 平均农业生态效率值排序中,加蓬、科特迪瓦、加纳、喀麦隆、利比里亚和赤道几内亚六国的排名稳定不变,其余国家的平均值排序在两个模型中有不同程度的变化;③城镇化水平在 5% 显著性水平上对区域农业生态效率呈现正向影响,灌溉面积、复种指数在 1% 显著性水平上呈正向影响。继而本文对改善几内亚湾农业生态效率提出建议:①各国因地制宜,实现绿色发展;②稳定推进城镇化,促进城乡协调发展;③加大基础设施如农业灌溉用水的投资建设;④因地制宜推进对几内亚湾十国的农业技术援助和培训。

关键词: 几内亚湾; Super-SBM; 生态效率; Tobit; 影响因素

DOI: 10.13856/j.cn11-1097/s.2022.11.005

1 引言

几内亚湾是西非海岸外的大西洋海湾,也是非洲最大的海湾。沿岸国家包括尼日利亚、喀麦隆、加纳、

收稿日期: 2022-06-07。

基金项目: 国家社会科学基金“绿色发展下我国水资源-能源-粮食协同发展与安全战略研究”(19ZDA084)。

作者简介: 吴其玥(2000—),女,江苏南京人,本科生, E-mail: 1832032359@qq.com; 瞿思雨(2001—),女,湖南岳阳人,本科生, E-mail: 695560349@qq.com; 谈心阳(1998—),女,江苏扬州人,硕士研究生,研究方向: 人口、资源与环境经济学, E-mail: tanxinyang0410@163.com; 景晓栋(1996—),男,山西介休人,博士研究生,研究方向: 水资源管理及生态产品价值实现, E-mail: 1416947483@qq.com。

通信作者: 吴兆丹(1988—),女,安徽桐城人,博士,副教授,硕士生导师,研究方向: 水资源经济及管理, E-mail: wuzhaodan@hhu.edu.cn。

加蓬、利比里亚、科特迪瓦、多哥、贝宁、赤道几内亚、圣多美和普林西比十个国家。几内亚湾沿岸及临近地区自然资源丰富,石油、铁矿石、铝土等储量备受国际社会重视;湾区沿岸是非洲可可、咖啡、油棕和天然橡胶四大热带经济作物的主要产区,产量居世界前列,其中可可产量占非洲总产量的89%、世界总产量的46%和世界出口量的1/2以上。联合国粮农组织(FAO)数据显示,尽管几内亚湾十国的国土面积之和在非洲面积中仅占8.4%,但该区域总耕地面积超过了非洲耕地面积的1/5,农业GDP总产值约占非洲农业GDP的1/4。此外,几内亚湾农业生产仍采用相对传统粗放的经营模式,管理经验和技术水平低下、技术支持投入少,这种生产方式在很大程度上给相关区域带来污染,影响周边尤其是湾区生态环境,阻碍农业长效发展^[1-2]。基于自身得天独厚的资源优势、巨大的发展潜力,以及农业生产现状,几内亚湾十国亟须从传统生产模式中转变,实现农业绿色发展。这不仅是湾区农业生产实现可持续发展的主要途径,也是区域内乃至非洲粮食安全、资源安全和生态安全的重要保障,并对全球粮食以及生态保护意义重大。

中非农业合作自20世纪开始,经历了从20世纪50—70年代国家控制型对非农业援助,到20世纪80—90年代承包式对非援助管理模式,再到21世纪初以来多元主体参与型对非农业援助这三个阶段^[3]。而对于几内亚湾,中国的投资主要集中于水电、港湾等领域,农业投资所占份额相对较小^[4]。如中国政府在尼日利亚投资成立的中尼南南农业合作项目,为当地提供农学、水利、水产等相关技术培训。此外中资企业也对几内亚湾周边国家进行投资援助。如中地海外农业发展有限公司在尼日利亚投资设立农业高科技阿布贾产业园区以及辽宁省国际经济技术合作集团有限责任公司在科特迪瓦投资的格格杜垦区。这种方式能够从总体上缓解这些国家的粮食安全问题,但对生产技术、资金和管理经验的要求较高,而这也是非洲国家恰巧缺少的。

生态效率的概念最早由德国学者Schaltegger和Sturm于1990年提出,旨在寻找一个环境保护和经济发展之间的平衡点,力求在经济发展的同时,其产生的环境影响达到最小^[5]。具体到农业生产领域,则可认为是考虑农业面源污染与碳排放的农业生产效率,表示在一定的物质要素投入组合下能够以最小的资源消耗和环境污染得到最大的农业经济产出^[6]。1957年,Farrell首次使用线性规划法测算出了英国农业生产效率的前沿面,开启了传统DEA模型在测算农业生态效率方面的应用^[7]。随着研究的深入,传统DEA模型的不足之处也逐渐显露。其假设期望产出增加与非期望产出减少的比例相同或固定,使得模型理想化,与现实的生产活动不相符,且DEA模型只能测度截面数据,造成不同时期的数据无法进行纵向对比。为了改善以上缺陷,有学者引入了一种基于松弛性变量的方向性距离函数到技术效率的测度中,即SBM模型^[8]。尽管SBM模型中考虑到投入、产出变量以不同比例变化,但采用该模型进行效率分析时不能考虑非期望产出,从而造成对效率的高估。此外,SBM模型下的分析不能对生产前沿面效率值同为1的决策单元进行相对效率的排名,继而不能满足产出最大化的假设^[9]。基于此,相关研究引入Super-SBM模型,对生态效率进行测度。

近年来,国内外学者关于农业生态效率相关问题已有大量研究。如Wang和Ye定量测算了中国贵州省的农业生态效率^[10]。Demiral和Sağlam对2018年美国50个州的生态效率进行评估^[11]。Magrini通过评价1990—2019年欧洲40个国家(包括非欧盟国家和前苏联)的农业生态效率,填补了现有研究留下的时空信息空白^[12]。张扬和陈娟娟对68个国家1992—2008年的农业生态效率进行了更全面准确的测算和比较^[13]。此外,也有学者在此基础上进行进一步研究影响生态效率的因素。在这方面,国外学者侧重对单个因素的影响进行深入分析,如国家政策^[14]、要素禀赋^[15]、创新系统^[16]等;国内学者则侧重分析多个影响因素对农业生态效率的影响,主要涉及生产能力、种植结构、机械密度、财政支农水平、城市化^[17]、人均GDP、研发投入、人口老龄化^[18]、农业受灾率^[19]等因素。

而目前关于几内亚湾的农业研究较少。现有的研究对象也主要以广义农业为主,如渔业^[20-21]、畜牧业^[22]等,且侧重定性分析。如张兴玉梳理了几内亚湾沿岸热带经济作物的种植历史,并从粗放经营、管理水平低下,以及水热资源丰富、土地肥沃等正反两方面简要阐述了影响作物产量、发展的因素^[23];傅兴以自己在科特迪瓦的考察为基础,列举了正确方针政策、合理作物布局、政策扶持、多渠道筹资、科研投入等八类农业稳定高速发展的成功经验^[24];孙星文则是梳理了圣多美和普林西比国家优越的自然条件以及农业发展史^[25]。

这些文献更多聚焦几内亚湾的一个或几个国家，并关注国家的宏观农业生产状况，缺乏区域性角度、各国间差异以及比较与联系。

由上可见，已有关于农业生态效率的研究已取得一定进展，但仍在以下几个方面有待深化。一是研究方法上，虽然 Super-SBM 模型已逐渐成为测定中国农业生态效率的主流模型，但在测算国外农业生态效率方面的应用较少；二是研究区域上，国内外关于非洲农业生态效率的研究较少，且目前暂无相关研究对几内亚湾农业生态效率进行测算；三是研究对象上，现有关于几内亚湾农业研究的对象主要集中在广义农业整体，缺乏对种植业的研究；四是研究内容上，无论是几内亚湾农业现状的阐述，还是影响农业生产发展的因素探讨目前都停留在定性分析，相关的实证分析几乎没有。对此，本文建立包含非期望产出 Super-SBM 模型对几内亚湾种植业生态效率进行测算，通过对各国的比较与分析，探究几内亚湾国家间的差异；从区域性角度采用 Tobit 模型对生态效率进行影响因素分析，继而对几内亚湾农业生态效率提升提出相应对策建议，并在中非“一带一路”合作框架下，对中国和几内亚湾十国合作以及中国投资提出建议。

2 研究方法 with 数据来源

2.1 农业生态效率评价模型构建

2.1.1 包含非期望产出的 Super-SBM 模型

Super-SBM 模型，基于 Super-DEA 和 SBM 优势结合构建。对于处理生态效率的非期望产出、实现决策单元的横向比较等具有独到之处，同时有效避免了 SBM 无法包含所有 DMU 效率值的不足^[26]，以及有效解决了投入产出的松弛现象和排序的并列问题^[27]。在利用 Super-SBM 模型测度几内亚湾十国生态效率时，假设每个国家是一个决策单元 (DMU)，并且每个国家都有 m 种投入元素。 s_1 、 s_2 分别表示每个国家对应的期望产出和非期望产出，用向量表示为 $x \in R^m$ ， $y^g \in R^{s_1}$ 及 $y^b \in R^{s_2}$ 。定义矩阵 X 、 Y^g 、 Y^b 如下：

$$X = [x_1, x_2, Lx_n] \in R^{m \times n}, Y^g = [y_1^g, y_2^g, y_n^g], Y^b = [y_1^b, y_2^b, L, y_n^b]$$

其中， $x_i > 0$ ， $y_i^g > 0$ ， $y_i^b > 0 \in R^{s_2 \times n}$ 。因此，构造出如下测度生态效率的生产可能性集合，即 $P = \{ (x, y^g, y^b) \mid x \geq X\lambda, y^g \geq Y^g\lambda, y^b \geq Y^b\lambda, \lambda \geq 0 \}$ ，其中 λ 表示权重向量。若 $\sum \lambda = 1$ ，表示生产技术为规模报酬可变的 (VRS)，否则表示规模报酬不变的 (CRS)。

考虑非期望产出的 SBM 模型可写为：

$$\rho^* = \min \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{x_{ik}}}{1 + \frac{1}{s_1 + s_2} \left(\sum_{i=1}^{s_1} \frac{s_r^g}{y_{rk}^g} + \sum_{r=1}^{s_2} \frac{s_r^b}{y_{rk}^b} \right)} \quad (1)$$

$$s.t \begin{cases} x_k = X\lambda + s^-, \\ y_k^g = Y^g\lambda - s^g, \\ y_k^b = Y^b\lambda + s^b, \\ s^- \geq 0, s^g \geq 0, s^b \geq 0, \lambda \geq 0 \end{cases} \quad (2)$$

其中， s 表示投入、产出的松弛变量。目标函数 ρ^* 关于 s^- 、 s^g 、 s^b 严格递减，且 $0 \leq \rho^* \leq 1$ 。将非期望产出纳入超效率 SBM 模型中得到生产可能性集合，即为：

$$\bar{P} = P / (x_k, y_k) = \{ \bar{x}, \bar{y}^g, \bar{y}^b \mid \bar{x} \geq \sum_{j=1, \neq k}^n \lambda_j y_j^g, \bar{y}^b \geq \sum_{j=1, \neq k}^n \lambda_j y_j^b, y_j^g \geq 0, \lambda \geq 0 \} \quad (3)$$

考虑非期望产出的超效率 SBM 模型如下：

$$\tau^* = \min \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{x_{ik}}}{1 + \frac{1}{s_1 + s_2} \left(\sum_{r=1}^{s_1} \frac{s_r^g}{y_{rk}^g} + \sum_{r=1}^{s_2} \frac{s_r^b}{y_{rk}^b} \right)} \quad (4)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \bar{x} = \sum_{j=1, \neq k}^n \lambda_j x_j \\ \bar{y}^g = \sum_{j=0, \neq k}^n \lambda_j y_j^g \\ \bar{y}^b = \sum_{j=0, \neq k}^n \lambda_j y_j^b, \bar{y}^g \geq 0, \lambda \geq 0 \\ \bar{x} \geq 0, \bar{y}^g \geq y_0^g, \bar{y}^b \geq y_0^b, \lambda \geq 0 \end{array} \right. \quad (5)$$

目标函数 τ^* 的值越大, 表明该决策单元效率越高。

2.1.2 评价指标选择

本文参考 Benedetta 等^[28]、梁耀文等^[29] 相关研究, 并考虑数据可得性, 选择狭义农业 (即种植业) 作为研究对象。在投入指标方面: ①作为主导农业经营方向并作用于农业经营过程的重要因素, 农业劳动力投入量以农业就业人数比率 (占就业人口) 比值乘以就业人口数表示; ②土地资源的生产功能是农业发展的基础, 本文选取农作物总播种面积表示农业土地投入量; ③化肥的使用对农业增产增效具有显著作用, 本文以包括氮肥、钾肥和磷肥 (包括磷矿粉肥) 的农用化肥施用量表示农业生产中的化肥投入量。

农业期望产出指标用农业总产值进行表征。为消除通货膨胀的影响, 数值为基于 2014—2016 年固定价格的农业产值。农业非期望产出由各类温室气体排放的总量表征。其中农业温室气体排放量以二氧化碳当量为单位, 由对各种气体重量与其产生温室效应的指数之积, 并对所有种类气体求和得到。以上指标如表 1 所示。

表 1 几内亚湾十国农业生态效率测算投入产出指标及其数据来源

指标类型	指标名称	单位	数据来源	均值	标准差
投入	劳动力投入量	千人	FAO Stat	1 588 101.66	1 595 597.16
	土地投入量	千公顷	FAO Stat	6 174 412.82	12 834 385.86
	化肥投入量	万吨	FAO Stat	41 241.65	87 565.88
期望产出	农业总产值	千美元	FAO Stat	6 810 339.04	6 810 339.03
非期望产出	农业温室气体排放量	二氧化碳当量千吨	FAO Stat	28 630.69	33 253.43

2.2 农业生态效率影响因素分析模型构建

2.2.1 影响因素选择

农业生态效率作为农业生产集约化、绿色化相结合的产物, 是耕地、劳动力、生产资料等多种要素投入的结果。经济水平、社会特征、生产活动等因素都在不同程度上对农业生态效率有显著影响^[30-31]。本文依据农业生态效率的内涵, 参考 Tapia 和 Bermeo^[32]、刘鹏凌等^[33]、洪开荣等^[34] 关于农业生态效率影响因素分析的研究, 并结合数据可得性, 在经济影响因素方面选取农村人均农业总产值表征各国在农业的富裕程度, 在社会因素方面选取城镇化水平表征人口规模, 在生产活动因素方面选取粮食面积占比、灌溉面积、复种指数三个指标分别表征土地规模、水利化程度和生产稳定程度、耕地利用率 (表 2)。各因素对几内亚湾农业生态效率的影响机理如下。

农村人均农业总产值: 一方面, 较低的人均农业总产值将促使农民更为迫切地追求农业产出增加, 容易采取粗放的农业发展方式, 故伴随着人均农业总产值的增加, 农业生态效率将逐步降低; 另一方面, 农业经济发展水平的提升会带动农业资源投入及科技创新, 并促使人们追求生态环境保护, 积极推动生态化农业的发展, 从而提升农业生态效率。

城镇化水平: 较高的城镇化水平能够带动农业资源配置的优化, 提高农业生态效率。但城镇化水平的加快推进也使得农村劳动力更多地流入非农产业, 农业生产通过农用机械弥补劳动力流失, 从而导致农业温室气体排放的增加, 致使农业生态效率的非期望产出增加, 从而可能不利于农业生态效率提升。

粮食面积占比: 粮食作物生长产生的温室气体与面源污染强度相对高于其他作物, 且对应经济效益较

低，故粮食播种面积在农作物总播种面积中的占比可能会对农业生态效率产生影响。

灌溉面积：灌溉面积的增加、农田水利基础设施的完善有利于促进水资源的有效利用，推进农业节水并增加农田单产，继而对农业生态效率产生影响。

复种指数：提升耕地复种指数是保障农业增产的重要途径，但土地复种指数的不断增加和农用地利用类型的快速转化又会减弱土壤自我修复能力，影响农业产量。因此，复种指数可能会增加或降低农业生态效率。

表 2 几内亚湾农业生态效率影响因素的变量选取

指标	指标含义	单位	指标来源	均值	标准差
农村人均农业总产值	农业生产总值/年末农村人口数量	千美元/人	FAO Stat	0.490	0.317
城镇化水平	城镇人口数量/年末常住人口数量	%	FAO Stat	39.056	16.411
粮食面积占比	粮食播种面积/农作物总播种面积	%	FAO Stat	0.622	0.192
灌溉面积	总灌溉面积	公顷	FAO Stat	42.788	78.306
复种指数	农作物总播种面积/耕地面积	%	FAO Stat	1.738	3.412

2.2.2 影响因素分析模型构建

Tobit 回归模型又称为截取回归模型或删失回归模型，是最早在 1958 年由 Tobin 提出的用于解决被解释变量存在受限的情况的计量经济学模型。由于被解释变量只能以受限制的方式测到，因此观测到为切割值。运用 Tobit 回归模型能够弥补最小二乘法出现的参数估计有偏和不一致的问题。

标准 Tobit 回归模型如下：

$$y_i^* = \beta x_j + \epsilon_i, \epsilon_i \sim N(0, \delta^2)$$

$$y_i = \begin{cases} y_i^*, & y_i^* > 0 \\ 0, & y_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (6)$$

Tobit 面板数据回归模型如下：

$$y_{ij}^* = \beta x_{ij} + u_i + \epsilon_{ij}, \epsilon_{ij} \sim N(0, \delta^2)$$

$$y_{ij} = \begin{cases} y_{ij}^*, & y_{ij}^* > 0 \\ 0, & y_{ij}^* \leq 0 \end{cases} \quad (7)$$

在式 (6) 和式 (7) 中， i 代表国家， j 为时间， y 为被解释变量， y^* 代表对应的隐藏变量， x 代表 $k+1$ 维可观测解释变量， β 为 $k+1$ 维待估参数， u_i 是个体效应， ϵ 为随即扰动项。

本文将由 Super-SBM 计算出的几内亚湾十国农业生态效率作为被解释变量，该测度结果为正，即服从截断分布且下限为 0。若用普通最小二乘法进行分析，则回归结果会有偏差。根据因变量的特点，采用 Tobit 回归模型可以处理被解释变量受限的情况，因此本文选用 Tobit 回归模型对影响几内亚湾十国农业生态效率的因素进行分析。以 1990—2019 年几内亚湾十国的面板数据，构建如下农业生态效率影响因素的面板 Tobit 回归模型：

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 PER_{ij} + \beta_2 UBR_{ij} + \beta_3 COR_{ij} + \beta_4 IRR_{ij} + \beta_5 MUL_{ij} + u_i + \epsilon_{ij} \quad (8)$$

其中， i 代表几内亚湾十个国家， j 代表年份， y_{ij} 代表 i 国家在 j 年的农业生态效率值， PER 为农村人口人均农业总产值， UBR 为城镇化水平， COR 为粮食面积占比， IRR 为灌溉面积， MUL 为复种指数。 β_0 为常数项。 $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_5$ 依次为 PER 、 UBR 、 COR 、 IRR 、 MUL 的估计系数值。

3 结果及分析

3.1 几内亚湾十国农业生态效率测度

3.1.1 基于 CRS 的 Super-SBM 实证结果分析

基于固定规模报酬 (CRS) 的 Super-SBM 模型，对 1990—2019 年几内亚湾内十国的数据，运用 Maxdea

软件进行测度,测度结果如表 3 所示。将 1990—2019 各年的农业生态效率取平均数,绘制如图 1 的折线图,用以分析几内亚湾十国 30 年来农业生态效率总体的变化趋势。

表 3 Super-SBM 模型基于 CRS 测度的几内亚湾内十国农业生态效率结果

年份	贝宁	赤道几内亚	多哥	加纳	加蓬	喀麦隆	科特迪瓦	利比里亚	尼日利亚	圣多美和普林西比
1990	0.374	0.466	0.358	0.543	1.123	0.541	1.036	0.432	4.817	1.000
1991	0.316	0.317	0.330	1.012	1.488	0.429	0.652	0.303	4.991	1.000
1992	0.310	0.305	0.280	0.507	1.245	0.397	0.678	0.327	4.386	1.000
1993	0.325	0.287	0.290	0.531	1.240	0.382	0.598	0.375	4.404	1.000
1994	0.317	0.286	0.286	0.513	1.212	0.372	0.579	0.331	4.261	1.000
1995	0.327	0.286	0.294	1.008	1.412	0.377	0.651	0.330	4.589	1.000
1996	0.317	0.277	0.299	1.002	1.725	0.365	1.009	0.325	4.192	1.000
1997	0.309	0.280	0.286	0.505	1.916	0.339	1.027	0.330	3.853	1.000
1998	0.307	0.289	0.264	0.509	1.206	0.362	1.044	0.348	3.838	1.000
1999	0.321	0.279	0.277	0.542	1.608	0.407	1.037	0.359	3.893	1.000
2000	0.332	0.288	0.245	0.539	1.478	0.387	1.068	0.372	3.832	1.000
2001	0.351	0.285	0.278	0.527	1.592	0.377	1.089	0.371	3.655	1.000
2002	0.417	0.327	0.287	0.580	1.056	0.418	1.057	0.464	3.708	1.000
2003	1.214	0.330	0.268	0.612	1.058	0.420	1.075	0.469	3.797	1.000
2004	2.412	0.352	0.309	0.767	1.066	0.434	1.072	0.513	4.279	1.000
2005	1.476	0.370	0.650	0.817	1.038	0.541	1.075	0.572	4.224	1.000
2006	1.492	0.372	8.809	0.835	1.037	0.568	1.060	0.509	4.427	1.000
2007	1.378	0.341	0.285	1.008	1.061	0.517	0.840	0.496	4.218	1.000
2008	0.567	0.365	0.314	1.013	1.046	0.615	1.040	0.486	4.573	1.000
2009	0.453	0.387	0.406	1.069	1.074	0.658	1.026	0.451	4.085	1.000
2010	0.491	0.309	0.320	1.060	1.083	0.555	0.749	0.365	4.461	1.000
2011	0.518	0.267	0.338	1.000	0.795	0.494	0.897	0.314	5.108	1.922
2012	0.503	0.280	0.365	1.000	0.723	0.542	0.892	0.348	5.107	2.059
2013	0.604	0.267	0.259	1.000	0.692	0.533	0.770	0.333	4.797	2.154
2014	0.577	0.268	0.500	1.000	0.703	0.569	0.776	0.310	4.834	1.911
2015	1.178	0.331	0.423	1.000	0.714	0.664	0.809	0.383	4.439	1.426
2016	0.547	0.256	0.273	1.000	0.611	0.566	0.758	0.288	4.679	2.041
2017	0.527	0.243	0.371	1.000	0.563	0.522	0.904	0.287	4.261	1.948
2018	0.444	0.208	0.394	1.000	0.551	0.546	1.097	0.253	4.037	1.754
2019	0.445	0.181	0.368	1.000	0.518	0.527	1.006	0.229	4.083	1.880
平均效率值	0.638	0.303	0.614	0.817	1.088	0.481	0.912	0.376	4.328	1.297
排序	6	10	7	5	3	8	4	9	1	2

从时间维度看,1990—2019 年几内亚湾十国年平均农业生态效率从数值上主要经历了“下降—上

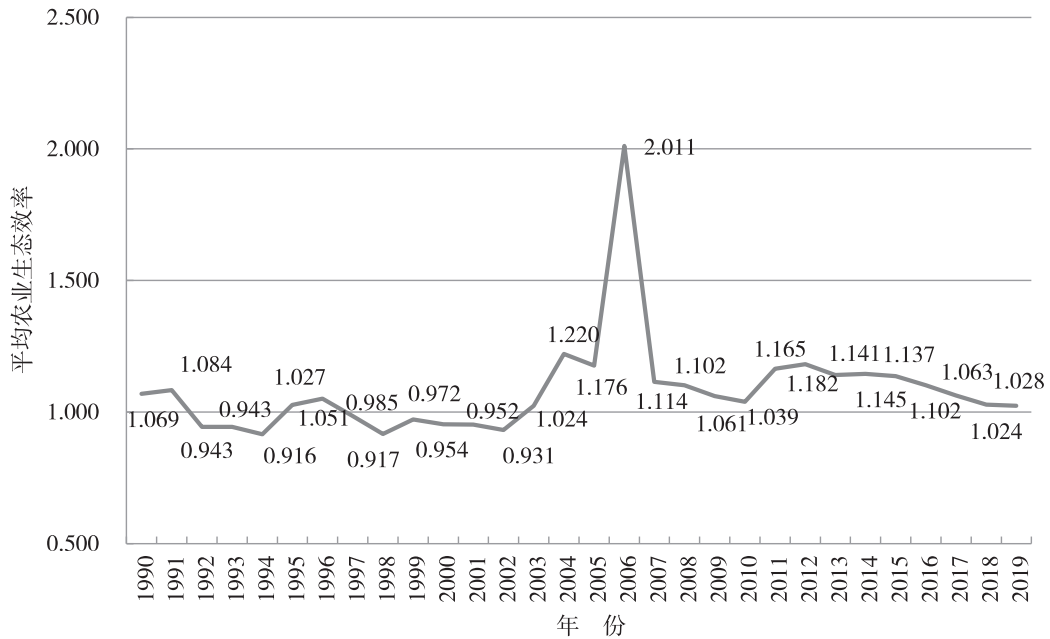


图1 1990—2019年几内亚湾内十国基于CRS的年平均农业生态效率

升—下降”的过程，波动幅度呈现出“较明显—明显—稳定”，整体呈现倒N形特征。具体来看，可将研究期间分为三个阶段：1990—2002年处于下降期，从1.609下降至0.931，下降幅度为42.14%。这一阶段总体下降幅度明显，可能是由于从20世纪80年代中期开始，非洲各国开始加大措施振兴经济，渴望实现经济整体快速增长。在这样的政策背景下，各国政府可能将目光更多放在二三产业上，造成农业在国内生产总值中的占比以及农业就业的占比不断下滑^[35]。2003—2012年农业生态效率表现为微弱的上升趋势，2012年的年平均生态效率值为1.182，较2003年上升了15.43%。在该阶段，大宗商品价格上涨、全球尤其是新兴国家的经济繁荣，带来了较为良好的宏观环境。同时，各国的经济增长让人们意识到之前对农业发展的过度忽视，注意力重回农业。2003年，非洲农业部长会议通过了“非洲农业综合发展计划”（CAADP），宣布农业年增长率目标为6%，并决定把10%的政府预算用于实现这一目标^[36]。此外，非洲联盟还通过了“非洲发展新伙伴计划”（NEPAD），为非洲农业综合发展提供指导和支持。各国对农业的扶持在一定程度上促进了农业的发展，改善了农业的生产。2013—2019年农业生态效率逐步下降并趋于稳定，效率值均保持在1以上。虽然此阶段原油等大宗货物低迷、全球经济复苏乏力、厄尔尼诺等极端天气突发，农业产出受到较大程度的影响，但人们逐渐对农业集约化产生了兴趣，在增加产出的同时减少对环境的负面影响。在这30年间，几内亚湾十国的年平均农业生态效率由1990年的1.069下降至2019年的1.024，下降4.21%，总体上保持了较为平稳的趋势，且农业生态效率处于较高水平，说明较投入而言，产出收益更多。

从空间维度看，基于CRS的平均效率值排序为尼日利亚>圣多美和普林西比>加蓬>科特迪瓦>加纳>贝宁>多哥>喀麦隆>利比里亚>赤道几内亚，不同国家存在明显差异。具体来看，尼日利亚一直居于首位，具有高农业生态效率值；赤道几内亚、喀麦隆、利比里亚的农业生态效率均小于1，农业生态效率偏低；多哥、利比里亚、赤道几内亚近年来都处于倒数。此外，圣多美和普林西比的变化幅度最大，2019年与1990年相比增长了88%。在研究期内，部分国家的排名呈现不同程度的波动。

3.1.2 基于VRS的Super-SBM模型实证结果分析

基于可变规模报酬（VRS）测度的几内亚湾十国Super-SBM模型农业生态效率结果如表4所示，年均农业生态效率值如图2。

表 4 Super-SBM 模型基于 VRS 测度的几内亚湾十国农业生态效率结果

年份	贝宁	赤道几内亚	多哥	加纳	加蓬	喀麦隆	科特迪瓦	利比里亚	尼日利亚	圣多美和普林西比
1990	0.406	1.012	0.461	0.730	1.126	0.580	2.216	0.437	1.000	1.000
1991	0.435	0.377	0.437	1.595	1.694	0.645	1.670	0.306	1.000	1.000
1992	0.404	0.340	0.403	1.447	1.690	0.570	1.789	0.327	1.000	1.000
1993	0.485	0.323	0.481	1.605	2.540	0.684	1.335	0.375	1.000	1.000
1994	0.471	0.322	0.373	1.307	2.879	0.669	1.207	0.334	1.000	1.000
1995	0.425	0.329	0.295	1.205	2.664	0.634	1.182	0.333	1.000	1.000
1996	0.404	0.319	0.299	1.203	4.452	0.626	1.186	0.327	1.000	1.000
1997	0.363	0.321	0.290	1.113	3.924	0.627	1.240	0.375	1.000	1.000
1998	0.383	0.314	0.287	1.111	2.581	0.575	1.275	0.395	1.000	1.000
1999	0.353	0.307	0.295	1.140	3.071	0.548	1.254	0.406	1.000	1.000
2000	0.411	0.322	0.265	1.103	2.921	0.502	1.325	0.421	1.000	1.000
2001	0.421	0.318	0.316	0.731	3.070	0.499	1.300	0.422	1.000	1.000
2002	0.431	0.329	0.308	0.823	1.180	0.513	1.198	0.539	1.000	1.000
2003	2.300	0.335	0.288	1.113	1.340	0.540	1.189	0.530	1.000	1.000
2004	5.356	0.357	0.328	1.138	1.133	0.491	1.151	0.611	1.000	1.000
2005	2.557	0.378	1.722	1.069	1.045	0.550	1.200	0.624	1.000	1.000
2006	49.189	0.385	54.228	1.071	1.043	0.587	1.202	0.604	1.000	1.000
2007	2.683	0.401	0.301	1.171	1.081	0.664	1.092	0.715	1.000	1.000
2008	1.096	0.382	0.314	1.098	1.051	0.649	1.113	0.594	1.000	1.000
2009	0.453	0.388	0.430	1.126	1.080	0.669	1.084	0.480	1.000	1.000
2010	0.706	0.326	0.339	1.267	1.561	0.751	1.005	0.394	1.000	1.000
2011	0.641	0.317	0.343	1.000	1.068	0.642	1.105	0.447	1.000	1.000
2012	0.623	0.332	0.378	1.000	1.026	0.705	1.037	0.493	1.000	1.000
2013	1.079	0.311	0.268	1.000	1.043	0.739	0.904	0.464	1.000	1.000
2014	0.704	0.306	0.571	1.000	0.846	0.695	0.836	0.411	1.000	1.000
2015	1.481	0.337	0.433	1.000	0.721	0.664	0.809	0.398	1.000	1.000
2016	1.038	0.295	0.279	1.000	0.718	0.778	0.846	0.412	1.000	1.000
2017	0.706	0.282	0.430	1.000	0.646	0.753	1.109	0.395	1.000	1.000
2018	0.490	0.274	0.403	1.000	0.655	0.710	1.191	0.388	1.000	1.000
2019	0.552	0.231	0.416	1.000	0.637	0.745	1.119	0.366	1.000	1.000
平均效率值	2.568	0.352	2.199	1.106	1.683	0.633	1.206	0.444	1.000	1.000
排名	1	10	2	5	3	8	4	9	6	6

从时间维度上看, 1990—2019 年几内亚湾十国年平均农业生态效率从数值上主要经历了“下降—下降—下降”的过程, 波动幅度呈现出“稳定—明显—稳定”的过程。具体来看, 可将研究期间分为三个阶段: 1990—2002 年处于下降期, 从 0.897 下降至 0.732, 下降幅度为 18.39%; 2003—2012 年农业生态效率表现为较为明显的下降趋势, 2012 年的年平均农业生态效率值为 0.760, 较 2003 年下降了 21.08%; 之后 2013—

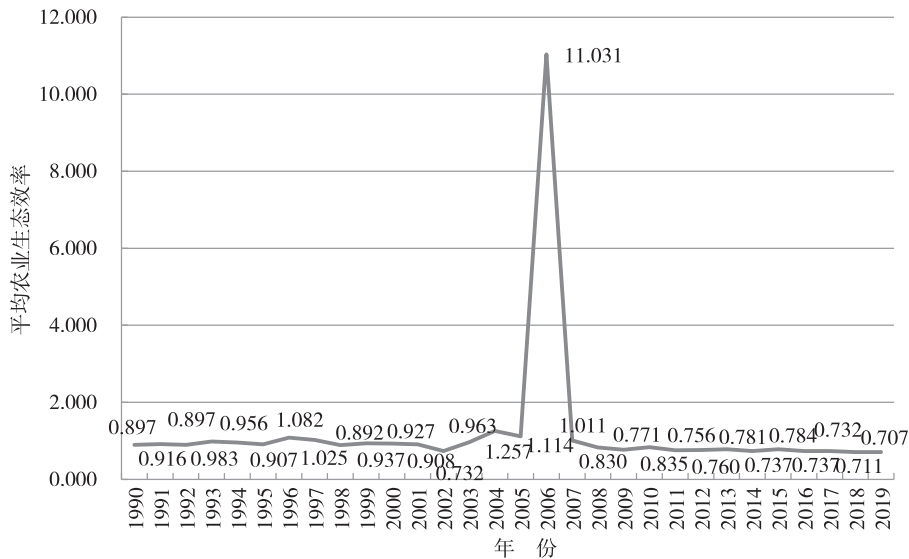


图 2 1990—2019 年几内亚湾十国基于 VRS 的年平均农业生态效率

2019 年农业生态效率自 2015 年起逐步下降并趋于稳定，效率值均保持在 0.7 以上。在这 30 年间，几内亚湾十国的年平均农业生态效率由 1990 年的 0.897 下降至 2019 年的 0.707，下降 21.18%，总体上保持了较为平稳的趋势，且农业生态效率处于中等水平。除了 2006 年（出现最大值的年份）出现了较大波动，为 11.031。2006 年测算的效率值偏大，原因可能是农业是一个充满噪声的产业，难免出现奇异值影响样本数据的质量，使用非参数法将导致结果的偏差较大^[37]。

从空间维度看，基于 VRS 的平均农业生态效率值排序为贝宁>多哥>加蓬>科特迪瓦>加纳>尼日利亚=圣多美和普林西比>喀麦隆>利比里亚>赤道几内亚，不同国家存在明显差异。具体来看，在研究期间，尼日利亚、圣多美和普林西比两国的农业生态效率值较为稳定，均为 1，加纳在研究期间农业生态效率常年居于前列。此外，赤道几内亚的变化幅度最大，2019 年与 1990 年相比下降了 77%。在研究期间，部分国家的排名呈现了不同程度的波动。

3.2 几内亚湾农业生态效率影响因素分析

几内亚湾农业生态效率的影响因素 Tobit 分析结果如表 5 所示。

表 5 几内亚湾农业生态效率的影响因素 Tobit 分析结果

变量	系数	z 统计量	概率 P 值
常数 (C)	-0.581*	-1.763	0.078
农村人均农业总产值	-0.031	-0.232	0.816
城镇化水平	0.013**	3.240	0.001
粮食面积占比	0.422	1.270	0.204
灌溉面积	0.013***	27.349	0.000
复种指数	0.139***	3.480	0.000

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上通过显著性检验。

在农业生态效率的影响因素中，城镇化水平在 5%水平，灌溉面积、复种指数在 1%水平上均通过了显著性的检验，均对区域农业生态效率呈正向影响。①农田灌溉对提高单位面积产量和保障农业正常生产具有重要意义。合理配置水资源、保障农业灌溉面积是提高农业生态效率的重要途径，当地灌溉面积增加能促进农业生态效率的提升。反之，水资源、灌溉的不合理配置则在一定程度上影响农业产出。几内亚湾十国大部

分位于西非地区,属于水多地多的类型,但当地水污染、湖泊退化日益严重。如区域内乍得湖因过度用水、植被破坏等导致湖区沙进水退,湖水面积锐减,对周边国家的生产、生活造成灾难性影响^[38-39]。②复种是增加区域粮食产量最直接且有效的方式^[40]。复种指数的增加意味着区域耕地利用率的提升,对土地资源的利用逐渐合理。在当前非洲新耕地开垦难、粮食单产提升难的形势下,提高复种指数是确保未来粮食增产的重要手段,有利于提升农业生态效率。③城镇化水平的提高有利于改变非洲地区相对粗放的农业生产方式,加强农业污染的集中处理,对提升本地农业生态效率具有较大的推动作用。

农村人均农业总产值和粮食面积占比未通过显著性检验,原因可能在于:①人均农业总产值对生态效率影响不显著,可能是因为人口结构变化,如农业劳动力外流会改变农业结构和影响土地利用,对粮食生产效率、产量产生一定影响^[41]。此外,在缺乏先进技术以及科学耕作方法下,传统农业劳动者依旧会以牺牲生态环境为代价换取农业总产值,从而不利于农业生态效率的提升。②本文研究区域中,粮食面积占比对农业生态效率的影响未通过显著性检验,这可能与区域播种的主要粮食作物有关。不同类型的粮食作物对资源的转化效率和环境的影响程度不同,从而影响区域农业生态效率。

4 结论、启示及展望

4.1 结论

本文基于1990—2019年十个国家的面板数据,采用Super-SBM评价模型并考虑非期望产出变量,将农业界定为狭义农业即种植业,首次对几内亚湾农业生态效率进行测算、评价,并在此基础上进一步作影响因素分析。研究结果显示:

(1)几内亚湾十国1990—2019年的年平均农业生态效率值总体上保持较为平稳的趋势。以2002年、2012年为时间节点,将研究期间分为三个阶段:在CRS下,十国年平均农业生态效率在数值上主要经历“下降—上升—下降”的过程,波动幅度呈现出“较明显—明显—稳定”,整体呈现倒N形特征。在VRS下,十国平均生态效率在数值上主要经历“下降—下降—下降”的过程,波动幅度呈现出“稳定—明显—稳定”。在这30年间,几内亚湾十国2019年的年均农业生态效率相较于1990年有所下降,其间经历了政策重心偏移、经济复苏乏力、极端天气等一系列宏观环境的打压,但生态效率总体处于中等偏上水平,且趋向于稳定,说明十国逐步重视农业的集约化发展,努力向绿色农业模式转变。

(2)基于CRS的各国平均农业生态效率值排序为尼日利亚>圣多美和普林西比>加蓬>科特迪瓦>加纳>贝宁>多哥>喀麦隆>利比里亚>赤道几内亚。在研究期间,尼日利亚平均效率值均不小于3.6,一直居于首位,具有高效率值。多哥、利比里亚、赤道几内亚近年来都处于倒数。与初期相比,圣多美和普林西比的变化幅度最大。基于VRS的各国该值排序为贝宁>多哥>加蓬>科特迪瓦>加纳>尼日利亚=圣多美和普林西比>喀麦隆>利比里亚>赤道几内亚。在研究期间,尼日利亚、圣多美和普林西比两国的生态效率值较为稳定,加纳常年居于前列,赤道几内亚、喀麦隆、利比里亚的平均值常年小于1,位于末尾。与初期相比,赤道几内亚的变化幅度最大。此外,虽然研究期间部分国家的排名呈现了不同程度的波动,但喀麦隆、利比里亚和赤道几内亚三国的平均值排序均偏低。喀麦隆是中部非洲地区政治经济强国之一,效率值低可能是因为产业转移或以生态环境为代价进行发展;利比里亚和赤道几内亚均处于贫困状态,技术落后、资金匮乏等可能使得农业发展先天不足。

(3)在农业生态效率的影响因素中,城镇化水平在5%显著性水平上对区域农业生态效率呈正向影响,灌溉面积、复种指数在1%显著性水平上呈正向影响。而农村人均农业总产值和粮食面积占比未通过显著性检验。

4.2 启示

4.2.1 对几内亚湾农业生态效率提高的建议

基于上述结论,这里对几内亚湾十国农业生态效率的改善提出相应对策、建议。

(1)各国因地制宜,实现绿色发展。部分国家经济状况良好,政府需要兼顾三大产业,在生态与发展中

寻求平衡点；而另一些国家处于贫困状态，就需要国际上多给予关注，提供技术支持和经济帮扶。

(2) 稳定推进城镇化，促进城乡协调发展。由上述影响因素分析可知，城镇化进程促使农村劳动力向外转移，有助于居民收入的增长，促进技术和制度创新，进而提高农业产出。但持续的外流也会使提高农业产出变得越来越困难^[42]。这就需要各国在鼓励二三产业反哺农业，构建新型工农关系和城乡关系的同时，也要警惕因劳动力外流、城镇发展所导致的弃耕撂荒、弃灌、建设占用耕地等问题。

4.2.2 有关中国对几内亚湾农业投资的建议

虽然几内亚湾区耕地面积广阔，水资源丰富，但农业相关基础设施建设薄弱，科技缺失逐渐成为制约湾区国家农业发展的瓶颈，需要国际上其他国家给予相应的帮扶、合作。如前文所述，中国对几内亚湾的农业投资所占份额较小。几内亚湾地区优越的自然资源条件，加之迫切的农业科技需求，无疑是为中几、甚至是中非合作带来新发展、新方向。基于此，现对中国如何更好地对几内亚湾十国进行投资建设提出建议。

(1) 加大基础设施如农业灌溉用水的投资建设。大力提高非洲农田灌溉率和水资源利用率，扩大符合条件的灌溉耕地面积。进一步大力推进节水灌溉设施投资建设，推广现代灌溉如喷灌、滴灌等技术，增强农业灌溉的利用。改善生产条件、提高经济、科技投入，改善水资源利用效率以及优化要素投入结构等以提升粮食的单产水平和生产效率^[43]。

(2) 因地制宜推进对几内亚湾十国的农业技术援助和培训。复种指数是衡量耕地集约化利用程度的重要指标^[44]。应综合考量各国当地的自然条件、生产能力，挖掘复种潜力，发展农业机械化水平，加强农业人员技术培训，提升耕地的利用效率，进而加强农业机械化和农业科技水平，提升复种指数。

4.3 展望

由于几内亚湾部分有关农业生产、农业生态效率影响因素的数据缺失，农业固定资产投资、农村劳动力文化水平等指标并未纳入模型分析中，从而在一定程度上对研究结果的准确性和实用性有影响。因此，在进一步研究中，可对几内亚湾区内局部地区展开实地调研，根据微观数据，有针对性地分析其农业生态效率，并挖掘该效率提升的路径。

参考文献

- [1] 刘洋. 中国对非洲农业投资的现状、问题及出路 [J]. 世界农业, 2017 (3): 175-180, 232.
- [2] 张悦, 李众, 曲春红. 非洲农业现代化发展: 现状、挑战与机遇 [J]. 中国食物与营养, 2021, 27 (6): 17-22.
- [3] 唐丽霞, 李小云, 齐顾波. 中国对非洲农业援助管理模式的演化与成效 [J]. 国际问题研究, 2014 (6): 29-40.
- [4] 田泽, 任芳容. 中国企业对非洲直接投资战略调整与治理研究 [M]. 北京: 人民出版社, 2020.
- [5] SCHALTEGGER S, STURM A. Ökologische Rationalität [J]. Die Unternehmung, 1990 (4): 273-290.
- [6] 侯孟阳, 邓元杰, 姚顺波. 农村劳动力转移、化肥施用强度与农业生态效率: 交互影响与空间溢出 [J]. 农业技术经济, 2021 (10): 79-94.
- [7] 崔海洋, 卓雯君, 虞虎, 等. 基于三阶段 DEA 模型的农业生产效率及其时空特征研究: 以长江经济带为例 [J]. 中国生态农业学报 (中英文), 2021, 29 (7): 1243-1252.
- [8] 田亚鹏, 柳晓艺. 基于超效率 SBM-DEA 和空间分析的区域绿色发展效率评价 [J]. 统计与信息论坛, 2021, 36 (8): 56-65.
- [9] 焦柳丹, 吴奉彦, 张羽, 等. 基于超效率 SBM-Malmquist 模型的城市轨道交通运营效率评价 [J]. 铁道运输与经济, 2022, 44 (5): 99-106.
- [10] WANG W, YE Y. Evaluation of agricultural ecological efficiency and its improvement measures in China taking Guizhou Province as an example [J]. Nature Environment & Pollution Technology, 2017, 16 (2).
- [11] DEMIRAL E E, SAĞLAM Ü. Eco-efficiency and eco-productivity assessments of the states in the United States: a two-stage Non-parametric analysis [J]. Applied Energy, 2021, 303.
- [12] MAGRINI A. A stochastic frontier model to assess agricultural eco-efficiency of European Countries in 1990-2019 [J]. International Journal of Statistics and Probability, 2021, 10 (4): 138-138.

- [13] 张杨, 陈娟娟. 农业生态效率的国际比较及中国的定位研究 [J]. 中国软科学, 2019 (10): 165-172.
- [14] TOMA P, MIGLIETTA P, ZURLINI G, et al. A non-parametric bootstrap-data envelopment analysis approach for environmental policy planning and management of agricultural efficiency in EU countries [J]. Ecological Indicators, 2017, 83: 132-143.
- [15] GRZELAK A, GUTH M, MATUSZCZAK A, et al. Approaching the environmental sustainable value in agriculture: how factor endowments foster the eco-efficiency [J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 241: 118304.
- [16] GROVERMANN C, WOSSEN T, MULLER A, et al. Eco-efficiency and agricultural innovation systems in developing countries: evidence from macro-level analysis. [J]. PloS one, 2019, 14 (4): 0214115.
- [17] 郑丽楠, 洪名勇. 中国农业生态效率的时空特征及驱动因素 [J]. 江西财经大学学报, 2019 (5): 46-56.
- [18] 梁耀文, 王宝海. 环渤海地区农业生态效率时空演化及影响因素研究 [J]. 生态经济, 2021, 37 (6): 109-116.
- [19] 柏振忠, 刘永芳. 民族地区农业生态效率测度及影响因素 [J]. 中南民族大学学报 (人文社会科学版), 2021, 41 (4): 82-89.
- [20] MENSAH M A. An overview of the fishery resources and fishery research in the gulf of guinea [J]. Large Marine Ecosystems, 2002, 11: 227-239.
- [21] 东海所信息与战略研究中心. 国际渔业动态 [J]. 渔业信息与战略, 2012, 27 (1): 82-86.
- [22] 阎志刚. 在尼日利亚执行南南合作期间的调查报告 [J]. 今日畜牧兽医, 2007 (4): 1.
- [23] 张兴玉. 几内亚湾沿岸的热带经济作物 [J]. 世界农业, 1989 (2): 42-43.
- [24] 傅兴. 科特迪瓦热带农业的发展 [J]. 热带地理, 1989 (1): 79-86.
- [25] 孙星文. 几内亚湾上的农业国: 圣多美和普林西比 [J]. 世界农业, 1984 (8): 56-58.
- [26] 崔叶辰, 韩亚丽, 吕宁, 等. 基于 Super-SBM 模型的农业生态效率测度 [J]. 统计与决策, 2020, 36 (21): 87-90.
- [27] 张展, 廖小平, 李春华, 等. 湖南省县域农业生态效率的时空特征及其影响因素 [J]. 经济地理, 2022, 42 (2): 181-189.
- [28] BENEDETTA C, DONATELLA V, GIULIO F, et al. Assessing agricultural eco-efficiency in Italian Regions [J]. Ecological Indicators, 2020, 116: 106483.
- [29] 梁耀文, 王宝海, 丁慧媛, 等. 黄河流域农业生态效率时空演变与冲击效应 [J]. 湖北农业科学, 2022, 61 (1): 54-60, 101.
- [30] 许燕琳, 李子君. 基于 DEA 和 STIRPAT 模型的山东省农业生态效率评价 [J]. 水土保持研究, 2021, 28 (4): 293-299.
- [31] 王海飞. 基于 SSBM-ESDA 模型的安徽省县域农业效率时空演变 [J]. 经济地理, 2020, 40 (4): 175-183, 222.
- [32] TAPIA D S, BERMEJO M S. Factors supporting the adoption of soil conservation practices: evidence from Ecuadorian smallholder farmers [J]. Land Degradation & Development, 2022, 33 (4): 658-669.
- [33] 刘鹏凌, 孙康, 周云. 粮食主产区农业生态效率及影响因素研究 [J]. 山东农业大学学报 (社会科学版), 2021, 23 (2): 74-79, 196.
- [34] 洪开荣, 陈诚, 丰超, 等. 农业生态效率的时空差异及影响因素 [J]. 华南农业大学学报 (社会科学版), 2016, 15 (2): 31-41.
- [35] 萨义德·阿德朱莫比, 盖迪翁·G 加拉塔, 聂晓. 非洲崛起叙事与农业发展: 深化中非关系 [M] // 刘海方, 宛如, 刘均, 等. 非洲农业的转型发展与南南合作. 北京: 社会科学文献出版社, 2018.
- [36] 刘青海. 非洲农业发展的演变: 特点、原因与启示 [J]. 中国农村研究, 2018 (1): 327-340.
- [37] 刘霞婷, 李强, 吴超, 等. 中国农业全要素生产率动态分析: 基于 SFA 模型和 Log (t) 回归方法 [J]. 中国农业资源与区划, 2022, 43 (1): 50-59.
- [38] 黄贤金, 等. 非洲土地资源与粮食安全 [M]. 南京: 南京大学出版社, 2014.
- [39] 姜忠尽, 等. 非洲农业与农村发展: 非洲九国野外实地考察研究 [M]. 南京: 南京大学出版社, 2014.
- [40] 张闯娟, 何洪鸣. 西南地区耕地复种指数的时空格局演变及影响因素 [J]. 干旱地区农业研究, 2020, 38 (3): 222-230.
- [41] 范东君, 朱有志. 农业劳动力外流对粮食生产影响研究: 基于二元经济背景 [J]. 河北经贸大学学报, 2012, 33 (1): 39-43.
- [42] 侯孟阳, 姚顺波. 中国农村劳动力转移对农业生态效率影响的空间溢出效应与门槛特征 [J]. 资源科学, 2018, 40 (12): 2475-2486.
- [43] 奚云霄, 刘静, 常明. 节水灌溉对粮食作物种植的影响: 基于农业劳动力资源的调节效应 [J]. 中国生态农业学报 (中

英文), 2022, 30 (3): 458-469.

[44] 吴文斌, 余强毅, 陆苗, 等. 耕地复种指数研究的关键科学问题 [J]. 中国农业科学, 2018, 51 (9): 1681-1694.

An Analysis of Agricultural Ecological Efficiency and Its Influencing Factors in the Gulf of Guinea Based on Super-SBM Model

WU Qiyue WU Zhaodan QV Siyu TAN Xinyang JING Xiaodong

Abstract: The Gulf of Guinea has a great contribution to Africa's agricultural production, and its agricultural GDP accounts for about 1/4 of Africa. However, there are problems in agricultural production in this region, such as extensive management, low management and lack of technical support, which affect regional sustainable development. Super-SBM model was constructed to calculate the agricultural ecological efficiency of ten countries in the Gulf of Guinea, and the influencing factors of agricultural ecological efficiency were analyzed based on Tobit model. The results showed that: ①The average annual agricultural ecological efficiency values of the ten countries in the Gulf of Guinea from 1990 to 2019 showed a fluctuating downward trend, and the efficiency values under constant returns to scale (CRS) and variable returns to scale (VRS) decreased continuously since 2014 and 2015, respectively. ②Based on the ranking of CRS and VRS average agricultural ecological efficiency, the rankings of Gabon, Côte d'Ivoire, Ghana, Cameroon, Liberia and Equatorial Guinea are stable. Other countries have varying degrees of change in the two models. ③The urbanization level is at the 5% significant level, and the irrigation area and multiple cropping index have a positive impact on the regional agricultural ecological efficiency at the 1% significant level. Then it puts forward some suggestions to improve the ecological efficiency of agriculture in the Gulf of Guinea: ①Countries should adjust measures to local conditions to achieve green development. ②Steadily promoting urbanization and promoting the coordinated development of urban and rural areas. ③ Increase investment in infrastructure such as agricultural irrigation water. ④ Promote agricultural technical assistance and training to the ten countries of the Gulf of Guinea.

Keywords: The Gulf of Guinea; Super-SBM; Agricultural Ecological Efficiency; Tobit; Influencing Factors

(责任编辑 卫晋津 张雪娇)

农村宅基地治理的政策红利、实践成效及因素探析

——基于山东省D县的“一户多宅”治理实践

◆ 王燊成¹ 刘宝臣²

[1. 中共中央党校(国家行政学院)社会和生态文明教研部 北京 100092;
2. 山东建筑大学法学院 济南 250101]

摘要:“一户多宅”不仅是“土地”问题治理,更是一项重要的农村基层治理议题。通过鲁西南D县4个村庄的实地调查,研究发现D县“一户多宅”治理在自上而下的增减挂钩的政策红利下迎来了新的发展阶段,形成了县级政府、乡镇政府、村级组织、土地发展集团等多元主体参与且多赢的行动者网络。不过,受限于村庄治理环境的复杂性,一体化的治理路径在村级层面却产生了差异化的效果。研究发现,这种差异背后主要源于两方面影响因素:一是预期收益和风险影响村级组织推进治理工作的积极性,二是村干部与少数关键村民之间的能力对比影响治理成效。D县在4个村庄的“一户多宅”治理实践体现了重视农村社会治理形势的复杂性。为此,本文建议开展农村社会治理,除了优惠的政策红利,还应在细微处下功夫,梳理顺畅基层中的动力阻力机制,以保障政策实践的预期效果。

关键词:“一户多宅”;社会治理;宅基地;土地增减挂钩

DOI: 10.13856/j.cn11-1097/s.2022.11.006

1 问题的提出

随着中国城镇化和工业化进程的快速推进,大量农村人口转移到城市和非农部门。在直接流转受限的背景下,转移到城市和非农部门的农村人口难以流转所持有的宅基地使用权,使得宅基地资源利用出现闲置低效的情况。该情况与农村继承、分户等情况叠加,进一步衍生出“一户多宅”问题,为农村治理带来了诸多挑战。比如农村空心化和土地资源闲置^[1];又比如大量农民进城居住,但老宅不退,会出现“外扩内空”“人减地增”等问题^[2];再比如可能会出现“新户无宅”的情况,损害其他社会成员的居住权利。《中国农村合作经济统计年报(2020年)》的数据显示,2020年全国“一户多宅”的比例为8.7%,全国闲置宅基地总

收稿日期:2022-05-25。

作者简介:王燊成(1992—),男,安徽黄山人,博士,讲师,研究方向:社会保障与社会政策,E-mail:wshencheng@163.com。

通信作者:刘宝臣(1986—),男,山东泰安人,博士,副教授,研究方向:社会救助、社会福利,E-mail:baochen156@163.com。

综述占全国宅基地综述的 4.7%^[3]。

对农村居民来讲,宅基地使用权具有社会福利性质和社会保障功能。清理“一户多宅”具有重要的社会意义,既能盘活存量集体用地助力乡村振兴,又能提高土地资源利用效率。在中国“三农”建设中,农村的宅基地治理长期以来都是一项重要议题。2004年,《国土资源部印发〈关于加强农村宅基地管理的意见〉的通知》(国土资发〔2004〕234号)指出,“坚决贯彻‘一户一宅’的法律规定。农村村民一户只能拥有一处宅基地,面积不能超过省(区、市)规定的标准”“对‘一户多宅’和空置住宅,各地要制定激励措施,鼓励农民腾退多余宅基地”。2014年,中共中央办公厅、国务院办公厅印发《关于农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革试点工作的意见》(中办发〔2014〕71号)提出,要改革完善农村宅基地制度,对因历史原因形成超标准占用宅基地和“一户多宅”等情况,探索实行有偿使用。2015年,国家选定33个县(市、区)开展宅基地制度改革试点,积极引导各地探索盘活农村集体建设用地的有效举措。2016年,《国土资源部关于进一步加快宅基地和集体建设用地确权登记发证有关问题的通知》(国土资发〔2016〕191号)提出,要结合实际依法处理“一户多宅”问题,宅基地使用权应按照“一户一宅”要求,原则上确权登记到“户”。2018年,《国务院关于农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革试点情况的总结报告》明确提出,要探索宅基地有偿使用和自愿有偿退出机制。在这些政策文本的指引下,地方基层也开展着各种“一户一宅”的改革实践。

然而,“一户多宅”清退治理工作不是一蹴而就,也并非一帆风顺,在实践中面临着诸多挑战。虽然政策方向已定,但依旧没有一套普适方法得以遵循,如何有效地开展农村宅基地改革,仍然考验着基层部门的治理智慧和能力。基于此,本文拟以鲁西南的D县X镇为个案研究对象,以参与式观察法围绕农村“一户多宅”治理工作推进的具体路径、实践成效及其影响因素等议题进行深入剖析。参与观察法是一种典型的质性研究方法,强调通过与研究对象持续而广泛的互动来获取所需的资料,尤其适用于与一定的社会文化背景相关的研究^[4]。本文之所以选择D县X镇作为个案研究的主要场域,主要出于以下两方面考虑:一方面,D县是一个典型的农业县,X镇作为D县的下辖镇,共有54个行政村,106个自然村,行政区域面积104.81千米²,耕地10万余亩^①。截至2019年年底,X镇户籍人口54000余人,镇村两级财力较为薄弱,产业发展、基础设施等存在较大差距和短板。2018年9月,省委组织省直单位有关同志组建省派D县乡村振兴服务队,在土地增减挂钩政策背景下围绕“一户多宅”治理等展开服务工作。作为省派服务队的目的地,D县X镇在农村宅基地治理中动力与阻力兼具,利益主体及其关系较为凸显,因此具有较好的典型性与代表性。另一方面,如何进入现场,是使用参与观察所要解决的一个关键问题^[4]。笔者于2020年10月至2021年11月有幸以省派“加强农村基层党组织建设”工作队员身份到X镇驻点工作,得以“顺利”进入现场。在将近一年多的工作周期内,笔者参与了X镇的“一户多宅”治理工作,开展了广泛的入户调查,对乡政府干部、村干部以及普通村民开展访谈20余人次,组织座谈会2次,搜集到县、乡、村三级组织发布的与之相关的文件资料,获得了相对详细的一手材料。

2 文献综述与分析框架

在全面实施乡村振兴重大战略背景下,农村宅基地治理问题由于其特殊性和复杂性,得到多个学科领域的关注。现有研究主要体现在以下三个方面。

第一,有关宅基地治理的制度研究。一是从制度历史的角度,探讨宅基地制度演变的历史脉络、内在逻辑以及未来的政策取向。杜焱强等将宅基地制度划分为农户私有、集体公有、制度适度调适、腾退机制探索和“三权分置”改革五个阶段^[5]。高圣平对不同时期的宅基地制度改革进行了政策梳理,建议在国家行政审批制度改革的背景下,未来应下放宅基地审批权限,减少审批环节,缩短审批周

① 1亩=1/15公顷。

期^[6]。董新辉考察了宅基地使用权流转制度的历史演变,所反映的立法思想、治理体系以及权利属性的转变^[7]。刘守英和熊雪锋则通过案例研究分析了宅基地制度改革的内在需求和动力^[8]。二是在“三权分置”的框架下,探讨宅基地法律属性及其制度构建。温世扬和梅维佳认为,“三权分置”改革旨在确保集体所有权保障功能的同时,释放宅基地使用权的融资功能^[9]。严金明等提出,乡村振兴战略下应在坚持集体所有权不动摇的前提下,以放活宅基地使用权实现资源市场配置优化和农民财产价值显化^[10]。郑尚元指出,在城市化背景下,宅基地适度流转才能使制度不致僵化,亦不致因“自由”流转而发生大的社会动荡^[11]。

第二,有关闲置宅基地及其盘活利用策略的研究。宅基地和房屋的闲置现象在农村已经相当普遍,达到较高的规模和比例。据李婷婷等开展的全国典型村庄调查发现,2018年全国村庄闲置程度平均为10.7%,且在东部、平原地区更为严重^[12]。艾希分析了宅基地闲置的原因,包括建新房不拆旧房、外迁、老宅基地过剩、继承等^[13]。现实中,闲置宅基地的盘活利用成为农村宅基地整治的一项重要内容,多地开展闲置宅基地盘活利用的创新实践,学者们也积极对这些实践开展研究。张勇等通过案例研究,提出统筹考虑村庄区位条件、资源禀赋和产业基础等,因地制宜选择盘活利用模式^[14]。杨璐璐和王航航对五种宅基地整治盘活模式进行比较分析,发现实践中不同程度地面临资金、退出意愿、产权认定等发展难题^[15]。还有学者研究了宅基地盘活实践中面临的障碍,张勇提出了“人的障碍”和“地的障碍”双重制约因素^[16],严金海探讨了由产权设计与治理结构的内在缺陷导致的集体、农户与市县政府之间的土地利益冲突^[17]。

第三,有关宅基地整治中农户宅基地退出行为的研究。农村宅基地整治的政策实践,某种程度上依赖于农户退出宅基地的选择,尤其是对闲置宅基地和“一户多宅”等不合理占用宅基地情况的退出。对农户宅基地退出行为的研究,大部分围绕退出意愿及其影响因素展开。彭长生和范子英在安徽的调查发现,在一定的条件下,有90%的农户愿意退出宅基地^[18]。陈霄利用重庆的调查数据^[19]、张慧利和夏显力从农村劳动力流动的视角^[20]、杨玉珍从行为经济学视角^[21]分别考察了农民宅基地退出意愿的影响因素。这些研究显示,农户退出宅基地的意愿,既受到微观层面个体因素的影响,也受到市场、制度及社会等层面风险的宏观因素影响。

可以看出,围绕农村宅基地整治问题,已经取得许多重要的研究进展。这些研究回应了农村宅基地改革中的许多理论和实践问题,不仅有利于明确农村宅基地制度改革推进的重要背景、现实意义以及未来方向,而且有利于准确理解农村宅基地整治工作取得的成绩及面临的挑战。然而,当前绝大部分研究只是把宅基地问题作为“土地”问题来研究,较少有研究将其作为一个农村基层社会治理问题来讨论,在分析视角上存在着“重微观、轻宏观”的不足。事实上,在基层社会治理场景中,与其他乡村治理问题一样,对闲置宅基地的整治盘活以及对“一户多宅”宅基地治理,实际上涉及多行动主体之间复杂的谈判与讨价还价议程,遵循基层社会治理的内在逻辑。虽然也有学者关注到宅基地整治的“社会治理”面向,比如刘锐和张弼格探讨了如何从“三治”的角度化解农村宅基地纠纷^[22],吴业苗关注到乡村空间治理情境复杂性对合村并举的影响^[23]。但总体上看,尚缺乏研究深入到具体的农村宅基地整治过程,探求基层政府、村集体、农户等不同行动者的行动选择及其对宅基地整治成效的影响。本文尝试通过对4个村庄宅基地整治案例的分析,进入到具体社会治理情境之中,以探究:在土地增减挂钩的政策红利背景下,基层政府何以动员村级组织发起宅基地整治项目;村级组织又是如何组织和推动宅基地整治项目实践;在村一级层面,宅基地整治项目的治理效果如何;宅基地治理效果何以在村庄层面出现差异。

基于上述的研究问题,本文的逻辑分析框架如图1所示。本文的主体论证部分主要围绕四个研究问题依次展开,厘清宅基地治理的现实背景,理顺宅基地治理的主体互动关系,评估宅基地治理的政策效果,分析宅基地治理的动力阻力兼具的治理条件。

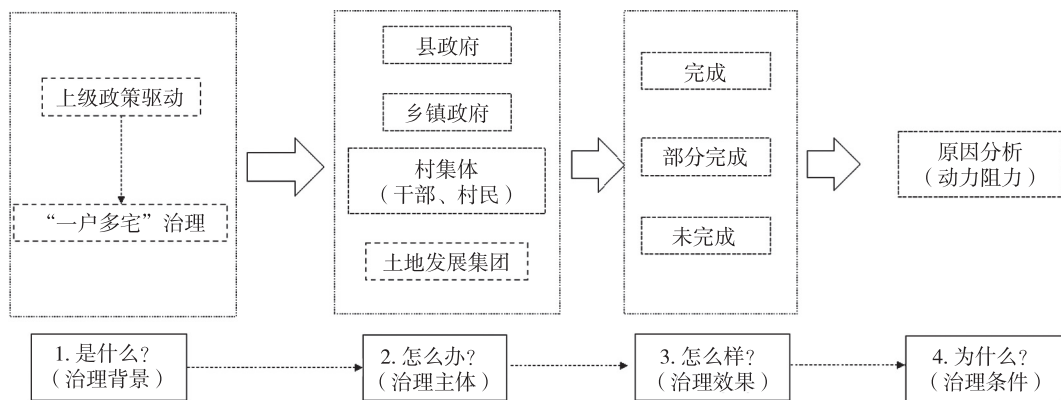


图1 分析框架

3 增减挂钩政策红利下“一户多宅”的治理背景

近年来国家实施了增减挂钩的土地政策。国务院于2004年发布《关于深化改革严格土地管理的决定》规定,“鼓励农村建设用地整理,城镇建设用地增加要与农村建设用地减少相挂钩”。2008年,国土资源部开始推行城乡建设用地增减挂钩政策试点。2010年,国务院下发《国务院关于严格规范城乡建设用地增减挂钩试点切实做好农村土地整治工作的通知》,要求各地严格规范增减挂钩试点,切实做好农村土地整治工作。2016年,国土资源部印发《关于用好用活增减挂钩政策积极支持扶贫开发及易地扶贫搬迁工作的通知》,明确按照应保尽保的要求,加大对扶贫开发及易地扶贫搬迁地区增减挂钩指标支持。2017年,国土资源部进一步印发《关于进一步运用增减挂钩政策支持脱贫攻坚的通知》,明确省级扶贫开发工作重点县可以将增减挂钩节余指标在省域范围内流转使用。2020年,中央一号文件——《中共中央、国务院关于抓好“三农”领域重点工作确保如期实现全面小康的意见》提出,要优化城乡建设用地增减挂钩支持政策,全面完成脱贫任务。

增减挂钩的土地政策带有强烈的“指标激励”机制^[24],激励着地方政府通过村庄整理增加建设用地指标^[25]。这项政策的关键在于农村建设用地复垦为耕地所增加出来的指标可以转换为城市新增建设用地指标^[26]。不过,对于地方政府而言,“土地指标”意味着自上而下的“严控”与“激励”,农村集体建设用地拆旧多少,城镇建设用地便可以新建多少,没有新增建设用地指标也就意味着没有“合法”的土地来源^[24]。由于耕地红线不能突破,地方政府想要发展,只有从农村的建设用地着手,以农村土地复垦的方式来增加可以用于城市发展的土地指标。这种政策带来的一个结果就是地方政府“经营土地”的行为从城市和城郊地区扩展到远郊的农村。在中央一轮又一轮的增减挂钩政策驱动下,地方也开始推行符合本地实际的增减挂钩方案,比如重庆市的“地票”交易制度、成都市的建设用地指标交易模式、浙江省义乌市的“三权分置”等^[27]。数据显示,截至2020年,除北京、天津和黑龙江以外,已有27个省份开展了城乡增减挂钩,总计面积60.9万亩^[3]。

在这样的背景下,D县曾于2012年前后实施过类似重庆的方案,即通过“农村建社区”的方式吸引乡镇驻地附近的农村居民“上楼”集中居住,从而清理出一批拆旧的土地。但是,这种做法过于激进、步子迈的太大,带来一些负面影响,“建社区”的行为没有持续下去。在新一轮增减挂钩政策下,D县于2019年开启“一户多宅”治理,强调通过对农村闲置、非法占用建设用地的清理和村庄布局的微调给村庄“瘦身”,进而将清理出来的土地与土地增减挂钩的政策对接以获取土地指标。D县的“一户多宅”治理是在国家土地增减挂钩政策刺激下推行的一种自上而下的政策行动。D县将“一户多宅”视为整治歼灭战,要求违法“一户多宅”应拆尽拆,强调改变资源要素低配、错配、无序配置的乱象,实现清理整治和拓展村集体发展空间相结合,积极探索走出一条具有D县个性、特色、风貌的乡村振兴道路。在县委、县政府的推动下,“一户

多宅”治理也取得了显著效果。2021年，D县共清查“一户多宅”和闲散土地31 000余亩，产生增减挂钩和占补平衡指标13 000余亩。

4 “一户多宅”治理中多元主体共治的实践路径

如前所述，“一户多宅”治理不只是“土地”管理问题，更是一项农村基层社会治理议题。自D县开启“一户多宅”治理以来，各乡镇积极响应，采取措施推进该项工作在村级层面的落实。研究发现，在治理实践中，D县形成了多元主体共治的行动者网络（图2）。

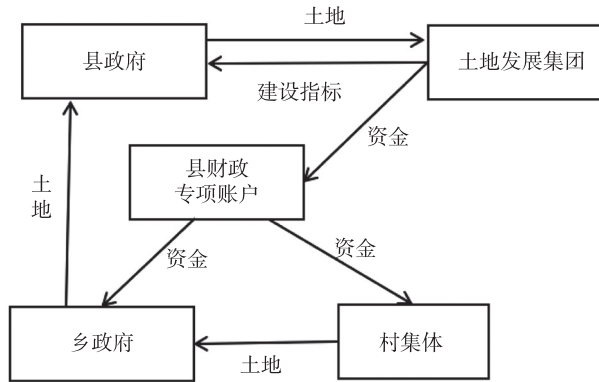


图2 D县“一户多宅”治理的行动者网络

县政府是行动发起者，也是政策制定者。在治理路径中，县政府主要通过开会、发文等行政手段推动工作开展。2019年春节后，县政府多次召开“一户多宅”工作会议，向相关部门和乡镇布置任务，制定下发了《D县农村“一户多宅”清理整治工作实施方案》《D县农村“一户多宅”清理整治工作指导意见》《关于全县加快推进农村“一户多宅”清理整治的八项措施》等多项治理文件。这些会议和文件规定了“一户多宅”清理整治工作的主要政策框架，明确了工作内容、任务目标、工作流程，也对各部门承担的任务作出规定。整体而言，本轮“一户多宅”治理有四项主要任务：一是彻底摸清全县农村住宅底数，建立起全县农村住宅数据库；二是全面拆除农村违法“一户多宅”，应拆尽拆，深入开展乱搭乱建整治、闲散土地清理，不留死角和盲点；三是对于清理整治出来的村集体建设用地，积极对接土地增减挂钩、占补平衡等政策，抓紧立项复垦，尽快形成效益；四是加强对农村宅基地、农村建房的巡查督察，建章立制，完善相关制度和村规民约，形成长效机制。

尽管县政府是发起者，但是促使县政府开展行动的则是土地发展集团。该集团由省政府于2015年成立，其核心业务就是土地指标合作服务，“利用新增建设用地指标等要素，与市、县联合开发土地资源”“以‘指标+资金投入’与地方政府合作，收购优质土地资产”。2018年12月，土地发展集团与D县签订战略合作协议，向D县政府推销了土地增减指标政策和相关操作办法。地方政府实施土地复垦项目，将农村的集体建设用地转换成耕地，每增加一定面积的耕地，地方政府就能够获得等量的可以用于城市建设的土地指标。同时，每亩新增的耕地能够获得一笔复垦补偿金。对地方政府而言，通过农村建设用地的复垦项目，既能够获得建设用地指标，也能够得到现金收入，也就促使县政府积极推动“一户多宅”清理整治工作。

乡镇扮演着县级政府与村级组织之间的“分包商”角色，是政策向村级组织传导的关键一环。按照上级政府要求，乡镇统筹安排辖区内“一户多宅”清理整治的具体工作。他们既负责上传下达，又需要对村级组织进行持续的激励和动员，并通过掌握的各种资源为各村行动提供支持。

各行政村是“一户多宅”治理的实施主体，也是治理行动网络的终端。之所以成为实施主体，一方面因为村庄是农村社会治理的基本行动单元，大部分农村公共事务主要通过村庄内部的互动来解决；另一方面在于中国农村土地的集体所有属性，宅基地归村集体所有，一村土地清理和整治不会影响其他村庄。换言

之,一个村庄“一户多宅”的清退、闲散土地整理以及土地复垦等工作,都需要通过村干部与村民们的持续互动来实现。在村庄层面,各村在行动步骤相似,在宣传动员和摸底排查的基础上,制定出本村的实施计划,然后由村干部分工对需要收回、拆除或者搬移的居民“做工作”。在治理实践中,县政府规定工作任务、提供政策激励,各乡镇政府主导本乡镇的工作推进,而具体的工作开展则交由各村“自由发挥”。同时,这个政策行动网络“向下层层激励,向上层层负责”,激励主要来自预期经济利益。

不过,需要指出的是,D县开展的“一户多宅”清理整治工作,并不是仅仅完成对“一户多宅”的收回和拆除,而是针对农村的“一户多宅”现象开展的综合性整治。实质性治理任务有两项:一是农村集体建设用地清理,把位于建设用地规划范围内的土地清理出来,这是“硬任务”,其中“一户多宅”的清退是核心;二是将空余的建设用地复垦为耕地,并通过项目验收,其中需要满足可复垦的建设用地集中连片、且与基本农田没有阻隔两个条件。但是实际上,即使清退出一定规模的建设用地,也多是插花式分布、散落在村落的各处。承担实际治理任务的村组织要想通过土地复垦项目获得收益,就不得不完成一项隐藏的任务:通过村落的重新规划布局,将零散分布的空地集中化。这就意味着他们要动员部分村民放弃原有的宅基地,在新的宅基地位置建造房屋。这意味着在各村“一户多宅”治理工作推进过程中,不可避免地要出现村干部和村民之间利益博弈和讨价还价乃至矛盾纠纷的情况,使得这项工作成为重要的基层社会治理问题。

5 差异化的“一户多宅”村级治理实践效果

按照谋划,这种与土地增减挂钩政策相结合的农村“一户多宅”清理整治可以实现多方受益:第一,能够增加县域内可用土地面积,提高土地利用率;第二,通过实施土地复垦项目,D县可以从土地发展集团获得土地使用指标和复垦补偿资金;第三,因土地增减挂钩项目收益的分配原则,是县里拿指标,乡镇和村庄分钱。一方面,通过本轮的土地清理整治工作,县政府获得了大量的建设土地使用指标,有利于招商引资,驱动经济发展;另一方面,土地指标交易获得的现金收入,刨除土地复垦成本后,由乡镇和村庄两级组织五五分成,这笔资金将由县财政局设立的专门账户保管。据调查中获得的信息,若能纳入土地增减挂钩项目,每亩复垦土地可以获得35万元的补偿。根据X镇摸底调查的情况,全镇能够清理出的土地有1883亩,可以产生增减挂钩项目的土地有220多亩。而在编制具体计划时,该镇又将可申请增减挂钩项目的土地增加到350多亩,分三批申报土地增减挂钩项目。如果X镇的计划能够实现,镇政府将获得千万元级的收入,各村也会按复垦土地规模获得不等的收入。如果能够顺利获得这笔复垦补偿金,对于乡村公益事业投资、集体经济的发展,都能起到关键作用。当然,对于村庄而言,即使没有土地指标交易的现金收益,清理和复垦出来的耕地,相较于作为集体福利免费分配给村集体成员的宅基地,出租给村民耕种,也能获得更多的租金收入。因此,整体而言,县、乡、村三级都有获利空间,正向激励凸显,各级领导者也有足够的动力参与治理工作。

不过,研究发现,尽管D县在全域范围内实行一体化的治理路径,但是行政村层面的治理效果并不是并驾齐驱、千篇一律的,反而是一种快慢有别、千村千面的局面。如表1所示,X镇4个村落“一户多宅”治理工作起步的时间差不多,但在推进的过程中,村庄之间的进展却出现了显著性差异。

表1 X镇4村“一户多宅”治理的基本情况

村名	总户数/户	总人数/名	“一户多宅”情况		清理整治面积/亩	增减挂钩面积/亩	整体进度
			处	面积/亩			
GC	131	381	87	29.2	34.2	28.2	完成
DZ	387	1426	35	10.0	19.6	—	部分完成
SZ	154	540	10	4.5	40.3	7.8	部分完成
ZG	261	749	53	17.0	13.6	—	阻滞

GC村的规模在4个调研村庄中是最小的,仅有1个自然村,总共有131户、381名居民,分为3个村民

小组。在本次“一户多宅”治理中，GC村被确定为先行村，村党支部书记参加了县里举行的工作会议，在现场领取了工作任务。在X镇的工作计划中，该村被列入第一批土地增减挂钩项目规划。该村的清理重点在于位于房台上^①的村庄旧址，目前仅有几户居民。因此，在这4个村庄之中，GC村的进展最为顺利。截至2021年8月，房台上的住户全部迁居，清理出土地面积34.2亩，其中能纳入土地增减挂钩项目的28.2亩。在“一户多宅”治理契机下，GC村实施了村容改造项目，共投入资金200多万元，村容村貌得到极大改善。

DZ村只有1个自然村，但总户数有387户，总人数达到1426名，下设7个村民小组。DZ村认定的“一户多宅”共有35处，占地10亩，此外，村庄范围以外还有一处养殖场租用的荒片，面积约为10亩。目前，DZ村已经收回了村外的荒片，并种植了大豆等农作物，清理村内多占宅基地8亩。按照X镇土地增减挂钩项目规划，村外的荒片已经纳入第三批申报的项目，但因这块地在原本规划中不属于建设用地，是否能够通过土地增减挂钩项目的验收，还未可知。

SZ村虽然规模不大，只有154户、540名居民，但是有2个自然村，设有3个村民小组。该村认定的“一户多宅”共有10处，占地4.5亩。由于人口流动，村庄空心化情况比较严重，这赋予了村干部比较多的“闪转腾挪”空间。在土地增减挂钩项目申报中，该村申报了7.8亩的项目，主要是SZ-1村边缘的一块闲置的土地。在具体实施中，村委会动员在这块土地附近居住的几户居民搬至村中心居住，清理出来的土地大大超过了原初的计划。目前，该村清理出来的土地大部分集中在SZ-1村，共有40多亩，其中纳入土地增减挂钩的有7.8亩，还有20亩左右的土地可能会纳入项目之中。借此机会，SZ村完成了SZ-1村的重新规划布局，实现了全村内部道路的硬化。但是，在SZ-2村，阻力较大，进展较慢。

ZG村也是一个规模较大的村庄，户数261户、总人数749名，村子由2个自然村组成，分为5个村民小组。从村庄土地使用情况来看，ZG村土地整理的潜力最大。村旧址的房台只有4户居民，预计能够清理出土地24亩。2个村子中较小的ZG-2村，只有10多户居民在居住，如果将这些住户迁入ZG-1村居住，预计清理出土地19亩。原则上，这些土地都能够纳入土地增减挂钩的项目。不过，从进展来看，ZG村的处境却比较“尴尬”，房台和ZG-2村的居民一直未能成功搬出，勉强清理出来10多亩的土地，还多是零星分布的“荒片”。

6 “一户多宅”村级治理成效差异的因素探析

从治理情境角度来看，4个村庄都属于分裂型村庄类型^[28]，“一户多宅”治理面临类似的制度结构和社会环境^②。那么，何以在相似的村庄之间，受到同样的政策刺激，进展却有快慢之分？研究发现，治理行动效果出现差异的主要原因在于动力与阻力兼具的基层实践：一是预期收益和风险影响村级组织推进治理工作的积极性，二是村干部与少数关键村民之间的能力对比影响治理成效。

6.1 预期收益和风险影响村级组织推进治理工作的积极性

对村集体而言，需要对“一户多宅”治理的成本和收益进行评估。虽然政策设计遵循着多方受益的原则，让“一户多宅”治理工作带来较为可观的预期收益，很好地激发乡、村两级组织的积极性。但是，在政策推进过程中，承担土地清理任务的村集体逐渐发现，要想把预期的收益拿到手中并不容易。

第一，村庄“一户多宅”治理的获利空间有大有小。获利空间受两个因素影响：一是村庄内未被占用的土地有多少，土地清理的空间有多大。虽然农村宅基地在很大程度上是村庄集体福利产品，集体成员可公平地要求集体分配宅基地^[15]。但因稀缺性带来的排他性，宅基地占有关系的长期存续会形成所谓的“想象的私

^① 房台是用泥土堆积而成的占地几十亩、高十几米的土台子。这是当地特有的一种具有防涝功能的建筑景观。因为X镇历史上是湖区，在房台上建造房屋，能够有效对抗涝灾，近年来已经逐渐废弃。

^② 分裂型村庄中，权力由几个不同的姓氏或者一个姓氏的几个分支分享，公共事务需要通过这几方势力的不断协商来决定。因此，“少数服从多数”的原则并不总是管用：一则由于少数人的阻拦，多数人的意见不一定能够形成决议；二则即使按照“少数服从多数的原则”形成决议，也会因为少数人的阻拦而流产。

有化”^[29]。在现实中很容易出现“先到先得”“谁占上就是谁的”情况。一旦一块宅基地被“占上”，不管是出于什么原因，哪怕是被认定为非法，想要收回来也要大费周章。二是空闲土地的分布情况。如果村落的空闲土地相对集中，那么土地整理的成本就会相对较低，开展土地整理也会相对容易。比如 GC 村和 DZ 村进展顺利，部分原因在于这两个村子空闲土地较为集中，且需要腾退或搬离的户数较少；ZG 村则相反，宅基地紧张，无法为房台和 ZG-2 村搬迁的村民提供新宅基地。

第二，土地整理成本太高会让村级组织产生畏难情绪，止步不前。清理土地、为搬迁的居民建造新房、复垦土地等，都要花费成本。更何况，这些成本要由村里垫付。虽然政策提供正向激励，但每亩土地的补偿款是固定的，村集体能否获益、获益多少，要取决于土地复垦花费的成本。“你说把人家的旧房子拆了，让人家搬家，得给人家盖新屋子吧？这得花钱吧？盖三间屋就得 10 万元，不给人家盖上新屋子人家不搬。庄上的地，要平吧，把地平出来了，得耕吧，还得播种，这都是钱，这些钱都得先大队垫上，大队账上哪里有这么些钱啊（访谈资料：ZG-G-1）。”

此外，各村在基层实践中还需考虑承诺兑现的风险。虽然按照县里计划，扣除土地复垦的成本后，收益由乡村平分。但是，这里有两个风险：一是能不能顺利通过土地增减项目的挂钩；二是村与镇政府在博弈过程中能否有效留住补偿款。过往的“失败”经历影响了村干部对镇政府的信任。如果不能将真金白银拿到手，或者对收益的预期减少，村干部推进工作的积极性就会受挫。据 SZ 村党支部书记透露，该村已经先后垫支 20 多万元。各村的干部普遍有这种矛盾的心理，既想着借着“一户多宅”治理增加一些集体收入，又怕“竹篮打水一场空”。在调研的 4 个村庄之中，GC 村之所以进展最为顺利，就因为他们土地整治的支出是从镇财政借款的，实施的村容整治等项目，也是由镇里协调的，某种程度上已经落袋为安了。即便如此，GC 村党支部书记仍然感到不安。“你说，俺投了这么多钱，万一钱领不到，咋办啊？欠人家工程队上这么多钱，这两天人家跟着俺屁股后边要钱哩（访谈资料：GC-G-1）。”

6.2 村干部与少数关键村民之间的能力对比影响治理成效

作为一项社会治理任务，“一户多宅”治理不可避免地遇到一些人为的阻力因素。治理工作能否顺利推进，某种程度上取决于推动工作的力量，能不能通过卓有成效的工作化解这些阻力因素。

第一，那些因为“一户多宅”治理而出现利益受损的家庭，会成为影响工作推进的关键阻力。这些家庭包括：一是被认定为“一户多宅”，尤其是那些被认定为非法“一户多宅”的家庭；二是因为土地集中和复垦的需要，虽然不是“一户多宅”，但需要搬离的家庭。实际上，前一类家庭工作相对容易做通，后一类家庭会更为困难。如果这些家庭中出现“钉子户”，很可能成为阻碍治理进程的关键“否决点”。在访谈中，受访的村干部一致表示农村治理的困难，主要是与村民打交道难。随着农村集体经济的解体，村集体对村民个体的约束越来越弱；外出打工就业活动增多，村民的见识也增加了。

村民有自己的街头智慧。他们对治理工作的抗阻，有“软”和“硬”两种途径。“硬”就是明确表示不合作的，无论采取何种办法劝导，都不为所动。ZG 村进展不顺，很大的原因就是碰到一户“硬茬子”，虽然不是“一户多宅”，但房子没有建在排上，如果搬开，能够多出一处宅基地。该户多次明确表态，无论如何也不搬走，而村民委员会也无计可施。当然，现实中“硬茬子”并不太多，更多的是“软钉子”，不直接拒绝，而是以变通的方式达到目的。他们最常用的方法有两种：一是“攀”“咬”其他人，找“挡箭牌”^①。在彼此的“攀”“咬”之中，处于相似境况的家庭就成为一个松散联盟，谁也不肯先让步，导致治理工作受阻。二是利用法律和政策漏洞，“合法抗争”。传统上，农民会使用乡土规则让自己的行为“占理”。随着农村居民文化水平和法治意识的提升，法律也成为他们维护自身利益的一大利器。比如，本次“一户多宅”治理中，要求将长时间闲置的土地收回集体，ZG 村的一户，老人去世后，儿子进城，剩下的宅基地已经无人居

^① 在当地，“咬”和“攀”是两个常用的词语。“咬”指的是，在我的利益受损或者要我承担某种义务时，与我情况类似的某人，要跟我同样的遭遇；“攀”指的是，与我情况类似的某人，得到某种好处的时候，我也应该得到。

住。但在土地清理时，儿子将一车砖堆在宅子里，声称要建新房，结果宅基地无法收回。

第二，村干部的行动能力成为能否化解村民阻力的关键。村干部兼具干部和农民双重身份，因此当前农村治理的任务，必须依赖村干部来完成。村干部的工作能力也会影响到“一户多宅”工作的进展。在集体经济时代，体制给予社队干部很高的权威，让他们能够一呼百应。而如今，这种权威不再，要想说服和动员村民，更多依赖个人的人格魅力和治理办法。当前农村社会治理面临的一个现实情况是，村干部的能力素质极其参差。在所研究的案例中，对比明显的就是 DZ 村和 ZG 村两个村的村党支部书记。DZ 村党支部书记，绰号“大能人”，而 ZG 村党支部书记，绰号“三彪子”。他们的绰号能够反映出这两个书记工作风格和办事能力。“大能人”已经连任多届，年龄大、脑子活、办法多，他对于如何说服群众有着自己的心得。“你跟群众打交道，你得动之以情、晓之以理。他们不懂政策，你就跟他说。你也得看情况，你跟他说不听，你就找跟他亲近的人跟他说，他也抹不开面子。该搭东西得搭东西，该搭人情就得搭人情（访谈资料 DZ-G-1）。”相比之下，“三彪子”刚刚当选，年纪轻、脾气大、经验少。他在跟村民打交道时，不会灵活变通，因势利导，动不动就是拍桌子、发脾气，往往弄得不欢而散。本村村民对他评价并不高。

7 结论和启示

通过对鲁西南 D 县 X 镇 4 个村庄“一户多宅”治理工作开展情况的考察，本文再现了基层农村宅基地治理的实践图景，系统梳理了增减挂钩政策红利下“一户多宅”治理的实践背景，归纳总结了“一户多宅”治理中多元主体共治的实践路径，多维评估了“一户多宅”差异化的村级治理实践效果，科学探析了“一户多宅”村级治理成效差异的因素，主要得出以下四方面主要结论。

第一，自上而下的增减挂钩政策为 D 县“一户多宅”治理工作带来了丰富的政策红利。在政策红利的激励下，几乎每个村庄都有可挖掘的土地资源潜力。政府应该积极探索有效途径，挖掘农村空置土地的使用潜力，盘活农村土地资源。实际上，这种利用土地政策挖掘农用地潜能的做法得到了官方的认可，2019 年 9 月份，D 县“一户多宅”治理工作被省官方媒体列为七种可复制推广的乡村振兴经验典型做法之一。

第二，D 县“一户多宅”治理路径中，形成了多元主体参与且多赢的行动者网络，县、乡、村三级都有获利空间，正向激励凸显，也取得了显著性成效。在经济激励作用下，D 县开展的“一户多宅”清理整治工作，并不是仅仅完成对“一户多宅”的收回和拆除，而是针对农村存在的“一户多宅”现象开展的综合性整治。这种经济激励驱动政策实践的机制体现了外来资本输入对乡村治理有着极为重要的意义。当前，许多村庄面临着集体经济弱小的困顿局面，只依靠农村集体自身的力量，想改造乡村面貌非常困难，他们急需乡村振兴的第一桶金。土地指标交易的收入有效地弥补了乡村振兴的资金需求。

第三，D 县“一户多宅”治理工作在基层村组织层面实践过程中，成效产生了显著异质性。这种异质性的内在原因在于动力与阻力兼具的基层。村庄是农村社会治理的基本单元。在农村社会，“自上而下”的行政系统与村庄非正式治理结构间相互重叠、勾连^[30]。农村社会治理中的许多事务都限定在村庄之中，需要通过村干部与村民的持续互动以及动力阻力的畅通来完成。因此应该正视乡村治理情境的复杂性。

第四，D 县“一户多宅”治理效果在村级呈现差异化主要源于两方面原因：一是预期收益和风险影响村级组织推进治理工作的积极性，二是村干部与少数关键村民之间的能力对比影响治理成效。“一户多宅”治理就像是一面镜子，透过它能够窥探到中国农村社会治理的复杂状态。同样的政策，进村时有着迥异的表现，其原因就在于千村千面，每个村庄都处于独特的治理情境之中。村庄既有的土地布局、“钉子户”的多寡和表现、村干部的个人能力，都会影响到“一户多宅”治理的效果，导致不同村庄之间出现快慢有别的情况。

本文研究的重要启示，就是要重视农村社会治理形势的复杂性。开展农村社会治理，单有优惠的政策不够，还应在细微处下功夫，着力解决细节问题。结合“一户多宅”治理工作，需注意以下两个重要问题：一是利益分配和补偿问题。“一户多宅”的治理实质上是农村集体资源的重新分配，如果利益问题解决不好，

容易引起纠纷,产生社会矛盾。受惠于土地增减挂钩的政策,土地整治可能会获得一定的收益,从而使各方获益。一方面,要确保村组织能够获得承诺的收益;另一方面,要对利益受损的村民进行补偿,以免对他们的合法利益造成侵害。二是未来治理中应健全村庄合理使用土地收益的机制,不能将土地收益只用于改善村容村貌,尤其对于集体经济弱小的村庄而言,如何利用这笔资金来发展村庄产业和集体经济意义更为凸显。

参考文献

- [1] 王介勇,刘彦随,陈秧分.农村空心化程度影响因素的实证研究:基于山东省村庄调查数据[J].自然资源学报,2013,28(1):10-18.
- [2] 张军涛,游斌,翟婧彤.农村宅基地“三权分置”的实现路径与制度价值:基于江西省余江区宅基地制度改革实践[J].学习与实践,2019(3):47-56.
- [3] 农业农村部农村合作经济指导司.中国农村合作经济统计年报(2020年)[M].北京:中国农业出版社,2022.
- [4] 丹尼·L·乔金森.参与观察法[M].龙筱红,张小山,译.重庆:重庆大学出版社,2009.
- [5] 杜焱强,王亚星,陈利根.中国宅基地制度变迁:历史演变、多重逻辑与变迁特征[J].经济社会体制比较,2020(5):90-99.
- [6] 高圣平.宅基地制度改革政策的演进与走向[J].中国人民大学学报,2019,33(1):23-33.
- [7] 董新辉.新中国70年宅基地使用权流转:制度变迁、现实困境、改革方向[J].中国农村经济,2019(6):2-27.
- [8] 刘守英,熊雪峰.经济结构变革、村庄转型与宅基地制度变迁:四川省泸县宅基地制度改革案例研究[J].中国农村经济,2018(6):2-20.
- [9] 温世扬,梅维佳.宅基地“三权分置”的法律意蕴与制度实现[J].法学,2018(9):53-62.
- [10] 严金明,迪力沙提,夏方舟.乡村振兴战略实施与宅基地“三权分置”改革的深化[J].改革,2019(1):5-18.
- [11] 郑尚元.宅基地使用权性质及农民居住权利之保障[J].中国法学,2014(2):142-157.
- [12] 李婷婷,龙花楼,王艳飞.中国农村宅基地闲置程度及其成因分析[J].中国土地科学,2019,33(12):64-71.
- [13] 艾希.农村宅基地闲置原因及对策研究[J].中国人口·资源与环境,2015,25(S1):74-77.
- [14] 张勇,周婕,陆萍.乡村振兴视阈下盘活利用农村闲置宅基地的理论与实践:基于安徽省两个案例的考察[J].农业经济问题,2022(4):96-106.
- [15] 杨璐璐,王航航.宅基地整治盘活与乡村产业发展的路径选择:基于两个直辖市七个典型试点村的研究[J].西北大学学报(哲学社会科学版),2022,52(3):63-79.
- [16] 张勇.乡村振兴战略下闲置宅基地盘活利用的现实障碍与破解路径[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2020,22(5):61-67.
- [17] 严金海.农村宅基地整治中的土地利益冲突与产权制度创新研究:基于福建省厦门市的调查[J].农业经济问题,2011,32(7):46-53.
- [18] 彭长生,范子英.农户宅基地退出意愿及其影响因素分析:基于安徽省6县1413个农户调查的实证研究[J].经济社会体制比较,2012(2):154-162.
- [19] 陈霄.农民宅基地退出意愿的影响因素:基于重庆市“两翼”地区1012户农户的实证分析[J].中国农村观察,2012(3):26-36.
- [20] 张慧利,夏显力.农村劳动力流动如何影响农户宅基地退出行为?[J].南京农业大学学报(社会科学版),2022,22(1):139-148.
- [21] 杨玉珍.农户闲置宅基地退出的影响因素及政策衔接:行为经济学视角[J].经济地理,2015,35(7):140-147.
- [22] 刘锐,张弼格.统筹运用“三治”化解农村宅基地及相邻纠纷[J].行政管理改革,2022(3):60-68.
- [23] 吴业苗.民生改善与乡村居住空间治理:以合村并居为例[J].求实,2022(2):97-108.
- [24] 谭明智.严控与激励并存:土地增减挂钩的政策脉络及地方实施[J].中国社会科学,2014(7):125-142,207.
- [25] 韩松.新农村建设中土地流转的现实问题及其对策[J].中国法学,2012(1):19-32.
- [26] 焦长权,周飞舟.“资本下乡”与村庄的再造[J].中国社会科学,2016(1):100-116.
- [27] 汪明进,赵兴泉,黄娟.农村宅基地“三权分置”改革的经验与启示:基于浙江省义乌市的实践视角[J].世界农业,2019(8):104-108.
- [28] 贺雪峰.论中国农村的区域差异:村庄社会结构的视角[J].开放时代,2012(10):108-129.
- [29] 袁方成,靳永广.行政嵌入、村庄本位与治理多样性:基于对Y县宅基地改革的观察[J].南京农业大学学报(社会科学版),2019,19(5):96-107.

[30] 高圣平, 吴昭军. 宅基地制度改革的试点总结与立法完善: 以《土地管理法》修订为对象 [J]. 山东社会科学, 2019(8): 103-111.

Analysis on Policy Dividend, Practical Effect and Factors of Rural Homestead Governance

—Based on the Management Practice of “One Family With Multiple Houses” in D County of Shandong Province

WANG Shencheng LIU Baochen

Abstract: “One family with multiple houses” is not only the “land” problem management, but also an important rural grassroots governance issue. Through the field survey of 4 villages in D County in Southwest Shandong, the study found that the governance of “one family with multiple houses” in D county has entered a new development stage under the policy dividend linked to the increase and decrease from top to bottom, and formed a multi-subject and multi-win actor network involving the county government, township government, village organization, land development group and other actors. However, limited by the complexity of the village governance environment, the integrated governance path has produced differentiated effects at the village level. The study found that there are two main factors behind this difference: first, it is the enthusiasm that anticipates income and risk influence village-level organization to advance management work; second, the ability contrast between village cadres and a few key villagers affects the effectiveness of governance. The governance practice of “one family with multiple houses” in 4 villages of County D reflects the complexity of rural social governance situation. Therefore, the study suggests that in addition to preferential policy dividends, efforts should also be made to smooth the dynamic resistance mechanism at the grassroots level in order to ensure the expected effect of policy practice.

Keywords: “One Family With Multiple Houses”; Social Governance; Homestead; Land Increases and Decreases Linked

(责任编辑 张雪娇 卫晋津)

参加合作社能否促进粮农的绿色生产技术采纳行为?

——基于内生动力和外部约束视角

◆ 朱鹏¹ 郑军¹ 张明月¹ 赵晓颖²

(1. 山东农业大学经济管理学院 泰安 271018;

2. 山东科技大学财经学院 泰安 271001)

摘要: 引导粮农采纳绿色生产技术是保障国家粮食安全的题中之义。本文借助微观数据,基于内生动力和外部约束视角,采用PSM模型解析了合作社参与对粮农绿色生产技术采纳行为的影响效应与作用路径。研究发现:①参加合作社对粮农的绿色生产技术采纳行为有显著的正向影响,提升效果约为37.33%;但在不同生产环节合作社的技术推广效果并不一致,从高到低依次为施肥环节44.12%、病虫害防控环节38.69%、秸秆收割环节30.00%。②对技术采纳程度的分解结果显示,合作社的技术推广效果一方面得益于提高了粮农的收益预期和生态认知水平,贡献率分别为40.60%、12.50%;另一方面源于缓解了技术采纳所面临的资金和风险约束,贡献率分别为15.60%、23.19%。据此本文提出,政府要支持和引导合作社发展;而合作社在技术推广过程中既要激发粮农的内生动力,又要缓解其面临的外部约束,同时针对不同生产环节制定差异化的技术推广策略。

关键词: 合作社;绿色生产技术采纳行为;粮农;倾向得分匹配

DOI: 10.13856/j.cn11-1097/s.2022.11.007

1 引言

以大量投入化学要素为导向的传统农业生产方式虽然使中国粮食产量连续7年稳定在6.5亿吨以上,但也导致了水体富营养化、生物多样性降低等一系列负外部性问题,制约着粮食产业的可持续发展^[1]。为保障粮食安全,2018年国家提出“藏粮于地,藏粮于技”战略,希望以测土配方施肥、病虫害绿色防控等绿色生

收稿日期:2022-05-11。

基金项目:国家社会科学基金项目“新型农业经营主体绿色生产行为演进机制与政策设计研究”(19BGL160),山东省自然科学基金青年项目“果蔬种植户绿色用药行为:现实测度、演化机理及政策引导”(ZR2021QG009),山东省薯类产业技术体系产业经济岗位(SDAIT-16-12)。

作者简介:朱鹏(1997—),男,山东莱芜人,硕士研究生,研究方向:农业资源与环境保护,E-mail:zp15650518382@126.com;张明月(1990—),女,山东沂南人,博士,副教授,研究方向:农业资源与环境保护,E-mail:zhangmingyue3@163.com;赵晓颖(1986—),女,山东泰安人,博士,讲师,研究方向:农业资源与环境保护,E-mail:muandshuiping@163.com。

通信作者:郑军(1971—),男,山东乳山人,博士,教授,博士生导师,研究方向:农业经济理论与政策,E-mail:jzheng9200@sdau.edu.cn。

产技术的推广和应用为抓手,引导粮农转型绿色生产;2022年中央一号文件也专门强调要开展绿色高质高效行动,重点提升绿色农业技术在粮食生产各环节的应用比例。然而,农户作为农业生产决策的制定者和实施者,其对绿色生产技术的响应并不积极,采纳意愿不高和应用程度偏低的现象普遍存在^[2]。探讨突破绿色生产技术采纳瓶颈的方式方法,对于推动粮农实现绿色生产转型具有重要的现实意义。

当前,学术界已经对农户绿色生产技术采纳行为的影响因素进行了丰富探讨,主要基于以下三个视角进行。一是农户的禀赋特征。研究发现,农户的文化程度、身体状况^[3]、家庭的经营规模、劳动力人数、耕地条件^[4-5],都对农户的技术采纳程度有显著影响。二是农户的认知特征。研究发现,效益认知^[6]、风险感知^[7]、技术认知^[8]、绿色认知^[9]等心理因素能够左右农户对绿色生产技术的行为偏好,进而影响其技术采纳程度。三是外部环境因素。研究认为,环境规制^[10]、市场激励^[11]、社会网络^[12]、技术培训^[13]等外界因素也是影响农户技术采纳行为的关键变量。随着研究的不断深入,部分学者开始关注合作社对农户绿色生产技术采纳行为的影响,如:蔡荣等指出合作社在农技服务获取、农资采购、产品销售和仓储物流等方面具有比较优势,能大幅提高家庭农场化肥农药的减量施用概率^[14];冯晓龙和霍学喜指出合作社所构建的社会网络拓展了农户的信息获取渠道,能促使其选择环境友好型技术^[15];万凌霄和蔡海龙则认为合作社可以通过实施标准化生产,倒逼农户采纳测土配方施肥技术^[16]。

综上所述,尽管已有少数学者捕捉到合作社在推动粮农应用环境友好型技术方面的不俗效果,但仍存在一些不足之处。一是在测度影响效应时,过往研究多以某一技术为结果变量,缺乏对不同生产环节技术采纳行为的比较分析,不利于合作社的精准施策。二是在机理分析时,已有文献多侧重于信息渠道、标准化生产、社会化服务等外部因素,较少考虑收益预期、生态认知等内在动机,更缺乏将二者结合,系统构建合作社对粮农绿色生产技术采纳行为的影响机制。鉴于此,本文以山东省502位粮食种植户为研究对象,以产前测土配方施肥、产中绿色防控和产后秸秆还田技术为例,通过倾向得分匹配对合作社的技术推广效果进行加权测度和差异性分析,并且基于内生动力和外部约束视角构建较为系统的影响机制,以期为破解绿色生产技术的推广困境提供实证参考。

2 理论分析与研究假说

系统论认为,主体的行为决策是核心决策系统与外部环境系统的共同产物,因此农户对绿色生产技术的采纳程度不仅取决于内生动力是否充足,即“想不想去做”,还取决于是否有能力打破技术采纳所面临的现实约束,即“能不能做到”^[5]。本文通过梳理过往文献和总结相关理论发现,合作社作为一种农业生产者“抱团取暖”的互助型经济合作组织,是个体农户融入现代农业体系的重要抓手。它既可以通过提升收益预期和改善生态认知来激发粮农采纳绿色生产技术的内生动力,使其“想去做”;又能够帮助粮农缓解技术采纳过程中所面临的资金匮乏、抗风险能力不强和信息不对称等现实困境,使其“能做到”(图1)。合作社是解决绿色农业技术推广“最后一公里”难题的重要载体。据此,提出假说H1:参加合作社能促进粮农对绿

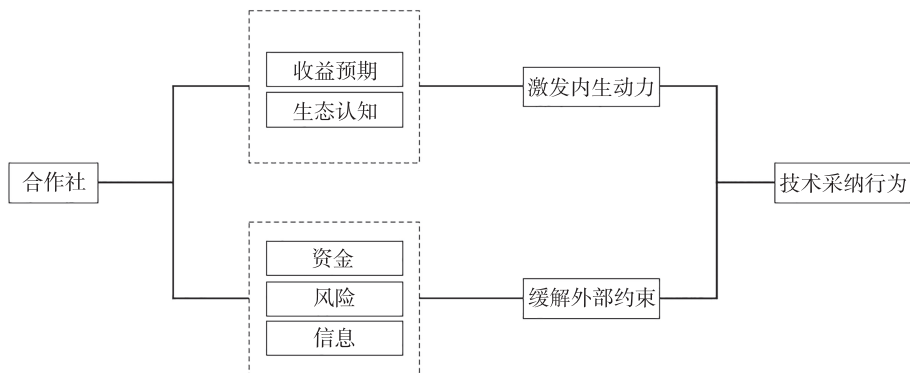


图1 合作社对粮农绿色生产技术采纳行为的影响逻辑

色生产技术的采纳。

2.1 内生动力层面

第一, 参加合作社能提高粮农的收益预期。一方面, 合作社有助于降低采纳绿色生产技术的“成本地板”。例如, 合作社在购买农药化肥等生产资料和技术设备时具有规模优势, 能够借助自身丰富的社会资本提高农户的议价能力, 节约农户的购买成本^[17]; 而在技术采纳过程中, 合作社通过组织技术培训来帮助粮农掌握技术的操作要点, 通过制定生产标准来规定化学要素的施用剂量和使用间隔, 降低了农户的学习和使用成本^[18]。另一方面, 合作社能提高粮农采纳绿色生产技术的“收入天花板”。例如, 合作社的销售渠道更加多元, 可以借助电商、订单农业、社企联合等形式降低中间商的话语权, 提高绿色农产品的销售价格^[19-20]; 而且合作社能推动农户的“三品一标”认证行为, 增加绿色农产品的市场辨识度, 破解市场的“低价竞争困境”和“同质化困境”, 帮助粮农获得更多的市场溢价^[21]。而根据一般均衡理论和舒尔茨的理性小农假说, 当农户采纳绿色生产技术产生的毛收益被提高之后, 其本身的利己动机会被激发, 原有的生产要素配置平衡也会被打破。为了追求收益的最大化, 农户倾向于将更多的劳动力、资金、土地要素投入到绿色生产中, 进而提高其对绿色生产技术的采纳程度^[12]。据此, 提出假说 H2: 参加合作社能提高粮农的收益预期, 从而提高其对绿色生产技术的采纳程度。

第二, 参加合作社能改善粮农的生态认知水平。在国家大力发展绿色农业的背景下, 为了减少来自政府监管和消费者舆论的压力, 具有规模经营属性的合作社往往不得不考虑传统粗放式农业生产方式所带来的资源浪费、环境污染和农产品质量安全问题。但由于个体农户的认知能力有限, 合作社更倾向于通过宣传教育、技术培训和参观调研等集体学习的形式, 帮助社员了解相关的环境规制, 激发其环境危机意识, 提升其对绿色农业技术的环境友好性感知^[13]。有研究表明, 当农户的生态认知水平提高以后, 其自身的利他倾向会被激活, 采纳绿色生产技术的积极性也会相应提高^[22]。具体表现为, 农户从事农业生产时不再完全利己, 而是开始考虑并且尊重集体和其他个体的利益, 真正将保护环境视作自己的责任与义务, 不仅会主动减少“搭便车”行为, 而且愿意尝试用绿色生产技术替代旧有的技术活动^[9]。据此, 提出假说 H3: 参加合作社能改善粮农的生态认知水平, 从而提高其对绿色生产技术的采纳程度。

2.2 外部约束层面

第一, 参加合作社能帮助粮农缓解资金约束。转变技术方式需要改建农田基础设施和购买相关的技术设备, 因此有一定的资金门槛。而合作社则在一定程度上拓宽了农户的外源融资渠道。一方面, 它为众多具有业缘关系的粮食生产者创造了一个大范围、高频率、半开放的乡村公共空间, 而这样的强社会网络增加了社员之间进行非正规借贷的可能性^[23]; 另一方面, 合作社由于经营规模较大、信用评级较好、生产的标准化程度较高, 不仅银行的借款意愿更高, 而且政府补贴的限制条件也相对宽松, 因此农户通过正规渠道获取所需资金的概率更高^[24]。事实上, 农户几乎所有的生产行为决策都是在其资本禀赋的约束下进行^[3], 而融资渠道数目就在某种意义上代表了农户经济资本的多寡。当农户融资渠道较少时, 其经济资本相对贫乏, 此时迫于生计需求, 农户更倾向于维持农业生产现状, 将仅有的资金用于化肥、种子、农药等基本生产资料的购买; 即便有采纳绿色农业技术的意愿, 也是“心有余而力不足”, 难以满足转变技术方式的资金门槛。而当农户融资渠道变多时, 可供其调配的资金要素就比较充裕, 其面临的流动性约束更小, 此时基于未来的发展需求, 粮农更倾向于转型绿色生产, 提高环境友好型技术的应用比例。据此, 提出假说 H4: 参加合作社能缓解粮农的资金约束, 从而提高其对绿色生产技术的采纳程度。

第二, 参加合作社能帮助粮农缓解风险约束。粮食生产具有天然的弱质性, 自然风险、市场风险、技术风险和突发风险贯穿生产与销售的全过程。张梅等的研究发现, 合作社在提高农户抗风险能力方面具有比较优势, 其对生产链条的精细化管理有助于寒潮、虫灾等自然风险的先期识别和系统防范, 农业保险、订单农业等风险管理工具的搭配使用可以将风险转嫁给保险公司等其他主体, 合作社所构建的利益联结机制则能让全体社员实现风险的损失共担^[25]。研究表明, 农户大多属于风险规避型人格, 在抗风险能力较弱的情况下,

为了规避风险和稳定收益,其偏向采纳传统的技术方式^[7];当风险抵抗能力提高以后,其对采纳绿色生产技术的行为态度将由“观望”转向“尝试”,并愿意将更多的生产要素投入到绿色生产中,有助于强化绿色生产技术采纳行为的形成。据此,提出假说 H5:参加合作社能缓解粮农的风险约束,从而提高其对绿色生产技术的采纳程度。

第三,参加合作社能帮助粮农缓解信息约束。一方面,个体农户作为信息时代的弱势群体,其信息来源一般局限于亲朋好友和电视新闻,很难全面了解到关于绿色生产的政策内容和市场信息,而合作社则与金融机构、政府部门、涉农企业和农技站联系比较密切,信息的搜寻成本更低,能够有效拓宽个体农户的信息获取渠道^[26]。另一方面,合作社在信息传递过程中扮演了“知识守门人”的角色,能帮助粮农捕捉政策动向、解读市场需求和更新技术知识,并且将这些信息以农户喜闻乐见的方式进行转译和传播,有助于粮农对农业信息的甄别和消化^[27]。有研究表明,信息资源作为信息时代重要的农业生产要素,对于引导农户思考和转变其行为决策有着重要影响。一方面,农户掌握的信息资源越充分,越容易转变为实用的技术知识和操作经验,提高其对绿色生产技术的有用性和易用性感知水平,减少畏难情绪的积累,塑造其对绿色生产技术采纳的行为偏好^[10]。另一方面,信息资源能够优化农户对生产要素的配置能力,在一定程度上突破技术采纳的禀赋约束,提高技术应用的可能性^[28]。据此,提出假说 H6:参加合作社能缓解粮农的信息约束,从而提高其对绿色生产技术的采纳程度。

3 数据来源、研究方法 with 变量设置

3.1 数据来源

本文使用的数据来自课题组成员于 2021 年 10—12 月在山东省诸城市和平度市开展的入户调查;为保证数据的时效性和真实性,于 2022 年 3 月通过电话、微信等形式对调研结果进行回访,并对部分原始数据进行了补充和更新。之所以选择在诸城市和平度市开展有关粮农的技术采纳研究,一方面,山东是产粮大省,2021 年粮食总产量超过 1 100 亿斤^①,而且技术进步对其农业经济发展的贡献率达到 65.8%,远高于全国平均水平;另一方面,两市在自然条件和经济发展方面颇为相似,有效减少了由宏观因素导致的技术采纳差异^[29],使研究结论更加准确。本次调研以纸质问卷为主,半结构化访谈为辅,在诸城市和平度市分别选择 6 个乡镇,各乡镇随机抽取 3~5 个自然村进行入户调研。课题组成员总共下发问卷 550 份,回收有效样本 502 份,达标率为 91.3%。

3.2 研究方法

客观来讲,粮农是否参加合作社虽然是以自愿为基础,但并不属于完全随机的选择,一般会受到个体特征、家庭特征以及所在地区的影响^[16],由此产生的自选择问题可能使模型的估计结果有偏。而倾向得分匹配则能利用反事实的分析框架来减少样本数据的自选择偏误,通过比较同一粮农在不同情境中的表现差异,来揭示参加合作社对其技术采纳程度产生的影响^[19]。

第一步,借助 Logit 回归来估计倾向得分值 PS ,将其当作粮农是否参与合作社的条件拟合概率,公式为:

$$PS = Pr(C = 1 | Z_i) = E(C = 0 | Z_i) \quad (1)$$

式中, i 表示不同粮农, C 赋值为 1 代表参加合作社, C 赋值为 0 代表不参加合作社, Z_i 代表可观测的匹配变量。

第二步,选择近邻匹配、半径匹配和核匹配等方法将处理组样本(参加合作社)和对照组样本(不参加合作社)进行匹配。匹配完成后采用共同支撑域检验和平衡性检验对匹配质量进行考核。

第三步,计算入社粮农和未入社粮农绿色生产技术采纳程度的差值,即处理组的平均处理效应(ATT),

① 数据来源:山东省人民政府新闻办公室, <http://sd.iqilu.com/v5/live/pcQwfb/154743html>。1斤=0.5千克。

以此衡量参加合作社对粮农绿色生产技术采纳程度的影响。ATT 的表达式如下所示：

$$ATT = E(Y_1 | C = 1) - E(Y_0 | C = 1) = E(Y_1 - Y_0 | C = 1) \quad (2)$$

式中， Y_1 为处理组样本的技术采纳程度， Y_0 为处理组样本假设其不参加合作社时的技术采纳程度。 $E(Y_1 | C = 1)$ 可以直接观测，而 $E(Y_0 | C = 1)$ 需要借助倾向得分匹配构建相应的替代指标。

3.3 变量设置及描述性统计

借鉴李晓静等的研究，将粮农的部分个体特征、家庭特征和所在地区设置为匹配变量^[19]；将是否参加合作社设置为处理变量，但由于小麦和玉米的生产周期较长，合作社对社员技术采纳程度的影响可能存在时滞效果^[30]，因此将参加合作社时长不足一年的农户样本剔除。不同生产环节对于技术、劳动、知识等要素的需求存在一定差异，为全面考察农户对粮食生产各环节绿色技术的采纳情况，借鉴杨彩艳等的研究，将粮农对产前测土配方施肥技术、产中绿色防控技术和产后秸秆还田技术的采纳程度设置为结果变量^[6]。此外，为探究合作社通过何种途径来影响社员的技术采纳行为，本文在内生动力层面设置收益预期和生态认知两个驱动因素，在外部约束层面设置资金约束、风险约束和信息约束三个驱动因素，并且参考已有文献设置 12 个题项进行测量，各题项均采用李克特五分法由低到高进行打分，不同意=1，不太同意=2，一般=3，比较同意=4，同意=5。最后，本文采用变异系数法对结果变量和驱动因素进行加权计算，主要是因为该方法可以客观反映数据的离散情况，并以此确定指标权重，有效避免了主观赋权所导致的个人偏好问题^[31]。结果详见表 1。

将入社粮农和未入社粮农的变量均值进行独立样本 t 检验，结果显示前者对产前测土配方施肥技术、产中绿色防控技术、产后秸秆还田技术的实际采纳程度分别为 1.96、1.89、2.34，都显著高于后者，说明如果粮农选择参加合作社，其技术采纳程度可能会被提高。此外，除题项“采纳绿色生产技术有助于改善环境污染”之外，在其他驱动因素测量题项的打分结果上，入社粮农都显著高于未入社粮农，说明这些驱动因素可能是合作社影响粮农绿色生产技术采纳行为的路径之一。

表 1 变量测度及差异性检验

变量名称	变量测度	变异权重	变量均值		均值差
			入社	未入	
结果变量：	(由变异系数法加权测得)				
绿色生产技术 采纳程度	产前测土配方施肥技术的采纳程度	0.34	1.96	1.30	0.66***
	产中绿色防控技术的采纳程度	0.34	1.89	1.35	0.54***
	产后秸秆还田技术的采纳程度	0.32	2.34	1.66	0.68***
处理变量：					
加入合作社	不参加=0，参加=1	—	1.00	0.00	—
匹配变量：					
年龄/岁	[18, 30] = 1, (30, 40] = 2, (40, 50] = 3, (50, 60] = 4, (60, 70] = 5	—	3.11	3.18	-0.07
性别	男=0，女=1	—	0.55	0.51	0.04
受教育程度	小学及以下=1，初中=2，高中或中专=3，大专及以上=4	—	2.34	2.21	0.13
是否兼业	不兼业=0，兼业=1	—	0.34	0.59	-0.25***
收入水平/万元	≤2=1, (2, 4] = 2, (4, 8] = 3, (8, 15] = 4, ≥15=5	—	3.16	3.01	0.15*
耕地面积/亩	≤3=1, (3, 5] = 2, (5, 10] = 3, (10, 20] = 4, ≥20=5	—	1.65	1.55	0.10
劳动力数目	实际数据	—	3.82	3.63	0.19***
作物类别	种植玉米=0，种植小麦=1	—	0.59	0.58	0.01
地区	平度市=0，诸城市=1	—	0.50	0.51	-0.01

(续)

变量名称	变量测度	变异权重	变量均值		均值差
			入社	未入	
工具变量: 村入社率	入社人数占全村人数的比重。 $\leq 20\% = 1$, $(20\%, 40\%] = 2$, $(40\%, 60\%] = 3$, $(60\%, 80\%] = 4$, $(80\%, 100\%] = 5$	—	3.28	2.44	0.84***
驱动因素:	由变异系数法加权测得				
收益预期	销售绿色农产品能获得可观的收入	0.54	2.94	2.08	0.86***
	采纳绿色生产技术的成本尚可接受	0.46	3.54	2.63	0.91***
	粗放式农业生产将对环境造成很大伤害	0.33	2.72	2.30	0.42***
生态认知	采纳绿色生产技术有助于改善环境污染	0.32	3.00	2.86	0.14
	保护生态环境是自己应尽的责任	0.35	2.87	2.60	0.27**
资金约束	融资时遭受的信贷约束很小	0.45	3.96	3.78	0.18**
	能申请到应有的政策补贴	0.55	3.63	3.03	0.60***
风险约束	能够及时识别农业风险	0.30	3.81	3.44	0.37***
	能有效防范农业风险	0.29	3.95	3.48	0.47**
	能够承担农业风险造成的损失	0.41	3.67	3.36	0.31***
信息约束	有足够的渠道获取农业相关信息	0.55	2.41	2.25	0.16*
	能有效甄别农业信息	0.45	3.03	2.51	0.52***

注: *、**、***分别表示变量在10%、5%、1%的水平上显著,表2至表7同。绿色生产技术采纳程度 = (采纳面积/粮食播种面积) × 100%,按照等级划分为四类,不采纳 = 1 (采纳程度 = 0),低度采纳 = 2 (0% < 采纳程度 ≤ 30%),中度采纳 = 3 (30% < 采纳程度 ≤ 60%),高度采纳 = 4 (60% < 采纳程度 ≤ 100%)。

4 实证结果与分析

4.1 参加合作社对粮农绿色生产技术采纳的影响效应评估

4.1.1 倾向得分估计

在处理组和对照组样本匹配之前,首先需借助 Logit 回归来计算粮农选择加入合作社的条件拟合概率。由表2可知,就个体特征而言,粮农的年龄大小和兼业程度,对其是否参加合作社有显著的负向影响。而在家庭特征层面,变量收入水平、耕地面积和劳动力数目则对其是否参加合作社产生了显著的正向影响。总体来讲,这些显著变量的影响方向与社会现实和经济学理论基本一致。

表2 粮农参加合作社的倾向得分估计结果

变量		系数	标准误	Z 统计量
个体特征	年龄	-0.20*	0.11	-1.81
	性别	0.04	0.22	0.18
	受教育程度	0.17	0.11	1.53
	是否兼业	-0.99***	0.20	-5.04
家庭特征	收入水平	0.18*	0.11	1.65
	耕地面积	0.22*	0.13	1.72
	劳动力数目	0.25*	0.13	1.93
	作物类别	0.08	0.20	0.39
区位特征	是否诸城	-0.17	0.20	-0.87

(续)

变量	系数	标准误	Z 统计量
常数项	-0.81	0.78	-1.04
<i>LR chi</i> (9)		45.32	
<i>Prob > chi</i> ²		0.00	
Log likelihood		-319.83	
Pseudo <i>R</i> ²		0.07	

4.1.2 共同支撑域与平衡性检验

统计显示,入社粮农与未入社粮农的倾向得分分值域分别为 [0.28, 0.83] 和 [0.29, 0.83],取交集得出的共同支撑域为 [0.29, 0.83],而且有 493 个样本处于该区域,说明样本损失较少。而图 2 (a) 和 (b) 分别代表了匹配前后入社粮农(处理组)和未入社粮农(对照组)倾向得分的核密度图,可以看出匹配后处理组和对照组的样本核密度函数曲线比匹配前更加接近,说明匹配效果较为理想,共同支撑域检验通过。

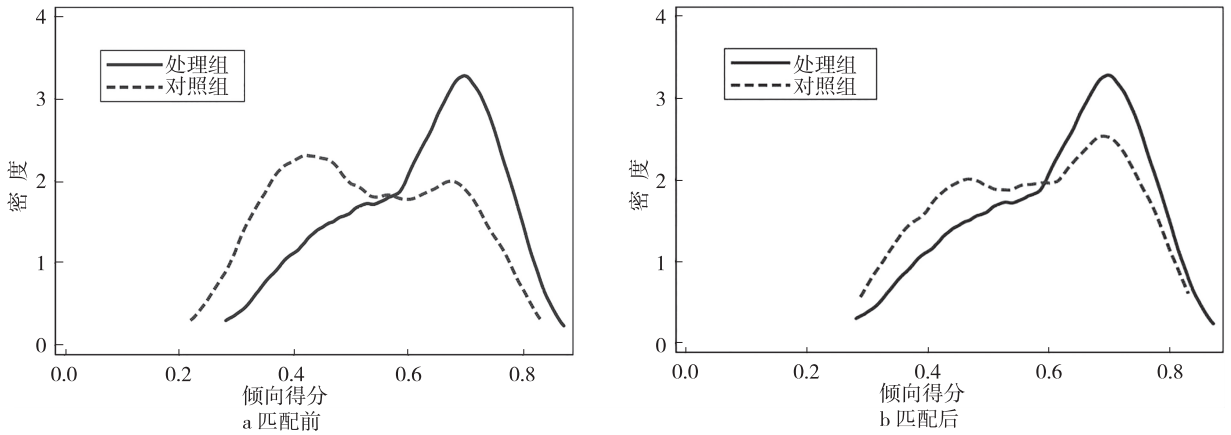


图 2 核匹配前后处理组和对照组倾向得分的概率密度

此外,为确保入社粮农和未入社粮农在匹配特征上不存在系统性差异,匹配结果还需通过平衡性检验。本文使用近邻匹配、半径匹配和核匹配,按照有放回抽样,测度两组样本匹配前后的标准化偏差。如表 3 所示,匹配前处理组和对照组样本的均值偏差和中位数偏差都高于 10%,而匹配后偏差值则下降到 5%以内且不显著,说明匹配质量较好,通过平衡性检验。

表 3 平衡性检验结果

匹配方式	Pseudo <i>R</i> ²	<i>LR</i> 值	<i>P</i> 值	均值偏差/%	中位数偏差/%
匹配前	0.07	45.35	0.00	15.5	13.2
近邻匹配 (1 对 2)	0.01	3.93	0.92	4.0	2.6
近邻匹配 (1 对 4)	0.00	1.66	1.00	2.2	1.0
半径匹配 (0.01)	0.00	0.81	1.00	2.1	2.3
核匹配 (0.06)	0.00	0.94	1.00	2.5	2.1

4.1.3 影响效应分析

根据表 4 可知,按照有放回抽样,四种匹配方式得出的估计结果都在 1% 的统计水平下正向显著,证明参加合作社能有效促进粮农对绿色生产技术的采纳行为,即假说 H1 成立。就边际效用而言,如果粮农不参加合作社,其对绿色生产技术的采纳程度仅为 1.50;但由于参加合作社,其技术采纳程度从 1.50 提升至

2.06, 促进效果为 37.33%。由样本数据的 ATT 对比可知, 匹配前为 0.63, 匹配后减少至 0.56, 说明匹配前合作社对粮农绿色生产技术采纳行为的影响效应是包含内生效应和处理效应在内的混合效应, 利用倾向得分匹配则剔除了内生效应, 纠正了样本的自选择偏差。

表 4 参加合作社对粮农绿色生产技术采纳行为的影响结果

匹配方式	处理组均值	控制组均值	ATT	标准误	t 值
匹配前	2.06	1.43	0.63***	0.08	8.26
近邻匹配 (1 对 2)	2.06	1.52	0.54***	0.08	6.56
近邻匹配 (1 对 4)	2.06	1.49	0.57***	0.08	7.37
半径匹配 (0.01)	2.06	1.52	0.54***	0.08	7.04
核匹配 (0.06)	2.06	1.49	0.57***	0.07	7.81
匹配后均值	2.06	1.50	0.56		

4.1.4 差异性分析

为探究合作社对粮农绿色生产技术采纳行为的促进效果是否会受到生产环节的异质性影响, 本文在其他变量保持不变的情况下, 将粮农对产前测土配方施肥、产中绿色防控和产后秸秆还田技术的采纳程度分别作为因变量, 采用四种匹配方式, 重新进行处理效应 (ATT) 的估计。

均值结果如表 5 所示: 从 ATT 的结果来看, 加入合作社对粮农产前测土配方施肥、产中绿色防控、产后秸秆还田技术采纳程度的处理效应分别为 0.60、0.53、0.54, 且都在 1% 的统计水平下显著, 说明合作社对粮农在不同生产环节的绿色生产技术采纳行为都有稳定的促进效果。然而, 加入合作社对于三种技术的提升幅度却有所不同, 从高到低依次是产前测土配方施肥 44.12%、产中绿色防控 38.69%、产后秸秆还田 30.00%, 说明合作社对粮农技术采纳行为的促进效果会受到生产环节的异质性影响。可能的原因是, 不同生产环节的劳动特点有所不同, 导致粮农对合作社的依赖程度并不一致。其中, 秸秆收割环节虽然劳动强度较大, 但劳动的技术含量低, 操作要领比较容易掌握, 而且使用外包服务所需支付的成本不高, 所以无须过度仰仗合作社的帮助^[32]。而肥料施用和病虫害防治环节虽然劳作强度不大, 但是要求劳作人员有足够的技术素养并且能严格把控作业流程, 技术要领难以掌握, 而且使用外包服务所需支付的成本偏高, 所以抑制了农户的技术采纳行为^[33]; 相比之下, 合作社不仅可以通过技术培训弥补社员的能力不足, 而且可以利用规模优势帮助其减少服务外包的成本支出, 因此参加合作社对粮农在施肥和病虫害防控环节绿色生产技术采纳行为的促进效果更明显。

表 5 基于不同生产环节的影响效应差异性分析

匹配后	产前测土配方施肥	产中绿色防控	产后秸秆还田
处理组均值	1.96***	1.90***	2.34***
控制组均值	1.36***	1.37***	1.80***
ATT	0.60***	0.53***	0.54***
提升幅度 (%)	44.12	38.69	30.00

4.1.5 稳健性检验

需要注意的是, 倾向得分匹配虽然可以处理因可观测因素造成的样本自选择偏差, 而对于由无法直接观测因素产生的样本选择偏差以及遗漏变量问题缺乏足够的解释力。为保障研究结果的稳健性, 本文参考刘同山和苑鹏^[34]、李晗和陆迁^[35]的研究, 以村入社率作为工具变量, 采用内生转换模型 (ESR) 对处理组的平均处理效应 (ATT) 和对照组的平均处理效应 (ATU) 进行估计。

结果如表 6 所示: ATT 的估计结果为 0.42 且在 1% 的统计水平上显著, 而 ATU 的估计结果为 1.05 且

在 1% 的统计水平上显著, 说明无论是入社粮农还是未入社粮农, 加入合作社都能显著提高其对绿色生产技术的采纳程度, 证明了研究结果的稳健性。此外, 产前测土配方施肥、产中绿色防控和产后秸秆还田技术采纳行为的处理效应估计效果均在 1% 的统计水平上正向显著, 说明合作社在不同生产环节的技术推广效果都是稳健的。

表 6 基于内生转换回归的处理效应估计结果

处理效应	绿色生产技术采纳	产前测土配方施肥	产中绿色防控	产后秸秆还田
ATT	0.42*** (0.03)	0.62*** (0.03)	0.33*** (0.03)	0.26*** (0.04)
ATU	1.05*** (0.03)	1.02*** (0.03)	0.95*** (0.03)	1.31*** (0.04)

注: 括号内为标准误; 工具变量的 F 值为 163.63, 并非弱工具变量, 并且满足逻辑层面的外生性假设。

4.2 参加合作社对粮农绿色生产技术采纳的影响机理分析

上述研究表明, 加入合作社有助于提升粮农在肥料施用、秸秆收割、病虫害防控环节的绿色生产技术应用比例, 而更重要的问题是解析这种影响作用的产生机理。为保证机制分析时也能消除样本的自选择偏差, 本文借鉴李晗和陆迁^[35]的研究, 对粮农的绿色生产技术采纳程度进行分解, 主要分为以下三个步骤。

第一, 计算绿色生产技术采纳程度在处理组与对照组之间的差分, 记为: $\Delta y_i = y_{1i} - y_{0i}$ 。该变量表示第 i 个农户技术采纳程度的净提升。

第二, 计算绿色生产技术采纳程度驱动因素在处理组和对照组之间的差分, 记为: $\Delta m_i = m_{1i} - m_{0i}$ 。该变量用来检测合作社通过哪些因素来影响粮农的绿色生产技术采纳行为。其中, 处理组与对照组可以看成同一农户在入社和未入社两种情境下的实验结果。因此, 如果某一驱动因素受到了合作社的影响, 那么其差分结果应该显著不为零; 反之, 则显著为零。

第三, 构建 Δy_i 与 Δm_i 的回归方程, 分析 Δm_i 中各驱动因素对技术采纳程度净增长 Δy_i 的影响, 并计算各因素的贡献率。具体公式如下所示:

$$\Delta y_i = \beta_0 + \beta_1 \Delta m_i + \delta \tag{3}$$

上述三个步骤的具体结果如表 7 所示。其中, 技术采纳行为驱动因素分别为理论分析所提出的收益预期、生态认知、资金约束、风险约束和信息约束, 采用近邻匹配 (1 对 4) 计算, 结果如列 (1) 所示。而怀特检验的 P 值为 0.252, 说明该截面数据不存在异方差问题, 因此不需采用 WLS (加权回归), 只需采用 OLS 回归即可, (3) 式中 β_1 的估计结果如列 (2) 所示。而列 (3) 给出的技术采纳程度净增长来源, 是利用技术采纳行为驱动因素的 ATT 值与 β_1 的系数估计结果相乘得到。列 (4) 则表示合作社通过某一驱动因素对农户技术采纳行为所产生的影响占全部影响效应的比重。

表 7 粮农技术采纳程度净增长的分解结果

技术采纳程度驱动因素		驱动因素的 ATT (1)	系数估计值 (2)	净增长来源 (3)	贡献率/% (4)
内生动力	收益预期	0.93***	0.25***	0.23	40.60
	生态认知	0.25***	0.28***	0.07	12.50
外部约束	资金	0.30***	0.30***	0.09	15.60
	风险	0.29***	0.45***	0.13	23.19
	信息	0.31***	0.06	—	—

在内生动力层面。收益预期和生态认知的 ATT 和系数估计值均在 1% 的统计水平上正向显著, 说明合作社可以通过提高收益预期和改善生态认知来激发粮农的内生动力, 从而提高其对绿色生产技术的采纳程度, 验证了假说 H2 和 H3。然而收益预期对技术采纳程度净增长的贡献率为 40.60%, 远高于生态认知的

12.50%，可能的解释是虽然粮农的技术采纳行为并非完全自利，也会在一定程度上考虑环境收益和其他主体的福祉利益，但其本质上仍然属于“利己主义”，因此追求个人经济利益最大化仍是其采纳绿色生产技术的第一动力。

在外部约束层面。资金约束和风险约束的 ATT 和系数估计值均在 1% 的统计水平上正向显著，说明合作社能缓解粮农在资金和风险方面的现实约束，进而提高其对绿色生产技术的采纳程度，验证了假说 H4 和 H5。然而，风险约束对技术采纳程度净增长的贡献率为 23.19%，略高于资金约束的 15.60%，可能的解释是技术采纳的资金困境一般能被提前预测，而且农户可以借助银行借款、民间借贷等多种方式有效解决；但自然灾害、价格波动等农业风险贯穿于粮食生产的各环节，难以提前预测并且缺乏有效的应对措施，只能通过精细化的田间管理来减少风险的发生概率，借助农业保险、粮食期货等风险管理工具减少预期损失，而个体农户对这两项措施的实施程度又普遍偏低，导致风险约束对其技术采纳行为的影响更明显。与理论预期不一致的是，合作社无法通过缓解信息约束来提高粮农的绿色生产技术采纳程度，这与万凌霄和蔡海龙的研究观点有所不同^[16]，可能的解释是多数合作社虽然能拓宽粮农的信息来源，但却忽略了在农户理解能力偏弱和资本禀赋有限的情境中，如果缺乏合作社的系统引导，信息资源对要素配置的优化作用会大打折扣，也难以完全纠正农户的认知偏差。

由列（4）贡献率的结果对比可知，内生动力中收益预期和生态认知的贡献率总和为 53.10%，而外部约束中资金和风险的贡献率总和仅为 38.79%，说明相较于缓解外部约束，激发内生动力更能提高粮农对绿色生产技术的采纳程度，即“想不想去做”比“能不能做到”更为重要。事实上，这种现象与计划行为理论的观点基本一致，即个体的行为决策虽然会受到现实因素的影响，但主要还是取决于决策者本身的行为态度^[36]。具体来讲，绿色生产技术的采纳过程虽然面临着种种约束，但并非无法缓解；一旦粮农有了足够的内驱动力，就会想尽办法来解决困难，使自己满足技术采纳的门槛条件。

5 研究结论与启示

基于山东省 502 位粮食种植户的微观数据，借助 PSM 模型理清了合作社参与对粮农绿色生产技术采纳行为的影响效应与作用路径。研究结论如下：①参加合作社对粮农的绿色生产技术采纳行为有显著的正向影响，提升效果约为 37.33%。②合作社的技术推广效果受到了生产环节的异质性影响，从高到低依次为施肥环节 44.12%、病虫害防控环节 38.69%、秸秆收割环节 30.00%。③提高内生动力层面的收益预期和生态认知，缓解外部的资金约束和风险约束，都是合作社影响粮农绿色生产技术采纳行为的重要路径，贡献率分别为 40.60%、12.50%、15.60%、23.19%。

针对上述结论，本文提出如下政策启示：一是政府应坚定支持合作社的建设和推广，鼓励和引导个体粮农加入合作社走集体经营和规模生产的道路；二是合作社应充分考虑生产环节的异质性，针对不同生产环节的劳动特点和技术需求制定差异化的推广策略；三是合作社在引导粮农采纳绿色生产技术的过程中既要激发其内生动力，又要缓解其面临的外部约束。具体来讲，在内生动力层面，第一要义是通过多元销售、集体购买生产资料和“三品一标”认证来提升社员的收益预期，激发其利己动机；此外，要定期开展政策宣传、参观调研和技术培训来改善粮农的生态认知水平，培养其利他倾向。在外部约束层面，合作社首先要借助小微贷款和政策补贴等途径构建多元化的外源融资机制，缓解粮农面临的流动性约束；其次是通过精细化的田间管理和合理使用农业保险、粮食期货等风险管理工具来提高粮农的抗风险能力。

参考文献

- [1] 魏后凯.“十四五”时期中国农村发展若干重大问题 [J]. 中国农村经济, 2020 (1): 2-16.
- [2] 褚彩虹, 冯淑怡, 张蔚文. 农户采用环境友好型农业技术行为的实证分析: 以有机肥与测土配方施肥技术为例 [J]. 中国农村经济, 2012 (3): 68-77.
- [3] 刘可, 齐振宏, 黄炜虹, 等. 资本禀赋异质性对农户生态生产行为的影响研究: 基于水平和结构的双重视角分析 [J].

- 中国人口·资源与环境, 2019, 29 (2): 87-96.
- [4] 郗建功, 颜廷武, 杨国磊. 家庭禀赋视域下农户秸秆还田意愿与行为悖离研究: 兼论生态认知的调节效应 [J]. 农业现代化研究, 2020, 41 (6): 999-1010.
- [5] 李兆亮, 罗小锋, 丘雯文. 经营规模、地权稳定与农户有机肥施用行为: 基于调节效应和中介效应模型的研究 [J]. 长江流域资源与环境, 2019, 28 (8): 1918-1928.
- [6] 杨彩艳, 齐振宏, 黄炜虹, 等. 效益认知对农户绿色生产技术采纳行为的影响: 基于不同生产环节的异质性分析 [J]. 长江流域资源与环境, 2021, 30 (2): 448-458.
- [7] 仇焕广, 苏柳方, 张祎彤, 等. 风险偏好、风险感知与农户保护性耕作技术采纳 [J]. 中国农村经济, 2020 (7): 59-79.
- [8] 黄晓慧, 王礼力, 陆迁. 农户认知、政府支持与农户水土保持技术采用行为研究: 基于黄土高原 1 152 户农户的调查研究 [J]. 干旱区资源与环境, 2019, 33 (3): 21-25.
- [9] 余威震, 罗小锋, 李容容, 等. 绿色认知视角下农户绿色技术采纳意愿与行为悖离研究 [J]. 资源科学, 2017, 39 (8): 1573-1583.
- [10] 王晓敏, 颜廷武. 技术认知、环境规制与农户秸秆还田技术采纳行为 [J]. 世界农业, 2022 (4): 57-68.
- [11] 王桂霞, 杨义风. 农户有机肥替代化肥技术采纳行为决定: 市场驱动还是政府激励?: 基于农户分化视角 [J]. 农村经济, 2021 (4): 102-110.
- [12] 耿宇宁, 郑少锋, 陆迁. 经济激励、社会网络对农户绿色防控技术采纳行为的影响: 来自陕西猕猴桃主产区的证据 [J]. 华中农业大学学报 (社会科学版), 2017 (6): 65-75, 156.
- [13] 崔民, 张济舟, 夏显力. 参与培训对农户生态农业技术采纳行为的影响: 基于生态认知的中介效应和遮掩效应 [J]. 干旱区资源与环境, 2021, 35 (11): 38-46.
- [14] 蔡荣, 汪紫钰, 钱龙, 等. 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 [J]. 中国农村观察, 2019 (1): 51-65.
- [15] 冯晓龙, 霍学喜. 社会网络对农户采用环境友好型技术的激励研究 [J]. 重庆大学学报 (社会科学版), 2016, 22 (3): 72-81.
- [16] 万凌霄, 蔡海龙. 合作社参与对农户测土配方施肥技术采纳影响研究: 基于标准化生产视角 [J]. 农业技术经济, 2021 (3): 63-77.
- [17] 陆泉志, 张益丰. 合作社多元社会化服务的社员增收效应: 基于山东省农户调研数据的“反事实”估计 [J]. 西北农林科技大学学报 (社会科学版), 2022, 22 (1): 129-140.
- [18] 刘浩, 刘宇茨, 傅新红. 合作社标准化生产服务能够提升农户收入吗? [J]. 农村经济, 2021 (12): 55-62.
- [19] 李晓静, 陈哲, 刘斐, 等. 参与电商会促进猕猴桃种植户绿色生产技术采纳吗?: 基于倾向得分匹配的反事实估计 [J]. 中国农村经济, 2020 (3): 118-135.
- [20] 李晓静. 参与电商对猕猴桃种植户绿色生产行为的影响研究 [D]. 杨凌: 西北农林科技大学, 2021.
- [21] 潘文轩. 农业生产“三品一标”促进农民增收的作用机理及实现策略 [J]. 中州学刊, 2022 (1): 37-44.
- [22] 张童朝, 颜廷武, 何可, 等. 利他倾向、有限理性与农民绿色农业技术采纳行为 [J]. 西北农林科技大学学报 (社会科学版), 2019, 19 (5): 115-124.
- [23] 周晨, 余皓洁. 社会网络视角下我国农户家庭借贷行为研究 [J]. 湘潭大学学报 (哲学社会科学版), 2017, 41 (5): 77-82, 161.
- [24] 魏昊, 夏英, 李芸. 信贷需求抑制视角下农户环境友好型农业技术采纳行为分析 [J]. 华中农业大学学报 (社会科学版), 2020 (1): 55-66, 164.
- [25] 张梅, 邢蕾, 颜华. 农业产业链下农民专业合作社风险机制研究: 基于资产专用性的角度 [J]. 农林经济管理学报, 2021, 21 (1): 1-9.
- [26] 高杨, 牛子恒. 风险厌恶、信息获取能力与农户绿色防控技术采纳行为分析 [J]. 中国农村经济, 2019 (8): 109-127.
- [27] 刘若斯, 刘丽芬. 农民专业合作社促进小农户和现代农业有机衔接: 基于“知识守门人”的视角 [J]. 湖湘论坛, 2022, 35 (1): 121-128.
- [28] 肖钰, 齐振宏, 徐胜, 等. 社会互动和信息获取能力对农户稻虾共作技术采纳行为的影响 [J]. 生态与农村环境学报, 2022, 38 (3): 308-318.
- [29] 徐婵娟, 陈儒, 姜志德. 外部冲击、风险偏好与农户低碳农业技术采用研究 [J]. 科技管理研究, 2018, 38 (14): 248-257.
- [30] 刘蔚, 孙蓉. 农险财政补贴影响农户行为及种植结构的传导机制: 基于保费补贴前后全国面板数据比较分析 [J]. 保险研究, 2016 (7): 11-24.

- [31] 杨宇. 多指标综合评价中赋权方法评析 [J]. 统计与决策, 2006 (13): 17-19.
- [32] 申红芳, 陈超, 廖西元, 等. 稻农生产环节外包行为分析: 基于 7 省 21 县的调查 [J]. 中国农村经济, 2015 (5): 44-57.
- [33] 孙顶强, MISGINA A, 卢宇桐, 等. 作业质量监督、风险偏好与农户生产外包服务需求的环节异质性 [J]. 农业技术经济, 2019 (4): 4-15.
- [34] 刘同山, 苑鹏. 农民合作社是有效的益贫组织吗? [J]. 中国农村经济, 2020 (5): 39-54.
- [35] 李晗, 陆迁. 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 [J]. 中国农村经济, 2020 (5): 128-144.
- [36] 赵晓颖, 郑军, 张明月. 内在动机、外部环境与家庭农场农田废弃物绿色处置行为: 基于 TPB-NAM 整合理论 [J]. 干旱区资源与环境, 2022, 36 (3): 9-15.

Can Participation in Cooperatives Promote the Application Behavior of Green Planting Technology by Grain Farmers?

—Based on the Perspective of Endogenous Motivation and External Constraints

ZHU Peng ZHENG Jun ZHANG Mingyue ZHAO Xiaoying

Abstract: Guiding grain farmers to apply green planting technology is the key to ensuring national food security. Based on micro data and from the perspectives of endogenous dynamics and external constraints, the PSM model was used to analyze the effects and paths of cooperative participation on green planting technology application behavior of grain farmers. The results show that : ① Participation in cooperatives can help improve the application behavior of green planting technology among grain farmers, and the improvement effect is about 37.33%. However, the technology popularization effect of cooperatives in different production links is not consistent. From high to low, the fertilization link is 44.12%, the disease and pest control link is 38.69%, and the straw harvesting link is 30.00%. ② The decomposition of the degree of technology adoption shows that, on the one hand, the technology popularization effect of cooperatives stems from the improvement of the income expectation and ecological cognition level of grain farmers, with the contribution rates of 40.60% and 12.50% respectively; on the other hand, it alleviated the capital and risk constraints faced by grain growers in the application of green planting technology, and the contribution rate was 15.60% and 23.19%, respectively. Therefore, the government should support and guide the development of cooperatives. In the process of technology promotion, cooperatives should not only stimulate the endogenous motivation of grain growers, but also alleviate the external constraints they face. At the same time, differentiated technology promotion strategies should be designed for different production links.

Keywords: Cooperative; Application Behavior of Green Planting Technology; Grain Farmers; Propensity Score Matching

(责任编辑 卫晋津 张雪娇)

耕地多功能与农业绿色全要素生产率的耦合协调发展研究

◆ 张丝雨¹ 胡伟艳¹ 赵可¹ 王立业² 闵敏¹

(1. 华中农业大学公共管理学院 武汉 430070;

2. 武汉大学资源与环境科学学院 武汉 430079)

摘要:为分析中国30个省份(不含香港、澳门、台湾、西藏)1995—2018年耕地多功能与农业绿色全要素生产率耦合协调度的时空格局演变,揭示耕地多功能与农业绿色全要素生产率的互动机制,本文采用全排列多边形综合图示法、超效率SBM模型、耦合协调度模型、空间自相关分析方法,得出以下结果:①1995—2018年,中国耕地多功能程度总体上呈现增长,其中中部地区增长、东部地区下降、西部地区相对稳定,中部地区的耕地多功能程度高于东部地区,西部地区最低;中国农业绿色全要素生产率年均增长3.46%,东部地区的年均增速大于西部地区,中部地区最慢。②1995—2018年,中国耕地多功能与农业绿色全要素生产率的耦合协调度呈现东高西低、南高北低、西北部上升、东南部下降的时空分异规律,东部沿海发达省份耦合协调程度下降尤其明显,失调省份均呈现耕地多功能程度滞后于农业绿色全要素生产率增长。③1995—2018年,耕地多功能与农业绿色全要素生产率的耦合协调度呈空间正相关分布,但省域间耦合协调度空间差异逐渐增大,集聚特征逐渐减弱,空间分异越加明显。研究结论表明,实现耕地多功能与农业绿色全要素生产率协调发展,需要实施区域差异化策略。研究可为耕地保护和农业农村高质量发展提供依据。

关键词:耕地多功能;农业绿色全要素生产率;耦合协调度;全排列多边形综合图示法;超效率SBM模型

DOI: 10.13856/j.cn11-1097/s.2022.11.008

收稿日期:2022-05-04。

基金项目:国家自然科学基金项目“农地多功能供需错位及协同作用机制研究——以武汉城市圈为例”(71673105),国家社会科学基金重大项目“长江经济带耕地保护生态补偿机制构建与政策创新研究”(18ZDA054),中央高校基本科研业务费“再生型空间形态农地多功能价值认知与价值共创共毁机理研究”(2662020GGPY001)。

作者简介:张丝雨(1994—),女,山东枣庄人,博士研究生,研究方向:土地资源经济与可持续发展,E-mail:zhangsy@webmail.hzau.edu.cn;胡伟艳(1973—),女,湖南安化人,博士,教授,研究方向:土地资源经济、土地政策分析、乡村发展管理,E-mail:huweiyang@mail.hzau.edu.cn;王立业(1994—),男,山东滨州人,博士研究生,研究方向:土地资源优化配置、耕地保护与利用,E-mail:lywang@whu.edu.cn;闵敏(1979—),女,湖北荆门人,博士,副教授,研究方向:土地资源配置与利用规划、空间信息应用,E-mail:mmin2010@mail.hzau.edu.cn。

通信作者:赵可(1979—),男,安徽灵璧人,博士,副教授,研究方向:产业集聚、土地经济、环境经济与政策,E-mail:ccnuzhaoke@163.com。

1 引言

耕地是土地资源的精华部分,作为农业经营最主要的元素和载体,对农业产出的贡献逐渐减弱甚至为负的趋势下,还存在大量流失和生态环境污染严重的局面,对中国粮食安全和农业农村高质量发展构成了巨大挑战^[1]。2017年1月,中共中央、国务院印发了《关于加强耕地保护和改进占补平衡的意见》,要求坚持最严格的耕地保护制度,着力加强耕地数量、质量、生态“三位一体”保护,提升国家生态文明建设战略地位,耕地保护面临多重压力。耕地具有多功能特性,耕地保护与利用的压力主要表现为耕地功能之间的权衡冲突,其关键在于农业全要素生产率“量”和“质”的提升^[2]。反之,耕地多功能的协同供给也能促进农业全要素生产率的提升。揭示耕地多功能与农业全要素生产率的耦合协调发展规律,对推进农业供给侧结构性改革、确保粮食安全、实现农业农村高质量发展具有重要意义。

现有文献主要从以下两个方面探讨耕地多功能与农业全要素生产率的关系。一方面,从耕地多功能视角,侧重于内涵与分类^[3]、评估^[4-5]、权衡与协同关系^[6]以及供给与需求关系^[7-8]的研究,涵盖国家、省、市、县(区)、乡(镇、街道)及格网尺度等,包括空间融合视角综合功能水平测度,以及空间分离视角耕地子功能评估及功能关系分析。有学者开始从总量和结构上探讨耕地多功能对农业经济增长的影响^[9],研究显示,耕地多功能总量的提升对农业经济增长存在正向促进作用,而耕地多功能的协同作用还没有显化。增长理论认为,农业全要素生产率是衡量农业经济发展的重要指标,其增长差异是各地区农业经济发展存在差异的重要原因^[10],因此,另一方面一些研究侧重讨论农业全要素生产率的测算方法,包括从行政单元尺度^[10]及农户主体^[11],探讨了农业全要素生产率的影响因素,比如农业机械化^[12]、农业信息化^[13]、农村基础设施^[14]、劳动力迁移^[2]等对农业全要素生产率的影响。考虑碳排放、农业面源污染等非期望产出,优化农业全要素生产率的测算,一些研究提出农业绿色全要素生产率的概念^[15-16]。耕作环境在农业绿色全要素生产率研究中受到关注^[17-18],集中于耕地利用方式与经济关系的互动关系^[19-20]。

全球土地计划(GLP)将耕地多功能作为研究土地利用在自然、经济、社会和生态系统的耦合关系的基础框架^[21]。一些研究从空间分离的视角,关注耕地生产功能、生态功能与经济发展等耕地多功能子系统和农业经济发展子系统^[22-23],建立评价指标体系评估农业经济发展,揭示耕地多功能和农业经济发展之间的关系。总体上,耕地多功能与农业经济发展的关系研究不断发展,但现有研究集中于空间分离视角某一个或多个耕地子功能对农业发展的单向影响研究。从空间融合视角,采用全排列综合图示指示法的耕地多功能评估考虑了耕地多种功能高低的同时,也兼顾了耕地多种功能的协同发展程度,农业绿色全要素生产率可以全面反映区域农业经济发展综合实力,并考虑到了发展过程中的生态环境效益。本文在分析耕地多功能与农业绿色全要素生产率互作机制的基础上,利用中国30个省份(不含香港、澳门、台湾和西藏)1995—2018年土地利用数据和经济、社会、农业统计数据,采用全排列综合图示指示法、超效率SBM模型和耦合协调度模型,探究耕地多功能与农业绿色全要素生产率的协调时空发展规律,为高效保护耕地、促进农业农村高质量发展提供依据。

2 耕地多功能与农业绿色全要素生产率的相互作用机制

耕地多功能是土地利用过程中耕地为人类提供的产品和服务,包括提供粮食、蔬果、纤维等的物质产出功能,调节水源、大气、土壤等的生态功能,提供就业和生活保障的劳动力承载功能,以及提供耕作风景与农业开敞空间的景观美学功能等^[3]。全要素生产率是总产出增长中扣除劳动力、资本及其他中间投入后剩余部分,常分为技术效率改善和技术进步变化,纳入碳排放、农业污染等非期望产出的农业绿色全要素生产率考虑了农业经济增长中的环境代价,可以全面反映区域农业经济发展综合实力和潜力^[18]。

耕地多功能与农业绿色全要素生产率相互促进、相互制约(图1)。

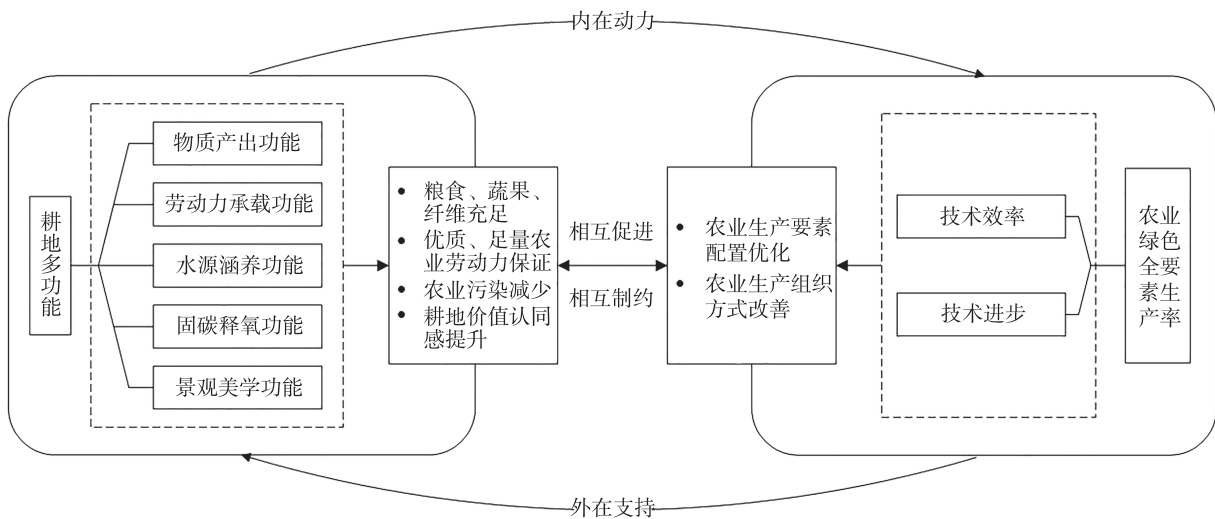


图 1 耕地多功能与农业绿色全要素生产率的互动机制

一方面，耕地多功能与农业绿色全要素生产率相互促进。耕地多种功能协同发展是农业全要素生产率增长的内在动力：耕地粮食、蔬果、纤维等物质产出功能提升直接带来农业产出增长；耕地劳动力承载功能保证了农业劳动力的数量和质量，提升技术效率的同时有利于农业技术进步^[2]；耕地水源涵养、固碳释氧功能提升可增强耕地本体质量，降低自然灾害发生，减少要素投入，间接提升农业全要素生产率^[24]；耕地景观美学功能的显化可以增加主体对耕地价值的认同^[10]。同样地，农业绿色全要素生产率增长为耕地多功能协同发展提供外在支持：农业绿色全要素生产率增长过程中，技术效率的提升优化农业生产要素配置，农业劳动者从事农业的意愿随之提高，耕地物质产出功能和劳动力承载功能增长。农业绿色全要素生产率处在较高水平时，农业技术进步提供更好的农业污染防控技术，改善农业生产组织方式，耕地水源涵养、固碳释氧功能得到更优的保护，耕地景观美学功能也更易显化^[25]。

另一方面，耕地多功能与农业绿色全要素生产率相互制约。耕地的一种或几种功能不足会引起耕地多种功能不均，使耕地多功能综合水平降低，发展潜力下降，制约农业绿色全要素生产率增长：耕地物质产出功能降低直接影响农业经济产出；耕地劳动力承载功能下降会造成农业劳动力不足，对粗放型农业产生巨大冲击，大量年轻、高素质的农业劳动力转至二三产业，影响农业生产规模和技术选择，间接影响农业绿色全要素生产率提升^[26-27]；耕地固碳释氧功能和水源涵养功能下降将增加农业非期望产出，降低耕地发展潜力，间接影响耕地物质产出^[25-26]；耕地景观美学功能不足使农业政策和财政资金倾斜不足，农业基础设施无法完善，阻碍农业绿色全要素生产率提升^[26]。相应地，农业绿色全要素生产率较低时，技术效率降低使农业生产要素无法有效配置，对耕地物质产出和劳动力承载功能不利；技术进步缓慢制约现代农业技术推广，农业污染不能得到较好控制，使非期望产出增加，耕地物质产出降低，造成更多优质农业劳动力流失，限制耕地景观美学等衍生功能显化，制约耕地多功能协同发展。

3 研究方法 with 数据来源

3.1 耕地多功能评估方法

3.1.1 评价指标体系构建

参考相关研究^[4-6]，将耕地多功能划分为物质产出功能、固碳释氧功能、水源涵养功能、劳动力承载功能和景观美学功能，建立耕地多功能评价指标体系（表 1）。

表 1 耕地多功能评价指标体系

功能代码	耕地功能	性质	度量指标
F ₁	物质产出功能	+	耕地单位面积粮食、蔬菜和瓜果产出
F ₂	劳动力承载功能	+	耕地单位面积劳动力投入强度
F ₃	固碳释氧功能	+	耕地单位面积固碳释氧量
F ₄	水源涵养功能	+	耕地单位面积农作物降水截留量与土壤层蓄水量之和
F ₅	景观美学功能	+	耕地景观连片度

物质产出功能是耕地最基本、最主要的核心功能^[28]。参考已有研究^[4]，以耕地单位面积粮食作物产量，和蔬菜 and 瓜果两种主要经济作物产量表示：

$$F_{1a} = \text{粮食总产量} / \text{耕地面积} \quad (1)$$

$$F_{1b} = \text{蔬菜总产量} / \text{耕地面积} \quad (2)$$

$$F_{1c} = \text{瓜果总产量} / \text{耕地面积} \quad (3)$$

$$F_1 = F'_{1a} \omega_{1a} + F'_{1b} \omega_{1b} + F'_{1c} \omega_{1c} \quad (4)$$

式中， F_{1a} 、 F_{1b} 、 F_{1c} 分别为耕地单位面积粮食、蔬菜和瓜果产量， F'_{1a} 、 F'_{1b} 、 F'_{1c} 分别为 F_{1a} 、 F_{1b} 、 F_{1c} 标准化后的结果。 ω_{1a} 、 ω_{1b} 、 ω_{1c} 为权重，经熵权法计算， $\omega_{1a} = 0.240$ ， $\omega_{1b} = 0.369$ ， $\omega_{1c} = 0.391$ 。

劳动力承载功能是耕地保障农民基本生活与就业的能力^[4]，以单位面积耕地劳动力投入强度衡量：

$$F_2 = \text{区域农业劳动力人数} / \text{区域耕地面积} \quad (5)$$

固碳释氧功能指耕地提供的重要生态系统服务，是耕地生态功能的重要组成部分^[29]。参考农田生态系统价值评估方法计算：

$$\text{干物质量} = \text{经济产量} \times (1 - \text{作物含水量}) / \text{经济系数} \quad (6)$$

$$F_3 = \text{固碳释氧量 (米}^3\text{)} = (\text{CO}_2 \text{吸收量} + \text{O}_2 \text{释放量}) / \text{耕地面积} \quad (7)$$

结合中国实际及数据可获得性，选取水稻、玉米、大豆、小麦、油菜、棉花和蔬菜 7 种代表性作物，计算依据为植物生产 1 克干物质吸收固定 1.63 克 CO_2 ，释放 1.2 克 O_2 ^[30]。

水源涵养功能为耕地生态功能又一重要组分，考虑土壤层蓄水量和作物冠层降水截留量，采用综合蓄水能力法^[31]测算：

$$Q_1 = \sum (S_i \times H_i \times \lambda_i) \quad (8)$$

$$Q_2 = \sum (C_{ij} \times m_i \times \alpha_j) \quad (9)$$

$$F_4 = Q = Q_1 + Q_2 \quad (10)$$

式中， Q_1 为土壤层蓄水量； S_i 为区域 i 耕地面积； H_i 为区域 i 耕地单位面积土壤层平均厚度； λ_i 为区域 i 耕地单位面积非毛管孔隙率； Q_2 为作物冠层降水截留量； C_{ij} 为区域 i 第 j 种作物种植面积； m_i 为区域 i 年降水量； α_j 为第 j 种作物降水截留率，参考马波等^[32]的研究取值； Q 为耕地土壤层蓄水量 Q_1 与作物冠层降水截留量之和，即耕地的水源涵养功能。

连片的耕地与园地、水体等形成的高功能景观组合更具美学价值^[6]，选取耕地斑块聚集度作为耕地景观美学功能的测度指标：

$$F_5 = AI = \left[\begin{array}{c} g_{ii} \\ \max \rightarrow g_{ii} \end{array} \right] \quad (11)$$

式中， AI 为耕地斑块聚集度， g_{ii} 为耕地相似邻接斑块数量。

为解决各评价指标量纲不同的问题，采用极差标准化法对以上指标标准化：

$$\text{对于“+”型指标, } r_{ij} = (x_{ij} - x_{j\min}) / (x_{j\max} - x_{j\min}) \quad (12)$$

$$\text{对于“-”型指标, } r_{ij} = (x_{j\max} - x_{ij}) / (x_{j\max} - x_{j\min}) \quad (13)$$

式中, x_{ij} 为第 i 年第 j 项指标实际值; r_{ij} 为第 i 年第 j 项指标标准化后数值; $x_{j\max}$ 为第 j 项指标的最大值; $x_{j\min}$ 为第 j 项指标的最小值。

3.1.2 耕地多功能测度

耕地多功能中每一种耕地功能都不是独立的, 功能之间存在权衡^[33]。为探讨耕地系统中不同功能之间的权衡或相互作用, 采用全排列多边形综合图示法, 度量耕地功能多样性的同时, 反映不同功能之间的相互作用程度。五种耕地功能组成五边形区域, 代表耕地多功能水平, 每种功能越高且越平衡, 耕地多功能水平越高、越稳定^[34]。由于五边形面积在不同的功能组合顺序上会有所不同, 本文计算不同功能组合顺序下的所有五边形面积, 取平均值作为耕地多功能水平 F :

$$F = \text{AVG} \left\{ (F_1 F_2 + F_2 F_3 + F_3 F_4 + F_4 F_5 + F_5 F_1) \times \sin \frac{\alpha}{2} + (F_1 F_3 + F_3 F_2 + F_2 F_4 + F_4 F_5 + F_5 F_1) \times \sin \frac{\alpha}{2} + (F_1 F_4 + F_2 F_4 + F_2 F_3 + F_3 F_5 + F_5 F_1) \times \sin \frac{\alpha}{2} + \dots \right\} \quad (14)$$

式中, $\alpha = 72^\circ$ 。

3.2 农业绿色全要素生产率测算

与传统 DEA 模型和 SEM 模型相比, 超效率 SBM 模型可以对多个完全有效的决策单元评价和排序^[35]。本文构建考虑非期望产出的超效率 SBM 模型, 测算农业绿色全要素生产率。超效率 SBM 模型主要包括目标效率值 ρ , 投入 x 、期望产出 y^g 、非期望产出 y^b 、期望产出松弛变量 s^g 和非期望产出松弛变量 s^b , 具体测算公式如下:

$$\rho = \min \frac{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \bar{x}_i}{\frac{1}{s_1 + s_2} \left(\sum_{r=1}^{s_1} \frac{\bar{y}_r^g}{y_{rk}^g} + \sum_{j=1}^{s_2} \frac{\bar{y}_j^b}{y_{jk}^b} \right)} \quad (15)$$

$$s. t. \left\{ \begin{array}{l} x_k = X\lambda + S^-, y_k^g = Y^g\lambda - S^g, y_k^b = Y^b\lambda - S^b \\ \bar{x} \geq \sum_{j=1, \neq 0}^n \lambda_j x_j, \bar{y}^g \leq \sum_{j=1, \neq 0}^n \lambda_j y_j^g, \bar{y}^b \leq \sum_{j=1, \neq 0}^n \lambda_j y_j^b \\ \bar{x} \geq x_k, \bar{y}^g \leq y_k^g, \bar{y}^b \geq y_k^b \\ \sum_{j=1, \neq 0}^n \lambda_j = 1, S^- \geq 0, S^g \geq 0, S^b \geq 0, \bar{y}^g \geq 0, \lambda \geq 0 \end{array} \right. \quad (16)$$

式中, m 、 s_1 和 s_2 分别投入指标、期望产出指标和非期望产出指标类别数, λ 为权重向量, k 为被评价的决策单元。

本文测算的农业绿色全要素生产率为狭义的农业绿色全要素生产率, 即种植业绿色全要素生产率, 选取的投入产出指标如表 2 所示。

表 2 投入产出指标选取及说明

指标种类	指标选取	计算方法
投入	劳动投入	农林牧渔就业人数 × (种植业产值/农林牧渔业总产值)
	土地投入	农作物播种总面积

(续)

指标种类	指标选取	计算方法
投入	机械投入	农业机械总动力
	化肥投入	本年度内实际用于农业生产的化肥施用量(折纯量)计算
	农用塑料薄膜投入	农用塑料薄膜使用量
	农药投入	农药使用量
期望产出	种植业生产总值	1990年不变价的种植业生产总值
非期望产出	种植业碳排放	参考文献 [36]

农业生产中的各种污染,均可使用碳排放量衡量,故选取碳排放量作为非期望产出^[36]。借鉴 IPCC^[36]和葛鹏飞等^[15]的研究给出的农业碳源及碳排放系数,选取农药、化肥、农膜、灌溉、翻耕和柴油,核算农业碳排放量。

为分析农业绿色全要素生产率的动态演化趋势,构建农业绿色全要素生产率 Malmquist-Luenberger (ML) 指数:

$$ML_k^{t, t+1} = \left\{ \frac{[1 + \rho_0^t(x_k^t, y_k^{gt}, y_k^{bt})]}{[1 + \rho_0^t(x_k^{t+1}, y_k^{g(t+1)}, y_k^{b(t+1)})]} \times \frac{[1 + \rho_0^{t+1}(x_k^t, y_k^{gt}, y_k^{bt})]}{[1 + \rho_0^{t+1}(x_k^{t+1}, y_k^{g(t+1)}, y_k^{b(t+1)})]} \right\}^{\frac{1}{2}} \quad (17)$$

式中, ML 值大于 1 表示生产率提高,小于 1 表示生产率降低。ML 指数可进一步分解为技术效率变化 EC 和技术进步变化 TC:

$$ML_k^{t, t+1} = \frac{[1 + \rho_0^t(x_k^t, y_k^{gt}, y_k^{bt})]}{[1 + \rho_0^{t+1}(x_k^{t+1}, y_k^{g(t+1)}, y_k^{b(t+1)})]} \times \left\{ \frac{[1 + \rho_0^{t+1}(x_k^t, y_k^{gt}, y_k^{bt})]}{[1 + \rho_0^t(x_k^t, y_k^{gt}, y_k^{bt})]} \times \frac{[1 + \rho_0^{t+1}(x_k^{t+1}, y_k^{g(t+1)}, y_k^{b(t+1)})]}{[1 + \rho_0^t(x_k^{t+1}, y_k^{g(t+1)}, y_k^{b(t+1)})]} \right\}^{\frac{1}{2}} = EC_k^{t, t+1} \times TC_k^{t, t+1} \quad (18)$$

3.3 耦合协调度模型

引入耦合协调度模型衡量耕地多功能与农业绿色全要素生产率的耦合协调程度^[37]:

$$C = \left[\frac{F \times MI}{\left(\frac{1}{2}F + \frac{1}{2}MI\right)^2} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (19)$$

$$D = (C \times T)^{\frac{1}{2}} \quad (20)$$

$$T = \alpha F + \beta MI \quad (21)$$

式中, C 为耦合度, D 为耦合协调度; T 为耕地多功能与农业绿色全要素生产率的综合协调指数; α 和 β 分别是耕地多功能和农业绿色全要素生产率的权重,取 $\alpha = \beta = 0.5$ 。

3.4 空间自相关分析

空间自相关分析在呈现地理变量的空间集群和调查其跨区域的空间特征变化方面具有独特的优势,在统计学和地理学研究中得到广泛应用^[38]。本文采用全局 Moran's I 值评估耕地多功能与农业绿色全要素生产率耦合协调度的空间集聚效应:

$$\text{Moran's I} = \frac{m \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m w_{ij} (D_i - \bar{D})(D_j - \bar{D})}{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m w_{ij} \sum_{i=1}^m (D_i - \bar{D})} \quad (22)$$

式中, m 为空间单元(省份)的数量, w_{ij} 为要素 i 与 j 之间的空间权重, D_i 和 D_j 为 D 在相应空间单元 i 和 j 上的取值。全局 Moran's I 取值范围为 $[-1, 1]$, 越接近 1 空间正相关性越强,空间集聚分布程度越

强；取值越接近-1空间负相关性越强，空间离散分布程度越强；取值越接近0，越不存在空间自相关性，研究单元呈现空间随机分布。

采用局部 Moran's I (LISA) 值评估省域间耦合协调度的空间分布格局：

$$LISA_i = z_i \sum_{j=1}^j w_{ij} z_j \quad (23)$$

$$z_i = \frac{D_i - \bar{D}}{\alpha} \quad (24)$$

式中， z_i 和 z_j 为空间单元 i 和 j 上耦合协调度的标准值， α 表示标准偏差。LISA 值分为四种类型：H-H、H-L、L-L、L-H。

3.5 数据来源

考虑到数据可获得性及统计口径一致性，选取中国 30 个省份（不含香港、澳门、台湾和西藏）为研究对象，采用国家统计局统计口径，将全国划分为东部、中部和西部 3 个地区。其中，东部地区包括北京、福建、广东、海南、河北、江苏、辽宁、山东、上海、天津和浙江，中部地区包括安徽、黑龙江、河南、湖北、湖南、江西、吉林和山西，西部地区包括重庆、甘肃、贵州、内蒙古、宁夏、广西、青海、陕西、四川、青海和云南。所需数据主要为农业、经济和社会统计数据，以及土地利用数据。其中，农业、经济和社会统计数据主要来源于 1995—2018 年《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国农业统计资料》以及各省份相关统计年鉴，个别省份缺失或异常数据用均值法补充和修正，对产值数据按 1990 年不变价换算。土地利用数据采用 1995 年、2000 年、2005 年、2010 年、2015 年和 2018 年中国土地利用和土地覆盖 (LULC) 图。该数据来源于中国科学院资源与环境科学数据中心全国土地利用类型遥感监测空间分布数据，基于美国陆地卫星 Landsat TM 影像，通过人工目视解译生成，空间分辨率为 30 米×30 米。

4 研究结果

4.1 耕地多功能评价结果

1995—2015 年，中国耕地多功能指数波动上升，至 2018 年又略有下降。东部、中部、西部地区耕地多功能演化存在较大差异：中部地区耕地多功能程度最高，在 1995—2005 年呈逐年增长趋势，而后呈现下降；东部地区耕地多功能程度次之，呈现逐年下降趋势；西部地区耕地多功能相对稳定，但耕地多功能程度最低（图 2）。

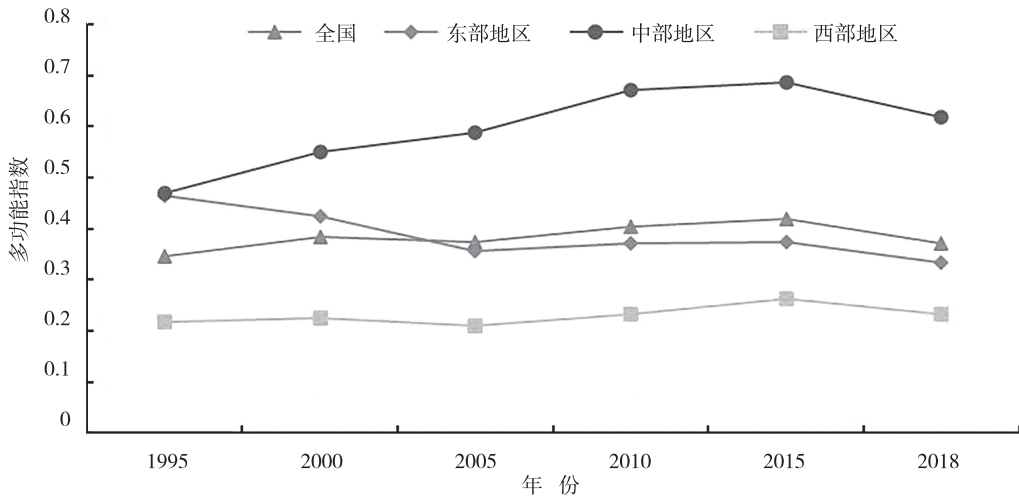


图 2 1995—2018 年中国耕地多功能变化

分析 1995—2018 年各省份耕地多功能程度及五种子功能变化（图 3）发现：中部地区的河南、黑龙江等省份耕地多功能程度逐年上升，以上地区虽因农业经营集约化发展迅速，单位耕地所需的农业劳动力数量减少，耕地劳动力承载功能逐年下降，但耕地物质产出功能、水源涵养功能、固碳释氧功能及景观美学功能逐年上升，耕地各功能逐渐均匀，故耕地多功能程度逐年上升。东部地区，尤其是上海、浙江、江苏和福建等东南沿海省份，工业化、城市化快速发展，大量农业劳动力流入城市，建设占用耕地现象严重，优质耕地后备资源不足，耕地物质产出功能和劳动力承载功能下降，耕地各功能愈加不均使耕地多功能程度逐年下降。西部地区农民收入来源较东部、中部地区少，多依赖农业保障生活，劳动力承载功能较为稳定。但是，较差的耕地资源禀赋、气候条件使西部地区耕地物质产出功能、固碳释氧功能、水源涵养功能和景观美学功能始终较低。虽然西部地区耕地各功能随着农业生产条件改善呈现增长趋势，但当前西部地区，尤其是位于西北部的省份仍然处于较低水平。

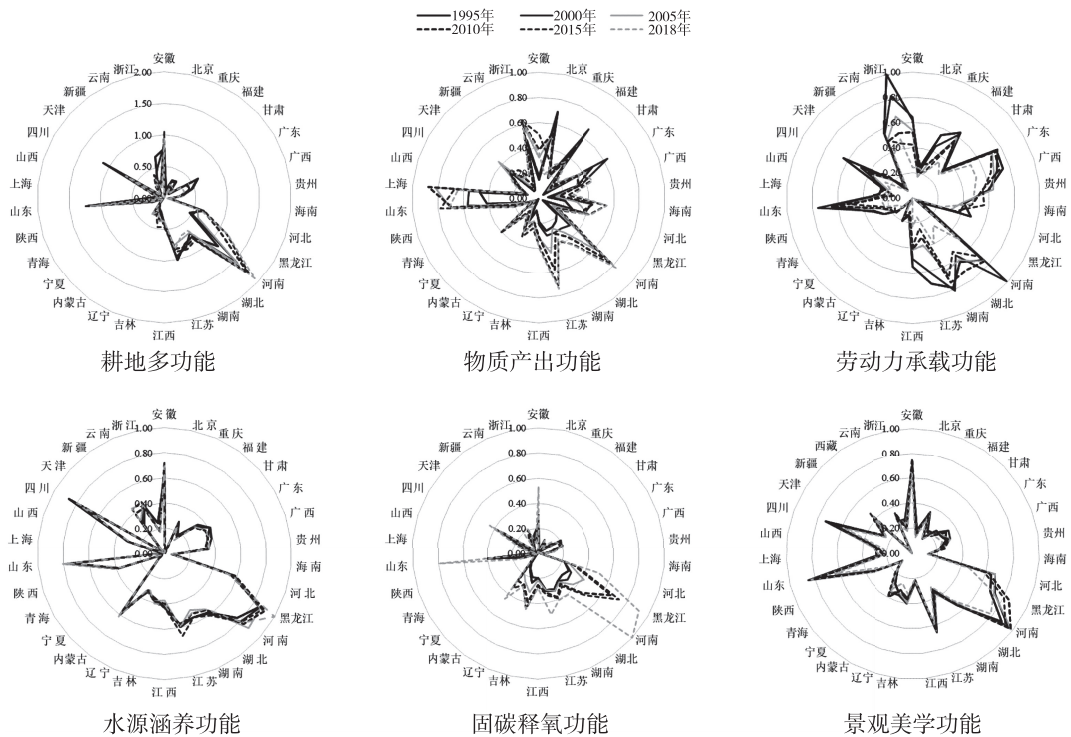


图 3 1995—2018 年各省份耕地多功能及子功能变化

4.2 农业绿色全要素生产率测算结果

如表 3 所示，1995—2018 年中国农业绿色全要素生产率呈现增长趋势，年均增速 3.46%，虽然技术效率年均下降 0.44%，但技术进步年均增速 4.09%，与相关研究结果基本一致。分时间来看，1995—2003 年中国农业绿色全要素生产率呈下降趋势，与 20 世纪 90 年代及 21 世纪初自然灾害频发有关，如 1998 年长江、嫩江、松花江等江河流域发生特大洪水，2000 年南北方均发生旱灾，2003 年淮河、渭河流域发生洪灾等。2004 年起，中国开始出台增加良种补贴、种粮直补、农资综合补贴、农机补贴，取消农业税等一系列强农、惠农政策，提升了农民种植积极性，农业技术效率增加，但化肥农药投入增加而产生的农业污染问题越发严重。为此，国家出台了鼓励发展循环农业、生态农业、耕地“生态红线”划定等，研发和推广农业绿色生产技术等一系列保护农业生产环境的措施，技术效率虽有下降，但技术进步的快速增长依然带动农业绿色全要素生产率快速增长。

表 3 1995—2018 年中国农业绿色全要素生产率指数及分解

年份	ML	EC	TC	年份	ML	EC	TC
1995	0.984 5	0.995 7	0.988 7	2008	1.085 0	0.930 8	1.165 6
1996	0.983 1	1.002 8	0.980 4	2009	1.065 8	1.013 5	1.051 7
1997	0.963 3	1.026 7	0.938 3	2010	1.101 5	0.986 4	1.116 7
1998	0.940 8	1.010 6	0.931 0	2011	1.076 5	0.966 4	1.113 9
1999	0.932 0	0.988 1	0.943 2	2012	1.055 2	0.955 9	1.103 9
2000	0.948 8	1.029 7	0.921 5	2013	1.067 8	1.001 2	1.066 5
2001	0.980 1	1.003 4	0.976 7	2014	1.055 7	0.989 8	1.066 6
2002	0.973 6	1.039 4	0.936 7	2015	1.066 3	0.960 9	1.109 7
2003	0.995 5	1.008 1	0.987 6	2016	1.074 1	0.938 1	1.145 0
2004	1.076 5	1.064 3	1.011 4	2017	1.091 1	0.999 5	1.091 7
2005	1.058 0	0.964 4	1.097 1	2018	1.110 1	1.017 5	1.091 0
2006	1.054 2	1.006 9	1.046 9	均值	1.034 6	0.995 6	1.040 9
2007	1.091 5	0.993 5	1.098 7				

分区域和省份来看，如表 4 所示，除海南、河北、安徽、河南、江西和甘肃农业绿色全要素生产率略有下降外，其余省份均呈现增长趋势。1995—2018 年东部、中部、西部地区农业绿色全要素生产率增速分别为 4.94%、0.35%和 4.25%。东部地区和西部地区农业绿色全要素生产率增速均高于中部地区。东部地区经济发展水平处于全国领先，农业市场化发展迅速，农业绿色技术起步早，即使技术效率存在轻微下降(0.81%)，技术进步快速增长(5.76%)仍然带动了其农业绿色全要素生产率增长。西部地区经济和农业发展滞后，较低的农业管理水平与基础设施使其具有较大的发展空间，在相关政策引导下抓住发展机遇、调整农业结构后，技术效率提升(0.51%)和技术进步(3.77%)增长共同带动西部地区农业绿色全要素生产率增长。中部地区多为产粮大省，较早实现的农业规模化和市场化，使其进一步提升效率的难度较大，现代农业技术推广难度也高于东部地区。技术效率停滞不前与技术进步缓慢增加，制约了中部地区农业绿色全要素生产率增长。

表 4 各省份农业绿色全要素生产率指数及分解

省份	ML	EC	TC	省份	ML	EC	TC
北京	1.074 6	1.033 8	1.035 1	江西	0.973 7	0.949 7	1.025 3
福建	1.058 8	1.004 3	1.054 3	吉林	1.000 6	0.940 8	1.063 6
广东	1.043 3	0.998 9	1.044 4	山西	1.008 2	0.982 9	1.025 7
海南	0.964 9	0.956 5	1.008 8	中部平均	1.003 5	0.972 8	1.031 8
河北	0.989 8	0.989 5	1.000 4	重庆	1.063 0	1.007 9	1.054 6
江苏	1.128 7	1.013 1	1.114 1	甘肃	0.982 6	0.958 3	1.025 4
辽宁	1.006 9	0.959 0	1.050 0	广西	1.032 6	0.966 9	1.067 9
山东	1.026 1	0.921 2	1.113 9	贵州	1.064 2	1.023 0	1.040 2
上海	1.043 9	0.998 3	1.045 7	内蒙古	1.041 1	0.976 8	1.065 8
天津	1.125 6	1.031 4	1.091 3	宁夏	1.117 8	1.120 8	0.997 3
浙江	1.081 0	1.005 1	1.075 5	青海	1.051 0	1.035 6	1.014 9
东部平均	1.049 4	0.991 9	1.057 6	陕西	1.064 9	0.997 6	1.067 4
安徽	0.995 3	0.972 0	1.024 0	四川	1.044 1	1.006 3	1.037 6
黑龙江	1.006 0	1.025 8	0.980 7	新疆	1.004 9	0.988 4	1.016 7
河南	0.944 6	0.928 4	1.017 5	云南	1.001 2	0.974 8	1.027 0
湖北	1.045 8	1.000 7	1.045 0	西部平均	1.042 5	1.005 1	1.037 7
湖南	1.053 6	0.982 1	1.072 8				

4.3 耕地多功能与农业绿色全要素生产率耦合协调度分析

4.3.1 耕地多功能与农业绿色全要素生产率耦合协调度时空变化

参考相关研究^[39], 将耦合协调度 D 划分为 6 类: $D \in [0.0, 0.2)$ 为严重失调类, $D \in [0.2, 0.4)$ 为中度失调类, $D \in [0.4, 0.5)$ 为濒临失调类, $D \in [0.5, 0.6)$ 为勉强耦合协调类, $D \in [0.6, 0.8)$ 为良好耦合协调类, $D \in [0.8, 1.0]$ 为优质耦合协调类。如表 5 所示, 1995 年, 30 个省份中有 2 个严重失调, 7 个中度失调, 6 个濒临失调, 6 个勉强耦合协调, 9 个良好耦合协调。2018 年, 中度失调省份减少为 4 个, 濒临失调省份增加为 11 个, 良好耦合协调省份降低为 6 个, 仅有河南 1 个省份进入优质耦合协调阶段。东部地区耦合协调程度总体上较好, 但随时间发展有耦合协调度逐渐下降的趋势, 主要集中于浙江、福建、广东等东南沿海省份, 这些省份经济发展处于全国前列, 但建设占用优质耕地情况严重, 耕地多种功能受到制约, 耕地多功能与农业绿色全要素生产率逐渐走向失调; 中部地区, 尤其是河南、湖北、湖南等传统农业大省, 耦合协调程度良好, 且随时间推进呈现上升, 这与以上地区耕地资源优质、耕地多种功能显化较好, 且农业绿色全要素生产率水平较高有关, 已经形成耕地多功能与农业绿色全要素生产率的良好互动; 西部地区耦合协调度虽然逐年上升, 但薄弱的耕地资源条件和相对落后的经济发展, 以及农业技术推广和政策倾斜的不足, 使西部地区耕地多功能和农业绿色全要素生产率仍处于失调状态。总体上, 耦合协调度呈现东高西低、南高北低的空间分异规律, 且西北部逐渐上升、东南部逐渐下降的时间演化特征。至 2018 年, 仍有 17 个省份处于耕地多功能与农业绿色全要素生产率失调的状态。

表 5 1995—2018 年耕地多功能与农业绿色全要素生产率耦合协调度

省份	1995 年	2000 年	2005 年	2010 年	2015 年	2018 年	
	D	D	D	D	D	D	耦合协调度类型
河南	0.685 3	0.677 9	0.751 1	0.955 7	0.738 5	0.800 9	优质耦合协调
山东	0.746 7	0.709 5	0.735 5	0.801 7	0.695 6	0.708 3	良好耦合协调
湖北	0.668 8	0.664 2	0.683 1	0.691 5	0.721 6	0.653 5	
黑龙江	0.541 3	0.459 1	0.575 1	0.638 2	0.586 0	0.645 1	
江苏	0.709 8	0.566 8	0.705 9	0.693 4	0.675 7	0.622 8	
河北	0.602 4	0.219 0	0.598 9	0.693 5	0.575 9	0.609 3	
安徽	0.628 2	0.570 9	0.595 2	0.690 7	0.634 1	0.606 2	
四川	0.727 6	0.582 6	0.585 9	0.630 7	0.625 7	0.594 6	勉强耦合协调
湖南	0.598 3	0.563 5	0.566 1	0.730 0	0.600 4	0.548 3	
广东	0.643 3	0.583 2	0.576 1	0.543 9	0.549 4	0.530 8	
广西	0.521 0	0.517 4	0.536 9	0.566 1	0.543 6	0.519 5	
云南	0.422 5	0.436 0	0.460 5	0.416 2	0.444 0	0.509 4	
浙江	0.616 2	0.431 5	0.508 3	0.477 8	0.452 8	0.508 6	
内蒙古	0.365 4	0.382 0	0.418 0	0.482 6	0.444 2	0.488 5	濒临失调
江西	0.573 7	0.398 6	0.455 7	0.505 0	0.528 5	0.485 3	
吉林	0.440 1	0.397 6	0.463 6	0.476 0	0.463 8	0.481 6	
重庆	0.518 9	0.434 2	0.413 5	0.436 5	0.451 8	0.471 3	
新疆	0.177 8	0.360 2	0.391 9	0.445 8	0.429 4	0.467 7	
贵州	0.442 3	0.433 4	0.452 7	0.462 6	0.486 4	0.455 6	
辽宁	0.434 8	0.420 5	0.427 3	0.494 4	0.474 8	0.447 6	
甘肃	0.374 3	0.362 5	0.386 0	0.445 7	0.414 1	0.426 0	
陕西	0.478 5	0.447 6	0.444 7	0.498 4	0.201 2	0.421 5	
海南	0.304 4	0.310 4	0.326 2	0.388 3	0.416 9	0.407 4	
福建	0.521 6	0.509 9	0.453 2	0.481 8	0.437 2	0.400 9	

(续)

省份	1995 年	2000 年	2005 年	2010 年	2015 年	2018 年	
	D	D	D	D	D	D	耦合协调度类型
山西	0.403 5	0.372 6	0.396 3	0.435 0	0.392 4	0.389 3	中度失调
上海	0.391 9	0.393 7	0.434 1	0.396 5	0.373 7	0.381 0	
宁夏	0.233 4	0.128 3	0.283 3	0.373 1	0.370 9	0.342 8	
天津	0.375 0	0.384 8	0.331 2	0.403 1	0.365 6	0.332 4	
北京	0.381 4	0.359 0	0.338 4	0.360 0	0.302 3	0.177 8	严重失调
青海	0.180 9	0.103 5	0.078 2	0.166 1	0.133 7	0.058 8	

比较标准化后的耕地多功能指数和农业绿色全要素生产率指数，分析二者的相对发展程度（表 6）：
 ①1995—2018 年，河南和山东长期处于全要素生产率滞后的类型，耦合协调程度始终较好。河南和山东均为中国的农业大省，耕地多功能水平始终处于全国前列，但依然存在高投入、高排放的发展模式，需要进一步发展现代农业技术，降低非期望产出。
 ②1995—2018 年，黑龙江、江苏和安徽从耕地多功能滞后转变为全要素生产率滞后。其中，江苏和安徽耦合协调度始终良好，黑龙江由勉强耦合协调提升为良好耦合协调，3 个省份耕地多功能水平良好且波动上升，耕地多功能与全要素生产率相互促进。
 ③其余省份均属于耕地多功能滞后类型，除河北和湖北耦合协调程度良好外，其余地区均存在耕地多功能和农业绿色全要素生产率失调现象。但东部发达地区如北京、上海、天津、福建，因耕地多功能水平逐年下降而造成耦合协调程度随时间逐渐降低，而位于西部地区的宁夏、新疆、甘肃等及东部地区的海南则因耕地多功能基础过于薄弱，耕地多功能虽由上升，仍与上升迅速的农业绿色全要素生产率存在失调。可以看出，耕地多功能与农业全要素生产率的失调多表现为耕地多功能发展的滞后。

表 6 耕地多功能与农业绿色全要素生产率相对发展程度

类型	1995 年	2018 年
优质耦合协调-全要素生产率滞后		河南
良好耦合协调-全要素生产率滞后	河南、山东	山东、黑龙江、江苏、安徽
良好耦合协调-耕地多功能滞后	四川、江苏、湖北、广东、安徽、浙江、河北	河北、湖北
勉强耦合协调-耕地多功能滞后	湖南、江西、黑龙江、福建、广西、重庆	四川、湖南、广东、广西、云南、浙江
濒临失调-耕地多功能滞后	陕西、贵州、吉林、辽宁、云南、山西	内蒙古、江西、吉林、重庆、新疆、贵州、辽宁、甘肃、陕西、海南、福建
中度失调-耕地多功能滞后	上海、北京、天津、甘肃、内蒙古、海南、宁夏	山西、上海、宁夏、天津
严重失调-耕地多功能滞后	青海、新疆	北京、青海

4.3.2 空间自相关分析

为进一步分析耕地多功能与农业绿色全要素生产率耦合协调度的空间集聚效应，采用 GeoDA 软件，选择 Queen 邻接矩阵，计算耕地多功能与农业绿色全要素生产率耦合协调度的全局 Moran’s I 值，并使用随机分布检验显著性。研究期内全局 Moran’s I 值均为正，P 值均小于 0.05，Z 值均大于 1.96，显著性检验通过（表 7）。耦合协调度在空间分布上存在显著正相关关系，存在高值区与高值区相邻、低值区与低值区相连的聚集效应，且全局 Moran’s I 值随时间逐渐减小，说明耦合协调度空间分布集聚性减弱，空间差异逐渐增大。

表 7 耕地多功能与农业绿色全要素生产率耦合协调度的全局 Moran’s I 值

年份	Moran’s I	Z 值	P 值
1995	0.358***	3.088	0.004
2000	0.245**	2.278	0.019

(续)

年份	Moran's I	Z 值	P 值
2005	0.264**	2.419	0.015
2010	0.220**	2.246	0.022
2015	0.175**	2.135	0.024
2018	0.145**	2.058	0.041

注：***代表在 1%水平上显著，**代表在 5%水平上显著。

对不同年份耕地多功能与农业全要素生产率耦合协调度做局部空间自相关分析，结果如表 8 所示。H-H 型区域自身耦合协调度与周围省份耦合协调度都较高，在 1995 年有山东、河南、江苏、安徽、湖北、江西 6 个省份，集中于东部地区和中部地区农业大省，空间上表现为组团分布，表明耦合协调度较高的省份通过先进的技术发展和管理经验的辐射作用，带动了周边区域的进步。但是，随时间的发展处于该类型的区域逐渐减少，至 2018 年仅剩山东、河南和安徽。L-L 型区域自身和周围省份耦合协调度均较低，1995 年有新疆、甘肃，均为西部省份，该类型随时间发展波动减少，至 2018 年仅有新疆，低值聚集现象有所改善。H-L 型区域自身耦合协调度高而周围耦合协调程度低，仅四川在 2005 年和 2010 年处于此类型，未来应充分发挥该类型省份的带动作用，辐射周围省份实现协调发展。L-H 型区域自身耦合协调度低而周围耦合协调度低，2000 年的重庆和江西、2005 年的江西、2010 年的山西、2015 年和 2018 年的四川处于此类型。2018 年，全国 80%以上省份在 95%的置信区间下呈现不显著，即不存在显著的聚集/分异特征。至 2018 年，超过 80%的省份在 95%的置信区间下呈现不显著，明显的聚集或分异特征降低。

表 8 耦合协调度 LISA 类型

类型	1995 年	2000 年	2005 年	2010 年	2015 年	2018 年
H-H 型	山东、河南、江苏、安徽、湖北、江西	安徽、湖北	山东、河南、安徽	山东、河南、安徽、湖北	山东、安徽、江西	山东、河南、安徽
H-L 型			四川	四川		
L-H 型		江西、重庆	江西	山西	四川	四川
L-L 型	新疆、甘肃	新疆、甘肃、内蒙古	新疆、甘肃	新疆、甘肃	新疆、甘肃	新疆

5 讨论与结论

5.1 讨论

当前，中国正在经历耕地资源流失，面临耕地生态安全危机，分析耕地多功能与农业绿色全要素生产率的互动机制，对于农业生产效率和质量的提升、农业供给侧结构性改革和农业农村高质量发展具有一定的指导意义。本文研究的目的是分析耕地多功能与农业绿色全要素生产率耦合协调程度，为中国东部、中部、西部地区提供可持续的耕地管理路径，以提高耕地多功能利用和农业增长的协调发展。

耕地多功能和农业绿色全要素生产率处于相互包容和对立统一的关系中，二者相互促进、相互制约。实证研究的结果表明，中国中部、东部一些传统农业大省，如山东、河南、湖北、河北等，耕地多功能与农业绿色全要素生产率耦合协调程度较高，这些地区往往维持着较高的耕地多功能水平，但高投入高污染的传统规模化生产造成的非期望产出增加，农业绿色全要素生产率增长缓慢，造成的农业绿色全要素生产率滞后于耕地多功能的现象，同样需要关注。相比之下，其他省份仍存在勉强耦合乃至不同程度的失调情况，主要分布在西部地区和东部经济发达省份。但是，西部地区和东部地区失调原因不同。东部地区经济快速发展，建

设占用优质耕地现象频发,农业劳动力大量流失,耕地多功能水平随时间发展下降,滞后于快速增长的农业绿色全要素生产率。相反,西部地区则因经济发展不足、耕地资源禀赋较差,耕地多功能增长缓慢而始终滞后于农业绿色全要素生产率增长。耕地多功能滞后是造成其无法与农业绿色全要素生产率协调发展的重要原因,耦合协调度与耕地多功能水平的空间分布情况相似,也证实了这个观点。耦合协调度空间集聚性变弱的趋势,也提示今后需要加强区域间的联系,发挥高值区的辐射带动作用,缩小地区差异以实现全面发展。

研究的创新点主要体现在三个方面:第一,本文从空间融合视角,选择全排列多边形综合图示法评估省域尺度耕地多功能,弥补了空间分离视角耕地分项功能研究在整体性、层次性和结构性方面的缺陷;第二,考虑非期望产出的农业绿色全要素生产率较当前建立指标体系评估农业经济发展更加全面;第三,将 30 个省份分为东部、中部、西部探讨了耕地多功能与农业绿色全要素生产率耦合协调发展规律,有利于差异化地指导各区域耕地规划管理和农业经济发展。未来可从市、县(区)、农场等单一尺度或多尺度作用进一步探讨耕地多功能与农业绿色全要素生产率的关系及其耦合机理。

5.2 结论

本文在分析耕地多功能与农业绿色全要素生产率相互作用机制的基础上,探究中国 30 个省份(不含香港、澳门、台湾、西藏)耕地多功能与农业绿色全要素生产率耦合协调度的时空演变,主要发现以下结论。①1995—2018 年,中国耕地多功能呈现中部地区增长、东部地区下降、西部地区稳定的变化趋势,耕地多功能程度中部地区最高,东部地区次之,西部地区最低。农业绿色全要素生产率年均增速 3.46%,年均增速东部地区(4.94%)高于西部地区(4.25%),中部地区(0.35%)最低。②1995—2018 年,中国耕地多功能与农业绿色全要素生产率耦合协调度西北部上升、东南部下降,呈现东高西低、南高北低的空间分异规律,东部沿海发达省份耦合协调程度下降尤其明显。耕地多功能滞后于农业绿色全要素生产率增长是失调的重要原因。③耕地多功能与农业绿色全要素生产率耦合协调度空间集聚性减弱,省域间耦合协调度空间差异逐渐增大,局部自相关显著的省份逐渐减少,耦合协调度明显的聚集或分异特征减弱。

根据研究结论及中国东部、中部、西部地区发展现状,提出以下政策建议:①东部地区应重点遏制优质耕地资源和劳动力流失,注重耕地多种功能协调发展。在严守耕地“非农化”“非粮化”原则的基础上,利用其经济发展领先的优势推动农业转型升级,全面提升东部地区农业经济贡献的质量和可持续性,以调整当前耕地多功能落后于农业绿色全要素生产率失调的局面。②中部地区应在巩固现有农业优势的基础上,保持技术进步推动,注重技术效率提升。进一步优化配置农业资源,鼓励农地流转,提升农业规模化经营水平,为农业环境友好技术提供更好的推广条件,减少耕地粗放利用和农业环境污染问题,以实现耕地固碳释氧功能和水源涵养功能与其他功能的协同发展,提升耕地可持续利用水平,以实现耕地多功能与农业绿色全要素生产率更高质量的协调发展。③西部地区应在制度改革方面发挥后发优势,加大农业农村现代化建设和农业科研投入,结合西部地区耕地资源禀赋现实状况,采取差异化措施提升耕地物质产出,并充分运用全域土地综合整治等耕地整治技术措施,改善耕作环境,提升耕地本体质量,以实现耕地多功能与农业绿色全要素生产率的协同增长。

参考文献

- [1] 吴玉鸣. 中国区域农业生产要素的投入产出弹性测算: 基于空间计量经济模型的实证 [J]. 中国农村经济, 2010 (6): 25-37, 48.
- [2] 李士梅, 尹希文. 中国农村劳动力转移对农业全要素生产率的影响分析 [J]. 农业技术经济, 2017 (9): 4-13.
- [3] DE GROOT R. Function-analysis and valuation as a tool to assess land use conflicts in planning for sustainable, multi-functional landscapes [J]. Landscape and Urban Planning, 2006, 75: 175-186.
- [4] 范业婷, 金晓斌, 项晓敏, 等. 苏南地区耕地多功能评价与空间特征分析 [J]. 资源科学, 2018, 40 (5): 980-992.
- [5] 宋小青, 吴志峰, 欧阳竹. 1949 年以来中国耕地功能变化. 地理学报, 2014, 69 (4): 435-447.
- [6] 朱庆莹, 胡伟艳, 赵志尚. 耕地多功能权衡与协同时空格局的动态分析: 以湖北省为例 [J]. 经济地理, 2018, 38 (7):

- 143-153.
- [7] ZHANG S, HU W, LI M, et al. Multiscale research on spatial supply-demand mismatches and synergic strategies of multi-functional cultivated land [J]. *Journal of Environmental Management*, 2021, 299: 11365.
- [8] 周丁扬, 李抒函, 文雯, 等. 基于供需视角的河南省耕地多功能评价与优化 [J]. *农业机械学报*, 2020, 51 (11): 272-281.
- [9] 胡伟艳, 朱庆莹, 张安录, 等. 总量与结构视角耕地多功能对农业经济增长的影响: 以湖北省为例 [J]. *中国土地科学*, 2018, 32 (5): 62-70.
- [10] 杨刚, 杨孟禹. 中国农业全要素生产率的空间关联效应: 基于静态与动态空间面板模型的实证研究 [J]. *经济地理*, 2013, 33 (11): 122-129.
- [11] 李桦, 姚顺波, 郭亚军. 不同退耕规模农户农业全要素生产率增长的实证分析: 基于黄土高原农户调查数据 [J]. *中国农村经济*, 2011 (10): 36-43, 51.
- [12] 薛超, 史雪阳, 周宏. 农业机械化对种植业全要素生产率提升的影响路径研究 [J]. *农业技术经济*, 2020 (10): 87-102.
- [13] 韩海彬, 张莉. 农业信息化对农业全要素生产率增长的门槛效应分析 [J]. *中国农村经济*, 2015 (8): 11-21.
- [14] 李谷成, 尹朝静, 吴清华. 农村基础设施建设与农业全要素生产率 [J]. *中南财经政法大学学报*, 2015 (1): 141-147.
- [15] 葛鹏飞, 王颂吉, 黄秀路. 中国农业绿色全要素生产率测算 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2018, 28 (5): 66-74.
- [16] 揭懋汕, 郭洁, 陈罗焯, 等. 碳约束下中国县域尺度农业全要素生产率比较研究 [J]. *地理研究*, 2016, 35 (5): 898-908.
- [17] 黄伟华, 祁春节, 方国柱, 等. 农业环境规制促进了小麦绿色全要素生产率的提升吗? [J]. *长江流域资源与环境*, 2021, 30 (2): 459-471.
- [18] 吕娜, 朱立志. 中国农业环境技术效率与绿色全要素生产率增长研究 [J]. *农业技术经济*, 2019 (4): 95-103.
- [19] 许恒周, 金晶. 耕地非农化与区域经济增长的因果关系和耦合协调性分析: 基于中国省际面板数据的实证研究 [J]. *公共管理学报*, 2011, 8 (3): 64-72, 126.
- [20] 赵京, 杨钢桥. 耕地集约利用与经济耦合关系 [J]. *中国土地科学*, 2011, 25 (9): 35-41.
- [21] Global Land Project (GLP). *Global Land Project: science plan and implementation strategy* [R]. Stockholm Sweden: IGBP Secretariat, 2005.
- [22] 高军波, 谢文全, 韩勇, 等. 1990—2013年河南省县域人口、经济和粮食生产重心的迁移轨迹与耦合特征: 兼议与社会剥夺的关系 [J]. *地理科学*, 2018, 38 (6): 919-926.
- [23] 李宗伟. 内蒙古自治区农业经济与农业生态环境耦合研究 [J]. *中国农业资源与区划*, 2018, 39 (3): 172-178.
- [24] 王利文. 中国北方农牧交错带生态用地变化对农业经济的影响分析 [J]. *中国农村经济*, 2009 (4): 80-85.
- [25] 葛继红, 周曙东. 农业面源污染的经济影响因素分析: 基于 1978—2009 年的江苏省数据 [J]. *中国农村经济*, 2011 (5): 72-81.
- [26] 程名望, 阮青松. 资本投入、耕地保护、技术进步与农村剩余劳动力转移 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2010, 20 (8): 27-32.
- [27] 李旻, 赵连阁. 农村劳动力流动对农业劳动力老龄化形成的影响: 基于辽宁省的实证分析 [J]. *中国农村经济*, 2010 (9): 68-75.
- [28] 姜广辉, 张凤荣, 孔祥斌, 等. 耕地多功能的层次性及其多功能保护 [J]. *中国土地科学*, 2011, 25 (8): 42-47.
- [29] 唐秀美, 陈百明, 刘玉, 等. 耕地生态价值评估研究进展分析 [J]. *农业机械学报*, 2016, 47 (9): 256-265.
- [30] 孙新章, 周海林, 谢高地. 中国农田生态系统的服务功能及其经济价值 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2007, 17 (4): 55-60.
- [31] 秦嘉励, 杨万勤, 张健. 岷江上游典型生态系统水源涵养量及价值评估 [J]. *应用与环境生物学报*, 2009, 15 (4): 453-458.
- [32] 马波, 马璠, 李占斌, 等. 模拟降雨条件下作物植株对降雨再分配过程的影响 [J]. *农业工程学报*, 2014, 30 (16): 136-146.
- [33] HOU L, HOAG D L K, KESKE C M H. Abatement costs of soil conservation in China's Loess Plateau: balancing income with conservation in an agricultural system [J]. *Journal of Environmental Management*, 2015, 149 (1): 1-8.
- [34] FLESKENS L, DUARTE F, EICHER I. A conceptual framework for the assessment of multiple functions of agro-ecosystems: a case study of Trás-os-Montes olive groves [J]. *Journal of Rural Studies*, 2009, 25 (1): 141-155.
- [35] 周亮, 车磊, 周成虎. 中国城市绿色发展效率时空演变特征及影响因素 [J]. *地理学报*, 2019, 74 (10): 2027-2044.

- [36] IPCC. Climate change 2007: mitigation: contribution of working group III to the fourth assessment report of the intergovernmental panel on climate change: summary for policymakers and technical summary [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2007.
- [37] 刘浩, 张毅, 郑文升. 城市土地集约利用与区域城市化的时空耦合协调发展评价: 以环渤海地区城市为例 [J]. 地理研究, 2011, 30 (10): 1805-1817.
- [38] ANSELIN L. Quantile local spatial autocorrelation [J]. Letters in Spatial and Resource Sciences, 2019, 12: 155-166.
- [39] 盖美, 秦冰, 郑秀霞. 经济增长动能转换与绿色发展耦合协调的时空格局演化分析 [J]. 地理研究, 2021, 40 (9): 2572-2590.

Study on the Coupling and Coordinated Development of Multifunctional Cultivated Land and Agricultural Green Total Productivity

ZHANG Siyu HU Weiyan ZHAO Ke WANG Liye MIN Min

Abstract: The purpose of this study is to reveal the temporal and spatial pattern of coupling and coordinated development of multifunctional cultivated land and agricultural total factor productivity in China, and to provide references for agricultural supply-side reform and agricultural and high-quality development of agriculture and rural areas. The research methods are the Entire-array-polygon indicator method, Super-SBM, Coupling-coordination model, and spatial autocorrelation analysis. Taking 30 provinces, municipalities and autonomous regions in China (excluding Hong Kong, Macao, Taiwan and Tibet) as the research object, using land use data and economic, social and agricultural statistics from 1995 to 2018, the result shows that: ① From 1995 to 2018, the degree of multifunctional cultivated land increased in the central region, decreased in the eastern region, and it was relatively stable in the western region. The degree of multifunctional cultivated land in the central region was higher than that in the eastern region, and the western region was the lowest. The average annual growth rate of China's agricultural green total factor productivity was 3.46%. The average annual growth rate in the eastern region was greater than that in the western region, and the central region was the slowest. ② From 1995 to 2018, the coupling and coordination degree of China's multifunctional cultivated land and agricultural green total factor productivity showed the temporal and spatial differentiation law of high in the east and low in the west, high in the south and low in the north, rising in the northwest and declining in the southeast. The degree of coupling and coordination in developed eastern coastal provinces has decreased significantly. The degree of multifunctional cultivated land in provinces which in imbalanced regions lags behind the growth of agricultural green total factor productivity. ③ From 1995 to 2018, the coupling coordination degree of multifunctional cultivated land and agricultural green total factor productivity showed a spatial positive correlation distribution, but the spatial difference of coupling coordination degree between provinces gradually increased. The agglomeration characteristics gradually weakened, and the spatial differentiation became more and more obvious. In the future, it is necessary to implement regional differentiation strategy to realize the coordinated development of cultivated land multi-function and agricultural green total factor productivity.

Keywords: Multifunctional Cultivated Land; Agricultural Green Total Factor Productivity; Coupling and Coordinated; Entire-Array-Polygon Indicator Method; Super-SBM

(责任编辑 张雪娇 卫晋津)

数字技术对农户生计策略选择的影响

——基于农户心理状态的调节效应

◆ 刘建国 苏文杰

(兰州财经大学经济学院 兰州 730020)

摘要: 明晰数字技术影响农户生计策略选择行为的内在动力机制,对于合理引导其生计策略选择,提高数字技术对乡村建设的支持作用具有重要意义。本文通过构建数字技术、心理状态与农户生计策略选择行为的供给—需求理论框架,基于2018年中国家庭追踪调查(CFPS)3422份农户样本数据,采用K-means聚类分析、工具变量法、Logit回归分析以及空间差异性分析探究数字技术、心理状态与农户生计策略选择行为之间的关系。研究表明:①数字技术使用有助于提升农户非农化生计策略的选择意愿。②因循守旧的传统心理与风险规避心理对数字技术和农户生计策略选择行为之间的关系有显著负向调节作用;而农户社会不公感知程度强化了数字技术对其非农化生计策略选择行为的促进作用。③政府在强化农村基站建设以及加速宽带提速降费改革的同时,应配合技术培训机制建设,提高农户信任水平,降低其心理状态变化的负面作用,从供需两方面共同提升数字技术对农户合理生计策略选择的支持作用。

关键词: 数字技术; 生计策略; 心理状态; Logit回归; K-means聚类分析

DOI: 10.13856/j.cn11-1097/s.2022.11.009

1 引言

生计实现是农户参与其他社会活动的重要基础,在个人层面,生计策略选择是其致富过程中的途径选择问题^[1];而从社会整体目标出发,合理引导农户生计策略选择与转型有助于加速农村三产融合和培育农村特色生产模式。一方面,农户生计策略的调整使部分人从基础的农业生产中解放出来,投入到农村创新产业的建设工作中;另一方面,通过农户生计策略的调整可以加速土地流转,进而实现粮食生产的规模化。近年来,中国乡村振兴战略目标取得一定成效,农村经济得到飞速发展,但农村土地流转不足、农户风险应对能

收稿日期: 2022-05-24。

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“动态演化视域下人口年龄结构变化影响地方财政可持续性的机制与对策研究”(20BRK003),甘肃省高等学校创新基金项目“基于IPCDA框架的黄河甘肃段水资源管理利用绩效与高质量发展研究”(2020A-060)。

作者简介: 刘建国(1976—),男,甘肃庆阳人,博士,教授,硕士生导师,研究方向:人口经济、生态经济与空间经济, E-mail: jgliulzufe@163.com; 苏文杰(1997—),女,山东潍坊人,硕士研究生,研究方向:人口经济与空间经济。

通信作者: 刘建国。

力缺乏以及返贫风险存在等问题仍然较为突出,为乡村建设带来严峻挑战。探究影响农户生计行为的内在动力机制,合理引导农户生计策略选择是提高农户外部风险应对能力、积极响应国家政策、助力“乡村振兴”“战略目标实现的必由之路。

针对农户生计策略问题,有学者以生计资本、生计能力与家庭成员就业结构等为基础,对其分类进行定义与剖析,并试图探索构成农户生计策略转型门槛的重要因素,进而合理引导农户生计策略选择与转型,帮助其获得快速致富的能力^[2-3]。除此之外,亦有学者关注到农户生计策略选择的风险性问题,并致力于探索何种生计策略有助于抵御外部冲击^[4-5]。从该角度出发的学者认为,农户采用多样化的生计策略有助于提升其收入水平,使其足以抵御外部冲击所造成的返贫风险。赵雪雁的研究发现,生计策略缺乏多元性会产生很大隐患^[6],但政府在制定政策时往往忽略小农多样化生计策略的转换壁垒问题,阻碍了农户选择多样化生计策略的可行性。故此,探析形成农户生计选择壁垒的主要因素,为政府政策制定的合理性提供理论依据,是解决农户生计问题的有效方式之一。

中国数字技术建设业已取得一定成效,这为农村现代化建设提供了强有力的技术支持^[7]。现有研究发现,数字技术可以为农户多样化的生计策略提供丰富的资金支持,有效激励农户脱离以农业生产为主的生产方式,使其倾向于兼业型与非农型生计策略^[8-9]。但“数字红利”为生活带来便利的同时,亦加剧了社会中的不平等现象,催生出社会广泛关注的“数字鸿沟”问题,对农村家庭的创新创业行为、金融投资行为以及教育行为等均会产生一定影响^[10-12]。数字不平等问题加剧了农户对外部风险的感知,使其心理状态发生改变,进而通过扩大其风险规避意识抑制其生计策略的非农化转型^[13]。尽管现有研究已证实数字技术可以有效降低农户非农化生计策略转型的门槛,且多样化的生计策略有助于实现农户生计的稳定性,但仍有很大一部分农户过于依附农地,这其中难免存在其心理状态变动因素的影响。

就目前来看,“数字技术”的兴起以及“数字鸿沟”的产生首先为农户带来的是风险还是机遇,尚不明确。既有研究更多的是从供给端分析数字技术对农户生计策略选择行为产生的影响,关注农户由于数字技能缺失而无法分享“数字红利”的问题。但在数字经济背景下,关于数字技术建设所产生的“数字鸿沟”现象,如何从需求端影响农户心理状态的经验证据尚不充分。随着行为经济学的兴起,农户心理作用亦是研究乡村建设问题过程中不可忽视的问题。尽管数字技术的接入带来了“数字红利”,为农户多样化的生计方式提供了技术支持,降低了其生计策略转换壁垒。但从需求端而言,由于农户传统观念以及风险规避意识的存在使其对数字经济的发展持有不同态度,进而可能从需求端影响农户主动适应生活方式改变、积极学习和接入数字技术的意愿。鉴于此,本文的边际贡献在于:①通过构建一个集成统一分析框架,同时从供给和需求两个维度探讨数字技术对农户生计策略选择的主要影响效应和典型特征。②采用K-means聚类分析法,以家庭收入结构和成员就业分布为基础,根据数据本身特点将农户生计策略类型划分为三类,避免了主观类型划分引致的偏误。③开展调节效应分析,检验了农户传统观念、风险规避意识和社会不公感等心理状态在数字技术影响农户生计策略选择过程中的作用和机制,并采用工具变量法解决可能存在的内生性问题,以期政府合理引导农户生计策略选择和提高数字技术对乡村振兴的支持作用,提供理论借鉴与经验支持。

2 理论分析与研究假说

数字经济对于农户既是机遇,也是挑战。随着数字技术建设的不断深化,其对农户生活方式及各类心理因素均产生不可忽视的影响。本文从供给和需求两个维度分析数字技术影响农户生计策略选择的主要路径和作用机制(图1)。

如图1上半部分所示,数字技术从供给端主要表现出其对农户生计策略选择的外部技术支持,通过提供信息获取渠道、资金支持以及多样化的择业机会等,对农户的生计策略选择行为产生影响。

第一,数字技术可以为农户构建更为广阔的信息资源平台,帮助其拓宽信息获取渠道、提升信息获取能力^[14-16]。一方面,数字技术通过降低信息不对称性为农户提供更多选择契机,进而降低其非农化生计策略的

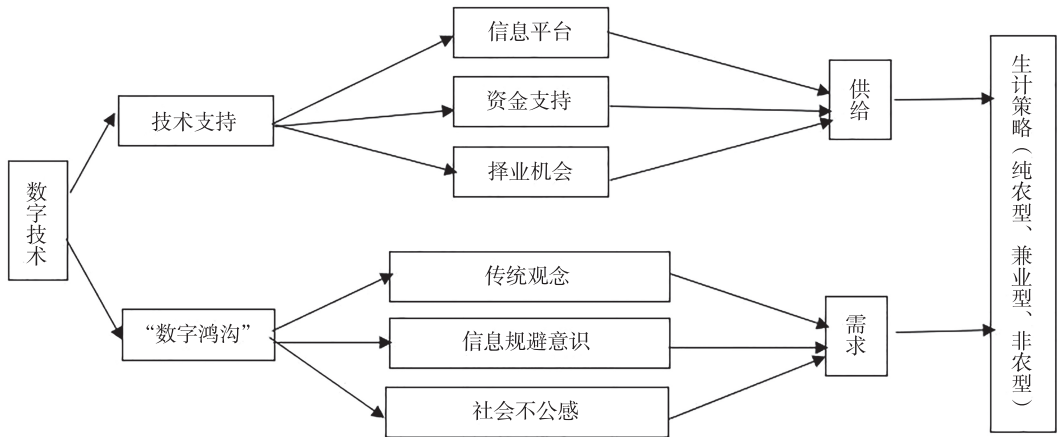


图1 数字技术影响农户生计策略选择行为的路径

进入门槛；另一方面，数字技术可以通过信息资源平台构建，拓宽农产品分销渠道，且可以使农业生产的信息来源更为精确，为农户提前采取措施以避免不必要的损失提供了可能。基于该视角分析，如果数字技术为农户务农提供了更为优渥的条件，增加了务农的预期收入，则农户一般不会选择非农化的生计策略。

第二，数字技术可以有效缓解农户的资金约束问题^[17]，进而有效降低其自主创业的进入门槛，为其参与个体经营提供了更多便利条件^[18]。但数字技术通过该条路径对农户生计策略转型的支持力度是否显著仍有待商榷。有研究发现，数字经济发展促进了中国家庭参与金融市场的积极性，但在农村这种促进作用不明显，农村居民金融参与的积极性不高，且存在参与年限短以及集中于短期的小额消费使用等缺陷，真正通过数字金融贷款投入生产的应用较少^[19-21]。

第三，数字技术为农户提供了多样化的择业机会，降低了其非农化生计策略的选择门槛。一方面，数字技术可以通过提升农村创新水平带动其产业发展，催生出更多非农就业岗位，为农户的非农化生计策略选择提供条件^[9,22]；另一方面，数字技术对于传统人力资本具有一定的替代性，使一部分农业劳动力资源得以释放，为其进入非农业生产部门提供了可能^[23]。随着数字经济发展水平的不断提升，其对农村的技术支持作用日益凸显，因此可能更多表现出对农户非农化生计策略选择的正向支持。基于此，本文提出研究假说 H1：数字技术使用越频繁，农户越倾向于选择非农化的生计策略。

如图1下半部分所示，数字技术从需求端主要表现出由于数字技术使用差异而造成“数字鸿沟”，并通过影响农户心理状态进而影响其多样化生计方式选择意愿。“数字鸿沟”的传统定义为社会各阶层在使用互联网时间上的差异，可进一步分化为可及性差异和使用深度差异^[24]。“数字鸿沟”的产生，可以激发出农户的“社会不公感”以及“社会不信任感”等心理变化，必然会对微观个体的行为方式产生影响^[25]。本文基于“数字鸿沟”所造成的数字不平等问题，重点探讨农户心理状态对其生计策略选择的调节效应和传导机制。

第一，受农村地区长久以来留存的传统观念影响，农户对土地有着天生的依赖感。一方面，对农业用地生产价值的认知，使农户维持以农业生产为基础的纯农化生计策略，避免由于脱离农业生产所带来的潜在不确定性；另一方面，出于对宅基地社会保障价值的认知，使农户对兼业型与非农型生计策略的选择更为审慎^[26]。尽管数字技术的引入，为其提供了多方面的技术支持，但受一些传统观念影响，农户更倾向于弱化数字技术对农户非农化生计策略选择的促进作用。同时，基于数字技术信息平台的供应，数字技术为农产品的生产与销售提供了更多渠道，进而通过提高农业生产收益，进一步巩固了农户对纯农型生计策略的选择偏好。

第二，农户的风险规避意识会对其行为方式产生影响^[27-28]，进而对数字技术和农户生计策略选择之间的关系产生调节效应。一是数字技术接入为农户提供了丰富的信息资源，但同时也加剧了农户对于外部风险感知的敏感度。由于农户属于数字群体中的“相对弱势群体”，他们对信息的甄别和获取能力有限，导致其易受网络中“信息泄露”“诈骗”等负面信息的影响，进而使得农户的风险规避意识抑制了数字技术对其非农化生计策略选

择的促进作用。二是数字技术使经济的不确定性增加,出于风险规避意识,农户不能彻底脱离传统生计方式,而选择保守型和传统型生计策略^[29]。基于以上分析,农户的风险规避意识使其产生“社会不信任感”,而被感知到的风险抑制了其生计策略的主动改变,成为政府合理引导农户生计策略转型过程中的一大障碍。

第三,受“数字鸿沟”的影响,数字技能掌握较差的人群,逐步被隔离在快速转变的生活方式与经济进步的轨道之外。一是数字技能的缺失客观上提高了非农就业的门槛,使得部分农户由于不能及时掌握数字技术,而无法顺利获得相关岗位。二是“数字鸿沟”激发出农户对于“群体效应”的感知并带来“社会剥夺感”,由此导致的农户感受到与社会脱轨的压力,产生“社会不公感”的心理因素并对其行为产生影响^[30]。三是作为经济上的理性人,感受到的“社会不公感”促使农户积极学习数字技术,以求获得更高回报和更优质生活水平,从需求端强化了数字技术对农户生计策略选择的作用效果。基于以上分析,数字技术通过为农户提供多元化就业方式可以促进其非农化生计策略选择,而农户“社会不公感”越强烈,数字技术对其非农化生计策略选择的促进作用就越强。除此之外,还有一部分经济效能感较高的群体,其“社会不公感”较低,这部分群体倾向于避免借贷行为,导致数字技术通过降低农户资金可及性为其多样化生计策略提供技术支持的作用路径不明显,进而使数字技术对农户非农化生计策略选择的促进作用减弱^[28]。

根据以上理论分析,本文提出研究假说 H2:农户的心理状态对数字技术与农户生计策略选择之间的关系具有调节效应。

3 研究设计

在前述文献梳理和理论分析的基础上,本文进一步开展实证检验,以明晰数字技术与农户心理状态对其生计策略选择行为的影响机制和典型特征。

3.1 数据来源

本文使用的数据主要来自北京大学中国社会科学调查中心所做的中国家庭跟踪调查(CFPS)的微观数据,其样本覆盖中国 25 个省份,其调查内容涉及家庭、社区和个体 3 个不同层次,具有一定代表性和权威性。第一,由于 CFPS 数据中家庭部分仅更新至 2018 年,故此,考虑到数据的可匹配性与可获得性,本文以 2018 年家庭微观调查数据为样本,对本文所涉及关键核心变量进行筛选。第二,将家庭经济问卷数据与成年人问卷的个人数据进行匹配,并剔除数据缺失样本。第三,通过筛选共获得 3 422 个有效样本用于本文实证分析。除此之外,本文选取“省级互联网普及率”作为工具变量,该数据来源于网宿科技发布的《2018 中国互联网发展报告》。

3.2 模型设定

为了探究数字技术对农户生计策略选择的作用效果,本文在测度农户数字技术接入、使用与划分农户生计策略类型的基础上构建以下基准回归模型进行分析。

首先,经过 IIA 检验,发现农户生计策略选择行为之间不能满足 IIA 假定,故此本文放弃多分类 Logit 模型,而以有序 Logit 模型对其进行分析,并以其农业生产脱离程度依次将纯农户、兼业户与非农户由低到高划分为 3 个等级,以检验数字技术对农户生计策略选择的影响。在有序 Logit 模型中,将被解释变量划分为 k 个等级,其回归中共包含 $k-1$ 个函数公式。根据模型设定,现定义被解释变量为 $j(j=1, 2, \dots, k)$ 等级的概率为 $P=(y=j/x)$ 。

本文的被解释变量为农户生计策略选择,共划分为 3 个等级,因此包含 2 个函数公式,各模型概率如式(1)所示:

$$P(y=j/x) = \frac{1}{1 + \exp(-\alpha_j + \beta_1 \text{Digital}_i + \sum_{u=2}^n \beta_u X_i)} - \frac{1}{1 + \exp(-\alpha_{j-1} + \beta_1 \text{Digital}_i + \sum_{u=2}^n \beta_u X_i)} \quad (1)$$

$j=1, 2, \dots, k$

其中, $y=1, 2, 3$ 分别表示纯农户、兼业户与非农户, $Digital_i$ 为自变量, X_i 为控制变量; β_1 为本模型主要观测系数, 表示农户数字技术使用对其生计策略选择行为的作用方向。

为验证农户心理状态对数字技术影响其生计策略选择的调节作用 (图 2); 同时, 为了便于解释回归结果, 本文将模型做以下转化, 具体如式 (2) 和式 (3) 所示:

$$\log \left[\frac{P(y=j/x)}{P(y=j-1/x)} \right] = \alpha + \beta_1 Digital_i + \sum_{u=2}^n \beta_u X_{ui} + \epsilon_i \quad (2)$$

本文借鉴已有研究方法^[31], 以农户心理状态作为调节变量, 构建如下调节效应检验模型 (图 2):

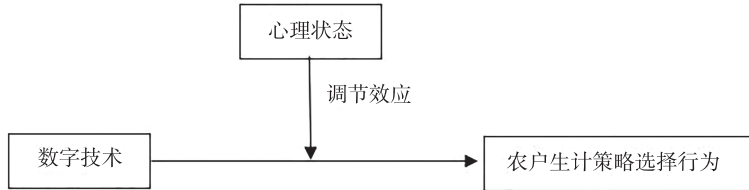


图 2 数字技术、心理状态与农户生计策略选择行为关系

其中, 模型 (3) 加入了农户三类心理状态与数字技术的交互项 $Digital_i \times Psychology1_i$ 、 $Digital_i \times Psychology2_i$ 和 $Digital_i \times Psychology3_i$, 以此验证心理作用在数字技术与农户生计策略选择关系中的调节效应。 $Psychology1_i$ 、 $Psychology2_i$ 和 $Psychology3_i$ 为调节变量, 分别表示农户的传统观念、风险规避意识和社会不公感, 其他变量的含义与式 (2) 模型保持一致。当 β_5 、 β_6 与 β_7 显著时, 表示农户心理状态在数字技术影响其生计策略过程中存在调节效应。

$$\log \left[\frac{P(y=j/x)}{P(y=j-1/x)} \right] = \alpha + \beta_1 Digital_i + \beta_2 Psychology1_i + \beta_3 Psychology2_i + \beta_4 Psychology3_i + \beta_5 Digital_i \times Psychology1_i + \beta_6 Digital_i \times Psychology2_i + \beta_7 Digital_i \times Psychology3_i + \sum_{u=8}^n \beta_u X_i + \epsilon_i \quad (3)$$

3.3 变量选取

3.3.1 被解释变量

生计策略。廖洪乐在研究中根据农户的收入构成来划分农户的生计策略类型, 以 20% 和 80% 为临界点, 将农户生计策略划分为纯农型、兼业型与纯非农型 3 类^[32], 但吉星等认为这种划分方式存在一定主观性^[33]。借鉴吉星等^[33]的研究, 采用 K-means 聚类分析法, 并依据数据本身特点对农户生计策略类型进行划分, 使分类结果更为客观; 同时, 根据 Waleign 等的研究将农户收入构成以及家庭成员职业分布两方面同时纳入农户生计策略划分的指标中^[34]。且经过组间均值方差检验, 财产性收入对农户生计策略类型划分的作用并不显著。基于以上考虑, 本文选取以下具体指标作为最终的划分依据: 农业收入占比、工资收入占比、家庭经营收入占比、转移性收入占比、其他收入占比、农业从业人数占比和非农经营人数占比 7 类指标, 将 3 422 个样本观测值划分为纯农户、兼业户和非农户 3 类。具体结果如表 1 所示, 各指标在组间皆存在显著差异。

表 1 组间均值方差分析结果

单位: %

指标	纯农户	兼业户	非农户	方差 ANOVA	均值
农业从业人数	69.95	50.20	4.70	231.20***	42.37
非农经营人数	30.05	49.80	95.31	231.22***	57.73
农业收入	50.88	10.70	2.57	138.85***	19.95

(续)

指标	纯农户	兼业户	非农户	方差 ANOVA	均值
经营收入	3.79	0.92	6.30	1.75***	3.37
工资收入	9.87	81.72	52.01	301.43***	51.89
转移支付收入	25.44	4.08	25.78	38.51***	16.81
其他收入	8.66	1.95	9.91	4.55***	6.29

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

由表 1 划分结果可知，纯农户的农业从业人数占比最高，且其农业收入占比亦显著高于兼业户与非农户，其收入来源主要为农业收入以及政府补贴和外部捐助等转移支付收入。兼业户的家庭职业分布基本保持平衡，农业从业人数与非农从业人数占比基本保持 1:1 的比例，其主要收入来源为工资收入，农业收入次之。非农户的家庭职业分布中农业从业人数占比较低，家庭成员主要生计活动以非农经营以及外出打工为主，其主要收入来源为工资收入以及转移支付收入，该类生计策略的营业收入在三类生计策略中占比最高。

3.3.2 解释变量

数字技术。对其使用水平的测度，主要包括其可及性与使用深度两个层面。第一，对于数字技术的可及性，本文运用“是否使用移动上网”与“是否使用电脑上网”两个问题进行衡量，其中有一个问题回答为“是”则认为已经接入数字技术。如果样本回答已接入数字技术，则赋值为 1，否则为 0。第二，对于数字技术的使用深度，本文借鉴于潇和刘澍^[35]的研究，将“一周内业余上网时间”这一连续变量按照样本比重划分为 1~5 个等级，上网时间越长则表示其数字技术使用频率越高；同时，本文引入了“利用互联网获取信息的重要性”，以此作为评价农户数字技术使用差异的另一重要指标。

3.3.3 调节变量

心理状态。基于 CFPS 调查问卷中农户个人认知的主观态度调查部分的内容，本文选取以下三方面用于评价农户的心理状态：生活满意度、对未来的信心以及农户社会地位自我评价。其中，生活满意度代表了农户对于现存生活状态的满意程度，可以在一定程度上衡量农户因循守旧的传统观念和以追求稳定为主的传统思想；农户对于未来信心的自评情况可以在一定程度上体现出其对于外部风险的感知，一般认为农户对未来越来越具有信心，说明其风险感知越低，相对应的其风险规避意识越弱；农户对其所处社会地位的自我评价得分，可以有效衡量其对社会公平的感知情况，若该评分较低说明农户感知到自己处于社会中的弱势地位，对于社会的不公平感更为强烈。

3.3.4 工具变量

互联网普及率。鉴于农户生计策略与其互联网使用之间可能存在双向因果关系，从而可能存在内生性问题。故此，本文借鉴杨柠泽等的做法^[36]，引入各省份互联网普及率作为工具变量，其对农户的互联网技术接入与使用存在影响，但尚无直接证据证明互联网普及率会对农户的生计策略选择与转型行为产生影响。

3.3.5 控制变量

主要包括家庭因素与个体因素两部分。借鉴李卓等^[2]、杨柠泽等^[36]的研究，家庭部分相关控制变量主要包括家庭人口规模与经济状况，个人部分则主要包括年龄、性别、受教育水平、政治面貌、健康状况等主要人口统计学因素。

表 2 变量说明与描述性统计

变量类型	变量名称	变量含义	测算方法	均值/频数	标准差	最小值	最大值
被解释变量	生计策略	农户生计策略选择	通过 K-means 聚类分析法分为纯农户、兼业户以及非农户	2.04	0.76	1	3

(续)

变量类型	变量名称		变量含义	测算方法	均值/频数	标准差	最小值	最大值
解释变量	数字技术		是否使用网络	1=使用, 0=不使用	0.30	0.46	0	1
			上网时间/ (小时/周)	依据样本比例划分为 1~5 个等级	1.73	1.26	1	5
			利用互联网获取 信息的重要性	1 (非常重要) ~5 (非常重要)	2.26	1.55	1	5
工具变量	互联网普及率		互联网普及率/%	网民数/人口数×100%	54.21	8.19	43	80
调节变量	心理 状态	传统 观念	对自己生活满意度	1 (很不满意) ~5 (非常满意)	4.06	1.00	1	5
		风险规避 意识	对自己未来信心程度	1 (没信心) ~5 (很有信心)	4.11	1.03	1	5
		社会 不公感	本地社会地位自评	1 (很低) ~5 (很高)	3.31	1.11	1	5
控制变量	个体因素		性别	男=1 女=0	0.62	0.48	0	1
			年龄	截至调查年份 (周岁)	55.55	12.44	20	91
			受教育水平	没上过学=0, 小学=1, 初中=2, 高中=3, 大专及以上=4	1.27	1.02	0	4
			政治面貌	党员=1, 其他=0	0.10	0.31	0	1
	家庭因素		健康状况	1 (不健康) ~5 (非常健康)	2.48	1.30	1	5
			家庭规模	家庭总人口数	3.82	1.83	1	10
			经济状况	总收入的对数形式	10.34	1.25	3.58	13.90

注: 观察样本数均为 3 422 个。

4 实证结果分析

4.1 数字技术对农户生计策略选择的直接影响效应

分别以是否使用网络、上网时间和利用互联网获取信息的重要性为解释变量, 对模型 (1) 进行有序 Logit 参数估计, 以检验数字技术使用差异对农户生计策略选择行为的影响, 回归结果如表 3 中 (1) 列~(3) 列所示。具体来看, 是否使用网络在 1% 水平上显著且系数为正, 即相较于尚未接入网络的农户, 已经接入网络的农户更倾向于选择非农化的生计策略。其可能的解释是, 网络的使用为农户提供了更为丰富的非农就业信息, 有助于农户了解最新经济发展形势, 降低非农生计方式的进入门槛。由表 3 (2) 列所示, 上网时间变量在 1% 水平上显著且符号为正, 表明农户上网时间越长, 其越倾向于选择以非农生产为主导的生计方式。可能的原因是, 互联网使用频率的提升有助于其快速积累人力资本, 提高非农就业的能力等, 从而表现出互联网使用时间与农户非农化生计策略选择之间的正向相关关系。由表 3 (3) 列所示, 将互联网作为重要信息获取渠道的农户, 其更倾向于选择兼业型与非农型的生计策略。这是因为数字技术的使用帮助其拓宽信息获取渠道, 使其及时了解政府的相关政策和经济发展的最新形势等。不仅如此, 数字技术的参与降低了农户的借贷门槛, 为其自主创业提供了资金支持, 从而表现出对农户非农化生计策略选择行为的正向促进作用。因此, 回归结果验证了假说 H1 的合理性。

表 3 有序 Logit 回归分析结果

变量	(1)	(2)	(3)
是否使用网络	0.285*** (0.080)		

(续)

变量	(1)	(2)	(3)
上网时间		0.134*** (0.029)	
利用互联网获取信息的重要性			0.068*** (0.023)
性别	-0.405*** (0.073)	-0.409*** (0.073)	-0.403*** (0.073)
年龄	0.006 * (0.004)	0.008** (0.004)	0.005 (0.003)
受教育水平	0.024 (0.036)	0.016 (0.036)	0.029 (0.036)
政治面貌	0.115 (0.103)	0.160 (0.103)	0.157 (0.103)
健康状况	-0.010 (0.026)	-0.010 (0.026)	-0.013 (0.026)
家庭规模	0.015 (0.022)	0.018 (0.022)	0.012 (0.022)
经济状况	0.223*** (0.042)	0.218*** (0.042)	0.228*** (0.042)
地区控制变量	已控制	已控制	已控制
Pseudo R ²	0.046	0.047	0.045
N	3 422	3 422	3 422

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著，括号内为稳健标准误。表 4 至表 9 同。

然而，值得关注的是，户主为男性的家庭较户主为女性的家庭，其更倾向于农业化生计策略。结果显示，性别控制变量在 1%的水平下显著且符号为负，表示男性较女性非农化生计策略类型的选择概率更低。户主为女性的家庭更倾向于将外出务工以及个体经营等作为家庭基本收入来源，这与农村的现实状况较为一致。年龄以及家庭经济状况对农户非农化生计策略选择具有正向的影响。一方面，年龄的增长使其积累了丰富的经验以及人脉，为其多样化的就业途径以及资金支持提供了更多便利；另一方面，部分老龄化农户随着年龄的增长对子女反哺以及社会转移支付的依赖程度增高，其收入中农业收入占比下降，致使将其生计策略类型划分为兼业户或者非农户。经济条件较好的家庭，拥有充足的投资资金，为其多样化的生计选择提供了外部支持，从而对其非农化的生计策略选择产生了积极影响，回归结果与现实比较一致。

4.2 农户心理作用的调节效应

本文所分析农户的心理状态主要包括传统观念、风险规避意识与社会不公感，其不同心理状态对微观个体行为方式的影响存在很大差异，并进一步影响数字技术对农户生计策略选择行为的作用效果。因此，本文在回归分析中加入传统观念、风险规避意识和社会不公感与数字技术的交互项，以探讨其影响效应，回归结果如表 4 所示。其中表 4 回归结果 (1) 列~ (3) 列中的数字技术分别指代“是否使用网络”“上网时间”和“利用互联网获取信息的重要性”。

表 4 调节效应回归分析结果

变量	(1)	(2)	(3)
	是否使用网络	上网时间	利用互联网获取信息的重要性
数字技术	0.023 (0.344)	0.217 * (0.130)	0.217 * (0.130)

(续)

变量	(1)	(2)	(3)
	是否使用网络	上网时间	利用互联网获取信息的重要性
传统观念	0.102** (0.049)	0.174** (0.068)	0.101 (0.068)
风险规避意识	-0.109** (0.046)	-0.172*** (0.066)	-0.173*** (0.066)
社会不公感	-0.059 (0.042)	-0.014 (0.057)	-0.012 (0.058)
数字技术×传统观念	-0.084 (0.082)	-0.056* (0.030)	-0.011 (0.024)
数字技术×风险规避意识	0.179** (0.083)	0.069** (0.031)	0.053** (0.026)
数字技术×社会不公感	-0.111* (0.067)	-0.047* (0.025)	-0.042** (0.021)
性别	-0.419*** (0.073)	-0.420*** (0.074)	-0.417*** (0.073)
年龄	0.007** (0.004)	0.008** (0.004)	0.007* (0.004)
受教育水平	0.031 (0.036)	0.026 (0.037)	0.029 (0.036)
政治面貌	0.166 (0.103)	0.168 (0.104)	0.157 (0.103)
健康状况	-0.003 (0.026)	-0.006 (0.026)	-0.005 (0.026)
家庭规模	0.017 (0.022)	0.020 (0.022)	0.015 (0.022)
经济状况	0.223*** (0.042)	0.219*** (0.042)	0.227*** (0.042)
地区控制变量	已控制	已控制	已控制
Pseudo R ²	0.050	0.048	0.048
N	3 422	3 422	3 422

从表 4 所示结果来看, 农户生计策略选择对风险规避意识或社会不公感和数字技术交叉项的回归系数均显著, 表明农户风险规避意识或社会不公感对数字技术使用和农户生计策略选择之间的关系存在调节效应。本文的农户风险规避意识与社会不公感均为反向指标, 农户对未来的信心越高, 其风险规避意识越弱; 农户自评社会地位越高, 其社会不公感越弱。根据结果所示, 农户的风险规避意识弱化了数字技术对其非农化生计策略选择的促进作用; 农户的社会不公感强化了数字技术对其非农化生计策略选择的促进作用。之所以会有这样的结果, 可以从两个方面来理解。第一, 农户在庞大的数字信息使用群体中处于“相对弱势地位”, 其对网络环境中信息的筛选与提取能力有限, 使其易受不良信息的影响, 从而加剧其风险敏感性。尽管数字技术为其非农化的生计策略选择提供了技术支持, 但是从需求端, 通过加剧其风险规避意识弱化了数字技术对农户非农化生计策略选择的促进作用。第二, 数字技术的使用加剧了农户对自己所处弱势地位的认知, 这种心理状态的产生提高了农户自主学习的积极性, 并通过提高其人力资本水平降低其多样化生计方式选择的门槛来提升数字技术对农户非农化生计方式选择的促进作用。值得注意的是, 由表 4 回归结果可知, 传统观念与上网时间交互项的系数显著且符号为负, 表明传统观念对数字技术和农户非农化生计策略转型之间的关

系存在抑制作用。之所以存在这种抑制作用，可能由于农户传统观念的根深蒂固，相较于数字技术为其非农化生计策略转型提供的技术支持，他们对数字技术为农业生产提供的信息来源及预期收入更为敏感，进而导致传统观念的存在弱化了数字技术对农户非农化生计策略的促进作用。

从以上分析结果来看，虽然农户传统观念、风险规避意识和社会不公感分别属于三类不同的心理状态，其作用效果亦有所差异，但对数字技术和农户生计策略之间的关系都产生了调节效应，进一步支持了研究假设 H2。

4.3 稳健性检验

4.3.1 内生性检验

分析回归稳健性的一个关键即需要解决内生性问题。在本文中，数字技术使用差异对农户的生计策略选择会产生影响，同时农户生计策略的非农化转型也会促使其增加对于互联网的使用频率，二者之间可能存在双向因果关系，进而引致内生性问题的产生。为了克服可能存在的内生性问题，本文选择地区互联网普及率以及户主受教育水平作为工具变量，对模型进行两阶段最小二乘法（2SLS）估计。基于前文回归结果可知，户主受教育水平对其生计策略选择行为的影响并不显著；但根据于潇和刘澍^[35]的研究，受教育水平对农户数字技术使用存在显著正向影响。通过表 5 和表 6 回归结果显示，其中表 5 为第一阶段的回归结果，表 6 为第二阶段的回归结果，在控制了内生性以后，结果的显著性与作用方向和前述回归结果基本一致，可以证明本文回归结果具有一定可信度。

表 5 数字技术对农户生计策略选择的内生性检验（第一阶段）

变量	(1)	(2)	(3)
	是否使用网络	上网时间	利用互联网获取信息的重要性
互联网普及率	0.002*** (0.001)	0.042*** (0.014)	0.001 (0.002)
受教育水平	0.079*** (0.007)	1.111*** (0.116)	0.272*** (0.025)
控制变量	已控制	已控制	已控制
观测值数	3 422	3 422	3 422
K-P Wald rk F 统计量	118.725	93.253	112.285

表 6 数字技术对农户生计策略选择的内生性检验（第二阶段）

变量	(1)	(2)	(3)
是否使用网络	0.518** (0.167)		
上网时间		0.043*** (0.011)	
利用互联网获取信息的重要性			0.117** (0.051)
控制变量	已控制	已控制	已控制
观测值数	3 422	3 422	3 422
K-P Wald rk F 统计量	118.725	93.253	112.285

4.3.2 基于传统生计策略划分方式的进一步分析

本文借鉴廖洪乐^[32]在研究中对农户生计策略的划分标准，依据家庭农业收入占比单一指标，以 20%与 80%为临界值，将农户生计策略划分为纯农户、兼业户与非农户，再次检验数字技术与农户心理作用对农户生计策略选择的影响，以进一步解析其影响效应与典型特征。回归结果分别如表 7 和表 8 所示。

表 7 传统生计策略划分 Logit 回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
是否使用网络	0.263** (0.110)		
上网时间		0.019** (0.008)	
利用互联网获取信息的重要性			0.028 (0.030)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制
地区控制变量	已控制	已控制	已控制
Pseudo R^2	0.047	0.046	0.051
N	3 422	3 422	3 422

表 7 为传统农户生计策略类型划分基础上的 Logit 参数估计结果, 尽管利用互联网获取信息的重要性的显著性发生改变, 但是整体的回归结果仍然可以在一定程度上证明数字技术的使用有助于提升农户非农化生计策略选择的概率。

表 8 传统生计策略划分调节效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	是否使用网络	上网时间	利用互联网获取信息的重要性
数字技术	0.144 (0.134)	0.010 (0.009)	-0.219 (0.136)
传统观念	0.114** (0.050)	0.109** (0.053)	0.045 (0.078)
风险规避意识	-0.108** (0.049)	-0.118** (0.052)	-0.173** (0.076)
社会不公感	-0.017 (0.042)	-0.003 (0.044)	-0.004 (0.064)
数字技术×传统观念	-0.025*** (0.008)	-0.197** (0.099)	0.003 (0.029)
数字技术×风险规避意识	0.032*** (0.008)	0.330*** (0.098)	0.069** (0.030)
数字技术×社会不公感	-0.006 (0.007)	-0.117 (0.088)	-0.017 (0.036)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制
地区控制变量	已控制	已控制	已控制
Pseudo R^2	0.048	0.052	0.048
N	3 422	3 422	3 422

表 8 的分析结果表明, 在控制其他相关变量的基础上, 心理状态对数字技术和农户生计策略选择行为之间的关系仍然具有显著调节效应, 其回归结果与前文基本保持一致。但社会不公感在传统生计策略划分方式的基础上, 对数字技术和农户生计策略选择行为之间的调节作用不显著。具体原因可能是仅以农业收入占比为划分依据导致将大部分样本划归兼业型生计策略; 且将大部分的老年家庭划分为非农型生计策略类型, 由于其本身年龄较大拥有较高社会地位与丰富的经验积累, 故而对社会不公感知较弱, 进一步可能导致社会不公感的作用效果不明显。整体来说, 本文回归结果具有一定稳健性。

4.4 空间异质性分析

基于中国区域发展存在的非均衡性现实，从空间经济学“块状经济”即集聚经济分析视角出发^[37]，本文试图通过空间异质性分析来进一步解析数字技术、心理状态与农户生计策略选择行为之间的关系及其空间特征。第一，不同地域的气候条件以及经济基础不同，因此数字技术的作用路径可能有所差异；第二，不同地域的文化背景以及主要发展产业存在差异，因此可能导致数字技术对农户生计策略选择行为的影响存在显著空间异质性。故此，本文将已有样本划分为东部、中部、西部 3 组^①，进行空间异质性分析，回归结果如表 9 所示。

表 9 空间异质性检验结果

地区	变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		是否使用网络		上网时间		利用互联网获取信息的重要性	
东部	数字技术	0.511*** (0.171)	0.347* (0.209)	0.033*** (0.012)	0.019 (0.019)	0.088* (0.052)	0.425* (0.219)
	数字技术×传统观念		-0.001 (0.011)		-0.036 (0.066)		-0.124** (0.062)
	数字技术×风险规避意识		0.025*** (0.010)		0.155** (0.066)		0.126* (0.069)
	数字技术×社会不公感		-0.025*** (0.010)		-0.121** (0.054)		-0.103** (0.045)
	Observations	873	873	873	873	873	873
	Pseudo R ²	0.082	0.094	0.083	0.093	0.079	0.093
中部	数字技术	0.203 (0.151)	0.106 (0.188)	0.017 (0.012)	0.106 (0.188)	0.088* (0.046)	0.014 (0.027)
	数字技术×传统观念		-0.009 (0.009)		-0.009 (0.009)		-0.029 (0.047)
	数字技术×风险规避意识		0.007 (0.008)		0.007 (0.008)		0.019 (0.044)
	数字技术×社会不公感		0.005 (0.009)		0.005 (0.009)		0.017 (0.048)
	Observations	918	918	918	918	918	918
	Pseudo R ²	0.024	0.025	0.024	0.025	0.025	0.025
西部	数字技术	0.221 (0.137)	0.150 (0.166)	0.023*** (0.009)	0.024 (0.016)	0.058 (0.040)	-0.088 (0.191)
	数字技术×传统观念		-0.029*** (0.010)		-0.141*** (0.053)		0.028 (0.041)
	数字技术×风险规避意识		0.034*** (0.010)		0.145** (0.058)		0.041 (0.044)
	数字技术×社会不公感		-0.005 (0.007)		-0.022 (0.038)		-0.039 (0.034)
	Observations	1 157	1 157	1 157	1 157	1 157	1 157
	Pseudo R ²	0.045	0.052	0.047	0.052	0.045	0.048

注：表中已对相关控制变量进行控制。

由表 9 回归结果可知，数字技术对东部地区农户生计策略选择行为的影响较为显著，但对中西部地区的影响作用有限。其原因可能是东部地区数字技术处于较高发展阶段，其可以更好地为农户提供多样化的就业

① 国家统计局《统计制度及分类标准 17》，http://www.stats.gov.cn/tjsz/cjwjtj/201308/t20130829_74318.html，2022 年 2 月 21 日。

机会与资金支持,进而有效降低农户非农化的生计策略转型门槛。且受到生活背景以及文化观念的影响,东部地区的农户传统的以务农为主的思想观念较弱,数字技术的兴起不仅从供给端刺激了农户的非农化生计策略转型,亦从需求端对其起到激励作用。同时也发现,在东部地区,农户传统观念对数字技术和农户生计策略转型之间的调节作用亦不明显。在西部地区,上网时间增加可以有效提升农户非农化生计策略选择概率,但由于因循守旧的传统观念与风险规避意识的抑制作用,导致数字技术对农户非农化生计策略选择的促进作用减弱。西部地区农业基础发展较为薄弱且加之特殊的生态环境因素,兼业型与非农型的生计策略有助于提升其风险应对能力和促进收入增长,但若不能从需求端降低其风险规避意识和摆脱务农为主要的传统观念的影响,数字技术对乡村建设的支持作用亦会有所减弱。

5. 结论与建议

5.1 结论

本文聚焦数字技术影响农户生计策略选择行为的主要效应与典型特征,从供给和需求两个方面构建了一个纳入了农户数字技术、心理状态和生计策略三个核心变量的集成统一分析框架,理论分析和实证检验数字技术接入与使用对农户生计策略选择的主要影响。首先,通过文献梳理与理论分析发现,数字技术使用频率较高的农户更倾向于选择兼业型与非农型生计策略;并且,农户心理状态会对其最终行为方式产生调节效应。然后,以2018年CFPS中3422户农村家庭为样本,构建相关指标体系,采用K-means聚类分析、工具变量法、Logit回归分析以及空间差异性分析探究数字技术、心理状态与农户生计策略选择行为之间的关系。研究主要结论如下。

第一,数字技术从供给端对农户非农化的生计策略选择产生显著正向影响。结果显示,已经接入并使用数字技术的农户更倾向于选择非农化的生计策略,并且数字技术使用越频繁其选择非农型生计策略的可能性越高。

第二,从需求角度出发,农户心理状态会对其最终行为方式产生调节效应。一是农户传统观念强化了数字技术对务农预期收入提升的支持作用,弱化了数字技术对非农化生计转型的技术支持作用。二是农户的风险规避意识对数字技术和农户生计策略选择之间的关系具有负向调节效应。主要原因归结于农户属于社会中的“相对数字弱势群体”,其信息提取能力较弱,易受网络环境中不良信息的影响,从而在需求端,导致其对数字技术对其生计方式的支持作用不敏感。三是农户的社会不公感对数字技术和农户生计策略选择之间的关系具有正向调节效应,其根源在于社会不公感的产生使农户意识到其不利地位,进而促使其积极学习相关技术,提高了农户对于数字技术使用的需求,从供需端共同提升数字技术对农户非农化生计策略选择的促进作用,使农户更倾向于兼业型与非农型的生计方式。

第三,数字技术发展的地区不均衡性,导致其对农户生计策略选择行为的支持作用在东部地区更为明显,而对中西部地区的影响有限。且由于地域文化差异以及经济发展水平不同,传统观念这一心理状态在较为发达的东部地区不明显,但对西部地区的反向调节作用显著,未来可能进一步弱化数字技术对其非农化生计策略选择的促进作用。

近年来,随着城乡一体化建设以及乡村振兴战略的实施,中国农业人口数已经有大幅度的下降。但想加速农村土地流转,实现农业的大规模生产,促进农村三产融合以及培育农村特色产业,仍需进一步通过合理引导,促进农户向非农化生计策略转型。

5.2 建议

第一,加大数字技术的推广力度,提高农户对于数字服务的获取能力,以降低“数字鸿沟”问题的负面影响,提高农户非农化生计策略选择意愿。一方面,加快农村网络基站建设,提高数字技术的普及率,通过宽带提速降费改革,提升互联网的可及性,拉动数字弱势群体对于数字技术的需求度;另一方面,通过提供互联网使用的相关宣传和培训,提高农户的互联网使用能力,充分发挥数字技术对农村建设的支持作用。

第二, 加强对相关政策的宣传力度, 引导具有非农化生计策略转型优势的潜在农户积极通过土地流转等, 降低对土地社会保障价值与生产价值的认知, 提高对农地市场价值的认知, 逐渐扭转农户传统因循守旧的传统观念。

第三, 重视农村社会保障机制构建, 关注现有政策体制与数字技术发展的匹配度。一方面, 通过互联网使用相关法律机制的构建与完善, 为农户提供更为安全的使用环境; 另一方面, 重视农户的信任问题, 通过更大范围与更深程度的社会保障机制的构建, 解决农户生计转型的后顾之忧, 降低农户的风险规避意识, 使其更为理性地认识风险, 在风险与收益之间做出更为合理的决策。

参考文献

- [1] GENTEL P, MARASENI T N. Climate change, poverty and livelihoods: adaptation practices by rural mountain communities in Nepal [J]. *Environmental Science & Policy*, 2012, 21: 24-34.
- [2] 李卓, 陈银蓉, 朱庆莹, 等. 农地转出对农户生计策略影响的区域差异研究: 基于生计资本的中介效应分析 [J]. *林业经济*, 2021, 43 (10): 21-36.
- [3] 杨晓燕, 夏咏. 正规金融嵌入对农户生计抉择的影响效应研究 [J]. *农业现代化研究*, 2022 (5): 1-11.
- [4] 马国璇, 周忠发, 朱昌丽, 等. 改进可持续生计框架下易地扶贫搬迁前后农户生计对比分析: 以贵州省贞丰县者相镇安置点为例 [J]. *中国农业资源与区划*, 2022, 43 (5): 207-217.
- [5] BARRETT C B, BEZUNEH M, ABOUD A. Income diversification, poverty traps and policy shocks in Côte d'Ivoire and Kenya [J]. *Food Policy*, 2001, 26 (4): 367-384.
- [6] 赵雪雁. 生计资本对农牧民生活满意度的影响: 以甘南高原为例 [J]. *地理研究*, 2011, 30 (4): 687-698.
- [7] 唐文浩. 数字技术驱动农业农村高质量发展: 理论阐释与实践路径 [J]. *南京农业大学学报 (社会科学版)*, 2022, 22 (2): 1-9.
- [8] 李怡, 柯杰升. 三级数字鸿沟: 农村数字经济的收入增长和收入分配效应 [J]. *农业技术经济*, 2021 (8): 119-132.
- [9] ATASOY H. The effects of broadband internet expansion on labor market outcomes [J]. *ILR Review*, 2013, 66 (2): 315-345.
- [10] 张要要. 数字鸿沟与农户家庭创业 [J]. *山西财经大学学报*, 2022, 44 (2): 103-114.
- [11] 张正平, 卢欢. 数字鸿沟对家庭金融投资的影响: 基于 CFPS 数据的实证研究 [J]. *福建论坛 (人文社会科学版)*, 2021 (3): 57-70.
- [12] 杨朴, 徐颖. 数字鸿沟与家庭教育投资不平等 [J]. *北京大学教育评论*, 2017, 15 (4): 126-154, 188.
- [13] 王杰, 蔡志坚. 风险规避、数字技术使用与农村家庭创业行为 [J]. *华南农业大学学报 (社会科学版)*, 2022, 21 (2): 28-40.
- [14] 易法敏. 数字技能、生计抗逆力与农村可持续减贫 [J]. *华南农业大学学报 (社会科学版)*, 2021, 20 (3): 1-13.
- [15] 陈一明. 数字经济与乡村产业融合发展的机制创新 [J]. *农业经济问题*, 2021 (12): 81-91.
- [16] 周小波. 数字乡村建设对农村市场发展的影响 [J]. *商业经济研究*, 2022 (7): 143-146.
- [17] 宋佳琪, 白子玉, 刘俊杰. 数字金融发展背景下农户信贷约束影响因素实证分析: 基于传统信贷和数字信贷的比较 [J]. *世界农业*, 2022 (3): 62-73.
- [18] 李晓园, 刘雨濛. 数字普惠金融如何促进农村创业? [J]. *经济管理*, 2021, 43 (12): 24-40.
- [19] 段军山, 邵骄阳. 数字普惠金融发展影响家庭资产配置结构了吗 [J]. *南方经济*, 2022 (4): 32-49.
- [20] 陈晓洁, 何广文, 陈洋. 数字鸿沟与农户数字信贷行为: 基于 2019 年欠发达地区农村普惠金融调查数据 [J]. *财经论丛*, 2022 (1): 46-56.
- [21] 余春苗, 任常青. 农村金融支持产业发展: 脱贫攻坚经验和乡村振兴启示 [J]. *经济学家*, 2021 (2): 112-119.
- [22] 秦芳, 王剑程, 胥芹. 数字经济如何促进农户增收?: 来自农村电商发展的证据 [J]. *经济学 (季刊)*, 2022, 22 (2): 591-612.
- [23] 朱红根, 宋成校. 互联网使用对家庭农场劳动力资源配置的影响 [J]. *农业技术经济*, 2020 (8): 40-53.
- [24] ATTEWELL P. Comment: "the first and second digital divides" [J]. *Sociology of Education*, 2001, 74 (3): 252-259.
- [25] AJZEN I. The theory of planned behavior [J]. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 1991, 50 (2): 179-211.
- [26] 吴郁玲, 谢锐莹, 于亿亿. 生计恢复力、价值认知对农户宅基地退出行为响应的影响 [J]. *农业经济与管理*, 2022 (2):

69-78.

- [27] 王晓敏, 颜廷武. 技术认知、环境规制与农户秸秆还田技术采纳行为 [J]. 世界农业, 2022 (4): 57-68.
- [28] 徐圣翔, 贺娟. 风险偏好对新种子技术采纳行为的影响: 基于农业保险调节效应视角 [J]. 世界农业, 2022 (4): 96-108.
- [29] 何秀, 王成超. 农户生计受新冠疫情的影响及其应对策略变化: 以赣南山区为例 [J]. 海南师范大学学报 (自然科学版), 2022, 35 (1): 69-75.
- [30] 孔文豪, 吴佳宜, 黄思颖. 数字鸿沟与相对剥夺感: 微观证据与影响机制 [J]. 电子政务, 2021 (1): 110-124.
- [31] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. 心理科学进展, 2014, 22 (5): 731-745.
- [32] 廖洪乐. 农户兼业及其对农地承包经营权流转的影响 [J]. 管理世界, 2012 (5): 62-70.
- [33] 吉星, 张红霄, 何文剑. 生计转型对农户农地抵押贷款可得性的影响: 从异质性农户地权安全的视角 [J]. 农业经济与管理, 2022 (1): 53-65.
- [34] WALELIGN S Z, POULIOT M, LARSEN H O, et al. Combining household income and asset data to identify livelihood strategies and their dynamics [J]. The Journal of Development Studies, 2017, 53 (6): 769-787.
- [35] 于潇, 刘澍. 老年人数字鸿沟与家庭支持: 基于 2018 年中国家庭追踪调查的研究 [J]. 吉林大学社会科学学报, 2021, 61 (6): 67-82, 231-232.
- [36] 杨柠泽, 周静, 马丽霞, 等. 信息获取媒介对农村居民生计选择的影响研究: 基于 CGSS2013 调查数据的实证分析 [J]. 农业技术经济, 2018 (5): 52-65.
- [37] 刘建国, 陈婧. 劳动力市场不确定性、人力资本内化与生育意愿: 基于三期中国家庭综合社会调查数据 (CGSS) [J]. 中国地质大学学报 (社会科学版), 2022, 22 (1): 85-98.

The Impact of Digital Technologies on Farmers' Livelihood Strategy Choices

—Based on the Regulatory Effect of Farmers' Psychological State

LIU Jianguo SU Wenjie

Abstract: Clarifying the internal dynamic mechanism of digital technology influencing the choice of farmers' livelihood strategies is of great significance for reasonably guiding their livelihood strategy selection and improving the supporting role of digital technology in rural construction. Based on the data of 3 422 farmer samples in the 2018 China Family Panel Studies (CFPS), the relationship between digital technology, psychological state and farmer livelihood strategy selection is explored by K-means cluster analysis, instrumental variable method, Logit regression analysis and spatial difference analysis. Studies have shown that: ① The use of digital technologies can help improve farmers' willingness to choose non-farm livelihood strategies. ② The relationship between traditional psychology and risk aversion psychology on digital technology and farmers' livelihood strategy selection behavior has a significant negative moderating effect. Farmers' perception of social injustice strengthens the role of digital technology in promoting the choice of their non-farm livelihood strategies. ③ While strengthening the construction of rural base stations and accelerating the reform of broadband speed and fee reduction, the government should cooperate with the construction of technical training mechanisms to improve the trust level of farmers, reduce the negative effects of changes in their psychological state, and jointly enhance the supporting role of digital technology in the choice of reasonable livelihood strategies for farmers from both the supply and demand sides.

Keywords: Digital Technology; Livelihood Strategy; Psychological State; Logit Regression; K-means Clustering Analysis

(责任编辑 张雪娇 卫晋津)

“三权分置”改革的法治构建

——以赋权、分权为视角

◆ 张宇¹ 王丽娜²

(1. 对外经济贸易大学法学院 北京 100105;

2. 东北林业大学林学院 哈尔滨 150040)

摘要: 在“三权分置”改革政策入法的过程中,须从“赋权”和“分权”两个维度来进行法治构建。一方面,要继续强化集体土地用益物权以维护集体土地经营者的正当权益;另一方面,要区分和协调集体土地财产权利与集体成员人身权利,以破除集体土地流转的体制障碍。上述两个维度在法理层面是由集体土地所有权双重属性所决定的,是现阶段有效实现集体土地所有制的客观需要,而在法律技术层面则需要通过设定制度构筑集体土地物权体系来完成。

关键词: 赋权;分权;集体土地物权体系

DOI: 10.13856/j.cn11-1097/s.2022.11.010

中国自古就是农业大国。农民与农地的关系构成影响中国经济发展和社会稳定的决定因素之一。新中国成立以来,集体土地法治建设始终是党和政府治国理政的首要工作之一。现阶段,集体土地既是农民富裕的根本依托,也是乡村振兴、农业发展的核心要素,而“三权分置”改革能否有效施行则是深化农村经济体制改革的关键环节^[1]。改革开放初期施行的家庭联产承包责任制改革(简称“承包制改革”)在国家层面由中央政策先行,后来随着各地实践经验的日渐成熟而逐步“入法”。而此次“三权分置”改革是在市场经济和法治建设深入推进的背景下进行的,在延续政策先导并稳步推进的同时,势必更加强调法学理论指导和法治建构支撑等法律供给的重要作用。目前在中央政策或顶层设计层面确定了改革的基本方向和总体框架,改革实施所必然牵涉的诸多理论难题都有待学界的深入研讨和实务界的实践检视^[2]。中国近现代革命和建设的伟大实践已反复证明,集体土地法治建设必须始终以农民为根本、以农业为先导和以土地为依托,必须以公平为基础来不断激发和释放农业生产效率。但是从现阶段各地的实践情况来看,在集体土地自主流转以及征收补偿等事关集体和农民切身利益的关键环节,仍存在集体和农民被边缘化和缺乏话语权等比较严重的问题。在“三权分置”改革法治建构或政策入法这一关键环节,必须彻底改变集体和农民对集体土地“有地无权”的不利状况。唯有如此才能科学统筹集体土地的所有与利用问题,才能不断提升集体土地的开发利用水平,最终使广大农民能够依托集体土地及其收益而不断实现其生存权和发展权^[3]。

收稿日期:2022-05-16。

基金项目:黑龙江省哲学社会科学规划项目(扶持共建项目)(20FXE398),黑龙江省哲学社会科学规划专项(20JYD220)。

作者简介:张宇(1976—),男,黑龙江哈尔滨人,博士研究生,副教授,硕士研究生导师,研究方向:经济法,E-mail:zhangyu1287@126.com;王丽娜(1979—),女,博士研究生,副教授,硕士研究生导师。

1 “三权分置”改革法治建构的两个维度

有观点认为,中国集体土地体制改革主要是为促进集体土地有效利用而渐次“分离”出来土地承包经营权和土地经营权,集体土地的利用问题比所有问题更为紧要。现阶段“三权分置”改革的核心任务须定位在集体土地所有权与土地承包经营权、土地经营权之间如何“分置”问题上。但是无论从动态的体制改革历程、还是从静态的法律体系构建来看,集体土地体制改革绝不只是简单的“分离”或“分置”问题,而应当从“赋权”与“分权”这两个维度来对其予以考察,并且这两个方面关联密切、不可偏废。

1.1 “赋权”维度

对集体和农民予以“赋权”才是现阶段“三权分置”改革法治构建的基本任务,也是土地承包经营权和土地经营权得以通过“层层设定”和“层层解锁”而从集体土地所有权中渐次分离出来的法理基础。将土地承包经营权和土地经营权作为用益物权来予以界定和保护,其宗旨正是为了改变集体和农民“有地无权”这一状况而在国家体制层面进行的立法回应。在承包制改革实施中确立的土地承包经营权,至今无论在国家立法层面、还是在各地实践中仍受到诸多限制,致使其权利构造不完整、权利功能也较弱。以至于在征地补偿环节,虽然中央文件早就提出要改革征地补偿制度,尤其是要提高集体和农民在土地增值收益分配中的所占比例,但是在国家立法层面至今都没有对土地承包经营权和土地经营权应否以及如何具体予以补偿进行专门规定。现行《土地管理法》第47条第4款规定,由被征地集体土地所有权人、使用权人依法办理补偿登记;第49条规定,由被征地集体向其成员公布补偿费用收支状况。现行《土地管理法实施条例》第32条第2款规定,被征收集体土地上的附着物、青苗等补偿费用归其所有权人所有。而严格来讲,在物权法上自物权与他物权相对应,因此集体土地所有权与土地承包经营权以及土地经营权相对应,“使用权”并非物权法术语。且根据上述立法规定,对于何谓地上附着物、青苗的“所有权人”,以及何谓拟征收土地的“使用权人”,都有待在后续立法中进一步予以明确。

法谚云“有权利必有救济”。目前在各地征地补偿实务中土地承包经营权和土地经营权人之所以始终无法得到合理补偿,很大程度上就是因为上述土地承包经营权和土地经营权尚未在国家立法层面被明确规定下来。对征地补偿客体以及征地补偿费用分配等关键问题都没有细化,尤其没有在集体与其成员以及其他集体土地经营者之间进行明确区分,实质上仍未改变传统集体所有制下已确立的一元补偿制度^[4]。并且在上述因素制约下,集体土地开发经营在相当程度上仍具有传统集体所有制条件下就具有的身份性、封闭性,改革中确立的土地承包经营权和土地经营权也未能与集体土地所有权有效分离,而这正是导致集体土地至今仍无法顺畅流转的体制障碍所在。上述状况显然不符合现阶段“三权分置”改革关于“稳定土地承包经营权”和“放活土地经营权”的顶层设计,而要改变此种不利状况就必须在征地补偿等相关国家立法上对集体与农民以及其他经营者予以明确区分。根据物权法基本原理,集体获得征地补偿是基于集体土地所有权,这部分收益构成不断壮大集体经济和充分保障集体成员权利的根本物质基础;而农户以及其他经营者获得征地补偿是基于土地承包经营权和土地经营权,这部分收益构成集体土地用益物权的法律实现形式,是农户和其他经营者实际投入人力、物力以及智力等生产要素的合理对价,是稳定土地承包经营权和土地经营权人权利预期并有效推动集体土地顺畅流转的法权保障^[5]。综上,现阶段“三权分置”改革其实是在承包制改革基础上对农户以及其他经营者在集体土地利用方面的进一步“赋权”,而集体土地体制改革始终都是一个在国家与集体、农民之间不断对后者予以“赋权”的法治建构过程,并且这一法治建构过程与社会经济市场化以及国家治理法治化相耦合。

缘何将土地承包经营权的法律属性界定为用益物权?这与“三权分置”改革法治建构的“赋权”维度之间又具有怎样的内在关联?纵观四十余年集体土地体制改革的实践历程可以发现,在承包制改革初期对土地承包经营权是具有债权属性、还是物权属性曾存在广泛争议,且在学界逐步形成“肯定说”“否定说”以及“折中说”,此种状况直到2007年《物权法》明确将土地承包经营权作为用益物权来加以界定和保护以后才

在整体上有所改观。而对土地经营权具有何种法律属性,学界也是莫衷一是,此种状况显然为现阶段改革的政策入法提供了足够法学支撑^[6]。其实无论是承包制改革确立的土地承包经营权、还是现阶段“三权分置”改革确立的土地经营权,其究竟具有何种法律属性实质上是对承包户和其他集体土地经营者权益如何加以确认和保障的一种法律定位。在法理学层面这属于应然层面的法律价值问题,而在政治经济学层面则是在既定历史阶段上如何调整国家上层建筑以适应客观经济基础,以有效解放和发展农业生产这一根本问题。那么将土地承包经营权和土地经营权都界定为“用益物权”而非“债权”,在制度更替与选择上又具有怎样的优越性和必然性呢?首先就“支配性”而言,虽然物权和债权都具有支配性但其间又存在明显不同:物权的支配性是对物的、绝对的,而债权的支配性则是对人的、相对的。其次就“处分性”而言,因为物权的支配性是对物的、绝对的,所以物权的处分无须征得他人同意而得以依法自主为之;而债权的处分无论在法定条件、还是法律程序上都较为严格、烦琐。据此,在国家立法层面最终以“用益物权”来界定和保护土地承包经营权和土地经营权,其宗旨就是为了有效克服上述“债权模式”的弊端,以物权法上用益物权所固有的对物性、绝对性、自主性,使集体土地使用权与所有权之间实现更有效分离,使土地承包经营权人以及后续的土地经营权人得以据此真正自主占有、使用、收益和处分^[7]。

将土地承包经营权和土地经营权界定为用益物权以后,还可以将其纳入物权登记,这更以国家登记所固有的公示性、公信力为集体土地的明晰产权、顺畅流转以及规模经营提供了有效的法律程序保障和法律运作平台^[8]。至此,农耕文明时期广大农民梦寐以求的“耕者有其田”,经由上述体制改革和法治建构以后便从安身立命的物质保障演变成为一种在新时代条件下得以实现迁徙自由和职业自由的法律权利^[9]。承包制改革是在集体所有权基础上设定土地承包经营权,“三权分置”改革则是在集体土地所有权和土地承包经营权基础上再设定土地经营权,在上述“层层设定”和不断赋权过程中逐渐解构为以集体土地所有权为根本、以土地承包经营权为纽带和以土地经营权为关键的集体土地物权体系。体制改革的渐进性在法治建构层面体现为国家立法的连贯性,因此《民法典》“物权编”仅是对《物权法》的“小修小补”而非“颠覆”^[10]。从确立土地承包经营权再到确立土地经营权,是在这一改革进路上对集体土地用益物权的不断明确和强化,是改变集体土地经营者有地无权状况而不断赋权的国家立法回应。

1.2 “分权”维度

纵观中国集体土地体制改革,一直以来都既是“赋权”又是“分权”的法治建构过程。在“赋权”与“分权”之间,“分权”以“赋权”为必要前提,而“分权”则构成体制改革的关键。一般以为,在“三权分置”改革中所谓的“分置”仅是在集体土地所有权、土地承包经营权以及土地经营权(简称“三权”)之间如何加以合理界分和明晰的问题,其实在此之前还有一个更加基础的“元问题”,其构成现阶段改革不可或缺的“分权”维度。中国集体土地体制改革之所以先后将土地承包经营权和土地经营权都界定为用益物权,不仅是对承包户和其他经营者不断予以赋权,同时也是对上述集体土地物权体系与集体成员人身权利的区分与协调。在中国土地公有制这一宪法框架内,现行立法禁止集体土地所有权交易,因此集体土地承包经营权能否依法“自主流转”这一重大历史课题都聚焦在土地承包经营权和土地经营权在权利构造上是否包括“处分权能”问题上。不可否认,长期以来土地承包经营权由于羁绊于承包户的集体成员身份而难以顺畅流转,厘清集体成员身份权利与集体土地财产权利之间的关系是全面推进现阶段体制改革的关键^[11]。根据现行立法规定,虽然集体土地所有权、土地承包经营权和土地经营权皆属于集体土地财产权利,但其实又都与所涉集体成员的成员权利密切关联,并因此与其他国家土地法治构建存在显著区别。第一,集体土地所有权负有保障广大农民生存权和发展权的特殊法律功能或社会职能,因此须切实保障集体成员的成员权利及权利行使的民主原则。第二,土地承包经营权一般以集体成员身份和承包权利为前提,并通过签订承包合同来设定,从改革实践来看这既是集体土地所有权的有效实现形式,也是所在集体成员上述诸项权益得以实现的根本担保。第三,虽然土地经营权是在土地承包经营权上设定,其与集体以及农民之间看似关联较远,但就整体而言“放活土地经营权”既是推动集体土地市场配置和规模经营的必然要求,同时也是现阶段“落实集体土地

所有权”和“稳定土地承包经营权”不可或缺的实现形式。综上，集体土地财产权利与集体成员人身权利之间存在密切关联。

有现阶段“三权分置”改革不仅要合理“分置”集体土地所有权与土地承包经营权、土地经营权，更须以“分置”集体土地物权性权利与集体成员身份性权利为逻辑基础，这是使两者从相互羁绊转为良性互促的关键所在。但有观点认为，在权利构造上土地承包经营权本身就已包含土地承包权，且土地承包权本身就是土地承包经营权的有效实现形式^[12]。其实该观点是将集体成员身份权利与集体土地财产权利混为一谈了。虽然原则上获得土地承包经营权须以具备集体成员资格为前提、以签订土地承包合同为载体和方式，但是土地承包权与土地承包经营权之间是前后相继的两项权利，而不是权利构造上的从属关系或者是包含关系。上述观点无论在理论研究还是在法治构建层面都不利于集体土地财产权利与集体成员身份权利之间的明确界分与合理协调，也不利于法治建构层面“分权”目标的实现。综上，在国家立法层面明确将土地承包经营权和土地经营权都界定为用益物权，不仅是对集体、农民以及其他经营者的不断“赋权”，也是在集体土地财产权利与集体成员身份权利之间予以明确“分权”，且此种“分权”是合理分置集体土地不同物权性权利的法理基础。

2 “赋权”和“分权”统一于集体土地物权体系

四十余年集体土地体制改革缘在上述“赋权”和“分权”两个维度展开，其在根本上取决于现阶段中国集体土地所有制有效实现形式的客观要求。土地私有必然导致土地集中，土地集中又必然导致阶级剥削和难以调和的社会矛盾，为此新中国成立初期便开始了土地合作运动^[13]。在所有制层面，集体土地所有制是公有制、不是私有制；而在法治建构层面，集体土地所有权也不同于立基于土地私有制的土地共有或股份制。在将集体土地所有权纳入理论体系的过程中，学界先后形成了“共有”（共同共有说、成员共同）、“总有”“合有”“法人所有”“合作社所有”等概念和学说，这些研究对正确阐释和科学建构集体土地所有权而言都极为重要，但是在“政策入法”的关键阶段又亟待摆脱上述众说纷纭状态而建立起基本统一的范式。上述研究都设定集体土地所有制为体制改革的基本前提^[14]。在民法上集体土地所有制体现为集体土地所有权，且后者构成物权法不动产部分的基本内容。总体而言，上述研究多为规范性、思辨性分析，对四十余年体制改革实践仍缺乏深入分析，而从“赋权”和“分权”两个维度来考察集体土地所有权、土地承包经营权以及土地经营权之间的内在关联在一定程度上能够弥补上述不足。

2.1 “赋权”和“分权”须以集体土地所有权为根本

与集体土地所有权的不完备相对应，农民集体至今也不具有完备的法律人格，学界对如何将其在民事主体部分予以安置仍莫衷一是^[15]。上述不利局面使集体土地所有权在一定程度上仍停留于传统意识形态层面，在实践中时常被干涉、被排斥，甚至在个别地方至今仍处于农民集体须无条件服从大局的“全民所有甚至是权力所有”的状态。在集体土地征收实务中，地方政府与农民集体之间在法律地位上并不对等：政府不仅享有法定公权，更在相当程度上演化为公共利益的化身；而农民集体却无法真正以所有者身份来行使集体土地所有权，相反依法维权行为往往被视为是不服从大局的自私自利。对此中央多次提出要改革征地制度，并逐步提高失地农民在土地增值收益分配中的占比，学界也有学者主张农民权益保障的“多元化”，如实现就业渠道的多元化以及纳入社会保障统筹体系等。还有评论认为，集体土地所有权其实是一种“公有利益”，实质上是服务集体成员的“集体私权”，而相关立法应属于公法或社会法范畴^[16]。

上述观点虽然各有其合理性，却都在不同程度上忽视了一个关键问题，即在集体所有制框架内，农民集体及集体土地所有权对集体成员生存权和发展权负有保障职能。在根本上这是中国集体土地所有制和集体土地所有权相较于他国土地制度的特殊性和优越性所在，也是体制改革须始终坚持并不断完备的道路和方向。现阶段要彻底改变集体和农民“有地无权”的不利状况，其实出路并不在他者，而在集体土地所有权及其他财产权利本身，这是考察集体土地所有权与上述“赋权”和“分权”两个维度内在关联的根本原因。其实集体土地所有权兼具私权属性和公共属性：在外部关系上集体土地所有权具有私权属性，而在内部关系上其又

具有公共属性；此两种属性不仅不相矛盾，且都严格贯彻了平等保护原则。

第一，集体土地所有权的私权属性主要是通过上述“赋权”维度在体制改革进程中不断彰显和积淀下来的。在对外关系上，集体土地所有权的私权属性与上述集体土地财产权利及平等保护原则相对应，据此集体土地所有权得以与国家公权构成纵向上的“权利/权力”关系^[17]，而与土地承包经营权、土地经营权以及其他集体土地所有权构成横向的“权利/权力”关系，这是体制改革缘何要不断赋权以改变“有地无权”状况的内在根据。有观点认为，不同农民集体之间存在着包涵或者从属的关系，各集体之间在根本利益上是一致的，因此小范围的集体应“服从”大范围的集体，且不同集体之间是上下级关系^[18]。其实此种认识根源于计划经济时期农村集体组织“越大越公”，且须“由低级形态向高级形态过渡”的传统意识形态，而与现阶段经济社会发展和改革战略部署显然不相符合。其实在对外关系方面，基于财产权利平等保护原则不能对集体土地所有权搞特殊化，不仅在集体土地所有权与国家土地所有权之间、在集体土地所有权与土地承包经营权以及土地经营权之间要贯彻平等保护原则，即使在不同集体土地所有权之间也不存在高低或隶属关系。这一原则不仅符合市场经济及其法治原则的基本要求，而且可以改变集体组织在“政社合一”时期错位的公法属性，以及由此导致的主体模糊、权能残缺等突出问题。综上，集体土地所有权之私权属性是现阶段“三权分置”改革及其法治建构缘何须进一步予以赋权的内在决定因素。

第二，集体土地所有权的公共属性主要是通过上述“分权”维度而在体制改革进程中不断彰显和积淀下来的。在集体组织内部，集体土地所有权的公共属性与集体成员的身份权利及平等保护原则相对应，因为在集体所有制框架内“农民集体”的法治建构不同于西方法学上的一般法人，而集体成员的“成员权”也区别于一般法人的“社员权”。农民集体之所以被普遍认为是“特殊法人”而不同于一般法人，在根本上是因为在集体所有制框架内，集体对其成员的生存和发展等诸项权益负担平等保障职能。据此，在农民集体内部，每个集体成员的身份权利或法律地位都是平等的（如土地承包权或表决权），但任何集体成员对集体土地及其他集体财产都不享有可分割的特定份额，更不能以个人身份享有或行使集体土地所有权。如《城镇集体所有制企业条例》规定，集体企业所有权归劳动群众集体所有，每一具体的集体企业所有权归本集体企业或联合经济组织范围内的劳动群众集体所有。集体土地所有权的公共属性使其与建立在土地私有制基础上的“共有”或“股份制”根本不同，在土地私有制国家一般只强调土地所有权的私权属性，强调不同土地财产权利之间的平等保护，而在中国则将平等原则贯彻到底，即强调对集体成员生存权和发展权予以平等保护。可见，集体土地体制改革以统筹集体土地财产权利平等保护与集体成员身份权利平等保护为终极目标，而在法治建构层面则集中体现为“赋权”和“分权”两个维度，且以“赋权”为基础、以“分权”为关键。

在集体土地财产权利方面，体制改革始终在集体土地利用权与集体土地所有权之间不断区别、分离和明晰，此过程起始于承包制改革而延伸至现阶段“三权分置”改革。而在集体成员身份权利方面，上述体制改革和法治建构主要集中在对集体成员身份权利与集体土地财产权利之间予以明确区分与科学统筹^[19]。“分权”维度与“三权”之间如何“分置”并不同，前者是后者的法理基础或者说是“元问题”，就此而言“分权”维度是正确理解和有效贯彻当下改革的关键。“分权”维度集中体现在土地承包经营权和土地经营权的法律属性上，国家立法和改革实践证明将二者作为用益物权加以界定和保护，可以在上述集体土地财产权利与集体成员身份权利之间实现合理区分和协调。就“区分”而言，使土地承包经营权与土地承包权、集体成员资格等人身因素明确区分开来，使土地承包经营权获得切实保障并得以自主转让；而就“协调”而言，土地承包经营权的自主转让和设定土地经营权，不仅不是淡化甚至是废弃集体土地所有权及其对集体成员生存权和发展权的保障职能，相反在促进集体土地顺畅流转和规模经营基础上能够真正实现集体土地财产权利与集体土地身份权利的有效结合。综上，现阶段“三权分置”改革之所以要在“赋权”和“分权”维度上深入推进，在根本上是由集体土地所有权所具有的私权属性和公共属性所决定的。

2.2 通过设定制度实现“赋权”和“分权”

如何以集体土地所有权为根本来推进“三权分置”改革，并统筹上述“赋权”和“分权”两个维度，一

方面须遵循各国民法及物权法基本原理,另一方面则须立足中国国情以适应经济社会发展和改革战略全局的客观要求。概言之,须兼顾集体土地法治体系建构的自洽性和适应性,依具体情形对合乎社会需求的权利赋予物权效力,以谋求国家、社会及个人之间的共同进步与协调发展^[20]。而依据物权法原理,设定制度既具有“创设性”、又具有“限定性”,其完全符合上述“赋权”和“分权”这一双重制度目标,并构建起科学的集体土地物权体系。

第一,设定制度能够满足体制改革的“赋权”目标,并科学建构集体土地物权体系。设定制度具有“创设性”,通过设定制度来创设土地承包经营权和土地经营权,能够使二者获得相对独立的法律地位,使土地承包经营权与土地经营权从集体土地所有权中渐次分离和独立出来,并使承包户和其他经营者获得稳定的权利预期和可靠的维权保障。同时,设定制度还具有“限定性”,通过设定而创设的土地承包经营权和土地经营权,在获得独立法律地位和切实法律保障的同时,仍不得受制于作为基础权利的集体土地所有权,如不得设置永久性期限以及不得违法改变集体土地的农业用途等^[21]。就此而言,设定制度不仅符合上述赋权要求,而且能够科学建构集体土地物权体系。因为设定制度兼具有“创设性”和“限定性”:一方面,在集体土地物权体系内部实现了不同物权之间的区分、明晰,有利于“三权”之间的产权明晰和顺畅流转;另一方面,能够在不同物权之间建立起应有的“位阶”关系,并通过功能协调和体系整合,最终确保集体土地所有制这一宪法规范的根本实现。现有实践经验和理论研究已充分表明,在集体土地所有权与土地承包经营权以及土地经营权之间、在自物权与他物权之间,不仅并行不悖而且相辅相成。不落实集体土地所有权就难以稳定土地承包经营权和放活土地经营权,而不稳定土地承包经营权和放活土地经营权也就难以真正落实和发展集体土地所有权,此种内在关联及辩证关系在法治建构层面使上述集体土地财产权利逐渐结构和积淀为集体土地物权体系。

第二,设定制度能够满足体制改革的“分权”目标。基于设定制度,上述诸项集体土地财产权利须以集体土地所有权为根本,以土地承包经营权为纽带并以土地经营权为关键,但上述各项集体土地财产权利都在不同环节、通过不同机制确保着集体成员身份权利的实现。中央在《深化农村改革综合性实施方案》中也指出在处理集体土地权属问题上,赋予集体成员财产权利须以保障集体成员人身权利为核心。在集体土地所有权上设定土地承包经营权和土地经营权,就是要在保障集体土地经营者正当权益和促进集体土地有效利用的基础上,为不断壮大集体经济奠定坚实的物质基础,继而才能在有地成员与无地成员、既有成员与未来成员之间确保公平发展。设定制度在法理上属于物权法范畴,经由设定制度来创设集体土地用益物权并构筑集体土地物权体系,其实质就是实现集体土地财产权利与集体成员人身权利之间的区分与协调,就是要打破集体土地顺畅流转和市场配置的体制障碍。无论从法理还是实践情况来看,设定制度都能够有效满足现阶段“三权分置”改革所确立的“分权”目标。具有用益物权属性的土地承包经营权和土地经营权不再受制于集体成员身份,其设定和转让无须取得所有权人即所在村民委员会的同意,只需依法签订土地承包合同并履行权属变更和公示等手续,这一点与债权法上的概括转移明显不同^[22]。综上,集体土地法治建构不仅可以通过设定制度的“赋权”功能来改变集体、农民以及其他经营者有地无权这一难题,还可以通过设定制度的“分权”功能来实现集体土地财产权利与集体成员身份权利之间的区分、协调,从而打破集体成员身份的束缚性和集体土地流转的封闭性,并借此有力助推城乡融合和一体发展目标的实现。

集体土地体制改革实践表明,在集体土地的所有与利用之间不仅不相矛盾,经由科学的法治建构更能形成一种良性互补的共生关系。集体土地所有权本身也并非一种抽象甚至是模糊的权利,相反在深化体制改革进程中正在国家立法层面被构建为一种实实在在的、真正法权关系意义上的权利。集体土地体制改革及其法治构建须使集体土地所有制和集体土地所有权不断适应集体土地利用方式和“三农”改革的现实要求,须始终以集体所有制为根本并积极探索其实现形式,唯有如此才能公私兼顾。经由上述“赋权”和“分权”两个维度的考察可以发现,中国集体土地法治构建能够有效促进社会主义人权事业的良性法治,能够从体制和法治层面确保个体与集体或者说是公民、社会与国家之间的均衡发展,而这能够为正确解读和有效贯彻现阶段“三权分置”改革提供坚实法理基础并确定着力方向。

参考文献

- [1] 陈小君. 土地经营权的性质及其法制实现路径 [J]. 政治与法律, 2018 (8): 2-12.
- [2] 张淞纶. 三权分置的挑战与《民法典》的回答 [J]. 河北法学, 2021 (4): 14-25.
- [3] 韩松. 农民集体土地所有权的权能 [J]. 法学研究, 2014 (6): 63-79.
- [4] 何莉. 法院审理征地补偿款分配纠纷案件的司法困境及其解决研究 [D]. 兰州: 兰州大学, 2016.
- [5] 耿卓. 农地三权分置改革中土地经营权的法理反思与制度回应 [J]. 法学家, 2017 (5): 13-24, 175.
- [6] 宋志红. 三权分置下农地流转权利体系重构研究 [J]. 中国法学, 2018 (4): 282-302.
- [7] 韩松. 论民法典物权编对土地承包经营权的规定: 基于“三权分置”的政策背景 [J]. 清华法学, 2018 (5): 112-125.
- [8] 高圣平. 论承包地流转的法律表达: 以我国《农村土地承包法》的修改为中心 [J]. 政治与法律, 2018 (8): 13-28.
- [9] 张林鸿, 王刘洋, 方印. 农村集体土地“三权分置”的法律问题研究: 以贵州省六盘水市为例 [J]. 贵州大学学报 (社会科学版), 2016 (6): 96-101.
- [10] 王利明. 我国民法典物权编的修改与完善 [J]. 清华法学, 2018 (2): 6-22.
- [11] 赖丽华. 基于“三权分置”的农村土地经营权二元法律制度构造 [J]. 西南民族大学学报 (人文社会科学版), 2016 (11): 112-118.
- [12] 温世扬, 吴昊. 集体土地“三权分置”的法律意蕴与制度供给 [J]. 华东政法大学学报, 2017 (3): 74-82.
- [13] 邹学荣. 我国土地政策面临的矛盾及制度和政策设计 [J]. 西南民族大学学报 (人文社会科学版), 2014 (10): 209-215.
- [14] 高圣平. 《民法典》与农村土地权利体系: 从归属到利用 [J]. 北京大学学报 (哲学社会科学版), 2020 (6): 143-153.
- [15] 孙宪忠. 推进农地三权分置经营模式的立法研究 [J]. 中国社会科学, 2016 (7): 145-163.
- [16] 韩松. 我国民法典物权编应当界定农民集体所有权类型的本质属性 [J]. 四川大学学报 (哲学社会科学版), 2019 (3): 63-72.
- [17] 孙宪忠. “统一唯一国家所有权”理论的悖谬及改革切入点分析 [J]. 法律科学 (西北政法大学学报), 2013 (3): 56-65.
- [18] 王卫国. 中国土地权利研究 [M]. 北京: 中国政法大学出版社, 1997.
- [19] 杨一介. 论“三权分置”背景下的家庭承包经营制度 [J]. 中国农村观察, 2018 (5): 82-95.
- [20] 郭杰. “三权分置”下“土地经营权”的法律制度构建研究 [D]. 南京: 南京大学, 2017.
- [21] 马俊驹, 丁晓强. 农村集体土地所有权的分解与保留: 论农地“三权分置”的法律构造 [J]. 法律科学 (西北政法大学学报), 2017 (3): 141-150.
- [22] 高圣平. 新型农业经营体系下农地产权结构的法律逻辑 [J]. 法学研究, 2014 (4): 76-91.

The Construction of Rule of Law in the “Separation of Three Powers” Reform
—From the Perspective of “Empowerment” and “Decentralization”

ZHANG Yu WANG Lina

Abstract: In the process of introducing the “separation of three power” reform policy into the law, we must construct the rule of law from the two dimensions of “empowerment” and “decentralization”. On the one hand, we should continue to strengthen the usufructuary right of collective land to safeguard the legitimate rights and interests of collective land operators. On the other hand, we should distinguish and coordinate the property rights of collective land and the personal rights of collective members in order to break the institutional obstacles of collective land circulation. The above two dimensions are determined by the dual attributes of collective land ownership at the legal level, which is the objective need to effectively realize the collective land ownership at this stage, while at the legal technical level, they need to be completed by setting up a system to build a collective land real right system.

Keywords: Empowerment; Decentralization; Collective Land Property Right System

· 其他 ·

国际粮农动态：常驻联合国粮农机构大使出席 FAO “世界棉花日” 庆祝活动并致辞

2022 年 10 月 7 日（当地时间）中午，中国常驻联合国粮农机构代表、大使广德福应邀出席联合国粮农组织（FAO）举办的首个“世界棉花日”庆祝活动并致辞。

受农业农村部唐仁健部长委托，广德福代表中国向 FAO 举办首个“世界棉花日”活动表示热烈祝贺，并高度评价本次活动的重要意义。广德福表示，棉花是世界上主要的经济作物之一，在世界经济发展中占有特殊地位，对保障广大农民特别是小农生计十分重要。联合国宣布设立“世界棉花日”，是国际社会对棉花产业经济价值和社会意义的充分认可。FAO 举办首个“世界棉花日”庆祝活动，对凝聚国际社会共识、推动棉花产业发展、携手应对全球挑战有积极意义。广德福介绍，棉花种植传入中国已有 2 000 多年历史，中国目前既是世界棉花生产大国，也是棉花消费大国。中国棉花产量已占全球的近四分之一，消费量占全球的近三分之一，棉花和棉纱进口位居全球第一位。近年来，中国通过品种改良、推广采棉机等现代农业机械的方式，极大提高了棉花生产效率，促进了棉农增收。

广德福最后强调，当今世界经济正经历深刻调整变革，全球粮食生产和棉花产业发展面临诸多挑战。国际社会理应加强合作，携起手来共同支持多边主义、维护多边贸易体制和规则，更好地推动棉花及棉制品贸易和投资自由化、便利化。中国愿与 FAO 和各成员国一道，增进技术交流与合作，共同推动全球棉花产业健康、稳定、可持续发展，为实现联合国可持续发展议程贡献力量。2021 年联合国大会通过决议，宣布每年 10 月 7 日为“世界棉花日”，旨在促进各方深入认识棉花产业面临的挑战和机遇。本次活动重点关注的是推动棉花产业可持续发展，为建设棉花产业更美好未来制定行动和解决方案。

FAO 总干事屈冬玉、世界贸易组织副总干事让-马里·波冈等国际组织代表，乍得贸易与工业部长坎帕德以及贝宁、巴西、秘鲁等国农业部长及其代表出席了庆祝活动并讲话，全球共百余国家和国际组织通过线上和线下方式参加了活动。

（中国常驻联合国粮农机构代表处 李 熙 供稿）

2022 年 10 月世界农产品 供需形势预测简报

中国常驻联合国粮农机构代表处 张红玲

根据美国农业部 2022 年 10 月《世界农产品供需预测报告》，2022/2023 年度世界主要农产品供需预测结果简述如下。

1 谷物

2022 年 10 月，世界谷物供需预测见表 1。

表 1 世界谷物供需预测变化

单位：百万吨

项目	9 月预测	10 月预测	变化
供应量	3 554.77	3 540.91	-13.86
产量	2 755.53	2 746.53	-9.00
消费量	2 782.95	2 775.16	-7.79
贸易量	488.85	487.42	-1.43
期末库存量	771.82	765.75	-6.07

资料来源：美国农业部 2022 年 10 月《世界农产品供需预测报告》。表 2 至表 6 同。

注：贸易量是基于出口估算，全文同。

2022/2023 年度世界谷物供应量将达 35.41 亿吨，较 2021/2022 年度估算值减少 5 925 万吨，比 9 月预测值下调 1 386 万吨。

2022/2023 年度世界谷物产量将达 27.47 亿吨（图 1），较 2021/2022 年度估算值减少 5 227 万吨，比 9 月预测值下调 900 万吨。

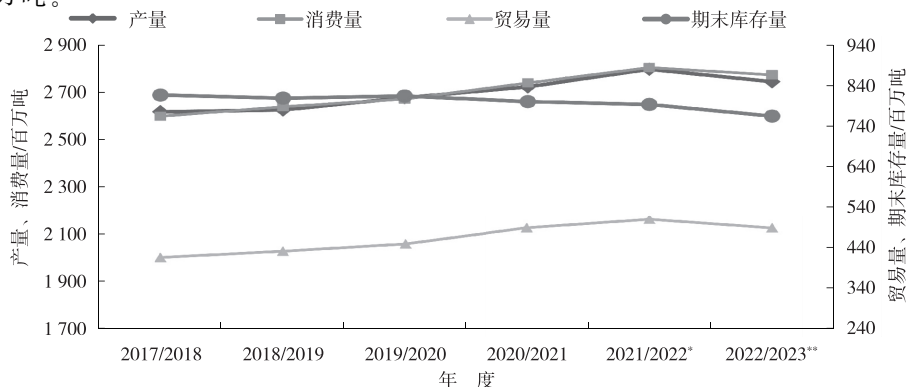


图 1 世界谷物供需形势

资料来源：根据美国农业部产供需数据库和相关各期《世界农产品供需预测报告》整理而得。图 2 至图 6 同。

注：* 为 2021/2022 年度估算值，** 为 2022/2023 年度 10 月预测值。

2022/2023 年度世界谷物消费量将达 27.75 亿吨，较 2021/2022 年度估算值减少 3 063 万吨，比 9 月预测值下调 779 万吨。

2022/2023 年度世界谷物贸易量将达 4.87 亿吨，较 2021/2022 年度估算值减少 2 132 万吨，比 9 月预测值下调 143 万吨。

2022/2023 年度世界谷物期末库存量将达 7.66 亿吨，较 2021/2022 年度估算值减少 2 863 万吨，比 9 月预测值下调 607 万吨。

1.1 稻米

2022 年 10 月，世界稻米供需预测见表 2。

表 2 世界稻米供需预测变化

单位：百万吨

项目	9 月预测	10 月预测	变化
供应量	692.88	689.29	-3.59
产量	507.99	505.04	-2.95
消费量	519.32	518.09	-1.23
贸易量	53.61	53.22	-0.39
期末库存量	173.56	171.20	-2.36

2022/2023 年度世界稻米供应量预计为 6.89 亿吨，较 2021/2022 年度估算值减少 1 417 万吨，比 9 月预测值下调 359 万吨。下调的主要原因是印度和巴基斯坦产量下调。

2022/2023 年度世界稻米产量预计为 5.05 亿吨（图 2），较 2021/2022 年度估算值减少 1 027 万吨，比 9 月预测值下调 295 万吨。其中，根据印度政府对 2022/2023 年度秋季作物产量的第一次估算，其稻米产量下调 250 万吨，至 1.24 亿吨。巴基斯坦受洪水泛滥且持续时间长的影响，尤其是信德省稻米收获面积和单产均将大幅减少，巴基斯坦稻米产量下调 100 万吨，至 740 万吨。

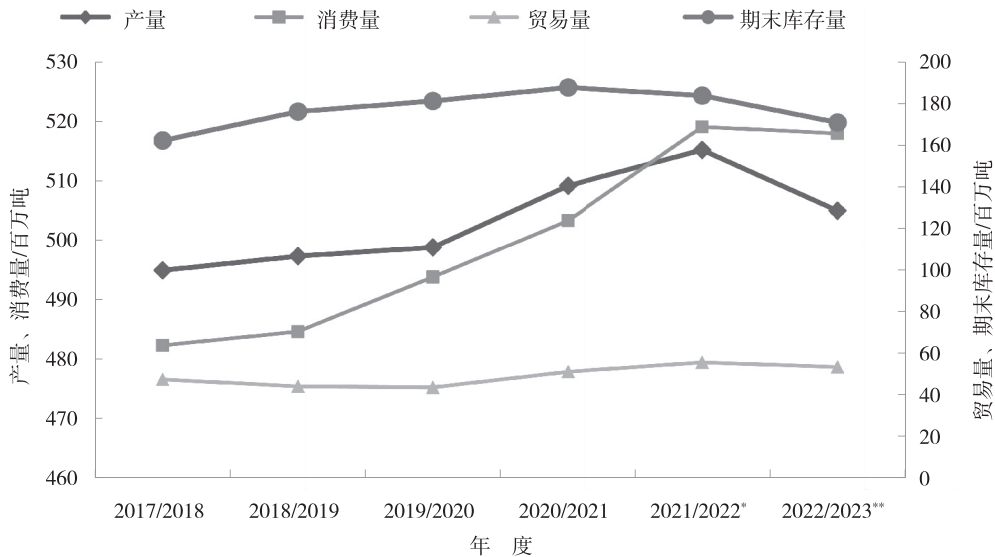


图 2 世界稻米供需形势

2022/2023 年度世界稻米消费量预计达创纪录的 5.18 亿吨，较 2021/2022 年度估算值减少 112 万吨，比 9 月预测值下调 123 万吨。

2022/2023 年度世界稻米贸易量预计为 5 322 万吨，较 2021/2022 年度估算值减少 225 万吨，比 9 月预测值下调 39 万吨。下调的原因是越南、泰国和巴西稻米出口量的上调仅部分地抵消了印度和巴基斯坦稻米出

口量的下调。

2022/2023 年度世界稻米期末库存量预计为 1.71 亿吨，较 2021/2022 年度估算减少 1 305 万吨，比 9 月预测值下调 236 万吨。下调的主要原因是印度稻米期末库存量下调，这将是其自 2017/2018 年度以来库存最低水平。

1.2 小麦

2022 年 10 月，世界小麦供需预测见表 3。

表 3 世界小麦供需预测变化

单位：百万吨

项目	9 月预测	10 月预测	变化
供应量	1 059.59	1 057.71	-1.88
产量	783.92	781.70	-2.22
消费量	791.02	790.17	-0.85
贸易量	208.89	208.33	-0.56
期末库存量	268.57	267.54	-1.03

2022/2023 年度世界小麦供应量预计为 10.58 亿吨，较 2021/2022 年度估算值减少 1 245 万吨，比 9 月预测值下调 188 万吨。下调的原因是美国和阿根廷的减产更多地抵消了欧盟产量的增加。

2022/2023 年度世界小麦产量预计为 7.82 亿吨（图 3），较 2021/2022 年度估算值增加 194 万吨，比 9 月预测值下调 222 万吨，虽然产量较 9 月有所下调，但仍保持创纪录水平。其中，阿根廷受持续干旱影响，小麦收获面积和单产均有所下调，小麦产量下调 150 万吨，至 1 750 万吨。欧盟小麦产量上调 270 万吨，达到 1.35 亿吨，上调的原因是波兰和德国政府对小麦估算产量上调。

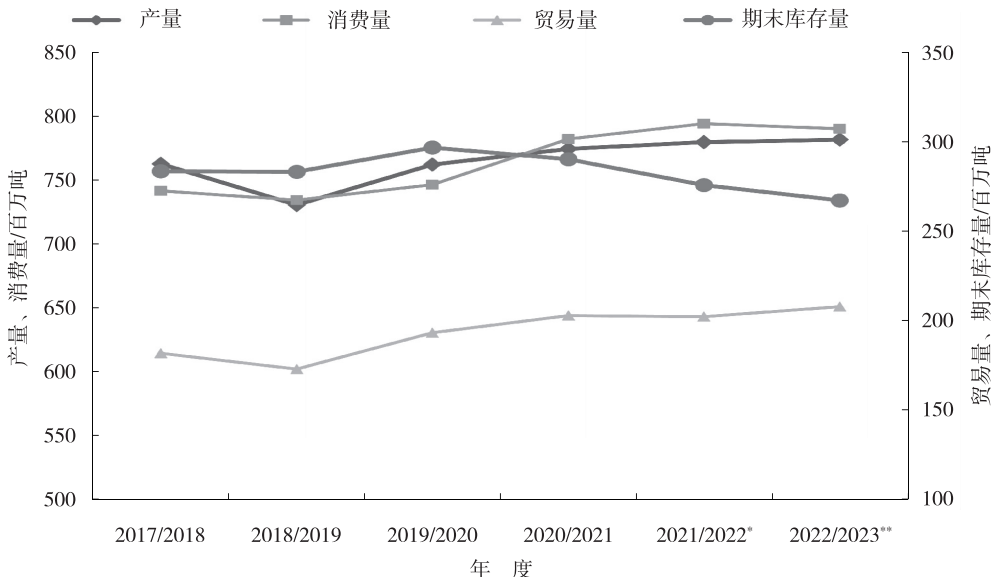


图 3 世界小麦供需形势

2022/2023 年度世界小麦消费量预计为 7.9 亿吨，较 2021/2022 年度估算值减少 398 万吨，比 9 月预测值下调 85 万吨。下调的主要原因是小麦食物、种子和工业消费量的下调更多地抵消了小麦饲料和残渣消费量的上调。

2022/2023 年度世界小麦贸易量预计为 2.08 亿吨，较 2021/2022 年度估算值增加 555 万吨，比 9 月预测值下调 56 万吨。下调的原因是美国和阿根廷小麦出口量的下调更多地抵消了欧盟小麦出口量的上调。

2022/2023 年度世界小麦期末库存量预计为 2.68 亿吨, 较 2021/2022 年度估算值减少 847 万吨, 比 9 月预测值下调 103 万吨。下调的原因是美国小麦期末库存量的下调。

1.3 玉米

2022 年 10 月, 世界玉米供需预测见表 4。

表 4 世界玉米供需预测变化

单位: 百万吨

项目	9 月预测	10 月预测	变化
供应量	1 484.72	1 475.75	-8.97
产量	1 172.58	1 168.74	-3.84
消费量	1 180.18	1 174.55	-5.63
贸易量	183.58	183.04	-0.54
期末库存量	304.53	301.19	-3.34

2022/2023 年度世界玉米供应量预计为 14.76 亿吨, 较 2021/2022 年度估算值减少 3 433 万吨, 比 9 月预测值下调 897 万吨。

2022/2023 年度世界玉米产量预计为 11.69 亿吨 (图 4), 较 2021/2022 年度估算值减少 4 856 万吨, 比 9 月预测值下调 384 万吨。其中, 美国玉米产量下调 124 万吨, 而美国以外国家玉米产量下调 260 万吨。美国以外国家玉米产量下调的原因是印度玉米产量的上调仅部分抵消了欧盟和塞尔维亚玉米产量的下调。罗马尼亚、保加利亚、匈牙利和法国玉米产量的下降是导致欧盟玉米产量下调的主因。根据印度政府最新统计数据, 印度玉米产量有所上调。

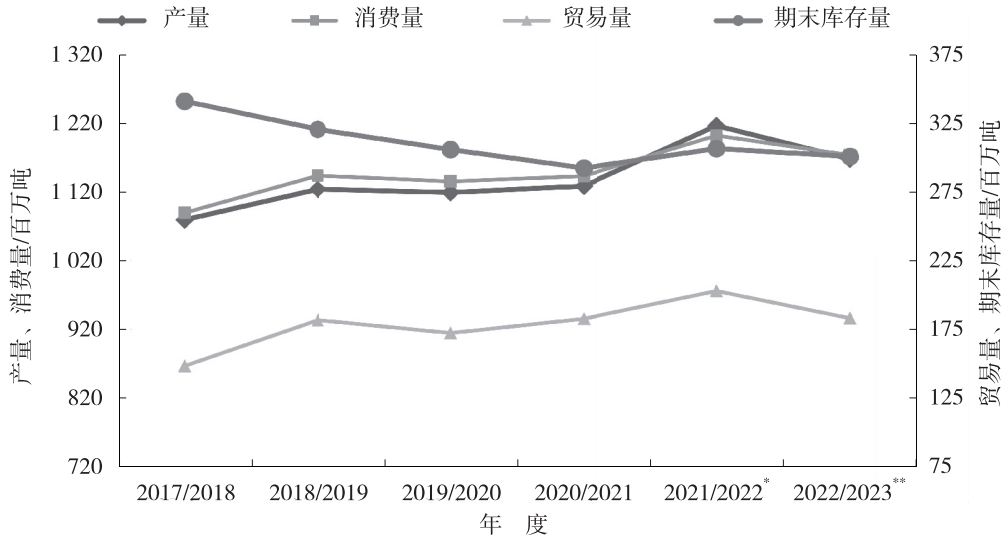


图 4 世界玉米供需形势

2022/2023 年度世界玉米消费量预计为 11.75 亿吨, 较 2021/2022 年度估算值减少 1 989 万吨, 比 9 月预测值下调 563 万吨。

2022/2023 年度世界玉米贸易量预计为 1.83 亿吨, 较 2021/2022 年度估算值减少 1 989 万吨, 比 9 月预测值下调 54 万吨。其中, 出口方面, 乌克兰和印度玉米出口量有所上调, 但美国 and 塞尔维亚玉米出口量有所下调; 进口方面, 伊朗、日本和越南玉米进口量下调, 但欧盟和美国玉米进口量有所上调。2021/2022 年度, 按当地市场年计算, 阿根廷玉米出口量有所下调。

2022/2023 年度世界玉米期末库存量预计为 3.01 亿吨, 较 2021/2022 年度估算值减少 582 万吨, 比 9 月

预测值下调 334 万吨。其中，美国玉米期末库存量下调 118 万吨，美国以外国家玉米期末库存量下调 216 万吨。美国以外国家玉米期末库存量上调的原因是中国和乌克兰玉米期末库存量下调。

2 大豆

2022 年 10 月，世界大豆供需预测见表 5。

表 5 世界大豆供需预测变化

单位：百万吨

项目	9 月预测	10 月预测	变化
供应量	479.47	483.37	3.90
产量	389.77	390.99	1.22
消费量	377.68	380.24	2.56
贸易量	167.88	168.84	0.96
期末库存量	98.92	100.52	1.60

2022/2023 年度世界大豆供应量预计为 4.83 亿吨，较 2021/2022 年度估算值增加 2 763 万吨，比 9 月预测值上调 390 万吨。

2022/2023 年度世界大豆产量预计为 3.91 亿吨（图 5），较 2021/2022 年度估算值增加 3 530 万吨，比 9 月预测值上调 122 万吨。其中，美国大豆产量下调 178 万吨，而巴西大豆产量上调 300 万吨，至 1.52 亿吨。

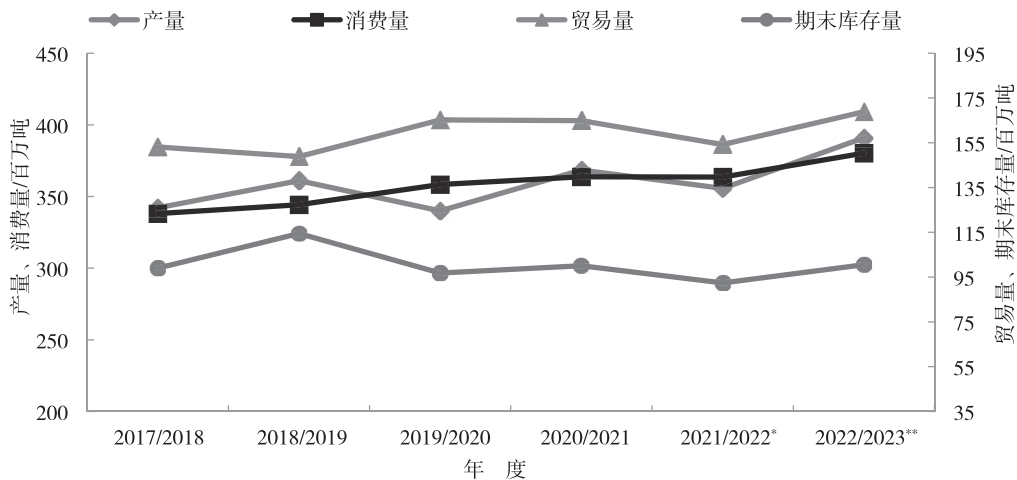


图 5 世界大豆供需形势

2022/2023 年度世界大豆消费量预计为 3.8 亿吨，较 2021/2022 年度估算值增加 1 666 万吨，比 9 月预测值上调 256 万吨。

2022/2023 年度世界大豆贸易量预计为 1.69 亿吨，较 2021/2022 年度估算值增加 1 466 万吨，比 9 月预测值上调 96 万吨。上调的原因是美国和巴拉圭大豆出口量的下调仅部分抵消了阿根廷和巴西大豆出口量的上调。随着全球大豆供应量的增加，中国大豆进口量上调 100 万吨，达到 9 800 万吨。

2022/2023 年度世界大豆期末库存量预计为 1.01 亿吨，较 2021/2022 年度估算值增加 814 万吨，比 9 月预测值上调 160 万吨。上调的主要原因是巴西大豆期末库存量上调。

3 棉花

2022 年 10 月，世界棉花供需预测见表 6。

表 6 世界棉花供需预测变化

单位: 百万吨

项目	9 月预测	10 月预测	变化
供应量	44.25	44.27	0.02
产量	25.79	25.70	-0.09
消费量	25.83	25.17	-0.66
贸易量	9.71	9.50	-0.21
期末库存量	18.45	19.13	0.68

2022/2023 年度世界棉花供应量预计为 4 427 万吨, 较 2021/2022 年度估算值增加 22 万吨, 比 9 月预测值上调 2 万吨。

2022/2023 年度世界棉花产量预计为 2 570 万吨 (图 6), 较 2021/2022 年度估算值增加 55 万吨, 比 9 月预测值下调 9 万吨。下调的主要原因是巴基斯坦和贝宁棉花产量下调。

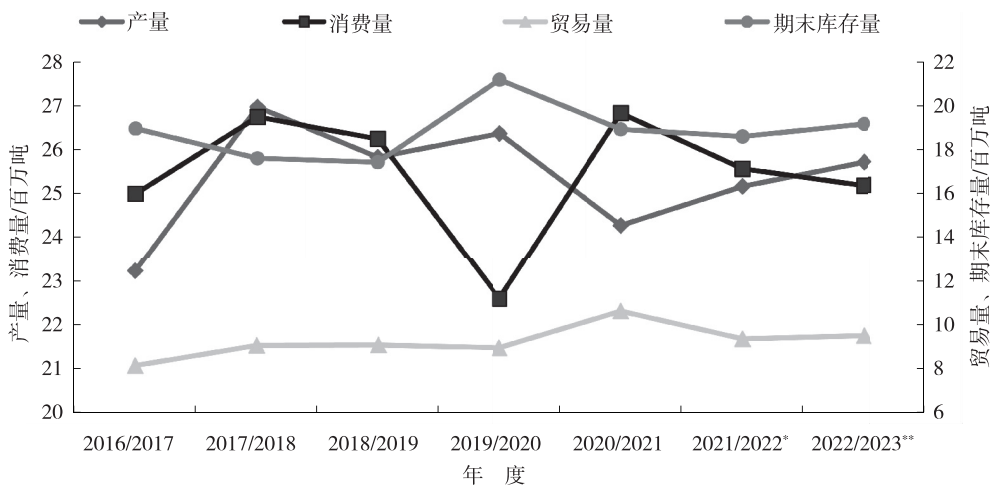


图 6 世界棉花供需形势

2022/2023 年度世界棉花消费量预计为 2 517 万吨, 较 2021/2022 年度估算值减少 39 万吨, 比 9 月预测值下调 66 万吨。中国对棉花消费历史估算值进行了修订, 其中变化最大变化在 2021/2022 年度, 其消费量下调了 44 万吨。预计中国 2022/2023 年棉花消费量本月将下调 22 万吨, 同时印度棉花消费量也下调相应数量。巴基斯坦棉花消费量下调 11 万吨, 土耳其、墨西哥和越南的棉花消费量也有所下调。

2022/2023 年度世界棉花贸易量预计为 950 万吨, 较 2021/2022 年度估算值增加 15 万吨, 比 9 月预测值下调 21 万吨。其中, 中国、巴基斯坦、墨西哥、土耳其和越南棉花进口量下调。澳大利亚、巴西、印度、贝宁、科特迪瓦、希腊、墨西哥以及美国的棉花出口量有所下调。

2022/2023 年度世界棉花期末库存量预计为 1 913 万吨, 较 2021/2022 年度估算值增加 57 万吨, 比 9 月预测值上调 68 万吨。

(责任编辑 卫晋津 张雪娇)

联合国粮农组织人力资源状况调研报告

朱宝颖 李航浩 李熙 李波

摘要：联合国粮农组织（FAO）是联合国系统内负责粮食和农业事务的专门机构，是中国多边农业外交的主要平台之一。笔者结合多年工作实践，对 FAO 内部架构和人力资源状况进行了深入调研分析，并提出了有针对性的具体建议，以期为中国国际人才培养选拔推荐工作提供参考。

1 FAO 组织概况

联合国粮农组织（FAO）成立于 1945 年 10 月 16 日，现有 194 个成员国、1 个成员组织（欧盟）、2 个准成员（法罗群岛、托克劳群岛）。

FAO 总部设在意大利罗马，组织架构包括核心领导团队、13 个办公室、3 个联合中心、20 个司。除总部之外，FAO 还在 152 个国家设有各种形式的办事处和代表处，包括 5 个区域办事处、10 个分区域办事处、144 个驻国家代表处、6 个联络处、7 个伙伴关系和联络处、信息办公室，以及国家通信员等。

2 FAO 人力资源概况

2.1 人员构成及分布

根据 FAO 最新人力资源数据，截至 2021 年 12 月 31 日（以下均为此时间节点），FAO 共有职工（正式职工和附属员工）14 810 人，按照工作地点划分，总部 2 831 人，世界各地分支机构 11 979 人；按照岗位性质划分，正式职工 3 255 人（其中常规预算 2 317 人，非常规预算 938 人），附属员工 11 555 人（表 1）。其中，正式职工包括管理人员 D 级及以上、专业技术人员 P 级、服务岗位 G 级、JPO（Junior Professional Officers）和 NPO（National Professional Officers），附属员工包括顾问、短期项目人员等。

表 1 FAO 职工构成与分布

单位：人

职工构成	总部	各地分支机构	总计
正式职工	1 656 (51%)	1 599 (49%)	3 255
附属员工	1 175 (10%)	10 380 (90%)	11 555
合计	2 831 (19%)	11 979 (81%)	14 810

总部和分支机构之间的职工分布：从职工总数看，19%的职工位于意大利/总部，81%的职工位于世界

各地分支机构；正式职工在罗马总部和各地分支机构基本各占一半，而附属员工 90% 都在世界各地分支机构。

目前，FAO 高级管理人员（包括副总干事 DDG、助理总干事 ADG、D 级）共 141 人，占正式职工总数的 4.3%；专业技术人员（P 级）1 575 人，占比最大，占 48%，其次是服务人员（G 级）1 257 人，占比 39%。详见表 2。

表 2 正式职工各级别人数构成

单位：人

级别	总部			世界各地分支机构			总计
	常规预算	非常规预算	小计	常规预算	非常规预算	小计	
D 级及以上	71	10	81	51	9	60	141
P 级	639	323	962	338	275	613	1 575
JPO	0	22	22	0	7	7	29
NPO	0	0	0	195	58	253	253
G 级	439	152	591	584	82	666	1 257
合计	1 149	507	1 656	1 168	431	1 599	3 255

2.2 性别比例

在过去十年中，FAO 女性员工在 P 级及以上类别中的总比例从 32% 增长到 43%，并在总体上稳步增长。截至 2021 年 12 月 31 日，FAO 各级女性正式职员的比例为 52%，与 2020 年没有变化。附属员工队伍中的女性比例为 39%，比 2020 年增长了 2%。总部实现了平等（53%），但各分支机构的女性职工人数较少（31%）。FAO 中所有女性员工（员工和附属员工）的比例为 42%，高于 2020 年的 41%。FAO 的目标是到 2022 年在专业级别（P1~P5）实现性别平等，到 2024 年在高级别职位（D 级及以上）实现性别平等。在专业类别（P1~P5）中，FAO 女性职工比例已达到 45%，接近 2022 年实现平等的目标。D 级及以上的女性比例为 26%。

3 地理代表性

截至 2021 年 12 月 31 日，FAO 194 个成员国中，地理代表性为 0 的国家 17 个（9%），地理代表性不足的国家 12 个（6%），地理代表性合理的国家 155 个（80%），地理代表性超标的国家 10 个（5%）。意大利地理代表性超标最多，其次为西班牙、巴西、埃及、塞内加尔等。地理代表性不足的国家包括中国（合理区间 89~121，实际 56）、美国（合理区间 145~196，实际 116）、日本（合理区间 58~78，实际 40）、沙特阿拉伯（合理区间 9~13，实际 1）、韩国（合理区间 17~23，实际 12）等。

目前 FAO 计算常规预算地理代表性的公式是 2003 年 11 月 FAO 第 32 届大会确定的。地理代表性的基本数字是根据工作方案和预算中设立的所有常规预算资助的员额，但不受地理分配限制的员额（即总干事和语言服务人员）除外。成员资格的权重为基本数字的 40%，在所有成员之间平均分配；人口因素分配权重为 5%，与所有成员的总人口直接相关，并按其人口比例分配；贡献因素占员额的 55%，按分摊会费比例分配；每个会员国公平范围的中点是通过这三个因素相加得出；公平范围的上限和下限是基于从中点向上和向下 15% 的灵活性。

$$P_n = \frac{1}{N} \cdot P_m + \frac{\rho_n}{\rho_N} \cdot P_\rho + C \cdot P_c$$

其中， P_n 为成员地理代表性职位中位数； P_m 、 P_ρ 、 P_c 分别为成员资格（40%）、人口（5%）和会费占比（55%）职位数，基数为 1 248； N 为 FAO 成员总数； ρ_n 、 ρ_N 分别为成员人口数和所有成员人口数； C 为成员分摊会费比例。 P_n 上下浮动 15% 为该成员地理代表性区间。

4 职位空缺及招聘

据 FAO 统计，目前全球常规预算支持的 P 级岗位共 1 230 个（包括总部、各地分支机构和青年人才计划），现有 980 人，空缺 250 人，空缺率为 20%，与 2020 年保持相似（2020 年为 19%）。

目前常规预算岗位空缺率比较高的部门包括可持续发展目标办公室 OSG（100%）、应急行动及抵御能力办公室 OER（100%）、贝克多副总干事办公室（67%）、欧洲中亚区域办公室（40%）、塞梅朵副总干事办公室（33%）、项目支持司 PSS（33%）等。而常规预算岗位空缺绝对数量较多部门包括投资中心 CFI（25 个）、渔业及水产养殖业司 NFI（20 个）等。

FAO 员工招聘的正式程序，包括职位公告、筛查简历、视情组织笔试、形成长名单、组成面试专家小组、组织面试、背景调查、形成短名单等流程，最后由相应负责人决定最终人选，P5 级及以上需报由总干事最终确定。招聘过程一般耗时 5 个月，时间以从发布招聘公告到发出职位合同信的天数来计算，平均时长从 2020 年的 159 天小幅下降到 2021 年的 156 天。

为吸引优秀人才参与竞聘，FAO 设计并举办了针对不同背景的学生和年轻专业人员的虚拟职业招聘会，以及使用社交媒体和网络向社会积极推广，并通过各国家办、与成员国驻 FAO 代表处进行有针对性的交流，以吸引来自特定国家的申请者。2021 年 FAO 参加了 7 场外联活动。这些活动是由 FAO 成员、学术机构和基金会或联合国网络组织的，如由日本大使馆组织的 RBA（联合国驻罗马粮农三机构）职业研讨会等。活动吸引了来自 120 个国家的近 1 000 名参与者，其中包括 17 个非代表或代表不足的国家，收到 616 份工作申请。

5 青年人才计划

FAO 为青年人才加入本组织提供了各种渠道，包括青年专业人员计划（Young Professionals Programme, YPP）、初级专业人员计划（Junior Professional Officers Programme, JPO）及实习生、志愿者和研究员计划（Internship, Volunteers and Fellows Programme, IVF）。所有青年人才计划都符合 FAO 以及联合国共同体系的需要和最佳做法。表 3 为提供青年人才计划的总体情况。

表 3 FAO 青年人才计划

单位：人

项目	罗马总部	各地分支机构
青年专业人员计划（YPP）	4	4
初级专业人员计划（JPO）	29	7
实习生	48	97
研究员	3	3
FAO 志愿者	15	15
联合国机构志愿者	29	28

注：为与其他联合国机构保持一致，此前 FAO 的初级专业人员计划（JPO）已经被更名为青年专业人员计划（YPP）。同样，此前 FAO 的准专业官员（APO）已被更名为初级专业人员（JPO）。表中数据是截至 2021 年 12 月 31 日组织内现有的人数。

5.1 青年专业人员计划

青年专业人员计划即此前的初级专业人员计划。青年专业人员计划由 FAO 常规预算资助，每两年提供 25 个职位，该方案的目标是吸引和促进招聘“主要来自非代表和代表不足的发展中国家的有才华的年轻专业人员”，并提供了作为联合国国际公务员的职业切入点。

在过去的十年中，来自 58 个国家的 84 名年轻专业人员通过青年专业人员计划加入了 FAO，其中 45 名参与者以不同的合同方式保留，总体保留率为 54%（其中 47% 为女性）。2021 年 12 月，在推迟几年之后，

FAO 重新启动了当前 PWB 周期（2022/2023 年度）的青年专业人员计划项目，计划 25 人，12 名年轻专业人员将安置在总部，13 名安置在各地分支机构。

5.2 初级专业人员计划

联合国系统范围的初级专业人员计划由资源伙伴（自愿捐款）资助，通常在 P2 级。该计划为参与者提供有组织的在职学习服务，参与者在 FAO 一名高级工作人员的监督下应用其技术专长。参与者不计入地理代表性。截至 2021 年 12 月 31 日，FAO 共与各成员签署了 24 项初级专业人员计划协议，JPO 累计人数 109 个。2021 年有 10 个新的初级专业人员加入 FAO，15 个结束项目任期，现有初级专业人员 29 人。在 2022 年结束任期的 15 人中，有 6 人在初级专业人员任务完成后的 6 个月内被保留为工作人员或顾问。表 4 具体说明了人员构成情况。

表 4 初级专业人员 (JPO) 情况

分布情况	JPO 人数	分布情况	JPO 人数
中国	2 人	罗马总部	22 人
比利时	1 人	各地分支机构	7 人
法国	1 人	女性占比	72%
德国	7 人	男性占比	28%
日本	8 人		
荷兰	4 人		
西班牙	1 人		
瑞典	2 人		
瑞士	1 人		
美国	2 人		
十国总计	29 人		

注：中国 JPO 截至 2022 年 7 月为 10 人。

5.3 实习生、志愿者和研究员计划

实习生、志愿者和研究员计划的战略目标之一是吸引来自全球各地的具有不同背景的年轻人才。2021 年，尽管持续面临新冠肺炎疫情的挑战，但仍有来自 85 个成员国的 320 名参与者，其中 19% 的参与者来自非代表或代表不足的国家，68% 的参与者是女性。来自欧洲的参与者占比最多，达到 40%（图 1）。2021 年项目的申请者数量显著增加，比 2020 年增长了 17%。

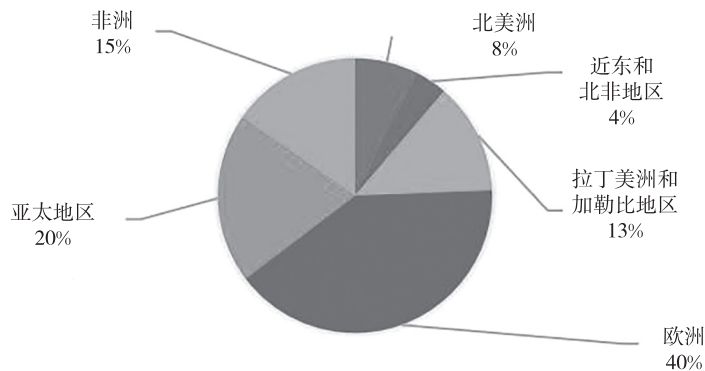


图 1 IVF 参与者（按地区划分）

2021 年，合作机构资助了 16% 的参与者。截至 2022 年 2 月 4 日，FAO 与全球机构有 48 项在执行的协

议。2021 年签署了 10 份协议，其中 8 份来自亚洲的机构，2 份来自欧洲。

由于有针对性的外联并与各区域办事处合作，FAO 资助了来自 12 个国家的 25 名土著青年参加 FAO 的实习方案，这些来自土著人民社区的年轻人在他们自己的国家/当地社区从事不同的项目。

6 思考与建议

6.1 加强合作，多渠道拓展国际人才输送渠道

与 FAO 人力资源部门加强沟通交流，及时了解更多 FAO 职位招聘信息；探讨以现场或网络虚拟等多种形式合作开展 FAO 职位和人才招聘宣介活动；积极参与其青年人才计划，加大中国与 FAO 的 JPO 合作协议执行力度，持续开展人力资源领域合作，以青年专业人才、实习生、顾问等多种形式向 FAO 输送人才。

6.2 练足内功，增加国际多边人才储备

国际组织人才选拔和推送需要长期培养、长远规划，不是一朝一夕之功。应继续完善对国际职员的保障支持政策，稳定国际职员队伍。建立和完善 FAO 国际职员人才培养机制性安排，着力国际视野、知识结构和能力结构与国际组织需要的匹配性，实现人才培养“专业化、职业化、组织化”。加强国际组织职员后备人才培养、储备、筛选和推送工作，建立稳定长效的国际职员储备和推送工作机制。

6.3 开拓视野，多维度多层次输送人才

应全面统筹规划，布局长远，在 FAO 总部和分支机构、组织内部不同部门、不同领域实现有的放矢输送人才。针对高、中、初级岗位分类施策，做好有针对性的人才培养、储备和推荐，特别是针对重要岗位和重要项目进一步加大培养、推荐、支持力度，逐步建立和形成稳定的国际职员梯队。

《农业高水平对外开放： 中国模式与路径》读后感

◆ 中国农业大学经济管理学院教授、国务院参事 何秀荣

最近，有幸先阅了刘艺卓研究员的新著《农业高水平对外开放：中国模式与路径》，由于专著内容与我的研究领域相关，更兼刘艺卓毕业于我院，不禁饶有兴趣地阅读全书并触发感想。

近十年，我国社会经济发展进入了新阶段。国际上，随着新兴国家发展、区域化倾向增强，以欧美为中心的世界旧格局在破裂、世界多极化中心的新格局在显现。我国稳居世界第二大经济体，在多领域发挥重要的国际话语权和影响力，但也因此被以美国为代表的一些国家视为主要竞争对手和打压对象。从国内看，知识经济成为我国经济发展的主要动力，国家正全面迈向现代化强国。从农业看，人民生活已跨过了追求吃饱的初级阶段和追求吃好的次级阶段，进入到追求营养健康的现代阶段，社会要求农业提供更多更好更绿色的农产品、更生态友好的农业技术和环境。在这种国内外新阶段新环境中，我国的进一步发展必然面临更多的不确定因素和更大的挑战与机遇，因此，不仅要坚定不移地对外开放，而且要与时俱进地对外开放。在此基础上系统梳理我国的农业对外开放历程，总结经验和教训，研究当前与未来趋势性问题，对于我国农业发展和进一步开放就变得十分重要和必要了。

该书共 15 章，分两大部分：第一部分主要阐述对外开放概念和理论，我国对外开放历程和平台，我国农业对外开放的影响、问题和建议；第二部分是专题报告，分别阐述了全面与进步跨太平洋伙伴关系协定（CPTPP）、日欧经济合作伙伴关系协定、日美贸易协定、中智自贸协定、中新自贸协定对我国农业的影响，详细考察了发达经济体自贸协定谈判中农业开放的主要做法，提出了“一带一路”倡议中我国农业对外开放合作策略。对于不熟悉农业对外开放的读者来说，该书通过对相关主题的系统梳理无疑成为一本非常好的框架性系统导引书；对于了解农业对外开放的读者来说，该书对相关主题的论述，具有很好的专业角度的参考补益。

刘艺卓读研期间就师从田志宏教授开展农产品贸易方面的研究，先后就职于农业农村部农业贸易促进中心和商务部国际贸易经济合作研究院。20 年来她始终以农产品贸易和自由贸易区研究为基本研究领域，积累起来了丰富的亲身经历和实践经验。这些实践经验成为该书的一大优点，因为很多出自纯书斋的所谓研究成果不接“地气”地隔靴搔痒。与一些出自政府部门的同类研究相比，该书体现出了系统性和学术性的优点。很多政府研究人员实现了从书斋到社会的研究过程，但往往缺乏从社会回到书斋的梳理和思考过程。该书具有“书斋-社会-书斋”的优点。对于刘艺卓研究员本人可能还有一个特殊意义，即对这本书是自己 20 年来农业贸易研究的阶段标记意义。在此标记上再出发，我也衷心祝愿她顺利开创自己的研究新阶段。