

申 报	系列：教师系列
	教学科研并重型
	专业：农业经济管理
	职称：教授

业绩成果材料

（申报人的业绩成果材料包括论文、科研项目、获奖以及其他成果等）

单 位（二级单位） 经济管理学院

姓 名 董莹

材料核对人：

单位盖章：

核对时间：

华南农业大学制

目 录

一、教学成果与指导学生获奖情况

1. 主持校级思政示范课程成果（2023）	2
2. 主持广东省本科高校在线开放课程（2022）	5
3. 主持“基于中国特色金融发展的《投资学》教改” 校级（2023）	5
4. 中国—东盟农林教育产教融合联盟第一届产教融合教学优秀案例一等奖	10
5. 华南农业大学 2022-2023 年度青年教师教学比赛三等奖	25
6. 华南农业大学经管学院 2022 年度青年教师教学比赛二等奖	26
7. 华南农业大学第二批卓越青年教师百人计划入选通知	27
8. 华南农业大学线上线下混合式课程立项	29
9. 中山大学“国家金融学研究院第三届师资培训” 结业证书	30
10. 参与广东省课程思政课程（2021）	31
11. 指导学生获得“正大杯”市场调研分析大赛省一等奖等 4 项	32

二、主持科研项目

1. 教育部人文社会科学研究一般项目立项证明（2024）	36
2. 广东省基础与应用基础研究面上项目任务书（2023）	38
3. 广东省哲学社会科学规划项目（2023）	49
4. 广州市基础与应用基础研究专题项目（2025）	52

三、主要著作、论文、科技报告与咨询报告

1. 数字普惠金融赋能乡村振兴的机理与广东经验案例	54
2. 检索证明	58
3. 学术论文	

3.1 农业社会化服务及其集成破解农户秸秆还田困境的机理与实证 (中国农村经济 ; T2 类; 第一作者)	62
3.2 The Impact of Digital Agricultural Insurance on Farmers' Fertilizer Reduction Technology Adoption Evidence from China (CAER ; A 类; 第一作者)	86
3.3 粮食跨周期宏观调控: 内涵特征、实现逻辑及政策设计 (中国农村经济 ; 人大复印资料全文转载; T2 类; 通讯作者)	105
3.4 Information and communication technology diffusion and the urban-rural income gap in China (PER ; B 类; 第一作者)	130
3.5 土地流转、服务外包对小农户全要素生产率的影响——来自粮食主产区数据的实证检验 (资源科学 ; B 类; 独作)	158
3.6 家庭金融资产配置的收入心理账户效应检验 (B 类 ; 第一作者)	175
3.7 新农保对老年人多维福利的代际溢出效应研究 (B 类 ; 第一作者)	183
3.8 遥感数据与经济实证及获奖情况 (B 类 ; 通讯作者)	198
4. 科技报告收录证明	205
5. 咨询报告采用情况 (内部参考仅略述)	208

四、科研奖励

1. 年度值得推荐阅读农民专业合作社理论型论文 (2020 后期)	209
2. 中农办、农业农村部乡村振兴软科学研究优秀成果奖 (2/6)	210

教学成果与指导学生获奖

附件：

华南农业大学 2023 年度校级课程思政示范项目拟立项名单

序号	类别	项目名称	所属单位	项目负责人	团队成员（不含负责人）
1	试点学院	课程思政试点学院	工程学院	李君	
2	试点学院	课程思政试点学院	植物保护学院	闫笑久	
3	试点学院	课程思政试点学院	食品学院	魏剑波	
4	示范团队	农学专业课程思政教学示范团队	农学院	刘自强	马启彬、王少奎、周玉亮、王小龙、王兰、冯发强、吴锦文、汪文毅
5	示范团队	集成电路课程群课程思政示范团队	电子工程学院（人工智能学院）	刘洪山	谢家兴、梁亨茂、代秋芳、薛秀云、殷惠莉、罗霞、王建、张宇、赵懿琨
6	示范团队	以农史教育为特色的中国史课程思政教学团队	人文与法学学院	刘玲娣	杨品优、赵艳萍、袁海燕、王福昌、翟麦玲、周晴、余格格、陈志国
7	示范团队	《大学数学》课程思政示范团队	数学与信息学院、软件学院	杨德贵	肖莉、何婧、付银莲、李凤、周燕、杨志程、丁仕虹、夏英俊、李朗
8	示范团队	茶学专业核心课程思政教学团队	园艺学院	张凌云	黄亚辉、陈文品、张灵枝、孙彬妹、郑鹏、马红彦、李丹、晏嫦妤、谭新东
9	示范团队	机械设计制造及自动化专业课程思政	工程学院	王红军	王慰祖、刘天湖、段洁利、

		教学团队			夏红梅、金莫辉、甄文斌
10	示范团队	《理论力学》课程思政教学示范团队	水利与土木工程学院	胡圣荣	卢玉华、许静静、刘新红、张秀丽
11	示范课程	电机学	工程学院	孙振刚	闫国琦、陆永超、孔莲芳、梅慧兰、莫嘉嗣、周锡恩
12	示范课程	电子工艺实习（电类）	电子工程学院（人工智能学院）	薛秀云	殷惠莉、李震、宋淑然、孙道宗、吕石磊
13	示范课程	遗传学实验	基础实验与实践训练中心	郭海滨	刘向东、库天梅、刘自强、李亚娟、李楠、吴锦文
14	示范课程	应用统计学	数学与信息学院、软件学院	张建桃	宋世领、黄丽清、刘伟章、朱梅阶
15	示范课程	耕作学	农学院	王小龙	祁剑英、潘圣刚、陈健文、王媛媛
16	示范课程	民族服饰传承与传播	艺术学院	陈金怡	金惠、赵英姿 杨翠钰、马宏林
17	示范课程	旅游生态学	资源环境学院	叶延琼	章家恩、陈丽丽、赵飞、秦钟
18	示范课程	线性代数	数学与信息学院、软件学院	张伟峰	魏福义、朱艳丽、赵峰、李凤、陆琪、刘文琰、尤雪莲
19	示范课程	园艺植物生物技术	园艺学院	刘朝阳	张志珂，彭泽，傅嘉欣，秦永华，杨向晖，颜爽爽，程蛟文，徐婧
20	示范课程	安全通识教育	基础实验与实践训练中心	陈志民	库天梅、李玉峰、刘小波、叶志婵、戴勇谦、谢虎、

					张伟东
21	示范课程	民间文学与民间文化	人文与法学学院	关溪莹	王青、梁颖稚、李飞、张 吕坤、陈保菊、陈刚
22	示范课程	金融学	经济管理学院	董莹	柳松、周丽云、莫易娴、 蔡键、陈霄
23	示范课程	包装色彩学及色彩管理技术	食品学院	范小平	岳淑丽，刘涛，曹黎明， 冯洪炬(企业导师)
24	示范课程	实用情景英语口语	外国语学院	吕丽珊	苏君、荣莉、李姝惠、张 汉娇
25	示范课程	机械设计基础	工程学院	夏红梅	王慰祖、甄文斌、曾文
26	示范课程	产品设计方法学	工程学院	高锐涛	杨慧珠、胡炼、汪隼、郭 涵
27	示范课程	公共政策学	公共管理学院	高青莲	巩玉涛、林纯颖、吴法、 游艳玲
28	示范课程	海洋生物学基础	海洋学院	严慕婷	苏婉、唐汇娟
29	示范课程	民间文献学	人文与法学学院	袁海燕	刘玲娣、赵艳萍、杨品优、 苏蓉
30	示范课程	社会学概论	公共管理学院	程启军	王建平、王宇丰、曲霞
31	示范课程	程序设计与算法语言	数学与信息学院、 软件学院	蔡贤资	黄小虎、廖彬、张连宽、 罗志坚
32	示范课程	摄影测量	资源环境学院	王长委	姚朝龙、林观土、薛卫星、 丁华祥、王建芳、万欢
33	示范课程	旅游法规	林学与风景园林 学院	孟威	唐松、林敏慧、李艳丽、 丛艳国
34	示范课程	混凝土结构基本原理	水利与土木工程	吕艳梅	陈凯、谢攀、杨雨冰

广东省本科高校在线开放课程指导委员会

广东省本科高校在线开放课程指导委员会

关于公布 2022 年度研究课题结题验收结果的通知

各本科高校：

根据《广东省本科高校在线开放课程指导委员会关于做好 2022 年度研究课题结题验收工作的通知》，本教指委组织开展了 2022 年度研究课题结题验收工作。

本次验收工作共收到 50 多所高校 600 余份结题材料，经各高校主管部门审核、教指委组织专家验收评审等，共 547 项课题验收予以通过（名单详见附件）。验收通过的项目应及时总结成果、扩大宣传，在新一轮课程建设中做好引领示范。

本次结题验收结果公布文件将通过 QQ 群(1074086459)予以发布，请各校工作联系人及时查阅。

附件：2022 年度研究课题结题验收通过名单

广东省本科高校在线开放课程指导委员会

华南师范大学（代章）

2024 年 12 月 31 日

附件:

2022 年度研究课题结题验收通过名单 (排名不分先后)

编号	学校名称	课题类别	课题名称	课题负责人
2022ZXKC001	中山大学	重点课题	在线开放课程推动课程思政建设——新时代传染病学	肖非
2022ZXKC003	中山大学	一般课题	基于 OBE 的在线开放课程建设研究——肿瘤学在线开放课程建设研究	姚蔚
2022ZXKC004	中山大学	一般课题	在线开放课程设计创新研究——慢病管理模式下子宫内膜相关性疾病整体化教学在线课程建设	梁炎春
2022ZXKC005	华南理工大学	重点课题	在线开放课程促进高等教育数字化转型研究——教育数字化战略下教师教学能力发展路径实证研究	陆芳
2022ZXKC006	华南理工大学	一般课题	OBE 理念支持下线上线下混合式教学的学习效果研究——以《数字化学习》课程为例	詹宏基
2022ZXKC007	华南理工大学	一般课题	基于 PBL 理念的在线开放课程数字化教学资源设计	麻晓林
2022ZXKC008	华南理工大学	一般课题	高校公共体育课个性化教学的智慧型探索	刘冬笑
2022ZXKC009	华南理工大学	一般课题	基于 OBE 的在线开放课程建设研究	翁智生
2022ZXKC010	华南理工大学	重点课题	在线开放课程推动课程思政建设——以“学术英语”为例	朱琳
2022ZXKC011	华南理工大学	重点课题	在线开放课程推动课程思政建设	李沐纯

2022ZXKC012	华南理工大学	一般课题	基于 OBE 的在线开放课程建设研究——以《英语电影与文化》为例	屈薇
2022ZXKC013	华南理工大学	一般课题	在线引导在在线课程教学中的重要性——以《咖啡学概论》课程为例	庄军平
2022ZXKC014	华南理工大学	一般课题	在线开放课程数字化评价与质量保障变革——基于社会技术系统的视角	殷瑛
2022ZXKC015	华南理工大学	重点课题	在线开放课程促进高等教育数字化转型研究——基于高校通识课程线上线下混合式教学改革	金华
2022ZXKC016	华南理工大学	一般课题	基于 OBE 的在线开放课程建设研究——《产品设计策划与研发》线上开放课程建设与混合教学应用研究	李萌
2022ZXKC017	华南理工大学	一般课题	基于 OBE 的在线开放课程建设研究——以《消费心理学》一体两翼混合式教学模式为例	张文敏
2022ZXKC018	华南理工大学	一般课题	在线开放课程驱动高校混合教学变革研究——一流本科课程视域下《大学物理实验》SPOC 建设研究与混合教学实践	侯冬曼
2022ZXKC019	华南理工大学	一般课题	在线开放课程设计创新研究-粒子物理及其虚拟仿真实验在线课程的建设	陈明东
2022ZXKC020	华南理工大学	一般课题	在线开放课程支持的一流课程建设创新研究-以嵌入式系统课程开放式在线教学创新改革为例	李磊
2022ZXKC021	华南理工大学	一般课题	在线开放课程驱动高校混合教学变革研究——“在线+混合+分层”矩阵计算教学改革	韩乐
2022ZXKC022	华南理工大学	一般课题	在线开放课程驱动高校混合教学变革研究——《大学物理实验》混合式教学的实践与创新研究	谢汇章
2022ZXKC023	华南理工大学	一般课题	在线资源驱动的混合式大学物理教学	程运华
2022ZXKC024	华南理工大学	一般课题	在线开放课程驱动高校混合教学变革研究：以专业理论课为例	魏宗财
2022ZXKC028	暨南大学	重点课题	在线开放课程推动课程思政建设——“医学生物化学”在线开放课程中推动课程思政建设的探索研究	费嘉
2022ZXKC029	暨南大学	重点课题	AI+在线开放课程赋能“五新”（新工科、新医科、新农科、新文科、新师范）建设——基于“AI+VR+互联网”技术的医学影像复合型创新拔尖人才培养研究与应用	张水兴

2022ZXKC030	暨南大学	一般课题	在线开放课程设计创新研究——院前急救医学中英双语授课	刘晖
2022ZXKC031	暨南大学	一般课题	在线开放课程设计创新研究——国内外人体寄生虫学在线开放课程设计创新的比较研究	杨光
2022ZXKC032	暨南大学	一般课题	在线开放课程设计创新研究——“大学物理”实验在线开放课程设计创新研究	庄师强
2022ZXKC033	暨南大学	一般课题	在线开放课程设计创新研究——以《金融风险管理》线上课程建设为例	陈创练
2022ZXKC034	暨南大学	一般课题	在线开放课程创新研究——以课程“跨文化商务沟通”为例	罗靖
2022ZXKC035	暨南大学	一般课题	数据驱动的在线开放课程开发研究——教师在线教学策略构建研究	白剑
2022ZXKC036	暨南大学	一般课题	基于 OBE 的在线开放课程建设研究——以“C 语言程序设计”课程为例	樊足志
2022ZXKC037	暨南大学	一般课题	基于 OBE 的在线开放课程建设研究——以《老年护理学》为例	朱晓雯
2022ZXKC038	暨南大学	一般课题	基于 OBE 的在线开放课程建设研究——以《新媒体与社会》线上课程为例	任英杰
2022ZXKC039	暨南大学	一般课题	基于 OBE 的在线开放课程建设研究——以工商管理类核心课程群建设为例	廖俊云
2022ZXKC040	暨南大学	一般课题	基于 OBE 的在线开放课程建设研究——以《英语泛读》在线开放课程为例	刘洋
2022ZXKC041	暨南大学	一般课题	基于 OBE 的在线开放课程建设研究——以“Photoshop 图像处理与版面设计”课程为例	苏宝华
2022ZXKC042	暨南大学	一般课题	AI+在线开放课程推动规模个性化育人创新研究——基于交互式虚拟病人系统的个性化护理在线开放课程的研究	闫凤侠
2022ZXKC043	暨南大学	一般课题	在线开放课程驱动高校混合教学变革研究——“探索、融合、弘扬”前沿交叉学科混合教学转型与实践	陈填烽
2022ZXKC044	暨南大学	一般课题	在线开放课程驱动高校混合教学变革研究——基于慕课“基础日语”的日语混合式教学创新	欧阳丹
2022ZXKC045	暨南大学	一般课题	在线开放课程驱动高校混合教学变革研究——《中医养生与亚健康》深度融合“三位一体”的课程思政探索与实践	朱诗平

2022ZXKC046	暨南大学	一般课题	在线开放课程驱动高校混合教学变革研究——混合式教学中学生的学习动机和学习效果调研	陶晓慧
2022ZXKC047	暨南大学	一般课题	在线开放课程驱动高校混合教学变革研究——以暨南大学海内外继续教育为例	江亮
2022ZXKC048	暨南大学	一般课题	在线开放课程学分互认与机制创新——本科高校在线开放课程的学分认定现状与机制创新	杨帅
2022ZXKC049	暨南大学	一般课题	学习空间数智融合建设与创新应用——数智融合学习空间建设与常态化应用机制研究	杨七平
2022ZXKC050	暨南大学	一般课题	多模态数据融合的学习分析与评价创新——基于多模态资源融合的语言学科学习分析与评价创新	彭志峰
2022ZXKC051	华南农业大学	一般课题	基于 OBE 理念的《水力学》在线开放课程建设研究	韦未
2022ZXKC052	华南农业大学	一般课题	AI+在线开放课程学习支持服务创新研究	黄沛杰
2022ZXKC053	华南农业大学	一般课题	在线开放课程支持的一流课程建设创新研究-以省级一流课程《数学建模》为例	李朗
2022ZXKC054	华南农业大学	一般课题	在线开放课程驱动高校混合教学变革研究——以融合课程思政的数学类公共基础课程教学为例	周燕
2022ZXKC055	华南农业大学	一般课题	在线开放课程驱动高校混合教学变革研究	李西明
2022ZXKC056	华南农业大学	一般课题	基于在线开放课程的农业院校课程混合教学设计研究——以《工程热力学与传热学》为例	张烨
2022ZXKC057	华南农业大学	一般课题	基于金融深化改革的《投资学》在线开放课程设计创新研究	董莹
2022ZXKC058	华南农业大学	一般课题	基于 OBE 的《体育舞蹈》公共课在线开放课程研究	周文英
2022ZXKC059	华南农业大学	一般课题	体育在线开放课程数字化评价与质量保障的研究	姚业戴
2022ZXKC060	华南农业大学	一般课题	在线开放课程驱动高校混合教学变革研究——以《镜前造型与摄影》课程线上线下混合式教学模式为例	米平平
2022ZXKC062	华南农业大学	重点课题	基于在线开放课程的虚拟教研创新研究——以法庭科学技术虚拟仿真实验项目为例	杜国明



华南农业大学
South China Agricultural University

华南农业大学教学类项目 验收登记表

项目类型:

重点项目

项目名称:

基于中国特色金融发展视角的
《投资学》课程思政教学改革与实践

所在部门:

经济管理学院

项目负责人:

董莹

联系电话:

18910411871

项目参与人:

柳松、姜美善、蔡键、龙思颖、陈霄

(限前 5 人, 不含项目负责人)

立项时间:

2023 年 1 月 1 日

填表时间:

2025 年 12 月 1 日

一、项目既定建设举措执行情况

以项目申报书（建设任务书）为参照，梳理截至现阶段项目建设已经执行和落实的主要建设（改革）举措(步骤、计划、措施等)，分条列举（800 字以内），已执行的建设举措需提供证明材料。

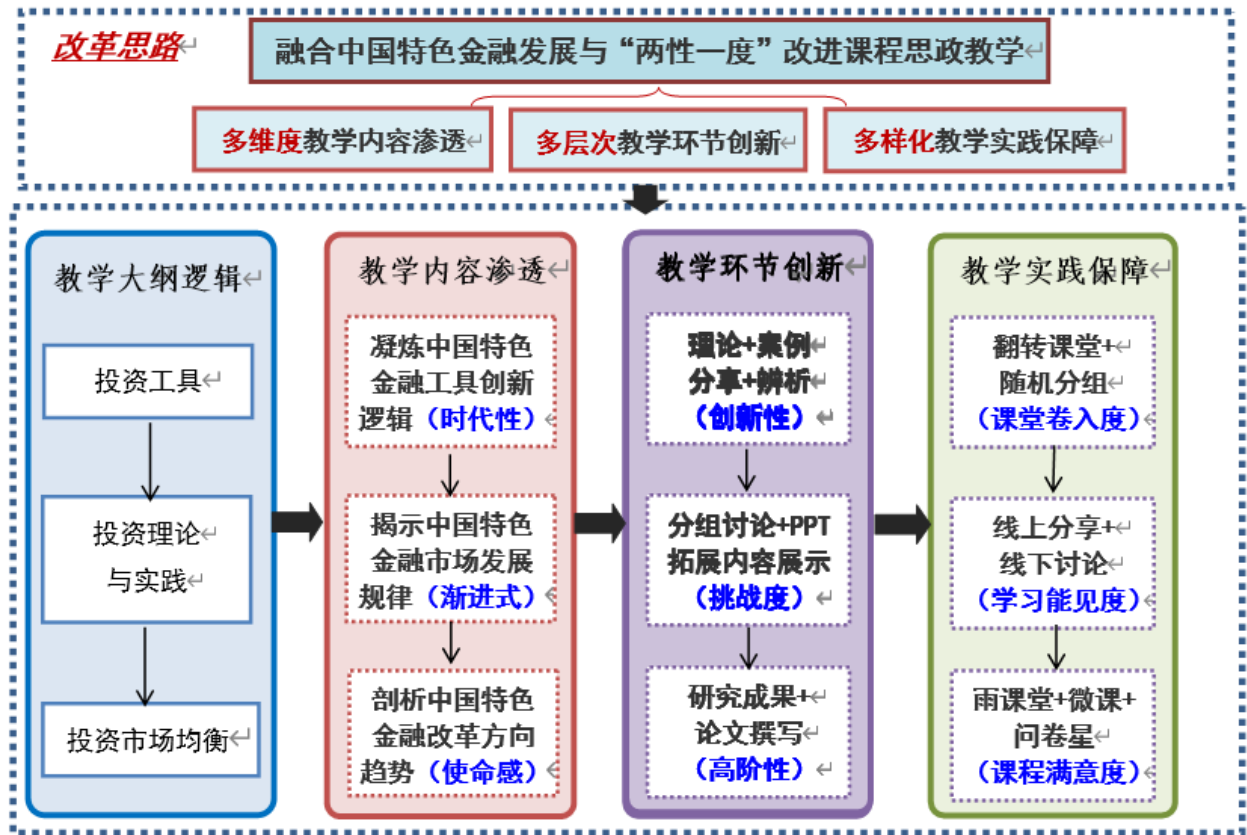


图 中国特色金融发展下的《投资学》课程思政改革思路框架图

一是融合理论与专题案例教学方法，提升投资学课程思政改革下的理论认知能力

第一，追加线下典型专题概念“新质生产力”、“新国九条”等讲述，引导学生结合专业投资学原理理性客观的理解我国金融市场发展，运用“微课平台+专家论坛讲座视频资料分享+雨课堂”相结合进行及时互动，提高《投资学》课程思政的课堂“卷入度”。



图 1 前沿问题的讨论与课程思政的卷入度

第二，增设“地方债务风险”“区块链金融”等典型案例设计学生课堂小组讨论环节，促进学生对政府作为投融资主体在经济发展中的作用认识、已经数字供应链金融的技术改进与风险防控问

题，同时具有对中国投资市场现实问题的独立思考能力。注意在“线上线下+翻转课堂”及时讨论汇报与交流互动，从而增加《投资学》课程思政的学习“能见度”。

Capital Market Securities

➤ **Bond Market: Municipal Bonds**

- **地方债危机背景**
 - 2011年6月，国家审计署公布“全国地方债审计结果”，引起广泛热议；
 - 2010年后，地方债快速扩张不可逆转；2020年再看，信贷已经完全替代地方债；
 - 2023年7月，中央政治局在部署下半年经济工作中强调：合理处理转化。
- **机遇还是风险？**
 - 在形成期和存续期，对债权人不是风险，而是化解存量资产风险的重要方式；
 - 在清偿期，可以偿还本息不属于风险，无力偿还本息且法庭调解无果，进入破产清算程序，才属于风险范畴。
- **底层逻辑与演变分析**
 - 在税收不旺历史背景下土地财政，以土地出让一次性收益换取建设稳定现金流；
 - 未享受制度红利新生代无力承担→二次房改《关于规划建设保障性住房的指导意见》

Money Market Securities

区块链+供应链金融所创建的核心价值：构建惠及多级供应商的可信业务场景

建立多方信任，提升资产流动性

通过区块链
可信网络
可信信息流
可信资产凭证
实现基于区块链的安全
资产流通通道



图2 专题讨论与课程思政能见度（走进汇丰银行债券部与广发数字金融展厅）

第三，结合欧美投资市场实践与有效市场理论和前沿学术论文，开放与投资市场发展规律与中国金融市场深化改革相关的课堂PPT展示与讨论环节，拔高学生应用理论认知与判断中国特色的金融投资市场发展趋势的思维能力。此外，邀请校外合作导师（业界与学界）联合讨论优化教学思路并进行补充拓展，主要提升《投资学》课程思政的“挑战度”和“高阶性”。

“数据驱动，精准创新与社会福利”

(尹振东、马昕、龚雅娟、尹志峰)

论文分析

小组成员：陈琳娜、陈意婷、冯晓楠
汇报日期：2025年5月28日

研究背景

- 一、中国企业“出海”战略宏观背景
- 二、全球创新药商业化模式演进

图3 指导学生通过前沿论文(经济研究)与典型案例分析理解数字驱动投资创新与(医药)出海战略

二是整合软硬件教学资源，增强投资学课程思政改革下的综合实践能力

第一，依托硬件设施与教学科研平台模拟丰富教学实践。融合华南农业大学“双一流”的“新文科”建设理念、华农思政校园建设基础，依托金融专业“国家级一流专业”、广东省金融大数据重点实验室与普惠金融与“三农经济”研究院等科研平台资源、建设与利用金融学本科生教学实践基地，对相应思政课堂环节进行仿真模拟实践。通过新兴战略企业的量化策略与模拟，提升对国家

重点发展产业与金融服务实体经济发展的正确认知。

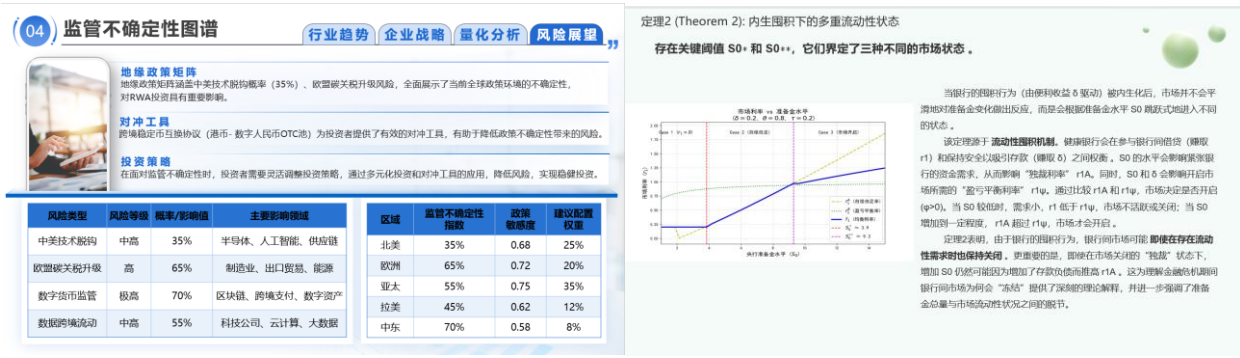


图 4 新兴战略企业的量化策略与模拟

第二，基于“新文科”+“新农科”优势互补理念，整合软件积累资源，构建交叉融合的前沿性思政课堂创新实践体系。依托与广交控集团、广东省人保公司等已经建设的教学实践基地与研究项目合作，指导学生将投资实践应用于“双碳”目标下的绿色金融工具设计与数字金融案例研究。通过与广交控集团金股公司的农村非标准化资产盘活的讨论；通过邀请广东人保财险农险部经理（校外导师）合上农业风险资产定价的课堂教学，并撰写“数字农业保险赋能现代化海洋牧场发展”案例，加深和提升懂农爱农的金融素养。



图 4 与广交控集团讨论金融服务乡村振兴/人保农险部经理联合教学科研讲座

三是有机融合教学内容与实践，树立投资学课程思政改革下的正确观念认知

- 第一，“兼容并包”，融合国内外经典提升投资学理论与实践前沿丰富思政示范课堂深度。
- 第二，“回归初心”，基于中国特色的金融发展阶段问题讨论，激活思政示范课堂的主动认知。
- 第三，“循序渐进”，从学理到应用案例，优化学生对投资学思政示范课堂设计的吸收效果。

四是构建“多元化”反馈调整机制，保障投资学课程思政改革效果的循环提升

- 第一，强化了与学生的及时沟通反馈与调整；
- 第二，加深了与校内相关教研组（会计与计量）以及相关课程教师的协作；
- 第三，深化了与校外课程导师的交流合作与联合讲座、精准实习推荐。

项目申报书已设定的，但目前尚未实施或者未完全实施的建设(改革)举措，分条列举，并说明未执行相应建设举措的原因（500 字以内）。

暂无

二、项目预期成果达成情况

以项目申报书中所列出的主要预期建设成果为参照，分条列举项目截至现阶段已经完成的主要建设成果（可列写项目主要成果目录），取得的主要成果须与本项目直接密切相关，并附成果证明材料。（800字以内）

项目建设期主要整合微课、雨课堂与仿真实践，打磨《投资学》课程思政教学体系。在基于中国特色金融发展视角的《投资学》课程思政改革的逐步摸索与实践过程中，通过综合运用“微课平台+雨课堂+虚拟仿真实践”将课程逐渐打磨成案例理解能力高、学术论文挑战性强、依托学科竞赛获奖多，产教融合密切的《投资学》课程思政教学体系。

（1）累计指导学生完成案例分析 10 余篇，学生在撰写案例分析过程中充分理解了中国特色投资体系及未来行业服务经济发展的路径。包括“数字保险赋能现代化海洋牧场发展”“金融+海洋”工程赋能“中国芯”与产业转型升级发展”“创新药出海”“数字征信解决小微企业融资难、融资贵”“新能源汽车的产业优势比较”“数字普惠金融赋能中小微企业融资”“雪球集中敲入对 A 股的影响分析”等，其中一篇入选中国人民大学乡村振兴案例论坛并做报告；

（2）累计指导学生阅读包括 Journal of Finance、经济研究、金融研究等国内外相关领域顶刊论文 6 篇，并基于课程指导本科学生撰写相关论文 2 篇（1 篇已投稿 SSCI 期刊；1 篇入选广东经济学会并作报告）；

（3）指导学生获得国家级与省级学科竞赛获奖 4 项，每年指导学生毕业 8-10 人；

（4）推荐校外相关专业专家 3 名，联合开展课程 8 次，2023 与 2024 两个年度连续活获得学校青年教师教学大赛奖项；获批校级联合培养实践教学基地 2 个；院级联合培养实践教学基地 1 个；孵化相关研究生课程校级教学改革与案例库项目 2 项；

（5）参编《农村金融学》教材获得首批全国高等农林院校“十四五”规划教材；此外，正参编《投资学》（数字教材）、《智能金融》教材 2 部（修改定稿中）；

（6）撰写教改论文主题为涉农“双一流”建设高校金融学专业思政与产教融合协同育人体系创新研究，入选第十九届中国农村金融发展论坛，并做分享发言；组织和参与涉农高校金融院长与系主任进行多次课程思政建设讨论。



图 5 组织和参与涉农高校金融系主任针对课程思政与教学手段改革的线上线下讨论与培训

项目申报时设定，但目前尚未完成的建设成果。分条列举，并说明未如期完成的原因。

项目申报时未设定，但目前超出预期完成的建设成果（成果必须与项目建设直接相关），分条列举（500字以内），并附成果证明材料。

没有尚未完成的建设成果。

超出预期的建设成果：

1. 教师本人先后获得“国家金融学研究院第三届师资培训”（中大国际金融学院主办）结业证书。累计指导学生完成案例分析 10 余篇，基于课程指导本科学学生撰写相关论文 2 篇（1 篇已投稿 SSCI 期刊；1 篇入选广东经济学年会并作报告）；推荐校外相关专业专家 3 名，联合开展课程 8 次；另有基于此项目孵化产教融合两次参加广东省教学创新比赛；
2. 孵化相关研究生课程校级教学改革与案例库项目 2 项、主编《数字普惠金融赋能乡村振兴的机理与案例》教材 1 部；参编《农村金融学》教材获得首批全国高等农林院校“十四五”规划教材；此外，正参编《投资学》（数字教材）、《智能金融》教材 2 部（修改定稿中）；
3. 指导学生获得国家级与省级学科竞赛获奖 4 项，每年指导学生毕业 8-10 人；获批校级联合培养实践教学基地 2 个；院级联合培养实践教学基地 1 个。

三、项目建设成果价值及应用、推广、示范

项目已取得建设（改革）成果的主要价值自评（对应项目已取得主要建设成果条目，逐条予以分析说明），自评须严谨、科学、有依据。（500字以内）

本项目主要围绕融合专业特点、“新文科”理念与教学热情促进《投资学》课程思政示范推广的建设思路，构建了“精准分类-深度融合-模式创新”三位一体的育人模式，显著提升了思政教育的针对性、时代性、实践性与实效性，形成了具有推广价值的华农特色样本。一是**精准施策提效度**，有效激发了学生（特别是选修课学生）的学习兴趣，成功将思政元素嵌入其专业思维框架，显著提升了理论教学的针对性和吸引力；二是**交叉融合显价值**，深度整合“新文科”与“新农科”资源，紧扣国家战略需求与金融服务实体经济导向，增设中国金融深化改革、乡村振兴与“双碳”目标下的开放讨论环节，在课程设计中大胆进行跨学科融合。前沿专题进行跨学科讨论，不仅拓展了课程的实践应用场景与时代价值，更引导学生运用交叉视角理解理论，强化了其服务国家战略需求的意识和能力。三是**教学实践模式创新强能力**，以饱满的教学热情驱动“线上线下混合+翻转课堂”模式创新，有机融入学术与业界前沿观点，精心设计与中国金融市场实践紧密结合的思政环节。通过组织分组讨论与成果展示，有效锻炼了学生观察现实、提炼问题、逻辑分析的实践能力，大幅提升了课堂实施效果和学生综合素养。

项目主要建设（改革）成果在校内外的实践应用情况、推广情况和共享情况(800字以内)，需附实证或证明材料。

在项目建设期间，积极推动《投资学》课程思政建设在所讲授的《投资银行学》、《国际金融》以及《金融经济学》等课程上进行了拓展与示范推广。

一是**分类施策，通过有针对性的专业内容与思政示范课堂融合，充分调动学生学习的主观能动性，提升了思政示范课堂的理论教学效果**。分别结合金融学专业、会计学、市场营销学以及人力资源管理专业的必修与选修课程学生的专业培养基础与培养方向特点，从各专业关注的典型案例入手，有针对性的提升相关专业选修学生的学习兴趣，有效整合并充实了其在原有专业思维框架，大大提升了《投资学》思政示范课堂的理论教学效果。

二是**整合“新文科”与“新农科”优势交叉资源，拓展思政示范课堂的实践应用效果**。在专业与思政示范课堂设计中，尤其重视结合中国金融深化改革、乡村振兴战略与“双碳”目标对相关理论学习进行跨学科融合与实践应用补充。通过增设“人民币国际化”、“普惠金融与城乡融合发展”、“绿色金融与农业环境技术进步”等前沿涉农特色专题的课堂讨论，鼓励学生有效整合华农“新文科”+“新农科”资源，深化拓展思政示范课堂理论实践能力。

三是以饱满的教学热情，叠加有效的“线上线下混合+翻转课堂”教学模式创新，提高了思政示范课堂的实施效果。以饱满的教学激情与连贯的思维启迪能力，结合多样化教学模式实践改革创新

中，适时的插入学术讲座、业界大咖观点。结合中国金融市场发展与课程知识点进行课程思政环节设计，并鼓励学生分组讨论并展示相关研究成果，从而锻炼学生观察现实与提炼解决问题的敏感性与逻辑性，大幅提高了《投资学》思政示范课堂的实施效果。



图 6 工商管理系与经贸系老师来听课



图 7 校内外导师合上一堂课（面向业界与学生共同交流）

项目创新性、目前所起到的主要示范作用和对教学改革的促进作用（500 字以内），需附实证或证明材料

（一）项目创新性：开创“精准-融合-实践”三位一体育人新路径

项目核心创新在于构建了系统化思政融合方案：一是结合“专业需求导向的精准滴灌”，针对金融、会计、营销、人力等不同专业学生基础与方向，定制契合案例，实现思政元素与专业知识的内生融合，有效解决多元知识背景的理解问题。二是整合“新文科+新农科”优势资源，紧扣国家战略（金融改革、乡村振兴、“双碳”目标），开辟了专业课程服务国家战略的融合实践新场景。三是践行“情感驱动+混合式教学”模式，通过教师激情、线上线下混合及翻转课堂，深度融合前沿动态与真实案例，强化分组研讨与成果展示，显著提升思政教学的互动性与高阶能力培养实效。

（二）主要示范作用：打造可推广的课程思政建设涉农特色范式

项目成果为高校课程思政建设提供重要示范：一是其“专业导向+精准案例融入”模式，有效破解思政教育泛化难题，示范了基于专业特点的精细化教学设计路径，为提升思政教育的针对性与吸

引力提供普适范例。二是其立足农科特色、整合资源服务国家战略的实践，为行业特色型高校（尤其涉农院校）如何结合自身优势、打造与国家需求同频共振的涉农特色课程标杆并突出适配性。三是其“情感投入+混合式教学+能力导向”课堂创新，协同教师感染力、技术手段与互动方法激活课堂、提升实效，为深化教学改革提供了可复制的实施样板。

（三）对教学改革的促进作用：驱动课程育人向“高阶融合实效”升级

项目有力推动教学改革深化：一是引领教学目标从知识传授向价值塑造与能力培养并重跃升，通过国家战略议题研讨和成果展示，强化学生观察现实、思辨分析及解决复杂问题的综合高阶能力。二是示范了破除学科壁垒、整合跨学科资源的新路径，以课程为枢纽链接金融、管理、农科知识服务国家需求，为“新文科”背景下课程体系优化与内容更新提供实践支撑。三是构建了“精准定位-资源整合-模式创新-能力检验”的闭环体系，为同类课程系统化、科学化推进思政教育改革提供可借鉴的方法论框架，促进思政教育从“表面结合”向“深度融合实效”实质性转变。

四、其他需要说明的问题及后续建设规划

（分析目前项目建设仍然存在的主要未解决的问题及对策，填写后续建设设想或应用推广计划等，1000字以内）

一、目前存在的主要问题及对策

1. 跨学科融合深度与可持续性有待提升

当前“新文科+新农科”资源整合仍依赖个案化专题设计，缺乏系统性课程模块支撑；跨学科师资协作机制尚未制度化，影响融合深度与可持续性。

对此，思考认为应从以下两个方面着手改进：一是构建“双跨”课程资源库：围绕国家战略（乡村振兴、双碳目标），开发标准化跨学科教学模块（如“绿色金融与农业碳汇”“数字普惠金融与农村产业链”），形成可复用的案例包、数据集、实践项目模板。二是建立跨学院教研共同体：联合经济管理、资源环境等学院教师组建教研团队，强化师资协同。

2. 学生能力评价体系有待科学化

现有评价偏重课堂参与和报告展示，缺乏对思政素养、跨学科应用能力、复杂问题解决能力的量化评估工具，难以客观衡量育人实效。

对此，思考认为应从以下两个方面着手优化：一是设计三维度能力评价量表：从“价值认同度”（思政素养）、“知识整合度”（跨学科应用）、“实践创新度”（解决问题能力）构建可观测指标，结合过程性表现（研讨贡献、反思笔记）与成果评价（项目报告、解决方案）综合评分。二是引入动态成长档案：利用数字化平台记录学生能力发展轨迹，实现个性化反馈与精准指导。

二、后续建设核心设想

1. 打造“四阶递进”育人闭环

构建“认知-认同-践行-创新”四阶目标体系：**在认知层**，通过精准案例建立专业知识与思政元素关联；**在认同层**：借助跨学科议题深化国家战略价值认同；**在践行层**：依托分组项目设计解决方案（如“县域普惠金融方案”）；**在创新层**：鼓励孵化创业计划或政策建议（如“农业碳

汇金融产品设计”），实现能力跃迁。

2. 构建“双驱动”资源保障机制

一是**数据驱动**：建设课程思政教学案例数据库，按专业、行业、战略维度标签化管理，支持智能匹配推送；二是**生态驱动**：联合金融机构、涉农企业共建实践基地，引入真实课题作为课堂项目来源（如“村镇银行普惠服务优化方案”），强化产教协同。

三、应用推广计划

1. 分层辐射推广路径

一是**促进校内深化**：将成熟模式推广至华农经管类核心课程（如《财政学》《商业银行管理》），形成课程群示范效应；建立“课程思政工作坊”培训全校教师。二是**着力区域协同**：联合华南农业科教联盟高校（如华南师大、仲恺农业工程学院）开展师资互训、共享跨学科专题库，共建区域性思政教学联合体。三是**推进全国推广**：通过教育部虚拟教研室、全国农林院校经管联席会等平台输出资源包与建设指南；针对不同院校类型定制线上推广课包（含教学视频、案例集、评价工具），提供“开箱即用”解决方案。

2. 数字化赋能长效推广

一是**开发课程思政智慧教学平台**：集成资源库匹配、学情分析、能力评价功能，支持教师一键生成个性化教案；二是**设立云上示范课专栏**：精选典型教学片段（如跨学科专题研讨、学生方案展示）公开共享，提供可观摩的实操范例。

3. 构建质量追踪与反馈机制

一是联合第三方机构开展**学生思政素养与涉农职业发展追踪调查**，评估育人长效性；二是建立**动态优化反馈闭环**：定期收集推广院校应用问题，通过年度修订更新资源包版本，确保持续迭代。

综上，项目后续将聚焦“深度融合机制化”“评价科学化”“推广精准化”三大方向突破现存瓶颈，通过构建资源生态、数智化工具、分层推广网络，打造可持续、可复制的课程思政建设范式，为新时代高等教育教学改革提供系统解决方案。

五、项目经费使用情况

（请具体列出项目经费收入细目和项目支出细目，并且签字确认）

科目编号	科目名称	部门	项目	年初余额	借方发生	贷方发生	当前余额	链接
7201010102-3020201	教育非财政拨款基本支出-打印、复印费	4700/经济管理学院	K23215/2022校级教改-基于中国特色金融发展视角《投资学》课程思政教学改革与实践	0.00	398.00	0.00	0.00	查看
7201010102-3020203	教育非财政拨款基本支出-资料信息费	4700/经济管理学院	K23215/2022校级教改-基于中国特色金融发展视角《投资学》课程思政教学改革与实践	0.00	1,154.57	0.00	0.00	查看
7201010102-3020701	教育非财政拨款基本支出-邮寄费	4700/经济管理学院	K23215/2022校级教改-基于中国特色金融发展视角《投资学》课程思政教学改革与实践	0.00	32.20	0.00	0.00	查看
7201010102-3022602	教育非财政拨款基本支出-其他劳务费	4700/经济管理学院	K23215/2022校级教改-基于中国特色金融发展视角《投资学》课程思政教学改革与实践	0.00	2,400.00	0.00	0.00	查看
7201010102-30239	教育非财政拨款基本支出-其他交通费用	4700/经济管理学院	K23215/2022校级教改-基于中国特色金融发展视角《投资学》课程思政教学改革与实践	0.00	4,614.40	0.00	0.00	查看
900202-	预算分配（二次分配）-	4700/经济管理学院	K23215/2022校级教改-基于中国特色金融发展视角《投资学》课程思政教学改革与实践	0.00	0.00	10,000.00	0.00	查看
项目期末余额				0.00	0.00	0.00	1,400.83	

基于以上截图，共计使用经费 8599.17，其中，专家咨询费 2400 元；资料信息费等 1186.77 元；市内调研与交通费等 4614.4 元；打印复印费 398 元。

项目负责人：董莹

2025 年 12 月 1 日

华南农业大学教学改革与质量工程项目

结题评定意见表

专家 信息	姓名	职称/职务	所在单位	联系方式
	方凯	教授/经贸学院 院长	仲恺农业工 程学院	13825199966
项目 名称	基于中国特色金融发展视角的《投资学》课程思政教学改革与实践			
结 题 意 见	本项目立足中国特色金融发展视角，对《投资学》课程思政教学进行了系统设计与改革实践。项目成果融合“新文科”“新农科”特色，构建了“精准分类-深度融合-模式创新”三位一体育人模式，有效提升了课程的高阶性、挑战度与育人实效，形成了可推广的改革范式，成果丰富，全面达成预期目标，同意结题。 结论：是否同意结题，请在相应的括号后面的打“√”。 同意（√） 不同意（ ） 专 家 签 名：  日 期：2025 年 12 月 4 日			

六、结题专家及意见

结题 评审 专家 信息	序号	姓名	职称/职务	所在单位	联系方式
	1	方凯	教授/经贸学院 院长	仲恺农业工 程学院	13825199966
	2	赵海霞	研究员	暨南大学	18933979467
	3	罗锋	教授	佛山大学	13318390169
	4				
	5				
专家 组意 见 (300 字以 内)	附专家意见表				

七、所在单位审核意见

该项目完成预期目标，同意结题。

负责人签字:  德成

公章: 仲恺农业工程学院

2025年 12月 5 日

华南农业大学教学改革与质量工程项目

结题评定意见表

专家 信息	姓名	职称/职务	所在单位	联系方式
	赵海霞	研究员	暨南大学	18933979467
项目 名称	基于中国特色金融发展视角的《投资学》课程 思政教学改革与实践			
结 题 意 见	该项目完成项目预期目标，主要围绕融合专业特点、“新文科”理念促进《投资学》课程思政示范推广的建设思路，整合线上微课、雨课堂与仿真实践驱动“线上线下混合+翻转课堂”模式创新，打磨课程思政教学体系，构建了“精准分类-深度融合-模式创新”三位一体的育人模式，成功将思政元素嵌入专业思维框架，“情感投入+混合式教学+能力导向”课堂创新，通过“专业导向+精准案例融入”将课程打磨成案例理解能力高、学术论文挑战性强、依托学科竞赛获奖多，产教融合密切的《投资学》课程思政教学体系，显著提升了思政教育针对性、时代性、实践性与实效性，跨学科融合引导学生讨论，教学实践模式创新强能力，驱动课程育人向“高阶融合实效”升级，构建了“精准定位-资源整合-模式创新-能力检验”的闭环体系，显著提升思政教学的互动性与高阶能力，为同类课程系统化、科学化推进思政教育改革提供可借鉴的方法论框架，促进思政教育从“表面结合”向“深度融合实效”实质性转变，师生相关教育教学成果丰硕。 综上，该项目完成了预期目标，同意结题验收。 结论：是否同意结题，请在相应的括号后面的打“√”。 同意（√） 不同意（ ） 专家签名： 赵海霞 日期：2025年12月2日			

结题评定意见表

23



荣誉证书

HONORARY CREDENTIAL



中国—东盟农林教育产教融合联盟
第一届产教融合教学优秀案例评选

一 等 奖

案例名称：面向涉农全周期金融需求的《投资学》产教融合新
方案

主讲教师：董 莹、柳 松、刘仁和、陈 霄、周丽云、陈晓洁、
林伟芬

主要完成单位：华南农业大学

特颁此证，以资表彰！

中国—东盟农林教育产教融合联盟
(广西大学代章)

2025年12月19日

荣誉证书

HONORARY CREDENTIAL

董莹 老师：

在华南农业大学 2022-2023 学年青年教师教学优秀奖
奖评选中荣获

三等奖

特发此证，以资证明！



华南农业大学

2024 年 1 月 4 日

荣誉证书

董莹同志:

在经济管理学院2022年教师教学比赛中表现优异，荣获：

二等奖

特发此状，以资鼓励。

华南农业大学经济管理学院
二零二二年六月十五日



华南农业大学文件

华南农教〔2021〕25号

关于公布华南农业大学第二批卓越青年教师 百人计划人选的通知

各学院、部处、各单位：

为贯彻落实《华南农业大学高水平本科教育实施意见》（华南农办〔2019〕62号），进一步加强我校青年教师队伍建设，重点培育一批卓越青年教师，整体提升我校青年教师教育教学能力，根据《华南农业大学卓越青年教师百人计划实施方案》，学校开展了第二批卓越青年教师百人计划遴选工作，经教师自愿报名、单位推荐、学校资格审查、校内公示无异议等程序，共遴选出王小龙等42位教师入选第二批卓越青年教师百人计划（详见附件），现予以公布。

附件：华南农业大学第二批卓越青年教师百人计划人选名单

华南农业大学
2021年5月12日

- 1 -

附件

华南农业大学第二批卓越青年教师 百人计划人选名单

序号	单位名称	姓名	序号	单位名称	姓名
1	农学院	王小龙	22	水利与土木工程学院	杨雨冰
2	农学院	金 晶	23	水利与土木工程学院	卢小圣
3	植物保护学院	郑 正	24	材料与能源学院	刘 维
4	植物保护学院	徐春玲	25	材料与能源学院	袁 腾
5	植物保护学院	孔广辉	26	材料与能源学院	刘海峰
6	植物保护学院	刘家莉	27	数学与信息学院、软件学院	王雪琴
7	植物保护学院	陈少华	28	数学与信息学院、软件学院	金玲玉
8	林学与风景园林学院	吴道铭	29	数学与信息学院、软件学院	李娇娇
9	林学与风景园林学院	单体江	30	数学与信息学院、软件学院	周 燕
10	林学与风景园林学院	李 培	31	经济管理学院	董 莹
11	园艺学院	赵杰堂	32	公共管理学院	曾永辉
12	动物科学学院	谭成全	33	公共管理学院	王 枫
13	动物科学学院	蔺文成	34	公共管理学院	徐 强
14	动物科学学院	李耀坤	35	公共管理学院	曲 霞
15	动物科学学院	孙宝丽	36	人文与法学学院	李 颖
16	资源环境学院	李荣华	37	外国语学院	林 绿
17	资源环境学院	张 池	38	外国语学院	郭圣琳
18	海洋学院	黄玉妹	39	外国语学院	侯丽娴
19	海洋学院	孙红岩	40	艺术学院	栾志弘
20	海洋学院	曾 芳	41	艺术学院	欧阳文昱
21	食品学院	宋明月	42	马克思主义学院	梁 娟

公开方式：主动公开

华南农业大学党政办公室

2021 年 5 月 12 日印发

附件 1

线上线下混合式课程立项项目名单

序号	学院	姓名	立项课程
37	经济管理学院	董 莹	投资学
38	公共管理学院	廖 杨	田野调查与社会实践
39	公共管理学院	区晶莹	市场营销学
40	公共管理学院	邓永超	企业战略管理与实务
41	公共管理学院	吕惠琴	劳动法与社会保障法
42	公共管理学院	王红梅	土地资源管理
43	公共管理学院	唐 斌	领导学
44	外国语学院	钟志英	大学英语学术阅读
45	外国语学院	朱 婕	中国文化
46	外国语学院	严晓蓉	英语公众演讲
47	艺术学院	胡远慧	电影音乐欣赏
48	马克思主义学院	周尚万	毛泽东思想和中国特色社会主义理论体系概论
49	工程基础教学与训练中心	文 晟	工程制图

结业证书

董莹 同志：

您于2023年8月14日至2023年8月17日圆满完成

“国家金融学研究院第三届师资培训”全部课程，准予

结业，特发此证。

中山大学国际金融学院

中山大学国家金融学研究院（高级金融研究院）

二〇二三年八月



中山大学国际金融学院

International School of Business & Finance, Sun Yat-sen University

广东省课程思政改革示范项目

证书



项目名称：金融学

项目类别：示范课程

项目负责人：柳松

主要团队成员：傅波、彭东慧、姜美晋、
(前五) 王雄志、董莹

主要建设单位：华南农业大学

证书编号：202122016



CRA

荣誉证书

华南农业大学 的参赛作品《“她”说：追星也疯狂——基于广州市女大学生的追星消费调查研究》在教育部高等学校统计类专业教学指导委员会和中国商业统计学会共同主办的“正大杯第十届全国大学生市场调查与分析大赛广东选拔赛”中，荣获二等奖。

团队学生成员：廖茵岚、劳思敏、黄丽纯、梁键文、陈佳欣
指导教师：董莹、周燕



CFA

荣誉证书

华南农业大学的参赛作品《环保重生，“创益”再生——大学生对新型快速递接受度及使用意愿影响因素研究》在教育部高等学校统计学类专业教学指导委员会和中国商业统计学会共同主办的“正大杯第十届全国大学生市场调查与分析大赛广东选拔赛”中，荣获二等奖。

团队学生成员：林舒婷、李媛媛、蔺慧、梁万阳、吕钊杰
指导教师：董莹、周燕



颁发机构：

颁发日期：2020 年 7 月 28 日

CRA

证书编号: CRABKSSGD20241772

荣誉证书

华南农业大学 的参赛作品《珠“联”璧合,“名”扬天下——
基于粤港澳大湾区高校生的品牌联名动机、消费者响应机制与溢出效应研
究》在中国商业统计学会主办的“正大杯第十四届全国大学生市场调查与分析大赛**广东
赛区**本科组选拔赛”中,荣获 **一等奖**。

团队学生成员: 陈沛怡、陈泽妍、温淦业、艾 余、许 程

指导教师: 董 莹、周 燕

颁发机构: 中国商业统计学会

颁发日期: 2024 年 4 月 30 日

CRA

证书编号: CRABKSSGD20241953

荣誉证书

华南农业大学 的参赛作品《“舆论之水, 融资之舟”——基于大数
据文本分析的网络舆情对中小企业融资约束的影响研究》在中国商业统计学会
主办的“正大杯第十四届全国大学生市场调查与分析大赛**广东赛区**本科组选拔赛”中,
荣获 **二等奖**。

团队学生成员: 杨英汛、黎曦健、黄洁洁、陈意婷、龙星宇

指导教师: 董 莹、周 燕

颁发机构: 中国商业统计学会

颁发日期: 2024 年 4 月 30 日

科研项目

教育部司局函件

教社科司函〔2024〕58号

2024年度教育部人文社会科学研究 一般项目立项通知书

华南农业大学 董莹同志：

您申报的《基于服务及契约匹配的农户化肥减量技术持续性采纳与叠加效应研究》项目，经专家评审和面向社会公示，现正式批准为2024年度教育部人文社会科学研究青年基金项目。

项目批准号：**24YJC790035**

立项时间：2024年9月11日

批准经费：**8万元**

立项后《申请评审书》即成为有约束力的协议，请您及项目责任单位按照《教育部人文社会科学研究项目管理办法》（教社科〔2006〕2号）承担相应责任并执行以下规定：

1.项目负责人要按照《申请评审书》填写的研究内容及研究计划开展项目研究，坚持正确的政治方向、价值取向、研究导向，弘扬优良学风，遵守学术规范，扎实开展研究工作，着力推出精品力作，确保项目按期保质保量完成。所有出版或发表的项目研究成果，须在显著位置标明“教育部人文社会科学研究项目”字样和项目批准号。

2.请按照《高等学校哲学社会科学繁荣计划专项资金管理办法》（财教〔2021〕285号）以及国家有关科研经费管理制度，合理合规使用经费，提高经费使用效益。

3.教育部人文社科研究项目自批准之日起，研究周期一般为3年，特殊情况可申请延期1-2年。须在规定日期前按照《教育部人文社会科学

研究项目成果鉴定和结项办法》的规定程序和要求申请结项，并提交《教育部人文社会科学研究项目终结报告书》及有关结项材料。

4.实施周期三年以上的项目须接受一次中期检查，请在项目管理平台按照相关提示提交中期检查表。教育部人文社科研究项目实行定期清理制，本年度立项的项目清理截止日为 2029 年 9 月 30 日。

5.确需对项目重要事项进行变更的，请通过“教育部人文社会科学研究管理平台·中后期管理系统”在线进行，不需提供纸质审批材料，审批结果以系统显示为准。变更审批按照如下规定执行：变更项目负责人或项目责任单位、改变项目名称、研究内容有重大调整、改变最终研究成果形式等事项，项目责任单位在系统中审核后，由我司审批；在研究方向不变、不降低预期目标的前提下，调整研究思路或研究计划，以及因身体原因或不可抗拒因素自行申请终止或撤销项目，项目责任单位在系统中审核后，提交我司备案；调整各类项目的课题组成员，不超过项目研究最长期限（5 年）的延期申请，由项目责任单位直接审批。

6.被终止项目的负责人 3 年内不得申报或者参与申报教育部项目，被撤销项目的负责人 5 年内不得申报或者参与申报教育部项目。被撤销或终止的项目，项目负责人所在高校负责追回已拨经费或已拨剩余经费，由学校计划内财务账户原渠道返回教育部账户。

7.根据评审专家意见，部分课题名称做了修改，请以立项通知为准。

以上规定，项目负责人及所在高校应严格遵守。如有异议，可以不接受资助（书面提出申请），立项协议自行废止。请在收到通知书 30 日内，准备项目申报书纸质版 1 份，签名、盖章后，按单位集中报送，报送要求、地址见《教育部社科司关于 2024 年度教育部人文社会科学研究一般项目申报工作的通知》。



受理编号: c23140500001549

项目编号: 2023A1515010808

文件编号: 粤基金字(2023)2号

广东省基础与应用基础研究基金项目 任务书

项目名称: 农业社会化服务对环境友好型技术集成推广的影响研究

项目类别: 广东省自然科学基金-面上项目

项目起止时间: 2023-01-01 至 2025-12-31

管理单位(甲方): 广东省基础与应用基础研究基金委员会

依托单位(乙方): 华南农业大学

通讯地址: 广东省广州市天河区五山路483号

邮政编码: 510642

单位电话: 020-85283435

项目负责人: 董莹

联系电话: 020-85283551



(广东科技微信公众号)



(查看任务书信息)



(受理纸质材料二维码)

广东省基础与应用基础研究
基金委员会
二〇二〇年制

填写说明

一、项目任务书内容原则上要求与申报书相关内容保持一致，不得无故修改。

二、项目承担单位通过广东省科技业务管理阳光政务平台下载项目任务书，按要求完成签名盖章后扫描上传到广东省科技业务管理阳光政务平台。

三、签名盖章说明。请分别在单位工作分工及经费分配情况页、人员信息页、签约各方页等地方按要求签字或盖章，签章不合规或错漏将不予受理。其中，人员信息页要求所有参与人员本人亲笔签名，代签或印章无效，漏签将不予受理。

四、本任务书自签字并加盖公章之日起生效，各方均应负本任务书的法律责任，不应受机构、人事变动影响。

五、根据《广东省科学技术厅广东省财政厅关于深入推进省基础与应用基础研究基金项目经费使用“负面清单+包干制”改革试点工作的通知》（粤科规范字[2022]2号），2022年度及以后立项资助的全部省基金项目（包括省自然科学基金、省市联合基金、省企联合基金项目等）均适用“负面清单+包干制”，项目提交申请书和任务书时无需编制费用明细科目预算。

一、主要研究内容和要达到的目标

为研究农业社会化服务对环境友好型技术集成推广的影响，基于相关理论文献梳理形成了本课题的研究主线：①分别对环境友好型技术推广的困境与社会化服务的特点进行匹配，剖析农业社会化服务对多阶段环境友好型技术集成推广的系统性影响机制；②基于影响机制分析，结合农户土地规模、技术管理能力等异质性禀赋条件下的直接与间接两种技术推广路径选择，分别从各阶段（初始采纳、持续使用和序贯应用）以及各主体（直接采纳技术甚至提供技术服务主体、通过外包服务间接采纳技术主体）两个维度比较分析农业社会化服务对环境友好型技术集成推广的优化路径；③由于环境友好型技术集成推广及良性循环取决于技术推广的产出效率（技术溢价），将综合考虑主体异质性、客体在采纳广度和深度维度对社会化服务的环境友好型技术集成推广效果进行实证比较与主要影响因素分析，并进一步探究各阶段环境友好型技术集成推广的正向衔接度、反向促进度以及集成技术叠加的技术溢价规律；④综合以上内容分析，得到农业社会化服务对环境友好型技术集成推广的影响行为与效果分析、路径优化及动态循环促进效应的系统性政策建议。主要研究思路框架见图2.1，以下将分四个子研究内容进行展开分析。

基于主要研究内容，本研究将围绕农业社会化服务对环境友好型技术集成推广的影响的总目标展开剖析，具体分为以下几个子目标：

- （1）剖析农业社会化服务对多阶段环境友好型技术集成推广的影响机制；
- （2）阐明在异质性技术采纳主体背景下的农业社会化服务对环境友好型技术集成推广的影响路径；
- （3）揭示农业社会化服务对各种环境友好型技术集成推广影响路径的效率差异，并识别影响各阶段各主体技术推广效率的主要因素；
- （4）探究各阶段环境友好型技术集成推广的正向衔接度、反向促进度以及集成技术叠加的技术溢价规律。

二、项目预期获得的研究成果及形式

论文及专著情况	国家统计源刊物以上刊物 发表论文（篇）		2		科技报告（篇）		3	
	其中被SCI/EI/ISTP收录 论文数（篇）		1		培养人才（人）		7	
	专著（册）		0		引进人才（人）		0	
专利情况(项)	发明专利		实用新型专利		外观设计专利		国外专利	
	申请	授权	申请	授权	申请	授权	申请	授权

三、项目进度和阶段目标

(一) 项目起止时间： 2023-01-01 至 2025-12-31		
(二) 项目实施进度及阶段主要目标：		
开始日期	结束日期	主要工作内容
2023-01-01	2023-12-31	(1) 2023年1月-3月：查阅最新研究进展和文献；基于以往调研经验与当前研究需要改进调研问卷，为项目调研工作的开展做前期准备。 (2) 2023年4月-6月：组织和培训调查员，实施调研；整理和录入调查数据。 (3) 2023年7月-9月：清理调查数据，结合初步完成数据的统计分析，剖析农业社会化服务与环境友好型技术集成推广的内在契合点，完成研究内容一，并撰写相应调研报告（子报告）。 (4) 2023年10月-12月：基于调查数据的整理分析，构建农业社会化服务对环境友好型技术集成推广的影响机制框架，完成研究内容二，并撰写相应调研报告（子报告）或学术论文1篇投稿。
2024-01-01	2024-12-31	(1) 2024年1月-6月：对调查数据进行统计分析，针对农业社会化服务对环境友好型技术集成推广的影响进行实证比较与路径分析，完成研究内容三的上部分，并撰写学术论文1-2篇投稿。 (2) 2024年7月-12月：基于以上研究，继续对该行为影响所产生的效果进行无偏估计实证比较，完成研究内容三的下部分，并撰写学术论文1-2篇投稿。
2025-01-01	2025-12-31	(1) 2025年1月-8月：基于影响的效果实证，进一步探究动态循环效应与叠加技术溢价规律，撰写相关论文；并参加相关专家研讨会，对研究结果进行交流讨论。 (2) 2025年9月-12月：修改和完善总研究报告，组织项目验收。

四、项目总经费及省基金委经费预算

1. 省基金委经费下达总额：（大写）壹拾万圆整；（小写）10万元；					
2. 省基金委经费年度下达计划：					
年度	2023 年	年	年	年	年
经费(万元)	10.00				

五、人员信息

项目负责人								
姓名	证件号码	年龄	性别	职称	学历	在项目中承担的任务	所在单位	签名
董莹	230106198808121220	35	女	副教授	博士研究生	项目负责人	华南农业大学	董莹

项目组主要成员								
姓名	证件号码	年龄	性别	职称	学历	在项目中承担的任务	所在单位	签名
米运生	433001197206040616	51	男	教授	博士研究生	研究框架指导	华南农业大学	米运生
姜美善	23010319721111514X	51	女	副教授	博士研究生	研究方法与论文撰写合作	华南农业大学	姜美善
石敏	441322198208140023	41	女	讲师	博士研究生	调研与论文撰写合作	华南农业大学	石敏
龙思颖	362203199011130447	33	女	讲师	博士研究生	调研与论文撰写合作	华南农业大学	龙思颖
林琨	441426199710120648	26	女	未取得	本科	调研与数据分析	华南农业大学	林琨
曾荣	440921199812158633	25	男	未取得	本科	调研与数据分析	华南农业大学	曾荣

六、工作分工及财政经费分配

承担/参与单位名称 (盖章)	工作分工	省级财政科技资金分配 (万元)
 华南农业大学	由课题负责人负责设计指定研究申请计划、相关调研问卷，并全程参与课题研究的调研与报告论文等撰写工作；课题参与人米运生教授主要负责指导课题负责人指定相关的研究框架；课题参与人姜美善副教授主要负责与课题负责人共同商议指定研究的具体方案并在报告与论文的撰写思路上给予支持；课题参与人石敏老师和龙思颖老师主要负责与课题负责人共同就研究报告或论文的合作撰写展开方法等的给予支持；课题参与人林琨和曾荣主要负责在课题负责人的指导下参与相关的调研实践，整理调研数据并作初步分析工作。	10.00
	合计	10.00

七、任务书条款

第一条 甲方与乙方根据《中华人民共和国民法典》及国家有关法规和规定，按照《广东省科学技术厅关于广东省基础与应用基础研究基金（省自然科学基金、联合基金等）项目管理的实施细则（试行）》《广东省省级科技计划项目验收结题工作规程（试行）》等规定，为顺利完成（2023）年农业社会化服务对环境友好型技术集成推广的影响研究专项项目（文件编号：粤基金字（2023）2号）经协商一致，特订立本任务书，作为甲乙双方在项目实施管理过程中共同遵守的依据。

第二条 甲方的权利义务：

1. 按任务书规定进行经费核拨的有关工作协调。
2. 根据甲方需要，在不影响乙方工作的前提下，定期或不定期对乙方项目的实施情况和经费使用情况进行检查或抽查。
3. 根据《广东省科研诚信管理办法(试行)》等规定对乙方进行科技计划信用管理。

第三条 乙方的权利义务：

1. 确保落实自筹经费及有关保障条件。
2. 按任务书规定，对甲方核拨的经费实行专款专用，单独列账，并随时配合甲方进行监督检查。
3. 经费使用按照广东省级财政科研项目经费使用等有关规定进行管理。
4. 项目依托单位应制定经费使用“负面清单+包干制”内部管理制度并报甲方备案。
5. 使用财政资金采购设备、原材料等，按照《广东省实施〈中华人民共和国招标投标法〉办法》有关规定，符合招标条件的须进行招标。
6. 项目任务书任务完成后，或任务书规定的任务、指标及经费投入等提前完成的，乙方可提出验收结题申请，并按甲方要求做好项目验收结题工作。
7. 若项目发生需要终止结题的情况，乙方须提出终止结题申请，并按甲方要求做好项目终止结题工作。
8. 在每年规定时间内向甲方如实提交上年度工作情况报告，报告内容包含上年度项目进展情况、经费决算和取得的成果等。
9. 按照国家和省有关规定，提交科技报告及其他材料。
10. 利用甲方的经费获得的研究成果，项目负责人和参与者应当注明获得“广东省基础与应用基础研究基金（英文：Guangdong Basic and Applied Basic Research Foundation）（项目编号）”资助或作有关说明。
11. 乙方要恪守科学道德准则，遵守科研活动规范，践行科研诚信要求，不得抄袭、剽窃他人科研成果或者伪造、篡改研究数据、研究结论；不得购买、代写、代投论文，虚构同行评议专家及评议意见；不得违反论文署名规范，擅自标注或虚假标注获得科技计划（专项、基金等）等资助；不得弄虚作假，骗取科技计划（专项、基金等）项目、科研经费以及奖励、荣誉等；不得有其他违背科研诚信要求的行为。
12. 确保本项目开展的研究工作符合我国科技伦理管理相关规定。

第四条 在履行本任务书的过程中，如出现广东省相关政策法规重大改变等不可抗力情况，甲方有权对所核拨经费的数量和时间进行相应调整。

第五条 在履行本任务书的过程中，当事人一方发现可能导致项目整体或部分失败的情形时，应及时通知另一方，并采取适当措施减少损失，没有及时通知并采取适当措施，致使损失扩大的，应当就扩大的损失承担责任。

第六条 本项目技术成果的归属、转让和实施技术成果所产生的经济利益的分享，除双方另有约定外，按国家和广东省有关法规执行。

第七条 根据项目具体情况，经双方另行协商订立的附加条款，作为本任务书正式内容的一部分，与本任务书具有同等效力。

第八条 本任务书一式三份，各份具有同等效力。甲、乙方及项目负责人各执一份，三方签字、盖章后即生效，有效期至项目结题后一年内。各方均应负任务书的法律责任，不应受机构、人事变动的影响。

第九条 乙方必须接受甲方聘请的本项目任务书监理单位的监督和管理。监理单位按照甲方赋予的权利对本项目任务书的履行进行审核、进度调查，对项目任务书变更、经费使用情况进行监督管理及组织项目验收。

说明：1. 本任务书中，凡是当事人约定无需填写的内容，应在空白处划（/）。

2. 委托代理人签订本任务书的，应出具合法、有效的委托书。

曾群



刘雅红



法人代理)： 刘雅红

主管) 姓名： 倪慧群

Email: kjcgxk@scau.edu.cn

倪慧群

电话： 020-85283435 / 15920301530

华南农业大学

广东广州工行五山支行

3602002609000310520

负责人) 姓名： 董莹

(签名)

Email: appledy2012@163.com

电话： 020-85283551

董莹
2023.2.18

广东省哲学社会科学规划专项小组

粤社科规专通〔2023〕47号

广东省哲学社会科学规划 2023 年度 学科共建项目立项通知书

董莹同志：

经省哲学社会科学工作领导小组审批，您申报的广东省哲学社会科学规划 2023 年度学科共建项目《数字技术赋能农业全产业链低碳升级的机制与路径研究》获准立项，批准号：GD23XYJ63。学科共建项目单项经费 2 万元，由项目负责人所在单位自筹并分期划拨给项目负责人，第一次拨款 1.4 万元，预留经费 0.6 万元在项目鉴定结项后拨付。请于 9 月 15 日前在广东省哲学社会科学规划项目管理平台认真填写预算。

项目负责人填写预算后，本通知即成为具有约束效力的立项协议。项目负责人所在单位须承担保证责任。项目负责人及所在单位须了解和执行以下规定：

1.课题组须学习并遵守《广东省哲学社会科学规划项目管理办法》。对于出现违规行为的，省哲学社会科学规划专项小组依据《广东省哲学社会科学规划项目管理办法》的相关规定进行处理。

2.立项项目经费不再追加。课题组如不接受，省哲学社会科学规划专项小组将撤销该项目立项。而立项经费一经接受，课题组将不得以资助经费不足为由，擅自变更原设计的最终成果形式和内容。

3.项目研究过程中，如有变更项目负责人、延长完成时间、改变成果内容或形式、变更项目管理单位、变更或增补课题组成员、终止项目或撤销项目等重要事项，项目负责人或所在单位必须按要求填写《广东省哲学社会科学规划项目重要事项变更审批表》，并及时报省哲学社会科学规划专项小组审批。

4.项目研究的阶段性成果发表时，必须注明“广东省哲学社会科学规划项目”字样。

5.项目成果的鉴定结项由省哲学社会科学规划专项小组组织，实行匿名鉴定制度。项目鉴定结项所需材料及装印要求，详见“广东社科规划”网站。

6.成果鉴定等级分为优秀、良好、合格和不合格四个

等次。不合格者即未能通过结项，不予拨付预留经费。项目成果的最终鉴定等级均通过“广东社科规划”网站予以公布，并通知项目负责人所在单位。

7.为提高成果质量，项目的最终成果（专著、研究报告）必须经鉴定结项后方能出版。对于违反规定擅自出版的，视为项目负责人自行终止立项协议，该项目即时终止，省哲学社会科学规划专项小组将不再受理该项目的结项鉴定申请，并通知项目负责人所在单位不再拨付预留经费。

以上规定，项目负责人及所在单位应严格遵守。如有异议，可不接受资助（逾时未在广东省哲学社会科学规划项目管理平台填报预算视为放弃立项），立项协议自行废止。

地址：广州市天河北路618号广东社科中心B座928室

电话：(020)83825078

邮编：510635

广东省哲学社会科学规划专项小组

2023年9月5日



广州科技G1

待办0

通知0

欢迎您, 董莹

控制首页

进入办事大厅

成果转化

需求征集

项目管理

政策补助

平台管理

用户信息维护

待上项目0

所有项目1

项目立项情况1

公示完成项目1

不予立项项目0

请选择年份

请选择专题

选择

请输入申请编号、项目名称、承担单位、负责人

公示完成项目列表

导出选中数据

导出条件下全部数据

刷新

✓	✓	编号	项目名称	承担单位	二级单位	负责人	专题名称	操作
✓		SL2024A04J0...	社会化服务网络...	华南农业大学	华南农业大学经...	董莹	2025年度基础与应用基础研	查看

52

学术专著、论文、科技 报告与咨询报告

普惠金融与“三农”经济研究系列丛书
丛书策划：米运生

数字普惠金融赋能 乡村振兴的机理分析 与广东经验案例

董 莹 等 著



中国农业出版社
北 京

图书在版编目 (CIP) 数据

数字普惠金融赋能乡村振兴的机理分析与广东经验案例 / 董莹等著. -- 北京 : 中国农业出版社, 2025. 5.
(普惠金融与“三农”经济研究系列丛书). -- ISBN 978-7-109-33273-7

I. F327. 65

中国国家版本馆 CIP 数据核字第 20251FV309 号

数字普惠金融赋能乡村振兴的机理分析与广东经验案例
SHUZI PUHUI JINRONG FUNENG XIANGCUN ZHENXING DE
JILI FENXI YU GUANGDONG JINGYAN ANLI

中国农业出版社出版

地址: 北京市朝阳区麦子店街 18 号楼

邮编: 100125

责任编辑: 何 玮 文字编辑: 李 雯

版式设计: 小荷博睿 责任校对: 吴丽婷

印刷: 北京中兴印刷有限公司

版次: 2025 年 5 月第 1 版

印次: 2025 年 5 月北京第 1 次印刷

发行: 新华书店北京发行所

开本: 700mm×1000mm 1/16

印张: 17.5

字数: 305 千字

定价: 78.00 元

版权所有·侵权必究

凡购买本社图书, 如有印装质量问题, 我社负责调换。

服务电话: 010-59195115 010-59194918

目 录

序言
前言

第一篇 总论

第一章 导论	3
第一节 普惠金融的概念及演变	3
第二节 数字普惠金融赋能乡村振兴的时代背景	4
第三节 数字普惠金融赋能乡村振兴的重要意义	5
第四节 数字普惠金融推动广东乡村振兴与区域协调发展的引领意义	6
第五节 主要研究思路框架	10
第二章 农业农村发展与普惠金融演进	12
第一节 农业农村发展与农村金融体系演进	12
第二节 农村普惠金融发展	16
第三节 数字普惠金融的国际发展经验与启示	19
第三章 数字普惠金融赋能乡村振兴的内涵逻辑与工具创新	23
第一节 乡村振兴的具体目标内涵及其数字普惠需求	23
第二节 数字普惠金融服务乡村振兴的基本逻辑	30
第三节 数字普惠金融赋能乡村振兴的多样化工具创新	32

第二篇 赋能理论机制与实践

第四章 数字普惠金融赋能乡村振兴的相关理论基础	57
第一节 现代金融发展理论	57
第二节 农业融资模式与理论	62
第三节 农业供应链金融理论	73
第四节 农村金融供给与普惠金融理论	83
第五节 数字普惠金融理论	100

• 1 •

第五章 数字普惠金融赋能乡村振兴的多层次机制	105
第一节 数字普惠金融赋能乡村振兴的直接作用机制	105
第二节 数字普惠金融赋能乡村振兴的间接作用机制	108
第三节 数字普惠金融赋能乡村振兴的溢出效应机制	110
第四节 数字普惠金融赋能乡村振兴的循环效应机制	112
第六章 数字普惠金融赋能乡村振兴的政策效果与实践经验	115
第一节 我国数字普惠金融赋能乡村振兴的政策效果	115
第二节 数字普惠金融赋能乡村振兴的典型区域实践经验	136
第三节 广东数字普惠金融发展及其赋能乡村振兴实践	149
 第三篇 广东经验与典型案例分析	
第七章 基于供给视角的数字普惠金融赋能乡村振兴典型案例	171
第一节 数字征信解决小微企业融资难、融资贵——以深圳市 地方征信平台建设为例	171
第二节 银行数字化转型赋能普惠金融供给质效提升——以广东 数字工行为例	185
第八章 基于需求视角的数字普惠金融赋能乡村振兴典型案例	199
第一节 数字普惠金融缓解农业经营主体融资需求抑制——以“广东 荔枝免息贷”为例	199
第二节 数字普惠金融筛选下沉，深入赋能小微融资需求——以“个体 深信贷”为例	213
第九章 基于供求联结的数字普惠金融赋能乡村振兴的典型案例	229
第一节 数字普惠金融平台提升投融资效率——以广东“中小融” 平台为例	229
第二节 数字普惠金融赋能产业链内部投融资匹配——以广东中行 供应链金融为例	247
参考文献	262

检索证明

根据委托人提供的论文材料，委托人华南农业大学经济管理学院 董莹(学科类型:人文社科)7篇论文收录情况如下表。

序号	论文名称	发表刊物及发表的年月卷期/页码等	作者排名	论文等级	作者文中单位	收录情况	影响因子	中科院大分区	引用
1	农业社会化服务及其集成破解农户秸秆还田困境的机理与实证	中国农村经济 出版年: 2024 卷期: 页码: - 文献号: 文献类型:	第一作者	T2类	华南农业大学	CSSCI	无	无	SCI 核心合集 总引: 32 CNKI 总引: 32
2	The impact of digital agricultural insurance on farmers' fertilizer reduction technology adoption: evidence from China	CHINA AGRICULTURAL ECONOMIC REVIEW 出版年: 2025 出版日期: APR 4 卷期: 17 2 页码: 379-397 文献类型: Article	第一作者	A类	华南农业大学	SSCI	IF2-year=5.4 IF5-year=5.4 (2024) Top 期刊: 否 OA 期刊: 否 (2025)	SCI 核心合集 总引: 4 CNKI 总引:	
3	粮食跨周期宏观调控: 内涵特征、实现逻辑及政策设计	中国农村经济 出版年: 2025 卷期: 页码: - 文献号: 文献类型:	通讯作者	T2类	华南农业大学	CSSCI	无	无	SCI 核心合集 总引: 0 CNKI 总引: 0

4	土地流转、服务外包对小农户全要素生产率的影响——来自粮食主产区数据的实证检验	资源科学 出版年: 2022 卷期: 页码: - 文献号: 文献类型:	第一作者 (独作)	B 类	华南农业大学	CSSCI	无	无	SCI 核心合集 总引: 47 CNKI 总引: 47
5	Information and communication technology diffusion and the urban-rural income gap in China	PACIFIC ECONOMIC REVIEW 出版年: 2024 出版日期: MAY 卷期: 29 2 页码: 159-186 文献类型: Article	第一作者	B 类	华南农业大学	SSCI	IF2-year=0.7 IF5-year=1.2 (2024)	经济学 4 区 Top 期刊: 否 OA 期刊: 否 (2025)	SCI 核心合集 总引: 8 CNKI 总引:
6	家庭金融资产配置的收入心理账户效应检验	统计与决策 出版年: 2024 卷期: 页码: - 文献号: 文献类型:	第一作者	B 类	华南农业大学	CSSCI	无	无	SCI 核心合集 总引: 9 CNKI 总引:
7	新农保对老年人多维福利的代际溢出效应研究	农村经济 出版年: 2025 卷期: 页码: - 文献号: 文献类型:	第一作者	B 类	华南农业大学	CSSCI	无	无	SCI 核心合集 总引: 3 CNKI 总引: 3

说明: 论文等级和中科院大类分区按《华南农业大学学位论文评价方案(试行)》划分。

报告免责声明: 如未盖章, 报告无效

检索员: 张进



淮南农业大学图书馆SCA ULTB202625878

SCAU\LB202626080

检索证明

根据委托人提供的论文材料，委托人华南农业大学 经济管理学院 董莹(学科类型:人文社科) 1 篇论文收录情况如下表。

序号	论文名称	发表刊物及发表的年月卷期/页码等	作者排名	论文等级	作者文中单位	收录情况	影响因素	中科院大类分区
1	MSegnet, a Practical Network for Building Detection from High Spatial Resolution Images	PHOTOGRAMMETRIC ENGINEERING AND REMOTE SENSING 出版年: 2021 卷期: 87 12 页码: - 文献号: 文献类型: Article	通讯作者	B 类	华南农业大学	SSCI	IF2-year=1.469 IF5-year=1.766 (2021)	地球科学 4 区 Top 期刊: 否 OA 期刊: 否 (2021)

说明: 论文等级和中科院大类分区按《华南农业大学学位论文评价方案(试行)》划分。

报告免责声明: 如未盖章, 报告无效



2026-03-12



主管单位：中国社会科学院

主办单位：中国社会科学院农村发展研究所

ISSN 1002—8870

CN 11—1262/F

中國農村經濟

ZHONGGUO NONGCUN JINGJI

2024 12

国家社会科学基金资助期刊

中国农村经济

2024年第12期

第12期

目次

研究阐释党的二十届三中全会精神 | 新时代中国农业农村现代化的多重逻辑、基本特征及实现路径

匡远配 彭云 李姗姗 (2)

现代农业产业园创建能否促进农户增收

——基于产业集聚视角的经验分析

孙顶强 刘丹 杨馨越 (23)

农业社会化服务及其集成：破解农户秸秆还田困境的机理与实证

董莹 王欢 黄采妮 (44)

中国新型农村集体经济发展水平的地区差异及分布动态演进

孙淑惠 张 晓 刘传明 陈晓楠 (65)

跨界农机技术创新的双向信息黏性与合法性门槛跨越

——农户共创视角下的单案例研究

王容宽 胡 蝶 (87)

多多益善还是过犹不及：企业数字化投入与全要素生产率

黄晓琳 苑鹏程 (108)

养老保险费率统一改革对中小企业债务融资的影响

——基于准自然实验的经验证据

黄保聪 李连友 (129)

高等教育扩招政策实施如何影响居民生育数量：效应及机理

刘一伟 郭秋月 孙中伟 (149)

推动乡村振兴与共同富裕的路径、挑战 and 对策

——第二届海峡两岸乡村振兴与共同富裕论坛会议综述

瞿天祖 孙思栋 (170)

农业社会化服务及其集成：破解农户 秸秆还田困境的机理与实证^{*}

董 莹¹ 王 欢² 黄采妮¹

摘要：推广秸秆还田是促进农业绿色低碳发展、保障国家粮食安全的重要举措。尽管秸秆综合利用率大幅提升，但农户的秸秆还田比例仍然较低，且秸秆焚烧现象依然频发。本文基于秸秆还田对农户操作强度和技术能力双重需求与农业社会化服务条件，融合分工理论与“合约治理”逻辑，构建了“需求—服务—集成”的农业社会化服务及其集成对农户秸秆还田行为的影响机理框架，并采用2021年由华南农业大学与西南财经大学共同开发的调查数据进行实证检验。研究结果表明：采用农机服务、农技服务以及农机服务与农技服务集成均能显著促进农户秸秆还田行为，其中，农机服务与农技服务集成和农技服务的影响效果更为明显；农机服务与农技服务集成能通过降低“道德风险”，加速推广秸秆还田。此外，农业社会化服务及其集成对农户秸秆还田行为的作用效果存在规模、作物类型与农区异质性。应继续加大农业社会化服务尤其是农技服务供给，重视农机服务与农技服务集成的服务供给模式创新；并根据规模、农区与作物类型异质性，构建基于农业社会化服务及其集成的差异化的农户秸秆还田推广深化体系。

关键词：农业社会化服务 服务集成 农户 秸秆还田 道德风险

中图分类号：F323.6; F724.6 **文献标识码：**A

DOI:10.20077/j.cnki.11-1262/f.2024.12.004

一、引言

发展绿色低碳农业是保障国家粮食安全目标的重要支撑。党的二十届三中全会强调，“促进绿色低碳循环发展经济体系建设”。作为推进健全耕地数量、质量、生态“三位一体”保护制度体系建设的重要举措，推广秸秆还田不仅有助于减少秸秆焚烧造成的环境污染与农业碳排放，还有助于增加土

^{*}本文研究得到广东省自然科学基金面上项目“农业社会化服务对环境友好型技术集成推广的影响研究”（编号：2023A1515010808）、教育部人文社会科学研究青年基金项目“基于服务及契约匹配的农户化肥减量技术持续性采纳与叠加效应研究”（编号：24YJC790035）和国家社会科学基金青年项目“粮食和生态‘双安全’下农户响应与政策优化研究”（编号：22CJY041）的资助。感谢匿名审稿专家和编辑部的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：王欢。

壤有机质含量、提高作物产量（程文龙等，2020），对促进农业绿色低碳发展意义重大。在政策激励推进下，尽管全国秸秆综合利用率大幅提高，但农户秸秆还田比例仍相对较低（仇焕广等，2020）、秸秆焚烧现象频发^①。2020年，农户秸秆焚烧率仍有23%^②。且由于缺乏相应技术，农户秸秆还田往往存在操作不当问题，导致病虫害风险加剧。这不仅会给粮食安全带来隐患，更严重影响了秸秆还田的推广。《农业农村部办公厅关于做好2023年农作物秸秆综合利用工作的通知》（农办科〔2023〕13号）强调，“针对秸秆还田技术的薄弱环节，组织优势力量开展联合攻关，形成农机农艺一体化综合技术解决方案”^③。2024年中央“一号文件”中指出，“加强农业社会化服务平台和标准体系建设，聚焦农业生产关键薄弱环节和小农户，拓展服务领域和模式”，需结合现实农业生产经营格局与农业社会化服务条件，探索持续高效的秸秆还田推广路径。

已有文献围绕农户禀赋对秸秆还田行为的影响展开了讨论。由于涉及秸秆收割粉碎环节与还田腐解环节，秸秆还田行为对农户的操作强度和技术能力提出了双重要求，而农户较低的劳动与技术禀赋制约了其秸秆还田行为。一方面，秸秆还田行为一般发生于秋收期间，由于秋播茬口紧，农户往往缺乏足够的劳动力及时实施较高强度的秸秆还田操作；另一方面，由于受到技术禀赋与农业技术推广机制不完善等制约，多数农户并不具备有效实施秸秆还田的技术能力（程文龙等，2020）。与此同时，较小的土地规模和有限的社会资源禀赋也抑制了农户进行秸秆还田的意愿。经营规模越大的农户越倾向于自行秸秆还田（江鑫等，2018；徐志刚等，2018），而经营规模小、地块分散的农户因面临较高的交易成本，秸秆还田的门槛较高且内生动力不足；社会网络、政府政策、心理认知以及区位特征等社会资源禀赋也会影响农户秸秆还田行为（郭芬等，2022）。此外，多数以产量最大化为目标的生产型小农户往往偏好于获取短期收益，不愿采用秸秆还田等具有长期效益的环境友好型行为（李兆亮等，2019）。不完全要素市场下的农户禀赋约束难以缓解，进一步加大了农业技术推广的难度（郑旭媛等，2018）。

农业社会化服务的迅速发展实践为推广秸秆还田提供了外部破题思路。基于成本收益考量，多数劳动与技术禀赋较低的农户倾向于将农业生产中的部分环节外包给农业社会化服务组织（Deng et al., 2020），通过分工专业化的农业社会化服务促进农户的绿色生产行为（罗必良，2020）。农机社会化服务（以下简称“农机服务”）既能缓解多数小农户实施秸秆还田面临的劳动力短缺约束（张星和颜廷武，2021），也能通过优化农业生产要素配置，提高农业生产效率与成本收益率（朱建军等，2023），从而促进秸秆还田的推广。由于农机服务的准公共物品属性，农机购置补贴与政府对农机服务的购买

^①根据《中国生态环境部状况公报》，2019年全国秸秆焚烧点为6300个，2023年则增至14241个。资料来源：《中国生态环境状况公报2019》，<https://www.mee.gov.cn/hjzl/sthjzk/zghjzkgb/202006/P020200602509464172096.pdf>；《中国生态环境状况公报2023》，<https://www.mee.gov.cn/hjzl/sthjzk/zghjzkgb/202406/P020240604551536165161.pdf>。

^②2020年秸秆焚烧率根据2021年由华南农业大学和西南财经大学共同开发的“普惠金融与‘三农’研究”调查数据以及西南财经大学的“中国家庭金融调查数据”计算而得。

^③参见《农业农村部办公厅关于做好2023年农作物秸秆综合利用工作的通知》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/202306/content_6885403.htm。

进一步促进了农机服务市场的发育，增大了农户获得农机服务的概率和规模，加速了秸秆还田推广进程（杨青等，2023）。

然而，通过农机服务实现的农户秸秆还田程度不高，尤其是对秸秆粉碎还田环节后，腐解环节所需技术的采纳率较低（李卫等，2017），秸秆焚烧现象频发。与此同时，农机服务市场也逐渐出现由盛转衰的迹象（魏素豪和唐忠，2022）。一方面，单一的农机服务仅能满足农户在秸秆还田过程中对操作强度的要求，但由于农户技术能力禀赋不足，仍可能面临病虫害风险。农业社会化服务促进农户环境友好型生产行为的主要路径不仅包括机械替代，还包括技术引进（曹铁毅等，2022）。农技社会化服务（以下简称“农技服务”）能通过提高秸秆腐解环节所需技术的采纳效率，降低农户所面临的技术门槛、提高农户秸秆还田意愿（赵玉妹等，2013）。另一方面，不完全合约所隐含的交易费用，可能会降低服务交易效率，约束或扭曲服务交易甚至导致交易萎缩与停滞（罗必良，2020）。由信息不对称造成的农户与农机服务组织的不完全合约主要体现在较高的监督成本上，这会诱发农机服务组织的“道德风险”，从而引发市场地位较低、风险承担能力不足的农户出现“逆向选择”，并通过感知价值与感知风险进一步影响农户基于农机服务的秸秆还田行为持续性与技术采纳深度（盖豪等，2020；仇焕广等，2020）。农业社会化服务交易效率的提升，依赖于多重合约匹配与组织治理（罗必良，2020）。针对单一农机服务合约不完全性所造成的服务交易低效问题，可通过农机服务与农技服务集成（以下简称“农机农技服务集成”）的方式，将监督成本内部化，从而减少由信息不对称导致的“道德风险”与“逆向选择”问题（罗必良，2012）。随着新型农业经营主体的迅速发展，农业社会化服务呈现差异化、集成化、高端化的特征趋势（郭晓鸣和温国强，2023）。实证研究也表明，农技服务与农机服务的集成效果明显优于单一的农机服务（刘浩等，2022）；两者相比而言，农技服务更能促进技术采纳（张梦玲等，2023）。因此，在农机服务基础上叠加农技服务形成服务集成，可能通过提高服务交易效率，提高农户秸秆还田行为的持续性。

综上，基于秸秆还田多措施环节的协同性特征及其对农户操作强度与技术能力的双重需求，农业社会化服务及其集成可能是促进农户秸秆还田行为的可行路径。尽管学者逐渐将绿色生产推广研究的重点从提升农户自身禀赋转向借助外部农业社会化服务，但相关文献多聚焦于单一农业社会化服务或农户需求视角，对农业社会化服务集成以及供需主体连接视角的机理研究较少。一方面，针对农业社会化服务影响秸秆还田行为的研究多集中于单一农机服务，鲜有研究涉及农技服务乃至农机农技服务集成的作用；另一方面，相关研究以实证分析为主，多侧重从农户禀赋与行为视角探讨农业社会化服务对农户绿色生产行为的影响，忽略了农业社会化服务组织与农户之间供需连接的合理性对秸秆还田效果的影响及其背后的制度性机理。

鉴于此，本文拟从秸秆还田技术特征切入，基于农业社会化服务组织与农户的供需主体连接视角，探究农业社会化服务及其集成对农户秸秆还田行为的影响机理，并进行实证检验。本文可能的贡献体现在以下三点：一是融合分工理论与“合约治理”逻辑，构建基于“需求—服务—集成”的农户秸秆还田行为拓展分析框架，逐层剖析包括农机服务与农技服务在内的农业社会化服务及其集成等外部服务对农户秸秆还田行为的影响机理；二是聚焦农机服务下仍广泛存在的农户秸秆还田困境与“合约治

理”逻辑，从服务供求主体连接的制度优化视角，进一步探究并验证农机技服务集成通过降低“道德风险”促进农户秸秆还田行为的作用机制；三是结合秸秆还田的特征，从土地经营规模、农区与作物类型对农业社会化服务及其集成对农户秸秆还田行为的影响进行分类讨论与异质性分析，为构建基于农业社会化服务及其集成的秸秆还田深化推广体系提供政策参考。

二、理论分析

基于秸秆粉碎还田环节与腐解环节协调的实操特征，秸秆还田对操作强度与技术能力具有天然的要求。在劳动和技能禀赋双重短缺与农机服务迅速发展的背景下，农户逐渐产生通过农机服务实施秸秆还田的需求。采用农机服务不仅能降低生产经营成本、提高生产经营质量与效率，还可能反过来促进农户的绿色生产行为（刘浩等，2022）。然而，由于农户缺乏腐解环节所需的技术能力，且与服务组织之间存在信息不对称，易引发“道德风险”问题，农户单独采用农机服务实施秸秆还田的效果并不理想。鉴于此，本文基于秸秆还田的特征，在分析秸秆还田对农户操作强度与技术能力的双重需求基础上，剖析农业社会化服务及其集成对农户秸秆还田行为的作用机理；并针对采用农机服务实施秸秆还田的现实困境，基于农机技服务集成通过降低“道德风险”与强化措施协同促进农户秸秆还田行为的“合约治理”逻辑，构建“需求—服务—集成”的农业社会化服务及其集成促进秸秆还田的机理分析框架。

（一）农机服务对农户秸秆还田行为的作用机理

秸秆还田对秸秆的粉碎时限、还田数量以及均匀作业水平有较高的操作强度要求。农村劳动力的大量转移使得务农劳动力数量大幅降低，难以满足秸秆还田对农户操作强度的需求。劳动力转移产生的人工成本攀升问题，增加了农户对该环节的机械替代需求。多数小农户不仅面临自购农机的资金约束，以及由农机使用范围有限和使用频率不高导致的低效性问题，还因难以跟上农机信息化、智能化的快速迭代而饱受农机使用、保养与维修等诸多售后问题的困扰。在务农劳动力紧缺和机械使用成本高昂的困境下，农户产生了对农机服务的强烈需求。基于分工理论，拥有农机的农户为其他农户提供农机服务的行为，不仅有助于摆脱劳动数量与时间对秸秆还田的制约，还能提高农机要素的配置效率（胡伟和张正河，2018）、降低农业机械的亩均使用成本，促进秸秆还田推广。一方面，得益于规模化经营趋势与农机购置补贴政策的推动，农机行业市场规模与农机服务市场持续扩大，增大了农户采用农机服务的概率与规模（杨青等，2023）。例如，2022年全国农作物综合机械化率已高达73%^①。另一方面，政府通过购买农机服务，提高了基于农机服务的秸秆还田覆盖率。基于此，本文提出研究假说H1。

H1：农机服务有助于促进农户的秸秆还田行为。

^①资料来源：《2023 中国专精特新企业发展白皮书》，https://mp.weixin.qq.com/s?__biz=MzU5MDQwMzY1Mg==&mid=247505164&idx=1&sn=5234d78008c98a009e6e1ede57145452&chksm=fe3c5427c94bdd316e4696ef5d33a43401febb4193caa7dc3b46dc3adb1d60c2c9801f0700d9&scene=27。

（二）农技服务对农户秸秆还田行为的作用机理

农机服务市场的发展为秸秆还田的早期推广奠定了重要基础。但随着农机服务覆盖率的快速提升，农户秸秆还田行为却未能实现同步推广和深化。由于缺乏腐解环节的相应技术能力，农户秸秆还田易面临病虫害加剧等操作不当风险（程文龙等，2020）。这严重抑制农户持续开展秸秆还田行为。

秸秆还田的腐解环节通常需要适量深施速效氮肥以调节适宜的碳氮比，加速秸秆腐解、保证作物苗期旺盛生长，因此，秸秆还田腐解环节对农户技术能力具有明显需求。多数以产量最大化为目标的生产型小农户，往往更偏好于短期收益。技术能力的缺乏可能导致秸秆还田引发病虫害等问题，不仅通过损害短期收益降低农户实施秸秆还田的积极性，还可能通过负面效应的空间扩散与社会网络外溢效应，进一步抑制周边及所在社会网络中其他农户的秸秆还田行为。（王金霞和张丽娟，2010；李兆亮等，2019）。基于分工理论，农技服务既能通过专业化的服务示范帮助农户熟悉新技术的操作方式，使农户充分获得适用性信息和技术细节，降低技术获取与学习的成本，缓解技术约束；又能通过专业化的服务操作，针对不同农作物秸秆产量、成分及茬口的复杂性，提供精准的还田技术支持提高农业生产效率，从而加速秸秆还田推广进程，促进秸秆还田深化（胡玮和张正河，2018；董莹和穆月英，2019）。基于此，本文提出研究假说 H2。

H2：农技服务有助于促进农户的秸秆还田行为。

（三）农机技服务集成对农户秸秆还田行为持续性与深度的作用机理

农业生产的投入产出模糊性潜藏着作业质量不确定性的风险，这在一定程度上抑制了农机服务市场的发展（魏素豪和唐忠，2022）。在农机服务基础上叠加农技服务形成的农机技服务集成，既有助于强化秸秆还田的措施协同，又有助于通过“合约治理”逻辑规避农机服务的潜在“道德风险”。从措施协同角度看，秸秆还田所包含的粉碎还田环节与腐解环节的关联性，对农户采用农机技服务集成实施秸秆还田具有天然的要求。尽管农机服务能满足粉碎还田对农户操作强度的要求，但技术能力仍是秸秆还田能否发挥作用的更为本质性的影响因素。如果技术能力不足，还田后的土传病等负面问题可能会凸显，从而严重抑制农户的秸秆还田行为。因此，在以农机服务推广农户秸秆还田行为的基础上，有必要引入农技服务以形成农机技服务集成，强化措施协同，产生促进农户秸秆还田的效果。

从制度经济学角度看，农机技服务集成还隐含着基于“合约治理”逻辑的合约匹配机制，通过降低服务交易成本、提升服务交易效率，进一步强化促进农户秸秆还田行为的制度安排合理性。具体而言，农户采用农机服务实施秸秆还田属于委托代理行为，存在典型的“委托—代理”问题。基于信息不对称理论和交易费用理论，农户与农机服务组织之间存在较强的信息不对称，诱发农机服务组织的机会主义行为，导致“道德风险”。这种风险通过降低服务质量，增加了隐性交易成本，损害农户利益，并进一步导致农户对采用农机服务秸秆还田的效果产生负向预期（江鑫等，2018），使农户陷入“逆向选择”困境，进而退出基于农机服务的秸秆还田行为。一方面，采用单一农机服务的秸秆还田效果易受后续环节技术能力的影响，难以被有效识别和监督。秸秆还田所包含的粉碎还田环节与腐解环节的措施协同特征使得农机服务的效果难以单独计量，农机服务组织可能出于自身利益考量产生机会主义行为（赵玉妹等，2013），影响秸秆还田效果，使农户承受由农机服务组织“道德风险”带来

的损失。另一方面，农户由于市场地位较低、风险承担能力较弱，往往只能被动承受由这种“道德风险”造成的损失，从而陷入“逆向选择”困境，退出秸秆还田行为。这会通过感知价值、感知风险进一步影响基于农机服务的秸秆还田持续性与深度（盖豪等，2020；仇焕广等，2020）。此外，由于社会信任主要通过感知利益影响农户的秸秆还田行为（王璐瑶和颜廷武，2023），由农机服务组织“道德风险”导致的收益降低更易通过负面外溢效应引发周边农户的秸秆还田退出行为。这种基于农机服务的秸秆还田退出行为还会反过来约束或扭曲农机服务市场，甚至导致农机服务市场的萎缩与停滞（蔡键和刘文勇，2019），形成恶性循环。

“合约治理”是有效抑制机会主义行为和降低“道德风险”倾向的理论逻辑（罗必良，2020）。基于“合约治理”逻辑，当一项不完全合约面临高昂交易成本时，通过匹配新的合约，使原有的不完全合约成为可执行合约，能够降低交易成本，进而形成稳定合约，促使农户作出更有效的生产行为决策（罗必良，2012）。

一方面，农户在将秸秆粉碎还田环节操作外包给农机服务组织的基础上，进一步将腐解环节外包给农技服务组织，进而形成农机技服务集成，有利于通过监督成本内部化与质量识别专业化，规避服务组织的“道德风险”、减少农户的“逆向选择”，从而确保秸秆还田的持续性。具体而言，若农机技服务集成由同一服务组织提供，这种联合一体化的服务集成供给模式则能将监督成本内部化，降低隐性的服务交易成本。由于完全外包给同一服务组织，当产生服务质量问题时，服务组织将难以推诿。由同一服务组织提供农机技服务集成，能够同时抑制农机服务组织与农技服务组织的机会主义倾向，降低它们给农户带来的“道德风险”。若农机技服务集成由不同服务组织提供，农户也能将对农机服务组织的服务质量识别转移给在后续环节提供服务的农技服务组织，提高对农机服务质量识别的专业化水平。农技服务组织给出的“坏评价”或“好评价”，能有效减少信息不对称，抑制农机服务组织对农户造成的“道德风险”。当农机服务组织存在机会主义行为而提供较低质量的服务时，则会面临农技服务组织对其服务给出的“坏评价”。这种“坏评价”还会通过社会网络加速传递，造成更大范围的负向声誉效应。农机服务组织因忌惮“坏评价”带来的负向声誉效应，会降低机会主义行为的倾向，从而帮助农户规避由农机服务组织导致的“道德风险”损失。当农机服务组织不存在机会主义行为而提供较高质量的服务时，农技服务组织会给出“好评价”。这不仅有利于扩大农机服务范围、促进农机服务组织增收，还能鼓励农技服务组织在认可农机组织服务质量的基础上，继续提供同样优质的农技服务。由于这种继续提供农技服务的行为本身就体现了农技服务组织对前序环节农机服务质量的认可，如果秸秆还田效果不佳，就只能归因于农技服务质量问题。那么，无论是对农机服务的监督成本还是对农技服务的监督成本，都会被农机技服务集成内部化，从而抑制农业社会化服务组织的机会主义行为，规避“道德风险”。

另一方面，农机技服务集成隐含的合约匹配，还能进一步形成环境友好型生产行为的“自我实施”机制（张露和罗必良，2020），从而促进农户秸秆还田行为的深化。基于上述分析，无论农机技服务集成是否由同一服务组织提供，都能促进农机服务组织与农技服务组织形成共同的利益绑定，并进一步利用负向声誉效应推动优质农机服务与农技服务的提供。在秸秆还田过程中，优质的农机服务与农技服务

供给，不仅能够降低耕种和收割成本，还能提高土壤肥力、防控病虫害，从而实现更好的增收效果，并进一步激励农户将秸秆还田行为延伸至技术措施组合的更高深度。基于此，本文提出研究假说 H3^①。

H3：农机技服务集成能通过降低“道德风险”，进一步激励农户的秸秆还田行为。

根据上文分析，农业社会化服务及其集成对农户秸秆还田行为的作用机理如图 1 所示。

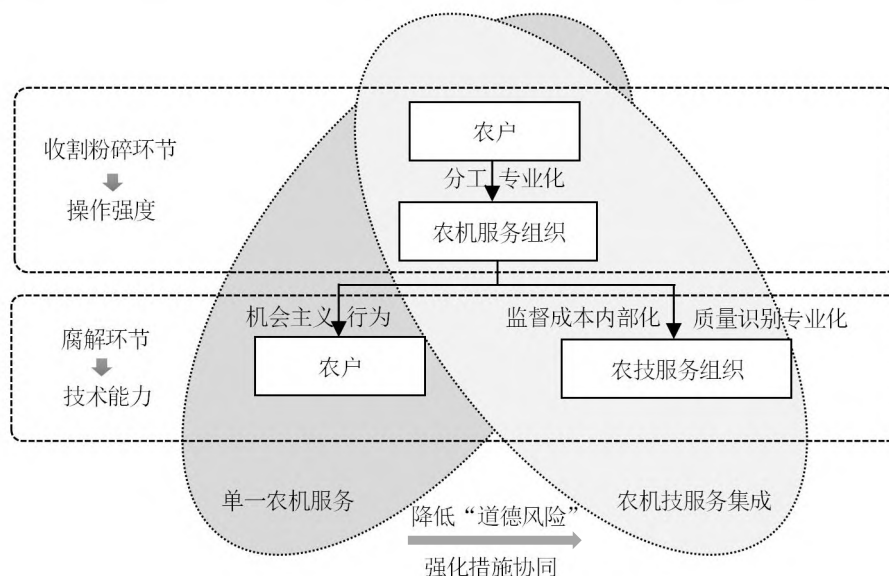


图 1 农业社会化服务及其集成对农户秸秆还田行为的作用机理

三、数据来源与模型设定

（一）数据来源

本文研究所使用的数据来源于 2021 年由华南农业大学（South China Agricultural University，简称 SCAU）和西南财经大学共同开发的“普惠金融与‘三农’研究”调查数据，以及西南财经大学的“中国家庭金融调查数据”（China household finance survey，简称 CHFS）构成的数据库（CHFS-SCAU2021）。项目采用三阶段、分层人口规模比例概率抽样（Probability Proportionate to Size Sampling，简称 PPS）的方法开展调查。第一阶段，采用分层 PPS 抽样方法随机抽取样本县。首先，将省内所有样本县按照人均 GDP 排序后进行分层，各省分层数量根据省内样本县数量确定（一般为 7~9 层）。然后，在层内采用 PPS 抽样方法随机抽取 1~3 个样本县，以保证各省抽取出的样本县在经济发展水平上的分布尽可能均匀，并具有较好的省级代表性。第二阶段，在样本县内部随机抽取 4 个社区。具体步骤为：首先将样本县的社区划分为城镇社区和农村社区两类抽样框，并根据各样本县的城镇化率确定目标城镇社区和农村社区的抽取数量；然后，按照当地统计局公布的社区行政区划代码排序，采用随机起点、等距抽样的方法完成社区选择。第三阶段，在社区内部抽取家庭，农村社区抽取 20 户，城镇社区抽取 30~

^①由于在农机服务基础上叠加农技服务的技术提升效果显而易见，本文不额外进行机制检验。

50 户。家庭样本的抽取方法是：首先绘制社区行政边界范围内的分布图，排除空户后生成末端抽样清单；然后在清单内采用随机起点、等距抽样的方式选取家庭样本。调查以线下面访为主，由于特殊情况，约 5% 的样本通过线上电话或网络访问完成。最终完成 22027 户的家庭样本量，其中城镇 13324 户，农村 8703 户，样本覆盖中国 29 个省（区、市）、269 个县（市、区）、1028 个社区，具有良好的全国代表性。根据研究需要，本文筛选从事农业生产的农户，最终共获得有效样本 6449 个。

（二）变量设置

1. 被解释变量。本文的被解释变量为秸秆还田行为，以问卷中农户对“您是否采用秸秆还田”的回答来表征。如果农户回答“是”，该变量赋值为 1，否则赋值为 0。

2. 核心解释变量。本文使用农机服务、农技服务、农机技服务集成反映农户采用社会化服务的情况。农业社会化服务主要分为两类：一是农机服务，若农户采用农机服务，则赋值为 1，否则赋值为 0；二是农技服务，若农户采用农技服务，则赋值为 1，否则赋值为 0。此外，为探究农机技服务集成能否促进农户秸秆还田行为，本文以农技服务与农机服务的交乘项来表征农户采用农机技服务集成的情况。

3. 控制变量。为减少遗漏变量导致的回归结果偏误，本文从户主特征、家庭特征、生产特征三个维度选取相应的控制变量。根据已有研究的主要做法（徐志刚等，2018），本文选取户主性别、年龄、受教育情况、健康状况（健康状况较好和健康状况较差）^①、是否兼业等作为户主特征变量；选取务农劳动力数量、是否加入合作社、是否有农业机械作为家庭特征变量；同时选取土地经营规模、土地细碎化程度、作物类型、是否建有高标准农田、是否转入土地和是否获得农业机械补贴（Li and Shen, 2021；苏柳方等，2021）来反映农户的生产特征。此外，为了解决地区差异可能导致的内生性问题，本文在引入上述控制变量的基础上进一步控制省级地区固定效应，以期得到更为稳健的估计结果。

变量具体含义以及描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 主要变量定义及描述性统计结果

变量类型	变量名称	变量定义与赋值	平均值	标准差
被解释变量	秸秆还田行为	是否采用秸秆还田：是=1，否=0	0.457	0.498
核心解释变量	农机服务	是否采用农机服务：是=1，否=0	0.203	0.402
	农技服务	是否采用农技服务：是=1，否=0	0.106	0.308
	农机技服务集成	农机服务×农技服务	0.133	0.340
户主特征变量	性别	户主性别：男=1，女=0	0.817	0.386
	年龄	户主年龄（岁）	56.575	10.855
	受教育情况	户主受教育的年限（年）	7.568	3.288
	健康状况较好	户主健康状况：好或非常好=1，其他情况=0	0.224	0.417
	健康状况较差	户主健康状况：不好或非常不好=1，其他情况=0	0.386	0.487
	是否兼业	户主是否除务农外还从事其他工作：是=1，否=0	0.097	0.295

^①调查问卷中关于健康状况的问题设置了非常好、好、一般、不好和非常不好 5 种答案，根据审稿人的建议，本文针对健康状况设置两个代表健康状况的虚拟变量（见表 1）。

表1 (续)

家庭特征变量	务农劳动力数量	家庭中农业劳动力实际数量(人)	0.727	0.934
	是否加入合作社	家庭是否加入了合作社: 是=1, 否=0	0.080	0.271
	是否有农业机械	家庭是否自有农业生产机械: 是=1, 否=0	0.320	0.467
生产特征变量	土地经营规模	实际经营土地面积(亩)	11.496	31.288
	土地细碎化程度	实际经营土地块数(块)	5.340	6.304
	作物类型	主要经营的作物类型: 粮食作物=1, 经济作物=0	0.742	0.437
	是否建有高标准农田	实际经营土地是否有高标准农田建设的地块: 是=1, 否=0	0.103	0.304
	是否转入土地	实际经营土地是否有转入的土地: 是=1, 否=0	0.075	0.263
	是否获得农业机械补贴	是否获得过购置和更新大型农机具的补贴: 是=1, 否=0	0.010	0.100
工具变量	村农机服务比例	农户所在村采用农机服务农户的占比	0.203	0.227
	村农技服务比例	农户所在村采用农技服务农户的占比	0.106	0.126
	村农机农技服务集成比例	农户所在村采用农机农技服务集成农户的占比	0.133	0.178
	县农机服务比例	农户所在县采用农机服务农户的占比	0.203	0.189
	县农技服务比例	农户所在县采用农技服务农户的占比	0.106	0.094
	县农机农技服务集成比例	农户所在县采用农机农技服务集成农户的占比	0.133	0.154

注: ①由于存在资源禀赋差异和农业经营规模化趋势, 土地经营规模和土地细碎化程度差异较大, 为避免异方差造成的结果偏误, 回归中对其取对数。②工具变量根据农户权重计算得到。③农业生产机械包括拖拉机、播种机、插秧机、收割机、脱粒机、耕地机、抽水机和喷药机等用于农业生产的机械设备。

(三) 模型设定

1. 基准回归模型。为分析农户采用农业社会化服务对农户秸秆还田行为的影响, 本文将基准回归模型设定如下:

$$Y_i = \alpha_0 + \beta_1 R_{ji} + \beta_2 X_i + \mu_i \quad (1)$$

(1) 式中: 下标 i 代表第 i 个农户; Y_i 为本文被解释变量, 代表农户 i 的秸秆还田行为; R_{ji} 为本文核心解释变量, j ($j=1, 2, 3$) 分别表示各核心解释变量, R_{1i} 表示农户 i 采用农机服务情况, R_{2i} 表示农户 i 采用农技服务情况, R_{3i} 表示农户 i 采用农机农技服务集成情况; X_i 为反映户主特征、家庭特征、生产特征的控制变量; α_0 、 β_1 和 β_2 为待估计参数; μ_i 为随机扰动项。由于秸秆还田行为是取值为 0 或 1 的二分类变量, 估计时本文采用二元 Logistic 模型进行基准回归。

2. 内生性问题处理。在估计农业社会化服务对农户秸秆还田行为的影响时, 需要考虑因内生性问题而产生的估计结果偏误。从本文的研究对象来看, 内生性问题可能来自 3 个方面: 一是选择性偏误。农户采用农业社会化服务的选择本身受到政策、农户自身条件以及当地资源禀赋的影响。二是遗漏变量。尽管本文已从户主特征、家庭特征和生产特征等方面选取控制变量, 但农户秸秆还田行为还受到一些不可观测的因素影响。三是联立性偏误。由于在秸秆还田过程中需要使用农业机械, 对于农户来

说，购买农业机械会增加额外的资本投入，因此，农户可能更倾向于通过采用农业社会化服务实施秸秆还田。这种选择导致农户采用农业社会化服务与秸秆还田行为之间可能存在互为因果的问题。

针对选择性偏误导致的内生性问题，鉴于本文所关注的农业社会化服务涵盖多种情形（包括农技服务、农机服务以及农机农技服务集成），本文采用具有回归调整的逆概率加权（inverse-probability weighted regression adjustment，简称 IPWRA）方法对选择性偏误进行处理，并通过平均处理效应估计，得到偏误处理后的农业社会化服务对秸秆还田的影响。具体而言，假设农户采用不同农业社会化服务的行为代表不同的“处理”方式，则对于采用 t （ $t=0, 1, 2, 3$ ）类农业社会化服务的农户，他们采用农业社会化服务的决策状态可以表示为：

$$D_{it}(T_i) = \begin{cases} 1, & \text{if } T_i = t \\ 0, & \text{if } T_i \neq t \end{cases} \quad (2)$$

（2）式中： T_i 表示农户 i 可能采用的社会化服务类型； $D_{it}(T_i)$ 表示农户 i 采用 t 类农业社会化服务概率的二元指标。

计算农户采用某类农业社会化服务的潜在随机结果，就是求解如下方程：

$$\min_{\mu_{k|m}} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=0}^T D_{it}(T_i) \frac{r(m, Z_i)}{r(k, Z_i)} \right) \sigma^2 \quad (3)$$

（3）式中： m 和 k 均为 t 的任一取值，表示农业社会化服务的不同类型； $\mu_{k|m}$ 表示实际采用 m 类农业社会化服务的农户若采用 k 类农业社会化服务的潜在随机结果； N 表示样本总数； Z_i 表示控制变量； $r(m, Z_i)$ 和 $r(k, Z_i)$ 为农户 i 的广义倾向得分值，分别表征农户 i 采用 m 和 k 类型农业社会化服务的条件概率； σ^2 表示产出模型的残差平方项。

通过以上方程可以得到 $\mu_{k|m}$ 和 $\mu_{m|m}$ 的估计量，采用 m 类农业社会化服务的农户相对于采用 k 类农业社会化服务的农户的平均处理效应可表示为：

$$ATT_{mk|m} = \mu_{m|m} - \mu_{k|m} \quad (4)$$

针对遗漏关键变量和联立性偏误导致的内生性问题，本文采用 IV-Probit 模型进行处理。工具变量选取方面，本文参考已有文献的处理经验（Wang and Wang, 2022；金超猛等，2024），分别选取村级和县级农业社会化服务采用程度作为工具变量。具体而言，村级农业社会化服务采用程度包括“村农技服务比例”“村农机服务比例”“村农机农技服务集成比例”；县级农业社会化服务采用程度包括“县农技服务比例”“县农机服务比例”“县农机农技服务集成比例”。一方面，县级和村级农业社会化服务采用程度可能是经济水平、区域政策、社会化服务市场发育程度等因素综合作用的结果。在采用农业社会化服务更普遍的村庄内或者县域内，受政策引导、农户间社会网络关系的影响，以及农业社会化服务搜寻成本更低等原因，农户采用农业社会化服务的倾向性更强。因此，县级和村级农业社会化服务采用程度与农户的农机服务、农技服务采用行为具有直接相关性。另一方面，本村或者本县

其他人是否采用农技服务或农机服务，不会对农户是否实施秸秆还田产生直接影响，因而，从农户采用社会化服务决策的微观层面来看，县级和村级农业社会化服务采用程度变量可以被认为是具备外生性的。综上，采用村级和县级农业社会化服务采用程度作为工具变量，符合相关性和外生性的要求。

3. 中介效应模型。本文采用中介效应检验方法，对理论分析部分提出的农机技服务集成影响秸秆还田的作用机制进行检验。参考江艇（2022）对因果推断经验研究中的中介效应分析建议，本文先检验核心解释变量是否作用于中介变量。在此基础上，为避免中介变量对被解释变量的因果效应理论论证可能不充分的问题，本文参考李万利等（2023）的做法，进一步检验中介变量对被解释变量的影响。具体的估计模型如下：

$$M_i = \alpha_1 + \gamma_1 R_{ji} + \gamma_2 X_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

$$Y_i = \alpha_2 + \lambda_1 M_i + \lambda_2 X_i + \theta_i \quad (6)$$

（5）式和（6）式中： M_i 为机制变量，表示“道德风险”； α_1 、 α_2 、 γ_1 、 γ_2 、 λ_1 、 λ_2 为待估参数； ε_i 、 θ_i 为随机扰动项；其余变量含义同（1）式。

四、回归结果与分析

（一）农业社会化服务及其集成对农户秸秆还田行为的影响

表2报告了农业社会化服务及其集成对农户秸秆还田行为影响的基准回归结果^①。由于本文采用的估计模型为非线性模型，表中结果均汇报边际效应^②。由表2可知，农机服务对农户秸秆还田行为影响的边际效应显著为正，表明采用农机服务能够促进秸秆还田。这是由于，农户通过采用农机服务弥补了农户在实施秸秆还田过程中的机械装备缺失，降低了秸秆还田成本，有利于促进秸秆还田。农技服务对农户秸秆还田行为影响的边际效应也显著为正，并且其影响程度明显大于农机服务的影响。这是由于农户采用农技服务后，在实施秸秆还田的过程中技术得到统一规范，省去了技术学习的环节，缓解了技术约束，提升了秸秆还田的技术可获得性，增强了农户的秸秆还田行为倾向性。此外，农技服务的普及和应用，不仅缩短了秸秆还田时间，还提升了秸秆还田的专业化水平，因此其边际效应更大。农机技服务集成对农户秸秆还田行为影响的边际效应在1%的统计水平上显著为正。这可能是由于农户同时采用农技服务与农机服务形成服务集成，加强了与服务组织间的利益联结机制，有利于降

^①为了确保回归结果的稳健性，本文在模型中分别加入3个核心解释变量及其组合，形成了表2（1）～（5）列结果，最终回归结果分析以表2（5）列为准。

^②除基准回归外，为验证基准模型回归结果的稳健性，本文采取了两种方式进行稳健性检验：一是采用农户秸秆综合利用程度，即农户采取的秸秆综合利用方式种类数，替换基准回归中的被解释变量进行回归；二是采用农技服务支出占种植业总成本的比例代替农技服务变量进行回归。结果表明，基准模型的回归结果具有稳健性。因篇幅所限，相关结果未予展示，可登录中国知网或《中国农村经济》官方网站查看本文附录。

低隐性交易成本损失，规避因“道德风险”而产生的“逆向选择”问题，从而促进秸秆还田。综上，H1、H2 和 H3 得到了初步验证。

表 2 农业社会化服务及其集成对农户秸秆还田行为影响的基准回归结果

变量	秸秆还田行为				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
农机服务	0.037** (0.014)		0.089*** (0.014)		0.130*** (0.014)
农技服务		0.211*** (0.018)		0.240*** (0.017)	0.269*** (0.017)
农机技服务集成			0.302*** (0.018)	0.302*** (0.018)	0.342*** (0.018)
性别	-0.023 (0.015)	-0.028* (0.015)	-0.021 (0.015)	-0.026* (0.015)	-0.027* (0.014)
年龄	0.001* (0.001)	0.001** (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
受教育情况	0.013*** (0.002)	0.012*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.010*** (0.002)	0.010*** (0.002)
健康状况较好	0.009 (0.015)	0.014 (0.015)	0.003 (0.015)	0.008 (0.015)	0.008 (0.014)
健康状况较差	0.012 (0.013)	0.012 (0.013)	0.010 (0.013)	0.009 (0.012)	0.011 (0.012)
是否兼业	0.033* (0.019)	0.034* (0.019)	0.019 (0.019)	0.019 (0.018)	0.017 (0.018)
务农劳动力数量	0.005 (0.007)	0.004 (0.007)	0.003 (0.007)	0.001 (0.007)	0.001 (0.007)
是否加入合作社	0.003 (0.021)	-0.002 (0.021)	-0.003 (0.021)	-0.010 (0.021)	-0.010 (0.020)
是否有农业机械	0.009 (0.013)	-0.008 (0.013)	0.022* (0.013)	-0.002 (0.013)	0.008 (0.013)
土地经营规模	0.053*** (0.009)	0.054*** (0.008)	0.038*** (0.009)	0.043*** (0.008)	0.032*** (0.008)
土地细碎化程度	0.010 (0.011)	0.010 (0.011)	0.010 (0.010)	0.009 (0.010)	0.012 (0.010)
作物类型	0.092*** (0.013)	0.096*** (0.013)	0.073*** (0.013)	0.082*** (0.013)	0.070*** (0.013)
是否建有高标准农田	0.016 (0.019)	0.015 (0.019)	0.006 (0.019)	0.005 (0.019)	0.001 (0.018)

表2 (续)

是否转入土地	-0.057*** (0.021)	-0.057*** (0.021)	-0.057*** (0.021)	-0.056*** (0.021)	-0.058*** (0.021)
是否获得农业机械补贴	0.102* (0.058)	0.104* (0.057)	0.105* (0.058)	0.104* (0.057)	0.111* (0.058)
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
伪R ²	0.161	0.175	0.189	0.206	0.216
观测值数	6449	6449	6449	6449	6449

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。

(二) 内生性问题处理

1. 基于IPWRA方法的选择性偏误处理。本文采用IPWRA方法估计农业社会化服务对农户秸秆还田的处理效应，以校正样本选择性偏误。采用IPWRA方法估计处理效应之前，首先需要检验是否满足重叠假设(overlap assumption)，即是否有一定比例的样本有接受任一类型“处理”的可能性。图2展示了农户分别接受特定“处理”的预测概率分布。

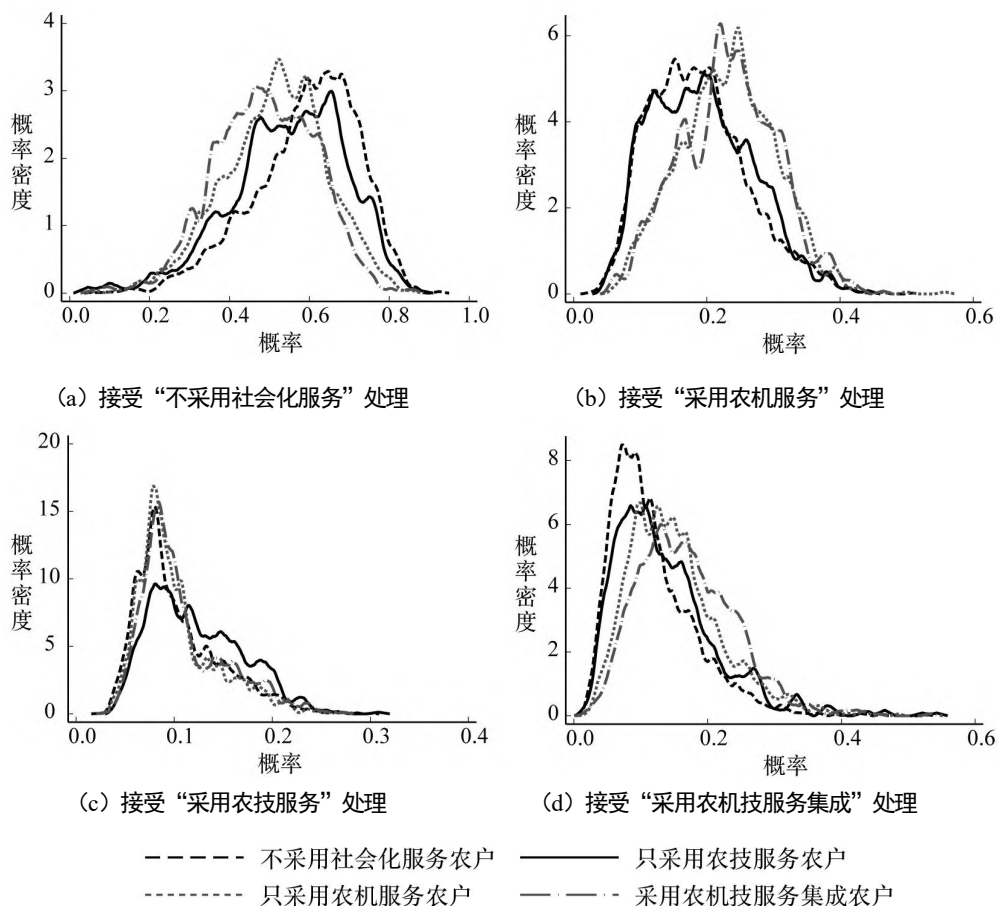


图2 农户接受特定社会化服务“处理”的概率分布

图2(a)、图2(b)、图2(c)和图2(d)分别表示农户不采用社会化服务、采用农机服务、采用农技服务和采用农机技服务集成的概率分布。各组农户接受不同类型“处理”的概率分布范围均为0~1,且存在重叠区域,并未违反重叠假设。因此,可以进一步估计特定农业社会化服务采用的平均处理效应。

表3展示了农户采用不同社会化服务的平均处理效应。作为估计结果的稳健性参考,除IPWRA估计结果外,还列出了基于回归调整(regression adjustment,简称RA)和逆概率加权(inverse-probability weighted,简称IPW)的平均处理效应估计结果。

平均处理效应	回归调整(RA)	逆概率加权(IPW)	具有回归调整的逆概率加权(IPWRA)
只采用农机服务 vs 不采用农业社会化服务	0.199*** (0.019)	0.195*** (0.019)	0.196*** (0.019)
只采用农技服务 vs 不采用农业社会化服务	0.369*** (0.020)	0.367*** (0.020)	0.367*** (0.020)
采用农机技服务集成 vs 不采用农业社会化服务	0.480*** (0.019)	0.469*** (0.021)	0.474*** (0.019)
采用农机技服务集成 vs 只采用农机服务	0.273*** (0.020)	0.271*** (0.020)	0.272*** (0.020)
采用农机技服务集成 vs 只采用农技服务	0.091*** (0.024)	0.091*** (0.024)	0.093*** (0.024)

注:①***表示1%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。

由表3可知,不同估计方式的结果基本一致,表明研究结果具有一定的稳健性。具体而言,相对于不采用社会化服务的农户,采用农技服务、农机服务和农机技服务集成农户的平均处理效应均在1%的统计水平上显著为正。这表明不论采用何种农业社会化服务,均对农户的秸秆还田行为有显著的促进作用,H1和H2进一步得到验证。此外,从不同社会化服务方式来看,相对于只采用单一农技服务或农机服务的农户,采用农机技服务集成农户的平均处理效应也均在1%的统计水平上显著。这说明相对于单一社会化服务,采用农机技服务集成能够进一步促进农户秸秆还田。H3进一步得到验证。

2.基于IV-Probit方法的内生性处理。为处理遗漏变量和联立性偏误导致的内生性,本文选用县级和村级农业社会化服务采用程度作为工具变量,并使用两步法进行估计。基于IV-Probit方法处理内生性问题的回归结果如表4所示,在第一阶段回归中,村级和县级工具变量均对农技服务和农机服务在1%的统计水平上存在显著的正向影响,且联合显著性检验的F值大于10,第二阶段回归的Wald检验结果表明,不存在弱工具变量问题。从回归结果来看,在引入工具变量后,采用农技服务和农机服务对农户秸秆还田行为仍具有正向影响。在此基础上,考虑村级和县级工具变量可能存在并不严格外生的问题,本文参考已有文献的处理方式(Conley et al., 2012),采用局部归零法(local to zero approach,简称LTZ),对IV-Probit结果做进一步稳健性检验。回归结果表明,在村级和县级农业社会化服务采用程度近乎外生的条件下,采用农技服务、农机服务和农机技服务集成对农户秸秆还田行为的影响依

然显著，验证了 IV-Probit 结果的稳健性。

表 4 基于 IV-Probit 方法处理内生性问题的回归结果

变量	秸秆还田行为（村级农业社会化服务 采用程度工具变量）		秸秆还田行为（县级农业社会化服务 采用程度工具变量）	
	IV-Probit	基于 LTZ 方法的 稳健性检验	IV-Probit	基于 LTZ 方法的 稳健性检验
农机服务	0.850*** (0.098)	0.323*** (0.029)	0.804*** (0.130)	0.285*** (0.037)
农技服务	1.578*** (0.168)	0.619*** (0.052)	1.266*** (0.254)	0.559*** (0.072)
农机技服务集成	2.255*** (0.157)	0.905*** (0.033)	2.577*** (0.206)	1.043*** (0.043)
村（县）农机服务比例	0.802*** (0.043)		0.707*** (0.063)	
村（县）农技服务比例	1.516*** (0.074)		1.181*** (0.122)	
村（县）农机技服务集成比例	2.192*** (0.063)		2.475*** (0.095)	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
Wald 检验结果	112.880***		80.110***	
F 统计量	218.33		159.73	
观测值数	6449	6449	6449	6449

注：①***表示 1% 的显著性水平。②括号内为稳健标准误。③控制变量同表 2。

（三）农机技服务集成对农户秸秆还田行为影响的机制检验

根据前文理论分析可知，农机技服务集成推动农户秸秆还田行为的潜在机制可能在于，稳定的农机技服务集成外包合约有利于降低合约监督成本，可以帮助农户有效规避农业社会化服务组织机会主义倾向产生的“道德风险”，进而促进农户秸秆还田行为。

在中介变量的选取上，由于“道德风险”比较抽象、难以直接度量，结合本文在农机服务基础上叠加农技服务形成农机技服务集成的思路，本文选择农户“是否有农资或农机服务欠款”作为“道德风险”的代理变量。具体而言，农户在购买农资或采用农机服务时，可以选择预付与后付两种支付方式。由于该变量中包括购买农资的欠款，欠款来源并不一定是购买服务，因此，不存在完全相关的问题。如果农户有购买农资或农机服务欠款，则说明农户倾向于先对农机服务质量进行效果判断，再决定是否履约付款。无论这种欠款行为是否出于当地约定俗成的规定，都会对农机服务质量形成实质性约束，即能够反向表征农机服务组织迫于回款压力的“道德风险”概率。

表 5（1）列和（3）列回归结果显示，不论模型中是否纳入控制变量，农机技服务集成对是否有

农资或农机服务欠款都有显著的正向影响，表明农机技服务集成有助于规避“道德风险”。进一步，表5（2）列和（4）列回归结果显示，是否有农资或农机服务欠款对农户秸秆还田行为有显著的正向影响，这意味着稳定的外包服务合约有助于促进农户秸秆还田行为。上述结果支持了前文的理论推断，表明降低“道德风险”是农机技服务集成促进农户秸秆还田行为的中介机制，H3得证。

表5 基于降低“道德风险”的农机技服务集成作用机制检验的回归结果

变量	(1) 是否有农资或 农机服务欠款	(2) 秸秆还田行为	(3) 是否有农资或 农机服务欠款	(4) 秸秆还田行为
农机技服务集成	0.403*** (0.134)		0.294** (0.140)	
是否有农资或农机服务欠款		0.235** (0.098)		0.179* (0.102)
农机服务	0.154 (0.119)	0.401*** (0.073)	0.110 (0.125)	0.325*** (0.075)
农技服务	0.264* (0.142)	1.167*** (0.096)	0.123 (0.148)	1.152*** (0.098)
控制变量	未控制	未控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
伪R ²	0.062	0.160	0.123	0.178
观测值数	6443	6449	6443	6449

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。③控制变量同表2。④在部分省份的样本中，是否有农资或农机服务欠款变量均取值为0，在控制地区固定效应后，这些省份的样本被自动剔除，因此，回归（1）列和（3）列的观测值数为6443。

（四）异质性分析

1. 规模异质性。小农户和规模经营户在资本、土地等禀赋上的明显差异会导致这两类农户秸秆还田行为表现异质性（江鑫等，2018）。因此，有必要基于农户规模进行异质性分析。根据国家统计局统计口径，本文以3.33公顷（50亩）作为小农户和规模经营户的划分界限进行异质性分析^①。农技服务、农机服务和农机技服务集成均在1%的统计水平上对小农户秸秆还田行为具有正向影响，而农机服务对规模经营户秸秆还田行为的影响却不显著；且农机技服务集成对小农户秸秆还田行为的边际促进效果更明显。这可能是由于小农户通过各类农业社会化服务及其集成缓解劳动力、设备、技术等方面的禀赋约束带来的改善效果更明显，从而更能释放秸秆还田潜力；而规模经营户由于机械设备水平较高，更可能自行实现秸秆还田，因此采用农机服务对其秸秆还田行为没有显著影响。

2. 农区异质性。由于秸秆还田产生的效应与秸秆资源量、秸秆还田模式、自然气候条件等区域性因素具有较强的相关性，农户秸秆还田行为受到地区异质性的影响（苏柳方等，2021）。考虑到在不

^①因篇幅所限，相关结果未予展示，可登录中国知网或《中国农村经济》官方网站查看本文附录。

同农区以及不同农业资源禀赋的地区，秸秆还田效应可能存在差异，本文按照秸秆粉碎翻压还田、秸秆覆盖还田、堆沤还田、焚烧还田、过腹还田 5 类不同的直接或间接还田方式，进一步讨论农机技服务集成对不同农区^①秸秆还田技术模式作用效果的异质性。

基于农区的异质性分析实证结果如表 6 所示，从农机服务的影响结果看，除华南农区和东北农区外，其他农区农机服务的边际效应均显著为正。这可能是由于东北农区地势平坦且户均土地经营规模较大，已经基本实现农机服务全覆盖；华南农区地势崎岖且土地细碎化程度较高，难以进行有效的农机服务。从农技服务对农户秸秆还田行为的影响来看，六大农区的边际效应均显著为正，其中，农技服务对东北农区与长江中下游农区的农户秸秆还田行为影响效应更大。从农机技服务集成对秸秆还田行为的影响来看，六大农区中农机技服务集成的边际效应较大。这说明农机技服务集成对各个农区的农户秸秆还田行为普遍具有重要影响；其中，对华南农区与西南农区的秸秆还田影响效果更大，说明更有必要在这两大农区优先推广农机技服务集成。

表 6 基于农区的异质性分析回归结果

变量	秸秆还田行为					
	华南农区	东北农区	华北农区	西北农区	长江中下游农区	西南农区
农机服务	0.035 (0.038)	0.039 (0.050)	0.096*** (0.023)	0.153*** (0.031)	0.202*** (0.032)	0.134*** (0.052)
农技服务	0.238*** (0.063)	0.314*** (0.044)	0.253*** (0.033)	0.282*** (0.037)	0.303*** (0.050)	0.215*** (0.036)
农机技服务集成	0.509*** (0.083)	0.313*** (0.052)	0.293*** (0.024)	0.262*** (0.036)	0.365*** (0.062)	0.367*** (0.067)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
伪 R ²	0.106	0.221	0.333	0.174	0.172	0.071
观测值数	857	490	1529	1186	1120	1267

注：①***表示 1% 的显著性水平。②括号内为稳健标准误。③控制变量同表 2。

3. 作物类型异质性。秸秆还田方式因作物类型不同而存在较大差异。特别是，相比于粮食作物，经济作物一般茬口更多，收获与还田的时间分散，且秸秆更易腐烂，这使得经济作物在机械化、规模化还田方面的难度更高，对秸秆还田的技术要求也更高。这就导致经营不同作物的农户在秸秆还田行为上存在差异。因此，有必要检验农业社会化服务对农户秸秆还田行为影响的作物类型异质性。本文

^①参照农业农村部的相关文件，本文将样本覆盖的 29 个省份（不含新疆和西藏）划分为以下 6 个农区：华南农区，包括福建、广东、广西、海南；东北农区，包括黑龙江、吉林和辽宁；华北农区，包括北京、天津、河北、河南、山东、山西；西北农区，包括内蒙古、陕西、宁夏、甘肃、青海；长江中下游农区，包括上海、江苏、浙江、安徽、湖北、湖南、江西；西南农区，包括重庆、四川、贵州、云南。资料来源：《农业农村部关于印发〈“十四五”全国种植业发展规划〉的通知》，http://www.moa.gov.cn/nybg/2022/202202/202204/t20220401_6395092.htm。

按照农户最大一块耕地种植作物的类型，将其分为主营粮食作物与主营经济作物两类，并进行异质性分析。从回归估计结果^①来看，农机服务则对粮食作物秸秆还田促进作用更显著；但相比于粮食作物，单一采用农机服务对推动经济作物秸秆还田的影响效应并不显著，农技服务和农机技服务集成对经济作物秸秆还田促进作用更显著。因此，推动经济作物种植户秸秆还田行为的关键在于农技服务的供给。

五、结论与政策启示

在以小农为主的农业生产经营格局下，综合考虑秸秆还田对农户操作强度与技术能力的双重要求，以及农业社会化服务的发展条件，通过农业社会化服务及其集成推进农机农艺一体化，可能是促进农户秸秆还田的有效路径。本文基于秸秆还田特征对农户的要求，融合分工理论与“合约治理”逻辑构建了基于农业社会化服务及其集成的农户秸秆还田行为机理框架，采用 CHFS-SCAU2021 数据分析农机服务与农技服务对农户秸秆还田的影响，对农机技服务集成影响农户秸秆还田行为的效果与机制进行实证检验，并针对不同规模、不同农区与不同作物类型的影响效果差异进行异质性分析，得出如下主要研究结论：

第一，农技服务与农机服务都对秸秆还田推广具有显著的促进作用，其中，农技服务的促进作用更为明显。第二，农机技服务集成能进一步通过降低“道德风险”，促进秸秆还田推广。第三，农技服务对不同经营规模农户的秸秆还田行为均具有显著的促进作用，而农机服务仅对小农户的秸秆还田行为具有显著的促进作用，且农机技服务集成对小农户秸秆还田行为的促进效果也更为明显。第四，农技服务对东北农区与华北农区的农户秸秆还田行为影响较大，农机服务对长江中下游农区与西北农区的秸秆还田行为影响较大，农机技服务集成对华南农区与西南农区的秸秆还田的促进效果尤其明显。第五，农技服务和农机技服务集成对经济作物秸秆还田促进作用更显著，而农机服务则对粮食作物秸秆还田促进作用更显著。

基于以上结论，得到如下政策启示：

第一，重视培育本地农技服务组织，着力增加适应当地资源环境条件的秸秆还田技术服务供给，促进农户采用农技服务，继而推进秸秆还田。第二，循序渐进地推进农机技服务集成，鼓励构建农机农艺一体化的环境友好型综合生产服务体系，以提升秸秆还田的持续性与深度。结合农机技服务集成对农户秸秆还田行为具有更为明显的促进作用，应在秸秆还田基本覆盖时，重点关注将农技服务叠加到前期农机服务过程中，尽量避免农户技能不足导致的病虫害问题，通过提升秸秆还田实际效率提高持续性，保障秸秆还田长期效益的实现。第三，应继续加大面向小农户的农机服务供给，并提高农机服务水平。基于当前农户分化的客观事实，为不同土地经营规模与不同老龄化程度的农户提供差别化的农业社会化服务策略。针对规模经营户，逐渐将针对秸秆还田的相关补贴与政府购买从农机服务转向农技服务，以提高相关政策执行效率。第四，应因地制宜地根据影响各农区农户秸秆还田行为的关键制约因素，逐步推行具有区域特色的农业社会化服务及其集成。第五，注重以农机服务促进种粮农

^①因篇幅所限，相关结果未予展示，可登录中国知网或《中国农村经济》官方网站查看本文附录。

户的秸秆还田行为，更应注重以农技服务与农机服务集成的方式促进种植经济作物农户的秸秆还田行为，构建基于农业社会化服务及其集成的差异化秸秆还田推广体系。

参考文献

- 1.蔡键、刘文勇，2019：《农业社会化服务与机会主义行为：以农机手作业服务为例》，《改革》第3期，第18-29页。
- 2.曹铁毅、周佳宁、邹伟，2022：《土地托管与化肥减量化：作用机制与实证检验》，《干旱区资源与环境》第6期，第34-40页。
- 3.程文龙、韩上、李敏、王慧、卜容燕、曹哲伟、唐杉、武际，2020：《主要农作物秸秆养分资源现状及其肥料替代潜力分析——以安徽省为例》，《中国生态农业学报（中英文）》第11期，第1789-1798页。
- 4.董莹、穆月英，2019：《农户环境友好型技术采纳的路径选择与增效机制实证》，《中国农村观察》第2期，第34-48页。
- 5.盖豪、颜廷武、张俊飏，2020：《感知价值、政府规制与农户秸秆机械化持续还田行为——基于冀、皖、鄂三省1288份农户调查数据的实证分析》，《中国农村经济》第8期，第106-123页。
- 6.郭芬、金建君、张晨阳、何睿、邱欣，2022：《农户保护性耕作技术采纳行为及其影响因素研究综述》，《地理科学进展》第11期，第2165-2177页。
- 7.郭晓鸣、温国强，2023：《农业社会化服务的发展逻辑、现实阻滞与优化路径》，《中国农村经济》第7期，第21-35页。
- 8.胡伟、张正河，2018：《农机服务对小麦生产技术效率有影响吗？》，《中国农村经济》第5期，第68-83页。
- 9.江艇，2022：《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》，《中国工业经济》第5期，第100-120页。
- 10.江鑫、颜廷武、尚燕、张俊飏，2018：《土地规模与农户秸秆还田技术采纳——基于冀鲁皖鄂4省的微观调查》，《中国土地科学》第12期，第42-49页。
- 11.金超猛、仇焕广、张晨、张可心，2024：《外出务工如何影响脱贫人口对子女的教育投资》，《中国农村经济》第5期，第151-166页。
- 12.李万利、刘虎春、龙志能、汤旭东，2023：《企业数字化转型与供应链地理分布》，《数量经济技术经济研究》第8期，第90-110页。
- 13.李卫、薛彩霞、姚顺波、朱瑞祥，2017：《农户保护性耕作技术采用行为及其影响因素：基于黄土高原476户农户的分析》，《中国农村经济》第1期，第44-57页。
- 14.李兆亮、罗小锋、丘雯文，2019：《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》，《长江流域资源与环境》第8期，第1918-1928页。
- 15.刘浩、韩晓燕、薛莹、吕杰，2022：《农业生产性服务的化肥减量逻辑：替代和匹配——基于东北三省741户玉米种植农户的调研数据》，《干旱区资源与环境》第4期，第32-38页。
- 16.罗必良，2012：《合约理论的多重境界与现实演绎：粤省个案》，《改革》第5期，第66-82页。

- 17.罗必良, 2020:《要素交易, 契约匹配及其组织化——“绿能模式”对中国现代农业发展路径选择的启示》,《开放时代》第3期, 第133-156页。
- 18.仇焕广、苏柳方、张祎彤、唐建军, 2020:《风险偏好、风险感知与农户保护性耕作技术采纳》,《中国农村经济》第7期, 第59-79页。
- 19.苏柳方、冯晓龙、张祎彤、仇焕广, 2021:《秸秆还田: 技术模式、成本收益与补贴政策优化》,《农业经济问题》第6期, 第100-110页。
- 20.王金霞、张丽娟, 2010:《保护性耕作技术对农业生产的影响: 黄河流域的实证研究》,《管理评论》第6期, 第77-84页。
- 21.王璐瑶、颜廷武, 2023:《社会信任、感知价值对农户秸秆还田技术采纳意愿的影响——基于鄂豫两省样本农户的实证》,《中国农业资源与区划》第7期, 第107-116页。
- 22.魏素豪、唐忠, 2022:《农机外包作业服务为什么由盛转衰——基于交易风险对农户农机采纳行为影响的解释》,《农业技术经济》第12期, 第4-22页。
- 23.徐志刚、张骏逸、吕开宇, 2018:《经营规模、地权期限与跨期农业技术采用——以秸秆直接还田为例》,《中国农村经济》第3期, 第61-74页。
- 24.杨青、贾杰斐、刘进、许庆, 2023:《农机购置补贴何以影响粮食综合生产能力?——基于农机社会化服务的视角》,《管理世界》第12期, 第106-123页。
- 25.张梦玲、陈昭玖、翁贞林、张予涵, 2023:《农业社会化服务对化肥减量施用的影响研究——基于要素配置的调节效应分析》,《农业技术经济》第3期, 第104-123页。
- 26.张露、罗必良, 2020:《农业减量化的困境及其治理: 从要素合约到合约匹配》,《江海学刊》第3期, 第77-83页。
- 27.张星、颜廷武, 2021:《劳动力转移背景下农业技术服务对农户秸秆还田行为的影响分析——以湖北省为例》,《中国农业大学学报》第1期, 第196-207页。
- 28.赵玉姝、焦源、高强, 2013:《农技服务外包的作用机理及合约选择》,《中国人口·资源与环境》第3期, 第82-86页。
- 29.郑旭媛、王芳、应瑞瑶, 2018:《农户禀赋约束、技术属性与农业技术选择偏向——基于不完全要素市场条件下的农户技术采用分析框架》,《中国农村经济》第3期, 第105-122页。
- 30.朱建军、徐宣国、郑军, 2023:《农机社会化服务的化肥减量效应及作用路径研究——基于 CRHPS 数据》,《农业技术经济》第4期, 第64-76页。
- 31.Conley, T. G., C. B. Hansen, and P. E. Rossi, 2012, "Plausibly Exogenous", *Review of Economics and Statistics*, 94(1): 260-272.
- 32.Deng, X., D. Xu, M. Zeng, and Y. Qi, 2020, "Does Outsourcing Affect Agricultural Productivity of Farmer Households? Evidence from China", *China Agricultural Economic Review*, 12(4): 673-688.
- 33.Li, B., and Y. Shen, 2021, "Effects of Land Transfer Quality on the Application of Organic Fertilizer by Large-Scale Farmers in China", *Land Use Policy*, Vol. 100, 105124.

34.Wang, Y., and H. Wang, 2022, "Effects of Farmland Use Rights Transfer on Collective Action in the Commons: Evidence from Rural China", *Land Use Policy*, Vol. 120, 106262.

(作者单位：¹华南农业大学经济管理学院；

²北京工商大学经济学院)

(责任编辑：柳 荻)

Agricultural Social Services and Their Integration: Mechanism and Empirical Evidence to Solve the Farmers' Dilemma of Returning Straw to the Fields

DONG Ying WANG Huan HUANG Caini

Abstract: Promoting returning straw to the fields is an important measure to facilitate the green and low-carbon development of agriculture and ensure national food security. However, despite a significant increase in the comprehensive utilization rate of straw, the proportion of farmers adopting straw returning remains low, and straw burning incidents are still frequent. This paper is based on the dual demands of returning straw to the fields for farmers' operational intensity and technical capabilities, as well as the conditions for agricultural social services. By integrating the theory of division of labor and the logic of "contract governance", we construct a "demand-service-integration" framework for agricultural social services and their integration's impact on farmers' returning straw to the field behavior. Empirical analysis is conducted using 2021 survey data jointly developed by South China Agricultural University and Southwest University of Finance and Economics. The results indicate that both agricultural machinery and technology social services, as well as their integration, significantly promote farmers' behavior of returning straw. Among them, the integration of agricultural machinery and technology social services, and the agricultural technology social services, exhibit more pronounced effects. The integration of agricultural machinery and technology social services accelerates the promotion of returning straw to the fields by reducing "moral hazard". In addition, the impact of agricultural social services and their integration on farmers' behavior of returning straw to the fields exhibits strong heterogeneity in terms of scale, crop types, and agricultural areas. Therefore, the government should continue to increase the supply of agricultural social services, especially agricultural technology social services, and attach importance to the innovation of service supply models for the integration of agricultural machinery and technology social services. Based on the heterogeneity of scale, agricultural areas, and crop types, a differentiated extension system for promoting farmers' returning straw to the fields should be constructed, grounded in agricultural social services and their integration.

Keywords: Agricultural Social Services; Service Integration; Farmer; Straw Returning to the Fields; Moral Hazard.

《中国农村经济》“研究阐释党的二十届三中全会精神” 专栏征文启事

党的二十届三中全会擘画了进一步全面深化改革的时代蓝图，具有继往开来的重要意义。全会审议通过《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》，共提出300多项重要改革举措，为当前和今后一个时期以中国式现代化全面推进强国建设、民族复兴伟业指明了方向。

为深入学习贯彻和研究阐释党的二十届三中全会精神，《中国农村经济》现面向专家学者征文。主题包括但不限于：

1. 构建全国统一大市场
2. 健全因地制宜发展新质生产力体制机制
3. 完善促进数字产业化和产业数字化政策体系
4. 推进生产性服务业高质量发展
5. 健全提升产业链供应链韧性和安全水平制度
6. 积极应对人口老龄化 完善发展养老事业和养老产业政策机制
7. 深化财税体制改革
8. 深化金融体制改革
9. 完善收入分配和就业制度
10. 增强基本公共服务均衡性和可及性
11. 健全生态环境治理体系
12. 新时代全面深化改革的经验和原则
13. 完善城乡融合发展体制机制
14. 统筹新型工业化、新型城镇化和乡村全面振兴
15. 健全推进新型城镇化体制机制
16. 巩固和完善农村基本经营制度
17. 完善强农惠农富农支持制度
18. 深化土地制度改革
19. 加快农业人口转移市民化
20. 完善承包地经营权流转价格形成机制
21. 建立农村低收入人口和欠发达地区分层分类帮扶制度
22. 健全脱贫攻坚国家投入形成资产的长效管理机制
23. 健全推动乡村全面振兴长效机制
24. 统筹建立粮食产销区省际横向利益补偿机制
25. 健全党组织领导的自治、法治、德治相结合的城乡基层治理体系

稿件要求：应以改革领域为重点，围绕党的二十届三中全会提出的重要思想、重要观点、重要概念、重大论断、重大举措设定主题，全面准确、科学严谨地展开系统性研究和深入阐释，具有较强的思想性、学术性和原创性。请在稿件首页标注“研究阐释党的二十届三中全会精神专栏征文”字样。

本刊将符合要求的专栏来稿纳入快速审稿流程，并组织专家加快推进评审。通过评审的论文将优先安排发表。



中国农村经济
中国农村观察
二维码



官方订阅微店

ISSN 1002-8870



9 771002 887241

The impact of digital agricultural insurance on farmers' fertilizer reduction technology adoption: evidence from China

China Agricultural
Economic Review

Ying Dong, Chenglin Jia and Liufang Su

*College of Economics and Management, South China Agricultural University,
Guangzhou, China*

Received 2 February 2024
Revised 27 June 2024
Accepted 8 August 2024

Abstract

Purpose – The purpose of this study is to investigate the impact of digital agricultural insurance on farmers' fertilizer reduction technology adoption and explain its main mechanisms, as well as to reveal the heterogeneity of the impact with regard to the production scale and crop type.

Design/methodology/approach – Using the dataset of CHFS-SCAU2021, this study empirically examines the impact of digital agricultural insurance on farmers' fertilizer reduction technology adoption by Probit model and employ instrumental variables and treatment effect model to address the potential endogeneity bias.

Findings – (1) Digital agricultural insurance can significantly improve farmers' fertilizer reduction technology adoption and (2) it has a greater promoting effect on the adoption of fertilizer reduction technology compared to traditional agricultural insurance, which still holds after correction of endogeneity bias. (3) Digital agricultural insurance can help promote farmers' fertilizer reduction technology adoption through decreasing risk aversion, information asymmetry and alleviating financial constraint, while (4) it can only promote the fertilizer reduction technology adoption among large-scale and grain-crop farmers currently.

Originality/value – (1) This study is the first to empirically examine the causal impact of digital agricultural insurance on farmers fertilizer reduction technology adoption. (2) This study construct a comprehensive framework to explain the main mechanisms through which digital agricultural insurance influences farmers fertilizer reduction technology adoption both theoretically and empirically. (3) It also compares the disparities between traditional agricultural insurance and digital agricultural insurance in terms of influence on farmers' fertilizer reduction technology adoption and proposes the relative recommendations on digital agricultural insurance to help improve farmers' willingness and behavior of fertilizer reduction technology adoption to promote extension efficiency.

Keywords Mechanisms, Digital agricultural insurance, Fertilizer reduction technology adoption

Paper type Research paper

1. Introduction

Fertilizer reduction technology adoption is crucial for promoting high-quality and sustainable agricultural development. In the face of global climate change and increasingly frequent extreme weather events, fertilizer reduction technology also serves as an important adaptation measure in mitigating the adverse effects of climate change on crop producers in developing countries (Bello *et al.*, 2024; Tang and Luo, 2021). However, farmers' reluctance to adopt fertilizer reduction technology stems from the significant risk of crop yield loss (Shaffer and Thompson, 2013). Particularly in developing countries, small-scale farmers lacking necessary skills for implementing fertilizer reduction technologies may worry about potential crop yield reduction and exhibit low enthusiasm

Fundings: Acknowledge the support of the Humanity and Social Science Youth foundation of Ministry of Education of China (24YJC790035), Natural Science Foundation Project of Guangdong Province (2023A1515010), Philosophy and Social Sciences Planning Subject Joint Construction Project of Guangdong Province (GD23XYJ63), the National Natural Science Foundation of China (72303069), Guangzhou Science and Technology Project (SL2023A04J01301) for the financial sponsor in the entire research process.



China Agricultural Economic Review
© Emerald Publishing Limited
e-ISSN: 1756-1388
p-ISSN: 1756-137X
DOI 10.1108/CAER-11-2023-0322

toward adoption (Duflo *et al.*, 2011). Information asymmetry, risk aversion and financial constraints further impede the adoption process of these technologies (Rolfe and Gregg, 2015; Harou *et al.*, 2022; Iyer *et al.*, 2020).

As a pivotal risk management tool in agricultural production, agricultural insurance has gained great attention from both researchers and policymakers. Research indicates that the implementation of agricultural insurance along with premium subsidies can directly enhance anticipated profits and reduce individual risk (Yu *et al.*, 2018; King and Singh, 2020), thereby facilitating the adoption of conservation technologies in agriculture (Brick and Visser, 2015; Tang and Luo, 2021). However, traditional agricultural insurance may exacerbate existing concerns or uncertainties surrounding conservation adoption. The inherent problems of asymmetric information related to adverse selection and moral hazard behavior within traditional agricultural insurance (Gunnsteinsson, 2020) can potentially diminish farmers' incentives to engage in technology adoption efforts that are difficult to monitor (Pietrobon, 2024).

In recent years, digital technologies have been applied to agricultural insurance products, enabling more precise risk assessment and technical support for agricultural production. Index insurance based on remote sensing helps reduce small-scale farmers' risk aversion and promotes the adoption of conservation technologies (Tang *et al.*, 2019; Carter *et al.*, 2016). The utilization of digital technology can effectively mitigate information asymmetry by rapidly disseminating information at a lower cost (Zheng *et al.*, 2021). The provision of sufficient information and personalized extension services has proven effective in promoting technology adoption by increasing yields while reducing the quantity of fertilizer used (Dzanku *et al.*, 2022; Arouna *et al.*, 2021) to encourage farmers' fertilizer reduction technology adoption. It can also reduce the risk aversion in technology adoption by alleviating information asymmetry (Rao, 2023). Since insurance must be bundled with loans to function in low collateral environments (Carter *et al.*, 2016), the reduction of default risk through insurance claims can effectively lower the interest rates and expand credit channels to promote technology adoption (Farrin and Miranda, 2015). In developing countries, digital technologies have the potential to reshape rural markets for savings, credit and insurance services by facilitating information sharing within the system (Benami and Carter, 2021). Moreover, they can alleviate financial constraints on the adoption of fertilizer reduction technology. However, little research has been conducted on the impact of digital agricultural insurance on farmers' adoption of fertilizer reduction technology.

Based on the dataset of CHFS-SCAU2021, this study investigates the impact of digital agricultural insurance on farmers' adoption of fertilizer reduction technology and its mechanism, as well as reveals the heterogeneity of the impact with regard to the production scale and crop type. The main contributions of this study are as follows:

Firstly, this study is the first to empirically examine the impact of digital agricultural insurance on farmers' fertilizer reduction technology adoption. To accurately identify the causal relationship, instrumental variables are employed and potential endogeneity bias is addressed through the Treatment Effect Model. Furthermore, for ensuring the reliability of the findings, a series of robustness checks are conducted.

Secondly, this study explains the main mechanisms through which digital agricultural insurance influences farmers' adoption of fertilizer reduction technology, encompassing both theoretical and empirical dimensions. Theoretically, we construct a comprehensive framework of the "risk-information-credit". Empirically, this study confirms that digital agricultural insurance facilitates the adoption of fertilizer reduction technology by mitigating farmers' risk aversion, enhancing information transmission and alleviating financial constraints through credit availability. These findings offer valuable theoretical insights for future investigations into the role played by digital agricultural insurance.

Thirdly, this study compares the disparities between traditional and digital agricultural insurance in terms of influence on farmers' fertilizer reduction technology adoption. We specifically analyzed how, compared with traditional agricultural insurance, digital

agricultural insurance reduces risk aversion, enhance information transmission and credit availability, and empirically compares the impact of digital agricultural insurance and traditional agricultural insurance on the adoption of fertilizer reduction technology. It also proposes the relative recommendations to help improve farmers' willingness and adoption of fertilizer reduction technology to promote extension efficiency.

2. Background and theoretical framework

2.1 *Traditional agricultural insurance and fertilizer reduction technology adoption*

The provision of agricultural insurance plays a pivotal role in mitigating the risks associated with agricultural production. The presence of various uncertainties, including market volatility and unfavorable weather conditions, can lead to a reduction in farmers' crop yields and income stability (Belissa *et al.*, 2020; Dougherty *et al.*, 2020). Agricultural insurance can reduce the concerns regarding output loss among farmers by safeguarding against production or output risks associated with their implementation to facilitate the widespread adoption of fertilizer reduction technology (Yu *et al.*, 2018). As a large agricultural country, China's agricultural insurance ranks second globally and first in Asia. At present, China's agricultural insurance is mainly policy insurance.

However, within the context of the fundamental agricultural production pattern of small-scale agricultural economies, policy insurance requirements such as household underwriting, standards survey and loss assessment result in high costs. It reduces farmers' willingness and actual insurance coverage due to concerns regarding their ability to provide timely and full compensation in main agricultural production areas. The adoption of fertilizer reduction technology by farmers is also significantly hindered by asymmetric information problem in this traditional agricultural insurance (Gunnsteinsson, 2020; Pietrobon, 2024).

2.2 *Background of digital agricultural insurance*

In recent years, the rapid development and application of digital technology have facilitated innovation in digital agricultural insurance, addressing information asymmetry inherent in traditional agricultural insurance through the provision of technical services such as big data analysis, remote sensing and artificial intelligence.

Farmers can conveniently purchase self-service electronic insurance policies and receive insurance compensation through the digital agricultural insurance platform, which is integrated with commercial banks such as Agricultural Bank of China. Since 2019, Beijing has achieved full process digital use of agricultural insurance. In June 2020, Guangdong introduced its first batch of agricultural electronic insurance policies covering 22 policy-based agricultural insurance products. Currently, online agricultural insurance services have been launched in more than 20 regions including Beijing, Inner Mongolia, Heilongjiang, Shaanxi and Henan. Data shows that by 2022, the national agricultural insurance platform collaborated with industry entities to produce nearly 2 million electronic agricultural insurance policies. In addition, Guangdong first proposed the "Government-Bank-Insurance", which refers to insurance companies providing guarantee insurance for loan subjects; banks providing loans; and the government providing premium subsidies, interest subsidies and risk compensation support. Through sharing insurance information with banks and public financial systems, digital agricultural insurance can enhance financing channels for farmers' credit and subsidies, thereby mitigating the capital constraint associated with farmers' technology adoption.

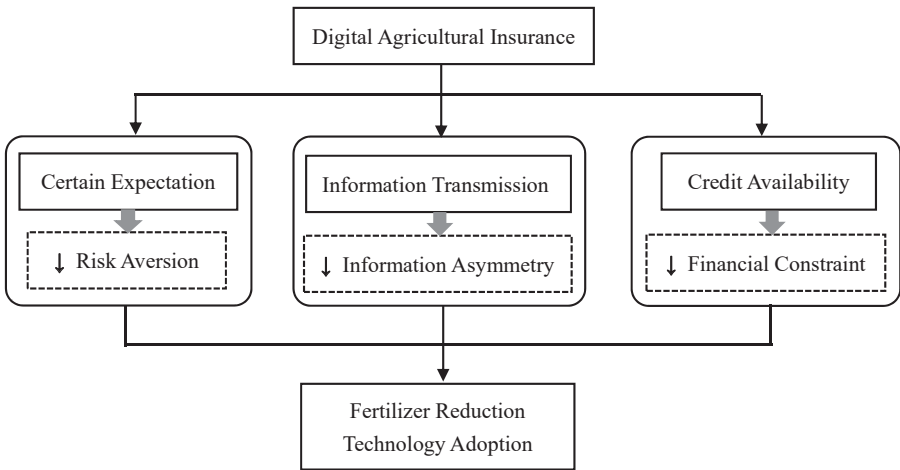
2.3 *Digital agricultural insurance and fertilizer reduction technology adoption*

By mitigating information asymmetry, digital agricultural insurance can effectively reduce farmers' risk aversion and enhance their capacity for risk management, thereby facilitating the adoption of new technologies. Moreover, based on the information sharing function among

“Government-Bank-Insurance” system, digital agricultural insurance can further expand financing channels for technology adoption. As displayed in Figure 1, the specific influence mechanisms are as follows.

2.3.1 *Certain expectation.* The digital agricultural insurance can monitor various aspects of agricultural production in real time, provide more accurate risk assessments during agricultural production and perform automatic insurance payout. The entire insurance procedure facilitated by digital agricultural insurance network platforms can help farmers to form certain expectation regarding risks in agricultural production as well as adopting fertilizer reduction technologies. The timely, automated and intelligent insurance and compensation system provided by the digital agricultural insurance platform can effectively reduce farmers’ risk aversion (Brick and Visser, 2015; Rao, 2023), to promote the fertilizer reduction technology adoption by farmers (Carter *et al.*, 2016; Tang *et al.*, 2019). The decrease in risk aversion among farmers will enhance their willingness to adopt fertilizer reduction technology and encourage risk-taking behaviors such as expanding production scale, thereby directly and indirectly promoting fertilizer reduction technology adoption.

2.3.2 *Information transmission.* The information regarding meteorological conditions and professional risk management guidance involved in agricultural production, as well as the adoption of fertilizer reduction technology, can be efficiently transferred and operated through digital agricultural insurance service platforms at a reduced cost. Specifically, the risk management information, including meteorological forecasting data and expert advice stemming from government technology extension system, can be transmitted to farmers via the Internet and social networks (Van Campenhout *et al.*, 2021). Timely and effective information support can enhance yields at a lower cost, to encourage farmers’ fertilizer reduction technology adoption (Dzanku *et al.*, 2022; Arouna *et al.*, 2021). This targeted professional advice support can encourage farmers’ adoption behavior of fertilizer reduction technologies as an adaptive strategy to overcome weather challenges, improve post disaster recovery and ensure the long-term sustainability of agricultural production (Stuart *et al.*, 2014). Moreover, the continuous data collection and analysis function of digital agricultural insurance can provide foundation for more index insurance product innovations suitable for different regions and crops, which will in return deepen the fertilizer reduction technology adoption by farmers.



Source(s): Authors’ own creation

Figure 1. Mechanism of digital agricultural insurance on fertilizer reduction technology adoption

2.3.3 Credit availability. As mentioned in the background information of digital agricultural insurance, the “Government-Bank-Insurance” model expands the channels for farmers to receive credit subsidies through digital agricultural insurance. Because the entire transaction process of digital agricultural insurance from insurance to claims is linked to online banking and the corresponding government agricultural subsidy system, the credit rating reflected in agricultural insurance transaction data and the digital insurance claims can also effectively reduce default risk, thereby lowering loan rates (Farrin and Miranda, 2015) to increase credit availability. Since insurance must be bundled with loans to function in low collateral environments (Carter *et al.*, 2016), the sharing of transaction information in the digital agricultural insurance service including insurance, banking and public finance systems can enhance the accessibility of insurance based on agricultural credit and subsidies, which can help alleviate the financial constraint of fertilizer reduction technology adoption by farmers.

3. Data, variable and methodology

3.1 Data source

The data used in this study comes from the research data of “Inclusive Finance and Rural Research” jointly developed by South China Agricultural University and Southwest University of Finance and Economics, as well as the “China Household Finance Survey Data” collected by Southwest University of Finance and Economics (CHFS-SCAU) in 2021. The project adopts a three-stage, stratified PPS sampling method to conduct the survey. The database covers 29 provinces (cities, autonomous regions) nationwide and provide information about family characteristics, individual characteristics, agricultural technology adoption and production situations, and financial behavior. Only the cross-section data of 2021 is used because it contains both the main independent variable of digital agricultural insurance and the dependent variable of fertilizer reduction adoption. We eliminate the missing values and outliers to improve the completeness and rationality of the data and obtained a total of 5,057 valid samples.

3.2 Variables and descriptions

The variable definition and descriptive statistics are demonstrated in Table 1. The dependent variable in this study is the adoption of fertilizer reduction technology (*Fer_tech*), encompassing soil testing and formulated fertilization (STFF) as well as straw comprehensive utilization (CUS). If farmers adopt either one of these technologies, they are considered to have embraced fertilizer reduction technology. STFF involves precise and scientific fertilization based on soil nutrient content, thereby enhancing fertilizer efficiency and reducing usage. CUS utilizes biological resources such as straw to enhance farmland soil fertility, serving as a crucial approach for substituting chemical fertilizers with organic alternatives to achieve fertilizer reduction and improve efficiency. The average value of *Fer_tech* is 0.285, indicating that 28.5% of the sampled households have adopted fertilizer reduction technology, suggesting a relatively low adoption rate.

The core explanatory variable is farmers’ participation of digital agricultural insurance (*Dig_ins*). Additionally, to compare the impact of digital agricultural insurance and traditional agricultural insurance on farmers’ adoption of fertilizer reduction technology, we also analyzed farmers’ participation of traditional agricultural insurance (*Tra_ins*) as another core explanatory variable, which means whether the household is insured through traditional policy insurance channel without any digital means. The mean values of *Dig_ins* and *Tra_ins* are 0.039 and 0.246, respectively, indicating a significantly lower participation rate in digital agricultural insurance compared to traditional agricultural insurance.

As for mechanism variables selected based on the aforementioned theoretical analysis, in which three mechanism paths are emphasized, including risk deflection and sharing, information transmission and credit availability. In terms of risk deflection and sharing,

Table 1. Variable definition and descriptive statistics

Variable	Definition	Mean	Sd.	Min	Max
<i>Panel A: dependent variable</i>					
<i>Fer_tech</i>	1 if a household adopted fertilizer reduction technology, and 0 otherwise	0.285	0.451	0	1
<i>Panel B: core independent variable</i>					
<i>Dig_ins</i>	1 if a household participated in digital agricultural insurance, and 0 otherwise	0.039	0.193	0	1
<i>Tra_ins</i>	1 if a household is insured through traditional policy insurance channel without any digital means, and 0 otherwise	0.246	0.430	0	1
<i>Panel C: mechanism variable</i>					
<i>Risk_att</i>	Risk attitude in the investment, with 1–5 representing high risk, relatively high risk, average risk, relatively low risk and no risk at all	4.526	0.929	1	5
<i>Scale</i>	Logarithm of agricultural production scale	1.664	1.178	−3.912	7.090
<i>Infor</i>	1 if a household gets knowledge and services from the Internet, organizations promoting new technologies, or governmental units, and 0 otherwise	0.247	0.431	0	1
<i>Credit</i>	The number of loans for agricultural production	0.083	0.365	0	8
<i>Panel D: instrument variable</i>					
<i>TCSP</i>	County-level service point density of telecom network operators, unit: 1 per 10,000 people	1.00	0.669	0	8.851
<i>IASP</i>	County-level service point density of insurance agency, unit: 1 per 10,000 people	2.904	1.793	0	39.535
<i>Panel E: control variable</i>					
<i>Edu</i>	Education level of householder with 1 for no schooling or primary education, 2 for middle school or high school, 3 for secondary school or college, 4 for a bachelor's degree and 5 for a master's degree or higher	1.745	0.807	1	5
<i>Age</i>	Age of householder	56.436	11.086	16	104
<i>Age²</i>	The quadratic form of <i>Age</i>	3307.945	1237.598	256	10,816
<i>Gender</i>	1 if the householder is male, and 0 female	0.822	0.382	0	1
<i>Househ_size</i>	Population size of the household	4.391	1.941	1	15
<i>Income</i>	Logarithm of the household income, unit: yuan	10.133	1.429	0	14.933
<i>Rent</i>	1 if a household had land rent experience, and 0 otherwise	0.138	0.345	0	1
<i>Plot_num</i>	The number of land plot	5.360	6.299	1	99
<i>Subsidy</i>	1 if a household got subsidies for means of production from the government, and 0 otherwise	0.008	0.089	0	1
<i>Disaster</i>	1 if a household suffered from natural disasters, and 0 otherwise	0.220	0.414	0	1
Source(s): Table created by authors					

digital agricultural insurance offers significant advantages in risk early warning, risk monitoring, analysis of risk response strategies and compensation for risk losses. Therefore, it can effectively facilitate the deflection and sharing of various risks in the agricultural production process, thereby influencing farmers' risk attitudes and behaviors. Consequently, we employ farmers' risk attitude in the investment to measure their risk aversion (*Risk_att*), which has an average of 4.526, indicating that the majority of sampled farmers exhibit risk aversion.

Risk behavior is measured by the agricultural production scale (*Scale*), as an expansion in the operation scale indicates farmers' increasing willingness to undertake greater production risk. With regard to information transmission, the digital platform established by digital agricultural insurance enables farmers to engage with key entities such as the internet, technology extension agents and governmental units, thereby offering diverse channels for obtaining production knowledge and services. Hence, this study employs the utilization of these aforementioned information channels (*Infor*) as a metric to gauge farmers' information acquisition level, which averages at 24.7%. As for credit availability, the "Government-Bank-Insurance" linkage mechanism established by digital agricultural insurance can assist banks in assessing farmers' credit risks, facilitating insurance policy collateral, streamlining loan processes and enhancing the availability of credit. Therefore, this study employs the number of agricultural production loans obtained by farmers (*Credit*) as a measure of their credit availability. *Credit* has an average of 0.083, indicating a low level of credit availability among the sampled farmers.

Regarding control variables, referring to [Tang and Luo \(2021\)](#), [Li and Shen \(2021\)](#) and [Cai et al. \(2022\)](#), we selected householder's education level (*Edu*), age (*Age*), quadratic form of age (Age^2), gender (*Gender*), population size of the household (*Househ_size*), logarithm of the household income (*Income*), land rent experience (*Rent*), number of land plot (*Plot*), subsidies for means of production from the government (*Subsidy*) and natural disasters experience (*Disaster*) as control variables.

3.3 Methodology

The methodology design in our study comprises three stages. In the first stage, we aim to assess the impact of digital agricultural insurance on farmers' adoption of fertilizer reduction technologies. Since the independent variable is a binary variable, the following Probit model is established:

$$P(Fer_tech = 1 | Dig_ins, X) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 Dig_ins + \beta_2 X + \epsilon) \quad (1)$$

where $P(\cdot)$ represents the probability, while $\Phi(\cdot)$ denotes the cumulative distribution function of the standard normal distribution. *Fer_tech* signifies farmers' adoption of fertilizer reduction technology, with a value of 1 indicating adoption and 0 indicating non-adoption. *Dig_ins* represents the participation in digital agricultural insurance, where a value of 1 indicates participation and otherwise it is 0. *X* encompasses control variables and regional dummy variables. β refers to the parameters to be estimated and ϵ represents the disturbance term. Additionally, in order to compare the impact of digital agricultural insurance and traditional agricultural insurance on farmers' adoption of fertilizer reduction technology, we also consider to take the variable of participation in traditional agricultural insurance (denoted as *Tra_ins*) into Model (1).

In the subsequent stage, we are committed to discussing potential endogeneity bias in the Model (1) and implementing necessary corrections. Given that participation in digital agricultural insurance is an endogenous choice made by farmers, its randomness lacks persuasiveness. Consequently, we cannot exclude the endogeneity of participation in digital agricultural insurance, which leads to endogeneity bias in the parameters estimated by Model (1). To address this issue, we relax the stringent assumption on the randomness of *Dig_ins* and employs a Treatment Effect (TE) model for regression analysis, thereby overcoming any endogeneity bias associated with dummy variables. The TE model is constructed as follows:

$$\begin{cases} Fer_tech = a_0 + a_1 Dig_ins + a_2 X + \delta \\ Dig_ins = \gamma_0 + \gamma_1 TCSP + \gamma_2 X + \theta \end{cases} \quad (2)$$

where the first equation represents the outcome equation, while the second one represents the treatment equation. The treatment equation should include at least one exogenous variable that influences the core independent variable but is not included in the outcome equation.

Moreover, for a treatment effect model, it is essential to ensure that this exogenous variable affects farmers' participation in digital agricultural insurance without directly impacting their adoption of fertilizer reduction technology. Therefore, this exogenous variable can be considered as an instrumental variable (IV) for *Dig_ins*. This study extracts data on the number of service points operated by telecom network operators in sample counties from a national point of interest (POI) database and divides it by the county population size to obtain the service point density of telecom network operators (*TCSP*). *TCSP* serves as an instrumental variable for *Dig_ins* since digital agricultural insurance relies on telecom networks for its operation. The county-level *TCSP* will influence *Dig_ins* but will not directly affect *Fer_tech*, and the technology adoption decision at the household level is more difficult to affect the macro decision of the telecommunications network layout at the county level, satisfying both correlation and exogeneity assumptions as an instrumental variable. Similarly, to address endogeneity bias in estimating the effect of *Tra_ins* on *Fer_tech*, this study selects the county-level service point density of insurance agency (*IASP*) as an instrumental variable for *Tra_ins*. α and γ denote the parameters to be estimated, while δ and θ are error terms.

The objective of the final stage is to analyze the internal mechanism through which digital agricultural insurance influences the adoption of fertilizer reduction technology. The model for mechanism analysis primarily involves replacing the dependent variables in Model (2) with mechanism variables, namely *Risk_att*, *Scale*, *Infor* and *Credit*.

4. Empirical results

4.1 Baseline regression result

The impact of traditional agricultural insurance and digital agricultural insurance on farmers' fertilizer reduction technology adoption was examined using a Probit model as the baseline regression, and the results are presented in Table 2. Models 1–3 control for province fixed effects, while Models 4–7 more rigorously control for county fixed effects. In Model 1, *Tra_ins* has a significant positive impact on *Fer_tech* with an estimated coefficient of 0.077. In Model 2, *Dig_ins* has a coefficient of 0.123 on *Fer_tech*, which is larger than that of *Tra_ins* in Model 1. This suggests that digital agricultural insurance has a greater promoting effect on the adoption of fertilizer reduction technology compared to traditional agricultural insurance. In order to compare the relative effectiveness of two different agricultural insurances more accurately, this study further constructs a three-category variable *Ins_type*, classifying household into those who do not purchase agricultural insurance, those who only purchase traditional agricultural insurance and those who purchase digital agricultural insurance. Model 3 estimates the impact of *Ins_type* on *Fer_tech*. Both *Tra_type* and *Dig_type* exhibit significant effects; however, the coefficient of *Dig_type* is approximately twice as large as that of *Tra_type*. As shown in Model 7, we also tried to take traditional agricultural insurance as a base case and found that *Dig_type* has a significant and positive coefficient. This finding further substantiates that digital agricultural insurance has a greater potential to drive fertilizer reduction technology adoption compared to traditional agricultural insurance. The results from the substitution of the province fixed effect with the county fixed effect (represented as Models 4–6) also lend support to the above conclusion.

In terms of control variables, *Edu* exhibits a significant positive impact on *Fer_tech*. This can be attributed to the fact that farmers with higher levels of education possess greater awareness regarding environmental protection and are more inclined to adopt fertilizer reduction technology, which is in consistent with the conclusions of Tang and Luo (2021). The significantly positive coefficient of *Age* and negative coefficient of *Age*² suggest an inverted U-shaped relationship between *Age* and *Fer_tech*, with an inflection point occurring at approximately 52 years old. *Gender* exerts a significantly positive influence on *Fer_tech*, indicating that males exhibit higher rates of fertilizer reduction technology adoption compared to females. This discrepancy is likely linked to males' greater propensity for accepting novel

Table 2. The effects of traditional and digital agricultural insurance on farmers' fertilizer reduction technology adoption

	<i>Fer_tech</i> Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7
<i>Tra_ins</i>	0.077*** (0.014)			0.060*** (0.015)			
<i>Dig_ins</i>		0.123*** (0.030)			0.125*** (0.030)		
<i>Ins_type</i> (Base case is “No_ins”)							<i>Ins_type</i> (Base case is “Tra_type”)
<i>Tra_type</i>			0.096*** (0.016)			0.082*** (0.017)	
<i>Dig_type</i>			0.173*** (0.035)			0.177*** (0.036)	0.095*** (0.036)
<i>No_ins</i>							−0.082*** (0.017)
<i>Edu</i>	0.024*** (0.008)	0.023*** (0.008)	0.021** (0.008)	0.016* (0.009)	0.014* (0.009)	0.013 (0.009)	0.013 (0.009)
<i>Age</i>	0.013*** (0.005)	0.014*** (0.005)	0.013*** (0.005)	0.013*** (0.005)	0.013*** (0.005)	0.013*** (0.005)	0.013*** (0.005)
<i>Age</i> ²	−0.000*** (0.000)	−0.000*** (0.000)	−0.000*** (0.000)	−0.000*** (0.000)	−0.000*** (0.000)	−0.000*** (0.000)	−0.000*** (0.000)
<i>Gender</i>	0.045*** (0.016)	0.048*** (0.016)	0.042*** (0.016)	0.053*** (0.017)	0.053*** (0.017)	0.048*** (0.017)	0.048*** (0.016)
<i>Househ_size</i>	−0.005 (0.003)	−0.005 (0.003)	−0.005 (0.003)	−0.003 (0.003)	−0.003 (0.003)	−0.003 (0.003)	−0.003 (0.003)
<i>Income</i>	0.017*** (0.005)	0.016*** (0.005)	0.015*** (0.005)	0.015*** (0.005)	0.014*** (0.005)	0.014*** (0.005)	0.014*** (0.005)
<i>Rent</i>	0.032* (0.017)	0.032* (0.017)	0.031* (0.017)	0.039** (0.018)	0.038** (0.018)	0.037** (0.018)	0.037** (0.018)
<i>Plot_num</i>	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002* (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)

(continued)

Table 2. Continued

	<i>Fer_tech</i> Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7
<i>Subsidy</i>	0.104* (0.062)	0.102 (0.062)	0.089 (0.062)	0.100 (0.062)	0.096 (0.063)	0.085 (0.063)	0.085 (0.063)
<i>Disaster</i>	0.040*** (0.015)	0.044*** (0.015)	0.038*** (0.015)	0.040*** (0.015)	0.041*** (0.015)	0.039*** (0.015)	0.039*** (0.015)
Region fixed effect	Province fixed effect	Province fixed effect	Province fixed effect	County fixed effect	County fixed effect	County fixed effect	County fixed effect
Constant	−2.555*** (0.505)	−2.564*** (0.504)	−2.486*** (0.507)	−3.147*** (0.550)	−3.162*** (0.552)	−3.224*** (0.555)	−2.949*** (0.556)
Observation	5,056	5,056	5,056	4,839	4,839	4,839	4,839
LR χ^2	640.98***	629.26***	668.02***	945.62***	946.89***	972.82***	972.82***
Log likelihood	−2746.736	−2752.595	−2733.214	−2505.105	−2504.473	−2491.508	−2491.508

Note(s): Robust standard errors are shown in parentheses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, and *** $p < 0.01$

Source(s): Table created by authors

technological advancements. *Income*, *Rent* and *Plot_num* all demonstrate positive effects on *Fer_tech* adoption rates. This can be explained by considering capital thresholds and scale thresholds associated with adopting technologies (Tang and Luo, 2021; Cai *et al.*, 2022). The coefficient of *Disaster* is significant and positive providing evidence that fertilizer reduction technology is useful for resisting disaster.

4.2 Correction of endogeneity bias

As demonstrated in Table 3, we employ the TE model to address endogeneity bias in the baseline regression. In Model 7, *IASP* is selected as an instrumental variable to mitigate endogeneity bias arising from potential effect of traditional agricultural insurance on fertilizer reduction technology adoption. The first stage result of Model 7 indicates a significant positive effect of *IASP* on *Tra_ins*, thereby satisfying the correlation assumption of instrumental variables. The second stage results of Model 7 demonstrate that after correcting for endogenous bias, *Tra_ins* still has a significant positive impact on *Fer_tech*. Comparing Model 7 with Model 1, it can be revealed that underestimation occurs when not addressing endogeneity bias. Similarly, in Model 8, *TCSP* is selected as an instrumental variable to address the endogenous bias of the impact of digital agricultural insurance on fertilizer reduction technology adoption. The first-stage results of Model 8 demonstrate a significant positive correlation between *TCSP* and *Dig_ins*, validating its suitability as an instrumental variable. Furthermore, the second-stage results of Model 8 reveal that after correcting for endogenous bias, *Dig_ins* still exert a significant positive effect on *Fer_tech* with a notably increased estimated coefficient in comparison to Model 2 in Table 2. The estimated outcomes from the TE model consistently indicate that digital agricultural insurance has a more substantial positive influence on farmers' fertilizer reduction technology adoption compared to traditional agricultural insurance.

4.3 Robustness check

4.3.1 Replacing the dependent variable. In order to test the robustness of the positive impact of digital agricultural insurance on the adoption of fertilizer reduction technology, a series of rigorous robustness checks are conducted.

Table 3. Correcting endogeneity bias by treatment effect model

Variables	Model7 First stage <i>Tra_ins</i>	Second stage <i>Fer_tech</i>	Model8 First stage <i>Dig_ins</i>	Second stage <i>Fer_tech</i>
<i>Tra_ins</i>		0.080*** (0.030)		
<i>Dig_ins</i>				0.329*** (0.099)
<i>IASP</i>	0.063*** (0.014)			
<i>TCSP</i>			0.347*** (0.055)	
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	−2.971*** (0.555)	−0.272* (0.141)	−6.800*** (1.179)	−0.268* (0.150)
Region fixed effect	Province fixed effect		Province fixed effect	
Observation	5,058		5,058	
Wald χ^2	2618.48***		687.94***	
Log pseudolikelihood	−5283.764		−3482.332	

Note(s): Robust standard errors are shown in parentheses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, and *** $p < 0.01$

Source(s): Table created by authors

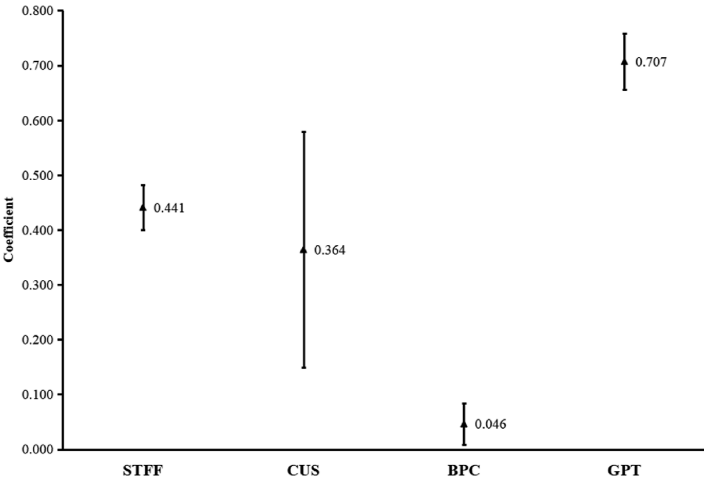


Firstly, the robustness check is performed by replacing the dependent variable by the adoption of soil testing and formula fertilization technology (STFF), comprehensive utilization technology of straw (CUS), biological prevention and control technology (BPC) and green pesticide technology (GPT). The first two are sub-technologies of fertilizer reduction technology, and the latter two are pesticide reduction technologies, which have similar adoption mechanism with fertilizer reduction technology. TE model is applied to estimate the impact of *Dig_ins* on STFF, CUS, BPC and GPT respectively, and the estimated coefficients are depicted in Figure 2. The impact of *Dig_ins* on the four aforementioned technologies is significantly positive, with particularly emphasis on STFF and CUS, which are closely aligned with fertilizer reduction technology. This substantiates the robust positive influence of *Dig_ins* on the fertilizer reduction technology adoption .

4.3.2 *Matching method.* Secondly, robustness check is carried out by matching method, which can address the issue of self-selection and correct for endogenous bias resulting from observable factors. We conduct eight matching methods, namely nearest neighbor matching, caliper matching, kernel matching, local linear regression kernel matching, Mahalanobis matching, regression adjustment (RA) matching, inverse-probability weighting (IPW) matching, inverse probability weighted regression adjustment (IPWRA) matching. The results of these matching methods are presented in Table 4. The Average Treatment Effect on the Treated (ATT) obtained demonstrates statistical significance at the 1% level, providing evidence for the positive impact of digital agricultural insurance on farmers’ fertilizer reduction technology adoption. Consequently, it can be inferred that the finding possesses robustness.

4.3.3 *Changing estimation model.* Subsequently, as an alternative approach for robustness check, we change the TE model with the IV-probit model in regression analysis. The results are presented in the columns 1–2 of Table 5. Notably, the estimation results from the IV-probit model further corroborated the positive impact of digital agricultural insurance on fertilizer reduction technology.

4.3.4 *Replacing independent variable.* Finally, replacing explanatory variables can also serve as a robustness check. By replacing household-level digital agricultural insurance



Source(s): Figure created by authors

Figure 2. Robustness check by replacing the explained variable with the variables of sub-technologies and similar technologies

Table 4. Robustness check by matching methods

Panel A Matching method	Nearest neighbor matching	Caliper matching	Kernel matching	Local linear regression kernel matching
ATT	0.118*** (0.042)	0.140*** (0.041)	0.148*** (0.038)	0.146*** (0.053)
Panel B Matching method	Mahalanobis matching	RA	IPW	IPWRA
ATT	0.144*** (0.039)	0.147*** (0.034)	0.143*** (0.036)	0.131*** (0.037)
Note(s): Standard errors are shown in parentheses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, and *** $p < 0.01$. All the matching methods pass the balance test				
Source(s): Table created by authors				

Table 5. Robustness check by changing estimation model and changing core independent variable

Variables	Changing estimation model: IV-probit model		Changing core independent variable			
	First stage	Second stage	First stage	Second stage	First stage	Second stage
	<i>Dig_ins</i>	<i>Fer_tech</i>	<i>Vill_Dig_ins</i>	<i>Fer_tech</i>	<i>W_Vill_Dig_ins</i>	<i>Fer_tech</i>
<i>TCSP</i>	0.057*** (0.005)		0.013*** (0.002)		0.013*** (0.002)	
<i>Dig_ins</i>		1.117* (0.663)				
<i>Vill_Dig_ins</i>				4.819* (2.556)		
<i>W_Vill_Dig_ins</i>						4.819* (2.556)
<i>Control variables</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	−0.081 (0.065)	−2.474*** (0.512)	0.022 (0.025)	−2.571*** (0.505)	0.022 (0.025)	−2.571*** (0.505)
Region fixed effect	Province fixed effect		Province fixed effect		Province fixed effect	
Observation	5,056		5,056		5,056	
Wald χ^2	588.04***		661.43***		661.43***	
Log pseudolikelihood	−1424.692		3324.630		3324.630	
Note(s): Robust standard errors are shown in parentheses. * <i>p</i> < 0.10, ** <i>p</i> < 0.05, and *** <i>p</i> < 0.01						
Source(s): Table created by authors						

participation with community-level digital agricultural insurance participation rates, we can mitigate potential endogeneity bias to some extent. The community-level digital agricultural insurance participation rate encompasses both the unweighted (denoted as *Vill_Dig_ins*) and weighted (referred to as *W_Vill_Dig_ins*) calculations. The results in columns 3–6 of Table 5 demonstrate that both *Vill_Dig_ins* and *W_Vill_Dig_ins* exhibit significant and positive effects on *Fer_tech*, reaffirming the robustness of the positive impact of digital agricultural insurance on fertilizer reduction technology.



4.4 Mechanism analysis

4.4.1 Risk attitude and risk behavior. The adoption of fertilizer reduction technology, as an innovative approach, entails inherent uncertainties and risks for farmers. The empirical results presented in Table 6 demonstrate the effectiveness of digital agricultural insurance in facilitating this adoption through certain expectation on risk aversion. Specifically, columns 1–3 highlight the influence of digital agricultural insurance on farmers’ attitudes; columns 4–6 highlight the influence of digital agricultural insurance on farmers’ behavior. Both OLS model and TE model estimations reveal a significantly negative correlation between *Dig_ins* and *Risk_att*, indicating that participation in digital agricultural insurance reduces farmers’ aversion to risks and enhances their willingness to take risks (Brick and Visser, 2015). This is related to the risk-sharing role of digital agricultural insurance. Compared with traditional agricultural insurance, digital agricultural insurance is more timely in early risk warning, monitoring, response strategy analysis and loss compensation which can better help farmers share risks to improve the willingness to take risks and embrace new technologies as fertilizer reduction.

In columns 4–6, the results from both the OLS model and TE model demonstrate a statistically significant positive impact of *Dig_ins* on farmers’ production scale expansion. This implies that engagement in digital agricultural insurance enhances farmers’ willingness to expand their production scale. It can be primarily attributed to the ability of digital agricultural insurance to mitigate agricultural production risks, thereby encourage farmers to increase their production scale. Accordingly, the expansion of production scale facilitates the adoption of fertilizer reduction technologies by farmers.

4.4.2 Information transmission. The information transmission in terms of providing meteorological conditions and professional risk management guidance as well as fertilizer reduction technology skills enables farmers to enhance their familiarity, understanding and trust in the technology, thereby facilitating its adoption rate. The results from testing the mechanism of digital agricultural insurance in promoting the adoption of fertilizer reduction technology through information transmission are presented in Table 7. Both Probit model and TE model demonstrate a significant positive impact of *Dig_ins* on *Infor*. The primary reason for this is the provision of opportunities by digital agricultural insurance for farmers to access

Table 6. Mechanism I: certain expectation and risk aversion

Variables	Risk attitude: risk preference			Risk behavior: production scale expansion		
	OLS model <i>Risk_att</i>	TE model First stage <i>Dig_ins</i>	Second stage <i>Risk_att</i>	OLS model <i>Scale</i>	TE model First stage <i>Dig_ins</i>	Second stage <i>Scale</i>
<i>Dig_ins</i>	−0.731*** (0.067)		−0.631*** (0.105)	0.182*** (0.061)		0.573*** (0.147)
<i>TCSP</i>		0.340*** (0.054)			0.352*** (0.054)	
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Regional Fixed effect	County fixed effect	Province fixed effect	Province fixed effect	County fixed effect	Province fixed effect	Province fixed effect
Observation	5,058	5,058		5,057	5,057	
<i>R</i> ²	0.114			0.553		
F-statistic	2.69***			25.81***		
Wald χ^2		312.47***			3606.49***	
Log pseudolikelihood		−7180.864			−7192.085	

Note(s): Robust standard errors are shown in parentheses. **p* < 0.10, ***p* < 0.05, and ****p* < 0.01
Source(s): Table created by authors

Table 7. Mechanism II: information transmission

Variables	Information transmission		
	Probit model <i>Infor</i>	TE model First stage <i>Dig_ins</i>	Second stage <i>Infor</i>
<i>Dig_ins</i>	0.097*** (0.029)		0.136** (0.067)
<i>TCSP</i>		0.339*** (0.055)	
Control variables	Yes	Yes	Yes
Regional fixed effect	County fixed effect	Province fixed effect	Province fixed effect
Observation	4,788	5,058	
R^2	0.147		
LR χ^2	813.40***		
Wald χ^2		570.94***	
Log pseudolikelihood	−2363.030	−3337.569	
Note(s): Robust standard errors are shown in parentheses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, and *** $p < 0.01$			
Source(s): Table created by authors			

knowledge and services from various sources, such as the Internet, organizations promoting new technologies (Van Campenhout *et al.*, 2021). As a result, it enhances farmers' acceptance of fertilizer reduction technologies.

4.4.3 Credit availability. Mitigating financial constraints is a crucial strategy for improving fertilizer reduction technology adoption. The result of an investigation into this mechanism is demonstrated in Table 8. The estimation results of both the OLS model and the TE model reveal a significant impact of digital agricultural insurance on farmers' credit availability. This finding is in accordance with Benami and Carter (2021). It can be explained by the "Government-Bank-Insurance" linkage mechanism, where banks are better equipped to comprehend farmers' circumstances, evaluate their credit demand and facilitate policy mortgage loans, thereby augmenting farmers' access to credit. The fulfillment of farmers' credit demands plays a pivotal role in addressing the predicament where financial constraints hinder technology adoption.

Table 8. Mechanism III: credit availability

Variables	Credit availability		
	OLS model <i>Credit</i>	TE model First stage <i>Dig_ins</i>	Second stage <i>Credit</i>
<i>Dig_ins</i>	0.100*** (0.025)		0.136*** (0.039)
<i>TCSP</i>		0.334*** (0.055)	
Control variables	Yes	Yes	Yes
Regional fixed effect	County fixed effect	Province fixed effect	Province fixed effect
Observation	5,052	5,052	
R^2	0.121		
F -statistic	2.85***		
Wald χ^2		408.81***	
Log pseudolikelihood		−2215.097	
Note(s): Robust standard errors are shown in parentheses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, and *** $p < 0.01$			
Source(s): Table created by authors			

4.5 Heterogeneity analysis

4.5.1 *Production scale heterogeneity.* In order to examine the impact of digital agricultural insurance on the adoption of fertilizer reduction technology, this study categorizes the sampled households into above the median and those below it to examine the heterogeneity impact between large-scale and small-scale households. The results are presented in Table 9.

It is evident that digital agricultural insurance does not exert a significant influence on the adoption of fertilizer reduction technology among small-scale farmers, whereas it exhibits a statistically significant positive impact among large-scale farmers at a 10% significance level. The heterogeneity analysis results suggest that digital agricultural insurance plays a role in fertilizer reduction technology adoption with a discernible production scale threshold. Large-scale farmers can effectively leverage digital agricultural insurance for risk sharing, information acquisition and loan applications, thereby facilitating the adoption of fertilizer reduction technology.

4.5.2 *Crop-type heterogeneity.* We conduct further analysis on the heterogeneity of the impact of digital agricultural insurance on the adoption of fertilizer reduction technology, specifically focusing on different crop types. The sample farmers are categorized into two groups: those cultivating food crops and those growing cash crops. Consequently, we estimated the influence of *Dig_ins* on *Fer_tech* separately for these two farmer categories, as illustrated in Table 10.

It can be observed that digital agricultural insurance significantly facilitates the adoption of fertilizer reduction technology among food crop farmers, while it does not exert a significant impact on cash crop farmers' uptake of such technology. The potential reasons for this disparity can be analyzed from two perspectives: Firstly, the agricultural insurance system for food crops is more comprehensive, as it provides higher levels of coverage and premium subsidies for the three major food crops compared to cash crops. Consequently, digital agricultural insurance plays a more effective role in promoting fertilizer reduction technology adoption among food crops. Secondly, given that cash crops generally have lower fertilizer demands and face greater technical challenges in implementing straw return practices compared to food crops, digital agricultural insurance struggles to effectively promote the adoption of fertilizer reduction technology.

5. Conclusion and discussion

In the context of rapid development and widespread application of digital technology, exploring the relationship between digital agricultural insurance and farmers' fertilizer

Table 9. Heterogeneity between small-scale farmers and large-scale farmers

Variables	Small-scale farmers		Large-scale farmers	
	First stage <i>Tra_ins</i>	Second stage <i>Fer_tech</i>	First stage <i>Dig_ins</i>	Second stage <i>Fer_tech</i>
<i>Dig_ins</i>		0.139 (0.139)		0.231* (0.135)
<i>TSCP</i>	0.516*** (0.112)		0.308*** (0.065)	
<i>Control variables</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
Region fixed effect	Province fixed effect		Province fixed effect	
Observation	3,979		1,079	
Wald χ^2	343.04***		337.86***	
Log pseudolikelihood	-1323.870		-2100.862	
Chow test	1.79***			
Note(s): Robust standard errors are shown in parentheses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, and *** $p < 0.01$				
Source(s): Table created by authors				

Table 10. Heterogeneity between food crops and cash crops

Variables	Food crops	Second stage	Cash crops	Second stage
	First stage <i>Tra_ins</i>		First stage <i>Dig_ins</i>	
<i>Dig_ins</i>		0.377*** (0.111)		−0.057 (0.143)
<i>TCSP</i>	0.342*** (0.057)		1.070 (1.079)	
<i>Control variables</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
Region fixed effect	Province fixed effect		Province fixed effect	
Observation	4,327		731	
Wald χ^2	626.91***		334.24***	
Log pseudolikelihood	−3055.881		−241.665	
Chow test	2.41***			

Note(s): Robust standard errors are shown in parentheses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, and *** $p < 0.01$
Source(s): Table created by authors

reduction technology adoption is of great significance for food security. This paper constructs the mechanism framework for the impact of digital agricultural insurance on farmers' fertilizer reduction technology adoption based on information asymmetry and risk preference theory and empirically tests the effect and the promotion mechanism of digital agricultural insurance on fertilizer reduction technology adoption using the dataset of CHFS-SCAU2021. The main conclusions are as follows.

Firstly, digital agricultural insurance can significantly improve farmers' fertilizer reduction technology adoption. Secondly, digital agricultural insurance has a greater promoting effect on the adoption of fertilizer reduction technology compared to traditional agricultural insurance, which still holds after the correction of endogeneity bias. Thirdly, digital agricultural insurance can help promote fertilizer reduction technology adoption by decreasing the risk aversion and information asymmetry and alleviating financial constraint. Fourthly, digital agricultural insurance can only promote the fertilizer reduction technology adoption among large-scale and grain crop farmers currently. The relative recommendations are proposed as follows. Firstly, government departments should increase the policy support and publicity for digital agricultural insurance to improve farmers' willingness and behavior of participation in digital agricultural insurance. Secondly, the coverage breadth and depth of digital agricultural insurance should be further strengthened, especially in the advantages of digital agricultural insurance systems in certain expectation, information support and credit availability to increase farmers' fertilizer reduction technology adoption. Thirdly, digital agricultural insurance should be promoted early to large-scale grain crop farmers and then spread to small-scale farmers to achieve more technology extension efficiency.

Finally, it is imperative to acknowledge the limitations of our study in terms of data. The data related to digital agricultural insurance is unique to CHFS-SCAU2021 and is not available in previous years, so we can only use instrumental variable estimation rather than perform panel data analysis to address the problem of omitting unobservable variables. It is hoped that future CHFS data collection will further track issues related to digital agricultural insurance and provide support for fixed-effect analysis.

References

- Arouna, A., Michler, J.D., Yergo, W.G. and Saito, K. (2021), "One size fits all? Experimental evidence on the digital delivery of personalized extension advice in Nigeria", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 103 No. 2, pp. 596-619, doi: [10.1111/ajae.12151](https://doi.org/10.1111/ajae.12151).

- Belissa, T.K., Lensink, R. and Van Asseldonk, M. (2020), "Risk and ambiguity aversion behavior in index-based insurance uptake decisions: experimental evidence from Ethiopia", *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 180, pp. 718-730, doi: [10.1016/j.jebo.2019.07.018](https://doi.org/10.1016/j.jebo.2019.07.018).
- Bello, L.O., Awotide, B.A. and Sakurai, T. (2024), "Climate change adaptation and smallholder farmers welfare: empirical evidence from the Sahelian Region of West Africa", *Land Use Policy*, Vol. 142, 107181, doi: [10.1016/j.landusepol.2024.107181](https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2024.107181).
- Benami, E. and Carter, M.R. (2021), "Can digital technologies reshape rural microfinance? Implications for savings, credit, & insurance", *Applied Economic Perspectives and Policy*, Vol. 43 No. 4, pp. 1196-1220, doi: [10.1002/aep.13151](https://doi.org/10.1002/aep.13151).
- Brick, K. and Visser, M. (2015), "Risk preferences, technology adoption and insurance uptake: a framed experiment", *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 118, pp. 383-396, doi: [10.1016/j.jebo.2015.02.010](https://doi.org/10.1016/j.jebo.2015.02.010).
- Cai, Y., Qi, W. and Yi, F. (2022), "Mobile Internet adoption and technology adoption extensity: evidence from litchi growers in southern China", *China Agricultural Economic Review*, Vol. 14 No. 1, pp. 106-121, doi: [10.1108/caer-11-2020-0260](https://doi.org/10.1108/caer-11-2020-0260).
- Carter, M.R., Cheng, L. and Sarris, A. (2016), "Where and how index insurance can boost the adoption of improved agricultural technologies", *Journal of Development Economics*, Vol. 118, pp. 59-71, doi: [10.1016/j.jdeveco.2015.08.008](https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2015.08.008).
- Dougherty, J.P., Flatnes, J.E., Gallenstein, R.A., Miranda, M.J. and Sam, A.G. (2020), "Climate change and index insurance demand: evidence from a framed field experiment in Tanzania", *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 175, pp. 155-184, doi: [10.1016/j.jebo.2020.04.016](https://doi.org/10.1016/j.jebo.2020.04.016).
- Duflo, E., Kremer, M. and Robinson, J. (2011), "Nudging farmers to use fertilizer: theory and experimental evidence from Kenya", *The American Economic Review*, Vol. 101 No. 6, pp. 2350-2390, doi: [10.1257/aer.101.6.2350](https://doi.org/10.1257/aer.101.6.2350).
- Dzanku, F.M., Osei, R.D., Nkegbe, P.K. and Osei-Akoto, I. (2022), "Information delivery channels and agricultural technology uptake: experimental evidence from Ghana", *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 49 No. 1, pp. 82-120, doi: [10.1093/erae/jbaa032](https://doi.org/10.1093/erae/jbaa032).
- Farrin, K. and Miranda, M.J. (2015), "A heterogeneous agent model of credit-linked index insurance and farm technology adoption", *Journal of Development Economics*, Vol. 116, pp. 199-211, doi: [10.1016/j.jdeveco.2015.05.001](https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2015.05.001).
- Gunnsteinsson, S. (2020), "Experimental identification of asymmetric information: evidence on crop insurance in the Philippines", *Journal of Development Economics*, Vol. 144, 102414, doi: [10.1016/j.jdeveco.2019.102414](https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2019.102414).
- Harou, A.P., Madajewicz, M., Michelson, H., Palm, C.A., Amuri, N., Magomba, C., Semoka, J.M., Tschirhart, K. and Weil, R. (2022), "The joint effects of information and financing constraints on technology adoption: evidence from a field experiment in rural Tanzania", *Journal of Development Economics*, Vol. 155, 102707, doi: [10.1016/j.jdeveco.2021.102707](https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2021.102707).
- Iyer, P., Bozzola, M., Hirsch, S., Meraner, M. and Finger, R. (2020), "Measuring farmer risk preferences in Europe: a systematic review", *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 71 No. 1, pp. 3-26, doi: [10.1111/1477-9552.12325](https://doi.org/10.1111/1477-9552.12325).
- King, M. and Singh, A.P. (2020), "Understanding farmers' valuation of agricultural insurance: evidence from Vietnam", *Food Policy*, Vol. 94, 101861, doi: [10.1016/j.foodpol.2020.101861](https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2020.101861).
- Li, B. and Shen, Y. (2021), "Effects of land transfer quality on the application of organic fertilizer by large-scale farmers in China", *Land Use Policy*, Vol. 100, 105124, doi: [10.1016/j.landusepol.2020.105124](https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2020.105124).
- Pietrobon, D. (2024), "The dual role of insurance in input use: mitigating risk versus curtailing incentives", *Journal of Development Economics*, Vol. 166, 103203, doi: [10.1016/j.jdeveco.2023.103203](https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2023.103203).
- Rao, T.V.S.R. (2023), "Information asymmetry, attitudes toward risk, and macroeconomic performance", *Research in Economics*, Vol. 77 No. 1, pp. 178-184, doi: [10.1016/j.rie.2023.01.010](https://doi.org/10.1016/j.rie.2023.01.010).

- Rolfe, J. and Gregg, D. (2015), "Factors affecting adoption of improved management practices in the pastoral industry in Great Barrier Reef catchments", *Journal of Environmental Management*, Vol. 157, pp. 182-193, doi: [10.1016/j.jenvman.2015.03.014](https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2015.03.014).
- Shaffer, S. and Thompson, E. Jr (2013), "Encouraging California specialty crop growers to adopt environmentally beneficial management practices for efficient irrigation and nutrient management: lessons from a producer survey and focus groups", American Farmland Trust, p. 26, Washington, DC.
- Stuart, D., Schewe, R.L. and Mcdermott, M. (2014), "Reducing nitrogen fertilizer application as a climate change mitigation strategy: understanding farmer decision-making and potential barriers to change in the US", *Land Use Policy*, Vol. 36, pp. 210-218, doi: [10.1016/j.landusepol.2013.08.011](https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2013.08.011).
- Tang, L. and Luo, X. (2021), "Can agricultural insurance encourage farmers to apply biological pesticides? Evidence from rural China", *Food Policy*, Vol. 105, 102174, doi: [10.1016/j.foodpol.2021.102174](https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2021.102174).
- Tang, Y., Yang, Y., Ge, J. and Chen, J. (2019), "The impact of weather index insurance on agricultural technology adoption evidence from field economic experiment in China", *China Agricultural Economic Review*, Vol. 11 No. 4, pp. 622-641, doi: [10.1108/caer-05-2018-0107](https://doi.org/10.1108/caer-05-2018-0107).
- Van Campenhout, B., Spielman, D.J. and Lecoutere, E. (2021), "Information and communication technologies to provide agricultural advice to smallholder farmers: experimental evidence from Uganda", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 103 No. 1, pp. 317-337, doi: [10.1002/ajae.12089](https://doi.org/10.1002/ajae.12089).
- Yu, J., Smith, A. and Sumner, D.A. (2018), "Effects of crop insurance premium subsidies on crop acreage", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 100 No. 1, pp. 91-114, doi: [10.1093/ajae/aax058](https://doi.org/10.1093/ajae/aax058).
- Zheng, H., Ma, W., Wang, F. and Li, G. (2021), "Does internet use improve technical efficiency of banana production in China? Evidence from a selectivity-corrected analysis", *Food Policy*, Vol. 102, 102044, doi: [10.1016/j.foodpol.2021.102044](https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2021.102044).

About the authors

Ying Dong is Director of the Department of Finance at College of Economics and Management, South China Agricultural University, Associate Professor and Master's Supervisor. Main research areas include agricultural resources and environmental economics, green finance, etc. She hosts projects and participates in over 10 projects funded by the National Natural Science Foundation of China, Guangdong Provincial Natural Science Foundation, National Social Science Fund major projects, etc. As the first author, published more than 10 papers in journals such as *China Rural Survey*, *Journal of Applied Agricultural Economics* and one monograph. These papers have been reprinted on platforms such as *People's Daily Press Clippings* and *Study and Strengthen the Nation*.

Chenglin Jia is Master of Finance in South China Agricultural University. Main research areas are digital inclusive finance and green finance.

Liufang Su is Assistant Professor in the Department of Economics at the College of Economics and Management, South China Agricultural University. The main research areas are rural economic theory and policy and resource and environmental economics. She hosts projects including the National Natural Science Foundation of China Youth Project, Guangdong Provincial Philosophy and Social Sciences Fund Project, Guangzhou Science and Technology Project, etc. She has published nearly 20 papers in domestic and international journals such as *China Rural Economy*, *Journal of Rural Studies* and *China Agricultural Economic Review* and one monograph. Liufang Su is the corresponding author and can be contacted at: lfsu@scau.edu.cn

中国农村经济

2025年第11期

定价：11.00元



ISSN 1002-8870
CN 11-1262/F

中国农村经济

ZHONGGUO NONGCUN JINGJI

主管单位 / 中国社会科学院

主办单位 / 中国社会科学院农村发展研究所

2025 11

国家社会科学基金资助期刊

目次

• 重大主题专栏 • 研究阐释党的二十届三中全会精神

以新型工业化和新型城镇化推进农业产业振兴

——基于人地关系的视角

高宏 熊柴 刘媛 蔡继明 (3)

粮食跨周期宏观调控：内涵特征、实现逻辑及政策设计

杨鑫 董莹 (21)

高标准农田建设政策实施对粮食生产气候韧性的影响

彭长生 刘阳 钟钰 (42)

品种审定制度市场化改革对科研机构育种创新的影响

——兼论种业科技创新体系转型

雷馨圆 仇焕广 王术坤 (63)

数字技术创新能否提升农业供应链韧性

——来自涉农上市企业的经验证据

宋瑛 付俊治 张弛 (83)

技术创新的劳动力流动分化效应

付明辉 邓铭生 刘传江 (103)

公共性发展金融如何影响企业绿色创新

——基于中国A股上市公司的经验证据

田霖 田韦仑 程晨 (124)

粮食跨周期宏观调控：内涵特征、实现逻辑及政策设计

杨 鑫 董 莹

摘要：将藏粮于地、藏粮于技战略具体化为粮食跨周期宏观调控体系，有利于实现粮食安全多元化治理目标。在区分粮食安全常态阶段与应急阶段的基础上，粮食跨周期宏观调控以供需风险防范的前瞻性、生产效益提升的长期性、产能结构变化的动态性为内涵特征。其实现逻辑在于，通过跨越粮食经济周期转变农业技术进步方向和产出贡献结构，实现粮食产能增长下增产潜力与实际产量结构的弹性调整。在常态阶段，粮食综合生产能力提高主要来自粮食增产潜力扩大，即通过资源环境型农业技术驱动农业全要素生产率增长，侧重防范粮食阶段性过剩和改善粮食生产收益；在应急阶段，粮食综合生产能力提高主要来自粮食增产潜力向实际产量的转化。在粮食供给风险较小时，通过从资源环境型向高产高效型农业技术进步方向的转变实现粮食增产；在粮食供给风险加剧时，则需进一步加大投入可变量要素来确保粮食快速增产。围绕粮食跨周期宏观调控的可行性与有效性，需构建主要由粮食规模经营主体组成的粮食产能储备库，以及与之配套的粮食安全状态信号机制和粮食产能结构调整激励机制，并通过制度结构优化与财政支出管控降低实施成本。

关键词：粮食安全治理 跨周期宏观调控 粮食综合生产能力 产出贡献结构

中图分类号：F302.2 **文献标识码：**A

DOI:10.20077/j.cnki.11-1262/f.2025.11.002

一、引言

基于能力建设的粮食宏观调控体系是防范化解粮食安全风险的“稳定器”。粮食综合生产能力（以下简称“粮食产能”）指在一定技术条件 and 生产要素投入下国内能稳定达到的粮食产出水平，包括增产潜力和实际产量两个维度（尹成杰，2005）。粮食增产潜力的平稳增长源于耕地数量质量的提升和农业全要素生产率的增长。粮食实际产量虽由粮食增产潜力这一根本因素决定，但也会受自然气候和价格等外部因素的影响而产生波动（马晓河和蓝海涛，2008）。习近平指出：“在粮食问题上，我们

[资助项目] 国家自然科学基金青年项目“农业政策介入下灌溉用水效率提高的回弹效应形成机制研究”（72103201）；教育部人文社会科学研究青年基金项目“基于服务及契约匹配的农户化肥减量技术持续性采纳与叠加效应研究”（24YJC790035）；广东省自然科学基金面上项目“农业社会化服务对环境友好型技术集成推广的影响研究”（2023A1515010808）。

[作者信息] 杨鑫，中国社会科学院农村发展研究所；董莹（通讯作者），华南农业大学经济管理学院、广东省哲学社会科学重点实验室—农业农村政策与改革创新实验室，电子邮箱：aliceying@scau.edu.cn。

现在是紧平衡。紧平衡，一是解决粮食供需基本平衡，二是防止粮食供应宽松后造成粮价下跌、影响种粮积极性，这是一个两难。”^①中国以粮食流通领域市场化改革为起点，逐步构建以储备制度和价格干预为基石，辅以农业补贴和进出口调节的粮食逆周期宏观调控方式（朱满德，2011）。2013年以来，作为粮食安全治理的顶层设计，藏粮于地、藏粮于技战略（以下简称“两藏”战略）聚焦耕地保护和要素配置优化，旨在提高粮食产能水平，2024年实现粮食产量连续10年稳定在1.3万亿斤以上^②。

随着农业强国建设的推进，粮食安全治理目标逐渐向价格稳定、供给保障强、生产效益高、供应链韧性强等多元化方向拓展（司伟和陈哲，2023），而已有的粮食宏观调控体系难以兼容多元化目标。从价格稳定看，全面放开粮食收购市场后，粮价波动总体可控，但持续时间较长、幅度较大的异常波动并未消失。从供给保障看，已有的农业补贴多以种植面积或实际产量为依据，轮作休耕补贴也主要以年度项目形式发放，长期激励效应相对不足，导致粮食实际产量与增产潜力之间高度联动，即控制实际产量增速不仅会直接削弱农民种粮积极性（罗万纯，2020），还可能抑制粮食增产潜力的积累与释放。这种联动关系会制约粮价下行周期的粮食安全治理空间，在权衡种粮农民收入与粮食增产潜力间拉长粮价低位运行时间。从生产效益看，粮食逆周期宏观调控无法协调所有粮食作物价格变动，形成口粮供大于求、饲料粮供不应求的长期结构性矛盾（刘长全等，2023）。“两藏”战略的实施也没有完全解决这一矛盾。从供应链韧性看，粮价快速上涨时，粮食逆周期宏观调控能迅速稳定粮价，但长期如何从藏粮于地、藏粮于技及时转向用粮于地、用粮于技的路径还不清晰，使得库存减少后难以抵御后续危机。针对上述挑战，《中华人民共和国粮食安全保障法》要求国家加强粮食宏观调控，构建科学合理、安全高效的粮食供给保障体系，提升粮食供给能力和质量安全水平^③。因此，将“两藏”战略具体化为兼顾多元化目标的新型粮食宏观调控体系，是提升粮食安全保障能力的长期方向之一。

围绕兼顾粮食安全多元化治理目标的粮食宏观调控改革问题，已有研究形成强化制度功能与增加制度数量两种思路。第一种思路认为，已有制度结构无法适应粮食安全治理更高目标，粮食逆周期宏观调控存在调控体系缺乏系统设计、调控目标指向不清晰、调控机制的市场扭曲效应日益严重等问题（程国强和朱满德，2013）。基于此，相关文献提出了完善已有粮食政策的建议，例如优化粮食收储政策（李光泗，2023）、实行功能储备（曹宝明等，2022）、提高农业补贴的精准性（高鸣和王颖，2021）等。强化粮食逆周期宏观调控功能，虽然可以在短期内稳定粮食供给、平衡粮食安全多元化治理目标，但从长期看，若过多功能集中于单一制度安排，反而可能削弱整体调控效能。第二种思路遵循丁伯根法则，认为单一制度难以破除粮食安全多元化治理目标之间的矛盾（程国强和朱满德，2013），若要实现粮食供给结构优化和粮食生产效益提高，需要引入新的治理体系来匹配粮食安全长期目标。例如，市场化的“粮价稳定带”体系（朱满德，2011）、协调粮农与粮食企业利益的粮食安全调控体

^①参见《十八大以来重要文献选编》（上），北京：中央文献出版社，2014年，第661页。

^②资料来源：《首提1.4万亿斤粮食产量新目标，有何依据、如何实现？》，https://www.gov.cn/zhengce/202503/content_7011875.htm。

^③资料来源：《中华人民共和国粮食安全保障法》，https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202312/content_6923387.htm。

系（梁瑞华，2016）、区分口粮和非口粮的粮食安全保障体系（武舜臣等，2022）等。这些研究侧重实现粮食安全治理目标与调控工具的数量一致，但忽视了兼顾长期目标的粮食宏观调控新体系需在成本最小化下精准实施，还要避免该体系对短期目标产生不利影响。

考虑中国农业政策演进中的长短期目标平衡问题，部分学者提出在时间维度上适度拆分粮食安全治理目标，将粮食安全状态划分为常态阶段和应急阶段，并利用不同政策工具与调控机制进行韧性治理（王帅等，2025）。在常态阶段，粮食供需处于“紧平衡”状态，应允许耕地合理的“食物化”利用，严格禁止耕地向“非食物化”结构调整（刘锐，2024），着重保障粮食安全的长期目标。当常态阶段转换为应急阶段时，则要求粮食安全调控机制具备“产能可恢复、供给可释放”的高水平供应链韧性。对此，部分研究提出，实现藏粮于地要设立“非粮化”复垦专项储备基金，用于在必要时将被非粮用途占用的耕地快速恢复为高标准农田，实现耕地资源的阶段性储备与应急性利用（孔祥斌，2020）。实现“藏粮于技”强调通过技术的研发与推广提升粮食增产潜力，并同步储备一批具有自主创新能力的高产技术成果（仇焕广等，2022）。上述思路超越提高粮食产能水平的单一思路，期望弱化粮食增产潜力与实际产量变化的联动关系，实现粮食产能结构的动态调节，本质上与跨周期调控理念一致。当前，中国宏观经济调控正转向跨周期与逆周期调控相协调的新模式。鉴于生产周期性和粮食宏观调控的时滞性，农业领域的跨周期宏观调控体系更要兼顾政策目标长期性、政策工具多元性、调控效果联动性、调控规则制度性（杨久栋和郭芸芸，2022）。

综上所述，现有文献围绕粮食安全多元化目标治理难题，从制度功能强化、制度数量增加、在时间维度分离治理目标等方面对粮食宏观调控体系改革做出了探讨，兼顾长短期目标的粮食跨周期宏观调控思路已初见雏形。但粮食跨周期宏观调控尚未被正式界定，其实现逻辑和政策设计仍有待围绕粮食安全治理进行针对性研究。鉴于此，首先，本文从粮食安全治理的现实需求出发，界定粮食跨周期宏观调控的前瞻性、长期性和动态性特征，提炼粮食产能增长下增产潜力与实际产量结构弹性调整的核心内涵。其次，通过分析不同粮食安全状态下的农业技术进步方向与产出贡献结构，揭示针对不同风险强度下的粮食跨周期宏观调控实现逻辑。最后，为确保粮食跨周期宏观调控实施的有效性和可行性，构建粮食产能储备库及相应的激励约束机制、实施成本管控措施。

本文的边际贡献在于：第一，将“两藏”战略具体化为粮食跨周期宏观调控体系，促进粮食宏观调控从“产能平稳提升”转向“产能动态储备”，以及从“逆周期被动触发”转向“逆周期与跨周期协同治理”；第二，基于农业技术进步方向与产出贡献结构的调整，阐明粮食产能增长下的增产潜力与实际产量动态转化过程，论证与粮食供给风险程度挂钩的差异化粮食跨周期宏观调控的理论逻辑；第三，设计粮食跨周期宏观调控的政策框架，明确粮食规模经营主体的关键性，着力整合粮食产能储备和已有的农业政策、运用数字技术，以控制实施成本。

二、粮食跨周期宏观调控的内涵特征

粮食跨周期宏观调控是以“两藏”战略为基础，立足于粮食安全在常态阶段与应急阶段之间的动态转化所建立的结构性与阶段性相结合的宏观调控体系。其调控目的在于，在粮食产能持续增长的基

础上，动态调整增产潜力与实际产量结构比例，统筹实现防范粮食供需风险、提升粮食生产效益等多元化目标。从现实需求出发，粮食跨周期宏观调控应具有前瞻性、长效性和动态性的内涵特征。

（一）粮食供需风险防范的前瞻性

受政策变动、市场预期波动及极端气候等多重因素叠加影响，粮价可能偏离粮食经济周期中的正常波动区间，出现持续时间长、波动幅度大的异常波动特征。根据粮价异常波动方向，粮食安全风险可分为供给风险和需求风险（见图1）。粮食供给风险表现为粮价异常上涨，威胁物价稳定与居民基本生活，可能引发严重的社会危机（速水佑次郎、神门善久，2003）。粮食需求风险则表现为吸纳粮食的相关工业需求不足、农产品消费需求不足所引发的粮价异常下跌（王秀清，2023）。且在此过程中，易出现阶段性粮食生产过剩和农民种粮积极性下降的现象，这将影响长期粮食产能增长。习近平指出：“在我们这样一个十三亿多人口的大国，粮食多了是问题，少了也是问题，但这是两种不同性质的问题。多了是库存压力，是财政压力；少了是社会压力，是整个大局的压力。”^①粮食供给风险对粮食安全的威胁更为紧迫，调控目标是提高粮食供给水平。而粮食需求风险持续时间较长，可以利用农业改革和需求侧管理逐步化解，调控目标是提高粮食生产效益。因此，粮食跨周期宏观调控需要前瞻性地应对粮食供需风险，这既应体现为常态阶段公共资源使用高效上，又要表现在应急阶段政府动员各种资源应对突发事件的能力上（薛澜，2014）。以粮价较上期最大波动幅度超过10%为粮价异常波动标准^②，自1998年粮食流通体制改革以来，粮食的供给风险共发生了四次，需求风险出现了三次，前瞻性调控发挥了保障粮食安全的积极作用。

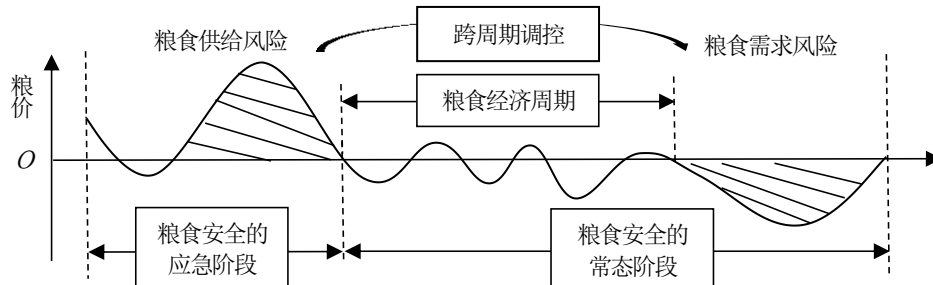


图1 粮食安全状态的常态阶段与应急阶段

从粮食供给风险看，粮价异常上涨伴随着农业支持保护政策力度的加大和粮食逆周期调控的强化。实践证明，前瞻性地扩大粮食增产潜力有利于应对粮价异常上涨。由图2可知，第一次粮价异常上涨出现在2003年第四季度到2005年第一季度，2004年第三季度谷物生产价格指数首次达到137.3的历史高位。此次粮食供给风险出现后，工业开始反哺农业，国家粮食储备体系、农业支持和保护政策体系逐渐形成。第二次粮价异常上涨以2007年第四季度谷物生产价格指数达到110.6为标志，与国际粮价波动有关。粮价短暂恢复正常波动后，在2010年第一季度到2011年第二季度谷物生产价格指数涨幅持续超过10%，形成第三次粮价异常上涨。2008—2011年，鉴于国际粮价没有稳定回落到正常区间，

^①参见《论坚持全面深化改革》，北京：中央文献出版社，2018年，第400页。

^②粮价异常波动的政策和学术标准均未达成一致，本文采用经验判断以定性说明粮价存在异于常态阶段的波动。

国家坚持对粮食供给风险进行前瞻性调控，较大幅度增加农业补贴：一是 2009 年中央“一号文件”提出，根据新增农业补贴的实际情况，逐步加大对专业大户、家庭农场的种粮补贴力度；二是同年《全国新增 1000 亿斤粮食生产能力规划（2009—2020 年）》出台，着力提高粮食产能实现粮食基本自给。在农业支持保护政策力度增加和粮食宏观调控强化的共同作用下，2011 年全国粮食产量提前达到了 2020 年粮食产能规划水平，使得国内粮食市场基本未受到 2011 年国际粮价上涨的影响。第四次粮价异常上涨出现在 2020 年第四季度到 2021 年第四季度，谷物生产价格指数一度接近 130。为激励粮食生产，国家陆续出台实际种粮主体一次性补贴、严格耕地用途管制、强化粮食安全省长负责制等多项政策。尽管 2022 年之后粮价快速回落，但考虑国际贸易摩擦加剧带来的粮食供给风险，国家再次跨越粮食经济周期，于 2024 年出台了《新一轮千亿斤粮食产能提升行动方案（2024—2030 年）》，旨在通过提升国内粮食产能和优化粮食供给结构，增强农业对外开放背景下保障国家粮食安全的主动权。

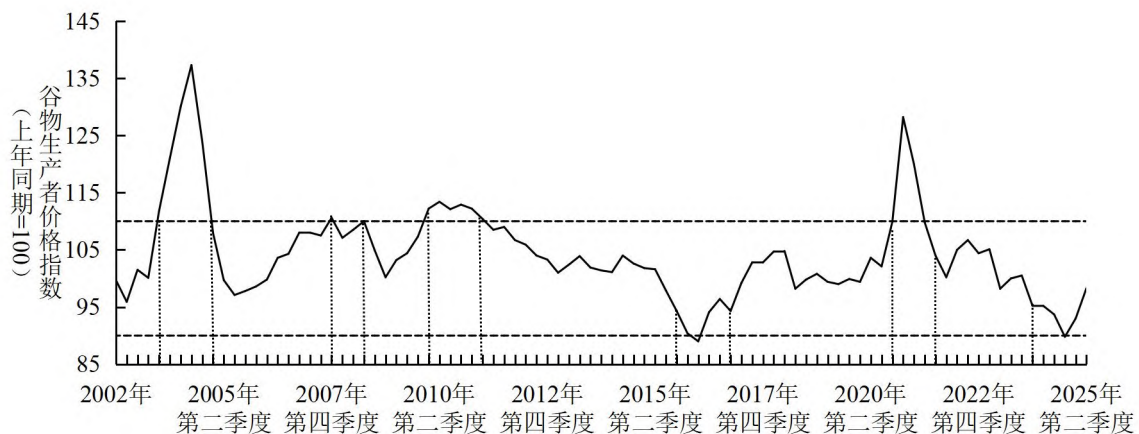


图2 2002—2025年谷物生产价格指数变动情况

注：①国家统计局的谷物生产价格指数数据起始年份为2002年；②2002年为年度数据，2003—2025年为季度数据。

资料来源：国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=B01>。

从粮食需求风险看，粮价异常下跌情形相对较少出现，但每次都伴随粮食供给制度的深化改革。自1993年取消粮食统购统销制度后，首次粮价异常下跌出现在1996—2002年。在此期间，粮价除2001年略有上涨外，其余年份均呈下降趋势，这一时期成为改革开放后粮价持续下跌最长的时期。在此期间，生产要素流出农业领域，粮食产能收缩，随后供求关系快速趋紧诱发粮价异常上涨。第二次粮价异常下跌出现在2015年第三季度到2017年第二季度，谷物生产者价格指数连续8个季度持续下跌，最终依靠包括减少玉米种植面积、推行绿色生产等政策的农业供给侧结构性改革化解。2024年第一季度到2025年第二季度，主要粮食品种价格均呈现下跌趋势，已经形成第三次粮食需求风险。2025年中央“一号文件”以进一步深化农村改革为主题，并强调“综合施策推动粮食等重要农产品价格保持在合理水平”^①，反映国家对粮食需求侧风险应对能力和粮食宏观调控能力提出了更高要求。

^①参见《中共中央 国务院关于进一步深化农村改革 扎实推进乡村全面振兴的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/202502/content_7005158.htm。

鉴于农业发展基本遵循从数量向质量转型的一般规律，防范粮食需求风险是粮食跨周期宏观调控的重要目标。第一，反复出现的粮食需求风险将催生供给危机。隋建利和蔡琪瑶（2016）发现农业经济发展一旦跌落至“低速增长区间”，便很难进入高速增长经济周期。且粮食产量的持续增加可能导致粮价下跌，迫使生产要素流出生产领域，影响粮食增产潜力。第二，由于农业生产资料的资产专用性和粮食安全政策约束，农业要素重新配置难度较大，粮食产量易呈现“增加迅速、减少缓慢”的非对称性特征。即在粮价上涨时，农业支持补贴政策能快速刺激增产；在粮价下跌时，若没有额外补贴或补偿，减产则面临平衡农民增收与粮食产能增长的治理挑战，以及机械等专用性资产闲置低效问题。第三，从国际经验看，粮食消费稳定后普遍存在全面或局部的农业产能过剩倾向。既然粮食供大于求趋势难以避免，粮食宏观调控至少应防范常态阶段的生产过剩不会演变为粮食需求危机。

（二）粮食生产效益提升的长期性

粮食逆周期宏观调控聚焦于粮食稳产增产，忙于应对“谷贱伤农”“米贵伤民”的两难矛盾，导致粮食生产效益目标被弱化、积累长期结构性风险（何秀荣，2020）。1978—2023年，三种主要粮食作物每亩产量由221.4千克提高到500.1千克，成本利润率却波动下降甚至出现阶段性负值。2012年以后，国家财政农林水支出大幅增加，保障中国粮食生产连续丰收。但受制于种粮人工成本和土地租金的持续上涨，粮食生产效益整体呈现下降趋势。到2014年，玉米临时收储政策实施催生出玉米产量、进口量、库存量“三量齐增”局面，以增产为导向的粮食宏观调控体系逐渐显露与高质量发展目标的深层矛盾。2015年中央经济工作会议提出“落实藏粮于地、藏粮于技战略，把资金和政策重点用在保护和提高农业综合生产能力以及农产品质量、效益上”^①。2016年之后，国家大力推动农业绿色发展、三大粮食作物完全成本保险和收入保险、“中国好粮油”行动计划、粮食产销区省际横向利益补偿等政策实施，更加注重保障种粮农民收益。随着国家强化对粮食增产潜力的激励，粮食生产效益逐步走出负向区间。但受制于有限的要素配置空间，粮食成本利润率水平和竞争力没有根本改善（朱晶等，2021）。面对粮价异常下降带来的进口压力，2024年中央经济工作会议强调“抓好粮食和重要农产品稳产保供，提高农业综合效益和竞争力”^②。从上述政策实践出发，粮食生产的“量增效减”问题是粮食安全治理的长期挑战，属于粮食跨周期宏观调控要解决的核心问题。

粮食生产效益提升不会随着产量增长自然实现，需要“两藏”战略利用合理的制度安排将短期政策与经营主体激励连接起来。“两藏”战略强调通过土地资源与农业技术的制度性储备来保障粮食安全，但在实践中没有明确的执行主体及其收益方式。作为推进农业农村现代化的中坚力量，粮食规模经营主体在受到政策倾向性支持的同时，也面临种植成本刚性上涨的挑战。在粮食需求风险加剧时，粮食生产经营效益进一步承压。然而，由于耕地用途管制、禁止土地撂荒政策的负向激励较强与轮作休耕补贴的正向激励较弱并存，粮食规模经营主体难以通过积极调整粮食实际产量和提升增产潜力增加收入。此时，政府通常集中出台相关政策以稳定粮食经营主体的预期，如收紧农产品进口、提供种

^①参见《中央经济工作会议在北京举行 习近平李克强作重要讲话》，http://www.gov.cn/xinwen/2015-12/21/content_5026332.htm。

^②参见《中央经济工作会议在北京举行 习近平发表重要讲话》，https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202412/content_6992258.htm。

第一类是试验站层面与农田层面的潜在产量之差。试验站层面潜在产量是指一定时空内，试验田在无物理的、生物的或经济学的障碍下采取最优栽培管理措施时获得的产量。该潜在产量提升缓慢、短期应用性有限，代表粮食产能的最大目标，而且体现了加强自主性农业科技创新的关键性。农田层面潜在产量是指农户在现有栽培水平、不考虑各种社会市场因素及政策条件下，利用最高生产效率可以获得的最大产量，粮食产能就由这一产量水平体现。第一类产量差即粮食产能提升空间，是粮食产能整体水平持续提高的根本动力。第二类是农田层面潜在产量与实际产量之间的产量差。农田实际产量是在气候条件、土壤状况、品种选择、政策环境以及农户风险偏好等多种因素共同作用下获得的产量，粮食实际产量在这一产量水平上得以体现。第二类产量差则表示粮食增产潜力或粮食储备产能，粮食跨周期宏观调控的动态性来源就是粮食增产潜力规模的增速变动。上述两类产量差分别构成了粮食产能提升的技术空间与要素空间，支撑了粮食产能结构的动态调整，并构成粮食跨周期宏观调控在调整第一类产量差的“农业技术进步方向”与调整第二类产量差的“产出贡献率结构”两个维度上的理论基础。

粮食产能（ Q ）由增产潜力（ A ）和实际产量（ Y ）组成（尹成杰，2005）。在不同粮食安全状态下，粮食产能增长动力存在差异，使得增产潜力或实际产量的比重出现变化。为刻画第二类产量差视角下的粮食产能结构调整方向，本文定义粮食产能结构系数（ λ ）如下：

$$\lambda = \left| \frac{\Delta A / \Delta Q}{\Delta Y / \Delta Q} \right| \quad (1)$$

（1）式中： ΔA 和 ΔY 分别表示一定时间内增产潜力和实际产量的增量， ΔQ 为粮食产能增量。在常态阶段， $\lambda > 1$ ，意味着粮食产能提升主要来源于粮食增产潜力的增加，相当于粮食产能结构中的增产潜力比重扩大。增速相对趋缓的粮食实际产量可以避免粮价异常下跌，从而防范粮食需求风险。在应急阶段， $0 < \lambda \leq 1$ ，这意味着粮食产能提升主要来源于粮食实际产量增加，相当于粮食产能结构中的实际产量比重扩大。此时， ΔA 表现为仅小幅增加或下降，农田层面粮食产量差迅速缩小，以弥补粮食供给缺口。

2004年以来粮食安全以处于常态阶段为主，粮食产能结构系数呈现增长趋势，短暂小幅下降。2004年全国粮食产能为5.11亿吨（周小萍等，2008），2012—2016年粮食平均产能增至8.46亿吨（高婵等，2020）。国家统计局网站显示，同期粮食实际产量从4.69亿吨增长到5.48亿吨。由此，可以得到 $\lambda = 3.24$ 。由于粮食增产潜力快速扩大，2008—2023年玉米产能结构显示弹性变化，灵活化解了供需风险。为应对国际玉米价格上涨，2008年国家启动玉米临时收储政策，将积累的玉米增产潜力快速转变为实际产量，使得2015年玉米产量提升至2008年的1.5倍。鉴于随后玉米出现阶段性过剩，2016年玉米临时收储取消，开始实施农业“三项补贴”改革、耕地质量保护与提升行动等政策，这使得玉米产量在2016—2023年稳中有降的同时，增产潜力大幅提高。依据规划目标得到各要素的提升幅度，估计仅粮食主产区在2035年就可达到7.66亿吨的粮食产能（王蕴璐等，2024）。在“两藏”战略深入实施背景下，未来中国粮食产能结构系数将继续增加，粮食产能结构动态变化空间将不断拓展。

三、粮食跨周期宏观调控的实现逻辑

虽然部分粮食宏观调控政策在具体实施中已具备一定的前瞻性、长期性或动态性，但若要满足粮食跨周期宏观调控的所有内涵，关键在于在提高粮食产能水平的同时，实现粮食产能中增产潜力与实际产量比重的跨周期调整。鉴于该过程涉及农业生产方式的跨周期转变，其调控机制并不完全显性。基于技术进步理论，本文认为粮食跨周期宏观调控的实现逻辑在于农业技术进步方向与产出贡献结构的跨周期转变（见图4）。在常态阶段，粮食生产应选择节约资源、环境友好的内涵式增长模式，体现为科技进步贡献率的持续提升，以实现自然资本积累与要素质量改善。若进入应急阶段，粮食跨周期宏观调控需要降低粮食增产潜力增速、提高粮食实际产量增速。由于现实情景中的粮食供给风险差异，调控方式可分为基于农业技术进步方向跨周期转变的弱调控与基于产出贡献率结构跨周期转变的强调控。当粮食供给风险相对较小时，粮食产能增长过程继续由全要素生产率（Total Factor Productivity，简称 TFP）增长驱动，坚持农业内涵式发展模式，在维持科技进步作为产出贡献主导作用的同时，适当刺激粮食产出增加；当粮食供给风险加剧时，需将产出贡献的主要驱动力由科技进步转变为要素投入，即通过增加可变要素投入迅速提升粮食实际产量。总体上，粮食跨周期宏观调控的实现逻辑核心在于，在平衡粮食安全多元化治理目标的同时，通过调整农业技术进步方向与产出贡献结构，弹性调整粮食产能结构以适应不同粮食供给风险情境下的调控需求。

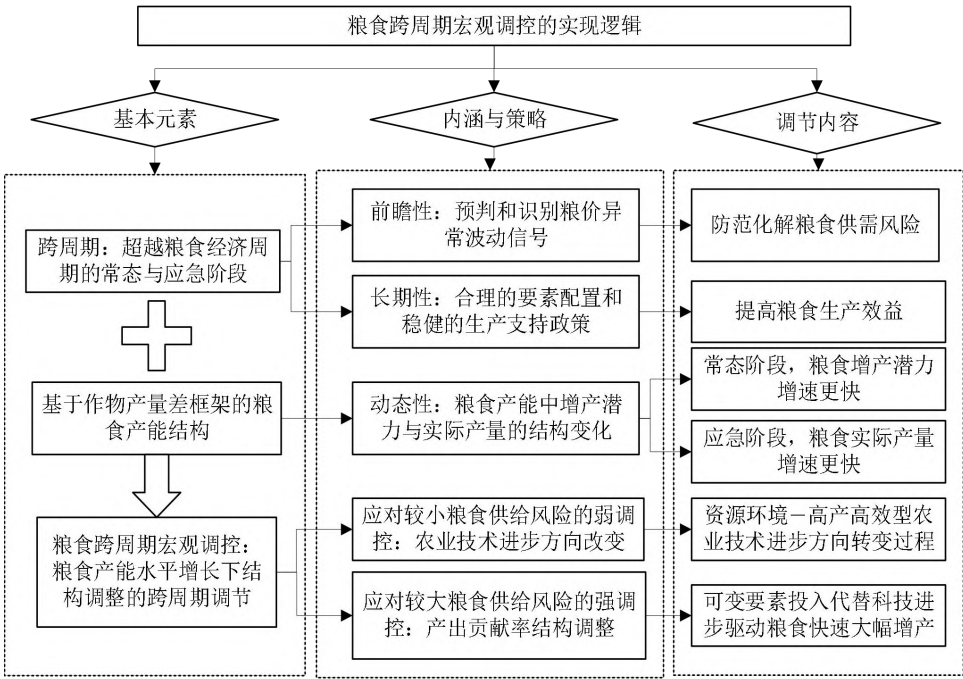


图4 粮食跨周期宏观调控的实现逻辑

（一）粮食跨周期宏观弱调控：农业技术进步方向的跨周期转变

粮食跨周期宏观弱调控以农业 TFP 或科技进步贡献率增长为原则，通过引导农业技术进步方向转变，实现粮食安全多元化治理目标。自工业革命以来，农业发展路径已由资源依赖型转向技术驱动型，

农业技术进步成为提高农业 TFP 的关键因素。根据诱致性技术进步理论与偏向性技术进步理论，要素价格与市场规模均会影响技术进步方向，体现可调节性与政策诱导空间，即适当的政策干预可以改变技术进步方向。在技术进步推动粮食产能提升的过程中，隐含着分别以扩大增产潜力和增加实际产量为导向的资源环境型与高产高效型农业技术进步方向的跨周期转变^①。为便于理解不同农业技术组合的跨周期调控对粮食产能提升的影响，本文将侧重提升粮食增产潜力的农业技术进步方向定义为资源环境型农业技术策略，将侧重提高粮食实际产量的农业技术进步方向定义为高产高效型农业技术策略。与采取单一的资源环境型或高产高效型农业技术策略相比，从资源环境型向高产高效型农业技术转变所形成的资源环境—高产高效型跨周期技术组合策略，更有助于实现粮食增产潜力与实际产量的弹性调整。其优势在于以较低成本释放粮食增产潜力，更高效地应对粮食安全供给风险。

在常态阶段，资源环境型农业技术策略具有可持续性。如图 5 所示，在粮价异常下跌的 t 时刻，若继续推进高产高效型农业技术策略，保持化肥农药、机械等单位土地要素投入不变，粮食产出受粮价下跌影响进入下行的 AD 区间，从而降低基于产值计算的农业 TFP 增长幅度，可能抑制粮食经营主体的种粮积极性^②。若转向资源环境型农业技术策略，减少化肥农药等投入，并强化粮食的质量效益和竞争力，就能提高粮食附加值与总产出（对应 AB 区间），即在大为提高农业科技进步贡献率^③的同时，通过改善土壤生态环境来扩大增产潜力，为下个应急阶段做好充分地力准备。

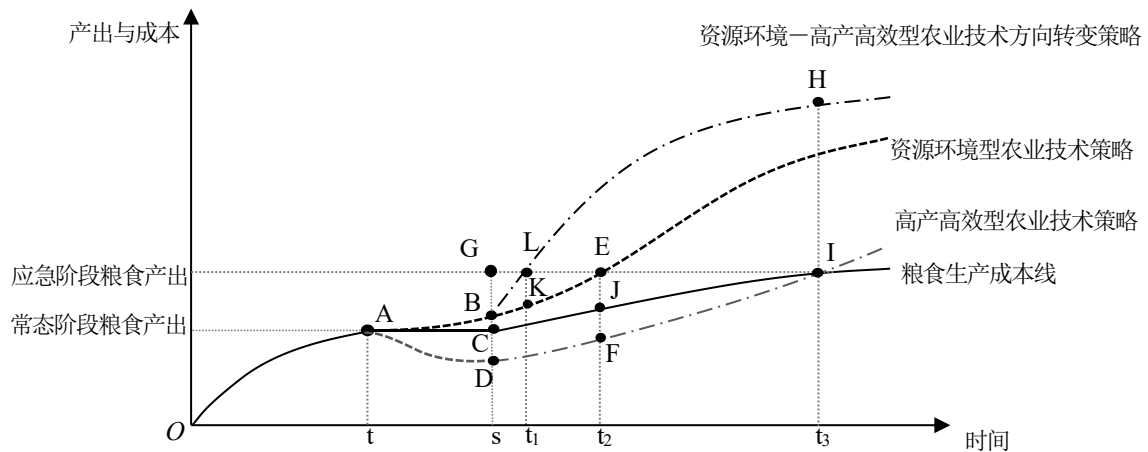


图 5 粮食跨周期宏观调控中不同技术策略的效果比较

^①资源环境型农业技术包括环保高效肥料、水肥一体化技术、智能化农业装备等，可以兼顾绿色生产和一定的粮食增产效果；高产高效型农业技术包括高产种子、高产密植栽培技术等，粮食增产代替环境可持续成为该技术应用的第一目标。

^②在常态阶段和应急阶段均采用高产高效型农业技术进步策略，粮食安全保障能力将显著下降。在常态阶段，地力没得到改善或者显著提升，只能通过大量增加可变要素的方式达到应急阶段目标产出，土地边际报酬递减规律使该过程到 t_3 时刻才能完成（DI 区间）。从 t 期开始，由于粮价较低，粮食生产成本可能长期高于粮食产值。因此，国家需要同时持续补贴粮食生产和进口粮食，即使假定进口粮价不变，总成本也至少为 ACD 部分加上 GDFI 部分所代表的成本总和。

^③资源环境型技术的采纳能降低化肥农药等可变要素成本，且随着技术采纳的深化，配套设备投资成本将被摊薄降低。

当粮价在 s 时刻异常上涨时，资源环境—高产高效型农业技术进步方向转变的组合策略能更好地应对粮食供给风险。若应急阶段仍坚持资源环境型农业技术策略，继续平衡粮食增产与农业生态环境功能，虽然常态阶段已积累一定的粮食增产潜力，但因未转向以实际产量为导向的高产高效型农业技术策略，粮食产量达到应急所需水平的响应较慢，需延迟至 t_2 时刻方能实现。这意味着在 t_1 至 t_2 期间，需依赖进口弥补供需缺口，对应成本为 GBE 区域所代表的财政支出。若在应急阶段切换为高产高效型农业技术策略，则粮食增产潜力迅速转变为实际产量，预计在 t_1 时刻即可实现目标产量，所需的财政支出大幅减少，仅对应 GBL 区域所代表的短期调控成本。简言之，常态阶段通过资源环境型农业技术策略提升各类农业要素质量，积累粮食增产潜力；在应急阶段转向高产高效型农业技术策略时，能够显著提高粮食产出弹性，缩短调控响应时间，降低粮食供给保障成本。

（二）粮食跨周期宏观强调控：产出贡献结构的跨周期转变

当粮食供给风险加剧时，长期性矛盾应让位于短期性矛盾，粮价上涨压力要求短期内快速提升粮食产量。然而，由于农业科技进步受制于技术推广效率、基础设施建设水平和人力资源水平，提高粮食产量的速度较慢。此时粮食跨周期宏观强调控不仅要改变农业技术进步方向，还要增加要素投入数量。从生产函数角度看，这种粮食跨周期宏观强调控体现为科技进步与要素投入对产出贡献的跨周期转变，即粮食经营主体在采用高产高效型农业技术策略的基础上，需大幅增加化学投入品等可变要素投入。此时粮食产出从科技进步驱动型转向可变要素驱动型，使储备的粮食产能快速转化为实际产量。

为应对较大的粮食供给风险，农业现代化水平较高的欧美国家通过农业科技进步贡献率与要素投入贡献率的结构跨周期转变过程已经存在，且显示出较强的灵活性。以美国为例，在科技进步拉动农业产出增长的长期趋势下，美国通过科技贡献率与要素投入产出贡献率周期性交替转化的粮食产能驱动方式，实现了其多元化的农业政策目标。美国国家经济研究局根据总经济活动变化，在 1948—2021 年中划分 12 个农业经济周期。1948—2021 年，美国农业的 TFP 年均增长率和全部要素投入总量年均增长率分别为 1.5% 和 -0.03%，产出贡献率呈现明显的结构性转变特征，特别是化肥、农药等物质投入贡献率波动较大。1948—1953 年和 1973—1979 年的要素投入贡献率达到历史高值，分别为 67.3% 和 63.3%，这两个时期都是国际粮食供应短缺、价格异常上涨的阶段。1981—1990 年和 2019—2021 年的科技进步贡献率超过或接近 250%，分别对应的农产品总体价格（以 2015 年为基期）比上个时期小幅上涨 5.2% 和 2.1%^①。

中国农业同样存在科技进步贡献率和要素投入贡献率结构调整的粮食生产方式转换过程。Wang et al. (2013) 研究发现，2005—2007 年农业产出增长原因是以化肥与农药为主要素投入的大幅增加。高帆 (2015) 发现，中国农业科技进步贡献率以 1998 年、2002 年和 2007 年为拐点，呈现“W”形波动特征。Gong (2018) 发现，1978—2015 年中国农业的科技进步贡献率呈现“峰”到“谷”的周期性

^①资料来源：美国农业部经济研究中心网站。其中，美国农业全要素生产率数据来源为 https://ers.usda.gov/sites/default/files/_laserfiche/DataFiles/47679/table01.xlsx?v=98058；美国农产品价格数据来源为 https://ers.usda.gov/sites/default/files/_laserfiche/DataFiles/47679/table01a.xlsx?v=72633。

波动，在 1990—1993 年与 1998—2003 年出现了明显的粮价下降，但这两个时期的科技进步贡献率提高显著，粮食增产潜力提升明显。在耕地资源紧缺与人口规模庞大的国情下，中国农业科技进步贡献率与要素投入贡献率的结构性转变的可能性更大。第一，农业科技体系仍存在制度性与技术性短板。高产高效型农业技术的投资、研发和转化推广具有时滞性，迅速将其转化为实际产能的难度更大。2015 年化肥使用量零增长行动开展以来，中国化肥使用强度平均水平下降速度缓慢，说明粮食增产对化学投入品具有路径依赖。第二，国家在应对粮食供给风险时，倾向采取多种措施增加粮食产量，并实际上允许对粮食生产模式进行阶段性调整。例如，临时收储政策、价格支持政策、农业补贴政策等都发挥了提升粮食产量的显著作用，但也会短暂影响农业科技贡献率（周杨和邵喜武，2021）。

为配合粮食跨周期宏观强调控，需要动态调整农业自然资源保护政策强度。通过干预自然资本与人造资本之间的相对价格，影响粮食增产方式的选择。在常态阶段，若农业科技产出贡献率未能接近或超过 100%，即粮食增产仍与可变要素投入相关，就需加强农业资源总量控制政策。否则，自然资本价格将被低估，进而可能抑制资源环境型农业技术进步的生态效应，最终引发土地、水资源等资源生产效率提高而投入强度下降缓慢的“回弹效应”（杨鑫和穆月英，2023）。在应急阶段，应适度放宽农业资源利用总量约束，以降低粮食用地和用水的成本，保障粮食实际产量的快速提升。但同时必须建立生态底线机制，防止因超限利用资源而造成农业系统难以逆转的不可持续后果。

四、粮食跨周期宏观调控的政策设计

粮食跨周期宏观调控应具备有效性和可行性，以促进粮食产能增长下增产潜力与实际产量结构弹性调整的实践落地。粮食跨周期宏观调控的实施有效性依赖两方面设计：一是主要由粮食规模经营主体组成的粮食产能储备库；二是相关激励约束机制，包括粮食安全状态信号机制、粮食产能结构调整激励机制。粮食跨周期宏观调控的可行性在于管控实施成本，包括无形的制度成本和有形的财政成本。

（一）粮食跨周期宏观调控的粮食产能储备库设计

1. 粮食跨周期宏观调控的组织方式。实施粮食跨周期宏观调控的主体是中央政府。一方面，由于粮食跨周期宏观调控具有三重内涵和强弱两种实现机制，地方政府的财政能力与治理水平难以实现有效调控。另一方面，由于粮食安全省长负责制要求省长负责本行政区域粮食总量平衡与地方储备粮的管理，在减少委托地方代行的中央财政事权的改革取向下，拓展地方政府职责难度较大。而基于粮食安全治理现代化目标，中央政府一方面需通过完善的治理体系与宏观调控，调动地方政府保障粮食安全的积极性；另一方面，可借助采购、订单、租赁等市场化契约关系，与种粮主体建立合作，并由财政对其所产生的社会效益进行补偿。因此，粮食跨周期宏观调控需强化国家粮食安全责任体系，形成以中央政府为主导、地方政府协同参与的管理格局。在职责分工方面，中央政府需强化调控的长期性、整体性和可持续性，统筹推进并实现粮食安全多元化治理目标。中央政府应承担跨周期宏观调控的战略规划与制度设计任务，包括监测国际国内粮食供需变化趋势、制定粮食跨周期宏观调控的总体方案与预警信号体系、建立粮食规模经营主体的预期引导机制、确保产能储备制度的相关细则有效落地。在党中央协调下，农业农村部与其他相关部委相互配合支持，负责粮食产能储备的资金发放与主体管

理，确保宏观政策与执行体系有效衔接。地方政府则负责将国家层面的调控目标与自身辖区实际结合，制定区域实际粮食产量或增产潜力的提升目标，支持粮食规模经营主体申请进入粮食产能储备库，并监督调控资金使用情况、落实主体目标进度。

基于中央政府和地方政府组织协调，粮食产能储备库是支撑粮食跨周期宏观调控的核心组织形式，而粮食规模经营主体又是粮食产能储备库的组成主体^①。本质上，粮食产能储备库脱离了普惠性政策体系，转变为“善耕者有良田、成规模”的选择性粮农增收政策体系（高鸣和姚志，2022）。第一，在各类扶持政策下，追求利润最大化的粮食规模经营主体调整经营策略的动力更强，对粮食跨周期宏观强调控和弱调控都有能力及时响应。尽管小农户有动力提升技术水平，但会在生产达到维持口粮下限或者生产经营能力上限时，陷入粮食产出提升不变的“低水平均衡”状态。这种状态形成的种粮惯性使小农户成为防范粮食供给风险的稳定性主体，与响应性更强的粮食规模经营主体相互补充。第二，在经营权保持稳定的前提下，粮食规模经营主体通过资源环境型农业技术提升土壤质量，并凭借更高的抗风险能力和技术应用能力，粮食产能结构变动空间较大。原因在于，粮食规模经营主体在技术的集成组装应用以及熟地化推广上具备优势，承载的粮食增产潜力较大，能够实现粮食单产在大面积、短时间范围内显著提升。而且，粮食规模经营主体能够通过社会化服务、土地托管等方式，发挥带动小农户粮食生产的溢出作用（许佳彬等，2020），将小农户间接纳入粮食产能储备库。第三，粮食规模经营主体在实践中已成为保障粮食供给的骨干力量。基于种粮家庭农场和粮食类合作社的经营数据，2024 年粮食规模经营主体粮食产量占全国的比重为 50%左右^②。从微观数据看，根据经过权数调整后的第三期中国乡村振兴综合调查结果，2023 年经营面积为 100 亩以上的农户数量仅占农户总数的 4.4%，但其耕地经营面积占比达 62.8%。在谷物、大豆和油菜籽三类主要作物中，种植面积超过 100 亩的农户累计种植面积占比为 66.2%，产量占比为 60.1%。综合考虑，2024 年粮食规模经营主体贡献了全国粮食产量的 50%~60%。在中央政府、地方政府和粮食规模经营主体的参与下，粮食产能储备水平由粮食规模经营主体在常态阶段的粮食增产潜能与应急阶段的粮食实际产量共同体现。

2. 粮食产能储备库进入方式。遵循粮食跨周期宏观调控的内涵特征和实现机制，必然要筛选出适合参与粮食产能储备库以及有意愿配合后续跨周期宏观调控的粮食规模经营主体，主要包括强制性和竞争性原则。在强制性原则方面，欧盟以农业绿色发展的方式应对农产品过剩和储备粮食产能问题，特别是交叉遵守的直接支付机制设计提高了政策的环保性和公平性（张鹏和梅杰，2022）。只有农户以可持续方式从事农业生产活动，才能得到生态补偿支付。通过引入竞争性原则，美国土地休耕政策及其内嵌的环境收益指数兼顾了粮食增产潜力扩大与财政支出效率提高的目标。该项目采用环境收益指数对土地环境价值进行评价，项目将选中环境效益最高且竞标价格在可接受范围内的土地。2014—2024 年，美国将土地休耕项目的财政支出维持在每年约 20 亿美元，避免了财政支出的过度膨胀。全球粮价异常上涨时，为了快速增加粮食产量，美国农业部会提高目标最低环境收益指数得分或允许提

^① 界定粮食规模经营主体的主要条件是粮食种植面积，在确认进入粮食产能储备库资格时，可以适度调整这一条件。

^② 篇幅所限，详见《中国农村经济》官网或中国知网本文附录 4。

前终止休耕合同，且无须偿还租金^①。

由于长期面临农业过剩压力且基本进入绿色发展阶段，欧美地区基于国情选择了分离粮食增产潜力与实际产量变动的公平性路径或效率性路径。而中国粮食规模经营主体的规模仍有限，粮食供需长期处于紧平衡状态且耕地质量和农业科技水平还有待提升。因此，进入粮食产能储备库的粮食规模经营主体，既要满足一定的强制性标准，在合同中明确产能补贴发放标准及提前终止的责任约定，又需通过竞争性投标，以粮食产能评分为主要依据择优入选。具体地，申请加入粮食产能储备库的不同地区粮食规模经营主体，需满足若干硬性条件，包括经营规模达到一定标准、已经纳入家庭农场名录、土地经营合同期限不能太短以及种粮主体年龄适中等，重点关注其粮食种植能力，包括学历背景、农业培训经历以及与粮食生产相关的固定资产投入等因素。例如，在东北玉米主产区，优先将经营规模超 1000 亩、平均耕地质量等级在四等以上、经营者文化程度为大专及以上学历的粮食规模经营主体纳入粮食产能储备库。关于竞争性投标，首先，自评粮食产能评分，主要由粮食规模经营主体特征、所在县域特征和申请补贴标准加权得到。粮食规模经营主体特征包括提升耕地平均等级、保障周边无环境污染、落实合同期内改良举措以及设定应急粮食单产目标等；县域特征包括县域是否为产粮大县、财政支出比例以及高标准农田的占比状况等。根据已有的单产水平与土地租金，地方政府制定粮食增产潜力补贴申请参考标准，粮食规模经营主体自主申请愿意接受的补贴标准。其次，结合年度粮食产能储备目标、财政支出额度，中央政府分品种和分地域划定进入粮食产能储备库的最低粮食产能分数，地方政府审核粮食规模经营主体自评分数，确定进入粮食产能储备库的名单。最后，在村、乡镇、县层面分别公示这一名单，无异议后农业农村部、地方政府与种粮主体签订三方合同，设置适宜的储备周期^②，每年各地组织补贴资金、物资、服务的发放。若粮食产能储备周期中在库种粮主体违反强制性规定，相关管理机构应及时中止合同，并在该主体下次申请时按规定扣减分数。

（二）粮食跨周期宏观调控的激励约束机制设计

粮食跨周期宏观调控的激励约束机制设计的核心内容是利用粮食安全状态信号机制和粮食产能结构调整激励机制，确保粮食产能储备库中粮食规模经营主体与调控目标的激励相容。

1. 粮食安全状态信号的机制。中央政府需要根据粮食市场价格波动情况，及时向在库种粮主体发出粮食产能结构周期变动的信号。在粮食需求风险加剧的常态阶段，中央政府可采取扩大粮食产能储备规模、增加在库种粮主体数量等措施，扩大粮食潜在产能、控制粮食实际产量，并适时公开全国粮食增产潜力水平，稳定粮价的市场预期。在粮食供给风险加剧的应急阶段，启动预先规划构建的粮食安全应急信号体系，并执行相对应的粮食跨周期宏观调控方案，包括向粮食产能储备库主体下达具体的粮食增产目标，灵活调整国家粮食储备水平，以及出台覆盖种植、加工、流通等环节的全产业链应

^①资料来源：“USDA to Allow Producers to Request Voluntary Termination of Conservation Reserve Program Contract”，<https://www.nrcs.usda.gov/news/usda-to-allow-producers-to-request-voluntary-termination-of-conservation-reserve-program>。

^②合同周期过长容易将粮食宏观调控能力强化的主要目标转变为次要的农业生态环境保护目标，周期过短不利于耕地质量提升和稳定种粮主体预期，具体时长是本文下一步待深入研究的方向。

急预案,形成系统性的应急响应机制。为保障低收入居民基本生活,当CPI单月同比涨幅达到3.5%时,将启动价格补贴联动机制^①。李新祯(2011)发现粮价上涨1%会使CPI大约上涨0.34%,因此,粮价同比上涨10%时极有可能影响社会民生。也就是说,粮价最大波动幅度超过10%或异常波动持续超过四个季度均是进入粮食安全应急阶段的参考预警阈值。基于此,粮食跨周期宏观调控信号响应机制由两方面组成。一方面,参照2005年印发的《国家粮食应急预案》,将粮食安全应急状态分为国家级和省级两级^②;另一方面,参照2024年修订的《中华人民共和国突发事件应对法》四级分类法,国家级和省级粮食安全应急状态信号可分为特别紧急、重大、较大和一般^③,不同等级对应差异化的粮食跨周期宏观调控方案。需要强调的是,中央政府及相关部门解除粮食安全应急状态应以粮价回归正常波动区间为依据,并综合判断自然灾害、市场波动及国际贸易等潜在风险的演变趋势,保持跨周期宏观调控的前瞻性和长期性。

2.粮食产能结构调整激励机制。纳入粮食产能储备库的粮食规模经营主体,除受到一般性农业政策支持保护外,还接受与粮食跨周期宏观调控配套的特有政策激励^④。在常态阶段,确保在库种粮主体不断提升粮食增产潜力,允许其不同阶段根据基本农作物目录调整种植结构,适度放松“非粮化”认定标准和提高入库最低粮食产能分数,推广轮作休耕、种植绿肥作物、绿色农药等资源环境型农业技术。粮食产量需控制在配额范围内,且耕地质量不得低于加入储备库时的标准。激励措施包括增产潜力补贴、开展种植技能培训及适当调整粮食种植面积比例。同时,地方政府还需选定承担技术推广任务的示范点,把试验站研发的农业新技术和高效耕作模式应用于部分在库种粮主体的田间生产,测试并演练其在应急阶段的高产高效效果,减少农业技术进步方向转变的不确定性。在应急阶段,在库种粮主体要遵循国家对粮食实际产量的跨周期调控。当粮食供给风险相对较小、处于弱调控状态时,通过引导在库种粮主体采用高产高效型农业技术释放粮食增产潜力。激励政策包括粮食种植技能培训、技术应用补贴、适度降低入库最低粮食产能分数、定向的临时收储等。当粮食供给风险显著上升、触发强调控条件时,适时下发降低农资成本的一次性补贴、灌溉设施疏浚补贴等,允许耕地质量的短期下降,进行大规模的订单式粮食收储和调运(梁瑞华,2016)。同时,提前终止部分粮食产能储备合同,进一步将粮食增产潜力释放为粮食实际产量。鉴于保障粮食安全的底线思维,调整粮食产能结构也需要精准的负向激励机制。若在库种粮主体在常态阶段出现没有采取约定的提高粮食增产潜力的种植模式或生产技术、连续两年平均大田单产未达到预定目标等问题,应进行警告甚至减少后续的粮食

^①参见《关于进一步健全社会救助和保障标准与物价上涨挂钩联动机制的通知》, https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-11/17/content_5651357.htm。

^②资料来源:《国务院办公厅关于印发国家粮食应急预案的函》, https://www.gov.cn/zhengce/content/2018-12/03/content_5345459.htm。

^③资料来源:《中华人民共和国突发事件应对法》, https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202406/content_6960130.htm。

^④与农业支持保护政策、粮食产能储备库分别配套的两类政策是“弱替代、强互补”关系,二者都属于强化粮食宏观调控的政策,但前者侧重于稳定粮食生产能力的存量基础和增长速度,后者侧重于调整粮食生产能力的结构功能。

增产潜力补贴额度，并适当提高下次入库的评分要求。在库种粮主体自愿退出需提前一个生长季提出申请，并交还已发放的补贴金额；若应急阶段未完成既定粮食产量目标，在库种粮主体需缴纳违约金，并在下次申请入库时扣除相应粮食产能分数。

为了激励地方政府维护和监督粮食产能储备库运行，需要将粮食增产潜力指标纳入产粮大县奖励政策中，设立粮食产能大县奖励政策。首先，应科学测算县域粮食增产潜力。其测算方法可基于在库种粮主体所经营的耕地面积、本县示范田年平均单产水平及其推广难度因子的乘积之和。其中，推广难度因子应基于示范田采取的生产模式复杂度、在库种粮主体学习能力计算得到。县域粮食增产潜力可作为评价地方政府支持粮食规模经营主体入库积极性与成效的重要依据，推动资源环境型农业技术在常态阶段的广泛应用与扩散，提升县域整体粮食增产潜力。其次，在常态阶段赋予粮食增产潜力更多权重，在应急阶段赋予粮食实际产量更多权重，形成动态粮食产能奖励标准。再次，科学划定粮食产能大县入围的水平标准和排名标准，具体奖励金额可以根据粮食品种、粮食增产潜力、地方财政水平进行调整。最后，中央政府通过引入第三方机构调查、卫星遥感和物联网监测对在库种粮主体的农业经营情况、耕地质量、技术应用情况进行定期核查。若县域粮食产能储备的实际数据与预期目标偏差过大，则扣减该县部分粮食产能奖励资金。

（三）粮食跨周期宏观调控的成本管控措施设计

1. 粮食跨周期宏观调控的制度成本管控。在新制度经济学视角下，建立粮食跨周期宏观调控体系伴随着新旧制度在结构上的冲突与融合，意味着实施粮食跨周期宏观调控还会产生无形的制度成本。中国粮食安全格局已呈现长期结构调整与短期价格波动并存的特征，具备前瞻性、长期性和动态性的粮食跨周期宏观调控，需要与相对灵活的粮食逆周期调控形成协同互补的制度结构，共同提高粮食宏观调控能力。前者侧重长期粮食产能增长、粮食产能结构调整与激励约束机制建设，后者侧重短期粮价稳定。因此，引入粮食跨周期宏观调控体系不必然伴随显著的制度变迁成本，反而有可能通过与粮食逆周期宏观调控体系的协同互补，从而扩大粮食宏观调控的容错空间并降低调控总成本。

通过强化两种宏观调控体系的协同性，粮食的逆周期宏观调控可以扩大跨周期宏观调控识别阶段的容错空间。实现粮食跨周期宏观调控的前提是识别粮价异常波动信号，从而及时开启粮食供需风险调控目标的转换。破解这一难题的关键是利用粮食逆周期宏观调控为跨周期宏观调控争取调整时间。在粮食需求风险可能出现时，适度采取增加粮食产能储备库在库种粮主体数量、增产潜力补贴等措施。若政策实施后粮价恢复到合理区间运行，适时增加国家粮食储备出库量，回收粮食产能储备库释放的粮食。若粮价在此期间继续下行，可把握时机强化粮食跨周期宏观调控。对于粮食供给风险调控，可先采用粮食跨周期宏观弱调控，若之后粮价恢复正常波动，就同时减少国家粮食储备轮出量和扩大针对粮食产能储备库的收储量，否则进一步转向强调控。

通过强化两种宏观调控体系的互补性，可以控制或降低粮食宏观调控总成本。政策性粮食收购在逆周期调控中起到了稳定粮价的作用，有助于保障种粮主体利益，但由于此举财政负担较重，所以粮食逆周期宏观调控在应对粮价波动后应及时退出。相较之下，粮食跨周期宏观调控始终嵌入粮食安全治理体系，特别是当国家粮食储备量下降以及其他逆周期调控政策力度减弱后，粮食跨周期宏观调控

可及时衔接。当国家粮食储备库库存偏低时，可立即启动应急响应机制，将储备粮食的增产潜力有效转化为实际产量，以补充粮食库存并稳定粮价的市场预期。相反，当国家粮食储备库持续高位运行时，应着手扩大粮食产能储备规模，从而减轻国家粮食收储压力。简言之，在粮食跨周期宏观调控承担粮食安全战略储备功能后，已有的国家粮食储备体系能更好地平抑粮价短期波动，扩大库存水平变动的空间，在实现粮食逆周期与跨周期宏观调控有效衔接的同时使粮食宏观调控成本小幅增长甚至下降。

在品种调控分工方面，粮食跨周期宏观调控的品种结构变动应与食物消费结构长期升级趋势保持一致，坚持扩大玉米和大豆实际产量、提升口粮增产潜力并举。以口粮为主的粮食逆周期宏观调控对防范粮食供需风险、促进规模经营、提升竞争力等发挥了重要作用，小麦和稻谷产量多年分别维持在1.4亿吨、2.1亿吨左右。考虑口粮供大于求的现实格局，粮食跨周期宏观调控应更加注重提高小麦和稻谷的生产效益和增产潜力，适当降低支持口粮逆周期宏观调控的库存水平。随着居民动物性食物消费持续增加，用于饲料的玉米和大豆需求持续扩大，导致中国对玉米和大豆的进口量相对较多。这意味着通过高产高效型农业技术大面积提高玉米和大豆单产，进而增加饲料粮实际产量，是粮食跨周期宏观调控的核心目标。由于生产者补贴对粮价干预程度较低、市场机制在玉米和大豆价格形成中发挥更大作用，饲料粮价格异常波动幅度往往更大，所以基于储备的饲料粮逆周期宏观调控力度也需适度加强。此外，大豆与玉米存在一定的“争地”关系。在大豆供给风险加剧时，需要迅速释放粮食产能储备库中种植玉米的耕地用于大豆生产，所以，玉米和大豆产能储备库应统一建设，要求在库种粮主体具有大豆与玉米的种植经验，且在常态阶段接受两种作物的生产技术培训。

2. 粮食跨周期宏观调控的财政支出管控。粮食跨周期宏观调控的财政支出管控，既要依托原有的农业支持保护政策体系实现存量支出结构替换，又要利用数字农业农村建设减少增量成本，从而在财政支出增幅最小化的前提下，提高粮食产能结构跨周期调整的可行性。

第一，推动现有农业支持保护政策与粮食产能储备激励机制的融合，实现财政资源的功能性转移。将轮作休耕补贴政策目标由农业可持续发展导向调整为粮食增产潜力提升导向，并结合竞争性入库机制将其整合到粮食跨周期宏观调控激励机制中，用于提升粮食增产潜力的补贴。全国轮作休耕实施面积由2016年的616万亩增至2022年的6926万亩，补助资金由14.36亿元增至111.45亿元（杨文明等，2023），接近当前美国土地休耕项目的资金规模，并已经采取粮食规模经营主体优先和交叉遵循的强制性原则。一方面，轮作休耕补贴优先安排一定规模的新型农业经营主体承担任务，并通过轮作休耕种植的方式限制调控种植结构。另一方面，采用验收合格后发放补助资金的方式，对承担任务的实施主体、种植作物、上一年作物、面积等逐户逐地块核查落实，在发现擅自调整轮作作物、未签订轮作休耕协议、档案不健全等情形下收回补助资金。第二，继续推动以提升单产代替扩展面积的粮食生产发展策略。由于粮食产能储备规模的成本主要受在库种粮主体的数量和耕地面积影响，实践中通过提高“用粮”阶段预期单产来尽量缩小承载粮食产能储备规模。例如，以储备5000万吨玉米产能为目标，若“用粮”阶段粮食产能储备库主体的约定单产由800千克/亩提高至1000千克/亩，则相应所需的储备耕地面积可减少20%，大幅降低管理成本。换言之，粮油作物大面积单产提升行动的推进效果，直接关系到粮食产能跨周期宏观调控的实施成本和调控弹性空间。第三，构建粮食产能储备库竞

竞争性申请的大数据平台。农业农村投资项目管理平台已经可以实现在县级层面对项目进行过程管理，农业财政项目投标竞标遵循竞争择优和分级补助原则，粮食规模经营户也基本熟悉申请各类农业补贴的程序。然而，鉴于粮食产能评分的竞争性入库机制运行较复杂，为了确保粮食规模经营主体的公平竞争，只有建立粮食经营规模户直接申请、地方政府协助与监督、中央政府统筹与审批的大数据平台，充分运用人工智能技术，才能对种粮主体信息交叉验证且在多区域、多品种下快速准确评分。第四，应用数字技术来降低粮食跨周期宏观调控的过程监督成本。农业农村部已建立重点监测农民合作社名录库和全国家庭农场“一码通”服务系统，农民专业合作社年报信息定期在国家企业信用信息公示系统公布，农场合作经济基本建立统计制度，粮食规模经营主体信息获取成本显著下降。《加快建设农业强国规划（2024—2035年）》提出“建立健全天空地一体化农业观测网络，完善农业农村统计调查监测体系，建设全领域覆盖、多层级联通的农业农村大数据平台，健全涉农数据开发利用机制。”^①在整合多方数据来源和多学科模型下，国家可以对在库主体的农业经营与耕地质量履约情况进行监测评价，定期对粮食产能储备规模进行测算。

五、总结与启示

随着农业强国建设的推进，粮食安全治理形势趋于复杂，亟须构建兼顾多元化治理目标的粮食跨周期宏观调控体系。本文将“两藏”战略具体化为粮食跨周期宏观调控体系，通过分析其内涵特征和实现逻辑，明确实现粮食产能增长下增产潜力与实际产量结构变动的具体方式，进而提出在理论和现实层面可行的政策设计。在内涵特征方面，粮食跨周期宏观调控体系基于常态与应急阶段粮食安全目标的区分，在粮食产能持续增长的基础上，通过结构性调整防范供需风险与生产效益波动，兼顾前瞻性、长期性和动态性。根据粮食供给风险程度，粮食跨周期宏观调控包含强调控与弱调控两种实现机制。粮食跨周期宏观弱调控为保持全要素生产率驱动的粮食生产方式，在常态阶段和应急阶段转变农业技术进步方向，采用资源环境—高产高效型农业技术进步方向转变的组合策略，确保科技进步贡献驱动下的粮食增产潜力持续扩大。粮食跨周期宏观强调控在于改变以科技进步为主的产出贡献结构，以增加要素投入来应对较大的粮食供给风险，并在特定条件下适度放宽资源保护约束，允许资源利用强度适度提高，最终实现粮食实际产量快速提高。粮食跨周期宏观调控的政策设计内容主要包括实施的体制机制与成本控制方式。以中央政府总体调控为主、地方政府支持落实为辅，粮食跨周期宏观调控体制是由满足强制性条件并且经过竞争性筛选的粮食规模经营主体所组成的粮食产能储备库制度。粮食跨周期宏观调控的机制设计包括粮食安全状态信号机制和粮食产能结构调整激励机制，以确保粮食产能储备规模和结构与粮食安全状态所处阶段的战略需求保持一致，并保障在库种粮主体可以从跨周期调控中获得足够多的长期收益。为降低实施的制度成本，粮食跨周期与逆周期宏观调控应坚持协同性和互补性原则。两种策略可以相互调节调控强度及时机上的容错空间，并通过长短期衔接和品种差异化调控，控制或降低粮食逆周期宏观调控总成本。粮食逆周期宏观调控的关键是稳定口粮价格。

^①参见《加快建设农业强国规划（2024—2035年）》，https://www.gov.cn/zhengce/202504/content_7017469.htm。

粮食跨周期宏观调控的品种结构变动应与食物消费结构长期升级趋势保持一致，扩大玉米和大豆实际产量与提升口粮增产潜力并举。为了最小化实施的财政成本，粮食跨周期宏观调控需要依托已有的农业支持保护政策体系，利用粮食单产提高控制粮食产能管理规模，建立粮食产能储备库竞争性申请的大数据平台，充分挖掘数字农业农村建设降低过程监督成本的潜力。

本文研究结论对于扩大践行“大农业观、大食物观”的政策空间具有一定启示意义。当粮食跨周期宏观调控体系全面运行后，被委托供给粮食安全的责任收紧于部分粮食规模经营主体，在确保“非农化”和“粮食产能不弱化”的底线下，可适当放松对小农户或未进入粮食产能储备库主体的农业资源配置干预，利用粮食跨周期宏观调控推动种植业形成共同富裕的“二八格局”，即少部分规模经营户生产大部分农作物产量，大部分小农户生产少部分农作物产量却贡献大部分农产品增加值。种植业结构调整的政策空间释放，有利于加快推进基于国土资源的多元化食物供给体系建设，实现满足人民群众多元化食物消费和营养健康需求的高质量发展目标。进一步细化粮食跨周期宏观调控的政策设计细节，并理顺其与现有农业农村政策的关系，将为中国式现代化和农业强国建设提供有力支撑。

参考文献

- 1.曹宝明、黄昊舒、赵霞，2022：《中国粮食储备体系的演进逻辑、现实矛盾与优化路径》，《农业经济问题》第11期，第25-33页。
- 2.程国强、朱满德，2013：《中国粮食宏观调控的现实状态与政策框架》，《改革》第1期，第18-34页。
- 3.高婵、张蚌蚌、赵敏娟、杨小柳，2020：《中国耕地粮食生产能力及产量差测算》，《中国农业大学学报》第1期，第10-18页。
- 4.高帆，2015：《我国区域农业全要素生产率的演变趋势与影响因素——基于省际面板数据的实证分析》，《数量经济技术经济研究》第5期，第3-19页。
- 5.高鸣、王颖，2021：《农业补贴政策对粮食安全的影响与改革方向》，《华南农业大学学报（社会科学版）》第5期，第14-26页。
- 6.高鸣、姚志，2022：《保障种粮农民收益：理论逻辑、关键问题与机制设计》，《管理世界》第11期，第86-102页。
- 7.何秀荣，2020：《国家粮食安全治理体系和治理能力现代化》，《中国农村经济》第6期，第12-15页。
- 8.孔祥斌，2020：《耕地“非粮化”问题、成因及对策》，《中国土地》第11期，第17-19页。
- 9.李光泗，2023：《粮食收储制度市场化改革与粮食安全保障体系构建——基于临时收储政策改革的观察》，《江西社会科学》第9期，第17-28页。
- 10.李新祯，2011：《我国粮价与CPI关系研究》，《经济理论与经济管理》第1期，第27-32页。
- 11.梁瑞华，2016：《我国粮食宏观调控面临的问题及建议》，《宏观经济研究》第12期，第122-126页。
- 12.刘长全、韩磊、李婷婷、王术坤、罗千峰，2023：《大食物观下中国饲料粮供给安全问题研究》，《中国农村经济》第1期，第33-57页。
- 13.刘锐，2024：《耕地“非粮化”应对制度建设的关键是区别对待》，《中国土地》第2期，第36-39页。
- 14.罗万纯，2020：《中国粮食安全治理：发展趋势、挑战及改进》，《中国农村经济》第12期，第56-66页。

15. 马晓河、蓝海清, 2008: 《我国粮食综合生产能力和粮食安全的突出问题及政策建议》, 《改革》第9期, 第37-50页。
16. 仇焕广、雷馨圆、冷淦潇、刘明月, 2022: 《新时期中国粮食安全的理论辨析》, 《中国农村经济》第7期, 第2-17页。
17. 司伟、陈哲, 2023: 《保障中国粮食安全的多元目标、现实困境与机制构建》, 《中州学刊》第10期, 第30-38页。
18. 速水佑次郎、神门善久, 2003: 《农业经济论(新版)》, 北京: 中国农业出版社, 第299-300页。
19. 隋建利、蔡琪瑶, 2016: 《中国农业经济周期的路径演化识别——改革开放以来的实践与经验》, 《中国农村经济》第9期, 第30-43页。
20. 王帅、甘林针、钟钰, 2025: 《走向韧性治理: 新时代国家粮食安全治理的思维转换与路径选择》, 《华南农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第1-16页。
21. 王秀清, 2023: 《思考农业: 农业宏观经济学讲记》, 北京: 人民出版社, 第137-144页。
22. 王蕴璐、王萍、翟腾腾、寇雯红, 2024: 《“两藏”战略下中国粮食主产区粮食综合生产潜力评估》, 《资源科学》第12期, 第2367-2383页。
23. 武舜臣、赵策、胡凌啸, 2022: 《转变中的粮食安全观: 理论期待与新粮食安全观的构建》, 《农业经济问题》第3期, 第17-28页。
24. 许佳彬、王洋、李翠霞, 2020: 《新型农业经营主体有能力带动小农户发展吗——基于技术效率比较视角》, 《中国农业大学学报》第9期, 第200-214页。
25. 薛澜, 2014: 《顶层设计与泥泞前行: 中国国家治理现代化之路》, 《公共管理学报》第4期, 第1-6页。
26. 杨久栋、郭芸芸, 2022: 《农业跨周期调控: 基本要义、重点任务与策略选择》, 《华中师范大学学报(人文社会科学版)》第3期, 第108-115页。
27. 杨文明、姚雪青、邵玉姿、张艺开, 2023: 《轮作休耕 藏粮于地》, 《人民日报》2月17日第13版。
28. 杨晓光、刘志娟, 2014: 《作物产量差研究进展》, 《中国农业科学》第14期, 第2731-2741页。
29. 杨鑫、穆月英, 2023: 《粮食安全视角下的农业水资源风险及其治理重点》, 《华南农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第83-94页。
30. 尹成杰, 2005: 《关于提高粮食综合生产能力的思考》, 《农业经济问题》第1期, 第5-10页。
31. 张鹏、梅杰, 2022: 《欧盟共同农业政策: 绿色生态转型、改革趋向与发展启示》, 《世界农业》第2期, 第5-14页。
32. 周小萍、陈百明、张添丁, 2008: 《中国“藏粮于地”粮食生产能力评估》, 《经济地理》第3期, 第475-478页。
33. 周杨、邵喜武, 2021: 《价格支持政策对大豆全要素生产率的影响机制分析》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第2期, 第101-110页。
34. 朱晶、李天祥、臧星月, 2021: 《高水平开放下我国粮食安全的非传统挑战及政策转型》, 《农业经济问题》第1期, 第27-40页。
35. 朱满德, 2011: 《中国粮食宏观调控的成效和问题及改革建议》, 《农业现代化研究》第4期, 第390-394页。
36. Gong, B., 2018, “Agricultural Reforms and Production in China: Changes in Provincial Production Function and Productivity in 1978-2015”, *Journal of Development Economics*, 132: 18-31.
37. Wang, S. L., F. Tuan, F. Gale, A. Somwaru, and J. Hansen, 2013, “China’s Regional Agricultural Productivity Growth in 1985-2007: A Multilateral Comparison”, *Agricultural Economics*, 44(2): 241-251.

Connotative Characteristics, Implementation Logic and Policy Design of Cross-Cyclical Macro Regulation of Grain

YANG Xin¹ DONG Ying^{2,3}

(1. Rural Development Institute, Chinese Academy of Social Sciences;

2. College of Economics and Management, South China Agricultural University;

3. Agricultural and Rural Policy and Reform Innovation Key Laboratory of Philosophy and Social Sciences of Guangdong Province)

Summary: The macro regulation system of grain is a stabilizer for preventing and defusing grain security risks. With the advancement of building up China's strength in agriculture, the governance objectives of food security are becoming increasingly complex and multifaceted. However, the existing macro regulation system for grain struggles to accommodate these goals. Concretizing the strategy of Increasing Grain Capacity through Soil Conservation and Technology into a cross-cyclical macro control system of grain is conducive to achieving diversified governance objectives in food security. The thought of cross-cyclical macro regulation of grain, which takes both short-term and long-term goals into account, has been formed in existing literature. However, cross-cyclical macro regulation of grain has not yet been formally defined, and its implementation logic and policy design still require further research.

This paper defines cross-cyclical macro regulation of grain as involving forward-looking risk prevention in terms of supply and demand, the long-term improvement in production efficiency, and the dynamic adjustment of production capacity based on the distinction between the normal and emergency phases of food security. The core logic involves shifting agricultural technology and output across cycles to balance potential and actual production. During normal periods, grain production capacity grows through accumulated potential, driven by technological progress that is oriented towards resources and the environment to drive total factor productivity growth, while preventing food overproduction and enhancing income. During emergency periods, comprehensive grain production capacity growth comes from actual production growth. Specifically, under mild grain supply risks, technology shifts towards high yield and efficiency. While under severe grain supply risks, the rapid growth of output is ensured by heavy input of variable factors. To ensure the feasibility and effectiveness of cross-cyclical macro regulation of grain, a grain production capacity reserve system led by large-scale grain producers should be established, along with food security signaling mechanisms and capacity structure adjustment incentives. And the implementation costs can be reduced through institutional structural optimization and fiscal expenditure control.

The contributions of this study are as follows. Firstly, it concretizes the strategy of Increasing Grain Capacity through Soil Conservation and Technology into a practical cross-cyclical macro regulation system of grain. Secondly, it clarifies the transition from potential production to actual production as grain production capacity grows, and theorizes differentiated cross-cyclical macro regulation of grain linked to the degree of grain supply risk. Thirdly, it designs a policy framework around large-scale grain producers with controlling implementation costs by optimizing the institutional structure of macro regulation of grain and leveraging digital technologies.

Keywords: Food Security Governance; Macro Regulation of Grain; Comprehensive Grain Production Capacity; Cross-Cyclical Regulation

JEL Classification: Q18

(责任编辑：陆镜名)

《中国农村经济》“党的二十届四中全会精神研究”专栏 征文启事

党的二十届四中全会是在以中国式现代化全面推进强国建设、民族复兴伟业的关键时期召开的一次十分重要的大会。习近平总书记在全会上的重要讲话和全会通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》，提出“五个以”“两个推动”“一个确保”的要求，明确了“十五五”时期经济社会发展必须遵循的“六个坚持”原则以及七个方面的主要目标，为把握发展大势、找准历史方位、明确发展路径提供了根本遵循和行动指南。

为深入学习贯彻和研究阐释党的二十届四中全会精神，《中国农村经济》从2025年第12期起设置“·重大主题专栏·党的二十届四中全会精神研究”专栏，现面向广大专家学者征文。

征文主题包括（但不限于）：

1. 推动科技创新和产业创新深度融合
2. 提高现代服务业与现代农业融合发展水平
3. 人工智能赋能农业发展
4. 拓展共建“一带一路”中农业领域合作新空间
5. 统筹发展科技农业、绿色农业、质量农业、品牌农业
6. 加强粮食安全能力建设
7. 因地制宜完善乡村建设实施机制
8. 分类有序、片区化推进乡村振兴
9. 统筹优化村镇布局、农用地布局
10. 创造乡村优质生活空间
11. 健全财政优先保障、金融重点倾斜、社会积极参与的乡村振兴多元投入格局
12. 强化价格、补贴、保险等政策支持和协同以提高强农惠农富农政策效能
13. 促进农产品贸易和生产相协调
14. 激励各类人才下乡服务和创业就业
15. 依法盘活用好闲置土地和房屋
16. 完善社保关系转移接续政策
17. 发展银发经济
18. 推动城乡建设绿色低碳转型
19. 提高食品安全治理水平
20. 加强党建引领基层治理和基层政权建设

稿件要求：围绕党的二十届四中全会提出的重要思想、重要观点、重要概念、重大论断、重大举措特别是创新性举措设定题目，紧扣“十五五”主题，全面准确、科学严谨地展开系统研究和深入阐释，具有较强的思想性、学术性和原创性的观点性论文。

投稿请登录《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com），并在稿件首页标注“党的二十届四中全会精神研究专栏征文”字样。本刊将认真组织评审，择优刊发。

《中国农村经济》编辑部
2025年10月



中国农村经济
中国农村观察
二维码



官方订阅微店

ISSN 1002-8870



9 771002 887258

11>

农业经济研究

主 管:中华人民共和国教育部

主 办:中国人民大学

编辑出版:中国人民大学书报资料中心

中心主任:徐拥军

总 编 辑:高自龙

副总编辑:张安民

编 委 会

主 任:程国强

编 委(按姓氏笔画排列):

于法稳 毛学峰 仇焕广

田国双 冯淑怡 司 伟

朱 晶 刘 畅 杜志雄

张 露 陈义媛 陈卫平

武拉平 青 平 罗必良

周应恒 赵敏娟 胡新艳

钱文荣 唐 忠 曹 斌

程国强 温亚利 温 涛

霍学喜

学术支持:中国人民大学农业与农村

发展学院

东北农业大学科技处

华南农业大学经济管理学院

责任编辑:于蓉蓉

出版单位地址:北京市海淀区中关村

大街甲 59 号文化大厦

电 话:(010)62515819 62515820

综合研究

3 如何促进小农户与现代化大农业发展有机衔接?

——基于平台生态系统包容性创新的案例研究 汪旭晖等

32 基于样本优化与可解释机器学习的农户信用风险

智能评估研究 汪寿阳等

农业可持续发展

49 国家现代农业示范区对农户绿色生产效率的带动效应

与作用机制 林 珊等

64 新疆农业要素演化及其对绿洲的影响机理

——基于千年屯垦史的系统性解读 卢丹妮等

79 农户施药防护行为存在邻里效应吗

孙彬涵等

农业部门经济

93 粮食跨周期宏观调控:内涵特征、实现逻辑

及政策设计 杨 鑫、董 莹

107 “大食物观”理念下中国“森林粮库”的规模、

贡献与潜力 王智晨

· 1 ·

Information and communication technology diffusion and the urban–rural income gap in China

Ying Dong¹ | Weijie Luo² | Xiaoge Zhang³ 

¹College of Economics and Management,
South China Agricultural University,
Guangzhou, People's Republic of China

²School of Economics, Beijing
International Studies University, Beijing,
People's Republic of China

³School of Finance, Southwestern
University of Finance and Economics,
Chengdu, People's Republic of China

Correspondence

Xiaoge Zhang, School of Finance,
Southwestern University of Finance and
Economics, Chengdu, Sichuan, People's
Republic of China.

Email: zhangxg@swufe.edu.cn

Funding information

The National Natural Science Foundation
Project of China, Grant/Award Number:
71803052; The Natural Science Foundation
Project of Guangdong Province,
Grant/Award Number: 2023A1515010

Abstract

The income gap between urban and rural households is a prevalent social issue in many countries, including China. This study examines the effect of information and communication technology (ICT) diffusion on the urban–rural income gap in China. We theoretically analyse how ICT infrastructure construction, financed by fiscal transfers, in rural areas narrows the rural–urban income gap. Further, our empirical results show that both ICT penetration at county level and ICT usage at household level narrow the rural–urban income gap. Moreover, compared to computer access, the newer generation of ICT devices (smartphones) has stronger effects in narrowing the rural–urban income gap. We find that smartphones play a key role in the reduction of this income gap by increasing the agricultural product operational income of rural households.

1 | INTRODUCTION

The Chinese economic miracle has achieved a remarkable economic growth rate for decades. However, this growth brings numerous problems, such as the widening income gap between rural and urban households, which threatens the sustainable development of China.

The diffusion of information and communication technology (ICT) provides a new opportunity for an increase in income, especially for rural households (Gao et al., 2018; Moghaddam & Khatoon-Abadi, 2013; Paunov & Rollo, 2016). The diffusion of ICT increases the agricultural income of rural households through financial market accessibility, qualified material purchase, new skills and knowledge, and e-commerce (Dalla Pellegrina et al., 2017; Donati & Sarno, 2013; Fu & Akter, 2016; Ma et al., 2020; Niebel, 2018). It also diversifies income channels and risks

for rural households (Atuoye et al., 2019; Hartje & Hübler, 2017; Kiliçaslan & Töngür, 2019; Leng et al., 2020; Ma et al., 2018; Reardon et al., 1992). Moreover, since the marginal effect of ICT penetration lessens as the diffusion increases in urban areas (Vu, 2011), the diffusion of ICT can help China narrow the urban–rural income gap.

Although there is no single, universal definition of ICT, a common understanding of ICT is of a ‘diverse set of technological tools and resources used to transmit, store, create, share or exchange information. These technological tools and resources include computers, the Internet, live broadcasting technologies, recorded broadcasting technologies and telephony.’¹ Over the past few decades, the Chinese Government has initiated the program for electrification and telecommunication infrastructure and the project for a comprehensive e-commerce demonstration in rural areas such as the “Rural Electrification and Telecommunication Development Program” (RETD) and the “Comprehensive Pilot Project of Rural E-commerce”. However, owing to insufficient evidence regarding the impact of large-scale public investments in infrastructure, the benefit of infrastructure investment remains a subject of debate, especially in developing countries (Ding et al., 2018; Lee et al., 2016). Therefore, understanding the effect of ICT diffusion on the urban–rural income gap would provide important insights for policymakers.

We contribute to theoretical studies by developing an endogenous growth model in a leader–follower context introduced by Barro and Sala-i Martin (2004). The model predicts that the government's subsidy of ICT infrastructure in rural areas will trigger a catch-up effect between urban and rural incomes. We then utilize data from the China Labor-force Dynamics Survey (CLDS) to test the proposed hypotheses.

We use data from the China Labor-force Dynamics Survey (CLDS) to test the hypotheses proposed. Consistent with our theory, with ICT diffusion, the growth of income level in rural households is larger than that in urban households. We verify this effect at the county level by using the measure of ICT penetration and at the individual level by using the measure of ICT usage. Moreover, in terms of the means of access to the Internet, we find that smartphone access is more popular and effective than access through a computer. Smartphones play a key role in the income gap reduction by increasing the agricultural production operational income of rural households. These results still hold up when access to the Internet is instrumented with measures of the indicator of network port and a robustness check is conducted with more recent data.

The study contributes to the literature in three ways. First, it builds a theoretical framework to study the effect of ICT penetration and usage on the urban–rural income gap in the representative household framework.

Second, it examines the effect of ICT diffusion on narrowing the rural–urban income gap both at the county and household levels. Previous studies either analysed the ICT penetration impact on the rural–urban income gap only from the macroeconomic level (Vu, 2011) or focused only on the income effects of ICT diffusion on rural households (i.e., see Aker & Mbiti, 2010; Hübler & Hartje, 2016; Leng et al., 2020; Ma et al., 2018).

Third, the study investigates the heterogeneous effects of ICT diffusion on urban and rural income through different terminal devices (i.e., computers and smartphones) and various types of incomes (i.e., operational income and wage income) to help better understand these effects in detail.

2 | THEORETICAL BACKGROUND

This section presents a theoretical model to capture the process of technological diffusion from urban to rural areas. The model is based on the classical leader–follower growth model

introduced by Barro and Sala-i Martin (2004). The economy features endogenous growth, and the long-term economic growth is fuelled by the innovation of the R&D sector. We downgrade the original country-level model to an urban–rural model.

One major difference in our model setup from that of Barro and Sala-I Martin is that we specifically consider the central transfer payment from urban to rural areas to fit our urban–rural discussion of ‘new infrastructure construction’. Large-scale fiscal transfer payments are an important institutional feature in China's current fiscal system. Among them, expenditure items are mainly used to support and promote social and economic development in rural areas. The Ministry of Industry and Information Technology began to focus on implementing the Rural Electrification and Telecommunication Development Program (RETD) in 2011. Therefore, new infrastructure construction, such as broadband Internet access in rural areas, has become the main financial transfer payment project.

2.1 | Model setup of households and final goods producers

Following the model structure of Barro and Sala-i Martin (2004), urban and rural areas correspond with a leader and a follower economy, respectively. We denote the areas by subscript $n = U$ (Urban) or R (Rural). In the urban area, R&D firms invent new intermediate goods subject to some cost. Owing to patent regulation, R&D firms own monopoly pricing power once they invent an intermediate product. In the rural area, there are local intermediate firms imitating technology invented in the urban area at some cost. Once the imitation is complete, local firms are also granted patent power. Households in both areas solve the optimal utility problem, subject to the budget constraint. Additionally, there is a central government that collects taxes from two areas. For simplicity, we assume the central government exogenously makes transfer payments to the rural area; that is, there is no optimal problem for the government. Unless otherwise stated, the notation follows the model in Barro and Sala-i Martin (2004).

The problems for the households sector are symmetric, standard and highly simplified. In both areas, households balance the intertemporal utility subject to their budget constraint as in the standard economics literature with a balanced growth path of $\dot{C}_n/C_n = (r_n - \rho)/\theta$. C as consumption. r represents the asset return. θ and ρ denote the risk-aversion parameter and the rates of time preference of households, respectively.²

The final goods producers in the two areas are also symmetric. The representative final goods producer maximizes its profit as:

$$\text{Profit}_{n,i} = (1 - \tau) \left(A_n L_{n,i}^{1-\alpha} \sum_{j=1}^{N_n} X_{n,ij}^\alpha \right) - w_n L_{n,i} - \sum_{j=1}^{N_n} P_{n,j} X_{n,ij},$$

where τ is the taxation rate of the central government. w is wages. $P_{n,j}$ is the price of intermediate j in the urban area. $X_{n,ij}$ denotes the intermediate goods needed to produce the final good of firm i . L is the labour devoted to the production function. N_n represents the variety of intermediate goods. Obviously, ceteris paribus, the output $A_n L_{n,i}^{1-\alpha} \sum_{j=1}^{N_n} X_{n,ij}^\alpha$ is expanding with the increasing of N . Typically, we view N as a measure of the technological complexity of the firm's production process in the final goods sector. With our previous context concerning ICT, N can also be viewed as the sufficiency of the ICT infrastructure. This infrastructure serves as a cornerstone in the production process of firms in both urban and rural areas. To identify two areas,

we assume $N_U > N_R$; that is, the urban area always outperforms the rural area in terms of innovation.

2.2 | Equilibrium conditions of two areas

Our model setup is similar to that of Barro and Sala-i Martin (2004), except that we have a taxation of $1 - \tau$. The model solution of the leader economy in their model is a special case of ours with $\tau = 0$. Hence, analogously, with $\bar{\eta}_U$ being the constant unit cost of inventing a new variety, we obtain the balanced growth path (BGP) for the urban area: C_U , Y_U , and N_U grow at the same rate, γ_U , as,³⁴

$$\gamma_U = \frac{\dot{C}_U}{C_U} = \frac{1}{\theta} \left\{ \frac{1}{\bar{\eta}_U} \left(\frac{1}{\alpha} - 1 \right) L_U [(1 - \tau) A_U]^{\frac{1}{1-\alpha}} \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}} - \rho \right\}. \quad (1)$$

2.2.1 | Market entry condition and equilibrium of imitators in a rural area

To obtain the equilibrium condition for imitators, we first consider the imitation cost. Specifically, we impose the following assumption.

Assumption 1. The unit cost of imitating a new variety in the rural area is a function of the variety ratio of intermediate goods of two areas and the tax ratio. The functional form is defined as

$$\eta_R \left(\frac{N_R}{N_U}, \tau \right) = \bar{\eta}_R \hat{N}^\sigma - \frac{\tau}{\alpha(1-\alpha)} \left\{ \frac{\pi_U}{\hat{N}} + \pi_R \right\}, \quad (2)$$

where $\bar{\eta}_R$ is a constant. We use the notation $\hat{N} \equiv N_R/N_U$. Additionally, we assume that $\bar{\eta}_R < \bar{\eta}_U$.

The imitation cost η_R is assumed to increase with the intermediate variety ratio N_R/N_U and decrease with the tax τ because of the transfer payment. To elaborate, the first term of η_R , $\bar{\eta}_R (N_R/N_U)^\sigma$, is increasing with the variety ratio due to the consideration that imitators will first copy the easiest kind of intermediate goods from the innovator with the lowest cost. When N_R/N_U approaches 1, there are limited numbers of options left for the imitator. The imitation becomes increasingly harder with higher costs. Without the transfer payment, the upper limit of the imitation cost would be $\bar{\eta}_R$. The second term, $\tau(Y_U + Y_R)/N_R$, represents the transfer payment from taxation per kind of intermediate goods imitated. The central government collects tax from both areas and subsidizes the imitation in the rural area to lower the imitation cost. This subsidy negatively relates to the variety ratio $\hat{N}$ since the transfer payment is diluted with the expansion of N_R .

Additionally, we want to emphasize that the increase of N can capture the diffusion of the newer generation of technology, such as the spread of smartphones, given that computers are already widely used. Admittedly, the new generation of technology should not be taken as a marginal increase in N . However, the diffusion of the newer generation of technology will enhance the level of specialization in the production process. Therefore, the diffusion of new technology will be accompanied by an increase in N . This reflects the rollout of various rural

policies in recent years, including the ‘Poverty-Eliminating Policy’ and the ‘New Infrastructure Construction Policy’.

With Assumption 1 and using similar deductions in Barro and Sala-i Martin (2004), we obtain the following trajectory for the economy in the rural area:

$$\gamma_R \equiv \frac{\dot{C}_R}{C_R} = \frac{1}{\theta} \left\{ \left(\frac{1}{\alpha} - 1 \right) \frac{L_R [(1-\tau)A_R]^{\frac{1}{1-\alpha}} \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}}}{\eta_R(\hat{N}, \tau)} + \frac{\dot{\eta}_R(\hat{N}, \tau)}{\eta_R(\hat{N}, \tau)} - \rho \right\}. \quad (3)$$

The main difference between urban and rural areas is that the cost η_R is no longer constant. It varies over time according to the changes in the variety ratio $\hat{N}$. Therefore, the two areas behave differently in the equilibrium. As shown in Equation (1), there is no transitional dynamics in the urban area. The only equilibrium is the BGP. Quantities grow at the same rate γ_U . The case in the rural area is more complicated. The transitional dynamics of γ_R is originated from $\hat{N}$ when two areas grow at different rates.

We have specified the BGP equilibrium in an urban area in Equation (1). Here we focus on the dynamics of the economy in rural areas. Proposition 1 offers a system that governs the dynamics of behaviour in the local area of equilibrium in the rural economy.

Proposition 1. In the ‘steady-growth’ state in the system, we have:

$$\begin{cases} \partial \hat{N} / \partial \tau < 0, & \text{when } 1 > \tau > \frac{1-\alpha}{2-\alpha} \\ \partial \hat{N} / \partial \tau > 0, & \text{when } \frac{1-\alpha}{2-\alpha} > \tau > 0 \end{cases}. \quad (4)$$

Proof. See proof in Appendix F. ■

Lemma 1. Other than the equilibrium of ‘steady-growth’, in the local area of equilibrium, there is an upward-sloping saddle path stable locus that converges to the steady point.

Proof. See proof in the Appendix G. ■

Proposition 1 and Lemma 1 show that there is a locus that is saddle-path stable. It is upward sloping and converges to the equilibrium of steady growth. Therefore, if the system is initialized at the left-hand side of the steady growth point, $\hat{N}$ and χ_R are increasing in the transition. This also indicates that N_R will grow faster than N_U under this circumstance. Moreover, during the transition, the growth of consumption will outperform the growth in the imitation sector. In terms of tax and transfer payment, if the tax rate τ is lower than some threshold, an increase in the transfer payment will enlarge the equilibrium level of the variety ratio N_R/N_U . When the government imposes a new rural-supportive policy and increases the transfer payment, $\hat{N}$ will grow; that is, the growth rate in rural area $\dot{N}_R/N_R$ will outperform the growth rate in urban $\dot{N}_U/N_U$. As a result, with a sufficiently high tax rate level, the government can accelerate

the growth rate in the rural area. More importantly, this acceleration will shorten the gap in the growth rate between urban and rural areas.

In contrast, if τ is at a high level, an expansion of transfer payment lowers the equilibrium level of $\hat{N}$. In this situation, although the two areas will reach the same growth eventually, the pace at which rural areas catch up will slow. Our theoretical results indicate that, to some extent, the transfer payment and rural-supportive policy can accelerate the catch-up process between rural areas and urban areas to stimulate the economy in the rural area. As mentioned above, the fiscal transfer and rural-supportive policy are exposed to the rural areas through ICT infrastructure projects invested by the government.

In terms of mechanisms, our model is also consistent with the model of Vu (2011). Our model shows that, through an imitation mechanism, ICT can facilitate technology diffusion and innovation and reduce production costs. Additionally, the partial equilibrium on each side shows the imitation process also improving the quality of decision-making by firms and households.

With all these ingredients, we propose two hypotheses for later empirical tests. First, the government-led penetration of ICT infrastructure will shorten the growth rate gap between urban and rural areas. Second, adopting a newer generation of technology will also accelerate the catch-up progress between rural and urban areas.

3 | DATA

This empirical analysis focuses on cross-sectional data from 2016. We used the China Labor-force Dynamics Survey (CLDS), covering 29 provinces and municipalities located in eastern, central and western China.⁵ The CLDS employs a multistage cluster, stratified, probability proportional to size sampling procedure for data collection. Each subsample in this survey is drawn through three stages from county to village and then to households and their members. The key dependent variable in this paper is the natural logarithm of urban (rural) household income aggregate at different levels. First, to examine the ICT penetration effect on narrowing the rural–urban income gap, the log of income aggregate at county level is used as the dependent variable. Considering the universal phenomenon of non-agricultural employment and various sources of income for rural households, to further study how ICT usage can narrow the rural–urban income gap,⁶ this paper also uses the main sources of income (i.e., operational income and wage income)⁷ as alternative measurements of household income in the econometric analysis below.

The key independent variables of this paper are ICT diffusion indicators of different levels. To test the first hypothesis that the government-leading penetration of the ICT infrastructures can shorten the gap in the growth rate between urban and rural areas, we use the ICT penetration rate at the county level in the empirical model. In addition, to further study the impact at individual household level, we use the ICT usage dummy in the successive empirical analysis. Moreover, there are various ways of connecting to the Internet due to technology advances. Thus, this study replaces the frequently used aggregate ICT diffusion dummy with two alternative measures: whether the access to the Internet is via a computer or a mobile phone.

By applying the standard criteria of data cleaning, the sample of urban and rural households used in the empirical analysis consists of 11,235 observations. Specifically, the urban households subsample contains 4,403 observations with 3,731 ICT adopters and 672 non-adopters. In

contrast, the rural subsample accounts for 6,832 observations, with 3,329 ICT adopters and 3,503 non-adopters.

The analysis also augments control variables following traditional empirical literature (see Ma et al., 2018; Qi et al., 2019). In particular, we control for household-level socioeconomic characteristics, such as age, gender, education level, health status, occupation status, working place, skills and ability.⁸ Table 1 provides definitions and descriptive statistics for the variables used in the regression analysis. It shows statistically significant differences between urban and rural households, particularly in alternative household income and ICT diffusion behaviour measures.

4 | EMPIRICAL RESULTS

This section tests how the income gap between urban and rural areas systematically varies with ICT diffusion both through ICT penetration at the aggregate county level and ICT usage at the household level.

4.1 | County-level information and communication technology penetration and income gap

Using ordinary least squares estimation, we examine whether and how the income level across different counties changes with Internet penetration with the following model:

$$\ln(\text{Income}_c) = \alpha_0 + \beta_1 \text{Rural}_c + \beta_2 \text{Rural}_c \times \text{ICT}_c + FE_{city} + u_c, \quad (5)$$

where c represents each county, and u_c is the error term. The left-hand-side variable, $\ln(\text{Income})_c$, is the log measure of the income of county c . The variable Rural_c is a dummy that equals one for a rural county and zero otherwise. The coefficient, β_1 , hence indicates the income difference between rural and urban county. The variable ICT_c is a dummy that equals one if the county (household) uses ICT and zero otherwise. The coefficient of the crossing variables of ICT and Rural , β_2 , hence indicates the impact of ICT usage on the rural–urban county income gap and household income difference. Positive and significant β_2 suggest that ICT usage exerts a positive effect on narrowing the rural–urban county income gap, while negative and significant β_2 imply that ICT penetration widens the income gap. In Equation (5), we include the city-specific dummy variables to control for unobserved city characteristics that shape income across households.

In columns 1 and 2 of Table 2, the dependent variable is (log) urban and rural household total income aggregate at the county level. Compared to column 1, column 2 controls the fixed effects at the city level. Column 3 instead uses computer usage and mobile phone usage as the two generations of ICT access. In these specifications, the sign of the coefficient estimate relating to the interaction term of ICT penetration rate and rural dummy is positive in all cases and statistically significant at the 1% level. These results indicate a significantly narrowing effect of ICT penetration on the rural–urban income gap. This is consistent with our first hypothesis that the government-leading penetration of the ICT infrastructures can shorten the gap in the income growth rate between urban and rural areas. In the presence of city fixed effects, the estimated statistical significance of the interaction term of the ICT penetration rate and the rural

TABLE 1 Definition and descriptive statistics

	Definition	Urban household		Rural household		t-test
		Mean	Standard deviation	Mean	Standard deviation	
Total income	Household total income (yuan)	79,360	62,503	42,758	43,785	35.813
Wage income	Household wage income (yuan)	47,196	49,791	21,450	33,464	32.19
Operational income	Household operational income (yuan)	12,349	37,620	14,676	32,184	-3.436
Agri-income	Rural household agricultural income (yuan)	-	-	9,899	25,778	-
ICT penetration (ICTc)	Coverage rate of ICT usage in the county	0.851	0.011	0.486	0.486	17.481
ICT usage (ICTi)	= 1 if the household is using the Internet and 0 otherwise	0.847	0.360	0.487	0.500	41.394
Computer usage	= 1 if using ICT via computer and 0 otherwise	0.665	0.472	0.267	0.442	45.345
Mobile phone usage	= 1 if using ICT mobile phone and 0 otherwise	0.826	0.380	0.473	0.499	40.007
Age	Average age of household working members (years)	43.501	0.203	46.689	13.108	-12.218
Male ratio	Male ratio of household working members (%)	0.433	0.372	0.478	0.335	-6.576
Education	Average education level of household working members (years)	10.980	3.467	6.923	3.302	61.783
Health	Average health status (1 = very good; 2 = good; 3 = general; 4 = bad; 5 = very bad)	2.256	0.824	2.552	0.925	-17.105
Skill certificate	Number of household skill certificates (#)	0.120	0.460	0.042	0.269	11.332
Working place	Household working place (1 = local community/village; 2 = other community/village; 3 = other	2.726	2.786	2.132	2.153	12.704

TABLE 1 (Continued)

	Definition	Urban household		Rural household		t-test
		Mean	Standard deviation	Mean	Standard deviation	
Boss dummy	county; 4 = local district/town; 5 = other district/town = 1 if there is a boss among household members and 0 otherwise	0.107	0.309	0.058	0.234	9.478
Government employment	Number of household members working in government (#)	0.312	0.567	0.049	0.231	34.109
Public institution employment	Number of household members working in public institutions (#)	0.405	0.649	0.252	0.578	13.013
Individual employment	Number of household members working in individual operations (#)	0.268	0.556	0.231	0.520	3.575
Agricultural employment	Number of household members working in agriculture (#)	0.082	0.380	0.856	0.867	−55.850
Non-farm income ratio	Ratio of non-farm income to total income (%)	-	-	0.621	0.422	-
Farm size	Farm area of rural households (mu)	-	-	6.889	53.520	-
Machine number	Number of machines for agricultural production (#)	-	-	0.189	0.481	-
Network port coverage	= 1 if the residence has a network port and 0 otherwise	0.709	0.454	0.274	0.446	50.082
Rural _c	= 1 if a rural county and 0 otherwise	-	-	0.578	0.495	-
Rural _i	= 1 if a rural household and 0 otherwise	-	-	0.608	0.488	-

Note: The table gives definitions and descriptive statistics for the variables.

TABLE 2 ICT Penetration and income gap estimation results

	(1)	(2)	(3)
ICT penetration $\times$ Rural _c	1.671*** (0.027)	0.929*** (0.029)	
Computer penetration $\times$ Rural _c			0.511*** (0.038)
Mobile phone penetration $\times$ Rural _c			0.542*** (0.039)
Rural _c	−1.395*** (0.012)	−0.949*** (0.015)	−1.103*** (0.021)
Constant	10.970*** (0.007)	11.478*** (0.024)	11.484*** (0.024)
City fixed effects	No	Yes	Yes
Observations	401	401	401
R ²	0.556	0.847	0.851

Note: The dependent variable of all the columns above is total income aggregate at county level. Robust standard errors are in parentheses. *, ** and ***, respectively, denote significance levels at 10%, 5% and 1%.

dummy is unaffected and even remains at the 1% level. In column 2 of Table 2, rural income is shown to rise more than that in the urban area with ICT penetration. In column 3, rural income is shown to rise more than that in the urban area with ICT penetration both via computer and mobile phone, and the income catch-up effect by mobile phone is more than that by computer. These results are consistent with our second hypothesis that a newer generation of technology can accelerate the catch-up progress.

4.2 | Individual-level information and communication technology usage and household income gap

To understand how ICT usage impacts the rural–urban income gap, we carry out the following empirical estimations focusing on both various sources and different generations of ICT access at the household level:

$$\ln(\text{Income}_i) = \alpha_1 + \beta_3 \text{Rural}_i + \beta_4 \text{Rural}_i \times \text{ICT}_i + \mathbf{X}_i' \Gamma + u_i, \quad (6)$$

where i represents each household, and u_i are the error terms. The left-hand-side variable, $\ln(\text{Income})_i$, is the log measure of the income of household i . Rural l_i is a dummy that equals one for a rural household and zero otherwise. β_3 indicates the income difference between rural and urban households. Correspondingly, ICT_i is a dummy that equals one if the household uses ICT and zero otherwise. The coefficient of the crossing variables of ICT and Rural , β_4 , hence indicates the impact of ICT usage on the rural–urban county income gap and the household income difference. In Equation (6), other control variables are included in the vector $\mathbf{X}_i$.

4.2.1 | Various income sources and different information and communication technology generations

In terms of the various sources of household income gaps, Table 3 splits the household income gaps into wage income gap and operational income gap. It also extends Table 2 by adding the household-level socioeconomic characteristics (i.e., age, gender, education level, health status, employment status, working place, and skills) to control the non-ICT impact on income at the household level. Column 1 uses the log of household total income as the dependent variable. Columns 2 and 3 use the log of household wage income and operational income as dependent variables.

The results also support those already found. In column 1, ICT usage increases the rural household income levels 1.372 times more than that of urban households, implying that the rural household benefits more from the ICT usage. From the perspective of different sources of household income, columns 2 and 3 show that the rural household wage income and operational income rise approximately 1.213 times and 1.391 times more than that of urban households, respectively.

In terms of the different generations of ICT usage, columns 4–6 of Table 3 further split the effects by the main ICT usage via computer and mobile phone. The results using different generations of ICT usage at the household level also support those already found. ICT usage via computer and mobile phone increases the rural household total income levels 1.265 times and 1.229 times more than that of urban households separately, increases the rural household wage income levels 1.190 times and 1.099 times more than that of urban households separately and raises the rural household operational income levels 1.181 times and 1.309 times more than that of urban households separately. These results not only prove the first hypothesis but also imply that, comparatively, ICT usage via computer contributes more to reducing the wage income gap between rural and urban households. In addition, ICT usage via mobile phone contributes more to reducing the operational income gap between rural and urban households.

The results relating to the control variables in Table 3 are of some interest. From the results from all columns, the coefficients relating to education level, health status, skills, ability and types of occupation are positively related to our dependent variables. There is an inverted U-shaped relationship with age, which is in line with Janvry and Sadoulet (2001) and Ma et al. (2018). Interestingly, there is a negative relationship between male participants in household total and wage income and agricultural income. This result implies that households with more female working members obtain higher levels of total and wage income. There is a positive relationship with male participants only in the operational income of the urban households. On the one hand, since the average working member number is only 1.28, more female participation means greater working supply, which will help households gain more income. On the other hand, this also presents a novel perspective to see the income and agricultural productivity contribution of females. First, females in rural households can spend time flexibly in sales communication and handwork. Second, as China's agricultural production is now transforming from traditional labour-intensive crops to more profitable fruit and vegetable planting, especially for most small-scaled rural households, the meticulous and detail-oriented work of female members, such as the careful harvesting, sorting, and hand weaving, has become more productive (see Alkire et al., 2013; Quisumbing, 1996).

4.2.2 | One step further: Rural operational income and its key subset

Since the estimation results of Table 3 show that the operational income gaps effect of ICT usage varies through different generations, it is important to further study the ICT usage impact

TABLE 3 Various sources and ICT generations of urban-rural gap estimation results

DEP VAR = log of	(1) Total income	(2) Wage income	(3) Operational income	(4) Total income	(5) Wage income	(6) Operational income
ICT usage $\times$ Rural _i	0.316*** (0.032)	0.193*** (0.039)	0.330*** (0.043)			
Computer usage $\times$ Rural _i				0.235*** (0.037)	0.174*** (0.043)	0.166*** (0.058)
Mobile usage $\times$ Rural _i				0.206*** (0.035)	0.094** (0.043)	0.269*** (0.048)
Rural ⁱ	-0.474*** (0.041)	-0.347*** (0.046)	-0.597*** (0.081)	-0.498*** (0.041)	-0.358*** (0.046)	-0.623*** (0.081)
Age	0.013** (0.005)	0.026*** (0.006)	0.009 (0.008)	0.013** (0.005)	0.026*** (0.006)	0.009 (0.008)
Age square	-0.000* (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)
Male ratio	-0.124*** (0.030)	-0.093*** (0.032)	0.091 (0.056)	-0.122*** (0.030)	-0.093*** (0.032)	0.095* (0.056)
Education	0.062*** (0.004)	0.057*** (0.004)	0.037*** (0.006)	0.060*** (0.004)	0.056*** (0.004)	0.036*** (0.006)
Health	-0.113*** (0.012)	-0.079*** (0.014)	-0.143*** (0.021)	-0.112*** (0.012)	-0.079*** (0.014)	-0.142*** (0.021)
Skill certificate	0.092*** (0.031)	-0.013 (0.025)	0.110** (0.047)	0.088*** (0.031)	-0.017 (0.025)	0.105*** (0.047)
Working place	0.026*** (0.006)	0.030*** (0.006)		0.027*** (0.006)	0.031*** (0.006)	
Boss dummy	0.337*** (0.040)	0.098* (0.050)	0.837*** (0.060)	0.328*** (0.040)	0.097* (0.050)	0.826*** (0.060)

TABLE 3 (Continued)

DEP VAR = log of	(1) Total income	(2) Wage income	(3) Operational income	(4) Total income	(5) Wage income	(6) Operational income
Government employment	0.198*** (0.030)	0.156*** (0.028)		0.192*** (0.030)	0.153*** (0.028)	
Public institution employment	0.114*** (0.023)	0.066*** (0.023)		0.104*** (0.023)	0.059*** (0.024)	
Individual employment	0.013 (0.027)	−0.098*** (0.029)		0.006 (0.027)	−0.103*** (0.029)	
Agricultural employment	0.000 (0.019)	−0.146*** (0.027)		0.001 (0.019)	−0.146*** (0.027)	
Constant	10.499*** (0.132)	10.152*** (0.164)	10.534*** (0.446)	10.509*** (0.132)	10.160*** (0.165)	10.526*** (0.444)
Observations	9,731	6,207	4,882	9,731	6,207	4,882
R ²	0.383	0.360	0.374	0.386	0.361	0.376

Note: Robust standard errors in parentheses. *, ** and ***, respectively, denote significance levels at 10%, 5% and 1%.

on the urban–rural household operational income gap. One should notice a huge difference between the decomposition of operational incomes of rural and urban households. Notably, rural households receive their operational income mainly from agricultural production. Therefore, we divide the estimation samples into urban and rural household groups. With subsamples, columns 1, 2, 4 and 5 of Table 4 show the estimation results of the ICT effects on operational income gaps through overall ICT usage and different ICT generations. Furthermore, to test the ICT usage effect on the agricultural production operational income of rural households, the impact of ICT usage on the rural household agricultural income is also estimated and shown in columns 3 and 6. In addition, the control variables of land scale and mechanization degree, which matter greatly to rural household operations, are also introduced into the model for rural household income estimation.

The findings still hold. In sum, rural household's operational income from agricultural production increased more than non-agricultural income. In columns 1–3 of Table 4, again, we find a stronger effect of ICT usage on rural operational income than on urban operational income. This could be because ICT can enhance the off-farm work participation of rural

TABLE 4 ICT usage effects on urban–rural operational income estimation results

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
			Agri-Prod			Op-
DEP VAR = log of	Op-Income	Op-Income	Op-Income	Op-Income	Op-Income	Income
	(Urban)	(Rural)	(Rural)	(Urban)	(Rural)	(Rural)
ICT usage	0.357*** (0.097)	0.410*** (0.040)	0.337*** (0.036)			
Computer usage				0.162 (0.102)	0.215*** (0.052)	0.129*** (0.048)
Mobile phone usage				0.294*** (0.105)	0.332*** (0.044)	0.278*** (0.040)
Non-farm income ratio		−1.242*** (0.054)	−1.678*** (0.049)		−1.249*** (0.054)	−1.680*** (0.049)
Ln(Farm size)		0.017 (0.012)	0.056*** (0.013)		0.017 (0.012)	0.056*** (0.013)
Machine number		0.193*** (0.033)	0.230*** (0.031)		0.193*** (0.033)	0.230*** (0.031)
Constant	10.555*** (0.566)	11.060*** (1.172)	9.796*** (0.487)	10.539*** (0.566)	10.948*** (1.170)	9.761*** (0.490)
Other Household Characteristics	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled
Observations	966	3,916	3,530	966	3,916	3,530
R ²	0.335	0.443	0.518	0.338	0.446	0.518

Note: Robust standard errors are in parentheses. *, ** and ***, respectively, denote significance levels at 10%, 5% and 1%. Op-Income and Agri-Prod Op-Income stand for operational income and agricultural product operation income, respectively. In particular, in rural areas, agricultural product operation income is the major subset of the operation income.

households. For example, it facilitates farmers' access to information about job vacancies and online wage payments (see Dammert et al., 2013; Hartje & Hübler, 2017). Moreover, Internet access may also generate income by providing updated marketing information and facilitating online transactions (Aker & Mbiti, 2010; Hübler & Hartje, 2016). Specifically, we find in column 3 that ICT usage does increase rural households' income from agricultural production sales.

Similarly, there are two findings of note from columns 4–6 of Table 4 with different generations of ICT. First, both computers and mobile phones increase operational income more in rural households than in urban households, which again indicates that ICT helps shorten the operational income gap. Second, mobile phones are a more important ICT device for rural households in terms of operational income than computers. They increase operational income for rural households by more. In the subset of agricultural sales, the use of mobile phones appears to be even more effective (32% increase in income) compared to the use of computers (14% increase in income).⁹

4.3 | Instrumental variables estimation

The empirical analysis presented above establishes a robust positive statistical association between household income level and Internet popularity in the presence of a substantial set of controls. However, these results do not establish causality insofar that the decision of Internet access may be endogenous to the income level of households or, alternatively, both variables co-move in response to an unseen third variable. What is required for identification is a source of exogenous variation in ICT usage dummy. In an attempt to identify such movements, we employ the instrument variable of the network port coverage rate aggregate at county level. If a household lives in a county with a higher coverage rate, then conceivably, this equipment will underpin the probability of accessing the internet. As observed in Table 5, the hypothesis that the instrument is weak can be rejected given that the *F*-statistic of the first stage regression exceeds 10. Importantly, the coefficient for the interaction term of ICT usage and the rural dummy is still positive for household total income, wage income and operational income. In particular, ICT usage plays a more important role in narrowing the household operational income gap between rural and urban households.

TABLE 5 Instrumental variable estimation results

DEP VAR = log of	(1) Total income	(2) Wage income	(3) Operational income
ICT usage $\times$ Rural _{<i>i</i>}	0.723*** (0.156)	0.691*** (0.175)	0.899*** (0.270)
Observations	9,731	6,207	4,882
Estimation method	IV	IV	IV
Network port coverage $\times$ Rural _{<i>i</i>}	0.667*** (0.037)	0.677*** (0.043)	0.699*** (0.056)
Weak instruments	91.97	112.92	447.67
<i>R</i> ²	0.359	0.319	0.328

Note: Robust standard errors in parentheses. *, ** and ***, respectively, denote significance levels at 10%, 5% and 1%.

TABLE 6 Robustness check estimation results

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
DEP VAR = log of	Total income at county level	Total income at county level	Total income at household level	Wage income at household level	Operational income at household level
ICT penetration $\times$ Rural _c	1.496*** (0.060)				
Computer penetration $\times$ Rural _c		0.579*** (0.068)			
Mobile phone penetration $\times$ Rural _c		1.214*** (0.056)			
ICT usage $\times$ Rural _i			0.489*** (0.068)	0.305*** (0.081)	0.348*** (0.087)
Rural _c /Rural _i	−1.243*** (0.044)	−0.924*** (0.041)	−0.482*** (0.072)	−0.331*** (0.086)	−0.412*** (0.096)
Constant	11.340*** (0.029)	11.340*** (0.029)	10.278*** (0.284)	10.182*** (0.338)	10.337*** (0.642)
Other control variables	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled
Obs	404	401	7,878	4,665	3,939
R ²	0.894	0.898	0.341	0.238	0.335

Note: Robust standard errors are in parentheses. *, ** and ***, respectively, denote significance levels at 10%, 5% and 1%.

4.4 | Robustness check

Because the variables capturing household characteristics that contributed to household income remained unchanged in the short term, we used the data for the next investigation wave of the CLDS2018 to conduct the robustness check (see Table 6). Using the results from columns 1 to 5, it is reassuring that the ICT diffusion, regardless of whether via computer or mobile phone, is significantly associated with the rural–urban income gap both at county and household levels. In addition, the newer generation ICT usage via mobile phone contributes more to the catch-up effect between rural and urban household income.

5 | CONCLUSION

This paper analyses how ICT adoption has affected the income level of urban and rural households in China in recent 2 decades. The diffusion of ICT is playing an increasingly significant role in developing countries, including improving local economic development and alleviating the income gap between urban and rural areas. For example, the central government of China implemented the policy of electrification and telecommunication infrastructure building program and the comprehensive e-commerce demonstration project in rural areas to provide rural households with more sources of income.

We build an endogenous growth model to capture the urban–rural dual structure system in China. With an exogenous fiscal transfer, the model enables a higher growth speed in rural areas in the BGP compared to urban areas. We posed the two hypotheses to examine how the government-led penetration of ICT infrastructure will shorten the gap in the growth rate between urban and rural areas; moreover, the use of new-generation technology can accelerate the narrowing of the income gap between rural and urban areas.

The empirical estimation results prove the two hypotheses posed in the theoretical framework, indicating that rural households, as the follower of ICT, benefit more from ICT penetration than urban households, especially from the newer generation of mobile phone diffusion. Both ICT penetration at county level and ICT usage at household level narrow the rural–urban income gap. Specifically, after controlling the household-level socioeconomic characteristics, ICT usage increases the rural household income levels 1.372 times more than that of urban households, and the rural household wage income and operational income are found to rise approximately 1.213 and 1.391 times more than that of urban households, respectively. In addition, the positive effect of ICT usage via a newer generation of mobile phone on total income, operational income and wage income is greater than that from computers, especially for rural households, therefore accelerating the catch-up effect between rural and urban household income. Comparatively, ICT usage via computer contributes more to reducing the wage income gap, while ICT usage via mobile phone contributes more to reducing the operational income gap between rural and urban households. Moreover, the newer generation of ICT usage via mobile phone can improve the operational income gap between rural and urban households more, especially with agricultural income increase. These results hold up when access to the Internet is instrumented with measures of the indicator of the network port and for a robustness check with more recent data, from CLDS2018.

Given the positive effect of ICT usage on narrowing the income gap between rural and urban households, which implies the fiscal transfer level has not reached the turning point, policies should be directed towards continuing to increase the fiscal transfer level to rural areas to help further improve the application and usage of ICT in rural households. In particular, encouraging more mobile phone usage by rural households can help them attain higher income gains, especially through accessing modern agricultural technologies. In addition, focusing on the catch-up effect of heterogeneous households, considering our findings, the government should give full consideration to the changes in female productivity under the new trend of working from home and with agricultural modernization and put forward relevant policies to support entrepreneurial agricultural operators to narrow the gender labour wage gap and urban–rural income gap.

ORCID

Xiaoge Zhang  <https://orcid.org/0000-0001-8381-4322>

ENDNOTES

¹ UNESCO provides this definition on their website: <https://uis.unesco.org/en/glossary-term/information-and-communication-technologies-ict>.

² We follow the notation in the literature that $\dot{X} = dX/dt$.

³ One can find a discussion of this synchronization in many studies about endogenous growth models, such as Dixit and Stiglitz (1977), Ramsey (1928) and Romer (1987, 1990).

- ⁴ Please find the model solution in the Appendix.
- ⁵ More information regarding the CLDS data can be extracted from <http://css.sysu.edu.cn>.
- ⁶ The theoretical framework hypotheses based on rural and urban area can still work at household level, because 81.23% of the members of the rural households still work in their county in the rural areas based on the statistical calculation of the individual working place in the dataset of CLDS2016.
- ⁷ According to the statistical calculation based on the dataset of CLDS2016, wage income and operational income account for 89.16% and 75.13% of the total income of rural and urban households, respectively.
- ⁸ The size of the farm is solely included in the rural household regression.
- ⁹ $e^{0.129} = 1.137, e^{0.278} = 1.320$.
- ¹⁰ One can find a discussion of this synchronization in many literature about endogenous growth models such as Dixit and Stiglitz (1977), Ramsey (1928) and Romer (1987, 1990).

REFERENCES

- Aker, J. C., & Mbiti, I. M. (2010). Mobile phones and economic development in africa. *The Journal of Economic Perspectives*, 24(3), 207–232.
- Alkire, S., Meinzen-Dick, R., Peterman, A., Quisumbing, A., Seymour, G., & Vaz, A. (2013). The women's empowerment in agriculture index. *World Development*, 52, 71–91.
- Atuoye, K. N., Antabe, R., Sano, Y., Luginaah, I., & Bayne, J. (2019). Household income diversification and food insecurity in the upper west region of Ghana. *Social Indicators Research*, 144(2), 899–920.
- Barro, R., & Sala-i Martin, X. (2004). *Economic growth* (2nd ed.). Cambridge MA.: The MIT Press.
- Dalla Pellegrina, L., Frazzoni, S., Rotondi, Z., & Vezzulli, A. (2017). Does ict adoption improve access to credit for small enterprises? *Small Business Economics*, 48(3), 657–679.
- Dammert, A. C., Galdo, J., & Galdo, V. (2013). Digital labor-market intermediation and job expectations: Evidence from a field experiment. *Economics Letters*, 120(1), 112–116.
- Ding, H., Qin, C., & Shi, K. (2018). Development through electrification: Evidence from rural China. *China Economic Review*, 50, 313–328.
- Dixit, A. K., & Stiglitz, J. E. (1977). Monopolistic competition and optimum product diversity. *The American Economic Review*, 67(3), 297–308.
- Donati, C., & Sarno, D. (2013). The impact of ict on productivity of italian firms: Evaluation of the micro-complementarity hypothesis. *Applied Economics Letters*, 20(4), 349–352.
- Fu, X., & Akter, S. (2016). The impact of mobile phone technology on agricultural extension services delivery: Evidence from India. *The Journal of Development Studies*, 52(11), 1561–1576.
- Gao, Y., Zang, L., & Sun, J. (2018). Does computer penetration increase farmers' income? An empirical study from China. *Telecommunications Policy*, 42(5), 345–360.
- Hartje, R., & Hübler, M. (2017). Smartphones support smart labour. *Applied Economics Letters*, 24(7), 467–471.
- Hübler, M., & Hartje, R. (2016). Are smartphones smart for economic development? *Economics Letters*, 141, 130–133.
- Janvry, A.d., & Sadoulet, E. (2001). Income strategies among rural households in Mexico: The role of off-farm activities. *World Development*, 29(3), 467–480.
- Kiliçaslan, Y., & Töngür, Ü. (2019). Ict and employment generation: Evidence from turkish manufacturing. *Applied Economics Letters*, 26(13), 1053–1057.
- Lee, K., Miguel, E., & Wolfram, C. (2016). Appliance ownership and aspirations among electric grid and home solar households in rural Kenya. *American Economic Review*, 106(5), 89–94.
- Leng, C., Ma, W., Tang, J., & Zhu, Z. (2020). Ict adoption and income diversification among rural households in China. *Applied Economics*, 52, 1–15.
- Ma, W., Nie, P., Zhang, P., & Renwick, A. (2020). Impact of internet use on economic well-being of rural households: Evidence from China. *Review of Development Economics*, 24(2), 503–523.
- Ma, W., Renwick, A., Nie, P., Tang, J., & Cai, R. (2018). Off-farm work, smartphone use and household income: Evidence from rural China. *China Economic Review*, 52, 80–94.

- Moghaddam, B. K., & Khatoon-Abadi, A. (2013). Factors affecting ict adoption among rural users: A case study of ict center in Iran. *Telecommunications Policy*, 37(11), 10831094.
- Niebel, T. (2018). Ict and economic growth-comparing developing, emerging and developed countries. *World Development*, 104, 197–211.
- Paunov, C., & Rollo, V. (2016). Has the internet fostered inclusive innovation in the developing world? *World Development*, 78, 587–609.
- Qi, J., Zheng, X., & Guo, H. (2019). The formation of taobao villages in China. *China Economic Review*, 53, 106–127.
- Quisumbing, A. R. (1996). Male–female differences in agricultural productivity: Methodological issues and empirical evidence. *World Development*, 24(10), 1579–1,595.
- Ramsey, F. P. (1928). A mathematical theory of saving. *The Economic Journal of Nepal*, 38(152), 543–559.
- Reardon, T., Delgado, C., & Matlon, P. (1992). Determinants and effects of income diversification amongst farm households in Burkina Faso. *The Journal of Development Studies*, 28(2), 264–296.
- Romer, P. M. (1987). Growth based on increasing returns due to specialization. *The American Economic Review*, 77(2), 56–62.
- Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *The Journal of Political Economy*, 98(5), S71–S102.
- Vu, K. M. (2011). Ict as a source of economic growth in the information age: Empirical evidence from the 1996–2005 period. *Telecommunications Policy*, 35(4), 357–372.

How to cite this article: Dong, Y., Luo, W., & Zhang, X. (2023). Information and communication technology diffusion and the urban–rural income gap in China. *Pacific Economic Review*, 1–28. <https://doi.org/10.1111/1468-0106.12433>

APPENDIX A: FINAL GOODS SECTOR

We have the demand curve for firm i in the final goods sector as:

$$X_{n,ij} = L_{n,i} \left(\frac{(1-\tau)A_n\alpha}{P_{n,j}} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}}. \quad (7)$$

$$w_n = (1-\tau)(1-\alpha) \frac{Y_{n,i}}{L_{n,i}}. \quad (8)$$

Firms in the final goods sector are identical. Hence, we use the following aggregate notation.

$$L_n = \sum_i L_{n,i}; X_{n,j} = \sum_i X_{n,ij} = L_n \left[\frac{(1-\tau)A_n\alpha}{P_{n,j}} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}}; Y_n = \sum_i Y_{n,i} \quad (9)$$

As usual, the demand for intermediate goods in the final sector in both areas is separately influenced by its technology, labour supply and the price of the intermediate goods. Wages are determined by output and labour supply.

APPENDIX B: INTERMEDIATE GOODS SECTOR

Thus far, the model structure in the two areas is identical. This subsection introduces the main differences. We refer to the intermediate goods producers in urban and rural areas as innovators and imitators, respectively. Recall that the varieties of intermediate goods in urban and rural areas are denoted by N_U and N_R . For the innovators, they cost a constant, $\bar{\eta}_U$, units of final goods to create a new intermediate good. Once the good is innovated, they are protected by patent law and possess monopoly power. The new good offers a perpetual positive cash flow to the innovator. Therefore, the innovators choose the optimal price $P_{U,j}$ according to the final producers' demand curve in Equation (9). For the imitators, they copy the intermediate good invented by innovators in urban areas at a cost $\eta_R \cdot \eta_R$ is no longer a constant. The determination of η_R will be considered in detail later. Once the imitation is completed, the imitator faces the same situation as the innovator. They are also protected by patent and gain pricing power. As a result, we capture the technological diffusion from urban to rural areas using this innovation-imitation framework. We believe this setup is suitable for capturing the development of information technology in China. The urban area implements advanced technology first. When the technology becomes sophisticated and the cost becomes more affordable, the rural area implements the technology at a low cost.

The decisions of the innovators (imitators) are (1) should they opt for innovation (imitation) and (2) once the innovation(imitation) is completed, how much should they price the new intermediate product. We solve the problems backwards.

First, we consider that once a new good j is made at time t , it brings its owner a net present value,

$$V_n(t) = \int_t^\infty \pi_{n,j}(v) e^{-\bar{r}_n(t,v)(v-t)} dv, \quad (10)$$

$$\pi_{n,j}(v) = (P_{n,j}(v) - 1)X_{n,j}(v), \quad (11)$$

$$\bar{r}_n(t,v) \equiv \frac{1}{v-t} \int_t^v r_n(\omega) d\omega, \quad (12)$$

where $\pi_{n,j}(v)$ is the profit flow at time v . The cost of producing one unit of intermediate good is normalized to 1. Knowing the demand curve of the final goods sector in Equation (7), the innovator (imitators) maximize the profit $\pi_{n,j}(v)$ as

$$\max_{P_{n,j}(v)} \pi_{n,j}(v) = (P_{n,j}(v) - 1)X_{n,j}(v). \quad (13)$$

$$X_{n,j}(v) = L_n \left[\frac{(1-\tau)A_n \alpha}{P_{n,j}(v)} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}}. \quad (14)$$

The first-order condition of this problem is $P_{n,j} = 1/\alpha$ for $n = U$ or R . We save the derivation in Appendix C. Due to the symmetry, the production of each intermediate good is the same. π_n for each producer is also identical. Given the optimal price, we can derive the optimal quantity of aggregate level of X_n, Y_n and π_n :

$$X_n \equiv N_n X_{n,j} = N_n \left[\frac{(1-\tau)A_n}{1/\alpha} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}}. \quad (15)$$

$$Y_n = X_n \alpha^2. \quad (16)$$

$$\pi_n = \left(\frac{1}{\alpha} - 1 \right) \frac{X_n}{N_n}. \quad (17)$$

Equation (17) shows that the monopoly profit is invariate over time. Hence, the relation between net present value V_n , the discount factor r_n and profit π_n is:

$$V_n(t) = \pi_n \int_t^\infty e^{-\bar{r}_n(t,v)(v-t)} dv. \quad (18)$$

$$\bar{r}_n(t,v) = \frac{1}{v-t} \int_t^v r_n(\omega) d\omega. \quad (19)$$

$$r_n(t) = \frac{\pi_n}{V_n(t)} + \frac{\dot{V}_n(t)}{V_n(t)}. \quad (20)$$

The third equality is obtained by taking derivatives of V_t with respect to t . The return r for the project of one intermediate good is its profit rate (π/V) at the moment plus the rate of capital gain from the change of the value ($\dot{V}/V$) of the research firm. Next, we separately discuss the market entry option for the innovator and imitator.

B.1. | Market entry condition and equilibrium of innovators

This subsection discusses the free-entry condition for innovators. For a given project of intermediate good j , the innovation cost is $\bar{\eta}_U$. The net present value of this project is $V_U(t)$. If $\bar{\eta}_U > V_U(t)$, there is no innovation; therefore, there is no intermediate good j . If $\bar{\eta}_U < V_U(t)$, all resources would be invested into innovation at time t . The condition cannot hold in equilibrium. Hence, we only study the equilibrium condition $\bar{\eta}_U = V_U(t)$. Consequently, the present value V_U is invariate over time t , $\dot{V}_U = 0$. Additionally, in equilibrium, the innovation return rate is $r_U = \pi_U / \bar{\eta}_U$.

With all this preparation, we obtain the balanced growth path (BGP) for the urban area; namely, C_U, Y_U and N_U grow at the same rate γ_U as:¹⁰

$$\gamma_U = \frac{\dot{C}_U}{C_U} = \frac{1}{\theta} \left\{ \frac{1}{\bar{\eta}_U} \left(\frac{1}{\alpha} - 1 \right) L_U [(1-\tau)A_U]^{\frac{1}{1-\alpha}} \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}} - \rho \right\}.$$

APPENDIX C: MONOPOLISTIC PRICE

This section derives the monopolistic pricing condition $P = 1/\alpha$. We start from the derivative with respect to P in Equation (13):

$$\frac{\partial \pi_{nj}(v)}{\partial P_{nj}(v)} = 0$$

Directly we have:

$$\begin{aligned} 0 &= L_n \cdot \left[\frac{A_n \alpha}{P_{nj}(v)} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} + [P_{nj}(v) - 1] L_n (A_n \alpha)^{\frac{1}{1-\alpha}} \left(\frac{1}{\alpha - 1} \right) [P_{nj}(v)]^{\frac{1}{\alpha-1}-1} \\ 0 &= \left[\frac{1}{P_{nj}(v)} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} + [P_{nj}(v) - 1] \left(\frac{1}{\alpha - 1} \right) [P_{nj}(v)]^{\frac{1}{\alpha-1}-1} \\ 0 &= \left[\frac{1}{P_{nj}(v)} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} \left[\frac{1}{P_{nj}(v)} \right]^{-\frac{1}{1-\alpha}} + [P_{nj}(v) - 1] \left(\frac{1}{\alpha - 1} \right) [P_{nj}(v)]^{\frac{1}{\alpha-1}-1} \left[\frac{1}{P_{nj}(v)} \right]^{-\frac{1}{1-\alpha}} \\ 0 &= 1 + [P_{nj}(v) - 1] \left(\frac{1}{\alpha - 1} \right) [P_{nj}(v)]^{\frac{1}{\alpha-1}-1+\frac{1}{1-\alpha}} \\ 0 &= 1 + [P_{nj}(v) - 1] \left(\frac{1}{\alpha - 1} \right) [P_{nj}(v)]^{\frac{2-\alpha}{\alpha-1}-\frac{1}{\alpha-1}} \\ 0 &= 1 + [P_{nj}(v) - 1] \left(\frac{1}{\alpha - 1} \right) [P_{nj}(v)]^{-1} \end{aligned}$$

Further, we end up with

$$\begin{aligned} \frac{P_{nj}(v) - 1}{P_{nj}(v)} \left(\frac{1}{\alpha - 1} \right) &= -1 \\ P_{nj}(v) - 1 &= P_{nj}(v)(1 - \alpha) \\ P_{nj}(v) - 1 &= P_{nj}(v) - \alpha P_{nj}(v) \\ P_{nj}(v) &= \frac{1}{\alpha} > 1 \end{aligned}$$

APPENDIX D: RESOURCE CONSTRAINT

This section takes urban areas as an example to derive the resource constraint. We substitute the aggregate market value $N_U V_U = N_U \bar{\eta}_U$, the labour demand curve Equation (8), the optimal level of aggregate quantity of intermediate goods X (Equation 15) and the equilibrium level of asset return r (Equation 20) into the budget constraint of households to obtain the resource constraint:

$$\begin{aligned} \frac{d(\text{asset})}{dt} &= w_n L_n + r_n(\text{asset}) - C_n \\ \bar{\eta}_U \dot{N}_U &= (1 - \tau)(1 - \alpha) Y_U + \frac{1}{\bar{\eta}_U} (1 - \alpha) \alpha \frac{Y_U}{N_U} \bar{\eta}_U N_U - C_U \\ &= (1 - \tau)(1 - \alpha) Y_U + (1 - \alpha) \alpha Y_U - C_U \\ &= (1 - \tau + \alpha \tau) Y_U - X_U - C_U \end{aligned}$$

In the last equality, we use the fact that $X_U = \alpha^2 Y_U$.

APPENDIX E: DIFFERENTIAL EQUATION SYSTEM FOR THE EQUILIBRIUM

Proposition 2. *For the economy in rural areas, in local areas of equilibrium, the quantities are governed by the following differential equation system:*

$$\begin{aligned}\frac{\dot{\hat{N}}}{\hat{N}} &= \frac{\pi_R \left(\frac{1+\alpha-\tau}{\alpha} \right) - \chi_R}{\eta_R(\hat{N}, \tau)} - \gamma_U \\ \frac{\dot{\chi}_R}{\chi_R} &= \frac{\pi_R + (\Psi + \sigma - \theta) \left(\pi_R \left(\frac{1+\alpha-\tau}{\alpha} \right) - \chi_R \right)}{\theta \eta_R(\hat{N}, \tau)} - \frac{1}{\theta} [(\sigma + \Psi) \gamma_U + \rho]. \\ \Psi &= \frac{\tau}{\eta_R \alpha (1-\alpha)} \left\{ \pi_U \frac{\sigma+1}{\hat{N}} + \sigma \pi_R \right\} \\ \frac{\dot{\hat{N}}}{\hat{N}} &= \frac{\dot{N}_R}{N_R} - \frac{\dot{N}_U}{N_U}; \chi_R \equiv \frac{C_R}{N_R}; \dot{\chi}_R \equiv \frac{\dot{C}_R}{C_R} - \frac{\dot{N}_R}{N_R}\end{aligned}$$

In this system, π_U and π_R are exogenous. The endogenous variables are $\hat{N}$ and χ_R . Here, we develop two lemmas to elaborate the steady growth and saddle path in the system.

We show the differential system in Proposition 2. We start with the resource constraint for the rural area:

$$\begin{aligned}\eta_R N_R &= (1 - \tau + \alpha\tau)Y_R - X_R - C_R \\ N_R &= \frac{1}{\eta_R} \left((1 - \tau + \alpha\tau) [(1 - \tau)A_R]^{\frac{1}{1-\alpha}} \alpha^{\frac{2\alpha}{1-\alpha}} L_R N_R - N_R L_R [(1 - \tau)A]^{\frac{1}{1-\alpha}} \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}} - C_R \right) \\ &= \frac{1}{\eta_R} \left((1 - \tau + \alpha\tau) [(1 - \tau)A_R]^{\frac{1}{1-\alpha}} \alpha^{\frac{2\alpha}{1-\alpha}} \alpha^{-2} N_R L_R - N_R \pi_R \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) - C_R \right) \\ &= \frac{1}{\eta_R} \left((1 - \tau + \alpha\tau) [(1 - \tau)A_R]^{\frac{1}{1-\alpha}} \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}} \alpha^{-2} N_R L_R - N_R \pi_R \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) - C_R \right) \\ &= \frac{1}{\eta_R} \left((1 - \tau + \alpha\tau) \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) \pi_R N_R \alpha^{-2} - N_R \pi_R \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) - C_R \right) \\ &= \frac{1}{\eta_R} \left(\left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) \pi_R N_R [(1 - \tau + \alpha\tau) \alpha^{-2} - 1] - C_R \right) \\ &= \frac{1}{\eta_R} \left(\left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) \pi_R N_R [\alpha^{-2} - \tau \alpha^{-2} + \tau \alpha^{-1} - 1] - C_R \right) \\ &= \frac{1}{\eta_R} \left(\left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) \pi_R N_R [\alpha^{-2} - 1 - \tau(\alpha^{-2} - \alpha^{-1})] - C_R \right) \\ &= \frac{1}{\eta_R} \left(\left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) \pi_R N_R \left[\frac{1-\alpha^2}{\alpha^2} - \tau \left(\frac{1-\alpha}{\alpha^2} \right) \right] - C_R \right) \\ &= \frac{1}{\eta_R} \left(\left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) \pi_R N_R \left[\frac{(1+\alpha)(1-\alpha)}{\alpha^2} - \tau \left(\frac{1-\alpha}{\alpha^2} \right) \right] - C_R \right) \\ &= \frac{1}{\eta_R} \left(\pi_R N_R \left[\frac{1+\alpha}{\alpha} - \tau \left(\frac{1}{\alpha} \right) \right] - C_R \right) \\ &= \frac{1}{\eta_R} \left(\pi_R N_R \left[\frac{1+\alpha-\tau}{\alpha} \right] - C_R \right)\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\frac{N_R}{N_R} &= \frac{1}{\eta_R} \left(\pi_R \left[\frac{1+\alpha-\tau}{\alpha} \right] - \frac{C_R}{N_R} \right) \\ \dot{\hat{N}} &= \frac{\dot{N}_R}{N_R} - \frac{\dot{N}_U}{N_U} = \frac{1}{\eta_R} \left(\pi_R \left[\frac{1+\alpha-\tau}{\alpha} \right] - \chi_R \right) - \gamma_U.\end{aligned}$$

Next, we develop the second differential equation for $\dot{\chi}_R/\chi_R$:

$$\begin{aligned}\frac{\dot{C}_R}{C_R} &= \frac{1}{\theta} (r_R - \rho) \\ &= \frac{1}{\theta} \left(\frac{\pi_R}{\eta_R \left(\frac{N_R}{N_U}, \tau \right)} + \frac{\dot{\eta}_R \left(\frac{N_R}{N_U}, \tau \right)}{\eta_R \left(\frac{N_R}{N_U}, \tau \right)} - \rho \right) \\ \dot{\eta}_R &= \left[\bar{\eta}_R \sigma \hat{N}^{\sigma-1} + \frac{\tau}{\alpha(1-\alpha)} \left(\pi_U \hat{N}^{-2} \right) \right] \dot{\hat{N}} \\ \frac{\dot{\eta}_R}{\eta_R} &= \frac{\left[\bar{\eta}_R \sigma \hat{N}^{\sigma-1} + \frac{\tau}{\alpha(1-\alpha)} \left(\pi_U \hat{N}^{-2} \right) \right] \dot{\hat{N}}}{\bar{\eta}_R \hat{N}^\sigma - \frac{\tau}{\alpha(1-\alpha)} \left\{ \frac{\pi_U}{\hat{N}} + \pi_R \right\}} \\ &= \frac{\left[\bar{\eta}_R \sigma \hat{N}^\sigma + \frac{\tau}{\alpha(1-\alpha)} \left(\pi_U \hat{N}^{-1} \right) \right] \hat{\dot{N}}}{\left[\bar{\eta}_R \hat{N}^\sigma - \frac{\tau}{\alpha(1-\alpha)} \left\{ \frac{\pi_U}{\hat{N}} + \pi_R \right\} \right] \hat{N}} \\ &= \frac{\sigma \bar{\eta}_R \hat{N}^\sigma + \frac{\tau}{\alpha(1-\alpha)} \left(\frac{\pi_U}{\hat{N}} \right)}{\bar{\eta}_R \hat{N}^\sigma - \frac{\tau}{\alpha(1-\alpha)} \left\{ \frac{\pi_U}{\hat{N}} + \pi_R \right\}} \frac{\dot{\hat{N}}}{\hat{N}} \\ &= \frac{\sigma \bar{\eta}_R \hat{N}^\sigma - \frac{\sigma \tau}{\alpha(1-\alpha)} \left\{ \frac{\pi_U}{\hat{N}} + \pi_R \right\} + \frac{\tau}{\alpha(1-\alpha)} \left\{ \frac{\sigma \pi_U}{\hat{N}} + \sigma \pi_R \right\} + \frac{\tau}{\alpha(1-\alpha)} \left(\frac{\pi_U}{\hat{N}} \right)}{\bar{\eta}_R \hat{N}^\sigma - \frac{\tau}{\alpha(1-\alpha)} \left\{ \frac{\pi_U}{\hat{N}} + \pi_R \right\}} \frac{\dot{\hat{N}}}{\hat{N}} \\ &= \frac{\sigma \eta_R + \frac{\tau}{\alpha(1-\alpha)} \left\{ (\sigma+1) \frac{\pi_U}{\hat{N}} + \sigma \pi_R \right\}}{\eta_R} \frac{\dot{\hat{N}}}{\hat{N}} \\ &= \left[\sigma + \frac{\tau}{\alpha(1-\alpha)} \left\{ \frac{\pi_U}{\eta_R} \frac{\sigma+1}{\hat{N}} + \sigma \frac{\pi_R}{\eta_R} \right\} \right] \frac{\dot{\hat{N}}}{\hat{N}} = (\Psi + \sigma) \frac{\dot{\hat{N}}}{\hat{N}} \\ \frac{\dot{C}_R}{C_R} &= \frac{1}{\theta} \left(\frac{\pi_R}{\eta_R} + (\sigma + \Psi) \frac{\dot{\hat{N}}}{\hat{N}} - \rho \right) \\ &= \frac{1}{\theta} \left(\frac{\pi_R}{\eta_R} + (\sigma + \Psi) \left[\frac{\dot{N}_R}{N_R} - \gamma_U \right] - \rho \right);\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\dot{\chi}_R}{\chi_R} &= \frac{\dot{C}_R}{C_R} - \frac{\dot{N}_R}{N_R} \\
&= \frac{1}{\theta} \left(\frac{\pi_R}{\eta_R} + (\sigma + \Psi) \left[\frac{\dot{N}_R}{N_R} - \gamma_U \right] - \rho \right) - \frac{\dot{N}_R}{N_R} \\
&= \frac{1}{\theta} \left(\frac{\pi_R}{\eta_R} + (\sigma + \Psi) \frac{\dot{N}_R}{N_R} - (\sigma + \Psi) \gamma_U - \rho \right) - \frac{1}{\theta} \frac{\dot{N}_R}{N_R} \\
&= \frac{1}{\theta} \left(\frac{\pi_R}{\eta_R} + (\sigma + \Psi - \theta) \frac{\dot{N}_R}{N_R} - (\sigma + \Psi) \gamma_U - \rho \right) \\
&= \frac{1}{\theta} \left(\frac{\pi_R}{\eta_R} + (\sigma + \Psi - \theta) \frac{\dot{N}_R}{N_R} \right) - \frac{1}{\theta} [(\sigma + \Psi) \gamma_U + \rho] \\
&= \frac{1}{\theta \eta_R} \left[\pi_R + (\sigma + \Psi - \theta) \left(\pi_R \left[\frac{1 + \alpha - \tau}{\alpha} \right] - \chi_R \right) \right] - \frac{1}{\theta} [(\sigma + \Psi) \gamma_U + \rho].
\end{aligned}$$

APPENDIX F: PROPOSITION 1

This section shows the derivation of the condition of the balanced growth path. We set $\dot{N} = 0$ and $\dot{\chi}_R = 0$. From the differential equation system in Proposition 2, the zero-growth conditions offers:

$$\begin{aligned}
\frac{\pi_R \left(\frac{1 + \alpha - \tau}{\alpha} \right) - \chi_R}{\eta_R(\hat{N}, \tau)} &= \gamma_U \\
\frac{\pi_R + (\Psi + \sigma - \theta) \left(\pi_R \left(\frac{1 + \alpha - \tau}{\alpha} \right) - \chi_R \right)}{\theta \eta_R(\hat{N}, \tau)} &= \frac{1}{\theta} [(\sigma + \Psi) \gamma_U + \rho].
\end{aligned}$$

Substituting the first equation into the second, we have:

$$\begin{aligned}
\frac{\pi_R}{\eta_R} + (\Psi + \sigma - \theta) \gamma_U &= (\sigma + \Psi) \gamma_U + \rho \\
\frac{\pi_R}{\eta_R} - \theta \gamma_U &= \rho \\
\frac{\pi_R}{\eta_R} &= \frac{\pi_U}{\bar{\eta}_U}
\end{aligned}$$

In the third equality, we use $\gamma_U = (1/\theta)(\pi_U/\bar{\eta}_U - \rho)$. Therefore, we obtain:

$$\eta_R = \frac{\pi_R}{\pi_U} \bar{\eta}_U$$

$$\bar{\eta}_R \hat{N}^\sigma - \frac{\tau}{\alpha(1-\alpha)} \left\{ \frac{\pi_U}{\hat{N}} + \pi_R \right\} = \frac{\pi_R}{\pi_U} \bar{\eta}_U.$$

$$\hat{N}^\sigma - \frac{\tau}{\alpha(1-\alpha)\bar{\eta}_R} \left\{ \frac{\pi_U}{\hat{N}} + \pi_R \right\} = \frac{\pi_R \bar{\eta}_U}{\pi_U \bar{\eta}_R}$$

The convenience of this formula is that the right-hand side of the equation is invariate with the tax rate τ and $\hat{N}$. Knowing this, one can easily conclude that there is only one root of $\hat{N}$ of this equation since the left-hand side of the equation is monotonically increasing with $\hat{N}$.

Implicit function theorem suggests that:

$$\frac{\partial \hat{N}}{\partial \tau} = - \frac{\partial F / \partial \tau}{\partial F / \partial \hat{N}}$$

$$F = \hat{N}^\sigma - \frac{\tau}{\alpha(1-\alpha)\bar{\eta}_R} \left\{ \frac{\pi_U}{\hat{N}} + \pi_R \right\} - \frac{\pi_R \bar{\eta}_U}{\pi_U \bar{\eta}_R}.$$

For the simplicity of calculation, we rearrange F into:

$$F = \hat{N}^\sigma - \frac{\tau}{\alpha(1-\alpha)\bar{\eta}_R} \left\{ \frac{\pi_U}{\hat{N}} + \pi_R \right\} - \frac{\pi_R \bar{\eta}_U}{\pi_U \bar{\eta}_R}$$

$$F = \hat{N}^\sigma - \frac{\tau \pi_U}{\alpha(1-\alpha)\bar{\eta}_R} \left\{ \frac{1}{\hat{N}} + \frac{\pi_R}{\pi_U} \right\} - \frac{\pi_R \bar{\eta}_U}{\pi_U \bar{\eta}_R}$$

$$= \hat{N}^\sigma - \frac{\tau \left[\left(\frac{1}{\alpha} - 1 \right) L_n [(1-\tau)A_n]^{\frac{1}{1-a}} \alpha^{\frac{2}{1-a}} \right]}{\alpha(1-\alpha)\bar{\eta}_R} \left\{ \frac{1}{\hat{N}} + \frac{\pi_R}{\pi_U} \right\} - \frac{\pi_R \bar{\eta}_U}{\pi_U \bar{\eta}_R},$$

$$= \hat{N}^\sigma - \tau(1-\tau)^{\frac{1}{1-a}} \left\{ \frac{\left(\frac{1}{\alpha} - 1 \right) L_U A_U^{\frac{1}{1-a}} \alpha^{\frac{2}{1-a}}}{\alpha(1-\alpha)\bar{\eta}_R} \frac{1}{\hat{N}} + \frac{L_R [A_R]^{\frac{1}{1-a}}}{L_U [A_U]^{\frac{1}{1-a}}} \right\} - \frac{L_R [A_R]^{\frac{1}{1-a}}}{L_U [A_U]^{\frac{1}{1-a}}} \frac{\bar{\eta}_U}{\bar{\eta}_R}$$

$$= \hat{N}^\sigma - \tau(1-\tau)^{\frac{1}{1-a}} \left\{ \Omega_1 \frac{1}{\hat{N}} + \Omega_2 \right\} - \Omega_2 \frac{\bar{\eta}_U}{\bar{\eta}_R}$$

where Ω_1 and Ω_2 are nothing but change of variables. Note that Ω_1 and Ω_2 are positive and invariate with both $\hat{N}$ and τ . Finally, we have:

$$\frac{\partial \hat{N}}{\partial \tau} = - \frac{\partial F / \partial \tau}{\partial F / \partial \hat{N}} = - \frac{-\{\Omega_1 \frac{1}{\hat{N}} + \Omega_2\}}{\sigma \hat{N}^{\sigma-1} + \tau(1-\tau)^{\frac{1}{1-a}} \Omega_1 \hat{N}^{-2}} \frac{d[\tau(1-\tau)^{\frac{1}{1-a}}]}{d\tau}.$$

Therefore, the sign of $\partial \hat{N} / \partial \tau$ depends on $d[\tau(1-\tau)^{\frac{1}{1-a}}] / d\tau$

$$\frac{d\left[\tau(1-\tau)^{\frac{1}{1-\alpha}}\right]}{d\tau} = \frac{[\alpha(\tau-1) - 2\tau + 1](1-\tau)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}}{1-\alpha}.$$

Using basic calculus, we conclude that, in the meaningful field of parameters ($1 > \tau > 0$ and $1 > \alpha > 0$):

$$\begin{cases} d\left[\tau(1-\tau)^{\frac{1}{1-\alpha}}\right]/d\tau < 0, & \text{when } 1 > \tau > \frac{1-\alpha}{2-\alpha} \\ d\left[\tau(1-\tau)^{\frac{1}{1-\alpha}}\right]/d\tau > 0, & \text{when } \frac{1-\alpha}{2-\alpha} > \tau > 0 \end{cases}.$$

APPENDIX G: LEMMA 2

In this section, we discuss the phrase diagram and the saddle path. First, we start from the zero-growth conditions:

$$\begin{aligned} \frac{\pi_R \left(\frac{1+\alpha-\tau}{\alpha} \right) - \chi_R}{\eta_R(\hat{N}, \tau)} &= \gamma_U \\ \frac{\pi_R + (\Psi + \sigma - \theta) \left(\pi_R \left(\frac{1+\alpha-\tau}{\alpha} \right) - \chi_R \right)}{\theta \eta_R(\hat{N}, \tau)} &= \frac{1}{\theta} [(\sigma + \Psi)\gamma_U + \rho] \end{aligned}$$

For the first equation from $\hat{N} = 0$, an increase in $\hat{N}$ will raise η_R , which lowers χ_R , as shown in Figure 1. Additionally, all the points located to the left of this curve with smaller $\hat{N}$ will end up with:

$$\frac{\pi_R \left(\frac{1+\alpha-\tau}{\alpha} \right) - \chi_R}{\eta_R(\hat{N}_{left}, \tau)} > \gamma_U.$$

As a result, in this condition, $\hat{N} > 0$. With a similar logic, we have $\hat{N}_{right}$ makes $\hat{N} < 0$, as shown in Figure 1.

Second, the curve representing $\dot{\chi}_R = 0$ is slightly more difficult. The first remark is that it is ambiguous for the monotonicity within our parameterization restrictions. However, the results in Proposition 2 guarantee the uniqueness of the intersection of the zero-growth conditions. Namely, Proposition 2 rules out the multiplicity in the system. Moreover, when we rearrange Equation (2) of $\dot{\chi}_R = 0$ into the following expression, the phrase diagram is still readable regardless of the slope of $\dot{\chi}_R = 0$:

$$0 = \pi_R + (\sigma + \Psi) \left(\pi_R \left[\frac{1+\alpha-\tau}{\alpha} \right] - \chi_R - \eta_R \gamma_U \right) - \eta_R \rho - \theta \left(\pi_R \left[\frac{1+\alpha-\tau}{\alpha} \right] - \chi_R \right).$$

In this equation, one can see that all the points located to the left of this curve with smaller $\hat{N}$ will end up with a higher Ψ , a higher $(-\eta_R \gamma_U)$ and a higher $(-\eta_R \rho)$, which means that a

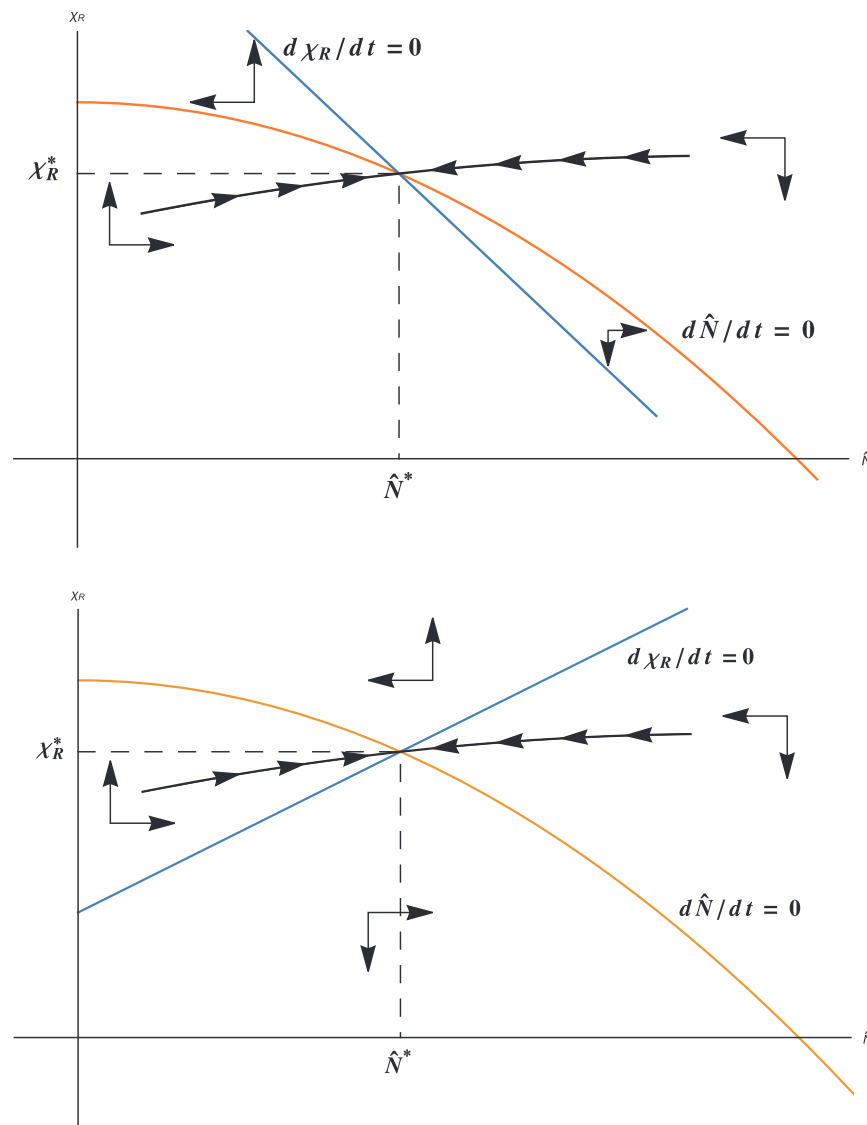


FIGURE 1 Phase diagram of dynamics $\hat{N}$ and χ_R . [Color figure can be viewed at wileyonlinelibrary.com]

smaller $\hat{N}$ increases the right-hand side of the equation and makes $\dot{\chi}_R > 0$. As a result, we save the discussion of monotonicity and present two figures in Figure 1 with the same conclusions.

ISSN 1007-7588

CN 11-3868 / N

资源科学

RESOURCES SCIENCE

第 44 卷 第 11 期 Vol. 44 No. 11

2022

资源经济

碳排放

土地资源

资源管理

水资源

旅游资源



洪水淹没下的树木
武子豪摄

内蒙古武川县问卷调查
邹亚峰摄

2018 年中国百种杰出学术期刊

中国科技核心期刊 中国科学引文数据库核心期刊 (CSCD)
中文核心期刊 中文社会科学引文索引期刊 (CSSCI)
中国期刊全文数据库期刊 中国人文社会科学核心期刊 (CHSSCD)
中国农业核心期刊 中国核心期刊遴选数据库期刊
中国精品科技期刊 中国国际影响力优秀学术期刊 (EI-CAJ)

欢迎光临 www.resci.cn (投稿、审稿、下载阅读)

中国科学院地理科学与资源研究所 主办
中国自然资源学会



科学出版社 出版
Science Press

目次

>>资源经济

- 中国金融资源配置效率时空异质性及其影响因素郭庆宾,钟金融,程叶青 (2165)
- 金融排斥对农户农地流转行为的影响胡杰,罗剑朝 (2178)
- 土地流转、服务外包对小农户全要素生产率的影响——来自粮食主产区数据的实证检验 董莹 (2193)
- 长江经济带能源生态效率及驱动因子时空非平稳性油建盛,董会忠,蒋兵,朱悦,陶建格 (2207)

>>碳排放

- 中国对外直接投资的碳排放效应——基于多区域投入产出模型闫云凤 (2222)
- 土地利用、经济高质量发展与碳排放耦合协调度及影响因素——来自中国282个地级市的经验研究丁学谦,吴群,刘向南,谈林沂,王健 (2233)

>>土地资源

- 城市职能视角下“三生”空间的识别与评价——以京津冀城市群为例武子豪,祖健,史云扬,郝晋珉 (2247)
- 基于三生功能及其协调性的农村居民点布局优化邹亚锋,饶钰飞,罗艺婷,谷香香,李夏茹,吕昌河 (2260)
- 农业需求侧视角下宅基地“一户多宅”分类退出及其整治效应谢臻,沈梓睿,范胜龙 (2276)

>>资源管理

- 垃圾分类信息干预对农村居民环保行为的溢出效应——来自太湖流域的经验证据秦诗乐,朱红根,张利民 (2290)
- 生态产品价值实现模式及形成机理——基于多类型样本的对比分析朱新华,李雪琳 (2303)

>>水资源

- 基于水足迹视角的中国北方10省三大粮食作物种植结构优化聂媛,李晓云,江文曲,刘念洁 (2315)
- 京津冀地区水-能系统关联及协同效益彭辉,徐佩琦,邵玲,潘云龙,何国嘉,郭曼丽,伍梓 (2330)

>>旅游资源

- 旅游发展对贫困地区城乡收入差距的非线性影响史舒悦,汪侠,海少琪,万清云,胡佳敏 (2341)
- “一带一路”倡议对中国出境旅游流的影响及作用机制刘壮,郑鹏,王洁洁,赵月光 (2356)
- 旅游城市韧性居民幸福水平时空适配特征及影响因素——以张家界为例麻学锋,胡双林 (2373)

[期刊基本参数]CN11-3868/N*1979*m*16*222*zh*P*¥80.00*1500*16*2022-11

本期责任编辑:刘春风 颜明

本期封面照片由作者谢臻、邹亚锋、武子豪提供。

引用格式:董莹. 土地流转、服务外包对小农户全要素生产率的影响: 来自粮食主产区数据的实证检验[J]. 资源科学, 2022, 44 (11): 2193-2206. [Dong Y. Impact of land transfer and service outsourcing on smallholder farmers' total factor productivity: Evidence from the main grain producing areas of China[J]. Resources Science, 2022, 44(11): 2193-2206.] DOI: 10.18402/resci.2022.11.03

土地流转、服务外包对小农户全要素生产率的影响 ——来自粮食主产区数据的实证检验

董 莹

(华南农业大学经济管理学院, 广州 510642)

摘 要:土地流转与服务外包相互渗透发展,已成为中国小农户衔接现代农业的重要抓手。本文将诱致性农业技术进步理论与分工理论整合嵌入全要素生产率分析框架,基于土地流转、不同类型服务外包对小农户全要素生产率的影响机理剖析,结合2016年江西、安徽、江苏和河南4个粮食主产区小农户调研数据,采用PSM和共前沿面随机前沿模型对转入土地、机械和生物化学服务外包产生的全要素生产率影响进行实证检验与比较分析,并提出相应的有效提升路径。研究表明:①土地流转和生物化学服务外包能分别通过扩展生产前沿面和提高技术效率来提升小农户全要素生产率;②在未达到一定土地规模条件下,机械服务外包会造成小农户,尤其是转入土地小农户的技术效率损失;③结合共前沿面分析,相比转入土地小农户,自营土地小农户通过服务外包的综合全要素生产率更高。基于此,应鼓励小农户依据自身禀赋进行适度土地流转,主要通过积极参与服务外包方式来改善技术效率,充分有效地释放粮食全要素生产率的提升潜力,促进农业绿色高质量发展。

关键词:土地流转;服务外包;小农户;全要素生产率;粮食主产区;共前沿面随机前沿模型

DOI:10.18402/resci.2022.11.03

1 引言

党的十九大报告中强调要确保国家粮食安全,把中国人的饭碗牢牢端在自己手中。改革开放40多年来,粮食产量的提高为中国经济增长奇迹奠定了坚实基础。然而,随着社会经济高速发展,以小规模农户为经营主体的粮食生产的竞争力不断下降,粮食安全面临着严峻挑战。截至2020年,全国仍有81.42%的耕地分散在2.2亿小农户手中^①。在资源环境约束逐渐趋紧背景下,怎样推动种粮小农户与现代农业有机衔接,有效提升种粮小农户全要素生产率,成为保障粮食安全、促进农业高质量发展的重中之重。

提升农业全要素生产率的关键在于突破小农

户细碎化的规模经营障碍。一方面,沿海农村地区早期的小农户通过流转家庭承包土地来扩大生产经营规模的尝试逐步向内地扩展,形成了土地规模经营模式。另一方面,随着非农就业不断扩大,农业机械化程度与生产技术的不断推进,农业服务分工专业化加速,农业社会化服务组织迅速发展,形成了生产环节外包的服务规模经营模式。2016年中央一号文件中明确指出,要发挥多种形式农业适度规模经营引领作用,支持新型农业经营主体和新型农业服务主体成为建设现代农业的骨干力量。《关于加快构建政策体系培育新型农业经营主体的意见》《关于促进小农户和现代农业发展有机衔接的意见》《新型农业经营主体和服务主体高质量发

收稿日期:2022-03-24;修订日期:2022-10-26

基金项目:国家自然科学基金青年项目(71803052);国家社会科学基金重大项目(18ZDA074);广州市哲学社会科学发展“十三五”规划项目(2020GZQN29)。

作者简介:董莹,女,黑龙江哈尔滨人,副教授,研究方向为农业经济理论与政策、技术经济、资源与环境经济。E-mail: aliceying@scau.edu.cn

① 数据来自2021年《中国农村统计年鉴》。

展规划(2020—2022年)》等政策规划相继出台,为保障两种规模经营奠定了重要基础。根据2018年中国劳动力动态调查数据统计,转入土地经营的小农户占比25.15%;截至2021年,参与农业社会化服务的小农户超过7800万户,占比超过35.46%^②。

那么,土地流转、服务外包两种规模经营方式如何提高小农户全要素生产率?不同类型的服务外包对小农户全要素生产率的影响是否存在差异?小农户又应该以怎样的方式有效提升全要素生产率?有必要剖析土地流转、不同类型服务外包对小农户全要素生产率的综合作用机理,从而得出提升小农户全要素生产率的有效路径。基于此,本文拟将诱致性农业技术进步理论和分工理论融入全要素生产率分析框架,剖析土地流转与服务外包程度对小农户全要素生产率提升的不同路径层次,并通过实证检验与比较分析,探究小农户提升全要素生产率,促进增收的有效路径。

2 文献综述

在中国,以小农户为主的生产经营主体对扩大土地经营规模有着天然的需求。随着经济发展和城乡劳动市场的不断发育与开放,农村劳动力大量转移,以土地流转、土地股份合作社等方式形成了土地规模经营模式^[1]。土地经营权以流转或入股合作社等方式形成的规模效应,在一定程度上改变了农业要素配置、技术采纳与生产效率^[2,3]。但是,针对土地流转是否能提升农业生产率的研究却尚未得到一致性结论。土地流转对种植粮食作物与经济作物农户的生产效率存在差异化影响^[4-7]。一方面,粮食生产总体上具有一定规模经济性,但不存在规模报酬递增现象^[8];另一方面,囿于土地流转的稳定性,种粮农户在转入地上的技术采纳比例也相对较低^[9]。从实践角度看,通过土地流转实现的适度规模经营也面临一定的困境。由于大部分非农就业岗位与收入来源尚不稳定以及农户对土地的情感偏好,土地仍被多数农户视为“活命田”“保险田”和非农就业的退路,宁可粗放经营、甚至抛荒,也不愿轻易转让和放弃土地。而一些农户贪多贪快的土地流转后出现的“毁约弃耕”行为造成了更严重的土地低效使用问题^[10]。因此,小农户在通过土地流

转实现土地规模经营的同时,也开始逐渐探索以农业社会化服务外包的方式,在不转移土地经营权的前提下,通过服务规模经营改善细碎化农业生产困境。已有研究表明,农机服务对粮食全要素生产率的增长具有显著的促进作用,但该作用存在一定的滞后效应^[11];技术服务外包能提高设施种植户的生产效率,促进农户增收^[12],服务外包还能通过增加正产出、减少负产出来提高农业绿色全要素生产率^[13]。但不同类型环节的服务外包对全要素生产率的影响存在明显差异,其中,劳动密集型环节的机械服务效果并不显著,而技术密集型环节的服务外包则具有显著正向影响^[14]。尽管如此,现阶段农户参与服务外包仍主要集中于整地与收割等劳动密集型环节,田间管理等技术密集型环节的服务外包占比较小^[15]。

以土地流转、服务外包为主的规模经营方式在推动农业现代化的过程中具有相辅相成的作用^[16]。从理论上讲,土地流转产生的规模经营催生了生产性分工服务的有效供给。根据分工理论中的“斯密定理”,只有当对某一产品或者服务的需求随着市场范围的扩大增长到一定程度时,专业化生产者才能实际出现和存在,从而带来经济节约。由于农业长周期性 with 生产环节异质性,专用性农机具投资的利用频率普遍较低。当土地经营尚未达到足够规模时,农户倾向于将资产专用性程度较高的生产活动卷入社会分工中,通过购买生产性服务替代直接购买农机具。但小规模的服务需求并不足以催生专业化服务供给,只有当农户服务需求总量达到一定规模时,专业化服务经营主体才会出现,使得分工和专业化程度不断提高^[17]。已有研究也验证了两种规模经营方式的互促关系。一方面,农户参与机械环节服务外包的效率易受到土地规模的影响^[18];另一方面,部分种粮大户开始走上购买农机服务而非自给自足的农业机械化发展道路,或通过提供兼职的社会化服务改善单一经营下的低收益和高风险困境^[19]。

综上,土地流转、服务外包相互渗透发展,已成为当前小农户实现农业规模经营,与现代农业有效衔接的重要抓手。已有文献分别对土地流转、服务

② 摘自国务院新闻办公室于2022年1月20日下午3时举行的新闻发布会上,农业农村部总农艺师、发展规划司司长曾衍德的总结发言。

2022年11月

外包对粮食生产率与生产效率的影响进行了各有侧重的实证检验,为本文奠定了一定基础。然而,对于土地流转、服务外包影响小农户的全要素生产率的理论机理剖析,以及到底能否提高小农户全要素生产率比较实证研究较少。此外,对不同类型服务外包的小农户全要素生产率影响差异的研究也尚属少见。但在两种规模经营方式相互渗透发展的实践背景下,研究两者的综合作用恰恰是分析小农户如何提升全要素生产率的关键。因此,本文拟将诱致性技术进步理论与分工理论嵌入全要素生产率分析框架,剖析土地流转与服务外包对小农户全要素生产率的影响机理,并提出相关假说;进而基于粮食主产区农户调研数据,结合PSM方法与共前沿面随机前沿模型对提出的假说进行实证测算与比较分析,以期得到促进小农户高效提升全要素生产率,并为高效衔接农业现代化发展与绿色升级转型的针对性优化路径与相关政策建议。

3 研究思路与模型构建

3.1 研究思路框架

在中国农业现代化转型期,小农户面临着土地细碎化的规模经营障碍,以及农村劳动力转移产生的务农劳动力数量短缺与质量下降等制约。多数小农户出于改善自身禀赋条件、促进增产增收的动机,先后通过土地流转、服务外包等方式实现规模经营。图1展示了基于诱致性农业技术进步理论、分工理论与全要素生产率分析框架,小农户分别通过这两种规模经济方式的选择来提升全要素生产

率的逻辑框架。

一方面,部分小农户通过转入土地扩大经营规模,优化要素配置以及改变要素产出弹性等方式作用于生产前沿面,从而影响全要素生产率。另一方面,部分小农户将生产环节进行服务外包,通过参与农业社会分工,让高技能服务外包组织进行替代耕作,提升管理技能,促进农业技术采纳,以提高技术效率来提升全要素生产率。

值得注意的是,转入土地与服务外包并不是相互孤立的,而是相辅相成的。土地流转形成的集中连片的生产服务需求能通过提高服务外包的市场容量,促进服务规模经营;而服务外包形成的服务规模经营则部分替代了土地规模经营,从一定程度上缓解土地流转租金占用与资金周转难的困境。因此,现阶段小农户可能以转入土地与服务外包交替进行的方式,提高农业全要素生产率与农业产值。具体而言,在农户分化背景下,农业生产经营能力较强的小农户转入土地后,人均耕种面积增加,无法继续自行精耕细作,在必要时需要将部分劳动密集型的生产环节进行服务外包;农业生产经营能力较弱的自营土地小农户,由于当地土地市场发育滞后或非农就业机会不稳定,尽管仍然继续从事农业,但缺乏足够劳动力与管理技能,也需要将部分劳动与技术密集型环节的工作交与外包服务组织完成。即形成了不同农户主体对于劳动密集型生产环节和技术密集型生产环节的服务外包需求。

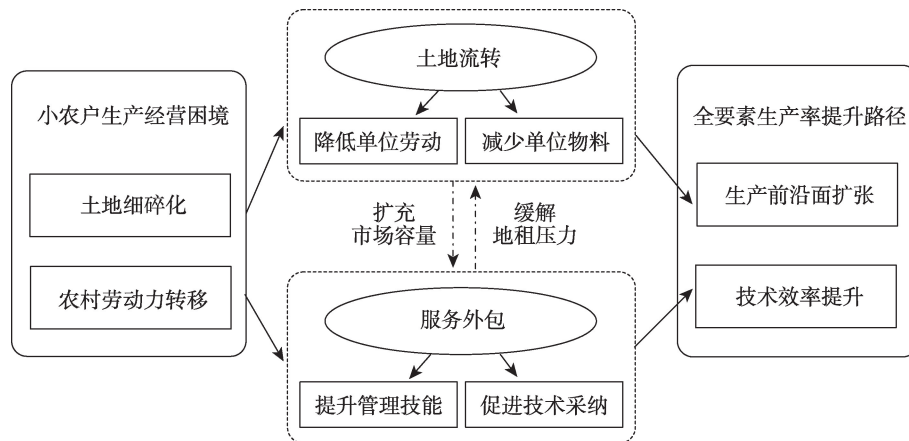


图1 小农户生产经营优化选择与全要素生产率提升路径

Figure 1 Smallholder farmers' production optimization and total factor productivity improvement path

3.2 研究假说

基于诱致性农业技术进步理论,机械技术和生物化学技术的采纳动机及其对全要素生产率的作用路径存在明显差异。因此,有必要分别从机械技术和生物化学技术角度,对小农户选择土地流转与服务外包产生的全要素生产率影响的机理展开阐述。由于本文讨论的机械与生物化学技术既可以被直接采纳,也可以通过服务外包被间接采纳,由此衍生出了机械服务和生物化学服务的概念。机械服务指以机械来替代劳动密集型生产环节的机械技术外包服务;生物化学服务指以化肥、农药的施用管理为主的生物化学型技术密集型生产环节的外包服务。基于此,下文分别对小农户土地流转与机械服务和生物化学服务外包行为对全要素生产率(TFP)的影响机理进行逐层对比剖析,并提出相应的研究假说。

图2a展示了土地流转通过优化劳动与土地配置比例与提高劳动产出弹性对小农户全要素生产率的影响机理。假定小农户基于劳动和土地相对价格进行配置,初始最优产出均衡点为 E_1 ,相应的劳动、土地和机械的投入^③分别为 L_1 、 K_1 和 M_1 ,对应无差异的生产前沿面 I_1 。根据诱致性农业技术进

步理论,随着农业劳动力相对土地的稀缺程度提高,劳动力相对土地的价格也不断上升,由原始禀赋形成的预算约束线根据劳动与土地的相对价格变化而顺时针旋转。此时,小农户倾向于转入土地,在新的劳动土地比价下,将相对稀缺的劳动投入转换为土地投入,优化劳动和土地的配置比例,形成新的最优化产出均衡点 E_2 ,对应无差异生产前沿面 I_2 ,相应的劳动投入下降为 L_2 ,而土地和机械的投入增加为 K_2 和 M_2 ,即通过优化劳动相对于土地的要害配置比例,提高劳动产出弹性,将生产前沿面扩展至 I_2 ,提升全要素生产率。

图2b展示了在图2a基础上,机械服务外包对转入土地小农户与自营土地小农户全要素生产率的差异化影响机理。具体而言,若小农户将生产环节进行机械服务外包,购买机械服务会产生额外支出,且在未达到一定规模条件下,单位服务的额外支出相对较高^④,会挤出劳动和土地的预算,使劳动和土地预算约束线向内平移。一方面,由于面临购买机械服务的额外成本支出,其预算约束线向内平移,其中,由于转入土地的小农户服务外包比例较大,其预算约束线向内平移幅度也较大;另一方面,考虑小农户机械服务外包可能在扩大服务规模过

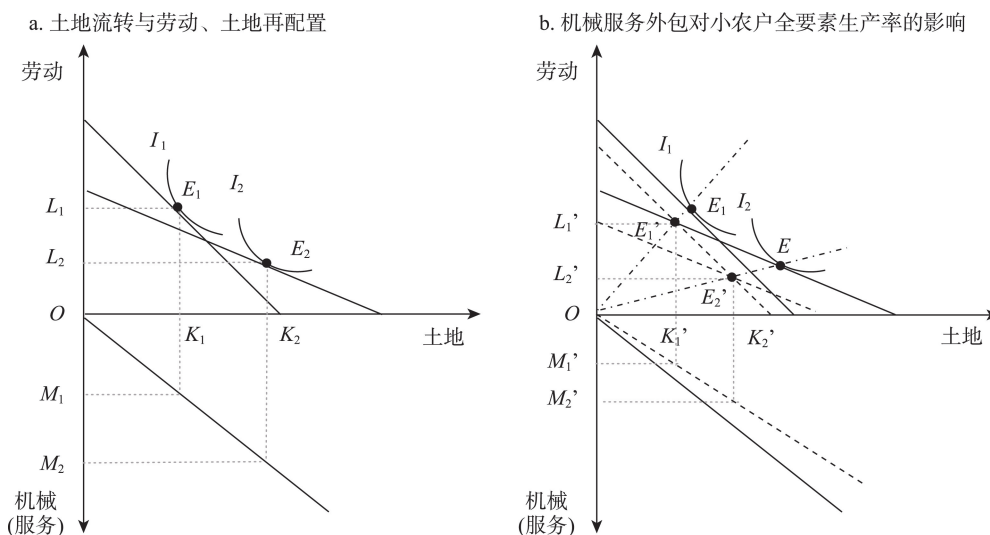


图2 土地流转、机械服务外包对小农户全要素生产率的影响机理

Figure 2 Land transfer, machinery service, and smallholder farmers' total factor productivity

③ 考虑农业产出的可比性以及综合体现投入产出的量与质,本文的投入产出变量均以金额来度量。

④ 如小农户使用自有机机械进行生产(通常在当年投入产出核算时不考虑一次性购买机械的成本折旧),除少量的机械燃料费外,不会产生较高的机械租赁费和人工费,而这两部分恰恰是服务外包成本的主要来源。因此,在未达到一定土地规模条件下,即使小农户考虑机械服务的综合成本较低才进行外包,表现在当年成本收益核算时的机械服务投入显然会比自己耕作的成本高。

2022年11月

程中降低服务价格,即土地与机械服务的相对价格曲线顺时针旋转,使得预算约束线向内平移的幅度减小。以上两种反方向作用的结果使得自营土地小农户的投入产出新均衡点变为 E_1' ,转入土地小农户的新均衡点变为 E_2' ,新的技术效率 $OE_2'/OE_2 < OE_1'/OE_1 < 1$ 。即在未达到一定土地规模条件下,从成本收益看,机械服务外包会使小农户产生技术效率损失。且由于转入土地的小农户使用机械服务替代自行耕作的比例更大,技术效率损失可能更大。基于以上分析提出本文的前两个研究假说。

假说1:转入土地小农户能通过优化劳动与土地配置比例,提高劳动产出弹性来扩展生产前沿面。

假说2:在未达到一定土地规模条件下,机械服务外包会使小农户,尤其是转入土地小农户产生技术效率损失。

图3a展示了土地流转通过扩大土地规模以及降低单位面积生物化学要素投入,作用于土地与生物化学要素的产出弹性,对小农户全要素生产率的影响机理。假定小农户基于土地和化肥相对价格的初始最优化产出均衡点为 E_1 ,相应的土地、化肥和生物化学型技术要素投入分别为 K_1 、 F_1 和 S_1 ,对应无差异的生产前沿面 I_3 。对于转入土地的小农户而言,一方面,转入土地并没有改变土地与生物化学要素的相对价格,只是使得预算约束线随着可配置的土地要素的扩张而向外平移,即会通过提高土地

产出弹性扩展生产前沿面;另一方面,转入土地会使得单位面积的生物化学要素投入(包括精耕细作的努力)降低,使原均衡点 E_1 逆时针旋转至新均衡点 E_2 ,相应的土地投入增加至 K_2 、生物化学要素和生物化学型技术要素投入分别降低为 F_2 和 S_2 ,并通过降低生物化学技术要素产出弹性紧缩生产前沿面,形成无差异生产前沿面 I_4 。由于扩大经营规模和降低单位化肥等投入对于土地与生物化学技术要素产出弹性的作用方向相反,土地流转产生的生产前沿面变化方向并不确定。

图3b展示了在图3a的基础上,生物化学服务外包对转入土地小农户与自营土地小农户全要素生产率的差异化影响机理。具体而言,若小农户将生产环节进行生物化学服务外包,其技术效率将会得到明显改善。一方面,由于农业生态环境的补贴政策的受益对象通常为实际采用生态环境保护措施的主体,这会激励承担生物化学技术的服务组织进行农药化肥减量等相应环境友好型与质量安全型生产技术,从而降低生物化学要素的单位面积投入,使小农户的预算约束线向外平移;另一方面,小农户的生物化学服务外包,可能在扩大服务规模过程中降低服务价格,即使生物化学要素与生物化学服务的相对价格曲线顺时针旋转,预算约束线进一步向外平移。以上两种同方向作用的结果使得自营土地小农户的投入产出新均衡点变为 E_1' ,转入土地小农户的新均衡点变为 E_2' ,新的技术效率

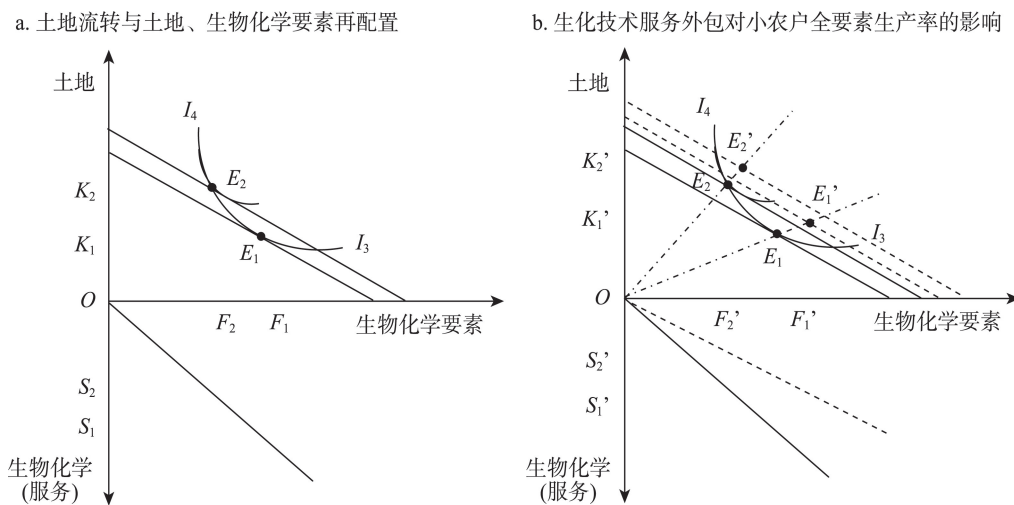


图3 土地流转、生化技术服务外包对小农户全要素生产率的影响机制

Figure 3 Land transfer, biochemical service, and smallholder farmers' total factor productivity

$OE_2'/OE_2 > 1, OE_1'/OE_1 > 1$ 。即生物化学服务外包会提高技术效率。此外,由于技术效率变化的幅度,还取决于初始的单位土地和生物化学要素投入比例,转入土地小农户与自营土地小农户存在一定差异。

由于初始分配的土地规模通常不大,自营土地小农户在灌溉、施肥管理与病虫害防治等产中环节管理的单位投入成本较高,且在技术管理能力上普遍较低,对生物化学型外包服务的需求可能更为强烈。值得注意的是,小农户外包这些产中环节的生物化学服务,不但能够促进农业生产性组织服务进行技术采纳,还能够通过农业生产技术管理优势,获得更为明显的技术效率改善效果。即生物化学服务外包在提升生物化学技术要素投入产生的技术效率同时,更有助于实现经济与环境共同目标下的绿色高效的微观农业技术采纳与宏观技术扩散。基于以上分析提出本文的后两个研究假说。

假说3:土地流转会分别通过扩大经营规模和降低单位生物化学技术要素投入对小农户生产前沿面产生反向作用。

假说4:生物化学服务外包会提高小农户的技术效率。

3.3 模型构建与数据来源

3.3.1 模型构建

目前,测算全要素生产率的主流方法包括非参数型的数据包络分析(DEA)方法以及参数计量模型下的随机前沿分析(SFA)方法。前者主要应用于测算跨时间维度的全要素生产率结构或多产出情况下的技术效率,后者则能通过超越对数等多种生产函数模型灵活测算各生产经营主体的生产效率以及要素产出弹性,其中,非效率SFA模型还能同时识别造成非效率损失的影响因素。因此,基于研究框架,本文选择SFA方法系对土地流转、服务外包的全要素生产率影响进行逐层实证与比较分析,检验所提出的研究假说并提出相应政策性建议。在具体的实证模型设计中,考虑农户异质性特征可能造成的土地流转决策样本的“选择性偏误”,及其对小农户以土地流转和服务外包所产生的全要素生产率实证结果的影响,转入土地小农户与自营土

地小农户的生产前沿面本身存在差异而无法直接进行比较,下文将首先使用倾向得分匹配(PSM)方法对样本“选择性偏误”进行处理得到转入土地小农户与自营土地小农户样本组,随后采用共前沿面随机前沿(Meta-SFA)模型对土地流转与服务外包的小农户全要素生产率作用进行逐层实证检验与比较分析。具体的实证模型构建过程如下:

首先,将小农户全样本进行SFA模型回归,通过在技术非效率模型中设置是否转入土地及其分别与机械服务和生物化学服务的交叉项体现相互作用。但是,由于是否转入土地的小农户可能存在家庭特征与地区差异,使得小农户面临不同的生产前沿面,从而影响是否转入土地下的服务外包技术效率,实证结果可能并不显著。因此,将小农户样本分为转入土地与自营土地两组,采用PSM方法,以是否转入土地为被解释变量对两组农户家庭特征和农业生产特征变量、地区虚拟变量进行Logit模型回归,并以农户种植业总产值为产出变量进行筛选和匹配,得到无禀赋条件差异的转入与自营土地农户样本,剔除“选择性偏误”造成的准确性影响。

随后,基于匹配的转入土地小农户与自营土地小农户样本进行Meta-SFA模型的两阶段测算,检验土地流转与服务外包分别通过影响生产前沿面与技术效率对小农户全要素生产率的影响。具体根据已有主流研究,将Meta-SFA模型的第一阶段估计定义如下^[20]:

$$y_{ij} = f(x_{ij}, \beta_j) \exp(v_{ij} - u_{ij}) \quad (1)$$

$$TE_{ij} = \frac{y_{ij} e^{-v_{ij}}}{f^j(x_{ij}, \beta_j)} = e^{-u_{ij}} \quad (2)$$

式中:被解释变量 y_{ij} 为第 j 组农户 i 的种植业总产值; $f(x_{ij}, \beta_j)$ 函数代表第 j 组农户的生产前沿面,体现为技术结构方程; x_{ij} 代表投入要素,本文采用超越对数生产函数形式,具体变量包括土地面积(*land*)、劳动工日(*labor*)、生物化学要素(种子、化肥、农药等)投入费(*SFP*)和机械要素投入费(包括机械租用费、外包费、燃油费和电费)(*MAC*)4项生产要素的一次方项、二次方项及交叉项; β_j 是技术结构参数; v_i 表示总误差,服从正态分布; u_i 为非负随机误差项,分布形态为零点截断型,反映技术效

2022年11月

率损失,由技术非效率方程体现, v_i 与 u_i 彼此独立; TE_{ij} 代表组内技术效率,表示第 j 组农户 i 在其组内的相对技术效率水平,组间技术效率差异表示由于土地流转产生的技术效率。式(1)是SFA模型的基本形式,由技术结构方程与技术非效率方程两个部分组成。在技术结构方程测算得到的生产要素产出弹性基础上估计生产前沿面,并同时通过技术非效率方程测算造成技术效率损失的影响因素。结合本文的待检验假说,技术结构方程主要用于检验土地流转通过劳动、土地等生产要素的产出弹性对生产前沿面的影响;技术非效率方程主要用于检验服务外包通过引入技术服务对技术效率产生的影响。技术非效率方程公式如下:

$$u_i = \delta_k z_{ik} + \varepsilon_i \quad (3)$$

式中: z_{ik} 代表造成第 j 组农户 i 技术非效率损失的 k 个变量,由农业生产性服务外包、农户家庭特征与农业生产特征作为3个部分变量构成。其中,服务外包为主要的自变量,包括机械服务外包程度(MACOS)和生物化学服务外包程度(TECHOS)两个变量,以服务外包的环节个数表征外包服务程度。前者包括播种、耕整地、收割、烘干环节,后者包括灌溉、施肥管理、病虫害防治环节。农户家庭特征变量包括户主年龄、受教育程度、是否长期在外务工(以每年外出是否超过6个月为标准)。农业生产特征变量包括地块数量、农业劳动力数量、自有农用生产机械设备数量。 δ_k 表示待估计参数,体现农户参加两种类型技术服务外包产生的技术效率差异。进一步地,将转入土地小农户组和自营土地小农户组共同面临的前沿面(y_i^*)定义如下:

$$y_i^* = f(x_i, \beta) = e^{x_i \beta^*}; i = 1, 2, \dots, n \quad (4)$$

式中: β^* 代表共前沿面上最优投入产出系数,即最优要素投入产出贡献。

$$f^j(x_{ij}, \beta_j) = f(x_i, \beta^*) e^{-u_{ij}^M} = \varepsilon_{ij} - \hat{\varepsilon}_{ij} \quad (5)$$

式(5)定义了Meta-SFA模型的第二阶段估计,即各组前沿面与共前沿面的关系。在式(5)中, u_{ij}^M 为基于共前沿面的SFA模型中的非负随机误差项,代表 i 个体所在的 j 组所在的前沿面到共前沿面上的距离,即组间效率转化率(TGR)。其表达式如下:

$$TGR_{ij} = \frac{f^j(x_{ij}, \beta_j)}{f(x_i, \beta^*)} = e^{-u_{ij}^M} \quad (6)$$

式中: TGR 的差异被用于描述有否转入土地农户在生产前沿面差距。主要由转入土地占比、地区虚拟变量(以安徽为对照地区)来识别。各组前沿面 $f^j(x_{ij}, \beta_j)$ 可以从第一阶段估算得到,各组前沿面与共前沿面的关系可转化如下:

$$\ln \hat{f}^j(x_{ij}, \beta_j) = \ln f(x_i, \beta^*) + v_{ij}^M - u_{ij}^M \quad (7)$$

$$TGR_{ij} = MTE_i / TE_{ij} = \hat{E}(e^{-u_{ij}^M} | \hat{\varepsilon}_{ij}^M) \quad (8)$$

式中: $\hat{\varepsilon}_{ij}^M = \ln \hat{f}^j(x_{ij}, \beta_j) - \ln \hat{f}(x_i, \beta^*)$ 是估算得到的各组前沿面与共前沿面的差距。Meta-SFA模型估计方法分为非参数型与参数型。由于参数型方法能对随机误差进行更准确的估计,下文将采用参数型方法进行实证测算^[21],结合第一阶段得到的组内技术效率和第二阶段得到的组间效率转化率得到综合全要素生产率。

3.3.2 数据来源与统计性分析

本文数据来源于2016年课题组在4个粮食主产省进行的实地调研。课题组基于抽样科学性、数据多样性和可获得性的原则,在13个粮食主产省中选择了江西、安徽、江苏和河南4个省进行集中实地调研,并结合分层抽样和随机抽样对这4个粮食主产省的8个种粮大县中的小农户进行调研,调研问卷内容包括家庭特征、生产特征、投入产出、土地流转以及服务外包等方面的问题。本次调研共回收小农户问卷534份,数据清理后得到有效问卷490份(包括转入土地小农户106户,自营土地小农户384户),平均转入土地规模为5.97亩。具体数据统计结果见表1。

从投入产出情况看,转入土地小农户的自营土地面积平均为11.486亩,比自营土地小农户的生产规模高4.258亩;从农户总量上看,转入土地小农户对生物化学技术要素与机械技术要素的投入显著高于自营土地小农户,但从亩均水平上看,转入土地小农户对生物化学技术要素的亩均投入水平比自营土地小农户低2.52%(11.02元),而对机械技术要素的亩均投入水平比自营土地小农户高12.92%(26.27元),这与上述机理分析的情况相符。从小农

表1 主要变量统计结果

Table 1 Definition and descriptive statistics of variables

变量	转入土地小农户		自营土地小农户	
	平均值	标准差	平均值	标准差
投入产出变量				
种植业总产值 ^(a) /元	15431	29579	9669	9430
土地面积/亩	11.49***	12.60	7.23	10.44
劳动工日/天	199	169	169	182
生物化学技术要素/元	4908***	5756	3168	3591
机械技术要素/元	2638***	6129	1470	1683
农户家庭特征				
户主年龄/岁	55.85	10.88	56.34	12.70
户主受教育程度/年	7.41	2.99	7.75	3.06
是否长期务工 ^(b) (0, 1)	0.047***	0.21	0.15	0.36
非农收入占比/%	51.97***	32.91	64.27	31.50
农业生产经营特征				
地块数量/个	7.14**	4.79	6.06	4.24
农业劳动力数量/人	1.93***	0.91	1.64	0.91
自有农业机械设备数量/个	1.63***	1.22	0.98	1.33
转入土地占比/%	50.22	26.87	—	—
机械服务程度/个	2.31*	1.01	2.11	1.17
生物化学服务程度/个	0.35*	0.69	0.50	0.77
地区分布情况(0, 1)				
安徽	0.65***	0.48	0.30	0.46
河南	0.12	0.33	0.15	0.36
江西	0.01***	0.10	0.11	0.32
江苏	0.22***	0.41	0.44	0.50

注:(a)种植业总产值主要来源于粮食作物收入和少量经济作物收入;(b)是否长期务工指户主务工情况。*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平下存在显著性差异。下同。

户家庭特征角度看,户主年龄和受教育程度差异不大;在转土地小农户中,户主长期外出务工的仅占4.70%,显著低于自营土地农户的户主长期外出务工比例(14.80%);同时,转入土地小农户的非农收入占比为51.97%,也较自营土地农户低12.30%。从农业生产特征看,转入土地小农户家中的地块数量略高于自营土地农户,平均为7块;家庭平均从事农业的劳动力约为2人,显著高于自营土地小农户;自有农业机械设备数量也明显较多。

从服务外包的参与程度看,正如上述机理分析所述,机械服务外包的小农户平均机械技术要素投入比未机械服务外包的小农户高6.46%,转入土地小农户更易于购买机械服务,该类型的平均参加生产性服务环节数量为2.31个;自营土地小农户更倾

向于购买生物化学服务,但由于当时提供生物化学服务的组织发育还不完善,平均参加外包服务的环节数量仍不足半个。从地区差异上看,安徽省转入土地小农户比例显著较高,而江西与江苏省自营土地小农户比较显著较高,这可能与当地经济与土地市场发育程度有关。总体而言,转入土地小农户和自营土地小农户在投入产出、家庭和生产特征、服务外包程度以及地区特征上存在显著差异,有必要分别进行全要素生产率的测算比较,以便得到具有针对性的政策性建议。

4 结果与分析

4.1 分组前沿面实证结果与比较分析

首先,对小农户全样本进行了SFA模型回归,实证结果见表2。从技术非效率方程结果看,机械

2022年11月

表2 全样本下转入土地与服务外包对全要素生产率的影响实证结果

Table 2 Empirical results of the impact of land transfer-in and service outsourcing on total factor productivity with full sample

技术结构方程			技术非效率方程		
变量	系数	t值	变量	系数	t值
$\ln land$	0.561***	6.609	是否转入土地	-3.228	-1.415
$\ln labor$	0.180***	2.852	$MACOS$	0.179**	2.187
$\ln SFP$	0.282***	2.618	$TECHOS$	-0.557*	-1.748
$\ln MAC$	0.009	1.31	是否转入土地 $\times MACOS$	2.321	1.297
$\ln land^2$	-0.063*	-1.742	是否转入土地 $\times TECHOS$	1.322	1.434
$\ln labor^2$	-0.026	0.413	户主受教育程度	0.047	1.540
$\ln SFP^2$	0.045	0.911	户主年龄	-0.083	-1.508
$\ln MAC^2$	-0.023*	-1.655	是否长期务工	-0.002	-0.244
$\ln land \times \ln labor$	0.250*	1.721	非农收入占比	-0.009	-1.404
$\ln land \times \ln SFP$	-0.003	1.196	地块数量	0.156	0.616
$\ln land \times \ln MAC$	0.039	-0.236	农业劳动力数量	0.039	0.547
$\ln labor \times \ln SFP$	-0.080	-0.519	自有农业机械设备数量	0.505*	1.736
$\ln labor \times \ln MAC$	-0.019	-1.266	河南	1.184*	1.814
$\ln SFP \times \ln MAC$	0.002	0.728	江苏	-0.780	-1.458
常数项1	0.288***	2.487	江西	-0.902***	-2.545
			常数项2	-1.758	-1.209
σ^2	0.232***	4.115			
γ	0.419***	2.633			
LLF	-54.079				
$LR\ test$	29.755				

注:模型回归时已将投入产出变量进行标准化处理,一次项系数即为偏产出弹性。

服务与生物化学服务的回归系数显著为正,说明参与机械服务外包会显著增加技术非效率损失,而参与生物化学服务外包则能显著降低技术非效率损失,验证了假说2和假说4。但是否转入土地及其与两类服务外包的交叉项系数均不显著,暗示可能受到生产前沿面差异的影响。本文还进一步将测算得到的转入土地与自营土地小农户的生产前沿面产出差异进行了 t 检验($t=4.792$),说明转入土地会使得小农户生产前沿面明显提高。因此,有必要结合PSM方法继续进行Meta-SFA模型测算。基于PSM方法匹配后,农户家庭特征与农业生产经营特征变量在转入土地小农户与自营土地小农户样本间的差异均不显著,说明该方法有效剔除了样本“选择性偏误”。为进一步检验采用Meta-SFA模型的合理性,本文进行了全样本SFA模型测算与最大似然比检验,最大似然比统计量为35.8(p 值 <0.05),即转入土地与自营土地小农户的生产前沿面存在

显著差异,应采用分组样本的Meta-SFA模型对全要素生产率进行逐层实证检验与分析。表3展示了Meta-SFA模型第一阶段实证测算结果,包括技术结构方程与技术非效率方程两个部分,分别体现土地流转与服务外包对转入土地与自营土地小农户的组内全要素生产率的影响效果。

4.1.1 土地流转对生产前沿面的影响分析

从技术结构方程的测算结果看(表3),相比而言,转入土地小农户的劳动和土地产出弹性显著高于自营土地小农户,说明转入土地有助于小农户提高劳动和土地产出能力,既验证了假说1和假说3的前半部分,也与当农地规模远小于人均农地的最优经营规模时,扩大农地规模能提高劳动生产率的已有研究结论相一致^[22];转入土地小农户的生物生物化学技术要素投入的产出弹性显著低于自营土地小农户,说明转入土地会通过减少生物化学技术要素的单位投入及其产出弹性对生产前沿面产生

表3 组内要素产出弹性与技术效率的实证结果比较

Table 3 Empirical results of within-group factor output elasticity and technical efficiency

变量		转入土地小农户		自营土地小农户	
		系数	t值	系数	t值
技术结构方程	常数项 1	0.272***	2.487	0.177	1.459
	lnland	0.759***	6.609	0.395***	5.177
	lnlabor	0.226***	2.852	0.201***	4.481
	lnSFP	0.193***	2.618	0.304***	6.997
	lnMAC	0.071	1.310	0.018	0.430
	lnland ²	-0.128*	-1.742	-0.063	-1.494
	lnlabor ²	0.072	0.413	-0.035	-0.963
	lnSFP ²	0.071	0.911	0.072*	1.821
	lnMAC ²	-0.128*	-1.655	-0.050	-1.469
	lnland×lnlabor	0.269*	1.721	0.228***	2.683
	lnland×lnSFP	0.165	1.196	-0.166**	-2.082
	lnland×lnMAC	-0.025	-0.236	0.116*	1.729
	lnlabor×lnSFP	-0.078	-0.519	-0.013	-0.188
	lnlabor×lnMAC	-0.133	-1.266	-0.007	-0.117
	lnSFP×lnMAC	0.042	0.728	0.035	0.698
技术非效率方程	常数项 2	-0.098	-0.099	-0.718	-0.944
	MACOS	0.474***	3.172	0.258***	3.167
	TECHOS	-0.494***	-2.614	-0.711**	-1.990
	户主受教育程度	0.004	0.096	-0.062*	-1.715
	户主年龄	-0.012	-1.083	0.007	0.790
	是否长期务工	-1.110	-1.212	0.347	1.227
	非农收入占比	-0.703*	-1.693	-0.613**	-2.119
	地块数量	0.078***	3.422	-0.102	-1.472
	农业劳动力数量	-0.463***	-2.935	0.457***	2.434
	自有农业机械设备数量	0.143	1.150	-0.014	-0.211
	sigma ²	0.232***	4.115	0.396***	4.219
	gamma	0.419***	2.633	0.364*	1.954
	LLF	-54.079		-281.637	
	LR test	29.755		26.783	

注:模型回归时已将投入产出变量进行标准化处理,一次项系数即为偏产出弹性。

反向作用,从而验证了假说3的后半部分,也与在一定条件下,扩大经营规模有助于提高化肥使用效率的研究结论相符^[23]。此外,自营土地小农户的土地与生物化学型技术要素投入的交叉项系数估计结果分别显著为负,说明生物化学型技术要素投入能有效弥补土地投入,也间接解释并支撑了假说3。

4.1.2 服务外包对技术效率的影响分析

从表3技术非效率方程的测算结果看,整体上,机械服务外包产生了显著的技术非效率损失,而生物化学服务外包则有效缓解了技术非效率损失。

就转入土地小农户与自营土地小农户的比较而言,机械服务外包对转入土地小农户的负向效率影响更大,验证了假说2,由于本文采用样本均为小农户,该结论从侧面验证了农户参与机械外包服务的效率易受到土地规模的影响,以及相比于购置农机,机械服务外包程度越高,其粮食生产效率的作用效果越弱的研究结论;自营土地小农户的生物化学服务外包程度越高,其技术效率提升越快,越有利于绿色生产效率提升,验证了假说4,这也验证了尽管农户参与生物化学技术相关的田间管理环节

2022年11月

服务外包占比较小,但该类环节外包的福利效应显著高于其他环节。

此外,自营土地小农户受教育程度系数显著为负,说明户主受教育程度越高,技术效率越高;非农收入占比系数均显著为负,说明无论对转入土地小农户还是自营土地小农户来说,非农收入都可能通过增强投资与认知能力提升技术效率。转入土地小农户的地块数量系数显著为正,说明土地越细碎化,技术非效率损失越明显。农业劳动数量系数分别显著为负和显著为正,说明转入土地小农户需要更多的劳动投入来提高技术效率,而自营土地农户则需要进一步转出劳动力以缓解技术非效率损失。

4.2 共前沿面实证结果与比较分析

Meta-SFA模型的第二阶段,即转入土地小农户与自营土地小农户的组间前沿面差距实证结果比较如表4所示。其中,转入土地占比的系数显著为负,说明土地流转确实有助于小农户扩张生产前沿面,使得转入土地小农户的生产前沿面优于自营土地小农户,从共前沿面角度进一步验证了假说1和假说3。此外,河南地区虚拟变量的系数显著为负,说明相比安徽而言,河南地区农户生产前沿面较高。

基于Meta-SFA模型两阶段实证的结果,能够整理得到转入土地、服务外包对粮食全要素生产率的结构影响与比较情况。如表5所示,转入土地小农户组的技术效率和前沿面技术进步差距分别为0.792和0.990,自营土地小农户则分别为0.848和0.960。这说明转入土地小农户所面临的生产前沿

表4 组间生产前沿面差距的实证结果比较

Table 4 Empirical results of inter-group production frontier differences

变量	系数	t值
常数项	0.042***	5.248
转入土地占比	-0.001***	-6.948
河南	-0.056***	-3.121
江苏	-0.011	-0.636
江西	-0.003	-0.333
σ^2	0.004***	15.573
γ	0.040**	2.201
LLF	643.928	
LR test	30.396	

表5 全要素生产率提升路径比较

Table 5 Comparison of total factor productivity improvement paths

指标	转入土地农户	自营土地农户
组内技术效率	0.792	0.848
生产前沿面差距	0.990	0.960
综合全要素生产率	0.784	0.814

面更优,但其组内技术效率水平差异较大,通过生产性服务外包等方式的技术效率水平提升是促进转入土地小农户提高粮食全要素生产率的潜在优化路径;自营土地小农户组虽然组内技术效率水平差异较小,但其生产前沿面相对落后,还需进一步通过适度流转土地提高其粮食全要素生产率。尽管如此,组内平均技术效率的较大差异使得转入土地小农户的全要素生产率略低于自营土地小农户。这主要是由于大量的机械型与生物化学型技术要素的投入、机械服务外包的支出抬升了小农户投入生产要素的总成本,严重影响了转入土地小农户的全要素生产率。

5 结论与政策建议

5.1 结论

本文将诱致性农业技术进步理论与分工理论融入全要素生产率分析框架,在剖析土地流转、服务外包对小农户全要素生产率的影响机理的基础上,基于粮食主产区小农户数据,采用PSM方法和Meta-SFA两阶段模型进行实证检验与比较分析。主要结论如下:

(1)土地流转和生物化学服务外包分别通过扩展生产前沿面和提升技术效率提高小农户的全要素生产率。一方面,小农户能够通过转入土地提高土地和劳动产出弹性的方式来扩张生产前沿面;另一方面,无论是转入土地小农户还是自营土地小农户都能通过将技术密集型生产环节进行生物化学服务外包的方式来提升技术效率。然而,当前农户进行生物化学服务外包占比较小,仍有较大的技术效率改进空间。

(2)在未达到一定土地规模条件下,机械服务外包会显著降低小农户,尤其是转入土地小农户的技术效率。因此,小农户的机械服务外包如能提高全要素生产率,需对粮食生产的土地规模有所要

求。此外,粮食达到适度规模经营也会降低单位机械服务外包所产生的碳排放强度。

(3)整体而言,相比转入土地小农户,进行服务外包的自营土地小农户的综合全要素生产率更高。尽管土地流转使小农户面临的生产前沿面扩张,但服务外包提升小农户尤其是自营小农户技术效率的效果更明显,使得自营土地,同时外包服务成为小农户更为理性的经营方式选择。

5.2 政策建议

基于以上研究结论提出的政策建议包括:

(1)应在推广农业社会化服务的初期,补贴进行机械服务外包的小农户,降低机械服务外包的费用水平,鼓励通过服务规模经济提升农业机械化水平,并通过扩大连片土地服务规模(市场容量)的市场化机制机械服务主体的单位服务成本,形成良性循环,从成本收益角度持续降低小农户参与机械服务的技术效率损失。

(2)应进一步培育壮大技术密集型环节的生物化学服务外包组织,并通过加大宣传来促进小农户对生物化学型外包服务的参与程度,提高小农户的绿色全要素生产率。

(3)要注重以土地流转和服务外包相互配合充分释放粮食全要素生产率的提升潜力。一方面,应提倡小农户依据自身禀赋条件适度转入土地,扩展生产前沿面;另一方面,应促进达到一定土地规模农户进行机械服务外包进一步降低单位机械服务费用。在此基础上,鼓励小农户积极参加服务外包,尤其是生物化学服务外包,有效提升绿色全要素生产率。

参考文献(References):

- [1] 罗必良. 小农经营、功能转换与策略选择: 兼论小农户与现代农业融合发展的“第三条道路”[J]. 农业经济问题, 2020, (1): 29-47. [Luo B L. Small household operation, function transformation, strategy options: How can household incorporate into the modern agricultural development pattern?[J]. Issues in Agricultural Economy, 2020, (1): 29-47.]
- [2] 徐志刚, 张骏逸, 吕开宇. 经营规模、地权期限与跨期农业技术采用: 以秸秆直接还田为例[J]. 中国农村经济, 2018, (3): 61-74. [Xu Z G, Zhang J Y, Lv K Y. The scale of operation, term of

land ownership and the adoption of inter-temporal agricultural technology: An example of “straw return to soil directly”[J]. Chinese Rural Economy, 2018, (3): 61-74.]

- [3] 林文声, 王志刚, 王美阳. 农地确权、要素配置与农业生产效率: 基于中国劳动力动态调查的实证分析[J]. 中国农村经济, 2018, (8): 64-82. [Lin W S, Wang Z G, Wang M Y. Land registration and certification, production factor allocation and agricultural production efficiency: An analysis based on China labor-force dynamics survey[J]. Chinese Rural Economy, 2018, (8): 64-82.]
- [4] 史常亮, 占鹏, 朱俊峰. 土地流转, 要素配置与农业生产效率改进[J]. 中国土地科学, 2020, 34(3): 49-57. [Shi C L, Zhan P, Zhu J F. Land transfer, factor allocation and improvement of agricultural production efficiency improvement[J]. China Land Science, 2020, 34(3): 49-57.]
- [5] 邹伟, 崔益邻. 农地经营权稳定性对农业生产绩效的影响: 基于中介效应模型的分析[J]. 中国土地科学, 2019, 33(7): 48-57. [Zou W, Cui Y L. The influence of farmland management rights security on agricultural production performance: An analysis based on the mediation effect model[J]. China Land Science, 2019, 33(7): 48-57.]
- [6] 陈杰, 苏群. 土地流转、土地生产率与规模经营[J]. 农业技术经济, 2017, (1): 28-36. [Chen J, Su Q. Land transfer, land productivity and scale management[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2017, (1): 28-36.]
- [7] 蔡荣, 朱西慧, 刘婷, 等. 土地流转对农户技术效率的影响[J]. 资源科学, 2018, 40(4): 707-718. [Cai R, Zhu X H, Liu T, et al. The effects of land transfer on technical efficiency[J]. Resources Science, 2018, 40(4): 707-718.]
- [8] 许庆, 尹荣梁, 章辉. 规模经济、规模报酬与农业适度规模经营: 基于我国粮食生产的实证研究[J]. 经济研究, 2011, 46(3): 59-71. [Xu Q, Yin R L, Zhang H. Economies of scale, returns to scale and the problem of optimum-scale farm management: An empirical study based on grain production in China[J]. Economic Research Journal, 2011, 46(3): 59-71.]
- [9] 钱龙, 饶清玲, 刘同山. 地权稳定性对农户节水灌溉技术采纳行为的影响: 来自黄淮海农区的经验证据[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2022, 22(2): 135-146. [Qian L, Rao Q L, Liu T S. The impact of land tenure stability on the adoption of water-saving irrigation technology by peasants: Empirical evidence from Huanghuaihai agricultural Areas[J]. Journal of Nanjing Agricultural University (Social Sciences Edition), 2022, 22(2): 135-146.]
- [10] 高强. 理性看待种粮大户“毁约弃耕”现象[N/OL]. (2017-03-08) [2022-04-20]. http://www.moa.gov.cn/xw/zwdt/201703/t20170308_5512541.htm. [Gao Q. Rationally Treat the Phenomenon of Large Grain Growers “Breaking Contracts and Abandoning Farming”[N/OL]. (2017-03-08) [2022-04-20]. <http://www.moa.gov.cn/>

2022年11月

xw/zwdt/201703/t20170308_5512541.htm.]

- [11] 张丽, 李容. 农机服务发展与粮食生产效率研究: 2004–2016: 基于变系数随机前沿分析[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2020, (2): 67–77. [Zhang L, Li R. Research on agricultural machinery service development and grain production efficiency: 2004–2016: Based on stochastic frontier analysis of variable coefficients[J]. Journal of Huazhong Agricultural University (Social Sciences Edition), 2020, (2): 67–77.]
- [12] 董莹, 穆月英. 农户环境友好型技术采纳的路径选择与增效机制实证[J]. 中国农村观察, 2019, (2): 34–48 [Dong Y, Mu Y Y. The path selection and efficiency increase mechanism of farmers' adoption of environmentally friendly technologies: An empirical analysis[J]. Chinese Rural Economy, 2019, (2): 34–48.]
- [13] 程永生, 张德元, 汪侠. 农业社会化服务的绿色发展效应: 基于农户视角[J]. 资源科学, 2022, 44(9): 1848–1864. [Cheng Y S, Zhang D Y, Wang X. Green development effect of agricultural socialized services: An analysis based on farming households' perspective[J]. Resources Science, 2022, 44(9): 1848–1864.]
- [14] 张忠军, 易中懿. 农业生产性服务外包对水稻生产率的影响研究: 基于358个农户的实证分析[J]. 农业经济问题, 2015, 36(10): 69–76. [Zhang Z J, Yi Z Y. The impact of agricultural productive service outsourcing on rice productivity: An empirical analysis based on 358 farmers[J]. Issues in Agricultural Economy, 2015, 36(10): 69–76.]
- [15] 杨志海. 生产环节外包改善了农户福利吗? 来自长江流域水稻种植农户的证据[J]. 中国农村经济, 2019, (4): 73–91. [Yang Z H. Can outsourcing of agricultural production improve the welfare of farm households? Evidence from rice farmers in the Yangtze valley[J]. Chinese Rural Economy, 2019, (4): 73–91.]
- [16] 钟真, 胡珺祎, 曹世祥. 土地流转与社会化服务: “路线竞争”还是“相得益彰”: 基于山东临沂12个村的案例分析[J]. 中国农村经济, 2020, (10): 52–70. [Zhong Z, Hu J Y, Cao S X. Land transfer and agricultural services: “Route competition” or “mutual reinforcement”: An analysis based on cases from 12 villages in Linyi, Shandong Province[J]. Chinese Rural Economy, 2020, (10): 52–70.]
- [17] 罗必良. 论服务规模经营: 从纵向分工到横向分工及连片专业化[J]. 中国农村经济, 2017, (11): 2–16. [Luo B L. Service scale management: Vertical Division of connected farmland [J]. Chinese Rural Economy, 2017, (11): 2–16.]
- [18] 蔡键, 唐忠, 朱勇. 要素相对价格、土地资源条件与农户农业机械服务外包需求[J]. 中国农村经济, 2017, (8): 18–28. [Cai J, Tang Z, Zhu Y. The relative price of factors, land resource conditions and farmers' demand on agricultural mechanical service outsourcing[J]. Chinese Rural Economy, 2017, (8): 18–28.]
- [19] 曹铁毅, 周佳宁, 邹伟. 家庭农场兼职化服务: 生成逻辑与影响效应[J]. 农村经济, 2021, (5): 40–46. [Cao T Y, Zhou J N, Zou W. Part time service of family farm: Generation logic and influence effect[J]. Rural Economy, 2021, (5): 40–46.]
- [20] Battese G E, Rao D S P, O'Donnell C J. A metafrontier production Function for estimation of technical efficiencies and technology gaps for firms operating under different technologies[J]. Journal of Productivity Analysis, 2004, 21(1): 91–103.
- [21] Huang C J, Huang T H, Liu N H. A new approach to estimating the metafrontier production function based on a stochastic frontier framework[J]. Journal of Productivity Analysis, 2014, 42(3): 241–254.
- [22] 王亚辉, 李秀彬, 辛良杰, 等. 中国农地经营规模对农业劳动生产率的影响及其区域差异[J]. 自然资源学报, 2017, 32(4): 539–552. [Wang Y H, Li X B, Xin L J. The impact of farm land management scale on agricultural labor productivity in China and its regional differentiation[J]. Journal of Natural Resources, 2017, 32(4): 539–552.]
- [23] 邹伟, 张晓媛. 土地经营规模对化肥使用效率的影响: 以江苏省为例[J]. 资源科学, 2019, 41(7): 1240–1249. [Zou W, Zhang X Y. Effects of land management scale on fertilizer use efficiency: Taking Jiangsu as an example[J]. Resources Science, 2019, 41(7): 1240–1249.]

Impact of land transfer and service outsourcing on smallholder farmers' total factor productivity: Evidence from the main grain producing areas of China

DONG Ying

(College of Economics and Management, South China Agricultural University, Guangzhou 510642, China)

Abstract: The mutual penetration and development of land transfer and service outsourcing have become a crucial way for China's smallholder farmers to connect with the development of modern agriculture. This study integrated the induced agricultural technological progress theory and division of labor theory into the framework of total factor productivity. Based on the analysis of the mechanism of impact, propensity score matching (PSM) and meta stochastic frontier analysis (Meta-SFA) model were used to conduct the empirical test and comparative analysis on the impact of service outsourcing in mechanical technology and biochemical technology on total factor productivity (TFP) using survey data of the four main grain producing areas of China Jiangxi, Anhui, Jiangsu, and Henan provinces in 2016, and we put forward the corresponding improvement paths. The research conclusions include: (1) Land transfer and biochemical technology service outsourcing can improve the TFP of smallholder farmers by expanding the production frontier and improving technical efficiency respectively; (2) The mechanical technology outsourcing of small-scale farmers will lead to technical efficiency loss, especially in the case of land transfer-in farmers; (3) Combined with the meta frontier analysis and compared with the small holder farmers who transfer in land, the comprehensive TFP of self-management smallholder farmers through service outsourcing is higher. Therefore, smallholder farmers should be encouraged to actively participate in service outsourcing, fully release the total factor productivity potential of production by improving technical efficiency, and promote the high-quality development of agriculture.

Key words: land transfer; service outsourcing; smallholder farmers; Total Factor Productivity (TFP); main grain production areas; Meta-SFA model

《资源科学》第九届编辑委员会 Editorial Board of *Resources Science*

顾问: 孙鸿烈 石玉林 刘昌明 李文华 郑度 孙九林 陆大道 赵士洞 成升魁
Consultants Sun Honglie Shi Yulin Liu Changming Li Wenhua Zheng Du Sun Julin Lu Dadao Zhao Shidong Cheng Shengkui

主编: 高星
Editor in Chief Gao Xing

副主编: 王仰麟 史培军 李保国 黄季焜 康跃虎 张宪洲 刘春风 (专职)
Associate Editors in Chief Wang Yanglin Shi Peijun Li Baoguo Huang Jikun Kang Yuehu Zhang Xianzhou Liu Chunfeng

编委 (按姓氏拼音为序):

陈曦	董锁成	戴君虎	郭庆军	郭建平	谷树忠	韩立民	黄铁青	贾绍凤
Chen Xi	Dong Suocheng	Dai Junhu	Guo Qingjun	Guo Jianping	Gu Shuzhong	Han Limin	Huang Tieqing	Jia Shaofeng
江 东	雷加强	李发东	李胜利	李双成	刘金龙	刘琪璟	南忠仁	濮励杰
Jiang Dong	Lei Jiaqiang	Li Fadong	Li Shengong	Li Shuangcheng	Liu Jinlong	Liu Qijing	Nan Zhongren	Pu Lijie
齐亚彬	齐 晔	邵景力	沈 镭	石敏俊	孙才志	唐华俊	王辉民	王建华
Qi Yabin	Qi Ye	Shao Jingli	Shen Lei	Shi Minjun	Sun Caizhi	Tang Huajun	Wang Huimin	Wang Jianhua
王润元	王 毅	吴志峰	徐宗学	杨红生	袁林旺	张安录	钟林生	邹建文
Wang Runyuan	Wang Yi	Wu Zhifeng	Xu Zongxue	Yang Hongsheng	Yuan Linwang	Zhang Anlu	Zhong Linsheng	Zou Jianwen

编辑部: 刘春风 颜 明 宝 乐
Editorial Office Liu Chunfeng Yan Ming Bao Le

资 源 科 学
(Ziyuan Kexue)

(月刊, 1977年创刊)

第44卷 第11期 2022年11月25日出版

Resources Science

Monthly, Published since 1977

Vol.44 No.11 November 25, 2022

编 辑 《资源科学》编辑委员会

地址: 北京市朝阳区大屯路甲11号

邮政编码: 100101

电话: 010-64889446

E-mail: zyxx@igsnrr.ac.cn

投稿网址: http://www.resci.cn

主 编 高 星

主 管 中国科学院

主 办 中国科学院地理科学与资源研究所

中国自然资源学会

出版发行 科学出版社

地址: 北京市东黄城根北街16号

邮政编码: 100717

电话: 010-64017032

E-mail: journal@mail.sciencep.com

印刷装订 北京宝昌彩色印刷有限公司

国外发行 中国国际图书贸易总公司

(北京399信箱, 100044)

Edited by: Editorial Board of *Resources Science*

Add: 11A Datun Road, Chaoyang District, Beijing, China

Post code: 100101

Tel & Fax: 86-10-64889446

E-mail: zyxx@igsnrr.ac.cn

http://www.resci.cn

Editor in Chief: Gao Xing

Superintended by: Chinese Academy of Sciences

Sponsored by: Institute of Geographic Sciences and Natural Resources Research, CAS;

China Society of Natural Resources

Published & Distributed by: Science Press

Add: 16 Donghuangchenggen North Street, Beijing, China

Post code: 100717

Tel: 86-10-64017032

E-mail: journal@mail.sciencep.com

Printed by: Beijing Baoshang Color Printing Co., Ltd

Overseas Distributor: China International Book Trading Corporation

(P.O. Box 399, Beijing 100044, China)

国际标准刊号: ISSN 1007-7588

国内统一刊号: CN 11-3868/N

广告发布登记: 京朝工商广登字20200048号

国内邮发代号: 82-4

国际发行代号: BM416

国内外公开发行

定价: 80.00 元

ISSN 1007-7588



(购买本刊请扫左侧二维码)

- 中国最具国际影响力学术期刊
- 中文社会科学引文索引 (CSSCI) 来源期刊
- 全国中文核心期刊
- 中国科技核心期刊
- RCCSE中国核心学术期刊
- 湖北省最具影响力学术期刊
- 学术期刊数字影响力100强



统计与决策[®]

STATISTICS & DECISION

国际标准连续出版物号 ISSN 1002-6487 国内统一连续出版物号 CN 42-1009/C

中国数字经济发展水平的 地区差异、空间集聚与状态转移

数字经济对共同富裕的影响效应与机制检验

矩阵数据的分类预测方法

区域创新发展能力评价与空间差异测度

中国农业经济国内国际双循环：实证测度与国际比较

202406
总第642期



欢迎关注
《统计与决策》
官方微信公众号

经济实证

- 098 中国农业经济国内国际双循环:实证测度与国际比较 / 刘 洋 雷 翎 芮伶俐
104 中国制造业智能化水平、区域差异及分布动态演进 / 杨承佳
110 中国绿色经济高质量发展水平、区域差异与时空演进 / 邵长花
116 省域数字经济与新型城镇化耦合协调关系及影响因素 / 张 耀 曹俊杰 韩世东
121 数据要素对经济增长的影响效应研究 / 徐 野 田 颢 刘满凤 杨 杰
126 “数字丝绸之路”建设与共建国家价值链优化 / 梁昊光 秦清华
132 中国与共建“一带一路”国家粮食贸易潜力测度 / 袁 元

财经纵横

- 139 金融结构与经济增长关系的统计检验——基于河南省的实证 / 徐晓飞 吉晶晶
145 普惠金融对经济增长与城乡收入差距的影响 / 王 渊 王相宁
150 人民币情绪、汇率预期与估值效应关系研究 / 曹 强 杨修琦
157 中国商业银行全要素生产率增长动能分析 / 谭 磊 李文君
162 中国数字贸易发展对产业结构升级的影响——基于空间杜宾模型的实证

/ 袁桂芬 刘 岩

管理决策

- 167 制造业企业资源结构对转型升级影响的实证检验
/ 汤 桐 马春爱 吕蔚宇 郝颖莹
172 绿色投资、融资约束与企业财务绩效——来自能源行业上市企业的经验证据
/ 刘书兰 王 蒙 漆俊英
178 家庭金融资产配置的收入心理账户效应检验 / 董 莹 黄思琳
183 不同碳政策下考虑道路拥堵的区域物流网络优化 / 陈志豪 贺 勇 廖 诺

书评

- 封二 评《马克思经济理论与主体生产》 / 张晓庆

主 编 / 李明星
副 主 编 / 刘柳青
编辑部主任 / 方 思

装帧设计 / 亚 非
制作 / 武汉新锐平面设计
有限责任公司
印刷 / 武汉旭诚彩印包装有限公司
定价 / 25.00 元

本刊已许可国家哲学社会科学学
术期刊数据库、中国知网、中国科学引
文索引数据库、万方、维普、博看网等
数据库以数字化方式复制、汇编、发
行、信息网络传播本刊全文;作者投稿
本刊,本刊即视为同意将文章编入上
述数据库;如有异议,请作者在投稿时
说明,本刊将按作者说明处理。

家庭金融资产配置的收入心理账户效应检验

董莹¹, 黄思琳²

(1.华南农业大学 经济管理学院, 广州 510642; 2.招商银行广州分行股份有限公司, 广州 510000)

摘要:文章基于心理账户理论分析不同来源收入对家庭金融资产配置的影响机制, 采用CHFS2017—2019年的数据进行实证检验, 得到如下结论: (1) 各类收入对家庭金融资产配置的影响存在明显的心理账户分割效应, 工资性收入越高的家庭越倾向于增加中低风险资产而挤出高风险资产; 经营性收入与转移性收入越高的家庭越倾向于增加无风险资产而挤出风险资产; 财产性收入越多的家庭越倾向于增加风险资产而挤出无风险资产。 (2) 相比城镇家庭, 农村家庭对经营性收入与转移性收入的金融资产配置心理账户效应更偏保守, 财产性收入则更偏激进, 分割效果较强。 (3) 中高收入家庭的工资性收入和经营性收入心理账户效应更保守, 财产性收入更激进; 低收入家庭的转移性收入心理账户效应更保守。

关键词:家庭金融; 资产配置; 收入心理账户效应

中图分类号: F832

文献标识码: A

文章编号: 1002-6487(2024)06-0178-05

0 引言

2022年初中央经济工作会议强调实现共同富裕目标, 将增加城乡居民金融资产等各类财产性收入作为扩大中等收入群体规模的着力点, 成为社会各界讨论的焦点。跨国比较研究显示, 人均GDP较高国家的居民配置不动产的比例往往较低, 而配置金融资产的比例相对较高。2019年, 中国人均GDP超过1万美元^①, 标志着家庭配置金融资产的加速拐点可能出现。然而, 当前中国居民家庭金融资产配置分散化程度不足, 配置效果尚待改善, 家庭因资产配置不合理而承担了过多风险, 导致自身福利受损。

已有文献分别从风险偏好、信任度、受教育程度、金融素养、健康状况、生命周期、早期经历等角度探讨了家庭金融资产配置的影响因素^[1-3]。作为家庭金融资产配置的来源, 收入是影响中国家庭金融资产配置最为重要直接的影响因素。由于缺乏接触金融产品的机会, 收入水平越低的家庭的金融资产配置比例越低^[4]; 而收入水平较高的家庭, 参与风险金融资产市场的积极性更高, 金融资产的配置比例也较高^[5]。此外, 是否为农业户口、财富水平以及人力资本与社会资本产生的收入差距对家庭在股票和广义风险金融资产上的投资概率具有显著的影响^[6]。

进一步研究发现, 家庭收入对金融资产配置的影响存在一定的异质性特征。舒建平等(2021)^[7]研究发现, 家庭金融资产配置存在收入门槛效应: 当家庭收入水平较低时, 家庭收入增加会提高家庭低风险金融资产的配置比

例; 当家庭收入水平较高时, 家庭收入增加会提高家庭中高风险资产的配置比例。Palia等(2013)^[8]的研究认为, 家庭收入波动性会降低家庭的金融市场参与度以及金融资产持有量。Korkmaz等(2021)^[9]还发现, 中国家庭金融资产配置决策存在显著的行为不一致性。随着行为金融学相关理论的发展, 学者们开始从心理学视角重新审视不同来源收入对家庭金融资产配置决策行为影响的非一致性。其中, 心理账户理论认为不同来源的收入对家庭股票市场交易决策存在具有显著分割性的心理账户效应^[10]。家庭会基于未来流动性预期的约束, 减少将常规收入投资于风险资产的比例^[11], 意外收入的心理账户能显著提高对股票市场的参与度^[12], 拥有社会养老保险的转移性收入会显著提高家庭投资风险金融资产的概率和比例^[13]。不同来源收入对家庭旅游消费存在心理账户效应, 且农村家庭旅游消费的心理账户效应比城镇家庭更显著^[14]。

综上, 不同来源的收入对家庭金融资产配置决策具有明显的差异化作用, 然而对这种不一致性的影响效果进行合理解释的研究尚属少见。本文基于心理账户理论, 在剖析不同来源收入对家庭配置各类风险金融资产决策的影响机制的基础上, 从资产配置的广度与深度角度, 对不同来源收入产生的家庭金融资产配置决策的心理账户效应进行实证分析, 并进一步从城乡差异、收入水平视角进行异质性检验与比较分析, 从而提出针对性建议。

1 理论分析与研究假设

经典金融学理论对投资决策行为的研究通常假定了

基金项目:广东省哲学社会科学规划学科共建项目(GD23XYJ63); 国家自然科学基金资助项目(71803052); 广东省自然科学基金面上项目(2023A1515010808)

作者简介:董莹(1988—), 女, 黑龙江哈尔滨人, 博士, 副教授, 研究方向: 家庭金融、农业经济理论与政策。

(通讯作者)黄思琳(1998—), 女, 广东陆丰人, 硕士, 研究方向: 家庭金融。

①源自2020年国家统计局统计数据。

投资者的完全理性。然而,实际上受到有限理性的制约,人们往往无法基于所有信息做出最优决策,仅能基于“有限关注”,通常倾向于采用分类信息做出迅速有效的决策^[15]。心理账户理论为这种决策者根据有限的分类信息进行不完全信息决策的行为提供了理论支持,也对货币资金之间可以完全替代的经典金融学原理提出了挑战,认为不同分类下的资金不可完全替换,因而对投资等决策的影响存在一定异质性和分割性。根据心理账户理论,人们既可以基于约束条件(即投入信息)的分类信息进行决策,也可以基于结果预判(即产出信息)的分类信息进行决策,均会使其决策呈现分割的心理账户效应。最常见的应用是基于之前对资金在心理账户上的分类来分析评估并做出财务决策^[16]。由于家庭财务决策可能会对整个家庭未来经济福利带来长期的影响,因此学术界开始愈发关注心理账户效应在家庭金融资产配置中的影响^[17]。针对家庭金融资产配置决策,收入分类和投资分类是典型的存在心理账户分割效应的投入和产出信息分类。从收入分类的投入信息心理账户效应看,收入分类通常以其来源的类型(即工资性收入、财产性收入等)^[16]为基础。已有研究认为不同来源的收入会按是否是否付出努力得到的,而在心理上被纳入常规收入账户与意外收入账户,人们更倾向于从意外收入账户支出资金,而不愿意使用常规收入账户上的资金^[18],即人们对不同来源的收入资金的使用存在不完全替代性和分割性。从投资分类的产出信息心理账户效应看,投资分类通常基于当下或未来的使用需求(比如当下的短期流动性、未来的中长期收益性),将不同的投资暂时性地合并或分离到相同或不同的心理账户中。综上,提出本文第一个待检验假设:

假设1:各类来源收入对家庭金融资产配置的影响存在心理账户的分割效应。

基于以上心理账户理论分析,本文进一步对不同来源的收入对家庭金融资产配置的心理账户效应即分割性的影响进行具体机制分析。鉴于中国家庭金融资产配置受到预防性储蓄动机和风险投资的谨慎性动机的双重影响,要同时考虑收入与投资心理账户效应下的家庭金融资产配置影响机制。第一,考虑家庭对不同来源收入存在的分类心理账户效应,本文将家庭收入按照来源分为工资性收入、经营性收入、转移性收入和财产性收入四类心理账户。第二,综合考虑收入心理账户与投资心理账户的匹配性,以及不同投资心理账户分类所对应的当下短期流动性与未来中长期收益性,将投资分为无风险金融资产、中低风险金融资产以及高风险金融资产。具体而言,由于工资性收入和经营性收入分别作为城镇与农村家庭最常规的付出努力获得的收入来源,更容易被纳入常规收入心理账户中,倾向于无风险或中低风险类的金融资产投资^[11]。但工资性收入和经营性收入也存在细微差异,家庭经营性收入主要包括个体工商业与农业,易受到自然条件或社会经济环境的影响,可能面临难以预测的风险,相比工资性收

入,其波动性更大。财产性收入和转移性收入则更倾向于被纳入意外收入的心理账户,能够承受更多的投资风险,易被用于较高风险的金融投资^[12]。财产性收入主要是各类投资、房屋租赁、房屋拆迁带来的收益,来源并不需要附加居民的辛苦劳作,会被放入较为激进的心理账户中,进行风险投资,通过承担风险来期望获得较高的收益。转移性收入既包括政府补贴等二次收入分配环节又包括他人的馈赠,前者更易被放入保障性心理账户中,用于预防性储蓄或投资于无风险资产;后者属于意外之财,更易被放入较为激进的心理账户中,追求配置风险金融资产的较高收益。据此提出本文第二个待检验假设:

假设2:财产性收入、工资性收入、经营性收入与转移性收入对家庭金融资产配置风险性的影响依次减弱。

此外,尽管家庭会基于收入心理账户对各类投资心理账户进行分类,但心理账户的分割性所依据的事实往往具有可塑性与差异性。家庭财富水平会扭曲人们对资产与负债的认知,从而极大地影响投资决策。由于城镇家庭与农村家庭、不同收入水平家庭处于不同社会经济环境,因此,即使相同来源的收入对家庭金融资产的配置也可能存在不同的心理账户分割效应。据此提出本文第三个待检验假设:

假设3:城镇家庭与农村家庭金融资产配置的收入心理账户效应、不同收入水平家庭的收入心理账户效应可能存在一定异质性。

2 研究设计

2.1 数据来源

本文选择中国家庭金融调查数据库(China Household Finance Survey, CHFS)2017—2019年的数据作为研究样本,该调查样本覆盖我国29个省份(不含新疆、西藏和港澳台)343个县1360个社区,涉及家庭收入、金融资产配置、人口特征与地区特征等信息以及风险态度等量表信息,为研究不同来源收入对家庭金融资产配置的影响提供了全面系统的数据支持。本文借鉴李树和于文超(2020)^[19]的研究,将18周岁以下、80周岁以上的受访者问卷剔除,即将户主年龄限定在18~80岁;对家庭各类收入和金融资产持有总量进行Winsorize处理,并剔除家庭年收入最大1%和最小1%的极端样本观测值和部分极端值,剔除关键变量数据缺失或存在明显异常的样本,将2017—2019年数据加以匹配,最终筛选出13405户家庭有效样本。

本文将家庭金融资产按照风险层级高低划分为无风险金融资产、中低风险金融资产和高风险金融资产。无风险金融资产包括现金、股票账户余额、活期存款和定期存款;中低风险金融资产包括债券、互联网理财和基金;高风险金融资产包括股票和其他金融理财产品^①。对于家庭金

①CHFS调查数据中还涉及金融衍生品、非人民币资产、贵金属和其他金融资产,但本文考虑到只有极个别家庭涉及这些金融资产,故没有列入。

融资产配置广度,选取是否参与各风险层级金融资产投资作为衡量指标,参与取1,否则取0;对于家庭金融资产配置深度,选取家庭在各风险层级配置的实际资产占比作为衡量指标。

2.2 模型设定与变量分析

在研究不同来源收入对家庭金融市场参与行为的影响时,被解释变量——是否投资该风险层级的金融资产为二值选择变量,故使用Probit模型,模型设定如下:

$$Y = 1(\alpha X + \beta Z + u > 0) \quad (1)$$

其中: Y 等于1表示家庭投资该类金融资产,0表示没有投资; X 是核心解释变量,包括工资性收入的对数、经营性收入的对数、转移性收入的对数、财产性收入的对数; Z 是家庭特征、户主个体特征和地区特征控制变量。对于家庭金融资产参与深度的分析,由于被解释变量是不同风险层级的金融资产的投资占比,因此使用Tobit模型进行分析,模型设定如下:

$$y^* = \alpha X + \beta Z + u \quad (2)$$

$$Y = \max(0, y^*) \quad (3)$$

其中, Y 表示无风险金融资产配置比例、中低风险金融资产配置比例、高风险金融资产配置比例; y^* 表示资产占比大于0的部分。在控制变量中,家庭特征层面控制变量包括家庭总收入、自有住房、是否负债、金融素养(按家庭对经济金融信息关注程度从低到高赋值1~5)、风险厌恶程度(按家庭风险厌恶程度从低到高赋值1~5);户主个人特征控制变量包括户主的性别、年龄、年龄平方、受教育年限、健康状况、婚姻状况;地区层面变量包括是否为农村家庭、家庭所在地区(东部地区取1,其他地区取0)。表1为核心变量的描述性统计结果。样本家庭偏好无风险金融资产投资,平均占比为84.8%;从不同收入来源角度看,样本家庭以工资性收入和转移性收入为主要收入来源,财产性收入占比最低。

3 实证结果分析

3.1 不同来源收入对家庭金融资产配置的影响分析

考虑财产性收入与家庭金融资产配置间可能存在反向因果问题,本文将滞后一期家庭财产性收入作为家庭财产性收入的外生工具变量进行基准模型回归,结果见表2。

表2列(1)至列(3)估计了不同来源收入对家庭金融资产配置广度的影响,被解释变量分别为是否配置无风险资产、是否配置中低风险资产、是否配置高风险资产;列(4)至列(6)估计了不同来源收入对家庭金融资产配置深度的影响,被解释变量分别为无风险资产配置比例、中低风险资产配置比例、高风险资产配置比例。整体上看,各类收入对各类家庭金融资产配置决策的影响存在显著的风险偏好不一致性,即存在心理账户的分割效应,假设1得到验证。工资性收入的对数在中低风险资产配置广度与深度模型中的估计系数显著为正,在高风险资产配

表1 变量的描述性统计结果

	变量	平均值	标准差	最小值	最大值
家庭金融资产配置广度	是否配置无风险资产	0.900	0.300	0	1
	是否配置中低风险资产	0.102	0.302	0	1
	是否配置高风险资产	0.072	0.258	0	1
家庭金融资产配置深度	无风险资产配置比例	0.848	0.333	0	1
	中低风险资产配置比例	0.019	0.102	0	1
	高风险资产配置比例	0.035	0.147	0	1
收入来源结构	工资性收入的对数	6.130	5.330	0	12.917
	经营性收入的对数	4.215	4.514	0	13.123
	转移性收入的对数	7.274	3.993	0	12.184
	财产性收入的对数	3.877	3.431	0	11.380
控制变量	家庭总收入	10.638	1.302	0	13.261
	自有住房	0.921	0.270	0	1
	是否负债	0.294	0.456	0	1
	金融素养	1.991	1.085	1	5
	风险厌恶程度	4.107	1.046	1	5
	性别	0.758	0.428	0	1
	年龄	57.098	12.247	18	80
	年龄平方	3410.130	1368.738	324	6400
	受教育年限	8.955	3.871	0	22
	健康状况	3.261	0.993	1	5
	婚姻状况	0.864	0.343	0	1
	是否为农村家庭	0.387	0.487	0	1
	家庭所在地区	0.496	0.500	0	1

表2 不同来源收入对家庭金融资产配置的影响

	家庭金融资产配置广度			家庭金融资产配置深度		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
工资性收入的对数	0.000 (0.001)	0.002*** (0.001)	-0.003*** (0.000)	0.003 (0.005)	0.005*** (0.002)	-0.024*** (0.004)
经营性收入的对数	0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	0.040*** (0.006)	-0.008*** (0.002)	-0.029*** (0.006)
转移性收入的对数	0.003*** (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.010* (0.006)	0.001 (0.002)	0.002 (0.005)
财产性收入的对数	0.004*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.008*** (0.001)	-0.088*** (0.007)	0.018*** (0.002)	0.061*** (0.004)
家庭收入的对数	0.015*** (0.002)	0.037*** (0.004)	0.047*** (0.003)	-0.007 (0.020)	0.095*** (0.010)	0.354*** (0.026)
自有住房	0.000 (0.009)	0.007 (0.009)	0.001 (0.007)	-0.032 (0.072)	0.041 (0.028)	-0.022 (0.057)
是否负债	-0.060*** (0.006)	0.008 (0.005)	-0.017*** (0.005)	-0.413*** (0.044)	0.033** (0.015)	-0.114*** (0.037)
金融素养	0.012*** (0.003)	0.020*** (0.002)	0.024*** (0.002)	-0.092*** (0.020)	0.052*** (0.007)	0.175*** (0.016)
风险厌恶程度	0.000 (0.002)	-0.008*** (0.002)	-0.007*** (0.002)	0.070*** (0.019)	-0.020*** (0.007)	-0.037** (0.015)
性别	-0.006 (0.006)	-0.001 (0.006)	-0.011** (0.004)	0.071 (0.047)	-0.001 (0.017)	-0.081** (0.035)
年龄	-0.002 (0.001)	-0.018*** (0.002)	0.003*** (0.001)	0.036*** (0.012)	-0.073*** (0.007)	0.037*** (0.010)
年龄平方	-0.002** (0.001)	-0.007*** (0.001)	-0.006*** (0.001)	-0.032*** (0.008)	0.033*** (0.004)	-0.071*** (0.007)
受教育年限	0.005*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	-0.003* (0.006)	0.012*** (0.002)	0.027** (0.005)
健康状况	0.011*** (0.003)	0.007*** (0.003)	0.004* (0.002)	0.059*** (0.021)	0.015* (0.008)	0.023 (0.017)
婚姻状况	0.011 (0.008)	-0.008 (0.008)	-0.010 (0.006)	0.083 (0.060)	-0.024 (0.024)	-0.064 (0.051)
是否为农村家庭	-0.006 (0.007)	-0.013* (0.007)	-0.016** (0.007)	0.025 (0.053)	-0.047** (0.021)	-0.147*** (0.053)
家庭所在地区	0.016*** (0.006)	0.034*** (0.005)	0.023*** (0.004)	-0.127*** (0.041)	0.096*** (0.015)	0.196*** (0.032)
观测值	13405	13405	13405	13405	13405	13405
Pseudo R ²	0.0673	0.1941	0.3227	0.0292	0.2005	0.2828

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著;括号内为德爾塔方法(Delta-Method)计算出的标准差。下同。

置广度和深度模型中的估计系数显著为负,说明工资性收入越高,家庭越倾向于参与并配置更多中低风险资产,降低对高风险资产的配置倾向与配置比例;经营性收入的对数在无风险资产配置广度与深度模型中的估计系数显著为正,在中低风险资产和高风险资产配置广度和深度模型中的估计系数均显著为负,说明经营性收入越高,家庭越倾向于参与并配置更多无风险资产,降低对风险资产的配置倾向与配置比例;转移性收入的对数仅在无风险资产配置广度与深度模型中的估计系数显著为正,说明转移性收入越高,家庭越倾向于参与并配置更多无风险资产;财产性收入的对数在无风险资产配置广度模型中的估计系数显著为正而在深度模型中的估计系数显著为负,在中低风险资产和高风险资产配置广度和深度模型的估计系数均显著为正,说明财产性收入会促进家庭对各类金融资产市场的参与度,财产性收入越多的家庭越倾向于配置更多风险资产,而会降低无风险资产的配置比例。综上,假设2得到验证。

3.2 异质性分析

3.2.1 城乡异质性

本文进一步将样本分为城镇家庭组和农村家庭组,对不同来源收入对家庭金融资产配置决策的异质性影响进行对比分析。表3为不同来源收入对家庭金融资产配置深度影响的回归结果,其中,列(1)、列(4)被解释变量为无风险资产配置比例,列(2)、列(5)被解释变量为中低风险资产配置比例,列(3)、列(6)被解释变量为高风险资产配置比例。

表3 城乡家庭的不同来源收入对家庭金融资产配置深度的影响

	城镇家庭			农村家庭		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
工资性收入的对数	0.001 (0.004)	0.006*** (0.002)	-0.027*** (0.004)	0.004 (0.022)	0.003 (0.004)	0.003 (0.014)
经营性收入的对数	0.031*** (0.006)	-0.009*** (0.003)	-0.030*** (0.006)	0.085*** (0.028)	-0.004 (0.005)	-0.014 (0.017)
转移性收入的对数	0.002 (0.005)	0.002 (0.002)	0.002 (0.005)	0.065*** (0.024)	0.001 (0.004)	0.003 (0.014)
财产性收入的对数	-0.062*** (0.005)	0.017*** (0.002)	0.055*** (0.004)	-0.207*** (0.059)	0.034*** (0.008)	0.145*** (0.024)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.0374	0.1688	0.2393	0.0175	0.1793	0.2256

由表3可知,相比城镇家庭,不同收入对农村家庭金融资产配置比例的影响程度更大,经营性收入对无风险资产配置起促进作用,财产性收入对风险资产配置的促进作用比对无风险资产配置的挤出作用更强。

3.2.2 收入水平异质性

由表4可知,不同收入对低收入家庭金融资产配置的影响程度较大,对中等收入家庭影响次之,对高收入家庭影响最小,即家庭收入水平越低,其对金融资产配的心理账户效应越强。综合表3和表4的实证结果分析,假设3得证。

表4 不同收入水平家庭的不同来源收入对金融资产配置深度的影响

	低收入家庭			中等收入家庭			高收入家庭		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
工资性收入的对数	0.076 (0.047)	0.003 (0.008)	-0.080** (0.033)	-0.001 (0.011)	0.015*** (0.004)	-0.033*** (0.011)	0.010*** (0.004)	0.001 (0.002)	-0.021*** (0.004)
经营性收入的对数	0.239*** (0.066)	-0.011 (0.009)	-0.046 (0.032)	0.070*** (0.015)	-0.003 (0.005)	-0.041*** (0.015)	0.016*** (0.005)	-0.008*** (0.003)	-0.029*** (0.007)
转移性收入的对数	0.206*** (0.068)	0.001 (0.009)	-0.061** (0.031)	0.019 (0.013)	0.004 (0.004)	-0.008 (0.013)	0.001 (0.004)	0.001 (0.002)	0.008 (0.005)
财产性收入的对数	-0.169 (0.150)	0.029* (0.016)	0.145*** (0.041)	-0.097*** (0.019)	0.023*** (0.006)	0.104*** (0.013)	-0.41*** (0.004)	0.015*** (0.002)	0.048*** (0.004)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.0277	0.1618	0.2345	0.0217	0.113	0.1647	0.0637	0.1073	0.1934

3.3 稳健性检验

将房屋和商铺租金收入作为财产性收入的替代变量进行内生性检验。房屋和商铺租金收入是财产性收入中的组成部分,具有显著相关性;房屋和商铺租金收入主要由所在地区经济发展水平和市场供求决定,具有较强外生性。

表5中列(1)至列(3)分别估计了不同来源收入对家庭金融资产配置广度的影响;列(4)至列(6)估计了不同来源收入对家庭金融资产配置深度的影响,关键变量的系数符号与显著性均与基准回归的结果基本一致,说明本文的研究结论较为稳健。

表5 稳健性检验的回归结果

	IV-Probit			IV-Tobit		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
工资性收入的对数	0.000 (0.000)	0.002*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	0.006* (0.004)	0.008*** (0.001)	-0.019*** (0.003)
经营性收入的对数	0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	0.035*** (0.004)	-0.006*** (0.002)	-0.030*** (0.004)
转移性收入的对数	0.003*** (0.000)	0.001* (0.000)	0.000 (0.000)	0.008 (0.004)	0.003 (0.001)	0.008 (0.003)
财产性收入的对数	-0.005*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.002*** (0.000)	-0.057*** (0.010)	0.023*** (0.003)	0.079*** (0.006)
家庭收入的对数	0.008*** (0.002)	0.018*** (0.002)	0.020*** (0.001)	-0.008* (0.016)	0.060*** (0.007)	0.246*** (0.018)

4 结论与建议

本文基于心理账户理论框架,采用CHFS2017—2019年的数据对不同来源收入对家庭金融资产配置的影响进行实证分析,并考虑城乡与收入水平差距进行了分组的异质性分析,主要结论包括:(1)不同来源收入对家庭配置金融资产决策的影响均存在显著的风险偏好不一致性,即存在显著的心理账户分割效应。(2)工资性收入越高,家庭越倾向于参与并配置更多中低风险资产,降低对高风险资产的配置倾向与配置比例;经营性收入越高,家庭越倾向于参与并配置更多无风险资产,降低对风险资产的配置倾向与配置比例;财产性收入会促进家庭对各类金融资产市场的参与度,财产性收入越多的家庭越倾向于配置更多风险资产,降低无风险资产的配置比例;转移性收入越高,家庭越倾向于参与并配置更多无风险资产。(3)农村家庭对经营性收入和转移性收入的心理账户定位更偏向于无风险,

对财产性收入的心理账户定位更偏向于风险,整体心理账户分割效应更强;中高收入家庭工资性收入和经营性收入的心理账户效应更为保守;转移性收入仅对低收入家庭金融资产配置存在较为保守的心理账户效应;中高收入家庭对财产性收入的心理账户效应尤为激进。

据此提出如下的建议:第一,各类收入对家庭金融资产配置决策存在阶梯式的心理账户分割效应,应对以不同来源收入为主要增收点的家庭采取对应渐进性、阶段性的金融投资工具宣传与推荐措施,以有序提升中国家庭整体的投资能力。第二,财产性收入的提高对家庭风险金融资产的投资有促进作用,应优化家庭收入来源结构,提高家庭的财产性收入,同时通过加强金融知识宣传与培训的力度来提高居民金融素养和理财意识,促进家庭对风险资产的有效配置,通过合理配置金融资产组合降低风险,提高收益,同时通过投资于实体经济实现社会资金的配置效率提升。第三,农村家庭整体心理账户的分割效应更强,两极化效果也更为严重,应充分重视对农村家庭土地资产的盘活,重视集体经济再分配对农村家庭财产性收入的促进作用,辅以金融基础设施建设及金融教育,提高农民的金融素养,促进农民通过提高家庭金融资产的广度与深度来提升财产性收入。

参考文献:

- [1]程令国,张晔.早年的饥荒经历影响了人们的储蓄行为吗?——对我国居民高储蓄率的一个新解释[J].经济研究,2011,46(8).
- [2]Cooper R, Zhu G. Household Finance Over the Life-cycle: What Does Education Contribute? [J].Review of Economic Dynamics,2016,(20).
- [3]吴卫星,易尽然,郑建明.中国居民家庭投资结构:基于生命周期,财富和住房的实证分析[J].经济研究,2010,45(S1).
- [4]高明,刘玉珍.跨国家庭金融比较:理论与政策意涵[J].经济研究,2013,(2).
- [5]尹志超,吴雨,甘犁.金融可得性,金融市场参与和家庭资产选择[J].经济研究,2015,50(3).
- [6]周广肃,樊纲,李力行.收入差距、物质渴求与家庭风险金融资产投资[J].世界经济,2018,41(4).
- [7]舒建平,吴扬晖,唐文娟.家庭人均收入与家庭金融资产配置:影响效应和异质性[J].西部论坛,2021,31(3).
- [8]Palia D, Qi Y X, Wu Y R. Heterogeneous Background Risks and Portfolio Choice: Evidence From Micro-level Data [J].Journal of Money Credit & Banking,2013,(8).
- [9]Korkmaz A G, Yin Z, Yue P, et al. Does Financial Literacy Alleviate Risk Attitude and Risk Behavior Inconsistency? [J].International Review of Economics & Finance,2021,74(7).
- [10]Kaustia M, Rantapuska E. Rational and Behavioral Motives to Trade: Evidence From Reinvestment of Dividends and Tender Offer Proceeds [J].Journal of Banking & Finance,2012,36(8).
- [11]何秀红,戴光辉.收入和流动性风险约束下家庭金融资产选择的实证研究[J].南方经济,2007,(10).
- [12]Briggs J, Cesarini D, Lindqvist E, et al. Windfall Gains and Stock Market Participation [J].Journal of Financial Economics,2021,(139).
- [13]宗庆庆,刘冲,周亚虹.社会养老保险与我国居民家庭风险金融资产投资——来自中国家庭金融调查(CHFS)的证据[J].金融研究,2015,(10).
- [14]邓涛涛,胡玉坤,杨胜运,等.农村家庭收入来源、家庭特征与旅游消费——基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据的微观分析[J].旅游学刊,2020,35(1).
- [15]Soll H. Mental Budgeting and Consumer Decisions [J].Journal of Consumer Research,1996,23(1).
- [16]Thaler R H. Anomalies: Saving, Fungibility, and Mental Accounts [J].Journal of Economic Perspectives,1990,4(1).
- [17]Zhang C Y, Sussman A B. Perspectives on Mental Accounting: An Exploration of Budgeting and Investing [J].Financial Planning Review,2018,1(1).
- [18]Milkman K L, Beshears J. Mental Accounting and Small Windfalls: Evidence From an Online Grocer [J].Journal of Economic Behavior and Organization,2009,71(2).
- [19]李树,于文超.幸福的社会网络效应——基于中国居民消费的经验研究[J].经济研究,2020,55(6).

(责任编辑/张高琼)



统计与决策[®]
STATISTICS & DECISION

主管单位 / 长江出版传媒股份有限公司
主办单位 / 湖北长江报刊传媒(集团)有限公司
编辑出版 / 《统计与决策》编辑部
传播策划 / 湖北长江传媒统计与决策
学术传播有限公司

主编 / 李明星
地址 / 武汉市武昌区东湖路181号
楚天传媒大厦A座201-213室

网址 / www.tjyc.com
投稿邮箱 / tjyc@vip.163.com
邮政编码 / 430077

国际标准连续出版物号 / ISSN 1002-6487

国内统一连续出版物号 / CN 42-1009/C

国内邮发代号 / 38-150

海外发行代号 / C2025

发行 / 武汉市报刊发行局

订阅 / 全国各地邮局

定价 / 25.00元

制作 / 武汉新锐平面设计有限责任公司

印刷 / 武汉旭诚彩印包装有限公司



统计与决策微信公众号

ISSN 1002-6487



9 771002 648248

0.6>

中文社会科学引文索引 (CSSCI) 来源期刊
“复印报刊资料”重要转载来源期刊
AMI综合评价 (A刊) 核心期刊
全国中文核心期刊
四川省哲学社会科学基金资助学术期刊

ISSN 1003-7470

农村经济

全力打造农村经济理论和政策研究一流期刊

本期导读

- 中国式现代化进程中城乡融合发展的生成逻辑、价值意蕴及法治进路
- 以深化农村改革推动城乡融合发展：重点、挑战与建议
- 县城新型城镇化建设能否促进县域经济高质量发展？
- 新型农村金融机构发展对农户农业信贷的影响
- 新质生产力赋能农业转型升级：理论逻辑、现实困境与实践路径
- 共同富裕背景下农村低收入群体多维识别与常态化帮扶的着力点分析
- 数字技术赋能乡村治理现代化：机理、阻滞与优化
- 二轮承包到期承包地适当调整的法理逻辑与实现路径

2025第2期

总第508期·双月刊

RURAL ECONOMY

学习贯彻党的二十届三中全会精神

- 1 中国式现代化进程中城乡融合发展的生成逻辑、价值意蕴及法治进路..... 李长健 杨 毅
- 11 县域基本公共服务均等化促进共同富裕的逻辑与路径..... 杨少奎 杨 雪 陈 娟

粮食问题

- 20 服务质量如何影响农户粮食生产薄弱环节托管?..... 马 耀 王 莹
- 29 耕地经营权流转对农户粮食生产生态效率的影响:促进抑或阻碍?..... 顾莉丽 刘 芳 刘 帅

城乡融合

- 39 以深化农村改革推动城乡融合发展:重点、挑战与建议..... 曹恒源 高 强
- 47 县城新型城镇化建设能否促进县城经济高质量发展?..... 王业强 罗杨帆
- 57 数字时代文旅产业赋能城乡融合发展的机制与路径..... 周 梓 曹 洋 李 瑜

财政与金融

- 66 新型农村金融机构发展对农户农业信贷的影响..... 宋文豪 黄祖辉 李夏欣

农业新质生产力

- 77 新质生产力赋能农业转型升级:理论逻辑、现实困境与实践路径..... 方 芳

86	新质生产力视角下共同富裕的指标测度、宏观异同及时代特征	孙学涛	吴 梵	王兴国
96	能源绿色转型促进农业新质生产力发展	郑 榛	王丽程	王 娟
106	基于农业新质生产力视角分析的新型农村集体经济生成逻辑与发展路径	王 蓓	胡家玮	

农村社会保障

115	共同富裕背景下农村低收入群体多维识别与常态化帮扶的着力点分析	罗良清	黄 雯	
129	新农保对老年人多维福利的代际溢出效应研究	董 莹	杨 鑫	黄鹤华

乡村治理

140	数字技术赋能乡村治理现代化:机理、阻滞与优化	马德坤	单文远	
-----	------------------------------	-----	-----	--

博士论坛

149	二轮承包到期承包地适当调整的法理逻辑与实现路径	张宏宇		
-----	-------------------------------	-----	--	--

农业现代化

159	中国生猪产业发展过程中政府作用的演进脉络、实践回顾与路径优化	李鹏程	林湛柳	潘 华
169	乡村旅游发展对农村集体行动的影响效应与作用机制	刘嘉琪	李雪峰	
181	推动农业机械化高质量发展:农机补贴政策的挑战与改革取向	薛 洲	胡凌啸	曹光乔

新农保对老年人多维福利的代际溢出效应研究*

董莹 杨鑫 黄懿华

[摘要] 在人口红利衰减与人口老龄化加速的背景下,探究基于新农保的老年人多维福利改善路径具有较强的现实意义。本文从收入效应和保障溢出效应剖析新农保对农村老年人包括物质、生活、健康、主观在内的多维福利水平与结构的影响机制,运用CFPS2012年、2016年、2018年三期面板数据,采用面板Logit模型、链式中介模型进行实证检验,得出研究结论:(1)新农保能显著改善农村老年人多维福利,其作用效果随领保时间延长和领保金额增加而增强;且能通过隔代照料与代际经济支持产生的协同效应进一步改善老年人多维福利;(2)新农保能通过保障溢出效应下的隔代照料、代际照料支持与代际经济支持分别提升农村老年人主观福利、生活福利与物质福利;(3)新农保对农村老年人的福利提升效果存在显著异质性,对低收入水平、低龄、有配偶的农村老年人的福利提升作用更为显著。本研究为应对人口红利消退与老龄化加速背景所衍生的社会资源分配困境,提供了政策优化路径的重要参考。

[关键词] 新农保 多维福利 双向代际支持

[中图分类号] F323.89 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1003-7470(2025)-02-0129(11)

[作者] 董莹 副教授 华南农业大学经济管理学院 广东广州 510642

杨鑫 助理研究员 中国社会科学院农村发展研究所 北京市 100732

黄懿华 西南财经大学经济与管理研究院 四川成都 611130

一、引言

中国正快速进入人口老龄化社会,第七次人口普查数据显示中国60岁及以上人口占18.7%,其中,农村地区60岁以上常住人口占比高出城市7.99%。随着农村空心化现象不断加剧以及城乡倒置的老龄化格局不断加深,农村养老保障成为应对养老挑战的重点和难点所在。面临着庞大的老年人口和日益加剧的养老问题,2009年国务院启动了“新型农村社会养老保险”(以下简称新农保),希望通过补助支持为农村老年人提供一笔养老金以缓解其生活压力、提高其生活水平,为其经济生活带来一定的支持与保障。党的二十大报告也明确指出“实施积极应对人口老龄化国家战略”“完善基本养

老保险全国统筹制度”“推动实现全体老年人享有基本养老服务”。然而,值得注意的是,一方面,新农保作为一项全国统筹的社会保障制度,其参保标准较低,老年人能获得的保障金额和福利较少。^[1]另一方面,随着老年人口不断攀升,养老保险的基金支出相应增加。而由于人口红利的衰减,未来潜在参保人口又不断减少,养老保险的基金收入将随之降低。^[2]因此,如何在双重冲击下挖掘新农保的其他功能属性,不仅能推动新农保的高质量发展,更是应对人口老龄化、改善农村老年人福利、缓解农村社会养老困境的关键。

已有文献探讨了新农保与老年人福利效应的关系,但结论存在分歧。一部分学者认为新农保能够

* 本文系广东省自然科学基金面上项目“农业社会化服务对环境友好型技术集成推广的影响研究”(编号:2023A1515010808)、广东省哲学社会科学规划2023年度学科共建项目“数字技术赋能农业全产业链低碳升级的机制与路径研究”(编号:GD23XYJ63)、教育部人文社科青年项目“基于服务及契约匹配的农户化肥减量技术持续性采纳与叠加效应研究”(编号:24YJC790035)的阶段性研究成果。黄懿华系本文通讯作者。

显著提高老年收入，^[3]增进老年主观福利。^[4]另一部分学者则认为，新农保补助强度不大，且属于外部干预政策，难以在短期内对农村老年人的福利产生影响。^[5]此外，受家庭传统观念及社会参与缺失的影响，新农保难以从健康和精神维度真正改善老年人的支出结构和生活方式。^[6]本文认为导致上述观点不一致的原因可能是忽视了新农保家庭功能带来的长期福利效应。实际上，在中国孝养伦理传统和“421”式现代家庭结构的背景下，代际支持已广泛存在于农村家庭生活中。^[7]因此，以实现“广大农村居民老有所养、促进家庭和谐、增加农民收入”为主要目标的新农保，其功能还体现在通过家庭内部的代际间福利变化与传递，对农村老年人的自评健康状况与幸福感的影响上。^[8]

鉴于此，本文拟从双向代际视角对新农保家庭功能带来的老年人多维福利效应进行再审视。本文的贡献可能体现在以下三个方面：第一，已有研究多数以截面数据为主，难以打开新农保对老年人多维福利的长效应的“黑箱”。本研究基于CFPS面板数据，评估了新农保长期政策效果，以揭示新农保与老年人多维福利效应微观层面的因果关系。第二，已有文献主要聚焦于新农保的收入效应，对家庭养老模式下的保障溢出效应关注不足。本研究则着重探讨基于家庭养老模式下，双向代际支持能否赋予新农保新的动力，创造出老年人福利的帕累托改进机会。第三，已有文献对该影响机制的探究多侧重于单向代际支持，对其深层的影响机制挖掘不足。考虑到在中式家庭“一老一小”模式和“抚育一赡养”的典型家庭养老模式下，隔代照料与代际支持双向代际的密不可分性，本研究拟采用链式中介模型，着重分析双向代际视角下新农保对老年人多维福利效应的链式作用机制。本研究在明确新农保对老年人多维福利影响的同时，着重挖掘新农保在家庭功能中的保障溢出效应的关键点，为人口老龄化与人口红利衰减叠加形成的社会困局提供新的解决思路。

二、制度背景与理论分析

1. 制度背景

新农保由个人、集体和政府三方提供资金，所有年满16周岁且未参加城镇职工基本养老保险的

农村居民都可以在户籍地自愿参保。设立之初，每人每年有100元、200元、300元、400元和500元五类缴费标准，地方可以根据实际情况在此基础上增设缴费档次，参保人自行选择档次进行缴费，并实行多缴多得原则。年满60周岁且未参与城镇职工基本养老保险的农村老年人，可以按月领取养老金。个人每月领取数额为个人账户养老金叠加上基础养老金。其中，个人账户养老金=（持有人缴费账户积累额+积累额利息+财政补贴×缴费年限）/139。139代表全国60岁人口平均剩余寿命基数。^①2022年，基础养老金增至98元，缴费档次也调整为100元至2000元共12档，且由于各地方政府因经济发展水平和最低生活标准差异，发放的基础养老金标准有所不同。

2. 理论分析

（1）新农保对老年人多维福利的收入效应。新农保对老年人福利产生的收入效应主要表现为四个方面。一是物质福利，新农保作为一项稳定的转移性收入，能直接提高了农村老年人的收入水平；^[9]二是生活福利，基于永久收入理论和预防性储蓄理论，新农保能直接提高领保人的可支配收入，从而减少因对未来收入和支出的不确定性进行的储蓄，推动农户从生存型消费过渡到享受型消费和发展型消费，^[10]改善领保群体的食品消费，^[11]实现消费结构升级；三是健康福利，新农保带来的收入有利于减轻老年人的医疗负担，^[12]提高医疗服务和社区照料的可得性，培养老年人健康生活习惯和行为习惯；四是主观福利，新农保作为稳定的经济支持能够缓解农村老年人对“老无所养”的心理压力和相对剥夺感，^[13]提升老年人的生活自主权与经济上的地位，据此提出本文的第一个待检验假说。

H₁：新农保能缓解农村老年人多维福利缺失。

（2）新农保对老年人多维福利的保障溢出效应。尽管当老年人领取养老金时，会带来直接的转移性收入。这有助于提高老年人收入水平、推动消

^①2014年，新农保与城镇居民社会养老保险合并为城乡居民基本养老保险，但城乡保只是将原新农保和城居保两项基金合并管理，管理和运作方式并无制度上的新突破，为此后文在考察农村居民的领保行为时，对城乡保和新农保不做区分，同时简便起见，统一由新农保指代。

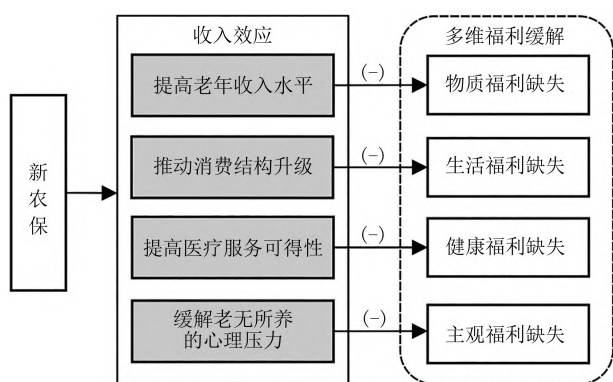


图1 新农保的收入效应

费结构升级、提高医疗服务的可得性和缓解老无所养的心理压力。但由于新农保的社会统筹属性，其保障水平较低，仅从转移性收入视角难以有效缓解老年人福利缺失。况且，新农保作为社会性养老统筹政策，其功能和体系并非一成不变。在家庭养老情境下，新农保还能衍生出父辈与子辈间的双向代际支持功能。因此，本研究还将探讨基于家庭养老模式下的双向代际支持是否能赋予新农保新的动力，创造出老年人福利的帕累托改进机会。

以往大多文献将社会养老和家庭养老置于对立面，探究社会养老是否会替代或挤出家庭养老，却忽视了两者的相互作用。基于社会交换理论，人们参与的活动都是在平等互惠的基础上能够带来某种奖励或报酬的交换活动。在保证交换主体具备可交换资源时，这样的交换行为才得以发生。中国传统家庭养老模式亦可被认为是一种代际交换模式。赡养模式得以延续取决于代际间的权利和义务是均衡的。父辈提供的义务是父辈在子辈年幼时提供的抚育行为。但由于代际交换存在异时性，当父辈最需要子辈反馈的时候也是其最缺乏交换能力的时候。此外，子辈提供赡养服务的强度往往取决于自身能力和代际关系，然而随着个人追求自我价值观念的日益凸显，孝文化观念日益弱化。^[14]此时，新农保的出现为家庭养老领保农户与子辈之间带来了新的连接，产生可交换资源“时间”。尤其是考虑到城乡二元结构下的农村留守老年人与儿童现象，由新农保产生的时间空闲与家庭养老模式下代际间福祉交换的作用则更为突出。

新农保带来的家庭内部福祉传递和交换主要体现在为双向的代际支持，一是父辈对孙辈的代际支

持，也被称为“隔代照料”。由于城乡二元化发展、生活成本提高、女性就业机会增多，大量农村子女外出务工，不少农村出现“空心化”，老年人承担起更多抚养孙辈的责任。领取新农保的老年群体能获取更多的经济收入，抑制自身无休止劳动意愿，^[15]增加闲暇时间，有助于为孙辈提供更多的照料。^[16]角色提升理论提出，随着个人从不同社会角色得到的社会融合和自我满足感不断积累，将带来福祉的改善。隔代照料行为为父辈提供了新的社会角色，且和子孙交流的机会能满足老年人的发展需求和价值需求，从而能使其获得更高的生活满意度减少因独处带来孤独感，^[17]影响老年人多维福利中的主观福利，据此提出本文的第二个待检验假说。

H₂：新农保能通过促进父辈对孙辈的隔代照料主要缓解农村老年人的主观福利缺失。

二是子辈对父辈的代际支持。本研究基于社会支持理论和消费者需求理论，将子辈对父辈的代际支持分为经济支持和照料支持。^[18]一方面，社会保障可以提高老年群体的可支配资源和支付能力，带动社会福利的提高，最终带来子辈对父辈经济支持的“挤入”效应，从而提高老年人收入水平，^[19]改善老年人物质福利。另一方面，新农保能缓解子辈的养老负担，使得子女有更多时间和精力去关心照顾父母，为他们提供更多的照料支持，通过加大子女对改善父辈生活水平和生活质量的投入，扩大农村老年人的消费水平，改善老年人的生活福利。值得注意的是，虽然代际照料支持能够改善老年人健康福利，但也有研究表明随着隔代照料强度的增加将对父辈健康有负向影响。^[20]再者，自身健康状况较差的父辈，子辈往往会加大代际照料支持，使得结果存在内生性偏误。因此，本研究主要从非健康维度，探讨新农保的保障溢出效应如何改善老年人多维福利。据此提出本文的第三个和第四个待检验假说。

H₃：新农保能通过促进子辈对父辈的代际经济支持缓解农村老年人的物质福利缺失。

H₄：新农保能通过促进子辈对父辈的代际照料支持缓解农村老年人的生活福利缺失。

更进一步，父辈的代际支持如何与子辈的代际支持联系起来？基于社会交换理论和二重反馈机

制,当老年人因领取新农保从而增加隔代照料,将会打破费孝通“抚育—赡养”反馈模式的均衡,重构当代家庭保障代际关系。由于父辈为子代承担部分照料责任,出于交换理论和家庭关系均衡,子辈会相应增加对父辈的代际支持作为对其提供隔代照料服务的交换或回报。与此同时,现有研究发现由于子辈的时间和精力往往是有限的,当提供以交换或回报为前提的代际支持时,其通常优先选择代际

经济支持。^[21]因此,本研究预测隔代照料可以对代际经济支持产生积极影响;再结合上述四个假设,本研究构建“新农保→隔代照料→代际经济支持→老年人多维福利”的链式中介模型,认为新农保将通过双向代际支持叠加改善老年人多维福利。据此提出本文的第五个待检验假说。

H₅: 新农保能通过促进子辈的代际经济支持叠加缓解老年人多维福利缺失水平。

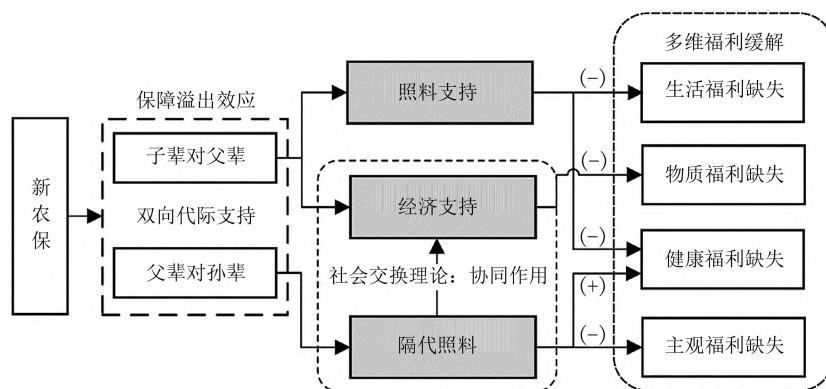


图2 新农保的保障溢出效应

三、数据来源及模型设定

1. 数据来源

本研究选取中国家庭追踪调查(CFPS)2012年、2016年和2018年三期数据合并成的面板数据。中国家庭追踪调查(CFPS)是一项由北京大学中国社会科学调查中心负责的全国性、大规模、多学科的社会跟踪调查项目。该样本覆盖25个省(市、自治区),具有全国代表性,问卷内容囊括居民健康状况、经济活动、生活环境、教育获得、代际关系等在内的诸多主题。本文研究主体聚焦于农村老年人,因此本文在使用该数据时进行了如下处理:一是以个体为单位对成人问卷、家庭经济问卷进行数据匹配,并选取农村60岁以上群体作为研究对象;二是为了更好的识别农村老年群体领取新农保对多维福利的影响,本研究对样本数据进行平衡处理,在2012年之后加入的样本以及在2012—2018年间退出的样本均被删除。本文最终保留有效样本量为4742户。

2. 老年人多维福利缺失指标设定

(1) 维度与指标选择及设定。国外学者基于Sen的“可行能力”理论从生活、健康、教育、精

神、家庭经济等多方面衡量个人福利。本研究立足于老年群体,将相关理论与中国现实国情相结合,基于我国《“十四五”老龄规划》提出的稳健老年生活、宜居养老环境、健康老龄体魄和积极老化精神四个维度与Sen的“可行能力”理论,并参考国内外多位学者的观点,^[22]选取了物质福利、健康福利、生活福利和主观福利四个维度来测量老年人多维福利缺失水平。在各维度和指标的权重确定上,本文沿用等权重赋权方法^①以及AF双重临界值法测度了我国农村老年人多维福利缺失指数。

此外,鉴于现有研究对多维福利缺失水平的阈值没有统一标准。本研究基于福利缺失与贫困的高度相关性,参考联合国开发计划署(UNDP)关于多维贫困指数所设定的临界值标准,将多维福利缺失指数的阈值k设定为0.33,即指数超过0.33的

^①由于在研究中无法确定哪一维度的指标对界定福利缺失更加重要,为简便分析,本文首先采取等权重法进行赋权;本研究也在下文的稳健性分析中补充了非等权重法进行赋权测算,研究结论并未发生显著变化。

表1 多维福利缺失指数各指标权重

维度	指标	指标解释	阈值
物质福利(1/4)	人均收入(1/4)	按农村居民消费水平指数平滑到2010年的家庭人均可支配收入(单位:元)	2300
生活福利(1/4)	恩格尔系数(1/12)	食物支出占家庭总支出比例:观测值大于0.4,赋值1	40%
	做饭燃料(1/12)	家庭使用非清洁能源做饭:是=1,否=0	1
	家庭用水(1/12)	家庭用水为非井水、自来水、桶装水、纯净水或过滤水:是=1,否=0	1
健康福利(1/4)	自评健康(1/12)	自评健康状况:观测值大于4,赋值1	1
	生病住院(1/12)	过去一年是否有过生病住院:是=1,否=0	1
	医疗保险(1/12)	是否参加医疗保险:是=0,否=1	1
主观福利(1/4)	生活满意度(1/8)	对自己生活满意度:观测值小于3,赋值1	1
	孤独感(1/8)	是否感到孤独:是=1,否=0	1

老年人视为存在多维福利缺失。

(2) 农村老年人多维福利缺失测度结果。从多维福利缺失水平结构来看,2012年物质福利缺失的贡献率最高,为33.6%,随后依次为生活福利缺失、主观福利缺失与健康福利缺失。具体到各维度指标,人均收入指标对老年人多维福利缺失贡献率最高,其次是生活满意度和做饭燃料指标,贡献率分别为17.6%和13.5%。2018年物质和健康维度的贡献率分别上升至37.0%、20.9%,生活和主观维度贡献率则分别下降至23.3%、18.8%。各指标中恩格尔系数和生活满意度指标呈现明显下降趋势。

实证结果表明,随着时间的推移我国农村老年人生活和主观福利得到改善,但物质福利和健康福利仍是农村老年人多维福利缺失水平的重要组成部分。

3. 描述性统计

由表2可以看出,新农保覆盖率已达63%,覆盖程度较高,但距离全覆盖仍有一定距离。个人特征方面,农户的平均年龄是69.157岁,平均受教育程度为3.176年。性别均值为0.533,男性和女性分布较为均衡,有81.5%的居民处于已婚状态。家庭特征方面,家庭平均规模4.016人,家庭人数较多,有42.3%的农户与子女同住。

表2 主要变量的含义及描述性统计

变量选择	变量说明	均值	标准差	最小值	最大值
核心被解释变量:					
多维福利缺失水平	农户多维福利缺失指数大于0.33赋值为1,否则赋值为0	0.340	0.474	0	1
核心解释变量:					
是否领取新农保	领取新农保的农户赋值为1,不领取赋值为0	0.631	0.482	0	1
控制变量:					
性别	男性赋值为1,女性赋值为0	0.533	0.499	0	1
年龄	单位:岁	69.157	5.499	60	93
年龄平方	关注可能的非线性关系	4812.935	782.077	3600	8649
婚姻状况	已婚赋值为1,未婚、离婚或丧偶赋值为0	0.815	0.388	0	1
受教育程度	单位:年	3.176	3.820	0	16
收入地位	自己收入在本地的位置? 很低=1;比较低=2;一般=3;高=4;很高=5	2.566	1.202	1	5
家庭人口规模	单位:人	4.016	2.187	1	14
家庭收入	取对数	9.926	1.295	2.996	15.936
居住模式	与子女同住赋值为1,不与子女同住赋值为0	0.423	0.494	0	1

4. 计量模型

(1) 基准回归模型。由于本研究的被解释变量多维福利缺失属于二元变量,关键解释变量是否领取新农保也属于二元变量,因此选用面板Logit模型进行基准回归。

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \sum_n \beta_n D_{it}^n + \delta_{area} + \theta_{year} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中:被解释变量 Y_{it} 为个体 i 在时间 t 是否存在多维福利缺失,存在多维福利缺失赋值为1,否则取值为0。核心解释变量 X_{it} 为个体 i 在时间 t 是否领取新农保,领取新农保赋值为1,否则取

值为0。 β 为其回归系数。 D_{it}^n 为可能影响老年人多维福利缺失的控制变量包括个人特征变量（性别、年龄、受教育程度、个人收入地位、年龄平方、婚姻状况）、家庭特征变量（家庭收入、家庭人口数、居住模式）。此外，本研究还在模型中加入 δ_{area} 和 θ_{year} ，分别用来控制地区固定效应和时间固定效应， ϵ_{it} 表示随机误差项。

（2）机制检验模型。本研究参考方杰等提出的基于Bootstrap多重中介效应分析方法，^[23]构造结构方程模型，实证检验双向代际支持对老年人多维福利缺失的多重中介效应。在符合上述假设下，估计中介效应的结构方程为：

$$M_{it} = a_1 + \varphi_1 X_{it} + \mu_{1it} \quad (2)$$

$$N_{1it} = a_2 + \varphi_2 X_{it} + \mu_{2it} \quad (3)$$

$$N_{2it} = a_3 + \varphi_3 X_{it} + \omega_1 M_{it} + \mu_{3it} \quad (4)$$

$$Y_{it} = a_4 + \varphi_4 X_{it} + \omega_2 M_{it} + \pi_1 N_{2it} + \mu_{4it} \quad (5)$$

其中， M_{it} 表示隔代照料变量，如果过去半年老年人为子女照看孩子赋值为1，否则赋值为0； N_{1it} 表示代际照料支持变量，如果过去半年子女曾为其料理家务或照顾饮食起居赋值为1，否则赋值为0； N_{2it} 表示代际经济支持变量，如果过去半年子女曾提供经济帮助赋值为1，否则赋值为0； Y_{it} 表示老年人是否领取新农保； X_{it} 表示老年人是否存在福利缺失。 a 、 φ 、 ω 、 π 分别为待估计的变量系数； μ_{1-4it} 为随机误差项。

四、新农保对老年人多维福利缺失水平的影响实证与结果分析

1. 基准回归分析

表3中，模型（1）在不控制其他变量下估计了领取新农保对农村老年人多维福利缺失水平的影响，边际系数为-0.099且在1%显著性水平上显著，即领取新农保的农村老年人比不领取新农保的农村老年人缓解多维福利缺失概率高9.9%。模型（2）和模型（3）在此基础上进一步纳入控制变量和地区固定效应以及时间固定效应，回归结果均在1%水平上显著为负，模型（3）估计系数-0.056，说明领取新农保比不领取新农保的农村老年人改善多维福利的可能性高5.6%，假说一成立。

表3 新农保对老年人多维福利缺失水平的影响

变量	(1)	(2)	(3)
是否领取新农保	-0.099*** (0.014)	-0.064*** (0.012)	-0.056*** (0.013)
性别		-0.009 (0.014)	-0.017 (0.014)
年龄		0.014 (0.020)	0.029 (0.021)
年龄平方		-0.000 (0.000)	-0.000 (-0.000)
婚姻状况		-0.012 (0.017)	0.003 (0.017)
受教育程度		-0.004** (0.002)	-0.003 (0.002)
收入地位		-0.043*** (0.005)	-0.040*** (0.005)
家庭收入		-0.185*** (0.005)	-0.178*** (0.005)
家庭人口数		0.031*** (0.004)	0.026*** (0.004)
居住模式		0.046*** (0.015)	0.039** (0.016)
时间固定效应	未控制	未控制	控制
地区固定效应	未控制	未控制	控制
N	4742	4742	4742

注：①***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；②表中系数为边际系数，括号内为标准误。

从控制变量的回归结果来看，家庭人口数整体显著正向影响农村老年人多维福利缺失水平，说明家庭人口规模越大越容易发生多维福利缺失。这可能源于家庭规模增大了对老年人转移支付的挤出效应，进而减少老年人享有的养老资源，加剧老年人多维福利缺失。除此之外，受教育程度、个人收入地位和家庭收入对多维福利缺失水平存在显著的负向影响。实证结果表明受教育年限越高、个人收入地位越高、家庭收入越多的农村老年人越不容易陷入多维福利缺失，这可能与社会比较理论有关。

2. 工具变量法估计结果分析

考虑到农村老年人多维福利缺失和领取新农保之间可能存在互为因果关系。例如，领取新农保的农村老年人可能缓解自身的多维福利缺失水平，但反过来也可能是农村老年人根据自身福利状况选择是否参保。在不讨论内生性问题时，得到的实证结果可能存在偏误。因此，本研究参考欧阳鑫和张应良及王建英等选取“同村家庭养老金领取率”作为

内生性检验的工具变量,^[24]进一步采用IV-Probit方法对模型内生性进行检验。一方面,同村养老金领取率能体现农村老年人领取新农保的水平;另一方面,该变量基本不受农村老年人多维福利缺失水平的影响,适合作为工具变量。此外,弱工具变量检验结果支持该工具变量的有效性。

IV-Probit估计结果如表4所示,从(1)阶段回归结果来看,同村家庭养老金领取率的回归系数通过1%显著性水平上的检验。(2)阶段回归结果显示,在纠正潜在的内生性问题后,回归系数为-0.450,仍在1%显著性水平上显著为负,即领取新农保依然会显著缓解农村老年人多维福利缺失水平。

表4 工具变量法回归结果

变量	IV-Probit	
	(1)	(2)
是否领取新农保		-0.450*** (0.110)
同村养老金领取率	0.886*** (0.027)	
控制变量	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
N	4742	4742

注:①***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著;②括号内为标准误。

3. 机制检验

(1)新农保对老年人多维福利的收入效应。为评估新农保对老年人多维福利的收入效应,本研究将多维福利缺失分解为物质福利缺失、健康福利缺失、生活福利缺失和主观福利缺失四个维度,检验新农保对多维福利缺失的作用效果,实证结果如表5所示,领取新农保对物质福利缺失、健康福利缺失、生活福利缺失和主观福利缺失均有显著的负向效应。其中,新农保对物质福利缺失、生活福利缺失与主观福利缺失的缓解作用在1%的显著性水平上显著,估计系数分别为-0.039、-0.038、-0.066,而健康福利缺失则在10%显著性水平上显著,估计系数为-0.022,证实了新农保对老年人多维福利的收入效应。

(2)新农保对老年人多维福利的保障溢出效

表5 新农保对多维福利缺失的收入效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
	物质福利 缺失	健康福利 缺失	生活福利 缺失	主观福利 缺失
是否领取新农保	-0.039*** (0.013)	-0.022* (0.012)	-0.038*** (0.012)	-0.066** (0.015)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	4742	4742	4742	4742

注:①***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著;②表中系数为边际系数,括号内为标准误。

应。考虑到上文中,本研究提出的“隔代照料—代际支持”链式机制在理论上存在双向推动关系,隔代照料会提高代际支持、代际支持亦可能带动隔代照料。因此,本研究采用OLS方法,考察两者间单方向影响,再采用3SLS方法,反映隔代照料、代际支持两者之间的双向推动关系。结果表明,隔代照料和代际支持之间存在双向因果关系,且联立方程(3SLS)后,隔代照料对代际支持亦或是代际支持对隔代照料的估计系数均较OLS回归有所提高,这说明仅考虑单一方向的因果关系会低估两者的实际影响。^①

根据表6可以得知,隔代照料、代际经济支持、代际照料支持及隔代代际对多维福利缺失水平均在5%的显著性水平上显著为负。并且隔代代际的回归系数较隔代照料、代际经济支持、代际照料支持单一机制的影响系数均有所提高,说明两者的协同效应会叠加缓解老年人多维福利缺失水平。

表6 隔代照料与代际支持对多维福利缺失的影响

	隔代照料	代际经济 支持	代际照料 支持	隔代代际
多维福利缺失	-0.032** (0.015)	-0.031** (0.014)	-0.032** (0.015)	-0.038** (0.016)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	4478	4477	4478	4477

注:①***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著;②表中系数为边际系数,括号内为标准误;③隔代代际表示同时提供隔代照料和任意一个代际支持。

结合表6,本研究参考方杰等的研究,采用结构方程分析方法,进一步对上文多维福利结构影响的路径机制进行假说检验。通过对有效样本进行

①因篇幅限制,此处回归结果未汇报。

5000 次重复抽样并构建置信度为 95% 的中介效应置信区间进行多重中介效应分析, 实证结果如表 7 所示。

第一, 在隔代照料机制方面, 新农保—隔代照料—主观福利缺失的 95% 的置信区间分别为 $[-0.0038, -0.0005]$, 不包含 0, 间接效应显著。该结果说明, 新农保在一定程度上促进了隔代照料行为, 进而缓解农村老年人主观福利上的缺失, 假说二成立。

第二, 在代际经济支持和代际照料支持方面, 新农保—代际经济支持—物质福利缺失的效应值为 -0.0030 , 且 95% 置信区间为 $[-0.0055, -0.0012]$, 不包含 0。同时新农保—代际照料支持—生活福利缺失的效应值的 95% 的置信区间分别为 $[-0.0037, -0.0006]$, 不包含 0, 间接效应显著。该结果说明, 新农保提高了子女对父母的代际经济支持和代际照料支持, 对应缓解了老年人物质福利缺失和生活福利缺失, 假说三和四成立。

此外, 新农保—隔代照料—代际经济支持—多维福利缺失的 95% 置信区间为 $[-0.0003, -0.0000]$, 不包含 0, 间接效应显著, 假说五成立。结果表明, 农村老年人领取新农保后通过增加隔代照料, 能促进子女对父母的代际经济支持, 从而降低农村老年人多维福利缺失水平。

表 7 链式中介模型 Bootstrap 分析结果

变量路径	效应值	95% 置信区间	
		下限	上限
新农保—隔代照料—主观福利缺失	-0.0018	-0.0037567	-0.0004809
新农保—代际经济支持—物质福利缺失	-0.0030	-0.0055402	-0.0012361
新农保—代际照料支持—生活福利缺失	-0.0018	-0.0037089	-0.0005646
新农保—隔代照料—代际经济支持—多维福利缺失	-0.0001	-0.0003168	-0.000023

4. 进一步分析

(1) 新农保领取时间的“长期效应”。为评估新农保领保的长期政策效果, 本文参考于新亮等的做法,^[25] 分别以前一期领取过新农保的农户、前两期连续领取新农保的农户为样本, 检验当期领取新农保对农村老年人多维福利缺失水平的影响。回归结果如表 8 所示, 是否领取新农保均在 5% 的显

著性水平上显著为负, 其中连续三期领保的农村老年人的估计系数比连续两期领取新农保老年人的估计系数显著提高。这意味着新农保改善老年人多维福利的效果具有长期性, 福利改善效果会随着领保时间的延长而有所提高。

(2) 新农保领取金额的“强度效应”。新农保以其独特的自愿参保、多档次参保的属性, 使其呈现出高参保率与低缴费率并存的特征。为评估新农保的象征性缴费策略对新农保养老保障能力的影响。本文将参保农户领保金额作为核心解释变量, 探讨新农保不同缴费档次下的领保金额差异如何影响新农保养老保障能力的发挥。回归结果如表 8 所示, 是否领取新农保均在 1% 的显著性水平上显著为负, 领保金额越多, 愈能够缓解农村老年人“老无所养”的福利缺失。

表 8 进一步分析

变量	新农保领取时间的“长期效应”		新农保领取金额的“强度效应”	
	连续两期领取	连续三期领取	多维福利缺失	多维福利缺失
是否领取新农保	-0.058** (0.028)	-0.095** (0.047)	-0.057*** (0.008)	-0.046*** (0.009)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	未控制	控制
时间固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
N	1295	527	2638	2638

注: ①***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著; ②表中系数为边际系数, 括号内为标准误。

5. 异质性分析

农村养老存在“双低双高”问题, 一方面, 农村老年人的收入水平较低, 农村养老服务供给程度低; 另一方面, 农村老年人独居比例较高, 失能无人照护的比例也较高。与此同时, 《农村绿皮书: 中国农村经济形势分析与预测 (2023—2024)》也指出, 农村老年人的空巢化趋势正在加剧, 而这些空巢老人往往只能由他们自己或其配偶照料生活起居。为此, 本文从农村老年人家庭经济状况、年龄水平和婚姻状况三个维度进行分组回归, 以进一步分析新农保对多维福利缺失水平作用效果的精准性和养老资源配置合理性, 回归结果如表 9 所示。

从不同收入来看, 本文通过家庭年收入水平中位数将该群体分为中低收入群体和高收入群体。回

表 9 异质性分析

变量	按收入分组		按年龄分组		按婚姻状况分组	
	中低收入	高收入	低龄老人	高龄老人	有配偶	无配偶
是否领取新农保 (是=1)	-0.100*** (0.022)	-0.020 (0.017)	-0.054*** (0.013)	-0.059 (0.061)	-0.073*** (0.014)	-0.048 (0.033)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	2161	2581	4515	227	3866	876

注：①***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；②表中系数为边际系数，括号内为标准误。

归结果表明，对于中低收入家庭而言，父辈领取新农保能更显著缓解老年人的多维福利缺失。相较于高收入群体，中低收入家庭收入来源较少，往往对社会保障政策有更强的依赖。因此，新农保福利改善作用则更加明显。从不同年龄看，本研究将年龄类型分为两类，低龄老年人口（60—79岁）、高龄老年人口（80岁以上）两部分。实证结果表明，新农保在1%显著性水平上显著缓解了低龄农村老年人的多维福利缺失水平，但对于高龄老人则不显著。一方面，随着老人年龄增长，生理功能逐步退化，其多维福利缺失更加严重，使得新农保能发挥的作用有限。另一方面，考虑到父辈提供隔代照料的前提是自身身体状况良好，而80岁以上老年人则更难以承担这份责任。对于不同婚姻状况的老年群体，新农保的作用同样表现出显著的差异。表9结果显示，新农保在1%显著性水平上显著缓解了农村有配偶的老年人的多维福利缺失水平。而对于无配偶人群则不显著。这说明对于有配偶的老年群体而言，新农保改善老年人多维福利的作用是较为有效的，但新农保提供的养老资源更难缓解无配偶群体的多维福利缺失水平。

6. 稳健性检验

（1）更换被解释变量。前文分析的被解释变量是将k值设定为0.33时判断个体是否处于多维福利缺失状态。为确保指标解释能力的可靠性，本研究将多维福利缺失水平的阈值更换为0.2、0.3和0.4重新进行回归。回归结果如表10所示，更换阈值后，是否领取新农保对农村老年人多维福利缺失均呈显著负向效应，与基准回归结果一致。

（2）更换回归模型。本研究参考于新亮等利用面板OLS模型和面板Probit模型替换面板Logit模型进行稳健性检验。回归结果如表10所示，是否领取新农保对农村老年人多维福利缺失均在1%

表 10 稳健性检验

更换被解释变量回归结果			
变量	(1)	(2)	(3)
	K=0.2	K=0.3	K=0.4
是否领取新农保	-0.029** (0.014)	-0.044*** (0.013)	-0.045*** (0.011)
控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
N	4742	4742	4742
更换回归模型解释结果			
变量	(1)		(2)
	OLS模型		Probit模型
是否领取新农保	-0.055*** (0.013)		-0.056*** (0.013)
控制变量	控制		控制
时间固定效应	控制		控制
地区固定效应	控制		控制
N	4742		4742
更换指标权重解释结果			
变量	(1)		(2)
是否领取新农保	-0.063*** (0.013)		-0.033** (0.013)
控制变量	未控制		控制
时间固定效应	未控制		控制
地区固定效应	未控制		控制
N	4742		4742

注：①***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；②表中系数为边际系数，括号内为标准误。

显著性水平上呈显著负向效应，与基准回归结果一致。

（3）更换指标权重。考虑到部分学者提出等权重赋权法具有一定主观性。因此，本研究参考平卫英等将等权重法更换为熵值法进行指标赋权，以确保变量解释能力的可靠性。回归结果如表10所示，更换权重设置方法后，是否领取新农保对农村老年

人多维福利缺失均呈显著负向效应,与基准回归结果一致。

五、结论与政策建议

本研究运用中国家庭追踪调查(CFPS)2012年、2016年和2018年三期面板数据,采用AF法以及等权重法对农村老年人多维福利缺失水平进行测度及分解,并使用面板Logit和多重中介效应模型,实证分析了新农保对农村老年人多维福利的影响。主要结论如下:①新农保显著缓解了农村老年人的多维福利缺失水平,该结果在采用工具变量法回归、更换被解释变量、回归模型及权重设置方法后仍然稳健;②新农保能通过保障溢出效应下的隔代照料、代际照料支持对应缓解农村老年人的主观福利缺失与生活福利缺失,通过代际经济支持缓解农村老年人物质福利缺失;③隔代照料和代际照料支持、代际经济支持之间存在双向推动关系。新农保能通过影响老年群体的隔代照料行为缓解非物质维度的福利缺失水平,进而提高子女对父母的代际经济支持,缓解物质维度的福利缺失水平,叠加改善老年人多维福利;④新农保对农村老年人多维福利缺失水平的影响具有异质性。其中,对于低收入水平、低龄老人、有配偶的农村老年人而言,领取新农保对老年人多维福利缺失的缓解作用更为显著。

基于研究结论的政策启示如下:①鉴于新农保改善农村老年人多维福利的显著作用,应建立健全“多缴多得、长缴多得”激励机制。建议设立缴费年限养老金、动态调整最低缴费档次,调动各类老年群体参与养老保障的积极性和活力,进一步促进新农保对改善老年人多维福利的广化与深化作用;②由于新农保对老年人多维福利缺失水平的缓解存在显著异质性,建议政府针对不同人群实施精准的帮扶措施,建立政府补贴与个体状况相适应的动态调整机制。对高龄、孤老、低收入水平的老年人多维福利状况重点关注,对弱势老年群体在新农保缴费补贴上适度倾斜,从而实现公共养老资源的合理配置,提高养老服务均等化水平;③充分放大新农保带来的保障溢出效应,推动社会统筹养老与双向代际支持等传统家庭养老协同发展。政府应从中国“421”式家庭资源代际分配的真实约束出发,将

养老保险发放方式与老年人家庭居住安排相结合。一方面,推动新农保向三代同堂家庭倾斜,在新农保发放明细单中列示“三代同堂奖励金”等。另一方面,加快新农保的一体化建设,降低随迁成本和劳动力迁移带来的后顾之忧。鼓励留守老人举家迁移,使随迁父辈实现异地养老后可通过为子辈提供隔代照料实现“老有所为”,并刺激子辈将更多的资源通过代际经济支持、代际照料支持转移给父辈,实现“老有所依”。最终推动养老保险高质量发展,实现福利效应的帕累托改进,破解人口老龄化与人口红利衰减叠加形成的社会困局。

参考文献:

- [1] 解垚.养老金与老年人口多维贫困和不平等研究——基于非强制养老保险城乡比较的视角[J].中国人口科学,2017,(05).
- [2] 宋佳莹,高传胜.人口老龄化、养老保险支出与经济高质量发展[J].暨南学报(哲学社会科学版),2023,(02).
- [3] 沈冰清,郭忠兴.新农保改善了农村低收入家庭的脆弱性吗?——基于分阶段的分析[J].中国农村经济,2018,(01).
- [4] 张川川,John Giles,赵耀辉.新型农村社会养老保险政策效果评估——收入、贫困、消费、主观福利和劳动供给[J].经济学(季刊),2015,(01).
- [5] 解垚.“新农保”对农村老年人劳动供给及福利的影响[J].财经研究,2015,(08).
- [6] 朱火云.城乡居民养老保险减贫效应评估——基于多维贫困的视角[J].北京社会科学,2017,(09).
- [7] 余靖雯,麦东仁,龚六堂.社会养老保险、家庭隔代抚养与老年人健康[J].经济学(季刊),2023,(01).
- [8] 郝春虹,赵旭东,张慧敏,等.新农保是否增加了子代劳动供给?——一个家庭代际分工视角下的经验验证[J].劳动经济研究,2022,(04).
- [9] 李连友,李磊,刘中海.城乡居民养老保险制度的福利效应:理论机制与测评经验[J].湘潭大学学报(哲学社会科学版),2020,(05).
- [10] 王极,洪名勇,田梦婕.新农保政策对农户消费结构升级的影响——基于预防性储蓄视角[J].农业现代化研究,2023,(01).
- [11] 张跃华,王翌宵.新型农村社会养老保险对贫困群体生活的影响——基于CHARLS 2011—2015面板数据

的分析[J]. 保险研究, 2019, (05).

[12] 马超, 李植乐, 孙转兰, 等. 养老金对缓解农村居民医疗负担的作用——为何补贴收入的效果好于补贴医保[J]. 中国工业经济, 2021, (04).

[13] 周钦, 蒋炜歌, 郭昕. 社会保险对农村居民心理健康的影响——基于CHARLS数据的实证研究[J]. 中国经济问题, 2018, (05).

[14] 陆杰华, 郭芳慈, 陈继华, 等. 新时代农村养老制度设计: 历史脉络、现实困境与发展路径[J]. 中国农业大学学报(社会科学版), 2021, (04).

[15] 刘子兰, 郑茜文, 周成. 养老保险对劳动供给和退休决策的影响[J]. 经济研究, 2019, (06).

[16] 李琴, 周先波. 新型农村社会养老保险对农村老年人儿童照料时间的影响及机制研究[J]. 世界经济文汇, 2018, (05).

[17] 陈光燕, 司伟, 蓝红星. 隔代照料对农村中老年人主观福利的影响[J]. 农村经济, 2022, (11).

[18] 王海漪. 被照料的照料者: 隔代照料与子代行孝互动研究[J]. 人口学刊, 2021, (04).

[19] 吴茜, 姚乐野. 子女代际支持对农村老年多维贫

困的影响研究[J]. 农村经济, 2020, (04).

[20] 何庆红, 谭远发, 彭争呈. 隔代照料对祖父母健康的影响——基于CHARLS数据的实证分析[J]. 人口与发展, 2021, (02).

[21] 杨瑞龙, 任羽卓, 王治喲. 农村养老保险、代际支持与隔代抚育——基于断点回归设计的经验证据[J]. 人口研究, 2022, (03).

[22] 欧阳鑫, 张应良. 农村社会养老保险、收入差距与福利不平等[J]. 农业技术经济, 2023, (02).

[23] 方杰, 温忠麟, 张敏强, 等. 基于结构方程模型的多重中介效应分析[J]. 心理科学, 2014, (03).

[24] 王建英, 何冰, 毕洁颖. 新农保与农村低收入家庭贫困脆弱性——基于精准扶贫背景和不同贫困标准[J]. 经济理论与经济管理, 2022, (03).

[25] 于新亮, 严晓欢, 上官熠文, 等. 农村社会养老保险与家庭相对贫困长效治理——基于隔代照顾的视角[J]. 中国农村观察, 2022, (01).

责任编辑:
校 对: 赵利梅

Intergenerational Spillover Effect of New Rural Pension on Multidimensional Welfare for the Elderly

DONG Ying YANG Xin HUANG Yihua

Abstract: Given the dual challenges of diminishing demographic dividends and rapidly aging populations in rural China, it is of great importance to explore the effect of the new rural pension scheme (NRPS) on the welfare improvement of the rural elderly. This study investigates the impact of NRPS on multidimensional welfare including material, living, health, and subjective aspects for rural elderly populations, from the perspective of income effect and protection spillover effect. This paper employs a panel logit model and a chained intermediation model using data from the China Family Panel Studies (CFPS) for the years 2012, 2016, and 2018, and the main conclusions are as follows. The NRPS can significantly enhance the multidimensional welfare of the rural elderly, and its effect increases with the prolongation of the duration of participation and the increase of the insurance amount. In addition, it can further improve the multidimensional welfare through the synergistic effect of intergenerational care and intergenerational economic support. Specifically, the NRPS can improve the subjective welfare, living welfare and material welfare of the rural elderly respectively through intergenerational care and intergenerational economic support based on the perspective of income effect and guarantee spillover effect. Furthermore, the welfare-enhancing effects are more pronounced for low-income, low-age, and spousal rural elderly. This study provides an important reference for the optimization of policies to cope with the dilemma of social resource distribution arising from the demographic dividend and the acceleration of aging.

Keywords: NRPS; Multi dimensional Welfare; Rural Elderly; Intergenerational Spillover Effect

RURAL
ECONOMY

创新思考的氛围
汇聚交流的平台
博采众家的理论
独到精辟的分析

ISSN 1003-7470



国内统一连续出版物号: CN 51-1029/F
国际标准连续出版物号: ISSN 1003-7470

邮发代码: 62-154
定价: 40.00元

MSegnet, a Practical Network for Building Detection from High Spatial Resolution Images

Bo Yu, Fang Chen, Ying Dong, Lei Wang, Ning Wang, and Aqiang Yang

Abstract

Building detection in big earth data by remote sensing is crucial for urban development. However, improving its accuracy remains challenging due to complicated background objects and different viewing angles from various remotely sensed images. The hereto proposed methods predominantly focus on multi-scale feature learning, which omits features in multiple aspect ratios. Moreover, postprocessing is required to refine the segmentation performance. We propose modified semantic segmentation (MSegnet), a single-shot semantic segmentation model based on a matrix of convolution layers to extract features in multiple scales and aspect ratios. MSegnet consists of two modules: backbone feature learning and matrix convolution to conduct vertical and horizontal learning. The matrix convolution comprises a set of convolution operations with different aspect ratios. MSegnet is applied to a public building data set that is widely used for evaluation and shown to achieve satisfactory accuracy, compared with the published single-shot methods.

Introduction

Urban expansion is occurring at a high speed and urgently demands efficient building detection from large-scale, remotely sensed images (Chen et al. 2020; Ning and Lin 2017). An accurate building inventory is required for both military and civilian applications, including urban planning, disaster emergency, and navigation (Liu et al. 2019; Qin et al. 2020). However, due to technological limits, a significant challenge remains in automatically detecting buildings from high spatial resolution images with a reliable accuracy (Ning et al. 2020).

Semantic segmentation is a practical approach to deal with complicated background objects in building detection (Wang et al. 2020). It represents an important research topic in computer vision as it can segment the image by assigning each pixel in the input image with a semantic label. Owing to the rapid development of deep neural networks, semantic segmentation has significantly improved (Yurtkulu et al. 2019). Numerous

network structures have been proposed and achieved remarkable performance. The fully convolutional network (FCN) (Shelhamer et al. 2017) is considered a milestone in semantic segmentation. It replaces a fully connected layer using convolution operation and overcomes the requirement of a specific input image size. However, it is not sensitive to the details of the image and lacks spatial consistency among neighboring pixels. U-Net (Ronneberger et al. 2015), semantic segmentation (SegNet) (Badrinarayanan et al. 2017), pyramid scene parsing network (PSPNet) (Zhao et al. 2017), deconvolution network (DeconvNet) (Noh et al. 2015), and DeepLab series (Chen et al. 2018) models have been proposed for pixel-based segmentation and achieved remarkable accuracies. U-Net takes into context information by concatenation through skip connection so that the decoder can learn the lost feature in each encoder (Ronneberger et al. 2015). SegNet can maintain the integrity of high-frequency details in the image by upsampling the feature map using unpooling operation in the decoder (Badrinarayanan et al. 2017). PSPNet and DeepLab series models improve the segmentation using a spatial pooling module with different strategies to capture multi-scale features. However, most of these models require postprocessing to refine the segmentation performances, especially when applied to building detection (Alshehhi et al. 2017). The commonly used postprocessing strategies comprise conditional random field (Lafferty et al. 2002) and simple linear iterative clustering (Kim et al. 2013). Moreover, the pyramid pooling module in PSPNet and DeepLab series models, which is aimed at learning multi-scale features, lacks feature learning with multiple aspect ratios.

Inspired by MatrixNet (Rashwan et al. 2019), modified semantic segmentation (MSegnet), an end-to-end semantic segmentation framework, is proposed in this paper. MatrixNet proposes a bounding box for each object in the image by regressing the coordinates of the center pixel or anchor pixels. Its framework enlarges the pyramid network structure by adding convolution operations with kernels of different height-width ratios, such that features with multiple scales and aspect ratios can be learned. It outperforms all single-shot object detectors on the Microsoft Common Objects in Context benchmark (Lin et al. 2014). In contrast to MatrixNet, MSegnet is designed to segment buildings at pixel-level from high spatial resolution images and it is evaluated on the Wuhan University (WHU) building data set (Ji et al. 2019), a widely used public data set to evaluate the performance in building detection. It outperforms the published one-shot methods. The main contributions of this study are listed as follows:

1. A novel semantic segmentation framework is proposed by learning features using a matrix of convolution operations.
2. Satisfactory performances were achieved by comparison with published one-shot frameworks in one widely used public building detection data set.

Photogrammetric Engineering & Remote Sensing
Vol. 87, No. 12, December 2021, pp. 901–906.
0099-1112/21/901–906

© 2021 American Society for Photogrammetry
and Remote Sensing
doi: 10.14358/PERS.21-00016R2

Bo Yu, Fang Chen, Ning Wang, and Aqiang Yang are with Key Laboratory of Digital Earth Science, Aerospace Information Research Institute, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100094, China.

Fang Chen and Ning Wang are also with Hainan Key Laboratory of Earth Observation, Aerospace Information Research Institute, Chinese Academy of Sciences, Sanya 572029, China. Fang Chen is also with the University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, China.

Fang Chen and Lei Wang are with the State Key Laboratory of Remote Sensing Science, Aerospace Information Research Institute, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100094, China.

Ying Dong is with the College of Economics and Management, South China Agricultural University, Guangzhou, Guangdong, Guangdong 510642, China (aliceying@scau.edu.cn).

Contributed by Ribana Roscher, April 6, 2021 (sent for review June 7, 2021; reviewed by Chengyi Wang, DongMei Chen).

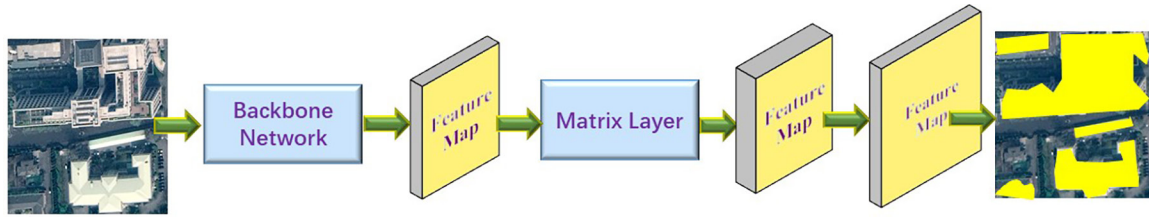


Figure 1. Flowchart of proposed MSegnet.

Related Studies

We present a literature review on building detection from optical remotely sensed images. Generally, studies conducting building detection witnessed three processes, namely, manual thresholding, machine learning, and deep learning-based modeling. The first two processes are recognized as traditional methods, focusing on spectral and textural feature engineering. The scale-invariant feature transform (Lowe 2004), Histogram of Oriented Gradients (Dalal and Triggs 2005), local binary patterns (Ojala *et al.* 2002), grey level co-occurrence (Gomez *et al.* 2012), and Haar wavelet transform (Guf and Jiang 1996) are the commonly used features in building detection (Konstantinidis *et al.* 2017). Moreover, geometry properties, material properties (Lee *et al.* 2003; Mayer 1999), and graph-based theory (Walde *et al.* 2013) have been explored as well. The random forest (Breiman 2001), support vector machine (Burges 1998), Bayesian maximum likelihood method (Khoshelham *et al.* 2008), and Adaboost (Fleyeh and Davami 2013) are the commonly used machine learning models and have achieved outstanding performances in building detection (Cetin *et al.* 2010; Hänsch and Hellwich 2010; Li *et al.* 2011). However, the methods mentioned above require massive feature engineering, which relies heavily on the expertise and experience in related applications.

The advent of deep learning has given rise to significant improvements in building detection and avoided the feature engineering requirement. U-net has been widely used in building detection (Hamaguchi and Hikosaka 2018; Li *et al.* 2018); it represents a simple encoder-decoder network and efficient implementation. Apart from U-Net, there is significant research in applying other semantical segmentation model structures in building detection, such as Mask-Regional Convolutional Neural Network (Zhao *et al.* 2018), LinkNet (Golovanov *et al.* 2018), and DeepLab (Boonpook *et al.* 2018). The published studies predominantly adopt postprocessing steps to refine the segmentation results, which are time consuming (Yu *et al.* 2018). Moreover, the segmentation described above lacks multi-scale feature learning in different directions. To address this issue, we propose MSegnet, inspired by MatrixNet. MSegnet is a pixel-wise end-to-end semantic segmentation framework wherein postprocessing is not required. Because most buildings in high spatial resolution images assume different spectral characteristics with different shapes and orientations, the structure of MSegnet provides a potential approach to learn complicated features of buildings from various background objects.

Proposed Framework

The general pipeline of the proposed MSegnet is illustrated in Figure 1. It mainly consists of two components, backbone network and matrix convolution layer. The backbone network uses ResNet-50 (He *et al.* 2016), a 50-layer residual network. ResNet is a widely used backbone structure for encoding input images into feature maps (Peng *et al.* 2020; Qin *et al.* 2020). The reason that we use a 50-layer residual network is due to the fact that the buildings in our study have large variability in shapes and sizes. Small buildings will be easily filtered out by deep residual network, and big buildings will be likely learned insufficiently by a shallow residual network.

Table 1. Network structure of ResNet-50.

Block Name	Convolution Operation	Number of Blocks
Conv1	7×7×64	1
	3×3 max pooling	
Conv2	1×1×64	3
	3×3×64	
	1×1×256	
	1×1×128	
Conv3	3×3×128	4
	1×1×512	
	1×1×256	
	3×3×256	
Conv4	1×1×1024	6
	1×1×512	
	3×3×512	
	1×1×2048	
Conv5	3×3×512	3
	1×1×2048	

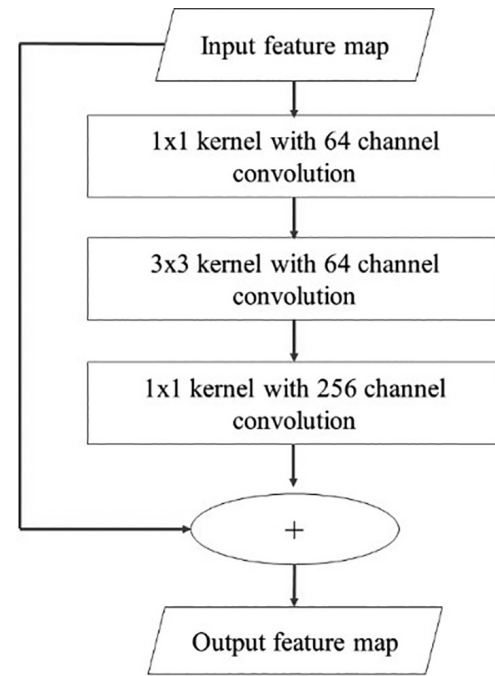
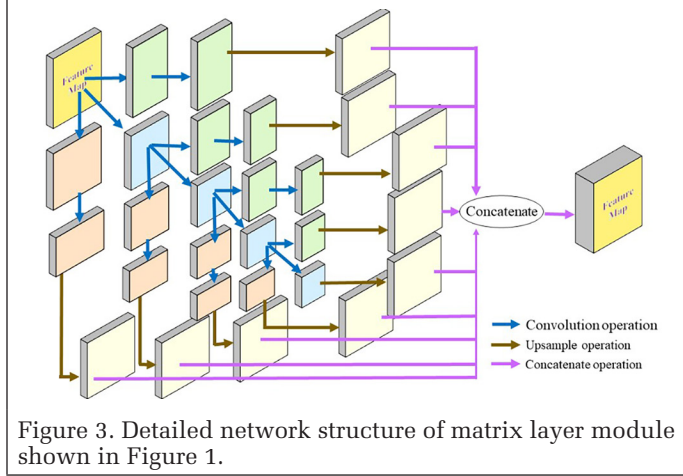


Figure 2. Network structure of a typical residual network block Conv2 as shown in Table 1.

Therefore, we used ResNet-50 to generally learn features for multi-scale buildings in our study. The network structure of ResNet-50 is demonstrated in Table 1, wherein a detailed residual network structure of typical convolution block Conv2 is demonstrated as an example in Figure 2. The input image is firstly convoluted by a 64-channel 7×7 kernel and encoded by a 3×3 maximum pooling operation. Following Conv1 convolution operation in Table 1, four convolution blocks organized in a residual manner are conducted gradually to generate the feature map used for further extraction in the module of Matrix Layer, as demonstrated in Figure 1. The number of each convolution block listed in Table 1 indicates

the number of times each corresponding convolution block repeats on the feature map. In terms of each residual convolution block, as demonstrated in Figure 2, the input feature map is convoluted by a 1×1 , 3×3 , and 1×1 kernel with different channels continuously and added directly with the feature map after continuous convolution to generate the output feature map. Such addition enables the network to alleviate the problem of gradient disappearance that increasing depth in the deep neural network brings about (He and Sun 2015).



The feature maps encoded by ResNet-50 are used to learn multi-scale features with different aspect ratios by the matrix convolution layer. Its detailed network structure is shown in Figure 3, wherein multiple convolution operations with strides of 1×2 , 2×1 , and 2×2 are conducted to down-sample the input feature maps horizontally, vertically, and diagonally, respectively. The corresponding calculated feature maps are displayed in green, pink, and blue. Each output feature map in each direction is upsampled by a bilinear operation to the same size and finally concatenated as the output feature map of the Matrix convolution layer. The concatenated feature map is further upsampled and used for generating a pixel-wise label prediction image, as shown in Figure 1.

The activation function of the proposed network is the Rectified Linear Unit (Nair and Hinton 2010), which is commonly used in neural networks (Ronneberger *et al.* 2015; Shelhamer *et al.* 2017). Moreover, focal loss function (Lin *et al.* 2020) is adopted for training our network. It was proposed to deal with the unbalanced sample distribution issue in the one-shot segmentation framework. Compared with the traditional cross entropy loss function in Equation 1, the focal loss enables the network to focus more on difficult samples that are easily to be misclassified by adding *gamma*. For example, a positive sample *S* has a prediction probability of 0.98; thus, its gamma power of $1-0.98$ will be very small, and the focal loss will be small as well. On the condition that the positive sample has a prediction probability of 0.21, its gamma power will be very large, and the corresponding focal loss will be large as well. The same principle applies to negative samples. Therefore, this mechanism reduces the impact of samples that are easily classified and enhances the difficult ones. This is more effective in training models. Furthermore, α is added into the L_{focal} expression in Equation 2 as a balancing element to balance the uneven proportion between positive and negative samples. This proves to be significant in our research, as building samples are comparatively fewer than background objects in high spatial resolution images. Following the studies in Lin *et al.* (2020), gamma is set to 2, and α is set to 0.25 in our framework.

$$L_{ce} = -gt(x, y) \log \text{pred}(x, y) - (1 - gt(x, y)) \log(1 - \text{pred}(x, y)) \quad (1)$$

$$L_{focal} = -\alpha gt(x, y)(1 - \text{pred}(x, y))^{\gamma} \log \text{pred}(x, y) - (1 - \alpha)(1 - gt(x, y)) \text{pred}(x, y)^{\gamma} \log(1 - \text{pred}(x, y)) \quad (2)$$

Experiments

To evaluate the robustness and reliability of our proposed MSegnet, we apply it on the WHU building data set (Ji *et al.* 2019), a public data set widely used for evaluation purposes (Lin *et al.* 2019; Liu *et al.* 2019). The corresponding evaluation statistics are calculated and compared with other published performances.

Data Set

The WHU building data set spans 450 km², comprising Christchurch and New Zealand. The images adopted in our study include approximately 187 000 buildings with a spatial resolution of 0.3 m, and all images were cropped to a 512 × 512 pixel size for each tile. The training data set includes 4736 tiles, containing approximately 130 500 buildings. Approximately 14 500 buildings from 1036 tiles are assigned to the evaluation data set, and the test data set contains 2416 tiles with ~42 000 building examples. Its ground truth images are labeled as building and nonbuilding.

Implementation Details and Evaluation Metrics

Our proposed model is implemented on the Pytorch platform. The experiments are conducted with two global positioning units (GPUs) with a memory of 12 GB each. Adaptive moment estimation optimization strategy (Kingma and Ba 2014) is adopted to optimize the proposed network. The initial learning rate is set to 0.0001 and divided by 10 after 100 epochs. Regarding the GPU memory and the complexity of our model, the batch size is set to four, with a chunk size of two for each GPU.

In accordance with most recent studies on building detection (Alshehhi *et al.* 2017; Boonpook *et al.* 2018; Lin *et al.* 2019; Liu *et al.* 2019), the precision, recall, F1-score, and intersection-over-union (IOU) are calculated as evaluation statistics. Precision represents the percentage of segmented building pixels that are correctly classified. Recall indicates the percentage of ground truth building pixels that are correctly segmented as buildings. The F1-score is a comprehensive index demonstrating the general performance. IOU is calculated by division between the corrected classified building pixel number over the pixel number after subtracting corrected classified background pixels from the total image pixels.

Results and Discussion

The proposed framework is applied on the WHU building data set, and the corresponding evaluation statistics are listed in Table 2. Moreover, to provide a more direct comparison, the published state-of-the-art performances obtained by one-shot networks are listed in Table 2 as well. In terms of the WHU

Table 2. Evaluation statistics (%) on WHU building data set.^a

Method	Precision	Recall	F1-Score	IOU
U-NET (Ji <i>et al.</i> 2019)	90.3	94.5	92.35	85.8
SegNet (Liu <i>et al.</i> 2019)	92.11	89.93	91.01	85.56
FCN-8s (Ji <i>et al.</i> 2018)	89.2	95.3	92.15	85.4
SRI-NET (Liu <i>et al.</i> 2019)	95.21	93.28	94.23	89.09
SR-FCN (Ji <i>et al.</i> 2018)	94.4	93.9	93.25	88.9
MSegnet	96.45	92.44	94.40	89.40

FCN = fully convolutional network; IOU = intersection-over-union; MSegnet = modified semantic segmentation; SegNet = semantic segmentation; SR-FCN = xxxx; SRI-NET = xxxx; U-NET = xxxx; WHU = Wuhan University.

^aData in bold indicates best result.

building data set, the proposed MSegnet outperforms the three typical network structures, including U-Net, SegNet, and FCN-8s. According to the works in Ji *et al.* (2019), Liu *et al.* (2019), U-Net, and SegNet were used with the same network structure as proposed in the original research, respectively (Ronneberger *et al.* 2015; Badrinarayanan *et al.* 2017). MSegnet differs from typical network structures by adding multiple height-width ratio convolutions in the network design, which can be recognized as a kind of novel basic network module in image segmentation. From the comparisons of different network modules, we find that MSegnet outperforms the widely used U-Net, SegNet, and FCN-8s building detection modules by almost 4% in terms of IOU, 3.39% in F1-score, and 7.25% in precision. Moreover, it is apparent that the precision and recall of each widely used typical network module exhibit larger gaps compared to that of MSegnet, indicating that the latter performs in a more balanced manner by distinguishing between buildings and background objects, despite different pixel distributions.

SRI-NET (Liu *et al.* 2019) and SR-FCN (Ji *et al.* 2018) are modified from the typical network modules SegNet and FCN, respectively, and their performances have achieved remarkable improvements. SRI-NET has achieved the state-of-the-art performance in terms of the F1-score and IOU evaluations among the published results. Nevertheless, our proposed MSegnet obtains 1.24% higher precision than SRI-NET, and 0.74% lower recall. The synthesized evaluation statistics F1-score and IOU of MSegnet are both slightly higher than SRI-NET by 0.17% and 0.31%, respectively. Apart from the recall, MSegnet achieves the best performance among all models listed in Table 2. This further validates the strong ability of the matrix convolution module in capturing features for multi-scale and multi-shape building detection.

To analyze detection errors, we selected four test images with typical detection errors and presented the corresponding original, ground truth, and detection result images in Figure 4. From the visual comparisons in the WHU building data set, we recognize that the proposed MSegnet accurately detects most buildings. The morphological characteristics are maintained; however, several small buildings are omitted, as shown in the green circles in column (b) of Figure 4. Apart from the omitted buildings, there are some open squares in the background with similar spectral and textural characteristics as buildings. These are misidentified as buildings in the detection results and marked in yellow circles in column (c) of Figure 4. This occurrence is attributed to the lower number of small buildings in the training data set than large ones, making the trained model more likely to focus on the detection of large buildings. Therefore, we may use the strategy of oversampling in future studies, as performed in the small objects detection (Kisantal *et al.* 2019). Generally, this experiment demonstrates the strong applicability potential of the matrix convolution module for building detection by learning features in multiple scales and aspect ratios.

Conclusions

An end-to-end semantic segmentation framework, MSegnet is proposed. It is composed of two main modules: backbone feature encoding and matrix layer convolution. The matrix layer convolution module captures features at multiple scales and aspect ratios by conducting a matrix of convolution operations on the encoded feature maps from the backbone with stripes of size 1×2 and 2×1 . The generated feature maps at different scales and aspect ratios are upsampled and concatenated through matrix feature learning for further pixel-wise label prediction. MSegnet is applied to a widely used public building detection data set for evaluation and demonstrates a

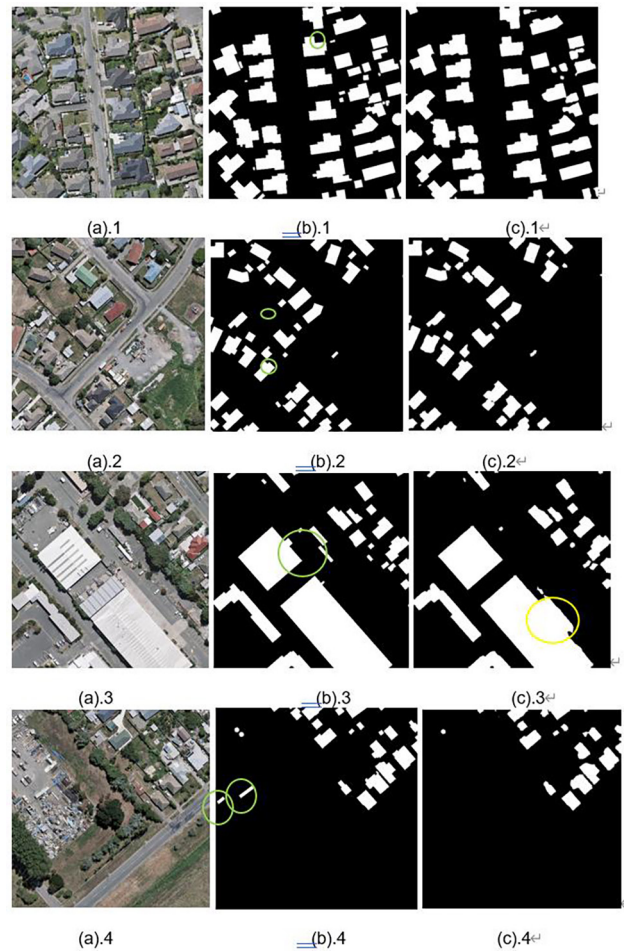


Figure 4. Building detection visualization of typical test samples in WHU building data set: (a) original test samples; (b) ground truth images; (c) detection results of our proposed MSegnet.

1.7% higher F1-score and 0.31% higher IOU compared to the state-of-the-art performance of published one-shot semantic segmentation models, as far as the authors are aware. The experiment confirms the strong potential applicability and robustness of our proposed framework in detecting objects of interest in practical cases. However, there is significant room for improvement of the proposed network in our future work, particularly regarding the detection of small buildings by adopting strategies such as oversampling.

Acknowledgments

The research was financially supported by the National Key R&D Program of China (No. 2019YFD1100803).

The authors declare that there is no conflict of interest regarding the publication of this paper.

Code, Data, and Materials Availability:

The WHU building data set can be accessed from

<http://gpcv.whu.edu.cn/data/>.

The implementation code of our manuscript is provided at

<https://github.com/yubozuzu123/MatrixSegnet>.

References

- Alshehhi, R., P.R. Marpu, W.L. Woon and M.D. Mura. 2017. Simultaneous extraction of roads and buildings in remote sensing imagery with convolutional neural networks. *ISPRS Journal of Photogrammetry and Remote Sensing* 130:139–149.
- Badrinarayanan, V., A. Kendall and R. Cipolla. 2017. SegNet: A deep convolutional encoder-decoder architecture for image segmentation. *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence* 39(12):2481–2495.
- Boonpook, W., Y. Tan, Y. Ye, P. Torteeka, K. Torsri and S. Dong. 2018. A deep learning approach on building detection from unmanned aerial vehicle-based images in riverbank monitoring. *Sensors*, 18(11):3921.
- Breiman, L. 2001. Random forests. *Machine Learning* 45(1):5–32.
- Burges, C.J.C. 1998. A tutorial on support vector machines for pattern recognition. *Data Mining and Knowledge Discovery* 2(2):121–167.
- Cetin, M., U. Halici and O. Aytekin. 2010. Building detection in satellite images by textural features and Adaboost. Pages 1–4 in *Proceedings 2010 IAPR Workshop on Pattern Recognition in Remote Sensing*, held in Istanbul, Turkey, 22 August 2010.
- Chen, L.-C., Y. Zhu, G. Papandreou, F. Schroff and H. Adam. 2018. Encoder-decoder with Atrous separable convolution for semantic image segmentation. In *Computer Vision—ECCV 2018. Lecture Notes in Computer Science*, vol. 11211, edited by V. Ferrari, M. Hebert, C. Sminchisescu, and Y. Weiss, 833–851. Cham, Switzerland: Springer.
- Chen, Q., L. Wang, S.L. Waslander and X. Liu. 2020. An end-to-end shape modeling framework for vectorized building outline generation from aerial images. *ISPRS Journal of Photogrammetry and Remote Sensing* 170:114–126.
- Dalal, N. and B. Triggs. 2005. Histograms of oriented gradients for human detection. Pages 886–893 in *Proceedings of the IEEE Computer Society Conference on Computer Vision and Pattern Recognition (CVPR'05)*, held in San Diego, Calif., 20–25 June 2005.
- Fleyeh, H. and E. Davami. 2013. Multiclass Adaboost based on an ensemble of binary Adaboosts. *American Journal of Intelligent Systems* 3:57–70.
- Golovanov, S., R. Kurbanov, A. Artamonov, A. Davydov and S. Nikolenko. 2018. Building detection from satellite imagery using a composite loss function. Pages 219–2193 in *Proceedings IEEE/CVF Conference on Computer Vision and Pattern Recognition Workshops*, held in Salt Lake City, Utah, 18–22 June 2018.
- Gomez, W., W.C. Pereira and A.F. Infantosi. 2012. Analysis of co-occurrence texture statistics as a function of gray-level quantization for classifying breast ultrasound. *IEEE Transactions on Medical Imaging*, 31(10):1889–1899.
- Guf, J.S. and W.S. Jiang. 1996. The Haar wavelets operational matrix of integration. *International Journal of Systems Science* 27(7):623–628.
- Hamaguchi, R. and S. Hikosaka. 2018. Building detection from satellite imagery using ensemble of size-specific detectors. Pages 223–2234 in *Proceedings of the IEEE/CVF Conference on Computer Vision & Pattern Recognition Workshops*, held in Salt Lake City, Utah, 18–22 June 2018.
- Hänsch, R. and O. Hellwich. 2010. Random forests for building detection in polarimetric SAR data. Pages 460–463 in *Proceedings of the IEEE International Geoscience and Remote Sensing Symposium*, held in Honolulu, Hawaii, 25–30 July 2010.
- He, K. and J. Sun. 2015. Convolutional neural networks at constrained time cost. Pages 5353–5360 in *Proceedings of the IEEE Conference on Computer Vision and Pattern Recognition (CVPR)*, held in Boston, Mass., 7–12 June 2015.
- He, K., X. Zhang, S. Ren and J. Sun. 2016. Deep residual learning for image recognition. Pages 770–778 in *Proceedings of the IEEE Conference on Computer Vision and Pattern Recognition (CVPR)*, held in Las Vegas, Nev., 27–30 June 2016.
- Ji, S., S. Wei and M. Lu. 2018. A scale robust convolutional neural network for automatic building extraction from aerial and satellite imagery. *International Journal of Remote Sensing* 40(1). <https://doi.org/10.1080/01431161.2018.1528024>.
- Ji, S., S. Wei and M. Lu. 2019. Fully convolutional networks for multisource building extraction from an open aerial and satellite imagery data set. *IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing* 57(1):574–586.
- Khoshelham, K., S. Nedkova and C. Nardinocchi. 2008. A comparison of Bayesian and evidence-based fusion methods for automated building detection in aerial data. *The International Archives of the Photogrammetry, Remote Sensing and Spatial Information Sciences* 37(B7). https://www.isprs.org/proceedings/xxxvii/congress/7_pdf/6_wg-vii-6/24.pdf.
- Kim, K.S., D. Zhang, M.C. Kang and S.J. Ko. 2013. Improved simple linear iterative clustering superpixels. Pages 259–260 in *Proceedings of the IEEE International Symposium on Consumer Electronics*. <https://doi.org/10.1109/ISCE.2013.6570216>.
- Kingma, D. and J. Ba. 2014. Adam: A method for stochastic optimization. In *Proceedings 3rd International Conference on Learning Representations*, held in San Diego, Calif.
- Kisantal, M., Z. Wojna, J. Murawski, J. Naruniec and K. Cho. 2019. Augmentation for small object detection. arXiv:1902.07296.
- Konstantinidis, D., T. Stathaki, V. Argyriou and N. Grammalidis. 2017. Building detection using enhanced HOG–LBP features and region refinement processes. *IEEE Journal of Selected Topics in Applied Earth Observations and Remote Sensing* 10(3):888–905.
- Lafferty, J., A. McCallum and F. Pereira. 2002. Conditional random fields: Probabilistic models for segmenting and labeling sequence data. Pages 282–289 in *Proceedings of the Eighteenth International Conference on Machine Learning*, held in Williamstown, Mass., 28 June–1 July 2001.
- Lee, D.S., J. Shan and J.S. Bethel. 2003. Class-guided building extraction from Ikonos imagery. *Photogrammetric Engineering & Remote Sensing* 69(2):143–150.
- Li, P., B. Song and H. Xu. 2011. Urban building damage detection from very high resolution imagery by one-class SVM and shadow information. Pages 1409–1412 in *Proceedings of the IEEE International Geoscience and Remote Sensing Symposium*, held in Vancouver, Canada, 24–29 July 2011.
- Li, W., C. He, J. Fang and H. Fu. 2018. Semantic segmentation based building extraction method using multi-source GIS map datasets and satellite imagery. Pages 233–2333 in *Proceedings of the IEEE/CVF Conference on Computer Vision and Pattern Recognition Workshops (CVPRW)*, held in Salt Lake City, Utah, 18–22 June 2018.
- Lin, J., W. Jing, H. Song and G. Chen. 2019. ESFNet: Efficient network for building extraction from high-resolution aerial images. *IEEE Access*, 7:54285–54294.
- Lin, T.-Y., M. Maire, S. Belongie, J. Hays, P. Perona, D. Ramanan, P. Dollár and C.L. Zitnick. 2014. Microsoft COCO: Common objects in context. Pages 740–755 in *Proceedings of the Computer Vision (ECCV 2014)*, held in Zurich, Switzerland, 6–12 September 2014.
- Lin, T., P. Goyal, R. Girshick, K. He and P. Dollár. 2020. Focal loss for dense object detection. *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence* 42(2):318–327.
- Liu, P., X. Liu, M. Liu, Q. Shi, J. Yang, X. Xu and Y. Zhang. 2019. Building footprint extraction from high-resolution images via spatial residual inception convolutional neural network. *Remote Sensing* 11(7). <https://doi.org/10.3390/rs11070830>.
- Liu, Y., L. Gross, Z. Li, X. Li, X. Fan and W. Qi. 2019. Automatic building extraction on high-resolution remote sensing imagery using deep convolutional encoder-decoder with spatial pyramid pooling. *IEEE Access* 7:128774–128786.
- Lowe, D.G. 2004. Distinctive image features from scale-invariant keypoints. *International Journal of Computer Vision* 60(2):91–110.
- Mayer, H. 1999. Automatic object extraction from aerial imagery—A survey focusing on buildings. *Computer Vision and Image Understanding* 74(2):138–149.
- Nair, V. and G.E. Hinton. 2010. Rectified linear units improve restricted boltzmann machines. Pages 807–814 in *Proceedings of the 27th International Conference on International Conference on Machine Learning*, held in Haifa, Israel, 21 June 2010.

- Ning, W., C. Fang, Y. Bo and Q. Yuchu. 2020. Segmentation of large-scale remotely sensed images on a Spark platform: A strategy for handling massive image tiles with the MapReduce model. *ISPRS Journal of Photogrammetry and Remote Sensing* 162:137–147.
- Ning, X. and X. Lin. 2017. An index based on joint density of corners and line segments for built-up area detection from high resolution satellite imagery. *ISPRS International Journal of Geo-Information* 6(11):338.
- Noh, H., S. Hong and B. Han. 2015. Learning deconvolution network for semantic segmentation. Pages 1520–1528 in *Proceedings of the IEEE International Conference on Computer Vision (ICCV)*, held in Las Condes, Chile, 7–13 December 2015.
- Ojala, T., M. Pietikainen and T. Maenpaa. 2002. Multiresolution gray-scale and rotation invariant texture classification with local binary patterns. *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence* 24(7):971–987.
- Peng, S., W. Jiang, H. Pi, X. Li, H. Bao and X. Zhou. 2020. Deep snake for real-time instance segmentation. https://openaccess.thecvf.com/content_CVPR_2020/papers/Peng_Deep_Snake_for_Real-Time_Instance_Segmentation_CVPR_2020_paper.pdf
- Qin, H., Y. Li, J. Lei, W. Xie and Z. Wang. 2020. A specially optimized one-stage network for object detection in remote sensing images. *IEEE Geoscience and Remote Sensing Letters*:1–5.
- Rashwan, A., A. Kalra and P. Poupart. 2019. Matrix nets: A new deep architecture for object detection. Pages 2025–2028 in *Proceedings of the IEEE/CVF International Conference on Computer Vision Workshop (ICCVW)*, held in Seoul, South Korea, 27–28 October 2019.
- Ronneberger, O., P. Fischer and T. Brox. 2015. U-Net: Convolutional networks for biomedical image segmentation. Pages 234–241 in *Proceedings International Conference on Medical Image Computing and Computer-Assisted Intervention, Lecture Notes in Computer Science*, vol. 9351. https://doi.org/10.1007/978-3-319-24574-4_28
- Shelhamer, E., J. Long and T. Darrell. 2017. Fully convolutional networks for semantic segmentation. *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence* 39:640–651.
- Walde, I., S. Hese, C. Berger and C. Schmullius. 2013. Graph-based mapping of urban structure types from high-resolution satellite image objects—Case study of the German cities Rostock and Erfurt. *IEEE Geoscience & Remote Sensing Letters* 10(4):932–936.
- Wang, S., X. Hou and X. Zhao. 2020. Automatic building extraction from high-resolution aerial imagery via fully convolutional encoder-decoder network with non-local block. *IEEE Access* 8:7313–7322.
- Yu, B., L. Yang and F. Chen. 2018. Semantic segmentation for high spatial resolution remote sensing images based on convolution neural network and pyramid pooling module. *IEEE Journal of Selected Topics in Applied Earth Observations and Remote Sensing* 11(9):3252–3261.
- Yurtkulu, S.C., Y.H. Shin and G. Unal. 2019. Semantic segmentation with extended DeepLabv3 architecture. Pages 1–4 in *Proceedings of the 27th Signal Processing and Communications Applications Conference (SIU)*. <https://doi.org/10.1109/SIU.2019.8806244>.
- Zhao, H., J. Shi, X. Qi, X. Wang and J. Jia. 2017. Pyramid scene parsing network. Pages 6230–6239 in *Proceedings 2017 IEEE Conference on Computer Vision and Pattern Recognition (CVPR)*, held in Honolulu, Hawaii, 21–26 July 2017.
- Zhao, K., J. Kang, J. Jung and G. Sohn. 2018. Building extraction from satellite images using mask R-CNN with building boundary regularization. *Proceedings of the IEEE/CVF Conference on Computer Vision and Pattern Recognition Workshops (CVPRW)*, held in Salt Lake City, Utah, 18–22 June 2018.

*THE AMERICAN SOCIETY FOR
PHOTOGRAMMETRY AND REMOTE SENSING*

hereby confers the

John I. Davidson President's Award for Practical Papers - 1st Place

on

Bo Yu

Fang Chen, Ying Dong, Lei Wang, Ning Wang, and Aqiang Yang



A handwritten signature in dark ink, appearing to read 'John I. Davidson', written over a horizontal line.

President

7 February 2022

Date
204

A handwritten signature in dark ink, appearing to read 'Paul Schuckman', written over a horizontal line.

Executive Director

收录证书

收录证书号： GDSTR—2026-1191389

经审核，本报告已收录于“广东省科技报告服务系统”（<http://strs.gdstc.gd.gov.cn>），特颁此证

报告名称： 丘陵山地植保无人机施药技术采纳影响因素的研究

报告编号： 455416563--2023A1515010808/03

报告作者： 董莹,黄瑜婷(华南农业大学,华南农业大学)

收录时间： 2026年01月01日

支持渠道： 基础与应用基础研究

项目/载体名称： 农业社会化服务对环境友好型技术集成推广的影响研究

项目/载体编号： 2023A1515010808

广东省科技创新监测研究中心

2026年01月07日

科技报告专用章

收录证书

收录证书号： GDSTR—2026-2566404

经审核，本报告已收录于“广东省科技报告服务系统”（<http://strs.gdstc.gd.gov.cn>），特颁此证

报告名称： 数字农业保险对农户化肥减量技术采纳的影响

报告编号： 455416563--2023A1515010808/02

报告作者： 董莹,贾成林(华南农业大学,华南农业大学)

收录时间： 2026年01月01日

支持渠道： 基础与应用基础研究

项目/载体名称： 农业社会化服务对环境友好型技术集成推广的影响研究

项目/载体编号： 2023A1515010808

广东省科技创新监测研究中心

2026年01月08日

科技报告专用章

收录证书

收录证书号： GDSTR—2026-3673233

经审核，本报告已收录于“广东省科技报告服务系统”（<http://strs.gdstc.gd.gov.cn>），特颁此证

报告名称： 农业机械与技术服务集成对农户秸秆还田技术采纳的影响研究

报告编号： 455416563--2023A1515010808/01

报告作者： 董莹,黄采妮(华南农业大学,华南农业大学)

收录时间： 2026年01月01日

支持渠道： 基础与应用基础研究

项目/载体名称： 农业社会化服务对环境友好型技术集成推广的影响研究

项目/载体编号： 2023A1515010808

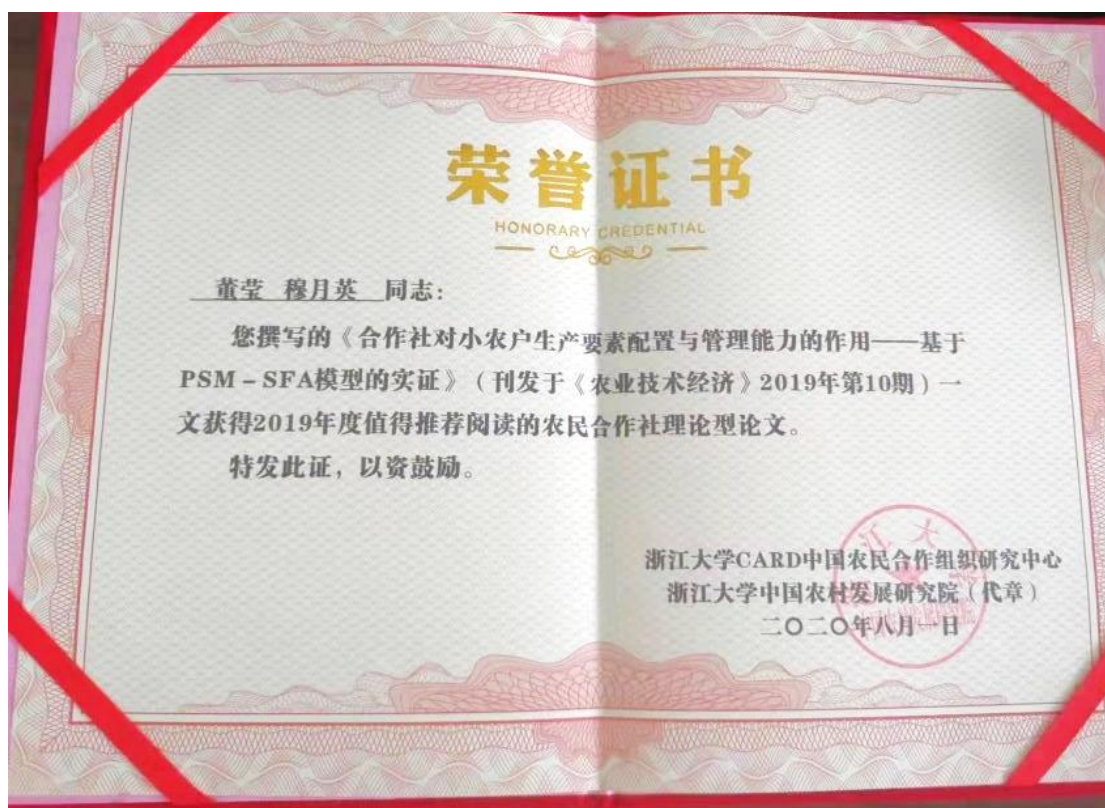
广东省科技创新监测研究中心

2026年01月08日

科技报告专用章

决策咨询报告：本人参与撰写的人民币国际化相关的咨询报告获得省采纳，但由于受到保密要求，无法提供内部证明材料。

科研奖励



关于 2020 年度、2021 年度
中央农办 农业农村部乡村振兴软科学研究
优秀成果评选结果的通报

各有关单位：

为进一步调动社会各方力量参与中央农办、农业农村部乡村振兴软科学研究的积极性,鼓励 2020 年度、2021 年度优秀研究成果主要完成人,中央农办、农业农村部乡村振兴专家咨询委员会办公室组织开展了 2020 年度、2021 年度软科学研究优秀成果评审。专家评审委员会按照《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评审工作规则》,在认真审阅全部材料的基础上,经投票并审议,评定出 2020 年度、2021 年度优秀成果奖 24 项,现予以通报。

附件:2020 年度、2021 年度中央农办 农业农村部乡村振兴软科学研究优秀成果奖获奖名单

中央农村工作领导小组办公室
中华人民共和国农业农村部
乡村振兴软科学专家咨询委员会办公室
2023 年 6 月 29 日

附件

**2020 年度、2021 年度
中央农办 农业农村部乡村振兴软科学研究
优秀成果奖获奖名单**

1. 主要扶贫政策在未来五年的改进和完善问题研究

完成单位: 中国农业大学

主要完成人: 林万龙

参与人: 孙颖、李晓峰、张莉琴、孙翠清、茹玉、任金政、苏雪、

程鹏飞、刘竹君、陈蔡春子

2. 数字乡村建设问题研究

完成单位: 北京大学

主要完成人: 黄季焜

参与人: 易红梅、苏岚岚、张航宇、左臣明、温馨、周锦秀、

吕志彬

3. 2020 年后接续推进减贫工作问题研究

完成单位: 南京林业大学

主要完成人: 高强

— 2 —

参与人:李洁琼、薛洲、刘静、缪子梅、张晓琴、唐萍、马玉婷、
赵军洁、殷婧钰、曾恒源、程长明、张浩、周丽、侯云洁、
徐莹

4. 新型经营主体信用评价体系研究

完成单位:西北农林科技大学、农业农村部农村经济研究中心

主要完成人:石宝峰、张照新

参与人:柴娜娜、杨莲、陆阳、赵雪、赵薇、罗添元、谭智心、
李文婧

5. 新冠肺炎疫情对农民工就业影响研究

完成单位:农业农村部信息中心

主要完成人:丛小蔓

参与人:李春朋、饶晓燕、陈莎、屈永慧、程书娟、董春岩、
陈燕辉、张华、闫嘉、桂朝、赵珣璠

6. 加快构建数字化乡村普惠金融服务体系问题研究

完成单位:中国农业银行战略规划部、清华大学

主要完成人:黄迈、汪小亚

参与人:杨哲、满明俊、刘琳、张正平、王雪、徐拓远、秦瑜洁

7. 区域供需平衡视角下的粮食供给保障研究

完成单位:中国农业科学院农业经济与发展研究所

主要完成人:普莫喆

参与人:陈萌山、袁龙江、钟钰、崔奇峰、张宁宁、秦朗、甘林针、
陈希

8. 农村消费需求变化趋势研究

完成单位:中国农业大学

主要完成人:李晓峰

参与人:罗丽、张璐、杨雨欣、李珊珊、周子达

9. 以数字技术加快农业农村现代化问题研究

完成单位:农业农村部农村经济研究中心

主要完成人:刘景景、张璟

参与人:吴天龙、钟晓萍、熊学振

10. 我国粮食需求量峰值预测研究

完成单位:中国农业大学

主要完成人:陈永福

参与人:韩昕儒

11. 农业现代装备发展问题研究

完成单位:江苏大学

主要完成人:张宗毅

参与人:李洪波、罗建强、庄晋财、袁鹏、江立君、李飞

12. 农村电商促进农民持续增收的机制与路径研究

完成单位:东北财经大学

主要完成人:汪旭晖

参与人:卢星彤、郭劲光、姜明、费威、常雯、朱力、戴贺臻、
吴宪强

13. 中国特色农业社会化服务体系问题研究

完成单位:清华大学

主要完成人:张红宇

参与人:胡凌啸、刘余、曹丹丘

14. “两减”目标实现后化肥农药减量潜力、模式选择与政策
创新研究

完成单位:华中农业大学

主要完成人:罗小峰

参与人:余威震、黄炎忠、唐林、颜廷武、张露、何可

15. 落实中美经贸协议“食品和农产品章节”情况跟踪研究

完成单位:中国农业大学

主要完成人:韩一军

参与人:纪承名、闫一凡、高颖、刘乃郗、赵霞

16. 农业农村碳达峰、碳中和问题研究

完成单位:中国人民大学

主要完成人:曾贤刚

参与人:余畅、李康玮、余慧霞、孙雅琪、冯晓萌

17. 发展新型农村集体经济问题研究

完成单位:农业农村部农村经济研究中心

主要完成人:高鸣

参与人:倪坤晓、李婕、魏佳朔、周晓时、汪为、蓝红星、姚志

18. 基本公共服务均等化对城乡与农村内部收入差距影响研究

完成单位:中国农业大学

主要完成人:方向明

参与人:覃诚、郑晓冬、苏保忠、樊胜根

19. 加快培育专业化市场化农业服务组织问题研究

完成单位:中国社会科学院农村发展研究所

主要完成人:张瑞娟

参与人:董莹、符莉、武舜臣、张二勇、陈昱含

20. 多目标协同视角下粮食产业高质量发展研究

完成单位:广东省农业科学院

主要完成人:方伟

参与人:田璞玉、王真、杨震宇、张磊、王佳友、洪思扬、彭丹丽

21. 缩小农村内部收入差距的监测体系、阶段目标及实现路径研究

完成单位:中国农业科学院农业经济与发展研究所

主要完成人:谢玲红

参与人:吕开宇、魏国学、王国刚、魏义方、刘合光、张宇

22. 财政政策与货币政策在促进农民持续增收中的功效比较与协同研究

完成单位:福州大学

主要完成人:冯玲

参与人:黄翔、肖阳、林朝颖、柳盈盈、张珺、文璐、黄煜

23. 饲料粮供给保障能力问题研究

完成单位:中国海洋大学

主要完成人:陈雨生

参与人:房瑞景、赵静、高强、秦宏、袁斌、王艳梅、于卓、周睿

24. 有效扩大农业投资问题研究

完成单位:中国农业科学院农业经济与发展研究所

主要完成人:毛世平

参与人:马红坤、金晔、陈雪、杨玉莹、于卓卉、吴敬学、王晓君、
林青宁、周娜、方强