

新时期中国粮食安全的理论辨析*

仇焕广¹ 雷馨圆¹ 冷淦潇² 刘明月³

摘要：粮食安全是促进经济发展、保障社会稳定和维护国家安全的重要基础。辨析新时期粮食安全的保障逻辑对把握习近平关于“三农”工作的重要论述，选择合适的国家粮食安全战略与政策具有重要意义。本文梳理了新中国成立以来粮食安全政策目标和保障路径的演进历程，认为新时期保障粮食安全，需要协调考虑数量安全、营养安全、生态安全、能力安全等多元目标。由于不同目标间并非总具有一致性，从理论上辨析粮食安全与食物安全、数量安全与能力安全、粮食安全与营养安全、粮食安全与生态安全、自主安全与合作安全五对关系，有助于深入理解粮食安全的内涵，寻求最优粮食安全保障手段。从理论上讲，粮食安全是保障食物安全的基础，食物安全是居民消费升级对粮食安全的必然拓展；能力安全是实现长期数量安全的关键，也是粮食安全的核心内涵；营养安全是粮食安全的更高要求，也是中国未来消费转变的必然趋势；粮食安全与生态安全之间在短期内存在权衡与取舍，而从长期看生态资源环境很大程度上决定了粮食生产可持续发展的能力。数据分析表明，中国目前的粮食生产能力已基本满足居民营养需求，但较高的粮食损失和浪费率、不合理的居民饮食结构等因素导致中国粮食进口量呈持续增长态势。

关键词：粮食安全 食物安全 能力安全 营养安全 生态安全

中图分类号：F326.11 **文献标识码：**A

一、引言

洪范八政，食为政首。中国在粮食安全保障方面取得了举世瞩目的成就，但仍面临众多挑战。新中国成立 70 余年来，在农业基础薄弱、人民生活贫困的情况下，经过不懈努力实现了由“吃不饱”到“吃得饱”，再到“吃得好”的历史性转变。尤其是党的十八大以来，粮食产量屡创新高，连续 7 年站稳 1.3 万亿斤台阶，发挥了重要的压舱石作用。然而，随着消费结构日益升级，中国粮食需求呈刚性增长的态势，结构性矛盾凸显，紧平衡的格局在短期内难以改变。同时，粮食连年增产造成资源环境压力增大，水土资源退化严重，生产重心北移西进，加剧了水土资源空间错位。由于新冠疫情、

*本文研究获得国家自然科学基金专项项目“中国农业农村渐进式改革的理论框架与行动逻辑：兼顾多目标发展的政府与市场关系的动态调整”（编号：72141307）和国家自然科学基金国际（地区）合作与交流项目“INFEWS: US-China: 保护性耕作中的食物—能源—水耦合关系研究：基于作物与经济模型的综合评估”（编号：42061124002）的资助。

自然灾害、国际局势不稳定等因素叠加，新时期粮食安全面临更多挑战。

粮食安全的内涵不断丰富，保障粮食安全所需兼顾的目标不断提升，不同学者理解的侧重点不同，因此在保障粮食安全的政策措施和实施路径上也见仁见智。部分学者认为数量安全是粮食安全的核心，要通过新品种和新技术推广、加强农业基础设施建设，提高种粮收益以调动种粮积极性，稳定粮食生产数量（张红宇，2021；高鸣和王颖，2021；崔宁波和董晋，2021）。随着经济社会的发展，居民的营养需求逐步升级，对粮食安全提出了新要求，如兼顾营养健康、提高粮食质量和多样性等（唐仁健，2021；韩杨，2022）。在保障数量安全的前提下，要优化“保产量”与“优结构”的关系，推动基于营养目标的粮食生产，满足人民对粮食的高品质需求（刘长全，2021；李国祥，2022），建立更安全的食品价值链（陈志钢等，2019）。针对粮食连年丰收带来的资源与环境损耗问题，粮食安全逐渐被要求兼顾保护生态和可持续发展。何可和宋洪远（2021）认为，在资源环境约束下，应从组织形式、产业模式、生产技术、消费习惯等多方面发力，持续促进粮食产业高质量发展。朱晶等（2021）则强调主动利用国际市场和资源，来缓解国内资源环境压力并满足居民营养需求。面对贸易摩擦、疫情暴发等国际局势的不确定性，保障粮食综合生产能力得到越来越多的关注。中国应坚持藏粮于地、藏粮于技，促进耕地保护与质量建设和种业科技自立自强，共同赋能粮食产能（韩杨，2022）。

新时期保障粮食安全，需要在数量安全、营养安全、生态安全、能力安全多元目标下统一协调考虑。保障粮食安全需兼顾以下多元目标：一是提高粮食综合生产能力，确保粮食供应稳定；二是满足居民消费结构升级需求，持续改善居民营养状况；三是在促进粮食生产持续增长的同时，注重资源环境的保护，保障粮食的长期供给能力。这就需要基于中国社会发展阶段、资源环境状况、科技发展水平等，对数量安全、营养安全、生态安全和能力安全多目标进行协调考虑，在以我为主、立足国内、确保产能、适度进口、科技支撑的总体粮食安全战略下，坚持藏粮于地、藏粮于技战略，利用国内国际两个市场、两种资源，探寻最优的保障路径。

不同政策目标并非总具有一致性，对新时期粮食安全进行理论辨析，有助于探寻保障路径。习近平强调“中国人的饭碗任何时候都要牢牢端在自己手上”“我们的饭碗应该主要装中国粮”^①，这里“中国人的饭碗”不仅涉及装什么食物，还包括碗内食物的结构问题。这就要基于“大食物观”辨析粮食安全与食物安全的关系、厘清粮食安全和营养安全的关系。另一方面，将中国人的饭碗“牢牢端在自己手上”“主要装中国粮”要思考碗里应该装多少比例的中国粮，如何在自主生产和合作进口之间权衡，即如何确定粮食自给率。要解答这个问题，不仅要辨析粮食安全与生态安全的关系，考虑中国的资源条件能够生产多少粮食，还要厘清数量安全与能力安全之间的关系，考虑中国拥有多少粮食产能以及要发挥多少粮食产能。因此，对粮食安全与食物安全、数量安全与能力安全、粮食安全与营养安全、粮食安全与生态安全、自主安全与合作安全这五对关系进行理论辨析，有助于深入理解习近平关于“三农”工作的重要论述，寻求最优粮食安全保障手段。鉴于此，本文拟系统梳理中国粮食安全政策目标及措施的演进历程，对上述五对关系进行辨析，得出新时期保障中国粮食安全的政策启示。

^①中共中央党史和文献研究院，2022：《论“三农”工作》，北京：中央文献出版社，第72页、第74页。

二、粮食安全政策目标及保障路径演进历程

粮食安全始终是治国理政的头等大事，依据不同时期的国情和经济发展水平，党和政府保障粮食安全时不断兼顾多元政策目标，并在不同阶段选择了相应的保障路径。在政策目标上，从注重数量安全，到兼顾数量安全和营养安全，再到数量安全、营养安全、生态安全、能力安全并重，形成了更加多元、综合的保障粮食安全的目标体系。在保障路径上，逐渐从立足国内的自主生产，到利用国际市场调节内需，再到加快农业走出去的步伐，构成了更加综合、有效、可持续的粮食安全保障体系。总体来看，新中国成立以来粮食安全目标和保障路径的演进历程可以划分为三个阶段。

（一）注重数量安全，不断加大自主粮食供应阶段（1949—1992 年）

新中国成立之初，由于农村生产关系制约、自然灾害频发等，粮食的稳定供应是国计民生的头等大事。1950 年《中华人民共和国土地改革法》提出“实行农民的土地所有制”^①，但分散的小农无法满足工业发展对农产品的需求，且存在扩大贫富差距的隐患。因此，中国逐渐推行农村集体化，1952—1957 年间组织形式由互助组逐步向初级合作社和高级合作社转变。但该体制下农民生产积极性不足、资源配置低效（钟甫宁，2021）。再加上“大跃进”与三年严重困难时期、“文化大革命”、重工业优先战略造成农村产品要素被过度汲取等原因（林毅夫等，1989），中国粮食生产进展缓慢，1958—1977 年间粮食总量仅增长 8507 万吨，年均增长 448 万吨左右^②。粮食供给的全面短缺，是新中国粮食安全政策的逻辑起点。与此同时，在新中国成立初期，国际环境形势错综复杂，故 1949—1992 年间中国主要利用国内资源、加大自主粮食供应来解决粮食供需平衡问题。

调整生产关系以适应生产力发展需求，开垦荒地、兴修水利，扩大种植面积，革新并推广农业技术提高单产，是该阶段实现粮食“数量安全”目标的重要路径。1978 年后，为适应农业现代化进程中生产力发展的需要，中国农村确立了以家庭承包经营为基础、统分结合的双层经营体制，赋予家庭剩余索取权，重构国家、集体与农民的关系，该制度改革解释了 1978—1984 年间粮食产出增长的 46.89%（Lin，1992）。另外，中国建立生产建设兵团并鼓励农民开垦荒地，使耕地面积从 1949 年的 14.68 亿亩上升到 1958 年的 16.04 亿亩^③，保障了粮食播种面积。中国通过大力恢复和兴修水利工程，使有效灌溉面积从 1949 年的 2.40 亿亩扩大到 1992 年的 7.29 亿亩^④，水旱易灾的农田转变为旱涝保收的丰田。农业技术是这个时期保障粮食安全的重要手段。20 世纪 60 年代初到 70 年代中期推广的矮秆良种使每亩稻谷增产 50 公斤，20 世纪 70 年代中期杂交水稻开始普及，相较常规水稻单产，杂交水稻单产

^① 《中华人民共和国土地改革法》第一章第一条“废除地主阶级封建剥削的土地所有制，实行农民的土地所有制，借以解放农村生产力，发展农业生产，为新中国的工业化开辟道路”。参见中共中央文献研究室，1992：《建国以来重要文献选编（第一册）》，北京：中央文献出版社，第 336 页。

^② 数据来源：《中国农业统计资料（1949—2019）》。

^③ 数据来源：《新中国六十年统计资料汇编》。

^④ 1949 年数据来源于《中国水利统计年鉴 2011》，1992 年数据来源于《中国农业统计资料（1949—2019）》。

增幅 20%，缓解了粮食供应的相对紧张局面（林毅夫和沈明高，1990）。化肥和农业机械也是中国农业生产增长的主要推动力（张元红，1996），1979—1992 年间，化肥、农业机械对农业产值增量的平均贡献率分别达到了 10.58%、39.33%（孔祥智等，2018）。此外，1978—1984 年，中国逐步放松对粮食购销的管控，1985 年结束统购统销制度，进入“双轨制”时期，优化了粮食生产的政策环境。

1949—1992 年，中国对外贸易发展缓慢，粮食对外贸易处于高度垄断状态（刘美秀和杨艳红，2013）。虽然 1960 年底毛泽东提出“一吃饭，二市场，三建设”的工作方针，决定通过粮食进口填补生存性粮食消费缺口，但此时的粮食贸易并非一般意义上的国际贸易。具体而言，对外贸易按国家计划进行并由粮食贸易企业专营，且不进行相对价格比较，处于“数量联动，价格隔绝”的时期（叶兴庆，1996）。改革开放后，由于产需矛盾日趋突出，中国粮食贸易进入探索期，实施了外贸经营权下放、经营权与所有权分离、汇率并轨等措施（刘美秀和杨艳红，2013）。1989 年《粮食进口管理办法》等文件的出台标志着进口粮食管理的规范化。

（二）数量安全和营养安全并重，逐步开放的粮食安全保障阶段（1993—2012 年）

随着城镇化的推进及居民收入水平的提高，社会发展目标由温饱转向小康，居民对饮食的追求从“吃得饱”转向“吃得多样”。1993 年农村居民的肉蛋及水产品消费量均比 1978 年增加了一倍多^①，肉蛋及水产品起到了部分替代口粮的作用，同时也刺激了养殖业对饲料粮的需求，粮食安全面临的问题从供需之间的数量矛盾转向数量和结构两个维度的矛盾。为协调生产、消费和营养之间的关系，1993 年国务院印发《九十年代中国食物结构改革与发展纲要》，标志着保障粮食安全的目标从单一数量安全扩展为数量安全与营养安全并重。与此同时，中国特色社会主义市场经济体制逐步完善，并于 2001 年加入世界贸易组织，对外贸易空前活跃。可见，1993—2012 年间，中国在对内积极提高产量、调整种植结构的同时，也适当利用进口贸易满足居民改善性消费需求的增加。

数量安全依然是 1993—2012 年间保障粮食安全的重点，也是保障营养安全的关键基础。中国不断深化农产品市场改革以实现保收入促生产，例如“双轨制”向单轨制转变、实行两条线运行（将粮食部门政策性业务和商业性经营分开）、推行最低收购价政策和临时收储政策等，稳定国内农产品价格，充分调动农民生产的积极性（张崇尚等，2017）。同时，中国于 2004 年开始取消农业税，出台并逐步完善四项补贴政策，有力保障了农民收益。为满足粮食消费结构升级的需求，畜牧业快速发展，粮食供给结构也发生重大变化。十四大正式提出建立社会主义市场经济体制，推动牧工商一体化发展和畜牧业产业链各环节的分工进程，畜牧业得到快速发展（刘刚等，2018）。1998 年党的十五届三中全会提出要优化“菜篮子”的产品结构，2001 年农业部发布《关于加快畜牧业发展的意见》，支持畜牧业结构和布局的调整等。肉类生产总量稳步增加，从 1993 年的 3842 万吨上升至 2012 年的 8471 万吨^②。此外，为顺应畜牧业发展、饲料粮需求增加的趋势，调整种植业结构，玉米播种面积从 1993 年的 2069.4

^①1978 年，农村居民人均消费肉禽类 6.1 公斤，禽蛋类及制品 0.8 公斤，水产品 0.8 公斤；1993 年，农村居民人均消费肉禽类 13.3 公斤，禽蛋类及制品 2.9 公斤，水产品 2.8 公斤。数据来源于《中国粮食年鉴 2013》。

^②数据来源于《中国农业统计资料（1949—2019）》。

万公顷上升至 2012 年的 3910.9 万公顷^①，超过小麦和水稻成为播种面积最大的粮食品种。

在双重目标驱动及高水平开放的共同作用下，粮食安全的实现路径从单一追求国内自给转变为注重国际合作。1993 年彻底取消粮食统购统销制度后，粮食价格随着供求关系变化而波动，进出口贸易对国内外粮食比价的敏感度日益提升。入世谈判过程中，中国不断调整重要粮食产品的进口政策，农产品的平均进口关税从 1992 年的 51% 降至 2001 年的 21%^②，同时取消进口许可证和特定产品招标等非关税措施，农业发展面临更加开放的国际环境（刘美秀和杨艳红，2013）。2008 年政府发布《国家粮食安全中长期规划纲要（2008—2020 年）》等多个粮食领域的专项规划，提出合理利用国际市场调节国内供需，保持 95% 以上的粮食自给率。同时，农产品进口结构发生显著变化以满足消费需求的转变，进口小麦占粮食贸易总量的比重从 1993 年的 85.4% 急剧下降至 2012 年的 4.6%，而作为食用油和饲料原料重要来源的大豆占粮食贸易量的比重从 1993 年的 1.3% 迅速上升至 2012 年的 72.7%^③。肉类产品的进口规模和进口依存度大幅提高，2008 年首次出现肉类贸易逆差。

（三）兼顾数量安全、营养安全、生态安全和能力安全，建立更加系统的粮食安全政策阶段（2013 至今）

在粮食数量供给得到基本保障后，粮食安全被进一步赋予能力安全的内涵，并兼顾生态保护目标。中国粮食连年丰收，但传统粮食生产呈现高投入、高消耗、过度开发的特点，引发农业资源趋紧、农业面源污染严重、农业生态系统退化等系列问题。党的十八大以来，居民消费理念逐渐转变，从“吃得多样”递进到“吃得均衡、吃得健康”，对良好生态环境的诉求越发强烈，对无污染、安全的绿色食品提出了更高要求。因此，粮食安全面临的问题已由数量不足转向资源约束下的结构性矛盾。中国逐渐改变单纯追求产量的倾向，更加关注农业综合生产能力以及农产品结构、质量、效益的提高，以实现粮食生产、生态环境、绿色消费的统一协调。与此同时，中国对外以更开放姿态促进全球粮食贸易，确立了以我为主、立足国内、确保产能、适度进口、科技支撑的国家粮食安全战略，从过去的“保全面、保所有品种”转向“保谷物、保口粮”，促进生态安全、营养安全和能力安全。

为实现粮食安全的多目标优化，中国在这一时期采取了一系列保障措施。例如，开展农村土地承包经营权确权登记颁证，完善农村基本经营制度，稳定农户预期；推动农村土地制度从“两权分离”到“三权分置”，优化土地资源配置；划定粮食生产功能区和重要农产品保护区，保障中国口粮 95%、谷物 90% 的供给，稳住食物供给基本盘；实行粮食安全党政同责，确保主产区、主销区、产销平衡区共同扛起粮食安全政治责任，保障了数量安全。为保障营养安全，发布《中国食物与营养发展纲要（2014—2020 年）》解决居民营养不足与过剩并存、营养与健康知识缺乏的问题；2015 年推进“粮改饲”，

^①数据来源于《中国农村统计年鉴 2021》。

^②农业部农产品贸易办公室、农业部农业贸易促进中心，2006：《中国农产品贸易发展报告》，北京：中国农业出版社，第 12 页。

^③1993 年的粮食进口量 752 万吨，小麦进口量为 642 万吨，大豆进口量为 9.9 万吨；2012 年的粮食进口量 8025 万吨，小麦进口量为 370 万吨，大豆进口量为 5838 万吨。数据来源于《中国农村统计年鉴 2021》。

缓解优质饲料缺乏的问题；加强农产品质量和食品安全监管体系、发展“三品一标”认证管理、整治食用农产品农兽药残留超标、健全追溯体系，推进绿色优质农产品发展，保障“舌尖上的安全”；提出“既要保数量，也要保多样、保质量”的观念，提高供需的适配性，提升质量效益和竞争力。为保障生态安全，树立农业绿色发展理念，推动农业“供给侧改革”，增加绿色优质粮食产品供给。2015年打响了农业面源污染防治攻坚战，提出了“一控两减三基本”^①的目标任务，于2017年开展“农业绿色发展五大行动”^②，提高农业供给质量和效率，走绿色发展的可持续道路。为保障能力安全，落实“藏粮于地、藏粮于技”战略，加强耕地保护和质量建设，改进农田基础设施；加快国家农作物种质资源库建设，破解种源“卡脖子”技术问题，夯实粮食生产“命根子”，提高粮食的综合保障能力；关注粮食损耗问题，推动粮食全产业链各环节节约减损。

在这一时期，中国主动积极利用国际农产品市场和国外农业资源，更加强调粮食的稳定进口。2013年中央经济工作会议创新性地提出了“谷物基本自给、口粮绝对安全”的新粮食安全目标。随着中国经济由高速增长阶段转向高质量发展阶段，仅靠国内有限的生产资源已然不能满足居民不断增长的粮食数量需求和质量要求（陈锡文，2021）。2019年发布的《中国的粮食安全》白皮书强调，要充分利用“两种资源、两个市场”，积极发挥内外循环的优势，更加注重国际合作，构建更高质量、更有效率的保障体系。同时，中国积极推动农业“走出去”，缓解农业资源与可持续发展的矛盾，促进农业产业结构战略性调整和优化升级。这一时期的粮食安全不仅强调产量也强调产能，同时兼顾资源环境约束下的营养健康目标的实现，在保障路径上更加强调“分粮施策”，提高国内供给能力与国际合作能力。

三、新时期粮食安全五对关系的理论辨析

（一）保障粮食安全需厘清的五对关系

新时期在数量安全、营养安全、生态安全、能力安全多元目标下保障粮食安全，需要从范围、目标及手段三方面厘清粮食安全的保障逻辑，这是在多元目标下寻求最优保障路径的关键。一是厘清粮食安全与食物安全的关系。保障粮食安全不仅要稳定生产足够数量的谷薯豆类，还要关注肉蛋奶等农产品的食物供应。二是厘清数量安全与能力安全的关系。能力安全是实现长期数量安全的关键，更强调粮食的有效供应能力。三是厘清粮食安全与营养安全的关系。粮食安全是实现营养安全的基础，营养安全是居民消费结构转变下的必然追求。四是厘清粮食安全与生态安全的关系。粮食安全与生态环境在短期存在权衡取舍，过度追求短期数量安全不利于实现长期的生态安全和农业的可持续发展。而从长期看，生态资源环境很大程度上决定了粮食产业持续发展的能力。五是厘清自主安全与合作安全

^① “一控两减三基本”中，“一控”指控制农业用水总量和农业水环境污染；“两减”是指化肥、农药减量使用；“三基本”是指畜禽粪污、农膜、农作物秸秆基本得到资源化、综合循环再利用和无害化处理。

^② 绿色发展五大行动指的是：畜禽粪污资源化利用行动、果菜茶有机肥替代化肥行动、东北地区秸秆处理行动、农膜回收行动和以长江为重点的水生生物保护行动。

的关系。统筹协调国内外市场的农产品贸易及农业技术合作，保障国内粮食安全，同时注意防范国际农产品贸易市场不稳定带来的风险。

随着中国社会经济的发展，粮食安全在保障范围、目标和措施上都发生了深刻的变化。从自主生产保障数量的粮食安全，逐渐扩展为利用国际市场兼顾营养安全、能力安全和生态安全的食物安全。粮食的保障范围从传统的谷薯豆等粮食安全转向更加丰富的食物安全。粮食安全的保障目标由过去强调产量的数量安全转变为强调产能的能力安全。在膳食结构转型的背景下，中国居民对营养安全提出新的要求，同时受水土资源压力 and 环境污染的影响，中国对生态环境的要求也不断提高。在保障措施和手段上，为了实现多政策目标优化，中国对内从生产和消费两方面发力：在生产端，注重稳定产量的同时，推动落实“藏粮于地，藏粮于技”战略，以实现长期能力安全；在消费端，促进膳食结构转型，减少食物损失浪费，间接提高自给率。同时，对外国际贸易和国际合作也是提高中国粮食安全保障水平的必然选择。图1展现了粮食安全五对关系的逻辑框架。

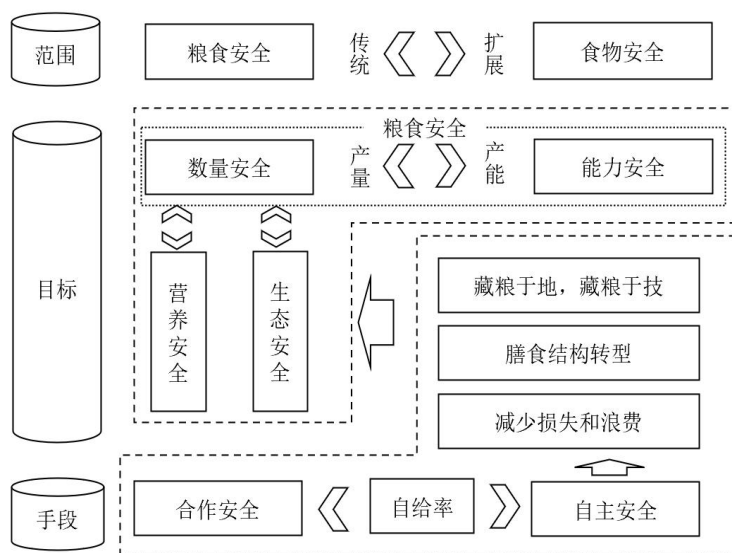


图1 粮食安全五对关系的逻辑框架图

（二）保障粮食安全五对关系的理论辨析

1. 粮食安全与食物安全。粮食安全的核心要义可以向深度与广度两个维度延伸（黄季焜，2021）：在深度上关注谷物安全、口粮安全、饲料粮安全；在广度上注重大食物安全。“谷物安全”是狭义的粮食安全范围，包括口粮安全和饲料粮安全。“谷物基本自给、口粮绝对安全”的新粮食安全观体现的是底线思维。除了谷物安全，中国传统的粮食安全范畴还涵盖豆类、薯类等作物。随着居民对食物多样化和营养均衡的需求不断增长，传统食物安全观逐渐演进为更加多元的大食物观，不仅涵盖谷物、豆类、薯类等粮食作物供给，还强调蔬菜、水果、肉、蛋、奶等重要农产品的供给。

食物安全是居民消费升级过程中对粮食安全的拓展，粮食安全是保障食物安全的基础。从消费结构看，粮食安全需向食物安全扩展。中国人均年谷薯类消费量从2013年的141.2公斤下降到2020年

的 131.2 公斤，而豆类、水产品、肉禽蛋奶类的消费量均呈现较为明显的增加^①。在 2020 年中国居民人均食物消费支出中，粮食类仅占 17.6%，畜禽肉类消费支出占比最高，达到 41.7%^②。这说明居民的消费结构已发生转变，日益丰富的食物消费需求使粮食安全范畴向食品安全扩展。从饲料粮供给的角度看，粮食安全是食品安全的重要基础。肉蛋奶类食物的生产均需大量消耗玉米、大豆等饲料粮，饲料原粮的保障是实现食品安全的重要基础，中国未来粮食安全的主要问题是保障畜产品安全带来的饲料粮短缺问题（黄季焜，2021）。因此，中国将粮食安全作为实现食品安全的重要抓手，如历年中央“一号文件”中多次提及稳定粮食播种面积，同时划定了农业生产功能区、重要农产品生产保护区以保障口粮和饲料粮的稳定供给。

2. 数量安全与能力安全。数量安全是指粮食的生产数量能够满足消费需求，而能力安全是指粮食生产能力能够满足消费需求，后者强调粮食的有效供应能力。有效供应能力不仅要考虑生产端的农业综合生产能力，即具备生产出满足消费的粮食产量的能力，但这并不意味着要开足马力将所有潜力发挥出来，还应考虑需求端的消费结构是否合理，如消费过多肉类等高耗粮食物会徒增供给的压力。此外，粮食的损失和浪费问题也是威胁有效供应能力的重要因素，不仅造成营养素流失，还导致食物生产加工过程中投入资源的无效消耗。若一味地追求满足居民消费的数量安全，而忽视了综合生产能力建设、消费结构合理性和损失浪费问题，将给粮食安全保障增加不必要的压力。因此，数量安全是追求能力安全的基础，能力安全是实现长期数量安全的有力支撑，也是农业可持续发展的根本目标。

中国突出的粮食损失浪费问题，加上消费结构不合理等因素，增加了粮食安全保障的压力。一方面，损失浪费导致需求量与粮食占有量存在较大差距。根据《中国统计年鉴 2020》数据计算，人均 287.2 公斤/年的粮食占有量即可满足中国居民的消费需求（表 1 中“中国实际消费量”），低于 2019 年中国人均粮食占有量（470.9 公斤^③）。考虑到国家统计局统计的人均消费量未包括在外饮食，会造成消费量的低估，笔者使用黄季焜和解伟（2022）^④调整后的数据进行测算（表 1 中“中国调整后消费量”），得到 450.3 公斤/年（详见表 1）的人均粮食需求量，仍小于 2019 年中国人均粮食占有量（470.9 公斤）。可见，理论上中国的生产能力已经可以满足当前居民的消费需求。即使根据联合国粮农组织（FAO）统计的中国居民人均消费数据^⑤计算，中国 2019 年的 6.64 亿吨自产粮食加 1.06 亿吨进口粮食也基本能满足消费需求。但中国较高的损失浪费率降低了粮食的有效供应能力。有研究表明，中国每年粮食

^①根据《中国统计年鉴 2014》和《中国统计年鉴 2021》相关数据计算所得。

^②消费支出=消费量×平均价格，2020 年平均价格=2018 年平均价格×2019 年价格指数×2020 年价格指数。消费量数据来源于《中国统计年鉴 2021》，平均价格数据来源于国家统计局网站（http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201801/t20180104_1569567.html）。

^③2019 年中国粮食产量 6.64 亿吨，人口 14.10 亿，人均粮食占有量为 470.9 公斤。

^④黄季焜和解伟（2022）的人均食物消费包括在家消费、在外饮食和损失浪费。

^⑤参见 <https://www.fao.org/faostat/zh/#data/FBS>。联合国粮农组织数据中心（FAOSTAT）关于人均食物消费数据包含消费端的浪费，可能存在一定程度的高估。

储藏、运输、加工环节损失量超 700 亿斤，消费环节浪费的食物相当于 3000~5000 万人一年的口粮^①。

另一方面，不合理的饮食结构也是威胁中国粮食能力安全的重要因素。不论与《中国居民平衡膳食宝塔（2016）》的推荐量还是与消费习惯类似的日本、韩国^②相比，中国居民的消费结构都呈现出肉类摄入过多的特点。根据《中国居民平衡膳食宝塔（2016）》数据推算，满足居民合理膳食所需的人均粮食占有量范围为每年 254.8~381.3 公斤（见表 1 中“低限推荐量”“高限推荐量”）^③，低于 2019 年人均实际粮食占有量（470.9 公斤），说明目前的粮食生产能力能够满足营养需求。而过多肉类摄入的不合理消费结构增加了饲料粮的需求，对粮食供给能力产生威胁。因此，若能调整消费结构，降低损失浪费率，可间接提高粮食的自给率，也是加强粮食能力安全的重要举措。

表 1 营养需求角度、分国别角度的人均原粮消费及需求量分析 单位：公斤

食物	2019 年中国人均食物消费量			《中国居民平衡膳食宝塔》 推荐摄入量		2019 年日本、韩国人均食 物消费量	
	实际的 消费量	调整后 消费量	FAO 统计的 消费量	低限推荐量	高限推荐量	日本	韩国
谷薯类	120.8	165.6	223.6	112.8	180.5	86.9	124.9
蛋类	17.7	25.4	35.6	24.1	30.1	28.9	20.0
水产品	13.6	22.7	52.3	14.6	27.4	23.8	35.9
畜禽肉类	100.2	151.5	175.3	39.0	73.1	81.1	120.3
奶类	4.5	15.8	8.7	39.4	39.4	34.3	13.2
豆类 ^a	9.3	69.3	9.3	4.6	6.4	8.8	12.4
食用油 ^b	21.1	0.0	46.7	20.3	24.4	32.0	5.5
折算原粮	287.2	450.3	551.5	254.8	381.3	295.8	332.2

注：表中数据已将消费量折算为原粮，食物折粮系数参考 <https://ifnd.caas.cn/xwzx/kyjz/219532.htm>。a “调整后消费量”含压榨为豆油的大豆；FAO 数据未提供豆类消费量，本文使用《中国统计年鉴 2020》中的豆类消费量代替。b “调整后消费量”中的“食用油”未含大豆油，不折粮，因此“食用油”的原粮消费量为 0。

若能解决粮食损失浪费及消费结构不合理的问题，中国现阶段的生产能力便能基本满足中国人的营养需求。未来要保障能力安全，更应注重保障长期生产潜力，即“藏粮于地，藏粮于技”。“藏粮于地”分为两个维度：一是夯实粮食安全的物质基础，通过高标准农田建设等手段提高农业生产的综合能力，这更多属于“增粮于地”的概念；二是保持一定规模土地的潜在生产能力，以紧急时刻能够迅速恢复生产能力为目标。要真正做到“藏”，中国应更加关注第二个维度。在保障潜在生产能力的

^① 《我国粮食储藏周期综合损失率降至 1%》，参见 http://www.lswz.gov.cn/html/mtsy2021/2021-05/25/content_265876.shtml。

^② 日本数据来源于日本农林水产省的“食物供需表 2019”，参见 <https://www.maff.go.jp/j/tokei/kouhyou/zyukyu/index.html>；韩国数据来源于其“健康和营养统计”，参见 https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=177&tblId=DT_11702_N021&vw_cd=MT_ETITLE&list_id=117_11702_A01_033。

^③ 《中国居民平衡膳食宝塔（2016）》参见 <https://www.cnsoc.org/nplaceDetail/6519102027.html>。“低限推荐量”为膳食宝塔提供的推荐量下限，“高限推荐量”为膳食宝塔提供的推荐量上限。

情况下,实施耕地的休耕或种植蔬菜等具有比较优势的高附加值作物,在短期能够提高土地利用的经济效率,在长期能够提高土壤质量,更有利于保障长期的数量安全。即使发生粮食大量减产或国外粮食禁运等情况,中国也可以迅速采取措施启动国内生产扩大的计划,不会对粮食安全造成威胁。如果过度追求数量安全,将紧急情况下的粮食安全保障措施作为常态化管理手段,必然会以经济无效率和牺牲生态环境为代价。“藏粮于技”分为两个维度:一是研发和推广直接增产的技术,如研发优良品种提升农产品的单产。根据农业农村部的数据,良种对粮食增产的贡献率达到45%,为中国粮食连年丰收提供了关键支撑^①。二是研发和推广提高粮食长期生产能力的技术,保障长期粮食安全。如使用测土施肥、秸秆还田技术,促进农作物产量的持续提高(罗小娟等,2014;苏柳方等,2021);完善加工储藏技术,提高粮食产后利用率,减少粮食在收获、加工、储存、运输等环节的损耗。

3.粮食安全与营养安全。营养安全是指居民能够获得充足的多元化食物,以满足基本营养素摄入和身体健康发展的需要。一方面营养安全要求食物的多样化,即“吃得多样”,这就要求平衡多品种之间的生产结构;另一方面关注“吃得健康”,包括“吃得放心”的食品安全以及居民健康膳食模式两方面,这不仅对供给端提出了保量保质的要求,也对居民合理饮食保障健康提出了要求。因此,粮食安全是营养安全的底线,营养安全是粮食安全更深的拓展。

从营养安全的角度来看,中国的粮食供需结构有待进一步改善。一方面,粮食生产无法满足居民对消费质量的更高要求,使得粮食生产与消费结构失衡,出现阶段性供过于求和供给不足并存的现象。为满足居民对高质量粮食消费的需求,中国进口大量高品质、多样化品种的稻米(杜志雄等,2021),这也是2021年中国在粮食生产总量高达6.83亿吨的情况下,仍需进口1.6亿吨粮食的部分原因。另一方面,居民对食品安全的意识不断提高,在注重“吃得饱”和“吃得多样”的同时,对“吃得健康”也提出了要求。若将产量作为单一目标,可能会导致过量使用农药、兽药等,威胁食品安全。因此,从营养安全的目标看,粮食安全不仅是不断增加农产品数量供给的过程,更是合理进行粮经饲结构布局、提升农产品品质以满足多样化、高质量需求的过程。

此外,中国食物消费结构仍不合理,在营养安全方面依然有很大的提升空间。《中国统计年鉴2021》中的数据显示,2020年,城乡居民的畜禽肉类消费量明显高于中国居民平衡膳食宝塔的推荐量,其中城市居民的畜禽肉类消费量已接近膳食宝塔高限推荐量的两倍水平,而蛋奶果蔬的消费量显著少于推荐摄入量,尤其是奶类消费量不足推荐摄入量的20%。蛋奶等食物消费不足可能会导致人体缺乏蛋白质、微量营养素,引发不适症状。同时,肉类消费存在结构性问题,中国居民仍以猪肉等红肉消费为主,禽肉消费占比不高。过量的红肉类摄入将增加多种疾病的发生率,加重医疗负担,威胁营养安全和居民健康。

4.粮食安全与生态安全。生态安全是指粮食生产与资源环境承载力相适应的安全,包括资源和环境两个维度。一方面,粮食生产必然伴随水土资源的消耗及耕地负荷的增加,需要思考如何在有限的

^①参见:《良种对粮食增产贡献率达到45% 种业自主创新有力支撑粮食连年丰收》, http://www.gov.cn/xinwen/2020-12/19/content_5571094.htm。

资源条件下进行生产；另一方面，粮食生产过程中使用不合理的化学投入品将污染环境，需要思考如何进行绿色生产。因此，生态安全与粮食安全之间存在短期权衡取舍，而资源环境会影响长期的粮食生产。在短期，过度强调自主生产的数量安全，将以牺牲资源环境、经济效益为代价；在长期，生态资源和环境状况很大程度上决定粮食生产可持续发展能力。

长期以来，为保障粮食供给，中国农业呈现出“石油农业”的生产模式，存在不少“涸泽而渔”的做法，实际上是“要粮于地、要粮于技”，不利于保障可持续发展能力。例如：通过毁林、毁草和开荒造田扩大粮食种植面积，导致水土流失加重、资源退化等问题；不断提高化学投入品的使用强度等不可持续手段来提高单产，引发农业面源污染。中国单位面积施用的化肥量接近世界的4倍（仇焕广等，2014），单位面积化学农药的平均用量比发达国家高2.5~5倍（王常伟和顾海英，2013），且2020年水稻、玉米、小麦三大粮食作物生产的化肥利用率仅为40.2%^①。

生态资源环境将直接影响中国粮食可持续供应以及农业可持续发展。首先，恶化的生态环境直接损害粮食的生产条件，增加自然灾害发生概率，造成粮食产量下降。其次，生态环境的恶化导致后备农业资源总量减少和质量下降。粮食生产必然会消耗水土资源，而恶化的资源环境质量将使得耕地资源、水资源约束进一步加剧。农业农村部发布的《2019年全国耕地质量等级情况公报》^②显示，一等至三等地仅占总面积的31.24%，中国耕地资源的障碍限制突出。最后，恶化的环境也会威胁农产品的产量与品质安全，如“镉大米”事件，间接减少可食用的粮食数量供给。而良好的生态环境将有助于提高长期的粮食供给，如采用休耕、免耕等耕作制度，利用测土配方施肥、秸秆还田等技术可提高土壤肥力，促进农业的可持续发展能力。

多维的政策目标系统具有内在的矛盾性。生态安全要求适当减少生产以实现耕地、林地、江河湖泊等过度开发资源的休养生息，减少化学物品的投入以实现绿色生产；而数量安全要求增加生产以保障高水平的安全。比如中国提出补贴休耕、退耕还林还草、在“镰刀弯”地区实施“粮改饲”等政策措施，以保护生态降低粮食生产量，但同时又出台扩大粮食种植面积、坡耕地禁止抛荒、提高复种指数等政策，要求保持粮食生产数量。对粮食安全和生态安全进行辨析可在一定程度上解释中国粮食政策演进过程中所出现的矛盾。

5. 自主安全与合作安全。自主安全指的是依靠自主生产保障粮食安全，合作安全指的是稳定利用“两种资源，两个市场”，通过贸易合作和技术合作保障粮食安全，同时防范国际市场风险。自主生产是国家长治久安的底线，合作安全是国内自主生产的重要补充。保障粮食安全并非与绝对的自主安全等价，稳定的国内生产能力是主动利用国际资源和市场、提高谈判能力的基础。

国际农产品贸易是维护营养安全、生态安全的重要途径。在营养安全的要求下居民的食物需求是多样化的，而人多地少的农业资源特征决定了中国在土地密集型农产品上并不具有比较优势，若不依

^①参见：《化肥农药使用量零增长行动目标顺利实现 我国三大粮食作物化肥农药利用率双双达40%以上》，http://www.gov.cn/xinwen/2021-01/17/content_5580555.htm。

^②参见：http://www.gov.cn/xinwen/2020-05/13/content_5511129.htm。

靠国际贸易难以实现粮食可持续供给。从种植面积角度换算中国进口的大豆、植物油及肉奶糖农产品，大概占用了境外 10 亿亩以上的播种面积（陈锡文，2021）；从水资源角度来看，Dalin et al.（2015）预测 2030 年中国的农产品贸易涉及的虚拟水量将达到 4450 亿立方米，相较 2005 年增长 86%。对中国来说，以较低的价格适当进口粮食可缓解资源环境压力，满足居民食物消费多元化需求。对粮食出口大国来说，粮食出口可促进当地农业发展和农民增收。因此，从经济学上来讲，粮食贸易是互利双赢的。合作安全还强调在合作的同时关注可能存在的风险问题，一定的自主生产能力是在合作过程中对冲风险的重要策略。如俄乌冲突发生后，农资价格暴涨、港口关闭、出口限制等多因素推动国际粮价高位运行，多国陷入粮食紧缺状态。而中国由于主要粮食作物保持一定的自给率，国际粮食危机并未对中国的粮食安全造成明显冲击。

与发达国家开展技术合作有助于提高粮食生产能力，促进农业发展。过度强调技术的自主安全，不重视国际科技创新合作，导致国内粮食生产技术如种业技术更新速度缓慢，制约粮食生产能力的提升。以种业为例，中国多数种子企业育种能力十分薄弱，2020 年 8 家 A 股种业上市公司年报显示，研发投入总计 6.4 亿元人民币，研发投入总额占营业收入比例超过 10% 的只有袁隆平农业高科技股份有限公司一家（10.5%）。通过技术合作提高粮食生产能力，有利于保持长期的粮食供应能力。如中国化工集团有限公司收购了在农药、种子技术上具有全球领先优势的瑞士先正达公司，对提高农业竞争力，保障粮食安全起到积极作用。当然，在合作过程中，中国企业要树立种质资源保护意识，维护国家种质资源主权，防止种质资源的外流。

合作安全并不局限于国际合作安全，国内区域间合作也是满足农业生产资源有效配置的重要方式。例如，在充分发挥市场在资源配置中起决定性作用的基础上，通过政府引导和政策支持，鼓励粮食主产区和主销区发挥比较的优势，建立多种形式的产销协作，不仅提升主产区的粮食生产能力，也为主销区提供稳定可靠的粮源供给，形成稳定生产、有序流通和稳定供应的良性格局，提高国家粮食安全综合保障能力。因此，国内区域合作也是促进粮食安全的重要手段，有助于发挥各地区比较优势，有效配置资源，提高粮食生产效率。

四、政策启示

（一）优化粮食安全观念，弱化短期高自给率追求，强化长期能力安全

新时期国内外环境发生了根本性变化，粮食安全已被赋予多元的目标和内涵。以往强调数量安全的传统思路不再适用于新时期的粮食安全保障，需全面转向数量安全、营养安全、生态安全和能力安全并重的粮食安全保障战略，不仅要满足城乡居民“吃得饱”，保证“吃得多样、健康”，还要保证生态安全和粮食可持续供给能力。粮食自给水平是反映粮食安全的重要指标，在数量安全、营养安全、生态安全、能力安全多目标下，需要调整自给率的设定原则及范围。粮食自给率的设定要将“口粮绝对安全，谷物基本自给”视为底线要求，将资源环境承载力作为硬约束，在“分粮施策”原则下细化保障目标。坚持“谷物基本自给，口粮绝对安全”，针对广义的食物，在资源约束和需求刚性增长下，适度的进口有助于同时实现数量、营养、生态和能力的安全。总之，应根据不同阶段的粮食有效利用

率、膳食消费结构变化等，动态调整粮食自给率目标。

（二）坚守耕地数量和质量红线，保障粮食生产的能力安全

保障粮食安全，首先要保障耕地的数量和质量安全。严守 18 亿亩耕地红线，推进高标准农田建设、黑土地保护工程，防止耕地非农化、非粮化，确保各省份粮食面积和产量的稳定。优化“占补平衡”政策，保障耕地占补产能平衡。一方面，将补充耕地的数量和质量纳入占补平衡项目的验收条款，对于部分达不到原有耕地等级、通过折算增加补充面积的耕地，应设定地力提升目标，坚决杜绝“占优补劣”现象发生；另一方面，重视增加土地整治和复垦，补充耕地来源，落实补充耕地的作业主体，避免新耕地的粗放利用或撂荒。同时通过田块整治、碱地改良等措施，突破边际土地极端限制因素，适度有序地改造边际土地，为“藏粮于地”提供重要耕地资源补充。但应注意潜在的耕地数量是有限的，不宜过度开发后备土地，防止生态破坏。提升耕地质量是挖掘生产潜力、保障粮食安全的关键。农田建设方面，要加大农业基础设施投入，完善田间排灌和生态防护工程。推广化肥农药减量施用、测土施肥技术、保护性耕作技术等绿色农业生产行为，稳步提升耕地质量。此外，落实粮食安全党政同责，严格责任制考核；健全耕地质量监测网络，长期跟踪监测耕地质量，准确把握粮食实际产能。

（三）提升农业综合竞争力，为粮食安全插上技术的翅膀

加大农业科技投入和生产技术变革以实现“藏粮于技”，促进农业技术的进步和推广，提升农业综合生产能力和效益。加快农业科技体制转变，解决好科研和生产“两张皮”问题，加强良种技术、生产技术、机械技术、信息技术等科技成果转化应用。推动现代种业工程建设，突破“卡脖子”核心技术，选育耐盐碱植物，促进育繁推一体化，从源头上保障国家粮食安全。协调好粮食生产和生态环境之间的关系，研发推广秸秆还田、免耕等保护性耕作技术、生物农药技术来促进地力的提升，减少农业面源污染，提高农业可持续发展能力。加大农机技术研发投资力度以提升农机装备的自主研发能力，提高农机设备的地形、区域、作物的适应性，降低粮食收获的漏粮率、损失率，促进农机与配套的农艺技术融合，同时加大农机购置补贴力度。提升粮食产业的信息化水平，依托大数据、物联网先进技术促进粮食生产、加工、流通、储藏等全产业链转型升级。拓展食物来源，发展生物科技、生物产业，向森林、江河湖海、设施农业要食物，向植物动物微生物要热量、要蛋白。优化创新农业技术推广体系，发挥科技队伍优势，促进科技成果转化成为生产力；依靠国家补贴和政策宣传，使用市场诱导、规模化经营等手段激励农户采纳绿色生产技术。

（四）减少食物损失浪费，引导合理膳食结构，保障国民营养安全

高度重视中国食物的损失和浪费现象，提升粮食的有效利用率。降低粮食收获、加工、流通、储藏、消费过程中的损失率是提高粮食有效利用率的重要途径，其中减少餐桌食物浪费相对成本较低，更是成为短期内提高粮食有效利用率的关键。这就需要开展粮食节约行动，形成社会爱惜粮食的良好风气。可将简朴务实的餐饮消费观念纳入中小学教育体系，从小树立节约粮食的正确价值观，同时采取价格调控和监管等方式减少食物浪费。此外，中国当前不均衡的膳食结构不仅导致各种资源的浪费，还导致了慢性代谢类疾病等健康问题，要引导合理的膳食营养结构，促进食物消费均衡。一方面，对于摄入过量的肉类消费在商品销售环节通过征收消费税、提高消费价格等降低过量的肉类消费，引导

膳食结构合理调整；对不同类别的肉类征收差异化的税率，如对耗粮系数高且威胁健康的红肉，设定更高的税率，对禽肉类征收较低的税率。另一方面，对于摄入不足的奶制品消费，加大对奶制品营养健康知识的公益性宣传力度，提高居民对奶类消费的意识及知识以改变其乳制品消费习惯，同时鼓励多元化的奶制品食用方式，提升奶制品的摄入，使得膳食达到均衡。此外，开展“营养支持计划”，通过给低收入群体和儿童发放食物券等形式，保障全民营养安全。

（五）统筹利用国内国外两种资源、两个市场，深化合作安全

在新发展格局下，保障粮食安全应树立“立足国内、全球供应”的观念，提高综合利用两个市场、两种资源的能力。保持粮食安全战略定力，集中优势资源条件，突出稻谷、小麦等主要粮食品种，坚持口粮绝对安全、谷物基本自给，有助于应对国际粮食市场异动、发挥粮食安全“压舱石”作用。同时，对于不具备生产比较优势的大豆、粗粮等，要通过多元化进口来源拓展贸易渠道，以保持进口的稳定。在城乡居民口粮消费下降，肉、蛋、奶等消费需求提升的背景下，树立大食物安全观，米袋子、菜篮子、果盘子兼顾，由市场决定进口玉米、大豆等饲料作物，还是肉蛋奶等产品。积极参与粮食贸易国际治理体系，提高话语权。加快农业“走出去”步伐，在中长期培育国际大粮商和农业企业集团；深入推进南南合作，为发展中国家完善灌溉、港口等基础设施建设，积极参与发展中国家的粮食收购和流通环节，以提高掌控国际供应链的能力，优化粮食安全保障和农业发展战略，提升中国在全球粮食市场上的国际地位。

（六）构建粮食安全应急保障机制，防范国际市场风险

构建全球风险预警机制，高质量推进粮食安全常态保障机制与应急保障机制建设，提高保障体系之间的转换能力，以应对国际突发事件。在常态化体系正常运转时，以紧急情况下能够迅速恢复生产能力为目标，扩大轮作休耕补贴的品种范围、提高补贴金额，适当降低复种指数，进口相对多的粮食来保障能力安全；在遇到威胁粮食安全的突发事件时，能够及时扩大国内粮食的生产，保证“产得出、供得上”。若将紧急情况下的粮食安全保障措施作为常态管理手段，必然会以经济无效率和牺牲生态环境为代价。此外，还应加强常态粮食安全保障机制与应急保障机制的有效结合，制定应急预案，以提高两个粮食安全保障机制之间快速转换的能力。

参考文献

- 1.陈锡文，2021：《切实保障国家食物供给安全》，《农业经济问题》第6期，第4-7页。
- 2.陈志钢、毕洁颖、聂凤英、方向明、樊胜根，2019：《营养导向型的中国食物安全新愿景及政策建议》，《中国农业科学》第18期，第3097-3107页。
- 3.仇焕广、栾昊、李瑾、汪阳洁，2014：《风险规避对农户化肥过量施用行为的影响》，《中国农村经济》第3期，第85-96页。
- 4.崔宁波、董晋，2021：《主产区粮食生产安全：地位、挑战与保障路径》，《农业经济问题》第7期，第130-144页。
- 5.杜志雄、高鸣、韩磊，2021：《供给侧进口端变化对中国粮食安全的影响研究》，《中国农村经济》第1期，第15-30页。

- 6.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。
- 7.韩杨, 2022: 《中国粮食安全战略的理论逻辑、历史逻辑与实践逻辑》, 《改革》第1期, 第43-56页。
- 8.何可、宋洪远, 2021: 《资源环境约束下的中国粮食安全:内涵、挑战与政策取向》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第45-57页。
- 9.黄季焜, 2021: 《对近期与中长期中国粮食安全的再认识》, 《农业经济问题》第1期, 第19-26页。
- 10.黄季焜、解伟, 2022: 《中国未来食物供需展望与政策取向》, 《工程管理科技前沿》第1期, 第17-25页。
- 11.孔祥智、张琛、张效榕, 2018: 《要素禀赋变化与农业资本有机构成提高——对1978年以来中国农业发展路径的解释》, 《管理世界》第10期, 第147-160页。
- 12.李国祥, 2022: 《新时代国家粮食安全的目标任务及根本要求——学习习近平关于国家粮食安全论述及十九届六中全会相关精神的体会》, 《中国农村经济》第3期, 第2-11页。
- 13.林毅夫、蔡昉、沈明高, 1989: 《我国经济改革与发展战略抉择》, 《经济研究》第3期, 第28-35页。
- 14.林毅夫、沈明高, 1990: 《我国农业技术变迁的一般经验和政策含义》, 《经济社会体制比较》第2期, 第10-18页。
- 15.刘刚、罗千峰、张利庠, 2018: 《畜牧业改革开放40周年:成就、挑战与对策》, 《中国农村经济》第12期, 第19-36页。
- 16.刘美秀、杨艳红, 2013: 《我国粮食对外贸易政策变迁与粮食进出口贸易的发展》, 《农业经济问题》第7期, 第84-88页。
- 17.刘长全, 2021: 《我国重要农产品供给安全面临的挑战与对策》, 《经济纵横》第5期, 第61-73页。
- 18.罗小娟、冯淑怡、黄挺、石晓平、曲福田, 2014: 《测土配方施肥项目实施的环境和经济效果评价》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第1期, 第86-93页。
- 19.苏柳方、冯晓龙、张玮彤、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.唐仁健, 2021: 《扎实推进乡村全面振兴》, 《求是》第20期, 第39-44页。
- 21.王常伟、顾海英, 2013: 《市场VS政府, 什么力量影响了我国菜农农药用量的选择?》, 《管理世界》第11期, 第50-66页、第187-188页。
- 22.叶兴庆, 1996: 《我国粮食贸易的历史性转折与政策取向》, 《经济研究》第11期, 第50-54页。
- 23.张崇尚、陈菲菲、李登旺、仇焕广, 2017: 《我国农产品价格支持政策改革的效果与建议》, 《经济社会体制比较》第1期, 第71-79页。
- 24.张红宇, 2021: 《牢牢掌握粮食安全主动权》, 《农业经济问题》第1期, 第14-18页。
- 25.张元红, 1996: 《改革以来中国农业的增长与要素贡献》, 《中国农村经济》第5期, 第7-13页。
- 26.钟甫宁, 2021: 《从要素配置角度看中国农业经营制度的历史变迁》, 《中国农村经济》第6期, 第2-14页。
- 27.朱晶、臧星月、李天祥, 2021: 《新发展格局下中国粮食安全风险及其防范》, 《中国农村经济》第9期, 第2-21页。
- 28.Lin J. Y., 1992, "Rural Reforms and Agricultural Growth in China", *The American Economic Review*, 82(1):34-51.
- 29.Dalin C., H. Qiu, N. Hanasaki, D. L. Mauzerall, and I. Rodriguez-Iturbe, 2015, "Balancing water resource conservation

and food security in China.” *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 112(15):4588–4593.

(作者单位: ¹ 中国人民大学农业与农村发展学院;

² 农业农村部农业贸易促进中心;

³ 中国农业科学院农业经济与发展研究所)

(责任编辑: 陈静怡)

A Comprehensive Theoretical Analysis of Grain Security in the New Era

QIU Huanguang LEI Xinyuan LENG Ganxiao LIU Mingyue

Abstract: Grain security is fundamental to economic development, social stability and national security. Clarifying the logic of grain security in the new era is critical for grasping Xi Jinping’s important discussion on “agriculture, rural areas and farmers” work and finding a reasonable national grain security strategy and policy. This article firstly summarizes the evolution of its policy goals and paths since the founding of new China, and argues that multiple goals, including quantitative security, nutrition security, ecological security and capacity security, need to be considered in a coordinated manner to ensure food security in the new era. As the paths of different goals are not always consistent, this study develops a theoretical analysis to investigate the interactions between grain security and food security, quantitative security and capacity security, grain security and nutrition security, grain security and ecological security, autonomous security and cooperative security. Theoretically, grain security is the basis of ensuring food security, and food security is an inevitable expansion of grain security due to the structural change of residents’ food consumption. Capacity security is the key to achieve quantitative security in the long term and is fundamental to grain security. Nutrition security, which is expected to be the trend with the transformation of China’s future food consumption, is upgraded from grain security and needs higher requirements. There is a trade-off between grain security and ecological security in the short term, while in the long run, the ecological and environmental resources largely dominate the ability of the sustainable development of food production. Data analysis shows that China’s current food production capacity can basically guarantee the nutritional needs of the population, but the high rate of food loss and waste and irrational diet structure have led to a continuous increase in China’s food imports.

Keywords: Grain Security; Food Security; Capacity Security; Nutrition Security; Ecological Security

新型农村集体经济组织的自主治理 和社会连带机制*

——浙江何斯路村草根休闲合作社案例分析

王 辉^{1,2} 金子健¹

摘要：促成农民合作是实现集体经济可持续发展和村庄有效治理的关键。本研究基于自主治理理论和社会连带理论，构建农民合作的分析框架，并结合浙江何斯路村草根休闲合作社的案例实践，解析农民合作的发生机制和演进逻辑。研究发现，依托农村集体经济组织，农民可通过自主治理实现村庄集体资源的有效开发和利用，并在连带机制的作用下，使合作效益扩散，产生强化经济合作和激发治理合作的连带效应。其中，纵向的组织能力和横向的乡土要素是开展自主治理和产生连带效应的基础性构件，连带机制对自主治理具有依附性，两者互动的本质是村庄公共合作议题从失语到再造的过程。自主治理和社会连带共同形塑了农民的合作意愿和合作能力，并催生了异质化农民群体进行深度合作的可能性，为集体经济的制度优势转化为实践效能提供了可行路径。

关键词：农民合作 新型农村集体经济 自主治理 社会连带

中图分类号：F325.12 **文献标识码：**A

一、问题提出

“如何富”和“如何治”是所有村庄在乡村振兴战略下必须回应的问题，而促成农民合作正是实现集体经济可持续发展和村庄有效治理的关键。在集体化时期，中国曾通过建立一套自上而下的动员体系，组织农民开展生产合作以汲取农业资源。税费改革后，国家通过“项目进村”（折晓叶和陈婴婴，2011）和“部门下乡”（全志辉和温铁军，2009）等方式向农村输送惠农资源支持“三农”发展。无论是从农村汲取资源还是向农村输送资源，都是依托自上而下的运作机制来进行国家干预，难以识别和匹配村庄以及农民的差异化需求，无法和分散的农民形成长效的对接机制以保障高质量的农民合

*本文是国家社会科学基金重大项目“乡村振兴战略背景下多元化乡村治理问题研究”（项目编号：19ZDA114）、国家社会科学基金一般项目“后疫情时代社区养老服务体系韧性的建构逻辑及行动策略研究”（项目编号：21BSH140）阶段性成果。

作和促进集体经济发展。

随着市场经济的壮大，愈来愈多的企业带着资本和技术下乡，通过规模经营组织农民合作。但是，企业并不具有动机将惠农资源转化为对农户的支持，市场上甚至还出现了挤出小农、与农争利的情形（杨雪锋，2017）。同时，企业优先与村庄精英开展合作，无力兼顾农村弱势群体，易造成农村贫富的进一步分化。以谋利为导向的市场资本，对于农民合作关注更多的是通过规模经营实现农业生产资源的有效配置，而容易忽视农民对合作成果的共享。国家干预低效、市场介入不公的两难困境使农民合作缺乏持续性推力。究其原因，两者都是利用村庄外部力量去聚合农民，并未充分发挥农民内生的合作潜能。

因此，有必要聚焦农民的主体性，从村庄内部出发，构造具有整合功能的服务组织载体（郭庆海，2018），促成长效的农民合作。农业农村部数据显示，截至2020年9月，全国87.2%的村有集体经济组织，年经营收入5万元以上的占70%^①。作为国内农村分布最广、规模最大的合作经济组织，农村集体经济组织如何创新发展形式，促使异质化的农民群体达成合作，成为了学界和政府高度关注的课题。在农村集体产权制度改革后，以股份合作制为特征的各类新型农村集体经济组织大量出现，虽然其具体组织模式各地不一，但都在坚持集体所有制的基础上，强调产权结构清晰化、治理制度规范化和经营模式市场化（郭晓鸣和孙耀文，2022）。为挖掘新型农村集体经济组织为农民创造内生合作条件的潜能，本研究期待解决的第一个问题是：村庄主体如何突破国家干预低效、市场介入不公的两难困境，建构一个可以激发农民自主合作意愿的合作机制，从而实现农民内生合作？

此外，中国农村具有悠久的合作传统，但多为基于默契、情面等非制度性要素的生产生活互助。如何将合作行为制度化、规范化、持续化，并使合作目标跳出个体诉求的局限从而追求村庄共同利益，这衍生出了本研究要解决的第二个关键问题：基于利益和互助默契驱动的初级合作如何向深度合作延伸，从而促进村庄经济的可持续发展和乡村治理水平的提高？

有鉴于此，本研究基于自主治理理论和社会连带理论，尝试构建更符合本土化语境的农民合作解释框架。本研究的理论贡献在于阐明了自主治理理论和社会连带理论的学理逻辑，并与现实实践相对应，探讨新型农村集体经济组织如何通过自主治理和社会连带的互动推动农民合作从弱合作向初级合作、再向深度合作提升，为开发农村集体资源和激活乡村治理动能提供了参考。本研究在社会层面的贡献是，通过深描浙江何斯路村草根休闲合作社（后文简称为“何斯路村合作社”）发展壮大过程，分析其合作机制的产生和运作逻辑，探讨其合作效益如何实现扩散和提升，为决策者提供创新集体经济组织发展模式和促成农民长效合作的路径选择。

^①数据来源：《关于政协十三届全国委员会第三次会议第2667号（农业水利类237号）提案答复的函》（农办案〔2020〕38号）。

二、文献综述与分析框架

（一）文献综述

关于农民的合作行为，既往研究从合作的动机目标、影响因素、组织载体和合作形式出发展开了丰富的讨论。就合作目标来看，有两类价值取向：一是分散的农民个体无法抗衡农业生产特性所带来的市场谈判弱势（黄祖辉，2000），故而为提高农业生产效率、增加个人收入达成经济合作；二是为解决村庄公共性问题而达成治理合作，如菲律宾桑赫拉的灌溉社区（奥斯特罗姆，2012）。就合作行为的影响因素来看，净收益是农民合作的决定性因素（Stallman and James, 2015），而农民个体特征（张素罗等，2012）、合作组织特质（李晓锦和刘易勤，2015）等也会影响农民的合作意愿，村庄社会结构（贺雪峰，2013）和农村非正式制度（高帆和李蔚，2021）则会影响农民实现合作行为的能力。就合作载体来看，村民自治组织可以将村民从横向上联结起来推动村庄治理（徐勇和赵德健，2014）；农民合作社可以组织农户开展生产经营合作，并提高农民参与村庄治理的积极性（韩国明和张恒铭，2015）；乡贤理事会通过其经纪作用，促进村内资源的整合和公共性社会关系的再造（原超，2019）。就合作形式来看，可依据合作基础和内容划分为以某种产品或者某个生产环节为基础的专业性合作和以乡村社区为基础的综合合作（吴重庆和张慧鹏，2018）。

农村集体经济组织担负着增加农民收入、壮大集体经济的经济职能和供给村庄公共品、解决公共性问题的治理职能，可为农民实现经济合作和治理合作提供载体。作为合作经济组织，村集体具有对内优化资源配置和对外拓展要素合作的制度优势（郭晓鸣和王蔷，2020），可通过规模化生产降低组织成本和交易成本，提高农户抵御市场风险的能力（周娟，2020），带动农民共同富裕。由于集体经济与村庄治理密不可分，学界日益重视挖掘农村集体经济的治理意义。集体经济可以为基层党组织领导能力和村民自治能力提供支撑（桂华，2019），并在推动经济合作的过程中，促进村庄社会的再组织化（陈义媛，2020）。

既有研究认为农民合作需要特定的逻辑条件作为驱动因素，而农村集体经济组织不仅是一种极具潜力的农民经济合作形态，还可以通过供给资金、增强村民归属感、培育合作意识等方式酝酿治理领域的合作行为。在既有研究中，主要存在以下不足。其一，目前学界对于农民合作多局限于单一层次的静态解读，缺乏跨层次发展的动态考量，尤其是对于具体合作机制创建和合作层次提升的过程关注不足。其二，既有研究关注到了集体经济对于促进村庄集体行动的积极作用（张立和王亚华，2021），但对于新型农村集体经济组织通过经济合作强化村庄社会关联的具体机制挖掘不足。

鉴于此，本研究将结合自主治理理论和社会连带理论，构建农民合作的分析框架，通过具体案例对合作机制创建和合作效益扩散的过程进行动态考量，弥补现有研究的不足。这对于新型集体经济的长效发展和村庄有效治理的实现具有重要理论意义。

（二）分析框架

1. 自主治理理论

农民合作就是农民群体为满足特定需要而采取的集体行动。由外部力量推动的被动式合作在某些

特殊情境下虽然有效率，但难以保障合作行为的持续性。政府和市场可以为乡村发展提供更多资金和技术支持，但无法脱离村庄建设和发展的主体——农民而发挥作用。全国各地农村情况悬殊，农民需求迥然相异。只有立足于农民的实际需求，才能激发村庄发展的内生动力。

自主治理理论旨在实现小范围公共池塘资源的有效利用，更关注资源占用者的主体性，认为资源占用者可通过制定契约或规则，促成自愿的合作行为，解决恶性竞争问题（Ostrom et al., 1992）。良好的自主治理需要符合特定的八项原则（奥斯特罗姆，2012），并受到人口趋势、全球化和技术进步等背景变量的影响（王亚华，2018）。村集体资源的所有权、使用权和受益权归该村集体成员共同所有，在村集体内部具有非排他性的特征；村集体成员为争取更多的个体利益，容易就村集体有限资源的具体使用产生竞争，具有竞争性的特征。由于村集体资源和公共池塘资源的范畴具有较高的吻合度，自主治理理论被广泛运用于农村环境治理（李颖明等，2011）、土地细碎化治理（孙新华等，2020）、农村集体经济发展（周立等，2021）等领域。综上所述，自主治理理论可为破解农民合作难题提供有别于国家干预和市场介入的第三种方案。

2. 社会连带理论

中国农村“熟人社会”的底蕴，为社会连带理论提供了广阔的运用场景。既有研究主要有以规制为导向关注连带性约束和以扩散为导向关注连带性效应两个方向。连带性约束是维护乡村社会秩序的重要力量，学界关注到家庭结构（余练，2017）和宗族规则（许烺光，1990）会形成非正式责任机制以约束成员行为。在基层社会治理中，村民和村干部则以“连带式制衡”（陈锋，2012）的形式平衡干群之间的权利义务。在连带性效应方面，相关研究则更关注行动主体和行动效果的扩散，如老年协会不仅以“连带性吸纳”（邓燕华和阮横俯，2008）带动老年人的家人和亲朋好友支持协会运作，提高协会的自主性和权威，还会连带村组织、社会爱心人士等主体进行福利再生产（王辉和金华宝，2020）。相关研究的共通之处在于，连带主体的实践活动通过各式连带机制，对其他行动主体发生作用，产生意外的连带后果。社会连带理论为关注村庄行动主体之间的互动和联结提供了一个本土化视角，与农民合作的内涵暗合。

3. 农民合作分析框架

现有的自主治理研究鲜有涉及公共池塘资源收益分配的讨论（周立等，2021），较少关注如何在本土化语境下建立联农惠农机制以反哺农村集体经济。此外，自主治理理论关注构造合作机制和载体，对于如何培育合作精神促进深度合作缺乏深入探讨。而无论是基于约束逻辑还是扩散逻辑，社会连带理论对于农民合作意愿和合作能力都具有较强的解释潜力。故此，本研究将自主治理理论和社会连带理论相结合，构建更符合本土化语境的农民合作分析框架。

本研究中的自主治理是指村庄发动内部力量，基于村集体公共池塘资源的利用重建村庄秩序和规范，从而为村民选择“合作解”提供刺激机制和载体。农民潜在的合作意愿为自主治理创造了诱因。就自主治理过程来看，村民围绕资源利用的动员、组织、监督和收益分配进行制度设计，共同创建有效的合作机制。首先，以动员机制对村集体资源进行开发赋能。其次，以组织机制设计兼顾效率与公平的运行规则。再次，以监督机制避免合作社及其成员违反制度规则和偏离合作目标。最后，以分配

机制将集体经济发展成果转化为村民收入和村庄公共福利。此过程应符合自主治理的特定原则以实现长效运行（奥斯特罗姆，2012），但也会呈现出本土化语境下的治理特征。

农村集体经济在生产、组织和生活方面培育公共性，具有再造新型村庄共同体的功能（丁波，2020）。本研究用社会连带这一概念来描绘合作效益从集体经济向村庄治理领域扩散的过程。社会连带是指在既有合作行为的基础上，不同村民之间、村民与村庄之间的社会关联在利益、情感、责任等要素的催化下得到强化，进而提升行动主体的合作意愿和合作能力，连带产生多种合作成效。在利益上，村民在参与市场竞争过程中产生强烈的趋利意识，合理的利益分配成为联结村民的新纽带（郭占锋等，2021）；在情感上，村民归属感是集体经济影响村庄集体行动的重要路径（张立和王亚华，2021）；在责任上，合作主体间往往具有异质性，村庄能人在谋利之外也具有回馈家乡、帮扶弱者等道义责任（曾建丰，2021）。本研究将利益、情感和责任要素对于村民和村庄之间社会关联的强化作用归纳为利益连带、情感连带和责任连带。自主治理和社会连带的互动推动了农民合作层次从弱合作到初级合作、再到深度合作不断提升。

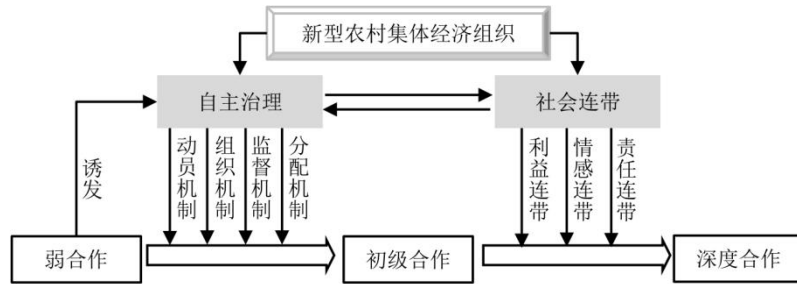


图1 新型农村集体经济组织自主治理和社会连带机制分析框架

三、案例选择与案例介绍

（一）案例选择

案例研究在检验理论和构建理论上具有优势（Eisenhardt，1989），它具有语境敏感性和理论敏锐性，在促进现有理论应用和修正的同时可以助力新理论的发展（Rule and John，2015）。本研究以浙江省何斯路村草根休闲合作社为案例，数据资料来源于三个方面：其一，以结构化或半结构化访谈的方式访谈基层政府工作人员、村干部、集体经济组织成员、村庄次级组织管理者等群体，获取何斯路村草根休闲合作社的相关信息。其二，笔者于2015年10—11月在何斯路村开展田野调查，积累了丰富的经验材料，又于2020年10月、2021年2月和2022年2月先后三次前往该村进行追踪调查，通过走访村集体酒店、薰衣草花园、商业街、文化礼堂、老年大学等，近距离体验其集体经济和乡村治理的发展成果。其三，通过村务助理收集到合作社内部文字材料8份，共计5万余字。收集所得资料见表1。

何斯路村农民合作的发生条件和逻辑构成了本研究接下来要讨论的内容。选取该案例来支撑本研究主要有以下四点原因：其一，何斯路村发展成果显著。经过十余年发展，何斯路村从一个穷山村一跃成为乡村振兴示范村，村民年人均收入增长了十倍，村集体年收入近三千万元，发展成果得到了当

地村民、党政机关、科研院校的广泛认可。其二，新型农村集体经济组织贡献大。该村合作社在坚持集体所有制的前提下开展股份合作，通过设置集体股和资本股，创新分配形式，保证村民全员参与和发展成果共享，使其区别于一般的农民专业合作社和传统社区型集体经济组织，具有新型集体经济组织的特征。其三，内生发展特征鲜明。该村在发展过程中充分盘活和调动村内资源，对于政府和市场的下乡资源依赖小。其四，时间跨度较长。该村新型集体经济起步于 2011 年，且在不同发展阶段具有鲜明特点，适合进行历时性动态考量。

表 1 资料来源及基本情况说明

数据类型	访谈时间	访谈对象	访谈方式	访谈时长（分钟）	文稿字数（万字）
一手数据	2015.10—2015.11	①村内多名利益相关者	线上和线下	约 2000	8.5
	2020.10.02	①村支书 HYH ②村老年大学校长 HZG ③村务助理 LL	线下	135	1.7
	2020.10.13	①村老年协会会长、薰衣草花园早期管理者 HYF	线上	52	0.7
	2021.02.23	①村支书 HYH ②村民若干	线下	115	1.5
	2022.02.17	①村文书 HWQ ②村老年协会会长 HYF ③城西街道工作人员 JK ④村民若干	线下	127	1.5
二手数据	何斯路村草根休闲合作社相关内部资料。				5

(二)案例介绍

何斯路村位于浙江省义乌市城西街道，现有村民 1166 人，村庄面积 3.76 平方公里，以何姓为主，已有千余年历史。本世纪初，该村是个典型的穷山村，村集体名下没有产业，负债 30 余万元，村民年人均收入仅为 4500 余元。由于娶进来的媳妇多是再婚，该村也被当地人称为“二锅头村”。村内青壮年多数离村从事外贸经商、交通运输、工程承包等工作，劳动力流失严重，引发田地撂荒、留守群体缺乏关爱等问题。为了扭转村庄的衰落，何斯路村积极发展和壮大新型村集体经济，经过酝酿期、建设期、发展期和成熟期四个阶段，实现村庄发展转型升级。

1. 酝酿期（2008—2010 年）：弱合作阶段

2008 年，在外经营物流生意的 HYH 回村竞选成为村支书。在向村民发竞选承诺书的过程中，HYH 萌发了“变山区为景区、变农民为股民”的想法，向村民许诺尽快成立合作社，壮大集体经济。村里在年底举办了第一届黄酒节，吸引了不少游客，这让村干部认识到，要有一个“引子”打响名气，输出村内的文旅资源。为提高村庄曝光度，何斯路村在专家建议下引种薰衣草。薰衣草的种植成功为村集体经济的产业发展提供了基础。

在酝酿期，何斯路村以生态旅游业为突破口发展新型村集体经济的思路逐渐明晰并得到部分村民认同。但村内尚无实质有效的经济合作组织，农民合作行为局限于私谊性和临时性的活动，属于弱合

作阶段。

2.建设期（2011—2013 年）：初级合作阶段

2011 年 4 月，何斯路村草根休闲合作社成立，并作为村集体经济的母体，对村集体产业进行综合管理。合作社采用股份合作制，其中集体股占 25%，资本股占 75%。集体股由村庄生态环境资源估价而得，村集体保留 5%，其余 20%免费平摊给全体村民。资本股按照本村村民优先、外来投资者补充的原则进行自主认购。合作社的成立极大地加快了村庄旅游设施的建设。一方面，合作社在村庄南部打造了 140 亩的薰衣草花园，创造了可观的门票收入，并围绕村北的荒塘修建村集体酒店和美食街，打造志成湖风景区。另一方面，何斯路村有计划地进行村容村貌整治，提升村庄景观的可观赏性。2011 年，村庄完成主要道路硬化和雨污分流管网的铺设。2013 年，何斯路村结合浙江省农村文化礼堂建设的工作要求，将祠堂改造成文化礼堂，免费对外开放，展示家风族风和村史文化。

在建设期，何斯路村依托合作社对村庄旅游资源进行了系统开发，形成“村南有薰衣草花园、村北有志成湖风景区、村内有历史古建筑”的布局。新型村集体经济组织的出现，促进了农民合作的组织化、制度化，但合作行为集中在经济领域，属于初级合作阶段。

3.发展期（2014—2017 年）：初级合作向深度合作过渡

薰衣草花园的爆火吸引了大量游客，每年产生数百万元的门票收入。在此基础上，何斯路村合作社将薰衣草产业链延伸，推出 70 余种薰衣草产品，并创新观光形式，在 2017 年举办了薰衣草灯光节。同时，村庄配套服务设施逐渐体系化。2014 年，村集体酒店开业，酒店将收购的农特产品（如黄酒），冠上何斯路的品牌进行销售，以提高农特产品附加值。2016 年，村办公大楼的一楼被改造成游客服务中心，提供咨询、投诉处理、紧急救护等服务。2018 年，何斯路村通过招商和自办相结合的形式，将村内主干道打造成经营薰衣草、竹制品、布鞋等创意工坊的“百工百坊”商业街。

在发展期，何斯路村发展为集观光、餐饮、娱乐、住宿、购物、体验等功能为一体的旅游综合体，经济合作内容进一步丰富，村民参与积极性显著提升。同时，村集体通过支持困难户建房、统筹村内老年人大病医疗和养老保险等形式，将收益转化为村庄公共福利，推动合作层次由初级合作向深度合作发展。

4.成熟期（2018 年以后）：深度合作阶段

随着村集体经济的日益壮大，赴村内调研参观的单位不断增多。何斯路村再次抓住契机，大力发展学习型经济，通过承接政府、高校、科研院所等单位的调研学习和交流会议以获得培训、食宿、会务等收入，并与周边红色旅游文化名村合作，打造旅游精品线路。2019 年，何斯路村“乡村振兴工作室”成立，成为了众多高校的调研实训基地。除了承接参观学习，该村还培育了一批教育企业。2020 年 1 月，村集体以占股 20%的形式创立教育科技有限公司，开展人工智能围棋教育软件的开发和教学培训业务。2020 年 9 月，何里幼儿园开办，每年为村集体提供品牌使用费 20 万元。

2019 年，何斯路村接待游客总量达到了 33.8 万人次，村民人均年收入近 5 万元，村集体经营性收入为 2800 多万元，资产总额超 1 亿元，并先后获得“中国十大乡村振兴示范村”“国家级生态文化村”“2021 年全国示范性老年友好型社区”等荣誉。在成熟期，村集体经济呈现多元发展态势，经济

合作更具韧性。同时，大量村集体收益被用以支持村庄治理工作，如为晨读班、老年协会（大学）、居家养老服务中心等村庄次级组织提供资金，次级组织则通过政策宣传、组织民俗表演、景区志愿服务等形式反哺集体经济。村民间的利益、情感和责任关联增强，呈现出深度合作特征。

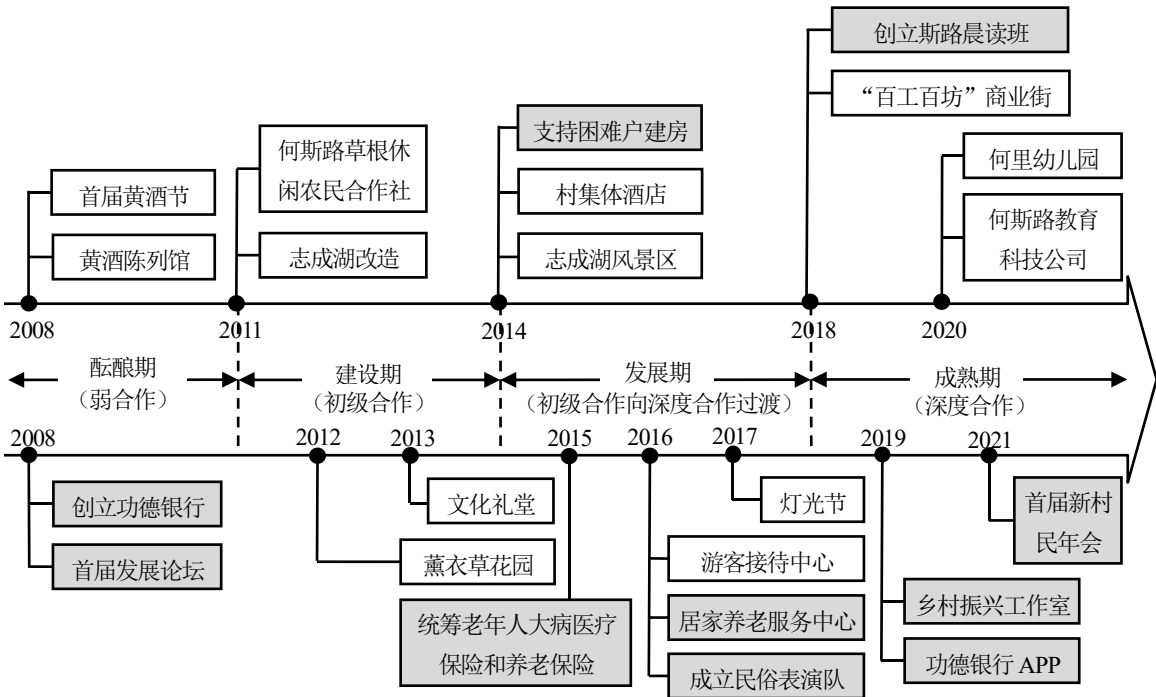


图2 何斯路村新型集体经济的发展历程

四、案例分析

（一）自主治理：合作机制的创建

1. 自主治理的诱因：农民分与合的张力

宏观层面：实现有效激励与兼顾多数人利益的冲突。村民渴望壮大集体经济，把村庄建设好，但也不想再走平均分配的回头路。对于传统集体经济激励性不足的问题，村支书 HYH 如此表示：“一万股一千人分，一人十股，我说我是村支书，可以多占二十股吗？谁有这个积极性来搞这个东西（平均分配村集体收益）？”（HYH20210223），其话中暗含创新村集体收益分配模式之意。税费改革后，大量资源向农村转移支持“三农”发展，但外来资本和本地农户之间隐含了“强资本—弱农户”的关系格局（周浪，2020），不良企业可能打着助农富村之名侵害农民利益。因此，何斯路村广大村民具有强烈的意愿发展新型集体经济，在实现有效激励的同时兼顾多数人利益。

中观层面：落后的发展现实与巨大的发展潜力之间的冲突。何斯路村位于山区狭长的山谷地带，交通不便。本世纪初，村内产业以分散经营的种植业和养殖业为主，村民收入非常有限。相比之下，义乌城区通过发展小商品经济快速腾飞，与山村的窘迫闭塞形成强烈反差。然而，该村的自然和文化资源丰富，村外有卧牛岗山、长堰湖、长圳水库等秀丽的自然风光，村内有祠堂、明代古民居等历史

古迹，具有巨大的发展潜力。

微观层面：小农利己意识与公共意识的冲突。在农民由义务本位转向权利本位的过程中（陈锋，2012），部分村民以谋利型维权的方式阻挠乡村建设，村民利己意识大幅增加了村庄集体行动的组织成本。何斯路村在修建村庄道路时，就出现过村民因赔偿问题阻挠施工的情况，村干部只得让施工队连夜施工，再携赔偿款向农户致歉。但何斯路村也具有诸多蕴育公共意识进行自主治理的积极要素。该村是一个单姓宗族型村庄，保留了宗祠、族谱、祖训等宗族文化符号，有利于村民基于宗族认同采取一致行动。村庄老年精英和生活宽裕的村庄能人也具有服务乡亲、建设村庄的意愿。

2. 自主治理的实现路径

村集体资产的集体性和稀缺性使其具备了非排他性和竞争性的特征，符合公共池塘资源的定义范畴（周立等，2021）。考虑到股权量化改革可以降低部分村集体资产（如村集体土地和流动资产）的非排他性，本文中何斯路村的公共池塘资源具体指村集体开发的酒店、景点、村庄人居环境^①等旅游资源和“何斯路”所代表的品牌资源。为有效利用各类公共池塘资源，该村依托合作社，从动员机制、组织机制、监督机制和分配机制等四个维度，开展了丰富的自主治理活动，如盘活村庄资源打造旅游景点、举办村发展论坛、成立新型集体经济组织、监督社员行为、分配村集体收益等。

（1）动员机制

何斯路村旅游资源丰富，但资金、技术等资源相对缺乏，村民进行自主治理的第一个环节是通过盘活闲置资源和筹措稀缺资源，以实现村庄公共池塘资源的开发赋能。

一是盘活村内的荒地、池塘、古建筑等闲置资源，用以改造或新建景点。合作社承包了 95% 的村集体土地打造薰衣草花园，并将村北的荒塘、村内闲置的明代大院和祠堂等改造成旅游景点。二是争取乡贤的资金和智力支持。乡贤是指具有能力和意愿为村庄发展做贡献的村庄精英（部分乡贤信息见表 2）。何斯路村积极发动村内外乡贤通过入股、建言献策、返乡创业等多种形式助力村集体经济发展。三是统一思想，凝聚共识。何斯路村设立功德银行和晨读班，弘扬道德风尚，引导广大村民支持和参与村庄建设。

表 2 何斯路村部分乡贤信息

姓名	职务或职业	事迹
HYH	村支书	村集体经济发展的规划者和领导者；将自己在合作社的 217 万股的股份捐给村集体。
HZG	退休教师，现任老年大学校长	管理功德银行；志愿为游客担任导游；通过老年大学和晨读班向老人宣传村庄工作。
HYF	退休村干部，现任老年协会会长	与四个儿子一同认购了村合作社 250 万股的股份；管理老年协会和居家养老中心；薰衣草种植的早期支持者。
HJY	退休公职人员	号召村民支持村支书的工作；为村集体经济发展建言献策。
HJ	经商	先后认购了村合作社 200 万股的股份。

^①何斯路村于 2016 年获评国家 AAA 级景区。

(续表 2)

HZN	村支部委员，曾在外经商	主动带头返乡创业。
-----	-------------	-----------

(2) 组织机制

在激活发展资源后，合作社设计了兼顾效率与公平的运行规则以调动各行动者的参与积极性。

一是设置“集体股+资本股”的股权结构。何斯路村保留少量的集体股有两方面的考虑：一方面，通过提取集体股的收入可以为建设村庄和服务村民提供资金；另一方面，并非所有的村民都有意愿加入合作社，但合作社发展的基础是村集体所有的资源且其福利产出具有外溢效应，与其花费大量协商成本争取全体村民入股，不如直接设置集体股，将部分发展成果分配给全体村民（如下文访谈记录所示）。设置资本股则可以进一步吸引村内外资金，并对入股村民进行有效激励。二是股权动态管理。不同于以苏州市吴中区为代表的农村集体产权制度改革试点地区对股权分配所采取的静态管理模式，何斯路村对于股权分配实行“三年一次小调整、五年一次大调整”的策略。调整依据主要是合作社章程和村规民约，例如外嫁女若不迁移户口则仍保留成员身份，但若一家有两个外嫁女，则只允许一个外嫁女的下一代享有成员身份。三是搭建民主决策平台。何斯路村定期召开村庄发展论坛和新村民年会，在获取村庄精英智力支持的同时，赋予普通村民协商议事的机会。例如，村民 WXL 关于无人售卖观赏鱼饲料的建议就得到了合作社的支持，不仅省掉了观赏鱼饲养员的人工成本，还为村集体每年增加了 3 万元收入。四是收取品牌使用费。随着村庄知名度和影响力的扩大，一些村民和外来投资者将经营的店铺和产品冠以“何斯路”的名号。为了避免盲目竞争，保障冠名产品的质量，村集体会根据使用者盈利能力收取不等的品牌使用费。

“入股一定是有一部分人入，一部分人不入。对于不入的人，利益怎么去分配？我给你兜底，因为环境是共享的，村里的空气我吸一口，你也可以吸一口。”（HYH20210223）

(3) 监督机制

社员通过监督机制监控合作社及其他社员行为是否符合制度规范以及是否偏离合作目标。何斯路村的发展模式具有“富人治村”的特点，存在村级民主削弱的风险（陈柏峰，2016），有必要为村民参与公共事务保留空间。

一是在合作社内部设立专门的监督机构即监事会，推行制度化的监督举措。监事会成员由村干部和责任心强的大股东担任，主要负责审核财务，并依据《合作社章程》《股东大会决议》《何斯路村村规民约》等规章制度监督董事会的履职情况和项目执行情况。二是普通社员通过选举股东代表和村干部的双重渠道对核心社员进行监督。普通社员可选举和委托 50 名股东代表参与股东大会，对合作社的重要决策进行投票表决。此外，由于村干部更易进入合作社核心层（董事会和监事会 14 名成员中有 6 名为村干部），普通社员可通过村民自治，民主选举可信赖的村干部，影响合作社的决策。合作社的收益情况和其对村集体发展的贡献程度，也会成为村干部是否当选的重要评判依据。三是借助功德银行非正式的监督约束机制。何斯路村依托功德银行对村民做过的好事进行统计并对积分高者进行奖励，积分标准包括“自身行为和语言修养”“维持公共区域卫生”“帮助游客”“流转土地”等，与规范社员的需要暗合。

（4）分配机制

通过分配机制，合作社将发展成果转化为村民收入和村庄公共福利，在村民个体收入提高与村集体经济发展间建立起密切的利益关联。

一是带动村民收入增加。具体包括：合作社名下产业雇佣村内劳动力为村民带来的工资性收入；村民依托村庄旅游业经营民宿、餐饮、特产等获得的经营性收入；合作社的股金分红、土地流转费用和房租等财产性收入。二是提供村庄基本运行维护资金。目前何斯路村一年的运行维护开支在 100 万元左右，包括村庄安全员和卫生员的工资支出、公共设施的维护费用、村庄景观的改造费用、村庄次级组织的活动经费等。三是将村集体收益转化为村庄老年人福利。村内有老年人近 300 人，约占全村人口的四分之一，老龄化程度较高。为了减轻村民养老负担以及争取老年人支持村庄发展，村集体特设公共福利支出专项用以统筹缴纳村内老年人的养老保险和大病医疗保险。

3. 自主治理原则的体现

Ostrom 指出自主治理要解决制度供给、可信承诺和相互监督三个难题（Ostrom et al., 1992）。在总结成功案例的基础上，Ostrom 提出了自主治理的八项原则，包括清晰界定边界、占用和供应规则与当地条件一致、集体选择的安排、分级制裁、监督、冲突解决机制、对组织权的最低限度认可和嵌套式组织。符合八项原则能有效保证自主治理的成功。在本案例中，除了“占用和供应规则与当地条件一致”原则外^①，其余七项原则均得到了不同程度的体现(见表 3)。

表 3 何斯路村集体经济自主治理原则的体现

原则	体现
清晰界定边界	合作社成员身份的清晰界定。集体股属于村集体和记录在册的 1166 名村民，每人免费享有 2000 股。资本股股东有 259 人，依据股份数额分红。成员名单在确定和调整时都会公示。
集体选择的安排	合作社在重大决策上广泛听取了村民的需求和建议，并吸纳可取的措施。通过发展论坛、新村民年会、股东大会等渠道，村民为村庄发展建言献策，并对合作社决策产生影响。
监督	《何斯路村草根休闲合作社章程》《村“两委”关于成立何斯路村草根休闲合作社的通知》《何斯路村村规民约》和合作社名下企业的管理细则等，均对社员形成了正式的制度化的监督约束。功德银行的善事积分机制、晨读班和老年大学的政策宣传教育活动、村庄舆论等，对社员形成了非正式的情谊和道义约束。
分级制裁	违规者会受到不同程度的制裁。较轻程度的制裁是村庄内部的舆论压力。较重程度的制裁是村干部采取一些“边缘化”举措，如在发展党员、低息贷款等工作时优先考虑其他村民。
冲突解决机制	合作社可依靠精英社员和村“两委”的影响力，调解冲突行为。例如，将祠堂改造成文化礼堂向游客免费开放时，有村民以宗祠是祖业而非集体公产为由提出反对。在精英社员和村“两委”的斡旋下，何斯路村保留了祠堂内的祖宗画像和家训牌匾，并通过增添老物件和定期举办新生儿入族谱、成人礼、国学经典诵读等活动展示村史文化，在照顾族人心理认同的同时吸引了游客。

^① “占用和供应规则与当地条件一致”原则是指规定占用的时间、地点、技术和资源占用规则要与当地条件所需的劳动、物资和资金的供应规则相一致。何斯路村在集体经济发展的过程中采取了不少创新举措，其村集体资源的占用规则与当地其他村庄存在一定差异。

(续表3)

对组织权的最低限度认可	何斯路村合作社既不同于传统的社区型集体经济组织，也有别于一般的农民专业合作社，是一种新型集体经济组织形态。由于发展成果显著，该村吸引了各地党政机关参观学习，村支书也受邀参加各类乡建研习活动，其发展模式的组织权得到了外界的认可和支持。
嵌套式组织	村“两委”班子的六名村干部入股了合作社，并在董事会和监事会中担任职务。合作社的发展规划嵌套于村“两委”工作之中。村“两委”和合作社的组织结构有一定重叠性，两者相互嵌套和依赖，但合作社对村“两委”的依赖更强。

4. 乡村治理情境下自主治理的特征

奥斯特罗姆（2012）的自主治理理论与中国乡村治理情境有一定的共性，部分自主治理原则也得到了体现，但何斯路村的案例实践有着鲜明的本土情境特征。

（1）自主治理呈现出“主核+多中心”特征

村内51名党员组成了一个高度正式化、组织化的群体，在自主治理活动中发挥了巨大效能。党员思想觉悟高，对村集体有更高的认同，参与村庄治理的意愿和能力更强，可以起到带头示范作用。党员活动也常与村庄治理内容相挂钩，例如清洁村庄环境、走访商铺经营者、慰问老人等。同时，党员需要接受党组织的约束，支持和协助村支书开展工作。借助党员群体，村支书可以快速有效地动员党员的亲友参与村庄建设，为自主治理活动创造了一条高效的任务传导路径。虽然基层党组织在何斯路村集体经济发展过程中发挥了领导核心作用，但是管理着众多村庄次级组织的老年精英、合作社大股东、村内企业经营者等群体也是推动自主治理的重要力量，依然具有多中心治理的特征。不同主体发挥的作用各有差别，但彼此间的关系是双向互动而非单向管理。基层党组织通过动员和协调优势，带动村庄各类力量参与自主治理，呈现出“主核+多中心”的农村自主治理格局特色。正如以下两个说法记录所示：

“治理乡村，书记一定是党员的榜样，党员一定是群众的榜样，你这个乡村就没有做不好的。”

（HYH20210223）

“村子边上原本有很多坟头，游客看到也不美观。村里想办法建了骨灰存放堂，村支书和党员们就带头迁坟，有的位置很好都移了，我们也就都跟着移了。”（HYF20220217）

（2）自主治理根植于乡土社会秩序之中

乡土社会虽然随着工业化和城镇化而逐渐瓦解，但其所蕴育的乡土情怀、伦理秩序等乡土要素仍有强大的影响力。在动员村民支持和参与村集体经济发展工作的过程中，村“两委”不仅在经济方面作出利益分配承诺，保障发展成果由村民共享的同时让资本投入也有合理回报，还在情感方面依托宗族认同、人情面子等乡土要素，唤醒村民乡土情怀从而支持村庄发展。这既包括村“两委”施加的情面压力，也有村民奉献家乡、收获声誉的自发动力。换言之，自主治理的实现不仅依赖于村民利用和开发村集体资源的需求，更有赖于乡土社会秩序的推动。正如村支书所言：

“乡贤跟家乡唯一的纽带联系是什么呢？就是他们的父母还健在，他们的祖坟还在。我们乡村领导者要做的，就是当他们乡愁还在的时候，把这根线给拉牢，让他们有力量，有一份心，通过合作社把他们重新组织起来。”（HYH20210223）

(二)连带效应：合作效益的扩散

依托何斯路村合作社，村民对村集体公共池塘资源进行开发利用和将经济发展成果转化为村庄福利的合作行为，在利益、情感、责任维度上产生了丰富的连带效应，增强了行动者之间的社会关联，如表 4 所示。这不仅有利于合作成本的降低和集体经济的持续发展，还促进了合作行为向村庄治理领域扩散。

表 4 何斯路村集体经济自主治理催生连带效应的体现

	利益连带	情感连带	责任连带
动员机制	利益分配承诺	统一思想，凝聚共识	发动村庄精英回馈村庄
组织机制	合作社设置“集体股+资本股”的股权结构	在经营活动中增进村民间的信任	全村入股，唤醒村民的村庄主人翁意识
监督机制	合作社设置监事会，定期公开财务信息	情谊约束增强	道义约束增强
分配机制	村集体经济的发展促进村民各类收入的增加	经村民协商后，村“两委”优先安排困难户在景区周边建房	村庄发展受益者具有支持和配合相关工作的责任压力

1. 社会连带的表现形式

(1) 利益连带：个体与村集体的利益捆绑

由于村民和村集体之间利益密切关联，村民出于维护和扩大自身经济收益的需要，会自发重视和支持村庄的发展和治理。合作社“集体股+资本股”的股权结构将村民变成股民，不仅可以使村民共享合作社的发展成果，且认购股份越高的个体也就会获得越多收益。同时，依托村集体经济的发展，村民的工资性收入（村内就业）、经营性收入（销售农产品、经营民宿和餐饮）以及财产性收入（店面出租和土地流转）都得到了提高。随着经济收益的提高，村民也就越发关注村庄的发展和治理，尤其是合作社大股东、商铺经营者、景区务工者、房东、享受村庄养老福利的老年人等群体。

(2) 情感连带：异质化农民群体的情感重连

通过参与自主治理活动，异质化的农民群体得到了充分交流，彼此的情感认同得到增强。这有利于村民在情谊要素的催化下支持村干部工作和村庄发展，并兼顾其他村民的利益诉求。这种作用具体体现在：其一，离村村民和留村村民的情感连带。离村村民是指选择外出谋生以至逐渐脱离村庄社会关系网络的村民，留村村民是指因家庭、年龄、文化水平等因素选择留村务农、务工和生活的村民。合作社的自主治理活动调动了离村村民回馈村庄的积极性，也转变了留村村民对离村村民的抵触心理，使留村村民以更包容开放的态度欢迎离村村民参与村庄建设。其二，留村村民的情感连带。在景区和酒店搭伙上班、同为村庄发展建言献策等事务中，留村村民之间的感情和对村集体的认同度都得到了增强。例如，何斯路村村民协商后将景区边上的土地优先安排给 21 户特困户建房。其三，村干部和村民的情感连带。通过发展集体经济，村干部与村民密切联系，增进了彼此的了解和信任。村支书 HYH 将其名下的 217 万股的股份无偿捐赠给村集体，村民也逐渐从旁观者的角色真正转变为村庄建设者。对于村民间情感连带的增强，村民 HWQ 如此说道：

“以前大家手里都没多少钱，合作社筹集了两千多万，这个都是村民真金白银拿出来的，这就是

老百姓对村干部的信任。”（HWQ20220217）

（3）责任连带：村庄精英和受益者责任意识的激活

自主治理活动为再造村庄秩序规范提供了切入点，推动村庄精英和受益者主动承担社会责任，助力村庄发展。何斯路村广泛动员村庄精英入股合作社和参与发展论坛，为村庄建设提供资金和智力支持，并发挥模范作用，引发其他村民学习效仿，最终形成人人参与的氛围。此外，村庄发展的受益者在享受发展红利的同时，也有了配合村庄工作的责任压力。例如，流转土地建设薰衣草花园时，村里个别老年人不予支持，导致花田东一块、西一块，极大地影响了观赏性。为此，村集体有意将发展成果的分配向村中老年人群体倾斜，不仅统筹了老年人的大病医疗保险和养老保险，还支持老年协会、老年大学、居家养老服务中心等涉老组织开展活动，再通过老年大学和晨读班进行责任意识的宣传教育，让老年人转变思路支持土地流转，并鼓励其通过参与民俗表演、维护村庄环境、热情接待游客等支持村庄发展。担任老年大学校长十余年的 HZG 就长期通过授课的形式，向村内老年人宣传村庄工作，鼓励老年人积极配合、发挥余热。

“老年大学讲课就可以讲现在村庄建设的中心工作，这个老人们能参与，就会知道我们农村要做什么工作，把工作给他宣传贯彻落实，统一思想，鼓励老人发挥余热。”（HZG20201002）

2. 连带后果：经济合作的强化与治理合作的激发

何斯路村合作社在自主治理活动中形成了丰富的连带机制，在利益、情感和责任等维度上强化了合作主体间的联结，产生了多种积极的预期后果和意外后果。

（1）预期后果：村集体经济的可持续发展

通过各式社会连带机制，村民意识到自己是村庄的主人翁，要以整洁的村庄环境和热情包容的服务态度让游客获得更佳消费体验，维护村庄口碑。同时，连带效益的产生和扩散增强了连带主体在村庄内的权威（王辉，2020），何斯路村合作社能以更低的动员和组织成本获取更多的资金和智力支持，为村集体产业的调整升级和多元发展不断聚能，使之从单一的生态观光业逐步向旅游综合体和学习型经济拓展。

（2）意外后果：村庄公共性的再生长

合作社的发展使得何斯路村成为一个利益共同体，利益连带强化了各类农民群体对于村庄公共利益的关注，情感、责任连带产生的情谊和道义约束则为村民的合作行为提供了非正式的规范约束并向治理领域渗透和转移，从而促进了公共规则和公共精神的重塑。在何斯路村，钉子户和谋利型上访户阻挠村庄建设工作的事情已经许久没有发生，村民更愿意通过协商来解决冲突，在权利本位和义务本位之间逐渐找到平衡点。此外，合作社并未将经营收入局限于再生产积累，而是将之转化为村庄公共服务。以养老服务为例，村集体不仅统筹村内老人的养老保险和大病医疗保险，还为村内各类养老组织开展老年教育、助餐、文娱等活动提供支持。在连带机制的作用下，村内尊老爱老的氛围逐渐浓厚，同时，老人的效能感和责任意识也逐渐增强，希望在村庄建设中发挥余热。

（三）自主治理与社会连带的再思考

何斯路村自主治理的过程中何以产生丰富的连带机制？自主治理和连带效应之间的关联如何理

解?如何形成乡村发展和治理的良性循环?为了回应这些问题,本研究进行了如下探讨。

1. 自主治理和社会连带的基础性构件

从纵向上看,基层党组织、合作社和其他村庄次级组织的组织能力是自主治理和社会连带的基础性构件之一。农民具有潜在的合作意愿,但囿于村庄各种利益冲突错综复杂,加之农民的素质和能力有限,若仅靠农民自发合作,何斯路村的自主治理活动或难以在短期内取得成效。合作社的形成和发展,离不开村支书和众多党员在组织动员和统筹协调等方面的贡献。村庄的组织能力依托合作社的经济合作得到进一步放大,并通过各类连带机制向村庄治理的各个方面辐射。老年协会、老年大学、晨读班、民宿协会、合唱团等次级组织给予了合作社协助,而合作社的收益分配也有效促进了各类次级组织的发展,使其不至于形式化、空壳化。

从横向上看,人情、面子、名声、血缘、乡土情怀等乡土要素是自主治理和社会连带的另一基础性构件。经济利益是动员村民参与自主治理的重要因素,但非唯一因素。乡土要素不仅孕育了潜在的合作意愿,还为连带机制的产生提供情谊和道义支持。乡土要素滋生出的非正式约束,虽有削弱正式制度的可能性,但也具备潜力成为正式制度的补充,发挥积极效应。合作社成员基于经济利益和乡土要素的双重逻辑参与自主治理活动,并通过各式连带效应进一步增强彼此的关联,促进符合新时代乡村发展需要的乡土要素不断强化。

2. 依附于自主治理的社会连带

(1) 自主治理活动为连带机制的发挥提供了组织基础

何斯路村农民合作的初级形态是围绕合作社开展的经济合作,初始目标是发展村集体产业以提高村民收入。合作社将分散的农户进行再组织,在壮大集体经济的过程中增加了村民间的交往,并培养了合作精神,提升了合作能力,增强了组织行动力。在开展丰富的自主治理活动并获得一定效益产出的基础上,利益、情感和责任连带才得以发挥作用。

(2) 自主治理的内容越丰富则产生的连带效应越强

以分配机制为例,村集体经济发展成果通过股金分红、土地流转、务工酬劳等形式转化为村民可观的收入,不仅增进了村民对村集体的关注和认同(利益连带),还增强了村民对于弱势群体的同情,以至于优先困难村民在景区周边建房(情感连带),而村集体发展的受益者也在责任约束下支持和配合村庄发展的各项工作(责任连带)。

(3) 社会连带机制的存在会强化自主治理的合作动力并降低自主治理的成本

在连带机制的作用下,合作社成员将个人与集体紧密地捆绑在一起,从而具有积极性参与村集体资源的利用和开发。同时,在集体经济壮大的过程中,集体资产会被扩充和升值,进一步激发自主治理的合作动力。村庄采取集体行动的阻力减少会降低动员和组织成本,而非正式的情感和道义约束能对自主治理中的正式制度规范进行补充,降低制度规范的执行和监督成本。

3. 本质:公共合作议题从失语到再造

根据《2020年义乌市国民经济和社会发展统计公报》,2020年义乌市农村常住居民人均可支配收入为42158元,农村常住居民人均消费支出为22209元,农村居民恩格尔系数为33.9%,全市所有

行政村集体经营性收入均达到 20 万元以上。较高的经济社会发展水平为何斯路村的发展提供了有利的宏观环境。就微观层面来看，村干部的先进意识、乡贤的经济支持和宗族认同底蕴等积极因素有力促进了新型村集体经济组织整合集体资源，发展乡村旅游和教育产业。但何斯路村在 21 世纪初与全国大量发展滞后的村庄一样，面临着集体经济薄弱、村庄衰弱溃散的难题。故此，何斯路村依托自主治理发展新型集体经济，并通过利益、情感和责任连带以经济合作增强村民之间的社会关联，实现村庄发展蝶变，能为其他村庄就如何促成农民合作提供参考。

异质化的村民群体虽有潜在的合作意愿，但若缺乏引导，便只能局限于与切身利益相关的事务，有陷入各自单干和盲目竞争的风险，从而使村庄公共议题缺乏关注乃至失语。在农村场域中，国家干预手段和市场介入手段的不足为自主治理创造了运作空间。何斯路村发展产业、举办发展论坛、分配集体收益等自主治理活动，通过利益、情感、责任连带，将村庄潜在的公共事务变成村民积极参与其中的显在的公共事务（郑雯睿和汪仕凯，2014），从而促使村民将对私谊性合作的关注向公共合作议题转移。

当然，何斯路村的发展模式仍有可提高的空间：由于村“两委”班子和合作社核心层具有较高重叠性，合作社治理结构有待进一步优化；需要必要的措施降低普通社员参与监督的成本；提升管理的专业性，防范合作社的经营风险等。

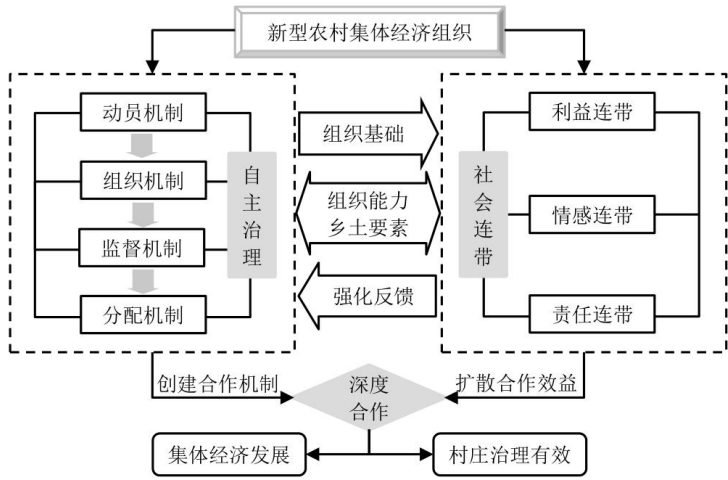


图3 何斯路村农民合作形塑机制

五、结论与建议

（一）研究结论

何斯路村依托农民草根休闲合作社这一合作载体，通过自主治理创建了一系列合作机制，实现了村集体公共池塘资源的有效利用，激发了农民经济合作的内生动力。在此过程中，丰富的社会连带机制将经济合作的效益扩散至村庄治理领域。利益、情感和责任连带增强了农民之间的社会关联，提升了农民合作的层次，从而促进了集体经济的可持续发展和村庄有效治理的实现。

本研究结合自主治理理论和社会连带理论构建了更符合本土化语境的农民合作分析框架。首先，

新型农村集体经济组织为自主治理提供了组织载体,村民通过制度设计,以正式的制度规范约束合作参与者的行动,从而就村庄公共池塘资源的利用达成“合作解”。在此基础上,利益、情感和责任连带所产生的非正式关系约束与自主治理的正式制度规范形成耦合和互补,在强化经济合作的同时促进了农民合作行为向村庄治理领域渗透和转移,产生了村庄公共性再生长的预期外后果,从而推动合作层次向深度合作发展。其次,组织能力和乡土要素是开展自主治理和发挥连带效应的基础性构件。社会连带机制的产生需要自主治理活动提供组织基础,且其作用效果随着自主治理内容的丰富而增强,并反作用于自主治理。归根结底,自主治理和社会连带互动的本质是村庄公共合作议题从失语到再造的过程。

（二）对策建议

立足于本研究的农民合作分析框架和何斯路村新型集体经济的实践经验,本研究提出以下对策建议。首先,新型集体经济应以创造制度化的合作载体为组织基础。在促进资源变资产、资金变股金、农民变股民的“三变改革”或村集体经济发展过程中,基层政府和村级组织应将发展结构合理、功能齐备的农民合作社作为村民参与集体经济发展的平台,并通过动员、组织、监督和分配等机制设计来促进他们的深度参与,以此连带新型集体经济的有效运转。

其次,新型集体经济应以促进经济合作和治理合作的双向转化为发展动力。村集体合作社应与村民建立密切的利益、情感和责任关联机制,以经济合作催化和带动治理合作。不仅要注重将村集体收益转化为村民收入和村庄公共福利,还要在经济合作的过程中扩大普通村民参与渠道,照顾弱势村民利益,增强村民之间和村民与村庄之间的社会关联,从而强化农民的合作动力反哺自主治理,提升合作层次。

再次,新型集体经济应以构建第一、二、三产业融合发展的产业链为主要抓手。在保护耕地和生态的前提下,选择特色农业产业项目进行补链、强链、延链,不仅要构建循环农业以实现农业资源的高效利用,还要促进传统种植业向农产品精深加工业发展以提升农产品附加值,更要创造条件促进农业向文化旅游、商贸物流等服务业延伸转化,打造多业态融合发展的新型集体经济,以此融入经济大循环格局。在村内外经济要素的交汇中,新型农村集体经济组织通过务工收入、经营性收入、租金和分红等多种收益来反哺农民,走向共同富裕。

最后,新型集体经济应以鼓励乡贤群体回嵌村庄为必要保障。农村乡贤群体能为农村集体经济发展提供有情怀、有效益的资本、智力和网络支撑。相比外来工商资本下乡面临的多种不确定性,农村乡贤群体更能把握村庄发展的实际需求,建构符合当地农民利益的公共合作议题,从而降低合作成本和侵害农民利益的风险。

本研究的局限性在于没有选择多个不同类型的案例进行对比研究。何斯路村是浙江省中部的宗族型村庄,具有村庄团结的文化底蕴并易于对接优质的发展资源。其他地区村庄如何突破地理禀赋上的劣势开展有效的自主治理并发挥积极的连带效应,以及在合作层次提升的过程中如何防范发展风险和避免合作失败,还有待进一步探讨。

参考文献

- 1.埃莉诺·奥斯特罗姆,2012:《公共事物的治理之道:集体行动制度的演进》,余逊达、陈旭东译,上海:上海译文出版社,第98-122页。
- 2.陈柏峰,2016:《富人治村的类型与机制研究》,《北京社会科学》第9期,第4-12页。
- 3.陈锋,2012:《连带式制衡:基层组织权力的运作机制》,《社会》第1期,第104-125页。
- 4.陈义媛,2020:《农村集体经济发展与村社再组织化——以烟台市“党支部领办合作社”为例》,《求实》第6期,第68-81页、第109-110页。
- 5.邓燕华、阮横俯,2008:《农村银色力量何以可能?——以浙江老年协会为例》,《社会学研究》第6期,第131-154页、第245页。
- 6.丁波,2020:《乡村振兴背景下农村集体经济与乡村治理有效性——基于皖南四个村庄的实地调查》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第3期,第53-61页。
- 7.桂华,2019:《产权秩序与农村基层治理:类型与比较——农村集体产权制度改革的政治分析》,《开放时代》第2期,第6页、第36-52页。
- 8.高帆、李蔚,2021:《农村非正式制度的再生产如何影响了农民合作组织》,《学术月刊》第11期,第60-76页。
- 9.郭庆海,2018:《小农户:属性、类型、经营状态及其与现代农业衔接》,《农业经济问题》第6期,第25-37页。
- 10.郭晓鸣、王蔷,2020:《农村集体经济组织治理相对贫困:特征、优势与作用机制》,《社会科学战线》第12期,第67-73页。
- 11.郭晓鸣、张耀文,2022:《新型农村集体经济的发展逻辑、领域拓展及动能强化》,《经济纵横》第4期,第87-95页。
- 12.郭占锋、李铁星、张森、黄民杰,2021:《村庄市场共同体的形成与农村社区治理转型——基于陕西袁家村的考察》,《中国农村观察》第1期,第68-84页。
- 13.韩国明、张恒铭,2015:《农民合作社在村庄选举中的影响效力研究——基于甘肃省15个村庄的调查》,《中国农业大学学报(社会科学版)》第2期,第61-72页。
- 14.贺雪峰,2013:《南北中国:村庄社会结构视角的中国区域差异》,《华中科技大学学报(社会科学版)》第3期,第20-22页。
- 15.黄祖辉,2000:《农民合作:必然性、变革态势与启示》,《中国农村经济》第8期,第4-8页。
- 16.李晓锦、刘易勤,2015:《合作社成员深化合作的意愿及其影响因素分析——基于浙江省农民专业合作社的调查数据》,《湖南农业大学学报(社会科学版)》第3期,第26-31页。
- 17.李颖明、宋建新、黄宝荣、王海燕,2011:《农村环境自主治理模式的研究路径分析》,《中国人口·资源与环境》第1期,第165-170页。
- 18.孙新华、周佩萱、曾凡木,2020:《土地细碎化的自主治理机制——基于山东省W县的案例研究》,《农业经济问题》第9期,第122-131页。
- 19.仝志辉、温铁军,2009:《资本和部门下乡与小农户经济的组织化道路——兼对专业合作社道路提出质疑》,《开放时代》第4期,第5-26页。

- 20.王辉, 2020:《村庄结构、赋权模式与老年组织连带福利比较研究》,《中国农村观察》第4期,第36-49页。
- 21.王辉、金华宝, 2020:《连带福利:农村老年协会福利再生产——基于浙江义乌H村的个案分析》,《探索》第6期,第156-168页。
- 22.王亚华, 2018:《诊断社会生态系统的复杂性:理解中国古代的灌溉自主治理》,《清华大学学报(哲学社会科学版)》第2期,第178-191页、第196页。
- 23.吴重庆、张慧鹏, 2018:《以农民组织化重建乡村主体性:新时代乡村振兴的基础》,《中国农业大学学报(社会科学版)》第3期,第74-81页。
- 24.许烺光, 1990:《宗族·种姓·俱乐部》,薛刚译,北京:华夏出版社,第77页。
- 25.徐勇、赵德健, 2014:《找回自治:对村民自治有效实现形式的探索》,《华中师范大学学报(人文社会科学版)》第4期,第1-8页。
- 26.原超, 2019:《新“经纪机制”:中国乡村治理结构的新变化——基于泉州市A村乡贤理事会的运作实践》,《公共管理学报》第2期,第57-66页、第171页。
- 27.杨雪锋, 2017:《资本下乡:为农增利还是与农争利?——基于浙江嵊州S村调查》,《公共行政评论》第2期,第67-84页、第194页。
- 28.余练, 2017:《婚姻连带:理解农村光棍现象的一个新视角——对鄂中和鄂东三村光棍成窝现象的解释》,《人口与经济》第1期,第13-21页。
- 29.曾建丰, 2021:《资本回乡背景下农民合作的内在结构与组织实践——基于鄂中林村美丽乡村建设的案例分析》,《华中农业大学学报(社会科学版)》第2期,第138-147页、第182页。
- 30.张立、王亚华, 2021:《集体经济如何影响村庄集体行动——以农户参与灌溉设施供给为例》,《中国农村经济》第7期,第44-64页。
- 31.张素罗、张广荣、高迎霞, 2012:《农民合作意愿影响因素的实证分析——基于河北省838个农户的调查》,《经济问题》第7期,第78-82页。
- 32.折晓叶、陈婴婴, 2011:《项目制的分级运作机制和治理逻辑——对“项目进村”案例的社会学分析》,《中国社会科学》第4期,第126-148页、第223页。
- 33.郑雯睿、汪仕凯, 2014:《城市居民自治的发生机制:基于上海经验的研究》,《中国行政管理》第1期,第45-49页、第82页。
- 34.周娟, 2020:《农村集体经济组织在乡村产业振兴中的作用机制研究——以“企业+农村集体经济组织+农户”模式为例》,《农业经济问题》第11期,第16-24页。
- 35.周浪, 2020:《另一种“资本下乡”——电商资本嵌入乡村社会的过程与机制》,《中国农村经济》第12期,第35-55页。
- 36.周立、奚云霄、马荟、方平, 2021:《资源匮乏型村庄如何发展新型集体经济?——基于公共治理说的陕西袁家村案例分析》,《中国农村经济》第1期,第91-111页。
- 37.Ostrom, E., Walker, J., and R. Gardner, 1992, “Covenants with and without a Sword: Self-Governance Is Possible”, *American Political Science Review*, 86(2):404-417.

38.Eisenhardt, K. M., 1989, "Building Theories from Case Study Research", *Academy of Management Review*, 14(4):532-550.

39.Rule, P., and V. M. John, 2015, "A Necessary Dialogue: Theory in Case Study Research", *International Journal of Qualitative Methods*, 14(4):1-11.

40.Stallman, H. R., and H. James, 2015, "Determinants Affecting Peasants' Willingness to Cooperate to Control Pests", *Ecological Economics*, 117:182-192.

(作者单位: ¹重庆大学公共管理学院;

²重庆大学公共经济与公共政策研究中心)

(责任编辑: 杨园争)

Self-governance and Social Connection Mechanism of New Rural Collective Economic Organizations: A Case Study of Grassroots Leisure Cooperative in Hesilu Village, Zhejiang Province

WANG Hui JIN Zijian

Abstract: How to promote farmers' cooperation is a key to realize the sustainable development of collective economy and effective village governance. Based on the theory of self-governance and social connection theory, this study constructs an analytical framework of farmers' cooperation, and analyzes the occurrence mechanism and evolutionary logic of farmers' cooperation by combining the case of a grassroots leisure cooperative in Hesilu village, Zhejiang Province. The study finds that relying on rural collective economic organizations, farmers can realize the effective development and utilization of village collective resources through self-governance, and under the role of connection mechanism, cooperation benefits will be spread, resulting in the joint consequences of strengthening economic cooperation and stimulating governance cooperation. Among them, vertical organizational capacity and horizontal rural elements are the basic components for carrying out self-governance and producing joint effects, and the connection mechanism is dependent on self-governance. The essence of their interaction is the process from deficiency to reconstruction of village public cooperation issues. Self-governance and social connection jointly shape farmers' willingness and ability to cooperate and promote the possibility of deeper cooperation among heterogeneous farmers' groups. That provides a feasible path for transforming the institutional advantages of collective economy into practical effectiveness.

Keywords: Farmer's Cooperation; New Rural Collective Economy; Self-governance; Social Connection

革命老区振兴规划对农业增长的影响 及其作用机理*

张启正 袁菱苒 胡沛楠 龚斌磊

摘要：本文基于1999—2019年县级面板数据，采用双重差分法，分析赣闽粤、陕甘宁、左右江、大别山、川陕五大重点革命老区的振兴规划对当地农业发展的影响。本文研究得出以下结论：首先，革命老区振兴规划为当地农业带来了4.33%的额外增长，这一额外增长主要源于劳动生产率的提升，而劳动生产率的提升得益于农业机械化水平和全要素生产率的提高。其次，财政支农强度的提升是革命老区农业实现现代化转型的关键因素，它显著改善了当地农业基础设施，增加了现代农业生产要素投入，促进了农业内部特色与中高附加值产业的发展，最终提升了农业生产率。再次，革命老区振兴规划实施后，受覆盖地区所获得的转移支付增加以及当地“工业反哺农业、城市支持农村”效应的显现，以“输血”和“造血”两条路径构成了当地财政支农强度提升的直接原因。最后，党的十九大以来，革命老区振兴规划与乡村振兴战略相结合，发挥了协同效应，使得上述机制得到了进一步加强。本文认为，对于以革命老区为代表的经济欠发达地区而言，区域发展规划是促进农业现代化转型和实现农业赶超发展的可行路径。

关键词：革命老区振兴规划 农业增长 农业现代化 农业生产率 双重差分法

中图分类号：F303.3 **文献标识码：**A

一、引言

革命老区承载了中国革命斗争的光辉历史，为中国革命的胜利做出了重大贡献。加快革命老区的发展，是全国各族人民的热切期盼，也是实现第二个百年奋斗目标的重要一环。农业农村现代化作为中国现代化的重要组成部分，伴随着乡村振兴战略的纵深推进，越来越得到社会各界的重视。2021年中央“一号文件”指出，到2025年，农业基础设施现代化要迈上新台阶，农业质量效益和竞争力要

*本文研究获得国家社会科学基金重大项目“构建面向高质量发展的农业科技进步贡献率体系研究”（编号：21&ZD092）、国家自然科学基金面上项目“农业技术扩散与生产率收敛：理论与实证研究”（编号：72173114）和国家自然科学基金国际合作项目“中国农业绿色转型与高质量发展的路径与战略研究”（编号：72161147001）的资助。本文通讯作者：龚斌磊。

明显提升，有条件的地区要率先基本实现农业现代化。革命老区长期以来承载了中国相当数量的农业人口与农业产出，其农业增长不仅是当地实施乡村振兴战略的重要抓手，也是全国层面实现农业现代化目标的重要一环。

然而，由于自然禀赋与历史等多方面的原因，革命老区的农业效益长期以来不尽如人意，尚未从根本上摆脱传统农业的模式。随着城镇化的加速发展，传统农业生产要素不断流出农业，革命老区农业发展存在“青黄不接”的问题。因此，加快革命老区农业发展，补齐农业的现实短板，也是中国农业发展的一大迫切任务。2012年以来，国务院陆续批准了支持赣闽粤原中央苏区、陕甘宁革命老区、左右江革命老区、大别山革命老区和川陕革命老区这五大重点革命老区振兴的政策文件或发展规划^①（下文简称“革命老区振兴规划”）。从2012年起，上述五大重点革命老区的农业得到持续发展，与全国其他区域的差距逐步缩小（见图1）。这一差距的缩小在多大程度上得益于革命老区振兴规划的作用值得进一步评估。

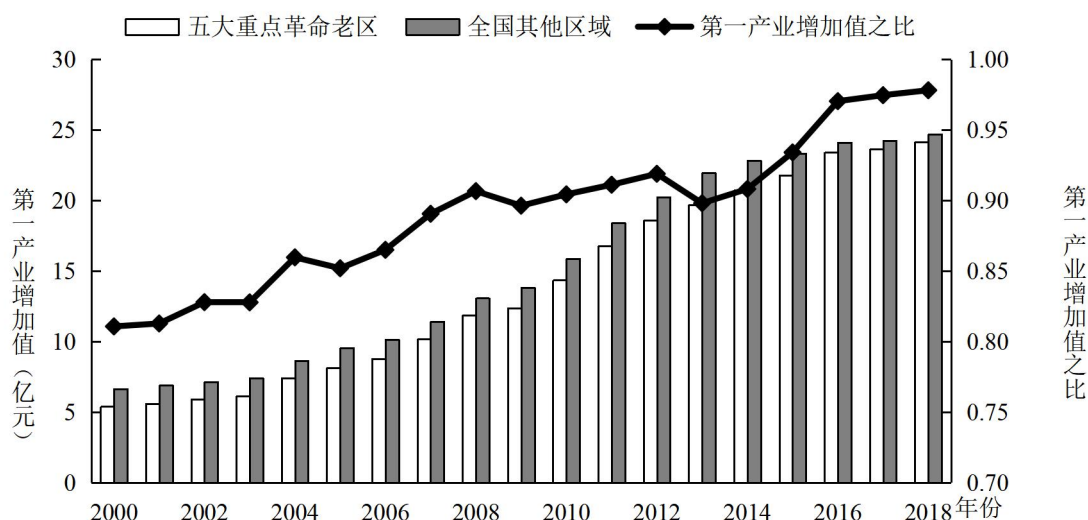


图1 2000—2018年五大重点革命老区县均第一产业增加值及其与全国其他县的比较

注：第一产业增加值（当年价）为五大重点革命老区各县的算术平均值，第一产业增加值之比为五大重点革命老区各县平均值与全国其他区域各县平均值之比。

数据来源：EPS 数据平台区域经济数据库（<https://www.epsnet.com.cn/index.html#/Index>）。

革命老区振兴规划是国家首次将革命老区作为主体区域实施的发展规划，内容涵盖基础设施建设、

^①这些政策文件或发展规划分别有：有关赣闽粤原中央苏区的《国务院关于支持赣南等原中央苏区振兴发展的若干意见》（国发[2012]21号）、《赣闽粤原中央苏区振兴发展规划》（发改地区[2014]480号）；有关陕甘宁革命老区的《陕甘宁革命老区振兴规划》（发改西部[2012]781号）、有关左右江革命老区的《左右江革命老区振兴规划》（发改西部[2015]388号）、有关大别山革命老区的《大别山革命老区振兴发展规划》（发改地区[2015]1400号）和有关川陕革命老区的《川陕革命老区振兴发展规划》（发改地区[2016]1644号）。

产业发展等多方面。其中,在农业农村发展方面,革命老区振兴规划提出了保障粮食安全、改善基础设施、促进农业技术装备水平升级、优化农业产业结构等一系列目标任务,并给予革命老区大量的政策优惠。以“外部输血”的方式为革命老区的农业现代化提供财力支持,成为革命老区农业增长的一大源头。不过,外部输血并非革命老区农业发展的长效机制。从长期来看,农业发展还需发挥工业化、城镇化的支持带动作用,进而实现工业化、城镇化和农业现代化的协调发展(韩长赋,2011;黄祖辉等,2013)。2021年中央“一号文件”提出,要加快县域内城乡融合发展,把县域作为城乡融合发展的重要切入点,统筹县域产业、基础设施、公共服务、基本农田、生态保护、城镇开发、村落分布等空间布局;同时,要加快形成工农互促、城乡互补、协调发展、共同繁荣的新型工农城乡关系,促进农业高质高效、乡村宜居宜业、农民富裕富足。可见,通过激发城镇化、工业化与农业农村现代化的大循环促进农业发展,以此作为一条具有可持续性的路径,已经成为学界和政界的主流共识。不少学者发现,诸如“西部大开发”等区域发展规划在一定程度上对落后地区的工业发展和经济增长起到了积极作用(例如刘生龙等,2009; Jia et al., 2020),但他们普遍没有进一步研究经济增长和工业发展是否对农业发展产生了“反哺”作用。虽然有学者论述了“西部大开发”对农业增长的影响(例如 Li et al., 2021),但其研究主要聚焦于中央政府的外部输血以及农户层面的行为,并没有论述“西部大开发”通过促进工业化、城镇化进而影响农业增长这样一条内在路径。与中国已有的区域发展规划类似,工业化、城镇化本身亦是革命老区振兴规划重点关注的内容。那么,革命老区振兴规划在基础设施、产业发展、区域合作、财政税收、金融投资、土地利用等方面的举措是否可以通过促进当地的工业化和城镇化进而为农业现代化奠定基础?革命老区振兴规划是否可以发挥工业反哺农业的作用?对这些问题需要进一步研究。

本文在系统性整理多渠道数据的基础上,构建1999—2019年县级面板数据库,采用双重差分法分析革命老区振兴规划对当地农业增长的影响,并分析产生此般影响的内在机制。本文的研究意义主要有三个方面:首先,本文定量评估了五大重点革命老区的振兴规划对农业增长的影响及其背后的机理,为进一步优化革命老区农业振兴相关政策、加速实现革命老区乡村振兴提供学理支撑;其次,本文研究既丰富了区域发展规划的经验研究,也丰富了工农、城乡关系的经验论述;第三,本文研究不仅是针对革命老区农业的进一步发展,其政策启示的普遍性内涵也为落后地区下一阶段推进乡村振兴、实现农业农村现代化的目标提供经验参考,具有重大的理论意义和现实意义。

二、理论分析框架

通过区域发展规划促使落后地区追赶发达地区,缩小区域经济社会发展差距,最终实现现代化,是近几十年来世界各国尤其是发展中国家采用的通行策略(Becker et al., 2010)。区域发展规划是一系列政策的集合,通常包括减免税收、提供补贴、加大财政拨款、颁布特殊法律规定、促进基础设施建设、实行特殊的产业政策等方面(Glaeser and Gottlieb, 2008)。在落后地区,农业在地方经济中往往占据较大的份额,农业就业人员比重也较大。与此同时,推进落后地区农业发展是当地减贫和可持续发展的基本途径之一(Zhang et al., 2020; Chen and Gong, 2021)。因此,分析区域发展规划对落

后地区农业发展的作用具有较大的现实意义。

通过区域发展规划促进农业现代化,存在“外部输血”与“工业反哺”两条路径。“外部输血”路径是指与区域发展规划配套的上级政府转移支付,它可以为被扶持区域直接带来资金支持,改善基础设施状况和农业生产条件,促进农业增长。革命老区振兴规划高度重视被覆盖地区的农业发展问题。在现代农业产业体系层面,规划结合当地地理条件和种植传统,明确了农业发展的主导产业及其空间布局;在现代农业生产体系层面,规划强调现代科学技术的地位,强调农田水利、农业产业园区等公共基础设施的建设,强调现代物质装备水平的开发应用,提升农业科技化、机械化、信息化水平;在现代农业经营体系层面,规划强调对龙头企业、农民合作社以及家庭农场等现代农业生产经营主体的扶持。针对革命老区农业产业体系、生产体系、经营体系的上述发展规划,以转移支付和项目支持为依托,以财税、金融、土地、人才等优惠政策为保障,构成革命老区农业增长和现代化转型的“外部输血”渠道。

“外部输血”是早期启动落后地区农业现代化的必要手段,而“内部造血”是革命老区农业可持续发展的长效机制。实现落后地区农业的长期可持续发展,最终实现农业现代化,需要通过工业化与城镇化的发展来带动农业现代化的进程(韩长赋,2011)。区域发展规划充当着落后地区工业化、城镇化的加速器,大量文献证实了以“西部大开发”为代表的区域发展规划对地区经济增长尤其是工业发展的积极作用(例如王洛林和魏后凯,2003;刘生龙等,2009;Jia et al., 2020)。工业化、城镇化对农业现代化的拉动体现在两方面:一是城镇与非农经济的发展吸纳农业劳动力,进而为农业规模化和机械化提供条件;二是工业化、城镇化的发展所带来的财政收入增长为农业现代化提供了资金保障。财政支农意味着财政资源和金融资源从城镇和非农产业向农业农村流动,进而起到改善农业生产环境、保护农业基本资源、提升农业生产能力的作用(蔡昉,2006)。从实际内容看,除农业发展外,革命老区振兴规划还关注基础设施建设、现代工业产业布局以及新型城镇化建设等方面的内容,并同样提供了财税、金融、投资、贸易、土地、人才等方面的优惠政策,部署了大量项目。上述举措有助于加速当地非农经济发展,促进农业劳动力转移,为促进当地农业规模经营和提升农业机械装备水平创造条件,从而提高农业生产率。同时,革命老区振兴规划对当地非农经济的促进作用也有利于增加地方财政收入,理论上为实现工业反哺农业提供了可能。不过,对于工业化、城镇化是否必然有助于实现工业反哺农业的目标,学界还存在一定的争议。一些学者认为,长期以来,受到经济增长考核激励的影响,地方政府更有可能实行城市倾向的经济政策(陆铭和陈钊,2004),而忽视了农业农村发展(马光荣和杨恩艳,2010)。经济政策的城市倾向会导致以劳动、土地为代表的传统农业生产要素加速流出农业,而流入农业的现代农业生产要素不足,支农投入增长乏力。党的十七届三中全会尤其是党的十八大以来,国家将“三农”工作纳入地方官员政绩考核体系,并不断提高考核强度,使得地方官员

更加重视“三农”发展^①。革命老区振兴规划正是在政府支农激励强化的背景下实施的。革命老区振兴规划固然涵盖城镇化和工业化等方面的内容，但也在农业农村领域提出了包括保障粮食安全、建设高标准农田、改善农业基础设施、优化农业产业结构、提高农业生产的规模化和机械化水平、促进农业技术进步与生产率提升、培育新型农业经营主体等在内的多重任务。为了实现上述任务，国家在财税、金融、投资、土地、人才等方面提供了大量的优惠政策；与此同时，革命老区振兴规划中所包含的“三农”发展目标任务也给地方政府施加了行为约束，从而引导本地财政资金流向农业。由此，本文认为，革命老区振兴规划实施可通过内生渠道增加地方政府的财力，因而具备通过“反哺”方式助力农业现代化的主客观条件。

无论是“外部输血”还是“内部造血”，最直接的表现就是涉农资金投入强度的提升。农业是弱质产业，财政支农在扶持农业发展上发挥着不可替代的作用（李燕凌和欧阳万福，2011）。第一，作为国家调控农业生产的基本工具，财政支农可以有效解决农业生产过程中公共物品供给不足的问题，提升农业基础设施建设水平，改善农业生产条件（罗东和矫健，2014）。基础设施对经济增长具有至关重要的作用，需要大量外部资源扶持的农业领域更是需要农业基础设施建设作为发展的先导。不少学者研究发现，完善农业基础设施建设可以有效促进农业全要素生产率的提升，进而降低农业生产成本，提高农产品产量与竞争力（黄季焜等，2012；朱晶和晋乐，2017；龚斌磊，2019；Yuan et al., 2021；罗斯炫等，2022）。

第二，财政支农强度的提升可促进现代农业生产要素的推广与使用（龚斌磊和王硕，2021）。在工业化、城镇化背景下，因非农产业具有较高的回报率（刘晓光和龚斌磊，2022），农业劳动力总体呈现流出态势，以农用机械为代表的现代农业生产要素替代传统要素成为农业生产的必然趋势（Huang et al., 2012），改革开放以来中国农业发展的进程即体现了上述规律（Gong, 2018）。财政支农作为一种主动干预的手段，在现代农业生产要素替代传统要素的过程中扮演着“加速器”的作用。财政支农强度的提高，一方面通过改善农业基础设施为农机装备等现代农业生产要素的推广与使用提供物质前提，另一方面通过补贴等手段引导农户使用现代农业生产要素。现代农业生产要素的推广与应用对农业增长的贡献已得到大量文献的证实（例如孔祥智等，2018；王璐等，2020；高晶晶和史清华，2021）。农用机械的使用是农业增产的关键，在劳动力要素从农业生产领域流出的背景下，农用机械的引入可以实现其对劳动力要素的替代，这对于降低本地区农业生产成本、促进粮食增产、提高农业生产率等方面的作用非常显著（Wang et al., 2016；方师乐等，2017；焦长权和董磊明，2018）。

^①2008年以前的中央“一号文件”涉及有关地方官员“三农”工作考核的内容较少，且体系化程度较弱；2008年10月党的十七届三中全会颁布《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》，提出“把粮食生产、农民增收、耕地保护、环境治理、和谐稳定作为考核地方特别是县（市）领导班子绩效的重要内容”；随后，2009年中央“一号文件”提出“要尽快制定指标，严格监督检查”；党的十八大以来，这一考核体系不断增强，2021年中央“一号文件”强调“县委书记应当把主要精力放在‘三农’工作上”；2022年中央“一号文件”则提出完善市县党政领导班子和领导干部推进乡村振兴战略实绩考核制度，鼓励地方对考核排名靠前的市县给予适当激励，对考核排名靠后、履职不力的进行约谈。

第三，财政资金的投入也是地区农业产业结构优化、特色农业产业发展的重要保证。农业内部特色与中高附加值产业的发展，也是农业生产率提高、农业增长的重要原因（龚斌磊等，2021）。按照因地制宜的原则，革命老区振兴规划提出了优化农业产业结构、发展特色农业的要求，促进产业结构优化和特色产业发展的相关举措有利于推进农业供给侧结构性改革，提高农业产业竞争力，为革命老区农业长期可持续发展提供了一个重要的内源性渠道。

综上，本文认为，革命老区振兴规划以“外部输血”和“内部造血”为逻辑起点，一方面通过涉农项目布局和财政转移支付为当地农业发展带来外部资源，另一方面通过促进工业化、城镇化带动农村劳动力转移，并增加当地财政收入，进而转化为具有“反哺”意义的财政支农支出，提升革命老区的财政支农强度。财政支农强度的提升能够改善农业基础设施，为现代农业生产要素的使用提供物质前提；另一方面，革命老区振兴规划能够促进工业化、城镇化，进而促使劳动力等传统要素流出农业，使得农业生产领域中现代农业生产要素对传统农业生产要素的替代得以更好地实现。此外，农业产业结构的优化以及当地特色与中高附加值农业产业的发展，也为当地农业生产率提升和长期可持续的内源性发展奠定了基础。农业基础设施的改善、现代农业生产要素的推广和使用以及特色与中高附加值农业产业的发展，共同提升农业劳动生产率，进而为革命老区带来农业的高质量增长。从结果来看，革命老区振兴规划下的农业增长主要建立在农业劳动生产率提升的基础上，农业劳动生产率的提升一方面源于单位劳动力农机使用量的提升，另一方面则源于农业全要素生产率的增长。

图2 展现了本文上述理论分析框架。

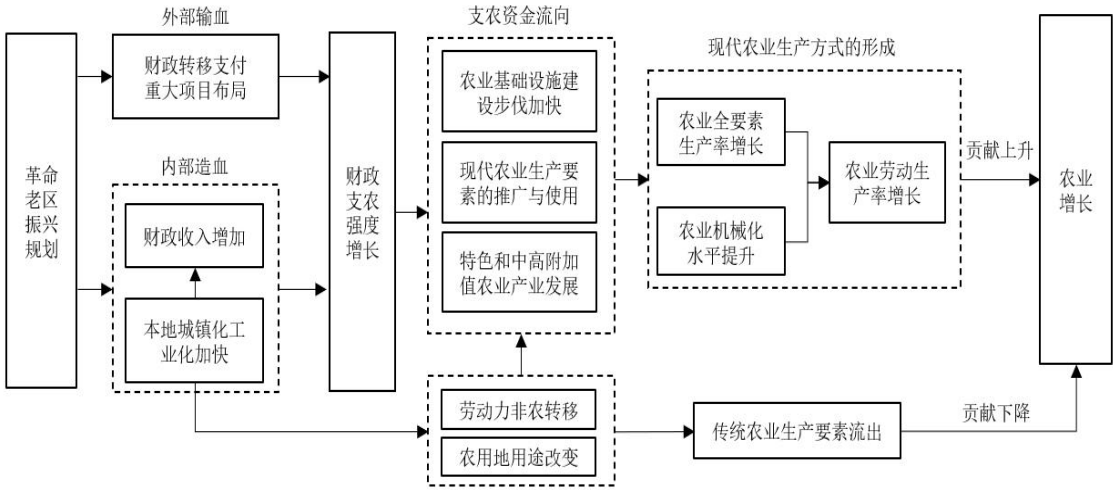


图2 本文研究框架

三、研究设计

（一）模型设定

本文采用双重差分法（differences-in-differences，DID）分析革命老区振兴规划对被扶持区域农业发展的影响，基准回归模型设定如下：

$$y_{it} = \delta + \beta Policy_{it} + \rho Policy2_{it} + \phi Treatment_i \times T + X_i \times \gamma_t + \gamma_t + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中, i 代表县级单位, t 为年份。 y_{it} 为被解释变量, 反映农业产出水平, 在基准回归中使用第一产业增加值来表示。

$Policy_{it}$ 为革命老区振兴规划, 代表 i 县在 t 年是否被革命老区振兴规划所覆盖。系数 β 是本文关注的核心估计参数, 如果 β 显著大于 0, 则说明革命老区振兴规划的推出对区域内的农业发展具有促进作用。(1) 式中还加入 $Treatment_i$ (指革命老区振兴规划覆盖县, 表示 i 县截至 2019 年是否被革命老区振兴规划所覆盖) 和线性时间趋势 T 的交互项, 用以控制处理组和对照组之间的线性时间趋势差异。为了考察 i 县在 t 年是否被纳入其他相关政策所影响, 本文将表示集中连片特困地区支持政策的相关规划变量 (即 $Policy2_{it}$) 作为控制变量, 引入基准回归模型。

X_i 为控制变量向量。在双重差分模型的设定中, 事后控制变量的引入可能会导致模型估计系数的一致性无法得到满足 (参见黄炜等, 2022)。因此, 在控制变量的选择上, 本文按照 Li et al. (2016) 的处理方法, 引入事前控制变量与时间固定效应的交互项, 以此来控制政策发生前不同特征的区域可能存在的时间趋势差异, 从而保证条件独立性假设的成立。 γ_t 代表时间固定效应, 以控制时间层面不随地区变化的影响因素; α_i 代表个体固定效应, 以控制地区层面不随时间变化的影响因素; ε_{it} 为随机误差项。

(二) 变量选择

1. 被解释变量。本文的被解释变量为第一产业增加值, 以反映县域农业发展的状况。本文还使用农林牧渔总产值以及使用人均第一产业增加值作为被解释变量进行稳健性检验。

2. 解释变量。本文的解释变量为革命老区振兴规划, 以表示该县当年是否被革命老区振兴规划所覆盖, 覆盖取值为 1, 未覆盖取值为 0。

3. 控制变量。革命老区振兴规划并非完全意义上的外生冲击, 因此需要进一步控制可能会影响当地成为革命老区振兴规划扶持区域以及同时会影响当地农业增长的变量。本文选取的控制变量主要包括四个方面。一是革命斗争历史因素控制变量, 即革命老区。中国老区建设促进会曾对革命老区进行过统计, 共有 1300 多个县 (市、区) 被认定为革命老区, 这一认定标准仅与历史因素有关。而在选择革命老区振兴规划的落地区域时, 拥有革命斗争历史是一项必要条件。二是地理条件控制变量, 包括: 省界县、海拔和地形起伏度。上述 1300 多个县 (市、区) 被认定为革命老区的标准比较宽松, 分布比较广泛, 且部分革命老区的经济发展水平较高。因此, 在选择革命老区振兴规划的落地区域时, 不仅需要考虑当地革命斗争的历史因素, 还需要考虑当地的地理特征。三是社会经济条件控制变量, 包括: 总人口、人均国内生产总值、人均财政支出、国家级贫困县、粮食主产区、城镇人口占比、非农业人口占比、第一产业劳动力占比。这些变量反映了各县的社会经济状况, 且与当地的农业发展水平相关, 同时可能影响某县是否被纳入革命老区振兴规划。四是其他控制变量, 即相关规划。国家在颁布革命老区振兴规划之前, 对西藏、新疆南疆三地州、四省^①藏区以及 11 个集中连片特困地区出台

^①四省指的是青海省、云南省、四川省、甘肃省。

了特殊扶持政策和区域发展规划。该项规划可能会影响后续对重点扶持革命老区的选择。

（三）样本说明和变量描述性统计

本文主要使用 1999—2019 年中国县级层面的面板数据研究赣闽粤、陕甘宁、左右江、大别山和川陕五大重点革命老区的振兴规划对当地农业增长的影响，并探究其内在机理。本文剔除了 1999—2019 年间新设、撤销的县级单位以及研究期内一直是市辖区的县级单位，并剔除了数据缺失县，最终构建了 1999—2019 年中国 31 个省（区、市）2044 个县级单位的非平衡面板数据。本文进一步使用地市级数据分析革命老区振兴规划的实施对财政支农强度的影响，在剔除数据完全缺失的地级市（区、州、盟）后，构建了 2010—2019 年中国 323 个地级单位的平衡面板数据。

本文通过多渠道获取研究数据。其中，第一产业增加值、农林牧渔总产值数据主要来源于原农业部种植业管理司的中国种植业信息网县级农作物数据库^①和 EPS 数据平台中国区域经济数据库（分市、分县）以及各省（区、市）的县市统计数据库^②；总人口、城镇人口占比、非农业人口占比、第一产业劳动力占比等人口数据来源于《中国 2010 年人口普查分县资料》^③；人均国内生产总值、人均财政支出等县域经济数据来源于 EPS 数据平台中国区域经济数据库（分市、分县）以及各省（区、市）的县市统计数据库；县级地形数据来源于游珍等（2018），海拔数据来源于 ASTER Global Digital Elevation Model V003 提供的全球 30 米分辨率的数字高程模型（DEM），省界县数据通过省（区、市）政区图识别获取^④；革命斗争历史的相关数据来源于中国老区建设促进会官网^⑤；革命老区振兴规划实施时间的数据来源于前文提到的五个重点革命老区振兴规划文本中所列示的县（市、区）名录；集中连片特困地区名录来源于《国务院扶贫办关于公布全国连片特困地区分县名单的说明》^⑥，粮食主产县名录来源于《全国新增 1000 亿斤粮食生产能力规划（2009—2020 年）》^⑦，国家级贫困县名录来源于国家乡村振兴局《全国 832 个贫困县名单》^⑧。

表 1 为变量的详细介绍和描述性统计分析。

^①<http://zzys.agri.gov.cn/hongqingxm.aspx>（该数据库的下载渠道已关闭）。

^②<https://www.epsnet.com.cn/index.html#/Index>。

^③<https://data.cnki.net/yearbook/Single/N2013040004>。

^④本文以各省（区、市）政区图为基础，通过 Arcgis 软件的处理生成“省界县”这一变量。

^⑤革命老区认定情况参见中国老区建设促进会官网（<http://www.zhongguolaoqu.com/>）。

^⑥http://www.gov.cn/gzdt/2012-06/14/content_2161045.htm?isappinstalled=1。

^⑦《全国新增 1000 亿斤粮食生产能力规划（2009—2020 年）》从 13 个粮食主产省中选出 680 个县作为粮食生产核心区，从晋、浙、闽、粤、桂、渝、贵、云、陕、甘、宁 11 个非粮食主产省中选出 120 个粮食生产大县，二者合计 800 个粮食主产县。

^⑧http://nrta.gov.cn/art/2014/12/23/art_343_981.html。

表 1		变量介绍及描述性统计			
变量名	含义和赋值	均值	标准差	观测值	
被解释变量					
第一产业增加值	第一产业增加值, 单位: 亿元	12.153	11.545	40587	
人均第一产业增加值	人均第一产业增加值, 单位: 万元/人	0.281	0.267	39189	
农林牧渔总产值	农林牧渔业总产值, 单位: 亿元	19.025	19.794	32781	
核心解释变量					
革命老区振兴规划	当年是否被革命老区振兴规划所覆盖: 是=1, 否=0	0.046	0.210	40587	
控制变量					
1.革命斗争历史					
革命老区	是否被中国老区建设促进会认定为革命老区县: 是=1, 否=0	0.613	0.487	40587	
2.地理条件					
省界县	是否位于省边界的县: 是=1, 否=0	0.388	0.487	40587	
海拔	县的平均海拔, 单位: 千米	0.939	1.140	40587	
地形起伏度	县的地形起伏度, 测算方式参考游珍等(2018)	1.212	1.432	40587	
3.社会经济条件					
总人口	2010 年 ^a 县总人口, 单位: 万人	42.721	30.865	40471	
人均国内生产总值	2010 年县人均地区生产总值, 单位: 万元	2.249	1.907	40471	
人均财政支出	2010 年县人均财政支出, 单位: 万元	0.426	0.316	40471	
国家级贫困县	是否属于国家级贫困县: 是=1, 否=0	0.405	0.491	40471	
粮食主产区	是否属于粮食主产区: 是=1, 否=0	0.337	0.473	40471	
城镇人口占比	2010 年县城镇人口占全县总人口的比重, 单位: %	33.970	14.027	40471	
非农业人口占比	2010 年县非农业人口占全县总人口的比重, 单位: %	18.730	12.551	40471	
第一产业劳动力占比	2010 年县第一产业从业人员占全部从业人员的比重, 单位: %	64.703	18.488	40471	
4.相关规划					
	当年是否被纳入集中连片特困地区名录: 是=1, 否=0	0.163	0.370	40471	

注: ①本表中所有以货币为计价单位的变量均以 1999 年不变价统计; ②在使用地市层面数据进行分析时, 为了表征革命老区振兴规划在地市层面的实施强度, 本文以地级市辖区内实施革命老区振兴规划的县的比例来衡量革命老区振兴规划变量, 并将相关规划、国家级贫困县、粮食主产区、革命老区、省界县 5 个变量改为占比指标, 例如省界县采用“地级市下辖县级单位中位于省边界的数量占地级市下辖全部县级单位的比例”来衡量。

^a 由于革命老区振兴规划最早是从 2012 年开始, 且考虑到数据的可得性, 本文对总人口等事前控制变量选用 2010 年数据。

四、基准回归分析与稳健性检验

(一) 革命老区振兴规划对农业增长的影响

表 2 报告了革命老区振兴规划对革命老区农业增长影响的基准回归结果。其中, (1) 列仅控制时间和个体双固定效应以及革命老区振兴规划覆盖县与线性时间趋势的交互项, (2) ~ (5) 列逐渐加

入革命斗争历史、地理条件、社会经济条件与时间固定效应的交互项以及相关规划变量。(1)~(5)列的估计结果中,回归系数值较为稳定,均在4%~5%之间浮动,本文以(5)列的回归结果作为基准回归结果进行分析。(5)列显示,相比于没有被革命老区振兴规划覆盖的县,革命老区振兴规划的实施为受覆盖县的第一产业增加值带来了4.33%的额外增长,这一结果在1%的水平上显著。这表明,革命老区振兴规划可以促进当地农业增长。

表2 革命老区振兴规划对农业增长影响的回归结果

	第一产业增加值				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
革命老区振兴规划	0.0490*** (0.0132)	0.0499*** (0.0137)	0.0422*** (0.0138)	0.0430*** (0.0139)	0.0433*** (0.0140)
相关规划					0.1150*** (0.0208)
革命斗争历史×时间固定效应		控制	控制	控制	控制
地理条件×时间固定效应			控制	控制	控制
社会经济条件×时间固定效应				控制	控制
革命老区振兴规划覆盖县× T	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.9712	0.9718	0.9724	0.9744	0.9746
观测值	40587	40587	40587	40471	40471

注:①被解释变量均取对数值;②括号内为聚类到县级的稳健标准误;③所有回归均已控制时间固定效应和个体固定效应,估计结果略;④***表示1%的显著性水平。

(二) 平行趋势检验

基准回归结果显示,与未被革命老区振兴规划覆盖的县相比,革命老区振兴规划覆盖县的第一产业增加值具有额外的增长。然而,这种差异可能在革命老区振兴规划开始之前就已经存在。换言之,革命老区振兴规划覆盖县可能在这一规划落实之前就已经出现了农业加快发展的趋势,这就违背了双重差分法的平行趋势假设。本文使用事件研究法进行平行趋势检验,检验模型的具体形式如下所示:

$$y_{it} = \delta + \sum_{k=-6'}^{\beta_k} D_{i,t_0+k} + \rho Policy_{it} + \phi Treatment_i \times T + X \times \gamma_t + \gamma_t + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2)式中, D_{i,t_0+k} 是一系列虚拟变量,代表革命老区振兴规划实施前后的第 k 年。具体来说, t_0 代表革命老区振兴规划实施的当年, k 代表革命老区振兴规划实施前后的第 k 年, $k=-6',-5,-4,-3,-2,-1,1,2,3,4,5,6'$ 。其中, $-6'$ 表示革命老区振兴规划实施前第6年及以前的年份, $6'$ 表示革命老区振兴规划实施的第6年及后续年份,本文将革命老区振兴规划实施前第6年及更早的年份作为基准组。(2)式中的 β_k 在革命老区振兴规划实施前是否显著异于0是平行趋势检验的核心。

表3显示,革命老区振兴规划覆盖县的第一产业增加值,在规划实施前没有出现额外增长,在规划实施当年开始出现显著的额外增长,随着时间的推移这一额外增长总体上持续增加。这表明,革命老区振兴规划对当地农业增长产生了持续的正向影响。综上,基准回归模型通过了平行趋势检验。

表3 平行趋势检验结果

	系数	标准误
革命老区振兴规划实施前 5 年	0.0043	0.0100
革命老区振兴规划实施前 4 年	0.0179	0.0138
革命老区振兴规划实施前 3 年	0.0097	0.0156
革命老区振兴规划实施前 2 年	0.0204	0.0190
革命老区振兴规划实施前 1 年	0.0324	0.0222
革命老区振兴规划实施当年	0.0435*	0.0251
革命老区振兴规划实施后 1 年	0.0550**	0.0276
革命老区振兴规划实施后 2 年	0.0710**	0.0302
革命老区振兴规划实施后 3 年	0.0716**	0.0325
革命老区振兴规划实施后 4 年	0.1163***	0.0364
革命老区振兴规划实施后 5 年	0.1139**	0.0453
革命老区振兴规划实施后 6 年及之后	0.1351***	0.0508
R ²	0.9747	
观测值	40471	

注：①被解释变量均取对数值；②括号内为聚类到县级的稳健标准误；③所有回归均已控制时间固定效应和个体固定效应、革命斗争历史×时间固定效应、地理条件×时间固定效应、社会经济条件×时间固定效应、相关规划、革命老区振兴规划覆盖县× T ，估计结果略；④***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

（三）稳健性检验

1. 更换被解释变量。本文使用 1999 年不变价计算的农林牧渔总产值和人均第一产业增加值作为被解释变量，以检验基准回归结果的稳健性。表 4（1）～（2）列的估计结果显示，相比于未受到革命老区振兴规划覆盖的县，革命老区振兴规划的实施为受覆盖县的农林牧渔总产值和人均第一产业增加值分别获得了 6.19%和 5.66%的额外增长，且上述结果均在 1%的水平上显著。这与基准回归结果具有一致性，表明基准回归结果是稳健的。

2. 变更样本县。本文通过三种方法进行样本县的筛选，以检验基准回归结果的稳健性。一是剔除特殊地区的样本。除广东和福建的革命老区外，其他被重点覆盖的革命老区均位于中西部地区，东部经济较为发达地区的样本可能会干扰回归结果的准确性；青海、西藏、新疆的自然地理和社会经济状况相比于其他地区有明显差异；北京、天津、上海和重庆四个直辖市的管理体制比较特殊。因此，引入上述地区的样本也有可能干扰回归结果。二是缩小研究的区域范围。本文认为，越靠近五个重点革命老区的县，其经济、社会、地理、历史等特征与被革命老区振兴规划覆盖的县越为接近，因此，缩小研究的区域范围可以进一步排除某些不可观测变量对回归结果的影响。在缩小研究区域范围的同时，还需要考虑边界地带溢出效应^①的影响。双重差分识别的个体处理稳定性假设（SUTVA）要求政策干预只影响处理组，不会对控制组产生溢出效应。但由于革命老区振兴规划的覆盖范围主要是按照

^①例如，农业机械化水平的提升对粮食增长的正向影响具有空间上的溢出效应（伍骏骞等，2017）。

地理位置确定的，靠近革命老区振兴规划实施区域的控制组样本可能会受到规划溢出效应的影响，不满足个体处理稳定性假设。因此，本文参考 Jia et al. (2020) 的做法，剔除与革命老区振兴规划实施区域地理边界非常接近的县域样本。综上，本文借鉴空间断点回归的思想，将样本聚焦于距离革命老区边界 50 公里以内的县，从而使得处理组和对照组更具有可比性。同时，在剔除距离革命老区边界 50 公里以外的县的基础上，表 4 (4) 列和 (5) 列分别剔除距离革命老区边界 20 公里以内的县和距离革命老区边界 10 公里以内的县，以避免溢出效应对估计结果带来的干扰。

表 4 (3) ~ (5) 列汇集了通过上述方法进行样本变更后的回归结果。(3) 列剔除了特殊地区的样本，回归结果显示革命老区振兴规划可以为当地第一产业增加值带来 4.03% 的额外增长。(4) 列和 (5) 列的回归结果表明，革命老区振兴规划能为第一产业增加值带来 3.81%~4.46% 的额外增长，回归系数的大小和显著性均较为稳健。

表 4		稳健性检验结果			
	农林牧渔总产值	人均第一产业增加值	第一产业增加值		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
革命老区振兴规划	0.0619*** (0.0188)	0.0566*** (0.0162)	0.0403** (0.0160)	0.0446** (0.0200)	0.0381** (0.0166)
R ²	0.9669	0.9150	0.9694	0.9680	0.9705
观测值	32781	39189	27029	7117	9601

注：①被解释变量均取对数值；②括号内为聚类到县级的稳健标准误；③所有回归均已控制时间固定效应和个体固定效应、革命斗争历史×时间固定效应、地理条件×时间固定效应、社会经济条件×时间固定效应、相关规划、革命老区振兴规划覆盖县×*T* 估计结果略；④***、**分别表示 1% 和 5% 的显著性水平。

五、进一步分析

基准回归结果表明，革命老区振兴规划对受覆盖县的农业增长具有促进作用。本部分将对这一结果进行分解，分析革命老区振兴规划对当地农业增长内在动力的影响，并进一步分析革命老区振兴规划如何影响农业增长内在动力的转变。

(一) 农业增长的分解

从劳动力要素的角度来看，农业增长可以分解为劳动投入的增长和劳动生产率的提升两部分。按照经济发展的趋势，依靠劳动力数量的增长实现农业增产难以为继，需要通过以劳动生产率提升为核心的集约化增长实现农业增长内在动力的转变。同时，劳动生产率还可以进一步分解，即劳动生产率的提升既可以是劳均土地投入、劳均农机投入等生产要素投入量增加的结果，也可以是农业全要素生产率提升的结果。那么，革命老区振兴规划实施后的农业增长究竟是来源于劳动投入的增长还是来源于劳动生产率的提升？如果是源自劳动生产率的提升，那么进一步地，劳动生产率的提升是来源于土地、农机等劳均要素投入的增长还是来源于农业全要素生产率的提升？本文需对上述各分解项做进一步分析。

本文依次使用劳动投入、农业劳动生产率、劳均土地投入、劳均农机投入、农业全要素生产率作

为被解释变量。其中,劳动投入是指各县农林牧渔劳动力人数(单位:万人);农业劳动生产率是指各县劳均第一产业增加值(单位:万元/人);劳均土地投入是指各县劳均农作物播种面积(单位:公顷/人);劳均农机投入是指各县劳均农用机械总动力(单位:千瓦/人);农业全要素生产率通过构建柯布一道格拉斯生产函数,并使用索洛余值法计算而得。在农业生产函数的投入产出指标的选择上,由于本文使用的产出指标为增加值而非总产值,因而在投入指标的选择中不需要考虑化肥等中间投入品,仅需考虑劳动力、土地和农机等投入要素。在对农业全要素生产率的实际计算中,由于后文需要对农业劳动生产率进行分解,所以最终使用的产出指标为农业劳动生产率(即第一产业增加值与农业劳动力之比),投入指标则为劳均土地投入和劳均农机投入。

表5(1)~(2)列报告了革命老区振兴规划的实施对劳动投入和农业劳动生产率的影响,(3)~(5)列报告了革命老区振兴规划的实施对劳均土地投入、劳均农机投入和农业全要素生产率的影响。(1)列的回归结果显示,相比于未受革命老区振兴规划覆盖的县,革命老区振兴规划的实施使受覆盖县的农林牧渔劳动投入下降了3.92%,这是革命老区振兴规划在整体经济层面推动工业化和城镇化的必然结果。(2)列的回归结果显示,革命老区振兴规划使得受覆盖县的农业劳动生产率额外提升了7.64%,这说明以劳动生产率驱动的农业生产方式具有可持续性。以劳动生产率驱动的农业生产方式,在增加农业产出的同时,为工业化、城镇化的进一步发展提供了宝贵的人力资源,也为革命老区的整体现代化提供了重要基础。进一步来看,(3)列的回归结果显示,革命老区振兴规划的实施并没有对受覆盖县的劳均土地投入产生显著影响,这是革命老区振兴规划下劳动和土地要素同步流出农业的自然结果,说明革命老区振兴规划带来的劳动生产率增长并不是由劳均土地投入的增长所导致的。而从(4)列的回归结果可以看出,革命老区振兴规划对劳均农机投入产生了6.04%的额外增长。(5)列的回归结果显示,革命老区振兴规划为受覆盖县的农业全要素生产率带来了5.87%的额外增长,这部分额外增长不依赖于任何要素投入的增加,是革命老区振兴规划促进当地农业高质量发展的直接证据。

表5 第一产业增加值各分解项的回归结果

	对第一产业增加值的分解		对农业劳动生产率的分解		
	劳动投入 (1)	农业劳动生产率 (2)	劳均土地投入 (3)	劳均农机投入 (4)	农业全要素生产率 (5)
革命老区振兴规划	-0.0392** (0.0166)	0.0764*** (0.0273)	-0.0145 (0.0241)	0.0604* (0.0311)	0.0587*** (0.0221)
R ²	0.9809	0.9344	0.9147	0.8745	0.9307
观测值	30213	30213	29043	29954	28904

注:①被解释变量均取对数值;②括号内为聚类到县级的稳健标准误;③所有回归均已控制时间固定效应和个体固定效应、革命斗争历史×时间固定效应、地理条件×时间固定效应、社会经济条件×时间固定效应、相关规划、革命老区振兴规划覆盖县× T ,估计结果略;④***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

综上,本文认为,革命老区振兴规划所带来的农业产出额外增长,主要源于劳动生产率提升的贡献,而劳动生产率的提升主要源于农业机械化水平提升和农业全要素生产率增长共同的贡献。这表明,

革命老区振兴规划覆盖县的农业增长从传统要素驱动转向现代要素驱动和全要素生产率驱动，以劳动生产率、农机投入强度和全要素生产率提升为代表的现代化农业增长内在动力正在逐渐形成。

（二）农业增长的驱动机理分析

根据前文的理论分析，实现以劳动生产率提升、农机投入强度提高以及农业全要素生产率增长为代表的农业增长内在动力的转型，需要农业基础设施的改善、现代农业生产要素投入的增长以及当地特色与中高附加值农业产业的发展。本部分将分析革命老区振兴规划对当地农业基础设施的改善、现代农业生产要素投入的增长以及特色与中高附加值农业产业的发展的影响。

本文使用有效灌溉率（县有效灌溉面积和县耕地面积之比）、单位土地农村用电量（县每公顷农作物播种面积所使用的农村用电量，单位：万千瓦时/公顷）衡量农业基础设施改善；使用反映单位土地农业机械投入强度的单位土地农机总动力（县每公顷农作物播种面积使用的农机总动力，单位：千瓦/公顷）衡量现代农业生产要素的投入情况；使用果蔬产量（县水果产量和蔬菜产量之和，单位：万吨）、茶叶产量（县茶叶产量，单位：万吨）和牛奶产量（县牛奶产量，单位：万吨）衡量革命老区特色与中高附加值农业产业的发展。基于（1）式，本文依次以上述变量为被解释变量，分析农业基础设施改善、现代农业生产要素投入的增长以及特色与中高附加值农业产业的发展对农业增长内在动力转变的机理。

表6（1）～（2）列显示，革命老区振兴规划实施后，革命老区振兴规划覆盖县的有效灌溉率提升了2.27个百分点，单位土地用电量提升了8.92%。这说明，革命老区振兴规划有效改善了当地的农业农村基础设施状况。（3）列显示，单位土地农机总动力增长了5.93%，这一结果与表5（4）列的结果基本一致，共同反映了革命老区振兴规划对农业机械化水平的促进作用。（4）～（6）列则反映了农业产业结构的优化和特色产业的发展，革命老区振兴规划使得果蔬、茶叶、牛奶等农产品产量得到了不同程度的额外增长，且以果蔬、茶叶、牛奶为代表的特色与中高附加值农产品产量的增长快于第一产业增加值的增长。这表明，革命老区振兴规划在一定程度上优化了农业产业结构，促进了特色与中高附加值农业产业的发展。这一改变是革命老区农业劳动生产率和农业全要素生产率提升的重要因素，产业结构的升级也为当地农业长期可持续发展提供了内源性动力。

表6 农业增长驱动机理的回归结果

	农业基础设施改善		现代生产要素的使用	特色与中高附加值农业产业发展		
	有效灌溉率	单位土地农村用电量	单位土地农机总动力	果蔬产量	茶叶产量	牛奶产量
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
革命老区振兴规划	0.0227** (0.0110)	0.0892** (0.0371)	0.0593** (0.0273)	0.0661* (0.0340)	0.1929* (0.103)	0.1238* (0.0660)
R ²	0.8563	0.9084	0.8133	0.9532	0.9796	0.9552
观测值	28454	32845	34594	28562	3031	17730

注：①除有效灌溉率外，被解释变量均取对数值；②括号内为聚类到县级的稳健标准误；③所有回归均已控制时间

固定效应和个体固定效应、革命斗争历史 $\times$ 时间固定效应、地理条件 $\times$ 时间固定效应、社会经济条件 $\times$ 时间固定效应、相关规划、革命老区振兴规划覆盖县 $\times T$ ，估计结果略；④**、*分别表示 5%和 10%的显著性水平。

农业基础设施的改善、现代农业生产要素的使用以及特色与中高附加值农业产业的发展均需要涉农财政资金的支持，因此，本文使用财政支农强度（地级市单位土地的财政支农支出数，单位：万元/公顷）作为被解释变量，研究革命老区振兴规划对受覆盖地区财政支农强度的影响。表 7（1）列结果显示，革命老区振兴规划实施使得被覆盖区域财政支农强度额外增长了 7.39%。进一步地，本文分析财政支农强度增长的原因。对于“外部输血”，2013—2019 年，中央财政对革命老区的转移支付金额从 51.4 亿元上升到 162.6 亿元^①，年均增速为 21.16%，是同期中央财政对地方转移支付总额年均增速（7.63%）^②的近三倍，实现了超速增长。可见，党的十八大以来，中央对革命老区的转移支付不断提高，体现了“外部输血”在革命老区发展中举足轻重的作用。

而对于“内部造血”，基于（1）式，本文依次使用第二产业增加值、城镇化率、一般公共预算收入作为被解释变量，分析革命老区振兴规划对工业化、城镇化以及工业反哺农业效应的促进作用。第二产业增加值是指县第二产业增加值（单位：亿元），城镇化率是指县城镇人口与总人口之比，上述两个变量分别表征当地工业化、城镇化的发展绩效。一般公共预算收入是指县一般公共预算收入（单位：亿元），表征工业化、城镇化所带来的财政收入增长。表 7（2）～（3）列反映了革命老区振兴规划对当地工业化、城镇化的直接影响。具体来看，革命老区振兴规划给受覆盖县的第二产业增加值带来了 7.58%的额外增长，使得当地城镇化率提升了 1.81 个百分点。（4）列结果显示，革命老区振兴规划给当地财政收入带来了 13.79%的额外增长，这一额外增长为工业反哺农业奠定了基础。

表 7 革命老区振兴规划对财政支农强度的影响及其部分解释

	财政支农强度 (1)	第二产业增加值 (2)	城镇化率 (3)	一般公共预算收入 (4)
革命老区振兴规划	0.0739** (0.0333)	0.0758*** (0.0282)	0.0181** (0.0079)	0.1379*** (0.0258)
R ²	0.9502	0.9537	0.8630	0.9473
数据尺度	地市级	县级	县级	县级
观测值数量	2104	40409	30058	40381

注：①除城镇化率外，被解释变量均取对数值；②（1）～（3）列括号内为聚类到县级的稳健标准误，（4）列括号内为聚类到地市级的稳健标准误；③所有回归均已控制时间固定效应和个体固定效应、革命斗争历史 $\times$ 时间固定效应、

^①2013 年和 2019 年老区转移支付数据分别源自《中央财政 2014 年革命老区、民族地区和边境地区转移支付情况》（http://www.gov.cn/xinwen/2015-01/05/content_2800311.htm）和《财政部关于下达 2019 年革命老区转移支付预算的通知》（http://yss.mof.gov.cn/ybxzyzf/lsbqdzzyzf/201904/t20190430_3237970.htm）。

^②2013—2019 年，中央财政对地方转移支付的总额从 4.297 万亿元（资料来源：《2013 年中央对地方税收返还和转移支付决算表》，http://yss.mof.gov.cn/2013qgcjzs/201407/t20140711_1112026.htm）上升到 6.680 亿元（资料来源：《关于 2019 年中央对地方转移支付决算的说明》，http://yss.mof.gov.cn/2019qgcjzs/202007/t20200706_3544613.htm），年均增速为 7.63%。

地理条件 $\times$ 时间固定效应、社会经济条件 $\times$ 时间固定效应、相关规划、革命老区振兴规划覆盖县 $\times T$ ，估计结果略；④***、**分别表示 1%和 5%的显著性水平。

数据来源：EPS 数据平台。

六、异质性分析

前文基于全样本，分析了革命老区振兴规划对农业增长的影响，但这一影响对于经济条件不同的地区是否存在差异？并且上述影响的程度是否会在某些重大历史节点前后发生显著差异？为了回答上述问题，本文接下来进行异质性分析。

（一）空间异质性分析

革命老区振兴规划覆盖县在总体上属于欠发达地区，但各县的发展条件依然存在一定的差异。在共同富裕的背景下，对于革命老区振兴规划的效果评估，不能只关注平均情况，也需要关注最不发达地区是否获得了更大的进步，从而缩小了地区间的差距。本文发现，受革命老区振兴规划覆盖的部分县同时也位于国家认定的集中连片特困地区。与位于非集中连片特困地区的革命老区振兴规划覆盖县相比，位于集中连片特困地区的革命老区振兴规划覆盖县的基础设施与产业发展条件更为薄弱。根据新古典经济学理论对于资本回报率边际递减的假设，落后地区会取得比发达地区更快的增速，进而实现人均收入的赶超（Barro and Sala-i-Martin, 1991）。由于革命老区振兴规划是基于财政资源投入和物质资本积累的区域发展政策，因而以集中连片特困地区为代表的落后地区更有可能利用自身的后发优势取得农业的额外增长。然而，一些研究农业生产率收敛的文献发现，落后地区虽然具有一定的后发优势，但与发达地区农业生产率的差距并没有缩小，地区之间在农业基础设施完备程度上的差异是导致这一现象的重要原因。落后地区由于灌溉系统等农业基础设施方面存在短板，无法完全发挥自身的后发优势（Wang et al., 2019; Gong, 2020）。基于上述分析，集中连片特困地区在农业发展上存在后发优势和基础设施劣势两种效应。对于位于集中连片特困地区的革命老区而言，区域发展规划是否能为当地农业带来额外增长，取决于上述两种效应的相对大小。

本文采用（1）式模型进一步分析革命老区振兴规划对农业增长的影响在集中连片特困地区与非集中连片特困地区之间的差异性。表 8（1）～（3）列和（4）～（6）列逐渐加入控制变量，以（3）列和（6）列的回归结果为基准，在集中连片特困地区实施革命老区振兴规划能为第一产业增加值带来 6.16%的额外增长，而在非集中连片特困地区实施革命老区振兴规划能为第一产业增加值带来 2.64%的额外增长。从表 8 可以看出，无论是在集中连片特困地区还是在非集中连片特困地区，革命老区振兴规划均能给受覆盖县的农业增长带来正向影响。

表 8 空间异质性分析的回归结果

	集中连片特困地区子样本			非集中连片特困地区子样本		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
革命老区振兴规划	0.0583** (0.0250)	0.0666** (0.0260)	0.0616** (0.0250)	0.0359** (0.0152)	0.0287* (0.0158)	0.0264* (0.0158)

(续表 8)

革命斗争历史×时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地理条件×时间固定效应		控制	控制		控制	控制
社会经济条件×时间固定效应			控制			控制
革命老区振兴规划覆盖县× <i>T</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.9713	0.9723	0.9730	0.9638	0.9656	0.9683
观测值	13465	13465	13434	27122	27122	27037

注：①被解释变量均取对数值；②括号内为聚类到县级的稳健标准误；③所有回归均已控制时间固定效应和个体固定效应，估计结果略；④**、*分别表示 5%和 10%的显著性水平。

(二) 时间异质性分析

2017 年，党的十九大提出乡村振兴战略后，中国农业农村现代化进入新阶段。自乡村振兴战略提出以来，各地按照“产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕”的总要求，加快推进农业农村现代化。历年中央“一号文件”都强调夯实农业生产能力基础、加强农业基础设施建设、加强农业科技成果推广、提高农业机械化水平等战略举措的紧迫性和重要性，尤其是党的十九大提出了实施乡村振兴战略，自此国家对农业农村现代化的重视程度明显增强。本文认为，近年来国家出台的一系列促进农业农村现代化的政策举措，与革命老区振兴规划中有关“三农”领域的政策举措具有一致性和协调性，革命老区振兴规划和乡村振兴战略规划相结合，可能会发挥出协同效应，对农业农村现代化起到更大的促进作用。同时，党的十九大提出要加大力度支持革命老区、民族地区、边疆地区、贫困地区加快发展，因而革命老区振兴规划在项目推进、政策优惠、转移支付等各方面的执行力度有可能得到加强，并进一步加快当地的工业化、城镇化，进而加速工业反哺农业、城市带动农村的进程。综上，乡村振兴战略与革命老区振兴规划的叠加以及革命老区振兴规划执行强度的提高，可能会带来额外的农业增长绩效。

本文基于（1）式模型，引入“革命老区振兴规划”与“2017 年及以后”（当样本观测值所在年份为 2017 年及以后，取值为 1，否则取值为 0）的交互项，分析乡村振兴战略实施前后革命老区振兴规划对当地农业增长的异质性影响。表 9（1）列显示，乡村振兴战略提出前，相比于其他区域，革命老区振兴规划覆盖县的第一产业增加值获得了 3.70%的额外增长；乡村振兴战略提出后，这一额外增长进一步增加了 2.42%。

为了更直观地体现乡村振兴战略提出前、后两个阶段革命老区振兴规划对农业增长的影响相比于未被革命老区振兴规划覆盖的县的额外增量，（2）列不再使用“革命老区振兴规划”这一变量，而是使用“革命老区振兴规划”与“2017 年以前”（当样本观测值所在年份为 2017 年以前时，取值为 1，否则取值为 0）的交互项。（2）列显示，乡村振兴战略提出以前，革命老区振兴规划覆盖县的第一产业增加值获得了平均 3.70%的额外增长，这一增长在 2017 年后提高到了 6.11%。

（3）列是对（1）、（2）列的安慰剂检验，具体做法是将乡村振兴战略提出的年份假定为 2016 年，引入“革命老区振兴规划”与“2016 年及以后”（当样本观测值所在年份为 2016 年及以后，取

值为1，否则取值为0)的交互项。(3)列显示，该交互项的系数并不显著，这进一步验证了表9(1)、(2)列回归结果的可靠性。

表9	时间异质性分析的回归结果		
	(1)	(2)	(3)
革命老区振兴规划	0.0370*** (0.0134)		0.0340** (0.0140)
革命老区振兴规划×2017年以前		0.0370*** (0.0134)	
革命老区振兴规划×2017年及以后	0.0242* (0.0136)	0.0611*** (0.0194)	
革命老区振兴规划×2016年及以后			0.0226 (0.0140)
R ²	0.9746	0.9746	0.9746
观测值	40471	40471	40471

注：①被解释变量均取对数值；②括号内为聚类到县级的稳健标准误；③所有回归均已控制时间固定效应和个体固定效应、革命斗争历史×时间固定效应、地理条件×时间固定效应、社会经济条件×时间固定效应、相关规划、革命老区振兴规划覆盖县× T ，估计结果略；④***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

七、结论与政策启示

本文使用1999—2019年的县级数据，分析了赣闽粤、陕甘宁、左右江、大别山、川陕五大重点革命老区的国家级振兴规划对当地农业发展的影响，并进一步分析了其作用机理。本文得出如下结论：第一，在五大重点革命老区实施的国家级振兴规划显著提升了当地第一产业增加值，这种额外增长来源于农业劳动生产率的提升，而不是农业劳动力数量的增长，进一步，农业劳动生产率的提升主要来源于机械化水平的提升和全要素生产率的增长。第二，革命老区农业的增长及其驱动因素演变，得益于农业基础设施状况的改善、现代农业生产要素的使用以及当地特色与中高附加值农业产业的发展，而这一切又依赖于财政支农强度的提升。第三，财政支农强度的提升源于“外部输血”和“内部造血”这两条路径。党的十八大以来，伴随着革命老区振兴规划的实施，国家对革命老区的转移支付规模不断扩大，为革命老区支持农业发展提供了外部资源；同时，革命区振兴规划的实施通过加快受覆盖县的工业化、城镇化进程，提高当地财政收入，为“工业反哺农业、城市带动农村”这一内源性渠道奠定基础。第四，乡村振兴战略实施后，革命老区振兴规划对农业增长的促进效应得到了加强。

基于上述结论，本文提出如下政策启示：第一，将更多符合条件的区域纳入革命老区振兴规划的范围内，以政策促进当地农业农村现代化。事实上，从2021年国务院颁布《关于新时代支持革命老区振兴发展的意见》起，各省份相继出台扶持本区域革命老区的政策，这些政策的实施有望进一步促进当地农业产出的增长。第二，进一步将农业增长建立在劳动生产率提升、现代农业生产要素的投入以及全要素生产率的提升上，加快实现农业供给侧的动力变革、质量变革、效率变革；同时，要坚持

绿色发展的理念，加快发展生态农业与绿色农业，将农业供给侧的动力变革、质量变革、效率变革建立在“绿水青山”的基础上。第三，既要重视自上而下的政策优惠与转移支付这一“外部输血”渠道，也要重视工业化、城镇化对农业发展“反哺”作用这一长效机制，通过工业化、城镇化的发展促进农村劳动力转移，为农业机械化、规模化提供必要条件，同时利用工业化、城镇化发展所积蓄的财政资金中的一部分支援农业生产，促进农业转型。要进一步加大财政支农力度，强化农业基础设施建设，促进现代农业生产要素的推广使用，为农户不断实现现代农业生产要素对传统农业生产要素的替代创造条件，还要培育当地特色与中高附加值农业产业，为当地农业发展积蓄内源动力。第四，要加强更为落后地区的农业基础设施建设，防止因基础禀赋等原因拖累更为落后的地区通过区域发展规划追赶相对发达地区的步伐。同时，还需要做好革命老区振兴规划与乡村振兴战略的有机衔接，充分实现中央统一政策与区域发展政策的“叠加效应”。

参考文献

1. 蔡昉, 2006: 《“工业反哺农业、城市支持农村”的经济学分析》, 《中国农村经济》第1期, 第11-17页。
2. 方师乐、卫龙宝、伍骏骞, 2017: 《农业机械化的空间溢出效应及其分布规律——农机跨区服务的视角》, 《管理世界》第11期, 第65-78页、第188页。
3. 高晶晶、史清华, 2021: 《中国农业生产方式的变迁探究——基于微观农户要素投入视角》, 《管理世界》第12期, 第124-134页。
4. 龚斌磊, 2019: 《中国与“一带一路”国家农业合作实现途径》, 《中国农村经济》第10期, 第114-129页。
5. 龚斌磊、王硕, 2021: 《财政支出对我国农业增长的多途径影响》, 《农业经济问题》第1期, 第54-68页。
6. 龚斌磊、张书睿、王硕、袁菱苒、张启正, 2021: 《农业技术进步与生产率研究: 回顾与展望》, 杭州: 浙江大学出版社, 第135-139页。
7. 韩长赋, 2011: 《加快推进农业现代化 努力实现“三化”同步发展》, 《农业经济问题》第11期, 第4-7页、第110页。
8. 黄季焜、杨军、仇焕广, 2012: 《新时期国家粮食安全战略和政策的思考》, 《农业经济问题》第3期, 第4-8页。
9. 黄伟、张子尧、刘安然, 2022: 《从双重差分法到事件研究法》, 《产业经济评论》第2期, 第17-36页。
10. 黄祖辉、邵峰、朋文欢, 2013: 《推进工业化、城镇化和农业现代化协调发展》, 《中国农村经济》第1期, 第8-14页、第39页。
11. 焦长权、董磊明, 2018: 《从“过密化”到“机械化”: 中国农业机械化革命的历程、动力和影响(1980—2015年)》, 《管理世界》第10期, 第173-190页。
12. 孔祥智、张琛、张效榕, 2018: 《要素禀赋变化与农业资本有机构成提高——对1978年以来中国农业发展路径的解释》, 《管理世界》第10期, 第147-160页。
13. 李燕凌、欧阳万福, 2011: 《县乡政府财政支农支出效率的实证分析》, 《经济研究》第10期, 第110-122页、第149页。
14. 刘生龙、王亚华、胡鞍钢, 2009: 《西部大开发成效与中国区域经济收敛》, 《经济研究》第9期, 第94-105页。

15. 刘晓光、龚斌磊, 2022: 《面向高质量发展的新增长分析框架、TFP 测度与驱动因素》, 《经济学(季刊)》第 2 期, 第 613-632 页。
16. 陆铭、陈钊, 2004: 《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》, 《经济研究》第 6 期, 第 50-58 页。
17. 罗东、矫健, 2014: 《国家财政支农资金对农民收入影响实证研究》, 《农业经济问题》第 12 期, 第 48-53 页。
18. 罗斯炫、何可、张俊飏, 2022: 《改革开放以来中国农业全要素生产率再探讨——基于生产要素质量与基础设施的视角》, 《中国农村经济》第 2 期, 第 115-136 页。
19. 马光荣、杨恩艳, 2010: 《中国式分权、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》, 《制度经济学研究》第 1 期, 第 10-24 页。
20. 王璐、杨汝岱、吴比, 2020: 《中国农户农业生产全要素生产率研究》, 《管理世界》第 12 期, 第 77-93 页。
21. 王洛林、魏后凯, 2003: 《我国西部大开发的进展及效果评价》, 《财贸经济》第 10 期, 第 5-12 页、第 95 页。
22. 伍骏骞、方师乐、李谷成、徐广彤, 2017: 《中国农业机械化发展水平对粮食产量的空间溢出效应分析——基于跨区作业视角》, 《中国农村经济》第 6 期, 第 44-57 页。
23. 游珍、封志明、杨艳昭, 2018: 《中国 1km 地形起伏度数据集》, 《全球变化数据学报(中英文)》第 2 期, 第 151-155 页、第 274-278 页。
24. 朱晶、晋乐, 2017: 《农业基础设施、粮食生产成本与国际竞争力——基于全要素生产率的实证检验》, 《农业技术经济》第 10 期, 第 14-24 页。
25. Barro, R. J., X. Sala-i-Martin, 1991, "Convergence across States and Regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991(1): 107-182.
26. Becker, S. O., P. H. Egger, and M. Von Ehrlich, 2010, "Going Nuts: The Effect of EU Structural Funds On Regional Performance", *Journal of Public Economics*, 94(9-10): 578-590.
27. Chen, S., and B. Gong, 2021, "Response and Adaptation of Agriculture to Climate Change: Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 148(1): 102557, <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2020.102557>.
28. Glaeser, E. L., and J. D. Gottlieb, 2008, "The Economics of Place-Making Policies", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2008(1): 155-239.
29. Gong, B., 2018, "Agricultural Reforms and Production in China: Changes in Provincial Production Function and Productivity in 1978-2015", *Journal of Development Economics*, 132(5): 18-31.
30. Gong, B., 2020, "Agricultural Productivity Convergence in China", *China Economic Review*, 60(4): 101423, <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2020.101423>.
31. Huang, J., L. Gao, and S. Rozelle, 2012, "The Effect of Off-farm Employment on the Decisions of Households to Rent out and Rent in Cultivated Land in China", *China Agricultural Economic Review*, 4(1): 5-17.
32. Jia, J., G. Ma, C. Qin, and L. Wang, 2020, "Place-Based Policies, State-Led Industrialisation, and Regional Development: Evidence From China's Great Western Development Programme", *European Economic Review*, 123(4): 103398, <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2020.103398>.
33. Li, P., Y. Lu, and J. Wang, 2016, "Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence

from China”, *Journal of Development Economics*, 123(11): 18-37, <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2016.07.002>.

34.Li, P., Y. Tian, J. Wu, and W. Xu, 2021, “The Great Western Development Policy: How It Affected Grain Crop Production, Land Use and Rural Poverty in Western China”, *China Agricultural Economic Review*, 13(2): 319-348.

35.Wang, S. L., J. Huang, X. Wang, and F. Tuan, 2019, “Are China’s Regional Agricultural Productivities Converging: How and Why?”, *Food Policy*, 86(7): 101727, <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2019.05.010>.

36.Wang, X., F. Yamauchi, and J. Huang, 2016, “Rising Wages, Mechanization, and the Substitution between Capital and Labor: Evidence from Small Scale Farm System in China”, *Agricultural Economics*, 47(3): 309-317.

37.Yuan, L., S. Zhang, S. Wang, Z. Qian, and B. Gong, 2021, “World Agricultural Convergence”, *Journal of Productivity Analysis*, 55(2): 135-153.

38.Zhang, S., S. Wang, L. Yuan, X. Liu, and B. Gong, 2020, “The Impact of Epidemics on Agricultural Production and Forecast of COVID-19”, *China Agricultural Economic Review*, 12(3): 409-425.

（作者单位：¹浙江大学中国农村发展研究院；

²浙江大学公共管理学院）

（责任编辑：黄 易）

The Impact of National Revitalization Plan for Old Revolutionary Base Areas on Regional Agricultural Development

ZHANG Qizheng YUAN Lingran HU Peinan GONG Binlei

Abstract : Based on the county-level data from 1999 to 2019, this article empirically investigates the impact of national revitalization plans on local agricultural development in five key old revolutionary base areas using the difference-in-differences method, and draws the following conclusions. Firstly, the revitalization plans bring an excess growth of 4.33% to agriculture, which is mainly caused by the increase in labor productivity. The increase in labor productivity benefits from the development of agricultural mechanization and growth in total factor productivity. Secondly, increasing public financial expenditure is a key to modernizing agriculture in old revolutionary base areas. It has led to the upgrade of agricultural infrastructure, the increase of modern agricultural production factors, the acceleration of the growth for high-value agriculture, and the improvement of agricultural productivity. Thirdly, after the implementation of the revitalization plan for old revolutionary base areas, both the increasing transfer payments and financial revenue in the covered areas have directly contributed to the increasing public financial expenditure to agriculture. Finally, the aforementioned mechanism has been further strengthened after rural revitalization strategy was put forward at the 19th CPC National Congress. This study believes that regional development planning is a feasible path to promote the transformation of agricultural modernization and achieve catch-ups in agriculture for the economically less developed areas.

Keywords: Revitalization Plan for Old Revolutionary Base Area; Agricultural Growth; Agricultural Modernization; Agricultural Productivity; Difference-in-differences Method

数字普惠金融如何影响农村产业融合发展*

张 林^{1,2} 温 涛²

摘要：本文首先分析数字普惠金融影响农村产业融合发展的作用机理并提出研究假说，然后利用2011—2019年中国省级面板数据，采用空间杜宾模型实证检验数字普惠金融对农村产业融合发展的影响、作用机制及区域异质性。研究表明，数字普惠金融与农村产业融合发展均具有显著的空间集聚特征，主要表现为“高一高”和“低一低”两种集聚模式；数字普惠金融有助于本地农村产业融合发展，且具有显著的空间溢出效应，2015年开始农村产业融合发展试点以后该促进作用更加强烈。数字普惠金融对农村产业融合发展的促进作用在试点区与非试点区、数字普惠金融高水平区和低水平区存在显著差异。在作用机制方面，数字普惠金融主要通过提高支付便利性和缓解流动性约束两种途径对农村产业融合发展产生作用，其中，缓解流动性约束机制在所有区域均成立，而提高支付便利性机制仅在农村产业融合发展试点区和数字普惠金融高水平区成立。

关键词：数字普惠金融 农村产业融合发展 支付便利性 流动性约束

中图分类号：F832.43 F320.2 **文献标识码：**A

一、引言

农村产业融合发展在推进农业发展方式转型、农村产业兴旺和农民福祉提升等方面具有重要作用。所谓农村产业融合发展，是指以农业产业为基础，以适度规模经营的新型农业经营主体为核心，以紧密的利益联结机制为纽带，通过农业产业链延伸、农业多功能拓展、农业服务业融合、农业新业态培育、农业技术渗透等手段打破农村产业边界，推动农业生产、农产品加工与销售、乡村休闲旅游等农村一二三产业有机整合、紧密相连、交叉互动与协同发展的一种动态化乡村产业发展方式（苏毅清等，2016；张林和温涛，2019）。可见，农村产业融合发展是一项系统性、复杂性的长期工程，受财政金融支持、自然环境、地理形态、市场条件等众多因素影响（赵霞等，2017；陈学云和程长明，2018；李晓龙和冉光和，2019），但其中金融服务无疑是最重要的因素之一，尤其是在金融长期处于抑制状态的农村地区，强力有效的金融支持是农村产业融合发展的关键动力（张红宇，2016）。主要原因在

*本文研究受到国家社会科学基金重大项目“实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接研究”（编号：21ZDA062）、中央高校基本科研业务费专项资金重点项目“农村产业融合发展的投融资创新与风险控制研究”（编号：SWU2009215）、“西南大学创新研究2035先导计划”（编号：SWUPolitPlan026）的资助。感谢匿名审稿专家的建设性意见，文责自负。

于：第一，从农村产业融合的参与主体来看，各类农业经营主体在产业融合过程中都需要支付一定的融合成本，资金问题成为制约它们响应产业融合政策的关键因素（张岳和周应恒，2021）。第二，从农村产业融合的重要手段来看，无论是挖掘农业多种功能和培育农业新业态，还是深化农业社会化服务和创新农业生产技术，金融发展都扮演着重要的角色，优质高效的金融服务已成为其核心驱动力。第三，从当前阶段农村产业融合发展的主要产业来看，农产品加工、乡村旅游、农村电商的发展和壮大都有赖于农村金融服务创新（刘俊杰等，2020），农村金融服务的数量多寡和效率高低决定着这些产业的发展速度和可持续能力。鉴于此，国务院及重要政府部门先后出台了《中国农业银行关于做好农村一二三产业融合发展金融服务的意见》等一系列政策文件，强调要不断创新农村金融服务，加大对农村产业融合发展的金融支持力度。这些政策文件从宏观层面为金融支持农村产业融合发展指明了方向，也取得了显著成效。但是，目前大多数参与农村产业融合发展的新型农业经营主体仍处于创业初期，资金需求量大，投资回收期长、风险系数高，追求利润最大化的商业性金融对它们总是“望而却步”或“畏首畏尾”，导致金融支持农村产业融合发展的实践中普遍存在金融供需结构性失衡、金融服务持续性差等问题（张林和温涛，2019），金融服务数量不足和服务效率低下成为制约农村产业融合发展的最大短板。因此，如何有效解决农村产业融合发展的金融支持问题亟待研究。

2005年开始发展的普惠金融旨在为弱势群体提供价格合理、安全便捷的金融产品和金融服务，对支持农村产业融合发展大有可为，而且普惠金融与农村产业融合发展具有内在一致性，二者耦合互动不仅是互助互利的双赢关系，还可以产生更多的经济社会效应（张林和张雯卿，2021）。随着大数据、区块链、人工智能等现代信息技术与传统金融深度融合，数字普惠金融快速发展并逐渐成为普惠金融的主要模式，渗透到城乡居民生产生活的各个领域。然而，数字普惠金融发展及其经济社会效应发挥均受到基础设施建设、数字鸿沟和居民金融素养等诸多因素影响（星焱，2021），在基础条件差、资源禀赋少、金融素养低的农业农村领域，数字普惠金融发展能否打通金融服务的“最后一公里”，进而促进农村产业融合发展，还有待深入研究。此外，在中国迈进新发展阶段与构建新发展格局的关键节点上，数字经济与各行各业融合发展的步伐不断加快，建立健全适应农村实际情况的数字金融服务体系对推进数字乡村建设具有重要意义（陈一明，2021）。本文旨在梳理数字普惠金融影响农村产业融合发展的作用机理，并实证分析数字普惠金融对农村产业融合发展的影响、作用机制及区域异质性，从而为健全金融服务体系促进农村产业融合发展提供理论借鉴和经验证据。

已有相关文献为本文提供了很好的思路借鉴，但尚未揭示数字普惠金融影响农村产业融合发展的作用机理，也鲜有涉及数字普惠金融对农村产业融合发展影响及异质性问题的实证研究。本文可能的贡献在于：一是从理论上分析了数字普惠金融对农村产业融合发展的影响及作用机理，拓展了关于数字普惠金融的研究范畴；二是基于2011—2019年中国30个省份的面板数据，在建立综合评价指标体系并测度省级农村产业融合发展水平的基础上，利用空间计量方法实证检验了数字普惠金融对农村产业融合发展的影响及作用机制，为农村产业融合发展的金融服务路径优化提供了证据支持；三是鉴于数字普惠金融与农村产业融合发展均存在较大的区域差异，本文将总样本地区分为农村产业融合发展试点区和非试点区、数字普惠金融发展高水平区和低水平区，实证检验了数字普惠金融影响农村产业

融合发展的区域异质性，为制定差异化的数字金融政策以推进农村产业融合发展提供了经验证据。

二、文献综述与理论分析

（一）相关文献综述

本文主要从金融支持农业产业化和金融支持农村产业融合发展两个方面对相关文献进行总结。

第一，农业产业化发展与金融支持问题研究。金融支持是影响农业产业化发展的关键因素，增加金融服务供给、完善农村金融服务体系等措施都有助于缓解农业经营主体的融资难题进而促进农业产业化（O'Toole et al., 2014），而且在金融渗透水平越高的地区，金融支持对农业产业化的促进作用越强（何婧等，2021）。但是，金融支持农业产业化必须做好金融成长周期与企业成长周期的有效衔接。21 世纪以来，快速发展的普惠金融和互联网金融对推进农业产业化产生了重要影响。普惠金融能够带动资金、人才、技术等资源要素向农业产业集聚进而促进农业产业转型升级（彭建刚和徐轩，2019），而且普惠金融发展对促进农业产业化具有显著的空间溢出效应（章成等，2021）。

第二，农村产业融合发展与金融支持问题研究。国内学者主要关注金融服务影响农村产业融合发展的效应及具体路径。比如，张林和温涛（2019）认为，金融支持农村产业融合发展需要政府财政资金的引导和支持，财政支农有助于强化农业信贷和农业保险对农村产业融合发展的影响。李晓龙（2019）研究发现，农村金融深化有助于提升农村产业融合发展水平，且这种影响在东部地区更加显著，农业技术进步是农村金融深化影响农村产业融合发展的重要传导机制。何宏庆（2020）研究发现，数字金融可以通过增加金融供给、提高金融可获得性和扩大融资范围等途径为农村产业融合发展提供多元化的金融服务，是推动农村产业融合发展的重要力量，但同时也存在风险边界、成本边界、能力边界和人才边界等新困境。张岳和周应恒（2021）研究认为，数字普惠金融加快了农村产业融合进程，其中信贷业务的促进作用最强，传统金融竞争在数字普惠金融发展与农村产业融合之间起调节作用。数字经济与乡村产业的融合发展不仅可以提升乡村产业效益、竞争力和资源利用率，还有助于提高劳动生产率和管理效率（温涛和陈一明，2020），可以通过科技创新的技术协同作用，发挥信息技术创新中的乘数效应和溢出效应，进而实现可持续发展。但现阶段中国数字经济与乡村产业的融合发展存在融合程度浅、范围小、方式少、支撑不足等问题（陈一明，2021）。

（二）理论分析与研究假说

金融服务对农村产业融合发展具有重要作用，增强金融支持力度有助于促进农村产业融合发展（张林和温涛，2019）。但是，由于金融追本逐利的本性和农村产业的弱质性，各类农业经营主体都面临着不同程度的金融排斥。快速发展的数字普惠金融对缓解农业经营主体的金融排斥问题具有重要作用，成为促进农村产业融合发展的核心动力。数字普惠金融是金融机构和互联网公司依托于传统金融，以数字技术对传统普惠金融的改造升级，不仅具有传统普惠金融的基本功能，还可以调低金融服务门槛和扩大农村金融供给，增强“长尾客户”的金融服务可得性，扩宽农业经营主体的金融服务获取渠道，从而促进农村产业融合发展。实践亦证明，数字普惠金融对农村产业融合发展产生了重要影响。譬如，中国农业银行打造的“惠农 e 贷”采取线上线下相结合的方式办理涉农贷款，“惠农 e 付”利用多种

支付方式提供了方便快捷的基础金融服务,“惠农e商”为农业生产经营者提供了全流程的“电商+金融”服务(何宏庆,2020);京东数字科技集团利用数字农贷、农村众筹、京东白条等产品,走全产业链和全产品链的农村金融战略路线,有效促进了新型农业经营主体的成长和壮大;河南兰考县试点的综合数字金融服务平台“惠农通APP”和四川成都试点的农村金融保险综合服务平台“农贷通APP”,在增加农村金融服务供给、降低农村金融服务成本和有效防范农村金融风险等方面发挥了重要作用,有效推动了农村产业融合发展。另外,数字普惠金融所依托的数字技术具有较强的正外部性,允许信息以较低的成本、合适的方式和较快的速度在不同地区市场参与者之间自由流动(Andrianaivo and Kpodar, 2012),使得数字普惠金融可以降低地理距离和经济距离在金融供给中的重要性,减弱金融服务的路径依赖效应,并有效克服传统金融的空间地理排斥,突破空间区位限制,扩大金融服务边界,从而对周边地区的农村产业融合发展产生空间溢出效应。据此,本文提出假说H1。

H1: 数字普惠金融有助于本地农村产业融合发展,同时对周边地区农村产业融合发展产生空间溢出效应。

数字普惠金融发展逐渐改变着传统普惠金融的基本逻辑,可以通过场景、数据、信息和创新来弥补传统普惠金融服务的短板,并降低金融服务中的信息不对称和道德风险(黄益平和黄卓,2018; Berg et al, 2020),具有“覆盖广、成本低、速度快”等优势(Moenninghoff and Wieandt, 2013)。因此,数字普惠金融对农村产业融合发展的作用机制也明显区别于传统普惠金融。本文课题组在重庆永川、四川成都、河南兰考、河南信阳、湖南沅陵、贵州湄潭等多个地区调研发现,数字普惠金融可以通过多种途径影响农村产业融合发展,缓解流动性约束和提高支付便利性是其中最主要的作用机制。

一方面,农村产业融合发展项目前期投资大、回收期长,各类重要参与主体都面临着创业初期启动资金不足、发展时期资金周转不畅等问题,资金约束是阻碍各类参与主体响应农村产业融合发展的关键因素,金融机构所提供的金融服务数量和质量也直接影响着参与主体的创业意愿和成功率(Welter and Smallbone, 2014)。数字普惠金融发展不仅可以丰富农村金融市场的资金供给,拓展传统农村金融的服务广度和服务深度,还可以通过“鲶鱼效应”和“技术溢出效应”促使传统农村金融机构降低客户门槛、创新金融产品和金融服务,为农业经营主体提供多元化的融资渠道和融资方式,从而为农村产业融合发展提供资金支持。而且,数字普惠金融可以利用大数据技术实现企业和个人海量信息的精准抓取与有效整合,减缓金融机构与客户之间的信息不对称,快速实现资金的有效配置,整个信贷审批过程具有即时性、自动性和远程性等特征(Francis et al, 2017),线上借贷手续简单、借款额度和还款方式比较灵活,有助于降低金融服务的交易成本和增强金融交易灵活性(Abraham et al, 2019),提高农业经营主体的融资可得性和融资效率,从而缓解农村产业融合发展的流动性约束问题。

另一方面,随着数字普惠金融的快速发展和普及,数字化支付平台因为安全、便捷等优势已经广泛渗透到城乡居民生产生活的各个领域。课题组调研数据显示,90%以上的普通农户和新型农业经营主体都使用过数字普惠金融服务,其中,使用过数字化支付的普通农户和新型农业经营主体占比分别为80.19%和93.34%,在农业生产经营过程中使用数字化支付并认为对生产经营具有积极影响的新型农业经营主体占比为77%,每周使用数字化支付超过5次的新型农业经营主体占比高达61.6%。数字

化支付平台的快速发展为农产品加工业、乡村旅游业和农村电商等重点产业发展创造了条件，进而推进了农村产业融合发展。首先，数字化支付可以为农产品加工企业在生产生活资料采购、农副产品销售、劳动者工资支付等方面提供支付便利，有助于降低农产品加工企业持有现金的机会成本和支付结算的交易成本，加速资金周转和提高经营利润，从而不断扩大生产经营规模和范围，延伸农业产业链。其次，数字化支付在乡村旅游景区、乡村民宿、农家乐、乡村超市等场所的广泛使用为城镇居民下乡旅游、消费和购物带来了支付便利，有效迎合了城镇居民的线上支付习惯，增强了城镇居民乡村旅游的舒适度和满足感，从而带动了乡村旅游业发展。再次，在互联网购物快速发展的背景下，大力发展农村电商，以农村电商为平台实现农副产品产地直销、个性化定制、品牌化销售，是推进农村产业融合发展的重要方式之一（张岳和周应恒，2021）。便利的数字化支付和网上结算为农产品线上销售、网络直播带货等新业态奠定了基础，为农村电商发展创造了条件。据此，本文提出假说 H2。

H2：缓解流动性约束和提高支付便利性是数字普惠金融促进农村产业融合发展的主要作用机制。

已有研究表明，数字普惠金融对居民消费、居民创业、产业结构升级等方面的影响存在基于地区经济发展水平、财政支持力度等外部因素和基于数字普惠金融自身发展水平的门槛效应（蓝乐琴和杨卓然，2021；章成等，2021）。当门槛变量低于门槛值时，数字普惠金融的影响不显著；当门槛变量跨越门槛值后，数字普惠金融的影响将变得更明显更强烈。由于这些门槛变量存在区域差异，数字普惠金融对农村产业融合发展的影响也可能存在区域异质性。一方面，2015 年开始农村产业融合发展试点以来，各级政府不仅颁布了一系列重要政策文件，还安排了财政专项资金支持农村产业融合发展试点。在这些政策的引导和资金支持下，试点地区数字普惠金融支持农村产业融合发展的产业基础、政策基础和外部环境都优于非试点地区，使得试点地区农村产业融合发展速度快于非试点地区。另一方面，各地区数字普惠金融发展水平受人均收入水平、传统金融发展水平、数字基础设施、互联网普及率、金融市场生态和居民数字金融素养等众多因素的影响（星焱，2021），这些影响因素的区域差异使得农村数字普惠金融发展水平存在显著的区域差异（张龙耀和邢朝辉，2021），导致数字普惠金融的经济效应及作用机制也存在区域异质性（张勋等，2020）。据此，本文提出假说 H3。

H3：数字普惠金融对农村产业融合发展的影响及作用机制存在区域异质性。

三、研究设计：模型、指标与数据

（一）计量模型设定

正如理论分析所述，数字普惠金融不仅对本地农村产业融合发展产生影响，还可以突破空间局限，对周边其他省份的农村产业融合发展产生影响，而且农村产业融合发展本身也具有一定的空间溢出效应，因此，本文使用空间计量模型进行实证检验。空间计量模型主要包括空间滞后模型（SLM）、空间误差模型（SEM）和空间杜宾模型（SDM），其中，空间杜宾模型同时包含被解释变量和解释变量的滞后项，是空间滞后模型的拓展。Elhorst（2010）也指出，如果同时存在空间误差和空间滞后效应，并且 LM 检验拒绝不包含空间效应的 OLS 估计结果，则应该选择空间杜宾模型。因此，本文借鉴 Fischer et al.（2009）的思想，设计以下空间杜宾模型，并采用极大似然估计方法（ML）进行估计：

$$C_{it} = \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} C_{jt} + \beta \sum_{j=1}^N W_{ij} DF_{jt} + \gamma DF_{it} + \phi \sum_{j=1}^N W_{ij} X_{jt} + \kappa X_{it} + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N W_{ij} \varepsilon_{jt} + v_{it} \quad (2)$$

(1) 式和 (2) 式中, C_{it} 为省份 i 在第 t 年的农村产业融合发展指数, DF_{it} 为省份 i 在第 t 年的数字普惠金融指数, X_{it} 为控制变量, ρ 表示空间自回归系数, α_i 、 μ_t 、 ε_{it} 分别表示地区固定效应、时间固定效应和随机误差项, β 、 γ 、 ϕ 、 κ 分别为各变量的系数, W_{ij} 为空间权重矩阵。

(二) 指标选择

1. 被解释变量。本文模型的被解释变量为各省份农村产业融合发展指数。关于农村产业融合发展指数测度的研究主要可以分为两大类, 一类是专门就某个省份或某个区域的农村产业融合发展指数进行测度 (程莉和孔芳霞, 2020), 另一类是在实证研究农村产业融合发展的影响因素或经济社会效应等问题时对农村产业融合发展指数进行测度 (张林和温涛, 2019; 李晓龙和冉光和, 2019; 张岳和周应恒, 2021)。尽管以上文献基于自身研究目的和研究对象选择了不同的评价指标, 尚未形成一套普遍认可的综合评价指标体系, 但基本上都包含了农业产业链延伸、农业多功能拓展、农业服务业融合、农业新业态培育、农业技术渗透等几个维度。本文结合农村产业融合发展的概念内涵以及对以上相关文献的借鉴, 同时综合考虑指标的科学性和全面性、数据的可得性和可比性, 从农业产业链延伸、农业多功能拓展、农业服务业融合、农业新业态培育、农业技术渗透和利益联结机制完善六个维度, 构建包含 9 个具体指标的农村产业融合发展指数综合评价指标体系, 如表 1 所示。

第一, 农业产业链延伸。农业产业链延伸是指通过农产品生产、加工、销售等环节的串联与整合, 将农业产业向产前产后纵向延伸。考虑到现阶段农业产业链延伸的重点是大力发展农产品加工业, 并将农业增值收益留给农民, 本文选择第一产业总产值占比、人均农副产品加工业总产值两个指标来反映农业产业链延伸水平。两个指标的相关原始数据来源于历年《中国统计年鉴》《中国农产品加工业发展报告》及各省份统计年鉴。

第二, 农业多功能拓展。农业多功能拓展是指不断拓展农业经济、社会、文化、生态等多种功能, 推进农业与旅游、文化、康养等产业的深度融合, 形成农村产业融合发展新业态, 进而带动农民返乡创业或就近就业。考虑到现阶段农业多功能拓展的重点是大力发展乡村休闲旅游业, 本文选择休闲农业发展情况、乡村非农就业占比两个指标来反映农业多功能拓展情况。休闲农业年营业收入的相关数据来源于历年《中国休闲农业年鉴》及各省份的统计年鉴, 乡村二三产业就业人数来源于历年《中国农村统计年鉴》《中国人口与就业统计年鉴》及各省份统计年鉴。

第三, 农业服务业融合。农业服务业融合是指农业与为农业产前、产中、产后环节提供服务的农业服务业的融合互动与协调发展。农业服务包括农机作业服务、农技推广服务、农资配送服务、农业信息服务、农产品营销服务等多种类型。本文选择人均农林牧渔服务业产值来反映农业服务业融合发展情况, 原始数据来源于历年《中国统计年鉴》。

第四，农业新业态培育。农业新业态培育是指以新思维、新技术、新模式对传统农业进行改造，形成多元化的新型农业形态。考虑到设施农业是中国重点发展的农业新业态之一（李晓龙和冉光和，2019），本文选择设施农业面积占比来反映农业新业态培育情况，原始数据来源于农业农村部农业机械化管理司的全国温室数据系统^①。

第五，农业技术渗透。农业技术渗透是指在农业生产领域引入现代农业机械设备或物联网、大数据等信息技术，加快推进农业生产经营的数字化、智能化和标准化，从而提高农业生产效率。因此，本文选择农业机械化程度、农业劳动生产率两个指标来反映农业技术渗透情况，原始数据来源于历年《中国统计年鉴》。

第六，利益联结机制完善。推进农村产业融合发展的主要目的之一是通过完善小农户与现代农业经营主体的利益联结机制，实现联农带农，进而促进农民持续增收。考虑到农民专业合作社是现阶段数量最多、辐射作用最大的新型农业经营主体（张林和温涛，2021），本文选择每万人拥有农民专业合作社数量来反映农村产业融合发展中的利益联结机制完善情况，数据来源于历年各地区市场主体发展报告和工商行政管理局的网站报道，通过人工收集整理得到。

表 1 农村产业融合发展指数评价指标体系

目标	二级指标	三级指标	指标计算方法	方向
农村 产业 融合 发展 指数	农业产业链延伸	第一产业总产值占比	第一产业增加值/地区生产总值	-
		人均农副产品加工业总产值	规模以上农副产品加工业总产值/农村人口数	+
	农业多功能拓展	休闲农业发展情况	休闲农业年营业收入/第一产业总产值	+
		乡村非农就业占比	乡村二三产业从业人数/乡村从业总人数	+
	农业服务业融合	人均农林牧渔服务业产值	农林牧渔服务业产值/农村人口数	+
	农业新业态培育	设施农业面积占比	设施农业总面积/耕地总面积	+
	农业技术渗透	农业机械化程度	农业机械总动力/耕地总面积	+
		农业劳动生产率	第一产业总产值/第一产业从业人数	+
	利益联结机制完善	每万人拥有农民合作社数量	农民专业合作社数量/农村人口数	+

根据表 1 中的指标体系，本文采用极差法对各指标的原始数据进行无量纲化处理和平移处理^②。指标数据标准化处理的计算公式为：

$$\text{正向指标: } S_{ijt} = \frac{Y_{ijt} - \min(Y_j)}{\max(Y_j) - \min(Y_j)} + 0.0001 \quad (3)$$

$$\text{负向指标: } S_{ijt} = \frac{\max(Y_j) - Y_{ijt}}{\max(Y_j) - \min(Y_j)} + 0.0001 \quad (4)$$

^①全国温室数据系统网址：<http://data.sheshiyuanyi.com/AreaData>。

^②无量纲化处理得到的标准化数据存在部分零值，会影响熵值取对数的计算，因此采用平移的办法予以解决。

(3) 式和(4)式中, S_{ijt} 为各指标的标准化值, 值越大表示该指标对农村产业融合发展指数的贡献度越大。 Y_{ijt} 为各指标的实际值, $i = 1, 2, \dots, m$, $j = 1, 2, \dots, n$, m 和 n 分别表示样本数和指标数, t 表示年份。 $\max(Y_j)$ 和 $\min(Y_j)$ 分别表示基期年 30 个样本中第 j 个指标的最大值和最小值。

本文采用 TOPSIS 法测度中国各省份农村产业融合发展指数。囿于篇幅, TOPSIS 法的计算过程未予列出, 具体可参见魏敏和李书昊(2018)。本文采用主客观综合赋权法对每个评价指标赋权, 计算公式为: 综合权重=主观权重 $\times 0.5$ +客观权重 $\times 0.5$, 其中, 主观权重采用专家打分法确定, 客观权重采用熵值赋权法确定。

2.核心解释变量。本文模型的核心解释变量为各省份数字普惠金融指数, 采用北京大学数字普惠金融指数, 数据来源于北京大学数字金融研究中心课题组发布的《北京大学数字普惠金融指数(2011—2020年)》。该指数的指标体系覆盖了数字普惠金融的覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度, 包括了 33 个具体指标, 能够比较客观、全面地反映数字普惠金融的实际发展状况。而且, 该指数是目前最具影响力、使用最频繁最广泛的数字普惠金融指数, 已有较多学者利用该指数研究数字普惠金融对农业生产经营活动的影响(张岳和周应恒, 2021; 孙学涛等, 2022)。

3.控制变量。根据课题组调研所了解的农村实际情况, 并借鉴已有相关文献, 本文模型选取以下控制变量: ①财政支农强度, 采用各省份财政农林水事务支出与农林牧渔业总产值之比衡量, 原始数据来源于历年《中国统计年鉴》; ②传统金融支农强度, 考虑到传统金融对农村产业融合发展的支持以信贷为主, 本文采用农林牧渔业贷款余额与农林牧渔业总产值之比衡量, 原始数据来源于历年《中国金融年鉴》; ③农业保险深度, 采用各省份农业保险保费收入与农林牧渔业总产值之比衡量, 原始数据来源于 Wind 资讯数据和 EPS 数据库; ④产业结构高级化程度, 采用各省份二三产业总产值与地区生产总值之比衡量, 原始数据来源于历年《中国统计年鉴》; ⑤农村公路密度, 采用各省份农村公路里程数与除建成区以外的行政区划面积之比衡量, 计算公式为: 农村公路密度=(等级公路总里程—高速公路里程—一级公路里程—二级公路里程+等外公路里程)/(行政区划面积—建成区面积), 单位为“公里/平方公里”, 原始数据来源于历年《中国统计年鉴》; ⑥农村人力资本水平, 采用各省份农村劳动力平均受教育年限衡量, 原始数据来源于历年《中国统计年鉴》和《中国人口和就业统计年鉴》; ⑦互联网普及率, 采用各省份互联网宽带接入用户数占比衡量, 其中, 2011—2016 年数据直接来源于历年《中国统计年鉴》, 2017 年和 2018 年数据来源于网宿科技发布的《网宿·中国互联网发展报告》^①, 2019 年的互联网普及率数据采用移动互联网用户数除以常住人口数计算得到; ⑧固定资产投资, 采用各省份农村居民人均固定资产投资额衡量, 单位为“万元/人”, 原始数据来源于历年《中国固定资产投资统计年鉴》和各省份统计年鉴。

(三) 数据说明

2015 年中央“一号文件”首次提出“农村一二三产业融合发展”的概念, 若以 2015 年为研究起

^①2017 年《网宿·中国互联网发展报告》, <https://max.book118.com/html/2019/0212/7010111015002006.shtml>; 2018 年《网宿·中国互联网发展报告》, <http://www.199it.com/archives/863926.html>。

始年，数据可得性问题将导致研究样本太少，研究结论缺乏说服力。考虑到农村产业融合发展与农业产业化在时间上的继起性（苏毅清等，2016；张红宇，2016），以及北京大学数字普惠金融指数起始年为2011年，本文将研究时间区间确定为2011—2019年，研究对象包括除西藏、香港、澳门、台湾外的30个省份。缺失的个别数据采用线性插值法予以补齐，对所有与价格有关的变量值以2011年为基期进行平减处理，对数值较大的非比值型指标均取对数处理。各变量的描述性统计结果如表2所示。

表2		变量描述性统计结果				
变量	平均值	最大值	最小值	中位数	标准差	观测值数量
农村产业融合发展指数	0.3319	0.7595	0.0638	0.3144	0.0084	270
数字普惠金融指数	5.1513	6.0168	2.9085	5.3681	0.6701	270
财政支农强度	0.2501	2.0753	0.0748	0.1610	0.2916	270
传统金融支农强度	0.4052	1.8706	0.1064	0.3247	0.2686	270
农业保险深度	0.5204	3.2504	0.0182	0.3451	0.5206	270
产业结构高级化程度	0.9027	0.9973	0.7389	0.9081	0.0512	270
农村公路密度	0.8093	1.9969	0.0797	0.7957	0.4223	270
农村人力资本水平	7.7810	9.8009	5.8783	7.8360	0.6084	270
互联网普及率	0.5022	0.7800	0.2420	0.5010	0.1215	270
固定资产投资	7.3278	8.4848	4.4504	7.4244	0.5678	270

四、数字普惠金融与农村产业融合发展：实证分析

（一）空间相关性检验

空间计量模型要求核心变量具有空间相关性，因此，本文首先分别计算样本期内数字普惠金融指数与农村产业融合发展指数的Moran’s I指数，以判断数字普惠金融和农村产业融合发展各自是否具有空间相关性。表3展示了2011—2019年数字普惠金融指数与农村产业融合发展指数的Moran’s I指数测算结果。由表3中结果可知，历年数字普惠金融指数和农村产业融合发展指数的Moran’s I指数全部为正，且都在1%的水平上通过了显著性检验，说明各省份数字普惠金融与农村产业融合发展并非表现出随机状态，而是存在显著的空间正相关性，在地理空间上表现出明显的集聚现象。同时，绘制数字普惠金融指数和农村产业融合发展指数的Moran’s I指数散点图^①可以发现，中国数字普惠金融和农村产业融合发展主要表现为东部地区的“高一高”集聚和西部地区的“低—低”集聚两种类型。这两种类型的分化现象基本符合中国经济发展水平从东到西呈阶梯状分布的空间格局，说明数字普惠金融和农村产业融合发展在空间地理分布上存在明显的依赖性和集聚模式异质性，因此，采用空间计量模型进行实证检验是合理而又必要的。

^①囿于篇幅，Moran’s I指数散点图未在文中展示。

表3 数字普惠金融指数与农村产业融合发展指数的 Moran's I 指数

	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年
数字普惠金融指数	0.342*** (3.869)	0.419*** (4.736)	0.401*** (4.552)	0.396*** (4.508)	0.339*** (3.920)	0.397*** (4.536)	0.406*** (4.638)	0.418*** (4.724)	0.431*** (4.848)
农村产业融合发展指数	0.466*** (5.319)	0.493*** (5.535)	0.486*** (5.431)	0.466*** (5.518)	0.438*** (4.890)	0.372*** (4.210)	0.270*** (3.184)	0.244*** (2.903)	0.202*** (2.467)

注：***表示 1% 的显著性水平，括号内为 z 统计量。

（二）基准回归分析

为了保证结果的稳健性，本文在研究过程中同时采用了空间邻接、空间距离、经济距离三种空间权重，并对相应的结果做了比较。囿于篇幅，本文仅报告基于空间距离平方的倒数设定空间权重的实证结果。表 4 展示了全样本下空间滞后模型、空间误差模型和空间杜宾模型三类空间面板模型的估计结果。经过 Wald Spatial lag 和 LR Spatial lag 等相关检验后，本文将空间杜宾模型作为最终的空间计量模型。从表 4 中结果可以看出，在控制其他影响因素的情况下，数字普惠金融对农村产业融合发展有显著的正向影响。以空间杜宾模型的结果为例，数字普惠金融指数的回归系数为 0.0611，数字普惠金融指数空间滞后项的回归系数为 0.0533，且均在 1% 的水平上显著。这说明，数字普惠金融不仅可以促进本地农村产业融合发展，还会对周边地区的农村产业融合发展产生促进效应，即数字普惠金融对农村产业发展的促进作用具有明显的空间溢出效应。本文假说 H1 得证。

表4 全样本的空间计量模型估计结果

	空间滞后模型		空间误差模型		空间杜宾模型	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
数字普惠金融指数	0.0596**	0.0251	0.0618***	0.0213	0.0611***	0.0142
财政支农强度	0.0541***	0.0172	0.0385**	0.0171	0.0443**	0.0212
传统金融支农强度	0.0609***	0.0121	0.0622***	0.0122	0.0617***	0.0124
农业保险深度	0.0484**	0.0217	0.0500**	0.0241	0.0238	0.0202
产业结构高级化程度	0.3611**	0.1682	0.3854**	0.1678	0.0545**	0.0242
农村公路密度	-0.0208	0.0241	0.0241*	0.0132	0.0239*	0.0138
农村人力资本水平	0.0005	0.0110	0.0005	0.0110	0.0109**	0.0054
互联网普及率	0.0026***	0.0008	0.0040***	0.0011	0.0019***	0.0006
固定资产投资	0.0574**	0.0255	0.0452**	0.0218	0.0511**	0.0238
数字普惠金融指数空间滞后项					0.0533***	0.0115
财政支农强度空间滞后项					-0.0091**	0.0040
传统金融支农强度空间滞后项					0.0552***	0.0198
农业保险深度空间滞后项					0.0144	0.0160
产业结构高级化程度空间滞后项					0.0195**	0.0079
农村公路密度空间滞后项					-0.0622*	0.0321
农村人力资本水平空间滞后项					0.0844**	0.0405

(续表 4)					
互联网普及率空间滞后项				0.0019**	0.0008
固定资产投资空间滞后项				0.0413**	0.0202
空间自回归系数	0.3282***	0.0822	0.2712***	0.0913	0.2425***
地区与时间固定效应	已控制		已控制		已控制
Log-Likelihood	468.5821		471.3542		460.6251
R ²	0.2039		0.2018		0.2053

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

当空间面板模型存在空间滞后项时，可以使用微积分方法将总效应分解为直接效应和间接效应（LeSage and Pace，2009），以避免利用点估计方法检验空间溢出效应所导致的偏误。本文将比较数字普惠金融影响农村产业融合发展的直接效应、间接效应和总效应，具体结果见表 5。从表 5 中结果可知，数字普惠金融对农村产业融合发展的直接效应、间接效应和总效应全部显著，且系数为正，这进一步验证了本文的假说 H1。比较发现，直接效应值和显著性水平明显高于间接效应，说明数字普惠金融对本地农村产业融合发展的直接作用更大。这意味着要充分发挥数字普惠金融对农村产业融合发展的促进作用，各地区不能指望通过“搭便车”来“坐享其成”，而应该积极主动采取措施加快数字普惠金融发展，各地区协同发力从而产生“1+1>2”的效果。

表 5 数字普惠金融影响农村产业融合发展的直接效应、间接效应和总效应估计结果

	直接效应		间接效应		总效应	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
数字普惠金融指数	0.0589**	0.0251	0.0159*	0.0092	0.0748**	0.0342
财政支农强度	0.0512**	0.0208	-0.0615	0.0546	-0.0103*	0.0058
传统金融支农强度	0.0607***	0.0215	0.0148*	0.0081	0.0755***	0.0185
农业保险深度	0.0189	0.0206	-0.0283	0.0359	-0.0094	0.0448
产业结构高级化程度	0.0248**	0.0111	0.0114**	0.0052	0.0362**	0.0171
农村公路密度	0.0245**	0.0117	-0.0143	0.1082	0.0102**	0.0044
农村人力资本水平	0.0019**	0.0009	0.0013**	0.0006	0.0032**	0.0014
互联网普及率	0.0021**	0.0010	0.0014**	0.0006	0.0035**	0.0016
固定资产投资	0.0291**	0.0137	-0.0114	0.0122	0.0177**	0.0072

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

（三）政策效应检验

2015 年推出农村产业融合发展试点政策以后，试点地区得到了中央及地方政府更多的财政支持，非试点地区在政策引导下也不断探索和推进农村产业融合发展。为了考察数字普惠金融对农村产业融合发展的影响在试点前后两个阶段是否具有 consistency，本文以 2015 年为时间基准生成哑变量，2015 年以前该变量取值为 0，2015 年及以后该变量取值为 1，模型估计结果见表 6 中的（1）列和（2）列。从回归结果可以看出，哑变量的回归系数为 0.0125，在 1%的水平上显著，哑变量空间滞后项的回归系数为 0.2639，在 5%的水平上显著，这说明，从 2015 年开始的试点政策对农村产业融合发展产生了

显著的促进作用。

本文以 2015 年为时间节点，将总样本分成试点前和试点后两个子样本，试点前样本的时间区间为 2011—2014 年，试点后样本的时间区间为 2015—2019 年，基于两组样本的估计结果见表 6 中（3）～（6）列。从回归结果可以看出，无论是试点前还是试点后，数字普惠金融指数及其空间滞后项的回归系数均为正，且全都显著，这再次证明数字普惠金融可以对本地及周边地区农村产业融合发展产生促进作用。但是，比较试点前后数字普惠金融指数回归系数的大小可知，试点后数字普惠金融指数的回归系数（0.1026）要大于试点前的回归系数（0.0477），而且试点后显著性水平也有所提高，说明数字普惠金融对农村产业发展的促进作用在试点政策推出以后变得更加强烈。可能的原因在于：一是政府相关政策对金融机构支农的支持和引导作用不断加强，金融机构对农业农村领域的金融服务数量和质量都有所提高；二是在经济效应逐渐显现的“诱使”下，农业经营主体向金融机构“主动出击”的意愿更强，农村金融服务供求的结构性失衡有所减缓，使得金融支持农村产业融合发展的质量和效率不断提高。

表 6 农村产业融合发展试点政策效应检验结果

	试点政策效应		试点前：2011—2014 年		试点后：2015—2019 年	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字普惠金融指数	0.0706***	0.0212	0.0477**	0.0205	0.1026***	0.0352
哑变量	0.0125***	0.0048				
数字普惠金融指数空间滞后项	0.1234**	0.0511	0.0566**	0.0273	0.1045**	0.0426
哑变量空间滞后项	0.2639**	0.1132				
空间自回归系数	0.2948***	0.0316	0.2735***	0.0901	0.2816***	0.0651
控制变量	已控制		已控制		已控制	
地区与时间固定效应	已控制		已控制		已控制	
Log-Likelihood	381.3518		294.0581		315.4143	
R ²	0.2973		0.3112		0.3086	

注：***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。

（四）内生性讨论与稳健性检验

尽管本文尽可能地控制了相关变量，但数字普惠金融与农村产业融合发展之间仍可能存在内生性问题。首先，考虑农村产业融合发展的动态性，在模型中加入农村产业融合发展指数滞后一期变量，采用动态空间杜宾模型进行回归分析，估计结果见表 7 中的（1）列。结果显示，数字普惠金融指数及其空间滞后项的回归系数均为正，且都显著。然而，动态空间杜宾模型无法解决由解释变量和被解释变量相互影响而产生的联立内生性问题（韩峰和阳立高，2020）。为了解决数字普惠金融与农村产业融合发展之间相互影响而形成的联立内生性问题，本文参考 Vega and Elhorst（2017）的做法，选取合适的工具变量，采用系统 GMM 估计方法对动态空间杜宾模型进行估计。现有相关研究大多采用地区与杭州之间的空间距离（张勋等，2020）、数字普惠金融指数滞后一期变量（孙学涛等，2022）等

作为数字普惠金融指数的工具变量,来解决内生性问题。本文借鉴张勋等(2020)和孙学涛等(2022)的做法,分别采用省会城市与杭州的空间距离、数字普惠金融指数滞后一期变量作为工具变量,估计结果分别见表7的(2)列和(3)列。根据回归结果可知,Sargan 检验统计量的伴随概率均大于0.1,接受所有工具变量有效的原假设,AR(1)检验统计量的伴随概率均小于0.01,但AR(2)检验统计量的伴随概率均大于0.1,接受不存在二阶自相关的原假设,由此说明本文的工具变量选择是有效的。根据(2)列和(3)列结果可知,采用两种工具变量进行动态空间杜宾模型GMM估计时,数字普惠金融指数及其空间滞后项的估计结果并未发生明显改变,这验证了前面的实证结果。

同时,为了保证实证结果的科学性,本文做了如下两方面的稳健性检验。一是更换被解释变量的测度方法,采用线性加权求和法合成各省份农村产业融合发展指数,检验结果见表7中的(4)列。二是更换核心解释变量的处理方式,对各省份数字普惠金融指数除以100,以减少异方差的影响,检验结果见表7的(5)列。从表7中(4)列和(5)列的稳健性检验结果可知,数字普惠金融指数及其空间滞后项均显著,系数都为正,说明本文的实证结果是稳健的。

表7 内生性讨论与稳健性检验结果

	动态空间 杜宾模型 (1)	IV: 省会城市与 杭州的空间距离 (2)	IV: 数字普惠金融 指数滞后一期 (3)	更换被解释 变量 (4)	更换核心 解释变量 (5)
农村产业融合发展指数 滞后一期	0.1215*** (0.0131)	0.1189*** (0.0158)	0.1168*** (0.0143)		
数字普惠金融指数	0.0164*** (0.0039)	0.0145*** (0.0048)	0.0152*** (0.0046)	0.1428** (0.0589)	0.0267** (0.0113)
农村产业融合发展指数 空间滞后项	0.0125** (0.0057)	0.0131** (0.0055)	0.0129** (0.0060)		
农村产业融合发展指数 滞后一期空间滞后项	0.0248** (0.0107)	0.0231** (0.0113)	0.0242** (0.0116)		
数字普惠金融指数空间 滞后项	0.0194** (0.0089)	0.0183** (0.0077)	0.0189** (0.0085)	0.0608** (0.0291)	0.0332** (0.0149)
空间自回归系数	0.2315*** (0.0611)	0.2206*** (0.0625)	0.2310*** (0.0681)	0.2043*** (0.0701)	0.2151*** (0.0606)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
地区与时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Log-Likelihood	403.0525			377.1153	419.4051
R ²	0.2994			0.2987	0.3008
Wald 检验		426.55***	455.19***		
自相关检验 AR(1)		-3.4108 [0.0000]	-3.1512 [0.0000]		
自相关检验 AR(2)		0.5581 [0.2189]	0.6325 [0.1864]		
Sargan 检验		28.7395 [0.2168]	30.4145 [0.2233]		

注：***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平，圆括号内为稳健标准误，方括号内为伴随概率。

五、数字普惠金融与农村产业融合发展：作用机制

（一）缓解流动性约束

数字普惠金融的主要优势之一就是可以满足“长尾客户”的借贷需求，从而缓解或消除流动性约束。因此，本文首先采用数字普惠金融的信贷业务指数来检验缓解流动性约束是否为数字普惠金融促进农村产业融合发展的作用机制，回归结果见表 8 中的（1）列和（2）列。从结果可以看出，信贷业务指数的回归系数为 0.0127，在 5%的水平上显著，说明信贷业务发展有助于促进农村产业融合发展。此外，信用业务是信贷业务开展的基本前提，也与流动性约束相关，因此，本文也采用信用业务指数来检验缓解流动性约束机制是否成立。但北京大学数字普惠金融指数中的信用业务指数仅有 2015—2019 年的数据，因此本文利用试点以后的样本数据进行实证检验，回归结果见表 8 中的（3）列和（4）列。从结果可以看出，信用业务指数的回归系数为 0.0126，在 5%的水平上显著，但信用业务指数空间滞后项的回归系数不显著，说明信用业务的发展能促进本地农村产业融合发展，但对周边地区农村产业融合发展的影响不明显。为了检验该结果的稳健性，本文将包含信贷业务指数和信用业务指数的使用深度指数纳入全样本的模型进行分析，回归结果见表 8 的（5）列和（6）列。从结果可以看出，使用深度指数的回归系数为 0.0065，在 10%水平上显著，但使用深度指数空间滞后项的回归系数不显著，这说明数字普惠金融使用深度的提升可以促进本地农村产业融合发展。综上可知，数字普惠金融能通过缓解流动性约束促进农村产业融合发展，即假说 H2 中的缓解流动性约束机制是成立的。

表 8 缓解流动性约束机制检验结果

	2011—2019 年		2015—2019 年		2011—2019 年	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
信贷业务指数	0.0127**	0.0058				
信用业务指数			0.0126**	0.0055		
使用深度指数					0.0065*	0.0037
信贷业务指数空间滞后项	0.0137**	0.0069				
信用业务指数空间滞后项			-0.0305	0.0812		
使用深度指数空间滞后项					0.0011	0.0010
空间自回归系数	0.2695***	0.0932	0.2631***	0.0822	0.2533***	0.0908
控制变量	已控制		已控制		已控制	
地区与时间固定效应	已控制		已控制		已控制	
Log-Likelihood	451.0082		390.1354		439.3512	
R ²	0.3158		0.3253		0.3139	

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

（二）提高支付便利性

本文借鉴张勋等（2020）的思路，利用数字普惠金融分指数来检验支付便利性对农村产业融合发展的影响。北京大学数字普惠金融指数包括覆盖广度、使用深度和数字化程度三个分指数，其中，使用深度又可以分为支付服务、信贷服务、保险服务、投资服务、信用服务等细分指数，数字化程度又可以分为移动化、实惠化、信用化和便利化等细分指数。在所有这些分指数中，覆盖广度、支付服务和数字化程度三个指数可以反映支付便利性。表 9 展示了覆盖广度、支付服务和数字化程度三个分指数对农村产业融合发展影响的模型估计结果。之所以将这三个分指数分别代入模型，是因为这三类分指数均包含支付便利性的信息，统一纳入模型可能存在共线性问题。从表 8 中的结果可知，在控制其他影响因素的情况下，覆盖广度指数、支付服务指数、数字化程度指数的回归系数都为正，并通过了显著性检验，三个分指数空间滞后项的回归系数也都为正，在 5% 的水平上显著，说明数字普惠金融的覆盖广度、支付服务、数字化程度不仅对本地农村产业融合发展具有显著的正向影响，还对周边地区的农村产业融合发展具有促进作用，即提高支付便利性是数字普惠金融促进农村产业融合发展的作用机制，假说 H2 中的提高支付便利性机制是成立的。

表 9 提高支付便利性机制检验结果

	覆盖广度		支付服务		数字化程度	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
覆盖广度指数	0.0139**	0.0063				
支付服务指数			0.0115***	0.0039		
数字化程度指数					0.0108**	0.0045
覆盖广度指数空间滞后项	0.0223**	0.0102				
支付服务指数空间滞后项			0.0096**	0.0045		
数字化程度指数空间滞后项					0.0118**	0.0052
空间自回归系数	0.2417***	0.0892	0.2652***	0.0894	0.2453***	0.0925
控制变量	已控制		已控制		已控制	
地区与时间固定效应	已控制		已控制		已控制	
Log-Likelihood	481.2021		468.4853		450.1359	
R ²	0.3458		0.3405		0.3345	

注：***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。

六、数字普惠金融与农村产业融合发展：区域异质性

（一）基于试点区与非试点区的比较

2016 年，为了贯彻落实《国务院办公厅关于推进农村一二三产业融合发展的指导意见》精神，中央财政专项安排 12 亿元，重点支持安徽、重庆、贵州、黑龙江、江苏、江西、辽宁、山东、河南、湖北、湖南、浙江共 12 个省（市）开展农村一二三产业融合发展试点工作。鉴于此，本文将以上 12 个省份作为试点区，其余 18 个省份作为非试点区，以 2015—2019 年面板数据检验数字普惠金融对农

村产业融合发展影响的区域异质性。

首先检验数字普惠金融对农村产业融合发展的影响在试点区与非试点区的差异，回归结果见表 10 中的（1）列和（5）列。从结果可知，在试点区和非试点区样本下，数字普惠金融指数的回归系数分别为 0.0410 和 0.0225，数字普惠金融指数空间滞后项的回归系数分别为 0.0245 和 0.0228，全部通过了显著性检验，说明无论是试点区还是非试点区，数字普惠金融均有助于本地和周边地区的农村产业融合发展。横向比较基于两组样本的回归系数可知，试点区数字普惠金融对农村产业融合发展的效应明显高于非试点区，空间溢出效应也略强于非试点区。在试点区，中央和地方财政投入了大量专项资金支持农村产业融合发展，对金融支持农村产业融合发展产生了重要的引导和强化作用；在非试点区，农村产业融合发展尚处于探索阶段，大多数响应产业融合发展的经营主体还处于创业期，金融机构对它们的支持仍比较谨慎，导致这些经营主体能够获得的金融服务数量明显少于试点区的农业经营主体。

其次，本文将进一步检验数字普惠金融影响农村产业融合发展的作用机制在试点区与非试点区是否存在差异。囿于篇幅，本文仅展示采用覆盖广度、使用深度和数字化程度三类分指数对作用机制异质性的检验结果，回归结果见表 10 的（2）～（4）列和（6）～（8）列。根据结果可知，使用深度指数的回归系数在试点区和非试点区都为正，都在 5% 的水平上显著，说明缓解流动性约束机制在试点区和非试点区均成立。覆盖广度指数和数字化程度指数的回归系数在试点区均为正，且都显著，在非试点区不显著，说明提高支付便利性机制在试点区成立，在非试点区不成立。

表 10 基于试点区与非试点区比较的检验结果

	试点区				非试点区			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
数字普惠金融指数	0.0410*** (0.0108)				0.0225** (0.0097)			
覆盖广度指数		0.0081** (0.0037)				0.0075 (0.0051)		
使用深度指数			0.0528** (0.0225)				0.0359** (0.0158)	
数字化程度指数				0.0067*** (0.0011)				0.0058 (0.0042)
数字普惠金融指数空间滞后项	0.0245** (0.0118)				0.0228* (0.0121)			
覆盖广度指数空间滞后项		0.0114* (0.0059)				0.0166 (0.0182)		
使用深度指数空间滞后项			0.1113* (0.0599)				0.1442*** (0.0405)	
数字化程度指数空间滞后项				-0.0149 (0.0475)				-0.0062 (0.0208)
空间自回归系数	0.2247***	0.2258***	0.2250***	0.2341***	0.1267**	0.1319**	0.1475**	0.1244**

(续表 10)

	(0.0703)	(0.0715)	(0.0726)	(0.0721)	(0.0607)	(0.0628)	(0.0693)	(0.0585)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
地区与时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Log-Likelihood	210.4259	234.1543	229.6024	243.0511	317.1924	310.1304	312.7059	321.1582
R ²	0.2281	0.2315	0.2231	0.2261	0.3149	0.3126	0.3188	0.3191

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

(二) 基于数字普惠金融发展水平的分组比较

本文采用面板门槛模型检验数字普惠金融对农村产业融合发展的影响是否存在基于数字普惠金融发展水平的门槛效应。基于全样本的门槛效应检验结果显示，数字普惠金融对农村产业融合发展的影响存在基于数字普惠金融发展水平的单门槛效应，门槛值为 5.1009^①。当数字普惠金融发展水平超过门槛值后，数字普惠金融对农村产业融合发展具有促进作用；反之，不能有效促进农村产业融合发展。

在此基础上，本文以门槛值为分组依据，将 30 个省份分为数字普惠金融高水平区域和低水平区域，数字普惠金融指数历年平均值低于门槛值的为低水平区域，历年平均值高于门槛值的为高水平区域，基于门槛值分组的检验结果如表 11 所示。从结果可以看出，在数字普惠金融指数较高的区域，数字普惠金融指数、覆盖广度指数、使用深度指数、数字化程度指数及其空间滞后项的回归系数全部为正，且都显著，说明数字普惠金融对本地及周边地区农村产业融合发展具有显著的促进作用，提高支付便利性机制和缓解流动性约束机制在数字普惠金融高水平区域成立。在数字普惠金融指数较低的区域，数字普惠金融指数及其空间滞后项均不显著，说明在数字普惠金融低水平区域，数字普惠金融尚未对农村产业融合发展产生明显的促进效应，这也印证了门槛模型的回归结果。分指数方面，仅有使用深度指数的回归系数为正，在 5%的水平上显著，而覆盖广度指数和数字化程度指数均不显著，这说明在数字普惠金融发展水平较低的区域，缓解流动性约束机制成立，但提高支付便利性机制不成立，即数字普惠金融主要通过缓解流动性约束来影响农村产业融合发展。

表 11 基于数字普惠金融高水平区域和低水平区域比较的检验结果

	数字普惠金融高水平区域				数字普惠金融低水平区域			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
数字普惠金融指数	0.0512*** (0.0112)				0.0120 (0.0106)			
覆盖广度指数		0.0145** (0.0071)				0.0168 (0.0137)		
使用深度指数			0.0326** (0.0148)				0.0251** (0.0116)	
数字化程度指数				0.0069**				0.0055

^① 囿于篇幅，门槛效应检验结果未列出。门槛值 5.1009 是数字普惠金融指数取对数后的值。

(续表 11)

	(0.0029)				(0.0043)			
数字普惠金融指	0.0172**				0.0076			
数空间滞后项	(0.0069)				(0.0071)			
覆盖广度指数空		0.0044**				0.0049		
间滞后项		(0.0019)				(0.0039)		
使用深度指数空			0.0122**				0.0163**	
间滞后项			(0.0057)				(0.0074)	
数字化程度指数				0.0026**				-0.0030
空间滞后项				(0.0012)				(0.0022)
空间自回归系数	0.2524***	0.2459***	0.2346***	0.2504***	0.1989***	0.1782**	0.2013***	0.1718**
	(0.0718)	(0.0651)	(0.0691)	(0.0731)	(0.0644)	(0.0715)	(0.0647)	(0.0712)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
地区与时间固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
效应								
Log-Likelihood	274.4822	281.1159	286.1355	281.1564	238.1246	243.1354	248.5565	239.1354
R ²	0.3206	0.3191	0.3182	0.3118	0.2811	0.2319	0.2297	0.2605

注：***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平，括号内为稳健标准误。

综上可知，缓解流动性约束机制在所有区域均成立，但提高支付便利性机制仅在试点区和数字普惠金融高水平区域成立，在非试点区和数字普惠金融低水平区域不成立。结合数字普惠金融指数的指标体系和农村数字金融使用的实际情况可知，这一结果是比较符合农村实际的。首先，推进农村产业融合发展是乡村振兴战略的核心内容，无论是试点区还是非试点区，各级政府都给予了高度重视，在相关政策尤其是财政专项资金的引导和支持下，各类金融机构投放到农业农村领域的金融产品和金融服务逐渐增多，数字普惠金融的快速发展又为各类农业经营主体尤其是“长尾客户”提供了更多的融资渠道和融资模式，对传统普惠金融形成了有效补充，而且数字普惠金融信贷过程具有即时性，有助于降低金融服务的交易成本和提高金融交易灵活性，即数字普惠金融可以提高各类农业经营主体的融资可得性和融资效率，在一定程度上缓解他们融资难、融资贵、融资慢的问题，进而促进农村产业融合发展。本文课题组调查数据显示，目前有过线上借贷经历的新型农业经营主体和普通农户占比分别为 14.38%和 7.65%，线上融资已逐渐成为农业经营主体的重要融资渠道之一。其次，从北京大学数字普惠金融指数的指标体系可知，覆盖广度的具体衡量指标主要体现在支付宝账号数量、绑卡比例等方面，数字化程度的具体衡量指标主要体现在移动支付、花呗支付和芝麻信用的金额和笔数等方面。调研也发现，在农村产业融合发展试点区和数字普惠金融发展高水平区域，新型农业经营主体和普通农户在农业生产经营过程中使用数字化支付的占比分别超过 70%和 25%。在非试点区和数字普惠金融发展低水平区域，农村产业融合发展仍处于多样化产业融合模式的探索阶段，农业产业发展水平低、产业链条较短，农村居民使用移动支付、二维码支付主要集中于日常消费的小额收支，在生产经营过程中使用数字化支付的占比不足 10%，所以，数字化支付对农村产业融合发展的影响不明显。

七、研究结论与政策建议

本文首先从理论上阐释了数字普惠金融影响农村产业融合发展的作用机理，然后利用 2011—2019 年中国 30 个省份的面板数据，建立空间杜宾模型实证分析了数字普惠金融对农村产业融合发展的影响、作用机制及区域异质性。研究发现，中国数字普惠金融与农村产业融合发展均存在显著的空间集聚特征，主要表现为“高一高”和“低—低”两种集聚模式；数字普惠金融有助于促进农村产业融合发展，且该影响在 2015 年开始农村产业融合发展试点以后变得更加强烈；数字普惠金融对农村产业融合发展的影响具有正向空间溢出效应，可以促进周边地区的农村产业融合发展。进一步研究发现，数字普惠金融对农村产业融合发展的促进作用存在区域异质性，试点区大于非试点区，数字普惠金融高水平区域大于低水平区域。作用机制方面，数字普惠金融主要通过提高支付便利性和缓解流动性约束两种途径对农村产业融合发展产生影响，其中缓解流动性约束机制在所有区域均成立，而提高支付便利性机制仅在农村产业融合发展试点区和数字普惠金融高水平区域成立。

本文认为，要充分发挥数字普惠金融对农村产业融合发展的促进作用及其空间溢出效应，首要任务在于解决农村产业融合发展中的资金需求问题，这需要各地区协同发力加快推进数字普惠金融发展并跨越门槛值，提高农村数字普惠金融的覆盖广度和使用深度，同时为数字普惠金融支持农村产业融合发展创造良好的外部条件，从而充分发挥数字普惠金融缓解流动性约束的作用，解决农业经营主体融资难问题。具体而言，可以从以下几个方面着手：

一是各地方政府协同推进农村数字普惠金融发展，多措并举不断提升数字普惠金融覆盖广度，助力数字普惠金融低水平区域跨越门槛。以城市经济圈为基础，联合制订数字普惠金融发展战略，各地方政府联合其他相关部门共同发力，协同推进区域内各省份或各城市的数字普惠金融发展水平，提升农村数字普惠金融覆盖广度，实现数字普惠金融“1+1>2”的空间溢出效应。在数字普惠金融发展水平较低的省份，地方财政资金引导，农业部门、通信部门、科技部门等多方联合出资出力，实施村级联动机制，统一规划建设设备先进、服务齐全的农村数字普惠金融服务站（室），并配置专业工作人员，提高农村数字普惠金融覆盖面，同时不断加快推进农村 5G 网络、互联网终端建设，增加农村地区信号基站布局，提高农村互联网普及率，助力数字普惠金融发展跨越门槛。

二是设计与农村特征相符合的数字金融产品与服务，提高农村数字普惠金融供求匹配度，有效解决农业经营主体融资难、融资贵、融资慢的问题。在风险可控的前提下，鼓励各类金融机构下沉创新权限，允许县域金融机构根据当地实际情况，设计操作简单、交易便捷、“接地气”的数字信贷产品与数字金融服务，简化数字普惠金融服务手续和流程，减缓数字普惠金融的供需结构性失衡。加快推进电子签名、视频签约、人脸识别等信息技术在数字普惠金融领域的合法应用，开发可以简单几步完成甚至“一键完成”的数字金融移动终端，提供跨地域电话支付结算、视频转账等金融服务，实现金融产品生产数字化、消费网络化、交易信息化，提高金融服务效率和降低农业经营主体的融资成本。

三是加强农业经营主体数字金融素养培训，减少农村居民对数字普惠金融的自我排斥，提升农村数字普惠金融使用深度。组建数字普惠金融宣讲团和专业技能培训团，或是开办数字普惠金融夜校，

发放数字普惠金融基础知识宣传小册，制定关于数字普惠金融使用的讲解视频，加强对农村居民尤其是新型农业经营主体负责人的数字金融基础知识教育和基本操作技能培训，帮助农村居民逐渐跨越“数字鸿沟”，提高农村居民对网络诈骗的鉴别与防范能力，从而使农村居民“会使用”“想要用”“敢于用”“愿意用”数字普惠金融产品和服务，最终提高农村数字普惠金融使用深度。

参考文献

- 1.陈学云、程长明，2018：《乡村振兴战略的三产融合路径：逻辑必然与实证判定》，《农业经济问题》第11期，第91-100页。
- 2.陈一明，2021：《数字经济与乡村产业融合发展的机制创新》，《农业经济问题》第12期，第81-91页。
- 3.程莉、孔芳霞，2020：《长江上游地区农村产业融合发展水平测度及影响因素》，《统计与信息论坛》第1期，第101-111页。
- 4.韩峰、阳立高，2020：《生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级？——一个集聚经济与熊彼特内生增长理论的综合框架》，《管理世界》第2期，第72-94页、第219页。
- 5.何宏庆，2020：《数字金融助推乡村产业融合发展：优势、困境与进路》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第3期，第118-125页。
- 6.何婧、蔡新怡、赵亚雄，2021：《金融渗透、金融获得与农业产业化——来自湖南省87个县市的证据》，《财经理论与实践》第2期，第12-19页。
- 7.黄益平、黄卓，2018：《中国的数字金融发展：现在与未来》，《经济学（季刊）》第4期，第1489-1502页。
- 8.蓝乐琴、杨卓然，2021：《数字普惠金融能提升居民消费水平吗？》，《财经问题研究》第12期，第49-57页。
- 9.李晓龙，2019：《农村金融深化、农业技术进步与农村产业融合发展》，重庆大学博士学位论文。
- 10.李晓龙、冉光和，2019：《农村产业融合发展如何影响城乡收入差距——基于农村经济增长与城镇化的双重视角》，《农业技术经济》第8期，第17-28页。
- 11.刘俊杰、李超伟、韩思敏、张龙耀，2020：《农村电商发展与农户数字信贷行为——来自江苏“淘宝村”的微观证据》，《中国农村经济》第11期，第97-112页。
- 12.彭建刚、徐轩，2019：《农业产业化与普惠金融的耦合关系及协调发展——以湖南省为例》，《财经理论与实践》，第5期，第19-26页。
- 13.苏毅清、游玉婷、王志刚，2016：《农村一二三产业融合发展：理论探讨、现状分析与对策建议》，《中国软科学》第8期，第17-28页。
- 14.孙学涛、于婷、于法稳，2022：《数字普惠金融对农业机械化的影响——来自中国1869个县域的证据》，《中国农村经济》第2期，第76-93页。
- 15.魏敏、李书昊，2018：《新时代中国经济高质量发展水平的测度研究》，《数量经济技术经济研究》第11期，第3-20页。
- 16.温涛、陈一明，2020：《数字经济与农业农村经济融合发展：实践模式、现实障碍与突破路径》，《农业经济问题》第7期，第118-129页。

- 17.星焱, 2021:《农村数字普惠金融的“红利”与“鸿沟”》,《经济学家》第2期,第102-111页。
- 18.张红宇, 2016:《金融支持农村一二三产业融合发展问题研究》,北京:中国金融出版社,第1-2页。
- 19.张林、温涛, 2019:《财政金融服务协同与农村产业融合发展》,《金融经济学研究》第5期,第53-67页。
- 20.张林、温涛, 2021:《农村金融高质量服务乡村振兴的现实问题与破解路径》,《现代经济探讨》第5期,第110-117页。
- 21.张林、张雯卿, 2021:《普惠金融与农村产业融合发展的耦合协同关系及动态演进》,《财经理论与实践》第2期,第2-11页。
- 22.张龙耀、邢朝辉, 2021:《中国农村数字普惠金融发展的分布动态、地区差异与收敛性研究》,《数量经济技术经济研究》第3期,第23-42页。
- 23.张勋、杨桐、汪晨、万广华, 2020:《数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践》,《管理世界》第11期,第48-63页。
- 24.张岳、周应恒, 2021:《数字普惠金融、传统金融竞争与农村产业融合》,《农业技术经济》第9期,第68-82页。
- 25.章成、洪铮、王林, 2021:《农村普惠金融对农业产业化的影响研究》,《贵州财经大学学报》第3期,第35-44页。
- 26.赵霞、韩一军、姜楠, 2017:《农村三产融合:内涵界定、现实意义及驱动因素分析》,《农业经济问题》第4期,第49-57页、第111页。
- 27.Andrianaivo, M., and K. Kpodar, 2012, “Mobile Phones, Financial Inclusion and Growth”, *Review of Economics and Institutions*, 3(2): 1-30.
- 28.Abraham, F., S. L. Schmukler, and J. Tessada, 2019, “Robo-Advisors: Investing Through Machines”, <https://documents1.worldbank.org/curated/en/275041551196836758/pdf/Robo-Advisors-Investing-through-Machines.pdf>.
- 29.Berg, T., V. Burg, A. Gornovi, M. Puri, and A. Karolyi, 2020, “On the Rise of the FinTechs-Credit Scoring Using Digital Footprints”, *Reviews of Financial Studies*, 33(7): 2845-1897.
- 30.Elhorst, J. P., 2010, “Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar”, *Spatial Economic Analysis*, 5(1): 9-28.
- 31.Fischer, M. M., T. Scherngell, and M. Reismann, 2009, “Knowledge Spillovers and Total Factor Productivity: Evidence Using a Spatial Panel Data Model”, *Geographical Analysis*, 41(2): 204-220.
- 32.Francis, E., J. Blumenstock, and J. Robinson, 2017, “Digital Credit: A Snapshot of the Current Landscape and Open Research Questions”, CEGA White Paper, <http://escholarship.org/uc/item/88r1j7sz>.
- 33.LeSage, J., and R. Pace, 2009, “Regional Convergence and International Integration”, *Journal of Urban Economics*, 48(2): 286-306.
- 34.Moenninghoff, S. C., and A. Wieandt, 2013, “The Future of Peer-to-peer Finance”, *Schmalenbachs Zeitschrift Für Betriebswirtschaftliche Forschung*, 65(5): 466-487.
- 35.O’Toole, C. M., C. Newman, and T. Hennessy, 2014, “Financing Constraints and Agricultural Investment: Effects of the Irish Financial Crisis”, *Journal of Agricultural Economics*, 65(1): 152-176.
- 36.Vega, S. H., and J. P. Elhorst, 2017, “Regional Labour Force Participation across the European Union: A Time-space Recursive Modelling Approach with Endogenous Regressors”, *Spatial Economic Analysis*, 12(2-3): 138-160.
- 37.Welter, F., and D. Smallbone, 2014, “Institutional Perspectives on Entrepreneurial Behavior in Challenging Environments”,

(作者单位: ¹西南大学普惠金融与农业农村发展研究中心;

²西南大学经济管理学院)

(责任编辑: 胡 祎)

How Does Digital Inclusive Finance Affect the Integrated Development of Rural Industries?

ZHANG Lin WEN Tao

Abstract: Digital Inclusive Finance plays an important role in the integrated development of rural industries. This article firstly analyzes the mechanism of digital inclusive finance on the integrated development of rural industries and proposes research hypotheses, and then empirically tests the impact, mechanism and regional heterogeneity of digital inclusive finance on the integrated development of rural industries based on the panel data collected from 30 provinces in China from 2011 to 2019 and a spatial Durbin model. The results indicate that both digital inclusive finance and the integrated development of rural industries have significant spatial agglomeration characteristics, being manifested mainly in the "high-high" and "low-low" agglomeration modes. Digital inclusive finance can promote the integrated development of local provincial rural industries during the sample period, and the promotion effects has become more obvious after the pilot projects started in 2015. The promotion effect of digital inclusive finance on the integrated development of rural industries is higher in pilot areas than in non-pilot areas, and the effect is also significantly different between areas with low level of digital inclusive financial and those with high level of digital inclusive finance. In terms of its mechanism, digital inclusive finance mainly promotes the integrated development of rural industries by improving the payment convenience and alleviating liquidity constraints. The mechanism of alleviating liquidity constraints holds in all regions, while the mechanism of improving payment facilitation holds only in pilot areas of the integrated development of rural industries and the areas with high level of digital inclusive finance.

Keywords: Digital Inclusive Finance; Integrated Development of Rural Industry; Payment Facilitation; Liquidity Constraint

数字普惠金融与农业全要素生产率*

——基于要素流动与技术扩散的视角

唐建军¹ 龚教伟¹ 宋清华²

摘要：本文利用 2011—2019 年中国地级市面板数据，采用动态面板固定效应模型，实证分析了数字普惠金融发展对农业全要素生产率的影响。实证结果表明：第一，数字普惠金融发展显著提高了农业全要素生产率。从各维度看，对农业全要素生产率促进作用最强的是数字普惠金融产品和服务的使用深度，其次是数字化程度，最后是覆盖广度。同时，数字化普惠信贷和保险的发展对提高农业全要素生产率发挥了显著的协同效应。第二，在自然资源禀赋好和农业生产模式先进的地区，数字普惠金融发展对农业全要素生产率的促进作用更强。第三，数字普惠金融发展有利于生产要素在产业和区域间的流动与技术扩散，发挥生产前沿地区、工业化和城镇化的拉动效应，进而提高农业全要素生产率。为此，应大力提高农村数字普惠金融水平，充分考虑农业要素禀赋差异而因地制宜，实现工农互促、城乡互补的新型工农城乡关系，全面提高农业全要素生产率。

关键词：数字普惠金融 农业全要素生产率 要素流动 技术扩散

中图分类号：F304.7 **文献标识码：**A

一、引言

改革开放以来，中国农业增长迅速，总产值从 1978 年的 1397 亿元上升到 2020 年的 137782 亿元，按可比价格计算提高了 10.6 倍^①。农业增长主要由要素投入增加和全要素生产率（Total Factor Productivity, TFP）提高两部分构成。现有研究表明，农业全要素生产率的提高，尤其是其技术变革部分，是促进中国农业实质性发展的主要驱动力（Sheng et al., 2020）。中国高度重视农业全要素生产率提高在实现乡村振兴和农业现代化中发挥的作用，中共中央、国务院印发的《乡村振兴战略规划

*本文研究得到国家自然科学基金重点项目“乡村振兴战略实施中政府与市场的关系及其协调研究”（编号：71933004）、国家社会科学基金一般项目“金融科技背景下普惠金融机制与路径研究”（编号：19BJY250）的资助。本文曾获得 2021 年中国农林经济管理学术年会“优秀论文奖”。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，当然文责自负。本文通讯作者：宋清华。

^①根据历年《中国统计年鉴》中的农林牧渔业总产值指数计算得到。

（2018—2022 年）》强调了“持续提高农业创新力、竞争力和全要素生产率”的重要性^①。第一，农业全要素生产率提升可以增加农民收入，缩小城乡收入差距；第二，提高农业全要素生产率是解决粮食问题和保护稀缺自然资源的关键，对实现经济和社会可持续发展具有重要意义（Baldos and Hertel, 2014）；第三，农业全要素生产率的提高有助于释放农业劳动力向工业和服务业转移，进而影响国家经济的整体转型和升级（徐建国和张勋，2016）。中国人口众多，但由于地理原因，实际耕地面积约占全国土地面积的 13%，这对农民扩大农业生产规模构成了很大限制。在生产要素和环境承载力硬约束的新形势下，中国农业必须通过提高全要素生产率来实现高质量发展。

随着互联网和金融科技的深入应用，数字普惠金融应运而生并迅速发展。2016 年，G20 杭州峰会上发布的《G20 数字普惠金融高级原则》将数字普惠金融定义为“一切通过使用数字金融服务以促进普惠金融的行动”，发展数字普惠金融上升至国家和政府战略高度^②。2021 年中央“一号文件”《中共中央 国务院关于全面推进乡村振兴加快农业农村现代化的意见》首次提出了“发展农村数字普惠金融”^③。通过科技赋能农村金融改革，充分发挥金融要素在加快推进农业现代化中的作用已成为新时期“三农”工作的重点。

数字普惠金融具有便捷、共享、低成本、低门槛等特点，是增强金融普惠性的最优形式，为解决农村金融问题提供了新思路。第一，数字普惠金融依托大数据、区块链、人工智能等创新科技的发展，可以大幅降低金融机构提供金融产品和服务的成本，提高金融服务的覆盖率和渗透率（傅秋子和黄益平，2018）。第二，数字普惠金融依托互联网平台，不仅可以促进金融内部子行业间的协作，还有利于塑造更多商业模式，促进新业态的发展。第三，借助大数据和云计算技术，金融机构可以获得更加全面和准确的农户信息，减少由信息不对称引发的道德风险和逆向选择问题，在缓解农户信贷约束的同时改善了农村地区信息传播的效率和方式，缓解了农户的信息约束（Beck et al., 2018）。第四，数字金融的普及将鼓励更多农户使用移动互联网进行安全性较高的金融资产交易，有利于缓解农户的信任约束，增加其社会信任感，从而激励他们分享技术和经验、提高生产积极性（何婧和李庆海，2019）。

学术界主要聚焦数字普惠金融在改善农民生活水平（尹振涛等，2021；张勋等，2021）、缩小城乡发展差距（马威和张人中，2022；王修华和赵亚雄，2022）、消除贫困（王修华和赵亚雄，2020；董晓林等，2021）和促进乡村产业振兴（谭燕芝等，2021）等方面发挥的作用，并在近期开始关注数字普惠金融对农业生产的影响。既有研究表明，数字普惠金融发展有利于农业生产中资本要素对劳动力要素的替代（张正平和王琮，2021），并通过促进农业固定资产投资（孙学涛等，2022）、推动农机作业服务市场发展（闫桂权等，2022）等方式提升农业机械化水平。农业机械化为农业资本深化和技术进步创造了条件，有利于农业生产率的提高。中国的农业机械化与劳动力流动密切相关。改革开放初期，农村实行家庭联产承包责任制后，农业部门存在大量剩余劳动力，导致农业机械化进程停滞

^①参见：http://www.gov.cn/zhengce/2018-09/26/content_5325534.htm。

^②参见：<https://www.gpfi.org/publications/g20-high-level-principles-digital-financial-inclusion>。

^③参见：http://www.moa.gov.cn/ztzl/jj2021zyyhwy/zxgz_26476/202102/t20210221_6361865.htm。

不前, 20 世纪 90 年代以来, 非农部门就业机会的迅速扩张改变了这种情况, 推动了中国农业机械化近 30 年的快速发展 (Yang et al., 2013)。数字普惠金融不仅能缓解农户信贷约束、提升金融可得性 (王修华和赵亚雄, 2022), 还能放宽农户创业和从事非农就业的信息约束和信任约束, 有利于农业劳动力向非农部门和城镇地区转移, 促进非农部门的发展。而非农部门进步为农业生产提供了机械设备、能源动力、化肥种子等方面的便利, 进而有利于推动农业机械化和农业生产率的提高 (徐建国和张勋, 2016)。此外, 数字普惠金融依托数字技术优势突破了时空限制, 提高了农村金融市场的运行效率, 为农业生产要素相对价格收敛和农业技术扩散创造了条件, 可能影响地区间农业生产率的收敛和赶超速度。现有关于数字普惠金融影响农业全要素生产率的研究相对缺乏, 特别是数字普惠金融发展能否通过促进生产要素在产业和区域间流动, 推动各产业和城乡融合发展, 同时发挥金融普惠化和数字化对农业生产要素相对价格收敛和农业技术扩散的作用, 促进区域间农业全要素生产率收敛, 进而实现中国农业全要素生产率长效提升的问题尚未得到检验。因此, 本文在现有研究基础上, 基于要素流动和技术扩散引致的产业和区域协同发展的研究视角, 对数字普惠金融发展能否提高农业全要素生产率这一问题展开研究。

相较现有文献, 本文拟在以下方面做一些新的尝试: 第一, 从农业全要素生产率角度研究数字普惠金融的经济效应, 希望对评估数字普惠金融在推进农业现代化中发挥的作用提供新的理论和现实依据。现有文献从要素配置效率 (Adamopoulos et al., 2022)、科技投入 (Alston, 2018)、经营规模 (Sheng et al., 2019) 等角度研究了农业生产率的影响因素。而有关金融因素影响农业生产率的文献主要集中在信贷可得性 (Karlan et al., 2014)、正规与非正规信贷配给 (Ali et al., 2014)、农户保险参与 (Vigani and Kathage, 2019) 等角度, 较少考虑金融包容性, 以及互联网和金融科技的应用, 即关于普惠金融和数字金融发展影响农业全要素生产率的研究相对欠缺。第二, 从由劳动力和人口转移引致的产业和城乡协同发展视角分析数字普惠金融影响农业全要素生产率的间接渠道, 实证检验数字普惠金融发展在促进生产要素在产业和城乡间流动、发挥工业化和城镇化带动效应中的作用, 以期为实现产业和城乡融合发展提供新视角和经验。第三, 在诱致性技术创新理论框架下拓展分析数字普惠金融发展对农业技术扩散和生产率收敛速度的影响, 尝试利用多前沿生产率赶超模型验证“农业技术扩散和生产率收敛更易发生在数字普惠金融发展水平相近地区”的理论假说。

二、理论机制与研究假说

(一) 数字普惠金融对农业全要素生产率的直接影响

数字普惠金融可能发挥自身特点和优势直接影响农业生产。第一, 相比于传统金融服务和一般层面的普惠金融, 数字普惠金融将金融科技与普惠金融有机结合, 借助于互联网、大数据等信息技术, 可以大幅度降低金融机构提供金融产品和服务的成本, 提高普惠金融的覆盖率和渗透率, 更大程度地放宽农户融资约束, 满足其生产性资金需求 (傅秋子和黄益平, 2018), 对鼓励农户改善农业生产技术、提高农业生产效率具有积极作用。第二, 中国现代农业正向资本密集型产业发展, 金融机构是农业资金供给的主要部门之一。农业贷款和农业保险是农村金融体系的重要组成部分, 二者协同发展对

提高农业生产率具有重要作用^①。但早期农村金融市场普遍存在系统风险、信息不对称等问题，且农业贷款和农业保险的直接受益者存在分离，以及 2018 年前中国银行业和保险业长期存在的分业经营与监管制度，在很大程度上限制了农业贷款和保险对促进农业增长发挥的作用（王向楠，2011）。随着数字普惠金融的发展，不仅农业贷款和农业保险在农村地区的覆盖率和渗透率将显著提高，农业贷款门槛降低让更多农户获得生产性信贷支持，保险业务的精细化、多元化发展进一步降低了农业生产风险，而且互联网及金融科技的发展为农业保险与贷款服务在信息和业务上提供了更广泛的合作机制，为发挥金融产品和服务之间的“协同效应”创造了更多条件，对改善农村金融市场、推动农业生产率提高发挥积极作用。第三，数字普惠金融有利于促进农业技术扩散，从而提高农业生产率。一方面，数字普惠金融可以发挥互联网的“网络效应”和“连接经济”作用，促进技术传播和交流（郭家堂和骆品亮，2016）；另一方面，农户通过互联网进行安全性较高的金融资产交易，有利于缓解其信任约束（何婧和李庆海，2019），使他们更愿意分享生产技术和经验，最终有利于农业技术扩散和生产率提高。第四，数字普惠金融依托互联网平台，在电子商务的发展下能够催生更多新业态，激发农民新型需求，拓展更多的生产和服务模式，有利于改善农村地区的生产和消费结构，为农业生产和农村发展创造更多动力。综上，本文提出假说 1。

H1：数字普惠金融发展可能显著提高农业全要素生产率。

（二）数字普惠金融对农业全要素生产率的间接影响

除了发挥自身特点和优势直接影响农业生产外，数字普惠金融发展还可能通过促进生产要素在区域、产业和城乡间流动，发挥收入效应、产业协同效应、技术扩散效应等间接影响农业全要素生产率。

1. 通过促进农业劳动力转移，推动工业部门进步，为农业生产提供资金和技术支持的同时促进农业资本深化，进而提高农业全要素生产率。劳动力转移可能通过溢出效应、干中学等方式促进农业全要素生产率的长效提升，而数字普惠金融为农业劳动力向非农部门转移创造了条件。相比于传统金融和一般层面的普惠金融，数字普惠金融的覆盖率和渗透率更高，可以从产品和服务两方面更好地满足农业劳动力向非农部门转移的资金需求，更大程度地放宽其从事非农就业的参与约束条件和激励约束条件（张勋等，2021），而且数字普惠金融可以推动农地证券化流转，帮助农户克服资本和信息约束，实现农业劳动力的长效转移（李婷，2016）。此外，数字金融发展有利于增加农户收入，帮助改善农民的创业行为，从而促进农业劳动力转移和实现经济包容性增长（张勋等，2021）。

农业劳动力向非农部门转移有利于提高工业部门的资本回报率，促进非农部门发展（刘晓光和卢锋，2014）。而非农部门的产品可以作为农业技术投入的中间品，非农部门发展将促进非农产品的相对价格下降，从而降低农业技术进步的门槛（Yang and Zhu，2013）。此外，非农工资水平的提高会增加劳动力从事农业生产的机会成本，导致农业劳动力投入的要素价格相对提升，资本投入的要素价格相对下降，根据诱致性技术进步理论（Hayami and Ruttan，1971），技术进步方向会偏向于相对廉

^①2009 年中央“一号文件”《关于 2009 年促进农业稳定发展农民持续增收的若干意见》明确指出，“探索建立农村信贷与农业保险相结合的银保互动机制”；2010 年，银监会和保监会联合发布《关于加强涉农信贷与涉农保险合作的意见》。

价的要素，从而促进农业资本深化及其对劳动力、土地要素的替代（李谷成，2015），推动农业生产率提升。值得注意的是，随着资本深化的深入，农户将倾向使用更少的劳动力，甚至通过转入农地扩大经营规模（赵思诚等，2020）。而生产规模扩大可能增加农户面临的信贷约束及生产风险，此时，数字普惠金融的发展有助于平衡农业生产扩张伴随的问题和风险，促进农业生产率的长效增长。相关理论机制如图 1 所示。

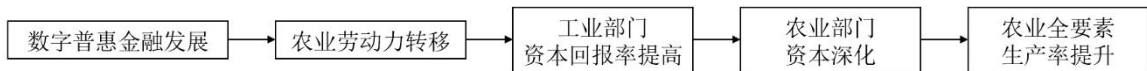


图 1 数字普惠金融、劳动力转移与“以工促农”

综上，本文提出假说 2。

H2: 数字普惠金融发展可能通过促进农业劳动力向非农部门转移，推动工业部门资本回报率提升，进而促进农业资本深化，最终“以工促农”提高农业全要素生产率。

2. 通过促进人口城镇化和产业城镇化提高农业全要素生产率。城镇化长效发展的关键是发挥普惠金融对扭转金融偏向性发展的作用（尹晓波和王巧，2020）。由于中国特殊的城乡二元发展格局，传统金融和普惠金融对农村地区的覆盖率和渗透率与城镇地区有显著差异，导致对农村地区的支持力度难以实现（马述忠和胡增玺，2022），数字金融的包容性在扭转金融偏向性、促进城镇化发展中将发挥重要作用。数字普惠金融可以通过提高正规金融产品和服务的可得性，让更多的进城农民工和小微企业从金融发展中获益，提高进城农民工对金融产品和服务的利用水平，从而加速农民市民化进程和促进小微企业成长来推动城镇化发展。此外，依托互联网和数字技术的优势，数字普惠金融还有利于推进新型城镇化发展，实现由“要素驱动”向“创新驱动”的转变（辜胜阻和刘江日，2012）。

城镇化包括人口城镇化和产业城镇化两个方面，对农业生产率提高可能产生显著影响。首先，人口城镇化的主要表现是农村人口为寻找非农就业机会向城镇地区转移，有利于增加农户工资性收入，在当前农业劳动力大量转移，大部分农户采取兼业经营策略的背景下，非农工资收入增加有利于缓解农户信贷约束，增加其农业生产性投资（Ito and Kurosaki, 2009）。留居农村的务农劳动力减少会增加农业劳动力要素投入的相对价格，农户更倾向于增加农业机械化投资以降低务农机会成本，最终将促进农业资本深化和生产率增长。此外，虽然城镇化可能带来因农村劳动力流失而导致的农村空心化和务农劳动力价格上升过快的问题，但同时也会释放大量农村土地，有利于减少耕地细碎化和推进大规模耕作（Wang et al., 2021），耕作规模的增加也有助于提高农业投入效率，优化农业要素配置（Oueslati et al., 2019），从而促进农业生产率增长。其次，与人口城镇化相伴随的产业城镇化的主要表现是城镇第二、第三产业发展，不仅能够刺激城市居民对农产品的需求，优化农业产业与产品结构（谢杰，2012），还会对农村地区发挥技术扩散和溢出效应（Zhong et al., 2020），且非农部门进步将为农业技术投入提供更多高质量的中间产品，有利于刺激农业技术进步和提高农业生产率。相关理论机制如图 2 所示。

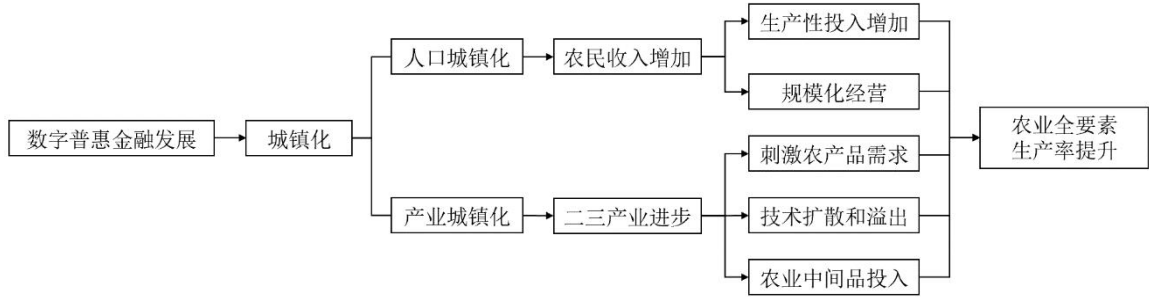


图2 数字普惠金融、城镇化与“以城带乡”

综上，本文提出假说3。

H3：数字普惠金融发展可能通过促进农村人口转移，推动人口城镇化和产业城镇化，最终“以城带乡”提高农业全要素生产率。

（三）数字普惠金融对农业全要素生产率收敛性的影响

索洛模型表明经济增长过程具有某种趋同趋势。在农业领域，国家和地区间农业经济增长的收敛和赶超主要是通过技术扩散和创新实现的（Hayami and Ruttan, 1971）。影响农业技术扩散的因素既包括政策、推广体系等宏观动力，也包括技术信息、扩散渠道、金融支持和社会网络等微观因素。

现有研究表明，要素相对价格变化是诱致技术变迁的主要原因（郑旭媛和徐志刚，2017），金融是要素市场的重要组成部分，金融发展水平会显著影响要素市场价格。数字普惠金融依托现代金融科技，对优化农业产业链、激活农村要素市场和实现要素市场化配置具有重要作用。例如，在土地流转方面，依托数字技术的农地证券化流转不仅推动了土地要素的市场化定价，还有利于引导社会资本进入农村，为农村要素市场提供更多利润空间，而数字化农业保险则能更好地发挥风险补偿机制，为加速农村土地流转、盘活土地等要素资源提供保障。此外，借助互联网和区块链、大数据等信息技术，数字普惠金融有利于促进生产要素在地区间流动，加强要素市场关联度，推动农业生产要素相对价格趋近；并通过发挥“连接经济”的作用，缓解了落后地区的信息约束（郭家堂和骆品亮，2016），有利于农业技术的传播和采纳。综上，要素相对价格变化和技术创新采纳方向可能在很大程度上受到数字普惠金融发展水平的影响，从而影响农业技术扩散和生产率赶超速度。相关理论机制如图4所示。

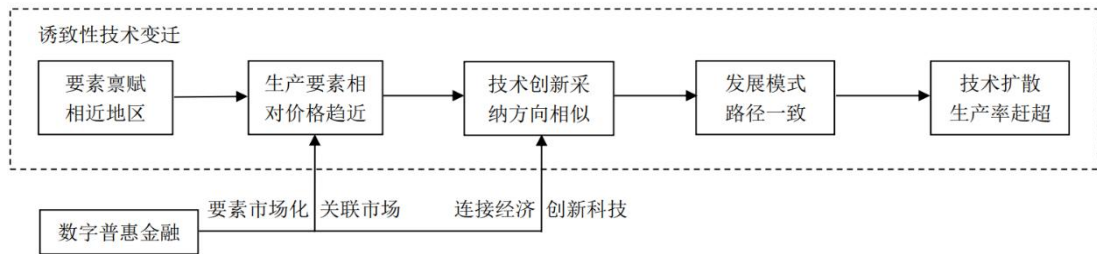


图3 数字普惠金融、农业技术扩散与生产率收敛

据此，通过扩展诱致性技术创新理论，本文提出假说4。

H4：农业技术扩散和生产率收敛更有可能发生在数字普惠金融发展水平相近的地区。

三、研究设计

（一）样本和数据来源

本文研究利用2011—2019年中国288个地级市的平衡面板数据研究数字普惠金融发展对农业全要素生产率的影响。地级市数字普惠金融相关指标来源于“北京大学数字普惠金融指数”（郭峰等，2020）。地级市农业投入和产出、控制变量、调节变量、中介变量数据来自历年《中国城市统计年鉴》、各省（区、市）和各地级市统计年鉴、地方政府网站、Wind数据库等，缺失数据采用插值法补充。

（二）变量设定

1.被解释变量。本文的核心被解释变量是农业全要素生产率，使用各地级市的农业投入和产出数据进行测算。参考以往研究（Gong, 2018; 李谷成, 2015; 龚斌磊等, 2020），产出变量选择以2010年不变价格计算的第一产业增加值，投入变量包括劳动力（第一产业从业人员数）、土地（农作物播种面积）和资本（农用机械总动力）。选择增加值作为产出变量，说明已经剔除化肥、种子、饲料、能源、服务费等农业中间投入，原因是地级市层面的统计数据中缺失许多中间投入数据，因此选择增加值作为产出变量可以减少测量误差。

本文采用随机前沿分析（Stochastic Frontier Analysis, SFA）和Malmquist生产率指数测算和分解地级市农业全要素生产率。相比于数据包络分析（Data Envelope Analysis, DEA），SFA的优势在于加入了随机扰动项来控制测量误差和不确定因素的影响。农业是受自然环境等不确定因素影响较强的产业，采用SFA更符合农业生产的本质特征（Gong, 2018）。因此，本文采用SFA-Malmquist指数法测算各地级市农业全要素生产率。参考Kumbhakar and Lovell（2003），SFA模型设定如下：

$$\ln Y_{it} = \ln f(X_{it}, t; \beta) + v_{it} - \mu_{it} \quad (1)$$

（1）式中， Y_{it} 表示地级市 i 在 t 时期的农业产出； X_{it} 表示地级市 i 在 t 时期的农业生产要素投入； β 表示待估参数； f 表示特定函数形式。 v_{it} 表示随机误差项，假定服从正态分布， $v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$ ； μ_{it} 表示技术非效率项，假定服从截断正态分布， $\mu_{it} \sim N^+(\mu, \sigma_\mu^2)$ ； v_{it} 和 μ_{it} 相互独立；采用时变模型测算 μ_{it} 。

对函数形式 f 的选择，本文参考Greene（2005），选取超越对数函数构建面板固定效应SFA模型，具体函数形式如下：

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \beta_0 + \sum_j \beta_j \ln X_{ijt} + \beta_t t + \sum_j \sum_l \beta_{jl} \ln X_{ijt} \times \ln X_{ilt} + \beta_{tt} t^2 + \sum_{jt} \beta_{jt} t \times \ln X_{ijt} \\ & + \alpha_i + v_{it} - \mu_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

（2）式中， i 和 t 分别代表地级市和时期， j 和 l 分别代表第 j 种和第 l 种要素投入， α_i 为不可观测的地级市固定效应，其余变量定义与（1）式相同。

为满足规模报酬不变 (Constant Returns to Scale, CRS)^① 假设并符合超越对数函数的对称性, 本文对模型的投入和产出变量用土地投入进行标准化, 即产出变量为单位土地农业产出 (Y)、投入变量包括单位土地劳动力投入 (L) 和单位土地资本投入 (K); 然后将标准化后的各投入产出变量代入 (2) 式, 得到如下回归模型:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 (\ln K_{it})^2 + \beta_4 (\ln L_{it})^2 + \beta_5 \ln K_{it} \ln L_{it} + \beta_6 t \ln K_{it} + \beta_7 t \ln L_{it} + \beta_8 t + \beta_9 t^2 + \alpha_i + v_{it} - \mu_{it} \quad (3)$$

估计模型参数后, 通过下式即可获得 t 时期地级市 i 的农业技术效率 (EFF):

$$EFF_i^t = \exp(-\mu_{it}), 0 \leq \exp(-\mu_{it}) \leq 1 \quad (4)$$

地级市 i 从 t 时期到 $t+1$ 时期的农业技术效率 ($EFFCH$) 可由如下公式计算:

$$EFFCH_i^{t,t+1} = EFF_i^{t+1} / EFF_i^t \quad (5)$$

地级市 i 从 t 时期到 $t+1$ 时期的技术变化可通过对 (3) 式估计参数求 t 的偏导数计算得到。由于技术变化呈非中性, 相邻时期 t 和 $t+1$ 的农业技术进步 ($TECH$) 宜采取几何平均值计算, 具体计算公式如下:

$$TECH_i^{t,t+1} = \sqrt{(1 + \frac{\partial f(X_{it}, t; \beta)}{\partial t})(1 + \frac{\partial f(X_{i(t+1)}, t+1; \beta)}{\partial (t+1)})} \quad (6)$$

在 CRS 假定下, 依据 Malmquist 生产率指数的分解, 农业全要素生产率 ($TFPCH$) 可表示为:

$$TFPCH_i^{t,t+1} = EFFCH_i^{t,t+1} \times TECH_i^{t,t+1} \quad (7)$$

2. 解释变量。本文的核心解释变量是数字普惠金融水平, 由地级市层面的数字普惠金融指数表示。该指数由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制, 基于蚂蚁金服提供的数字金融服务数据, 运用无量纲方法和层次分析法, 根据数字普惠金融指标体系计算数字普惠金融指数得分及各维度得分, 涵盖中国省、市、县三个层级的数据 (郭峰等, 2020)。

3. 控制变量。本文在参考以往文献 (Gong, 2020; 韩海彬和张莉, 2015) 的基础上, 加入了可能影响农业全要素生产率的其他因素作为控制变量, 相关变量的定义和描述性统计结果如表 1 所示。

4. 调节变量。本文构建农业生产经营主体组织化率、生产要素集约化率、产业链一体化率和农产品商品化率四个调节变量检验不同农业生产模式下数字普惠金融发展影响农业全要素生产率的异质性。其中: 生产经营主体组织化率等于合作社覆盖农户数占农村居民总户数的比例; 生产要素集约化率等

^①假设农业产业遵循规模报酬不变具有合理性: 第一, 规模报酬可变的经济学含义是指所有要素按同一比例同时增减, 但这一点在农业生产中不具备实践价值 (Ellis, 1993); 第二, 在产业分析中很难考虑规模报酬可变的情况 (Coelli and Rao, 2005); 第三, 中国农业生产更符合规模报酬不变假设 (Gong, 2018)。

于农用机械总动力除以农作物总播种面积，即单位土地资本投入；产业链一体化率等于农产品加工业主营业务收入除以农林牧渔业总产值；农产品商品化率等于农村家庭人均粮食销售量占人均粮食产量的比重。^①

5. 中介变量。为验证数字普惠金融影响农业全要素生产率的间接影响机制，本文参考刘晓光和卢锋（2014）、李谷成（2015）及徐建国和张勋（2016）等的处理方法，构建劳动力转移率、工业资本回报率和农业资本深化三个指标检验假说 2，同时选取城镇化率、农村居民收入和产业结构三个指标检验假说 3。其中：劳动力转移率等于第二产业从业人员数占第一、第二产业从业人员总数的比例^②；工业资本回报率等于规模以上工业企业利润总额除以固定资产净值；农业资本深化等于劳均农用机械总动力；城镇化率等于城镇常住人口占总人口的比例^③；农村居民收入用农村家庭人均可支配收入衡量；产业结构等于第二、第三产业增加值占地区生产总值的比重。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名称	变量赋值说明	均值	标准差
被解释变量			
农业全要素生产率	具体计算见（7）式	1.053	0.066
解释变量			
数字普惠金融指数	一级指标，数字普惠金融综合指数	165.470	65.498
覆盖广度	二级指标，数字普惠金融覆盖广度	155.777	63.602
使用深度	二级指标，数字普惠金融使用深度	163.177	68.092
数字化程度	二级指标，数字普惠金融数字化程度	201.859	81.840
信贷指数	二级指标，数字普惠金融信贷指数	118.220	43.513
保险指数	二级指标，数字普惠金融保险指数	312.536	147.486
控制变量			
林业占比	林业产值/农林牧渔业总产值	0.048	0.042
牧业占比	牧业产值/农林牧渔业总产值	0.293	0.097
渔业占比	渔业产值/农林牧渔业总产值	0.090	0.092
农村用电量	农村人均用电量（千瓦时/人）	1588.396	3130.935
农业结构	粮食播种面积/农作物总播种面积	0.651	0.136
灌溉面积	有效灌溉面积/农作物总播种面积	0.446	0.194
农业财政支出	农林水事务支出/财政总支出	0.126	0.039
教育财政支出	教育支出/财政总支出	0.179	0.039
GDP 增速	人均地区生产总值自然增长率	0.088	0.042

^①限于地级市数据的可得性，除生产要素集约化率外，其余指标均只计算得到省级数据。

^②该值越大则说明工业部门劳动力数量占农业、工业部门劳动力总数的比重越大，可在一定程度上反映农业部门向工业部门的劳动力转移率。

^③辽宁省、吉林省和黑龙江省的地级市城镇常住人口数据缺失较多，故采用户籍人口计算此三省所辖地级市的城镇化率。

(续表 1)

调节变量			
生产经营主体组织化率	合作社覆盖农户数/农村居民总户数	0.489	0.330
生产要素集约化率	农用机械总动力/农作物总播种面积（千瓦/公顷）	6.828	3.528
产业链一体化率	农产品加工业主营业务收入/农林牧渔业总产值	1.532	0.412
农产品商品化率	农村家庭人均粮食销售量/人均粮食产量	0.479	0.266
中介变量			
劳动力转移率	第二产业从业人员数/第一、第二产业从业人员总数	0.445	0.207
工业资本回报率	规模以上工业企业利润总额/固定资产净值	0.135	0.071
农业资本深化	农用机械总动力/第一产业从业人员数（千瓦/人）	3.977	1.759
城镇化率	城镇常住人口数/总人口数	0.546	0.141
农村居民收入	农村家庭人均可支配收入（元）	12477.760	5177.569
产业结构	第二、第三产业增加值/地区生产总值	0.881	0.075

(三) 计量模型

本文研究主要构建动态面板固定效应模型检验数字普惠金融对农业全要素生产率的影响。选择动态面板模型的原因包括：①农业全要素生产率变化是一个动态过程，当前农业全要素生产率可能受到历史生产率水平影响（例如生产经验积累）；②数字普惠金融本质仍具有传统金融特征，与生产率增长之间可能存在双向因果关系，为了缓解因变量联立性产生的内生性问题，适宜采用动态计量方法；③本文使用 288 个地级市共 9 年（2011—2019 年）的面板数据，截面大而时间较短，采用动态面板模型可以得到无偏且一致的估计量，提高估计有效性。本文采用系统广义矩估计（Generalized Method of Moments, GMM）方法估计模型参数，其中，内生工具变量选择滞后 1 期和滞后 2 期的内生变量的水平项和差分项，同时参考张勋等（2021）的研究，外生工具变量采用各地级市到杭州的地理球面距离（公里，取对数）。相较于差分 GMM，系统 GMM 同时包含了差分方程和水平方程信息，可以提高估计有效性，选择两步估计可以获得更稳健的估计结果（Alvarez and Arellano, 2022）。中介效应分析所用动态面板模型如下：

$$\ln Z_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Z_{i(t-1)} + \beta_1 \ln DIF_{it} + \lambda Control_{it} + \delta_t + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$M_{it} = \mu_0 + \mu_1 M_{i(t-1)} + \beta_2 \ln DIF_{it} + \chi Control_{it} + \delta_t + \varphi_i + \sigma_{it} \quad (9)$$

$$\ln Z_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln Z_{i(t-1)} + \beta_3 \ln DIF_{it} + \beta_4 M_{it} + \xi Control_{it} + \delta_t + \varphi_i + \pi_{it} \quad (10)$$

（8）～（10）式中，下标 i 、 t 分别表示地级市 i 和年份 t ； Z 为被解释变量，核心被解释变量为通过 SFA-Malmquist 指数法测算的农业全要素生产率； DIF 表示数字普惠金融指数； M 表示中介变量； $Control$ 表示控制变量； δ_t 和 φ_i 分别表示时间固定效应和地区固定效应； α_1 、 μ_1 、 γ_1 、 β 、 λ 、 χ 和 ξ 为待估计系数； α_0 、 μ_0 和 γ_0 为截距项； ε_{it} 、 σ_{it} 和 π_{it} 为随机扰动项。 β_1 、 β_2 、 β_3

和 β_4 为核心待估计系数, 若满足: (8) 式中系数 β_1 显著, (9) 式中系数 β_2 显著, (10) 式中系数 β_3 和 β_4 均显著, 且 $\beta_3 < \beta_1$, 则证明存在部分中介效应; 若以上条件除了系数 β_3 不显著外其他条件都满足, 则存在完全中介效应。

四、数字普惠金融与农业全要素生产率: 基础分析

(一) 农业全要素生产率测算

表 2 是 (3) 式的估计结果。基于该参数估计结果, 再结合 (4) ~ (7) 式即可测算出样本地级市的农业技术效率、农业技术进步和农业全要素生产率。此外, 由于 SFA 的结论高度依赖函数设定, 因此本文采用似然比 (Likelihood Ratio, LR) 检验对模型设定进行三个方面的假设检验来保证计量结果的稳健: ① 前沿生产函数遵循 Cobb-Douglas 生产函数形式; ② 不存在技术进步; ③ 技术进步符合希克斯中性。LR 检验结果拒绝三项原假设, 且大部分交叉项的系数在 1% 的统计水平上显著, 说明选取超越对数函数的 SFA 模型拟合效果较好。^①

表 2 随机前沿生产函数参数估计结果

	估计系数		估计系数
$\ln K_{it}$	0.590*** (0.219)	$t \ln L_{it}$	0.056*** (0.009)
$\ln L_{it}$	-0.529*** (0.200)	t	0.118*** (0.017)
$(\ln K_{it})^2$	-0.140*** (0.049)	t^2	-0.010*** (0.001)
$(\ln L_{it})^2$	0.214*** (0.077)	σ_u^2	0.149*** (0.048)
$\ln K_{it} \ln L_{it}$	0.154 (0.138)	σ_v^2	0.008*** (0.001)
$t \ln K_{it}$	-0.019*** (0.006)		
观测值	2,880		
LR	175.078***		

注: ***, **和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平, 括号内为稳健标准误。本文在测算 2011—2019 年农业全要素生产率时, 加入了 2010 年农业投入产出数据作为基期数据。

图 4 是分区域农业全要素生产率的变化趋势。2011—2019 年中国农业全要素生产率整体呈现波动上升趋势。2015 年之前, 东、中、西部农业全要素生产率差距不大; 但在 2016 年之后, 西部地区农业全要素生产率增速明显提高, 高于全国平均水平, 并呈现持续上升趋势; 中部和东部地区农业全要素生产率在经历 2017 年的小幅下降后, 2018 年反转上升, 逐渐缩小与西部地区的差距。^②

^①因篇幅所限, 此处未报告详细的检验过程和结果, 有兴趣的读者可向作者索要。

^②因篇幅所限, 此处未报告样本期内农业全要素生产率省级均值的测算结果, 有兴趣的读者可向作者索要。

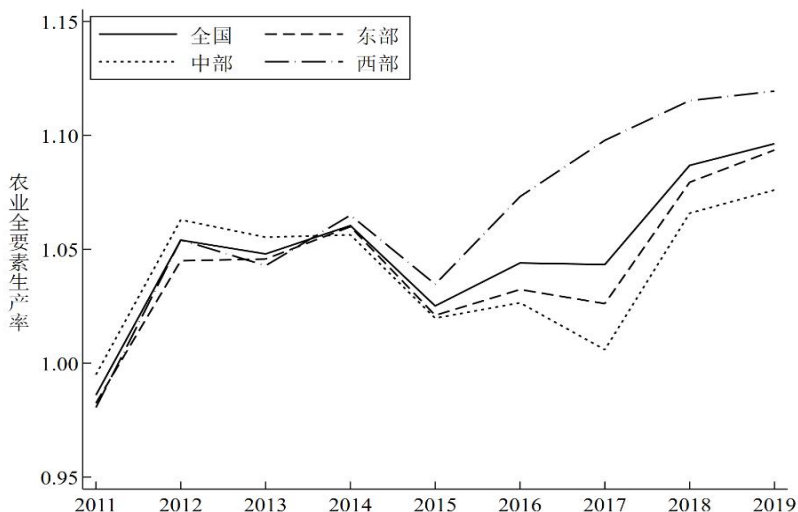


图4 分区域农业全要素生产率变化趋势

(二) 数字普惠金融对农业全要素生产率的影响

1.主回归结果。本文采用系统GMM方法估计数字普惠金融对农业全要素生产率的影响，估计结果如表3所示。其中，表3中(1)列的核心解释变量为数字普惠金融指数，系数为0.057，在1%的统计水平上显著，说明数字普惠金融发展显著提高了农业全要素生产率，验证了假说1。数字普惠金融指数每提高1%，农业全要素生产率增长约0.06%。Hansen检验结果接受“所有工具变量均有效”的原假设。残差项序列相关性检验结果表明，残差项的差分不存在二阶序列相关，只存在一阶序列相关，说明原模型误差项不存在序列相关性。^①

表3中(2)~(4)列检验了数字普惠金融发展各维度对农业全要素生产率的影响，核心解释变量分别为数字普惠金融覆盖广度、使用深度和数字化程度。其中，覆盖广度衡量的是数字金融产品和服务覆盖的人群和地域的比例；使用深度衡量的是实际使用数字金融产品和服务种类的多少、使用频率以及交易额度；数字化程度衡量的是数字技术应用实现金融服务的低成本和便利程度。核心解释变量的系数分别为0.031、0.058和0.051，均在1%的统计水平上显著，说明数字普惠金融发展各维度均促进了农业全要素生产率的提高。对比系数后发现，使用深度的促进作用最强，其次是数字化程度，最后是覆盖广度，说明提高数字普惠金融产品和服务的使用深度和数字化程度是提升农业生产率的关键。这与马威和张人中(2022)关于数字金融的使用深度对缩小城乡发展差距发挥显著作用，而数字金融的覆盖广度作用并不显著的结论一致，也与孙学涛等(2022)关于数字普惠金融的各维度中使用深度对农业机械化的影响最大的结论一致。

^①作者感谢审稿专家的建设性意见，采用面板自回归分布滞后模型对数字普惠金融影响农业生产率的潜在滞后效应进行检验。加入数字普惠金融指数的一期、二期和三期滞后变量，但滞后项系数并不显著，说明数字普惠金融影响农业全要素生产率主要在当期显现。因篇幅所限，此处未报告检验结果，有兴趣的读者可向作者索要。

前文分析表明,数字普惠金融的发展不仅有助于提高农业贷款和农业保险在农村地区的覆盖率和渗透率,还可以有效整合金融业内部资源,发挥金融产品和服务之间的“协同效应”。因此,本文构建数字普惠金融指数中信贷指数和保险指数的交互项,研究数字化普惠信贷和保险的发展是否对促进农业生产率增长发挥协同效应,结果如表3中(5)列所示。信贷指数和保险指数交互项的系数为0.061,在1%的统计水平上显著,说明普惠金融与数字技术的发展促进了信贷业务和保险业务的融合,为发挥贷款与保险业务对农业生产的协同作用创造了条件。2018年3月,中国银监会与保监会合并,有助于进一步健全部门之间的风险分担和资源共享机制,促进银行业和保险业的协同与融合。

表3 数字普惠金融对农业全要素生产率的影响

变量	被解释变量: 农业全要素生产率对数值				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
被解释变量滞后一期	0.321*** (0.028)	0.308*** (0.023)	0.351*** (0.033)	0.340*** (0.022)	0.286*** (0.040)
数字普惠金融指数对数值	0.057*** (0.013)				
覆盖广度对数值		0.031*** (0.009)			
使用深度对数值			0.058*** (0.006)		
数字化程度对数值				0.051*** (0.006)	
信贷指数对数值×保险指数对数值					0.061*** (0.011)
信贷指数对数值					0.370*** (0.069)
保险指数对数值					0.292*** (0.051)
林业占比	0.072 (0.095)	0.233 (0.176)	0.347* (0.184)	0.221 (0.244)	0.696** (0.344)
牧业占比	0.044 (0.028)	0.033 (0.058)	0.082 (0.068)	0.127 (0.079)	0.035 (0.162)
渔业占比	0.095 (0.130)	0.044 (0.120)	-0.345** (0.158)	-0.283** (0.130)	-0.097 (0.207)
农村用电量对数值	0.062*** (0.011)	0.059*** (0.008)	0.044*** (0.009)	0.055*** (0.007)	0.035** (0.016)
农业结构	-0.035** (0.014)	-0.041** (0.020)	-0.049*** (0.019)	-0.064** (0.032)	-0.074*** (0.022)
灌溉面积	0.067** (0.030)	0.054** (0.026)	0.083* (0.043)	0.018 (0.038)	0.079 (0.067)

(续表 3)

农业财政支出	0.278*** (0.088)	0.245** (0.107)	0.228*** (0.078)	0.148*** (0.052)	0.442*** (0.152)
教育财政支出	0.141** (0.061)	0.122** (0.053)	0.146** (0.071)	0.127* (0.068)	0.258** (0.113)
GDP 增速	0.260*** (0.031)	0.212*** (0.027)	0.132*** (0.018)	0.221*** (0.022)	0.070* (0.040)
观测值	2,304	2,304	2,304	2,304	2,304
AR(1)p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)p 值	0.960	0.645	0.790	0.797	0.927
Hansen 检验 p 值	0.988	0.967	0.969	0.999	1.000

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内为稳健标准误；结果控制了城市和年份固定效应。

2. 稳健性检验。为保证估计结果的稳健性，本文采用了包括 DEA 方法测算农业全要素生产率替换被解释变量、替换核心解释变量（数字普惠金融指数除以 100）、采用差分 GMM 方法估计、增加控制变量“互联网普及率”（每百人互联网接入户数，取对数）、控制省份与年份交互固定效应及剔除直辖市与海南、西藏样本后进行回归等稳健性检验方法，均证明结论稳健。^①

五、数字普惠金融与农业全要素生产率：异质性检验

（一）数字普惠金融对农业全要素生产率的异质性影响：自然资源禀赋

农业是对自然资源依赖性较强的产业，不同的自然资源禀赋会孕育出不同的农业生产模式，不同生产模式下的农业生产率可能表现出明显的差异。因此，本文将样本区域按照气温与日照、耕作类型、农业生产重要性进行分组，检验不同自然资源禀赋下数字普惠金融发展影响农业全要素生产率的地区差异^②，分组回归结果如表 4 所示。表 4 中（1）列、（2）列是按照气温与日照分组的回归结果，热带和亚热带地区的数字普惠金融指数的系数为 0.100，在 1%的统计水平上显著，温带地区的数字普惠金融指数的系数为 0.025，在 5%的统计水平上显著，说明数字普惠金融更有效地提升了热带和亚热带地区的农业全要素生产率。表 4 中（3）～（5）列为按照耕作类型分组的回归结果，水田种植区的数字普惠金融指数的系数无论是经济意义还是统计意义均更显著，这与按照气温与日照分组所得结论相一致。最后，表 4 中（6）列、（7）列是按照农业生产重要性分组的回归结果，粮食主产区数字普惠金融指数的系数为 0.088，在 1%的统计水平上显著，非粮食主产区数字普惠金融指数的系数为 0.030，在 5%的统计水平上显著，说明数字普惠金融更有效地提升了粮食主产区的农业全要素生产率。综上，本文发现数字普惠金融发展对农业全要素生产率的正向效应主要集中在自然资源禀赋较好的地区。

^①因篇幅所限，此处未报告稳健性检验结果，有兴趣的读者可向作者索要。

^②因篇幅所限，此处未报告按照自然资源禀赋进行样本分类的标准和结果，有兴趣的读者可向作者索要。

表 4 数字普惠金融影响农业全要素生产率的异质性检验：自然资源禀赋

变量	被解释变量：农业全要素生产率对数值						
	气温与日照		耕作类型			农业生产重要性	
	热带与 亚热带	温带	旱地	水田	牧区	粮食主产 区	非粮食主 产区
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
被解释变量滞后一期	0.230*** (0.027)	0.234*** (0.014)	0.276*** (0.038)	0.230*** (0.027)	0.159 (0.213)	0.244*** (0.017)	0.213** (0.095)
数字普惠金融指数对 数值	0.100*** (0.016)	0.025** (0.010)	0.034** (0.014)	0.100*** (0.016)	0.007 (0.008)	0.088*** (0.019)	0.030** (0.013)
观测值	1,256	1,048	928	1,256	120	1,368	936
AR (1)p 值	0.005	0.009	0.008	0.005	0.102	0.001	0.022
AR (2)p 值	0.932	0.334	0.398	0.932	0.186	0.467	0.553
Hansen 检验 p 值	0.892	0.764	0.913	0.892	1.000	0.956	0.903

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内为稳健标准误；结果加入了控制变量，并控制了城市 and 年份固定效应。

（二）数字普惠金融对农业全要素生产率的异质性影响：农业生产模式

本文从农业生产经营主体组织化、生产要素集约化、产业链一体化和农产品商品化四个维度构建指标，考察不同农业生产模式下数字普惠金融发展影响农业全要素生产率的程度差异。本文根据“该年份指标是否大于样本均值”（*high*）赋值，大于均值取 1，小于等于均值取 0，构建数字普惠金融指数与 *high* 的交互项，估计结果如表 5 所示。表 5 中（1）～（4）列中交互项的系数分别为 0.011、0.026、0.041 和 0.054，并分别在 5%、1%、5%和 1%的统计水平上显著，说明在农业生产经营主体组织化水平、生产要素集约化程度、产业链一体化程度和农产品商品化水平较高的地区，数字普惠金融发展对农业全要素生产率提升的促进作用更强。

表 5 数字普惠金融影响农业全要素生产率的异质性检验：农业生产模式

变量	被解释变量：农业全要素生产率对数值			
	生产经营主体组织化	生产要素集约化	产业链一体化	农产品商品化
	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量滞后一期	0.282*** (0.078)	0.243*** (0.034)	0.294*** (0.018)	0.348*** (0.019)
数字普惠金融指数 对数值× <i>high</i>	0.011** (0.006)	0.026*** (0.010)	0.041** (0.017)	0.054*** (0.013)
数字普惠金融指数 对数值 <i>high</i>	0.039*** (0.014)	0.085*** (0.023)	0.054*** (0.012)	0.047*** (0.012)
	0.677** (0.291)	0.124*** (0.045)	0.469*** (0.177)	0.323*** (0.087)
观测值	2,304	2,304	2,304	2,304

(续表 5)

AR(1)p 值	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)p 值	0.999	0.953	0.999	0.995
Hansen 检验 p 值	0.980	1.000	1.000	0.979

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内为稳健标准误；结果加入了控制变量，并控制了城市和年份固定效应。

六、数字普惠金融与农业全要素生产率：影响机制

(一) 数字普惠金融、劳动力转移与“以工促农”

本文采用动态面板中介效应模型检验假说 2，回归结果如表 6 所示。表 6 中 (3) ~ (5) 列反映了数字普惠金融通过促进农业劳动力转移至工业部门，为地区工业发展提供劳动力，从而促进工业资本回报率提升。(3) 列结果显示，数字普惠金融指数的总效应系数为 0.006，在 1% 的统计水平上显著，说明数字普惠金融发展显著提高了工业资本回报率。(4) 列中被解释变量为劳动力转移率，数字普惠金融指数的系数为 0.004，在 1% 的统计水平上显著，说明数字普惠金融发展显著促进了农业劳动力向工业部门转移。(5) 列中被解释变量为工业资本回报率，数字普惠金融指数和劳动力转移率的系数分别为 0.004 和 0.088，分别在 5% 和 1% 的统计水平上显著，说明数字普惠金融发展通过促进农村劳动力向非农部门转移，推动工业资本回报率提升的影响机制得到验证。

表 6 中 (2) 列、(3) 列、(6) 列检验了数字普惠金融通过推动工业部门发展，促进农业资本深化的影响机制。(2) 列反映了数字普惠金融发展影响农业资本深化的总效应为正，(3) 列反映了数字普惠金融发展对工业资本回报率产生了显著的正向影响。(6) 列中工业资本回报率对农业资本深化影响的系数为 0.262，在 5% 的统计水平上显著，且数字普惠金融指数的系数为 0.015，与 (2) 列相比有所降低，在 1% 的统计水平上显著，说明数字普惠金融通过推动工业部门进步，从而促进农业资本深化的路径得到验证。

表 6 中 (1) 列、(2) 列、(7) 列检验了数字普惠金融通过促进农业资本深化，最终实现农业全要素生产率提高的结果。(1) 列反映了数字普惠金融发展影响农业全要素生产率的总效应为正，(2) 列反映了数字普惠金融发展对农业资本深化产生了显著的正向影响。(7) 列中农业资本深化对农业全要素生产率的系数为 0.028，在 5% 的统计水平上显著，且数字普惠金融指数的系数为 0.050，与 (1) 列相比有所降低，在 1% 的统计水平上显著，路径得到有效验证。综合以上分析，验证了假说 2。

表 6 数字普惠金融、工业化与“以工促农”

变量	农业全要素生产率 对数值	农业资本 深化对数 值	工业资本 回报率	劳动力转 移率	工业资本 回报率	农业资本 深化对数 值	农业全要素生产率 对数值
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
被解释变量滞后一期	0.321*** (0.028)	0.603*** (0.035)	0.585*** (0.054)	0.887*** (0.037)	0.507*** (0.053)	0.631*** (0.049)	0.287*** (0.030)

(续表 6)

数字普惠金融指 数对数值	0.057*** (0.013)	0.020*** (0.006)	0.006*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004** (0.002)	0.015*** (0.005)	0.050*** (0.014)
劳动力转移率					0.088*** (0.014)		
工业资本回报率						0.262** (0.106)	
农业资本深化对 数值							0.028** (0.012)
观测值	2,304	2,304	2,304	2,304	2,304	2,304	2,304
AR (1) p 值	0.000	0.003	0.024	0.020	0.029	0.003	0.000
AR (2) p 值	0.960	0.429	0.540	0.636	0.553	0.647	0.991
Hansen 检验 p 值	0.988	0.981	0.991	0.952	0.995	0.984	1.000

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内为稳健标准误；结果加入了控制变量，并控制了城市 and 年份固定效应。

(二) 数字普惠金融、城镇化与“以城带乡”

本文采用动态面板中介效应模型检验假说 3，回归结果如表 7 所示。首先，表 7 中（2）列、（3）列分别反映了数字普惠金融发展影响农村居民收入和产业结构的总效应，数字普惠金融指数的系数分别为 0.026 和 0.005，均在 1%的统计水平上显著，说明数字普惠金融发展显著提高了农村人均可支配收入，推动了地区第二、第三产业的发展。其次，（4）列中数字普惠金融指数的系数为 0.002，在 1%的统计水平上显著，说明数字普惠金融显著提高了城镇化率，（5）列、（6）列中城镇化率对农村居民收入、产业结构均有显著正向影响，且数字普惠金融指数的系数分别为 0.022 和 0.002，分别小于（2）列、（3）列中的估计系数，说明数字普惠金融发展通过推进地区城镇化发展，从而间接提高农村人均可支配收入和促进地区产业结构调整的路径成立。最后，（7）列中农村居民收入和产业结构的系数分别为 0.043 和 0.009，在 1%与 5%的统计水平上显著，说明农村居民收入和产业结构对农业全要素生产率有显著正向影响；另外，数字普惠金融指数的系数为 0.050，在 1%的统计水平上显著，且小于列（1）未加入中介变量时的系数，说明数字普惠金融发展通过推动城镇化进程，间接提高了农村居民收入和改善了地区产业结构，最终“以城带乡”提高了农业全要素生产率。综合以上分析，验证了假说 3。

表 7 数字普惠金融、城镇化与“以城带乡”

变量	农业全要素生产率 对数值	农村居民收入对数 值	产业结构	城镇化率	农村居民收入对数 值	产业结构	农业全要素生产率 对数值
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
被解释变量滞后一期	0.321*** (0.028)	0.817*** (0.008)	0.223*** (0.039)	0.855*** (0.039)	0.824*** (0.006)	0.259*** (0.021)	0.315*** (0.027)
数字普惠金融指数对数值	0.057*** (0.013)	0.026*** (0.002)	0.005*** (0.001)	0.002*** (0.0004)	0.022*** (0.003)	0.002*** (0.001)	0.050*** (0.012)

(续表 7)

农村居民收入对 数值						0.043*** (0.005)
产业结构						0.009** (0.004)
城镇化率					0.070*** (0.023)	0.008*** (0.003)
观测值	2,304	2,304	2,304	2,304	2,304	2,304
AR(1)p 值	0.000	0.000	0.046	0.002	0.000	0.041
AR(2)p 值	0.960	0.554	0.833	0.399	0.577	0.815
Hansen 检验 p 值	0.988	0.951	0.934	0.969	0.951	0.946

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内为稳健标准误；结果加入了控制变量，并控制了城市和年份固定效应。

(三) 数字普惠金融、农业技术扩散与生产率收敛

根据前文分析，数字普惠金融发展水平可能影响农业生产要素相对价格的收敛趋势和技术创新方向，从而影响地区间农业技术扩散和生产率收敛的速度。本文参考龚斌磊（2020）的研究，构建多前沿生产率赶超模型（TFP Catch-up Model）检验假说 4^①。通过对数字普惠金融指数相近地区设置二级生产前沿分析发现，生产前沿增速和生产率差距的估计结果均显著为正，且系数高于全国层面，说明在数字普惠金融发展水平相近的地区，农业技术扩散和生产率收敛更易发生。此外，数字普惠金融影响农业技术扩散和生产率收敛速度可能存在混合效应。因此，在控制了要素禀赋相近地区设置二级生产前沿的生产前沿增速变量和生产率差距变量后，数字普惠金融指数相近地区的生产前沿增速的估计结果仍显著为正，且系数大于同要素禀赋组内的生产前沿增速的估计系数，说明在数字普惠金融发展水平相近的地级市小组内，生产前沿对其他地级市农业全要素生产率的拉动作用更强。综合以上分析，验证了假说 4。

七、结论和政策建议

2021 年中央一号文件首次提出“发展农村数字普惠金融”，作为互联网、金融科技与普惠金融融合发展形成的新业态，数字普惠金融发展对全面推进乡村振兴、加快农业农村现代化具有重要意义。本文利用 2011—2019 年中国 288 个地级市的面板数据，实证研究了数字普惠金融发展对农业全要素生产率的影响。结果表明：①数字普惠金融发展显著提高了农业全要素生产率，数字普惠金融指数每提高 1%，农业全要素生产率增长约 0.06%。数字普惠金融产品和服务的使用深度和数字化程度是提升农业全要素生产率的关键，不同数字普惠金融产品和服务之间发挥了“协同效应”。②数字普惠金融发展对农业全要素生产率的作用随地区要素禀赋差异表现出异质性。在自然资源禀赋好和农业生产模式

^①因篇幅所限，此处未报告多前沿生产率赶超模型的设定和回归结果，有兴趣的读者可向作者索要。

先进的地区，数字普惠金融发展对农业全要素生产率提高的促进作用更强。③数字普惠金融发展通过促进农业劳动力向非农部门转移，推动工业部门资本回报率提升，进而促进农业资本深化，最终“以工促农”提高了农业全要素生产率；数字普惠金融发展通过推动城镇化进程，间接提高了农村人均可支配收入和改善了地区产业结构，最终“以城带乡”提高了农业全要素生产率。④数字普惠金融发展水平相近的地区，生产前沿对其他地级市农业全要素生产率的拉动作用更强，农业技术扩散和生产率收敛更易发生。

基于上述结论，可以得出三点政策启示：第一，政府应大力提高农村数字普惠金融水平，尤其需要提高数字金融产品的使用深度和数字化程度，并推动政务服务和普惠金融服务的有效融合。金融部门要进一步加强数字普惠金融产品创新，有针对性地开发更多可操作性高、交易成本低、覆盖面广的数字普惠金融产品，发挥金融产品和服务之间的“协同效应”。第二，要因地制宜发展数字普惠金融，在自然资源禀赋好、生产经营组织化程度高、生产要素集约化程度高、产业链一体化程度高、农产品商品化程度高的地区，要优先发展数字普惠金融，支持新型农业经营主体和农村新业态发展，充分挖掘这些地区的农业全要素生产率增长潜力。第三，将数字普惠金融发展作为城乡融合发展的重要抓手，通过“以工促农”促进农业资本深化，通过“以城带乡”优化要素配置和农业产业结构，促进生产要素在产业和区域间有序流动和跨界配置，实现工农互促、城乡互补的新型工农城乡关系，全面提高农业全要素生产率。

参考文献

- 1.董晓林、吴以蛮、熊健，2021：《金融服务参与方式对农户多维相对贫困的影响》，《中国农村观察》第6期，第47-64页。
- 2.傅秋子、黄益平，2018：《数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据》，《金融研究》第11期，第68-84页。
- 3.龚斌磊，2020：《农业技术扩散与生产率收敛：理论框架与中国实证》，经济研究论文No.WP1455，<http://www.cerj.cn/cn/lwInfo.aspx?m=20100921113738390893&n=20200103135201810556>。
- 4.龚斌磊、张书睿、王硕、袁菱苒，2020：《新中国成立70年农业技术进步研究综述》，《农业经济问题》第6期，第11-29页。
- 5.辜胜阻、刘江日，2012：《城镇化要从“要素驱动”走向“创新驱动”》，《人口研究》第6期，第3-12页。
- 6.郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云，2020：《测度中国数字普惠金融发展：指数编制与空间特征》，《经济学（季刊）》第4期，第1401-1418页。
- 7.郭家堂、骆品亮，2016：《互联网对中国全要素生产率有促进作用吗？》，《管理世界》第10期，第34-49页。
- 8.韩海彬、张莉，2015：《农业信息化对农业全要素生产率增长的门槛效应分析》，《中国农村经济》第8期，第11-21页。
- 9.何婧、李庆海，2019：《数字金融使用与农户创业行为》，《中国农村经济》第1期，第112-126页。
- 10.李谷成，2015：《资本深化、人地比例与中国农业生产率增长——一个生产函数分析框架》，《中国农村经济》

第1期,第14-30页、第72页。

- 11.李停,2016:《农地产权对劳动力迁移模式的影响机理及实证检验》,《中国土地科学》第11期,第13-21页。
- 12.刘晓光、卢锋,2014:《中国资本回报率上升之谜》,《经济学(季刊)》第2期,第817-836页。
- 13.马述忠、胡增玺,2022:《数字金融是否影响劳动力流动?——基于中国流动人口的微观视角》,《经济学(季刊)》第1期,第303-322页。
- 14.马威、张人中,2022:《数字金融的广度与深度对缩小城乡发展差距的影响效应研究——基于居民教育的协同效应视角》,《农业技术经济》第2期,第62-76页。
- 15.孙学涛、于婷、于法稳,2022:《数字普惠金融对农业机械化的影响——来自中国1869个县域的证据》,《中国农村经济》第2期,第76-93页。
- 16.谭燕芝、李云仲、叶程芳,2021:《省域数字普惠金融与乡村振兴评价及其耦合协同分析》,《经济地理》第12期,第187-195页、第222页。
- 17.王向楠,2011:《农业贷款、农业保险对农业产出的影响——来自2004~2009年中国地级单位的证据》,《中国农村经济》第10期,第44-51页。
- 18.王修华、赵亚雄,2020:《数字金融发展是否存在马太效应?——贫困户与非贫困户的经验比较》,《金融研究》第7期,第114-133页。
- 19.王修华、赵亚雄,2022:《数字金融发展与城乡家庭金融可得性差异》,《中国农村经济》第1期,第44-60页。
- 20.谢杰,2012:《工业化、城镇化在农业现代化进程中的门槛效应研究》,《农业经济问题》第4期,第84-90页、第112页。
- 21.徐建国、张勋,2016:《农业生产率进步、劳动力转移与工农业联动发展》,《管理世界》第7期,第76-87页、第97页。
- 22.闫桂权、何玉成、张晓恒,2022:《数字普惠金融发展能否促进农业机械化——基于农机作业服务市场发展的视角》,《农业技术经济》第1期,第51-64页。
- 23.尹晓波、王巧,2020:《中国金融发展,城镇化与城乡居民收入差距问题分析》,《经济地理》第3期,第84-91页。
- 24.尹振涛、李俊成、杨璐,2021:《金融科技发展能提高农村家庭幸福感吗?——基于幸福经济学的研究视角》,《中国农村经济》第8期,第63-79页。
- 25.张勋、万广华、吴海涛,2021:《缩小数字鸿沟:中国特色数字金融发展》,《中国社会科学》第8期,第35-51页、第204-205页。
- 26.张正平、王琮,2021:《数字普惠金融发展对农业生产有资本替代效应吗?——基于北京大学数字普惠金融指数和CFPS数据的实证研究》,《金融评论》第6期,第98-116页、第120页。
- 27.赵思诚、许庆、刘进,2020:《劳动力转移、资本深化与农地流转》,《农业技术经济》第3期,第4-19页。
- 28.郑旭媛、徐志刚,2017:《资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮食生产的机械化为例》,《经济学(季刊)》第1期,第45-66页。
- 29.Adamopoulos, T., L. Brandt, J. Leight, and D. Restuccia, 2022, "Misallocation, Selection and Productivity: A

Quantitative Analysis with Panel Data from China”, *Econometrica*, 90(3): 1261-1282.

30.Ali, D. A., K. Deininger, and M. Duponchel, 2014, “Credit Constraints and Agricultural Productivity: Evidence from Rural Rwanda”, *Journal of Development Studies*, 50(5): 649-665.

31.Alston, J. M., 2018, “Reflections on Agricultural R&D, Productivity, and the Data Constraint: Unfinished Business, Unsettled Issues”, *American Journal of Agricultural Economics*, 100(2): 392-413.

32.Alvarez, J., and M. Arellano, 2022, “Robust Likelihood Estimation of Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Econometrics*, 226(1): 21-61.

33.Baldos, U. L. C., T. W. Hertel, 2014, “Global Food Security in 2050: The Role of Agricultural Productivity and Climate Change”, *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 58(4): 554-570.

34.Beck, T., H. Pamuk, R. Ramrattan, and U. Burak, 2018, “Payment Instruments, Finance and Development”, *Journal of Development Economics*, 133: 162-186.

35.Coelli, T. J., and D. S. P. Rao, 2005, “Total Factor Productivity Growth in Agriculture: A Malmquist Index Analysis of 93 Countries, 1980-2000”, *Agricultural Economics*, 32: 115-134.

36.Ellis, F., 1993, *Peasant Economics: Farm Households and Agrarian Development*, Cambridge: Cambridge University Press.

37.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.

38.Gong, B., 2020, “Agricultural Productivity Convergence in China”, *China Economic Review*, 60: 101423.

39.Greene, W., 2005, “Reconsidering Heterogeneity in Panel Data Estimators of the Stochastic Frontier Model”, *Journal of Econometrics*, 126(2): 269-303.

40.Hayami, Y., and V. W. Ruttan, 1971, *Agricultural Development: An International Perspective*, Baltimore: The John Hopkins Press.

41.Ito, T., and T. Kurosaki, 2009, “Weather Risk, Wages in Kind, and the Off-farm Labor Supply of Agricultural Households in a Developing Country”, *American Journal of Agricultural Economics*, 91(3): 697-710.

42.Karlan, D., R. Osei, I. Osei-Akoto, and C. Udry, 2014, “Agricultural Decisions after Relaxing Credit and Risk Constraints”, *Quarterly Journal of Economics*, 129(2): 597-652.

43.Kumbhakar, S. C., and C. A. K. Lovell, 2003, *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge: Cambridge University Press.

44.Oueslati, W., J. Salanie, and J. Wu, 2019, “Urbanization and Agricultural Productivity: Some Lessons from European Cities”, *Journal of Economic Geography*, 19(1): 225-249.

45.Sheng, Y., J. Ding, and J. Huang, 2019, “The Relationship between Farm Size and Productivity in Agriculture: Evidence from Maize Production in Northern China”, *American Journal of Agricultural Economics*, 101(3): 790-806.

46.Sheng, Y., X. Tian, W. Qiao, and C. Peng, 2020, “Measuring Agricultural Total Factor Productivity in China: Pattern and Drivers Over the Period of 1978-2016”, *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 64(1):

82-103.

47.Vigani, M. and J. Kathage, 2019, “To Risk or Not to Risk? Risk Management and Farm Productivity”, *American Journal of Agricultural Economics*, 101(5): 1432-1454.

48.Wang, S., X. Bai, X. Zhang, S. Reis, D. Chen, J. Xu, and B. Gu, 2021, “Urbanization can Benefit Agricultural Production with Large-scale Farming in China”, *Nature Food*, 2(3): 183-191.

49.Yang, D. T., and X. Zhu, 2013, “Modernization of Agriculture and Long-term Growth”, *Journal of Monetary Economics*, 60(3): 367-382.

50.Yang, J., Z. Huang, X. Zhang, and T. Reardon, 2013, “The Rapid Rise of Cross-regional Agricultural Mechanization Services in China”, *American Journal of Agricultural Economics*, 95(5): 1245-1251.

51.Zhong, C., R. Hu, M. Wang, W. Xue, and L. He, 2020, “The Impact of Urbanization on Urban Agriculture: Evidence from China”, *Journal of Cleaner Production*, 276: 122686.

（作者单位：¹ 中国人民大学农业与农村发展学院；

² 中南财经政法大学金融学院）

（责任编辑：陈静怡）

Digital Financial Inclusion and Agricultural Total Factor Productivity: The Role of Factor Flow and Technology Diffusion

TANG Jianjun GONG Jiaowei SONG Qinghua

Abstract: Based on a panel dataset of China’s prefecture-level cities from 2011 to 2019, this article utilizes a dynamic panel model with fixed effects and empirically investigates the effects of digital financial inclusion on agricultural total factor productivity (TFP) in China. The empirical results show that, firstly, the development of digital financial inclusion promotes agricultural TFP. Among the dimensions of digital financial inclusion, the usage depth of digital financial inclusion products and services has the largest reinforcing effect on agricultural TFP, which is followed by digitalization level and coverage breadth. Meanwhile, the development of digital inclusive loans and insurances exert a significant synergistic effect on promoting agricultural TFP. Secondly, in the regions with favorable natural resource endowments and advanced agricultural production modes, the development of digital financial inclusion plays a stronger role in promoting agricultural TFP. Thirdly, the development of digital financial inclusion facilitates the transfer of production factors and technology diffusion among industries and regions, and extends a pulling effect of production frontier areas, industrialization, and urbanization, which in turn promotes agricultural TFP. Therefore, the study suggests further promoting the digital financial inclusion levels in rural areas, fully taking into consideration the differences in agricultural factor endowments to form tailored approaches, realizing a new type of complimentary industrial-agricultural and urban-rural relationships and fully improving agricultural TFP.

Keywords: Digital Financial Inclusion; Agricultural TFP; Factor Flow; Technology Diffusion

中国农业“双规模”经营方式创新、 绩效及其外溢效应分析*

郑旭媛 林庆林 周凌晨诺

摘要：本文关注中国农业规模经营中经营主体创新性地开展“双规模”经营（即土地规模经营+服务规模经营）的现象，并分析该经营方式的成因与效果。通过构建相应的理论分析框架，本文利用两套多省份农户微观调查数据，分析“双规模”经营方式对经营主体生产经营绩效的影响及其外溢效应。研究表明：“双规模”经营方式是在中国要素市场不完全和农地高度细碎化的条件下一种兼顾了经济激励、风险分担和交易成本减少的契约方式，相比于单一规模经营方式，享有较高的收益风险比；且“双规模”经营方式因要素互补、要素利用率提升，不仅对经营主体生产经营绩效的提升产生了有益影响，还对被服务农户的粮食生产效率提升产生了外溢效应。上述研究结论表明，适当鼓励“双规模”经营方式，有利于经营主体提高生产经营绩效，也使得小农户更充分地享有分工经济，进而促进中国农业规模经营平稳有序发展。

关键词：投资组合理论 土地规模经营 服务规模经营 生产经营绩效 “双规模”经营

中图分类号：F304.7 **文献标识码：**A

一、引言

随着国内外农产品生产成本倒挂与市场价格倒挂的幅度扩大，提高农业竞争力的迫切性凸显。通过推动多种形式的规模经营摊薄成本、融合发展以提高农业价值创造力，成为中国农业发展的内在需要（叶兴庆，2021）。中国农业规模经营发展主要遵循双重路径，一是各类新型经营主体带动的土地规模经营，通过农地集中扩大农地经营规模（钟真，2018；张红宇，2020），二是通过生产性服务外包诱导小农户家庭经营卷入分工的服务规模经营（罗必良，2017），这是符合中国国情和农情的规模经营之路，也是小农户有机衔接现代农业的切实可行之路（陈锡文，2018）。在国家相关农业政策的

*本文研究获得国家自然科学基金面上项目“不完全要素市场与风险分担视角下粮食生产经营规模主体契约选择与组合行为及影响研究”（编号：71973026）、国家社会科学基金重大项目“我国三大平原‘资源—要素—政策’相协调的粮食和生态‘双安全’研究”（编号：20&ZD094）和国家自然科学基金面上项目“病虫害防治外包的服务响应、服务规模与生态防效”（编号：71873035）的资助。本文通讯作者：林庆林。

引导和扶持下,农业规模经营快速发展。根据《中国农村政策与改革统计年报(2019)》的数据,2019年,全国农户家庭承包耕地流转总面积为55498万亩,占农户家庭承包经营耕地总面积的比例为35.9%。截至2020年底,中国农业社会化服务组织已超过90万个^①。虽然农业规模经营的目的在于以经营规模化、生产机械化获取规模经济效应和降低成本,但总体上效果不尽如人意。以玉米为例,2009—2019年,中国玉米每亩总成本由551.10元上涨到1055.67元;同期,美国玉米每亩总成本从615.12元仅上涨到759.25元^②。可见,土地规模经营与服务规模经营的推进,并未明显改变中国粮食生产成本利润率下降的困境。

农业经营主体总是在尝试寻求规模经营方式创新以降低成本和获取更为合理的收益。在此之下,集农业经营与生产外包服务于一体的经营方式应运而生,即经营主体同时进行土地规模经营与服务规模经营,本文将该规模经营方式定义为“双规模”经营方式。那么,“双规模”经营方式的出现是否具备合理性?对于以土地流转为前提的土地规模经营,土地规模扩大意味着高昂的地租以及更为集中的农业生产自然风险与市场风险(武舜臣等,2021)。由于中国劳动力市场与农机社会化服务市场发展不完善,家庭农场往往自购农机,但是农业机械的不可分性和资产专用性又决定农机生产能力剩余的情形普遍存在(杜志雄,2017)。为摊薄成本、减少资本沉淀和提高资产利用率,土地规模经营主体大多选择对外提供机械服务(张晖等,2020;李宁,2021),形成土地规模经营与服务规模经营相结合的经营方式。同理,服务规模经营主体虽然相对少地承担农业生产中的生产与市场风险,但是,生产外包服务的规模经济产生于一定程度的服务交易范围与密度,即需要专业化种植同一作物的农户对同一环节的生产外包服务产生需求,形成一定的市场容量(罗必良,2017;刘家成和徐志刚,2021)。当市场容量不足时,服务规模经营主体的生产外包服务收益不足以抵消机械购置与运营成本,服务规模经营主体有可能转入土地进行规模生产,提高机械利用率,以增加收益。因此,“双规模”经营方式可能是经营主体在风险分担与利润获取之间的折衷选择。那么,这一经营方式具体对经营主体的生产经营绩效产生何种影响,尚需验证。

此外,生产外包服务通过引入新要素、新技术,优化要素配置,可能对以家庭经营为基础的传统农业产生外溢效应。那么,与单一提供生产外包服务的经营方式相比,“双规模”经营方式的生产外包服务外溢效应如何?“双规模”经营主体为了追求土地规模经营的要素最佳配置与规模经济,会尽可能增加机械作业环节,有可能对周边农户提供多环节纵向一体化服务。而小农户购买的生产外包服务环节越多,参与分工的程度越深,越有可能提高生产效率。但值得注意的是,农业生产各环节的作业时间和范围受到严格的农时约束,尤其是在抢农时的环节容易出现“双规模”经营主体在自我服务与对外服务的时间配置先后上的冲突。因此,对于被服务农户,“双规模”经营方式的生产外包服务效果是否有别于服务规模经营,尚需进行理论分析与实证检验。

不少学者关注到土地规模经营与服务规模经营并存的现象,但对于经营主体同时进行土地规模经

^①资料来源:《农业社会化服务组织年底预计超90万个》, http://www.gov.cn/xinwen/2020-12/18/content_5570943.htm。

^②资料来源:《全国农产品成本收益资料汇编2010》和《全国农产品成本收益资料汇编2020》。

营与服务规模经营的经营行为关注较少,更鲜有对“双规模”经营方式的效果进行探讨。目前,与土地规模经营与服务规模经营相关的研究大致可以分为两类。一类是针对土地规模经营与服务规模经营两种规模经营方式并存的合理性与必要性展开讨论。例如,胡凌啸(2018)对土地规模经营与服务规模经营之间的关系特征展开理论分析与案例研究,认为二者是相互依存与相互促进的关系;钟真等(2020)也对这两种规模经营的关系进行探讨,发现两者不是“路线竞争”的取舍关系,而是“相得益彰”的共赢关系;武舜臣等(2021)则分析了两种规模经营方式中小农户的角色定位及其与现代农业衔接的稳定性。另一类是针对土地规模经营与服务规模经营的双重主体现象展开讨论。例如,杜志雄和刘文霞(2017)解释了土地规模经营主体转变为既进行生产又提供生产外包服务的双重身份经营主体的原因,并将土地规模经营主体同时提供生产外包服务这一行为归因于消耗自购机械的剩余生产能力;李宁等(2021)从交易成本与劳动分工视角,分析了土地规模经营主体转变为土地规模经营主体与服务规模经营主体双重角色的过程及原因;马九杰等(2019)则通过分析农机合作社经营方式的转型发现,农机合作社为了节约服务交易成本由单纯对外提供农机社会化服务转向自行流转土地和农业生产经营,实现了农机服务内部化。

上述研究对本文皆有所启发,但尚存在有待深入研究之处。第一,所谓规模经营实际上涉及土地规模经营、服务规模经营和“双规模”经营三种规模经营方式,但以往研究对这三种规模经营方式的讨论是割裂的,仅尝试对土地规模经营主体转变为“双规模”经营主体进行关联式比较分析,而对三种规模经营方式同时存在的原因或者经营主体采用这三类规模经营方式的原因缺乏统一的理论分析框架。第二,以往研究分别针对土地规模经营方式和服务规模经营方式对经营主体和小农户生产经营的影响展开分析,但未探讨“双规模”经营方式对经营主体生产经营绩效的影响及其外溢效应,尤其是探讨相对于土地规模经营方式或服务规模经营方式,“双规模”经营方式对经营主体生产经营绩效的影响,以及相对于服务规模经营主体提供的服务,“双规模”经营主体提供的外包服务对小农户粮食生产效率的影响。只有同时关注规模经营方式所涉及的经营主体与小农户双方的福利,才能准确评估经营方式的效果。

鉴于以上不足,本文试图深入、系统地阐释中国农业规模经营方式中“双规模”经营方式的形成机理,并分析该经营方式对经营主体生产经营绩效的影响及其外溢效应。本文基于契约视角,对经营主体在规模化和机械化过程中兼顾收益增加与风险分担,创新性地采用“双规模”经营方式以及对其生产经营绩效的影响进行理论分析,有助于丰富既有的农户理论与契约理论。同时,本文结论为总结中国粮食生产规模经营方式创新的经验、助推中国粮食生产规模经营方式完善和创新以及提升国家粮食生产经济效益与竞争力提供科学决策依据。

二、“双规模”经营方式形成逻辑:基于契约视角的理解

(一)“双规模”经营方式的契约性质

按照现代契约理论,所有的交易都是一种契约关系,并且是经济分析的基本单元(朋文欢和黄祖辉,2017)。在Stiglitz(1974)的农地契约分析框架中,小农拥有劳动而没有土地,地主拥有土地而

缺乏劳动，地主和小农因要素禀赋差异诱发合作，就农业生产和农业剩余索取权的分配签订固定地租契约、固定工资契约和分成制契约。事实上，前文所述的三类规模经营方式可以理解为经营主体与农户之间形成的不同契约安排。土地规模经营的本质是固定地租契约，农户转出土地经营权，土地规模经营主体按约定数额支付固定地租以获取剩余索取权，但也承担全部生产与销售风险。服务规模经营的本质是固定作业费契约，服务规模经营主体为农户提供生产外包服务，收取固定作业费，农户掌握土地的经营权，拥有剩余索取权并承担全部生产和销售风险，只是花钱购买市场服务，相当于固定工资契约。“双规模”经营方式则是固定地租契约与固定作业费契约的组合，如果劳动的规模报酬不变，固定工资契约和固定地租契约的组合可以达到分成制契约的风险分担效果（Stiglitz, 1974; Newberry, 1977）。与 Stiglitz（1974）和 Newberry（1977）的农地契约理论不同的是，上述固定地租契约与固定作业费契约的应用情景发生了变化，因此分析契约关系时需要考虑交易主体与市场的新特性。例如，当下的固定地租契约应用情景从“大地主小佃农”转向“小地主大佃农”，固定作业费契约应用情景从“大雇主小雇工”转向“小雇主大雇工”。上述反向租佃与反向雇佣的关系改变了契约中交易双方相对的资源地位与谈判地位，加之中国不完全的要素市场难以缓解交易主体的资源约束，这将影响交易双方的抗风险能力和要素配置行为，进而影响契约的形成。

（二）契约中经营主体的行为逻辑：经济激励与风险分担的折衷

分散土地产权会增加交易成本，但又会通过专业化与分工带来收益（Barzel, 1989）。自耕农的土地产权完整，所有者和使用者同一，但牺牲了分工与专业化带来的好处；土地规模经营主体虽然通过土地流转实现了规模化与专业化生产，并享有规模经济与分工收益，但在将相对分散的土地产权集中的过程中产生了高昂的交易成本，也产生了更为集中的农业生产风险与市场风险（祝国平等，2021）。经营主体仅采用服务规模经营方式，虽然规避了农业生产风险与市场风险，也规避了农地流转中高额的地租与交易成本，但失去了农业生产剩余索取权，还面临着为获得与服务规模经营相匹配的市场容量所隐含的高昂交易成本。这是因为，不论是通过横向分工增加交易密度，还是通过纵向分工增加交易频率（罗必良，2017），都面临着谈判与组织协调的成本，若没有充分的市场需求，规模效益将无法实现。因此，风险分担、交易成本与经济激励会对经营主体的规模经营方式采用行为产生较大影响。

经营主体在生产经营中往往有两项需求：一是克服资金瓶颈，以获得更多的收益；二是尽可能转移风险，以保障经营的稳定（武舜臣等，2021）。对于经营主体而言，固定地租契约和固定作业费契约组合结合了固定地租契约的完全剩余索取权与固定作业费契约的低风险负担的优点，成为经营主体兼顾风险分担与经济激励的折衷选择。土地规模经营主体通过采用“双规模”经营方式提高专用资产利用率，减少农机投资的沉没成本，摊薄燃料与折旧费用；服务规模经营主体通过采用“双规模”经营方式不仅可以获得转入土地的农业生产剩余索取权，从而增加收益，还通过在自营土地上使用机械而摊薄农机服务的成本。基于此，固定作业费契约和固定地租契约组合实际上是在中国要素市场不完全和农地高度细碎化的条件下一种兼顾了收益增加、风险分担和交易成本减少的契约组合方式。

（三）契约中小农户的行为逻辑：要素优化与风险规避的诉求

小农户一般是以土地要素或劳动力要素的供给者或经营单位这两种身份参与现代农业（武舜臣等，

2021)。在土地规模经营方式下,小农户以要素供给者的身份提供土地要素并收取租金,这是小农户权衡机会成本、经营收益与土地租金的结果。追求风险规避的小农户将农地经营的剩余索取权与生产经营风险一并转移给掌握了现代农业生产要素、具有企业家才能、偏好风险且具有抗风险能力的经营主体。小农户与经营主体互补的土地与资本禀赋催生了土地规模经营的形成,并降低要素不当配置的程度。当作为经营单位进行农业生产时,小农户承担了完全的农业生产经营风险,但仅靠家庭生产难以引入新技术、新要素来改造传统农业生产方式。购置农机对于资金约束较强的小农户较为困难,且小农户经营的土地规模尚未达到机械有效利用的最小有效规模临界点,机械最佳效率与实际作业规模不匹配,购置农机将产生较高的专用性准租,且使用率低下。但是,农户可以通过购买生产外包服务,将新要素与新技术引入经营中,以迂回的方式融入现代农业发展轨道(张露和罗必良,2018;胡新艳等,2021),众多小农户的服务需求聚合而成的市场容量,也诱导了服务规模经营主体的发育(胡霞,2009)。在土地规模经营方式下,小农户选择通过转出土地来规避农业生产经营风险,但也放弃了农业生产经营的经济激励;在服务规模经营方式下,小农户享有农业生产经营的经济激励,但承担了完全的农业生产经营风险。因此,小农户的契约选择行为是在风险规避和经济激励之间寻求平衡。另外,小农户与土地规模经营主体、转入土地的“双规模”经营主体进行交易的方式都是转出土地,小农户与服务规模经营主体、提供外包服务的“双规模”经营主体进行交易的方式都是购买服务,因此,本文不再赘述小农户在“双规模”经营方式下的交易行为。

三、“双规模”经营方式的生产经营绩效及其外溢效应:理论解释

马科维茨的投资选择组合理论的提出,标志着现代投资组合理论的开端。该理论表明,人们在投资时,本质上是在不确定性的收益和风险之间进行选择(Markowitz, 1952)。理性投资者追求给定期望风险水平的期望收益最大化,或者追求给定期望收益水平的期望风险最小化,因而投资者会通过分散化投资,寻找更高的期望收益或更小的收益波动,以期达到更高的收益风险比(收益均值与收入方差之比)。因此,马科维茨理论又被称为均值一方差模型。

经营主体对规模经营方式的选择类似于投资者进行资产配置与投资组合的行为。当采用土地规模经营方式时,经营主体虽然享有全部的农业生产剩余,但面临较大的农业生产风险与市场风险。当采用服务规模经营方式时,经营主体虽然获取服务费用,但不享有服务地块的农业生产剩余,也不承担服务地块的农业生产经营风险,只承担来自市场竞争的风险。而“双规模”经营方式综合了土地规模经营方式相对高风险、高收益的特性和服务规模经营方式相对低风险、低收益的特性。因此,相比于土地规模经营,“双规模”经营可能表现出较低的成本收益水平与较低的经营收益波动;相比于服务规模经营,“双规模”经营可能表现出较高的成本收益水平与较高的经营收益波动。综合来看,“双规模”经营具有更高的收益风险比,有助于提高经营主体的生产经营绩效。经营主体对上述规模经营方式的选择可以用马科维茨的有效边界模型表示,如图1所示。图1中,坐标轴分别表示各种规模经营方式的风险水平和收益水平,分别对应经营收益波动和成本收益水平; CD 为规模经营方式的边界,其中,实线部分为有效边界,虚线部分为无效边界,有效边界代表了最有效的规模经营方式。边界内

的点为各种规模经营方式（包括服务规模经营方式、土地规模经营方式、“双规模”经营方式）。其中，区域A内的点代表一系列具有低收益、低风险特征的经营方式，对应本文中的服务规模经营方式；区域B内的点表示一系列具有高收益、高风险特征的经营方式，对应本文中的土地规模经营方式。为了获得更高的收益风险比，经营主体将收益特征与风险特征互补的两类规模经营方式进行组合，直到在E点（E点为经营主体的效用无差异曲线U与有效边界的切点）实现最优。相比于在区域A仅采用服务规模经营方式，经营主体在E点采用“双规模”经营方式享有较高的成本收益水平但也产生较大的经营收益波动；相比于在区域B仅采用土地规模经营方式，经营主体在E点面临较小的经营收益波动但仅享有较低的成本收益水平。基于上述分析，本文提出如下假说：

H1：“双规模”经营方式将提高服务规模经营主体的成本收益水平、经营收益波动与收益风险比。

H2：“双规模”经营方式将降低土地规模经营主体的成本收益水平，也降低其经营收益波动，并提高其收益风险比。

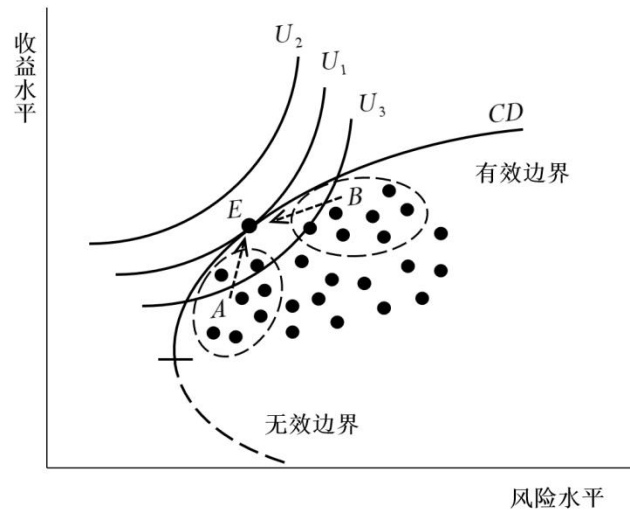


图1 “双规模”经营方式的有效边界模型

机械要素的引入有助于实现农业生产的全环节机械化，从而提升农业生产效率。但当土地经营的规模未达到与机械作业能力相匹配的最小有效规模时，实行全环节机械作业将产生高昂的沉淀资本，且机械利用率较低，从而难以达到规模经济。而“双规模”经营主体通过提供基于纵向分工的一体化服务，即为农户提供多个生产环节的外包服务，既能充分利用各服务环节的共同要素，产生范围经济（姜长云，2016；彭新宇，2019），又能够摊薄土地规模经营的机械作业成本，缓解购置大型机械所带来的资金流动性约束。理论上，对于仅提供农业生产外包服务的主体，通过增加生产外包服务环节数量的纵向一体化与增加生产外包服务面积的横向一体化可以更好地实现规模经济。然而，与工业品生产不同，农业生产各环节有严格的农时要求，这意味着农业生产的有效窗口期短，相应环节外包服务的作业时间有限，加之中国人多地少、土地细碎的基本国情，形成连片服务的难度较高，使得外包服务规模的扩大不仅受空间范围的制约，还受时间有效性的制约。因此，现实中生产外包服务供给方较少能同时通过空间扩张与时间延长来积累作业量以实现规模经济。但是，“双规模”经营主体由于

拥有一定规模的自营土地，其机械作业面积不仅包括对外提供生产外包服务的作业面积，还包括自我服务的面积，因此能够尽可能保证与机械作业能力相匹配的最小有效规模。

基于上述分析可知，经营主体自身采用“双规模”经营方式有助于其实现全环节机械化，进而提高其农业生产效率。具有双重身份的“双规模”经营主体有可能为农户提供多环节生产外包服务，使其深度参与农业生产纵向分工，有利于农户提高农业生产效率与释放农业剩余劳动力。另外，“双规模”经营主体由于拥有一定面积的自营土地，可以摊薄成本，同时享有规模经济与范围经济，故其提供的生产外包服务价格也可能较低。因此，本文提出如下假说：

H3：“双规模”经营方式能够提高经营主体自身的农业生产效率。

H4：“双规模”经营主体的生产外包服务能够提高农户的农业生产效率。

综上，土地规模经营与服务规模经营在实现规模经济、优化要素配置以及深化农业分工水平等方面各自具备一定的优势，而由两种规模经营方式组合而成的“双规模”经营方式还具有要素互补、要素利用率提升的长处。因此，“双规模”经营方式不仅会对经营主体的生产经营绩效提升产生有益影响，还会对被服务农户的农业生产效率提升产生外溢效应。

四、数据来源、模型设定与变量选择

（一）数据来源

本文在实证检验部分使用两套数据，分别来自两个专题调查^①。一个是课题组于2019年组织的农业生产性服务组织专题调查。课题组对江苏、四川、吉林3省的粮食生产性服务组织或个体以及部分粮农进行抽样调查，根据经济发展水平、地理位置、作物类型以及土地规模经营情况在每个省份内部分层抽样：每个省抽取3个地级市，每个市抽取1个县，每个县抽取2个乡镇，最后共抽取了11个县28个乡镇^②，并对每个样本乡镇所辖的行政村进行调查，共计319个。课题组在每个样本乡镇随机选取18个生产性服务组织或个体进行访谈^③，访谈内容包含专业化服务供给给各环节的服务情况、成本收益情况、质量监督情况等；再从每个样本乡镇的18个服务组织或个体中随机抽选8~10个，对于每

^①课题组没有同时包含土地规模经营主体、服务规模经营主体和“双规模”经营主体的生产经营情况数据，但有两套分别包含土地规模经营主体与“双规模”经营主体以及服务规模经营主体与“双规模”经营主体的生产经营专题调查数据，可以分组分析，也能满足假说的检验。

^②课题组在四川省调查的过程中发现，样本县大都属于丘陵地区和盆周山区，粮食规模户较少，尤其是射洪县与广汉县的外包服务组织和服务对象的样本量都明显少于调查设计，于是在这两个县增加抽样，共抽取7个样本乡镇；随后，又临时在成都市抽取的样本县中增加了崇州市，并在该市抽取2个样本乡镇。同样，课题组在江苏省常州市溧阳市调查的过程中发现，样本村外出务工人员较多，种粮农户与服务组织的样本较少，随后在该市增加抽样，共抽取5个样本乡镇；随后，又临时增加泰州市姜堰区作为样本县，并在该区抽取2个样本乡镇。

^③课题组在每个样本乡镇抽取18个生产性服务组织或个体，受调查人员、车辆等条件的限制，将抽样的服务组织或个体的来源地控制在6个村庄范围内。

个被抽取到的服务组织或个体，从其服务的本村农户中随机抽取 3~4 户进行问卷调查，调查内容包括农户的家庭生产经营状况、生产外包服务购买情况等。课题组最终调查了 504 个农业生产性服务组织或个体和 1110 户农户（其中，181 户为土地规模经营户，929 户为普通户），获得了完整的生产外包服务供需双方信息。剔除了关键变量包含异常值或缺失值的样本之后，本文最终获得 135 个服务规模经营主体^①和 237 个“双规模”经营主体的数据以及 536 个^②被服务农户的数据（下文简称为“数据 A”），用来检验“双规模”经营方式对经营主体生产经营绩效的影响以及对被服务农户农业生产效率的影响。

另一个是课题组分别于 2015 年和 2018 年对 2014 年与 2017 年的粮食规模化生产情况进行专题调查。课题组对黑龙江、浙江、河南、四川 4 省粮食种植户进行的抽样与追踪调查，根据经济发展水平、地理位置、作物类型以及土地规模经营情况在每个省份分层抽样，共计抽取 16 个县 34 个乡镇 128 个行政村。随后，课题组对样本村内的所有规模经营户^③进行调查，如果该村的规模经营户超过 12 户，则随机选择 12 户；并在村内所有种粮的普通农户^④中随机抽取 20 户进行访谈。调查内容包括家庭生产经营总体情况、不同生产环节投入产出情况、规模经营户的生产外包服务供给情况以及普通农户的生产外包服务购买情况等。2014 年的样本农户为 1028 户，其中，规模经营户为 587 户；2017 年的样本农户为 1040 户，其中，规模经营户为 400 户。本文将 2014 年、2017 年两年的土地规模经营户数据进行合并^⑤，并剔除了关键变量包含异常值或缺失值的样本，最后获得 246 个土地规模经营主体样本与 92 个“双规模”经营主体样本的数据（下文简称为“数据 B”），用以检验“双规模”经营方式对经营主体生产经营绩效的影响。

（二）变量设定与模型构建

1. 变量设定与内生性讨论。本文将被解释变量区分为经营主体的生产经营绩效和被服务农户的生产经营绩效。本文从四个方面来界定经营主体的生产经营绩效：一是经营主体进行土地规模经营或服务规模经营的成本收益水平，用成本收益率衡量；二是经营主体进行土地规模经营或服务规模经营的经营收益波动，用经营主体近三年收入标准差^⑥衡量；三是经营主体进行土地规模经营或服务规模经

^① 本文将服务规模经营主体界定为服务面积为所在县户均耕地经营规模 3 倍及以上的服务组织或个体。

^② 因外包服务涉及的生产环节较多，为了使得实证结果具有可比性，本文在样本中筛选出至少有购买机收环节外包服务的农户样本进行实证分析。其原因在于：该环节机械化水平较高，外包服务市场需求较高；同时，该环节服务价格计算较为单一，且具有可比性。

^③ 本文将规模户界定为耕地经营规模为所在县户均耕地经营规模 3 倍及以上的农户。

^④ 本文将普通农户界定为耕地经营规模为所在县户均耕地经营规模 3 倍以下的农户。

^⑤ 课题组于 2019 年对 2015 年、2018 年访谈的规模户追踪其生产外包服务的供给情况，仅获得 260 个规模户的追踪调查数据。

^⑥ 因部分经营主体近三年的收入方差过大，回归系数过小，因此，本文采用经营主体近三年的收入标准差衡量经营主体的经营收益波动。两者均能准确反映经营主体的经营收益波动。

营的收益风险比，为成本收益率和经营收益波动之比；四是土地规模经营主体与“双规模”经营主体的农业生产效率。被服务农户的生产经营绩效用农业生产效率衡量。本文用粮食生产效率代理农业生产效率。本文采用投入导向的BBC—DEA模型，以亩均粮食产量作为产出变量，以粮食生产亩均劳动成本、亩均化肥成本、亩均机械成本和其他亩均成本作为投入变量，测算经营主体以及农户的粮食生产效率。

本文将“双规模”经营作为核心解释变量。对于数据A，核心解释变量的含义为经营主体采用“双规模”经营方式或服务规模经营方式；对于数据B，核心解释变量的含义为经营主体采用“双规模”经营方式或土地规模经营方式。此外，本文控制了一系列可能影响经营主体生产经营绩效的变量。

虽然本文控制了部分可能导致遗漏变量偏差的变量，但仍可能面临内生性问题。内生性问题主要来自两方面：第一，为了获取高收益和增加收益稳定性，生产经营绩效不高的土地规模经营主体或服务规模经营主体本身就倾向于采用“双规模”经营方式，以获得较高的收益风险比，即“双规模”经营方式的采用与生产经营绩效可能存在互为因果的关系；第二，存在部分无法观测同时影响被解释变量与解释变量的因素，例如禀赋——对于能力较高的农户，其禀赋可能同时影响其生产经营绩效的表现和对“双规模”经营方式的采用。因此，本文选取村庄信任水平作为核心解释变量的工具变量，以缓解上述内生性问题。工具变量有效，需同时满足相关性（即工具变量与核心解释变量高度相关）与外生性（即工具变量与残差项不相关）两个条件。无论是土地规模经营或是服务规模经营均面临高昂的交易成本，其中，土地规模经营因流转土地而产生交易费用（郜亮亮等，2014），服务规模经营也隐含着服务价格谈判与协调连片服务的成本，而较高的信任能降低交易成本（张维迎和柯荣住，2002）。因此，在村庄信任水平较高的地区，村民之间比较团结和睦，彼此间较容易进行土地流转和外包服务交易。同时，村庄信任水平不直接影响单个经营主体的生产经营绩效。

2.模型构建。首先，检验假说H1、H2。考虑到上述内生性问题，传统的OLS估计并不能准确地反映规模经营方式与经营主体生产经营绩效之间的因果关系。因此，本文使用两阶段最小二乘估计方法，在第一阶段回归中先估计工具变量对经营主体采用“双规模”经营方式的影响。第一阶段回归形式具体如下：

$$combo1_i = \alpha_0 + \alpha_1 trust1_i + \alpha_2 Z_i + \mu_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$combo2_{it} = \beta_0 + \beta_1 trust2_{it} + \beta_2 Z_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(1)式中， $combo1_i$ 表示第*i*个经营主体是否采用“双规模”经营方式： $combo1_i=1$ ，表示第*i*个经营主体采用“双规模”经营方式； $combo1_i=0$ ，表示第*i*个经营主体采用服务规模经营方式。 $trust1_i$ 表示第*i*个经营主体所在地区的村庄信任水平，为“组织开会讨论开展公益事业，预计农户参与比例”以及“最近一轮选举，村民投票参与比例”两个问题的答案数值的平均值，其值越高说明村庄信任水平越高。 Z_i 为控制变量向量； μ_i 为地区虚拟变量； ε_i 为随机扰动项。

(2)式中， $combo2_{it}$ 表示第*i*个经营主体在第*t*期是否采用“双规模”经营方式： $combo2_{it}=1$ ，

表示第*i*个经营主体在第*t*期采用“双规模”经营方式； $combo2_{it}=0$ ，表示第*i*个经营主体在第*t*期采用土地规模经营方式。 $trust2_{it}$ 表示第*i*个经营主体在第*t*期所在地区的村庄信任水平，以本村当年是否发生民事纠纷衡量，赋值如下： $trust2_{it}=1$ ，表示第*i*个经营主体在第*t*期所在地区当年曾发生民事纠纷，代表信任水平较低； $trust2_{it}=0$ ，表示第*i*个经营主体在第*t*期所在地区当年未发生民事纠纷，代表村庄信任水平较高。 v_t 为时间虚拟变量。其余变量的含义与（1）式相同。

通过第一阶段回归估计得到“双规模”经营的拟合值，在第二阶段回归中，本文将其作为解释变量估计“双规模”经营对经营主体生产经营绩效的影响。第二阶段回归形式具体如下：

$$PERF1_i = \gamma_0 + \gamma_1 \widehat{Combo1}_i + \gamma_2 Z_i + \mu_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$PERF2_{it} = \delta_0 + \delta_1 \widehat{Combo2}_{it} + \delta_2 Z_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

（3）、（4）式中， $PERF1_i$ 表示第*i*个服务规模经营主体或“双规模”经营主体的生产经营绩效，包括经营收益波动、成本收益率和收益风险比。其余变量含义与（1）式相同。 $PERF2_{it}$ 表示第*i*个土地规模经营主体或“双规模”经营主体在第*t*期的生产经营绩效，包括经营收益波动、成本收益率和收益风险比。 $\widehat{Combo1}_i$ 、 $\widehat{Combo2}_{it}$ 为第一阶段回归中“双规模”经营的拟合值。其余变量的含义与（2）式相同。

其次，检验假说 H3。在估计“双规模”经营方式对经营主体粮食生产效率的影响时，同样面临内生性问题。因此，本文继续使用两阶段最小二乘估计法估计“双规模”经营方式对经营主体粮食生产效率的影响。第一阶段的回归形式与（2）式一致，不再赘述。第二阶段回归形式如下所示：

$$PI2_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 \widehat{Combo2}_{it} + \varphi_2 Z_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

（5）式中，被解释变量 $PI2_{it}$ 表示第*i*个土地规模经营主体或“双规模”经营主体在第*t*期的粮食生产效率。其余变量的含义与（2）式相同。

最后，检验假说 H4。本文设定如下模型：

$$PI1_j = \theta_0 + \theta_1 Provider_j + \theta_2 Z_j + \mu_j + \varepsilon_j \quad (6)$$

（6）式中，被解释变量 $PI1_j$ 表示第*j*个被服务农户的粮食生产效率。 $Provider_j=1$ ，表示第*j*个被服务农户的机收环节服务供给主体为“双规模”经营主体； $Provider_j=0$ ，表示第*j*个被服务农户的机收环节服务供给主体为服务规模经营主体。其余变量的含义与（1）式相同。

（三）变量说明与描述性统计

各变量的含义及描述性统计如表 1～表 3 所示。

表 1 检验假说 H1 所涉及变量的说明和描述性统计（数据 A）					
变量名	变量含义及赋值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
成本收益率	$(\text{土地规模经营净收入} + \text{服务规模经营净收入}) / (\text{土地规模经营成本} + \text{服务规模经营成本})$	1.23	1.33	-2.47	9.55
经营收益波动	经营主体近三年经营收入（万元）标准差	2.43	4.81	0.00	32.81
收益风险比	成本收益率与经营收益波动之比	3.34	8.11	-1.84	79.00
核心解释变量					
“双规模”经营	经营主体对规模经营方式的选择：“双规模”经营=1，服务规模经营=0	0.64	0.48	0.00	1.00
工具变量					
村庄信任水平	当年“组织开会讨论开展公益事业，预计农户参与比例”和“最近一轮选举，村民投票参与率”两个问题的答案数值的平均数	80.12	12.10	35.00	100.00
控制变量					
性别	受访者 ^a 的性别，男=1，女=0	0.98	0.14	0.00	1.00
年龄	受访者的年龄，单位：岁	51.74	9.23	26.00	75.00
受教育程度	受访者的受教育年限，单位：年	7.47	2.91	0.00	16.00
种植经验	受访者种地的年限，单位：年	24.63	12.53	0.00	58.00
服务年限	受访者提供生产外包服务的年限，单位：年	8.25	7.77	0.00	36.00
村干部经历	受访者是否当过村干部：是=1，否=0	0.15	0.35	0.00	1.00
非农工作经历	受访者是否参加过非农工作：是=1，否=0	0.62	0.49	0.00	1.00
资金约束	受访者家庭当年是否出现过借钱的情况：是=1，否=0	0.38	0.49	0.00	1.00
住房数量	受访者家庭拥有住房套数，单位：套	1.21	0.45	0.00	3.00
机械总动力	经营主体持有机械的总动力，单位：千马力	0.79	3.73	0.00	45.89
粮食价格	经营主体当年售出玉米或稻谷的市场价格，单位：元/公斤	2.05	0.77	1.04	14.00
经营耕地面积	经营主体经营耕地面积，单位：亩	96.24	216.77	0.00	1500.00
交通状况	村庄离最近县城的距离，单位：公里	24.68	17.06	1.00	110.00
耕地地形	村中坡耕地面积占耕地总面积的比例，单位：%	26.40	29.69	0.00	92.00
经济发展水平	村年人均收入，单位：万元	1.28	0.71	0.14	7.50
受灾情况	村庄当年是否受风灾、水灾、旱灾以及病虫害等农业灾害：是=1，否=0	0.91	0.29	0.00	1.00
调地次数	村庄二轮承包以来共调整过几次土地	0.08	0.26	0.00	1.00
调地困难程度	村庄进行土地调整是否须向乡镇政府有关部门提出申请：是=1，否=0	0.10	0.41	0.00	3.00
总人口数	村总人口数量，单位：千人	2.44	1.26	0.02	7.53

注：a 受访者为服务组织的负责人或服务个体的决策者。b 机械总动力最小值为 4 马力，单位放大千倍后无法显示。

表2 检验假说 H2 和 H3 所涉及变量的说明和描述性统计（数据 B）

变量名	变量含义及赋值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
成本收益率	$(\text{土地规模经营净收入} + \text{服务规模经营净收入}) / (\text{土地规模经营成本} + \text{服务规模经营成本})$	1.13	1.33	-2.85	11.49
经营收益波动	近三年收入（万元）标准差	1.85	3.42	0.00	28.85
收益风险比	成本收益率与经营收入标准差之比	2.30	4.75	-11.03	53.54
粮食生产效率	经营主体的粮食生产效率	0.75	0.18	0.31	1.00
核心解释变量					
“双规模”经营	经营主体对规模经营方式的选择：“双规模”经营=1，土地规模经营=0	0.27	0.45	0.00	1.00
工具变量					
村庄信任水平	村庄当年是否出现民事纠纷：是=1，否=0	0.59	0.49	0.00	1.00
控制变量					
性别	受访者的性别，男=1，女=0	0.99	0.12	0.00	1.00
年龄	受访者的年龄，单位：岁	50.39	9.83	25.00	78.00
受教育程度	受访者的受教育年限，单位：年	7.28	3.13	0.00	15.00
种植经验	受访者种地年限，单位：年	28.49	12.89	3.00	60.00
村干部经历	受访者是否当过村干部：是=1，否=0	0.24	0.43	0.00	1.00
非农工作经历	受访者是否参加过非农工作：是=1，否=0	0.49	0.50	0.00	1.00
技术培训次数	受访者参加农业技术培训或讲座的次数，单位：次	2.85	4.05	0.00	30.00
资金约束	受访者家庭当年是否出现过借钱的情况：是=1，否=0	0.47	0.50	0.00	1.00
住房数量	受访者家庭拥有住房数量，单位：套	1.38	0.71	0.00	6.00
经营耕地面积	经营主体经营耕地面积，单位：亩	179.27	262.40	5.63	2901.20
机械总动力	经营主体持有机械总动力，单位：千马力	0.17	0.12	0.03	1.16
土壤肥力	经营主体经营最大地块的土壤肥力：好=1，中=2，差=3	1.58	0.62	1.00	3.00
粮食价格	经营主体当年售出玉米或稻谷的市场价格，单位：元/公斤	2.24	0.96	0.50	10.60
交通状况	村庄离最近县城的距离，单位：公里	29.46	22.57	4.00	150.00
耕地地形	村中坡耕地面积占耕地总面积的比例，单位：%	15.98	24.09	0.00	100.00
经济发展水平	村年人均收入，单位：万元	1.13	0.72	0.15	3.80
受灾情况	村庄当年是否受风灾、水灾、旱灾以及病虫害等农业灾害：是=1，否=0	0.29	0.45	0.00	1.00
调地次数	村庄二轮承包以来共调整过几次土地，单位：次	0.91	1.01	0.00	5.00
土地流转难度	村内土地流转是否必须经过村集体的组织或协调：是=1，否=0	0.27	0.44	0.00	1.00
总人口数	村总人口数量，单位：千人	2.52	1.99	0.39	12.00

注：①受访者为粮食种植户的决策者；②村庄信任水平的设置与表1不同，原因是2015年没有着重调查村庄信任水平，故本文仅以“是否出现民事纠纷”来衡量村庄信任水平。

表 3		检验假说 H4 所涉及变量的说明和描述性统计（数据 A）			
变量名	变量含义及赋值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
粮食生产效率	被服务农户的粮食生产效率	0.36	0.26	0.02	1.00
服务价格	收割环节外包服务价格，单位：元/亩	97.71	39.01	20.00	250.00
核心解释变量					
服务供给主体	机收环节服务供给主体的类别：“双规模”经营主体=1，服务规模经营主体=0	0.68	0.47	0.00	1.00
控制变量					
性别	户主性别，男=1，女=0	0.80	0.40	0.00	1.00
年龄	户主年龄，单位：岁	58.45	9.92	29.00	80.00
受教育程度	户主受教育程度，单位：年	6.72	3.25	0.00	15.00
种植经验	户主种地年限，单位：年	35.94	12.87	0.00	66.00
村干部经历	户主是否当过村干部：是=1，否=0	0.14	0.35	0.00	1.00
非农工作经历	户主是否参加过非农工作：是=1，否=0	0.50	0.50	0.00	1.00
技术培训次数	户主参加农业技术培训或讲座的次数，单位：次	0.72	1.52	0.00	15.00
资金约束	被服务农户当年是否出现过借钱的情况：是=1，否=0	0.29	0.46	0.00	1.00
住房数量	被服务农户拥有住房套数，单位：套	1.25	0.55	0.00	5.00
经营耕地面积	被服务农户经营耕地面积，单位：亩	13.78	54.74	0.30	1000.00
土壤肥力	被服务农户经营最大地块的土壤肥力：好=1，中=2，差=3	1.71	0.61	1.00	3.00
粮食价格	被服务农户当年售出玉米或稻谷的市场价格，单位：元/公斤	2.17	0.44	1.28	4.30
交通状况	村庄离最近县城的距离，单位：公里	7.22	6.08	0.20	26.00
耕地地形	村中坡耕地面积占耕地总面积比例，单位：%	29.32	32.06	0.00	92.00
经济发展水平	村年人均收入，单位：万元	1.26	0.58	0.14	3.20
受灾情况	村庄当年是否受风灾、水灾、旱灾以及病虫害等农业灾害：是=1，否=0	0.82	0.38	0.00	1.00
调地次数	村庄二轮承包以来共调整过几次土地，单位：次	0.10	0.38	0.00	3.00
调地困难程度	村庄进行土地调整是否须向乡镇政府有关部门提出申请：是=1，否=0	0.08	0.27	0.00	1.00
总人口数	村总人口数量，单位：千人	2.31	1.19	0.02	7.53

五、实证结果与分析

（一）“双规模”经营方式对经营主体生产经营绩效的影响

本文使用两阶段最小二乘估计法检验“双规模”经营方式对成本收益率、经营收益波动以及收益风险比的影响，选取村庄信任水平作为核心解释变量是否“双规模”经营的工具变量，具体回归结果见表 4 和表 5。表 4、表 5 中，第一阶段回归结果显示，村庄信任水平对两类规模经营主体采用“双规模”经营方式均有显著影响，弱工具变量检验 F 值均大于 10，说明工具变量并无弱工具变量问题。

表4中,第二阶段的回归结果显示,在控制其他条件不变的前提下,采用“双规模”经营方式能够显著提高服务规模经营主体的成本收益率、经营收益波动和收益风险比,即假说H1得证。表5中,第二阶段回归结果显示,在控制其他条件不变的前提下,“双规模”经营方式能够显著降低土地规模经营主体的成本收益率与经营收益波动,能够显著提高其收益风险比,即假说H2得证。上述结果表明,土地规模经营主体虽然拥有土地剩余索取权,享有较高的收益,但也面临较高的经营收益波动。服务规模经营主体在提供外包服务时,虽然经营收益波动性较为稳定,但其成本收益率也较低。而相对于土地规模经营方式或服务规模经营方式,“双规模”经营方式是经营主体综合考虑了经济激励和风险分担的理性选择。

表4 “双规模”经营方式对服务规模经营主体生产经营绩效影响的回归结果 (n=372)

	成本收益率		经营收益波动		收益风险比	
	(1)		(2)		(3)	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
“双规模”经营	2.992**	1.368	6.191**	3.049	30.675*	16.423
性别	-0.114	0.409	-0.811	1.230	-7.443	5.562
年龄	-0.008	0.007	-0.081***	0.007	-0.062	0.133
受教育程度	0.010	0.010	0.072	0.096	-0.061	0.302
种植经验	0.001	0.008	0.021**	0.010	0.006	0.088
服务年限	-0.006	0.010	0.004	0.025	0.137	0.111
村干部经历	-0.041	0.166	-0.059	0.176	0.268	2.188
非农工作经历	-0.051	0.071	-0.465*	0.276	-0.294	0.866
资金约束	-0.167	0.128	-0.111	0.364	-0.935	1.910
住房数量	-0.103	0.201	-1.071	1.163	-3.860**	1.623
机械总动力	0.013**	0.006	0.233***	0.025	0.114	0.105
粮食价格	-0.105*	0.061	-0.257*	0.148	0.417	0.853
经营耕地面积	-0.002	0.001	0.007***	0.001	-0.024**	0.011
交通状况	-0.003	0.004	-0.000	0.004	0.048	0.052
耕地地形	0.001	0.003	-0.031**	0.012	0.013	0.035
经济发展水平	-0.072	0.063	0.022	0.433	-0.938	0.798
受灾情况	-0.162	0.164	-1.260***	0.140	-0.383	0.561
调地次数	-1.022***	0.235	-1.470**	0.643	0.092	3.586
调地困难程度	0.736***	0.136	-0.221	0.540	-1.456	3.039
总人口数	-0.052	0.058	0.437	0.431	0.581	1.007
Wald χ^2	509.480		201.850		48.130	
第一阶段工具变量系数			0.049***			
弱工具变量检验F值			169.060			

注: ①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平; ②已控制作物虚拟变量和地区虚拟变量, 估计结果略。

表 5 “双规模”经营方式对土地规模经营主体生产经营绩效影响的回归结果（n=338）

	成本收益率		经营收益波动		收益风险比	
	(1)		(2)		(3)	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
“双规模”经营	-2.203*	1.241	-5.629**	2.566	9.969*	5.800
性别	0.441	0.481	-4.162***	0.964	-1.203	1.699
年龄	-0.029***	0.007	0.033	0.061	0.067	0.084
受教育程度	0.039	0.039	0.019	0.085	-0.048	0.186
种植经验	-0.004	0.005	-0.048	0.030	-0.037	0.033
村干部经历	0.322***	0.079	-0.112	0.325	0.042	0.919
非农工作经历	-0.199*	0.106	0.076	0.456	-0.483	0.709
资金约束	-0.022	0.320	0.755	0.523	-1.178	0.883
住房数量	0.052	0.131	0.370	0.317	-0.060	0.582
经营耕地面积	0.000	0.000	0.004**	0.002	-0.006***	0.002
机械总动力	0.843	1.122	2.131	2.942	-2.232	4.469
粮食价格	0.092	0.114	-0.297	0.212	0.821	0.633
交通状况	0.006***	0.002	-0.011	0.007	0.007	0.015
耕地地形	-0.001	0.001	-0.002	0.008	0.001	0.013
经济发展水平	0.155*	0.086	-0.617	0.468	1.609***	0.493
受灾情况	0.229	0.205	-0.054	0.468	1.506	1.046
调地次数	0.197***	0.069	0.192	0.333	-0.741	0.572
土地流转难度	-0.359***	0.123	-0.545	0.512	1.041	0.751
总人口数	0.046	0.072	0.259	0.226	-0.905	0.660
Wald χ^2	1742.640		239.610		4480.230	
第一阶段工具变量系数			-0.111**			
弱工具变量检验F值			212.000			

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②已控制作物虚拟变量、地区虚拟变量和时间虚拟变量，估计结果略。

（二）“双规模”经营方式对经营主体粮食生产效率的影响

接下来，本文使用两阶段最小二乘估计法检验“双规模”经营方式对经营主体粮食生产效率的影响。表 6 的估计结果显示，在控制其他条件不变的前提下，采用“双规模”经营方式能够提高经营主体的粮食生产效率，并在 1%的水平上显著，即假说 H3 得证。土地规模经营主体通过提供生产外包服务提高了机械使用率，摊薄了机械使用成本。同时，为实现范围经济与规模经济，“双规模”经营主体更有可能增加农机投入，实现全环节机械化，从而有利于粮食生产效率的提高。

表 6 “双规模”经营方式对土地规模经营主体粮食生产效率影响的回归结果（n=338）

	粮食生产效率	
	系数	稳健标准误
“双规模”经营	0.203***	0.063
性别	-0.044	0.031
年龄	-0.000	0.001
受教育程度	-0.001	0.005
种植经验	0.001	0.001
村干部经历	-0.011	0.017
非农工作经历	0.017	0.014
住房数量	0.000	0.000
土壤肥力	-0.047***	0.008
粮食价格	0.000	0.006
资金约束	-0.006**	0.003
技术培训次数	0.003	0.009
交通状况	-0.000	0.000
耕地地形	-0.001*	0.000
经济发展水平	0.051***	0.015
受灾情况	-0.019	0.039
调地次数	-0.022***	0.004
土地流转难度	-0.009	0.031
总人口数	0.005**	0.002
Wald χ^2	3424.420	
第一阶段工具变量系数	-0.144***	
弱工具变量检验F值	10.120	

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②已控制作物虚拟变量、地区虚拟变量和时间虚拟变量，估计结果略。

（三）“双规模”经营方式对被服务农户粮食生产效率的影响

表 7 报告了“双规模”经营主体提供的生产外包服务对被服务农户粮食生产效率影响的回归结果。从回归结果来看，在控制其他条件不变的前提下，接受“双规模”经营主体服务的农户其粮食生产效率较高，并且在 5%的水平上显著，在一定程度上验证了假说 H4。这有可能是因为“双规模”经营主体本身在土地规模经营方面更有可能购买多个生产环节的机械，同时提供多环节生产外包服务，有利于有外包服务需求的农户深度参与农业生产纵向分工，从而有助于其提高粮食生产效率。另外，采用“双规模”经营方式的经营主体，能够通过自我服务摊薄机械使用成本，其提供的生产外包服务价格可能较低，从而降低被服务农户生产成本，有利于农户粮食生产效率的提高。

表 7 “双规模”经营对被服务农户粮食生产效率影响的回归结果（n=536）

	粮食生产效率	
	系数	稳健标准误
服务供给主体	0.027**	0.012
性别	0.006	0.014
年龄	-0.001	0.001
受教育程度	0.008*	0.004
种植经验	-0.000	0.001
村干部经历	-0.016	0.014
非农工作经历	0.012	0.017
技术培训次数	0.004	0.006
资金约束	-0.025	0.020
住房数量	0.018	0.010
土壤肥力	0.021	0.017
粮食价格	-0.049	0.057
交通状况	0.007***	0.002
耕地地形	-0.001**	0.000
经济发展水平	-0.030	0.040
受灾情况	-0.095*	0.052
调地次数	0.009	0.061
调地困难程度	0.021	0.118
总人口数	0.004	0.017
F值	5.030	

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②已控制作物虚拟变量和地区虚拟变量，估计结果略。

（四）“双规模”经营方式外溢效应产生机制

为了进一步检验假说 H4，本文统计了不同规模经营主体提供的生产外包服务环节数量以及服务价格（见表 8）。从表 8 可以看到，在提供单个环节外包服务上，“双规模”经营主体数量与服务规模经营主体数量差距不大，在提供多个环节外包服务上，“双规模”经营主体的个数明显多于服务规模经营主体，且外包服务环节数量越多，“双规模”经营主体在数量上的占优趋势越明显。表 9 也显示，“双规模”经营主体提供服务环节的平均数量为 2.00 个，高于服务规模经营主体提供的服务环节的平均数量 1.27 个。由于不同生产环节外包服务的价格差异较大，同一环节内，标准化程度较低的环节其价格可比性较差，因此，本文选择了标准化程度较高的机收服务环节的价格作为分析对象。表 9 显示，“双规模”经营主体提供机收服务的平均价格为 92.67 元/亩，低于服务规模经营主体提供相同环节 108.87 元/亩的价格，这与前文推断相符。

进一步地，本文进行相应的回归估计。表 10 的结果显示，在控制其他条件不变的前提下，“双规模”经营主体提供的生产外包服务环节数量比服务规模经营主体平均多 0.65 个，服务价格平均每亩

低 9.63 元，且均在 1%的水平上显著。上述结果表明，“双规模”经营方式通过更多的服务环节和更低的服务价格惠及被服务农户的农业生产，具有显著的外溢效应。

表 8 “双规模”经营方式与服务规模经营方式的服务环节数量对比

	提供生产外包服务环节的数量					合计（个）
	1 个环节	2 个环节	3 个环节	4 个环节	5 个环节	
服务规模经营主体数量（个）	106	23	4	2	0	135
“双规模”经营主体数量（个）	102	62	47	22	4	237
合计（个）	208	85	51	24	4	372

表 9 “双规模”经营方式与服务规模经营方式的平均服务环节数量与平均服务价格对比

	平均服务环节数量（个）	平均服务价格（元/亩）
服务规模经营	1.27	108.87
“双规模”经营	2.00	92.67

表 10 “双规模”经营方式对服务环节数量、服务价格影响的回归结果

	服务环节数量		服务价格	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
“双规模”经营	0.650***	0.082	-9.632***	3.131
性别	-0.178	0.289	5.444	6.647
年龄	-0.008	0.005	0.111	0.167
机械总动力	2.333*	1.230	0.276	0.595
经营耕地面积			-0.030***	0.011
耕地地形（经营主体）	-0.005**	0.002		
耕地地形（被服务农户）			0.094	0.059
样本数	372		536	
F 值	19.670		32.000	

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②已控制作物虚拟变量和地区虚拟变量，估计结果略。

六、结论与政策启示

（一）结论

在中国农业规模化发展进程中，出现经营主体同时采用土地规模经营与服务规模经营的方式，本文对其成因与效果展开研究，分析相对于仅采用土地规模经营方式或服务规模经营方式，“双规模”经营方式对经营主体生产经营绩效的影响以及对小农户粮食生产效率的外溢效应。首先，本文基于契约理论解释“双规模”经营的形成逻辑，从契约双方诉求出发，分析固定地租契约（对应土地规模经营方式）、固定作业费契约（对应服务规模经营方式）与分成制契约（对应“双规模”经营方式）的形成条件与差异。其次，本文从投资组合理论、要素互补与要素优化等角度构建“双规模”经营方式对经营主体生产经营绩效影响及其外溢效应形成机制的理论分析框架并提出假说。最后，本文使用两

套多省份农户微观调查数据,检验上述影响机制与研究假说,得出如下结论:

第一,在控制一定条件的情况下,服务规模经营主体采用“双规模”经营方式显著提高了其成本收益率、经营收益波动和收益风险比;土地规模经营主体采用“双规模”经营方式显著降低了成本收益率与经营收益波动,显著提高了其收益风险比。因此,“双规模”经营方式是在中国要素市场不完全和农地高度细碎化的条件下形成的一种兼顾了经济激励、风险分担和交易成本降低的契约组合方式。

第二,采用“双规模”经营方式显著提高了土地规模经营主体的粮食生产效率。经营主体在进行土地规模经营的同时对外提供生产外包服务,既能够充分利用各服务环节的共同要素,又能够摊薄土地规模经营中的机械作业成本,缓解购置大型机械所带来的资金流动性约束,还有利于增加自有机械种类与机械作业环节数,从而有利于经营主体自身粮食生产效率的提升。

第三,在控制一定条件的前提下,接受“双规模”经营主体服务的农户的粮食生产效率较高。相比于服务规模经营主体,“双规模”经营主体在土地规模经营的支持下,更有可能在多个环节提供生产外包服务,并因自我服务摊薄机械使用成本,从而制定相对低的外包服务价格。这些都有利于有外包服务需求的农户深度参与农业生产纵向分工,从而有利于被服务农户粮食生产效率的提高。可见,“双规模”经营方式不仅有利于规模经营主体福利的提升,还对被服务农户的粮食生产效率提升产生外溢效应。

(二) 政策启示

本文研究结论有助于丰富既有农户理论与契约理论,对于总结中国农业规模经营方式的创新经验,助推中国粮食生产规模经营方式完善和创新具有重要的政策含义。

第一,发展中国农业规模经营,不能一味地推进土地规模经营或服务规模经营,要因地制宜地探索满足地方经营主体诉求的规模经营方式。当前,以土地流转推进的适度规模经营方式正面临着生产成本上升和农产品价格下跌的双重压力,不少地区已经出现规模经营“开倒车”的现象。虽然各地农业生产外包服务蓬勃发展,但服务环节单一、需求不足和服务效益不理想的问题逐渐凸显。不论是土地规模经营主体还是服务规模经营主体都面临着经营效益不佳或风险过大的困境。中国粮食生产条件、风险与交易环境的地区差异较大,不论采用土地规模经营方式或服务规模经营方式,还是采用“双规模”经营方式,都应顺应当地规模经营主体的实际需求。

第二,长期来看,在技术未有效突破、市场条件未改善的情境下,同时进行土地规模经营与服务规模经营的“双规模”经营现象将会持续。虽然土地规模经营主体牺牲了部分经济效益,但能够缓解经营主体的经营风险并提高粮食生产效率,还能促进土地规模经营与生产外包服务供给的良性互动。

第三,适当推进“双规模”经营方式,不仅有利于经营主体生产经营绩效提升,还有利于被服务农户尤其是小农户粮食生产节本增效。近年来,规模经营主体受到社会各界的高度关注,但是分散化的小农户仍将长期是中国农业生产的主力军,在推进农业生产规模化的过程中也要关注小农户的生产经营绩效。在条件适宜的地区,以社会化服务为主导的小农户生产经营方式已成为主流,“双规模”经营主体能够为小农户提供更多环节且更廉价的生产外包服务,这将有利于小农户生产经营绩效与福利的提升。

参考文献

- 1.陈锡文, 2018:《实施乡村振兴战略, 推进农业农村现代化》,《中国农业大学学报(社会科学版)》第1期,第5-12页。
- 2.杜志雄、刘文霞, 2017:《家庭农场的经营和服务双重主体地位研究: 农机服务视角》,《理论探讨》第2期,第78-83页。
- 3.邵亮亮、黄季焜、冀县卿, 2014:《村级流转管制对农地流转的影响及其变迁》,《中国农村经济》第12期,第18-29页。
- 4.胡凌啸, 2018:《中国农业规模经营的现实图谱: “土地+服务”的二元规模化》,《农业经济问题》第11期,第20-28页。
- 5.胡霞, 2009:《日本农业扩大经营规模的经验与启示》,《经济理论与经济管理》第3期,第61-65页。
- 6.胡新艳、陈文晖、罗必良, 2021:《资本下乡如何能够带动农户经营——基于江西省绿能模式的分析》,《农业经济问题》第1期,第69-81页。
- 7.李宁、汪险生、陆华良, 2021:《新型农业经营主体农机作业服务的双重角色及其动态转变: 一个初步的分析框架》,《农业经济问题》第2期,第38-53页。
- 8.刘家成、徐志刚, 2021:《农户生产外包联合行动的规模效应、行动逻辑与环节异质性》,《农业技术经济》第1期,第4-19页。
- 9.罗必良, 2017:《论服务规模经营——从纵向分工到横向分工及连片专业化》,《中国农村经济》第11期,第2-16页。
- 10.姜长云, 2016:《关于发展农业生产性服务业的思考》,《农业经济问题》第5期,第8-15页、第110页。
- 11.马九杰、赵将、吴本健、诸怀成, 2019:《提供社会化服务还是流转土地自营: 对农机合作社发展转型的案例研究》,《中国软科学》第7期,第35-46页。
- 12.朋文欢、黄祖辉, 2017:《契约安排、农户选择偏好及其实证——基于选择实验法的研究》,《浙江大学学报(人文社会科学版)》第4期,第143-158页。
- 13.彭新宇, 2019:《农业服务规模经营的利益机制——基于产业组织视角的分析》,《农业经济问题》第9期,第74-84页。
- 14.武舜臣、钱煜昊、于海龙, 2021:《农户参与模式与农业规模经营稳定性——基于土地规模经营与服务规模经营的比较》,《经济与管理》第1期,第30-35页。
- 15.叶兴庆, 2021:《迈向2035年的中国乡村: 愿景、挑战与策略》,《管理世界》第4期,第98-112页。
- 16.张晖、吴霜、张燕媛、虞祎, 2020:《加入合作社对种粮大户农机投资及服务供给行为的影响分析》,《中国农村观察》第2期,第68-80页。
- 17.张红宇, 2020:《中国农村改革的未来方向》,《农业经济问题》第2期,第107-114页。
- 28.张露、罗必良, 2020:《农业减量化: 农户经营的规模逻辑及其证据》,《中国农村经济》第2期,第81-99页。
- 19.张维迎、柯荣住, 2002:《信任及其解释: 来自中国的跨省调查分析》,《经济研究》第10期,第59-70页、第96页。
- 20.钟真, 2018:《改革开放以来中国新型农业经营主体: 成长、演化与走向》,《中国人民大学学报》第4期,第

43-55 页。

21.钟真、胡珺祎、曹世祥, 2020:《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》,《中国农村经济》第10期,第52-70页。

22.祝国平、郭连强、李新光, 2021:《农村土地经营权规模化流转溢价:客观事实、结构特征与政策取向》,《改革》第1期,第125-133页。

23.Markowitz, H. M., 1952, "Portfolio selection", *The Journal of Finance*, 7(1):77-79.

24.Barzel, Y., 1989, *Economic Analysis of Property Rights*, Cambridge: Cambridge University Press, 38-57.

25.Newberry, D. M. G., 1977, "Risk Sharing, Sharecropping and Uncertain Labor Markets", *Review of Economic Studies*, 44(3): 585-594.

26.Stiglitz, J. E., 1974, "Incentives and Risk Sharing in Agriculture", *Review of Economic Studies*, 41(2): 209-256.

(作者单位: 福建农林大学经济与管理学院)

(责任编辑: 黄 易)

An Analysis of Innovation, Performance and Spillover Effects of "Dual-scale" Operation in China's Agriculture

ZHENG Xuyuan LIN Qinglin ZHOU Lingchennuo

Abstract: This study focuses on the phenomenon of innovative "dual-scale" operation (i.e. land scale operation + service scale operation) carried out by business operators in China's agricultural scale management, and analyzes the causes and effects of this mode of operation. By constructing a theoretical framework of analysis, this article analyzes the production, operation performance and spillover effects of the "dual-scale" operation approach using two sets of cross-period micro-survey data of farmers in multiple provinces. The results show that the "dual-scale" operation approach is a contractual approach that combines economic incentives, risk sharing, and transaction cost innovation under the conditions of incomplete factor markets and high fragmentation of farmland in China. Compared with the single scale operation approach, it enjoys a higher return-to-risk ratio. The "dual-scale" operation method not only has a beneficial impact on the production and operation performance of business operators due to the complementarity of factors and the improvement of factor utilization, but also has a spillover effect on the improvement of the food production efficiency of the served farmers. The above findings suggest that encouraging "dual-scale" operation is conducive to the improvement of production and operation performance of business operators, allowing small farmers to further enjoy the division of labor economy, thus promoting the stable and orderly development of agricultural scale operation in China.

Keywords: Portfolio Theory; Land Scale Operation; Service Scale Operation; Production and Operation Performance; Dual-scale Operation

城乡医保统筹缓解农民工过度劳动了吗？*

李勇辉^{1,2} 刘南南¹ 陈华帅¹ 沈波澜²

摘要：农民工群体是中国劳动力市场的重要组成部分，也是中国非正规就业的主体。作为劳动权益保护的重要内容，推进社会保障受益公平是缓解农民工当前普遍存在的“过劳”现象，实现体面劳动的重要路径。本文以城乡医保统筹为切入点，利用2017年中国流动人口动态监测调查数据，考察医保权益均等化对农民工过度劳动的影响。研究发现，总体上，城乡医保统筹有效降低了农民工过度劳动发生率，缩减了农民工超时劳动时间。机制分析表明，城乡医保统筹缓解农民工过度劳动的关键在于提高了农民工应对健康风险冲击的经济能力，增强了他们在心理层面的社会融入。异质性分析表明，“多档制”统筹模式、省级统筹层次能更有效地缓解农民工过度劳动。进一步讨论发现，务工地城乡医保统筹对农民工过度劳动的缓解作用显著大于户籍地城乡医保统筹。本文研究结论为持续完善城乡医保统筹制度，推进社会保障受益公平提供了经验支撑和政策启示。

关键词：城乡医保统筹 非正规就业 农民工 过度劳动

中图分类号：F323.6 **文献标识码：**A

一、引言

进入21世纪，劳动者过度劳动问题在社会上引发广泛关注，尤其是随着共享经济、平台经济等新业态的发展，过度劳动现象在某些职业和行业甚至被制度化和常态化，诸如“网约车司机疲劳驾驶”、“外卖骑手虚假时间自由”等新闻屡见不鲜。2018年《中国人口和就业统计年鉴》数据显示，2017年中国城镇就业人员周均工作时间为46.2小时，超过《中华人民共和国劳动法》规定的44小时，其中工作时间在48小时以上的，非农户籍就业人员中占比仅为26.2%，而该比例在农业户籍就业人员中高达42.2%，农民工无疑处在过度劳动的重灾区。在以人为本的城镇化背景下，过度劳动不仅对农民工的健康权益、主观幸福感、社会融入等方面造成了严重的负面影响，而且依靠劳动者超时工作所带来的经济社会发展也是不可持续的（吴伟炯，2016）。同时，由于受到户籍制度和城乡二元劳动力市场的双重歧视，以“低工资、高风险、超时长”为主要特征的非正规就业成为大多数农民工的主要就业形态。根据2017年中国流动人口动态监测调查数据（CMDs），约有83%的农民工从事非正规就

*本文研究受到国家社会科学基金一般项目“乡村振兴与新型城镇化耦合协同推进机制与政策研究”（编号：20BJL078）的资助。本文通讯作者：刘南南。

业^①，他们的周均劳动时间约为 59.6 小时，远高于城镇就业人员的周均劳动时间，而周均工作时间在 50 小时以上的非正规就业农民工占比甚至高达 69.5%。可见，非正规就业农民工劳动力市场权益受侵害现象尤为突出，过度劳动问题亟待解决。

与正规就业劳动者相比，除了过度劳动发生概率较高、超时劳动时间过长，非正规就业农民工最大的短板在于社会保障的缺失。面对可能存在的疾病冲击时，农民工很容易陷入“看病难、看病贵、因病致（返）贫”的困境，导致他们只能通过延长劳动时间的形式实现“自我保险”，甚至多数非正规就业农民工本身就集中分布在“危险系数高、劳动强度大、职业病多发”的低端行业（邓睿，2019）。而社会保障作为一种政府转移支付，不仅提高了农民工个体应对健康风险冲击的经济能力，通过经济效应缩短了他们的劳动时间，还在社会乘数的作用下，增加了农民工群体对社会保障收入的劳动供给弹性，从而使缓解过度劳动的效果更加显著（Alesina et al., 2005）。此外，健全农民工医疗保障作为推动“以人为核心”新型城镇化的重要举措，一定程度上缓解了由户籍制度造成的社会保障受益不公平，有利于提高农民工在务工地的获得感和幸福感，使他们更注重提高劳动供给质量。

截至 2010 年，中国新农合基本实现覆盖全体农村居民的目标，但仍存在“医保待遇水平低、医保权益便携度低”的问题，导致新农合在降低农村居民灾难性医疗卫生支出、缓解因病致（返）贫问题中的作用有限（程令国和张晔，2012）。同时，城乡居民间较大的医保待遇差距，也不利于社会公平与正义。因此，为了切实改善城乡居民“看病难、看病贵”的问题，建立健全覆盖城乡居民的医保体系，自 2004 年以来，相继有地方政府根据本地实际，开展了整合新农合和城镇居民医保（下称“城居保”）两项制度的相关探索。2016 年 1 月，国务院发布《关于整合城乡居民基本医疗保险制度的意见》（下称“《意见》”），为建立统一的城乡居民医保制度进一步明确了方向。截至 2016 年底，全国共有 9 个省级单位确定开展城乡医保统筹，分别是天津、上海、浙江、山东、广东、重庆、青海、宁夏和新疆生产建设兵团，其他省份中的 39 个地级市也出台了具体的实施办法。与新农合相比，城乡医保统筹具有以下特征：第一，城乡医保统筹遵循“待遇就高、缴费就低、目录就宽”原则，医保待遇水平提高，医疗费用自付比例降低；第二，城乡医保统筹原则上实行市级统筹，并鼓励有条件的地区实行省级统筹，统筹层次提升，医保权益便携程度提高。可以预期，城乡医保统筹将能有效地缓解农民工过度劳动。

鉴于此，本文以城乡医保统筹为切入点，考察医保权益均等化对农民工过度劳动的影响。相较于已有研究，本文的创新之处主要体现在以下三个方面：首先，本文利用 2017 年 CMDs 数据，从过度劳动广度和过度劳动时间深度两个层面，系统分析城乡医保统筹对农民工过度劳动的影响，虽然受限于截面数据无法使用双重差分方法，但城乡医保统筹作为外生政策冲击，一定程度上克服了研究中可能存在的估计偏误，且本文进一步使用工具变量法解决内生性问题，增强了研究结果的可信度。其次，

^①结合 Bosch and Campos-Vazquez（2014）和黄耿志等（2016）对非正规就业的定义，本文中非正规就业农民工指在非正规部门就业或在正规部门非正式就业的农民工。其中，非正规部门就业指未在政府部门注册备案的自营劳动者和家庭经营，正规部门非正式就业指在正规部门就业但未签订合同，或虽签订合同但不享受社保待遇。

本文分别从经济效应和融入效应视角分析和检验了城乡医保统筹缓解农民工过度劳动的作用机制，为加强农民工劳动权益保护、实现体面劳动提供了新思路。最后，根据城乡医保统筹档次、统筹层次以及统筹地的不同，本文详细分析了城乡医保统筹缓解农民工过度劳动作用的异质性，不仅深化了对城乡医保统筹福利效应的认识，也为持续完善城乡医保统筹制度，推进城乡社会保障体系深度融合提供了经验参考。

二、文献综述与理论分析

（一）文献综述

现有关于农民工过度劳动影响因素的实证研究，主要从以下三个层面展开分析。首先，在微观个体家庭层面，相关文献较为一致的结论是，男性、已婚、家庭负担较重的农民工群体，产生过度劳动的概率更高；而受教育程度越高，农民工产生过度劳动的概率越低（杨青等，2021）。随着城市化进程的推进，部分学者的研究重点开始转向市民化意愿、市民身份认同感等心理因素，如 Afridi et al. (2015) 证实，具有本地身份认同感的流动人口，在工作和生活习惯上更易向本地人看齐，从而有效降低他们的过度劳动发生率并缩短超时劳动时间。其次，在中观就业企业层面，董延芳等（2018）研究发现，大多数农民工被限制在次级劳动力市场，较低的工资水平使农民工更偏好于牺牲时间灵活性以增加收入。朱志胜（2018）研究发现，相较于受雇农民工，自雇农民工的过度劳动状况更严重。此外，亦有研究表明，行业特征、企业“加班文化”等也是影响劳动者过度劳动的重要因素（Zapf and Weber, 2017）。最后，在宏观制度环境层面，最低工资制度旨在提高低收入群体的收入水平，但研究发现该制度反而加重了低学历农民工过度劳动的程度（郭凤鸣和张世伟，2018）；而工会组织、劳动保护相关法律通过增强劳动者在工作时间上的话语权，缩短了劳动者的工作时间（Golden, 2009）。

值得注意的是，由于户籍制度和城乡二元劳动力市场的双重歧视，中国大部分农民工主要通过非正规就业渠道实现就业。而在非正规就业环境下，企业对工会条例、《中华人民共和国劳动法》、最低工资制度等法律制度的遵从度较低，劳动者较少受到劳动力市场制度的保障，导致这些宏观制度对非正规就业农民工的保障力度略显不足（郭凤鸣，2020）。相较于这些法律制度，中国多层次社会保障体系具有“覆盖全民、统筹城乡”的特点，尤其是养老保险和医疗保险在应对农民工年老、伤病、贫困等风险方面发挥了重要的托底作用。因此，随着中国多层次社会保障体系的进一步完善，部分学者将关注点转向了社会保障对劳动力市场影响的分析。而从风险角度看，相较于远期养老风险，低收入水平、高劳动强度以及较差的工作环境，使得非正规就业农民工发生“看病难、看病贵、因病致（返）贫”的即期风险更高，对他们生存发展的影响更紧迫（阳义南和连玉君，2015）。中国城乡医保统筹正处于加速推进阶段，新农合与城居保并轨运行，农村居民的医保待遇水平和医保权益便携程度显著提升，从理论上分析，相较于新农合，城乡医保统筹将对农民工产生更大的福利效应。

遗憾的是，现有研究虽然较为集中地考察了新农合对农民工劳动供给的影响，但从城乡医保统筹角度考察医疗保险缓解农民工过度劳动的研究成果还相对单薄。有限的研究表明，参加务工地医疗保险对农民工工资率的提升效应十分显著，劳动供给效率的提高对降低农民工劳动强度存在积极作用，

有效缩短了农民工的劳动时间（邓睿，2019）。对于非正规就业农民工，Bosch and Campos-Vazquez（2014）通过考察墨西哥的全民医保项目发现，相较于传统高缴费型医疗保险，旨在提高非正规就业劳动者应对健康风险冲击能力的低成本医疗保险项目，充分发挥了劳动力市场再分配效应，在经济效应和替代效应的共同作用下，显著增加了非正规就业劳动者的规模。而有关城乡医保统筹对进城务工农民工福利效应的分析，在缓解城乡居民健康不平等、减轻医疗支出负担、提高个体贫困风险防范能力等方面已经积累了丰富的研究成果（马超等，2017a；郭庆和吴忠，2020），为理解城乡医保统筹缓解农民工过度劳动的路径提供了重要思路。

（二）理论分析与研究假说

城乡医保统筹旨在促进城乡居民医疗公平，提升城乡居民的医保待遇水平和医保权益便携程度，有利于补齐农民工社会保障短板，切实改善农民工就业质量和生活质量，从而缓解农民工过度劳动。具体而言，城乡医保统筹主要通过以下两个方面缓解农民工过度劳动：

第一，城乡医保统筹提升了医保权益便携性和均等化水平，有助于提高农民工应对健康风险冲击的经济能力，从而缓解他们的过度劳动。根据预防性劳动供给理论，由于中国新农合实行县级统筹，统筹层次较低，存在就医和报销结算等方面的地域限制，大部分农民工难以与本地人口享受同等的医保权益，医保权益缺失问题严重，这迫使农民工不得不通过增加劳动供给、延长劳动时间的方式获取收入，以提高应对健康风险冲击的经济能力（尹志超和严雨，2020）。城乡医保统筹实现了医保统筹层次由县级统筹向市级统筹乃至省级统筹的过渡，极大提升了医保权益的便携性，一定程度上消除了农民工就医和报销结算的地域限制，在分散健康风险和抵御灾难性医疗支出冲击方面发挥了重要作用（郑超等，2022），减弱了农民工的预防性劳动动机。同时，医疗支出作为农民工人力资本投资的重要组成部分，在医保权益缺失的背景下，医疗支出的增加势必会挤出教育、职业培训等其他方面的人力资本投资（张鹏飞和仇雨临，2019），尤其对从事“危险系数高、劳动强度大、职业病多发”行业的非正规就业农民工而言，这种挤出效应严重限制了他们通过人力资本投资摆脱次级劳动力市场的机会，进一步固化了他们的过度劳动。而城乡居民医保权益均等化水平的提高，有助于农民工增加人力资本投资以实现自我发展，摆脱次级劳动力市场，改善过度劳动的状况。

第二，城乡医保统筹还促进了农民工对城市产生市民身份认同感，心理层面的社会融入将有效缓解农民工过度劳动。随着新型城镇化进程的持续推进，社会融入逐渐成为解决农民工问题的核心要素，在推动农民工实现体面劳动、优化劳动供给方面发挥了积极作用。根据劳动跨期替代理论，经济动机是大部分农村劳动力流动的首要驱动因素，具有较强返乡意愿的农民工考虑到未来收入水平下降，更倾向于通过提高劳动供给增加储蓄以应对返乡后收入水平的下降（张熠等，2021）。通常来讲，城镇户籍居民的劳动时间相对少，农民工的心理认知由边缘群体向市民认同的转变，有利于增强他们在务工地的长期居留意愿，促使他们“模仿”本地人的劳动行为，减少过度劳动（孙文凯和王格非，2020）。城乡医保统筹作为基本公共服务均等化的重大制度安排，有效缓解了由户籍制度造成的公共服务不均等，促进了城乡居民公平享有基本医保权益，显著提高了农民工在务工地的市民身份认同感和长期居留意愿（马超等，2017b），促使农民工在城镇居民的示范效应下，更注重提升劳动供给质量。

综上所述，本文提出如下研究假说：

H1：城乡医保统筹有利于缓解农民工过度劳动。

H2：城乡医保统筹缓解农民工过度劳动的作用机制主要包括经济效应和融入效应。

此外，结合《意见》提出的整合方案，各地区充分考虑到本地城乡居民收入差距与城乡发展不平衡的情况，采用了不同的统筹模式。一档制模式下，遵循“六统一”^①原则，城乡居民享有相同的缴费水平和医保待遇；而城乡差异较大的地区通常采用多档制模式作为过渡性政策，允许居民根据自身医疗需求和缴费能力选择合适的参保档次。从公平角度来看，一档制模式更有助于缓解城乡之间、群体内部医疗服务利用与健康的不平等，提高农民工对医保权益均等化的预期。从政策实施的效果来看，一档制模式降低了个人收入水平对其医疗服务利用的约束，提高了参保人发生医疗费用时的支付能力（易沛和张伟，2018）。因此，理论上讲，相较于多档制模式“有差别的统一”，一档制模式将对缓解农民工过度劳动发挥更大的效应。另一方面，城乡医保统筹原则上实行市级统筹，并鼓励有条件的地区实行省级统筹。统筹层次的提高，对在统筹区^②内流动的农民工而言，其异地就医面临的报销比例、封顶线等限度相应提高，从而相较于在统筹区外流动的农民工，他们进行预防性劳动供给的动机更弱。从各地统筹层次落实情况来看，截至2016年12月31日，天津、重庆、宁夏、新疆生产建设兵团实行了省级统筹，其他省份中实施统筹的城市大部分实行了市级统筹，理论上讲，这将改善市内跨县和省内流动农民工的过度劳动状况，但对跨省流动农民工过度劳动的作用微弱。据此，本文进一步提出如下假说：

H3：城乡医保统筹的“一档制”统筹模式、省级统筹层次能更有效地缓解农民工过度劳动。

三、实证研究设计

（一）数据来源与处理

本文考察中国城乡医保统筹对农民工过度劳动的影响，所采用的数据主要涉及两部分：一是2017年中国流动人口动态监测调查数据（CMDS）。该数据根据随机原则，在全国31个省（区、市）和新疆生产建设兵团中流动人口较为集中的务工地进行抽样调查，问卷内容主要涉及流动人口的基本信息、流动特征、就业情况和基本公共服务等内容。二是全国347个地级市（州、盟、师）城乡医保统筹实施情况和宏观经济数据。其中城乡医保统筹实施情况数据来源于地方政府官网发布的实施办法，为了与微观数据匹配，本文以2016年12月31日作为各地级市“是否实施城乡医保统筹”的时间节点，分离出已经明确实施统筹和未实施统筹的地级市。宏观经济数据来源于《中国区域经济统计年鉴2017》，主要涉及地级市经济发展水平、产业结构等内容。

根据研究内容的需要，本文对匹配后的宏微观数据进行如下处理：第一步，仅保留在劳动年龄阶段（16~59岁）且处于在职状态的农业户籍流动人口；第二步，剔除周工作时间不超过24小时的农

^①即统一覆盖范围、统一医保目录、统一定点管理、统一基金管理、统一筹资政策和统一保障待遇。

^②对于市级统筹，市内跨县流动农民工属于在统筹区内；对于省级统筹，市内跨县和省内流动农民工均属于在统筹区内。

民工样本^①；第三步，仅保留参加新农合、城乡居民医保或城居保的样本；第四步，剔除相关变量存在缺失值的样本，并对家庭收支变量进行上下 1% 缩尾处理，以消除极端值的影响。最终获得包含 81640 个观测值的样本。

（二）变量设置与描述性统计

1. 被解释变量。本文模型的被解释变量为农民工过度劳动，主要从过度劳动广度和过度劳动时间深度两个维度刻画。首先，过度劳动广度以农民工的过度劳动发生率来衡量。《中华人民共和国劳动法》规定，劳动者平均每周工作时间不超过 44 小时，每周至少休息 1 天；出于生产经营需要的，每日延长工作时间不超过 1 小时；特殊原因需要延长工作时间的，每日延长工作时间不超过 3 小时。本文因此形成三个劳动时间节点——44 小时、50 小时和 62 小时。同时，已有研究衡量劳动者是否过度劳动的惯用标准通常为周工作时间是否大于 50 小时或 60 小时（祝仲坤，2020）。结合《中华人民共和国劳动法》和已有研究对过度劳动的界定，本文以周工作时间是否大于 50 小时作为过度劳动的衡量标准，以周工作时间是否大于 60 小时作为重度劳动的衡量标准，生成“是否过度劳动”和“是否重度劳动”两个二值变量。其次，参考孙文凯和王格非（2020）对过度劳动时间深度的定义，本文同样以 50 小时和 60 小时为标准分别生成“过度劳动超时时间”和“重度劳动超时时间”变量。以 50 小时为例，若周工作时间大于 50 小时，则过度劳动超时时间为“周工作时间—50”；若周工作时间小于或等于 50 小时，则过度劳动超时时间为 0。

2. 核心解释变量。本文模型的核心解释变量为城乡医保统筹，以农民工户籍所在地是否实施城乡医保统筹作为衡量标准。若农民工户籍所在地实施统筹时间早于 2017 年（不含 2017 年），则城乡医保统筹变量赋值为 1；若晚于 2017 年（含 2017 年）则赋值为 0。考虑到随着中国劳动力的大规模流动和社会医疗保险制度的深化改革，部分有条件的地区逐步放开参保限制，允许有困难的农民工根据实际情况，在务工地参加医疗保险，而务工地允许农民工在本地参保，或部分农民工同时在户籍地和务工地参保，易导致样本选择偏误，因此本文对农民工的参保地做进一步限定，剔除了在务工地或其他地区参保的农民工样本，仅保留在户籍地参保的农民工样本，侧重估计户籍地实施城乡医保统筹的效果，从而在一定程度上解决样本自选择问题，更精准地识别城乡医保统筹的政策效应。从宏观层面根据农民工户籍地是否实施城乡医保统筹构造核心解释变量的原因在于：一方面，采用宏观层面的变量可以避免由反向因果导致的内生性问题。另一方面，由于不同地区城乡医保统筹政策推行程度和推行阶段的差异，农民工对医保政策认知程度有所不同，尤其是实行一档制城乡医保统筹的地区，农民工可能直接将参保类型汇报为城居保；而在实行多档制的地区，部分参加低档城乡统筹医保的农民工可能将参保类型汇报为新农合，认知的差异可能导致估计结果有偏。

3. 控制变量。首先，控制个体和家庭特征变量，包括被访者性别、年龄、婚姻状态、是否为新生

^①根据已有研究，本文将“五一节前一周做过 1 小时以上有收入的工作”作为在职标准。通过对数据的简要分析发现，在职样本的周工作时间存在 0、1、2 等极端值，因此，参考叶静怡和杨洋（2015）的做法，根据《中华人民共和国劳动合同法》对于非全日制用工的规定，本文进一步剔除了周工作时间不超过 24 小时的农民工样本。

代农民工、受教育年限、家庭月均收支水平。其次，控制农民工就业、流动和生活特征变量，主要包括被访者单位性质、行业类别、流动范围、住房类型等。其中，单位性质包括个体自营、私营企业、外资企业和国企事业单位；行业类型包括建筑业、住宿餐饮业、批发零售业、保洁家政服务业和其他行业；流动范围包括市内跨县、省内跨市、跨省；住房类型包括非正规住房、租赁型保障房、市场整租房、自有住房。最后，控制务工地特征变量，包括务工地城市经济发展水平、城市产业结构，其中城市经济发展水平以务工地人均地区生产总值表示，产业结构以务工地第三产业与第二产业的产值比表示。此外，考虑到农民工劳动供给的地区差异，本文将务工地城市按照东中西地区划分，以地区虚拟变量的形式控制地区固定效应。主要变量的定义及描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量定义与描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
是否过度劳动	被访者周工作时间大于 50 小时=1，否则=0	0.69	0.46	0	1
是否重度劳动	被访者周工作时间大于 60 小时=1，否则=0	0.44	0.50	0	1
过度劳动超时时间	如果被访者周工作时间大于 50 小时，则该变量=（周工作时间-50），否则=0	13.50	13.64	0	49
重度劳动超时时间	如果被访者周工作时间大于 60 小时，则该变量=（周工作时间-60），否则=0	7.37	10.47	0	39
核心解释变量					
城乡医保统筹	被访者户籍地是否实施城乡医保统筹：是=1，否=0	0.27	0.44	0	1
控制变量					
性别	被访者性别：女性=1，男性=0	0.42	0.49	0	1
年龄	被访者年龄（岁）	36.03	9.55	16	59
婚姻状态	被访者婚姻状态：在婚=1，不在婚=0	0.82	0.38	0	1
新生代农民工	被访者 1980 年及之后出生=1，否则=0	0.57	0.49	0	1
受教育年限	被访者受教育年限：研究生=19，本科=16，大专=15，高中=12，初中=9，小学=6，未上过学=0	9.32	2.77	0	19
家庭月收入水平	被访者家庭月收入的对数（原单位：元）	8.66	0.54	7.31	10.31
家庭月均支出水平	被访者家庭月均支出的对数（原单位：元）	7.96	0.60	6.21	9.62
单位性质					
个体自营	被访者工作单位性质为个体自营：是=1，否=0	0.65	0.48	0	1
私营企业	被访者工作单位性质为私营企业：是=1，否=0	0.28	0.45	0	1
外资企业	被访者工作单位性质为外资企业：是=1，否=0	0.03	0.16	0	1
国企事业单位	被访者工作单位性质为国企事业单位：是=1，否=0	0.04	0.20	0	1
行业类别					
建筑业	被访者行业类别为建筑业：是=1，否=0	0.35	0.48	0	1
住宿餐饮业	被访者行业类别为住宿餐饮业：是=1，否=0	0.24	0.43	0	1

(续表 1)					
批发零售业	被访者行业类别为批发零售业：是=1，否=0	0.14	0.35	0	1
保洁家政服务业	被访者行业类别为保洁家政服务业：是=1，否=0	0.02	0.15	0	1
其他行业	被访者行业类别为其他行业：是=1，否=0	0.25	0.43	0	1
流动范围					
市内跨县	被访者流动范围为市内跨县：是=1，否=0	0.18	0.39	0	1
省内跨市	被访者流动范围为省内跨市：是=1，否=0	0.30	0.46	0	1
跨省	被访者流动范围为跨省：是=1，否=0	0.52	0.50	0	1
住房类型					
非正规住房	被访者住房类型为非正规住房：是=1，否=0	0.05	0.23	0	1
租赁型保障房	被访者住房类型为租赁型保障房：是=1，否=0	0.12	0.31	0	1
市场整租房	被访者住房类型为市场整租房：是=1，否=0	0.65	0.48	0	1
自有住房	被访者住房类型为自有住房：是=1，否=0	0.18	0.39	0	1
城市经济发展水平	被访者务工地人均地区生产总值的对数（原单位：元）	11.10	0.53	9.20	12.28
城市产业结构	被访者务工地第三产业与第二产业的产值比	1.32	0.77	0.16	4.48

(三) 模型设定

1. 基准回归。首先，在估计城乡医保统筹对农民工过度劳动广度的影响时，被解释变量“是否过度劳动”和“是否重度劳动”为二值变量，本文将采用 Probit 模型进行实证分析，方程表达式如下：

$$overwork_i = \alpha_0 + \alpha_1 URH_i + \alpha_2 X_i + \delta_c + e_i \quad (1)$$

(1) 式中， $overwork_i$ 表示农民工是否过度劳动或是否重度劳动； URH_i 表示城乡医保统筹； X_i 表示控制变量，主要涉及农民工个体和家庭特征，就业、流动和生活特征，以及务工地特征等一系列变量。 α_1 为本文主要关注的估计系数，反映城乡医保统筹对农民工过度劳动或重度劳动概率的影响； δ_c 表示地区固定效应； e_i 表示随机误差项。

其次，在估计城乡医保统筹对农民工过度劳动时间深度的影响时，被解释变量“过度劳动超时时间”和“重度劳动超时时间”在零值具有左截取的特征，本文将采用 Tobit 模型进行实证分析，方程表达式如下：

$$overwork_time_i = \beta_0 + \beta_1 URH_i + \beta_2 X_i + \delta_c + e_2 \quad (2)$$

(2) 式中， $overwork_time_i$ 表示农民工的过度劳动超时时间或重度劳动超时时间；待估参数 β_1 表示城乡医保统筹对农民工过度劳动超时时间或重度劳动超时时间的影响； δ_c 表示地区固定效应； e_2 表示随机误差项。

2. 内生性问题。尽管本文主要以农民工户籍所在地是否实施城乡医保统筹作为核心解释变量的衡量标准，且在筛选样本时，仅保留在户籍地参保的样本，一定程度上避免了反向因果和样本选择问题导致的内生性偏误，但由于不同地区城乡医保统筹政策落地程度、统筹模式等方面的差异，以及外出

农民工对户籍地城乡医保统筹政策认知不足,可能低估户籍地城乡医保统筹对农民工过度劳动的影响。同时,农民工的劳动供给受到多方面因素的影响,而模型难以控制所有影响因素,可能存在其他遗漏变量,这些变量同时对城乡医保统筹和农民工劳动供给决策产生影响,从而引发遗漏变量偏误。

为此,本文将采用工具变量法消除由上述问题导致的内生性偏误。由于本文的内生变量“城乡医保统筹”为二值变量,而 IV-Probit 模型和 IV-Tobit 模型仅适用于解决内生变量为连续变量的情形,因此本文拟采用工具变量法的条件混合过程估计(CMP)(Roodman, 2011),通过两阶段回归校正可能存在的内生性偏误。本文 CMP 估计的第一阶段采用 CMP-Probit 方法,估计工具变量对地区实施城乡医保统筹的影响,考察工具变量与内生变量的相关性。第二阶段则分别采用 CMP-Probit 和 CMP-Tobit 方法,估计城乡医保统筹对农民工过度劳动广度和过度劳动时间深度的影响,根据内生性检验参数(atanhrho_12)判别城乡医保统筹变量的外生性,若 atanhrho_12 显著异于 0,则说明基准回归模型存在内生性,使用工具变量的 CMP 估计结果更准确有效。

本文选择户籍地人均公共财政收入和户籍地市辖区人口比重作为农民工户籍所在地实施城乡医保统筹的工具变量。相关性方面,公共财政能力是各级政府推行基本公共服务均等化的重要保障(余显财和朱美聪, 2015),作为城市公共财政能力的代理变量,人均公共财政收入与城乡公共品供给呈正相关关系,即人均公共财政收入水平越高,城市实施城乡医保统筹的可能性越大。市辖区人口比重一定程度上衡量了新农合与城居保两类保险的相对参保规模,若城市市辖区人口比重较高,城居保参保规模较大,则实施城乡医保统筹所面临的财政资金缺口相对小,更有利于城乡医保统筹的推行(高秋明和杜创, 2019)。因此,采用户籍地人均公共财政收入和户籍地市辖区人口比重作为工具变量,满足相关性条件。外生性方面,户籍地人均公共财政收入和户籍地市辖区人口比重难以对农民工在务工地的劳动供给产生直接影响,不会受到其反向影响,且也不会与劳动者个体或家庭特征相关,满足工具变量的外生性条件。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果分析

城乡医保统筹对农民工过度劳动影响的基准回归结果如表 2 所示。其中,前两列为采用 Probit 模型估计城乡医保统筹对农民工过度劳动广度影响的结果,报告的结果为平均边际效应。回归结果显示,城乡医保统筹使得农民工过度劳动的概率降低了 0.76%,重度劳动的概率降低了 0.84%。后两列为采用 Tobit 模型估计城乡医保统筹对农民工过度劳动时间深度影响的结果。回归结果显示,在 50 小时的过度劳动标准下,城乡医保统筹使农民工的超时劳动时间下降了约 0.52 小时;在 60 小时的重度劳动标准下,农民工的超时劳动时间下降了约 0.58 小时。综上可知,无论在 50 小时的过度劳动标准还是 60 小时的重度劳动标准下,城乡医保统筹均显著降低了农民工过度劳动发生率,缩减了他们的超时劳动时间,假说 H1 得到证实。

从控制变量的回归结果可以看出,大部分变量对农民工过度劳动概率和超时劳动时间具有显著影响,与相关研究结论基本一致。首先,个体与家庭特征变量中,随着年龄增长,农民工过度劳动发生

率下降，但超时劳动时间呈现出先下降后增长的趋势，拐点年龄约为41~46岁，可能的原因在于：青壮年时期，农民工劳动效率较高，超时劳动时间较少，但随着年龄增长，中老年农民工学习能力、身体机能下降，逐渐丧失在劳动力市场的竞争优势，需要增加超时劳动时间才能获取较高收入甚至保住工作。男性、受教育程度较低、已婚、家庭负担较重、老一代农民工过度劳动概率较高，超时劳动时间较长。农民工家庭收入水平提高反而增加了他们过度劳动和重度劳动的概率，对此的解释为：一般而言，工资收入构成农民工家庭收入的主要部分，其他非工资收入水平较低，在劳动力市场存在二元分割的背景下，大多数农民工难以摆脱以低收入、高劳动强度为主要特征的次级劳动力市场，因此家庭月收入水平越高，农民工通过过度劳动维持较高收入水平的动机越强。其次，农民工就业特征方面，个体自营农民工过度劳动概率更高，劳动强度更大，在私营企业、外资企业以及国企事业单位就业的农民工，即使处于较低层次的权益保障甚至无保障状态，但在正规部门的溢出效应下，他们的过度劳动状况也相对缓和；从事建筑业、住宿餐饮业和批发零售业的农民工过度劳动概率较高，超时劳动时间也较长，而女性参与率较高的保洁家政服务业的过度劳动概率较低，超时劳动时间较短。流动特征方面，相较于市内跨县流动，省内跨市、跨省流动农民工的过度劳动状况更严峻。住房性质方面，相较于非正规住房，使用租赁型保障房、市场整租房、自有住房的农民工过度劳动概率较低，超时劳动时间较短。最后，务工地特征变量中，城市经济发展水平提高、产业结构升级将在一定程度上改善农民工过度劳动的状况。

表2 城乡医保统筹对农民工过度劳动影响的基准回归结果

变量	过度劳动广度		过度劳动时间深度	
	是否过度劳动	是否重度劳动	过度劳动超时时间	重度劳动超时时间
城乡医保统筹	-0.0076** (0.0037)	-0.0084** (0.0039)	-0.5156*** (0.1471)	-0.5751*** (0.1738)
性别	-0.0492*** (0.0033)	-0.037*** (0.0035)	-1.8089*** (0.1340)	-1.5740*** (0.1587)
年龄	-0.0059*** (0.0014)	-0.0035** (0.0015)	-0.1858*** (0.0020)	-0.1404** (0.0708)
年龄平方	0.000*** (0.0000)	0.000*** (0.0000)	0.0020*** (0.0007)	0.0017** (0.0009)
婚姻状态	0.0681*** (0.0055)	0.0739*** (0.0057)	3.4728*** (0.2219)	3.8826*** (0.2739)
新生代农民工	-0.0334*** (0.0061)	-0.0244*** (0.0066)	-1.2069*** (0.2479)	-1.0777*** (0.2929)
受教育年限	-0.0181*** (0.0007)	-0.0166*** (0.0007)	-0.7889*** (0.0269)	-0.7841*** (0.0314)
家庭月收入水平	0.0173*** (0.0040)	0.0214*** (0.0043)	0.8665** (0.1629)	0.9763*** (0.1927)
家庭月均支出水平	0.0207***	0.0387***	1.6194***	2.0680***

(续表 2)				
	(0.0036)	(0.0039)	(0.1474)	(0.1759)
单位性质 (参照组: 个体自营)				
私营企业	-0.1310*** (0.0042)	-0.1820*** (0.0043)	-7.7379*** (0.1630)	-9.3336*** (0.2037)
外资企业	-0.2480*** (0.0113)	-0.2480*** (0.0104)	-11.4449*** (0.4576)	-12.9264*** (0.5875)
国企事业单位	-0.1610*** (0.0091)	-0.2110*** (0.0092)	-9.0390*** (0.3633)	-10.8763*** (0.4930)
行业类别 (参照组: 其他行业)				
建筑业	0.0318*** (0.0045)	0.0274*** (0.0047)	0.9541*** (0.1813)	0.8244*** (0.2223)
住宿餐饮业	0.1000*** (0.0048)	0.1180*** (0.0051)	5.3472*** (0.1913)	5.7766*** (0.2245)
批发零售业	0.1010*** (0.0053)	0.1400*** (0.0057)	6.1398*** (0.2030)	6.9085*** (0.2504)
保洁家政服务业	-0.1220** (0.0128)	-0.1570*** (0.0116)	-6.6993*** (0.5201)	-8.9095*** (0.7387)
流动范围 (参照组: 市内跨县)				
省内跨市	0.0177*** (0.0050)	0.0217*** (0.0051)	0.8523*** (0.1951)	0.9688*** (0.2340)
跨省	0.0569*** (0.0049)	0.0717*** (0.0050)	2.8977*** (0.1902)	3.330*** (0.2268)
住房类型 (参照组: 非正规住房)				
租赁型保障房	-0.0159* (0.0082)	-0.0542*** (0.0093)	-1.7271*** (0.3394)	-2.5281*** (0.4036)
市场整租房	-0.0458*** (0.0070)	-0.0708*** (0.0076)	-2.9341*** (0.2786)	-3.4415*** (0.3142)
自有住房	-0.0838*** (0.0078)	-0.1120*** (0.0083)	-5.1094*** (0.3076)	-5.7819*** (0.3508)
城市经济发展水平	-0.0609*** (0.0036)	-0.0591*** (0.0037)	-2.4080*** (0.1407)	-2.4643*** (0.1657)
城市产业结构	-0.0616*** (0.0021)	-0.0489*** (0.0024)	-2.4663*** (0.0964)	-2.1792*** (0.1149)
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R ²	0.0910	0.0948	0.0261	0.0327
样本量	77619	77619	77619	77619

注: ①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平, 括号内为稳健标准误。②过度劳动广度报告的结果为平

均边际效应。

（二）内生性讨论

本文采用工具变量的 CMP 估计方法解决基准模型潜在的内生性问题，表 3 汇报了采用 CMP 估计方法的回归结果^①。第一阶段回归结果显示，户籍地人均公共财政收入和户籍地市辖区人口比重提高对该地区实施城乡医保统筹具有正向影响，且在 1%的水平上显著，满足工具变量的相关性条件。第二阶段回归结果显示，atanrho_12 值在 1%的水平上显著，拒绝了“城乡医保统筹为外生变量”的原假设，有必要使用工具变量的 CMP 估计校正内生性偏误。校正内生性偏误后，城乡医保统筹仍显著缓解了农民工过度劳动，与基准回归结果基本一致。且相较于基准回归结果，CMP 估计的平均边际效应绝对值更大，表明内生性问题导致基准回归模型低估了城乡医保统筹缓解农民工过度劳动作用。值得指出的是，城乡医保统筹对农民工重度劳动的缓解作用略小于对过度劳动的缓解作用。对此的解释为：相较于过度劳动农民工，重度劳动农民工往往具有更低的受教育水平和技能水平，更多被限制在以低工资水平为特征的次级劳动力市场，非正式雇佣比例和自雇佣比例较高，通过“超时加班”获取收入以维持生计的动机较强，城乡医保统筹对他们重度劳动的缓解作用较小。

表 3 城乡医保统筹对农民工过度劳动的影响：CMP 估计结果

变量	第一阶段	第二阶段			
	城乡医保统筹 (CMP-Probit)	过度劳动广度 (CMP-Probit)		过度劳动时间深度 (CMP-Tobit)	
		是否过度劳动	是否重度劳动	过度劳动超时时间	重度劳动超时时间
城乡医保统筹		-0.0511*** (0.0103)	-0.0425*** (0.0106)	-2.4849*** (0.4062)	-1.8501*** (0.2927)
户籍地人均公共 财政收入	0.0579*** (0.0030)				
户籍地市辖区人 口比重	0.6764*** (0.0118)				
atanrho_12		0.0901*** (0.0202)	0.0687*** (0.0193)	0.0825*** (0.0155)	0.0812*** (0.0145)
控制变量	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
样本量	61640	65453	65453	65453	65453

注：①***表示 1%的显著性水平，括号内为稳健标准误。②过度劳动广度报告的结果为平均边际效应。

（三）稳健性检验

1. 安慰剂检验。正如前文所述，在《意见》发布前，约有 25%的地级市（州、师）充分考虑到本

^①2017 年 CMD5 数据中流动人口的户籍地在县域范围内进行了随机处理，而本文工具变量为地级市层面的变量，故难以甄别城乡医保统筹对市内流动农民工过度劳动的影响。根据 Jiang（2017）“工具变量法可能只衡量了处理组部分样本的平均处理效应”的观点，本文在使用工具变量的 CMP 估计时，分别对剔除市内流动农民工样本（剩余样本占比约 84.2%）、全样本进行分析，回归结果基本一致，此处仅报告了剔除市内流动农民工样本的 CMP 估计结果。

地城乡经济发展差异、流动人口集聚程度、医疗消费水平等因素，自发完成了城乡医保统筹。也就是说，各地区由新农合向城乡医保统筹的过渡，不仅与中央政策推行相关，还与上述因素相关，而这些因素可能同时也对参加新农合、统筹医保、城镇职工医保（下称“城职保”）农民工的劳动时间产生影响。即农民工劳动供给决策变动可能并非受城乡医保统筹影响，而是由地区因素导致的，基准回归模型可能存在伪相关问题。

相较于户籍地，显然影响务工地城乡医保统筹进程的地区因素更能对农民工的劳动供给决策产生影响，因此本文进一步考察了务工地城乡医保统筹对城职保^①参保农民工过度劳动的影响。若务工地城乡医保统筹对城职保参保农民工的过度劳动并无显著影响，则可以从侧面说明城乡医保统筹与农民工过度劳动发生率下降、超时劳动时间减少之间的关系为因果关系，而非由地区因素导致的伪相关关系。表4汇报了安慰剂检验的结果，可以看到，务工地城乡医保统筹对参加城职保农民工的过度劳动并没有显著的改善作用，说明基准回归模型不存在伪相关问题。

表4 安慰剂检验：城乡医保统筹对城职保参保农民工过度劳动影响的回归结果

变量	过度劳动广度		过度劳动时间深度	
	是否过度劳动	是否重度劳动	过度劳动超时时间	重度劳动超时时间
城乡医保统筹(务工地)	0.0385 (0.0260)	-0.0004 (0.0248)	0.6159 (1.1880)	-0.3560 (1.3848)
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
Pseudo R ²	0.1143	0.1054	0.0308	0.0364
样本量	3586	3586	3586	3586

注：①括号内为稳健标准误。②过度劳动广度报告的结果为平均边际效应。

2. 替换微观数据库。由于2017年CMDs数据缺少户籍人口信息，调查对象仅为市内跨县、省内跨市以及跨省流动的流动人口，导致本文难以考察城乡医保统筹对区县内流动农民工过度劳动的影响。因此，本部分通过将微观数据库替换为2016年中国劳动力动态调查（CLDS）数据，考察城乡医保统筹对全样本农民工（含区县内流动和区县外流动）过度劳动的影响，回归结果见表5。从回归结果可以看出，城乡医保统筹显著缓解了全样本农民工过度劳动状况，证明本文的结论具有较强的稳健性。

表5 稳健性检验：城乡医保统筹对全样本农民工过度劳动影响的回归结果

变量	过度劳动广度		过度劳动时间深度	
	是否过度劳动	是否重度劳动	过度劳动超时时间	重度劳动超时时间
城乡医保统筹	-0.0462* (0.0246)	-0.0478* (0.0251)	-2.3598** (1.1218)	-2.8176* (1.5522)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制

^①考虑到部分参加城职保的农民工的就业单位所提供的劳动权益保护更加完善，为在一定程度上避免样本选择偏误，本文在进行安慰剂检验时仅保留工作时间相对自由的农民工样本，主要包括零散工、自由职业、个体自营等劳动者。

(续表 5)

地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R ²	0.0667	0.0496	0.0149	0.0180
样本量	2367	2367	2367	2367

注：①**和*分别表示 5%和 10%的显著性水平，括号内为稳健标准误。②过度劳动广度报告的结果为平均边际效应。

五、进一步拓展分析

(一) 作用机制检验

基准回归分析表明，城乡医保统筹能显著降低农民工过度劳动发生率，缩减他们的超时劳动时间，但作用机制并未体现。根据假说 H2，城乡医保统筹缓解农民工过度劳动供给的作用机制主要包括经济效应和融入效应，本文将对假说 H2 进行检验。

1. 经济效应。本文首先考虑家庭收入水平的影响，通过构造城乡医保统筹与家庭月收入水平的交互项，考察城乡医保统筹的经济效应，若城乡医保统筹能更有效地缓解家庭月收入水平较低农民工的过度劳动，则可以证实城乡医保统筹的经济效应。表 6 结果显示，对于过度劳动广度和过度劳动超时时间而言，城乡医保统筹与家庭月收入水平的交互项显著，系数为正，表明对于家庭月收入水平较低的农民工，城乡医保统筹显著提高了他们应对风险冲击的经济能力，在缓解过度劳动方面发挥了更大的作用。此外，鉴于 2017 年 CMDS 数据缺少农民工医疗总支出、自付与报销比例等信息，难以构造医疗方面的预防性储蓄变量，本文使用 2018 年 CMDS 数据考察城乡医保统筹对农民工住院总支出、是否报销以及自付比例的影响。但由于农民工自评健康水平普遍偏高，仅有 1244 个样本发生了医疗支出，在总样本中仅占 2.4%，且只有住院数据，没有门诊数据，因此，本文仅以描述性分析的方式，简要分析城乡医保统筹对农民工住院总支出、是否报销、自付比例的影响，难以进行严谨的检验。描述性分析结果显示^①，城乡医保统筹提高了农民工住院报销比例，降低了他们的住院支出和自付比例，这一结果从侧面为城乡医保统筹通过经济效应机制缓解农民工过度劳动提供了证据。

表 6 经济效应作用机制的检验结果

变量	过度劳动广度		过度劳动时间深度	
	是否过度劳动	是否重度劳动	过度劳动超时时间	重度劳动超时时间
城乡医保统筹	-0.1820*** (0.0581)	-0.1188** (0.0567)	-5.0258** (2.3564)	-3.5229 (2.7696)
城乡医保统筹×家庭月收入水平	0.0196*** (0.0066)	0.0131* (0.0070)	0.5364** (0.2670)	0.3604 (0.3166)
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
Pseudo R ²	0.0911	0.0949	0.0242	0.0301

^①囿于篇幅，未统筹组与统筹组农民工医疗支出、报销行为、自付比例的组间均值差异检验结果未汇报。

(续表 6)

样本量	77619	77619	77619	77619
-----	-------	-------	-------	-------

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内为稳健标准误。②过度劳动广度报告的结果为平均边际效应。

2.融入效应。本文采用 Baron and Kenny（1986）提出的中介效应模型，通过引入“市民身份认同感”中介变量，考察城乡医保统筹缓解农民工过度劳动的融入效应机制。其中，市民身份认同感变量根据 2017 年 CMDS 问卷中“您是否同意自己是本地人？”这一问题的回答来定义。表 7 的第 1 列结果显示，城乡医保统筹一定程度上缓解了由户籍制度造成的公共服务不均等，显著提高了农民工在心理层面的市民身份认同感。在此基础上，本文进一步检验农民工市民身份认同感能否有效缓解他们的过度劳动，估计结果如后 4 列所示。结果显示，农民工的心理认知由边缘群体向市民认同的转变，显著降低了他们的过度劳动发生率，减少了超时劳动时间。并且，与表 2 基准回归结果相比，城乡医保统筹估计系数的绝对值有所下降，表明融入效应在城乡医保统筹缓解农民工过度劳动的过程中发挥了部分中介效应。

表 7 融入效应作用机制的检验结果

变量	市民身份认同感	过度劳动广度		过度劳动时间深度	
		是否过度劳动	是否重度劳动	过度劳动超时时间	重度劳动超时时间
城乡医保统筹	0.0132*** (0.0035)	-0.0071** (0.0036)	-0.0076** (0.0038)	-0.4855*** (0.1469)	-0.5404*** (0.1735)
市民身份认同感		-0.0355*** (0.0035)	-0.0475*** (0.0039)	-2.1277*** (0.1479)	-2.4672*** (0.1745)
控制变量	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
Pseudo R ²	0.0774	0.0920	0.0962	0.0266	0.0333
样本量	77619	77619	77619	77619	77619

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平，括号内为稳健标准误。②市民身份认同感、过度劳动广度报告的结果为平均边际效应。

(二) 异质性分析

假说 H3 指出，城乡医保统筹的“一档制”统筹模式、省级统筹层次能更有效地缓解农民工过度劳动。为了验证假说 H3，本文将利用不同城市城乡医保统筹模式的差异，展开异质性分析。

1.基于城乡医保统筹档次的异质性。各地政策文件中公布的城乡医保统筹档次主要有：一档制、两档制和三档制。为简化分析，本文将两档制与三档制合并为多档制，生成“未统筹、多档制、一档制”分类变量，考察不同城乡医保统筹档次缓解农民工过度劳动作用的异质性，回归结果见表 8。结果显示，相较于未统筹，多档制统筹模式对农民工过度劳动决策产生了显著影响，有效降低了农民工过度劳动概率，缩减了超时劳动时间；而一档制统筹模式对农民工过度劳动决策的影响并不显著，与预期不相符。对此的解释为：多档制模式允许城乡居民根据自身医疗需求和缴费能力选择合适的参保

档次，尤其对于劳动年龄阶段的农民工群体，其医疗需求较低，多档制统筹模式相对低的缴费水平并不会对该群体造成经济压力，更能发挥改善他们行动能力的作用，缓解过度劳动。而在一档制统筹模式下，全体城乡居民的缴费水平和医保待遇水平一致，有利于推动实现基本医疗服务均等化，但缴费水平的提高一定程度上造成了农民工群体的经济压力，反而难以有效缓解他们的过度劳动。

表 8 异质性分析：城乡医保统筹档次对农民工过度劳动影响的回归结果

变量	过度劳动广度		过度劳动时间深度	
	是否过度劳动	是否重度劳动	过度劳动超时时间	重度劳动超时时间
城乡医保统筹档次（参照组：未统筹）				
多档制	-0.0177*** (0.0045)	-0.0186*** (0.0047)	-1.0307*** (0.1812)	-1.1364*** (0.2149)
一档制	-0.0068 (0.0051)	-0.0062 (0.0055)	0.2108 (0.2080)	0.2063 (0.2441)
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
Pseudo R ²	0.0911	0.0949	0.0262	0.0328
样本量	77619	77619	77619	77619

注：①***表示 1% 的显著性水平，括号内为稳健标准误。②过度劳动广度报告的结果为平均边际效应。

2. 基于城乡医保统筹层次的异质性。同样，结合各地政策文件中提及的统筹层次，生成“未统筹、县级统筹、市级统筹、省级统筹”分类变量，并根据农民工的流动范围分组，分样本考察不同统筹层次缓解农民工过度劳动作用的异质性，回归结果见表 9。总体而言，省级统筹显著降低了市内跨县和省内跨市流动农民工的过度劳动发生率和超时劳动时间，但对跨省流动农民工过度劳动的缓解作用并不显著。对于市内跨县、省内跨市流动的农民工，省级统筹简化了省内异地就医和结算程序，提高了省域范围内的医保权益均等化水平，极大增强了参保农民工公平感、获得感和抗风险的经济能力，从而缓解了他们的过度劳动状况；但对于跨省流动农民工，省级统筹仍无法解决医保权益的跨省转移接续问题，跨省流动大大降低了城乡医保省级统筹的实际保障力度，这一点与预期相符。

与预期不符的是，市级统筹显著缓解了跨省流动农民工的过度劳动，却一定程度上加剧了省内跨市流动农民工的过度劳动。对此的解释为：属地管理原则下，将本地利益放在首位的地方政府为了保持基金管理和医保补偿的灵活性，避免基金外流的风险，更有意愿通过提供高水平的医保待遇，向本地居民释放更多民生福利，相对高水平的医保待遇也极大提高了农民工对医疗服务均等化的预期。但正如基准回归结果所示，跨省流动农民工的过度劳动状况更为严峻，因此即使缺乏一定的医保权益便携度，市级统筹较高水平的医保待遇也显著缓解了他们的过度劳动；而省内跨市流动农民工的过度劳动状况相对缓和，较高的医疗服务均等化预期不仅未能缓解他们的过度劳动状况，反而为过度劳动提供了一定的制度保护，加剧了他们的过度劳动。

表 9 异质性分析：城乡医保统筹层次对农民工过度劳动影响的回归结果

变量	过度劳动广度		过度劳动时间深度	
	是否过度劳动	是否重度劳动	过度劳动超时时间	重度劳动超时时间
	市内跨县流动农民工			
城乡医保统筹层次（参照组：未统筹）				
县级统筹	0.0101 (0.0258)	-0.0001 (0.0273)	-0.0976 (0.9714)	-0.0516 (1.1827)
市级统筹	0.0053 (0.0113)	0.0023 (0.0120)	-0.3039 (0.4558)	-0.5191 (0.5468)
省级统筹	-0.0728** (0.0345)	-0.1193*** (0.0315)	-5.2104*** (1.2655)	-6.8609*** (1.6185)
Pseudo R ²	0.0867	0.1039	0.0271	0.0359
样本量	14350	14350	14350	14350
	省内跨市流动农民工			
城乡医保统筹层次（参照组：未统筹）				
县级统筹	0.0253 (0.0187)	0.0261 (0.0197)	1.2620 (0.7584)	1.3110 (0.8929)
市级统筹	0.0333*** (0.0079)	0.0328*** (0.0083)	1.6172*** (0.3224)	1.6666*** (0.3827)
省级统筹	-0.0592*** (0.0127)	-0.0533*** (0.0126)	-2.9702*** (0.5132)	-3.1812*** (0.6363)
Pseudo R ²	14350	14350	14350	0.0397
样本量	23565	23565	23565	23565
	跨省流动农民工			
城乡医保统筹层次（参照组：未统筹）				
县级统筹	-0.0046 (0.0091)	-0.0000 (0.0096)	-0.4098 (0.3586)	-0.4224 (0.4078)
市级统筹	-0.0097 (0.0059)	-0.0146*** (0.0064)	-0.6171** (0.2435)	-0.7430*** (0.2845)
省级统筹	-0.0036 (0.0107)	-0.0034 (0.0114)	-0.4099 (0.4210)	-0.4629 (0.4880)
Pseudo R ²	0.0969	0.0874	0.0252	0.0300
样本量	39704	39704	39704	39704

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平，括号内为稳健标准误。②过度劳动广度报告的结果为平均边际效应。

（三）进一步讨论

正如前文所述，为了更精准地识别城乡医保统筹的政策效应，本文侧重估计户籍地城乡医保统筹

对农民工过度劳动的影响。但考虑到部分有条件的地区逐步放开了农民工在务工地参保的限制，允许农民工根据实际情况，在务工地参加医疗保险，因此，在保留户籍地参保农民工样本的基础上，本文进一步纳入务工地参保的农民工样本。通过对务工地城乡医保统筹和户籍地城乡医保统筹的政策效果做对比分析，为各地区加快推动基本公共服务均等化，增进农民工民生福利提供经验依据。

需要指出的是，由于部分农民工样本存在户籍地和务工地均实施城乡医保统筹的情况，难以再从宏观层面根据农民工户籍地或务工地是否实施城乡医保统筹来构造核心解释变量，因此，本文参考马超等（2017b）的做法，综合考虑 2017 年 CMDS 问卷中农民工医保类型和参保地信息，构造城乡医保统筹多元分类变量：若农民工报告参加新农合，则视为未统筹；若报告在户籍地参加城乡居民医保或城居保，则视为户籍地城乡医保统筹；若报告在务工地参加城乡居民医保或城居保，则视为务工地城乡医保统筹。将城乡医保统筹多元分类变量代入模型回归，结果见表 10。结果显示，相较于未统筹，户籍地城乡医保统筹与务工地城乡医保统筹均能有效缓解农民工过度劳动，降低过度劳动发生概率，缩减超时劳动时间，但相对来说务工地城乡医保统筹估计系数的绝对值更大，缓解农民工过度劳动的效果更好。即在城乡医保统筹进程中，逐步放开对外来务工人员务在务工地参加医疗保险的户籍限制，更有利于发挥基本医疗服务均等化对农民工的福利效应。

表 10 户籍地和务工地城乡医保统筹效果对比分析结果

变量	过度劳动广度		过度劳动时间深度	
	是否过度劳动	是否重度劳动	过度劳动超时时间	重度劳动超时时间
城乡医保统筹多元分类变量（参照组：未统筹）				
户籍地城乡医保统筹	-0.0287*** (0.0087)	-0.0237*** (0.0091)	-1.1285*** (0.3606)	-0.9820** (0.4263)
务工地城乡医保统筹	-0.0386*** (0.0081)	-0.0297*** (0.0084)	-1.3279*** (0.3423)	-1.0444** (0.4045)
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
Pseudo R ²	0.0929	0.0961	0.0265	0.0330
样本量	80238	80238	80238	80238

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平，括号内为稳健标准误。②过度劳动广度报告的结果为平均边际效应。

六、结论与政策建议

本文利用 2017 年中国流动人口动态监测调查数据（CMDS），以未实施城乡医保统筹的地区作为对照组，并以过度劳动发生率、超时劳动时间分别衡量过度劳动广度和过度劳动时间深度，考察了城乡医保统筹对农民工过度劳动的影响。实证分析发现：总体来看，无论是从过度劳动广度还是过度劳动时间深度的角度而言，城乡医保统筹均有效降低了农民工过度劳动发生率，缩减了他们的超时劳动时间。通过工具变量 CMP 估计控制可能存在的估计偏误后，结论依然稳健。机制分析表明，城乡医

保统筹缓解农民工过度劳动的关键在于提高了农民工应对健康风险冲击的经济能力，增强了他们在心理层面的社会融入，即经济效应和融入效应。异质性分析表明，“多档制”统筹模式、省级统筹层次能更有效地缓解农民工过度劳动。进一步讨论发现，务工地城乡医保统筹对农民工过度劳动的缓解作用显著大于户籍地城乡医保统筹。

上述研究结论的政策含义在于：第一，政府应积极完善和落实医疗保障相关政策，逐步放开对外出务工人员务工地参加医疗保险的户籍限制，引导和组织农民工积极参加城乡居民基本医疗保险，有条件的可参加城镇职工基本医疗保险，从而补齐农民工的社会保障短板，切实提高他们的社会保障待遇，缓解过度劳动。第二，各地应持续推进城乡居民医保制度统筹进程，逐步建立全民统一的医疗保险体系。当前中国城乡医保统筹仍处于过渡阶段，从保障待遇、筹资政策和统筹层次等方面来看，还存在制度分割、医保待遇不平等、统筹层次较低等问题，难以充分实现社会福利最大化，对农民工过度劳动的缓解作用有限。因此，为进一步提升医保效率与公平，统一医保统筹档次、提高医保统筹层次成为当前医保制度改革的重要内容。但是，对医保统筹档次而言，各地应充分考虑本地经济发展水平、居民经济承受能力、居民差异化医疗需求等因素，因地制宜，逐步实现由“多档制”统筹模式向“一档制”统筹模式的过渡。对医保统筹层次而言，目前各统筹地区基本已经做实了市级统筹，实现由“风险调剂金”模式向“统收统支”模式的过渡，但由于区域经济发展差距较大、省市间财政责任划分不清等原因，多数地区推行医保省级统筹的进程缓慢，或省级统筹未能做实，难以充分发挥改善居民福利的积极效用。因此，在推动医保统筹层次由市级统筹向省级统筹过渡的进程中，可参考市级统筹经验，先推行省级统筹“调剂金”模式，建立医保基金区域风险调剂机制，实现分级管理，责任分担，再逐步向“统收统支”模式过渡，最终做实城乡医保省级统筹，并为实现全国统筹打下基础。

参考文献

- 1.程令国、张晔，2012：《“新农合”：经济绩效还是健康绩效？》，《经济研究》第1期，第120-133页。
- 2.邓睿，2019：《健康权益可及性与农民工城市劳动供给——来自流动人口动态监测的证据》，《中国农村经济》第4期，第92-110页。
- 3.董延芳、罗长福、付明辉，2018：《加班或不加班：农民工的选择还是别无选择》，《农业经济问题》第8期，第116-127页。
- 4.高秋明、杜创，2019：《财政省直管县体制与基本公共服务均等化——以居民医保整合为例》，《经济学（季刊）》第4期，第1351-1372页。
- 5.郭凤鸣，2020：《农民工过度劳动变动及影响因素分析》，《人口学刊》第5期，第98-112页。
- 6.郭凤鸣、张世伟，2018：《最低工资提升对低收入农民工过度劳动的影响》，《中国人口科学》第5期，第42-56页、第127页。
- 7.郭庆、吴忠，2020：《城乡居民医保制度统筹会产生促健防贫效用？——基于PSM-DID方法的研究》，《中国卫生政策研究》第7期，第7-14页。
- 8.黄耿志、薛德升、张虹鸥，2016：《中国城市非正规就业的发展特征与城市化效应》，《地理研究》第3期，第

442-454 页。

9.马超、顾海、孙徐辉, 2017a: 《医保统筹模式对城乡居民医疗服务利用和健康实质公平的影响——基于机会平等理论的分析》, 《公共管理学报》第2期, 第97-109页、第157页。

10.马超、顾海、孙徐辉, 2017b: 《城乡医保统筹有助于农业流动人口心理层面的社会融入吗?》, 《中国农村观察》第2期, 第41-53页。

11.孙文凯、王格非, 2020: 《流动人口社会身份认同、过度劳动与城乡差异》, 《经济学动态》第9期, 第96-110页。

12.吴伟炯, 2016: 《工作时间对职业幸福感的影响——基于三种典型职业的实证分析》, 《中国工业经济》第3期, 第130-145页。

13.阳义南、连玉君, 2015: 《社会保险能降低员工辞职率吗? ——中国综合社会调查的双重差分模型估计》, 《经济管理》第1期, 第168-179页。

14.杨青、徐俊杰、王洪卫, 2021: 《房租负担对农民工劳动供给的影响——基于农民工“效益观”的视角》, 《农业技术经济》第7期, 第115-130页。

15.叶静怡、杨洋, 2015: 《最低工资标准及其执行差异: 违规率与违规深度》, 《经济学动态》第8期, 第51-63页。

16.易沛、张伟, 2018: 《城乡居民医保制度整合标准的可持续性研究——基于“一制一档”与“一制多档”的比较》, 《公共管理学报》第4期, 第80-90页、第153页。

17.尹志超、严雨, 2020: 《保险对中国家庭储蓄率的影响》, 《经济科学》第5期, 第99-110页。

18.余显财、朱美聪, 2015: 《财政分权与地方医疗供给水平——基于1997-2011年省级面板数据的分析》, 《财经研究》第9期, 第42-52页、第64页。

19.张鹏飞、仇雨临, 2019: 《人口老龄化、社会保障支出与中国经济增长率》, 《上海经济研究》第11期, 第108-119页。

20.张熠、陶旭辉、宗庆庆, 2021: 《去留之间: 流动人口储蓄和劳动决策的分析》, 《财经研究》第5期, 第94-108页。

21.郑超、王新军、孙强, 2022: 《城乡医保统筹政策、健康风险冲击与精准扶贫绩效研究》, 《公共管理学报》第1期, 第146-158页、第176页。

22.朱志胜, 2018: 《农民工的自我雇佣选择与市场回报——基于2014年全国流动人口动态监测调查数据的实证检验》, 《人口与经济》第5期, 第100-112页。

23.祝仲坤, 2020: 《过度劳动对农民工社会参与的“挤出效应”研究——来自中国流动人口动态监测调查的经验证据》, 《中国农村观察》第5期, 第108-130页。

24.Afridi, F., S. X. Li, and Y. Ren, 2015, “Social Identity and Inequality: The Impact of China’s Hukou System”, *Journal of Public Economics*, 123(3): 17-29.

25.Alesina, A., E. L. Glaeser, and B. Sacerdote, 2005, “Work and Leisure in the U.S. and Europe: Why So different?”, NBER Working Paper 11278, <https://www.nber.org/papers/w11278>.

26.Baron, R. M., and D. A. Kenny, 1986, “The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6): 1173-1182.

- 27.Bosch, M., and R. M. Campos-Vazquez, 2014, “The Trade-offs of Welfare Policies in Labor Markets with Informal Jobs: The Case of the “Seguro Popular” Program in Mexico”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 6(4): 71-99.
- 28.Golden, L., 2009, “A Brief History of Long Work Time and the Contemporary Sources of Overwork”, *Journal of Business Ethics*, 84(2): 217-227.
- 29.Jiang, W., 2017, “Have Instrumental Variables Brought Us Closer to the Truth”, *The Review of Corporate Finance Studies*, 6(2): 127-140.
- 30.Roodman, D., 2011, “Fitting Fully Observed Recursive Mixed-Process Model with CMP”, *The Stata Journal*, 11(2): 159-206.
- 31.Zapf, I., and E. Weber, 2017, “The Role of Employer, Job and Employee Characteristics for Flexible Working Time: An Empirical Analysis of Overtime Work and Flexible Working Hours’ Arrangements”, IAB-Discussion Paper No. 4/2017, <http://hdl.handle.net/10419/162475>.

（作者单位：¹湘潭大学商学院；

²湖南财政经济学院财政经济发展研究院）

（责任编辑：胡 祎）

Has the Integrated Medical Insurance Relieved the Overwork of Migrant Workers?

LI Yonghui LIU Nannan CHEN Huashuai SHEN Bolan

Abstract: Migrant workers’ group is an important component of China’s labor market and informal employment. As a vital part of labor rights protection, the equalization of social security can relieve the overwork phenomenon and realize decent work among them. Taking the integrated medical insurance as the starting point, the study uses the data from 2017 China Migrants Dynamic Survey to investigate the impact of the equalization of medical insurance rights on the labor supply of migrant workers. The study finds that, the integrated medical insurance has effectively reduced the incidence of migrant workers’ overwork and shortened their overtime working hours by improving their economic capacity to cope with health risk shocks and increasing their sense of civic identity. The heterogeneity analysis shows that multiple integration mode and provincial integration level of the integrated medical insurance can play a better role in relieving the overwork of migrant workers. Further analysis shows that the effect of the integrated medical insurance in the place of residence is significantly greater than that in the place of household registration. The study provides empirical support and policy implications on improving the integrated medical insurance system and promoting the equalization of social security rights.

Keywords: Integrated Medical Insurance; Informal Employment; Migrant Worker; Overwork