

• 重大主题专栏 • 研究阐释党的二十届三中全会精神

进一步深化农村改革，完善强农惠农富农支持制度

——权威专家研究阐释 2024 年中央经济工作会议

和中央农村工作会议精神

杜志雄 张红宇 朱 晶 林万龙 罗必良

编者按：2024 年中央经济工作会议强调，扎实推动高质量发展，全面深化改革，并提出了 2025 年要重点做好的九个方面具体工作。2024 年中央农村工作会议指出，“坚持城乡融合发展，进一步深化农村改革，完善强农惠农富农支持制度，全面推进乡村振兴”^①。为进一步深入学习领会 2024 年中央经济工作会议和中央农村工作会议精神，引导学界加强和深化相关领域的研究，本刊编辑部邀请 5 位权威专家对其中部分重要内容展开深度解读，以飨读者。

创新乡村振兴投融资机制的目标与思路

杜志雄

推进乡村全面振兴，无论是保障国家粮食安全、巩固拓展脱贫攻坚成果，还是推动乡村产业提质增效、提升乡村规划建设水平、提升乡村基层治理水平与效能，都离不开乡村振兴投融资机制的支撑，换言之，都必须解决“钱从哪里来”的问题。

2024 年中央农村工作会议明确提出创新乡村振兴投融资机制的要求。让这项政策要求落实落地，关键是要在完善现有投资机制建设成就基础上，通过机制创新进一步丰富乡村振兴多元化投入方式。

一、乡村振兴投融资机制建设成效

自党的十九大报告首次提出实施乡村振兴战略以来，党中央、国务院一直高度重视乡村振兴投融

【作者信息】 杜志雄，中国社会科学院农村发展研究所；张红宇，中国农业风险管理研究会；朱晶，南京农业大学经济管理学院；林万龙，中国农业大学经济管理学院；罗必良，华南农业大学经济管理学院。

^①参见《中央农村工作会议在京召开》，《人民日报》2024 年 12 月 19 日 01 版。

资机制建设。2018 年以来历年中央“一号文件”都强调要强化投入保障；2024 年中央“一号文件”明确强调完善乡村振兴多元化投入机制。2024 年中央农村工作会议则强调创新乡村振兴投融资机制。

摸清现状是实现创新的前提。整体上看，近年来，通过乡村振兴投融资机制建设，已逐步形成财政优先保障、金融重点倾斜、社会积极参与的乡村振兴多元化投入格局。

一是投融资规模稳步提升，财政资金投入增长。根据 2017 年《中国统计年鉴》，2017 年全社会农林牧渔业固定资产投资规模为 24638.3 亿元。根据国家统计局数据，2018—2023 年这一指标的年均增速达到 7.8%^①，显著高于同期全社会固定资产投资增速。从投资领域看，在农林牧渔业固定资产投资中，农业和畜牧业的投资占比较高。从投资来源看，在财政优先投入的总要求下，财政资金投入的绝对数量和相对占比都有提升。

二是投融资主体日益多元，投资形式日趋多样。投融资主体从政府、集体、农户向多元化投入主体转变，金融资本和社会资本投向农业农村的资金逐步增加。目前进入农业农村领域的社会资本大致包括具有涉农产业背景的企业、具有国资和旅游开发背景的地方平台型企业、银行证券基金等资本型企业以及互联网平台经济型企业等。社会资本投资主体大多选择与自身特点和优势相匹配的投融资路径及模式：中粮集团有限公司、温氏食品集团股份有限公司、中国中化控股有限责任公司等具有涉农产业背景的企业，立足自身的行业基础地位及其在产业链上下游的资源整合能力等优势，从纵向延伸和横向拓展两个维度，采取全产业链开发模式加大农业农村投资；具有国资和旅游开发背景的地方平台型企业，大多发挥地方国资平台的资本优势和旅游资源开发优势，通过与村集体和农户建立股份合作等收益分配方式，实施区域整体开发；银行、证券、基金等资本型企业则发挥自身产业资本优势，通过与地方政府合作共同设立产业引导基金等方式投入农业农村；互联网等平台经济型企业投资农业农村的态势日趋活跃，主要发挥其技术、市场与高效商业模式等优势，积极投入农业新业态，如借助物联网、区块链等新兴数字技术赋能农业全产业链，推动智能化生产、精准化购销、高效化流通，并搭建农产品全程追溯体系。

三是投融资领域不断拓宽，与国家相关发展战略和规划的匹配度增强。投融资领域由传统种植业养殖业向现代设施农业、智慧农业、生态农业等领域延伸，由农业生产环节向农产品加工、农产品仓储运输、农业社会化服务等全产业链环节拓展，且直播电商、休闲观光农业、共享农业等农业新业态领域的投融资不断增加。随着乡村建设的持续推进，越来越多资本进入农村生态资产盘活、生态修复、人居环境整治等领域，具体包括参与农村厕所革命、农村生活垃圾治理、农村生活污水治理等项目的建设运营。这些领域的投资有力地支持了国家相关发展战略和规划的实施。

四是投融资模式不断创新，多元化投资融资模式形成。各级政府不断探索各种乡村振兴投融资模式，推动投融资模式从单纯的政府无偿投入、集体和个人依靠自身积累投入向多元化投融资模式转变。总体上看，当前乡村振兴投融资模式多元，既有专项债、“政银担”、农业产业基金、种粮政策性完全成本保险和收入保险、农业巨灾保险等财政投融资模式，也有“两权”抵押贷款、农村信用社小额

^①各年增速数据来源于国家统计局网站（<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>）。

信贷、农机融资租赁、“双基联动”合作贷款、“互联网+农村金融”、农业产业链金融和资产证券化、“保险+期货”、“信贷+保险”等市场化投融资模式，还有农业领域政府和社会资本合作等混合模式。

尽管乡村振兴投融资机制建设取得了上述较为显著的进展，但仍然面临不少新情况、新挑战。制约投融资机制建设的因素仍然很多，突出表现为：农村要素市场发育不充分，土地流转市场不完善，建设用地供给不足，相关人才保障与科技支撑机制不健全，等等。除这些传统制约因素外，“十四五”时期经济下行压力所导致的居民预期下降、需求持续走弱，微观主体如农业经营主体投资意愿不旺盛等，也使农村投融资政策的边际效应递减。根据2016—2023年历年的《中国统计年鉴》，“十三五”时期的农林牧渔业固定资产投资平均增速达到12.0%，2021—2023年这一指标平均增速下降到4.9%。

在上述情形之下，创新乡村振兴投融资机制就显得十分必要和重要。

二、乡村振兴投融资机制创新的目标、重点领域与思路

国家已经出台《新一轮千亿斤粮食产能提升行动方案（2024—2030年）》《关于践行大食物观构建多元化食物供给体系的意见》，即将出台新的《国家乡村振兴战略规划》和《农业强国建设规划》，也正在研究制定出台“十五五”国家整体发展规划以及“十五五”农业农村现代化专项规划。这些规划都将对今后一个时期的乡村振兴和农业农村现代化发展任务作出明确界定。为此，创新乡村振兴投融资机制的核心目标应该是为这一系列战略规划的任务和目标实现，持续有序地提供来源多元、供给有力、结构合理和使用高效的资金保障，为2035年基本实现农业农村现代化奠定坚实的基础。

从创新的重点领域看，合理提高农业生产者收入，加快提升农业机械化与农机装备应用水平，高质量推进高标准农田建设、设施农业建设、农产品市场体系建设、农产品产业链供应链建设、三产融合、智慧农业发展、农业科技创新、种业振兴和乡村建设等，可能是乡村振兴投融资机制改革和创新的主要场域。

围绕上述重点领域，乡村振兴投融资机制创新思路应着重考虑以下五个方面：

一是要从注重“量”向“量”“质”并重转变。“十三五”时期，乡村振兴投融资机制创新的目的是更多是拉动金融和社会资本投向农业农村领域，建立多元化投入机制。在“十三五”时期和“十四五”时期，大量资本进入农业农村领域，带动农业农村发展，但同时也滋生了一些乱象。在这种情况下，“十五五”时期，乡村振兴投融资机制创新除了保持农业农村投资强度不下降、继续吸引金融和社会资本进入农业农村领域外，还需要进一步提高投资效率和投资质量，增加对农业农村领域的有效投资，推动农业农村领域投融资“量”“质”的双重提升。

二是从政策创新向政策和制度创新并重转变。“十三五”时期和“十四五”时期的乡村振兴投融资机制的创新更多是政策层面的创新。但随着政策层面创新的边际效益逐步递减，加之乡村振兴投融资机制改革逐步进入深水区，“十五五”时期相关制度创新的作用逐步凸显。未来乡村振兴投融资机制创新的重点是政策和制度创新并重，在完善乡村振兴投融资创新政策的同时，注重推进制度改革，强化投融资机制与其他领域制度改革和创新的联动，逐步解决乡村振兴投融资实践面临的深层次问题。

三是从注重直接支持特定主体向以营造良好的营商环境为目标的全面创新转变。除政府外，乡村

振兴投融资中最重要的主体是各类新型农业经营主体。在“十三五”时期和“十四五”时期，乡村振兴投融资机制创新推动新型农业经营主体快速发展，新型农业经营主体发展已经具有一定基础，他们将成为未来重要的农业农村投资人。营造良好的营商环境，就是要切实转变政府职能，强化政府在乡村产业规划编制、市场机制完善和监督指导等方面的职责，推进优质优价、农产品价格调控等机制的完善，推动以扩大产权交易范围和完善产权交易市场为核心的农村产权制度改革，为新型农业经营主体高质量发展营造良好的投融资环境，赋能新型农业经营主体，提升他们的内生发展动力和能力。

四是从碎片化支持向系统性支持转变。乡村振兴投融资机制创新是一个具有系统性的复杂问题，涉及多个主体，关系乡村振兴的方方面面。从政策层面看，要有系统性思维，支持政策要从碎片化支持向系统性支持转变，要有顶层设计。要基于全产业链延伸、全生命周期管理、空间布局优化和绿色生态等视角，通过模式创新、政策优化和制度改革三个方面的措施，建立参与主体“风险—收益—约束”合理匹配、激励相容的机制安排，推动乡村振兴投融资机制创新。

五是采取差异化的农业农村投融资政策。“十四五”时期，农业农村领域的投融资主体已经在分化。不同地区、不同主体的相关政策需求既有共性，也有个性。未来，要根据主体规模、发展制约因素及经济社会发展战略等因素，采取差异化的农业农村投融资政策。对于家庭农场和农民专业合作社等新型农业经营主体，要以农业保险、农业担保、补贴、奖补等政策为主，提升这类主体的发展质量。例如，在小型水利设施或高标准农田建设中，积极引入新型农业经营主体作为承担主体，实行专业化、一体化服务，探索投资、建设、运营、管护一体化模式。对于农业龙头企业，小额的补贴资金难以起作用，而对于大额的资金，财政又难以承担。相对于资金的直接支持，农业龙头企业更加看重农产品价格稳定、营商环境优化、信贷资金成本降低等因素。因此，对于农业龙头企业，要完善农产品价格调控机制，降低农产品价格波动，推动农村产权制度改革，降低信贷门槛和成本，营造良好的营商环境。同时，“十四五”时期国有企业的作用凸显，未来可以进一步调动国有企业的积极性，鼓励国有企业参与乡村振兴投融资机制创新。

发展乡村富民产业需要处理好六大关系

张红宇

乡村富民产业是极具中国特色的产业概念和形态。中国农业资源多元、产业多样、文化多彩，为满足城乡居民不断丰富的农产品需求提供了物质基础，形成了农耕文明传承的深厚积淀，也为在农业内部保障农民就业增收，巩固拓展脱贫攻坚成果，实现兴业、强县、富民一体发展开辟了广阔前景。这是理解和把握2024年中央农村工作会议所提出的“要积极发展乡村富民产业，提高农业综合效益，壮大县域经济，拓宽农民增收渠道”^①的一把钥匙。

^①参见《中央农村工作会议在京召开》，《人民日报》2024年12月19日01版。

现阶段提出“积极发展乡村富民产业”，有着深刻的内在逻辑和重要的实践价值。经过长时期的传统农业转型与工业化积累，中国已步入工业化后期，农业产业的内涵与外延发生了巨大变化。新阶段的农业产业，以大资源观为先导，统筹山水林田湖草沙等自然资源以及现代技术工具等新兴要素；以大食物观为牵引，开辟面向满足城乡多样化食物需求的多元生产渠道；以大农业观为指向，通过创造和延长产业链条、提升产业价值、分享产业效益，增加广大乡村地区农民在农业内部的就业机会，拓展收入来源。从需求侧来看，城乡居民对农业的需求全面升级，从对传统的肉蛋奶蔬果等食品的需求拓展为对草地、沙地、海洋、微生物等全方位、多途径开发所形成的“大食物”的需求，从单一的物质产品需求衍生观光旅游、文史教育等非物质产品需求，为发展以乡村聚落为载体、以产业融合为特征、以农民共富为目标的乡村富民产业奠定了日益坚实的市场基础。与此同时，从供给侧来看，中国乡村富民产业发展仍然不平衡、不充分，在一定程度上还存在产品业态单一、品质不良、品牌不响、效益不高问题。总体上看，“富民”效果相对有限，乡村富民产业还有巨大的发展空间。

发展乡村富民产业，是事关乡村全面振兴和农业强国建设的一项重要战略任务：既涉及粮食和重要农产品产业安全，又涉及农业产业效益和从业者增收保障；既需要发挥比较优势、优化乡村产业布局、提升资源配置效率，又需要加强政策引导扶持、完善利益分配关系、调整革新生产关系；既要求立足国内把握产业安全主动权，又要求放眼全球有效利用国际市场和资源。抓好新阶段的乡村富民产业发展，要深入学习习近平总书记关于“三农”工作的重要论述和重要指示精神，贯彻落实2024年中央经济工作会议所提出的“必须统筹好有效市场和有为政府的关系”“必须统筹好总供给和总需求的关系”“必须统筹好培育新动能和更新旧动能的关系”“必须统筹好做优增量和盘活存量的关系”“必须统筹好提升质量和做大总量的关系”^①等统筹兼顾理念思想，坚持目标引领和问题导向，积极稳妥、循序渐进处理好有关关系和重大问题，厚植发展根基，实现突破创新。

总体上而言，发展乡村富民产业，需要处理好六大关系。

一是要处理好粮食生产和富民产业的关系。粮食是保生存、保安全、保根基的产业。面对人多地少的基础条件以及复杂多变的外部环境，确保粮食安全始终是必须牢牢守住的底线。2024年，中国粮食产量迈上7000亿千克新台阶^②，下一步要千方百计稳面积、稳产量、稳政策，巩固粮食供给保障能力，深入推进粮食大面积单产提升行动，启动实施中央统筹下的粮食产销区省际横向利益补偿。在解决好全国人民吃饭问题与农民基本收入保障问题的前提下，一手抓好“粮头食尾，农头工尾”，挖掘粮食产业本身的富民功能；一手抓好乡村富民产业来实现经济发展，保效益、保就业、保增收。立足大资源观、大食物观、大农业观，因地制宜发展特色种养、特色食品、特色手工业等产业，做好“土特产”文章。提升农业产业综合效益，促进粮食生产与乡村富民产业的有机结合，保障乡村产业发展用地，发挥区域比较优势，建设优势产业集群，实现增产增收有机统一，形成粮食生产和乡村富民产业相得益彰的发展格局。

^①参见《中央经济工作会议在北京举行》，《人民日报》2024年12月13日01版。

^②资料来源：金观平，2024：《1.4万亿斤标记粮食产量新高度》，《经济日报》10月29日01版。

二是要处理好有效市场与有为政府的关系。发展乡村富民产业，是农业增效益、农村增活力、农民增收的重要途径与抓手，必须发挥好有效市场与有为政府的作用。市场是驱动产业发展的决定性力量。发展乡村富民产业，应当充分尊重产业成长规律，发挥市场在资源配置中的决定性作用。乡村富民产业依赖独特的资源禀赋，生成新产业、新业态、新模式，实现产业间的互联互通和融合发展。产业的融合、产业链的延伸、供应链的保障、价值链的提升和利益链的完善，都应该由市场主体主导。与此同时，政府既在宏观维度担当推进工农之间、城乡之间、区域之间均衡发展以实现共获、共享、共赢、共富的重任，又在微观角度具有引导产业发展的行为取向。要将优化政府的规划引导、产业布局、政策支撑、统筹协调和公共服务职能与尊重市场对资源配置的决定性作用有效结合起来，为乡村富民产业提供良好的发展环境。

三是要处理好充分就业和提质增收的关系。实现农业现代化，需要不断通过应用前沿的机械技术、生物技术、数字技术等提升生产效率。这本质上是一个减少劳动力的过程。在缩小城乡收入差距、推进城乡融合发展的目标要求下，必须带动留在农村内部的广大劳动力就业增收，这有赖于乡村富民产业增加就业容量。乡村富民产业不仅聚焦于农产品生产端，更串联加工、营销、流通、品牌塑造等产业链上的各个环节，提供多元化的产品与服务，形成更多新产业新业态，在为农业经济发展创造新增长点的同时吸纳更多的农民就业。此外，要将发展乡村富民产业置于国民经济发展全局下思考，关注乡村富民产业与国民经济其他部门之间的联系，通过工业化、城镇化持续创造更多非农就业机会，使农民就业增收与产业提质增效的双重目标在国民经济高质量发展过程中实现协调并进。

四是要处理好企业引领与农户主体的关系。企业化经营是农业经营方式变革的重要特征之一。农业龙头企业能够发挥创新引领作用，是创造和应用新的生产理念、生产工具、生产方式的开拓者与主力军，在经营管理、科技研发、人力开发、资源配置和危机处置等方面具备突出优势，在培育新产业和新业态、发展农业新质生产力方面发挥着不可替代的作用。农业龙头企业是中国实现由“大国小农”向“大国大农”格局转变的重要参与者和推动者。2023年，中国生猪出栏量约7.27亿头，其中，牧原集团出栏6382万头，温氏集团出栏2626万头，新希望集团出栏1768万头^①，集团企业成为稳产保供的重要力量。企业的先天优势决定了其在现代农业发展中的核心任务是输出从0到1的新突破，而此后则需要依托数以亿计的普通农户实现从1到100的大发展。“新突破”与“大发展”之间离不开完善的联农带农机制的串联作用。一方面，要通过“企业+合作社”“家庭农场+农户”等方式形成农业产业化联合体，以要素、服务、劳务等不同联结方式的创新组合，形成“订单收购+分红”“农民入股+保底收益+按股分红”“土地租金+务工工资+返利分红”等多元化利益联结机制；另一方面，要提升从业者综合素质，重点培育工匠型、创新型、复合型、管理型人才，奠定农户与企业联结的人力资源基础，使企业与农户形成紧密型利益共同体，共享乡村富民产业发展红利。

五是要处理好城市赋能与乡村升华的关系。乡村富民产业是推动城乡融合发展的重要载体，发展

^①资料来源：《重磅发布|中国生猪产业发展与投资研究报告（2023—2024年）》，<https://www.163.com/dy/article/ISN0ASPL0518N443.html>。

乡村富民产业是城市反哺农村、农村支持城市这一良性互动关系的集中体现。一方面，推进城市资源要素下乡。要在尊重乡村生产生活方式、历史文化传统的基础上，导入城市优势资源，引导社会资本在农村的投资“投到点上”，促进农村突破人才、技术、资金等要素短缺瓶颈的制约，在应用现代优质资源要素获取投资收益的同时，吸纳农民进入现代化发展轨道，使农民实现收入水平与人力资本的全面提升，弥合城乡发展差距。同时，地方政府要积极推进以县城为重要载体的新型城镇化，优化政策供给体系，积极推进城乡基础设施和公共服务一体化，提升城市资源要素下乡的吸引力与要素回报，确保其进得来、留得住、用得好，长期赋能乡村全面振兴。另一方面，乡村需要自我成长、自我突破。瞄准城市需求，依托本地特色资源，发挥乡村多重功能，重新发现和深度挖掘乡村资源价值。通过多元化的食物供给、宜居宜游的自然环境、独具特色的文化创新实践，促进农文旅融合发展，为城乡融合发展做出产品贡献、生态贡献、文化贡献，打造现代化的物质与非物质特色产品供应链，实现乡村富民产业价值最大化。

六是要处理好国内保障与国际市场的关系。统筹国内国际两个市场两种资源，增强全球资源配置能力与产品竞争能力，是中国建设农业强国的必然要求。对国内而言，乡村富民产业担负着保障粮食安全、开辟多元食物来源、弘扬乡土文化的重任。需要大力发展劳动密集型、技术密集型、资本密集型的乡村富民产业，提升产品数量、品质和附加值，促进产业转型升级与现代化发展。对国际而言，乡村富民产业要适应全球化浪潮以及国内农产品市场结构变革与竞争加剧的形势，逐步畅通农产品特色出口通道，使园艺产业、畜禽养殖业等产业中具备竞争优势与潜力的产品高质量“走出去”，满足全球市场需求，为全球消费者提供更丰富的产品选择。同时，通过共建“一带一路”等方式加强国际合作，吸引全球要素资源，增强产业链供应链韧性，提升优质品牌的独特性，以差异化竞争策略在激烈的国际市场竞争中谋求一席之地。

在全球农业生产与贸易格局深刻变化、国内农业农村现代化加快推进的背景下，必须将发展乡村富民产业作为长期重大战略来抓，深刻认识其在推进乡村全面振兴中的重要作用。要坚持开拓创新、因地制宜、先立后破原则，立足资源条件构建多元化发展模式，完善政策支持体系，强化社会力量支持，通过深化改革激发各类发展主体的动力与活力，破除资源要素短缺、流动不畅等体制机制障碍，做好乡村富民产业发展这篇大文章。

完善农产品贸易与生产协调机制，以更高水平保障国家粮食安全

朱 晶

2024年中央农村工作会议在分析当前“三农”工作面临的形势和挑战并系统部署2025年“三农”工作时，明确指出要“完善农产品贸易与生产协调机制”。这是落实习近平总书记关于确保粮食等重要农产品稳定安全供给一系列重要讲话精神的具体体现，也是党和政府在粮食安全取得历史性成就基

础上为实现更高水平的保障而作出的重要部署。

粮食安全是“国之大者”，是实现经济发展、社会稳定和国家安全的重要基础。经过改革开放 40 多年来的艰苦奋斗与不懈努力，中国在粮食安全保障方面取得了举世瞩目的成就，这既要归功于国内粮食综合生产能力的不断提升，也得益于中国全球领先的贸易开放程度和对外部粮源的有效利用，农产品贸易已全面融入中国粮食安全。2024 年，中国粮食产量突破 7000 亿千克^①，是世界第一大粮食生产国，也是世界第一大农产品进口国、第五大农产品出口国。但中国粮食安全并非“高枕无忧”，而是需要在更高水平上加大保障力度。从国内生产看，随着收入水平提升和食物消费结构转型升级，对动物性农产品的需求持续增长，这意味着对包括饲料粮在内的粮食总量需求压力加大。而农民种粮积极性却由于粮食生产成本低、利润低而明显下降，资源环境约束趋紧更进一步加大了绿色可持续发展要求下“高位增产”的难度。从国际来看，日趋复杂的国际市场环境和失序的国际贸易治理，加大了国际农产品贸易市场的波动和中国利用外部粮源的不确定性。因此，需要更深入地研判和分析今后如何更好地利用两个市场两种资源，完善农产品贸易与生产协调机制，在更高水平上保障国家粮食安全。

一、该进则进：建立稳定多元外部供应体系，提升国际资源利用能力

尽管当前中国粮食安全保障处于历史最佳时期，但考虑到国内粮食消费需求尚未达到峰值、其刚性增长态势延续，且资源环境所面临的“硬约束”趋紧，粮食供需在今后相当长一个时期内仍将处于脆弱的紧平衡状态。随着居民收入水平的提升和食物消费结构的转型升级，中国居民的食物消费品种逐渐从以粮食为主转向包括谷物、肉类、蛋类、奶制品、水产品以及水果蔬菜等多个类型。不过，肉蛋奶等高质量农产品生产，不仅水土资源耗费大，而且是甲烷和氧化亚氮等非二氧化碳温室气体排放的关键来源。如果这些农产品全部由国内来生产，不但会挤压国内粮食生产所需要的水土资源空间，也将对有限的生态环境承载力带来巨大挑战。中国的基本国情决定了应把有限的水土资源优先保障国内粮食生产。适度进口，能够在满足居民多样化、品质化消费需求的同时，为粮食生产让出更多的水土资源利用空间，助力粮食安全的持续实现。从这个角度来说，中国的粮食安全必须走合作安全之路，合理且充分地利用外部市场和资源，即“该进则进”。

然而，尽管国际农产品市场可以成为国内农产品市场的重要补充，但近年来全球农产品市场环境的波动和不安全因素加剧，使得中国利用国际市场的不确定性加大。一方面，极端气候、地区紧张局势、农产品金融化与能源化、物流中断等多方面因素叠加，成为中国粮食进口的安全隐患；进口农产品种类和进口来源地相对集中的结构特征，进一步使得中国在面对波动性、不确定性和风险性加剧的国际市场时，防范外部风险和增强供应稳定性的能力受到明显削弱。另一方面，在高度开放条件下，中国农产品进口调控手段十分有限，边境保护措施“防火墙”作用难以有效发挥，在国内外价差较大时外部低价农产品会大量、无序地进入国内市场，冲击国内农产品供求平衡体系，给国内农业生产带来负面影响。

^①资料来源：金观平，2024：《1.4 万亿斤标记粮食产量新高度》，《经济日报》10 月 29 日 01 版。

推动建立稳定多元的外部市场供应体系，是利用国际资源助力实现更高水平粮食安全的关键。一是要加强农产品贸易风险监测预警体系建设。强化对粮棉油糖肉蛋奶等大宗农产品国际市场的监测、研判、预警等基础性工作，及时跟踪重点国家、市场、农产品的供需和贸易动态，积极利用“两反一保”措施，切实提高应对国际市场波动和风险的能力。二是要深入推进农产品进口多元化战略。通过加大顺应消费转型升级的多元化农产品进口力度，更加高效地利用外部农产品市场，降低国际粮源利用不确定性风险。三是要积极构建中方更具有主导权的全球农产品供应链，依托“一带一路”倡议、区域全面经济伙伴关系协定等多边协议框架，通过支持和培育大型粮食企业或国际大粮商，强化对国外粮食、资源、物流、仓储及关键环节和运输节点的投资与布局，形成对国际农产品产业链和供应链的控制权与话语权，确保外部粮源供应的低风险和高稳定。

二、该保力保：筑牢国内稳产保供能力根基，推动实现农业可持续发展

在强调“该进则进”的同时，也必须清楚地认识到，对于有着 14 亿多人口的中国，粮食安全始终需要“以我为主”。一方面，与中国谷物消费需求相比，国际谷物贸易总量是相对有限的，目前全世界正常年景下每年能进入国际贸易的谷物不到 5 亿吨，即便中国把这些都购买了，也满足不了国内消费需求；另一方面，倘若中国照搬其他一些已进入经济发达阶段、同样人多地少的东亚经济体的做法，以主要依靠国际市场的方式来满足国内食物消费需求，国际市场很难承受得住中国巨大的进口需求压力，且更容易招致不可预测的市场风险和国际舆论。由此可见，“该保力保”仍将是保障国家粮食安全必须始终坚守的底线。

需要看到的是，在粮食消费需求提档升级与资源环境“硬约束”长期并存的局面下，中国粮食国内稳产保供的压力也相应增大。首先，传统粗放型农业生产方式难以为继。长期以来，中国农业生产高度依赖化肥、农药等化学品的高投入以及对水土资源的高强度开发，导致资源环境这根弦越绷越紧，不仅极大地增加了食品质量安全风险，而且给农业可持续发展带来巨大挑战，转型升级任务刻不容缓。其次，粮食等大宗农产品生产竞争力持续下滑。与“新大陆”国家相比，中国农业生产在经营规模和成本竞争力上先天不足，且随着工业化、城市化的推进以及农村人口结构的变化，粮食等大宗农产品的生产成本步入快速上升通道，农民种粮效益低的问题越发突出，这进一步抑制了农民种粮和地方抓粮“两个积极性”，成为现阶段制约国家粮食安全保障的突出瓶颈因素之一。最后，粮食生产的技术与政策保障支撑力度不足。虽然中国粮食产量已达 7000 亿千克，但是，主要粮食的总产量增速和单产增速在放缓，机械、种业等关键核心技术与主要农业发达国家相比依然存在较大的差距，政策的精准性与指向性也有待进一步提升。

面对国内粮食中长期供需紧平衡的挑战和压力，夯实国内稳产保供能力根基，是推动实现农业可持续发展的重要抓手。一是要打好耕地“保卫战”，坚持“稳数量”与“提质量”并重。落实最严格的耕地保护制度，强化耕地数量、质量、生态“三位一体”保护，采取“长牙齿”的硬措施，严守耕地保护红线，同时加强粮食安全产业带建设，深入推进高标准农田建设与耕地质量提升行动，确保耕地数量不减少、质量有提升、产能不下滑。二是要构建市场与政府协同推进、市场增效一政策支持一

区域补偿“三管齐下”的粮农收益保障长效机制和政策支持体系。通过粮食生产层面的要素配置优化、支持政策层面的创新组合优化、产销区横向利益补偿制度构建的机制优化，推动市场与政府协同发力改善资源优化配置机制，切实保障种粮农户收益。三是要打好科技“攻坚战”，因地制宜发展农业新质生产力。加快启动种源“卡脖子”攻关计划，强化育种基础研究和创新能力升级，推动现代种业做大做强，推进信息、生物、新材料等高新技术在粮食产业中的应用，补齐关键共性技术短板，助力提升粮食安全保障能力。

三、能出尽出：培育壮大农产品出口新优势，促进出口持续稳定增长

中国的粮食安全离不开世界，世界农产品市场更需要中国。加入 WTO 二十多年来，中国不断提升农业对外开放水平，积极与世界共享中国大市场，不仅是世界第一大农产品进口国，也是世界第五大农产品出口国，在国际农产品市场上占据重要地位。在大量进口不具有比较优势的土地密集型农产品的同时，积极拓展有市场竞争力的农产品的海外农业市场，力争“能出尽出”，不仅是缓解国内农产品供需结构矛盾、促进农业资源高效配置的重要方式，也为提高农民收入、推动农业转型升级以及在更高水平上实现粮食安全提供了重要动力。

然而，需要注意的是，虽然中国农产品出口额呈现持续增长态势，但受多方面因素影响，农产品出口实际增速放缓，增长动力不足。一方面，传统农产品的出口竞争优势在逐渐丧失。决定农产品进出口态势的主要因素是价格竞争力，而受劳动力成本上升、农业生产资料价格走高和土地成本日益显性化等因素的影响，国内劳动密集型农产品生产的比较优势已不复存在。另一方面，《技术性贸易壁垒协定》（Agreement on Technical Barriers to Trade，以下简称 TBT 协定）和《实施卫生与植物检疫措施协定》（Agreement on the Application of Sanitary and Phytosanitary Measures，以下简称 SPS 协定）以其名义上的合理性、方式灵活性、手段隐蔽性以及作用有效性迅速成为农产品贸易的主要保护措施，这对中国农产品出口造成的负面影响不容小觑。新冠疫情发生后，世界贸易组织收到成员提交的涉农产品 TBT 和 SPS 通报数量明显增长，仅 2020—2021 年针对中国农产品的通报数量就达到 35 项，水果、蔬菜、畜禽产品等传统优势农产品出口都受到了不同程度的影响。此外，产品加工度和技术含量较低、新型特色农产品出口数量较少、产品附加值不够高等问题也逐渐成为阻碍中国农产品出口竞争力、出口稳定性与可持续性提升的重要因素。

依据国际市场需求优化国内生产结构，培育壮大农产品出口新优势，是提升农产品国际市场竞争力和促进出口持续稳定增长的根本途径。一是要提高农产品附加值，摆脱低价竞争路径依赖。依托农业国际贸易高质量发展基地，培育打造一批产业集聚度高、生产标准高、出口附加值高、品牌认可度高、综合服务水平高的农业外贸骨干力量。二是要优化农产品出口结构，减少单一产品依赖。按照国际市场需求变化调整生产结构，培育新型特色产品，促进以速食产品、调味料、坚果类产品为代表的新型加工食品出口。三是要加强国际交流与合作。在积极参与国际标准和规则制定的同时，降低非关税壁垒对中国农产品出口的影响，依托“一带一路”倡议、区域全面经济伙伴关系协定等积极拓展国际新兴市场。

统筹建立农村防止返贫致贫机制和低收入人口分层分类帮扶制度*

林万龙

2025年是脱贫攻坚取得胜利后中央所设定的5年过渡期的最后一年。习近平总书记强调，“要谋划过渡期后的具体制度安排，推动防止返贫帮扶政策和农村低收入人口常态化帮扶政策衔接并轨”^①。2024年底召开的中央农村工作会议提出，要统筹建立农村防止返贫致贫机制和低收入人口、欠发达地区分层分类帮扶制度^②。其中，农村防止返贫致贫机制和低收入人口帮扶制度主要以人群为帮扶对象，而欠发达地区帮扶制度主要以区域为帮扶对象。笔者在此仅围绕统筹建立农村防止返贫致贫机制和低收入人口帮扶制度谈谈有关思考。要在继续巩固拓展脱贫攻坚成果基础上走向农民农村共同富裕，统筹建立农村防止返贫致贫机制和低收入人口分层分类帮扶制度势在必行。

一、明确未来帮扶政策的战略目标

进入过渡期以来，党中央、国务院陆续出台了一系列专项政策，脱贫地区巩固拓展脱贫攻坚成果取得显著成效。2021—2023年，脱贫县农村居民人均可支配收入由14051元增长至16396元，脱贫人口人均纯收入由12550元增至16390元，年均增长率分别约为8.0%和14.3%，增速分别高于同期全国农村居民人均可支配收入年均增速约1.0个和7.3个百分点。从过渡期以来的情况看，脱贫地区牢牢守住不发生规模性返贫底线。^③中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化。习近平总书记提出：“到2035年，全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展，基本公共服务实现均等化。到本世纪中叶，全体人民共同富裕基本实现，居民收入 and 实际消费水平差距缩小到合理区间。”^④未来，要将低收入人口帮扶目标置于这一宏伟战略蓝图中来确定。帮扶目标应着眼于缩小城乡和农村内部差距、促进农村低收入人口走向共同富裕这一长期目标。

实现共同富裕，无疑必须缩小群体之间的收入和福利差距。对于帮扶对象而言，就是要使他们与其他群体之间的收入和福利差距有所缩小，也就是要缓解相对贫困。但是，在实现总体富裕的前

*[资助项目] 研究阐释党的二十届三中全会精神国家社会科学基金重大专项项目“农村低收入人口和欠发达地区分层分类帮扶制度研究”（编号：24ZDA053）。

^①习近平，2023：《加快建设农业强国 推进农业农村现代化》，《求是》第6期，第12页。

^②参见《中央农村工作会议在京召开》，《人民日报》2024年12月19日01版。

^③2024年上半年具体情况详见《我国脱贫攻坚成果得到持续巩固拓展》，https://www.gov.cn/yaowen/shipin/202408/content_6967629.htm。

^④习近平，2021：《扎实推动共同富裕》，《求是》第20期，第5页。

提下，缓解相对贫困并不必然等于走向共同富裕。实现共同富裕还必须坚决守牢防止规模性返贫底线。这一底线要求，既是过渡期巩固拓展脱贫攻坚成果的基本要求，也是全面实施乡村振兴战略的底线性要求。

在这里，应对如何界定“贫困”加以讨论。在脱贫攻坚期结束之后，中国已经实现了现行贫困标准下的贫困人口全部脱贫。但是，这并不意味着今后在中国不再有新标准下的贫困问题。从全球来看，绝对贫困始终存在，只不过其标准因国家而不同。无论是2000年《联合国千年宣言》所确定的8项千年发展目标^①，还是2015年《变革我们的世界：2030年可持续发展议程》所确定的17项可持续发展目标^②，均将消除贫困列为首要目标。从相关实践来看，许多国家和国际组织采用相对贫困标准来识别低收入人口。例如，经济合作与发展组织（OECD）的相对贫困线被定义为成员国居民家庭收入中位数的50%或60%，欧盟、英国和日本均使用家庭收入低于可支配收入中位数的60%的标准来识别相对贫困人口（张琦和沈扬扬，2020）。

中国不仅以斐然的减贫成绩为国际减贫事业作出直接贡献，也为世界各国减贫实践贡献了中国智慧、中国方案和中国经验。正因如此，在过渡期后，借鉴国际经验明确中国新的贫困标准，既是实现全体人民共同富裕的中国式现代化的本质要求，也是更好地在国际舞台上讲好减贫“中国故事”的需要。

基于上述考虑，统筹建立农村防止返贫致贫机制和低收入人口帮扶制度的关键要义是：建立一个体系，制定两套标准，实施分层分类帮扶。

二、建立统一的农村低收入人口监测帮扶体系

以农民农村共同富裕为目标，农村防止返贫致贫监测帮扶机制的功能应该是守牢防止规模性返贫底线；低收入人口帮扶制度则应在此基础上，以缩小城乡之间和农村内部的收入及福利差距、持续缓解相对贫困并逐步实现农民农村共同富裕为目标。基于这一逻辑，农村低收入人口的监测帮扶对象显然应包含农村防止返贫致贫监测帮扶对象。两类对象不是平行关系。目前，农村防止返贫致贫监测帮扶体系和农村低收入人口监测帮扶体系分别由不同部门主责。今后有必要整合两个体系，超越现有管理格局，建立统一的农村低收入人口监测帮扶体系，以统筹开展对帮扶人群的监测、识别和帮扶工作。

建立统一的农村低收入人口监测帮扶体系的意义主要有以下三方面。一是有利于在监测帮扶标准的制定方面统筹考虑坚决守牢防止规模性返贫底线和缓解相对贫困的需要。二是有利于整合信息收集机制。目前，农村防止返贫致贫监测帮扶体系和农村低收入人口监测帮扶体系的信息收集都依赖于农户自主申报、乡村干部摸排与部门大数据比对。监测体系的统一将使信息收集、传递和共享更为顺畅，降低基层政府及基层干部的工作成本，减少基层干部和群众的认知混乱。三是有利于帮扶机制的精准统筹。在实践中，对于有致贫返贫风险的农户或其他低收入农户，是采取兜底帮扶方式还是发展性帮扶方式，必须根据农户的具体情况来确定。统一的农村低收入人口监测帮扶体系的建立，有助于统筹考虑各类

^①目标内容详见《联合国千年宣言》，<https://www.un.org/zh/documents/treaty/A-RES-55-2>。

^②目标内容详见《变革我们的世界：2030年可持续发展议程（2015）》，<https://www.un.org/zh/documents/treaty/A-RES-70-1>。

帮扶措施，进而做到精准帮扶。

三、制定两套监测帮扶标准

在统一的农村低收入人口监测帮扶体系中，针对不同的政策目标，应建立两套监测帮扶标准。

一是以巩固拓展脱贫攻坚成果为底线，制定防止返贫致贫监测帮扶对象标准。过渡期以来中西部22省（区市）防返贫监测标准在逐年提高，由2021年的平均6050元增加至2024年的平均8257元，这一标准与当年的农村居民人均可支配收入之比也由2021年的32%增长至2024年的36%，但需要注意的是，2010年的贫困标准相当于当年农村居民人均可支配收入的比重为37%。也就是说，过渡期以来防返贫监测标准与当年的农村居民人均可支配收入之比甚至要低于2010年贫困标准与当年农村居民人均可支配收入之比。今后，应提高农村防止返贫致贫监测帮扶标准、扩大帮扶范围，更好地与国际标准接轨。

二是以缓解相对贫困、走向共同富裕为目标，制定农村低收入人口标准。尽管中国已实现了现行贫困标准下贫困人口全部脱贫，但在缓解相对贫困方面仍面临巨大挑战。根据国家统计局的数据^①，2013年，农村居民20%最低收入组的人均可支配收入是当年农村居民人均可支配收入的31%、当年全国居民人均可支配收入的16%，2023年这两个比例分别下降为24%和13%；农村居民20%最低收入组的人均可支配收入与其他收入组人均可支配收入的比值也都在持续下降。因此，制定合理的低收入人口标准，并采取措施促进低收入人口收入的更快增长，是缓解相对贫困、走向共同富裕的迫切需要。参考相关国际经验，未来农村低收入人口的确定标准应以全国居民收入中位数的一定比例来确定。之所以以全国居民而非农村居民收入中位数的一定比例来确定，是因为农村低收入人口走向共同富裕不能仅仅着眼于缩小农村内部差距，还需要着眼于缩小城乡居民收入差距。这也是城乡融合发展理念的一个具体体现。如果将农村低收入人口标准按全国居民收入中位数的50%来确定，那么，2023年农村低收入人口的确定标准应为人均可支配收入1.96万元。由此可以看出，农村低收入人口覆盖了农村防止返贫致贫人口。这也从另外一个角度说明了建立统一的农村低收入人口监测帮扶体系的必要性。

四、实施分层分类帮扶

建立统一的农村低收入人口监测帮扶体系并不意味着对农村低收入人口采取无差异的帮扶措施。农村低收入人口在收入结构、资源禀赋、致贫原因、内生发展能力等方面均存在很大“异质性”，因此，帮扶目标和帮扶策略应具有针对性。对于纳入防止返贫致贫监测范围的农村低收入人口，帮扶的核心是强化兜底性保障；对于其他农村低收入人口，帮扶的核心是促进其收入较快增长。在帮扶策略上，纳入防止返贫致贫监测的农村低收入人口是最困难的群体，应以救济式帮扶为主、发展性帮扶为辅；对于其他农村低收入人口，应以发展性帮扶为主、救济式帮扶为辅。

^①计算中的原始数据来源于国家统计局网站（<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>）。

需特别注意的是，以上思路只是就总体状况而言，不能绝对化。不能简单认为纳入防止返贫致贫监测的农村低收入人口都是无劳动能力人口，“一兜了之”；也不能简单认为其他农村低收入人口一律都不应享受任何兜底保障措施。应考虑个体和家庭的具体情况，针对其发展制约因素实施精准帮扶。

参考文献

1.张琦、沈扬扬，2020：《不同相对贫困标准的国际比较及对中国的启示》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第4期，第91-99页。

严守耕地红线，完善耕地占补平衡制度

罗必良

严守耕地红线，必须构建最严格的耕地保护制度体系。其中，改革完善耕地占补平衡制度，是实现耕地数量、质量和生态动态平衡的重要举措。经过多年努力，中国耕地保护取得积极成效，曾持续多年的耕地“南减北增”状况开始转变为“南北双增”。但必须认识到，中国人均耕地面积少、总体质量不高、后备资源不足的基本国情没有发生根本性改变，耕地保护任务没有减轻，而是更加艰巨。党的二十届三中全会提出，改革完善耕地占补平衡制度；2024年中央经济工作会议强调，严守耕地红线，严格耕地占补平衡管理^①；2024年中央农村工作会议指出，强化耕地保护和质量提升，严格耕地占补平衡管理^②。必须深化改革完善耕地占补平衡制度，使这一制度与耕地数量、质量、生态“三位一体”保护目标相衔接，更好地服务于国家粮食安全，更好地适应经济社会高质量发展的需要。

一、耕地占补平衡政策的演进历程

中国耕地占补平衡的政策演进，大体经历了数量平衡、“数量—质量”平衡、“数量—质量—生态”平衡三个发展阶段，体现了制度内涵的不断深化和政策手段的不断完善。

第一个阶段是耕地占补数量平衡阶段（1997—2003年）。1986年《中共中央、国务院关于加强土地管理、制止乱占耕地的通知》提出：“十分珍惜和合理利用每寸土地，切实保护耕地，是我国必须长期坚持的一项基本国策”^③。1997年《中共中央、国务院关于进一步加强对土地管理切实保护耕地的通知》发布，提出实行占用耕地与开发、复垦挂钩政策。在1998年修订的《中华人民共和国土地

^①参见《中央经济工作会议在北京举行》，《人民日报》2024年12月13日01版。

^②参见《中央农村工作会议在京召开》，《人民日报》2024年12月19日01版。

^③参见《中共中央、国务院关于加强土地管理、制止乱占耕地的通知》，《中华人民共和国国务院公报》1986年第9期，第243-246页。

管理法》中，耕地占补平衡制度从法律层面被确立；同年发布的《基本农田保护条例》规定严格控制基本农田的占用。1999年，《国土资源部关于切实做好耕地占补平衡工作的通知》强调细化耕地补偿制度的责任与监管。2001年发布的《关于进一步加强和改进耕地占补平衡工作的通知》提出，通过土地管制和耕地补偿落实“占一补一”原则。在这一时期，耕地占补平衡制度的核心是严格管控耕地数量及用途，以确保耕地总量不减少。

第二个阶段是耕地占补“数量—质量”平衡阶段（2004—2010年）。随着经济社会快速发展，工业化和城镇化对建设用地的需求持续增长，耕地占补中“以劣补优”的现象频发，耕地质量退化问题越发严峻。对此，2004年《国务院关于深化改革严格土地管理的决定》发布，要求严格执行占用耕地补偿制度，防止占多补少、占优补劣。2004年第二次修正的《中华人民共和国土地管理法》进一步明确，占用耕地与开发复垦耕地数量平衡、质量相当。这一时期的政策导向是既要保障耕地占补数量平衡，又要确保耕地占补质量平衡。

第三个阶段是耕地占补“数量—质量—生态”平衡阶段（2011年至今）。2012年，为落实党中央、国务院关于耕地数量管控、质量管理和生态管护的有关要求，原国土资源部发布《关于提升耕地保护水平全面加强耕地质量建设与管理的通知》。2017年发布的《中共中央 国务院关于加强耕地保护和改进占补平衡的意见》强调，坚持最严格的耕地保护制度和最严格的节约用地制度，着力加强耕地数量、质量、生态“三位一体”保护。2024年发布的《中共中央办公厅 国务院办公厅关于加强耕地保护提升耕地质量完善占补平衡的意见》指出，完善占补平衡要坚持耕地数量、质量、生态“三位一体”保护，切实做到数量平衡、质量平衡、产能平衡。

根据以上阶段的发展状况，可以看出，中国耕地占补平衡制度不断完善，由单一的经济效益目标调整为经济、社会和生态效益综合目标，注重对耕地的多维保护和永续利用。

二、耕地占补平衡制度运行的主要问题

当前，耕地占补平衡制度在运行过程中主要面临三大问题：耕地占补如何进行后续监管？占补耕地谁来保护？占补耕地资源如何拓展？这些关键问题的解决，对于改革完善现行耕地占补平衡制度具有重要意义。

第一，耕地占补监管的长效机制不足。长期以来，耕地占补中“占多补少”“占优补劣”“破坏生态”等问题屡见不鲜。虽然耕地保护的考核机制有助于遏制地方政府的“占多补少”，保障占补总量平衡，但是，耕地质量监督上的考核困难与生态保护上的信息不对称，易于诱发地方政府的机会主义行为，难以达成国家目标与地方政府行为响应的激励相容。其主要原因在于，占补项目在工程实施的后续监管中涉及自然资源、农业农村、水利等多个管理部门，但协同机制的缺乏使得各部门在后续监管中多侧重于其职责范围，难以在目标上达成一致。同时，统一监管平台和考核机制的缺乏，使得地方政府在占补耕地管理上以数量的平衡为优先，对质量提升和生态修复的投入不足。而对于耕地质量和生态情况的长期动态监管，需要专业的技术手段和人员投入，隐含着高昂的监督成本。当前，数字技术快速发展，将卫星遥感、大数据、人工智能等数字化技术运用于耕地占补动态管理已成为可能，

但是，集耕地资源存量变化和占补平衡监管、永久基本农田监测、增减挂钩与土地征收监管等多个功能于一体的综合信息管理平台的构建，尚处于起步阶段。

第二，耕地占补的保护主体责任并不明确。政府依靠行政力量所主导的耕地占补平衡具有较高的执行力，但耕地占补平衡后的补充耕地大多实施“项目制”管理，具有周期短、重工程建设而轻后期管护等特征，往往难以达到项目验收的长效性标准。占补后的农田整治通常也由政府主导，通过土地平整、田间道路和农田水利建设等工程性手段和农地权属调整等管理措施来提升耕地产能，但农户作为耕作主体，缺乏对占补耕地及其配套工程设施的管护资金和动力，仍然难以有效发挥耕地产能，并可能加剧耕地撂荒问题。在耕地占补过程中，占用、复垦和管护等环节涉及多个实施主体，各个主体间权利、责任与享益不匹配，导致各方参与占补耕地后续保护的积极性不足。关键原因在于：一方面是缺乏考核的全面性。既有耕地占补多以数量平衡为导向，耕地占用方依据占补数量给予资金补偿，地方政府所实施的复垦项目也以数量补充为主，相对忽略耕地质量和生态修复，并没有明确的指标考核占补耕地质量和生态状况。另一方面是缺乏考核的长期性。“土地财政”催生了耕地占补的跨区域指标交易，指标交易价值远超占补耕地的实际价值。利益补偿机制的缺位，诱使地方政府将小部分补偿资金用于耕地复垦，而将大部分资金用于其他财政事项支出，这导致复垦耕地的后续管护资金缺乏。占补资金错配致使农户难以获得与占补耕地相关的利益分配。并且，占补耕地本身质量较低，耕作主体出于对风险收益的权衡而较少进行长期投资。

第三，在占补过程中对耕地后备资源的开发利用不够。18 亿亩耕地红线决定了耕地占补资源的有限性，因此，必须加大力度强化后备耕地资源的开发利用。后备耕地资源主要包括盐碱地、低效闲置建设用地、长期不耕作的撂荒地，以及从耕地中流出的园地、林地、草地等其他农用地。应该认识到，中国耕地后备资源日益匮乏，利用和开发力度欠缺，且较难真正转化为具备产能的占补耕地。畜禽养殖和设施农业等非农用地、非粮用地的复垦腾退成本高，使得耕地占补平衡的可操作空间较小。除基本的粮食生产外，居民食物消费结构的转变使得多种类型食物需求增长旺盛，这些农产品的生产均需要一定的土地要素支持。事实上，中国耕地后备资源空间分布不均，多处于中西部的生态脆弱区，整治盐碱地、撂荒地以及其他农用地的成本较高，地方政府缺乏开发耕地后备资源的资金和动力。同时，耕地后备资源本身的立地条件较差、质量水平较低，要通过改造达到占补条件可能需要采用多种技术手段，而当前相关技术的缺乏也进一步制约了耕地后备资源的开发。例如，盐碱地综合治理须采用化学、生物和物理等多种手段，且在短期内难以恢复产能，可耕作品种也相对受限。

三、完善耕地占补平衡制度的策略性思考

全面深化农村改革，完善耕地占补平衡制度，必须与当前经济社会发展现实及农业农村实践状况相适应，与耕地数量、质量、生态“三位一体”保护目标相衔接。

第一，确保耕地数量红线不变，因地制宜实施精准化策略。耕地保护是中国长期坚持的一项基本国策，而坚决守住 18 亿亩耕地红线是稳定粮食安全的底线。要深化“耕地红线就是底线”的责任认识，并加强对耕地资源的系统性认知，依据资源禀赋状况及经济社会发展水平，因地制宜确立守

住耕地红线的策略。遵循“国家管总量、省级负总责、市县抓落实”的原则，建立严格的总量管理体系。对于经济发展水平较高的地区，应该严格控制城市建设用地扩张、稳定现有耕地保有量、严守数量平衡，进一步提高耕地资源利用效率；对于粮食生产功能区，要确保其耕地尤其是永久基本农田不减量、不降质、生态向好发展，严控耕地“非粮化”“非农化”问题，根据水土要素禀赋匹配状况动态调整粮食主产区的耕地划定范围；对于西北干旱、黄土高原和南方丘陵等生态脆弱地区，面对耕地退化、水土流失、酸化等问题，应将耕地质量提升和永久基本农田生态修复作为核心，确保耕地存量不减少。

第二，强化耕地占补总体布局，实现由小占补到大占补的思维转变。耕地占补平衡要立足大国土观、大资源观和大食物观，更好地服务于经济社会发展用地需求和农业农村现代化发展目标，推进农业供给侧结构性改革。从大国土观来看，耕地占补平衡要统筹盐碱地等未利用地、其他农用地、低效闲置建设用地等各类非耕地，并将其作为补充性耕地来源，实现耕地占补范畴由耕地向其他国土资源拓展。从大资源观来看，要不断丰富和补充后备耕地资源，为耕地占补平衡提供调整空间。综合运用生物、化学、物理手段和高科技手段，改造开发南方丘陵红壤区、黄土丘陵水土流失区、北方沙地区、西北干旱区、黄河三角洲滨海盐碱区等区域的边际土地。从大食物观来看，应该进一步鼓励广义上的耕地占补平衡，满足多元化食物供给体系的用地需求。对于能够提供多样化食物来源的区域，应该在用地指标交易、财政补贴、转移支付等方面予以政策倾斜，从而形成保数量、提质量、拓食源、升结构的占补平衡激励机制与长效机制。

第三，构建耕地占补平衡综合指标，完善耕地保护补偿机制。在山水林田湖草沙一体化保护和系统治理理念的指引下，应该将耕地占补平衡置于各类自然资源共同构成的自然系统和国土空间中进行保护和管理，将非农建设、造林种树、种果种茶等各类占用耕地行为统一纳入耕地占补平衡管理。现有的耕地占补平衡指标体系以面积数量指标为主，相对忽略耕地质量和生态状况，单一维度的指标也不利于耕地保护补偿机制的建立。应构建起可衡量耕地数量、质量、生态“三位一体”的占补指标，并且构建全国范围的统一市场机制，以便于指标交易，由此发挥市场在耕地保护中的基础性作用。耕地数量既包括空间维度的耕地面积，也包括时间维度的播种或收获面积；耕地质量既体现在土壤肥力状况上，又包括各类配套工程（土地连片整理、高标准农田、灌溉设施、退化治理等）质量状况；耕地生态不仅包括农田系统的生物多样性、耕地资源及地理景观的生态服务能力，也包括粮食安全、空间布局和生态系统之间的动态平衡性与可持续性。综合来看，耕地数量、质量和生态综合指标突出表现为耕地的产能潜力及其稳定性，应以此为基础引入统一的计量标准，在全国各个省份间进行配额调剂。同时，要将耕地占补质量和生态平衡与财政支持、转移支付等公共政策结合，实行高质量保护得益、低质量保护付费的差别激励策略，明确主体的权益与责任，激发占补耕地保护主体的积极性。

（责任编辑：陈秋红）

• 重大主题专栏 • 研究阐释党的二十届三中全会精神

农村集体经营性建设用地入市：地方政府制度创新行为研究

马翠萍

摘要：地方政府的创新实践为完善农村集体经营性建设用地制度提供了重要的决策支撑。本文以国家33个农村集体经营性建设用地入市试点县（市、区）为研究对象，在归纳总结地方政府有关土地入市制度创新实践的基础上，从激励约束视角探讨地方政府制度创新的行为逻辑。研究发现：地方政府在中央政府顶层制度框架内，通过因地制宜扩展土地入市范围、创新土地入市模式、扩大土地入市用途、探索入市土地增值收益分配方式等举措，积极响应中央政府有关农村集体经营性建设用地入市的决策部署；制度创新是地方政府对中央政府激励机制作出的能动响应，其动力既源于对制度变动多元目标的追求，如提高土地资源配置效率、降低产权交易成本、促进区域平衡发展，也源于地方政府期望获得政治荣誉及晋升。进一步分析表明：中央政府在构建顶层制度框架的同时，也为地方政府制度创新预留了空间；地方政府具有制度创新的主观能动性，但制度创新的空间要视顶层制度的可变通余地而定；地方政府更倾向于采取边际调整的方式拓展既有制度边界。据此，完善农村集体经营性建设用地入市制度应推动国家顶层制度设计同基层探索有机结合，在国家层面尽快配套出台农村集体经营性建设用地入市具体指导意见或办法；加快地方各级国土空间规划审批和实施，防范随意调整规划和借规划调整改变耕地用途；强化农村土地改革的系统性和协同性，激发土地要素活力。

关键词：农村集体经营性建设用地 土地制度改革 地方政府 制度创新

中图分类号：F301.11 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十届三中全会审议通过的《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》明确提出有序推进农村集体经营性建设用地入市改革。允许农村集体经营性建设用地入市，是党中央立足中国基本国情和发展阶段做出的一项重大制度性安排。该项改革对中国构建城乡统一的建设用地市场具有里程碑意义。农村集体经营性建设用地入市工作是在中央政府直接领导下，以地方试点形式

[资助项目] 国家社会科学基金一般项目“集体经营性建设用地入市收益分配机制研究”（编号：24BJY173）；中国社会科学院智库基础研究项目“农村低效闲置用地再利用政策研究”（编号：ZKJC240804）。

[作者信息] 马翠萍，中国社会科学院农村发展研究所，电子邮箱：macp@cass.org.cn。

推进的。其间，试点县（市、区）政府（以下简称“地方政府”）在贯彻执行党中央有关土地入市方针政策下，结合自身实际，积极因地制宜探索入市制度。其中的一些创新性政策举措不仅引发了社会和学术界的广泛讨论，也引起了中央层面的高度关注和相关政策调整。那么，很自然的一个问题就是，地方政府为什么会主动对中央顶层制度安排进行制度创新，其行为背后蕴含的经济学原理是什么，其制度创新的行为逻辑又是什么？显然，回答这些问题对未来持续深化农村集体经营性建设用地入市改革是迫切且关键的。

目前有关农村集体经营性建设用地入市的研究，以2015年国家启动农村集体经营性建设用地试点为时间节点，大体可分为两个阶段。第一个阶段是2015年之前，学者们主要围绕农村集体经营性建设用地入市可行性（王小映，2014）、必要性（蒋省三和刘守英，2003）、合法性（高圣平和刘守英，2007）等内容开展了广泛讨论。研究结论显示，农村集体经营性建设用地长期被排斥在土地一级交易市场之外，直接诱发了农村集体经营性建设用地流转的隐形市场，造成集体土地收益大量流失（马秀鹏等，2008）、农地过度非农化（谭荣和曲福田，2006）、城乡建设用地利用效率低（文贯中和柴毅，2015）等一系列经济问题。与此同时，自发流转过程中农民利益得不到保护，导致农民上访案件和农村群体性突发事件频发（谭术魁，2008），成为社会不稳定的重要诱因。第二个阶段是2015年启动农村集体经营性建设用地入市试点之后，学者们多以试点地区为研究对象，或横向比较试点地区有关土地入市收益分配、入市主体、入市土地用途等制度设计的差异性（吴昭军，2019），或探讨农村集体经营性建设用地与国有建设用地在权能实现上的不同（宋志红等，2019），也有学者尝试评价农村集体经营性建设用地入市政策实施效果（周应恒和刘余，2018；马翠萍，2021；闫昊生等，2023；卢圣华和汪晖，2024）、揭示农村集体经营性建设用地入市交易价格的形成机制（Wen et al., 2024），以及构建集体建设用地入市转型策略（靳相木和王永梅，2024）。该阶段的研究表明，农村集体经营性建设用地入市显化了土地资产属性，提高了农民的议价权。未来制度的完善应向着如何设计激励机制，从而推动地方政府让渡其占有的部分土地产权方向努力（周黎安，2017）。

已有文献特别是2015年以来对试点地区土地入市制度的研究，为本文研究奠定了坚实基础。但需要指出的是，目前有关农村集体经营性建设用地入市的研究还是不充分的。一方面，农村集体经营性建设用地概念是在2008年党的十七届三中全会^①上被正式提出的，之后有关农村集体经营性建设用地的研究才得以从农村建设用地中剥离出来进行专门研究。另一方面，从本轮农村集体经营性建设用地入市试点工作结束算起，截至目前也不过5年时间。因此，已有研究更多聚焦于梳理和归纳农村集体经营性建设用地入市的一般性制度，或是对制度执行效果进行评价。就笔者掌握的资料，专门研究农村集体经营性建设用地入市制度创新的文献并不多见，少量研究分散于土地入市制度体系研究中。从制度供给视角探讨土地入市制度创新的研究更是少之又少，而这类研究对深化农村集体经营性建设用地入市改革、完善农村集体经营性建设用地入市制度是不可或缺的。这是因为：首先，创新性的制度研究成果是成文法的重要来源。试点工作结束后，一些成熟的创新举措不断被总结并提升为制度性成

^①参见《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》，http://www.gov.cn/jrzq/2008-10/19/content_1125094.htm。

果，上升到国家政策、制度乃至法律层面，以文本形式得以追认。其次，地方政府的创新性举措很容易被模仿并产生制度溢出效应（可能是负的溢出效应）。实践表明，由于地方政府的创新性制度安排更切合地方实际，很容易被其他试点地区借鉴模仿，因此，实践中可以观察到，试点地区的创新性制度安排具有很强的传播性。最后，创新性探索对未来深化土地改革走向有着深远的影响。例如，2022年国家启动深化农村集体经营性建设用地入市试点工作，随后对试点地区一些创新性的制度探索作出专门的回应。2023年，《自然资源部办公厅关于印发〈深化农村集体经营性建设用地入市试点工作方案〉的通知》（自然资办函〔2023〕364号）正式提出，深化农村集体经营性建设用地入市试点要紧盯“三项负面清单”，即不能通过农用地转为新增建设用地入市、不能把宅基地纳入入市范围、符合入市条件的土地不能搞商品房开发。种种迹象表明，对农村集体经营性建设用地入市创新性的制度进行专门研究是非常必要的。基于此，本文以国家33个农村集体经营性建设用地入市试点县（市、区）为研究对象，尝试从激励约束视角阐释地方政府制度创新的行为逻辑。

本文可能的贡献有如下几点：第一，丰富已有研究内容。本文并不是对试点地区农村集体经营性建设用地入市一般性制度的归纳或梳理，而是聚焦试点地区创新性的制度探索，是对已有研究内容的补充和丰富。第二，拓展一个较新的研究视角。相比以往基于制度需求视角研究制度创新问题，本文立足制度供给者视角，分析地方政府制度创新的行为逻辑，能够提高顶层制度安排与基层制度需求的匹配度。第三，从激励约束层面构建地方政府制度创新行为的分析框架。在这个框架下，本文更注重经济学理论与实践的互动。同时，本文具有较强的实践意义，对地方政府制度创新内容及其创新行为背后的逻辑加以分析和研判，不仅可为全国其他地区开展农村集体经营性建设用地入市工作提供经验借鉴和启示，同时也能为进一步深化农村集体经营性建设用地入市改革、建设城乡统一的建设用地市场提供决策支撑。

二、农村集体经营性建设用地入市的改革背景及试点推进情况

（一）改革背景

建立城乡统一的建设用地市场一直是党领导农村土地制度改革工作的重心。在20世纪90年代末期，原国家土地管理局批准和指导安徽省芜湖市探索农村集体建设用地使用权流转工作，但是，受当时制度的限制，该项改革并没有取得任何突破性进展。之后，相关决策部门陆续释放出允许农村集体建设用地入市的改革信号。如2000年，原国土资源部印发《关于建立土地有形市场促进土地使用权规范交易的通知》^①，其中就明确提出，要依法促进集体建设用地的流转。2004年发布的中央“一号文件”^②就探索农村集体非农建设用地进入市场的途径和办法提出了要求。同年10月，《国务院关于

^①参见《关于建立土地有形市场促进土地使用权规范交易的通知》（国土资发〔2000〕11号），http://www.gov.cn/gongbao/content/2000/content_60331.htm。

^②参见《中共中央 国务院关于促进农民增加收入若干政策的意见》（中发〔2004〕1号），http://www.moa.gov.cn/ztlz/jj2022zyyhwy/yhwjhg_29034/201301/t20130129_3209956.htm。

深化改革严格土地管理的决定》下发^①，进一步将可入市土地范围明确为“村庄、集镇、建制镇”。2008年，党的十七届三中全会审议通过了《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》，正式提出要逐步建立城乡统一的建设用地市场，允许依法取得的农村集体经营性建设用地使用权流转。自此，农村集体建设用地改革以农村集体经营性建设用地为突破口，打破了1984年以来国家顶层制度有关农村集体建设用地“非国家征用”不能流转的限制。

事实上，农村集体经营性建设用地入市改革真正提上议事日程是在党的十八大之后。2013年，党的十八届三中全会作出建立城乡统一的建设用地市场的重大决策。紧接着，党中央、国务院就该项工作做了周密的战略部署。例如，2014年12月，原中央全面深化改革领导小组第七次会议审议通过了《关于农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革试点工作的意见》，继而在全国启动农村集体经营性建设用地入市试点工作。改革初始，按照党中央、国务院部署要求，农村集体经营性建设用地入市试点涵盖15个县（市、区）。2016年9月，原中央全面深化改革领导小组决定将农村集体经营性建设用地入市扩大到全国31个省（自治区、直辖市）的33个县（市、区）。其间，为更好显化集体经营性建设用地入市与农村土地征收、宅基地制度改革试点工作的整体性、系统性、协同性和综合效益，与《中华人民共和国土地管理法》修正工作做好衔接，该项试点工作在2017年、2018年经全国人民代表大会常务委员会授权两次延长试点期限，于2019年12月31日结束^②。

（二）试点推进情况

农村集体经营性建设用地入市试点工作采取封闭方式运行。其间，全国人大常委会授权国务院在33个试点县（市、区）行政区域暂时调整有关法律规定^③。由于农村集体经营性建设用地入市是全新的制度探索，因此，中央层面围绕土地入市范围、入市主体、入市用途、入市方式和监管环节等关键问题，出台了《农村集体经营性建设用地土地增值收益调节金征收使用管理暂行办法》《农民住房财产权抵押贷款试点暂行办法》等配套指导文件。一方面，在对改革目标、重点、方式等作出整体安排下，从方针政策上对地方制度探索予以框定和规范；另一方面，在实际操作上给予地方政府自由裁量空间，为地方政府制度创新提供条件。

^①参见《国务院关于深化改革严格土地管理的决定》（国发〔2004〕28号），http://www.gov.cn/gongbao/content/2004/content_63043.htm。

^②需要说明的是，2022年12月国务院启动深化农村集体经营性建设用地入市试点工作。2023年3月自然资源部印发了《深化农村集体经营性建设用地入市试点工作方案》，依据方案设计，试点工作为期两年（2022年12月底启动，2024年底结束），试点范围涵盖31个省（区、市）约350个县（市、区）。不过，本研究不涉及此轮改革。

^③参见《全国人民代表大会常务委员会关于授权国务院在北京市大兴区等三十三个试点县（市、区）行政区域暂时调整实施有关法律规定的决定》，https://www.gov.cn/xinwen/2015-02/28/content_2822866.htm。该文件提出，授权国务院在北京市大兴区等33个试点县（市、区）行政区域，暂时调整实施《中华人民共和国土地管理法》和《中华人民共和国城市房地产管理法》关于农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地管理制度的有关规定。

实践显示，在贯彻落实党中央的大政策大方针下，为使“一刀切”式的制度更“接地气”，试点地区能够结合试点地区实际，因地制宜细化工作方案，颁布地方性实施文件，以推动该项改革落地。总体来看，地方政府在中央顶层制度框架下，积极发挥其主观能动性，从三个方面拓展农村集体经营性建设用地入市制度边界，即细化顶层制度“留白”、解读或者多角度诠释中央政策、厘定模糊化的制度安排^①。但是，受地区经济发展水平、土地资源状况、地方政府的发展战略以及地方发展特色的综合影响，地方政府在推动农村集体经营性建设用地入市的制度创新安排上是有差异的，因此，并不是所有试点地区都开展了上述几方面的创新探索。比如，在建设用地指标紧张的发达地区，地方政府制度创新的目标是如何争取到更多用地指标，从而更倾向在扩大入市土地范围上进行制度创新。同理，土地入市范围的拓展，也是依据各地发展特色所选择的制度安排。比如，贵州湄潭^②立足农村宅基地商住一体的事实（宅基地部分用于居住，部分用于商服、工矿仓储等经营性用途），创新采用依据土地性质分割登记入市^③的办法拓展可入市土地范围。而广东南海基于大量留用地^④的现实，依托本轮农村集体经营性建设用地入市改革的契机，将集体性质的留用地纳入可入市土地范围，从而与广东省解决留用地的举措联动。

三、地方政府拓展农村集体经营性建设用地入市制度边界的实践

本部分以 2015—2019 年国家 33 个农村集体经营性建设用地入市试点县（市、区）为研究样本，剖析试点县（市、区）政府推动农村集体经营性建设用地入市制度创新的主要举措。

（一）扩大农村集体经营性建设用地入市范围

试点期间，中央颁布的指导文件厘定农村集体经营性建设用地入市范围，即存量农村集体建设用地中，土地利用总体规划和城乡规划（以下简称“两规”）确定为工矿仓储、商服等经营性用途的土地^⑤。从字面上看，这是一个两层递进的关系，其中“存量农村集体建设用地”是“本底”，“依规用于工矿仓储、商服等经营性用途”为叠加条件。农村集体建设用地只有同时满足上述两个门槛条件方可办理入市事宜。

笔者调研发现，试点地区主要通过多角度诠释叠加条件的方式拓展土地入市范围（见表 1）。

^①这种模糊的制度安排，在制度效果不明确的情况下，为地方政府预留了探索空间。

^②为简化表述，本文对各试点地区名称均做了简化处理。例如，试点地区“贵州省湄潭县”简称为“贵州湄潭”，“四川省成都市郫都区”简称为“四川郫都”。

^③分割登记入市是在保障农户居住权和维护农户财产权的前提下，对宅基地中实际用于商服、工矿仓储等经营性用途的部分，进行分割登记，赋予其出让、出租、入股、抵押、担保权能。

^④留用地是指国家在征收农村集体经济组织的土地后，按照一定比例安排给被征地农村集体经济组织用于发展生产的建设用地。留用地既可以是国有性质的，也可以是集体性质的。

^⑤参见《关于印发〈农村集体经营性建设用地土地增值收益调节金征收使用管理暂行办法〉的通知》，财税〔2016〕41号，http://www.mof.gov.cn/gp/xxgkml/szs/201606/t20160606_2510597.htm。

表 1 试点地区拓展土地入市范围的方式

入市范围的拓展方式	拓展对象	试点地区
建设用地“本底”不变， 依规调整土地用途	闲置、退出以及实际用于经营的宅基地	海南文昌、四川泸县、山东禹城、 贵州湄潭、天津蓟州
	废弃的公益事业用地	重庆大足
	城中村综合整治建设用地	天津蓟州、海南文昌、吉林九台、 四川郫都、福建晋江、贵州湄潭
纳入特定用途用地	征地留用地	广东南海、海南文昌、浙江义乌
	租赁性住房及自建住房等用地	海南文昌
	街面房用地和农业产业化龙头企业用地	甘肃陇西
	农村更新改造节余的建设用地、“异地奔小康”工程 实施后腾退出的建设用地、城乡新社区集聚建设中的 产业用房用地	浙江义乌
新增农村集体经营性 建设用地入市	主要指农用地。以“两规”确定的土地经营用途属性 为前提，依据土地利用年度计划办理农用地转用手 续，履行耕地占补平衡义务转为建设用地后，即可作 为新增农村集体经营性建设用地入市	广西北流、湖南浏阳、江西余江、 四川泸县

注：本文所用案例资料除特别说明外，均为笔者调研和根据试点地区相关文件资料整理所得。

一是存量集体建设用地“本底”不变，通过调整土地性质拓展可入市土地范围。例如，部分试点地区允许闲置、退出的宅基地（如海南文昌、四川泸县、山东禹城）和实际用于经营农家乐、农家院的宅基地（如天津蓟州、贵州湄潭），以及废弃的公益事业用地（主要是村委会办公房和废弃的中小学校舍等，如重庆大足），通过土地利用总体规划和城乡规划调整，将其土地用途变更为经营属性，然后入市。此外，3/4 的试点地区（如天津蓟州、海南文昌、吉林九台、四川郫都、福建晋江、贵州湄潭等）针对城中村集体建设用地作出明确规定，在开展土地综合整治后，可按照批准的规划统一进行整理，在重新确定宗地产权归属基础上，允许集体经济组织将符合入市条件的集体建设用地入市。

二是允许特定用途的集体建设用地一并纳入农村集体经营性建设用地入市范围。例如，海南文昌、浙江义乌将集体性质的留用地纳入农村集体经营性建设用地入市范围，广东南海在此基础上进一步扩大到国有划拨留用地。除此之外，浙江义乌还允许符合规划的，实施农村更新改造节余的建设用地、“异地奔小康”工程^①实施后腾退出的宅基地、城乡新社区集聚建设中的产业用房用地等纳入土地入市范围。海南文昌因地制宜将村庄规划确定为租赁性住房以及自建住房等经营性用途的建设用地一并纳入可入市范围。甘肃陇西在调整完善小城镇建设规划的情况下，允许将街道改造形成的街面房用地和农业产业化龙头企业经营性用地调整为集体经营性建设用地后入市。

三是允许新增农村集体经营性建设用地入市。按照上述两种方式拓展入市土地范围，都没有突破

^① “异地奔小康”是义乌市针对远郊山区村庄农村宅基地改革实施的一项工程。根据群众意愿，“异地奔小康”工程分为集中安置、货币补偿安置、就近行政村安置三种类型。

中央顶层制度对入市土地存量的“本底”限制。相比之下，广西北流、湖南浏阳、江西余江、四川泸县等则允许新增农村集体经营性建设用地入市。该创新举措意味着，即使土地现状是农用地，如果土地利用总体规划和城乡规划确定为经营性用途的宗地，只要依据土地利用年度计划办理农用地和未利用地转用手续，在履行耕地占补平衡义务转为建设用地后，即可作为农村集体经营性建设用地入市。

（二）创新农村集体经营性建设用地入市模式

为更好地节约集约用地、减少产权交易成本，试点地区采取片区统筹的方式创新农村集体经营性建设用地入市模式，比较具有代表性的有镇级统筹入市和集体土地整备入市两种模式（见表2）。

表2 试点地区片区统筹入市类型比较

入市类型	主导主体	主要做法	试点地区
镇级统筹入市	集体经济组织联合成立的土地联营公司	镇级统筹：以镇为基本实施单元，对镇域范围内土地重新计量并分类细化，以本集体经济组织集体土地使用权作价或出资方式入股组建的、具有集体所有制性质的镇级土地联营公司	北京大兴、江苏武进、上海松江
		多村联合入市：在镇域内或者一定区域内，由各农村集体经济组织通过履行民主程序，以入股方式组建具有独立法人资格的土地股份合作社或联营公司，可由其代表入股的各集体经济组织行使与入市有关的权利和义务	海南文昌
集体土地整备入市	地方政府主导（一般为集体土地整备中心）	运行载体：集体土地整备中心。运行模式：集体土地整备中心对托管的农村集体经营性建设用地统一整理、统筹规划、统一招商、统一入市	广东南海、浙江义乌、海南海口

一是镇级统筹入市模式。镇级统筹，顾名思义，就是以镇为基本单元，在镇域内将村或者村民小组农村集体经济组织联合起来，组建具有独立法人资格的组织（实践中主要包括土地股份合作社、土地联营公司、集体资产管理公司等）。之后，农村集体经济组织即可采用书面委托授权的方式，委托如土地股份合作社、土地联营公司、集体资产管理公司等作为入市实施主体，在授予权限范围内代理实施入市事项，北京大兴是该模式的典型代表。北京大兴打破了村级区划限制，以镇为基本实施单元，对全镇范围内的集体土地数量重新核算并分类细化。在这个背景下，各村将其所有的农村集体经营性建设用地以使用权（不改变村集体土地权属）作价或现金出资方式入股组建镇级土地联营公司。镇级土地联营公司是独立的法人单位，具有集体所有制性质，能够对登记名下的农村集体经营性建设用地使用权股份统一管理、封闭运行^①，形成“村地镇管”事实。其间，各村集体经济组织是镇级土地联营公司的股东，村集体经济组织法定代表人代表本集体出任镇级土地联营公司的团体股东代表，参与镇级土地联营公司的组建和经营管理事务。统计数据显示，目前北京大兴 78.6% 的镇成立了镇级土地联营公司，覆盖了 75% 的行政村（胡如梅和谭荣，2021）。除北京大兴外，上海松江、江苏武进也允许成立镇级农村集体经济联合社，在镇域范围内统筹农村集体经营性建设用地入市。海南文昌则鼓励在镇域范围内，多村联合组建入市实施主体。需要指出的是，江苏武进与北京大兴的镇级统筹模式有

^①封闭运行下要求各农村集体经济组织持有的股权不得转让、退股，且不允许社会资本入股参与镇级土地联营公司。

所不同，江苏武进镇级统筹是采取对村民小组补偿方式，将归属村民小组的集体经营性建设用地所有权上升到镇级集体经济组织，从而在镇级层面统筹入市。相比之下，北京大兴农村集体经营性建设用地入市镇级统筹并不改变入市土地所有权归属。

二是集体土地整备入市模式。该模式参照国有建设用地土地整备，依托集体土地整备中心运行（集体土地整备中心的作用类似于国有土地储备中心，一般为事业单位性质）。集体土地整备入市就是在不改变农村集体经营性建设用地所有权权属前提下，土地所有者将具有一定使用年限的可入市土地使用权采用托管方式交予集体土地整备中心运营管理。由集体土地整备中心对这些利用低效、零星分散的用地进行整合、土地清理以及前期开发（主要包括拆迁、平整、归并整理和建设配套基础设施等），从而达到入市条件。之后，由集体土地整备中心负责土地入市的统一招商、统一入市以及入市后的统一经营管理等事宜。其间，集体土地整备中心就入市土地增值收益与村（居）集体经济组织约定分享比例。如广东南海经地区人民政府批准设立了区级、镇级两级集体土地整备中心，分别隶属于区国土部门和镇下属的事业单位。村集体将入市土地托管给集体土地整备中心后，只需按托管协议约定获得入市土地分成收入，不再参与后续的土地利用决策。由于集体土地整备参照国有建设用地整备，因此，一般要求对入市土地设置一定比例用地落实公益性项目或公共设施建设用地需求，但这容易引发各村集体的推诿。

需要指出的是，镇级统筹入市与集体土地整备入市具有显著区别，前者是农村集体经济组织联合成立的具有法人资格的公司，以获得利益最大化为首要目标。后者衍生于国有建设用地整备入市，由政府主导。这意味着，在土地资源配置中，除了追求经济利益目标外，地方政府还要兼顾经济社会发展的公益性项目和公共设施用地需求。显然，两种模式目标导向上的差异决定了镇级统筹入市更容易被集体和农户接纳，这从集体土地整备入市推广范围的有限性上也可见一斑。

（三）拓展农村集体经营性建设用地入市用途

《中华人民共和国民法典》第三百四十七条^①采用列举方式对“经营性用地”内涵进行阐释，即工业、商业、旅游、娱乐和商品住宅等用地。其中，商品住宅用地被明确为经营性建设用地的主要形式之一。但是，对农村集体经营性建设用地是否可以从事商品住宅开发，在中央有关土地入市的指导文件中，并没有明确规定。农村集体经营性建设用地试点实践显示（见表3），近3/5的试点地区（如天津蓟州、福建晋江等）对入市土地建设商品住宅采取回避的处理方式，即直接援引中央指导文件的内容，在地方出台的管理办法中不再做进一步阐释；1/5的试点地区（如河北定州、江西余江、陕西高陵等）坚持“法无授权不可为”的原则，在地方文件中明确规定禁止利用入市土地进行商品房开发。较为巧合的是，农村集体经营性建设用地入市试点期间，正值2017年国家层面开展利用集体建设用地建设租赁住房试点工作，广西北流、山西泽州、河南长垣、北京大兴、上海松江等同时作为两项改革的试点地区，创新性地将两项改革联动起来，探索利用入市土地建设商品房、租赁住房、共有产权

^①参见《中华人民共和国民法典》，https://www.gov.cn/xinwen/2020-06/01/content_5516649.htm。

房和限价房，并将建成后的项目纳入本级保障性住房系统统一管理。相关资料显示，截至2018年底，广西北流利用农村集体经营性建设用地开发商品房的规模甚至超过了同期的国有建设用地（吴宇哲和于浩洋，2021）。北京大兴允许村、镇两级集体经济组织通过联合开发、土地入股等方式在入市土地上建设租赁住房，同时也是首个利用入市土地建设共有产权房的试点。截至2019年12月，北京大兴入市的农村集体经营性建设用地用于一般产业和集体租赁房的面积约各占一半。截至2022年12月，上海松江利用农村集体经营性建设用地建设租赁住房的套数占当年松江区供应租赁住房总量的47%（许峰等，2023）。

表3 试点地区对利用入市土地发展房地产的态度

对发展房地产的态度	试点地区
回避（19个试点）	天津蓟州、吉林九台、湖南浏阳、重庆大足、甘肃陇西、青海湟源、黑龙江安达、贵州湄潭、云南大理、浙江德清、福建晋江、山东禹城、甘肃陇西、宁夏平罗、新疆伊宁、内蒙古和林格尔、西藏曲水、四川泸县、四川郫都
禁止（7个试点）	河北定州、辽宁海城、江西余江、陕西高陵、江苏武进、广东南海、浙江义乌
允许（7个试点）	商品房：广西北流、山西泽州 租赁住房：河南长垣、北京大兴、上海松江、海南文昌、安徽金寨 共有产权房：北京大兴

（四）探索合理化的入市土地增值收益分配方式

参与入市土地增值收益分配的利益主体包括地方政府、村（小组）集体和农户。其中，地方政府以土地增值收益调节金（以下简称“调节金”）形式分享入市土地增值收益。调节金的计征原则是：确保农民集体在土地入市和土地征收两种情境下获得大体平衡的土地增值收益。之后，农户和集体就扣除调节金后的剩余增值收益进行内部再分配。根据2016年财政部、原国土资源部联合印发的《农村集体经营性建设用地土地增值收益调节金征收使用管理暂行办法》^①，试点县（市、区）政府部门（一般由国土部门或税务部门）向农村集体经营性建设用地使用权的出让方、出租方、作价出资方（入股）按入市土地增值收益的20%~50%征收，并进一步将调节金的计征基数设定为入市土地总价款扣除土地取得成本、土地开发支出后的净土地增值额。

实践中，部分试点县（市、区）政府，如浙江德清、北京大兴、广东南海等，探索以入市土地成交总价款为基数的调节金计征方式（见表4）。由于该计征方式简单，易于操作，大大节省了核算土地取得成本所发生的信息搜寻费用。如天津蓟州、河北定州等采取统一固定比例计征调节金；广东南海、陕西高陵等则在综合考虑入市土地用途、入市地块区位、地价价差、交易方式等因素后，设置分档计征，调节金计征比例一般设置为总价款的8%~50%；湖北宜城、湖南浏阳等则按成交单价采取分级超额累进计征调节金。

^①参见《关于印发〈农村集体经营性建设用地土地增值收益调节金征收使用管理暂行办法〉的通知》（财税〔2016〕41号），http://www.mof.gov.cn/gp/xxgkml/szs/201606/t20160606_2510597.htm。

表 4 入市土地调节金计征基数及计征比例情况

以入市土地 净增值为基数	试点地区及计征比例	以入市土地成交 总价款为基数	试点地区及计征比例
统一固定比例	黑龙江安达（15%）、天津蓟州（20%）、 云南大理（20%）、山东禹城（30%）、 青海湟源（50%）	统一固定比例	天津蓟州（12%）、贵州湄潭（12%）、 河北定州（15%）、西藏曲水（30%）
参照中央标准	海南文昌（5%~28%）、广西北流 （5%~50%）、安徽金寨（18%~40%）、 新疆伊宁（20%~40%）、内蒙古和林 格尔（20%~45%）	分档计征	广东南海（5%、15%、10%）、陕西高 陵（15%、20%）、福建晋江（15%、30%）、 上海松江（20%、50%）、北京大兴（8%、 12%）、四川泸县（20%、30%）、四川 郫都（13%~30%）、浙江德清（16%~ 48%）、江苏武进（20%~40%）
对标中央标准 （20%~50%）	重庆大足、辽宁海城、甘肃陇西、宁 夏平罗、吉林九台、山西泽州		
超率累进计征	河南长垣：增值额未超过扣除项目金额 50%（含）的部分，按 30%计征；增值 额超过扣除项目金额 50%、未超过扣除 项目金额 100%（含）的部分，按 40% 计征；增值额超过扣除项目金额 100%、 未超过扣除项目金额 200%（含）的部 分，按 50%计征；增值额超过扣除项目 金额 200%的部分，按 60%计征 浙江义乌：增值收益未超过扣除项目 50%的部分，按 30%计征；增值收益超 过扣除项目 50%未超过 100%的部分， 按 40%计征；增值收益超过扣除项目 100%的部分，按 50%计征	超额累进计征	湖北宜城：成交单价 15 万元/亩以内 （含）部分，按 12%计征；15 万~30 万元/亩（含）部分，按 20%计征；30 万~50 万元/亩（含）部分，按 30%计 征；超出 50 万元/亩以上部分，按 40% 计征 湖南浏阳：成交单价 450 元/平方米 （含）以下部分，按 20%计征；成交单 价 450~750 元/平方米（含）部分，按 30%计征；成交单价 750 元/平方米以 上部分，按 40%计征

注：湖南浏阳对入市用途为工矿仓储用地的土地按统一固定比例计征调节金。浙江义乌“扣除项目”指：实际出让年限/最高出让年限×当年该地块“集地券”指导价。

四、地方政府制度创新的行为逻辑分析

相较于地方政府，农村集体经济组织作为农村集体经营性建设用地的归属主体，是最大的受益者，其更适合成为基层制度创新的主体。但是，在试点期间，农村集体经济组织并没有成为土地入市制度创新的第一主体，其功能角色更形象地被描述为“用脚投票”。究其原因：第一，地方政府是局部的权力中心，具有解读和运用政策的能力。第二，地方政府在地理空间上贴近地方，更能充分了解利益主体的制度需求（何显明，2007），从而创新出契合地方经济社会发展的制度供给。第三，相较于其他团体，地方政府拥有比较完整的组织体系，具有较低的组织成本，能够有效促进制度落地。此外，部分农村集体经济组织缺位或者功能薄弱，机制运行不健全，倒逼地方政府成为制度创新的主体。

本部分将沿着“为什么要进行制度创新→制度创新的着力点在哪→选择什么样的方式进行制度创新→制度创新向着什么方向收敛”的思路，分析地方政府制度创新的行为逻辑。

（一）地方政府制度创新的目标：兼顾多元化

按照制度经济学的理论，制度创新之所以会发生，是因为无法在现存的制度安排结构内实现获利，需要推动新制度对既有制度或者旧制度的替换（诺斯，1990；汪丁丁，1992；郭小聪，2000），因此，获利是制度创新最重要的诱致因素。当预期收入超过预期成本，表现出获利机会时，就会引发制度变动的行动。当然，这种收益的表现形式是非常多元的：既可以是提升地方经济效益、社会效益，比如农村集体经营性建设用地入市为产业发展提供了用地保障，不仅给地方政府带来持续的税收性收入，而且经济的发展也会促进地方社会的稳定；也可以是获得来自中央政府的财政转移支付或者授权的资源配置权，抑或在地方政府横向政治锦标赛中胜出，从而获得政治晋升。

这意味着，对地方政府而言，农村集体经营性建设用地入市改革的制度创新目标包括经济目标、社会目标和政治目标。至于这些目标实现的优先序，就与各地经济发展中遇到的问题、政府的认知和偏好等紧密相关。地方政府会依据自身发展实际需求，对中央顶层制度进行边界拓展，以尽可能实现自身利益最大化。实践显示：一方面，地方政府制度创新的经济和社会目标主要是解决基层发展问题，如优化资源配置、协调区域发展、实现共同富裕、缓解社会矛盾等。据此，在建设用地指标紧张的长三角、珠三角地区，地方政府为获得更多的土地资源配权，更愿意采用多角度诠释入市土地范围的方式增加建设用地指标，从而满足产业发展用地需求。广东南海则采取创新集体土地整备入市模式，按照一定用地比例落实公益性项目或者公共设施用地，从而缓解“征地难”的问题。同理，住房紧张的试点地区更愿意在入市土地用途上做文章，比如，拓展土地用途，建设保障性住房和商品房，在解决低收入群体的住房问题的同时，又平抑了当前过热的房地产市场，连带能缓解征地、拆迁所产生的社会矛盾。相比之下，北京大兴、江苏武进更注重区域协调发展。通过创新土地入市模式，不仅能够片区内（如镇级层面）统筹优化入市土地资源配置，而且可以统筹使用土地增值收益调节金，大大提高了区域协调发展水平。另一方面，地方政府制度创新的政治目标源于政府的政治晋升期望。对于自上而下的制度安排，中央政府往往会采用验收、总结试点经验等形式对地方政府的工作情况进行考核评价。在这种情况下，地方政府为在政府横向竞争中“出彩”，比如，保持较好的地方经济增长速度、维持社会稳定等，会倾向于主动进行制度创新，从而获得政治荣誉和晋升。

（二）地方政府制度创新的动力：捕捉制度变化的潜在收益

诺思（1990）将制度创新诠释为经济当事人根据收益最大化或成本最小化原则作出的决策。制度创新本身是一种尝试性或者试错的行为，因此，由制度创新释放的制度红利往往带有“先到先得”的意味。基于此，试点地区地方政府更愿意尽快、尽早捕捉制度边际变化带来的制度红利，如盘活闲置低效用地、节约集约利用土地资源等，这在实践中有很好的体现。

一是提高农村土地资源的利用效率。无论是调整规划入市还是允许特定用途的集体建设用地一并纳入入市土地范围，都能够有效盘活农村低效闲置用地，提高农村土地资源利用效率。例如，辽宁海城通过调整城市规划规划入市的宗地占入市宗地总数的 29.9%。山东禹城通过将废弃乡村学校、养老院等公益事业用地调整为经营性建设用地入市的宗地占入市宗地总数的 10% 左右。事实上，调整规划对西部地区提高农村土地利用效率的影响更显著。例如，2015 年，贵州湄潭对可入市土地的确权标准

是依据最新土地变更调查成果，并结合土地利用总体规划和城乡规划进行的复合认定。后在试点推进过程中贵州湄潭结合地区实际情况做出了调整，允许对实际用于经营用途的农村宅基地分割登记，通过规划覆盖，一并纳入农村集体经营性建设用地入市范围，这在很大程度上拓展了存量可入市土地面积。统计数据显示，拓展后的可入市土地面积是拓展前的4.4倍，该举措有效提高了农村闲置和低效建设用地资源的利用效率。二是优化土地资源的配置。片区统筹入市模式将分散在村（小组）集体层面的集体土地使用权整合到更高一级的镇（街道）层面，有利于在更大的范围内优化配置土地资源。如将镇域内零星、分散的农村集体经营性建设用地整合到城镇核心区、产业区、重点项目区，能够更好地匹配项目用地规模需求。拓展入市土地用途（如建设共有产权房、限价房、经济适用房等）的举措，更是市场机制作用下的资源配置结果。同时，试点地区通过拓展农村集体经营性建设用地用途，对国有建设用地供给形成有益补充。

（三）地方政府制度创新的着力点：降低产权交易费用

农村集体经营性建设用地入市本质是土地使用权的交易，那么就涉及产权交易费用。按照交易发生的过程，产权交易费用包括交易前的信息搜寻费用、交易谈判费用和交易后产权执行的监督费用。首先，在搜寻愿意与产权出让方进行交易的对象过程中，会产生搜寻和获取信息的费用。这类费用既包括识别有产权交易意愿的交易主体双方的信息搜寻成本，也包括获取入市土地地块的信息费用，如入市土地的位置、用途、价格等。其次，产权交易会涉及谈判和决策费用。在确定交易对象后，交易双方都希望尽可能制定一个完备的产权合约，但由于交易主体是有限理性的，那么，交易双方不可能在订立契约时预见将来所有的意外，因此双方会围绕合约内容讨价还价，以防止一方发生机会主义，从而产生合约谈判费用。最后，产权交易还涉及合同履行监督和执行费用。土地入市后，土地所有权人或者自然资源主管部门需要对用地企业土地使用用途、土地开发利用强度等进行监管，从而发生监管费用；由于违约的发生是无法完全避免的，一旦违约就涉及权利保护和合约纠纷处理，这时就会产生执行费用。此外，入市土地增值收益分配事项也涉及交易费用。比如，核算入市地块复杂的取得成本、开发成本需要花费大量的时间和精力去溯源信息和去伪存真有效信息，从而产生较高的交易费用。

试点实践显示，农村集体经营性建设用地入市片区统筹模式是通过更高层级的代理人将原先分散在村或村小组的农村集体经营性建设用地使用权重新整合，从而进行统一供地、统一经营管理。该项制度创新举措，不仅大大减少了用地企业与单个或者多个农村集体经济组织（如果入市土地分属不同经济组织）的谈判成本，同时也降低了用地企业的信息搜寻成本和用地协调成本。除此之外，由于与用地需求方交易或者谈判的对象是镇层面代理机构，它们相对村（小组）集体经济组织具有更好的契约精神，不仅减少了产权交易谈判和交易后监管产生的费用，也较大程度地提高了用地者的投资信心。部分试点地区创新入市土地增值收益调节金计征基数（以入市土地成交总价款为计征基数），也是以减少核算交易费用为出发点的。如天津蓟州规定，对于能够核算入市土地取得成本的，以入市土地增值净收益为计征基数，地方政府计征20%的收益调节金；对于年代已久无法核算取得成本的宗地，以入市土地总价款为计征基数，地方政府计征12%的收益调节金。

（四）地方政府制度创新的方式：渐进式推进

制度创新方式是指制度活动主体为实现一定目标所采取的制度创新的形式、速度、突破口、时间、路径等的总和（钱忠好，1999）。按照制度创新推进的剧烈程度，一般分为激进式制度创新和渐进式制度创新。由于制度创新是对既有制度边界改变的一种试探，因此地方政府更倾向于以边际变动的方式推进，本文称为渐进式改革。究其原因：首先，制度创新偏离既有制度的幅度越大，意味着制度执行成本就越高（汪丁丁，1993；杨瑞龙，1998），改革的阻力就会越大。相比之下，对既有制度进行边际变动或者有限调整，实施成本和摩擦成本就小得多。因此，渐进式改革是中国经济体制改革中常用的策略。换句话说，为谋求有利于本地经济发展的制度安排，地方政府通常更愿意采用“变通”“多角度诠释”等温和方式理解和落实上级的文件精神，使本地的实际制度安排有限偏离中央政府的制度供给意愿。其次，制度变迁具有显著的路径依赖性。制度创新是制度变迁的充分条件。制度创新或多或少都会受原有制度的影响，产生所谓的路径依赖。最后，地方政府的制度创新一定程度上也是其对原有认知的修正，而知识积累是需要一个过程的，因此，制度创新更有可能以渐进形式推进。另外，需要指出的是，地方政府推动制度创新是以不给他们带来政治风险为前提的，这也意味着其制度创新方式不可能过于激进。

实际上，地方政府的制度创新行为是极为谨慎的。这表现为地方政府在不突破中央顶层制度框架下，对顶层制度“留白”或者制度模糊地带只进行边际调整。以制度创新幅度最大的入市用地建设住房为例：首先，需要明确的是，在本轮试点期间，国家法律法规或中央入市指导文件并没有明确禁止入市土地开发商品房，也就无所谓“突破”的概念。其次，北京大兴对入市土地用途的拓展，经历了上报建设商品房需求到批复落地为共有产权房的过程，且是在中央政府指导下推进的。其间，为了减少入市土地用途拓展对房地产市场冲击的不确定性，北京大兴更是设置了前置条件加以控制制度创新的风险。如在指导文件中明确规定，共有产权房的建设应该在区级层面统筹把控，并将建设规模控制在批复总建筑面积的15%以内。广西北流将建设租赁住房的入市土地限制在“圈外”，即城镇开发边界以外，而不是商品住宅需求旺盛的城市建成区。

（五）地方政府制度创新的方向：契合于当期经济社会发展需求

地方政府制度创新是以契合于国家经济社会发展，促进社会进步和生产力发展为前提的。一般来说，地方政府的制度安排走向三个结果：第一，成为国家层面的正式制度。如果经过试验证明新制度安排的实施成本是中央政府所能承担的，收益大于成本，且具有可行性和普遍性，就由中央政府通过国家立法形式予以确认，然后组织扩散。第二，如果制度创新效果不及预期，这些探索就成为其他地区的经验教训，在后续改革工作中加以防范和规避。第三，如果制度创新效果并不明朗，中央政府更有可能采取搁置或者进入下一轮改革，继续探索制度效果，进而对制度安排进行再规制。

对本轮土地入市改革，中央政府的工作基调是：探索建立统一的建设用地市场，充分发挥市场在土地资源配置中的决定性作用。党的二十大报告指出，要充分发挥市场在资源配置中的决定性作用，更好发挥政府作用。如试点地区利用农村集体经营性建设用地建设住房的举措，就是市场机制导向下的土地资源配置方式。2020年，国家发布“十四五”规划，对地方的该项创新举措予以肯定，支持利

用集体建设用地按照规划建设租赁住房，并在当年中央经济工作会议上进一步肯定和细化。次年，国务院办公厅发布有关建设租赁住房的 22 号文件^①，将利用农村集体经营性建设用地建设保障性租赁住房提上日程，明确和细化利用农村集体经营性建设用地建设保障性租赁住房的范围、运营方式、融资等具体事宜，并在 2022 年底启动的深化土地入市工作中进一步明确。反之，当地方政府制度创新偏离中央政府预设目标时，为降低制度创新外溢带来的不可控风险，中央政府会对创新性的制度安排采取限制或者搁置措施予以把控。如在本轮试点中，地方政府探索了“新增农村集体经营性建设用地入市”和“拓展集体经营性建设用地建设商品房”两项举措，但鉴于该举措的复杂影响，稳妥起见，在中央启动第二轮深化农村集体经营性建设用地入市试点时，中央政府将其列入要紧盯的“三项负面清单”，并以文本形式写入 2023 年印发的《深化农村集体经营性建设用地入市试点工作方案》中。

需要指出的是，受地方政府任期、有限理性以及利益偏好等因素影响（周其仁，2020），地方政府制度创新的目标导向可能与中央政府产生分歧。比如，中央政府更关心制度创新对宏观经济走势的影响和对全局利益的平衡，而地方政府则更关心辖区内的经济社会发展，较少关注其经济决策的外溢效应（周黎安，2017）。在这种情况下，中央政府就会通过事权和财权对地方政府创新行为进行约束。比如，构建干部人事权纵向问责机制，以确保地方政府的创新方向契合当时的经济社会发展，与中央政府改革意图保持一致（杨瑞龙，1998；周雪光，2008）。

综上所述，农村集体经营性建设用地入市试点期间，地方政府并不拘泥于既有制度设定，而是在中央政府激励和约束下因地制宜对顶层制度边界进行拓展，其制度创新行为逻辑如图 1 所示。

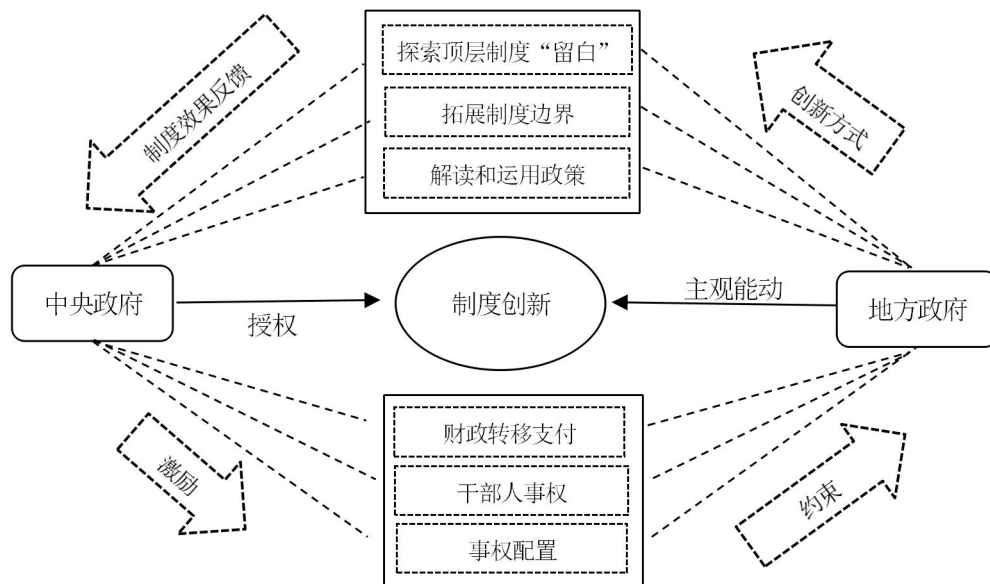


图 1 地方政府制度创新的行为逻辑

^①参见《国务院办公厅关于加快发展保障性租赁住房的意见》（国办发〔2021〕22号），https://www.gov.cn/zhengce/content/2021-07/02/content_5622027.htm。

需要说明的是，基层制度创新是建立在合作基础上的。一般来说，如果改变体制的权利（这是一种政治的权力）与获取体制变革收益的权利分属不同的社会团体，那么，这两个团体的合作是制度创新的前提。因此，农村集体经营性建设用地入市试点期间，虽然农村集体（村集体或者集体经济组织）能力薄弱，无力承担制度创新主体的角色，但作为获利主体，村集体或者集体经济组织仍然愿意积极配合地方政府进行制度创新。

五、研究结论、启示与政策建议

从农村集体经营性建设用地入市改革的试点实践来看：一方面，地方政府在制定农村集体经营性建设用地入市实施意见、管理办法时，能够贯彻落实中央系列指导文件精神，在大方向、大方针上与党中央保持一致。另一方面，地方政府能够结合自身需求，对顶层设计进行制度创新。地方政府的探索性举措不仅提高了土地资源配置效率、降低了产权交易成本，也增加了社会稳定性，提升了地方政府治理能力。

（一）研究结论

本文得到以下研究结论：第一，地方政府制度创新的目标是多元的。如提高土地资源配置效率、降低产权交易成本、促进区域平衡发展，以及获得上级政府或者中央政府的认可。因此，地方政府无论是要完成上级考核任务、赢得上级政府认同，还是为获得来自中央政府的财政转移支付，抑或是为获得更多的资源配置权，都会主动对自上而下推动的改革作出积极响应，进行制度创新。第二，基层制度创新的方式更可能是渐进式的。试点实践显示，基层制度创新不是一蹴而就的，而是一个渐进的过程，因为相比于激进式改革的高成本，对既有制度进行边际变动或者有限调整，成本就小得多。究其原因，一方面，制度变迁本身具有较强的路径依赖性。另一方面，制度创新主体认知修正需要时间的，这意味着制度创新更可能以渐进式的形式推进。第三，基层制度创新能力依赖于地方政府的主观能动性。地方政府在贯彻落实中央政府决策的同时，为谋求当地经济社会发展，能够积极协同微观主体（如农村集体经济组织）共同对顶层制度进行边际拓展，从而获得制度红利。第四，基层制度创新空间取决于正式规则变通的余地。地方政府的创新探索受现有法律约束，现有法律变通余地越小，制度改革成本就越高，制度创新就越难以实施。

（二）研究启示

一是基层制度创新是有边界的。制度创新的幅度或者空间受正式制度变通的空间约束，而制度创新的尺度则由中央政府把握。在这个大框架下，地方政府对既有制度做边际变动，如果实践效果显示，在新制度安排下各主体获得的收益大于旧制度安排，且具有可行性和普适性，就很可能得到中央政府的确认，将地方层面的政策举措或者管理条例上升到成文法，又或者得到中央政府的默许，持续推进改革。比如，2018年，自然资源部和北京市政府对北京大兴利用农村集体经营性建设用地建设商品住宅的请示，最终以批复建设共有产权住宅落地。究其原因，土地制度改革是复杂的，影响是广泛的，利用农村集体经营性建设用地建设商品房对中央和地方来说都是新事物，中央选择了建设共有产权住宅的折中办法，在给予地方政府创新空间的同时，也可以减少制度创新带来的不确定性。同理，为确

保体制改革不偏离改革初衷，中央也会对地方制度创新幅度予以把控。如 2022 年国家启动的深化农村集体经营性建设用地入市试点工作就将新增农村集体经营性建设用地入市纳入负面清单，这是因为该举措较大地偏离了顶层制度盘活农村存量集体建设用地的初衷。

二是基层制度创新是有先决条件的。实践显示，试点地区的诸多制度创新并不是无本之木、无源之水，而是建立在扎实的改革基础之上。如北京大兴农村集体经营性建设用地入市镇级统筹模式是以 2010 年北京市开展的城乡接合部改造为基础的，在这一轮的改造工作中，北京西红门镇先行先试了“镇级统筹”模式，由于改革效果较好，便将该模式沿用到土地入市的资源整合中。上海松江创新的农村集体经营性建设用地入市镇级统筹模式则是参照其农村集体经济组织产权制度改革的镇级统筹模式，是一种顺势选择。广东南海的集体土地整备入市也是如此，该模式衍生于国有建设用地整备制度，而国有建设用地整备已经建立了相对成熟的土地市场，培育了土地中介服务组织、搭建了集体资产交易平台，为集体经营性建设用地整备入市奠定了基础。再如，上海松江、北京大兴对入市土地用途的拓展也不是偶然的。早在 2009 年，上海市人民政府办公厅就针对住房保障工作印发了 30 号文^①，该文件明确提出：在符合一定前提下（主要指“两规”和建设用地区总量不增加等规定），农村集体可利用镇或村闲置的乡镇（村）企业用地，建设限定供应的市场化租赁宿舍。在此改革基础上，2012 年上海松江又获批成为首批集体建设用地建设公共租赁住房的试点城市。北京大兴亦如此，事实上，北京市利用集体建设用地建设租赁住房试点工作可追溯到 2011 年。可见，早期对集体建设用地用途的探索，推动了上海松江、北京大兴利用农村集体经营性建设用地建设租赁住房工作的开展。

（三）政策建议

农村集体经营性建设用地入市事关土地制度重大变革，涉及各方面重大利益调整，因此，完善农村集体经营性建设用地入市制度应以习近平新时代中国特色社会主义思想为指导，以试点试验为主要手段，贯彻落实党的二十大、党的二十届三中全会有关农村集体经营性建设用地入市的决策部署，把顶层设计同基层探索有机结合起来，坚持在理论与实践互动下，稳慎推进农村集体经营性建设用地与国有建设用地同等入市、同权同价，建立与国有建设用地土地互补的供地格局。

据此，本文提出如下政策建议。第一，在国家层面尽快配套出台农村集体经营性建设用地入市具体指导意见或办法。建议从国家层面明确存量农村集体经营性建设用地的内涵及外延，比如明确土地“存量”划分的关键时间节点，以保证政策口径的统一；构建农村集体经营性建设用地入市与成片开发土地征收范围互补的格局。建议现阶段将农村集体经营性建设用地入市范围限定为城镇开发边界外，城镇开发边界内仍以成片开发土地征收为主。当然，对于城镇开发边界内零散的、无法进行成片开发土地征收的集体建设用地，允许其调整入市或综合整治入市。同时，顶层制度设计应尊重不同地区的差异性，允许和鼓励不同地区因地制宜探索。例如，在入市土地符合国土空间规划、用途管制、依法取得且完成权属登记情况下，允许地方政府将依规有偿收回的宅基地、废弃公益性用地、未利用的建

^①参见《上海市人民政府办公厅转发市住房保障房屋管理局等六部门关于单位租赁房建设和使用管理试行意见的通知》（沪府办发〔2009〕30 号），https://www.shanghai.gov.cn/nw23347//20200820/0001-23347_19570.html。

设用地等通过规划用途调整的方式入市，其间要统筹并合理安排土地入市规模、布局和开发时序等。第二，强化国土空间规划约束和用途管制。依据全国国土空间规划，加快地方各级国土空间规划审批实施，经审批的村庄规划成果纳入国土空间规划“一张图”实施管理。允许中西部地区编制实用性村庄规划，高度重视村庄规划编制质量。在条件允许的地区，鼓励以片区为单元开展乡村国土空间规划编制工作。其间，要高度防范随意调整规划和借规划调整改变耕地用途。第三，拓展农村集体经营性建设用地经营性用途，激发土地要素活力。鼓励引导农村集体经营性建设用地优先保障乡村振兴类项目（如农家乐、乡村民宿、乡村体验服务等）的用地需求；积极推进入市土地用于养老、教育、医疗卫生等经营性公服类项目；全面贯彻落实2018年住房和城乡建设部有关房地产市场调控的49号文^①决议，配合住房制度改革，选择在住房形势紧张的超大城市、特大城市、新一线城市利用农村集体经营性建设用地建设租赁住房、限价房、共有产权房试点。保障性住房建设应优先使用城区、靠近产业园或者交通便利区域的土地，以解决新市民、青年人等群体的住房困难问题。第四，强化农村土地改革的系统性和协同性。在战略层面，加强农村集体经营性建设用地入市与农村土地征收、宅基地制度改革、农村产权制度改革、租赁住房制度改革的协同性和耦合性。如持续深化农村产权制度改革，加快农村集体土地所有权确权登记成果更新，完成对集体经营性建设用地产权归属、合法性以及“四至”、面积等的清晰界定，为农村集体经营性建设用地依法登记奠定基础。在实践中，要充分发挥多项改革功能的组合效应。部分农村集体经营性建设用地入市试点同时承担着低效用地再开发试点、集体建设用地建设租赁住房试点、农村宅基地制度改革试点、全域土地综合整治试点等改革任务，地方政府应充分借助综合改革契机，盘活利用农村存量土地，提高土地利用效率，促进城乡高质量发展。

参考文献

- 1.高圣平、刘守英，2007：《集体建设用地进入市场：现实与法律困境》，《管理世界》第3期，第62-72页。
- 2.郭小聪，2000：《中国地方政府制度创新的理论：作用与地位》，《政治学研究》第1期，第67-73页。
- 3.何显明，2007：《市场化进程中的地方政府角色及其行为逻辑——基于地方政府自主性的视角》，《浙江大学学报（人文社会科学版）》第6期，第25-35页。
- 4.胡如梅、谭荣，2021：《集体经营性建设用地统筹入市的模式选择》，《中国土地科学》第4期，第101-108页。
- 5.蒋省三、刘守英，2003：《土地资本化与农村工业化——广东省佛山市南海经济发展调查》，《管理世界》第11期，第87-97页。
- 6.靳相木、王永梅，2024：《集体建设用地入市“双轨制”转型构造与耦合机制》，《中国农村经济》第7期，第16-34页。
- 7.卢圣华、汪晖，2024：《集体经营性建设用地入市改革效应评估——市场主体增长的视角》，《经济学（季刊）》第4期，第1358-1372页。

^①参见《住房和城乡建设部关于进一步做好房地产市场调控工作有关问题的通知》（建房〔2018〕49号），https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2018-12/31/content_5433378.htm。

- 8.马翠萍, 2021:《集体经营性建设用地制度探索与效果评价——以全国首批农村集体经营性建设用地入市试点为例》,《中国农村经济》第11期,第35-54页。
- 9.马秀鹏、陈利根、朱新华, 2008:《农村集体建设用地使用权流转的法经济学分析》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第2期,第63-68页。
- 10.诺斯, 2014:《制度、制度变迁与经济绩效》,杭行译,韦森译审,上海:格致出版社、上海三联书店、上海人民出版社,第3-6页、第8-10页。
- 11.钱忠好, 1999:《中国农村土地制度变迁和创新研究》,北京:中国农业出版社,第88页。
- 12.宋志红、姚丽、王柏源, 2019:《集体经营性建设用地权能实现研究——基于33个试点地区入市探索的分析》,《土地经济研究》第1期,第1-29页。
- 13.谭荣、曲福田, 2006:《中国农地非农化与农地资源保护:从两难到双赢》,《管理世界》第12期,第50-59页。
- 14.谭术魁, 2008:《中国土地冲突的概念、特征与触发因素研究》,《中国土地科学》第4期,第4-11页。
- 15.汪丁丁, 1992:《制度创新的一般理论》,《经济研究》第5期,第69-80页。
- 16.汪丁丁, 1993:《再论制度创新的一般过程》,载盛洪(编)《现代制度经济学》(下卷),北京:北京大学出版社,第223页。
- 17.王小映, 2014:《论农村集体经营性建设用地入市流转收益的分配》,《农村经济》第10期,第3-7页。
- 18.文贯中、柴毅, 2015:《政府主导型城市化的土地利用效率——来自中国的实证结果》,《学术月刊》第1期,第11-23页。
- 19.吴宇哲、于浩洋, 2021:《农村集体建设用地住宅用途入市的现实约束与赋能探索》,《中国土地科学》第5期,第93-99页。
- 20.吴昭军, 2019:《集体经营性建设用地土地增值收益分配:试点总结与制度设计》,《法学杂志》第4期,第45-56页。
- 21.许峰、朱华平、陈晓华、丁学芳, 2023:《关于松江区集体经营性建设用地入市的调研报告》,《上海农村经济》第2期,第23-25页。
- 22.闫昊生、王剑飞、孙久文, 2023:《集体建设用地入市如何影响国有建设用地市场?——基于机器学习的新证据》,《数量经济技术经济研究》第6期,第195-216页。
- 23.杨瑞龙, 1998:《我国制度变迁方式转换的三阶段论——兼论地方政府的制度创新行为》,《经济研究》第1期,第5-12页。
- 24.周黎安, 2017:《转型中的地方政府:官员激励与治理》(第2版),上海:格致出版社、上海三联书店、上海人民出版社,第162-181页。
- 25.周其仁, 2020:《改革的逻辑》,北京:中信出版社,第124页。
- 26.周雪光, 2008:《基层政府间的“共谋现象”——一个政府行为的制度逻辑》,《社会学研究》第6期,第1-21页。
- 27.周应恒、刘余, 2018:《集体经营性建设用地入市实态:由农村改革试验区例证》,《改革》第2期,第54-63页。
- 28.Wen, L. J., S. J. Yang, M. N. Qi, and A. L. Zhang, 2024, "How Does China's Rural Collective Commercialized Land Market Run? New Evidence from 26 Pilot Areas", *Land Use Policy*, Vol.136: 1-15.

Rural Collective Commercialized Land Market Entry: Research on Local Governments' Institutional Innovation Behavior

MA Cuiping

(Rural Development Institute, Chinese Academy of Social Sciences)

Summary: The innovative practices of local governments have provided important decision-making support for the improvement of the system of rural collectively commercialized land. This paper takes China's 33 county-level areas that have been chosen as pilots to build the collective commercialized land market as the research object. Based on summarizing the innovative practices of local governments about the rural collective commercialized land market, this paper discusses the behavioral logic of local governments' institutional innovation from the perspective of the incentive constraints theory. This paper finds that local governments actively respond to the central government's deployment, such as expanding the scope of land entering the market according to local conditions, innovating the land transaction mode, expanding the commercialized use of land, and exploring the distribution of value-added gains from the rural collective commercialized land market. Of course, these initiatives follow the top-level institutional design of the central government.

Theoretical analysis suggests that institutional innovation is a dynamic response of local governments to central government incentives. Local governments' institutional innovation is driven by the pursuit of multiple profits from institutional change, such as improving the efficiency of land resource allocation, reducing the cost of property rights transactions, and easing social conflicts. It also stems from the expectation of local governments to improve central-local relations and thus gain political honors as well as promotions. Further analysis suggests that while the central government builds a top-level institutional framework, it reserves space for local governments' institutional innovation; local governments have the initiative to innovate, but the scope for institutional innovation depends on the variable space of the top-level system; and local governments are more inclined to take a marginal adjustment approach to extend the boundaries of established systems.

This study highlights that the reform of rural collective commercialized land systems should promote the organic combination of national top-level institutional design and grass-roots exploration. To expeditiously introduce specific guidelines or measures at the national level for the rural collective commercialized land market, the design of the top-level system should consider the differences between regions, and encourage different regions to explore institutional innovation based on local conditions. It is necessary to accelerate the approval and implementation of territorial spatial planning at the local levels and prevent the arbitrariness of changes in land planning and the opportunity for arable land to be converted to other uses. The government should strengthen the systemic and synergistic nature of rural land tenure reform in practice, for example, strengthening the synergy with the reform of rural land acquisition, the reform of the rural homestead system, the reform of the rural property rights system, and the reform of the rental housing system. Additionally, we should expand and enrich the commercialized use of rural collective commercialized land, prioritizing the land demand for the comprehensive revitalization of villages.

Keywords: Rural Collective Commercialized Land; Land Tenure Reform; Local Government; Institutional Innovation

JEL Classification: Q15; D23

(责任编辑：小林)

组织治理契约：组织化推动土地资源资本化的 理论机制与实践探索

周 立 汪庆浩 罗建章

摘要：针对土地资源资本化面临的产权残缺和市场流转困境，已有研究提出了产权清晰论和市场完善论两种观点，前者认为确权确地是前提，只有产权明晰，才能通过流转实现土地资源的价值量化；后者认为市场有效是前提，只有通过交易实现合理定价，才能实现土地资源的价值显化。然而，在农村土地制度改革要坚守“三条底线”的背景下，两种观点的实践挑战主要体现为：一方面，过分强调产权清晰可能导致交易成本过高，抑制了流转需求；另一方面，资源定价过分依赖双边市场则会导致土地的权利与收益分配混乱，无法实现资源活化。上述两种观点本质上是在缺乏有效契约主体的前提下，对核心契约增加边缘契约，以提供确保契约有效性的“药方”，可以归纳为“契约治理契约”。对此，本文提出在不完全契约条件下，以“组织治理契约”为内核的组织有效论，并论证在产权清晰和市场完善的基础上，通过有效的“组织治理契约”，形成土地资源资本化的充分条件。基于此，本文构建“确权量化—价值显化—资源活化”的土地资源资本化分析框架，通过理论演绎论证“组织化确权—组织化交易—组织化托底”的“组织治理契约”作用机理，并进一步以内蒙古自治区鄂尔多斯市达拉特旗林原村“一社四部”案例，揭示组织化推动土地资源资本化的实践探索。研究发现，构建归属清晰、权能完整、流转顺畅、保护严格的中国特色社会主义农村集体产权体系，完善农村产权交易平台和提高村庄组织化程度是推动土地资源资本化的重要前提。《中华人民共和国农村集体经济组织法》的颁布实施，进一步确立了农村集体经济组织在村庄组织和治理上的法律地位，农村集体经济组织作为集体经济组织成员权的代行主体，能够成为“组织治理契约”的治理主体，从而以组织化推动土地资源资本化，发展新型农村集体经济。

关键词：乡村振兴 土地资源资本化 组织化 新型集体经济 农村集体经济组织

中图分类号：F301.1 **文献标志码：**A

[资助项目] 中国人民大学科学研究基金（中央高校基本科研业务费专项资金资助）重大项目“跨界合作与整全治理研究”（编号：20XNL012）。

[作者信息] 周立、汪庆浩，中国人民大学农业与农村发展学院；罗建章（通讯作者），清华大学公共管理学院、清华大学中国农村研究院，电子邮箱：luojianzhang@tsinghua.edu.cn。

一、引言

发展新型农村集体经济、扎实推进乡村全面振兴，需要做好土地这篇大文章（陈锡文，2023）。2024年中央“一号文件”明确指出，“强化农村改革创新。在坚守底线前提下，鼓励各地实践探索和制度创新，强化改革举措集成增效，激发乡村振兴动力活力。……健全土地流转价格形成机制，探索防止流转费用不合理上涨的有效办法。稳慎推进农村宅基地制度改革。深化农村集体产权制度改革，促进新型农村集体经济健康发展”^①。《乡村全面振兴规划（2024—2027）》进一步提出：“加快完成房地一体宅基地确权登记颁证，允许农户合法拥有的住房通过出租、入股、合作等方式盘活利用”^②。土地要素作为经济社会发展的物质基础和空间载体，其在市场经济背景下的配置模式和利用效率也直接关系到中国农业农村的改革和发展（姚树荣等，2022）。自2013年党的十八届三中全会提出农村土地制度改革以来，“三块地”改革通过确权工作，推动了农村土地所有权、承包权、经营权“三权分置”，为土地资源资本化的理论解释、机制设计和实践探索指明了方向。针对土地资源资本化面临的产权残缺和市场流转困境，已有研究提出了两种理论解释：一是产权清晰论，基于交易成本理论，提出产权清晰才能实现资源的流转；二是市场完善论，基于双边市场理论，认为合理定价才能促进资源交易，由此实现资源资本化。其中，产权清晰论沿袭交易成本经济学路径，认为产权不完全导致要素市场发育缓慢，既降低了要素收益和交易价格，也提高了要素交易成本，因此，明晰产权是交易流转的关键（Coase, 1937; Williamson, 1985; 钱忠好, 2002; 周其仁, 2004）。市场完善论则认为，双边市场定价可以直接绕过复杂的产权界定，要素市场发育不完善在于缺乏合理的定价体系，因此，建立能够合理定价的中介平台是关键（Rochet and Tirole, 2006; Armstrong, 2006）。

农村土地制度的顶层设计确立了改革的“三条底线”，即公有制性质不能改变、耕地红线不能突破、农民权益不能受损。这也是农村土地制度改革的根本原则（魏后凯，2024）。在坚持农村土地集体所有制性质不改变的制度背景下，上述两种理论观点在实践中遇到了诸多挑战。如果只强调产权清晰可能导致交易成本过高，而只依赖双边市场则可能导致土地的权利与收益分配混乱（朱述斌等，2011）。两种观点本质上是在缺乏有效契约主体的前提下，对产权残缺的核心契约增加边缘契约来确保契约的有效性（罗必良，2012），这无法解决契约治理主体缺失的问题。但不可否认的是，产权清晰是土地要素转变成土地资产的重要前提。同样，市场完善也是资源资本化的关键条件，两者不可偏废。有关产权清晰和市场完善的研究发现，产权制度具有长期经济影响，管制宽松且秩序良好的产权状态，对支撑经济发展起正向作用（吴一恒等，2018; 张同龙等，2023）。其中，契约是资源资本化的核心要件，上述提及的产权清晰论和市场完善论，分别在核心契约之上增加了产权明晰和合理定价的边缘契约，属于“契约治理契约”的交易情境（罗必良，2012）。在农村土地资源集体所有的制度

^①参见《中共中央 国务院关于学习运用“千村示范、万村整治”工程经验有力有效推进乡村全面振兴的意见》，www.gov.cn/zhengce/202402/content_6929934.htm。

^②参见《中共中央 国务院印发〈乡村全面振兴规划（2024—2027）〉》，https://www.gov.cn/zhengce/202501/content_7000493.htm。

情境下，集体经济的特别法人地位与集体经济组织成员权之间的权属界定空白，使得通过“契约治理契约”去“打补丁”，本质上缺少一个契约治理主体。

2024年6月28日，十四届全国人大常委会第十次会议通过的《中华人民共和国农村集体经济组织法》（以下简称《农村集体经济组织法》），从法律层面确定了集体经济组织代行集体成员权的地位，着重强调了农村集体经济组织在土地承包、宅基地申请、集体经营性建设用地使用和出让，以及组织开展集体财产经营、管理等方面的职能。这进一步确立了农村集体经济组织在村庄组织和治理上的法律地位，也为农村土地资源资本化提供了强有力的组织和法律保障。组织治理契约是组织化推动资源资本化的重要抓手，而农村集体经济组织就是关键治理主体。为此，本文提出组织有效论，认为产权清晰和市场完善只是实现土地资源资本化的两个必要条件，在此基础上还需加入组织有效这一必要条件，才能构成土地资源资本化的充分条件。为进一步探究组织化如何推动土地资源资本化，本文遵循“确股量化—价值显化—资源活化”的进路，构建“组织化确权—组织化交易—组织化托底”的分析机制，并以内蒙古自治区鄂尔多斯市达拉特旗林原村“一社四部”的实践探索为例，分析林原村通过组织化推动土地资源资本化进而发展新型集体经济的实践。

相较于已有研究，本文有如下两方面的边际贡献：一方面，以“组织治理契约”对话“契约治理契约”，拓展不完全契约情境下的契约主体缺位问题，认为以集体经济组织代行集体成员权的组织化方式是土地资源资本化的一个必要条件，并论证组织有效与产权清晰、市场完善如何构成土地资源资本化的充分条件；另一方面，从“组织治理契约”的理论机制出发，构建“确股量化—价值显化—资源活化”的分析框架和“组织化确权—组织化交易—组织化托底”的理论机制，并以内蒙古自治区林原村“一社四部”的实践探索，揭示以集体经济组织实现“组织治理契约”促进土地资源资本化的过程“黑箱”。

二、理论分析

土地资源资本化作为实现土地增值的重要方式，在一些研究中也被称为土地要素市场化，其本质是资源向资本转化的过程，也是“发展”的本质所在。即使是资源匮乏的乡村，依然可以通过土地要素等资源资本化手段，发展新型集体经济（周立等，2021），推动工农城乡关系的良性互动（周立等，2022）。本文中，土地资源资本化主要针对的是农村“三块地”，即承包地、宅基地、集体经营性建设用地。农村土地资源资本化的共识性认识有两点意涵：一是产权清晰可被交易；二是在交易实现增值（张海鹏和逢锦聚，2016；夏方舟等，2020；钱文荣等，2021）。基于此，本文进一步根据土地资源资本化的不同层次，对其做出如下定义：通过一系列的制度和机制设计，使农村土地转化为资产后进入市场交易，并在经营和流转中实现资本增值，使农村土地得以充分盘活并实现效用最大化。

对于农村土地资源资本化，迫切需要厘清其实践逻辑和理论解释。已有的理论解释主要为如下两种观点，即产权清晰论和市场完善论。这两者虽然提供了明晰产权和合理定价的解决方案，但问题在于，即使这两个必要条件能充分满足时，也无法进行实践操作。缺乏有效的组织来实现契约治理是农村土地改革未能取得重大突破性进展的潜在原因。一方面，尽管产权明晰，但由于缺乏有效的组织完

善契约治理，缺乏组织化的要素流转价格经常带有随意性和盲目性。因为缺乏合理的定价机制，特别是在涉及集体产权要素时，集体组织的缺位会导致公地悲剧与反公地悲剧并存等诸多复杂问题。另一方面，土地要素在中国农村要素市场中具有核心地位，其初始配置方式是行政分配而非市场配置，这可能导致通过中介配置时出现契约不完全导致的严重信息不对称问题，从而引发土地空间细碎化和权利细碎化并行。新制度经济学认为，市场行为本质上是个人和组织的行为（Coase, 1937），是个人和组织之间相互作用的产物（Williamson, 1985），契约签订和顺畅交易也需要组织有效。土地资源资本化进程中的契约治理一直存在组织缺位的窠臼，因此，即使在产权界定相对清晰和土地要素市场发展相对完善的情况下，也会出现农村闲置资源流转效率仍旧低下的问题。那么，农村集体经济组织能否作为治理契约的核心主体，以“组织治理契约”的方式，发挥其特殊市场法人的作用促进要素流转？基于此，本文将探究组织有效能否作为土地资源资本化的另一个必要条件，在产权清晰、市场完善及组织有效都具备的条件下，构成土地资源资本化的充分条件？这是本文要解决的核心问题。

（一）土地资源资本化的实现逻辑与理论述评

1. 产权清晰论：产权明晰促要素权属流转。产权清晰论可以追溯到交易成本理论。该理论认为，在产权明晰的条件下，要素可以自由流转和交易，从而实现有效配置（Alchian and Demsetz, 1972）。阿尔钦（1965）认为，“产权是一组权利束，所有定价问题都可以归为产权问题”。所以，通过契约实现的要素定价是市场化交易的前提，也被持有产权清晰论的学者归结为产权问题。如果产权缺失就会导致交易成本增大，那么，产权本身就会反过来影响价格机制发生作用（Barzel, 1997），阻碍土地资源资本化的推进。于是，产权既构成市场交易的前提，某种程度上又是市场交易的结果（Williamson, 1985）。如果产权主体在市场上的转让是非竞争性的，那么，必然也会导致效率的损失和市场秩序的混乱（Arrow, 1969）。因此，无论是何种类型资源的交易，都要求其产权要明晰后再进入市场，价格机制、市场竞争和激励约束等才会发挥作用。包括土地在内的农村资源资产缺乏流转效率，很重要的原因是契约治理缺乏有效的主体，这就会导致土地规模经营受制（罗必良，2016）、劳动生产率停滞不前（蔡昉，2018）等一系列问题。现有研究表明，确权通过降低交易成本，显著促进了土地流转（程令国等，2016；蔡昉，2018）。

2. 市场完善论：价格合理促要素市场交易。市场完善论则是从双边市场理论出发，认为合理的价格生成与实现机制是要素能够自由流转和交易的前提。双边市场理论源自对科斯定理失效的反思（Rochet and Tirole, 2006），认为科斯定理失效是市场交易双方缺乏协调机制或者是协调机制运行成本过高导致的（傅联英和骆品亮，2013），这也会使双边市场退化成单边市场。从双边市场的定义和特征来看，中国农村土地的流转和交易就是一个典型的双边市场，因为长期以来，要素市场始终把农村土地资产排斥在市场资源定价体系之外（朱述斌等，2011）。目前农村大部分地方的土地交易，都是靠政府行为推动的，土地流转服务的机构严重缺乏，很难形成能反映市场规律的价格。此外，由于契约治理缺乏有效的组织，“小乱散”的要素供给者难以与大宗要素流入者实现市场均衡，导致在多数情况下，农村土地流转时价格随意性较大，且流转方式多以熟人间自发形成的居多，流转价格也往往是由双方事先协商确定，甚至是纸面协议都没有，只进行口头商定，这时候实际上就相当于缺乏契

约治理主体的单边市场。因此，合理定价是交易的首要前提。通过建立土地流转的中介平台可以激活市场化交易，达到降低交易成本的目的，进一步有效解决市场流动性不足和交易规模不足的问题（杨广亮和王军辉，2022）。所以，建立信息畅通、价格协调、法律支撑的中介平台，完善市场交易第三方中介体系对于土地流转和交易至关重要。

3.组织有效论：契约治理促要素权利活化。组织存在的意义在于降低交易成本（Coase，1937）。介于市场自发形成价格和政府管制价格之间的组织能否降低交易成本、提升市场效率，是评判组织是否有效的维度（Williamson，1985）。其中，组织有效往往落脚到不完全契约是否有效的讨论。组织有效论是从契约理论出发，认为经济主体在契约不完备的情况下必须选择合适的组织来提高契约的完备性（Hart，1995），这也是要素在市场上能够自由交易流转且保障交易双方权利的核心。在产权界定过程中，法院、法律的确起到重要作用，但仍有大量的产权界定工作不是由法院直接完成的，私人之间签订的契约起着实际作用（Barzel，1989）。面对“小乱散”的农村产权交易主体，契约治理有效需要组织有效。农村土地的使用权（尤其是宅基地使用权）本身具有残缺性，土地制度试点改革中来自法律法规的障碍愈发显现，不仅需要提升契约完备性，更需要地方政府和基层组织对不完全契约兜底。基于农村“统分结合”和土地集体所有的制度安排，一方面，组织化可以促进产权界定清晰、交易流转顺畅和权益有效保障；另一方面，坚持农民主体性是组织化的根本，组织多主体资源来保障契约是核心。组织有效赋予村庄和农民更长效的发展动力和能力，不仅在农村土地确权、土地流转和契约保护等方面发挥着重要的促进作用，也能提高农民自主性和扩展农民权利（贾蕊和陆迁，2018）。

4.研究述评。产权清晰论的学者认为，产权的清晰与否直接影响交易成本的高低，故产权是流转的核心；而市场完善论的学者认为，要进一步完善要素市场，依据市场理论建立中介交易平台，形成合理的价格体系是交易的核心。当然，这两种观点都有可取之处，产权清晰和定价合理都是要素进行市场交易，都是资源资本化的必要条件，但不构成资源资本化的充分条件。在现有土地制度安排的约束下，要实现以土地资源资本化来发展新型集体经济，上述两种观点虽有明确的政策导向，但无法应对产权清晰的禀赋效应、提高土地流转价格以及防止土地权责分配不合理等问题，有待从组织视角推动契约保护以促进土地要素权利的活化。当前，中国已经建立起“三权分置”的农地制度安排，并在各地建立起农地流转交易平台的同时，逐步构建了产权归属明晰、权责明确、保护严格、流转顺畅的产权体系，这符合现代产权制度的要求，也是发展新型集体经济的首要步骤（曲颂等，2024）。同样，对于农村集体资产的交易（通常指经营权和使用权的交易），如果没有明晰的产权作为前提条件，仅依赖中介平台形成的价格机制促成双方交易，因信息不对称，容易引发土地集中和地权混乱等问题。

因此，本文认为，产权清晰和市场完善只是其中两个必要条件，资源资本化的成功实现还需要满足第三个必要条件，即组织有效。组织有效提供了产权明晰和市场交易过程中的契约治理机制，可以降低双方信息不对称、降低交易成本和提高契约全过程完备性，有利于推动资源资本化的有效实施。综上所述，本文进一步认为，产权清晰、市场完善尚有不足，还需要加上组织有效，才能构成土地资源资本化的充分条件。

（二）组织有效论：资源资本化的第三个必要条件？

针对资源资本化进程中契约不完全的基本事实，需要有效组织来实现组织有效，从而实现有效的契约治理。面对如何破解农村资源沉睡和小农户进入大市场的难题，有效的组织化是关键。通过将去组织化和低组织化的村庄进行再组织化，可以以组织化实现资源要素再定价，拓展出巨大升值空间（周立和王晓飞，2021）。本文中的组织化具体指的是农民组织化，而组织化不等于简单的集体经济组织的设立，组织有效取决于有效的契约治理。农民组织化因为其组织主体在村集体经济组织，组织边界取决于集体经济组织的成员权（潘璐，2021）。由于地缘、亲缘等方面的便利和优势明显，除组织过程有少量的必要支出外，具有组织成本低的特点（马良灿，2012）。除此之外，组织有效通常意味着在组织化过程中，组织成员有较强的公信力、组织结构和形式具有稳定性和可持续性（罗千峰和罗增海，2022），这些特征和优势都为以组织化推动农村土地资源资本化提供了支撑。

组织治理契约作为组织有效论的核心实现方式，是指通过有效的组织治理来稳定交易契约，既可以提高不完全契约的完备性以及加强双方的契约保护，也能大大减少信息不对称从而降低交易成本（罗必良，2012）。组织治理契约是组织化推动土地资源资本化的重要抓手，关键在于组织存在着主体，在现实情况中能更好地应对契约中存在的问题并进行及时的调整，也能更好地嵌入土地从资源变成资产再到资本的全过程（比如在确权、交易、托底的过程之中都可以通过有效的组织治理，签订并履行相关契约）。组织有效，才能带来有效的契约治理。有效的组织治理契约可以使得不完备性契约不断走向完备，进而实现动态均衡。那么，组织有效是否能够成为资源资本化的第三个必要条件，关键还在于相较于不完全契约治理，组织治理契约的制度绩效是否有提升。参照 Grossman and Hart（1986）与罗必良（2012）关于不完全契约治理的讨论，本文对组织化是否为提高契约完备性和资源资本化的必要条件进行推导演绎。

假定“两个契约人”（契约供应者 is ，即要素转出方；契约需求者 id ，即要素转入方），类似于土地的双边市场上大量存在的交易双方（市场机制形成交易价格，这是市场完善论的体现）。在签订契约前如果要改进土地使用权的“质量”或使土地流转的契约不完备性得以改善，契约供应者 is 要付出搜寻成本 SC ，契约需求者 id 在契约签订前进行“产权专用性投资”（确权带来流转，这是产权清晰论的体现），提高契约完备性程度的概率是 q ，其协议成本为 $CC(q) = \frac{q^2}{2}$ 。此时，契约供应者 is 能观察到契约需求者 id 的专用性投资水平，但不能为第三方所证实，因而，双方的契约是不完全契约。另外，因“契约商品”“质量改善”获取的租金 $\overline{IR}$ 是一个二元随机变量，具体表达式为：

$$\overline{IR} = \begin{cases} IR, & q \\ 0, & 1-q \end{cases} \quad (1)$$

在不完全契约下，借助纳什谈判解法计算预期净租金均分下的契约供求双方的最优策略。契约需求者 id 的期望租金 NR_{id} 最大化可以表示为：

$$E(NR_{id})_{\max} = \left[q \times IR + \frac{(1-q) \times SC}{2} \right] - CC \quad (2)$$

在（2）式中，由其一阶条件可得：

$$q^* = \frac{IR - SC}{2} \quad (3)$$

将 q^* 代入（2）式可以得到契约需求者 id 的最大期望值 $E(NR_{id}^*) = \frac{(IR - SC)^2}{8}$ 。此外，契约供应者 is 的最大期望净租值等于前者的总租金，为 $E(NR_{is}^*) = \frac{(IR - SC)^2}{4}$ 。将契约需求者 id 和契约供应者 is 的期望加总可得到社会总福利的期望值为：

$$E(W_n^*) = [E(NR_{id}^*) + E(NR_{is}^*)] = \frac{3(IR - SC)^2}{8} \quad (4)$$

在社会总福利的期望值最大的情况下，交易费用的最小值为： $tc_{\min}^* = SC + \frac{(IR - SC)^2}{8}$ 。

通过“组织治理契约”的制度匹配模型，契约双方同意制定一体化协议并由契约需求者 id 拥有剩余租金 IR ，但需承担契约供应者 is 一半的 SC ，且通过组织化后，能够减少契约供应者 is 的搜寻成本 SC ，也能降低契约供应者 is 的协议成本 CC 。假定搜寻成本减少的部分为 μ （ $\mu > 0$ ），协议成本降低的部分为 π （ $\pi > 0$ ），所以，新的搜寻成本为 $SC' = SC - \mu$ ，新的协议成本为 $CC' = CC - \pi$ ，则原契约需求者 id 得到的最大期望租金为：

$$E(NR_{id}')_{\max} = \left[q \times IR + \frac{(1-q)SC'}{2} \right] - CC' \quad (5)$$

但是，尽管契约供给者 is 的一半成本由契约需求者 id 承担，但其租金全部转让给契约需求者 id 。假定通过组织化让契约供给者 is 至少能得到一份保留租金 R ，那么他才会接受这份契约。换言之，就要“原契约”基础上，再增加存在“组织有效”后的“现契约”以匹配后，契约供给者 is 的期望为：

$$E(NR_{is}') = \left[q \times (0 - SC') + \frac{(1-q) \times SC'}{2} \right] \geq R \quad (6)$$

按照上述逻辑，问题转换为一个契约需求者 id 在“现契约”约束下的最大化 $E(NR_{id}')$ ：

$$\begin{cases} E(NR_{id}')_{\max} = \left[q \times IR + \frac{(1-q) \times SC'}{2} \right] - \frac{q}{2} \\ s.t. \quad q \times (0 - SC') + \frac{(1-q)SC'}{2} - R \geq 0 \end{cases} \quad (7)$$

进一步根据（7）式，可以建立拉格朗日函数：

$$L(q, \lambda) = \left[q \times IR + \frac{(1-q) \times SC'}{2} - \frac{q}{2} \right] - \lambda \left[q \times (0 - SC') + \frac{(1-q) \times SC'}{2} - R \right] \quad (8)$$

由 Kuhn-Tucker 定理得到 (8) 式的一阶条件： $q^{**} = IR - \frac{SC' \times (1+3\lambda)}{2}$ 。

把由一阶条件得到的 q^{**} 代入 (5) 式和 (6) 式中，将二者加总可以得到要素市场的总期望：

$$E(W_n^{**}) = \left[IR - \frac{SC' \times (1+3\lambda)}{2} \right] \left(IR - \frac{3 \times SC'}{2} \right) - \frac{1}{2} \left[IR - \frac{(1+3\lambda)}{2} \right]^2 + \frac{SC'}{2} \quad (9)$$

当 $E(W_n^{**})$ 达到最大时，个体的交易费用为： $tc_{\min}^{**} = SC' + \frac{1}{2} \left[IR - \frac{(1+3\lambda)}{2} \right]^2$ 。

最后，通过比较缺乏组织治理的不完全契约均衡与有组织治理的契约均衡结果，得出组织治理契约的治理绩效。这里定义“组织治理契约”的绩效为社会总福利的边际交易费用，即：

$$\partial tc / \partial W = \left(\frac{\partial tc}{\partial q} \right) \times \left(\frac{\partial q}{\partial W} \right) \quad (10)$$

(10) 式表示每增加一单位的剩余租金所耗费的单位交易成本。该边际值越大，则组织化的绩效越低，通过比较大小证明“组织治理契约”的方式是否有效。因此，分别对 $tc_{\min}^*$ 和 $tc_{\min}^{**}$ 求偏导则有：

$$\partial tc^* / \partial W^* = \frac{q^*}{2} - \frac{2}{q^*} = \frac{1}{3} \quad (11)$$

$$\partial tc^{**} / \partial W^{**} = \frac{q^{**}}{IR} - \frac{SC' \times q^{**}}{2} \quad (12)$$

为比较 (11) 式和 (12) 式的大小，可以使用反证法，即假设有：

$$\frac{\partial tc^*}{\partial W^*} = \frac{1}{3} < \frac{q^{**}}{IR} - \frac{SC' \times q^{**}}{2} = \frac{\partial tc^{**}}{\partial W^{**}} \quad (13)$$

根据 (13) 式，解得不等式为： $\lambda < \frac{IR}{4 \times SC'} - \frac{1}{4}$ 且 $\lambda > 0$ 。

由此得出的推论是理性的契约供应者 *is* 必然会选择组织治理契约的方式，其中蕴含的强假设条件是 $IR \geq SC'$ ，因此有：

$$\frac{1}{4} \leq \frac{IR}{2 \times SC'} - \frac{1}{4} \quad (14)$$

又因为 $\lambda > 0$ ，所以原假设不成立。因此，则可以得到： $\frac{\partial tc^{**}}{\partial W^{**}} < \frac{\partial tc^*}{\partial W^*}$ ，结论得证。

换言之，“有效组织治理”的制度匹配机制，优于“缺乏有效组织治理”的不完全契约。

基于上述推论，一次土地资源资本化的达成，不仅需要产权清晰论提出的确权确地和市场完善论提出的交易价格，还需要对不完全契约的托底（下文阐述其理论机制）。实际上，农村土地的确权、交易和托底的关键，都在于组织化。就土地确权而言，因其特有的集体属性和农村复杂的历史文化因素，使得农村土地确权问题错综复杂。尤其是对于农村宅基地的确权来说，往往存在着农户不认可实测面积、历史遗留问题严重、土地界限难确定等问题（丰雷等，2020）。因此，通常由村“两委”、村集体、村小组成员、村内德高望重者和农民自己组成工作组，统一讨论、厘清和商定土地确权以及权利量化的相关问题，并落实在文件和契约上。所以，组织化确权指的是，在解决确权过程中的困难和商定土地确股量化的过程中，通过农民组织起来的方式使得土地权利更加清晰、合作方式更加合理，达到多方共赢。同理，就土地交易而言，通常会由土地合作社或村集体股份经济合作社等专业类组织将土地资源统一收集管理，再通过中介交易平台或者直接与交易人进行流转交易（通常会组织多方主体参与和见证交易，提高交易过程契约的完备性），这能够降低农民个体交易的信息不对称和交易成本，也能减少契约风险和提高市场议价能力（王成军等，2024）。就土地托底而言，因为特殊的土地产权制度，需要由政府、村集体、产权交易中心和农民合作组织等多元主体来共同见证和保护契约的履行，以及为可能带来的利益纠纷和土地权属问题进行协调和兜底，这些都有助于促进土地要素资源活化（Platteau and Abraham, 2002）。所以，组织化既深入嵌入土地确权和交易的过程中，又促进土地活化增值，为土地资源资本化提供了关键支撑。

综上分析，通过“组织治理契约”，契约中的多方主体参与，深入介入确权、交易和托底的全过程，不仅能进一步明晰产权和促进交易，也可以保护契约履行和提供托底保障。《农村集体经济组织法》的颁布实施，为“组织治理契约”明确了契约治理主体，即农村集体经济组织作为集体经济组织成员权的代行主体，以组织化推动土地资源资本化。由此，本文提出组织有效论，并论证组织有效是资源资本化的第三个必要条件。

三、理论机制：组织化的确权—交易—托底

在农村要素市场交易过程中，常常面临巨大的交易困境，可以总结为“三怕”：“农民怕市民跑路、市民怕农民难缠、政府怕无限兜底”。具体来说，第一，作为出让方的农民害怕作为受让方的市民未能履行他们之间的合同承诺，特别是在涉及土地租赁、农产品销售等交易时，市民因各种原因中断交易，即无法“再谈判”问题。第二，市民也会担心与农民发生纠纷或合同违约后难以解决问题，即“敲竹杠”问题。第三，政府和村集体经济组织作为无限责任方和集体资源的所有者，往往在市民和农民之间的争端中被卷入，并且承担过多的补偿和调解责任，面临着有限资源承担无限经济和社会负担的困境，即“最后责任人”问题。为解决“三怕”问题，土地资源资本化迫切需要寻找新的理论进路，为此，本文提出“确股量化—价值显化—资源活化”的理论机制。

首先，确股量化是产权交易和量化财产权利的前提（Demsetz, 1967）。由于农村地区的资源配置存在非标准化和产权所有权主体虚置带来的配置效率低下的问题（Bardhan and Mookherjee, 2000），组织化确权是克服集体产权所有人缺位和自然人权属模糊的前提。通过组织化的确权，可以明确每个

农户或组织对资源的权益，减少权利问题引起争议和降低不确定性。进一步，确股量化可以为农村地区吸引外部投资主体增强投资信心，因为投资者也需要确股量化来明确他们的权益和资产保护（Besley and Ghatak, 2009），这有助于促进资源资本化。

其次，价值显化促使土地财产变成土地资产，是土地资源资本化的关键一招，这要求确权后的土地财产要进行市场交易。因此，价格实现和价值显化需要通过产权交易来实现（Riordan and Williamson, 1985）。但是，农村地区的资源碎片化和信息不对称可能导致高昂的交易成本（North, 1990）。组织化成为有效减少信息不对称、降低交易成本的手段（Acemoglu et al., 2005）。同时，农民通常在市场谈判地位较弱，但组织化的合作社或村投公司可以提高他们的谈判地位，确保他们能够获得更好的市场价格和交易条件（Deininger and Feder, 2001）。

最后，资源活化要求土地资产向土地资本实现跨越，是土地资源资本化的重要助推，这要求土地资产在市场中增值让交易双方受益，且保证所有权性质不变。因此，托底回购是农民权益的保障（Binswanger and Rosenzweig, 1986）和资源活化的必要举措。农村资源通常具有不可分割性和在地性，而且不适合标准化的市场交易。在这种情况下，组织化的托底机制可以保证资源的流动性，即使市场交易不成功，也能够确保资源资产不会丧失价值。此外，托底机制也可以增加投资者对资源资产的信心，因为他们知道，即使市场不稳定，资源价值仍然能得到保障（Platteau and Abraham, 2002）。这有助于吸引更多的投资，促进资源活化。

综上所述，“确股量化—价值显化—资源活化”为“组织化确权—交易—托底”的土地资源资本化实现机制提供了理论框架的支撑。为了更好地论述前文提出的产权明晰（*P*）、市场完善（*M*）和组织有效（*O*）这三个土地资源资本化（*C*）的必要条件，并说明三者结合构成充分条件，本文使用布尔代数和逻辑命题来建立更详细的推导过程^①，以进一步推理论证。

（一）组织化确权：产权可分与确股量化

在经济学产权理论的基本框架下，一个基本的、最具影响的理论思路就是把产权看作“一束权利”（Barzel, 1982）。巴泽尔认为，一切权利分析的基本单位是“个人”，所谓“组织”的行为最终可以分为个人行为的整合。因此，德姆塞茨提出了产权具有“排他性（exclusivity）和可转移性（alienability）”的特性（Demsetz, 1988）。所以，产权可以通过交换获益，产权的相互让渡不仅可以优化资源配置，还可以带来经济利益。但是需要明确的是，在中国农村资产集体所有的制度背景下，个人产权的交易需要以组织的形式开展合同交易，这为“产权组织化”提供了可遵循的理论基础。土地是中国农民最重要的生产资料、财产权益和生活保障，产权的分离、细分和明晰是农村土地制度改革的重要方式和路径。应当强调政府在农地制度中的作用，强调效率、公平及社会稳定之间的权衡（姚洋, 2000）。

“三权分置”改革进一步厘清农村土地的各项权能，为促进土地的股份合作、保证市场交易的顺利进行和实现最优配置奠定了制度和理论基础（曲颂等, 2024）。农民要利用包括宅基地在内的资源资产参与股份合作，就需要进行确权到人，保证权利的清晰，这是组织合作和交易的前提。因此，健全归

^①在此推导中，本文将使用以下逻辑运算符：逻辑与（ $\wedge$ ）表示“和”关系，逻辑蕴含（ $\Rightarrow$ ）表示“推出”关系。

属清晰、权责明确、保护严格、流转顺畅的现代产权制度，是激发农业农村发展活力的内在要求，也是资源资本化的重要前提。由此可见，产权清晰是要素配置优化的前提，但产权清晰但不必然带来要素配置优化，由此得出推论 I：产权清晰是资源资本化的第一必要条件。

因此，产权明晰（ P ）是土地资源资本化的必要条件，即如果实现了土地资源资本化（ C ），则可以推出土地具有清晰产权。这可以表示为： $C \Rightarrow P$ 。

（二）组织化交易：整合交易与价值显化

在产权清晰、交易成本降低的基础上，通过中介平台或组织进行交易，实际上就是通过市场化运营进行双边定价的过程，遵循要素价值—市场价格—交换价值的转化路径。交易化是其进入市场运营阶段的具体表现，资源资产通过资本的具体运营过程转化到产品或者服务中去，并在市场上进行买卖，形成交换价值（张文明和张孝德，2019）。资源货币化形成资产，资产凭借其收益转换成市场交换价值，带来预期收益。在这个过程中，资源资产的要素价值才得以实现向交换价值的转化，即资源资产只有在可以被交易的情况下，才能使其价值显化。资源资产的资本运营的目的是保值和增值。对于村庄而言，在市场交易的过程中，要组建多种合作社、村投公司等新型经营主体，制定交易规则，将各类资源组织起来，一方面可以推进资源资产的多样化开发和组合性投资，最大限度降低风险；另一方面以集体经济组织对接大市场可以提高农民的谈判地位，以更加高效合理的方式引入外部投资。这时候，农村资源资产便实现了从“沉睡”到“苏醒”的质的变化，也实现了组织化带来的交易成本下降和收入提高。由此可见，要素配置优化的实现是市场完善，但市场均衡的价格并不必然带来要素配置优化（如产权不明晰的情况下），由此得出推论 II：市场完善是资源资本化的第二必要条件。

因此，市场完善（ M ）是土地资源资本化的必要条件，即如果实现了土地资源资本化（ C ），则可以推出存在土地产权交易市场并实现了交易。这可以表示为： $C \Rightarrow M$ 。

（三）组织化托底：自由流转与资源活化

资源要实现资本化的最后一步，关键在于让资源在市场上真正地流通起来。在双边市场价格体系的支撑下，资源资产在买卖双方之间自愿交易。通常在完成交易后，要实现自然增值和社会增值，就要求资产自由进入和退出市场。保证资源资产在交易市场上的自由流通和稳定权益（Binswanger and Rosenzweig, 1986），可以发挥资本市场撬动乡村经济发展的杠杆作用，吸引更多的投资者和消费者进入产权交易市场，促进乡村土地资源的价值显化和活化。待内外部条件都成熟后，可以借鉴资本市场的板外交易，引入股票、期货等交易手段，实现全域在地资源向可拆分、可连续交易的产品的转变，经域内权威机构投资人（一般是官方背景或经过官方认证的机构投资者）交投后给出交易价格，吸引外部投资人进入，形成自然资源价值的多次增值。由于乡村标的物的在地性、不可分割性和不宜交割性，通常也会让村集体经济组织作为“托底主体”来承担“回购商”角色，在交易终止而投资人不能按约交割时，村集体经济组织只需要参照村社内部确股量化时的原始股价格，对标的物进行托底回购，以确保农村集体资产不流失。这里的重点是要求由合作社等村集体经济组织或者村投公司来进行回购。市民下乡的权益保护和农民市民化的宅基地权益有序退出的试点都离不开乡村集体层面的组织有效。组织化能够促进资源资本化，而资源资本化并不直接带来组织有效，因此得出有待论证的推论 III：组

织有效是资源资本化的第三必要条件。

因此，组织有效（ O ）是土地资源资本化的必要条件，即如果实现了土地资源资本化（ C ），则可以推出组织是有效的。这可以表示为： $C \Rightarrow O$ 。

综上则有 $C \Rightarrow P \wedge M \wedge O$ ，但是否存在 $P \wedge M \wedge O \Rightarrow C$ 还未可知。

（四）组织化确权—交易—托底是土地资源资本化的充分条件？

土地资源资本化是一个土地资源先转化为土地资产进而将土地资产转化为增值性活化资本的过程，实际上强调了土地资源资本化需要经过“产权界定（财产性）”、“市场交易（资产性）”和“增值（资本性）”。因此，为论证是否存在 $P \wedge M \wedge O \Rightarrow C$ ，还需再从前文关于土地资源资本化的定义和实现过程出发进行推导论证。

参考程建等（2022）关于土地资本化的综述框架，本文刻画了土地资源资本化的实现过程（见图1）：首先，土地资源经过组织化确权，成为土地财产，这是从土地中获得财产性收入的第一步，也意味着土地资源要入市交易需要以其产权是清晰的为前提；其次，土地资产只有进入市场交易才能成为土地资产，而只要交易就会形成市场，市场也能进一步促进交易，因此，组织化交易要求市场完善；最后，土地资产需要在市场的经营和管理过程中形成增值才会形成土地资本，而为了控制土地权利“丧失”风险和增进市场交易意愿，就需要有组织化托底的制度保障。产权清晰、市场完善和组织有效，具有层层递进的逻辑关系，只有同时具备这三个必要条件，才可以实现土地资源资本化。

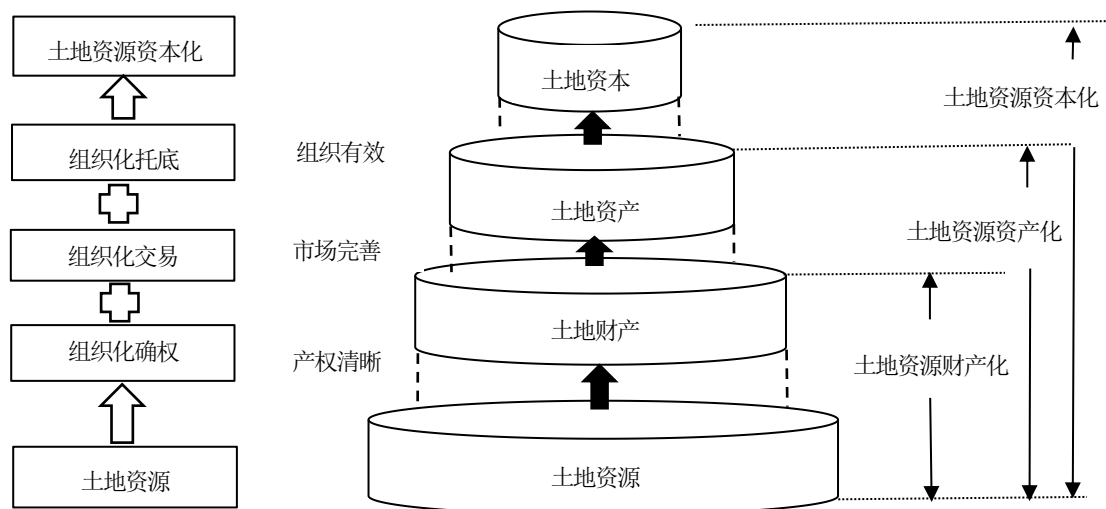


图1 土地资源资本化的不同层次

经过分析可以得出基本推断：产权清晰是基础，市场交易是关键，组织有效是提升和保障，即产权清晰（ P ）、市场完善（ M ）和组织有效（ O ）三者能够实现土地资源资本化。所以，本文认为“组织化确权—交易—托底是土地资源资本化的充分条件”的猜想成立，即 $P \wedge M \wedge O \Rightarrow C$ 也成立。

综上，土地资源资本化的必要条件可以表示为： $C \Rightarrow P \wedge M \wedge O$ ，即如果土地资源资本化成立，那么，产权明晰、市场完善和组织有效都成立。

土地资源资本化的充分条件可以表示为： $P \wedge M \wedge O \Rightarrow C$ ，即如果产权明晰、市场完善和组织

有效同时成立，那么，土地资源资本化则成立。

根据以上分析，本文构建一个以组织化推动土地资源资本化的理论机制图（见图2）。该理论机制方案从产权清晰、市场完善和组织有效三个条件不断递进，且组织化贯穿确权、交易和托底的全过程，形成了符合中国农村土地资源资本化的三个操作步骤，即沿着组织化确权—组织化交易—组织化托底的路径，资源依次通过确股量化和折价入股实现价格量化，通过整合交易实现价值显化，通过自由流转实现权利活化，最终实现以土地资源资本化壮大新型集体经济的目的。

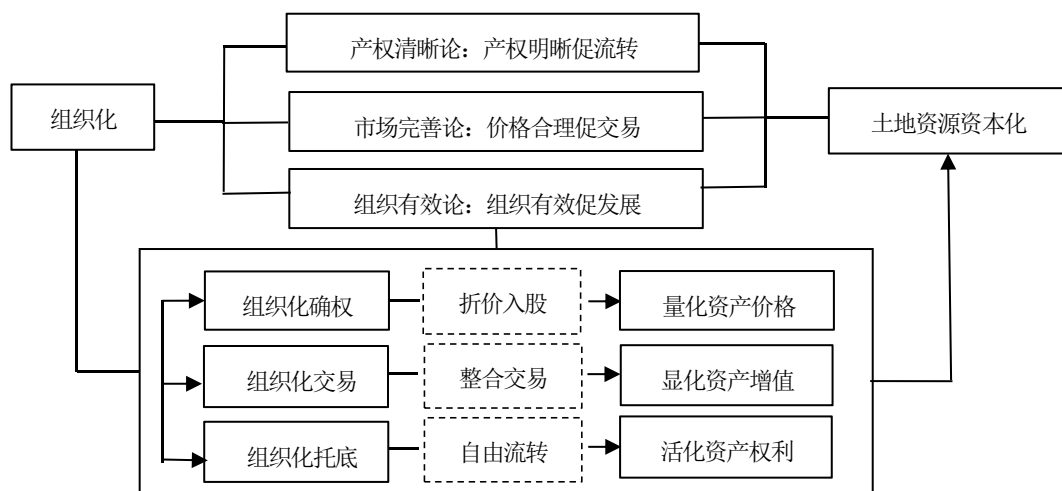


图2 以组织化促进土地资源资本化的理论机制

在农村“三块地”实现资源资本化的过程中，以组织治理契约为核心的组织化扮演着不可或缺的角色。但“三块地”的权能属性不同，承包地就有耕地“非农化”、耕地“非粮化”的使用约束。鉴于“三块地”明显的异质性，本文选择最为复杂、交易条件要求最高的宅基地作为资源资本化的案例进行实践探索。具体有以下两点原因：一是宅基地使用权显然与农地使用权在用途、流转限制、所有权和使用期限上都有着本质的差别，而农地的流转条件和问题复杂程度远低于宅基地，宅基地流转比农地流转更需要组织治理契约来达成交易。二是宅基地与经营性建设用地也有明显区别，主要体现在使用主体和内容不同。宅基地因其特殊的经济社会双重属性，在市场化交易的过程之中，情况相较于其他“两块地”更为复杂，更需要有效的组织来维护契约的稳定，为交易背书和托底。

四、实践探索：林原村“一社四部”模式

（一）案例选取缘由

本文选择内蒙古自治区林原村作为研究案例的理由，主要有以下三点：第一，林原村的“一社四部”组织方式具有创新性。在“一社四部”建设中，伴随契约形成到组织治理契约的治理体系完善，村庄的发展也体现从无组织化、无资源资本化到村庄再组织化、有资源资本化的特征。第二，林原村以土地资源资本化发展新型集体经济的特征显著，依托达拉特旗乡村振兴学校举办的乡村振兴课堂，土地资源资本化的实践经验在多地成功复制，具有一定的影响力。在所有制上，林原村的土地、宅基

地和开展经营的村企都是集体所有；在合作原则上，林原村的合作社“入股都是自愿的”；在合作形式上，林原村采取股份合作，集体成员可以以土地或者资金入股合作部，各个股东的份额固定、透明；在分配形式上，林原村实行按劳分配和按股分红相结合的分配制度，尽可能让更多的农民分享到林原村的发展红利。林原村在农地和宅基地（使用权）流转、蔬菜种植等项目上都是由村集体经济组织主导，与企业等各类主体签订契约，在经营管理上凸显农民的主体性，在村庄发展过程中形成了“外发促内生，内联促外引，内外相融合”的新内源发展格局（岳晓文旭等，2022）。因此，本文选择内蒙古自治区林原村作为研究案例，可以提供以组织化促进土地资源资本化，进而发展新型集体经济的成功经验借鉴。

（二）案例介绍

林原村地处内蒙古自治区鄂尔多斯市达拉特旗树林召镇西北部，占地面积 23 平方千米，耕地 2.8 万亩（其中露天种植 8000 亩，玉米种植 1.65 万亩），辖 13 个自然村。目前村庄产业发展形成了以蔬菜为主导的六大产业园区，已建成日光大棚 178 栋、村集体温室 90 栋，形成 8000 多亩露地优质蔬菜示范园区、鲜农高效设施产业园区、世轩保善堂农业示范园区等。林原村曾获得 2022 年国家乡村振兴示范村、全国乡村治理示范村、全国农村创业园区（基地）等荣誉。

林原村 40 多年的发展大致可以概括为两种状态和四个阶段（如图 3 所示）。两种状态为：以个体发展为主、村庄各类资源沉睡且无组织化，以集体发展为主、村庄各类资源盘活且再组织化。四个阶段是以时间和组织化、资源资本化发展为视角，从个人“单打独斗”，只发展蔬菜种植等单一产业，未能充分开发村庄资源到组织“成群结队”，到构建“一社四部”体系，逐步推进村内资源资本化，提高了农民和集体的收入，发展壮大集体经济。

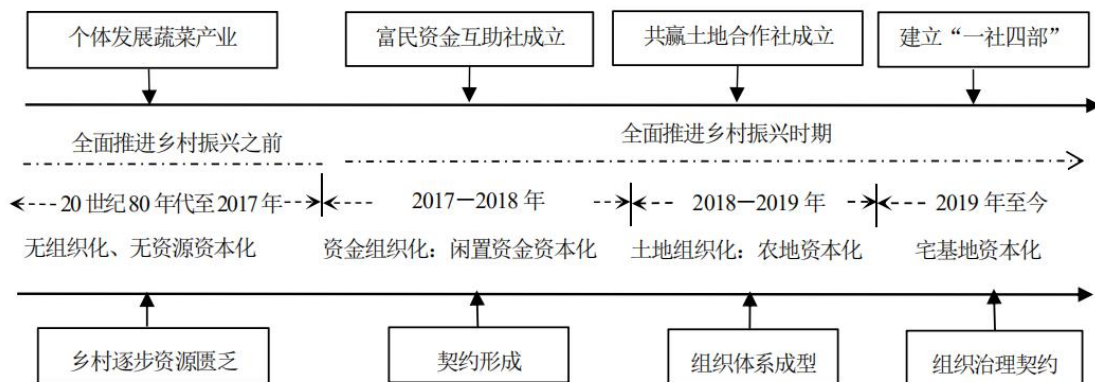


图3 组织化和资源资本化视角下林原村发展脉络

第一个阶段是 20 世纪 80 年代至 2017 年，林原村一直致力于蔬菜产业发展，虽然给村民带来了收入的提高，但经营模式还是以一家一户分散种植为主，在市场化进程中，小农户与大市场的矛盾日益凸显，集体经济没有发展。第二个阶段是 2017—2018 年，内蒙古自治区达拉特旗首个资金互助社在林原村诞生，为农民的生产、销售、技术、生活和村集体经济发展提供支持，也标志着对“一社四部”模式探索的开始。第三个阶段是 2018—2019 年，在资金互助社运行良好的情况下，林原村进一步成立土

地专业合作社（也叫共赢土地合作社），对全村的耕地、建设用地进行整合，统一流转、统一经营开发，推动土地资源利用的提效增值。第四个阶段是2019年至今，在林原村党委的领导下，村庄成立了村集体股份经济合作社（也称联合社），将资金互助社和土地合作社并入其中，改名为信用合作部和土地合作部，并新设房宅合作部和购销合作部，专门进行农村闲置宅基地收储、交易和生活生产物资的购销。在探索中实践，在实践中总结，林原村“一社四部”的体系正式建立。截至2023年底，通过房宅合作部和农村产权交易中心交易的房宅17套，盘活了闲置宅基地资源，村集体经济收入达183万元。

（三）研究方法 with 数据收集

1.方法选择。本文采用单案例研究方法。案例研究能够丰富细腻地描述实践现象，适合回答“如何”的问题（罗建章和周立，2024）。本文研究的是如何通过房宅资源资本化发展新型集体经济的问题，详细探究了林原村资源资本化的机制，属于“如何”问题的范畴。此外，典型案例中往往蕴含着理论和实践上认知的“缝隙”和“黑箱”，具有独特的分析价值。同时，本文通过研究林原村以组织化推动资源资本化的过程，验证了“组织治理契约”的理论机制。

2.数据收集。本文的数据收集以半结构访谈为主，辅以内部文档、公开报道等资料。作者所在团队长期关注乡村建设和集体经济发展，于2021年5月和11月受树林召镇政府和乡村振兴学院邀请，赴林原村开展了分别为期5天和30天的参与式调研；在2022—2024年本文写作过程中，一直密切关注“一社四部”体系运行和村庄发展，并进行回访。课题组对镇主要领导、村“两委”干部、村级综合社和各合作社负责人、中国乡建院负责人、村民（含合作社成员）、消费者以及外来创业者共32人进行访谈，形成“三角验证”，以保证数据的有效性。课题组成员在2023年3月，又到林原村进行了为期8天的回访调研，在更新和整理调研信息并征得采访人同意后，将关键信息进行交叉对比，目前整理出近20万字的文本资料。

（四）案例分析

在乡村发展的实践中，许多村庄面对着村里的资源，都会存在“巧妇难为无米之炊，拙妇难为有米之炊”的烦恼。没有资本、没有路径制约着大多数村庄的发展。那么，林原村是怎么破解“资源沉睡”的困境，通过组织治理契约，以组织化推动土地资源资本化，从而迈向强村富民？下文将结合上文构建的“确股量化—价值显化—资源活化”的理论框架和“组织化确权—组织化交易—组织化托底”的土地资源资本化实现机制，以林原村“一社四部”组织体系推动宅基地（使用权）资源资本化过程为线索，展开案例分析。

1.组织化确权：以组织确权和股份合作推进契约标的物确股量化。第一，土地确权颁证工作保证宅基地使用权的基本清晰。确股量化是土地资源资本化至关重要的第一步。从2015年开始，在现有的农村集体产权制度的框架和中央关于产权制度改革政策的指导下，林原村在全村范围内陆续开展土地和宅基地确权工作。因为农村宅基地确权是一个非常复杂的系统性工程，当时村里成立了确权颁证工作组来协调和开展各项工作，组员主要包括村“两委”干部和各村小组的队长。在确权的过程中，遇到特殊情况则通过签订契约的方式来完善。经过两年多的努力，村里宅基地的边界和“归属”都基本厘清，全村的村民大都拿到了农村宅基地不动产权证，完成了确权的第一步，即明确了村民对于宅

基地的资格权和使用权。

“当时村里的干部都挨家挨户来问，也非常辛苦，涉及一些有历史问题和有争议的地和房宅就会找来几家人坐下来谈，一定要把地属于谁弄清楚。”（LYC-MSZ-20210510）

“要我们自己去弄，这个事肯定难搞清楚，还得有村里组织。”（LYC-ZX-20210510）

土地是农村最重要的资源之一，但其产权与制度、历史、文化等具有非常强的在地关联性和系统整体性，往往会使得其产权具有一定程度的模糊性。一般在经济学理论中强调的是，产权界定得越清晰，交易越容易完成。但产权的界定是需要成本的，有时候会出现成本过大而无法明确产权的情况，因此，产权往往无法界定到西方经济学所强调的“产权明晰”的程度。个人显然无法去承担产权界定和有效执行的成本，有组织化的确权就显得尤其必要。对农民来说，虽然确权后宅基地的所有权仍在集体，但是，使用权的清晰化，也能极大地增强农民的“财产观念”，提高其获得财产性收入的意愿。对市民来说，更加清晰的产权也会让他们更加放心，能够提振宅基地流转的信心，促进市民下乡。

第二，有组织化地“量化确权”强化财产性权利的界定。2019年，在第一轮“摸底式”确权完成的基础上，林原村与某乡建机构达成合作，组织动员对村域内包括经济资源和生态文化资源在内的个人和集体资产又进行一次全面的清产核资，发现村内闲置房宅的比例高达30%~40%，大量宝贵的闲置房宅资源未被利用。于是林原村通过房宅合作部，把所有闲置的房宅收归集体，进行统一的管理，同时吸纳部分农民以资金的方式入股，完成“资金变股金”“农民变股东”的蜕变。林原村的具体做法是，村民将自己闲置的房宅作价，按一定年限入股到信用合作部（年限不超过30年），20年内是租房，只能装修，不能重建；30年内是转让，在征得原房主同意，符合村庄规划，村镇审批后可以重建。入股合作社后，房宅会进行一次估价，村民可以选择一次性拿到租金，也可以选择将估价后的房宅作价入股到其他合作部或以其为抵押物在信用合作部获得贷款。房宅的估价通常根据其在村中的位置、面积、装修程度等情况来进行定价，为解决定价公平问题，一般由房宅持有者、合作社和第三方机构来进行协商确定。这样就形成村庄内部基于成员权的确股、定价和入股的机制，有组织地进行确股量化，迈出了“资源变资产”的第一步，这是林原村房宅资源资本化的一个重要法宝。

“老房子（加上院子）一共一亩多，我们全家都在外地，房子放在家里也是停灰，现在还可以入股到合作社租出去，能拿到租金，还有合作社分红，真的很好。一年也有好几千块钱，还是很感谢村里能够组织起来。”（LYC-HYZ-20210512）

“我们就是以村党支部为基础，以村集体经济股份合作社为抓手，组织对村庄进一步清产核资，让村庄（主要是村集体经济股份合作社）统筹起来。虽然大部分（土地）都颁了证，但是村里的问题很复杂，很多是历史性的，基本上农村的事没有可以‘一刀切’的政策能解决的，没有村庄把农民组织起来这事很难做成。”（SLZ-QYS-20210511）

组织化确权是集体经济组织代行集体经济组织成员权的基础。成员权组织化确权通过资源确股量化，明确了资源的产权归属和权益分配，为资源的契约化提供了清晰的标的物。组织化过程不仅量化了资源价值，还通过股份化简化了交易流程，降低了交易成本，提高了资源配置效率。同时，确权后的资源作为契约标的物，其权利界定更加明确，有助于减少交易中的不确定性和潜在纠纷，从而促进

资源的合理流转和高效利用。

2.组织化交易：以组织入社和整合交易来促进契约标的物价值显化。第一，集体动员村民加入合作社促进资源集聚。在土地和宅基地基本确权颁证（部分特殊地块由村里出具相关的证明）后，村干部（村庄股份经济合作社的负责人）开始组织召开党员小组会议和村小组会议，达成一致意见后，进一步召开村民大会，向村民讲解土地和宅基地入社的发展方案。最开始村民也对村集体“收储”房宅和宅基地的事情抱有困惑，担心其中会有“猫腻”，很多村民不放心，宁愿放在那闲着也不愿意将房宅“给”村里。因而最先开始由村里党员带头进行土地和闲置宅基地入社，并与合作社签订相应的入股契约，起到了很好的带头示范作用，于是村民也都开始纷纷响应。由村集体股份经济合作社统筹全村土地资源至少有三个方面的优势：一是能够减少村民单独交易的信息不对称，进一步降低交易成本；二是能够以“量”促价，提高资源交易的价格；三是入社后能够享受资源整合入社的基本收益和经营管理带来的增值收入。

第二，组织“二次定价”的价值增值与组织体系的支撑。要让房宅合作部收集的房宅进入市场交易，就需要对其进行定价。首先，在村民将房宅入股到房宅合作部时，会与合作社负责人进行底价商谈，即确定交易的最低价格；其次，房宅合作部的负责人和股份经济合作社的负责人还会结合交易人和交易时机的具体情况，对收储的房宅进行“二次定价”（通常会高于第一次定价的价格），然后进入市场交易。“二次定价”相比于“一次定价”的溢出部分也由村民和股份经济合作社按比例分配，这就实现了“组织定价”。林原村在保障交易方面也做了许多努力，很好地消除了有关方面对交易的担忧。一方面，来租房的市民或者企业可以通过股份经济合作社中的信用合作部按揭贷款，可以解决消费方的流动资金不足问题；通过资产信息整合入社和产权交易第三方鉴证等措施，解决了产权清晰条件下交易流转效率和质量不高以及合理定价下交易导致的收益分配不均等问题。另一方面，为避免出现权利纠纷问题，在交易前，林原村村干部、交易中心、评估测绘机构以及相关权利人、四界邻居通常都要在场确认资产边界和权属人，同时还要与林草、国土等部门确认土地的性质等，然后出具《资产证明书》，多方主体参与契约的签订和管理，保证了权利清晰和交易放心。显然，组织化定价与“一社四部”体系的支撑促进了交易，也推动了房宅资源资本化。

“产品交易信息一经发布，打电话咨询的人特别多，除了刘先生交易的那一处，其他的马上也要进行交易。”（LYC-LBN-20210511）

第三，组织交易显化房宅资源资产价值。进行市场交易，促进标的物价值显化是房宅资源资本化的关键一环。林原村在房宅资源资产的价值显化层面，也进行了可操作化和本土化的探索。在交易的具体操作上，房宅合作部在将村民的房宅收储以后，对房宅进行重新装修或改造，通过村投公司（家禾原公司）和村级股份制经济合作社将房宅信息整合入库到农村产权交易平台和“乡村壹家”线上交易平台，采取线上线下结合的方式进行交易。一方面，产权交易中心为闲置房宅的使用权转让提供交易签约服务。通常的做法是，由消费者、村集体股份经济合作社负责人（代表村委会一方）和产权交易中心工作人员（代表政府一方）三方在现场进行产权交割与鉴证，并为市民通过交易取得的房宅使用权颁发房宅使用权证。据中国乡建院院长介绍，为促进契约完备，他们要做58个各类补充合同，

为残缺的产权“打补丁”。另一方面，村集体股份经济合作社中的信用合作部可以为市民长期租用农户闲置房宅提供按揭贷款服务（“一社四部”中的信用合作部提供了重要的金融支持）。线上线下互动结合、旗镇村三级联动是林原村房宅资源交易的促进机制，也是房宅资源资本化的另一个重要法宝。

“刘先生购买的那处院落是我家的，从2013年开始就一直在闲置，房子久不住人容易坍塌荒废。经过测绘、评估价格后，以近13万元的价格纳入房宅合作部，由合作社负责向外交易，我什么都不用管，没想到很快就成功了。以后我不仅不用维修房子，而且每年还能获得一笔可观的收益，真的像领导说的一样，‘死资产’居然‘活’了起来！”（LYC-ZX-20210512）

产权交易中心作为中介平台，在资产交易的双边市场上发挥了合理定价和市场组织的重要作用，极大程度地减小了买卖双方的信息不对称，降低了交易成本，促进了交易的发生，也发挥了组织化交易的经济效益和社会效益。市场交易中房宅的溢价部分，林原村的做法是将约70%返还给入股村民，约10%缴纳给村集体经济组织，按成员权分给农民，剩下部分留给房宅合作部。在村集体股份经济合作社和产权交易中心的双重组织体系下，村民与村集体充分享有整合交易后的资产溢价，不仅有助于提高农民的个人收入，而且可以壮大农村集体经济。

“之前没有交易中心的时候，大家的农地和闲置宅基地要么不知道去哪租，要么没有正式的合同或者没有交易见证，就会产生许多不必要的纠纷。现在情况好多了，通过村集体和交易中心租出去，不仅手续和流程更规范了，而且价格还提高了，村集体也更有公信力了，对老百姓和村集体都有好处。”（LYC-LBN-20210511）

组织化交易是集体经济组织通过契约嵌套的方式，代行集体经济组织成员权的职能，促成资源价值显化。“组织治理契约”的契约嵌套关系表现为：一是通过动员村民入社，减少信息不对称，降低交易成本；二是嵌套契约以“二次定价”机制提升资源市场价值；三是成员权依托组织体系支撑，可以进行合理定价，降低信息不对称，提高交易效率。相比边缘契约治理核心契约的“契约治理契约”方式，“组织治理契约”的嵌套契约方式使得集体经济组织成为契约治理的主体。

3.组织化托底：组织经营与托底回购促进契约标的物资源活化。第一，以多主体、扩权利来活化交易。构建经营权流转机制、活化标的物是实现资源资本化的重要保障。林原村的宅基地资源交易之所以是“活”的，主要是做了以下三个方面的工作：第一个方面是放开承租对象类型，让消费主体变“活”。承租人不局限于村、旗和自治区的限制，而是全国各地任何人都可以来村租房，并且既可以是个人也可以是企业。第二个方面是提供金融支撑和“新集体成员”身份的可转让，让权利变“活”。无论是哪种类型的承租人来村租房，都可以通过村内的信用合作部办理按揭贷款，分期付款，以金融赋能房宅交易，包括在承包期内，可以在产权交易服务中心进行交易，继续转包给他人，政府有关部门依然可以给新的消费者办理房宅登记和发放证书，成为林原村“新村民”，获得一定程度的“成员权”参与部分村庄治理。第三个方面是放开房屋经营和使用的方式，让用途变“活”。个人可以自建共享，企业也可以设计成民宿发展乡村旅游，还可以开发成其他类型的产品进行运营，房主和村集体经济合作社全力支持和配合经营需要的相关资格和证书的业务办理，由此盘活村庄闲置房宅资源。

第二，改建房屋来利民和引入企业进行项目性开发。对于部分收储到房宅合作部的土地，开发时，

林原村将其中一些宅基地开发成小高层，既能满足村民的不同需要，也可以出租一部分给外地人，回收一些现金流，减少整体投入成本；还有一部分闲置房宅，村集体经济合作社引入企业来进行项目开发，包括建设冷库、精深加工车间等，在满足企业产业发展需要的同时也能解决部分本地就业；还有部分宅基地则可以转换成建设用地指标出售给需要的企业，弥补开发资金的不足。通过引进企业和资本来开发和经营，或集体经济组织以村为体、以企为用的方式，提升村庄组织化、拓展集体经济组织权能，形成“村体企用”的发展模式（罗建章等，2024）。于是，农民的宅基地和房宅的产权就变成了产业发展的股权，村民除了能够以低价住上别墅、楼房，还可以从房宅出租、企业项目经营、建设用地指标出售上获得相应的股权收益，实现了资源变股权、资金变股金、农民变股民的重大转变。

第三，村集体经济组织托底回购保障交易的信心和灵活度。宅基地作为要素在城乡市场上流通起来，“在地活化”的闲置房宅也在市场价格机制的作用下实现多次定价，通常能再次获得经营收益，而有偿退出的宅基地指标，林原村也会将其返回到房宅合作部，由联合社、村投公司统一规划，进行小镇或中心村社区化建设，促进其社会增值，然后再进行交易，既实现了价值的最大化，又促进了资源资产的活化。组织化托底依托中国农村土地集体所有制的独特优势，很大程度上保障了农民基本的土地权利和投资经营者的经营自由。

“来租房的人无论是自己住还是做民宿和投资，其实也都有担心。但是如果交易后的资源资产不能够顺利地经营流转，还能有村里来托底，就能减轻大家的担忧。”（XJY-PT-20210514）

组织化托底以集体经济组织代行集体经济组织成员权的方式，成为契约权属的最终责任人，保障了成员权利，规范了流转秩序。组织化托底还依托集体所有制的优势，通过托底回购保障了交易的信心和灵活度，实现了资源资产的活化和社会增值，促进了农民基本土地权利的保障和投资经营者经营自由的实现。“组织治理契约”减轻了农村产权交易市场的“三怕”担忧，提高了交易的成功率，为资源的合理流转和高效利用提供了有力保障。

图4 为林原村以组织化促进房宅资源资本化的实践探索示意图。

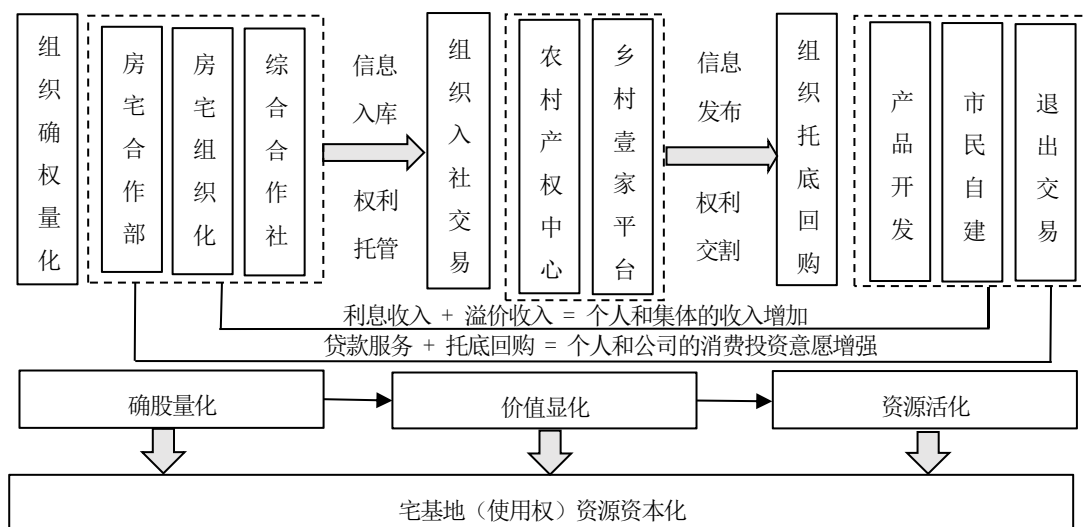


图4 林原村以组织化促进房宅资源资本化的实践探索

五、结论与讨论

（一）主要结论

针对农村集体资产长期囿于“产权不清晰”“市场不完善”“组织不有效”的“契约治理契约”的主体缺失困境。本文提出了“组织治理契约”的理论机制和实践方案。具体而言，本文提出了“确股量化—价值显化—资源活化”的理论框架，分析了“组织化确权—组织化交易—组织化托底”的作用机理。一是“组织化确权”。通过组织确权，动员村庄全体成员盘清全村现有的经营性资源、资产，并在此基础上确股量化到每一位集体成员，即达到产权清晰，通过满足产权清晰论强调的这一必要条件，为实现资源资产资本化提供交易基础。二是“组织化交易”。通过组织入社交易，将确股量化后的资源、资产整合到集体经济组织，放在线上平台或农村产权交易中心进行统一交易，通过满足市场完善论强调的这一必要条件，为实现资源资本化提供交易环境。三是“组织化托底”。通过组织托底回购，在推动建立常态化市场交易机制并保证资源、资产能够自由交易的基础上，通过专业合作社等在内的集体经济组织来接收退出交易的标的物，为实现资源资产的托底回购提供交易保障。通过“组织治理契约”，可走出长期以来村庄发展面临的治理主体缺失困境，从而从理论和实践层面为土地资源资本化找到可行道路。

确股量化—价值显化—资源活化的理论机制和组织化确权—交易—托底的作用机理，从产权、交易和契约三个层面出发，为推动宅基地资源资本化提供了相对清晰的理论指导，也同样适用于农地和经营性建设用地的资源资本化。比如，在农地流转中，在农民本身就获得了承包经营权的基础上，有效的组织也可以更好地帮助搜寻流转双方信息以及提供第三方见证，进一步保障流转稳定性和贯彻落实农地“非粮化”和“非农化”的耕地保护；在经营性建设用地中，则更需要村集体的组织有效来促进交易和保障集体土地不流失。

（二）政策启示

《农村集体经济组织法》的颁布实施，为“组织治理契约”明确了治理主体，农村集体经济组织作为集体经济组织成员权的代行主体，将以组织化推动土地资源资本化。本文具有如下政策启示：

第一，组织化的确股量化是土地资源要素市场的前提。其中，组织确权是集体经济组织代行集体经济组织成员权的基础。明晰农村集体产权制度改革中的“份额”“股权”“股份”等的法律性质，事关农村集体经济组织资产股份权能的完善和拓展。集体资产折股量化中的“股权”“股份”不是对集体所有权的分割，主要是让农民群众方便理解到自己对集体资产是有“份”的，解决以往产权不清晰、“人人所有、人人无份”的问题，这种“份”需要通过成员权来实现。对此，坚持农民主体性是根本，组织多元主体参与和协作是保障成员权的核心，“股权”“股份”是集体经济组织成员参与集体资产收益分配的依据，作为成员权，其既包括成员对于集体资产占有、使用和处分的权利，也包括选举权、表决权、监督权等非财产性权利。

第二，价值显化是壮大新型农村集体经济的要求。其中，组织化交易是集体经济组织通过契约嵌

套的方式，代行集体经济组织成员权的职能，促成资源价值显化。一是明确集体组织的成员边界范围，保护集体资产不被流失。明确组织边界的排他性是健全集体收益分配制度、把农民集体资产股份收益分配权落到实处的要求。二是完善市场流转平台，提升要素配置效率。针对政府定价的低效率和双边市场交易的规模不经济性，探索政府支持的企业化运作交易平台是促进组织化交易的有效手段，也是实现组织化交易对接市场化平台的要求。

第三，资源活化是畅通要素流动、促进城乡融合的手段。其中，组织化托底以集体经济组织代行集体经济组织成员权的方式，成为契约权属的最终责任人，保障了成员权利，规范了流转秩序。资源资本化过程中的股份有偿退出是保证资源活化的前提，应保障村集体经济组织对要素股份的托底回购权。一是不以放弃集体成员身份作为回购条件，保留享受除经营性资产以外的集体资产所带来的利益以及基于集体成员身份享有的福利待遇。二是优先有偿退出股份内部转让，由集体组织托底保障实现生产要素的优化组合，体现农民所持集体资产股份的价值。三是探索未来集体经济从封闭走向开放、从固化走向流动的自组织化方案，以此促进城乡要素的自由流动。

参考文献

1. 蔡昉, 2018: 《农业劳动力转移潜力耗尽了么? 》, 《中国农村经济》第9期, 第2-13页。
2. 陈锡文, 2023: 《当前农业农村的若干重要问题》, 《中国农村经济》第8期, 第2-17页。
3. 程建、朱道林、赵江萌、张晖, 2022: 《中国土地资本化问题研究综述》, 《资源科学》第2期, 第221-231页。
4. 程令国、张晔、刘志彪, 2016: 《农地确权促进了中国农村土地的流转吗? 》, 《管理世界》第1期, 第88-98页。
5. 丰雷、胡依洁、蒋妍、李怡忻, 2020: 《中国农村土地转让权改革的深化与突破——基于2018年“千人百村”调查的分析和建议》, 《中国农村经济》第12期, 第2-21页。
6. 傅联英、骆品亮, 2013: 《双边市场的定性判断与定量识别：一个综述》, 《产业经济评论》第2期, 第1-18页。
7. 贾蕊、陆迁, 2018: 《土地流转促进黄土高原区农户水土保持措施的实施吗? ——基于集体行动中中介作用与政府补贴调节效应的分析》, 《中国农村经济》第6期, 第38-54页。
8. 罗必良, 2012: 《合约理论的多重境界与现实演绎：粤省个案》, 《改革》第5期, 第66-82页。
9. 罗必良, 2016: 《农地确权、交易含义与农业经营方式转型——科斯定理拓展与案例研究》, 《中国农村经济》第11期, 第2-16页。
10. 罗建章、马黎、马荟、周立, 2024: 《村体企用：迈向共同富裕的村企关系——基于陕西省袁家村的纵向案例分析》, 《农业经济问题》第3期, 第89-102页。
11. 罗建章、周立, 2024: 《强人强村：选优配强促进强村富民的实践逻辑——来自浙江“千万工程”乡村人才队伍建设的案例分析》, 《中国农村经济》第6期, 第94-116页。
12. 罗千峰、罗增海, 2022: 《合作社再组织化的实现路径与增效机制——基于青海省三家生态畜牧业合作社的案例研究》, 《中国农村观察》第1期, 第91-106页。
13. 马良灿, 2012: 《农村社区内生性组织及其“内卷化”问题探究》, 《中国农村观察》第6期, 第12-21页。

- 14.潘璐, 2021:《村集体为基础的农业组织化——小农户与现代农业有机衔接的一种路径》,《中国农村经济》第1期,第112-124页。
- 15.钱文荣、朱嘉晔、钱龙、郑淋议, 2021:《中国农村土地要素市场化改革探源》,《农业经济问题》第2期,第4-14页。
- 16.钱忠好, 2002:《农村土地承包经营权产权残缺与市场流转困境:理论与政策分析》,《管理世界》第6期,第35-45页。
- 17.曲颂、朱铁辉、郭君平, 2024:《演进中的农地“三权”分置:来自中国化时代化马克思主义土地理论的检视》,《中国农村经济》第5期,第21-39页。
- 18.王成军、张旭、李雷, 2024:《农村集体经济组织公司化运营可以壮大集体经济吗——基于浙江省的实证检验》,《中国农村经济》第8期,第68-87页。
- 19.魏后凯, 2024:《准确把握统筹新型城镇化和乡村全面振兴的科学内涵》,《中国农村经济》第1期,第2-5页。
- 20.吴一恒、徐砾、马贤磊, 2018:《农地“三权分置”制度实施潜在风险与完善措施——基于产权配置与产权公共域视角》,《中国农村经济》第8期,第46-63页。
- 21.夏方舟、杨雨濛、严金明, 2020:《城乡土地银行制度设计:一个新型城乡土地资本化制度探索》,《中国土地科学》第4期,第48-57页。
- 22.杨广亮、王军辉, 2022:《新一轮农地确权、农地流转与规模经营——来自CHFS的证据》,《经济学(季刊)》第1期,第129-152页。
- 23.姚树荣、陈锴民、崔耀文, 2022:《土地要素市场化配置与畅通国民经济循环》,《政治经济学评论》第6期,第35-53页。
- 24.姚洋, 2000:《中国农地制度:一个分析框架》,《中国社会科学》第2期,第54-65页。
- 25.岳晓文旭、王晓飞、韩旭东、周立, 2022:《赋权实践如何促进乡村新内源发展——基于赋权理论的多案例分析》,《中国农村经济》第5期,第36-54页。
- 26.张海鹏、逢锦聚, 2016:《中国土地资本化的政治经济学分析》,《政治经济学评论》第6期,第3-24页。
- 27.张同龙、张丽娜、胡新艳、罗必良, 2023:《地权制度的持久性影响——来自雷州半岛60村的经验观察》,《中国经济史研究》第5期,第129-141页。
- 28.张文明、张孝德, 2019:《生态资源资本化:一个框架性阐述》,《改革》第1期,第122-131页。
- 29.周立、王晓飞, 2021:《城乡中国时代的村庄再组织化》,《江苏社会科学》第5期,第40-46页。
- 30.周立、汪庆浩、罗建章, 2022:《工农城乡关系的历史演进、时代特征与未来展望》,《福建论坛(人文社会科学版)》第9期,第54-62页。
- 31.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。
- 32.周其仁, 2004:《农地产权与征地制度——中国城市化面临的重大选择》,《经济学(季刊)》第4期,第193-210页。
- 33.朱述斌、申云、石成玉, 2011:《农地流转市场中中介平台与定价机制研究——基于双边市场理论的视角》,《农业经济与管理》第3期,第39-46页。

- 34.Acemoglu, D., S. Johnson, and A. Robinson, 2005, "Institutions as a Fundamental Cause of Long-run Growth", *Handbook of Economic Growth*, 1(6): 385-472.
- 35.Alchian, A., 1965, "Some Economics of Property Rights", *Politico*, 30(4): 816-829.
- 36.Alchian A. A., and H. Demsetz, 1972, "Production, Information Costs, and Economic Organization", *American Economic Review*, 62(5):777-795.
- 37.Armstrong, M., 2006, "Competition in Two-sided Markets", *The RAND Journal of Economics*, 37(3): 668-691.
- 38.Arrow, K. J., 1969, "The Organization of Economic Activity: Issues Pertinent to the Choice of Market versus Nonmarket Allocation", *The Analysis and Evaluation of Public Expenditure: the PPB System*, Vol.1: 59-73.
- 39.Bardhan, P., and D. Mookherjee, 2000, "Capture and Governance at Local and National Levels", *American Economic Review*, 90(2): 135-139.
- 40.Barzel, Y., 1982, "Measurement Cost and the Organization of Markets", *Journal of Law and Economics*, 25(1): 27-48.
- 41.Barzel, Y., 1989, *Economic Analysis of Property Rights*, Cambridge University Press.
- 42.Besley, T., and M. Ghatak, 2009, "Property Rights and Economic Development", *Social Science Electronic Publishing*, 39(1): 51-65.
- 43.Binswanger, H. P., and M. R. Rosenzweig, 1986, "Behavioural and Material Determinants of Production Relations in Agriculture", *The Journal of Development Studies*, 22(3): 503-539.
- 44.Coase, R. H., 1937, "The Nature of the Firm", *Economica*, 4(16): 386-405.
- 45.Deininger, K., and G. Feder, 2001, "Land Institutions and Land Markets", *Handbook of Agricultural Economics*, Vol.1: 287-331.
- 46.Demsetz, H., 1967, "Towards a Theory of Property Rights", *American Economic Review*, 57(2): 61-70.
- 47.Demsetz, H., 1988, "The Theory of the Firm Revisited", *The Journal of Law, Economics, and Organization*, 4(1): 141-161.
- 48.Grossman, S., and O. Hart, 1986, "The Costs and Benefits of Ownership: A Theory of Vertical and Lateral Integration", *Journal of Political Economy*, 94 (4): 691-719.
- 49.Hart, O., 1995, *Firms, Contracts, and Financial Structure*, Oxford University Press, 446-452.
- 50.North, D. C., 1990, "A Transaction Cost Theory of Politics", *Journal of Theoretical Politics*, 2(4): 355-367.
- 51.Platteau, J. P., and A. Abraham, 2002, "Participatory Development in the Presence of Endogenous Community Imperfections", *Journal of Development Studies*, 39(2): 104-136.
- 52.Riordan, M. H., and O. E. Williamson, 1985, "Asset Specificity and Economic Organization", *International Journal of Industrial Organization*, 3(4): 365-378.
- 53.Rochet, J. C., and J. Tirole, 2006, "Two-sided Markets: A Progress Report", *The RAND Journal of Economics*, 37(3): 645-667.
- 54.Williamson, O. E., 1985, "Employee Ownership and Internal Governance: A Perspective", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 6(3): 243-245.

Govern Contracts by Organization: Theory and Practice of Organizational Promotion to Land Resource Capitalization

ZHOU Li¹ WANG Qinghao¹ LUO Jianzhang^{2,3}

(1. School of Agricultural Economics and Rural Development, Renmin University of China;

2. School of Public Policy and Management, Tsinghua University;

3. China Institute for Rural Studies, Tsinghua University)

Summary: Given the incomplete property rights and the dilemma of market circulation faced by the capitalization of land resources, existing studies have put forward two theoretical explanations: one is the theory of clear property rights, which, based on the transaction cost theory, puts forward that clear property rights can realize the circulation of resources. The other is the market perfection theory. Based on the two-sided market theory, it holds that reasonable pricing can promote resource trading and realize resource capitalization. Against the institutional background of insisting that the nature of collective ownership of rural land will not change, the above two theoretical viewpoints have encountered many challenges in practice. In essence, under the premise of lacking effective contract subjects, it is impossible to improve the core contract with incomplete property rights by adding external contracts, so it is impossible to ensure the effectiveness of the contract. “Govern contracts by organization” is an important means for an organization to promote the capitalization of resources, and rural collective economic organizations are the key governance subjects. Therefore, clear property rights and a perfect market are only two necessary conditions to realize the capitalization of land resources. On this basis, it is necessary to add the necessary condition of effective organizations to form a sufficient condition for the capitalization of land resources.

Compared with existing research, this paper has the following two marginal contributions. On the one hand, it talks about “govern contracts by contract” with “govern contracts by organization” and solves the problem of the absence of contract subject in the situation of incomplete contract. It believes that the organizational mode of replacing collective membership rights with collective economic organizations is the third necessary condition for the capitalization of land resources, and demonstrates how effective organization, clear property rights, and a perfect market constitute sufficient conditions for the capitalization of land resources. On the other hand, based on the theoretical mechanism of “govern contracts by organization”, this paper constructs the analytical framework of “stock confirmation quantification–value manifestation–resource activation” and the theoretical mechanism of “organizational confirmation–organizational transaction–organizational backing”. It reveals the process of realizing “govern contracts by organization” by collective economic organizations to promote the capitalization of land resources through the practical exploration of “one economic cooperative, four departments” in Linyuan Village, Inner Mongolia.

This paper proposes the following policy implications. First, it clarifies the legal nature of “share”, “equity”, and “stock” in the reform of the rural collective property rights system, expanding the power of assets and shares of rural collective economic organizations. Second, it is necessary to strengthen the function of collective economic organizations to act as members of collective economic organizations and improve the property rights trading platform. Third, it is essential to ensure that the collective economic organization is the ultimately responsible person for the contract ownership and the right to buy back the essential shares.

Keywords: Rural Revitalization; Capitalization of Land Resources; Organization; New Collective Economy; Rural Collective Economic Organizations

JEL Classification: Q15; P24

(责任编辑：小林)

新一轮土地确权实施的农村劳动力跨部门配置效应

吴佳璇 王晓兵 陆岐楠

摘要：基于全国农村固定观察点调查数据和乡镇层面的土地确权时间数据，本文采用多时点双重差分法识别了新一轮土地确权对农村家庭劳动力配置的影响。研究发现，土地确权总体上显著促进了农村劳动力外出非农就业，但对农业全要素生产率水平不同的农户具有异质性影响：总体上农户农业全要素生产率水平越低，土地确权对其家庭中劳动力外出非农就业的促进作用越强。这说明，土地确权使不具有农业生产比较优势的农村劳动力转移到非农部门，具有农业生产比较优势的农村劳动力留在农业部门，从而优化了农村劳动力的跨部门配置。此外，土地确权显著提高了具有农业生产比较优势的农户的农业长期投资水平，并促使土地从较低农业全要素生产率的农户流转 to 较高农业全要素生产率的农户，进一步实现了要素的有效配置。本文在中国现有土地制度背景下构建了土地产权制度改革影响劳动力配置的分析框架，为理解土地产权制度安排与农村家庭要素配置的关系提供了经验证据。

关键词：土地确权 劳动力配置 农业全要素生产率 比较优势 多时点双重差分法

中图分类号：F241.4; F321.1 **文献标识码：**A

一、引言

明晰的产权制度对改善要素配置状况、实现经济高质量发展具有重要作用。在现有“三权分置”产权制度安排下，中国农村土地的产权被细分为所有权、承包权和经营权。农地所有权归属村集体，承包权归属本村的土地承包农户，经营权归属土地经营者（如本村村民、转入土地的农户或农业企业）。在农村土地确权^①工作开展前，农户对农村土地的权属是通过持续的土地经营而非土地所有权来维持的（Chari et al., 2021）。长期闲置土地的农户可能面临失去承包权的风险，由其承包的土地可能被村集体收回并重新分配给其他村民（Liu et al., 2023）。对地权不稳定的感知使农户将家庭劳动力投入农

【资助项目】 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协调研究”（编号：71933004）；国家社会科学基金重大项目“推动农业机械化智能化保障粮食安全的路径和机制创新研究”（编号：22&ZD084）；国家自然科学基金青年项目“契约安排视角下种粮大户应对自然风险的策略选择和效果评估研究”（编号：72403240）。

【作者信息】 吴佳璇、王晓兵，北京大学现代农业学院；陆岐楠（通讯作者），中国人民大学农业与农村发展学院，电子邮箱：qinan.lu@ruc.edu.cn。感谢匿名评审专家提出的宝贵意见，但文责自负。

^①本文的“土地确权”是“农村土地承包经营权确权登记颁证工作”的简称，其中“土地”指“农地”。

业生产而非外出务工，过多的劳动力被低效“捆绑”在农业生产中，限制了劳动力的自由流动，从而扭曲了农村劳动力要素的跨部门配置（de Janvry et al., 2015）。而且，由产权不明晰导致的土地纠纷阻碍了土地流转和土地租赁市场的健康发展（Bu and Liao, 2022），缺乏有效法律保护的土地产权日益成为中国农村经济发展的阻碍。

为清晰界定土地产权，国家于 2009 年在四川省、山东省等 8 个省份的 8 个村启动了新一轮土地确权试点工作^①。截至 2020 年底，全国农村承包地确权登记颁证率超过 96%^②，农村土地确权工作基本完成。新一轮土地确权是中国土地产权制度改革的重要环节，对维护农民合法权益、推进土地流转、改善要素错配情况、促进资源合理利用、实现农业适度规模经营以及助力农业现代化发展等具有重要影响和深远意义（林文声等，2018）。作为土地产权制度改革最为基础的手段（程令国等，2016），土地确权是保障土地产权稳定性最为重要的制度安排，受到国内外学者的关注。Besley（1995）最早构建了土地产权稳定性影响农户投资决策的理论模型；Feder and Nishio（1998）在此基础上提出了土地确权影响农业信贷、投资和土地流转的理论框架。随着中国农村土地确权工作的持续推进，相关研究不断涌现，土地确权的政策效果大致可以归纳为五个方面：一是激励农业投资，具体表现为提高有机肥、绿肥施用量以及增加农业机械投入量等（黄季焜和冀县卿，2012）；二是提高农业生产率，具体表现为提高农业全要素生产率、单位面积农业收入等（Gao et al., 2021; Adamopoulos et al., 2024）；三是促进土地流转，具体表现为土地流转参与度提高、土地流转规模增加以及土地租金率上升（程令国等，2016）；四是改善信贷激励，具体表现为提高农户的贷款可得性和贷款规模（Zhang et al., 2020）；五是提高农民收入，如增加家庭总收入和财产性收入（Xu and Du, 2022）。

然而，鲜有学者从农业生产比较优势的视角探究土地确权对劳动力跨部门配置的影响。实际上，劳动力优化配置是经济增长的重要组成部分（蔡昉，2017）。当前，中国农业部门与非农部门的生产率仍存在较大差距，中国农业部门与发达国家农业部门的生产率亦存在较大差距（Chari et al., 2021）。有研究认为，这是由于中国农业部门内部以及农业与非农部门之间存在较为严重的资源错配现象（Liu et al., 2023），说明中国农业部门的生产要素配置情况有望进一步改善。也有研究发现，在中国农业部门的各生产要素中，劳动力要素的错配程度最高（吴亚玲等，2022）。劳动力要素是各生产要素中最为活跃的要素，土地、资本等要素只有通过劳动力才能被激活（宋晓梧，2020），优化农村家庭劳动力要素配置对缩小中国农业与非农部门的生产率差距、中国与发达国家的农业生产率差距均具有深远意义。在理想情况下，如果农业生产中不存在要素错配现象，在农业全要素生产率方面有优势的农村劳动力将从事农业生产，不具有优势的农村劳动力将流向非农部门，从而实现农村劳动力的有效配置。《国家新型城镇化规划（2014—2020 年）》指出，中国农业富余劳动力正持续减少。如果具有农业生产比较优势的农村劳动力留在农业部门，不具有农业生产比较优势的农村劳动力迁出农村向非农部门转移，农村劳动力资源的配置情况便可得到优化。土地产权制度是影响农村劳动力资源配置的重

^①本文的“新一轮土地确权”指 2009 年开展试点、2011 年正式启动的农村土地承包经营权确权登记颁证工作。

^②资料来源：《全国农村承包地确权登记颁证超 96%》，https://www.gov.cn/xinwen/2020-11/10/content_5560093.htm。

要因素（陈会广和刘忠原，2013），土地确权是土地产权制度改革的核心举措，其对农村劳动力配置的影响值得进一步探究。本文试图回答：新一轮土地确权对农村劳动力的跨部门配置产生了何种影响？在回答这一问题的基础上，本文将进一步分析新一轮土地确权在实现要素有效配置方面发挥的作用。

现有关于土地确权影响农村劳动力配置的研究在以下方面有进一步提升空间。首先，现有文献大多将农村劳动力配置落脚于劳动力转移，主要关注劳动力从农业部门向非农部门的转移（林文声等，2018），或劳动力从乡村向城镇的空间转移（Mullan et al., 2011），鲜有研究将农户的农业生产比较优势纳入分析框架，因而难以反映劳动力配置状况是否得到优化，即无法识别何种农业全要素生产率水平的农户留在了农业部门、劳动力资源是否得到优化配置。其次，由于新一轮土地确权在各地推行的时间数据获取难度较大，相关研究在数据方面存在一些不足：部分研究使用的数据仅包括个别省份（如周力和王镔如，2019），不具有全国代表性；部分研究采用截面数据（如许庆等，2017），既难以考察土地确权实施的动态影响，也难以有效控制不可观测的不随时间变化因素的影响；部分研究使用的土地确权数据来自家庭微观调查（如陈江华等，2020），无法完全避免自我报告的偏差；部分研究使用的土地确权实施时间数据虽然来自政府部门，但仅能精确到县级（如 Bu and Liao, 2022）或省级（如史常亮和张益，2022），难以充分保证核心解释变量测量的准确性和变量取值的变异性，可能使估计结果有偏。最后，部分研究未控制其他同期政策对新一轮土地确权政策评估的干扰，特别是如果不控制新型农村社会养老保险（以下简称“新农保”）和新型农村合作医疗（以下简称“新农合”）等其他同期政策的冲击（如 Gao et al., 2021），很可能会影响回归结果，降低因果推断的准确性。

与已有研究相比，本文的边际贡献体现在以下几个方面。第一，本文不仅关注新一轮土地确权对农村劳动力转移的总体影响，还进一步将农户层面的农业全要素生产率纳入分析框架进而衡量农户的农业生产比较优势，以识别何种农业全要素生产率水平的农户选择外出非农就业，从而反映劳动力配置的优化情况，完善和丰富现有分析框架。第二，本文使用农业农村部的新一轮土地确权实施时间数据，该数据能够精确到乡镇层面，能较好保证核心解释变量度量的准确性和变量取值的变异性；基于具有全国代表性的全国农村固定观察点数据，本文进一步解决了现有研究在数据方面存在的全国代表性不足和时间跨度不足等问题，研究结论更为可靠。第三，本文采用符合土地确权“先试点、再逐步推行”准自然实验特征的多时点双重差分模型，控制双向固定效应以及户主、家庭和村庄层面的特征变量，并控制“新农保”和“新农合”的实施情况以排除混淆政策的影响，更好地识别新一轮土地确权对农村家庭劳动力配置的因果效应，以期构建中国土地制度背景下土地产权改革影响劳动力要素配置的分析框架，为理解土地产权制度安排与农村要素配置的关系提供经验证据。

二、制度背景与理论分析

（一）制度背景

政府为保障农民的土地产权采取了多轮举措。1998年，首次发放土地确权证书，标志着中国第一轮土地确权的开始。在这一时期，政府虽然在不断加大确权政策的实施力度，但确权完成度不高，许多政策没有得到有效实施。根据叶剑平等（2000）的调查，截至1999年8月，中国17个省份中仅38.3%

的农民取得了 30 年土地承包经营权合同。这意味着，超过 60% 的村庄没有完成确权。此后，政府继续加大确权力度。2003 年《中华人民共和国农村土地承包法》的实施标志着第二轮土地确权的开始，该法律在重申农民土地承包合同最低 30 年的期限外，还保障了农民承包和租赁土地的合法权利，并大幅降低了村集体调整农户承包地的频率（Chari et al., 2021）。2007 年，土地确权覆盖了超过 94.6% 的农户，但这一时期的确权存在地块边界和权属模糊不清等问题（Gao et al., 2021）。

为清晰界定土地产权，政府启动了新一轮土地确权。2009 年中国开展了土地承包经营权确权登记颁证试点工作，在四川省、山东省等 8 个省份的 8 个村进行小规模试点。在此基础上，2011 年出台的《关于开展农村土地承包经营权登记试点工作的意见》标志着全国范围内新一轮土地确权的正式启动。与前两轮土地确权相比，新一轮土地确权有很多不同之处：一是权属更加清晰，解决了农户承包地面积不准、四至不清等问题，明确了农户承包地块的大小和边界，地块的经纬度都得到准确登记；二是权能更加完整，进一步强调了土地的“三权分置”，要不断落实承包权、放活经营权，充分鼓励经营权自由流转（Gao et al., 2021）；三是保护更加严格，不再允许行政调整土地，村集体不能出于农户家庭成员规模变动、公共使用等因素重新分配土地；四是使用更加灵活，允许农民将土地经营权作为抵押品向金融机构贷款，并允许土地出租人和承租人自由协商土地租赁合同的期限（Gong et al., 2023）。

新一轮土地确权具有“先试点、再逐步推行”的制度特性，从村组、乡镇、县到省逐步开展，最后推广到全国。2009—2010 年为整村推进试点阶段，以村组为单位，在四川省、山东省、湖南省等 8 个省份的 8 个村开展试点；2011—2013 年为整县推进试点阶段，以乡镇为单位，在 28 个省份的 105 个县（市、区）开展规模较小的试点；2014 年开始进入整省推进阶段，以县为单位，选择在山东省、安徽省、四川省 3 个省份开展整省试点，并于 2015—2017 年陆续扩展到全国；截至 2017 年底，山东省、宁夏回族自治区、安徽省等 7 个省份基本完成了确权工作，天津市、河北省、江苏省等 9 个省份的确权工作即将完成^①，并于 2020 年底基本完成土地确权工作^②。

（二）理论分析

本文首先构建一个简要的理论模型，从理论上解释在土地产权稳定且明晰的理想情况下，农户如何配置劳动力。参考 Gao et al. (2021) 的研究，本文假设一个代表性农户拥有初始劳动力禀赋 $\bar{L}$ 和土地禀赋 $\bar{N}$ ，该农户通过在农业和非农部门分配劳动力实现家庭收入最大化。农户在农业部门配置的劳动力为 L_d ，在非农部门配置的劳动力为 L_o ，用于耕种的土地投入为 N 。简单起见，假设农户的农业生产符合 Cobb-Douglas 生产函数，且农业产出仅取决于劳动力投入和土地投入，具体表达式如下：

$$f(\varphi, L_d, N) = \varphi L_d^\alpha N^\beta \quad (1)$$

^①本文系统梳理了 2009—2018 年中央“一号文件”关于新一轮土地确权的政策与实施情况，详见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录的附表 1。

^②资料来源：《全国农村承包地确权登记颁证超 96%》，https://www.gov.cn/xinwen/2020-11/10/content_5560093.htm。

(1) 式中： φ 表示农户的农业全要素生产率， α 、 β 分别表示劳动力、土地的投入产出弹性，且 $\alpha + \beta < 1$ 。假设农产品价格为 1，非农就业的工资率为 w ，单位面积土地的租金率为 r 。假设农户的非农就业只能通过向城市迁移实现，不存在本地农业劳动力市场。基于上述假设，农户通过选择农业劳动力投入 L_d 、非农劳动力投入 L_o 和土地投入 N 实现家庭收入最大化：

$$\begin{aligned} \text{Max}_{L_d, L_o, N} \quad \Pi &= \varphi L_d^\alpha N^\beta + w L_o + r (\bar{N} - N) \\ \text{s.t.} \quad L_d + L_o &\leq \bar{L} \end{aligned} \quad (2)$$

假设 (2) 式表示的最优化问题不存在角点解，则农户家庭收入最大化的一阶条件为：

$$\frac{\partial \Pi}{\partial L_d} = \varphi \alpha L_d^{\alpha-1} N^\beta - w = 0 \quad (3)$$

$$\frac{\partial \Pi}{\partial N} = \varphi \beta L_d^\alpha N^{\beta-1} - r = 0 \quad (4)$$

将 (3) 式和 (4) 式重新整理，可得：

$$\varphi \alpha L_d^{\alpha-1} N^\beta = w \quad (5)$$

$$\varphi \beta L_d^\alpha N^{\beta-1} = r \quad (6)$$

(5) 式和 (6) 式表明，农户通过选择农业劳动力投入和土地投入，会使两类要素的边际生产率等于市场价格。而且，可推出 L_d 的表达式：

$$L_d = \left[\frac{\alpha}{w} \left(\frac{\beta}{r} \right)^{\frac{\beta}{1-\beta}} \right]^{\frac{1-\beta}{1-\beta-\alpha}} \times \left(\varphi^{\frac{1}{1-\beta}} \right)^{\frac{1-\beta}{1-\beta-\alpha}} = \left(t \varphi^{\frac{1}{1-\beta}} \right)^{\frac{1-\beta}{1-\beta-\alpha}} \quad (7)$$

根据 (7) 式，定义 $t = \frac{\alpha}{w} \left(\frac{\beta}{r} \right)^{\frac{\beta}{1-\beta}}$ ， L_d 对 φ 求导可得：

$$\frac{\partial L_d}{\partial \varphi} = \frac{1-\beta}{1-\beta-\alpha} \left(t \varphi^{\frac{1}{1-\beta}} \right)^{\frac{1-\beta}{1-\beta-\alpha}} \cdot t \cdot \frac{1}{1-\beta} \cdot \varphi^{\frac{\beta}{1-\beta}} > 0 \quad (8)$$

根据 (2) 式中的约束条件，结合链式法则可以得到：

$$\frac{\partial L_o}{\partial \varphi} < 0 \quad (9)$$

根据 (8) 式和 (9) 式，可以得出如下推论：在农户的土地产权稳定且明晰的理想情况下，农户

不需要花费额外的资源和成本去保护地权，对劳动力要素的配置取决于自身的比较优势。农业全要素生产率越低，配置到非农部门的劳动力就越多；农业全要素生产率越高，配置到农业部门的劳动力就越多。这种基于农业生产比较优势的劳动力配置是有效率的。

然而，在新一轮土地确权工作开展前，地权缺乏稳定性是中国农村土地产权制度安排的显著特征（程令国等，2016）。地权不稳定主要表现为农户承包期内的土地调整（俞海等，2003）。虽然在2003年《中华人民共和国农村土地承包法》实施后农村土地调整频率有所下降（Liu et al., 2023），但从一些调查研究看，土地调整现象仍然存在（钱忠好和冀县卿，2016）。对外出务工农户而言，面临的土地利益受损风险可能更大。一方面，由于家庭务农人口数量的减少，承包的土地更可能被村集体以城市扩张、基础设施建设等理由收回，且农户难以获得足额补偿（Mullan et al., 2011）；另一方面，在村集体进行土地调整的过程中，由于无法有效参与村集体决策，外出务工农户的权益在土地再分配过程中容易受损（纪月清等，2021），土地纠纷也更易发生（Liu et al., 2023）。对地权不稳定、不安全的感知使农村家庭将部分劳动力留在村庄从事农业生产，以防止与土地相关的利益受损（Liu et al., 2023）。这部分被低效“捆绑”在农业部门的劳动力难以根据自身比较优势选择所从事的产业（de Janvry et al., 2015）。对不具有农业生产比较优势的农户而言，他们具有更强的离农外出务工激励（郜亮亮，2023）。而且，地权不稳定、不安全的预期阻碍了农村劳动力从农业到非农产业、从农村到城镇的重新配置（Adamopoulos et al., 2024），扭曲了农村家庭对劳动力的最优配置。

新一轮土地确权通过产权界定和还权赋能固定了土地和农民之间的权属关系，不仅在法律层面提高了土地产权的实际稳定性和安全性，更重要的是改变了农户对地权稳定性和安全性的心理预期。具体而言，产权界定使农户拥有更加清晰和完备的土地承包经营权（周力和王镜如，2019），强化了土地产权的排他性，有效降低了村集体在承包期内调整、征收和收回土地的可能性（郑淋议等，2021）。清晰的土地产权有助于消除农村劳动力非农转移过程中可能面临的土地利益受损顾虑（郑淋议等，2023），农村劳动力可以根据市场需求和自身比较优势选择留在农业部门或寻找非农就业机会，从而有效释放被低效“捆绑”在农业部门的劳动力（de Janvry et al., 2015）。因此，新一轮土地确权在总体上会促进农村劳动力的非农转移，使农业全要素生产率较高的劳动力继续从事农业生产，农业全要素生产率较低的劳动力转移到非农部门，降低要素错配程度，优化农村家庭劳动力的跨部门配置。

基于上述分析，本文提出研究假说 H1 和 H2。

H1：新一轮土地确权在总体上促进了农村劳动力外出非农就业。

H2：新一轮土地确权能够优化农村家庭的劳动力配置，使具有农业生产比较优势的农村劳动力更倾向于从事农业生产，不具有农业生产比较优势的农村劳动力更倾向于外出非农就业。

三、数据来源、模型设定与变量选取

（一）数据来源

土地确权实施时间数据来自农业农村部，能够精确到乡镇层面，是已有研究中最精细的数据。在模型估计中，本文将村庄确权时间与所在乡镇确权时间等同。其他数据均来自全国农村固定观察点

调查数据。全国农村固定观察点数据中的农户样本包括全国 31 个省（区、市）300 多个村的 2 万多户农户，具有权威性和代表性（刘进等，2023）。本文选取的研究期间为 2008—2017 年。2009 年是新一轮土地确权工作的起始年，为更好反映政策干预的效果，本文以 2008 年为研究起点。研究以 2017 年为另一个时间节点有两方面原因：第一，截至 2017 年底，全国已有 28 个省份推进了新一轮土地确权整省试点工作，确权面积占二轮家庭承包耕地账面面积的 82%^①，此后年份土地确权变量取值变异性较小；第二，随着样本时间跨度的增加，多时点双重差分模型的估计结果容易受其他政策冲击的干扰（de Chaisemartin and D’Haultfoeuille, 2020）。2016 年，《全国“十三五”易地扶贫搬迁规划》的出台标志着新一轮脱贫攻坚战的开启，2017 年后易地扶贫搬迁进程逐渐加快^②，如果加入 2017 年之后年份的数据可能会混淆对新一轮土地确权效果的准确评估。

本文按照如下处理过程确定样本村及样本农户：第一，横向匹配全国农村固定观察点各年份的个体、家庭和村庄信息，构成横截面数据。纵向合并 2008—2017 年的横截面数据，构成面板数据。处理后，共包含 376 个样本村的 204243 户样本农户。第二，参考罗必良和张露（2020）的做法，剔除来自牧区和农牧区的样本（包括新疆维吾尔自治区、西藏自治区、青海省和内蒙古自治区）；根据 CFPS 数据的抽样框架，剔除海南省的样本。第三，剔除 2009 年前已经城镇化的样本^③，北京市、天津市和上海市的样本被全部剔除。第四，剔除 2009 年前荒废或不存在的村。经过第二步至第四步的处理，得到 304 个样本村的 144444 户样本农户。第五，在 304 个样本村中，161 个样本村的土地确权时间数据能够精确到乡镇层面，虽没有直接获得其余样本村在乡镇层面的确权时间数据，但如果能够获得该村所在县（市、区）其他乡镇确权时间数据，则采用该村所在县（市、区）其他乡镇确权时间的均值替代该村确权时间，由此共获得 228 个样本村的土地确权时间数据。遗憾的是，其余 76 个样本村的土地确权时间数据无法获得，故本文将其剔除。第六，由于本文研究的是新一轮土地确权，根据样本村的土地确权时间，本文剔除了 2009 年之前开始实施确权的样本村，共剔除 2 个样本村的 1930 户样本农户。第七，对本文所需变量的异常值和缺失值根据其前后逻辑进行平滑处理，删除少量异常值和缺失值，最终得到 2008—2017 年的 10 期非平衡面板数据，包含来自全国 23 个省（区、市）^④226 个样本村的 101249 户样本农户。

（二）变量定义与描述

1. 被解释变量。为了衡量农户劳动力配置情况，本文以家庭劳动力中外出非农就业比例为被解释

^①资料来源：《农村承包地确权登记颁证试点工作进展顺利》，https://www.gov.cn/xinwen/2017-11/30/content_5243351.htm。

^②资料来源：《2017 年我国计划易地扶贫搬迁 340 万人》，https://www.gov.cn/xinwen/2017-02/10/content_5167140.htm。

^③参考标准为《统计用城乡划分代码》，该代码由统计用区划代码和城乡分类代码两部分组成，代码共 15 位数字，左起第 1~12 位数字表示统计用区划代码，第 13~15 位数字表示城乡分类代码。城乡分类代码第 13 位为 1，表示城镇；第 13 位为 2，表示乡村。详见 Liu et al. (2023)。

^④包括安徽省、福建省、甘肃省、广东省、广西壮族自治区、河北省、河南省、黑龙江省、湖北省、湖南省、吉林省、江苏省、江西省、辽宁省、宁夏回族自治区、山东省、山西省、陕西省、四川省、云南省、浙江省、重庆市和贵州省。

变量，即外出务工^①且从事非农工作的人数占家庭劳动力总数的比例。该变量可以从产业转移和空间转移两个层面反映农户劳动力转移的状况，原因在于：产业转移侧重劳动力从事行业的变化，空间转移侧重劳动力就业地域的变化。由于非农产业一般分布在城镇，多数学者将农村家庭劳动力转移视为产业和空间双重意义上的转移过程。本文使用的数据能够支持对被解释变量的上述设置。

为了考察估计结果的稳健性，本文还以一组家庭层面的被解释变量替换原来的被解释变量。具体而言：一是外出非农就业，即家庭是否至少有一位劳动力外出务工且从事非农工作；二是外出务工比例，即外出务工人数占家庭劳动力总数的比例；三是外出务工天数，即家庭劳动力外出务工天数的总和；四是外出务工收入，即家庭劳动力外出务工收入的总和。

2.核心解释变量。土地确权实施是本文的核心解释变量，本文将其设置为虚拟变量，代表某村在某年是否已实施土地承包经营权确权登记。本文使用的是乡镇层面开始确权的时间。因为土地确权包括土地测量、确权登记和颁证三个阶段。一般而言，村庄层面的确权登记早于农户颁证时间，确权登记和颁证之间的时间间隔往往较长（Gong et al., 2023），且许多地区未严格实施颁证（叶剑平等, 2018）。结合相关学者的研究（Bu and Liao, 2022），本文认为村庄层面的确权登记是政策实施的核心。

3.调节变量。农户期初的农业全要素生产率水平是本文使用的调节变量，反映的是农户在期初的农业生产比较优势。借鉴 Chari et al.（2021）和 Liu et al.（2023）的研究，本文使用 Cobb-Douglas 生产函数估计农户层面的农业全要素生产率^②，表达式如下：

$$\log y_{ijt} = \alpha_1 \log L_{ijt} + \alpha_2 \log N_{ijt} + \alpha_3 \log K_{ijt} + \omega_i + \omega_t + \epsilon_{ijt} \quad (10)$$

（10）式中： y_{ijt} 代表第 t 年 j 村农户 i 的农业总产值（元），用粮食作物和经济作物的产值之和衡量^③。参考 Liu et al.（2023）的做法，本文按照如下步骤计算农户的农业总产值：首先，用全村种植业总收入除以全村粮食作物和经济作物总产量，计算得到 2008—2017 年村庄层面的农作物平均价格；其次，用村庄层面的农作物平均价格乘以农户层面的粮食作物和经济作物总产量，计算得到 2008—2017 年农户层面的农业总产值。 L_{ijt} 表示第 t 年 j 村农户 i 的务农投入时间（日），用家庭劳动力的务农投入时间和雇佣劳动力的务农投入时间之和衡量。 N_{ijt} 表示第 t 年 j 村农户 i 的土地投入（亩），用粮食作物和经济作物的播种面积之和衡量。 K_{ijt} 表示第 t 年 j 村农户 i 的与务农相关的资本投入及中间

^①参照《全国农村固定观察点调查数据汇编（2010—2015 年）》，本文的外出务工劳动力指一年内大部分时间都在本乡镇地域外（包括乡镇外县内、县外省内、外省和境外）从事劳动和经营的劳动力。

^②本文还采用了更为一般化的超越对数生产函数估计农户层面的农业全要素生产率，该生产函数在 Cobb-Douglas 生产函数的基础上进一步包含了各要素投入的二次项和要素投入之间的相互作用项。本文附录的附表 2 汇报了采用超越对数生产函数估计农户农业全要素生产率的结果，详见《中国农村经济》网站或中国知网。另外，新一轮土地确权对不同农业全要素生产率水平（采用超越对数生产函数估计）农户劳动力外出非农就业异质性影响的回归结果与后文表 3 的基准回归估计结果基本保持一致。

^③粮食作物包括小麦、稻谷、玉米、大豆和薯类等，经济作物包括棉花、油料、糖料、麻类、烟草、桑蚕和蔬菜等。

投入（元）^①。 ω_i 和 ω_t 分别是家庭固定效应和年份固定效应。 ϵ_{ijt} 是残差项。根据（10）式可推出农户层面的农业全要素生产率：

$$\log tfp_{ijt} = \omega_i + \omega_t + \epsilon_{ijt} \quad (11)$$

4.控制变量。研究表明，家庭劳动力配置受户主个人特征、家庭禀赋等内部因素（Valsecchi, 2014）以及社会经济环境、制度等外部因素（Gong et al., 2023）的影响。所以，本文选取户主个人特征、家庭特征和村庄特征方面的 15 个变量作为控制变量。户主个人特征包括户主的性别、年龄、受教育年限和健康状况；家庭特征包括党员户、乡村干部户、土地规模和收入情况；村庄特征包括地形地势、乡镇政府所在地、政府补贴、交通状况、收入结构、“新农保”实施情况和“新农合”实施情况。

以往的实证研究表明，户主的性别、年龄、受教育年限和健康状况反映了不同的人力资本水平，往往会对家庭劳动力的就业选择产生影响（刘晓宇和张林秀，2008）。家庭是否为党员户、是否为乡村干部户在一定程度上反映了农户的社会资本情况，党员和乡村干部意味着家庭拥有更多社会经济资源（郑淋议等，2020），可能会对家庭的劳动力配置产生影响。家庭土地规模反映了农户的土地禀赋，土地规模越大的农户越有可能进行规模化经营，从而降低外出务工的可能性。家庭收入情况反映了家庭的状况，学术界普遍认为经济因素是导致劳动力转移的根本原因。村庄的地形地势和交通状况也可能对劳动力转移产生影响，平原地区更适合发展种植业，交通状况的改善可能提高农户外出务工的积极性（刘晓宇和张林秀，2008），政府补贴（如粮食直接补贴、良种补贴）有助于提高农户农业生产率（高鸣等，2016），从而对家庭就业决策产生影响。村庄的收入结构在一定程度上反映了村庄的经济发展情况，农林牧渔业收入占比越低，村庄经济发展水平可能越好，农户非农就业机会可能就越多。此外，在新一轮土地确权实施期间，农村地区实施的“新农保”和“新农合”两项政策可能对农村家庭劳动力配置产生影响^②。将村庄层面“新农保”和“新农合”实施情况作为控制变量，有助于排除其他同期政策实施导致的内生性问题。

表 1 汇报了主要变量的定义和描述性统计结果。可以发现，平均约 45% 的农户至少有一位家庭劳动力外出务工且从事非农工作，家庭劳动力外出务工且从事非农工作的人数占比约为 30%，家庭劳动力外出务工天数的总和约为 240 天，平均每户外出务工的收入总和约为 20233 元。已经实施土地确权的村庄占比从 2010 年的 4.0% 增加到 2017 年的 96.2%，2008—2017 年平均 17.3% 的村庄实施了土地确权。由此可见，新一轮土地确权在各地是渐进推行的。在实证分析时，本文将控制变量中的离散变量

^①资本投入及中间投入包括种子种苗费、农家肥折价、化肥费用、农膜费用、农药费用、水电及灌溉费用、机械作业费用、固定资产折旧及修理费、小农具购置费、土地租赁费用和其他费用等。

^②具体来说，2009 年开始实施的“新农保”允许年满 60 周岁的农村老年人每月领取 55 元养老金。这会促使部分老年人退出农业，部分成年劳动力也会从农业部门转向非农部门。2003 年开始实施的“新农合”在 2011—2012 年大幅提高了补贴标准，农民在就医时可得到 240 元的补贴。2013—2015 年，“新农合”补贴标准提高到 380 元，2016—2017 年进一步提高到 450 元，“新农合”提升了农民的健康水平和工作能力。

转化为虚拟变量,将以百分比为单位的变量以外的连续型变量均进行对数化处理以减弱异方差的影响。

表 1 变量定义与描述性统计结果

变量名称	变量定义或赋值	平均值	标准差
被解释变量			
外出非农就业比例	外出务工且从事非农工作的人数占家庭劳动力总数的比例	0.303	0.415
外出非农就业	是否至少有一位家庭劳动力外出务工且从事非农工作：是=1，否=0	0.453	0.498
外出务工天数	家庭劳动力外出务工天数的总和（天）	239.760	299.149
外出务工收入	家庭劳动力外出务工收入的总和（元）	20232.900	29972.800
核心解释变量			
土地确权实施	村庄是否已经实施了土地承包经营权确权登记：是=1，否=0	0.173	0.378
调节变量			
农业全要素生产率	农户的农业全要素生产率水平，采用 Cobb-Douglas 生产函数估计	21.221	1166.263
控制变量			
户主特征			
性别	户主是否为男性：是=1，否=0	0.933	0.251
年龄	户主的年龄（岁）	55.065	11.219
受教育年限	户主的受教育年限（年）	6.699	2.660
健康状况	户主自我认定健康状况：丧失劳动能力=5，差=4，中=3，良=2，优=1	1.831	1.031
家庭特征			
党员户	家庭是否有成员为党员：是=1，否=0	0.153	0.360
乡村干部户	家庭是否有成员为乡村干部：是=1，否=0	0.039	0.194
土地规模	家庭人均承包地面积（亩/人）	1.919	3.551
收入情况	家庭全年人均纯收入（元/人）	11831.940	17327.390
村庄特征			
地形地势	村庄地形地势：平原=1，非平原=0	0.394	0.489
乡镇政府所在地	村庄是否为乡镇政府所在地：是=1，否=0	0.185	0.388
政府补贴	村庄是否从政府得到农业补贴：是=1，否=0	0.826	0.379
交通状况	村庄距离公路干线的距离（千米）	2.259	3.121
收入结构	村庄农林牧渔业收入占经济活动总收入的比例	0.494	0.273
“新农保”实施情况	村庄参加新型农村社会养老保险的人数（人）	882.917	1071.034
“新农合”实施情况	村庄参加新型农村合作医疗的户数（户）	551.246	407.625

注：①表中数据为 2008—2017 年的均值。②为克服离群值的影响，对“外出务工天数”和“外出务工收入”变量进行 1%的双边缩尾处理。

（三）模型设定

新一轮土地确权在不同地区和不同时间以交错的方式逐步推进，是典型的准自然实验，故本文使用多时点双重差分模型识别土地确权对农村家庭劳动力配置的政策效应。

1.多时点双重差分模型。本文的因果识别是基于村级土地确权实施的时空变化进行的，为了更好

地缓解遗漏变量造成的内生性问题，参考 Chari et al. (2021) 的研究，构建多时点双重差分模型：

$$L_{ijt} = \alpha + \delta \text{Certif}_{jt} + \beta \text{Control}_{ijt} + \lambda_j + \lambda_{pt} + \varepsilon_{ijt} \quad (12)$$

(12) 式中： L_{ijt} 代表第 t 年 j 村农户 i 的劳动力配置情况； Certif_{jt} 代表新一轮土地确权实施情况，如果 j 村在第 t 年已经进行了土地承包经营权确权登记，则 $\text{Certif}_{jt}=1$ ，否则 $\text{Certif}_{jt}=0$ ；系数 δ 反映了新一轮土地确权对农户劳动力配置的总体影响； Control_{ijt} 代表控制变量，包括户主、家庭和村庄层面的特征变量； λ_j 表示村庄固定效应，目的是消除不随时间变化的不可观测因素的影响； λ_{pt} 表示省份一年份固定效应，目的是控制时间维度不可观测因素的影响； ε_{ijt} 是随机扰动项。考虑到同一县内样本随机扰动项可能潜在相关，本文在实证估计时采用县级层面的聚类标准误。

进一步，为了体现新一轮土地确权是否优化了农村家庭劳动力配置，本文将农户的农业生产比较优势（用农户层面的农业全要素生产率水平衡量）纳入研究框架，构建多时点三重差分模型：

$$L_{ijt} = \alpha + \delta \text{Certif}_{jt} + \sum_{v=2}^3 \gamma_v \left(\text{Certif}_{jt} \times \text{tfp}_{ijt_0}^v \right) + \beta \text{Control}_{ijt} + \lambda_j + \lambda_{pt} + \varepsilon_{ijt} \quad (13)$$

(13) 式中： $\text{tfp}_{ijt_0}^v$ 是一个指示变量，表示农户 i 在第 t 年期初的农业全要素生产率是否处于所在村庄 j 的第 v 个三分位数区间内，反映的是农户在期初的农业生产比较优势；系数 γ_v 反映了新一轮土地确权对不同农业全要素生产率水平的农户劳动力配置的影响；其他变量的定义与 (12) 式相同。

2. 平行趋势检验。平行趋势是利用双重差分模型正确识别因果效应的前提条件，通常做法是检验处理组和对照组的事前趋势是否相同（黄炜等，2022）。由于多时点双重差分模型存在多个处理组，也没有严格的对照组，某些对照组随时间推移可能变成处理组^①，所以无法直接对比处理组和对照组结果均值的变化情况，常用事件研究法检验模型是否满足平行趋势假设，表达式如下：

$$L_{ijt} = \alpha + \sum_{k=-6}^4 \delta_k \text{Certif}_{jtk} + \beta \text{Control}_{ijt} + \lambda_j + \lambda_{pt} + \varepsilon_{ijt} \quad (14)$$

(14) 式中， Certif_{jtk} 是一组虚拟变量，系数 δ_k 表示政策实施后的第 k 期处理组和对照组被解释变量 L_{ijt} 的差异相对于基期（此处为政策时点前一期）的差异^②。平行趋势意味着在政策时点前的各个时期组间差异没有明显变化，即各时点的系数 δ_k 都不显著异于 0，此时政策时点后各时点的估计系数 δ_k 即为本文研究关注的因果效应。如果因果效应确实存在，则政策时点后各时点的估计系数 δ_k 显著不为 0。因此，(14) 式不仅能够检验平行趋势，还能够显示政策干预的动态效应。此外，相关研究表明，多时点双重差分模型的一致性估计要基于处理效应在组别和时间维度上均恒定的假设（de Chaisemartin and D'Haultfoeuille, 2020; Borusyak et al., 2024）。如果土地确权对劳动力配置的影响因

^① 某一期的对照组除了包含从未接受处理的样本外，还包括当期未接受处理但在未来会接受处理的样本。

^② 此处 k 的取值可以为负或零或正；为避免完全共线性问题，在模型估计时通常将政策时点的前一期作为基期。

地而异或随时间而变化,说明存在异质性处理效应,则最小二乘估计结果可能存在偏误(Liu et al., 2023)。因此,本文采用三种方法检验最小二乘估计结果的稳健性。

四、基准回归结果

(一) 新一轮土地确权对农村家庭劳动力配置的影响

1.新一轮土地确权对农户劳动力外出非农就业的总体影响。本文首先采用多时点双重差分模型检验新一轮土地确权对农户劳动力外出非农就业的总体影响。表2报告了新一轮土地确权对农户劳动力外出非农就业总体影响的基准回归结果,表2(1)列、(3)列、(5)列和(7)列分别为新一轮土地确权实施当年对农户劳动力外出非农就业比例、外出非农就业、外出务工天数、外出务工收入影响的估计结果,表2(2)列、(4)列、(6)列和(8)列分别为实施一年后的新一轮土地确权影响上述被解释变量的估计结果。回归结果显示,新一轮土地确权实施当年对农户劳动力外出非农就业没有显著影响,实施一年后的新一轮土地确权对农户劳动力外出非农就业产生了显著的正向影响。产生上述结果可能有三方面原因:第一,在政策实施初期,农民在土地上投入劳作以维系承包权的激励仍然很强,部分农民可能会担心村集体借机进行土地调整或由于确认的地块数与实际不符而失去部分土地承包权(纪月清等, 2021),为确保土地承包权在确权过程中得到充分保障,农民仍倾向于留在农村;第二,本文将年初、年中、年末开始实施的土地确权均判定为当年实施,但是,政策推广需要一定时间,而且地方政府可能存在延迟执行的可能性(Liu et al., 2023);第三,农作物生长需要完整的生命周期,劳动力转移也需要搜寻匹配的时间,因此,农民难以在短时间内调整种植决策和就业决策,从而土地确权的政策效果在实施当年不能完全体现。综上所述,本文认为实施一年后的土地确权是更符合现实逻辑的衡量政策实施效果的变量。杨宗耀和纪月清(2022)也认为实施一年后的土地确权更能反映确权的政策效果。因此,下文的实证估计均汇报新一轮土地确权实施一年后的估计结果。

表2 新一轮土地确权对农户劳动力外出非农就业总体影响的基准回归结果

变量	外出非农就业比例		外出非农就业		外出务工天数		外出务工收入	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
土地确权实施	0.004 (0.012)		-0.004 (0.015)		0.065 (0.084)		0.197 (0.146)	
土地确权实施(滞后一期)		0.033** (0.013)		0.031* (0.017)		0.176* (0.091)		0.456*** (0.152)
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
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份-年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	99279	99279	99573	99573	99573	99573	99573	99573
调整 R ²	0.268	0.268	0.285	0.285	0.299	0.299	0.307	0.307

注:①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②括号内为县级层面的聚类标准误。③“外出务工天数”和“外出务工收入”两个变量均取自然对数。

表 2 的估计结果表明,新一轮土地确权实施后,农村家庭中劳动力外出非农就业的比例提高约 3.3 个百分点,劳动力外出非农就业可能性提高约 0.031,劳动力外出务工天数增加 17.6%,劳动力外出务工收入提高 45.6%,表明农户通过增加外出务工天数获得更多的收入。综上所述,新一轮土地确权在总体上促进了农村劳动力外出非农就业,验证了本文的研究假说 H1。

2.新一轮土地确权对不同农业全要素生产率水平农户劳动力外出非农就业的异质性影响。为了研究新一轮土地确权是否优化了农村家庭的劳动力配置,参考 Gao et al. (2021), 本文将农户的农业全要素生产率纳入分析框架,用以衡量农户的农业生产比较优势。具体做法是引入不同农业全要素生产率水平农户组别与土地确权变量的交互项^①,进而构建多时点三重差分模型。表 3 报告了新一轮土地确权对不同农业全要素生产率水平农户劳动力外出非农就业影响的回归结果,(1)~(4)列分别以农户劳动力外出非农就业比例、外出非农就业、外出务工天数、外出务工收入为被解释变量。结果显示,新一轮土地确权对不同农业全要素生产率水平农户劳动力的外出非农就业具有异质性影响:土地确权对低水平农业全要素生产率农户(以下简称“低水平 TFP”)劳动力外出非农就业的促进作用最强,对高水平农业全要素生产率农户(以下简称“高水平 TFP”)劳动力外出非农就业的促进作用最弱。具体地,对低水平 TFP 的农户而言,土地确权实施后,家庭劳动力外出非农就业比例提高约 4.6 个百分点,外出非农就业可能性提高 0.041,外出务工天数增加 28.6%,外出务工收入提高 65.4%。与低水平 TFP 农户这一基准组相比,土地确权对中等水平 TFP 农户劳动力外出非农就业的影响不显著,说明新一轮土地确权对中等水平 TFP 农户劳动力外出非农就业的影响与低水平 TFP 农户相比没有显著差异;土地确权使高水平 TFP 农户劳动力外出非农就业比例提高 1.5 个百分点,外出非农就业可能性提高 1.3%,外出务工天数增加 6.4%,外出务工收入提高 41.1%,且上述影响在统计上均显著,说明新一轮土地确权对高水平 TFP 农户劳动力外出非农就业的影响与低水平 TFP 农户相比存在显著差异。

表 3 新一轮土地确权对不同农业全要素生产率水平农户劳动力外出非农就业异质性影响的回归结果

变量	(1) 外出非农就业比例	(2) 外出非农就业	(3) 外出务工天数	(4) 外出务工收入
土地确权实施(滞后一期)	0.046*** (0.016)	0.041* (0.021)	0.286** (0.120)	0.654*** (0.197)
土地确权实施(滞后一期)× 中等水平 TFP	-0.025 (0.016)	-0.005 (0.016)	-0.107 (0.090)	-0.192 (0.157)
土地确权实施(滞后一期)× 高水平 TFP	-0.031** (0.012)	-0.028* (0.017)	-0.222*** (0.085)	-0.243* (0.143)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制

^①本文以农户期初(2008 年)的农业全要素生产率水平作为 TFP 组别的划分依据,采用三分位数划分方法,将农户按照 TFP 水平由高到低划分为“高水平 TFP”、“中等水平 TFP”和“低水平 TFP”三组,且“高水平 TFP”和“中等水平 TFP 农户对应的回归结果均以“低水平 TFP”农户为基准组。

表3（续）

省份-年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	76769	76961	76961	76961
调整 R ²	0.267	0.287	0.309	0.308

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为县级层面的聚类标准误。③“外出务工天数”和“外出务工收入”均取自然对数。④本文以农户期初（2008 年）的农业全要素生产率水平作为 TFP 组别的划分依据，由于 2009—2017 年的样本均有不同程度的进入和退出情况，因此加入 TFP 相关信息的回归结果的观测值有所减少。

综上所述，新一轮土地确权在总体上促进了农户家庭劳动力的外出非农就业，且对不同 TFP 水平的农户具有异质性影响：对低水平 TFP 农户劳动力外出非农就业的促进作用显著高于对高水平 TFP 农户的相应影响。由此可以推知，随着时间的推移，一方面，农业部门劳动力中农业全要素生产率较高农户的占比将越来越高，说明新一轮土地确权促进了具有农业生产比较优势的农村劳动力从事农业生产；另一方面，非农业部门劳动力中农业全要素生产率较低农户的占比将越来越高，说明新一轮土地确权促进了不具有农业生产比较优势的农村劳动力从事非农工作。因此，新一轮土地确权优化了农村家庭劳动力的跨部门配置，假说 H2 得证。

（二）平行趋势检验和异质性处理效应检验

事前平行趋势是使用双重差分模型正确识别因果效应的前提。考虑到各地新一轮土地确权的实施年份不同，本文以政策时点前一期为基准期，考察处理组和对照组的事前趋势是否相同。平行趋势检验结果表明^①，在控制一系列可观测变量和不可观测变量的前提下，新一轮土地确权实施前处理组和对照组农户劳动力外出非农就业比例的变化趋势并无明显差异，政策实施后农户劳动力外出非农就业的比例在处理组和对照组之间有显著差异。可见，使用多时点双重差分模型是合适的，而且新一轮土地确权对农户劳动力外出非农就业的促进作用具有长期动态效应。

针对由多时点双重差分估计可能存在的异质性处理效应引发的估计偏误，本文进行如下处理：首先，采用 de Chaisemartin and D’Haultfoeuille（2020）提出的方法进行负权重诊断。结果显示，在满足平行趋势的前提下共估计出 8774 个平均处理效应，8088 个权重为正，686 个权重为负，正权重之和为 1.0133，负权重之和为-0.0133，负权重占比很小。而且，异质性处理稳健性指标为 0.3872，与 0 值有较大差距。这在一定程度上表明，异质性处理效应对本文的估计结果并无实质性影响，最小二乘估计结果是稳健的。其次，本文采用 Borusyak et al.（2024）和 Sun and Abraham（2021）提出的针对异质性处理效应的稳健估计方法进一步检验最小二乘估计结果的可信性。结果显示^②，新一轮土地确权实施前，处理组和对照组家庭劳动力外出非农就业比例的变化趋势无明显差异，满足平行趋势假设；

^①平行趋势检验结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录的附图 1。

^②异质性处理效应检验结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录的附图 2。

政策实施后，采用 Borusyak et al. (2024) 和 Sun and Abraham (2021) 估计方法得出的结果与最小二乘估计结果基本相同。这说明，本文的估计结果不会因为异质性处理效应而产生偏误，可信度较高。

（三）安慰剂检验

虽然上文实证模型控制了村庄固定效应和省份-年份固定效应，并加入户主个人特征、家庭特征和村庄特征等控制变量，但仍可能存在不可观测的遗漏变量。为进一步检验本文实证结果是否受不可观测因素的影响，本文通过随机生成政策冲击进行安慰剂检验，具体做法是随机生成（12）式中的核心解释变量，以新的核心解释变量为基础对农户劳动力外出非农就业比例进行回归，如此重复 500 次。结果显示^①，500 次随机抽样后的估计结果均小于基准回归估计系数，说明基准回归得到的估计系数不是随机抽样可以得到的。而且，采用随机抽样得到的估计系数的核密度函数呈正态分布，随机抽样得到的回归系数分布在 0 附近，基准回归得到的估计系数落在随机抽样得到的估计系数的核密度分布之外，说明本文的实证结果并非由不可观测的其他因素导致，验证了基准回归结果的稳健性。

（四）稳健性检验

1. 村庄自选择导致的内生性检验。新一轮土地确权的实施时间可能受村庄自身条件的影响（Gao et al., 2021），村庄的自然地理特征和经济社会状况等可能会影响土地确权实施时间。这会违反随机选择假定，使估计结果有偏。本文将确权前村庄层面的特征变量对村庄确权实施时间进行回归：

$$Certif_year_{jt} = \beta Control_{jt} + \mu_x + \mu_{pt} + \xi_{jt} \quad (15)$$

（15）式中： $Certif_year_{jt}$ 代表 j 村在 t 年开始实施土地确权，为有序分类变量； $Control_{jt}$ 为村庄层面的特征变量，包括地形地势、乡镇政府所在地、政府补贴、交通状况、收入结构、“新农保”实施情况和“新农合”实施情况； μ_x 表示县级、市级或省级固定效应，目的是消除县级、市级或省级层面不随时间变化的不可观测因素的影响； μ_{pt} 表示省份-年份固定效应，目的是控制时间维度上不可观测因素对不同省份的异质性影响； ξ_{jt} 是残差项。本文采用县级层面的聚类标准误进行估计。结果表明^②，村庄层面特征变量的联合 F 检验的 p 值均大于 0.1，说明村庄特征对确权实施时间不存在显著影响，可以排除由村庄自选择导致的内生性问题。

2. 引入时间趋势项。为消除由城乡经济发展差异导致的劳动力转移问题，更好地检验新一轮土地确权对农户劳动力外出非农就业的影响，参考 Gao et al. (2021) 的方法，本文在（12）式基础上分别引入村庄时间趋势项和省份时间趋势项进行估计。估计结果^③与表 2 基本一致，在一定程度上排除了由城乡经济发展差异导致的劳动力转移问题，进一步证实了新一轮土地确权对农户劳动力外出非农就业的促进作用。

^①安慰剂检验的核密度分布结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录的附图 3。

^②具体结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录的附表 3。

^③具体结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录的附表 4。

3. 缩小研究时间区间。在前面分析中，本文将新一轮土地确权起始时点界定为 2009 年，由于土地确权是渐进推行的，没有明确事件窗口（Bu and Liao, 2022），因而要进一步验证基准回归结果是否对其他可能的新一轮土地确权起始时点敏感。2013 年中央“一号文件”正式宣告新一轮土地确权全面展开，部分研究将新一轮土地确权起始时点界定为 2013 年（郑淋议等，2023），本文将研究期间调整为 2013—2017 年并重新估计。估计结果与表 2、表 3 基本一致^①，进一步验证了本文结果的稳健性。

五、进一步分析

（一）异质性分析：确权效应差别

本文按照确权前产权稳定性、是否为劳动力输出大省^②和村庄地形特征来探究新一轮土地确权对农村家庭劳动力配置的异质性影响^③。本文用期初村庄可调整耕地（机动地）面积占村庄总耕地面积的比例衡量确权前产权稳定性，可调整耕地的数量在一定程度上代表村集体调整土地的权力，其占比越低说明产权稳定性越高（Liu et al., 2023）。本文按照农户所在村庄确权前产权稳定性的中位数将样本划分为产权稳定性高和产权稳定性低两组，进行分组回归。由于政治、经济、地理环境等因素的影响，中国的劳动力输出大省主要集中在中西部地区，劳动力输入大省集中在东部地区。研究表明，土地确权对东部地区的劳动力迁移产生了显著促进作用，对中西部地区劳动力迁移的作用并不明显（史常亮和张益，2022）。本文按照农户所在省份是否为劳动力输出大省，将样本划分为劳动力输出大省和其他省份两组，进行分组回归。村庄的地形特征可能影响农业生产中劳动力被农业机械等其他要素替代的程度（刘进等，2023），从而对劳动力转移产生影响。本文根据农户所在村庄的地形特征，将样本划分为平原和山丘两组，进行分组回归。此外，分组回归后需要进一步检验组间系数差异，本文采用费舍尔组合检验抽样 1000 次计算得出经验 p 值，以此检验组间系数是否存在显著差异。

表 4 报告了异质性分析的估计结果，表 4（1）列和（2）列为按照确权前产权稳定性分组的回归结果。可以发现，在确权前产权稳定性较高的组别，新一轮土地确权对农户劳动力外出非农就业的促进作用不显著；在确权前产权稳定性较低的组别，新一轮土地确权使农户劳动力外出非农就业比例显著提高 4.3 个百分点。组间系数差异为 0.029，而且，这种差异在统计上显著。上述结果证明了新一轮土地确权对保障土地权属稳定性的作用，农户不再需要通过占有和耕种土地的方式稳固地权，农村家庭能够释放出更多劳动力向非农部门转移。这一结果与 de Janvry et al.（2015）的研究结论是一致的。

^①具体结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录的附表 5。

^②在本文所用样本中，劳动力输出大省包括河南省、贵州省、安徽省、广西壮族自治区、四川省、湖南省和江西省。

^③感谢匿名审稿人指出的农户确权前的土地调整经历可能会影响土地确权效果的意见。具有不同土地调整经历的农户可能会存在不同的产权稳定性预期，进而影响其行为决策，因此，农户确权前的土地调整经历很可能会影响土地确权的政策效果。但由于数据的限制，暂时无法对此展开分析。

表 4 确权效应差异的异质性分析估计结果

变量	被解释变量：外出非农就业比例					
	产权稳定性高 (1)	产权稳定性低 (2)	劳动力输出大省 (3)	其他省份 (4)	平原 (5)	山丘 (6)
土地确权实施（滞后一期）	0.014 (0.018)	0.043** (0.019)	0.012 (0.026)	0.040*** (0.015)	0.048*** (0.017)	0.013 (0.019)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份-年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	39091	40247	30783	68496	39088	60191
调整 R ²	0.280	0.261	0.230	0.274	0.273	0.262
组间系数差异	0.029**		0.028**		0.036***	

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。②括号内为县级层面的聚类标准误。

表 4 的（3）列和（4）列汇报了按照是否为劳动力输出大省分组的回归结果。可以发现，在劳动力输出大省，土地确权对农户劳动力外出非农就业的促进作用不显著；在其他省份，土地确权使农户劳动力外出非农就业比例显著提高了 4 个百分点。组间系数差异为 0.028，而且，这种差异在统计上显著。上述结果说明，新一轮土地确权使非劳动力输出大省的农户也倾向于外出务工。

表 4 的（5）列和（6）列汇报了按照村庄地形特征分组的回归结果。可以发现，在平原地区，新一轮土地确权使农户劳动力外出非农就业比例显著提高了 4.8 个百分点；在山丘地区，新一轮土地确权对农户劳动力外出非农就业的促进作用不显著。组间系数差异为 0.036，而且，这种差异在统计上显著。这可能意味着，崎岖的地形不利于农户通过增加农业机械等要素投入替代劳动力投入，从而削弱了新一轮土地确权对农户劳动力外出非农就业的促进效果。

（二）新一轮土地确权影响农村家庭要素配置的再检验

结合土地确权效果评估的相关研究，新一轮土地确权可能会影响农业长期投资和土地流转（黄季焜和冀县卿，2012；Xu and Du，2022）。由于农户的农业投资行为和土地流转行为与劳动力外出务工是一种联合决策，很难识别其中的因果关系（陈媛媛和傅伟，2017），因此，本文直接考察新一轮土地确权对农户农业长期投资和土地转出^①的影响，以此检验确权是否进一步优化了农村家庭的要素配置，表 5 报告了相关估计结果。

表 5（1）列、（3）列和（5）列分别为新一轮土地确权对农户农业长期投资、土地转出和土地净转出的影响，表 5（2）列、（4）列和（6）列分别汇报了新一轮土地确权对不同农业全要素生产率水平农户的农业长期投资、土地转出和土地净转出的异质性影响。

^①根据本文使用的样本数据，2008—2017 年存在土地转入情况的农户占比很低，平均值约为 5.1%。由于土地转入的样本太少，回归时难以识别，因此，本文仅关注农户的土地转出及净转出情况。

表 5 新一轮土地确权对农村家庭要素配置影响的估计结果

变量	农业长期投资		土地转出		土地净转出	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
土地确权实施（滞后一期）	0.226*	0.102	0.001	0.045*	0.017	0.084***
	(0.119)	(0.115)	(0.014)	(0.024)	(0.017)	(0.032)
土地确权实施（滞后一期）× 中等水平 TFP		0.175**		-0.066*		-0.094*
		(0.077)		(0.034)		(0.050)
土地确权实施（滞后一期）× 高水平 TFP		0.175**		-0.095***		-0.110***
		(0.081)		(0.029)		(0.040)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份-年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	99573	76961	99573	76961	99573	76961
调整 R ²	0.418	0.371	0.378	0.395	0.201	0.201

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为县级层面的聚类标准误。③“农业长期投资”、“土地转出”和“土地净转出”均取自然对数。④本文采用农户期初（2008 年）的农业全要素生产率水平作为 TFP 组别的划分依据，由于 2009—2017 年样本均有不同程度的进入和退出情况，因此，加入 TFP 相关信息的回归结果的观测值有所减少。

本文参考 Liu et al.（2023）的方法，用可以改善土壤肥力的有机肥投入金额衡量农户农业长期投资^①，并运用农户的土地转出面积和土地净转出面积^②两个变量衡量农户的土地流转行为。由表 5 的（1）列和（2）列可知，新一轮土地确权在总体上促进了农户的农业长期投资，且对中等水平和高水平 TFP 农户农业长期投资的促进作用更强。具体而言，新一轮土地确权对低水平 TFP 农户的农业长期投资没有显著影响。与低水平 TFP 农户这一基准组相比，新一轮土地确权显著促进了中等水平和高水平 TFP 农户的农业长期投资。可以认为，新一轮土地确权保障了农户地权的时间延续性和稳定性，减少了农户从事农业生产时的短视行为，增强了农户改良土地的投资激励，进而促进农业长期投资。而且，新一轮土地确权显著促进了农业生产比较优势较高农户的农业长期投资。这有助于增强土地的生产能力，提高这部分农户从事农业生产的积极性，促使其稳定地留在农业部门，从而实现劳动力与土地、资本的有效匹配，进一步优化了农村家庭的要素配置。

表 5（3）～（6）列汇报了新一轮土地确权对农户土地转出的影响。表 5（3）列和（5）列结果显示，新一轮土地确权对农户土地转出及净转出的影响总体上不显著。产生这一结果可能有两方面原因：第一，2003 年开始施行的《中华人民共和国农村土地承包法》促进了大规模的土地流转（黄枫和孙世

^①本文没有采用灌溉等工程性投资指标是因为这些投资带有公共支出性质，多为政府主导下的投资，有机肥投入能够更真实地体现农户的投资决策（黄季焜和冀县卿，2012）。

^②土地净转出面积是农户的土地转出面积减去土地转入面积后的剩余部分，反映了农户在土地流转市场中的净流出情况。

龙, 2015), 新一轮土地确权在全国推行之前, 土地流转已经广泛存在且增长率有所下降 (Liu et al., 2023), 因此, 新一轮土地确权在激励土地流转方面作用有限。第二, 新一轮土地确权对不同农业全要素生产率水平农户土地转出及净转出可能存在相反的作用, 使得总效应不显著。表 5 (4) 列和 (6) 列结果显示, 新一轮土地确权对农户的土地转出及净转出行为产生了异质性影响: 新一轮土地确权显著提高了低水平 TFP 农户的土地转出面积和净转出面积; 与低水平 TFP 农户这一基准组相比, 新一轮土地确权显著抑制了中等水平和高水平 TFP 农户的土地转出及净转出。这说明, 新一轮土地确权对土地转出的促进效果主要体现在低水平 TFP 农户群体, 促使土地从较低 TFP 水平的农户流转 to 较高 TFP 水平的农户。原因可能在于, 新一轮土地确权清晰界定了农户的土地权属, 允许小块零散的土地通过流转重新配置, 降低了农户流转土地的交易成本, 促进了农户间的土地流转, 使不具有农业生产比较优势的农户转出土地, 具有农业生产比较优势的农户则倾向于转入土地。这种基于农业生产比较优势的土地配置方式进一步优化了农村家庭的要素配置。

(三) 进一步探讨: 不同土地确权时间所得结果的对比

既有研究使用的土地确权时间数据仅精确到县级 (Bu and Liao, 2022; Liu et al., 2023), 本文获取到的数据显示, 同一个县 (市、区) 内各乡镇的土地确权时间可能相差 2~4 年, 使用县级确权时间进行分析可能使估计结果有偏。为此, 本文实证检验了采用县级土地确权时间数据可能导致的问题, 结果显示^①, 以县级确权时间为基础的估计结果均不显著。原因可能在于, 核心解释变量度量的准确性和变量取值的变异性无法得到充分保证。

六、结论与政策启示

本文基于全国农村固定观察点调查数据和乡镇层面的土地确权时间数据, 采用多时点双重差分法和双向固定效应模型, 实证检验了新一轮土地确权对农村劳动力配置的影响, 并将农户的农业全要素生产率纳入研究框架来探究土地确权对不同农业生产比较优势农户的劳动力配置的异质性影响。本文还根据确权前产权稳定性、是否为劳动力输出大省和村庄地形特征三个指标, 估计了新一轮土地确权对农村家庭劳动力配置的异质性影响。此外, 本文探究了新一轮土地确权对农户农业长期投资和土地流转的影响, 以此检验新一轮土地确权是否进一步优化了农村家庭的要素配置。主要研究结论如下:

第一, 新一轮土地确权显著促进了农村家庭劳动力外出非农就业, 且对不同农业全要素生产率水平的农户具有异质性影响: 农户的农业全要素生产率水平越低, 新一轮土地确权对家庭劳动力外出非农就业的促进作用越强。由此得出的推论是, 新一轮土地确权将促使具有农业生产比较优势的农村劳动力留在农业部门, 不具有农业生产比较优势的农村劳动力转移到非农部门, 从而优化农村家庭劳动力的跨部门配置。第二, 按照确权前产权稳定性、是否为劳动力输出大省和村庄地形特征进行分组的回归结果表明, 新一轮土地确权对农村家庭劳动力配置存在异质性影响。新一轮土地确权对产权稳定

^①具体结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录的附表 6。附表 6 报告了分别以乡镇确权开始时间、县确权开始时间 (最早) 和县确权开始时间 (最晚) 为土地确权时间重新回归的估计结果。

性较高农户劳动力外出非农就业的促进作用不显著，对产权稳定性较低农户劳动力外出非农就业具有显著促进作用；对劳动力输出大省农户劳动力外出非农就业的促进作用不显著，对其他省份农户劳动力外出非农就业具有显著促进作用；新一轮土地确权对平原地区农户劳动力外出非农就业具有显著促进作用，对山丘地区农户劳动力外出非农就业的促进作用不显著。第三，新一轮土地确权显著增强了具有农业生产比较优势农户的农业长期投资，促使土地从较低农业全要素生产率的农户流转到较高农业全要素生产率的农户，进一步实现了要素的有效配置。

本文的研究结论补充了新一轮土地确权在农村家庭劳动力配置中所能发挥作用的经验证据，有助于理解中国现有土地制度下土地产权制度改革影响农业要素配置的方式。本文研究对制定相关农业政策也有一定的启示：首先，要巩固新一轮土地确权成果，充分发挥土地确权在缓解劳动力要素错配、优化农村劳动力跨部门配置方面的推动作用。尽管新一轮土地确权工作已基本完成，但土地产权制度改革始终在不断推进，应进一步固定土地和农民的权属关系，制定和实施土地确权的后续管理政策，做好新一轮土地确权与二轮承包到期后承包地延包的有效衔接，最大程度避免大范围调整土地，强化农户对地权稳定性的预期，消除长久以来阻碍劳动力根据市场需求和自身比较优势自由流动的制度壁垒。其次，本文研究表明，新一轮土地确权的政策效果因农户所在村庄的地形特征而存在异质性，因此，土地产权制度改革应考虑群体间的差异。对山地丘陵地区农户而言，崎岖的地形特征会对劳动力转移产生不利影响，需要推进当地的基础设施建设、制定农民工就业相关的扶持政策以降低劳动力转移难度，确保土地产权制度改革对相对弱势群体同样发挥积极作用。最后，本文还发现，土地确权能够促进农户的农业长期投资和土地流转，进一步缓解要素错配、实现资源有效配置。因此，未来应继续完善农村要素市场和土地流转市场，充分发挥土地产权制度改革的红利，激发农村要素市场活力，使土地、资本等要素得到更合理的配置。

参考文献

1. 蔡昉, 2017: 《中国经济改革效应分析——劳动力重新配置的视角》, 《经济研究》第7期, 第4-17页。
2. 陈会广、刘忠原, 2013: 《土地承包权益对农村劳动力转移的影响——托达罗模型的修正与实证检验》, 《中国农村经济》第11期, 第12-23页。
3. 陈江华、罗明忠、洪炜杰, 2020: 《农地确权、细碎化与农村劳动力非农转移》, 《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第2期, 第88-96页。
4. 陈媛媛、傅伟, 2017: 《土地承包经营权流转、劳动力流动与农业生产》, 《管理世界》第11期, 第79-93页。
5. 程令国、张晔、刘志彪, 2016: 《农地确权促进了中国农村土地的流转吗?》, 《管理世界》第1期, 第88-98页。
6. 高鸣、宋洪远、Michael Carter, 2016: 《粮食直接补贴对不同经营规模农户小麦生产率的影响——基于全国农村固定观察点农户数据》, 《中国农村经济》第8期, 第56-69页。
7. 郜亮亮, 2023: 《中国农地产权制度的改革实践、变迁逻辑及未来演进方向》, 《政治经济学评论》第14期, 第48-76页。
8. 黄枫、孙世龙, 2015: 《让市场配置农地资源: 劳动力转移与农地使用权市场发育》, 《管理世界》第7期, 第71-81页。

- 9.黄季焜、冀县卿, 2012: 《农地使用权确权与农户对农地的长期投资》, 《管理世界》第9期, 第76-81页。
- 10.黄炜、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。
- 11.纪月清、杨宗耀、方晨亮、王亚楠, 2021: 《从预期到落地: 承包地确权如何影响农户土地转出决策?》, 《中国农村经济》第7期, 第24-43页。
- 12.林文声、王志刚、王美阳, 2018: 《农地确权、要素配置与农业生产效率——基于中国劳动力动态调查的实证分析》, 《中国农村经济》第8期, 第64-82页。
- 13.刘进、贾杰斐、许庆, 2023: 《农机购置补贴如何影响小农户农机社会化服务获得——基于全国农村固定观察点数据的分析》, 《中国农村经济》第2期, 第85-108页。
- 14.刘晓宇、张林秀, 2008: 《农村土地产权稳定性与劳动力转移关系分析》, 《中国农村经济》第2期, 第29-39页。
- 15.罗必良、张露, 2020: 《中国农地确权: 一个可能被过高预期的政策》, 《中国经济问题》第5期, 第17-31页。
- 16.钱忠好、冀县卿, 2016: 《中国农地流转现状及其政策改进——基于江苏、广西、湖北、黑龙江四省(区)调查数据的分析》, 《管理世界》第2期, 第71-81页。
- 17.史常亮、张益, 2022: 《土地确权与农村劳动力迁移——来自省级面板数据的证据》, 《资源科学》第4期, 第647-659页。
- 18.宋晓梧, 2020: 《提高劳动力等要素的市场化配置水平》, 《中国经贸导刊》第9期, 第9-10页。
- 19.吴亚玲、杨汝岱、吴比、鲁国梁, 2022: 《中国农业全要素生产率演进与要素错配——基于2003—2020年农村固定观察点数据的分析》, 《中国农村经济》第12期, 第35-53页。
- 20.许庆、刘进、钱有飞, 2017: 《劳动力流动、农地确权与农地流转》, 《农业技术经济》第5期, 第4-16页。
- 21.杨宗耀、纪月清, 2022: 《地权稳定性与农户土地投资: 基于确权政策预期与落地影响差异的讨论》, 《中国土地科学》第6期, 第66-75页。
- 22.叶剑平、丰雷、蒋妍、郎昱、罗伊·普罗斯特曼, 2018: 《2016年中国农村土地使用权调查研究——17省份调查结果及政策建议》, 《管理世界》第34期, 第98-108页。
- 23.叶剑平、罗伊·普罗斯特曼、徐孝白、杨学成, 2000: 《中国农村土地农户30年使用权调查研究——17省调查结果及政策建议》, 《管理世界》第2期, 第163-172页。
- 24.俞海、黄季焜、Scott Rozelle、Loren Brandt、张林秀, 2003: 《地权稳定性、土地流转与农地资源持续利用》, 《经济研究》第9期, 第82-91页。
- 25.郑淋议、李烨阳、钱文荣, 2023: 《土地确权促进了中国的农业规模经营吗? ——基于CRHPS的实证分析》, 《经济学(季刊)》第2期, 第447-463页。
- 26.郑淋议、钱文荣、李烨阳, 2020: 《农村土地确权对农户创业的影响研究——基于CRHPS的实证分析》, 《农业技术经济》第11期, 第17-30页。
- 27.郑淋议、钱文荣、刘琦、郭小琳, 2021: 《新一轮农地确权对耕地生态保护的影响——以化肥、农药施用为例》, 《中国农村经济》第6期, 第76-93页。
- 28.周力、王镱如, 2019: 《新一轮农地确权对耕地质量保护行为的影响研究》, 《中国人口·资源与环境》第2期, 第63-71页。

- 29.Adamopoulos, T., L. Brandt, C. Chen, D. Restuccia, and X. Wei, 2024, “Land Security and Mobility Frictions”, *The Quarterly Journal of Economics*, 139(3): 1941-1987.
- 30.Besley, T., 1995, “Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana”, *Journal of Political Economy*, 103(5): 903-937.
- 31.Borusyak, K., X. Jaravel, and J. Spiess, 2024, “Revisiting Event Study Designs: Robust and Efficient Estimation”, *The Review of Economic Studies*, 91(6): 3253-3285.
- 32.Bu, D., and Y. Liao, 2022, “Land Property Rights and Rural Enterprise Growth: Evidence from Land Titling Reform in China”, *Journal of Development Economics*, Vol.157, 102853.
- 33.Chari, A., E. M. Liu, S. Wang, and Y. Wang, 2021, “Property Rights, Land Misallocation, and Agricultural Efficiency in China”, *The Review of Economic Studies*, 88(4):1831-1862.
- 34.de Chaisemartin, C., and X. D’Haultfoeuille, 2020, “Two-way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects”, *The American Economic Review*, 110(9): 2964-2996.
- 35.de Janvry, A., K. Emerick, M. Gonzalez-Navarro, and E. Sadoulet, 2015, “Delinking Land Rights from Land Use: Certification and Migration in Mexico”, *The American Economic Review*, 105(10): 3125-3149.
- 36.Feder, G., and A. Nishio, 1998, “The Benefits of Land Registration and Titling: Economic and Social Perspectives”, *Land Use Policy*, 15(1): 25-43.
- 37.Gao, X., X. Shi, and S. Fang, 2021, “Property Rights and Misallocation: Evidence from Land Certification in China”, *World Development*, Vol.147, 105632.
- 38.Gong, B., P. Hu, S. Jin, and L. Yuan, 2023, “Property Rights and Land Misallocation: Evidence from New Land Certified Program in China”, *Agricultural and Applied Economics Association Working Paper 335535*, <https://ageconsearch.umn.edu/record/335535/files/26405.pdf>.
- 39.Liu, S., S. Ma, L. Yin, and J. Zhu, 2023, “Land Titling, Human Capital Misallocation, and Agricultural Productivity in China”, *Journal of Development Economics*, Vol.165, 103165.
- 40.Mullan, K., P. Grosjean, and A. Kontoleon, 2011, “Land Tenure Arrangements and Rural-urban Migration in China”, *World Development*, 39(1): 123-133.
- 41.Sun, L., and S. Abraham, 2021, “Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects”, *Journal of Econometrics*, 225(2): 175-199.
- 42.Valsecchi, M., 2014, “Land Property Rights and International Migration: Evidence from Mexico”, *Journal of Development Economics*, Vol.110: 276-290.
- 43.Xu, L., and X. Du, 2022, “Land Certification, Rental Market Participation, and Household Welfare in Rural China”, *Agricultural Economics*, 53(1): 52-71.
- 44.Zhang, L., W. Cheng, E. Cheng, and B. Wu 2020, “Does Land Titling Improve Credit Access? Quasi-experimental Evidence from Rural China”, *Applied Economics*, 52(2): 227-241.

Effects of the New Round of Land Tenure Certification on Rural Labor Allocation Across Sectors

WU Jiaxuan¹ WANG Xiaobing¹ LU Qinan²

(1. School of Advanced Agricultural Sciences, Peking University;

2. School of Agricultural Economics and Rural Development, Renmin University of China)

Summary: Using data from the National Rural Fixed Observation Points Survey and town-level land certification timing data, this study employs a multi-period difference-in-differences (DID) approach to identify the effects of the new round of land tenure certification on rural labor allocation among sectors. This study seeks to examine the impact of the new round of land certification on rural labor allocation across sectors in China. Building on this, it further analyzes the role of the land certification process in facilitating the efficient allocation of other production factors.

The main findings of this study are as follows. First, the land certification has significantly promoted the outflow of rural labor to non-agricultural employment, with heterogeneous effects based on agricultural total factor productivity (TFP) across households before the land certification. This result indicates that land certification facilitates the reallocation of rural labor, shifting those without a comparative advantage in agriculture to non-agricultural sectors, while those with a comparative advantage remain in agriculture, thus optimizing cross-sectoral rural labor allocation. Second, the new round of land certification has a more significant role in promoting labor migration to non-agricultural employment in villages with lower pre-certification property stability, provincial-level regions with low labor export, and plain regions. Third, land certification significantly increases long-term agricultural investments among households with a comparative advantage in agricultural production, and facilitates the transfer of land from households with lower agricultural TFP to those with higher agricultural TFP, further achieving an efficient allocation of production factors.

The above findings have several important implications. First, it is crucial to consolidate the achievements of the new round of land tenure certification by formulating and implementing subsequent management policies. These policies should further solidify the relationship between land and farmers' property rights, ensure effective coordination between the new round of land certification and the renewal of contracts upon the expiration of the second round of land contracts. Second, in non-plain regions where labor migration is hindered by geographical constraints, the government should strengthen infrastructure development and implement corresponding employment support policies to ensure that land tenure reform benefits vulnerable groups in these areas. Third, future efforts should focus on further improving rural factor markets and land transfer markets, maximizing the benefits of land property rights reforms in optimizing land allocation and promoting long-term investments.

This study contributes to existing literature in three aspects. First, this paper examines the overall impact of the new round of land tenure certification on rural labor transfer and measures the comparative advantages in agricultural production of households by exploiting household-level agricultural TFP before the research period. Second, this paper mitigates the estimation bias by using town-level land certification timing data, compared to county-level or even province-level timing data in existing literature. Third, this paper rules out the confounding policy effects of the New Rural Social Pension Insurance and the New Rural Cooperative Medical Scheme by controlling them in our multi-period DID model, thus better identifying the causal effects of land tenure certification on rural household labor allocation.

Keywords: Land Tenure Certification; Labor Allocation; Agricultural Total Factor Productivity; Comparative Advantage; Multi-period DID Model

JEL Classification: Q15; Q12; J22

(责任编辑：马太超)

防止返贫动态监测及监测状态变换成因探究

——基于多维贝叶斯网络分类器模型的分析

平卫英 郭玉帑 黄 斐

摘要：立足现阶段防止返贫动态监测和帮扶的迫切需要，本文基于江西省2021—2023年的三期追踪调查数据，借助多维贝叶斯网络分类器模型预测农户返贫致贫风险。在此基础上，本文采用标准下行半偏差调整后的概率测量农户多维贫困脆弱性水平，更有效地甄别2020年后返贫治理的监测对象。进一步，本文利用有序Logit模型考察了农户防止返贫监测状态动态变换的风险诱因。研究表明：多维贝叶斯网络分类器模型能够较好地估算农户返贫致贫风险，对农户监测状态的整体预测精度达90%以上。而且，该模型可以根据实时数据动态更新农户的监测状态，为制定帮扶政策提供坚实的决策支持。人力资本和金融资本的减少是农户难以摆脱返贫风险状态的重要因素，而参与社会组织、改善住房条件等能够有效降低返贫致贫风险。此外，本文对防止返贫监测和完善帮扶机制提出了相关建议。

关键词：防止返贫动态监测 多维贝叶斯网络分类器 下行风险 动态变换

中图分类号：F328 **文献标识码：**A

一、引言

习近平在全国脱贫攻坚总结表彰大会上庄严宣告中国脱贫攻坚战取得全面胜利，中国完成了消除绝对贫困的艰巨任务。2024年12月召开的中央农村工作会议强调，要提升防止返贫致贫监测帮扶效能。然而，在部分经济发展基础较为薄弱的脱贫地区，农户容易返贫，部分边缘户和部分因突发事件使生活遭受严重冲击的农户也面临潜在的致贫风险。上述群体的生活状况具有不稳定性 and 脆弱性，需持续监测与帮扶。在2019年的重庆考察中，习近平主持召开解决“两不愁三保障”突出问题座谈会

【资助项目】 国家社会科学基金重大项目“后扶贫时代中国城乡相对贫困统计测度与治理机制研究”（编号：20&ZD131）；江西省宣传思想文化领域高层次人才专题项目“中国农村低收入群体识别、监测与治理机制研究”（编号：23ZXRC13）；江西省研究生创新专项资金项目“防止返贫动态监测及动态转换成因研究”（编号：YC2024-B166）。

【作者信息】 平卫英，江西财经大学统计与数据科学学院、江西财经大学应用统计研究中心；郭玉帑（通讯作者）、黄斐，江西财经大学统计与数据科学学院，电子邮箱：tarevachine19@163.com。

并发表重要讲话，强调要把防止返贫摆在重要位置，适时组织对脱贫人口开展“回头看”^①。2021年，习近平在全国脱贫攻坚总结表彰大会上指出，对易返贫致贫人口要加强监测，做到早发现、早干预、早帮扶^②，为稳固脱贫攻坚成果提供了明确的方向。第十四届全国人民代表大会第二次会议《政府工作报告》亦明确指出，要加强防止返贫监测和帮扶工作，确保不发生规模性返贫^③。由此可见，“动态清零”是中国打赢脱贫攻坚战的宝贵经验，在巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的阶段，构建高效且可靠的返贫风险监测与预警机制显得尤为重要，对防范规模性返贫、巩固拓展脱贫攻坚成果具有重大意义。

近年来，政府发布了一系列政策文件，明确提出了加强防止返贫动态监测的具体要求，围绕坚决守住不发生规模性返贫的底线进行了全方位、多角度的工作部署。不过，开展防止返贫监测工作仍面临诸多难题，政策的实施仍需进一步深化。一方面，以往对帮扶对象的识别与帮扶机制大多基于过去和当前的福利水平，主要侧重对已知福利被剥夺的事后应对（贾男和王赫，2022）。然而，防止规模性返贫的重点在于预防和杜绝：预防是对规模性返贫的诱导因素进行事前干预，实现源头控制；杜绝是及时识别风险并进行有效干预，遏制贫困再生。因此，防止返贫监测应当在风险发生前、中、后各个阶段充分发挥监测预警功能（左停和李泽峰，2022），而不能仅局限于事后评估。此外，目前的监测方法并不一致。国外学者用脆弱性概念测度返贫风险（Ligon and Schechter, 2003; Mahanta and Das, 2021）。Gallardo 多年致力于对贫困脆弱性的研究，将贫困脆弱性从一维测量扩展到多维（Gallardo, 2018），并运用多维贝叶斯网络分类器估计多维贫困的条件概率，将标准下行半偏差作为风险参数来识别拉丁美洲的弱势家庭（Gallardo et al., 2024）。国内学者多基于 VEP 测度（吕光明等，2021）、综合评价分析（王兆林和王洁仪，2024）等方法测度返贫风险。复杂多元的致贫风险会冲击不同的脆弱群体，对精准识别返贫风险提出了更高要求，学者试图引入综合学习算法以对规模性返贫识别、风险预测等提供数据与方法上的新思路和新的技术手段，随机森林（Hu et al., 2022）、神经网络（Zhang et al., 2022）等机器学习方法可以减少人为主观性。在扶贫工作与防止返贫监测实践中，地方政府普遍遵循“先监测、后预警、再帮扶”的思路开展实际工作。各级农业农村部门承担防止返贫监测的主要责任，依据当地的监测标准，通过一系列程序与环节识别监测对象并将其纳入动态监测系统。此项认定工作要求，从农户申报、干部排查、部门预警发现风险线索到完成监测对象识别认定一般不超过15天。然而，帮扶政策落到实处存在时间上仍存在一定滞后性，监测和预警的逻辑关系尚未清晰界定，引发了资源过度投入、操作效率不高等问题（左停和李泽峰，2022）。有研究强调，应进一步缩短返贫风险识别与帮扶措施落地的时间差（章文光等，2020），提高防止返贫监测工作的精准性。

另一方面，防止返贫监测预警具有过程性和动态性（左停和李泽峰，2022）。多数学者一致认为，

^①参见《习近平在重庆考察并主持召开解决“两不愁三保障”突出问题座谈会》，https://www.gov.cn/xinwen/2019-04/17/content_5383915.htm。

^②参见《在全国脱贫攻坚总结表彰大会上的讲话》，<http://politics.people.com.cn/n1/2021/0226/c1024-32037098.html>。

^③参见《政府工作报告》，https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202403/content_6939153.htm。

返贫是一个持续的过程，在时间维度具有动态变换的特性，反映的是原贫困人口在得到帮扶脱离贫困后又因为种种原因再次陷入贫困的现象（李博等，2018；张全红等，2019）。为避免这种恶性循环，需要在返贫识别过程中准确把握不同时期个人或家庭的具体情况，依据返贫户与其他农户的特征差异针对性地进行帮扶（胡世文和曹亚雄，2021）。多数学者利用系统聚类、Tribble-Hurdle 模型等方法或基于贫困脆弱性、可持续生计理论框架等对返贫风险进行了大量研究（汪三贵和周园翔，2022；赵普等，2022；孟婷，2023；刘胜强和赵雪燕，2024），认为影响返贫风险的因素包括人力资本和物质资本不足、自然灾害、政策调整和市场变化等。大量文献评估了精准扶贫的政策效果（刘子宁等，2019；李芳华等，2020；黄薇和曹杨，2022）。在最新研究中，兰宇和张鹏（2024）探讨了不同类型的帮扶手段如何有效防止返贫，张鹏龙等（2024）通过模糊断点回归方法考察了防止返贫帮扶政策的劳动收入效应。不过，上述研究均未从动态视角探讨影响防止返贫监测状态变换的因素。

从以上文献可以发现，在研究内容上，现有对返贫的研究往往集中在返贫现象后期治理层面，对返贫的事前监测与阻断机制的关注较少。随着脱贫攻坚战的全面胜利，当前的工作重心已从消除绝对贫困转向防止返贫。尽管部分研究开始关注脱贫户的返贫风险，但相关研究成果不够丰富，对政策调整优化方案的系统性探讨较少。在研究方法上，现有研究多基于 VEP 测度方法、综合评价分析等方法测度返贫风险。这些方法对数据分布的要求过高、主观性较强，无法有效识别复杂多样的返贫致贫风险并评估其严重程度。而且，部分机器学习方法对变量间依赖关系的解释性不强，对数据量要求较高。在研究视角上，现有研究大多衡量家庭当前的返贫状态，未考虑家庭监测状态动态变换的影响因素，不利于系统性、前瞻性、针对性地制定帮扶政策，对帮扶政策减贫效应的评估也难以开展。

本文的边际贡献有两个方面：第一，所用监测方法可动态更新农户的监测状态。本文借助多维贝叶斯网络分类器直观描绘各监测变量的依赖关系。该方法能利用实时数据动态更新贝叶斯网络条件概率值，可以实现对监测对象的滚动预测，与风险评价预警流程的匹配度较高。而且，本文采用经过标准下行半偏差调整后的返贫致贫风险判断监测对象，避免因无法充分考量尾部风险而低估农户遭遇极端不利情况的可能，有效提升监测工作的效率与精准度。第二，从监测状态动态变换角度探究返贫致贫因素。本文关注农户监测状态随时间的变化，探究生计资本对农户多期监测状态的可能影响，并结合家庭结构特征提供监测状态动态变换的经验证据，进一步明确返贫致贫风险的预防措施。

二、防止返贫监测机制与“脆弱性—可持续生计”的理论分析

现阶段，中国的防止返贫监测机制强调依托大数据平台、充分发挥信息化手段并发动多部门协作和信息共享，形成常态化比对、动态化监测、精准化帮扶的防止返贫长效机制。然而，从现有研究和防止返贫监测的实地调研可以发现，当前的防止返贫监测机制仍存在问题：其一，部分地区存在形式主义问题，重复排查、过度填表等增加了基层工作负担，影响监测效率（左停和李泽峰，2022）。其二，部分帮扶监测工作仍存在“应纳未纳”问题，监测和帮扶工作的执行力和精准度仍需提升（谢治菊，2023）。其三，部分地方帮扶措施过于单一，缺乏针对性和灵活性，未能完全满足脱贫家庭的多元需求（李玉山等，2021）。因此，如何突破防止返贫监测的“瓶颈”，保证农户返贫致贫风险监控

测的持续性，明确防止增加返贫致贫风险应采取的措施，精准匹配帮扶需求是本文研究的关键问题。

脆弱性分析框架是探究脆弱性的成因及其影响因素的基本工具。在贫困研究领域，学者多从“风险—应对能力”两个维度出发将脆弱性界定为“家庭面临某些风险的可能，并且是由于遭遇风险而导致财富损失或生活质量下降到某一社会公认的水平之下的可能”（韩峥，2004）。脆弱性程度取决于风险的特点和家庭的风险应对能力，社会服务体系、公共政策等对提升家庭风险应对能力有重要作用。脆弱性分析框架经历了从二维的“外部—内部”“敏感—恢复力”（Chambers, 1989; Moser, 1998）等理论框架到三维的“暴露—敏感—适应”（Polsky et al., 2007）理论框架的转变，对脆弱性的理论分解与风险因素紧密相关。Dercon（2001）提出的“风险—脆弱性”分析框架明确探讨了风险、脆弱性与贫困的相互关联（见表1）。该框架以家庭为基本分析单位，根据可持续生计分析框架对资产的重视，将家庭福利水平提升与家庭能力增强的过程视为资产向收入转化和收入向“福利—能力”转化两个相互衔接的过程，这个过程中的任意环节都可能受到各类风险的冲击。“风险—脆弱性”分析框架对农户生计过程的风险进行了清晰地阐释，是政府及相关部门实施帮扶计划的重要工具之一。

表1 Dercon（2001）的脆弱性评估分析框架

资产	收入	福利—能力
● 人力资本、劳动力 ● 物质或金融资本 ● 公共资源和公共物品 ● 社会资本	● 活动和资产的回报 ● 资产处置的收益 ● 储蓄、信贷和投资回报 ● 转移性收入	● 消费 ● 营养 ● 健康 ● 教育
→ ← ↑	→ ↑	↑
风险案例（a）	风险案例（b）	风险案例（c）
● 由于健康问题而失去技能或失业 ● 土地产权不安全，其他资产权益的不确定，气候、战争或灾难造成的资产损失 ● 通货膨胀、股票市场和汇率崩溃等导致的金融资产贬值 	● 气候冲击、疾病、冲突导致的产出风险 ● 收入和资产价格的变化 ● 储蓄和投资的回报风险 ● 非正式安排效力的不确定，例如转移性支付不能兑现 ● 获取机会的相关信息和知识的不完备 ● 政策环境风险 	● 食品市场价格风险 ● 食品可及性和供给风险 ● 在健康和教育领域公共供给质量的不稳定 ● 健康和教育计划的不确定 ● 健康和营养知识的不全面

注：表中左右箭头表示资产、收入、福利—能力三者之间的转化方向，向上的箭头表示风险对各环节的冲击。

防止返贫监测预警的本质是预先对风险进行研判（左停和李泽峰，2022），而脆弱性理论不仅关注贫困的实然状态，还可以预测家庭在面对未来不确定性时的潜在风险，为预测农户的返贫致贫风险提供理论支撑。此外，脆弱性是具有返贫风险的主体缺乏基本抗贫能力的表现（严小燕，2022），脆弱性需从多维度深入探讨，返贫也受多重因素的影响（蒋南平和郑万军，2017）。因此，本文借鉴脆弱性理论与可持续生计理论的分析框架，从“收入—福利—能力”角度出发，结合现行返贫动态监测和帮扶机制的监测内容，通过收入、教育、健康、生活条件、工作与社会保障五个维度测度农户的多维贫困脆弱性，将脆弱性转化为具体的、可量化的指标以衡量农户的返贫致贫风险，进而根据风险程

度判断农户是否为监测对象^①。为深入理解监测状态变换的频率、不稳定程度的演变规律和影响因素，参考可持续生计理论（DFID，2000），本文从人力资本、金融资本、物质资本、社会资本、自然资本五个维度分析农户生计稳定性、适应性和恢复力。同时，本文增加了户主和家庭特征变量，从侧面反映农户的收入、福利、能力，以探究相关特征变量对监测状态变换的异质性影响，捕捉监测状态变换过程中农户的多元需求。经由对农户监测状态的预判和对农户监测状态变换成因的探究，同时结合孟婷（2023）研究中提到的返贫识别过程，本文设计了农户返贫致贫风险监测的研究框架，如图1所示。

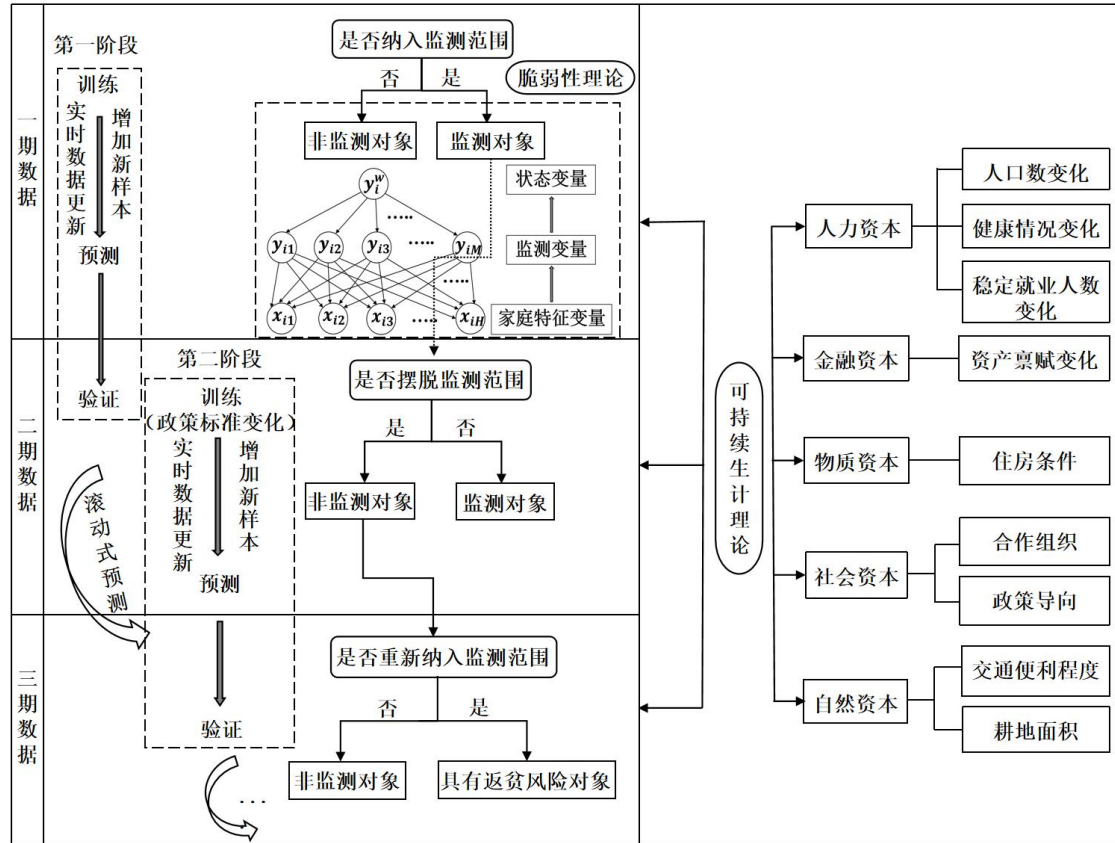


图1 监测过程和研究框架

基于概率推理的贝叶斯网络模型可以将不同脆弱性诱发因素转化为网络中的节点，连接节点的边表现为变量之间的依赖关系，由此形成的贝叶斯网络拓扑图能清晰表现这些因素如何通过不同路径影响监测状态。由 Bielza et al.（2011）首次提出的多维贝叶斯网络分类器能够在给定监测状态的前提下，根据农户特征的条件概率分布情况，结合分类状态的先验概率信息，估算农户处于监测状态的后验概率。而且，多维贝叶斯网络分类器可以通过监测状态的后验概率揭示脆弱性因素对返贫致贫风险的贡献率。返贫风险是脆弱性在时间维度的动态反映（周迪和王明哲，2019），能根据实时数据动态更新

^①此处所指监测对象与实际防止返贫监测工作中的监测对象不同，在调研过程中调查人员会根据农户实际情况进行风险标记，本文通过“是否被识别为监测户”和“风险是否已消除”两个问题判断农户的监测状态。

监测状态的后验概率是多维贝叶斯网络分类器的优势。当新观测或已观测农户的监测变量（收入、健康等）变动时，训练好的多维贝叶斯网络分类器可通过已学到的依赖关系重新计算农户的返贫致贫风险。因此，在脆弱性理论框架下将多维贝叶斯网络分类器作为防止返贫监测的方法，不仅能减轻基层工作负担、提升监测效率，还能灵活调整农户的监测状态。此外，本文根据三期监测状态将农户分为安全稳定户、轻度易返贫致贫户、中度易返贫致贫户和重度易返贫致贫户四种，利用有序 Logit 模型探究农户监测状态变换的驱动因素，进而根据农户的多元特征提出更具针对性的干预措施和帮扶政策。

三、研究设计

（一）研究方法

部分防止返贫监测实践存在重视事后评估、监测对象识别认定低效等问题，因此，对返贫致贫风险的预测和及时干预尤为重要。本文通过贝叶斯网络的参数学习量化脆弱性诱发因素与监测状态的关系，引入多维贝叶斯网络分类器预测农户潜在返贫致贫风险。多维贝叶斯网络分类器可以利用实时数据动态更新贝叶斯网络结构和概率分布，及时反映农户当前的风险状况，提高风险评估的时效性。经过标准下行半偏差调整后的返贫致贫风险分析可以将风险在判别阈值附近而被忽视的边缘群体纳入监测范围，在提高资源利用效率、减少冗余投入的同时实施前置性干预策略。

1. 通过多维贝叶斯网络分类器测量返贫致贫风险。贝叶斯网络是将概率论与图论结合起来的数学模型（Pearl, 1985）。该网络由 $B(G, X)$ 定义， G 是由节点集合和边集合组成的有向无环图，节点代表随机变量^①，箭头首尾两端分别连接子节点和父节点（见图2），边表示子节点与父节点的条件概率依赖关系，依赖关系的强度通过附加于父节点和子节点上的条件概率表示。假设网络中的随机变量为 $x_1, \dots, x_J$ ， $P(x_j | \pi(x_j))$ 表示每个随机变量的条件概率， X 的联合概率分布可以形式化如下：

$$P(x_1, \dots, x_J) = \prod_{j=1}^J P(x_j | \pi(x_j)) \quad (1)$$

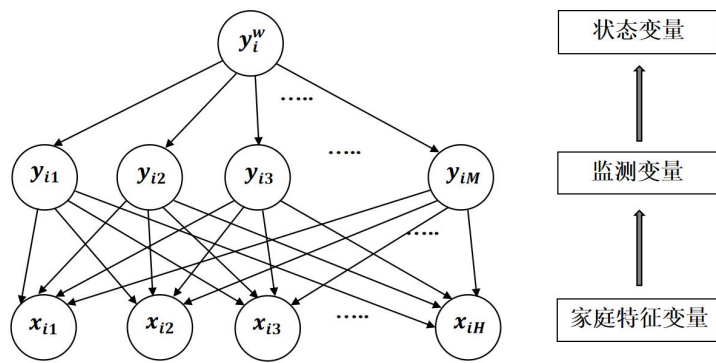


图2 基于多维贝叶斯网络分类器测量返贫致贫风险的基本思路

贝叶斯网络分类器是贝叶斯网络的一种应用形式，旨在根据一组特征变量预测父变量的分类结果。

^①本小节对变量和节点不做专门区分，两者可以混用。

多维贝叶斯网络分类器能够处理包含多层类变量的复杂分类问题,并允许变量之间存在条件依赖关系。这放宽了贝叶斯网络分类器变量之间必须完全独立的假设,拓宽了贝叶斯网络分类器的应用范围,提升了处理复杂数据结构和依赖关系的能力。

本文参照 Gallardo (2024) 的研究,将专家在多维贫困领域的经验与当前的防返贫动态监测和帮扶机制的监测内容结合起来,构建能够反映农户状态变量、监测变量、家庭特征变量之间关系的多维贝叶斯网络分类器拓扑图(见图2)。图中三种变量的依赖关系之所以是反向的,是为了从每个子变量的条件概率获取信息来探究父变量的分类概率,再通过贝叶斯定理的反向因果关系完成推理。图2中,状态变量 y_i^w 表示第 i 户家庭是否为监测对象。如果是监测对象,则将状态变量赋值为1,反之则赋值为0。状态变量的取值取决于监测变量(福利维度),如果第 i 户家庭在第 m 个维度被剥夺,则将第 m 个监测变量赋值为1,反之则赋值为0。状态变量和监测变量都是二元变量,均服从伯努利分布。监测变量的取值取决于家庭特征变量,家庭特征变量可以有两个以上的分类结果,可以将家庭特征信息通过监测变量传递给状态变量进而影响状态变量的分类结果。

2. 基于多维贫困脆弱性预判监测对象。通过多维贝叶斯网络分类器可以得到状态变量的条件期望值: $\mu_i = E(y_i^w | y_i)$ 。这仅是对预期结果的估计,未充分考虑尾部风险,可能会低估极端不利情况的影响,无法精准识别返贫致贫风险群体。在平均风险行为框架下,要综合考虑观测目标的预期结果和风险两个因素(Gallardo, 2013)。该框架假定行为主体遵循“局部不敏感”和“风险规避”原则^①。在对贫困脆弱性的测量中,向下的风险至关重要(Povel, 2015)。因此,本文以标准下行半偏差^② σ_i^- (Gallardo, 2018) 量化农户返贫致贫风险高于其条件期望值的程度,具体表达式如下:

$$\sigma_i^- = \sqrt{E\{\min[(y_i^w - \mu_i), 0]^2\}} \quad (2)$$

状态变量服从伯努利分布,其标准下行半偏差是状态变量后验概率的函数,转化后形式如下:

$$\sigma_i^- = \sqrt{p_i^2(1 - p_i)} \quad (3)$$

(3) 式中, p_i 是多维贝叶斯网络分类器估计的第 i 户家庭不是监测对象的后验概率。为了将预期结果和风险参数整合到一个表达式中,本文将 Ogryczak and Ruszczyński (2001) 用到的平均风险权衡参数^③ γ 作为调节因子,以调节某些风险因素对整体下行风险的影响。例如,如果投资者对某一特定类型的风险特别敏感,他们可能会增加与该风险相关的权衡参数,以便更准确地反映这种风险在整

^① “局部不敏感”和“风险规避”原则分别指行为主体对增加消费和减少风险的偏好,这里指在福利结果中对较高的平均值和较低的向下风险的偏好。

^② 标准下行半偏差是标准差的一种变形,通常用于计算资产或投资组合收益低于期望值的部分的标准差,只关注损失的部分,即只测量向下的偏差波动。

^③ $\gamma < 0$ 表示风险爱好, $\gamma = 0$ 表示风险中性, $\gamma > 0$ 表示风险厌恶。此外, $\gamma \in (0, 1]$, 反映了风险相对于均值的权重。数值越大,对规避风险的估值越高。因此, $\gamma = 1$ 意味着规避风险与提高均值同等重要。

体下行风险中的重要性。状态变量 y_i^w 的条件期望值经过标准下行半偏差调整后变为 μ_i^{ra} ：

$$\mu_i^{ra} = \mu_i - \gamma \sigma_i^- = p_i - \gamma \sqrt{p_i^2(1-p_i)} \quad (4)$$

这一调整不仅考虑了农户在一般情况下的经济稳定程度，而且也将下行风险考虑在内，有助于更全面地了解农户面对不利环境时的脆弱性，为制定有效的前置性干预策略提供科学依据。

在平均风险行为框架下，(4) 式允许建立一个完整的偏好预排序，从而用标准下行半偏差调整后的期望与任意一对农户的状态变量 y_i^w 、 y_j^w 进行比较：

$$y_i^w \succ y_j^w \Leftrightarrow \mu_i^{ra} \succ \mu_j^{ra} \quad (5)$$

(5) 式的偏好关系符合二阶随机优势准则 (Ogryczak and Ruszczyński, 2001)。可根据以下标准识别监测对象：如果 $\mu_i^{ra} < z^v$ (z^v 为判别阈值)，则说明第 i 户家庭处于多维贫困脆弱性的风险状态。在多数分类算法的应用场景中，判别阈值默认为 0.5。这一设定基于正负类别先验概率均匀分布的假设。然而，现实中的类别分布往往是非平衡的，继续以 0.5 为判别阈值可能会使分类预测效果不佳 (Zou et al., 2016)。本文通过机器学习的五折交叉验证法并结合网格搜索法调整贝叶斯拟合参数和判别阈值，既能使判别阈值的选择更具说服力，也能确保监测对象的比例位于合理区间内。

3. 多维贫困脆弱群体的汇总和分解。在对多维贫困脆弱群体进行判别后，需要构建汇总框架度量并呈现多维贫困脆弱群体的总体情况。本文在判断脆弱个体时使用了判别阈值，参考 A-F 多维贫困指数 (Alkire and Foster, 2011)，用双界限法定义剥夺矩阵的方式量化脆弱群体。为此，将农户返贫致贫风险与判别阈值的差距 g_i^α 定义如下：

$$g_i^\alpha = \begin{cases} \left(\frac{z^v - \mu_i^{ra}}{z^v} \right)^\alpha, & \forall \mu_i^{ra} < z^v \\ 0, & \forall \mu_i^{ra} \geq z^v \end{cases} \quad (6)$$

为综合评估农户脆弱性的差异程度，本文以 FGT 指数 (Foster et al., 1984) 为度量工具，以此表明农户返贫致贫风险与判别阈值的关系，从而衡量多维贫困脆弱性的广度、深度和强度，具体如下：

$$V_\alpha = \frac{1}{n} \sum_{i=0}^n g_i^\alpha, \quad \alpha \geq 0 \quad (7)$$

(7) 式中：当 $\alpha=0$ 时， V_0 表示多维贫困脆弱群体占总样本的比例，即多维贫困脆弱性的广度；当 $\alpha=1$ 时， V_1 表示多维贫困脆弱性与判别阈值的差距，即多维贫困脆弱性的深度；当 $\alpha=2$ 时， V_2 表示多维贫困脆弱性与判别阈值的加权差距，即多维贫困脆弱性的强度。此外，可将 V_α 分解为高风险脆弱性 V_α^P 和边缘风险脆弱性 V_α^R 两个指标，具体如下：

$$V_\alpha = V_\alpha^P + V_\alpha^R \quad (8)$$

$$V_\alpha^P = \frac{1}{n} \sum_{i=0}^n g_i^\alpha I_{\mu_i \leq z^v}, \quad \alpha \geq 0 \quad (9)$$

$$V_{\alpha}^R = \frac{1}{n} \sum_{i=0}^n g_i^{\alpha} I_{z^v < \mu_i \leq (z^v + \gamma \sigma^-)}, \alpha \geq 0 \quad (10)$$

(9) ~ (10) 式中, $I_{\mu_i \leq z^v}$ 和 $I_{z^v < \mu_i \leq (z^v + \gamma \sigma^-)}$ 分别为判断高风险脆弱群体和边缘风险脆弱群体的示性函数。经过标准下行半偏差调整后得到的监测范围通常要大于实际的监测范围。多维贝叶斯网络分类器模型对 y_i^w 的预测准确率越高, 说明监测对象比例越接近高风险脆弱性的广度。此时, 高风险脆弱群体应被优先纳入重点帮扶计划, 持续对其进行密切关注。当然, 也需关注边缘风险群体并为其提供适当帮扶。此外, 还可测算各监测变量对多维贫困脆弱性的贡献程度。假设监测变量的权重为 w_m , 被识别为监测对象的农户数量记为 Q , 得到第 m 个监测变量对多维贫困脆弱性的贡献率 β_m :

$$\beta_m = \frac{\sum_{i=1}^Q w_m y_{im}}{\sum_{m=1}^M \sum_{i=1}^Q w_m y_{im}} (m=1, \dots, M) \quad (11)$$

(二) 数据来源和样本特征

本文所用数据来自江西省 2021—2023 年防止返贫监测调研数据, 该省份曾是全国脱贫攻坚主战场之一, 其脱贫经验为全国提供了宝贵的示范作用。为验证研究样本的可行性, 本文用全国性的收入指标与该省份的收入指标进行对比, 发现该省农村人均可支配收入的中位数略高于全国农村人均可支配收入的中位数, 但两者并无显著差异。为探究农户监测状态动态变换的诱因, 本文以连续 3 年均参与调查的农户为实证研究对象。在删除缺失值后, 共得到 3328 户农户的 9984 个观测值, 2021 年、2022 年和 2023 年的风险人群比例分别为 8.28%、5.78%、4.54%。风险群体以非建档立卡户中的边缘易致贫户、突发困难户和已脱贫建档立卡户中的脱贫不稳定户为主, 非风险群体主要是脱贫稳定户。

(三) 变量选取

1. 监测变量。本文参考 Dercon (2001) 的“风险—脆弱性”理论框架, 根据《中央农村工作领导小组关于健全防止返贫动态监测和帮扶机制的指导意见》(以下简称《意见》) 提到的监测范围, 从“收入—福利—能力”角度将风险因素转化为具体的监测指标, 重点监测目标对象的收入与支出、“两不愁三保障”落实情况、饮水安全等状况, 同时关注其在就医、就学、就业等方面的实际困难和潜在风险, 在数据可得的前提下归纳了收入、教育、健康、生活条件、工作与社会保障五个维度(详见表 2^①)。在收入方面, 参照李莹等(2021)的研究, 用全国农村居民人均可支配收入中位数的 50% 界定收入门槛值。该省农村居民人均可支配收入的中位数接近全国平均水平, 后文将进一步验证收入门槛值设置的合理性。教育和健康方面的指标均以家庭为单位, 分别判断所有家庭成员受教育程度是否均在初中以下和是否均处于非健康状态。在生活条件方面, 以《意见》强调的饮水、住房安全为监测指标, 并将家庭有无卫生厕所纳入分析(周强, 2021), 以此关注农村居民的卫生状况和生活环境问题。此外, 用入户路类型直观反映农户的生活条件。顾宁和刘洋(2021)的研究已证实入户路类型对贫困脆弱性的显著负向影响。在工作与社会保障方面, 劳动技能会影响家庭收入, 医疗保险能为家庭的高额医疗

^①篇幅所限, 表 2 只展示 2023 年数据的部分变量情况, 其余变量可见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录表 1。

费用提供经济保障从而降低因病返贫风险。此外，低收入老年群体从劳动力市场退出还会引发因老返贫问题（李锐等，2024），需要对老年人养老保险情况进行监测。在指标权重选取方面，为避免客观赋权法处理跨期数据时可能产生的权重波动问题，参照多位学者的研究（郭熙保和周强，2016；平卫英和王佳，2023），本文采用等权重法以确保权重分配的稳定性 and 多维贫困指数测度结果的可比性。

表 2 防止返贫动态监测的监测指标及动态变换影响因素

状态变量						
变量名称		变量描述	2021 年风险 群体比例	2022 年风险 群体比例	2023 年风险 群体比例	
监测状态		农户是否为风险群体：是=1，否=0	8.28%	5.78%	4.54%	
监测变量						
维度	变量名称	变量描述	权重	全部样 本均值	已脱贫建档 立卡户均值	非建档立 卡户均值
收入	收入水平	2021 年、2022 年、2023 年全国农村居民人均可支配收入中位数的 50%分别为 8451 元、8867 元、9374 元，低于当年收入中位数=1，否则=0	1/5	0.13	0.19	0.08
	教育	受教育程度	家庭成员受教育程度均在初中以下=1，否则=0	1/5	0.47	0.53
健康	健康状态	家庭中无身体健康成员=1，否则=0	1/5	0.28	0.35	0.22
生活条件	饮水安全	饮水是否安全：不安全=1，安全=0	1/20	0.00	0.00	0.00
	住房安全	房屋等级为 B、C、D 级=1，否则=0	1/20	0.13	0.14	0.12
	卫生状况	有无卫生厕所：无=1，有=0	1/20	0.02	0.03	0.01
	入户路类型	泥土路=1，砂石路或硬化路=0	1/20	0.06	0.08	0.04
工作与 社会保障	劳动技能	家庭成员中没有劳动力=1，否则=0	1/15	0.20	0.28	0.13
	医疗保险	家庭中至少有 1 人无基本医疗保险=1，否则=0	1/15	0.01	0.01	0.01
	养老保险	家中 60 岁以上的老人都无养老金=1，否则=0	1/15	0.16	0.19	0.14
家庭特征变量						
维度	变量名称	变量描述		全部样 本均值	已脱贫建档 立卡户均值	非建档立 卡户均值
户主特征	户主性别	女=2，男=1		1.23	1.22	1.23
	户主年龄	65 岁及以上=6，55~64 岁=5，45~54 岁=4，35~44 岁=3，25~34 岁=2，25 岁以下=1		4.89	4.96	4.81
	户主受教育程度	高级教育=4，中级教育=3，初级教育=2，文盲=1		2.11	2.07	3.95
家庭特征	人口结构	只有老年人=5，只有中青年=4，只有中青年人和老年人=3，只有中青年人和少年儿童=2，三代同堂=1		3.47	3.61	3.35
	搬迁情况	家庭是否为易地搬迁户：是=1，否=0		0.03	0.03	0.03
	所在村历史	家庭所在村是否为脱贫村：是=1，否=0		0.47	0.46	0.48
	贫困状态					

表2 (续)

动态变换影响因素					
维度	变量名称	变量描述	方向	均值	标准差
被解释变量	农户监测状态变换类型	重度易返贫致贫户=4, 中度易返贫致贫户=3, 轻度易返贫致贫户=2, 安全稳定户=1		1.14	0.45
人力资本	人口数变化	当期家庭人口数-上一期家庭人口数(人)	正向	0.02	0.17
	健康情况变化	家庭大病、慢性病或残疾人口变化情况: 增加=1, 未变化=0, 减少=-1	正向	0.01	0.19
	稳定就业人数变化	当期稳定就业人数-上一期稳定就业人数(人)	负向	0.78	1.21
金融资本	资产禀赋变化	当期家庭务工收入、财产性收入、生产经营性收入之和与上一期的差值(元)	负向	4741.12	14241.42
物质资本	住房条件	住房面积(平方米)	负向	116.86	74.67
社会资本	政策导向	收到政府各类补贴金额(元)	正向	7757.73	7226.30
	合作组织	是否参与农民专业合作社: 是=1, 否=0	负向	0.30	0.46
自然资本	耕地面积	家庭拥有耕地面积(亩)	负向	2.91	3.98
	交通便利程度	住所离村主干道距离(千米)	正向	0.28	0.58

注: ①关于住房安全变量, 根据《危险房屋鉴定标准》(JGJ125-2016), 房屋的危险程度按 A、B、C、D 等级划分, A 级为无危险构件, B 级为有个别结构构件是危险构件, C、D 级就是通常说的危房。②人口结构方面, 将家庭成员年龄划分为 3 个阶段, 0~14 岁为少年儿童, 15~59 岁为中青年, 60 岁以上为老年人。

2. 家庭特征变量。为描述农户特征变量对各监测变量的影响, 在户主特征层面选取户主的性别、年龄、受教育程度等因素, 在家庭特征层面选取家庭人口结构、易地搬迁情况(宁静, 2018)揭示家庭的经济承受能力、劳动力状况及社会适应能力, 以家庭所在村是否为脱贫村反映外部扶贫政策的影响和家庭所处的社会经济环境(章文光等, 2020)。

3. 动态变换影响因素。在动态变换影响因素的选取中, 本文根据可持续生计理论从人力资本、金融资本、物质资本、社会资本、自然资本五个维度探究农户的生计稳定性、适应性和恢复力(详见表 2)。人力资本是农户生计的核心要素, 影响农户生计活动的质量与效率。本文用人口数变化直观描述家庭规模的扩大或缩小, 用家庭大病、慢性病或残疾人口的变化衡量家庭成员健康情况变化, 以直观反映因病返贫风险。将全年工作时间超过六个月的人视为稳定就业群体, 利用稳定就业人数与上期的差值观测稳定就业情况。在金融资本方面, 用当期家庭务工收入、财产性收入、生产经营性收入之和与上一期的差值反映家庭资产禀赋的变化, 以观测家庭是否因为收入骤减或支出骤增而影响监测状态。在物质资本方面, 以住房面积反映住房条件, 良好的住房条件对生计活动至关重要(闫啸等, 2022), 不仅能为农户提供稳定的生活基础, 还能为其从事高效的生计活动创造条件。在社会资本方面, 政策导向及是否参与合作组织是评估农户家庭生计适应能力的重要维度。帮扶政策与产业扶持政策不仅直接影响农户生计策略, 还通过影响资源分配和社会网络构建间接促进农户生计的多元化与稳定性。自然资本是农户生计的基础, 耕地面积不仅直接影响农业生产的规模与潜力, 还与生计活动可持续性紧

密相连。交通便利程度是衡量是否存在地理和信息隔阂的重要指标，用住所离村主干道的距离表示。

四、实证结果与分析

（一）多维贝叶斯网络分类器参数选择

为避免估计中的过拟合问题，提高模型参数的稳健性，本文采用 K-fold 交叉验证方法和网格搜索法对多维贝叶斯网络分类器模型进行参数调优。K-fold 交叉验证的主要思路是在样本中反复抽取 K 次一定比例的样本形成训练集，剩余的样本为测试集，每次抽样后在训练集上训练模型，再利用测试集评估模型精度。K-fold 交叉验证能够通过多次评估不同的样本，减少模型评估的波动性，在小样本情况下有助于避免过拟合问题（Messner et al., 2020）。网格搜索法则可以通过尝试每一种给定的参数组合来寻找最优的超参数组合。本文使用五折交叉验证评估模型的性能，假定每一期训练集和测试集数据量之比为 4 : 1，需要优化的模型参数为贝叶斯狄利克雷评分^①和判别阈值。图 3 展示了 2021—2023 年不同参数组合下五折交叉验证的平均精度。可以发现，不同年份最优模型的平均精度都在 90% 以上。

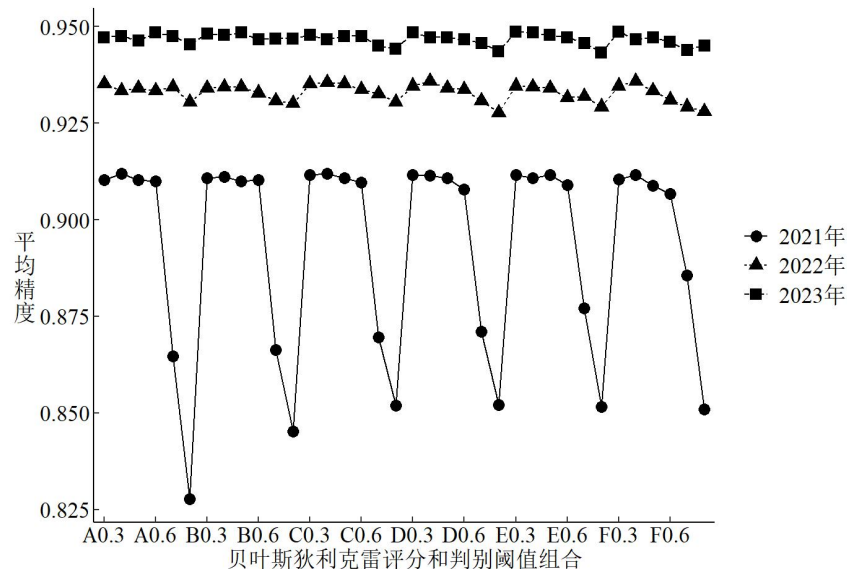


图3 最优参数组合

注：横坐标对应多维贝叶斯网络分类器模型的参数组合，A、B、C、D、E、F 分别表示贝叶斯狄利克雷评分取值为 5、10、15、20、25、30，每个贝叶斯狄利克雷评分分别与判别阈值 0.3、0.4、0.5、0.6、0.7、0.8 结合形成不同的参数组合。

（二）多维贫困脆弱性的测度

本文基于调查数据中的风险标记和监测变量的剥夺情况，用多维贝叶斯网络分类器模型根据家庭的实际剥夺情况估计脱贫不稳定户或边缘易致贫户未来陷入多维贫困的可能性。该模型既关注那些在收入维度已遭受剥夺的家庭，也能进一步探讨这些家庭在其他非收入维度（如健康、教育、生活条件

^①贝叶斯狄利克雷评分是在已知结构时将样本数据的边际似然函数作为评分依据，计算时假定贝叶斯网络的参数服从狄利克雷形式的先验分布。

等)上的多维特征,而且,还能将在收入维度未遭受剥夺但在其他维度遭受多种剥夺的家庭纳入分析。表3汇总了农户总体、非建档立卡户和已脱贫建档立卡户多维脆弱性水平的测度结果。

表3 多维贫困脆弱性测度结果

调查时间	群体类别	多维贫困脆弱性广度			多维贫困脆弱性深度			多维贫困脆弱性强度		
		V_0	V_0^P	V_0^R	V_1	V_1^P	V_1^R	V_2	V_2^P	V_2^R
2021年	农户总体	0.099	0.007	0.093	0.024	0.006	0.018	0.010	0.006	0.004
	非建档立卡户	0.108	0.002	0.106	0.022	0.001	0.020	0.005	0.001	0.004
	已脱贫建档立卡户	0.090	0.012	0.077	0.027	0.012	0.015	0.015	0.012	0.003
2022年	农户总体	0.082	0.009	0.073	0.010	0.008	0.002	0.008	0.007	0.000
	非建档立卡户	0.097	0.004	0.092	0.005	0.003	0.002	0.002	0.002	0.000
	已脱贫建档立卡户	0.065	0.015	0.050	0.016	0.014	0.002	0.014	0.014	0.000
2023年	农户总体	0.056	0.011	0.045	0.011	0.010	0.001	0.009	0.009	0.000
	非建档立卡户	0.057	0.006	0.052	0.005	0.004	0.001	0.003	0.003	0.000
	已脱贫建档立卡户	0.055	0.018	0.037	0.018	0.017	0.001	0.016	0.016	0.000

从农户总体看,2021—2023年多维贫困脆弱性的广度分别为9.9%、8.2%和5.6%,与同年调研的风险群体相比,监测对象范围有所扩大。已脱贫建档立卡户中监测对象平均占建档立卡总人口的7%,符合《国务院扶贫开发领导小组关于建立防止返贫监测和帮扶机制的指导意见》(以下简称《建立意见》)中“监测对象规模一般为建档立卡人口的5%左右,深度贫困地区原则上不超过10%”^①的要求。从时间维度看,无论是农户总体,还是非建档立卡户和已脱贫建档立卡户,多维贫困脆弱性群体数量均逐年递减。这一测度结果意味着,防止返贫帮扶政策卓有成效。从脆弱性人群分类看,已脱贫建档立卡户多维贫困脆弱性水平高于非建档立卡户,原因在于非建档立卡户中包括边缘易致贫户和突发困难户两种监测对象,风险群体的总体比例较高。从多维贫困脆弱性的指数分解看,高风险脆弱性与边缘风险脆弱性的广度随时间变化的趋势相反,前者呈上升趋势,后者呈下降趋势。尽管这一现象看似与即时援助高风险群体以降低潜在风险的紧迫性不一致,实则表明高风险脆弱群体的绝对数量在减少,但减少的速度比边缘风险脆弱群体慢。背后的原因在于,边缘风险脆弱群体数量的减少趋势来自整体风险人口基数的缩减,当整体风险人口基数缩减时,处于边缘风险状态的个体比例自然也随之减少。从多维贫困脆弱性的广度、深度、强度看,其广度更具敏感性,而其深度和强度的变化幅度不明显。随着时间的推移,边缘风险脆弱人群的多维贫困脆弱性强度趋近于0。

各监测变量对多维贫困脆弱性的贡献率如表4所示。各监测变量的贡献率由高到低分为三个层次,第一类为收入水平、受教育程度、健康状态,第二类为劳动技能、养老保险,第三类为饮水安全、住房安全、卫生状况、入户路类型、医疗保险。收入水平、受教育程度和健康状态一直被公认为至关重要的监测指标,即便在等权重情况下,上述监测变量对多维贫困脆弱性的贡献率亦高于其他变量。边

^①参见《国务院扶贫开发领导小组关于建立防止返贫监测和帮扶机制的指导意见》, https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2020-03/27/content_5496246.htm。

缘风险群体对收入水平有较高的敏感性，易受较大刚性支出或收入大幅缩减的影响。受教育程度低始终是农户无法在短期内有所改善的因素，健康问题依旧是农户返贫致贫的重要隐患，健康状态的改善能够显著提高家庭成员劳动参与率和劳动时间，减少因病致贫、因病返贫的风险（张鹏龙等，2024）。劳动能力是家庭经济收入的主要来源，缺乏劳动力是增加返贫致贫风险的重要原因。农村社会养老保险制度是促进农村老年群体实现“老有所养”的重要基本公共服务，养老金仍是多数农村老年群体的单一收入，为老年群体提供的物质保障比较有限，而且，养老保险在城乡间、区域间差距明显（文元全等，2024）。此外，实际调研发现，农户在饮水安全、住房安全、卫生状况、入户路类型、医疗保险等方面的条件已初步改善。以上指标虽对多维贫困脆弱性的贡献率不高，但在监测中仍不可忽视。

表 4 多维贫困脆弱性各监测变量的贡献率 单位：%

维度	指标	各监测变量对多维贫困脆弱性的贡献率								
		2021 年			2022 年			2023 年		
		总体	高风险 脆弱群体	边缘风险 脆弱群体	总体	高风险 脆弱群体	边缘风险 脆弱群体	总体	高风险 脆弱群体	边缘风险 脆弱群体
收入	收入水平	35.8	21.1	37.8	31.4	28.1	32.0	25.5	24.2	16.2
教育	受教育程度	30.9	30.8	30.9	26.9	29.3	26.6	24.4	26.6	16.2
健康	健康状态	20.7	34.0	19.0	23.8	29.2	23.0	25	28.1	32.4
生活 条件	饮水安全	0.1	0.0	0.1	0.1	0.0	0.1	0.1	0.0	0.0
	住房安全	1.7	2.4	1.6	4.3	2.6	4.0	6.9	6.1	8.1
	卫生状况	1.1	0.8	1.1	0.8	0.0	0.7	1.4	0.8	4.1
	入户路类型	0.2	0.1	0.2	1.0	1.5	1.0	1.2	0.6	4.1
工作与 社会 保障	劳动技能	3.9	7.6	3.4	4.5	6.2	4.1	6.8	8.3	8.1
	医疗保险	0.2	0.5	0.2	0.2	0.4	0.1	0.1	0.3	0.0
	养老保险	5.4	2.7	5.7	7.0	2.7	8.4	8.6	5.0	10.8

（三）多维贝叶斯网络分类器精度检验

参照 Bielza et al. (2011) 和 Gil-Begue et al. (2021)，本文评估了多维贝叶斯网络分类器的类维度平均精度和整体精度。类维度平均精度是模型预测类维度变量（监测变量）准确度的均值，用 $\overline{Acc}_M$ 表示，计算公式如下：

$$\overline{Acc}_M = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M Acc_m \quad (12)$$

（12）式中， Acc_m 为类维度变量（监测变量） m 的预测精度，表示该变量正确分类的观测值个数与总观测值数的比值。由于超类变量（状态变量）由类维度变量构造而成，本文通过预测超类变量（状态变量）的精度来评估整体精度 Acc_{mp} ，定义如下：

$$Acc_{mp} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N I_{mp} \quad (13)$$

(13) 式中, I_{mp} 是判别预测值是否正确的示性函数, 如果模型将观测家庭正确预测为监测对象或非监测对象, 则该函数等于 1, 否则等于 0。本文分别以 2021—2023 年调研数据的 80% 为训练集, 剩余样本为测试集进行测试, 计算得到类维度平均精度和整体精度的结果如表 5 所示。可以发现, 多维贝叶斯网络分类器整体精度均在 90% 以上, 一定程度上表明本文测算多维贫困脆弱性的方法可以很好地监测农户的返贫致贫风险。

表 5	多维贝叶斯网络分类器类维度平均精度和整体精度测算结果			单位: %
	2021 年	2022 年	2023 年	
类维度平均精度	83.7	83.9	83.1	
整体精度	91.1	93.5	94.5	

(四) 监测变量门槛设置合理性

在监测变量中, 收入水平的门槛受主观性影响较大。为了进一步验证门槛设置的合理性和监测方法的稳健性, 本文通过国家扶贫标准的 1.5 倍、OECD 国家收入比例标准、世界银行社会贫困线三种方式从低到高设置五个不同层次的收入门槛值, 对模型精度进行比较分析。

1. 国家扶贫标准的 1.5 倍。《建立意见》将人均可支配收入低于国家扶贫标准 1.5 倍左右的家庭纳入监测范围。2020 年的扶贫标准为人均年纯收入 4000 元^①, 该标准的 1.5 倍约为 6000 元。2021 年是巩固脱贫成果的第一年, 故本文以 6000 元作为 2021 年的监测标准。

2. OECD 国家常用的收入比例法。收入比例法具体有两种界定标准: 一种是不区分城乡的“全国一条线”方式, 统一界定相对贫困线; 另一种是区分城镇和农村的“城乡两条线”方式, 分别界定相对贫困线。在比例设置上, 大多数学者主张设置为基数的 40%~60% (李莹, 2021), 所以, 本文以江西省农村居民人均可支配收入中位数的 40%、50%、60% 为界定低、中、高三个相对贫困线的标准。

3. 世界银行的社会贫困线标准。世界银行将人均每天的消费低于 3.2 美元和 5.5 美元分别作为中等偏下收入国家和中等偏上收入国家的贫困线。中国属于中等偏上收入国家, 按照这个分类, 将人均每天消费 5.5 美元的标准换算为人民币后, 本文以每年人均可支配收入 14052 元为收入门槛值。

通过表 6 可以发现, 随着收入门槛值的提高, 模型精度有所提高。当收入门槛值达到人均可支配收入中位数的 50% 后, 进一步提高门槛值会使收入被剥夺概率大幅增长, 且对模型精度无明显影响。因此, 以人均可支配收入中位数的 50% 作为农户是否遭受收入剥夺的参考依据较为合理。

表 6	基于不同收入门槛的模型精度 (以 2021 年为例)				
	国家扶贫标准的 1.5 倍	人均可支配收入中位数的 40%	人均可支配收入中位数的 50%	人均可支配收入中位数的 60%	世界银行中等偏上收入国家
收入门槛值 (元)	6000	6761	8451	10141	14052
收入被剥夺概率 (%)	7.8	9.1	21.1	34.6	67.3
模型精度 (%)	90.8	90.8	91.2	91.1	91.3

^①资料来源: 《2020 年底中国建档立卡贫困人口人均纯收入达 10740 元 远超国际极端贫困标准》, <https://baijiahao.baidu.com/s?id=1696268826517225237>。

（五）多种测度方法的结果对比

1. 多种分类模型评价结果对比。在探讨是否为监测对象时，根据真实类别与模型预测类别的组合情况，可以构建一个分类混淆矩阵，通过混淆矩阵计算准确率、精准率、召回率以及 F1 分数等关键评价指标。一般情况下，模型准确率越高，效果越好。本文将随机森林和神经网络两种机器学习方法的评价指标与多维贝叶斯网络分类器模型的评价指标进行对比，结果如表 7 所示。

表 7 不同机器学习方法模型效果（以 2021 年为例）

模型	准确率	精确率	召回率	F1 分数
随机森林	0.918	0.918	0.998	0.956
神经网络	0.902	0.931	0.965	0.947
多维贝叶斯网络分类器	0.914	0.917	0.997	0.955

注：①准确率是分类任务中最常用的性能指标，又称精度，与前文提到的精度计算方式一致。②精确率，又称查准率，表示在模型识别为正类的样本中，真正为正类的样本占比。③召回率，又称查全率，表示模型正确识别为正类的样本数量占总正类样本数量的比值。④F1 分数的计算公式为： $F1 \text{ 分数} = 2 \times \text{精确率} \times \text{召回率} / (\text{精确率} + \text{召回率})$ 。

可以发现，多维贝叶斯网络分类器在准确率、精准率、召回率和 F1 分数方面均有良好表现，能够根据变量的关联关系构建关系网络，在理解和解释变量之间关系方面具有明显优势。

2. 贫困领域多种监测方法结果对比。以 2021 年的数据为例，本文对比分析了 4 种主流贫困风险人群测度方法与多维贝叶斯网络分类器的关联和差异，用双色散点图可视化监测对象^①。可以发现，VEP 法和国家扶贫标准的 1.5 倍均以收入为单一监测维度来判断监测对象，所以易返贫致贫监测对象主要集中在低收入群体。A-F 多维贫困指数采用双界限法对多维贫困进行测度，该方法通过各福利维度临界值判断个体的多维贫困状况。多维特别关注指数借鉴了 A-F 多维贫困指数双界限法的原理，在一定程度上突出收入维度的重要性。在维度临界值 $K=4$ 的条件下，可以发现，用多维贝叶斯网络分类器测度的监测状态与用 A-F 多维贫困指数和多维特别关注指数两种方法测度的结果重合度较高。

五、农户监测状态变换的驱动因素与趋势研判

（一）农户监测状态变换情况

本文基于 2021—2023 年监测对象和非监测对象的变换情况，编制如表 8 所示相应的变换矩阵。

表 8 农户监测状态动态变换矩阵 单位：%

		2022 年		2023 年	
		监测对象	非监测对象	监测对象	非监测对象
2021 年	监测对象	3.21	6.86	0.60	9.47
	非监测对象	5.00	84.93	3.83	86.10
2022 年	监测对象			0.75	7.46
	非监测对象			3.69	88.10

^①具体结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录图 1。

由表 8 可知，由于经济的稳步发展和农户收入水平的持续提升，纳入监测范围的农户规模总体呈下降趋势，成功退出监测范围的家庭数量有所上升。具体而言，2021 年，约 10%（3.21%+6.86%）的农户被识别为监测对象。2022 年，这一比例降为 8.21%（0.75%+7.46%）。2023 年，只有 4.43%（0.60%+3.83%）的农户被纳入监测范围。上述趋势表明，农户的返贫致贫风险有所降低。然而，从邻近调查年份看，监测对象和非监测对象的状态转移变化较为频繁。2021—2022 年，约 5%的家庭由非监测状态转变为监测状态，同时，6.86%的家庭则成功由监测状态转变为非监测状态，80%以上的农户始终保持在非监测状态。这些变动说明返贫风险具有动态性和阶段性，摆脱风险的同时也伴随新的返贫风险。本文将进一步揭示农户监测状态变换的频率、不稳定程度的演变规律及影响因素。

给定 $t-1$ 期、 t 期的监测状态， $t+1$ 期的状态取决于 t 期的监测状态。可将监测对象的状态分为以下类型：第一类为安全稳定户，三期均不是监测对象；第二类为轻度易返贫致贫户，在三期中只有一期为监测对象；第三类为中度易返贫致贫户，在三期中有两期为监测对象；第四类为重度易返贫致贫风险户，三期均为监测对象。本文将上述四种状态按顺序分别赋值为 1~4 的整数。由于监测状态的变换为有序变量，故可用有序 Logit 模型探讨农户风险监测状态变换的影响因素。此外，本文还引入了家庭结构特征，以分析家庭监测状态变换的关键因素，为制定相应政策提供理论依据。

（二）实证检验与分析

本文的实证分析以 2023 年的农户为研究样本，以监测模型预测的农户下一期的风险状态为研究对象，探究农户监测状态变换的影响因素。农户监测状态变换影响因素的估计结果和家庭人口结构的异质性分析结果如表 9 所示。人力资本对防止返贫及国家人口高质量发展具有重要意义，由表 9 可知，家庭人口数和非健康人数的增加都会加重农户的返贫致贫风险。稳定就业人数的变化对农户监测状态变换的影响不显著，可能与就业质量、家庭结构与负担、政策与制度因素、经济环境与市场变化等有关。农户的新增人口主要为非劳动力或低效率劳动力，这种增长对家庭经济状况的改善作用有限，如果中青年群体同时拥有未成年子女和老年亲属的双重抚养责任，可能因增加家庭消费而加剧返贫风险。家庭资产禀赋是衡量家庭抵御风险能力的重要标准，较高的家庭资产禀赋可以有效应对返贫致贫风险。

表 9 有序 Logit、稳健性检验和异质性分析结果

变量	被解释变量：农户监测状态变换类型					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全体样本	变量替换	三代同堂	中青年和儿童	中青年和老年人	只有中青年
人口数变化	0.618*** (0.237)	0.626*** (0.235)	0.608** (0.298)	1.238 (0.821)	0.495 (0.568)	-10.271 (424.258)
健康情况变化	1.087*** (0.245)	0.487** (0.236)	0.215 (0.597)	1.209** (0.575)	1.407*** (0.494)	1.176*** (0.440)
稳定就业人数变化	-0.033 (0.076)	-0.030 (0.076)	0.090 (0.149)	0.133 (0.210)	-0.207 (0.156)	0.142 (0.160)
资产禀赋变化	-3.603** (1.818)	-3.933** (1.837)	-5.765 (4.911)	-5.555 (3.609)	2.374 (3.719)	-9.951* (5.435)

表9 (续)

住房条件	-0.232*** (0.069)	-0.223*** (0.069)	-0.242 (0.226)	-0.791* (0.459)	-0.072 (0.168)	-0.243*** (0.085)
政策导向	0.005 (0.022)	0.007 (0.022)	0.061 (0.060)	0.029 (0.053)	0.008 (0.049)	-0.045 (0.033)
合作组织	-0.672*** (0.221)	-0.672*** (0.221)	-0.353 (0.510)	-0.224 (0.611)	-1.718*** (0.619)	-0.309 (0.319)
耕地面积	-0.018 (0.021)	-0.018 (0.021)	-0.032 (0.042)	-0.146 (0.098)	0.007 (0.033)	0.003 (0.033)
交通便利程度	0.085 (0.085)	0.085 (0.086)	-0.214 (0.256)	0.116 (0.331)	-0.033 (0.247)	0.127 (0.110)
户主性别	-0.161 (0.152)	-0.174 (0.152)	-0.622 (0.384)	-0.342 (0.462)	-0.090 (0.297)	-0.096 (0.232)
户主年龄	-0.296*** (0.055)	-0.311*** (0.054)	-0.566*** (0.126)	0.053 (0.219)	-0.165 (0.124)	-0.317*** (0.092)
户主受教育程度	-0.783*** (0.041)	-0.797*** (0.041)	-1.050*** (0.122)	-0.910*** (0.136)	-0.716*** (0.080)	-0.696*** (0.065)
人口结构	-0.157*** (0.046)	-0.154*** (0.046)				
搬迁情况	0.448 (0.381)	0.458 (0.379)	-0.329 (1.188)	0.064 (1.135)	1.240** (0.521)	-0.367 (1.043)
所在村历史贫困状态	0.393*** (0.132)	0.383*** (0.131)	0.090 (0.325)	0.905** (0.384)	0.520* (0.275)	0.338* (0.203)
截距 1	-5.769*** (0.769)	-5.988*** (0.771)	-9.020*** (2.138)	-7.866*** (2.689)	-1.740 (1.636)	-6.637*** (1.686)
截距 2	-4.119*** (0.762)	-4.364*** (0.763)	-7.105*** (2.093)	-6.468** (2.665)	-0.191 (1.636)	-4.765*** (1.677)
截距 3	-0.975 (0.839)	-1.253 (0.840)	-3.854* (2.168)		2.111 (1.695)	-1.191 (1.934)
观测值数	3328	3328	585	297	922	1511
极大似然估计值	-997.941	-1021.238	-173.125	-120.452	-252.697	-430.141
卡方值	803.73	717.13	241.50	115.30	206.52	183.10
R ²	0.291	0.260	0.404	0.324	0.290	0.176

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②资产禀赋变化经标准化处理，住房条件和政策导向在回归中用的是对数值。③括号内为稳健标准误。

在物质资本层面，住房条件是衡量居住质量改善的重要指标，住房面积的扩大可减少因居住条件恶劣引发的潜在风险。在社会资本层面，发挥农民专业合作社、龙头企业等市场主体的作用，可增强村级集体经济对脱贫户的“输血”功能，辐射带动脱贫户增收，提高其自我发展能力、降低返

贫风险（董昕，2021）。政策导向对脆弱群体具有一定帮扶作用，但过度的政策补助会使农户形成政策的“悬崖效应”和“养懒汉”的依赖心理（黄薇和曹杨，2022），该变量正的估计系数意味着家庭获得更高政府资助时往往处于需要帮助的困境中，但该变量对返贫风险没有显著影响。在自然资本层面，耕地面积和距村主干道距离对返贫风险没有显著影响。原因在于，土地资源是有限的，难以根据生产需求随意增加耕地面积，而且，近年来土地抛荒现象越发严峻（余粮红等，2023），耕地面积与农业产出并不一定是正比关系。此外，随着交通工具的普及，地理距离对农户日常生活的实际影响也逐渐减弱。

从家庭层面看，户主的年龄和受教育程度是评估农户返贫致贫风险不可忽视的变量。年轻户主往往面临较大的需求压力，受较低的金融素养和资产配置能力、高风险偏好、社会保障体系不完善等因素的限制，家庭通常会面临较大的经济压力从而增加返贫致贫风险。户主的受教育程度在一定程度上决定了家庭教育资源的初始积累，会进一步影响劳动力质量和获取工资性收入的能力。是否为易地搬迁户对监测状态动态变换的影响在统计上不显著，可能的原因是，通过易地扶贫搬迁，搬迁户在安置住房、基础设施和公共服务等方面有了明显改善，已能够维持相对稳定的生活状态。原脱贫村农户更易受返贫风险的影响，他们的基础条件相对薄弱，经济稳定性不强。

（三）稳健性检验

1. 变量替换。将家庭健康水平变化替换为家庭健康人数变化，重新对主要结果进行检验，结果由表9（2）列所示，结论并未发生明显改变。

2. 检验方法替换。假设扰动项服从逻辑分布，采用有序 Probit 模型对监测状态动态变换诱因重新进行估计，结果由附录表2（2）列所示，结论并未发生明显改变^①。

3. 特殊样本剔除。为避免极端值的影响，本文对资产禀赋变化进行上下缩尾1%的处理后再次回归，结果如附录表2（3）列所示，除资产禀赋变化的显著性减弱外，其他结果未改变基本结论。

4. 内生性问题。针对遗漏变量、反向因果等导致的内生性，本文加入县级和村级层面可能的遗漏变量（如所在县自然灾害程度、所在村是否为脱贫村），结果如附录表2（4）列所示，同样不改变本文的基本结论。

（四）异质性分析

表9展示了不同群体监测状态变换的异质性。由表9（3）列可知，对三代同堂家庭而言，家庭人口数变化是影响其经济稳定性与贫困脆弱性的关键变量，表明了代际间资源分配与责任分担对家庭摆脱风险的重要性。由表9（4）列与表9（5）列可知，家庭所在村的原始贫困状态对有老年人和儿童的家庭具有深远影响。这两类群体的生理状况和社会基础往往较为脆弱，而且，原脱贫村在基础设施、社会服务等方面存在不足，双重脆弱性增加了此类家庭防止再次陷入贫困的挑战。由表9（6）列可知，对纯粹由中青年组成的家庭而言，金融资本和物质资本是抵御返贫致贫风险的重要因素。

^①检验方法替换、特殊样本剔除和内生性问题的具体结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录表2（2）～（4）列。

六、结论与建议

在巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接时期，防止规模性返贫至关重要。本文将各脆弱性诱发因素的依赖关系通过贝叶斯网络形成关联网络，利用调查数据进行实证分析，得到如下结论。

基于脆弱性理论的多维贝叶斯网络分类器方法可以较好地评估农户的返贫致贫风险。在江西省2021—2023年防止返贫监测的追踪调研数据中，农户的多维贫困脆弱性水平在10%以下。当整体风险人群规模缩小时，处于边缘风险状态个体的占比也随之减少，高风险群体的风险特征相对突出。该测量方法涵盖的弱势群体范围比实际陷入困境的人群更广，为“早预防”和“早干预”提供了充足的实施空间。进一步研究发现：农户监测状态的变换常伴随返贫致贫风险，人力资本和金融资本层面的家庭人口增加、家庭成员健康水平下降、家庭资产禀赋减少等更易使农户陷入高风险状态，参与社会组织、改善住房条件等则能有效削弱农户返贫风险。家庭人口结构对监测状态变换的影响具有异质性。

根据以上研究结论，本文对完善防止返贫致贫监测和帮扶机制给出如下建议。

第一，构建基于多源融合数据与大数据技术的防止返贫动态监测机制是提升帮扶工作效率与精准度的重要路径。在完善和优化返贫风险测度方法的同时，应利用行业、部门数据等多维度数据，结合先进数据挖掘和人工智能技术构建智能化防止返贫动态监测机制，变“人找人”为“数据找人”，找出潜在风险对象，做到“应纳尽纳”，找出稳定的风险消除群体，做到“应退尽退”。要解决因人工操作导致的效率低下、资源消耗大、易出错等难题，减轻基层工作负担，使帮扶工作更加科学、高效。

第二，依据监测对象的风险特征和发展需求，实施精准化帮扶。对风险单一的个体或群体，采取专项援助措施，防止其过度依赖福利资源，规避“福利陷阱”。对存在多重风险的复杂情况，则需采取因户而异、量身定制的综合性帮扶方案，确保帮扶措施的有效性和针对性，使风险在萌芽状态即得到有效遏制。在帮扶策略上，应坚持需求导向、精准施策原则，脱贫不稳定户、边缘易致贫户的脆弱性较强，要持续优化对此类群体的兜底保障政策，特别是要提高70岁以上老年群体农村养老保险补助标准，确保其不因老返贫。对不同劳动技能的群体也要针对性施策：对有劳动能力和劳动意愿的监测户，应通过提供劳动机会增强其内生动力，帮助其提高劳动能力，鼓励勤劳致富；对弱劳力、半劳力，要探索落实开发式帮扶措施，完善补助机制，减轻家庭负担；对整户无劳动能力的兜底保障户或因灾而出现突发返贫致贫风险的农户，可通过应急救助绿色通道实施紧急救助。

第三，关注易返贫群体内生发展能力，推进构建防止返贫长效机制。产业帮扶增收效果明显，政府可通过支持龙头企业、农民专业合作社等，带动易返贫群体入股、分红，共享发展成果。此外，通过加快建设高效灵活的劳动力市场打破就业壁垒和信息壁垒，完善灵活就业形态下劳动者的权益保障机制，畅通企业和易返贫群体的交流渠道。在打破就业壁垒和信息壁垒的同时，要做好后期就业情况追踪，切实保障易返贫群体的合法权益，提升其依靠自身力量抵御内外部风险的能力，减少

对政府补助的过分依赖。在后脱贫时代，依然要将健全风险保障体系与巩固拓展脱贫攻坚成果衔接，防止返贫，同时关注非建档立卡户中的高风险脆弱性家庭，防止其陷入贫困，做到“早发现、早干预、早帮扶”。

虽然基于多维贝叶斯网络分类器的防止返贫监测方法的整体精度已达到90%以上，但仍有必要进一步完善和优化现有测度方法。未来的研究应着眼于对贝叶斯网络内部各变量间依赖关系的详尽剖析，注意与计量经济模型中协变量相互作用机理的结合，进一步思考规避设置单一阈值的突变效应，以提高防止返贫监测工作的精准度和时效性。

参考文献

- 1.董昕, 2021:《三峡库区(重庆段)农户稳定脱贫评价与返贫阻断机制研究》,重庆工商大学博士学位论文。
- 2.顾宁、刘洋, 2021:《产业扶贫降低了贫困农户的脆弱性吗》,《农业技术经济》第7期,第92-102页。
- 3.郭熙保、周强, 2016:《长期多维贫困、不平等与致贫因素》,《经济研究》第6期,第143-156页。
- 4.韩崢, 2004:《脆弱性与农村贫困》,《农业经济问题》第10期,第8-12页。
- 5.胡世文、曹亚雄, 2021:《脱贫人口返贫风险监测:机制设置、维度聚焦与实现路径》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第1期,第29-38页。
- 6.黄薇、曹杨, 2022:《常态化精准扶贫政策的完善:反福利依赖的视角》,《经济研究》第4期,第172-190页。
- 7.贾男、王赫, 2022:《脱贫农户返贫风险防范政策研究》,《经济研究》第10期,第121-137页。
- 8.蒋南平、郑万军, 2017:《中国农民工多维返贫测度问题》,《中国农村经济》第6期,第58-69页。
- 9.兰宇、张鹏, 2024:《“脱贫不脱政策”何以防止脱贫农户返贫》,《中国农村经济》第5期,第167-184页。
- 10.李博、张全红、周强、Mark Yu, 2018:《中国收入贫困和多维贫困的静态与动态比较分析》,《数量经济技术经济研究》第8期,第39-55页。
- 11.李芳华、张阳阳、郑新业, 2020:《精准扶贫政策效果评估——基于贫困人口微观追踪数据》,《经济研究》第8期,第171-187页。
- 12.李锐、李佩伦、贾敏雪, 2024:《基本养老保险低收入参保者养老待遇适度吗?——基于替代率和缴费负担的研究》,《保险研究》第6期,第102-116页。
- 13.李莹、于学霆、李帆, 2021:《中国相对贫困标准界定与规模测算》,《中国农村经济》第1期,第31-48页。
- 14.李玉山、卢敏、朱冰洁, 2021:《多元精准扶贫政策实施与脱贫农户生计脆弱性——基于湘鄂渝黔毗邻民族地区的经验分析》,《中国农村经济》第5期,第60-82页。
- 15.刘胜强、赵雪雁, 2024:《生态脆弱区农户的返贫脆弱性评估及其影响因素——以陇南山区为例》,《生态学报》第3期,第1009-1023页。
- 16.刘子宁、郑伟、贾若、景鹏, 2019:《医疗保险、健康异质性与精准脱贫——基于贫困脆弱性的分析》,《金融研究》第5期,第56-75页。
- 17.吕光明、崔新新、孙伯驰, 2021:《防止返贫动态监测和精准帮扶的着力点——基于CFPS数据的实证分析》,《财政研究》第8期,第16-30页。

- 18.孟婷, 2023:《返贫识别与成因探究——基于 Triple-Hurdle 模型的分析》,《南方经济》第 12 期,第 19-36 页。
- 19.宁静、殷浩栋、汪三贵、王琼, 2018:《易地扶贫搬迁减少了贫困脆弱性吗?——基于 8 省 16 县易地扶贫搬迁准实验研究的 PSM-DID 分析》,《中国人口·资源与环境》第 11 期,第 20-28 页。
- 20.平卫英、王佳, 2023:《多维特别关注指数:防止返贫致贫监测对象的识别与致贫影响因素研究》,《统计研究》第 6 期,第 118-133 页。
- 21.汪三贵、周园翔, 2022:《构建有效的防规模性返贫的机制和政策》,《农业经济问题》第 6 期,第 12-22 页。
- 22.王兆林、王洁仪, 2024:《易地扶贫搬迁户返贫风险因素识别及防范策略——基于武陵山区典型项目区的调查研究》,《西南大学学报(社会科学版)》第 3 期,第 166-179 页。
- 23.文元全、马鑫旺、高红, 2024:《农村社会养老保险制度变迁、现存短板与实践进路——基于共同富裕目标前景的审思》,《地方财政研究》第 4 期,第 86-96 页。
- 24.谢治菊, 2023:《防止规模性返贫的核心议题与研究转向》,《中州学刊》第 12 期,第 14-23 页。
- 25.闫啸、李录堂、李晗, 2022:《宅基地退出降低了农户的贫困脆弱性吗?——来自安徽金寨的证据》,《中国土地科学》第 4 期,第 38-48 页。
- 26.严小燕, 2022:《贫困退出背景下的返贫脆弱性评价、预警及精准防贫机制》,福建师范大学博士学位论文。
- 27.余粮红、高堃、高强, 2023:《休戚与共:土地托管企业与农户利益联结机制重塑》,《农业经济问题》第 7 期,第 49-63 页。
- 28.张鹏龙、钟建乐、胡羽珊, 2024:《防止返贫帮扶政策效果评估——基于劳动收入的视角》,《管理世界》第 3 期,第 127-152 页。
- 29.张全红、李博、周强, 2019:《中国农村的贫困特征与动态转换:收入贫困和多维贫困的对比分析》,《农业经济问题》第 12 期,第 31-42 页。
- 30.章文光、吴义熔、宫钰, 2020:《建档立卡贫困户的返贫风险预测及返贫原因分析——基于 2019 年 25 省(区、市)建档立卡实地监测调研数据》,《改革》第 12 期,第 110-120 页。
- 31.赵普、龙泽美、王超, 2022:《规模性返贫风险因素、类型及其政策启示——基于西南民族地区的调查》,《管理世界》第 11 期,第 146-158 页。
- 32.周迪、王明哲, 2019:《返贫现象的内在逻辑:脆弱性脱贫理论及验证》,《财经研究》第 11 期,第 126-139 页。
- 33.周强, 2021:《我国农村贫困的动态转化、持续时间与状态依赖研究——基于收入贫困与多维贫困的双重视角》,《统计研究》第 10 期,第 90-104 页。
- 34.左停、李泽峰, 2022:《风险与可持续生计为中心的防返贫监测预警框架》,《甘肃社会科学》第 5 期,第 35-46 页。
- 35.Alkire, S., and J. Foster, 2011, "Counting and Multidimensional Poverty Measurement", *Journal of Public Economics*, 95(7-8): 476-487.
- 36.Bielza, C., G. Li, and P. Larrañaga, 2011, "Multi-dimensional Classification with Bayesian Networks", *International Journal of Approximate Reasoning*, 52(6): 705-727.
- 37.Chambers, R., 1989, "Editorial Introduction: Vulnerability, Coping and Policy", *ID Bulletin*, 20(2): 1-7.

- 38.Dercon, S., 2001, "Assessing Vulnerability", https://www.researchgate.net/publication/228378379_Assessing_Vulnerability.
- 39.DFID, 2000, "Sustainable Livelihoods Guidance Sheets", <https://www.livelihoodscentre.org/-/sustainable-livelihoods-guidance-sheets>.
- 40.Foster, J., J. Greer, and E. Thorbecke, 1984, "A Class of Decomposable Poverty Measures", *Econometrica*, 52(3): 761-776.
- 41.Gallardo, M., 2013, "Using the Downside Mean-semideviation for Measuring Vulnerability to Poverty", *Economics Letters*, 120(3): 416-418.
- 42.Gallardo, M., 2018, "Identifying Vulnerability to Poverty: A Critical Survey", *Journal of Economic Surveys*, 32(4): 1074-1105.
- 43.Gallardo, M., M. E. Santos, P. Villatoro, and V. Pizarro, 2024, "Measuring Vulnerability to Multidimensional Poverty in Latin America", *Review of Income and Wealth*, 70(3): 661-691.
- 44.Gil-Begue, S., C. Bielza, and P. Larrañaga, 2021, "Multi-dimensional Bayesian Network Classifiers: A survey", *Artificial Intelligence Review*, Vol.54: 519-559.
- 45.Hu, S., Y. Ge, M. Liu, Z. Ren, and X. Zhang, 2022, "Village-level Poverty Identification Using Machine Learning, High-resolution Images, and Geospatial Data.", *International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation*, Vol.107, 102694.
- 46.Ligon, E., and L. Schechter, 2003, "Measuring Vulnerability", *The Economic Journal*, 113(486): 95-102.
- 47.Mahanta, R., and D. Das, 2021, "Vulnerability to Poverty: A Survey", *Journal of Business Strategies*, 32(2): 151-172.
- 48.Messner, J. W., P. Pinson, J. Browell, M. B. Bjerregard, and I. Schicker, 2020, "Evaluation of Wind Power Forecasts-An Up-to-date View", *Wind Energy*, 23(6): 1461-1481.
- 49.Moser, C., 1998, "The Asset Vulnerability Framework: Reassessing Urban Poverty Reduction Strategies", *World Development*, 26(1): 1-19.
- 50.Ogryczak, W., A. Ruszczyński, 2001, "On Consistency of Stochastic Dominance and Mean-semideviation Models", *Mathematical Programming*, Vol.89: 217-232.
- 51.Pearl, J., 1985, "Bayesian Networks: A Model of Self-Activated Memory for Evidential Reasoning", http://ftp.cs.ucla.edu/tech-report/198_-reports/850017.pdf.
- 52.Polsky, C., R. Neff, and B.Yamal, 2007, "Building Comparable Global Change Vulnerability Assessments: The Vulnerability Scoping Diagram", *Global Environmental Change*, 17(3-4): 472-485.
- 53.Povel, F., 2015, "Measuring Exposure to Downside Risk with an Application to Thailand and Vietnam", *World Development*, Vol.71: 4-24.
- 54.Zhang, R., Y. He, W. Cui, Z. Yang, J. Ma, H. Xu, and D. Feng, 2022, "Poverty-Returning Risk Monitoring and Analysis of the Registered Poor Households Based on BP Neural Network and Natural Breaks: A Case Study of Yunyang District, Hubei Province", *Sustainability*, 14(9), 5228.
- 55.Zou, Q., S. Xie, Z. Lin, M. Wu, and Y. Ju, 2016, "Finding the Best Classification Threshold in Imbalanced Classification", *Big Data Research*, Vol.5: 2-8.

Dynamic Monitoring to Prevent the Return to Poverty and Exploring the Causes of the Change in Monitoring Status: Analysis Based on the Multi-dimensional Bayesian Network Classifier Model

PING Weiyong^{1,2} GUO Yutang¹ HUANG Fei¹

(1. School of Statistics and Data Science, Jiangxi University of Finance and Economics;

2. Applied Statistics Research Center, Jiangxi University of Finance and Economics)

Summary: Based on the urgent need for dynamic monitoring and assistance to prevent poverty return in China at the current stage, it is of great significance to build an efficient and reliable monitoring and early warning mechanism for the risk of returning to poverty to prevent a large-scale return to poverty and consolidate and expand the achievements of poverty alleviation. Based on the data of the longitudinal survey in Jiangxi Province from 2021 to 2023, this paper uses a multi-dimensional Bayesian network classifier model to predict the risk of rural households returning to poverty. On this basis, this paper measures the multi-dimensional poverty vulnerability level of rural households through the standard downward half-deviation adjusted probability, thus more effectively identifying the monitoring objects of governance of returning to poverty after 2020. To explore the frequency of monitoring state transformation, the evolution law of instability degree, and influencing factors, the risk triggers of the dynamic transformation of the monitoring state of the farmers to prevent the return of poverty are analyzed using the ordered Logit model.

This paper finds that the overall prediction accuracy of the multidimensional Bayesian network classifier model based on the vulnerability theory for the monitoring status of farmers is more than 90%. In addition, the overall multidimensional poverty vulnerability level of rural households is below 10%, covering a wider range of vulnerable groups than those who are actually in distress. Further research shows that the reduction in human capital and financial capital is an important factor for rural households to get rid of the risk of returning to poverty while participating in social organizations and improving housing conditions can effectively reduce the risk of returning to poverty. Based on the above conclusions, this paper proposes the following suggestions. First, it is necessary to improve the monitoring mechanism for preventing the return to poverty based on multi-source fusion data and big data technology. Second, the implementation of precise assistance should be based on the risk characteristics and development needs of the monitored groups. Third, attention should be paid to the endogenous development capacity of groups prone to returning to poverty, and the construction of a long-term mechanism for preventing the return to poverty should be promoted.

The possible marginal contributions of this paper are in two aspects. First, using a multi-dimensional Bayesian network classifier, the dependency relationship of each monitoring variable is intuitively depicted and the conditional probability value of the Bayesian network is dynamically updated using real-time data to achieve rolling prediction of the monitoring objects. Second, this paper explores the influencing factors of livelihood capital on the multi-period monitoring status changes of farmers and combines the household head and family structure characteristics to capture the diverse needs of farmers during the monitoring status changes.

Keywords: Dynamic Monitoring to Prevent the Return to Poverty; Multi-dimensional Bayesian Network Classifier; Downside Risk; Dynamic Transformation

JEL Classification: I32; I38; C53

(责任编辑：马太超)

“万企帮万村”的引资与农户增收效应研究

周 力 刘宗志 沈坤荣

摘要：本文评估了“万企帮万村”政策实施对涉农企业下乡的影响及其增收效应。研究发现，“万企帮万村”政策实施能够促进社会资本下乡，进而促使农户收入增长和实现收入阶层跃迁。从引资效应来看，该政策实施不仅能够吸引帮扶企业下乡，还能带动其他非帮扶企业下乡。从农户增收效应来看，该政策实施能够有效增加农户收入。进一步分析表明，“万企帮万村”政策的实施，一方面可以促进新型经营主体发展、集体经济壮大和乡村公共投资增加，另一方面能够增强农户与企业联结、促进土地向企业流转、增加农户就业机会、优化农户要素配置。“万企帮万村”政策中产业帮扶和就业帮扶措施对农户的增收效应最为明显，且对低收入人群和劳动力较多的农户影响更大。在鼓励社会资本投资农业农村的过程中，需要推动有效市场和有为政府更好结合，将社会资本投资农业农村由政策驱动变为内生主动，有效助力农民实现共同富裕。

关键词：“万企帮万村” 社会资本 增收效应 共同富裕

中图分类号：F321；F324 **文献标识码：**A

一、引言

在中国式现代化进程中，社会资本是推动农业农村转型发展的重要力量。以农业企业为代表的社会资本能够将人才、技术、品牌、企业家才能等现代要素与资本要素融合，将传统低效农业改造为现代高效农业。习近平强调，“要鼓励社会资本下乡成为农业经营主体，但必须守住经营农业、农民受益的基本要求”^①。2020年4月，农业农村部制定印发《社会资本投资农业农村指引》^②，支持社会资本发展规模化、标准化、品牌化和绿色化种养业，鼓励社会资本积极探索农业农村领域有稳定收益的

【资助项目】 国家社会科学基金重大项目“新时代中国农村贫困性质变化及2020年后反贫困政策研究”（编号：19ZDA117）；国家社会科学基金项目“资源环境约束下中国农民农村共同富裕的理论研究与政策研究”（编号：23VRC053）。

【作者信息】 周力，同济大学经济与管理学院；刘宗志（通讯作者），安徽财经大学中国合作社研究院，邮箱：2019206021@njau.edu.cn；沈坤荣，南京大学商学院。

^①习近平，2023：《加快建设农业强国 推进农业农村现代化》，《求是》第6期，第14页。

^②参见《农业农村部办公厅关于印发〈社会资本投资农业农村指引〉的通知》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2020-04/16/content_5502951.htm。

公益性项目。这对于打破城乡分割、推进乡村振兴具有重要意义。

乡村发展的关键在于产业振兴，如何促进企业自发参与乡村产业振兴是关键。改革开放初期，农村土地相关权属模糊，阻碍了社会资本进入乡村。20世纪90年代，中国有条件地推进工商企业经营农业，但范围受限^①。同时，民营企业积极参与扶贫工作，这最早可追溯至“国家八七扶贫攻坚计划”时期。1995年，中国光彩事业促进会（下文简称“中国光彩会”）成立，作为非公有制经济人士配合扶贫计划的社会扶贫组织。从2013年起，国家政策逐步鼓励社会资本下乡，企业扶贫工作也迈向新阶段。2016年，《关于推进“万企帮万村”精准扶贫行动的实施意见》发布。该政策以民营企业为帮扶方，以签约结对、村企共建为主要形式，鼓励涉农企业针对欠发达地区与低收入群体开展结对帮扶，力求做到“三个一批”和“四个精准”^②。从政策的推动进程来看，“万企帮万村”政策的具体实施年份为2016年。截至2016年10月，22000多家民营企业通过投资项目、安置就业等多种形式，与21000多个贫困村建立结对帮扶关系^③。2021年8月，《关于开展“万企兴万村”行动的实施意见》正式发布，“万企帮万村”政策得以延续。

现有研究评估了多种扶贫政策的效果，但对民营企业等社会力量在反贫困中的作用关注较少。中国收入分配不平等既受微观因素（如家庭背景、人力资本）的影响（程名望等，2015；张衡和穆月英，2023），也与制度、政策及区域发展差异等宏观因素相关（孙顶强等，2024）。政府通过多种扶贫政策应对不平等问题，部分研究已分析其成效。徐舒等（2020）研究了国家级贫困县政策，王貂等（2021）探讨了消费保险在农村扶贫中的作用。少量研究从县域经济角度分析民营企业帮扶效果，如周欣雨等（2023）发现上市企业可提高县域外资利用水平，周梓洵等（2023）指出上市企业通过知识转移、金融发展和产业优化促进经济发展。但针对民营企业扶贫的引资效应和农户增收效应的村庄与农户层面实证研究尚显不足。民营企业扶贫通常伴随社会资本下乡，其对农户收入的影响仍存争议。有学者担心社会资本可能“挤出”小农户（仝志辉和温铁军，2009），因资源倾向涉农企业，农民可能被排挤出高附加值环节，导致“去小农化”（焦长权和周飞舟，2016）。但也有积极影响，如带来土地租金和就业机会（孙顶强等，2014）。总体来看，社会资本对农户收入的影响仍缺乏系统性实证研究，多停留在案例分析层面。

本文以“万企帮万村”政策为切入点，实证分析了民营企业参与扶贫的社会效果，对社会资本下乡的形成机理及其农户增收效应进行剖析。本文的贡献有以下三个方面：第一，从政策本身来看，本文系统性实证分析企业作为扶贫主体的功效究竟如何。第二，从影响机制来看，本文补充关于社会资本下乡正外部性的讨论。本文分析企业响应扶贫政策问题，并进一步评估社会资本下乡具体帮扶措施的效果，认为社会资本下乡主要通过产业帮扶和就业帮扶带动农户增收。第三，从社会效应来看，本

^①参见《国务院关于加强农业社会化服务体系建设的通知》，https://www.gov.cn/zhengce/content/2016-10/19/content_5121735.htm。

^②“三个一批”即发展一批特色产业、解决一批贫困户劳动力就业、落实一批公益捐赠项目；“四个精准”是指实现帮扶对象精准、帮扶内容精准、帮扶方式精准、帮扶成效精准。

^③资料来源：《汪洋：深入开展“万企帮万村”行动促进先富帮后富实现共同富裕》，https://www.gov.cn/guowuyuan/2016-10/13/content_5118695.htm。

文不仅关注农民增收问题，还聚焦农户收入阶层跃迁问题。

二、特征事实与机理分析

（一）特征事实

本文采用涉农企业注册资本来估算社会资本下乡的长期趋势（按 2020 年价格计算）。《中华人民共和国宪法修正案（1988）》通过，正式允许农村土地承包经营权流转。1989 年，涉农企业注册资本迅猛增长，达到 2.48 万亿元（2020 年价格），约为 1988 年的 13 倍。如图 1 所示，1989—1992 年，涉农企业资本存量基本保持平稳；1993—2001 年，涉农企业资本存量有所下降；2001 年以来，涉农企业资本存量稳步上升，特别是 2013—2020 年，呈现快速增长趋势。分地区来看，涉农社会资本呈现从东部向中、西部转移的趋势。东部地区所占份额由 1989 年的 94.1% 下降至 2021 年的 30.9%。与此同时，中、西部地区的涉农社会资本存量增长较快，2021 年所占份额分别提升至 25.0% 和 44.1%。

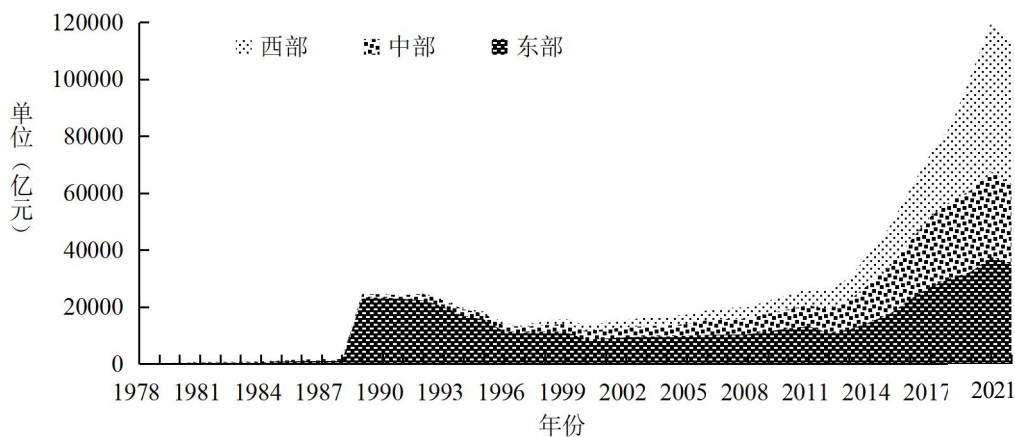


图1 涉农企业注册资本总额变化趋势（1978—2021 年）

资料来源：浙大卡特-企研中国涉农研究数据库（CCAD），由笔者整理。

20 世纪 80 年代末和 90 年代初，东部地区具有改革开放的先发优势，基础设施和经济发展状况相对于中西部地区更具优势，社会资本快速涌入。随着改革开放的进一步深入，中西部地区的基础设施条件和营商环境得到较大改善。从产业结构来看，东部地区的优势农业主要集中在种植业，而中西部地区则以养殖业、乳品业和酿酒业等为主。相比之下，中西部地区的这些优势农业产业更具企业化发展的潜力，因此吸引了大量社会资本涌入。2013 年以来，社会资本下乡进入鼓励引导期，社会资本成为中国推进农业农村现代化的重要着力点。涂圣伟（2014）认为，中国已经进入建设现代农业的关键阶段，必须加快推进农业资本深化进程，切实扭转资本与土地、资本与劳动力的配置失衡状态。中国推进农业农村现代化存在较强的资金需求，而社会资本下乡被视为政府部门投资和农民自有资本投资的有益补充（全志辉和温铁军，2009）。从农业产业链环节看，涉农企业有的进入生产环节（例如，大规模流转土地并从事农业种植养殖），有的进入产前、产后等供应链环节（例如，土地整理、农资销售、农产品加工、农产品仓储、农产品物流等）。从企业类型看，民营企业已成为资本下乡的主力

军。如图2所示，2021年，民营企业注册资本占涉农企业注册资本总额的比例达到91.1%，“三资”企业^①占6.2%，国有企业仅占2.7%。

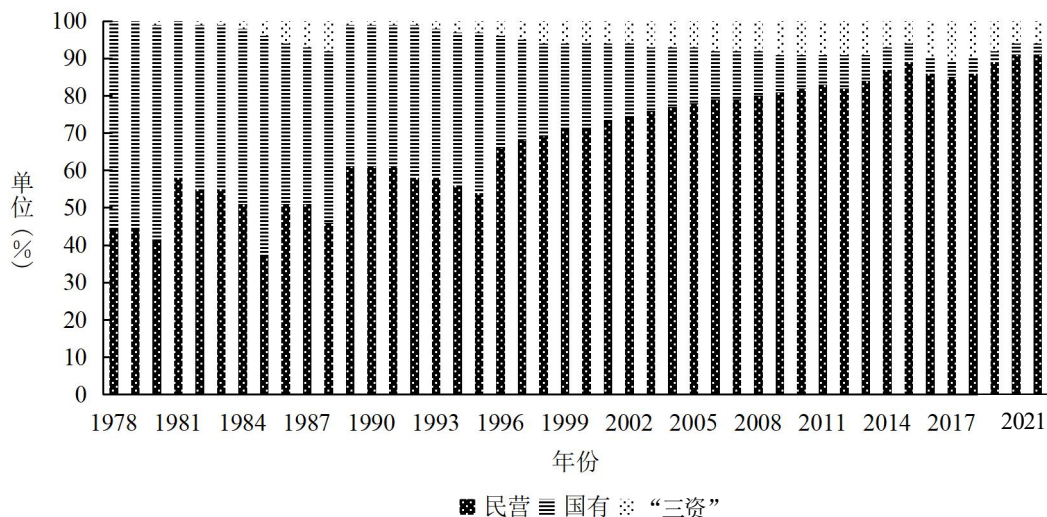


图2 按企业类型划分的涉农企业注册资本变化（1978—2021年）

资料来源：浙大卡特-企研中国涉农研究数据库（CCAD），由笔者整理。

现阶段，用资本劳动比衡量的涉农企业资本深化程度逐步提升。但是，不平衡、不充分的资本下乡格局依然存在。例如，2013年，“老少边穷”地区的县域涉农企业平均资本存量仅为其他地区的一半，区域差距明显。另外，涉农企业资本产出比持续上升，即资本的单要素生产率呈现下降趋势。涉农企业的利润率基本稳定，东部地区的利润率相对较高^②。

政府、企业、社会组织、人民团体构成了“万企帮万村”的主要帮扶主体。不同帮扶主体在“万企帮万村”行动中具有不同的角色定位。政府作为公共事务的管理主体，在“万企帮万村”精准扶贫行动过程中发挥着主导者的作用，职责包括监督管理相关社会团体、收集贫困村信息、制定优惠性政策、协调各方参与等。民营企业是资源提供者，作为主要的帮扶力量，其功能和作用主要表现为：一是产业扶贫，通过“农业或制造业企业+基地+贫困户”“扶贫车间”等方式将产业渗透到乡村；二是直接为帮扶对象提供帮扶资源，如就业帮扶、技能帮扶和公益帮扶等。以中华全国工商业联合会（下文简称“全国工商联”）为代表的人民团体和以中国光彩会为代表的社会组织则在“万企帮万村”精准扶贫行动中发挥着协调者的作用，整合民营企业方的公益资源，协调组织各方力量，制定“一对一”的帮扶方案等。

从全国层面看，“万企帮万村”政策的实施带动了村庄涉农社会资本的增加。本文对比了“万企

^①指中外合资经营企业、中外合作经营企业、外商独资经营企业三类外商投资企业。

^②笔者统计了2013—2020年全国、东部、中部、西部涉农企业的平均资本劳动比、平均资本产出比、平均利润率。其中，资本劳动比=涉农企业资产总额/涉农企业员工总数；资本产出比=涉农企业资产总额/涉农企业营业总额。由于篇幅限制，详细数据统计结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中的表1。

帮万村”政策实施前后村庄社会资本分布的变化^①。结果表明，在“万企帮万村”政策实施前（2013—2015年），被帮扶村和非被帮扶村的平均社会资本分布几乎一致。但在“万企帮万村”政策实施后（2016—2019年），被帮扶村的平均社会资本（约4956万元）显著高于非被帮扶村的平均社会资本（约4343万元）。这表明，“万企帮万村”政策的实施增加了被帮扶村庄的社会资本。随着“万企帮万村”政策的实施，其政策效果逐渐显现，被帮扶村农户的平均收入有了明显增加。本文对比了“万企帮万村”政策实施前后村庄农户平均收入分布的变化^②，在“万企帮万村”政策实施前（2013—2015年），被帮扶村农户平均收入约17368元，非被帮扶村的农户平均收入约17437元，二者收入的分布几乎一致。在“万企帮万村”政策实施后（2016—2019年），被帮扶村的农户平均收入（约20753元）则高于非被帮扶村的农户平均收入（约19677元）。

（二）机理分析

“万企帮万村”行动的初衷在于促进低收入人口增收，这一行动涉及政府、相关企业、社会团体和脱贫户等多个主体。与现有研究所关注的开发性扶贫政策不同，“万企帮万村”行动并不以政府的财政支持为主，其资源提供者是民营企业。本文对这一以民营企业为帮扶主体的扶贫政策的影响机制进行分析，以探究“万企帮万村”政策的引资效应和农户增收效应。有关机制框架如图3所示。

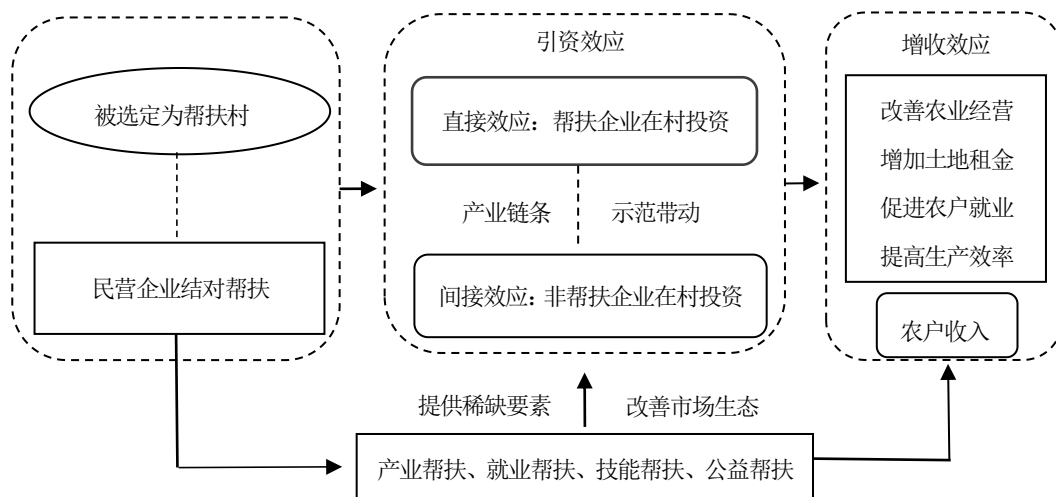


图3 “万企帮万村”政策的引资和增收效应影响机制框架图

“万企帮万村”行动能够吸引帮扶企业下乡投资。民营企业突破空间局限，拓展异地市场是增强其竞争力的重要举措。根据企业边界理论，企业空间规模的拓展受到交易成本与组织管理成本的影响。民营企业下乡通常面临着更多困难，如跨地区发展的信息劣势、获取农村资源存在约束、缺乏声誉难以取得乡村信任等。首先，参与“万企帮万村”行动后，民营企业不仅能够吸引媒体的关注和正面报道，还能通过产业扶贫等多种方式树立品牌形象、获得良好声誉，为企业后续发展提供良好环境。其次，参与

^①由于篇幅限制，详细数据统计结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中的图1-a和图1-b。

^②由于篇幅限制，详细数据统计结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中的图2-a和图2-b。

“万企帮万村”行动有利于民营企业与当地政府维护好政企关系，以获取政府的多种优惠政策，包括补贴、税收优惠、信贷支持等。最后，参与“万企帮万村”行动有利于民营企业获取更多被帮扶地区的资源和信息，为民营企业下乡投资提供充分完备的信息，降低企业下乡投资的信息搜寻成本。

“万企帮万村”政策不仅促进帮扶企业下乡，还能进一步撬动其他非帮扶企业下乡投资。一方面，帮扶企业会带动其产业链上下游企业入驻村庄。“万企帮万村”政策引导下乡参与扶贫的社会资本创新投入方式，完善全产业链开发模式，鼓励农业产业化龙头企业和农垦企业联合家庭农场、农民合作社以及小农户，加快全产业链开发和一体化经营。另一方面，帮扶企业下乡能够起到示范带头作用。在政府提供优惠政策和补贴政策的支持下，帮扶企业的发展壮大给其他投资者带来良好预期，吸引其他社会资本下乡投资。在实践中，政府会创新和参与帮扶的社会资本的合作模式，联合开发一批有稳定收益的公益性项目，让其他社会资本投资可预期、有回报、能持续。帮扶企业除了直接下乡投资外，也会开展就业帮扶、技能帮扶和公益帮扶，改善农村的市场和人居环境，进而吸引其他企业下乡。就业帮扶和技能帮扶能够提升农村劳动力素质，这可以反过来吸引劳动密集型民营企业下乡投资；公益帮扶可以改善农村基础设施与生产条件，进而吸引其他社会资本下乡。因此，本文提出假说 H1。

H1：“万企帮万村”政策实施会促进社会资本下乡投资。

“万企帮万村”行动吸引的下乡社会资本，会通过产业帮扶促进农户收入增加。与政府财政支持下的社会救济不同，“万企帮万村”政策并不依靠转移支付直接增加农村低收入人口收入，而是通过促进农村产业发展和经济增长的方式促进农民增收。社会资本下乡具有“涓滴效应”和“益贫式增长效应”。“涓滴效应”是指随着下乡社会资本的累积，被帮扶地区的农村产业得以发展，经济得以增长，社会福利也会自发地流向低收入人群。在“万企帮万村”行动中，社会资本下乡能够立足于乡村发展，在尊重农民意愿的前提下，开展高标准农田建设、国家级水产健康养殖和生态养殖示范区建设等整体化投资。这些投资若能够建立完善合理的利益分配机制，将促进农民收入持续提升，实现社会资本与农户互惠共赢。具体影响渠道包括：第一，社会资本下乡能够带动土地流转，使农户获得更多的土地流转收入（熊航等，2023）；第二，社会资本下乡能够实现农业产业链的延伸，进而增加本地就业机会。“益贫式增长效应”是指社会资本下乡能够使得低收入群体收入增长幅度大于其他人群。首先，在“万企帮万村”政策的推动下，社会资本具有较强的责任意识，会有意识地让农民分享更多产业增值收益。例如，鼓励农民以土地经营权、水域滩涂、劳动、技术等入股，支持农村集体经济组织通过股份合作、租赁等形式，参与到村庄产业融合发展中。作为外部力量的社会资本进入农村后并不会排斥原有的产业结构，而是能有机嵌入当地的产业基础，采用“农民+合作社+龙头企业”“土地流转+优先雇用+社会保障”“农民入股+保底收益+按股分红”等利益联结方式，与农民建立稳定合作关系，形成稳定利益共同体。其次，社会资本下乡能够健全农业社会化服务体系，提升小农户生产经营能力和组织化程度，与农民共享发展成果。最后，社会资本下乡能够通过人力资本的嵌入有效组织和带动农户，促进新技术采用，优化农户的要素配置效率，提高农户劳动生产率（高晶晶和史清华，2021）。因此，本文提出假说 H2。

H2：“万企帮万村”政策实施通过促进社会资本下乡投资进而促进农户增收。

除了社会资本下乡的带动作用，“万企帮万村”政策实施对农户收入也有直接的提升效应。“万企帮万村”政策实施以来，帮扶企业突破了传统的捐资捐物模式，不仅立足本地开展产业帮扶并加大投资力度，还积极推进就业、技能和公益等多元化帮扶。其中：就业帮扶指帮扶企业在被帮扶地区提供适宜的就业岗位，促进农村劳动力实现就业。技能帮扶着眼于不断提高农户的人力资本水平，通过设立技工院校和职业培训机构对帮扶家庭子女、劳动者等开展免费职业技能培训，给予职业培训补贴，鼓励农户参与技能培训。公益帮扶一方面通过资金捐助直接增加农户的转移性收入，另一方面通过改善村庄的基础设施，增加农村内部的公共投资（如基本农田建设、电网的建设和改造、农村道路修建、小水利投资等），促进集体经济发展，进而促进农户增收。由此，本文提出假说 H3。

H3：除了社会资本下乡的产业帮扶机制之外，“万企帮万村”政策实施还会通过就业帮扶、技能帮扶和公益帮扶促进农户增收。

三、实证设计

（一）变量设置与数据来源

1.被解释变量。本文关注的核心被解释变量包括社会资本、农户收入、农户收入阶层三个变量。首先，本文采用村层面的涉农企业注册资本总额衡量社会资本。本文使用的涉农企业数据来自浙大卡特-企研中国涉农研究数据库（CCAD）。数据库囊括了1949年以来在各级市场监管部门登记在册的农业及相关产业企业的注册信息，覆盖范围广，能较好反映出社会资本下乡规模。2019年，该数据库共有1616967家在营涉农企业。本文根据涉农企业与行政村的经纬度数据，筛选出村委会2千米半径范围内的企业。本文对每个样本村的涉农企业数据进行加总统计，统计变量包括注册资本总额、企业数量、平均资本劳动比、平均利润率、新增专利数量、新增品牌数量等。其次，本文采用以不变价格计算的家庭人均纯收入衡量农户收入。农户收入数据来源于农业农村部全国农村固定观察点调查数据，该数据详细记录了抽样农户收入来源和各项收入情况。数据调查从1986年开始实施，每年从各省份抽取相同数量的不同收入水平的县（市、区），在县（市、区）内部以相同的规则选取样本村，并从村内部选取具有代表性的农户进行跟踪。截至2019年，该数据库共包括32期面板数据。样本分布在全国除港澳台外的31个省（区、市），共355个样本村，平均每年有2万余户调查户。本文试图将研究视角聚焦于精准扶贫时期，因此样本期间限制在2013—2019年。本文并未使用2020年数据，原因在于受新冠疫情影响，2020年统计样本变化较大，追踪率明显下降，关键变量缺失值较多。最后，本文对比了农户人均收入与全国人均收入中位数，参考李实和杨修娜（2021）的研究，采用每年全国人均收入中位数的67%来确定中等收入群体的下限，即若农户人均收入在当年高于全国人均收入中位数的67%，即将农户认定为中等及以上收入群体。

2.解释变量。本文采用村庄是否为“万企帮万村”政策实施中的被帮扶村作为解释变量。本文利用全国工商联“万企帮万村”帮扶台账系统获取了被帮扶村的村名单。“万企帮万村”帮扶台账系统详细记录了各个县（市、区）被帮扶村的数量、名称、贫困情况（包括被帮扶村的贫困人数、贫困户数、是否为贫困村）和被帮扶村的帮扶企业信息。通过对被帮扶村信息的逐条抓取并删除重复数据，

本文最终得到 119350 个被帮扶村数据。其中，东部地区有 23690 个被帮扶村，中部地区有 48266 个被帮扶村，西部地区有 47394 个被帮扶村。与全国农村固定观察点的村庄进行匹配后发现，全国农村固定观察点的 355 个样本村中有 51 个被纳入“万企帮万村”政策实施中的被帮扶村。“万企帮万村”政策的具体实施年份为 2016 年，本文将 2016 年及之后设定为帮扶政策期。本文的核心解释变量为村庄是否为“万企帮万村”政策实施中的被帮扶村与帮扶政策期的交互项，交互项的系数代表“万企帮万村”政策实施的净效应。

3.控制变量。结合已有文献和可得数据，本文从以下三个层面选取控制变量。一是地区层面控制变量，包括农业劳动价格、企业实际税率、涉农支出占比、公路密度、铁路密度、外资占比、贸易占比、土地出让价格、县人均地区生产总值、人口密度、村生产投资和村交通情况。二是加入其他政策控制变量，包括是否贫困县、是否协作帮扶、是否产业承接、是否为贫困村、农户是否获得扶贫补贴。三是农户控制变量，包括劳动禀赋、资产禀赋、土地禀赋、户主性别、户主年龄、户主健康状况、户主文化程度、户主技能情况。

全部变量的定义或赋值以及描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量定义或赋值以及描述性统计结果

变量名称	变量定义或赋值	均值	标准差
主要被解释变量			
社会资本	村庄涉农企业注册资本总额（万元）	4365.887	4653.709
农户收入	农户年人均收入（元）	19126.521	17002.472
农户收入阶层	是否为中等及以上收入群体：是=1，否=0	0.560	0.496
核心解释变量			
“万企帮万村”政策实施	是否帮扶村×帮扶政策期		
是否被帮扶村	是否为“万企帮万村”政策的被帮扶村：是=1，否=0	0.252	0.434
帮扶政策期	是否为 2016 年及之后：是=1，否=0	0.598	0.490
地区层面控制变量			
农业劳动价格	村庄所在省份涉农私营单位就业人员工资（万元）	3.403	0.743
企业实际税率	村庄所在省份的涉农企业实际税率（%）	1.454	0.833
涉农支出占比	村庄所在省份农林水事务支出占财政支出比重（%）	11.297	1.205
公路密度	省域内公路长度除以省份行政区划面积（千米/平方千米）	1.075	0.451
铁路密度	省域内铁路长度除以省份行政区划面积（千米/平方千米）	0.027	0.011
外资占比	村庄所在省份外商直接投资占 GDP 比重（%）	25.909	17.043
贸易占比	村庄所在省份进出口贸易占 GDP 比重（%）	18.870	12.466
土地出让价格	村庄所在县的土地出让价格（元/平方米）	892.186	1724.100
县人均地区生产总值	村庄所在县人均 GDP（万元）	4.114	3.539
人口密度	村庄所在县人口密度（人/平方千米）	408.995	339.071
村生产投资	村庄亩均生产性投资（万元/平方千米）	8.032	6.867
村交通情况	村庄离公路干线距离（千米）	2.960	8.592

表1 (续)

其他政策控制变量			
是否贫困县	村庄所在县是否为原国家级贫困县：是=1，否=0	0.117	0.413
是否协作帮扶	村庄所在县是否为东西部协作被帮扶县：是=1，否=0	0.076	0.264
是否产业承接	村庄是否位于产业承接示范园区：是=1，否=0	0.101	0.302
是否贫困村	村庄当年是否为贫困村：是=1，否=0	0.146	0.354
农户是否获得扶贫补贴	农户当年是否获得系列扶贫补贴：是=1，否=0	0.104	0.305
农户控制变量			
劳动禀赋	家庭劳动力总人数（人）	2.445	1.182
资产禀赋	家庭农业生产性资产（元）	15044.752	41520.323
土地禀赋	家庭耕地经营面积（平方千米）	0.006	0.012
户主性别	户主性别：男=1，女=0	0.940	0.2364
户主年龄	户主年龄（岁）	56.529	11.010
户主健康状况	户主健康程度：很好=5，较好=4，一般=3，较差=2，很差=1	4.158	1.049
户主文化程度	户主受教育年限（年）	6.871	2.514
户主技能情况	户主是否受过农业技术教育：是=1，否=0	0.105	0.307

注：为了避免内生性问题，本文所使用的村庄层面控制变量均进行滞后一期处理。

（二）计量模型

本文以“万企帮万村”政策实施为准自然实验，采用双重差分法（Difference in Difference，简称DID），分析“万企帮万村”政策实施对社会资本下乡和农民收入的影响。其中，引资效应方程如下：

$$\ln k_{vt} = \alpha_0 + \alpha_1 \times treat_v \times post_t + \alpha_2 \times treat_v + \alpha_3 \times post_t + \theta \times Z + \mu_v + \delta_t + \varepsilon_{vt} \quad (1)$$

（1）式中： $\ln k_{vt}$ 为v村在第t年的涉农企业注册资本的对数值； $treat_v$ 为村庄v是否为“万企帮万村”政策的被帮扶村，若村庄为被帮扶村取值为1，否则取值为0； $post_t$ 表示是否为2016年及之后，年份大于等于2016取值为1，否则取值为0； Z 为控制变量，包括地区层面控制变量、其他政策控制变量、农户控制变量； α_0 代表常数项； α_1 、 α_2 、 α_3 分别代表“万企帮万村”政策实施、实验组虚拟变量和时间虚拟变量估计参数； θ 为控制变量待估计参数矩阵； μ_v 为村庄固定效应； δ_t 为时间固定效应； ε_{vt} 为残差项。

农户增收效应方程如下：

$$\ln inc_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times treat_v \times post_t + \beta_2 \times treat_v + \beta_3 \times post_t + \lambda \times Z + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

（2）式中： $\ln inc_{it}$ 为农户i第t年人均纯收入的对数； β_0 代表常数项； β_1 、 β_2 、 β_3 分别代表“万企帮万村”政策实施、实验组虚拟变量和时间虚拟变量估计参数； λ 为各控制变量待估计参数矩阵；其他变量与（1）式一致。为验证“万企帮万村”政策实施对农户收入阶层的影响，本文还将（2）式的被解释变量替换为农户收入阶层变量，即农户是否为中等及以上收入群体，以分析“万企帮万村”政策实施对农户收入阶层跃迁的影响。

四、引资效应分析

（一）引资效应的基准回归结果

表2汇报了引资效应的基准回归结果。表2（1）列不添加任何控制变量，（2）列增加了村庄社会资本的滞后一期作为控制变量，（3）列在（2）列的基础上增加了地区层面控制变量和其他政策控制变量^①。表2（1）列显示“万企帮万村”政策实施的系数显著为正，表明相较于非帮扶村，“万企帮万村”政策实施能够使被帮扶村有效吸引社会资本下乡投资，村庄社会资本存量提升约3.74%。表2（2）列回归结果表明，在控制滞后一期的社会资本存量后，“万企帮万村”政策实施的引资效果依然显著，但作用程度有所下降，村庄社会资本存量提升约1.41%。表2（3）列的回归结果显示，在纳入滞后一期的社会资本存量和其他一系列控制变量后，“万企帮万村”政策实施对村庄社会资本的吸引作用依然显著，研究结果具有稳健性。

表2 “万企帮万村”政策实施对社会资本下乡影响的估计结果

变量	被解释变量：社会资本					
	(1)		(2)		(3)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
“万企帮万村”政策实施	0.0374***	0.0092	0.0141**	0.0061	0.0103*	0.0063
社会资本（滞后一期）			0.4302***	0.0062	0.4286***	0.0069
农业劳动价格					0.0264	0.0326
企业实际税率					0.8945	0.8780
涉农支出占比					-0.1827	0.3962
公路密度					0.0070	0.0729
铁路密度					-0.0782	0.0478
外资占比					0.0515	0.0454
贸易占比					0.5746**	0.2880
土地出让价格					-0.0081*	0.0042
县人均地区生产总值					0.0376***	0.0108
人口密度					0.0187	0.0123
是否贫困县					0.0077	0.0081
是否协作帮扶					0.0084	0.0153
是否产业承接					0.0043	0.0134
常数项	6.8756***	0.0069	4.1233***	0.0433	2.4111**	0.1277
时间固定效应	已控制		已控制		已控制	

^①引资效应模型中样本为全国层面的村庄。因此，模型中加入了来自地区统计年鉴的地区特征变量，不考虑农户层面的控制变量。而村生产投资与村交通情况，以及是否贫困村与农户扶贫补贴两个政策变量，因仅来自固定观察点数据，未覆盖全国大多数村庄，故未纳入。为反映社会资本投入的连续性，对村庄社会资本的滞后一期进行回归。

表2 (续)

村庄固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	1344381	1344381	1344381
R ²	0.4616	0.6031	0.6046

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②标准误为聚类稳健标准误；③本文使用的数据不包含跨村迁移样本，村庄是否为被帮扶村和帮扶政策期变量被双向固定效应完全共线，因此在实证结果中不再汇报这两项。

(二) 引资效应的稳健性检验

本文针对基准回归中可能存在的偏误逐项讨论并补充证据，展开一系列稳健性检验。

1. 平行趋势分析。使用双重差分法的条件是：在政策实施前，实验组和对照组的被解释变量有相同的趋势。本文将表示“万企帮万村”政策实施后的时间虚拟变量替换为各年份时间虚拟变量，并表示村庄是否为被帮扶村的虚拟变量交乘后加入回归模型，进行平行趋势检验。结果表明^①，在政策实施之前，被帮扶村社会资本规模在实验组和对照组之间并没有显著差异，满足平行趋势假设。

2. 政策的预期效应。使用双重差分法需要满足预期效应假定，即政策在实施前不能被提前预知。本文对预期效应假定进行检验。“万企帮万村”政策于2016年开始实施，本文在基准回归模型中加入“万企帮万村”政策实施与政策实施前第一年的交互项。在“万企帮万村”政策实施前一年（即2015年）时，取值为1，否则取值为0。类似地，本文控制了“万企帮万村”政策实施与政策实施前第二年的交互项。“万企帮万村”政策实施前两年（即2014年）时，取值为1，否则取值为0。回归结果如表3中（1）列和（2）列所示。表3（1）列的结果显示，在政策开始的前一年，被帮扶村的社会资本规模没有明显变化，不存在提前形成的政策预期；类似地，表3（2）列回归结果显示，在政策开始的前一年和前两年，社会资本规模没有明显变化，政策预期效应不存在。

表3 “万企帮万村”政策实施引资效果的稳健性检验结果

变量	被解释变量：社会资本							
	(1) 预期效应1		(2) 预期效应2		(3) PSM		(4) 空间计量	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
“万企帮万村”政策实施	0.0101**	0.0052	0.0096**	0.0046	0.0166**	0.0095	0.0123*	0.0077
“万企帮万村”政策实施× 政策实施前第一年	-0.0023	0.0037	-0.0022	0.0035				
“万企帮万村”政策实施× 政策实施前第二年			-0.0019	0.0028				
社会资本（滞后一期）					0.4637***	0.0032		
“万企帮万村”政策实施的 空间滞后项							0.0562*	0.0276
社会资本的空间滞后项							0.5345***	0.0032

^①由于篇幅限制，农户人均收入的平行趋势检验见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中的图2。

表3 (续)

控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	1344381	1344381	998381	659533
R ²	0.6049	0.6079	0.8861	

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号中为聚类标准误。

3.DID 过程中可能存在的自选择问题。本文采用倾向匹配得分法 (PSM) 来降低 DID 过程中的选择性偏差。本文将村庄是否会成为被帮扶村看成一个外生决定过程，使用滞后一期的社会资本和地区层面控制变量作为解释变量，利用 Logit 模型估计出村庄成为被帮扶村的概率。在此基础上，本文基于倾向得分，将实验组与对照组进行匹配，选择实验组与对照组落在共同支持区域内的样本再进行回归。基于倾向得分筛选后的回归结果如表 3 (3) 列所示，“万企帮万村”政策实施显著提升了村庄社会资本规模，与基准回归结果一致，这表明选择性偏误问题在基准回归中并不严重，基准回归结果稳健。

4.考虑空间溢出效应。在引资效应模型中，影响社会资本规模的“万企帮万村”政策也会对有空间关联村庄的社会资本产生影响。因此，本文将被解释变量村庄社会资本的空间滞后项、“万企帮万村”政策实施的空间滞后项加入模型中，将其拓展为空间杜宾模型。回归结果如表 3 (4) 列所示，在考虑空间溢出效应后，“万企帮万村”政策实施显著提升了村庄社会资本规模，与基准回归结果一致。

(三) 引资效应的拓展分析

本文按照企业是否参与帮扶将村庄涉农企业分为两类：帮扶企业 and 非帮扶企业。企业是否参与帮扶数据来自“万企帮万村”帮扶台账系统。本文使用帮扶企业的注册资本总额、资产规模、营业利润和营业收入作为被解释变量进行回归，以考察“万企帮万村”政策实施吸引社会资本的直接效应；使用非帮扶企业的注册资本总额等变量进行回归，考察“万企帮万村”政策实施吸引社会资本的间接效应。表 4 的回归结果表明，“万企帮万村”政策实施既能促进帮扶企业下乡，也能够促进非帮扶企业下乡。从直接效应来看，“万企帮万村”政策实施能够促进被帮扶村的帮扶企业注册资本总额增加 1.42%、资产规模增加 4.01%、营业利润增加 1.99%、营业收入增加 1.49%。从间接效应来看，“万企帮万村”政策实施也能增加村庄非帮扶企业的注册资本总额、资产规模、营业利润和营业收入。但与吸引帮扶企业的直接效应相比，“万企帮万村”政策实施吸引非帮扶企业的间接效应相对小。

表 4 “万企帮万村”政策实施的引资效应：直接效应与间接效应

变量	直接效应：帮扶企业的响应结果				间接效应：非帮扶企业的响应结果			
	注册资本总额	资产规模	营业利润	营业收入	注册资本总额	资产规模	营业利润	营业收入
“万企帮万村”政策实施	0.0142** (0.0042)	0.0401*** (0.0049)	0.0199** (0.0087)	0.0149*** (0.0018)	0.0115** (0.0041)	0.0098** (0.0039)	0.0049* (0.0021)	0.0057*** (0.0018)
注册资本总额 (滞后一期)	0.5860*** (0.0047)				0.5084*** (0.0030)			

表4 (续)

企业资产规模 (滞后一期)	0.3197*** (0.0085)				0.2681*** (0.0048)			
企业营业利润 (滞后一期)	0.2668*** (0.0124)				0.3053*** (0.0058)			
企业营业收入 (滞后一期)	0.2561*** (0.0081)				0.2561*** (0.0081)			
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
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
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	1344381	1344381	1344381	1344381	1344381	1344381	1344381	1344381
R ²	0.5257	0.6454	0.1405	0.1300	0.0989	0.1494	0.0956	0.1091

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号中为聚类标准误。

五、农户增收效应分析

(一) 农户增收效应的基准回归

表5汇报了农户增收效应的基准回归结果。表5(1)列和(2)列的被解释变量为农户收入(农户家庭人均收入的对数)，(3)列和(4)列的被解释变量为农户收入阶层。表5(1)列和(3)列的解释变量为“万企帮万村”政策实施，控制变量包括地区层面控制变量、其他政策控制变量和农户控制变量^①。表5(2)列和(4)列分别在(1)列和(3)列的基础上增加了社会资本作为解释变量，以考察社会资本下乡的农户增收效应^②。

表5 “万企帮万村”政策实施的农户增收效应检验结果

变量	被解释变量：农户收入的对数				被解释变量：农户收入阶层			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
“万企帮万村” 政策实施	0.0520***	0.0087	0.0558***	0.0087	0.0289***	0.0070	0.0328***	0.0071
社会资本			0.0127***	0.0023			0.0124***	0.0035
县人均地区生产 总值	0.1091***	0.0098	0.1075***	0.0098	0.0610***	0.0081	0.0593***	0.0081
村生产投资	0.0004	0.0005	0.0004	0.0005	0.0003	0.0004	0.0003	0.0004

^①农户增收效应模型选择控制变量的依据为：通过县人均地区生产总值、村生产投资和村交通情况控制地区与村庄发展水平；引入是否贫困村和农户是否获得扶贫补贴等政策变量；加入农户禀赋特征和户主特征(如性别、年龄、健康状况、文化程度、技能等)变量；考虑户主年龄的非线性影响，加入年龄平方项。

^②在农户增收效应模型中，本文控制了村庄社会资本的当期影响。在引资效应模型中，为反映社会资本投入的连续性，将村庄社会资本的滞后一期纳入控制变量。

表 5（续）

村交通情况	0.0021**	0.0011	0.0017	0.0012	0.0002	0.0009	-0.0002	0.0009
是否贫困县	0.0663***	0.0117	0.0710***	0.0117	0.0630***	0.0093	0.0677***	0.0092
是否协作帮扶	0.1084***	0.0132	0.1081***	0.0132	0.0690***	0.0111	0.0686***	0.0112
是否产业承接	0.0153	0.0157	0.0143	0.0157	0.0136	0.0119	0.0126	0.0119
是否贫困村	-0.0243***	0.0077	-0.0244***	0.0075	-0.0142**	0.0061	-0.0143**	0.0064
农户是否获得 扶贫补贴	0.0251***	0.0075	0.0256***	0.0073	0.0135**	0.0063	0.0142**	0.0062
劳动禀赋	0.0665***	0.0110	0.0675***	0.0109	0.0292***	0.0078	0.0302***	0.0076
资产禀赋	0.0567***	0.0042	0.0574***	0.0041	0.0311***	0.0030	0.0318***	0.0030
土地禀赋	0.0487**	0.0206	0.0489**	0.0205	0.0190**	0.0083	0.0193**	0.0084
户主性别	-0.0351**	0.0178	-0.0350**	0.0178	-0.0336***	0.0129	-0.0334***	0.0131
户主年龄	0.0218***	0.0028	0.0218***	0.0028	0.0104***	0.0021	0.0104***	0.0021
户主年龄平方项	-0.0002***	0.0001	-0.0002***	0.0000	-0.0011***	0.0003	-0.0010***	0.0002
户主健康状况	0.0763***	0.0165	0.0758***	0.0165	0.0196*	0.0111	0.0192*	0.0111
户主文化程度	0.0230***	0.0036	0.0227***	0.0036	0.0108***	0.0029	0.0105***	0.0029
户主技能情况	0.0001	0.0019	0.0001	0.0019	-0.0003	0.0015	-0.0003	0.0015
常数项	8.4638***	0.1149	8.3910***	0.1155	0.0473	0.0904	0.0263	0.0911
时间固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
农户固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值	102100		102100		102100		102100	
R ²	0.7136		0.7141		0.7137		0.5951	

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②标准误为聚类标准误。

表 5（1）列回归结果显示，“万企帮万村”政策实施对农户收入的影响系数显著为正，农户收入能显著增加约 5.20%。表 5（2）列回归结果表明，在控制村庄社会资本后，“万企帮万村”政策实施仍然能显著增加农户收入。表 5（3）列回归结果显示，“万企帮万村”政策实施促使农户成为中等及以上收入群体的概率增加 2.89%。类似地，表 5（4）列回归结果表明，在控制社会资本下乡的作用效果之后，“万企帮万村”政策实施对农户收入阶层跃迁构成显著影响。

表 6 的回归结果展示了“万企帮万村”政策实施和社会资本对农户收入结构的影响。结果显示，“万企帮万村”政策实施使得家庭经营性收入、工资性收入、财产性收入和转移性收入分别增加 13.12%、15.31%、11.29%和 13.32%。村庄社会资本每增加 1%，农户家庭经营性收入、工资性收入和财产性收入分别增加 0.028%、0.052%和 0.025%，但社会资本对家庭转移性收入没有显著影响。进一步来看，“万企帮万村”政策实施主要促进了农业经营性收入的增加。此外，“万企帮万村”政策实施主要增加农户本县工资性收入，而非县外工资性收入^①，原因在于帮扶企业在本地提供就业岗位。

^①由于篇幅限制，详细结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中的表 2。

表 6 “万企帮万村”政策实施的增收效应：对农户收入结构的影响

变量	经营性收入		工资性收入		财产性收入		转移性收入	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
“万企帮万村”政策实施	0.1312***	0.0289	0.1531***	0.0402	0.1129***	0.0303	0.1332***	0.0262
社会资本	0.0282***	0.0082	0.0524***	0.0104	0.0246***	0.0081	0.0125	0.0127
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
时间固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
农户固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
R ²	0.8182		0.7372		0.7231		0.5963	

注：①***表示 1% 的显著性水平；②标准误为聚类标准误。

（二）农户增收效应的稳健性检验

本文针对农户增收效应开展一系列稳健性检验。首先，对农户增收效应模型进行平行趋势分析。模型设定和变量处理同引资效应模型的平行趋势检验一致，但将被解释变量更换为农户收入的对数。平行趋势分析结果表明^①，在政策实施之前，农户的人均收入在实验组和对照组之间并没有显著差异，满足平行趋势假设。在政策实施后，被帮扶村农户（实验组）的人均收入显著高于非被帮扶村农户（对照组）的人均收入。其次，同样检验了政策的预期效应以及 DID 过程中可能存在的自选择问题，结果见表 7（1）～（3）列，表明预期效应不存在，选择性偏误问题不严重，基准回归结果稳健。再次，利用样本村的空间距离权重矩阵进行空间计量分析。“万企帮万村”政策实施和村庄社会资本可能对村庄周边具有空间关联的其他村庄的农户收入产生影响。因此，将“万企帮万村”政策实施和村庄社会资本的空间滞后项加入回归模型，拓展为空间误差模型。具体回归结果见表 7（4）列。最后，本文对“万企帮万村”政策实施影响农户收入阶层的结果进行稳健性检验^②，本文检验了政策的预期效应、DID 过程中可能存在的自选择问题和空间溢出效应问题。结果同样表明，预期效应不存在，选择性偏误问题不严重，考虑空间溢出效应后“万企帮万村”政策实施和村庄社会资本显著增加了农户成为中等及以上收入群体的概率。因此，一系列的稳健性检验结果表明，“万企帮万村”政策实施和村庄社会资本能够有效促进农户收入增加，并对农户收入阶层跃迁构成显著影响，与基准回归结果一致。

表 7 “万企帮万村”农户增收效应的稳健性检验结果

变量	被解释变量：农户收入的对数							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	预期效应 1		预期效应 2		PSM		空间计量	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
“万企帮万村”政策实施	0.0536***	0.0079	0.0526***	0.0062	0.0502***	0.0093	0.0471***	0.0082

^①由于篇幅限制，农户人均收入的平行趋势检验见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中的图 3。

^②由于篇幅限制，农户收入阶层的稳健性检验见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中的表 3。

表 7 (续)

“万企帮万村”×政策实施前 第一年	-0.0351	0.0412	-0.0226	0.0352				
“万企帮万村”×政策实施前 第二年			-0.0219	0.0321				
社会资本	0.0119***	0.0031	0.0116***	0.0026	0.0125***	0.0027	0.0112***	0.0021
“万企帮万村”政策实施的空 间滞后项							0.0265***	0.0051
社会资本的空间滞后项							0.0126***	0.0021
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
时间固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
农户固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值	102100		102100		99161		21452	
R ²	0.8636		0.8713		0.7184			

注：①***表示 1%的显著性水平；②括号中为聚类标准误。

(三) 农户增收效应的机制分析

本文继续考察“万企帮万村”政策实施和社会资本对农户收入的作用机制。从农户层面，本文重点考察了四个渠道。为便于解释，本文对四个渠道的被解释变量取对数值进行实证分析，结果如表 8 所示。一是加强农户组织协作。“万企帮万村”政策实施使农户以“公司+农户”这一订单农业模式的农产品销售额增加约 9.28%；此外，社会资本每增加 1%，农户在该模式下的销售额将增长约 0.019%。二是促进土地流转。“万企帮万村”政策实施会使农户土地流转给企业的土地面积增加 1.12%；社会资本每增加 1%，农户流转给企业的面积会增加约 0.92%。三是增加就业机会。“万企帮万村”政策实施和村庄社会资本能够显著增加农户的劳动时间。四是提升生产率。“万企帮万村”政策实施提升了农户农业全要素生产率和非农劳动生产率，但社会资本仅对非农劳动生产率有显著的提升作用。整体看来，“万企帮万村”政策实施能够促使农户在农业与非农部门优化要素配置。

表 8 “万企帮万村”政策实施对农户收入的影响机制：下乡企业对农户的带动作用

变量	订单农业销售额	土地转企业面积	农户劳动时间	农业全要素生产率	非农劳动生产率
“万企帮万村” 政策实施	0.0928*** (0.0124)	0.0112*** (0.0019)	0.0809*** (0.0206)	0.2419*** (0.0212)	0.0628*** (0.0183)
社会资本	0.0188*** (0.0031)	0.0092*** (0.0022)	0.0098** (0.0039)	0.0043 (0.0051)	0.0458*** (0.0048)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	102100	102100	102100	102100	102100
R ²	0.622	0.579	0.693	0.625	0.727

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号中为聚类标准误。

从村庄层面看，本文考察了“万企帮万村”政策实施和社会资本对农民专业合作社、村庄集体经济和村庄公共投资的影响。本文用村庄农民专业合作社数量（个）、村庄集体经济收入（万元）、村集体的生产性投资（万元）作为被解释变量（均取对数值）展开机制分析。研究发现，“万企帮万村”政策实施会促使村庄的合作社数量增加、村庄集体经济收入增长、村庄公共投资增加。社会资本下乡同样可以促进村庄集体经济收入和村庄公共投资的增加，但对农民专业合作社数量的影响不显著。

表 9 “万企帮万村”增收效应的影响机制：乡村经济的发展

变量	农民专业合作社数量		村庄集体经济收入		村庄公共投资	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
“万企帮万村”政策实施	0.1123***	0.0053	0.3921***	0.0337	0.2018***	0.0612
社会资本	-0.0011	0.0018	0.1832***	0.0121	0.0896***	0.0117
控制变量	已控制		已控制		已控制	
时间固定效应	已控制		已控制		已控制	
农户固定效应	已控制		已控制		已控制	
观测值	2262		2262		2262	
R ²	0.9863		0.7786		0.8476	

注：①***表示 1% 的显著性水平；②标准误为聚类标准误。

（四）农户增收效应的拓展分析

本文继续考察“万企帮万村”政策实施过程中四种具体帮扶措施对农户收入的影响。四类帮扶措施包括产业帮扶、就业帮扶、公益帮扶和技能帮扶，数据来自全国工商联“万企帮万村”帮扶台账系统，该系统详细记载了帮扶企业对被帮扶村采取的帮扶措施类型。具体回归结果如表 10 所示，从表 10 中可以看出，“万企帮万村”精准帮扶行动中的产业帮扶和就业帮扶对农户收入的增长作用最为明显，能使农户收入分别增加 3.21% 和 8.22%，能使农户收入阶层跃迁的概率分别增加 1.92% 和 3.39%。通过对具体帮扶措施的分析，本文发现产业帮扶和就业帮扶的影响最为明显，“万企帮万村”政策主要通过壮大农村产业、带动农户就业促进农户增收。

表 10 “万企帮万村”具体帮扶措施增收效应的回归结果

变量	农户收入的对数		农户是否中等及以上收入群体		农户收入的对数		农户是否中等及以上收入群体	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
产业帮扶	0.0321**	0.0151	0.0192***	0.0052	0.0344**	0.0143	0.0212***	0.0046
就业帮扶	0.0822***	0.0183	0.0339**	0.0142	0.0866***	0.0178	0.0351***	0.0136
公益帮扶	0.0141	0.0142	0.0152	0.0121	0.0129	0.0153	0.0152	0.0215
技能帮扶	-0.0331	0.020	0.0052	0.0162	-0.0361	0.0232	0.0056	0.0163
社会资本					0.0143***	0.0032	0.0093***	0.0032
常数项	8.1637***	0.2143	1.0481	0.9661	8.0552***	0.8251	1.0360	0.8462
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
农户固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
时间固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	

表 10 (续)

观测值	102100	102100	102100	102100
R ²	0.7131	0.5932	0.7231	0.6072

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②标准误为聚类标准误。

本文进一步分析了“万企帮万村”政策实施对农户就业行为的影响，回归结果如表 11 所示。“万企帮万村”政策实施能够显著增加农户劳动时间^①尤其是非农劳动时间。其中，农业劳动时间增加约 4.31%，非农劳动时间增加约 11.36%。进一步来看，“万企帮万村”政策实施能够显著增加农户打零工时间，对稳定就业时间的影响并不显著。从对非农就业距离的影响来看，“万企帮万村”政策实施不仅能够增加农户本地就业时间，还能增加农户外地就业时间。从对非农劳动工资率的影响来看，“万企帮万村”政策实施会使得被帮扶村所在县的非农劳动工资率增加 8.16%，但对外县非农工资率没有显著影响。表 11 的结果还显示，村庄社会资本显著增加了农户的农业劳动时间，但对农户的非农劳动时间没有显著影响。这一现象的主要原因在于，下乡的涉农企业通常以土地和资本密集型为主，而非劳动密集型。土地和资本密集型企业的生产活动依赖于机械化、规模化的运作方式，对劳动力需求较低，导致农村劳动力的就业机会未能显著增加。同时，由于这些企业更多地将资源投到农业产业链的上游或中游环节，如农资供应、种植管理、初级加工等，而未能有效吸纳农户进入非农产业链条。由此可见，社会资本虽然在一定程度上优化了农村的资源配置和生产效率，但在促进农村劳动力非农转移方面仍存在局限。

表 11 “万企帮万村”政策实施对农户就业行为影响的回归结果

变量	农户劳动时间		非农就业类型		非农就业距离		劳动工资率	
	农业劳动时间	非农劳动时间	打零工时间	稳定就业时间	本地就业时间	外地就业时间	本县非农劳动工资率	外县非农劳动工资率
“万企帮万村”政策实施	0.0431** (0.0242)	0.1136*** (0.0253)	0.0682*** (0.0226)	0.0196 (0.0256)	0.0843*** (0.0278)	0.1306*** (0.0351)	0.0816*** (0.0216)	0.0343 (0.0279)
社会资本	0.0168*** (0.0043)	-0.0121 (0.0072)	-0.0031 (0.0052)	0.0062 (0.0068)	-0.0029 (0.0073)	-0.0036 (0.0153)	0.0079 (0.0051)	0.0068 (0.0063)
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
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
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	102100	102100	102100	102100	102100	102100	102100	102100
R ²	0.7492	0.7151	0.5918	0.6632	0.6258	0.7186	0.5532	0.6669

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号中为聚类标准误。

(五) 农户增收效应的异质性分析

本文考察了“万企帮万村”政策实施对不同劳动力数量和不同收入水平农户的异质性影响。结果

^①农户劳动时间是指农户家庭内所有劳动力全年劳动时间的加总，包括农业劳动时间和非农劳动时间。

如表 12 所示，“万企帮万村”政策实施对劳动力数量越多的家庭的收入提升效应越大，对低收入家庭的收入提升效应也就越大。进一步将“万企帮万村”精准帮扶行动区分为具体帮扶措施后的分析发现，产业帮扶和就业帮扶对劳动力数量较多、低收入水平家庭的收入有显著的正向影响，并能够增加这些家庭收入阶层跃迁的概率^①。

表 12 “万企帮万村”政策实施对农户收入异质性影响的回归结果

变量	农户收入的对数		农户是否中等及以上收入群体		农户收入的对数		农户是否中等及以上收入群体	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
“万企帮万村”政策实施	-0.0221	0.0321	-0.0231	0.0233	0.0121	0.0321	0.0162	0.0232
社会资本	0.0121***	0.0021	0.0132***	0.0022	0.0122***	0.0021	0.0141***	0.0021
“万企帮万村”政策实施×劳动力数量	0.0401**	0.0171	0.0281**	0.0112				
“万企帮万村”政策实施×低收入水平					0.0431***	0.0081	0.0221*	0.0159
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
时间固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
农户固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值	102100		102100		102100		102100	
R ²	0.7171		0.5972		0.7171		0.5972	

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②标准误为聚类标准误。

六、结论与建议

本文基于浙大卡特-企研中国涉农研究数据库（CCAD）、全国农村固定观察点数据和全国工商联“万企帮万村”帮扶台账数据，实证研究了“万企帮万村”政策实施的引资效应以及农户增收效应。研究发现：第一，“万企帮万村”政策下，帮扶企业会下乡投资，并产生了良好的示范带动效应，撬动其他涉农企业下乡投资。第二，“万企帮万村”政策实施通过吸引社会资本下乡，在村庄层面促进农民专业合作社发展、集体经济壮大、公共投资增加，在农户层面增强农户与企业联结、促进土地向企业流转、增加农户就业机会、优化农户的要素配置，进而促进农户收入增长与收入阶层跃迁。第三，从具体帮扶措施来看，“万企帮万村”政策具体举措中，产业帮扶和就业帮扶的农户增收效果最为显著。异质性分析结果进一步表明，该政策的实施对拥有较多劳动力的农户和低收入人群具有更为显著的促进作用。本文证明，政府推动帮扶企业下乡，以及村庄社会资本积累，都能在一定程度上促进农户收入增长。

社会资本下乡是助力农民实现共同富裕的有效路径之一。然而，为确保这一过程既高效又惠及农

^①由于篇幅限制，对具体帮扶措施的检验结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中的表 4。

户，政府应出台更加完善的政策措施。一方面，应通过税收优惠、财政补贴等方式，吸引更多社会资本流向农业农村领域，特别是支持具有较高劳动吸纳能力的劳动密集型产业和能够延长产业链条的新型农业经营主体。应当继续优化社会资本下乡的政策环境，通过完善土地流转制度、健全农村产权交易市场等方式，降低社会资本进入农业农村领域的制度性成本。同时，鼓励社会资本投资现代农业基础设施建设，如高标准农田、智能灌溉系统和农产品冷链物流体系，提升农业生产效率和农村产业竞争力。另一方面，政府应加强对社会资本的规范和引导，推动其与农户形成紧密的利益联结机制。例如通过订单农业、合作社模式或利益分红机制，确保农户能够共享产业发展成果。同时，应强化监管，防止社会资本在下乡过程中侵占农民利益或导致土地过度集中，以实现农业增效、农民增收和农村发展的多重目标。

参考文献

- 1.程名望、史清华、JIN Yanhong、盖庆恩，2015：《农户收入差距及其根源：模型与实证》，《管理世界》第7期，第17-28页。
- 2.杜鑫、张贵友，2022：《土地流转对农村居民收入分配的影响——基于2020年10省份农户调查数据的实证分析》，《中国农村经济》第5期，第107-126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.焦长权、周飞舟，2016：《“资本下乡”与村庄的再造》，《中国社会科学》第1期，第100-116页。
- 5.李实、杨修娜，2021：《中等收入群体与共同富裕》，《经济导刊》第3期，第65-71页。
- 6.孙项强、刘丹、杨馨越，2024：《现代农业产业园创建能否促进农户增收——基于产业集聚视角的经验分析》，《中国农村经济》第12期，第23-43页。
- 7.史新杰、卫龙宝、方师乐、高叙文，2018：《中国收入分配中的机会不平等》，《管理世界》第3期，第27-37页。
- 8.全志辉、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。
- 9.涂圣伟，2014：《工商资本下乡的适宜领域及其困境摆脱》，《改革》第9期，第73-82页。
- 10.王韶、徐舒、杨汝岱，2021：《消费保险视角下农村扶贫政策的福利效应分析》，《中国工业经济》第2期，第61-79页。
- 11.熊航、江鹏、鞠聪、彭开丽，2023：《农户自发性土地流转行为机制研究：仿真、验证与应用》，《管理世界》第6期，第71-85页。
- 12.徐舒、王韶、杨汝岱，2020：《国家级贫困县政策的收入分配效应》，《经济研究》第4期，第134-149页。
- 13.周欣雨、张学志、周梓洵、吴文心，2023：《企业结对帮扶与县域利用外资》，《世界经济》第2期，第108-133页。
- 14.周梓洵、张闰龙、周欣雨，2023：《企业结对帮扶能助力县域经济增长吗——来自扶贫工作信息披露准自然实验的证据》，《中国农村经济》第10期，第49-66页。

The Investment Attraction and Rural Household Income Increase Effects of the “Ten Thousand Enterprises Help Ten Thousand Villages” Policy

ZHOU Li¹ LIU Zongzhi² SHEN Kunrong³

(1. School of Economics and Management, Tongji University;

2. Chinese Cooperatives Research Institute, Anhui University of Finance and Economics;

3. Business School, Nanjing University)

Summary: This paper examines the impact of the “Ten Thousand Enterprises Help Ten Thousand Villages (TEHTV)” policy on rural enterprise investments and its poverty alleviation outcomes. Jointly initiated by the All-China Federation of Industry and Commerce, the former State Council Leading Group Office of Poverty Alleviation and Development, and the China Glory Society, the TEHTV initiative represents a collaborative effort involving the government, enterprises, and social organizations. The government leads as the primary driver of targeted poverty alleviation, while private enterprises contribute through industrial support, employment assistance, skill development, and public welfare initiatives to increase farmers’ income. Launched in 2016, the policy has significantly enhanced rural social capital and household incomes. Between 2016 and 2019, the average social capital in assisted villages (CNY 49.56 million) exceeded that of non-assisted villages (CNY 43.43 million), while average household incomes in assisted villages (CNY 20,753) were higher than those in non-assisted villages (CNY 19,677).

This paper explores the mechanisms through which the TEHTV policy drives rural investment. By enhancing enterprise reputation, strengthening enterprise-government relations, and reducing rural investment search costs, the policy incentivizes enterprise engagement. It also generates spillover effects, mobilizing non-assisted enterprises through industrial chain linkages and role-model influences, which attract additional social capital. This capital inflow bolsters industries, increasing farmers’ incomes via “trickle-down” and “pro-poor growth” effects, ultimately fostering mutual benefits for social capital and rural households.

Using empirical data from rural-oriented enterprises and farmer household surveys, this paper rigorously evaluates the TEHTV policy’s effects. The rural enterprise dataset, sourced from the Carter Center Agricultural Development (CCAD) database, captures the scale of social capital investments in rural areas since 1949, while household survey data from the Ministry of Agriculture and Rural Affairs’ National Rural Fixed Observation Points provide detailed records of farmers’ income sources and composition. Results demonstrate that the TEHTV policy effectively channels social capital into rural areas, significantly boosting household incomes and promoting social mobility. From an investment perspective, the policy attracts not only supporting enterprises but also encourages participation from non-supporting enterprises, amplifying rural investments. In terms of income effects, the policy substantially raises household earnings. Further mechanism analysis reveals its role in fostering new agricultural entities, strengthening collective economies, increasing public investments in villages, enhancing farmer-enterprise linkages, facilitating land transfers, expanding employment opportunities, and improving the efficiency of resource allocation. Among the various support measures, industrial support and employment assistance stand out as the most impactful, particularly benefiting low-income groups and labor-intensive households.

In the new era of capital investment in rural areas, it is imperative to align effective market mechanisms with proactive government policies to transition social capital inflows from policy-driven initiatives to endogenous, self-sustained investments. This transformation will effectively facilitate common prosperity for farmers.

Keywords: Ten Thousand Enterprises Help Ten Thousand Villages; Social Capital ; Income Increase Effects ; Common Prosperity

JEL Classification: O22; D62; J18

(责任编辑：尚友芳)

地方政府驱动企业参与乡村振兴的机制

——乡村振兴注意力视角的分析

肖红军 阳 镇 凌鸿程

摘要：企业参与推动乡村全面振兴是以中国式现代化全面推进强国建设的重要举措。本文以沪深A股上市公司为研究样本，考察了地方政府的乡村振兴注意力对企业参与乡村振兴的具体影响及其内在机理。研究结果表明：第一，地方政府的乡村振兴注意力水平越高，企业对参与乡村振兴的响应程度和资源配置强度越强，在进行一系列稳健性检验以及考虑内生性问题后上述研究结论依然成立。第二，在传导机制方面，企业主要通过环境、社会与公司治理（ESG）战略以及强化企业涉农投资两个途径响应地方政府的乡村振兴注意力，地方政府通过乡村振兴注意力驱动企业参与乡村振兴存在战略响应和资源配置双重机制。第三，在调节效应方面，外部媒体的关注能提高企业对乡村振兴的响应程度，该因素在地方政府乡村振兴注意力水平对企业参与乡村振兴的影响中发挥正向调节作用。

关键词：乡村振兴 地方政府 媒体关注 涉农投资 ESG

中图分类号：F323.9 **文献标识码：**A

一、引言

解决“三农”问题长期以来都被摆在中国国家发展的重要位置。“三农”问题的长期性与复杂艰巨性决定了解决“三农”问题的战略导向与政策部署具有明显的动态性与情境性。党的十八大以来，中国的脱贫攻坚战取得了全面胜利，整体上消除了农村绝对贫困，“三农”问题的战略导向迈入了新的阶段。党的十九大提出，要实施乡村振兴战略。党的二十大报告进一步提出，要全面推进乡村振兴，巩固拓展脱贫攻坚成果，增强脱贫地区和脱贫群众内生发展动力。乡村振兴的主要目标体现在产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效和生活富裕五个方面。党的二十届三中全会审议通过的《中共中

【资助项目】 国家社会科学基金重大项目“国企混合所有制改革的实现路径选择研究”（编号：20&ZD073）；中国社会科学院登峰战略企业管理优势学科建设项目（编号：DF2023YS25）；国家社会科学基金重点项目“支撑企业新质生产力形成的创新模式与创新政策研究”（编号：24AGL018）。

【作者信息】 肖红军，中国社会科学院工业经济研究所；阳镇，中国社会科学院工业经济研究所、清华大学技术创新研究中心；凌鸿程（通讯作者），江西财经大学数字经济学院、新能源与低碳发展研究院，电子邮箱：breezelhc@163.com。

央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》指出，必须统筹新型工业化、新型城镇化和乡村全面振兴，要求运用“千万工程”经验，健全推动乡村全面振兴长效机制。从这个意义上讲，构建乡村全面振兴长效机制的重要基础在于积极撬动政府、企业与社会组织等多元利益相关方的参与，并形成可持续的内生机制。上述做法对推进乡村全面振兴至关重要。从乡村振兴的参与主体看，企业不仅是市场主体，更是社会主体。企业在积极对接市场的过程中有效嵌入乡村场域与乡村社会进而承担社会责任具有应然性与合法性，也是充分发挥其社会属性与社会功能的重要表现。企业是推动乡村产业再造与内生能力再造的关键组织和关键细胞，系统研究企业参与视角下乡村振兴的内在机制，对新时期加快推进乡村全面振兴具有非常重要的理论意义与现实价值。

学术界围绕乡村振兴开展了大量理论研究，相关研究总体上包括三重研究路径。一是乡村振兴的内涵（Chambers, 2014; 张琦等, 2022）。既有研究认为，乡村振兴的内涵至少包括乡村转型与乡村繁荣两个层次。乡村转型意味着，乡村振兴的基础是在保持乡村独特人文景观的基础上加快乡村产业振兴与组织振兴，避免快速城镇化进程中的乡村凋敝，最终实现城乡统筹发展（Mitchell and Shannon, 2018; 李繁荣, 2021）；乡村繁荣意味着，乡村内部在经济、人居环境与组织治理等方面实现功能再造与生命力重构，进而实现乡村整体的可持续发展（叶兴庆, 2018）。从乡村振兴的逻辑看，乡村振兴不仅包括乡村内部的经济与社会建设和体制机制创新，也包括乡村外的环境改善，是城乡要素配置的系统性优化（Ciutacu et al., 2015; 黄祖辉, 2018）。在乡村振兴的内容方面，既有研究认为，乡村振兴包括产业振兴、人才振兴、文化振兴、生态振兴、组织振兴。产业振兴是乡村振兴的核心，人才振兴是乡村振兴的关键，文化振兴是乡村振兴的内在力量，生态振兴是乡村振兴的重要组成部分，组织振兴是乡村振兴的必要保障（贾晋等, 2018; 郭晓鸣等, 2018）。二是乡村振兴的驱动因素。一类研究视角是产业转型视角，主要关注县域富民产业对乡村产业振兴与人才振兴的驱动作用（黄思, 2020; 崔巧琳和王晨翔, 2023）；另一类研究视角是数字技术与数字经济视角，主要关注数字技术与数字经济驱动乡村振兴的机理（张蕴萍和栾菁, 2022; 张旺和白永秀, 2022）。具体来说，乡村振兴的驱动因素包括乡村基础设施建设（传统基础设施和数字产业基础设施）、土地要素配置（Long et al., 2019）、产业数字化转型等方面（Wang et al., 2022; 孟维福等, 2023）。三是乡村振兴的效果评估和实现路径研究。在乡村振兴的效果评估方面，相关研究认为，要将乡村全要素生产率、生态环境、农村预期寿命和健康等纳入考量（Nie, 2021; Jiang et al., 2022）；在乡村振兴的实现路径方面，既有研究从产业视角、技术视角、乡村精英与乡贤视角、城乡要素流动与农村基层自治组织等多方面探究了乡村振兴的实现路径（张海鹏等, 2018; 何得桂和绳家明, 2023），在总体上形成了“要素—组织—政策”的多重逻辑系统，为实现乡村振兴的五个子目标提供了理论依据。

不难看出，既有研究虽然对乡村振兴的理论逻辑和实现路径开展了大量探索，形成了关于乡村振兴“理论内涵—驱动因素—实现路径”的完整研究链条。但遗憾的是，既有研究在乡村振兴的驱动因素方面尚存较大缺口，鲜有文献从微观企业视角考察企业如何参与乡村振兴（杜世风等, 2019）。具体而言：一方面，缺乏企业参与乡村振兴的典型案例研究，缺乏对企业参与乡村振兴典型模式与典型机制的类型化总结；另一方面，缺乏对企业参与乡村振兴的前置性驱动因素及其传导机理的研究，难

以理清企业在乡村振兴推进中的主要角色、关键功能及其价值。特别是，在有为政府驱动的国家治理体系下，地方各级政府是有效激励各类市场主体与社会主体参与乡村振兴的关键力量。在上述背景下，探究企业如何参与乡村振兴具有重要意义。

基于上述研究缺口，本文立足政府驱动企业参与乡村振兴的视角，研究地方政府乡村振兴注意力水平对企业参与乡村振兴的影响及其内在机理，不仅能为验证政府在推进乡村振兴过程中的角色与功能提供经验证据，也能为有效撬动企业社会属性、推动企业积极嵌入乡村社会提供可行路径。本文的可能贡献在于：第一，区别于对乡村振兴内涵与实现路径的一般性或者总体性研究，本文侧重从推进乡村振兴的企业参与视角探究企业参与乡村振兴的核心机制，丰富对企业这一乡村全面振兴关键主体角色与功能的研究。第二，本文根据地方政府工作报告文本构造政府乡村振兴注意力水平变量，丰富对地方政府乡村振兴重视程度的测度。而且，本文进一步构建“地方政府乡村振兴注意力水平—企业环境、社会与公司治理（ESG）战略响应与资源配置—企业乡村振兴参与度”的研究框架，为丰富乡村全面振兴背景下企业参与乡村振兴的机制提供新的理论框架。第三，本文进一步丰富了社交媒体关注在地方政府乡村振兴注意力水平对企业乡村振兴参与度的影响中的作用的研究，既为政府、企业、社会等多元利益相关方参与乡村振兴提供经验证据，也为地方政府立足本地实际、积极发挥各类利益相关方的力量共同推进乡村振兴提供政策启示。

二、理论分析与研究假说

（一）政府乡村振兴注意力水平对企业乡村振兴参与的影响

“注意力”一词最早是心理学领域的概念，指行为个体对特定事物产生的心理活动的集中性与指向性。随着管理心理学与公共决策理论的发展，“注意力”被逐步引入管理学和经济学领域。在公共决策与行为经济学领域，注意力是决策主体（管理者或行政主体）对特定领域、特定事物发展过程与相关信息有偏地重视的程度（Bouquet and Birkinshaw, 2008；肖红军等，2021）。随着有限决策理论的提出，管理学决策大师西蒙认为管理决策主体存在有限理性，难以掌握与决策相关的充分信息，对决策方案的选择取决于决策者本身分配的注意力，因而是有限决策（Simon, 1976）。此后，在公共行政与行为经济学领域，注意力得到进一步的扩展应用。琼斯（2010）进一步将注意力纳入政府决策领域，提出了由注意力驱动的政策选择模型，认为政府的政策将随政策制定者注意力的变化而变化。随着经济体制改革的不断深化特别是农村经济体制改革的逐步深入，中国政府在解决“三农”问题中的作用日益突出，一定程度上成为解决“三农”问题、开展公共资源配置的主导力量。在有为政府的作用下，地方政府对特定领域以及特定议题的关注会形成地方政府的注意力。与企业个体注意力不同，政府注意力具有强公共性、强社会性、强信号等特征。而且，政府会根据事物发展状况与发展特征进行注意力指向与注意力强度配置，进而形成面向不同发展阶段的注意力资源配置（阳镇等，2024）。从这个意义上讲，乡村振兴既是解决“三农”问题的主导战略，也是地方政府解决“三农”问题的重要抓手，地方政府对乡村产业、人才、文化、生态、组织等各个领域的关注程度会形成独特的地方政府乡村振兴注意力水平，地方政府乡村振兴注意力水平则会进一步影响企业的战略导向与战略制定方向。

本文认为，地方政府乡村振兴注意力水平影响企业乡村振兴参与的主要原因在于两个层面。

第一，根据组织新制度主义理论，组织在既定场域受到不同制度主体的约束和制度压力。DiMaggio and Powell（1983）将制度压力分为规范性同形制度压力、认知性同形制度压力和规制性同形制度压力三类，组织为获取制度场域的合法性会通过战略响应的方式应对多重制度压力（Scott，2001）。在乡村振兴这一独特的场域，地方政府是乡村振兴的建构者与推进主体，在推进乡村振兴过程中会形成差异性的注意力导向与注意力强度，进而形成差异性的制度合法性压力。从这个意义上讲，地方政府乡村振兴注意力水平会强化企业参与乡村振兴的制度合法性压力，促进企业积极投入与乡村振兴相关的元素（如以产业振兴为目标的经济责任、以组织振兴与文化振兴为目标的社会责任、以生态振兴为目标的环境责任等）。因此，从组织战略响应视角看，地方政府乡村振兴注意力水平会强化企业乡村振兴参与强度，推动企业在运营管理过程中积极嵌入乡村振兴战略体系（杜运周和尤树洋，2013）。

第二，根据信号理论，地方政府形成面向乡村振兴的强注意力时，也会形成政府的强公共信号。这种信号表现为政府对乡村振兴的重视程度以及公共资源配置的方向与强度（王印红和李萌竹，2017）。从这个意义上讲，作为市场主体的企业一定程度上能够主动感知政府的强公共信号，主动开展相关资源配置活动、参与乡村振兴，确保企业行为符合制度预期、满足政府公共资源配置的相关要求，为企业经营获取政府关注与政府支持奠定市场信号基础。当地方政府乡村振兴注意力水平提高时，地方政府对乡村振兴领域公共问题的关注程度更高，政府将会配置更多的公共资源解决阻碍乡村振兴推进过程中的公共社会问题。面对该资源配置信号，企业将通过积极参与乡村振兴获取政府公共资源的支持。基于此，本文提出研究假说 H1。

H1：地方政府乡村振兴注意力水平的提高会促进企业参与乡村振兴。

（二）传导机制：企业 ESG 的战略响应机制

首先，从组织战略响应看，政府乡村振兴注意力水平的提高意味着在企业所处制度场域内的制度压力进一步强化，企业会采取特定战略回应政府在乡村振兴战略推进过程中的制度压力与制度需求。企业 ESG 战略是企业积极承担对环境（Environmental）、社会（Social）与公司治理（Governance）三大层面的环境责任、社会责任与内部经济责任的过程，强调企业与多元利益相关方的共生融合发展，进而创造涵盖环境、社会与经济的多重综合价值。在政府乡村振兴注意力水平提高的情况下，企业可持续发展战略导向也随之强化，企业需要积极承担所处制度场域内利益相关方的多重责任并主动构建 ESG 战略，以响应地方政府推进乡村振兴的要求（肖红军和阳镇，2019）。从这个意义上讲，政府注意力本身就是一种资源配置模式，政府注意力的配置方向将影响政府对公共资源的配置方式。当地方政府乡村振兴注意力水平提高时，政府对乡村振兴领域公共问题关注程度随之强化。面对该资源配置信号，企业会通过面向环境、社会与公司治理等可持续发展战略导向寻求政府公共资源的支持，强化企业 ESG 战略的制定与执行，积极参与乡村振兴。

其次，从企业参与乡村振兴的战略视角看，战略是企业行为的重要前因，企业参与乡村振兴的背后是一定的战略基础。由于乡村振兴涵盖产业、人才、文化、生态、组织等多个方面的振兴，涉及乡村经济繁荣、社会发展与生态环境宜居等多个方面，全面参与乡村振兴意味着企业需要充分发挥经济

与社会的复合属性，积极构筑涵盖经济、社会与环境等多元价值创造的综合型战略体系，参与乡村产业、人才、文化、生态与组织等多个方面的振兴。企业 ESG 战略可以从环境、社会、公司治理三个维度综合评价企业可持续发展战略，表现为通过积极承担环境、社会与公司治理三个层面的责任意义上的经济责任实现企业对社会的积极嵌入和融入（肖红军等，2022a；方先明和胡丁，2023）。以作为市场主体和社会主体的企业为组织原点实现乡村振兴，必然意味着企业需要构筑面向多元利益相关方的责任价值导向。企业 ESG 战略是企业积极嵌入乡村振兴的全新战略基础，有助于推动企业在战略层、运营层和业务层实现与乡村振兴的衔接，确保企业积极融入乡村振兴、创造综合价值。与此同时，企业通过 ESG 战略积极参与乡村振兴并不意味着企业要为乡村场域内的利益相关方单向输出，而是在积极嵌入社会的过程中形成“双赢”局面。企业在为乡村场域利益相关方承担社会责任与环境责任的过程中，也能基于 ESG 战略获取乡村振兴领域各类利益相关方的关注和支持，进而为企业运营管理与业务实践提供资源支持（阳镇和王越，2024；肖红军，2024）。从这个意义上讲，企业 ESG 战略不仅有助于企业满足乡村场域内利益相关方的价值诉求，也有助于提升企业开展乡村振兴各类业务的可持续性，最终强化企业参与乡村振兴的动力基础。

最后，从资源配置视角看，地方政府提高乡村振兴注意力水平，意味着政府将有限的注意力资源投入乡村产业振兴、人才振兴、文化振兴、生态振兴、组织振兴等多个领域，此时，会向辖区内企业释放较强的公共信号。这种强公共信号能够鼓励辖区内企业主动响应政府发展战略，企业会通过特定的资源配置方式响应政府的乡村振兴注意力，更多参与乡村振兴领域的投资活动。与企业以战略性 ESG 实现对政府乡村振兴注意力水平的响应不同，此时的资源配置机制表现为：企业立足经济属性，在政府强公共信号的指引下开展乡村振兴领域的投资活动，以实现企业资源配置活动与政府公共需求的充分对接，进而实现企业经济利润与政府公共需求的“双赢”。因此，从资源配置视角看，地方政府提高乡村振兴注意力水平会进一步驱动企业开展农业领域的投资（投资设厂或业务领域扩张），最终为乡村振兴提供组织基础与资源支持。基于以上分析，本文提出研究假说 H2a 和 H2b。

H2a: 地方政府乡村振兴注意力水平的提高会通过强化企业 ESG 战略推进企业参与乡村振兴。

H2b: 地方政府乡村振兴注意力水平的提高会通过促进企业涉农投资推进企业参与乡村振兴。

（三）边界效应：媒体关注的外部治理机制

从组织新制度主义理论视角看，影响企业行为的制度不仅包括以政府为主体构建的正式制度，也包括由社会媒体、社会公众、行业组织与协会等构建的非正式制度。正式制度与非正式制度互为补充，能够面向特定的经济与社会主体形成整合性力量，促进达成制度期望的一致性行动，确保各类经济与社会组织的行为符合正式制度的要求和非正式制度的规范（Scott，2001）。组织新制度主义理论认为，制度合法性理论中的三大合法性机制包括规制、规范与社会认知的合法性。规制合法性更多体现为公共主体的正式制度安排对特定主体的制度压力，规范与社会认知的合法性则体现为行业组织、社会媒体、公众对特定制度主体的制度压力和期望。从这个意义上讲，作为非正式制度的社会媒体能够对企业的日常运营与管理产生一定影响（王云等，2017），会对企业战略决策动机产生重要影响。

具体来看：一方面，在媒体关注下，被报道更多的企业往往面临更大的制度压力。这种制度压力

体现为规范性与社会认知合法性压力。企业参与乡村振兴被相关媒体广泛传播后，能够形成一定的社会舆论压力引导更多企业参与乡村振兴。相应地，媒体关注能够强化政府乡村振兴注意力水平对企业参与乡村振兴的驱动作用，影响企业 ESG 战略（肖红军等，2022b）。在政府乡村振兴注意力水平的正式制度压力和媒体关注的非正式制度压力下，企业的 ESG 战略会被激活，促进企业社会责任战略与环境战略的实施（如面向乡村产业振兴的就业帮扶、慈善捐赠等社会责任议题，面向乡村生态振兴的绿色环保投资等），从而促进企业与利益相关方构建可持续发展意义上的综合型价值创造网络，最终强化政府乡村振兴注意力水平驱动下企业参与乡村振兴的动力。另一方面，社会媒体能够基于社会声誉的激励机制强化政府乡村振兴注意力对企业乡村振兴参与的影响。主要原因在于，政府公共注意力引发的信号效应经各类媒体特别是官方媒体传播后，企业出于声誉建构或声誉扩散动机积极参与政府所关注的乡村振兴，提升参与乡村振兴的广度和深度。基于此，本文提出研究假说 H3。

H3：媒体关注在政府乡村振兴注意力对企业乡村振兴参与的影响中具有正向调节效应。

三、实证设计

（一）模型设定

参考夏成程和张恒源（2024）的做法，本文构建如下模型检验政府乡村振兴注意力水平对企业乡村振兴参与度的影响：

$$Participation_{ijkt} = \alpha_0 + \alpha_1 RuralPr_{kt} + \sum \alpha CV_{ijkt} + Industry_j + Year_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (1)$$

$$Med_{ijkt} = \beta_0 + \beta_1 RuralPr_{kt} + \sum \beta CV_{ijkt} + Industry_j + Year_t + \mu_{ijkt} \quad (2)$$

$$Participation_{ijkt} = \delta_0 + \delta_1 RuralPr_{kt} + \delta_2 Moder_{ijkt} + \delta_3 RuralPr_{ijkt} \times Moder_{ijkt} + \sum \delta CV_{ijkt} + Industry_j + Year_t + \eta_{ijkt} \quad (3)$$

（1）～（3）式中，下标 i 表示企业，下标 j 表示行业，下标 k 表示城市，下标 t 表示年度， α 、 β 和 δ 均为回归系数。（1）式为基准回归模型， $Participation_{ijkt}$ 是被解释变量，表示企业乡村振兴参与度； $RuralPr_{kt}$ 是核心解释变量，表示政府乡村振兴注意力水平。（2）式为中介效应模型， Med_{ijkt} 是机制变量，表示企业 ESG 表现、环境表现、社会表现、公司治理表现和涉农投资。（3）式为调节效应模型， $Moder_{ijkt}$ 是调节变量，表示财经媒体报道、财经媒体正面报道、财经媒体负面报道。 CV_{ijkt} 是一系列控制变量， $Industry_j$ 和 $Year_t$ 分别表示行业固定效应和时间固定效应， ε_{ijkt} 、 μ_{ijkt} 和 η_{ijkt} 是随机误差项。为排除可能存在的异方差，本文使用稳健标准误进行统计推断。

（二）样本选取

本文以中国沪深 A 股 2016—2022 年的上市公司为研究样本。本文的被解释变量为企业乡村振兴参与度，数据来自 CSMAR 数据库；核心解释变量为政府乡村振兴注意力水平，数据来自各地级市和直辖市政府的政府工作报告；中介变量为企业 ESG 表现和涉农投资，企业 ESG 表现数据来自 Wind

数据库，涉农投资数据来自手工收集整理的上市公司投资数据；调节变量为财经媒体报道，数据来自 CNRDS 数据库；其余企业财务数据及公司治理数据来自 CSMAR 和 CCER 数据库。行业类别根据中国证券监督管理委员会公布的《上市公司行业分类指引》（2012 年修订）中规定的行业门类代码和大类代码确定，制造业使用 3 位行业大类代码，非制造业使用 1 位行业门类代码。为提高数据质量，借鉴已有研究做法，本文按如下原则筛选初始样本：第一，剔除金融、保险行业样本；第二，剔除研究期间被纳入 ST 或 PT 类别的样本；第三，剔除资不抵债的样本；第四，剔除相关变量缺失的样本。经过上述筛选后，最终得到 3283 家上市公司共计 15034 个样本观测值的非平衡面板数据。为排除极端值的影响，本文对连续变量均进行上下 1% 的缩尾处理。

（三）变量选择

1. 被解释变量：企业乡村振兴参与度。企业乡村振兴参与往往体现为具体的资源投入，本文借鉴甄红线和王三法（2021）、岳佳彬等（2021）的做法，用企业当年参与乡村振兴的投入物资金额加 1 然后取自然对数的方式衡量企业乡村振兴参与度。同时，在稳健性检验部分还使用企业是否参与乡村振兴的哑变量作为替代性指标，如果企业当年参与了乡村振兴，则将该变量赋值为 1，否则赋值为 0。

2. 核心解释变量：政府乡村振兴注意力水平。本文借鉴阳镇等（2024）的做法，根据地方政府发布的年度政府工作报告，使用文本分析方法构建政府乡村振兴注意力水平变量。构建方法如下：第一步，以《中共中央 国务院关于学习运用“千村示范、万村整治”工程经验有力有效推进乡村全面振兴的意见》《农业农村部关于落实党中央国务院 2023 年全面推进乡村振兴重点工作部署的实施意见》《中华人民共和国乡村振兴促进法》《全国乡村产业发展规划（2020—2025 年）》《中共中央 国务院关于实施乡村振兴战略的意见》为蓝本，提取与乡村振兴内涵相关的关键词，进而构建地方政府乡村振兴注意力的基础特征词库。第二步，根据中国知网关于乡村振兴的文献对基础特征词库进行补充，形成更完善的政府乡村振兴注意力特征词库。第三步，基于 Python 开发平台利用 THULAC 中文词法分析工具包对 2016—2022 年各地方政府发布的年度政府工作报告进行分词。为使乡村振兴特征词库的词频统计更准确，本文剔除了特征词前存在“没”“无”“不”“否”“非”“未”“莫”等否定词语的表述。第四步，统计地方政府工作报告总词数和与乡村振兴相关的词频数，使用政府工作报告总词数对乡村振兴词频数进行标准化处理，最终形成政府乡村振兴注意力狭义指标。同时，在稳健性检验中，本文进一步对政府乡村振兴注意力特征词库进行同义词扩充，形成乡村振兴注意力广义特征词图谱，并重新计算政府乡村振兴注意力广义指标。

3. 中介变量：ESG 表现和涉农投资。在 ESG 表现方面，本文借鉴肖红军等（2024）的做法，用 Wind 数据库中的华证 ESG 评级数据构建 ESG 表现变量。华证 ESG 评级涵盖了 2009—2022 年全部 A 股上市公司的所有季度数据，评级从高到低分为 AAA、AA、A、BBB、BB、B、CCC、CC、C 九个级别。根据华证 ESG 评级，将上述评级依次赋值为 9~1 的整数。为确保研究结论的稳健性，本文用上市公司华证 ESG 评级的年度平均值衡量企业 ESG 表现。在涉农投资方面，本文人工收集并整理了上市公司在农业及相关领域的投资数据。具体做法如下：首先，获取上市公司年报附注中披露的主要控股参股子公司信息。其次，借助天眼查平台根据子公司的名称获取子公司所处具体行业信息。再次，

根据《农业及相关产业统计分类（2020）》提供的国民经济行业分类代码及名称识别子公司是否属于农业及相关产业。为使对涉农子公司的识别更准确，本文在经营范围字段判断是否包含农业、农村、农民、种子、农药、化肥、种植、灌溉等词语。最后，以农业及相关产业子公司数量加1然后取自然对数得到的数值衡量涉农投资。

4.机制变量：财经媒体报道。对媒体关注的度量指标主要有两种：一种是基于互联网搜索引擎检索的企业网络新闻媒体报道次数，但网络媒体质量参差不齐，由此得到的媒体关注数据缺乏可比性；另一种是基于财经类报纸媒体数据库检索的企业纸质媒体报道次数。本文主要基于第二种方法测度财经媒体报道。首先，通过中国重要报纸全文数据库检索上市公司全称、简称和股票代码，构建上市公司财经媒体报道全文数据库。其次，基于上市公司财经媒体报道全文数据库，参考宫晓莉等（2024）的做法，用有监督的朴素贝叶斯机器学习方法计算媒体报道情绪并进行分类。具体来说：第一步，在Loughran and McDonald（2011）情感词典的基础上，人工选出更适合金融语境的中文金融情感词典。基于筛选得到的中文金融情感词典，使用word2vec方法扩充中文金融情感词典相关近义词，最终得到完备的中文金融情感词典库。第二步，以中文金融情感词典库为指导，通过人工阅读方式判断该财经媒体报道属于正面报道还是负面报道。每出现1个积极词汇计1分，每出现1个消极词汇计-1分，最终将得分加总得到每个报道内容的情感得分。如果情感得分大于0，则视为正面报道样本；如果小于0则视为负面报道样本。在此基础上生成带有情感分类标注的样本并将其作为下一步的训练文本。第三步，基于词袋模型和TF-IDF模型提取本文情绪特征。由于中文金融情感词典库不可能面面俱到，因此需要解决模型可能无法泛化的问题。具体来说，通过Python中的分词工具对训练文本进行分词，随后使用词袋模型选出在所有文本中出现频率较高的词语，基于TF-IDF模型得到决定文本情绪倾向的高权重特征关键词。第四步，将预处理的训练样本放入模型进行训练，生成朴素贝叶斯分类器。根据训练好的朴素贝叶斯分类器计算文本情绪为积极的概率，如果概率值大于0.5，则将该内容归类为正面报道，否则视为负面报道。最后，按照年度分别统计每个企业财经媒体正面报道和负面报道的数量，并通过加1后取自然对数方式分别构建财经媒体正面报道和财经媒体负面报道变量。

5.控制变量。本文参考多数文献的做法（夏成程和张恒源，2024；姜富伟等，2024），将公司特征变量和公司治理变量作为控制变量。公司特征变量包括企业规模、杠杆率、上市年限、固定资产比例、现金流、总资产收益率；公司治理变量包括产权性质、大股东持股比例、董事会规模、高管持股比例。此外，本文还控制了行业固定效应和时间固定效应，变量具体定义如表1所示。

表1		主要变量及具体定义
变量类别	变量名称	变量定义
被解释变量	企业乡村振兴参与度	企业当年参与乡村振兴的投入物资金额（元）加1后取自然对数
核心解释变量	政府乡村振兴注意力水平	100×政府工作报告中乡村振兴词频数/政府工作报告总词数
中介变量	ESG表现	公司的年度华证ESG评级平均值
	环境表现	公司的年度华证E评级平均值
	社会表现	公司的年度华证S评级平均值

表 1 (续)

中介变量	公司治理表现	公司的年度华证 G 评级平均值
	涉农投资	上市公司在农业及相关产业子公司数量 (个) 加 1 后取自然对数
机制变量	财经媒体报道	财经媒体报道数量 (篇) 加 1 后取自然对数
	财经媒体正面报道	财经媒体正面报道数量 (篇) 加 1 后取自然对数
	财经媒体负面报道	财经媒体负面报道数量 (篇) 加 1 后取自然对数
控制变量	企业规模	企业总资产 (元) 的自然对数
	杠杆率	负债总额/资产总额
	上市年限	企业上市年限 (年) 的自然对数
	固定资产比例	固定资产总额/资产总额
	现金流	经营活动产生的现金流净额/资产总额
	总资产收益率	期末净利润/资产总额
	产权性质	如果最终实际控制人为国有企业则赋值为 1, 否则赋值为 0
	大股东持股比例	100×第一大股东持股数/总股数
	董事会规模	董事会人数 (人) 加 1 后取自然对数
	高管持股比例	100×高管持股数/总股数

四、实证分析及结果解释

(一) 描述性统计

表 2 是主要变量的描述性统计结果。从表 2 可以看出：就被解释变量而言，企业乡村振兴参与度的均值为 119.323，标准差为 597.002，最小值为 0.000，最大值为 5038.002，75 分位数为 0.000，说明超过 75% 的企业没有参与乡村振兴，企业参与乡村振兴的积极性有待进一步提高。同时，也说明不同企业参与乡村振兴的程度存在较大差异。就核心解释变量而言，政府乡村振兴注意力水平的均值为 1.781，平均而言，地方政府年度工作报告中每百个词语中平均包含 1.781 个与乡村振兴相关的特征词。就中介变量而言，企业 ESG 表现的均值为 4.192，最大值为 6.000，说明企业 ESG 表现的平均评级大约为 B 等级，最优评级为 BBB，总体来看还存在较大提升空间；涉农投资的均值为 2.112，标准差为 7.246，最小值为 0.000，最大值为 40.000，说明大部分企业存在涉农投资，而且不同企业的涉农投资差异较大。就调节变量而言，财经媒体报道的均值为 61.487，财经媒体正面报道的均值为 29.348，财经媒体负面报道的均值为 7.719，可以发现，上市公司的财经媒体正面报道多于负面报道。从控制变量来看，控制变量的情况与已有文献基本一致，不同企业存在一定差异。

表 2 主要变量的描述性统计结果

变量	观测值数	均值	标准差	最小值	75 分位数	最大值
企业乡村振兴参与度 (万元)	15034	119.323	597.002	0.000	0.000	5038.002
政府乡村振兴注意力水平	15034	1.781	0.470	0.936	2.093	3.013
ESG 表现	15034	4.192	0.774	2.377	4.755	6.000
环境表现	15034	1.882	0.894	1.000	2.410	4.938

表2（续）

社会表现	15034	4.438	1.484	1.205	5.434	8.143
公司治理表现	15034	5.499	0.871	3.304	6.057	7.778
涉农投资（个）	15034	2.112	7.246	0.000	0.000	40.000
财经媒体报道（篇）	15034	61.487	152.332	1.000	19.000	1152.000
财经媒体正面报道（篇）	15034	29.348	72.934	0.000	8.000	545.000
财经媒体负面报道（篇）	15034	7.719	18.696	0.000	2.000	138.000
企业规模（亿元）	15034	162.928	421.629	5.624	42.567	3076.670
杠杆率	15034	0.409	0.195	0.060	0.552	0.858
上市年限（年）	15034	10.344	8.057	0.000	8.000	27.000
固定资产比例	15034	0.194	0.151	0.002	0.274	0.669
现金流	15034	0.053	0.065	-0.127	0.090	0.239
总资产收益率	15034	0.041	0.062	-0.251	0.071	0.205
产权性质	15034	0.326	0.469	0.000	1.000	1.000
大股东持股比例	15034	33.801	14.711	8.423	43.508	73.562
董事会规模（人）	15034	7.393	1.621	4.000	8.000	13.000
高管持股比例	15034	8.268	14.475	0.000	10.166	61.093

注：为使描述性统计有意义，表中展示的是变量的原值信息，后文中则根据表1的定义对相关变量进行取对数处理。

（二）相关系数分析

通过皮尔森相关系数分析可以发现^①：政府乡村振兴注意力水平与企业乡村振兴参与度的相关系数显著为正，说明二者存在显著正相关关系，研究假设 H1 得到初步验证。企业规模、杠杆率、上市年限、固定资产比例、现金流、总资产收益率、产权性质、大股东持股比例、董事会规模、高管持股比例等变量也是影响企业参与乡村振兴的重要因素。而且，主要控制变量之间的相关系数绝对值较小，说明在后续的多元回归分析中，模型不会产生严重的多重共线性问题。

（三）基准回归分析

为进一步检验政府乡村振兴注意力水平与企业乡村振兴参与度的关系，本文基于（1）式展开分析，回归结果如表3所示。表3（1）列是仅控制行业和时间固定效应的回归结果，可以发现，在不加入任何控制变量的情况下，核心解释变量显著且估计系数为正，说明政府乡村振兴注意力水平的提高能够显著提升企业乡村振兴参与度，研究假说 H1 得到进一步验证。为确保参数估计的无偏性，表3（2）列进一步控制了公司特征变量，表3（3）列进一步控制了公司特征变量和公司治理变量，两列结果显示，核心解释变量均显著且估计系数为正。表3（2）列和（3）列中核心解释变量的回归系数较为接近，可以认为基本控制了影响企业乡村振兴参与度的因素。这意味着，政府乡村振兴注意力水平在企业参与乡村振兴的决策中发挥了重要作用，研究假说 H1 得证。

^①相关系数分析结果详见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录的附表1。

表 3 地方政府乡村振兴注意力水平影响企业乡村振兴参与的基准回归结果

变量	(1)		(2)		(3)	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
政府乡村振兴注意力水平	0.220***	0.037	0.254***	0.036	0.258***	0.035
企业规模			0.577***	0.020	0.541***	0.021
杠杆率			-0.222**	0.102	-0.277***	0.101
上市年限			-0.053***	0.020	-0.158***	0.022
固定资产比例			0.975***	0.149	0.769***	0.148
现金流			0.091	0.251	0.290	0.250
总资产收益率			0.933***	0.255	0.736***	0.254
产权性质					0.644***	0.045
大股东持股比例					0.002	0.001
董事会规模					0.037	0.087
高管持股比例					-0.001	0.001
常数项	0.636***	0.067	-12.374***	0.418	-11.617***	0.432
行业固定效应		已控制		已控制		已控制
时间固定效应		已控制		已控制		已控制
调整 R ²		0.133		0.230		0.246
F 值		35.520		187.079		143.512
观测值数		15034		15034		15034

注：***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。

(四) 稳健性检验

为确保上述研究结论的稳健性，本文采取以下方式进行稳健性检验。

1. 替换解释变量。为使对政府乡村振兴注意力水平的测度更严谨，本文进一步使用同义词扩充后的乡村振兴注意力广义特征词图谱，重新统计政府工作报告中乡村振兴广义词频数，按照“100×政府工作报告中乡村振兴广义词频数/政府工作报告总词数”的方式进行处理，得到政府乡村振兴注意力广义水平指标。同时，本文还分别使用乡村振兴注意力狭义和广义特征词的词频绝对量度量政府乡村振兴注意力绝对水平，即：使用政府乡村振兴注意力狭义词频数加 1 后的自然对数表示地方政府乡村振兴注意力狭义绝对水平，使用政府乡村振兴注意力广义词频数加 1 后的自然对数表示地方政府乡村振兴注意力广义绝对水平。回归结果如表 4（1）～（3）列所示，可以发现，核心解释变量依然显著且估计系数为正，研究假说 H1 依然成立。

表 4 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	企业乡村 振兴参与度	企业乡村 振兴参与度	企业乡村 振兴参与度	企业乡村振兴参 与度（哑变量）	企业乡村振兴 参与度（哑变量）	企业乡村 振兴参与度
政府乡村振兴注意力 广义水平	0.220*** (0.026)					0.164*** (0.036)

表 4（续）

政府乡村振兴注意力 狭义绝对水平	0.374*** (0.053)					
政府乡村振兴注意力 广义绝对水平	0.455*** (0.058)					
政府乡村振兴注意力 水平	0.490*** (0.050)		0.307*** (0.030)			
常数项	-11.767*** (0.433)	-12.927*** (0.495)	-13.520*** (0.521)	-11.761*** (0.585)	-7.344*** (0.316)	-11.910*** (0.432)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	已控制
调整 R ²	0.247	0.245	0.246			0.274
伪 R ²				0.230	0.159	
F 值	145.588	141.287	142.482			139.445
观测值数	15034	15034	15034	14994	15034	15034

注：①括号内为稳健标准误。②***表示 1% 的显著性水平。

2. 替换被解释变量。程度指标和倾向指标均可衡量企业乡村振兴参与度，本文基于是否参与乡村振兴构建企业参与乡村振兴哑变量，如果企业参与了乡村振兴则将相应指标赋值为 1，否则赋值为 0。此时的企业乡村振兴参与度为二元哑变量，本文使用 Logit 模型进行估计。结果如表 4（4）列所示。而且，考虑到新的被解释变量 0 值较多，本文使用泊松回归重新估计，结果如表 4（5）列所示。可以发现，核心解释变量依然显著且系数为正，进一步表明了研究假说 H1 的稳健性。

3. 控制省份固定效应。不同省份的营商环境存在一定差异，这些差异可能会影响企业参与乡村振兴的态度和积极性。同时，各省份的经济发展水平、城市化进程也不同。一般而言，经济发展水平高的地区城市化进程也较快，政府在乡村振兴方面的紧迫感较弱。为避免省份层面遗漏变量对回归结果的影响，本文进一步加入省份虚拟变量，以控制省份层面不可观测因素对企业乡村振兴参与度的影响，结果如表 4（6）列所示。可以发现，加入省份固定效应后，核心解释变量依然显著且系数为正，进一步验证了研究假说 H1。

4. 替换研究样本。考虑到研究乡村振兴的部分文献主要依赖问卷调查获取企业参与乡村振兴的信息，本文基于数据可获取性，利用 2014 年第十一次全国私营企业调查中涉及企业参与乡村振兴的问题进一步检验研究假说 H1，以验证研究结论的稳健性。本文用企业近两年为扶贫、救灾、环保、慈善等公益事业捐助的资金数额的自然对数值衡量企业乡村振兴参与度，同时，控制企业家个人特征（政治关联、性别、年龄、受教育程度）和企业特征（企业规模、企业年限、是否为家族企业、是否建立党组织、盈利能力）。为了不失一般性，本文还控制了行业固定效应，回归结果见表 5。可以发现，无论是否控制企业家个人特征和企业特征，核心解释变量均显著且系数为正，再次验证了研究假说 H1。

表 5 替换研究样本的估计结果

变量	(1)		(2)		(3)	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
政府乡村振兴注意力水平	0.409**	0.189	0.600***	0.183	0.713***	0.186
政治关联			3.121***	0.147	1.991***	0.155
性别			0.199	0.194	-0.105	0.194
年龄			2.617***	0.380	-0.423	0.425
受教育程度			0.501***	0.066	-0.032	0.069
企业规模					1.231***	0.052
企业年限					0.094***	0.013
是否为家族企业					0.377**	0.181
是否建立党组织					0.096	0.224
盈利能力					-0.008	0.006
常数项	6.178***	0.398	-7.549***	1.601	0.333	1.737
行业固定效应		已控制		已控制		已控制
调整 R ²		0.056		0.166		0.285
F 值		4.694		144.778		170.125
观测值数		5082		4931		4227

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

5.内生性检验。上述检验结果虽然验证了政府乡村振兴注意力水平的提高对企业乡村振兴参与度的提升作用，但也存在另一种可能，即地方政府对乡村振兴的注意力受企业乡村振兴参与度的影响。为解决可能的反向因果问题，本文以地形起伏度为政府乡村振兴注意力水平的工具变量。一方面，乡村更可能处于地形崎岖的山区，城镇更可能坐落于地形平坦的开阔地带。地形起伏度大的地区农业生产条件较差，农业机械化难度大，基础设施建设成本高。因此，地形起伏度大的地区更可能成为政府推进乡村振兴的重点地区。可以认为，地形起伏度与政府乡村振兴注意力水平密切相关，满足工具变量的相关性要求。另一方面，地形起伏度与企业经营决策特别是企业的乡村振兴参与度的相关性较弱，满足工具变量的外生性要求。本文将地形起伏度这一截面数据与随时间变化的变量（农村人口比重）相乘，生成工具变量，确保工具变量在时间维度的变化性。本文进行了过度识别检验和弱工具变量检验，以确保工具变量既满足模型识别条件，又不是弱工具变量。工具变量回归结果如表 6 所示，可以发现，核心解释变量依然显著且系数为正，再次证明研究结论的稳健性。

表 6 工具变量回归结果

变量	(1)		(2)	
	第一阶段回归结果		第二阶段回归结果	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
工具变量	0.238***	0.014		
政府乡村振兴注意力水平			2.890***	0.279

表 6 (续)

常数项	2.100***	0.081	
控制变量	已控制		已控制
行业固定效应	已控制		已控制
时间固定效应	已控制		已控制
调整 R ²	0.151		-0.220
F 值	63.141		118.397
观测值数	15034		15034
Kleibergen-Paap rk LM 统计量			505.833
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量			272.267
弱工具变量检验临界值			16.38

注：①***表示 1%的显著性水平。②表中 Kleibergen-Paap rk LM 统计量对应的 p 值为 0.000，p 值小于 1%，说明模型满足识别条件。③如果 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量超过了弱工具变量检验的临界值，说明选定的工具变量不是弱工具变量。

(五) 作用机制分析

由政府乡村振兴注意力形成的制度合法性压力和信号传递机制，有助于企业提升 ESG 战略表现，积极承担环境、社会和公司治理三个层面的责任。这意味着，企业在乡村会更加注重与多元主体的利益绑定和融合共生，在此情景下企业更有可能积极参与乡村振兴。为检验政府乡村振兴注意力提升企业乡村振兴参与度的作用机制，本文参考江艇（2022）的做法，基于（2）式进行机制检验，回归结果如表 7（1）～（4）列所示。表 7（1）列的机制变量是 ESG 表现，核心解释变量显著且系数为正，说明政府乡村振兴注意力水平的提升有助于企业积极提升 ESG 表现；表 7（2）列的机制变量是环境表现，核心解释变量显著且系数为正，说明政府乡村振兴注意力水平的提升有助于企业积极提升环境表现；表 7（3）列的机制变量是社会表现，核心解释变量显著且系数为正，说明政府乡村振兴注意力水平的提升有助于企业积极提升社会表现；表 7（4）列的机制变量是治理表现，核心解释变量显著且系数为正，说明政府乡村振兴注意力水平的提升有助于企业积极提升公司治理表现。综合以上分析，可以发现，企业 ESG 表现是政府乡村振兴注意力水平驱动企业参与乡村振兴的重要作用机制，而且在环境、社会、治理三个维度中，社会表现维度是最重要的作用机制，研究假说 H2a 得证。

表 7 作用机制检验结果

变量	(1) ESG表现	(2) 环境表现	(3) 社会表现	(4) 公司治理表现	(5) 涉农投资
政府乡村振兴注意力水平	0.047*** (0.012)	0.058*** (0.015)	0.127*** (0.020)	0.039*** (0.014)	0.604*** (0.022)
常数项	0.042 (0.133)	-2.258*** (0.154)	-1.036*** (0.214)	3.082*** (0.149)	-3.316*** (0.145)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

表 7（续）

调整 R ²	0.245	0.204	0.434	0.315	0.285
F 值	253.725	111.984	202.059	373.201	133.843
观测值数	15034	15034	15034	15034	15034

注：①括号内为稳健标准误。②***表示 1%的显著性水平。

政府乡村振兴注意力反映了政府对乡村发展的关注程度和政策倾斜力度，是推动乡村振兴的关键因素。政府的关注和承诺不仅体现了对乡村问题的重视，同时也向企业和社会传递了积极的信号，表明乡村市场具有潜在的增长机会和投资价值。因此，政府乡村振兴注意力水平的提升可以有效引导企业在农业及相关领域投资，进而深入参与乡村振兴。企业在农业及相关领域的投资，不仅能带动乡村的经济增长，还能促进农业产业链延伸和升级，推动农业现代化。更重要的是，企业在农业及相关领域的投资还具有示范和带动效应。企业的投资不仅能带来资本和技术，还能带来先进的管理理念和市场运作模式。这些都有助于提升乡村的自我发展能力，推动乡村振兴。对企业涉农投资这一机制的检验结果如表 7（5）列所示。可以发现，核心解释变量显著且系数为正，说明政府乡村振兴注意力水平的提高有助于增加企业在农业及相关领域的投资，涉农投资是政府乡村振兴注意力水平驱动企业参与乡村振兴的作用机制，研究假说 H2b 得证。

五、进一步分析

（一）调节效应分析

为进一步检验媒体关注在政府乡村振兴注意力水平影响企业乡村振兴参与度过程中的调节作用，本文基于（3）式进行回归分析。由于不同情感倾向的媒体报道可能会在政府乡村振兴注意力水平对企业乡村振兴参与度的影响中发挥不同的调节效应，本文在回归中还将媒体关注划分为正面媒体报道和负面媒体报道，回归结果如表 8 所示。表 8（1）～（3）列的调节变量分别为财经媒体报道、财经媒体正面报道、财经媒体负面报道。可以发现，财经媒体报道、财经媒体正面报道、财经媒体负面报道变量均显著且系数为正，说明媒体关注可以提升企业乡村振兴参与度。政府乡村振兴注意力水平与财经媒体报道的交互项、政府乡村振兴注意力水平与财经媒体正面报道的交互项、政府乡村振兴注意力水平与财经媒体负面报道的交互项均显著且系数为正，说明媒体关注在政府乡村振兴注意力水平对企业乡村振兴参与度的影响中具有正向调节效应，而且财经媒体负面报道的调节效应略小于正面报道的调节效应，研究假说 H3 得证。

表 8 调节效应检验结果

变量	（1）		（2）		（3）	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
政府乡村振兴注意力水平	0.095***	0.016	0.093***	0.016	0.105***	0.016
财经媒体报道	0.284***	0.020				
财经媒体正面报道			0.274***	0.020		

表 8 (续)

财经媒体负面报道				0.266***	0.019
政府乡村振兴注意力水平×财经媒体报道	0.120***	0.017			
政府乡村振兴注意力水平×财经媒体正面报道			0.141***	0.017	
政府乡村振兴注意力水平×财经媒体负面报道				0.099***	0.017
常数项	-8.688***	0.448	-8.749***	0.451	-9.210***
控制变量	已控制		已控制		已控制
行业固定效应	已控制		已控制		已控制
时间固定效应	已控制		已控制		已控制
调整 R ²	0.259		0.260		0.258
F 值	133.659		135.226		130.351
观测值数	15034		15034		15034

注：①括号内为稳健标准误。②***和**分别表示 1%和 5%的显著水平。

(二) 异质性分析

1. 产权异质性。产权制度直接影响企业目标。一般而言，国有企业的经营目标和战略行为更关注国家战略目标，非国有企业的经营决策则更多以利润为首要目标，战略目标的差异将使企业对政府政策的响应存在差异。本文根据企业实际控制人的类别，将企业划分为国有企业和非国有企业。基于企业产权性质的回归结果如表 9 (1) ~ (2) 列所示，可以发现，政府乡村振兴注意力水平对企业乡村振兴参与度的影响仅在国有企业样本中显著，在非国有企业样本中不显著。

表 9 产权及信息披露异质性检验结果

变量	(1) 国有企业	(2) 非国有企业	(3) 农业企业	(4) 非农业企业	(5) 强制披露	(6) 自愿披露
政府乡村振兴注意力水平	0.879*** (0.073)	0.009 (0.036)	-0.006 (0.601)	0.261*** (0.035)	0.155 (0.160)	0.299*** (0.036)
常数项	-15.822*** (0.769)	-8.034*** (0.546)	6.550 (4.005)	-11.804*** (0.437)	-18.177*** (1.916)	-9.547*** (0.443)
控制变量	已控制					
行业固定效应	已控制					
时间固定效应	已控制					
调整 R ²	0.293	0.146	0.203	0.248	0.414	0.210
F 值	71.020	44.555	4.018	145.052	19.162	111.847
观测值数	4905	10128	158	14876	1311	13721

注：①括号内为稳健标准误。②***表示 1%的显著性水平。

2.行业异质性。企业所处行业是否为农业直接影响企业参与乡村振兴的战略决策。一般而言，农业企业在乡村振兴方面的投入已经较多，响应政府乡村振兴的边际作用相对有限。非农业企业在乡村振兴方面的投入相对不足，可能会努力响应政府对乡村振兴的关注。因经营业务范围的差异，两类企业可能在响应政府对乡村振兴的关注方面存在一定差异。本文根据企业所处行业是否为农林渔牧业将样本划分为农业企业 and 非农业企业，回归结果如表 9（3）～（4）列所示。可以发现，政府乡村振兴注意力水平对企业乡村振兴参与度的影响仅在非农业企业样本中显著，在农业企业样本中不显著。可能的原因是，农业企业的核心业务本身就是农业，长期享受农业政策的支持，政府乡村振兴注意力对其参与乡村振兴的激励作用相对有限。

3.信息披露异质性。不同企业面临的 ESG 信息披露要求存在差异，为进一步检验不同 ESG 信息披露压力下政府乡村振兴注意力水平对企业乡村振兴参与度的影响是否存在差异，本文根据《上海证券交易所上市公司自律监管指引第 14 号——可持续发展报告（试行）》和《深圳证券交易所上市公司自律监管指引第 17 号——可持续发展报告（试行）》，将上证 180 指数、科创 50 指数涉及的公司和深证 100 指数、创业板 100 指数涉及的公司（共 430 家）作为强制披露 ESG 信息的企业^①，进而检验 ESG 信息披露情况是否会影响政府乡村振兴注意力水平与企业乡村振兴参与度的关系。一般而言，强制披露相关信息的企业在 ESG 履行方面可能缺乏主动性，而自愿披露的企业在 ESG 履行方面更加积极。信息披露异质性的回归结果如表 9（5）～（6）列所示，可以发现，政府乡村振兴注意力水平对企业乡村振兴参与度的影响仅在自愿披露的企业样本中显著，在强制披露的企业样本中不显著。

4.地区异质性。中国地域辽阔，不同区域的地理环境、经济发展状况、文化背景、政策环境等均存在一定差异。一般而言，受区域地形与经济发展状况等因素的制约，根据上市公司注册地，本文将研究样本划分为东部、中部、西部和东北部地区四个子样本^②进行分组回归。与东部和东北地区相比，中部和西部地区的农村发展相对滞后，推进乡村振兴的紧迫性和艰巨性更突出。上述差异可能会影响政府乡村振兴注意力水平与企业乡村振兴参与度的关系。基于地区异质性的回归结果如表 10 所示，可以发现，政府乡村振兴注意力水平对企业乡村振兴参与度的影响仅在中部和西部地区显著为正，在东部和东北地区则不显著。

^①在这 430 家企业中，科创 50 指数样本公司不属于研究样本，部分企业在筛选初始样本时被剔除了，实际进入回归的企业只有 283 家。

^②根据国家统计局的统计制度及分类标准，东部地区包括北京市、天津市、河北省、上海市、江苏省、浙江省、福建省、山东省、广东省和海南省；中部地区包括山西省、安徽省、江西省、河南省、湖北省和湖南省；西部地区包括内蒙古自治区、广西壮族自治区、重庆市、四川省、贵州省、云南省、西藏自治区、陕西省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区和新疆维吾尔自治区；东北地区包括辽宁省、吉林省和黑龙江省。分类标准来自 https://www.stats.gov.cn/hd/cjwjtd/202302/t20230207_1902279.html。

表 10 区域异质性检验结果

变量	(1) 东部地区	(2) 中部地区	(3) 西部地区	(4) 东北地区
政府乡村振兴注意力水平	-0.026 (0.038)	0.729*** (0.134)	0.498*** (0.122)	-0.333 (0.226)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
调整R ²	0.247	0.283	0.340	0.280
F值	83.617	20.423	46.245	4.203
观测值数	10606	2030	1834	562

注：①括号内为稳健标准误。②***表示 1% 的显著性水平。

六、研究结论与政策启示

（一）研究结论

乡村振兴既是党和国家解决“三农”问题的战略举措，也是以中国式现代化全面推进强国建设的重要战略基础。扎实推进乡村振兴既需要发挥有为政府的顶层设计与政策部署的制度优势，也需要发挥作为市场主体和社会主体的企业的作用，为乡村产业振兴、人才兴旺、生态宜居等贡献“企业力量”。本文使用沪深 A 股上市公司 2016—2022 年的数据，从理论和实证两个维度考察政府乡村振兴注意力水平对企业乡村振兴参与度的影响及其作用机制。

本文的研究结论表明：第一，政府乡村振兴注意力水平对企业乡村振兴参与度具有显著正向影响，在一系列稳健性检验和考虑内生性问题后这一研究结论依然成立。第二，政府乡村振兴注意力水平影响企业乡村振兴参与度的重要机制是提升企业 ESG 战略响应程度和促进企业涉农投资。第三，财经媒体报道在政府乡村振兴注意力水平影响企业乡村振兴参与的过程中发挥正向调节效应。具体而言，财经媒体的正面报道和负面报道都发挥了正向调节效应，财经媒体正面报道的调节效应强于财经媒体负面报道。第四，异质性分析结果显示，政府乡村振兴注意力水平对企业参与乡村振兴的促进作用在国有企业、非农业企业、自愿披露 ESG 信息的企业以及位于中部和西部地区的企业更明显。

（二）政策启示

本文从理论和实证两个方面证实了政府乡村振兴注意力水平在推动企业积极参与乡村振兴方面的重要作用，得到的结论对推进乡村振兴具有重要启示。

第一，在政府政策制定方面，各级地方政府要充分认识政府乡村振兴注意力水平对企业参与乡村振兴的导向作用。本文的研究发现，政府乡村振兴注意力水平的提高有助于企业积极参与乡村振兴，而且，这种促进作用对国有企业、非农企业、自愿披露 ESG 信息的企业以及位于中部和西部地区的企业更明显。地方政府的乡村振兴注意力可以引导社会资源向乡村振兴倾斜，推动有为政府与有效市场的协同，共同推进乡村振兴。政府在制定政策时，一方面，应当结合本地区产业发展实际与乡村振兴

参与主体的实际状况，通过制度设计与政策体系优化，强化各类企业参与乡村振兴的积极性和持续性，尤其是需要加大对企业参与乡村振兴的政策支持力度；另一方面，需要根据本地乡村振兴细分领域的推进状况，围绕重点和薄弱领域引入优势企业参与乡村振兴，坚持企业自愿、自主原则，避免向本地企业施加过多的社会压力。特别是需要进一步强化乡村振兴对企业 ESG 战略的导向作用，通过具体的政策措施，引导和激励各类企业积极制定 ESG 战略参与乡村振兴。

第二，在企业战略制定方面，企业要更加重视 ESG 战略的作用，在宏观 ESG 制度供给不断强化的背景下，进一步强化企业内 ESG 制度建设。同时，要充分认识到，参与乡村振兴不是单方面支援乡村发展的任务，而是可以将企业自身发展融入国家战略的双赢选择。本文的研究发现，政府乡村振兴注意力水平可以提高企业乡村振兴参与度，其中的一个重要作用机制是提升企业 ESG 表现，另一个重要机制是促进企业涉农投资。因此，在战略制定时，企业应当进一步以 ESG 战略及其实践为抓手，将其融入企业业务经营领域与管理实践。

第三，在社会监督方面，媒体一方面要积极做好对乡村振兴的相关报道和政策解读工作，另一方面要积极宣传和引导企业参与乡村振兴的行为与实践。本文的研究发现，无论是财经媒体正面报道还是财经媒体负面报道，均有助于发挥对企业参与乡村振兴的舆论引导作用。因此，媒体报道能够强化乡村振兴注意力对企业参与乡村振兴的促进作用，能够通过强化由政府乡村振兴注意力引发的制度合法性压力，形成“正式制度压力—非正式制度压力”的协同效应，从而促进企业积极响应政府号召并参与乡村振兴。此外，媒体应当继续发挥在乡村振兴中的监督和引导作用。一方面，通过挖掘乡村振兴中相关企业的典型事迹、典型案例以及对优秀企业家的宣传，为各类企业积极响应地方政府在乡村振兴方面的部署开展系列舆论宣传活动，提升乡村振兴推进过程中典型企业与优秀企业家的社会声誉和社会形象，为企业持续参与乡村产业振兴、人才振兴、生态振兴等发挥外部治理效应；另一方面，加强对企业 ESG 负面行为的报道力度，发挥媒体舆论对企业虚假宣传、“伪 ESG”等负面行为的社会监督效应，引导企业制定积极参与乡村振兴的 ESG 战略，促进企业更好地承担对所处地区各类利益相关方的社会责任。

参考文献

- 1.崔巧琳、王晨翔，2023：《县域小额信贷发展的共同富裕效应研究》，《技术经济》第7期，第141-151页。
- 2.杜世风、石恒贵、张依群，2019：《中国上市公司精准扶贫行为的影响因素研究——基于社会责任的视角》，《财政研究》第2期，第104-115页。
- 3.杜运周、尤树洋，2013：《制度逻辑与制度多元性研究前沿探析与未来研究展望》，《外国经济与管理》第12期，第2-10页。
- 4.方先明、胡丁，2023：《企业ESG表现与创新——来自A股上市公司的证据》，《经济研究》第2期，第91-106页。
- 5.宫晓莉、徐小惠、熊熊，2024：《媒体情绪与企业风险承担——基于机器学习和文本分析的证据》，《系统工程理论与实践》第6期，第1869-1895页。

- 6.郭晓鸣、张克俊、虞洪、高杰、周小娟、苏艺，2018：《实施乡村振兴战略的系统认识与道路选择》，《农村经济》第1期，第11-20页。
- 7.何得桂、绳家明，2023：《乡村振兴进程中组织振兴的有效实现方式研究》，《农村经济》第11期，第54-63页。
- 8.黄思，2020：《乡村振兴战略背景下产业振兴路径研究——基于一个药材专业市场的分析》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第3期，第26-33页。
- 9.黄祖辉，2018：《准确把握中国乡村振兴战略》，《中国农村经济》第4期，第2-12页。
- 10.贾晋、李雪峰、申云，2018：《乡村振兴战略的指标体系构建与实证分析》，《财经科学》第11期，第70-82页。
- 11.江艇，2022：《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》，《中国工业经济》第5期，第100-120页。
- 12.姜富伟、丁慧、张芷宁、何冬昕，2024：《混合所有制改革与民营企业精准扶贫——基于资源互补和监督制衡的视角》，《经济管理》第2期，第91-109页。
- 13.李繁荣，2021：《中国乡村振兴与乡村功能优化转型》，《地理科学》第12期，第2158-2167页。
- 14.孟维福、张高明、赵凤扬，2023：《数字经济赋能乡村振兴：影响机制和空间效应》，《财经问题研究》第3期，第32-44页。
- 15.琼斯，2010：《再思民主政治中的决策制定：注意力、选择和公共政策》，李丹阳译，北京：北京大学出版社，第58页。
- 16.王印红、李萌竹，2017：《地方政府生态环境治理注意力研究——基于30个省市政府工作报告（2006—2015）文本分析》，《中国人口·资源与环境》第2期，第28-35页。
- 17.王云、李延喜、马壮、宋金波，2017：《媒体关注、环境规制与企业环保投资》，《南开管理评论》第6期，第83-94页。
- 18.夏成程、张恒源，2024：《“达则兼济”：民营企业数字创新能力对精准扶贫深度与广度的影响》，《系统管理学报》第4期，第973-990页。
- 19.肖红军，2024：《解构与重构：重新认识ESG》，《暨南学报（哲学社会科学版）》第5期，第84-107页。
- 20.肖红军、沈洪涛、周艳坤，2024：《客户企业数字化、供应商企业ESG表现与供应链可持续发展》，《经济研究》第3期，第54-73页。
- 21.肖红军、阳镇，2019：《多重制度逻辑下共益企业的成长：制度融合与响应战略》，《当代经济科学》第3期，第1-12页。
- 22.肖红军、阳镇、姜倍宁，2021：《企业社会责任治理的政府注意力演化——基于1978—2019中央政府工作报告的文本分析》，《当代经济科学》第2期，第58-73页。
- 23.肖红军、阳镇、凌鸿程，2022a：《企业社会责任具有绿色创新效应吗》，《经济学动态》第8期，第117-132页。
- 24.肖红军、阳镇、凌鸿程，2022b：《媒体关注会驱动人工智能企业履行社会责任吗？——基于中国A股上市公司人工智能企业的实证检验》，《南京大学学报（哲学·人文科学·社会科学）》第2期，第42-66页。
- 25.阳镇、凌鸿程、陈劲，2024：《城市绿色发展关注度与企业绿色技术创新》，《世界经济》第1期，第211-232页。
- 26.阳镇、王越，2024：《企业ESG与企业创新效率：资源配置视角的再审》，《技术经济》第10期，第111-123页。
- 27.叶兴庆，2018：《新时代中国乡村振兴战略论纲》，《改革》第1期，第65-73页。
- 28.岳佳彬、叶颖孜、孙艺雯，2021：《参与贫困治理与企业风险水平》，《当代财经》第10期，第79-91页。

- 29.张海鹏、郜亮亮、闫坤, 2018: 《乡村振兴战略思想的理论渊源、主要创新和实现路径》, 《中国农村经济》第11期, 第2-16页。
- 30.张琦、庄甲坤、李顺强、孔梅, 2022: 《共同富裕目标下乡村振兴的科学内涵、内在关系与战略要点》, 《西北大学学报(哲学社会科学版)》第3期, 第44-53页。
- 31.张旺、白永秀, 2022: 《数字经济与乡村振兴耦合的理论构建、实证分析及优化路径》, 《中国软科学》第1期, 第132-146页。
- 32.张蕴萍、栾菁, 2022: 《数字经济赋能乡村振兴: 理论机制、制约因素与推进路径》, 《改革》第5期, 第79-89页。
- 33.甄红线、王三法, 2021: 《企业精准扶贫行为影响企业风险吗? 》, 《金融研究》第1期, 第131-149页。
- 34.Bouquet, C., and J. Birkinshaw, 2008, "Weight Versus Voice: How Foreign Subsidiaries Gain Attention from Corporate Headquarters", *Academy of Management Journal*, 51(3): 577-601.
- 35.Chambers, R., 2014, *Rural Development: Putting the Last First*, London: Routledge, 20-35.
- 36.Ciutacu, C., L. Chivu, and J. V. Andrei, 2015, "Similarities and Dissimilarities Between the EU Agricultural and Rural Development Model and Romanian Agriculture. Challenges and Perspectives", *Land Use Policy*, Vol.44: 169-176.
- 37.DiMaggio, P. J., and W. W. Powell, 1983, "The Iron Cage Revisited: Institutional Isomorphism and Collective Rationality in Organizational Fields", *American Sociological Review*, 48(2): 147-160.
- 38.Jiang, J., W. Huang, Y. Liu, and Z. Wang, 2022, "The Temporal and Spatial Changes of Health Inequality in Rural China", *Frontiers in Public Health*, Vol.10, 821384.
- 39.Long, H., Y. Zhang, and S. Tu, 2019, "Rural Vitalization in China: A Perspective of Land Consolidation", *Journal of Geographical Sciences*, 29(4): 517-530.
- 40.Loughran, T., and B. McDonald, 2011, "When Is a Liability Not a Liability? Textual Analysis, Dictionaries, and 10-Ks", *The Journal of Finance*, 66(1): 35-65.
- 41.Mitchell, C. J. A., and M. Shannon, 2018, "Exploring Cultural Heritage Tourism in Rural Newfoundland through the Lens of the Evolutionary Economic Geographer", *Journal of Rural Studies*, Vol.59: 21-34.
- 42.Nie, S., 2021, "Influence of Rural Infrastructure Construction on Agricultural Total Factor Productivity", *Agricultural & Forestry Economics and Management*, Vol.4: 65-68.
- 43.Scott, W. R., 2001, *Institutions and Organizations*, Los Angeles: Sage Publications, 40-68.
- 44.Simon, H. A., 1976, *Administrative Behavior: A Study of Decision-Making Processes in Administrative Organization*, New York: Free Press, 75-85.
- 45.Wang, L., F. Zhang, Z. Wang, and Q. Tan, 2022, "The Impact of Rural Infrastructural Investment on Farmers' Income Growth in China", *China Agricultural Economic Review*, 14(1): 202-219.

(责任编辑: 马太超)

Study on the Mechanism of Local Governments Driving Enterprises to Participate in Rural Revitalization: An Analysis of the Attention Perspective of Rural Revitalization

XIAO Hongjun¹ YANG Zhen^{1,2} LING Hongcheng^{3,4}

(1. Institute of Industrial Economics, Chinese Academy of Social Sciences;

2. Research Center for Technological Innovation, Tsinghua University;

3. School of Digital Economics, Jiangxi University of Finance and Economics;

4. Institute of New Energy and Low-Carbon Development, Jiangxi University of Finance and Economics)

Summary: The Resolution of the Central Committee of the Communist Party of China on Further Deepening Reform Comprehensively to Advance Chinese Modernization deliberated and adopted at the Third Plenary Session of the 20th Central Committee of the Communist Party of China has indicated that we must pursue coordinated progress in new industrialization, new urbanization, and all-around rural revitalization. It demands the application of the experience from the “Ten-Thousand Villages Project” and the establishment of a long-term mechanism for promoting the comprehensive revitalization of rural areas. In terms of the core entities driving rural revitalization, enterprises are not only market entities but also social entities. Enterprises are the key to promoting the reengineering of rural industries and endogenous capabilities. Systematically studying the intrinsic mechanisms of rural revitalization from the perspective of enterprise participation holds extremely significant theoretical significance and practical value for accelerating the comprehensive revitalization of rural areas in the new era.

From the perspective of local governments driving enterprises to participate in rural revitalization, this paper studies the impact of local governments’ attention level on enterprises’ participation in rural revitalization and its internal mechanism. Specifically, this paper uses the data of A-share listed companies from 2016 to 2022 to examine the impact of the government’s attention level on enterprises’ participation in rural revitalization and its mechanism in both theoretical and empirical dimensions. The research conclusions show that first, the government’s attention to rural revitalization has a significantly positive impact on the participation of enterprises in rural revitalization. Second, the important mechanism through which the government’s attention level on rural revitalization affects enterprises’ participation in rural revitalization is to enhance enterprises’ ESG strategic response and promote enterprises’ agricultural investment. Third, financial media coverage plays a positive moderating role in the process that the government’s attention to rural revitalization affects enterprises’ participation in rural revitalization. Fourth, the heterogeneity analysis shows that the promoting effect of the government’s attention level on enterprises’ participation in rural revitalization is more obvious in state-owned enterprises (SOEs), non-agricultural enterprises, enterprises that voluntarily disclose ESG information, and enterprises in south China, central China, northwest China, and southwest China.

The main contributions of this paper are in the following aspects. First, this paper focuses on the perspective of enterprise participation in promoting rural revitalization, explores the core mechanism of enterprise participation in rural revitalization, and enriches research on the promotion mechanism of rural revitalization with enterprises as the main body. Second, based on the work reports of local governments, this paper innovatively constructs the variable of local governments’ attention level to rural revitalization to enrich the measurement of local governments’ attention to rural revitalization. Third, this paper further enriches the role of social media attention in the influence of local governments’ attention level on enterprises’ participation in rural revitalization, providing policy implications for local governments to actively play the role of various stakeholders to jointly promote rural revitalization based on local reality.

Keywords: Rural Revitalization; Local Government; Media Attention; Agricultural Investment; ESG

JEL Classification: Q18; D22; M14

(责任编辑：马太超)

税收征管数字化的溢出效应研究

——基于银行信贷配置效率改善的视角

陈肖雄 黄晓迪 刘贯春 吴泓洁

摘要：本文基于2008—2019年的上市公司微观数据，将金税三期工程实施视为准自然实验，采用双重差分方法系统考察税收征管数字化对银行信贷配置效率的影响。研究发现：税收征管数字化使得高全要素生产率企业获得了相对更多的银行贷款，银行信贷配置效率得以提升，且该效应在金融科技发展水平较低和税收征管强度较低的地区、规模较小的企业和民营企业中更明显。进一步的机制检验表明，税收征管数字化显著推动了企业信息披露质量提高，缓解了银企之间的信息不对称，从而促进了银行信贷配置效率提升。此外，伴随着银行信贷配置效率提升，区域全要素生产率有显著提升，银行盈利水平有所提高，风险有所降低。本文的结论表明，深入推进税收征管数字化，发挥税收政策的宏观治理效应，对进一步优化金融要素配置有重要意义。

关键词：税收征管数字化 银行信贷配置效率 企业信息披露质量 全要素生产率 金税三期工程
中图分类号：F812; F832 **文献标识码：**A

一、引言

大力发展新质生产力是推动中国经济高质量发展的重要落脚点，其核心标志是全要素生产率大幅提升。发展新质生产力的重要途径之一是生产要素的创新性配置、高效配置。实现生产要素的高效配置需要更好地发挥金融对资源配置的引导作用。然而，作为中国实体经济融资主要方式的信贷融资长期存在资源错配问题（熊琛和金昊，2021）。信贷资源错配使得低全要素生产率企业获得过多信贷资源，不利于新质生产力形成和经济高质量发展（Song et al., 2011）。部分学者发现，如果中国资源配

【资助项目】 国家自然科学基金青年项目“税收征管数字化的资源配置效应与税制优化设计研究”（编号：72403210）；国家自然科学基金面上项目“地方财政压力的区域性银行发展效应与货币政策传导效应研究”（编号：72373169）；西南大学创新研究2035先导计划（编号：SWUPilotPlan026）。

【作者信息】 陈肖雄，西南大学经济管理学院、西南大学普惠金融与农业农村发展研究中心；黄晓迪（通讯作者），中国社会科学院大学应用经济学院，电子邮箱：cindyhuang680@163.com；刘贯春，中山大学岭南学院；吴泓洁，中国社会科学院大学应用经济学院。作者感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。

置效率与美国相同或中国的资源错配问题得到纠正,生产率可上升至少 30% (Hsieh and Klenow, 2009; Brandt et al., 2013; 靳来群, 2015); 如果中国消除信息不对称导致的金融摩擦问题, 全要素生产率可增加 12%, 企业间资本边际产出的离散度可下降 50% (Brandt et al., 2013)。提高信贷配置效率是金融供给侧改革的重点之一。中国人民银行提出, “加大对重大战略、重点领域和薄弱环节的金融支持力度”, “坚持金融服务实体经济的根本宗旨”, “不断优化信贷结构”^①。因此, 在大力发展新质生产力和推动经济高质量发展的大背景下, 探讨如何提升银行的信贷配置效率, 更加有效地发挥金融对实体经济的支持作用, 具有重大现实意义。

大量文献对信贷配置效率的影响因素进行了探讨 (如李青原等, 2013; Bhandari and Javakhadze, 2017; 祝继高等, 2020)。银企之间的信息不对称被视为信贷配置效率的重要影响因素 (简泽等, 2018)。银行通过企业信息评估企业经营风险和发展前景, 确定企业是否满足贷款发放要求。当银行获取的企业信息不足以支撑其准确评估企业经营风险时, 银行会将抵押品或担保等作为贷款附加条件 (Stiglitz and Weiss, 1981)。拥有抵押品或担保的企业更容易满足银行的贷款条件, 从而获取信贷资源。然而, 中小民营企业虽然具有更高的生产率 (Brandt et al., 2013), 但有着更高的信息不对称程度 (Ahmed and Courtis, 1999) 和更低的抵押品和担保提供能力 (朱武祥等, 2020)。在上述背景下, 部分高全要素生产率企业由于难以满足银行的贷款要求而面临融资困境, 而部分全要素生产率较低的企业则由于有较强的抵押品和担保提供能力而更容易获得银行贷款, 信贷资源错配由此产生。若能有效提高企业信息披露质量, 使银行可以准确地根据企业披露的信息对企业的经营状况进行评估, 进而更精准地发放贷款, 银行信贷配置效率将得到显著提升, 最终赋能新质生产力发展。

随着大数据、云计算等技术的广泛应用和数字经济的蓬勃发展, 中国于 2013 年开始实施金税三期工程, 以推动税收征管体系数字化转型 (以下简称“税收征管数字化”)。这将提升企业信息披露质量, 成为改善银行信贷配置效率的重要突破口。理论上, 税收征管数字化显著提高了税务部门的税收征管和稽查能力, 使企业避税成本提高和避税难度增加 (李增福等, 2021)。税收征管数字化还会对企业形成威慑, 抑制企业的内幕交易和关联交易行为 (刘慧龙等, 2022; 刘贯春等, 2023)。企业将减少对自身经营信息的操纵和盈余管理, 企业信息披露质量得以提高 (李增福等, 2021; Zhao, 2023)。企业信息披露质量的提高使得银行能够更加准确地评估企业的经营状况和风险。高全要素生产率企业将因此获得更多贷款, 银行信贷配置效率随之得到改善。因此, 借助金税三期工程的实施考察税收征管数字化对银行信贷配置效率的影响, 不仅有助于更好地推动金融服务实体经济, 还可为后续税收征管数字化提供理论支撑。

基于上述分析, 本文将金税三期工程实施视为一项准自然实验, 系统考察税收征管数字化如何影响银行信贷配置效率。如果企业的银行信贷获取对企业生产率的敏感程度高, 那么, 生产率更高的企业将更容易获得银行信贷, 银行信贷配置效率随之提升。因此, 本文参照李广子和刘力 (2020) 的做

^①资料来源: 《国务院新闻办就贯彻落实中央经济工作会议部署、金融服务实体经济高质量发展情况举行发布会》, https://www.gov.cn/zhengce/202401/content_6928400.htm。

法，根据企业的银行信贷获取与企业全要素生产率之间的敏感度衡量银行信贷配置效率。区别于以往研究，本文的边际贡献主要体现在如下两个方面。第一，拓展税收征管数字化的经济效应的相关研究，深入考察税收征管数字化对银行信贷配置效率的溢出效应。已有相关文献主要从关联交易治理（刘慧龙等，2022）、企业内部薪酬差距（魏志华等，2022）和盈余信息质量（李增福等，2021；Zhao，2023）等角度探讨税收征管数字化的影响，大都聚焦于税收征管数字化对企业行为和绩效的直接影响，未考虑对金融机构经营的溢出效应。仅有少量文献考察税收征管对企业信贷融资的影响（Gallemore and Jacob，2020；刘贯春等，2023），但这些研究仅仅聚焦于税收征管对企业的直接影响，并未涉及信贷资源在企业间的配置。本文基于双重差分方法识别税收征管数字化对银行信贷配置效率的影响，对已有研究形成有益补充。第二，将财税政策实施、金融机构决策与实体企业信贷获取纳入统一分析框架，从税收征管视角展开分析，拓展银行信贷配置效率影响因素的相关研究，并丰富税收与金融协同共治的相关研究。前期研究多从银行竞争（Bai et al.，2018）、资本流动（Kaat，2021）、地方政府财政压力（祝继高等，2020）和产业政策（李广子和刘力，2020）等角度探讨银行信贷配置效率的影响因素。已有的将税收与金融纳入统一分析框架的文献主要从地方政府债务、地方财政压力对金融机构的影响的角度展开研究（祝继高等，2020），但鲜有文献探讨政府税收征管政策对银行决策和信贷配置效率的影响。本文将财税政策实施、金融机构决策与实体企业信贷获取纳入统一分析框架，深入考察税收征管数字化对银行信贷配置效率的影响，为相关研究提供新的视角。

二、制度背景与理论分析

（一）制度背景

金税工程是中国税收管理信息系统工程（China Tax Administration Information System）的总称，是中国推进税收征管体系现代化和信息化建设的重要举措。1994 年至今，金税工程建设经历了金税一期工程、金税二期工程、金税三期工程和金税四期工程 4 个阶段。金税一期工程和金税二期工程是中国推进税收征管体系现代化的早期探索。针对当时市场上伪造、交易增值税发票行为泛滥的问题，政府通过实施金税一期工程建设增值税发票稽核系统，加强对增值税的管理。金税二期工程的成功实施，构建了一套覆盖全国的完整的增值税发票监管系统，有效地打击了增值税偷税、逃税行为，提高了增值税征管效率。然而，税收征管体系仍然存在覆盖税种单一、数字化程度不足和税务信息的搜集、处理能力低下等问题。

政府充分运用大数据、云计算等新兴数字技术，通过实施金税三期工程，实现中国税收征管系统的数字化升级，是税收征管体系现代化和信息化建设中的重要里程碑。金税三期工程从 2013 年开始实施，到 2016 年实现全国覆盖，其影响广泛而深刻：第一，通过融合税收征管改革和数字技术创新，使税收征管体系实现对各税种、全国各地区和各征税环节的全面覆盖，有效管控了税收风险，打击了偷税、逃税行为；第二，实现了不同层级、不同部门税务信息的共享，构建了全国税务数据的“信息池”；第三，通过充分运用大数据、云计算等技术，有效提高了税务数据的精度、准度、深度和广度，使税收征管效率有了质的飞跃，实现了精准监管。金税三期工程的实施推动先进数字技术的应用，使

税务部门的税收征管和稽查效率得到显著提升。金税三期工程的实施实现了税收征管体系的数字化转型。这可能会通过影响企业信息披露质量，进而对银行部门产生正外部性。

（二）理论分析

银行在综合考虑成本和收益的情况下，基于利润最大化进行信贷投放（Greenwood et al., 2010）。市场上的企业良莠不齐，高生产率企业的盈利能力更强，因此，面临的融资约束更低，还款能力更强（Bai et al., 2018；李青原和刘习顺，2021）。银行在进行贷款决策时会预期到：贷款给高生产率企业会降低银行信贷风险，而且能够节省贷款后银行对企业的监督成本（Greenwood et al., 2010；Gallemore and Jacob, 2020）。所以，在银行能够精准地评估企业的经营状况和风险的情况下，理性的银行会将信贷投放给高生产率企业（Bai et al., 2018；Hann et al., 2020；李青原和刘习顺，2021），从而使得企业的银行信贷获取对企业生产率的敏感度上升，即提高了银行信贷配置效率（李广子和刘力，2020）。

但由于银企信息不对称，银行无法准确地评估企业的经营状况和风险，导致信贷资源错配和效率损失。在实践中，企业真实的生产效率是其私有信息，许多企业出于防范竞争对手和避税等目的，会主动隐藏自身信息，进行盈余管理等信息操纵（李增福等，2021）。上述行为会降低企业信息披露质量，加剧银企信息不对称，干扰银行对企业经营状况和风险的评估。此时，银行无法仅通过企业报告的经营状况、公开披露的会计信息等，准确评估企业的生产效率，需要借助提供抵押品和担保等措施降低信贷风险（李青原和刘习顺，2021）。同时，大量的中小民营企业虽然生产率更高，但面临严重的信息不对称和抵押品、担保提供能力较弱的问题。上述情况使得生产率低的企业获取过多的信贷资源，而生产率高的企业的信贷资源不足，导致信贷资源错配和经济效益损失（Greenwood et al., 2010）。

税收征管数字化能提高企业信息的准确性和可信度，缓解银企信息不对称，提高银行对企业的甄别效率，使银行信贷投放更精准，最终提高银行信贷配置效率。具体而言，税收征管数字化将从以下两个方面提高企业的信息披露质量。一方面，税收征管数字化使企业避税成本更高，从而遏制了企业操纵相关信息的行为（张克中等，2020）。金税三期工程的实施，一是使税务部门能直接和全面地获取企业信息；二是强化了税务部门与市场监管等部门的信息共享，全面拓展了税务部门的信息来源；三是使税务部门能够运用大数据和云计算等技术，更好地分析企业信息，识别潜在风险。金税三期工程实施使企业隐藏利润以避税的可能性大幅下降，倒逼企业提高其信息披露质量（李增福等，2021）。

另一方面，税收征管数字化还会发挥外部治理作用，通过缓解委托代理冲突来提高企业信息披露质量。大量研究表明，上市公司存在经营权与所有权分离问题，引发股东和管理层的委托代理问题（刘贯春等，2023）。管理层有动机借助内幕交易等复杂隐蔽活动来谋取私利，这会降低信息披露质量。税收征管数字化可以显著提高企业治理水平、缓解委托代理问题，提高企业信息透明度（孙鲲鹏和杨凡，2023）。金税三期工程实施使企业面临更高效的监督和稽查，管理层通过隐蔽的财务操纵行为来谋取私利的难度大大增加。这会有效推动企业信息披露质量的提高。

银行会根据企业披露的会计信息来评估企业的经营状况和风险（李青原和刘习顺，2021）。银行贷款给高生产率企业的信贷风险和监督成本更低（Greenwood et al., 2010；Gallemore and Jacob, 2020）。企业信息披露质量提高会增强银行对企业进行评估的准确性，有利于银行更加准确地识别高生产率企

业。因此，企业信息披露质量的提高能够使银行更多贷款给高生产率企业，从而提高企业的银行信贷获取和全要素生产率之间的敏感性，最终改善银行信贷配置效率。因此，本文提出如下研究假说。

H1：税收征管数字化将通过推动企业信息披露质量提升，提高企业银行信贷获取对企业全要素生产率的敏感度，即促使银行更多贷款给高全要素生产率企业，银行信贷配置效率随之提高。

三、数据来源、指标选取与计量模型

（一）数据来源

本文的沪深 A 股上市公司数据从国泰安（CSMAR）数据库^①获得。本文对原始数据进行如下处理：剔除金融类（银行、证券和保险）、ST 类、资不抵债和数据缺失严重的企业样本。为避免极端值对估计结果的影响，本文对所使用的全连续变量进行前后 2% 的缩尾处理。考虑到中国证券监督管理委员会于 2007 年颁布了《上市公司信息披露管理办法》，为避免这一政策的干扰，本文样本的初始年份为 2008 年；为减少新冠疫情的影响，本文样本的截止年份为 2019 年。

（二）指标选取

1. 被解释变量。本文的被解释变量是企业贷款增速，借鉴 Kaat（2021）的做法，以企业银行借款余额自然对数的差分来衡量。其中，企业银行借款余额为企业长期借款、短期借款与一年内到期的非流动负债之和（金钊等，2024）^②。

2. 核心解释变量。本文的核心解释变量为政策实施情况和全要素生产率的交互项（以下简称“交互项”）。若企业总部所在地级市当年已开始实施金税三期工程，政策实施情况赋值为 1；否则赋值为 0。本文借鉴 Levinsohn and Petrin（2003）的做法，以企业营业收入为产出变量，以劳动投入（企业劳动雇佣人数）、资本投入（企业固定资产净值）和中间品投入（企业营业收入减去营业利润、各项税费支出、职工薪酬和固定资产折旧）为投入变量，采用 LP 法测算企业全要素生产率。在稳健性检验中，本文采用 OP 法测算企业全要素生产率。

3. 机制变量。本文的机制变量为企业信息披露质量，用三个变量衡量。首先，本文采用企业盈余管理情况刻画企业的信息披露操纵行为。具体而言，本文参照 Dechow and Dichev（2002）的思路，计算上市公司的应计盈余管理水平。该数值越大，企业信息披露质量越差。其次，本文借鉴 Kim and Verrecchia（2001）的做法，计算企业 KV 指数，该指数越大，企业信息披露质量越差^③。最后，本文采用交易所公布的企业信息透明度衡量企业信息披露质量。具体而言，企业透明度评级结果包括不合格、合格、良好和优秀 4 个等级。若企业信息透明度为优秀，则企业透明度评级变量赋值为 1；否则，赋值为 0。

^①国泰安（CSMAR）数据库网址：<https://data.csmar.com/>。

^②CSMAR 数据库“公司研究系列”中有企业银行借款比例（银行借款除以企业总资产）这一指标，故本文在计算时直接用该银行借款比例指标乘以企业总资产得到企业银行借款余额。

^③应计盈余管理水平和 KV 指数的详细度量方法见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录一。

4.控制变量。参考蔡庆丰等（2020）和刘贯春等（2022）的研究，本文选择企业规模、盈利能力、账面市值比、高管持股比例、独立董事比例、股权集中度、产权性质和上市年份作为控制变量。

表 1 报告了主要变量的定义及描述性统计结果。

表 1 主要变量的定义及描述性统计结果

变量类型	变量名称	变量定义或赋值	观测值	均值	标准差
被解释变量	企业贷款增速	银行借款余额自然对数的差分	18634	0.163	0.744
核心解释变量	全要素生产率	企业的全要素生产率，采用 LP 法测算得到	18634	8.223	0.994
	政策实施情况	企业总部所在地级市开始实施金税三期工程=1，否则=0	18634	0.477	0.499
机制变量	应计盈余管理水平	借鉴 Dechow and Dichev（2002）的方法计算得到	16827	0.039	0.038
	KV 指数	借鉴 Kim and Verrecchia（2001）的方法计算得到	18532	0.463	0.191
	企业透明度评级	企业信息透明度评级为优秀=1，否则=0	15459	0.131	0.338
控制变量	企业规模	企业资产总额（亿元）	18634	134.654	457.442
	盈利能力	企业净利润与总资产的比值	18634	0.042	0.054
	账面市值比	企业总资产与市场价值的比值	18634	0.551	0.251
	高管持股比例	企业高管持股数与企业总股数之比	18634	5.836	12.832
	独立董事比例	独立董事与董事总人数之比	18634	0.371	0.053
	股权集中度	公司第一大股东的持股占比	18634	35.271	14.735
	产权性质	企业的产权性质：国有企业=1，非国有企业=0	18634	0.423	0.494
	上市年限	企业上市年限（年）	18634	9.834	6.532

注：企业规模、上市年份在后续回归中取对数。

（三）计量模型

为考察税收征管数字化对银行信贷配置效率的影响，本文借鉴 Bhandari and Javakhadz（2017）、李广子和刘力（2020）、Kaat（2021）的研究，构建如下模型：

$$\Delta Loan_{it} = \theta_0 + \theta_1 Digtax_{ct} \times Tfp_{it} + \theta_2 Digtax_{ct} + \theta_3 Tfp_{it} + \beta X_{it-1} + \mu_i + Industry_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中： i 代表企业， c 代表城市， t 代表年份； $\Delta Loan_{it}$ 为企业 i 第 t 年的银行贷款增速； $Digtax_{ct}$ 为政策实施情况； Tfp_{it} 为企业 i 在第 t 年的全要素生产率； X_{it-1} 为滞后一期的控制变量，以减少控制变量层面可能的双向因果问题。为了进一步控制不随时间变化的企业个体特征的影响，本文加入企业个体固定效应 μ_i ；为了控制行业层面的宏观环境和有关冲击的影响，本文还加入行业一时间固定效应 $Industry_{jt}$ ； ε_{it} 为误差项。考虑到政策冲击主要来自地区层面，本文在地级市层面对标准差进行聚类，以避免异方差和序列相关等问题的干扰。

值得注意的是，（1）式并没有直接用银行信贷配置效率指标，而是通过检验企业银行信贷获取对全要素生产率的敏感度，来衡量银行信贷配置效率^①。如果交互项显著，且系数 θ_1 为正，说明企业银

^①企业银行信贷获取与全要素生产率之间的正向关系的分析见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录二中的附表 A1。

行信贷获取对全要素生产率的敏感度在金税三期工程实施后有所提高。换言之，本文预测高生产率企业在金税三期工程实施后相对获得了更多银行信贷，银行信贷配置效率有所提升。

四、实证结果与分析

（一）基准回归结果

表 2 汇报了税收征管数字化影响银行信贷配置效率的估计结果，采用逐步添加控制变量的方式进行回归。不难发现，无论采取何种模型设定形式，交互项至少在 1%统计水平上显著，且估计系数为正。这表明，金税三期工程实施显著提升了企业银行信贷获取对企业全要素生产率的正向敏感度。在金税三期工程实施之后，高生产率企业获得了相对更多的银行贷款，银行信贷配置效率显著提高。以表 2 方程 4 为例，企业全要素生产率的估计系数为 0.208，说明在金税三期工程实施前，银行信贷获取对全要素生产率的敏感度为 0.208。交互项的估计系数为 0.050，意味着金税三期工程实施使处理组企业银行信贷获取对全要素生产率的正向敏感度显著提高了 24.04%（0.050/0.208）。在金税三期工程实施后，全要素生产率高的企业获得的银行信贷大幅提高，金税三期工程实施对银行信贷配置效率的改善作用具有较强的经济显著性。综上所述，税收征管数字化有效改善了银行信贷配置效率，H1 得以验证。

此外，交互项估计系数还刻画了税收征管数字化对企业银行信贷获取的影响是否会在不同全要素生产率的企业中存在差异。具体来说，政策实施情况在 1%的统计水平上显著，且估计系数为负，但交互项的系数为正。这表明，更高的全要素生产率能够缓解税收征管数字化对企业银行信贷获取的消极影响。特别地，当企业全要素生产率大于 8.720（0.436/0.050）时，税收征管数字化对企业银行信贷获取存在正向影响。税收征管数字化有利于高全要素生产率企业的银行信贷获取，即银行信贷更多地流向高生产率企业，银行信贷配置效率有所改善，这与前述分析一致。

表 2 税收征管数字化影响银行信贷配置效率的基准回归结果

变量	企业贷款增速							
	方程 1		方程 2		方程 3		方程 4	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
政策实施情况×全要素生产率	0.049***	0.018	0.051***	0.018	0.051***	0.018	0.050***	0.018
政策实施情况	-0.430***	0.150	-0.449***	0.151	-0.447***	0.151	-0.436***	0.152
全要素生产率	0.245***	0.025	0.207***	0.025	0.207***	0.025	0.208***	0.025
企业规模	-0.352***	0.026	-0.315***	0.025	-0.316***	0.026	-0.315***	0.026
盈利能力			1.259***	0.174	1.262***	0.172	1.246***	0.169
账面市值比			-0.210***	0.053	-0.212***	0.053	-0.211***	0.053
高管持股比例	0.001	0.001	-0.000	0.001	-0.000	0.001	-0.000	0.001
独立董事比例							-0.121	0.172
股权集中度					0.000	0.001	0.000	0.001
产权性质					0.052	0.061	0.053	0.061

表 2（续）

上市年限						-0.012	0.015	
常数项	5.951***	0.493	5.525***	0.471	5.523***	0.474	5.551***	0.498
个体固定效应	控制		控制		控制		控制	
行业—时间固定效应	控制		控制		控制		控制	
观测值	18634		18634		18634		18634	
组内 R ²	0.026		0.033		0.033		0.033	

注：①***表示 1% 的显著性水平；②标准误是聚类到地级市层面的标准误。

（二）机制检验

前文理论分析表明，金税三期工程实施能够推动高全要素生产率企业获得相对更多的银行贷款，并提高银行信贷配置效率，其根本原因是金税三期工程的实施会促进企业信息披露质量提高，进而使得银行更有能力评估企业的经营状况和风险。接下来，本文重点考察金税三期工程实施对企业信息披露质量的影响，具体估计结果如表 3 所示。

首先，表 3 方程 1 汇报了金税三期工程实施对企业 KV 指数的影响，结果表明，金税三期工程实施显著降低了企业 KV 指数，企业信息披露质量显著提高。其次，表 3 方程 2 汇报了金税三期工程实施对企业透明度评级的影响，结果表明，金税三期工程实施后企业信息透明度等级更有可能达到优秀，即金税三期工程实施提高了企业信息透明度。最后，表 3 方程 3 汇报了金税三期工程实施对企业应计盈余管理水平的影响，核心解释变量显著，且估计系数为负，表明企业盈余管理水平有所降低。上述结果表明，金税三期工程实施显著提高了企业信息披露质量，本文核心机制得以验证。

表 3 税收征管数字化影响银行信贷配置效率的作用机制检验结果

变量	方程 1 KV 指数	方程 2 企业透明度评级	方程 3 应计盈余管理水平
政策实施情况	-0.026*** (0.009)	0.036** (0.017)	-0.003* (0.002)
控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
行业一时间固定效应	控制	控制	控制
观测值	18532	15459	16827
组内 R ²	0.017	0.016	0.009

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10% 的显著性水平；②括号内是聚类到地级市层面的标准误；③控制变量同表 2 方程 4。

（三）稳健性检验

为进一步确认基准回归结果的可信度，本文分别从平行趋势检验、排除同时期其他政策的影响、多时点双重差分模型修正估计和安慰剂检验等方面进行稳健性检验。

1. 平行趋势检验。使用双重差分方法需要满足平行趋势假设，即在金税三期工程实施之前，企业

银行信贷获取与企业全要素生产率之间的关系在对照组和实验组之间存在平行的变动趋势。本文借鉴 Jacobson et al.（1993）和刘贯春等（2022）的做法，以金税三期工程实施的上一年作为基期，采用事件研究法检验平行趋势假设。图 1 汇报了核心解释变量的估计系数值及 95%置信区间。可以看出，在金税三期工程实施前，核心变量均不显著，证实了平行趋势假设。

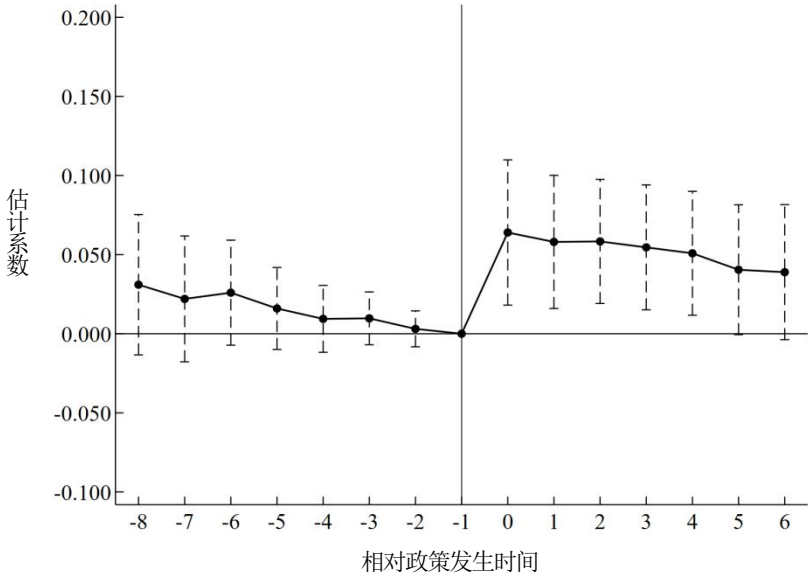


图 1 平行趋势检验结果

注：图中虚线表示 95%置信区间，黑点表示估计系数大小，横实线表示估计系数等于 0，竖实线表示金税三期工程实施时点。

2.排除同时期其他政策的影响。在金税三期工程实施时，同时期的其他政策可能影响企业银行信贷获取，本文需要排除同时期其他相关政策可能带来的干扰。

首先，中国政府自 2015 年开始实施供给侧结构性改革，以优化投融资结构为重要目标，去杠杆政策实施会对企业融资产生显著影响。本文借鉴刘贯春等（2022）的做法，剔除建筑材料、煤炭和钢铁等受供给侧结构性改革影响较大的行业的样本，重新回归，具体回归结果如表 4 方程 1 所示。其次，各地级市政府为了推动数据要素流动，自 2012 年起逐步建设公共数据开放平台。这能够丰富银行信息来源，影响银行风险管理能力，进而影响银行的信贷配置效率。本文构建公共数据开放平台设立情况的虚拟变量（若企业所在地级市当年设立了公共数据开放平台，则赋值为 1；否则，赋值为 0）与企业全要素生产率的交互项，并纳入模型。具体估计结果如表 4 方程 2 所示。最后，为促进数字经济蓬勃发展，中国政府积极推动数字基础设施建设，实施了宽带中国战略。大量研究表明，数字基础设施建设能有效缓解银企信息不对称，提高企业信贷可得性（叶永卫等，2023）。为排除宽带中国战略实施可能带来的混淆效应，本文构建宽带中国实施情况的虚拟变量（若企业所在地级市当年已成为宽带中国战略试点城市，则赋值为 1；否则，赋值为 0）与企业全要素生产率的交互项，并纳入模型。具体估计结果见表 4 方程 3。表 4 方程 4 同时剔除了受供给侧结构性改革影响较大的行业样本，并控制了

公共数据开放平台政策与宽带中国战略的影响。根据表 4 的估计结果，在考虑供给侧结构性改革、公共数据开放平台政策与宽带中国战略实施的影响后，交互项显著，且估计系数为正。这说明，同时期其他政策不会对本文的基准回归结果产生实质性影响。

表 4 排除同时期其他政策影响的回归结果

变量	企业贷款增速							
	方程 1		方程 2		方程 3		方程 4	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
政策实施情况×全要素生产率	0.096***	0.020	0.044**	0.020	0.054**	0.022	0.089***	0.026
政策实施情况	-0.796***	0.164	-0.391**	0.162	-0.473**	0.184	-0.745***	0.217
全要素生产率	0.183***	0.029	0.207***	0.025	0.209***	0.025	0.182***	0.029
公共数据开放平台设立情况×全要素生产率			0.040	0.028			0.029	0.032
公共数据开放平台设立情况			-0.352	0.249			-0.259	0.297
宽带中国实施情况×全要素生产率					-0.008	0.021	0.004	0.023
宽带中国实施情况					0.076	0.185	-0.034	0.198
控制变量	控制		控制		控制		控制	
个体固定效应	控制		控制		控制		控制	
行业—时间固定效应	控制		控制		控制		控制	
观测值	11856		18634		18634		11856	
组内 R ²	0.035		0.033		0.033		0.035	

注：①***、**分别表示 1%、5%的显著性水平；②标准误是聚类到地级市层面的标准误；③控制变量同表 2 方程 4。

3. 多时点双重差分模型修正估计。传统双向固定效应的多时点双重差分模型（TWFE）估计可能存在一定偏差（De Chaisemartin and D’Haultfoeuille, 2020），本文采用以下两种方法进行修正估计。首先，本文采用异质性分析的思路，将带有交互项的多时点双重差分模型转换为不带交互项的双重差分模型。根据本文的基准回归结果，税收征管数字化提高了企业银行信贷获取对全要素生产率的敏感度，税收征管数字化对高生产率企业银行信贷获取的促进作用理应更强。因此，本文将全要素生产率排名中位数以上的企业划为全要素生产率较高组，反之则属于全要素生产率较低组，并进行分组回归。表 5 方程 1 和方程 2 分别汇报了基于 De Chaisemartin and D’Haultfoeuille（2020）方法的估计结果，方程 3 和方程 4 分别汇报了基于 Callaway and Sant’Anna（2021）方法的估计结果。估计结果表明，金税三期工程实施有利于高生产率企业的银行信贷获取，降低了低生产率企业的信贷获取规模。上述结果表明，在考虑异质性处理效应后，金税三期工程实施使高生产率企业获得了更多贷款，减少了低生产率企业获得的信贷规模，从而提高了银行信贷配置效率，进一步间接验证了基准回归结果的稳健性。

表 5 多时点双重差分模型的修正估计结果

变量	企业贷款增速			
	修正方法 1		修正方法 2	
	方程 1 全要素生产率较高组	方程 2 全要素生产率较低组	方程 3 全要素生产率较高组	方程 4 全要素生产率较低组
政策实施情况	0.163** (0.072)	-0.171** (0.071)	0.107* (0.060)	-0.206** (0.078)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制

注：①**、*分别表示 5%、10%的显著性水平；②控制变量同表 2 方程 4；③由于回归命令的问题，表 5 未控制行业-时间固定效应；④括号内是聚类到地级市层面的标准误。

4. 安慰剂检验。尽管双重差分方法能够较大程度地克服遗漏变量问题，但是基准回归依旧可能存在遗漏重要变量问题。根据 Chetty et al. (2009) 的做法，本文通过不放回随机抽取的方式，构建一个虚拟的政策实施情况变量，重新进行回归。本文重复上述过程 500 次，得到的虚拟估计系数值和标准误如图 2 所示。不难发现，虚拟交互项的估计系数接近 0，且均远小于本文基准回归中的 0.050。因此，基准回归结果不存在遗漏重要解释变量导致的重大估计偏差问题。

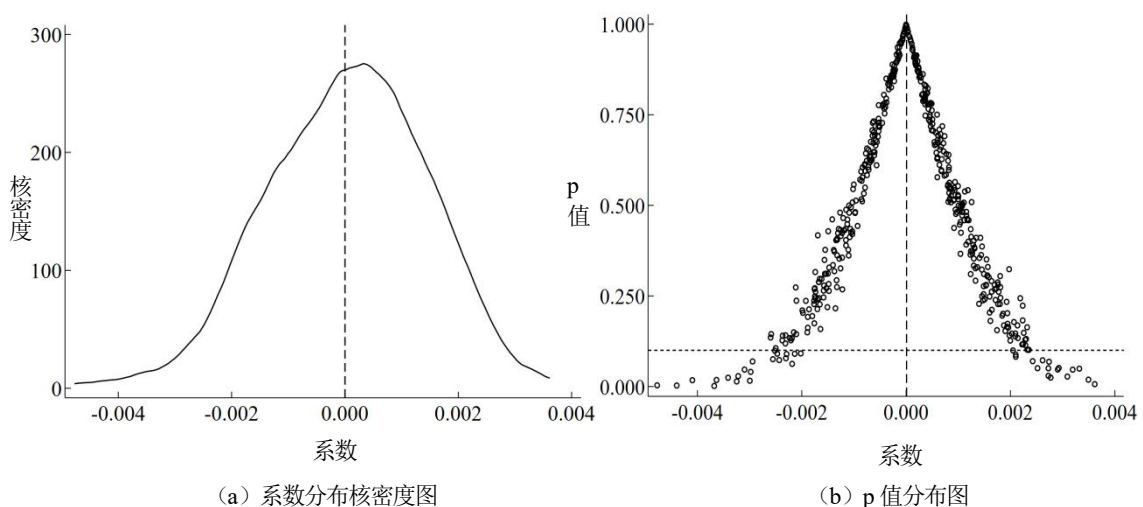


图 2 安慰剂检验结果

注：（a）图中曲线为估计系数的核密度分布，竖虚线表示估计系数等于 0；（b）图中的横坐标轴为估计系数值，纵坐标轴为对应的 p 值，横轴虚线对应 p 值为 0.1 的分界线。

5. 内生性讨论。前述估计仍然有以下两点因素可能带来内生性问题。

第一，处理变量非随机。金税三期工程在各地区逐步推行，政府部门推进金税三期工程时可能考虑各地区特征因素，使得实验组和对照组的划分非随机。本文以政策实施情况为被解释变量，以城镇化水平（地级市城市人口占地级市总人口的比重）、人均地区生产总值、政府支出规模（地级市一般

预算支出与地区生产总值的比值)、金融发展水平(地级市存贷款余额之和与地区生产总值的比值)、财政压力(一般公共预算收入和一般公共预算支出的差额与一般公共预算收入的比值)为解释变量进行回归。具体估计结果表明,人均地区生产总值与城镇化水平会影响金税三期工程实施情况^①。因此,本文参考 Li et al. (2016) 的做法,纳入事前选择变量(2012 年的人均地区生产总值与城镇化水平)与时间固定效应的交乘项,以控制地级市固有特征对处理变量的影响,从而排除实验组非随机分布带来的估计偏差。根据表 6 方程 1 的估计结果,交互项显著,且系数为正,说明处理变量非随机因素对基准回归结论没有显著影响。

表 6

考虑内生性的估计结果

变量	企业贷款增速			
	方程 1 考虑处理变量 非随机因素	方程 2 全要素生产率 滞后一期	方程 3 所有解释变量 滞后一期	方程 4 三重差分模型
政策实施情况×全要素生产率	0.052** (0.023)	0.043*** (0.016)	0.034** (0.016)	
政策实施情况	-0.443** (0.189)	-0.394*** (0.134)	-0.280** (0.136)	-0.275** (0.140)
政策实施情况×2012 年全要素生产率				0.029* (0.017)
控制变量	控制	控制	控制	控制
事前选择变量×时间固定效应	控制			
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
行业—时间固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	14612	17241	17241	15690
组内 R ²	0.030	0.023	0.023	0.021

注: ①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平; ②括号内是聚类到地级市层面的标准误; ③控制变量同表 2 方程 4。

第二, 税收征管数字化对企业全要素生产率的影响。税收征管数字化本身可能对企业全要素生产率产生影响, 从而导致内生性问题。针对这一问题, 本文采用以下两种方法: 一是采用滞后一期的企业全要素生产率作为核心解释变量, 重新回归, 具体估计结果见表 6 方程 2; 同时, 表 6 方程 3 还汇报了将所有解释变量均滞后一期的估计结果。二是以 2012 年的企业全要素生产率作为第三个维度(企业全要素生产率在其年度中位数以上, 赋值为 1; 否则, 赋值为 0), 采用三重差分模型进行估计, 具体估计结果如表 6 方程 4 所示。这些估计结果表明, 交互项显著且系数为正, 说明税收征管数字化对全要素生产率的影响不会对本文基准回归结果产生影响。

^①具体估计结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录二中的附表 A2。

6.其他稳健性检验。本文还进行了如下稳健性检验：①替换被解释变量，以企业银行借款的增量与企业负债总规模的比值作为被解释变量，重新回归；②更换变量测算方法，采用OP法测算企业全要素生产率，重新回归；③替换核心解释变量，采用企业盈利能力作为企业全要素生产率的替代变量，重新回归；④考虑2008年金融危机之后，中央政府出台“四万亿”经济刺激计划的影响（影响时间持续到2011年），删除2012年之前的样本，重新回归；⑤考虑2016年之后的样本没有明确的对照组，本文删除2016年以后的样本，重新回归；⑥调整标准误聚类层级，将标准误聚类到企业层面；⑦增加控制变量，增加人均地区生产总值、地区生产总值增速和财政压力（一般公共预算收入与一般公共预算支出之差除以一般公共预算收入）变量，重新回归。根据表7的估计结果，无论采取何种方式，稳健性检验结果与基准回归结果基本一致，说明本文研究结论具有稳健性。

表7 其他稳健性检验结果

变量	企业贷款增速						
	方程1 替换被解释 变量	方程2 更换变量 测算方法	方程3 替换核心 解释变量	方程4 删除2012年 之前的样本	方程5 删除2016年 以后的样本	方程6 调整标准误 聚类层级	方程7 增加控制 变量
政策实施情况×全要素 生产率	0.015*** (0.004)	0.053** (0.027)		0.065*** (0.020)	0.044* (0.026)	0.050*** (0.015)	0.052*** (0.019)
政策实施情况×盈利能力			0.779** (0.315)				
政策实施情况	-0.137*** (0.037)	-0.230** (0.102)	-0.073** (0.033)	-0.564*** (0.164)	-0.378* (0.213)	-0.436*** (0.130)	-0.452*** (0.154)
盈利能力			1.058*** (0.230)				
全要素生产率	0.036*** (0.006)	0.074*** (0.027)		0.223*** (0.033)	0.239*** (0.036)	0.208*** (0.025)	0.206*** (0.025)
人均地区生产总值							-0.001 (0.001)
地区生产总值增速							0.001 (0.054)
财政压力							-0.037 (0.025)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业—时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	18634	18623	18634	14428	12044	18634	18634
组内R ²	0.034	0.025	0.024	0.036	0.037	0.033	0.033

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内是聚类到地级市层面的标准误；③控制变量同表2方程4。

五、异质性分析

接下来，本文进一步考察税收征管数字化对银行信贷配置效率的提升作用在不同地区和不同类别企业层面是否存在差异。

（一）基于企业产权性质的异质性分析

大量研究表明，国有企业与政府之间的关系更加紧密，国有企业逃税动机更弱（孙鲲鹏和石丽娜，2022），国有企业有政府的隐性担保，更容易获得银行信贷（Faccio，2006）。因此，相较于国有企业，金税三期工程实施对银行信贷配置效率的提升作用应该在民营企业中更明显。为验证上述理论推断，本文根据企业产权性质将企业划分为国企组和民企组。具体估计结果如表8 方程1 和方程2 所示。比较可知，交互项在民企组显著，在国企组不显著，同时通过了组间系数差异检验。这说明，金税三期工程实施对银行信贷配置效率的提升作用在民营企业样本中更显著。

表8 异质性分析结果

变量	企业贷款增速							
	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5	方程6	方程7	方程8
	民企组	国企组	税收征管 强度较高组	税收征管 强度较低组	金融科技发展 水平较低组	金融科技发展 水平较高组	企业规模 较大组	企业规模 较小组
政策实施情况× 全要素生产率	0.070** (0.028)	0.025 (0.021)	0.026 (0.038)	0.058** (0.024)	0.060** (0.029)	0.030 (0.027)	0.036 (0.025)	0.070* (0.042)
政策实施情况	-0.603** (0.235)	-0.224 (0.178)	-0.276 (0.323)	-0.491** (0.194)	-0.560** (0.240)	-0.229 (0.224)	-0.256 (0.230)	-0.658** (0.327)
全要素生产率	0.230*** (0.036)	0.201*** (0.043)	0.225*** (0.050)	0.160*** (0.029)	0.180*** (0.043)	0.178*** (0.038)	0.123*** (0.033)	0.204*** (0.044)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业—时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	10656	7730	5978	8551	7161	7333	7208	7296
组内 R ²	0.037	0.029	0.029	0.037	0.029	0.034	0.031	0.030
系数差异检验	0.045**		-0.032**		0.030*		-0.034**	

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内是聚类到地级市层面的标准误；③控制变量同表2 方程4；④组间系数差异值采用费舍尔组合检验得到。

（二）基于事前税收征管强度的异质性分析

根据理论分析，金税三期工程实施对事前面临较大税收征管强度的企业的影响相对弱。为此，本文参照曾亚敏和张俊生（2009）的做法，采用各省份实际税收收入和预期税收收入之差来刻画各省份的税收征管强度，该指标越大，该地区的税收征管强度越高，企业实际偷税漏税越少。本文根据企业所在省份的税收征管强度的中位数，将企业划分为税收征管强度较高组和较低组。表8 方程3 和方程4

汇报了基于事前税收征管强度的异质性分析结果。比较可知，交互项在税收征管强度较低组显著，且系数为正，在税收征管强度较高组不显著，同时两组回归通过了组间系数差异检验。这说明，金税三期工程实施对银行信贷配置效率的提升作用在事前面临较低税收征管强度的地区中更明显。

（三）基于地区金融科技发展水平的异质性分析

地区金融科技发展可以降低银企之间的信息不对称，为银行信贷决策赋能，弱化税收征管数字化对银行信贷配置效率的提升作用。因此，金融科技发展水平较低的地区银企信息不对称问题更加突出，此时税收征管数字化对银行信贷配置效率的改善作用理应更强。为验证上述理论推断，本文借鉴宋敏等（2021）的测算方法，并以政策发生前（2012 年）企业所在省份的金融科技公司数量来衡量地区金融科技发展水平，将该变量等于或低于年度中位数的省份的企业划分为金融科技发展水平较低组，将该变量高于年度中位数的省份的企业划分为金融科技发展水平较高组。具体估计结果如表 8 方程 5 和方程 6 所示。交互项在金融科技发展水平较低组显著且系数为正，在金融科技发展水平较高组不显著，同时两组回归通过了组间系数差异检验。这说明，金税三期工程实施对银行信贷配置效率的提升作用在金融科技发展水平较低的地区更显著。

（四）基于企业规模的异质性分析

大企业一方面内控机制健全，通常具有更高的信息披露质量（李常青等，2008），另一方面具有更强的抵押品和担保提供能力，面临的融资约束较低（张嘉望等，2019）。因此，理论上，税收征管数字化对大企业的信贷获取的影响更低，对银行信贷配置效率的提升作用也更弱。为验证上述理论推断，本文采用企业资产规模来衡量企业规模，将企业资产规模高于年度中位数的企业划分为企业规模较大组，反之划分为企业规模较小组。具体估计结果如表 8 方程 7 和方程 8 所示。交互项在企业规模较小组显著且系数为正，在企业规模较大组不显著，同时两组回归通过了组间系数差异检验。这说明，金税三期工程实施对银行信贷配置效率的提升作用在企业规模较小组更显著。

六、进一步讨论：税收征管数字化对区域全要素生产率和银行绩效的影响

前文借助金税三期工程实施识别了税收征管数字化对银行信贷配置效率的提升作用，发现金税三期工程的实施提高了银行信贷配置效率，促进了高全要素生产率企业获得更多贷款。然而，高全要素生产率企业获得更多贷款是否会在宏观层面推动地区全要素生产率提高，从而赋能地区新质生产力发展？如果税收征管数字化能够产生上述积极影响，那么对不同资源错配程度的地区的影响是否不同？此外，税收征管数字化是否会对银行绩效产生溢出效应？接下来，本文将对上述问题展开讨论。

（一）税收征管数字化对区域全要素生产率的影响

本文首先考察税收征管数字化对区域全要素生产率的影响，进而分析税收征管数字化对新质生产力发展的赋能效应以及银行信贷配置效率在其中发挥的作用。理论上，税收征管数字化可能从两个方面对区域全要素生产率产生影响：一方面，税收征管数字化使得高生产率企业获得更多贷款，有效改善地区内部的资源配置效率；另一方面，税收征管数字化会增加企业税收负担，强化企业融资约束，

有可能对企业研发创新和投资行为产生负面影响。

为检验上述渠道的净效应，本文以地级市全要素生产率为被解释变量，以政策实施情况为核心解释变量，以滞后一期的城镇化水平、人均生产总值、政府支出规模、金融发展水平和财政压力为控制变量，运用面板固定效应模型估计税收征管数字化对区域全要素生产率的影响。参考余泳泽等（2019）的研究，本文以实际地区生产总值为产出变量，以从业人员（单位从业人员和私营个体从业人员之和）和固定资本存量（采用永续盘存法计算得到）为投入变量，运用随机前沿方法计算地级市全要素生产率。本文还控制了地级市层面的城市固定效应和年份固定效应。

表 9 汇报了金税三期工程实施对区域全要素生产率的影响。根据表 9 方程 1，金税三期工程实施提高了区域全要素生产率。这表明，金税三期工程实施使信贷资源更多地投向高生产率企业，有效改善了区域内的资源配置效率，提高了区域全要素生产率。

表 9 税收征管数字化对区域全要素生产率影响的估计结果

变量	地区全要素生产率				
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5
	全样本	资源错配程度 较高组	资源错配程度 较低组	银行竞争程度 较低组	银行竞争程度 较高组
政策实施情况	0.013* (0.008)	0.019* (0.011)	0.001 (0.010)	0.019* (0.010)	0.007 (0.012)
城镇化水平	0.031* (0.018)	0.035 (0.028)	0.008 (0.021)	0.050 (0.031)	0.018 (0.023)
人均生产总值	0.001 (0.001)	-0.000 (0.002)	0.001 (0.001)	0.001 (0.002)	0.000 (0.001)
政府支出规模	-0.010 (0.017)	-0.001 (0.042)	-0.021 (0.018)	-0.004 (0.023)	-0.020 (0.041)
金融发展水平	-0.004 (0.006)	-0.003 (0.009)	-0.005 (0.007)	-0.003 (0.011)	-0.003 (0.008)
财政压力	-0.000 (0.002)	0.001 (0.004)	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)	0.003 (0.004)
常数项	0.344*** (0.019)	0.411*** (0.029)	0.283*** (0.023)	0.311*** (0.027)	0.366*** (0.025)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1847	993	854	887	894
组内 R ²	0.004	0.006	0.005	0.007	0.004
系数差异检验 p 值		0.018**		0.012*	

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内是聚类到地级市层面的标准误；③组间系数差异值采用费舍尔组合检验得到。

本文进一步考察资源配置效率改善在上述积极效应中的作用。一个地区的资源错配程度越高，税收征管数字化改善信贷资源配置效率的作用越强。因此，本文预测上述积极效应在资源错配程度高的地区更显著。为验证这一理论预期，本文借鉴刘潘和张子尧（2023）的做法，计算全要素生产率的离散度来衡量地区资源错配程度。所在地区的全要素生产率的离散度位于中位数以上的地区属于资源错配程度较高组，反之为资源错配程度较低组。分组估计结果如表9方程2和方程3所示。政策实施情况变量在资源错配程度较高组显著，且系数为正，在资源错配程度较低组不显著。这说明，金税三期工程实施对区域全要素生产率的提升作用在资源错配程度高的地区更明显。

已有研究表明，银行竞争程度提高有助于增加银行信息甄别力度，缓解银行与企业之间的信息不对称，改善资源配置效率（Bai et al., 2018）。因此，银行竞争程度较高地区的信贷配置效率本身较高，税收征管数字化通过改善信贷配置效率提高区域全要素生产率的边际效应会降低。故本文预测金税三期工程实施对区域全要素生产率的提升作用在银行竞争程度较低的地区更明显。为验证这一理论预期，本文参照方芳和蔡卫星（2016）的做法，采用地区前五大银行的市场份额之和来衡量地区银行竞争程度。前五大银行的市场份额高于中位数的地区属于银行竞争程度较低组，前五大银行的市场份额等于或小于其中位数的地区属于银行竞争程度较高组。具体估计结果如表9方程4和方程5所示。政策实施情况变量在银行竞争程度较低组显著，且系数为正，在银行竞争程度较高组不显著。这说明，金税三期工程实施对区域全要素生产率的提升作用在银行竞争程度较低的地区更明显。上述结果表明，税收征管数字化通过应用数字技术，改善了地区信贷资源配置效率，切实提高了区域全要素生产率。

（二）税收征管数字化对银行绩效的影响

本文进一步考察税收征管数字化是否会对银行绩效产生溢出效应。本文从银行盈利能力和银行风险两个维度，分析税收征管数字化对银行绩效的影响。借鉴郭晔和赵静（2017）和祝继高等（2020）的研究，本文以银行风险水平（不良贷款率）和盈利水平（资产回报率）为被解释变量，以政策实施情况为核心解释变量，以滞后一期的银行资产规模、银行资本充足率（银行资本与风险加权资产之比）、非利息收入占比（银行非利息收入与营业总收入之比）、流动资产比率（银行流动资产与资产总额之比）和贷款增速为控制变量，分析税收征管数字化对银行绩效的影响。本文还控制了银行个体固定效应和年份固定效应。

具体估计结果如表10所示。根据表10方程1，金税三期工程实施显著提高了银行盈利水平。根据方程4，政策实施情况显著，且系数为负，说明金税三期工程实施显著降低了银行不良贷款率，银行风险有所降低。上述结果与前文预期一致，税收征管数字化提高了企业信息披露质量，降低了银企之间的信息不对称，使得高生产率企业获得更多贷款。银行信贷配置效率的提高使得银行盈利水平提高，银行风险降低。

本文进一步分析银行数字化转型在其中的作用。本文根据谢绚丽和王诗卉（2022）构建的银行数字化水平，将数字化水平高于其中位数的银行划分为数字化水平较高组，将数字化水平等于或小于其

中位数的银行划分为数字化水平较低组。根据表 10 方程 2 和方程 3、方程 5 和方程 6 的估计结果，税收征管数字化对银行绩效的提升作用在数字化水平低的银行中更明显。这可能是因为数字化水平高的银行本身具有较强的数据获取与分析能力，即使没有金税三期工程，这类银行也具有较强的识别企业风险的能力。

表 10 税收征管数字化对银行绩效影响的估计结果

变量	盈利水平			风险水平		
	全样本 方程1	数字化水平低组 方程2	数字化水平高组 方程3	全样本 方程4	数字化水平低组 方程5	数字化水平高组 方程6
政策实施情况	0.075** (0.032)	0.107* (0.059)	-0.010 (0.039)	-0.155* (0.091)	-0.253* (0.138)	0.013 (0.104)
资产规模	-0.111* (0.065)	0.025 (0.082)	-0.031 (0.081)	0.330*** (0.120)	0.131 (0.306)	0.251** (0.099)
资本充足率	0.018*** (0.007)	0.032*** (0.012)	0.015 (0.011)	-0.027 (0.016)	-0.046* (0.024)	-0.012 (0.019)
非利息收入占比	-0.229*** (0.077)	-0.181 (0.141)	-0.033 (0.192)	0.367 (0.236)	0.055 (0.317)	0.124 (0.362)
流动资产比率	-0.032 (0.170)	0.103 (0.316)	-0.325 (0.213)	-0.699* (0.370)	-0.196 (0.504)	-0.328 (0.316)
贷款增速	0.001 (0.001)	0.003 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.008*** (0.002)	-0.004 (0.004)	-0.004 (0.002)
常数项	3.522** (1.646)	-0.245 (2.105)	1.726 (2.199)	-6.071* (3.087)	-1.065 (7.635)	-5.195* (2.751)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1647	443	428	1627	435	428
组内R ²	0.061	0.076	0.057	0.051	0.045	0.047
系数差异检验p值		0.117***			-0.266***	

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内是聚类到地级市层面的标准误。

七、研究结论与启示

大力发展新质生产力是推动中国经济高质量发展的重要落脚点，其核心标志是全要素生产率大幅提升。发展新质生产力的重要途径之一是生产要素的创新性配置、高效配置。实现生产要素的高效配置需要更好地发挥金融对资源配置的引导作用。提高信贷配置效率是金融供给侧改革的重点之一。在大力发展新质生产力和推动经济高质量发展的大背景下，探讨如何提升银行的信贷配置效率，更加有效地发挥金融对实体经济的支持作用，具有重大现实意义。

本文基于 2008—2019 年的上市公司数据，将金税三期工程实施作为一项准自然实验，通过双重差分方法识别税收征管数字化对银行信贷配置效率的影响。结果表明，金税三期工程实施显著提高了企业银行信贷获取对企业全要素生产率的正向敏感度，即全要素生产率高的企业因此获得相对更多的银行贷款，银行信贷配置效率得到有效提升。金税三期工程实施对企业信息披露质量的提升作用是上述影响背后的核心机制。此外，金税三期工程实施还改善了区域全要素生产率，提升了银行绩效。

结合上述研究结论，本文提出如下三方面的政策启示。

第一，进一步推进税收征管系统的数字化转型。政府部门应加快税收征管体系的数字化转型。

第二，推动税收征管数字化转型与减税降费等政策的协同推进。在推动税收征管体系数字化转型的同时，要协同推进减税降费等政策实施，从信贷总量和信贷结构两个维度促进经济高质量发展。

第三，有序推动税务部门与金融部门信息的互联互通。纳税信息是企业缴纳“真金白银”产生的“硬信息”，是企业信用资产的重要组成部分。在数字经济时代和“以数治税”的天网时代，最大化地发挥数字化税收征管体系对社会资源配置的正外部性和溢出效应，还需逐步建立和完善税务部门与金融部门之间信息的互联共享，健全相关法律法规，充分运用大数据优势，更好地发挥金融服务实体经济的作用。

参考文献

1. 蔡庆丰、陈熠辉、林焜，2020：《信贷资源可得性与企业创新：激励还是抑制？——基于银行网点数据和金融地理结构的微观证据》，《经济研究》第 10 期，第 124-140 页。
2. 方芳、蔡卫星，2016：《银行业竞争与企业成长：来自工业企业的经验证据》，《管理世界》第 7 期，第 63-75 页。
3. 郭晔、赵静，2017：《存款保险制度、银行异质性与银行个体风险》，《经济研究》第 12 期，第 134-148 页。
4. 简泽、徐扬、吕大国、卢任、李晓萍，2018：《中国跨企业的资本配置扭曲：金融摩擦还是信贷配置的制度偏向》，《中国工业经济》第 11 期，第 24-41 页。
5. 金钊、谢晨裕、王曦，2024：《同业市场波动、银行信贷与企业长期投资》，《管理世界》第 8 期，第 177-199 页。
6. 靳来群，2015：《所有制歧视所致金融资源错配程度分析》，《经济学动态》第 6 期，第 36-44 页。
7. 李常青、王毅辉、张凤展，2008：《上市公司“管理层讨论与分析”披露质量影响因素研究》，《经济管理》第 4 期，第 29-34 页。
8. 李广子、刘力，2020：《产业政策与信贷资金配置效率》，《金融研究》第 5 期，第 114-131 页。
9. 李青原、李江冰、江春、Kevin X. D. Huang，2013：《金融发展与地区实体经济资本配置效率——来自省级工业行业数据的证据》，《经济学（季刊）》第 2 期，第 527-548 页。
10. 李青原、刘习顺，2021：《会计信息质量与资源配置——来自我国规模以上工业企业的经验证据》，《会计研究》第 8 期，第 3-21 页。
11. 李增福、骆展聪、杜玲、汤旭东，2021：《“信息机制”还是“成本机制”？——大数据税收征管何以提高了企业盈余质量》，《会计研究》第 7 期，第 56-68 页。

- 12.刘贯春、程飞阳、姚守宇、张军, 2022:《地方政府债务治理与企业投融资期限错配改善》,《管理世界》第11期,第71-89页。
- 13.刘贯春、叶永卫、张军, 2023:《税收征管独立性与企业信息披露质量——基于国地税合并的准自然实验》,《管理世界》第6期,第156-174页。
- 14.刘慧龙、张玲玲、谢婧, 2022:《税收征管数字化升级与企业关联交易治理》,《管理世界》第6期,第158-176页。
- 15.刘潘、张子尧, 2023:《地方公共债务与资源配置效率:企业间全要素生产率分布差异的视角》,《经济研究》第10期,第114-133页。
- 16.宋敏、周鹏、司海涛, 2021:《金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角》,《中国工业经济》第4期,第138-155页。
- 17.孙鲲鹏、石丽娜, 2022:《企业互联网使用与大数据治税的效应》,《经济研究》第5期,第176-191页。
- 18.孙鲲鹏、杨凡, 2023:《税收征管的公司治理作用与企业股价同步性》,《经济学(季刊)》第4期,第1599-1616页。
- 19.魏志华、王孝华、蔡伟毅, 2022:《税收征管数字化与企业内部薪酬差距》,《中国工业经济》第3期,第152-170页。
- 20.谢绚丽、王诗卉, 2022:《中国商业银行数字化转型:测度、进程及影响》,《经济学(季刊)》第6期,第1937-1956页。
- 21.熊琛、金昊, 2021:《地方政府债务的宏观经济效应——基于信贷错配视角的研究》,《经济学(季刊)》第5期,第1545-1570页。
- 22.叶永卫、陶云清、李鑫, 2023:《数字基础设施建设与企业投融资期限错配改善》,《经济评论》第4期,第123-137页。
- 23.余泳泽、刘大勇、龚宇, 2019:《过犹不及事缓则圆:地方经济增长目标约束与全要素生产率》,《管理世界》第7期,第26-42页。
- 24.曾亚敏、张俊生, 2009:《税收征管能够发挥公司治理功用吗?》,《管理世界》第3期,第143-151页。
- 25.张嘉望、彭晖、李博阳, 2019:《地方政府行为、融资约束与企业研发投入》,《财贸经济》第7期,第20-35页。
- 26.张克中、欧阳洁、李文健, 2020:《缘何“减税难降负”:信息技术、征税能力与企业逃税》,《经济研究》第3期,第116-132页。
- 27.朱武祥、张平、李鹏飞、王子阳, 2020:《疫情冲击下中小微企业困境与政策效率提升——基于两次全国问卷调查的分析》,《管理世界》第4期,第13-26页。
- 28.祝继高、岳衡、饶品贵, 2020:《地方政府财政压力与银行信贷资源配置效率——基于我国城市商业银行的研究证据》,《金融研究》第1期,第88-109页。
- 29.Ahmed, K., and J. K. Courtis, 1999, “Associations Between Corporate Characteristics and Disclosure Levels in Annual Reports: A Meta-Analysis”, *The British Accounting Review*, 31(1): 35-61.
- 30.Bai, J., D. Carvalho, and G. M. Phillips, 2018, “The Impact of Bank Credit on Labor Reallocation and Aggregate Industry Productivity”, *The Journal of Finance*, 73(6): 2787-2836.
- 31.Bhandari, A., and D. Javakhadze, 2017, “Corporate Social Responsibility and Capital Allocation Efficiency”, *Journal of Corporate Finance*, Vol.43: 354-377.

- 32.Brandt, L., T. Tombe, and X. Zhu, 2013, "Factor Market Distortions Across Time, Space and Sectors in China", *Review of Economic Dynamics*, 16(1): 39-58.
- 33.Callaway, B., and P. H. Sant'Anna, 2021, "Difference-in-differences with Multiple Time Periods", *Journal of Econometrics*, 225(2): 200-230.
- 34.Chetty, R., A. Looney, and K. Kroft, 2009, "Salience and Taxation: Theory and Evidence", *American Economic Review*, 99(4): 1145-1177.
- 35.De Chaisemartin, C., and X. D'Haultfoeuille, 2020, "Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects", *American Economic Review*, 110(9): 2964-2996.
- 36.Dechow, P. M., and I. D. Dichev, 2002, "The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors", *The Accounting Review*, 77(s-1): 35-59.
- 37.Faccio, M., 2006, "Politically Connected Firms", *American Economic Review*, 96(1): 369-386.
- 38.Gallemore, J., and M. Jacob, 2020, "Corporate Tax Enforcement Externalities and the Banking Sector", *Journal of Accounting Research*, 58(5): 1117-1159.
- 39.Greenwood, J., J. M. Sanchez, and C. Wang, 2010, "Financing Development: The Role of Information Costs", *American Economic Review*, 100(4): 1875-1891.
- 40.Hann, R. N., H. Kim, W. Wang, and Y. Zheng, 2020, "Information Frictions and Productivity Dispersion: The Role of Accounting Information", *The Accounting Review*, 95(3): 223-250.
- 41.Hsieh, C., and P. Klenow, 2009, "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India", *Quarterly Journal of Economics*, 124(4):1403-1448.
- 42.Jacobson, L. S., R. J. LaLonde, and D. G. Sullivan, 1993, "Earnings Losses of Displaced Workers", *The American Economic Review*, 83(4): 685-709.
- 43.Kaat, D. M. T. E., 2021, "Cross-Border Debt Flows and Credit Allocation: Firm-Level Evidence from the Euro Area", *Journal of Money, Credit and Banking*, 53(7): 1797-1818.
- 44.Kim, O., and R. E. Verrecchia, 2001, "The Relation among Disclosure, Returns, and Trading Volume Information", *The Accounting Review*, 76(4): 633-654.
- 45.Levinsohn, J., and A. Petrin, 2003, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables", *The Review of Economic Studies*, 70(2): 317-341.
- 46.Li, P., Y. Lu, and J. Wang, 2016, "Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China", *Journal of Development Economics*, Vol.123: 18-37.
- 47.Song, Z., K. Storesletten, and F. Zilibotti, 2011, "Growing Like China", *American Economic Review*, 101(1): 196-233.
- 48.Stiglitz, J. E., and A. Weiss, 1981, "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information", *The American Economic Review*, 71(3): 393-410.
- 49.Zhao, L., 2023, "The Effect of Tax Authority Enforcement on Earnings Informativeness", *European Accounting Review*, 32(1): 197-216.

The Spillover Effects of Digital Transformation of Tax Administration: From the Perspective of Improving Bank Credit Allocation Efficiency

CHEN Xiaoxiong^{1,2} HUANG Xiaodi³ LIU Guanchun⁴ WU Hongjie³

(1. College of Economics and Management, Southwest University;

2. Center for Inclusive Finance and Agricultural & Rural Development Research, Southwest University;

3. Faculty of Applied Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences;

4. Lingnan College, Sun Yat-sen University)

Summary: One of the important ways to develop new quality productive forces is to promote the allocation efficiency of production factors, which requires a better guiding role of finance in resource allocation. However, credit financing, the main way of financing for China's real economy, has long suffered from resource misallocation. Therefore, it is of great practical significance to explore how to enhance the efficiency of banks' credit allocation to support the real economy more effectively.

Based on the microdata of listed companies from 2008 to 2019, this paper systematically examines the impact of digital transformation of tax administration on the allocation efficiency of bank credit. This study uses the difference-in-differences (DID) method with the implementation of the "Golden Tax III" project as the quasi-natural experiment. It is found that the digital transformation of tax administration makes firms with high total factor productivity (TFP) obtain relatively more bank loans, and bank credit allocation efficiency is improved. This finding holds in a variety of robustness tests, such as the parallel-trend assumption, the placebo test by randomly assigning the treatment variable, and alternative key variables. Cross-sectional analysis shows that the effect is more pronounced in regions with low fintech development and low intensity of tax enforcement, small enterprises, and private enterprises. Mechanism tests show that the digital transformation of tax administration significantly improves the quality of corporate disclosure, alleviating the information asymmetry between banks and enterprises, and thus improving the bank credit allocation efficiency. In addition, along with the improvement of bank credit allocation efficiency, the regional TFP is also significantly improved, with improved bank profitability and reduced bank risk.

The conclusion of this paper indicates that it is of great significance for further optimizing the allocation of financial factors to deepen the digital transformation of tax administration and leverage the macro governance effect of tax policies. This paper makes two marginal contributions. On the one hand, this paper effectively expands research on the economic effects of digital transformation of tax administration, innovatively examining the spillover effects of digital transformation of tax administration on bank credit allocation efficiency. On the other hand, this paper integrates fiscal and tax policies, financial institution decisions, and corporate credit acquisition into a unified analytical framework, expanding research on factors affecting bank credit allocation efficiency from the perspective of tax administration, and enriching literature on the collaborative governance of taxation and finance.

Keywords: Digital Transformation of Tax Administration; Bank Credit Allocation Efficiency; Quality of Corporate Disclosure; Total Factor Productivity; "Golden Tax III" Project

JEL Classification: G30; H20

(责任编辑：光明)

推进乡村全面振兴的中国探索与国际启示

——中国国外农业经济研究会 2024 年会暨学术研讨会综述

李文静 颜廷武

乡村振兴战略是在中国特色社会主义进入新的发展阶段的背景下，为解决中国“三农”问题而提出的重要战略。在全面建成小康社会后，乡村振兴也取得重要进展，制度框架和政策体系基本形成，“三农”工作重点向加快农业农村现代化转移。2023 年，中央农村工作会议阐明了推进乡村全面振兴的战略要求和主攻方向，标志着乡村振兴从“全面推进”向“全面振兴”转变。这一转变不仅体现了乡村振兴战略的广度，更体现出乡村振兴战略的深度，即乡村振兴要在经济、社会、文化、生态等多个维度同步推进，实现乡村地区的全方位发展。在此背景下，以“推进乡村全面振兴的中国探索与国际启示”为主题的中国国外农业经济研究会 2024 年会暨学术研讨会（以下简称“2024 年会”）于 2024 年 5 月 24 日至 26 日在湖北省武汉市举行，会议由中国国外农业经济研究会、中国社会科学院农村发展研究所、华中农业大学主办，华中农业大学经济管理学院承办。会议期间，来自中国社会科学院、中国农业大学、南京农业大学等 90 余所高校和科研院所的专家学者，就加快推进中国式农业农村现代化、推进乡村全面振兴等重大理论与现实问题展开了深入研讨。现将与会专家和会议论文的主要观点综述如下。

一、推进乡村全面振兴的现实挑战

自党的十九大报告首次提出乡村振兴战略以来，中国相继出台了一系列政策文件和实施方案，为“三农”工作取得重要进展奠定了坚实基础。随着脱贫攻坚任务的如期完成和全面建成小康社会目标的实现，中国正式开启了全面建设社会主义现代化国家的新征程，“三农”工作重心也发生了历史性转移，从以脱贫攻坚为重心，转向包括产业、人才、文化、生态、组织在内的乡村全面振兴。乡村全面振兴是一个系统工程，涵盖产业振兴、人才振兴、文化振兴、生态振兴和组织振兴等多个方面。习近平在 2022 年中央农村工作会议上强调，“保障粮食和重要农产品稳定安全供给始终是建设农业强

〔作者信息〕 李文静、颜廷武（通讯作者），华中农业大学经济管理学院、湖北农村发展研究中心，电子邮箱：yantw@mail.hzau.edu.cn。作者感谢与会专家学者的精彩分享，感谢华中农业大学经济管理学院杨梓蔚、陈曙、郝壮、王玉泽、刘笑天、代喆、周晶、毛海欧、贺娟、张泽宇、金玲、施龙中、聂飞、郝晶辉等老师以及会场研究生秘书提供的会议纪要，文责自负。

国的头等大事”，并指出，“产业振兴是乡村振兴的重中之重”，“巩固拓展脱贫攻坚成果是全面推进乡村振兴的底线任务”^①。进入新阶段，以中国式现代化为指引，实现农业农村现代化成为推进乡村全面振兴的核心任务。然而，从现实来看，以中国式现代化推进乡村全面振兴仍面临资源环境约束趋紧、粮食安全风险增加和农民富裕进程受阻等挑战，尤其在粮食安全与营养健康、农村公共服务与基础设施、农村生态环境治理、农民稳定增收等方面，亟待创新政策工具和构建有效应对方案。

（一）农业现代化面临的现实挑战

1. 粮食安全与粮食供需结构性矛盾。在推进乡村全面振兴的过程中，中国农业现代化既受到新冠疫情发生、地缘政治矛盾、贸易保护主义等外部冲击，也面临着居民饮食结构转型升级的需求挑战。尽管中国在保障粮食安全方面已取得显著成效，但粮食安全形势依然严峻而复杂。

第一，全球粮食危机频发加剧中国粮食安全的不确定性，农业对外贸易面临贸易保护主义等挑战。中国农业科学院农业经济与发展研究所钟钰指出，21世纪以来出现了由全球粮食储备锐减（2007—2008年）、极端天气（2010—2011年）、新冠疫情（2020年）和俄乌冲突（2022年）引发的四次粮食危机，表明国际粮食安全形势不断恶化，对此，在充分利用国际贸易调节国内市场余缺的同时，要确保必要的粮食自给率以维护经济社会稳定。与此同时，农业“走出去”战略实施的外部环境中的不确定性因素明显增加，关键核心技术短板凸显，市场主体的国际经验和竞争力不足，农业对外贸易短期内仍面临贸易保护主义等风险挑战。中国社会科学院农村发展研究所曹斌指出，农业“走出去”是国家战略的重要组成部分，但中资企业对外投资面临政府扶持机制、国际人才和核心技术实力相对不足等问题。因此，寻求中国农业对外合作的新方向、新渠道与新模式，为乡村全面振兴奠定市场基础，是当前亟待解决的关键问题。

第二，中国粮食供需品种的结构性矛盾突出，居民饮食结构的转型升级对粮食安全提出了新挑战。中国粮食供给的品种结构尚未顺应当下饮食消费需求的变化趋势，粮食供需品种之间结构性矛盾突出。一是人均口粮消费减少背景下水稻、小麦产量相对过剩。虽然生产技术和设施优化使粮食作物产量连年增长，但居民口粮需求下降导致粮食库存进一步积压。2015—2023年中国粮食总产量保持在0.65万亿千克以上，粮食库存高于17%~18%的国际粮食安全警戒线^②。二是居民动物性食品消费增加使得饲料粮需求呈刚性增长，但玉米、大豆等主要饲料粮仍存在较大的产需缺口。以玉米为例，中国海关总署公布的进口分项数据显示：2023年中国进口玉米2713万吨，超进口配额1993万吨^③。当前，中国居民饮食需求已从“吃得饱”转向“吃得好”，在人均口粮消费减少的同时，高脂肪、高蛋白的动物性食品消费逐渐增加。国家统计局数据显示，2013—2022年中国居民人均粮食（原粮）消费量占食物总消费量的比重已从41.43%下降至34.46%，而肉类、禽类、水产、蛋类、奶类食品的合计消费量

^①参见《锚定建设农业强国目标 切实抓好农业农村工作》，《人民日报》2022年12月25日01版。

^②资料来源：《守住管好“天下粮仓” 保障国家粮食安全》，https://www.gov.cn/zhengce/202410/content_6980796.htm。

^③资料来源：海关统计数据在线查询平台，<http://stats.customs.gov.cn/>。

的比重从 17.58% 上升至 21.27%^①。新时期居民饮食更加追求营养结构的均衡性，这对国内粮食供给结构的灵活性提出了更高要求。

2. 农业生产面临内部压力和外部威胁。中国农业生产不仅面临人多、地少、水缺以及劳动力短缺的内部压力，也受到气候变化和环境污染等外部威胁。如何有效缓解这些资源和环境约束对粮食安全的影响，是与会者普遍关注的议题。

第一，中国农业生产面临人多、地少、水缺的基本农情，人口压力不断加大，耕地质量保护任务日益紧迫，多元化食物需求引发新的供需矛盾。其一，中国水资源总量短缺，利用效率不高。华中农业大学李晓云指出，中国粮食安全面临日益严峻的水资源约束问题，具体表现是：农业用水效率不高，食物消费结构转变造成水资源用量日益上升，工业化、城镇化进程的加速及气候异常引致水资源供给日趋紧张。其二，耕地资源人均占有量少，耕地质量保护压力大。2023 年中国人均耕地面积仅为 1.36 亩^②。传统的高化学品投入的粮食生产模式容易引发农业面源污染、耕地质量下降，耕地保护形势不容乐观。其三，人口压力持续增加，供需矛盾不断凸显。随着城镇化和农村老龄化程度加深，农村劳动力大量转移且耕作农民老龄化趋势愈发明显，且人民群众“吃得好”的食物需求引发了新的资源紧缺问题。李晓云认为，当今社会食物消费结构快速变化，肉类消费增加，而水果、牛奶、水产品消费不足，导致对水资源的需求持续上升。

第二，气候变化严重威胁农业生产，农业面源污染和工业外源性污染制约农业现代化进程。其一，气候变化所引发的极端天气事件、病虫害频发等严重威胁粮食供给，温室气体过量排放引致全球气候变化，控制温室气体排放成为亟待解决的问题。农业部门兼具碳源和碳汇的双重属性，推动种植业低碳发展是实现“双碳”目标和生态文明建设的必然要求。其二，农业面源污染严重。农用化学品的不合理使用和农业废弃物的不当处置易导致污染，危害粮食安全和生态安全。其三，工业外源性污染威胁加剧。农村地区生产要素价格较为低廉、环境规制较为宽松，不少工业企业将农村视为“污染避难所”，导致土壤污染，进而威胁粮食安全，并严重损害农村居民的生活环境和身体健康。华中农业大学张诗怡将国家环境空气质量监测网城市站的三期建设方案作为准自然实验的研究发现，环境规制引致城市地区污染企业进入减少、退出增加，导致农村地区承担了较高的环境风险。

（二）农村现代化面临的现实挑战

1. 农民收入增长放缓。当前，城乡二元结构问题仍然突出，农民收入增长放缓，规模性返贫的潜在风险犹存，这不仅影响农民的生活质量，也抑制了农村消费市场的扩大。北京工商大学倪国华认为，推进乡村全面振兴，既要推动高质量城镇化与经济结构转型“双轮同步”，创造有利条件支持农业劳动力从农业平稳地流向其他产业，又要合理引导资本和技术要素进入农业以缓解劳动力要素流出后的

^①资料来源：国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

^②资料来源：根据《2023 年中国自然资源公报》（<https://m.mnr.gov.cn/gk/tzgg/202402/P020240229684355601875.pdf>）和《王萍萍：人口总量有所下降 人口高质量发展取得成效》（https://www.stats.gov.cn/xgkj/jd/sjjd2020/202401/t20240118_1946711.html）中耕地和人口数据计算所得。

生产力水平下降，确保农产品供给安全。中国农村地区的部分居民依然面临返贫风险：一是遭受疾病冲击或自然灾害冲击后容易返贫。华中农业大学甘海清指出，因病致贫返贫是农村居民最主要的致贫返贫原因，极易导致家庭掉入“健康贫困”陷阱。农村居民抗自然风险能力较弱，严重自然灾害容易给其带来严重损失继而出现因灾致贫的现象。二是行为主体能力缺失。例如，“易地扶贫搬迁户”“五保户”等特殊群体以及基本生活保障缺失的人群，往往表现出较弱的风险抵御力、恢复力和适应力，因而更容易发生返贫现象。三是市场发展机会较少。部分农村地区地理区位条件较差，交通运输和数字基础设施相对落后，限制了当地农产品交易市场的发展。四是贫困治理机制的持续性不足。部分地区尚未建立有效的相对贫困治理长效机制，导致相对贫困治理难度加大。

2. 乡村发展潜力不足。农村劳动力持续转移、人口老龄化不断加剧、乡村治理体系较为薄弱、农村产业发展相对滞后，多重因素叠加进一步制约了农村现代化的进程。第一，农村劳动力流失现象日益严重，农村“空心化”“老龄化”“凋敝化”现象凸显。中国社会科学院大学贾琦提出，随着中国工业化和城镇化的快速推进，农村劳动力的大量转移引发了学术界对农业未来的深刻思考。例如，农村劳动力的大量流失不仅导致农业生产的人力短缺，也加剧了农村人口老龄化问题，增加了农村养老保障体系和医疗保障体系的运行压力。第二，乡村基础设施建设存在区域不平衡现象，农村医疗卫生、教育文化等公共服务资源配置和服务水平有待提高。西南大学陈肖雄指出，农村公共服务落后极大地制约了农村居民收入增长，需要补齐农村基本公共服务的短板。第三，农村产业发展相对滞后，产业融合和绿色发展程度较低，产业结构调整面临资金、技术、人才等诸多要素的制约。此外，新质生产力作为以技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业结构深度转型升级为特征的当代先进生产力，有望为推进乡村全面振兴注入新的活力，但需警惕新质生产力的引入可能产生的鸿沟。例如，欠发达地区和弱势群体可能面临技术获取难、应用成本高等问题，由此可能加剧社会不平等和贫富差距。

二、推进乡村全面振兴的路径探索

聚焦“推进乡村全面振兴的中国探索与国际启示”这一主题，针对2024年中央“一号文件”提出的“提升乡村产业发展水平、提升乡村建设水平、提升乡村治理水平”的重点任务和“确保国家粮食安全、确保不发生规模性返贫”的底线要求^①，与会学者深入探讨了促进农业高质高效、乡村宜居宜业、农民富裕富足的可行路径。

（一）促进农业高质高效

1. 以现代农业社会化服务体系和农业碳交易市场建设促进农业绿色发展。第一，解决生产要素错配是提高农业生产效率和产量的关键着力点。生产要素错配是制约农业生产效率和产量提高的重要原因，而农业社会化服务的有效嵌入可促使要素资源重新配置，提高农业全要素生产率。东北农业大学白子明认为，农业社会化服务可通过引导先进生产要素进入农业生产环节、通过专业分工实现生产方

^①参见《中共中央 国务院关于学习运用“千村示范、万村整治”工程经验有力有效推进乡村全面振兴的意见》，《人民日报》2024年2月4日01版。

式变革、通过深化专业分工推动市场结构变动等方式带动农业绿色发展。

第二，健全农业社会化服务体系是增强粮食生产韧性的重要途径。在稳定粮食产量和提升粮食生产韧性的双重目标下，健全农业社会化服务体系能有效提升粮食生产系统的稳定性。一是以农业社会化服务和区域生产布局优化提高粮食系统生产韧性。贵州大学张青指出，农业社会化服务可通过规模效应和专业效应的发挥，促进粮食生产韧性的提升。二是以农田宜机化建设促进农业生产环节外包。江西财经大学龚璇指出，农田宜机化能够显著促进丘陵地区种植结构“趋粮化”，通过非农就业、社会化服务和土地转入等机制提高农户粮食种植比例，建议加强土地整治工作，促进农业生产环节外包。

第三，加快农业碳交易市场建设是促进农业绿色发展的有效方式。农业减排增汇的不确定性要求探索市场机制以推动农业碳市场发展。华中农业大学何可指出，农业碳交易建设面临着排放来源分散、核算方法“简单粗暴”、减排增汇效果不稳定等“先天条件”不足，通过强化科技创新、制度创新、组织创新，以新质生产力引领农业碳市场建设，能推动“绿水青山”变为“金山银山”。造林是增汇潜力最大的“基于自然的气候解决方案”，相较于工业部门的减排方式更有成本效益。西北农林科技大学张寒指出，中国造林增汇整体上具有成本有效性，且以再造林为主要形式的造林增汇有利于实现碳中和目标，但碳汇市场供给能力有待增强。

2.以新质生产力、数字经济和农业技术创新促进农业高质高效。第一，以新质生产力和数字经济赋能农业高质量发展。发展农业产业中的新质生产力，既要重视颠覆性技术创新，又要重视农业全要素的升级和重塑。成都理工大学罗浩轩提出新质生产力赋能农业高质量“裂变”的两条主要途径：一是通过广泛运用智慧农业技术、生物育种技术以及重塑产业链等途径赋能农业；二是通过改革土地和劳动力要素市场，以完善农业高质量发展的条件。西北政法大学李隆玲指出，发展新质生产力既可通过提升农业社会化服务水平、降低碳排放强度等方式促进农业高质量发展，也可通过减少资源错配提高农业全要素生产率。华中农业大学何可认为，新质生产力主要通过促使技术革命性突破、推动生产要素创新性配置、增强农业碳市场基础设施建设等途径推动产业深度转型升级。贵州大学任利刚指出，农村数字经济发展对提升农业净碳能力有积极影响，且在粮食主产区和农业产业集聚度高的区域表现得尤为突出，建议加强农村数字基础设施建设，提高农民数字素养，充分释放数字经济在农业领域的潜能。

第二，以农业技术创新重塑农业产业价值链，促进农业高质高效。精准农业是实现优质、高产、低耗和环保等可持续发展目标的重要途径。以畜牧业为例，精准畜牧业技术通过持续准确地监测畜禽生产、繁殖、健康和环境，从源头上确保动物源性食品安全，实现可持续养殖。东北农业大学崔力航发现，精准畜牧技术可通过降低劳动成本、减少兽医服务支出、减少产量和质量损失、提升整体生产力等途径实现技术效率的提升，且技术培训在这一过程中能起到积极作用。东北农业大学汤文洁指出，个体效率目标与所处制度环境价值判断一致能促使养殖户采纳动物福利型精准养殖技术，应重视建立精准农业技术示范项目，加强公益性技术培训，以推动养殖户的数字技术采纳和应用。

3.以耕地质量保护和农田基础设施建设夯实农业发展根基。第一，加强耕地保护和提升耕地质量是实现农业高质量发展的基石。耕地是粮食生产的“命根子”，充分调动各类生产主体保护耕地的积

极性，提高耕地生产能力，是夯实粮食安全的重要根基。吉林大学任晓杰对东北黑土地的研究发现，完善土地流转制度能促进黑土地转入户做出耕地质量保护行为，保障粮食稳定生产。推广生态种养模式是开展耕地质量保护、保障国家粮食安全、实现农业绿色低碳转型的重要途径。华中农业大学朱洋洋基于长江中下游地区微观调查数据的研究发现，土地转入有助于农户采纳虾稻共作模式，且合理的土地流转政策和稳定的土地权益保护能够推动村庄产业深度融合，进而促进农业生产效率提升。

第二，开展农田基础设施建设是提升农业生产效率的重要支撑。积极推动农业基础设施建设既能促进土地资源合理配置，推动农业生产实现绿色转型，也能提高农户对于气候变化的适应性。江西财经大学陈莉莉指出，高标准农田建设能促进土地流转，且在粮食主产区、南方地区、种植结构“偏经济型”的地区作用更加明显。华中农业大学柳祺祺以秸秆持续还田为例，揭示了灌溉设施质量对农户决策的影响，并建议采取改善灌溉设施和提供农情支持等举措以缓解气候变化对农业生产的不利影响。

4.以绿色农业政策支持和利益补偿机制创新强化农业发展保障。第一，对农业进行适度补贴是充分发挥农业生产正外部性的有效手段。在确保国家粮食安全和农民收入增长的前提下，突出绿色生态导向，是实现农业高质量发展的底色。宁夏大学刘澜指出，绿色补贴能有效促进养殖户向低碳生产转型，且对风险偏好程度高、养殖规模大的养殖户有更明显的促进效果，建议制定差异化的绿色补贴政策以促进养殖户向低碳生产转型。西南大学李丹认为，在粮食主产区，应重点加强高产高效品种的选育，发展现代农业技术，以保障粮食安全；而在非粮食主产区，应加大政策扶持和技术指导，鼓励农户多样化种植以增加收入并提升农业生产的抗风险能力。

第二，健全利益补偿机制是缓解区域发展不协调的有效途径。当前，中国粮食生产布局不均与消费需求多样的矛盾日益凸显，亟待构建有效应对方案。四川省社会科学院陈迎基于国家横向利益补偿机制的典型案例，提出协同合作模式、风险共担模式、价值互创模式、社会责任模式、可持续发展模式五种利益补偿模式，并提出利益补偿机制的“需求—制度—机制—应用—自治”运行逻辑。

（二）促进乡村宜居宜业

1.以产业融合发展和壮大新型农业经营主体为重点促进乡村产业兴旺。第一，构建现代化乡村产业体系、完善联农带农机制，推动乡村产业振兴。促进新型农业经营主体与农户在产业链上优势互补、分工合作，有助于农业产业链升级优化，让农民获得更多收益。中国农业大学任赞杰利用农业农村部“头雁”项目数据研究了新型农业经营主体负责人的户籍类型对其经营绩效的影响，研究发现，相较于城镇户籍，负责人为农村户籍的新型经营主体，其经营绩效和联农带农水平更低。因此，进一步推进乡村产业振兴，应引导城市优秀人才流向农村，发挥新型农业经营主体的联农带农效应。

第二，发挥产业振兴带头人作用，通过利益联结、资源优化和公益带动等模式帮助农民提高收入。华中农业大学林秋晓揭示了乡村产业振兴带头人的利益联结、资源优化和公益带动三种联农带农模式在提高农民收入、缩小收入差距、促进乡风文明和实现精神富裕方面的积极作用。产业融合是促进欠发达地区包容性增长的重要途径，但其融合路径的选择应遵循资源可持续利用的前提。中国社会科学院大学刘梦婷指出，产业融合萌芽期可实现初步延长产业链、减少资源消耗、创造生产性就业机会；

产业融合形成期可实现生产方式绿色化、资源配置高效化、促进农户尤其是脱贫人口就业增收；产业融合成长期可通过多层次、多元化的产业融合模式实现产业绿色转型、农户就业增收，实现包容性绿色增长。

第三，通过财政支农和资产盘活等途径摆脱融资困境，助力新型农业经营主体发展。一是通过财政金融协同支农赋能农业绿色转型。山东农业大学朱鹏提出，可通过利用政策性农业担保，推动财政与金融协同支农，重点增加农地整治流转、粮食生产加工、农业社会化服务的融资供给；通过精准对接新型农业经营主体的实际需求，避免资源浪费，提高资金使用效率；通过推动组织架构的网络化发展，提升农业主产区的融资担保服务供给，加大对中西部地区的奖补扶持力度。二是通过盘活农业生物资产拓展资金来源。有效盘活生物资产使其成为金融机构认可的抵押物，对于缓解资金约束、释放乡村经济活力具有重要意义。西北农林科技大学庄腾跃以消耗性、生产性生物资产为例，引入动态产量模型，对农业生物资产的抵押价值进行了动态评估，为生物资产价值提供了度量工具。

2.以党建引领与制度改革促进农村集体经济发展。第一，以农村党建引领农村集体经济发展。华中农业大学吴欢从村党组织书记领导力视角切入，发现村党组织书记在优化资源配置和提供社会支持方面的工作能力提升、工作动机增强，能促进农村集体经济展现更大的活力和更高的效率。

第二，发挥农村集体产权制度改革效应。发展农村集体经济，既是乡村振兴的重要内容和有机组成部分，也是实现乡村全面振兴和农民富裕的经济基础。开展农村集体产权制度改革，既能通过合理开发与利用集体资产，形成硬件设施建设的资本积累，提升新型农业经营主体参与市场经济的竞争能力，又能营造良好的乡村营商环境，改善农业生产的便捷性与生活居住的适宜性。中国社会科学院大学贾琦指出，农村集体产权制度改革显著增加了农业专业户的数量，盘活集体资产和优化营商环境为农业经营主体参与市场竞争提供了更加便利的条件和更加优质的服务。

第三，创新农村集体经济发展模式。湖南农业大学徐进分析了资源开发、物业经营、资金入股、劳务经济四类新型农村集体经济发展模式。其中，资源开发模式侧重于整合集体资源并吸引企业合作，物业经营模式依赖于资产出租，资金入股模式通过将资金投资企业获取股份分红，劳务经济模式则依靠服务创造就业。徐进指出，应通过提高农民参与集体经济的积极性、引入专业人才、强化集体经济管理、完善产权制度建设等措施，创新农村集体经济发展模式，推动农村集体经济健康发展。

3.以农村人居环境整治与乡村环境制度建设促进乡村生态宜居。第一，加强农村人居环境整治是促进乡村生态宜居的重要途径。改善农村人居环境是乡村振兴战略的重点任务，事关广大农民根本福祉。现阶段，中国农村地区所面临的经济长足进步与公共事务衰败并存的“发展悖论”，很大程度上源于农村集体行动能力的衰退。西南大学向栩揭示了劳动力流动对乡村人居环境建设中农村集体行动能力的影响：一是促使村庄的社会关联模式由“传统型”转变为“现代型”，使得农户社会网络得以强化，并通过社会网络的沟通功能和团结功能促进集体行动；二是增强以老人、儿童和妇女为主的留守成员对村庄社会网络的依赖，从而增强农户参与农村人居环境建设集体行动的意愿。

第二，扎实推进农村污染治理是促进乡村宜居的重要保障。中国特色的环境规制以政府行政命令和绩效考核为主，并与市场化规制工具相结合。华中农业大学张诗怡指出，环境规制有效降低了城市

地区污染企业的生产规模，减少了污染排放，促进了企业绿色创新，但对农村地区污染企业的影响十分有限，因此，应推进县域空气质量监测站建设，加强农村地区环保工作的法规建设与资金投入，加快农村污染企业绿色转型，以缓解企业污染排放对农村生态环境的影响。

4.以数字乡村建设促进乡村共建共治共享与包容性增长。第一，推动数字乡村建设是提升乡村共建共治共享的有效途径。中国农村面临着村容环境、农田水利等领域公共事物的治理危机，而将公共事物内部化可有效提升治理效率。通过加强数字素养培育、强化数字治理增效等方式，引导农户自发、自觉参与数字乡村建设，激发村民“自治”的主体意识，有助于提高村民的集体荣誉感和归属感，以及基层干部与群众的幸福感。宁夏大学罗静怡对四川省广汉市“川善治”村级事务管理平台积分制实践案例的研究发现，数字化积分制能从技术赋能、价值共创和平台思维等方面赋能乡村治理，提升乡村“智治”的能力，形成资源数据的互通共享，打造协商共治、利益共享的良好生态。

第二，以数字乡村建设带动产业发展是促进产业结构升级和农民增收的重要途径。西南大学陈肖雄对信息惠民国家试点城市经验证据的研究发现，政务服务信息化可有效促进农村居民创业和非农就业，进而推动农村居民收入增长。华中农业大学黄雅姿发现，“电子商务进农村综合示范县”政策的实施对县域产业结构升级具有明显促进作用，农村电商发展通过在需求端拉动居民消费需求形成“倒逼”，在供给端促进非农产业集聚形成“助推”，在激励端加快资金流动速度形成“加速”，共同推动了县域产业结构升级。福建农林大学陈臻鹏指出，数字乡村建设可通过提升乡村创业活跃度和加快农业技术进步推动乡村包容性增长，但需警惕由此带来的马太效应和数字鸿沟等发展不平衡、不平等的问题。

（三）促进农民富裕富足

1.以构建解决相对贫困的长效机制防止脱贫地区农户规模性返贫。第一，有效控制和防范因病致贫与因病返贫。缓解相对贫困治理阶段的健康贫困问题，是实现乡村全面振兴的重要环节。华中农业大学甘海清揭示了社会资本对健康贫困的抑制作用，发现社会资本有助于缓解农户的健康贫困，主要通过丰富农户健康信息和提高农户健康认知两个渠道发挥作用。第二，充分发挥生计资本的防返贫效应。西北农林科技大学姬明月基于中国六盘山集中连片特困地区农户调查数据的研究发现，生计资本积累能有效降低农户返贫风险，通过资本组合和生计策略的调整可有效应对农户返贫问题。

2.以乡村产业结构转型升级和数字乡村建设赋能农民高质量增收。第一，推动农村产业融合发展与农业产业结构升级，促进农民持续增收。新疆农业大学丁宁认为，农村产业融合发展显著促进了农民增收，并对农村居民人均可支配收入具有长期影响，但这种增收效应会随时间逐渐减弱。第二，推动数字乡村建设，拓展农民收入来源，增强农民收入的稳定性。江南大学李小山指出，数字营商环境优化可通过促进农村产业数字化升级和农民非农转移来提升农民收入，且农民数字素养提高有助于强化数字营商环境优化对农民收入的提升作用。宁夏大学马梓涵发现，数字普惠金融能显著提升农民收入质量，且主要通过促进农村产业融合发展发挥作用。

3.以农业食品制度创新和居民膳食结构升级促进农民高质量消费。第一，创新保质期标签用语体系，开展食物节约行动，减少食物浪费。西北农林科技大学李晓磊基于行为助推视角，揭示了保质期

标签新用语体系的作用，发现采用保质期标签新用语体系（此日期前售出、此日期前最佳、此日期前食用、此日期后变质等）可显著缓解保质期标签误读造成的食物浪费，且相较于食品安全类标签，食品质量类标签在缓解食物浪费方面的效果更优。第二，调整居民膳食习惯，促进农村居民消费转型升级。华中农业大学李晓云提出，引导农村居民向健康且“低耗水”的膳食模式转变，可更好地保障粮食安全和居民健康。

4.以城乡融合发展促进农民富裕富足。第一，优化教育资源配置是推动县域城乡融合发展的关键举措。辽宁工程技术大学韩家彬评估了“撤点并校”政策实施对城乡经济融合的影响，发现学校数量对城乡经济融合发展水平呈倒U型影响，即在学校数量适度减少的初期会促进城乡经济融合，但学校数量过度减少会阻碍城乡经济融合发展。第二，深化户籍制度改革是促进农民富裕富足的有效手段。安徽农业大学佟大建从城市户籍获取角度揭示了城镇化的共同富裕效应，发现农村户籍人口获取城镇户籍可以显著提高其收入水平，缩小他们与城市居民之间的收入差距。

三、推进乡村全面振兴的国际经验与启示

推进乡村全面振兴是一个复杂的系统性工程。会议期间，与会学者从归纳和总结国际经验的角度，围绕吸引外商投资与建设农产品大市场、推动国际合作伙伴贸易便利化等问题，开展了广泛而深入的讨论。

（一）国际经验

1.通过吸引外商投资和建设农产品大市场促进要素流动。中国社会科学院农村发展研究所曹斌指出，日本非常重视外资企业在促进本国经济发展中的作用，通过完善投资机制、优化营商环境、提供招商优惠等一系列优化措施破解外商投资进入壁垒：日本中央政府颁布了《未来投资战略2018》《对日直接投资促进战略2021》，日本地方政府出台了减免外资企业登记注册费用、补贴办公室租金和提供投资项目补助等优惠政策。曹斌指出，当前中国应以“一带一路”建设为“走出去”的重要抓手，建立“走出去”公共服务平台以提供国别投资合作指南、统计查询、安全风险防范等服务。湖南工商大学李东坡揭示了日本建设全国统一农产品大市场的实践经验，包括：在小规模农业经营占主体的条件下深化流通体制改革，构建中央与地方、批发与零售密切结合的农产品市场体系，确立较为完备的立法体系，构建统一协调的市场运行规范、机制和组织体系，实施保障市场标准化的投融资项目，推广信息与通信技术，等等。

2.推动国际合作伙伴贸易便利化建设以共享发展机遇。中央财经大学于爱芝以中非贸易便利化实践为例，归纳了中非贸易便利化的实践经验：一是开展基础设施建设合作。协助贸易合作伙伴开展交通、水利和电力等基础设施建设，建立农产品多式联运新通道，打造全程定点运输线路，缩减运输时间和运输成本，提高贸易效率。参与光纤、固定电话、互联网等通信基础设施建设以及信息通信人才培养，通过建立电商平台和移动支付平台助力合作国家数字基础设施建设。例如，中国企业与南非多所院校联合成立了信息通信技术学院，助力非洲构建本土的信息通信技术人才生态系统。二是优化合

作制度环境。通过加强双方在技术标准、检验检疫、商检设施等方面的合作，助力贸易伙伴进行数字化贸易和无纸化通关系统建设，建立农产品输华“绿色通道”，降低交易成本，帮助更多优质农产品进入中国市场。通过加强高层互访对话和建设政府间磋商与合作机制，开展战略对接，完善合作机制。

（二）对外合作实践启示

1.健全农业国际合作机制，构建全球农业发展共同体。以农产品贸易为抓手，积极推动与非洲等地区的农业经贸关系转型升级，有助于合作双方共享发展机遇、实现互利共赢。中央财经大学于爱芝指出，中非农业贸易高度互补，具有促进居民食物消费结构转变、助力非洲农业转型升级和保障非洲小农户生计的作用。其中，提升贸易便利化水平能显著增强中非农产品贸易韧性。她建议，进一步完善对话机制，优化贸易制度环境，加强非洲基础设施建设援助和数字化服务平台建设，推进人才交流、促进技术创新合作与产学研合作。针对外贸风险较大、进口集中度较高的农产品，应积极拓展农产品进口来源，密切关注进口国制度环境和政策导向。河南农业大学赵明正指出，“一带一路”沿线国家油料增产潜力和合作前景较好，在东南亚和中亚地区应积极推广种植经验和技术、分享优质品种、提高经营管理水平，以提升当地油料单产。对于中东欧地区，应关注当地农业开发政策，协助当地政府加强基础设施建设，依法依规投资，保护投资安全。

2.推进共商共建共享，强化乡村产业政策与技术支撑。中国基于“共商共建共享”的理念在农业境外园区建设方面取得了许多成就，为全球农业治理提供了中国方案。湖北工业大学吕潮浠以采取生物科技“走出去”模式的“老挝—中国现代农业科技示范园”为例，对上市公司参与农业境外园区的风险进行了识别，提出应通过采取建立风险保障和风险应急机制、了解当地法律、促进多元文化交流和增强企业自身财务能力等措施积极应对风险。中国社会科学院农村发展研究所曹斌指出，可通过加强对外投资的政策支持、提升投资企业技术研发能力、引导新型农产品电商企业“走出去”等措施改善中资企业对外投资环境。中国农业科学院张鑫蕊分析了中印农业开放合作对中国乡村振兴的经济效应，发现中印在劳动密集型和土地密集型农产品上各具比较优势，取消两国之间农产品贸易关税壁垒、降低技术性贸易壁垒，既能提高两国的GDP和非农就业率，又能改善生产结构和贸易规模，为乡村振兴提供资金、资源和人才支撑。

3.创新国际合作模式，建立复合型农业人才培养体系。因地制宜地推进农业合作交流和技术推广项目，创新科技合作模式，并建立健全多层次、多类型、多样化的且具有中国特色的复合型农业人才培养体系，可为全面推进乡村振兴提供人才和科技支撑。西南大学邹宝玲认为，中国农业对外合作的成功实践包括：建设高水平国际合作制度；优化贸易结构和签订自贸协定；开展对外开放合作试验区和境外农业合作示范区建设；建成包括技术转移、来华培训、农业科技创新平台等在内的农业科技对外合作体系；依托资金、技术、项目、人才等资源开展具有中国特色的对外援助，因地制宜助力发展中国家提高农业发展水平和粮食安全水平。她认为，应寻求中国农业对外合作新方向与新路径：一是健全农业国际合作机制，构建新型农业对外伙伴关系与多边对话机制，保障农业合作的稳定与持续；

二是打造农业国际合作新优势，培育壮大跨国农业企业，打造核心竞争力和国际化经营能力；三是充分发挥比较优势，创新发展合作模式，因地制宜地不同区域实施农业合作交流与技术推广项目，寻求国际农业合作的利益契合点；四是全力攻克农业核心技术，培养国际化复合型农业人才，创新构建“资源共享、优势互补、抱团出海”的农业科技合作模式，并建立健全多层次、多类型、多样化的具有中国特色的复合型农业人才培养体系，重点培育一批“懂技术、会经营、国际化”的新农科人才。

四、总结与展望

在本次学术研讨会上，与会专家学者深入探讨了推进乡村全面振兴进程中实现农业农村现代化所面临的现实挑战，从促进农业高质高效、推进乡村宜居宜业、实现农民富裕富足等方面提出了大量有益建议，并聚焦推进乡村全面振兴的经验与启示进行了深入讨论。本次论坛中，专家学者就如何推进乡村全面振兴达成如下共识：第一，在当前百年未有之大变局下，建设农业强国、推进中国式现代化、实现乡村全面振兴，必须坚持以农业为基础，以发展新质生产力为契机，通过技术颠覆性变革、要素创新性配置、全链条减排增汇等途径推动实现农业高质高效，从而实现农业现代化；第二，要加快数字乡村建设，通过强化基础设施建设、完善信息服务和数字治理体系，推进乡村治理体系和治理能力现代化，加快实现农村现代化；第三，共同富裕是中国式现代化的本质特征，要在巩固拓展脱贫攻坚成果、防止规模性返贫的基础上，想方设法促进城乡融合、缩小城乡差距，推动农村居民消费升级，进而实现共同富裕。

新时期推进乡村全面振兴任务艰巨而意义重大，未来可进一步深化研究的方向包括：第一，探索引领农业绿色发展的创新型制度工具，构建区域性农业碳排放交易制度，完善“双碳”监测平台，深入挖掘碳交易框架下农业绿色低碳发展的实施路径，助力农业绿色转型与“双碳”目标协同推进。第二，探索现代农业社会化服务经营体系，稳定农业社会化服务“产前”“产中”环节服务供给，拓展“产后”环节的服务供给，形成全链条、多层次的社会化服务网络，推动小农户进入现代农业发展轨道。第三，探索新质生产力赋能农业高质量发展的实现路径，聚焦智能农业、精准农业等先进技术的推广应用，揭示其重塑农业价值链、实现农业高质高效的机制，为农业现代化提供有力的技术支撑。第四，探索健康营养均衡目标下居民膳食结构转型的驱动机制，通过健康营养标签干预等机制创新，引导居民向健康、低耗、可持续的膳食结构转变，推动农业供给与居民需求的良性互动，实现农业与健康的深度融合。第五，挖掘乡村产业振兴与农民增收致富协同发展的实现路径，探索新型农村集体经济组织和新型农业经营主体的投融资创新模式，完善联农带农机制，强化乡村产业发展对农民增收的带动效应，确保乡村振兴成果惠及广大农民。第六，加强对国际经验的借鉴，立足中国国情探索创新型国际合作模式，构建便利化贸易制度环境和人才培养体系，为乡村全面振兴注入国际化视野和力量。学术界未来可围绕上述关键问题加强理论和实践讨论，为推进农业高质高效、乡村宜居宜业和农民富裕富足提供科学依据和实施路径，切实助力乡村全面振兴目标的有效实现。

（责任编辑：胡 玮）