

• 重大主题专栏 • 研究阐释党的二十届三中全会精神

健全生态环境治理体系的理论分析与实践路径 ——基于系统观念的视角

于法稳 孙韩小雪 吴青林

摘要:生态环境治理体系是国家治理体系在生态环境领域的体现。在推进城乡融合发展、乡村全面振兴的时代背景下,加强农村生态环境治理是健全生态环境治理体系、推进国家治理能力现代化的重要环节,为农村生态环境保护、农业生产环境改善、农村人居环境整治提供了有效保障。从理论层面上讲,农村生态环境治理的多目标性和复杂性,决定了治理体系在农村生态环境治理问题上有效运行的关键是实现“两适配一协调一统筹”,即多元治理主体与治理领域之间、复杂治理制度与作用对象之间的适配,各治理主体行动的协调以及生态环境治理中的城乡统筹。从实践层面上讲,党的十八大以来,生态环境治理体系建设取得了明显成效,政策体系不断完善、生态环境管理制度体系不断健全、生态环境治理行动持续推进、资源保护利用制度更加严格。但是,在健全生态环境治理体系、加强农村生态环境治理建设中,依然存在治理主体缺位、治理制度多样性不足、协调机制不健全、统筹力度不够等一系列问题。为此,应充分考虑生态保护与资源利用任务的复杂性、生态环境污染防治任务的艰巨性、生态环境系统恢复任务的长期性,进一步完善生态环境治理体系的结构、健全多元主体参与治理的机制体系、强化治理制度体系的完整性与适配性、提高治理体系的协调性、增强治理体系的城乡统筹力度。

关键词:农村生态环境治理 生态环境治理体系 系统观念 城乡融合发展

中图分类号: F323.22; X321 **文献标识码:** A

一、引言

党的二十大报告中指出:“大自然是人类赖以生存发展的基本条件。尊重自然、顺应自然、保护自然,是全面建设社会主义现代化国家的内在要求。必须牢固树立和践行绿水青山就是金山银山的理

[资助项目] 中国社会科学院创新工程“学者资助计划”项目“粮食安全背景下农业的绿色发展研究”(编号:XC2023001)。

[作者信息] 于法稳,中国社会科学院农村发展研究所、中国社会科学院生态环境经济研究中心,电子邮箱:yufaw@cass.org.cn;孙韩小雪、吴青林,中国社会科学院大学应用经济学院。

念，站在人与自然和谐共生的高度谋划发展。”2018年颁布的《乡村振兴战略规划（2018—2022年）》对农业绿色发展、改善农村人居环境、加强乡村生态保护与修复等方面提出了具体的规划与要求。党的二十届三中全会指出了健全生态环境治理体系的任务。2025年中央“一号文件”强调要加强农村生态环境治理。生态环境治理体系是国家治理体系的重要内容，在推进乡村全面振兴的时代背景下，加强农村生态环境治理是健全生态环境治理体系、推进国家治理能力现代化的重要环节。

为统筹城乡发展、推进乡村振兴与农业农村现代化，党的十九大作出建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系的部署。党的二十届三中全会也指出，应完善城乡融合发展体制机制，并在进一步全面深化改革的原则中强调，坚持系统观念。在健全生态环境治理体系方面强调城乡融合，意味着要破除城乡生态二元体制下“资源进城、垃圾下乡”等不合理现象，推动农村生态环境治理，促进城乡生态环境治理一体化。与此同时，健全生态环境治理体系，也是习近平“系统观念”的直接体现。农村生态环境治理仍面临治理主体功能弱化、机制运行不畅、资源配置失衡、能力建设滞后等突出问题，严重制约城乡生态环境融合发展（李宁，2020；毛渲和王芳，2022）。为此，健全生态环境治理体系，强化农村生态环境治理，是推动城乡融合、实现“人与自然和谐共生的现代化”的重要措施，同时也对全面深入推进生态文明建设、美丽中国建设具有重要作用。本文基于系统观念的视角，立足城乡生态环境治理一体化原则，针对当前农村生态环境治理实践中的突出问题，系统探讨健全生态环境治理体系的理论框架与实践路径，对提升农村生态环境治理效能具有重要的理论价值和实践意义。

农村生态环境治理不仅是回应新时代农民对美好生活向往的重大现实问题，也是学术界研究的热点议题。本文从以下两个维度对现有文献进行系统梳理，以识别亟待深入研究的核心问题。

一是关于农村生态环境治理理论的研究。这些研究涵盖两个方向。其一，围绕治理主体展开理论研究。中国在推进农村生态环境治理进程中，政府长期发挥重要的主导作用（于法稳，2019），但如果仅以政府作为单一治理主体，完全依靠行政命令推动农村生态环境治理，往往会导致治理成效难以满足农村居民对高质量生态环境的诉求（栗明，2017；毛渲和王芳，2022）。为此，应该思考符合现代化生态环境治理体系的治理模式，为多元主体协同参与的农村生态环境治理提供场景（李成，2022），促进单一主体治理模式向政府、社会、农民共同参与的多元治理模式升级（张俊哲和梁晓庆，2012）。在此过程中，由于农村生态环境治理的公共物品属性，它具有外部性和复杂性特征，应注重多元主体合作中的主体责任分配和有效互动，通过激发不同主体的责任认知、规范不同主体的责任行为，以确保合作达成（李华胤和李慧宇，2022）。其二，围绕治理机制展开理论研究。生态环境是有机系统，其治理应基于系统观念来考量，通过构建系统性、综合性、整体性的治理机制，实现生态环境善治（祁毓等，2024）。一方面，农村生态环境治理多元主体间的协同博弈，凸显了协同治理机制创新的必要性。农村生态环境治理中政府主导、市场调节、农户自治三种制度路径属于既共生又相克的关系（苏毅清等，2024），存在共生机制错位与主体权责失衡等问题，严重阻碍农村生态环境治理能力提升（文字和竺乾威，2021）。为了解决上述问题，学者们借助科学的理论分析框架，从构建有效的农村生态环境治理机制入手，提出了丰富的见解。一些研究致力于激活农村生态环境治理的集体行动，发挥融合效应生成主体互惠的共生系统，引导多元化环境治理机制的创新（文字和竺乾威，2021；苏毅清和

莫斯婷, 2024)。另一方面, 自治、法治、德治有机融合的治理机制, 推动了农村生态环境治理效能的发挥。在推进乡村全面振兴的时代背景下, 自治、法治、德治“三治合一”的乡村治理机制是推进国家治理体系现代化的关键要素(何阳和孙萍, 2018)。其中, 推动农村生态环境治理的法治化进路, 重构回应权利保障的环境法治体系, 是推动农村生态环境实现善治的重要维度(丁国峰和蒋淼, 2022)。

二是关于农村生态环境治理实践的研究。董海军和郭岩升(2017)认为, 中国生态环境治理经历了运动式治理、治理倒退、应激开拓式治理、背离式治理与倒逼式治理五个阶段。改革开放以来, 尤其是党的十八大以来, 中国生态环境治理体系不断系统完善, 其突出表现是: 不同时期的农村生态环境治理理念、治理结构、治理技术等, 都具有重视程度不断提高、整治范围不断扩大、重点领域要求越来越具体、治理主体多元化越来越明显的趋势(杜焱强, 2019; 张博和梅莹莹, 2023)。然而, 与农业农村现代化发展进程相比, 中国生态环境治理体系建设仍具有滞后性、封闭性和排外性等特点(苏杨和马宙宙, 2006; 李增元和姚化伟, 2016)。究其原因, 生态环境治理实践中长期存在的城乡二元体制将农村生态环境领域治理诉求隔绝在城市生态环境治理体系的场域之外(李宁, 2020)。农村生态环境是城市环境建设提升的“服务者”, 难以获得与城市同等水平的环境治理资源分配及主体功能地位(毛渲和王芳, 2022), 使农村生态环境治理实践一度陷入僵局。为摆脱农村生态环境治理的困境, 必须以城乡融合为支撑, 将农村生态环境治理与城镇生态环境建设纳入同一个框架, 打破城乡二元结构的桎梏(于法稳, 2017)。

上述文献从不同视角研究了农村生态环境治理的相关问题, 提出了真知灼见, 为本文提供了理论参考和实践启迪。但现有研究的“切口”较为狭窄, 仅强调发挥特定治理主体或治理机制的作用, 缺少从宏观层面对生态环境治理体系整体性的描画, 缺乏对现有治理体系实践表现的系统性诊断。同时, 关于多元治理主体与治理领域之间、复杂治理制度与作用对象之间如何相互作用, 现有文献较少涉及。而它们之间的相互作用, 不仅决定了整个治理体系是否具有协调性, 而且决定了最终的治理效果如何。

系统观念是具有基础性的思想和工作方法, 是坚持全面、联系、发展与整体的视角和理论(方涛, 2025), 强调通过考察系统各部分之间的相互关系、反馈回路来理解系统, 而非孤立地研究单个组成部分。基于系统观念, 从健全生态环境治理体系的理论基础上看, 本文尝试分析并解答农村生态环境系统所具备的特征属性、农村生态环境治理的目标体系、生态环境治理体系可持续运行的必要条件、实现生态环境治理体系协调与统筹的关键等问题, 充分论述健全生态环境治理体系在强化农村生态环境治理问题上应具有的环环相扣、彼此关联的系统性, 揭示系统观念对健全生态环境治理体系提出的全局角度谋划、目标协同治理、城乡统筹兼治、多元主体共治、机制动态发展、整体观念推进等各项要求。从健全生态环境治理体系的现实推进上看, 本文剖析健全生态环境治理体系既有的实践表现、存在的现实问题、面临的客观形势, 并在此基础上提出强化农村生态环境治理效能进而健全生态环境治理体系的推进策略, 在整体把握系统中多要素、各层级辩证关联的前提下全面回答“系统观念视角下健全生态环境治理体系”怎样落地生根的问题。

本文的创新点体现在如下两个方面: 第一, 研究视角的创新。本文基于系统观念的视角, 探讨健全生态环境治理体系的理论逻辑, 从城乡统筹、区域统筹理念出发, 将理论与实践相结合, 系统分析

健全生态环境治理体系的理论基础，梳理农村生态环境治理的实践进展，并剖析实践中存在的问题。第二，理论分析框架的创新。本文结合中国农村生产生活实际与生态环境特征，构建适应中国农村生态环境治理具体形势的“两适配一协调一统筹”理论分析框架。“两适配一协调一统筹”理论分析框架充分考虑了层级间的递进传导与动态反馈，为构建完整且富有韧性的生态环境治理体系提供理论支撑。根据理论分析框架，结合健全生态环境治理体系面临的具体形势，本文提出相对应对策建议，为健全生态环境治理体系、强化农村生态环境治理提供靶向。

二、系统观念下健全生态环境治理体系的理论分析

（一）治理体系分析的起点

生态环境系统具有生态、经济和社会三重属性（马世骏和王如松，1984）。从生态属性看，农村生态环境系统是自然生态系统的重要组成部分，也是其子系统。健全生态环境治理体系，实现农村生态环境的善治，要基于可持续发展战略，采取生态措施促进生态系统保护、修复和建设，以维持生态系统的稳定性，提高生态系统的健康水平并增强生态服务功能。从经济属性看，农村生态环境是农业生产的核心基础或载体，不仅要实现农业增长、农民增收，而且要保障农产品质量安全。可以说，保障国家粮食及重要农产品稳定供给，是建立在农村生态环境基础之上的。从社会属性看，农村生态环境是农村居民日常生活的场所。要满足人民日益增长的美好生活需要，农村生态环境治理无疑应以提升农民幸福感和获得感为根本目的，通过建立长效运营和管护机制，持续改善村容村貌（王宾和于法稳，2021；毛佩瑾，2024），加强农村人居环境整治提升，使乡村既“宜业”又“宜居”。因此，农村生态环境治理具有典型的多目标性和复杂性特点，生态、经济和社会三大目标构成的目标体系，分别对应着农村生态环境保护、农业生产环境改善和农村人居环境整治（于法稳，2021），这三个方面也正是实现乡村生态振兴的重点。中国农业具有先天弱质性、农村生态环境治理存在历史滞后性（金书秦和韩冬梅，2020），农村一方面要向城市供给高质量农产品和其他生态产品，另一方面面临城市扩张引发的生态空间挤压和污染物转移的压力，“环境公平”也应成为农村生态环境治理的重要考量。实现农业农村现代化，建设农业强国，也要从城乡统筹的角度审视农村生态环境治理问题。

从更宏观的角度看，无论整个生态环境治理体系的具体构成如何，它始终包含治理主体、治理机制、治理效果三大基本因素（俞可平，2014）。生态环境治理目标的多样化，可能引发治理主体和治理机制内部的矛盾冲突，治理任务、约束制度的多元化可能导致治理主体与其承担的治理任务之间、治理主体与约束其行为的治理机制之间产生矛盾。因此，必须充分考虑这些基本因素之间的相互作用，对治理体系内的治理主体、治理机制等同时做出安排，才能建立高效、可持续运转的治理体系。另外，在城乡融合发展的背景下，城乡环境治理目标统筹规划与协同推进，也是需要综合考虑的重要因素。综上所述，本文认为治理体系高效、可持续运转的关键条件是实现“两适配一协调一统筹”。

（二）治理体系运行条件

1.生态环境治理体系中的“两适配”。所谓“两适配”中的第一层适配关系，指的是多元治理主体与治理领域之间的适配。农村生态环境治理是一项具有长期性、艰巨性特征的系统工程，其多目标

性和复杂性，意味着这项系统工程必然涉及不同的利益主体，需要发挥政府、市场、农民等多元主体的作用（王名等，2014）。农民是农业生产主体，也是农村生活的主体，在实现村民自治方面具有信息上的绝对优势。引入市场机制，使企业等市场主体也积极参与治理工作，可以实现资源优化配置，提高资源利用效率，在一定程度上可以解决村民自治缺乏激励的问题（苏毅清等，2024）。政府要通过采用税收、补贴和排污权交易等多种政策工具，及时解决生态环境治理中由于个体行为偏差和外部性导致的低效率问题。但现有文献较少论及各治理主体在治理中的具体分工。政府、市场、农民在不同治理领域中的角色绝非一成不变，而是应发挥差异化和互补性的作用。据此，本文认为，应根据治理任务的公共物品供给强度、治理技术复杂度、外部性溢出范围三大维度对各治理主体的任务及权责进行匹配。具体地讲，针对农村人居环境和农业生产环境治理中覆盖范围窄、技术难度不高、与农民自身生活和生产息息相关（外部性低）的问题，由农民发挥主体作用解决。对于覆盖范围广、技术难度较大、公共性强（外部性高）的问题，如跨流域生态治理、基础设施建设等，由政府主导解决。对于需要技术攻关或可以引入市场机制化解的问题，由市场机构主导或让其在政府的指导下开展相关工作解决问题。如此一来，生态治理的公共目标与农民及市场主体追求利益最大化的私人目标存在部分重叠，符合“谁治理，谁受益”原则，既可调动各方积极性，避免传统行政指令治理的低效，又能实现治理主体“各司其职”，防止陷入“无中心”的误区（李平原，2014）。

“两适配”中的第二层适配关系，指的是多元治理制度与其作用对象之间的适配。生态环境治理体系包含一系列围绕参与主体的互为补充、互相嵌套的制度安排（苏毅清等，2024）。按照生态环境治理制度的不同属性和标准，可以划分为不同的类型，如正式制度和非正式制度的划分，强制性制度、引导性制度、激励性制度的划分（沈满洪，2024）。在生态环境治理体系中需要安排多样化的制度，且不同制度安排要和作用对象相适应，这可以从制度的实施成本及其刚性特征的角度理解^①。一般而言，制度的刚性及其作用对象的松散程度与维持制度运转的成本呈正相关关系。这是因为制度刚性越强，意味着需要建立更完善的奖惩机制以强化威慑约束效果；同时，也需要收集更充分的信息来准确评估对象行为。如果作用对象的松散程度很大，收集这些信息就变得非常困难。若以“命令—控制型”的强制性制度规范市场主体和农民的行为，需要花费较高的成本搜集相关信息，制度执行成本太高。对市场主体而言，它们的生产经营行为主要遵循市场经济规律，因此，应以激励性制度为主，更好地引导其行为。对农民而言，刚性较强的制度难以发挥应有的作用，因为农业生产面源污染具有排放点多而散、排放途径和数量不确定等特点，要精准识别个人行为所导致的结果非常困难。相反，非正式制度（如乡风民俗、传统道德规范、村规民约等）有可能发挥意想不到的积极作用。其原因在于，融入乡风民俗的乡村生活行为规范体系不是围绕独立的个人建立起来的，而是基于各种社会关系特别是家族邻里之间的关系网络建立起来的（周雪光和艾云，2010）。因此，将农村生态环境治理和乡风民

^①还存在其他评价制度绩效的角度，如公平性等，此处采用了一种效率主义的视角。事实上，如果难以获得作用对象的偏好，则很难实现公平性。

俗建设有机结合起来，可能实现事半功倍的效果^①。此处需要澄清的是，以上论述并非讨论特定对象、各种制度之间的互斥关系，也并非以简单的“成本-收益”思想考虑生态环境保护问题，而是探讨针对具体情况应选取合适的制度组合，发挥各种制度间的互补作用^②，高效地解决问题。

2.生态环境治理体系中的“一协调”。所谓“一协调”，指的是各治理主体行动的协调。农村生态环境治理的参与主体具有多元化特征，在实践中难免存在不同程度的矛盾和冲突，从而影响农村生态环境治理成效。农村生态环境治理涉及的各部门职责不同，目标侧重自然也有所不同^③。依据公共选择理论与利益集团理论，政府决策者的行为逻辑同样符合“经济人”假设。规则的生成是一个政治进程，而非单纯出于对市场失灵的考量（李项峰，2007）。各部门无疑会给自身职责范围内的工作赋予更高优先级，追求扩大本部门的影响力。当权衡各类目标时，均以本单位利益最大化为出发点，导致矛盾难以调和。并且，由于信息不完全，各参与主体有时会因目标不一致而不能采取共同行动。农村生态环境治理行动的具体推进，由各级地方政府结合地方实际确定实施措施。地方政府可能更加看重自身经济发展，尤其是在地方政府具有一定自由裁量权且中央政府不能完全监督其行为时，地方政府更倾向于削弱环境规制的力度，与中央政府之间形成“委托-代理”关系（张琦和邹梦琪，2022）。地方政府可能将生态环境治理资金用于区域经济发展，而非短期内效益不佳的生态环境保护（李潇，2020）。对此，应当把握信息这一关键要素。首先，为化解生态环境治理目标制定过程中可能出现的矛盾和冲突，要建立利益相关方之间的沟通机制，充分了解各方偏好特征；其次，制度执行需要管理者明晰不同主体的行为及其后果，严格落实奖惩制度，塑造政府良好声誉（李潇，2020）；最后，协调各参与主体的行动需要信息支撑，设计具有激励相容特性的制度正是为了解决信息不完全问题。

3.生态环境治理体系中的“一统筹”。所谓“一统筹”指的是生态环境治理中的城乡统筹。走城乡融合发展之路，要把工业和农业、城市和乡村作为一个整体统筹谋划。城乡融合的思想，不仅为城乡经济发展提供了指引，而且为从城乡统筹视角健全生态环境治理体系、实现农村生态环境的“善治”提供了基本遵循。城市生态系统和乡村生态系统都是复合生态系统的组成部分，二者之间的物质循环、能量流动每时每刻都在进行，城市和乡村的生态环境问题相互关联，如城市工业空气污染会扩散至乡村、农村面源污染会威胁城市水源安全。长期以来，城乡之间的要素交换失衡是导致农村生态环境恶化的一大重要原因。一方面，农村需要满足城市对高质量农产品和其他生态产品日益增长的需求；另一方面，农村可能还需要承接城市转移的污染物。因此，打破僵局的核心在于建立具有城乡统筹特点的生态环境治理体系，重构城乡要素交换关系。从实践的角度讲，城乡统筹为解决农村生态环境治理中存在的许多问题提供了路径。首先，生态环境治理中的城乡统筹为解决乡村生态环境治理中的外部

^①已有研究发现，借助社会规范，通过激发社会比较等方式，能够以较低的成本改变主体的能源消费行为（Allcott, 2011; Allcott and Rogers, 2014）。

^②沈满洪（2024）对于制度之间的“替代性”“互补性”有比较综合的论述。

^③例如，农村生态环境治理涉及农业农村部、生态环境部，前者可能更关注农业生产、农民收入等，而后者则更关注农业生产、农村生活带来的污染问题。

性问题提供了方向，核算农村生态产品价值并促进生态产品价值实现，能够使农村提供的生态产品的正外部性实现内部化。其次，城乡之间的生态环境权益存在不平衡现象，通过统筹优化城乡发展布局和建立资源双向流动机制，可以促进实现环境公平和社会的整体可持续发展。最后，城市消费端对绿色健康农产品的需求增长，能推动农村生产端的绿色转型升级；农村生产端的绿色转型升级又能促进城市环保产业扩展及其服务和技术向农村地区延伸。由此形成的正反馈循环，通过增强内生动力（杜焱强和詹昕颖，2024），促使农村生态环境治理能够在长期内获得可持续的支持和发展。综上所述，健全生态环境治理体系，实现农村生态环境有效治理，需要采取城乡统筹的视角，构建统筹规划机制。

（三）治理体系运转逻辑

上文已分别阐释了“两适配”“一协调”“一统筹”的成立逻辑，接下来，本文将论述“两适配—协调—统筹”理论分析框架中三者之间的内在联系。首先，“两适配”着眼于治理体系设计的底层，指明治理主体和治理制度两大基本要素构成及其应当具备的多元化特点。实现“两适配”是治理体系低成本持续运转的基石，也是推进更高层次协调统筹的前提条件。其次，“一协调”着眼于治理体系设计的中层，致力于化解治理主体间的冲突。在生态系统中，最活跃、最积极的因素是人（马世骏和王如松，1984），制定制度的是人，制度的作用对象归根到底也是人，可以说，治理主体是否协调，决定了治理体系的运转是否高效。治理主体的协调性向上可确保顶层统筹规划不被扭曲，向下能化解主体间策略性互动，保障具体治理工作取得实际效果。最后，“一统筹”着眼于治理体系设计的上层，强调城乡融合背景下的整体性思维和系统性布局，以实现全局最优。良好的顶层设计及动态调整机制既可以增强治理主体的协调性及其参与环境治理的积极性，又能确保“两适配”的实现、对资源的统筹和公平分配。综上所述，“两适配—协调—统筹”通过层级间的递进传导与动态反馈，将推动构建完整且富有韧性的生态环境治理体系。

三、健全生态环境治理体系的实践推进和问题剖析

农村生态环境保护、农业生产环境改善、农村人居环境整治一直以来都是党中央、国务院高度重视并致力于解决的重大问题，尤其是党的十八大以来，以习近平同志为核心的党中央就生态环境治理问题实施了一系列战略举措，逐步推动生态环境治理体系不断完善。农村生态环境治理无疑是其中的重要实践内容，为实现乡村生态振兴提供了制度保障。同时，在实践探索中，也存在一些深层次问题，需要采取更加有效的措施加以解决。

（一）实践推进

党的十九届四中全会提出，坚持和完善生态文明制度体系，促进人与自然和谐共生。此后，相关政策体系不断完善，生态环境管理制度体系不断健全，生态环境治理行动持续推进，资源保护利用制度更加严格。

1.政策体系不断完善。围绕着生态环境治理，推动生态文明建设，实现人与自然和谐共生，国家在政策制度层面不断强化顶层设计，使相关制度体系的权威性、系统性、完备性不断提升，为农村生态环境治理提供了坚实的制度保障。围绕生态文明建设，党中央、国务院从战略高度、全局高度作出了

系统的顶层设计和整体部署，推动生态文明体制机制和政策制度持续完善（于法稳，2023）。2015年4月，《中共中央 国务院关于加快推进生态文明建设的意见》发布；2015年8月，中共中央办公厅、国务院办公厅印发《党政领导干部生态环境损害责任追究办法（试行）》，明确列出生态环境损害责任追究的相关情形^①；2015年9月，中共中央、国务院印发《生态文明体制改革总体方案》；2016年12月，中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《生态文明建设目标评价考核办法》明确提出：“年度评价按照绿色发展指标体系实施，主要评估各地区资源利用、环境治理、环境质量、生态保护、增长质量、绿色生活、公众满意程度等方面的变化趋势和动态进展，生成各地区绿色发展指数。”^②2017年9月，中共中央办公厅、国务院办公厅印发《领导干部自然资源资产离任审计规定（试行）》。

2.生态环境管理制度体系不断健全。实践表明，生态环境治理必须依靠严格的管理制度。国家在推动生态环境治理的实践中，注重生态环境管理制度体系的不断健全。尤其是在生态环境治理中强调“党政同责、一岗双责”，这为生态环境治理提供了坚强的组织保证。一是建立了国土空间开发保护制度，实施了最严格的耕地保护和水资源管理制度；二是建立了回应市场供求和资源短缺程度、突出生态价值和代际补偿的资源有偿使用制度及生态补偿制度；三是建立了生态保护红线制度，健全了生物多样性保护制度，建立了国家公园体制并完善了国家公园制度；四是实施了中央生态环境保护督察制度，健全了生态环境损害责任追究制度和生态环境损害赔偿制度；五是推行了“河长制”“林长制”等创新性的制度，为农村生态环境治理提供了有效保障。上述不断完善的生态环境管理制度体系，一方面凸显了各级党委、政府的领导责任，另一方面凸显了公民的社会责任。

3.生态环境治理行动持续推进。党中央始终把人民对美好生活的向往作为奋斗目标，并作出了一系列重大决策部署，把解决突出生态环境问题作为民生优先领域。2021年11月，《中共中央 国务院关于深入打好污染防治攻坚战的意见》提出：“以更高标准打好蓝天、碧水、净土保卫战，以高水平保护推动高质量发展、创造高品质生活，努力建设人与自然和谐共生的美丽中国。”^③其中，碧水、净土保卫战的成效，直接关系到农业绿色发展能否实现，农业生态产品供给能力能否提升。在打好碧水保卫战方面，2015年4月，国务院印发《水污染防治行动计划》；“十四五”时期，中国持续推进碧水保卫战，坚持山水林田湖草沙一体化保护和系统治理，保障了农业生产优质灌溉用水的供给。在打好净土保卫战方面，2016年5月，国务院印发《土壤污染防治行动计划》，为切实加强土壤污染防治、逐步改善土壤环境质量提供了保障。

4.资源保护利用制度更加严格。水资源、耕地资源是农业生产的重要资源。近年来，水土资源管

^①参见《中共中央办公厅、国务院办公厅印发〈党政领导干部生态环境损害责任追究办法（试行）〉》，https://www.gov.cn/zhengce/2015-08/17/content_2914585.htm。

^②参见《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈生态文明建设目标评价考核办法〉》，https://www.gov.cn/gongbao/content/2017/content_5160203.htm。

^③参见《中共中央 国务院关于深入打好污染防治攻坚战的意见》，https://www.gov.cn/gongbao/content/2021/content_5651723.htm。

理制度更加严格，有效地保障了水土资源的可持续利用。

其一，在水资源管理方面，习近平指出，要实施最严格的水资源保护利用制度，提高水资源节约集约利用水平^①。2012年1月，国务院发布《关于实行最严格水资源管理制度的意见》，旨在解决中国水资源短缺、水污染严重、水生态环境恶化等问题。同年11月，国务院办公厅印发的《国家农业节水纲要（2012—2020年）》提出，把节水灌溉作为经济社会可持续发展的一项重大战略任务，全面做好农业节水工作。2016年1月，《国务院办公厅关于推进农业水价综合改革的意见》指出，建立健全农业水价形成机制，促进农业节水和农业可持续发展。

其二，在耕地资源管理方面，习近平指出，耕地是粮食生产的命根子，是中华民族永续发展的根基^②。《中华人民共和国土地管理法》规定，国家实行永久基本农田保护制度；永久基本农田经依法划定后，任何单位和个人不得擅自占用或改变其用途。《中华人民共和国土地管理法实施条例》规定，国家对耕地实行特殊保护，严守耕地保护红线，严格控制耕地转为林地、草地、园地等其他农用地。

《国务院办公厅关于坚决制止耕地“非农化”行为的通知》提出，严禁违规占用耕地绿化造林，严禁超标准建设绿色通道，严禁违规占用耕地挖湖造景，严禁占用永久基本农田扩大自然保护地，严禁违规占用耕地从事非农建设，严禁违法违规批地用地。《国务院办公厅关于防止耕地“非粮化”稳定粮食生产的意见》提出，坚决防止耕地“非粮化”倾向，牢牢守住国家粮食安全的生命线。《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，坚持量质并重、坚持严格执法、坚持系统推进、坚持永续利用，全面压实耕地保护责任，健全耕地质量管理机制，严密规范耕地占补平衡制度。

（二）农村生态环境治理在具体领域的表现

农村生态环境治理目标体系下生态、经济、社会三个不同层面的目标，分别对应农村生态环境保护、农业生产环境改善、农村人居环境整治三大具体领域。根据生态环境治理体系的基本构成要素，本文重点从治理主体、治理制度、治理成效等方面分析健全生态环境治理体系在农村生态环境治理不同领域下的具体表现。

1.农村生态环境保护。习近平在全国生态环境保护大会上强调，“生态环境是关系党的使命宗旨的重大政治问题，也是关系民生的重大社会问题”^③。在治理主体方面，农村生态环境保护涉及水土保持、水污染治理、土壤修复等多项重点生态工程的建设，其技术难度之大、所需资金之多、覆盖范围之广，都需由政府主导才能保障实施。

在治理制度方面，2020年，国家发展改革委、自然资源部印发《全国重要生态系统保护和修复重

^①参见《习近平主持召开全面推动黄河流域生态保护和高质量发展座谈会强调：以进一步全面深化改革为动力 开创黄河流域生态保护和高质量发展新局面》，https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202409/content_6974190.htm。

^②参见《各地落实最严格的耕地保护制度——提升耕地质量 端稳中国饭碗》，https://www.gov.cn/xinwen/2022-04/12/content_5684616.htm。

^③习近平，2019：《推动我国生态文明建设迈上新台阶》，《求是》第3期，第9页。

大工程总体规划（2021—2035年）》，对包括森林、草原等在内的多种自然生态系统的保护和修复作出了指导性规划。2021年，农业农村部印发《全国高标准农田建设规划（2021—2030年）》，强调要抓好耕地保护和地力提升。

在治理成效方面，通过政策引领、工程治理和机制创新，中国在森林、草原、耕地等领域的生态系统保护取得显著成效。其一，聚焦森林生态系统，通过“三北”防护林工程、天然林资源保护工程、退耕还林工程、国家储备林工程等生态工程建设，森林资源总量与质量取得双重提升，实现了由资源开发向生态保护的转变。2023年，全国林地面积突破283.7万平方千米，森林蓄积量增至194.9亿立方米，森林覆盖率提升至24.0%^①。其二，针对草原生态系统，通过实施草原生态保护补助奖励政策、退牧还草工程、草原生态保护修复工程等，有效实现由系统退化到恢复生态功能的转变。据《国家生态保护修复公报2024》统计，2023年全国草地面积达263.2万平方千米，且草原综合植被盖度达50.3%^②。其三，在耕地生态系统领域，通过实施高标准农田建设工程、开展耕地保护生态补偿试点、对受污染耕地采取安全利用措施等，有效促进耕地保护，提升了耕地质量平均等级和耕地生态功能，逐渐向耕地数量、质量、生态“三位一体”保护转变。

2.农业生产环境改善。加强农业面源污染防治，是改善农业生产环境、推动农业农村绿色发展的主要途径。在治理主体方面，2021年，生态环境部、农业农村部共同印发的《农业面源污染治理与监督指导实施方案（试行）》明确强调，农业面源污染治理应建立政府和包含农户在内的农业产业链主体共同参与的机制。

在治理制度方面，2015年，《关于打好农业面源污染防治攻坚战的实施意见》《到2020年化肥使用量零增长行动方案》《到2020年农药使用量零增长行动方案》的印发，标志着农业面源污染防治机制逐步迈向体系化（石凯含和尚杰，2021）。2017年，《国务院办公厅关于加快推进畜禽养殖废弃物资源化利用的意见》发布，保障畜禽养殖废弃物的有效处理。2017年，原农业部印发《农膜回收行动方案》以加强农膜污染治理，提高废旧农膜资源化利用水平，推动农业绿色发展。

在治理成效方面，针对不同污染源，农业生产环境领域的农业面源污染问题取得了不同的治理成效。其一，科学施肥用药效果水平提升。国家统计局数据显示，2015—2023年，全国范围内化肥、农药投入量逐年减少，化肥、农药科学施用实现持续减量增效^③。其二，畜禽粪污过程控制与末端利用成效显著。2023年，全国畜禽粪污综合利用率已突破78%^④，种养结合农牧循环发展格局加快建立。其三，秸秆多元利用方式提质增效。2023年，全国秸秆综合利用率已超过88%^⑤，实现直接还田为主、

^①资料来源：《国土绿化让美丽中国底蕴更深厚》，<https://www.forestry.gov.cn/c/www/zhzs/589551.jhtml>。

^②资料来源：《国家生态保护修复公报2024》，https://gi.mnr.gov.cn/202411/t20241101_2873296.html。

^③农药和化肥施用量于2015年左右达到峰值，分别为178.3万吨、6022.6万吨，之后逐年递减，截至2023年，已分别减少至115.5万吨、5021.7万吨。资料来源：<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

^④资料来源：《农业绿色底色更鲜明》，https://www.gov.cn/zhengce/202402/content_6931903.htm。

^⑤资料来源：《我国秸秆综合利用率超过88%》，https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202309/content_6905985.htm。

离田原料化利用为辅的废弃物治理模式。其四，农膜回收处置机制日趋完善。2023年，农膜回收处置率稳定超过80%^①，回收机制科学有效。

3.农村人居环境整治。改善农村人居环境，关系着广大农民的根本福祉，也事关美丽中国建设的重要目标。在治理主体方面，农村人居环境整治的实践推进需要中央政府、地方政府、基层政府、村民自治组织、企业和农民等多元主体的广泛参与，其中，农民应是最主要的治理主体（于法稳，2019）。然而，中国农村人居环境整治缺乏村民自治的有效保障机制，农民主体性缺失（于法稳等，2018；李祖佩，2024）。

在治理制度方面，以习近平同志为核心的党中央从战略高度部署农村人居环境整治任务。2018年，《农村人居环境整治三年行动方案》印发，要求各个地区借鉴浙江等先行地区经验，并结合本地实际情况认真贯彻落实。2021年，中共中央办公厅、国务院办公厅印发《农村人居环境整治提升五年行动方案（2021—2025年）》，推动提升农村人居环境质量，建立健全长效管护机制。2025年中央“一号文件”指出，“加强农村生态环境治理”，明确强调“持续推进农村人居环境整治提升，建设美丽乡村”^②。

在治理成效方面，经过各地的实践探索，村庄环境基本整洁有序、厕所革命扎实推进、生活垃圾分类与污水治理成效显著、村民环境卫生意识也得到加强。截至2024年，全国实施清洁行动的村庄比例增加至95%，打造出干净整洁的村容村貌；卫生厕所普及率提升为75%，厕所卫生条件极大改善，农村人居环境短板得以补齐；生活垃圾统一收运处置的行政村比例稳定在90%以上，一改农村以往“脏、乱、差”的局面；生活污水管控率也达到45%，农村人居环境持续改善，为美丽乡村建设打下了坚实的基础^③。

（三）问题剖析

在新发展阶段，农村生态环境治理无疑会出现一些新问题，迫切需要更加完善的生态环境治理体系加以解决。为此，应对健全生态环境治理体系、强化农村生态环境治理中存在的问题进行剖析，以便更好地探寻解决策略。

1.治理主体缺位。治理主体功能弱化或缺位、治理主体与治理任务失配的问题突出。就政府层面而言，各级党委、政府存在对农村生态环境治理认识不到位、组织不力、专业领导能力不强等问题，全面贯彻执行党对农村生态环境治理的各项政策不到位（于法稳，2021）。例如，2023年，湖北省荆州市公安县纪委监委通报过个别党员干部对非法填埋磷石膏等行为熟视无睹的案例^④。2024年，中央生

^①资料来源：《农业绿色底色更鲜明》，https://www.gov.cn/zhengce/202402/content_6931903.htm。

^②参见《中共中央 国务院关于进一步深化农村改革 扎实推进乡村全面振兴的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/202502/content_7005158.htm。

^③资料来源：《农业农村部：2024年农村人居环境持续改善 卫生厕所普及率达到75%左右》，https://news.cnr.cn/dj/20250120/t20250120_527046868.shtml。

^④资料来源：《关于2起生态环保领域履职不力典型案例的通报》，<http://www.gaxlz.gov.cn/html/dongtaiyaowen/gongzuo/dongtai/2023-12-19/5534.html>。

态环境保护督察组曾通报云南省临沧市、西双版纳傣族自治州及有关部门“对森林资源保护的重要性认识不足”^①，放任本地天然林被盗伐、毁坏；贵州省铜仁市因为“对水产种质资源保护认识不足、重视不够”^②，导致国家级水产种质资源保护区生态破坏。就农民群体而言，其受教育水平相对较低，环保意识淡薄，主动参与性差（王宾和于法稳，2021）。就市场主体而言，往往因它们参与生态环境治理时过分逐利而影响治理效果。

治理主体与治理任务之间的失配有两种表现。一是分工不当，治理主体承担了不适宜其承担的任务。市场与社会参与机制失衡，农村生态环境治理过度依赖政府行动，公民参与未被有效激活，农民在农村生态环境治理中常常处于被动接受的地位。有时基层政府承担了过多的责任，同时又缺乏充足的资金支持，从而在治理当中左支右绌。二是人才队伍建设不充分，任务复杂度与治理主体的技术能力不匹配。长期以来，基层管理群体的专业领导力明显偏弱，同时受体制因素的影响，农村生态环境治理人才队伍年龄结构老化、技术陈旧、能力难以应对农村生态环境治理中的新问题，难以胜任农村生态环境治理工作。据人口普查数据统计，中国农技人员占全部专业技术人员的比例从2000年的1.48%下降到2010年的1.34%，再下降到2020年的0.74%，平均年龄在2010年为41.7岁，在2020年为44.3岁^③。具有农业生产技术及农业生态治理复合知识背景的人才非常匮乏。在新发展阶段，所面对的污染防治形势仍然严峻，加之一些深层次问题不断出现，更需要专业人才队伍及时应对，否则难以体现出充分的韧性。尤其是基层生态环境治理相关部门往往采取“一刀切”的农村污染防治政策，容易带来一些经济社会负面影响，需要专业的人才队伍加以解决。

2. 治理制度多样性不足。制度完整性及多样性不足，治理制度与作用对象失配问题突出。农村生态环境治理制度内容不协调现象普遍存在，主要表现在四个方面：其一，内容不完整，缺乏系统完整的制度。笔者系统梳理生态环境管理、资源保护利用领域的相关管理制度后发现，与农村生态环境治理相关的管理制度零散地分布在不同主管部门出台的制度之中，缺少一个完整的管理制度。其二，管理制度的内容存在冲突。正是由于有关农村生态环境治理的管理制度来源于不同的职能部门，相关内容彼此存在一定的矛盾甚至冲突，成为基层部门实践中的一个堵点。其三，管理制度的单一性明显，结构比例失调。农村生态环境治理领域多以强制性制度为主，缺乏必要的引导性制度、激励性制度等，往往导致治理效果难以达到预期（于法稳，2021）。其四，市场与社会参与机制失衡，治理体系过度依赖行政力量，未能有效激活公众参与，农民在农村生态环境治理中常常处于被动接受的地位（黄森

^①资料来源：《云南省部分市州严重破坏森林生态》，https://www.mee.gov.cn/ywggz/zysthjbhdc/dcjl/202405/t20240517_1073502.shtml。

^②资料来源：《贵州省铜仁市水产种质资源保护区生态破坏问题突出》，https://www.mee.gov.cn/ywggz/zysthjbhdc/dcjl/202411/t20241108_1093782.shtml。

^③资料来源：国家统计局网站，<https://www.stats.gov.cn/sj/pcsj/>。需要说明的是，数据由人口普查数据计算获得，专业技术人员和农技人员数据来源于普查长表，抽样比率为10%；平均年龄由农技人员的年龄频数分布表估计获得，但2000年的数据不足，无法进行计算。

慰等, 2017)。在现实中, 还存在过度依赖行政命令, 忽视村庄内部已有的传统规范对农民行为调节功能的问题。

3.协调机制不健全。农村生态环境治理需要多部门、全社会的共同参与, 但实际上, 治理主体间协调机制不健全。一是缺少权威性的协调组织机构。农村生态环境治理是一项系统工程, 需要权威性的组织机构加以推动。但是, 从实践层面来看, 中国还没有成立专门的组织机构, 难以采取有效的协同行动。二是部门工作职责有待明确。在部门之间职责边界非常清晰的情况下, 部门工作协同可以发挥较好的作用; 但在部门之间职责边界模糊的情况下, 部门工作协同就难以实现, 其结果往往是“谁牵头、谁负责”, 甚至还会出现推诿扯皮等现象。牵头单位承担了本应由众多部门分担的职责, 压力过大, 导致难以实现预期目标。例如, 就农作物灌溉用水而言, 《农田水利条例》规定, “县级以上地方人民政府环境保护主管部门应当会同水行政主管部门、农业主管部门加强对农田灌溉用水的水质监测”^①, 但这三个部门在监测任务中的分工究竟如何, 条例并未做出清楚的规定, 这使得实际工作难以实现协同。

除此之外, 以信息搜集和利用为核心的协同机制仍待完善。一方面, 农村生态环境治理领域数据采集能力比较薄弱, 数据共享机制不够完善, “数据孤岛”现象仍然存在; 另一方面, 农村生态环境信用体系运用不全面。环境信用监管是指政府根据企业环境信用数据信息, 按照规定的指标、方法、程序, 对其进行信用评价, 确定信用等级, 并向社会定期披露, 以供相关部门机构应用的制度体系。这是对现行环境信息公开制度的一种延伸和拓展, 本质上也是通过信号传递和声誉约束来缓解信息不对称问题。实践表明, 中国农村生态环境信用监管体系建设还存在不少短板弱项, 如缺乏顶层设计、管理部门之间协同监管力度不足、环境信用监测技术支撑不足、环境信用统计精准度较低等。相关机制的缺乏, 使政府、市场主体和公众无法及时获取准确的环境信息, 难以在治理中及时调整、互相配合, 影响了生态环境治理相关政策的有效执行。

4.城乡统筹力度不够。实现农村生态环境善治的一大关键是实现治理的城乡统筹, 但是, 目前还存在以下问题。其一, 农村地区在生态环境治理中的话语权不足。根据中国相关法规, 本行政区域的环境保护规划是由“县级以上地方人民政府环境保护主管部门会同有关部门”^②编制的, 在市管县或省管县的行政体制下, 环境治理呈现出以城市为主导、对农村实行垂直管理的格局(毛渝和王芳, 2022), 因此, 农村地区的环境权益可能难以获得保障。其二, 城乡环境规制执行强度存在一定的落差。农村生态环境治理起步晚, 具有历史滞后性; 相较于城市, 农村环保法律制度也还存在操作性不强、清晰度不够的问题; 再加上在地域广阔的农村地区进行环境监测和环境执法比较困难, 这些使农村地区有可能成为污染性企业的“避难所”、不法分子偷运偷倒废弃物的“垃圾场”。其三, 城乡资源配置不均、经济发展水平有差距, 导致农村生态环境治理能力较差。相较于城市完善的基础设施和充足的资金保障, 农村地区往往因资金短缺而难以推进环保设施的建设与完善。城乡生态系统具有整体性特征,

^①参见《农田水利条例》, https://www.gov.cn/zhengce/content/2016-06/02/content_5078987.htm。

^②参见《中华人民共和国环境保护法(主席令第九号)》, https://www.gov.cn/zhengce/2014-04/25/content_2666434.htm。

若缺乏生态环境治理领域的帮扶机制与补偿机制，农村生态环境治理可能成为生态环境治理的薄弱环节，产生“木桶效应”，制约生态环境治理的整体成效。

四、系统观念下健全生态环境治理体系面临的形势及推进策略

中国生态文明建设处于压力叠加、负重前行的关键期，突出表现在生态保护与资源利用任务的复杂性、生态环境污染防治任务的艰巨性以及生态环境系统恢复任务的长期性。为此，迫切需要健全生态环境治理体系，为提升农村生态环境治理水平提供保障。

（一）面临的形势

在新发展阶段，农业绿色转型与农村居民生活品质提升都对生态环境质量提出了更高标准。全面分析农村生态环境系统的特点和健全生态环境治理体系面临的形势，既是健全生态环境治理体系、推动农村生态环境善治的着力点，也是确保治理成效可持续性的重要抓手。

1.生态保护与资源利用任务的复杂性。在快速工业化和城镇化进程中，经济社会发展对水土资源的刚性需求持续增长，特别是对优质水土资源的占用不断加剧，导致水土资源面临数量减少与质量下降的双重压力。以耕地资源为例，工业化、城镇化进程以及国家重大基础设施项目的推进，往往占用了大量产能较高的优质耕地；而通过占补平衡、土地整理、城乡建设用地增减挂钩等措施所补充的耕地，产能偏低。与此同时，中国水土资源还面临总量不足、空间分布不均、匹配程度不强和利用效率不高等问题，成为加剧生态资源压力的重要因素。此外，围湖造田、围海造地、过度放牧等粗放型资源利用方式，也进一步增加了生态保护的压力。

2.生态环境污染防治任务的艰巨性。在推动生态文明建设、促进人与自然和谐共生过程中，国家采取了一系列有效的政策措施，生态环境治理取得明显成效。但是，必须清醒地认识到，这与新发展阶段促进人与自然和谐共生的现代化、全面推进美丽中国建设、更好地满足人民日益增长的美好生活需要的目标相比，还有一定的差距。同时，人民群众反映强烈的大气、水、土壤污染等突出问题依然存在，严重破坏生态环境的事件也时有发生，生态环境持续恶化的趋势尚未得到根本遏制，导致生态环境健康水平和承载能力下降的因素仍然存在。农业生产高度依赖自然资源和生态环境，农村生态环境的健康水平、承载能力下降会对国家粮食安全和人民身体健康形成威胁。因此，生态环境污染防治任务依然艰巨。

3.生态环境系统恢复任务的长期性。生态环境系统恢复任务的长期性是由如下两个因素决定的。其一，生态环境问题是长期积累下来的，甚至可以说，工业和城市的快速发展，在一定程度上以农村生态环境的破坏为代价（金书秦和韩冬梅，2020），短期内难以实现根本性改变。有的问题在一些区域已经成为生态环境治理与恢复的“老大难”问题，长期都没有得到有效治理。其二，生态环境系统恢复作为一个自然生态过程，必须遵循自然生态规律，这决定了生态环境系统恢复任务的长期性。因此，“十五五”时期乃至更长时间内，生态环境系统治理和恢复将成为促进人与自然和谐共生、全面推进美丽中国建设的重要内容。

（二）推进策略

围绕“如何健全”的根本问题，需要抓住“人”这一主要矛盾和关键，采取以下五个方面的策略，健全生态环境治理体系。

1.完善生态环境治理体系的结构。农村生态环境治理是一个系统工程，涵盖丰富的内容，需要根据不同发展阶段农村生态环境系统的特点，逐步完善生态环境治理体系的结构。为此，一是要健全生态环境治理体系中的组织体系，突出党的领导地位。二是应加强对健全生态环境治理体系迫切性的认识，以习近平生态文明思想为指导，从战略层面认识健全生态环境治理体系的重要性，系统谋划实施方案，并重视方案的实施成效。三是优化生态环境治理体系在强化农村生态环境治理方面的规划。《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》（以下简称《决定》）提出了推进生态环境治理体系的四大体系建设，即生态环境治理责任体系、监管体系、市场体系、法律法规政策体系建设。在进一步推进农村生态环境治理的实践中，需要建立科学的规划体系，并将四大体系建设纳入生态环境治理体系。

2.健全多元主体参与生态环境治理的机制体系。基于农村生态环境治理实践中的具体问题，《决定》提出了相应的机制和制度，为促进实现人与自然和谐共生指明了方向。结合《决定》中所体现的方向，健全多元主体参与生态环境治理的机制体系，可以从以下两个方面着力：其一，系统梳理和评估农村生态环境治理制度的建设与实施成效。针对当前治理实践中存在的基础设施管护机制不健全、评价与监管体系不完善、多元主体参与机制缺失等问题，开展全面分析与评估，深入识别问题背后的制度性、结构性原因，进而提出具有针对性的改进路径和解决方案。其二，营造全社会参与生态环境治理的氛围。2018年5月18日，习近平在全国生态环境保护大会上的讲话指出：“每个人都是生态环境的保护者、建设者、受益者，没有哪个人是旁观者、局外人、批评家，谁也不能只说不做、置身事外。”^①理论上，生态环境治理体系内涵丰富，尤其是农村生态环境治理主体应呈现显著多元化特征。因此，要营造全社会参与农村生态环境治理的氛围，为市场主体和其他社会成员参与其中搭建平台、畅通渠道，共同助力农村生态环境治理，推动人与自然和谐共生，全面推进美丽中国建设。

3.强化生态环境治理制度体系的完整性与适配性。生态环境治理制度体系可以为农村生态环境治理提供坚实保障。一是制定系统完备的制度体系。一方面，对零散分布于其他制度中的相关条款进行系统梳理和整合，理顺内容间的矛盾之处，明确规范实施路径；另一方面，立足新发展阶段农村生态环境系统的特性，制定专门的制度，并与既有制度共同构成完备的制度体系，以此突破制度零散、单一的局限，为农村生态环境治理提供制度保障。二是强化制度体系的协调性及其与作用对象之间的适配性。由于农村生态环境治理作用对象属性存在差异，治理过程需要不同类型的制度提供保障。为此，应注重强制性制度、引导性制度、激励性制度等多种制度并存，并实现彼此之间的协同配合，共同推动农村生态环境治理。

4.提高生态环境治理体系的协调性。实现生态环境治理中治理主体的行动协调需要从以下三个方面

^①习近平，2019：《推动我国生态文明建设迈上新台阶》，《求是》第3期，第9页。

推进：一是构建部门间高效的协同工作机制。建立权责明确的部门协作制度，制定协同工作绩效评估体系，设立具有权威性的统筹协调机构，统筹各部门行动。二是增强环境治理中的数据信息采集与处理能力。重视前沿的人工智能、大数据等信息技术与农村生态环境治理的深度融合，构建跨区域的生态环境大数据平台，实现环境指标动态监测与科学评估，为政策调整和区域协同提供数据支撑。三是加快构建农村环境信用体系。对个人和市场主体环境行为进行量化评估，使高信用主体切实获得经济奖励（如融资便利等），对低信用主体实施成本约束，通过市场化手段有效规范主体行为，提升农村生态环境治理效能。

5.增强生态环境治理体系的城乡统筹力度。一是秉持城乡统筹、区域统筹理念，完善生态环境治理体系的顶层设计。在新发展阶段，应遵循“山水林田湖草是一个生命共同体”的系统观念，从大尺度、大格局、整体性出发，构建符合农村生态环境治理特点的制度体系（于法稳，2021）。探索制定跨越行政边界的生态环境治理目标与规划，完善跨区域协同的环境监测与治理机制，实现上下游之间、城市群之间、城乡之间的“成本共担、利益共享”。二是完善农村环境诉求表达机制，破解城乡话语权不对等难题。探索建立乡村与城市的生态环境联合治理机制，尊重乡村地区在生态环境治理问题上的表达权和参与权，推动生态环境治理网络向基层拓展延伸。三是提升农村生态环境监管执法效能。在确保制度具有完整性、系统性、可操作性的基础上，进一步提升农村地区的生态环境监管与执法能力，防止农村成为环境规制的“薄弱地带”。四是筑牢农村生态环境治理的保障机制。建立稳定的投入保障机制，在加大国家财政投入的同时，各级政府将农村生态环境治理投入纳入年度预算，并开展财政资金绩效评价。打造高质量的人才队伍支撑体系，农村生态环境治理既是专业性突出的政治任务，也是政治性鲜明的专业任务，需建立一支高素质的人才队伍，并注重其能力建设。完善生态保护补偿机制，针对不同农村生态环境治理实践，开展系统的生态系统服务价值和生态产品价值评估，科学确定生态保护补偿标准。开展生态保护补偿机制的绩效评价，确保其发挥实效。五是推动城乡绿色产业协同发展。一方面，加强对绿色技术研发的扶持，强化政策引导与资金支持，建立多层次绿色技术研发扶持体系；另一方面，重视绿色生产技术在农村地区的推广应用，构建“产学研用”一体化推广机制，形成城乡绿色技术协同创新与成果转化的良性循环。

五、结语

中国式现代化是人与自然和谐共生的现代化。健全生态环境治理体系，是实现人与自然和谐共生的现代化的重要保障。党的二十届三中全会审议通过的《决定》对健全生态环境治理体系提出了明确要求。因此，在新发展阶段，深化对完善生态环境治理体系紧迫性的认识、构建生态环境治理体系理论分析框架、提出健全生态环境治理体系的实践路径，对推进人与自然和谐共生的现代化建设、加快美丽中国建设进程具有重大战略意义。

在长期实践中，中国在健全生态环境治理体系方面取得了长足进展。一方面，政策体系不断完善、生态环境管理制度体系不断健全、生态环境治理行动持续推进、资源保护利用制度更加严格。另一方面，在农村生态环境保护、农业生产环境改善、农村人居环境整治这三大农村生态环境治理的具体领

域均取得了明显的治理成效。然而，在健全生态环境治理体系、强化农村生态环境治理的进程中，仍存在以下亟待解决的问题：一是治理主体缺位，二是治理制度多样性不足，三是协调机制不健全，四是城乡统筹力度不够。因此，需要充分考虑生态保护与资源利用任务的复杂性、生态环境污染防治任务的艰巨性、生态环境系统恢复任务的长期性，进一步完善生态环境治理体系的结构、健全多元主体参与治理的机制体系、强化治理制度体系的完整性与适配性、提高治理体系的协调性、增强治理体系的城乡统筹力度。

参考文献

1. 丁国峰、蒋森，2022：《我国农村生态环境高质量治理的法治逻辑》，《行政论坛》第6期，第118-126页。
2. 董海军、郭岩升，2017：《中国社会变迁背景下的环境治理流变》，《学习与探索》第7期，第27-33页。
3. 杜焱强，2019：《农村环境治理70年：历史演变、转换逻辑与未来走向》，《中国农业大学学报（社会科学版）》第5期，第82-89页。
4. 杜焱强、詹昕颖，2024：《农村人居环境何以实现异质性治理？——基于外部资源和内在动力的解释》，《公共管理学报》第4期，第151-165页。
5. 方涛，2025：《系统观念下中国共产党领导经济工作的实践路径》，《经济研究》第3期，第23-37页。
6. 何阳、孙萍，2018：《“三治合一”乡村治理体系建设的逻辑理路》，《西南民族大学学报（人文社科版）》第6期，第205-210页。
7. 黄森慰、唐丹、郑逸芳，2017：《农村环境污染治理中的公众参与研究》，《中国行政管理》第3期，第55-60页。
8. 金书秦、韩冬梅，2020：《农业生态环境治理体系：特征、要素和路径》，《环境保护》第8期，第15-20页。
9. 李成，2022：《中国农村生态环境治理现代化政策发展研究》，《学术探索》第8期，第45-51页。
10. 李华胤、李慧宇，2022：《责任视角下乡村生态环境治理中的合作达成问题研究——基于山西省D村“秸秆治理”的调查》，《云南大学学报（社会科学版）》第6期，第99-107页。
11. 李宁，2020：《城乡融合视阈下乡村生态治理困境及其路径创新》，《青海社会科学》第4期，第42-48页。
12. 李平原，2014：《浅析奥斯特罗姆多中心治理理论的适用性及其局限性——基于政府、市场与社会多元共治的视角》，《学习论坛》第5期，第50-53页。
13. 李项峰，2007：《环境规制的范式及其政治经济学分析》，《暨南大学学报（哲学社会科学版）》第2期，第47-52页。
14. 李潇，2020：《乡村振兴战略下农村生态环境治理的激励约束机制研究》，《管理学刊》第2期，第25-35页。
15. 李增元、姚化伟，2016：《农村社区协同治理体系建设：地方实践及经验启示》，《社会主义研究》第3期，第115-122页。
16. 李祖佩，2024：《人居环境整治中的农民主体性缺失：过程与机制》，《求索》第3期，第55-65页。
17. 栗明，2017：《社区环境治理多元主体的利益共容与权力架构》，《理论与改革》第3期，第114-121页。
18. 马世骏、王如松，1984：《社会—经济—自然复合生态系统》，《生态学报》第1期，第1-9页。
19. 毛佩瑾，2024：《农村人居环境长效管护机制的功能定位与构建路径》，《东南学术》第5期，第149-159页。

- 20.毛渲、王芳, 2022: 《城乡融合视角下的农村环境治理体系重建》, 《西南民族大学学报(人文社会科学版)》第3期, 第190-196页。
- 21.祁毓、杨春飞、陈诗一, 2024: 《绿色转型发展中的财政激励与协同治理——来自“山水工程”试点的证据》, 《经济研究》第10期, 第132-150页。
- 22.沈满洪, 2024: 《生态文明制度建设: 理论阐释、演进趋势与路径选择》, 《中国农村经济》第10期, 第2-19页。
- 23.石凯含、尚杰, 2021: 《农业面源污染防治政策的演进轨迹、效应评价与优化建议》, 《改革》第5期, 第146-155页。
- 24.苏杨、马宙宙, 2006: 《我国农村现代化进程中的环境污染问题及对策研究》, 《中国人口·资源与环境》第2期, 第12-18页。
- 25.苏毅清、莫斯婷, 2024: 《农村人居环境治理的制度逻辑与实现路径——以农村生活垃圾分类试点为例》, 《中国农村观察》第4期, 第124-143页。
- 26.苏毅清、覃思杰、舒全峰, 2024: 《制度路径融合激活农村生态环境治理集体行动的机制——基于嵌套制度体系分析框架》, 《中国农村经济》第7期, 第161-184页。
- 27.王宾、于法稳, 2021: 《“十四五”时期推进农村人居环境整治提升的战略任务》, 《改革》第3期, 第111-120页。
- 28.王名、蔡志鸿、王春婷, 2014: 《社会共治: 多元主体共同治理的实践探索与制度创新》, 《中国行政管理》第12期, 第16-19页。
- 29.文字、竺乾威, 2021: 《农村生态环境共生治理: 机理、演进及挑战》, 《广西大学学报(哲学社会科学版)》第5期, 第93-101页。
- 30.于法稳、侯效敏、郝信波, 2018: 《新时代农村人居环境整治的现状与对策》, 《郑州大学学报(哲学社会科学版)》第3期, 第64-68+159页。
- 31.于法稳, 2017: 《新型城镇化背景下农村生态治理的对策研究》, 《城市与环境研究》第2期, 第34-49页。
- 32.于法稳, 2019: 《乡村振兴战略下农村人居环境整治》, 《中国特色社会主义研究》第2期, 第80-85页。
- 33.于法稳, 2021: 《“十四五”时期农村生态环境治理: 困境与对策》, 《中国特色社会主义研究》第1期, 第44-51页。
- 34.于法稳, 2023: 《中国式现代化视角下人与自然和谐共生的实践路径》, 《企业经济》第3期, 第5-14页。
- 35.俞可平, 2014: 《推进国家治理体系和治理能力现代化》, 《前线》第1期, 第5-8页。
- 36.张博、梅莹莹, 2023: 《全面推进乡村振兴视域下的农村生态环境治理: 政策演进与路径选择》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第2期, 第112-120页。
- 37.张俊哲、梁晓庆, 2012: 《多中心理论视阈下农村环境污染的有效治理》, 《理论探讨》第4期, 第164-167页。
- 38.张琦、邹梦琪, 2022: 《环境治理垂直改革的效果、基层机制与影响因素》, 《经济研究》第8期, 第172-190页。
- 39.周雪光、艾云, 2010: 《多重逻辑下的制度变迁: 一个分析框架》, 《中国社会科学》第4期, 第132-150页。
40. Allcott, Hunt, 2011, “Social Norms and Energy Conservation”, *Journal of Public Economy*, 95(9-10): 1082-1095.
41. Allcott, Hunt, and Todd Rogers, 2014, “The Short-Run and Long-Run Effects of Behavioral Interventions: Experimental Evidence from Energy Conservation”, *The American Economic Review*, 104(10): 3003-3037.

Theoretical Analysis and Practical Path for Improving Ecological Environment Governance System: From the Perspective of the System Concept

YU Fawen^{1,2} SUN Hanxiao³ WU Qinglin³

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

2.Research Center for Eco-Environmental Economy, Chinese Academy of Social Sciences;

3.Faculty of Applied Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences)

Summary: The ecological environment governance system is the embodiment of the national governance system in the field of ecological environment. Against the backdrop of promoting urban-rural integrated development, strengthening rural ecological environmental governance is an important link in improving the ecological environment governance system. From a theoretical point of view, this paper, from the perspective of system concept, answers the operating conditions and logic of the ecological environment governance system and reveals that the system concept puts forward various requirements for improving the ecological environment governance system, such as overall planning, urban-rural integration, dynamic mechanism, and holistic promotion. From a practical point of view, on the premise of comprehensively grasping the dialectical relationships of multiple elements and various levels in the system, this paper answers the question of how to improve the ecological environment governance system from the perspective of the system concept.

The findings are as follows. In theory, the multi-objective and complex nature of rural ecological environmental governance determines that the key to the effective operation of the governance system in rural ecological environmental governance issues is to achieve “two adaptations, one coordination, and one overall planning”, that is, the adaptation between multiple governance subjects and governance fields, the adaptation between complex governance systems and target objects, the coordination of actions of various governance subjects, and the urban-rural integration in ecological environment governance. In practice, since the 18th National Congress of the Communist Party of China (CPC), the construction of the ecological environment governance system has achieved significant results, with the policy and institutional system systematically improved, the ecological environment management system constantly developed, the ecological environment governance actions continuously promoted, and the resource conservation and utilization system strengthened. However, there are still some problems, such as the lack of governance subjects, insufficient governance systems, a lack of coordination mechanisms, and insufficient urban-rural integration. We should fully consider the complexity of ecological protection and resource utilization tasks, the arduousness of ecological environment pollution prevention and control tasks, and the long-term nature of ecological environment system restoration tasks. We should further improve the structure of the ecological environment governance system, improve a mechanism system for the participation of multiple subjects in governance, strengthen the integrity and adaptability of the governance system, enhance the coordination of the governance system, and enhance the urban-rural integration of the governance system.

The innovations are as follows. The first is an innovative research perspective. Drawing on the principles of urban-rural integration and regional coordination, this paper combines theory with practice to systematically analyze the theoretical foundations for improving the ecological environment governance system, review the practical progress in rural ecological environmental governance, and diagnose the problems encountered in practice based on the system concept. The second is an innovative theoretical analysis framework. The “two adaptations, one coordination, and one overall planning” framework fully accounts for progressive transmission and dynamic feedback across hierarchical levels, thereby constructing a comprehensive and resilient governance system. Drawing on this framework and the concrete challenges faced by the system enhancement, this paper further proposes practicable policy implications.

Keywords: Rural Ecological Environmental Governance; Ecological Environment Governance System; System Concept; Urban-Rural Integrated Development

JEL Classification: Q01; Q58

(责任编辑: 柳 荻)

元宇宙何以赋能农业高质量发展：基于新质生产力视角的理论剖析与案例检视

王志刚 刘子明 郑媛 于滨铜

摘要：随着数字技术的渐进性突破和颠覆式创新，人类的活动半径和经济的增长引擎由物理世界向虚拟世界加速拓展。本文剖析了元宇宙催生农业新质生产力的技术功能特征和产业赋能机制，以及进一步推进农业高质量发展的应用场景和帕累托改进过程，并基于农业生产、农产品营销与乡村文旅场景的多案例分析进行了实践检视。研究发现：元宇宙能够带来农业生产经营技术的革命性突破与集成性应用，呈现虚拟孪生建模、虚拟社区构筑与虚实空间交互三项核心功能特征，通过培育智能经济、壮大品牌经济、创新集聚经济、催生首发经济，推动涉农产业的深度转型升级，促进农业新质生产力的形成。在此基础上，元宇宙通过对农业生产的孪生化模拟、智能化仿真，实现对农事管理的精细化调控；通过创建实境化传播、具身化在场的虚拟营销平台，推动农产品内容营销社群化互动；通过构造虚实结合、场景切换的互联空间，打造沉浸式乡村文旅体验，带动生产者剩余和消费者福利的包容性增长，推进农业高质量发展。本文探讨了元宇宙赋能农业高质量发展的实现路径模型，阐释了发展首发经济的底层逻辑和实践抓手，能为加快培育农业新质生产力提供思路。

关键词：元宇宙 新质生产力 首发经济 农业高质量发展

中图分类号：F323; F49 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十届三中全会强调，要加快新一代信息技术全方位全链条普及应用，健全因地制宜发展新质生产力体制机制，为高质量发展这一全面建设社会主义现代化国家的首要任务指明了方向。农业高

[资助项目] 国家自然科学青年基金项目“网红经济的理论内涵及其赋能乡村特色产业发展的实现路径与涓滴效应研究”（编号：72403020）；国家资助博士后研究人员计划B档资助“劳动力市场新质生产力发展的理论、路径与实证研究”（编号：GZB20240056）；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）项目“从安全到安心：中国食品安全的主客观差距、阶段性特征及其治理提升策略研究”（编号：202530202）。

[作者信息] 王志刚、刘子明，中国人民大学农业与农村发展学院；郑媛、于滨铜（通讯作者），北京交通大学经济管理学院，电子邮箱：btyu@bjtu.edu.cn。

质量发展既是高质量发展的题中之义，也是农业强国建设与乡村全面振兴的内在要求。党的十八大以来，中国农业高质量发展成效显著。城乡居民人均可支配收入差距持续缩小，城乡居民人均收入的比值从2018年的2.69降至2023年的2.39^①。粮食生产稳定向好，粮食产量连续9年稳定在1.3万亿斤以上（杜志雄和胡凌嘛，2023）。然而，当前农业高质量发展仍面临诸多紧迫问题。第一，农业比较收益偏低。农民人均可支配的经营净收入与工资性收入之比由2013年的108%下降至2023年的81%^②。第二，农产品供需结构性失衡。截至2022年底，全国“三品一标”产品总量仅占农产品及其加工产品总量的11%，难以满足农产品市场日益品质化的消费需求（张志华，2023）。第三，产业融合层次较低。农业多种功能与多元价值挖掘不足，联农带农利益联结机制不够紧密（叶兴庆，2021）。第四，科技进步贡献率不足。2023年，中国农业科技进步贡献率为63.2%^③，相比美国、德国、荷兰等发达国家80%左右的农业科技贡献率仍存有较大差距^④。产生上述问题的根本原因在于，农业技术研发应用、要素创新配置与产业转型升级所催生的农业新质生产力发展不足。

在上述背景下，加快培育农业新质生产力成为推动农业高质量发展的必由之路。2023年9月，习近平在黑龙江省考察时首次提出“新质生产力”这一重要概念。新质生产力由技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级而催生，以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的跃升为基本内涵，以全要素生产率大幅提升为核心标志，特点是创新，关键在质优，本质是先进生产力。新质生产力的提出为破解新时代高质量发展难题提供了科学指引。农业新质生产力是新质生产力在农业领域的具体体现，源于农业技术的创新应用、要素投入结构的改善以及生产经营模式的深度转型升级。而且，农业数字化能够推动农业劳动者高素质化、劳动资料虚拟化、劳动对象智能化以及三者质态组合的突破性升级，是发展农业新质生产力的主导力量（姜长云，2024）。

元宇宙是融合多种前沿数字技术而形成的新型互联网空间，能够通过数字世界与物理世界的映射和交互，实现数字技术与实体经济的深度融合（以下简称“数实融合”）发展，加速传统产业的全面数字化变革（陶大程等，2022）。2021年以来，各国政府高度重视元宇宙产业的发展，陆续推出相关政策。例如，美国国会通过《2021年美国创新和竞争法案》（US Innovation and Competition Act 2021），将先进通信技术与沉浸式技术列入重大技术领域。2022年，韩国政府公布《元宇宙新产业领先战略》，规划到2026年韩国在全球元宇宙市场的占有率达到第五位^⑤。与此同时，中国各级政府

^①资料来源：《2023年居民收入恢复性增长 城乡地区间差距继续缩小》，https://news.cnr.cn/native/gd/20240126/t20240126_526571905.shtml。

^②资料来源：国家统计局国家数据，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

^③资料来源：《农业农村部：2023年农业科技进步贡献率达63.2%》，https://ysxw.cctv.cn/article.html?item_id=6173235884594483448。

^④资料来源：《实施乡村振兴战略是实现全体人民共同富裕的必然选择》，https://zgjjc.ccdi.gov.cn/bqml/bqxx/202308/t20230831_289871.html。

^⑤资料来源：《韩国：到2026年实现元宇宙全球市场占有率达到第五位》，<https://finance.sina.com.cn/tech/2022-01-20/doc-ikyakumy1563124.shtml>。

也积极进行相关部署。2022年，北京市、上海市、武汉市等地出台促进元宇宙产业发展的行动方案。2023年8月，工业和信息化部办公厅、教育部办公厅等部门联合印发《元宇宙产业创新发展三年行动计划（2023—2025年）》，提出构建先进元宇宙技术和产业体系、打造沉浸交互数字生活应用等多方面重点任务。在相关政策引导下，元宇宙在农业产业中逐步落地应用，通过融合人工智能、区块链等数字技术，实现了农业技术的创造性突破和数据要素、物质资料等生产要素的创新配置，催生了农业新业态、新模式和新动能（Kang et al., 2023）。由此可见，元宇宙在农业领域的创新应用，能够培育和发展农业新质生产力，将为农业高质量发展带来路径拓新和深远影响。

然而，已有文献较少关注元宇宙在涉农产业中的实践应用与市场潜能，未能考虑元宇宙赋能农业高质量发展的场景运用逻辑和产业促进机制，上述问题有待理论剖析和实证研究。因此，本文从新质生产力视角出发，在廓清元宇宙功能特征的基础上，分析元宇宙催生农业新质生产力的赋能机制和应用场景，建立福利经济学的分析框架解释元宇宙赋能农业高质量发展的帕累托改进过程。同时，本文结合农业生产、农产品营销和乡村文旅等多维度的典型案例分析，客观检视元宇宙催生先进生产力质态进而赋能农业高质量发展的功能特征、场景应用与产业绩效，并建立具有一般性的实现路径模型。

在强化基础研究以服务中国式现代化方面，本文的边际贡献有三点。第一，借助涉农产业全产业链的多案例剖析，坚持实践第一性原则，系统性回答元宇宙是什么、有何用、怎么用的问题，揭示元宇宙干预市场剩余与供求福利分配帕累托改进的经济规律。元宇宙是前沿数字技术的集成性应用，只有落脚到具体的产业场景中才能成为促进产业发展的新动能。因此，本文立足元宇宙的产业应用实践，采用一般化理论推演与探索性案例剖析相结合的研究手段，阐释元宇宙应当如何用于农业产业与其他国民经济重要部门的数字化变革及其提高生产者剩余与消费者福利的经济学机理。这不仅能阐明元宇宙何以赋能中国经济高质量发展的学理问题，也能使对元宇宙的学术研究做到“实践立地”。

第二，以元宇宙的产业应用和场景效果为切入点，理论联系实际，呈现农业新质生产力的技术载体和产业形态，为农业高质量发展提供来自数字技术集成性应用、数据要素创新性配置、产业模式深度转型的学理指引和实践借鉴。已有针对新质生产力发展形态与农业新质生产力培育的文献，多集中于概念化理论解析与质性化逻辑分析（刘伟，2024；洪银兴和王坤沂，2024），针对市场活动本身的实践检视和实证分析相对不足。基于此，本文遵循规范的经济学分析框架，在一般化理论推演基础上，以元宇宙的产业场景应用为分析对象，从前沿数字技术创新应用、农业生产要素创新配置、产业组织模式虚实结合等角度呈现培育农业新质生产力的着力点和落脚点。

第三，通过对元宇宙赋能涉农产业创新发展的案例解析，阐释发展首发经济的底层逻辑和实践抓手，拓展技术—经济范式的理论边界和场景外延。党的二十届三中全会提出了合理增加公共消费，积极推进首发经济的要求，但学术界对首发经济培育机制和产业模式的研究仍处于探索阶段。本文将通过对生产、营销、文旅三类场景的典型性案例剖析，解析元宇宙有效推动新技术应用、新产品发布、新品牌塑造和新模式推行的首发经济培育过程，以及带来生产要素结构、产业组织形式、公众社交格局、消费品选择集的共演变迁与系统优化过程，不仅能为创新发展首发经济归纳行动逻辑、提供实践启示，也能在数字经济场景下发展技术—经济研究范式，丰富中国经济学自主知识体系。

二、文献述评

（一）农业高质量发展的影响因素与推进方向

农业高质量发展是指农业产业体系向高端化、特色化、融合化方向的升级，农业生产体系向智能化、精细化、绿色化方向的转型，农业经营体系向集约化、专业化、社会化方向的优化，能够实现农产品保供、农民增收、农业可持续发展等多元目标（杜志雄和胡凌啸，2023）。当前制约农业高质量发展的主要障碍包括：政府引导、市场主导的调节机制尚不完善（姜长云，2024），资源要素从农村向城市单向流动的趋势尚未根本扭转（叶兴庆，2021），科技支撑不足与数字技术应用率低（洪银兴和杨玉珍，2023）。基于此，学术界探讨了推动农业高质量发展的多个主攻方向，包括以市场需求与质量变革为导向转变农业生产经营方式（张露和罗必良，2020），以数字技术应用等发展农业新质生产力（王修华等，2024），通过破除制度障碍畅通城乡间要素流动（姚毓春和李冰，2023）等。

（二）农业新质生产力的内涵特征与培育路径

农业新质生产力是新质生产力在农业领域的具体体现。新质生产力强调生产力要素禀赋以及要素组合的深刻变革，进而大幅提高全要素生产率和推动高质量发展（刘伟，2024）。在此基础上，农业新质生产力是促进农业发展方式由依靠资源要素投入的粗放型、外延式向技术创新驱动的集约型、内涵式转变的先进生产力，以原创性、颠覆性创新为技术特征，以数据要素推动全要素的组合优化为配置特征，以高效、高质、绿色为形态特征（姜长云，2024；罗必良，2024）。这一论述表明，数智化转型既是农业新质生产力的主要特征，也是加速形成农业新质生产力的关键引擎（洪银兴和王坤沂，2024）。而且，学术界探讨了培育农业新质生产力的实践路径，并从提升农业劳动者素质、升级农业劳动资料、拓宽农业劳动对象等多维视角提出了发展方略（罗必良，2024；黄祖辉，2024）。

（三）元宇宙的内涵特征及其与高质量发展的关系初探

已有文献主要基于构成要素、技术演进、实践形态等角度，针对元宇宙的概念内涵开展质性研究，本文将相关研究梳理汇总在表1中。尽管现有文献关于元宇宙概念内涵的分析视角不一，但研究内容都紧密围绕元宇宙的技术基础、功能特点与应用性质（张辉等，2023；陈林生等，2024）展开。而且，已有研究探讨了元宇宙对经济系统的宏观影响和对各类产业的潜在影响（陶大程等，2022；曹玉娟，2023）。然而，针对元宇宙在农业领域的研究较少。相关研究认为，元宇宙能够通过虚拟现实、虚拟仿真等技术，强化农业生产者与消费者之间的沟通，降低能源消耗与人力成本（Kang et al., 2023）。

表1 元宇宙概念内涵与产业应用相关研究梳理

作者（年份）	分析视角	概念内涵	研究对象
张辉等（2023）	技术演进	元宇宙是以沉浸式技术为感知外延，以高算力、强算法、大数据为驱动内核构建的虚拟世界与现实世界共生的数字样态	概念内涵、形态发展与演变机理
陈林生（2023）		元宇宙是信息数字技术发展到特定阶段时新技术的时空组合	技术本质、演进机制与产业逻辑

表1 (续)

曹玉娟 (2023)	产业赋能	元宇宙能够通过构建数字孪生、数字原生、虚实共生的体系，重塑生产、流通、消费等环节的数字新世界，是实体经济数字化变革的终极形态	在产业应用中的发展形态与实践向度
陶大程 (2022)		元宇宙是数字空间对现实世界社会属性、物理属性的精确重构与再造，是人工智能在现实世界的实体化，将对现有生产方式、分配方式产生变革性影响	概念特点、生态全景与产业应用
方凌智和沈煌南 (2022)	实践形态	元宇宙是互联网发展的终极阶段，是现有虚拟世界的升级，并拥有高度发达、与现实交融的虚拟社会系统	提出背景、构建基础与产业影响
沈阳 (2022)		元宇宙是整合多种新技术而生成的下一代互联网空间和社会形态	核心概念、基本属性与现阶段应用
Dionisio et al. (2013)	构成要素	元宇宙是主要由沉浸式体验、智能终端泛在化、互操作性、可扩展性四个要素构成的三维虚拟世界	技术条件与限制因素
Kabanda et al. (2022)		元宇宙由扩展现实、区块链、第三代互联网、加密货币、社交媒体等组合而成	概念定义与安全架构

(四) 文献评述

已有相关文献仍存在如下三点主要局限：第一，在问题层面，未充分关注元宇宙赋能农业高质量发展的潜力。现有文献未能深入剖析元宇宙在农业中的场景应用与赋能机制，通过元宇宙应用催生农业新质生产力进而推动农业高质量发展已经在实践中“崭露头角”，但缺乏学理化阐释。第二，在理论层面，未能厘清元宇宙应用如何驱动新质生产力形成，进而赋能高质量发展。已有针对元宇宙和新质生产力的研究聚焦于概念化分析层面，缺乏对市场机制自发调整的理论阐释，对元宇宙赋能要素创新配置、产业优化升级的经济机制关注不足。第三，在实证层面，缺乏关于元宇宙产业应用和赋能高质量发展的实践检视。已有关于元宇宙对各经济部门影响的研究大多通过质性化理论分析和抽象化逻辑推理得出应然结论，元宇宙的技术功能特征与产业赋能机制仍需要来自产业实践的检视。

三、元宇宙驱动农业新质生产力形成的理论机制

本文结合已有文献和产业实践，将元宇宙定义为以人工智能、虚拟现实、物联网、区块链等前沿数字技术为基础建构的具有虚拟复刻现实、虚实连接感知、虚实动态关联属性的沉浸式互联空间。元宇宙主要依托如下底层技术：第一，扩展现实、脑机接口等人机交互技术，为用户进入元宇宙、获得多维度感知创造可能；第二，5G/6G 网络、云计算等网络及运算技术，满足超低延时、高拟真体验带来的巨量算力需求；第三，物联网技术、虚拟引擎技术和人工智能技术，通过实体映射、数字原生等方式生产数字内容；第四，基于区块链技术的数字身份、NFT(Non-Fungible Token)、FT(Fungible Token)等，提供去中心化的身份认证与价值认定。因此，元宇宙并不特指某种前沿技术，而是由新一代信息技术创新突破和集成应用所创造的虚实互联空间。在此基础上，元宇宙的时空建构与场景应用，不仅蕴含着数字技术的革命性突破和集成性应用，而且能有效推动数据要素的创新性配置和涉农产业的深度转型升级。基于元宇宙功能特征和产业赋能过程的新质生产力催生机制包括以下内容。

（一）元宇宙的功能特征：基于数字技术的革命性突破与集成性应用

1.虚拟孪生建模，动态反馈实体。元宇宙通过对物理对象的虚拟建模、对虚拟模型的迭代优化与智慧反馈，实现对现实世界的动态复刻优化。一是建立物理对象的虚拟模型。元宇宙借助物联网与网络运算技术采集物理对象的属性、行为等多维度数据，并利用虚拟引擎等技术将其映射在虚拟空间，生成数字孪生模型，实现对物理对象的数字化精确模拟与实时化状态感知。同时，元宇宙中的区块链技术可以保障虚拟模型数据的可信存储与安全传输。二是持续迭代优化虚拟模型。基于物理对象的全生命周期演变数据，元宇宙利用机器学习等人工智能技术对虚拟模型的性能进行自我迭代优化，满足复杂物理系统的智能化需求。通过虚拟模型开展的仿真实验能够将预测模式由传统的依赖直觉经验转变为以大数据驱动，使现实世界试错的物理成本大幅降低为计算成本。三是虚拟模型对物理对象的智慧反馈。元宇宙可将虚拟模型的仿真结果及时反馈给物理对象，形成二者的双向映射。这意味着，元宇宙中的物理对象与虚拟模型能够实现信息的动态循环与决策的闭环优化，使虚拟模型随物理对象的生命周期共生演进，持续性精准优化建模、调控实体。基于虚拟孪生建模，元宇宙能够助力农业生产摆脱以要素大规模投入为立足点的增长方式，将其纳入数据驱动的数智农业发展轨迹，大幅提升农业全要素生产率，形成以高科技、高效能、高质量为特征的生产力先进质态。

2.虚拟社区构筑，共创价值空间。元宇宙基于虚拟场景生成、虚拟人物塑造与情境连接用户，构建高黏性、强互动的虚拟社区，实现产业与用户的深度连接。一是生成虚拟场景内容。元宇宙中生成式人工智能技术的应用大幅降低了虚拟内容的创作门槛，用户共创的社区内容模块可以相互连接组成内容生态圈，形成高度真实的虚拟化生活场景。同时，基于区块链技术原生的NFT能够证明数字内容的唯一归属权，实现数字内容的产权化与资产化。二是塑造虚拟人物、创新沟通体验。主要包括以用户自身为蓝本、进行生产生活活动的身份型虚拟人，以及可替代真人服务、提供个性化服务体验的服务型虚拟人。虚拟人物不仅能借助虚拟引擎技术拥有超写实的人类外貌，而且能利用自然语言处理等技术实现与真人的知识互动与情感连接。三是用户以趣缘关系为连接纽带。元宇宙中的组织形态具有自由开放、共建共享等去中心化特征，基于偏好标签的人工智能匹配机制能降低用户搜寻趣缘社群的成本。趣缘群聚的价值在于，通过群体传播延伸知识分享与信任联结。例如，社群中商品信息的快速传播能有效强化用户的消费信任。基于虚拟社区构筑，元宇宙能够助力农产品经营打破受众沟通不畅、品牌塑造薄弱等增值困境，将农业品牌纳入社群共建和价值共创的发展轨道，通过组织创新重构生产关系，从而推动形成践行新发展理念的农业新质生产力。

3.虚实空间交互，延展时空体验。元宇宙扩展了互联网的空间维度，通过多维感官延伸、场景虚实链接以及传播形态拓展，赋予用户全新时空体验。一是延伸用户的多维感官联觉体验。用户借助全息影像等人机交互技术以数字化具身嵌入元宇宙的虚拟空间，将传统互联网基于二维平面交互拓展为多维感官延伸的三维空间交互。具体而言，用户不再通过传统的鼠标键盘与机器间接交互，而是利用动作、语音、体感等与机器进行更为直接的具身交互，使得数字内容的感官体验更加趋于真实。二是虚拟与现实场景相互链接。依托相关现实场所，元宇宙运用扩展现实技术与人工智能技术，实现现实对象的虚拟化与虚拟对象的现实化，使虚拟数字对象与现实物理对象彼此介入各自所处的环境之中，

构造虚拟场景与现实场景相互交融、深度链接的新型场景体验。三是创意性内容拓展传播形态。元宇宙中生成式人工智能技术的应用将大幅提升虚拟场景内容的生产效率与创作可能，通过多元化、定制化的创意内容拓展传播形态，激励用户之间的全方位互动和用户对虚拟空间的共同探索。例如，元宇宙中利用虚拟引擎、人工智能等技术复刻线下真实场景或创造全新数字化空间，以新奇空间场景吸引用户亲身参与。通过虚实空间交互，元宇宙塑造了以前沿技术联袂应用为主导、以创新联觉体验为功能的新型劳动资料，并将劳动对象由物理世界的物质资料向虚拟世界的场景数据延伸，形成以创新为特点、质优为关键的新质生产力，颠覆式提升文旅场景的功用和体验。

基于上述分析，蕴含数字技术革命性突破与集成性应用的元宇宙功能特征模型如图1所示。

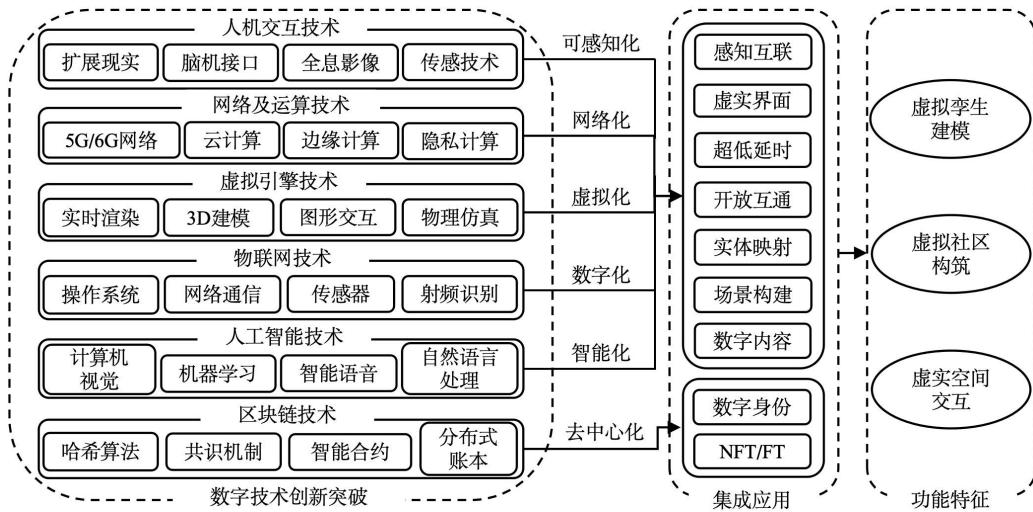


图1 元宇宙基于数字技术创新突破与集成应用的功能特征

（二）元宇宙的产业赋能：数据要素创新配置与涉农产业深度转型

1. 激活数据要素，发展智能经济。元宇宙通过数字孪生建模充分发挥农业数据要素的全局优化、复用增效和创新催化作用，培育数据驱动的智能经济新形态。首先，农业数据要素与劳动力、土地等传统要素协同配置，推动生产全局优化。农业劳动者在元宇宙中通过数字孪生模型驱动智能终端设备，参与不同物理时空的农事活动，以更少的劳动投入获得更多的产出。同时，数字孪生模型结合人工智能技术，以数据驱动的智能决策提升农业经营主体决策效率，实现要素配置效率的全面提升。其次，农业数据要素通过多场景重复使用增加要素效能。农业数据既可以用于农业虚拟场景搭建，在元宇宙中复刻现实场景，深挖场景价值，也能用于农业生物育种，从要素源头扩展农业生产可能性边界。通过在元宇宙多场景中的重复使用，农业数据要素的价值潜能够得到最大限度地释放。最后，多源头农业数据要素融合，驱动农业生产技术创新。元宇宙以数据驱动的机器学习代替传统的基于个人经验的“干中学”，发挥数据要素的规模报酬递增效应。同时，农业生产主体与涉农研发机构等创新主体在元宇宙空间共享数据要素资源，以更低的个体创新成本帮助农业经营主体快速获取新型技术支持。基于此，元宇宙应用可以促使农业数据要素多场景复用、多源头融合以及与多要素协同，大幅提升农业全要素生产率，为农业深度转型升级提供智慧驱动，形成以智能经济为载体的农业新质生产力。

2. 升级内容营销，壮大品牌经济。内容营销是指创建和传递有价值内核、表达形态多样的品牌内容，吸引潜在消费者并使其转化为实际消费者的产品营销过程。元宇宙基于革新传播场域、活化品牌形象、创新互动体验、优化品牌内容营销，能壮大农业品牌经济。一是通过建构三维场景提升农业品牌传播的场域效果。农业品牌可以在元宇宙的虚拟社区中搭建融入品牌元素的三维营销场景，提升消费者临场感和代入感。同时，消费者可以自由进入与切换营销场景，变传统的被动式接受品牌营销为被动式参与品牌互动，促进消费者从接收品牌价值转向共创品牌价值。二是通过拟人化的品牌塑造活化农业品牌形象。元宇宙中的农业品牌可以推出融入文化特质的IP化虚拟代言人，人格化的品牌形象使品牌具有情感化特征，强化品牌与消费者之间的价值互动。同时，虚拟代言人具有人设稳定、可控性强等特点，可以降低因代言人问题引发的品牌运营风险。三是通过有价值、娱乐性的品牌活动创新消费者与农业品牌的互动体验。元宇宙虚拟社区能够构建趣味化、社交化的参与式品牌活动以吸引目标消费者，促进农业品牌与消费者的频繁互动、信任建立以及理念传递，削减交易的信息成本与决策成本。基于此，元宇宙虚拟社区能够通过扭转单向品牌信息传递、促进品牌价值与消费者体验同频共振，赋能农产品消费升级，形成以品牌经济创新发展为实践表征的农业新质生产力。

3. 促进产业融合，打造集聚经济。元宇宙能够通过营造拟真体验、IP串联内容、虚实业态融合，推动乡村文旅业态在虚拟空间的集聚与虚实空间的一体化集聚，打造集聚经济新业态。一是营造拟真体验，推动乡村文旅业态虚拟化。元宇宙扩展了沉浸式体验的种类与场景，在虚拟空间中营造拟真体验满足顾客的深度体验要求。例如，元宇宙通过多感官沉浸式互动将“走马观花”式游览转向“身临其境”式体验，同步发掘农业的文化体验等多功能，促进多业态融合发展。二是通过数字IP串联文旅内容，促进乡村文旅业态在虚拟空间集聚。数字文旅IP是当地特征鲜明的代表性符号，能将乡村各种文化、景点串联起来，推动产业联动经营，形成体验消费主轴。在此基础上，元宇宙能够形成文旅产品生产者的虚拟合作平台，促进乡村文旅业态在虚拟空间集聚，不断衍生新的消费场景，创新集聚经济新业态。三是乡村文旅业态在虚实空间一体化集聚。元宇宙中农文旅产业线上与线下场景的紧密关联耦合，扩展了农文旅产业的空间与产品边界。农文旅多业态混合经营的模式可以在线上线下协同提供差异化服务，吸引多场景串联消费，形成多业态融合发展的集聚效应。基于此，元宇宙能够通过打造拟真化、IP化、虚实场景一体化的复合文旅产业模式，颠覆式创新涉农产业集聚发展的组织模式和产业生态，促进乡村产业深度融合发展，以生产方式变革催生先进生产力质态。

4. 创新供需业态，形成首发经济。元宇宙通过新技术应用、新产品打造、新模式推行，创造以首发经济为实践表征的涉农产业深度转型升级新业态，进而形成技术“独树一帜”、产品“推陈出新”和组织“系统优化”的农业新质生产力。一是技术“新亮相”，将通用型数字技术应用于全链条场景进行首发赋能。元宇宙中人工智能、虚拟现实等数字技术具有通用性和协同性特征，可以用于农业生产、销售等各个环节，以及各环节中决策优化、空间创建等多个场景。新型技术及其协同组合在农业产业链各环节的首次应用，为发展首发经济提供了关键性支撑。二是产品“新亮相”，发布新颖产品内容、提升消费能级。元宇宙在传统互联网基础上增加了空间维度，通过沉浸式的交互体验为用户打造全新时空体验。这既能通过推出全新虚拟产品激发需求潜能，也能为新产品的首次亮相提供创意性

展示空间，“以点带面”扩大首发经济辐射面。三是模式“新亮相”，创新产业运行模式、促进产需优化。首发经济并不局限于“第一家店”的经济效益，而是可以围绕首发性创新，构建从应用研发到科技成果转化的链式发展过程。元宇宙中多场景产生的海量数据可以进行跨界聚合与交叉验证，通过挖掘多维度信息发掘新的市场需求。例如，结合消费者数据进行用户画像，并利用生产端数据发掘创新痛点，促进农业产业链供需两端的动态适配，营造首发经济产业生态系统。

综上所述，元宇宙驱动农业新质生产力生成的理论机制模型如图2所示。

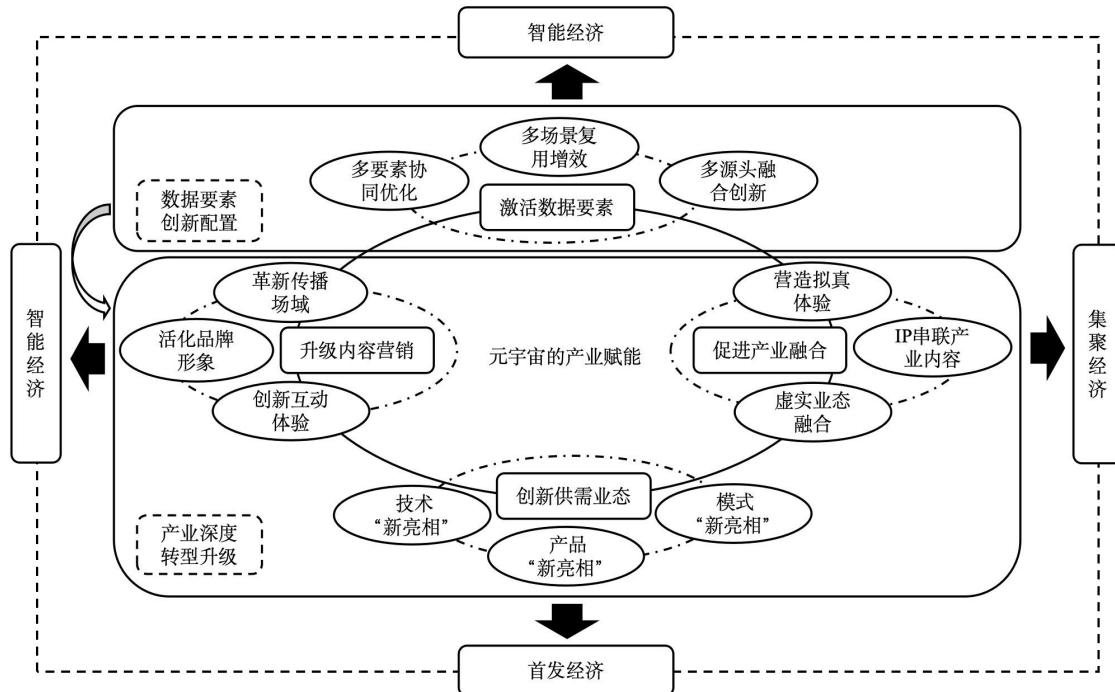


图2 元宇宙驱动农业新质生产力形成的理论机制与分析框架

四、元宇宙赋能农业高质量发展的场景应用与帕累托改进

元宇宙的功能特征和产业赋能，有助于形成以数字技术的革命性突破与集成性应用、数据要素牵引生产要素创新性和全局优化性配置、涉农产业向智能经济、品牌经济、集聚经济和首发经济深度转型升级为内涵的农业新质生产力催生机制。在此基础上，本文进一步剖析元宇宙如何立足于场景应用进而影响涉农产业的帕累托改进过程，为元宇宙应用的实践落地提供理论借鉴。

（一）场景应用阐释

1. 生产场景应用：数字全景仿真，精准反馈调控。元宇宙可通过孪生化模拟、智能化仿真对农业生产场景进行数字重现，通过数字空间的全景仿真运算精准调控农业生产。一是孪生化模拟农业生产对象与生产环境。基于物联网技术获取的农业生产数据，元宇宙能够借助人工智能等技术在虚拟空间建立农业生产对象与生产环境的孪生化虚拟模型。农业虚拟模型可以全面精准反映农业生产中作物、土壤等的状态变化。同时，元宇宙中的区块链技术可以实现农业虚拟模型数据的透明可溯与可信共享。

二是智能化仿真农业多种模型。在高效采集作物生长周期数据与动态环境数据的基础上，元宇宙可以精细地仿真农作物生长模型、病虫害模型、气象监控模型等多种模型，有效预知与应对生产风险。例如，元宇宙通过智能化仿真作物生长模型，可以帮助分析不同性状与基因的匹配关系，实现对作物优异基因的高效筛选。三是精细化调控农事活动。在实时数据驱动仿真下，元宇宙能将最优的解决方案及时反馈给智能终端设备，通过开展精细化农事作业提高农业生产效率。此外，元宇宙能通过虚拟模型对多种资源配置方案进行模拟预测，为用户快速反应、智慧决策提供科学依据，推动农业传统要素资源的优化配置。而且，元宇宙能进一步促进农业生产的绿色化、集约化和数智化转型，通过智能经济提升农业劳动、土地等要素的产出率，并根据市场信息及时进行调整，实现农业高质量发展。

2. 营销场景应用：升级营销场域，强化品牌互动。元宇宙可通过建立虚拟品牌社区，推出具身化在场、社群化互动、实境化传播的营销活动，实现农业品牌与消费者的深层次互动。一是虚拟化身让用户拥有具身临场感。借由身份型虚拟人可多维度感官体验、全方位感知虚拟营销内容，用户的数字交往活动从“在线”向“在场”转变。同时，品牌虚拟人既能同步为大规模用户提供个性化的产品介绍等营销服务，也可通过建立“数字人”粉丝经济重塑农业品牌的情感价值。二是通过社群链接用户实现多向度品牌互动。农业品牌通过创建专属虚拟营销平台，能以满足用户体验需要、促进虚拟社交的社区内容吸引同质化用户的聚集，加深社群成员之间的联系。用户在社群互动过程中可自发分享与共创品牌内容，将品牌与用户的单向互动模式拓展为用户之间的多向互动模式，实现口碑的“回音室”效应与用户的“裂变式”增长。三是以实境化的虚拟场景赋能品牌内容传播。元宇宙可通过搭建具有代入感的实境化虚拟营销平台，以用户为中心生产内容化营销场景，围绕农业品牌差异化特质进行叙事，准确触发用户情绪点和兴趣点，获取用户对品牌的认可。例如，虚拟营销平台发行与农产品深度捆绑的数字藏品 NFT，能让用户与农业品牌的情感联结更紧密。元宇宙通过在营销场景创新品牌经济和首发经济，能进一步促进农业产业链延伸、价值链增值和供应链对接，推进农业高质量发展。

3. 文旅场景应用：重构虚实空间，打造沉浸体验。元宇宙能以场景内容虚实结合的方式推出新型农文旅产品，打造沉浸式、交互式项目体验，重塑文旅发展业态。一是用户沉浸式体验虚拟场景。元宇宙利用现实映射的数字孪生技术，将现实农文旅景观在虚拟空间中生成，为用户提供沉浸式文旅体验。同时，元宇宙可以利用虚拟现实等技术让用户作为虚拟人物参与娱乐活动，身临其境地融入文旅场景。二是现实空间与虚拟平台互联互通。元宇宙能利用虚实叠加等技术变革传统观光经济的文旅范式，通过不同时空场景的广泛链接破除传统地理场景的空间约束。同时，虚拟场景与现实景点可通过相互延伸消融线上线下边界，实现线上线下交叉的客户导流。三是为用户打造探索式临场体验的文旅产品。不同于具有单一性与封闭性特点的传统文旅产品，在元宇宙中，用户可与景观进行具身交互，从虚实互动中直观感受文旅场景的丰富内涵。此外，元宇宙可以制作体现地方人文特点的虚拟 IP 形象，通过品牌形象焕新与互动形式创新提升文旅品牌辨识度。基于此，元宇宙在文旅产业的场景应用，能够有效打造集聚经济和首发经济创新业态，推动乡村文旅产业由“观光经济”向“体验经济”深度转型升级，创新乡村产业融合模式，促进涉农产业迈向高质量发展。

综上所述，元宇宙催生新质生产力、赋能农业高质量发展的场景应用模型如图 3 所示。

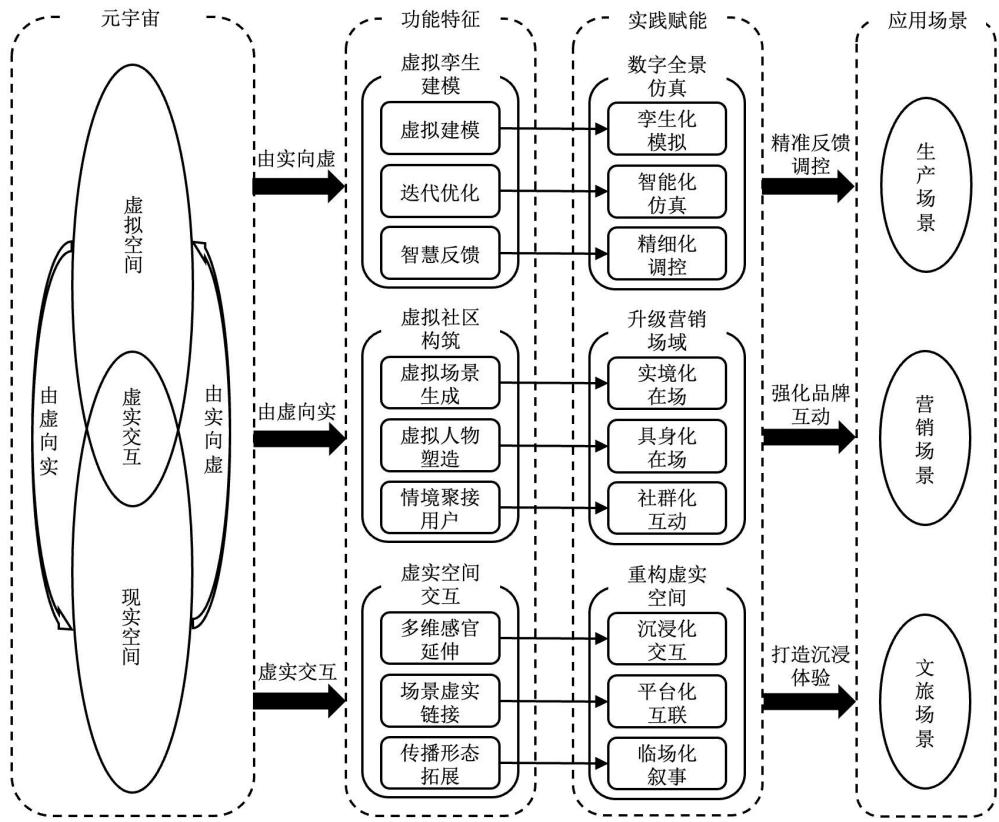


图3 元宇宙赋能农业高质量发展的应用场景

(二) 元宇宙赋能农业高质量发展的帕累托改进

基于上述分析, 本文进一步构建生产—消费两阶段场景赋能模型, 在理论上剖析元宇宙带动农副产品供需优化的帕累托改进过程, 建立新质生产力赋能农业高质量发展的一般性理论框架。课题组调研发现, 元宇宙既能有效缩短农业生产经营的调整周期, 也能打造社群化互动的虚拟营销平台从而带动品牌农产品营销、营造虚实交互沉浸式体验场景以发展乡村文旅, 进而丰富农产品和文旅产品的的产品类型, 推动农产品和文旅产品的供给弹性和需求弹性的实质性跃升。

不失一般性, 假设在一个代表性农产品市场, 反需求函数为 $p_D^1(q) = -kq + \bar{p}$, 反供给函数为 $p_S^1(q) = p^* + uq$, 市场均衡点位于 E_1 , 如图4左侧所示。 \bar{p} 为消费者能够接受的最高产品价格, p^* 为生产者愿意供给的最低产品价格, k 和 u 分别表示反需求函数和反供给函数曲线的斜率。元宇宙在农业生产环节的场景应用, 如通过物联网和人工智能等技术实现作物生长的数字仿真建模、动态监测反馈与实时交互调控, 能够缩短作物生长的调整周期和农产品的供给周期, 产生生产调控效应。此时, 初始供给价格保持不变, 但市场供给弹性的提高将促使供给曲线由 $p_S^1(q)$ 变化至 $p_S^2(q)$ 。基于此, 可假设 $p_S^2(q) = p^* + [u - S(\ln v)]q$, 其中, v 表示元宇宙在生产环节的场景应用水平, $S(\ln v) > 0$ 表示元宇宙应用的供给弹性转化函数值恒大于零, 函数值大小取决于特定农产品的生产过程。而且, 为引入边际报酬递减的实践规律, 本文对元宇宙的供给弹性提升效果进行取对数处理。

供给曲线变化后将与初始需求函数形成新的市场均衡点 E_2 ，市场总剩余将由 $S_{\bar{p}E_1p^*}$ 变化至 $S_{\bar{p}E_2p^*}$ ，变化部分 $S_{E_1E_2p^*}$ 如图 4 坚线阴影部分所示。假设 $\Phi_1 = S_{E_1E_2p^*}$ ，则有：

$$\Phi_1 = \int_0^{q_1} p_s^1(q) + \int_{q_1}^{q_2} p_s^1(q) - \int_0^{q_2} p_s^2(q) \quad (1)$$

进一步计算整理可得：

$$\Phi_1 = (q_2 - q_1)[\bar{p} - p^* - \frac{(k+u)(q_1 + q_2)}{2}] + \frac{S(\ln v)}{2} q_2^2 \quad (2)$$

$$\frac{\partial \Phi_1}{\partial v} = \frac{q_2^2}{2v} \cdot \frac{\partial S(\ln v)}{\partial \ln v} > 0 \quad (3)$$

由此可得，元宇宙在农业生产环节的场景应用能够转化为农产品市场总剩余的增加值。通过在生产场景的技术赋能、数据赋能和智慧决策，元宇宙可催生先进生产力质态、产生生产调控效应，优化生产流程、缩短生产周期、提高生产品质，形成优质优价的正向激励和技术成本的溢价转化。

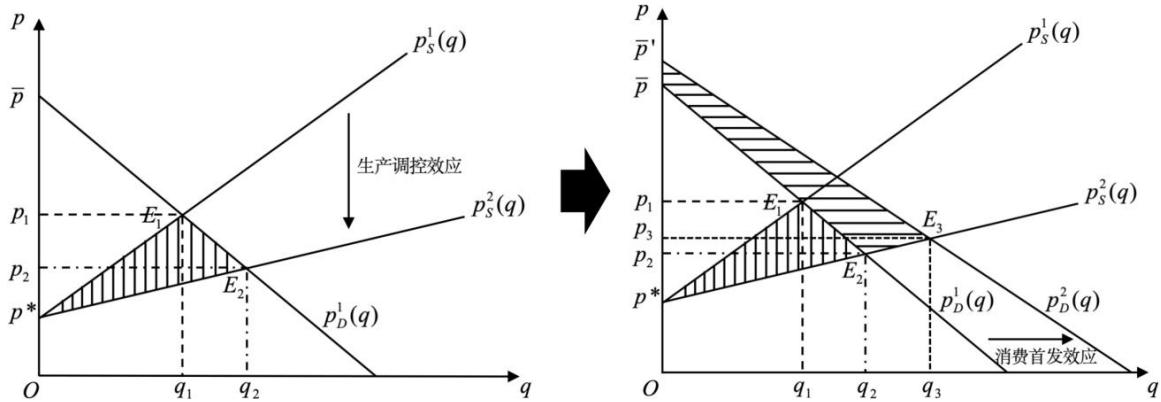


图 4 元宇宙赋能农业高质量发展的帕累托改进

与生产环节相对，在消费环节，元宇宙在农产品市场销售和乡村文旅等场景的应用，能够通过人机交互、区块链等技术打造场景丰富、虚实空间交互的营销模式和“体验经济”新产品，有助于创造消费首发效应，有效刺激新的消费兴趣与产品需求。同时，通过丰富农副产品、文旅产品等消费品的可选择域，元宇宙能促使需求曲线由 $p_D^1(q)$ 变化至 $p_D^2(q)$ ，如图 4 右侧所示。此时，市场最高交易价格将随着新兴产品的需求而调整，且价格的需求弹性将进一步提高。基于此，可设 $p_D^2(q) = -[k - D(\ln v)]q + \bar{p}(1 + \sqrt{v})$ ，其中， v 表示元宇宙在消费场景与营销环节的应用水平。 $D(\ln v) > 0$ ，表示需求弹性转化函数值恒大于零，函数值大小取决于特定产品的消费者偏好等产品需求属性。同时，本文引入边际报酬递减规律，对元宇宙市场干预效果进行取对数和开根号处理。基于此，需求曲线将与第一阶段的供给曲线形成新的市场均衡点 E_3 ，推动市场总剩余由 $S_{\bar{p}E_2p^*}$ 变化至 $S_{\bar{p}E_3p^*}$ ，变化部分 $S_{\bar{p}E_2E_3\bar{p}^*}$ 如图 4 横线阴影部分所示。假设 $S_{\bar{p}E_2E_3\bar{p}^*} = \Phi_2$ ，则有：

$$\Phi_2 = \int_{q_0}^{q_3} p_D^2(q) - \int_0^{q_2} p_D^1(q) - \int_{q_2}^{q_3} p_s^2(q) \quad (4)$$

进一步计算整理可得：

$$\Phi_2 = \frac{D(\ln v) - k}{2} q_3^2 + \frac{(q_3^2 - q_2^2)[S(\ln v) - u]}{2} + \bar{p}(1 + \sqrt{v})q_3 - p^*(q_3 - q_2) + \left(\frac{kq_2}{2} - \bar{p}\right)q_2 \quad (5)$$

$$\frac{\partial \Phi_2}{\partial v} = \frac{(q_3^2 - q_2^2)}{2v} \frac{\partial S(\ln v)}{\partial \ln v} + \frac{q_3^2}{2v} \frac{\partial D(\ln v)}{\partial \ln v} + \frac{\bar{p}q_3}{2\sqrt{v}} > 0 \quad (6)$$

这表明，元宇宙在涉农产业消费环节的场景应用也能转化为产品市场总剩余的增加值，在丰富消费场景、衍生消费新品、优化供给品质的基础上创造消费首发效应，进一步释放消费潜能、升级消费结构，提高社会总福利。在此基础上，通过生产阶段与消费阶段的技术应用和交互赋能，元宇宙将在农产品市场进一步形成供给侧与需求侧相互牵引的正向循环机制，以技术应用诱致市场变迁，以供需升级扩容市场剩余，进而促进农业高质量发展。在实现市场剩余帕累托改进的基础上，元宇宙应用带来的福利效应是如何分配的？是“雨露均沾”还是“损不足以补有余”？上述问题值得进一步考察。基于此，本文进一步推演了元宇宙应用对生产者剩余和消费者剩余的异质性影响。根据两阶段赋能模型，计算整理可得生产者剩余的最终变化部分 ΔS 和消费者剩余的最终变化部分 ΔD ：

$$\Delta S = p_3 q_3 - \int_0^{q_3} p_S^2(q) - p_1 q_1 + \int_0^{q_1} p_S^1(q) = q_3 \left(p_3 - p^* + \frac{q_3 [S(\ln v) - u]}{2} \right) + q_1 \left(p^* - p_1 + \frac{u q_1}{2} \right) \quad (7)$$

$$\Delta D = p_1 q_1 - \int_0^{q_1} p_D^1(q) - p_3 q_3 + \int_0^{q_3} p_D^2(q) = q_3 \left[\frac{D(\ln v) - k}{2} q_3 + \bar{p}(1 + \sqrt{v}) - p_3 \right] + q_1 \left(\frac{k q_1}{2} + p_1 - \bar{p} \right) \quad (8)$$

分别将 ΔS 、 ΔD 对元宇宙的场景应用水平 v 求偏导可得：

$$\frac{\partial \Delta S}{\partial v} = \frac{q_3^2}{2v} \cdot \frac{\partial S(\ln v)}{\partial \ln v} > 0 \quad (9)$$

$$\frac{\partial \Delta D}{\partial v} = \frac{q_3^2}{2v} \cdot \frac{\partial D(\ln v)}{\partial \ln v} + \frac{\bar{p}q_3}{2\sqrt{v}} > 0 \quad (10)$$

由此可知，元宇宙在农业生产、消费环节的场景应用，不仅能显著提升产品市场的价值总量，也能增进生产者剩余和消费者剩余，实现涉农产业商品经济供需两侧的协同升级。这有助于充分释放元宇宙的技术赋能潜力，通过创造生产调控效应和消费首发效应，以市场自发形成的价值创造机制和剩余分配机制，带动农业生产数智化改造、体验经济新项目开发和涉农产业结构升级，为农业高质量发展注入内生动力，形成新质生产力主导下的技术—经济新范式和商品经济新模式。

上述推演过程可进一步推广至新质生产力赋能农业高质量发展的其他技术领域和市场经济分析之中，从而能够为理解农业新质生产力在多场景下的经济学理论内涵提供一般性的框架。

五、探索性多案例分析

（一）案例选取依据、典型性分析与概况

针对上述理论研究，本文通过多案例分析进行实践检视，选取农业生产、农产品营销和乡村文旅

的三个典型案例进行剖析，考察元宇宙如何在生产、消费场景的应用中催生农业新质生产力，并进一步赋能农业高质量发展的功能特征、场景应用与产业绩效。案例研究是从特征化的案例实践上升至一般化理论解释的过程，所用案例应当具有典型性，即要集中体现某类现象的共性特征，选择标准包括系列性、集中性、启示性等（Yin, 2018）。本文遵循典型性原则，以元宇宙•VR 数字农业示范基地、佳沃蓝莓元宇宙养眼乐园、振兴小镇元宇宙体验馆为例开展探索性多案例分析。

案例选取依据主要有如下三点：一是体现元宇宙农业应用场景的系统性和全局性。本文分别选取农业生产、农产品营销与乡村文旅等场景进行多案例研究，有助于发掘元宇宙在生产—消费多重场景之间高效应用的共性特征，为揭示元宇宙在涉农产业的系统应用提供全局视野。二是反映元宇宙功能特征的集中性和一般性。三个案例集中反映了元宇宙的虚拟孪生建模、虚拟社区构筑和虚实空间交互三大核心功能，能呈现将元宇宙用于涉农产业的新质生产力的主要实践表征。三是具有元宇宙赋能农业及其他产业高质量发展的探索性和启示性。本文通过对元宇宙在农业领域应用相对成熟的代表性案例进行剖析，能为将元宇宙用于农业及其他国民经济重要产业提供参考。案例概况如表 2 所示。

表 2 案例概况

	元宇宙•VR 数字农业示范基地	佳沃蓝莓元宇宙养眼乐园	振兴小镇元宇宙体验馆
建成时间	2022 年 10 月	2022 年 10 月	2023 年 9 月
所在区域	江西省南昌市	广东省深圳市	山西省长治市
建设现况	该基地是数字农业与元宇宙•VR 技术结合的示范项目，占地 346 亩，总投资约 2 亿元。由元宇宙农业沉浸式体验区、植物种植工厂区等组成，以繁育航天优势品种为基础发展智慧农业	该乐园是佳沃蓝莓联手“网易瑶台”打造的全球首个水果品牌元宇宙，通过搭建由佳沃蓝莓元素构成的虚拟场景供用户探索与互动，让用户身临其境地感受佳沃品牌特色	该体验馆利用元宇宙底层技术构建了数字孪生世界“牛镇”。通过实景三维映射、虚拟场景营造、“数字科技+游戏”等方式实现沉浸式体验，为游客带来身临其境的“二次元”世界的文旅体验
农业新质生产力表征	通过应用数字化、智能化技术，实现农业生产的高效化、高质化、绿色化	通过构造虚拟互动空间，颠覆性创新营销场景，实现农产品营销的场域革新与模式升级	通过虚实场景融合拓宽文旅资源展示与体验空间，催生乡村文旅新业态、新模式与新动能

（二）元宇宙驱动农业新质生产力形成的案例剖析

元宇宙立足农业生产、农产品营销和乡村文旅等产业场景，在生产与消费实践中驱动农业新质生产力形成的案例特征分析如表 3 所示。

表 3 元宇宙驱动农业新质生产力形成的案例实践归纳分析

分析维度	元宇宙•VR 数字农业示范基地	佳沃蓝莓元宇宙养眼乐园	振兴小镇元宇宙体验馆
产业场景	农业生产	农产品营销	乡村文旅
元宇宙的实践应用	虚拟孪生建模：基于物联网技术采集农业生产数据，利用人工智能等技术创建作物生长模型。管理者借助混合现实技术实时监测农情，用区块链技术存储数据	虚拟社区构筑：利用虚拟现实与人工智能技术塑造用户与品牌的虚拟人物，应用物联网与生成式人工智能技术开发虚拟场景、虚拟活动等内容	虚实空间交互：借助虚拟现实技术延伸游客感官体验，利用 5G 网络、大数据、区块链、虚拟引擎与人工智能技术，虚拟映射小镇实景、链接虚实空间

表3 (续)

<p>①虚拟建模。（a）实景虚拟复刻。静态传感器与巡航机器人实时采集作物长势、土壤等多维度数据，运用数字孪生等技术将基地在元宇宙空间按1:1比例复刻。（b）数据动态交互。基地已建成的元宇宙商城与基地所有农业大棚实时交互数据，消费者进入元宇宙商城购物时可查看区块链技术存储的作物生产数据</p> <p>②迭代优化。（a）构建生长模型。基地将作物种植数据与中国科学院等科研机构共享，在综合专家意见基础上利用人工智能等技术创新作物全生命周期仿真系统。（b）预测作物生长性状。该仿真系统可精准预测作物生长过程中的性状，实现对作物优异基因的筛选</p> <p>③智慧反馈。（a）作业智能控制。通过对作物生长数据的综合分析，基地可自动控制农业大棚的光照、温湿度等环境因素，确保作物处于最适宜的生长环境，并基于物联网的气雾栽培系统，实现营养液自动配比和智能喷施。（b）农情全景监测。基地借助机器学习等人工智能技术提取图像数据中的特征参数，反演得到作物生长与环境特征信息。管理员戴上混合现实眼镜查看作物实际生长信息，对长势、虫情、墒情等进行可视化全息掌握</p>	<p>①虚拟场景生成。（a）还原现实场景。通过生成式人工智能技术，快速1:1还原秘鲁蓝莓推荐会等现实场景。（b）建立虚拟风景。依托人工智能技术自动生成佳沃蓝莓森林、古建筑群等虚拟三维场景</p> <p>②虚拟人物塑造。（a）用户数字替身。用户借助人工智能技术，通过捏脸、选装等方式自定义个性化虚拟形象。（b）品牌虚拟形象。基于人工智能与虚拟现实技术建立佳沃品牌数字替身，即佳沃品牌推荐官，可为用户提供游园引导、产品讲解等多项服务</p> <p>③情境连接用户。（a）群员虚拟互动。用户可以借由其专属数字替身，通过交换名片、个性舞蹈等趣味性玩法，实现交流互动与探索体验。在分布式计算技术的支持下，在乐园内能够实现万人同屏互动。（b）用户趣缘社交。乐园用50多张巨型虚拟展板向用户社群宣讲佳沃蓝莓全产业链模式，从源头到流通保障佳沃蓝莓的高品质。同时，乐园设置了蓝莓知识问答、隐藏彩蛋收集等趣味游戏，在游戏互动中提升用户对蓝莓护眼、脑保健和抗衰老功效的认知</p>	<p>①多维感官延伸。（a）映射现实世界。体验馆基于大数据与云渲染等技术实现振兴小镇全节点360度实景“上云”，构建小镇数字孪生世界“牛镇”。（b）多重感官联觉。游客可通过VR装置进入“牛镇”，沉浸式欣赏“牛镇”二次元灯光秀等</p> <p>②场景虚实连接。（a）虚拟空间连通。体验馆通过“虫洞”功能可瞬时接入长城等数字体验场景，延展游客时空体验。（b）虚实场景联动。通过虚拟现实技术构建AR剧本杀等虚实结合的游戏场景，带给游客沉浸式新玩法。同时，体验馆会随机弹出指定地点的交互微剧情与“数字消费券”红包，将参与活动的游客与当地民俗市集等活动场景连接起来</p> <p>③传播形态拓展。（a）虚拟文旅IP。“牛镇”中建立了代表振兴小镇“三牛”精神的拓荒牛、老黄牛、孺子牛虚拟IP形象。“三只小牛”的形象既是“牛镇”迎宾的数字门童，也以潮玩公仔的形式成为当地的“文旅名片”。（b）全景交互叙事。振兴小镇通过全景影像记录旅游发展节点和宣传康养示范社区，将全景影像制作成数字名片一键分发给游客，“云呈现”小镇的历史、现在与未来</p>
<p>①智能经济：在将示范基地数字化映射到虚拟空间的基础上，以人工智能技术为核心管理农业生产，解放生产者的体力和脑力劳动，发展数据驱动的智能经济</p> <p>②首发经济：通过新型数字技术的首次应用，实现农业生产模式的精准化、科技化，展现新型农产品优势，适应品质化消费趋势</p>	<p>①品牌经济：利用元宇宙打造农业品牌虚拟社区，通过拟人化品牌形象与创意性体验内容深化顾客与品牌的互动，升级内容营销场域，壮大品牌经济</p> <p>②首发经济：虚拟社区营销为农业品牌的首次发布提供高效的新营销载体，带动首发性消费，促进农产品供需双向互动</p>	<p>①集聚经济：通过多种前沿数字技术合力推动乡村文旅虚拟化，促使农文旅产业在虚拟空间集聚，促进消费者和经营者在虚实空间一体化集聚，形成集聚经济</p> <p>②首发经济：“牛镇”等文旅新产品、新场景与新业态能满足消费者对高品质新鲜事物的追求，催生乡村文旅新消费增长点</p>

一方面，元宇宙能带来农业生产经营技术的革命性突破与集成性应用，从而通过技术赋能，形成农业新质生产力。上述过程具体体现在以下三个方面。

首先，在农业生产环节，元宇宙呈现的虚拟孪生建模功能可在复刻基地实景的基础上即时交互生产数据，构建生长模型预测作物生长性状，实施作业智能控制和农情全景监测。

其次，在农产品营销环节，元宇宙呈现的虚拟社区构筑的应用特征可通过还原现实场景与生成虚拟景象，为用户与品牌塑造虚拟化形象，以主题活动牵引社群用户虚拟社交。

最后，在乡村文旅环节，元宇宙呈现的虚实空间交互的应用特征可通过虚拟空间连通与虚实场景联动，以多感官延伸和多场景链接创造沉浸式体验，同时，结合虚拟 IP 与全景式交互叙事拓展内容传播形态。

另一方面，元宇宙在实践中呈现打造智能经济、强化品牌经济、创新集聚经济、催生首发经济等生产经营要素创新性配置和产业深度转型升级的动力特征，有助于催生农业新质生产力。上述过程具体体现在以下四个方面。

首先，元宇宙可将示范基地数字化映射到虚拟空间，以人工智能技术为核心管理农业生产，发展数据驱动的智能经济。通过最大限度地利用农业数据要素，将劳动者从体力和脑力劳动中解放出来，实现农业生产模式的科技化与高效化，从源头保障农产品品质。

其次，通过元宇宙打造农业品牌虚拟社区，建立拟人化品牌形象与创意性体验内容，深化顾客与品牌的互动，壮大品牌经济。通过元宇宙搭建虚拟营销平台重构“人、物、场”，升级内容营销场域，促进农产品供需双方价值共创。

再次，通过元宇宙打造虚实一体化的文旅场景，促使农文旅产业在虚拟空间集聚，形成集聚经济。通过构建虚拟文旅场景、推出新型文旅体验项目、打造虚实一体化经营空间，促进消费场景关联，相关经营者能在虚实连通空间集聚，满足消费者对高品质和新鲜事物的消费需求。

最后，元宇宙有效带动了农业及其关联产业的新技术应用、新产品发布和新模式建立，推动形成首发经济新业态。在技术应用层面，元宇宙的各项基础技术具有通用性，如人工智能技术既能在生产场景中构建作物模型，也能在文旅场景中打造虚拟空间，还能为农业首发经济提供颠覆性创新技术的支撑。在产品内容层面，元宇宙中内容制作工具的易用性降低了内容创作成本与门槛，可打造虚实交互的文旅体验、实习场景化内容营销，通过产品首发、品牌首发提升消费活力。在产业模式层面，元宇宙具有高开放与强互通特点，各场景生成的数据资源可在多场景共用融通，元宇宙以产业要素资源聚合促进首发性创新，形成首发经济生态圈。

（三）元宇宙赋能农业高质量发展的实践过程与场景绩效

上文揭示了元宇宙催生农业新质生产力的相关实践机制，在此基础上，本文将结合多场景案例，进一步剖析元宇宙应用通过形成先进生产力进而赋能农业高质量发展的实践过程、场景效果以及产业绩效。

对案例的具体分析如表 4 所示。

表4 元宇宙应用赋能农业高质量发展的实践过程、场景效果与产业绩效

分析维度	元宇宙•VR 数字农业示范基地	佳沃蓝莓元宇宙养眼乐园	振兴小镇元宇宙体验馆
产业场景	农业生产	农产品营销	乡村文旅
实践过程	<p>①孪生化模拟。示范基地在元宇宙空间完成虚拟映射后，基地与多家科研机构可以共同创建作物全生命周期数字孪生模型。通过种植数据的交互共享以及对多方专业意见的整合吸纳，实现数据资源靶向聚集的多主体协同创新。同时，区块链技术可以确保农产品生产数据信息的可信度与透明性，降低农产品全流程溯源成本</p> <p>②智能化仿真。基于作物与环境相关数据，基地可以在农事管理、品种选育中实现数据驱动的智能化仿真决策。例如，利用人工智能技术，在元宇宙中识别作物营养状态、病虫害状况并进行育种实验</p> <p>③精细化调控。在对农业数据要素进行分析利用的基础上，通过对虚拟现实、物联网等技术的应用实时监测作物长势，开展精细化的环境调控、作物施肥等农事作业，用农业数据要素替代劳动要素，实现农业生产要素的优化配置</p>	<p>①实境化传播。乐园构建了融入佳沃蓝莓品牌元素的三维虚拟空间，为佳沃品牌与消费者直接互动提供实境化平台，重塑品牌传播场景。同时，轻量化、高效能、可扩展的虚拟营销场景搭建成本也远低于物理场景，可以帮助商家减少获客成本并提高营销效率</p> <p>②具身化在场。乐园中的佳沃品牌推荐官与用户虚拟替身具有拟人化形象与人格化属性。品牌推荐官能够为大规模用户提供实时化、个性化的佳沃蓝莓产品介绍等营销服务，以更鲜活、更年轻的具身化品牌形象迅速与消费者建立情感链接</p> <p>③社群化互动。通过特色风景、游戏互动、产品宣讲等多种方式将佳沃蓝莓高品质、护眼保健的品牌内涵整合至社群营销活动中。在为消费者塑造更加多样化、个性化互动体验的过程中，通过有价值内容的输出让消费者接受与认可品牌的价值理念与内涵</p>	<p>①沉浸化交互。体验馆应用多种前沿数字技术，结合当地特色开发了“牛镇”等沉浸化虚实交互的新型文旅场景，演绎高品质、全景式“牛镇”景区资源与历史文化拟真体验，横向拓展与融合发展农业休闲娱乐、文化传承等多向度功能与业态</p> <p>②平台化互联。通过虚拟空间平台与实体商业紧密联动的文旅模式，将游戏与消费场景关联切换，让游客在游戏、市集中延续并拓展旅游体验，实现多种虚实场景商业业态的共生发展</p> <p>③临场化叙事。以个性化定制的“三只小牛”为“牛镇”的数字文旅IP，通过临场化叙事串联当地的文旅体验内容。“三只小牛”既能够彰显该镇的精神内涵，能够以其为核心打造展示当地奋斗历程的文旅主题，也可以参与文旅宣传片与衍生品的制作，形成主题消费轴和体验轴</p>
场景效果	<p>重构生产模式：通过智能监测与自动调控农业生产过程，实现农事作业的精准化与智能化</p> <p>①突破传统农业劳动强度高、管理粗放、育种周期长、品质溯源难等困境</p> <p>②通过育种仿真实现品种的精准选育</p> <p>③基于数据可信存储实现作物生产的全流程、可靠性追溯</p>	<p>创新营销方式：通过沉浸式社交、游戏化互动的虚拟营销场景，实现农产品内容营销的社群化互动</p> <p>①解决了传统农产品营销中模式单一、传播单向、内容贫乏等“痛点”问题</p> <p>②构建了以消费者中心化、营销场景区化、品牌体验化为特征的新型营销模式</p> <p>③为消费者塑造高互动程度、有临场感的差异化营销体验</p>	<p>变革文旅范式：通过振兴小镇的实景沉浸式观赏、线上空间与线下商户的融合联动，实现沉浸式的乡村文旅体验</p> <p>①破解了传统乡村文旅中内容同质化、低端化等难题</p> <p>②为游客带来进入“二次元”虚拟世界的沉浸式文旅体验</p> <p>③利用能链接在地文化链的虚拟IP，提升文旅品牌辨识度</p>

表4 (续)

产业绩效	①2022年,该基地通过高效的生产模式大幅提高了农作物产量,草莓、番茄等农产品产量比普通大棚增加5倍以上 ②作物育种周期大幅缩短,将航天育种从太空搭载到产业化的周期由14年缩减至4年 ③精准化农事作业有效推动节水减肥,助力低碳生态体系建设	①2022年10月乐园上线后吸引大量“Z世代”消费者注册,佳沃蓝莓品牌相关指数飙升800% ②乐园与线上电商平台联动,上线当天4小时内佳沃京东站内总销售额即突破160万元 ③入选《元宇宙创新示范100强案例集》,海内外媒体的大量报道实现了品牌的破圈营销	①2023年该体验馆将传统文化、美丽风景及民俗演绎等有机结合,有效带动了景区餐饮、住宿、娱乐等业态的收入,全年接待游客100余万人次 ②2024年带动本地村镇实现旅游综合收入5000余万元

首先,在农业生产场景中,基于在农业生产基地采集的多维数据,元宇宙能将作物生长数据与科研机构共享,在综合多方信息基础上孪生化模拟作物全生命周期,利用区块链技术的可信存储功能使生产全流程可追溯。基地可利用作物生命周期模型进行智能化仿真,提升品种选育精准度。同时,通过对多维度数据进行交叉分析与多场景应用,能实现对虫情、墒情等的实景监测,便于进行生长环境调控与营养配比输送等精细化农事作业。通过农业品种的精准选育与农事作业的可视化、智能化、精准化管理重构农业生产模式,突破传统农业劳动强度高、管理粗放、育种周期长、品质溯源难等困境。

其次,在农产品营销场景中,元宇宙通过构建融入品牌元素的虚拟三维场景,重塑农业品牌营销传播场域,为品牌营销提供自主生成与创意互动的共享社区,为新产品、新品牌、新消费理念的发布创造实境化传播空间。拟人化的虚拟品牌形象可为消费者的数字替身提供产品推荐、游览引导等服务,通过具身化在场建立农业品牌与消费者的情感连接。趣味化、社交化的虚拟空间可通过整合有价值营销内容重塑用户感官体验,通过提升营销内容创造力、消解营销活动的功利性强化消费者参与,促进消费者与品牌的社群化深度互动,进而使其潜移默化地接受和传递品牌理念。通过建立消费者中心化、营销场景化、品牌体验化的创新性营销模式,并利用该模式内容集成度高、品牌自主性高、消费者亲密度高等特点,解决传统农产品营销中模式单一、传播单向、内容贫乏等“痛点”问题。

最后,在乡村文旅场景中,元宇宙可通过集成应用多种前沿数字技术,营造映射多元现实场景的沉浸式文旅空间、创新文旅产品,使用户在虚拟空间深度体验乡村田园风光、历史文化,营造全新文旅项目交互体验。通过场景的密切衔接与关联切换打造虚拟场景之间的连通及其与线下实体商户的联结,形成平台化互联、虚实空间一体化的复合经营格局,带动虚拟体验消费与相关经营主体营收绩效的共同增长。同时,元宇宙能结合当地独特历史文化推出具有品牌价值、可塑性的虚拟文旅形象,创新在地文化表现形态和文旅内容与消费者的交互模式,以叙事临场化、故事游戏化等方式串联当地文旅资源,通过将游客“带入”虚拟世界和营造虚实结合体验,开创独特的文旅发展方式,实现文旅产业从“资源依赖”向“体验创造”的范式变革,破解传统乡村文旅内容同质化、低端化等难题。

(四) 元宇宙、新质生产力与农业高质量发展实践关系的规律性分析

基于上述案例剖析与实践检视,本文构建了元宇宙赋能农业高质量发展的实现路径模型,具体内容可参见本文附录图1。元宇宙是由相互关联的数字技术集成性与革命性突破形成的新型互联网空间,

其在农业多维场景的典型应用可以驱动农业数据要素创新性配置与产业深度融合转型，催生农业新质生产力，推动农业发展的智能化与高效化。在农业生产场景，元宇宙能激活农业数据要素的多要素协同优化、多场景复用增效、多源头融合创新，形成育种周期缩短、节水减肥低碳、高产优质可溯的智慧生产模式，打造了由数据要素驱动与技术开创性应用主导的农业智能经济与首发经济新发展路径。在农产品营销场景，元宇宙能构建品牌内容营销的新型社区，通过革新传播场域、活化品牌形象、创新互动体验等，削减搜寻消费者、搭建场景等获客成本，营造品牌破圈传播、品牌声量与销量齐增的新型营销方式，助力农业品牌经济与首发经济的创新发展。在农业文旅场景，元宇宙通过营造拟真体验、IP 串联内容、虚实业态融合等方式突破了乡村文旅场景的物理空间边界和产业经营边界，能够形成虚实空间一体化经营的集聚经济，打造文创内容与旅游体验深度融合、客流与收入双增的文旅新范式，形成乡村文旅的新质竞争力。在此基础上，有效促进新型数字技术、新型产业模式在农业领域的创新应用，推动新产品、新项目、新平台的首创性发布，形成农业首发经济新业态，从而推进农业发展的提质增效。

元宇宙的核心功能在于实现数字世界与物理世界的空间融合，以数据价值化、价值场景化、场景生态化等方式创新经济发展形态。元宇宙可通过对可感知数据的规范化整合与开发利用最大化数据价值，将数据要素融入生产经营场景实现数据潜在价值的场景化，各环节应用场景在数字空间串联集聚形成产业新生态，最终创造首发经济、智能经济、品牌经济、集聚经济等新型业态。在将元宇宙用于农业多场景、全链条的过程中，智能化工具的使用与创意性内容的生产不断推动农业劳动者向具有数字型人力资本的新型劳动者转变，物联网与自主农业机械等智能设备替代传统农具而成为新型生产工具，数据要素逐渐成为农业主要劳动对象。新的劳动者、劳动资料和劳动对象发展出新型生产关系，三者及其组合的跃迁可以持续培育农业新质生产力。同时，元宇宙能将颠覆性的数字创新技术融入农业全过程，以数据要素牵引生产要素的系统优化配置，摆脱依靠资源大量投入与高消耗的传统增长路径，体现新质生产力的高科技、高效能、绿色化特征，推动农业全要素生产率的大幅提升和农业高质量发展。

基于一般性实践归纳，元宇宙培育农业新质生产力赋能农业高质量发展的理论传导模型见图 5。

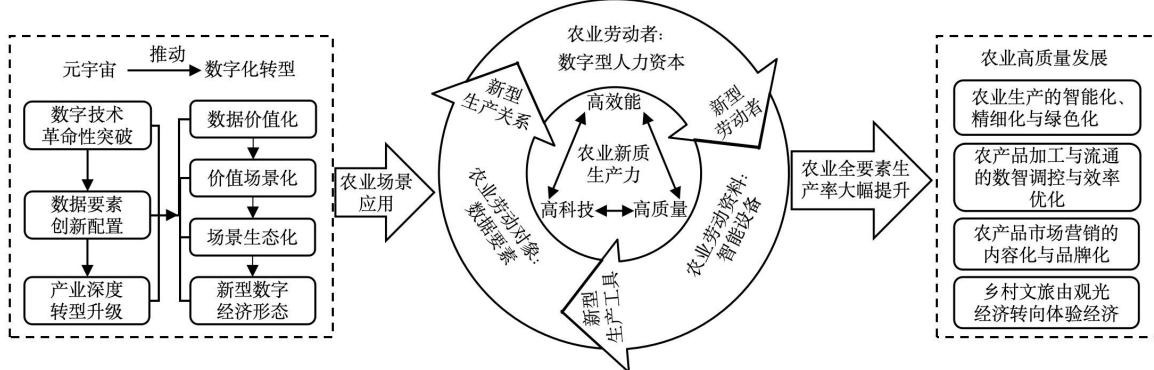


图 5 元宇宙、新质生产力与农业高质量发展的理论传导模型

六、主要结论与政策启示

（一）主要结论

本文从实践出发，回答了元宇宙如何应用于农业生产、农产品营销和乡村文旅等产业场景，如何通过实现生产效率提升、品牌营销破圈和体验经济升级的场景效果促进农业高质量发展等问题。本文的主要结论如下。

首先，基于虚拟孪生建模、虚拟社区构筑与虚实空间交互三大功能特征，元宇宙能在实践应用中衍生智能经济、品牌经济、集聚经济、首发经济等产业赋能机制，为农业高质量发展催生新质生产力。

其次，通过多案例分析发现，元宇宙能通过对农业生产的孪生化模拟、智能化仿真实现对农事管理的精细化调控，能基于创建实境化传播、具身化在场的虚拟营销平台实现内容营销的社群化互动，能通过构造虚实结合、场景切换的互联空间营造临场化历史叙事和沉浸式文旅体验。

再次，元宇宙在涉农产业的场景应用，提高了市场供需弹性，实现了生产环节和消费环节的两阶段赋能，从而促进生产者剩余和消费者剩余的包容性增长，为发展农业新质生产力创造优质优价的正向激励。

最后，元宇宙的实践应用呈现数据价值化、价值场景化、场景生态化的规律特征，通过农业劳动者、劳动资料、劳动对象三者及其优化组合的跃升，推动农业迈向智能化、绿色化、集约化的高质量发展。

（二）政策启示

为促进元宇宙在农业产业创新融合发展中的应用与落地，本文提出如下四点政策启示。

一是加强核心技术攻关，夯实产业科技支撑。聚焦元宇宙产业核心技术仍待成熟与标准规范未达成共识等现实问题，加快开展人机交互、人工智能等元宇宙关键技术的协同攻关。通过政府与科研院所的协商合作，共同确立元宇宙技术标准规范，促进元宇宙在不同领域的互联互通与发展共赢。

二是完善应用生态体系，降低场景落地成本。针对元宇宙在农业产业应用中成本较高等“痛点”问题，通过“科技金融+校企共建”模式降低初期投入，开发病虫害识别、农机模拟等标准化、即插即用应用模块，降低新开发技术的产业化落地成本。

三是开展示范试点工程，引导带动产业应用。目前，元宇宙在农业领域的应用仍处于探索阶段，应培育一批元宇宙在农业场景落地的示范试点项目，通过在农业科研、生产、营销、文旅等重点场景的试点示范带动元宇宙在涉农产业的全面应用。

四是建立“监管沙盒”机制，防范产业潜在风险。重视元宇宙应用中可能的数据安全和隐私泄露风险，借鉴欧盟理事会确立的“监管沙盒”制度，设立监管约束适当放宽的安全测试区，实现技术创新赋能与技术风险防范的双轨并进。

参考文献

- 1.曹玉娟, 2023: 《产业元宇宙：数实融合的变革形态与实践向度》，《学习与探索》第5期，第104-112页。

- 2.陈林生、赵星、明文彪、张蕾, 2024: 《元宇宙技术本质、演进机制与其产业发展逻辑》, 《科学学研究》第2期, 第233-239页。
- 3.杜志雄、胡凌啸, 2023: 《党的十八大以来中国农业高质量发展的成就与解释》, 《中国农村经济》第1期, 第2-17页。
- 4.方凌智、沈煌南, 2022: 《技术和文明的变迁——元宇宙的概念研究》, 《产业经济评论》第1期, 第5-19页。
- 5.洪银兴、王坤沂, 2024: 《新质生产力视角下产业链供应链韧性和安全性研究》, 《经济研究》第6期, 第4-14页。
- 6.洪银兴、杨玉珍, 2023: 《现代化新征程中农业发展范式的创新——兼论中国发展经济学的创新研究》, 《管理世界》第5期, 第1-8页。
- 7.黄祖辉, 2024: 《健全因地制宜发展新质生产力的体制机制》, 《中国农村经济》第9期, 第10-14页。
- 8.姜长云, 2024: 《农业新质生产力: 内涵特征、发展重点、面临制约和政策建议》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第1-17页。
- 9.刘伟, 2024: 《科学认识与切实发展新质生产力》, 《经济研究》第3期, 第4-11页。
- 10.罗必良, 2024: 《新质生产力: 颠覆性创新与基要性变革——兼论农业高质量发展的本质规定和努力方向》, 《中国农村经济》第8期, 第2-26页。
- 11.沈阳, 2022: 《元宇宙的三化、三性和三能》, 《传媒》第14期, 第21-22页。
- 12.陶大程、赖家材、黄维、吴晨, 2022: 《产业元宇宙》, 北京: 人民出版社, 第8-11页。
- 13.王修华、彭德荣、李万利, 2024: 《以新质生产力发展推进中国式现代化——第二届“中国式现代化经济发展前沿论坛”研讨会综述》, 《中国农村经济》第10期, 第174-184页。
- 14.姚毓春、李冰, 2023: 《城乡融合助力农业农村高质量发展的机理、挑战与路径》, 《天津社会科学》第3期, 第99-106页。
- 15.叶兴庆, 2021: 《迈向2035年的中国乡村: 愿景、挑战与策略》, 《管理世界》第4期, 第98-112页。
- 16.张辉、曾雄、梁正, 2023: 《探微“元宇宙”: 概念内涵、形态发展与演变机理》, 《科学学研究》第5期, 第769-776页。
- 17.张露、罗必良, 2020: 《中国农业的高质量发展: 本质规定与策略选择》, 《天津社会科学》第5期, 第84-92页。
- 18.张志华, 2023: 《依法推进我国绿色有机地标农产品高质量创新发展》, 《农村工作通讯》第3期, 第44-46页。
- 19.Dionisio, J. D. N., W. G. Burns Iii, and R. Gilbert, 2013, “3D Virtual Worlds and the Metaverse: Current Status and Future Possibilities”, *ACM Computing Surveys*, 45(3): 1-38.
- 20.Kabanda, G., C. T. Chipfumbu, and T. Chingoriwo, 2022, “A Cybersecurity Model for a Roblox-based Metaverse Architecture Framework”, *British Journal of Multidisciplinary and Advanced Studies*, 3(2): 105-141.
- 21.Kang, M., X. Wang, H. Wang, J. Hua, P. de Reffye, and F Wang, 2023, “The Development of AgriVerse: Past, Present, and Future”, *IEEE Transactions on Systems, Man, and Cybernetics: Systems*, 53(6): 3718-3727.
- 22.Yin, R. K., 2018, *Case Study Research and Applications: Design and Methods*, California: Sage Publications, 25-38.

How Does the Metaverse Empower High-Quality Agricultural Development: A Theoretical Analysis and Case Review from the Perspective of New Quality Productive Forces

WANG Zhigang¹ LIU Ziming¹ ZHENG Yuan² YU Bintong²

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

2. School of Economics and Management, Beijing Jiaotong University)

Summary: With the progressive breakthroughs and disruptive innovations in digital technology, the radius of human activity and the driver for economic growth have expanded from the physical world to the virtual world. This paper analyzes the technological functional characteristics and industrial enabling mechanisms through which the metaverse catalyzes new quality productive forces in agriculture, along with the application scenarios and Pareto improvement processes that further advance high-quality agricultural development. It conducts practical examinations based on multi-case analyses of agricultural production, agricultural product marketing, and rural cultural-tourism scenarios.

This paper finds that the metaverse enables revolutionary breakthroughs and integrated applications in agricultural production and management technologies, exhibiting three core functional characteristics: virtual twin modeling, virtual community construction, and virtual-real spatial interaction. It drives deep transformation and upgrading of agriculture-related industries by strengthening intelligent economies, expanding brand economy, innovating agglomeration economy, and catalyzing debut economy, and facilitates the formation of new quality productive forces in agriculture.

Building on this, the metaverse achieves refined control of farm management through twin-simulated and intelligently emulated agricultural production, advances community-based interactive content marketing for agricultural products by creating immersive virtual marketing platforms that enable realistic communication and embodied presence, and expands the scope of commodity economy choices in agriculture-related industries by constructing interconnected spaces with virtual-real integration and scene switching, thereby creating immersive rural cultural-tourism experiences. This drives inclusive growth in producer and consumer surplus and advances high-quality agricultural development.

The paper explores the implementation path model for metaverse-enabled high-quality agricultural development, clarifies the underlying logic and practical drivers for developing the debut economy, and provides pathways for accelerating the formation of new quality productive forces in agriculture.

Keywords: Metaverse; New Quality Productive Forces; Debut Economy; High-Quality Agricultural Development

JEL Classification: O18; Q16

(责任编辑：马太超)

少子老龄化家庭的财务脆弱困境

——对“少子化有利于家庭财务健康”观点的再审视

韩民春 黄磊 饶玉蕾 刘瞳

摘要:在“少子化有利于家庭财务健康”观点盛行的当下,中国人口连续三年负增长,少子老龄化程度持续加深。为厘清人口结构这一变化在家庭部门引发的财务效应,本文通过匹配2015—2019年中国家庭金融调查研究数据和区县经济统计数据,从财务脆弱性视角探究少子老龄化与家庭财务健康的关系。研究发现,少子老龄化加剧了家庭财务脆弱性及脆弱程度,导致家庭面临财务脆弱困境,劳动力供给约束和资产负债表恶化共同构成上述效应的成因;对于退休保障充分和人口素质较高的家庭而言,该效应有所弱化。进一步分析发现,相较于政府补贴,降低家庭教育成本和增强家庭生育意识有助于从源头上减轻少子老龄化的不利冲击。本文认为,在家庭年龄结构日趋老化的背景下,“少子化有利于家庭财务健康”这一观点并不成立。本文结论为破解中国少子化与老龄化交叠的复杂难题、推动构建生育友好型社会、以人口高质量发展助力提升家庭风险应对能力提供了有益启示。

关键词:少子老龄化 家庭财务健康 财务脆弱性 财务脆弱程度 财务脆弱困境

中图分类号:F832; C924.24 **文献标识码:**A

一、引言

人口结构变化如何影响社会经济发展历来是人口经济学领域的研究焦点。2020—2024年,中国0~14岁人口已由25277万人逐年降至22240万人,65岁及以上人口则由19064万人逐年递增至22023万人,自2022年起,中国连续三年出现人口负增长^①。少儿人口占总人口的比例下降,老龄人口占总人口的比例升高,这意味着中国已步入少子化与老龄化交叠的人口发展新常态。人口结构的这种变化在微观家庭层面呈现两个显著特征:一是家庭规模持续缩小;二是家庭年龄结构日趋老化^②。从宏观

[资助项目] 国家社会科学基金重大项目“经济高质量发展的指标体系构建与测度研究”(编号:24&ZD062)。

[作者信息] 韩民春、黄磊(通讯作者)、饶玉蕾、刘瞳,华中科技大学经济学院,电子邮箱:huangleii@hust.edu.cn。

^①资料来源:国家统计局发布的历年国民经济和社会发展统计公报, <https://www.stats.gov.cn/sj/tjgb/ndtjgb/>。

^②中国家庭金融调查数据显示,2015—2019年,中国家庭平均规模由3.75人/户减至3.18人/户,家庭成员平均年龄由49.74岁增至51.31岁。2021年第七次全国人口普查结果显示,中国家庭平均规模为2.62人/户,呈现进一步缩小趋势。

层面来看，少子老龄化^①意味着适龄劳动力总量的减少，会引起劳动力短缺和劳动力成本上升等一系列问题，不仅不利于社会生产活动和经济增长，还会加重社会负担（Aksoy et al., 2019）。党的十八大以来，党和国家高度重视少子老龄化问题，接连出台“全面两孩政策”“三孩生育政策”以及促进“发展银发经济”等政策。党的二十届三中全会对健全人口发展支持和服务体系进一步提出明确要求，强调“以应对老龄化、少子化为重点完善人口发展战略，健全覆盖全人群、全生命周期的人口服务体系，促进人口高质量发展”^②。从现实情况来看，少子老龄化的趋势并未放缓。2023年，60岁以上人口占比突破20%，中国的出生人口已连续七年下降^③，人口特征的这些变化说明中国少子老龄化趋势在短期内难以改变。在此背景下，迫切需要探究上述人口政策实施效果不佳的原因^④。

出现这一现象的原因是错综复杂的。一方面，少子化是家庭执行计划生育政策引致的必然结果，老龄化反映了现代公共卫生和医疗体系快速发展背景下家庭人均寿命延长的现实状况。作为某一历史阶段社会发展的产物，少子老龄化具有时间持续性，因此，人口刺激政策在短期内难以显现成效。另一方面，随着女性独立意识的增强、个人主义的兴起以及“晚婚晚育、少生优生、不婚不育”新婚育观念的普及，再加上现代社会愈发高昂的生活成本和育儿成本对家庭经济的双重挤压，“少生、不生有利于家庭财务健康”的观点在当代年轻群体中日益盛行（宋健和郑航，2021），并成为家庭生育意愿锐减的主要诱因。少子化会进一步加剧老龄化，而老龄化带来的沉重养老负担反过来又成为少子化的催化剂，二者构成恶性循环（穆光宗和茆长宝，2017）。

已有大量经验证据表明，少子老龄化易引发社会劳动力短缺危机（韩永辉和刘洋，2024），抑制企业的生产性活动和科技创新（魏佳朔和高鸣，2023），对宏观经济增长造成不利冲击（都阳和封永刚，2021）。都阳等（2024）认为，生育具有正外部性，即生育有助于扩大社会生产和促进经济发展，但会使家庭财务受损。生育收益获取主体和生育成本承担主体的不一致，将抑制家庭生育行为，并进一步加剧家庭年龄结构的老化。少子老龄化在社会经济发展与家庭财务健康之间可能形成顾此失彼的“跷跷板效应”。但是，从家庭自身来看，少子老龄化真的不利于家庭财务健康吗？若答案为是，那么，当下国内出现的少子老龄化现象便是理性经济人假设下个体追求家庭财务健康的合理选择，趋势难以反转；若答案为否，那么，在经济社会发展显著受到少子老龄化问题制约的情况下，“少子化有利于家庭财务健康”的观点或许并不成立，破解少子老龄化难题的方法便有章可循。厘清这一问题，对于深刻把握当前人口结构变化原因、推动人口高质量发展，以支撑中国式现代化建设具有重要理论

^① 少子老龄化涵盖少子化和老龄化两类人口结构特征，在本研究中，其实质是指家庭的少儿人口比重快速下降和老年人口比重快速上升（彭希哲和胡湛，2015）。

^② 资料来源：《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》，https://www.gov.cn/zhengce/202407/content_6963770.htm。

^③ 资料来源：国家统计局，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

^④ 尽管人口政策的调节作用具有一定时滞，人口政策短期内或许无明显成效。但是，出生人口连续七年下降的事实能够在一定程度上说明，中国自2015年起陆续推出的生育支持政策的实施效果不佳，相关政策可能存在优化空间。

和现实意义。

已有文献对少子老龄化所产生的家庭财务影响开展了一定探索。其中，部分研究从老龄化的单一视角出发，发现老龄化通过增加家庭医疗支出、减少家庭储蓄、提高家庭债务杠杆和降低家庭资产配置效率等途径（都阳和封永刚，2023），最终导致家庭财务状况恶化（周利，2023）。部分研究立足于少子化视角，考察其对家庭经济行为的影响，但尚未得出一致结论（陈武元等，2024）。多数学者认为，生育对家庭就业质量和个人收入具有惩罚效应（段志民，2016），使家庭育儿支出成倍增长，故少子化有助于减轻家庭财务负担。这些学者的研究支持“少子化有利于家庭财务健康”的观点。但是，这些研究未将老龄化纳入分析框架，而且忽视了少子化家庭以生育质量替代数量后人力资本投资的增加。其他一些研究认为，子女数量的增加，不仅会增强家庭的工作激励，促进家庭工资收入增长，而且在特定生命周期阶段还有助于降低家庭财务脆弱性（周博文和臧旭恒，2024）。相反，少子化伴生的享乐主义会诱使家庭成员偏离理性消费的轨道，进而损害家庭财务健康。因此，探讨少子老龄化与家庭财务健康之间的关系，不仅是当下人口学研究领域值得密切关注的问题，而且对拓展现有人口学研究的理论框架具有重要意义，从而为寻找突破少子化与老龄化双重困境的实践路径提供理论支撑。

鉴于此，本文利用2015—2019年中国家庭金融调查研究数据和区县经济统计数据，从财务脆弱性的视角切入，识别少子老龄化家庭的财务健康状况，并证明“少子化有利于家庭财务健康”的观点并不成立，以期厘清少子老龄化在家庭部门引发的财务效应。

本文的边际贡献在于：第一，拓宽少子化与老龄化在经济学领域的研究边界，扩充人口结构变化如何影响家庭财务健康的相关研究。区别于当前仅仅关注少子化或老龄化对家庭经济单一影响的研究（樊纲治和王宏扬，2015；陈武元等，2024），本文将少子化与老龄化同时纳入分析框架，从根本原因和直接原因两个方面剖析少子老龄化家庭面临财务脆弱困境的成因，同时证明“少子化有利于家庭财务健康”这一观点并不成立，为家庭积极响应国家生育激励政策和人口高质量发展政策提供理论支撑。第二，探讨少子老龄化的潜在应对措施。一方面，本文认为，充分的退休保障和较高的人口素质可作为抵御少子老龄化不利冲击的重要屏障；另一方面，结合现有研究中家庭生育倾向与子女教育成本存在负相关关系的观点（侯佳伟等，2014），本文证实降低家庭教育成本和增强家庭生育意识在治理少子老龄化问题上的有效性，这对推动家庭和政府开展内外部协同发力、积极应对中国少子老龄化问题具有重要的理论和现实意义。

二、理论分析及研究假说

家庭部门人口结构变化所引发的财务效应是人口经济学与家庭金融交叉领域的重要议题。纵观世界历史，社会人口发展的普遍规律是由“高出生率、高死亡率和低自然增长率”的传统人口再生产类型向“低出生率、低死亡率和低自然增长率”的现代人口再生产类型转变。在此过程中，少子老龄化成为现代人口再生产类型的典型特征，家庭经济资源的配置也出现新的变化。然而，不同于西方国家依赖自然演进的人口转变路径，中国的少子老龄化进程既受自然演进路径（经济社会快速发展）的影响，又受中国特有政策（计划生育）的强力干预，这种差异决定了借鉴传统经济学理论来分析中

国情境下的人口与经济问题，必须结合考虑本土化的制度背景和社会结构特征。

随着中国少子老龄化程度持续加深，其在家庭部门引发的财务效应也并非少子化财务效应和老龄化财务效应的简单叠加，而是人口结构整体变化的综合性结果。鉴于此，本文分别梳理了少子化、老龄化对家庭财务健康的作用路径，重点分析少子化的“反经济直觉”效应。在此基础上，本文在实证模型中使用少子老龄化这一变量进行实证检验。本文将人口转变理论、子女数量与质量替代理论、工作激励理论、健康需求理论和预防性储蓄理论融入中国情境^①，构建“少子老龄化→家庭劳动力供给约束（根本原因）→家庭资产负债表恶化（直接原因）→家庭财务健康受损”的理论分析框架，系统且有针对性地分析少子老龄化在家庭部门引发的财务效应。

进入21世纪以来，中国人口再生产类型已完全处于“低低低”^②时期，少子老龄化特征愈加凸显。在家庭部门中，财务情况的变化源于少子化和老龄化的交叠影响，主要受家庭亲代抚养、老人照料模式以及外部风险冲击等因素影响。一方面，人均寿命延长、死亡率降低加速了中国家庭的老龄化进程，老年抚养比上升加大了家庭的财务压力（蒋承和赵晓军，2009）。另一方面，低出生率有助于降低家庭少儿抚养比，但同时也会改变父母的育儿模式。对于部分家庭而言，少子化可视作父母通过减少生育数量、增加对子女的人力资本投资进而提高子女养育质量的主动选择（Becker and Lewis, 1973）^③。换言之，少子化并不意味着家庭子女抚养支出绝对量的减少，相反，父母还可能因为“望子成龙”而对子女加大教育投资，导致家庭财务负担加重。尤其是在国内教育领域日益加剧的内卷化竞争环境下，这种孤注一掷的育儿模式会导致中国家庭“低生育率—高人力资本投入—财务脆弱性—低生育率”的恶性循环。与此同时，在少子老龄化家庭中，家庭的养老模式也在发生转变。由于高龄父母自理能力的退化，子女赡养父母的压力倍增，并且面临工作与父母照料的时间配置冲突，迫使家庭中的老年人需要从传统的家庭养老转向社区或机构养老，由此增加的养老支出同样会加重家庭的财务负担（韩永辉和刘洋，2024）。此外，少子化和老龄化的交叠影响还体现在家庭的风险应对能力方面。家庭年龄结构日趋老化致使家庭的健康风险和失业风险攀升。由于缺乏足够数量的子女作为风险分担者，少子老龄化家庭容易面临财务脆弱困境（周博文和臧旭恒，2024）。

上述分析表明，在少子化和老龄化的交叠作用下，少子老龄化家庭的财务状况日趋恶化，并且在一定程度上反驳了“少子化有利于家庭财务健康”（段志民，2016；Oliveira, 2016）的观点。该观点

^①中国情境涉及教育、医疗、文化、劳动力市场和社会保障等多个方面。一是教育成本高、内卷化现象严重，大多数家庭仍然将教育视作唯一的“阶层跃升”路径；二是人口基数大导致医疗资源挤兑，居民“看病难，看病贵”，部分医疗机构存在“过度医疗”现象；三是相当一部分家庭仍然秉持“男主外，女主内”、女性“相夫教子”的传统观念和文化；四是劳动力市场存在显性年龄歧视，例如“35岁职场门槛”；五是社会保障体系尚未健全，部分人群未纳入社会保障，社会保障水平不均衡。

^②指的是出生率、死亡率、自然增长率均偏低。

^③中国家庭金融调查数据显示，2015—2019年，在婴儿用品的平均支出和子女义务教育阶段的平均投入方面，一孩家庭分别比二孩家庭高出102.67%和47.14%，二孩家庭分别比三孩家庭高出125.33%和36.28%。

成立的前提在于：少子化可以降低家庭在育儿方面的劳动付出，从而增加家庭劳动力供给，并削减家庭育儿成本。但事实上，相当一部分家庭的少子化选择是“个人主义”和“享乐主义”观念在生育行为方面的具象化。这意味着，家庭育儿负担的减轻，并不会使家庭成员产生更多的劳动力供给，也无法驱动家庭收入增长。更糟糕的是，这种类型的少子化更容易使家庭掉入“消费主义”陷阱和财务脆弱困境。考虑到少子化进一步加剧老龄化的现实情况，少子化对家庭财务健康的负面效应将大于正面效应（Lee and Mason, 2010）。这说明，在纳入老龄化后的人口学研究框架下，“少子化有利于家庭财务健康”的观点并不成立。

基于上述分析，本文提出研究假说 H1：在人口老龄化背景下，少子老龄化会显著加剧家庭财务脆弱性和财务脆弱程度，导致家庭面临财务脆弱困境。

人口结构的变化势必会影响家庭的劳动力供给，进而对家庭的主要收入来源（劳动收入）产生重要影响。因此，首先需要从劳动力供给的视角探讨少子老龄化引发的财务效应。

在少子老龄化的冲击下，家庭适龄劳动力的规模持续萎缩，劳动力供给结构发生深层次变化。一方面，少子化不仅直接削弱家庭未来潜在劳动力的储备和供给能力，还会通过加剧教育竞争进而影响家庭成员的劳动供给决策。在中国“男主外，女主内”、女性“相夫教子”等传统观念和文化的影响下，母亲一方不得不放弃劳动参与机会或减少劳动时长，以增加子女陪护时间（王伟同等，2021）。另一方面，受人力资本折旧和身体素质下降的影响，家庭中的高龄成员因慢性病积累、技能退化及劳动能力丧失而被迫退出正规就业市场，成为非自愿失业的人员（García-Gómez, 2010）。此外，家庭年龄结构日趋老化还会引发职场更替危机和“退休潮”，导致更多家庭成员被动退出劳动力市场。

除了造成家庭成员被动退出工作岗位外，少子老龄化还会抑制家庭成员的主观工作意愿，并且能促使家庭成员的工作性质由正规就业转向非正规就业。从工作的内在动机来看，生育数量减少会降低家庭的工作激励，并在一定程度上助长享乐主义和工作惰性（Hamermesh, 1998）。也就是说，少子化家庭的成员对工作的投入程度会下降，并将生活重心逐渐转向个人享乐。一方面，部分家庭适龄劳动者会更加偏好闲暇，主观工作意愿减弱，主动放弃限制条件多、工作时间固定的正规就业，转向就业门槛低、工作时间灵活的非正规就业（Burtsch et al., 2018）；另一方面，部分家庭高龄劳动者会因健康风险、体力衰退以及养老金保障而产生“早退倾向”（刘生龙和李军，2012），其主观工作意愿持续减弱，或者从正规就业部门流向非正规就业部门，从事自由职业、自雇型工作或临时性工作，或者彻底退出就业市场。此外，中国劳动力市场的显性年龄歧视同样是家庭高龄成员主观工作意愿下降的一大原因（Neumark et al., 2019）。

基于工作岗位被动退出效应、主观工作意愿抑制效应和工作性质转换效应的多重影响，本文提出研究假说 H2：少子老龄化不利于家庭财务健康的根本原因在于，其约束了家庭的劳动力供给，或迫使家庭成员被动退出工作岗位，或降低家庭成员主观工作意愿，或促使家庭成员工作性质转向非正规就业。

单纯地讨论劳动力供给变化不足以明辨少子老龄化家庭财务状况恶化的成因，为此，本文继续从家庭收支结构的变化来分析少子老龄化家庭财务状况恶化的直接原因。

从收入层面看，虽然家庭高龄成员的正式退体会为家庭带来退休金和养老金收入，但是，受劳动力供给约束的影响，少子老龄化家庭的总收入仍然会出现大幅下滑（邢春冰和邱康权，2024）。原因在于：近年来，中国企业职工养老金的平均替代率不足 50%，这意味着居民的退休金和养老金远低于其在职时的工资，最终导致少子老龄化家庭的总收入减少。

从支出层面看，少子老龄化家庭普遍呈现支出扩张的特征。一方面，少子化会引发子女抚养压力减小的“财务幻觉”，诱使家庭的消费储蓄行为发生结构性变化——预防性储蓄动机减弱和生活性支出增长。同时，少子化伴随的“享乐主义”和“子女质量投资论”，会推动家庭生活性支出增加（Becker and Lewis, 1973）。另一方面，在中国“看病难、看病贵”和“过度医疗”的情境下，老龄人口的医疗支出具有棘轮效应。老龄化会加快健康资本折旧，推高当期及未来的家庭医疗成本，最终导致家庭医疗支出的刚性扩张（Grossman, 1972）。

从资产层面看，中国社会保障体系的覆盖面和保障水平尚不足以满足人民群众日益增长的需要，为应对外部风险，家庭通常需要持有一定比例的流动性资产。然而，医疗支出、生活性支出的增加以及收入的降低，将导致少子老龄化家庭的流动性资产减少。家庭如果出现收支结构失衡并面临现金流危机，还可能将资产折价变现，这种非理性的财务操作将进一步恶化家庭资产负债表（李波和朱太辉，2022），具体表现为家庭总资产规模收缩和净资产加速减损。

基于以上分析，本文提出假说 H3：少子老龄化不利于家庭财务健康的直接原因在于其恶化了家庭资产负债表，导致家庭收支结构失衡^①。

三、研究设计

（一）研究样本与数据处理

本文以 2015—2019 年中国家庭金融调查（CHFS）中的家庭为研究样本，将有关数据与 2016—2020 年《中国县域统计年鉴》中的宏观经济数据相匹配，在进行一系列的数据清洗和处理后，最终得到观测值为 32892 个家庭的面板数据，涉及全国 29 个省份、154 个城市和 262 个县区。数据的具体处理过程如下：一是剔除 2015 年、2017 年和 2019 年中任意一年没有被追踪受访的家庭；二是分年份对家庭的年龄结构、教育水平等变量赋值；三是利用家庭及成员标识码对单一年份内的相关数据进行横向合并；四是利用户主代码纵向合并各年份已经处理好的截面数据；五是剔除关键变量缺失的样本，生成平衡面板数据。

（二）变量定义及测度

1. 被解释变量。家庭财务是否脆弱以及家庭财务的脆弱程度从某种角度描绘了家庭财务健康状况（岳歲等，2021）。本文选取家庭财务脆弱性和家庭财务脆弱程度作为被解释变量。一方面，本文将“家庭总收入小于预期支出”或“家庭流动性资产小于非预期支出”视作家庭财务脆弱。若存在家庭财务脆弱状况，将该变量赋值为 1；否则赋值为 0。另一方面，本文以“家庭在日常性开支上入不敷出

^①少子老龄化损害家庭财务健康的理论传导机制详见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中附录一的图 1。

的差额”与“家庭遭遇意外事件的应急资金缺口”（“家庭预期支出-家庭总收入”与“家庭非预期支出-家庭流动性资产”）之和来衡量家庭财务脆弱程度，并进行对数化处理^①。

2.核心解释变量。本文以少子老龄化的虚拟变量作为核心解释变量。本文参照联合国人口统计标准和现有研究（丁金宏等，2023；韩永辉和刘洋，2024）中的相关定义：当0~14岁人口占家庭总人口的比例低于20%时，则认为家庭出现少子化现象；当60岁及以上人口占家庭总人口的比例高于10%或65岁及以上人口占家庭总人口的比例高于7%时，则认为家庭出现老龄化现象。若家庭同时出现少子化和老龄化现象，则将其视作初筛的少子老龄化家庭。在此基础上，本文结合家庭规模、成员平均年龄以及子女数量（段志民，2016），进一步筛选满足条件的少子老龄化家庭。例如，排除规模小于等于3人且有子女、平均年龄小于50岁的家庭，排除仅有一位高龄老人且规模为3~5人的家庭，排除规模在5人以上且有不超过两位高龄老人的家庭，排除不含高龄老人以及全是中年人口的样本家庭。剔除具备这些特征的家庭后，将剩余的少子老龄化家庭的少子老龄化变量赋值为1，否则赋值为0。为满足后文研究需要，本文还使用家庭生育数量和65岁及以上人口占比分别作为少子化变量和老龄化变量的测度指标^②。

3.控制变量。为缓解模型设定中可能存在的遗漏变量问题，本文在模型设定中加入户主层面、家庭层面和区县层面的控制变量。其中，户主层面的控制变量包括性别、学历水平、户口类型、婚姻状况和健康状况；家庭层面的控制变量包括家庭规模、家庭住房、家庭车辆、家庭幸福感、家庭人均收入、家庭人均资产和家庭人均消费；区县层面的控制变量包括地区生产总值和财政预算收入。

主要变量的定义及描述性统计结果见表1。

表1 主要变量的定义及描述性统计结果

变量名称	变量定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
家庭财务脆弱性	具体见正文	32892	0.4095	0.4918	0.0000	1.0000
家庭财务脆弱程度	具体见正文	32892	-7.6241	7.4128	-16.5521	15.5255
少子老龄化	具体见正文	32892	0.3894	0.4876	0.0000	1.0000
少子化	家庭生育数量的相反数（个）	32892	-0.7954	0.8663	-8.0000	0.0000
老龄化	65岁及以上家庭人口占比	32892	0.3175	0.3888	0.0000	1.0000
性别	男=1，女=0	32892	0.8063	0.3952	0.0000	1.0000
学历水平	博士学历=6，硕士学历=5，本科学历=4，大专学历=3，高中或中专学历=2，初中及以下学历=1	32892	1.3902	0.7694	1.0000	6.0000
户口类型	农业户口=1，其他=0	32892	0.6644	0.4722	0.0000	1.0000
婚姻状况	已婚=1，其他=0	32892	0.8751	0.3306	0.0000	1.0000
健康状况	身体状况非常好=5，好=4，一般=3，不好=2，非常不好=0	32892	3.2443	1.0071	1.0000	5.0000

^①如果这两个数值为负数或者其和为负数，采取单调变换的做法，对它们之和的绝对值进行对数化处理，然后再取负数。

^②根据审稿人建议，以生育数量来衡量家庭是否少子更加准确。

表1 (续)

家庭规模	家庭总人口数(人)	32892	3.4153	1.6665	1.0000	19.0000
家庭住房	拥有自住房产=1, 其他=0	32892	0.9088	0.2879	0.0000	1.0000
家庭车辆	拥有自用汽车=1, 其他=0	32892	0.2422	0.4284	0.0000	1.0000
家庭幸福感	非常幸福=5, 幸福=4, 一般=3, 不幸福=2, 非常不幸福=1	32892	3.8091	0.8679	1.0000	5.0000
家庭人均收入	家庭总收入/家庭规模(万元/人)	32892	2.1873	5.7864	-82.1157	393.1566
家庭人均资产	家庭总资产/家庭规模(万元/人)	32892	25.9337	54.7509	0.0000	2811.3999
家庭人均消费	家庭总消费/家庭规模(万元/人)	32892	1.8368	2.3702	0.0230	107.9798
地区生产总值	家庭所在区县的地区生产总值(亿元)	32892	6.2597	6.6574	0.8450	74.8088
财政预算收入	家庭所在区县的财政预算收入(亿元)	32892	38.7651	93.9954	0.0008	1071.8000

(三) 实证模型设定

本文选取家庭财务脆弱性和家庭财务脆弱程度两个指标反映家庭的财务健康状况，并分别构建Probit模型和双向固定效应模型^①，尽可能科学准确地评估少子老龄化对家庭财务健康的影响。具体模型的设定如下：

$$Pr(VF_{ict} = 1 | Z_{ict}) = \alpha_0 + \alpha_1 AOLC_{ict} + \alpha_2 Individual_{ict} + \alpha_3 Household_{it} + \alpha_4 County_{ct} + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

(1) 式中：下标*i*表示家庭，*c*表示区县，*t*表示年份；*Z_{ict}*表示全部解释变量；*VF_{ict}*表示财务脆弱性；*AOLC_{ict}*表示少子老龄化变量；*Individual_{ict}*、*Household_{it}*、*County_{ct}*分别表示户主层面、家庭层面和区县层面的特征变量； μ_c 和 λ_t 分别为区县固定效应和年份固定效应； ε_{ict} 为随机误差项； $\alpha_0 \sim \alpha_4$ 为模型待估参数。

$$VF_Degree_{ict} = \beta_0 + \beta_1 AOLC_{ict} + \beta_2 Individual_{ict} + \beta_3 Household_{it} + \beta_4 County_{ct} + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

(2) 式中：*VF_Degree_{ict}*表示财务脆弱程度； $\beta_0 \sim \beta_4$ 为模型待估参数；其他变量解释见前文。

四、实证结果分析

(一) 基准回归

表2汇报了少子老龄化影响家庭财务脆弱性及脆弱程度的回归结果。其中：(1)列和(2)列的估计结果表明，在仅控制区县固定效应和年份固定效应的情况下，少子老龄化显著加剧了家庭财务脆弱性及脆弱程度。表2(3)列和(4)列的估计结果显示，在控制户主层面、家庭层面和区县层面的特

^①需要说明的是，由于涉及高维对数似然函数的优化问题，Probit模型无法固定个体效应，故本文在正文采用Probit模型时仅控制区县固定效应和年份固定效应。为克服该方法忽略个体特征可能导致遗漏变量问题，本文使用线性面板固定效应模型控制个体固定效应，对基准结果做进一步检验，结果详见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中的附录二。

征变量以及区县、年度固定效应的情况下，少子老龄化的估计系数通过了1%的显著性水平检验，说明当家庭出现少子老龄化现象后，其财务脆弱性及脆弱程度均会显著上升。上述结果说明，少子老龄化会显著加剧家庭财务脆弱性及脆弱程度，导致家庭面临财务脆弱困境。因此，前文假说H1得以验证。

表2 少子老龄化对家庭财务脆弱性及脆弱程度影响的基准回归结果

变量	(1)		(2)		(3)		(4)	
	家庭财务 脆弱性	标准误	家庭财务 脆弱程度	标准误	家庭财务 脆弱性	标准误	家庭财务 脆弱程度	标准误
少子老龄化	0.3512***	0.0175	2.2383***	0.0991	0.2602***	0.0199	1.3291***	0.0864
性别					-0.1397***	0.0223	-0.2524***	0.0961
学历水平					-0.0804***	0.0141	-0.2210***	0.0450
户口类型					0.0985***	0.0248	1.0258***	0.0987
婚姻状况					-0.0767***	0.0271	-0.1990	0.1236
健康状况					-0.2426***	0.0088	-0.9890***	0.0388
家庭规模					0.0333***	0.0063	-0.0682**	0.0275
家庭住房					0.2558***	0.0309	0.9397***	0.1403
家庭车辆					-0.1639***	0.0229	-0.7291***	0.0890
家庭幸福感					-0.0670***	0.0097	-0.3236***	0.0444
家庭人均收入					-0.2740***	0.0073	-1.8319***	0.0311
家庭人均资产					-0.1892***	0.0072	-0.8527***	0.0342
家庭人均消费					0.4247***	0.0134	2.9583***	0.0663
地区生产总值					0.0072	0.0049	0.0028	0.0171
财政预算收入					0.0006	0.0005	-0.0016	0.0015
控制变量	未控制		未控制		已控制		已控制	
观测值	32892		32892		32892		32892	
R ²	0.0659		0.0984		0.2102		0.3669	

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②标准误聚类至家庭层面；③控制变量中的家庭人均收入、家庭人均资产和家庭人均消费已做对数化处理；④区县固定效应和年份固定效应均已控制。以下各表同。

(二) 稳健性检验^①

1. 替换被解释变量。为减少被解释变量测量误差而导致的估计偏误，本文分别使用以下方法替换被解释变量对基准回归结果进行再检验：①引入财务保证金，它的计算公式为“家庭总收入+流动性资产-预期支付-非预期支出”，当财务保证金为负时，则将家庭财务脆弱性变量赋值为1，否则赋值为0（李波和朱太辉，2022）；②选取家庭的恩格尔系数（食物支出/消费总支出）作为家庭财务脆弱程度的代理变量；③使用加权平均法重新测算家庭财务脆弱程度^②。最终，上述检验结果均支持基准回归结果的稳健性。

^①限于篇幅，稳健性检验结果详见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录一的附表1~附表3。

^②限于篇幅，使用加权平均法重新测算家庭财务脆弱程度的过程详见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录一第二部分。

2. 调整基准回归模型设定。首先, 为缓解基准回归模型设定中可能出现的遗漏变量问题, 本文加入家庭固定效应和区县×年份固定效应, 以控制家庭特征及其所在区县的时变经济特征。同时, 本文还控制了家庭财务方面的重要影响因素, 包括家庭养老保险参与情况、医疗保险参与情况、商业保险参与情况和人均负债情况。其中, 家庭若参与了相应的保险, 则将对应保险参与变量赋值为1, 否则赋值为0。其次, 为消除由于同一区县家庭在不同时期存在的序列相关性问题, 本文将稳健标准误聚类至区县层面。最后, 在估计少子老龄化对家庭财务脆弱性的影响时, 将 Probit 模型更换为 Logit 模型和线性概率模型 (LPM)。采用以上三种方法调整基准回归模型设定后的结果仍然支持基准回归结论。

3. 调整样本。本文基准回归中的部分样本可能存在一些非常规特质, 进而导致估计结果出现偏误。鉴于此, 对于这类样本选择偏差问题, 本文尝试采用多种方法加以解决: ①剔除初始禀赋不足 (“入不敷出” 和 “资不抵债”) 的财务困难样本; ②剔除样本期内曾遭遇重大意外事件 (自然灾害、人为灾害、破产或意外之财等)^①的样本; ③考虑家庭的分户情况, 将样本限定在家庭成员因出嫁、赘婿或分家而离开原有家庭的已分户家庭; ④排除具有 “四世同堂” “兄弟姐妹不分家” 等特质的大规模家庭, 将样本限定在8人以内的 “三代核心家庭” 中。结果显示, 在使用不同的处理方法调整样本并重新估计待估参数后, 少子老龄化家庭仍然面临财务脆弱困境。

(三) 内生性问题处理

1. 工具变量法。前文基准回归模型设定中可能存在因遗漏变量或反向因果引致的内生性问题, 故本文使用工具变量法来尽可能地增加估计结果的准确性。鉴于少子老龄化和家庭财务脆弱性均为二值虚拟变量, 两阶段最小二乘法 (2SLS) 和 IV-Probit 的工具变量法不再适用。因此, 本文使用 Biprobit 的工具变量法来矫正内生性偏误, 同时使用 2SLS 来处理少子老龄化与家庭财务脆弱程度的内生性问题。

第一, 中国于1979年正式实施计划生育政策。在此背景下, 出生在1960年前的适龄生育群体 (假定最低生育年龄为18岁) 最先遭受政策冲击, 其生育观念和生育抉择出现重大变化, 进而影响到若干年后其所组建家庭的人口数量和年龄结构。因此, 借鉴陈熠辉等 (2023) 的做法, 本文分别选取 “家庭中1960年前出生的人数” 和 “家庭中1987年前出生的人数×地区计划生育支出”^② 作为少子老龄化的工具变量, 试图通过计划生育政策的外部冲击来验证因少子老龄化导致的家庭财务脆弱困境。

使用上述两类工具变量重新进行估计的回归结果显示, 两类工具变量与少子老龄化均存在显著的正相关关系, 而且少子老龄化对家庭财务脆弱性及脆弱程度的估计系数均显著为正, 说明在使用工具变量法来缓解内生性问题后, 少子老龄化仍然会导致家庭面临财务脆弱困境, 前文的基准回归结果稳健^③。

^① 自然灾害包括地震、海啸、台风和山体滑坡; 人为灾害包括火灾和车祸; 破产是指因创业或投资失败导致家庭经济状况急剧恶化的情况; 意外之财包括中彩票和继承意外遗产。

^② 地区计划生育支出由地级市政府的医疗卫生与计划生育支出衡量。受限于数据可得性, 此处选择该数据齐全的最早年份 (2007年) 作为基准年份。

^③ 回归结果详见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中附录一的附表4。

第二, 参照尹志超和张诚(2019)的研究, 本文选取同一社区、同一收入阶层^①其他家庭人口平均年龄的社区均值与子女数量的社区均值的交乘项作为少子老龄化的工具变量。一方面, 社区其他家庭人口平均年龄和子女数量的社区均值能够反映该片区的人口结构和少子老龄化水平, 已有研究也证实年龄结构、经济水平相似的家庭具有同群效应, 这表明所选工具变量与少子老龄化变量之间存在相关性(宋泽和邹红, 2021)。另一方面, 其他家庭人口平均年龄的社区均值与子女数量的社区均值都外生于样本家庭的财务脆弱性及脆弱程度, 与影响样本家庭财务脆弱性及脆弱程度的不可观测变量无关。表3(1)~(4)列的回归结果表明, 使用社区均值作为工具变量重新进行估计后, 基准回归结论依旧稳健。

2. Heckman二阶段模型。本文选用的中国家庭金融调查样本中, 部分受访者不愿公开其收入、支出、资产以及负债方面的财务数据, 可能导致样本出现非随机性缺失。对于这一问题, 本文使用Heckman二阶段模型进行处理。具体步骤为: 第一阶段根据受访者家庭是否选择披露财务数据的情况, 构建家庭财务披露的虚拟变量, 当家庭公开财务数据时, 将财务披露变量赋值为1, 否则赋值为0。以同一社区、同一收入阶层其他家庭的财务披露变量均值作为排他性变量, 同时保持与基准回归相一致的控制变量, 采用Probit模型对财务披露变量的影响进行估计, 计算得出逆米尔斯比率(IMR)。第二阶段将所求的逆米尔斯比率加入基准回归模型中重新进行估计。表3(5)列和(6)列汇报了Heckman第二阶段的回归结果, 可以看出, 控制样本选择偏差后的估计结果与基准回归保持一致。

3. 倾向得分匹配(PSM)。为缓解样本自选择问题, 本文采用倾向得分匹配方法进行处理: 第一步, 根据少子老龄化变量, 将家庭分为处理组和控制组; 第二步, 选取基准回归的控制变量作为协变量, 采用1:1有放回的卡尺最近邻匹配法(卡尺设定为0.05)进行匹配, 共得到10884个样本, 并且两组协变量之间无显著差异, 能够通过平衡性检验^②; 第三步, 对匹配后的样本重新进行回归。表3(7)列和(8)列的回归结果表明, 在缓解样本自选择问题后, 基准回归结果依旧稳健。

表3 以社区均值作为工具变量、使用Heckman二阶段模型和PSM进行内生性处理的回归结果

变量	Biprobit		2SLS		Heckman		PSM	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	少子 老龄化	家庭财务 脆弱性	少子 老龄化	家庭财务 脆弱程度	家庭财务 脆弱性	家庭财务 脆弱程度	家庭财务 脆弱性	家庭财务 脆弱程度
少子老龄化	0.7768*** (0.1000)		13.7010*** (1.4542)		0.2081*** (0.0204)	1.1497*** (0.0891)	0.2611*** (0.0283)	1.2229*** (0.1192)
其他家庭人口平均年龄的社区均值×子女数量的社区均值	0.0088*** (0.0007)		0.0030*** (0.0002)					

^①同一社区、同一收入阶层是指按照家庭所在的社区进行分组, 计算每个社区内家庭收入的中位数, 并依据家庭的收入是否大于该中位数, 将同一社区内的家庭划分为高收入阶层和低收入阶层, 最后将受访家庭与同一阶层的数据匹配。

^②PSM平衡性检验结果详见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中附录一的图2。

表3 (续)

IMR				0.2694*** (0.0554)	1.0701*** (0.2353)		
K-P rk LM统计量			144.5016*** (0.0000)				
K-P rk Wald F统计量			145.6144				
Athrho统计量		-0.3262*** (0.0676)					
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
观测值	32892	32892	32892	32892	33109	33109	10884
							10884

注: ①括号内数值为聚类到家庭层面的稳健标准误。以下各表同。

五、进一步分析

(一) 基准回归结果的再阐释: 基于少子化加剧老龄化的视角

当不考虑子女数量与质量替代理论时, 多数人会认为, 少子化可以减轻“生育惩罚”、降低育儿支出, 有助于改善家庭的财务状况。但为何在人口老龄化背景下, 少子化家庭的财务状况反倒恶化? 本文构建少子化与老龄化的交乘项, 并尝试对少子老龄化加剧家庭财务脆弱性及脆弱程度的效应进行分解。

表4汇报了相关的分解结果。表4 (1) 列区分了少子化与老龄化, 回归结果显示少子化和老龄化的估计系数均显著为正。这说明, 少子化与老龄化均会导致家庭出现财务脆弱性的概率更高。表4 (2) 列加入少子化与老龄化交乘项, 估计结果显示交乘项的估计系数显著为正, 这说明少子化可能会通过增加老龄化家庭的养老支出等渠道, 进一步加剧老龄化对家庭财务健康的不利影响。表4 (3) 列和(4) 列的估计结果显示, 老龄化致使家庭财务脆弱程度增加, 这与学术界关于老龄化恶化家庭财务状况的普遍观点(周利, 2023) 相符。

进一步分析可知, 少子化不仅对家庭财务健康造成负面影响, 还会加剧老龄化带来的家庭财务脆弱的程度。原因在于, 少子化并未促成家庭劳动力供给的增加; 相反, 少子化可能还触发高人力资本投资的恶性循环^①和“消费主义”陷阱。因此, 可以认为, “少子化有利于家庭财务健康”的观点并不成立, 少子老龄化家庭更容易面临财务脆弱困境。

表4 考虑少子化加剧老龄化的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	家庭财务脆弱性	家庭财务脆弱性	家庭财务脆弱程度	家庭财务脆弱程度
少子化	0.0601*** (0.0138)	0.0632*** (0.0139)	0.3214*** (0.0610)	0.3308*** (0.0612)

^①即前文理论分析中提到的“低生育率—高人力资本投入—财务脆弱性—低生育率”的恶性循环。

表4 (续)

老龄化	0.3373*** (0.0269)	0.3243*** (0.0273)	1.7862*** (0.1164)	1.7440*** (0.1183)
少子化×老龄化		0.2760*** (0.1049)		0.9024* (0.4715)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	32892	32892	32892	32892

(二) 机制检验: 基于根本原因和直接原因的动静态分析

由前文分析可知, 少子老龄化会加剧家庭财务脆弱性及脆弱程度, 并使家庭面临财务脆弱困境。那么, 该效应是通过何种渠道产生的? 本文将该效应的成因拆解为根本原因和直接原因, 深入剖析其传导路径。

1.根本原因: 劳动力供给约束。实际上, 家庭的少子老龄化直接体现为家庭成员人数和年龄结构的变化, 这种变化会影响每一位家庭成员的工作状态、工作意愿以及工作选择(汪伟和王文鹏, 2021)。本文从被动退出工作岗位、主观工作意愿降低和工作性质转换三个层面分析少子老龄化对家庭劳动力供给约束的影响。

一方面, 少子老龄化会影响家庭成员的在岗状态。少子老龄化家庭中的成员退出工作岗位有三种情形。一是因高龄歧视引致的失业, 例如, 互联网企业通常要求在岗技术人员不能超过35岁。二是正常退休, 根据相关法律规定, 劳动者到达法定退休年龄后, 须退出工作岗位。三是因劳动能力丧失引致的失业, 例如, 家庭中的高龄成员因身体退化、健康问题而无法继续从事体力工作, 被动退出工作岗位。首先, 本文基于前两种情形构建“因超龄退出工作岗位”变量, 并依据家庭中存在两种情形的人数之和来衡量。其次, 本文还构建“因高龄失能退出工作岗位”变量, 并依据家庭中存在劳动能力丧失引致失业情形的人数来衡量。最后, 本文基于前述三种退出工作岗位的情形, 构建“退出工作岗位情况”虚拟变量, 家庭中存在任一情形的, 变量赋值为1, 否则赋值为0。此外, 文中构建了家庭劳动参与率变量和户主就业状况虚拟变量。前者依据家庭中在岗人数占家庭总人口的比例来衡量; 后者根据户主目前的就业状态来衡量, 若户主处于正在就业的状态, 将该变量赋值为1, 否则赋值为0。

表5(1)列和(2)列使用OLS和Probit模型分别探讨少子老龄化对家庭劳动参与率和户主就业状况的影响。结果显示, 少子老龄化会降低家庭劳动参与率, 同时会导致户主更多地选择不就业。为进一步验证少子老龄化引发的工作岗位被动退出效应, 表5(3)~(5)列分别使用probit模型和Oprobit模型对前文构建的另外三个相关变量进行检验。结果显示, 少子老龄化导致因超龄和因高龄失能退出工作岗位的情况增多, 也显著增加了因超龄和高龄失能退出工作岗位的人数。

另一方面, 少子老龄化还会影响家庭成员的主观工作意愿(Hamerl mesh, 1998)。这种影响可分为两条路径: 其一, 少子化能够缓解家庭子女抚养压力, 赋予家庭更多就业缓冲机会, 这会促使一部分“筋疲力尽”的人暂时性地退出工作, 甚至助长“享乐主义”滋生和蔓延。其二, 随着年龄和工龄的增长, 家庭成员的工作积极性逐渐消退, 主观工作意愿下降。首先, 本文根据问题“过去是否寻找

过工作”来判断受访者的主观工作意愿，构建工作意愿低的虚拟变量^①，若回答为“是”，则变量赋值为1，否则赋值为0。其次，本文区分受访者不找工作的原因：一是认为存在年龄或其他类型的歧视；二是健康原因。基于前一种情形构建“因年龄不找工作”变量，并依据家庭中存在这种情形的人数来衡量。基于后一种情形构建“因健康不找工作”变量，并依据家庭中存在该情形的人数来衡量。最后，基于前述两种情形构建“不找工作”的虚拟变量，家庭中若存在任一相应情形，将该变量赋值为1，否则赋值为0。

根据表5(6)列和(7)列使用Probit模型分别对少子老龄化影响工作意愿和不找工作的结果，少子老龄化显著降低了家庭成员的主观工作意愿。进一步，表5(8)列和(9)列使用Oprobit模型的估计结果显示，少子老龄化显著增加了家庭中因年龄或健康而不找工作的人数。

表5 基于工作岗位被动退出效应、主观工作意愿抑制效应的劳动力供给约束机制检验结果

变量	被动退出工作岗位				主观工作意愿下降			
	OLS		Probit		Oprobit		Probit	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	劳动 参与率	户主就业 状况	退出工作 岗位情况	因超龄退出 工作岗位	因高龄失能 退出工作岗位	工作 意愿低	不找工作	因年龄 不找工作
少子 老龄化	-0.1329*** (0.0045)	-0.8666*** (0.0228)	0.9175*** (0.0217)	0.9958*** (0.0241)	0.5934*** (0.0224)	0.4899*** (0.0254)	0.1506*** (0.0330)	0.3223*** (0.0683)
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
观测值	32892	32892	32892	32892	32892	32892	32892	32892

此外，年龄往往是个体转换工作的重要影响因素。因此，受工作惰性、体力衰退和健康风险的影响，少子老龄化家庭成员的工作机会减少，这促使部分家庭成员转向限制条件少、灵活性高的非正规就业。本文通过静态分析结合动态分析的方法，探寻少子老龄化对家庭成员工作性质的影响。一方面，本文构建户主和其他家庭成员非正规就业的虚拟变量，若对应主体为非正规就业，变量赋值为1，否则赋值为0。另一方面，本文构建非正规就业人数变量和非正规就业占比变量，分别依据家庭中存在非正规就业的人数及其占家庭劳动人口的比例来衡量。

表6(1)～(4)列汇报了少子老龄化对家庭成员工作性质的静态转换结果。在(1)列和(2)列使用Probit模型分别检验少子老龄化影响户主和家庭成员的非正规就业的结果中，少子老龄化的估计系数显著为正，说明相较于非少子老龄化家庭，少子老龄化家庭的户主和其他成员更多地从事非正规就业。(3)列和(4)列为使用Oprobit模型和OLS进一步检验少子老龄化影响家庭非正规就业人数及其占比的结果，可以看出，少子老龄化促使家庭中从事非正规就业的人数及其在劳动人口中的占比增加。

^①2019年开展的中国家庭金融调查(CHFS)中，仅就该问题询问城镇样本，为保持样本一致性，此处将该变量在2019年的农村样本统一赋值为0(与仅保留城镇样本的回归结果一致)。

表6 基于工作性质转换效应的劳动力供给约束机制检验结果

变量	工作性质静态转换				工作性质动态转换					
	Probit		Oprobit	OLS	Mlogit (户主)			Mlogit (家庭成员)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	户主非正规就业	成员非正规就业	非正规就业人数	非正规就业占比	工作性质不转换	非正规就业→正规就业	正规就业→非正规就业	工作性质不转换	非正规就业→正规就业	正规就业→非正规就业
少子老龄化	0.2676*** (0.0348)	0.1698*** (0.0396)	0.0865*** (0.0209)	0.0365*** (0.0099)	-0.0685*** (0.0073)	-0.0071*** (0.0024)	0.0756*** (0.0066)	-0.0463*** (0.0045)	-0.0011* (0.0006)	0.0474*** (0.0044)
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	已控制	已控制
观测值	22346	22346	22346	22346	14823	14823	14823	14823	14823	14823

为更加清晰地呈现少子老龄化对家庭成员工作性质影响的动态特征,本文参照宁光杰等(2023)的方法,以2年为一个样本期,分析户主和家庭成员工作性质的动态转换特征。例如,构建一个动态转换变量,通过比较户主和家庭成员在2015年和2017年的工作性质,判断其工作性质是否发生转换以及转换的方向。若工作性质未发生转换,变量赋值为1;若工作性质由非正规就业转向正规就业,变量赋值为2;若工作性质由正规就业转换为非正规就业,变量赋值为3^①。使用相同方法对2017—2019年样本进行处理,最终得到2015—2017年和2017—2019年的混合截面数据。

表6(5)~(10)列为使用Mlogit模型估计少子老龄化影响家庭户主和成员的工作性质动态转换特征的结果。其中:(5)列和(8)列中少子老龄化的估计系数显著为负,说明少子老龄化能够促使户主和家庭成员工作性质发生转换;(6)列和(9)列中少子老龄化的估计系数显著为负,(7)列和(10)列的估计系数显著为正,说明少子老龄化能够促使户主和家庭成员由正规就业转向非正规就业。

综合表5和表6结果可知,少子老龄化能够促使家庭成员被动退出工作岗位,降低家庭成员主观工作意愿,促使家庭成员转向非正规就业,形成家庭劳动力供给约束。本文认为这是家庭财务健康恶化的根本原因,前文假说H2得以验证。

2.直接原因:资产负债表恶化。少子老龄化对户主和家庭成员工作状态、工作意愿和工作性质产生的负面效应还会延伸至家庭财务端,从而对家庭的收入、支出和资产造成影响。在收入层面,工作岗位退出、工作意愿下降和转向非正规就业均会导致家庭工作收入的下降(邢春冰和邱康权,2024)。尽管少子老龄化家庭的退休金和养老金有所增加,但最终总收入仍会下降。在支出层面,老龄化带来的健康风险会导致家庭医疗支出的急剧增长,同时,子女抚养压力减轻所产生的“财务幻觉”会刺激家庭消费(陈梅等,2023)。这些因素共同推动家庭预期支出和非预期支出的扩张。在资产层面,一是少子老龄化催生的“享乐主义”会减少家庭的储蓄行为,导致家庭流动性资产减少;二是在家庭收入减少和家庭支出增加的双重影响下,少子老龄化家庭的总资产和净资产持续减少,资产负债表恶化。

^①Mlogit模型的要求是将被解释变量构造成有序数,然后通过模型分别估计少子老龄化对变量转向1的状况、转向2的状况和转向3的状况的影响。

借鉴蔡宇涵等(2024)的研究,本文以家庭成员工资、奖金和其他工作收入的总和衡量工作收入;以退休金、养老金衡量退休收入;以工作收入、退休收入以及其他收入之和衡量总收入;以在医疗、保健方面的花销衡量医疗支出;以给亲属或非亲属的生活费、过节费、红包、礼品支出及其他转移性支出之和衡量人情支出;以剔除耐用消费品的日常消费来衡量生活支出。净资产是指总资产与总负债之差。其中,总资产包括金融资产和非金融资产,总负债包括工商业负债、房屋负债等12项负债。

表7汇报了使用双向面板固定效应模型检验少子老龄化导致资产负债表恶化机制的检验结果。从收入层面看,表7(1)列和(2)列的结果表明,少子老龄化会减少家庭工作收入、增加家庭退休收入,这一结果符合现实情况。从总收入看,老年人退休后领取的退休收入一般低于在岗工作收入,因此少子老龄化最终导致家庭总收入减少,表7(3)列的估计结果证实了该论断。从支出层面看,表7(4)~(6)列的结果表明,尽管少子老龄化有助于减少家庭人情支出,但会增加家庭医疗支出和生活支出,推动家庭预期支出和非预期支出^①的扩张。从资产层面看,表7(7)~(9)列的结果表明,少子老龄化会显著减少家庭的总资产、净资产和流动资产。

综合分析表7结果可知,少子老龄化通过减少总收入、增加预期支出和非预期支出,破坏了家庭收支结构的平衡,并加速了家庭各层面资产的减损,最终恶化家庭资产负债表。本文认为这是少子老龄化损害家庭财务健康的直接原因,前文假说3得以验证。

表7 少子老龄化导致资产负债表恶化的检验结果

变量	收入层面			支出层面			资产层面		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	工作收入	退休收入	总收入	医疗支出	人情支出	生活支出	总资产	净资产	流动资产
少子老龄化	-3.0130*** (0.0699)	4.7565*** (0.0598)	-0.1032*** (0.0029)	0.8627*** (0.0419)	-0.3007*** (0.0506)	0.6293*** (0.0404)	-0.1122*** (0.0025)	-0.0682*** (0.0072)	-0.1266*** (0.0406)
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	已控制
观测值	32892	32892	32892	32892	32892	32892	32892	29011	32892

(三) 异质性检验: 基于退休情况和人口素质的再讨论^②

由前文分析可知,少子老龄化加剧了家庭财务脆弱性及脆弱程度。对于不同特征的家庭而言,这种影响是否具有一致性?若不一致,哪类特征的家庭更容易受到冲击?本文分别从退休情况和人口素养两个角度,验证少子老龄化对不同特征家庭财务健康的异质性影响。

1.退休情况^③。退休情况作为判断家庭老年人是否拥有稳定收入的依据,可能导致少子老龄化加剧家庭财务脆弱性及脆弱程度的效应出现差异。为了有效甄别该差异性影响,本文分别从户主是否正式退休、家庭成员是否开始领取退休金以及退休金的高低三个方面,考察不同退休情况下少子老龄化对家庭财务脆弱性及脆弱程度的影响。

^①本文衡量家庭财务脆弱性仅用到预期支出和非预期支出,分别使用生活支出和医疗支出来衡量。

^②限于篇幅,异质性检验结果详见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中附录一第五部分的附表5~附表9。

^③退休情况包括退休、离休两种情况,故退休金也包括离休金在内。

首先,将户主已经退休的家庭标记为户主正式退休家庭,其余标记为户主未正式退休家庭;其次,将家庭成员中有从单位退休并且已开始领取退休金的家庭标记为已领取退休金的家庭,其余标记为未领取退休金家庭;再次,将家庭成员退休金之和在中位数以上的样本标记为高退休金家庭,其余标记为低退休金家庭;最后,进行分组回归。结果表明,在户主正式退休家庭、已领取退休金家庭或高退休金家庭中,少子老龄化对家庭财务脆弱性及脆弱程度的加剧效应相对较小。由此可见,充分的退休保障可成为抵御少子老龄化对家庭财务健康不利冲击的重要屏障。

2.人口素质。根据《以人口高质量发展支撑中国式现代化》可知,着力提高人口整体素质是做好新时代人口工作的关键环节。可见,高人口素质或成为应对少子老龄化对家庭财务健康不利冲击的另一种屏障。为验证这一猜想,本文从整体学历水平和金融素养水平两个角度衡量家庭人口素质,并识别不同人口素质的家庭中少子老龄化的异质性影响。具体地,以受访家庭对经济、金融方面的信息关注程度和金融资产比例来衡量家庭的金融素养水平,以家庭成员受教育年限总和来衡量家庭的整体学历水平,并分别以两者的平均值为临界点,划分高一低学历组和高一低金融素养组。分组回归后的结果表明,相较于低学历、低金融素养的家庭,少子老龄化对家庭财务脆弱性及脆弱程度的加剧效应在高学历、高金融素养的家庭中更小。这说明,高人口素质同样可成为抵御少子老龄化对家庭财务健康不利冲击的重要屏障。

(四) 拓展性分析: 再论少子老龄化不利冲击的应对措施

根据前文分析可知,充分的退休保障和较高的人口素质有助于缓解少子老龄化对家庭财务健康的不利影响,但无法扭转这一人口结构变化趋势。基于此,本文从外部施策和内部转变的视角切入,尝试探寻并验证少子老龄化的应对措施。

1.外部施策。有研究表明,降低生育、养育、教育成本是鼓励生育的有效途径(郭凯明等,2021;李建伟等,2023)。那么,若政府实施更加积极的补贴政策,或帮助降低家庭的教育成本,能否有效刺激家庭生育?为验证这一问题,本文构建政府补贴变量和低教育成本变量^①。同时,分别构建少子老龄化与政府补贴、低教育成本的交乘项,代入泊松回归模型和基准回归模型后得到表8(1)~(6)列的估计结果。在表8(1)列和(2)列的估计结果中,政府补贴、少子老龄化与政府补贴交乘项的回归系数均不显著,说明仅仅依靠政府补贴不能刺激生育,无法缓解少子老龄化的不利冲击。这一结论与近年来中国各地政府陆续出台生育补贴政策却未能有效刺激生育的现实结果相符。其原因可能是:一方面,政府在样本期间(2015—2019年)对生育的补贴力度不足,未能达到扭转生育率下降的阈值(石智雷等,2024);另一方面,补贴发放不及时、申领流程繁琐等政策执行的低效率也让这一政策的效果大打折扣。况且,政策实施效果往往具有时滞性。表8(3)列的估计结果表明,在政府补贴尚未有效刺激家庭生育的情况下,该措施还可能会导致部分家庭患上“补贴依赖症”,助长其“伸手主义”和“坐吃山空”行为,最终提高少子老龄化家庭陷入财务脆弱困境的概率。表8(4)列的估计结

^①政府补贴变量通过医疗补助、教育补贴和住房补贴来衡量;低教育成本通过对子女教育支出加1后的倒数进行对数化处理后的数值衡量。

果显示,低教育成本的回归系数显著为正,说明降低子女教育成本有助于刺激生育,可作为当下生育激励政策的重要抓手。表8(5)列和(6)列的估计结果也证实了通过降低教育成本来应对少子老龄化的人口发展新常态的必要性。

2.内部转变。在少子老龄化日益加剧的背景下,可通过生育政策激发家庭的生育意识,从而提高家庭的生育意愿(王维国等,2022)。首先,本文构建高生育意识虚拟变量^①,当家庭成员的结婚目的包括生养小孩,或者家庭成员不能接受子女不生小孩时,将其视作具有高生育意识的家庭,变量赋值为1,否则赋值为0。其次,本文构建高生育意识与少子老龄化的交乘项。将上述两个变量代入回归模型,检验增强生育意识对家庭生育和对少子老龄化家庭财务脆弱性和财务脆弱程度的影响。表8(7)~(9)列的估计结果表明,家庭生育意识的增强有助于刺激生育,从源头上抑制少子老龄化,进而有利于促进少子老龄化家庭避免出现财务脆弱状况。总而言之,无论是外部施策还是内部转变的检验结果均表明,应对少子老龄化问题最有效的措施便是刺激生育,而降低教育成本和增强生育意识可作为刺激生育的两项重要措施。

表8 少子老龄化应对措施的检验结果(外部施策和内部转变)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	生育数量	家庭财务 脆弱性	家庭财务 脆弱程度	生育数量	家庭财务 脆弱性	家庭财务 脆弱程度	生育数量	家庭财务 脆弱性	家庭财务 脆弱程度
少子老龄化		0.2523*** (0.0205)	1.2730*** (0.0888)		0.2370*** (0.0232)	1.2565*** (0.0999)		0.3645*** (0.0598)	1.5576*** (0.2631)
政府补贴	0.0215 (0.0222)	0.0002 (0.0390)	-0.1062 (0.1623)						
少子老龄化× 政府补贴		0.0915 (0.0581)	0.6787** (0.2699)						
低教育成本				0.0623*** (0.0017)	-0.0291*** (0.0026)	-0.1259*** (0.0103)			
少子老龄化× 低教育成本					-0.0132** (0.0056)	-0.0769*** (0.0234)			
高生育意识							0.1328*** (0.0211)	0.1220*** (0.0420)	0.2753 (0.1688)
少子老龄化× 高生育意识								-0.1498** (0.0668)	-0.0848 (0.2934)
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	已控制
观测值	32892	32892	32892	32892	32892	32892	10964	10964	10964

^①由于“您认为结婚的最主要目的是什么?”和“如果您的子女选择不生小孩,您的态度是?”这两个问题仅出现在中国家庭金融调查2015年的问卷中,因此,在该回归中,本文仅使用2015年的10964个样本。

六、结论与政策建议

识别少子老龄化与家庭财务健康的关系对于现阶段的人口经济学研究具有重要意义。本文通过匹配 2015—2019 年中国家庭金融调查研究数据和区县经济统计数据，采用 Probit 模型和双向固定效应模型，检验少子老龄化家庭是否存在财务脆弱状况，并对“少子化有利于家庭财务健康”的观点进行再审视，分析其中的原因。研究发现：第一，少子老龄化会显著加剧家庭财务脆弱性及脆弱程度，在人口老龄化背景下，“少子化有利于家庭财务健康”的观点并不成立，这一结论通过了多种方式的稳健性检验。第二，少子老龄化不利于家庭财务健康的根本原因在于劳动力供给约束，包括使家庭成员被动退出工作岗位、降低其主观工作意愿和促使其工作性质由正规就业转向非正规就业。第三，少子老龄化不利于家庭财务健康的直接原因在于家庭资产负债表恶化：一是家庭收支结构失衡，体现为总收入减少、预期支出和非预期支出增加；二是家庭资产减损，体现为流动性资产、净资产和总资产减少。第四，充分的退休保障和较高的人口素质，均能够成为抵御少子老龄化对家庭财务健康不利冲击的重要屏障。第五，降低家庭教育成本和增强家庭生育意识可作为应对少子老龄化冲击的有效策略。

上述发现有助于揭示当下人口结构变化在家庭部门引发的财务效应，为防范化解家庭财务风险提供新的方向和指引，也为中国进一步构建生育友好型社会以及实现人口高质量发展提供政策启示。

第一，加强舆论引导。一方面，应引导公众转变“少子化有利于家庭财务健康”的观念，探索年轻人乐于接受的舆论引导方式，推动营造全社会尊重生育、支持合理生育的正向舆论引导环境。另一方面，倡导正确的、科学的消费观，培育理性、健康和适度的消费文化。第二，推动中高龄人群就业促进计划，加快推进反年龄歧视有关条款的立法工作。通过政策干预取消企业招聘、晋升过程中对年龄的限制，建立以能力为导向的用人筛选机制。针对中国目前高达 2 亿人次的灵活就业形态^①，设立专项就业权益保障机制，将非正规就业者纳入工伤保险覆盖范围，全面实施个人养老金制度，畅通灵活就业人员在就业地参加企业职工基本养老保险和医疗保险的渠道。第三，通过个税制度改革和多层次医疗保障体系建设，完善收入再分配调节机制，强化家庭收支及资产管理能力。继续增大个税抵扣力度，适度提高 3 岁以下婴幼儿照护、子女教育和赡养老人三项个税专项附加扣除标准，减轻家庭的抚养负担和赡养负担。健全多层次医疗保障体系，提高重大疾病医疗保障水平，加强门诊慢性病救助保障，合理降低医疗费用自付比例。第四，完善人口发展战略，以人口高质量发展助力家庭抵御少子老龄化带来的不利冲击。一方面，应深化教育卫生事业改革创新，持续加强教育强国和学习型社会建设，完善终身教育体系，加强教育科技人才培养，以人口科学文化素质、健康素质、思想道德素质为主线，着力提升人口综合素质。另一方面，加大金融知识宣教力度，深化政府、金融机构与高校三方合作，系统性、常态化地开展金融知识普及工作，着力提升家庭的金融素养水平。第五，加快完善生育支持政策体系，推动建设生育友好型社会，强化家庭的生育意识。一方面，加大政府对家庭在生育、教育、医疗以及住房方面的补贴力度，出台降低子女教育成本的配套措施。另一方面，培育新型婚育

^①资料来源：《2024 年中国新型灵活就业报告》，<https://iesr.jnu.edu.cn/2025/0416/c17210a834071/page.htm>。

文化，宣传生育的社会价值，提倡生育责任伦理共同体意识，提倡适龄婚育、优生优育。

参考文献

- 1.蔡宇涵、黄阳华、郑新业, 2024: 《相对经济地位与生活满意度——来自脱贫攻坚实践的证据》, 《经济研究》第4期, 第191-208页。
- 2.陈梅、张梦哲、石智雷, 2023: 《公共托幼服务对生育意愿的影响——基于断点回归的经验证据》, 《经济学(季刊)》第6期, 第2280-2296页。
- 3.陈熠辉、蔡庆丰、王斯琪, 2023: 《人口老龄化、企业债务融资与金融资源错配——基于地级市人口普查数据的实证研究》, 《金融研究》第2期, 第40-59页。
- 4.陈武元、陈祎、蔡庆丰, 2024: 《社会少子化、刘易斯拐点与家庭教育投资——基于资源再配置的研究视角》, 《教育研究》第10期, 第121-136页。
- 5.丁金宏、张伟佳、毛仁俊、田阳, 2023: 《人口年龄结构演化轨迹与转变模式: 国际比较与中国特色》, 《人口研究》第1期, 第23-42页。
- 6.都阳、程杰、曲玥, 2024: 《生育支持政策的中央事权与顶层设计》, 《人口研究》第2期, 第3-16页。
- 7.都阳、封永刚, 2021: 《人口快速老龄化对经济增长的冲击》, 《经济研究》第2期, 第71-88页。
- 8.都阳、封永刚, 2023: 《人口老龄化时代中国城市居民储蓄率的决定及其含义》, 《经济学动态》第6期, 第29-43页。
- 9.段志民, 2016: 《子女数量对家庭收入的影响》, 《统计研究》第10期, 第83-92页。
- 10.樊纲治、王宏扬, 2015: 《家庭人口结构与家庭商业人身保险需求——基于中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证研究》, 《金融研究》第7期, 第170-189页。
- 11.郭凯明、余靖雯、龚六堂, 2021: 《家庭隔代抚养文化、延迟退休年龄与劳动力供给》, 《经济研究》第6期, 第127-141页。
- 12.韩永辉、刘洋, 2024: 《少子老龄化、工业智能化与宏观经济波动——基于内生经济增长理论的 DSGE 模型分析》, 《管理世界》第1期, 第20-37页。
- 13.侯佳伟、黄四林、辛自强、孙铃、张红川、窦东徽, 2014: 《中国人口生育意愿变迁: 1980-2011》, 《中国社会科学》第4期, 第78-97页。
- 14.蒋承、赵晓军, 2009: 《中国老年照料的机会成本研究》, 《管理世界》第10期, 第80-87页。
- 15.李波、朱太辉, 2022: 《债务杠杆、财务脆弱性与家庭异质性消费行为》, 《金融研究》第3期, 第20-40页。
- 16.李建伟、顾天安、王晓、李嘉琪, 2023: 《居民人力资本的差异化分布与收入分配不平等》, 《管理世界》第10期, 第1-22页。
- 17.刘生龙、李军, 2012: 《健康、劳动参与及中国农村老年贫困》, 《中国农村经济》第1期, 第56-68页。
- 18.穆光宗、茆长宝, 2017: 《人口少子化与老龄化关系探究》, 《西南民族大学学报(人文社科版)》第6期, 第1-6页。
- 19.宁光杰、崔慧敏、付伟豪, 2023: 《信息技术发展如何影响劳动力跨行业流动? ——基于工作任务与技能类型的实证研究》, 《管理世界》第8期, 第1-21页。
- 20.彭希哲、胡湛, 2015: 《当代中国家庭变迁与家庭政策重构》, 《中国社会科学》第12期, 第113-132页。

- 21.石智雷、王璋、魏爽、杨国超, 2024: 《生育补贴政策的激励效应与托底效应——来自生育补贴政策田野实验的证据》, 《经济研究》第 11 期, 第 175-191 页。
- 22.宋健、郑航, 2021: 《中国生育研究现状与问题——基于方法视角的观察》, 《中国人口科学》第 5 期, 第 114-125 页。
- 23.宋泽、邹红, 2021: 《增长中的分化: 同群效应对家庭消费的影响研究》, 《经济研究》第 1 期, 第 74-89 页。
- 24.汪伟、王文鹏, 2021: 《预期寿命、养老保险降费与老年劳动供给: 兼论中国退休政策改革》, 《管理世界》第 9 期, 第 119-133 页。
- 25.王维国、付裕、刘丰, 2022: 《生育政策、生育意愿与初育年龄》, 《经济研究》第 9 期, 第 116-136 页。
- 26.王伟同、周洪成、张妍彦, 2021: 《看不见的家庭教育投资: 子女升学压力与母亲收入损失》, 《经济研究》第 9 期, 第 73-89 页。
- 27.魏佳朔、高鸣, 2023: 《农业劳动力老龄化如何影响小麦全要素生产率增长》, 《中国农村经济》第 2 期, 第 109-128 页。
- 28.邢春冰、邱康权, 2024: 《非正规就业与工资差距——来自劳动密集型企业员工调查的证据》, 《经济研究》第 3 期, 第 74-92 页。
- 29.尹志超、张诚, 2019: 《女性劳动参与对家庭储蓄率的影响》, 《经济研究》第 4 期, 第 165-181 页。
- 30.岳嵐、王雄、张强, 2021: 《健康风险、医疗保险与家庭财务脆弱性》, 《中国工业经济》第 10 期, 第 175-192 页。
- 31.周博文、臧旭恒, 2024: 《长期护理保险对老年家庭金融脆弱性的影响——基于 CHARLS 数据的实证分析》, 《经济学动态》第 12 期, 第 111-127 页。
- 32.周利, 2023: 《人口老龄化是否加剧了中国家庭的经济脆弱性?》, 《国际金融研究》第 10 期, 第 28-37 页。
33. Aksoy, Y., H. S. Basso, R. P. Smith, and T. Grasl, 2019, “Demographic Structure and Macroeconomic Trends”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 11(1): 193-222.
34. Becker, G. S., and H. G. Lewis, 1973, “On the Interaction Between the Quantity and Quality of Children”, *Journal of Political Economy*, 81(2): S279-S288.
35. Burtch, G., S. Carnahan, and B. N. Greenwood, 2018, “Can You Gig It? An Empirical Examination of the Gig Economy and Entrepreneurial Activity”, *Management Science*, 64(12): 5497-5520.
36. García-Gómez, P., 2010, “Institutions, Health Shocks and Labour Market Outcomes across Europe”, *Journal of Health Economics*, 30(1): 200-213.
37. Grossman, M., 1972, “On the Concept of Health Capital and the Demand for Health”, *Journal of Political Economy*, 80(2): 223-255.
38. Hamermesh, D. S., 1998, “When We Work”, *American Economic Review*, 88(2): 321-325.
39. Lee, R., and A. Mason, 2010, “Fertility, Human Capital, and Economic Growth over the Demographic Transition”, *European Journal of Population*, 26(2): 159-182.
40. Neumark, D., I. Burn, and P. Button, 2019, “Is It Harder for Older Workers to Find Jobs? New and Improved Evidence from a Field Experiment”, *Journal of Political Economy*, 127(2): 922-970.
41. Oliveira, J., 2016, “The Value of Children: Inter-generational Support, Fertility, and Human Capital”, *Journal of Development Economics*, Vol.120: 1-16.

The Financial Vulnerability Distress of Households in Aging Society with Fewer Children: Rethinking the View that “Low Birthrate Is Beneficial to the Household Financial Health”

HAN Minchun HUANG Lei RAO Yulei LIU Tong
(School of Economics, Huazhong University of Science and Technology)

Summary: At a time when the view that “low birthrate is beneficial to household financial health” is prevalent, the population of China has seen negative growth for three consecutive years, and the degree of aging with fewer children continues to deepen. To clarify the financial effects of this demographic change in the household sector, this paper, from the perspective of financial vulnerability, uses data from the China Household Finance Survey and county-level economic statistics from 2015 to 2019 to identify the financial health of households in aging society with fewer children and prove the false argument that “low birthrate is beneficial to household financial health”, thus identifying the relationship between aging with fewer children and household financial health.

The findings are as follows. First, aging with fewer children significantly increases household financial vulnerability and vulnerability degree, leading households to fall into financial vulnerability distress. The argument that “low birthrate is beneficial to household financial health” does not hold. This conclusion still holds after a series of robustness tests such as variable measurement error, omitted variables, sample selection bias, sample self-selection, and serial correlation. Second, the root cause of aging with fewer children being detrimental to household financial health lies in labor supply constraints, i.e., forcing household members to passively withdraw from the workforce, reducing their subjective willingness to work, and prompting them to shift from formal to informal employment. Third, the direct cause of aging with fewer children being detrimental to household financial health lies in the deterioration of household balance sheets, which is manifested in two ways: one is an imbalance in household income and expenditure structures, characterized by a decrease in total income and an increase in both expected and unexpected expenditures; and the other is the depreciation of household assets, manifested as a decrease in liquid assets, net assets, and total assets. Fourth, adequate retirement security and high demographic quality can serve as important barriers against the adverse impact of aging with fewer children on household financial health. Lastly, reducing the cost of education for households and enhancing the awareness of fertility for households can be effective strategies to cope with the impact of aging with fewer children.

These conclusions provide useful insights for solving the complex problem of the overlapping of low birthrate and aging in China, promoting the construction of a fertility-friendly society, and improving the ability of households to cope with risks through high-quality population development.

Keywords: Ageing Society with Fewer Children; Household Financial Health; Household Financial Vulnerability; Household Financial Vulnerability Degree; Financial Vulnerability Distress

JEL Classification: D1; G0; J13; J14; J20

(责任编辑: 尚友芳)

健康冲击下农村老年家庭经济复原力研究

——基于异质性社会网络的分析

刘泰星 岳鹏鹏

摘要:中国农村人口老龄化速度快、规模大,农村老年家庭面临越来越多的负向冲击,其抵抗冲击的经济复原力已成为重要研究议题。本文利用2011—2018年中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据,借助健康冲击情景,实证分析了异质性社会网络对农村老年家庭经济复原力的影响。研究结果表明,子代网络能够有效提升健康冲击下农村老年家庭的经济复原力,同胞网络并无积极影响。进一步分析表明,男性子代和女性子代均对父辈的经济复原力产生积极影响;对于遭受重大健康冲击、处于中低财富水平和中低收入水平的农村老年家庭而言,其经济复原力受子代网络的积极影响更为显著。机制分析表明,代际经济反哺机制和心理韧性塑造机制是潜在的影响渠道,而资源规模效应并不存在。本文的拓展研究发现,居民医疗保险在农村老年家庭抵抗健康冲击时作用有限,而政府转移支付在这一过程中发挥了积极作用。在人口老龄化背景下,本文为农村老年家庭如何更好应对健康风险、提高经济复原力提供了经验证据,并为相关政策制定提供了启示。

关键词:健康冲击 异质性社会网络 经济复原力 农村老年家庭 农村人口老龄化

中图分类号: F323.89; F328 **文献标识码:** A

一、引言

中国已步入深度老龄化社会,并加速向超级老龄化社会演变。2021年,中国开始进入深度老龄化社会^①。2023年,60周岁及以上人口和65周岁及以上人口占总人口的比重分别达到21.1%和15.4%^②。

[资助项目] 教育部人文社会科学基金青年项目“人口老龄化背景下我国老年家庭财务韧性研究:测度方法、影响因素与提升策略”(编号:24YJC790115)。

[作者信息] 刘泰星,北京工商大学商学院;岳鹏鹏(通讯作者),北京工商大学家庭金融研究中心,电子邮箱:yuepengpeng@btbu.edu.cn。

^①深度老龄化是指65周岁及以上老年人口占总人口的比重超过14%,2021年中国达到14.2%。资料来源:《2021年度国家老龄事业发展公报》,https://www.gov.cn/fuwu/2022-10/26/content_5721786.htm。

^②资料来源:《2023年度国家老龄事业发展公报》,<https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202410/P020241012307602653540.pdf>。

根据国家卫健委的预测，2035年左右，中国60岁及以上老年人口将突破4亿人，在总人口中占比将超过30%^①。从人口老龄化的城乡差异来看，农村人口老龄化形势比城市更严峻。根据第七次全国人口普查数据，农村60岁及以上人口约1.21亿人，占农村总人口的比例为23.81%，比城镇高出7.99个百分点^②。农村人口的老龄化特征，引发了学术界对农村老年家庭抵抗健康冲击、提升经济复原力等问题的密切关注（刘靖等，2024）。研究农村老年家庭的经济复原力，不仅具有重要的理论价值，也对制定农村老龄事业公共政策、提升农村老年群体生活质量等具有重要的实践导向意义。

党和政府高度重视农村老龄事业，着力推进积极应对人口老龄化国家战略。2021年，《中共中央国务院关于加强新时代老龄工作的意见》提出，要把积极老龄观、健康老龄化理念融入经济社会发展全过程，大力弘扬中华民族孝亲敬老传统美德，推动老龄事业高质量发展；同时，应加强农村养老服务机构和设施建设，鼓励发展农村互助式养老服务。2024年，民政部等多部门联合印发《关于加快发展农村养老服务的指导意见》，从加强农村养老服务网络建设、提升农村养老服务水平、强化农村养老服务支撑保障等方面提出了具体的指导意见。2024年，党的二十届三中全会提出，要积极应对人口老龄化，加快补齐农村养老服务短板。习近平总书记一直牵挂老年群体、重视老龄事业，曾提出“一定要让老年人有一个幸福的晚年”^③“要大力弘扬孝亲敬老传统美德，落实好老年优待政策，维护好老年人合法权益，发挥好老年人积极作用，让老年人共享改革发展成果、安享幸福晚年”^④等重要论断。党和政府对老龄事业的高度关注，核心就是为了提升老年人的生活质量，尤其是增强其应对负面冲击的能力。

经济复原力是指家庭应对冲击并实现经济复原的潜在能力，这种能力既使家庭能够在一定程度上抵御由压力和冲击所引发的负面效应（Do et al., 2025），也是确保家庭在面临风险时能够迅速恢复或调整至适应状态的关键。农村老年家庭面临经济基础薄弱、社会保障程度不高、优质医疗资源可及性低等多重挑战，对负向冲击更为敏感。随着农村人口老龄化的加剧，农村老年家庭经济复原力问题愈加值得关注。由于脆弱性和复原力在理论上存在一定的相对性，因此，在梳理文献时需要将两者统筹进行分析。文献发现，缩小数字鸿沟有助于缓解老年家庭的脆弱性（龙海明和闫文哲，2024）。然而，农村老年人自身抵御负向冲击的能力有限，通常还需要依赖外部资源和保障以抵御负向冲击。在这一过程中，代际支持通常被认为具有重要作用。然而，当前农村代际养老支持功能不断弱化，传统孝道文化式微现象愈加明显（李树苗等，2021），不利于农村老年家庭经济复原力的提升。除代际支持外，情感支持和照护性支持也能够提升老年人抵御外部冲击的能力（Tadai et al., 2023）。农村养老保险（王修华和章豪，2021）、长期护理保险（周博文和臧旭恒，2024）也有助于缓解老年家庭的脆弱性，从

^①资料来源：《国家卫健委：近十年我国老龄工作取得显著成效》，https://www.gov.cn/xinwen/2022-09/21/content_5710849.htm。

^②数据来源：《加快补齐农村养老服务短板》，<http://theory.people.com.cn/n1/2024/1019/c40531-40342701.html>。

^③资料来源：《总书记的人民情怀：“‘一老一幼’是大多数家庭的主要关切”》，https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202408/content_6967924.htm?menuid=197。

^④资料来源：《习近平对老龄工作作出重要指示》，https://www.gov.cn/xinwen/2021-10/13/content_5642301.htm。

而对提升农村老年家庭的经济复原力产生积极影响。综上所述，已有文献对老年家庭的复原力和脆弱性问题进行了一定探讨，但基于健康冲击情景，分析异质性社会网络对老年家庭经济复原力影响的研究还有待完善。

社会网络也被称为“关系”，是个体与社会发生联系的重要桥梁。文献研究发现，社会网络对于促进劳动力跨省流动、帮助流动人口就业创业（余毅翔和郭萌萌，2024）、提高劳动者技能、促进学习交流和信息获取（孙晓华等，2023）等具有积极影响。社会网络包括正式网络和非正式网络，其中，非正式网络是个体因亲缘或情义连接而构成的社会关系，如亲戚、好友、同学等。这种网络的形成与维持主要依靠亲缘关系、文化认同、约定俗成等，网络关系存续更加持久（孙晓华等，2023）。而正式网络是个体通过参与社会生产或加入特定团体而形成的网络，属于弱关系网络。当退出劳动力市场后，老年群体的正式网络逐渐弱化，非正式网络则具有较强的稳定性。因此，对老年家庭而言，非正式网络具有重要价值。本文关注农村老年群体的非正式网络，重点围绕子代网络和同胞网络对老年家庭经济复原力的影响展开研究。子代网络是代际关系网络，同胞网络是指兄弟姐妹之间的同辈关系网络，二者与老年群体均具有紧密联系。本文基于健康冲击情景，评估异质性社会网络对农村老年家庭经济复原力的影响，并对潜在的影响机制展开分析。

本文的边际贡献主要体现在以下两方面：一方面，已有文献对负向冲击下社会网络对农村老年家庭经济复原力的影响未给予足够关注。本文基于健康冲击情景，系统分析异质性社会网络对农村老年家庭经济复原力的影响及影响路径。另一方面，本文基于中国人口少子老龄化趋势性特征的现实背景，分别从保险和政府两个维度，探讨提升农村老年家庭经济复原力的可行策略，以期对未来相关政策的制定和优化提供一定的参考。

二、理论分析

（一）健康冲击、异质性社会网络与农村老年家庭经济复原力

高帅等（2024）的研究显示，年龄越大的农民群体的健康越容易遭受冲击，且健康冲击对农户生计韧性具有不容忽视的负面影响。在农村老年群体中，健康冲击事件的发生频率较高，通常具有三大显著特征：一是突发性；二是严重性；三是长期性。从以上特征可知，农村老年群体仅依靠自身力量难以有效应对健康冲击，社会网络可能在分散多维压力和风险中发挥一定作用。

通过梳理文献发现，有关子代网络对健康冲击下农村老年家庭经济复原力影响的研究可能存在两种观点。其一是“有效论”。长期以来，中国形成了代际互助的“抚养—赡养”模式，子代在年幼时接受父辈的抚养，并承担父辈年迈后的赡养责任。以子代为养老供给者的养老模式发挥着基础性作用（田北海和徐杨，2020），子代成为父辈健康遭受冲击时的主要依赖对象。张永峰和路瑶（2022）认为，当父辈健康状况发生显性变化时，子女劳动供给减少，表明子代对父辈抵抗健康冲击具有重要作用。其二是“无效论”。从意愿角度来看，尽管子代被视为老年群体的赡养主体，但在实际情况中，子代可能因缺乏足够的责任感和孝道意识，做出不愿尽孝甚至反向“啃老”的行为（刘达禹等，2022）。随着人口流动加剧、社会观念变化，传统的“养儿防老”观念也在变化，孝文化和家庭式养老面临前

前所未有的挑战（袁小波和杜鹏，2023）。薄羸（2016）研究发现，子女对农村老年人医疗消费的经济支持非常有限，农村老年人更倾向于依靠自己。尤其是在大家庭中父辈的健康遭受冲击时，子代提供的支持更少，部分子女更多的是希望“搭便车”（Oliveira and Kerr, 2024）。从能力角度来看，杨华和欧阳静（2013）基于对8个村庄的调查数据发现，近年来，子代的经济压力呈现持续增加态势。当子代面临高昂的住房成本、子女养育成本、大额非预期开支时，即便有孝心，也难以实质性地为老年家庭提供有效经济支持（许惠娇和贺聪志，2020）。

有关同胞网络对健康冲击下农村老年家庭经济复原力影响的研究也存在两种不同观点。观点一认为，同胞网络是风险共担的重要机制（Wu and Zhao, 2020），兄弟姐妹的经济援助和情感支持是缓解健康冲击负面影响的重要手段。Oliveira and Kerr（2024）发现，当老年人健康遭受冲击时，来自兄弟姐妹的经济支持超过了来自子女的经济支持，同胞网络对老年家庭抵抗健康冲击和提升经济复原力发挥了重要作用。观点二认为，同胞之间也可能存在不平等的资源分配，会加剧部分个体的不公正感知，使同胞网络难以有效发挥作用。例如，父母存在偏爱部分子女的现象，尤其是偏爱更小的孩子，对他们成年后的帮助也更大（廖予熙等，2024）。兄弟姐妹也可能存在内部竞争乃至冲突，导致同胞网络难以在提升老年家庭经济复原力方面发挥作用。徐强等（2023）认为，农村居民通常不会将兄弟姐妹纳入核心养老资源的范畴，他们更多考虑的是依靠家庭储蓄和子女养老。同胞网络究竟能否提升农村老年家庭应对健康冲击的经济复原力还有待分析和论证。

综合来看，本文认为社会网络“有效论”成立的可能性更大。一方面，中国的家族观念深厚，向来重视家庭责任。长期以来，子代被视为父辈晚年生活的主要依靠，特别是在父辈健康遭受冲击时，子代进行照护并提供经济支持的观念已深入人心。传统名言如“百善孝为先”“孝子之至，莫大乎尊亲”等，均隐含了子代尽孝的深厚文化根基。如今，“养儿防老”等观念依然深刻影响中国人的家庭生活和社会结构（袁小波和杜鹏，2023）。另一方面，中国社会强调集体主义价值观，兄弟姐妹这一近亲关系也可能起到强大的关系网络支持作用。在健康冲击面前，这两类社会网络主体可能基于文化观念和责任义务向老年家庭提供物质帮助和情感支持。从两者的差异性来看，子代可能会受到孝道文化的影响、代际责任和赡养义务的约束，在老年人抵御健康冲击方面发挥更为明显的作用。

基于此，本文提出研究假说H1：子代网络和同胞网络能够提高农村老年家庭应对健康冲击的经济复原力，且前者作用更强。

（二）经济支持机制

经济支持机制可能是子代网络和同胞网络提高健康冲击下农村老年家庭经济复原力的重要原因。子代对父辈的经济支持是一种隐性的制度安排，子代在成长过程中接受父辈抚养，长大成人后需承担父辈年迈时的赡养责任（杨永娇等，2019）。这种代际反哺观念深植于社会规范中，体现了亲情的延续和代际的相互扶持。除了传统社会规范的约束外，子代的经济反哺还深受道德舆论的制约。在中国，孝道作为传统文化的重要组成部分，长期以来对家庭成员的行为规范产生深远影响。特别是在老年人健康遭受冲击时，子代未履行赡养义务会被社会舆论谴责，并影响其社会声誉和个人形象（许琪，2017）。此外，子女的赡养示范效应也是影响子女养老行为的重要因素（高建新和李树苗，2012），子女数量

越多，这种示范效应越明显。因此，当父辈健康遭受冲击或面临生活无法自理等情况时，子代的经济支持可能成为老年家庭的经济“缓冲垫”。兄弟姐妹在农村老年家庭健康遭受冲击时也可能发挥一定的经济支持作用，包括直接提供金钱援助（Oliveira and Kerr, 2024），进而缓解农村老年家庭的经济压力。但在一般情况下，农村居民通常并不将兄弟姐妹纳入核心养老资源的范畴（徐强等，2023），同胞网络产生的经济支持效应可能弱于子代网络。

综上所述，本文提出研究假说 H2：子代网络和同胞网络能够通过经济支持机制提高农村老年家庭应对健康冲击的经济复原力，且前者作用更大。

（三）心理韧性塑造机制

心理韧性塑造机制可能是子代网络和同胞网络提高健康冲击下农村老年家庭经济复原力的另一个重要原因。在面对疾病时，病人保持积极的态度还是消极的态度，可能产生不同的健康结果（李树苗等，2024）。一方面，心理韧性有助于老年人以积极的心态看待健康和疾病，降低老年人因情绪因素引发的心理压力；另一方面，心理韧性能够增强老年人的社会参与感，提升其生活满意度，进而提升农村老年家庭的经济复原力。子代能够为父辈提供情感支持，减轻老年人的孤独感和无助感，帮助老年人保持对生活的积极态度，减少负面情绪对老年人健康恢复的负面影响。张驰和费舒澜（2025）发现，子女对失能老人的精神慰藉作用是特殊的，在某种程度上是不可替代的。杨华和欧阳静（2013）的调查研究发现，代际矛盾、孤独无助、子代不养是诱发老年人自杀行为的重要原因。子女与老年人的互动，能够帮助老年人应对治疗和康复过程中的挑战。此外，兄弟姐妹在为老年人提供支持和照顾方面也发挥着重要作用（Ge and Jiang, 2023）。兄弟姐妹能够通过情感安慰和陪伴来缓解老年人的孤独感，这有助于提高老年人的情绪调节能力。兄弟姐妹还能够提供疾病应对策略，帮助农村老年人更有效地应对健康冲击。

基于上述分析，本文提出研究假说 H3：子代网络和同胞网络能够通过心理韧性塑造机制提高农村老年家庭应对健康冲击的经济复原力。

（四）资源规模效应

资源规模效应可能是子代网络提高健康冲击下农村老年家庭经济复原力的又一个重要原因。资源规模效应是指，当老年人健康遭受冲击时，社会网络能够通过整合多方人际资源，降低优质医疗资源获取成本，为老年人提供更有效的支持。一般来说，子代人数的多寡，对父辈获取优质医疗资源具有关键影响。一方面，子代人数越多，拥有的社会资本和社会关系越多，资源规模效应越明显，老年家庭获取优质医疗资源的可能性越大，农村老年家庭的经济复原力越能得到提升。同时，子代人数越多，子代承担医疗费用的经济压力越小，子女的赡养负担越轻（Hu et al., 2022）。这有利于子女为父辈提供更优质的医疗资源，促进老年人的健康恢复。另一方面，子代人数的增多也可能引发资源冲突，不利于提升老年人在健康冲击下的经济复原力。具体表现在：一是子代在老人照料、资源分配及医疗决策上的分歧和冲突可能增加，尤其是在医疗资源的选择上，子代可能存在不同意见和偏好。二是子代在成长期间的资源配置容易存在不均等（席强敏等，2023），导致部分子代对父辈没有足够的赡养意愿，引发子代之间的矛盾和冲突。三是子女之间存在“搭便车”心理（Oliveira and Kerr, 2024），最

终导致农村老年人难以享受优质的医疗资源。本文认为，产生积极影响的可能性更大，这是因为在农村养老场景中，子代网络通常基于血缘亲情形成赡养合力，通过共同出资、拓展医疗资源获取路径等方式切实改善父辈获取优质医疗资源的可及性，这种协作效应往往远超分歧与矛盾，并因此成为影响农村老年家庭经济复原力的主导性积极因素。

基于上述分析，本文提出研究假说 H4：子代网络能够发挥资源规模效应提高农村老年家庭应对健康冲击的经济复原力。

三、数据来源与实证模型

（一）数据来源及样本选取

本文使用 2011—2018 年中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据进行分析^①。CHARLS 是由武汉大学和北京大学共同执行的大型跨学科调查项目，收集了代表中国 45 岁及以上中老年人家庭和个人的微观数据，用以分析人口老龄化问题并推进老龄化问题的跨学科研究。CHARLS 于 2011 年开始开展基线调查，样本覆盖全国 150 个区县、450 个村居的 1 万余户家庭，数据包括基本信息、工作与退休、保险与保障、健康状况、收入、支出、资产等，为本文提供了丰富的数据支持。本文关注农村老年家庭经济复原力问题，选取受访者及配偶年龄均在 60 岁及以上的农村样本展开研究^②。经过数据清洗，本文共得到 5844 个农村老年家庭样本。

（二）变量选取及描述性统计

1. 被解释变量：老年家庭经济复原力。家庭经济复原力是家庭应对冲击并实现经济复原的潜在能力，这种能力能够使家庭在一定程度上抵御压力和冲击所带来的负面影响（Do et al., 2025）。本文参考 Cissé and Barrett (2018) 提出的基于条件矩估计的方法来估计老年家庭经济复原力。

第一步，假设家庭福利服从一阶马尔可夫过程。在家庭福利的测度上，本文参考李晗和陆迁（2022）的做法，选用家庭人均消费变量作为代理变量。在经历健康冲击后，家庭的非医疗消费下滑得越少，意味着家庭的经济复原力越强。将家庭福利方程设定为：

$$W_{it} = \sum_{\gamma=1}^k \hat{\beta}_{M\gamma} W_{i,t-1}^{\gamma} + \delta_M X_{it} + u_{Mit} \quad (1)$$

(1) 式中： i 代表家庭， t 代表年份， W_{it} 代表家庭福利， $W_{i,t-1}^{\gamma}$ 代表家庭福利的滞后项； γ 是高阶中心距阶数，本文将 k 取值为 3； X_{it} 是影响家庭福利的其他特征变量，包括受访者年龄、性别、受教育程度、健康状况，家庭收入、家庭资产以及省份层面的固定效应； u_{Mit} 是随机扰动项； $\hat{\beta}_{M\gamma}$ 和 δ_M 是待估计系数，下角标 M 指代期望方程。

第二步，利用随机扰动项零条件均值的假设 ($E[u_{Mit}] = 0$)，估计家庭 i 在 t 期的条件期望 $\hat{\mu}_{iit}$ ：

^①感谢北京大学国家发展研究院和北京大学中国社会科学调查中心提供 CHARLS 数据。

^②对于受访者年龄在 60 岁及以上但无配偶的样本，本文也予以保留。

$$\hat{\mu}_{1it} \equiv \hat{E}[W_{it} | W_{i,t-1}, X_{it}] = \sum_{\gamma=1}^k \hat{\beta}_{M\gamma} W_{i,t-1}^{\gamma} + \hat{\delta}_M X_{it} \quad (2)$$

第三步，用一阶中心距残差预测值的平方来表示二阶中心距（ V 代表方差），即：

$$\sigma_{it}^2 = \sum_{\gamma=1}^k \hat{\beta}_{V\gamma} W_{i,t-1}^{\gamma} + \delta_V X_{it} + u_{vit} \quad (3)$$

第四步，利用随机误差项 u_{vit} 的零均值假设，估计家庭 i 在 t 期的条件方差 $\hat{\mu}_{2it}$ ：

$$\hat{\mu}_{2it} = \sum_{\gamma=1}^k \hat{\beta}_{V\gamma} W_{i,t-1}^{\gamma} + \hat{\delta}_V X_{it} \quad (4)$$

第五步，给定家庭福利的分布形式，根据条件均值和条件方差估计家庭福利的条件概率密度函数和累计概率密度函数，将经济复原力定义为家庭 i 在 t 期的福利高于某个标准阈值 \bar{W} 的概率：

$$\hat{\rho}_{it} \equiv P(W_{it} \geq \bar{W} | W_{i,t-1}, X_{it}) = \bar{F}_{W_{it}}[\bar{W}; \hat{\mu}_{1it}(W_{it}, X_{it}), \hat{\mu}_{2it}(W_{it}, X_{it})] \quad (5)$$

(5) 式中： $\bar{F}(\cdot)$ 是累计概率密度函数；其他变量的含义同前文。上述方法通过计算家庭福利水平高于某个标准阈值的概率，来衡量家庭经济复原力。在阈值的设定上，本文使用世界银行于 2015 年提出的每人每天 1.9 美元的标准^①，该标准目前在学术研究中得到广泛运用。在数据处理过程中，本文参考李晗和陆迁（2021）的做法，利用当年人民币兑美元汇率和消费者价格指数将数据折算为各年可比数。在计算家庭人均消费时，考虑到医疗支出与健康冲击直接相关，排除了医疗支出。

2.核心解释变量：健康冲击 \times 异质性社会网络。在健康冲击的定义上，本文参考宋泽等（2023）的做法，以住院情况作为其衡量指标。具体地，本文基于“受访者或配偶过去一年是否住院”这一问题的答案来衡量健康冲击，若答案为是，则将健康冲击赋值为 1，否则赋值为 0。在异质性社会网络的定义上，本文将社会网络划分为子代网络和同胞网络。子代网络又分为男性子代网络和女性子代网络。由于本文所用数据时段较长，上述变量均具有跨期变化的特征。

3.控制变量。借鉴李晗和陆迁（2021）等文献的做法，本文选取受访者及其家庭层面的特征变量作为控制变量。受访者特征变量包括年龄、年龄的平方/100、性别、婚姻状况、受教育程度、医疗保险参保率、养老保险参保率。家庭特征变量包括家庭规模、家庭总收入、家庭资产。此外，本文还控制了家庭固定效应、年份固定效应以及年份 \times 省份交互固定效应。

各变量的描述性统计结果见表 1。

表 1 变量描述性统计结果

变量类型	变量名称	定义	观测值	平均值	最小值	最大值
被解释变量	经济复原力	见正文	5844	0.5423	0.0001	0.9428

^① 资料来源：World Bank, 2018, “Poverty and Shared Prosperity 2018: Piecing Together the Poverty Puzzle”, <https://openknowledge.worldbank.org/server/api/core/bitstreams/34b63a7c-7c89-5474-b9d3-f4f35085fe83/content>。

表1 (续)

解释变量	健康冲击	见正文	5844	0.2625	0	1
	子代网络	受访者及配偶健在的子女数量(个)	5844	3.5493	1	13
	男性子代网络	受访者及配偶健在的男性子女数量(个)	5844	1.8623	0	8
	女性子代网络	受访者及配偶健在的女性子女数量(个)	5844	1.6773	0	10
	同胞网络	受访者及配偶健在的兄弟姐妹数量(个)	5844	4.8049	0	24
控制变量	年龄	受访者年龄	5844	69.3397	60	100
	年龄平方/100	受访者年龄平方/100	5844	48.4615	36	100
	性别	男性=1, 女性=0	5844	0.5536	0	1
	婚姻状况	已婚=1, 其他=0	5844	0.7057	0	1
	受教育程度	受访者受教育年限	5844	3.7866	0	22
	医疗保险参保率	受访者及配偶医疗保险参保比例	5844	0.9532	0	1
	养老保险参保率	受访者及配偶养老保险参保比例	5844	0.8804	0	1
	家庭规模	家庭人口数量	5844	2.6497	1	15
	家庭总收入	当年家庭总收入(元)	5844	14872.2074	90	200600
	家庭资产	家庭总资产(元)	5844	292185.9000	150	30021722

注: ①表中家庭总收入和家庭资产两个变量展示的是原值信息, 在后文实证分析中则进行取对数处理; ②子代网络的平均值大于男性子代网络和女性子代网络的平均值之和, 是因为子代性别变量有数据缺失。

(三) 模型设定

本文构建如下双向固定效应模型来研究健康冲击下异质性社会网络对农村老年家庭经济复原力的影响, 模型设定为:

$$resilience_{it} = \alpha + \beta_1 shock_{it} \times net_{it} + \beta_2 shock_{it} + \beta_3 net_{it} + Z_{it} + \lambda_i + \nu_t + pr_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

(6) 式中: i 代表家庭; t 代表年份; $resilience_{it}$ 是农村老年家庭经济复原力; $shock_{it}$ 是健康冲击; net_{it} 指异质性社会网络, 区分为子代网络、男性子代网络、女性子代网络、同胞网络。 Z_{it} 是受访者和家庭层面的特征变量; λ_i 是家庭固定效应; ν_t 是年份固定效应; pr_{it} 是年份×省份交互固定效应; ε_{it} 是随机扰动项; β_1 、 β_2 和 β_3 是待估计系数。本文重点关注 $shock_{it} \times net_{it}$ 的估计系数 β_1 , 其反映了健康冲击下异质性社会网络对农村老年家庭经济复原力的影响。

四、实证结果及分析

(一) 基准结果

表2汇报了基准回归结果。其中, (1)列引入子代网络与健康冲击的交互项, (2)列进一步引入同胞网络与健康冲击的交互项。估计结果表明, 健康冲击会显著降低农村老年家庭的经济复原力, 而子代网络能够有效提升农村老年家庭应对健康冲击的经济复原力。然而, 同胞网络对农村老年家庭而言并未形成“救济效应”。一方面, 同胞之间可能存在不平等的资源分配, 或是存在冲突分歧, 导致其对老年家庭的支持作用有限。另一方面, 老年人的兄弟姐妹也已进入或接近老龄阶段, 面临类似

的健康问题和经济压力，缺乏富余资源对他人提供支持。总的来看，社会网络对农村老年家庭经济复原力的影响存在异质性，子代网络具有积极影响，同胞网络影响不显著。

表2 异质性社会网络对农村老年家庭经济复原力影响的基准回归结果

变量	(1) 经济复原力		(2) 经济复原力	
	系数	标准误	系数	标准误
健康冲击	-0.0216***	0.0078	-0.0289***	0.0098
健康冲击×子代网络	0.0049**	0.0021	0.0053**	0.0021
子代网络	-0.0030	0.0034	-0.0032	0.0034
健康冲击×同胞网络			0.0012	0.0011
同胞网络			0.0006	0.0011
年龄	0.0082	0.0056	0.0080	0.0056
年龄平方/100	-0.0067*	0.0039	-0.0065	0.0039
性别	-0.0050	0.0044	-0.0049	0.0044
婚姻状况	-0.1341***	0.0059	-0.1362***	0.0071
受教育程度	0.0064***	0.0008	0.0064***	0.0008
医疗保险参保率	-0.0046	0.0068	-0.0048	0.0068
养老保险参保率	0.0026	0.0038	0.0025	0.0038
家庭规模	0.0020*	0.0012	0.0021*	0.0012
家庭总收入	0.0160***	0.0011	0.0159***	0.0011
家庭资产	0.0290***	0.0009	0.0290***	0.0009
观测值	5844		5844	
拟合优度	0.6540		0.6543	

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②回归中加入了家庭固定效应、年份固定效应、年份×省份交互固定效应。下文表格同。③括号内为聚类到城市层面的稳健标准误。下文表格同。

(二) 稳健性检验

本文对基准回归结果进行以下稳健性检验：①更换家庭人均消费阈值的设定标准。为检验结果的稳健性，本文分别使用国家贫困线（人均2300元收入，以2010年不变价计算）、世界银行的3.2美元标准和5.5美元标准三个阈值进行稳健性检验^①。②将健康冲击（0-1变量）更换为医疗支出占比，用受访者及配偶的医疗支出占家庭总收入的比重来衡量。③更换老年家庭的界定标准。本文将受访者及配偶年龄的设定分别调整为≥55岁和≥65岁样本，无配偶的受访者也对应调整。④引入城市和年份交互固定效应。⑤将慢性病治疗、门诊看病引入健康冲击的定义范畴。在考虑慢性病治疗时，只要

^①世界银行将每天生活费低于3.2美元作为中低收入国家的贫困标准，将每天生活费5.5美元作为中高收入国家的贫困标准。资源来源：World Bank, 2018, “Poverty and Shared Prosperity 2018: Piecing Together the Poverty Puzzle”, <https://openknowledge.worldbank.org/server/api/core/bitstreams/34b63a7c-7c89-5474-b9d3-f4f35085fe83/content>。

受访者或配偶患有慢性病并采取了治疗措施，则将健康冲击变量赋值为1，否则赋值为0。在考虑门诊看病时，只要受访者或配偶在过去一个月内去医疗机构看过门诊或者接受过上门医疗服务（不包括体检），则将健康冲击变量赋值为1，否则赋值为0。表3为异质性社会网络对农村老年家庭经济复原力影响的稳健性检验结果，可以看出，本文的研究结论具有稳健性。

表3 异质性社会网络对农村老年家庭经济复原力影响的稳健性检验结果

变量	经济复原力								
	国家贫困	3.2美元	5.5美元	医疗支出	≥55岁	≥65岁	引入城市	考虑慢性	考虑门诊
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
健康冲击	-0.0226*** (0.0085)	-0.0303*** (0.0099)	-0.0234*** (0.0084)	-0.0041* (0.0024)	-0.0255*** (0.0086)	-0.0322** (0.0127)	-0.0250** (0.0103)	-0.0344*** (0.0124)	-0.0204** (0.0089)
健康冲击×子代网络	0.0042** (0.0018)	0.0055** (0.0021)	0.0042** (0.0019)	0.0012*** (0.0004)	0.0049*** (0.0018)	0.0056** (0.0028)	0.0038* (0.0022)	0.0082*** (0.0024)	0.0040* (0.0021)
子代网络	-0.0032 (0.0029)	-0.0022 (0.0035)	-0.0002 (0.0031)	-0.0029 (0.0034)	-0.0021 (0.0037)	0.0018 (0.0050)	-0.0012 (0.0031)	-0.0065* (0.0036)	-0.0038 (0.0036)
健康冲击×同胞网络	0.0008 (0.0010)	0.0015 (0.0011)	0.0014 (0.0009)	-0.0000 (0.0002)	0.0011 (0.0010)	0.0025 (0.0015)	0.0014 (0.0012)	0.0004 (0.0013)	0.0003 (0.0009)
同胞网络	0.0012 (0.0010)	-0.0006 (0.0011)	-0.0014 (0.0010)	0.0012 (0.0011)	0.0007 (0.0008)	0.0009 (0.0015)	0.0002 (0.0011)	0.0008 (0.0014)	0.0008 (0.0012)
观测值	5844	5844	5844	5648	7780	3381	5844	5844	5843
拟合优度	0.6484	0.6480	0.6517	0.6497	0.6656	0.6539	0.6765	0.6549	0.6541

(三) 进一步分析

1. 基于子代性别特征的分析。当前，有关男性子代和女性子代代际支持效应在研究观点上存在争论。一种观点认为，女性子代对父辈提供的代际支持比男性子代多，能够给予父辈更多安全感，对父辈的“反哺效应”更强（梁斌和陈茹，2022）。郑丹丹和刘晓敏（2022）也发现，当同性同胞数量更多时，儿子更倾向于“卸责”，而女儿更倾向于“示范”。另一种观点认为，男性子代比女性子代对老年家庭的支持效应更强，女儿的养老支持难以替代儿子的养老支持，多数有儿子的老年人依然会依赖儿子的养老资源（袁小波和杜鹏，2023）。总体来看，现有研究在男性子代还是女性子代的代际支持效应更强方面依然存在争论。

为分析子代性别特征的影响差异，本文在计量模型中分别引入男性子代网络、女性子代网络与健康冲击的交互项，表4汇报了估计结果。其中，表4（2）列在（1）列的基础上进一步引入同胞网络及其与健康冲击的交互项。（2）列回归结果显示，男性子代网络与健康冲击的交互项显著为正，相似地，女性子代网络与健康冲击的交互项也显著为正，说明女性和男性子代均能够提高老年家庭面对健康冲击时的经济复原力，养老代际支持关系已经从传统的“养儿防老”逐渐向男女同等重要演化。此外，同胞网络对老年家庭面对冲击时的经济复原力依然不具有显著影响。

表4

基于子代性别特征的回归结果

变量	(1) 经济复原力		(2) 经济复原力	
	系数	标准误	系数	标准误
健康冲击	-0.0222***	0.0080	-0.0295***	0.0099
健康冲击×男性子代网络	0.0052*	0.0027	0.0057**	0.0027
男性子代网络	-0.0037	0.0040	-0.0038	0.0040
健康冲击×女性子代网络	0.0050**	0.0025	0.0053**	0.0025
女性子代网络	-0.0023	0.0043	-0.0024	0.0043
健康冲击×同胞网络			0.0012	0.0011
同胞网络			0.0005	0.0011
观测值	5844		5844	
拟合优度	0.6541		0.6543	

2. 基于健康冲击强度的分析。本研究分别以1万元和2万元的自付支出标准为阈值, 将健康冲击划分为严重冲击和轻度冲击。在阈值为1万元的标准下, 若遭受健康冲击且自付达到1万元以上, 将严重健康冲击变量赋值为1, 否则赋值为0; 若遭受健康冲击但自付低于1万元, 将轻度健康冲击变量赋值为1, 否则赋值为0。在阈值为2万元的标准下, 若遭受健康冲击且自付达到2万元以上, 将严重健康冲击变量赋值为1, 否则赋值为0; 若遭受健康冲击但自付低于2万元, 将轻度健康冲击变量赋值为1, 否则赋值为0。表5(1)列和(2)列分别汇报的是以1万元和2万元作为阈值的估计结果。结果表明, 在严重健康冲击情景下, 子代网络对老年家庭经济复原力的提升作用更强。表5(3)列中, 本文将健康冲击强度(受访者及配偶医疗支出总额)与健康冲击的交互项引入计量模型。结果表明, 老年家庭遭受的健康冲击越大, 子代网络对父辈经济复原力的积极影响越大。这说明, 在健康状况轻度受损时, 老年人仍能通过自身力量应对冲击, 子代的积极作用有限。而在健康状况恶化时, 老年人对经济支持的需求增大, 子代此时发挥了更为重要的作用。

表5

基于健康冲击强度的回归结果

变量	(1) 经济复原力 (阈值为1万元)		(2) 经济复原力 (阈值为2万元)		(3) 经济复原力	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
严重健康冲击	-0.0545**	0.0233	-0.0631**	0.0306		
严重健康冲击×子代网络	0.0133***	0.0050	0.0157**	0.0067		
轻度健康冲击	-0.0200	0.0153	-0.0229	0.0148		
轻度健康冲击×子代网络	0.0037	0.0024	0.0046*	0.0023		
健康冲击强度					-0.0025	0.0016
健康冲击强度×子代网络					0.0007**	0.0003
子代网络	-0.0035	0.0034	-0.0036	0.0034	-0.0037	0.0034

表5 (续)

观测值	5648	5648	5648
拟合优度	0.6503	0.6501	0.6498

注：模型中也控制了健康冲击与同胞网络的交互项和一次项，结果不显著，为节约篇幅未列示。下文表格同。

3. 基于家庭经济条件的分析。本文依据老年家庭的财富和收入分布特征展开讨论。具体地，本文按75分位数对老年家庭财富和收入进行划分，将家庭区分为中低财富家庭和高财富家庭、中低收入家庭和高收入家庭，表6汇报了分组估计结果。研究结果显示，在健康冲击下，子代网络仅对中低收入和中低财富的农村老年家庭经济复原力具有显著促进作用，而对高收入和高财富的农村老年家庭没有显著影响。该结果表明，对于经济资源匮乏的农村老年家庭来说，子代网络能够显著缓解自身禀赋不足引致的财务压力，而经济资源相对丰富的农村老年家庭能够更多依靠自身财富应对外部冲击。

表6 基于家庭经济条件的回归结果

变量	经济复原力		经济复原力	
	(1) 高收入家庭	(2) 中低收入家庭	(3) 高财富家庭	(4) 中低财富家庭
健康冲击	0.0247 (0.0452)	-0.0351*** (0.0121)	0.0086 (0.0428)	-0.0343*** (0.0118)
健康冲击×子代网络	-0.0020 (0.0068)	0.0061** (0.0026)	0.0048 (0.0079)	0.0055** (0.0025)
子代网络	0.0175 (0.0134)	-0.0054 (0.0038)	0.0121 (0.0090)	-0.0023 (0.0041)
观测值	882	4962	964	4880
拟合优度	0.7979	0.6466	0.7255	0.6357

五、机制探讨

(一) 经济支持机制

代际经济反哺是指子代以钱或物的形式对农村老年家庭进行反哺式的经济帮扶，深植于中国传统孝文化，是子女对父辈进行经济支持的主要体现。本文将反哺方式区分为直接转移支付和间接转移支付，前者是指直接对父辈进行转移支付（包括定期转移支付和不定期转移支付）^①，后者则是通过代付医疗费用的方式间接进行转移支付，表7汇报了估计结果。其中，表7(1)列以总转移支付作为被解释变量，取值为子代向父代直接转移支付的金额（包括物的等价金额）的对数，表7(2)列以不定期转移支付为被解释变量，取值为总转移支付扣除定期转移支付金额的对数。估计结果显示，在父辈健康遭受冲击时，子女数量的增加并没有使其获得更多的直接转移支付，表明子代并非通过直接转移支付的方式帮助农村老年家庭应对健康冲击。

^①定期转移支付包括定期提供生活费、支付每月水电费及电话费、支付房贷/房租费用或其他定期的费用，以及定期提供粮食、买菜、买衣服或其他物品等。不定期转移支付是总转移支付扣除定期转移支付。

表 7

经济支持机制的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	总转移支付	不定期转移支付	子代支付医疗费用	自付医疗费用
健康冲击	0.4623 (0.2866)	0.8661** (0.4329)	0.2086*** (0.0738)	0.6719*** (0.0736)
健康冲击×子代网络	-0.0365 (0.0570)	-0.1032 (0.0945)	0.0608*** (0.0158)	-0.0629*** (0.0149)
子代网络	0.3804*** (0.1361)	0.4260** (0.1876)	-0.0047 (0.0155)	0.0073 (0.0171)
健康冲击×同胞网络	0.0002 (0.0280)	-0.0586 (0.0448)	-0.0079 (0.0066)	0.0106 (0.0077)
观测值	5781	5781	2982	2982
拟合优度	0.0653	0.0525	0.3503	0.4422

进一步,本文基于医疗负担主体的角度做进一步分析。由于2018年CHARLS数据并未采集医疗支付主体的信息,故表7(3)列和(4)列使用2011—2015年CHARLS数据进行检验。这两列依据医疗支出中的自付部分由谁支付最多来界定。受访者及配偶只要有一方的住院费用是由子女支付最多,则将子代支付医疗费用变量赋值为1,否则为0。受访者及配偶只要有一方的住院费用是由老年家庭支付最多,则将自付医疗费用变量赋值为1,否则为0。表7(3)列和(4)列的结果显示,在健康冲击下,子代网络通过承担医疗费用来发挥风险分担效应,表现为显著增加了子代支付医疗费用的概率,降低了父辈自付医疗费用的概率。以上发现表明,假说H2中提及的子代网络能够通过经济支持机制提升健康冲击下农村老年家庭经济复原力的假说是成立的。表7(4)列也检验了同胞网络的作用,结果显示,同胞网络对农村老年家庭并未起到降低其自付医疗费用的作用。

(二) 心理韧性塑造机制

心理韧性既关乎疾病恢复,也关乎老年人的生活质量和财务稳定。本文结合CHARLS问卷,分别选取受访者及配偶情绪烦恼、心情愉快这两个心理状态指标衡量心理韧性。这两个指标是基于个体情感感知和行为表现设计的,能够较为全面、可靠地反映个体在健康遭受冲击后的心理状态。首先依据受访者及配偶回答每周情绪烦恼和心情愉快的天数计算得分^①,然后使用受访者及配偶的平均得分作为老年家庭情绪烦恼和心情愉快变量的代理变量。除了使用平均值外,本文还通过变换变量定义的方式进行检验。具体地,当情绪烦恼程度达到每周3~4天及以上时,情绪烦恼频率高变量取值为1,否则为0;当心情愉快程度达到每周3~4天及以上时,心情愉快频率高变量取值为1,否则为0。

表8估计结果表明,在健康冲击下,子代网络降低了农村老年受访者和配偶情绪烦恼的概率,同时提高了其心情愉快的频率。表8(3)列中,健康冲击和子代网络的交互项在统计上并不显著,但交互项系数的正值能够说明子代网络在提升农村父辈心理韧性上的积极影响。此外,同胞网络未产生积

^①当回答为“很少或者根本没有(<1天)”时,得分为1;回答为“不太(1~2天)”时,得分为2;回答为“有时或者说有一半的时间(3~4天)时,得分为3;回答为“大多数的时间(5~7天)时,得分为4。

极影响。总体上看，子代网络能够提升父辈的心理韧性，减少其负面情绪，促使其在健康冲击后迅速恢复，进而改善老年家庭经济复原力。以上结果表明，假说 H3 中强调的子代网络能够通过心理韧性塑造机制提升健康冲击下农村老年家庭复原力的推断是成立的，而同胞网络并不具备这一影响。

表 8

心理韧性塑造机制的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(3)
	情绪烦恼	情绪烦恼频率高	心情愉快	心情愉快频率高
健康冲击	0.3166** (0.1276)	0.0827* (0.0487)	-0.2130 (0.1396)	-0.1572** (0.0717)
健康冲击×子代网络	-0.0581** (0.0244)	-0.0182* (0.0102)	0.0308 (0.0294)	0.0333** (0.0139)
子代网络	-0.0143 (0.0415)	-0.0012 (0.0169)	0.0326 (0.0433)	0.0157 (0.0201)
健康冲击×同胞网络	-0.0031 (0.0123)	0.0053 (0.0051)	0.0036 (0.0123)	0.0001 (0.0064)
观测值	5729	5729	5754	5754
拟合优度	0.0314	0.0386	0.0647	0.0459

(三) 资源规模效应

为检验子代网络能否产生资源规模效应，本文将综合医院、专科医院和中医医院视为优质医疗资源，将社区卫生服务中心、乡镇卫生院、卫生服务站等医疗机构视为一般医疗资源，检验子代网络对农村老年家庭获取更高质量医疗资源的影响。当受访者或配偶存在住院情况且仅在综合医院、专科医院或中医院住院时，优质医疗资源变量取值为 1，否则为 0；当受访者或配偶存在住院情况且仅在社区卫生服务中心、乡镇卫生院、卫生服务站等医疗机构住院时，一般医疗资源变量取值为 1，否则为 0。对于在调查年份并未去医院的情况，两个变量均取值为 0。对于同时享受两种医疗资源的样本，本文进行了剔除。表 9 汇报了估计结果。从估计系数看，子代网络对农村老年人住进一般医疗机构和享受优质医疗资源均无显著影响。这一研究发现表明，子女人数多，在涉及父辈医疗决策相关安排时，并未产生资源规模效应。本文认为，这可能是因为子女数量越多，医疗决策越可能存在不一致的情况，子女也越可能存在“搭便车”心理 (Oliveira and Kerr, 2024)，导致农村老年人难以享受优质医疗资源。这说明，假说 H4 中强调的子代网络能够通过资源规模效应对健康冲击下农村老年家庭经济复原力产生积极影响的假说是不成立的。

表 9

资源规模效应机制的检验结果

变量	(1) 优质医疗资源		(2) 一般医疗资源	
	系数	标准误	系数	标准误
健康冲击	0.7324***	0.0529	0.1460***	0.0381
健康冲击×子代网络	-0.0173	0.0112	0.0070	0.0081
子代网络	-0.0058	0.0107	0.0013	0.0102

表9 (续)

观测值	5813	5813
拟合优度	0.5551	0.1152

六、进一步讨论

在老龄化持续加深的同时，少子化也成为社会关注的突出现象。根据《中国人口形势报告 2024》，中国出生人口已由 2017 年的 1723 万人下滑到 2023 年的 902 万人，2023 年的总和生育率在 1.0 左右，在全球主要经济体中位居倒数第二^①。出生率的下降，导致传统的家庭养老模式尤其是依赖子女供养的模式，在未来一段时期将面临前所未有的挑战。因此，针对农村老年家庭，迫切需要探索多元化的经济复原力提升路径。接下来，本文试图从医疗保险、政府转移支付两个角度探讨潜在的提升路径。

(一) 基于医疗保险视角的讨论

加大社会保障力度可以降低老年人对子女赡养的依赖程度（郭凯明和龚六堂，2012），有效减轻老年家庭因疾病带来的经济负担。在基本医疗保险（简称“医保”）体系中，居民医保是以未就业人口为主要参保对象的医疗保险制度，按年缴费，但没有退休待遇，保障标准较低。农村老年群体普遍参与居民医保，对职工医保和公费医疗等保险的参保较低。本文评估了居民医保在帮助农村老年家庭抵抗健康冲击中的作用。居民医保变量使用受访者及配偶参与城镇居民医保、新农合和城乡居民医保情况来衡量^②。表 10 (1) 列估计结果显示，居民医保并未发挥有效作用。尽管居民医保等社会保险的覆盖面很广，但保障力度不足（刘泰星和尹志超，2024），进一步提高医疗保障标准是提高农村老年家庭应对健康冲击的经济复原力的关键举措。

表10 基于医疗保险视角和政府转移支付视角的进一步讨论

变量	(1) 经济复原力		(2) 经济复原力	
	系数	标准误	系数	标准误
健康冲击	-0.0202	0.0182	-0.0297***	0.0098
健康冲击×居民医保	-0.0095	0.0160		
居民医保	0.0046	0.0079		
健康冲击×政府转移支付			0.0168**	0.0078
政府转移支付			-0.0077	0.0049
健康冲击×子代网络	0.0053**	0.0021	0.0052**	0.0021
子代网络	-0.0032	0.0034	-0.0032	0.0034

^①资料来源：《2017 年我国二孩出生人数比 2016 年明显增加》，https://www.gov.cn/guowuyuan/2018-01/21/content_5258912.htm；《中国人口形势报告 2024》，<https://finance.sina.com.cn/wm/2024-02-17/doc-inaiiazh3504694.shtml?cref=cj>。

^②受访者及配偶均参保，变量取值为 1；受访者及配偶均未参保，变量取值为 0；受访者及配偶均健在且只有一人参保，变量取值为 0.5；配偶不健在，受访者参保，变量取值为 1；配偶不健在，受访者未参保，变量取值为 0。

表 10 (续)

观测值	5844	5844
拟合优度	0.6543	0.6547

(二) 基于政府转移支付视角的讨论

当家庭遭遇负向冲击时,政府也可能发挥重要的帮扶作用。研究发现,政府对家庭的转移支付具有经济福利效应和主观福利效应(解垩和李敏,2022)。对农村老年家庭而言,由于收入微薄,政府转移支付的积极影响可能更大。本文在计量模型中引入政府转移支付与健康冲击的交互项。其中,政府转移支付变量取值为农业补助、五保户补助、特困户补助、退耕还林补助、工伤人员供养直系亲属抚恤金等各项转移支付金额之和。表 10 (2) 列的结果表明,政府转移支付显著提升了农村老年家庭应对健康冲击的经济复原力。政府转移支付可以直接增加农村老年家庭收入,有效缓解家庭的经济压力,改善其应对冲击的经济复原力。总体而言,应重视政府转移支付对农村老年家庭的保障性功能。

七、研究结论与政策启示

本文利用 2011—2018 年中国健康与养老追踪调查数据,基于健康冲击情景,研究异质性社会网络对农村老年家庭经济复原力的影响。本文发现:第一,子代网络能够有效提升健康冲击下农村老年家庭的经济复原力,而同胞网络并不具有显著影响。第二,男性子代和女性子代对农村老年家庭均具有积极的经济复原力提升效应;严重健康冲击下,子代网络的经济复原力提升效应更显著;子代网络的积极影响主要体现在父辈经济条件较差的农村家庭。第三,子代网络的影响主要通过经济支持机制和心理韧性塑造机制实现,在老年家庭应对健康冲击选择医疗资源方面,子代网络并未产生资源规模效应。第四,政府转移支付对农村老年家庭经济复原力具有积极影响,而居民医保的影响不显著。

基于本文的研究结论,提出如下政策建议。

首先,政府应多措并举在全社会培育良好的孝道文化规范。在社区层面,加强赡养老人责任的再宣传,深化公民孝道观念,落实子女对父母的赡养责任;依托村委会开展孝道宣传榜样评选活动,以身边榜样带动村民形成敬老风尚,发挥孝道示范作用;推动基层政府协同村居组织开展老年人赡养状况排查,对不履行赡养义务的行为给予适当干预;适度探索子女反哺补贴政策,鼓励成年子女为农村老年父母购买补充医疗保险等,政府可按一定比例进行个税抵扣或补贴。其次,政府应持续完善老年家庭医疗保障体系。进一步提高农村老年群体的医保报销比例和封顶线,特别是在慢性病、重大疾病等领域加大报销比例,减少老年家庭因病致贫风险;通过加大保费补贴、提高医保参与的普惠性等方式,鼓励老年家庭购买补充医疗保险,提高其参保积极性;此外,可考虑建立医疗风险互助保障机制,推动形成低成本、广泛参与、高风险人群高保障的保障格局。最后,政府应重视并进一步提高对农村地区的转移支付强度。提高基础性养老金,增强对农村老年家庭基本生活安全的保障;对因病致贫、医疗支出骤增的农村老年人,设置更高的补贴档次,增强其抵御冲击的能力;设立老年群体帮扶专项基金,将本级财政或福利彩票等行业收入的一定比例资金,用于支持农村老年人帮扶,对于遭受严重健康冲击且经济条件无法承受的老年家庭,加大补助力度,增强转移支付的精准性和可持续性。

参考文献

- 1.薄赢, 2016: 《代际支持对农村老年人医疗消费的影响——基于 2011 年 CHARLS 数据的分析》, 《消费经济》第 5 期, 第 16-22 页。
- 2.高建新、李树苗, 2012: 《农村家庭子女养老行为的示范作用研究》, 《人口学刊》第 1 期, 第 32-43 页。
- 3.高帅、程炜、唐建军, 2024: 《风险冲击视角下革命老区农户生计韧性研究——以太行革命老区为例》, 《中国农村经济》第 3 期, 第 107-125 页。
- 4.郭凯明、龚六堂, 2012: 《社会保障、家庭养老与经济增长》, 《金融研究》第 1 期, 第 78-90 页。
- 5.李晗、陆迁, 2021: 《精准扶贫与贫困家庭复原力——基于 CHFS 微观数据的分析》, 《中国农村观察》第 2 期, 第 28-41 页。
- 6.李晗、陆迁, 2022: 《无条件现金转移支付与家庭发展韧性——来自中国低保政策的经验证据》, 《中国农村经济》第 10 期, 第 82-101 页。
- 7.李树苗、郭锦、王婕, 2024: 《农村多重慢性病老年人韧性的多层影响因素——基于安徽农村老年人追踪调查的分析》, 《人口研究》第 5 期, 第 31-49 页。
- 8.李树苗、张丹、王鹏, 2021: 《农村老年家庭养老风险与老年福祉动态演进的跨学科分析框架》, 《当代经济科学》第 5 期, 第 20-28 页。
- 9.梁斌、陈茹, 2022: 《子女性别与家庭金融资产选择》, 《经济学(季刊)》第 4 期, 第 1299-1318 页。
- 10.廖予熙、仇换广、孔祥雯, 2024: 《子女出生顺序对家庭资源分配的影响——基于家庭教育投入跨期回报模型》, 《人口学刊》第 2 期, 第 63-76 页。
- 11.刘达禹、赵恒园、徐斌, 2022: 《理解中国适龄劳动人口劳动参与率下降之谜——源于“家庭老年照料”还是“啃老”行为?》, 《人口研究》第 3 期, 第 102-116 页。
- 12.刘靖、张晓慧、毛学峰, 2024: 《重大慢性病与中国老年家庭财产消耗——兼论保险的调节效应》, 《保险研究》第 10 期, 第 14-28 页。
- 13.刘泰星、尹志超, 2024: 《“顺其自然”还是“防患未然”：劳动力流动对农村家庭商业保险参与的影响》, 《中国农村经济》第 9 期, 第 80-100 页。
- 14.龙海明、闫文哲, 2024: 《数字鸿沟会加剧老年家庭金融脆弱性吗?》, 《金融研究》第 11 期, 第 132-150 页。
- 15.宋泽、张书维、傅虹桥, 2023: 《健康冲击对家庭福利影响——基于中国农户的经验证据》, 《南开经济研究》第 10 期, 第 185-204 页。
- 16.孙晓华、郭旭、范世龙, 2023: 《社会网络、技能提升与就业地选择》, 《经济研究》第 5 期, 第 116-134 页。
- 17.田北海、徐杨, 2020: 《成年子女外出弱化了农村老年人的家庭养老支持吗?——基于倾向得分匹配法的分析》, 《中国农村观察》第 4 期, 第 50-69 页。
- 18.王修华、章豪, 2021: 《农村养老保险能改善老年家庭贫困脆弱性吗?》, 《会计与经济研究》第 1 期, 第 92-109 页。
- 19.席强敏、黄明慧、张可云, 2023: 《同胞数量与个体教育获得——基于公共教育投入的调节作用》, 《社会科学》第 6 期, 第 145-158 页。
- 20.解垩、李敏, 2022: 《政府公共转移支付的扶志效应》, 《中国人口科学》第 1 期, 第 99-112 页。

- 21.徐强、张开云、周杨, 2023: 《传统保障、养老保险与农村居民的养老担忧度》, 《浙江社会科学》第8期, 第80-89页。
- 22.许惠娇、贺聪志, 2020: 《“孝而难养”: 重思农村留守老人的养老困境》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第4期, 第101-111页。
- 23.许琪, 2017: 《扶上马再送一程: 父母的帮助及其对子女赡养行为的影响》, 《社会》第2期, 第216-240页。
- 24.杨华、欧阳静, 2013: 《阶层分化、代际剥削与农村老年人自杀——对近年中部地区农村老年人自杀现象的分析》, 《管理世界》第5期, 第47-63页。
- 25.杨永娇、史宇婷、张东, 2019: 《个体慈善捐赠行为的代际效应——中国慈善捐赠本土研究的新探索》, 《社会学研究》第1期, 第183-209页。
- 26.余毅翔、郭萌萌, 2024: 《正式社会网络与劳动力跨省流动: 基于异地商会的视角》, 《世界经济》第5期, 第203-232页。
- 27.袁小波、杜鹏, 2023: 《“养儿防老”还是“传宗接代”? ——老年人对子女的角色期待及影响因素研究》, 《人口与发展》第6期, 第100-110页。
- 28.张驰、费舒澜, 2025: 《家庭的“失灵”与干预: 多元照护协同对失能老人健康的影响》, 《中国人口科学》第1期, 第94-111页。
- 29.张永峰、路遥, 2022: 《鸟鸟私情, 愿乞终养: 父辈健康与子女劳动供给》, 《财经研究》第5期, 第64-79页。
- 30.郑丹丹、刘晓敏, 2022: 《同胞协作养老: 事实、规则与城乡差异——基于CHARLS 2015 的分析》, 《华中科技大学学报(社会科学版)》第2期, 第68-77页。
- 31.周博文、臧旭恒, 2024: 《长期护理保险对老年家庭金融脆弱性的影响——基于CHARLS 数据的实证分析》, 《经济学动态》第12期, 第111-127页。
- 32.Cissé, J. D., and C. B. Barrett, 2018, “Estimating Development Resilience: A Conditional Moments-based Approach”, *Journal of Development Economics*, Vol. 135: 272-284.
- 33.Do, M. H., T. T. Nguyen, and U. Grote, 2025, “Insights on Household’s Resilience to Shocks and Poverty: Evidence from Panel Data for Two Emerging Economies in Southeast Asia”, *Climate and Development*, 1-15.
- 34.Ge, T., and Q. Jiang, 2023, “Sibling Relationships of Older Adults in China: The Role of Gender Composition and Birth Order”, *Current Psychology*, Vol. 42: 10775-10785.
- 35.Hu, H., W. Wang, D. Feng, H. Yang, and Z. Zhu, 2022, “Number of Children and Monetary Transfers to Elderly Parents in Rural China”, *Social Indicators Research*, Vol. 159: 593-615.
- 36.Oliveira, J., and A. Kerr, 2024, “It Takes a Village: Health and Old-Age Support in China”, *Review of Economics of the Household*, <https://doi.org/10.1007/s11150-024-09750-5>.
- 37.Tadai, M. E., P. T. Straughan, G. Cheong, R. N. W. Yi, and T. Y. Er, 2023, “The Effects of SES, Social Support, and Resilience on Older Adults’ Well-Being During COVID-19: Evidence from Singapore”, *Urban Governance*, 3(1): 14-21.
- 38.Wu, X., and J. Zhao, 2020, “Risk Sharing, Siblings, and Household Equity Investment: Evidence from Urban China”, *Journal of Population Economics*, Vol. 33: 461-482.

A Study on the Economic Resilience of Rural Elderly Households Under Health Shocks: An Analysis of the Heterogeneous Social Networks

LIU Taixing¹ YUE Pengpeng²

(1. Business School, Beijing Technology and Business University;
2. Institute of Household Finance, Beijing Technology and Business University)

Summary: China's rural population is experiencing rapid and large-scale aging, and rural elderly households are increasingly exposed to adverse shock events. Their economic resilience in the face of such shocks has become an important research topic. Based on data from the China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS) from 2011 to 2018, this paper empirically examines the impact of heterogeneous social networks on the economic resilience of rural elderly households under health shocks. The results show that offspring networks significantly enhance the economic resilience of rural elderly households in response to health shocks, whereas sibling networks do not exert a positive effect. Further analysis reveals that both male and female offspring contribute positively to the economic resilience of their aging parents. The beneficial impact of offspring networks is more pronounced among rural elderly households that have suffered major health shocks and are in the lower wealth and income brackets. Mechanism analysis reveals that the “intergenerational economic reciprocity effect” and the “psychological resilience-shaping effect” are key pathways, while the mechanism of the “resource scale effect” is not supported by the results. Further analysis shows that resident medical insurance plays a limited role in helping rural elderly households cope with health shocks. In contrast, government transfer payments contribute positively in this regard.

Based on the above findings, this paper offers the following policy implications. First, the government should adopt a multi-pronged approach to foster a culture of filial piety across society by improving community-based education on filial norms and implementing role model incentive mechanisms. Second, efforts should be made to further strengthen the healthcare security system for elderly households by increasing medical insurance reimbursement rates, expanding the coverage of supplementary health insurance, and exploring mutual medical aid schemes to reduce the financial risks associated with medical care in elderly households. Finally, the government should enhance transfer payments targeted at rural areas by raising pension and minimum living allowance standards, establishing dedicated assistance funds, and providing targeted support to rural elderly households affected by health shocks.

This paper makes the following contributions. First, it examines the impact of heterogeneous social networks on the economic resilience of rural elderly households in the context of health shocks and explores the underlying mechanisms. Second, it investigates other feasible strategies to enhance the economic resilience of rural elderly households from both insurance and governmental perspectives, providing references for policy interventions.

Keywords: Health Shocks; Heterogeneous Social Network; Economic Resilience; Rural Elderly Households; Rural Population Aging

JEL Classification: J14; O15

(责任编辑: 尚友芳)

炊事能源转型对农村居民健康的影响

秦江楠 何 可 罗斯炫

摘要: 本文从降低空气污染角度, 剖析了炊事能源转型对农村居民健康的影响机制。利用 2012—2022 年总共 6 轮的中国家庭追踪调查数据, 实证检验了炊事能源转型对农村居民健康的影响。研究发现: 炊事能源转型虽然未能显著改善农村居民的自评健康水平, 但是显著降低了农村居民患慢性疾病的风险, 且这种患病风险降低效应具有明显的“滞后性”, 通常在炊事能源转型发生 4 年后才得以显现。异质性分析表明, 女性和低收入家庭更有可能从炊事能源转型中获得健康红利, 即炊事能源转型在降低此类群体患慢性疾病风险方面的作用更强。成本收益分析显示, 清洁炊事能源对于农村家庭具有较高的投资价值, 农村家庭因炊事能源转型节约的医疗费用远超过炊事能源转型的燃料成本。本文揭示了炊事能源转型的居民健康改善价值, 为农村“能源革命”的深化提供了新的政策启示。

关键词: 炊事能源转型 农村居民 健康 渐进双重差分法

中图分类号: F328; F061.3 **文献标识码:** A

一、引言

能源是人类赖以生存的物质基础和经济社会发展的动力来源。作为中国能源消费的重要组成部分, 农村生活能源消费量增长迅速, 从 2010 年的 9646.96 万吨标准煤增长至 2022 年的 16933.36 万吨标准煤^①。然而, 由于农村地区往往难以获得更清洁的能源、更高效的能源终端设备 (Sy and Mokaddem, 2022), 柴草和煤炭等传统固体燃料仍然是农村居民的主要生活能源 (何可等, 2023)。2017 年发布的《第三次全国农业普查主要数据公报 (第四号)》显示, 中国农民做饭取暖使用的能源中, 主要使

〔资助项目〕 国家自然科学基金面上项目“减污降碳视角下长江经济带种养结合循环农业的生态经济效率: 时空演进与提升策略”(编号: 42371306); 国家自然科学基金青年项目“规模养殖户清洁生产行为的福利效应及政策设计研究: 基于环境规制与社会规范的视角”(编号: 72103055); 湖北省社会科学基金重点项目“碳市场促进湖北降碳、减污、扩绿、增长协同推进的机制与策略研究”(编号: HBSKJJ20240231)。

〔作者信息〕 秦江楠, 华中农业大学经济管理学院、华中农业大学农业绿色低碳发展实验室; 何可(通讯作者), 华中农业大学农业绿色低碳发展实验室、华中农业大学湖北农村发展研究中心, 电子邮箱: hekework@gmail.com; 罗斯炫, 湖南农业大学经济学院。

^①资料来源: 《中国能源统计年鉴》, <https://data.cnki.net/yearBook/single?id=N2024050932&pinyinCode=YCXME>。

用柴草的 10177 万户，占 44.2%；主要使用煤的 5506 万户，占 23.9%^①。中国农村家庭以柴草、煤炭等固体燃料作为主要炊事能源，带来了空气质量下降、健康风险上升等多种严重后果（方黎明和刘贺邦，2019）。固体燃料的不完全燃烧会产生悬浮颗粒物、污染气体和有害物质（廖华，2019），进而引发呼吸道和肺部炎症，损害免疫反应并降低血液携氧能力，给农村居民健康带来重大挑战。数据显示，全球每年有 320 万人因家庭空气污染而过早死亡^②。这些污染主要来自炊事使用的固体燃料和煤油的不完全燃烧。2019 年，中国家庭空气污染致死人数高达 67.7 万人^③。

为应对这一挑战，中国政府采取了一系列旨在推进农村能源清洁化进程的措施。2018 年，中共中央、国务院印发《乡村振兴战略规划（2018—2022 年）》，提出优化农村能源供给、引导农村能源消费向高效清洁方向转变。2022 年，国务院印发《“十四五”推进农业农村现代化规划》，指出要推进农村清洁能源体系建设，提升电能比重、发展可再生能源、推动清洁取暖。2023 年，国家能源局、生态环境部、农业农村部三部门分别于 2023 年 12 月和 2024 年 12 月公布了农村能源革命试点县名单（第一批）和农村能源革命试点名单（第二批），以促进农村能源转型、助力乡村振兴。2025 年，中共中央、国务院印发《乡村全面振兴规划（2024—2027 年）》，提出“优化能源供给，巩固提升农村电网，发展清洁能源”^④。因此，推动农村能源转型，不仅是改善农村空气质量、提升农村居民健康水平的关键路径，也是推进乡村振兴战略和健康中国战略的重要抓手。在各类农村生活能源中，炊事用能因其使用频率高、污染排放集中，成为能源清洁转型的关键突破口。探究炊事能源转型对农村居民健康的影响，评估炊事能源转型的健康效应，具有重要的理论与现实意义。

国内外学者对能源使用与居民健康的关系问题已经进行了大量研究，相关文献大致可分为以下两支：第一支文献讨论了能源生产与消费对居民健康状态的影响。诸多研究表明，传统固体燃料的生产与使用对居民健康构成了严重威胁。固体燃料使用与呼吸系统疾病（Yin et al., 2020）、心血管疾病等（Yu et al., 2018）密切相关，并可能造成巨额医疗成本。对于清洁能源，虽然有研究发现使用清洁能源的居民对于健康状况的自我评估更积极（Hou et al., 2022），但也有研究显示使用清洁能源与居民自评健康状况无显著关联（Zhu et al., 2023）。第二支文献聚焦于能源转型对健康的改善作用。大量研究验证了清洁能源替代传统固体燃料对健康的显著益处。使用天然气、电力等清洁能源替代固体燃料，不仅显著降低了 5 岁以下儿童、成年人和老年人等多个年龄段的人口死亡率（Lai et al., 2025），还降低了农村居民健康自评为不健康的概率（方黎明和陆楠，2019）。不同类型的能源转型对居民健康的影响有所差异，从固体燃料向天然气过渡可能比向电力过渡带给居民更多健康益处（Zhang et al., 2022）。

综观现有文献，学者们对能源使用与居民健康的关系问题已经做了比较丰富的研究，但仍存在一些可拓展的空间。第一，现有研究主要关注炊事能源转型对居民自评健康或死亡率等单一维度的影响。

^①资料来源：《第三次全国农业普查主要数据公报（第四号）》，https://www.gov.cn/xinwen/2017-12/16/content_5247677.htm。

^②资料来源：Household air pollution, <https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/household-air-pollution-and-health>。

^③资料来源：Household air pollution data, <https://www.who.int/data/gho/data/themes/air-pollution/household-air-pollution>。

^④资料来源：《乡村全面振兴规划（2024—2027 年）》，https://www.gov.cn/zhengce/202501/content_7000493.htm。

本文从主观健康（自评健康）和客观健康（患慢性疾病）两个维度，扩展对炊事能源转型健康效益的测度。第二，既有研究尚未充分揭示炊事能源转型对健康影响的时间动态特征。本文通过揭示炊事能源转型对农村居民健康影响的滞后效应，不仅为农村能源转型的健康影响提供了新的实证证据，也为制定长期性的农村能源干预政策提供了重要参考。第三，现有研究大多采用短期观测数据探究炊事能源转型的居民健康效应，难以捕捉其长期健康效应。本文使用 2012—2022 年的六期面板数据构建长达 11 年的观察窗口，以更好地探究炊事能源转型的长期动态影响。同时，本文综合运用渐进双重差分、PSM-DID 和 Bacon 分解等方法，以期更准确地估计炊事能源转型带来的居民健康效应。

二、理论分析

（一）家庭能源转型的概念与内涵

家庭能源转型是指家庭用能从高污染的传统燃料（如薪柴、秸秆、煤炭）向清洁的现代能源（如液化石油气、电力）转变的过程（Leach, 1992），这一过程不仅涉及燃料与技术的更替，也体现了家庭行为模式、社会制度和基础设施的深层变迁（Gazull et al., 2019）。“能源阶梯理论”将能源转型视为家庭随社会经济地位提升而不断攀登“能源阶梯”的过程，这一过程包括三个阶段的转换：从薪柴、秸秆等初级燃料，过渡到煤油、煤炭等中间燃料，最终转向液化石油气、天然气或电力等清洁能源（Hosier and Dowd, 1987）。然而，随着研究的不断深入，越来越多的证据表明，家庭能源使用并非简单的线性替代，而是呈现“能源堆叠”的特征（Masera et al., 2000）。出于安全性、供应稳定性等考虑，家庭不会完全放弃传统固体燃料，而是将传统固体燃料与现代清洁能源结合使用（见图 1）。这种非线性、多阶段的路径揭示了家庭能源转型的复杂性与动态性。

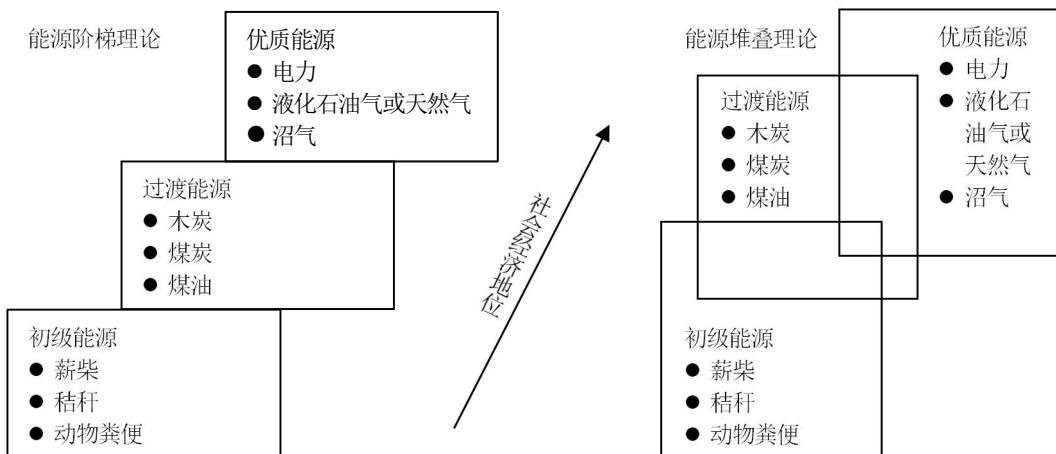


图 1 能源阶梯理论和能源堆叠理论比较

资料来源：笔者在 Kroon et al. (2013) 的基础上整理形成。

炊事能源转型是家庭能源转型的重要方面。从家庭炊事能源转型的定义来看，Ma et al. (2022) 的研究将炊事能源划分为非清洁能源（仅使用非清洁能源）、混合能源（同时使用非清洁能源和清洁能源）、清洁能源（仅使用清洁能源）三类，并以此来刻画家庭的能源使用行为。进而，他们将家庭的

炊事能源转型划分为两类：完全的能源转型（从非清洁能源或混合能源转变为清洁能源）和不完全的能源转型（从非清洁能源转向混合能源）。Kar et al. (2024) 认为，向清洁炊事能源的过渡本质上是动态的，应该被视为一个多阶段的转型过程。该过程分为四个阶段：第一阶段为“完全使用固体燃料”；第二阶段为“开始采用清洁能源，但传统固体燃料仍是主要使用的能源”；第三阶段为“以清洁能源作为主要炊事能源，但仍使用固体燃料”；第四阶段为“完全使用清洁能源”。这四个阶段分别简称为“不使用清洁能源”“非主要使用清洁能源”“主要使用清洁能源”“完全使用清洁能源”。由于数据限制和避免燃料组合过多造成的复杂性，本文主要关注农村家庭最主要使用的炊事能源。参考 Kar et al. (2024) 的研究，本文将炊事能源转型定义为从“非主要使用清洁能源”到“主要使用清洁能源”的过程，具体是指农村家庭最主要使用的炊事能源从柴草、煤炭等非清洁能源转变为罐装煤气、液化气、天然气、管道煤气、太阳能、沼气和电力等清洁能源。

（二）炊事能源转型对农村居民健康的影响

从健康需求理论出发，炊事能源转型本质上可视为一种健康投资行为，会通过优化家庭能源消费结构来延缓健康资本的折旧速度。Grossman (1972) 的健康生产函数表明，健康资本的折旧率与生活环境密切相关，且环境因素，尤其是空气污染，对健康资本折旧的影响尤为显著（王玉泽和罗能生，2020）。传统固体燃料使用会释放大量空气污染物，恶化室内空气质量，显著提高居民呼吸道疾病、心血管疾病等的发生风险，加速健康资本折旧。世界卫生组织数据显示，全球每年有 320 万人因家庭空气污染而过早死亡，且随着固体燃料使用时间的增加，死亡风险也呈上升趋势（Yu et al., 2018）。与此相较，清洁能源具有更高的燃烧效率，如天然气与氧气的混合更均匀，能够实现更充分的燃烧，减少一氧化碳、PM_{2.5} 等污染物的排放（宋佳雨等，2024）。因此，炊事能源转型通过显著改善家庭的空气质量，降低农村居民对空气污染物的暴露浓度，进而降低农村居民患各类疾病的概率。患病风险的降低直接延缓了健康资本的折旧过程，使得农村居民能够维持更长时间的健康状态。因此，炊事能源转型不仅是农村家庭的一种健康投资，也是其积累和维持更高的健康资本的重要途径。基于此，本文提出研究假说 H1。

H1：炊事能源转型对农村居民的健康状况有积极影响。

室内空气污染浓度的降低是炊事能源转型提高农村居民健康水平的重要途径。传统固体燃料在开放式炉灶中不完全燃烧时，会释放出多种有毒有害物质，包括一氧化碳、二氧化硫等气体，PM_{2.5}、PM₁₀ 等可吸入颗粒物，以及氟、砷等有毒元素（廖华，2019）。这些物质会逸散到室内环境中，通过呼吸暴露和污染物沉积等途径，对农村居民健康产生多种损害。厨房作为主要受污染场所，其空气污染浓度往往处于室内最高水平。然而，由于空气的流动性特征，燃烧产生的污染物会通过空气对流和扩散作用，逐步向客厅、卧室乃至浴室等其他室内区域扩散（Men et al., 2021）。空气污染物的空间扩散特性使得全体家庭成员都不可避免地暴露于健康风险之中。大量流行病学研究表明，室内空气污染与多种呼吸道疾病（Yin et al., 2020）、心血管疾病（Yu et al., 2018）、眼部疾病（Mo et al., 2019）等密切相关。向清洁的炊事能源转型后，炊事能源在技术上实现了更高的燃烧效率和更低的污染排放，进而产生显著的健康改善效应。系统建模和实证研究均显示，清洁能源的使用有效降低了 PM_{2.5}、黑碳

等不完全燃烧产物的排放量 (Tao et al., 2018; Ma et al., 2022)，也显著减少了二氧化碳等温室气体的排放 (He et al., 2022)，并显著降低了与空气污染相关的多种呼吸系统疾病、心血管疾病、眼部疾病等的患病风险 (Puzzolo et al., 2024)。基于此，本文提出研究假说 H2。

H2：炊事能源转型通过降低室内空气中污染物浓度对农村居民的健康状况产生积极影响。

炊事能源转型对农村居民健康的影响存在群体差异。从性别角度来看，烹饪活动在传统文化中通常被视为女性的“职责” (刘欢, 2024)，这使得女性群体更容易长时间处于室内空气污染环境中，呈现出暴露时长与暴露浓度“双高”的特征。一方面，女性家庭成员因长期从事烹饪家务活动，日均暴露时长显著高于其他家庭成员 (Jayasinghe et al., 2025)；另一方面，烹饪活动集中在厨房这一污染核心区，烹饪者暴露时的污染物浓度是卧室的近 3 倍 (Huang et al., 2017)。长时间、高浓度的暴露使得女性群体面临更高的健康风险，容易患上与室内空气污染相关的呼吸系统疾病、心血管疾病等。因此，炊事能源转型对女性群体健康改善的边际效应可能更为显著。从收入角度来看，一方面，受预算约束影响，低收入家庭往往难以负担清洁能源设备购置和清洁燃料使用等投入，更长时间依赖于低成本、高污染的传统固体燃料，加之住房条件所限，室内通风条件更差，其健康资本折旧较高，患病风险较大 (方黎明和陆楠, 2019)。另一方面，低收入家庭对于医疗资源的可及性相对差，包括购买药物的经济能力较弱、获得健康教育和咨询的机会较少等，因而更难减轻室内空气污染物对身体健康的不良影响。因此，收入较低的家庭在炊事能源转型过程中可能获得更为显著的健康收益。基于此，本文提出研究假说 H3a 和 H3b。

H3a：炊事能源转型对农村居民健康的影响存在性别异质性，女性群体从炊事能源转型中获得更高的健康收益。

H3b：炊事能源转型对农村居民健康的影响存在收入异质性，低收入家庭从炊事能源转型中获得更高的健康收益。

三、研究设计

(一) 数据说明

本文的数据来源于中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, CFPS)。CFPS 是一项全国性、综合性的社会追踪调查项目，由北京大学中国社会科学调查中心从 2010 年开始实施，每两年进行一期跟踪调查。该项目采集的数据涉及个体、家庭、社区三个层级，涵盖了经济活动、教育成果、家庭关系与家庭动态、人口迁移、健康等在内的诸多研究主题，可以反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁，为本文提供了较好的数据基础。本文采用 CFPS 数据库中 2012 年、2014 年、2016 年、2018 年、2020 年和 2022 年共 6 期相关数据。为了分析炊事能源转型对农村居民健康的影响，本文对样本进行了清洗与合并。首先，本文的研究对象为农村家庭及其成员，因此，本文剔除了城镇样本。其次，本文筛选出同时参与 5 期以上调研的农村居民样本，并删除了变量信息缺失、不适用以及存在异常值的样本。最后，本文删除了存在政策退出的样本，即使用清洁能源后又转变为使用非清洁能源的样本。经上述处理，本文构建了一个 6 期的非平衡面板数据集，涵盖了 8693 个农村居民的观测值。

表1报告了2014—2022年农村家庭炊事能源转型的基本情况^①。总体上，随着农村能源革命的不断推进，新增的炊事能源转型农村家庭占当年全部家庭的比重在观测期内呈上升趋势，从2014年的9.83%增加至2022年的16.57%。分年份来看，炊事能源转型的速度并不均匀，呈现前期平缓、后期加速的特征。

表1 2014—2022年新增炊事能源转型家庭占比变化

	2014年	2016年	2018年	2020年	2022年	总计
占比(%)	9.83	10.03	9.23	12.10	16.57	48.66
频数(户)	103	110	101	125	144	583

(二) 变量定义

1.被解释变量。本文的被解释变量为农村居民的健康状况。本文分别使用农村居民的“自评健康”和“无慢性疾病”作为农村居民健康状况的代理变量。参考谢申祥等(2018)的研究，对于自评健康变量，本文将回答为“非常健康”“很健康”“比较健康”“一般”的赋值为1，将回答为“不健康”的赋值为0。对于无慢性疾病变量，本文将“半年内无慢性疾病？”回答为“是”的赋值为1，将回答为“否”的赋值为0^②。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量为农村家庭的炊事能源转型(以下简称“炊事能源转型”)。参考Kar et al. (2024)的研究，本文将炊事能源转型定义为农户最主要使用的炊事能源从柴草、煤炭等非清洁能源转变为罐装煤气、液化气、天然气、管道煤气、太阳能、沼气和电力等清洁能源的过程。如果完成上述过程，则将“炊事能源转型”变量赋值为1；否则，赋值为0。具体地，如果第t年农村家庭i使用的最主要的炊事能源为柴草或煤炭，第t+2年其使用的最主要的炊事能源为上述清洁能源之一，则将家庭i在t年“炊事能源转型”变量赋值为0，t+2年及以后年份“炊事能源转型”变量赋值为1。如果第t年农村家庭i使用的最主要的炊事能源为柴草或煤炭，第t+2年家庭i使用的最主要的炊事能源仍为柴草或煤炭，则将家庭i在t年及t+2年“炊事能源转型”变量均赋值为0。

3.控制变量。参考现有关于居民健康的相关研究(王玉泽和罗能生, 2020)，本文的控制变量选取了个人特征和家庭特征两个层面的变量。其中，个人特征变量包括受访者婚姻状况、受教育年限、社会地位、是否享有医疗保险、过去一月是否吸烟、过去一月每周喝酒是否超过三次；家庭特征变量包括家庭人均纯收入、人口规模、做饭用水类型、保健费用支出。

变量的具体定义与描述性统计结果见表2。

表2 变量定义与描述性统计结果

变量名称	变量定义	均值	标准差
自评健康	您认为自己的健康状况如何？非常健康、很健康、比较健康、一般=1，不健康=0	0.786	0.410
无慢性疾病	半年内无慢性疾病？是=1，否=0	0.812	0.391

^①未包含2012年已经完成炊事能源转型的样本。

^②慢性疾病相关信息详见中国家庭追踪调查网站，<https://www.issss.pku.edu.cn/cfps/wdzx/sjwd/1355473.htm>。

表2 (续)

炊事能源转型	是否从非清洁能源转变为清洁能源: 是=1, 否=0	0.220	0.414
婚姻状况			
未婚	受访者未婚=1, 其他=0	0.029	0.168
在婚	受访者在婚=1, 其他=0	0.922	0.269
同居	受访者同居=1, 其他=0	0.002	0.048
离婚	受访者离婚=1, 其他=0	0.011	0.102
丧偶	受访者丧偶=1, 其他=0	0.036	0.187
受教育年限	受访者受教育年限(年)	5.999	4.157
社会地位	受访者对自己在本地的社会地位打分: 从1到5表示从很低到很高	3.101	1.084
是否享有医疗保险	受访者是否享有医疗保险: 是=1, 否=0	0.955	0.208
过去一月是否吸烟	受访者过去一月是否吸烟: 是=1, 否=0	0.352	0.478
过去一月每周喝酒是否超过三次	受访者过去一月每周喝酒超过3次吗? 是=1, 否=0	0.162	0.368
家庭人均纯收入	家庭人均纯收入(元/年)	12088.99	12055.24
家庭人口规模	家庭人口数量(人)	4.336	1.952
家庭做饭用水类型	自来水、桶装水、纯净水或过滤水=1, 其他=0	0.532	0.499
家庭保健费用支出	家庭保健费用支出(元/年)	56.34	301.58

注: 在后文的回归分析中, 本文对家庭人均纯收入和家庭保健费用支出进行对数化处理。

(三) 模型设定

1. 基准回归模型。本文旨在研究农村家庭炊事能源转型对其健康水平的影响。不同家庭炊事能源转型的时间存在差异, 因此, 本文采用渐近双重差分模型进行分析。具体地, 本文将在观测期间发生炊事能源转型的家庭作为实验组, 将未发生炊事能源转型的家庭作为对照组, 比较两组家庭在炊事能源转型前后的健康水平变化, 识别炊事能源转型对农村居民健康水平的影响。具体模型的设定如下:

$$Health_{hit} = \alpha + \beta Transfer_{ht} + \gamma Control_{hit} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{hit} \quad (1)$$

(1)式中: $Health_{hit}$ 表示农村家庭 h 的成员 i 在 t 年的健康状况。 $Transfer_{ht}$ 表示农村家庭 h 在 t 年是否向清洁能源转型, 其具体定义为 $Transfer_{ht} = Treat_h \times Post_t$ 。其中, $Treat_h$ 为农村家庭 h 是否完成炊事能源转型, 若完成, 则 $Treat_h = 1$; 反之, $Treat_h = 0$ 。 $Post_t$ 为时间虚拟变量, 若时间是在完成炊事能源转型之前, $Post_t = 0$; 在完成炊事能源转型当年及之后, $Post_t = 1$ 。 $Control_{hit}$ 是个体特征和家庭特征等一系列控制变量。 λ_i 是个体固定效应, 用来控制个体不随时间变化的影响因素。 μ_t 是时间固定效应, 用以控制随时间变化但不随个体变化的影响因素。 ε_{hit} 是随机扰动项。 α 是截距项。 β 是本文关注的核心参数, 表示炊事能源转型对农村居民健康水平影响的净效应。 γ 是控制变量的估计系数。本文的标准误全部聚类到家庭层面。

2. 样本自选择问题的处理。炊事能源转型可以视为农户的一种健康投资行为, 这一行为通常受到家庭状况、社会地位等因素的影响。因此, 农户是否向清洁能源转型可以认为是一种样本自选择行为。

样本自选择可能导致选择偏误，从而使得回归结果无法正确反映炊事能源转型对健康的真实影响。为了缓解选择偏误对实证结果的影响，本文采用 PSM-DID 方法进行稳健性检验。其基本思想是：寻找那些与清洁能源转型家庭具有相似特征但未向清洁能源转型的家庭作为“反事实”对照组，通过匹配的方法控制炊事能源转型组和未转型组在“可观测特征”上的差别，以尽可能满足“条件独立假设”。Logit 模型和渐进双重差分模型分别设定如下：

$$Pr(Treat_{ht} = 1 | Z_{ht}) = F(\gamma_0 + \gamma_1 z_{1t} + \cdots + \gamma_k z_{kt}) \quad (2)$$

$$Health_{hit} = \alpha + \beta Transfer_{ht} + \gamma Control_{hit} + \chi_i + \delta_t + \omega_{hit} \quad (3)$$

(2) 式和 (3) 式中： Z_{ht} 为匹配的协变量， z_{it} 为各个协变量， γ_i 为各协变量的系数。为了保证匹配质量，本文尽可能地将影响处理变量 $Treat_{ht}$ 和结果变量 $Health_{hit}$ 的相关变量纳入 Logit 模型。 χ_i 是个体固定效应， δ_t 是时间固定效应， ω_{hit} 是随机扰动项。其他符号的含义与 (1) 式一致。

四、实证分析

(一) 基准回归分析

炊事能源转型对农村居民健康影响的基准回归结果如表 3 所示。结果显示，无论是否加入个体和家庭层面的控制变量，炊事能源转型均显著降低了农村居民患慢性病的风险，而对农村居民的自评健康无显著影响。值得注意的是，虽然农村居民主观上未感受到自身整体健康状况的改善，但炊事能源转型客观上降低了他们患慢性疾病的风险。这种主观健康结果之间的差异，可能源于农村居民的感知阈值与知识限制。实际上，炊事能源转型通过减少室内空气污染，改善了农村居民的生活环境质量，从而降低了慢性疾病的发生风险。然而，这种健康收益的显现是一个渐进的过程，而非是“立竿见影”式的。由于健康改善是逐步积累的，一定时期内健康水平的提升可能未达到农村居民的感知阈值——即他们未能明显感受到健康的直接变化 (Yokoo et al., 2023)。此外，农村居民的受教育程度相对低，其对传统炊事能源的健康危害认识不足，未能充分认识到炊事能源转型所带来的健康收益 (Afridi et al., 2021)，这导致客观上的健康改善未能转化为主观上居民自评健康水平的提高。至此，假说 H1 得到部分验证。

表 3 炊事能源转型对农村居民健康影响的基准回归结果

变量	无慢性疾病				自评健康			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
炊事能源转型	0.038**	0.016	0.038**	0.016	-0.015	0.015	-0.013	0.015
婚姻状况：在婚			0.005	0.038			-0.002	0.039
婚姻状况：同居			0.015	0.073			-0.112	0.087
婚姻状况：离婚			0.138*	0.080			-0.067	0.051
婚姻状况：丧偶			0.037	0.057			-0.034	0.066

表3 (续)

受教育年限		0.007	0.006		0.011*	0.006
社会地位		0.002	0.005		0.015***	0.005
是否享有医疗保险		-0.007	0.021		0.025	0.020
过去一月是否吸烟		0.079***	0.022		0.061***	0.019
过去一月每周喝酒是否超过三次		0.020	0.018		0.015	0.015
家庭人均纯收入		-0.001	0.006		0.007	0.006
家庭人口规模		-0.001	0.005		-0.002	0.005
家庭做饭用水类型		0.003	0.012		-0.008	0.012
家庭保健费用支出		-0.005	0.003		0.003	0.003
时间固定效应	已控制		已控制	已控制		已控制
个体固定效应	已控制		已控制	已控制		已控制
观测值	8693	8693	8693	8693	8693	
R ²	0.397	0.400	0.538	0.541		

注: ①***、**和*分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著, 标准误为家庭层面的聚类稳健标准误, 下同; ②后文的实证检验中均加入了个体和家庭层面的控制变量、时间固定效应和个体固定效应, 以下各表中不再体现该信息。

(二) 机制分析

由于使用天然气、太阳能、沼气等清洁能源产生的污染物相较于传统能源更少, 炊事能源转型能够通过降低室内空气污染直接正向作用于农村居民健康。然而, 由于缺乏农村家庭室内空气质量的监测数据 (如 PM_{2.5}、一氧化碳等)^①, 本文无法通过实证验证此机制。因此, 参考 Lai et al. (2025) 的研究, 本文从记录不同年份、不同地区中国农村家庭室内空气质量的研究中梳理了支持性证据。具体地, 本文以室内空气污染 (indoor air pollution)、燃料 (fuel)、中国 (China) 和农村地区 (rural areas) 等为关键词, 以 2008—2024 年为时间范围, 在中国知网和 Web of Science 数据库中开展文献检索。入选文献需以中国农村家庭炊事能源为研究对象, 并提供室内 PM_{2.5} 质量浓度的具体监测数据。最终, 13 篇关于中国农村家庭室内空气污染的现有研究被纳入分析。基于上述研究结果, 本文将中国农村家庭室内空气质量与固体燃料使用联系起来, 相关结果见附录 1^②。可以发现, 固体燃料使用与农村家庭室内 PM_{2.5} 质量浓度密切相关。相较于低效率、高污染的固体燃料, 清洁能源的燃烧过程更高效, 能量转化更充分, 有效减少了污染物的排放。例如, Hu et al. (2019) 发现, 夏季农村地区使用生物质燃料的厨房 PM_{2.5} 暴露水平平均为 204 微克/立方米, 远高于液化石油气 (78 微克/立方米)。炊事能源转型后, 室内空气污染浓度的降低直接正向作用于农村居民健康。至此, 假说 H2 得到验证。

^①这类数据获取难度大, 数据局限性在同类研究中普遍存在。

^②基于笔者对 Huang et al. (2017)、Huang et al. (2022) 等 13 篇文章相关结论的整理, 作图结果及文章列表见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录 1。

(三) 稳健性检验

1. 识别可靠性检验。第一, 事前趋势检验。使用渐进双重差分法识别炊事能源转型对农村居民健康影响的一个重要前提是满足平行趋势假设。平行趋势假设本质上是一种反事实假设, 即假定处理组若未受到处理, 其趋势应与对照组保持一致。然而, 由于无法同时观测到处理组的“处理”和“未处理”两种状态, 平行趋势假设无法被直接检验, 本文通过事前趋势的相似性提供间接支持。本文参考宋文豪等(2023)的研究, 利用事件分析法考察炊事能源转型前处理组和对照组的变化趋势是否一致。将回归方程设定如下:

$$Health_{hit} = \alpha + \sum_{n=-10}^{+6} \beta_n Transfer_n + \gamma Control_{hit} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{hit} \quad (4)$$

(4) 式中: β_n 是本文关注的估计系数, 捕捉了实验组和对照组在时间趋势上的差异。 n 表示炊事能源转型的时间窗口。其中, $n = -10$ 表示转型前第 10 年, $n = 0$ 表示转型当年, $n = +6$ 表示炊事能源转型后第 6 年及其之后年份的时间窗口^①。 $n = -2$ 被设定为基准年份。其他符号的含义与 (1) 式一致。本文检验了炊事能源转型前 10 年到后 6 年 β_n 的动态变化。

图 2 展示了估计系数 β_n 的动态时间趋势。图 2 (a) 是被解释变量为自评健康的事前趋势检验结果。可以发现, 在进行炊事能源转型之前, 估计系数 β_n 不显著, 未拒绝事前趋势平行的假设。在发生炊事能源转型之后, 炊事能源转型仍未对自评健康产生显著影响。图 2 (b) 是被解释变量为无慢性疾病的事前趋势检验结果。可以发现, 炊事能源转型发生前的估计系数 β_n 均不显著, 这表明, 在进行炊事能源转型之前, 处理组和对照组在健康上无显著差异, 未拒绝事前趋势平行的假设。进一步, 从动态效应来看, 在炊事能源转型后, 估计系数为正并逐年上升。在转型当年, 估计系数 β_n 虽为正, 但并不显著, 即炊事能源转型尚未对农村居民产生显著的健康改善效应; 在发生炊事能源转型 4 年后, 估计系数 β_n 显著为正并持续提高。这表明, 炊事能源转型能够促进农村居民健康水平提升, 但这种健康提升效应具有一定的滞后性。

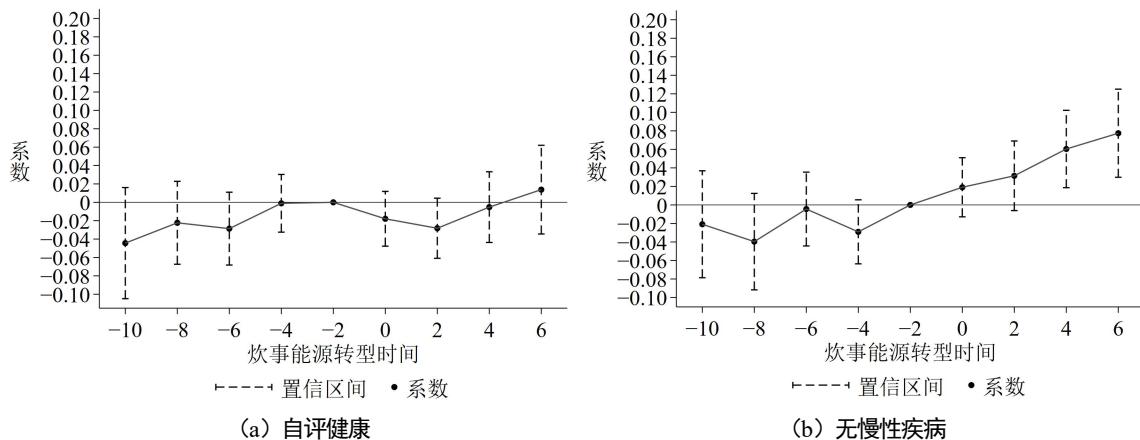


图 2 回归系数的动态趋势

^①由于 $n=8$ 的样本量较少, 故本文参考宋文豪等(2023)的做法, 将 $n=6$ 和 $n=8$ 合并为 $n=6+$ 。

第二, 安慰剂检验。虽然本文已经选取了个人特征和家庭特征两个层面的变量进行控制, 但估计结果还可能受到一些无法观测的随机性因素影响, 即被解释变量的变化可能是由遗漏变量、其他政策或随机因素等引起(张鹏龙等, 2023)。因此, 本文采用安慰剂检验来考察农村居民健康的变化是否由其他随机性因素引起。安慰剂检验的核心思想是虚构处理组或者处理时间进行回归估计, 若结果仍然显著, 表明基准估计结果出现了偏差, 未能准确评估干预效果。参考 Cao and Chen (2022) 的研究, 本文通过同时随机化处理组和处理时间的方法进行安慰剂检验。为了减少偶然误差的影响, 本文将上述过程重复了 500 次, 估计系数分布如图 3 所示。图 3 为被解释变量为无慢性疾病的安慰剂效应的核密度图, 随机化后的估计系数集中分布于 0 附近, 绝大多数 p 值大于 0.1, 并且基准处理效应估计值(图中垂直虚线)位于安慰剂效应分布的最右侧, 故为异常值。这说明, 基准模型的估计结果并不是由遗漏变量、其他政策或随机因素引起的, 炊事能源转型确实影响了农村居民的身体健康。

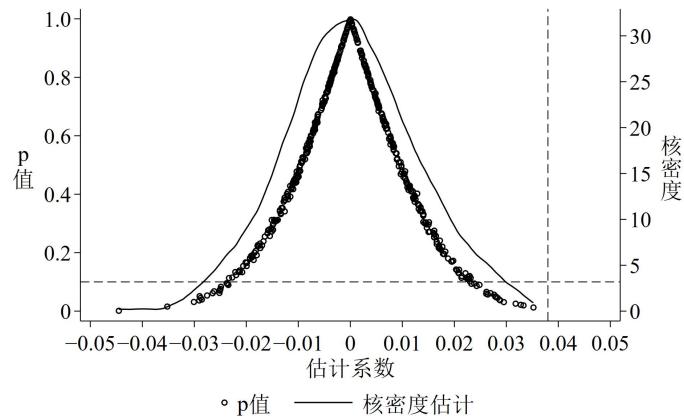


图 3 安慰剂检验结果 (无慢性疾病)

第三, Goodman-Bacon 分解。即使满足事前趋势假设、通过了安慰剂检验, 研究中还可能存在处理效应异质性的问题, 从而造成传统双向固定效应模型的估计偏误(Goodman-Bacon, 2021)。不同农村家庭炊事能源转型的时间存在差异, 较早转型的样本会成为较晚转型的对照组, 如果这类组别的权重过大, 很可能带来较大的估计偏误。本文参考 Goodman-Bacon (2021) 提出的分解方法, 考察双向固定效应下渐进双重差分估计的偏误程度。结果显示, 不合适的处理效应, 即“后处理组 vs. 先处理组”的占比较小^①。因此, 可以认为, 本文的基准回归结果没有受到处理效应异质性的严重影响, 也进一步证明了本文估计结果的稳健性。

2. 排除竞争性假说。第一, 排除城乡医保统筹的影响。医疗保险制度是影响居民医疗服务获取及利用的关键因素, 对居民健康水平具有重要影响。城乡分割的医疗保险制度使得农村居民的医保待遇水平低, 医疗资源可及性差, 不利于社会公平与正义(李勇辉等, 2022)。为了切实改善农村居民“看病难、看病贵”问题, 促进城乡居民医疗服务均等化, 多个省(区、市)积极整合城镇居民医疗保险和新型农村合作医疗保险, 建立了统一的城乡一体化居民医疗保险, 对居民健康产生了深刻影响。参

^①受篇幅所限, Goodman-Bacon 分解法检验结果不在正文中呈现, 结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录 2。

考范红丽等（2021）的研究，文章仅保留了参加新农合或者城乡统筹医保的样本，控制了个体是否参加城乡统筹医保变量，回归结果如表4（1）列所示。结果显示，炊事能源转型对农村居民无慢性疾病的正向影响依然显著，对自评健康仍无显著影响。

第二，排除健康扶贫政策的影响。医疗和社会保障兜底是精准扶贫政策的重要方面，针对健康的扶贫政策对农村居民健康产生了深刻影响。精准扶贫政策通过实施大病救助一批、慢病服务一批、重病兜底一批等政策，降低了贫困户在新型农村合作医疗上的缴纳费用，提高了贫困户住院和慢性病门诊的医疗费用报销比例，对其健康产生了重要影响（尹志超和郭沛瑶，2021）。本文参考吕国营和张需（2023）的研究，使用是否为建档立卡贫困户来表征农户是否受到健康扶贫政策影响，在模型中控制该变量的回归结果如表4（2）列所示。结果显示，炊事能源转型对农村居民无慢性疾病的正向影响依然存在，对自评健康仍无显著影响。

第三，排除环境政策的干扰。环境政策在控制环境污染、改善居民健康方面起着重要作用。作为中国大气污染治理历程中最具代表性和针对性的政策之一，《大气污染防治行动计划》（以下简称“大气十条”）对可吸入颗粒物制定了具体的减排要求，显著降低了易受空气污染影响的疾病（如呼吸系统疾病）的发病率和死亡占比（范丹等，2021）。在“大气十条”政策中，京津冀、长三角和珠三角区域是大气污染的重点防治地区。因此，参考范丹等（2021）的研究，以政策颁布年份2013年为时间节点，将位于重点防治地区的省份作为处理组，基于此构造出受到“大气十条”政策影响的哑变量。控制该因素的回归结果如表4（3）列所示，可以发现，炊事能源转型对农村居民无慢性疾病的正向影响依然稳健，对自评健康仍无显著影响。

表4 排除竞争性假说的回归结果

变量	(1)		(2)		(3)			
	控制医疗制度因素	无慢性疾病	控制健康扶贫政策实施	无慢性疾病	自评健康	控制环境政策影响	无慢性疾病	自评健康
炊事能源转型	0.042** (0.017)	-0.009 (0.016)	0.034** (0.017)	-0.003 (0.016)	0.034** (0.016)	-0.014 (0.015)		
观测值	8076	8076	7677	7677	8693	8693		
R ²	0.409	0.544	0.400	0.543	0.400	0.541		

注：括号内为家庭层面的聚类稳健标准误。

3.更换健康的测度指标。一方面，本文将个体层面的健康变量替换为家庭层面的健康变量，将被解释变量替换为“家中无慢性疾病人数占比”与“家中自评健康为健康（非常健康、很健康、比较健康和一般）的人数占比”，回归结果如表5的（1）列和（2）列所示。可以发现，炊事能源转型对家中无慢性疾病人数占比产生了正向影响，但对家中自评健康为健康的人数占比无显著影响。另一方面，本文通过改变自评健康变量的赋值方式构造了“自评健康I”和“自评健康II”两个变量进行稳健性检验。参考王富百慧等（2024）的研究，自评健康I的赋值方式为“非常健康、很健康、比较健康=1，一般、不健康=0”。参考Hou et al. (2022) 和 Zhang et al. (2022) 的研究，自评健康II的赋值方式为“非

常健康、很健康、比较健康=3, 一般=2, 不健康=1”。具体回归结果见表 6 的 (3) 列和 (4) 列。可以发现, 炊事能源转型对自评健康I和自评健康II均无显著影响。以上结果均证明了本文估计结果的稳健性。

表 5 炊事能源转型与农村居民健康: 更换健康测度指标

变量	(1) 家中无慢性疾病人数占比	(2) 家中自评健康为健康的人数占比	(3) 自评健康I	(4) 自评健康II
炊事能源转型	0.038** (0.016)	-0.013 (0.015)	-0.025 (0.018)	-0.039 (0.030)
观测值	8693	8693	8693	8693
R ²	0.405	0.540	0.502	0.553

注: 括号内为家庭层面的聚类稳健标准误。

4. 样本自选择问题的处理。为了缓解样本自选择问题对实证结果的影响, 本文采用 PSM-DID 方法进行稳健性检验。首先, 本文使用 1 对 1 的卡尺最近邻匹配 (卡尺选择为 0.05) 方法对样本进行逐年匹配。其次, 本文刻画了匹配前后倾向得分值的核密度图。结果显示, 匹配后两条核密度曲线更加接近, 均值线 (竖线) 距离缩短, 在一定程度上说明了匹配的有效性^①。再次, 本文进行了 PSM 的平衡性检验。参考谢申祥等 (2021) 的方法, 本文比较了匹配前后不同年份的 Logit 回归结果, 发现匹配后各协变量的系数值减小、显著性水平下降、模型总体伪 R² 明显减小, 说明匹配后处理组和对照组在不同年份的协变量不存在系统性偏差。最后, 本文使用满足共同支撑假设的样本进行渐进双重差分估计。结果如表 6 所示, 炊事能源转型显著降低了农村居民患慢性疾病的风险, 对农村居民自评健康无显著影响。上述结果与基准回归结果一致, 也进一步验证了本文研究结果的稳健性。

表 6 PSM-DID 方法的回归结果

变量	无慢性疾病		自评健康	
	系数	标准误	系数	标准误
炊事能源转型	0.037**	0.016	-0.015	0.015
观测值	8656		8656	
R ²	0.401		0.542	

5. 其他稳健性检验。此外, 本文还展开了多项稳健性检验, 包括限制样本范围、考虑抽样误差和标准误聚类偏差、添加控制变量和改变双重差分估计方法等。回归结果均表明, 炊事能源转型显著降低了农村居民患慢性疾病的风险, 但对自评健康无显著影响, 均验证了本文估计结果的稳健性^②。

(四) 异质性分析

1. 性别异质性。为了考察炊事能源转型对不同性别农村居民健康影响的差异, 本文将所有样本划分为男性和女性两组进行分组回归, 比较炊事能源转型估计系数的差异, 结果如表 7 中 (1) ~ (4)

^①受篇幅所限, 匹配前后倾向得分值的核密度图见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录 3。

^②受篇幅所限, 相关稳健性检验结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录 4~附录 7。

列所示。从无慢性疾病变量来看，炊事能源转型对农村女性居民的健康产生了显著的促进效应，但对农村男性居民的健康无显著影响。这意味着农村女性群体在炊事能源转型中获益更多，其原因可能在于：一方面，使用柴草或煤炭等传统固体燃料进行烹饪活动需要花费大量时间采集和处理燃料，并需频繁照料炉火，而采用燃气等清洁能源可直接通过管道输送，燃烧温度稳定且可精准调控，显著提高了炊事效率，使女性与污染源接触的时间大幅下降。另一方面，清洁能源的充分燃烧特性使得污染物排放量显著降低，极大减少了女性在烹饪过程中暴露于高浓度空气污染的风险。这种时间和浓度的双重改善效应，使得女性成为炊事能源转型的重要健康受益群体。从自评健康变量来看，炊事能源转型对农村男性和女性居民的健康均无显著影响，再次验证了基准回归结果的稳健性。至此，假说 H3a 得到了验证。

2. 收入异质性。为了考察炊事能源转型对不同收入水平农村居民健康影响的差异，本文根据家庭人均收入将所有样本划分为“低收入组”和“高收入组”两组进行回归，并比较不同组别炊事能源转型的估计系数，结果如表 7 中 (5) ~ (8) 列所示。从无慢性疾病变量来看，炊事能源转型的估计系数为 0.071 且在 1% 的水平上显著，即低收入家庭可以从炊事能源转型中获得健康红利；但是，炊事能源转型对高收入家庭未产生显著的健康促进效应。

上述差异的原因可能在于：一方面，高收入家庭通常具备更优的住房条件，包括较好的通风设施（如排烟系统），能够有效降低室内污染物的累积浓度；另一方面，高收入家庭可能在保健方面进行更多投资，部分抵消了传统固体燃料燃烧释放的污染物造成的健康损耗，从而削弱了炊事能源转型对健康结果的改善效应。从自评健康变量来看，炊事能源转型对农村低收入家庭和高收入家庭的健康均未产生显著影响，再次验证了基准回归结果的稳健性。至此，假说 H3b 得到了验证。

表 7 异质性分析的回归结果

变量	性别异质性				收入异质性			
	无慢性疾病		自评健康		无慢性疾病		自评健康	
	男性	女性	男性	女性	低收入组	高收入组	低收入组	高收入组
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
炊事能源转型	0.032 (0.021)	0.042* (0.024)	-0.015 (0.019)	-0.008 (0.023)	0.071*** (0.025)	0.014 (0.021)	-0.015 (0.024)	-0.011 (0.019)
观测值	4780	3913	4780	3913	4353	4340	4353	4340
R ²	0.393	0.408	0.524	0.549	0.402	0.397	0.535	0.538

注：括号内为家庭层面的聚类稳健标准误。

五、拓展讨论

（一）炊事能源转型对农村家庭医疗负担的影响

炊事能源转型能显著减少有害气体排放，改善室内空气质量，进而降低农村居民患呼吸道疾病、心血管疾病等慢性疾病的风险。那么，炊事能源转型是否降低了农村居民的就医次数和药物治疗需求，

进而减轻其医疗负担呢？本文进一步以家庭医疗支出占总支出的比例来表征家庭医疗负担，考察炊事能源转型对家庭医疗负担的影响，结果如表 8 所示。可以发现，炊事能源转型的估计系数为-0.010，且在 10% 的水平上显著，说明炊事能源转型降低了农村家庭医疗负担。当家庭完成炊事能源转型后，室内空气质量改善降低了农村居民有害污染物的暴露水平，进而减少了相关慢性疾病的医疗支出，有利于降低家庭整体医疗负担。

表 8 炊事能源转型对家庭医疗负担影响的回归结果

变量	家庭医疗负担	
	系数	标准误
炊事能源转型	-0.010*	0.005
观测值	7884	
R ²	0.346	

（二）炊事能源转型的成本效益分析

推进清洁能源转型对于改善室内空气质量、提升农村居民健康水平具有重要促进作用。本部分基于上述实证结果和相关数据，从医疗支出节约的角度，对炊事能源转型的成本和收益进行分析。农村家庭炊事能源转型的成本主要在于转型前后能源消费支出的变化^①。由于不同年份、不同地区、不同能源消费类型、不同能源用途交易成本的差异，本文难以直接获取农户炊事能源转型的直接成本，因此，本文通过 CFPS 数据的燃料费用来大致估算农村家庭的炊事能源转型成本。样本家庭的平均燃料费用如表 9 所示。

可以发现，相较于未转型的农户，发生炊事能源转型的农户月度平均燃料费用总体较高（部分年份略低），各年份的月均燃料费用高出 4.91 元，换算后年均燃料费用增加了 58.86 元。此外，参考梁超等（2023）的研究，本文还采用节约的医疗支出来衡量炊事能源转型所产生的经济社会效益。由前文结果可知，炊事能源转型后，农村居民家庭医疗负担减少了一个百分点。样本农户家庭总支出的均值为 46086.97 元/年，意味着转型后农村家庭医疗支出减少了 460.87 元/年。综合比较可知，农村家庭进行炊事能源转型所产生的健康收益显著超过其日常使用成本，这在一定程度上意味着，对于农村家庭而言，推进炊事能源转型具有较高的经济合理性和投资价值。

表 9 本文样本家庭的平均燃料费用

组别	类别	2012 年	2014 年	2016 年	2018 年	2020 年	2022 年	合计
未转型农户	频数（户）	762	775	831	808	777	598	4551
	均值（元/月）	49.03	102.24	72.94	93.70	99.57	122.34	88.65
转型农户	频数（户）	671	705	734	724	679	599	4112
	均值（元/月）	47.27	83.25	83.32	89.73	116.18	149.05	93.55

^①燃气管网建设及维护通常由政府出资，用户无须承担额外费用；市面上普通电磁炉、电饭煲、燃气灶等常用清洁炊具的价格较低，且多数地区享有政府购置补贴等政策。因此，成本差异主要体现在能源价格差异和使用量差异。

六、结论与政策建议

农村清洁能源利用是能源转型与环境治理的关键组成部分。本文基于 2012—2022 年 CFPS 共计 6 期的非平衡面板数据，综合运用渐进双重差分和 PSM-DID 等方法，探究了炊事能源转型对农村居民健康的影响。结果表明，炊事能源转型显著降低了农村居民患慢性疾病的风险，但对农村居民自评健康无显著影响。炊事能源转型对主客观健康结果影响的差异，可能源于农村居民对健康收益的感知不足和知识限制。同时，炊事能源转型对农村居民患慢性疾病的风险降低效应具有明显的“滞后性”，通常在炊事能源转型发生 4 年后才得以显现。异质性分析表明，女性和低收入群体从炊事能源转型中获得更多健康红利。成本效益分析表明，农村家庭炊事能源转型所产生的健康收益显著超过其日常能源使用成本，在一定程度上意味着推进炊事能源转型对于农村家庭具有较高的经济合理性和投资价值。

基于上述结论，本文提出如下政策建议：一是加强信息干预，促进能源与健康的宣传教育。炊事能源转型对主客观健康结果影响之间的差异，可能是由农村居民没有正确地感知到炊事能源转型带来的健康收益所引起。为此，应开展系统性的健康科普行动，宣传传统固体燃料的健康危害与清洁能源的长期效益，提升农村居民对室内空气污染致病机理的科学认知水平。可利用基层医疗卫生机构、村级文化活动中心等场所，开展科普讲座、健康咨询等活动进行精准传播。二是促进长期跟踪，增强农村家庭的持续转型意愿。针对炊事能源转型健康效益的滞后性特征，应建立长期跟踪支持机制，避免农村家庭中途回退到使用传统固体燃料。可依托村医签约服务制度，由基层医疗机构对清洁能源使用家庭定期开展入户随访、健康体检和慢性病监测，形成“能源转型—健康跟踪—数据反馈”的闭环体系，使农村家庭在持续转型过程中切实感受到健康状况的改善，从而增强其继续使用清洁能源的内生动力。三是突出重点人群导向，重点保障弱势群体健康权益。研究表明，女性和低收入群体从炊事能源转型中获益更为显著，应针对这两类人群制定专项扶持措施。对低收入家庭，可通过“初始设备购置补贴+后续燃料消费补助”的组合政策降低其转型门槛；对女性群体，应结合妇女健康促进项目，在村级卫生室定期开展呼吸道疾病、心血管疾病等慢性疾病筛查，建立“女性健康—清洁能源使用”的专项档案；同时，为女性提供清洁能源使用培训，帮助其掌握清洁能源使用技术。

本文仍存在一定局限性，需要后续研究进一步拓展分析。首先，囿于数据的可得性，本文仅通过文献荟萃分析的方式，补充了农村家庭炊事能源转型对室内空气质量影响的支持性证据，但缺乏室内 PM_{2.5}、一氧化碳等污染物的一手监测数据，削弱了作用机制检验的效力。因此，未来研究需要进一步提升家庭和个体层面空气污染监测数据的颗粒度，从而更为全面、准确地验证炊事能源转型对农村居民健康的影响。其次，本文使用的数据未区分炊事劳动者和非炊事劳动者，因此，无法进一步识别炊事劳动者的健康状况。由于炊事劳动者受到室内空气污染的影响更大，未来研究可以考虑在调查中识别炊事劳动者并采集具体数据，进一步增强能源转型对不同人群健康影响分析的针对性。最后，不同研究对自评健康的定义不同，有研究将其作为身体健康的指标，也有研究视其为综合健康的评估指标，其中包括了心理健康。因此，未来研究可以进一步探讨炊事能源转型对心理健康的影响，从而进一步明晰炊事能源转型对居民自评健康的影响路径。

参考文献

- 1.范丹、叶昱圻、王维国, 2021: 《空气污染治理与公众健康——来自“大气十条”政策的证据》, 《统计研究》第9期, 第60-74页。
- 2.范红丽、王英成、亓锐, 2021: 《城乡统筹医保与健康实质公平——跨越农村“健康贫困”陷阱》, 《中国农村经济》第4期, 第69-84页。
- 3.方黎明、刘贺邦, 2019: 《生活能源、农村居民的健康风险和能源扶贫》, 《农业技术经济》第7期, 第115-125页。
- 4.方黎明、陆楠, 2019: 《能源替代的健康效应——生活能源替代对中老年农村居民健康的影响》, 《中国人口·资源与环境》第6期, 第40-49页。
- 5.何可、朱信凯、李凡略, 2023: 《聚“碳”成“能”：碳交易政策如何缓解农村能源贫困?》, 《管理世界》第12期, 第122-144页。
- 6.李勇辉、刘南南、陈华帅、沈波澜, 2022: 《城乡医保统筹缓解农民工过度劳动了吗?》, 《中国农村经济》第7期, 第124-144页。
- 7.梁超、林晨、王素素, 2023: 《农村人居环境、居民健康和医疗负担: 基于“厕所革命”的研究》, 《世界经济》第12期, 第197-224页。
- 8.廖华, 2019: 《中国农村居民生活用能现状、问题与应对》, 《北京理工大学学报(社会科学版)》第2期, 第1-5页。
- 9.刘欢, 2024: 《流动经历对农村人口教育获得及其性别差异的影响——基于流动人口监测数据的经验分析》, 《农业技术经济》第7期, 第80-94页。
- 10.吕国营、张需, 2023: 《医保待遇变化、自付医疗费用与疾病经济负担——基于健康扶贫政策冲击的分析》, 《保险研究》第10期, 第82-98页。
- 11.宋佳雨、李凡略、何可, 2024: 《互联网与农村家庭现代能源使用行为——来自CFPS的经验证据》, 《环境经济研究》第3期, 第86-108页。
- 12.宋文豪、黄祖辉、叶春辉, 2023: 《数字金融使用对农村家庭生计策略选择的影响——来自中国农村家庭追踪调查的证据》, 《中国农村经济》第6期, 第92-113页。
- 13.王富百慧、何晓彤、杨凡, 2024: 《体育锻炼能否缩小健康差异?——来自“饥荒一代”的证据》, 《人口研究》第6期, 第100-114页。
- 14.王玉泽、罗能生, 2020: 《空气污染、健康折旧与医疗成本——基于生理、心理及社会适应能力三重视角的研究》, 《经济研究》第12期, 第80-97页。
- 15.谢申祥、范鹏飞、宛圆渊, 2021: 《传统PSM-DID模型的改进与应用》, 《统计研究》第2期, 第146-160页。
- 16.谢申祥、刘生龙、李强, 2018: 《基础设施的可获得性与农村减贫——来自中国微观数据的经验分析》, 《中国农村经济》第5期, 第112-131页。
- 17.尹志超、郭沛瑶, 2021: 《精准扶贫政策效果评估——家庭消费视角下的实证研究》, 《管理世界》第4期, 第64-83页。
- 18.张鹏龙、钟建乐、胡羽珊, 2023: 《农村危房改造政策实施的健康提升效应研究》, 《中国农村经济》第5期, 第122-138页。

- 19.Afridi, F., S. Debnath, and E. Somanathan, 2021, “A Breath of Fresh Air: Raising Awareness for Clean Fuel Adoption”, *Journal of Development Economics*, Vol.151, 102674.
- 20.Cao, Y., and S. Chen, 2022, “Rebel on the Canal: Disrupted Trade Access and Social Conflict in China,1650-1911”, *American Economic Review*, 112 (5): 1555-1590.
- 21.Gazull, L., D. Gautier, and P. Montagne, 2019, “Household Energy Transition in Sahelian Cities: An Analysis of the Failure of 30 Years of Energy Policies in Bamako, Mali”, *Energy Policy*, Vol.129: 1080-1089.
- 22.Goodman-Bacon, A., 2021, “Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing”, *Journal of Econometrics*, 225(2): 254-277.
- 23.Grossman, M., 1972, “On the Concept of Health Capital and the Demand for Health”, *Journal of Political Economy*, 80(2): 223-255.
- 24.He, K., F. Li, H. Wang, R. Ming, and J. Zhang, 2022, “A Low-Carbon Future for China’s Tech Industry”, *Science*, 377(6614): 1498-1499.
- 25.Hosier, R. H., and J. Dowd, 1987, “Household Fuel Choice in Zimbabwe: An Empirical Test of the Energy Ladder Hypothesis”, *Resources and Energy*, 9(4): 347-361.
- 26.Hou, B., J. Wu, Z. Mi, C. Ma, X. Shi, and H. Liao, 2022, “Cooking Fuel Types and the Health Effects: A Field Study in China”, *Energy Policy*, Vol.167, 113012.
- 27.Hu, R., S. Wang, K. Aunan, M. Zhao, L. Chen, Z. Liu, and M. H. Hansen, 2019, “Personal Exposure to PM_{2.5} in Chinese Rural Households in the Yangtze River Delta”, *Indoor Air*, 29(3): 403-412.
- 28.Huang, Y., J. Wang, Y. Chen, L. Chen, Y. Chen, W. Du, and M. Liu, 2022, “Household PM_{2.5} Pollution in Rural Chinese Homes: Levels, Dynamic Characteristics and Seasonal Variations”, *Science of the Total Environment*, Vol.817, 153085.
- 29.Huang, Y., W. Du, Y. Chen, G. Shen, S. Su, N. Lin, H. Shen, D. Zhu, C. Yuan, Y. Duan, J. Liu, B. Li, and S. Tao, 2017, “Household Air Pollution and Personal Inhalation Exposure to Particles (TSP/PM_{2.5}/PM_{1.0}/PM_{0.25}) in Rural Shanxi, North China”, *Environmental Pollution*, Vol.231: 635-643.
- 30.Jayasinghe, M., R. Best, E. A. Selvanathan, and S. Selvanathan, 2025, “Towards a Just Transition: Unpacking the Gender Differences in Household Cleaner Energy Use”, *Energy Economics*, Vol.144, 108344.
- 31.Kar, A., T. Tawiah, L. Graham, G. Owusu-Amankwah, M. Daouda, F. Malagutti, S. Chillrud, E. E. Harned, S. Iddrisu, E. A. Apraku, R. Tetteh, S. Awuni, K. Jack, S. W. Abubakari, D. Jack, and K. P. Asante, 2024, “Factors Associated with the Use of Liquefied Petroleum Gas in Ghana Vary at Different Stages of Transition”, *Nature Energy*, Vol.9: 434-445.
- 32.Kroon, B. V. D., R. Brouwer, and P. J. H. V. Beukering, 2013, “The Energy Ladder: Theoretical Myth or Empirical Truth? Results from a Meta-Analysis”, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, Vol.20: 504-513.
- 33.Lai, W., L. Lin, X. Shen, and M. Zhou, 2025, “Investing in a Transition Fuel: The Remarkable Decline in Mortality from China’s Rollout of Natural Gas Infrastructure”, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol.130, 103131.
- 34.Leach, G., 1992, “The Energy Transition”, *Energy Policy*, 20(2): 116-123.

- 35.Ma, W., P. Vatsa, and H. Zheng, 2022, “Cooking Fuel Choices and Subjective Well-being in Rural China: Implications for a Complete Energy Transition”, *Energy Policy*, Vol.165, 112992.
- 36.Masera, O. R., B. D. Saatkamp, and D. M. Kammen, 2000, “From Linear Fuel Switching to Multiple Cooking Strategies: A Critique and Alternative to the Energy Ladder Model”, *World Development*, 28(12): 2083-2103.
- 37.Men, Y., J. Li, X. Liu, Y. Li, K. Jiang, Z. Luo, R. Xiong, H. Cheng, S. Tao, and G. Shen, 2021, “Contributions of Internal Emissions to Peaks and Incremental Indoor PM_{2.5} in Rural Coal Use Households”, *Environmental Pollution*, Vol.288, 117753.
- 38.Mo, Z., Q. Fu, D. Lyu, L. Zhang, Z. Qin, Q. Tang, H. Yin, P. Xu, L. Wu, X. Wang, X. Lou, Z. Chen, and K. Yao, 2019, “Impacts of Air Pollution on Dry Eye Disease Among Residents in Hangzhou, China: A Case-Crossover Study”, *Environmental Pollution*, Vol.246: 183-189.
- 39.Puzzolo, E., N. Fleeman, F. Lorenzetti, F. Rubinstein, Y. Li, R. Xing, G. Shen, E. Nix, M. Maden, R. Bresnahan, R. Duarte, L. Abebe, J. Lewis, K. N. Williams, H. Adahir-Rohani, and D. Pope, 2024, “Estimated Health Effects from Domestic Use of Gaseous Fuels for Cooking and Heating in High-Income, Middle-Income, and Low-Income Countries: A Systematic Review and Meta-Analyses”, *The Lancet Respiratory Medicine*, 12(4): 281-293.
- 40.Sy, S. A., and L. Mokaddem, 2022, “Energy Poverty in Developing Countries: A Review of the Concept and Its Measurements”, *Energy Research & Social Science*, Vol.89, 102562.
- 41.Tao, S., M.Y. Ru, W. Du, X. Zhu, Q. R. Zhong, B. G. Li, G. F. Shen, X. L. Pan, W. J. Meng, Y. L. Chen, H. Z. Shen, N. Lin, S. Su, S. J. Zhuo, T. B. Huang, Y. Xu, X. Yun, J. F. Liu, X. L. Wang, W. X. Liu, H. F. Cheng and D. Q. Zhu, 2018, “Quantifying the Rural Residential Energy Transition in China from 1992 to 2012 Through a Representative National Survey”, *Nature Energy*, Vol.3: 567-573.
- 42.Yin, P., M. Brauer, A. J. Cohen, H. Wang, J. Li, R. T. Burnett, J. D. Stanaway, K. Causey, S. Larson, W. Godwin, J. Frostad, A. Marks, L. Wang, M. Zhou, and C. J. L. Murray, 2020, “The Effect of Air Pollution on Deaths, Disease Burden, and Life Expectancy Across China and Its Provinces, 1990-2017: An Analysis for the Global Burden of Disease Study 2017”, *Lancet Planetary Health*, 4(9): E386-E398.
- 43.Yokoo, H., T. H. Arimura, M. Chatopadhyay, and H. Katayama, 2023, “Subjective Risk Belief Function in the Field: Evidence from Cooking Fuel Choices and Health in India”, *Journal of Development Economics*, Vol.161, 103000.
- 44.Yu, K., G. Qiu, K. Chan, K. H. Lam, O. P. Kurmi, D. A. Bennett, C. Yu, A. Pan, J. Lv, Y. Guo, Z. Bian, L. Yang, Y. Chen, F. B. Hu, Z. Chen, L. Li, and T. Wu, 2018, “Association of Solid Fuel Use With Risk of Cardiovascular and All-Cause Mortality in Rural China”, *Journal of the American Medical Association*, 319(13): 1351-1361.
- 45.Zhang, L., H. Li, T. Chen, and H. Liao, 2022, “Health Effects of Cooking Fuel Transition: A Dynamic Perspective”, *Energy*, Vol.251, 123907.
- 46.Zhu, H., W. Ma, P. Vatsa, and H. Zheng, 2023, “Clean Energy Use and Subjective and Objective Health Outcomes in Rural China”, *Energy Policy*, Vol.183, 113797.

The Impact of Cooking Energy Transition on the Health of Rural Residents

QIN Jiangnan^{1,2} HE Ke^{2,3} LUO Sixuan⁴

(1. College of Economics and Management, Huazhong Agricultural University;
2. Laboratory of Green and Low-carbon Development in Agriculture, Huazhong Agricultural University;
3. Hubei Rural Development Research Center, Huazhong Agricultural University;
4. School of Economics, Hunan Agricultural University)

Summary: In rural China, families rely on solid fuels such as firewood and coal as their main sources of energy, resulting in serious consequences such as declining air quality and increased health risks. Among various types of rural household energy, cooking energy stands out as a key focus for the transformation towards cleaner energy, due to its high usage frequency and concentrated pollutant emissions. Investigating the impact of cooking energy transformation on the health of rural residents holds significant theoretical and practical importance.

This paper examines the impact of cooking energy transition on the health of rural residents using data from six waves of the China Family Panel Studies (CFPS) conducted between 2012 and 2022. The findings reveal that although the cooking energy transition has not significantly improved the self-rated health of rural residents, it has notably reduced the risk of chronic diseases. This reduction in disease risks exhibits a clear “lag effect”, typically becoming apparent four years after the transition in cooking energy. Heterogeneity analysis reveals that women and low-income households are more likely to benefit from the cooking energy transition. The cost-benefit analysis reveals that clean cooking energy has a high investment value for rural households, where the medical savings induced by the energy transition far outweigh the fuel costs.

Based on the above conclusions, this paper proposes the following policy implications. First, it is essential to strengthen information intervention and promote public education on the relationship between energy and health. Second, long-term tracking should be encouraged to enhance rural households' willingness for sustained energy transition. Third, it is important to focus on key groups, particularly to safeguard the health rights and interests of vulnerable groups.

The marginal contributions are reflected in the following aspects. First, existing studies primarily focus on the impact of cooking energy transition on single dimensions such as self-rated health or mortality. This paper expands the measurement of health benefits by incorporating both subjective health and objective health. Second, prior research has not fully revealed the temporal dynamics of the health effects of cooking energy transition. This paper finds that the role of cooking energy transition in reducing chronic disease risks among rural residents exhibits a clear “lag effect”. Third, most existing studies rely on short-term observational data to explore the health effects of the cooking energy transition. This paper utilizes six waves of panel data from 2012 to 2022, constructing an 11-year observation window to better investigate the long-term dynamic effects of cooking energy transition.

Keywords: Cooking Energy Transition; Rural Residents; Health; Staggered DID

JEL Classification: P36; O13

(责任编辑: 史雨星)

村庄为何分化：基于苏南地区集体经济的考察

张文军

摘要：通过对苏南地区多个村庄集体经济的考察，本文发现，村庄在乡镇企业时期形成的产权构造是集体经济分化的重要原因。不同于从地方政府行为和市场化进程两个视角对村庄发展的解释，村庄的产权构造这一维度提供了一条更为内源性的理解思路。溯源来看，乡镇企业发展时期工业资源在镇村两级的产权归属、乡镇企业转制时期村办企业的产权结构这两个因素作为产权构造的要件，共同形塑着村庄当下的集体经济水平，进而使同一区域内村庄的集体经济收入呈现出高下之别。集体经济的分化进一步推动着公共生活方式的分化，并形成“单位型公共生活”“日常连接型公共生活”“离散型公共生活”三种类型。整体而言，对当下农村集体经济的考察应当纳入内部视角和历史维度，在溯源村庄经济传统的基础上，基于长时段的具体过程，更加深入地理解集体经济的发展和变迁。

关键词：集体经济 村庄分化 产权构造 公共生活

中图分类号：F321 **文献标识码：**A

一、问题的提出

发展农村集体经济，是实现农民农村共同富裕的重要方式。党的二十大报告提出要发展新型农村集体经济。2023年中央“一号文件”强调：“探索资源发包、物业出租、居间服务、资产参股等多样化途径发展新型农村集体经济”^①。2024年6月28日，第十四届全国人民代表大会常务委员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》，进一步对农村集体经济组织的财产经营管理、收益分配、争议的解决和法律责任等事项进行了明确和规范。回顾农村集体经济的发展历程能够发现，农村集体经济的发展经历了不同阶段并呈现多种模式（高鸣和芦千文，2019）。作为农村集体经济发展的区域，20世纪80年代的苏南地区在大办乡镇企业的热潮下，曾涌现华西村、永联村等一批明星村庄，农村集体经济的发展面貌堪称同时期的标杆和典范（费孝通，2009）。

[资助项目] 教育部人文社会科学重点研究基地北京大学中国社会与发展研究中心课题“集体经济与乡村公共性建构研究”（编号：22JJD840002）。

[作者信息] 张文军，中国社会科学院中国式现代化研究院，电子邮箱：Zhangwj@cass.org.cn。

^①参见《中共中央 国务院关于做好2023年全面推进乡村振兴重点工作意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2023-02/13/content_5741370.htm。

虽然以乡镇企业为支撑的苏南模式逐渐退出历史舞台，但苏南地区的经济仍然具有巨大活力。根据《江苏统计年鉴 2022》，苏南五市的地区生产总值 2021 年达到 66647.91 亿元，占全省地区生产总值的 56.9%。而从全国来看，苏南同样是经济最为发达的区域之一，在 2022 年全国综合实力百强县市前十名中，苏南地区独占六席^①。伴随苏南地区的蓬勃发展，农村集体经济也不断壮大，其诸项探索均走在全国前列。对此，学术界已有诸多关注和讨论（马铁群和崔伦刚，2024；仇叶，2020）。

但是，在农村集体经济快速发展的同时，却鲜有研究关注到苏南地区村庄之间集体经济的差异性。事实上，就苏南地区的村庄结构而言，村庄间的经济分化非常明显，有的村庄的经济收入过亿元，有的村庄的经济收入却不足百万元。在同一区域，为什么不同村庄之间的集体经济收入呈现如此差异，如何在微观层面理解此种经济分化以及可能产生的社会性后果？这是本文力图回答的核心问题。

既往对集体经济和村庄分化的研究，主要存在“一内一外”两种取向。“一内”是指相关研究主要关注村庄内部的分化，尤其集中在农民的阶层分化（陆学艺等，1992；杨华和杨姿，2017）。“一外”是指相关研究往往将集体经济差异性处理为更加宏观的区域之间的差异，村集体经济之间的差异性被纳入区域经济的差异性之中，区域经济分化的成因被视作塑造集体经济间差异的原因（孙敏，2018；王会，2020）。与此同时，围绕集体经济分化的既有解释往往从地方政治博弈和市场化程度等外部结构性因素入手（王绍光，2008；毛丹，2008），而缺乏在微观层面对集体经济和村庄分化的内在理解。基于此，本文的边际贡献在于：第一，从村庄的产权构造这一内部视角出发，更加内源性地解释集体经济分化的机制；第二，进一步构建起从集体经济分化到村庄公共生活方式分化的解释链条。整体而言，对苏南地区农村集体经济转型和分化的考察，有助于在普遍意义上更深层次且更具连贯性地理解当下农村集体经济的形塑动力。

二、文献综述与分析策略

就影响苏南地区乡村发展和村庄经济分化的因素而言，既有研究视角可以归纳为两类：其一，从地方政治结构出发，强调地方政府在发展区域经济这一目标下，通过资源汲取等手段所形成的对村庄自上而下的全面塑造；其二，从市场进程着手，强调市场化对村庄发展的影响和冲击。

（一）地方政府行为：发展逻辑与基本线索

在乡镇企业时期，地方政府在村集体经济的发展过程中扮演着关键角色。受到“财政包干制”这一体制的影响，“分灶吃饭”的地方政府为谋求包干基数之外的财政收入和企业上缴利润，兴起大办企业的热潮，乡镇企业由此迅速发展（Oi，1992）。在苏南地区，地方政府对企业经营的影响尤其明显，从原材料等生产要素的配置，到深度介入企业的经营活动，地方政府无疑是乡镇企业异军突起的重要推力。作为结果，在社区集体所有制下，乡镇企业的利润成为村集体经济收入的重要来源，并被广泛投入村庄各项公共事业中（费孝通，2009）。

^①资料来源：《2022 全国综合实力百强县市出炉 江苏 24 个县市上榜》，<http://js.people.com.cn/n2/2022/1120/c360301-40201899.html>。

而伴随 1994 年分税制改革的推进，地方政府发展经济的方式也在发生转变。基于中央政府和地方政府收入分配方案的变化，地方政府逐渐由“放水养鱼”转向“大兴土木”，土地开发和出让成为地方政府最主要的收入来源（周飞舟，2010）。就土地开发的策略而言，一方面，地方政府低价出让工业用地，以工业园区的形式吸引企业，由此增加长期财政收入；另一方面，地方政府高价出让商业用地以获得巨额土地出让金（雷潇雨和龚六堂，2014）。而后，伴随日渐激烈的地区竞争，地方政府通过土地征收和开发进行资源配置的做法也越发普遍（周黎安，2018）。也正是在这一背景下，建设工业园区成为当时苏南地区经济发展的中心工作。

在以土地谋发展的模式下，村庄的经济和社会生活也呈现新的面貌。一方面，就征地的补偿而言，村庄未能充分分享到土地增值收益。由于地方政府掌握着土地征收和开发的垄断权，并且具有通过低价征收和高价出让进行谋利的动机，村庄因此缺乏与地方政府的谈判空间与定价能力（周其仁，2004）。这也导致村集体经济组织和被征地农民只能在事后获得有限补偿，而无法充分分享土地的未来增值收益（韩俊，2005；刘守英，2014）。另一方面，伴随土地资本化的强化，在“三集中”“撤村并居”等征地运动和土地收储、“增减挂钩”等政策工具的作用下，大量的耕地被征收，相当数量的自然村也逐渐消失，这在苏南地区体现得尤为明显（杨帅和温铁军，2010；张玉林，2015）。20 世纪 90 年代中后期以来，地方政府的发展逻辑深刻塑造着村庄的经济和社会形态（周飞舟和王绍琛，2015；焦长权和周飞舟，2016）。

整体来看，侧重地方政府行为视角的研究充分揭示了村庄变迁面临的外部环境，刻画了塑造村庄经济和社会生活的结构条件，尤其是以土地为主轴的分析，敏锐地捕捉到地方政府和村庄的博弈焦点。但是，这一分析尚显不足的地方在于，将地方政府理解得过于“强势”。例如，在地权竞争中，地方政府往往被视作具有压倒性优势的一方。此外，这一研究视角无法解释的问题是，为何同一地方政府对不同村庄的介入程度存在差异？也就是说，村庄自身拥有的谈判空间仍值得进一步挖掘和商榷。

（二）市场化进程：介入手段与基本模式

不同于从地方政府行为视角切入村庄转型和发展的讨论，市场化进程对村庄的全面塑造构成了另一条重要的分析思路。伴随市场化的拓展和深入，国家主导的再分配机制逐渐向市场机制过渡，农村以往的封闭性被打破，村庄由此获得了新的机会结构。这充分体现在农村经济发展水平的区域差异上，市场化程度越高的地区，村庄的整体经济发展水平越高（Nee，1996）。以最早进行市场化探索的南部沿海地区为例，依托毗邻香港的优越位置，南部沿海地区的村庄以股份合作社的形式将农用地集中起来，并通过平整土地和建设厂房等方式“请工业下乡”，在成为外资企业的制造基地的同时，村集体经济也迅速增强（折晓叶，1997）。苏南乡镇企业的勃兴同样依赖于市场化资源配置的推进，以及由此形成的市场需求和空间（Naughton，1994；林毅夫等，2002）。

20 世纪 90 年代中期以后，伴随市场化的全面席卷，村庄被完全吸纳至市场经济之中，并在转型和巨变中分化为多样的形态（王绍光，2008；毛丹，2008）。其中，工业化和城市化无疑是市场力量拓展最重要的两条路径。就工业化而言，基于发展程度和内在结构的差异，传统的村庄既可能在工业竞争中被逐渐淘汰（潘维，2003），也可能向“公司型村庄”（郑风田等，2012）、“以厂带村”（胡

必亮, 2004) 等转变。而从城市化来看, 村庄卷入本地城市化浪潮的程度越深, 越有可能呈现为“城乡接合部社区”(周大鸣和高崇, 2001)、“都市村社共同体”(蓝宇蕴, 2005) 等形态。总而言之, 以工业推进和城市扩张为手段的市场化进程全面改造着村庄的样貌, 并在经济和社会层面推动着村庄的分化。

整体来看, 不同于地方政治视角的讨论, 这一视角更加强调市场化力量对村庄转型的塑造能力。这一解释对于全国层面区域经济差异的分析具有一定的说服力, 比如, 东西部地区村庄存在经济发展水平差异的一个重要原因在于市场化水平不同, 但对于解释同一市场化水平下村庄间的分化却尚显不足。因此, 市场化进程的微观基础仍需要进一步澄清。

(三) 产权构造：理解集体经济分化的内在视角

上述从政治结构和市场化进程两个视角展开的讨论, 均刻画出集体经济发展所面临的结构性环境, 集体经济的形态塑造也确实受制于上述双重因素。但这两个视角的问题在于, 过于外部性的理解忽视了隐藏在政治和经济结构之中的内在要素和逻辑。事实上, 对于差异性的考察需要纳入更加微观的内部视角。正如章奇和刘明兴(2016)对地方经济发展差异的分析, 在宏观的政治结构之外, 地方内部权力分配和精英分化才是形成地方化产权保护进而造成经济发展差异的关键原因。宏观政治和经济力量作用的发挥必须融于社会结构和地方制度之中, 并因地方制度的差异呈现不同的效力。因此, 从微观层面的地方内部结构出发, 进而探讨其与外部政治和经济力量的交织, 成为理解集体经济分化的可能路径。

基于此, 本文尝试基于村庄的产权构造这一维度, 从村庄演变的具体过程出发, 更加内源性地探讨导致经济与社会生活分化的原因与机制。在乡镇企业发展时期, “界定模糊的合作企业”(Weitzman and Xu, 1994)、“二次嵌入”(刘世定, 1999) 等产权理论的提出充分解释了乡镇企业在产权模糊的情况下保持繁荣的机制。20世纪90年代末以来, 伴随乡镇企业的大面积转制, 苏南模式被认为即将走向终结(新望, 2005), 传统的村办企业、镇办企业也逐渐转制为民营企业。但从实践来看, 当下苏南村庄的经济和社会生活仍然根植于乡镇企业时期形成的传统之中, 发展模式的转型并不意味着历史遗产和传统资源的彻底消散。相反, 在近30年的演变中, 历史资源与现行体制通过重新交织, 全面塑造着地方样态与村庄形貌(渠敬东, 2013)。不同村庄在乡镇企业时期所形成的产权构造作为历史资源, 仍然在与国家和市场的互动中构成推动村庄经济转型和分化的重要力量(周飞舟, 2013)。

本文将苏南地区当下村庄分化的原因溯源至乡镇企业时期^①, 探讨不同村庄在乡镇企业时期形成的产权构造如何影响当下的村庄形态, 进而在微观层面勾画苏南经济传统与当下的紧密关联。在此, 本文将从两个维度对村庄的产权构造展开分析: 一是乡镇企业发展时期镇办企业和村办企业的相对规

^① 乡镇企业时期包含两个阶段, 即乡镇企业发展时期和乡镇企业转制时期。乡镇企业发展时期是指从20世纪80年代中期乡镇企业开始兴起, 到20世纪90年代末期乡镇企业大面积转制之前的这段时间; 乡镇企业转制时期是指从20世纪90年代末期乡镇企业开始转制, 到21世纪初期乡镇企业逐渐完成转制的这段时间。本文中, 转制是指乡镇企业产权的变革, 即由集体所有制转为股份制或私有制等形式。

模，以此厘清乡镇和村庄两个层级掌握的工业资源；二是乡镇企业转制时期村办企业的转制方式和转制程度，以此把握转制后村庄所持有的集体资产的产权规模和发展基底。基于这两个维度，本文将从内部视角呈现乡镇企业时期的村庄产权构造对后续集体经济分化的影响机制。

三、研究方法与案例说明

（一）研究方法与调研情况

本文使用的研究方法是案例研究法。作为社会科学研究中的重要方法，案例研究法能够通过对单个或一组案例的观察分析，来达到对某一类现象的理解和认识，其优势在于系统展现因果机制和过程，进而形成在相关知识体系中具有累进性的知识（张静，2018）。

本文调研的案例位于江苏省延陵市，延陵市是苏南地区的县级市，具有深厚的乡镇企业传统和工业基础。目前，延陵市共辖 16 个乡镇（街道），255 个股份经济合作社。2022 年 7—8 月和 2023 年 2 月，笔者以及团队在延陵市围绕集体经济发展展开调研。调研主要使用深度访谈和半参与式观察的方法：一方面，与延陵市政府以及多个乡镇政府的干部深度座谈，并收集农业农村局、工信局等多个部门的相关材料；另一方面，选取延陵市北一镇、北二镇和东风街道三个乡镇（街道）以及多个所辖村庄进行深入调研，对多位政府部门的工作人员、村干部和村民进行深度访谈。本文所使用的数据除特别说明外，均来自笔者在访谈过程中获取的一手资料。

（二）案例说明

就延陵市集体经济收入的构成而言，各村主要依靠土地、厂房和商铺的出租收入。从表 1 来看，在 2020 年与 2021 年，延陵市村均集体经济收入分别为 1311 万元和 1006 万元，其中，以资产出租为主的经营收入分别为 651 万元和 574 万元，所占比重分别是 49.66% 和 57.06%，是村集体经济收入的主要来源。

表 1 2020 年和 2021 年延陵市村均收支构成情况 单位：万元

年份	总收入					总支出				
	合计	经营收入	发包及上交收入	投资收入	补助收入	其他收入	合计	经营支出	管理费用	其他支出
2020	1311	651	58	114	315	173	810	63	218	529
2021	1006	574	46	21	187	178	675	54	257	364

从延陵市乃至整个苏南地区来看，村庄之间的集体经济收入存在着非常显著的差异。根据 2021 年延陵市村庄经济统计数据，各村最低收入为 72 万元，最高收入为 15448 万元。全市村庄的平均收入为 1006 万元，收入标准差达到 1673 万元。其中，年收入在 3000 万元以上的村庄共有 10 个，年收入超过 1 亿元的村庄有 3 个，但也有超过一半的村庄的收入低于全市村庄的平均收入。再以同处苏南地区的鹿城市为例，其下 164 个村庄之间的经济收入差异同样明显。2021 年，鹿城市各村最低收入为 203 万元，最高收入为 3302 万元。全市村庄平均收入为 1020 万元，收入标准差达到 569 万元。基于这两个市的村集体经济数据能够发现，在苏南地区，村庄间经济分化的情况非常明显。

四、分化原因之一：工业资源在镇村两级的产权归属

在 20 世纪 90 年代末乡镇企业大面积转制之后，推动工业化和城市化建设已经成为地方政府发展经济的重要方式，苏南地区开始进入大规模建设工业园区的阶段（洪银兴，2007）。在这一背景下，土地的集中与开发成为工业发展的必备条件。从延陵市土地开发的时间线索来看，可以分为“三集中”和“三置换”两个阶段。2000 年，延陵市开始着手进行“三集中”改革，即人口向镇区集中、工业向园区集中、农田向规模经营者集中，试图通过区域内土地的整理，充分安排二三产业的用地。2008 年，延陵市开始进行“三置换”改革，即农民以土地承包经营权置换城镇社会保障，农村住宅置换城镇安居房、农村居民身份置换城镇居民身份。这两项改革的目标都在于通过土地的集中连片开发，最大化土地资源的效用。在此，地方政府试图实现对全域土地资源的全面支配，村庄则力争保留对既有建设用地的开发权。从当下来看，村庄保留的土地的多少也确实成为村集体经济收入出现差异的重要原因。

基于此，围绕着土地开发以及土地发展权的占有，地方政府和村庄形成了地权竞争关系。这一点，在既往研究中已经有所呈现。而决定双方谈判能力的重要指标，正在于乡镇企业发展时期工业资源在镇村两级主体间的产权归属，即镇办工业和村办工业的相对规模优势。具体而言，如果一个乡镇的镇办工业的规模远高于村办工业，那么，乡镇政府更有能力进行土地连片开发，以乡镇工业园区的形式统筹镇域资源；如果一个乡镇内村办工业的规模远高于镇办工业，那么，村庄便具有较强的谈判能力，土地资源向乡镇政府集中的可能性便更低，村庄主导的村级工业园区因而成为主要开发形式。

本文以北一镇和北二镇作为两类情况的代表进行分析。

北一镇和北二镇属于延陵市的工业强镇。北一镇以纺织业、机械制造业和冶金产业为主，目前共有 15 个行政村和 1 个社区；北二镇以纺织业、生物制药业和机械制造业为主，目前有 9 个行政村和 7 个社区。在 20 世纪 80 年代中期到 90 年代末的乡镇企业发展时期，北一镇和北二镇都形成了较强的工业基础，但两者的产业形态存在着明显差异，北二镇以镇办企业为主，而北一镇以村办企业为主。正如表 2 所示，在 1984 年，北二镇镇办工业的总产值为 3388.3 万元，村办工业的产值为 990.1 万元。1984—1997 年，镇办工业的规模远大于村办工业。在 1988 年，北二镇已经有 32 家颇具规模的镇办企业，固定资产达到 3908.14 万元，职工人数 5850 人。其中，由延陵市毛纺厂发展而来的延陵第一毛纺厂和延陵第二毛纺厂是最重要的两家镇办企业。延陵第一毛纺厂成立于 1986 年，并在 20 世纪 90 年代组建为镇办企业集团“春水集团”。延陵第二毛纺厂成立于 1988 年，并在 20 世纪 90 年代组建为镇办企业集团“碧珠集团”。两家企业发展迅速，到 20 世纪 90 年代末，春水集团已经成为世界领先的精毛纺生产企业，碧珠集团也进入世界毛纺生产企业十强。北一镇的情况则与之相反，1984—1997 年，各村的村办企业发展迅速，村办工业的产值远高于镇办工业，北一镇的工业企业主要散落在村级工业园区。从实践来看，正是由于镇办企业和村办企业在相对规模上的差异，两地的村庄因此在与地方政府的地权竞争中处于不同的位势。

表2 北一镇、北二镇1984—1997年镇办工业与村办工业总产值情况 单位：万元

年份	北二镇		北一镇	
	镇办工业	村办工业	镇办工业	村办工业
1984	3388.3	990.1	5042.3	6927.1
1985	5011	1597	8692.8	11451.6
1986	7036	2135	10554.8	12531.6
1987	9131	2053.7	10852.9	14263.7
1988	12075.5	3704	14362.6	19690.7
1989	16162	4720	14211.6	23918.9
1990	19441	5577.1	18815.9	28272.5
1991	20633	8041	28643.6	49548.3
1992	41495	20122	41402.2	121188.5
1993	63585	35199	66900.2	159474.3
1994	93788	44760	96766	214028
1995	288255	42512	134970	265453
1996	331443	32648	161008.6	250888.3
1997	363025	19412	157887.3	292802.8

（一）乡镇政府主导的工业开发模式

就北二镇而言，由于镇办企业的相对规模远超村办企业，因此，乡镇政府集中掌握着镇域内的大量工业资源，进而在后续的“三集中”和“三置换”改革中拥有绝对的主导权。从实践来看，2000年，北二镇的乡镇企业改制工作正式完成，并在延陵市率先进行“三集中”建设，规划建成7平方千米的工业园区、7平方千米的生态农业区和5.3平方千米的商贸居住区。通过这一改革，全镇的农民住宅用地由原先的5198亩减少至2273亩，水域面积由原先的3924亩缩减至2251亩，工业用地则由原先的2484亩扩大至6000亩。

北二镇之所以能够率先进行“三集中”改革，与其镇办企业的基础紧密相关。这主要体现为两点：其一，就建设能力而言，镇办企业为土地资源的镇域集中提供了基础。一方面，以镇办企业为主的工业布局塑造出“镇强村弱”的权力格局。在有限的资源下，村庄既缺少与地方政府谈判的筹码，也缺乏独立开发和建设村庄工业的诉求和动力，因此，乡镇政府能够较为顺利地进行整体规划和土地集中。另一方面，镇办企业的转制资金为“三集中”改革的推行提供了保障。由于“三集中”改革涉及土地征收、房屋拆迁等事项的赔偿以及安置房社区的建设，因此需要大量资金注入。而春水集团和碧珠集团上缴给乡镇政府的共计8亿元的转制费，为改革的推进提供了较为充裕的建设资金。正是基于这两点，北二镇政府才有足够的能力进行镇域内土地资源的统筹和集中。

其二，就建设动力而言，由于乡镇政府已经形成对镇办企业的依赖，因此，出于长期税收方面的考虑，乡镇政府具有向龙头企业倾斜资源和配置要素的动力。以土地资源为例，2000年之前，在北二镇2484亩工业用地中，春水集团占地891.58亩，碧珠集团占地340亩，两家企业的用地面积几乎占

到全镇工业用地的一半。在企业进一步扩大生产的需求下，通过“三集中”改革，地方政府能够提供更加充足的工业用地。2004年，北二镇大多数企业已经落户到镇工业园区。到2008年，镇工业园区共计有83家企业，占地面积达7.5平方千米，全镇99%的工业投入、98%的工业产值和利税均来自工业园区。

在乡镇政府对镇域内土地资源的统筹和集中下，资源上移的村庄的集体经济收入也因此受到影响。一方面，乡镇企业时期各个村办企业遗留下的厂房和土地被政府征收，原先在村庄生产的企业纷纷另寻他处，厂房和土地的租金锐减；另一方面，在工业用地指标向镇级工业园区倾斜以及分区规划的严格控制下，村庄也不再具有独立进行工业建设的空间和能力。正如北二镇临水村穆书记所说：“北二镇2000年以后开始搞工业园区，集中村级资源。政府已经开始慢慢收缩，将资源集中到镇级层面上了，所以村集体经济的发展就不行了……村里20年间工业（产值）是没有增加的，改善的只是一些公共基础设施。”总而言之，在政府主导的乡镇工业园区的开发模式下，辖区内村庄可自行开发的资源在不断萎缩，集体经济的增长也因此陷入停滞。

（二）村庄主导的工业开发模式

就在同一时间，北一镇并未进行“三集中”建设。相反，其下辖的诸多村庄仍在自行扩张村级工业园区。之所以未进行镇域土地资源的全面集中，与长期以来形成的村办企业的基础紧密相关。一方面，乡镇企业时期形成的村级工业园区使得村庄具有强烈的自主支配和开发本村土地资源的动机与能力；另一方面，无论是继续经营村办企业还是进行转制，企业散落在各村的分布状况使得乡镇政府全面统筹资源的成本显著提升。因此，出于项目资金和村庄阻力等多重因素的考虑，乡镇政府难以进行土地资源的集中，而这一局面反而又为村庄后续的土地开发和企业招引创造了条件。

从具体实践来看，在2000年之后，部分村庄通过无手续占地、先占后审、未批先建等方式将村内耕地转为集体建设用地，进而“出让”给企业，或者自行建设厂房进行出租，由此逐步扩大村级工业园区的规模。正如北一镇江和村柳书记所说：“那时候土地随便拿。比如说，你要来投资，需要20亩土地，我们巴不得你30亩、50亩多拿一些。我们带个会计、带个干部、带个测量人员，三四个人帮你量好，你准备好合同交钱，地就是你的了。1995年的时候土地出让大约只要5万元/亩，村里权力比较大，土地可以自主出让。土地出租的话，以一亩地450公斤粮食为准，按粮食价格形成土地租金，后来考虑到粮食价格可能上升，又提高到了500公斤，也就是以500公斤/亩的价格出租。”同样的情况也见于北一镇清溪村，截至2004年，清溪村合法征用土地342亩，无批文的实际占用土地987亩，其中，市级实际占用土地203亩，镇级用地259亩，村级用地525亩。能够发现，不同于北二镇政府对土地资源的全面统筹，北一镇土地的开发权牢牢掌握在村庄手中。

当然，北一镇并非没有进行过土地集中，2009年，北一镇开始进行“三置换”改革。但与北二镇由政府全面征收和支配土地的模式不同，北一镇的“三置换”改革由村庄主导，整理出的宅基地仍然有部分被作为集体建设用地，归村庄支配。以北一镇清溪村为例，村庄面积2.1平方千米，下辖7个自然村，共计795户3120人。2010年，作为北一镇试点村，清溪村开始进行“三置换”改革，将全

村规划为商贸居住区、工业集中区、三产物流区和生态农业区四个板块。通过联体住宅、小高层等安置房建设，清溪村共置换出 370 亩土地，村庄内的企业进一步集聚在工业园区之内，园区的整体规模也随之扩大。依靠土地和厂房租金，以及企业入股分红，清溪村的集体净资产由 2008 年底的 2781 万元增加到 2012 年底的 3.05 亿元。在这一过程中，清溪村所有的建设资金均为自筹，北一镇政府并未提供资金支持。同样的情况也见于北一镇江和村。在进行“三置换”改革后，江和村的可支配工业用地也明显增加。在目前出租给企业的工业土地中，867.1 亩为国有土地，507.25 亩为江和村所有的集体建设用地。通过这一过程，村庄自身可开发的土地资源被进一步释放，村级工业园区也随之扩张。从整个北一镇来看，在目前所有的 27000 亩工业用地中，有 16000 亩是集体土地，11000 亩是国有土地，这充分展现出村庄对土地资源的掌握程度。

整体而言，乡镇企业时期工业资源在镇村两级的产权归属塑造出两种不同的地方权力格局，进而形成乡镇政府主导的乡镇工业园区建设和村庄主导的村级工业园区建设两种开发模式，前者将村庄的土地资源进行统筹和集中，后者则仍然由村庄自行支配村内的土地资源。在主要依靠出租土地、厂房来获取集体经济收入的情况下，村庄可支配的土地资源的数量成为集体经济分化的关键要素。这一点充分体现在北一镇和北二镇各村集体经济发展的差异中。2020 年，北一镇的村均集体经济收入为 4363 万元，而北二镇的村均集体经济收入仅为 360 万元。

五、分化原因之二：村办企业转制后的产权结构

虽然乡镇企业时期镇办工业和村办工业的相对规模能够解释乡镇之间的集体经济收入差异，但是其无法解释的问题在于，为什么北一镇等乡镇内部的村庄之间仍存在明显的经济分化。以北一镇为例，2021 年，在北一镇的 15 个村庄中，有 5 个村庄的集体经济收入超过 5000 万元，但同样有 5 个村庄的集体经济收入低于 2000 万元。因此，仍需要纳入产权构造的另一指标，即转制时期村办企业的产权结构。具体而言，村办企业的转制越彻底，村庄后续可供开发的资源越少，因而村集体经济收入的来源也便越有限；相反，村庄在集体企业转制时保留越多的资产，村集体经济就越具有开发空间。在此，根据转制的彻底程度，可以将村庄划分为三种类型：第一种是“保守型转制”的村庄，即村办企业转制采用股份合作制的形式，在企业改组时，村集体将村办企业的原有资产作为“集体股”继续持有，仍保留一定的产权；第二种是“保留型转制”的村庄，即村办企业转制采用租卖的形式，村集体将土地、厂房等不动产进行租赁，对机器设备等动产进行拍卖；第三种是“全面型转制”的村庄，即村办企业转制采用一次性拍卖的形式，村集体将村办企业的资产全部作价出售给私人。从实践来看，村庄在转制时期的不同选择同样影响到后续开发和村集体经济的发展。

（一）保守型转制

就保守型转制的村庄而言，其村办企业的基础往往比较深厚，并且村庄和企业之间已经形成紧密的联结。以乌牛镇万山村为例，20 世纪 80 年代，万山村的村办企业已经初具规模，由村化工厂、砖瓦厂等企业共同组成万山工业总厂。自 1987 年开始，万山村连续被评为延陵市明星村，工业总厂的

体量进一步扩大。1994年，在工业总厂的基础上，万山实业集团成立，并在随后连续兼并多家镇办企业。20世纪90年代末，万山实业集团公司被评为国家级乡镇企业集团。万山实业集团的改制工作始于1996年，并最终在2006年完成。从转制方式来看，万山实业集团并未完全与村庄剥离，万山村集体最终持股19.3%。此后，万山村的集体经济收入包括19.3%的股权分红、万山实业集团支付的土地租金、万山实业集团下属的各个子公司的管理费，以及出借给万山实业集团资金所产生的利息。2020年，万山村的村集体经济收入超过3亿元，其中，股权分红是最主要的收入来源。在延陵市，此类村庄还包括北一镇下沙村、冬川村等，这些村庄均持有万山实业集团公司的部分股权。

事实上，在乡镇企业转制时期，具有优质村办企业的村庄并非仅此几个，但不少村集体因种种原因最终完全放弃企业产权，这是万山村等村庄和绝大多数村庄在后续发展上出现差异的关键原因。也正是因为这一点，与依靠厂房和土地出租获取收入的方式不同，万山村等超级村庄集体经济的发展依赖于集团公司的规模，后者的收益越高，村庄的集体经济实力便越强。从组织架构来看，这些村庄的党支部书记往往担任转制后的集团公司董事长，呈现明显的“公司型村庄”（郑风田等，2012）特征。

（二）保留型转制

就保留型转制的村庄而言，其在20世纪90年代转制浪潮中虽然并未继续持有村办企业的产权，但通过租卖的形式，村集体保留了村办企业的部分土地和厂房，进而为后续的发展奠定了基础。从实践来看，转制时期保留村办企业厂房和土地越多的村庄，越有可能形成发展的“雪球效应”。一方面，在工业化和城镇化的迅速推进下，掌握土地和厂房的村庄能够率先吸引企业入驻，从而获得租赁收入，较早地分享工业化和城镇化带来的土地增值收益。另一方面，在获得初步收入之后，村集体能够逐渐改善村庄的基础设施，并通过平整土地和修建厂房继续吸引企业，由此进一步发展和扩建村级工业园区。以北一镇后丘村为例，村庄的工业园区位于西北角，目前有30余家企业入驻，其中大多数企业的所在地块是向村集体租赁使用。从这座村级工业园的发展过程来看，工业园起步于1999年，最早出租给企业的土地和厂房正是原先村办企业的旧址和建筑。后来，伴随市场需求的增多，村集体陆续将旧址东面和南面的土地整理出来进行出租，最终形成现在的园区样态。

从目前来看，村集体对土地的开发和利用已经相当精细化。以北一镇清溪村为例，村庄2022年的集体经济收入主要包括以下方面：第一，土地和厂房等资产的租赁费。其中，集体土地租赁费为每年2.5万元/亩，房屋、标准厂房、商铺的租赁费分别为每年130元/平方米、180元/平方米和120~180元/平方米，员工宿舍的租赁费为每年5000元/间。第二，资源使用费，包括电力设施使用和维护费、转供资源服务费、环境维护费等。以转供资源服务费中的转供自来水为例，企业上交给村庄的每吨用水量的费用比市场价格高出0.1元。第三，社会管理服务费。村庄按照企业销售额的1‰收取，并根据企业的亩均销售额情况对比例进行调整。第四，执行政策调节费。比如，当企业租用村集体土地的全年亩均税收不足一定数额时，需将不足部分在年末补缴给村集体，否则不再续租。从这些项目中能够发现，在资产租赁作为村集体经济主要收入来源的情况下，村集体保留下来的、可自主支配的土地和厂房资源越多，集体经济收入就越高。

（三）全面型转制

相较于保守型转制和保留型转制的两类村庄，全面型转制的村庄最突出的特点在于村办企业转制的彻底性。在 20 世纪 90 年代的转制过程中，部分村集体选择将村办企业资产全部打包出售给个人。从后续发展来看，一次性拍卖的转制方式对集体经济的影响主要体现在两个方面：第一，从存量来看，村办企业资产的一次性买断意味着乡镇企业发展时期的集体积累迅速消失，土地的支配权转向私人手中。第二，从增量来看，转制时期尚未进行全面的工业化和城市化建设，因此，这一时期的资产拍卖价格往往较低，村集体并未充分享受到土地增值收益。而在村办企业转制之后，这笔收入远难以支付迅速增加的土地开发成本，村级工业园区的建设因此受到限制，扩展增量面临困境。

由于缺少土地和厂房，这类村庄的集体经济在后续发展中往往陷入停滞。以北一镇上塘村为例，在 1998 年之后，为响应转制政策，村集体先后将 3 家村办企业出售给私人。虽然得到了一笔转制款，但上塘村集体并未将这笔钱投入到村庄的开发和建设中，因此逐渐错过了发展的黄金期，村集体经济的增长严重受限。对于此种情况，不少村干部都提到，后悔当初没有尽可能保留村集体资产，否则村庄将具有更多的可开发资源。这一点也体现在苏南其他地区相关文件的表述中。可见，如果村集体在转制时期能够保留足够多的村办企业的资产，那么集体经济的后续发展空间就会更大。

整体而言，村庄在转制时期对村办企业的产权处理构成了影响集体经济后续发展的另一维度。从实践来看，转制时期保留越多优质集体资产的村庄，越具有后续开发的能力和潜力；相反，转制越彻底的村庄，则越难以通过对土地等资源的支配和开发实现集体经济的再发展。相较于前文所述的乡镇企业发展时期，工业资源在镇村两级的产权归属对不同镇村集体经济差异的影响，本部分进一步厘清了乡镇内部不同村庄出现经济分化的原因。能够发现，单从地方政府行为和市场化进程两个外部视角出发，难以对集体经济的发展和分化做出有效解释。在同一区域和时段，不同村庄所面临的外部政治经济结构是相似的。但是，从实践来看，相似的政治和经济力量投射到具体的村庄，却并未在集体经济层面展现出相似的效果。事实上，对于集体经济分化的解释，必须以更为内部的视角考虑村庄本身的历史结构和产权构造。正如前文所呈现的，在苏南地区，乡镇企业发展时期形成的产权归属和乡镇企业转制时期形成的产权结构在集体经济的后续发展中发挥着关键作用，村庄内部的产权构造作为主轴，在与外部政治和经济力量的耦合中深刻塑造着具有差异性的集体经济的样态。

六、公共生活方式的分化：集体经济分化的社会效应

在集体经济分化下，村庄的公共生活也呈现不同的样态。具体而言，由于经营方式和持有的经济资源的差异，不同村庄采用不同的模式进行公共生活建设，因而村民的社会生活样貌也呈现多样性。根据建构方式，公共生活可以划分为三种类型：第一种是“单位型公共生活”，即村庄以单位制的形式进行组织，此种类型以万山村、下沙村等超级村庄为主；第二种是“日常连接型公共生活”，即村庄通过推动村民参与日常事务管理、组织细致深入的日常活动等形式将村民凝聚在一起，进而形成一个紧密的生活共同体；第三种是“离散型公共生活”，这类村庄往往“名实分离”，村民多被打散在不同的社区中，村庄的公共生活几近消亡。

（一）单位型公共生活

就以单位制的形式组织公共生活的村庄而言，这类村庄往往具有极强的集体经济实力，属于典型的“超级村庄”。这些村庄往往具有深厚的乡镇企业发展历史，并且在转制时保留了村办企业的部分产权，村庄和企业在相当程度上已经融为一体。这体现在三个方面：第一，从村庄管理来看，这类村庄的家族政治色彩较为明显，家族精英在一定程度上掌握着村庄和集团企业的控制权。第二，从公共建设来看，依托雄厚的集体经济收入，这类村庄在村民的房屋修建、公共基础设施改造方面投入了大量资源，村庄的样貌明显优于其他村庄。第三，从村民生活来看，村民能够享受到远超于其他村庄的高额福利和保障，并且兼具村民、股民、村内企业职工三重身份，对村庄具有极高的认同感。

以万山村为例，由于村集体在乡镇企业转制时期保留了部分原村办企业万山实业集团的产权，因此，伴随万山实业集团的发展，万山村集体经济收入也水涨船高。1995—2005年，万山村共投入4亿元，为800余户村民建设别墅，每户村民可无偿居住。同时，村庄投入2亿元完善村内道路和水电设施，每户村民均可使用免费的水电资源。除此之外，公共设施维修、物业、绿化等费用也全部由村庄承担。在公共福利方面，万山村村民享受的福利和保障水平在延陵市名列前茅。2021年，万山村共支出福利费12514万元，包括村民医疗、文体活动、老年补助、教育补助、困难补助、保险费用等多个方面，村民从生到老均在村内得到了全方位的保障。与此同时，在集团企业的照底下，不少村民在集团或下属的各个子公司中工作。因此，村民既是本村的一员，也兼具企业职工的身份。

整体而言，这类类似于华西村、永联村的超级村庄得益于村办企业产权的保留，并充分利用雄厚的集体经济进行村庄建设。通过公共服务、福利保障、解决就业等方面全面统摄，村庄深度介入村民生活，内部呈现高度的单位制特征，村民对村庄具有强烈的认同感。

（二）日常连接型公共生活

相较于以单位制的形式组织公共生活的超级村庄，以日常生活建构公共生活的村庄虽然不具有前者的经济实力，但其依托于村级工业园区的建设，以土地和厂房出租为收入来源，因而同样具有一定的经济基础。从实践来看，这类村庄呈现三个特征：第一，从村庄管理来看，村民成为工业园区日常管理和运营的重要力量；第二，从公共建设来看，不同于超级村庄对房屋、公共设施的全面包揽，这类村庄往往以半市场化的方式进行公共建设；第三，从村民生活来看，这类村庄提供的福利和保障偏日常化，并注重以日常生活的细节强化村民对村庄的认同。

以北一镇清溪村为例，村庄在乡镇企业转制时期对村办企业土地和厂房等资产的保留成为后续集体经济收入的重要来源。在村级工业园区的运营上，由于企业数量较多，村庄完全交由本村村民组成的物业团队来进行水电设施、公共卫生等方面的管理。由熟悉本村情况的村民进行管理，既有利于提升工业园区的运营效率，同时也能够有效增强村民对村庄经济事务的参与感。在公共建设方面，与完全依靠村庄进行资源投入的模式不同，在有限的经济资源下，清溪村采用半市场化的方式进行建设。以新村建设为例，清溪村共设计99套单体别墅、62套连体别墅、76套高层公寓、532套多层公寓，并分别设定3000元/平方米、2200元/平方米、850元/平方米、600元/平方米的价格。一方面，普通

村民能够以远低于市场的价格购买到新房；另一方面，通过“抽肥补瘦”的方式，村庄也能够实现整体建设资金的平衡。同时，考虑到老年人与子女同住不便的问题，清溪村专门安排了278套老年人住房，有意向的老年人每年只需交纳2680元便可以居住，超过80岁的老人则可以免费入住。在村民生活的福利和保障方面，相较于单位型村庄的全方位包揽，清溪村提供的福利也更偏日常化。除固定的分红、老年人补助之外，村庄还通过日常细节的安排强化着村民对村庄的感受。举例而言，在发放教育补助之外，清溪村统一为本村的孩子提供上学和放学的车辆接送；在新冠疫情期间，村委会提前为每户家庭准备好必备药品，帮助村民渡过难关。这些日常生活中的小事，显著增强着村民对村庄的认同感。

整体而言，清溪村这类村庄得益于村办企业资产的留存和后续工业园区的建设，形成了以租赁土地和厂房为主的较为稳定的集体经济收入来源。相较于万山村等超级村庄通过分房和高额分红等方式进行全面统摄的做法，这类村庄在相对有限的资源下，通过推动村民参与集体经济管理和更为细致与贴近日常生活的方式，塑造村民对村庄这一共同体的认同感和归属感。

（三）离散型公共生活

就呈现离散型公共生活特征的村庄而言，由于这类村庄在发展过程中缺乏可支配和开发的资源，自身没有形成稳定的工业基础，因而，在地方政府征地拆迁的背景下，这类村庄往往面临着被拆散的命运，部分村民进入到安置房社区中，社区逐渐取代村庄。具体而言，离散型公共生活呈现三个特征：第一，从村庄管理来看，由于村庄中的部分村民被拆迁安置，有的村庄甚至已经完全被撤销建制，村民全体搬迁至安置房社区，因此，村委会逐渐被撤销，村民被吸纳至社区管理体系之中。第二，从公共建设来看，在进入社区之后，社区公共服务主要由政府提供，不同社区间的公共建设呈现明显的模板化、均质化特征。第三，从村民生活来看，村民和村庄的纽带日渐松弛，村庄公共生活逐渐消亡。一方面，安置房社区往往由多个行政村的村民混合居住，原先的地缘关系被打破，村民之间的联结也随之减弱；另一方面，在村委会与股份经济合作社彻底分离之后，对于搬迁至新社区的村民而言，当村庄被打破，其股份合作社的社员身份反而被更加凸显，每年的按股分红实质上代替了日渐衰退的村庄公共生活的参与，村民越来越近似于股民。简言之，这类村庄与村民的关系逐渐疏离，村庄公共生活相对匮乏，村民之间的联结也随之减弱。

以北二镇山港村为例，从2002年开始，为满足镇内工业企业的用地需求，北二镇政府开始在山港村进行征地拆迁。由于拆迁进度不同，第一批拆迁的村民被安置到竹山社区，第二批拆迁的村民被安置到松山社区。目前，山港村2/3的村民已经搬进安置房社区。从村民的公共生活来看，由于村民被安置在不同社区，村民之间的互动频率显著下降。即使是安置在同一社区的村民，由于这一社区是由多个村庄的村民拆迁安置组成的，村民彼此之间并不熟悉，因此社区内也很难形成原先的自发组织起来的紧密活动。同时，在搬到安置房社区之后，这部分村民和村庄之间的联系也明显减少。按照村干部的说法，村民在搬出去之后，便很少回村参加活动，原先关系密切的邻里也很少走动，甚至不少村民只有在集体经济组织年度分红时才会露面。

整体而言，伴随空间的割裂，这类村庄的公共生活呈现出明显的离散化的特征。村民之间的连接逐渐减弱，在村村民和搬迁村民之间的关系逐渐疏离，原本紧密的村庄公共生活难以维系。与此同时，对于搬迁村民而言，村庄不再是一个具有归属意义的共同体，而逐渐演变为经济意义上的分红符号，股民身份逐渐掩盖村民身份，村庄公共生活因而失去了存在的根基。

总而言之，集体经济的发展深刻塑造着社会生活，村集体经济的分化也进一步导致村庄公共生活方式的分化。正如前文所述，乡镇企业发展时期工业资源在镇村两级主体的产权归属、乡镇企业转制时期村庄持有的村办企业的产权结构直接影响到村庄当下的经济分化，而这一分化实质上也构成村庄公共生活变迁的推力。

具体而言，村集体经济发展模式和基础的区别，使不同村庄呈现具有差异性的组织管理形态、公共空间样态和村民生活状态，进而塑造出分化的公共生活样态。对于乡镇企业发展时期村办工业发达，且在转制时依旧持有村办企业股权的村庄而言，其集体经济在迅速发展的同时，也形成了一套以单位制组织公共生活的模式。对于乡镇企业发展时期具有相当的村办工业基础，并且在转制时保留一定的厂房和土地资源进而继续扩建村级工业园区的村庄而言，其同样具有一定的经济基础，并且通过推动村民参与工业园区管理等方式建立起村民和村庄在日常生活层面的深度连接。而对于在乡镇企业发展时期村办工业较弱，或转制时期彻底剥离村办企业资产的村庄而言，在地方政府进行土地资源集中等因素的冲击下，村庄集体经济孱弱，原先的村庄空间也被拆散和打破，因而公共生活呈现离散和消弭的状态。

七、结论与讨论

通过对延陵市多个村庄集体经济的考察，本文发现，不同村庄集体经济的分化与其在乡镇企业时期所形成的产权构造的差异紧密相关。在既往关于村庄发展的解释中，地方政府行为和市场化进程两个视角虽然精准刻画了形塑村庄经济的结构性力量，但均无法回答村集体经济在相似的政治结构和市场化水平下为何出现分化这一问题。对于这一点，村庄的产权构造这一维度提供了一条更为内源性的理解思路，乡镇企业发展时期工业资源在镇村两级的产权归属和分布、乡镇企业转制时期村庄持有的村办企业的产权结构作为构成村庄产权构造的两个要件，在集体经济的后续发展中发挥着关键作用。具体而言：一方面，在乡镇企业发展时期，当镇办工业的规模远超村办工业，那么，乡镇政府在后续发展中更有能力和动力通过“三集中”等改革实现土地资源的全面集中和统筹，村庄可自主支配和开发的资源便越少；而当村办工业的规模远超镇办工业，那么，村庄更有动力和能力自行开发本村的土地资源，并通过扩建村级工业园区等方式进一步发展集体经济。这一因素能够解释为何不同乡镇的村均集体经济水平存在差异。另一方面，在乡镇企业转制时期，保留村办企业资产越多的村庄，越具有后续开发的能力和潜力；而转制越彻底的村庄，则越难以通过土地等资源的开发实现集体经济的再发展。这一因素能够进一步解释为何同一乡镇内部村集体经济存在分化。与此同时，集体经济的分化塑造着村庄之间在组织管理形态、公共空间样态和村民生活状态等方面的差异性，进而导致村庄间公共生活方式的分化，并形成了“单位型公共生活”“日常连接型公共生活”“离散型公共生活”三种类

型。能够发现，虽然作为模式的乡镇企业已经终结，但乡镇企业时期仍然与现在存在着诸多关联，潜在但深刻地塑造着村庄当下的集体经济和公共生活。

苏南地区村集体经济分化这一案例在知识层面的累进意义在于，理解村庄经济发展必须纳入一个更为内源性的地方视角，基于村庄自身经济传统和历史基础这一主轴，在村庄内部传统与外部政治和经济等结构性力量的耦合中来分析形塑经济发展的动因。苏南地区村庄的经济传统植根于乡镇企业的发展历史中，在这一历史时期所形成的产权构造和基础并未在后续发展中丧失作用；相反，这一传统持续且强有力地塑造着集体经济的运转方式和具体形态。推言之，不同区域的村庄各有其经济传统，比如，珠三角地区的“前店后厂”模式、温州地区的“小商品、大市场”模式，这些不同的传统在后续发展中往往衍生出不同的经济样态和公共生活。因此，对于当下集体经济的考察，应当回到地方性的传统中进行溯源，并在村庄发展的具体过程中把握内外因素的交织，进而对其具有普遍性和差异性的动因进行动态且细微的剖析，由此进一步深化对农村集体经济的整体理解和认识。

参考文献

- 1.费孝通, 2009: 《江村五十年》，《费孝通全集·第12卷》，呼和浩特：内蒙古人民出版社，第110页。
- 2.高鸣、芦千文, 2019: 《中国农村集体经济：70年发展历程与启示》，《中国农村经济》第10期，第19-39页。
- 3.胡必亮, 2004: 《“以厂带村”与农村发展》，《中国农村观察》第5期，第2-16页。
- 4.韩俊, 2005: 《如何解决失地农民问题——失地农民问题的根源是土地征用制度存在重大缺陷》，《科学决策》第7期，第5-8页。
- 5.洪银兴, 2007: 《苏南模式的演进及其对创新发展模式的启示》，《南京大学学报（哲学·人文科学·社会科学版）》第2期，第31-38页。
- 6.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。
- 7.蓝宇蕴, 2005: 《都市村社共同体——有关农民城市化组织方式与生活方式的个案研究》，《中国社会科学》第2期，第144-154页。
- 8.雷潇雨、龚六堂, 2014: 《基于土地出让的工业化与城镇化》，《管理世界》第9期，第29-41页。
- 9.林毅夫、蔡昉、李周, 2002: 《中国的奇迹：发展战略与经济改革》，上海：上海人民出版社，第175页。
- 10.刘世定, 1999: 《嵌入性与关系合同》，《社会学研究》第4期，第77-90页。
- 11.刘守英, 2014: 《中国城乡二元土地制度的特征、问题与改革》，《国际经济评论》第3期，第9-25页。
- 12.陆学艺、张厚义、张其仔, 1992: 《转型时期农民的阶层分化——对大寨、刘庄、华西等13个村庄的实证研究》，《中国社会科学》第4期，第137-151页。
- 13.毛丹, 2008: 《村庄的大转型》，《浙江社会科学》第10期，第2-13页。
- 14.马铁群、崔伦刚, 2024: 《不同发展模式下共同富裕进程比较》，《江苏社会科学》第5期，第163-170页。
- 15.潘维, 2003: 《农民与市场：中国基层政权与乡镇企业》，北京：商务印书馆，第44-56页。
- 16.渠敬东, 2013: 《占有、经营与治理：乡镇企业的三重分析概念（下）重返经典社会科学研究的一项尝试》，《社会》第2期，第1-32页。

- 17.仇叶, 2020: 《乡村工业化模式与农村土地制度变迁——一项对沿海地区集体经营性建设用地制度的研究》, 《中国农村经济》第4期, 第101-123页。
- 18.折晓叶, 1997: 《村庄的再造: 一个“超级村庄”的社会变迁》, 北京: 中国社会科学出版社。
- 19.孙敏, 2018: 《三个走向: 农村集体经济组织的嬗变与分化——以深圳、苏州、宁海为样本的类型分析》, 《农业经济问题》第2期, 第21-30页。
- 20.王会, 2020: 《沿海发达地区农村集体经济发展的内在性质——从珠三角和苏南农民的地权问题谈起》, 《甘肃社会科学》第4期, 第204-211页。
- 21.王绍光, 2008: 《大转型: 1980年代以来中国的双向运动》, 《中国社会科学》第1期, 第129-148页。
- 22.新望, 2005: 《苏南模式的终结》, 北京: 生活·读书·新知三联书店, 第51-67页。
- 23.杨华、杨姿, 2017: 《村庄里的分化: 熟人社会、富人在村与阶层怨恨——对东部地区农村阶层分化的若干理解》, 《中国农村观察》第4期, 第116-129页。
- 24.杨帅、温铁军, 2010: 《经济波动、财税体制变迁与土地资源资本化——对中国改革开放以来“三次圈地”相关问题的实证分析》, 《管理世界》第4期, 第32-41页。
- 25.张静, 2018: 《案例分析的目标: 从故事到知识》, 《中国社会科学》第8期, 第126-142页。
- 26.张玉林, 2015: 《大清场: 中国的圈地运动及其与英国的比较》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第1期, 第19-45页。
- 27.章奇、刘明兴, 2016: 《权力结构、政治激励和经济增长: 基于浙江民营经济发展经验的政治经济学分析》, 上海: 格致出版社、上海三联书店、上海人民出版社, 第209-229页。
- 28.郑风田、阮荣平、程郁, 2012: 《村企关系的演变: 从“村庄型公司”到“公司型村庄”》, 《社会学研究》第1期, 第52-77页。
- 29.周大鸣、高崇, 2001: 《城乡接合部社区的研究——广州南景村50年的变迁》, 《社会学研究》第4期, 第99-108页。
- 30.周飞舟, 2010: 《大兴土木: 土地财政与地方政府行为》, 《经济社会体制比较》第3期, 第77-89页。
- 31.周飞舟, 2013: 《回归乡土与现实: 乡镇企业研究路径的反思》, 《社会》第3期, 第39-50页。
- 32.周飞舟、王绍琛, 2015: 《农民上楼与资本下乡: 城镇化的社会学研究》, 《中国社会科学》第1期, 第66-83页。
- 33.周黎安, 2018: 《“官场+市场”与中国增长故事》, 《社会》第2期, 第1-45页。
- 34.周其仁, 2004: 《农地产权与征地制度——中国城市化面临重大选择》, 《经济学(季刊)》第4期, 第193-210页。
35. Weitzman, M. L., and C. Xu, 1994, “Chinese Township Village Enterprises as Vaguely Defined Cooperatives”, *Journal of Comparative Economics*, 18(2): 121-145.
36. Nee, V., 1996, “The Emergence of a Market Society: Changing Mechanisms of Stratification in China”, *American Journal of Sociology*, 101(4): 908-949.
37. Naughton, B., 1994, “Chinese Institutional Innovation and Privatization from Below”, *American Economic Review*, 84(2): 266-270.
38. Oi, J. C., 1992, “Fiscal Reform and the Economic Foundations of Local State Corporatism in China”, *World Politics*, Vol.45: 99-126.

Why Villages Differentiate: Investigation of Collective Economy in Southern Jiangsu

ZHANG Wenjun

(National Academy of Chinese Modernization, Chinese Academy of Social Sciences)

Summary: Through an examination of the collective economy of multiple villages in Southern Jiangsu, this paper finds that the property rights configuration formed during the township and village enterprise (TVE) era constitutes a significant factor in the differentiation of the collective economy. Existing research primarily approaches differentiation of the collective economy from two perspectives of political structure and marketization process. While delineating the structural environment faced by the collective economy, it overlooks intrinsic elements and logics within political and economic structures due to their excessively external understanding. Therefore, exploring its interweaving with external political and economic forces from the perspective of the internal structure at the micro level becomes a possible path to understand the differentiation of collective economy.

This paper attempts to use the dimension of village property rights configuration to explore the causes and mechanisms of economic and social life differentiation endogenously, based on the concrete processes of village evolution. Tracing its origins, we can find that two key elements—the ownership attribution of industrial resources at township and village levels during the TVE developmental phase and the property rights structure of village enterprises during the TVE restructuring phase—serve as essential components of the property rights configuration, jointly shaping the current level of village collective economy and causing disparities in income from collective economy among villages within the same region. Specifically, during the TVE developmental phase, when the scale of township-run industry far exceeded that of village-run industry, township governments possessed greater capacity and motivation to comprehensively centralize and coordinate land resources in subsequent development, leaving villages with fewer resources for autonomous control and development. When village-run industry far exceeded township-run industry, villages had greater motivation and capacity to independently develop their land resources and further develop the collective economy through measures such as expanding village-level industrial parks, a factor explaining differences in average levels of collective economy among villages across different townships. During the TVE restructuring phase, villages retaining more assets from village enterprises possessed greater capacity and potential for subsequent development, while villages undergoing more thorough restructuring found it increasingly difficult to achieve redevelopment of the collective economy through the development of land and other resources, a factor further explaining the differentiation of village collective economy within the same township. Differences in development models of village collective economy and economic foundations cause villages to exhibit differentiated organizational management patterns, public space configurations, and villager livelihood conditions, thereby shaping differentiated public lifestyles and forming three types: “unit-based public life”, “daily-connected public life”, and “discrete public life”.

Overall, examining the contemporary rural collective economy should incorporate internal perspectives and historical dimensions, requiring a deeper understanding of collective economy development and transformation based on tracing village economic traditions and analyzing specific processes over the long term.

Keywords: Collective Economy; Village Differentiation; Property Rights Configuration; Public Life

JEL Classification: L52; P32

(责任编辑：小林)

工资保障政策实施如何稳定农民工收入

郑旭刚 周闯 张抗私

摘要:保障劳动权益、稳定农民工收入是实现共同富裕的重要途径。本文以《国务院办公厅关于全面治理拖欠农民工工资问题的意见》的政策扩散为准自然实验,使用中国流动人口动态监测调查数据和双重差分方法评估工资保障政策实施对农民工收入不确定性的影。研究发现:工资保障政策实施能有效治理企业拖欠工资行为,使农民工收入的不确定性明显下降。与传统劳动保护制度依赖事后法律威慑不同,工资保障政策实施可以通过营造工资支付的诚信社会环境和改善工资支付的监管环境,加强对事前合规和事中审查的监管,利用声誉和监管机制治理企业拖欠工资行为,进而降低农民工的收入不确定性。异质性分析表明,工资保障政策实施降低农民工收入不确定性的效果在受教育水平高、城市居住年限长和家庭规模大的农民工中更明显。进一步分析发现,用工企业并没有采用解雇、延长工作时间或降低工资等不利于农民工利益的方式应对工资保障政策的实施,而且,农民工的劳动力市场参与度有所提高。

关键词:共同富裕 工资保障 农民工 收入不确定性

中图分类号: F246; F247 文献标识码: A

一、引言

保障农民工工资支付,既事关民生福祉,也关系共同富裕目标的实现。党的二十届三中全会强调,要解决好人民最关心最直接最现实的利益问题,不断满足人民对美好生活的向往。然而,受人力资本不足和户籍制度的限制,农民工在劳动力市场长期处于弱势地位,劳动权益没有得到充分保障,农民工工资时常面临被克扣和被拖欠的风险(章政等,2020;吴业苗,2025)。工资被拖欠使农民工的收入面临较强的不确定性,不仅抑制了农民工的消费能力,不利于其实现向市民身份的转变,也会扩大收入差距、加剧贫富分化,使中等收入群体的规模无法有效扩大(杜鹏程等,2018)。党中央历来高度重视农民工工资保障问题,《中共中央 国务院关于实施就业优先战略促进高质量充分就业的意见》强调,要依法保障劳动者获得劳动报酬,促进劳动报酬合理增长,完善劳动者工资决定、合理增长、

[资助项目] 国家社会科学基金重点项目“青年就业新动向、新问题及其政策机制研究”(编号:24AJY021)。

[作者信息] 郑旭刚、周闯(通讯作者)、张抗私,东北财经大学经济学院、东北财经大学劳动就业与人力资本开发研究中心,电子邮箱:zc020507@163.com。

支付保障机制^①。共同富裕是社会主义的本质要求。实现共同富裕，不仅要确保劳动者的工资持续增长，而且要使劳动者能按时足额地获取工资。改善农民工的收入状况，解决农民工因收入不足而难以满足自身教育、医疗等发展性需求的问题，是夯实共同富裕之路的重要举措（李梦娜等，2023）。解决农民工的“忧薪”事，保障农民工工资支付，是在发展中保障和改善民生的关键环节。为保障农民工工资支付，解决拖欠工资问题，2016年1月，《国务院办公厅关于全面治理拖欠农民工工资问题的意见》（以下简称《治理拖欠工资意见》）发布。该文件针对农民工工资支付问题提出了全面的治理措施，旨在从源头上预防和解决拖欠农民工工资问题，保障农民工的合法权益。与《中华人民共和国劳动合同法》（以下简称《劳动合同法》）、《中华人民共和国社会保险法》（以下简称《社会保险法》）等通过强化事后威慑的制度设计不同，工资保障政策更强调加强事前合规和事中审查，倡导利用声誉和监管机制，降低社会对不诚信行为的容忍度，从而规范企业的工资支付行为，维护农民工劳动权益。基于此，本文着重考察工资保障政策实施能否稳定农民工收入及其内在机制。

回答上述问题，需构建测度农民工收入稳定性的指标。事实上，关于稳定劳动者收入的研究并不罕见。已有研究多用收入不确定性指标反映劳动者的收入稳定性。测度收入不确定性的方法主要有四类：一是代理变量法。该方法使用相对易于获取的变量衡量收入不确定性，如失业率（周京奎，2011）、劳动合同（Vignoli et al., 2012）等，但面临测度的间接性和单一性问题。二是差额法。该方法根据收入的实际值与趋势值的差额衡量收入不确定性，如当期收入与持久性收入的差额（罗楚亮，2004），但无法将可预期的收入波动剔除。三是问卷调查法。该方法采用个体对收入不确定性的感知程度（Guiso et al., 1992）、对工作稳定性的满意程度和对失业风险的担心程度（Hanappi et al., 2017）衡量收入不确定性，但可能包含过强的主观因素且无法长期追踪。四是组内方差近似法。该方法使用分组计算的收入或消费的方差（或标准差）衡量收入不确定性，如家庭收入或对数收入的方差（罗楚亮，2004；尹志超等，2022）。该方法因适用的广泛性而被普遍采用，但仅能测度收入不确定性的某一具体方面，在实际应用中还需使用其他指标加以验证。收入不确定性对微观家庭决策和宏观经济的影响也是学术界关注的焦点。在微观家庭决策方面，收入不确定性会影响消费（罗楚亮，2004）、住宅权属选择和住宅特征需求（周京奎，2011）。在宏观经济方面，当家庭面临的收入不确定性增强时，其理性选择是增加流动性资产的持有量，减少风险资产的投资（Scholz et al., 2006; Angerer and Lam, 2009），从而引发总需求减弱、储蓄升高和经济下滑等现象，并对收入和消费不平等产生影响（Haider, 2002; Blundell et al., 2008）。此外，一些研究关注了收入不确定性的影响因素，发现个体的健康状况、社会资本、职业技能（孙学涛等，2017），以及互联网金融的发展均会影响收入不确定性（尹志超等，2022）。

在劳动者权益保障方面，已有文献探讨了《劳动合同法》、《社会保险法》和最低工资制度等劳动者权益保障制度对劳资双方的影响，如对劳动合同签订率和社会保险参保率（Li and Freeman, 2015）、企业用工形式（刘贯春等，2021；王欢欢等，2022）、农民工生活福祉（程名望和韦昕宇，2024）的

^① 《中共中央 国务院关于实施就业优先战略促进高质量充分就业的意见》，https://www.gov.cn/gongbao/2024/issue_11646/202410/content_6980867.html。

影响。然而，这些劳动者权益保障制度并非专门针对农民工，基于这些制度开展的相关研究没有考虑农民工劳动权益保护的特殊性。同时，少有文献关注由拖欠农民工工资引发的收入不确定性问题。农民工劳动权益保障涉及农民工自身、用工企业和地方政府等多个主体的利益博弈。由于以行政手段为主的传统措施存在一定局限性，拖欠工资问题长期无法得到有效解决（章政等，2020）。不同行业和不同单位性质的农民工面临的工资拖欠风险不同（王美艳，2006），企业失信违法成本低、政府监管方式滞后和社会守信激励不足是产生拖欠工资问题的重要原因（章政等，2020）。关于工资保障政策的影响，刘斌等（2022）发现，工资保障政策实施后，建筑公司会将农民工工资支付引致的现金压力转移至业务关联方，受影响较大的房地产企业为缓解资金压力倾向于降低投资水平。

综上所述，现有文献主要存在以下不足：第一，现有文献主要从个体特征、区域特征等角度探讨劳动者收入不确定性的成因，忽略了劳动者权益保障制度在稳定收入方面的作用。工资保障政策的目标是保障农民工工资支付，解决农民工工资拖欠问题，但少有研究对该政策的直接目标展开分析。第二，已有研究主要关注最低工资制度、《劳动合同法》和《社会保险法》等侧重事后追责的劳动者权益保障制度对劳动者就业福利的影响，忽视了事前合规和事中审查环节在保障劳动者权益中的作用。

与已有文献相比，本文的边际贡献体现在如下方面：第一，为劳动者权益保障制度经济效果评估提供新的研究框架。本文基于《治理拖欠工资意见》印发后的政策扩散环境，考察工资保障政策实施通过完善事前合规和事中审查机制从而在稳定农民工收入方面所发挥的作用。这不仅能为考察劳动者权益保障制度经济社会效应的相关研究提供新的评估框架，也能从事前合规和事中审查角度丰富劳动者权益保障制度评估的研究成果。第二，创新性地将政策扩散的思路引入政策评估领域。基于中央政府统筹规划、地方政府具体落实的特点，本文将《治理拖欠工资意见》从中央到地方的政策扩散过程作为准自然实验，政策扩散思路的引入能够为公共政策评估方案提供新思路。第三，为分析劳动者收入不确定性的成因提供新视角。本文从劳动者权益保障视角出发，考察工资保障政策实施能否帮助农民工稳定收入，降低收入不确定性，可充实劳动者收入不确定性的研究成果。第四，扩充协同实现共同富裕和高质量充分就业的政策工具箱。本文将共同富裕的内涵从提升低收入群体的增收能力拓展至稳定低收入群体的收入预期，在深化共同富裕内涵的基础上，创新性地探讨工资拖欠问题的治理对农民工收入不确定性的影响，对协同实现共同富裕和促进高质量充分就业有重要借鉴意义。

二、制度背景与理论分析

（一）制度背景

由于议价能力低和劳动保护缺位，农民工在城市劳动力市场中处于弱势地位，其工资常被企业拖欠。为此，2003年，《国务院办公厅关于切实解决建设领域拖欠工程款问题的通知》发布，旨在解决建设工程领域拖欠工程款和拖欠农民工工资问题。不过，拖欠工资问题不仅存在于建设工程领域，在其他行业也同样存在。因此，《国务院关于解决农民工问题的若干意见》和《国务院办公厅关于切实解决企业拖欠农民工工资问题的紧急通知》等文件相继出台，要求开展工资支付情况专项检查，建立工资支付保障制度。然而，由于欠薪成因复杂并且缺乏有效的监管措施，拖欠农民工工资问题并没有

立即得到明显缓解（刘斌等，2022）。2015年，被拖欠工资的农民工人均被拖欠工资9788元，比2014年增长2.9%^①。为切实保护农民工的劳动权益，国务院办公厅于2016年1月发布《治理拖欠工资意见》，要求健全源头预防、动态监管、失信惩戒相结合的保障体系，以期根本性地遏制欠薪问题。

《治理拖欠工资意见》虽属指导性文件而非强制性法律条文，但通过建立完善的责任机制和考核体系，在晋升激励与行政指令的双重作用下，有效确保了地方政府的政策执行力，在治理拖欠农民工工资问题上取得了积极成效。截至2016年，相关部门共为149.6万名农民工追讨欠薪140.3亿元，人社部门共向公安部门移送涉嫌欠薪犯罪案件5079件，公安部门立案3595件，法院一审审结1890件^②。国家统计局数据显示，2016年，被拖欠工资的农民工人数为236.9万人，比2015年下降14.1%；被拖欠工资的农民工比重为0.84%，比2015年下降0.15个百分点，比2008年下降3.26个百分点^③。截至2020年12月，各级工会配合有关部门共为509.86万农民工追回被拖欠工资532.51亿元^④，拖欠农民工工资问题得到明显遏制。

（二）工资保障政策的扩散路径

作为政策制定与执行的关键环节，政策扩散会影响政策实施的效果。政策扩散是指某项政策按照特定路径在地区或部门间传播，最终被其他地区或部门采纳的过程（张楠等，2023）。在多层级政府组织治理模式下，中央政府主导的政策扩散模式较为常见，即中央政府用行政命令要求地方政府采纳或落实特定政策。在这种模式下，地方政府虽然能自主进行政策创新，但会面临不被中央政府认可的风险。中央政府出台某项政策，既向地方政府施加了政策执行的压力，督促地方政府出台相关配套政策，也提高了地方政府实施政策的合法性。因此，地方政府更愿意结合本地实际进行政策创新，最终实现政策的完善和有效落实。

为刻画《治理拖欠工资意见》自上而下推广的政策扩散过程，本文在北大法宝数据库以及各政府门户网站中进行检索，手动整理了31个省级行政单位和290个地级市出台的与解决拖欠农民工工资问题相关的政策。图1展示了按年份统计的政策数量及政策扩散曲线。由图1（a）可以看出，国务院及各部委围绕解决拖欠农民工工资问题出台政策的过程可分为三个阶段：2003—2009年为起步阶段、2010—2014年为深化阶段、2015年至今为持续加强阶段。由图1（b）和（c）可知，2016—2018年是政策扩散的主要年份，政策数量呈陡峭上升趋势，与政策扩散理论的S型累计分布曲线吻合。2016年1月，《治理拖欠工资意见》印发，此后，政策扩散效应迅速显现。河北省和海南省等省级行政单位在《治理拖欠工资意见》印发后的1至2个月内迅速响应，出台了各自的治理方案。截至2016年9

^①资料来源：《2015年农民工监测调查报告》，https://www.gov.cn/xinwen/2016-04/28/content_5068727.htm。

^②资料来源：《人社部副部长邱小平：我国为农民工追讨欠薪140.3亿元》，https://www.guancha.cn/minsheng/2017_03_14_398771.shtml。

^③资料来源：《部际联席会议部署治欠保支工作》，https://www.gov.cn/xinwen/2017-03/14/content_5177351.htm。

^④资料来源：《全总：五年来为农民工追回被拖欠工资500多亿元》，https://www.gov.cn/xinwen/2020-12/23/content_5572821.htm。

月，全国已有 27 个省级行政单位出台了《治理拖欠工资意见》的配套政策。各地级市主要在《治理拖欠工资意见》印发后的 10 至 12 个月内出台了相关政策。这表明，农民工工资保障政策的扩散过程呈现典型的“压力一回应”式纵向扩散模式，中央政府在其中充当引导者的角色，地方政府负责相关政策的具体落实（张楠等，2023）。

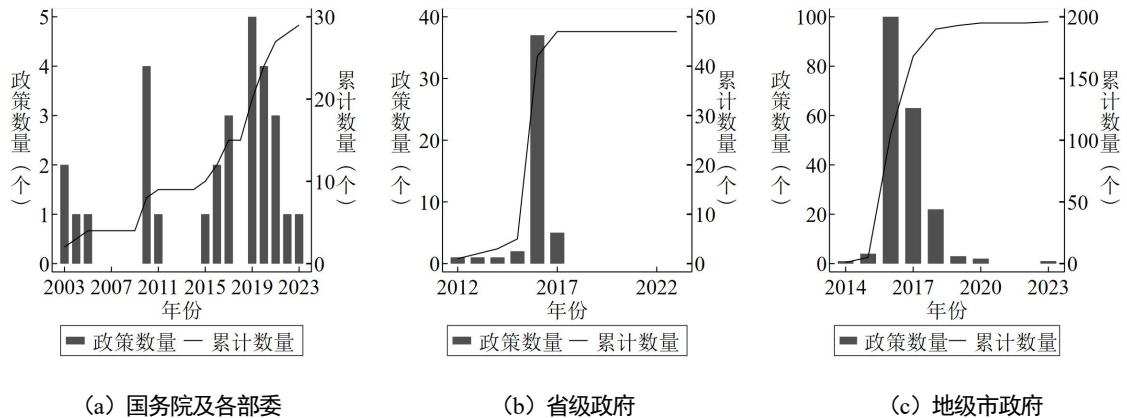


图1 各层级政府出台的《治理拖欠工资意见》配套政策的数量

（三）工资保障政策实施影响农民工收入不确定性的理论分析

用工企业是否拖欠工资，取决于其在拖欠工资和按时足额发放工资情况下所获期望收益的比较。参考 Becker (1968) 的研究，本文基于数理模型展开分析。当以下不等式成立时，企业为获得更高的期望收益会拖欠农民工工资。

$$(1-b)K - bC(L) > S \quad (1)$$

(1) 式中： b 表示企业拖欠工资被处罚的概率， K 表示企业拖欠工资的预期收益， L 表示地区执法强度， $C(L)$ 表示企业在拖欠工资的情况下受到处罚而付出的成本， S 表示企业按时足额发放工资的预期收益， $(1-b)K - bC(L)$ 表示企业拖欠工资的净收益。受户籍身份和人力资本不足的影响，农民工进入城市后主要在收入较低并且缺乏社会保障的次级劳动力市场就业（周闯等，2024）。由于对就业岗位信息缺乏了解，他们的整体议价能力较弱。在信息不对称的情况下，监管部门无法有效监管企业的工资支付行为，企业拖欠工资受到处罚的概率较小，这会使企业在拖欠工资时能获得更高的净收益，即 (1) 式更易成立。此时，企业为获得更高的净收益，倾向于拖欠农民工工资，农民工面临较高的收入不确定性。工资保障政策实施后，地方政府逐步加大对企业的工资支付行为的监管力度，这对企业施加了“硬约束”，提高了企业拖欠工资被处罚的概率和所付出的成本。此外，工资保障政策要求地方政府建立拖欠工资的企业“黑名单”制度，营造诚信社会环境，利用声誉机制使不诚信企业在商业信用融资、生产经营等方面遭受潜在收益损失，这对企业施加了“软约束”，减少了企业拖欠工资的预期收益。“硬约束”和“软约束”的共同作用使企业拖欠工资时的净收益下降，企业会减少拖欠农民工工资的行为，进而降低农民工收入不确定性。

基于此，本文提出研究假说 H1。

H1: 工资保障政策实施能减少企业拖欠农民工工资行为，降低农民工的收入不确定性。

制度能约束个体和组织的关系，有助于减少交易过程中的不确定性，提高经济运行效率。在中国传统文化的演进过程中，伦理规范、道德观念等非正式制度对个体行为和经济社会变迁产生了深远影响。因此，探寻解决拖欠农民工工资问题的有效路径，需充分发挥正式制度和非正式制度的双重作用。

正式制度能通过其强制性约束企业的不诚信行为。监管是政府部门为保障利益相关者权益、依据法律法规采取的对市场主体的制约与激励行为（王俊豪，2021）。劳有所得不仅是劳动者基本生存权益的体现，也关系社会公平正义。若农民工工资被企业拖欠，他们的基本生存权益就无法得到保障，社会和谐稳定也将面临较大挑战。因此，政府需对企业的工资支付行为进行监管。工资保障政策要求健全工资支付监控和保障制度，完善企业工资支付监控机制，相关部门要对辖区内企业工资支付情况进行日常监管，重点监控发生过拖欠工资的企业。此外，工资保障政策还要求建立和完善欠薪预警系统，定期对重点行业企业进行研判，发现欠薪隐患要及时采取防范措施。这些举措加强了对企业工资支付行为的事中监管，能有效制约企业损害农民工权益的行为，对企业施加“硬约束”，从而降低农民工的收入不确定性。

基于以上分析，本文提出研究假说 H2。

H2: 工资保障政策实施通过改善工资支付的监管环境，减少企业的拖欠工资行为，降低农民工的收入不确定性。

与正式制度不同，以诚信文化为代表的非正式制度能通过价值引导、惩戒监督和传递内化三种机制潜移默化地对企业形成约束。第一，根据信号理论，良好的信用评价结果能向市场传递官方认可的信号，帮助企业与上下游企业等外部主体建立互信关系，进而获取更多资源。工资保障政策的实施要求相关部门将企业的工资支付状况作为诚信评价的重要依据，建立拖欠工资企业“黑名单”，定期向社会公开，并将企业的工资支付状况纳入征信系统和信用信息公示平台，实现企业信用信息的互认共享。该措施旨在通过价值引导的方式规范企业行为，企业为避免声誉、信任等社会资本的损失，会减少拖欠工资行为。第二，工资保障政策也强调，要加强对企业失信行为的惩戒监督力度，对失信企业在政府采购、融资贷款和市场准入等方面依法予以限制，提高企业失信成本。这些措施的目的在于通过惩戒监督机制，完善政府负责、行业监管、社会参与和企业配合的信用治理格局，进而形成全国范围内“一处拖欠、处处受限”的联合惩戒模式（章政等，2020）。第三，社会学习理论强调，个体的行为决策易受到群体中其他个体的影响，并倾向于模仿其他个体的行为（Charness and Sutter，2012）。诚信文化建设能引导企业自觉遵守规则，并通过传递内化的方式对周边其他企业产生规范行为的作用（吴武清和洪振瀚，2024）。因此，工资保障政策实施有助于营造诚信社会环境，并使诚信文化在企业间传递与内化，通过声誉机制对企业施加“软约束”，潜移默化地规范企业的工资支付行为，从而降低农民工的收入不确定性。

基于以上分析，本文提出研究假说 H3。

H3: 工资保障政策实施通过营造工资支付的诚信社会环境，减少企业的拖欠工资行为，降低农民工的收入不确定性。

三、研究设计

（一）数据来源

本文使用的微观数据来自中国流动人口动态监测调查（China Migrants Dynamic Survey，以下简称CMDS）。该调查是中国流动人口方面规模最大、信息最全的调查，迄今为止公布了2009—2018年的调查数据。自2012年开始，CMDS的抽样设计方式和调查对象发生了改变，并在后续年份保持一致。为了使研究结果具有可比性，本文使用2012—2018年的数据进行分析。此外，《劳动合同法》和《社会保险法》均在2012年之前出台，采用2012—2018年的数据进行分析，可以排除两部法律的实施对研究结果的干扰。本文的研究对象是农民工，因此，在样本范围的界定上，本文只保留户口性质为农业户口的流动人口，并将年龄界定为16~65岁，同时剔除调查时未就业和就业身份为家庭帮工的个体。为避免异常值对结果的影响，本文将农民工收入进行1%和99%的双侧截尾处理。城市层面的宏观数据来自2013—2019年的《中国城市统计年鉴》。通过将城市层面的宏观数据与微观数据匹配，本文得到了7年的混合截面数据，最终观测值为613898个。

中央政府出台政策、地方政府结合实际情况落实与执行政策，这种扩散过程不仅为政策扩散领域的研究提供了启示，也为政策评估领域的研究提供了思路。为此，本文依据《治理拖欠工资意见》的政策扩散过程构建准自然实验，分析工资保障政策实施对农民工收入不确定性的影响。本文在北大法律信息网（北大法宝）、威科先行法律信息库、政府官方网站中查找了微观数据涉及的294个城市^①出台工资保障政策的时间。为全面准确地刻画《治理拖欠工资意见》的扩散过程，本文将各城市首次出台符合下列条件的政策文件的时间确定为工资保障政策的出台时间：第一，政策文件的发文主体为各城市的政府部门；第二，政策文件的标题需直接与“治理拖欠农民工工资”相关，或政策文件中明确指出参照《治理拖欠工资意见》制定该政策；第三，政策文件要能体现政府部门的行政意志，因此，文件类型应为法规、规划、通知、办法或意见，不包含批复、答复、函件、地方政府转发的国务院办公厅政策文件。

（二）识别策略

由于各城市出台工资保障政策的时间不同，本文采用交错双重差分方法进行分析，构建的计量模型如下：

$$Sdincome_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 Safe_{ct} + \alpha_2 X_{ict} + \alpha_3 Z_{ct} + \lambda_c + \gamma_{nt} + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

(2)式中： i 表示个体， c 表示城市， t 表示年份， n 表示省份。 $Sdincome_{ict}$ 为被解释变量，代表农民工的收入不确定性。 $Safe_{ct}$ 为核心解释变量，代表工资保障政策实施情况，城市出台工资保障政策后该变量取值为1，否则取值为0。本文重点关注工资保障政策从中央政府到各地方政府的扩散与落实过程，因此，将出台相关配套措施、落实工资保障政策的城市设置为处理组，将其他城市设置

^①294个城市包含4个直辖市和290个地级市，后文将直辖市与地级市统称为城市。

为控制组。由于 CMDS 在每年的 5 月开展, 而且, 在收入方面询问的是被调查者上个月的收入情况, 因此, 本文以 4 月 1 日为界将政策时点进行划分。如果城市在当年的 4 月 1 日或之前出台工资保障政策, 则 $Safe_{ct}$ 在当年及后续年份取值为 1; 如果城市在当年的 4 月 1 日后、下一年份的 4 月 1 日或之前出台工资保障政策, 则 $Safe_{ct}$ 在当年取值为 0, 在后续年份取值为 1。 X_{ict} 是个体层面控制变量, Z_{ct} 是城市层面控制变量。 λ_c 表示城市固定效应, 以控制城市层面的不变特征对农民工收入不确定性的影响。 γ_{nt} 为省份 \times 年份固定效应, 以控制省份层面的经济特征以及工资保障政策在扩散过程中不同省份落实的差异对农民工收入不确定性的影响。 ε_{ict} 为随机误差项, 标准误聚类在城市 \times 年份层面。

已有研究多使用组内标准差近似法测量收入不确定性, 在样本量受限的情况下, 为降低计算组内收入标准差时的样本损失, 该方法通常先根据单一分组变量分别计算各组收入对数值的标准差, 再通过加总或连乘的方式对各标准差进行聚合, 从而得到收入不确定性的测度指标(罗楚亮, 2004; 尹志超等, 2022)。CMDS 数据具有样本量庞大的优势, 即使同时根据多个变量进行分组, 观测值也不会有较大损失。为此, 本文在已有文献的基础上进行如下改进: 基于年份、年龄、受教育年限和就业特征构建多维交叉分组, 在各细分组内直接计算收入对数值的标准差, 以得到的标准差来测度收入不确定性。该方法能够突破传统单一维度的分组限制, 不需要采用间接的加总或连乘方式对各标准差进行聚合, 因此, 能够更全面、更准确地捕捉收入不确定性的特征。在本文的分组设计中, 就业特征包括就业身份(受雇赋值为 1, 自雇赋值为 0)、行业性质、职业类型、单位性质, 这样能更准确地反映不同就业情境下农民工的收入不确定性。

个体层面的控制变量除包括计算收入标准差的分组变量外, 还包括性别(男性赋值为 1, 女性赋值为 0)、年龄平方(年龄的平方除以 100)、流动范围(跨省流动赋值为 1, 省内流动赋值为 0)、民族(汉族赋值为 1, 非汉族赋值为 0)、婚姻状况(同居或已婚赋值为 1, 未婚、离婚和丧偶赋值为 0)、家庭规模(家庭人口数, 单位为人)、流入地居住年限(单位为年)。城市层面的控制变量包括经济发展水平(地区生产总值的自然对数值)、人口规模(地区常住人口数的自然对数值)和政府支出水平(地方财政一般预算支出与地区生产总值的比值, 单位均为亿元)。

本文以收入不确定性指标的中位数为界对样本进行划分, 将大于中位数的样本归为高波动组, 将小于等于中位数的样本归为低波动组, 并分别对两个组别的变量进行描述性统计。表 1 和图 2 给出了统计结果。从表 1 来看, 低波动组农民工平均年龄约为 32.57 岁, 平均受教育年限为 9.91 年, 受雇比例为 85%; 高波动组农民工平均年龄约为 36 岁, 平均受教育年限为 9.38 年, 受雇比例为 35%。由图 2(a)可知, 在生产制造业中, 低波动组农民工占比较高, 而在较容易拖欠工资的住宿餐饮和采掘建筑等行业中, 高波动组农民工占比较高。由图 2(b)可知, 农民工的主要职业是生产人员和服务人员, 在生产人员中低波动组农民工占比较高, 在服务人员中高波动组农民工占比较高。由图 2(c)可知, 在私营单位中低波动组农民工占比较高, 在个体工商户中高波动组农民工占比较高。与个体工商户相比, 私营单位通常具有明确的规章制度, 劳动者的权益更易受法律和司法体系的保护, 因此, 劳动者被拖欠工资的可能性较低。综上所述, 与低波动组农民工相比, 高波动组农民工年龄更大、更缺少人力资本、在劳动力市场上议价能力更低, 从事的职业、就业的行业和单位更容易发生工资拖欠现象。

表 1

主要变量的描述性统计

变量	低波动组				高波动组			
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
收入不确定性	0.278	0.083	0	0.378	0.498	0.128	0.378	5.865
工资保障政策实施	0.111	0.315	0	1	0.139	0.346	0	1
年龄	32.572	9.424	16	65	35.996	8.792	16	65
受教育年限	9.912	2.785	0	19	9.381	2.506	0	19
性别	0.581	0.493	0	1	0.570	0.495	0	1
年龄平方	11.497	6.654	2.560	42.250	13.730	6.534	2.560	42.250
流动范围	0.549	0.498	0	1	0.476	0.499	0	1
民族	0.931	0.254	0	1	0.938	0.242	0	1
婚姻状况	0.766	0.424	0	1	0.902	0.297	0	1
家庭规模	2.767	1.252	1	10	3.219	1.100	1	10
流入地居住年限	4.115	4.538	0	57	5.454	5.288	0	51
经济发展水平	7449.183	6965.943	150.010	32679.860	6241.418	6615.158	150.010	32679.860
人口规模	708.918	585.532	19.800	3404.000	659.024	551.429	19.800	3404.000
政府支出水平	0.166	0.143	0.044	2.223	0.188	0.170	0.044	2.223
观测值	306953				306945			

注: 经济发展水平和人口规模展示的是原值, 单位分别为亿元和万人, 在回归中则取对数。受教育年限折算方式为: 未上过学=0, 小学=6, 初中=9, 高中或中专=12, 大学专科=15, 大学本科=16, 研究生=19。

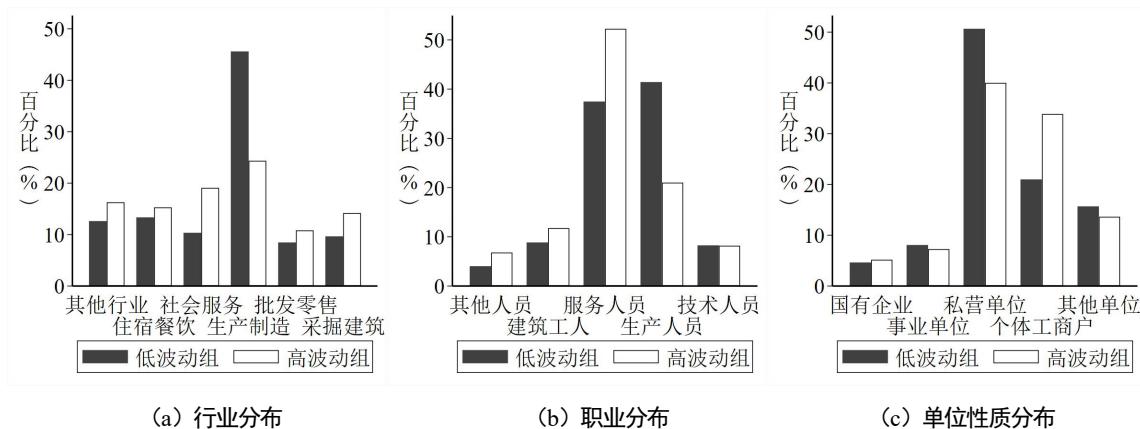


图 2 不同组别农民工的行业、职业和单位性质分布

四、实证结果

(一) 基准回归结果

表 2 给出了基准回归结果。表 2 (1) 列控制用以计算收入不确定性指标的各分组变量, 包括年龄、受教育年限和就业特征, 表 2 (2) 列加入其他个体层面的控制变量, 表 2 (3) 列则进一步加入地区层面的控制变量, 表 2 (4) 列将随机误差项的聚类层级由城市×年份层面提升至城市层面。在表 2

前(3)列的回归结果中,工资保障政策实施变量的系数都在1%的水平上显著。将随机误差项聚类层级提升至城市层面后,工资保障政策实施变量的系数依然显著。因此,与未落实工资保障政策的城市相比,落实工资保障政策城市农民工的收入不确定性显著下降。从表2(3)列的估计结果看,工资保障政策实施变量的回归系数为-0.003。2012—2018年,农民工收入不确定性均值的最小值为0.36,最大值为0.440,差异约为0.080。由此可知,工资保障政策实施使农民工收入不确定性下降的程度约为年均值变动的3.75%。可见,积极落实中央工资保障政策的城市能有效治理企业拖欠农民工工资行为,降低农民工的收入不确定性,即工资保障政策实施发挥了稳定农民工收入的作用,假说H1得到验证。

表2 基准回归结果

变量	收入不确定性							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
工资保障政策实施	-0.003***	0.001	-0.003***	0.001	-0.003***	0.001	-0.003**	0.001
年龄	0.001***	0.000	0.002***	0.000	0.002***	0.000	0.002***	0.000
受教育年限	-0.003***	0.000	-0.003***	0.000	-0.003***	0.000	-0.003***	0.000
性别			-0.003***	0.000	-0.003***	0.000	-0.003***	0.001
年龄平方			-0.003***	0.000	-0.003***	0.000	-0.003***	0.000
流动范围			-0.000	0.001	-0.000	0.001	-0.000	0.001
民族			-0.000	0.001	-0.000	0.001	-0.000	0.001
婚姻			0.005***	0.001	0.005***	0.001	0.005***	0.001
家庭规模			0.001***	0.000	0.001***	0.000	0.001***	0.000
流入地居住年限			0.000***	0.000	0.000***	0.000	0.000***	0.000
经济发展水平					0.004	0.005	0.004	0.005
人口规模					0.000	0.007	0.000	0.008
政府支出水平					-0.000	0.007	-0.000	0.007
就业特征	已控制		已控制		已控制		已控制	
城市固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
省份×年份固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值	613898		613898		613898		613898	
调整 R ²	0.235		0.236		0.236		0.236	

注:①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平, (1)~(3)列的标准误为城市×年份层面的聚类标准误,以下各表同。②(4)列中的标准误为城市层面的聚类标准误。

(二) 平行趋势检验

双重差分方法能够识别因果效应的关键前提是满足平行趋势假设。在本文的情境下,则要求在工资保障政策未实施的反事实状态下,处理组与控制组农民工的收入不确定性具有相同的变动趋势。由于无法对平行趋势假设进行直接检验,大多数经验研究通过检验处理前趋势是否平行的方式推断处理后趋势是否平行,即处理前相对年份变量的系数是否显著。平行趋势检验结果如图3和图4所示。图

3 给出了在 90% 置信区间下以处理前一期为基期的平行趋势检验结果。结果表明，工资保障政策实施前，处理组与控制组的农民工收入不确定性没有明显差异，满足平行趋势假设。地方政府实施的工资保障政策显著降低了农民工的收入不确定性，并且这种效应在时间上呈现持续放大的趋势。

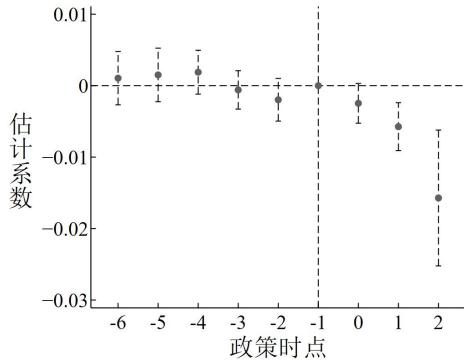


图3 平行趋势检验

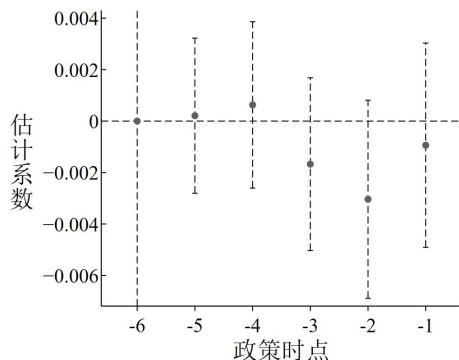


图4 稳健平行趋势检验

然而，平行趋势检验面临效力较低的问题。即使平行趋势不满足，往往也会观测到处理前相对年份变量的不显著影响。而且，以事前趋势为条件的分析可能会使对处理效应的估计产生偏差 (Roth et al., 2023)。为此，本文参考周闯等 (2024) 的研究，使用 Borusyak et al. (2024) 提出的稳健平行趋势检验方法进行检验，以提供更多平行趋势成立的经验证据。从图 4 的稳健平行趋势检验结果看，平行趋势假设仍然满足。此外，该方法需要同时满足平行趋势假设和无预期效应假设，图 4 也表明，在工资保障政策实施前不存在显著的预期效应。

(三) 改变收入不确定性的测度方法

在对收入不确定性的测度上，已有研究并未形成普遍认可的方法，根源在于不同学者提出的测算方法均有其合理性。为增强结果的稳健性，本文报告了使用其他测度方法的估计结果。首先，本文改变分组变量，重新计算收入不确定性。在原分组变量基础上，分别加入家庭规模、婚姻和流动范围变量，重新计算组内收入对数值的标准差，并将其作为被解释变量进行回归。由表 3 (1) ~ (3) 列结果可知，在增加分组变量后，工资保障政策对农民工收入不确定性的影响依旧显著，表明分组变量的选取对基准回归结果的影响较小。其次，本文采用工资收入的原值，基于基准分组变量重新计算收入不确定性，将其作为被解释变量进行回归。由表 3 (4) 列结果可知，工资保障政策的系数仍显著为负。最后，本文采用残差法测度收入不确定性，进一步验证基准结论。具体而言，以工资收入的对数为被解释变量，以 (2) 式的控制变量为解释变量进行回归，得到残差，然后以残差的平方项度量收入不确定性，将其作为被解释变量进行回归。结果如表 3 (5) 列所示，可以发现，基准结论依旧成立。

表3 改变收入不确定性的测度方法后的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	加入家庭规模变量	加入婚姻变量	加入流动范围变量	使用工资收入原值	残差平方项
工资保障政策实施	-0.004*** (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-8.527** (3.674)	-0.021*** (0.006)

表3 (续)

控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份×年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	524890	597669	575296	613898	613898
调整 R ²	0.182	0.231	0.212	0.393	0.031

注: ①由于分组变量不同, 分组计算组内对数收入的标准差时会产生不同的样本损失。②控制变量中包含各就业特征变量, 以下各表同。

(四) 其他稳健性检验

此外, 本文还进行了如下稳健性检验^①。第一, 考虑异质性处理效应。本文使用 de Chaisemartin and D'Haultfoeuille (2020) 提出的 CD 分解方法诊断负权重问题, 并使用 Borusyak et al. (2024) 提出的插补估计量重新进行估计。结果表明, 异质性处理效应对基准回归结果影响有限。第二, 采用 PSM-DID 方法。积极落实工资保障政策的城市与未落实工资保障政策的城市可能在城市特征上存在差异, 而且, 这两类城市的农民工在个体特征上也可能存在差异, 本文使用最近邻 1 对 1 匹配方法逐年进行匹配, 将各个年份的匹配数据合并成新的数据集重新进行回归, 基准结论依然成立。第三, 排除农民工流动地区选择的影响。删除在地方政府出台工资保障政策后流入并且居住年限不足 1 年的农民工样本后重新回归, 结果依然稳健。第四, 排除其他政策干扰。在工资保障政策实施过程中, 国家新型城镇化综合试点政策的实施、最低工资标准的调整、劳动力市场规范程度的提升、营商环境评价工作的开展可能会干扰基准结果, 控制这四方面政策的影响后, 结果依然稳健。第五, 安慰剂检验。本文进行随机设定处理组和处理时间的混合安慰剂检验, 结果表明, 基准回归没有受到不可观测因素的干扰。

五、进一步分析

(一) 作用机制分析

1. 改善工资支付的监管环境。处理好政府与市场的关系, 有助于引导政府从直接干预转向加强市场监管、规范市场秩序 (叶光亮等, 2022)。政府所拥有的资源与精力具有稀缺性, 降低政府在经济活动中的直接参与程度会使更多资源用于履行监管职能。同时, 当退出市场参与者的角色后, 地方政府能以更加公正的立场履行监管职责。基于此, 本文使用 2015 年樊纲市场化指数中的“政府与市场关系”指标体现地区监管环境, 以考察工资保障政策的实施在监管环境不同的地区对农民工收入不确定性的异质性影响。“政府与市场关系”指标的数值越大, 表明市场在资源配置中的作用越大, 政府对企业的干预程度越低, 也意味着政府能更好地发挥监管职能, 规范市场秩序, 营造良好的监管环境。本文以 2015 年“政府与市场关系”指标的中位数为界, 将样本城市划分为两组, 并设定监管环境变量。如果某城市所在省份“政府与市场关系”指标大于中位数, 则将该城市界定为强监管环境城市并

^①篇幅所限, 稳健性检验具体内容详见《中国农村经济》官网或中国知网本文附录一。

将监管环境变量赋值为1,否则称为弱监管环境城市,变量赋值为0。之后,将监管环境变量与工资保障政策实施变量的交互项加入回归方程,重新进行估计。由表4(1)列结果可知,交互项系数显著为正,即工资保障政策实施降低农民工收入不确定性的作用在弱监管环境城市更明显。这说明,工资保障政策能发挥补位作用,改善地区工资支付的监管环境,进而稳定农民工收入。

表4 作用机制检验的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
工资保障政策实施×监管环境	0.006** (0.002)					
工资保障政策实施×数字政府总分		0.004** (0.002)				
工资保障政策实施×在线服务得分			0.004** (0.002)			
工资保障政策实施×儒家文化				0.004** (0.002)		
工资保障政策实施×红色文化					0.005** (0.002)	
工资保障政策实施×宗族文化						0.004* (0.002)
工资保障政策实施	-0.006*** (0.002)	-0.005*** (0.002)	-0.005*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.002)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份×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	613898	613898	613898	613898	613898	613898
调整 R ²	0.236	0.236	0.236	0.236	0.236	0.236

此外,推进数字政府建设能实现信息的全面采集和动态监测,降低监管成本并提高监管效率(孟元和杨蓉,2024)。对农民工群体来说,数字政府建设通过数字赋能欠薪治理与加班工资监管,能有效规范企业用工行为,遏制不合法用工现象(张明志等,2024)。为此,参考张明志等(2024)的研究,本文根据国脉电子政务网发布的城市政府网站绩效衡量数字政府水平,分别以数字政府总分和在线服务得分的中位数为界设定虚拟变量。若城市得分大于中位数,则将虚拟变量赋值为1;小于等于中位数,则赋值为0。之后,将相应的虚拟变量与工资保障政策实施变量的交互项加入回归方程,重新进行估计。由表4(2)列和(3)列的结果可知,交互项系数显著为正,表明工资保障政策实施在数字政府建设相对滞后的城市具有更强的效果。这是因为,在数字政府建设相对滞后的城市,工资保障政策实施的边际作用更大,可通过构建完善的监控网络与欠薪预警系统,更大程度地提升地方政府的监管能力,进而更能降低农民工的收入不确定性,假说H2得到验证。

2.营造工资支付的诚信社会环境。诚信是企业重要的无形资产,在崇尚诚信的商业环境中,失信

的企业将受到社会排斥，而诚信的企业则能赢得社会信誉，获得持续发展的竞争优势。在儒家文化氛围浓厚的城市，企业普遍秉承“业无信不兴”的理念，认为任何欺瞒行为都将损害企业发展。而且，市场对企业通常具有较高的道德期许，这种期许会转化为强有力的外部约束（汤旭东等，2024）。红色文化蕴含的“克己奉公”“遵纪守法”等精神，对抑制企业不当行为具有显著影响（吴武清和洪振瀚，2024）。在红色文化影响下，企业管理者将奉献精神内化于心，会表现出更强的社会责任感，更加关注员工的福利与经济状况。而且，随着这种精神逐渐深入人心，企业会在外部压力下主动规避不当行为，自觉遵守法律法规（严若森等，2024），从而减少拖欠工资行为。宗族文化对维系社会稳定、促进资源协同利用具有重要影响（丁从明等，2024）。中国传统的宗族文化特别重视关系与声誉，各宗族都设有“规矩”，即要求成员遵守的道德规范，违反这些规范的成员将受到惩罚甚至被逐出宗族。在宗族文化浓厚的城市，这种道德规范具有更强的约束力，会与相对紧密的城市社会网络共同作用，使企业行为更易受到社会监督，促使企业更加注重诚信。

基于此，本文分别从儒家文化、红色文化和宗族文化三个维度，间接考察工资保障政策实施在营造诚信社会环境中的作用。在儒家文化的测度上，考虑到进士是儒家文化重要的传承者，某地的进士越多意味着该地的儒家文化底蕴越深厚，因此，本文根据上海古籍出版社 1979 年出版的《明清进士题名碑录索引》中记载的明清两朝进士籍贯信息与城市行政区划进行匹配，得到各城市的进士数量，以此度量儒家文化。在红色文化的测度上，本文依据高德地图和百度百科等相关资料，整理了具有代表性的城市红色博物馆数量，以此度量红色文化。在宗族文化的测度上，本文根据上海古籍出版社 2009 年出版的《中国家谱总目》整理得到各城市的族谱数据，将其除以 1990 年第四次人口普查的城市总人口数量，得到每万人拥有的族谱数量，以此度量宗族文化。本文分别以三个变量的中位数为界设定虚拟变量，如果大于中位数则将相应城市的虚拟变量赋值为 1，将相应城市称为文化氛围相对浓厚的城市；小于等于中位数则赋值为 0，将相应城市称为文化氛围相对薄弱的城市。之后，将虚拟变量与工资保障政策实施变量的交互项加入回归方程，重新进行估计。由表 4 (4) ~ (6) 列结果可知，交互项系数显著为正，表明工资保障政策实施降低农民工收入不确定性的作用在儒家文化、红色文化和宗族文化氛围相对薄弱的城市更强。这些城市的诚信文化氛围较为薄弱，工资保障政策实施通过营造工资支付的诚信社会环境，更大程度地减少了企业的拖欠工资行为，降低了农民工的收入不确定性。这也说明，工资保障政策实施在营造诚信社会环境方面发挥了补位作用，假说 H3 得到验证。

（二）异质性分析

工资保障政策出台后，议价能力较强的农民工更能运用“退出一声张”机制（Freeman, 1976），要求雇主按时足额发放劳动报酬。因此，工资保障政策的实施更能降低议价能力较强的农民工的收入不确定性。本文分别从受教育年限、在流入地的居住年限和家庭规模三个维度进行考察。

1. 受教育年限。人力资本禀赋不足是制约农民工群体在劳动力市场上议价能力提升的关键因素。人力资本水平较高的农民工具有更强的议价能力，在监管环境与诚信环境不断改善的情况下，能更有效地运用其知识技能优势，切实维护自身劳动权益（Li and Freeman, 2015；程名望和韦昕宇，2024）。本文根据农民工是否具有高中或以上学历设定受教育水平虚拟变量，如果农民工学历为高中或以上，

则将受教育水平虚拟变量赋值为1,否则赋值为0。然后,将工资保障政策实施变量与受教育水平变量的交互项加入回归方程,重新进行估计。由表5(1)列结果可知,交互项系数显著为负,表明受教育水平较高的农民工更能借助工资保障政策避免工资被企业拖欠,其收入不确定性下降幅度更大。

表5 对不同议价能力农民工影响的差异

变量	(1)		(2)		(3)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
工资保障政策实施×受教育水平	-0.009***	0.002				
工资保障政策实施×居住年限			-0.004***	0.001		
工资保障政策实施×家庭规模					-0.003***	0.001
工资保障政策实施	-0.001	0.001	-0.001	0.001	-0.002*	0.001
控制变量	已控制		已控制		已控制	
城市固定效应	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	
观测值	613898		613898		613898	
调整 R ²	0.236		0.236		0.236	

2.居住年限。在城市人力资本外部性的作用下,农民工通过与不同技能水平劳动力的互动能够实现非认知能力的持续提升,从而更有可能在收入较高的现代服务业就业(魏东霞和陆铭,2021)。因此,在城市居住年限较长的农民工更能从人力资本的外部性中获益,实现非认知能力的充分积累,从而在劳动力市场中拥有更强的议价能力。本文以居住年限的中位数(3年)为界,设定居住年限虚拟变量。如果农民工在城市的居住年限大于中位数,则将居住年限变量赋值为1,否则赋值为0。然后,将工资保障政策实施变量与居住年限虚拟变量的交互项加入回归方程,重新进行估计。由表5(2)列结果可知,交互项系数显著为负,表明在城市居住年限较长的农民工更能借助工资保障政策的实施避免工资被企业拖欠,其收入不确定性下降幅度更大。

3.家庭规模。家庭规模可以在一定程度上体现家庭社会资本的充裕程度。较大规模的家庭往往拥有更丰富的社会网络资源,这种社会资本优势使农民工能够通过亲戚与朋友获取更广泛的就业信息和更优质的就业机会(李中建和袁璐璐,2017)。因此,家庭规模大的农民工能够凭借社会资本优势在劳动力市场中具有更强的议价能力。本文以家庭规模的中位数(3人)为界,设定家庭规模虚拟变量。如果农民工的家庭规模大于中位数,则将家庭规模虚拟变量赋值为1,否则赋值为0。然后,将工资保障政策实施变量与家庭规模变量的交互项加入回归方程,重新进行估计。由表5(3)列给出的结果可知,交互项系数显著为负,说明家庭规模大的农民工更能借助工资保障政策的实施避免工资被企业拖欠,其收入不确定性下降幅度更大。

需要说明的是,异质性分析结果并非否认工资保障政策在保护弱势群体方面的作用,而是由于农民工与本地居民相比在议价能力上处于弱势地位,企业容易凭借议价能力优势损害农民工的劳动权益。在工资保障政策实施后,农民工群体内部议价能力较强的个体能凭借人力资本和社会资本优势,更好地运用“退出一声张”机制维护自身的劳动权益,其工资被拖欠的可能性明显下降。

（三）拓展性分析：企业的应对策略

在地方政府积极响应并落实《治理拖欠工资意见》的各项规定进而强化农民工劳动权益保障的背景下，企业将采取怎样的应对策略？如果企业按照工资保障政策要求按时支付农民工工资会导致用工成本的上升，那么，企业会根据解雇成本的高低采用两种不同的应对策略。第一，当解雇成本较低时，企业会用更多的资本替代劳动力，如采用自动化设备替代那些从事常规和重复性工作的农民工。第二，当解雇成本较高时，企业虽然会按照工资保障政策的要求按时支付农民工工资，但可能会通过延长工作时间或降低工资水平等方式应对用工成本上升的压力。

在第一种策略下，企业雇用的农民工数量会减少，未就业的农民工数量会增加。根据 CMDS 中“您未工作的主要原因是什么？”这一问题，如果农民工对此进行回答，说明其处于未就业状态。本文以此设定“是否就业”变量，如果农民工处于就业状态，则将该变量赋值为 1，否则赋值为 0。回归结果^①表明，工资保障政策实施非但未减少农民工就业，反而显著促进了农民工就业。原因在于，工资保障政策的实施有效维护了农民工的劳动权益，缓解了农民工对付出劳动但无法获得收入的忧虑，原本未就业的农工会更加积极主动地参与劳动力市场，农民工的整体就业状况得到改善。工资保障政策实施促进农民工就业的事实，不仅表明用工企业并未以减少农民工雇用量的策略应对工资保障政策的实施，也表明加强劳动权益保护有助于提高农民工的劳动力市场参与度，促进高质量充分就业。

在第二种策略下，由于解雇成本较高，企业会延长工作时间或降低工资收入以应对用工成本的上升。因此，本文考察工资保障政策实施对农民工工作强度和工资收入的影响。工作强度变量依据农民工的周工作时间设定，工资收入变量依据农民工月工资收入的对数值设定。由回归结果可知，工资保障政策实施对农民工的工作时间和工资收入未产生显著影响，说明企业并未采取延长工作时间或降低工资收入的方式调整用工成本。用工企业既没有采用减少农民工雇用量的策略，也没有采用延长工作时间或降低工资收入的策略，说明工资保障政策实施并未提升企业的用工成本。主要原因在于，与《劳动合同法》等劳动者权益保障制度的实施会提升企业的用工成本不同，工资保障政策的实施只是维护了农民工的正当劳动权益，不会使企业的用工成本明显增加。

六、结论与政策启示

在实现共同富裕的过程中，农民工是需要给予特别关注的群体。尽管劳动力由充裕到短缺的结构性转变促进了农民工工资收入的持续增长，但受户籍制度和人力资本等因素的限制，农民工劳动权益保障仍不充分，工资被拖欠现象时有发生。付出劳动但无法及时取得足额劳动报酬的状况表明农民工的收入存在较强的不确定性，这使农民工成为经济社会发展中的脆弱群体，制约了中等收入群体规模的扩大。因此，探讨如何更好地保障农民工的劳动权益、增强农民工收入稳定性具有重要现实意义。

与已有关注《劳动合同法》、最低工资标准和《社会保险法》等劳动者权益保障制度的研究相比，本文重点关注工资保障政策的实施效果。本文创新性地将政策扩散领域的研究思路引入政策评估领域，

^①篇幅所限，拓展性分析结果详见《中国农村经济》官网或中国知网本文附录二。

将工资保障政策的扩散过程视为准自然实验，在采用组内方差近似法测度农民工收入不确定性的基础上，通过双重差分方法考察工资保障政策实施对农民工收入不确定性的影响。研究结果表明，工资保障政策实施能降低农民工收入不确定性，其作用程度约为收入不确定性指标年均值变动的3.75%。与传统劳动保障制度依赖事后法律威慑的模式不同，工资保障政策的实施通过营造工资支付的诚信社会环境和改善工资支付的监管环境，形成了事前合规和事中审查相结合的创新治理模式，可以利用声誉和监管机制对企业施加“软约束”和“硬约束”，发挥稳定收入的作用。异质性分析结果表明，工资保障政策的稳定收入效应在高议价能力的农民工（受教育水平高、城市居住年限长和家庭规模大）群体中更明显。进一步分析发现，企业并未采取解雇、延长工作时间或降低工资收入的方式应对工资保障政策的实施，表明工资保障政策的实施不仅未提升企业的用工成本，而且提高了农民工的劳动力市场参与度，促进了农民工就业状况的改善。

本文的研究结论具有如下政策启示。第一，重视劳动权益保障在实现共同富裕中的作用，提高劳动权益保障政策的执行力度。工资保障政策是劳动者权益保障制度的重要组成部分，能有效治理拖欠农民工工资问题。因此，应将保障农民工劳动报酬按时足额发放作为首要任务，健全农民工工资增长和支付保障机制，确保工资能够按时足额发放到每一位农民工手中。应继续充实基层劳动监察力量，提高监察效率和质量，加大对损害农民工劳动权益用工行为的查处力度。第二，注重发挥以诚信为核心的“软约束”机制的作用，规范企业行为。应进一步完善社会信用体系建设，将企业工资支付行为纳入信用评价体系，并定期发布企业工资支付信用报告，增强信息透明度。对按时足额支付工资的企业，给予信用加分，并在政府采购、融资贷款、税收优惠等方面提供政策支持；对拖欠工资的企业，给予信用降级，并将其纳入失信企业“黑名单”，在参与招投标、享受优惠政策等方面予以限制。应充分利用传统媒体和新媒体平台，广泛宣传诚信经营的典型企业，曝光拖欠工资的违法行为，并鼓励公众通过举报热线、网络平台等渠道参与监督，形成全社会共同关注工资支付问题的良好氛围。第三，加大对议价能力较弱农民工群体的帮扶力度，提升工资保障政策的作用效果。应加大职业技能培训力度，提升农民工的人力资本水平；通过农业供给侧结构性改革、制造业降本减负以及服务业数字化转型等措施，提高劳动力需求，实现产业政策和就业政策的联动；构建高效、便捷的就业信息服务平台，为农民工提供精准、及时的就业信息和就业咨询服务，帮助其更好地了解市场需求和用工动态。要多管齐下，增强弱势农民工的议价能力，充分发挥工资保障政策在稳定农民工收入方面的积极作用。

参考文献

- 1.程名望、韦昕宇, 2024: 《合同约束力、劳动保护制度与农民工福祉——以上海市为例》，《管理世界》第3期，第147-161页。
- 2.丁从明、樊茜、刘自敏, 2024: 《传统宗族文化提升现代农业生产效率：效应与机理》，《中国农村经济》第8期，第88-106页。
- 3.杜鹏程、徐舒、吴明琴, 2018: 《劳动保护与农民工福利改善——基于新〈劳动合同法〉的视角》，《经济研究》第3期，第64-78页。

- 4.李梦娜、周云波、王梓印, 2023: 《数字经济能否缓解农民工相对贫困——基于城市规模视角》, 《中国农村经济》第9期, 第48-73页。
- 5.李中建、袁璐璐, 2017: 《务工距离对农民工就业质量的影响分析》, 《中国农村经济》第6期, 第70-83页。
- 6.刘斌、李浩然、刘媛媛, 2022: 《工资保障、压力传递与投资调整——治理农民工工资拖欠的跨行业证据》, 《会计研究》第6期, 第90-105页。
- 7.刘贯春、叶永卫、张军, 2021: 《社会保险缴费、企业流动性约束与稳就业——基于〈社会保险法〉实施的准自然实验》, 《中国工业经济》第5期, 第152-169页。
- 8.罗楚亮, 2004: 《经济转轨、不确定性与城镇居民消费行为》, 《经济研究》第4期, 第100-106页。
- 9.孟元、杨蓉, 2024: 《大数据时代的政府治理: 数字政府与企业研发操纵》, 《世界经济》第1期, 第118-149页。
- 10.孙学涛、李明文、王振华、江金启, 2017: 《农民工工资性收入不确定性及其影响因素——基于CGSS数据的反事实因果分析》, 《湖南农业大学学报(社会科学版)》第2期, 第10-16页。
- 11.汤旭东、王琳、宁博、李万利, 2024: 《君子取财有道: 儒家文化对企业避税的影响研究》, 《管理学报》第3期, 第445-453页。
- 12.王欢欢、胡冬敏、张际, 2022: 《最低工资制度、劳动合同期限与企业用工形式》, 《经济学(季刊)》第4期, 第1125-1146页。
- 13.王俊豪, 2021: 《中国特色政府监管理论体系: 需求分析、构建导向与整体框架》, 《管理世界》第2期, 第148-164页。
- 14.王美艳, 2006: 《农民工工资拖欠状况研究——利用劳动力调查数据进行的实证分析》, 《中国农村观察》第6期, 第23-30页。
- 15.魏东霞、陆铭, 2021: 《早进城的回报: 农村移民的城市经历和就业表现》, 《经济研究》第12期, 第168-186页。
- 16.吴武清、洪振瀚, 2024: 《革命文化的时代价值: 来自长征精神抑制企业违规的证据》, 《世界经济》第3期, 第3-29页。
- 17.吴业苗, 2025: 《中国城镇化进程中的农民生活持续改善》, 《中国农村经济》第4期, 第3-19页。
- 18.严若森、张锦浩、周燃, 2024: 《红色文化与企业绿色创新——基于国家级烈士纪念设施地理位置数据的研究》, 《研究与发展管理》第2期, 第37-49页。
- 19.叶光亮、程龙、张晖, 2022: 《竞争政策强化及产业政策转型影响市场效率的机理研究——兼论有效市场与有为政府》, 《中国工业经济》第1期, 第74-92页。
- 20.尹志超、仇化、沙叶舟, 2022: 《互联网金融与收入波动: 来自中国家庭的证据》, 《管理科学学报》第9期, 第66-89页。
- 21.张明志、郇馥莹、史新杰、李实, 2024: 《数字政府建设对农民工就业质量的影响研究》, 《中国人口科学》第6期, 第40-58页。
- 22.张楠、黄梅银、罗亚、马宝君, 2023: 《全国政府网站内容数据中的知识发现: 从注意力分配到政策层级扩散》, 《管理科学学报》第5期, 第154-173页。

23. 章政、祝丽丽、周雨, 2020: 《农民工权益保障的信用治理模式研究: 以农民工工资拖欠问题为例》, 《中国人力资源开发》第8期, 第96-106页。
24. 周闯、郑旭刚、许文立, 2024: 《县域新型城镇化建设与农业转移人口就业质量》, 《世界经济》第4期, 第212-240页。
25. 周京奎, 2011: 《收入不确定性、住宅权属选择与住宅特征需求——以家庭类型差异为视角的理论与实证分析》, 《经济学(季刊)》第4期, 第1459-1498页。
26. Angerer, X., and P. Lam, 2009, "Income Risk and Portfolio Choice: An Empirical Study", *The Journal of Finance*, 64(2): 1037-1055.
27. Becker, G. S., 1968, "Crime and Punishment: An Economic Approach", *Journal of Political Economy*, 76(2): 169-217.
28. Blundell, R., L. Pistaferri, and I. Preston, 2008, "Consumption Inequality and Partial Insurance", *American Economic Review*, 98(5): 1887-1921.
29. 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.
30. Charness, G., and M. Sutter, 2012, "Groups Make Better Self-interested Decisions", *Journal of Economic Perspectives*, 26(3): 157-176.
31. de Chaisemartin, C., and X. D' Haultfoeuille, 2020, "Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects", *American Economic Review*, 110(9): 2964-2996.
32. Freeman, R. B., 1976, "Individual Mobility and Union Voice in the Labor Market", *American Economic Review*, 66(2): 361-368.
33. Guiso, L., T. Jappelli, and D. Terlizzese, 1992, "Earning Uncertainty and Precautionary Saving", *Journal of Monetary Economics*, 30(2): 307-337.
34. Haider, S., 2002, "Earnings Instability and Earnings Inequality of Males in United States: 1967-1991", *Journal of Labor Economics*, 19(4): 799-836.
35. Hanappi, D., V. Ryser, L. Bernardi, and J. Goff, 2017, "Changes in Employment Uncertainty and the Fertility Intention-Realization Link: An Analysis Based on the Swiss Household Panel", *European Journal of Population*, Vol.33, 381-407.
36. Li, X., and R. B. Freeman, 2015, "How Does China's New Labour Contract Law Affect Floating Workers?", *British Journal of Industrial Relations*, 53(4): 711-735.
37. Roth, J., P. Sant'Anna, A. Bilinski, and J. Poe, 2023, "What's Trending in Difference-in-Differences? A Synthesis of the Recent Econometrics Literature", *Journal of Econometrics*, 235(2): 2218-2244.
38. Scholz, J., A. Seshadri, and S. Khitatrakun, 2006, "Are Americans Saving 'Optimally' for Retirement?", *Journal of Political Economy*, 114(4): 607-643.
39. Vignoli, D., S. Drefahl, and G. De Santis, 2012, "Whose Job Instability Affects the Likelihood of Becoming a Parent in Italy? A Tale of Two Partners", *Demographic Research*, 26(2): 41-62.

How Wage Protection Policies Stabilize Migrant Workers' Income

ZHENG Xugang ZHOU Chuang ZHANG Kangsi

(School of Economics, Dongbei University of Finance and Economics;

Center for Labor Employment and Human Capital Development, Dongbei University of Finance and Economics)

Summary: Ensuring the payment of wages to migrant workers is not only crucial for people's well-being but also vital to achieving common prosperity. In the process of achieving common prosperity, migrant workers are a group that requires special attention. Although the structural shift from abundant to tightening labor supply has led to continuous growth in migrant workers' wage income, under the constraints of the household registration system and human capital, the protection of migrant workers' labor rights is insufficient, and wage arrears still occur frequently. To effectively safeguard the labor rights of migrant workers and prevent wage arrears by enterprises, the General Office of the State Council issued the Opinions on Comprehensively Addressing the Issue of Wage Arrears for Migrant Workers in January 2016, aiming to ensure that migrant workers' wages are paid in full and on time. The document proposes comprehensive governance measures to address wage payment issues for migrant workers, aiming to prevent and resolve wage arrears at the source and safeguard the legitimate rights and interests of migrant workers.

Using the policy diffusion of the General Office of the State Council's Opinions on Comprehensively Addressing Wage Arrears for Migrant Workers as a quasi-natural experiment, this paper evaluates the impact of wage protection policies on income uncertainty among migrant workers by employing data from the China Migrants Dynamic Survey (CMDS) and a difference-in-differences (DID) approach. The findings reveal that the wage protection policies effectively mitigate wage arrears by enterprises, significantly reducing income uncertainty for migrant workers. Unlike conventional labor protection systems that rely on ex-post legal deterrence, wage protection policies foster a credit-based social environment for wage payments and improve regulatory oversight, thereby strengthening ex-ante compliance and in-process supervision. These mechanisms leverage reputational and regulatory tools to curb wage arrears, ultimately reducing income uncertainty for migrant workers. Heterogeneity analysis indicates that the policy effect is more pronounced among migrant workers with higher education levels, longer urban residency, and larger family sizes. Further analysis demonstrates that firms do not resort to measures detrimental to migrant workers, such as dismissals, extended working hours, or wage reductions, in response to wage protection policies. Moreover, wage protection policies enhance migrant workers' labor market participation.

The main contributions of this paper are in the following aspects. First, it examines how wage protection policies, through strengthening ex-ante compliance and in-process monitoring mechanisms, contribute to stabilizing migrant workers' income, providing a new analytical framework for evaluating the economic effects of labor rights protection systems. Second, leveraging the policy implementation structure—central government planning and local government enforcement—it introduces the concept of policy diffusion into policy evaluation, thereby expanding the methodological framework for assessing policy effectiveness. Third, against the backdrop of wage arrears governance in labor compensation systems, it offers a new perspective for analyzing the causes of income uncertainty among workers. Fourth, it extends the concept of common prosperity from enhancing the income-generating capacity of low-income groups to stabilizing their income expectations, offering important insights into synergizing common prosperity with high-quality full employment.

Keywords: Common Prosperity; Wage Protection; Migrant Workers; Income Uncertainty

JEL Classification: J61; O15; R23

(责任编辑：马太超)

中国均衡性转移支付的共富效应

——基于企业劳动收入份额的分析

王科斌 侯建翔 张志彬 候永康

摘要: 提高劳动报酬在初次分配中的比重, 需要加大转移支付的调节力度。本文构建了均衡性转移支付通过就业和社会保障公共服务水平影响企业劳动收入份额的理论框架, 结合 2008—2016 年县域均衡性转移支付与全国税收调查的匹配数据展开实证研究。结果显示: 均衡性转移支付提高了企业劳动收入份额。机制检验发现, 均衡性转移支付通过提升就业和社会保障公共服务水平, 不仅显著降低了工资折价率, 还有效提高了劳动生产率, 最终推动企业劳动收入份额上升。此外, 由于工资增长快于劳动生产率提升, 企业会减少劳动力雇用。基于不同要素密集型行业和不同所有制企业的异质性分析结果表明, 企业劳动收入份额的增长效应不会因行业或企业类型不同而存在差异, 同时, 企业劳动力雇用下降的现象在各类行业和企业中均普遍存在。进一步研究发现, 若政府对企业实施财政补贴, 均衡性转移支付可以持续提高企业劳动收入份额, 同时有效抑制企业劳动力雇用下降的趋势, 从而实现“促劳动收入份额增长”兼顾“稳就业”的政策效果。本文从均衡性转移支付视角研究, 能为提高劳动报酬在初次分配中的比重、优化要素收入分配格局提供有益启示。

关键词: 均衡性转移支付 劳动收入份额 收入分配 共同富裕 财政体制

中图分类号: F812 **文献标识码:** A

一、引言

中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化, 而优化国民收入分配结构是迈向共同富裕的关键所在。但中国居民人均可支配收入基尼系数在 2008 年达到 0.491 的峰值后, 才呈现波动下降态势, 截至 2020 年仍高达 0.468^①。在基尼系数长期处于高位的背景下, 大量理论研究和经验分析均发现, 劳动收

[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“政府债务管理的长效机制和风险防范研究”(编号: 24ZDA041); 国家社会科学基金重点项目“增强公共服务均衡性和可及性研究”(编号: 23AZD055)。

[作者信息] 王科斌, 湘潭大学公共管理学院、云南大学经济学院; 侯建翔(通讯作者), 云南财经大学财政与公共管理学院、云南大学经济学院, 电子邮箱: 279790607@qq.com; 张志彬, 湖南科技大学商学院; 候永康, 云南大学经济学院。

^①资料来源:《〈中国的全面小康〉白皮书新闻发布会答记者问》, https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202302/t20230203_1901232.html。

入份额偏低，是加剧居民收入不平等、导致收入差距不断扩大的主要原因（蔡昉和王美艳，2014；张松林，2015；李实和朱梦冰，2022；万广华等，2022）。因此，如何有效提升劳动收入份额，已成为扎实推进共同富裕进程中亟须回应的重要课题。

党的二十届三中全会再次强调“提高劳动报酬在初次分配中的比重”“完善税收、社会保障、转移支付等再分配调节机制”^①。在此背景下，本文就均衡性转移支付如何影响企业劳动收入份额展开讨论^②。关于该问题的回答，一方面，关系到对转移支付制度收入分配效应的评价，有助于廓清均衡性转移支付这一财政再分配政策究竟能否从功能性收入分配层面推进全体人民迈向共同富裕，这对设计更加科学的财政转移支付制度具有重要意义。另一方面，均衡性转移支付是“要实施更加积极的财政政策”的核心工具之一，而企业劳动收入份额是居民就业增收的基础。揭示均衡性转移支付对企业劳动收入份额的影响，将直接回应如何通过财政转移支付等财政政策提高居民劳动报酬、促进收入合理分配、扩大内需的关键问题，对当前实施更加积极的财政政策、促进就业和居民增收，具有重要现实意义。

宏观劳动收入份额源自微观企业的生产要素收益结构，因而，剖析企业劳动成果的内部分配，有助于系统理解宏观劳动收入份额的变动与形成。目前，已有众多研究从税收政策与社会保障等财政分配视角，针对如何提升企业劳动收入份额展开了大量讨论，但是并未取得一致的研究结论。就税收政策而言，Li et al. (2021) 发现企业所得税减税改革导致了企业劳动收入份额的下降。杜鹏程等 (2021) 指出企业所得税征管范围改革促进了企业劳动收入份额的提升。再从社会保障方面来看，张同斌等 (2023) 通过对 2011 年《中华人民共和国社会保险法》实施效果的评估发现，社会保障征管力度的强化有利于提高企业劳动收入份额。不过，张子尧等 (2023) 同样以该法的实施为政策背景展开研究，却发现企业劳动收入份额反而有所下降。上述迥异的研究结论表明，通过税收、社会保障等现有财政分配政策调节企业劳动收入份额的效果存在复杂性与不确定性，也意味着需要进一步探索其他财政再分配工具的作用。因此，在中国推进全体人民迈向共同富裕的关键时期，深化运用均衡性转移支付等财政再分配制度来提高企业劳动收入份额，是一项极为重要的政策工具选择 (周强，2021；范燕丽和丛树海，2024；伏润民等，2024；周强等，2024)。

县政府是中央对下实施均衡性转移支付的主要落实层级 (伏润民等，2012)。因此，要稳健且深入地评估均衡性转移支付对企业劳动收入份额的成效，县域是不可或缺的关键切入点。然而，囿于县域数据可得性，既有文献对均衡性转移支付影响企业劳动收入份额的政策效应的讨论尚不够深入，相关启示的挖掘也较为有限。为此，本文整理了中国县域层面的均衡性转移支付数据，力图弥补这一研究的不足，系统厘清均衡性转移支付与企业劳动收入份额之间的逻辑关系和因果效应。

^①参见《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》，https://www.gov.cn/zhengce/202407/content_6963770.htm。

^②1995—2019 年均衡性转移支付与劳动收入份额的宏观事实关联，具体见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录一。

相较已有研究，本文在如下方面进行新的探索：其一，在研究视角上，聚焦均衡性转移支付，拓展财政再分配政策调节企业劳动收入份额的系列研究。以往针对财政再分配政策如何影响企业劳动收入份额的文献，主要集中在税收（Li et al., 2021；杜鹏程等，2021）或社会保障（张同斌等，2023；张子尧等，2023）方面，鲜有来自财政转移支付维度的专门研究。唐盟（2023）虽剖析了1999—2007年地市级专项转移支付与工业企业劳动收入份额的关系，但其研究重心在于解释这一时期企业劳动收入份额为何下降，不仅对于2007年以来中国企业劳动收入份额上升的新事实和机理缺乏关注（刘亚琳等，2022；郭凯明，2025；张俊森等，2025），也没有讨论企业劳动收入份额变动中的劳动力雇用问题。因此，深刻认识财政转移支付与企业劳动收入份额的关系，还需要新证据。本文的拓展在于：第一，聚焦财政转移支付中最为重要的均衡性转移支付，利用2008—2016年县域层面的均衡性转移支付与全国税收调查匹配数据进行研究。第二，讨论企业劳动收入份额增长问题，并分析企业劳动收入份额变动中的劳动力雇用问题。

其二，在研究内容上，剖析均衡性转移支付的初次分配效应，拓展财政转移支付收入分配效应的相关研究。既有大量文献从再分配效应视角，提供了财政转移支付影响规模性收入分配的深刻洞见（韩一多和付文林，2019；周强等，2024）。但财政转移支付是否具备初次分配效应，现有文献并未充分回答，经验证据尤为匮乏。本文把均衡性转移支付与企业劳动收入份额联系起来，从要素间功能性收入角度，呈现均衡性转移支付调节初次分配效应的微观经验证据，以期为中央政府在初次分配领域推进共同富裕提供一个新的选择工具。

其三，在研究数据上，推进2009年以来县域财政转移支付政策效应的经验研究。囿于数据可得性，已有研究一般采用截至2009年的《全国地市县财政统计资料》（马光荣和孟源祎，2022；方红生等，2024）。本文利用2008—2016年县域层面的均衡性转移支付数据展开分析，为理解该时期县域财政转移支付的政策效果提供新的经验证据。

二、制度背景与理论框架

（一）制度背景

均衡性转移支付旨在促进地区间基本公共服务均等化，按统一公式基于财政收支客观因素分配财力补助。长期以来，均衡性转移支付是中国财政转移支付体系中最重要的组成部分，承担着加快建立现代财政制度，建立权责清晰、财力协调、区域均衡的中央和地方财政关系，推进基本公共服务均等化重大历史使命。尽管自1994年分税制改革以来，均衡性转移支付资金的名称经历了从“过渡期转移支付”到“一般性转移支付补助”，再到“均衡性转移支付”的三次转变，但结合均衡性转移支付不同历史时期的分配管理办法，可以发现，均衡性转移支付促进基本公共服务均等化、改善民生的本质始终未变。回顾从无到有的均衡性转移支付制度，其整体改革进程大致可分为三个阶段^①。

^① 现行的财政转移支付制度以及均衡性转移支付的特征事实未在此详细报告，具体见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录二。

1. 第一阶段（1995—2001年）：过渡期转移支付时期。1994年分税制改革后，中央与地方执行新的税收分享标准，中央财政收入规模和收入占比都获得了显著提高。但在改革初期，部分地区仍存在财政困难，地方政府机构的基本运转乏力，基本公共服务保障能力不足。为了调节纵向及横向政府间财力差距，1995年，中央决定在不触动地方既得利益格局的前提下，提取本级有限增收的部分财政资金，以影响标准财政收支差额的因素法测算公式作为主要分配依据，对财政困难地区进行过渡期转移支付分配，以提高地方基本公共服务的基本保障能力。自此，过渡期转移支付制度正式建立。在该时期，过渡期转移支付确保了地方政府机构的基本运转，提高了基本公共服务供给水平。

2. 第二阶段（2002—2008年）：一般性转移支付补助时期。2002年，中央进一步实施所得税收人分享改革，中央本级财政收入规模大幅提升。改革同时规定，中央因改革新增的全部财政收入需要按照“公平、公正的原则，采用规范的方法”用作对地方的财政转移支付。这既为财政转移支付资金稳定增长机制奠定了基础，也为进一步规范财政转移支付制度创造了有利条件，还对完善财政转移支付政策目标提出了新的要求。从2002年起，中央把一般性转移支付修订为财力性转移支付，将过渡期转移支付改名为一般性转移支付补助。在《过渡期转移支付管理办法》的基础上，制定《中央对地方一般性转移支付管理办法》，并且逐步引入公共支出成本差异系数，进一步完善标准财政收支差额的因素法测算公式，优化一般性转移支付补助的对下资金分配。另外，本轮改革也提出，一般性转移支付补助的短期目标是保障地方政府机构基本运转，长期目的是扭转地区间财力差距，逐步实现地方政府基本公共服务能力的均等化，推进全面建设社会主义现代化国家。就该时期一般性转移支付补助的政策效果来看，在短期内，维系了地方政府机构运转；在中长期内，有力缩小了地区间财力差距，为实现基本公共服务供给均等化奠定了基础。

3. 第三阶段（2009年至今）：均衡性转移支付时期。随着分税制的成熟稳定，以及一般性转移支付补助的政策效果凸显，2009年，中央决定将“财力性转移支付”改为“一般性转移支付”，对原有财力性转移支付子类项目的“一般性转移支付补助”正式定名为“均衡性转移支付”，随后形成了《中央对地方均衡性转移支付办法》。与一般性转移支付补助时期相比，基于均衡性转移支付因素法的测算公式，动态适时地考虑了更为全面的影响因素，细化了标准收支差额，也引入了“增幅控制调整以及奖励资金”等系数。此外，均衡性转移支付的政策目标也被明确界定为：加快建立现代财政制度，建立权责清晰、财力协调、区域均衡的中央和地方财政关系，推进基本公共服务均等化。总的来说，均衡性转移支付正式定名至今，其重要意义集中体现为：调节纵向多级政府间财力不平衡，缩小横向同级政府间财力差距，促进基本公共服务均等化供给进程，优化国民收入分配格局，提升民生福利水平。均衡性转移支付为以共同富裕为本质特征的中国式现代化改革和现代财政治理，确立了财力保障和制度基石。

（二）基本机理

1. 均衡性转移支付与就业和社会保障公共服务。分税制改革后的财权上移引致了地方自有财力的匮乏，加上在“以GDP增长为核心”的干部晋升考核机制下，地方政府也表现出明显的生产性支出

偏向。例如，地方政府青睐于将为数不多的本级财力投向工业园区等基础设施建设，而这导致就业和社会保障等民生性公共服务供给不足。但是，均衡性转移支付可以重塑地方政府行为，促使其优化就业和社会保障等公共服务供给。这一作用的逻辑机理在于：一方面，均衡性转移支付的功能定位和政策目标就是激励地方政府促进基本公共服务供给及其均等化，而就业和社会保障公共服务是基本公共服务体系的重要组成部分。因而，均衡性转移支付有利于就业和社会保障公共服务的供给水平提高以及供给规模扩大（缪小林和张蓉，2022）。另一方面，获得均衡性转移支付可以直接提高地方政府的可支配财力，缓解财力短缺问题，从而有助于地方政府对就业和社会保障等公共服务加大投入（Aronsson and Blomquist，2008）。因此，均衡性转移支付可提高就业和社会保障公共服务供给水平。

2. 就业和社会保障公共服务与企业劳动收入份额。理论上，均衡性转移支付下的高水平就业和社会保障公共服务供给可以通过三条路径影响企业劳动收入份额。首先，当政府供给的就业和社会保障公共服务体系较为完备时，劳动力所面临的失业威胁较低（谢申祥等，2019），就业保护公共服务（如劳动合同制度等）在一定程度上抑制了企业对劳动力的解聘，这可能会限制企业以资本替代劳动的行为（Autor et al.，2007）。而资本—劳动替代比例下降，将影响企业劳动收入份额增长。譬如，陈凌庆等（2025）就证实了资本—劳动替代比例提高会导致企业劳动收入份额下降。其次，就业和社会保障公共服务中的工作技能培训等服务内容，有助于优化劳动力的知识结构，提升劳动技能水平（Sala and Silva，2013），能够提高劳动生产率（姚加权等，2024），进而会影响企业劳动收入份额增长（何小钢等，2023）。最后，就业和社会保障公共服务的求职培训等服务内容，可以提升劳动力的劳资谈判技能，增强工资议价能力，减少工资折价现象（柏培文和杨志才，2019）。而长期以来，劳动力议价能力的高低，一直被视为影响劳动收入份额提升与否的关键因素（Blanchard and Giavazz，2003）。

综上所述，均衡性转移支付通过就业和社会保障公共服务供给，能够以促进资本—劳动替代比例下降、提高劳动生产率与降低工资折价率等路径影响企业劳动收入份额。

（三）模型分析

接下来，本文参考魏下海等（2013）的理论模型，并结合 Yeh et al.（2022）在企业劳动收入份额研究中所强调的劳动力市场买方垄断势力，构建一个产品市场完全竞争、劳动力市场存在买方垄断势力的理论分析框架，阐释均衡性转移支付影响企业劳动收入份额增长的作用机理，并提出理论命题。

1. 生产函数。企业使用资本与劳动两种要素进行生产，生产函数为常替代弹性形式：

$$Y = \left[\alpha (K)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha) (BL)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

（1）式中： Y 是企业产值； K 是资本要素； L 是劳动要素； σ 是资本与劳动的要素替代弹性，满足 $\sigma > 0$ ； α 是资本及劳动要素的份额参数，满足 $\alpha \in (0,1)$ ； B 是劳动增强型生产率，满足 $B > 0$ ，类似劳动技能水平提升使每单位的劳动可以产生更多的产出。

产品市场属于完全竞争结构, 即产品价格等于边际成本。劳动力市场存在买方垄断势力, 企业拥有一定议价权, 企业面临向上倾斜的劳动供给曲线。企业支付给劳动力的工资为:

$$W = \frac{\partial Y}{\partial L} \cdot \frac{1}{\nu}, \quad \nu > 1 \quad (2)$$

(2) 式中: W 是工资; ν 是工资折价率, 表示劳动力从其边际产出中获得的份额, ν 越大劳动工资越低; 其他符号含义与 (1) 式相同。

2. 企业利润最大化。企业选择最优的资本与劳动进行利润最大化决策, 企业利润函数为:

$$\Pi = Y - rK - WL \quad (3)$$

(3) 式中: Π 是企业利润; r 是资本要素价格; 其他符号含义与 (1) 式或 (2) 式相同。

企业最优要素投入的一阶条件为:

$$\begin{cases} \frac{\partial Y}{\partial K} = r \\ \frac{\partial Y}{\partial L} = \nu W \end{cases} \quad (4)$$

3. 企业劳动收入份额。在利润最大化条件下, 企业劳动收入份额的定义为:

$$LS = \frac{WL}{Y} = \frac{1}{\nu} \cdot \frac{\partial Y}{\partial L} \cdot \frac{L}{Y} \quad (5)$$

将 (5) 式化简可得:

$$LS = \frac{1}{\nu} \cdot \frac{1}{1 + \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) \left(\frac{K}{BL} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}} \quad (6)$$

(6) 式中: LS 是企业劳动收入份额; K / L 是资本—劳动替代比例; 其他符号含义与 (1) 式或 (2) 式相同。由 (6) 式可知, 企业劳动收入份额主要由要素替代弹性, 工资折价率、劳动增强型生产率、资本—劳动替代比例等因素决定。

4. 比较静态分析。根据前文基本机理可知, 均衡性转移支付通过就业和社会保障公共服务供给, 能够以促进资本—劳动替代比例下降、提高劳动生产率与降低工资折价率等路径影响企业劳动收入份额。因而, 结合 (6) 式来看, 其具体影响的数理表现可以如下: 促进资本—劳动替代比例下降, 即 K / L 减少; 提高劳动生产率, 即 B 增加; 降低工资折价率, 即 ν 降低。

此外, 根据 (6) 式还可知, 企业劳动收入份额也受到要素替代弹性影响。因此, 还需要结合不同的要素替代弹性变化情况来展开细致分析 (魏下海等, 2013)。

① 情况 1: $\sigma > 1$ (资本与劳动替代)。根据 (6) 式, LS 关于 K / L 、 B 、 ν 的偏导数分别如下所示:

$$\frac{\partial LS}{\partial (K/L)} = -\frac{1}{\nu} \cdot \frac{1}{\left(1 + \frac{\alpha}{1-\alpha} \left(\frac{K}{BL}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right)^2} \cdot \frac{\alpha}{1-\alpha} \cdot \frac{\sigma-1}{\sigma} \cdot \left(\frac{K}{BL}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}-1} \cdot \frac{1}{B} < 0 \quad (7)$$

$$\frac{\partial LS}{\partial B} = \frac{1}{\nu} \cdot \frac{\alpha}{1-\alpha} \cdot \frac{\sigma-1}{\sigma} \left(\frac{K}{BL}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}-1} \cdot \frac{K}{B^2 L} > 0 \quad (8)$$

$$\left(1 + \frac{\alpha}{1-\alpha} \left(\frac{K}{BL}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right)^2$$

$$\frac{\partial LS}{\partial \nu} = -\frac{1}{\nu^2} \cdot \frac{1}{1 + \frac{\alpha}{1-\alpha} \left(\frac{K}{BL}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}} < 0 \quad (9)$$

(7) 式中: $\frac{\partial LS}{\partial (K/L)} < 0$, 即 K/L 下降时 LS 会增长; (8) 式中, $\frac{\partial LS}{\partial B} > 0$, 即 B 增加时 LS 将增长; (9) 式中, $\frac{\partial LS}{\partial \nu} < 0$, 即 ν 下降时 LS 将增长。综上所述, 当资本与劳动替代时, 均衡性转移支付可以促进企业劳动收入份额增长。

②情况 2: $\sigma=1$ (Cobb-Douglas 生产函数)。此时, $LS = \frac{1-\alpha}{\nu}$, 将其分别关于 K/L 、 B 、 ν

求偏导数, 可得 $\frac{\partial LS}{\partial (K/L)} = 0$ 、 $\frac{\partial LS}{\partial B} = 0$ 、 $\frac{\partial LS}{\partial \nu} = -\frac{1-\alpha}{\nu^2} < 0$ 。由此可知, LS 与 K/L 以及 B 无关, 但是会随着 ν 的降低而下降。因此, 当资本与劳动要素替代弹性为 1 时, 均衡性转移支付会降低企业劳动收入份额。

③情况 3: $\sigma < 1$ (资本与劳动互补)。根据 (6) 式, LS 关于 K/L 、 B 、 ν 的偏导数分别如下所示:

$$\frac{\partial LS}{\partial (K/L)} = -\frac{1}{\nu} \cdot \frac{1}{\left(1 + \frac{\alpha}{1-\alpha} \left(\frac{K}{BL}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right)^2} \cdot \frac{\alpha}{1-\alpha} \cdot \frac{\sigma-1}{\sigma} \cdot \left(\frac{K}{BL}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}-1} \cdot \frac{1}{B} > 0 \quad (10)$$

$$\frac{\partial LS}{\partial B} = \frac{1}{\nu} \cdot \frac{\alpha}{1-\alpha} \cdot \frac{\sigma-1}{\sigma} \left(\frac{K}{BL}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}-1} \cdot \frac{K}{B^2 L} < 0 \quad (11)$$

$$\left(1 + \frac{\alpha}{1-\alpha} \left(\frac{K}{BL}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right)^2$$

$$\frac{\partial LS}{\partial \nu} = -\frac{1}{\nu^2} \cdot \frac{1}{1 + \frac{\alpha}{1-\alpha} \left(\frac{K}{BL} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}} < 0 \quad (12)$$

(10) 式 $\frac{\partial LS}{\partial (K/L)} > 0$, 即 K/L 下降时 LS 会下降; (11) 式 $\frac{\partial LS}{\partial B} < 0$, 即 B 增加 LS 会下降;

(12) 式 $\frac{\partial LS}{\partial \nu} < 0$, 即 ν 下降会促使 LS 提高。由此来看, 当资本与劳动互补时: 一方面, 工资折价率会产生推动企业劳动收入份额上升的效应; 另一方面, 劳动增强型生产率与资本—劳动替代比例会引致企业劳动收入份额下降的效应。因此, 均衡性转移支付对企业劳动收入份额的影响方向并非单向, 其最终结果取决于两种效应的权衡。

据此, 本文提出如下待检验的理论命题。

命题 1: 当资本与劳动替代 ($\sigma > 1$) 时, 均衡性转移支付会提高企业劳动收入份额。

命题 2: 当资本与劳动要素替代弹性为 1 ($\sigma = 1$) 时, 均衡性转移支付会降低企业劳动收入份额。

命题 3a: 当资本与劳动互补 ($0 < \sigma < 1$) 时, 若工资折价率导致的企业劳动收入份额上升效应占主导, 则均衡性转移支付会提高企业劳动收入份额。

命题 3b: 当资本与劳动互补 ($0 < \sigma < 1$) 时, 若劳动增强型生产率与资本—劳动替代比例导致的企业劳动收入份额下降效应占主导, 则均衡性转移支付会降低企业劳动收入份额。

三、实证设计

(一) 数据说明

本文实证分析主要使用了三套数据。第一, 2008—2016 年全国税收调查数据库。该数据库由财政部和国家税务总局按照分层随机抽样方法, 每年抽取全国各地大约 70 万家大、中、小型企业。使用该数据库有如下优势: 相较中国工业企业数据库而言, 其可使用年份相对较新且企业级统计指标更丰富; 而较上市公司数据库而言, 其涵盖的企业规模更多维, 因而对宏观经济的代表性更强。本文基于该数据库构造了企业劳动收入份额以及企业层面的其他相关变量。

第二, 2008—2016 年财政转移支付数据。原始数据来源于财政部门调研的纸质档以及电子档资料, 作者团队将这些数据资料进行了电子化处理并形成了数据库。具体而言, 该数据库在时间跨度上包括 2008—2016 年的连续数据^①。在主要变量方面包括一般性转移支付资金总额、专项转移支付资金总额、

^① 本文采用 2008—2016 年为样本期的原因还有: 该时期恰逢中国劳动收入份额在 2010 年前后“触底反弹”的转折期, 同时也是中国均衡性转移支付规模迅速扩张的关键阶段。因此, 该时期为考察均衡性转移支付对企业劳动收入份额的政策效应提供了理想的时间窗口。此外, 尽管 2016 年以后均衡性转移支付政策不断优化, 但其基本制度框架和资金分配机制保持稳定。因此, 基于 2008—2016 年数据得出的分析结论, 仍具现实意义与政策参考价值。

一般性转移支付体系下的均衡性转移支付项目等。表1报告了数据库历年的县（市、区）匹配样本量在全国和不同地区的占比情况。表1显示，样本覆盖率在此期间总体呈下降趋势：从2008年的81%逐步下降至2016年的63%，其中，2015—2016年下降较为明显。这一变化主要受到以下两个方面因素的影响：一是财政数据收集程度的阶段性变化，部分县（市、区）在2015年之后的数据难以完整获取，导致匹配失败；二是行政区划调整，部分样本在研究期内出现合并、撤销或重新设立等情况，影响了数据的连续性和可比性。尽管样本覆盖率在后期有所下降，但其总体分布仍具备广泛代表性，涵盖东部、中部、西部及东北地区的大多数县（市、区）。基于该数据库，本文构造了县域层面的均衡性转移支付变量。

表1 样本县（市、区）范围

年份	收录匹配	占全国	占东部地区	占中部地区	占西部地区	占东北地区
	县（市、区）	县（市、区）	县（市、区）	县（市、区）	县（市、区）	县（市、区）
	数量（个）	比例（%）	比例（%）	比例（%）	比例（%）	比例（%）
2008	2321	81	72.75	86.26	85.13	77.08
2009	2327	81	74.94	86.00	84.12	77.78
2010	2293	80	75.35	86.16	80.78	77.43
2011	2324	81	77.21	86.30	82.53	77.08
2012	2039	71	70.14	83.19	63.86	75.00
2013	2068	72	72.22	80.79	66.76	74.31
2014	2032	71	67.57	80.76	66.64	74.65
2015	1841	65	65.15	67.47	66.11	50.35
2016	1798	63	61.93	62.94	68.87	44.44

第三，《中国县域统计年鉴》实际年份为2008—2016年的数据，以及各地统计公报数据。本文利用这些数据构造了县域层面的相关变量。

（二）变量设置

1.被解释变量。本文的被解释变量是企业劳动收入份额，参考宋华盛和卢历祺（2024）的方法，采用要素成本增加值的概念来测算。具体的衡量方式如下：企业劳动收入份额=支付给职工以及为职工支付的现金/（支付给职工以及为职工支付的现金+营业收入-营业成本+固定资产折旧），其中“支付给职工以及为职工支付的现金+营业收入-营业成本+固定资产折旧”之和指代要素成本增加额，而支付给职工以及为职工支付的现金指包括工资、奖金、保险、公积金以及其他津贴补助等金额。

2.核心解释变量。本文核心解释变量是均衡性转移支付。根据中国均衡性转移支付以“县承接为主”的现实，本文以县域每年获取的均衡性转移支付资金来衡量。

3.机制变量。本文机制变量如下：①就业和社会保障公共服务水平，采用县域人均就业和社会保障公共服务支出度量。②工资折价率，采用工资折价率度量企业劳动力议价能力已得到众多文献支持，并且通过工资折价率可以更为直观地观察到劳动力议价能力。具体而言，工资折价率越高则表示劳动力议价能力越低，反之亦然。为此，本文参考Yeh et al.（2022）的方法计算了企业层面的工资折价率。

③工资水平, 以企业支付给职工以及为职工支付的人均额度量。④劳动生产率, 以企业人均要素成本增加额度量。⑤资本—劳动替代比例, 以企业人均资本额度量。

4. 控制变量。参考既有文献以及结合文章研究实际 (魏下海等, 2013; 柏培文和杨志才, 2019; 唐盟, 2023), 本文从企业及县域层面选取了控制变量。包括企业规模、企业营业收入、企业负债率、企业利润率、企业经营现金流、县域人口规模、县域产业结构、县域经济水平。此外, 为了缓解异常值影响, 本文对连续变量进行了双侧 5% 缩尾处理。相关变量的定义描述见表 2^①。

表 2 主要变量定义与描述性统计

变量类型	变量	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	企业劳动收入份额	支付给职工以及为职工支付的现金/要素成本增加额	0.265	0.191	0.017	0.760
核心解释变量	均衡性转移支付	县域人均均衡性转移支付(万元/人)	0.017	0.025	0	0.087
机制变量	就业和社会保障公共服务水平	县域人均就业和社会保障公共服务支出(元/人)	910.122	4773.351	2.754	561022.6
	工资折价率	企业工资折价率	2.470	3.468	0.362	15.819
	工资水平	支付给职工以及为职工支付的现金人均额(万元/人)	4.201	4.030	0.500	16.309
	劳动生产率	企业人均要素成本增加额(万元/人)	27.366	35.327	1.944	139.791
	资本—劳动替代比例	企业人均资本额(万元/人)	20.524	30.541	0.164	119.510
控制变量	企业规模	企业总资产(万元)	12862.78	23988.12	53.100	90067.12
	企业营业收入	企业营业收入(万元)	9330.756	15776.81	28.700	56768.99
	企业负债率	企业总负债/企业总资产	0.558	0.286	0.005	0.959
	企业利润率	企业净利润/企业总资产	0.018	0.068	-0.123	0.188
	企业经营现金流	企业经营活动现金流量净额/企业营业收入	0.062	0.281	-0.563	0.828
	县域人口规模	县域年末人口(万人)	66.636	34.518	21	144
	县域产业结构	县域第二产业增加值/县域第三产业增加值	1.478	0.736	0.275	3.149
	县域经济水平	县域地区生产总值(万元)	2696668	2591202	392689.1	9936760

注: ①表中各变量为原值。②为了减少异方差所带来的偏误, 后文回归分析中对“就业和社会保障公共服务”“工资水平”“劳动生产率”“资本—劳动替代比例”“企业规模”“企业营业收入”“县域人口规模”“县域经济水平”变量进行了对数化处理。

(三) 计量模型

本文构建双向固定效应模型, 考察均衡性转移支付对企业劳动收入份额的影响。模型设计如下:

^①除上述主要变量外, 本文实证分析中还使用了一组辅助变量, 详情介绍见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录三。

$$lashare_{ict} = \alpha + \beta tpayment_{ct} + \gamma control + \nu_i + \sigma_t + \mu_{ict} \quad (13)$$

(13) 式中: i 表示企业, c 表示县域, t 表示年份。 $lashare_{ict}$ 表示被解释变量企业劳动收入份额; α 表示截距项; $tpayment_{ct}$ 表示核心解释变量均衡性转移支付, β 代表其系数; $control$ 表示一组企业和县域控制变量, γ 代表该组控制变量的系数; ν_i 表示企业固定效应; σ_t 表示年份固定效应; μ_{ict} 表示服从正态分布的随机干扰项。

四、计量结果与分析

(一) 特征化事实

为了更好回答均衡性转移支付对企业劳动收入份额的影响, 在回归之前, 本文借鉴陈斌开等(2018)的思路, 利用均衡性转移支付和企业劳动收入份额分别剔除固定效应之后的残差, 绘制了分组散点图。图 1 直观地展示了均衡性转移支付与企业劳动收入份额之间的关系, 可知两者存在正相关关系, 初步说明均衡性转移支付可以促进企业劳动收入份额提升。

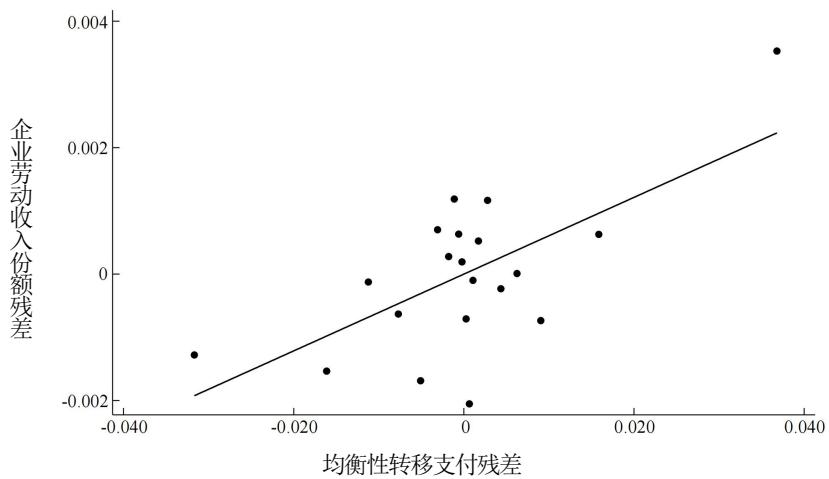


图 1 均衡性转移支付与企业劳动收入份额的相关性结果

(二) 回归结果

表 3 报告了均衡性转移支付影响企业劳动收入份额的基准回归结果, 本文主要关注核心解释变量均衡性转移支付系数的显著性。在控制企业固定效应和年份固定效应的基础上, 本文采用逐步回归法, 依次引入企业层面和县域层面的控制变量。从表 3 结果可以看出, 均衡性转移支付对企业劳动收入份额的影响显著为正, 说明均衡性转移支付有利于企业劳动收入份额增长。本文以(3)为例进行经济意义分析, 在 2008—2016 年的样本期内, 均衡性转移支付大概可以促进 0.001 个企业劳动收入份额增长, 约占样本期内企业劳动收入份额增长的 10%^①。

^① 在 2008—2016 年的样本期间, 均衡性转移支付增长了约 0.026 倍, 企业劳动收入份额增长了约 0.01 倍。另外, 0.001 个企业劳动收入份额增长的计算方法是 0.056×0.026 , 而其占比 10% 的计算方法是 $0.001 / 0.01$ 。

表3 均衡性转移支付对企业劳动收入份额影响的基准回归结果

变量	企业劳动收入份额					
	(1)		(2)		(3)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
均衡性转移支付	0.061***	0.009	0.052***	0.009	0.056***	0.009
企业规模			0.001	0.001	0.001	0.001
企业营业收入			-0.034***	0.000	-0.034***	0.000
企业负债率			-0.001	0.001	-0.001	0.001
企业利润率			-0.428***	0.004	-0.428***	0.004
企业经营现金流			-0.015***	0.001	-0.015***	0.001
县域人口规模					0.009***	0.002
县域产业结构					0.002***	0.001
县域经济水平					-0.004***	0.001
常数项	0.264***	0.000	0.604***	0.006	0.625***	0.022
企业固定效应		已控制		已控制		已控制
年份固定效应		已控制		已控制		已控制
观测值数	971296		971296		971296	
R ²	0.741		0.764		0.764	

注：①***代表1%的显著性水平。②标准误聚类到企业层面。

(三) 稳健性检验

为确保基准回归结果的稳健性，本文进行了一系列稳健性检验，具体做法如下^①。

1. 更换均衡性转移支付衡量方式。本文从结构角度更换均衡性转移支付的度量方式，具体以均衡性转移支付占县域一般性转移支付的比值来刻画。回归结果发现，均衡性转移支付依然对企业劳动收入份额具有显著的正向影响。

2. 重新估计企业劳动收入份额。参考陆雪琴和田磊（2020）的方法，本文将企业生产税纳入要素成本增加值的方程，衡量企业劳动收入份额。另外，本文也借鉴肖土盛等（2022）的思路，采用“全年工资及奖金总额与营业收入的比值”刻画企业劳动收入份额，直接反映企业在经营收入中用于支付劳动报酬的比例，以及企业在经营过程中劳动要素的相对重要性。估计结果显示，均衡性转移支付依旧有利于企业劳动收入份额增长。

3. 排除其他相关政策影响。既有研究发现，2010年《中华人民共和国社会保险法》出台、2012年“营改增”政策和2014年开始的固定资产加速折旧政策，对企业劳动收入份额变动具有重要影响。由于本文的研究区间恰巧涵盖上述改革的时间，因此，本文采取双重差分模型中政策变量的“政策一年份”交乘项构造方式，依次刻画上述政策改革并全部纳入（13）式加以控制。回归结果表明，均衡

^① 稳健性检验的详细回归结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录四。此外，更新数据的稳健性检验见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录五。

性转移支付对企业劳动收入份额具有显著的正向影响。

4.剔除未获得均衡性转移支付的地区。本文进一步剔除了未获得均衡性转移支付的样本。回归结果显示,均衡性转移支付对企业劳动收入份额的促进作用并未改变。

5.其他转移支付的竞争性解释。逻辑上,其他转移支付也可能会对企业劳动收入份额产生作用,从而与本文所重点关注的均衡性转移支付产生替代或互补的竞争性效应。为排除竞争性效应,本文把专项转移支付和其他一般性转移支付也纳入(13)式中加以控制。实证结果表明,均衡性转移支付对企业劳动收入份额的正向作用具有稳健性。

6.交互固定效应模型。为排除不同行业和不同省份的宏观政策冲击对回归结果的干扰,本文控制了行业×年份以及省份×年份的交互固定效应。估计结果表明,基准回归结果依旧稳健。

7.改变数据缩尾方式。本文采用1%双侧缩尾方式处理连续变量。回归结果表明,基准回归结果仍稳健。

8.控制政府债务率。为排除政府债务对回归结果的干扰,本文把县域政府债务率纳入回归方程。估计结果表明,均衡性转移支付对企业劳动收入份额的正向影响并未改变。

9.考虑人口数据质量与资金使用效率。在前文中,均衡性转移支付的度量方式,可能忽略了人口数据的质量问题,如户籍人口与常住人口的差异。为排除人口数据质量对均衡性转移支付的标准化度量影响,以及充分考虑县域政府的资金使用效率差异,本文采取了以下两种做法:一是采用县域均衡性转移支付与县域地区生产总值的比值,重新标准化度量均衡性转移支付,并且在回归方程中控制县域财政资金结余率以控制县域资金使用效率差异。二是删除样本期统计户籍人口口径的年份数据(2008年),统一采用年末常住人口标准化的均衡性转移支付进行研究(2009—2016年),并且在回归中继续控制县域资金使用效率差异。估计结果表明,本文基准回归结果稳健。

10.控制样本稳定性。根据前文表1可知,本文的均衡性转移支付样本在2015—2016年出现了下滑,并且分地区来看主要集中在中部地区、西部地区和东北部地区。考虑到中央的均衡性转移支付资金去向主要集中于中西部地区,因而遗漏的县域可能是财政困难或经济欠发达地区,从而会低估均衡性转移支付的政策效果。为此,本文剔除了2015—2016年的样本,尽量控制研究样本的稳定性。回归结果表明,本文基准研究结果依然稳健,但基准回归可能低估了均衡性转移支付对企业劳动收入份额的促进作用。

(四) 内生性问题

前文表明,均衡性转移支付促进了企业劳动收入份额增长。但这一结果可能存在内生性问题。例如,企业劳动收入份额的本质是一种收入分配关系的体现,均衡性转移支付也是调整收入分配的重要政策工具。而企业劳动收入份额的高低情况,也许会影响均衡性转移支付的施策力度,从而可能产生反向因果问题。除此之外,尽管本文已控制企业自身特征及县域层面的绝大多数经济社会条件,但仍可能遗漏了一些重要因素。为尽可能地缓解内生性偏误,本文进一步利用工具变量法识别均衡性转移支付对企业劳动收入份额的因果关系。具体而言,本文参考Huang et al. (2020)的研究思路,构造了工具变量。工具变量定义如下:工具变量 $z = \text{县政府到省会城市的地理距离} \times (2008-2016 \text{年各省均}$

衡性转移支付）。

工具变量 z 作为有效工具变量的合理性主要体现在如下两个方面：其一，在相关性方面。距离省会城市较远的县区，在提供基本公共服务时通常面临更高的行政成本与交通成本。为保障此类地区基本公共服务供给的均等性，上级政府对下分配均衡性转移支付时往往会对这些地区给予适度倾斜，以弥补其地理位置的劣势。例如，历年《中央对地方均衡性转移支付办法》均明确强调“运距系数”等地理指标在测算转移支付规模中的作用。与此同时，地方政府在某一年度实际获得的均衡性转移支付额度，也会受到其所在省级政府当年获得资金总额的显著影响。因此，工具变量 z 所包含的“地理距离”“省级均衡性转移支付资金规模”两个构成要素，能够系统性地解释均衡性转移支付的分布特征，满足工具变量的相关性条件。其二，在外生性方面。县与省会城市之间的地理距离属于先天地理变量，具备天然的时间稳定性与不可操控性，不太可能受到研究期内（2008—2016年）企业用工行为或劳动收入结构变化的反向影响，因而具有良好的外生性。尽管该变量可能通过影响地区经济发展水平从而间接作用于企业劳动收入份额，但本文已在回归模型中控制了人口规模、产业结构与经济发展水平等关键变量，有效隔离了上述间接路径可能造成的干扰。此外，均衡性转移支付在制度设计上并非由企业个体因素所决定，其作用机制主要体现为上级政府对财政能力薄弱县区的均衡性安排，这进一步增强了该工具变量的外生性。综上所述，该工具变量能够较好地识别均衡性转移支付对企业劳动收入份额的影响。

根据工具变量的回归结果^①，本文发现，工具变量 z 与均衡性转移支付紧密相关，不存在“弱工具变量”问题。而且，在缓解内生性问题之后，均衡性转移支付依然显著促进企业劳动收入份额增长。

五、机制分析：企业劳动收入份额的增长逻辑

接下来，本文将结合前文提到的基本机理与模型分析，对均衡性转移支付影响企业劳动收入份额的理论机制进行实证检验。具体的机制验证分为三步：第一步，检验均衡性转移支付对企业劳动收入份额结构的影响，观察企业劳动收入份额增长是否由企业劳动要素收益变动所决定。第二步，结合上述发现，进行详细的作用路径检验，验证均衡性转移支付影响企业劳动收入份额的理论路径。第三步，为深化分析，从不同要素密集型行业和不同所有制企业角度进行异质性分析。

（一）结构变化分析

根据前文估算企业劳动收入份额的方式，本文将企业要素收益份额拆解为工资收入份额、社保收入份额、营业盈余份额、固定资产折旧份额。然后分别对均衡性转移支付进行回归，观察均衡性转移支付对企业要素收入份额构成的相对影响。基于表4（1）列、（2）列，可以发现，在企业劳动收入份额的分解框架内，均衡性转移支付不仅显著提高了企业工资收入份额，也改善了企业社保收入份额。这说明企业劳动要素收益在增长。根据表4（3）列、（4）列的回归结果则发现，均衡性转移支付对企业营业盈余份额没有显著影响，但是明显降低了企业固定资产折旧份额，这表明资本收益转化率在

^①工具变量回归结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录六。

下降。综合表 4 的估计结果可知, 企业劳动要素收益水平出现了相对上升, 资本要素收益水平发生了相对下降。换句话说, 均衡性转移支付促进企业劳动收入份额增长, 主要在于提升劳动要素收益水平。

表 4 均衡性转移支付对企业劳动收入份额结构影响的回归结果

变量	(1) 工资收入份额	(2) 社保收入份额	(3) 营业盈余份额	(4) 固定资产折旧份额
均衡性转移支付	0.095*** (0.010)	0.013*** (0.002)	0.016 (0.010)	-0.069*** (0.010)
常数项	0.521*** (0.022)	-0.016*** (0.005)	-0.416*** (0.026)	0.721*** (0.024)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
企业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	906848	765353	929464	929464
R ²	0.733	0.710	0.830	0.861

注: ①***代表 1% 的显著性水平。②括号内的值为聚类到企业层面的稳健标准误。③控制变量与表 3 基准回归相同。

(二) 作用路径分析

表 5 报告了均衡性转移支付对就业和社会保障公共服务水平的影响结果。可知均衡性转移支付对就业和社会保障公共服务水平具有显著的正向影响, 表明均衡性转移支付提升了就业和社会保障公共服务水平。

表 5 均衡性转移支付对就业和社会保障公共服务水平影响的回归结果

变量	就业和社会保障公共服务水平	
	系数	标准误
均衡性转移支付	8.292***	0.666
常数项	10.563***	0.722
控制变量	已控制	
县域固定效应	已控制	
年份固定效应	已控制	
观测值数	9549	
R ²	0.602	

注: ①***代表 1% 的显著性水平。②标准误聚类到县域层面。③控制变量与表 3 基准回归中县域层面控制变量相同。

表 6 报告了均衡性转移支付通过就业和社会保障公共服务供给对企业劳动收入份额作用路径的回归结果。其中: (1) 列汇报了以工资折价率作为被解释变量的估计结果, 可以看出, 企业的工资折价率明显下降, 即劳动力议价能力显著提高。 (2) 列、 (3) 列则表明均衡性转移支付通过就业和社会保障公共服务供给, 明显提高了企业工资水平和企业劳动生产率; 而且, (2) 列的估计系数大于 (3) 列, 说明相对于企业的劳动生产率而言, 企业的工资水平增长更快。根据 (4) 列可知, 均衡性转移支付 \times 就业和社会保障公共服务水平对资本—劳动替代比例的影响不显著, 说明该渠道的作用效应不明

显。总体来看, 命题1得到验证^①。

此外, 企业劳动收入份额的提升, 可以有两种不同的结构: 其一, 员工工资提升, 而员工人数不变或下降; 其二, 员工工资不变, 而员工人数增加。因此, 本文进一步考察了企业劳动力雇用情况变化。根据表6(5)列, 本文发现, 均衡性转移支付×就业和社会保障公共服务水平对企业的劳动力雇用存在显著为负的影响, 这意味着企业劳动力雇用减少了。同时也表明此类企业劳动收入份额提升是一种工资提高但劳动力雇用下降的增长结构。

表6 均衡性转移支付对企业劳动收入份额作用路径分析的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	工资折价率	工资水平	劳动生产率	资本—劳动替代比例	劳动力雇用
均衡性转移支付×就业和 社会保障公共服务水平	-1.244*** (0.172)	0.284*** (0.033)	0.179*** (0.032)	-0.063 (0.047)	-0.367*** (0.028)
均衡性转移支付	5.847*** (1.203)	-1.615*** (0.232)	-1.207*** (0.221)	0.530* (0.322)	2.196*** (0.193)
就业和社会保障公共服务 水平	0.061*** (0.006)	-0.025*** (0.001)	-0.029*** (0.001)	-0.001 (0.002)	0.044*** (0.001)
常数项	-0.321 (0.801)	3.294*** (0.147)	3.584*** (0.165)	1.773*** (0.205)	0.779*** (0.139)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
企业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	342414	342392	338465	341296	342392
R ²	0.675	0.805	0.894	0.901	0.957

注: ①***和*分别代表1%和10%的显著性水平。②括号内的值为聚类到企业层面的稳健标准误。③控制变量与表3基准回归相同。

(三) 异质性分析

1. 不同要素密集型行业。本文观察了不同要素密集型行业的劳动收入份额增长变化情况。总体而言, 尽管均衡性转移支付均显著提高了企业的劳动收入份额, 但其影响路径在劳动密集型行业与资本密集型行业中存在部分差异^②。

在劳动密集型行业中, 均衡性转移支付通过提升就业和社会保障公共服务水平, 增强了劳动力的议价能力, 显著降低了工资折价率, 并推动了工资水平及劳动生产率上升, 但没有显著影响资本—劳动替代比例。与此同时, 工资成本上升也使企业在用工决策上趋于谨慎, 导致劳动力雇用数量显著下降。总体来看, 在劳动密集型行业中, 均衡性转移支付通过增加就业和社会保障公共服务供给推动企业劳动收入份额提升, 但也形成了“工资上涨—用工收缩”的结构性权衡。

^①因篇幅所限, 要素弹性检验结果未在文中报告, 详细的结果可在《中国农村经济》网站或中国知网查看本文附录七。

^②回归结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录八。

在资本密集型行业中，均衡性转移支付同样促使工资折价率下降、工资水平提升，也提高了劳动生产率，但提升幅度均低于劳动密集型行业，同时资本也没有明显替代劳动。但是，在工资增速较快而劳动生产率提升较弱的背景下，企业难以通过产出对冲用人成本压力，因而表现出劳动力雇用有一定程度的下降。不过，由于该行业本就对劳动力依赖较弱，故雇用调整的幅度小于劳动密集型行业。

2. 不同所有制企业。进一步地，本文还考虑了不同所有制企业的差异。结果显示，无论是国有企业，还是民营企业，均衡性转移支付均显著提升了企业劳动收入份额，通过工资折价率下降、工资水平上升、劳动生产率提升、资本—劳动替代比例不明显等路径产生影响。此外，企业的劳动力雇用规模也都显著缩减了。然而，两类企业之间的受影响情况仍具有一些差异性^①。

在国有企业中，劳动收入份额的提升伴随更显著的工资折价率下降和工资水平提升，以及劳动生产率增长，表明国有企业在劳动力议价过程中对政策驱动的就业和社会保障公共服务改善反应更为敏感。原因可能在于：一是国有企业在政策落实中具有“响应优先”的制度特征，在均衡性转移支付的政策效应影响下，更倾向于提升劳动力待遇；二是为应对劳动力成本上升，国企可能通过“提质减量”优化人力结构，即劳动生产率提升与劳动力雇用下降并存。

相较之下，民营企业虽也呈现劳动收入份额提升与工资水平改善的趋势，但劳动生产率的提升幅度相对有限。这表明，尽管民营企业也受益于劳动力质量提升，但可能在政策红利的吸收与转化过程中仍面临诸多约束。原因可能在于：一方面，民营企业在成本控制与用工弹性方面更为敏感，更容易通过裁员或抑制新增用工应对工资上升压力；另一方面，部分中小型民营企业在人力资本转化方面能力有限，难以有效利用人力资本改善实现劳动生产率迅速提升，导致政策效果在效率维度上存在相对边际递减。

六、进一步讨论：在“促劳动收入份额增长”中兼顾“稳就业”

前文分析发现，均衡性转移支付促进了企业劳动收入份额增长。但由于工资增长快于劳动生产率提升，企业减少了劳动力要素投入，表现为劳动力雇用下降。因此，除了继续强化劳动力技能培训等有利于提高企业劳动生产率的内生政策外，再引入其他外部政策，从而平衡或兼顾就业稳定与企业劳动收入份额增长，值得进一步探索。在该部分，本文进一步探究了政府对企业的财政补贴这一外部政策的影响。逻辑上，政府对企业的财政补贴直接为企业带来了真金白银，有助于缓解议价工资增长带来的流动性约束，从而有利于企业对劳动力要素投资。因此，如果政府提高对企业的财政补贴，至少可以观察到：企业劳动收入份额在增长，同时劳动力雇用不再下降。为了揭示上述效应，本文构建了均衡性转移支付与就业和社会保障公共服务水平以及与财政补贴的交乘项，并把交乘项分别对企业劳动收入份额和劳动力雇用回归。

根据表 7 可以发现，均衡性转移支付×就业和社会保障公共服务水平×财政补贴对企业劳动收入份额具有显著的正向影响。同时，均衡性转移支付×就业和社会保障公共服务水平×财政补贴对劳动

^① 回归结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录九。

力雇用的影响不再显著为负。这表明，政府对企业实施财政补贴后，均衡性转移支付通过改善就业和社会保障公共服务水平，不仅可以促进企业劳动收入份额增长，而且能够延缓企业劳动力雇用下降，从而实现“促劳动收入份额增长”兼顾“稳就业”的政策效果。

表 7 均衡性转移支付对企业劳动收入份额影响的进一步讨论的回归结果

变量	劳动力雇用		企业劳动收入份额	
	系数	标准误	系数	标准误
均衡性转移支付×就业和社会保障公共服务水平×财政补贴	-0.012	0.008	0.005**	0.002
常数项	0.771***	0.139	0.680***	0.037
控制变量		已控制		已控制
企业固定效应		已控制		已控制
年份固定效应		已控制		已控制
观测值数	342392		342414	
R ²	0.957		0.780	

注：①***和**分别代表1%和5%的显著性水平。②标准误聚类到企业层面。③控制了均衡性转移支付、就业和社会保障公共服务水平、财政补贴、均衡性转移支付×就业和社会保障公共服务水平等变量。④其余控制变量与表3基准回归相同。

七、结论与启示

党的二十届三中全会强调，要提高劳动报酬在初次分配中的比重，同时通过完善税收、社会保障与转移支付机制，增强财政再分配的调节功能。2024年中央经济工作会议进一步部署，以更有力的财政政策支持居民收入增长，助力扩大内需、提振消费。企业劳动收入份额是居民增收的基础，而均衡性转移支付是财政政策的关键抓手。揭示均衡性转移支付对企业劳动收入份额的影响效应，将直接回应如何通过财政转移支付等财政政策提高居民劳动报酬、促进收入合理分配、扩大内需的现实问题，对当前实施更加积极财政政策、促进就业和居民增收，具有现实价值。长远来看，促进劳动收入份额增长，对优化国民收入分配格局、实现共同富裕具有重大意义。在此背景下，本文构建了均衡性转移支付影响企业劳动收入份额的逻辑分析框架，提出待检验理论命题，进而基于均衡性转移支付与全国税收调查匹配数据，剖析了均衡性转移支付对企业劳动收入份额的因果效应和逻辑机理。

本文研究发现，均衡性转移支付显著促进了企业劳动收入份额增长，该结论在考虑内生性问题和一系列稳健性检验后仍然成立。机制检验发现，均衡性转移支付通过扩大就业和社会保障公共服务供给，不仅显著降低了工资折价率，还有效提高了劳动生产率，最终推动企业劳动收入份额上升。此外，由于工资增长快于劳动生产率提升，企业会减少劳动力雇用。基于不同要素密集型行业和不同所有制企业的异质性分析结果表明，企业劳动收入份额的增长效应不会因行业或企业类型而存在差异，同时，企业劳动力雇用下降的现象在各类行业和企业中均普遍存在。进一步地，本文还发现，在政府对企业实施财政补贴后，均衡性转移支付通过改善就业和提高社会保障公共服务水平，不仅增加了企业劳动

收入份额，同时也可以延缓企业劳动力雇用下降，从而实现“促劳动收入份额增长”兼顾“稳就业”的政策效果。

综合上述研究结论，本文具有如下三点政策启示：

第一，遵循财政转移支付体系优化的政策理念，着重提高均衡性转移支付规模。本文研究发现，均衡性转移支付提高了企业劳动收入份额，释放了初次收入分配的调节成果。因此，本文认为，需要继续遵循财政转移支付体系优化的政策理念，着重提高均衡性转移支付规模。一方面，可以在中央对地方的财政转移支付的资金配置中，适度提升均衡性转移支付资金的结构占比。另一方面，要推动省以下财政体制改革，在“以县承接为主”的财政转移支付体系下，强化“财力下沉+绩效挂钩”机制，对财政困难县加大倾斜力度，缓解基层“三保”压力，夯实共同富裕的基层治理基础。

第二，构建“提份额”与“稳就业”协同政策体系，优化均衡性转移支付的初次分配效能。一直以来，“促进劳动收入份额增长”与“稳就业”两者兼具重要性。劳动收入份额是初次分配公平性的核心指标，提高劳动报酬是政府工作的重要政策目标之一；而稳就业居于“六稳”“六保”的首位。本文研究发现，均衡性转移支付虽能提升企业劳动收入份额，但可能因工资增速快于劳动生产率导致企业缩减用工规模。对此，需多措并举实现“提份额”与“稳就业”双赢。首先，以均衡性转移支付强化就业和社会保障公共服务供给的财力保障。在此基础上，继续丰富就业和社会保障公共服务内容：一是完善终身职业技能培训制度，提高劳动力技能素质。二是优化劳动就业保护体系，建立以职业技能为导向的薪酬分配制度，完善劳动合同签订制度，合理提高劳动力的议价能力，保护劳动力就业和收入权益。三是建立工资与劳动生产率的挂钩机制，保障工资的合理增长。除此之外，还应加强均衡性转移支付与积极就业政策的协同。例如，通过有效利用财政补贴和就业补助等相关就业激励政策，增强劳动力市场活力，在提高劳动收入份额的同时稳定就业。

第三，推进均衡性转移支付提质增效，突出居民增收导向，强化基本民生保障能力。首先，资金分配上，优化因素法指标体系，把均衡性转移支付与居民收入分配改善等因素挂钩，应更加明确将促进劳动报酬增长作为均衡性转移支付资金的奖励系数因素。其次，预算执行上，优化地方财政支出结构，例如，加大支持居民增收的就业和社会保障支出。最后，绩效评价上，把劳动报酬提升等居民增收指标纳入均衡性转移支付资金绩效评价体系，定期公开资金使用效果排名，强化绩效目标监管。

需要特别指出的是，提高劳动收入份额在初次分配中的比重，是实现共同富裕的核心路径。本文揭示了均衡性转移支付促进企业劳动收入份额增长的作用，并为深入理解上述核心路径提供了经验证据。党的二十届三中全会明确强调：“规范收入分配秩序，规范财富积累机制，多渠道增加城乡居民财产性收入，形成有效增加低收入群体收入、稳步扩大中等收入群体规模、合理调节过高收入的制度体系。”^①在此政策指引下，提高居民财产性收入也是实现共同富裕的路径之一。因此，如何提升居民财产性收入，也是一项值得不断深入研究的重大课题。从财政转移支付视角来看，均衡性转移支付

^①参见《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》，https://www.gov.cn/zhengce/202407/content_6963770.htm。

能否有效提升居民财产性收入，以及通过何种路径来实现这一目标，仍有待未来进一步研究。

参考文献

1. 柏培文、杨志才, 2019: 《劳动力议价能力与劳动收入占比——兼析金融危机后的影响》, 《管理世界》第5期, 第78-91页。
2. 蔡昉、王美艳, 2014: 《中国面对的收入差距现实与中等收入陷阱风险》, 《中国人民大学学报》第3期, 第2-7页。
3. 陈斌开、黄少安、欧阳涤非, 2018: 《房地产价格上涨能推动经济增长吗?》, 《经济学(季刊)》第3期, 第1079-1102页。
4. 陈凌庆、刘蓉、邓兴华, 2025: 《小微企业减税政策的税收归宿研究——基于资本劳动要素视角》, 《经济学动态》第1期, 第78-93页。
5. 杜鹏程、王姝勋、徐舒, 2021: 《税收征管、企业避税与劳动收入份额——来自所得税征管范围改革的证据》, 《管理世界》第7期, 第105-118页。
6. 范燕丽、丛树海, 2024: 《财政转移支付与农户生计韧性: “驱动”还是“制约”》, 《中国农村经济》第1期, 第125-148页。
7. 方红生、许铭雪、赵乐新, 2024: 《集权式财政改革与县级财政自给能力——基于“乡财县管”准自然实验的证据》, 《财政研究》第5期, 第85-98页。
8. 伏润民、缪小林、张彰、赵一心, 2024: 《共同富裕目标下基本公共服务均等化与财政改革: 基于广义国民收入的分析》, 《经济研究》第1期, 第36-52页。
9. 伏润民、王卫昆、常斌、缪小林, 2012: 《我国规范的省对县(市)均衡性转移支付制度研究》, 《经济学(季刊)》第1期, 第39-62页。
10. 郭凯明, 2025: 《从生产网络变迁看中国产业结构转型》, 《中国社会科学》第4期, 第97-118页。
11. 韩一多、付文林, 2019: 《垂直财政不对称与收入不平等——基于转移支付依赖的门槛效应分析》, 《财贸经济》第6期, 第40-54页。
12. 何小钢、朱国悦、冯大威, 2023: 《工业机器人应用与劳动收入份额——来自中国工业企业的证据》, 《中国工业经济》第4期, 第98-116页。
13. 李实、朱梦冰, 2022: 《推进收入分配制度改革 促进共同富裕实现》, 《管理世界》第1期, 第52-61页。
14. 刘亚琳、申广军、姚洋, 2022: 《我国劳动收入份额: 新变化与再考察》, 《经济学(季刊)》第5期, 第1467-1488页。
15. 陆雪琴、田磊, 2020: 《企业规模分化与劳动收入份额》, 《世界经济》第9期, 第27-48页。
16. 马光荣、孟源祎, 2022: 《财政转移支付的资本化与福利分化效应》, 《经济研究》第9期, 第65-81页。
17. 缪小林、张蓉, 2022: 《从分配迈向治理——均衡性转移支付与基本公共服务均等化感知》, 《管理世界》第2期, 第129-149页。

18. 宋华盛、卢历祺, 2024: 《大数据发展和企业劳动收入份额——来自“国家级大数据综合试验区”的证据》, 《经济学动态》第1期, 第111-128页。
19. 唐盟, 2023: 《政府间专项转移支付、劳动收入份额与共同富裕》, 《中央财经大学学报》第6期, 第27-41页。
20. 万广华、江蕊蕤、赵梦雪, 2022: 《城镇化的共同富裕效应》, 《中国农村经济》第4期, 第2-22页。
21. 魏下海、董志强、黄玖立, 2013: 《工会是否改善劳动收入份额? ——理论分析与来自中国民营企业的经验证据》, 《经济研究》第8期, 第16-28页。
22. 肖土盛、孙瑞琦、袁淳、孙健, 2022: 《企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额》, 《管理世界》第12期, 第220-237页。
23. 谢申祥、陆毅、蔡熙乾, 2019: 《开放经济体系中劳动者的工资议价能力》, 《中国社会科学》第5期, 第40-59页。
24. 姚加权、张锐澎、郭李鹏、冯绪, 2024: 《人工智能如何提升企业生产效率? ——基于劳动力技能结构调整的视角》, 《管理世界》第2期, 第101-116页。
25. 张俊森、余琪、周康, 2025: 《中国劳动收入份额变化: 微观视角剖析》, 《经济学(季刊)》第1期, 第242-259页。
26. 张松林, 2015: 《城市化过程中市场化对劳动收入占比演变的影响》, 《中国农村经济》第1期, 第44-57页。
27. 张同斌、刘文龙、付婷婷, 2023: 《〈社会保险法〉实施与企业劳动收入份额变动?》, 《数量经济技术经济研究》第6期, 第91-112页。
28. 张子尧、黄炜、丁相元、尹恒, 2023: 《企业社保缴费负担与劳动收入份额: 理论分析与经验证据》, 《世界经济》第12期, 第167-196页。
29. 周强, 2021: 《精准扶贫政策的减贫绩效与收入分配效应研究》, 《中国农村经济》第5期, 第38-59页。
30. 周强、李阳、罗楚亮, 2024: 《财政转移支付的再分配效率及共同富裕效应》, 《经济研究》第9期, 第173-189页。
31. Aronsson, T., and S. Blomquist, 2008, “Redistribution and Provision of Public Goods in an Economic Federation”, *Journal of Public Economic Theory*, 10(1): 125-143.
32. Autor, D. H., W. R. Kerr, and A. D. Kugler, 2007, “Does Employment Protection Reduce Productivity? Evidence from US States”, *Economic Journal*, 117(521): 189-217.
33. Blanchard, O., and F. Giavazzi, 2003, “Macroeconomic Effects of Regulation and Deregulation in Goods and Labor Markets”, *Quarterly Journal of Economics*, 118(3): 879-907.
34. Huang, Y., M. Pagano, and U. Panizza, 2020, “Local Crowding-Out in China”, *Journal of Finance*, 75(6): 2855-2898.
35. Li, B., C. Liu, and S. T. Sun, 2021, “Do Corporate Income Tax Cuts Decrease Labor Share? Regression Discontinuity Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 150: 102624.
36. Sala, H., and J. I. Silva, 2013, “Labor Productivity and Vocational Training: Evidence from Europe”, *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 40: 31-41.
37. Yeh, C., C. Macaluso, and B. Hershbein, 2022, “Monopsony in the US Labor Market”, *American Economic Review*, 112(7): 2099-2138.

The Common Prosperity Effect of China's Equalization Transfers: An Analysis Based on Enterprise Labor Income Share

WANG Kebin^{1,4} HOU Jianxiang^{2,4} ZHANG Zhibin³ HOU Yongkang⁴

(1. School of Public Administration, Xiangtan University;
2. School of Public Finance and Management, Yunnan University of Finance and Economics;
3. School of Business, Hunan University of Science and Technology;
4. School of Economics, Yunnan University)

Summary: China's modernization is fundamentally about achieving common prosperity for all people. To achieve common prosperity, it is essential to increase the share of labor compensation in primary income distribution and strengthen the redistributive role of taxation, social security, and fiscal transfers. However, existing studies on labor income share adjustments through taxation or social security policies have yielded inconsistent conclusions. These divergent findings highlight the critical yet understudied role of fiscal transfers in addressing this issue.

This paper uses matched data from county-level equalization transfers and the National Tax Survey to examine the impact of equalization transfers on enterprises' labor income share through employment and social security public services channels. The results show that equalization transfers significantly increase enterprises' labor income share. Mechanism analysis reveals that equalization transfers expand employment and social security public services, thereby reducing the wage discount rate and enhancing labor productivity, which boosts the labor income share. As wages rise faster than productivity, firms tend to reduce labor hiring. Heterogeneity analysis reveals that these patterns persist across industries with different factor intensities and ownership types, indicating that increases in labor income share and declines in employment are pervasive. Moreover, following the introduction of government subsidies to enterprises, equalization transfers not only further raise the labor income share through public service provision but also slow the decline in employment, thereby achieving both "increase in the labor income share" and "employment stabilization".

This paper makes the following contributions to relevant literature. First, it offers a novel perspective by focusing on equalization transfers, thereby expanding research on fiscal redistribution's role in shaping labor income share. Second, it provides theoretical and empirical advances by connecting equalization transfers to functional income distribution, yielding micro-level evidence of how fiscal tools can reshape primary distribution while offering policymakers a new instrument for advancing common prosperity. Third, it demonstrates data innovation through the use of county-level transfer data (2008–2016), advancing the study of subnational fiscal policy effects and enriching literature on provincial-local fiscal systems with updated empirical insights.

Keywords: Equalization Transfers; Labor Income Share; Income Distribution; Common Prosperity; Financial System

JEL Classification: H77; O15

(责任编辑: 小林)

政府协作与市场分工：中美降低农业保险 交易成本模式之辨

易福金 陆 宇

摘要：农业保险在管理农业经营风险中的潜在作用使其成为各国支持农业发展的重要工具，但高昂的交易成本始终是制约农业保险推广和可持续发展的重要障碍。本文通过比较中美农业保险市场的供给模式，辨析两国如何基于农情的差异采用不同策略降低农业保险的交易成本，推动农业保险市场形成与发展。具体来说，美国农业保险采用市场分工模式，依托成熟的市场机制和专业的代理网络，通过市场化、专业化运作来降低农业保险的交易成本；而中国则采取政府协作模式，通过基层政府与保险公司的合作分担交易成本，借助地方行政资源推动农业保险市场发展。总体而言，当前中国农业保险市场发展实践中所面临的一些发展难题，包括过度竞争问题、寻租风险等，已经很难从其他国家农业保险发展经验中寻求现成的解决方案。本文聚焦农业保险实施层面的市场运作与成本控制，基于农情对政府与市场角色的形塑视角揭示中美两国在农业保险市场运行底层逻辑上的共性与差异，以期为中国农业保险市场相关制度优化提供事实基础和实践启示。

关键词：农业保险 交易成本 政府协作 市场分工

中图分类号：F842.6 **文献标识码：**A

一、引言

农业保险是现代农业风险保障体系的重要组成部分，旨在通过分散农业经营风险和保障农民收益，促进农业稳定发展。2007—2024年，中国农业保险保费收入从52亿元快速增长到1521亿元^①，保费

[资助项目] 国家自然科学基金—盖茨基金国际合作重点项目“农业综合天气指数保险研究和实施”（编号：72261147758）；国家社会科学基金重大项目“有效提升农业风险管理需求研究”（编号：22VRC85）；浙江省哲学社会科学规划重大项目“农业安全生产支持政策体系研究”（编号：24YJRC01ZD）。

[作者信息] 易福金，浙江大学中国农村发展研究院、浙江大学公共管理学院；陆宇（通讯作者），南京审计大学经济学院，电子邮箱：wy651883004@163.com。

^①资料来源：《2019年我国农业保险共提供3.6万亿元风险保障》，https://www.gov.cn/xinwen/2020-01/12/content_5468505.htm；《保险业交出高质量发展答卷》，https://www.financialnews.com.cn/2025-02/26/content_419464.html。

规模稳居世界前列。然而，随着中国农业保险市场规模不断扩张，农业保险实施中的“协议赔付”不精准、“寻租竞争”不规范等一系列问题日益凸显，阻碍了农业保险高质量发展（陆宇等，2023；冯文丽和庹国柱，2024；燕菲儿等，2024）。国内学者主要基于政府的角色定位，认为地方政府在支持农业保险基层实施过程中潜在的越位问题是造成中国农业保险实施不精准、不规范的重要原因（庹国柱，2023；谭莉等，2024）。就政府支持的必要性而言，由于完全商业化的农业保险先天面临“供需双冷”的市场失灵问题，采取以财政补贴为代表的政府支持措施是国际上推动农业保险市场形成的通行做法（Miranda and Glauber, 1997；叶朝晖，2018）。值得注意的是，尽管国际上对农业保险市场的支持极为普遍，但是，政府直接在业务层面参与和支持农业保险基层实施的现象在西方发达国家却较少出现。倘若简单将这一差异归因于中国“政府引导型”经济的传统，既缺乏对农业保险市场经济规律的认知，也难以为农业保险制度优化提供理论支撑。因此，有必要通过深入的国际比较，分析中外农业保险市场形成的共性规律与个性差异，重新审视中国政府需要对农业保险的基层实施给予较多支持的必要性和理论根源。

针对中国农业保险实施层面的问题，部分学者提出借鉴国际上成熟农业保险市场发展经验来减少政府对农业保险的干预。由于中美两国在农业保险市场保费规模、公私合作模式等方面的相似性，借鉴美国发展农业保险的做法进行改革，是国内许多学者支持的做法（夏益国，2013；赵长保和李伟毅，2014；冯文丽，2024）。从农业保险市场的总体安排来看，中美两国的农业保险市场均属于“较高管制水平下的商业竞争模式”（Mahul and Stutley, 2010）。在相似的农业保险公私合作原则下，为什么中国农业保险的基层实践不能完全依靠市场，而需要政府在业务实施层面给予较多的支持？针对地方政府在参与和支持农业保险基层实施中的越位风险，中国是否可以直接借鉴西方发达国家经验来降低政府参与程度？当前阶段，应该提倡“洋为中用”，还是应该提炼“中国经验”？对以上问题的认识关乎中国农业保险市场体系优化的方向，而中美差异化的农情对政府与市场角色的形塑作用可以为回答上述问题提供更加宽阔的视角。对中国和美国这样拥有庞大农业体系的国家而言，农业保险市场都先后经历了从完全商业化体系向政策性农业保险体系发展的演变^①。针对两国农业保险市场的演变趋势，一个时常被忽略的关键因素是农业保险相较其他财产类保险的交易成本极高。特别是在承保验标、理赔定损等需要由广泛覆盖的基层网点来实施的业务环节，农业保险供给主体需要承担远高于一般保险的成本。如果完全由商业化运营的保险公司独立承担，势必会挫伤保险公司供给农业保险的积极性。

充分调动农业保险供给主体的积极性是农业保险市场形成的必要条件，相应支持体系的重要程度甚至不低于保费补贴。关键问题是，在给定的风险水平和保费水平下，如何有效降低农业保险供给的交易成本。商业性保险公司作为中美农业保险的供给主体，其经营农业保险的成本既包含精算费率下长期相对稳定的赔付成本，也涵盖可以通过制度改善来调节的运营管理成本。赔付成本是针对客观灾

^①本文所讨论的中国农业保险，是指《农业保险条例》（https://www.gov.cn/gongbao/content/2016/content_5139713.htm）范畴下的政策性农业保险，涵盖种植业、林业、畜牧业和渔业等；美国农业保险，是指联邦农作物保险计划（Federal Crop Insurance Program，简称 FCIP）下的农业保险，主要针对种植业保险。

害损失的赔付，几乎无法通过管理水平的提高来降低；而运营管理成本涉及承保、理赔等环节所需要的人力、物力、财力投入，即本文重点关注的农业保险交易成本。然而，现有研究对于保费补贴的重视程度远高于对如何降低农业保险交易成本的关注。根据世界银行的报告（Mahul and Stutley, 2010），即使在农业规模化水平较高的国家，农业保险管理费用占保费收入的比重通常也高达 20%~25%^①。20 世纪 80 年代，美国农作物保险计划刚刚结束垄断经营阶段，管理费用占保费收入的比重一度接近 40%（Hazell, 1992）。更为严峻的是，对于以小农为主的发展中国家而言，大量农户生活在基础设施匮乏且不易到达的偏远地区，导致向农户宣传和组织农户购买农业保险存在较大困难。即使在农户购买农业保险之后，为了解决农户与保险公司间的信息不对称问题而采取的举措，也会抬高农业保险交易成本。针对农业保险的交易成本高企难题，不同国家根据自身的社会制度、保险行业惯例和农业结构采取了差异化措施。这些差异化措施演化为市场分工模式和政府协作模式，形成两类应对高交易成本的代表性治理方式。

美国农业保险采取的市场分工模式主要依托成熟的保险行业体系和高度市场化的运行机制。保险公司通过与基层联系紧密、经验丰富的保险代理人等专业主体合作，将宣传展业、定损理赔、行业培训等复杂的业务进行市场化分工，辅以联邦政府的管理费用补贴，在全国范围内建立起覆盖广泛的农业保险体系。与美国不同，中国农业保险缺乏市场化、专业化的分工基础，因此采用了政府协作^②模式。政府在农业保险基层实施中扮演着关键角色，尤其是积极发动村干部成为协保员，参与农业保险的签约承保和定损理赔等具体业务环节，降低了保险公司在乡村基层的人力和物力成本。尽管中美两国在农业保险的市场运作上采取了不同的策略，但其出发点却有共通之处：两国均面临极高的农业保险交易成本，任何完全独立经营的商业保险公司都会对农业保险望而却步。市场分工模式主要依靠成熟的市场机制，通过市场的专业化分工方式降低农业保险交易成本；而政府协作模式通过各级政府和村民委员会的深度参与，协助保险公司并实际承担部分农业保险交易成本。中美农业保险供给模式的差异集中体现了农情对政府与市场角色的形塑作用，反映了两国实施农业保险的形式和逻辑区别。理解其背后的经济学本质，对于进一步优化基于农情的农业保险制度至关重要。

本文从中美农业保险市场发展的共性规律出发，重点探讨两国在应对农业保险交易成本过高问题上的差异化策略，分析其背后的机制与政策效果，进而通过比较分析揭示农业保险市场发展的共性问题，并为中国农业保险市场供给模式的进一步完善提出可行建议。本文的创新点在于：第一，突破农业保险实务操作的现象比较，强调农业保险实施中的高交易成本在农业保险市场演进中的突出作用，

^①Mahul and Stutley (2010) 的研究指出，加拿大的农业保险管理费用仅占保费收入的 8%，远低于美国、法国、澳大利亚等其他发达国家，但尚不清楚该结果的计算中是否未将营销和收购成本涵盖在内。

^②中国农业保险在基层的实施主要依托由村民委员会成员兼任的协保员群体。虽然《中华人民共和国村民委员会组织法》(http://www.npc.gov.cn/c2/c30834/201905/t20190521_296643.html) 规定，村民委员会本质上是村民自治组织，不属于政府机构，但是，上级政府（如乡镇政府）通常对村民委员会的工作进行指导和监督，协保员的工作积极性也依赖于乡镇政府的组织动员，因此，该模式可以被称为政府协作模式。本文第四部分将对此展开详细论述。

指出中美降低农业保险交易成本的共性挑战，并为两国实施农业保险的差异化模式提供了理论解释。第二，深入剖析政府参与和支持农业保险基层实施与农业保险固有的交易成本高企问题之间的内在联系，从农情对政府和市场角色的形塑视角来理解中国政府需要对农业保险基层实施给予较多支持的必要性和衍生问题的根源。

二、农业保险交易成本高企：问题成因与研究局限

农业保险市场的发展严重受制于供给不足的挑战，但是，长期以来，学术界对农业保险供给端交易成本高企问题的关注，远远不及对需求端保费补贴的重视，这在一定程度上阻碍了对中国政府参与和支持农业保险基层实施的认知和未来相应市场体系的优化。

（一）农业保险交易成本高企问题的形成

从流程上来看，农业保险的实施可以分为顶层设计和基层实施两个阶段。顶层设计包括风险区划、费率厘定、产品设计等，而基层实施则涵盖宣传展业、承保验标、查勘定损、理赔兑现等具体业务。在顶层设计阶段，农业保险公司需要对不同区域的农业风险进行划分，确定合理的保险费率，承担复杂的风险评估和管理任务。在基层实施阶段，各环节的业务更需要大量的人力和物力投入。首先是宣传展业。由于小农户往往缺乏保险意识，保险公司需要进行广泛的宣传教育，帮助他们了解保险的重要性。其次是承保验标。这一环节需要对农户的投保作物或者畜产品逐一实地验标，确保投保标的符合保险要求。最后是查勘定损和理赔兑现。发生自然灾害时，查勘定损需要保险公司派遣人员前往田间地头，确认农户的损失情况，这在交通不便的丘陵山区非常耗费时间和人力；而保险赔付则涉及一系列的管理流程来确保理赔公平、公正，对查勘员的农业专业素养要求也更高。这些复杂的环节与合规要求共同推高了农业保险的交易成本。

与传统的财产保险相比，农业保险在空间、时间和市场化方面的独有特性是导致其成本^①过高的重要原因。首先，农业保险单位地理空间上的标的物价值与保险成本之比显著偏低。在传统财产保险行业，例如，汽车保险单位标的物的市场价值以万元起步，动辄数十万元、上百万元，且主要集中在基础设施健全、保险网点密集的城镇地区，便于保险公司开展服务。农业保险标的物则分散在广阔的农村地区，单位地理空间上标的物的市场价值通常也极为有限。2024年，河南、山东、安徽三大小麦主产省的小麦完全成本保险保额为1000元/亩，如果按照上半年全国乘用车的均价18.6万元/辆^②估算，186亩小麦的保额，才大致与一辆汽车的市场价值相当。然而，保险公司对186亩小麦查勘定损的成本远远高于对一辆汽车进行定损的成本，主要原因是，受损作物往往不是连片分布的。其次，农业保险的周期性导致保险公司供给效率受限。农业保险的服务需求在特定时期较为集中（如作物收获前或

^①此处指保险公司供给保险产品的必要成本。财产保险行业由于市场竞争激烈，保险公司普遍存在“拼费用”的现象，即通过超高手续费等争抢市场份额，推高了必要成本以外的竞争成本。

^②资料来源：《乘联会：全国乘用车均价从2024年上半年的18.6万/辆降到10月的16.8万/辆》，<https://www.stcn.com/article/detail/1411130.html>。

者大灾发生后），而在其他时段则较为有限。为应对突发灾害，保险公司需要按照预估的峰值需求配置农业保险业务人员，这必然引发部分时段人员冗余带来的低效率问题。最后，农业保险缺乏易于量化的市场化定损机制。仍以车险行业为例，保险公司和监管部门可以根据车辆维修票据等第三方费用凭证认定标的物的损失，形成了较为精准的市场化定损机制。而农业保险的定损通常发生在农户实际收割测产之前，定损人员仅能通过专业技能和经验公式估测标的物损失情况，存在由技术水平和地区差异等因素导致的误差和议价空间。一旦农业保险定损的结果出现争议，尤其在收割完毕之后，保险公司不得不投入额外的成本来鉴别定损金额的准确性与赔案的真实性。

（二）农业保险交易成本问题研究的局限

针对农业保险市场发展“供需双冷”的现象，以往研究呈现明显的“需求侧偏好”，较多聚焦财政补贴设计与农户投保行为分析，而对供给端的高成本挑战与效率提升机制缺乏关注。在需求端，已有文献主要关注影响农户投保决策的关键因素（郑珊等，2023），其中，财政补贴被视为解决市场失灵、提升农业保险覆盖率的重要政策工具（于洋和王尔大，2009；Coble and Barnett，2013；肖卫东等，2013；刘璐等，2016；易福金等，2022）。在供给端，国际上主要关注保险费率厘定与产品设计优化，并尝试将农业保险与其他金融工具结合（Jensen et al.，2018；刘亚洲等，2019；Yi et al.，2020；余方平等，2020）。国内部分文献围绕市场竞争和农业保险供给效率的关系进行了讨论。例如，有学者认为农业保险具有自然垄断特性，弱竞争的市场结构可以避免过度竞争带来的成本膨胀（庹国柱，2017；牛浩和陈盛伟，2019；牛浩等，2021）。完善农业保险市场准入制度有助于压缩寻租空间，从而提高农业保险供给效率（陆宇等，2023；谭莉等，2024）。然而，上述研究侧重于讨论横向的市场竞争调控，而对纵向的业务实施优化，即如何在具体的承保和理赔等环节降低交易成本，缺乏深入分析。正是因为学术界对横向市场竞争与纵向业务实施的联动机制缺乏关注，现有研究在解释农业保险市场形成和实现有效供给方面的理论深度可能受到限制。

围绕中国地方政府在参与和支持农业保险基层实施中的越位风险，学术界尝试借鉴西方发达国家农业保险市场的发展经验，但主要集中在顶层设计方面，尚未充分关注实务操作中降低交易成本的模式设计差异。从研究重点来看，早期关于农业保险国际经验的文献大都围绕农业保险市场的补贴政策、部门职能、监管体系等顶层制度架构开展研究（夏益国，2013；赵长保和李伟毅，2014；张玉环，2016），较少关注农业保险市场实施环节降低交易成本的实务操作。近年来，中国农业保险市场实施过程中的不精准、不规范问题日益突出，针对农业保险实务操作模式的比较研究也开始进一步深化。例如，冯文丽（2024）对美国FCIP的运行机制展开研究，从关键实体、保单定价、投保主体、精算要求等多个维度进行了介绍。总体而言，尽管中国等发展中国家广泛学习西方发达国家关于农业保险的顶层设计经验，但并未充分关注农业保险具体实施中的市场障碍及其应对措施，对农业保险市场供给底层逻辑的分析明显不足，导致关于应对农业保险交易成本过高问题的理论探讨不充分。

（三）为什么对农业保险交易成本关注不足

当前学术界对农业保险交易成本高企问题的关注不足，造成了对相应支持体系基础性作用的低估。

可能的原因有以下 3 个方面。

1. 眼见为实的错觉：缺乏识别交易成本降低的时机。在政策研究领域，一个容易被忽略的政策评估难点在于不同政策之间的协同效应。如果不同时期颁布的多项政策存在协同效应，理论上而言，后发政策会比先发政策带来更明显的冲击。但是，倘若因此形成“后发政策更有效”的观点，显然存在偏颇。具体在农业保险研究中，也可能存在此类对重要农业保险政策或市场设计的认知偏差。

通过降低交易成本增加农业保险供给和借助保费补贴提振农业保险需求，是能够产生协同效应的市场纠偏措施。美国农作物保险市场的发展正是得益于同时解决了成本过高和需求过低的问题。对于农村保险市场发育较为成熟的美国而言，降低农业保险交易成本的手段主要是市场分工，即在各环节引入效率更高的专业市场主体承接保险公司的业务。

图 1 展示了中美农业保险改革的成本降低和需求提升阶段划分。美国自 1938 年开始实施 FCIP，直至 20 世纪 80 年代，都处于联邦农作物保险公司（Federal Crop Insurance Corporation，简称 FCIC）垄断经营时期。作为设立在中央层面的农业保险机构，FCIC 不具备在广大农村地区独立开展农业保险业务的能力，于是，它通过与各地区的独立代理人^①等合作，提升了 FCIC 在全国范围内的农业保险供给能力。

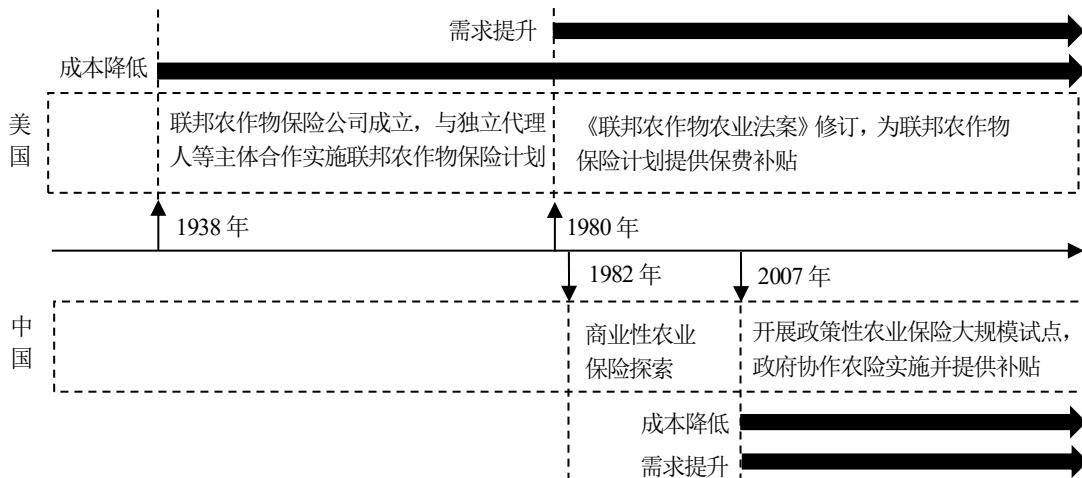


图 1 中美农业保险改革的成本降低和需求提升阶段划分

注：近代中国农业保险起源于 20 世纪 30 年代；中华人民共和国成立之后，从 1982 年开始实施农业保险。尽管 2004 年中国政府已经在小范围内开展财政支持农业保险的试点，但是，政策性农业保险试点的大规模推广自 2007 年启动。

但是，单纯依靠供给市场化、专业化的模式仍不足以支撑美国农业保险市场的发展，突出问题时农户的保险需求不高。于是，美国 1980 年修订的《联邦农作物保险法案》进一步推进了农业保险制度改革，开始提供保费补贴以提升农场主的投保需求（Glauber et al., 2002）。经过 20 年发展，美国 FCIP 从 1980 年为 4651 个县的 28 种作物提供保险的试点计划，发展到 2001 年为 38462 个县的 110

^①FCIC 在垄断经营时期所合作的独立代理人大多数与私营保险公司没有关联，这也是私营保险公司曾大力游说 1980 年《联邦农作物保险法案》的授权，倡议由私营保险公司取代 FCIC 供给 FCIP 的重要原因之一。

多种作物提供保险，同时期的投保面积从 2600 万英亩增长至超过 2.1 亿英亩^①。如果缺乏对美国农业保险市场演进的长期跟踪了解，极易将 FCIP 的成功归因于 1980 年后保费补贴对需求的提振作用，而忽略了前期降低保险交易成本的市场分工设计在保障供给方面的基础性作用。

中国农业保险市场从商业化运营走向政策性农业保险则是政府协作和保费补贴“一揽子”措施同步实施的过程（见图 1）。对于中国农业保险发展来说，“双管齐下”当然见效快，但是，学术界识别政府参与情况对农业保险市场发展的作用却因此面临巨大挑战，甚至在相当长的时间内，政府协作的作用被忽视。在供给方面，地方政府自 2007 年以来广泛参与农业保险的实施，借助自身在农村地区的公信力与领导力，发动基层村干部协助开展农业保险承保理赔等业务，分担了大量的农业保险交易成本。在需求方面，中国 2007 年首先针对水稻、玉米、小麦等五种重要农作物提供多级政府联动配套的保费补贴，并在此后不断加大财政支持力度。政府对农业保险行政和财政方面的同时支持，一方面，导致学术界难以单独剥离政府降低交易成本的市场推动作用；另一方面，这部分被政府分担的农业保险交易成本未反映在保险公司的账面上，即使部分学者意识到农业保险交易成本高企问题的存在与相应支持体系的重要性，也缺乏合适的数据和手段进行量化分析。

2. 热点话题的遮蔽：中国农业保险市场过度竞争问题成热点。与纵向业务链条中的交易成本挑战相比，当前中国农业保险市场竞争面临的市场结构性问题暴露得更加充分。自 2007 年政策性农业保险大规模实施以来，中国农业保险市场的竞争格局经历了从“高度垄断”向“过度竞争”的巨大转变，原因之一是中央政府迫切希望通过强化竞争的市场设计来提高保险公司的服务质量和赔付水平，减少因垄断经营导致的创新乏力和保险执行效果欠佳等问题。随着农业保险公司数量的持续增加，中国农业保险市场出现过度竞争现象，反而对保险公司的经营造成了更加沉重的负担。

于是，中国农业保险市场竞争格局的转变成为近些年农业保险研究的热点议题。现有研究广泛分析了市场结构对农业保险市场效率的影响，主要观点是：一方面，过度竞争会推高农业保险的交易成本。农业保险这一具有“准公共品”性质的商品，市场竞争空间非常小，而一旦形成过度竞争，意味着保险公司只有向掌握保险资源的政府输出更多利益，胜出概率才会更大。另一方面，农业保险市场具有自然垄断的特征，保险标的分布具有广阔性和分散性，适宜集中连片承保以实现规模经济。尽管现有研究尚未涉及通过纵向分工和制度设计来有效降低交易成本的讨论，但是，针对市场竞争与保险公司管理成本膨胀问题的分析，在一定程度上缓解了农业保险供给侧研究长期缺位的问题。

3. 治标与治本的折中：产品创新解决部分问题。与中美两国不同，许多发展中国家既缺乏西方发达国家相对成熟的市场机制，也缺少中国政府在农村基层的影响力与执行力，难以有效降低农业保险的交易成本。因此，一些发展中国家往往选择在产品设计层面做出突破，例如，采取指数保险形式简化业务流程，以期降低农业保险的实施难度。在这些国家，最为常见的指数保险形式是区域产量保险和天气指数保险。这两类保险都依据一个地区的平均产量或者温度、降水或风速等指标来决定是否触

^①尽管 Glauber et al. (2002) 等研究指出，20 世纪 80 年代 FCIP 发展缓慢，1990 年 FCIP 的参保面积仍只占符合条件面积的 40%，但相较于 20 世纪 70 年代不足 10% 的参保率，该指标已经有了巨大提升。

发理赔，一旦达到阈值，保险公司对区域内所有投保农户进行赔付，不需要核实投保农户的实际产量。此类指数保险突出的优点在于，省去了传统产量保险中的查勘定损环节，大幅降低了交易成本，成为许多无力实施传统产量保险的发展中国家的理想选择。

尽管指数保险在一定程度上通过简化理赔流程降低了交易成本，但引发的“基差风险”也凸显了单纯依靠产品设计“剑走偏锋”地降低农业保险交易成本的隐忧。由于指数保险基于区域层面的产量或者气象数据进行赔付，农户个体的实际损失与区域平均水平可能存在差异，导致部分农户即使受灾也无法获得赔偿，而另一些未受灾的农户却可能获得赔付。这种偏差不仅限制了指数保险产品的接受度和普及度，也增加了保险公司与农户之间的信息沟通成本和争议解决成本。美国在推广区域产量保险的同时，依然为农户提供支付额外费用进行现场定损的选项，仅将产品创新作为市场设计层面降低保险交易成本之后的补充手段。因此，有必要认识到，之所以国际上更加关注通过产品设计降低农业保险供给难度，不仅是因为这种方式能够减少道德风险等保险的经典挑战，还缘于发展中国家缺乏在市场层面有效降低农业保险交易成本的能力。

三、理论分析：不同模式的农业保险成本构成与分摊

农业保险供给不足的重要原因是具体实施环节的交易成本高昂。图2展示了保险公司独立经营、市场分工、政府协作3类不同模式下的农业保险成本构成与分摊，包括市场中不同主体在农业保险各业务环节的参与程度及相应成本。同时，在理论分析前，笔者设定农业保险产品的价格恒定不变，主要原因是，农户的支付能力有限或者存在其他风险分散方式，往往对农业保险的价格极为敏感，世界各国因此普遍由政府制定较为统一的价格以确保农户有能力购买农业保险。

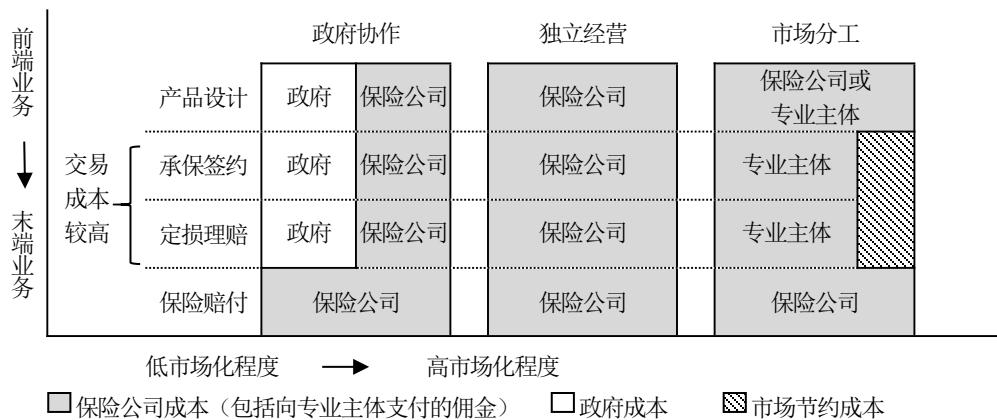


图2 不同模式下的农业保险成本构成与分摊

注：保险赔付成本是指保险公司基于农业保险合同提供的赔偿金；保险公司与投保人围绕赔付金额相关的协商和诉讼等争议解决费用可被视为定损理赔成本，本质上是为了就定损结果达成一致。政府为农户提供的社保卡或者“一卡通”银行账户方便了农业保险赔偿金的支付，只是其本意并不是专门服务于实施农业保险，因此，未在图中体现相关信息。

（一）保险公司独立经营模式

假定存在一个保险公司独立经营农业保险的市场业务, 尚未通过市场化分工或政府干预的方式引

入其他主体参与农业保险供给。独立经营的含义是指保险公司需要独立完成农业保险所有环节的业务，因此，农业保险市场的全部成本也完全由其承担，本文用图2中的灰色矩形区域来表示。其中，产品设计成本和保险赔付支出直接涉及农业保险产品的核心功能，即管理农业风险的能力，与提供保险服务的价值创造直接相关，类似于经济学厂商理论中的生产成本。保险赔付成本只和客观的自然灾害相关，这是保险公司必须支付的成本，不能通过科技和制度等手段得以降低。承保签约和定损理赔环节的成本则服务于市场交易环节，属于典型的交易成本范畴。具体而言，承保签约包括保险推广、实地验标、合同签订等步骤，直接涉及保险公司与投保农户之间的信息匹配和交流，主要是为了促成保险合同的达成，相关支出属于交易谈判与签约成本。定损理赔包括勘察损失、责任划分、协定赔偿等，这些环节同样需要保险公司投入时间和资源进行信息收集、评估，并与受损农户达成一致，以确保赔付的合理性，这部分成本属于履行合同过程中的监督和执行成本。

在农业保险产品价格给定的前提下，保险公司独立经营的直接结果是，保险公司会因为农业保险供给的极高成本而减少供给，进而导致农业保险市场萎缩。因此，除了刚性的损失赔付成本外，如何降低保险公司独立经营模式下的其他成本是提升农业保险供给的关键。例如，卫星遥感技术在农业保险领域的应用，在一定程度上可以节约保险公司在承保签约环节的验标成本和在定损理赔环节的人工投入。但是，通过技术手段降低农业保险交易成本仍面临诸多外在限制，且在短期内难以取得突破性进展。例如，卫星遥感技术的应用对地形、云层厚度等条件有较为严格的限制，识别精度也尚且不足以满足对连片小农户地块的区分。因此，通过制度设计降低农业保险的交易成本对于世界范围内农业保险市场的发展具有更高的解释力，也是本文重点关注的方向。一种方式是通过市场分工，使不同市场主体各自专注其最具优势的环节，通过专业化协作提升每个环节的效率，进而降低农业保险供给的总成本；另一种方式是通过政府协作，利用行政和财政等公共资源分担市场主体的会计成本。对研究者而言，后一种方式更加隐蔽，难以被觉察。

（二）市场分工模式

市场分工通过提升专业化和资源配置效率，成为降低交易成本的关键机制，并在多个经济理论框架中得到了深入阐释。Coase（1937）在交易成本理论中强调，市场和企业的存在正是为了减少交易中的各类费用，包括信息搜寻、谈判和契约执行等。在缺乏分工的初始状态下，每一项交易都需要涉及多方面的协调和资源配置；而通过分工，市场主体能够专注于最具效率的环节。这一理论与劳动分工理论相契合。通过提升劳动分工专业化水平和规模经济，能够有效降低各环节之间的协调成本。Williamson（1979；1985）进一步拓展该劳动分工理论框架，指出资产专用性、不确定性和交易频率是影响交易成本的关键属性。长期专注特定领域的知识积累可以减少信息不对称，清晰界定合约的职责分工有助于抑制机会主义行为。总而言之，分工使市场主体能够在各自擅长的领域内开展业务，避免跨领域的协调障碍和契约执行困境，从而在降低交易成本的同时，提高交易效率。

图2右侧部分展示了市场分工模式下的农业保险成本结构。市场分工是保险公司从独立经营模式走向更高市场化程度的状态，通过引入专业化的市场主体来分担农业保险具体环节的交易成本。在农

业保险的业务环节中，保险赔付环节的成本是基于保险合同所确定的赔偿，无法通过专业化的方式得以降低。同时，产品设计环节本身就是保险公司的专长所在，尽管也可以外包给其他专业主体承担，但是这样做未必可以节约成本。如果农业保险的产品设计需要大量的政府数据支持，那么，由政府承担农业保险产品的设计或许可以降低该环节的信息搜集成本，但是，也仅限于简化了政府和保险公司的数据传递，成本节约的幅度较小。因此，图2中市场分工模式下产品设计成本与保险赔付支出所占的区域面积与保险公司独立经营模式下的情况基本一致，表示产品设计和保险赔付环节并不是农业保险市场分工的重点环节。对于承保签约和定损理赔这两个交易成本较高的环节而言，从理论上讲，雇用专业主体可以更高效地完成签约和理赔等工作，极大地降低农业保险的交易成本。否则，保险公司必须独立在广阔的农村地区开设基层网点、聘用并培训工作人员，与分散的农户逐一对接。尤其在发展中国家，取得农户信任并且说服他们购买农业保险的难度极高。因此，在图2右侧部分市场分工模式下，当专业主体承担承保签约和定损理赔职责时，灰色矩形区域面积缩小，意味着保险公司承担的成本下降；与之对应，图2中斜线矩形区域代表市场分工模式下节约的成本，表示保险公司在上述环节向专业主体支付的佣金低于保险公司独立承担相关职责的成本。

（三）政府协作模式

以政府协作模式实施农业保险的合理性，可以使用公共选择理论、不完全契约理论和社会资本理论加以解释。Buchanan and Tullock（1962）的公共选择理论认为，市场垄断和信息不对称等因素造成的资源错配，可能导致市场无法自发地实现有效的资源配置。政府作为相对中立的主体，能够通过直接参与和支持市场活动来缓解特定条件下的资源错配，减少垄断、信息不对称和不公平竞争。因此，政府参与市场协作的意义不仅仅是传统的“干预”，而是为了通过提高市场效率和增强公平性来优化资源配置，确保公共利益最大化。Williamson（1985）的不完全契约理论则进一步说明，市场交易中普遍存在的信息不对称和契约不完全性会导致高昂的交易成本。政府提供公共服务，不仅可以通过法律保障和提供统一的契约框架来降低交易成本，还能确保契约执行，减少因信息不对称引发的市场摩擦。除此之外，Putnam（1993）的社会资本理论认为，社会信任和公共网络对市场的顺利运行至关重要。政府通过提供公共服务、促进社会信任和增强社会资本来降低交易成本，可以为市场创造更为有利的交易环境。

图2左侧部分展示了政府协作模式下的农业保险成本构成。政府协作是保险公司从高市场化程度向低市场化程度转变的状态，由政府广泛参与和协助农业保险的实施并为保险公司承担部分职责和成本。除了保险赔付这一刚性支出环节，政府在农业保险产品设计、承保签约和定损理赔环节都存在主动协助的动机与价值。通过整合农业生产、气候和灾害数据，政府可协助保险公司设计基于风险区划的保险产品，厘定科学费率，减少市场失灵。在承保签约和定损理赔环节，政府可以利用公信力和基层网络推广，助推农户投保门槛的降低并促进投保率的提升；调动基层组织协助查勘理赔，有利于保险公司降低成本，同时变相降低政府的财政补贴负担。图2左侧部分中的白色矩形区域表示政府为保险公司分担的农业保险成本，这部分成本不反映在保险公司的账面上，因此很容易被忽视。

总体而言，上述两种降低交易成本的模式在理论上不存在绝对的优劣之分，现实中也都存在相应的成功案例。市场分工可以通过引入专业的代理网络、理赔服务团队和产品设计团队来降低交易成本，而政府协作则可以通过基层组织的动员和集体投保的方式来减轻保险公司的成本负担。可以说，两种方式适用于不同的市场环境。在具体实践中，有效利用市场分工与政府协作，都是降低农业保险交易成本、提高农业保险供给水平的可行方式。

四、降低农业保险交易成本的成功案例：中美模式比较

中国和美国作为全球最大的两个农业保险市场，其农业保险运行机制各具特色，既反映了降低农业保险交易成本的共同挑战，也体现了各自适应农情而独立衍生的差异化模式。接下来，本文围绕中美两国农业保险的市场体系进行对比分析，验证市场分工和政府协作这两类应对农业保险交易成本过高的模式设计在现实中的体现。

（一）市场分工模式：美国案例

美国农作物保险的运作体系由 FCIC 主导，在美国风险管理局（Risk Management Agency，简称 RMA）的直接管理下与私营保险公司紧密合作，为农场主提供标准化的保险产品和政策。其中，RMA 主要负责产品的合约设计与定价、保费管理和费用补贴、农作物保险政策制定等。FCIC 负责实施保险支持政策，监督保险公司运营状况，并通过再保险机制为保险公司提供支持^①。作为联邦政府授权的 FCIP 供应商，农业保险公司主要负责承接 FCIC 的标准化保险产品、分销并管理保单以及最后进行风险分散等。与中国的直保体系不同，美国的农业保险公司一般不直接参与保险销售和定损活动，而是通过与代理主体及定损主体的市场化分工提供承保签单和理赔服务（见图 3）。

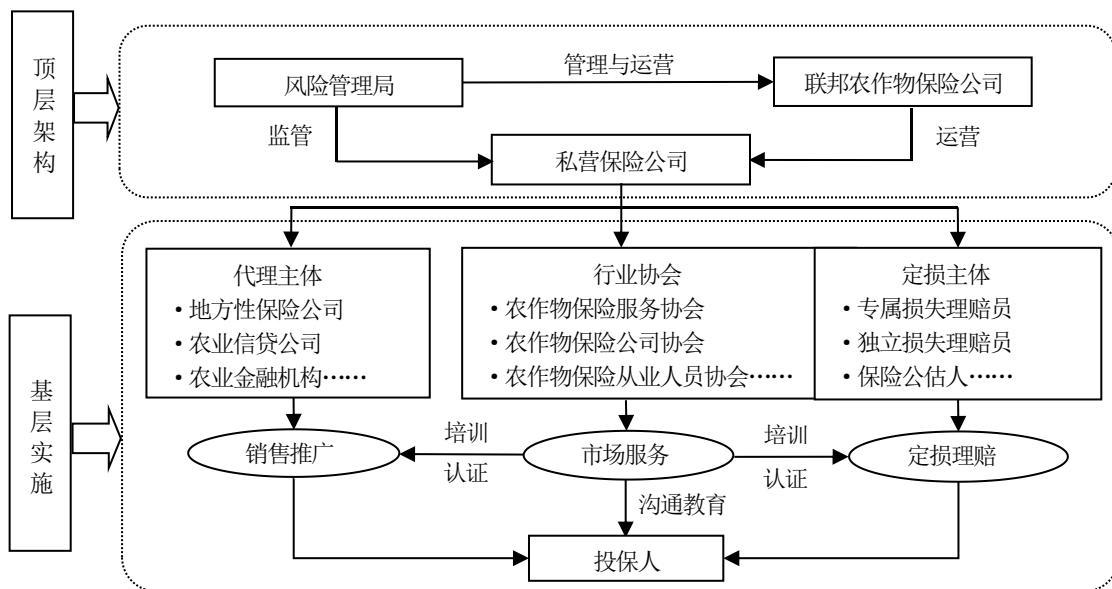


图 3 美国农业保险的顶层架构与基层实施方式

^①FCIC 由美国农业部下属的 RMA 进行管理和运营，但是，二者事实上是“一套人马，两块牌子”的合署办公关系。

1.承保展业：代理主体。在美国农业保险体系中，代理人作为保险公司与农场主之间的重要纽带，负责将农业保险产品推向市场。代理人不仅是保险产品的销售者，也是农场主风险管理的顾问。代理人的主要职能包括：评估投保农场的生产模式、经营规模及潜在风险；通过与农场主的沟通，确保他们能够理解不同保险产品的特点，然后根据农场主的经济状况与需求，推荐最为合适的投保方案。因此，保险代理人的市场行为直接影响到农场主对保险产品的保障水平、保费和保险责任等条款的选择（Walters et al., 2010; DeLay et al., 2020）。完成保险产品的推荐后，代理人将相关投保信息提交至保险公司，由保险公司进行审核。同时，代理人协助农场主提供具体的生产数据，如种植面积、历史产量等，以便生成正式的保单。若农场受灾发生损失，投保人需要通过代理人启动索赔程序，代理人也将全程协助投保人完成理赔流程。

保险公司并不与每个代理人逐一接触，而是通过代理机构进行合作，形成一个覆盖广泛的农业保险代理人网络。代理机构通常由地方性保险公司、农业信贷公司、农业金融机构和其他专业的涉农企业组成。换言之，这些机构都是潜在的保险产品分销商。保险公司通过公开的招募渠道吸引代理机构加入，而代理机构通过申请的方式获得与保险公司的合作机会。一旦合作协议达成，代理机构便为保险公司承担开展市场推广、销售和售后服务的职责，而保险公司则根据合同向代理机构支付佣金。代理机构通常具有较高的运营灵活性，能够与多家保险公司建立代理关系，从而为农场主提供更为广泛的产品选择。

高度规模化、专业化的大型农场（或农业企业）是FCIP的主要客户群体。相较于发展中国家分散的小农户，美国的农场主显然具有更强的信息搜集能力和更高的保险认知。他们在购买农业保险时，可以通过多种途径寻找合适的代理人。常见的方式包括：利用美国农业部提供的“代理人定位器”工具，查找周边地区的代理人，或者直接在保险公司的官网上登记信息，等待代理人主动联系。由于农场主集约化、规模化的生产特征，保险代理人与每一位潜在客户对接的交易成本被分摊至广阔的经营面积，使得保险代理人的工作具备经济上的有效性。

2.定损理赔：定损主体。在美国农业保险市场中，定损主体是指具备专业资质的损失评估人员，其主要职责是通过科学方法对受损农作物的产量损失进行客观评估，并依据保险合同条款准确界定保险公司的赔付责任。根据所属公司性质和业务特点差异，定损主体可以分为三类：一是专属损失理赔员，他们是直接受雇于保险公司的员工；二是独立损失理赔员，他们受保险公司聘请开展定损业务；三是保险公估人，他们受投保人聘请开展定损业务。独立损失理赔员和保险公估人不隶属于任何保险公司，开展业务具有独立性。多种定损主体的存在，有助于缓解农业保险供给主体和投保人之间的利益冲突，提高定损理赔服务的专业性和效率，并增强投保人对农业保险体系的信任。

在定损理赔的操作流程中，投保人在因农作物受灾发生生产量损失后，通过代理人向保险公司报告损失，并由保险公司安排定损人员进行评估。定损人员负责调查损失情况并评估赔偿金额。理赔方案达成一致后，保险公司根据协议支付赔偿金。在大多数情况下，保险公司通过专属或独立损失理赔员与投保人对接，执行定损流程。专属损失理赔员作为公司内部人员，负责界定保险责任并确保理赔过程符合公司规定，能够更高效地处理索赔事务，同时也会维护公司的利益。独立损失理赔员通常在偏

远地区或特定州、特定保险合同存在强制要求的情况下被雇用，他们也能够提供定损服务，但由于他们的佣金由保险公司支付，所以，他们本质上仍代表保险公司的利益。

如果投保农场所对专属或独立损失理赔员的评估结果存在异议，可以选择聘请保险公估人来重新对损失进行评估。保险公估人通常在重大理赔或复杂理赔案件中被雇用，依据投保人的利益最大化原则提供合理建议，并协助投保人与保险公司达成协议。许多保险公估人曾在保险公司从事相关工作，具有丰富的行业经验，能够识别保险公司在理赔中可能采取的策略，帮助投保人争取更多赔偿。尽管雇用公估人会增加投保人的成本，但他们的专业服务能够较好地减少因定损不公导致的损失，保障投保人的利益。

美国的农业保险体系通过市场分工方式降低保险交易成本的核心在于，将交易成本集中的承保理赔环节外包给高度专业化的市场主体。在 RMA 和 FCIC 的监督管理下，私营保险公司主要承担保单管理、履约赔付和风险分散等决策型职能，而不直接涉及保险销售和定损的具体操作。代理人负责将保险产品推向市场，并为农场所提供量身定制的保障方案，而定损主体则确保赔偿的合理性与满意度。上述体系通过代理人主体和定损主体的市场化运作，既保证了保险产品的推广，也提升了理赔过程的专业性与公正性。

3. 市场服务：行业协会。除了直接参与农业保险实施业务市场分工的主体外，美国农业保险市场还存在多个重要的行业协会，提供辅助性的行业服务，主要包括美国农作物保险服务协会（National Crop Insurance Services，简称 NCIS）、美国农作物保险公司协会（American Association of Crop Insurers，简称 AACI）、农作物保险从业人员协会（Crop Insurance Professionals Association，简称 CIPA）和农作物保险与再保险局（Crop Insurance and Reinsurance Bureau，简称 CIRB）等。

这些行业协会通过提供精算支持、政策建议、行业培训以及与政府合作等多种方式，推动美国农业保险行业实现监管合规、服务优化与政策推广。NCIS 不仅协助政府监管农作物保险，还提供损失理赔标准的开发与专业培训；AACI 则推动行业立法和政策发展；CIPA 有利于加强农业保险代理人和农场所的沟通与教育；而 CIRB 可以支持农业保险与再保险领域的合作与发展。

行业协会提供的多种培训与认证服务是美国农业保险市场能够进行高效、有序分工的重要支撑。但是，除此之外，美国针对损失理赔员和代理人还具有一系列认证制度，例如，保险代理人职业资格证（Certified Professional Insurance Agent）、农作物损失理赔员能力计划（Crop Adjuster Proficiency Program）和保险公估人职业资格证（Certified Professional Public Adjuster）等。这些认证，有助于规范从业人员的操作标准，避免低效和不规范的服务，从而优化保险市场的整体运作机制，间接降低农业保险的交易成本。

（二）政府协作模式：中国案例

中国的农业保险体系采用政府协作模式，市场主体主要包括农业保险公司、协保员等，各级政府也是重要参与主体。不同于美国农业保险公司直接将市场交易环节外包的降本增效方式，中国的农业保险公司一方面在农业保险实施的各个环节都可能与政府开展广泛协作，另一方面也需要直接参与每个实施环节，与政府共同分担农业保险的交易成本（见图 4）。

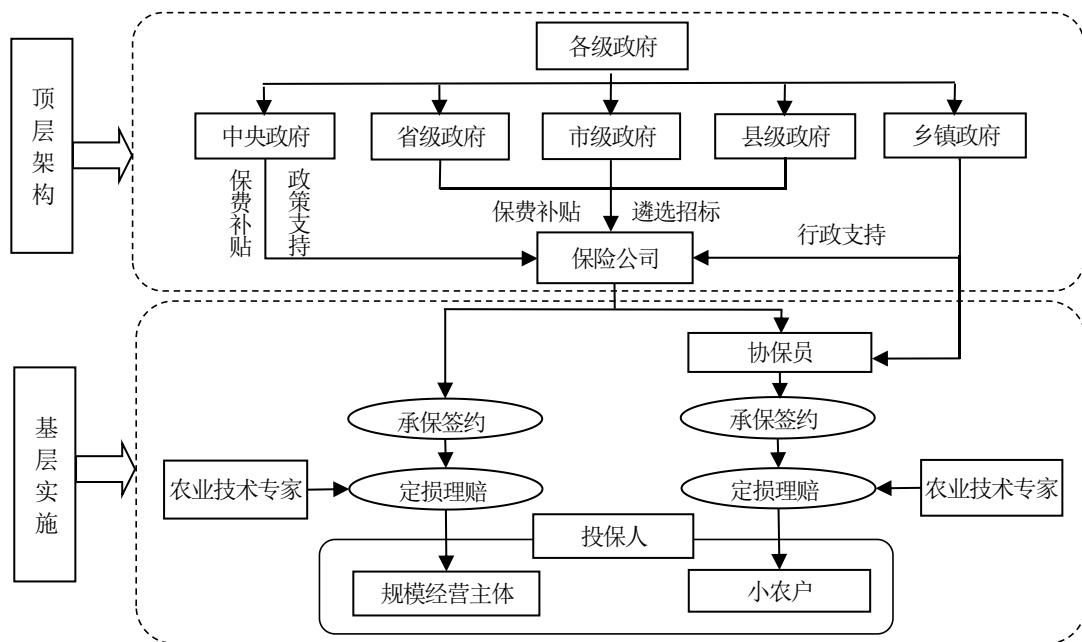


图4 中国农业保险的顶层架构与基层实施方式

注：农业技术专家主要指县农业技术推广中心或乡镇农业技术推广站的农技推广员。

1.各级政府：行政协作。中国政府在农业保险的实施中扮演监管者和协助者的角色，主要承担政策设计、财政补贴和监督管理职责，同时推动农业保险的基层实施。中央政府通过政策引导和补贴资金的支持形成顶层设计，调控农业保险市场的发展方向。省级政府承担一定的保费补贴责任，对辖区内的农业保险发展事项具有较高的决定权和自主权。但是，省级政府通常不直接参与地方农业保险遴选工作。为规避遴选与实际需求的脱离、避免上下级政府间的矛盾，当前中国大部分地区的遴选工作都是省级政府确定原则后委托地市级政府落实。

不同于省级及以上政府对农业保险市场的宏观管理，市级及以下政府主要负责农业保险协同推进的具体事宜。除了承担必要的补贴责任，市级、县级政府还需要通过遴选来规范辖区内农业保险市场的过度竞争问题。从当前最为常见的市级政府所主导的遴选实践来看，通常做法仍然是市级政府代各县遴选，提供承保候选人排序，具体业务分派、合同签订则交由县级政府实施（谭莉等，2024）。通过招标遴选的方式，市级、县级政府缓解了保险公司之间的直接业务竞争，降低了账面上的保险交易成本。乡镇政府是推动农业保险在基层实施的主要载体，负责协助农业保险公司的展业工作（谭莉和丁少群，2023）。农业保险覆盖率在许多地区已经被列为乡镇政府绩效考核的指标，因此，乡镇政府也有较高的意愿推动农业保险普及，通过组织动员会议和系统培训等方式提升基层协保员的工作积极性与业务能力，为保险公司分担了大量的交易成本。

2.基层协保员：业务协作。协保员是中国农业保险体系中连接政府、保险公司与农户的枢纽，通常由基层村干部兼任。协保员在农业保险市场交易的全环节与保险公司深度合作，承担从承保签约到定损理赔，再到纠纷调解等多种职责。在中国以分散的小农经营为主的农情下，协保员的独特价值体

现为：基于政府公信力“背书”，将小规模、分散经营的农户有效组织起来，节约保险公司与众多小农户逐一对接的高昂交易成本。从这一角度来看，中国农业保险市场短期内很难形成类似于美国保险代理人的专业化保险中介网络。如果缺乏政府的“背书效应”以及村干部扎根农村基层的群众基础，任何商业化主体与小农户的对接都会缺乏市场层面的经济有效性。这一状况的改善，依赖于农业规模化的推进和农村“一揽子”保险的发展，提升了商业化主体与单个农户对接的预期收益。对于作为农业生产主体的小农户而言，协保员不仅负责向他们宣传农业保险政策，解释保险条款，还帮助他们完成投保手续。具体而言，协保员可以组织小农户集中投保，统一收取保费，并提交给保险公司，以村为单位出具农业保险保单。此类保单须经过被保险人确认，详细列明被保险人的具体投保信息，并进行公示。对于规模户而言，他们通常自行办理投保手续，每户单独出具保单，在自愿情况下也可参与集中投保。通过这种简化承保流程操作，协保员可以帮助保险公司减少直接与小农户对接的市场交易频率。

当农作物受灾发生产量损失时，协保员需要先收集所在村庄的大致受灾情况，并上报保险公司。保险公司在收到报告后，会派遣查勘人员实地进行损失评估。按照《农业保险条例》的操作规范要求，保险公司通常会随机抽取一定数量的投保地块，推算村庄整体的受灾情况和赔付标准。由于抽样定损必然存在一定程度的误差和不精准性，保险公司在制定理赔方案时，也会参考协保员的意见对相关结果进行微调。协保员熟悉当地农户的情况，可以为查勘人员提供翔实的信息，尤其是在抽样地块的选择上，协保员通常具有较大的建议权。一般情况下，农作物抽样测产的定损结果需要由保险公司和被保险农户共同确定。如果存在比较严重或者范围较大的灾害损失，则是由保险公司、投保农户和农业技术专家三方合作定损。由于保险公司与众多小农户逐一对接的交易成本极高，协保员通常作为投保规模较小、参与集中投保的小农户的代表参与定损。农业技术专家主要由县或乡镇农业技术推广机构的工作人员担任。虽然每次定损时，保险公司同样需要向他们支付一定的劳务费用，但相比于专门雇用高校或科研机构农业技术专家的成本，使用政府农技人员的成本要低得多。

除了在承保和理赔环节中发挥重要作用，协保员还在理赔纠纷的处理中充当了调解人的角色。在理赔过程中，由于农户对保险条款的理解有限，或者农户对损失评估结果存在异议，农户与保险公司之间的理赔纠纷时有发生。协保员作为村民委员会的成员，不仅了解当地农业生产和农户的具体情况，还会站在农户的立场上，确保他们的利益得到应有的保障；同时，他们也对保险公司的责任范围和理赔流程有一定的了解，有助于农户和保险公司双方达成一致，在一定程度上降低了保险公司因纠纷磋商产生的额外交易成本。

尽管中国的协保员职责与美国的农业保险代理人存在一定的相似性，但是，在中国农业保险的政府协作模式中，协保员与保险公司合作的根本动力来自政府的行政激励，而非市场化的经济激励。笔者于2022年对江苏省盐城市、淮安市、宿迁市等地区的农业保险基层实施情况进行了调研，发现地方政府的重视与配合程度是影响农业保险业务能否顺利开展的关键因素。究其原因，农业保险协保员大多由村干部兼任，而农村基层“小马拉大车”的现象尤其突出，本身事务已经很繁重，且村干部作

为协保员协办农业保险业务缺乏市场化的经济激励。一旦缺少协保员的支持，保险公司完全依靠自己独立开展农业保险业务的成本将极为高昂。根据原中国银行保险监督管理委员会河南监管局的测算，在没有政府协助的情况下，保险公司在河南省5个地级市开展的小麦保险亩均承保成本为5.3元，已经远远超过农户每亩3.6元的自缴保费。在2021年《中央财政农业保险保费补贴管理办法》修订之前，针对协保员的工资报酬长期属于“灰色地带”，部分保险公司只能采取送话费、送粮油等手段尽可能争取协保员的积极配合。该办法修订后，虽然确认了协保员报酬的合规性，但也要求不得超过当地公益性岗位的平均报酬，因此，乡镇政府的行政激励仍是村干部承担协保员工作的主要驱动力。湖北省等地区基层政府已经开始实施针对农村保险收缴情况的量化考核机制，具体收缴任务落实到村干部，在村庄整体工作中考核占比为30%左右。

政府协作模式为政府推动农业保险市场形成创造了必要的条件，自上而下的行政激励则为政府提供了充足动机。不仅是乡镇政府对村干部实施行政激励，省市之间、市县之间、县乡之间通常也会存在上级政府对下级政府关于农业保险实施情况的绩效考核，指标包括农业保险覆盖率、保费收入、补贴效率等。为了满足考核目标，地方政府格外关注保险公司的承保理赔决策也就顺理成章。因此，当前中国地方政府在参与和支持农业保险基层实施中的越位风险，本质上是以政府协作模式推动农业保险市场形成时可以预见的发展代价。进一步来说，在农业保险实施环节不能实现跨企业的专业化和市场化背景下，如何在政府深度参与导致的越位风险与完全商业化发展下的农业保险停滞之间寻求平衡，亟待提出相应的治理方案。

总体来看，中国农业保险的基层实施采取的是以行政激励驱动的政府协作模式，通过各级政府联动和协保员的深度参与实现了高效的农业保险供给覆盖。特别是在一些小农户占比较高、经济条件较弱的地区，协保员的协作推动了集体投保和理赔的进程，减少了保险公司直接与大量小农户对接的交易成本。政府主导的垂直协作路径使得农业保险在欠发达的农村地区得以推广，为农户提供了基本的风险管理工具，同时有效解决了农业保险交易成本高的问题，一定程度上弱化了中国农业保险市场的中介主体缺乏问题。

五、降低农业保险交易成本的代价：寻租

无论是美国的市场分工模式，还是中国的政府协作模式，降低农业保险交易成本的核心逻辑均在于引入更加专业、高效的主体来承接或者协助农业保险实施中的部分环节。一方面，这一核心诉求使得关键环节的部分主体在农业保险体系中获得了相对较高的议价权，进而可能产生寻租空间。理论上，寻租现象的根源在于中美农业保险市场部分交易环节外包的本质，即保险公司将与农户沟通的相关核心环节部分外包给具备比较优势的市场主体，并且转嫁相应的交易成本。另一方面，这些主体由于掌握资源分配权力或者渠道控制力，在协助保险公司获得交易成本节约机会的同时，天然产生了寻租动机。就寻租的产生形式而言，美国农业保险市场上存在代理人可以获得的基于各地区市场渠道控制力的“经济租”，而中国农业保险市场存在政府可以获得的基于资源分配权的“权力租”。因此，美国

的市场分工模式和中国的政府协作模式，均面临农业保险市场寻租的挑战，这也是中美两国为降低农业保险交易成本需要付出的代价。

（一）美国：代理制下的经济租

经济租并非通过市场自由竞争和创新所产生的财富，而是源于资源在特定市场中的稀缺性或垄断结构。一方面，稀缺性使得经济资源无法被轻易替代或替代成本过高，资源的拥有者能够通过控制供给来获得超过市场均衡价格的收入，创造超额的经济收益；另一方面，当市场处于不完全竞争时，资源的供给方基于市场势力也可以通过操控价格或者限制供给，获得高于正常市场价格的回报。经典的马歇尔边际效用理论指出，经济租的存在反映资源配置的不完全性，尤其在市场力量不足、竞争机制失灵时，资源未必能够按其最有效的用途进行分配，进而产生经济租。

美国农业保险的代理人会利用农业保险销售渠道的不完全竞争性进行寻租。为了降低农业保险交易成本，保险代理人这一“更有效率的”主体被引入美国的农业保险市场以分担交易成本。但由于农业保险市场潜在的自然垄断特性，代理人销售农业保险虽具有较高的市场效率，但必然也伴随一定的市场势力和议价权，许多代理人掌握着特定地区的客户资源甚至形成事实上的垄断地位，由此引发了不完全竞争条件下的代理人寻租现象。具体来说，美国农作物保险产品通常由 RMA 统一定价，这限制了保险公司在产品价格上的竞争。因此，不能在价格上竞争，保险公司的业务拓展与维护不得不完全依赖于代理人。那么，赢得市场的关键在于，确保代理人充分推介和销售本公司产品。在整体风险水平较低、市场规模较大的州，代理人可能会利用其控制销售渠道的优势强化与保险公司之间的博弈以争取更高的佣金，赚取基于农业保险渠道垄断权的经济租。

为遏制代理人佣金的过度膨胀，2011 年美国政府对 SRA 进行了调整，规定代理人佣金一般不得超过保险公司获得的管理和经营补贴的 80%。除了 SRA 的规定，美国农业部还限制使用附加福利和其他类型的补偿，包括佣金、利润分享、奖金、咨询费、贷款、预付款和延期付款、健康或其他类型的保险、旅行或价值超过 600 美元的娱乐费、广告促销费等。尽管如此，2011 年 SRA 规定的代理人薪酬的上限实际上是否有效尚不清楚，因为薪酬可以采取多种形式会导致法定工资最高限额很难得到监督和执行（Smith et al., 2016）。

（二）中国：垄断经营权分配下的权力租

从新制度经济学的角度看，权力租的形成与交易成本和制度障碍密切相关。在许多情况下，政策工具本身并不具有市场交易中的价值创造性，而是通过影响资源分配、改变市场准入、设置特定规则或提供补贴等手段，赋予特定团体优于其他竞争者的市场优势。

在中国的农业保险实践中，地方政府通过遴选赋予保险公司政策性农业保险的垄断经营权，这使企业与地方政府建立利益联系来谋求经营资质的寻租行为有了潜在空间（何小伟等，2014）。具体来说，地方政府在政策性农业保险市场中拥有支配性地位，尤其是在早期招投标制度尚未确立时，农业保险经营机构的遴选主要依赖于地方政府的主观考评。尽管目前相关政策法规已经规定地方政府要通过招标方式来遴选承保机构，但是，地方政府仍享有制定遴选管理规则的权力，在农业保险市场准入

方面的自由裁量权极大。例如，地方政府可能在保险公司的游说下专门设计对保险公司有利的评价指标，这一过程中部分地区甚至直接向保险公司收取不合理的遴选费用。在激烈的竞争下，保险公司向地方政府输送的利益越多，从遴选中胜出的概率就越大（庹国柱，2017）。

值得注意的是，由于政府并不是以盈利为目的的市场主体，政府设租、企业寻租的现象在农业保险实务中并不总是以经济利益输送的形式发生。政府投入大量行政资源推动农业保险实施，上级政府的行政目标也可能对农业保险的基层实施产生影响，导致地方政府在缺乏必要监管时产生越位问题。例如，地方政府为了完成上级政府对农业保险覆盖率的考核目标，要求保险公司每年将农户自缴的保费以赔付形式返还，提升农户次年投保、续保的积极性。保险公司为了争取地方政府在下一轮农业保险遴选过程中的优待以及实施过程中的协助，通常也愿意促成这一隐性的寻租活动。在监管部门严厉打击农业保险遴选过程中的利益输送问题的背景下，这种无须向地方政府直接输送经济利益的寻租活动由于相对隐蔽，却更容易发生。

总体来看，虽然地方政府通过遴选来降低农业保险市场竞争的方式在降低账面成本、增强政策执行力方面有一定成效，但是，地方政府对保险资源分配的控制，使保险公司为获得垄断经营权和政府行政支持可能付出大量非生产性成本，从而产生了权力寻租现象。在地方遴选模式下，保险公司由于需要应对频繁的招标竞争，很容易出现资源错配，即部分资源流向了与地方政府的非生产性互动，原本可以用于提升保险产品质量、技术创新和服务提升的投入，可能被消耗在维系地方政府关系的寻租活动中（陆宇等，2023）。中国农业保险垄断经营权分配下的权力寻租，可能使农业保险公司的供给效率下降，推高无法反映在保险公司账面上的交易成本。

六、结论与政策启示

交易成本足够低是决定农业保险市场形成和发展的前提条件之一。而在降本增效方面，理论上存在市场分工和政府协作两类代表性方式。本文对中美农业保险市场的运行逻辑进行比较，分析了两国在应对农业保险交易成本高企问题上采取的不同策略。美国的市场分工模式依靠市场化和专业化的路径，通过专业化的代理人网络和理赔团队，提高服务的效率和质量，并降低农业保险的交易成本。中国的政府协作模式通过发挥各级政府和基层力量的作用分担农业保险交易成本，降低保险公司的经营负担，推动农业保险的普及和覆盖。然而，引入专业化市场主体或者通过与政府协作来降低交易成本，也会伴随相关主体市场势力或者议价权增强而引发寻租风险的上升。尤其在政府协作模式下，政府对农业保险基层实施的深入参与以及行政资源的大量投入，是地方政府在缺乏必要监管时存在越位风险的重要原因。总体来看，基于经济环境和农情等的差异，中美两国对农业保险供给体系有不同安排，这并不妨碍国家间的经验借鉴，但前提是，厘清两种模式设计的基本经济学逻辑，避免高估其他国家农业保险发展模式的优越性。

对于其他发展中国家而言，在市场化程度较高的环境下，可以更多地借鉴市场分工模式，通过完善市场机制与专业分工来提高农业保险的实施效率并节约交易成本。在市场机制尚不健全的地区，特别是在农村基础设施和市场中介力量薄弱的情况下，则可以借鉴政府协作模式，通过政府的政策支持

和基层动员来弥补市场的不足，推动农业保险的推广实施。在农业保险供给过程中，结合各自的市场环境与发展阶段，灵活应用市场机制与政府协作，将是农业保险政策制定者需要关注的重要方向。

构建更加高效的农业保险体系，既要立足本土实践提炼“中国经验”和推广“中国方案”，也要吸收国际经验、“洋为中用”，完善制度供给。一方面，将政府主导的农业保险协作设计规范化、体系化，形成可向新兴经济体推广的发展范式；另一方面，深化中国农业保险市场机制改革，推动适应中国农业保险体系的主体分工，实现国际经验与中国农情的本土化融合。

鉴于此，本文提出如下政策建议：

第一，深化政府协作实践，提炼本土农业保险发展经验。中国政策性农业保险发展早期通过借鉴农业保险发达国家的经验快速推动农业保险市场形成，但在长期实践中已然形成了具有中国特色、适应中国农情的农业保险供给模式。以往关于中美农业保险的比较研究，大多在现象层面对美国农业保险的实务模式进行考察，结合中国农业保险面临的挑战开展就事论事的比较，容易导致“头痛医头、脚痛医脚”的视角局限。在农业保险高质量发展时期，应适时转变后发追赶阶段以模仿借鉴为主的发展惯性，更加着眼于对本土化农业保险发展经验的总结凝练。当前中国农业保险市场所面临的一些发展难题，包括过度竞争问题、寻租风险等，已经很难从国际经验中寻求现成的解决方案。

第二，加强国际交流合作，推广中国农业保险发展范式。以小农经济为主的发展中国家普遍缺乏农业保险专业化分工的市场基础，迫切需要有别于西方市场化模式的替代性解决方案。建议将中国降低农业保险交易成本的“有为政府”理念转化为可复制的成熟方案设计，通过深化与联合国粮农组织、世界银行等国际组织的交流合作，将依托行政资源、适配小农经济的“中国方案”纳入发展中国家农业风险管理工具箱。充分借助中国对外援助以及其他国家来华学习的交流窗口，推广以行政力量弥补市场缺位的中国实践经验，彰显“中国方案”对其他发展中国家农业保险制度建设的借鉴价值。

第三，完善市场化激励措施，保障协保员群体积极性。以村干部为主体的协保员群体有效弥补了中国农村地区保险市场化发育的不足。构建标准化管理体系和激励政策，对于提升协保员的工作积极性和专业素质至关重要。当前，中国的协保员队伍面临管理不规范和激励措施不完善的问题，制约了农业保险服务水平和市场运行效率的提升。因此，需制定统一管理标准，优化人员构成并加强培训，提升协保员在专业知识、销售服务、沟通交流等方面的能力，同时完善激励机制，合理提高薪酬待遇，以激发协保员的工作积极性，提升农业保险的服务质量和实施效率。

第四，适度推进专业化分工，优化农业保险业务实施流程。鉴于农业保险链条较长，涉及费率精算、承保、定损、理赔等多个环节，在坚持政府协作模式总体框架的基础上，可以适当引入其他主体。通过将知识密集型的费率精算和产品设计交由专业第三方机构或技术公司，保险公司可以集中资源提高服务质量，降低管理成本。劳动密集型的定损与理赔业务，则可以与地方农业部门或农民专业合作社开展合作，借助它们对本地情况的了解，加快理赔进度，减少信息不对称导致的成本上升和理赔纠纷。这种纵向分工，不仅能有效缩短业务链条，降低运营成本，还能提高各环节的专业化程度，确保服务效率和质量。

参考文献

1. 冯文丽, 2024: 《美国联邦农作物保险计划运行机制及启示》, 《保险理论与实践》第 11 期, 第 1-18 页。
2. 冯文丽、庹国柱, 2024: 《关于中国政策性农业保险制度模式改革的思考》, 《保险研究》第 12 期, 第 3-12 页。
3. 何小伟、庹国柱、李文中, 2014: 《政府干预、寻租竞争与农业保险的市场运作——基于江苏省淮安市的调查》, 《保险研究》第 8 期, 第 36-41 页。
4. 刘璐、韩浩、马文杰, 2016: 《政府支农政策对农业保险需求的影响机制研究》, 《农业经济问题》第 10 期, 第 31-40 页。
5. 刘亚洲、钟甫宁、吕开宇, 2019: 《气象指数保险是合适的农业风险管理工具吗?》, 《中国农村经济》第 5 期, 第 2-21 页。
6. 陆宇、易福金、王克, 2023: 《农业保险市场竞争强度与风险保障水平——基于寻租视角的分析》, 《中国农村观察》第 5 期, 第 104-125 页。
7. 牛浩、陈盛伟, 2019: 《“弱竞争”的市场模式提升了农业保险发展速度吗?》, 《保险研究》第 8 期, 第 52-69 页。
8. 牛浩、李政、孙乐、陈盛伟, 2021: 《市场竞争加强背景下农业保险公司的双重经营困境》, 《保险研究》第 3 期, 第 32-43 页。
9. 谭莉、丁少群, 2023: 《多主体如何协同推进农业保险高质量发展?——基于市场运作视角的案例研究》, 《保险研究》第 9 期, 第 47-60 页。
10. 谭莉、丁少群、汪洋, 2024: 《农业保险承保机构遴选中的赛马机制研究》, 《保险研究》第 9 期, 第 3-14 页。
11. 庹国柱, 2017: 《论农业保险市场的有限竞争》, 《保险研究》第 2 期, 第 11-16 页。
12. 庹国柱, 2023: 《农险管理体制改革的一个重要课题探讨——一个市场配置资源和发挥政府作用的话题》, 《农村金融研究》第 5 期, 第 16-23 页。
13. 夏益国, 2013: 《美国联邦农作物保险: 制度演进与运行机制》, 《农业经济问题》第 6 期, 第 104-109 页。
14. 肖卫东、张宝辉、贺畅、杜志雄, 2013: 《公共财政补贴农业保险: 国际经验与中国实践》, 《中国农村经济》第 7 期, 第 13-23 页。
15. 燕菲儿、易福金、张齐家, 2024: 《农业保险的化肥减量效应分析——基于信贷与信息双约束视角的再考察》, 《中国农村经济》第 10 期, 第 20-41 页。
16. 叶朝晖, 2018: 《关于完善我国农业保险制度的思考》, 《金融研究》第 12 期, 第 174-188 页。
17. 易福金、陆宇、王克, 2022: 《大灾小赔, 小灾大赔: 保费补贴“包干制”模式下的农业生产风险与赔付水平悖论——以政策性玉米保险为例》, 《中国农村经济》第 3 期, 第 128-144 页。
18. 于洋、王尔大, 2009: 《政策性补贴对中国农业保险市场影响的协整分析》, 《中国农村经济》第 3 期, 第 20-27 页。
19. 余方平、刘宇、王玉刚、尹航, 2020: 《“保险+期货”模式价格保险定价研究——以玉米为例》, 《管理评论》第 4 期, 第 35-47 页。
20. 张玉环, 2016: 《美国、日本和加拿大农业保险项目比较分析》, 《中国农村经济》第 11 期, 第 82-90 页。
21. 赵长保、李伟毅, 2014: 《美国农业保险政策新动向及其启示》, 《农业经济问题》第 6 期, 第 103-109 页。

22. 郑姗、郑旭媛、徐志刚, 2023: 《农业保险风险转移对规模户损失控制方式选择的影响——基于风险管理方式有效功能区间的视角》, 《中国农村经济》第 11 期, 第 82-101 页。
23. Buchanan, J. M., and G. Tullock, 1962, *The Calculus of Consent: Logical Foundations of Constitutional Democracy*, Ann Arbor: University of Michigan Press, 3-31.
24. Coase, R., 1937, "The Nature of the Firm", *Economica*, Vol. 4: 386-405.
25. Coble, K. H., and B. J. Barnett, 2013, "Why Do We Subsidize Crop Insurance?", *American Journal of Agricultural Economics*, 95(2): 498-504.
26. DeLay, N. D., H. H. Chouinard, C. G. Walters and P. R. Wandschneider, 2020, "The Influence of Crop Insurance Agents on Coverage Choices: The Role of Agent Competition", *Agricultural Economics*, 51(4): 623-638.
27. Glauber, J. W., K. J. Collins and P. J. Barry, 2002, "Crop Insurance, Disaster Assistance, and the Role of the Federal Government in Providing Catastrophic Risk Protection", *Agricultural Finance Review*, 62(2): 81-101.
28. Hazell, P. B., 1992, "The Appropriate Role of Agricultural Insurance in Developing Countries", *Journal of International Development*, 4(6): 567-581.
29. Jensen, N. D., A. G. Mude, and C. B. Barrett, 2018, "How Basis Risk and Spatiotemporal Adverse Selection Influence Demand for Index Insurance: Evidence from Northern Kenya", *Food Policy*, Vol. 74: 172-198.
30. Mahul, O. and C. J. Stutley, 2010, *Government Support to Agricultural Insurance: Challenges and Options for Developing Countries*, Washington, D. C.: World Bank Publications, 57-132.
31. Miranda, M. J., and M. Glauber, 1997, "Systemic Risk, Reinsurance, and the Failure of Crop Insurance Markets", *American Journal of Agricultural Economics*, 79(1): 206-215.
32. Putnam, R. D., 1993, *Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy*, Princeton, N. J. : Princeton University Press, 163-181.
33. Smith, V. H., J. Glauber, and R. Dismukes., 2016, "Rent Dispersion in the US Agricultural Insurance Industry", Technical Report Discussion Paper 01532 of International Food Policy Research Institute, Washington, D. C., <https://agris.fao.org/search/en/providers/122566/records/65699cd624708c44ad0529b4>.
34. Walters, C. G., H. H. Chouinard and P. R. Wandschneider., 2010, "Insurance Contracts and the Role of the Selling Agent: Empirical Evidence from Federal Crop Insurance", Conference Paper, 2010 Annual Meeting of Agricultural and Applied Economics Association, Denver: Colorado, <https://ideas.repec.org/p/ags/aaea10/61748.html>.
35. Williamson, O. E., 1979, "Transaction-Cost Economics: The Governance of Contractual Relations", *The Journal of Law and Economics*, 22(2): 233-261.
36. Williamson, O. E., 1985, *The Economic Institutions of Capitalism: Firms, Markets and Relational Contracting*, New York: The Free Press, 385-408.
37. Yi, F., M. Zhou, and Y. Zhang, 2020, "Value of Incorporating ENSO Forecast in Crop Insurance Programs", *American Journal of Agricultural Economics*, 102(2): 439-457.

Government Cooperation or Market Division of Labor: Comparison of Chinese and U.S. Models for Reducing Transaction Costs in Agricultural Insurance

YI Fujin^{1,2} LU Yu³

(1. China Academy for Rural Development, Zhejiang University;
2. School of Public Affairs, Zhejiang University;
3. School of Economics, Nanjing Audit University)

Summary: The potential role of agricultural insurance in controlling agricultural risks establishes it as a vital instrument for countries to support agricultural development. However, high transaction costs remain a critical barrier to its widespread adoption. Even in countries with a high level of agricultural scale, overhead costs typically account for 20%–25% of premium income. Developing countries dominated by smallholder farms face greater challenges. A large number of farmers live in remote areas with inadequate infrastructure and poor transportation, creating significant difficulties in promoting insurance and organizing enrollment.

To address these challenges, various countries have adopted different approaches to agricultural insurance implementation based on their social systems, insurance practices, and agricultural structures. Two governance models are most representative, including the market division of labor model and the government cooperation model. This paper compares the supply models of agricultural insurance markets in the U.S. and China, and examines how different agricultural contexts can inform cost reductions that promote the development of agricultural insurance markets. Specifically, the U.S. employs a market division of labor model, leveraging mature market mechanisms and professional agent networks to reduce costs through specialized operations. China adopts a government cooperation model, where local governments share transaction costs with insurers and utilize administrative resources to drive market growth. Both models require institutional trade-offs: Cost-reducing mechanisms can either increase the market power and bargaining advantages of the relevant market players, or increase market concentration, which in turn creates the risk of rent-seeking.

For China, to establish a more effective agricultural insurance system, it is necessary to recognize and improve China's practical experience based on local practice, and then promote it. It is also necessary to learn from international experience and improve the design of the system. On one hand, it is necessary to standardize and systematize the government-led cooperation mechanism to create replicable examples for emerging economies. On the other hand, deepening the reform of the market mechanism will advance the division of specialized functions within China's insurance framework and achieve the localized integration of global experience with China's agricultural realities. For developing countries, the market division of labor model should be applied in areas with sound market mechanisms. Specifically, by improving market structures and specializing in the division of labor, implementation efficiency can be improved, and transaction costs can be controlled. On the contrary, the government cooperation model should be implemented in regions with imperfect market refinement, especially those lacking rural infrastructure or market intermediaries. Most importantly, agricultural insurance policymakers should flexibly combine market mechanisms with government cooperation in accordance with local conditions and stages of development.

The contributions of this paper are as follows. First, it examines how high transaction costs in the implementation of agricultural insurance determine the evolution of the agricultural insurance market, explaining the different cost reduction patterns that have evolved in China and the U.S. in the face of the above common challenges. Second, the paper reveals the intrinsic link between government intervention and high transaction costs in China, and analyzes the origins of regulatory overreach through how the agricultural environment shapes government-market interaction.

Keywords: Agricultural Insurance; Transaction Costs; Government Cooperation; Market Division of Labor

JEL Classification: G22; Q14; Q18

(责任编辑：柳 荻)