

• 重大主题专栏 • 研究阐释党的二十届三中全会精神

新时代中国农业农村现代化的多重逻辑、 基本特征及实现路径*

匡远配¹ 彭 云¹ 李姗姗²

摘要：农业农村现代化是整个国家现代化的根基。新时代中国农业农村现代化具有多重逻辑，需从历史、理论、政策、结构、技术以及目标等维度予以探讨。以粮食安全为前提、以城乡融合为动力、以科技兴农为手段、以绿色发展为路径、以共同富裕为目标、以乡村治理为基本的农业农村现代化，符合中国式现代化道路。在新时代，农业农村现代化形成了主体特征、产业特征、道路特征、模式特征、政策特征、治理特征和价值特征等方面的“中国式”特征。为实现农业农村现代化和建设农业强国的目标，需要不断深化农业农村改革，提升政府与市场的资源配置效率，持续激活要素市场，并增强参与国际市场的能力，从而提升农业农村现代化的中国品质，为世界上其他发展中国家提供农业农村现代化的中国样板。

关键词：农业强国 乡村振兴 农业农村现代化

中图分类号：F320.1 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十大报告提出要坚持农业农村优先发展，建设农业强国，从全面实现中国式现代化全局和战略的高度明确了中国农业农村现代化的战略方向。党的二十届三中全会进一步明确，要坚持农业农村优先发展，完善乡村振兴投入机制，对中国的农业农村现代化作出了战略部署，为乡村振兴指明了前进方向。农业农村现代化是国家现代化的根基，没有农业农村的现代化，中国的社会主义现代化将是不全面的。可以认为，农业农村现代化是国家现代化的基础和底盘，是中国式现代化的重中之重，其实现需要在国家整体现代化进程中统筹谋划。中国现代化研究中心的数据显示，2008年，中国的农业现代化比国家现代化整体水平低10%左右^①。这一差距与农业存在低水平陷阱有关（张晓山，2000）。

*本文通讯作者：李姗姗。

^①资料来源：《〈中国现代化报告2012〉聚焦农业现代化》，https://las.cas.cn/zhxw/202112/t20211202_6285446.html。

另外，农业、农村和农民的现代化具有非同步发展特征（匡远配和陆钰凤，2016），农业现代化和农村现代化之间存在发展的“差速问题”（陈明，2022），中国农业现代化发展水平在空间上呈现自西向东的不均衡特征（龙冬平等，2014；李成贵，2019）。

随着“三农”工作重心历史性转向乡村振兴，农业农村现代化建设逐渐成为解决社会主要矛盾的重要出路。学术界围绕“农业农村现代化”展开了广泛深入的研究，相关研究主要聚焦于农业农村现代化的核心内涵、特征及实现路径三个方面。深刻理解农业农村现代化的核心内涵，有助于准确把握其特征和实现路径。起初，学者普遍将农业农村现代化视为农业现代化与农村现代化的有机耦合（陈锡文，2018；杜志雄，2021）。经过长期努力，中国特色社会主义进入了新时代，农业农村发展也随之进入新的时期。在此背景下，学者对农业农村现代化的认识发生了深刻转变：

第一，在基本内涵方面，学者逐渐意识到，农业农村现代化并不是农业与农村两个层面现代化的简单叠加，而是农业现代化、农村现代化、农民现代化三者有机融合而成的相互联系、相互交织、融为一体的现代化，具有农业由大到强加速转变、农村跨越发展的内生动力和外部条件更加充足充分、农民迈入共同富裕的基础不断夯实、城乡融合发展体制机制更加健全等多重内涵（蓝红星等，2023；中国社会科学院农村发展研究所课题组，2024）。农业农村现代化以农民的现代化为核心（巩前文，2023），包括生产、生活、生态、文化和治理五个维度，五个维度构成一个有机整体（姜长云和李俊茹，2021；李明星和覃玥，2022）。

第二，在基本特征方面，学者认为，农业农村现代化表现为农业产业体系现代化、农业生产体系现代化、农业经营体系现代化、农村基础设施和公共服务现代化、农村居民思想观念和生活质量现代化、农村治理体系和治理能力现代化等特征（国务院发展研究中心农村经济研究部课题组，2021）。

第三，在实现路径方面，学者认为，农业农村现代化需要与工业化、信息化、城镇化同步推进，要统筹新型城镇化和乡村全面振兴（魏后凯，2024），要坚持“三化一融”协同推进（中国社会科学院农村发展研究所课题组，2024），要确保粮食安全、转变农业生产经营方式、建立城乡经济循环体系（刘吉双等，2023），要以劳动生产率为抓手（蔡昉，2024），从要素统筹和战略推进实施两个角度出发，注重科技驱动（唐华俊等，2023；高杰等，2023）、金融助力（黄益平，2024）、人才支撑（张远和杨艳平，2023）、数字技术促进（黄季焜等，2024）以及制度创新（陈文胜，2024；杜志雄和来晓东，2023），从而全面推进农业农村现代化，实现农业农村的自我更新与可持续升级。

上述研究从不同角度对新时代中国的农业农村现代化进行了较为深入的探讨，为本文研究提供了重要的理论来源和参考。推进和实现农业农村现代化，是推进中国式现代化的前提条件（解安和张曾，2024）和经济社会基础。2024年的中央“一号文件”指出，要打好乡村全面振兴漂亮仗，以加快农业农村现代化更好推进中国式现代化建设。农业农村现代化和中国式现代化都是在国家层面明确提出的新概念、新命题。本文认为，从本质上讲，农业农村现代化是从属于中国式现代化的，农业农村现代化的发展方向、规律、路径等在根本上取决于中国式现代化的整体进程。中国式现代化不能照抄照搬西方经验，中国的农业农村现代化也不能照抄照搬西方发展模式（唐华俊等，2023）。读懂中国式现代化和回答好中国式现代化命题，必须深刻理解和找准中国“三农”发展的新坐标，“走自己的路”

（张明皓，2024）。“走自己的路”是新时代推进中国农业农村现代化全部理论和实践的出发点。在理论创新层面，马克思主义农政理论同中国具体实际的结合形成了中国的“三农”理论，是新时代推进中国农业农村现代化的理论依据。通过对国际经验的解读，以中国式现代化为切入点，中国正在打破“西方中心主义”的农业农村现代化迷思，展现中国农业农村发展的自主性和中华文明形态的开拓性，逐步形成了具有中国特色的农业农村现代化话语体系。在实践层面，从农业农村现代化的新特点、新规律出发，基于内在逻辑演变、农业农村现代化推进方式等维度的差异性考量，中国的农业农村现代化不同于世界上其他国家的农业农村现代化（张红宇，2022）。新时代中国农业农村现代化具有独特的目标体系、历史过程、理论体系和实践道路，不仅体现了典型的“中国”范式（刘吉双等，2023），也体现了实事求是推进农业农村现代化的战略智慧。

在中国式现代化的蓝图中，农业农村现代化地位更重要、作用更重大。要从中国式现代化建设全局出发，理解农业农村现代化的战略地位，非常有必要在中国式现代化叙事语境中系统把握农业农村现代化的内生演进规律，提炼并发展新时代中国农业农村现代化的理论体系。然而，对新时代中国农业农村现代化的内涵及其特征的研究还未形成定论，对相关概念的辨析和同世界其他国家的比较有待展开，新时代中国农业农村现代化的逻辑起点有待进一步论证。关于新时代中国如何推进中国农业农村现代化建设、发挥社会主义制度优势、塑造发展新优势和新动能，还需要从理论逻辑、政策思维和实践过程中寻找依据。本文将从拓展学科知识宽度和提升新时代中国农业农村现代化的理论自觉性角度出发，系统分析和全面把握新时代中国农业农村现代化的基本内涵、多重逻辑，基于建构中国自主的知识体系的重要意义，系统梳理和归纳新时代中国农业农村现代化的基本特征，深入理解和科学分析新时代中国农业农村现代化的政策含义，从学理性角度使新时代中国农业农村现代化的实现路径更加明确、可行且富有成效，以期为中国式现代化提供理论上的贡献。

二、新时代中国农业农村现代化的基本内涵及其与农业强国、乡村振兴的内在关联

（一）新时代中国农业农村现代化的基本内涵

中国的农业农村现代化是在中国共产党的领导下，依据国情农情，发挥社会主义制度优越性，探索出的一条具有中国特色的农业农村现代化道路。现代化意味着一个社会经历了前所未有、极其广泛、复杂深刻的社会变革，意味着经济的巨大飞跃，意味着以人为本程度的明显加深（吴忠民，2022）。现代化也标志着一个社会从传统向现代的历史性进步，具有动态性、空间性、全面性等特点（姜长云，2022）。本文拟从基本内容、发展历程、发展规律和政策路径四个维度科学审视和剖析新时代中国农业农村现代化的基本内涵。

1.从基本内容看，新时代中国农业农村现代化是生产力与生产关系辩证统一的现代化。农业农村现代化是一个多维度的、多主体协同发展的综合进程，核心在于实现“物”和“人”的现代化。同时，农业农村现代化还包括公共服务及乡村治理的现代化，体现了技术变迁与制度变迁的深度融合。新时代中国农业农村现代化的过程不仅是农业经营制度、土地制度、组织制度、社会治理制度等基础性制度框架的现代化重塑，也是这些制度如何有效支撑并促进农业生产方式、农村发展方式和农民生活方

式等全面现代化的深刻体现。就发展速度而言，农民现代化和农村现代化要滞后于农业现代化。也就是说，“物”和技术的现代化要快得多，“人”和制度的现代化则呈现相对滞后的态势。生产力和生产关系共同决定了现代化的属性，新时代中国农业农村现代化包括对农业生产力的有效提升和对生产关系的合理优化。因此，既要注重生产力的发展和升级换代，也要注重生产关系的调整和优化。只有这样，新时代中国农业农村现代化才能得以全面发展。

2.从发展历程看，新时代中国农业农村现代化是动态性与全面性有机统一的现代化。中国式现代化的内涵和过程是动态变化的，具有时期性、阶段性和演化性等特点。中国式现代化不是跨越式或指数式增长，其发展速度具有显著的阶段特征。新时代中国农业农村现代化的基本内涵经历了从“技术为主”范式到“技术变迁与制度变迁并重”范式的演进过程。20世纪60年代，中国提出了包含工业、农业、科技和国防现代化在内的“四个现代化”的方针（李裕瑞等，2014）。20世纪80年代，实现“四个现代化”已经成为中国经济发展的重要目标（熊小林，2018；李静和陈亚坤，2022）。2021年中央“一号文件”提出将农业现代化和农村现代化一并设计、一体推进。从现代化的全面性来看，新时代中国农业农村现代化实现了从单维范式向系统性、协同性和整体性的农业农村现代化范式转型，推动政治、经济、社会、文化、生态“五位一体”的现代化合力在农业农村领域的应用。但是，新时代中国农业农村现代化水平滞后于工业化、城镇化和信息化，难以达到“四轮驱动”^①的要求，仍然是国家整体现代化建设的“短腿”。

3.从发展规律看，新时代中国农业农村现代化是普遍性与特殊性有机统一的现代化。一方面，农业农村现代化既是现代化的重要组成部分，也是全面实现现代化的最重要工作之一，必然具有现代化的共同特征和一般性。新时代中国农业农村现代化涵盖经济、政治、社会、文化、生态等多个方面的变革，体现为农业生产总值在国内生产总值中占比的下降、农村就业人口在全部就业人口中占比的下降、生产力的跃迁和城乡共同富裕的实现等，代表了农业大国从“大”到“强”的前进方向。新时代中国农业农村现代化具有时间上的连续性、内容上的全面性、路径上的多元性、进程上的阶段性等现代化的基本特征。另一方面，新时代中国农业农村现代化具有一定的中国特色。这反映在中国农业农村现代化理论境界的不断跃升和文明视野的不断开阔上，反映在中国农业由被动应对到主动选择的积极作为上，反映在中国农耕文明与现代化结合带来的“三农”自信的彰显上。

4.从政策路径看，新时代中国农业农村现代化是顶层设计与问计于民有机统一的现代化。2017年，党的十九大报告首次提出农业农村现代化。这意味着，实现农业农村现代化已经上升为一项国家层面的重大战略。新时代中国农业农村现代化进程中的每一项改革举措，无不包含着群众创造的贡献。家庭联产承包责任制、乡镇企业制度和农业产业化模式等无疑是诸多贡献中至关重要的几个。中国共产党通过对农民创造的好做法进行及时的总结、凝练和运用，甚至将其上升为国家层面的政策、法律，有力促进了农业农村现代化（国务院发展研究中心农村经济研究部课题组，2021）。由此可见，新时

^①中国式现代化的四个轮子是“工业化、信息化、城镇化、农业现代化”。参见《中国式现代化具有重要启示意义（学术圆桌）》，<http://theory.people.com.cn/n1/2022/1010/c40531-32542001.html>。

代中国农业农村现代化，既有重视顶层设计的一面，也有问计于民的一面，是二者的有机统一。

（二）农业强国、乡村振兴与新时代中国农业农村现代化的内在关联

1. 农业强国与新时代中国农业农村现代化的内在关联。第一，新时代中国农业农村现代化是建成农业强国的前提条件。建成农业强国，要实现高水平的农业农村现代化，而且，要在世界各国的农业中处于领先地位、发挥引领作用。新时代中国农业农村现代化是全面建成社会主义现代化强国和农业强国的基础前提和底线保证（魏后凯和崔凯，2022）。第二，农业强国是新时代中国农业农村现代化建设的长远目标。建设农业强国，是新时代中国农业农村现代化发展的基本方向、重要任务和长远目标。农业强国与新时代中国农业农村现代化互为依托、相辅相成。

2. 乡村振兴与新时代中国农业农村现代化的内在关联。第一，乡村振兴是推进新时代中国农业农村现代化的现实依据和战略导向。乡村振兴成功与否直接关系到民族复兴和国家现代化的成败。统筹推进产业、人才、文化、生态、组织五大领域的振兴，是推进新时代中国农业农村现代化工作的总抓手。新时代中国农业农村现代化既是全面实施乡村振兴战略的根本目的和有效途径，也是乡村振兴实践的具体体现。第二，新时代中国农业农村现代化的基本内涵和本质要求，与乡村振兴具有紧密的逻辑关联，涉及“生产、生活、生态”三个方面的内容，反映着“五位一体”的发展格局（李裕瑞等，2014）。优先发展农业农村是乡村振兴的指导思想，新时代中国农业农村现代化也是乡村振兴的“基本盘”和“压舱石”。

三、新时代中国农业农村现代化的多重逻辑

新时代中国农业农村现代化的逻辑理路是什么？在本文看来，新时代中国农业农村现代化标志着重要的历史变迁和影响深远的社会变革，其核心在于运用科学技术实现对农业、农村及农民的根本性改造。而改造与升级“三农”的过程，涉及多个参与主体和复杂的利益关系，也与中国式现代化的独特演进轨迹紧密契合。新时代中国农业农村现代化是立足国情农情、彰显社会主义制度优势、坚持社会主义道路自信、坚持理论联系实际的重要体现，是多元逻辑的有机统一。

“大国小农”是中国的基本国情与农情。统计数据显示，2019年中国有2亿多农户，小农户从业人员占农业从业人员总数的90%^①。尽管基本实现城镇化，中国仍有4亿左右人口生活在农村^②。可以预计，小农户在中国仍将长期存在。基本国情农情是新时代中国农业农村现代化的历史起点和无法绕开的基本现实，也在很大程度上决定着对农业农村现代化道路的选择。基于这个逻辑起点，本文认为，新时代中国农业农村现代化要以保障粮食安全和坚持农业基本经营制度为前提。

第一，新时代中国农业农村现代化的基本任务之一是确保关键农产品（如粮食）的有效供应，并在此基础上全面保障乡村社会的和谐与稳定。粮食安全是“国之大者”，既是产业安全和国家安全的

^①资料来源：《全国98%以上的农业经营主体仍是小农户》，https://www.gov.cn/xinwen/2019-03/01/content_5369755.htm。

^②资料来源：《国家发改委：即使我国基本实现城镇化，仍将有4亿左右人口生活在农村》，https://www.guancha.cn/economy/2022_03_07_629218.shtml。

基础，也是治国理政的头等大事（韩长赋，2011）。在推进中国农业农村现代化的过程中，保障粮食安全的核心诉求始终占据着至关重要的地位。

第二，在推进新时代中国农业农村现代化的过程中，既要坚持农业基本经营制度，也要充分重视小农生产这个基本面。当前阶段，小农户仍是新时代中国农业农村现代化的主体，在以家庭承包经营为基础、统分结合的双层经营体制下，家庭分散经营这一“分”的层次发展得比较好，而集体“统”的层次却发展得并不到位。小农户的农业现代化发展路径深刻影响着新时代中国农业农村现代化道路的选择，国家层面强调要大力发展新型农村集体经济，培育新型农业经营主体，优化农业生产经营组织形式，旨在通过上述方式缓解小农户和大生产、大市场的矛盾，在保留小农户的基础上推进新时代中国农业农村现代化发展进程。

基于中国的农业资源禀赋和“大国小农”的逻辑起点，本文将由历史逻辑、理论逻辑和实践逻辑组成的宏观逻辑框架，与农业农村现代化的政策逻辑、技术逻辑、结构逻辑及目标逻辑相结合，构建新时代中国农业农村现代化“双层多重”的逻辑理路（如图1所示）。

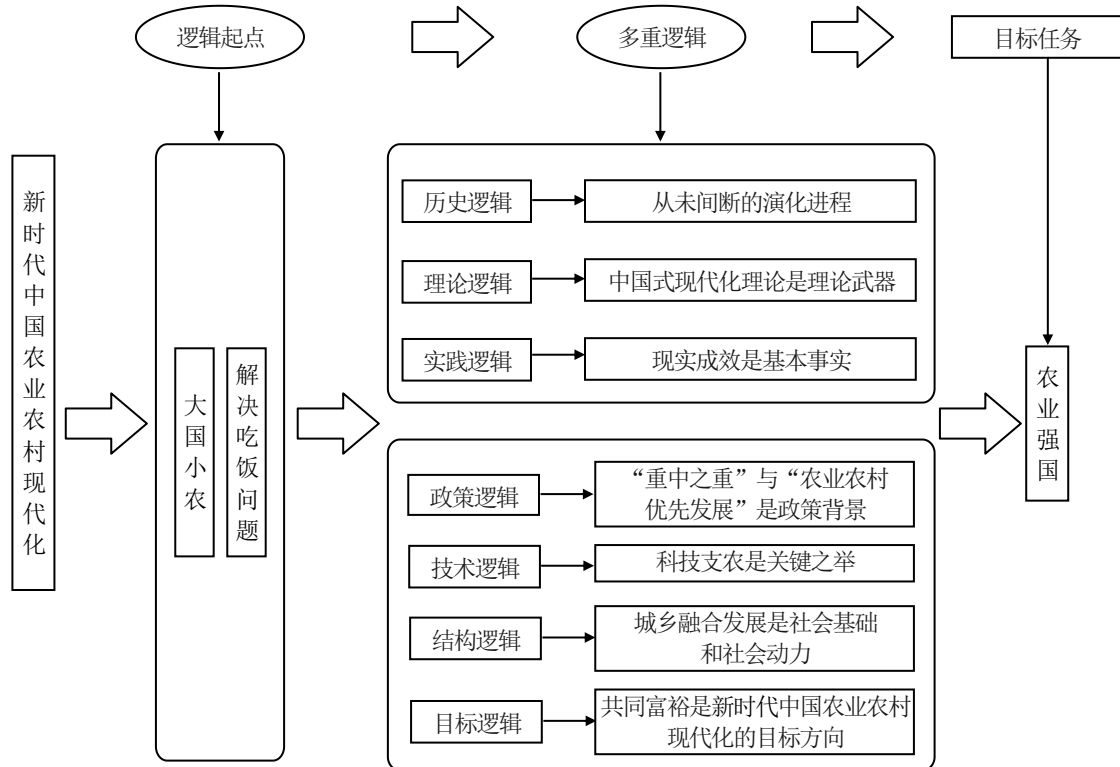


图1 新时代中国农业农村现代化的多重逻辑

（一）历史逻辑：中国在农业农村领域的现代化是从未间断的演化进程

实现现代化是中国人民的梦想。在农本治国理念中，“农业兴、仓廩实”是筑牢太平盛世的根基（魏后凯和崔凯，2022）。中华人民共和国成立以来，从初期以合作化和集体化方式推进的农业现代化实践（丁志刚和王杰，2019），到改革开放时期渐进式市场化改革下的农业农村改革，再到新时代一体推进的农业农村现代化，新时代中国农业农村现代化进程在持续推进着，总体上经历了“初步探

索—制度建设—转型发展—深化升级—快速发展”的演进历程和发展探索，农业农村现代化进程已经嵌入了国家现代化建设的总体框架。

1978年之前，初步探索阶段。在这一时期，工业化导向的现代化道路使得城乡关系和工农关系发生一定程度的扭曲，农业部门现代生产要素的投入严重不足，国家创造性地提出了“先合作化后机械化”的农业现代化路径。

1978—1991年，制度建设阶段。在这一时期，承包责任制度调动了农户的生产积极性，相关的制度建设明显促进了农业现代化进程，但是，在该时期，农村要素“净流出”也抵消了制度创新的正效应，使得农业现代化进程总体上比较缓慢。

1992—2001年，转型发展阶段。在这一时期，需要在农业支持保护政策体系下重新定位农业现代化发展的中长期目标，中国选择了以市场化为导向、发展优质高产高效的现代农业。

2002—2011年，深化升级阶段。在这一时期，随着农村经济体制的改革，农村公共财政基本框架得以建立，在统筹发展的理念和“以工补农、以城带乡”的思路下，社会主义新农村建设加快了中国特色农业农村现代化的发展步伐，但是，仍然没有从根本上改变农业农村的“短板”地位。

2012年以来，快速发展阶段。在这一时期，中国坚持“农业农村优先发展”理念，全面深化农村各项改革，坚持农地流转与社会化服务“两条腿”走路，发展模式实现了从要素驱动向创新驱动的转型，工农关系、城乡关系趋于协调，现代化进入换挡提速阶段。在新时代，以乡村全面振兴为核心，推进具有中国特色的农业农村现代化进程，是中国共产党在“三农”工作领域不懈探索与艰辛实践的结晶，是历史逻辑、人民意愿与实践需求相统一的必然结果。

纵观中国农业农村发展的不同历史时期，可以发现，现代化始终是解决中国“三农”问题的重要抓手。农业农村现代化是中国式现代化进程中的重要一环，在国家对现代化的高度统筹下谋划农业农村发展的整个过程，深刻体现了对中国农业农村发展内在规律的精准把握与高度凝练，是符合中国国情、顺应时代潮流的战略抉择。只有坚持宏观历史视角、理清发展规律，才能在历史长河、时代风云中进一步明确新时代中国农业农村现代化所处的历史方位和战略定位。

（二）理论逻辑：中国式现代化理论是推进新时代中国农业农村现代化的理论依据

中国式现代化理论是马克思主义基本原理同中国具体实际相结合、同中华优秀传统文化相结合的重大理论创新，是科学社会主义的最新重大成果，深刻回答了建设什么样的社会主义现代化强国、怎样建设社会主义现代化强国的重大时代课题，是关于中华民族伟大复兴和人类社会历史发展未来愿景的带有规范性意义的系统化的科学理论建构（史小宁，2023）。任何国家的农业农村现代化都不可能孤军奋战或独善其身，一定要符合国家现代化发展的基本理论和一般规律。所以，中国必须立足国家现代化的发展规律去探索并选择合适的农业农村现代化道路和方向。现代化发展没有固定的模式和道路，制度设计、领导力量和国情等的不同决定了现代化理论建构的路径也应该是不同的。构建关于新时代中国农业农村现代化的自主知识体系和理论体系，既需要将马克思主义农政理论作为总体引领，又需要将农耕文明作为基本内核，也需要面向“中国问题”，诠释“理论中的中国”，破除对西方理论原型的路径依赖，提升新时代中国农业农村现代化的理论自觉性（张明皓，2024）。

为实现新时代中国农业农村现代化，必须按照中国式现代化的理论体系去谋篇布局，深入探索马克思主义农政理论与中国国情相结合的内源性机制和创造性转化机制，不断赋予新时代中国农业农村现代化显著优势和实践特色。新时代中国农业农村现代化是中国式现代化理论在“三农”领域的具体运用，有助于实现乡村全面振兴、建设农业强国、推进农民共同富裕，是中国式现代化理论的底层支撑。中国从世界现代化全局出发，提出了解决“三农”问题的主要思路，形成了完整的农业农村现代化理论体系。例如：“六用三提高”^①和乡村振兴战略，在理论上总结了农业农村现代化的基本途径和目标；走中国特色新型工业化、信息化、城镇化、农业现代化道路，坚决保障国家粮食安全，确保在新征程上农业农村现代化建设不掉队。中国式现代化理论，既是新时代中国农业农村现代化的行动指南，也有助于丰富和发展社会主义理论体系。

（三）实践逻辑：农业农村领域取得的现实成效是推进新时代中国农业农村现代化的基本事实

中国农业农村领域的现代化仍面临国际国内的诸多挑战，需要通过发展新时代中国农业农村现代化来应对农业基础薄弱、农业生态和资源约束趋紧、城乡经济循环不畅等问题（杜志雄，2021）。但是，从发展条件来看，中国农业中长期发展的态势仍然是良好的，支撑农业高质量发展的条件没有改变，长期向好的基本面没有改变，推进新时代中国农业农村现代化的条件已经具备。从发展进程和建设成效看，截至2018年，中国农业农村现代化的目标基本上完成了2/3（魏后凯和崔凯，2021）。新时代中国农业农村现代化的战略方向日益明朗，农业农村现代化在中国式现代化中的基础地位得到不断巩固和提升。

党的十八大以来，国家重点推进农业农村现代化的发展，取得了一系列巨大成就。农产品数量质量齐增，粮食安全基础稳固。2023年全国粮食总产量13908.2亿斤，比上年增长1.3%，连续9年稳定在1.3万亿斤以上^②。现代农业的生产体系、产业体系和经营体系逐渐完善，产业融合程度不断加深。不断发展的农业社会化服务已经成为实现小农户和现代农业发展有机衔接的中坚力量。截至2023年10月末，已纳入全国家庭农场名录管理的家庭农场近400万个，依法登记的农民专业合作社有221.6万家，组建的联合社有1.5万家。全国超过107万个组织开展农业社会化服务，服务面积超过19.7亿亩次，服务小农户9100多万户^③。新型农业经营主体的联动带农，让农民更容易就地就业和分享产业增值收益。农村集体产权制度改革和政策体系的完善大大推进了制度现代化。“三权”分置下农地产权权能的完善实现了农地市场化配置效率的提升，促进了农业的适度规模经营，2021年中国农地流转面积约

^① “六用三提高”指用现代物质条件装备农业，用现代科学技术改造农业，用现代产业体系提升农业，用现代经营形式推进农业，用现代发展理念引领农业，用培养新型农民发展农业，提高农业水利化、机械化和信息化水平，提高土地产出率、资源利用率和农业劳动生产率，提高农业素质、效益和竞争力。

^② 资料来源：《2023年全国粮食总产量13908.2亿斤，比上年增长1.3%——中国粮食生产再获丰收》，https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202312/content_6919648.htm。

^③ 资料来源：《新型农业经营主体保持良好发展势头》，https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202312/content_6921803.htm。

占承包地总面积的40%^①。乡村生态环境更加清洁，人居环境得到改善。2023年，中国主要农作物病虫害绿色防控面积覆盖率达54.1%，化肥、农药利用率均超过41%，畜禽粪污综合利用率达78.3%，秸秆综合利用率达88%以上，农膜回收处置率稳定在80%^②以上。农民生活日益富裕，向共同富裕目标不断迈进。脱贫攻坚战取得胜利，城乡居民收入倍差从2012年的2.88缩小到2023年的2.39^③。与此同时，既要物质富足也要精神富有，是中国式现代化的崇高追求。推动农耕文明创造性转化和创新性发展，能够为实现新时代中国农业农村现代化提供有力支撑。截至2023年11月，中国共有22项全球重要农业文化遗产，数量居世界第一^④。而且，中国先后公布了六批传统村落名录，截至2023年3月，全国共有8155个传统村落列入国家级保护名录^⑤。已经取得的成就充分证明，新时代中国农业农村现代化既是恰逢其时、恰顺其势的，符合人民期盼和中国实际，也是被实践证明可行的。

（四）政策逻辑：“重中之重”和“农业农村优先发展”是推进新时代中国农业农村现代化的政策背景

长期以来，紧紧围绕“五位一体”总体布局和协调推进“四个全面”战略布局，中国积极推动公共财政向“三农”领域倾斜，加快推进农业农村现代化。中国已经形成了党委统一领导、党政齐抓共管、农业农村部门协调的体制机制（宋洪远等，2021）。强有力的国家推动和政府主导，形成了新时代中国农业农村现代化的鲜明特色。

中国“三农”工作重心的历史性转变，为加快农业农村现代化进程创造了积极有利的政策背景。党中央于2002年提出“三农”工作是全党工作的重中之重，明确提出了“多予、少取、放活”的指导思想^⑥。这是党中央提出的新论断，是推进农业农村现代化的必然要求。从社会主义新农村建设到全面乡村振兴，均体现了党和国家对“三农”工作的高度重视，展现了国家时刻关注农业农村发展的战略思维（蔡昉，2006）。2019年，中央“一号文件”提出要“坚持农业农村优先发展”总方针^⑦，在某种程度上改变了长期以来偏向重工业、忽视农业和重视城市、轻视乡村的发展倾向，开启了中国农业农村现代化发展的新时期。随着国家实力和政府调控能力的增强，中国有能力保证农业农村的优先发展，能够利用经济增长的“红利”来加速推进农业农村现代化，并为其提供全方位的政策支持。可以说，“重中之重”和“农业农村优先发展”是推进新时代中国农业农村现代化的政策背景。

^①资料来源：《耕地流转谨防非农化倾向》，<http://finance.people.com.cn/n1/2021/1116/c1004-32283502.html>。

^②资料来源：《农业绿色底色更鲜明》，https://www.gov.cn/zhengce/202402/content_6931903.htm。

^③资料来源：《（聚焦三中全会）补齐“三农”短板 全会部署“城乡融合发展”》，<https://www.chinanews.com.cn/gn/2024/07-22/10255417.shtml>。

^④资料来源：《我国新增三项全球重要农业文化遗产》，https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202311/content_6914875.htm。

^⑤资料来源：《全国已有8155个传统村落列入国家级保护名录》，https://www.gov.cn/xinwen/2023-03/21/content_5747704.htm。

^⑥资料来源：《中央农村工作会议提出“多予，少取，放活”》，<https://www.chinanews.com.cn/2002-01-07/26/152466.html>。

^⑦资料来源：《人民日报人民要论：坚持农业农村优先发展》，<http://opinion.people.com.cn/n1/2019/0409/c1003-31018662.html>。

（五）技术逻辑：科技创新是推进新时代中国农业农村现代化的关键之举

高水平科技自立自强既是推进各国现代化的根本动力，也是实现农业农村现代化和农业强国的必然选择。农业农村现代化的关键在于科技现代化，例如：通过生物技术提高土地的产出水平，借助装备技术提升劳动生产力，依靠绿色技术推动农业的可持续发展，利用数字经济提升资源配置效率。科技创新是利用现代技术、现代经营理念和现代装备赋能农业农村现代化的动力。如果不具备顶尖的农业科技创新能力，就难以实现世界级农业强国的地位（高旺盛等，2021）。

党的十八大以来，中国在科技创新方面坚持面向世界科技前沿、面向经济主战场、面向国家重大需求、面向人民生命健康的“四个面向”，产生了一批具有领先性、独创性和标志性的重要科技成果，在两系法杂交水稻、人工合成淀粉、快速育种等领域取得重要突破，科技装备水平整体跃升，农业科技创新整体实力进入世界前列并取得历史性成就。而且，科技创新体系和推广转化体系也在加快构建，基本上形成了产学研结合的多元化组织体系。自实施“藏粮于地、藏粮于技”以来，中国在农业科技创新和农业技术推广方面取得显著进展：截至2023年，中国农作物良种覆盖率超过96%，农业科技进步贡献率高达63.2%，农作物耕种收综合机械化率已超过73%^①。数字农业和智慧农业为现代化进程注入了新的活力，数字要素的深度嵌入推动了农业领域的数字产业化和产业数字化过程，促进农业农村的现代化转型，推动农业农村的发展模式从“技术—经济”范式向“科技—要素—产业”范式转变，重构农村经济、产业、要素等多层次、全方位的生态系统。高水准的农业科技自主创新已成为有力保障重点农产品供应、突破资源环境制约“瓶颈”的强大支撑，是引领农业农村现代化的不竭动力。因此，构建保障国家粮食安全、高水平自立自强的科技体系，掌握科技发展主动权，既是加快推进新时代中国农业农村现代化的关键之举，也是决胜之要。

（六）结构逻辑：城乡融合发展是推进新时代中国农业农村现代化的社会基础和社会动力

现代化的社会基础是城乡关系协调发展，农民是社会结构的基础。城乡二元结构从对立、分割走向融合，需要在生产、生活、生态三个方面具备相应的条件。城乡关系的好坏决定着现代化的成败，有的国家由于城乡收入差距过大而陷入了“中等收入陷阱”，威胁社会稳定与发展。坚持城乡融合发展，发挥农业农村的空间优势、拓展投资领域优势、激发发展动能优势，以及发挥“蓄水池”“稳定器、压舱石”三大作用，让农民能够在城乡之间自由选择和转换，双向流动、进退有据。只有这样，才能避免“中等收入陷阱”，为经济“软着陆”提供战略支持。这也是新时代中国农业农村现代化的特征之一。

新时代中国农业农村现代化的目标是让农业成为有奔头的产业，让农民成为有体面的职业，让农村成为安居乐业的场所。中国发展中最大的不平衡是城乡发展不平衡，最大的不充分是农村发展不充分。城乡发展不平衡、农村发展不充分的现实矛盾，为推进新时代中国农业农村现代化提供了最直接的动因，也提出了促进城乡融合发展的时代命题。通过“剪刀差”获取资本积累进而支持工业和城市

^①资料来源：《央广财评|从2000多亿斤到1.3万亿斤“中国饭碗”端得稳、端得牢》，<https://news.qq.com/rain/a/20241007A05UZK00>。

发展的模式，使得农业农村萎缩，阻碍了农业农村现代化的发展。党的十七大提出，要建立“以工促农、以城带乡”的长效机制，开启了中国现代化进程中城乡协调发展的崭新格局。党的十八大提出，要形成以工促农、以城带乡、工农互惠、城乡一体的新型工农、城乡关系，走中国特色现代化道路。2017年，中国启动了乡村振兴战略，要加快形成工农互促、城乡互补、全面融合、共同繁荣的新型工农城乡关系^①。这些政策的实施使城乡二元结构逐步弱化、城乡关系逐步向好，“三农”的重要地位逐步提升。2023年，中国常住人口的城镇化率攀升至66.16%^②。这一成就意味着，中国提前实现了“十四五”规划的目标。可以认为，尊重城乡融合的演变规律，确保乡村振兴和城乡融合发展行稳致远，能够为新时代中国农业农村现代化建设提供社会基础和社会动力。

（七）目标逻辑：共同富裕是推进新时代中国农业农村现代化的目标方向

新时代中国农业农村现代化进程实质上反映了全体人民共享繁荣富强的现代化理念。贫穷不是社会主义，中国现代化要遵循“三步走”战略。“人民至上”是推进中国式现代化发展的基本理念，要为人民谋利益、谋幸福，完善社会主义分配制度，鼓励多劳多得、勤劳致富，鼓励“先富带后富”，让全体人民过上好光景。数以亿计的农民成功实现了从站立起来到富足起来直至强大起来的历史性蜕变。因此，共同富裕既是中国式现代化的鲜明底色，也是新时代中国农业农村现代化的目标特征和共享理念。

实现共同富裕的重大挑战仍在农民和农村层面。只有农民真正富裕起来，城乡收入差距才能得到有效缩小，共同富裕的愿景才能真正实现。在实现共同富裕的过程中，新时代中国农业农村现代化的关键是解决农业功能和农业收入之间矛盾的问题（王春光，2021）。要发展高质量农业，提升农业农村现代化水平，促进农业增产、农民增收。要完善乡村产权体系，引导农民盘活资金、土地、技术、劳动力等资源要素，最大程度释放由居住地变更和职业转型带来的改革红利，拓展农民创业就业空间和增收致富渠道，不断缩小城乡居民收入差距，夯实共同富裕的基础。要壮大新型农村集体经济，拓展农业农村的功能，将绿水青山转化为金山银山。要确保农民全面参与现代化进程、分享现代化成果。可以说，新时代中国农业农村现代化是满足农民对美好生活向往和扎实推进共同富裕的基本途径。

四、新时代中国农业农村现代化的基本特征

尽管现代化是当今世界各国发展的共同趋势，但是，中国没有照搬国际上任何国家的发展模式，而是致力于构建中国式现代化的自主知识体系，一直在探索中国特色的现代化道路。为了实现构建中国式现代化的自主知识体系的目标，新时代中国农业农村现代化应该是坚持农村基本经营制度，以保障粮食安全为前提，以保障农民权益为中心，以共同富裕为目标，实现人与自然和谐共生的现代化。

^①资料来源：《中央农村工作会议在北京举行 习近平作重要讲话》，<https://news.12371.cn/2017/12/29/ARTI1514548988259610.shtml>。

^②资料来源：《从10.64%到66.16%——城乡融合和区域协调发展成效卓然》，https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202409/content_6973635.htm。

进一步从知识维度进行挖掘可以发现，新时代中国农业农村现代化形成了以主体特征、产业特征、道路特征、模式特征、政策特征、治理特征和价值特征为架构的基本特征（如图2所示）。

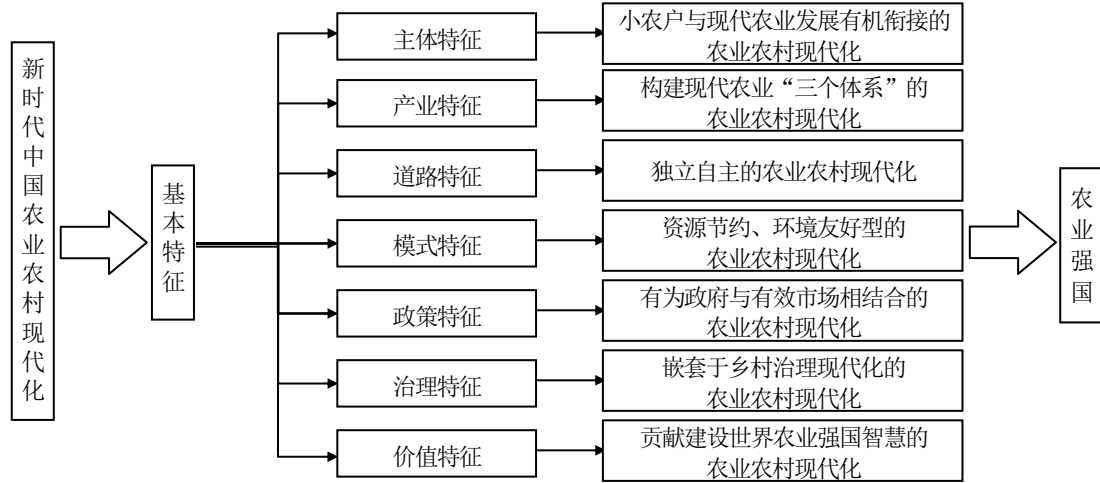


图2 新时代中国农业农村现代化的基本特征

（一）主体特征：小农户与现代农业发展有机衔接的农业农村现代化

基本国情农情是推进新时代中国农业农村现代化的前提。承包责任制是中国农业的基本经营制度，“大国小农”的基本国情将一直深远影响中国的农业农村现代化道路。根据农业农村部的统计，2022年中国经营耕地面积不足10亩（不含未经营耕地）的农户共有19300.7万户，占经营耕地农户总数的比例仍高达82.9%^①。由于小农户的留守化、老龄化、低学历、兼业化等特征逐渐明显，需要改造小农户并将其引导到现代化发展的轨道上来。社会主义制度改变了小农的性质和命运，小农户在现代化的过程中并没有消亡，而是走向新生并展现了顽强的生命力。这正是新时代中国农业农村现代化的特色之一。

小农户是新时代中国农业的微观组织基础，促进小农户与现代农业发展的有机衔接，应当成为推进新时代中国农业农村现代化进程中需要坚守的基本路径（阮文彪，2019）。具体而言，一是要发挥土地集体所有制对小农户实现现代化的支持作用。土地集体所有制是农民组织化的制度基础，是奠定中国统分结合的双层经营体制的基石。在不同发展阶段和历史时期，农村集体经济组织为中国农村基本经营制度奠定了相应的组织基础。因此，农村集体的再造可以夯实新时代中国农业农村现代化的组织基础和主体结构。二是要走农业产业化道路。在“人多地少”的条件下，土地仍然是农民的基本保障。中国既保留了以小农户为基本单位的生产形式，又致力于克服小农户与大市场、大生产之间的矛盾，探索一条具有中国特色的现代化道路。三是要加速培育农业社会化服务组织。发挥农业社会化服务组织的规模效应和劳动、技术等要素的替代效应，发挥新型农业经营主体的带动作用，更好地服务小农户。因此，在“大国小农”的背景下，新时代中国农业农村现代化可以说是参与人数最多、参与

^①资料来源：《以农业经营体系现代化助推农业现代化——2024年中央一号文件专题解读》，https://www.thepaper.cn/newsDetail_forward_26791122。

主体最多元的现代化。创新小农户与现代农业发展有效衔接的方式，例如城乡互助式集贸市场、农文旅融合等，都是以小农户为主体的行动实践。小农户与现代农业发展的有机衔接构成新时代中国农业农村现代化的主体特征。

（二）产业特征：构建现代农业“三个体系”的农业农村现代化

构建现代化的农业生产体系、产业体系和经营体系是实现新时代中国农业农村现代化的重要任务。需要发挥农业比较优势，使资源利用更加集约高效，体现鲜明的中国特色，以多元主体和高水平产业化融合发展拓展产业链条、健全供应链管理、强化价值链提升。只有这样，才能推进农业生产体系、产业体系和经营体系的现代化以及乡村产业系统的优质高效转型升级。

推进新时代中国农业农村现代化，要实现动能转换，重构现代农业的生产、产业、经营这三个体系。一是要建设现代化农业生产体系。中国农业有一定的资源禀赋优势，在加快构建现代化农业生产体系的过程中，中国具有明显且独特的多元化综合优势。这一优势与美国基于资源禀赋的农业模式、日本注重精细化管理的农业风格、以色列节水灌溉技术的领先地位以及荷兰在设施农业上的成就不同。具体而言，中国农业的独特性表现在地区之间资源禀赋差异大和产品产业类型多两个方面。东北地区的规模化生产、西北地区的旱作农业生产、东部沿海地区的都市农业、西南山区的特色产业，共同保障了重要农产品的多元化生产，既有助于保障产业安全的主动权，也有助于促进特色产业的发展。二是要建设现代化农业产业体系。农业农村现代化并非机械地将城市产业体系直接移植到乡村，而是要促进乡村地区独特的新兴产业与新业态的蓬勃发展。在这个过程中，要强调创新与差异化发展。同时，要使农业的产业结构更加合理、产业链更加完整，明显提升农业的产业质量和产业韧性，推进农业高质量发展。三是要建设现代化农业经营体系。要进一步促进小农户与现代农业发展的有机衔接，优化“三权”分置制度设置，减小农地权益保护和土地关系调整的张力，既要推动适度规模经营，也要保证公平公正，要使新型农业经营主体在生产经营、社会化服务等领域发挥重要的作用。

（三）道路特征：独立自主的农业农村现代化

独立自主既是中国共产党和中国人民不断取得胜利的根本保证，也是实现中华民族伟大复兴的必然选择。世界上没有固定的现代化模式，也没有放之四海而皆准的现代化标准。放眼全世界，可以将农业现代化归纳为三大模式：一是以北美各国为代表的大规模集约化发展模式；二是日本和荷兰的精细化、高效能发展模式；三是以法国和意大利等国为代表的，注重由数字化技术和高附加值产业驱动的现代农业发展模式。独特的历史文化和发展使命决定了中国的现代化道路不能走西方模式，独特的国情农情也决定了中国必须独立自主探索农业农村现代化道路，具体而言：一是要更好地立足中国国情和时代特征。人口规模巨大，不仅意味着发展任务的繁重艰巨，也意味着区域的差异化和发展的不平衡。中国必须适应国际国内环境的变化，向自身的历史和优秀传统文化学习，处理好“三农”关系。发展要与劳动力转移速度相适应，与城镇化水平相适应，从而开辟新时代中国农业农村现代化的崭新道路。二是要把握基本制度特征。中国是社会主义国家，在推进农业农村现代化的过程中必须坚持农村基本经营制度，发挥技术创新和制度创新的“双轮驱动”作用，注重明晰产权关系，尊重和保障农民基本权利。必须从多方面发力，巩固和完善统分结合的双层经营体制，提高“统”的水平，为“分”

提供必要的服务。三是要因地制宜，多路并举。要不断推动机械化、规模化、社会化、绿色化以及国际化发展，多元化的发展路径能够体现中国特色和发展要求（蒋和平，2018），有助于中国式现代化道路走得远、走得好。

（四）模式特征：资源节约、环境友好型的农业农村现代化

人与自然和谐共生是中国式现代化的基本特征之一。党的十六届五中全会提出，要加快建设资源节约型、环境友好型社会，目的是树立以节约资源和人与自然和谐共生为核心的可持续发展理念。农业和生态环境的联系最为紧密，生态环境是农业农村发展的基本底色。从“十四五”开始到2024年7月，全国新增完成环境整治的行政村有6.7万个，农村生活污水治理（管控）率在45%以上^①，农村生态环境得到明显改善。不过，中国仍需坚定不移地推行高产高效、绿色安全、资源节约以及环境友好的农业农村现代化发展模式。在具体的操作方面，一是践行绿色发展理念。要让生态保护和经济发展齐头并进，使资源要素得到保护并能够永续利用。要践行“绿水青山就是金山银山”的理念，把绿色发展置于新时代推进中国农业农村现代化的优先地位，加大力度推进生态领域政策创新。二是优化农业农村科技领域战略布局。要形成具有中国特色的绿色农业科技支撑体系和政策保障体系，推进生产方式、生活方式和消费方式的现代化。三是要有将农村的空间资源与新业态相结合的系统思维。要坚持生态保护，以补齐生态建设和质量安全短板为重点实现农业农村绿色发展，要注重资源的永续利用、发挥生态资源的多样性功能。要统筹乡村基础设施建设和公共服务建设，建设宜居宜业和美乡村，推动生产、生活、生态协调发展，全力构建减碳、增汇、绿色、优质的新型现代农业农村发展新格局。这种资源节约、环境友好的发展模式，既能满足向生态经济转型的要求，也能够推进“双循环”新发展格局的战略性调整，有助于形成推进新时代中国农业农村现代化的重要优势。

（五）政策特征：有为政府与有效市场相结合的农业农村现代化

中国现代化发展成功的关键在于市场经济和社会主义的结合，以及有为政府与有效市场的结合。有为政府与有效市场相结合，具有以市场经济为基础、政府调控为辅的特征，是让市场在资源配置中起决定性作用，通过政府、市场的协同互补形成发展合力（樊鹏飞等，2022）。新时代中国农业农村现代化是必须坚持有为政府与有效市场相结合的农业农村现代化，在具体实施上：一是要发挥市场在资源配置中的决定性作用。在既定的社会生产力水平下，市场经济的运行规律和一国的资源结构特征会决定一个国家现代化的具体道路。历史实践证明，通过单一的计划机制配置资源的结果大多是低效甚至失败的。中国的市场化改革促进了资源配置效率的改善、产权的明晰化和要素的流动化，带来了长期的经济增长特别是农业经济的持续增长。农业和农村的经济结构发生了明显变化，逐步向产业化、商品化、专业化和现代化转变。新时代中国农业农村现代化的发展进程也在不断加快。市场机制在推进新时代中国农业农村现代化过程中的作用直接表现为“六用三提高”，表现为产业结构的合理化和高级化，表现为工农关系、城乡关系的协调化。正反两方面的经验充分说明，实行社会主义市场经济体制是新时代中国农业农村现代化建设的正确选择。二是要更好发挥政府作用，完善“三农”

^①资料来源：《我国农村生态环境明显改善》，https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202407/content_6965103.htm。

支持保护体系。改革开放以来，政府也在主动创造、引导和培育市场，不断完善统分结合的双层经营体制，形成了以公有制为主体、多种所有制经济共同发展的格局。政府也正在探索构建中国特色的农业支持保护政策体系。在新时代，中国要充分发挥社会主义的制度优势，确保农业农村优先发展，采取全方位的政策为农业农村现代化保驾护航，推进新型工业化、信息化、城镇化的成果更好地惠及农业农村现代化。

（六）治理特征：乡村治理现代化基础上的农业农村现代化

治理能力现代化既是中国特色社会主义制度的必然要求，也是实现国家现代化的必然要求。在国家治理体系和治理能力现代化背景下，中国农村的产权制度趋于成熟和稳定，城乡规划已经进行了深刻调整，农村治理体制也在逐步调整。2024年6月，《中华人民共和国农村集体经济组织法》经第十四届全国人民代表大会常务委员会第十次会议审议通过。截至2022年2月，全国乡镇、村、组三级共建立集体经济组织约96万个。这些集体经济组织均已在农业农村部门注册登记并取得了农村集体经济组织登记证书^①。推进新时代中国农业农村现代化既是社会主义国家建设的主要任务，也是国家治理的重要手段，是对“五位一体”总体布局和“四个全面”战略布局的侧面反映。推进新时代中国农业农村现代化，必须加强党在农村工作中的领导，强化农村基层组织建设，丰富农村治理内容，创新农村治理手段，完善农村治理体系，改善农村基本公共服务，使农村治理能力现代化取得明显成效（韩俊，2020）；要创新集体经济组织运行模式，完善农村集体经济组织内部治理结构，拓展科技在乡村治理中的应用范围，探索“数字+三治”的新型乡村治理模式（钟真等，2021）；要把县域作为城乡融合发展的重要切入点，分区、分类推进乡村振兴和新时代中国农业农村现代化；要探索构建“三治融合”乡村治理体制机制，不断提高农民的主体性参与程度，提高农民组织化程度，扎实推动农民农村共同富裕。

（七）价值特征：为各国农业强国建设提供中国智慧的农业农村现代化

农业强国的“强”主要体现在供给保障、科技装备、经营体系、产业韧性、竞争能力等方面。中国是农业大国和农产品贸易大国，有着保障农产品全球供应链安全的责任。农业的国际化是全球农业生产水平提高的结果，提升国际市场参与能力是新时代中国农业农村现代化的重要标志之一。2019年，中国农业劳均增加值（含农林渔业）约为5609美元（2015年美元价），是1991年农业劳均增加值的5.87倍。而同一时期，世界农业劳均增加值增长约1.80倍，包括中国在内的中等偏上收入经济体农业劳均增加值增长约3.25倍。如果把世界平均水平的农业劳均增加值作为100的话，则中国农业生产率的相对水平从1991年的66.3%提高到了2019年的139.0%左右；若以中等偏上收入经济体的水平作为100，则中国农业生产率相对水平从1991年的67.2%提高到了2019年的92.8%左右（魏后凯，2022）。可见，中国农业生产率的增加促进了世界农业生产率的增长，为加快世界农业农村现代化进程作出了巨大贡献。除此之外，中国高度重视粮食安全，为保障全球粮食安全提供了许多中国智慧。

^①资料来源：《中央一号文件发布 农村集体产权制度改革阶段性任务基本完成》，<https://cali.swupl.edu.cn/xwtdt/315303.htm>。

2021年,中国人均粮食占有量达到483千克的历史新高,谷物自给率超过95%^①,确保了“谷物基本自给、口粮绝对安全”的战略底线。中国立足本国的国情和农情,将视角转向全球化大流通,统筹国际、国内两种资源和两个市场,不断探索新时代中国农业农村现代化道路。中国还致力于加快农业绿色转型,推动农业农村的绿色发展,为应对全球气候变化和实现可持续发展贡献了中国方案。因此,农业农村现代化的开放性特征不仅会影响新时代中国农业农村现代化的基本方向,也将为世界发展和人类进步作出重要贡献。

五、新时代中国农业农村现代化的实现路径

推进新时代中国农业农村现代化,全面实现乡村振兴,关键要靠中国共产党的领导。要坚持农业农村优先发展总方针,树立国际视野,以党建引领为根本,以乡村振兴为导向,以制度创新和技术创新为手段,因地制宜,适时增强战略实施的灵活性,增强政策和策略选择的柔性。只有这样,才能自主选择 and 创造出适合新时代中国农业农村现代化的发展道路。

(一) 始终坚持党的领导是推进新时代中国农业农村现代化的基本要求和根本保证

坚定中国共产党的核心领导地位与核心组织力量是推进新时代中国农业农村现代化的基本要求和根本保证。具体而言,一是要坚持通过党建引领组织振兴,助力农业农村现代化。要确保党始终总揽现代化建设全局、协调各方关系;完善党领导“三农”工作的制度体系,提高党在把方向、谋大局、定政策、促改革上的能力;坚持和完善五级书记抓乡村振兴的领导体制和工作机制,创新农村基层治理机制,扎实推进基层党建,确保基层党组织发挥好战斗堡垒作用;优化村级干部队伍,建设懂农业、爱农村、爱农民的“一懂两爱”工作队伍,特别要培养有志向、有梦想、有责任、能创业的青年党员,深入基层,努力解决农村基层管理主体弱化、缺失和边缘化的问题,把党的政治优势和组织优势转化为治理优势。二是党政同责保障粮食安全。要制定粮食生产方案,逐级建立粮食生产责任台账并逐级进行任务分解,保耕地、保面积、保产量、保自给率,层层压实责任,抓早抓好抓落实。三是完善政府宏观调控职能。要坚持党建引领,积极构建服务型政府,强化公共服务能力,创造良好的外部环境;创新调控手段,依靠市场化、法治化手段推进治理现代化,形成多元化的农业支持保护政策体系;推进“三治融合”并不断丰富其内涵与形式,打造乡村善治。

(二) 深化农业农村制度改革是推进新时代中国农业农村现代化的必要条件和制度保障

深化农业农村制度改革是新时代中国农业农村现代化不可或缺的先决要素与制度基石,不仅会影响农业农村自身的发展,也会影响整个国家的现代化进程和社会稳定。具体而言,一是坚持农村基本经营制度。要有序推进第二轮土地承包到期后再延长三十年工作,保持农村土地承包关系稳定并长久不变;要健全农村土地流转市场和服务体系,完善承包地经营权流转价格形成机制,进一步释放农地“三权”分置的制度效应,协同推进土地规模化经营和农业社会化服务。二是加快培育新型农业经营主体。要确保农民在农业农村现代化建设中的主体地位,依靠农民、组织农民,发挥农民的积极性、

^①资料来源:《进一步夯实粮食数量型安全保障能力》, https://www.ndrc.gov.cn/wsdwhfz/202302/t20230221_1349062.html。

主动性和创造性，培养一大批新型职业农民，在战略层面上解决“谁来种地”的问题；尊重农业经营主体的自主性，为新时代中国农业农村现代化提供基础和保障；加快建设国家级农业高新区，发挥其“国家队”的地位和龙头牵引作用。三是坚持“藏粮于地、藏粮于技”。要推进质量兴农、科技强农、品牌强农等强农行动，保障农产品有效供给，提高粮食安全水平；优化农业产业结构和生产布局，发展劳动、技术、资本“多密集”的比较优势产业，增强农业发展韧性，提高农业国际竞争力。四是破解小农户和现代农业之间的互斥性困境，帮助和发展富裕小农户，带动小农户的分化和发展，创新农业生产经营模式，推进小农户与现代农业发展的有机衔接，使农业农村现代化与整个国家的现代化实现同步发展。

（三）乡村振兴战略是推进新时代中国农业农村现代化的战略导向和重要依据

新时代中国农业农村现代化要按照产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕的要求，统筹乡村政治、经济、文化、社会等领域的建设，同步推进农业强国建设和宜居宜业和美乡村建设，提高农业农村现代化水平。一是加快推进城乡融合发展。要健全城乡协调发展的体制机制，推动生产要素和公共服务在城乡之间的双向流动，形成良好的城乡关系；要推进以县域为基本载体的新型城镇化，促进基础设施、公共服务在县域范围内的优化配置，提升农民进城就业的稳定性；要对照实施乡村振兴战略分阶段目标，协同实现农业强、农村美、农民富。二是把为民谋福祉作为根本宗旨。科学把握人口分化的实际情况，从多渠道增加农村居民收入，培育“利益共同体”和“命运共同体”，促进共同富裕，激发农民参与乡村振兴的积极性、主动性和创造性。三是加强农村生态文明建设，持续改善农村人居环境。要在进行生产潜力和资源承载力评估的基础上，优化与承载力相匹配的农业产业结构，持续推进农业面源污染综合治理，推广低碳绿色循环的农业发展模式；要形成政府有为、市场有效、社会有序的农业生态产品价值实现机制（李凡略和何可，2024）。四是坚持物质文明和精神文明一起抓。要加快培育新型农民，提升农民精神风貌，让农民从思想道德观念、价值取向、科学文化素养和行为方式各个方面适应现代化的需要；要守正创新，走乡村文化兴盛之路，保护好乡村文化瑰宝，保护农村传统村落，留住田园风光和美丽乡愁；要提高农村生活的品质，引导农民树立社会主义核心价值观，扎实推进乡风文明建设。五是抓实抓好乡村治理。要鼓励基层大胆实践和创新，因地制宜推进乡村治理；要利用现代信息手段赋能乡村治理，促进数字化与治理资源的有效衔接；要推广实施积分制、清单制、乡风不文明行为整治等乡村治理创新经验，解决乡村治理中的重点难点问题。

（四）正确处理政府与市场的关系是推进新时代中国农业农村现代化的内在要求和关键举措

正确处理政府和市场的关系，既是加强政府宏观调控的客观要求，也是完善社会主义市场经济体制的内在要求。新时代中国农业农村现代化要实现有效市场和有为政府的结合：一是要发挥市场在资源配置中的决定性作用。要充分尊重、调动各类农业经营主体的创造性；要始终坚持农业农村优先发展，以机会公平、服务均等、成果普惠为原则，充分发挥市场的作用，形成高效规范、公平竞争的全统一大市场（钟甫宁，2024）。二是提高政府的宏观调控能力。要建立值得信任的政府，不断激励和约束政府行为。在推进新时代中国农业农村现代化的过程中，政府要积极提供政策上的引导，提供人力、物力、财力等的支持，监督和鼓励各方落实主体责任，协调各方利益；要坚持农业现代化、农

村现代化和农民现代化一体设计、一体推进。要发挥市场功能提供有力的制度保障，打破城乡要素壁垒，建立城乡统一的要素市场，加强对农业生产要素的投资，引导社会资本积极投资；要提高农业政策性保险的普及性和适用性，形成以财政资金效用最大化为目标的中国特色强农惠农政策体系。三是优化政府与市场的关系。在农业农村现代化背景下，要侧重于政府治理体系和治理能力的现代化；要优化政府在农业农村现代化发展中的宏观调控能力和风险管理能力，综合运用财政、金融、保险等多种政策工具；最重要的是，需要政府和市场根据农村主体的特点针对性发挥作用，不断寻求政府和市场协同发展的契合点。

（五）以科技创新推动高质量发展是推进新时代中国农业农村现代化的强劲引擎和实践动力

推动科技创新与农业农村发展的深度融合，能够为实现新时代中国农业农村现代化提供强有力的支撑。在具体操作方面，一是进一步提升农业科技创新在“三农”工作中的地位，提高农业全要素生产率。要实施科技兴农和科技强农战略，推动农业科技创新，提高政府对农业科技创新的财政支持力度；要加快推进自主创新，推进农业科技体制机制改革，实施农业科技领域的揭榜挂帅、部省联动机制，发挥中国的体制优势，集中突破颠覆性、原创性的农业前沿理论。二是深化产学研用的融合发展，推进农业农村高质量发展。要加快建设具有产业优势的高标准现代产业园，通过先进的农业企业、农业人才和技术等促进农业农村高质量发展。三是加快数字农业和数字乡村建设。要大胆探索农业的新业态和新模式，特别是要推动智慧农业、数字农业在现代农业中的应用与发展。四是提升经营主体的科技素养，按照“缺什么、补什么”的原则，培养农业经营主体的理念，提升农业经营主体的技能和“智能”，提高农业经营主体掌握现代科学技术并开展有效应用的能力和水平；要提升农业经营主体的人力资本水平，使其充分分享科技发展的红利。

（六）提升国际市场竞争能力是推进新时代中国农业农村现代化的显性标志和世界贡献

按照世界贸易组织的有关规则，中国要积极参与国际分工和竞争。一是要积极主动参与全球农业分工，优化农业的区域资源配置情况，拓展农业的国际合作空间；实施农产品多元化进口战略，调整并优化农产品交易方式和贸易格局；强化国际合作，拓展同“一带一路”沿线国家的农业合作，帮助沿线国家提高农业科技水平，缓解全球粮食供给压力。二是在稳固农村基本经营制度的基础上，深化经营体制改革，提升农业国际竞争能力；秉持大食物观，构建多元化食物保障体系，优先保障粮食安全，优化粮棉油等农产品供给结构；增强农民和新型农业经营主体的组织化程度，不断提升农业国际竞争力和市场话语权。三是积极推进农业国际化，培育国际领先的粮食企业与农产品贸易商，强化关键物流节点的调控能力，巩固并提升中国农产品供应链的韧性；强化各级政府的底线思维和危机管理意识，提前预防农业风险，防止常态风险和非常态风险的蔓延，有效应对“黑天鹅”“灰犀牛”等事件；以稳产保供化解不确定性，减少风险引发的损失，增强发展韧性和应变能力，为世界发展中国家提供农业农村现代化的中国智慧和方案。

参考文献

1. 蔡昉, 2006: 《“工业反哺农业、城市支持农村”的经济学分析》, 《中国农村经济》第1期, 第11-17页。

- 2.蔡昉, 2024: 《以劳动生产率为抓手推进农业农村现代化》, 《中国农村经济》第7期, 第2-15页。
- 3.陈明, 2022: 《农业农村现代化的世界进程与国际比较》, 《经济体制改革》第4期, 第151-159页。
- 4.陈文胜, 2024: 《我国农业农村现代化的前沿趋势与路径选择》, 《山东社会科学》第6期, 第16-27页。
- 5.陈锡文, 2018: 《实施乡村振兴战略, 推进农业农村现代化》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第1期, 第5-12页。
- 6.丁志刚、王杰, 2019: 《中国乡村治理70年: 历史演进与逻辑理路》, 《中国农村观察》第4期, 第18-34页。
- 7.杜志雄, 2021: 《农业农村现代化: 内涵辨析、问题挑战与实现路径》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第5期, 第1-10页。
- 8.杜志雄、来晓东, 2023: 《农业强国目标下的农业现代化: 重点任务、现实挑战与路径选择》, 《东岳论丛》第12期, 第16-23页。
- 9.樊鹏飞、苏敏、刘洋、冯淑怡, 2022: 《面向农业现代化的公共政策选择——以农业经营方式转型为例》, 《中国农村观察》第5期, 第2-20页。
- 10.高杰、苏艺、付娆, 2023: 《中国式农业农村现代化: 科学解析、生成逻辑与推进战略》, 《农村经济》第3期, 第1-9页。
- 11.高旺盛、王小龙、杨富裕、雷薪玉、陈源泉, 2021: 《农业科技强国评价指标体系与中国实现度分析》, 《中国农业大学学报》第12期, 第1-10页。
- 12.巩前文, 2023: 《中国式农业农村现代化: 内涵、特征与路径》, 《北京行政学院学报》第6期, 第29-37页。
- 13.国务院发展研究中心农村经济研究部课题组, 2021: 《新发展阶段农业农村现代化的内涵特征和评价体系》, 《改革》第9期, 第1-15页。
- 14.韩俊, 2020: 《准确把握党管农村工作的总体要求 提高做好新时代农村工作的能力和水平》, 《农村工作通讯》第15期, 第24-27页。
- 15.韩长赋, 2011: 《加快推进农业现代化 努力实现“三化”同步发展》, 《农业经济问题》第11期, 第4-7页。
- 16.黄季焜、苏岚岚、王悦, 2024: 《数字技术促进农业农村发展: 机遇、挑战和推进思路》, 《中国农村经济》第1期, 第21-40页。
- 17.黄益平, 2024: 《金融助力乡村全面振兴》, 《中国农村经济》第1期, 第12-16页。
- 18.姜长云, 2022: 《推进中国式农业农村现代化要科学把握三个关键词》, 《财经智库》第6期, 第21-34页。
- 19.姜长云、李俊茹, 2021: 《关于农业农村现代化内涵、外延的思考》, 《学术界》第5期, 第14-23页。
- 20.蒋和平, 2018: 《改革开放四十年来我国农业农村现代化发展与未来发展思路》, 《农业经济问题》第8期, 第51-59页。
- 21.匡远配、陆钰凤, 2016: 《农地流转实现农业、农民和农村的同步转型了吗》, 《农业经济问题》第11期, 第4-14页。
- 22.蓝红星、王婷昱、施帝斌, 2023: 《中国农业农村现代化: 生成逻辑、内涵特征与推进方略》, 《改革》第7期, 第105-115页。
- 23.李成贵, 2019: 《坚持农业农村优先发展》, 《智慧中国》第6期, 第88-89页。

- 24.李凡略、何可, 2024: 《发展生态低碳农业: 历史传承与中国式现代化追求》, 《华中农业大学学报》第3期, 第1-8页。
- 25.李静、陈亚坤, 2022: 《农业公司化是农业现代化必由之路》, 《中国农村经济》第8期, 第52-69页。
- 26.李明星、覃玥, 2022: 《农业农村现代化: 历史回溯、时代内涵、目标定位与实现路径》, 《当代经济研究》第11期, 第71-82页。
- 27.李裕瑞、王婧、刘彦随、龙花楼, 2014: 《中国“四化”协调发展的区域格局及其影响因素》, 《地理学报》第2期, 第199-212页。
- 28.刘吉双、白洋、刘子洋, 2023: 《中国特色“并联式”农业农村现代化道路的探索》, 《东北师大学报(哲学社会科学版)》第4期, 第9-18页。
- 29.龙冬平、李同昇、苗园园、于正松, 2014: 《中国农业现代化发展水平空间分异及类型》, 《地理学报》第2期, 第213-226页。
- 30.阮文彪, 2019: 《小农户和现代农业发展有机衔接——经验证据、突出矛盾与路径选择》, 《中国农村观察》第1期, 第15-32页。
- 31.史小宁, 2023: 《全面建设社会主义现代化国家的内在逻辑与实现路径》, 《贵州社会科学》第4期, 第4-12页。
- 32.宋洪远、张益、江帆, 2021: 《中国共产党百年来的“三农”政策实践》, 《中国农村经济》第7期, 第2-23页。
- 33.唐华俊、吴永常、陈学渊, 2023: 《中国式农业农村现代化: 演进特征、问题挑战与政策建议》, 《农业经济问题》第4期, 第4-13页。
- 34.王春光, 2021: 《迈向共同富裕——农业农村现代化实践行动和路径的社会学思考》, 《社会学研究》第2期, 第29-45页。
- 35.魏后凯, 2022: 《中国特色农业现代化道路及其世界意义》, 《经济日报》7月5日10版。
- 36.魏后凯, 2024: 《准确把握统筹新型城镇化和乡村全面振兴的科学内涵》, 《中国农村经济》第1期, 第2-5页。
- 37.魏后凯、崔凯, 2021: 《面向2035年的中国农业现代化战略》, 《China Economist》第1期, 第18-41页。
- 38.魏后凯、崔凯, 2022: 《建设农业强国的中国道路: 基本逻辑、进程研判与战略支撑》, 《中国农村经济》第1期, 第2-23页。
- 39.吴忠民, 2022: 《论中国现代化与世界现代化互动的主要特征》, 《马克思主义与现实》第4期, 第11-19页。
- 40.解安、张曾, 2024: 《中国式农业农村现代化道路的早期探索及当代启示——基于毛泽东关于农业机械化的系列论述》, 《毛泽东邓小平理论研究》第1期, 第66-75页。
- 41.熊小林, 2018: 《聚焦乡村振兴战略, 探究农业农村现代化方略——“乡村振兴战略研讨会”会议综述》, 《中国农村经济》第1期, 第138-143页。
- 42.张红宇, 2022: 《加快建设有中国特色的农业强国》, 《农村.农业.农民》第21期, 第8-11页。
- 43.张明皓, 2024: 《走自己的路: 中国式农业农村现代化的理论建构与路径选择》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第1期, 第5-18页。

44. 张晓山, 2000: 《农民收入与农村剩余劳动力问题》, 《农业经济问题》第6期, 第2-9页。
45. 张远、杨艳平, 2023: 《中国式农业农村现代化转型: 运作逻辑、阻滞困境与路径突破》, 《当代经济研究》第12期, 第103-110页。
46. 钟甫宁, 2024: 《协调集中决策与分散决策, 加快全国统一农产品大市场建设》, 《中国农村经济》第1期, 第5-9页。
47. 钟真、谢东东、查紫振, 2021: 《“十四五”中国农业农村现代化的战略取向与关键政策》, 《江海学刊》第2期, 第113-119页。
48. 中国社会科学院农村发展研究所课题组, 2024: 《农业农村现代化: 重点、难点与推进路径》, 《中国农村经济》第1期, 第2-20页。

(作者单位: ¹湖南农业大学经济学院;

²湖南财政经济学院数学与统计学院)

(责任编辑: 马太超)

The Multiple Logics, Basic Characteristics, and Realization Paths of China's Agricultural and Rural Modernization in the New Era

KUANG Yuanpei PENG Yun LI Shanshan

Abstract: Agricultural and rural modernization is the foundation of the country's overall modernization. China's agricultural and rural modernization in the new era encompasses multiple logics, which need to be discussed from the dimensions of history, theory, policy, structure, technology, and goal. Agricultural and rural modernization, based on food security as the premise, urban-rural integration as the driving force, science and technology as the means, green development as the path, common prosperity as the objective, and rural governance as the fundamental task, aligns with the Chinese path to modernization. In the new era, agricultural and rural modernization has exhibited "Chinese-style" characteristics in terms of subject, industry, pathway, model, policy, governance, and value. To achieve the goal of agricultural and rural modernization and to build China's strength in agriculture, it is necessary to continuously deepen reforms in agriculture and rural areas, improve the efficiency of resource allocation by both government and market, continue to activate the factor market, and enhance the ability to participate in the international market. These help improve the quality of China's agricultural and rural modernization, providing a model for other developing countries in their pursuit of agricultural and rural modernization.

Keywords: China's Strength in Agriculture; Rural Revitalization; Agricultural and Rural Modernization

现代农业产业园创建能否促进农户增收*

——基于产业集聚视角的经验分析

孙顶强^{1,2} 刘 丹¹ 杨馨越^{1,2}

摘要：现代农业产业园是推动乡村产业振兴、促进农户收入持续增长的重要途径。基于产业集聚的视角，本文系统分析现代农业产业园创建对农户收入的影响及其作用机制。研究表明：现代农业产业园创建显著提高了农户家庭人均总收入，尤其是更有助于提高收入水平较低、居住地离市（镇）商业中心较近、农地经营面积较小的农户的收入水平。机制分析发现：现代农业产业园创建主要通过创造本地化的非农就业岗位和促进农地经营权流转等路径，增加农户的工资性收入和财产性收入，而对农户的农业经营收入影响不显著。农户的农业经营与农业企业之间缺乏紧密的利益联结，农户有被排斥在农业产业链之外的风险。本研究有利于深入理解中国乡村产业发展对农民福利的影响，对优化乡村产业政策具有指导意义。

关键词：农业产业园 产业集聚 农户增收

中图分类号：F306.5; F323.8 **文献标识码：**A

一、引言

农民收入的持续增长离不开乡村产业的支撑。早在 20 世纪 80 年代，中国政府就积极推进农业产业化经营，促进农产品深加工，提高农产品附加值，以摆脱农业的弱质产业地位（杨欢进和杨洪进，1998；陈耀邦，1998；尹成杰，1998）。然而，传统的农业产业化模式以分散化的组织形式为主，限制了乡村产业的发展（郑风田和程郁，2005）。进入 21 世纪，各地立足于本地资源优势，发展区域特色农业产业，通过创建现代农业园区打造有竞争力的产业集群，把产业实体留在县域，把产业链增值收益留给农民（杜吟棠，2005；肖琴和罗其友，2019）。2017 年，中国政府开始重点打造国家现代农业产业园，发挥农业产业园的示范带动作用，以带动周边地区产业发展，促进农民增收。截至 2022

*本文是国家自然科学基金面上项目“生产外包服务的化学品投入影响、环境效应与驱动机制研究——基于契约异质性的视角”（编号：71873067）、国家自然科学基金青年项目“交易中介与农地流转供需匹配及地块连片：影响、机理与政策优化”（编号：72003092）和江苏高校优势学科建设工程资助项目的阶段性研究成果。本文通讯作者：杨馨越。

年初，中国已创建 5000 多家现代农业产业园，撬动社会资本达 1800 多亿元（汪洋和王宏，2023）。当前，现代农业产业园已成为推动乡村产业振兴和促进农民增收的重要举措。

现代农业产业园创建是以农业产业化龙头企业为核心，围绕区域特色主导产业，汇集农产品生产、加工、流通、销售等各类企业的产业集聚区。现代农业产业园的创建能够促进现代生产要素的集聚，形成产业集聚协调发展的格局，发挥着显著的产业集聚效应。理论上，现代农业产业园创建可以通过多种渠道促进周边地区农户增收。首先，现代农业产业园创建有利于农业全产业链发展，形成集种植、加工、流通于一体的专业市场网络，实现农户与下游农产品加工业的链接，提高农户的农业经营收入。其次，现代农业产业园创建能够发挥产业集聚效应，有利于集群内农产品加工企业扩大生产规模、降低生产成本和提高劳动生产率，为本地区创造大量的非农就业岗位，从而提高农户的工资性收入。最后，现代农业产业园创建有利于区域特色农产品的规模化生产，形成规模效应，增加相关农业经营主体对农地的需求，促进农地流转，提高农地租金。广大小农户可以通过农地流转的方式分享产业发展的红利，提高其财产性收入。

然而，在实践中，现代农业产业园创建能否有效促进农户持续增收仍存在争议。有部分学者认为，由于资金、技术和经营管理能力等方面的不足，农户与下游产业链对接面临阻碍，存在“精英捕获”现象，可能难以发挥现代农业产业园的联农带农功能（肖琴和罗其友，2019；李博伟等，2019；李文杰和胡霞，2021）。此外，在农产品产业链上，农户处于相对弱势地位，在交易中缺乏谈判力，因而可能无法分享农产品加工和流通等环节中的增值收益（陈嘉祥，2020；高圆圆和陈哲，2022）。那么，现代农业产业园创建能否有效促进农户增收呢？如果能，其背后的作用机制又是什么？在实践中，需要什么样的支持政策才能更好地发挥现代农业产业园创建所产生的联农带农效应？对上述问题的科学回答，对于推动乡村产业振兴、实现产业发展与农户收入的协同增长以及促进共同富裕具有重要的指导意义。

为回答上述问题，本文基于产业集聚的视角，系统分析现代农业产业园创建对农户收入的影响及其作用机制。首先，本研究系统整理 2005 年以来全国各地现代农业产业园的相关信息，构建一个现代农业产业园数据库。其次，将现代农业产业园数据库与北京大学中国社会科学调查中心发布的中国家庭追踪调查（CFPS）数据进行匹配，形成本研究所需的样本。最后，采用多期双重差分方法量化评估现代农业产业园创建对农户收入的影响。在此基础上，本文进一步深入探讨现代农业产业园创建对农户不同收入来源的影响及其作用机制。

准确评估现代农业产业园农户增收效应的难点在于现代农业产业园的创建并不是完全随机的，可能与影响农户收入的其他不可观察因素相关，因而存在潜在的内生性问题。本研究尝试通过多种方式来减少内生性问题产生的影响：一是采用倾向得分匹配法对样本县进行预匹配，保留现代农业产业园创建前较为相似的处理组和对照组，避免样本选择性偏误；二是开展一系列安慰剂检验，通过随机选择处理组、以城镇居民作为样本、提前现代农业产业园创建时间等方法，保证因果推断的可靠性；三是进行处理效应异质性检验、排除其他政策影响以及调整特殊样本等多种稳健性检验。

与现有的研究相比，本研究具有以下两点不同。第一，现有关于现代农业产业园的文献重点关注现代农业产业园的发展模式、园区的综合评价，以及关注入园企业的经营绩效，但缺乏对园区外的相

关企业或农户的影响分析（王丽娟和王树进，2012；陈卓等，2016；赵海燕等，2022）。已有研究发现，现代农业产业园的创建能够引导生产、加工、服务等关联配套产业集聚于园区内，加速园区内企业间的要素流动和共享，促进企业间的信息传播，对园区内企业产生显著的集聚外部性（张延龙等，2022；赵海燕等，2024）。园区内农户则通过参与农产品产业链，在新型经营主体的带动与帮扶下，通过订单农业和农产品收购，提高农业经营效益（刘子萱等，2022）。不同于已有的研究，本研究侧重于分析现代农业产业园创建如何通过产业链延伸与区域要素市场进行链接，以及对园区外群体（农产品产业链上游的农户）的福利产生何种影响，以期拓宽关于现代农业产业园创建经济影响的理解。

第二，现有关于乡村产业发展的联农带农效应的分析多采用理论分析或者具有代表性的农业龙头企业和现代农业产业园的典型案例分析，缺少基于大样本的量化分析（杜吟棠，2005；郭晓鸣等，2007；肖琴和罗其友，2019；蒋黎等，2021；王少壮和杨学儒，2022；汪洋和王宏，2023）。这类研究有利于理解特定的现代农业产业园或农业企业的运行机制及其对农户的影响，但不能对农业产业发展的农户增收效应提供共性的理解，其研究结论缺乏一般性。借助全国现代农业产业园数据与具有代表性的农户微观数据，本研究实证分析农业产业发展对农户收入的影响，以弥补这方面文献的不足。

二、政策背景

自 20 世纪 90 年代起，以农业园区为抓手，中国开始探索传统农业转型升级的有效形式，建设多层次多样化的农业园区体系，以促进农业发展与农民增收。1994 年，上海市成立全国第一家综合性现代农业开发区，仿效现代工业开发区，中国就此开始了农业园区的建设工作。自此，经过各地的探索与实践，现代农业产业园发展迅速，已成为一种较为成熟的农业产业化发展模式。

2016 年底，中共中央和国务院提出要以规模化种养基地为基础，依托农业产业化龙头企业带动，聚集现代生产要素，建设“生产+加工+科技”的现代农业产业园^①。2017 年，农业部与财政部统筹协调，明确现代农业产业园创建对中国农业现代化发展的重大意义，明晰阐述现代农业产业园创建过程中应充分发挥“产业融合、农户带动、技术集成、就业增收”等作用^②。现代农业产业园创建聚焦于区域优势特色主导产业，通过汇集现代生产要素，构建农业全产业链，培养具有竞争力的产业集群，实现农业产业的集聚发展。2018 年，农业农村部与财政部联合发文，明确指出现代农业产业园创建要依托优势特色主导产业，推进“生产+加工+科技+品牌”一体化发展，集中连片建设生产基地，引导农产品加工向产业园集中集聚，不断提升种养规模化、加工集群化、科技集成化、营销品牌化水平^③。

^①参见《中共中央 国务院关于深入推进农业供给侧结构性改革 加快培育农业农村发展新动能的若干意见》（中发〔2017〕1 号），https://www.gov.cn/gongbao/content/2017/content_5171274.htm。

^②参见《农业部 财政部关于开展国家现代农业产业园创建工作的通知》（农计发〔2017〕40 号），http://www.moa.gov.cn/govpublic/FZJHS/201704/t20170401_5548300.htm。

^③参见《农业农村部办公厅 财政部办公厅关于开展国家现代农业产业园创建绩效评价和认定工作的通知》（农办规〔2018〕15 号），https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2018-12/31/content_5441719.htm。

这一通知更强化了现代农业产业园创建要推动地区特色主导产业的集群发展，最大化分享产业集聚发展的红利。

国家现代农业产业园创建通常以县为申报单位。农业农村部、财政部每年会发布关于国家现代农业产业园创建与申报的文件，对现代农业产业园的创建条件、建设任务、创建要求和数量等作出明确规定。同时，支持具备条件的县（市、区）创建现代农业产业园，促进科技研发、加工物流、营销服务等市场主体在园区内集聚，推动资本、科技、人才等要素向园区集中，充分发挥现代农业产业园创建的示范带动作用。

与此同时，政府不断加大政策扶持力度，创新建设管理机制，积极推动现代农业产业园建设。2019年，中共中央和国务院指出要推进现代农业产业园、农村产业融合发展示范园等建设，大力发展现代农产品加工业，打通三产融合发展的利益联结机制，让农民更多地分享产业增值收益^①。2020年，中共中央和国务院更是明确提出，要加快建设国家、省、市、县现代农业产业园，立足各地资源优势打造各具特色的农业全产业链，形成有竞争力的产业集群^②。

各地方参照中央的方法，选择区域优势特色主导产业，鼓励支持发展地方现代农业产业园。同时，根据现代农业产业园的类型，中央政府给予每个国家现代农业产业园7000万元到1亿元不等的建设补贴资金。此外，地方财政也以奖补资金的形式重点支持现代农业产业园改善基础设施条件，营造良好的投资环境和生产条件，吸引社会资本参与现代农业产业园创建，发挥财政资金引导带动作用。

到2022年底，中国已先后批准创建了七批国家现代农业产业园，创建与纳入国家现代农业产业园管理体系的产业园达250个。据不完全统计，截至2022年初，全国各地已累计创建5000多家各级现代农业产业园^③，基本形成了以园区化推动农业产业化发展的格局（汪洋和王宏，2023）。现代农业产业园已成为推动乡村产业振兴的重要载体，对促进乡村产业融合发展、带动农户增收起到了重要的支撑作用（王少壮和杨学儒，2022）。

三、理论分析

（一）现代农业产业园创建的产业集聚效应

现代农业产业园是区域农产品生产、加工、流通企业的聚集区，形成了农产品上下游产业链紧密协作的产业集群，发挥显著的产业集聚效应。首先，从现代农业产业园创建的政策目标看，促进区域农业产业集聚发展，加快培育具有区域特色的农业产业集群是现代农业产业园政策的核心目标之一。

^①参见《中共中央 国务院关于坚持农业农村优先发展做好“三农”工作的若干意见》（中发〔2019〕1号），https://www.gov.cn/gongbao/content/2019/content_5370837.htm。

^②参见《中共中央 国务院关于抓好“三农”领域重点工作确保如期实现全面小康的意见》（中发〔2020〕1号），https://www.gov.cn/gongbao/content/2020/content_5480477.htm。

^③资料来源：《对十三届全国人大五次会议第1125号建议的答复》，http://www.moa.gov.cn/govpublic/SCYJXXS/202209/t20220923_6411594.htm。

根据 2017 年《农业部 财政部关于开展国家现代农业产业园创建工作的通知》（以下简称《通知》）的规定，现代农业产业园要以农业产业化龙头企业为核心，基于区域特色主导产业，带动上下游关联产业发展，形成产业集聚协调发展的格局。《通知》特别强调现代农业产业园创建要聚集现代要素，形成具有区域竞争力的产业集群。

其次，从现代农业产业园的发展实践看，现代农业产业园创建将自上而下的涉农资源产业化，将基础设施与政府公共服务等资源向现代农业产业园倾斜，形成区域优势，吸引现代新型农业经营主体向现代农业产业园汇聚，提高区域农业产业的集中度与组织化，从而形成具有竞争优势的现代农业产业集群（万俊毅等，2024）。据统计，截至 2021 年底，国家现代农业产业园年平均产值超过 80 亿元，集聚了 1766 家省级及以上农业产业化龙头企业，撬动社会资本投资 3827.72 亿元，成为区域农业产业集群发展与县域经济增长的生动实践（常力强，2022；乔晗等，2023）。

现代农业产业园创建能有效促进区域农业产业集群发展，发挥了显著的产业集聚效应。产业集聚通常被视为生产率提升与区域经济增长的重要驱动因素。根据马歇尔的外部规模经济理论，产业集聚可以通过中间投入品的规模经济、劳动力“蓄水池”效应以及技术与知识的外溢效应，产生外部规模经济，提高企业生产率，降低生产成本，从而实现经济增长。一个地区集聚的经济活动越多，在集聚效应的作用下，该地区的生产效率就越高，而且这一机制可以在不增加要素投入的前提下实现经济增长（陈良文等，2008；范剑勇，2008；刘修岩，2009）。根据产业集聚理论，现代农业产业园创建有利于现代农业生产要素的集聚，有利于打造农业全产业链，通过产业集聚产生外部规模效应。通过中间投入品的规模经济、劳动力“蓄水池”效应以及技术与知识的外溢效应，现代农业产业园创建的产业集聚效应最终表现为农产品生产加工企业生产效率的快速提升和生产成本的显著下降，进而推动区域农业特色产业的高效发展。

（二）产业集聚视角下现代农业产业园创建促进农户增收的影响路径分析

与传统的产业集聚理论强调产业集聚有利于提高集群内企业的生产效率不同，现代农业产业园创建的产业集聚效应还可以通过农产品市场与生产要素市场对周边农户产生溢出效应。借助市场传导机制，现代农业产业园的创建可以改变对初级农产品、劳动力与农地等生产要素的需求，从而影响到周边农户的生产经营与劳动力分配，最终影响农户的收入。因此，本研究从产业链延伸、劳动力非农就业与农地流转三个方面，探讨现代农业产业园创建促进农户增收的影响路径。

第一，现代农业产业园创建可以通过产业链延伸促进初级农产品生产，提高农户的农业经营收入。首先，现代农业产业园创建的集聚效应能够促进农产品深加工，在农业产业化龙头企业的带动下，促进区域特色农产品的生产。现代农业产业园创建的重要目标就是要“推进产加销、贸工农一体化发展，建设一二三产业融合发展区”。这使得农户可以参与农业全产业链发展，扩大相关农产品的生产，提高农业收入（王艳荣和刘业政，2011；Li et al., 2022）。其次，现代农业产业园创建有利于集中政策资源，增加公共服务，改善农业生产条件，从而推进生产的专业化与标准化，转变农业生产经营模式，提高生产效率。再次，现代农业产业园创建强调“多方参与，农民收益”的基本原则，吸引多元主体参与产业园建设，集聚农业企业、家庭农场、专业合作社以及农业社会化服务组织等各类相关主体，

有利于新技术、新品种、新信息等要素的推广，提高农业生产效率，带动农民增收（张延龙等，2021；郑风田等，2021；王艳荣和王后庆，2023）。最后，现代农业产业园创建鼓励入园企业积极创新联农带农激励机制，通过“企业+农户”或者“企业+合作社+农户”的方式，发展契约农业和订单农业，实现产业融合发展，让农户分享产业增值收益，提高农业经营收入。

第二，现代农业产业园创建有利于创造本地化的非农就业机会，提高农户的工资性收入。一方面，现代农业产业园创建借助产业集聚效应，有利于入园农业产业化龙头企业提高生产效率，扩大生产规模，创造大量非农就业岗位。同时，产业集聚有利于形成劳动力“蓄水池”，降低劳动力的搜索成本，提高本地农村劳动力获得非农就业的概率（伍骏骞等，2017；刘文勇，2023）。另一方面，现代农业产业园创建所形成的产业集聚效应有利于带动乡村产业发展与县域经济增长，创造非农就业机会。现代农业产业园创建在推动农产品生产、加工和销售一体化的同时，还能带动园区内外的农民专业合作社、园区外企业以及其他组织共同发展，扩大生产规模，产生非农用工需求（潘经韬等，2023）。此外，政策还鼓励现代农业产业园挖掘农业生态价值、休闲价值及文化价值，将现代农业产业园与休闲农业、民俗风情有机结合，形成具有乡土特色的新业态，创造更多非农就业机会，提高农户的工资性收入（张利庠等，2019）。

第三，现代农业产业园创建可以增加农业新型经营主体对土地的需求，提高农户财产性收入。现代农业产业园的创建有利于农产品深度加工，提高农产品的附加值，能够带动家庭农场、农民专业合作社、农业企业等新型农业经营主体的发展，从而增加当地农业经营主体对农地的需求（沈鸿等，2023）。农户则可以借助土地经营权流转市场，将土地流转给相关农业经营主体，获取土地租金。这使得小农户即使不参与相关农产品的生产，也可以通过农地租赁市场分享乡村产业发展的红利。此外，现代农业产业园的创建得到了地方政府财政支持，这些财政补贴资金不仅提高了农业的收益，部分补贴会资本化到地租上，从而在一定程度上抬高了当地的地租水平，提高了农户的财产性收入（Otsuka and Ali, 2020）。

然而，现代农业产业园创建能否有效促进农户增收还受到诸多因素的制约。首先，农户能否分享产业增值取决于农户能否与产业化龙头企业建立紧密的利益联结机制。由于自身生产技术、资本投入、管理能力等不足，一些农户并不能参与产业化主导农产品的生产，或者即使参与生产，与龙头企业之间也只是松散的市场联结，并不能很好地分享一体化经营带来的收益（Tabe-Ojong and Dureti, 2023）。其次，现代农业产业园创建能否提高农户工资性收入取决于地区劳动力市场的灵活度与农户的劳动力禀赋。地区的劳动力市场灵活度越高，非农就业信息越充分，农户家庭人力资本条件越好，农户获得非农就业的可能性就越大，工资性收入增长也就越快。最后，现代农业产业园创建能否促进农地流转从而提高农户的财产性收入取决于农地经营权流转市场的发展。当土地流转市场处于卖方垄断，农地转出方更容易通过提高地租分享农产品产业链增值，从而提高农户的土地租金收入。

理论上而言，现代农业产业园创建借助产业集聚效应可以通过产业链延伸、非农就业、农地流转等不同路径促进农户增收。但在实践中，现代农业产业园创建的作用受到多种因素的制约，不同地区、不同群体可能存在差异。现代农业产业园的创建能否促进农户增收，还有待进一步实证检验。

四、数据来源、变量说明与模型设定

（一）数据来源与样本选择

本研究使用的数据主要来源于两个方面。一是课题组收集整理的现代农业产业园相关数据信息。该数据主要根据前瞻产业研究院产业园数据库、农业农村部、各省（区、市）政府及农业农村厅（局）在官网上发布的现代农业产业园相关政策文件收集整理所得，包括全国各类农业园区的地理位置、园区名称、创建年份及园区类型等信息。本研究整理了其中的现代农业产业园信息，最终得到自 2005 年以来成立的 5725 个现代农业产业园的数据。这些产业园分布在全国 1760 个区县。二是来自北京大学中国家庭追踪调查（CFPS）数据库中的农户数据。首先，剔除城市家庭数据，保留农村家庭的数据信息。其次，采用 2014 年、2016 年、2018 年和 2020 年四期的农村家庭样本^①。最后，根据 2010 年问卷中农村家庭所在地的区县代码，把 CFPS 数据与现代农业产业园数据进行匹配^②。

在一个理想的随机干预实验中，样本区县将被随机地选择是否创建现代农业产业园。在这种情况下，处理组和对照组之间的差异才能归因于现代农业产业园的创建。但是，在现实中，现代农业产业园的创建并不是完全随机的。一方面，地方政府可能会选择在农业生产基础较好、产业发展潜力较大的区县创建现代农业产业园。另一方面，政府也可能在农业产业发展较为落后的地区创建现代农业产业园，以发挥其产业示范与带动作用，从而能够促进区域农业发展与农户增收。

为减缓现代农业产业园创建的非随机性影响，本研究参考 Cheng et al.（2023）的做法，使用倾向得分匹配法对样本区县进行事前预匹配，确保创建现代农业产业园的区县和未创建现代农业产业园的区县在农业发展水平与农户收入水平等特征上尽可能一致，以此来减少现代农业产业园创建可能存在的非随机性所带来的干扰。在匹配过程中，本研究采用核匹配方法，将带宽设置为 0.06，进行样本区县层面的匹配与筛选。同时，本文将 2020 年已经创建现代农业产业园的区县作为处理组，将 2020 年还未创建现代农业产业园的区县作为控制组。由于样本窗口期为 2014—2020 年，本文选取 2012 年各县区的农林牧渔总产值、农林牧渔从业人数占比、农村居民人均可支配收入和人均地区生产总值作为协变量。

倾向得分匹配结果表明：在匹配前，处理组中的区县农林牧渔总产值、农村居民人均可支配收入和人均地区生产总值较低，均与控制组存在较大差异。匹配后，处理组与对照组在协变量之间的标准化偏差均低于 8%^③。匹配后共剔除了 17 个区县，最终保留了 98 个样本区县，共计 14331 个观测样本。在 98 个样本区县中，2014 年有 9 个区县创建了现代农业产业园，2016 年有 19 个区县创建了现代农

^①目前，CFPS 数据库一共公布了 2010 年、2012 年、2014 年、2016 年、2018 年和 2020 年共 6 期数据。由于 2010 年与 2012 年这两期数据中部分农户变量存在较多的缺失，所以剔除这两期的数据。

^②由于 CFPS 已公开数据集不包括区县层面的信息，因此，本文对限制类（区县）数据的分析工作在北京大学中国社会科学调查中心限制性数据机房进行。

^③因篇幅所限，倾向得分匹配结果省略，可在中国知网或本刊网站查阅本文附录中的附表 1。

业产业园，2018 年有 35 个区县创建了现代农业产业园。截至 2020 年底，样本中共有 58 个区县创建了现代农业产业园。

（二）主要变量选取说明

1.被解释变量。本研究重点关注现代农业产业园创建是否能促进农户增收，因此选用家庭人均总收入作为被解释变量。家庭总收入指家庭各项收入的合计，包括农业生产的纯收入、个体经营或开办私营企业的利润收入、政府的各种补贴和救济收入、社会捐助类的收入、养老金收入、所有家庭成员的工资性收入、出租和出卖财物所得的收入、存款利息和投资金融产品的收入等。同时，本文依据居民消费价格指数，以 2010 年为基期对总收入进行平减，以消除通货膨胀的影响。

2.核心解释变量。本研究的核心解释变量为现代农业产业园虚拟变量，以农户当年所在区县是否创建现代农业产业园来衡量。具体而言，如果农户所在区县在观测年度已经创建了现代农业产业园，则将现代农业产业园虚拟变量赋值为 1，否则赋值为 0。

3.控制变量。为了尽量减少不可观测因素的影响，借鉴已有研究（郭建宇，2008；李博伟等，2019；齐文浩等，2021），本文分别从户主层面、家庭层面和地区层面选择相关控制变量。户主层面的控制变量包括户主年龄和户主健康状况。两者均会影响家庭的生产与就业选择，从而影响家庭收入水平。家庭层面的控制变量包括家庭总人口、家庭劳动人口占比、家庭现住房屋价值。其中：家庭总人口和家庭劳动人口占比会影响家庭的劳动力禀赋，从而影响家庭成员的劳动参与和收入能力；家庭总房产反映家庭的经济实力和财富积累，进而影响家庭的消费行为、劳动决策和收入水平。地区层面的控制变量包括地区生产总值、第一产业增加值、第一产业增加值占比、第一产业从业人员占比。其中：地区生产总值反映一个地区经济活动的总体规模，其增长可以带动就业机会和提升收入水平；第一产业增加值、第一产业增加值占比和第一产业从业人员占比直接关联到农业产出、市场需求和农户就业，从而影响农户的家庭总收入。

相关变量的描述性统计结果详见表 1。

表 1 变量说明与描述性统计结果

变量名称	变量说明	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
家庭人均总收入	家庭人均总收入（万元）	1.088	1.179	0.140	28.088
核心解释变量					
现代农业产业园	农户所在区县在观测年度是否创建了现代农业产业园：创建当年及以后各年=1，其他=0	0.244	0.429	0	1
户主控制变量					
户主年龄	户主实际年龄（岁）	51.291	13.462	14	85
户主健康状况	户主实际健康状况：非常好=5，比较好=4，一般=3，比较差=2，非常差=1	3.158	1.276	1	5
家庭控制变量					
家庭总人口	家庭总人口数量（人）	4.190	2.003	1	19

表1 (续)

家庭劳动人口占比	家庭劳动人口(14~65岁)占家庭总人口的比重(%)	60.626	31.581	0	100
家庭总房产	家庭总房产包括现住房和其他房产总价值(万元)	23.300	77.684	0	5025
地区控制变量					
地区生产总值	农户所在区县的地区生产总值(亿元)	177.257	282.932	3.300	3806.180
第一产业增加值	农户所在区县的第一产业增加值(亿元)	23.960	15.225	0.100	84.968
第一产业增加值占比	农户所在区县的第一产业增加值占地区生产总值的比重(%)	20.037	10.750	0.520	63.272
第一产业从业人员占比	农户所在区县的第一产业从业人数占总从业人数的比重(%)	25.545	10.138	2.312	54.212

注：在实证分析过程中，家庭人均总收入、家庭总房产、地区生产总值和第一产业增加值取对数。

(三) 实证模型设定

为检验现代农业产业园创建对农户收入的影响，本研究利用现代农业产业园创建的准自然实验，构建如下多期双重差分模型：

$$\ln(Y_{it}) = \alpha + \beta D_{it} + \eta Z_{it} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中： Y_{it} 为农户 i 在第 t 年的家庭人均总收入； D_{it} 为农户 i 所在区县在第 t 年是否创建了现代农业产业园； α 为截距项； Z_{it} 为控制变量； η 为各个控制变量的估计系数； u_i 为个体固定效应； γ_t 为时间固定效应； ε_{it} 为误差项； β 为关注的估计系数，表示现代农业产业园创建对家庭人均总收入的影响。

为验证双重差分方法的有效性，本研究采用事件研究法考察现代农业产业园创建的动态影响。具体模型设定如下：

$$\ln(Y_{it}) = \alpha_0 + \sum_{k=-5}^{-2} \beta_k D_{it}^k + \sum_{k=0}^6 \beta_k D_{it}^k + \delta Z_{it} + \theta_i + \varphi_t + e_{it} \quad (2)$$

(2) 式中： D_{it}^k 为虚拟变量，表示现代农业产业园创建年份的相对时间。为了避免与时间固定效应完全共线，本研究选择现代农业产业园创建前一年作为参照组，从模型中删除 D_{it}^{-1} 。因此，(2) 式中相对时间变量 D_{it}^k 被分为两组：第一组代表现代农业产业园创建前 ($-5 \leq k \leq -2$)；第二组代表现代农业产业园创建后 ($0 \leq k \leq 6$)。 α_0 为截距项； Z_{it} 为控制变量； δ 为各个控制变量的估计系数； θ_i 为个体固定效应； φ_t 为时间固定效应； e_{it} 为误差项。 β_k 为关注的估计系数，表示现代农业产业园创建对家庭人均总收入在不同时点上的影响。

五、实证估计结果及分析

(一) 基准回归结果

表2 报告了现代农业产业园创建对农户家庭人均总收入的影响。作为基准方法，表2 (1) 列报告

了线性最小二乘法（OLS）的回归结果。进一步，表 2（2）列和（3）列的回归结果显示，逐步添加个体固定效应、时间固定效应和控制变量后，现代农业产业园的系数均显著为正。本文以表 2（3）列报告的估计结果作为基准回归结果，可以看出，相比未创建现代农业产业园的区县，在创建了现代农业产业园的区县，农户家庭人均总收入提高约 7.4%。这表明，现代农业产业园的创建能显著促进农户收入的增长。

表 2 基准回归结果

变量	家庭人均总收入的对数					
	(1)		(2)		(3)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
现代农业产业园	0.296***	0.015	0.069***	0.021	0.074***	0.021
户主年龄					-0.001	0.001
户主健康状况					-0.016**	0.006
家庭总人口					-0.025***	0.007
家庭劳动人口占比					0.382***	0.040
家庭总房产的对数					0.040***	0.007
地区生产总值的对数					0.001	0.039
第一产业增加值的对数					0.033	0.038
第一产业增加值占比					-0.002	0.003
第一产业从业人员占比					-0.001	0.003
R ²	0.029		0.066		0.082	
观测值	14331		14331		14331	

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②标准误为稳健标准误；③（2）列和（3）列的个体固定效应和时间固定效应已控制。

采用多期双重差分模型进行因果关系识别，通常要求处理组与对照组的相关变量在政策实施前具有相同的趋势，即满足平行趋势假设。本研究展示了以现代农业产业园创建前一期为基期的平行趋势检验结果^①。从检验结果可见，在现代农业产业园创建前，各期的估计系数均不显著，说明处理组与对照组的农户家庭人均总收入在区县创建现代农业产业园之前并无显著性差异，满足平行趋势假设。此外，考虑到基期的选择可能会影响事前趋势的判断，本文对现代农业产业园创建前第 2 期至第 5 期的 4 期数据进行了联合检验。联合检验结果显示，F 值等于 0.05，p 值为 0.995，统计结果不显著，说明以任意一期为基期对结果都不会产生显著影响，平行趋势检验通过。同时，在现代农业产业园创建之后，估计系数为正且逐渐增大，整体上呈波动上升的态势。从长期来看，这意味着现代农业产业园创建能持续提升农户家庭人均总收入水平。

（二）安慰剂检验

基准回归的结果依赖于平行趋势假设，但依然可能存在遗漏诸如经济环境特征等重要变量的问题。

^①因篇幅所限，平行趋势检验结果省略，可在中国知网或本刊网站查阅本文附录中的附图 1。

如果前文的结论是源自这些遗漏变量，那么本研究的经验证据将受到挑战。基于上述考虑，本文开展一系列的安慰剂检验，进一步检验基准研究结果的合理性。

第一，采用随机选择处理组的方法进行安慰剂检验。由于本研究的样本区县中截至 2020 年共有 58 个区县创建了现代农业产业园，本文随机抽取 58 个区县作为伪处理组进行安慰剂检验。同时，对已经抽取的伪处理组随机赋予伪政策实施时间。为确保估计结果的一般性，按同样的方法进行 500 次随机抽样。安慰剂检验结果显示^①，安慰剂处理变量的估计系数分布均集中在 0 附近，且基准回归的估计结果与安慰剂检验的估计系数分布几乎不存在重合。这表明，基准回归的估计结果并没有因为遗漏重要变量而产生严重的估计偏误。

第二，将农户样本替换成同区县的城镇居民样本。现代农业产业园创建的主要目的是促进农产品深加工，让农户分享二三产业增值收益，提高农户收入。因此，现代农业产业园创建对所在区县城镇居民的影响应较小。具体而言，本文分别选取样本区县中居住地为城镇的家庭和拥有城镇户口的家庭为样本进行安慰剂检验。表 3（1）列和（2）列结果显示，现代农业产业园的估计系数均不显著。这表明，现代农业产业园创建仅对农户的家庭收入产生影响，与创建现代农业产业园的政策目标相一致。

第三，将现代农业产业园创建时间提前，构建伪政策冲击。现代农业产业园的创建时间是多期双重差分方法识别因果关系的关键。在安慰剂检验中，对真实的现代农业产业园创建时间进行人为调整，分别将现代农业产业园创建时间提前 3 年和提前 5 年，构建新的伪政策变量进行安慰剂检验。表 3（3）列和（4）列的估计结果显示，现代农业产业园的估计系数均不显著。这说明，在现代农业产业园实际创建之前，该政策对所在区县农户家庭人均总收入没有显著影响，通过了安慰剂检验。这也从反面佐证了基准回归结果的稳健性。

表 3 安慰剂检验结果

变量	家庭人均总收入的对数			
	样本替换为居住地为城镇的家庭 (1)	样本替换为拥有城镇户口的家庭 (2)	现代农业产业园创建时间提前 3 年 (3)	现代农业产业园创建时间提前 5 年 (4)
现代农业产业园	0.058 (0.049)	-0.001 (0.060)	0.006 (0.022)	-0.005 (0.036)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
R ²	0.099	0.117	0.081	0.081
观测值	9851	5329	14331	14331

注：①标准误为稳健标准误；②限于篇幅，控制变量未报告；③个体固定效应和时间固定效应已控制。

（三）处理效应异质性检验

在基准回归中，本研究使用了双向固定效应的多期双重差分模型。当处理效应存在组别和时间异质性时，双向固定效应模型的估计结果可能存在较大的偏误（de Chaisemartin and D’Haultfoeuille, 2020；

^①因篇幅所限，安慰剂检验结果省略，可在中国知网或本刊网站查阅本文附录中的附图 2。

Goodman-Bacon, 2021; Gardner, 2022)。因此,为验证基准回归结果的稳健性,本文采用多种方法进行处理效应的异质性检验。

第一,参考 de Chaisemartin and D’Haultfoeuille (2020)的方法对估计结果进行权重诊断。当处理效应存在异质性时,有负权重存在的可能,如果负权重占比过大,就会影响模型估计结果的一致性。因此,本文采用权重检验法,对负权重问题进行检验。结果发现,在所有 3239 个权重中,有 2703 个权重为正,有 536 个权重为负,正权重之和为 1.091,负权重之和为-0.091,负权重占比较小。这表明,处理效应异质性对基准回归结果的影响较小。

第二,参考 Goodman-Bacon (2021)的方法对估计结果进行分解。根据处理效应异质性产生的原因,当较早受到政策处理的区县或样本窗口期内一直受到政策处理的区县在控制组中的比例过高时,异质性问题可能较为严重。表 4 汇报了 Goodman-Bacon 分解的结果。结果显示,以较早受到政策处理的区县为控制组和以样本窗口期内一直受到政策处理的区县为控制组的比例分别为 5.4%和 11.5%,总体占比较小。控制组以从未受到政策处理的区县为主,其平均处理效应为 0.072。由此可以推测,基准回归中得到的双向固定效应双重差分估计量存在偏误的可能很小。

表 4 Goodman-Bacon 分解结果

2×2-DID控制组类型	权重	平均处理效应
以较早受到政策处理的区县为控制组	0.054	0.039
以样本窗口期内一直受到政策处理的区县为控制组	0.115	0.037
以较晚受到政策处理的区县为控制组	0.065	0.091
以从未受到政策处理的区县为控制组	0.766	0.072

(四) 其他稳健性检验

1.采用新的估计方法。基准回归采用了多期双重差分估计方法。为检验估计方法的稳健性,本文采用 Gardner (2022)提出的两阶段双重差分方法进行重新估计。在第一阶段,使用未受处理的观测值来估计一个无政策处理变量的双向固定效应模型。在第二阶段,从观测数据中消除组别与时间效应以及协变量,并用余值与政策处理变量进行回归,以此纠正多期双重差分模型的估计偏误。表 5 (1) 列的估计结果显示:在使用稳健估计量的情况下,现代农业产业园的创建显著提高了农户家庭人均总收入,且回归系数的大小与基准回归结果接近。由此表明,现代农业产业园创建对农户家庭收入的影响较为稳健。

2.排除同时期其他相关农业政策的影响。在推动农业产业化发展的同期,政府实施了多项区域性农业支持政策,其中,最具影响力和代表性的是国家现代农业示范区的设立和推广。2010 年,农业农村部启动国家现代农业示范区建设,于 2010 年、2012 年和 2015 年先后设立了 283 个示范区。示范区政策以现代生产理念为支撑,侧重于依靠现代化技术提高农业生产率、提高区域现代物质装备水平,从而促进农户增收。考虑到国家现代农业示范区政策对估计结果的影响,本文在回归分析中加入国家现代农业示范区虚拟变量作为控制变量,以所在区县是否为国家现代农业示范区衡量(是=1,否=0)。表 5 (2) 列回归结果显示,在控制国家现代农业示范区政策的影响后,现代农业产业园变量的系数依

然显著为正，与基准回归结果基本一致。

3.剔除建有较多现代农业产业园的区县样本。从样本区县已创建的现代农业产业园数量分布情况来看，90%以上的区县拥有1~2个现代农业产业园，但也存在个别区县拥有多个现代农业产业园的特殊情况。究其原因，可能是农业产业化发展受到当地政府的特殊支持，有可能会影响估计结果的一般性。因此，为进一步检验基准回归结果的稳健性，本文将现代农业产业园数量大于10的区县从样本中剔除。表5（3）列结果显示，在剔除现代农业产业园数量较多的区县后，回归结果与基准回归结果相似，结果依然稳健。

4.剔除后期建成国家现代农业产业园的区县样本。2017年以来，中央政府开始批准建设并认定一批国家现代农业产业园，重点培育现代农业，以发挥产业示范和带动作用。通常，国家会选择农业产业基础更好、农业产业化发展迅速、更具代表性和示范性的地区创建国家现代农业产业园。同时，中央财政也会给予重点支持，资金奖补力度远超其他地方现代农业产业园。因此，拥有国家现代农业产业园的区县比较特殊，有可能会影响研究结论的一般性。为进一步确保实证结果的稳健性，本研究剔除所有拥有国家现代农业产业园的区县样本，以消除国家现代农业产业园创建可能产生的干扰。

从表5（4）列结果看，剔除拥有国家现代农业产业园的区县样本后，现代农业产业园创建对家庭人均总收入的影响依然显著，且估计系数与基准回归结果相比改变不多，表明基准回归结果仍然稳健。

表5 稳健性检验结果

变量	家庭人均总收入的对数			
	采用两阶段 双重差分法 (1)	控制国家现代农业 示范区政策的影响 (2)	剔除现代农业产业园 数量较多的区县 (3)	剔除建设国家现代农业 产业园的区县 (4)
现代农业产业园	0.082*** (0.021)	0.071*** (0.021)	0.080*** (0.023)	0.070*** (0.022)
国家现代农业示范区		0.042 (0.032)		
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
R ²		0.082	0.074	0.081
观测值	14331	14331	13609	13356

注：①标准误为稳健标准误；②***表示1%的显著性水平；③限于篇幅，控制变量未报告；④个体固定效应和时间固定效应已控制。

六、异质性分析

在不同条件下，现代农业产业园创建会对不同群体的收入产生异质性的影响。本部分从农户收入水平、空间距离、农地规模三个方面讨论现代农业产业园创建对农户家庭人均总收入影响的异质性。

（一）农户收入异质性

考虑到不同收入水平的农村家庭与农业产业的关联程度不同，现代农业产业园创建对农户收入的

影响在不同收入群体之间可能存在差异。本研究采用分位数回归模型对 20%、40%、60%、80% 四个不同收入分位点进行分析^①。从分位数回归结果可见，每个分位点上的现代农业产业园的估计均系数均显著为正，与基准回归结果基本一致，说明现代农业产业园的创建对不同收入水平的农户均起到显著的促进作用。此外，通过比较不同分位点上现代农业产业园估计系数的大小可以发现，现代农业产业园创建对农户家庭人均总收入的影响随着收入水平分位点的提升而逐渐减弱，即现代农业产业园创建对低分位点上的农户家庭人均总收入的影响较高。这说明，现代农业产业园创建在一定程度上有益于缩小农户之间的收入差距，从而降低农村收入不平等。

（二）空间距离异质性

现代农业产业园创建通过产业链延伸、技术知识溢出、非农就业与农地流转市场等途径，对周边地区产生经济辐射作用，促进区域经济发展，带动农户收入的增长。然而，这种经济辐射影响受到空间距离的制约，使得部分农户无法分享产业发展的红利。本文选用 2010 年 CFPS 数据库中的农户以日常方式到最近市（镇）商业中心需要的时间作为空间距离的代理变量。农户到最近市（镇）商业中心的时间短，说明农户家庭所在的地理位置优越、交通便利，距离现代农业产业园的距离也可能更近。

为考察空间距离的异质性影响，本文将样本中农户以日常方式到最近市（镇）商业中心所需时间的均值（39 分钟）作为划分依据，将样本划分为“时间小于 40 分钟”“时间大于等于 40 分钟”两组，然后进行分组回归。表 6（1）列和（2）列结果显示：对于到最近市（镇）商业中心用时较短的农户，现代农业产业园创建对农户家庭人均总收入有显著的正向影响；而对于用时较长的农户，该影响不显著。由此可见，现代农业产业园创建的增收效应受空间距离的制约，对偏远地区农户的带动作用较弱。

（三）农地规模异质性

考虑到农户家庭拥有的土地资源禀赋不同，现代农业产业园创建对农户家庭收入的影响可能存在差异。本研究根据 2010 年 CFPS 数据库中的农户家庭土地经营面积数据，将样本划分为“经营面积小于等于 30 亩”“经营面积大于 30 亩”两组，然后进行分组回归。表 6（3）列和（4）列结果显示：对于土地经营面积小于等于 30 亩的农户，现代农业产业园的创建显著提升了这部分小农户的家庭收入水平；而对于土地经营面积超过 30 亩的农户，整体收入水平未见明显提升。总体而言，现代农业产业园创建带来的农业产业集聚对小农户的增收效果更显著，而对于拥有较多土地经营面积的农户不存在增收效应。

表 6 异质性分析估计结果

变量	家庭人均总收入的对数			
	时间小于40分钟	时间大于等于40分钟	经营面积小于等于30亩	经营面积大于30亩
	(1)	(2)	(3)	(4)
现代农业产业园	0.081*** (0.027)	0.063 (0.039)	0.080*** (0.025)	0.060 (0.043)

^①因篇幅所限，分位数回归结果省略，可在中国知网或本刊网站查阅本文附录中的附表 2。

表 6 (续)

控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
R ²	0.081	0.092	0.080	0.095
观测样本	8772	4489	10225	4106

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③限于篇幅，控制变量未报告；④个体固定效应和时间固定效应已控制。

七、现代农业产业园的影响机制分析

前文的研究表明，现代农业产业园的创建可以显著提高农户的家庭人均总收入，即现代农业产业园创建存在显著的农户增收效应。那么，现代农业产业园创建如何影响农户收入呢？本节将尝试分析农户不同的收入来源，并进一步揭示现代农业产业园创建提高农户收入的影响路径。

（一）现代农业产业园创建对农户农业经营收入与农业生产的影响

现代农业产业园创建的首要目标之一是通过调整农业产业结构、延伸农业产业链、促进小农户与现代农业有机衔接，使农户分享农业产业化增值收益，提高农户收入。因此，本文首先分析现代农业产业园创建对农户农业经营收入的影响。由于 CFPS 数据缺乏准确的农业经营收入数据，本文用家庭农副产品总价值来代表农户的农业经营收入。农副产品包括农作物、牲畜、水产品以及以这些农产品为原料生产的副产品。由于部分农户的农副产品总价值为零，本文采用面板数据 Tobit 模型进行估计。

表 7（1）列结果显示，现代农业产业园的创建对农户的家庭人均农副产品总价值的影响不显著。这说明，现代农业产业园创建并没有显著提高农户的农业经营收入。表 7（2）列和（3）列报告了现代农业产业园创建对不同土地经营规模农户的人均农副产品总价值的影响。结果显示，现代农业产业园创建对不同土地经营规模农户的人均农副产品总价值都没有显著影响。一方面，对于土地经营面积较小的小农户而言，现代农业产业园创建提高了其家庭总收入，但对其农业经营收入的影响不显著。这说明，现代农业产业园的创建并没有通过影响小农户的农业生产来提高其家庭总收入，而是通过其他途径来实现家庭收入水平的提升。另一方面，对于土地经营面积较大的大农户而言，其家庭收入主要来源于农业生产，因此现代农业产业园的创建对其农业经营收入不存在显著影响。这一发现与上文农地规模异质性分析的结果相一致。

为了更好地理解现代农业产业园的创建对农业经营收入的影响，本文进一步考察现代农业产业园创建对农户农业生产行为的影响。本文选用家庭农业劳动力占比来反映农户的农业生产参与情况。从表 7（4）列的结果可见，现代农业产业园的创建显著降低了农户从事农业生产的劳动力比例。这也从另一个侧面验证了现代农业产业园创建没有对农户的农业经营活动产生积极影响。究其原因，可能是入驻现代农业产业园的农业企业与普通农户之间缺乏紧密的利益联结，农户难以融入现代农业产业链，因而农业产业发展带来的农产品增值收益没有惠及普通农户。一般情况下，农产品加工企业通常要求

初级农产品生产具有一定的标准和规模，而一般农户难以满足生产的要求。在农业产业化经营过程中，农业龙头企业更容易与规模化经营的家庭农场和农民专业合作社合作，而普通农户有被排斥在农业产业链之外的风险，不利于农户农业经营收入的增长。

表 7 现代农业产业园创建对农户农业经营收入与农业生产的影响

变量	家庭人均农副产品总价值			家庭农业劳动力占比
	全样本 (1)	经营面积小于等于30亩 (2)	经营面积大于30亩 (3)	全样本 (4)
现代农业产业园	0.010 (0.021)	0.004 (0.021)	0.103 (0.078)	-0.017** (0.008)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
R ²			0.014	0.042
观测样本	11525	8108	3417	14331

注：①**表示 5% 的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③（1）列和（2）列采用 Tobit 随机效应模型，同时在控制变量中加入“是否受到新冠疫情影响”虚拟变量（2020 年赋值为 1，其他年份赋值为 0），以控制新冠疫情对现代农业产业园创建效果可能产生的影响；④（3）列和（4）列采用多期双重差分模型，个体固定效应和时间固定效应已控制；⑤限于篇幅，控制变量未报告。

（二）现代农业产业园创建对农户工资性收入与非农就业的影响

现代农业产业园创建能够带动县域经济发展，创造本地化的非农就业机会，为提高农户工资性收入创造了条件。为验证现代农业产业园创建对农户工资性收入的影响，本文选用家庭人均工资性收入作为指标。由于部分家庭没有工资性收入，样本存在零值，本文采用 Tobit 模型进行估计。表 8（1）列显示，现代农业产业园的创建显著促进农户人均工资性收入水平的提升。

进一步，本文以家庭非农就业人数比重和家庭外出打工^①人数比重这两个指标来反映农户的非农就业参与情况，以检验现代农业产业园创建对农户家庭劳动力配置的影响。现代农业产业园的创建如果能够创造本地化的非农就业机会，就会增加农户在本地的非农就业，从而减少区县外的非农就业。表 8（2）列和（3）列的估计结果显示，现代农业产业园创建后，家庭劳动力中非农就业的人数比例显著提高，且到本县以外地区打工的人数比例显著下降。这表明，现代农业产业园的创建为本地区提供了更多的非农就业岗位，提高了农户的工资性收入。

需要特别说明的是，由于 CFPS 数据库缺乏详细的农户非农就业的雇主信息，本研究中非农就业与工资性收入既包含农户在现代农业产业园内的就业与收入，也包括农户在园区外其他企业或者组织从事的非农工作与收入。因此，这一回归结果反映的是现代农业产业园创建对家庭工资性收入和非农就业的净影响，而无法准确区分这种影响是来自园区内企业还是来自园区外企业。

^①根据 CFPS 数据库的问卷，外出打工是指在户口所在地或家庭常住地以外的地区受雇工作，通常指在县或县级市以外的区域就业。

表 8 现代农业产业园创建对农户工资性收入与非农就业的影响

变量	家庭人均工资性收入 (1)	家庭非农就业人数比重 (2)	家庭外出打工人数比重 (3)
现代农业产业园	0.145*** (0.017)	0.033*** (0.011)	-0.020*** (0.007)
控制变量	已控制	已控制	已控制
R ²		0.060	0.035
观测样本	14277	14331	14331

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③（1）列采用 Tobit 随机效应模型，同时在控制变量中加入“是否受到新冠疫情影响”虚拟变量（2020 年赋值为 1，其他年份赋值为 0），以控制新冠疫情对现代农业产业园创建效果可能产生的影响；④（2）列和（3）列采用多期双重差分模型，个体固定效应和时间固定效应已控制；⑤限于篇幅，控制变量未报告。

（三）现代农业产业园创建对农户财产性收入与农地流转的影响

借助农业产业链的延展，现代农业产业园的创建可以促进地区相关特色农产品的规模化生产，从而增加相关农业经营主体对农地的需求，激活土地经营权的流转市场。本小节重点关注现代农业产业园创建对农户土地流转情况及其所产生的财产性收入的影响。对农户而言，财产性收入的来源主要包括农地租金、房屋租赁以及其他金融资产收益等，其中农地租金收入是中国农村居民重要的财产性收入。因此，本研究选用家庭人均土地租金收入、家庭是否有租出土地、家庭是否有租入土地三个指标来反映现代农业产业园创建对农户的财产性收入以及土地资源配置的影响。

从表 9（1）列结果可见，现代农业产业园的创建显著增加了家庭人均土地租金收入。同时，从表 9（2）列和（3）列结果可以发现，现代农业产业园创建对农户租出土地具有显著的正向影响，而对农户租入土地不存在显著影响。这说明，现代农业产业园的创建加速了所在地区的土地经营权流转，农户更多地流转出自己的土地。总体而言，现代农业产业园的创建通过土地规模化经营、非农就业等方式加速农户土地流转进程，提高农户农地转出比例，从而提高农户的土地租金收入。

表 9 现代农业产业园创建对农户财产性收入与农地流转的影响

变量	家庭人均土地租金收入 (1)	家庭是否有租出土地 (2)	家庭是否有租入土地 (3)
现代农业产业园	0.001* (0.000)	0.020* (0.011)	-0.012 (0.010)
控制变量	已控制	已控制	已控制
R ²		0.012	0.014
观测样本	12356	11315	14106

注：①*表示 10% 的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③（1）列采用 Tobit 随机效应模型，同时在控制变量中加入“是否受到新冠疫情影响”虚拟变量（2020 年赋值为 1，其他年份赋值为 0），以控制新冠疫情对现代农业产业园创建效果可能产生的影响；④（2）列和（3）列采用多期双重差分模型，个体固定效应和时间固定效应已控制；⑤限于篇幅，控制变量未报告。

八、结论与政策启示

现代农业产业园是推动乡村产业振兴、实现农业现代化的重要途径。探究现代农业产业园创建对农户增收的影响及其作用路径，对优化农业发展方式、实现产业发展与农户收入协同增长以及推动共同富裕具有重要的指导意义。本文采用多期双重差分法，实证评估现代农业产业园创建对农户收入的影响。研究结果表明：第一，区县内创建现代农业产业园能显著促进农户收入增长；第二，现代农业产业园创建的农户增收效应存在显著差异，现代农业产业园的创建对于低收入家庭、距离市（镇）商业中心较近的农户和小规模农户的增收效果更显著；第三，现代农业产业园创建主要通过创造本地化的非农就业岗位和促进土地流转，增加农户的工资性收入和财产性收入，从而促进农户增收，但在促进农户进行农业生产以及提高农户农业经营收入等方面的作用不明显。

基于上述的研究发现，本研究有以下两点重要的政策启示。

第一，优化现代农业产业园建设，充分发挥其产业集聚效应，进一步推动农业产业集聚发展，促进农村产业振兴与县域经济发展，为农户收入的持续增长创造有利条件。首先，应加大对农业产业集聚区和现代农业产业园基础设施的投资，尤其是在水利、道路、仓储、冷链物流等方面的投资。其次，建立农业科技创新平台，促进科研机构、高校和企业之间的合作，加快农业技术的创新和推广应用。最后，重点扶持地区优势农产品的生产，提供财政补贴和税收优惠政策，以培养具有区域特色的品牌，形成具有竞争力的农业产业集群，实现乡村产业振兴与农民增收的协同发展。

第二，强化农户参与农产品加工流通等全产业链的发展，更好地发挥现代农业产业园创建的农户增收效应。首先，建立农户参与产业链的利益共享机制。通过非农就业、土地入股与股份合作等形式，确保农户分享产业链增值收益，从根本上调动农户的生产积极性。其次，通过系统的职业培训和技术指导，提高农户的生产技能和经营管理能力。最后，鼓励和支持通过订单农业与保底收购等多种销售模式，提高农户应对市场风险的能力，缓解小农户与大市场之间的矛盾，增加农户农业经营收入。

本研究存在一些不足，有待后续研究进一步完善。

一是由于缺乏入驻现代农业产业园的农业企业数量、总产值、就业人数等经营信息，无法精准反映不同地区现代农业产业园发展程度的差异。后续研究如果能采用详细的入园企业的微观数据，将能更好地评估现代农业产业园创建的影响。

二是由于数据的不足，本研究无法确认农户是否与所在区县的现代农业产业园存在直接关联，因而无法区分现代农业产业园创建的农户增收效应是源于农户与产业园的直接联系，还是通过区域产品市场和要素市场发挥的间接影响。如果后续研究能够区分现代农业产业园的直接影响与间接影响，将有助于更好地理解其作用机制。

三是由于CFPS数据库的样本以小农户为主，规模化经营的家庭农场样本不多，因此，受限于数据，本研究主要分析了现代农业产业园创建对小农户的福利影响，未能充分评估其对家庭农场与农民专业合作社等新型农业经营主体的影响。虽然小农户依然是当前中国农业生产的主体，但是，后续研究如能扩大考察范围，将使研究结论更具一般性。

参考文献

- 1.常力强, 2022:《乡村产业园区化融合化发展渐成趋势》,《农民日报》12月24日001版。
- 2.陈嘉祥, 2020:《我国欠发达地区农业产业化的减贫效应——基于15个省份面板数据的空间计量分析》,《山西财经大学学报》第10期,第52-68页。
- 3.陈良文、杨开忠、沈体雁、王伟, 2008:《经济集聚密度与劳动生产率差异——基于北京市微观数据的实证研究》,《经济学(季刊)》第1期,第99-114页。
- 4.陈耀邦, 1998:《论农业产业化经营》,《管理世界》第5期,第1-3页。
- 5.陈卓、吴伟光、吴维聪、曹先磊、续竞秦, 2016:《浙江省现代农业园区建设绩效评价及其影响因素分析——以蔬菜瓜果产业为例》,《中国农业资源与区划》第3期,第169-175页。
- 6.杜吟棠, 2005:《农业产业化经营和农民组织创新对农民收入的影响》,《中国农村观察》第3期,第9-18页。
- 7.范剑勇, 2008:《城市化推进速度的地区差异:基于产业集聚视角的分析》,《江海学刊》第2期,第77-81页。
- 8.高圆圆、陈哲, 2022:《农业产业化经营组织模式演化逻辑、效益比较与未来发展取向》,《贵州财经大学学报》第5期,第102-111页。
- 9.郭建宇, 2008:《农业产业化的农户增收效应分析——以山西省为例》,《中国农村经济》第11期,第8-17页。
- 10.郭晓鸣、廖祖君、付尧, 2007:《龙头企业带动型、中介组织联动型和合作社一体化三种农业产业化模式的比较——基于制度经济学视角的分析》,《中国农村经济》第4期,第40-47页。
- 11.蒋黎、蒋和平、蒋辉, 2021:《“十四五”时期推动国家现代农业产业园发展的新思路与新举措》,《改革》第12期,第106-115页。
- 12.李博伟、邢丽荣、徐翔, 2019:《农业生产集聚能否促进农民增收——来自淡水养殖的经验证据》,《农业技术经济》第5期,第39-51页。
- 13.李文杰、胡霞, 2021:《为何农民合作社未成为“弱者联合”而由“强者主导”——基于农民合作社组建模式的实现条件分析》,《中国经济问题》第2期,第59-67页。
- 14.刘文勇, 2023:《粮食生产区域集聚对农民收入的影响研究》,《农业经济与管理》第5期,第23-35页。
- 15.刘修岩, 2009:《集聚经济与劳动生产率:基于中国城市面板数据的实证研究》,《数量经济技术经济研究》第7期,第109-119页。
- 16.刘子萱、李国景、罗其友, 2022:《现代农业产业园联农带农效应及其区域差异研究——基于114个国家现代农业产业园的实证分析》,《中国农业资源与区划》第12期,第126-136页。
- 17.潘经韬、陈池波、李平, 2023:《农产品加工业集聚对农业经济增长的影响效应》,《统计与决策》第19期,第142-146页。
- 18.齐文浩、李佳俊、曹建民、滕超, 2021:《农村产业融合提高农户收入的机理与路径研究——基于农村异质性的新视角》,《农业技术经济》第8期,第105-118页。
- 19.乔晗、刘奥龙、邱珂欣, 2023:《农业产业集聚与县域经济增长——来自河南现代农业产业园设立准自然实验的证据》,《商业经济与管理》第11期,第87-100页。
- 20.沈鸿、范剑勇、刘胜, 2023:《开发区升级、土地配置结构与产业分工地位》,《经济学动态》第7期,第110-131页。

21. 万俊毅、韩亮、徐静, 2024: 《现代农业产业园建设何以促进农民增收——基于产业集聚和结构升级的双重视角》, 《农村经济》第6期, 第119-131页。
22. 汪洋、王宏, 2023: 《现代农业产业园发展现状、问题及对策建议》, 《中国农业资源与区划》第4期, 第57-64页。
23. 王丽娟、王树进, 2012: 《现代农业示范区运行模式对绩效影响机理研究》, 《农村经济》第6期, 第48-52页。
24. 王少壮、杨学儒, 2022: 《国家现代农业产业园建设与共同富裕》, 《南方经济》第12期, 第115-133页。
25. 王艳荣、刘业政, 2011: 《农业产业集聚对农民收入影响效应研究》, 《农业技术经济》第9期, 第50-57页。
26. 王艳荣、王后庆, 2023: 《农业产业化联合体实现机制及其决定因素——基于家庭农场调查数据的实证分析》, 《中国农业资源与区划》第6期, 第148-159页。
27. 伍骏骞、阮建青、徐广彤, 2017: 《经济集聚、经济距离与农民增收: 直接影响与空间溢出效应》, 《经济学(季刊)》第1期, 第297-320页。
28. 肖琴、罗其友, 2019: 《国家现代农业产业园建设现状、问题与对策》, 《中国农业资源与区划》第11期, 第57-62页。
29. 杨欢进、杨洪进, 1998: 《组织支撑: 农业产业化的关键》, 《管理世界》第4期, 第207-210页。
30. 尹成杰, 1998: 《对农业产业化经营利益分配机制的思考》, 《中国农村经济》第2期, 第13-17页。
31. 张利庠、罗千峰、王艺诺, 2019: 《乡村产业振兴实施路径研究——以山东益客现代农业产业园为例》, 《教学与研究》第1期, 第42-50页。
32. 张延龙、王明哲、廖永松, 2022: 《入驻农业产业园能提高企业经营绩效吗? ——基于全国59384家农业产业化龙头企业的微观证据》, 《中国农村经济》第4期, 第126-144页。
33. 张延龙、王明哲、钱静斐、廖永松, 2021: 《中国农业产业化龙头企业发展特点、问题及发展思路》, 《农业经济问题》第8期, 第135-144页。
34. 赵海燕、严铠、刘仲妮、马峥、唐衡, 2022: 《现代农业产业园产业融合发展水平研究——基于北京8家园区的实证分析》, 《中国农业资源与区划》第8期, 第119-129页。
35. 赵海燕、朱梦瑶、马峥、李霖、唐衡, 2024: 《现代农业产业园集聚效应研究——基于北京8家园区的实证分析》, 《中国农业资源与区划》第4期, 第178-189页。
36. 郑风田、程郁, 2005: 《从农业产业化到农业产业区——竞争型农业产业化发展的可行性分析》, 《管理世界》第7期, 第64-73页。
37. 郑风田、王若男、刘爽、朱佳, 2021: 《合作社自办企业能否更好地带动农户增收? ——基于纵向外部性与不完全契约理论》, 《中国农村经济》第8期, 第80-102页。
38. Cheng, A. T., K. R. E. Sims, and Y. Yi, 2023, "Economic Development and Conservation Impacts of China's Nature Reserves", *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 121, <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2023.102848>.
39. de Chaisemartin, C., and X. D' Haultfoeulle, 2020, "Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects", *American Economic Review*, 110(9): 2964-2996.
40. Gardner, J., 2022, "Two-Stage Differences in Differences", *ArXiv Preprint*, <https://doi.org/10.48550/arXiv.2207.05943>.

41. Goodman-Bacon, A., 2021, “Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing”, *Journal of Econometrics*, 225(2): 254-277.
42. Li, E., Y. Xu, S. Ren, and J. Lee, 2022, “Spin-Offs, Innovation Spillover and the Formation of Agricultural Clusters: The Case of the Vegetable Cluster in Shouguang City, Shandong Province, China”, *Land*, 11(2): 1-18.
43. Otsuka, K., and M. Ali, 2020, “Strategy for the Development of Agro-Based Clusters”, *World Development Perspectives*, Vol. 20, <https://doi.org/10.1016/j.wdp.2020.100257>.
44. Tabe-Ojong, M. P., and G. G. Dureti, 2023, “Are Agro-Clusters Pro-Poor? Evidence from Ethiopia”, *Journal of Agricultural Economics*, 74(1): 100-115.

（作者单位：¹南京农业大学经济管理学院；

²南京农业大学中国粮食安全研究中心）

（责任编辑：黄 易）

Do Modern Agricultural Industrial Parks Promote the Income Growth of Farmers? An Empirical Analysis from the Perspective of Industrial Agglomeration

SUN Dingqiang LIU Dan YANG Xinyue

Abstract: Modern Agricultural Industrial Parks play a crucial role in advancing rural industrial revitalization and enhancing farmers' incomes. This paper, from the perspective of industrial agglomeration, systematically analyzes the impact of the establishment of these parks on farmers' earnings and its mechanisms. The findings suggest that the establishment of these parks significantly raises household per capita income, particularly benefiting lower-income farmers, those residing near town centers, and those with smaller landholdings. Mechanism analysis shows that the establishment of these parks primarily increases wage and property income of farmers by generating local non-agricultural employment opportunities and facilitating the transfer of farmland management rights, but has no significant impact on the agricultural operation income of farmers. Farmers often lack strong profit linkages with agricultural enterprises, leaving them at risk of exclusion from the agricultural industry chain. This study contributes to a deeper understanding of how rural industrial development influences farmers' welfare and provides insights for refining rural industrial policies.

Keywords: Agricultural Industrial Parks; Industrial Agglomeration; Farmers' Income Growth

农业社会化服务及其集成：破解农户 秸秆还田困境的机理与实证^{*}

董莹¹ 王欢² 黄采妮¹

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

关键词：农业社会化服务 服务集成 农户 秸秆还田 道德风险

中图分类号：F323.6; F724.6 **文献标识码：**A

一、引言

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

二、理论分析

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

（一）农机服务对农户秸秆还田行为的作用机理

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

H1：农机服务有助于促进农户的秸秆还田行为。

^①资料来源：《2023 中国专精特新企业发展白皮书》，https://mp.weixin.qq.com/s?__biz=MzU5MDQwMzY1Mg==&mid=247505164&idx=1&sn=5234d78008c98a009e6e1ede57145452&chksm=fe3c5427c94bdd316e4696ef5d33a43401febb4193caa7de3b46dc3adb1d60c2c9801f0700d9&scene=27。

（二）农技服务对农户秸秆还田行为的作用机理

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

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

H2：农技服务有助于促进农户的秸秆还田行为。

（三）农机技服务集成对农户秸秆还田行为持续性与深度的作用机理

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

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

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

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

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

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

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

H3：农机技服务集成能通过降低“道德风险”，进一步激励农户的秸秆还田行为。

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

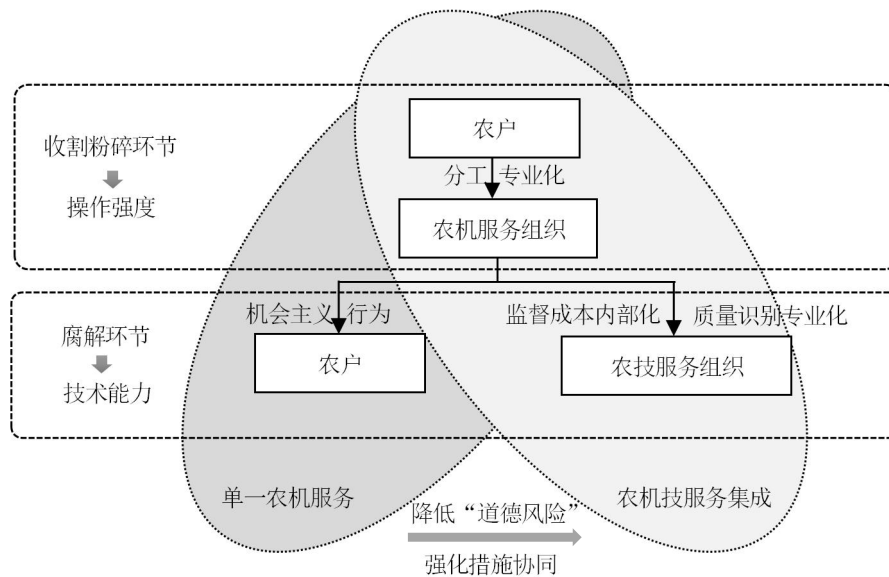


图 1 农业社会化服务及其集成对农户秸秆还田行为的作用机理

三、数据来源与模型设定

（一）数据来源

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

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

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

（二）变量设置

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

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

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

变量具体含义以及描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 主要变量定义及描述性统计结果

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

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

表1 (续)

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

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

(三) 模型设定

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

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

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

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

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

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

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

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

计算农户采用某类农业社会化服务的潜在随机结果，就是求解如下方程：

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

四、回归结果与分析

（一）农业社会化服务及其集成对农户秸秆还田行为的影响

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

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

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

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

表 2 农业社会化服务及其集成对农户秸秆还田行为影响的基准回归结果

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

表 2 (续)

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

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

(二) 内生性问题处理

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

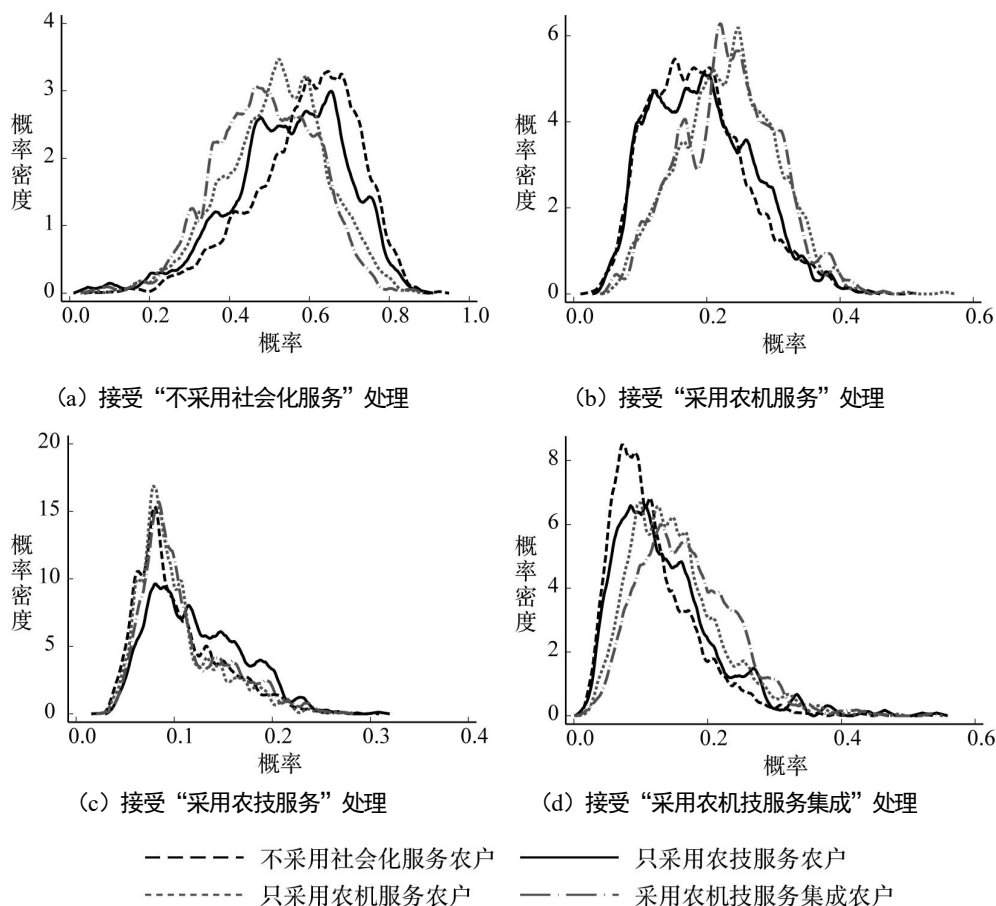


图 2 农户接受特定社会化服务“处理”的概率分布

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

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

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

注：①***表示1%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。

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

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

然显著，验证了 IV-Probit 结果的稳健性。

表 4 基于 IV-Probit 方法处理内生性问题的回归结果

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

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

（三）农机技服务集成对农户秸秆还田行为影响的机制检验

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

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

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

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

表5 基于降低“道德风险”的农机技服务集成作用机制检验的回归结果

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

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

（四）异质性分析

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

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

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

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

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

表 6 基于农区的异质性分析回归结果

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

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

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

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

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

五、结论与政策启示

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

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

基于以上结论，得到如下政策启示：

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

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

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

参考文献

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

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

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

（作者单位：¹华南农业大学经济管理学院；

²北京工商大学经济学院）

（责任编辑：柳 荻）

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

DONG Ying WANG Huan HUANG Caini

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

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

中国新型农村集体经济发展水平的地区差异及分布动态演进*

孙淑惠¹ 张 晓¹ 刘传明² 陈晓楠¹

摘要：新型农村集体经济发展道路是符合中国国情的特色道路，对推动乡村全面振兴具有重要意义。本文以2014—2022年中国2517个县域为研究对象，从发展广度、发展规模、发展效益维度出发，构建新型农村集体经济发展水平的评价指标体系并进行测度。在将样本县域按照省级尺度进行地区划分的基础上，综合运用Dagum基尼系数、随机Kernel密度、Markov链等量化分析方法，详细考察中国新型农村集体经济发展水平的地区差异及分布动态演进特征。研究发现：第一，基于测度结果，新型农村集体经济发展水平呈上升趋势，但总体仍处在新兴发展阶段，发展水平较低，需重点进行效益维度的提升及西部省份的优化。第二，基于地区差异结果，2014—2017年，新型农村集体经济发展水平的总体差异保持在高位；2018—2022年，这一差异有所缩小，地区间差异为总体差异的最主要来源，贡献率超过80%，其中，西藏等西部省份与浙江等东部省份间的差异最为突出。第三，基于分布动态演进结果，不考虑相邻地区影响时，新型农村集体经济发展水平的分布流动性明显，其低、中低、中高发展水平地区随时间推移呈现向上转移的动态演进特征，但新型农村集体经济发展水平到一定高度后，存在收敛趋势；考虑相邻地区影响时，多数地区间的空间正相关性较强，但高发展水平地区不易与相邻地区发生空间关联作用。本文研究可为科学认识中国新型农村集体经济发展情况提供经验证据，以期制定新型农村集体经济协同发展政策提供启示。

关键词：新型农村集体经济 地区差异 分布动态演进 乡村全面振兴

中图分类号：F321.32 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十届三中全会审议通过的《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》

*本文研究得到国家自然科学基金面上项目“内生动力视角下产业发展与农户就近就地就业机制研究——以乡村振兴重点帮扶县易地搬迁政策为例”（编号：72274157）和国家社会科学基金青年项目“数字乡村建设促进农民农村共同富裕的作用机理与实现路径研究”（编号：22CJL004）的支持。本文通讯作者：陈晓楠。

明确提出，发展新型农村集体经济，构建产权明晰、分配合理的运行机制，赋予农民更加充分的财产权益^①。新型农村集体经济是与传统农村集体经济相对的概念，体现了新时代背景下农村集体经济的发展创新。多年实践证明，新型农村集体经济能有效促进农业现代化，并推动农村社会文化、政治经济和生态环境的改善（徐辉和范志雄，2022），是推进乡村全面振兴的坚实基础（尹呐等，2023）。因此，新型农村集体经济受到党和政府的高度重视。2016年，《中共中央 国务院关于稳步推进农村集体产权制度改革的意见》指出“发展新型集体经济”，这是首次于中央层面提出“新型集体经济”的概念。此后，农村地区加快探索发展新型集体经济的有效形式。当前，新型农村集体经济已初具规模，取得一定发展成果。2022年，农村集体经济组织总收入和经营收入分别达到6711.4亿元和2526.2亿元，较上年增长0.4%和4.9%，且经营收益在5万元以上的村庄占比超过60%^②。

在新型农村集体经济发展向好的背后，需要看到的是其仍处在起步阶段（匡远配和彭凌凤，2023），发展过程中存在诸如农民合作积极性不高、资源有效供给欠缺等问题（张新文和杜永康，2023；周文和李吉良，2023）。加之中国地域广阔，各地区的农村现实需求、基础不一，新型农村集体经济发展水平的不平衡性、不充分性突出（肖红波和陈萌萌，2021）。截至2022年底，中国农村集体经济组织资产总额（不包含土地等资源性资产）达到9.14万亿元，其中，广东、浙江等6个东部省份（含省、自治区和直辖市，下同）的资产总额均超过5000亿元，而多数西部省份的资产总额低于2000亿元^③。可见，在新时代新征程中，新型农村集体经济发展的不平衡不充分问题逐渐成为推进乡村全面振兴过程中必须正视的重大现实问题。

近年来，学术界围绕新型农村集体经济的研究日益丰富。其中，文献多以定性分析为主，新型农村集体经济的发展历程、发展路径、影响效应是研究重点。从发展历程来看，有学者认为，中国农村集体经济从社会主义改造到家庭联产承包责任制、乡镇企业异军突起，直至农村集体产权制度改革，经历了起步、调整、改革、转型等阶段（高鸣和芦千文，2019；唐海龙，2022；文丰安，2024）。在此期间，新型农村集体经济产生并不断发展壮大，但其发展的不平衡不充分问题较明显（唐海龙，2022；尹呐等，2023）。从发展路径来看，有学者认为，为有效推动新型农村集体经济发展，应关注农民主体性，通过构建具备整合功能的服务组织载体，促成农民长效合作（王辉和金子健，2022）；同时，坚持因村制宜，探索诸如经营型、服务型、联营型、党建型等多样化发展模式（高鸣等，2021）；此外，混合所有制改造也是新型农村集体经济的重要发展方向（曾恒源和高强，2023）。从影响效应来看，现有相关文献主要有三个方面的研究。一是共富效应研究。匡远配和彭凌凤（2023）、赵黎（2023）

^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。

^②资料来源：农业农村部政策与改革司，2023：《中国农村政策与改革统计年报（2022年）》，北京：中国农业出版社，第23-24页。

^③资料来源：农业农村部政策与改革司，2023：《中国农村政策与改革统计年报（2022年）》，北京：中国农业出版社，第143页。

等阐述了新型农村集体经济推动农民农村共同富裕的内在逻辑。二是治理效应研究。集体经济的社会属性决定其具备治理效应（赵一夫等，2022），因此，新型农村集体经济在推动农民自治治理等方面存在重要作用（王辉和金子健，2022）。三是生产优化效应研究。周娟（2020）认为，农村集体经济组织的合法性地位使其在统筹农业生产方面更具群众基础。上述文献聚焦于理论与案例分析，深化了对新型农村集体经济的认识，但缺乏对新型农村集体经济发展情况的定量考察。

另有少数文献对新型农村集体经济进行定量研究。基于微观尺度，母娜和王征兵（2024）、王进等（2024）分别利用自有与公开微观调查数据库，对新型农村集体经济组织韧性、新型农村集体经济发展水平展开定量考察，得出合作经营能增强新型农村集体经济组织韧性、数字乡村建设是推动新型农村集体经济发展的关键要素等结论。基于宏观尺度，徐鹏杰（2023）采用中国省级面板数据，从收入、资产、分配维度出发，共选取三个指标，运用熵值法测度新型农村集体经济发展水平，并通过相关实证发现，发展新型农村集体经济有助于实现农民农村共同富裕。上述文献为本文构建新型农村集体经济发展水平的评价指标体系提供了重要参考，但现有研究多基于较短时间、小范围空间的微观调查数据或信息较为泛化的宏观层面的省级数据进行分析，且主要关注新型农村集体经济发展过程中的影响因素或影响效应，忽略了对新型农村集体经济发展水平的全面展示。事实上，中国幅员辽阔，县域之间的新型农村集体经济发展水平存在明显差异。从全局视角出发，掌握中国县域新型农村集体经济发展水平的变化特征，对于精准识别其地区异质性并制定合理的发展政策至关重要。

鉴于此，本文选取中国县域面板数据，在梳理新型农村集体经济发展历程并科学测度其发展水平的基础上，运用多种量化分析方法，明晰其地区差异及分布动态演进特征。与现有研究相比，本文在以下方面做了新的尝试：第一，科学测度新型农村集体经济发展水平。已有文献或围绕新型农村集体经济做定性分析，或采用村庄、省级层面的较为单一化指标做定量研究，而本文基于新型农村集体经济的基本内涵与特点，构建包含发展广度、发展规模、发展效益的评价指标体系，可全面呈现中国县域发展情况。第二，准确揭示新型农村集体经济发展水平差异。当前文献已然表明新型农村集体经济的不平衡不充分问题突出，但并未针对其差异程度作深入探究，而本文引入 Dagum 基尼系数及分解方法，在按照省级尺度进行划分的基础上，厘清地区差异程度及来源，对在新时代有的放矢缩小发展差异具有深刻意义。第三，多维考察新型农村集体经济发展水平的分布动态演进特征。本文突破仅从静态视角展开研究的局限，引入时间跨度与空间因素，综合运用随机 Kernel 密度与 Markov 链，反映中国县域新型农村集体经济发展水平相对位置的动态变化特征和状态转移概率。这有助于识别具有发展潜力的地理单元，以期为协同推动新型农村集体经济发展提供经验证据与规律性认识。

二、历程回顾、内涵剖析与评价指标体系构建

（一）发展历程回顾

1. 理论发展历程。通过梳理新型农村集体经济的理论发展历程可知，新型农村集体经济是在马克思和恩格斯合作经济理论基础上的中国化创新与发展。具体而言，马克思、恩格斯提出了通过土地国

有化^①、发展合作社^②等来改造传统农业的基本思想。基于资本主义生产方式这一出发点，最终消灭资本主义并建设共产主义是马克思和恩格斯合作经济理论的特点。新中国成立后，以毛泽东同志为核心的领导集体结合中国革命实践，提出发展农业生产合作社。改革开放以来，分别以邓小平同志、江泽民同志、胡锦涛同志为核心的领导集体继续结合中国具体实际，相继提出“两个飞跃”指导思想以及兴办集体企业、积极壮大村级集体经济等发展思路，进一步丰富了关于发展合作经济和集体经济的理论。进入新时代，以习近平同志为核心的党中央强调“发展新型农村集体经济”。作为社会主义公有制经济的重要实践形式，新型农村集体经济兼具经济实力与治理效益（高鸣和江帆，2024），是推进乡村全面振兴的必由之路。

2.历史发展进程。在中国不同的历史条件下，围绕农村集体经济的政策制定经历了丰富的嬗变过程。新中国成立后，基于旧中国的农民失地问题，党和国家开启发展农村集体经济的历程（黎莉莉等，2023）。农村集体经济经过互助组、初级社、高级社等阶段的农业社会主义改造后，得到普遍建立。1962年，《农村人民公社工作条例（修正草案）》围绕人民公社进行了系统化规定。此时，随着“三级所有、队为基础”小公社体制的完善，农村集体经济基本制度框架形成（唐海龙，2022）。改革开放后，家庭联产承包责任制的实施打破了集体统一经营的发展模式，形成了集体与家庭“统分结合”的双层经营体制。这一体制解放并发展了农村生产力，助力农民走向小康（周文和李吉良，2023）。进入新世纪，党和国家逐步推动农村集体经济发展。2005年中央“一号文件”指出，集体经济组织要增强实力，搞好服务，同其他专业合作组织一起发挥联结龙头企业和农户的桥梁和纽带作用^③。直到2010年，每年的中央“一号文件”陆续从农村集体经济组织、农民的集体财产收益权、集体土地所有权确权登记颁证工作、农村集体产权制度改革试点等方面入手，逐步完善相关政策内容。

党的十八大以来，中国特色社会主义进入新时代。为扭转以往农村集体经济凸显的弱化、边缘化趋势，党和国家开启新型农村集体经济发展之路^④。众多研究认为新型农村集体经济源自农村集体产权制度改革（吴高辉和杨晓婷，2024），自2014年《积极发展农民股份合作赋予农民对集体资产股份权能改革试点方案》（农经发〔2014〕13号）印发以来，农村集体产权制度改革逐渐得到全面部署，新型农村集体经济也开始为公众所熟知。2016年，《中共中央 国务院关于稳步推进农村集体产权制度改革的意见》指出，科学确认农村集体经济组织成员身份，明晰集体所有产权关系，发展新型集体经济。这是中央层面首次提出“新型集体经济”。2017年，《中华人民共和国民法总则》赋予农村集体经济组织特别法人资格，为农村集体经济组织立法提供了契机（张兰兰，2019）。2023年中央“一

^①中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局，1995：《马克思恩格斯选集》（第三卷），北京：人民出版社，第129-130页。

^②中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局，1995：《马克思恩格斯选集》（第四卷），北京：人民出版社，第499-500页。

^③参见《中共中央 国务院关于进一步加强农村工作提高农业综合生产能力若干政策的意见》，https://www.gov.cn/gongbao/content/2005/content_63347.htm。

^④笔者详细梳理了新时代以来的新型农村集体经济重要政策，因篇幅限制未在此展示，有兴趣者可在知网或本刊网站查看本文附录中的图1。

号文件”提出,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。这进一步明晰了新型农村集体经济的发展路径。2024年,《中华人民共和国农村集体经济组织法》表决通过,标志着新型农村集体经济进入更为法治化、规范化的发展时期。

3.新时代下的发展态势。结合《中国农村经营管理统计年报》《中国农村政策与改革统计年报》等统计年报和相关新闻报道数据,本文初步明确了新型农村集体经济的发展态势^②。一方面,新型农村集体经济发展总体向好,但仍存在一定现实困境。2014—2022年,中国农村集体经济组织总收入由0.401万亿元上升至(2014年基期)0.576万亿元,年均增长率超过4%,但经营收入与总收入的比值仅在35%上下变动,提升缓慢。据此,随着相关政策的实施与完善,新型农村集体经济不断发展壮大,但仍存在对政策依赖性较高、运营能力不强、持续盈利有限等问题,创富能力亟待提升。另一方面,党和各级政府对新型农村集体经济给予了大力的政策支持,也高度关注新型农村集体经济的发展。在中国国内极具影响力的网站(“人民网”“新华网”)上,本文收集并整理了过去3年中包含“新型农村集体经济”这一关键词的新闻(共计824篇)。经过合并等处理后,进行词频统计可发现:“发展”“建设”“推进”等在动词中的词频较高,反映发展新型农村集体经济的积极行动导向;“农村”“农业”“产业”等在名词中的词频较高,凸显发展新型农村集体经济所关注的核心领域。

(二) 基本内涵剖析

新型农村集体经济是对传统农村集体经济的扬弃,即新型农村集体经济在保持集体资产归集体所有这一本质特征的基础上,为适应市场经济需求,围绕产权体系、组织形式、经营范围、功能定位等方面进行必要调整(尹呐等,2023),以更好适应乡村全面振兴的需求。

首先,产权体系清晰化。传统农村集体经济的主要问题为代理人掌握资产控制权,导致集体成员所有权虚置,“集体经济”蜕变成“干部经济”。而新型农村集体经济源自农村集体产权制度改革,可通过清产核资、集体组织成员身份确认、集体经营性资产折股量化等为分享集体经济发展成果提供分配依据(高鸣等,2021)。其次,组织形式独立化。传统农村集体经济表现为“村企合一”,实行所有权与经营权的高度统一(郭晓鸣和张耀文,2022)。新型农村集体经济组织则强调自身经济功能,其与农村自治组织、农村基层政权形成了较为严格的组织界限(黎莉莉等,2023)。再次,经营范围多样化。传统农村集体经济主要采用生产资料统一支配、经营活动统一安排的运行方式(郭晓鸣和张耀文,2022)。而具备特别法人资格的新型农村集体经济组织不仅能进行独立经营(郭晓鸣和张耀文,2022),还可与其他市场主体开展合作经营(钟真等,2023)。最后,功能定位科学化。传统农村集体经济消除了土地兼并与土地集中的制度基础,进而消除了社会不平等的制度根源(黎莉莉等,2023)。新型农村集体经济则旨在促进农民农村共同富裕(高鸣和江帆,2024),其经营目标包括实现合理利

^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的意见》, https://www.gov.cn/zhengce/2023-02/13/content_5741370.htm。

^②因篇幅限制,新型农村集体经济的发展态势图与新闻报道词频统计图未在此展示,可在中国知网或本刊网站查看本文附录中的图2、图3。

润、推动农民增收等经济效益。同时，鉴于新型农村集体经济兼具公共性特点（高鸣和江帆，2024），其需为农村公共服务提供财力、物力支持（文丰安，2024），故新型农村集体经济的经营目标也应包括加强村社公共服务等社会效益。

综上所述，新型农村集体经济是一种集体所有制经济新形态（高鸣等，2021），其以新型农村集体经济组织为发展主体，在市场导向下，展现一定市场参与能力，并以合理利润实现、农民持续增收等经济效益与村社公共服务强化等社会效益的提升为经营目标。

（三）评价指标体系构建

本文构建的新型农村集体经济发展水平评价指标体系具有以下特点：第一，展现新型农村集体经济的发展广度与发展规模。随着农村集体产权制度改革阶段性任务开展并基本完成，在“清产核资、量化确权”的指引下，逐步实现农村集体经济组织由“传统”到“新型”的转变。在此过程中，新型农村集体经济发展的重点在于推广、扩容，故所构建的评价指标体系不仅要考虑新型农村集体经济组织等主体的覆盖范围，还应考虑相关发展规模。第二，兼顾经济效益与社会效益。作为更高级的利益共享经济形态，新型农村集体经济在发展过程中既要“做大蛋糕”，更要“分好蛋糕”。经营目标不仅包括合理利润的实现，还要注重农民增收及村社公共服务能力提升等。因此，为全面反映新型农村集体经济发展水平，评价指标体系应当涵盖集体经济效益、个人经济效益与社会效益的量化指标。

据此，本文从发展广度、发展规模与发展效益维度出发，构建新型农村集体经济发展水平的评价指标体系（见图1和表1）。其中，发展广度与规模分别从相关主体的推广、扩容角度体现发展的“广化”水平；发展效益则从经营目标实现角度体现其“深化”水平。

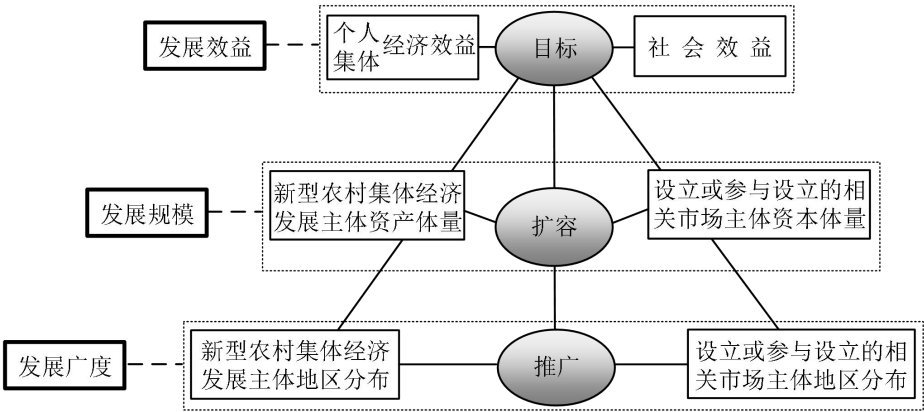


图1 新型农村集体经济发展水平的评价指标体系分析框架

表1 新型农村集体经济发展水平的评价指标体系				
一级指标	二级指标	指标解释	单位	属性
发展广度	发展主体分布	新型农村集体经济组织数量/行政区域面积	个/平方公里	+
	相关市场主体分布	新型农村集体经济组织相关企业数量/行政区域面积	个/平方公里	+
发展规模	发展主体规模	集体资产总额	亿元	+
	相关市场主体规模	新型农村集体经济组织相关企业的注册资本总量	亿元	+

表 1（续）

发展效益	集体经济效益	集体总收入	亿元	+
	个人经济效益	农户分配总额	亿元	+
	社会效益	当年村组织支付的公共服务费用	亿元	+

第一，新型农村集体经济的发展广度维度。《中华人民共和国农村集体经济组织法》强调“农村集体经济组织是发展壮大新型农村集体经济、巩固社会主义公有制、促进共同富裕的重要主体”，且“农村集体经济组织可以依法出资设立或者参与设立公司、农民专业合作社等市场主体”^①。因此，本文着重探究新型农村集体经济发展主体及相关市场主体的地区推广情况，以新型农村集体经济组织数量与行政区域面积的比值、新型农村集体经济组织相关企业数量与行政区域面积的比值进行表征。

第二，新型农村集体经济的发展规模维度。与发展广度的指标选择类似，重点探究发展主体与相关市场主体的规模扩张情况，以集体资产总额、新型农村集体经济组织相关企业的注册资本总量进行表征。一方面，集体资产总额涵盖乡镇级、村级和组级集体经济组织所拥有的流动资产（如货币资金）、农业资产（如牲畜、禽类资产）和长期资产（如长期投资），可全面反映新型农村集体经济组织的资源状况与发展规模。另一方面，企业注册资本能体现创业者对企业的未来预期，研究已证实注册资本与反映企业规模的多个变量高度相关（莫怡青和李力行，2022）。

第三，新型农村集体经济的发展效益维度。基于前文所述的新型农村集体经济经营目标，本文分别以集体总收入、农户分配总额、当年村组织支付的公共服务费用表征集体经济效益、个人经济效益与社会效益。其中，集体总收入包括农村集体经济组织的经营收入、发包及上缴收入、投资收益、补助收入及其他收入，可直观体现新型农村集体经济发展过程中的利润实现程度；农户分配总额是指农村集体经济组织向所属成员分配的款项，能彰显促进农民增收的“集体力量”；当年村组织支付的公共服务费用涵盖公共卫生、教育、计划生育、优抚、“五保户”供养、消防、治安、公益设施维护、应对突发公共事件等，可在一定程度上体现新型农村集体经济在推动农村社会进步方面所发挥的作用。

本文对于评价指标体系数据选取的说明如下：第一，发展主体与相关市场主体的发展广度指标、相关市场主体的发展规模指标均基于县域数据进行选取。从新型农村集体经济组织数据的收集过程来看，依据《广东省农村集体经济组织管理规定》（广东省人民政府令第 109 号）等地方性政府规章，以及《中共中央 国务院关于稳步推进农村集体产权制度改革的意见》《农业农村部办公厅关于启用农村集体经济组织登记证有关事项的通知》（农办政改〔2018〕3 号）等中央及中央部门层面的政策文件，农村集体经济组织名称包括：经济联合总社或股份经济合作联合总社（乡镇级）、经济联合社或股份经济合作联合社（村级）、经济合作社或股份经济合作社（组级）。后者（股份经济合作联合总社、股份经济合作联合社和股份经济合作社）一般为新型农村集体经济组织的表达形式（张先贵，2024）。同时，《中华人民共和国农村集体经济组织法》规定“农村集体经济组织的名称中应当标明‘集体经济组织’字样”。为最大限度地获取新型农村集体经济组织数量，关键词选定“股份经济合作联合总

^①参见《中华人民共和国农村集体经济组织法》，https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202406/content_6960131.htm。

社”“股份经济合作联合社”“股份经济合作社”“集体经济组织”。基于天眼查平台，在“企业名称”范围内对上述关键词进行搜索，数据汇总并去重后，依据机构类型（乡镇级、村级、组级集体经济组织）进行筛选处理，得到县域新型农村集体经济组织数量（共计 447708 个）。

从新型农村集体经济组织相关企业数据的收集过程来看，关键词同样包括上述 4 种，搜索范围限定为“法人/股东/高管”，数据汇总并去重后，进一步删除注册资本未显示的企业、注册资本非人民币计价的企业及明显不相关企业，得到县域新型农村集体经济组织相关企业数量（共计 56594 个），并通过累加处理明确县域新型农村集体经济组织相关企业的注册资本总量。

第二，结合数据可得性，集体资产总额指标及发展效益维度指标在县域层面存在缺失。为此，本文参考现有文献（范子英和赵仁杰，2019；黄祖辉等，2023；林海等，2023），采用降尺度方法，将集体资产总额、集体总收入、农户分配总额和当年村组织支付的公共服务费用等省级尺度数据降为县域尺度数据，力求在保持数据真实性的基础上，对县域发展情况进行有效评估。首先，以县域农田面积占本省份农田面积的比重为权重，乘以集体资产总额，对该数据做降尺度处理。此做法的合理性在于，新型农村集体经济组织需基于本地资源禀赋和优势，实现集体资产保值增值（高鸣和江帆，2024）。通常情况下，地区农田面积越广，意味着该地区的土地等资源型资产就越丰富，相应地，新型农村集体经济组织所拥有的资源型资产及其衍生的非资源型资产可能越充裕。其次，以县域地区生产总值占本省份地区生产总值的比重为权重，分别乘以集体总收入、农户分配总额，对该数据做降尺度处理。此做法的合理性在于，新型农村集体经济发展过程涵盖第一产业（如农产品生产）、第二产业（如农副产品加工）和第三产业（如乡村旅游），这些活动与地区经济发展规模存在直接关系。一般而言，经济发达地区的新型农村集体经济已初步具备带动农民农村共同富裕的能力（匡远配和彭凌凤，2023）。最后，以县域一般公共预算支出占本省份一般公共预算支出的比重为权重，乘以当年村组织支付的公共服务费用，对该数据做降尺度处理。此做法的合理性在于，政府的公共预算支出包括向下转移支付（姚东旻等，2022），其可在一定程度上增加基层党组织、新型农村集体经济组织等的财力，使新型农村集体经济组织有能力支付更多的公共服务费用，同时，公共预算支出规模也映射政府对公共服务建设的重视程度，进而影响新型农村集体经济组织在公共服务建设方面的态度。

三、研究设计与数据说明

（一）研究方法

1. 新型农村集体经济发展水平的评价方法。为规避主观赋权法可能出现的测度不准确问题，也鉴于客观赋权法中的熵值法已广泛应用在宏观和微观领域（汪三贵等，2023；郭君平等，2024），本文运用熵值法对新型农村集体经济发展水平进行测度。考虑到熵值法已是成熟的客观赋权评价方法，在此不过多赘述，具体详见郭君平等（2024）的研究。

2. 地区差异的测度及分解方法。本文选择 Dagum 基尼系数及分解方法探究新型农村集体经济发展水平的地区差异。该方法将总体差异分解成地区内差异、地区间差异和超变密度，能解决差异来源问题和子样本交叉重叠问题。总体差异即总体基尼系数（ G ）的计算见（1）式。

$$G = \frac{\sum_{o=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_o} \sum_{r=1}^{n_h} |rce_{oi} - rce_{hr}|}{2n^2 rce} \quad (1)$$

(1) 式中: $rce_{oi}(rce_{hr})$ 为 $o(h)$ 地区内 $i(r)$ 县域的新型农村集体经济发展水平; \overline{rce} 、 n 、 k 分别为新型农村集体经济发展水平均值、县域个数及地区个数; $n_o(n_h)$ 为 $o(h)$ 地区的县域个数。

地区内差异贡献、地区间差异贡献、超变密度贡献的计算详见 Dagum (1997)。

3. 分布动态演进的考察方法。一是采用随机 Kernel 密度估计方法, 通过密度等高线图直观展现中国县域新型农村集体经济发展水平的分布动态演进特征。二是运用 Markov 链分析方法, 反映中国县域新型农村集体经济发展水平的具体状态转移概率, 以进一步补充随机 Kernel 密度结果。

对于随机 Kernel 密度估计, 一方面, 仅考虑时间跨度, 采用无空间条件随机 Kernel 密度, 考察新型农村集体经济发展水平从 t 年到 $t+3$ 年的分布动态演进特征; 另一方面, 加入空间因素, 采用空间条件动态随机 Kernel 密度, 探究 t 年相邻县域新型农村集体经济发展水平对 $t+3$ 年本县域的影响, 通过洞察县域间互动模式来做进一步解释。对于 Markov 链分析, 一方面, 采用传统 Markov 链展现新型农村集体经济发展水平随时间变化的状态转移概率矩阵; 另一方面, 采用空间 Markov 链刻画纳入空间因素考量的状态转移概率矩阵。分布动态演进的考察方法详见刘华军等 (2021) 的研究。

(二) 数据说明及来源

本文以 2014—2022 年中国 2517 个县域 (不含直辖市及港澳台地区) 为研究对象, 涵盖了县、市辖区、县级市、自治县、自治旗等所有县级行政单位, 属于广义县域范畴 (苏红键, 2021)。

新型农村集体经济组织数量、新型农村集体经济组织相关企业数量及其注册资本总量来自天眼查平台^①; 集体资产总额、集体总收入、农户分配总额、当年村组织支付的公共服务费用来自《中国农村经营管理统计年报》《中国农村政策与改革统计年报》, 为避免价格波动的影响, 此类数据均按照以 2014 年为基期的农村居民消费价格指数进行平减; 行政区域面积、地区生产总值、一般公共预算支出依次来自《中国县域统计年鉴》、中经网统计数据库^②、EPS 数据平台^③; 农田面积来自 Yang and Huang (2021) 及其后续更新的 CLCD 土地利用类型数据集, 为便于提取和计算, 该数据精度统一为 90 米。此外, 对于个别缺失值, 本文选择采用插值法进行填补。

(三) 特征性事实分析

基于县域测度结果, 图 2 和图 3 分别展示了 2014—2022 年全国层面、省份层面新型农村集体经济发展水平的演变趋势。从全国总体来看 (见图 2), 新型农村集体经济发展水平呈明显上升趋势, 由 2014 年的 0.009 上升至 2022 年的 0.034, 年均增长率达到 18.074%, 但数值仍低于 0.1。这体现新型农村集体经济虽取得一定发展成效, 但仍存在较大发展空间。

^①资料来源: <https://www.tianyancha.com>。

^②资料来源: <https://db.cei.cn/jsp/Home>。

^③资料来源: <http://www.epsnet.com.cn>。

从分维度增长情况来看（见图2），基于对样本期的平均划分，2014—2018年，发展广度、规模及效益水平分别增长了0.003、0.002和0.001，在全国总体发展水平的提升过程中，这3个维度的贡献率依次为50.000%、33.333%和16.667%；2018—2022年，发展广度、规模及效益水平得到进一步优化，分别增长了0.013、0.005和0.001，相应贡献率依次变为68.421%、26.316%和5.263%。这表明样本期内，发展广度、规模及效益水平同样呈现上升趋势，这3个维度对全国总体发展水平存在明显促增作用。一方面，对于新型农村集体经济发展水平的提升，发展广度的贡献突出。近年来，党和政府围绕新型农村集体经济展开积极行动，提出并完善农村集体“三资”管理、运行机制与发展途径创新、农村集体经济组织法律法规建设等措施，极大地推动其在地区分布上的普及。另一方面，发展效益的贡献较小。当前，多数地区在发展过程中对财政补助的依赖性大，持续盈利能力与投资能力有限，未形成推动新型农村集体经济可持续发展的内生动力（文丰安，2024），限制了发展效益提升。

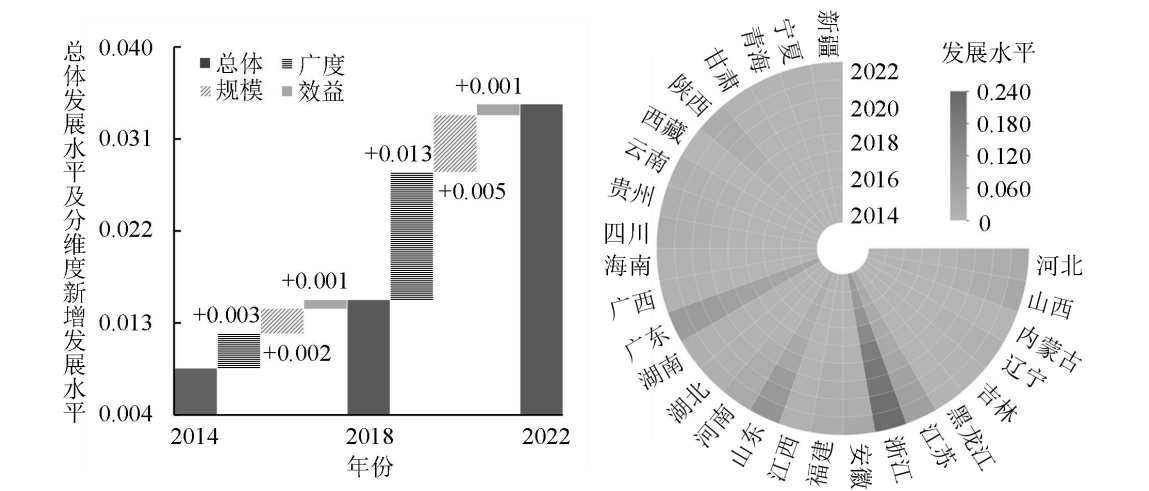


图2 总体发展水平及分维度新增发展水平的演变趋势 图3 各省份新型农村集体经济发展水平的演变趋势

从各省份来看（见图3），中国27个省份的新型农村集体经济发展水平同样呈上升趋势，展现“东高西低”的空间不平衡特征。其中，浙江（0.160）、广东（0.062）、山东（0.049）、江苏（0.045）、福建（0.015）等东部省份排在前5位；具体到县域，诸如杭州市西湖区、佛山市禅城区、青岛市黄岛区、苏州市张家港市、厦门市湖里区的新型农村集体经济发展水平均高于0.050。此类现象出现的原因可能在于，多数东部省份属于中国经济强省或经济大省，集体资产较为丰富，政策环境倾向于市场化，这有利于各类发展主体根据市场需求进行自主决策和运营，进而使得东部省份在新型农村集体经济发展方面取得显著成效。宁夏（0.003）、内蒙古（0.002）、青海（0.002）、新疆（0.002）、西藏（0.001）等西部省份则排名靠后，尤其是西藏，样本期内排名在后10位的县域均集中在此。多数西部省份在资源禀赋、人才队伍与区位条件等方面的优势相对较弱，这限制了其新型农村集体经济的多样化发展与产业链延伸。此外，多数西部省份的市场化程度不高，导致其在新型农村集体经济发展过程中过度依赖政府引导，存在较大建设空间。

综上所述，中国新型农村集体经济发展总体向好，但实际发展水平仍较为薄弱，发展过程中的不平衡不充分现象凸显。随着新型农村集体经济组织直接参与市场经营的条件越发完善（钟真等，2023），应科学建立“政府力量”与“市场力量”相互转换机制，为发展新型农村集体经济开拓新空间。

四、新型农村集体经济发展水平的地区差异

考虑到中国幅员辽阔，不同地区的经济、社会和资源条件差别较大。为深入探究新型农村集体经济发展过程中的地区差异，本文按照省级尺度进行地区划分，以期得到更为准确的分析结果。中国新型农村集体经济发展水平的总体差异和各省份新型农村集体经济发展水平差异的演变趋势如图 4、图 5 所示。

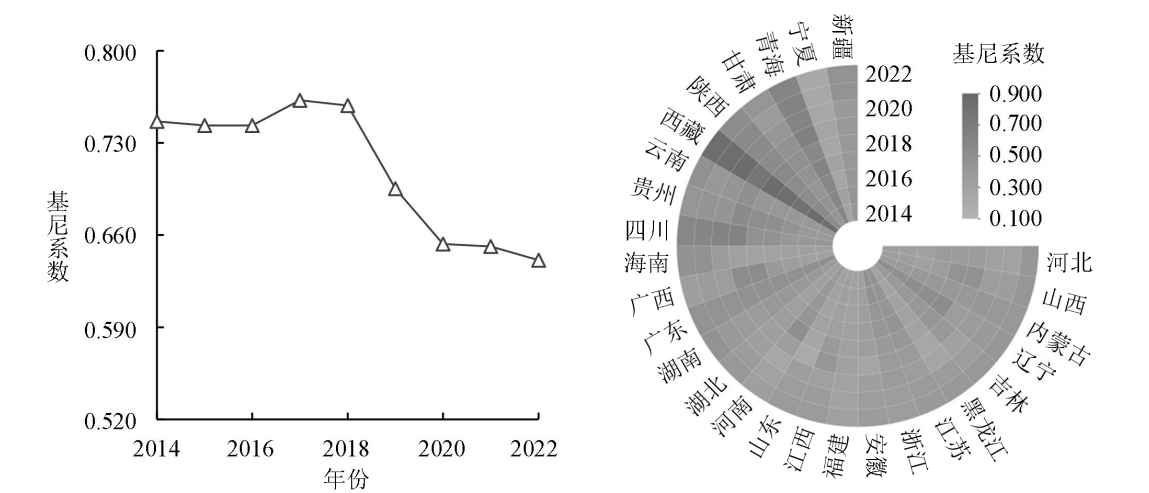


图 4 新型农村集体经济发展水平总体差异的演变趋势 图 5 各省份新型农村集体经济发展水平差异的演变趋势

（一）新型农村集体经济发展水平的总体差异情况

由图 4 可知，样本期内，中国新型农村集体经济发展水平的总体差异呈先稳后降的变化特征。根据增长极理论，地区的平衡发展仅是理想状态（Perroux，1950）。当具有创新性与优势的地区出现时，会形成增长极，此类增长极发展到一定程度，可通过前向、后向连续效应带动其他地区发展。

在保持明显差异性的阶段（2014—2017 年），总体差异程度始终高于 0.7，年均增长率为 0.710%。由于 2016 年 12 月发布的《中共中央 国务院关于稳步推进农村集体产权制度改革的意见》是在中央层面首次提出“新型集体经济”概念的政策文件，因而，该阶段关于新型农村集体经济的正式政策文件相对较少，全国范围内对其认识与实践水平多依赖于自身经验与资源积累，导致新型农村集体经济发展增长极自然形成，并始终保持一定差异。在差异缩小阶段（2018—2022 年），总体差异程度由 2018 年的 0.758 下降至 2022 年的 0.641，年均增长率为-4.105%。随着《农村集体经济组织示范章程（试行）》、2021—2022 年中央“一号文件”等相关政策文件的发布，各地区逐渐深化对新型农村集体经济的认识，并进行有益探索。成功的发展模式被示范推广，先进经验被用来推动后进发展，并通过“先进带后进”策略逐步缩小地区差异。

（二）新型农村集体经济发展水平的地区差异情况

在地区内差异方面,样本期内,中国 27 个省份的新型农村集体经济发展水平差异介于 0.215~0.861 之间(见图 5)。进一步将各省份按照东、中、西部地区划分,并计算其均值后发现,西部地区(0.478)最高,东部地区(0.379)次之,中部地区(0.355)最小。这表明,西部地区新型农村集体经济发展水平的不平衡现象突出,而大部分中、东部地区尤其是中部地区的发展差异较小。从西部地区来看,其集体经济事务多由村级党组织负责管理,普遍缺少集体经营性资产,发展短板明显(高鸣等, 2021; 肖红波和陈萌萌, 2021),故西部地区在新型农村集体经济发展过程中的政府力量可能远高于市场力量,政府干预方式不同、基层干部认知偏差等造成发展差异明显。从中部地区来看,其集体经济事务多由“三位一体”(农村集体经济组织、村级党组织、村民自治组织)负责管理(肖红波和陈萌萌, 2021),农村集体经济组织在政府的扶持与监管下,显现独立经营能力,能促进各类生产要素有序流动。虽然中部地区的发展差异较小,但其实际发展水平仍存在较大上升空间。从东部地区来看,其集体经济事务多由农村集体经济组织负责管理(肖红波和陈萌萌, 2021),农村集体经济组织的独立经营能力较强,鉴于新型农村集体经济总体仍处在起步阶段,因此,东部地区农村集体经济组织会更倾向于专注提升自身的新型农村集体经济发展水平,内部发展差异较为明显。

据此,基于中国国情,农村集体经济组织自主发展与政府监管均不可缺位。未来应进一步平衡市场参与和政府干预的关系,在有效推动新型农村集体经济发展的基础上,实现新的利益平衡。

在地区间差异方面^①,样本期内,西藏、青海等西部省份与浙江、广东等东部省份之间的新型农村集体经济发展水平差异明显,具体数值高于 0.9(见表 2)。这表明,中国地区间新型农村集体经济发展水平的不平衡现象主要集中于西部省份与东部省份之间,短期内,这种发展差异难以消除。

表 2 部分省份之间的新型农村集体经济发展水平差异

	2014 年		2022 年		2014—2022 年	
前 5 位	浙江—青海	0.990	浙江—西藏	0.991	浙江—西藏	0.991
	浙江—西藏	0.987	山东—西藏	0.980	广东—西藏	0.980
	广东—青海	0.984	广东—西藏	0.974	浙江—青海	0.977
	广东—西藏	0.979	江苏—西藏	0.969	浙江—新疆	0.976
	浙江—新疆	0.975	内蒙古—浙江	0.965	江苏—西藏	0.972
后 5 位	江西—宁夏	0.325	安徽—福建	0.354	内蒙古—黑龙江	0.362
	黑龙江—广西	0.311	安徽—河南	0.351	吉林—宁夏	0.362
	黑龙江—江西	0.311	吉林—宁夏	0.335	河北—安徽	0.353
	广西—宁夏	0.298	福建—河南	0.327	内蒙古—宁夏	0.353
	黑龙江—宁夏	0.298	黑龙江—宁夏	0.324	黑龙江—宁夏	0.293

注:表内数值为地区间基尼系数。

^①因篇幅限制,省份之间新型农村集体经济发展水平差异的完整结果未在此展示,可在中国知网或本刊网站查看本文附录中的表 1。

当前，新型农村集体经济仍处于新兴发展阶段，总体发展水平较低。在此情况下，具备区位、资产等初始发展优势的多数东部省份（如浙江），通过有为政府与有效市场相结合，积极探索新型农村集体经济的发展路径，从而吸引更多的高质量人才和资本。虽然东部省份会通过交流合作、政策示范等方式来缓解地区间差异，但省份之间，尤其是不同地区的省份之间，差异仍较为明显。

（三）新型农村集体经济发展水平的差异分解情况

表 3 展示了新型农村集体经济发展水平的差异分解结果。由表 3 可知，样本期内，地区间差异的贡献率虽有所下降，但始终高于 80%，可见，地区间差异是总体差异的最主要来源。结合循环累积因果理论，地理位置等优势会推动要素由落后地区向发达地区流动，该过程存在循环累积因果效应（彭飞等，2023）。西藏等省份由于自身地理位置偏远与经济基础薄弱，在发展过程中普遍存在外部机会与内部能力的双重抑制，浙江等具备初始发展优势的省份则会继续积累有利因素进行发展，导致地区间差异明显。此外，超变密度的贡献率由 2014 年的 7.239%波动上升至 2022 年的 14.977%，该增长同样不可被忽视。在新型农村集体经济发展过程中，超变密度是用于明确地区间所存在的交叉重叠现象。根据核心—外围理论（崔百胜和李家琪，2022），空间内部的全部单元不会同时发展，各地区会先形成通过虹吸效应聚集有利要素的“核心区”，随后“核心区”将要素向外围扩散，形成“外围区”依附于“核心区”的格局。故高发展水平地区“外围区”的新型农村集体经济发展水平可能会低于低发展水平地区的“核心区”。根据测度结果，尽管青海的总体发展水平低于福建，但其内部诸如西宁市城东区的新型农村集体经济发展水平（0.009）高于福建的三明市明溪县（0.005）。本文结果能体现低发展水平地区对高发展水平地区存在追赶趋势，总体差异随时间推移会逐渐缩小。

表 3		新型农村集体经济发展水平的差异分解结果								
		2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年	2021 年	2022 年
基尼系数	总体	0.746	0.743	0.743	0.762	0.758	0.695	0.653	0.651	0.641
	地区内	0.016	0.016	0.015	0.016	0.015	0.016	0.016	0.016	0.018
	地区间	0.676	0.672	0.676	0.692	0.683	0.603	0.559	0.553	0.527
	超变密度	0.054	0.055	0.052	0.054	0.060	0.076	0.078	0.082	0.096
贡献率（%）	地区内	2.145	2.153	2.019	2.100	1.979	2.302	2.450	2.458	2.808
	地区间	90.617	90.444	90.983	90.814	90.106	86.763	85.605	84.946	82.215
	超变密度	7.239	7.402	6.999	7.087	7.916	10.935	11.945	12.596	14.977

五、新型农村集体经济发展水平的分布动态演进

前文已然表明中国新型农村集体经济发展水平存在差异，为深入把握其分布动态演进特征，本文综合运用随机 Kernel 密度^①与 Markov 链做进一步分析。

（一）无空间条件随机 Kernel 密度估计

图 6 为全国层面新型农村集体经济发展水平的无空间条件密度等高线图与空间条件动态密度等高

^①因篇幅限制，对应的随机 Kernel 密度图未在此展示，可在中国知网或本刊网站查看本文附录中的图 4～图 6。

线图；图 7 和图 8 则分别为省份层面新型农村集体经济发展水平的无空间条件密度等高线图与空间条件动态密度等高线图。其中，密度等高线表示概率密度值，概率密度会随着密度等高线向外而减小，收敛趋势会随着密度等高线密集程度上升而明显。

图 6 (a)、图 7 分别展示了在仅考虑时间跨度的基础上，全国层面、省份层面新型农村集体经济发展水平的分布动态演进特征。由图 6 (a) 可知，全国层面新型农村集体经济发展水平的分布动态演进特征为：当 t 年本县域新型农村集体经济发展水平低于 0.5 时，密度等高线虽与正 45° 对角线平行，但多数位于其上方，覆盖范围较小且集中度高。这表明，与 t 年相比， $t+3$ 年多数县域的发展水平会有所提高。当 t 年本县域新型农村集体经济发展水平高于 0.5 时，密度等高线密集程度明显升高，且主要集中在正 45° 对角线附近、平行于 X 轴的位置。这反映出新型农村集体经济在高发展水平区间内，存在一定收敛趋势。综上，基于无空间条件假设，在 3 年的时间跨度内，新型农村集体经济发展水平低于 0.5 的县域呈现上升趋势，而新型农村集体经济发展水平高于 0.5 的县域则趋于收敛。

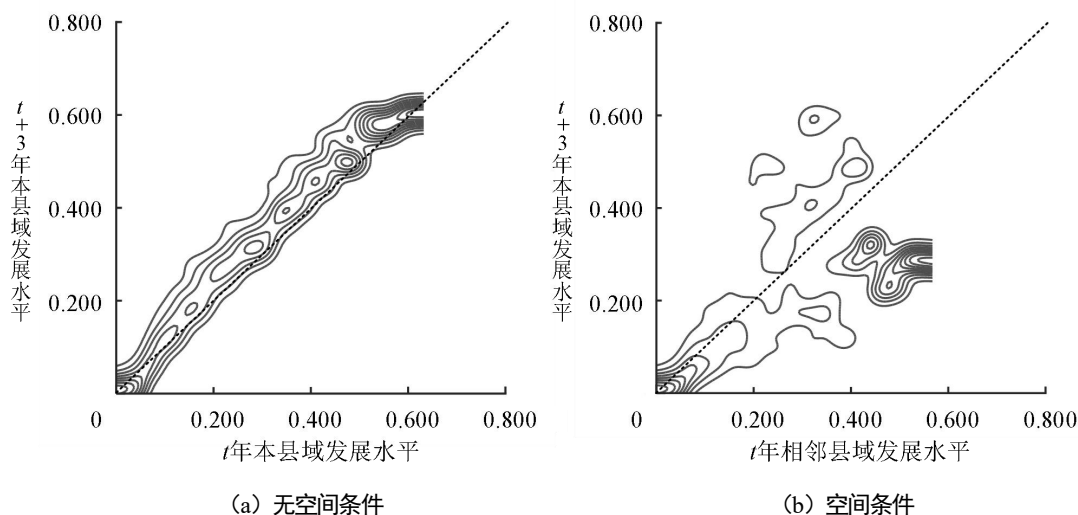


图 6 全国层面新型农村集体经济发展水平的无空间条件密度等高线图与空间条件动态密度等高线

具体到省份层面，中国 27 个省份的新型农村集体经济发展水平分布动态演进特征与全国层面存在相似之处，即各省份的密度等高线主体部分均沿正 45° 对角线上方分布（见图 7）。相较而言，从东部省份来看，其分布动态演进特征与全国层面最为接近，密度等高线均集中在高发展水平区间，呈现平行于 X 轴的趋势，且全部或大部分处在正 45° 对角线上方。这反映出东部省份在新型农村集体经济发展到一定高度后，易出现收敛现象。从中部省份来看，山西、吉林、黑龙江、湖南的分布动态演进特征与全国层面相似，安徽、江西、河南、湖北的分布动态演进特征则有所不同，即这些省份在各自高发展水平区间内，会出现多个收敛状态。从西部省份来看，仅内蒙古、云南、宁夏、新疆的分布动态演进特征与全国层面接近，其余省份在各自高发展水平区间内，同样存在多个收敛状态。此外，山东、山西、青海等部分东、中、西部省份的密度等高线均在正 45° 对角线上方，出现明显偏离密度等高线主体的小集群，意味着此类省份内部存在少量县域，其在 3 年的时间跨度内，新型农村集体经济发展水平实现了向更高水平跃迁。

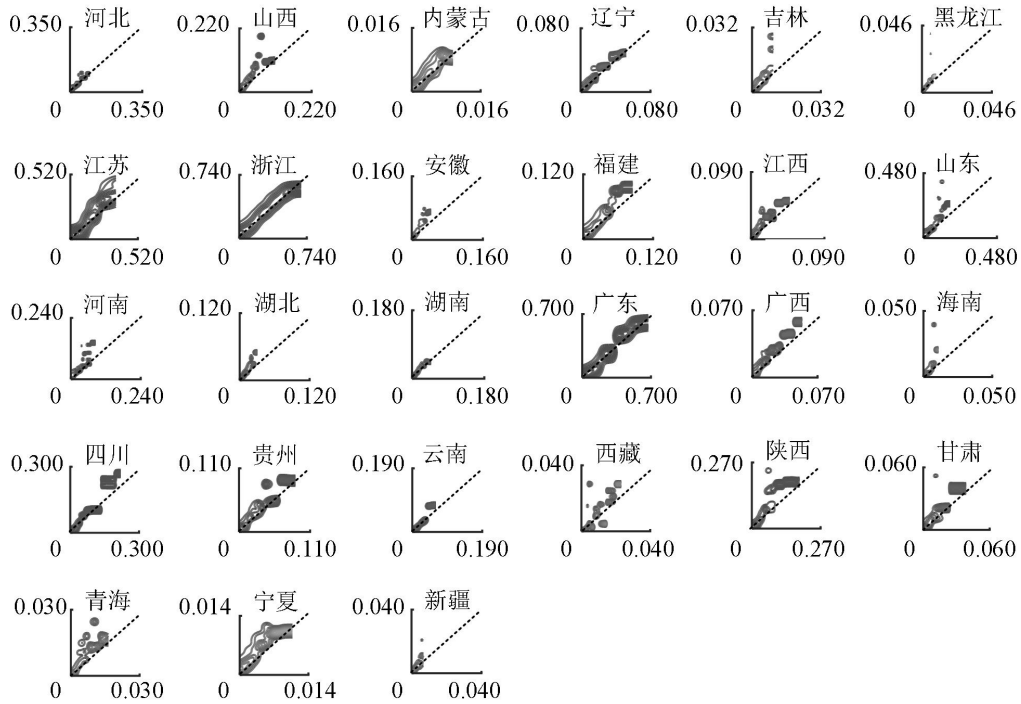


图7 省份层面新型农村集体经济发展水平的无空间条件密度等高线

注：横坐标为 t 年本县域新型农村集体经济发展水平，纵坐标为 $t+3$ 年本县域新型农村集体经济发展水平。

基于路径依赖理论，在资源禀赋、社会环境、政策等路径演化作用下，“地方依赖性”成为地区发展的基本属性，演化路径会呈强化、弱化或转变的趋势（闫东升和孙伟，2023）。通过上述研究可发现，当东、中、西部省份内部多数县域的新型农村集体经济发展水平提升到一定高度时，普遍面临边际效应递减问题，甚至出现发展停滞。因此，在新型农村集体经济发展到一定程度后，亟须进行“路径突破”，通过调整策略来寻找新发展路径。

（二）空间条件动态随机 Kernel 密度估计

在考虑时间跨度的同时，将空间条件考虑在内，本文进一步探究当期相邻县域新型农村集体经济发展水平对未来本县域的动态影响。在此之前，需对数据做空间相关性检验^①。基于邻接权重矩阵，2014—2022年，中国新型农村集体经济发展水平的莫兰指数均显著高于0.6，表明中国新型农村集体经济发展水平存在空间正相关性。因此，本文将空间因素考虑在内，进行后续研究。

图6（b）、图8分别展示了考虑相邻县域影响的情况下，全国层面、省份层面新型农村集体经济发展水平的分布动态演进特征。由图6（b）可知，全国层面密度等高线主体位于正45°对角线附近，表现出空间正相关特征。当 t 年相邻县域的新型农村集体经济发展水平低于0.2时，密度等高线沿正45°对角线分布，表明 t 年相邻县域新型农村集体经济发展水平对3年后的本县域存在正向空间溢出

^①因篇幅限制，全局空间相关性结果未在此展示，可在中国知网或本刊网站查看本文附录中的表2。

效应。当 t 年相邻县域发展水平处在 $[0.2, 0.5]$ 时, 密度等高线存在3个主要集群: 第1个集群处于正 45° 对角线下方且平行于X轴分布; 第2个集群处于正 45° 对角线下方且沿正 45° 对角线分布; 第3个处于正 45° 对角线上方且沿正 45° 对角线分布。这表明, 在此区间内, 相邻县域之间的空间效应存在差异, 部分县域的新型农村集体经济发展水平随着相邻县域的提升而保持稳定, 另有部分县域的新型农村集体经济发展水平则会随着相邻县域的提升而不同程度地提高。当 t 年相邻县域的新型农村集体经济发展水平超过0.5时, 密度等高线集中分布在略低于正 45° 对角线的位置, 呈现平行于X轴的趋势。这表明, 在高发展水平区间, 相邻县域所能发挥的正向空间溢出效应较弱, 3年后, 本县域的新型农村集体经济发展水平呈现一定收敛趋势。此外, 当 t 年相邻县域新型农村集体经济发展水平为0.3左右时, 密度等高线在 $t+3$ 年本县域发展水平达到0.5或0.6左右时, 呈现小集群分布。这可能是因为, 相较而言, 东部省份内部的部分县域新型农村集体经济发展水平提升较快, 与其他县域存在明显“断层”, 此类县域的空间相关性较弱。

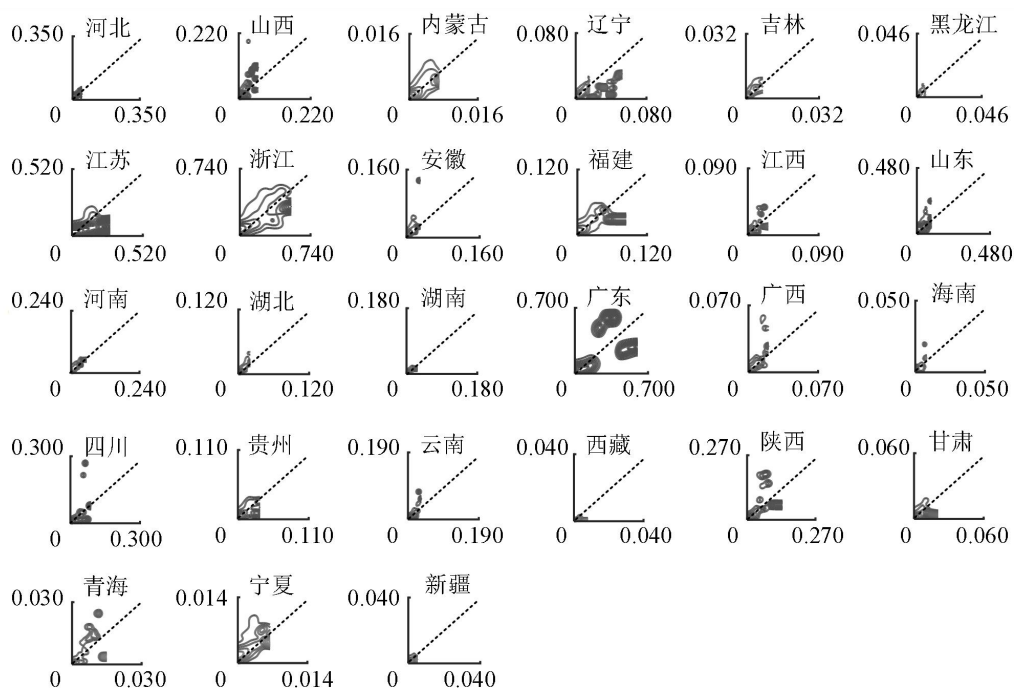


图8 省份层面新型农村集体经济发展水平的空间条件动态密度等高线

注: 横坐标为 t 年相邻县域新型农村集体经济发展水平, 纵坐标为 $t+3$ 年本县域新型农村集体经济发展水平。

据此, 在新型农村集体经济发展过程中, 各地区除了加强与周围地区的学习和交流外, 应对自身现状进行全面审视与评估, 通过优化和创新自身发展模式, 进而实现快速发展。

具体到省份层面, 其分布动态演进特征有较大不同(见图8)。从东部省份来看, 仅辽宁新型农村集体经济发展水平的密度等高线主要分布在正 45° 对角线下方, 形成多个平行于X轴的集群, 即辽宁内部多数县域间的空间相关性较弱。其余省份的密度等高线则大致分布在正 45° 对角线附近, 但在 t 年各自相邻县域的高发展水平区间呈现平行于X轴的趋势。这表明, 对于多数东部省份而言, 在较

低发展水平区间, 县域间存在明显的空间正相关性。但当处在高发展水平区间时, 相邻县域所能发挥的空间溢出效应不强, 3 年后, 本县域的新型农村集体经济发展水平呈现一定收敛趋势。此外, 山东、海南等省份均在正 45° 对角线上方, 出现偏离密度等高线主体的小集群, 表明在此类省份内部, 部分高发展水平县域与相邻县域的空间关联作用较弱。广东则在 t 年相邻县域新型农村集体经济发展水平超过 0.2 时, 于正 45° 对角线上方和下方形成了 2 个集群, 且大致与 X 轴平行, 表明其内部的部分县域出现“中—高”集聚现象, 空间相关性同样较弱。

从中、西部省份来看, 西藏、甘肃新型农村集体经济发展水平的密度等高线大致平行于 X 轴且主要处在正 45° 对角线下方, 这表明, 在 3 年的时间跨度内, 其内部县域间未出现明显的空间相关性, 新型农村集体经济发展水平变动多依赖于既有路径, 而非邻域的空间影响。其余省份新型农村集体经济发展水平的密度等高线分布与全国层面类似: 当相邻县域处于较低发展水平区间时, 县域间存在明显空间正相关性; 而当与高发展水平县域相邻时, 3 年后, 本县域在对应高发展水平区间内, 呈现密度等高线集中平行于 X 轴的趋势, 即空间相关性下降, 收敛趋势显现。此外, 安徽、广西、青海等多数省份也出现偏离密度等高线主体的小集群, 意味着此类省份内部存在新型农村集体经济发展水平较高或较低的县域, 其空间相关性不明显。

(三) 传统 Markov 链分析

为对随机 Kernel 密度结果做进一步补充, 本文采用四分位数方法划分状态空间, 利用传统及空间 Markov 链来揭示新型农村集体经济发展水平向不同状态转移的具体概率 (见表 4 和表 5)。

表 4 中国新型农村集体经济发展水平的传统 Markov 链状态转移概率矩阵

本区 类型	$t=3$				本区 类型	$t=5$			
	低	中低	中高	高		低	中低	中高	高
低	49.072	28.458	15.342	7.128	低	29.054	23.212	24.165	23.569
中低	0.371	29.465	45.469	24.695	中低	0.199	4.968	35.533	59.3
中高	0.000	0.530	38.129	61.341	中高	0.000	0.040	7.870	92.090
高	0.000	0.000	0.185	99.815	高	0.000	0.000	0.079	99.921

注: 表内数值为不同类型之间的状态转移概率, 单位为% (下同)。

表 4 展现了基于传统 Markov 链分析方法, 不考虑空间因素下的状态转移概率矩阵。由表 4 可知, 在时间跨度为 3 年时, 除高发展水平地区 (99.815%) 外, 对角线上的其余概率值未超过 50%, 且中低、中高发展水平地区向下转移的概率分别为 0.371%、0.530%, 未超过 1%。这表明, 在不考虑空间因素的影响下, 中国县域新型农村集体经济发展总体向好, 低、中低和中高发展水平的县域易实现向更高等级转移, 高发展水平县域的发展态势则较为稳定。上述结果在一定程度上验证了无空间条件随机 Kernel 密度结果。当时间跨度延长至 5 年时, 高发展水平地区保持原有新型农村集体经济发展水平的概率进一步提升, 达到 99.921%, 中低、中高发展水平地区向下转移的概率分别降至 0.199%、0.040%, 而低、中低、中高发展水平地区的向上转移概率均高于 70%。即随着时间跨度延长, 各地区新型农村集体经济发展水平的提升趋势更为明显。

（四）空间 Markov 链分析

表 5 进一步展现了基于空间 Markov 链分析方法，考虑空间因素下的状态转移概率矩阵。由表 5 可知，当时间跨度为 3 年时，在相邻地区新型农村集体经济呈现低发展水平的情形下，低、中低、中高发展水平地区于 3 年后向上转移的概率未超过 60%，随着相邻地区发展水平的提升，低、中低、中高发展水平地区的向上转移概率则明显提高。同时，无论相邻地区属于何种类型，高发展水平地区保持平稳转移的概率均高于 96%。这意味着，空间因素对低、中低、中高发展水平地区产生重要影响，高发展水平地区则存在一定“阶层固化”特征，受空间因素影响较小。上述结果在一定程度上验证了空间条件动态随机 Kernel 密度的结果。当时间跨度为 5 年时，相较于时间跨度为 3 年时的结果，低、中低、中高发展水平地区的向上转移概率有进一步提高，尤其当与高发展水平地区相邻时，低、中低、中高发展水平地区向上转移概率均突破 93%。这体现出随着时间跨度延长，空间正相关性越发突出。

表 5 中国新型农村集体经济发展水平的空间 Markov 链状态转移概率矩阵

邻接 类型	本区 类型	t =3				邻接 类型	本区 类型	t =5			
		低	中低	中高	高			低	中低	中高	高
低	低	57.679	24.545	13.053	4.723	低	低	36.909	23.124	22.179	17.788
	中低	0.536	39.764	45.445	14.255		中低	0.165	9.539	43.750	46.546
	中高	0.000	0.826	51.240	47.934		中高	0.000	1.124	21.348	77.528
	高	0.000	0.000	3.226	96.774		高	0.000	0.000	0.000	100.000
中低	低	28.662	40.404	19.192	11.742	中低	低	8.851	25.800	31.262	34.087
	中低	0.358	29.976	45.947	23.719		中低	0.269	4.488	36.266	58.977
	中高	0.000	0.613	46.894	52.493		中高	0.000	0.000	10.980	89.020
	高	0.000	0.000	1.242	98.758		高	0.000	0.000	0.943	99.057
中高	低	26.222	33.333	24.000	16.445	中高	低	12.319	18.116	24.638	44.927
	中低	0.106	21.360	46.228	32.306		中低	0.000	1.713	28.661	69.626
	中高	0.000	0.609	35.026	64.365		中高	0.000	0.000	6.109	93.891
	高	0.000	0.000	0.000	100.000		高	0.000	0.000	0.244	99.756
高	低	22.059	27.941	32.353	17.647	高	低	6.250	12.500	18.750	62.500
	中低	0.901	16.667	38.739	43.693		中低	0.658	3.947	26.316	69.079
	中高	0.000	0.000	27.963	72.037		中高	0.000	0.000	4.167	95.833
	高	0.000	0.000	0.136	99.864		高	0.000	0.000	0.000	100.000

六、结论与讨论

本文在回顾新型农村集体经济发展历程的基础上，使用中国 2014—2022 年 2517 个县域的面板数据，从发展广度、发展规模、发展效益维度出发，构建新型农村集体经济发展水平的评价指标体系并进行科学测度，继而综合运用 Dagum 基尼系数、随机 Kernel 密度与 Markov 链等量化分析方法，对中国新型农村集体经济发展水平的地区差异及分布动态演进特征进行全面分析。

具体结论与讨论如下:

第一, 新型农村集体经济具有丰富发展历程, 实现全面协同发展仍然任重道远。以马克思和恩格斯合作经济理论为指导, 经过漫长的发展历程, 加之新时代一系列政策文件的科学指引, 新型农村集体经济正稳步向前发展, 但总体仍处在新兴发展阶段。根据测度结果, 中国新型农村集体经济发展水平由 2014 年的 0.009 上升至 2022 年的 0.034, 但数值低于 0.1。其中, 基于分维度结果, 对于新型农村集体经济发展水平的上升, 发展广度的作用突出, 而发展效益的贡献较小。基于各省份结果, 以浙江为代表的东部省份表现较好, 西藏等西部省份的新型农村集体经济发展水平亟待提高。

如前文所述, 多数地区在新型农村集体经济发展过程中的政府力量高于市场力量, 限制了发展主动性, 不利于发展模式创新, 从而阻碍发展效益提升。加之各地在资源资产、区位条件、人才队伍等方面的差异较大, 新型农村集体经济实现全面协同发展仍任重道远。未来, 应着重处理好政府与市场的角色关系, 在科学利用政府行政干预力量的基础上, 最大化发挥市场在生产经营、要素配置等方面的作用。同时, 需因地制宜, 以突出各地区的比较优势。

第二, 新型农村集体经济发展水平存在明显地区差异, 缩小差异由量变到质变尚需时间。基于省级尺度所进行的地区划分, 中国新型农村集体经济发展水平的总体差异呈先稳后降的变化特征, 其中, 2014—2017 年为保持明显差异性阶段, 2018—2022 年为差异缩小阶段。重点从差异分解结果来看, 地区间差异的贡献率虽然有所下降, 但始终超过 80%, 且这种新型农村集体经济发展的地区间不平衡主要集中于西部与东部省份之间。超变密度的贡献率则存在上升态势, 反映出新型农村集体经济的低发展水平地区对高发展水平地区存在追赶趋势, 随着时间变化, 发展差异总体上会逐渐缩小。

中国是一个极具时空差异性特征的超大经济体, 新型农村集体经济的不平衡发展属于常态, 实现地区协同发展是一个渐进的过程。在此过程中, 应重点关注西部与东部地区之间新型农村集体经济发展水平的差异情况。同时, 协同发展并不是机械性地缩小地区差异, 需引入科学的思维方式, 在推动新型农村集体经济发展水平实现“质”的有效提升、“量”的合理增长等方面提出可行路径。

第三, 新型农村集体经济呈现向高水平发展的转移特征, 发挥正向空间溢出效应尤为重要。随着时间推移, 当不考虑相邻地区的影响时, 多数低、中低和中高发展水平地区更易向更高等级转移, 高发展水平地区的发展态势则较为稳定。当考虑相邻地区的影响时, 多数地区的新型农村集体经济发展水平表现出空间正相关性, 但高发展水平地区不易与相邻地区发生空间关联作用, 同时, 需注意辽宁、西藏、甘肃等省(区)多依赖于既有路径进行发展, 未显示出明显空间相关性。

鉴于事物的空间联系普遍存在, 相关部门应正确认识并利用新型农村集体经济发展水平所存在的正向空间溢出效应, 加强地区间交流合作, 以各类新型农村集体经济的高发展水平地区为中心, 有效建立起“一对一”或“一对多”的经验共享及帮扶机制, 避免“虹吸效应”出现。此外, 也应坚持自身的发展主动性, 着力突破瓶颈制约, 以赢得主动权并实现跨越式发展, 最终推动中国新型农村集体经济由竞争转向协作、由被动转向主动, 形成高发展水平协同格局及多中心地区协同网络。

参考文献

- 1.崔百胜、李家琪,2022:《长三角地区经济差异动态变化以及空间溢出效应——基于夜间灯光数据》,《经济地理》第10期,第10-18页。
- 2.范子英、赵仁杰,2019:《法治强化能够促进污染治理吗?——来自环保法庭设立的证据》,《经济研究》第3期,第21-37页。
- 3.高鸣、江帆,2024:《新型农村集体经济促进农民共同富裕:理论机理、实践成效与政策构想》,《改革》第3期,第142-155页。
- 4.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。
- 5.高鸣、魏佳朔、宋洪远,2021:《新型农村集体经济创新发展的战略构想与政策优化》,《改革》第9期,第121-133页。
- 6.郭君平、曲颂、吴硕,2024:《中国农民生活富裕的时空分异、宏观影响因素及作用机制》,《改革》第4期,第63-76页。
- 7.郭晓鸣、张耀文,2022:《新型农村集体经济的发展逻辑、领域拓展及动能强化》,《经济纵横》第4期,第87-95页。
- 8.黄祖辉、宋文豪、叶春辉,2023:《数字普惠金融对新型农业经营主体创立的影响与机理——来自中国1845个县域的经验证据》,《金融研究》第4期,第92-110页。
- 9.匡远配、彭凌凤,2023:《新型农村集体经济的共同富裕效应》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第2期,第16-22页。
- 10.黎莉莉、胡晓群、高静,2023:《传统与新型农村集体经济的制度比较及其治理取向》,《南方经济》第11期,第1-18页。
- 11.林海、赵路桦、胡雅淇,2023:《数字乡村建设是否能够推动革命老区共同富裕》,《中国农村经济》第5期,第81-102页。
- 12.刘华军、郭立祥、乔列成、石印,2021:《中国物流业效率的时空格局及动态演进》,《数量经济技术经济研究》第5期,第57-74页。
- 13.莫怡青、李力行,2022:《零工经济对创业的影响——以外卖平台的兴起为例》,《管理世界》第2期,第31-45页。
- 14.母娜、王征兵,2024:《合作经营对新型农村集体经济组织韧性的影响》,《华南农业大学学报(社会科学版)》第2期,第82-93页。
- 15.彭飞、蔡靖、吴华清,2023:《增值税分成、财政激励与城市经济发展不平衡——内在机制与经验证据》,《数量经济技术经济研究》第3期,第70-90页。
- 16.苏红键,2021:《中国县域城镇化的基础、趋势与推进思路》,《经济学家》第5期,第110-119页。
- 17.唐海龙,2022:《关于发展新型农村集体经济的思考》,《农业经济问题》第11期,第70-76页。
- 18.王辉、金子健,2022:《新型农村集体经济组织的自主治理和社会连带机制——浙江何斯路村草根休闲合作社案例分析》,《中国农村经济》第7期,第18-37页。
- 19.王进、李宁、张逸轩,2024:《数字乡村建设能否促进新型农村集体经济发展?——基于CRRS微观调查数据的分析》,《世界农业》第5期,第43-55页。

- 20.汪三贵、马兰、孙俊娜, 2023:《易地扶贫搬迁安置区位对搬迁户收入及收入质量的影响——基于8省16县的微观数据分析》,《中国农村经济》第10期,第67-85页。
- 21.文丰安, 2024:《新型农村集体经济的理论内涵、现实困境与实践路径》,《贵州财经大学学报》第3期,第62-71页。
- 22.吴高辉、杨晓婷, 2024:《统合联营:公共领导力视角下新型农村集体经济发展机理——基于H省H村的单案例研究》,《公共管理学报》第3期,第100-110页。
- 23.肖红波、陈萌萌, 2021:《新型农村集体经济发展形势、典型案例剖析及思路举措》,《农业经济问题》第12期,第104-115页。
- 24.徐辉、范志雄, 2022:《集体经济组织化治理的逻辑和路径启示》,《经济学家》第3期,第109-117页。
- 25.徐鹏杰, 2023:《新型农村集体经济、产业融合发展与农民农村共同富裕》,《财经科学》第12期,第68-81页。
- 26.闫东升、孙伟, 2023:《外资时空格局与驱动因素的尺度对比研究》,《地理科学》第11期,第1934-1943页。
- 27.姚东旻、崔孟奇、赵江威, 2022:《地方政府预算结构差异的制度解释:纵向统筹与横向趋同》,《经济学动态》第9期,第91-110页。
- 28.尹呐、张克俊、郭祥, 2023:《新型农村集体经济治理体系的理论阐释与构建策略》,《改革》第7期,第145-155页。
- 29.曾恒源、高强, 2023:《新型农村集体经济的三重困境与破解路径:理论逻辑和案例证据》,《经济学家》第7期,第118-128页。
- 30.张兰兰, 2019:《农村集体经济组织形式的立法选择——从〈民法总则〉第99条展开》,《中国农村观察》第3期,第12-24页。
- 31.张先贵, 2024:《农村集体经济组织设立规范的体系化表达——面向农村集体经济组织立法背景下的深思》,《河北法学》第6期,第20-41页。
- 32.张新文、杜永康, 2023:《共同富裕目标下新型农村集体经济发展:现状、困境及进路》,《华中农业大学学报(社会科学版)》第2期,第23-33页。
- 33.赵黎, 2023:《发展新型农村集体经济何以促进共同富裕——可持续发展视角下的双案例分析》,《中国农村经济》第8期,第60-83页。
- 34.赵一夫、易裕元、牛磊, 2022:《农村集体产权制度改革提升了村庄公共品自给能力吗?——基于8省(自治区)171村数据的实证分析》,《湖南农业大学学报(社会科学版)》第2期,第52-62页。
- 35.钟真、廖雪倩、陈锐, 2023:《新型农村集体经济的市场化经营路径选择:自主经营还是合作经营》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第5期,第13-25页。
- 36.周娟, 2020:《农村集体经济组织在乡村产业振兴中的作用机制研究——以“企业+农村集体经济组织+农户”模式为例》,《农业经济问题》第11期,第16-24页。
- 37.周文、李吉良, 2023:《乡村振兴与新型农村集体经济:难题破解与实现路径探析》,《福建论坛(人文社会科学版)》第6期,第16-30页。
- 38.Dagum, C., 1997, "A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio", *Empirical Economics*, 22(4): 515-531.

39. Perroux, F., 1950, "Economic Space: Theory and Applications", *The Quarterly Journal of Economics*, 64(1): 89-104.
40. Yang, J., and X. Huang, 2021, "The 30 M Annual Land Cover Dataset and Its Dynamics in China From 1990 to 2019", *Earth System Science Data*, 13(8): 3907-3925.

(作者单位: ¹西北农林科技大学经济管理学院;

²山东财经大学经济学院)

(责任编辑: 小林)

Regional Differences and Distributional Dynamic Evolution of the Development Level of China's New Rural Collective Economy

SUN Shuhui ZHANG Xiao LIU Chuanming CHEN Xiaonan

Abstract: The development path of new rural collective economy is suitable to China's national conditions. It plays a crucial role in promoting comprehensive rural revitalization. This paper studies 2,517 counties in China from 2014 to 2022, constructing and measuring "evaluation index system" of the development level of new rural collective economy from the dimensions of breadth, scale, and efficiency. Moreover, this paper employs Dagum Gini coefficient, stochastic Kernel density, and Markov chain to investigate regional differences and distributional dynamic evolution patterns of the development level of China's new rural collective economy based on regional division of sample counties at the provincial level. The main findings are as follows. First, measurement results show that the development level of new rural collective economy displays an upward trend, but it is still in the emerging development stage and at a low level. It is necessary to enhance the benefit dimension and optimize the development level in western provinces. Second, from the perspective of regional differences, the overall difference in the development level of new rural collective economy remains high from 2014 to 2017. However, the difference narrows from 2018 to 2022. Inter-regional differences are the main source of the overall differences, which contribute over 80%. Among them, western provinces such as Tibet and eastern provinces such as Zhejiang have the most prominent differences. Third, from the perspective of distribution dynamic evolution, distribution mobility of the development level of new rural collective economy is evident when the influence of adjacent regions is not considered. Specifically, the regions of low, medium-low, and medium-high development levels exhibit a dynamic evolution pattern of upward transition. However, after reaching a certain level, a convergence trend is evident. When considering the influence of adjacent regions, there is a strong positive spatial correlation among majority regions. Nevertheless, regions with high development levels do not easily establish spatial correlations with neighboring regions. This paper provides empirical evidence for understanding the development of China's new rural collective economy. It aims at offering insights to create coordinated development policies for new rural collective economy.

Keywords: New Rural Collective Economy; Regional Differences; Distributional Dynamic Evolution; Comprehensive Rural Revitalization

跨界农机技术创新的双向信息黏性 与合法性门槛跨越*

——农户共创视角下的单案例研究

王容宽 胡 蝶

摘要：拥有技术专长的非农企业跨界研发农机新技术，能高效弥补中国农机技术创新短板，而已有研究对此缺乏足够关注。由于非农企业技术行动复杂、农户技术知识欠缺等，跨界研发农机新技术的企业与农户之间存在严重的双向信息黏性，阻碍跨界企业生成合意新技术并跨越技术合法性门槛。本文从农户共创视角切入，通过深度追踪一家专精特新工业企业跨界研发山地农机的过程，构建以“双向信息黏性→场景跨入→互动迭代→新技术生成→技术合法性门槛跨越”为主线的跨界农机技术创新合法性门槛跨越模型。研究发现：第一，与农户共创是跨界企业突破双向信息黏性并跨越技术合法性门槛的一种必要且高效的机制；第二，跨界企业与农户共创是一个基于场景跨入、依托互动迭代而生成新技术的过程，包含因品之劣嵌入、因地之障调整、因人之虑简化和因众之期升级四个子过程；第三，政府营造场景和提供背书以及专家提供信息和参与指导是跨界企业与农户高效共创的重要支撑。本研究将双向信息黏性与技术合法性门槛跨越二者的内在逻辑模型化，试图打开非农企业与农户共创的过程“黑箱”，从而为跨界农机技术共创提供理论框架与实践参考。

关键词：农机技术创新 跨界研发 农户共创 双向信息黏性 合法性门槛

中图分类号：F303.2 **文献标识码：**A

一、引言

农机技术创新是赋能农户、缓解资源约束、提升农业生产效率的关键，是实现民富农强的有力支撑。长久以来，中国农机制造存在突出的技术创新短板，例如耕作的机械化水平低（魏后凯和崔凯，2022）、农机的可靠性不足（金文成和靳少泽，2023）和高端农机主要依靠进口（魏后凯和崔凯，2022；

*本研究得到教育部人文社会科学研究项目“民营科技企业基础研究中的印记效应研究：表现、机理与干预”（编号：20XJC630006）的资助。感谢审稿专家的宝贵建议，文责自负。本文通讯作者：胡蝶。

金文成和靳少泽，2023）。在推进农业农村现代化和建设农业强国的重大使命驱动下，国家迫切需要各类创新主体加快加紧地研发适用宜用的农机新技术。例如：《“十四五”推进农业农村现代化规划》把“强化农业科技和装备支撑”作为实现农业农村现代化的十大战略导向之一，特别指出要“创制运用新型农机装备”^①；2023年中央“一号文件”强调，要加快先进农机研发推广和加紧研发大型智能农机装备；2024年中央“一号文件”指出，要大力实施农机装备补短板行动。

近年来，各地政府持续加大扶持力度以激励各类市场主体（包括非农企业）积极开展农机技术创新。例如：《重庆市农业机械化发展“十四五”规划》指出市场存在“优质高效农机供给不足”“农机企业缺乏积极性”等农机技术创新问题，并强调引进京东、中信重工开诚智能等科技型非农企业以及“加大政策扶持”^②；《贵州省人民政府关于加快推进农业机械化和农机装备产业发展的实施意见》则指出，“鼓励省内装备制造企业和其他行业企业参与农机装备制造”^③。因此，探究非农企业等市场主体如何高效开展农机技术创新不仅具有重要的现实意义，还能给政府提供具体的施策参考。

农机技术创新属于农业技术创新的范畴。现有农业技术创新相关研究主要基于农业领域三大主体的立场来分析如何推动农业领域的技术创新。一是公共部门立场，强调政府、高校、农科研院所等涉农公共组织应优化研发资源配置和改革技术创新体制，旨在提升农业新技术的公共供给数量与质量。例如，政府加大基础研究投入以及研究机构更加重视原始性创新（钱加荣等，2023），革新农业科技创新管理体制以及建立有效的激励机制（曹博和赵芝俊，2017）。二是农业企业立场，强调龙头农业企业加大研发投入、响应国家创新需求和加强产学研合作，旨在提升农业新技术的私人供给数量与质量。例如，推动农业科技企业更加积极承担重大研发任务以及激活其原始创新积极性（范贝贝等，2023），优化对农业企业技术创新的补贴（薛洲等，2021）。三是农业技术用户立场，强调赋能农业经营者以及降低其技术采纳的成本与风险，旨在让用户有意愿且有能力采纳农业新技术，从而为农业技术创新创造强大的需求拉力。例如，壮大农户与新型农业经营主体以拓展农业新技术的受众（曹博和赵芝俊，2017），优化农技推广体系以更好地对接用户技术需求（郭海红，2019）。

跨界创新通常是指组织依托自身在老行业的要素积累进入新行业并创造性地满足新行业用户的需求（Carmona-Lavado et al., 2023）。在聚焦公共部门、农业企业和农业技术用户三大主体之时，已有文献较少关注另外一类重要的农业新技术供给主体——拥有技术专长的非农企业。例如，近年来大量涌现的专精特新工业企业不仅具备研发新型农机的独特技术专长，还有强烈的开拓农机市场的动力^④。非农企业研发农机新技术属于跨界农机技术创新。跨界研发农机新技术的非农企业（以下简称“跨界企业”）

^①参见《国务院关于印发“十四五”推进农业农村现代化规划的通知》，《中华人民共和国国务院公报》，2022年第6期，第6-29页。

^②参见《重庆市农业机械化发展“十四五”规划》，http://www.njhs.moa.gov.cn/qcjhxtjxd/202303/t20230306_6422230.htm。

^③参见《贵州省人民政府关于加快推进农业机械化和农机装备产业发展的实施意见》，https://www.guizhou.gov.cn/ztl/sdnyxdh/zcwj/202109/t20210928_70651618.html。

^④因为跨界创新能降低其业务单一所导致的经营风险以及增强其专精特新技术的规模经济性和范围经济性。

至少能从两方面助推农机技术进步。一是注入效应，能给农机行业注入新颖的人才、知识与软硬件，可弥补农机行业技术创新要素的不足；二是联动效应，能为非农行业和农机行业之间的技术要素流动与配置提供通路，可促进农机行业与其他行业的技术联动。

能否跨越合法性门槛事关新生者的成败（Zimmerman and Zeitz, 2002; Fisher et al., 2016; Soubliere and Gehman, 2020; 丁奕文等, 2022）。由于以市场新生者身份提供新颖技术（Zhou et al., 2005; Kuratko et al., 2017），非农企业在研发农机新技术时需跨越技术合法性门槛：新技术需达到农户的基本技术期望，才能避免被排斥、获得采纳以及实现进一步发展（Zimmerman and Zeitz, 2002; Soubliere and Gehman, 2020; 丁奕文等, 2022）。但是，由于跨界企业技术行动复杂、农户技术知识欠缺等，跨界企业与农户之间存在严重的双向信息黏性：一是技术期望信息难以从农户有效传递到跨界企业；二是技术行动信息难以从跨界企业有效传递到农户。双向信息黏性直接阻碍跨界企业高效生成合意的新技术乃至跨越技术合法性门槛。

应如何突破双向信息黏性并实现技术合法性门槛的跨越？本文将基于现实个案，探讨内在的机制与路径，以试图弥补现有研究的不充分。首先，阐述跨界农机技术创新过程中的技术合法性门槛与双向信息黏性问题。其次，从农户共创视角切入，建立分析框架。再次，采用单案例研究方法，选择案例并基于详尽的、历程性的案例资料归纳相关概念。最后，构建理论模型，以阐释跨界企业突破双向信息黏性并跨越技术合法性门槛的内在机理。

本文特色之处与潜在贡献主要有三点。其一，所关注的问题具有新颖性。现有研究聚焦公共部门、农业企业和农业技术用户三大主体，而对非农企业跨界研发农业新技术缺乏足够关注。本文识别双向信息黏性并探索在该情景中如何跨越技术合法性门槛，以吸引更多研究关注跨界农机技术创新中的双向信息黏性问题与技术合法性门槛议题。其二，本文从农户共创视角切入，并构建新颖的理论模型，旨在打开跨界企业与农户技术共创的过程“黑箱”。其三，本文深入追踪独特个案，归纳跨界企业与农户共创的“场景跨入→互动迭代→新技术生成”三大环节，识别多种场景跨入策略、多个互动迭代模式以及多条新技术生成路径，以期为后续的跨界农机技术创新研究提供新思路。

二、理论分析

（一）跨界农机技术创新面临严峻的技术合法性门槛

1. 技术合法性门槛的内涵界定。合法性（legitimacy）是指受众基于自身期望而认为某一事物是合意的或恰当的（Suchman, 1995; 曾楚宏等, 2008; Bitektine and Haack, 2015; Soubliere and Gehman, 2020; 魏江等, 2020; Göcke et al., 2022），反映该事物达到了受众的期望（Suchman, 1995; Fisher et al., 2016; Lenz and Viola, 2017; Soubliere and Gehman, 2020）。例如，技术合法性表示某一事物被受众认为达到其技术期望（Binz et al., 2016; Markard et al., 2016; Schneider and Rinscheid, 2024）。

Zimmerman and Zeitz（2002）将合法性门槛（legitimacy threshold）解释为一个组织在获取所需资源及实现生存发展时所必须达到的基本合法性水平。基于合法性与合法性门槛的内涵，技术合法性门槛可界定为某一事物必须达到目标受众的基本技术期望，才可能被认可与接纳（Suchman, 1995;

Zimmerman and Zeitz, 2002; Soubliere and Gehman, 2020; 丁奕文等, 2022)。

2. 跨界企业的农机新技术具有明显新生性, 使得非农企业面临严峻的技术合法性门槛。农机新技术的核心受众是农户。跨界企业的农机新技术对农户而言具有明显的新生性 (newness) (Singh et al., 1986; Zhou et al., 2005; Kuratko et al., 2017)。一方面, 新技术本身对于新受众而言具有明显新颖性 (Zhou et al., 2005; Kuratko et al., 2017)。对农户而言, 跨界企业研发的农机新技术包含了非农行业的新颖技术元素以及跨行业技术要素的新颖组合。另一方面, 新技术提供者对于新受众而言是陌生的市场新进入者 (Zhou et al., 2005; Kuratko et al., 2017)。对农户而言, 非农企业缺乏可参照的农机历史版本与农机技术创新历史信息。

跨界企业农机新技术的明显新生性意味着农户面临高采纳成本和高收益不确定性。一是较高的购置费用。新颖的农机普遍售价较高, 例如, 一款新上市的先进山地农机的价格会高达数万元。二是较复杂的转换过程。农户需要较长的学习过程 (例如接受数周的培训) 才能实现“以人适机”, 或进行较多的配套设施改造 (例如投入大量资金改造土地) 才能实现“以地适机”。三是较高的产出不确定性。采纳不当可能会对农户脆弱的农业生产甚至个人生计带来严重的负面影响 (例如新型山地农机如果发生作业故障, 则会严重耽误山地农户抢种抢收)。

高采纳成本和高收益不确定性引致农户对新技术的高期望。跨界企业则因此面临严峻的技术合法性门槛: 新技术必须达到农户较高的技术期望。较高的技术期望是刚性的, 如果达不到, 农户自然不愿意承受高成本和高不确定性去采纳一项具有明显新生性的技术。显然, 非农企业必须跨越技术合法性门槛, 否则, 新技术将被受众排斥, 遭遇初始销售困难、推广受限乃至后续开发失败。

(二) 严重的双向信息黏性阻碍非农企业跨越技术合法性门槛

1. 信息黏性的内涵与成因。信息黏性 (information stickiness) 是指信息难以快速或低成本地从持有端有效地传递到需求端 (Hippel, 1994; Mankiw and Reis, 2002; Bogers et al., 2010)。它意味着, 信息的有效传递需要额外成本 (Hippel, 1994)。额外成本表现为获取、更新或利用信息需要耗费时间或资源 (Mankiw and Reis, 2002; 郑挺国等, 2023)。信息黏性既与信息的特性有关, 也受到信息接收者特性的影响 (Hippel, 1994)。当信息隐晦或接收者的信息吸收能力不足时 (Bogers et al., 2010), 信息黏性程度会较高。Hippel (1994) 则指出, 元素复杂或解读需要知识基础皆会促成信息黏性。

2. 跨界农机技术创新存在严重的双向信息黏性。非农企业跨越技术合法性门槛的关键在于生成合意的新技术, 即达到农户基本的技术期望。创新的实现依赖于创新者与所需信息的结合 (Hippel, 1994)。非农企业生成合意新技术是一个围绕农户技术期望开展以及持续优化技术行动的过程。它离不开跨界企业与农户之间两类重要信息的有效传递 (见图 1)。一是技术期望信息。它包含农户对新技术新颖性、实效性、形象性等诸多方面的基本期望, 从农户向跨界企业传递 (农户→跨界企业)。它是跨界企业开展技术行动的依据。二是技术行动信息。它包含跨界企业在技术新颖性、实效性、形象性等方面所采取的行动, 从跨界企业向农户传递 (跨界企业→农户)。它既是农户评价跨界企业技术行动的基础, 也是跨界企业依据农户评价持续优化技术行动的基础。

基于现实观察，可以发现：跨界农机技术创新存在严重的双向信息黏性（见图1），即跨界企业与农户相互难以快速或低成本地传递所需信息。它包含技术期望信息黏性和技术行动信息黏性。技术期望信息黏性是指农户的技术期望难以快速或低成本地传递给跨界企业。其原因有二：一是技术知识欠缺的农户难以将技术期望清晰编码并精准发送，使得技术期望信息非常模糊；二是跨界企业作为农机行业新进者，对农机行业较为生疏，缺乏领悟农户模糊信息的经验与知识。技术行动信息黏性是指跨界企业的技术行动难以快速或低成本地让农户领悟。其原因亦有二：一是跨界企业的技术行动涉及非农技术和农业生产二者之间复杂的结合；二是技术知识欠缺使得农户领悟复杂技术行动的能力不足。例如，中国西部山区的农机用户普遍受教育程度较低，且对农机技术原理和工程机械技术了解甚少。

3.双向信息黏性阻碍非农企业实现技术合法性门槛跨越。一方面，技术期望信息黏性使得非农企业难以领悟农户期望，亦难以依据农户期望开展技术行动；另一方面，技术行动信息黏性使得农户难以领悟并评价非农企业的技术行动，非农企业因此难以依据农户评价持续优化技术行动。双向信息黏性阻碍非农企业精准地开展并优化技术行动，导致难以跨越技术合法性门槛（见图1）。

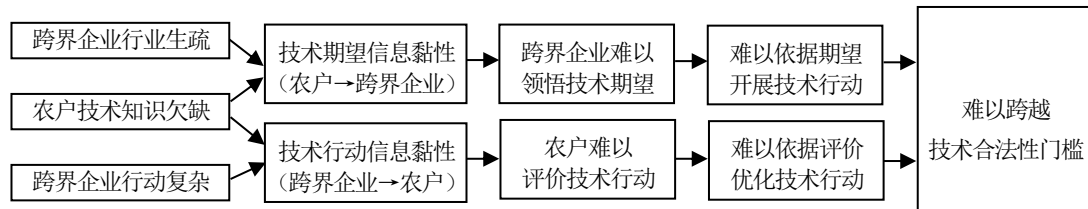


图1 双向信息黏性阻碍跨界企业跨越技术合法性门槛

（三）与农户共创是突破双向信息黏性并跨越技术合法性门槛的可行之道

1.共创具有主体间相互学习的特性。共创（cocreation）是指依托多主体的互动来共同开展创造性活动（Hoyer et al., 2010; Ramaswamy and Ozcan, 2018; 王倩和柳卸林, 2023）。从其内涵可知，共创具有相互学习的特性，包含了共创者对彼此以及创新过程的沉浸式了解。得益于相互学习，参与者能从共创中获得认知收益（Hoyer et al., 2010）。Hoyer et al.（2010）将与用户共创的作用归纳为过程的效率性（能低成本地利用资源和持续优化创新）和结果的有效性（能匹配受众需求）。

2.与农户共创能降低双向信息黏性。结合双向信息黏性的几大成因（见图1），不难发现：与农户共创能降低双向信息黏性。从农户角度看，共创让农户沉浸式了解跨界企业和技术创新细节，能提升农户的技术知识水平，有助于农户领悟跨界企业复杂的技术行动。从跨界企业角度看，共创让跨界企业沉浸式了解农户和农业生产，有助于跨界企业熟悉农机行业以及领悟农户的技术期望。

3.尽管有助于技术合法性门槛跨越，但跨界企业与农户共创的过程“黑箱”尚待打开。明显的技术新生性使得跨界企业面临严峻的技术合法性门槛。农户技术知识欠缺、跨界企业行业生疏和跨界企业技术行动复杂共同引致了双向信息黏性，进而阻碍跨界企业实现技术合法性门槛跨越。与农户共创能降低双向信息黏性，是非农企业跨越技术合法性门槛的一种可行策略。显然，共创不会自发开展。如何互动以及如何基于互动生成新技术？现有研究尚未给出回答。跨界企业与农户共创的具体过程仍处于“黑箱”状态。

基于上述分析，本文从农户共创视角切入，建立了如图2所示的分析框架。

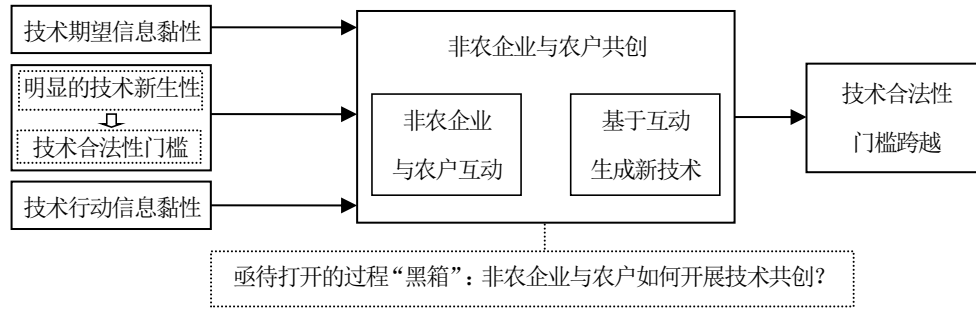


图2 跨界企业实现技术合法性门槛跨越的分析框架

三、案例选择、资料收集与分析过程

本文探索怎么样突破双向信息黏性并跨越技术合法性门槛。案例研究方法适宜用于分析“怎么样”的问题（殷，2017）。其中，单案例研究方法适合探究不寻常的现实个案（殷，2017），譬如经典的“会说话的猪”现象（Siggelkow, 2007；毛基业和陈诚，2017）。受制于双向信息黏性，非农企业普遍无法高效研发农机新技术，而本文的案例企业高效地实现了跨界农机技术创新，属于不寻常的个案。因此，本文采用单案例研究方法，旨在通过精准识别并深度分析现实中的独特个案以归纳新颖且具有启发性的理论模型。

（一）案例选择

1. 目标个案选择。基于分析框架（见图2），本文设定五个标准以筛选目标个案。标准一：目标企业的技术创新活动具有明显跨界性，即目标企业原先从事非农行业经营，对农户而言是一个陌生的市场新进者。标准二：目标企业的新技术具有较高采纳成本且对农户生产或生计有较大影响，保证跨界企业面临较高的技术合法性门槛。标准三：目标企业的新技术较为复杂，但其受众的技术知识较为欠缺，保证非农企业与农户之间存在明显的双向信息黏性。标准四：目标企业的新技术在短期内获得了农户采纳以及推广成功，保证非农企业实现了技术合法性门槛跨越。标准五：目标企业跨界研发过程的相关资料丰富且能够被持续追踪调查，保证资料的可获得性。

基于上述标准，本文选定重庆茂田机械有限公司作为案例（以下简称“MT公司”）。案例企业的关键特征如表1所示。MT公司在2020年以前一直从事工业零部件的研制，却在短短两三年内，针对生计脆弱且技术知识欠缺的中国西部地区山地农户，成功研发出一款适用宜用的新型山地农机。MT公司的跨界创新历程反映的是工业机械企业跨越行业边界并高效研发农机新技术的过程。中国农机技术创新短板在山地农机领域最为突出。剖析MT公司跨界农机技术创新过程不仅有助于解答本文的研究问题，还能为提升中国农机创制水平提供特别宝贵的实践经验。

表1 案例企业的关键特征与说明

关键特征	说明
技术创新具有跨界性 (标准一)	MT公司于2020年开始研发山地农机，此前专注于齿轮、减速电机等工业零部件的研发与生产，未曾涉足农业机械领域

表 1（续）

面临技术合法性门槛 （标准二）	①农户生计脆弱：受众主要为山区的农户，他们经济条件较差；②农机较贵：MT 公司的第一代新型农机售价高达几万元；③对农户生产与生计有重大影响：山地农户得借助合适的农机才能在恶劣的山地环境中耕作
存在双向信息黏性 （标准三）	①新技术较为复杂：新型农机融入了复杂的技术元素，例如具备多种工程作业功能（可挖掘、打桩等）、能 360 度回转和支持农户智能化操作（可远程遥控驾驶）；②目标受众技术知识欠缺：西部山区农户受教育程度较低且机械类技术知识相对匮乏
技术合法性门槛跨越 （标准四）	①MT 公司的新型农机迅速获得农户、农机经销商等群体的欢迎和采纳；②MT 公司的农机研制者身份在短期内即获得政府、行业协会、经销商等群体的接纳
资料丰富且可持续追踪 （标准五）	①MT 公司负责人愿意披露研发新型农机的全过程；②MT 公司提供大量研发资料，接受研究者实地调研；③MT 公司的微信公众号、抖音号等对外宣传窗口持续披露进展；④权威媒体对 MT 公司及其新型农机进行过较丰富的报道（例如《“小”工厂“大”研发 北碚区茂田机械的“专精特新”之路》， http://cq.china.com.cn/2022-08/22/content_42079036.html ）

资料来源：根据实地调研和访谈资料以及公司官网、微信公众号和抖音号上的相关资料整理。

2. 案例企业情况说明。MT 公司成立于 2002 年，总部位于重庆市北碚区。2002—2013 年，MT 公司以研制工业零配件为主。2014—2019 年，MT 公司借助齿轮等零配件的研制优势，进一步研发先进的工业电机及其控制系统，其间取得诸多荣誉（例如无刷减速电机被认定为重庆市高新技术产品）。凭借自身在齿轮、电机、电控等方面的技术专长，MT 公司的产品成功打入欧美发达工业国家市场，公司也于 2021 年被工业和信息化部认定为专精特新“小巨人”企业。

在国家政策等因素的驱动下，MT 公司于 2020 年开始跨界研发山地农机。2022 年，MT 公司研发的新型农机初具雏形。2023 年 6 月，MT 公司正式上市第一代“多功能履带式旋耕机”，该农机创造性地融合了挖掘机、旋耕机等多种机械的功能，广受农户青睐；同年 9 月，MT 公司受邀以农机生产商身份参加中国国际智能博览会；同年 10 月，MT 公司当选重庆市农业机械学会常务理事单位；同年 12 月，MT 公司的农机被农业农村部信息中心推介为“2023 年数字农业农村新技术新产品新模式优秀项目”。2024 年 1 月，MT 公司正式亮相第二代农机并隆重举行经销商集体签约大会。^①

（二）案例资料收集

资料的丰富性和可靠性是呈现案例企业怎么样跨越技术合法性门槛的关键。本文采用多种调研方式（访谈、实地观察等），基于多个时间点（上市前、上市后等）、从多渠道（不同地点、不同主体、线上线下等）收集关于目标个案的多样化资料（访谈文本、测试视频、产品设计图、新闻报道等）。本文的资料收集是一个持续识别、求证与充实信息的过程：识别与研究问题有关的信息，再通过追加调研、寻找关联资料等方式进行求证与充实。

案例资料收集情况如表 2 所示。

^①案例企业情况是笔者根据实地调研和访谈资料以及公司官网、微信公众号和抖音号上的相关资料整理而成的。

表2 案例资料收集情况

类型	方式	说明
访谈资料	线下访谈MT公司负责人Y先生	2023年2月（MT公司第一代农机全面上市前），约3.5小时 2023年6月（MT公司第一代农机正在全面上市），约3小时
	线下访谈相关村民（MT公司曾在该村实地测试过样机）	2023年7月，重庆市北碚区中华村村民G先生等多人，约2小时
	线下与当地了解MT公司、山地农户或山地农机的人员交流	2023年1—7月，重庆智能工程职业学院的H先生，约1.5小时（多次交流） 2023年4月，重庆市北碚区素心村的D女士，约1小时 2023年6—11月，西南大学工程技术学院的P老师，约2小时（多次交流）
	线上与Y先生保持交流	通过微信等方式，针对模糊之处和最新进展进行交流
实地观察	实地观察新型农机研发	2023年2月，MT公司研发人员展示研发环境（测试仪器、试验场所等）、4个历史版本样机，以及最新版本样机，研究团队实地拍摄现场图片121张，并录制样机在狭小空间运行的视频2份
研发档案	MT公司向研究团队提供	研发过程中多个阶段的农机设计图（共8个版本，内含51个设计图，其中第一个版本的完成时间为2020年10月） 研发过程中用户上机操作体验的视频2份（MT公司拍摄于2022年） 研发过程中样机实地测试的视频与图片共6份（MT公司拍摄于2022年） 与农机相关的专利证书14份（例如“一种履带驱动器及其旋耕机”） 2020—2022年相关研发项目明细表（内含“一种锁止机构及其旋耕机技术研发”“一种履带驱动器及其旋耕机技术研发”等） 上市后参加农机展的现场照片9张（MT公司拍摄于2023年6月） 获评专精特新“小巨人”企业的支撑资料（其中包含81页文档）
外围资料	持续追踪MT公司的对外宣传	公司微信公众号关于新型农机的推文（内含新型农机宣传视频、参加展示会的图片、新品发布会照片、相关荣誉证书等） 公司及其高管的抖音号上的新型农机相关视频以及网友的评论，例如以“一机多用省时省力省人工”为标签的3份短视频（2023年7月4日发布）
	搜索权威机构的相关报道	重庆科协、华龙网等机构对公司及其新型农机的报道
	收集公司的相关登记记录	在公司官网、天眼查等网站上公示的公司历史、所获荣誉、专利信息等

资料来源：根据实地调研和访谈资料、公司研发档案、公司微信公众号和抖音号上的宣传资料以及相关新闻报道整理。

（三）资料分析过程

分析框架（见图2）明晰了本文的资料分析方向：归纳案例企业与农户共创的前因、过程与成效。一方面，需对资料进行解读，旨在归纳概念以简洁呈现关键细节；另一方面，需将概念串联，旨在构建模型以呈现跨界企业与农户共创的内在逻辑。借鉴质性资料分析的一般范式，本文将分析过程分为概念归纳和模型构建两大主要环节。

在概念归纳环节，本文对原始资料进行两级概念编码，形成基本概念和主题概念（邢小强等，2021；胡蝶和王容宽，2023）。基本概念是对原始资料基本内涵的概括，例如“下沉调研现有产品”；主题概念则统领多个基本概念的内涵，例如“现有产品跨入”统领了“下沉调研现有产品”“亲自使用现

有产品”（见表4）。为了保证信度与效度，研究团队分组独立编码，并通过对比讨论以保证最终形成的概念具有共识性（邢小强等，2021；胡蝶和王容宽，2023）。在模型构建环节，通过对两级概念进行串联，本文形成理论模型。整个模型构建环节是将归纳的概念、资料线索、理论参考和研究者洞见四者有机结合的过程（邢小强等，2021；胡蝶和王容宽，2023），包含对信息黏性、合法性门槛与共创三个关联理论的参考，对原始资料的反复通览，以及对研究问题的深度代入与创造性思考。为了借助外部评价以提升模型构建的信度与效度（马歇尔和罗斯曼，2015），本文做了两点：一是与学术同行交流，让其评价模型的合理性；二是与农机专家和农户交流，以判断模型是否契合实际。

四、基于案例资料的概念归纳

本文围绕MT公司跨界研发山地农机的相关资料开展概念归纳，结果显示：跨界农机技术创新的过程涉及六大方面的概念（见表3~表8）。

（一）面临技术合法性门槛的非农企业需突破双向信息黏性

非农企业与农户共创的动因涉及两个主题概念：技术合法性门槛与双向信息黏性（见表3）。非农企业面临的技术合法性门槛表现为两点：一是作为新进者所提供的新技术对农户而言具有新生性；二是新技术须达到农户的诸多基本期望。双向信息黏性亦表现为两点：一是农户难以清晰表达技术期望以及非农企业难以直接领悟农户的技术期望；二是农户难以直接领悟或评价非农企业的技术行动。

表3 与农户共创动因的相关概念与证据示例

主题概念	基本概念	案例证据示例
技术合法性 门槛	新进者的新技术具有新生性	①“人家没听说过我们”；②“我们不是老面孔、老品牌”；③“一直做工业机械，突然做农机，不信我们是认真的”
	新技术须达到农户基本期望	①“市场已经有几家了，除非觉得我们做得更好，否则不选我们”；②“他们肯定要觉得好用才买”；③“希望我们是用心的”
双向信息 黏性	技术期望信息黏性 （农户→跨界企业）	①农户难以清晰表达技术期望：“你问专业的东西，他们说不清楚”；②非农企业难以直接领悟农户期望：“得和他们一起，才知道他们在乎什么，需要解决什么，希望什么”
	技术行动信息黏性 （跨界企业→农户）	①农户需有相关知识才能试用样机：“试用之前要跟着我们学，因为有一些技术要求”；②农户难以直接评价样机：“需要达到一定的专业水平，才能正确评判”

（二）非农企业通过场景跨入创造与农户互动的机会

场景跨入是指跨界企业接近并代入受众所在的场景，包含现有产品跨入、作业实地跨入、使用过程跨入和社群空间跨入（见表4）。现有产品跨入是指接近并代入农户的现有产品，表现为下沉调研现有产品和亲自使用现有产品。作业实地跨入是指接近并代入农户的真实作业环境，表现为识别作业环境差异和挑选实地广泛测试。使用过程跨入是指接近并代入农户的使用过程，表现为识别使用习性差异和挑选农户深度试用。社群空间跨入是指接近并代入农户群体的生活空间，表现为本地建立研发场所和吸引社会群体体验。

表 4 场景跨入的相关概念与证据示例

主题概念	基本概念	案例证据示例
现有产品跨入	下沉调研现有产品	①“到村子去调研，发现种地的平均年龄 65 岁，我问他们用起来费不费劲”； ②“我专门看在那一米多宽的狭小地块它怎么掉头”
	亲自使用现有产品	①“担心自己对农业生产不了解，我们就到田间地头里和农户一起干活”； ②“我开过那种农机，那扶手震动起来，我都按不住”
作业实地跨入	识别作业环境差异	“之前的产品主要用于工业机器人，工作场景大多是室内的，作业要求很明确，现在的农机作业环境很复杂，土地不一样、作物不一样，要求都不一样”
	挑选实地广泛测试	①“选的地方得有代表性，山地、大棚、果园都包括……北碚、忠县、铜梁都去，地点分散”；②中华村村民反映 MT 公司的确到村里来实测过
使用过程跨入	识别使用习性差异	“用户变了，以前是工业用户，现在是农户，农户和工业用户差异很大，农户缺少相关知识、能力，我们要假设他们是粗暴使用者”
	挑选农户深度试用	“我把机器赠送给他，希望他使劲用，给我们多找问题”
社群空间跨入	本地建立研发场所	“我们在下面的一个村子建了一个试验基地，我们派工程师到那边去……村民能看到我们在地里试验”
	吸引社会群体体验	①“我们邀请农户来体验，技术人员会给他们讲解，农户听完后，可到地里去试”；②“路人会围观，有些会问‘能不能试一下’，我们很欢迎”

（三）非农企业与农户通过互动迭代开展技术创新

互动迭代是指双方基于互动而持续创新，包含因品之劣嵌入、因地之障调整、因人之虑简化和因众之期升级（见表 5）。因品之劣嵌入是指依据现有产品劣势而嵌入跨界企业的优势，表现为农户反映现有产品劣势和跨界企业匹配嵌入优势。因地之障调整是指依据实地作业故障而调整在研产品，表现为农户报告作业故障和跨界企业联动调整构件。因人之虑简化是指依据农户使用顾虑而简化在研产品，表现为农户反馈使用顾虑和跨界企业逐步简化操作。因众之期升级是指依据农户群体对新产品的形象期待而升级在研产品，表现为社会群体表露形象期待和跨界企业持续升级工艺。

表 5 互动迭代的相关概念与证据示例

主题概念	基本概念	案例证据示例
因品之劣嵌入	反映现品劣势	农户反映现有农机功能较单一、笨重、利用率较低等，例如“在农忙时候可以用，但是农闲时就只能闲置，闲置着还得维护”
	匹配嵌入优势	跨界企业嵌入自己在工程机械领域的优势（电机、电控、驱动模块等），例如“我们擅长工程机械，就想到让农机具备工程作业功能，农忙时是农业机械，农闲时是工程机械，农户可以用我们机器去挖坑、打石头、盖房子等”
因地之障调整	报告作业故障	农户报告样机在实地作业时的故障（倾覆、马力不够、散热不好等），例如“在药材地测试时，他们反映机器会被卡住，甚至被翘翻，因为药材地很硬，土里树根很多，这个反馈很有帮助，我们之前是在松软土上开，没发现这个问题”
	联动调整构件	跨界企业调整关联构件（底盘、马达、散热件等），例如“要防止被翘翻，我们在先前版本上加大增重底部，动力自然也得跟着提升……能耗大了，重庆的山地这么热，人家又反馈连续工作机器很烫，散热方面也得调整……”

表 5（续）

因人之虑简化	反馈使用顾虑	农户反馈使用样机时的顾虑（不安全、难维护等），例如“使用者要定期加水，没水机器会过热，有危险。但是这水箱在座椅后面，得转过身凑过去看那浮标。他们说‘要么忘了看，要么看不清楚，要么就是要不断去看，用着不放心’”
	逐步简化操作	跨界企业将复杂的操作逐步简化（直观显示水位、操作界面优化、油管防堵塞设置等），例如“我们对供应商的水箱进行二次加工，使用传感设置，直观显示水位……这些小改动，需要用心，要站在使用者立场”
因众之期升级	表露形象期待	农户群体表露对样机的形象期待（时尚、好看、有科技感等），例如“年轻人说农机看起来都是一副‘傻大粗’的样子，开起来不体面，不想去开，问能不能把农机整得好看一点、酷一点”
	持续升级工艺	跨界企业升级在研产品的工艺（色彩调配、边角打磨、操作智能化等），例如“把外观整得更加漂亮，让它看起来更加有科技感……又在手动基础上加入了遥控功能，不下地也能耕田……要让年轻人觉得开我们的农机是时尚的”

（四）非农企业与农户共创促成具有多维合意性的新技术

具有多维合意性的新技术是互动迭代的结果，包含技术复合、技术适应、技术易用和技术美化（见表 6）。技术复合是指新技术有机整合现有产品的技术特色和跨界企业的技术优势，表现为新技术实现农机和工程机械的功能复合以及让农户实现农民和产业工人的身份复合。技术适应是指新技术适应新行业的作业环境，表现为农机匹配山地复杂性以及让农户山地作业效率高。技术易用是指新技术容易操作和维护，表现为农机与农户习性契合以及让农户使用更容易。技术美化是指新技术的形象得到美化，表现为农机具有时尚美观性以及社会群体被农机吸引。

表 6 新技术生成的相关概念与证据示例

主题概念	基本概念	案例证据示例
技术复合	农机和工程机械复合	新型农机复合了农业机械和工程机械的功能，既搭载了可用于工程作业的挖掘臂（例如装上挖铲、钻头），也搭载了可用于农业生产的旋耕装置
	农民和产业工人复合	新型农机让农户不仅可以从事农业生产，还能从事工业生产，“我们的农机让用户不仅仅是一个农民，还是一个产业工人”
技术适应	农机匹配山地复杂性	新型农机能匹配山地复杂的环境，例如：动力系统避免了油耗高和雨天爬不上坡，“功率刚刚好，既不会‘大马拉小车’，也不会‘小马拉大车’”
	农户山地作业效率高	新型农机提升农户山地作业效率，例如：能够在山地快速挖坑填坑，“一台机器能顶 12 个人”“平均作业成本是人工的 1/3”
技术易用	农机与农户习性契合	新型农机契合了农户的使用习性，例如：针对农户操作不专业，采用乘坐式驾驶位与防翻覆设置以保障农户安全；考虑到农户不善维护，将重点部件设计为三年内免润滑和免更换
	农户使用农机更容易	新型农机让农户更容易使用，例如：“傻瓜式操作，他们看到都觉得自己能用”“五六十岁的人都能学会”“几个钟头就能把他们教会”
技术美化	农机具有时尚美观性	新型农机顺应了社会群体对农机的形象期待，例如：为了改变“傻大粗”形象，把机身设计得小巧，把操作设计得智能化，以及把外表打磨得光亮
	社会群体被农机吸引	新型农机吸引了社会群体的关注，例如：“在春耕会，我们是业余选手，分到的展示地块比较偏，但没想到，人们看到车子后，都围上来看”

（五）非农企业实现技术合法性门槛跨越

合法性门槛跨越通常表现为行动者被受众认可、得到利益相关者支持、获得存活乃至实现快速发展（Zimmerman and Zeitz, 2002; Fisher, 2020; Soubliere and Gehman, 2020）。非农企业通过与农户共创实现了技术合法性门槛跨越（见表 7），即新技术达到受众的基本技术期望，具体表现为受众认可新技术和受众采纳新技术。

表 7 技术合法性门槛跨越的相关概念与证据示例

主题概念	基本概念	案例证据示例
技术合法性门槛跨越	受众认可新技术	①“那个果园的老板一个劲地催我快点量产，他说要是早点有这个东西就好了”；②参与试用的村民 G 评价：“机子比较好用，在我们这个山坡上能干活”“花了很多心思，想得还是很周到”；③网友在 MT 公司的抖音账号上正面评价新型农机，例如“这个一看就非常实用”
	受众采纳新技术	①“上市前就已经获得十几台订单”；②“价格比国内同行的要高不少，但市场能接受，因为他们知道，买我们一台农机获赠一台挖掘机，而且农机和挖掘机是不打折扣的‘1+1=2’，而他们只需出 1.5 的钱”；③被农业农村部信息中心推介为“2023 年数字农业农村新技术新产品新模式优秀项目”；④迅速推出后续机型并获得经销商的集体签约支持

（六）非农企业与农户的高效共创得益于外部赋能

共创得益于政府互动赋能和专家技术赋能（见表 8）。政府互动赋能是指政府为跨界互动创造机会和提供支持，包括为互动营造场景和为互动提供背书。专家技术赋能是指专家为互动迭代提供资源和支持，包括提供技术信息和参与技术指导。

表 8 外部赋能的相关概念与证据示例

主题概念	基本概念	案例证据示例
政府互动赋能	为互动营造场景	①“政府组织的春耕会、农机展这些活动很重要，让我们了解别人，也让别人知道我们”；②“政府给了我们很大的帮助……基地就得到农委支持，让我们可以直接在地里搞试验”
	为互动提供背书	①“最开始的时候，区里组织企业家到下面村子里调研，是关于乡村振兴方面的，把我也邀请去了”；②“现在全市都很重视撂荒复耕，农委他们一听说我们要搞山地农机，很欢迎我们过去调研”
专家技术赋能	提供技术信息	西南大学工程技术学院等科研机构的农机专家向 MT 公司研发团队提供农机行业相关技术信息，例如，“他们给我们提供信息，尤其是行业标准、技术参数，对我们帮助很大”
	参与技术指导	西南大学工程技术学院等科研机构的农机专家与 MT 公司合作筹建试验基地、一起解读农户需求，以及共同开展技术迭代，例如，“他们专门做农机，很多实际问题要请教他们，他们帮我们解读”

五、跨界农机技术创新合法性门槛跨越模型

（一）模型构建和逻辑主线

基于归纳的概念，本文构建了以“双向信息黏性→场景跨入→互动迭代→新技术生成→技术合法

性门槛跨越”为逻辑主线的跨界农机技术创新合法性门槛跨越模型（见图3）。

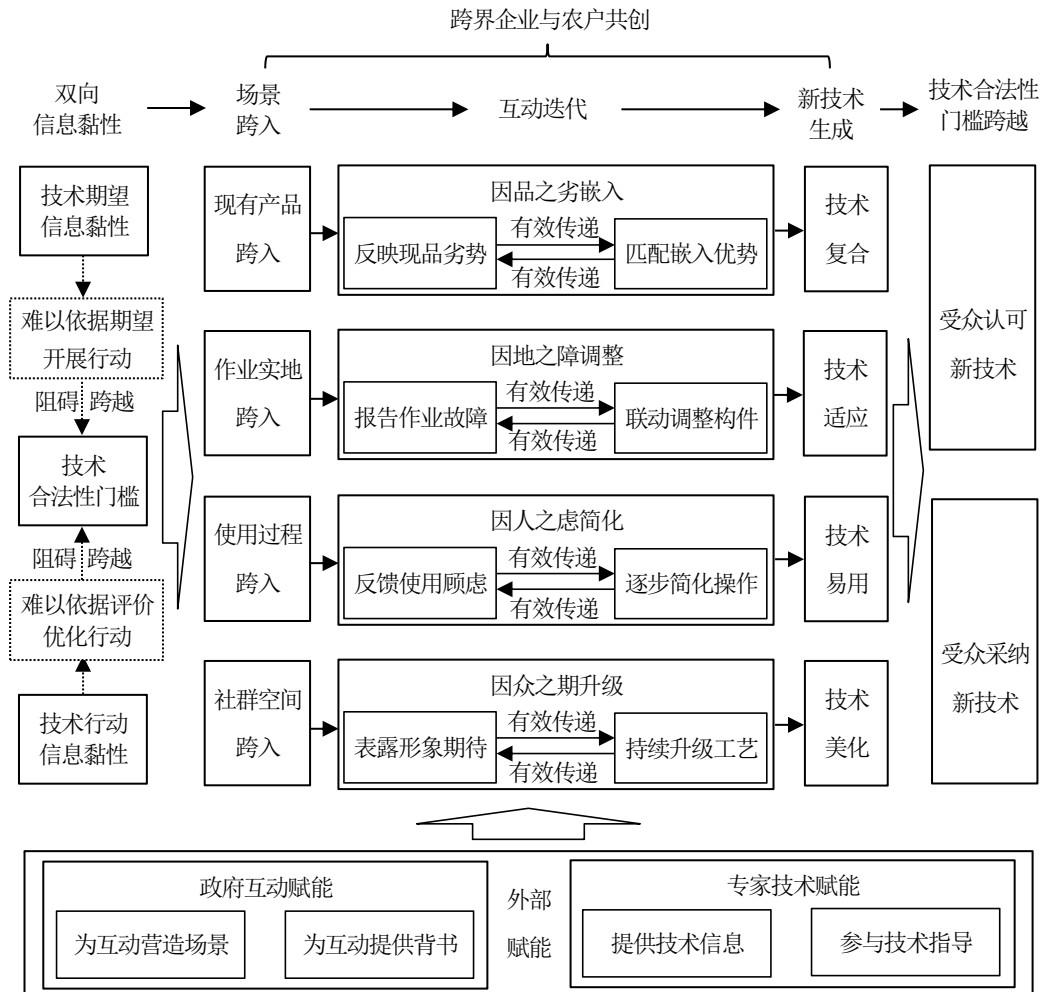


图3 跨界农机技术创新合法性门槛跨越模型

跨界农机技术创新合法性门槛跨越模型包含四个模块。一是共创的动因。双向信息黏性（技术期望信息黏性和技术行动信息黏性）阻碍跨界企业跨越技术合法性门槛，因而突破双向信息黏性是跨界企业与农户共创的关键动因。二是共创的过程。跨界企业与农户共创包含“场景跨入→互动迭代→新技术生成”三个环节。首先，跨界企业通过跨入现有产品、作业实地、使用过程和社群空间，创造与农户互动的焦点场景；其次，基于互动场景，跨界企业与农户开展因品之劣嵌入、因地之障调整、因人之虑简化和因众之期升级四种互动迭代；最后，跨界企业与农户共同生成新技术，新技术具有技术复合、技术适用、技术易用和技术美化的多维合意性。三是共创的成效。技术合法性门槛跨越是跨界企业与农户共创的成效。四是共创的支撑情景。外部赋能（政府互动赋能和专家技术赋能）是跨界企业与农户高效共创的重要支撑。

（二）模型解释和命题提出

1.与农户共创是跨界企业突破双向信息黏性并跨越技术合法性门槛的一种必要且高效的机制。跨界企业的农机新技术对农户而言具有明显新生性，它会推高农户的采纳成本和收益不确定性。农户因此对跨界企业的新技术有较高的刚性期望，使得跨界企业面临严峻的技术合法性门槛。

跨界企业与农户之间存在严重的双向信息黏性。农户的技术知识欠缺、跨界企业的行业生疏和跨界企业技术行动的复杂共同导致技术期望信息黏性和技术行动信息黏性。在案例中，前者表现为农户“说不清”以及MT公司“难听懂”技术期望；后者表现为农户难以理解和评价MT公司的技术行动。一方面，技术期望信息黏性阻碍跨界企业依据农户期望而开展技术行动；另一方面，技术行动信息黏性阻碍跨界企业依据农户评价而优化技术行动。双向信息黏性最终导致跨界企业难以生成合意新技术以及实现技术合法性门槛跨越。

跨界企业与农户共创能降低双向信息黏性。一方面，农户能在共创中学习相关技术知识以及熟悉跨界企业的创新行动，其向跨界企业传递技术期望信息的能力以及接收跨界企业技术行动信息的能力皆得以提升。例如，MT公司通过陪伴农户测评样机，让农户更了解样机的特性以及能更清晰地表达技术诉求。另一方面，跨界企业能在共创中学习新行业的相关知识，从而更加熟悉新行业，提升了自己接收新行业用户技术期望信息的能力。例如，通过与农户一起测评农机，MT公司更加熟悉农机行业与山地农户，能高效地领悟山地农机用户的特殊需求与技术偏好。

面临技术合法性门槛的跨界企业有强烈动机与农户共创。例如，MT公司认为“得和他们一起”。通过与农户共创，技术期望信息和技术行动信息皆得以有效传递，跨界企业能依据农户期望和评价，开展并优化技术行动，让新技术充分达到农户的基本期望，从而实现技术合法性门槛跨越。得益于高效的共创，MT公司的新型农机契合了山地农户的一系列期望（更好用、更多功能、更时尚等），最终得到农户的正面评价和积极采纳。

因此，围绕跨界企业与农户共创的动因和成效，本文提出命题1。

命题1：一方面，跨界企业研发农机新技术面临严峻的技术合法性门槛与严重的双向信息黏性，它们驱使跨界企业与农户共创。另一方面，与农户共创能促进跨界企业与农户之间的双向信息传递，有助于跨界企业突破双向信息黏性并实现技术合法性门槛跨越。

2.与农户共创是一个基于场景跨入、依托互动迭代而生成新技术的过程。共创需要各主体相遇在焦点场景，但焦点场景通常不会凭空出现。农户通常缺乏场景制造的动力和能力。非农企业必须主动制造焦点场景。主动跨入农户的生产与生活环境是非农企业实现与农户相遇乃至深度互动的必要之举。例如，MT公司从现有产品、作业实地、使用过程和社群空间四个维度跨入山地农户所在的生产与生活环境，从而实现与山地农户的多场景相遇，为双方充分互动创造了条件。

整个互动迭代过程既是农户期望不断呈现的过程，也是非农企业持续依据农户期望而开展并优化技术行动的过程。本案例中，MT公司与农户的互动是迭代性的：此次互动带来技术进展，技术进展催生下次互动，又带来下次技术进展……例如，一开始农户群体表达现有农机“解放了牛却累

死了人”^①，MT 公司进而设计了一款轻巧型样机；随后农户表达轻巧型样机在山地上挖不动，MT 公司进而设计了重稳型样机；紧接着农户表达重稳型样机在连续作业方面存在不足，MT 公司进而设计了持久型样机；其后农户又表达持久型样机开久了驾驶员会很辛苦，MT 公司进而增加了遥控操作等智能化设计。经过多次互动迭代，跨界企业与农户共同生成具有技术复合、技术适应、技术易用和技术美化四大合意性的新技术。

跨界企业与农户共创可根据互动迭代的特点分为四个子过程：因品之劣嵌入、因地之障调整、因人之虑简化和因众之期升级。

一是因品之劣嵌入（现有产品跨入→反映现品劣势⇌匹配嵌入优势→技术复合）。农户关心新技术能否改善现有产品的劣势。首先，通过下沉调研和亲自使用而跨入农户的现有产品，获得与农户交流现有产品劣势的契机。其次，依据农户反映的劣势（例如农闲时农机被闲置）来匹配嵌入自身的优势（例如工程机械设计专长）。最后，新技术实现了农业机械和工程机械的功能复合（既可用于农业生产也可用于工程作业），农户则因此实现了农民与产业工人的身份复合。

二是因地之障调整（作业实地跨入→报告作业故障⇌联动调整构件→技术适应）。农户关心新技术能否适应真实作业环境。首先，通过识别作业环境差异和挑选实地广泛测试而跨入农户的作业实地，获得与农户交流作业故障的契机。其次，依据农户报告的故障（例如在药材地测试时机器被翘翻）而联动调整试验品的构件（例如增重机器底部、加大机器功率等）。最后，新技术适应了山地复杂性，农户则因此能在山地高效作业。

三是因人之虑简化（使用过程跨入→反馈使用顾虑⇌逐步简化操作→技术易用）。农户关心新技术是否容易使用。首先，通过识别使用习性差异和挑选农户深度试用而跨入农户的使用过程，获得与农户交流使用顾虑的契机。其次，依据农户反馈的顾虑（例如水位不方便查看）而简化操作（例如增加传感设置以方便查看水位）。最后，新技术契合了农户的使用习性，农户则因此能轻松使用。

四是因众之期升级（社群空间跨入→表露形象期待⇌持续升级工艺→技术美化）。农户关心新技术是否具有美感。首先，通过本地建立研发场所和吸引社会群体体验而跨入农户群体的生活空间，获得与农户群体交流产品形象的契机。其次，依据社会群体表露的形象期待（例如更好看）而升级工艺（例如让外观更漂亮、更有科技感）。最后，新技术更加具有美感，农户则因此被吸引。

因此，围绕与农户共创的环节与子过程，本文提出命题 2。

命题 2：跨界企业与农户共创过程包含场景跨入、互动迭代和新技术生成三个环节。它可分为因品之劣嵌入、因地之障调整、因人之虑简化和因众之期升级四个子过程。一是因品之劣嵌入，跨界企业主动跨入农户现有产品，依据现有产品劣势而匹配嵌入自身优势，从而让新技术复合现有产品特色和跨界企业优势。二是因地之障调整，跨界企业主动跨入农户作业实地，依据作业故障而联动调整构件，从而让新技术适应真实作业环境。三是因人之虑简化，跨界企业主动跨入农户使用过程，依据使用顾虑而逐步简化操作，从而让新技术容易使用。四是因众之期升级，跨界企业主动跨入农户群体的

^①中国山地丘陵地区农村广为流传的话语，指部分农机（例如手扶式微耕机、旋耕机等）笨重以及不好用。

生活空间，依据农户群体的形象期待持续升级工艺，从而使新技术更具美感。

3.外部赋能是跨界企业与农户高效共创的重要支撑。一是政府互动赋能为跨界互动提供重要支撑。作为行业新进者，跨界企业在与农户互动时会受制于场景资源约束和农户信任不足。场景资源约束体现为缺乏场景跨入的渠道（进村调研、实地观察等）和互动场地（样机试验地、农户交流中心等）。农户信任不足体现为农户忌讳跨界企业的场景跨入（不愿试用样机、不愿接受访谈等）和互动请求（不积极报告作业故障、消极表露诉求等）。在本案例中，政府通过组织企业家进村调研、提供试验农地、邀请跨界企业参加农耕会和农机展、让政府工作人员带头试用、支持农户试用等方式，不仅为跨界企业营造互动场景（缓解场景资源约束），还为跨界企业提供官方背书（缓解农户信任不足），显著提升了跨界企业与农户互动的能力。

二是专家技术赋能为互动迭代提供重要支撑。作为行业新进者，跨界企业在互动迭代乃至生成新技术时会受制于技术资源约束和迭代经验不足。技术资源约束体现为缺乏农业技术方面的前沿信息（技术方向、最新标准等）、复合人才（既懂农业实践又懂工程技术的人才）和学术知识（基本参数、常用路径等）。迭代经验不足体现为不能快速准确地剖析互动过程中涌现的问题（现品劣势、作业故障、使用顾虑、形象期待）并开展技术行动，例如选择不合适的改进路径（早期样机过于追求轻量化）或忽视重要因素（加重机身后没意识到山地高温情况下的机身过热问题）。在本案例中，既懂农业又懂工程技术的复合专家，通过提供信息（农机行业标准、相关技术参数等）和参与指导（合作承担相关项目、入驻研发基地、提供技术方案等），缓解了跨界企业所面临的技术资源约束和迭代经验不足，提升了跨界企业互动迭代的能力。

因此，围绕政府和专家的赋能，本文提出命题3。

命题3：政府互动赋能和专家技术赋能有助于跨界企业与农户高效开展共创。一方面，政府为互动营造场景和提供背书，能缓解跨界企业与农户互动时所面临的场景资源约束和农户信任不足；另一方面，专家提供技术信息和参与技术指导，能缓解跨界企业与农户在互动迭代乃至生成新技术的过程中所面临的技术资源约束和迭代经验不足。

（三）模型讨论与补充解释

1.模型讨论。个案研究结论的较高普适性可表征为对已有经典理论或“一般性知识”的良好传承、融入或契合（张静，2018；毛基业，2020）。跨界农机技术创新合法性门槛跨越模型虽然基于单一的跨界农机技术创新场景而构建，但其与经典技术接受模型有良好的契合性。经典技术接受模型强调有用性（该技术解决用户问题的程度）、易用性（用户使用该技术的容易程度）和社会影响（用户所在社会群体对该技术的评价）等因素会影响用户的技术采纳意向（Davis, 2000; Venkatesh et al., 2003; 韩啸, 2017; 张培, 2017）。本文构建的模型中的“技术复合”“技术适应”契合经典技术接受模型的有用性（皆反映新技术顺应用户的效用期望），“技术易用”契合经典技术接受模型的易用性（皆反映新技术顺应用户的使用习性），而“技术美化”则契合经典技术接受模型的社会影响（皆反映新技术顺应用户所在社会群体的形象期待）。

2.补充解释。本文构建模型时聚焦于非农企业“怎么样”实现跨界农机技术创新，但从现实合理性的角度看，补充解释非农企业“为什么改变创新路径”或“什么因素促使其跨入农机行业”是非常有必要的。进一步分析发现，政策、技术、市场与企业家等方面因素皆会对非农企业选择跨界农机技术创新产生重要的驱动作用。一是市场拓展压力，即原有市场受到冲击后亟须开拓新市场。案例企业负责人表示，企业原有产品大量出口欧美国家，而贸易战等不利因素严重影响其产品出口，因此需要“找到新领域，开拓内销市场”。二是国家政策吸引，即跨入新行业能获得政府的扶持和享受政策的利好。案例企业负责人表示：“做农机也是受到国家政策影响，国家重视乡村振兴、粮食安全……山地农业机械化还很落后，政府对这方面支持力度很大。”三是用户技术需求，即自身优势技术能移植到目标市场以解决其痛点。案例企业负责人察觉到市场上的山地农机普遍不好驾驶且会耗费使用者大量体力，觉得“可把我们的电机技术或机器人技术移植过去”以提高山地农机的亲和性。四是个人情怀驱使，即企业决策者对进入新行业有强烈个人意愿。案例企业负责人认为，跨界研发农机“和自己的情怀也有关”，因为“小时候跟着老人干农活，非常辛苦，一直都有个愿望，‘让种地轻松些’”。

六、结论与启示

跨界农机技术创新既能弥补农机行业创新要素的不足，也能促进农机行业与其他行业的技术联动，对于提升中国农机装备创制水平、推动农业农村现代化以及助力农业强国目标实现皆具有重要意义。本文以一家专精特新“小巨人”工业企业跨界研发山地农机的过程为研究对象，构建以“双向信息黏性→场景跨入→互动迭代→新技术生成→技术合法性门槛跨越”为主线的跨界农机技术创新合法性门槛跨越模型。该理论模型系统地呈现了跨界企业与农户共创的动因、过程、成效和支撑情景，为“跨界企业怎么样突破双向信息黏性并跨越技术合法性门槛”提供了新的分析框架以及策略参考。本文的结论和启示有以下几点。

第一，与农户共创有助于跨界企业突破双向信息黏性并实现技术合法性门槛跨越。非农企业的农机新技术对农户而言具有明显新生性，使得跨界企业面临严峻的技术合法性门槛。同时，由于农户技术知识欠缺、跨界企业行业生疏以及跨界企业技术行动复杂，跨界企业与农户之间又存在严重的技术期望信息黏性和技术行动信息黏性。双向信息黏性阻碍跨界企业依据农户期望开展并优化技术行动，导致难以生成合意新技术并跨越技术合法性门槛。跨界企业与农户共创能化解双向信息黏性，有助于跨界企业实现技术合法性门槛跨越。因此，跨界企业应充分意识到技术合法性门槛的严峻性、双向信息黏性的严重性以及与农户共创的必要性。

第二，跨界企业与农户共创是一个基于场景跨入、依托互动迭代而生成新技术的过程，包含四个典型的子过程。一方面，与农户共创涉及“场景跨入”“互动迭代”“新技术生成”三个关键环节：跨界企业主动跨入农户的现有产品、作业实地、使用过程和社群空间；农户的技术期望不断呈现，而跨界企业持续依据期望开展并优化技术行动；双方共同生成具有多维合意性的新技术。另一方面，与农户共创包含因品之劣嵌入、因地之障调整、因人之虑简化和因众之期升级四个典型子过程。它们分别让新技术实现了对现有产品特色和跨界企业优势的复合、对真实作业环境的适应、容易使用以及形

象美观时尚。因此，跨界企业应形成三种共创意识。一是主动跨入意识。由于农户通常既无能力也无动力制造焦点场景，跨界企业必须主动跨入农户的生产与生活环境以制造互动机会。二是互动迭代意识。跨界企业应在每次互动中形成阶段性的技术行动成果，随后又依托阶段性成果引发下次互动，形成“互动→创新→再互动→再创新”的螺旋前进式的互动迭代模式。三是多维合意性意识。农户的技术期望是多维的，通常以反映现品劣势、报告作业故障、反馈使用顾虑、表露形象期待等形式呈现。跨界企业应展开多维度的场景跨入和互动，以识别乃至诱现农户对新技术的多维期望。

第三，政府互动赋能和专家技术赋能是跨界企业与农户高效共创的有力支撑。政府营造场景和提供背书能够缓解跨界企业与农户共创时所面临的场景资源约束和农户信任不足。同时，专家提供信息和参与指导能够缓解跨界企业与农户共创时所面临的技术资源约束和迭代经验不足。因此，一方面，跨界企业应积极寻求政府和行业专家的支持；另一方面，政府应积极为跨界企业营造互动场景（组织农耕节、提供试验农地等）和提供官方背书（协助企业家入村调研、政府工作人员现场试用、立项支持等），与农业技术相关的科研院所应积极回应跨界企业在技术资源（行业信息、技术参数等）和合作参与（专家入驻、产研合作等）方面的诉求。

本文虽然打开了跨界企业与农户技术共创的过程“黑箱”，但以下问题仍有待未来研究进一步探索。例如，跨界企业与农户的共创过程是否会因非农企业类型（工业软件企业、第三产业企业等）或农户类型（种植经济作物的农户、兼业的农户等）的变化而变化？不同类型或不同场景下的跨界农业技术创新（跨界育种技术创新、非山地农业场景等）的共创路径有何异同？对这些问题的回答，不仅有助于将本文构建的模型从单一的“跨界农机技术创新”情景拓展到复杂多样的“跨界农业技术创新”情景，还能为非农企业跨界研发农业新技术提供更加丰富的共创策略。

参考文献

- 1.曹博、赵芝俊，2017：《技术进步类型选择和我国农业技术创新路径》，《农业技术经济》第9期，第80-87页。
- 2.丁奕文、周阳、周冬梅、鲁若愚，2022：《从“准入”到“扩张”：限制性市场中科技型民营企业的合法性跨越研究》，《管理评论》第12期，第340-352页。
- 3.范贝贝、李瑾、冯献，2023：《农业强国目标下作物育种科技与装备创新：态势、挑战与路径》，《科技导报》第16期，第23-31页。
- 4.郭海红，2019：《改革开放四十年的农业科技体制改革》，《农业经济问题》第1期，第86-98页。
- 5.韩啸，2017：《整合技术接受模型的荟萃分析：基于国内10年研究文献》，《情报杂志》第8期，第150-155页。
- 6.胡蝶、王容宽，2023：《如何在农产品众筹中“以劣取信”——基于承诺可信视角的案例分析》，《中国农村经济》第9期，第144-164页。
- 7.金文成、靳少泽，2023：《加快建设农业强国：现实基础、国际经验与路径选择》，《中国农村经济》第1期，第18-32页。
- 8.马歇尔、罗斯曼，2015：《设计质性研究：有效研究计划的全程指导》（第5版），何江穗译，重庆：重庆大学出版社，第295-301页。

- 9.毛基业, 2020: 《运用结构化的数据分析方法做严谨的质性研究——中国企业管理案例与质性研究论坛(2019)综述》, 《管理世界》第3期, 第221-225页。
- 10.毛基业、陈诚, 2017: 《案例研究的理论构建: 艾森哈特的新洞见——第十届“中国企业管理案例与质性研究论坛(2016)”会议综述》, 《管理世界》第2期, 第135-141页。
- 11.钱加荣、赵芝俊、毛世平, 2023: 《中国农业科技进步贡献率结构演变及提升路径》, 《农业经济问题》第2期, 第132-144页。
- 12.王倩、柳御林, 2023: 《企业跨界创新中的价值共创研究: 基于生态系统视角》, 《科研管理》第4期, 第11-18页。
- 13.魏后凯、崔凯, 2022: 《建设农业强国的中国道路: 基本逻辑、进程研判与战略支撑》, 《中国农村经济》第1期, 第2-23页。
- 14.魏江、王丁、刘洋, 2020: 《来源国劣势与合法化战略——新兴经济企业跨国并购的案例研究》, 《管理世界》第3期, 第101-119页。
- 15.邢小强、汤新慧、王珏、张竹, 2021: 《数字平台履责与共享价值创造——基于字节跳动扶贫的案例研究》, 《管理世界》第12期, 第152-175页。
- 16.薛洲、耿献辉、曹光乔、吴萍, 2021: 《定额补贴模式能够促进农机装备制造企业创新吗——以拖拉机制造行业为例》, 《农业经济问题》第2期, 第98-106页。
- 17.殷, 2017: 《案例研究: 设计与方法》(原书第5版), 周海涛、史少杰译, 重庆: 重庆大学出版社, 第12-19页、第63-70页。
- 18.曾楚宏、朱仁宏、李孔岳, 2008: 《基于战略视角的组织合法性研究》, 《外国经济与管理》第2期, 第9-15页。
- 19.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。
- 20.张培, 2017: 《技术接受模型的理论演化与研究发展》, 《情报科学》第9期, 第165-171页。
- 21.郑挺国、范馨月、靳炜、方匡南, 2023: 《通胀预期形成与信息黏性特征: 基于媒体新闻视角》, 《世界经济》第4期, 第60-82页。
- 22.Binz, C., S. Harris-Lovett, M. Kiparsky, D. L. Sedlak, and B. Truffer, 2016, “The Thorny Road to Technology Legitimation-Institutional Work for Potable Water Reuse in California”, *Technological Forecasting and Social Change*, Vol. 103: 249-263.
- 23.Bitektine, A., and P. Haack, 2015, “The ‘Macro’ and the ‘Micro’ of Legitimacy: Toward a Multilevel Theory of the Legitimacy Process”, *Academy of Management Review*, 40(1): 49-75.
- 24.Bogers, M., A. Afuah, and B. Bastian, 2010, “Users as Innovators: A Review, Critique, and Future Research Directions”, *Journal of Management*, 36(4): 857-875.
- 25.Carmona-Lavado, A., E. M. Gimenez-Fernandez, V. Vlaisavljevic, and C. Cabello-Medina, 2023, “Cross-Industry Innovation: A Systematic Literature Review”, *Technovation*, Vol. 124, <https://doi.org/10.1016/j.technovation.2023.102743>.
- 26.Davis, V. F. D., 2000, “A Theoretical Extension of the Technology Acceptance Model: Four Longitudinal Field Studies”, *Management Science*, 46(2): 186-204.

- 27.Fisher, G., 2020, “The Complexities of New Venture Legitimacy”, *Organization Theory*, 1(2): 1-25.
- 28.Fisher, G., S. Kotha, and A. Lahiri, 2016, “Changing with the Times: An Integrated View of Identity, Legitimacy, and New Venture Life Cycles”, *Academy of Management Review*, 41(3): 383-409.
- 29.Göcke, L., K. Hülsebusch, and M. Menter, 2022, “The Legitimacy of Corporate Entrepreneurship: A Structured Literature Review”, *Management Review Quarterly*, 72(2): 385-416.
- 30.Hippel, E. v., 1994, “ ‘Sticky Information’ and the Locus of Problem Solving: Implications for Innovation”, *Management Science*, 40(4): 429-439.
- 31.Hoyer, W. D., R. Chandy, M. Dorotic, M. Krafft, and S. S. Singh, 2010, “Consumer Cocreation in New Product Development”, *Journal of Service Research*, 13(3): 283-296.
- 32.Kuratko, D. F., G. Fisher, J. M. Bloodgood, and J. S. Hornsby, 2017, “The Paradox of New Venture Legitimation Within an Entrepreneurial Ecosystem”, *Small Business Economics*, 49(1): 119-140.
- 33.Lenz, T., and L. A. Viola, 2017, “Legitimacy and Institutional Change in International Organisations: A Cognitive Approach”, *Review of International Studies*, 43(5): 939-961.
- 34.Mankiw, N. G., and R. Reis, 2002, “Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve”, *Quarterly Journal of Economics*, 117(4): 1295-1328.
- 35.Markard, J., S. Wirth, and B. Truffer, 2016, “Institutional Dynamics and Technology Legitimacy – A Framework and a Case Study on Biogas Technology”, *Research Policy*, 45(1): 330-344.
- 36.Ramaswamy, V., and K. Ozcan, 2018, “What Is Co-Creation? An Interactional Creation Framework and Its Implications for Value Creation”, *Journal of Business Research*, Vol. 84: 196-205.
- 37.Schneider, N., and A. Rinscheid, 2024, “The (De-)Construction of Technology Legitimacy: Contending Storylines Surrounding Wind Energy in Austria and Switzerland”, *Technological Forecasting and Social Change*, Vol. 198, <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2023.122929>.
- 38.Siggelkow, N., 2007, “Persuasion with Case Studies”, *Academy of Management Journal*, 50(1): 20-24.
- 39.Singh, J. V., D. J. Tucker, and R. J. House, 1986, “Organizational Legitimacy and the Liability of Newness”, *Administrative Science Quarterly*, 31(2): 171-193.
- 40.Soubliere, J. F., and J. Gehman, 2020, “The Legitimacy Threshold Revisited: How Prior Successes and Failures Spill over to Other Endeavors on Kickstarter”, *Academy of Management Journal*, 63(2): 472-502.
- 41.Suchman, M. C., 1995, “Managing Legitimacy: Strategic and Institutional Approaches”, *Academy of Management Review*, 20(3): 571-610.
- 42.Venkatesh, V., M. G. Morris, G. B. Davis, and F. D. Davis, 2003, “User Acceptance of Information Technology: Toward a Unified View”, *MIS Quarterly*, 27(3): 425-478.
- 43.Zhou, K. Z., C. K. Yim, and D. K. Tse, 2005, “The Effects of Strategic Orientations on Technology- and Market-Based Breakthrough Innovations”, *Journal of Marketing*, 69(2): 42-60.

44.Zimmerman, M. A., and G. J. Zeitz, 2002, "Beyond Survival: Achieving New Venture Growth by Building Legitimacy", *Academy of Management Review*, 27(3): 414-431.

(作者单位: 西南大学经济管理学院)

(责任编辑: 黄 易)

Two-way Information Stickiness and Legitimacy Threshold Crossing of Cross-border Agricultural Machinery Technology Innovation: A Single Case Study from Farmers' Co-creation Perspective

WANG Rongkuan HU Die

Abstract: Cross-border machinery technology innovation of non-agricultural enterprises with technical expertise can efficiently make up for the shortcomings of China's agricultural machinery technology innovation, to which existing studies have been paid insufficient attention. Due to the complexity of the technical actions of non-agricultural enterprises and the lack of technical knowledge of farmers, there is a serious two-way information stickiness between enterprises that develop new agricultural machinery technologies and farmers, which hinders cross-border enterprises from generating consensual new technologies and crossing the threshold of technical legitimacy. From the farmers' co-creation perspective, this paper deeply traces the process of cross-border R&D of mountain agricultural machinery by a specialized innovative industrial enterprises, and constructs a cross-border agricultural machinery technology innovation legitimacy threshold crossing model with "two-way information stickiness→scenario stepping-into→interactive iteration→new technology creation→technology legitimacy threshold crossing" as the logic line. The main findings include three aspects. First, co-creation with farmers is a necessary and efficient mechanism for cross-border enterprises to overcome two-way information stickiness and cross technology legitimacy threshold. Second, the co-creation between cross-border enterprises and farmers is a process of creating new technologies based on scenario stepping-into and interactive iteration, which has four typical sub-processes, embedding advantages according to existing products' disadvantages, adjusting components according to field malfunctions, simplifying operations according to usage worries, and upgrading designs according to community preference. Third, the government's scenario construction and official endorsement, and experts' information providing and participating-in guidance, are important support for the efficient co-creation between cross-border and farmers. This study models the logic between two-way information stickiness and technology legitimacy threshold crossing, and tries to open the mechanism "black box" of co-creation between cross-border and farmers, so as to provide a theoretical framework and practical reference for cross-border agricultural machinery technology co-creation.

Keywords: Agricultural Machinery Technology Innovation; Cross-border R&D; Farmers' Co-creation; Two-way Information Stickiness; Legitimacy Threshold

多多益善还是过犹不及：企业数字化投入与全要素生产率*

黄贻琳 蒋鹏程

摘要：本文构建包含数字化资本投入的动态一般均衡理论模型，通过理论推演发现，企业数字化投入对全要素生产率有倒U型影响。基于中国2007—2022年上市非金融企业数据的实证研究发现，企业数字化投入与全要素生产率之间存在倒U型关系，且在现阶段主要表现为正向效应。当数字化资产规模超过非数字化资产规模的0.337倍后，数字化投入会抑制企业全要素生产率的增长。数字技术创新、数字人才投入、人机协同和管理创新是企业数字化投入影响全要素生产率的重要传导机制，也是突破数字化困境的有效途径。企业数字化投入的全要素生产率效应因企业性质、行业特征、投入类型和城市数字治理水平的不同而存在显著差异，企业数字化投入关于工资和高技能劳动就业的社会福利效应也具有非线性特征。本文研究结论为优化数字化投入结构、推动企业高质量发展提供了经验证据和政策启示。

关键词：数字化投入 全要素生产率 数字化困境 倒U型关系

中图分类号：F270.3; F420 **文献标识码：**A

一、问题提出

随着以人工智能、云计算、物联网等为代表的新一代信息技术与经济社会的深度融合，数字经济逐渐成为提高经济效率和驱动经济绿色高质量发展的新动能。实现智能化发展已成为企业提高竞争力的必由之路。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》提出，利用数字化转型驱动生产、生活和治理方式的变革；《“十四五”数字经济发展规划》（国发〔2021〕29号）指出，要加快企业数字化转型升级。党的二十大报告进一步强调，加快发展数字经济，促进数字经济和实体经济深度融合。可见，数字化成为新时代促进企业全要素生产率提升、实现高质量发展的重要抓手。

*本文研究得到国家社会科学基金一般项目“人工智能的技术进步偏向效应及其对劳动收入份额的影响研究”（编号：23BJL031）的资助。本文通讯作者：蒋鹏程。

麦肯锡 2018 年开展的企业高管调查访问数据显示，高于 80% 的企业在增加数字化投资后，生产经营绩效均未得到明显改善，企业普遍陷入数字化困境^①。学术界将这一现象称为“数字化悖论”（Gebauer et al., 2020）^②。美国、日本等主要发达国家均陷入数字化困境（Brynjolfsson et al., 2019；程文，2021），中国也不例外（陈楠和蔡跃洲，2022）。引致这一困境的主要原因有三个：一是技术的滞后性会导致数字技术与生产率之间存在 U 型关系（陈楠和蔡跃洲，2022）；二是企业缺乏与数字化投入相匹配的组织变革（戚聿东和肖旭，2020），即如果企业的管理和组织能力无法与数字化投资带来的技术相匹配，那么管理成本会提升并抵消数字化投资带来的收益；三是企业没有增加与数字化投资相匹配的互补性投资（何小钢等，2019），或数字化投资会挤出互补性投资，由此恶化企业生产率和财务绩效。从中国企业的数字化实践看，根据埃森哲发布的《重塑增长：2023 埃森哲中国企业数字化转型指数》，虽然大量中国企业计划未来进一步加大数字化投入，但是大多数企业仍然集中于单一部门和业务的智能化转型，缺乏全方位的数字化转型规划，更重要的是忽视了数字人才战略的重要性^③。《重塑增长力，增长新前沿：2024 埃森哲中国企业数字化转型指数》也显示，绝大部分受访企业缺乏数字化组织能力和数字人才，导致企业陷入高数字化投入、低回报的情境^④。与此同时，部分企业受困于资金约束，陷入“不转型等死、转型找死”的困境（赵琦和钟夏洋，2024）。由于数字化管理和变革需要大量资本投入，并伴有较高的沉淀成本，增加企业数字化投入势必会挤出非数字化投资，而中国企业的数字化转型并没有实现管理模式的变革，仅停留在生产方式的变革。这意味着，在管理模式无法跟进的情境下，数字化投入会增加企业的管理成本，进一步恶化必要的生产性资本投入，对全要素生产率产生潜在的负向影响。由此引发两个值得思考的问题：一是中国企业的数字化投入与全要素生产率之间存在怎样的关系，数字化投入是“多多益善”，还是“过犹不及”？二是如果企业数字化投入并非“多多益善”，那“过犹不及”的拐点在哪里？如何确定数字化投资的最优规模及其对社会福利的影响？对上述问题的回答有助于全面厘清中国企业数字化投入的经济效应，为企业合理增加数字化投入提供理论依据和经验证据。

企业数字化实质是从“工业化管理模式”向“数字化管理模式”的变革（刘淑春等，2021），是数字技术与实体经济深度融合的重要体现。现有关于数字化投入如何影响企业全要素生产率的直接相关研究较少。杨汝岱等（2023）基于税收调查数据发现，中国上游企业的数字化投入能够提高下游企业的全要素生产率。更多的研究基于文本测度企业数字化，发现企业数字化转型能够提高全要素生产

^①资料来源：麦肯锡官网（<https://www.mckinsey.com>）。

^②“数字化悖论”起源于“索洛悖论”，指企业投资于数字化却未获得预期的收益增长。后续有学者逐渐将企业增加数字化投入后，全要素生产率和财务绩效等没有明显提升甚至出现下降的现象称为“数字化悖论”，但对这一概念的内涵存在争议。为了避免争议，本文将数字化投入越过倒 U 型曲线最大值后，对应企业全要素生产率下降的现象称为“企业数字化困境”。

^③资料来源：<https://www.accenture.cn/cn-zh/insights/strategy/china-digital-transformation-index-2023>。

^④资料来源：<https://www.accenture.cn/cn-zh/insights/strategy/china-digital-transformation-index>。

率（周冬华和万贻健，2023；李海舰和李真真，2024）。Nwankpa and Datta（2017）发现，企业数字化投资往往无法实现预期收入增加，这是因为企业数字化投资成本高、持续时间长，会导致有限资源配置失衡，对主业产生挤出效应（Wamba et al., 2017）。然而，Bai et al.（2024）发现，企业数字化投入能够发挥人力资本效应，提升企业价值。此外，还有部分文献关注了数字化投入与技术创新之间的关系，庞瑞芝和刘东阁（2022）基于中国的微观经验证据发现，数字化硬件投资对企业创新具有倒 U 型影响，数字化软件投资能够提高企业创新。

纵观以往的经验研究，大部分研究认为，企业数字化投入能够促进全要素生产率。但是，已有研究存在三方面不足：首先，多为经验研究，主要探讨数字化投入的线性效应，认为数字化投入应“多多益善”，忽视了潜在的“过犹不及”问题。与此同时，缺乏一个统一的理论框架来论证数字化投资与企业产出效率之间的关系，也没有厘清企业陷入数字化困境的前提条件。其次，关于数字化投入经济后果的研究也主要集中于探讨其与企业价值、企业营业收入之间的关系，鲜有文献直接论证数字化投入与企业全要素生产率之间的关系^①，亦无法直接论证中国企业是否会陷入数字化困境。最后，现有关于数字化投入经济后果影响机制的研究主要围绕融资约束、人力资本结构和企业创新等传统核心问题展开，忽视了数字化与非数字化投资之间可能存在的挤出效应。本文从数字技术创新、数字人才、人机协同和管理创新四方面揭开数字化投入与全要素生产率倒 U 型关系的内在机制。

有鉴于此，本文拟构建包含数字化和非数字化投入的动态一般均衡模型，从理论上揭示企业数字化投入影响全要素生产率的内在机制。本文基于企业固定资产和无形资产明细项目，筛选出企业的数字化投资，以此测度企业的数字化投入水平以反映企业真实的转型程度，利用 2007—2022 年上市非金融企业数据识别数字化投入对全要素生产率的影响、作用机制和异质性影响，并进一步基于职工工资和就业结构视角探究数字化投入的福利效应。本文可能的边际贡献如下：第一，鉴于现有理论研究的缺乏，本文将企业数字化投入和非数字化投入同时引入动态一般均衡理论模型，并根据要素配置中的要素禀赋结构和要素配置效率，从量和质两个层面阐释数字化投入与企业全要素生产率之间的倒 U 型关系。本文旨在从理论上阐述数字化困境形成的前提条件，弥补现有理论研究的不足，并提供一个理论模型框架，为分析企业最优数字化投入规模提供参考。第二，与现有实证研究关注线性关系不同，本文根据理论模型的分析框架构建中国微观企业的面板数据模型，实证检验数字化投入与企业全要素生产率之间的倒 U 型关系。这既为“数字化困境”的争议提供中国经验证据，也对已有线性关系研究做了重要补充。第三，与以往笼统考虑技术创新和高学历人才的机制不同，本文重点检验数字技术创新、数字人才投入、人机协同和管理创新的作用机制，并进一步识别其不同企业、行业和城市特征下的差异，阐明过度数字化投入会产生挤出效应，也会对职工工资和就业产生不同的社会福利影响，由此提出化解数字化困境的实现路径和因地制宜的政策建议，为数字中国建设和企业高质量发展的政

^①现有文献中，仅有庞瑞芝和刘东阁（2022）的研究为中国企业存在数字化困境提供了间接的经验证据；孙雪娇和范润（2023）的研究表明，数字经济会造成大企业和小企业之间的全要素生产率差距进一步扩大，其结论从侧面反映单纯考虑数字化投入与全要素生产率的线性关系存在一定缺陷。

策研究提供新思路。

二、理论分析

企业数字化是指企业依托云计算、大数据等数字技术推动企业组织管理模式、商业模式和生产运营方式等全方位的重塑和变革跃迁的过程（Siebel, 2019）。这一过程是数字技术与企业各要素、各环节全面融合的过程，实现传统模式的转型升级，进而达到降本增效、提高企业生产效率的目的。从微观视角看，数字化投入是企业为达到数字化转型目的而投入的所有资本要素，包含以工业机器人、计算机等为代表的数字化硬件设备，以及以企业智能管理系统和信息化软件为代表的数字化软件投入。

（一）理论模型构建

本文借鉴 Barro（1990）和 Barro and Sala-I-Martin（1992）建立广义生产函数的研究思路，构建包含企业数字化投入的动态一般均衡理论模型，考察企业数字化与非数字化投入的要素配置变动对资本积累和最终产出的作用机理。在数字化转型发展过程中，企业需要投入资本、人才、设备等诸多要素，如果数据要素配置不当或者相应的传统要素支撑不足，不仅可能无法释放“数字红利”，还可能抑制企业的数字化发展。这也充分说明，企业的数字化转型不可盲目推进，需要考虑数字化资本投入的有效性问题。为此，本文构建包含数字化投入及其资本有效性的生产函数，进一步从质和量两个层面阐释要素禀赋结构和要素配置效率变动对企业产出效率的影响。假设一个经济中的行为人是同质的，单个行为人可以代表整个经济，这个行为人具有家庭的性质，也具有厂商的性质。

1. 家庭行为。假设代表性家庭只有一个成员，且具有无限期界的生命，在 t 期的效用函数 $u[c(t)]$ 服从常相对风险规避（CRRA）效用函数，具体形式为 $u[c(t)] = [c(t)^{1-\theta} - 1] / (1-\theta)$ ，则消费者的效用在无限期界中贴现到 0 期的总效用函数为：

$$\int_0^{\infty} e^{-(\rho-n)t} \frac{c(t)^{1-\theta}}{1-\theta} dt \quad (1)$$

（1）式中： $c(t)$ 代表人均消费量， ρ 为主观贴现率， $\rho \in (0,1)$ ； θ 是相对风险系数， $\theta > 0$ ，其倒数 $1/\theta$ 表示消费的跨期替代弹性。

此外，以 $L(t)$ 表征全社会的就业人口规模，即就业总人数，其外生增长率为 n ， $\dot{L}(t)/L(t) = n$ ，假设 $L(0)=1$ ，则有 $\rho - n$ 为有效贴现率，且 $\rho > n$ 。

2. 厂商行为。企业在进行数字化转型过程中需要购买新的软件、硬件设备，进行系统升级和网络改造，这些都需要大量的资金投入。因此，本文假设企业的资本投入包含数字化投入和非数字化投入两部分，数字化资本投入主要用于购买和维护技术设备、软件和系统，以及培训员工。考虑到在降本增效模式下企业要根据数字化发展的现状合理规划团队规模、人员占比等投入，企业数字化转型既需要保持资金投入，又不能盲目投入，所以要合理控制投入，提高资金的使用效率。为此，本文将数字化投入的资本存量及其使用效率同时考虑在内，借鉴徐宝亮等（2022）的做法，构建包含数字化投入及其资本有效性的生产函数，具体形式为：

$$Y(t) = \left[\left(\frac{K_D(t)}{K(t)} \right)^\gamma K_D(t) \right]^\alpha K_N(t)^\beta L(t)^{1-\alpha-\beta} \quad (2)$$

(2) 式中： $Y(t)$ 是企业总产出； $K(t)$ 为企业总资本存量，是生产过程中非数字化投入 $K_N(t)$ 和数字化投入 $K_D(t)$ 的资本存量之和，即 $K(t) = K_D(t) + K_N(t)$ 。另外，参数 α 、 β 、 γ 的取值均介于 0 与 1 之间，且 $\alpha + \beta < 1$ 。 $K_D(t) / K(t)$ 表示数字化资本存量占企业总资本存量的比重，以此反映企业的资本配置结构状况。

本文进一步从质和量两个层面阐释要素配置结构变动对人均产出的影响。要素配置结构主要包括要素禀赋结构和要素配置效率，前者注重要素的数量，后者则关注要素的质量。为了简化分析，这里令 $\varphi(t) = K_D(t) / K(t)$ ，主要用于反映企业资本要素禀赋结构。当 $\varphi(t)$ 较小时，表明企业的数字化建设还处于较低水平，需要大量投入，因而会对非数字化生产投入产生明显的挤出效应，此时，数字化与实体经济处于融合发展初期；随着 $\varphi(t)$ 的提高，企业的数字化建设不断完善，数字化投入导致的资本要素挤占程度不断缓解，数字化与实体经济融合发展不断加深。

数字化投入的资本存量及其有效性之所以以 (2) 式的形式加入生产函数，是因为数字化投入本身是企业生产的投入要素，而代表资本要素禀赋结构的 $\varphi(t)$ ，通过数字化投入的资本存量 $K_D(t)$ 作用于企业总产出，弹性值 α 和 γ 主要反映企业数字化资本投入的配置效率。在实践中，数字化投入通过提高制造业中各个行业的经济运行效率，从而进一步放大了对制造业整体发展的影响。具体而言，当 $\varphi(t)$ 较小时，数字化投入因积累不足而使生产要素的作用因拥挤产生较大的折减，数字化投入的使用效率处于较低水平；而当 $\varphi(t)$ 较大时，数字化投入产生的挤出效应不断减弱，其对生产效率的提升效应不断显现，故其折减较小。因此，本文把 $\varphi(t)^\gamma K_D(t)$ 定义为有效数字化资本投入，其产出弹性 $\alpha \in (0, 1)$ ，有效数字化资本投入与生产资本和劳动要素并无差异，其边际产出是递减的。而参数 $\gamma \in (0, 1)$ 则反映了数字化资本投入关于总资本存量占比的弹性值。随着 $\varphi(t)$ 的提高，数字化资本投入占比带来的边际增量也是递减的。这是因为：当 $\varphi(t)$ 较小时，初始阶段的数字化设备、人才培养、软件开发等数字化建设与企业生产还处于融合发展初期，对企业生产效率的提升形成较大限制。此时，数字化资本投入的降低可以使更多的有效资本发挥作用。随着数字化投入的增加，数字化建设相对完善，数字技术与实体经济融合发展。当 $\varphi(t)$ 较大时，数字化对非数字化资本的挤出程度下降，继续提高 $\varphi(t)$ 对于有效数字化资本投入的增加也是非常有限的。

假设数字化与非数字化投入资本具有相同的折旧率 δ ，则社会总资本存量的增量方程为：

$$\dot{K}(t) = Y(t) - \delta K(t) - c(t)L(t) \quad (3)$$

令 $k(t) = K(t) / L(t)$ ， $y(t) = Y(t) / L(t)$ ，则有：

$$\dot{k}(t) = y(t) - c(t) - (\delta + n)k(t) \quad (4)$$

由于 $\varphi(t) = K_D(t) / K(t)$ ，则有 $1 - \varphi(t) = K_N(t) / K(t)$ ，将其代入 (2) 式，可得：

$$Y(t) = [\varphi(t)^\gamma \varphi(t)K(t)]^\alpha [(1-\varphi(t))K(t)]^\beta L(t)^{1-\alpha-\beta} \quad (5)$$

将（5）式两端同时除以 $L(t)$ ，则有：

$$y(t) = \varphi(t)^{(1+\gamma)\alpha} [1-\varphi(t)]^\beta k(t)^{\alpha+\beta} \quad (6)$$

（6）式中： $y(t)$ 为人均产出，即平均劳动生产率，可以非常直观地反映一个地区的生产效率，故将它作为反映地区生产率的一种衡量指标； $k(t)$ 为人均资本。

3.均衡分析。基于以上分析，典型行为人的规划问题就是在约束条件（4）式和（6）式下使得目标函数（1）式达到最大化。为了求解最大化问题，构建现值汉密尔顿函数为^①：

$$H(c, k, \lambda) = \frac{c^{1-\theta} - 1}{1-\theta} + \lambda [\varphi^{(1+\gamma)\alpha} (1-\varphi)^\beta k^{\alpha+\beta} - c - (\delta+n)k] \quad (7)$$

（7）式中： c 为控制变量， k 为状态变量， λ 为汉密尔顿乘子。求解汉密尔顿方程最优化条件为：

$$\frac{\partial H}{\partial c} = c^{-\theta} - \lambda = 0 \quad (8)$$

$$\dot{\lambda} = -\frac{\partial H}{\partial k} + \lambda(\rho - n) = -\lambda[(\alpha + \beta)\varphi^{(1+\gamma)\alpha} (1-\varphi)^\beta k^{\alpha+\beta-1} - (\delta + \rho)] \quad (9)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} e^{-(\rho-n)t} \lambda k = 0 \quad (10)$$

同时满足一阶条件（8）式和（9）式以及横截性条件（10）式是该最大化问题的最优规划解的充要条件，整理可得：

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\theta} [(\alpha + \beta)\varphi^{(1+\gamma)\alpha} (1-\varphi)^\beta k^{\alpha+\beta-1} - \delta - \rho] \quad (11)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \lambda(0)k \exp\left(\int_0^t [(\delta + n) - (\alpha + \beta)\varphi^{(1+\gamma)\alpha} (1-\varphi)^\beta k^{\alpha+\beta-1}] ds\right) = 0 \quad (12)$$

当经济处于稳态时，满足 $\dot{c}/c = 0$ 和 $\dot{k}/k = 0$ 。令 c^* 、 k^* 为稳态时的人均消费和人均资本存量，则有：

$$k^* = \left[\frac{\delta + \rho}{(\alpha + \beta)\varphi^{(1+\gamma)\alpha} (1-\varphi)^\beta} \right]^{\frac{1}{\alpha+\beta-1}} \quad (13)$$

$$c^* = \varphi^{(1+\gamma)\alpha} (1-\varphi)^\beta k^{*\alpha+\beta} - (\delta + n)k^* \quad (14)$$

对（13）式关于 φ 求导数，整理可得：

^①为了简便起见，在接下来的模型推导中将省略括号中的 t 。

$$\frac{\partial k^*}{\partial \varphi} = \frac{\alpha(1+\gamma)(1-\varphi) - \beta\varphi}{(1-\alpha-\beta)\varphi(1-\varphi)} k^* \quad (15)$$

根据（15）式可知，由于 $(1-\alpha-\beta)\varphi(1-\varphi)$ 和 k^* 恒大于 0，稳态人均资本存量 k^* 与数字化资本投入占比 φ 的关系取决于 $\alpha(1+\gamma)(1-\varphi) - \beta\varphi$ 的符号。

由此，可推出命题 1。

命题 1：当经济处于稳态时，若 $\varphi < \alpha(1+\gamma)/[\alpha(1+\gamma)+\beta]$ ，有 $\partial k^*/\partial \varphi > 0$ ，稳态人均资本存量 k^* 是数字化资本投入占比 φ 的增函数；反之，若 $\varphi > \alpha(1+\gamma)/[\alpha(1+\gamma)+\beta]$ ，则有 $\partial k^*/\partial \varphi < 0$ ， k^* 是关于 φ 的减函数，呈边际效应递减。

命题 1 蕴含的经济学含义是，稳态时不同数字化资本投入占比 φ 有着不同的资本积累效应。当 $\varphi < \alpha(1+\gamma)/[\alpha(1+\gamma)+\beta]$ 时，提高数字化资本投入占比可以有效缓解挤出效应，促进全社会资本的积累，数据要素能够发挥投资乘数效应；反之，当 $\varphi > \alpha(1+\gamma)/[\alpha(1+\gamma)+\beta]$ 时，持续提高数字化资本投入占比对全社会的资本积累效应为负，数据要素难以发挥投资乘数效应。

为了进一步考察 φ 对稳态人均产出 y 的影响，对（6）式关于 φ 求导数，可得：

$$\begin{aligned} \frac{\partial y^*}{\partial \varphi} = & \left[\alpha(1+\gamma)\varphi^{(1+\gamma)\alpha-1}(1-\varphi)^\beta - \beta\varphi^{(1+\gamma)\alpha}(1-\varphi)^{\beta-1} \right] k^{*\alpha+\beta} \\ & + (\alpha+\beta)\varphi^{(1+\gamma)\alpha}(1-\varphi)^\beta k^{*\alpha+\beta-1} \frac{\partial k^*}{\partial \varphi} \end{aligned} \quad (16)$$

接着，将（15）式代入替换（16）式中的 $\frac{\partial k^*}{\partial \varphi}$ ，整理（16）式可得：

$$\frac{\partial y^*}{\partial \varphi} = \frac{\varphi^{(1+\gamma)\alpha-1}(1-\varphi)^{\beta-1}}{(1-\alpha-\beta)} [\alpha(1+\gamma)(1-\varphi) - \beta\varphi] k^{*\alpha+\beta} \quad (17)$$

由（17）式可知， $\partial y^*/\partial \varphi$ 的符号将唯一地由 $\alpha(1+\gamma)(1-\varphi) - \beta\varphi$ 的符号决定。

通过上述分析，可以推出命题 2。

命题 2：当经济处于稳态时，若 $\varphi < \alpha(1+\gamma)/[\alpha(1+\gamma)+\beta]$ ，人均产出 y^* 随着数字化资本投入占比 φ 的上升而提高，呈边际效应递增；反之，若 $\varphi > \alpha(1+\gamma)/[\alpha(1+\gamma)+\beta]$ ，则 y^* 随着 φ 的上升而降低，呈边际效应递减，此时陷入数字化困境。即在动态一般均衡条件下，稳态人均产出与数字化资本投入占比之间呈现倒 U 型关系。

命题 2 蕴含的经济学含义是，稳态时不同数字化资本投入占比 φ 有着不同的产出规模效应。当数字化资本投入占比 φ 较小且小于特定值 $\alpha(1+\gamma)/[\alpha(1+\gamma)+\beta]$ 时，较高的生产要素挤出程度必然大幅折减数字化资本的使用效率。因此，随着数字化资本投入占比 φ 的提高，数字经济与实体经济加深融合，其对生产效益的提升作用越发显著。资本生产要素挤出程度的降低将通过有效数字化资本存量来增加社会总产出，数据要素能够发挥产出规模效应。不过，当数字化资本投入占比 φ 较大且超过

特定值 $\alpha(1+\gamma)/[\alpha(1+\gamma)+\beta]$ 时，提高 φ 对非数字化资本的挤出效应增加，加之有效数字化资本存量的边际报酬处于递减趋势，因此，当社会总资本既定时， φ 的提高将挤出生产资本，从而降低社会总产出水平，数据要素不能充分发挥产出规模效应，由此产生数字化困境。

由命题 1 和命题 2 可见，稳态人均资本和人均产出所对应的最优数字化资本存量占比是相同的，由数字化与非数字化资本投入的产出弹性共同决定。由（13）式和（15）式可知，稳态均衡是存在的，有必要讨论均衡点的稳定性。由（11）式得：

$$\dot{c} = \frac{c}{\theta} [(\alpha + \beta)\varphi^{(1+\gamma)\alpha}(1-\varphi)^\beta k^{\alpha+\beta-1} - \delta - \rho] \quad (18)$$

在（4）式、（5）式和（18）式的基础上构建雅可比矩阵，再在稳态点 (k^*, c^*) 处取值：

$$J = \begin{pmatrix} \frac{\partial \dot{c}}{\partial c} & \frac{\partial \dot{c}}{\partial k} \\ \frac{\partial \dot{k}}{\partial c} & \frac{\partial \dot{k}}{\partial k} \end{pmatrix}_{(k^*, c^*)} = \begin{pmatrix} 0 & \frac{c^*}{\theta} [(\alpha + \beta)(\alpha + \beta - 1)\varphi^{(1+\gamma)\alpha}(1-\varphi)^\beta k^{\alpha+\beta-2}] \\ -1 & 0 \end{pmatrix} \quad (19)$$

由（19）式可知， $|J| < 0$ 。这意味着，在稳态时，雅可比行列式有两个符号相反的特征根，所以经济系统的稳态点 (k^*, c^*) 是稳定的。

（二）企业数字化转型对全要素生产率的倒 U 型影响机制分析

首先，企业数字化投入能够激活企业数字技术创新活力，提高全要素生产率。数字技术是企业数字化的底层技术支撑，企业数字技术创新是影响数字化投入能否助力实现降本增效提质的关键因素（李海舰和李真真，2024）。企业数字化投入主要用于购买和维护数字技术设备、软件和系统。一方面，购买和维护数字技术设备会对现有设备和网络软件系统等进行技术改造，由此推动数字技术创新。另一方面，企业的智能机器和软件平台等投入打破了各个部门和环节之间的“信息孤岛”，提高企业信息透明度（周冬华和万贻健，2023），降低研发活动的不确定性成本，由此促进企业增加研发活动并提高数字创新水平。

其次，企业数字人才和人机协同度的提升不仅能够将知识资本融入企业生产经营活动，产生技术扩散效应，进而提高企业创新能力，还能降低由人机不匹配引致的额外的生产和管理等成本，由此提高全要素生产率。Acemoglu and Restrepo（2020）的任务模型发现，企业增加机器人资本会对就业规模产生创造效应和替代效应。具体而言，数字化投入通过“机器换人”等方式淘汰低技能劳动者，与之相应的是数字化机器和软件设备的运用导致数字人才的需求规模增加。此外，数字化投入通常需要与企业足够的研发投入和数字人才等互补性资源配合使用（陈楠和蔡跃洲，2022）。这说明，企业增加数字化投入时会同步增加数字人才需求量，并提升人机协同度，从而最大限度地发挥数字化投入的经济与社会效益，提高企业的全要素生产率（冯玲等，2023；黄贇琳和蒋鹏程，2023）。

最后，在企业数字化转型过程中，管理创新能够精简企业的组织结构和业务流程，由此降低企业的生产和管理成本，提高全要素生产率（李海舰和李真真，2024）。企业数字化实现了“工业化管理模式”向“数字化管理模式”的变革（刘淑春等，2021）。随着企业增加智能管理系统、信息化软件等数字化投入及应用，企业各组织部门之间的联系得以强化，从而提升了企业内部的协同能力，降低了沟通成本。与此同时，信息化方式也简化了企业的管理业务流程，推动组织结构的扁平化和网络化，提高管理效率（戚聿东和肖旭，2020）。

由此可见，企业数字化投入能够通过提高数字技术创新水平、增加数字人才投入、实现人机协同和推动管理创新，进而提高全要素生产率。然而，根据理论模型命题2的经济学含义可知，在数字化资本投入占比 φ 较大且超过特定值 $\alpha(1+\gamma)/[\alpha(1+\gamma)+\beta]$ 时，提高 φ 会引致对非数字化资本的挤出效应。即过度的数字化投入挤占了企业正常生产的其他投入要素，导致要素配置效率下降，出现规模不经济。这意味着，当企业数字化投入低于最优规模值时，增加数字化投入不仅能够促进企业数字技术创新，也能提高数字人才规模，推动人机协同和管理创新变革。当企业数字化投入高于最优规模值时，由于数字化投入的增加会挤占企业的其他生产要素，此时研发和人才投入也会随之下降，进而对数字技术创新和数字人才投入产生负向效应。与此同时，当数字化投入超过最优规模时，对其他要素投入的挤出效应导致高技能劳动力要素失位，引致人机不协同。而在过多的数字化投入下，企业面临较高的设备运营和维护成本，不仅挤出了组织管理创新所需的资源，也导致管理创新能力下降。

综上所述，本文提出命题3。

命题3：当企业数字化投入占比 φ 低于最优规模值时，数字技术创新、数字化人才投入、人机协同和管理创新能力随着数字化投入占比 φ 的上升而提高，呈边际效应递增；反之，随着 φ 的上升而降低，呈边际效应递减，从而对全要素生产率产生倒U型影响。

三、研究设计与特征化事实

（一）样本选择与数据来源

本文以2007—2022年的上市非金融企业数据作为基础数据。首先，剔除了ST、ST*企业，以及资产收益率、资产负债率等财务指标异常的样本，并进一步剔除上市时间不足3年的企业样本。其次，从企业固定资产和无形资产明细表中获取企业的数字化投入数据，并和财务数据进行合并，共得到11610个企业一年份样本。最后，为了降低异常值的影响，对所有连续变量进行首尾1%缩尾处理。文中所使用的数据，除分职业类别的员工就业数据来自锐思数据库外^①，职工工资、数字化人才、数字化投入和其余财务数据均来源于国泰安数据库^②。

（二）变量选取与说明

1.被解释变量。被解释变量为企业全要素生产率。企业人均产出本质上是衡量企业的产出效率。

^①锐思数据库官方网站：<https://www.resset.cn>。

^②国泰安数据库官方网站：<http://www.csmar.com>。

由于单一要素生产率受要素密集度的影响，无法全面准确衡量企业的生产效率，已有研究更常用企业全要素生产率来衡量企业的生产效率（余淼杰和解恩泽，2023）。本文使用 LP 方法测算企业全要素生产率。与黄先海和高亚兴（2023）的做法一致，本文使用经过价格处理的实际主营业务总收入的自然对数值作为产出变量，使用企业员工人数的对数值作为自由变量，并采用经过固定资产投资价格指数定基处理后的实际固定资产净额对数值作为状态变量。中间投入变量则使用实际购买商品和接受劳务支付的现金的自然对数值进行衡量。

2.核心解释变量。核心解释变量为企业数字化投入。陶锋等（2023）使用企业数字化无形资产占总无形资产的比重衡量企业数字化资产投资。Bai et al.（2024）利用数字硬件和软件资产占总资产的比例作为数字投资规模。本文综合上述两种衡量方式构建企业数字化投入相对指标，具体而言：首先，在企业固定资产明细表中，根据“计算机”“微电子”“自动化”“电子设备”“智能设备”等关键词筛选出相关条目，并分年度计算企业数字化固定资产投资总额，同时根据“合计”条目计算固定资产总额。其次，在无形资产明细表中，通过“信息化”“软件”“网络平台和管理系统”等关键词筛选相关条目，计算数字化软件投资总额，并根据“合计”条目计算企业总的无形资产支出。最后，计算数字化投资占总投资的比重，用以衡量企业数字化投入水平。

3.机制变量。企业数字技术创新、数字人才、人机协同度和管理创新水平 4 个机制变量的具体测度方式如下：①企业数字技术创新。投入方面，使用研发投入与营业收入的比值衡量企业研发投入强度；产出方面，使用人均数字技术专利申请数衡量企业数字技术创新产出水平。②数字人才。国泰安数据库从 2021 年开始公布详细的数字人才投入数据，包含企业数字人才招聘发布次数（反映企业的数字人才投入意愿）和数字人才招聘数量（反映企业对数字人才的需求量）。本文分别对上述两个变量取自然对数后作为数字化人才的代理变量。③人机协同。本文参考黄贇琳和蒋鹏程（2023）、冯玲等（2023）的研究，定义人机协同为 $\sqrt{U \times V}$ 。其中， $U = 2\sqrt{\text{diginput} \times \text{hum}} / (\text{diginput} + \text{hum})$ ， $V = 0.5 \times \text{diginput} + 0.5 \times \text{hum}$ 。 diginput 表示企业数字化投入， hum 表示企业的人力资本水平，采用科技人员占比衡量。④管理创新。与范合君等（2023）的做法一致，采用企业高管团队是否设立首席信息官、首席技术官和首席数字官衡量企业的管理创新，当高管团队中存在上述三类职位的任意一种时，赋值为 1，否则赋值为 0。

4.控制变量。参照周冬华和万贻健（2023）的做法，选择反映企业财务和治理特征的控制变量。一是利用企业规模、总资产收益率、资产负债率、资本密集度、企业成长 5 个变量反映企业的财务特征。具体而言，企业规模采用企业实际总资产的对数值来衡量；总资产收益率使用净利润与总资产的比值来衡量；资产负债率使用负债总计与资产总计的比值来刻画；资本密集度为企业总资产与营业收入总额的比值；企业成长采用企业营收增长率来表征。二是使用企业年龄、第一大股东持股比例、两职合一和产权性质 4 个变量控制企业的治理特征。其中：企业年龄采用样本年份与企业成立年份的差值并取对数来刻画；当企业董事长和总经理为同一人时，两职合一变量赋值为 1，否则赋值为 0；当企业为国有企业时，产权性质变量赋值为 1，否则赋值为 0。

表 1 为所有变量的描述性统计结果。根据表 1 可知，不同企业的数字化投入差距极大。

表 1 变量的描述性统计结果

	变量	观测值	均值	标准差	最大值	最小值
被解释变量	企业全要素生产率	11610	17.1007	1.0570	21.3075	14.1859
核心解释变量	企业数字化投入	11610	0.0876	0.1230	0.9474	0.0002
机制变量	研发投入强度	9542	0.0496	0.0513	0.5667	0
	人均数字技术专利申请数（项）	11609	0.0032	0.0116	0.3645	0
	数字人才招聘数量（人）	415	313.1783	2583.3150	49154	1
	数字人才招聘发布次数（次）	415	73.5205	192.2102	2254	1
	人机协同	10435	0.4146	0.1324	0.9307	0
	管理创新	10865	0.0048	0.0690	1	0
控制变量	企业规模（企业总资产，元）	11610	7.40e+09	1.59e+10	1.89e+11	1.85e+08
	总资产收益率	11610	0.0531	0.0411	0.2357	0.0011
	资产负债率	11610	0.4135	0.1973	0.9994	0.0113
	资本密集度	11610	2.2269	1.5713	20.9899	0.3475
	企业成长	11610	0.2283	0.5766	23.2396	-0.6080
	企业年龄（岁）	11610	19.3907	6.3357	65	3
	第一大股东持股比例（%）	11610	34.5894	15.2171	99	4.1500
	两职合一	11610	0.2951	0.4561	1	0
	产权性质	11610	0.3482	0.4764	1	0

注：数字人才招聘发布次数、数字人才招聘数量、企业规模和企业年龄在后文回归时进行取对数处理。

（三）模型设定

为了验证命题 2 的可信度和准确性，本文构建如下计量模型：

$$tfp_{it} = \zeta_0 + \zeta_1 diginput_{it} + \zeta_2 diginput_{it}^2 + \zeta_3 X_{it} + \phi_i + \tau_t + \xi_{jt} + \omega_{ct} + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

（20）式中： tfp_{it} 为企业全要素生产率， $diginput_{it}$ 为公司 i 在第 t 年的数字化投入程度， X_{it} 为控制变量集合； ε_{it} 表示随机扰动项； ϕ_i 和 τ_t 分别为企业和年份固定效应； ξ_{jt} 为行业—时间的固定效应，用以控制行业层面随时间变化的因素； ω_{ct} 则是控制了企业所在城市—时间的固定效应，用以吸收企业所在城市随时间变化的因素（如城市经济发展水平、市场化水平、制度环境等）。

为了识别企业数字化投入影响全要素生产率的作用路径，对命题 3 加以验证，本文构建如下模型进行机制检验：

$$M_{it} = \zeta_0 + \zeta_1 diginput_{it} + \zeta_2 diginput_{it}^2 + \zeta_3 X_{it} + \phi_i + \tau_t + \xi_{jt} + \omega_{ct} + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

（21）式中， M 代表 4 个机制变量，分别是企业数字技术创新、数字人才、人机协同和管理创新，其余变量同（20）式。

四、模型估计结果与分析

（一）基准估计结果

表2展示了基于(20)式的估计结果。其中，(1)列为不加入固定效应的估计结果，(2)~(4)列为同时加入企业、年份、行业一时间和城市一时间固定效应的估计结果。在不同控制变量和固定效应的模型设定下，数字化投入的一次项均显著为正，二次项均显著为负，意味着企业数字化投入与全要素生产率之间存在显著的倒U型关系。上述估计结果的经济含义为：当数字化资产规模超过非数字化资产规模的0.337倍^①后，数字化投资会对企业全要素生产率产生负向效应，企业陷入数字化困境。目前，一共有177个样本（占比1.52%）越过对称轴，主要分布于电子计算机制造业、软件和信息技术服务业，以及计算机、通信和其他电子设备制造业等高技术行业，这符合中国企业数字化实践的现实情境。

表2 基准回归结果

变量	企业全要素生产率							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
企业数字化投入一次项	0.8902***	0.0667	1.0563***	0.3367	0.6503***	0.1508	0.6389***	0.1485
企业数字化投入二次项	-0.5942***	0.1062	-0.7884**	0.4011	-0.5515***	0.1798	-0.5584***	0.1814
企业规模	0.7024***	0.0033			0.6723***	0.0162	0.6705***	0.0162
总资产收益率	0.7928***	0.0931			1.4640***	0.1206	1.4960***	0.1195
资产负债率	0.4723***	0.0219			0.1968***	0.0494	0.2074***	0.0487
资本密集度	-0.2659***	0.0022			-0.2596***	0.0089	-0.2600***	0.0089
企业成长	0.0481***	0.0059			0.0417***	0.0088	0.0420***	0.0087
企业年龄	0.0574***	0.0101					-0.0798	0.0810
第一大股东持股比例	0.0009***	0.0002					-0.0027***	0.0009
两职合一	-0.0192**	0.0077					0.0071	0.0109
产权性质	0.0177**	0.0080					0.0376	0.0284
企业固定效应	不控制		控制		控制		控制	
年份固定效应	不控制		控制		控制		控制	
行业一时间固定效应	不控制		控制		控制		控制	
城市一时间固定效应	不控制		控制		控制		控制	
常数项	1.8755***	0.0689	17.0504***	0.0236	2.8320***	0.3435	3.1780***	0.3913
观测值	11610		9931		9931		9931	
R ²	0.8852		0.9208		0.9827		0.9829	

注：**和***分别表示5%和1%的显著性水平，标准误为聚类在企业层面的稳健标准误。

（二）内生性处理

上文的估计结果可能会面临内生性问题的挑战。首先，遗漏变量可能导致内生性问题。虽然在(20)

^①基于表2(4)列可计算出拐点值为0.5721，故数字化投入与非数字化投入的最优比例为0.5721/0.4279≈1.337。

式中控制了行业一时间和城市一时间固定效应，但是企业的全要素生产率可能会受到城市层面随时间变化的行业特征的影响。对于这一问题，在（20）式的基础上加入城市一行业一时间的高维固定效应，以缓解遗漏变量的影响。结果如表3（1）列所示，数字化投入的一次项显著为正，二次项显著为负，与基准回归结果一致，表明基准模型不存在严重的遗漏变量问题。

其次，全要素生产率较高的企业可能更倾向于增加数字化投入以实现全面转型，存在由反向因果导致的内生性问题。（20）式同时包含了数字化投入的一次项和二次项，故需要寻找两个工具变量。一方面，借鉴肖土盛等（2022）的做法，采用同一省份内其他企业的数字化投入程度的均值作为工具变量。另一方面，参照杨金玉等（2022）的研究思路，采用异方差工具变量法，并以按照省份一年份计算的数字化投入均值与本企业数字化投入差值的三次方作为另一个工具变量。第一阶段的估计结果表明工具变量与数字化投入之间存在相关关系，且通过弱工具变量和工具变量识别不足检验。表3（2）列展示了利用 IV-2SLS 估计的第二阶段的回归结果，数字化投入的一次项显著为正，二次项显著为负，数字化投入与企业全要素生产率之间存在倒 U 型关系。这表明，在经过内生性处理后，基准估计结论依旧成立。

表 3 内生性检验结果

变量	企业全要素生产率			
	(1)		(2)	
	系数	标准误	系数	标准误
企业数字化投入一次项	0.6140***	0.1627	0.8468***	0.3130
企业数字化投入二次项	-0.4997**	0.1934	-0.7383**	0.3272
控制变量	控制		控制	
常数项	2.8003***	0.4906		
Kleibergen-Paap rk LM			93.9210***	
Cragg-Donald Wald F			599.9100	
观测值	7317		9931	
R ²	0.9862		0.7856	

注：①**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平，标准误为聚类在企业层面的稳健标准误。②回归中控制了企业、年份、行业一时间和城市一时间 4 类固定效应。

（三）稳健性检验

为了进一步提升文章研究结论的可信度，本文从更换核心解释变量、替换被解释变量测度方式、更换样本和更改聚类层级等多个方面进行稳健性检验^①。

1.更改数字化投入测度方式。本文分别利用经行业和城市数字化投入均值调整后的企业数字化投入作为核心解释变量。该指标反映了企业数字化投入在行业和城市内的相对水平。更改数字化投入测度方式后，数字化投入对企业全要素生产率影响的估计结论与基准估计一致。

^①限于篇幅，稳健性检验结果未在此展示，感兴趣者可在中国知网和《中国农村经济》网站查看本文附录。

2.替换被解释变量。首先，以前文测算的企业全要素生产率的自然对数作为被解释变量，估计结论未改变。其次，分别使用 OLS、GMM 和 FE 方法测度的全要素生产率作为被解释变量，估计结果显示，数字化投入一次项显著为正，二次项显著为负，意味着替换被解释变量后，基准结论依旧成立。

3.采用子样本进行估计。第一，由于信息传输、软件和信息技术服务业是数字经济的核心产业，其数字化投入水平必然高于其他行业，为了避免基准估计结果因该行业的异常数据而产生偏差，本文剔除该行业的样本后重新估计（20）式。结果表明，企业数字化投入对全要素生产率仍存在显著的倒 U 型影响。第二，根据企业数字化投入的均值趋势，2020 年的数字化投入平均水平出现异常，本文进一步剔除 2020 年的样本重新估计（20）式，结果与基准估计一致。

4.包含财务指标异常的样本。由于初期高额数字化投入的企业可能会出现 ROA 偏低、资产负债率过高等现象，基准估计中将此类财务数据异常的样本剔除，可能会导致样本选择偏误问题。为此，本文保留 ROA、资产负债率等财务数据异常的样本后，重新估计企业数字化投入对全要素生产率的影响。结果与基准估计一致，倒 U 型关系依然显著。

5.更换聚类层级。为了进一步缓解模型扰动项的集群相关问题，本文分别尝试将标准误聚类到城市、省级和企业一年份层面，以排除由城市、省级和企业一年份序列相关性导致的估计偏误问题。结果显示，无论聚类到哪个层级，数字化投入一次项都显著为正，二次项都显著为负。

上述估计结果说明，企业数字化投入和全要素生产率之间的倒 U 型关系是稳健的。

五、机制检验、异质性与社会福利分析

（一）传导路径验证

表 4 报告了机制检验的估计结果。从（1）列看，数字化投入对人均数字技术专利申请数存在显著的倒 U 型影响。从（2）列看，数字化投入对研发强度也产生了先促进后抑制的影响。上述结果意味着，随着数字化投入的增加，过度的数字化投入不仅会直接挤占其他生产性投入，也会提高企业与数字化转型相关的管理和运营成本，继而挤出研发投入和抑制数字技术创新。（3）列和（4）列的估计结果表明，企业数字化投入对数字人才招聘数量、数字人才招聘发布次数均产生显著的倒 U 型影响。

表 4 机制检验结果

变量	(1) 人均数字技术 专利申请数	(2) 研发投入强度	(3) 数字人才 招聘数量	(4) 数字人才招聘 发布次数	(5) 人机协同	(6) 管理创新
企业数字化投入一次项	0.0126** (0.0062)	0.0624** (0.0265)	8.5304*** (2.3948)	5.7870*** (1.7534)	1.2640*** (0.0322)	0.0956** (0.0436)
企业数字化投入二次项	-0.0175* (0.0100)	-0.0789** (0.0332)	-9.5795*** (3.1847)	-7.2175*** (2.4838)	-0.8627*** (0.0451)	-0.1279** (0.0583)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.0153 (0.0183)	0.0618 (0.0494)	-8.7055*** (2.8783)	-6.8181*** (2.3055)	0.0902* (0.0474)	-0.2032*** (0.0758)

表 4（续）

观测值	9930	8101	415	415	8800	9398
R ²	0.7063	0.9009	0.4790	0.5035	0.9546	0.6229

注：①由于国泰安数据库中的数字化人才数据是从 2021 年 10 月开始公布的，样本期内只包含 2022 年这一年的完整数据。因此，（3）列和（4）列是截面估计，并手动加入行业和城市固定效应。②*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平，括号内数字为聚类在企业层面的稳健标准误。③回归中控制了企业、年份、行业一时间和城市一时间 4 类固定效应。

当面临流动性约束时，企业往往会选择减少劳动力投入以缓解流动性约束，因此，随着数字化投入的过度增加，企业可能降低对数字人才的投入意愿及实际雇佣人数。上述结果表明，数字化投入会导致互补性资源配置失位，即挤出数字人才投入和研发投入，印证了前文理论模型的推演。这也初步说明，企业数字化投入越过最大值后，会引致人机不匹配，进而抑制全要素生产率增长。根据表 4（5）列和（6）列的估计结果，数字化投入对人机协同和企业管理创新均存在倒 U 型影响。这意味着，过度的数字化投入可能会引发人机不协同和组织创新管理失位，从而使企业陷入转型阵痛期。

（二）异质性分析

为了识别数字化投入对全要素生产率的复杂性影响，剖析不同横截面特征下数字化投入的最优状态，本文从企业特征、行业特征、数字化投入类型和城市数字化治理情景等方面展开异质性分析^①。

1. 企业特征异质性。一方面，非国有企业面临的市场竞争压力较大，为获取竞争优势，可能会加快数字化转型，增加数字化投入。但是，过多的数字化投入会挤出其他必要的生产性投入，由此导致全要素生产率损失。另一方面，与非国有企业相比，国有企业在资金、规模和政策支持方面具有显著优势。这表明，国有企业在数字化转型过程中拥有充足的资金支持，能够大量投入数字化建设而不挤占其他生产性投入。因此，本文预测数字化投入在国有企业主要以正向效应为主，并根据企业产权性质分组以验证这一推论。估计结果表明，在非国有企业组中，企业数字化投入的一次项显著为正，二次项显著为负，说明数字化投入与企业全要素生产率之间存在显著的倒 U 型关系。而在国有企业组中，企业数字化投入的一次项显著为正但二次项不显著，说明数字化投入对国有企业全要素生产率存在显著的正向影响。

企业数字化转型进程存在规模效应，企业规模是数字化投入发挥经济效应的重要因素。大规模企业往往会加大数字化投入以实现转型升级，但是，中国企业普遍不具有全面转型的管理意识和组织能力，在管理组织数字化、数据处理能力和线上线下协同化等方面都存在不足。因此，大企业往往会在数字化转型后期陷入数字化投入与数字人才及组织管理流程不协调、转型成本高等困境。小规模企业作为行业跟随者，会模仿大企业的投资行为，但其投入力度会低于大企业，甚至部分小企业因为转型成本高而降低数字化投入，故尚未陷入数字化困境。根据行业一年份计算企业资产的均值，将大于中位值的样本企业定义为大企业，其余样本企业定义为小规模企业。按照企业规模分组的估计结果表明，在小规模企业样本中，数字化投入的一次项显著为正但二次项不显著，说明数字化投入对企业全要素

^①限于篇幅，异质性估计结果未在此展示，感兴趣者可在[中国知网](#)和[《中国农村经济》](#)网站查看本文附录。

生产率存在积极影响。这与刘淑春等（2021）的发现相似。在大规模企业样本中，数字化投入的一次项显著为正，二次项显著性为负，意味着数字化投入与企业全要素生产率的倒 U 型关系成立。

2.行业特征异质性。首先，高技术行业普遍重视科技研发和人才建设，能够与数字化投入形成人才协同、技术协同，进而充分发挥数字化投入的产出效应，然而，过度数字化资产投入可能在一定程度上挤占研发和数字人才资源，最终抑制全要素生产率的提升。非高技术行业数字化投入较低，仍处于将数字化投入与职能部门简单叠加的阶段，对企业内部管理组织和数字人才协同的要求较低，从而避免了过度投入引致的数字化困境问题。为了加以验证，借鉴王玉泽等（2019）的做法，本文把样本划分为高技术行业和非高技术行业进行分组回归。回归结果表明，在高技术行业中，企业数字化投入对全要素生产率产生显著的倒 U 型影响，但只有 4.81% 的样本越过最大值，因此，现阶段仍以正向促进效应为主。而在非高技术行业中，数字化投入的一次项显著为正但二次项不显著，说明非高技术行业企业尚未陷入数字化困境。其次，在中国各产业数字化转型进程中，相比制造业，服务业的数字化转型周期更短。本文对制造业和服务业子样本进行了估计。在制造业样本中，数字化投入对全要素生产率产生倒 U 型影响，只有 0.65% 的样本位于曲线右侧；在服务业样本中，数字化投入对全要素生产率同样具有倒 U 型影响，有 3.09% 的样本位于曲线右侧。近年来，数字经济与服务业的融合程度明显高于制造业。以金融、运输、科技为代表的生产性服务业大多为资本、技术密集型行业，其数字化资本与技术投入较多，因此更易陷入数字化困境。

3.数字化投入类型异质性差异。在数字经济时代，数字治理能力是企业进行智能化决策的基础保障。企业必须升级资源规划信息系统，并加大对软件等数字化无形资产的投入，但现实情况是企业的固定资产投资远高于无形资产投资。为了识别企业数字化投入结构对全要素生产率的差异性影响，用企业数字化硬件投资占固定资产总额的比重作为硬件投入的代理变量，利用数字化软件投资占无形资产总额的比重衡量数字化软件投入。企业数字化投入结构异质性的估计结果表明：企业数字化硬件投入与全要素生产率之间存在显著的倒 U 型关系，有 1.6% 的样本越过了最高点，可见，大多数企业增加数字化硬件投入能够有效促进全要素生产率提升；企业数字化软件投入的影响则不显著，这与企业普遍不重视数字化软件投入密切相关。

企业数字化转型会依赖所处城市的数字基础设施建设。政府数字化投入为企业数字化转型提供了外部环境保障，当企业所处城市的数字化投入程度较高时，企业往往会更加积极地投入数字化资产。因此，首先计算 2007—2019 年 284 个城市光缆密度的均值，然后根据中位值将前 142 个城市定义为政府高数字化投入组，最后与基准估计数据进行匹配。政府数字化投入异质性的估计结果显示：在政府低数字化投入组中，企业数字化投入的估计系数不显著；而在政府高数字化投入组中，企业数字化投入对全要素生产率产生倒 U 型影响。可见，政府的数字化投入尤其是数字基础设施建设，为企业数字化转型提供了基础条件。

4.城市数字治理的异质性。推进政府数字化转型是促进国家治理现代化的必由之路，中国政府积极利用数字化技术和工具提升城市治理效能。一方面，数字政府的建设能够优化当地的数字基础设施建设，将大数据、云计算等数字技术运用到民生服务之中，优化政企关系，推动企业加大数字化投入。

另一方面，数字政府建设通过数据开放降低了企业的信息获取成本，进而降低对生产性资本的挤出（彭远怀，2023），以此促进企业增加数字化投入。

城市治理数字化经历了“智慧城市建设”到“城市智能化管理”的转变。首先，根据中国智慧城市试点政策，本文将样本划分为试点城市和非试点城市两个子样本。其次，“城市智能化管理”是数字技术在经济、社会、公共服务的全方位应用，实现数据开放、各主体利益协同，与国家级信息惠民试点城市建设的主体内容相一致，因此，本文根据企业所在城市是否是国家级信息惠民试点城市进行分组估计。城市数字治理的异质性估计结果显示：在智慧城市样本中，企业数字化投入对全要素生产率产生倒 U 型影响；而在非智慧城市样本中，数字化投入的影响不显著。在信息惠民试点城市中，企业数字化投入与全要素生产率之间存在显著的倒 U 型关系；在非信息惠民试点样本中，企业数字化投入对全要素生产率存在正向影响。

（三）社会福利分析

本文从职工工资和就业结构两方面检验企业数字化投入对社会福利的影响。首先，将经过通胀调整后的“支付给职工以及为职工支付的现金”数据，除以员工人数后计算其自然对数，以此衡量职工平均工资；使用高管薪酬水平和普通员工薪酬水平的比值刻画企业内部薪酬差距。其次，根据赵烁等（2020）、肖土盛等（2022）的研究，分别从员工的学历水平和职业类别两个维度衡量企业劳动力结构。一方面，使用企业本科及以上学历员工占比衡量企业劳动力高级化。另一方面，根据锐思数据库提供的企业分职业类别的就业信息，将员工划分为科技、生产、财务、市场销售与推广、职员五类，并分别统计每类员工的总数。随后，计算这五类职业的员工数占总员工数的比重，以此构建五类职业的就业结构。表 5 展示了数字化投入对职工平均工资和就业结构影响的估计结果。

表 5（1）列的结果表明，企业数字化投入对职工平均工资产生倒 U 型影响。（2）列和（3）列的结果表明，数字化投入对高管和普通员工的平均工资同样产生倒 U 型影响。（4）列的估计结果表明，企业数字化投入对薪酬差距的影响并不显著。可能的原因在于，过多的数字化投入挤出全要素生产率，导致员工和高管分享的经济租金均减少，因此对薪酬差距的影响不明显。（5）列的估计结果表明，数字化投入对人力资本结构也产生倒 U 型影响。（6）列的估计结果表明，数字化投入对科技人员占比同样存在先促进后抑制的影响。这一结论也佐证了表 4 中数字化投入对数字人才和人机协同机制的估计结果。一方面，过度的数字化投入会挤出高技能劳动者投入；另一方面，由于企业不重视数字人才战略，可能存在企业将人才投入转化为数字资本投入的现象，由此进一步加剧企业人机不匹配。（7）～（10）列中，数字化投入的一次项和二次项估计结果均不显著，表明企业数字化投入对生产人员、财务人员、市场人员和职员的就业结构影响并不显著。

表 5 数字化投入对工资和就业结构调整影响的估计结果

变量	(1) 职工平均工资	(2) 高管平均薪酬	(3) 员工平均薪酬	(4) 薪酬差距	(5) 本科以上学历
企业数字化投入一次项	0.4259*	0.3420*	0.4317**	-0.0770	0.2116***
	(0.2342)	(0.2059)	(0.2187)	(1.4776)	(0.0730)

表 5（续）

企业数字化投入二次项	-0.6961** (0.3282)	-0.6199*** (0.2211)	-0.6763** (0.2992)	-0.8302 (1.6769)	-0.3059*** (0.0763)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	9.9357*** (0.5485)	8.6440*** (0.4740)	9.4066*** (0.5220)	-15.0372*** (4.6645)	0.1817 (0.1566)
观测值	9931	9556	9556	9556	8314
R ²	0.8324	0.8702	0.8555	0.8081	0.8840
	(6) 科技人员	(7) 生产人员	(8) 财务人员	(9) 市场人员	(10) 职员
数字化投入一次项	0.2374*** (0.0840)	-0.0316 (0.2088)	0.0198 (0.0173)	0.0464 (0.0648)	0.0230 (0.1011)
数字化投入二次项	-0.2181* (0.1144)	0.0961 (0.1668)	-0.0143 (0.0172)	-0.0239 (0.0649)	-0.1222 (0.1227)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.0201 (0.1634)	0.2501 (0.2534)	0.0995*** (0.0365)	0.4236** (0.1661)	-0.0083 (0.2170)
观测值	8800	8003	8299	8187	7889
R ²	0.8525	0.7345	0.8013	0.8886	0.6788

注：*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平，括号内数字为聚类在企业层面的稳健标准误，回归中控制了企业、年份、行业—时间和城市—时间 4 类固定效应。

六、结论与政策启示

随着数字经济与实体经济的融合程度不断加深，企业积极加大数字化投入成为增强市场竞争力和实现提效增质的重要途径。尽管社会普遍认同数字化技术运用会带来积极的社会经济效应，但是也有部分研究开始质疑数字化投入是否会导致企业陷入数字化困境。在数字经济时代，厘清数字化投入的最优结构，助力企业摆脱数字化困境，对于促进企业高质量发展和推动数字经济健康有序发展具有重要的意义。本文首先构建包含企业数字化投入规模及其有效性的动态一般均衡理论模型阐述企业数字化投入与产出效率之间的倒 U 型关系，其次利用 2007—2022 年中国非金融上市企业数据，识别数字化投入对全要素生产率的非线性影响、作用机制和横截面特征的差异性。实证研究发现：第一，企业数字化投入与全要素生产率之间存在显著的倒 U 型关系，当数字化资产规模超过非数字化资产规模的 0.337 倍后，数字化投入会抑制企业全要素生产率，现阶段数字化投入主要发挥促进作用。第二，数字技术创新、数字化人才、人机协同和数字化管理创新构成了企业数字化投入对全要素生产率产生倒 U 型影响的重要机制。第三，企业数字化投入对全要素生产率的倒 U 型影响只在非国有企业、大规模企业、高技术行业以及位于光缆密度高、数字化治理能力强的城市中的企业中成立；相比制造业企业，更多的服务业企业样本目前位于倒 U 型曲线右侧；数字化硬件投入对全要素生产率产生倒 U 型影响，

而数字化软件投入的影响不显著。第四，企业数字化投入对企业员工平均工资、高管和普通员工平均薪酬、本科及以上员工占比和科技人员占比也存在倒 U 型影响。

本文的研究结论可以为企业实现最优数字化投入以推动企业高质量发展提供重要启示，也为中小企业合理分配数字化与非数字化投入提供政策启示。首先，企业要优化数字化投入预算结构，做好数字化转型的顶层设计。现阶段，数字化投入对全要素生产率的影响以正向作用为主。对于数字化投入不足的企业，需要进一步加大数字化投入，实现与实体经济的深度融合。但是，需要合理分配数字化投入和非数字化投入的比重，充分考虑数字化资本投入使用的有效性。对于数字化投入已经较高的企业，需要实现企业管理组织、经营方式和生产方式等全方位的数字化协同转型。针对目前中小企业普遍存在的数字化前期投入成本高、后期投入不足的问题，一是需要政府部门为中小企业数字化改造提供资金和技术支持，避免出现不敢转、不能转和不会转的困境；二是要引导企业根据自身经营规模、要素配置结构等实际情况合理进行数字化投入，避免盲目且低效率数字化投资。其次，不同类型、行业和企业需要制定个性化的转型方案。对于大规模企业和非国有企业，虽然数字化投入是强化竞争力的关键举措，但是要避免盲目地增加相关投入。应该在稳定现有投入量的情况下，深化数字化管理体系变革，重视数字人才建设，实现数字化投入的协同发展，避免陷入数字化困境。对于国有企业和小规模企业，由于当前数字化投入较低，未来应进一步增加投入，以更充分地激发数字化的经济红利。对于高技术行业的企业，现阶段的重点是优化数字化投入结构，增加研发投入和管理运营投入，以匹配数字化转型所需的软件、平台和组织架构升级。对于地处数字治理水平较高城市的企业，应该进一步提升数据的共享、使用和处理能力，以最大化实现政府和企业数字化治理联动。最后，充分重视数字人才战略，吸引更多的数字人才进入。数字技术创新和数字人才是释放数字化投入经济红利的重要渠道。政府应该积极实施数字人才引进政策，并在高校试点开展数字人才培养，提高本地数字人才的供给规模。与此同时，企业要增加内部的教育和培训支出，积极开展数字化技能培训。更为重要的是，企业应该合理分配各项资金投入比例，增加研发和数字化软件投入，提高创新产出效率，以此实现数字技术创新能力的提升，为推动企业高质量发展提供保障。

参考文献

- 1.陈楠、蔡跃洲，2022：《人工智能、承接能力与中国经济增长——新“索洛悖论”和基于 AI 专利的实证分析》，《经济学动态》第 11 期，第 39-57 页。
- 2.程文，2021：《人工智能、索洛悖论与高质量发展：通用目的技术扩散的视角》，《经济研究》第 10 期，第 22-38 页。
- 3.范合君、吴婷、何思锦，2023：《企业数字化的产业链联动效应研究》，《中国工业经济》第 3 期，第 115-132 页。
- 4.何小钢、梁权熙、王善骞，2019：《信息技术、劳动力结构与企业生产率——破解“信息技术生产率悖论”之谜》，《管理世界》第 9 期，第 65-80 页。
- 5.冯玲、袁帆、刘小逸，2023：《工业机器人与企业创新——来自中国制造业企业的证据》，《经济学（季刊）》第 4 期，第 1264-1282 页。

- 6.黄先海、高亚兴, 2023:《数实产业技术融合与企业全要素生产率——基于中国企业专利信息的研究》,《中国工业经济》第11期,第118-136页。
- 7.黄疏琳、蒋鹏程, 2023:《数字低碳之路:工业机器人与城市工业碳排放》,《财经研究》第10期,第34-48页。
- 8.李海舰、李真真, 2024:《数字化转型对企业高质量发展和高速度增长的影响——基于“质量变革、效率变革、动力变革”视角的检验》,《中国农村经济》第4期,第120-140页。
- 9.刘淑春、闫津臣、张思雪、林汉川, 2021:《企业管理数字化变革能提升投入产出效率吗》,《管理世界》第5期,第170-190页。
- 10.庞瑞芝、刘东阁, 2022:《数字化与创新之悖论:数字化是否促进了企业创新——基于开放式创新理论的解释》,《南方经济》第9期,第97-117页。
- 11.彭远怀, 2023:《政府数据开放的价值创造作用:企业全要素生产率视角》,《数量经济技术经济研究》第9期,第50-70页。
- 12.戚聿东、肖旭, 2020:《数字经济时代的企业管理变革》,《管理世界》第6期,第135-152页。
- 13.孙雪娇、范润, 2023:《数字经济对大中小企业全要素生产率影响的鸿沟效应》,《经济管理》第8期,第45-64页。
- 14.陶锋、王欣然、徐扬、朱盼, 2023:《数字化转型、产业链供应链韧性与企业生产率》,《中国工业经济》第5期,第118-136页。
- 15.王玉泽、罗能生、刘文彬, 2019:《什么样的杠杆率有利于企业创新》,《中国工业经济》第3期,第138-155页。
- 16.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。
- 17.徐宝亮、刘震、邓宏图, 2022:《基础设施资本与经济增长——“倒U型”理论的经济逻辑与中国经验证据》,《南开经济研究》第3期,第21-40页。
- 18.杨金玉、彭秋萍、葛震霆, 2022:《数字化转型的客户传染效应——供应商创新视角》,《中国工业经济》第8期,第156-174页。
- 19.杨汝岱、李艳、孟珊珊, 2023:《企业数字化发展、全要素生产率与产业链溢出效应》,《经济研究》第11期,第44-61页。
- 20.余淼杰、解恩泽, 2023:《企业全要素生产率估计及在国际贸易研究中的应用》,《经济学(季刊)》第3期,第819-840页。
- 21.赵琦、钟夏洋, 2024:《金融制度改革与中小企业数字化转型——来自新三板分层制度的证据》,《数量经济技术经济研究》第10期,第131-149页。
- 22.赵烁、施新政、陆瑶、刘心悦, 2020:《兼并收购可以促进劳动力结构优化升级吗?》,《金融研究》第10期,第150-169页。
- 23.周冬华、万贻健, 2023:《企业数字化能提升企业全要素生产率吗?》,《统计研究》第12期,第106-118页。
- 24.Acemoglu, D., and P. Restrepo, 2020, “Robots and Jobs: Evidence From US Labor Markets”, *Journal of Political Economy*, 128(6): 2188-2244.
- 25.Bai, F., M. Shang, Y. Huang., and D. Liu, 2024, “Digital Investment, Intellectual Capital and Enterprise Value: Evidence from China”, *Journal of Intellectual Capital*, 25(1): 210-232.

- 26.Barro, R. J., 1990, “Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth” , *Journal of Political Economy*, 98(5): S103-S125.
- 27.Barro, R. J., and X. Sala-I-Martin, 1992, “Public Finance in Models of Economic Growth”, *The Review of Economic Studies*, 59(4): 645-661.
- 28.Brynjolfsson, E., D. Rock, and C. Syverson, 2019, “Artificial Intelligence and the Modern Productivity Paradox”, *The Economics of Artificial Intelligence: An Agenda*, Vol. 23: 23-60.
- 29.Gebauer, H., E. Fleisch, C. Lamprecht, and F. Wortmann, 2020, “Growth Paths for Overcoming the Digitalization Paradox”, *Business Horizons*, 63(3): 313-323.
- 30.Nwankpa, J. K., and P. Datta, 2017, “Balancing Exploration and Exploitation of IT Resources: The Influence of Digital Business Intensity on Perceived Organizational Performance”, *European Journal of Information Systems*, 26(5): 469-488.
- 31.Siebel, T. M., 2019, *Digital Transformation: Survive and Thrive in an Era of Mass Extinction*. New York: RosettaBooks Press, 1-227.
- 32.Wamba, S. F., A. Gunasekaran, S. Akter, S. J. F. Ren, R. Dubey, and S. J. Childe, 2017, “Big Data Analytics and Firm Performance: Effects of Dynamic Capabilities”, *Journal of Business Research*, Vol. 70: 356-365.

(作者单位：上海财经大学财经研究所)

(责任编辑：小林)

Is More Always Better? The Impact of Enterprise Digital Investment on Total Factor Productivity

HUANG Zelin JIANG Pengcheng

Abstract: This paper constructs a dynamic general equilibrium theoretical model including digital capital investment, and theoretically deduces the inverted U-shaped relationship between digital investment and total factor productivity (TFP). Based on the empirical study of China's listed non-financial enterprises from 2007 to 2022, we find that there is an inverted U-shaped relationship between enterprise digital investment and TFP, and the positive effect is mainly at this stage. When the scale of digital assets exceeds 0.337 times that of non-digital assets, digital investment inhibits the growth of enterprise TFP. Digital technology innovation, digital talents investment, human-machine collaboration, and management innovation are important transmission mechanisms for enterprises' digital input to affect TFP, and they are also effective ways to break through the digital dilemma. The TFP effect of enterprise digital input is significantly heterogeneous due to the differences of enterprise nature, industry characteristics, input types, and urban digital governance level, and its social welfare effect on wages and high-skilled labor employment is also non-linear. This paper provides empirical evidence and policy implications for optimizing the structure of digital investment and promoting high-quality development of enterprises.

Keywords: Digital Input; Total Factor Productivity; Digital Dilemma; Inverted U-shape Relationship

养老保险费率统一改革对中小企业 债务融资的影响*

——基于准自然实验的经验证据

黄保聪^{1,2} 李连友²

摘要：本文利用2008—2016年全国税收调查数据，构建双重差分模型，考察养老保险费率统一改革对中小企业债务融资的影响。研究发现：养老保险费率统一改革有利于中小企业债务融资水平的提升；养老保险费率统一改革通过流动性约束效应和资本劳动再配置效应影响中小企业债务融资水平；在高劳动密集度组、高工资组、强融资约束组和高社保缴费组，养老保险费率统一改革对中小企业债务融资水平的提升作用更大。进一步分析表明：养老保险费率统一改革不仅增加了中小企业中长期融资，优化了企业债务期限结构，缓解了融资期限错配问题，还有助于企业经营效率提升和规模扩张。未来应继续稳妥推进养老保险费率统一改革，及时关注改革进程中企业行为的变化，助力企业高质量发展。

关键词：养老保险 债务融资 费率统一 融资期限错配 社保缴费 准自然实验

中文分类号：F840.67; F842.6 **文献标识码：**A

一、引言

稳定企业杠杆率，改善企业融资能力与金融资源配置效率，是实现高质量发展的重要保障。税收竞争是影响资源配置尤其是金融资源配置的重要因素，但鲜有文献对两者之间的因果关系进行考察。这是因为：一方面，税收竞争难以度量，税收竞争和金融资源配置之间存在明显的内生性（Goodspeed, 1998; 黄永颖等, 2022）；另一方面，以往研究主要关注税收竞争对宏观资源配置的影响，对企业融资决策、金融资源配置的影响关注不足（Hsieh and Klenow, 2009; Restuccia and Rogerson, 2017; 刘

*本文是国家社会科学基金重大项目“积极老龄化的公共政策与法治问题研究”（编号：19ZDA158）、广东省哲学社会科学规划项目“高质量发展背景下中国市场化效能理论、测度及提升机制研究”（编号：GD23XYJ77）、教育部人文社会科学研究青年项目“深度转型时期公共风险的经济影响：理论框架、测度方法和实证研究”（编号：23YGC790197）的阶段性研究成果。本文通讯作者：黄保聪。感谢匿名评审专家提出的宝贵意见，文责自负。

柏惠等, 2019; Fajgelbaum et al., 2019)。因此, 解决好这一问题对深化理论研究具有重要意义。

在已有关于税收与企业债务融资的研究中, 学者更多关注税收对企业融资决策的影响。学者从银税互动(陈彪等, 2021)、税收征管(蔡昌等, 2021)、企业避税(Graham and Tucker, 2006; 刘行等, 2017)和减税政策(邹静娴等, 2022)等角度解释中国企业融资约束及其债务融资水平的变化。除了税制变迁和政策调整外, 地区间税收竞争也是影响企业融资决策的重要因素(Fajgelbaum et al., 2019), 但鲜有文献对两者之间的关系进行研究。税收竞争如何影响企业的债务融资决策及金融资源配置? 其潜在的机制是什么? 如何对两者之间的因果关系进行识别? 本文试图回答上述问题。

费率竞争是税收竞争的重要体现。中国在省级层面推进城镇职工养老保险法定单位缴费率(以下简称“养老保险费率”)统一改革为本文分析上述问题提供了契机。在养老保险费率统一改革前, 各省(区、市)在养老保险费率设定上存在较大的自由裁量权, 中央政府允许各地区根据实际情况在合理范围内自行设置养老保险费率。这一规定为各地区开展养老保险费率竞争提供了政策便利, 产生了众多“费率洼地”, 如广东省、浙江省等地的养老保险费率长期低于国家规定的 16%。养老保险费率统一改革由中央政府推动, 但各省份的执行时间不一致。各省份的养老保险费率统一改革存在时间上的差异, 为本文构建双重差分模型提供了可能。本文利用 2008—2016 年全国税收调查数据, 运用双重差分模型考察养老保险费率统一改革对企业债务融资的影响。

与既有研究相比, 本文的边际贡献主要体现在以下两个方面: 第一, 提供了税收竞争如何影响企业债务融资的理论和经验证据。首先, 已有文献主要基于发达国家制度背景和税收场景开展研究, 对发展中国家税收竞争问题的关注不足(Restuccia and Rogerson, 2017)。其次, 已有研究更多关注税收竞争对宏观资源配置的影响(Hsieh and Klenow, 2009; Bond et al., 2013; 刘啟仁和黄建忠, 2018; Fajgelbaum et al., 2019), 对微观企业债务融资水平和金融资源配置的关注不足。最后, 由于税收竞争难以直接测度, 目前有关税收竞争的微观经济效应的研究进展缓慢(黄永颖等, 2022)。本文利用养老保险费率统一改革的“准自然实验”, 提供税收竞争与企业债务融资之间的因果证据, 并进一步考察税收竞争对企业融资期限错配和企业发展的影响, 是对以往研究的重要补充。第二, 从债务融资的视角丰富养老保险制度改革经济后果的研究。已有文献主要考察社保征管机构改革、缴费基数调整和法定费率下调等对社保缴费的影响(唐珏和封进, 2020; 杜鹏程等, 2021; 徐舒等, 2022), 或考察养老保险制度改革对企业资本流动(黄永颖等, 2022), 社保缴费对劳动力就业、工资和家庭储蓄(何凡等, 2023)等的影响, 鲜有文献关注养老保险制度改革对企业融资决策的影响。本文考察养老保险费率统一改革对企业债务融资的影响及其作用机制, 为理解养老保险制度改革与企业融资决策的关系提供经验证据, 丰富社保制度改革经济后果的研究。

二、制度背景与理论分析

(一) 制度背景

税收竞争是世界各国普遍关注的重要问题。税收竞争加剧会扭曲资源的空间分配, 不利于资源配置效率改善和生产效率提升(Hsieh and Klenow, 2009; Fajgelbaum et al., 2019)。养老保险缴费本质

是一种“工薪税”，养老保险费率竞争是税收竞争的一种重要表现形式。中国地方政府在税率设定上缺乏自主性，无法直接改变法定税率，只能通过税收优惠等方式来进行税收竞争，但这种方式存在巨大的不确定性。中央政府可以通过加强税收征管、增加税务稽查等方式干预地方政府的税收竞争。中国的养老保险制度相对灵活，地方政府拥有设定法定费率的自主权，可以根据实际情况在合理范围内确定养老保险费率。广东省、浙江省和福建省等省份在职工养老保险制度建立之初就采取了较低缴费比例的政策，以降低企业成本，促进地方经济发展。养老保险制度设计为地方政府开展税收竞争提供了极大空间，产生了众多“费率洼地”。

在养老保险制度建立之初，中央政府就意识到养老保险费率不统一带来的弊端。1998年印发的《国务院关于实行企业职工基本养老保险省级统筹和行业统筹移交地方管理有关问题的通知》规定，“到2000年，在省、区、市范围内，要基本实现统一企业缴纳基本养老保险费比例”^①，推进养老保险费率统一改革。在养老保险费率统一改革后，养老保险费率的设定将由省级政府负责，地级市及以下层级的费率竞争减少。但各地区在2000年底并未完全实现养老保险费率统一，养老保险费率统一改革存在时间上的差异，为本文构建双重差分模型提供了可能。黄永颖等（2022）研究发现，地方政府由费率竞争向费率协调的转变将降低区域内养老保险费率的分散程度，显著减少资本外流。刘行等（2017）发现，所得税征管改革导致企业避税难度增加，使企业总体负债率显著上升。与所得税征管改革类似，养老保险费率统一改革会导致企业社保缴费变化，从而影响企业债务融资决策。

（二）理论分析与研究假设

养老保险费率统一改革缩小了地区间的费率差距，提高了低费率地区的名义费率，总体上提高了企业的社保缴费水平（黄永颖等，2022）。一方面，企业社保缴费水平提高增加了企业的劳动力成本与现金流压力，从而强化企业的负债动机；另一方面，企业社保缴费水平增加使劳动力相对价格上升，导致企业用资本替代劳动力（唐珏和封进，2019），从而增加企业的资本投资，强化企业的负债动机。此外，养老保险费率统一改革导致地区间的费率竞争减弱，资本的异地流动减少，本地资本供给增加，进一步强化了企业的负债动机。根据上述分析和既有文献，养老保险费率统一改革可能通过两个渠道影响企业债务融资，本文分别将其称为流动性约束效应和资本劳动再配置效应。

首先是流动性约束效应。养老保险费率统一改革通过降低地区间的“逐底竞争”（race to the bottom），提升低费率地区的养老保险费率，提高企业的社保缴费水平（黄永颖等，2022）。在中国现有的社会保险体系中，社保缴费约占工资总额的30%，是企业生产经营成本的重要组成部分，对企业生产经营影响深远。杜鹏程等（2021）研究发现，中国企业为职工缴纳的五项社保总额占职工工资总额的39.25%，其负担水平在173个国家和地区中位列第13位。因此，养老保险费率统一改革降低了地区间的“费率竞争”，总体上提高了养老保险费率，导致企业的社保缴费水平增加。由于社保缴费占企业劳动力成本的比重较高（林灵和曾海舰，2020），且企业需要使用现金支付员工的薪酬和社

^①参见《国务院关于实行企业职工基本养老保险省级统筹和行业统筹移交地方管理有关问题的通知》，https://www.nmg.gov.cn/zwgk/zfgb/1998n_5267/199810/199808/t19980806_309147.html。

保缴费, 社保缴费增加将减少企业的现金留存, 增强企业的流动性约束, 进而影响企业的债务融资。夏太彪等(2024)发现, 社会保险缴费增加会导致企业利润下滑、经营压力增大。景鹏(2024)发现, 降低社保缴费水平显著降低了企业杠杆率, 且这一现象在劳动密集型企业和高融资约束企业中更明显。因此, 随着社保缴费水平的提高, 企业的劳动力成本增加, 现金流减少, 从而强化了企业的债务融资动机。因此, 本文提出研究假说 H1。

H1: 在其他条件不变的情况下, 养老保险费率统一改革可能通过流动性约束效应, 提高企业债务融资水平。

其次是资本劳动再配置效应。资本和劳动力要素配置调整是企业进行债务融资的重要原因。陈熠辉等(2023)发现, 企业劳动力成本上升会影响企业债务融资水平。理论上, 企业投资和扩大生产规模都需要投入更多资本, 导致企业债务融资的需求更强烈。林灵和曾海舰(2020)发现, 社会保险成本过高会显著抑制企业投资, 阻碍实体经济发展。唐珏和封进(2019)发现, 资本和劳动力存在替代效应, 社保缴费水平提高促使企业增加资本投入, 减少劳动力投入。因此, 养老保险费率统一改革提高了企业的社保缴费水平, 改变了企业资本和劳动力要素的配置(调整企业的资本和劳动力要素的投入结构), 进而影响企业的债务融资。此外, 经典的税收竞争理论认为, 地方政府为吸引资本流入而竞相降低辖区的税率, 或者通过放松税收执法的方式间接给予企业税收优惠, 最终导致辖区税率的“逐底竞争”, 影响地区公共物品供给和造成社会福利损失(Zodrow and Mieszkowski, 1986)。Hsieh and Klenow(2009)发现, 区域税收异质性可能会扭曲资源的空间分配, 并对生产率产生负面影响。Fajgelbaum et al.(2019)通过构建空间一般均衡模型模拟税率空间分化的经济效应, 发现州税率的异质性会导致总体福利损失, 统一州税可使工人福利增加 0.6%。黄永颖等(2022)发现, 养老保险费率统一改革将显著减少资本外流, 导致企业设立异地子公司与异地投资的概率下降。因此, 养老保险费率统一改革将减少地区资本外流, 这意味着本地资本的增加。在资本需求不变的情况下, 本地资本的增加将导致地区内资本与劳动力要素的再配置, 即在中国“融资贵、融资难”的现实背景下, 企业可能会增加固定资产投资。具体而言, 养老保险费率统一改革增加了企业的劳动力成本(社保缴费水平), 降低了资本异地流动, 增加了本地资本, 从而影响企业的债务融资。企业劳动力成本增加会导致企业资本和劳动力要素的再配置, 企业负债动机增加, 进而使企业债务融资水平提高。因此, 依据前述的理论分析, 本文提出研究假说 H2。

H2: 在其他条件不变的情况下, 养老保险费率统一改革可能通过资本劳动再配置效应, 提高企业债务融资水平。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文所用数据来源于三个方面。一是城市层面数据。研究团队通过历年《中国劳动统计年鉴》、各级人民政府及社会保障部门的网站和中国知网等渠道, 收集整理各省份 2008—2016 年的养老保险费率统一改革相关数据和养老保险缴费基数调整数据。其他城市层面经济社会数据来自历年的《中国

城市统计年鉴》《中国统计年鉴》。二是企业层面数据。企业层面数据来源于 2008—2016 年的全国税收统计调查数据库。该数据库由财政部与国家税务总局按照随机分层抽样方法统计汇总，具有样本量大、代表性好、数据质量高和变量齐全等优势，被广泛用来评估企业行为（高培勇和毛捷，2013；Chen et al., 2023）。工业和信息化部等 4 部门 2011 年发布了《中小企业划型标准规定》，明确了中小企业的划分标准，本文根据这一标准，删除全国税收统计调查数据库中的非中小企业样本。借鉴 Liu and Mao（2019）的做法，本文对全国税收统计调查数据库中的相关数据进行如下处理：首先，按照企业纳税人识别号将逐年数据匹配为面板数据；其次，删除关键变量存在明显错误、明显缺失的样本，并对连续变量进行前后 1% 的缩尾处理，以缓解极端值对估计结果的干扰；最后，从纳税人识别号中分离地区行政区划代码，并根据行政区划代码将企业层面数据与城市层面数据进行匹配，得到 2008—2016 年的面板数据。三是机制检验部分使用了中国非金融类上市公司数据^①。本文对相关原始数据进行如下清理：删除 ST、*ST 的企业样本；删除变量存在缺失值、异常值的样本。

（二）估计模型设置

为考察养老保险费率统一改革对企业债务融资水平的影响，本文利用养老保险费率统一改革在省份和时间层面的差异构建双重差分模型进行分析，具体模型设定如下：

$$Lev_{icpt} = \beta_0 + \beta_1 reform_{pt} + \gamma X_{icpt} + \lambda Z_{ct} + \theta_i + \delta_t + \varepsilon_{icpt} \quad (1)$$

（1）式中：下标 i 、 c 、 p 、 t 分别代表企业个体、城市、省份和年份； β_0 为常数项； Lev_{icpt} 为被解释变量，表示企业债务融资水平；核心解释变量 $reform_{pt}$ 是养老保险费率统一改革情况； β_1 是本文关心的养老保险费率统一改革对企业债务融资水平的净效应； X_{icpt} 为企业层面的控制变量， γ 为企业层面控制变量的估计系数； Z_{ct} 为城市层面的控制变量， λ 为城市层面控制变量的估计系数； θ_i 和 δ_t 分别表示企业和年份层面的固定效应； ε_{icpt} 为误差项。

（三）变量定义与描述性统计

1.被解释变量。本文的被解释变量是企业债务融资水平。借鉴现有文献（Graham and Tucker, 2006；Blaylock et al., 2017；黄俊威和龚光明，2019；陈熠辉等，2023；黄保聪等，2023；刘楠楠和凌语阳，2024）的做法，本文使用资产负债率（企业负债总额与资产总额的比值）衡量企业债务融资水平。该变量值越大，表明企业债务融资水平越高。根据本文样本数据，企业债务融资水平的均值为 0.5793，最大值为 1，最小值为 0。

2.核心解释变量。核心解释变量是费率统一改革情况。若企业所在的省份在当年及以后年份进行了养老保险费率统一改革，则变量赋值为 1；否则，赋值为 0。费率统一改革情况的均值为 0.5424，最小值为 0，最大值为 1。

3.控制变量。为尽可能排除其他因素对本文估计结果的影响，参考现有文献（Graham and Tucker, 2006；Blaylock et al., 2017；黄俊威和龚光明，2019；黄永颖等，2022；陈熠辉等，2023）的处理方

^①资料来源：国泰安 CSMAR 数据库，<https://data.csmar.com>。

法，本文选择如下控制变量：企业层面的控制变量包括企业规模、资产有形比、企业盈利能力、资产流动性；城市层面的控制变量包括人均地区生产总值、人口规模、财政收入水平、固定资产投资规模。

4.机制变量。本文的第一个机制变量为企业社保缴费水平，具体衡量指标包括养老保险缴费水平、养老保险实际缴费水平、社保缴费水平和是否购买养老保险。第二个机制变量为资本劳动要素再配置情况，具体衡量指标包括劳动力雇佣情况、支付职工现金规模、工资与奖金总额、企业人均薪酬、企业固定资产投资规模和人均固定资产投资规模。第三个机制变量为资本异地流动情况。参考范子英和周小昶（2022）、黄永颖等（2022）的研究，本文收集整理了中国上市公司 2008—2016 年的子公司信息，并将其与母公司注册地不在同一城市的子公司定义为异地子公司，在城市层面加总异地子公司的数量，得到异地子公司数量。

变量定义、赋值及描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量定义、赋值及描述性统计结果

变量名称	变量定义及赋值	均值	标准差
企业债务融资水平	企业负债总额与资产总额的比值	0.5793	0.2732
费率统一改革情况	企业所在的省份在当年及以后年份进行了养老保险费率统一改革=1，企业所在的省份未进行养老保险费率统一改革=0	0.5424	0.4982
企业规模	企业总资产（万元）	126314	8.32e+06
资产有形比	企业固定资产净额与存货净额之和与总资产的比值	0.3902	0.2814
企业盈利能力	企业税前净利润与总资产的比值	0.0214	0.1079
资产流动性	企业流动资产与流动负债的比值	0.7078	0.2472
人均地区生产总值	地区生产总值与地区年末常住总人口的比值（万元/人）	5.3287	1.9348
人口规模	地区年末常住总人口数（万人）	5907	1360
财政收入水平	地区税收收入（亿元）	2779	1658
固定资产投资规模	地区年末固定资产投资规模（亿元）	20636	10298
养老保险缴费水平	企业基本养老保险缴费总额（万元）	43.0038	127.8827
养老保险实际缴费水平	企业养老保险实际缴费占比	0.0596	0.0749
社保缴费水平	企业社保缴费总额与职工工资总额的比值	0.2460	0.3167
是否购买养老保险	企业缴纳的养老保险缴费总额大于 0=1，企业缴纳的养老保险缴费总额不大于 0=0	1.0000	0.0035
劳动力雇佣情况	企业员工雇佣总人数（人）	205.8289	482.3820
支付职工现金规模	企业支付给职工以及为职工支付的现金规模（万元）	753.4961	2583.3571
工资与奖金总额	企业全年计提工资及奖金总额（万元）	848.5862	2203.9901
企业人均薪酬	企业薪酬总额与职工人数的比值（万元/人）	9.0477	10.4003
企业固定资产投资规模	企业固定资产投资净额（万元）	4821.8849	1.75e+04
人均固定资产投资规模	企业固定资产投资净额与职工人数的比值（万元/人）	228.0396	557.8917
异地子公司数量	企业设立异地子公司的数量（个）	3.100	6.214

注：企业规模、人均地区生产总值、人口规模、财政收入水平、固定资产投资规模、养老保险缴费水平、劳动力雇佣情况、支付职工现金规模、工资与奖金总额和企业固定资产投资规模在后续回归中取对数。

四、实证结果与解释

（一）基准回归结果

本文主要考察费率统一改革情况对企业债务融资水平的影响。表 2 汇报了基准估计结果。其中，方程 1 仅控制企业固定效应和年份固定效应。核心解释变量在 1% 的统计水平上显著，且估计系数为 0.0095，表明费率统一改革情况对企业债务融资水平存在显著的正向影响。方程 2 在方程 1 的基础上增加企业层面的控制变量，核心解释变量的估计系数为 0.0097，相对方程 1 有所增大，且核心解释变量在 1% 的统计水平上显著。方程 3 在方程 2 基础上进一步增加城市层面的控制变量，核心解释变量在 1% 的统计水平上显著，且估计系数为 0.0127。综合上述分析，相对于那些没有推进养老保险费率统一改革的地区的企业，实行养老保险费率统一改革地区企业的债务融资水平明显提高，说明养老保险费率由竞争走向统一的改革提高了企业的债务融资水平。

表 2 费率统一改革情况对企业债务融资水平影响的基准估计结果

变量	企业债务融资水平					
	方程 1		方程 2		方程 3	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
费率统一改革情况	0.0095***	0.0009	0.0097***	0.0009	0.0127***	0.0009
企业规模			0.0641***	0.0013	0.0643***	0.0013
资产有形比			0.0393***	0.0024	0.0394***	0.0024
企业盈利能力			-0.1671***	0.0043	-0.1664***	0.0043
资产流动性			0.1037***	0.0033	0.1043***	0.0033
人均地区生产总值					-0.0552***	0.0155
人口规模					-0.0779***	0.0301
财政收入水平					-0.0418***	0.0062
固定资产投资规模					0.0351***	0.0048
企业固定效应	控制		控制		控制	
年份固定效应	控制		控制		控制	
样本量	649695		649695		649695	
R ²	0.8371		0.8439		0.8440	

注：①***表示 1% 的显著性水平；②标准误为企业层面的聚类稳健标准误。

（二）稳健性检验

1. 平行趋势检验与动态效果。使用双重差分方法需要满足受到冲击的实验组和未受到冲击的对照组在政策冲击之前具有相同的特征和时间趋势的前提条件。本文基于事件研究法进行平行趋势检验，并将养老保险费率统一改革的前 1 年作为基期。根据图 1 的检验结果，养老保险费率统一改革前实验组和对照组企业的债务融资水平没有显著差异，但在养老保险费率统一改革实施后，核心解释变量显著，说明养老保险费率统一改革显著提高了企业的债务融资水平。上述检验结果表明，实验组与对照

组企业的债务融资水平在养老保险费率统一改革前并不存在明显差异，满足平行趋势假设，本文利用双重差分模型识别养老保险费率统一改革对企业债务融资水平的影响是可靠的。

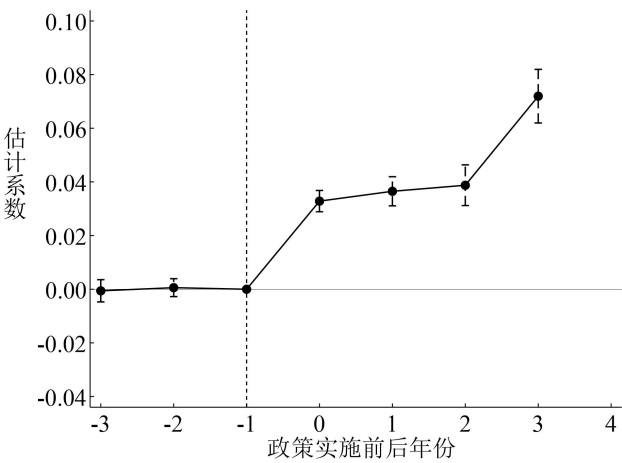


图1 平行趋势与动态效应检验

注：实点代表系数估计值，短虚线代表95%水平的置信区间，垂直虚线为基期，水平实线代表0值。

2.考虑异质性处理效应。实际上，本文使用的是多期双重差分模型。Goodman-Bacon（2021）指出，多期双重差分模型的估计量实际上是所有两期双重差分模型的估计量的加权平均，模型中权重符号和处理效应的时变特征会导致估计结果产生偏差。因此，为了缓解这一问题对本文估计结果的影响，本文使用 Callaway and Sant’ Anna（2021）提出的方法，考虑异质性处理效应，运用 stata 软件的 csdid2 命令进行稳健性估计，估计结果如表3所示。表3的估计结果显示：养老保险费率统一改革对企业债务融资水平存在显著的正向影响，表明异质性处理效应对本文估计结果的影响较小。

表3 考虑异质性处理效应的费率统一改革情况对企业债务融资水平影响的估计结果

变量	企业债务融资水平	
	方程1	方程2
费率统一改革情况	0.0360*** (0.0052)	0.0639*** (0.0139)
控制变量	未控制	控制
企业固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制

注：①***表示1%的显著性水平；②括号内为企业层面的聚类稳健标准误；③控制变量同表2方程3。

3.替换核心解释变量。考虑养老保险费率统一改革可能存在滞后效应，本文以费率统一改革情况的滞后一期替代原有核心解释变量，重新回归，具体估计结果如表4所示。根据表4的估计结果，核心解释变量的估计系数为正，且均在1%的统计水平上显著，说明养老保险费率统一改革的滞后效应对本文估计结果的影响较小，前述回归结果较为稳健。

表 4 替换核心解释变量的费率统一改革情况对企业债务融资水平影响的估计结果

变量	企业债务融资水平		
	方程 1	方程 2	方程 3
费率统一改革情况	0.0110*** (0.0014)	0.0126*** (0.0014)	0.0153*** (0.0014)
企业层面控制变量	未控制	控制	控制
城市层面控制变量	未控制	未控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	649695	649695	649695
R ²	0.8371	0.8439	0.8440

注：①***表示 1%的显著性水平；②括号内为企业层面的聚类稳健标准误；③控制变量同表 2 方程 3。

4.排除相关政策干扰。第一，税收征管改革是影响企业债务行为的重要因素。在本文样本期间，金税三期工程逐步推开，税务机关的税收征管力度和执法水平明显提升。张克中等（2020）发现，金税三期工程带来的信息监管技术的进步有效压缩了企业的逃税空间，降低了企业的逃税程度。本文根据不同省份推进金税三期工程建设的年份差异，定义金税三期工程实施情况变量（若该省份在当年及以后年份实施了金税三期工程，则变量赋值为 1；否则，赋值为 0），并将其纳入模型回归。根据表 5 方程 1 的估计结果，在考虑金税三期工程的影响后，核心解释变量在 1%的统计水平上显著，说明税收征管改革对本文估计结果的影响有限。第二，社保缴费基数调整可能影响企业融资决策。杜鹏程等（2021）发现，社保缴费基数下调会降低企业社保缴费水平，影响企业资本劳动投入比例，最终影响企业总产出。在实践中，社保缴费基数一般根据地级市在岗职工平均工资来确定与调整。本文控制地级市在岗职工平均工资变量，重新回归。表 5 方程 2 的估计结果显示：核心解释变量依旧显著，说明社保缴费基数调整对本文估计结果的影响较为有限。第三，《中华人民共和国社会保险法》（以下简称《社会保险法》）的实施对企业社保缴费及财务行为具有重要影响。刘贯春等（2021）发现，《社会保险法》的实施提高了企业社保缴费水平，并降低了企业劳动力雇佣规模增长率。本文定义《社会保险法》实施情况变量（2011 年及以后=1，2011 年以前=0），并将其纳入模型回归。根据表 5 方程 3 的估计结果，核心解释变量在 1%的统计水平上显著，且系数为正，说明《社会保险法》的实施并不会对本文估计结果产生明显的影响。相关政策对本文估计结果影响有限，前述回归结果较为稳健。

表 5 排除相关政策干扰的费率统一改革情况对企业债务融资水平影响的估计结果

变量	企业债务融资水平					
	方程 1 排除金税三期 工程的影响	方程 2 排除社保缴费 基数调整的影响	方程 3 排除《社会保险 法》的影响	方程 4 删除 2010 年 以前的样本	方程 5 删除 2013 年的样本	方程 6 删除 2012 年 以后的样本
费率统一改革情况	0.0214*** (0.0016)	0.0133*** (0.0009)	0.0127*** (0.0009)	0.0124*** (0.0009)	0.0193*** (0.0011)	0.0151*** (0.0016)

表 5 (续)

金税三期工程实施情况	-0.0147*** (0.0020)					
在岗职工平均工资	0.0214*** (0.0019)					
《社会保险法》实施情况	-0.0028*** (0.0006)					
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	649695	649695	649695	499304	512946	304060
R ²	0.8440	0.8440	0.8440	0.8548	0.8588	0.8597

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内为企业层面的聚类稳健标准误；③控制变量同表 2 方程 3。

5. 调整样本期间。不同样本期间可能影响本文估计结果的稳健性，因此本文通过调整样本期间来进行稳健性检验。首先，为排除 2008 年金融危机的影响，本文删除 2010 年以前的样本，重新回归，具体估计结果如表 5 方程 4 所示。核心解释变量依旧显著，且系数为正。其次，在本文样本数据中，2013 年实验组和对照组企业的债务融资水平明显下降。为排除数据显著变化的影响，本文删除 2013 年的样本，重新回归，具体估计结果如表 5 方程 5 所示。表 5 方程 5 的估计结果与基准估计结果基本一致。最后，为排除“营改增”改革的影响，本文删除 2012 年以后的样本，具体估计结果如表 5 方程 6 所示。核心解释变量的显著性和系数大小与基准回归相比没有明显变化，说明“营改增”改革对本文估计结果的影响有限。调整样本期间对本文估计结果影响有限，前述回归结果较为稳健。

6. 考虑遗漏变量。尽管前文已经进行了众多稳健性检验，但仍然可能存在遗漏变量（不可观测变量）问题。为了排除遗漏变量问题对本文估计结果的影响，本文进一步增加人口流动情况（地区常住人口数与户籍人口数之差的绝对值）、固定资产投资规模（地区固定资产投资总额的对数值）、第二产业占比（地区第二产业产值占地区生产总值的比重）和进出口贸易规模（地区进出口贸易总额的对数值）等控制变量。根据表 6 方程 1 的估计结果，费率统一改革情况对企业债务融资水平的影响在 1% 的统计水平上显著，且系数为正，与基准估计结果基本一致。方程 2 控制省级时间趋势项，所得估计结果与基准估计结果基本一致。这说明本文估计结果较为稳健。

表 6 考虑遗漏变量的费率统一改革情况对企业债务融资水平影响的估计结果

变量	企业债务融资水平			
	方程 1 进一步增加控制变量		方程 2 控制省级时间趋势项	
	系数	标准误	系数	标准误
费率统一改革情况	0.0107***	0.0014	0.0162***	0.0010
人口流动情况	-0.0027	0.0028		
固定资产投资规模	0.0765***	0.0067		

表 6（续）

第二产业占比	-0.0000***	0.0000	
进出口贸易规模	0.0232***	0.0067	
省级时间趋势项	未控制		控制
控制变量	控制		控制
企业固定效应	控制		控制
年份固定效应	控制		控制
样本量	493068		649695
R ²	0.8506		0.8442

注：①***表示 1% 的显著性水平；②标准误为企业层面的聚类稳健标准误；③控制变量同表 2 方程 3。

7.安慰剂检验。为了排除其他偶然性因素对本文估计结果的影响，借鉴 Li et al.（2016）的研究，本文进行安慰剂检验。本文重新随机生成实验组，并进行回归，得到核心解释变量的虚拟估计系数。本文将这一过程重复 500 次，得到虚拟估计系数和 t 值的核密度分布图，具体如图 2 所示。根据图 2，虚拟估计系数远小于真实估计系数（0.0127），虚拟估计系数的 t 值远小于真实估计系数的 t 值（14.07）。这说明，养老保险费率统一改革对企业债务融资水平的影响不受其他偶然因素的影响，养老保险费率统一改革提高了企业的债务融资水平，进一步说明前文估计结果的稳健性。

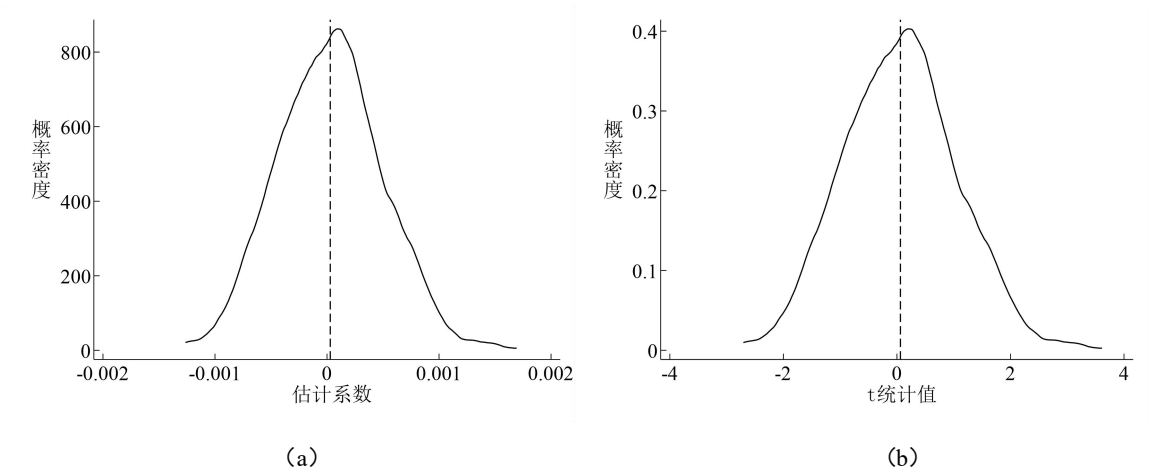


图 2 安慰剂检验结果

注：（a）图和（b）图的实线分别代表虚拟估计系数值及其 t 值的核密度曲线，垂直虚线分别代表虚拟估计系数的均值和 t 值的均值。

五、机制检验

理论分析表明，养老保险费率统一改革可能通过流动性约束效应和资本劳动再配置效应两个渠道影响企业债务融资水平。

（一）流动性约束效应检验

长期以来，中国的养老保险缴费率存在明显的地区差距，地区间存在明显的“费率竞争”。为了

发展经济和提高财政收入，地方政府会给予企业优惠，通过降低社保缴费水平等方式来招商引资，吸引企业投资。养老保险费率统一改革有助于统一地区间的费率水平，缩小地区间的费率差距。黄永颖等（2022）发现，养老保险费率统一改革有助于缓解区域间费率竞争所引致的养老保险收入损失，增强养老保险基金的可持续性。因此，养老保险费率统一改革将增加企业的劳动力雇佣成本（社保缴费水平），减少企业的现金流水平，从而影响企业的债务融资水平。

表 7 报告了养老保险费率统一改革对企业社保缴费的影响。其中，方程 1 的被解释变量为养老保险缴费水平，方程 2 的被解释变量为养老保险实际缴费水平。根据方程 1 和方程 2 的估计结果，养老保险费率统一改革显著提高了企业的养老保险缴费水平。方程 3 的被解释变量为社保缴费水平。根据方程 3 的估计结果，养老保险费率统一改革情况对社保缴费水平存在显著的正向影响。方程 4 的解释变量为是否购买养老保险。根据方程 4 的估计结果，养老保险费率统一改革显著增加了企业养老保险等的购买概率。以上结果表明，养老保险费率统一改革提高了企业的社保缴费水平，从而影响企业的债务融资决策，提高了企业的债务融资水平。流动性约束效应的作用机制得以证明，即 H1 得到验证。

表 7 费率统一改革情况对企业社保缴费影响的估计结果

变量	方程 1 养老保险 缴费水平	方程 2 养老保险实际 缴费水平	方程 3 社保缴费水平	方程 4 是否购买 养老保险
费率统一改革情况	0.0122** (0.0055)	0.0355*** (0.0106)	0.0846*** (0.0156)	0.0213*** (0.0018)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	344301	134570	72049	649692
R ²	0.9326	0.7280	0.5307	0.7098

注：①***、**分别表示 1%、5%的显著性水平；②括号内为企业层面的聚类稳健标准误；③控制变量同表 2 方程 3。

（二）资本劳动再配置效应检验

资本与劳动力等要素投入结构的调整是影响企业债务融资水平的重要原因，费率竞争的缓解会改变企业的资本和劳动力要素配置。在劳动力要素投入方面，刘晓光和刘嘉桐（2020）发现，劳动力成本增加显著提高了企业信贷配给约束的概率，信贷对劳动力成本较高的企业具有明显的“筛选效应”。因此，劳动力成本是影响企业债务融资的一个重要因素。表 8 方程 1、方程 2 和方程 3 分别报告了养老保险费率统一改革对劳动力雇佣情况、支付职工现金规模和工资与奖金总额的影响。根据这 3 个方程的估计结果，养老保险费率统一改革并未影响企业的劳动力雇佣情况，但增加了企业的支付职工现金规模、工资与奖金总额。表 8 方程 4 汇报了养老保险费率统一改革对企业人均薪酬的影响。可以发现，养老保险费率统一改革显著增加了企业人均薪酬，进而强化了企业负债的动机。在资本要素投入方面，企业固定资产投资增多将大大增加企业债务融资的动机。表 8 方程 5 和方程 6 分别报告了养老保险费率统一改革对企业固定资产投资规模和人均固定资产投资规模的影响。根据方程 5 和方程 6 的

估计结果,养老保险费率统一改革显著增加了企业固定资产投资规模和人均固定资产投资规模。综上所述,养老保险费率统一改革显著增加了企业的劳动力成本,促使企业改变资本和劳动力要素配置,增加资本投入,进而增加企业的债务融资需求。

表 8 费率统一改革对企业资本和劳动力要素投入影响的估计结果

变量	方程 1 劳动力 雇佣情况	方程 2 支付职工 现金规模	方程 3 工资与奖金 总额	方程 4 企业人均 薪酬	方程 5 企业固定资 产投资规模	方程 6 人均固定资 产投资规模
费率统一改革情况	0.0031 (0.0031)	0.2923*** (0.0093)	0.0573*** (0.0048)	0.0116** (0.0057)	0.0485*** (0.0041)	0.0469*** (0.0051)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	499231	277137	609744	368558	629536	481977
R ²	0.9586	0.9141	0.9255	0.8204	0.9711	0.9184

注:①***、**分别表示 1%、5%的显著性水平;②括号内为企业层面的聚类稳健标准误;③控制变量同表 2 方程 3。

由于社保制度的碎片化,不同地区的社保缴费水平存在显著差异。本文考察养老保险费率统一改革对地区资本流动的影响。表 9 报告了养老保险费率统一改革对资本流动的影响,采用逐步增加控制变量的方式进行回归。4 个方程的估计结果基本一致,核心解释变量均在 1%的统计水平上显著,且系数为负,说明养老保险费率统一改革显著降低了企业设立异地子公司的概率,资本异地流动降低,会增加企业本地资本投资。这一结果证明养老保险费率统一改革影响了企业的资本和劳动力要素再配置,在企业劳动力成本提高、本地资本增加的背景下,企业会增加本地资本投入,从而导致企业债务融资水平提高。资本劳动再配置效应假说得以证明。

表 9 费率统一改革情况对企业资本流动影响的估计结果

变量	异地子公司数量			
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4
费率统一改革情况	-0.9380*** (0.0602)	-0.7478*** (0.0583)	-0.6789*** (0.0678)	-0.6887*** (0.0681)
企业层面控制变量	未控制	控制	控制	控制
城市层面控制变量	未控制	未控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
城市固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
样本量	89176	79320	57062	57062
R ²	0.3066	0.3269	0.3210	0.3246

注:①***表示 1%的显著性水平;②括号内为企业层面的聚类稳健标准误;③控制变量同表 2 方程 3。

六、异质性分析

（一）劳动密集度差异分析

养老保险费率统一改革会缩小地区间的费率差距，降低地区间的费率竞争，从而影响企业的社保缴费水平和财务决策。理论上，劳动密集型企业的社保缴费人数多、缴费基数大，受养老保险费率统一改革的影响大。许红梅和李春涛（2020）发现，《社会保险法》的实施加大了社保费的征管力度，使劳动密集型企业的避税程度下降。同理，养老保险费率统一改革可能对劳动密集型企业的的影响更显著。本文以劳动密集度（企业总资产与企业职工总数的比值）的中位数将样本企业分为两组，劳动密集度高于其年度中位数的企业属于高劳动密集度组；反之，属于低劳动密集度组。表 10 方程 1 和方程 2 报告了养老保险费率统一改革对不同劳动密集度企业债务融资水平的影响。高劳动密集度企业受养老保险费率统一改革的影响更大，这与理论预期一致。

（二）工资水平差异分析

企业职工的工资水平是影响企业社保缴费水平的重要因素。企业职工的工资水平越高，社保缴费基数越高，企业社保缴费水平越高。因此，养老保险费率统一改革可能更多影响职工工资水平较高的企业。本文以企业职工工资总额的中位数将样本企业分为两组，工资水平高于其年度中位数的企业属于高工资组；否则，属于低工资组。本文分组检验养老保险费率统一改革对职工工资水平不同的企业债务融资水平的影响，具体估计结果如表 10 方程 3 和方程 4 所示。可以发现，养老保险费率统一改革对高工资组企业的债务融资水平的影响更大。

（三）融资约束差异分析

理论上，大规模企业由于资金雄厚、财务制度规范和融资渠道便捷，面临的融资约束较弱，因而对养老保险费率统一改革的敏感性较低；与之相反，小规模企业抗风险能力弱、融资渠道单一、融资约束强，更容易受外部政策环境的影响。李连友等（2022）发现，《最低工资规定》的实施对小规模企业的社保缴费水平的影响更显著。同理，养老保险费率统一改革可能对融资约束强的小规模企业的影响更大。因此，参考 Saez et al.（2019）的研究，本文根据企业规模定义企业的融资约束程度。企业规模大于其年度中位数的企业属于弱融资约束组；否则，属于强融资约束组。表 10 方程 5 和方程 6 的估计结果表明，相对于弱融资约束组企业，养老保险费率统一改革对强融资约束组企业的债务融资水平的影响更大。融资约束强的小规模企业受政府政策的影响更大，政府应给予其更多关注，从而助力其健康可持续发展。

表 10 费率统一改革情况对企业债务融资水平影响的异质性分析估计结果

变量	企业债务融资水平					
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
	高劳动密集度组	低劳动密集度组	高工资组	低工资组	强融资约束组	弱融资约束组
费率统一改革情况	0.0139*** (0.0013)	0.0093*** (0.0014)	0.0145*** (0.0012)	0.0048*** (0.0017)	0.0142*** (0.0011)	0.0089*** (0.0015)

表 10 (续)

控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
组间系数差异检验 P 值	0.070*		0.000***		0.040**	
样本量	362387	217684	354334	233541	355183	270074
R ²	0.8594	0.8692	0.8536	0.8471	0.8528	0.8459

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为企业层面的聚类稳健标准误；③控制变量同表 2 方程 3；④采用费舍尔组合检验法（抽样 100 次）计算得到组间系数差异检验 P 值。

（四）社保缴费水平差异分析

养老保险费率统一改革会缩小地区间的费率差距，促使养老保险费率较低的地区上调名义缴费率，从而提高辖区企业的社保缴费水平，并影响其融资决策。黄永颖等（2022）发现，养老保险费率统一改革会增加地区社保基金收入，有利于社保基金可持续发展。本文根据样本企业社保缴费水平的中位数将样本企业分为两组。社保缴费水平高于其年度中位数的企业属于高社保缴费组；否则，属于低社保缴费组。根据表 11 的分组检验结果，养老保险费率统一改革对高社保缴费组企业的影响更大。这表明，社保缴费水平提升会增加企业负债动机，并提高企业的杠杆水平。

表 11 费率统一改革情况对企业债务融资水平的异质性影响估计结果：社保缴费差异

变量	企业债务融资水平	
	方程 1 高社保缴费组	方程 2 低社保缴费组
费率统一改革情况	0.0149*** (0.0013)	0.0065*** (0.0020)
控制变量	控制	控制
企业固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
组间系数差异检验 P 值	0.010***	
样本量	229246	156476
R ²	0.8626	0.8576

注：①***表示 1%的显著性水平；②括号内为企业层面的聚类稳健标准误；③控制变量同表 2 方程 3；④采用费舍尔组合检验法（抽样 100 次）计算得到组间系数差异检验 P 值。

七、进一步分析

前文研究发现，养老保险费率统一改革会提高企业的债务融资水平，但没有考虑对企业债务期限结构和融资期限错配的影响，也没有考虑对企业经营绩效和规模扩张的影响，本文将对此进行分析。

（一）对债务期限结构和融资期限错配的影响

养老保险费率统一改革显著提高了企业的债务融资水平，但对企业债务期限结构的影响并不清楚。

邹静娴等（2022）发现，减税政策有利于延长企业债务期限，减税后企业获得的收益越大，企业债务期限延长幅度越大。刘贯春和叶永卫（2022）发现，经济政策不确定性导致企业中长期贷款减少，进而导致企业债务期限显著缩短。本文参考邹静娴等（2022）的研究，构建长期负债率（企业非流动负债规模与总资产规模的比值）和债务期限（企业长期负债规模占总负债规模的比重）两个指标衡量企业债务期限结构。

表 12 方程 1 和方程 2 汇报了养老保险费率统一改革对企业债务期限结构的影响，可以发现，养老保险费率统一改革对企业长期负债率和债务期限存在显著的正向影响，有助于优化企业债务期限结构。养老保险费率统一改革对企业融资期限错配有什么影响呢？借鉴刘晓光和刘元春（2019）的研究，本文构建融资期限错配情况变量（短期负债占总负债规模的比重减去短期资产占总资产规模的比重），并将其纳入模型，重新回归。表 12 方程 3 的估计结果显示，养老保险费率统一改革显著降低了企业的融资期限错配情况，有助于企业金融资源配置效率的提高。

变量	方程 1 长期负债率	方程 2 债务期限	方程 3 融资期限错配情况
费率统一改革情况	0.0099*** (0.0005)	0.0117*** (0.0009)	-0.0111*** (0.0009)
控制变量	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	432946	432946	432946
R ²	0.7923	0.7971	0.9114

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内为企业层面的聚类稳健标准误；③控制变量同表 2 方程 3。

（二）对企业经营效率与规模扩张的影响

本文考察养老保险费率统一改革对企业经营效率和规模扩张的影响。本文以企业劳动生产率（企业营业收入与职工数量的比值的自然对数）、营业利润率（企业总利润与营业收入的比值）衡量企业经营效率；以企业营业收入规模（企业营业收入的自然对数）、总资产利润率（企业利润总额与总资产的比值）和企业总产值（企业总产值的对数）衡量企业规模扩张情况。

表 13 汇报了养老保险费率统一改革对企业经营效率和规模扩张情况影响的估计结果。根据方程 1 和方程 2 的估计结果，养老保险费率统一改革显著提高了企业的劳动生产率和营业利润率。根据方程 3、方程 4 和方程 5 的估计结果，养老保险费率统一改革对企业营业收入规模、总资产利润率和企业总产值存在显著的正向影响。

综合上述分析，养老保险费率统一改革显著提高了企业的劳动生产率、营业利润率、营业收入规模、总资产利润率和企业总产值，表明养老保险费率统一改革有利于提高企业经营效率和促进企业规模扩张。

表 13 养老保险费率统一改革对企业经营效率和规模扩张影响的估计结果

变量	方程 1 劳动生产率	方程 2 营业利润率	方程 3 营业收入	方程 4 总资产利润率	方程 5 企业总产值
费率统一改革情况	0.0485*** (0.0043)	0.0090*** (0.0018)	0.0377*** (0.0045)	0.0003** (0.0001)	0.0389*** (0.0070)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	453607	602029	602014	649695	552779
R ²	0.9064	0.6500	0.9133	0.9732	0.8727

注：①***、**分别表示 1%、5%的显著性水平；②括号内为企业层面的聚类稳健标准误；③控制变量同表 2 方程 3。

八、研究结论与启示

税收竞争如何影响资源配置是公共经济学长期讨论的重要议题，也是目前学术界争论的焦点。中国在省级层面推进养老保险费率统一改革为分析税收竞争与金融资源配置的关系提供了可能。本文利用 2008—2016 年全国税收统计调查数据库数据，根据养老保险费率统一改革在省份和时间维度上的差异构建双重差分模型，实证分析养老保险费率统一改革对企业债务融资的影响。研究发现：养老保险费率统一改革显著增加了中小企业债务融资，这一结论在平行趋势检验、考虑异质性处理效应、排除相关政策干扰等一系列稳健性检验和考虑内生性问题后仍然稳健；养老保险费率统一改革通过流动性约束效应和资本劳动再配置效应影响企业债务融资水平。这一方面表现为企业社保缴费水平的提升和劳动力成本的增加，另一方面表现为企业工资水平的提高、固定资产投资规模的扩大、资本跨地区流动的减少和本地资本投入的增加。异质性分析表明，在高劳动密集度组、高工资组、强融资约束组和高社保缴费组，养老保险费率统一改革对企业债务融资水平的影响更大。进一步的分析表明，养老保险费率统一改革不仅增加了企业中长期融资，优化了企业债务期限结构，缓解了融资期限错配问题，还有助于提高企业经营效率和促进企业规模扩张。

本文可能的政策启示如下。第一，继续推进养老保险费率统一改革，逐步消除地区费率差异，实现全国养老保险费率统一。未来要继续推进养老保险费率统一改革，完善养老保险制度设计，缩小地区间费率差距，加快推进社保基金的全国统筹。要加强区域协调发展，通过转移支付等方式确保中西部地区在养老保险费率统一改革过程中社会保障水平不降低。这将进一步释放养老保险费率统一改革的正向效应，增加企业特别是中小企业的债务融资。第二，进一步扩大中小企业融资支持政策的覆盖面。要完善银税互动以更好助力中小企业诚信纳税缴费，让中小企业享受诚信纳税缴费的红利。可以扩大贷款风险补偿基金规模，使其更多覆盖中小企业；放宽中小企业贷款抵押要求，发展无还本续贷和流动资产质押融资。鼓励银行业金融机构创新金融产品，开发适合中小企业的融资产品。要继续做好政策宣传，增强中小企业的融资意识。第三，合理减轻企业社保缴费负担。应继续推进减税降费改革，做实社保缴费基数，规范企业社保缴费行为。适时进一步降低企业社会保险的名义缴费率，缓解

企业融资困境，增强企业活力，助力企业高质量发展。

参考文献

- 1.蔡昌、林高怡、王卉乔，2021：《税收征管与企业融资约束——基于金税三期的政策效应分析》，《会计研究》第5期，第107-120页。
- 2.陈彪、罗鹏飞、杨金强，2021：《银税互动、融资约束与小微企业投融资》，《经济研究》第12期，第77-93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.杜鹏程、徐舒、张冰，2021：《社会保险缴费基数改革的经济效应》，《经济研究》第6期，第142-158页。
- 5.范子英、周小昶，2022：《财政激励、市场一体化与企业跨地区投资——基于所得税分享改革的研究》，《中国工业经济》第2期，第118-136页。
- 6.高培勇、毛捷，2013：《间接税税收优惠的规模、结构和效益：来自全国税收调查的经验证据》，《中国工业经济》第12期，第143-155页。
- 7.何凡、曾鑫、黄炜，2023：《社保缴费对劳动力就业、工资和家庭储蓄的影响》，《世界经济》第7期，第219-240页。
- 8.黄保聪、李连友、谭光荣、伍中信，2023：《税收征管、税收压力与公司资本结构——基于断点回归与双重差分模型的估计》，《会计研究》第9期，第104-118页。
- 9.黄俊威、龚光明，2019：《融资融券制度与公司资本结构动态调整——基于“准自然实验”的经验证据》，《管理世界》第10期，第64-81页。
- 10.黄永颖、刘庆、张克中，2022：《从竞争到协调：养老保险费率统一的资本流动效应》，《经济研究》第12期，第162-179页。
- 11.景鹏，2024：《社会保险缴费与企业杠杆率——“降成本”有利于“去杠杆”吗？》，《社会保障评论》第1期，第74-87页。
- 12.李连友、黄保聪、谭光荣，2022：《最低工资的社保基金收入效应》，《经济科学》第4期，第92-107页。
- 13.林灵、曾海舰，2020：《社会保险成本过高是否抑制企业投资？》，《管理科学学报》第7期，第57-75页。
- 14.刘柏惠、寇恩惠、杨龙见，2019：《增值税多档税率、资源误置与全要素生产率损失》，《经济研究》第5期，第113-128页。
- 15.刘贯春、叶永卫，2022：《经济政策不确定性与实体企业“短贷长投”》，《统计研究》第3期，第69-82页。
- 16.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。
- 17.刘啟仁、黄建忠，2018：《企业税负如何影响资源配置效率》，《世界经济》第1期，第78-100页。
- 18.刘晓光、刘嘉桐，2020：《劳动力成本与中小企业融资约束》，《金融研究》第9期，第117-135页。
- 19.刘晓光、刘元春，2019：《杠杆率、短债长用与企业表现》，《经济研究》第7期，第127-141页。
- 20.刘行、赵健宇、叶康涛，2017：《企业避税、债务融资与债务融资来源——基于所得税征管体制改革的断点回归分析》，《管理世界》第10期，第113-129页。

- 21.刘楠楠、凌语阳, 2024:《金融强国视域下融资平台债务规模扩张对中小企业融资约束的影响》,《中国农村经济》第5期,第106-127页。
- 22.唐珏、封进, 2019:《社会保险缴费对企业资本劳动比的影响——以21世纪初省级养老保险征收机构变更为例》,《经济研究》第11期,第87-101页。
- 23.唐珏、封进, 2020:《社保缴费负担、企业退出进入与地区经济增长——基于社保征收体制改革的证据》,《经济学动态》第6期,第47-60页。
- 24.夏太彪、魏志华、曾爱民、卢沛, 2024:《社会保险缴费负担与企业转型升级》,《经济研究》第1期,第168-187页。
- 25.徐舒、王茹、王慧, 2022:《社保征收体制改革、社保费率调整与社保基金收入:一个综合的理论框架》,《经济研究》第9期,第137-154页。
- 26.许红梅、李春涛, 2020:《社保费征管与企业避税——来自〈社会保险法〉实施的准自然实验证据》,《经济研究》第6期,第122-137页。
- 27.张克中、欧阳洁、李文健, 2020:《缘何“减税难降负”:信息技术、征税能力与企业逃税》,《经济研究》第3期,第116-132页。
- 28.邹静娴、申广军、刘超, 2022:《减税政策对小微企业债务期限结构的影响》,《金融研究》第6期,第74-93页。
- 29.Blalock, B., F. B. Gaertner, and T. Shevlin, 2017, “Book-Tax Conformity and Capital Structure”, *Review of Accounting Studies*, 22(2): 903-932.
- 30.Bond, E. W., M. J. Crucini, T. Potter, and J. Rodrigue, 2013, “Misallocation and Productivity Effects of the Smoot-Hawley Tariff”, *Review of Economic Dynamics*, 16(1): 120-134.
- 31.Callaway, B., and P. H. C. Sant’ Anna, 2021, “Difference-in-Differences with Multiple Time Periods”, *Journal of Econometrics*, 225(2): 200-230.
- 32.Chen, Z., X. Jiang, Z. Liu, J. C. S. Serrato, and D. Y. Xu, 2023, “Tax Policy and Lumpy Investment Behaviour: Evidence from China’s Vat Reform”, *The Review of Economic Studies*, 90(2): 634-674.
- 33.Fajgelbaum, P. D., E. Morales, J. C. Suárez Serrato, and O. Zidar, 2019, “State Taxes And Spatial Misallocation”, *The Review of Economic Studies*, 86(1):333-376.
- 34.Goodman-Bacon, A., 2021, “Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing”, *Journal of Econometrics*, 225(2): 254-277.
- 35.Goodspeed, T. J., 1998, “Tax Competition, Benefit Taxes, and Fiscal Federalism”, *National Tax Journal*, 51(3): 579-586.
- 36.Graham, J. R., and A. L. Tucker, 2006, “Tax Shelters and Corporate Debt Policy”, *Journal of Financial Economics*, 81(3): 563-594.
- 37.Hsieh, C. T., and P. J. Klenow, 2009, “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India”, *The Quarterly Journal of Economics*, 124(4): 1403-1448.
- 38.Li, L., K. Z. Liu, Z. Nie, and T. Xi, 2021, “Evading by Any Means? Vat Enforcement and Payroll Tax Evasion in China”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 185(5): 770-784.
- 39.Li, P., Y. Lu, and J. Wang, 2016, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 123(6): 18-37.

- 40.Liu, Y., and J. Mao, 2019, “How Do Tax Incentives Affect Investment and Productivity? Firm-Level Evidence from China”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 11(3): 261-291.
- 41.Restuccia, D., and R. Rogerson, 2017, “The Causes and Costs of Misallocation”, *Journal of Economic Perspectives*, 31(3): 151-174.
- 42.Saez, E., B. Schoefer, and D. Seim, 2019, “Payroll Taxes, Firm Behavior, and Rent Sharing: Evidence from a Young Workers’ Tax Cut in Sweden”, *American Economic Review*, 109(5): 1717-1763.
- 43.Zodrow, G. R., and P. Mieszkowski, 1986, “Tiebout, Property Taxation, and the Underprovision of Local Public Goods”, *Journal of Urban Economics*, 19(3): 356-370.

（作者单位：¹四川大学经济学院；

²湖南大学公共管理学院）

（责任编辑：光明）

The Impact of Pension Insurance Rate Unification Reform on Debt Financing of Small and Medium-sized Enterprises: Empirical Evidence Based on a Quasi-natural Experiment

HUANG Baocong LI Lianyou

Abstract: Using data from the 2008-2016 National Tax Survey, this paper constructs a Difference-in-Differences (DID) model to examine the impact of pension insurance rate unification reform on debt financing of small and medium-sized enterprises (SMEs). The findings indicate that the reform of pension insurance rate unification is conducive to the increase in the level of debt financing of SMEs. Mechanism analysis reveals that the pension insurance rate unification reform affects the level of corporate debt financing through the liquidity constraint effect and the capital-labor reallocation effect. Heterogeneity analysis further demonstrates that the impact of pension insurance rate unification reform on the increase in SMEs’ debt financing is more pronounced in the groups of high labor intensity, high wages, high financing constraints, and high social security contributions. Further analysis shows that the reform of pension insurance rate unification not only increases medium- and long-term financing of enterprises and alleviates the maturity mismatch in financing structure, but also contributes to the improvement of operating efficiency and enterprises scale expansion. In the future, it is supposed to continue to steadily promote the pension insurance rate unification reform, pay timely attention to the changes in corporate behavior during the reform process, and help enterprises achieve high-quality development.

Keywords: Pension Insurance; Debt Financing; Rate Unification; Financing Maturity Mismatch; Social Security Contributions; Quasi-natural Experiments

高等教育扩招政策实施如何影响 居民生育数量：效应及机理*

刘一伟¹ 郭秋月² 孙中伟³

摘要：人口是中国式现代化的基础性、全局性与战略性要素，但中国面临低生育率困境。本文尝试从高等教育的视角为中国低生育率困境提供一个可能的解释。本文基于中国综合社会调查数据，将1999年高等教育扩招政策作为准自然实验，运用双重差分法检验高等教育扩招政策实施对中国居民生育数量的影响。研究表明：高等教育扩招政策实施对居民生育数量存在显著的负向影响，且这种负向影响在城镇居民和体制外工作的居民中更显著。机制分析显示，高等教育扩招政策实施通过提高受教育水平的直接途径，以及改变养儿防老预期、延长工作时间、推迟结婚年龄、提高择偶标准和增强性别平等意识等间接途径，对居民生育数量产生负向影响。本文研究结论能为中国人口高质量发展和生育政策调整提供一定启示。

关键词：高等教育扩招 生育数量 人口高质量发展 低生育率

中图分类号：F063.4 **文献标识码：**A

一、引言

习近平总书记在二十届中央财经委员会第一次会议上强调，要以人口高质量发展支撑中国式现代化^①，表明中国十分关注人口发展和人口安全问题。但是，中国人口发展呈现“少子化”趋势。一方面，从出生人口规模看，出生人口自1982年起开始下降，2020年下降为0.12亿人，低生育率困境越发明显；另一方面，从出生人口下降速率看，在1982年、1990年和2000年的全国人口普查中，出生人口下降幅度基本在5%左右，而2020年出生人口的降幅超过30%，降幅在历次全国人口普查

*本文是国家自然科学基金青年项目“从子女反哺到父母逆反哺：老龄化背景下高房价对家庭代际经济支持的影响研究”（编号：72204281）、教育部人文社会科学研究青年项目“高龄少子背景下延迟退休与全面二孩政策的良性互动研究”（编号：20YJCZH103）和中央财经大学中央高校基本科研业务费专项资金项目（编号：JYXZ2408）的阶段性研究成果。感谢匿名评审专家的宝贵意见，当然，文责自负。本文通讯作者：郭秋月。

^①参见《习近平主持召开二十届中央财经委员会第一次会议》，https://www.gov.cn/yaowen/2023-05/05/content_5754275.htm。

中最大^①。生育率下降对中国经济社会发展产生了深远影响。在经济层面，劳动力规模的萎缩和劳动力成本的上升可能导致经济发展陷入“中等收入陷阱”（胡湛等，2022）；在社会层面，人口老龄化将加重社会养老负担，带来更大的社会压力（都阳和封永刚，2021）。因此，摆脱低生育率困境已成为中国现阶段亟须解决的重要社会问题之一。

分析居民生育水平的影响因素对摆脱低生育率困境和合理制定人口政策具有重要价值。有学者研究高等教育与生育数量的关系，其核心在于高等教育对居民生育数量的影响存在两种效应：紧闭效应与人力资本效应。紧闭效应是指高等教育延长了个体在校集中学习的时间，从而推迟了初婚年龄，并压缩了可供生育的生理周期（Black et al., 2008）。这种负向影响在个体完成高等教育后可能会减弱，个体可能在毕业后较短时间内生育。可见，高等教育对居民生育数量的负向影响并非永久性的，可能随着时间的推移和高等教育完成后生育意愿的恢复而消失。人力资本效应则强调高等教育有利于个体获得更高收入，个体生育子女的机会成本更大。然而，收入提高使个体更容易承担养育小孩的费用，可能会增加生育孩子的数量（Behrman and Rosenzweig, 2002）。可见，国外文献就高等教育与居民生育数量的关系并未达成一致，紧闭效应和人力资本效应的张力决定了高等教育对居民生育数量的影响方向。国外文献分析了高等教育如何影响居民生育数量，但是无法完全揭示中国低生育困境的成因。不过，国外文献也带来了启示，即研究低生育困境不能忽视高等教育这一至关重要的因素。在中国，以1999年开始实施的高等院校扩大招生政策为代表的高等教育扩招政策，已经对经济增长、社会发展等方面产生深远影响（吴要武和刘倩，2014），毫无疑问也会影响居民生育数量。因此，本文试图探讨高等教育扩招政策实施对居民生育数量的影响，明确其作用机理，为更好地制定合理的人口政策以应对低生育困境提供支撑。

与本文密切相关的研究包括高等教育扩招政策实施的社会经济效应、居民生育数量的影响因素两个方面。高等教育扩招政策实施在经济社会领域产生了深远的影响，已有文献主要从教育发展、教育公平和人口红利等角度进行探讨。首先，高等教育扩招政策实施推动中国普通高校的办学规模逐步扩大，生均培养成本随之下降，从而提升了高校的办学效率和规模经济效益。同时，高等教育扩招政策实施使教育结构从“金字塔型”逐步转向扁平化，推动人才培养的多样化（李永友和柏霖，2023）。然而，随着招生规模的持续扩大，普通高校的录取率不断攀升，教育质量面临下滑的风险，其典型表征是大学生失业率的居高不下（陈林和万攀兵，2017）。其次，无论是古代的“学而优则仕”，还是当今的“知识改变命运”，高等教育始终是社会流动的重要途径，承载无数底层家庭向上流动的希望。高等教育扩招政策实施不仅在缩小城乡居民入学机会差距方面发挥重要作用，还在抑制收入不平等方面产生积极影响（张征宇等，2023）。但是，部分研究指出，高等教育扩招政策实施并未均等地惠及所有社会群体，“寒门出贵子”的故事日渐稀少，高等教育的经济回报差距逐渐扩大（李春玲，2014）。最后，高等教育扩招政策实施有利于释放人口红利，对经济发展产生深远影响。高等教育扩招政策实

^①资料来源：国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/tablequery.htm?code=AD03>；《2020年第七次全国人口普查主要数据》，<https://www.stats.gov.cn/sj/pcsj/rkpc/d7c/202111/P020211126523667366751.pdf>。

施使更多人接受优质教育，培养大批高素质人才，这些人才成为推动中国经济增长和社会进步的中坚力量（马光荣等，2017）。此外，高等教育扩招政策实施通过推进城镇化，优化人力资源的空间配置，进一步释放人口红利，为中国持续发展注入新动力（方森辉和毛其淋，2021）。

从居民生育数量的影响因素看，已有研究从结构主义、社会心理学、生物人口学和生物医学等角度展开研究。首先，结构主义理论强调社会文化、经济发展和制度法规等结构性因素对居民生育行为的影响，认为社会性别平等与女权主义等文化因素、限制性生育政策和完善的社会保障制度是居民生育数量下降的重要原因（Fenge and Scheubel, 2017）。然而，一些学者认为，经济发展才是决定居民生育数量的关键因素（Zhang, 2017）。其次，社会心理学理论探讨心理因素对居民生育数量的影响，具体包括计划行为理论和接合行动理论等。计划行为理论认为，居民生育数量由家庭计划、成本收益评估及个体控制力决定，但被批评忽视了资源和社会激励的影响。接合行动理论则尝试完善计划行为理论，认为居民生育行为是个体心理与宏观社会环境互动的结果（Morgan and Bachrach, 2011）。生物人口学和生物医学视角的研究强调遗传因素和生物健康对居民生育动机和结果的影响。例如，男女不孕不育状况的增多直接影响生育率，尤其在居民生育推迟至育龄期末期时更为显著。在中国，育龄夫妇的不孕不育率从3%~5%上升至10%~15%，且有年轻化趋势，生殖健康问题已成为生育率下降的关键影响因素（吕群燕等，2017）。

现有研究对高等教育扩招政策实施对家庭经济行为和宏观经济的影响进行了探讨，为本文研究提供了有益借鉴。然而，关于高等教育扩招政策实施对居民生育数量影响的研究仍存在以下不足。首先，研究主题需要拓展。已有研究探讨了高等教育与居民生育数量之间的关系，但鲜有研究分析高等教育扩招政策实施对居民生育数量的影响。其次，高等教育扩招政策实施影响居民生育数量的作用机制分析尚待深化。已有研究大多从女性地位等单一角度探讨高等教育扩招政策实施对居民生育数量的作用机制（McDonald, 2000；李长安和李艳，2024），未能有效打开高等教育扩招政策实施如何影响居民生育数量的“黑箱”。最后，研究策略需进一步提升。现有研究多采用最小二乘法探讨高等教育扩招政策实施与居民生育数量的关系，在内生性问题处理方面存在不足。因此，本文将1999年中国推行的高等教育扩招政策视为一项准自然实验，在微观个体层面探讨高等教育扩招政策实施对居民生育数量的影响。

相较于已有研究，本文的边际贡献包含以下两个方面。首先，在研究视角上，本文以高等教育扩招政策作为分析居民生育数量影响因素的切入点，采用准自然实验的方法，识别二者之间的因果关系，为中国低生育率困境提供新的解释框架。其次，在研究维度上，本文从居民实际生育子女数与理想生育子女数两个层面衡量居民的生育数量，全面分析高等教育扩招政策实施对居民生育数量的影响，不仅丰富现有研究，也能为中国生育政策的调整与完善提供重要依据。

二、政策现状与理论分析

（一）政策现状

1977年中国政府恢复了高考制度，为中国人才选拔和培养奠定了基础。然而，由于改革开放初期中国经济发展水平较低、政府财政资源有限，高等教育规模并未快速扩大，根据《中国教育统计年鉴

1999》的数据，1998 年的全国大学生在校人数仅为 780 万人，毛入学率为 9.8%。这一水平远远无法满足人民日益增长的接受高等教育的需求和国家经济社会发展对高素质人才的迫切需求。面对这些挑战，中国政府于 1999 年制定了《面向 21 世纪教育振兴行动计划》，并提出高等教育扩招政策，由此中国高等教育发展进入“快车道”。根据《中国教育统计年鉴 2003》的数据，到 2002 年，中国大学报名人数达到 520 万人，普通高校招生人数增至 320 万人，高等教育毛入学率已达 15%，标志着中国正式进入高等教育大众化阶段。此后，高等教育毛入学率继续快速增长。根据《中国教育统计年鉴 2020》的数据，2019 年高等教育毛入学率达到 51.6%，高等教育正式迈入普及化阶段。高等教育扩招政策不仅为中国教育事业注入新的活力，也为国家经济增长提供了人力资本支持。相对于高等教育扩招政策实施前高校招生数的平缓增长，高等教育扩招政策实施后高校招生数急剧增长，从而产生一种冲击，既可能影响中国经济发展水平，也可能影响居民生育数量。

（二）研究假说

分析高等教育扩招政策实施与居民生育数量的关系涉及两种理论：机会成本理论与后物质主义理论。机会成本理论强调，在资源有限的情况下，个体必须在资源获取（如获得收入、职业发展等）与生育之间进行权衡（Goldin, 2006）。后物质主义理论则聚焦于文化与价值观的转变对个体生育数量的影响，认为高等教育的普及促使个体的价值观从传统的物质主义逐渐转向更为注重个人自由、生活质量和自我实现的后物质主义。机会成本理论与后物质主义理论从不同角度解释了居民的生育决策，两者隐含一个共同的内在逻辑：高等教育扩招政策实施为个体提供了提高受教育水平的机会，促使他们更加关注自身发展和生活质量的改善，追求效用最大化目标。这种效用最大化体现在两个关键领域：一是在劳动力市场获得体面工作与发展空间；二是在婚姻市场上嫁娶体面或者婚姻适配（吴要武和刘倩，2014）。本文在机会成本理论与后物质主义理论的基础上，分析高等教育扩招政策实施影响居民生育数量的作用机制。

高等教育扩招政策实施通过提高个体受教育水平直接对居民生育数量产生负面影响。高等教育扩招政策实施后，居民接受大学教育的概率得以提高。高等教育扩招政策实施使城镇居民和农村居民接受大学教育的可能性分别提高了 7.0% 和 5.1%（刘生龙和胡鞍钢，2018）。梁若冰和任伟聪（2023）指出，高等教育扩招政策实施不仅显著提升了居民的高中入学率，还增加了居民的总体受教育年限。而受教育水平提升对降低居民生育数量具有显著影响。当个体接受更高层次的教育时，人们会更加关注自身发展与收入水平，对生活品质有更高的追求（卿石松，2024），从而降低居民生育数量。已有研究佐证了上述结论，教育显著负向影响个体生育意愿，且对女性的负向影响大于对男性的影响（李长安和李艳，2024）。与低学历个体相比，高学历个体往往更加重视子女的人力资本投资和养育质量（Becker and Lewis, 1973），从而导致生育意愿和生育数量下降。

在高等教育扩招政策实施提升居民受教育水平的情况下，该政策实施通过四个间接作用机制影响居民生育数量。首先是养老预期机制。高等教育扩招政策实施增加了个体接受高等教育的机会，提升了其人力资本，进而提高了个体获得更好职业和获取更高收入的可能性。然而，高等教育带来的职业发展和收入提升提高了个体生育的机会成本，个体可能选择推迟生育或减少生育数量，以避免育儿导

致的职业中断或带来的经济负担。在中国，职业身份和收入水平决定了个体参加何种养老保险及其缴费标准，高学历者能够享受更好的退休待遇，这在一定程度上改变了传统“养儿防老”的观念。同时，中国养老保险体系不断完善，使以“养儿防老”为特征的家庭养老受到前所未有的挑战(刘一伟, 2016)。更为重要的是，根据孩子数量与质量权衡的观点，接受高等教育的个体倾向于减少生育数量，以提高生育质量，而不是生育更多的子女。因此，高等教育扩招政策实施通过改变传统的“养儿防老”的生育观念，减少了居民生育数量。

其次是工作时长机制。个体受教育水平对其职业发展存在显著的正向作用，进而对居民生育率产生负向冲击。已有文献指出，教育和就业是影响生育率最重要的两个因素，在工作与生育之间日益存在张力的社会背景下，个体在权衡职业发展与生育的机会成本后，往往倾向于将更多的时间与精力投入工作，而不是生育或照料子女(蒲新微和姚明霄, 2023)。这种选择体现为育龄群体生育意愿的降低，符合后物质主义理论中个体追求自我实现和个人价值的观点。居民生育率下降的关键因素是父母受教育水平的提高(Chen, 2016)。受教育水平直接影响父母的就业机会和经济能力，高学历父母更倾向于选择工作，减少分配给家庭与孩子的时间与精力。高学历女性面临更高的机会成本，她们在工作与生育之间的选择往往更加慎重，导致生育意愿和实际生育率下降。

再次是婚配决策机制。接受高等教育会占用居民的适婚期，导致居民初婚年龄推迟，从而使居民错过生育的最佳时期(Black et al., 2008)。从机会成本理论来看，高等教育提供的职业发展和经济前景使年轻人倾向于将时间和资源投入个人发展，选择“先立业而后成家”，因而，居民的结婚时间推迟，从而影响生育数量。受教育水平的提高使人们更注重个人自由和生活质量，人们可能会重新评估婚姻的作用，从而导致婚姻的地位与功能受到挑战，初婚年龄也会相应推迟(於嘉和谢宇, 2017)，进而影响生育数量。此外，在择偶标准方面，受教育水平在中国婚姻匹配中是一个重要的考量因素。选择一个教育背景相似的配偶可以最大化婚姻中双方资源的整合与利用，所以，个体会偏好同一阶层或者受教育水平相当的异性(Choo and Siow, 2006)。婚姻市场中受教育程度较高的个体的择偶标准会提高，更加重视价值观的一致性等因素，这种“挑剔”会降低婚配比例，延迟结婚年龄，进而缩短个体生育子女的时间(巫锡炜等, 2022)，影响个体生育数量。

最后是性别平等意识。高等教育使女性接触各种先进思想，增强她们对自身价值和平等权利的认知。女性不再局限于在家中“相夫教子”，开始更重视个人事业和自我实现。这一转变不仅影响女性自身，也改变了男性的观念。高等教育使男性理解和接受性别平等理念，支持并尊重女性的职业追求和个人选择，从而推动社会整体性别平等意识的提升。随着性别平等意识的增强，女性逐渐认识到生育惩罚的存在——生育可能导致个体职业停滞和发展受阻(Budig and England, 2001)。在这种情况下，女性可能更倾向于推迟或放弃生育，以追求职业发展和个人梦想。此外，性别平等意识还促使女性重新审视生育的意义，女性认识到生育不仅是个人选择，也涉及社会和家庭责任的公平分担。在中国，生育和育儿成本主要由女性承担，这种不平等可能导致女性对生育的抗拒心理加剧，进一步削弱其生育意愿(蒲新微和姚明霄, 2023)，影响居民生育数量。

基于上述分析，高等教育扩招政策实施可能会降低居民的生育意愿和生育数量。从机会成本理论的视角来看，高等教育扩招政策实施提升了居民的受教育水平，改变了他们的养老预期和职业发展目标，进而使居民的生育观念发生转变，最终影响居民的生育数量。从后物质主义理论的视角来看，高等教育扩招政策实施可能推动居民追求更适合自身发展的婚姻模式和拥有更强的性别平等意识，从而降低生育数量以提高生活质量。综上所述，本文提出以下 3 个研究假说。

H1：高等教育扩招政策实施对居民生育数量存在负向影响。

H2：高等教育扩招政策实施能够通过提高居民受教育水平这一直接途径来影响居民生育数量。

H3：高等教育扩招政策实施能够通过改变养儿防老预期、延长工作时间、推迟结婚年龄、提高择偶标准与增强性别平等意识等间接途径来影响居民生育数量。

三、研究设计

（一）数据来源

本文分析所用的数据是中国综合社会调查（CGSS）数据。CGSS 是连续性截面社会调查，始于 2003 年，是中国最早的全国性、综合性和连续性学术调查项目。CGSS 在全国层面采取多阶分层 PPS 随机抽样方法，调查个人和家庭的社会经济特征，以及生育、健康和心理等生活质量层面的内容，为探索社会发展与家庭生育行为的因果关系及其内在机制提供了充分的数据资料。本文采用 2012 年、2013 年、2015 年、2017 年、2018 年和 2021 年 6 期的混合截面数据。基于 CGSS 数据的特征与研究目的，本文采用以下方式对样本进行处理：①根据结婚法定年龄和生育年龄限制，保留 20 岁～49 岁的个体；②在进行出生队列设计时，考虑大饥荒等灾害性事件的影响及保持处理组和对照组样本的年份范围一致，保留出生年份为 1964—1997 年的个体（年轻队列和年长队列样本的年份范围均为 16 年）；③删除核心变量缺失的样本。在合并 6 期数据后，本文共获得 30231 个样本。省份层面变量来源于 2013 年、2014 年、2016 年、2018 年、2019 年和 2022 年的《中国统计年鉴》。

（二）变量选取

1.被解释变量：居民生育数量。本文主要研究居民的生育情况，参考 Dettling and Kearney（2014）的研究，本文从生育行为和生育意愿两方面，采用家庭现阶段实际生育子女数和理想生育子女数衡量居民生育数量，将两个变量分别定义为现实子女数和理想子女数。本文根据受访者对问卷问项“受访者有几个子女”“如果没有政策限制的话，希望有几个孩子”的回答，对居民生育数量的两个衡量变量赋值。

2.核心解释变量：高等教育扩招政策实施情况。本文关注高等教育扩招政策实施的效应，核心解释变量是高等教育扩招政策实施情况，是各省份高等教育扩招程度和出生队列的交互项（以下简称“交互项”）。1999 年，高等教育扩招政策在全国开始实施，但各省份高等教育扩招的程度存在差异。参考巫锡炜等（2022）的研究，本文以各省份 2012 年人均高等教育招生数相对于 1998 年人均高等教育招生数的增长率来衡量各省份高等教育扩招程度^①。

^①本文还以各省份 1998—2012 年的人均高等教育招生数年均增长率衡量各省份的高等教育扩招程度，所得估计结果基本一致。

具体计算公式见（1）式：

$$Intensity_prov_j = \frac{j\text{省}2012\text{年高等教育招生数}}{j\text{省}2012\text{年总人口}} / \frac{j\text{省}1998\text{年高等教育招生数}}{j\text{省}1998\text{年总人口}} - 1 \quad (1)$$

这样衡量有三点原因：第一，该指标可以剔除人口数量变化引致的高校招生数量的变化，捕捉更加外生的高等教育扩招政策实施的影响；第二，该指标是用人均高等教育招生数的增长率来测度各省份的高等教育扩招程度，更为科学；第三，该指标体现特定时间段内高等教育招生数量存量的变化，可以捕捉高等教育招生数量在个别年份的跳跃变化和多年的连续变化。

本文之所以选择 2012 年作为时间节点，是出于以下两方面考量：一方面，2012 年高等教育扩招政策出现了调整。2012 年，教育部发布的《全面提高高等教育质量的若干意见》明确提出，今后公办普通高校本科招生规模将保持相对稳定，这可能影响各省份高等教育的扩招程度。另一方面，2012 年中国首次实现国家财政性教育经费占国内生产总值的比重达到 4% 的目标，之后国家财政性教育经费投入比重一直稳定在 4%，而经费投入规模会影响高等教育的扩招规模（马光荣等，2017）。

个体大约在 18 岁参加高考，中国于 1999 年开始实施高等教育扩招政策，因此，该政策对 1981 年及之后出生的个体会产生影响。为了排除灾害性事件等的影响，本文选择 1964 年及之后出生的个体；为了使对照组和处理组样本的年份范围一致，本文选择 1997 年作为截止时间。因此，本文定义出生队列变量：1964—1980 年出生的个体属于对照组，赋值为 0；1981—1997 年出生的个体属于处理组，赋值为 1。出生队列计算方式如（2）式所示：

$$post_i = \begin{cases} 1, & \text{如果 } 1981 \leq birth_year \leq 1997 \\ 0, & \text{如果 } 1964 \leq birth_year \leq 1980 \end{cases} \quad (2)$$

（2）式中： $post_i$ 表示出生队列， $birth_year$ 表示出生年份。

3. 控制变量。为了避免遗漏变量造成的估计偏误，本文参考卿石松（2024）的研究，增加个体层面可能影响居民生育数量的前定控制变量：性别（女性=1，男性=0）和民族（汉族=1，非汉族=0）。一方面，女性和男性可能因生理差异等因素而存在生育观念的差异；另一方面，少数民族的家庭意识和宗族意识较强，大多数少数民族存在多生多育的文化倾向。需要说明的是，若控制随时间变化的内生变量，这些变量可能受高等教育扩招政策实施的影响，导致回归结果有偏，因此，控制变量应该选择在高等教育扩招政策实施之前就已经确定的变量。此外，各省份特征会影响高等教育扩招政策的实施，造成分组的非随机性，因此，本文还控制了 1998 年地区特征变量与出生队列变量的交互项（以下简称“事前趋势项”），以反映各地区的事前特征的影响。这些特征变量是影响高等教育扩招政策的变量，包括地区的平均受教育程度和医疗机构数量^①。

^①平均受教育程度为各省份不同学历人口数与受教育年限的加权平均数，计算公式为：（文盲人口数×0+小学人口数×6+初中人口数×9+高中人口数×12+大专及以上学历人口数×16）/6 岁及以上人口数；医疗机构数量是各省份的医疗卫生机构数（个，取对数），其中，医疗卫生机构包括医院、基层医疗卫生机构、专业公共卫生机构和其他医疗卫生机构。

主要变量的定义、赋值及描述性统计结果见表 1。可以看出，处理组的现实子女数、理想子女数均明显低于对照组，而且这些差异是显著的，这为下文的基于双重差分法（DID）的因果识别提供了基础。

表 1 主要变量的定义、赋值及描述性统计结果

变量	定义及赋值	处理组（1981—1997 年）		对照组（1964—1980 年）		均值差异 检验结果
		均值	标准差	均值	标准差	
现实子女数	家庭现阶段实际生育的子女数	0.814	0.899	1.485	0.806	-0.671***
理想子女数	家庭现阶段理想生育的子女数	1.741	0.822	1.869	0.765	-0.128***
高等教育 扩招程度	各省份 2012 年人均高等教育招生数相对于 1998 年人均高等教育招生数的增长率	4.750	0.019	5.004	0.0150	-0.254***
女性	女性=1，男性=0	0.534	0.499	0.530	0.499	0.004
民族	汉族=1，非汉族=0	0.915		0.279		0.914

注：①***表示 1%的显著性水平；②均值差异检验采用 t 检验方法。

（三）模型设计

本文参考巫锡炜等（2022）的研究，利用不同省份高等教育扩招程度差异和人群出生队列信息，运用双重差分法（DID），识别高等教育扩招政策实施与居民生育数量的因果关系。模型设定如下：

$$child_{ijgt} = \beta_0 + \beta_1(intensity_prov_j \times post_t) + \beta_2 control_{ijgt} + \eta X \times \varphi_g + \lambda_j + \varphi_g + \gamma_t + u_{ijgt} \quad (3)$$

（3）式中： $child_{ijgt}$ 是调查年份 t 时省份 j 的出生队列 g 中家庭 i 的现实子女数或理想子女数； $intensity_prov_j \times post_t$ 是交互项，其系数 β_1 是高等教育扩招政策实施对居民生育数量的平均因果效应； $control_{ijgt}$ 是控制变量； X 是 1998 年地区特征变量，包括地区的平均受教育程度和医疗机构数量； $X \times \varphi_g$ 是事前趋势项； λ_j 是地区固定效应，用于控制省份层面不随时间变化而变化的因素； φ_g 是出生队列固定效应，用于控制个体的出生年份特征差异； γ_t 是年份固定效应，用于控制年份层面不随地区变化而变化的因素； u_{ijgt} 是随机干扰项。

四、计量结果分析

（一）基准估计结果分析

表 2 报告了高等教育扩招政策实施对居民生育数量影响的基准估计结果。表 2 方程 1 和方程 2 是高等教育扩招政策实施对居民现实子女数影响的估计结果。方程 1 未加入事前趋势项，结果显示交互项显著，且系数为负；方程 2 控制了事前趋势项，交互项显著，且系数为负。这说明，高等教育扩招政策实施降低了居民现实子女数。同样地，方程 3 和方程 4 是高等教育扩招政策实施对居民理想子女数影响的估计结果，其中，方程 3 未加入事前趋势项，方程 4 控制了事前趋势项。方程 3 和方程 4 的估计结果显示，交互项显著，且系数为负，说明高等教育扩招政策实施降低了居民理想子女数。根据

方程 2 与方程 4 的估计结果，高等教育扩招政策实施使居民现实子女数下降 0.259（ 4.895×0.053 ）人，使居民理想子女数下降 0.171（ 4.895×0.035 ）人。其中，高等教育扩招程度的均值为 4.895。H1 得证。

表 2 高等教育扩招政策实施对居民生育数量影响的基准估计结果

变量	现实子女数		理想子女数	
	方程1	方程2	方程3	方程4
高等教育扩招程度× 出生队列	-0.026*** (0.008)	-0.053*** (0.015)	-0.015** (0.006)	-0.035*** (0.012)
性别	0.150*** (0.020)	0.150*** (0.020)	-0.026** (0.012)	-0.026** (0.012)
民族	-0.050 (0.059)	-0.054 (0.059)	-0.065 (0.080)	-0.068 (0.080)
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
出生队列固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
事前趋势项	不控制	控制	不控制	控制
样本量	30231	30231	30231	30231
R ²	0.327	0.329	0.068	0.069

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内为聚类到省份层面的稳健标准误。

（二）考虑样本可比性

本文采用平行趋势检验和倾向得分匹配法两种方法验证本文研究设计的可靠性。

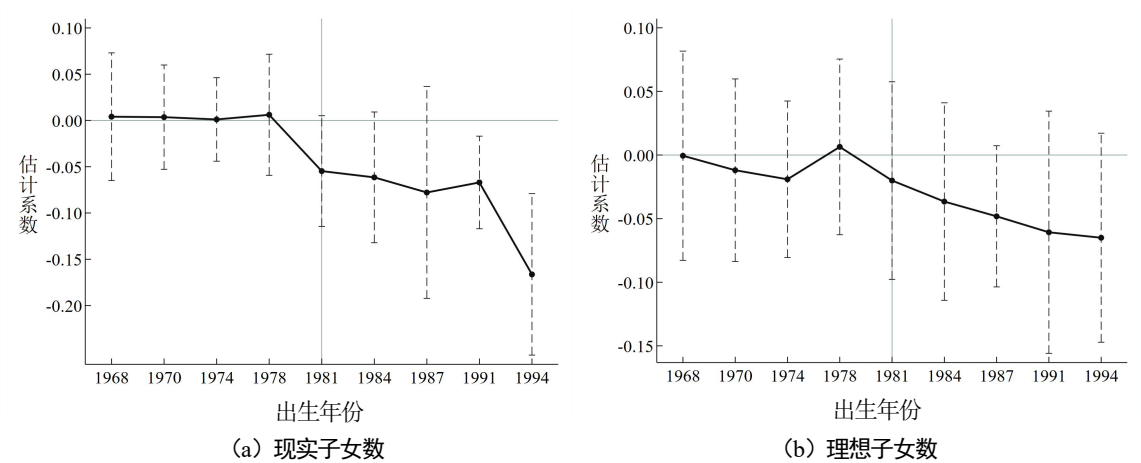


图 1 平行趋势检验结果

注：（a）图和（b）图中虚线表示 95%置信区间，黑点表示估计系数大小，横实线表示估计系数等于 0，竖实线表示最早受到高等教育扩招政策影响群体的出生年份。

1. 平行趋势检验。采用双重差分法的一个重要前提是，在政策发生前处理组和对照组不能存在显著的趋势差异，即满足平行趋势假设（Duflo，2001）。本文参考 Chen et al.（2020）的研究，以 1964

年出生人群为基准组，采用事件研究法进行平行趋势检验。具体估计结果如图 1 所示，在 1981 年之前，核心解释变量的估计系数在 0 上下波动，且不显著，表明在高等教育扩招政策实施之前，处理组和对照组不存在显著的趋势差异，满足平行趋势假设。本文采用双重差分法（DID）是合理的。

2. 基于倾向得分匹配法的估计。为了进一步排除处理组和对照组之间不可比因素的干扰，本文采用倾向得分匹配法进行估计。具体的做法是：首先，根据各省份高等教育扩招程度，将样本分为两组。高等教育扩招程度大于或等于年度中位数的省份的样本归为处理组，而小于年度中位数的省份的样本归为对照组。其次，考虑一系列可能影响高等教育扩招程度的协变量^①，选择核匹配方法^②（带宽分别为 0.2、0.18 和 0.15），采用倾向得分匹配法匹配处理组与对照组，寻找协变量比较类似但高等教育扩招程度存在较大差异的地区样本。最后，对筛选出的样本进行双重差分法估计。具体估计结果如表 3 所示，所有方程的估计结果显示，高等教育扩招政策实施降低了居民现实子女数和理想子女数，验证了基准回归结论的稳健性。

表 3 基于倾向得分匹配法的高等教育扩招政策实施对居民生育数量影响的估计结果

变量	现实子女数			理想子女数		
	带宽为0.2 方程1	带宽为0.18 方程2	带宽为0.15 方程3	带宽为0.2 方程4	带宽为0.18 方程5	带宽为0.15 方程6
高等教育扩招程度× 出生队列	-0.053*** (0.015)	-0.055*** (0.016)	-0.052*** (0.016)	-0.035*** (0.012)	-0.036** (0.013)	-0.034** (0.013)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
出生队列固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
事前趋势项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	30231	25979	23892	30231	25979	23892
R ²	0.329	0.308	0.307	0.069	0.070	0.072

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内为聚类到省份层面的稳健标准误；③控制变量同表 2。

（三）稳健性检验

1. 替代变量法。为了多维度刻画高等教育扩招程度，本文借鉴邢春冰（2014）的做法，采用 2012 年各省份高等教育录取人数相比于 1998 年各省份高等教育录取人数的增长率测度高等教育扩招程度，替换原有核心解释变量，并重新进行回归，具体估计结果如表 4 所示。根据表 4 的估计结果，更换核心解释变量后，高等教育扩招政策实施依然对居民现实子女数与理想子女数存在显著的负向影响，说明本文估计结果是稳健的。

^①协变量包括经济发展水平（人均地区生产总值，取对数）、城镇化水平（城镇人口占常住人口数的比重）、高等教育经费支出水平（普通高等教育经费总投入，取对数）和平均受教育程度。

^②本文还采用了 1 对 1 近邻、1 对多近邻和半径匹配方法，所得估计结果基本一致。

表 4 高等教育扩招政策实施对居民生育数量影响的稳健性检验结果：替代变量

变量	现实子女数		理想子女数	
	方程1	方程2	方程3	方程4
高等教育扩招程度× 出生队列	-0.035*** (0.009)	-0.060*** (0.011)	-0.018** (0.006)	-0.033*** (0.010)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
出生队列固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
事前趋势项	不控制	控制	不控制	控制
样本量	30231	30231	30231	30231
R ²	0.327	0.330	0.068	0.069

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内为聚类到省份层面的稳健标准误；③控制变量同表 2。

2.改变样本量。为了进一步降低样本选择偏差问题的影响，本文考虑经济发展水平因素，分别去掉直辖市样本、1998 年人均地区生产总值最高和最低省份的样本，并重新进行回归。估计结果如表 5 所示。可以看出，交互项仍然显著，且估计系数为负，说明基准回归结果具有稳健性。

表 5 高等教育扩招政策实施对居民生育数量影响的稳健性检验结果：改变样本量

变量	现实子女数		理想子女数	
	去掉直辖市样本	去掉人均地区生产总值 最高和最低省份的样本	去掉直辖市样本	去掉人均地区生产总值 最高和最低省份的样本
	方程1	方程2	方程3	方程4
高等教育扩招程度× 出生队列	-0.055*** (0.016)	-0.054*** (0.015)	-0.034** (0.013)	-0.036*** (0.012)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
出生队列固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
事前趋势项	控制	控制	控制	控制
样本量	25340	27494	25340	27494
R ²	0.307	0.319	0.070	0.072

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内为聚类到省份层面的稳健标准误；③控制变量同表 2。

本文进一步采用减少样本量的方法进行稳健性检验，分别剔除样本初始年份样本（2012 年样本）、样本初始年份和截止年份样本（2012 年和 2021 年样本），重新进行回归，具体估计结果如表 6 所示。根据表 6 的估计结果，交互项依旧显著，且估计系数为负，与基准回归基本一致，这进一步印证了本文基准回归结果的稳健性。

表 6 高等教育扩招政策实施对居民生育数量影响的稳健性检验结果：缩小样本量

变量	现实子女数		理想子女数	
	剔除2012年样本	剔除2012年和2021年样本	剔除2012年样本	剔除2012年和2021年样本
	方程1	方程2	方程3	方程4
高等教育扩招程度× 出生队列	-0.048*** (0.015)	-0.043*** (0.012)	-0.029** (0.012)	-0.032*** (0.010)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
出生队列固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
事前趋势项	控制	控制	控制	控制
样本量	24489	21637	24489	21637
R ²	0.324	0.334	0.070	0.066

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内为聚类到省份层面的稳健标准误；③控制变量同表 2。

3.安慰剂检验。本文采取两种方法进行安慰剂检验。一是构造虚假的政策时点进行安慰剂检验。高等教育扩招政策是在 1999 年开始实施的，本文随机抽取高等教育扩招政策实施年份，并进行 500 次回归，得到虚拟政策的估计系数。

由图 2 可知，虚拟政策的估计系数的均值接近于 0，说明未观测因素没有对居民生育数量产生影响，证明了本文估计结果具有可信度。

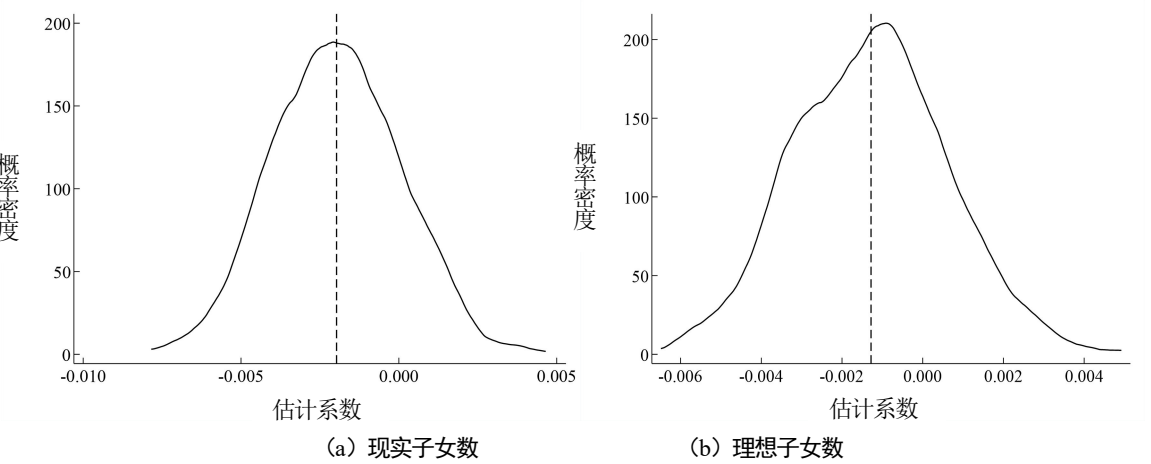


图 2 基于虚假政策时点的安慰剂检验结果

注：（a）图和（b）图中实线表示估计系数的概率密度分布，虚线表示估计系数的均值。

二是随机分配政策进行安慰剂检验。本文随机抽取高等教育扩招政策实施年份，并随机分配出生队列，进行 500 次回归，得到虚拟政策的估计系数。

由图 3 可知，虚拟政策的估计系数的均值接近于 0，说明未观测因素没有对居民生育数量产生影响，本文的估计结果是可信的。

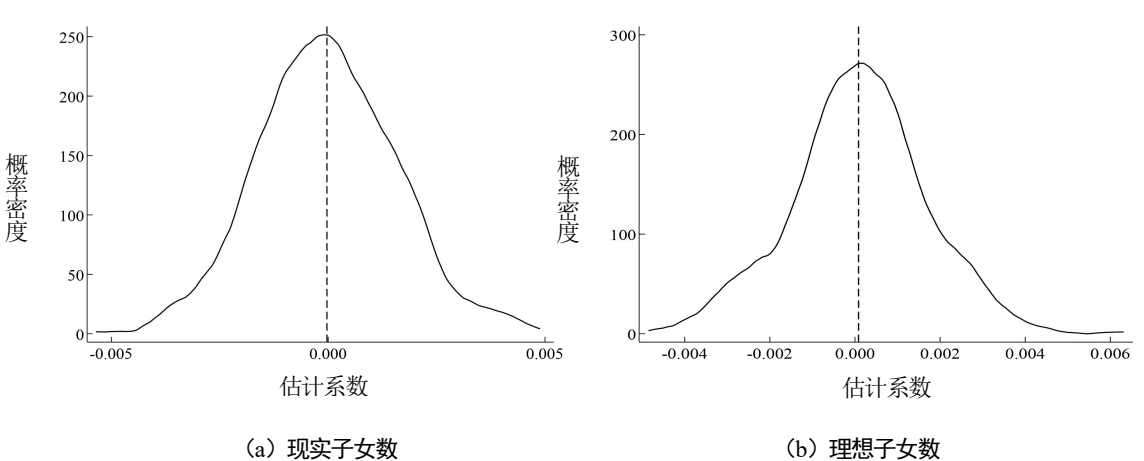


图3 基于随机分配政策的安慰剂检验结果

注：（a）图和（b）图中实线表示估计系数的概率密度分布，虚线表示估计系数的均值。

4.排除入学年份和学制的干扰（排除出生队列混淆的影响）。一般情况下，个体在18岁时完成高中学习并参加高考，但现实中存在入学年龄提前或者推迟的现象，部分个体可能在16~20岁参加高考。因此，本文剔除1999年年龄为16~20岁的样本，重新进行回归，具体估计结果如表7方程1与方程4所示。估计结果与基准回归基本一致，说明本文研究结论的稳健性。

5.排除省份不一致因素的干扰。前文将样本个体所在省份作为其参加高考的省份，但现实中存在个体迁移的情况，可能导致个体参加高考的省份与其所在省份不一致。为了排除省份不一致因素的干扰，本文保留自出生起一直在本地的样本（该类样本占总样本的74%），重新进行回归，具体估计结果如表7方程2与方程5所示。估计结果与基准回归基本一致，说明本文研究结论具有稳健性。

6.排除全面二孩政策的影响。家庭的生育决策受生育政策的影响。高等教育扩招政策实施以来，中国一直实行独生子女政策，但在2016年后开始实施全面二孩政策，这会对居民生育决策产生一定影响。本文纳入非独家庭情况（非独家庭=1，独生子女家庭=0）和二孩政策实施年份（2016年及之后=1，2016年之前=0）的交互项（以下简称“全面二孩政策实施情况”），以排除全面二孩政策的影响。具体估计结果如表7方程3与方程6所示，可以发现，考虑全面二孩政策的影响后，本文研究结论仍然成立，基准回归结果具有稳健性。

表7 高等教育扩招政策实施对居民生育数量影响的稳健性检验结果：排除部分因素和政策的干扰

变量	现实子女数			理想子女数		
	排除入学年份 和学制的干扰	排除省份不一致 因素的干扰	排除全面二孩 政策的影响	排除入学年份 和学制的干扰	排除省份不一致 因素的干扰	排除全面二孩 政策的影响
	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5	方程6
高等教育扩招程度× 出生队列	-0.061*** (0.017)	-0.055*** (0.014)	-0.053*** (0.015)	-0.041*** (0.014)	-0.033** (0.013)	-0.035*** (0.012)
全面二孩政策 实施情况			-0.163*** (0.031)			-0.047 (0.038)

表 7 (续)

控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
出生队列固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
事前趋势项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	25344	21768	30231	25344	21768	30231
R ²	0.348	0.337	0.330	0.068	0.075	0.069

注：①***和**分别表示 1% 和 5% 的显著性水平；②括号内为聚类到省份层面的稳健标准误；③控制变量同表 2。

7. 排除生肖偏好与疫情冲击的影响。一方面，民间有句俗语：“龙年生吉子，羊年忌生子”。部分中国人认为，属龙的孩子会带来好运，而属羊的孩子不吉利。2015 年是羊年，因此，本文剔除 2015 年数据进行分析。另一方面，新冠疫情发生在 2020 年初，2021 年的数据会受到新冠疫情的影响，因此，本文剔除 2021 年的数据进行分析。根据表 8 的估计结果，排除生肖偏好和疫情冲击的影响后，高等教育扩招政策实施依然对居民生育数量存在显著的负向影响，说明基准回归结果具有稳健性。

表 8 高等教育扩招政策实施对居民生育数量影响的稳健性检验结果：排除生肖偏好与疫情冲击的影响

变量	现实子女数		理想子女数	
	排除生肖偏好的影响	排除疫情冲击的影响	排除生肖偏好的影响	排除疫情冲击的影响
	方程1	方程2	方程3	方程4
高等教育扩招程度× 出生队列	-0.051*** (0.016)	-0.049*** (0.012)	-0.039*** (0.013)	-0.037*** (0.010)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
出生队列固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
事前趋势项	不控制	控制	不控制	控制
样本量	25146	27379	25146	27379
R ²	0.324	0.338	0.070	0.067

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内为聚类到省份层面的稳健标准误；③控制变量同表 2。

8. 其他稳健性检验。为确保基准回归结果的稳健性，本文还进行了以下几项稳健性检验：更换估计模型，以验证估计结果在不同模型设定下的一致性；更改样本出生年份划分方法，以消除出生年份选择偏差的影响；更改样本年龄范围划分方法，以排除生育年龄选择偏差的影响；排除其他政策因素的影响，例如《中华人民共和国义务教育法》的实施和长期护理保险制度的推行^①。

(四) 高等教育扩招政策实施对居民生育数量的群体异质性影响

本文主要考察高等教育扩招政策实施对居民生育数量的群体异质性影响。

^①因篇幅所限，此处未报告该部分的估计结果，具体估计结果见中国知网或《中国农村经济》网站的本文附录。

首先，本文考虑高等教育扩招政策实施对城乡居民生育数量的影响。按照户籍将样本分为城镇组和农村组，进行分组回归，具体估计结果如表9方程1、方程2、方程5和方程6所示。可以看出，交互项均显著，且估计系数为负。高等教育扩招政策实施，使城镇居民的现实子女数与理想子女数分别下降0.220（ 4.895×0.045 ）人与0.181（ 4.895×0.037 ）人，使农村居民的现实子女数与理想子女数分别下降0.196（ 4.895×0.040 ）人与0.147（ 4.895×0.030 ）人。同时，城镇组与农村组的组间系数差异检验结果均在5%的统计水平上显著。因此，高等教育扩招政策实施对城镇居民生育数量的负向影响明显高于对农村居民的影响。这可能是因为，城乡居民在机会成本、社会角色期待和文化规范等方面存在不同：第一，城镇居民的受教育水平更高，拥有更广阔的个人发展空间和更高的经济回报，这导致城镇居民生育的机会成本更大，从而不利于居民生育数量的增加；第二，相对于城镇，农村社会受传统生育观念和文化规范的影响更大，多子多福和延续家庭的观念在农村地区的影响力更大。这些因素使得高等教育扩招政策实施对农村居民生育数量的影响不如对城镇居民的影响明显。

其次，本文考虑居民工作性质的影响。根据居民是否在国有企业、国家机关和事业单位就业，将样本分为体制内组与非体制内组，进行分组回归，具体估计结果如表9方程3和方程4、方程7和方程8所示。估计结果显示，除方程8外，交互项均显著，且非体制内组的估计系数更小。同时，体制内组与非体制内组的组间系数差异检验结果分别在10%和5%的统计水平上显著，表明高等教育扩招政策实施对居民生育数量的负向影响在非体制内组中更显著。体制内身份是中国特有的社会经济现象，体制内身份通常具备“铁饭碗”特征，意味着更高的收入、福利、社会声望和职业保障。体制内单位对员工生育的态度更为宽容，员工生育所带来的职业惩罚较小，因此，高等教育扩招政策实施对体制内居民生育数量的负向影响较弱。

表9 高等教育扩招政策实施对居民生育数量的群体异质性影响的估计结果

变量	现实子女数				理想子女数			
	农村组 方程1	城镇组 方程2	非体制内组 方程3	体制内组 方程4	农村组 方程5	城镇组 方程6	非体制内组 方程7	体制内组 方程8
高等教育扩招程度× 出生队列	-0.040** (0.018)	-0.045*** (0.014)	-0.060*** (0.016)	-0.028* (0.016)	-0.030** (0.012)	-0.037** (0.015)	-0.038*** (0.012)	-0.030 (0.019)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
出生队列固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
事前趋势项	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
组间系数差异	-0.015**		-0.017*		-0.021**		-0.021**	
样本量	16937	13294	25242	4989	16937	13294	25242	4989
R ²	0.309	0.360	0.340	0.319	0.084	0.051	0.076	0.055

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内为聚类到省份层面的稳健标准误；③控制变量同表2；④根据费舍尔组合检验方法计算得到组间系数差异。

五、高等教育扩招政策实施影响居民生育数量的作用机制

上文结果表明，高等教育扩招政策实施降低了居民生育数量。本文从个体受教育水平的直接途径，以及养老预期、工作时长、婚配决策和性别平等意识等间接途径，考察该政策的作用机制。

1.居民受教育水平的作用机制检验。按照前文的理论分析，受教育水平较高的个体的生育意愿可能更低，而高等教育扩招政策实施使得越来越多的学生，特别是那些来自经济欠发达地区和低收入家庭的学生，能够接受更高层次的教育。对此，本文采用个体目前的最高受教育年限（研究生及以上=19，大学本科=16，大学专科=15，高中=12，初中=9，小学=6，文盲=0）来度量受教育水平，采用双重差分法对居民受教育水平的作用机制进行检验。表 10 方程 1 和方程 2 汇报了高等教育扩招政策实施对居民受教育水平的影响。其中，方程 2 的估计结果显示，高等教育扩招政策实施对居民受教育水平存在显著的正向影响，且系数为 0.166，表明高等教育扩招政策实施显著提高了居民的受教育水平。该政策实施通过提高居民的受教育水平，降低了居民生育数量。

2.居民工作时长的作用机制检验。受教育水平高的居民在追求职业发展的过程中，常常面临更高的自我期许和社会期望。在竞争激烈的职场环境中，受教育水平较高的居民往往感受到更大的责任与压力。为了保持竞争力，他们不得不延长工作时长，以确保能够在职业生涯中不断进步，这进一步导致他们减少陪伴家人或者育儿的时间。本文根据问卷问项“受访者一般每周的工作时间是多少小时，包括加班时间”度量工作时长，具体估计结果见表 10 方程 3 和方程 4。估计结果表明，交互项在 1% 的统计水平上显著，且系数为 0.056，说明高等教育扩招政策实施对个体工作时长具有正向影响，这使居民陪伴家人或者育儿的时间减少。因此，工作时间延长是高等教育扩招政策实施影响居民生育数量的重要机制。

表 10 受教育水平与工作时长的作用机制检验结果

变量	受教育水平		工作时长	
	方程1	方程2	方程3	方程4
高等教育扩招程度×出生队列	0.164** (0.073)	0.166** (0.072)	0.056*** (0.018)	0.056*** (0.018)
控制变量	不控制	控制	不控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
出生队列固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
事前趋势项	控制	控制	控制	控制
样本量	30215	30215	22382	22382
R ²	0.288	0.294	0.854	0.855

注：①**表示 5% 的显著性水平；②括号内为聚类到省份层面的稳健标准误；③控制变量同表 2。

3.居民养老预期的作用机制检验。家庭养老与政府养老是中国居民养老的两种主要方式，选择家庭养老的居民最为担心自己的养老问题，而选择政府养老的居民对自己的养老问题完全不担心的比例

最高。高等教育扩招政策实施对居民养老预期的影响取决于居民的社会养老保障能力，社会养老保险体系的保障能力越强，居民越不担心自己的养老问题。参考刘一伟（2016）的研究，本文根据问卷问项“您认为养老应该主要由谁负责”定义居民的政府养老预期变量（养老应该主要由政府负责=1，其他=0）和子女养老预期变量（养老应该主要由子女负责=1，其他=0），分别考察高等教育扩招政策实施对居民的政府养老预期与子女养老预期的影响，具体估计结果如表 11 方程 1、方程 2、方程 3 和方程 4 所示。可以看到，高等教育扩招政策实施对政府养老预期存在显著的正向影响，但对子女养老预期存在显著的负向影响。这说明，高等教育扩招政策实施不仅提高了居民对政府养老的认同，而且削弱了居民传统的“养儿防老”的观念，进而降低了居民生育数量。

表 11 居民养老预期的作用机制检验结果

变量	政府养老预期		子女养老预期	
	方程1	方程2	方程3	方程4
高等教育扩招程度×出生队列	0.004** (0.002)	0.004** (0.002)	-0.010** (0.004)	-0.009** (0.004)
控制变量	不控制	控制	不控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
出生队列固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
事前趋势项	控制	控制	控制	控制
样本量	30104	30104	30104	30104
R ²	0.017	0.017	0.060	0.061

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内为聚类到省份层面的稳健标准误；③控制变量同表 2。

4.居民婚配决策的作用机制检验。高等教育深刻地影响居民的择偶观念与婚姻选择。随着受教育水平的提高，居民在择偶时往往有更高的标准，更加注重学历、价值观和共同成长的潜力等。择偶标准提高直接导致了晚婚晚育现象的普遍化。本文根据问卷问项“您配偶或同居伴侣的最高受教育程度”“您与配偶是哪一年结婚”，分别定义配偶受教育年限变量（研究生及以上=19，大学本科=16，大学专科=15，高中=12，初中=9，小学=6，文盲=0）与初婚年龄变量（结婚年份减去出生年份）。表 12 方程 2 和方程 4 的估计结果显示，交互项均在 5%的统计水平上显著，且系数为正，说明高等教育扩招政策实施后，处理组居民的初婚年龄推迟，对配偶学历的要求提高。因此，婚配决策是高等教育扩招政策实施影响居民生育数量的重要作用机制。

表 12 受教育水平与婚配决策的作用机制检验结果

变量	初婚年龄		配偶受教育年限	
	方程1	方程2	方程3	方程4
高等教育扩招程度×出生队列	0.238** (0.104)	0.256** (0.100)	0.202** (0.085)	0.196** (0.085)
控制变量	不控制	控制	不控制	控制

表 12（续）

地区固定效应	控制	控制	控制	控制
出生队列固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
事前趋势项	控制	控制	控制	控制
样本量	24098	24098	24114	24114
R ²	0.089	0.130	0.242	0.246

注：①**表示 5%的显著性水平；②括号内为聚类到省份层面的稳健标准误；③控制变量同表 2。

5.居民性别平等意识的作用机制检验。高等教育扩招政策的实施逐步打破了中国传统的性别角色观念，赋予女性更多的受教育和就业机会，使她们在社会中扮演的角色愈加多元化，不再局限于家庭中的妻子和母亲身份（Ganguli et al., 2014）。同时，高等教育促使男性在生活与工作中更加尊重和支持女性的自我发展与独立选择。性别平等意识使女性在生育问题上拥有更大的自主权和决策力，当面对性别不平等或者生育惩罚时，接受过高等教育的女性可能会选择减少生育数量。本文根据问卷问项“您是否同意男人以事业为重，女人以家庭为重”“您是否同意在经济不景气时，应该先解雇女性员工”，分别定义男女分工观念（是=1，否=0）和工作性别平等观念（是=1，否=0），以此衡量居民的性别平等意识。表 13 方程 2 和方程 4 的估计结果显示，交互项均在 5%的统计水平上显著，且系数为负，说明高等教育扩招政策实施增强了居民的性别平等意识，进而对居民生育数量产生负面影响。

表 13 性别平等意识的作用机制检验结果

变量	男女分工观念		工作性别平等观念	
	方程1	方程2	方程3	方程4
高等教育扩招程度×出生队列	-0.041** (0.019)	-0.039** (0.018)	-0.030** (0.013)	-0.028** (0.012)
控制变量	不控制	控制	不控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
出生队列固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
事前趋势项	控制	控制	控制	控制
样本量	30187	30187	29943	29943
R ²	0.080	0.088	0.054	0.070

注：①**表示 5%的显著性水平；②括号内为聚类到省份层面的稳健标准误；③控制变量同表 2。

六、结论与政策启示

中国人口结构迎来“百年未有之大变局”。尽管单独二孩和全面二孩政策的出台在一定程度上促使居民生育率回升，但居民整体生育水平仍然远低于预期。摆脱中国低生育困境，要更深入探究居民生育水平低的根本原因，并准确刻画其作用机制。因此，本文尝试从高等教育的视角，使用中国综合

调查数据，将高等教育扩招政策视为准自然实验，运用多时点双重差分法分析高等教育扩招政策实施对中国居民生育数量的影响。本文研究结论如下：第一，高等教育扩招政策实施对居民现实生育数量与理想生育数量均具有负向影响，这一结论在经过安慰剂检验、平行趋势检验、剔除其他政策干扰和其他稳健性检验后仍然成立；第二，高等教育扩招政策实施对城镇居民与非体制内工作居民生育数量的负向影响更大；第三，高等教育扩招政策实施通过提高受教育水平的直接途径，以及改变养儿防老预期、延长工作时间、推迟结婚年龄、提高择偶标准和增强性别平等意识等间接途径，对居民生育数量产生负向影响。

本文研究的政策启示有三个方面。首先，生育政策与教育政策需要协调推进，特别是在福利政策方面。政府应通过增加生育津贴、完善托幼服务等来支持育龄人群生育，为实现人口的可持续发展创造有利条件。其次，政府应针对不同群体提供差异化的支持策略，以实现政策的精准调控。考虑到城镇及体制外居民在承受生活成本方面的压力，政府可以推广住房贷款优惠政策，例如提供低息贷款和购房补贴，以直接降低他们的经济负担。最后，政府可以鼓励企业推行针对育龄群体的灵活工作制度，使育龄群体能够合理分配个人时间，实现“工作一家庭”的平衡发展。同时，政府可以设立专项基金，奖励表现突出的企业，从而营造良好的社会氛围，推动更多企业主动改善职场环境。政府应重视通过社会宣传和教育消除生育导致的妇女职场歧视等社会偏见，提升公众对生育的认可度，建设包容和友好的社会整体氛围。

参考文献

1. 陈林、万攀兵，2017：《中国高等教育扩张的得与失——围绕国内学术界三大争鸣的政策效应评价》，《中国人口科学》第1期，第115-125页。
2. 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。
3. 方森辉、毛其淋，2021：《人力资本扩张与企业产能利用率——来自中国“大学扩招”的证据》，《经济学（季刊）》第6期，第1993-2016页。
4. 胡湛、彭希哲、吴玉韶，2022：《积极应对人口老龄化的“中国方案”》，《中国社会科学》第9期，第46-66页。
5. 李长安、李艳，2024：《教育对生育意愿影响的性别差异及机制分析》，《人口与经济》第3期，第1-18页。
6. 李春玲，2014：《教育不平等的年代变化趋势（1940—2010）——对城乡教育机会不平等的再考察》，《社会学研究》第2期，第65-89页。
7. 李永友、柏霖，2023：《高等教育服务可及性扩展的增收与收入再分配效应——基于我国大学扩招的经验证据》，《教育研究》第4期，第122-136页。
8. 梁若冰、任伟聪，2023：《宗族组织、信贷约束与农村人力资本积累——基于“大学扩招”的实证研究》，《经济科学》第2期，第213-226页。
9. 刘生龙、胡鞍钢，2018：《大学教育回报：基于大学扩招的自然实验》，《劳动经济研究》第4期，第48-70页。
10. 刘一伟，2016：《互补还是替代：“社会养老”与“家庭养老”——基于城乡差异的分析视角》，《公共管理学报》第4期，第77-88页。

- 11.吕群燕、王雁玲、田婵、张弘、程京、乔杰、沙家豪、张学、周琪、董尔丹, 2017: 《生育力与生殖健康: 生殖医学的挑战与对策——第170期“双清论坛”学术综述》, 《中国科学: 生命科学》第7期, 第689-701页。
- 12.马光荣、纪洋、徐建伟, 2017: 《大学扩招如何影响高等教育溢价? 》, 《管理世界》第8期, 第52-63页。
- 13.卿石松, 2024: 《女性教育提升与生育行为变迁——基于夫妻匹配视角的研究》, 《社会学研究》第2期, 第179-202页。
- 14.蒲新微、姚明霄, 2023: 《女性性别平等观念对其生育意愿和生育行为的影响》, 《人口学刊》第6期, 第36-49页。
- 15.巫锡伟、曹增栋、武翰涛, 2022: 《高等教育扩张与小家庭崛起——来自大学扩招政策的证据》, 《社会学研究》第3期, 第92-114页。
- 16.吴要武、刘倩, 2014: 《高校扩招对婚姻市场的影响: 剩女? 剩男? 》, 《经济学(季刊)》第1期, 第5-30页。
- 17.邢春冰, 2014: 《教育扩展、迁移与城乡教育差距——以大学扩招为例》, 《经济学(季刊)》第1期, 第207-232页。
- 18.於嘉、谢宇, 2017: 《我国居民初婚前同居状况及影响因素分析》, 《人口研究》第2期, 第3-16页。
- 19.张征宇、曹思力、汪伟、朱平芳, 2023: 《大学扩招政策的边际作用递减? ——基于1999年高校扩招政策的异质性分析》, 《经济学(季刊)》第3期, 第876-893页。
- 20.Becker, G. S., and H. G. Lewis, 1973, “On the Interaction Between the Quantity and Quality of Children”, *Journal of Political Economy*, 81(2, Part 2): S279-S288.
- 21.Behrman, J. R., and M. R. Rosenzweig, 2002, “Does Increasing Women’s Schooling Raise the Schooling of the Next Generation?” *American Economic Review*, 92(1): 323-334.
- 22.Black, S. E., P. J. Devereux, and K. G. Salvanes, 2008, “Staying in the Classroom and Out of the Maternity Ward? The Effect of Compulsory Schooling Laws on Teenage Births”, *Economic Journal*, 118(530): 1025-1054.
- 23.Budig, M. J., and P. England, 2001, “The Wage Penalty for Motherhood”, *American Sociological Review*, 66(2): 204-225.
- 24.Chen, I. C., 2016, “Parental Education and Fertility: An Empirical Investigation Based on Evidence from Taiwan”, *Journal of Family and Economic Issues*, Vol. 37:272-284.
- 25.Chen, Y., Z. Fan, X. Gu, and L. A. Zhou, 2020, “Arrival of Young Talent: The Send-Down Movement and Rural Education in China”, *American Economic Review*, 110(11): 3393-3430.
- 26.Choo, E., and A. Siow, 2006, “Who Marries Whom and Why”, *Journal of Political Economy*, Vol.1: 175-201.
- 27.Dettling, L. J., and M. S. Kearney, 2014, “House Prices and Birth Rates: The Impact of the Real Estate Market on the Decision to Have A Baby”, *Journal of Public Economics*, Vol.110, 82-100.
- 28.Duflo, E., 2001, “Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment”, *American Economic Review*, 91(4): 795-813.
- 29.Fenge, R., and B. Scheubel, 2017, “Pensions and Fertility: Back to the Roots: Bismarck’s Pension Scheme and the First Demographic Transition”, *Journal of Population Economics*, Vol. 30: 93-139.
- 30.Ganguli, I., R. Hausmann, and M. Viarengo, 2014, “Closing the Gender Gap in Education: What is the Impact on Labor Market Outcomes?” *World Development*, Vol.47: 69-89.

31. Goldin, C., 2006, "The Quiet Revolution that Transformed Women's Employment, Education, and Family", *American Economic Review*, 96(2): 1-21.
32. McDonald, P., 2000, "Gender Equity in Theories of Fertility Transition", *Population and Development Review*, 26(3): 427-439.
33. Morgan, S. P., and C. A. Bachrach, 2011, "Is the Theory of Planned Behaviour an Appropriate Model for Human Fertility? Evidence from a Longitudinal Study in Rural Bangladesh", *Population and Development Review*, 37(1): 1-29.
34. Zhang, J., 2017, "The Evolution of China's One-Child Policy and Its Effects on Family Outcomes", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 1: 141-160.

（作者单位：¹ 中央财经大学政府管理学院；

² 华北水利水电大学公共管理学院；

³ 华南师范大学政治与公共管理学院）

（责任编辑：光明）

How Does the Policy Implementation of Expanding Enrollment in Higher Education Affect the Fertility Rates of Residents? Effects and Mechanisms

LIU Yiwei GUO Qiuyue SUN Zhongwei

Abstract: Population is a foundational, comprehensive, and strategic factor in China's modernization development. However, China's population development is characterized by a trend of "low fertility". This paper attempts to provide a potential explanation for China's low fertility rate dilemma from the perspective of higher education. Based on the data of the China General Social Survey (CGSS), and using the 1999 "Higher Education Expansion" policy as a quasi-natural experiment, this study employs the Difference-in-Differences (DID) method to examine the impact of the policy of expanding the enrollment of higher education on the fertility rates of Chinese residents. The analysis results indicate that higher education expansion has a significant negative impact on the fertility counts of residents, with this negative effect being more pronounced among residents with urban household registration and those engaged in "non-state sector" employment. Mechanism analysis reveals that this policy suppresses residents' fertility counts by directly raising educational levels, and indirectly by altering expectations of old-age support from children, extending working hours, delaying marriage age, increasing mate selection standards, and enhancing gender equality awareness. The findings of this study offer policy implications for the high-quality development of China's population and the adjustment of fertility policies.

Keywords: Higher Education Expansion, Fertility Rates, High-quality Population Development, Low Fertility Rates

推动乡村振兴与共同富裕的路径、挑战和对策

——第二届海峡两岸乡村振兴与共同富裕论坛会议综述

翟天昶¹ 孙思栋²

在全面建设社会主义现代化国家新征程中，乡村振兴与共同富裕成为时代的重要课题。2024年6月13日至15日，由中国社会科学院农村发展研究所、中国社会科学院大学、国台办海峡经济科技合作中心、厦门海沧台商投资区管委会、中央广播电视总台农业农村节目中心共同主办，厦门市石室书院、中国社会科学院大学应用经济学院、中国社会科学院大学港澳台办公室共同承办的“第二届海峡两岸乡村振兴与共同富裕论坛”在福建省厦门市召开，旨在汇聚两岸智慧，共谋发展良策。来自两岸高校、研究机构、学术团体、企事业单位等各方代表约310人（其中台湾地区代表60人）参会。

中国社会科学院副秘书长、中国历史研究院常务副院长、党委常务副书记马援，国台办海峡经济科技合作中心副主任李辉，中央广播电视总台农业农村节目中心党委书记、副主任王晓斌，福建省政协原副主席、福建省乡村振兴促进会会长许维泽，台湾孙文南院院长汪明生，厦门市人大常委会副主任陈琛分别致辞。中国社会科学院农村发展研究所所长、研究员魏后凯，中华经济研究院区域发展研究中心主任刘大年，海峡两岸农业交流协会副会长蒋建平，台湾中兴大学教授黄炳文分别以《以常态化帮扶推动全域共富》《台湾农会发展之启示》《海峡两岸农业交流合作》《台湾农村再生计划推动的议题与展望》为题发表了主旨演讲。本届论坛设置了海峡两岸青年学者论坛、海峡两岸农业可持续发展论坛、海峡两岸民生福祉论坛、海峡两岸城乡融合发展论坛、海峡两岸精准农业与科技合作论坛。论坛开幕式由中国社会科学院大学党委常委、副校长高文书教授主持。其中，海峡两岸青年学者论坛围绕乡村数字化和金融化、产业发展和乡村治理、农业农村绿色发展、新型经营主体培育4个专题，分设4个平行分论坛。来自海峡两岸专家和青年学者围绕“两岸农业可持续发展”“两岸城乡融合发展”“两岸民生福祉与社会进步”“两岸农业农村的生态转型”“产业发展与乡村治理”“乡村数字化和金融化”“新型经营主体培育”等议题进行了深入交流与探讨。本次论坛特别突出了海峡两岸共建共享的理念，不仅在乡村振兴与共同富裕的路径探索上达成广泛共识，还就加强两岸农业交流合作等议题进行了深入讨论，为乡村振兴与共同富裕的实现提供了宝贵经验和启示。

与会人员就乡村振兴与共同富裕的内在关系达成共识。乡村振兴不仅是实现农业农村现代化的必由之路，也是推动全体人民共同富裕的关键环节；共同富裕则是乡村振兴的长远目标。与会人员指出，海峡两岸在推进乡村振兴与共同富裕进程中取得了诸多成就，在政策实践和理论研究方面均积累了许

多经验。尽管如此，乡村振兴在具体实践中仍然面临资源配置失衡、政策执行不力等问题。针对这些问题，与会人员强调两岸未来需要强化政策协同与交流合作，特别是在关键生产要素的城乡流动与优化配置方面应当制定更加灵活的政策措施。此外，科技创新的重要性也得到了与会人员的广泛认同。他们一致认为，通过科技手段提升农业生产力是加速农村经济发展的关键，未来两岸要进一步加大农业科技投入，确保科技成果能够高效转化为生产力，从而推动农业生产方式的全面现代化。

本文通过对与会学者观点的整理，系统梳理推进乡村振兴与共同富裕进程中的主要成就、经验以及面临的现实挑战，并按照“路径探索—现实挑战—具体对策”的逻辑框架予以综述，旨在为加强两岸农业交流合作与深化两岸融合发展提供参考。

一、推动乡村振兴与共同富裕的路径探索

中国的乡村振兴事业取得了丰硕成果。随着《乡村振兴战略规划（2018—2022年）》的实施和国家层面一系列惠农政策的出台，乡村振兴步伐明显加快，为实现全体人民共同富裕的伟大目标奠定了坚实的基础。数据显示，2018—2022年，农业总产值和农村人均可支配收入持续增加，年均增长均超过8%^①，城乡之间收入差距正逐步缩小，农业总产值持续增加，呈现良好的发展态势。这些成绩不仅彰显乡村振兴的活力，也为推动全体人民共同富裕奠定了坚实基础。

与会专家学者结合以往海峡两岸乡村振兴与共同富裕过程中的生动实践，进行了深入思考和总结，梳理并阐释了推动乡村振兴与共同富裕的路径，以期在未来推动这一伟大事业的进程提供理论支撑，并为国际范围内的乡村振兴与共同富裕提供中国经验。首先，全方位、多层次的政策协同所形成的叠加效应，使得惠农政策的实施效果得以最大化，进而取得一系列发展成就。其次，基于现代农业产业体系的产业融合与升级已经成为推动乡村经济发展的重要引擎。深入剖析这一产业发展趋势不难发现，科技创新是提升农业现代化水平的关键所在。最后，推动城乡融合发展，进一步缩小城乡收入差距，为最终实现共同富裕奠定了坚实的基础。

（一）政策协同是基础保障

与会专家学者普遍认为，政策协同是乡村振兴与共同富裕的重要基石。李辉强调，常态化帮扶政策的有效实施，不仅为乡村地区提供了必要的资金、技术与人才支持，还促进了城乡要素的自由流动与资源的优化配置。魏后凯指出，两岸制定的一系列惠农政策之间并不是孤立存在的，而是相互关联的，政策目标的一致性确保了协同效应的最大化。蒋建平指出，开放包容的合作态度有利于促进两岸在农业技术交流、市场信息共享和国际市场开拓等方面的深度合作，为乡村振兴和共同富裕提供广阔的空间与平台。因此，综合来看，政策协同不仅强化了制度性支持，还为资源优化配置和共享创造了有利条件。

（二）产业融合升级是关键动力

随着全球化进程的不断加速和现代科技的飞速发展，传统农业模式已难以适应现代化农业生产的

^①资料来源：《中国统计年鉴2023》，<https://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/2023/indexch.htm>。

需要，产业融合升级已成为推动农业现代化的必然趋势。打破产业界限，优化农业产业结构和延长农业产业链，实现农业与二三产业的深度融合，可以提升农业生产效率和农产品市场竞争力。

1.优化农业产业结构。通过优化种植结构、推广优质品种、发展特色产业等措施，两岸农业产业结构明显优化，促进了传统农业向现代农业的转型升级。刘大年指出，两岸通过发展有机农业、生态农业和休闲农业等特色产业，不仅提升了农业附加值与产品竞争力，还增强了农业可持续发展的能力。台湾佛光大学副教授柳金财强调，两岸农业与制造业、服务业的深度融合，实现了乡村经济的多元化与高质量发展。中国人民大学农业与农村发展学院副教授张清勇则指出，融合发展模式不仅提高了农业资源利用效率与综合效益，还促进了乡村经济的转型升级与提质增效。

2.延长农业产业链。通过延长农业产业链、提升农产品价值链，实现了从农产品生产到加工、销售、服务等各个环节的紧密衔接与高效协同。这一过程中，现代农业产业体系的逐步构建为乡村振兴与共同富裕提供了强有力的经济支撑。从具体案例来看，中国社会科学院大学硕士研究生沈宏骞展示了甘肃省临夏回族自治州广河县通过科技赋能产业发展，推动当地农业增产稳产和电商扶贫模式发展的成功实践。该案例不仅体现了科技创新在农业产业链延伸中的重要作用，还反映出农业现代化对农民增收的重要贡献。台湾中兴大学博士研究生赖涵好则以台中市雾峰农会酒庄为例，深入分析了农产品加工与销售一体化对农民增收的促进作用，进一步印证了农业产业链延伸在乡村振兴中的关键作用。

综上所述，产业融合升级作为推动农业现代化的关键动力，在推进乡村振兴与共同富裕进程中发挥着不可替代的作用。通过优化农业产业结构和延长农业产业链，两岸农业不仅实现了生产效率和市场竞争力的提升，还为乡村经济的多元化与高质量发展开辟了新路径。未来，随着科技的不断进步和市场的持续拓展，产业融合升级有望在更广泛的领域内和更深的层次上推动农业现代化进程，为实现乡村振兴与共同富裕目标奠定坚实基础。同时，产业融合升级是一个系统工程，需要政府、企业、科研机构等多方力量的共同参与和协同推进，以形成合力、共谋发展。

（三）科技创新引领是重要支撑

在推动乡村振兴与共同富裕的具体实践中，两岸通过加大农业科技研发投入，推动现代信息技术等在农业领域的广泛应用，明显提升了农业生产效率和农产品质量，推动了农业高质量发展。

1.加大农业科技研发投入。加大农业科技研发投入是提升农业生产效率与质量的关键。中国工程院院士、北京市农林科学院信息技术研究中心首席科学家、国家农业信息化工程技术研究中心主任赵春江指出，加大科技研发投入有效推动了农业技术创新成果的产出。清华大学等科研机构在农业生物技术、智能农机装备和农业物联网技术等领域取得了突破性进展，提升了农业生产的智能化水平与生产效率，提供了以科技创新推动乡村振兴与共同富裕的生动案例。

2.推动现代信息技术广泛应用。大数据、云计算和人工智能等现代信息技术的引入不仅使农业生产过程更加精准高效，还极大地促进了农业可持续发展。中国水产科学研究院副研究员刘子飞强调信息技术在农业生产中的重要性，指出通过数据分析和智能化管理，可以提高农业资源的利用效率。在海峡两岸精准农业与科技合作论坛上，多位专家学者从不同领域出发，详细阐述了这些现代信息技术在推动乡村振兴与共同富裕进程中的具体实践与突出作用。云南省大理白族自治州投资促进局副局长

杨祥宣介绍了大理在推动现代农业发展方面的政策与实践。他指出，大理利用现代信息技术优化农业生产结构，提升农产品质量，同时借助云计算和大数据平台，实现农业产销对接的精准化，进一步拓宽了农产品的销售渠道，为农民增收创造了有利条件。河南云飞科技有限公司董事长周国涛则聚焦病虫害监测预警与防控技术的创新应用，生动展示了公司利用人工智能和大数据分析技术，对农作物病虫害进行精准识别和预警，有效指导农民科学用药以减少农药使用量，保障农产品的绿色安全，推动了农业可持续发展的实践。北京中科原动力科技有限公司董事长韩威展示了智能农机在农业生产中的应用成果，据他介绍，中科原动力研发的农业机器人和无人驾驶农机，通过集成人工智能和无人驾驶技术，实现了农业生产的精准作业和高效管理，不仅减轻了农民的劳动强度，还大幅提高了农业生产效率。中新云农（北京）科技有限公司董事长刘杨则从数字乡村建设的角度阐述了信息技术的推动作用。他指出，通过云计算和大数据技术，中新云农为乡村提供了全面的数字化解决方案，包括农业生产管理、农产品销售、乡村治理等方面，有效推动了农业农村现代化进程。

与会人员还介绍了发展精准农业和推动两岸科技创新合作方面的经验。台湾品佳安科技股份有限公司董事长江永雄介绍了台湾地区在精准农业方面的发展经验。他指出，通过引入人工智能和大数据技术，台湾地区的农业实现了生产过程的智能化管理，不仅提高了农产品的产量和质量，还有效降低了生产成本，增强了农产品的市场竞争力。海峡之星产业加速器总经理许雨婕和大家分享了推动两岸农业科技创新合作方面的经验。她指出，通过搭建科技创新平台，促进两岸农业科技企业的交流与合作，共同推动现代农业技术的发展与应用，为乡村振兴和共同富裕贡献了力量。

（四）优先绿色发展是必由之路

优先绿色发展是应对当前环境挑战、实现农业可持续发展的必然选择。两岸通过贯彻生态优先、绿色发展理念，推广生态农业、循环农业等农业绿色发展模式，促进农业可持续发展和生态环境保护，有助于实现经济效益与生态效益的统一。

1.推广绿色农业技术。两岸高度重视农业绿色发展，分别制定了一系列政策措施与激励机制，积极引导农民转变生产方式，推广绿色农业技术与管理模式，促进农业绿色发展。例如，在福建省、浙江省等地，通过实施测土配方施肥、有机肥替代化肥等措施，化肥农药使用量有效减少，土壤肥力与农产品品质不断提高。在青年学者论坛上，屏東科技大学硕士生蔡浚承通过研究台湾地区绿能政策对改善当地环境质量的作用，提出制定合理的绿能政策能够有效引导社会资源向绿色产业倾斜，推动乡村地区能源结构的优化升级和生态环境的持续改善。

2.探索生态产品价值实现机制。在生态优先、绿色发展理念的指引下，两岸开始积极探索生态产品价值实现机制。通过建立健全生态补偿制度、推广绿色金融产品等方式促进了生态优势向经济优势的转化。例如：政府通过购买生态系统服务的方式对农户进行补偿，鼓励农户积极参与生态环境保护活动；金融机构推出绿色信贷、绿色保险等金融产品支持农业绿色发展。国家林业和草原局发展研究中心副主任、研究员刘璨强调，这些措施的实施不仅保护了生态环境，还促进了农民增收致富，最终实现了生态效益与经济效益的“双赢”。高雄市经贸协会总干事蒋权翰和大家分享了台湾地区设立并推动企业投资购买绿色基金的具体实践。中国社会科学院大学博士研究生陈慧认为，农业的发展要兼

顾公平和效率，因地制宜推动农业减排固碳，推动农业发展方式转变，实现经济和生态协调发展。

（五）城乡融合发展是长远目标

城乡融合发展是破解城乡二元结构、促进区域均衡发展的必然要求。一方面，城乡要素加速自由流动。推动城乡要素自由流动，促进公共资源在城乡间的均衡配置，有助于缩小城乡差距，实现城乡融合发展。例如，汪明生指出，深化农村土地制度改革、完善城乡统一的建设用地市场、推进户籍制度改革等措施打破了城乡要素流动的壁垒。农村金融服务体系建设扩大了金融服务覆盖面，提高了金融可获得性，也为农村经济发展注入强大动力。另一方面，农村社会保障体系逐步完善。乡村振兴与共同富裕的根本目的是提高农民的生活水平，让农民过上更加美好的生活。通过完善农村社会保障体系，推进农村公共服务设施建设，农民的生活水平得到了明显提升。中国社会科学院农村发展研究所研究员吴国宝和中国社会科学院财经战略研究院研究员汪德华均指出，农村教育、医疗、文化等事业的发展使得农村居民能够享受到更加便捷和高质量的公共服务，城乡收入差距正在逐步缩小，农村社会的和谐稳定得到了有力保障。

二、实现乡村振兴与共同富裕的现实挑战

尽管两岸已在推动乡村振兴与共同富裕的政策实践与理论研究中取得了显著成就，但不可否认的是，当前仍面临一系列不容忽视的现实挑战。首先，城乡与区域发展差距较大，已形成发展瓶颈。其次，农业生产要素供求矛盾不容忽视。农业劳动力老龄化问题日益严峻，这一趋势可能导致农业劳动力储备不足。以绿色农业引领的新型农业生产方式尚未得到广泛推广，农业可持续发展面临多重挑战。最后，更令人担忧的是，应对这些挑战所依赖的乡村治理体系尚不健全，基层治理能力亟待提升，这无疑增大了新政策与新措施落地实施的难度。这些现实挑战相互交织、相互影响，构成了乡村振兴过程中的深层次结构性矛盾，已成为制约共同富裕目标实现的重要障碍。

（一）城乡与区域差距较大

魏后凯指出，两岸城乡经济发展均存在明显差距。部分农村地区基础设施仍然相对落后，城乡公共服务供给水平不均衡。东、中、西部不同地区的农村发展情况区域差距较大。东部地区农村依托其优越的地理位置和丰富的人力资源禀赋，形成了相对完善的产业结构，现代农业和其他新兴产业发展迅速；中西部地区农村则受自然条件、交通状况等因素制约，主要依赖传统农业，产业结构相对单一，经济发展滞后。总而言之，城乡与区域差距过大已经严重影响了共同富裕实现的步伐。

（二）农业劳动力老龄化

农业劳动力老龄化问题日益严峻，是农业领域所面临的又一个重要挑战。韩威指出，随着经济发展与产业转型，农村青壮年劳动力的外流愈加明显，农村地区出现了人口空心化和土地荒废的现象。许多农村地区从事农业生产的主要是中老年人群。这一现状不仅影响了农业生产的效率和质量，也引发了对“未来谁来种地”问题的担忧。老一代农民逐渐退出农业生产，谁来接替他们继续耕种土地，成为一个亟待解决的问题。

（三）农业可持续发展面临多重挑战

农村地区在资源环境方面正承受着巨大的压力。中国社会科学院农村发展研究所研究员于法稳指出，土壤健康是提升生态农产品供给能力的根本，但是土壤污染问题仍然比较严重。这一现象不仅影响了农产品的质量和安全，还深刻影响着农业生态系统的平衡与稳定。并且，农业开发过程中破坏自然生态系统的情况依然存在，例如过度开垦和水土流失等问题时有发生。鉴于此，在致力于增加农民收入的同时，必须深刻认识农业可持续发展的紧迫性，积极探索生态农业、绿色农业、循环农业的发展路径，通过科学合理的规划与管理，既保障当前农业生产的需要，又不损害未来农业发展的潜力。唯有如此，方能确保农业在可持续发展的道路上稳步前行。

（四）乡村治理体系亟待完善

村民自治组织运行不畅对健全乡村治理体系带来了不利影响。具体而言，在某些地区，基层民主决策机制的薄弱成为村民积极参与公共事务的障碍。这一现象不仅削弱了村民的自治能力，也严重降低了社会治理的效能与合法性基础。在青年论坛中，贵州大学硕士研究生肖秋香指出，现实中原应由村民享有的公共事务治理权和参与权，要么因为主观原因被忽视甚至放弃，要么因为客观原因受到限制，最终导致村民自治体系运行不畅。同时，乡村治理体系不完善将使各类政策的执行难度增大。尤其是经济基础弱、资源匮乏的地区面临的政策不连贯性、不可持续性问题，导致政策初衷与实施效果脱节，增加了政策的执行难度，改善公共服务面临诸多挑战。全面提升乡村治理效能，从根本上解决基层民主决策机制的问题，在现实中显得尤为迫切。

三、促进乡村振兴与共同富裕的具体对策

基于与会人员的观点，应对两岸推动乡村振兴中面临的诸多现实挑战，其根本在于改善农村地区的生产与生活环境，并循序渐进地构建稳固的政策保障体系，为实现共同富裕奠定基础。首先，要建立常态化帮扶机制。例如，通过加大政策倾斜力度、增加财政投入，并引导社会资本参与完善乡村基础设施和公共服务，可以有效提升中西部地区偏远农村的综合发展水平。其次，应着力推动农业现代化，进一步提高农村地区对人才与投资项目的吸引力，以应对农业劳动力老龄化的严峻挑战，优化农业生产要素的供需配置。再次，强化农业生态保护与资源循环利用对于提升农产品的质量与安全性、推动农业生产方式向更加绿色可持续的方向转型具有至关重要的意义。然后，健全乡村治理体系也是确保乡村振兴政策得以连贯、有效执行的关键所在。最后，两岸应深化在政策协同、产业融合和科技创新方面的交流合作，最大化提升两岸乡村振兴政策效能。

（一）建立常态化帮扶机制

建立常态化帮扶机制是推动乡村振兴的基础。加大政策倾斜力度和增加财政投入可以有效提升农村地区的综合发展水平，推进实现全域共富。为了缩小城乡和区域差距，应制定更加有利于农村地区和欠发达地区发展的政策措施。对此，魏后凯认为，可加大对农村地区和欠发达地区的财政投入，加强公共服务体系建设，促进城乡公共服务均等化。同时，应鼓励社会资本参与农村和欠发达地区的开

发建设，形成多元化的投资格局。加强区域协调发展政策的制定和实施，促进东、中、西部地区间的经济交流和合作。

构建常态化帮扶机制应注重精准性和可持续性，着力构建“造血式”帮扶体系，激发农村地区的内生发展动力。加强农村劳动力的职业技能培训，从而提高农民的就业能力和收入水平。例如，在欠发达地区推广现代农业技术和管理经验，提升农业生产效率。与会者还认为，应通过发展特色农业、农产品加工业和乡村旅游业等产业带动农村和欠发达地区的经济发展。例如，推进产业园区建设，吸引优质企业和项目“落户”农村欠发达地区。

（二）推动农业现代化和智能化

农业现代化和智能化是解决农业劳动力老龄化问题的重要抓手。为应对农业劳动力老龄化的挑战，必须加快推动农业现代化和智能化进程。通过引入现代农业机械装备、智能控制系统等方式，可以提高农业生产效率，减轻农民的体力劳动负担。韩威认为，可以利用人工智能、物联网、大数据等现代信息技术手段对农业生产过程进行精细化管理。例如，通过智能传感器实时监测土壤湿度、养分含量等参数，指导精准灌溉、施肥等作业；利用无人机进行病虫害监测和防治，提高病虫害防治效果等。

此外，技术推广和应用过程中需注重对农民的培训和教育，确保他们能够熟练掌握新技术，真正享受科技带来的红利。与会者认为，要实现农业智能化和现代化，还需要注重加强技术支持和人才培养。一方面，要加大农业智能化装备和技术的研发投入，提高装备智能化水平；另一方面，要加强农业人才培养和引进，培育能够熟练掌握和运用现代农业技术装备的新型农民。

（三）推动农业可持续发展

农业生态保护和资源循环利用是推动农业可持续发展的重要保障。针对农业可持续发展面临的环境资源破坏问题，应减少化肥和农药使用，推广有机肥料和生物防治技术，以保护农业生态环境。同时，应推动实施土壤污染修复工程，提升土壤质量，保障农产品的品质 and 安全性。对此，于法稳认为：第一，要致力于将农业废弃物转化为有机肥料或生物质能源，减少环境污染；第二，应推广节水灌溉技术，提高水资源利用效率；第三，应加强水污染治理，保护水资源质量。此外，与会专家指出，“双碳”目标下，通过建立健全碳交易市场，利用市场机制鼓励企业等多元化主体参与碳交易，不仅能够有效促进碳减排，还能增强森林碳汇的作用，支持农业可持续发展，共同促进绿色低碳经济全面转型升级。

（四）健全乡村治理体系

健全乡村治理体系是确保乡村振兴政策得以有效执行的关键。改善政策落地与执行情况的重点是健全基层自治组织，特别是要强化村委会和村民代表大会的职能，确保其在乡村治理中发挥核心作用。与会人员认为：首先，应提高基层干部的管理能力和治理水平，并通过建立健全村务公开制度增强村民对村庄事务的参与感和责任感。其次，应优化政策设计，确保政策内容通俗易懂、可操作性强，以减少因政策复杂而引发的执行偏差。最后，应保障政策的连贯性和可持续性，避免发生政策中断或频繁调整影响政策效果的现象，从而确保乡村振兴与共同富裕的持续推进。

（五）加强海峡两岸农业交流与合作

海峡两岸在乡村振兴与共同富裕领域有广泛的合作空间和深厚的互补基础。魏后凯强调，两岸应当意识到政策协同是促进乡村振兴合作的核心途径。具体而言，两岸可以在常态化帮扶机制、精准帮扶、农产品市场准入与流通等方面加强合作。并且，蒋建平和黄炳文等专家学者也指出，推动产业融合是提升两岸乡村经济活力的重要路径。两岸在农业领域各有所长，未来应进一步深化产业链上下游合作，通过资源优化配置构建协同发展的现代农业产业体系。尤其在高附加值农产品的品牌建设、加工与销售领域，两岸可以通过建立合作实现双赢。进一步，赵春江等专家学者认为，科技创新是两岸乡村振兴合作的重要动力。通过联合研发和知识共享，双方可以在精准农业、绿色农业等新兴领域实现突破，推动农业科技成果的产业化应用。例如，两岸可以联合创建农业科技创新平台，推动新技术的研发和落地，进而提升两岸农业的整体竞争力与可持续发展能力。

此外，加强文化交流和理解也是推动两岸农业合作的重要基础。文化交流有助于增进两岸民众之间的了解和信任，对推动两岸农业交流合作有长期积极的影响。未来，可通过社区营造和文化活动，提升农村文化品质，增强农村居民的归属感和自豪感。

四、加强乡村振兴合作和推动两岸共同富裕

“第二届海峡两岸乡村振兴与共同富裕论坛”的成功举办，不仅为两岸学者、政策制定者及产业界精英搭建了以推动乡村振兴为主题的交流平台，同时也为实现共同富裕的伟大目标总结了宝贵实践经验。与会嘉宾对两岸推进乡村振兴与共同富裕取得的主要成就与面临的现实挑战进行了深入探讨。在此基础上，专家学者就建立常态化帮扶机制、推动农业现代化和智能化、推动农业可持续发展、健全乡村治理体系以及加强海峡两岸农业交流与合作等方面的具体措施达成广泛共识，形成一系列富有建设性的意见和建议。这些成果不仅巩固了两岸在乡村振兴领域的合作基础，也为下一步调整和完善两岸农业农村政策指明了重点方向。

展望未来，随着乡村振兴战略的深入实施与共同富裕目标的不断推进，两岸的交流与合作将更加频繁与深入。面对诸多挑战，两岸应携手共进，加强政策协同，共同探索更加适合自身情况的发展路径。特别地，两岸学术界未来应就如何推动农业产业链与创新链的融合发展、农村金融与数字化发展、乡村治理与社区建设、跨区域和国际合作以及青年在乡村振兴中的作用等进一步加强研究，从推进乡村振兴与共同富裕理论研究的角度为中华民族伟大复兴贡献新的更大力量。相信在两岸同胞的共同努力下，乡村振兴与共同富裕的美好愿景定将变为现实。

（作者单位：¹中国社会科学院农村发展研究所；

²中国社会科学院大学）

（责任编辑：柳 荻）

2024 年 1~12 期总目次

• 学科发展 •

加快构建中国农村发展学自主知识体系

.....高培勇

魏后凯 何秀荣 青 平 姜长云 周应恒 (11-2)

• 理论与政策阐释 •

坚持不懈抓好“三农”工作，形成城乡融合发展新格局

——权威专家研究阐释 2023 年中央经济工作会议

和中央农村工作会议精神

...魏后凯 钟甫宁 李 实 黄益平 杜志雄 (1-2)

预算筹划视角的农业政策制定方式改革：核心命题与议程建构

.....王雍君 颜 霄 刘幸幸 (4-2)

关于农业强国建设的若干认识

.....姜长云 (4-20)

农业农村现代化：重点、难点与推进路径

.....中国社会科学院农村发展研究所课题组 (5-2)

以劳动生产率为抓手推进农业农村现代化

.....蔡 昉 (7-2)

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

.....罗必良 (8-2)

进一步全面深化改革，开创高质量发展新局面

——权威专家研究阐释党的二十届三中全会精神

...魏后凯 叶兴庆 黄祖辉 辛 贤 魏 建 (9-2)

生态文明制度建设：理论阐释、演进趋势与路径选择

.....沈满洪 (10-2)

新时代中国农业农村现代化的多重逻辑、基本特征及实现路径

.....匡远配 彭 云 李姗姗 (12-2)

• 粮食安全 •

新时代国家粮食安全的理论构建与治理进路

.....钟 钰 巴雪真 陈萌山 (2-2)

生产要素视角下粮食主产区利益补偿机制研究

——以东北粮食主产区为例

.....王 越 孔令宇 高丹桂 董生忠 (6-117)

省直管县财政改革促进县域粮食生产吗

——基于准自然实验的证据

.....杨义武 林万龙 (6-152)

丰收的嘉奖：财政激励与粮食增产

.....罗斯炫 张俊飏 (8-27)

新型基础设施建设对农户种植结构的影响分析

.....孙诗瑶 石智雷 (9-165)

• 乡村振兴 •

- 公共文化服务体系建设能否促进地区创新
——来自国家公共文化服务体系示范区政策的证据
.....葛永波 陈琦 邱诗雯 (6-50)
- 强人强村：选优配强促进强村富民的实践逻辑
——来自浙江“千万工程”乡村人才队伍建设的案例分析
.....罗建章 周立 (6-94)
- 地理标志引领民族山区和美乡村建设的机制与路径
——基于新内源发展视角的分析
.....党国英 郭宇星 张连刚 (7-96)
- 数字乡村发展政策实施能否推动革命老区农业新业态创业活动
.....赵路彝 林海 (7-141)
- 传统宗族文化提升现代农业生产效率：效应与机理
.....丁从明 樊茜 刘自敏 (8-88)
- 稻作文化对农民工同乡聚居的影响
——基于社会网络视角
.....刘启超 王亚华 (8-107)
- 优化都市圈空间结构：小城镇和乡村发展的视角
.....汪增洋 (10-104)
- 守望农耕文明：农户对传统农业系统的价值认知如何影响其传承意愿
.....王博杰 何思源 闵庆文 孙业红 (11-125)
- 中国新型农村集体经济发展水平的地区差异及分布动态演进
.....孙淑惠 张晓 刘传明 陈晓楠 (12-65)

• 共同富裕 •

- 城乡交通一体化建设的农民增收效应
.....牛耕 向雪凤 周洋 (1-82)
- 数字金融使用何以影响农户家庭财富
——基于中西部5省份944户农户调查数据的实证
.....张林 曹星梅 (1-104)
- 消费升级还是降级
——基于电商大数据的互联网消费测度
.....宋科 傅竞驰 杨雅鑫 (3-42)
- 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
.....高帅 程炜 唐建军 (3-107)
- “脱贫不脱政策”何以防止脱贫农户返贫
.....兰宇 张鹏 (5-167)
- 中西部县城经营的悖论及其解释
——基于城市等级结构的分析视角
.....仇叶 (7-119)
- 户籍歧视导致的收入差距依然存在吗
——基于机器学习方法的再讨论
.....江求川 鲁元平 (9-101)
- 特色农业发展政策实施的县域经济增长效应
——基于中国特色农产品优势区的评估
.....陈博文 杨福霞 (10-132)
- 现代农业产业园创建能否促进农户增收
——基于产业集聚视角的经验分析
.....孙顶强 刘丹 杨馨越 (12-23)

• 农业现代化与产业转型 •

特色农业区何以推进农业科技进步

——基于农业科技创新治理视角的“寿光模式”纵向案例研究

·····卢 杨 宁兆硕 张利庠 (4-56)

数字技术支持农技推广服务的创新机理和实践价值

——基于两个数字化农技服务案例的分析

·····高 芸 赵芝俊 (4-79)

农业服务业发展：路径与趋势

·····张清津 (5-62)

数字经济背景下的乡村交易和产业转型

·····刘守英 郑旭媛 刘承芳 (6-2)

农产品加工业高质量发展：理论框架、现状特征与路径选择

···张延龙 汤 佳 王海峰 刘大玮 陈 慧 (7-55)

农业社会化服务中的“集体统筹制”及其实践逻辑

·····梁 伟 (8-47)

数字技术如何驱动农业全产业链融合发展

——来自西瓜特色产业的经验证据

·····谢艳乐 毛世平 (10-64)

农业社会化服务及其集成：破解农户秸秆还田困境的机理与实证

·····董 莹 王 欢 黄采妮 (12-44)

跨界农机技术创新的双向信息黏性与合法性门槛跨越

——农户共创视角下的单案例研究

·····王容宽 胡 蝶 (12-87)

• 绿色发展与转型 •

中国农业生态全要素生产率增长：经验事实、区域差异与动态演进

·····尹朝静 杨 坤 田 云 (2-20)

制度组态视角下提升农业绿色全要素生产率的多元路径探析

——基于动态 QCA 的面板数据分析

·····方 芳 张立杰 赵 军 (2-44)

加入合作社能否提高家庭农场绿色全要素生产率

——基于苏赣陕 892 家种植类家庭农场的调查数据

·····薛永基 薛艳金 张园圆 (2-67)

共同富裕背景下生态产品价值实现的理论逻辑与推进策略

·····于法稳 林 珊 孙韩小雪 (3-126)

流域尺度下季节性休耕生态补偿标准的空间优化研究

——以海河流域为例

···王夏林 王转林 王金霞 严婷婷 黄开兴 (3-142)

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

·····苏毅清 覃思杰 舒全峰 (7-161)

中国农业减污降碳协同效应的量化评估与动态演化

——基于边际减排成本的分析

·····闫 坤 唐丹彤 甘天琦 (9-22)

未预期减税的环保效应：来自增值税税率下调政策的证据

·····潘妍 张牧扬 王 辉 (9-42)

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

·····燕菲儿 易福金 张齐家 (10-20)

● 数字经济与数字乡村 ●

数字技术促进农业农村发展：机遇、挑战和推进思路

·····黄季焜 苏岚岚 王 悦 (1-21)

超越“地域性”：数字技术驱动乡村脱域治理

——基于“陇南乡村大数据系统”的实证考察

·····范 飞 谢治菊 (1-41)

数字基础设施建设对农产品市场分割的影响

——基于“宽带中国”战略试点的准自然实验

·····付阳奇 朱玉春 (1-62)

电商下乡能缩小农村家庭消费不平等吗

——基于“电子商务进农村综合示范”政策的准自

然实验

·····尹志超 吴子硕 (3-61)

数字素养与农户收入：兼论数字不平等的形成

·····王汉杰 (3-86)

电商进村政策实施的就业效应与机制分析

·····潘嗣同 龚教伟 高叙文 史清华 (4-141)

城镇化发展新视域：数据要素的创新驱动与信息牵动

·····王 理 廖祖君 贾 男 (6-25)

区域公用品牌对农产品网络销量的影响：在线声誉“赋能”还是“负能”？

·····杨 越 丁玉莲 蒋 玉 莫 睿 (7-75)

共同富裕背景下农户数字经济参与的收入效应及作用机制

·····苏岚岚 彭艳玲 周红利 (8-145)

农产品龙头网商对本地小农网商经营绩效的影响：引领还是挤出？

·····郭建鑫 王洪彪 于 峰 金松青 (8-166)

乡村数字经济赋能农业全要素生产率提升的多元路径

——基于浙江省县级数据的组态分析

·····徐旭初 杨 威 吴 彬 (10-84)

● 土地制度与管理 ●

农村集体产权制度改革对县域经济发展的影响

——来自中国 1873 个县域的证据

·····彭凌志 赵敏娟 (2-112)

被动反应与主动选择：国家土地督察何以抑制城市扩张

·····杨孟禹 唐宝时 刘雅宁 (2-131)

演进中的农地“三权”分置：来自中国时代化马克思主义土地理论的检视

·····曲 颂 朱铁辉 郭君平 (5-21)

气候变化对农户农地流转行为的影响

——来自全国农村固定观察点的证据

·····刘 东 陈景帅 冯晓龙 赵启然 司 伟 (5-40)

集体建设用地入市“双轨制”转型构造与耦合机制

·····靳相木 王永梅 (7-16)

集中流转与农地租金：效应及机理

·····许 庆 饶清玲 张 宽 (7-35)

县域城乡建设用地市场融合模式及分异机制

——基于浙江省德清县与广东省南海区的案例比

较分析

·····钟苏娟 黄贤金 陈志刚 贾锐阳 (11-23)

• 人口与劳动经济 •

基于机器学习方法的农业转移人口市民化水平影响因

素研究

·····齐秀琳 汪心如 (5-128)

外出务工如何影响脱贫人口对子女的教育投资

·····金超猛 仇焕广 张 晨 张可心 (5-151)

中国农村劳动力省际转移（1978—2021）：数量估算与

时空特征

·····贾晓佳 程名望 (6-72)

“稳就业”是否驱动了“稳投资”？

——基于地方政府就业目标视角

·····王海军 张舸航 牛子恒 张晓玫 (10-153)

新冠疫情冲击下农业对非农失业的缓冲作用：农业劳动

力蓄水池功能的再思考

·····孙婧芳 蔚金霞 杜凤莲 (11-42)

大城市人口调控政策对毗邻区县第二产业发展的溢出

效应

——来自 2014 年户籍制度改革的证据

·····席强敏 黎思瀚 张可云 (11-61)

公平视野下农村医疗服务空间可及性的健康效应

·····杨园争 上官霜月 郑晓冬 方向明 (11-102)

高等教育扩招政策实施如何影响居民生育数量：效应及

机理

·····刘一伟 郭秋月 孙中伟 (12-149)

• 财政、金融与保险 •

财政转移支付与农户生计韧性：“驱动”还是“制约”

·····范燕丽 丛树海 (1-125)

中国式财政分权与地方政府支出预算执行偏差

——基于纵向分权与横向竞争的视角

·····马恩涛 李 鑫 姜 超 (1-149)

居民医保个人筹资政策：缘起、困境与优化

·····郑功成 谭琳子 (3-2)

“提低”目标下农村低保制度的捆绑效应与优化路径

分析

·····宋 扬 程泽睿 (3-22)

地方政府举债融资机制与隐性债务管理

- 基于对撤县设区改革中政府举债行为的分析
吉富星 洪源 秦玉奇 (3-166)

科技金融赋能农业生产效率提升

- 来自科技金融试点政策的经验证据
郭进 杨琦 吴海明 (5-81)

金融强国视域下融资平台债务规模扩张对中小企业融资约束的影响

-刘楠楠 凌语阳 (5-106)

农户数字金融使用决策存在邻里效应吗

-庄腾跃 李硕杰 罗剑朝 (8-125)

中国政策性农业信贷担保制度溯源、运行逻辑与演化前景

-孙同全 邓晗 田雅群 (9-63)

“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

-刘泰星 尹志超 (9-80)

适度规模经营农业补贴的执行问题与弱回应型村治

- 基于政策壁垒视角的分析
陈文琼 董欢 (11-147)

养老保险费率统一改革对中小企业债务融资的影响

- 基于准自然实验的经验证据
黄保聪 李连友 (12-129)

• 组织发展与合作 •

对中国农民专业合作社发展质量三大争议问题的回应

- 基于“浙大卡特一企研中国涉农研究数据库”
 的评估

-马彦丽 李子皓 贾玉丛 孙天合 (2-90)

合作社办企业的逻辑

- 基于成员异质性视角的多案例分析
钟真 戴尧 蒋维扬 (4-163)

农村集体经济组织公司化运营可以壮大集体经济吗

- 基于浙江省的实证检验
王成军 张旭 李雷 (8-68)

从“合作社+公司”到合作社办公司：组织模式转变如何促进农业生态产品价值实现

-马贤磊 郭仪凤 金铂皓 (10-42)

供销合作社综合改革与农户增收

- 基于 2014 年供销合作社综合改革试点的准自然实验
张霆 王子栋 (11-81)

• 企业经济 •

财政研发补贴的创新激励效应

- 来自中国规模种子企业的证据
刘春青 胡瑞法 邓海艳 白格 (4-32)

企业数字化转型对其创新效率的影响

- 基于熊彼特创新范式的分析框架
师磊 彭子晨 (4-99)

数字化转型对企业高质量发展和高速度增长的影响

- 基于“质量变革、效率变革、动力变革”视角
 的检验

-李海舰 李真真 (4-120)

粮食主产区政策实施对涉农企业经营效益的影响

.....苏子凡 周 力 (6-136)

政府补助对农业企业 ESG 表现的影响分析

.....金绍荣 唐诗语 任赞杰 张玉坤 (11-167)

多多益善还是过犹不及：企业数字化投入与全要素生
产率

.....黄贻琳 蒋鹏程 (12-108)

• 农业贸易与风险管理 •

中国农业产业链的外汇风险暴露特征及其影响因素

.....周 超 王家兴 米运生 (9-121)

进口国突发性社会安全事件对中国农产品出口贸易的
影响

.....潘子纯 马林燕 田蓬鹏 朱玉春 (9-142)

• 国外农经 •

日本对非洲农业技术转移的发展、模式与反思

——以日本对撒哈拉以南非洲国家水稻技术转移
为例

.....马红坤 金 晔 毛世平 (2-155)

• 会议综述 •

稳定“三农”基本盘，擘画农业强国路

——“农业大省探索中国式农业现代化的理论与实
践”学术研讨会综述

.....闫 迪 褚力其 关付新 张改清 (1-175)

建设农业强国的国际经验和中国探索

——中国国外农业经济研究会 2023 年会暨学术研
讨会综述

.....华 静 范璐杰 (2-175)

新时期反贫困研究新进展

——“反贫困理论创新”国际研讨会综述

.....檀学文 东 梅 欧阳鑫 余德劲 (6-173)

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

.....王修华 彭德荣 李万利 (10-174)

推动乡村振兴与共同富裕的路径、挑战和对策

——第二届海峡两岸乡村振兴与共同富裕论坛会
议综述

.....翟天昶 孙思栋 (12-170)