

• 重大主题专栏 • 研究阐释党的二十届三中全会精神

生态文明制度建设：理论阐释、演进趋势 与路径选择*

沈满洪

摘要：党的十八大报告提出“生态文明制度”概念。生态文明制度是一个制度体系，按照刚性强弱，可以分为强制性制度、激励性制度和引导性制度。不同的生态文明制度与不同主体的组合可以形成不同的制度矩阵。不同的生态文明制度具有替代性和互补性，据此可以进行优化选择。生态文明制度的演进存在规律性趋势：一是制度生成方式由“摸”到“谋”的演进趋势；二是刚柔相济程度由“低”到“高”的演进趋势；三是制度实施方式由“管”到“治”的演进趋势。针对生态文明制度建设中存在的“制度冲突”“制度拥挤”“逆向选择”“制度偏好”等问题，需要进一步完善生态文明制度体系，加强生态文明制度绩效评价和比较，注重生态文明制度的选择优化和耦合强化，将生态文明制度建设纳入党的巡视制度以加强监管。

关键词：生态文明制度 制度体系建设 制度优化选择

中图分类号：F062.2 文献标识码：A

一、引言

生态文明制度是推进美丽中国建设的根本驱动力量。2024年7月18日中国共产党第二十届中央委员会第三次全体会议通过的《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》中强调，必须完善生态文明制度体系。“好”制度可以使生态文明建设事半功倍，“坏”制度可以使生态文明建设事倍功半。党的十八大以来，经过十多年的奋斗，中国生态文明制度的“四梁八柱”已经确立。通过生态文明制度的有效运行，尤其是实施最严格制度和最严密法治，生态文明建设发生了历史性、转折性、全局性变化。

生态文明制度不是一成不变的，而是与时俱进的。《中共中央 国务院关于全面推进美丽中国建设

*本文研究得到教育部哲学社会科学重大项目“习近平生态文明思想在中国大地的生动实践研究”（编号：2022JZDZ009）的资助。衷心感谢匿名评审专家的宝贵建议，当然，文责自负。

的意见》于 2023 年 12 月 27 日正式印发，其中：第二十四条“改革完善体制机制”明确强调，“深化生态文明体制改革，一体推进制度集成、机制创新”；第二十五条“强化激励政策”明确指出，“健全资源环境要素市场化配置体系，把碳排放权、用能权、用水权、排污权等纳入要素市场化配置改革总盘子”。^①这充分表明：第一，在生态文明建设仍处于压力叠加、负重前行的关键时期，需要一如既往地重视生态文明制度建设；第二，以美丽中国为目标的生态文明建设任重道远，生态文明制度建设要更加重视激励性制度的运用；第三，建设人与自然和谐共生的现代化，必须深入推进生态文明体制、机制和制度的系统性完善。

已有不少文献关注生态文明制度研究。例如，关于“外部性内部化”的研究经历了从马歇尔提出“外部经济”，到庇古提出“庇古税”，再到科斯提出“科斯定理”等三块里程碑（沈满洪和何灵巧，2002）。“生态文明制度”概念提出以来，对生态文明制度的研究如雨后春笋一般涌现。2024 年 9 月 11 日，通过“读秀数据库”检索可知，2012—2023 年这 12 年的期刊文献全部字段包含“生态文明制度”的数量分别为 629 篇、1667 篇、2336 篇、2172 篇、1960 篇、2162 篇、2777 篇、2702 篇、2754 篇、2580 篇、2592 篇、2533 篇。

但是，已有的众多文献呈现下列“七多七少”的特征：制度阐释研究多，制度创新研究少（胡长生，2024；林智钦和林宏瞻，2024）；制度实践研究多，制度理论研究少（杨永亮等，2024）；单一制度研究多，制度体系研究少（蔡晓梅和苏杨，2022；黄辉和沈长礼，2024）；定量实证研究多，理论演绎研究少（王金南等，2021；吴育辉等，2022；张海峰等，2024）；管理制度研究多，治理制度研究少（杨桦和胡春立，2024）；刚性制度研究多，柔性制度研究少（常纪文，2024；张颖和周丽，2024）；静态的制度均衡研究多，动态的制度演进研究少（邓海峰，2021；吴凯杰，2024）。

正是基于生态文明制度完善的重要性和紧迫性，并且已有的相关研究存在相对不足之处，本文拟系统探究生态文明制度的概念和内涵、基本类型、替代性与互补性、演进规律，生态文明制度建设存在的突出问题，以及进一步完善中国生态文明制度的路径选择等。

本文的边际贡献包括：一是基于生态文明制度的替代性和互补性，提出生态文明制度选择优化和耦合强化的思路；二是基于生态文明制度类型的划分及实践总结，提炼生态文明制度演进由“摸”到“谋”、由“低”到“高”、由“管”到“治”的三大规律；三是基于生态文明制度自上而下的顶层设计特征，提出加强生态文明制度建设的巡视和督察等保障机制。

二、生态文明制度的概念和内涵

概念的辨析和界定是问题分析的逻辑起点。因此，本文将分析生态文明制度概念的由来及其内涵，辨析生态文明体制、生态文明机制和生态文明制度，并分析它们之间的相互关系。

^①参见《中共中央 国务院关于全面推进美丽中国建设的意见》，https://www.gov.cn/gongbao/2024/issue_11126/202401/content_6928805.html。

（一）生态文明制度概念由来

生态文明制度是随着生态环境问题的日渐加剧而出现的。全球性的环境公害事件发生在 20 世纪中叶，与此对应，应对生态环境问题的举措也是从这个时期开始的。1972 年 6 月 5 日至 16 日，联合国在瑞典首都斯德哥尔摩举行第一次人类环境会议，通过了著名的《联合国人类环境会议宣言》（下文简称《宣言》）。《宣言》确认了学术界已经在使用的“环境管理”“环境法律”等概念。此后，中国应对生态环境问题举措的概念表达大致经历了三个发展阶段。

第一个阶段是使用“环境管理手段”。《中国 21 世纪议程：中国 21 世纪人口、环境与发展白皮书》强调，有效地利用经济手段和其他面向市场的方法来促进可持续发展，制订与推行有利于可持续发展的财税制度和产业经济政策（中国环境科学出版社，1994）。由此可见，该白皮书非常重视环境经济手段的运用，当然，它也非常重视法律手段、行政手段、教育手段的运用。

第二个阶段是使用“生态环境制度”。随着新制度经济学的快速发展和中国市场化改革中制度变迁的加速推进，“生态制度”“环境制度”“绿色制度”“生态环境制度”等概念迅速流行并得到广泛使用。

第三个阶段是使用“生态文明制度”。党的十七大报告在物质文明、精神文明、政治文明基础上，首次加上了生态文明^①；党的十八大报告首次将生态文明建设作为“五位一体”总体布局的一个重要部分进行系统阐述，将“加强生态文明制度建设”专门作为一项内容进行阐释，指出要“保护生态环境必须依靠制度。要把资源消耗、环境损害、生态效益纳入经济社会发展评价体系，建立体现生态文明要求的目标体系、考核办法、奖惩机制”，并强调了“八个制度”，包括“建立国土空间开发保护制度，完善最严格的耕地保护制度、水资源管理制度、环境保护制度。深化资源性产品价格和税费改革，建立反映市场供求和资源稀缺程度、体现生态价值和代际补偿的资源有偿使用制度和生态补偿制度。”^②

综上所述，“环境管理手段”过于口语化，“生态环境制度”过于局限于生态环境领域，“生态文明制度”则全面反映了生态文明建设所需要的制度体系的完整内涵。

（二）生态文明制度相关概念辨析

与“生态文明制度”概念相近的还有“生态文明体制”“生态文明机制”等概念，本文对几个概念进行简要辨析。

生态文明体制是指与生态文明建设相关的上下之间有层级关系的组织形式，涉及领导体制、决策体制和管理体制。领导体制事关谁说了算、决策体制事关如何决策、管理体制事关管理部门的职能界定及分工。领导体制就涉及“党对生态文明建设的全面领导”“党委领导下的行政负责制”“行政负责制”三种选择，不同的选择会产生不同的结果。决策体制是单一决策还是科学综合决策、是“一言

^①胡锦涛，2007：《高举中国特色社会主义伟大旗帜，为夺取全面建设小康社会新胜利而奋斗——在中国共产党第十七次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第 20 页。

^②胡锦涛，2012：《坚定不移沿着中国特色社会主义道路前进 为全面建成小康社会而奋斗——在中国共产党第十八次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第 9 页、第 39-41 页。

堂”还是集体民主决策，不同的选择会产生不同的结果。管理体制中是同级监督还是垂直监督、是同级评价还是第三方评价等，不同的选择也会产生不同的结果。

生态文明机制是指与生态文明建设相关的某个战略、某个事物、某项工作内部各部分之间的相互关系。生态文明机制主要解决下列三个问题：一是如何处理好市场机制、政府机制、社会机制的相互关系。需要考虑是否让市场在生态环境资源配置中发挥决定性作用、如何更好发挥政府的作用、如何发挥社会的辅助作用等。二是如何处理好“运动员”与“裁判员”的关系问题、如何做好“条块分割”问题、如何建立监督机制问题等。三是如何建立保障规定顺利实施的机制性安排，例如信息披露机制、考核评价机制等。

生态文明制度是指与生态文明建设相关的一系列行为规则，包括惩罚性规则和奖励性规则等。一项生态文明制度要付诸实施，必须妥善协调好正式制度、非正式制度和实施机制的关系，让正式制度与非正式制度匹配，让实施机制服务于正式制度和非正式制度。

对生态文明体制、生态文明机制和生态文明制度三者的比较如表1所示。

表1 生态文明体制、生态文明机制和生态文明制度的比较

比较项目	生态文明体制	生态文明机制	生态文明制度
英文	eco-civilization system	eco-civilization mechanism	eco-civilization institution
内涵	与生态文明建设相关的上下之间有层级关系的组织形式，包括领导体制、决策体制和管理体制	与生态文明建设相关的某个战略、某个事物、某项工作内部各部分之间的相互关系	与生态文明建设相关的行为规则，可分为惩罚性规则和奖励性规则，也可分为正式制度、非正式制度和实施机制
例证	“加强党对生态文明建设的全面领导”	“坚持党委领导、政府主导、企业主体、公众参与”	“用最严格制度最严密法治保护生态环境”
侧重点	党的领导体制、党政机构改革	市场机制、政府机制、社会机制的分工协作	生态环境督察制度、党政共同负责终身追责制度

资料来源：“生态文明体制”“生态文明机制”“生态文明制度”的例证来源于《论坚持人与自然和谐共生》（中央文献出版社2022年版，第279页、第7页、第43页）。

当然，很多时候这三者是不加以区分的。例如，党的十八大报告在阐述生态文明制度部分时也提及监管体制、奖惩机制等问题；《生态文明体制改革总体方案》有大量内容涉及生态文明机制和生态文明制度^①。可见，没有特殊情况，三者可以混用。

（三）生态文明制度的内涵界定

新制度经济学认为，制度可能是一种“组织”，也可能是一种“规则”，还可能既是“组织”又是“制度”（诺斯，1994）。对生态文明体制、生态文明机制和生态文明制度进行区分后，生态文明制度的主要指向是“规则”的含义。作为“规则”的制度，是有特定的结构的，生态文明制度也不例外。例如：法律制度、经济制度、教育制度等是一种制度结构，正式制度、非正式制度、实施机制等

^①参见《中共中央 国务院印发〈生态文明体制改革总体方案〉》，https://www.gov.cn/guowuyuan/2015-09/21/content_2936327.htm。

是一种制度结构，激励性制度与约束性制度也是一种制度结构。只有建立行之有效的实施机制，才有可能提高生态文明制度的执行力（殷培红，2020）。实施机制的作用不可小觑。

总之，生态文明制度就是在生态文明建设中对“什么可以做”“什么不可以做”“做了可以做的事情可以得到什么奖赏”“做了不可以做的事情应该受到什么惩罚”等问题的一系列规定。生态文明制度体系是对以往环境保护制度进行的变革与超越，是规范化、系统化、综合化的生态文明制度的集合体（黄可佳和陶火生，2016）。因此，生态文明制度不是单一的制度，而是由一系列制度组成的制度体系。有时，生态文明制度建设并非以完全独立的制度形态呈现，而是与经济制度建设、政治制度建设、文化制度建设、社会制度建设有机融合并形成合力（方世南，2019）。

三、生态文明制度的基本类型

分类分析是深化问题研究的基本方法。据此，既可估计全面，又可突出重点。本部分对中国生态文明制度的“四梁八柱”按照刚性强弱构建生态文明制度的“枝叶图”，进而以不同的制度针对不同的主体构建生态文明制度的“制度矩阵”。

（一）生态文明制度的“四梁八柱”

党的十八届三中全会通过顶层设计谋划了生态文明体制改革，并在2015年印发了《生态文明体制改革总体方案》^①。习近平总书记在2016年11月28日《关于做好生态文明建设工作的批示》中指出：“要深化生态文明体制改革，尽快把生态文明制度的‘四梁八柱’建立起来，把生态文明建设纳入制度化、法治化轨道。”^②

不少学者认为，中国生态文明制度建设的“四梁八柱”就是《生态文明体制改革总体方案》所提到的自然资源资产产权制度、国土空间开发保护制度、空间规划体系、资源总量管理和全面节约制度等^③八项制度（张秀芹，2022）。其实，“四梁八柱”是一个形容词，并非使用具体量词来衡量的“四根梁”和“八根柱”。“四梁八柱”强调的是生态文明制度的总体框架和结构，就像现代建筑建设的框架结构一样。

党的十九届四中全会通过的《中共中央关于坚持和完善中国特色社会主义制度 推进国家治理体系和治理能力现代化若干重大问题的决定》对坚持和完善生态文明制度体系作出系统部署，阐明了生态文明制度体系的基本内容、总体要求和重点任务，坚持和完善生态文明制度体系在中国特色社会主义制度和国家治理体系中的地位和作用^④。生态文明制度体系的完善主要表现在实行最严格的生态环境保护制

^①参见《中共中央 国务院印发〈生态文明体制改革总体方案〉》，https://www.gov.cn/guowuyuan/2015-09/21/content_2936327.htm。

^②参见《习近平：把生态文明制度的“四梁八柱”建立起来》，<http://cpc.people.com.cn/xuexi/n1/2018/0305/c385476-29847865.html>。

^③参见《中共中央关于坚持和完善中国特色社会主义制度 推进国家治理体系和治理能力现代化若干重大问题的决定》，https://www.gov.cn/zhengce/2019-11/05/content_5449023.htm。

度、全面建立资源高效利用制度、健全生态保护和修复制度、严明生态环境保护责任制度等方面（李周，2020）。当然，生态文明制度体系的内容也会随着时间、地点、条件、目标的变化而发生变化。

（二）生态文明制度的“枝叶图”

从结构角度看，制度可以划分为正式制度、非正式制度和实施机制。这有力促进了制度理论的深化及其演进规律的探寻。但对于制度设计需要进行实用型分类。早在2012年，笔者就将生态文明制度从制度刚性强弱的角度划分为三类：别无选择的强制性制度、权衡利弊的选择性制度和道德教化的引导性制度（沈满洪，2012）。如果对三类制度的名称做进一步简化和优化，可以概括为生态文明强制性制度、激励性制度和引导性制度。

生态文明强制性制度是一种“命令一服从”型的刚性约束制度，也称“大棒”，如污染企业关停制度、总量控制制度、责任追究制度等。生态文明强制性制度具有下列基本特征：一是主体关系不平等。管制者和被管制者之间是一种“强者”和“弱者”之间的关系。二是管制指令必须绝对服从。管制者发布“命令”，被管制者“只能服从，别无选择”。三是管制效果立竿见影。就纯粹的环境效果而言，这类制度的见效周期特别短，可以迅速达到预期结果。四是管制的社会成本高昂。这类制度往往是“不惜代价”，实施制度的社会成本极高。因此，这类制度往往是在生态环境形势十分严峻的特定时期使用的。

生态文明激励性制度是一种“成本—收益比较”型的经济激励制度，也称“胡萝卜”。该制度主要包括两个方面：一方面，基于著名福利经济学家庇古提出的“庇古税”理论（庇古，2007）实施有效的绿色财政制度。绿色财政制度分“收”和“支”两个方面，前者包括资源税、环境税、碳税等税收制度等，后者包括生态保护补偿、循环补贴、低碳补助等支出制度等。另一方面，基于著名新制度经济学家科斯提出的“科斯定理”（科斯，1994）实施有效的生态产权制度。生态产权制度包括水权、林权、海权、矿权等自然资源产权制度，污水排放权、大气污染权、固废污染权等环境资源产权制度，以及碳排放权、碳汇等气候资源产权制度等，还包括兼有自然资源、环境资源、气候资源属性的用能权制度。生态文明激励性制度具有下列基本特征：一是策略的可选择性。例如，微观经济主体可以在管理当局设定的环境经济政策下选择策略——“污染治理”还是“排污纳税”，“保护得补偿”还是“不保护没补偿”，等等。二是选择结果的经济性。微观经济主体是通过“成本—收益比较”进行优化选择的，这种选择往往同时符合社会全局的利益。三是市场环境的适应性。这类制度往往要求在市场机制比较完善的环境下才可以有效使用，否则会大打折扣甚至“走形”。

生态文明引导性制度是一种“教化—信念”型的辅助性制度，国外也称“牧师”，如生态伦理制度、环境教育制度等。生态文明引导性制度具有下列基本特征：一是教育引导性。通过教育引导，可以让全社会增强生态文化理念，强化生态文明习惯。二是理想信念性。通过道德层面的教化，可以让人们树立敬畏自然的信念。三是道德风险性。这类制度不是强制性干预，而是基于个人的自律和承诺，而自律和承诺是有道德风险的。

对上述每一类制度可以再进一步细分。例如：激励性制度可以分为绿色财政制度和生态产权制度；生态产权制度又可以细分为自然资源产权制度、环境资源产权制度和气候资源产权制度；自然资源产

权制度还可以细分为水权制度、林权制度、海权制度、矿权制度等。如此，便可以形成生态文明制度“枝叶图”。

（三）生态文明制度的“制度矩阵”

如果仅仅停留于制度的分类，就不便于深入分析制度的运用。制度是针对人的行为的。每一类生态文明制度都有制度指向。上述强制性制度、激励性制度和引导性制度三类生态文明制度分别针对政府、企业和公众三种主体，由此可以形成“三类制度—三种主体矩阵”，如表2所示。制度也是可以服务于战略的，根据不同的战略目标可以选择不同的制度。三类制度分别瞄准产业生态化、消费绿色化、资源节约化、生态经济化四个战略目标就可以形成“三类制度—四个战略目标矩阵”（沈满洪，2016）。由表2可知，通过制度矩阵分析，至少从生态文明制度类别的角度可以涵盖所有生态文明制度，并且可以明确每一种具体的生态文明制度是如何针对不同的微观主体的。这种矩阵分析法是分类分析的重要方法。

表2 生文明制度的“三类制度—三种主体矩阵”

主要作用主体	强制性制度	激励性制度	引导性制度
政府	生态环境督察制度；领导干部终身追责制度	区域之间水权交易制度；区域之间碳权碳汇交易制度	生态文明教育体系构建；全国生态日的设立
企业	禁止生产和使用DDT等持久性有机污染物的制度；取水总量控制制度；排放总量控制制度	环境税等绿色财政收入制度；低碳补贴等绿色财政支出制度；用水权等资源产权制度；排污权等环境产权制度	企业生态文明教育制度；上市公司环境信息披露制度；创建绿色企业、绿色行业、绿色园区等制度
公众	禁止使用含磷洗衣粉；禁止野生动物的交易和食用制度	生态环境行为积分兑换制度；低碳消费的激励性制度	社区生态文明教育制度；创建绿色社区、绿色家庭制度

四、生态文明制度的替代性与互补性

不同的生态文明制度并非全部各自独立的，既存在互不相关的制度，也存在相互替代的制度，还存在相互补充的制度。以往的研究对此重视不够。探究生态文明制度的替代性和互补性是生态文明制度设计的基础。

（一）生态文明制度的替代性

有些商品具有可替代性，如力士香皂对舒肤佳香皂的替代、百事可乐对可口可乐的替代。有些制度也具有替代性。新制度经济学创始人科斯在《企业的性质》一文中就揭示了市场交易成本的存在，使用市场并不是免费的，创办企业就是为了节约交易成本，因为企业内部交易制度可以替代外部市场交易制度（科斯，1994）。制度间的替代关系是由制度之间存在某种互斥性决定的，这使得一个社会无法同时实施两个不同的制度，它们是彼此的替代品，即其中一个制度可取代另一个制度，反之亦然（吉嘉伍，2007）。

在生态文明制度体系中，不同的制度也存在替代性。基于“庇古税”理论的绿色财政制度和基于科斯理论的生态产权制度彼此之间是可以相互替代的制度。理论上，它们均可以矫正市场失灵，使资

资源配置达到帕累托最优状态；实践中，由于它们的适用条件限制及决策者的偏好差异，资源配置的帕累托最优状态未必能够达到。具体地说，水资源税制度与用水权交易制度、能源税制度与用能权交易制度、矿产税制度与探矿权采矿权交易制度、环境税制度与排污权交易制度、碳税制度与碳排放权交易制度等，彼此均具有可替代性。从长期来看，存在替代关系的两个制度是不能并存的，但是，在短期内，尤其是在制度转型时期，具有替代关系的两个制度可能暂时并存（张旭昆，2004）。在同时使用具有替代性的若干制度时，需要谨慎。因为制度实施后会产生叠加影响，对微观经济主体产生较大冲击。例如，如果同时实施能源税制度、环境税制度和碳税制度，可能同时指向石油这一要素，势必会大幅度提高生产要素的成本，增加相关企业的负担，阻碍经济健康发展。

（二）生态文明制度的互补性

有些商品具有互补性，如钢笔与墨水、牙刷和牙膏。有些制度也具有互补性。制度间的互补关系意味着制度之间要求相互配合或相互耦合，即一种制度需要与另一种制度共同实施，两者结合可以达到“ $1+1>2$ ”的制度绩效，反之亦然。

在生态文明制度体系中，不同的制度也存在互补关系。总量控制制度与生态产权交易制度是典型的互补性制度，如取水总量控制制度与水权交易制度、排污总量控制制度与排污权交易制度、温室气体总量控制制度与碳权交易制度等，都是互补性的制度，而且都是强互补性制度。这些制度的耦合，既能控制污染物总量，又能提高资源的配置效率。相反，如果没有总量控制制度作为前提，所有的生态产权交易均无从谈起。中国学者基于对中国国情农情下农地制度的研究，提出了“扩张的科斯定理”，即当存在交易成本时，如果不能通过重新调整产权来改善效率，那么就有必要选择适当的产权交易装置进行匹配来改善总的福利。有了总量控制，就可以进行确权；有了确权，就隐含着交易的可能（罗必良，2017）。这就说明总量控制及其确权与产权交易是内在的互补性制度。另外，资源税制度与中水回用补贴等资源循环利用财政补贴制度、环境税制度与生态保护补偿制度、碳税制度与低碳补助制度等也都是互补性制度，这些属于弱互补性制度。

（三）识别生态文明制度替代性和互补性的价值

识别生态文明制度的替代性和互补性的价值在于，可以据此实现生态文明制度的选择优化和耦合强化，从而提高制度绩效。

当两个或两个以上的生态文明制度具有替代性时，就要选择制度绩效相对更高的制度，特别是水资源税还是用水权交易、环境税还是排污权交易、碳税还是碳排放权交易等绿色财政制度与生态产权制度的选择。绿色财政制度的优势是以税收和补贴等手段容易激发企业的创新积极性，特点是“税率确定，总量不定”，容易出现政府的“税收偏好”政策取向和企业的“合法排污”心理诱导等问题；生态产权制度的优势是以总量控制为前提，将稀缺的环境资源配置到能够带来最高效率的企业那里，特点是“总量确定，价格不定”，但是，它在市场机制不尽完善的背景下难以有效运行。因此，替代性制度的选择不仅要看理论上的绩效，还要看实际上的适用条件，以及制度选择者自身的偏好，防止出现“制度偏好”导致制度选择中的“劣币驱逐良币”现象。

当两个或两个以上的生态文明制度具有互补性时，就要努力促进互补性制度的耦合强化，解决单一制度绩效相对低下的问题。特别重要的互补性制度组合可能有：一是总量控制制度与生态产权交易制度的耦合，以自然资源、环境资源、气候资源的生态需要为前提确定所要控制的总量，在总量范围之内进行市场交易；二是生态保护补偿制度与环境损害赔偿制度的耦合，做到补偿性的正面激励和赔偿性的负面激励的有机结合。

有时，替代性制度和互补性制度是可以多重新组合使用的。例如，解决水资源、水生态、水环境问题，既要解决数量优化配置问题，又要解决质量优化配置问题。在缺水区域，为了优化水资源配置、保障生态用水、解决水环境污染，可以实施“双总量控制、双有偿使用、双交易制度”（Zhang et al, 2011）。“双总量控制”就是取水总量控制和排污总量控制，“双有偿使用”就是水权有偿使用和排污权有偿使用，“双交易制度”就是水权交易和排污权交易。澳大利亚的墨累—达令河流域就是通过取水总量控制和水权交易、排污总量控制和排污权交易的制度组合，既解决了水资源短缺的问题，又解决了水环境污染的问题，走上了人与自然和谐共生的道路（王干，2008）。这一经验值得中国尤其是缺水地区借鉴。

五、生态文明制度的演进规律

生态文明建设的目标要求会随着时空变化而变化，生态文明制度建设要因时而异、因事而异、因地制宜。遵循生态文明制度演进规律，就可能取得事半功倍甚至“四两拨千斤”的效果。

（一）从生态文明制度创新过程看，存在制度生成由“摸”到“谋”的演进规律

生态文明建设有规律可循，生态文明制度建设也有规律可循。生态文明建设和生态文明制度建设的问题都是逐步暴露、逐步认识、逐步解决的。从全球范围看，生态环境问题的全面暴露大约发生在20世纪中叶，迄今也就是80年左右的时间；从中国国内看，生态环境问题的全面暴露大约发生在20世纪与21世纪交替之际，迄今也就是20多年的时间。中国生态文明制度建设明显呈现从“摸着石头过河”到“顶层设计”的演进趋势（沈满洪等，2017）。如果从20世纪70年代的第一次全国环境保护会议开始计算，根据1973年、1992年、2012年三个重要时间节点，这50多年来的时间大致可以分为三个阶段。

第一个阶段（1973—1991年），制度化。在这个阶段，属于生态文明制度从无到有转变的阶段。这一阶段形成的标志性成果有：其一，开启生态文明制度建设。1973年，第一次全国环境保护会议确立了“三同时”^①制度、限期治理政策和群众运动等管制性手段。其二，确立环境保护基本国策。1983年，第二次全国环境保护会议将环境保护上升为基本国策。其三，构建环境保护制度框架。1989年，第三次全国环境保护会议确立了环境保护的“三大政策”和“八大制度”的框架。其四，启动制定环境保护基本法律。1979年，《中华人民共和国环境保护法（试行）》正式施行。

^①所谓“三同时”即同时设计、同时施工、同时投产使用。

第二个阶段（1992—2011年），法治化。在这个阶段，从生态文明制度政策转向生态文明法律制度。在第一个阶段，中国已经开始重视法律制度建设，颁布了12部资源环境法律。但是，受到体制性限制，这些法律制度有明显的计划经济色彩。第二个阶段形成的标志性成果有：其一，顺应可持续发展的国际潮流，1994年适时发布《中国21世纪议程：中国21世纪人口、环境与发展白皮书》；其二，顺应市场化改革的要求，制定了一系列资源与环境领域的法律制度；其三，随着市场经济体制的建立和逐步完善，环境经济手段发挥越来越重要的作用。

第三个阶段（2012至今），体系化。在这个阶段，生态文明制度是建立在科学研究基础上的顶层设计和谋划，形成完整的生态文明制度体系。第三个阶段形成的标志性成果有：其一，中央主持召开两次全国生态环境保护大会，分别确立和丰富了习近平生态文明思想，为生态文明制度建设提供了根本遵循。其二，将“绿水青山就是金山银山”理念纳入《中国共产党章程》，将生态文明写入《中华人民共和国宪法》。其三，构建了生态文明制度体系，生态文明法治建设达到前所未有的水平。

“摸”的阶段是一种自发的阶段，发现什么问题就解决什么问题，制度具有针对性，但也存在“头痛医头，脚痛医脚”的现象。“谋”的阶段是自觉的阶段，按照“总结过去、展望未来”“立足中国、面向世界”的视野主动地设计、系统地设计和自上而下地设计。人的认识需要有一个过程，不可能一下子无所不知、无所不晓。问题的关键在于如何缩短从“摸”到“谋”的过程。发达国家用短则三五十年、长则一两百年的时间实现了生态环境状况的根本好转，中国则只用了一二十年的时间实现了生态环境状况的显著改善。这是生态文明制度建设的成功。

（二）从生态文明制度的刚性强弱看，存在刚柔相济程度由“低”到“高”的演进规律

在生态环境形势严峻的情况下，往往使用生态文明强制性制度。在世界“八大环境公害事件”^①的背景下，当事国当地政府均不得不采取关停、转产、惩处等刚性极强的管制性手段。刚性制度的优势是见效快，立竿见影；劣势是代价大，成本昂贵。关停一个企业是建立在就业变失业（工人）、盈利变亏损（企业）、税收变补贴（政府）的基础之上。因此，不是万不得已，生态环境保护也不能搞“不惜一切代价”。如果遭遇几个“不惜一切代价”，就面临没有其他退路的窘境。

在生态环境形势趋缓的情况下，往往使用生态文明激励性制度，也就是经济手段。环境经济手段的优势：一是激励性——在给定绿色财政制度和生态产权制度的前提下，让企业做出有利于自己的选择的同时，也达到了生态环境保护的目标；二是选择性——企业可以在给定的制度前提下，选择减排、缴税、协商、一体化等不同方案；三是低成本性——可以实现以尽可能低的生态环境保护成本实现给定的生态环境保护目标，或者在给定的生态环境保护成本投入的情况下，达到尽可能好的生态环境保护效果，也就是实现既“生态”又“经济”的效果。

生态文明激励性制度主要是绿色财政制度和生态产权制度，这两者又是可以优化选择的。绿色财

^① “八大环境公害事件”是指发生在20世纪30年代至60年代，因环境污染造成的在短期内人群大量发病或死亡的大气污染及水污染事件，包括比利时马斯河谷烟雾事件、美国洛杉矶光化学烟雾事件、美国多诺拉镇烟雾事件、英国伦敦烟雾事件、日本水俣病事件、日本四日市事件、日本米糠油事件、日本富山骨痛病事件。

政制度有时是建立在公检法等力量的基础之上的，因此，它的刚性更强；生态产权制度则是纯粹的市场交易手段，它需要政府的产权保护，与其他竞争性产品和要素是无差异的。从偏好而言，政府往往偏好庇古手段；企业往往偏好科斯手段。这就意味着，在市场机制和政府机制有待完善的情况下，绿色财政制度往往占主导地位；在市场机制和政府机制比较完善的情况下，有可能生态产权制度占主导地位。

经济社会发展到一定的高度，相当一部分制度成为“悬剑”。真正发挥作用的是人们的生态道德、生态伦理、生态自律。因此，生态文明引导性手段也许会发挥主导作用。

生态文明制度的刚柔相济程度由“低”到“高”的演进规律就是生态文明制度的强制性渐弱而选择性渐强、管制性渐弱而自觉性渐强的一个过程。正因如此，习近平总书记在2023年全国生态环境保护大会上的讲话中指出：“把碳排放权、用能权、用水权、排污权等资源环境要素一体纳入要素市场化配置改革总盘子，支持出让、转让、抵押、入股等市场交易行为。”^①这充分表明，在下个阶段，生态文明激励性制度将成为主导性制度并且发挥更大作用。

（三）从生态文明制度的实际运用角度看，存在实施方式由“管”到“治”的演进规律

党的十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》明确提出：“全面深化改革的总目标是完善和发展中国特色社会主义制度，推进国家治理体系和治理能力现代化。”^②由此可见，在现代化建设进程中，从管理转向治理是大势所趋。诚如有些学者所指出的，治理是各种公共的或私人的机构管理其共同事务的诸多方式的总和。它是使相互冲突的利益得以调和并且使利益主体采取联合行动的持续过程。它既包括有权迫使人们服从的正式制度和规则，也包括人们同意或以为符合其利益的非正式制度安排（McGuire, 2006）。该定义充分强调了治理的多主体协同和制度的灵魂性作用。

基于环境管理的固有缺陷及环境治理的明显优势，党的十九大报告指出：“构建政府为主导、企业为主体、社会组织和公众共同参与的环境治理体系。”^③由此，中国生态文明建设已经由“管理”时代转向“治理”时代。这种转变意味着：其一，多主体的参与。生态文明建设绝非单一主体所能够承担，人人都是生态文明的建设者。其二，多主体的协同。在全过程人民民主建设中强化环境协商制度的建设，人人都是生态文明的监督者。其三，以制度为核心。完善生态文明制度体系，依法推进生态文明治理。

生态文明建设从“管理”向“治理”的转变，是系统性转变。一是从“单中心管理”转向“多中心治理”；二是从“一刀切管理”转向“多样化治理”；三是从“碎片化管理”转向“系统性治理”（沈满洪，2018）。实现这一目标，既要敢于担当，又要注重协商；既要敢于出手，又要尊重民意；

^①习近平，2024：《以美丽中国建设全面推进人与自然和谐共生的现代化》，《求是》第1期，第9页。

^②参见《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》，https://www.gov.cn/zhengce/2013-11/15/content_5407874.htm。

^③习近平，2017：《决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利——在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第51页。

既要统筹协调，又要自我约束。

六、中国生态文明制度建设存在的突出问题

中国生态文明建设发生历史性、转折性、全局性变化，首先归功于生态文明制度建设。但是，从以更高目标、更大范围、更大力度推进生态文明建设的要求看，生态文明制度建设依然存在有待改进的问题，包括以下四个方面。

（一）缺乏制度之间的有效调适，存在“制度冲突”问题

不同的制度形成合力一定是正道，不同的制度相互抵消一定是歪道。但是，生态文明制度建设中依然存在制度冲突问题。

一是“上位法”之间存在冲突。由于相关法律法规的立法时间先后不一、提出法律草案的行政机关不一，法律制度之间存在不一致的现象，出现一定程度的适用原则、适用程序、适用条件、责任形式不一致现象。“耕地占补平衡制度”本身是为了保障18亿亩“耕地红线”而出台的制度。在尚有可开发耕地资源的情况下，这一制度无可厚非；但是，在可开发耕地资源近乎为零的情况下，这一制度就需要进一步完善。多个地区出现的整座山“开山造梯田”“梯田无水源”的“反生态”行为是值得深思的。

二是“下位法”与“上位法”之间存在冲突。其一，“下位法”的标准低于“上位法”的标准，例如，有的地方立法绕开或修改“上位法”的禁止性规定。这是典型的地方保护主义。其二，“下位法”的标准高于“上位法”的标准，例如，有的地方在实施引水工程中，在已经达到I类水质标准的情况下，还提出更高的标准甚至更多的环境保护义务。这是典型的层层加码。殊不知，这样会大大增加环境保护的社会总成本。

三是“下位法”之间存在冲突。主体功能区规划、国土空间总体规划、城乡总体规划、土地利用规划、林草保护发展规划、生态环境规划等之间多多少少存在相互冲突之处。“多规不合一”问题可能导致同一块地既是耕地，又是农地，还是林地，出现耕地、农地、林地权属交叉重叠现象。

（二）缺乏废改立释有机配合，存在“制度拥挤”问题

制度建设是一个与时俱进的过程，过时的制度要废除，不当的制度要修改，必要的制度要确立，存疑的制度要解释。但是，生态文明制度建设存在废改立释不够及时、匹配不佳的问题。

一是生态文明制度太多，而主导性制度不清晰，存在诸多制度混杂现象。中国生态文明建设的目标主线是清晰的，如从“浓度控制→总量控制→功能控制”。但是，缺乏与之匹配的主导型生态文明制度，诸多制度并存，如“生态红线”“河长制”等制度同原有法律制度关系不清晰，与原有职能分工不一致，偶尔出现“长”大于“法”的现象。

二是制度实施中，针对同一个问题，出现多个层面、多种类型的制度。在生态环境保护督察、海洋督察制度实施过程中，出现不同层级的党委督察、人大督察、政协监督、政府督察以及审计部门、生态环境部门等不同政府部门督察并存的现象，导致基层党委政府配合督察应接不暇，无心无力谋求区域高质量发展。一个县委，可能面对的是中央、省委、市委三级十多个方面的督察。

三是尚未把党的全面领导和监督融入环境法律，环境法律与党内法规尚未有效衔接。例如，对中央生态环境保护督察、党政领导干部在自然资源资产管理和生态环境保护责任等方面的党内法规责任与法律责任，要在程序与实体方面加以区分和有效衔接。

（三）缺乏制度关系分析，存在“逆向选择”问题

制度的制定者往往是代理方而不是委托方。这样，制度制定中代理方往往利用自身的信息优势出台有利于局部而不利于全局的制度。在生态文明制度建设中也存在这种“逆向选择”现象。

一是对于具有替代性的制度缺乏选择优化，尚未做到“好中选优”。制度的设计和选择并非易事。现实中，相关部门可能不清楚不同生态文明制度之间的替代性关系，盲目使用制度，如环境税制度与排污权制度的混用，大大加剧了企业的负担。在市场化改革进程中，有些地方政府或政府部门也存在体制惯性，偶尔出现“宁要政府主导性制度，不要市场主导性制度”的现象，没有按照环境经济综合效益最大化原则选择最佳或更佳制度。

二是对于存在互补性的制度缺少耦合强化，没有实现生态文明制度“1+1>2”的制度绩效。制度设计中缺乏条件性制度与结果性制度、前提性制度与后果性制度的关系分析。环境产权交易制度使用的前提是总量控制。沿海各地普遍实施的“排海工程”^①因污染转移而突破了排污总量，严重破坏了海洋环境。有的地区原先排污权交易制度十分有效，却因为污染转移、总量突破而产生溢出效应，造成排污权交易制度中断。

三是代表部门的“条”与代表地方的“块”之间存在“条块分割”问题。“条”与“条”的矛盾——经济部门、水利部门、环保部门之间的矛盾；“块”与“块”的矛盾——上下游区域之间、左右岸区域之间的矛盾；“条”与“块”的矛盾——属地管理还是下级服从上级，职责不够清晰。这些错综复杂的矛盾阻碍了制度的有效运用。

（四）缺乏制度改革的监督，存在“制度偏好”问题

政府并非铁板一块，而是由不同部门、不同层级组成。不同部门、不同层级的政府在生态文明制度建设中都有自己的“目标函数”，往往存在制度偏好。

一是政府的选择性偏好。政府存在生态文明制度偏好，会选择政策制定者所偏好的制度，例如，如果政策制定者偏好绿色财政制度而排斥生态产权制度，可能会将本应服务于环境保护的制度宗旨转变为让政府获取更多的税收。

二是部门的选择性改革。中国排污权交易试点历时30多年，水权交易制度试点历时20多年，既没有因试点成功而全面推进，也没有因试点失败而宣布终止。例如，如果实施排污权交易制度或水权交易制度，生态环境部门就会失去排污指标的调配权，水利部门就会失去取水指标的调配权。

三是地方的选择性改革。相当部分地区在生态文明建设中，只是想着向上级尤其是中央财政要补贴资金，没想着本级政府就可以搞改革创新。党的十八大以来生态文明体制改革方案与顶层设计在层

^① “排海工程”是指因为环境容量有限，生产和生活污水经过一定程度的处理后通过管网排入大海的工程项目。其实施区域主要在沿海地区，由于纳管排污的污水质量低于当地污水排放的质量，本质上是将污水从陆地转移到海洋。

层抓落实的过程中被打折扣。在推进碳达峰碳中和工作中，每个地区只是看齐中央的时间节点，殊不知“3060”目标^①是全国的总体目标，各个地区应该承担共同但有区别的责任，有的可以优先、有的可以按时、有的可能滞后。

七、完善中国生态文明制度的路径选择

党的二十届三中全会对进一步全面深化改革作出系统部署，要求深化生态文明体制改革，完善生态文明基础体制，健全生态环境治理体系，健全绿色低碳发展机制。生态文明制度改革与完善理应根据形势的要求，针对问题“对症下药”。

（一）加快构建完备的生态文明制度体系

在生态文明制度体系基本形成的背景下，生态文明制度建设的重心是在单个制度完善的基础之上完善制度体系，实现整体系统的效率提升。

一是加强法律制度的有机衔接。中国已有生态环境保护法律 30 余部，还有大量的行政法规、地方性法规等，法律法规体系比较完整。2023 年，继《中华人民共和国民法典》后，中国已经启动《中华人民共和国生态环境法典》编纂工作。这是又一个里程碑。要充分利用这一机遇，针对以往生态环境立法按照要素分别立法中所出现的彼此重复、交叉、不协调、不一致的现象进行系统梳理，整合现行生态环境法律法规的相关条款，研究提出平移、修改、补充等意见建议。《自然保护地条例》《生态保护补偿条例》等要根据实施情况适时升格为《中华人民共和国自然保护地法》《中华人民共和国生态保护补偿法》；加快推进《中华人民共和国国家公园法》的立法进程；尽早启动《中华人民共和国应对气候变化法》的制定工作，让艰巨的碳达峰碳中和工作有法可依。

二是注重制度的上下衔接。加强地方立法审查，地方性法规和政府规章的制定非但不能违背“上位法”，而且要不折不扣地实施好；只要“上位法”没有禁止性规定的，地方就可以依法大胆探索，努力形成具有地方特色的法律制度体系，如富有地方特色的珍稀动植物保护条例等。

三是全面推进“多规合一”^②。多规并存、相互冲突是生态文明建设中的一个突出问题。这是人为造成的。人为的问题一定可以通过人为的办法予以解决。部分地区的试点表明，只要党政高度重视，就可以做到把多张规划蓝图变为“一张图”，便于依规保护和利用国土空间资源。

（二）加强生态文明制度绩效评价和比较

以尽可能小的成本实现尽可能好的效果是生态文明制度建设的硬道理。为此，需要根据制度绩效的评价，优化和完善生态文明制度体系。

^① “3060”目标就是中国争取在 2030 年前实现碳达峰、2060 年前实现碳中和的目标。

^② “多规合一”是指强化国民经济和社会发展、城乡建设、土地利用、环境保护、文物保护、林地与耕地保护、综合交通、水资源、文化与生态旅游资源、社会事业等各类规划的衔接，确保“多规”确定的保护性空间、开发边界、城市规模等重要空间参数一致，并在统一的空间信息平台上建立控制线体系，以实现优化空间布局、有效配置土地资源、提高政府空间管控水平和治理能力的目标。

一是加强生态文明制度绩效评价。通常情况下，一项制度只有实施收益大于实施成本，该制度才是可行的。一个制度要替代另一个制度，必须以新的制度绩效大于旧的制度绩效为前提。因此，一定要加强生态文明制度绩效的评价，以此明确强化什么、弱化什么、取消什么生态文明制度。而且，制度实施中，不仅要进行“事前”评价——尽可能使制度趋于完善，也要开展“事中”评价——及时调整和优化制度，还要开展“事后”评价——进一步优化制度并对制度制定和实施的当事人进行激励或约束。

二是排列中央生态环境保护督察和其他巡视督察的优先顺序。基于生态环境类督察巡视监督的多主体性和多层次性，必须明确轻重缓急。从主体主次关系角度看，要建立“党委优先于人大、人大优先于政府、政府优先于政协、政协优先于部门”的优先顺序；从督察巡视监督的层级来看，要建立“下级服从上级、全党服从中央”的优先顺序。也就是说，只要有上一层次在督察巡视，以下层级均要让步，只能做配合工作，不可另搞一套。

三是推进环境法规与党内法规的衔接。党内法规是针对全体党员的，国家法律和法规是针对全体公民的。因此，需要构建一种衔接机制，将与公众密切相关的生态文明建设党内法规纳入环境法规，环境法规的基本精神要与党内法规相一致。

（三）注重生态文明制度的优化选择和耦合强化

生态文明制度的优化选择和耦合强化都是服务于社会利益最大化目标的。开展生态文明制度绩效评价，就是要在权衡比较中选择高效制度，改革低效制度，放弃无效制度。

一是对具有替代性的制度进行优化选择。对制度优化选择是经济社会发展的必然要求，也是政府施策的基本遵循。政府的制度选择，必须以社会福利最大化为目标。面对环境税制度与排污权交易制度、资源税制度与自然资源产权交易制度、碳税制度与碳排放权交易制度等替代性制度，都要从全局利益出发进行优化选择。防止从部门利益出发选择制度，加重经济主体的负担，损害社会利益。

二是对具有互补性的制度进行耦合强化。例如，碳排放总量控制与碳排放权交易制度等均具有互补关系，总量控制是产权交易的前提，这时一定要配合使用和耦合强化，以达到“ $1+1>2$ ”的制度绩效。还有一类互补性制度是责权利结合型的互补性制度。例如，在流域生态保护治理制度设计中，将生态保护补偿制度与环境损害赔偿制度进行耦合使用，以实现权利与义务的对等。新安江流域跨省生态保护补偿机制之所以取得成功，是因为生态保护补偿“正面激励”与环境损害赔偿“负面约束”实现了有机结合。

三是防止政府制度选择中的“税收偏好”。水权交易制度试点多年，难有实质性推进；而水资源税制度试点则“一试就灵”，有的区域立马全面推广。究其原因，水资源税制度实施使政府可以收到税款，水权交易制度需要政府让权。要优化决策程序，形成“专家咨询—政府决策—民主监督”的偏好防治机制。沿海地区排污权交易制度的失效就是因为实施了“排海工程”，允许企业突破排污总量，使得“排污总量控制”的前提不复存在。要认清“排海工程”的实质，逐步取缔“排海工程”。通过排污总量控制、排污权交易制度实现环境容量资源的优化配置。

四是加强生态文明制度的条块衔接。对于监督性的制度，要加强“条”的统筹；对于发展性的制度，要明确“块”的责任，对于生态环境空间规划管制要法律制度先行。全国环境监测机构曾经是隶属于生态环境部门的；这就出现“生态环境管理好不好”是由生态环境部门的直属部门来回答的，出现“裁判员”与“运动员”合一的问题。改革以后环境监测实施垂直管理，有效解决了这一问题。

（四）加强生态文明制度建设的巡视和督察

生态文明体制改革、机制创新、制度建设往往触及个人和局部利益。因此，既要有自我革命的精神，又要具有社会革命的精神。完全依靠自我革命精神是存在道德风险的，必须有外部力量的推动。设置生态文明制度建设的巡视和督察制度便是行之有效的体制性安排。

一是把生态文明制度改革及制度实施情况纳入巡视巡察和督察考核内容。高效的生态文明制度可以实现“少投入，多产出”。因此，必须推进生态文明制度改革。自上而下的生态文明体制改革和制度建设，必须有自上而下的监督机制做保障。建立巡视巡察和督察考核制度是推进生态文明制度建设的重要手段。对于不思改革创新、不按中央部署进行改革创新的，或者行政乱作为、不作为、慢作为的，予以责任追究。当然，巡视巡察与督察考核要建立“优先顺序”，避免出现“裁判员”多于“运动员”的现象。

二是在生态文明制度改革的决策过程中要建立制衡机制。生态文明建设往往融入和渗透经济建设、政治建设、文化建设和社会建设的各个方面和全过程。因此，一方面，生态文明制度改革的方案要形成专家论证机制、政协参与机制、人大监督机制、党委审批机制和上级报备机制等。另一方面，鉴于生态文明制度与物质文明、政治文明、精神文明、社会文明等制度相互交织，在国家和地方制度体系的建设中，要充分体现“生态优先”理念，将生态文明制度作为约束性前提。

三是加强人大系统对生态环境法律的执法检查。人大系统不仅要做到“立好法”，而且要监督“执法好”。好的立法缺乏有力的执法监督就可能成为“墙上挂挂”，也可能偏离初衷。《杭州市淳安特别生态功能区条例》是杭州市人大通过、浙江省人大批准的全国首部特别生态功能区地方立法。立法初衷是在千岛湖引水工程通水后，实现淳安县的高水平保护和高质量发展。实施五年后的结果表明，高水平保护基本到位，但高质量发展仍有一定差距，执法监督不到位是其中的一个原因。因此，必须加强人大的执法监督。

参考文献

- 1.庇古，2007：《福利经济学》，金镝译，北京：华夏出版社，第102-164页。
- 2.蔡晓梅、苏杨，2022：《从冲突到共生——生态文明建设中国家公园的制度逻辑》，《管理世界》第11期，第131-154页。
- 3.常纪文，2024：《论坚持用最严格制度最严密法治保护生态环境》，《城市与环境研究》第1期，第17-28页。
- 4.邓海峰，2021：《生态文明体制改革中自然资源资产分级行使制度研究》，《中国法学》第2期，第285-304页。
- 5.方世南，2019：《习近平生态文明制度建设观研究》，《唯实》第3期，第24-28页。
- 6.胡长生，2024：《习近平生态文明思想中的制度创新贡献》，《环境与可持续发展》第1期，第29-39页。

- 7.黄辉、沈长礼, 2024: 《从传统走向生态：生产者产品责任生态化》，《中国人口·资源与环境》第4期，第187-196页。
- 8.黄可佳、陶火生, 2016: 《我国生态文明制度完善的多维路径分析》，《集美大学学报（哲社版）》第4期，第74-80页。
- 9.吉嘉伍, 2007: 《新制度政治学中的正式和非正式制度》，《社会科学研究》第5期，第50-53页。
- 10.科斯, 1994: 《论生产的制度结构》，盛洪、陈郁译校，上海：上海三联书店出版社，第1-24页、第141页、第196页。
- 11.李周, 2020: 《夯实生态文明制度体系 加快生态文明建设进程》，《中国农村经济》第6期，第18-20页。
- 12.林智钦、林宏瞻, 2024: 《坚持和完善生态文明制度体系研究：基于“两山”理念、生态优先、价值转化的视角》，《中国软科学》第S1期，第259-277页。
- 13.罗必良, 2017: 《科斯定理：反思与拓展——兼论中国农地流转制度改革与选择》，《经济研究》第11期，第178-193页。
- 14.诺斯, 1994: 《制度、制度变迁与经济绩效》，刘守英译，上海：上海三联书店出版社，第5页。
- 15.沈满洪, 2012: 《生态文明制度的构建和优化选择》，《环境经济》第12期，第18-22页。
- 16.沈满洪, 2016: 《生态文明制度建设：一个研究框架》，《中共浙江省委党校学报》第1期，第81-86页。
- 17.沈满洪, 2018: 《海洋环境保护的公共治理创新》，《中国地质大学学报（社会科学版）》第2期，第84-91页。
- 18.沈满洪、何灵巧, 2002: 《外部性的分类及外部性理论的演化》，《浙江大学学报（人文社会科学版）》第1期，第152-160页。
- 19.沈满洪、郅玉玲、彭熠, 2017: 《生态文明制度建设研究（上卷）》，北京：中国环境出版社，第37页。
- 20.王干, 2008: 《流域环境管理制度严谨》，武汉：华中科技大学出版社，第92-94页。
- 21.王金南、马国霞、王志凯、王夏晖、於方、刘桂环、赵云皓、杨武、石敏俊、邓劲松、张清宇, 2021: 《生态产品第四产业发展评价指标体系的设计及应用》，《中国人口·资源与环境》第10期，第1-8页。
- 22.吴凯杰, 2024: 《法典化背景下环境法基本制度的法理反思与体系建构》，《法学研究》第2期，第135-154页。
- 23.吴育辉、田亚男、陈韫妍、徐倩, 2022: 《绿色债券发行的溢出效应、作用机理及绩效研究》，《管理世界》第6期，第176-193页。
- 24.杨桦、胡春立, 2024: 《生态文明制度向治理效能转化的理论阐述与实践路径》，《环境保护》第Z1期，第69-72页。
- 25.杨永亮、王维、覃琼霞, 2024: 《跨界流域生态补偿与受偿县域经济增长——基于新安江第三轮生态补偿的准自然实验》，《中国环境科学》第5期，第2923-2936页。
- 26.殷培红, 2020: 《生态文明制度执行力与制度理论研究需求》，《环境与可持续发展》第6期，第141-144页。
- 27.张海峰、沈坤荣、梁若冰、杨继军, 2024: 《生态补偿奖惩机制改革对大气污染治理的优势效应研究》，《管理世界》第6期，第114-133页。
- 28.张秀芹, 2022: 《百年未有之大变局视域下我国生态文明制度体系的构建》，《北京林业大学学报（社会科学版）》第2期，第9-14页。

29. 张旭昆, 2004: 《制度系统的关联性特征》, 《浙江社会科学》第3期, 第79-84页。
30. 张颖、周丽, 2024: 《用能权交易政策对地区产业结构优化升级的影响》, 《中国人口·资源与环境》第1期, 第71-83页。
31. 中国环境科学出版社, 1994: 《中国21世纪议程: 中国21世纪人口、环境与发展白皮书》, 北京: 中国环境科学出版社, 第23-27页。
32. McGuire, M., 2006: "Intergovernmental Management: A View from the Bottom", *Public Administration Review*, 66(5): 677-679.
33. Zhang, Y., G. Fu, T. Yu, M. Shen, W. Meng and E. D. Ongley, 2011: "Trans-Jurisdictional Pollution Control Options Within an Integrated Water Resources Management Framework in Water-Scarce North-Eastern China", *Water Policy*, 13(5): 624-644.

(作者单位: 浙江农林大学生态文明研究院)
(责任编辑: 柳 荻)

The Construction of Eco-civilization System: Theoretical Interpretation, Evolution Trend, and Path Selection

SHEN Manhong

Abstract: The concept of eco-civilization system was first introduced in the keynote report during the opening ceremony of the 18th National Congress of the Communist Party of China. The eco-civilization system is an institutional system that can be divided into mandatory systems, incentivizing systems, and guiding systems, according to the strength of institutional rigidity. Different eco-civilization systems, when combined with various actors, can form different institutional matrices. Different eco-civilization systems are substitutable and complementary, and can be optimized accordingly. Regularities exist in the evolution of eco-civilization systems: first, a shift from “groping” to “planning” in terms of institutional generation methods; second, a shift from “low” to “high” in the balance between rigidity and flexibility; and third, a shift from “management” to “governance” in terms of institutional implementation methods. To address issues such as “institutional conflict”, “institutional congestion”, “adverse selection”, and “institutional preference” in the construction of the eco-civilization system, it is necessary to further refine the eco-civilization system, strengthen performance evaluation and comparison, focus on the optimal selection and coupling enhancement of systems, and incorporate eco-civilization system building into the CPC’s inspection mechanism to strengthen supervision.

Keywords: Eco-civilization System; Institutional System Construction; Optimal Selection of Systems

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¹ 易福金^{2,3} 张齐家¹

摘要: 本文利用江苏省开展小麦完全成本保险试点的契机，使用双重差分方法考察农业保险对小麦生产化肥投入的影响。同时，基于农村信贷市场不完备和农户保险认知不足的新视角，本文进一步探讨农业保险影响农户化肥投入的差异化表现。研究结果显示，完全成本保险试点的实施减少了小麦生产化肥投入量，其实质是农村信贷约束与信息约束导致的结果。进一步的分析表明，当农户面临信贷约束或信息约束时，农业保险减少了小麦生产化肥投入量；相反，当农户不存在此类约束时，农业保险则表现出增加化肥投入量的效应。据此，本文指出，在开展农业保险效应评估时需深入分析农村信贷市场与信息传递渠道的现实状况，这是准确评价农业保险效果的前提。

关键词: 完全成本保险 化肥投入 信贷约束 信息约束

中图分类号: F842.6; F323 文献标识码: A

一、引言

农业保险是中国农业支持政策体系的重要组成部分，过去十余年，农业保险保费补贴等政策推动中国农业保险体系迅速发展，使其取得了巨大成就。2023年，全国农业保险保费收入已达1430亿元^①，比2017年的51.8亿元^②增加了26.6倍多；2023年，农业保险为农业发展提供风险保障4.98万亿元^③。农业保险稳定了农户收益，构成种粮农民收益保障机制的重要一环。2024年，《政府工作报告》明确

*本研究得到国家自然科学基金—盖茨基金国际合作重点项目“农业综合天气指数保险研究和实施”（编号：72261147758）、国家社会科学基金重大项目“有效提升农业风险管理需求研究”（编号：22VRC78）和浙江省哲学社会科学规划领军人才培育专项“农业安全生产支持政策体系研究”（编号：24YJRC01ZD）的资助。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：易福金。

^①资料来源：《涉农金融服务提质增速》，https://www.sohu.com/a/767365934_118392。

^②资料来源：《我国农业保险近5年年均增速36%》，<http://finance.people.com.cn/money/n/2013/0705/c218900-22091650.html>。

^③资料来源：《农业保险全面升级时不我待》，https://www.financialnews.com.cn/bx/202402/t20240221_287600.html。

提出，“在全国实施三大主粮生产成本和收入保险政策，健全种粮农民收益保障机制”^①。大多数农业政策通过改变农户生产决策产生溢出效应（Takahashi et al., 2020; 鄂亮亮和纪月清, 2022）；类似地，农业保险同样具有提升农户福利、促进农业现代化和保障国家粮食安全的多功能性（庹国柱和张峭, 2018）。本质上，农业保险影响农户农业生产决策的根本原因在于，农业保险的风险分散机制会增加农户的预期效用，引发农户生产决策行为的变化，进而实现农业保险的多功能性（Smith and Goodwin, 1996; 徐雯和张锦华, 2023）。特别是在农业生产不确定事件频发的现实背景下，购买农业保险可以减轻农户对产量损失的担忧，激励农户采取高风险生产行为，如采纳新技术（毛慧等, 2022）、改变化肥农药投入（Horowitz and Lichtenberg, 1993）等。农户生产行为的改变会放大农业保险的社会福利效应，包含收入效应（周稳海等, 2014; 任天驰和杨汭华, 2022）、福利效应（孙香玉和钟甫宁, 2009）和环境效应（江生忠等, 2023）等。随着农业绿色发展的趋势不断强化，学术界开始广泛探讨如何发挥农业保险潜在的环境效应，尤其是农业保险的化肥减量作用（江生忠等, 2023）。

但是，农业保险影响化肥投入的相关研究尚未形成定论。部分研究认为，购买农业保险会增加农户化肥投入量，其原因在于化肥具有风险增加型要素的性质，农业保险可以有效分散农户增施化肥所带来的减产风险（Horowitz and Lichtenberg, 1993; Quiggin et al., 1993; 张哲晰等, 2018）。具体而言，农户增加化肥投入将带来农业生产期望产量的提升与产量波动的加剧，后者增加了农业生产风险^②（Smith and Goodwin, 1996; 钟甫宁等, 2007）。对于购买农业保险的农户而言，当其遭遇减产风险时，农业保险赔付可以弥补生产损失，从而激励农户增加化肥投入量。但是，农业保险赔付能否完全抵消减产损失存在一定的不确定性，若农业保险赔付无法弥补减产损失，理性的农户不会增加化肥投入（Mishra et al., 2005; 钟甫宁等, 2007）。同时，考虑到增施化肥带来的生产投入成本提升，农业保险赔付可能难以足额弥补收入损失，故购买农业保险的农户倾向于减少化肥投入（Smith and Goodwin, 1996）。从上述观点看，农业保险的化肥投入效应可以被理解为农业保险的道德风险问题，即农户在购买农业保险后，倾向于做出对己有利的生产决策，而这种生产决策的调整本质上是农户追求期望效用最大化的表现（Horowitz and Lichtenberg, 1993; 江生忠等, 2023）。

值得注意的是，尽管以上研究基于传统期望效用理论为农业保险影响化肥投入提供了一个解释框架，但忽视了农户生产决策面临的外部环境限制，可能导致农业保险对化肥投入的影响因人而异、因地域而异。换言之，传统理论框架忽视了外部条件从而对现实问题的解释力不足。作为发展中国家，中国的农村普遍存在金融市场不完善、信息传递不畅等外部制度与环境约束，极大限制了农户的农业生产决策，使部分农业政策存在实施效果不佳的问题（黄季焜等, 2008; 褚彩虹等, 2012; Genius et al., 2014; 高杨和牛子恒, 2019; 马九杰等, 2022）。从农户信贷条件看，信贷约束产生的流动性不足制约了包含生产要素投入、技术采纳在内的农户生产行为的优化（Fletschner et al., 2010; 马九杰等, 2022;

^①参见《政府工作报告——2024年3月5日在第十四届全国人民代表大会第二次会议上》，https://www.gov.cn/gongbao/2024/issue_11246/202403/content_6941846.html。

^②农业生产风险包含实际产量高于预期产量的上行风险与实际产量低于预期产量的下行风险，农业保险分散的是后者。

易福金等, 2023)。以技术采纳为例, 信贷约束降低了农户对先进技术的接受度, 导致农业生产效率提升缓慢(Feder et al., 1990; 马九杰等, 2022)。事实上, 由于农村金融市场不完善、农民金融素养不足和担保品缺乏等因素, 中国农村居民面临较为严重的正规信贷约束(周月书等, 2019; 彭澎和张龙耀, 2021)。针对河北、内蒙古、辽宁、甘肃、四川、湖南六省(区)的代表性农户的调查结果显示, 仍有31.4%的样本农户存在正规信贷需求, 且仅有18.4%的样本农户可以获得足额信贷^①。若将获取信贷数额受限的农户考虑在内, 则中国农村信贷约束问题可能更为糟糕(余泉生和周亚虹, 2014)。在信贷约束的现实背景下, 资金缺乏限制了购买农业保险农户增加化肥投入的行为。因此, 在综合考虑信贷约束与化肥投入成本的条件下, 购买农业保险的农户可能会减少化肥投入。

此外, 信息传递不畅也是影响农业保险效果的重要因素。信息有效传递是农户了解并参与农业政策的前提条件(罗明忠等, 2021), 但农村社会普遍存在政策传播中的信息缺失问题, 极大阻碍了相关政策在基层的实施及目标实现(邱新有等, 2005)。受限于宣传体系缺失, 部分受教育程度较低的农民难以理解复杂的农业保险产品。例如, 中国保险学会的调查数据显示, 仅有14.6%的农户能看懂农业保险条款^②。更为严重的是, 由于基层农业保险实践大多存在投保或赔付不规范等现象, 农户的农业保险认知水平明显不足(Hou et al., 2011; Ye et al., 2017)。例如, 广泛存在的“保费整村代付代缴”“协议赔付”“保费返还”等不规范行为阻碍了农业保险信息的正确传播^③, 使农户无法真正理解保险的风险分散机制。可见, 当保险信息传递受限导致农户的农业保险认知不足时, 农业保险对农户化肥投入行为的影响将被扭曲, 一旦农户认为农业保险赔付无法产生预想的收益, 他们将会减少化肥投入。

那么, 农业保险影响农户化肥投入的真实表现如何? 本研究将信贷约束与信息约束情境纳入分析框架, 系统考察农户受外部环境约束与否时农业保险对化肥投入的差异化影响, 从而为当前农业保险的化肥减量效应提供新的解释。本文将江苏省开展的小麦完全成本保险试点作为一项准自然实验, 以此为基础探讨在不同信贷约束和信息约束情境下完全成本保险对农户化肥投入的差异化影响。相较于以往研究, 本文的边际贡献在于: 第一, 本文基于外部条件约束下的农户生产决策视角, 利用微观农户调研数据评估农业保险对农户化肥投入的影响; 第二, 基于中国农户在生产过程中普遍面临的外部制度与环境限制, 本文构建信贷与信息双重约束条件下的分析框架, 弥合相关研究因忽视农户决策复杂性与外部环境差异性而导致的结论不一致。

二、政策背景与理论框架

(一) 政策性农业保险发展历程

中国农业保险正处于从初步发展到高质量发展转变的关键阶段。2007年, 内蒙古等6省份在农业

^①资料来源:《中和农信在京发布中国农村金融服务供给与需求研究报告》, https://www.sohu.com/a/359318579_99906081。

^②资料来源:《农业保险调查:仅14.61%农户能看懂条款》, <http://politics.people.com.cn/n/2014/0910/c70731-25636973.html>。

^③根据何小伟等(2022)的研究, 2012—2020年的农业保险违法违规行为中, 虚假承保、虚假理赔和套取补贴的案件数量高达335件, 约占全部案件数量的84%。

保险保费补贴政策的支持下率先开展政策性农业保险试点工作，并于2012年向全国推广。随后，农业保险保费补贴政策逐步优化，农业保险市场不断完善，政策性农业保险实现了覆盖率由低到高、风险保障水平由浅入深的跨越式发展。尽管如此，中国农业保险仍面临保障水平不高、保险深度和保险密度不足的挑战。为弥补农业保险发展短板，中国于2019年开始探索农业保险高质量发展，相关政策旨在从提升保障水平、优化保费补贴政策和发挥农业保险多功能性等方面完善政策性农业保险体系。与之相对应的是，财政部在2021年修订印发《中央财政农业保险保费补贴管理办法》，旨在进一步提升农业保险保费补贴资金的使用效率。

但是，传统政策性农业保险只赔付种子、化肥和农药等生产成本，也被称为物化成本保险，其较低的保障水平难以应对当前劳动力价格与地租快速上涨导致生产收益下降的压力。因此，提高农业保险保障水平变得尤为迫切。在遵循物化成本保险基本逻辑的情况下，完全成本保险将保险保障范围拓宽至劳动力成本、土地成本等方面，大幅提升了农业保险的风险保障能力，为农户灾后恢复农业生产提供了有力支撑。2018年，内蒙古、辽宁、安徽、山东、河南、湖北6省份24个产粮大县开展完全成本保险试点工作，并于2021年将试点范围扩展至包含原试点省份在内的13个粮食主产省份。此后，完全成本保险于2024年在全国范围内全面实施。这意味着，在未来较长一段时间内，完全成本保险将成为中国主粮作物农业保险的主要形态。实施三大主粮高保障水平的完全成本保险政策是中国农业保险高质量发展的关键抓手。

进一步来说，从低保障水平的物化成本保险向高保障水平的完全成本保险转变的政策背景，为识别农业保险影响农户农业生产决策提供了难得的机会，特别是在化肥投入决策上。本质上，物化成本保险和完全成本保险有相同的风险分散机制，但完全成本保险更高的风险保障水平使农户更有可能调整生产决策，使得完全成本保险的化肥投入效应更容易被观测（徐雯和张锦华，2023）。从这个角度来说，选用完全成本保险作为分析对象在效果识别上更有优势。

（二）理论框架

为刻画农业保险对农户化肥投入的影响，本文在假设无外部条件约束的前提下，构建描述小麦种植户购买农业保险与化肥投入行为的理论模型。为简化表达，本文假定化肥是唯一的生产投入要素，并且不失一般性，假定小麦价格为1，则农户的期望效用最大化目标为：

$$\text{Max } E(U) = E\{U[Y(x) - C(x) - P(I) + \kappa(x) \times I]\} \quad (1)$$

(1)式展示了购买农业保险的农户投入 x 单位化肥所得到的期望效用，该期望效用与小麦产出水平 Y 、生产成本 C 、农业保险保费 P 、保险赔付率 κ 、保险保障水平 I 有关。化肥投入会影响小麦产出水平 $Y(x)$ 、生产成本 $C(x)$ 和保险赔付率 $\kappa(x)$ ；农户购买保障水平为 I 的农业保险，需要缴纳保费 $P(I)$ ，并且在受灾时获得 $\kappa(x) \times I$ 的保险赔付。进一步，本文借鉴Just-Pope生产函数形式（Just and Pope, 1978），假定小麦产出水平 $Y(x)$ 满足以下形式：

$$Y(x) = f(x) + h(x)\varepsilon \quad (2)$$

(2) 式中, $f(x)$ 与 $h(x)$ 分别为产出函数与风险函数, 表示农户投入 x 单位化肥时的产出期望值与产出波动值, ε 是随机扰动项。本文将 (2) 式代入 (1) 式, 得:

$$\text{Max } E(U) = E\{U[f(x) + h(x)\varepsilon - C(x) - P(I) + \kappa(x) \times I]\} \quad (3)$$

在给定农业保险保障水平 I 的前提下, 化肥最优投入需要满足以下一阶条件:

$$\frac{\partial E(U)}{\partial f} \times \frac{\partial f}{\partial x} + \frac{\partial E(U)}{\partial h} \times \frac{\partial h}{\partial x} \times \varepsilon - \frac{\partial E(U)}{\partial C} \times \frac{\partial C}{\partial x} + \frac{\partial E(U)}{\partial \kappa} \times \frac{\partial \kappa}{\partial x} \times I = 0 \quad (4)$$

(4) 式展示了化肥投入变化改变期望效用的四种效应路径, 即平均产出边际效应、产出波动边际效应、成本边际效应和赔付边际效应。其中, 左侧前三项可以被理解为化肥投入变化引起的农业生产变化对期望效用的边际影响 (以下简称“农业生产边际效应”), 而第四项反映化肥投入变化引起的农业保险赔付变化对期望效用的边际影响 (以下简称“农业保险赔付边际效应”)。理论上, 农业保险赔付是农户化肥投入变化的机会成本。当农业保险赔付边际效应等于农业生产边际效应时, 农业保险赔付恰好能弥补农户化肥投入变化所带来的减产损失, 购买农业保险的农户处于化肥投入最优的均衡状态。然而, 当外部条件发生改变时, 例如政府调整了保险保障水平 I , 在达成新的均衡过程中, 农业保险赔付边际效应与农业生产边际效应的相对大小存在两种可能性, 使得农业保险表现出增加或减少化肥投入, 表达式分别如下所示:

$$\frac{\partial E(U)}{\partial \kappa} \times \frac{\partial \kappa}{\partial x} \times I_h > -\frac{\partial E(U)}{\partial f} \times \frac{\partial f}{\partial x} - \frac{\partial E(U)}{\partial h} \times \frac{\partial h}{\partial x} \times \varepsilon + \frac{\partial E(U)}{\partial C} \times \frac{\partial C}{\partial x} \quad (5)$$

$$\frac{\partial E(U)}{\partial \kappa} \times \frac{\partial \kappa}{\partial x} \times I_l < -\frac{\partial E(U)}{\partial f} \times \frac{\partial f}{\partial x} - \frac{\partial E(U)}{\partial h} \times \frac{\partial h}{\partial x} \times \varepsilon + \frac{\partial E(U)}{\partial C} \times \frac{\partial C}{\partial x} \quad (6)$$

具体来说, (5) 式展示了农业保险赔付边际效应大于农业生产边际效应的情境, 此时保险赔付足以弥补化肥投入变化导致的减产损失, 理性的农户将增加化肥投入量, 最终会实现农业保险赔付边际效应等于农业生产边际效应的新均衡状态; 相反, (6) 式展示了农业保险赔付边际效应小于农业生产边际效应的情境, 此时保险赔付难以弥补化肥投入变化导致的减产损失, 农户则会减少化肥投入量, 最终达到新均衡状态。随着完全成本保险政策的开展, 其较高的保险保障水平 (I_h) 将带来保险赔付额度大幅增加, 该情境更接近于 (5) 式的情境; 如果政府降低保险保障水平 (I_l), 结论则与 (6) 式更为接近。当然, 由于数据问题, 后者并不在本文实证检验的范围内。因此, 相较于原有低保障水平的物化成本保险, 在没有外部约束条件下, 购买完全成本保险的农户将增加化肥投入, 实现完全成本保险条件下新的化肥投入均衡。

但是，简化的理论模型难以完全反映当面临外部约束条件时农户在生产决策上的不同表现。具体来说，上述讨论并未将农户所面临的外部约束条件纳入生产决策模型，因而在一定程度上忽视了农业保险赔付边际效应与农业生产边际效应因外部约束条件引发的相对大小变动。从现实情况来看，发展中国家的农户普遍面临着信贷与信息的双重约束，进而产生因资金缺乏与保险认知不足导致的农业生产行为受限（Kumar et al., 2013）。鉴于此，本文将着重考察信贷约束与信息约束条件下，农业保险对农户化肥投入影响的差异。

农户信贷条件是影响农业生产要素投入水平的重要因素（Feder, 1982；贾蕊和陆迁, 2017）。对于受信贷约束的农户而言，信贷约束反映为农业生产边际效应中资金使用机会成本的增加，此时，资金使用的机会成本上升将会打破农业保险赔付边际效应等于农业生产边际效应的均衡状态，即：

$$\frac{\partial E(U)}{\partial \kappa} \times \frac{\partial \kappa}{\partial x} \times I_n < -\frac{\partial E(U)}{\partial f} \times \frac{\partial f}{\partial x} - \frac{\partial E(U)}{\partial h} \times \frac{\partial h}{\partial x} \times \varepsilon + \frac{\partial E(U)}{\partial C} \times \frac{\partial C}{\partial x} + \lambda \quad (7)$$

(7) 式描述了考虑到农户面临信贷约束条件的影子价格 λ 后的情境，其中， I_n 为完全成本保险的保障水平，以此分析农户购买完全成本保险时的新均衡条件。当农户面临信贷约束时 ($\lambda > 0$)，农业生产边际效应提升，使得保险赔付边际效应低于生产边际效应，购买农业保险的农户为达到新均衡状态，将减少化肥投入。相反，若农户未受信贷约束 ($\lambda = 0$)，农户仍会沿着上述 (5) 式的讨论逻辑而增加化肥投入。因此，本文提出如下研究假说。

H1：在没有信贷约束时，农业保险会促使农户增加化肥投入；但是，信贷约束会扭转该影响方向，使农业保险表现出化肥减量效应。

信息约束限制了农户获得完整的保险信息，弱化了农户对农业保险赔付的认识（庹国柱, 2023）。受限于农业保险信息传递渠道不完善，农户面临信息不足和认知误区的双重困境：其一，在农业保险基层实践中，政府针对广大受教育程度不足的农民采用“半强制投保”工作方式（张跃华等, 2016；易福金等, 2023），极大阻碍了农户获得全面的保险信息；其二，保费返还、协议理赔等违规行为有悖于保险风险分散的内涵，扭曲了农户对保险机制的认知（Hou et al., 2011），使农户形成保险等同于理财的误解。此时，在保险保障水平提升的情况下，农户难以完全认识到保险赔付可以弥补因增施化肥引发的减产损失，(5) 式情境的结果会被完全扭转，直至购买完全成本保险将不会增加其化肥投入。准确来说，信息约束改变了农户感知的农业保险赔付率，也降低了农业保险赔付边际效应，即：

$$\frac{\partial E(U)}{\partial \kappa_r} \times \frac{\partial \kappa_r}{\partial x} \times I_n < -\frac{\partial E(U)}{\partial f} \times \frac{\partial f}{\partial x} - \frac{\partial E(U)}{\partial h} \times \frac{\partial h}{\partial x} \times \varepsilon + \frac{\partial E(U)}{\partial C} \times \frac{\partial C}{\partial x} \quad (8)$$

(8) 式中： κ_r 是农户感知的主观赔付率，对风险赔付机制的错误认知，将导致保险赔付边际效应小于持有正确认知时的保险赔付边际效应，即 $\frac{\partial E(U)}{\partial \kappa_r} \times \frac{\partial \kappa_r}{\partial x} \times I_n < \frac{\partial E(U)}{\partial \kappa} \times \frac{\partial \kappa}{\partial x} \times I_n$ 。在此情境中，当农户因信息约束持有错误认知时，农业保险赔付边际效应将被降低，购买农业保险的农户为达到均衡状态，将有可能减少化肥投入。相反，若农户未受信息约束，他们仍会因完全成本保险的赔付额度提升而增加化肥投入。因此，本文提出如下研究假说。

H2: 在没有信息约束时, 农业保险会促使农户增加化肥投入; 但是, 信息约束会扭转该影响方向, 使农业保险也表现出化肥减量效应。

综合以上各类因素, 图 1 展示了农业保险影响农户化肥投入的分析框架。

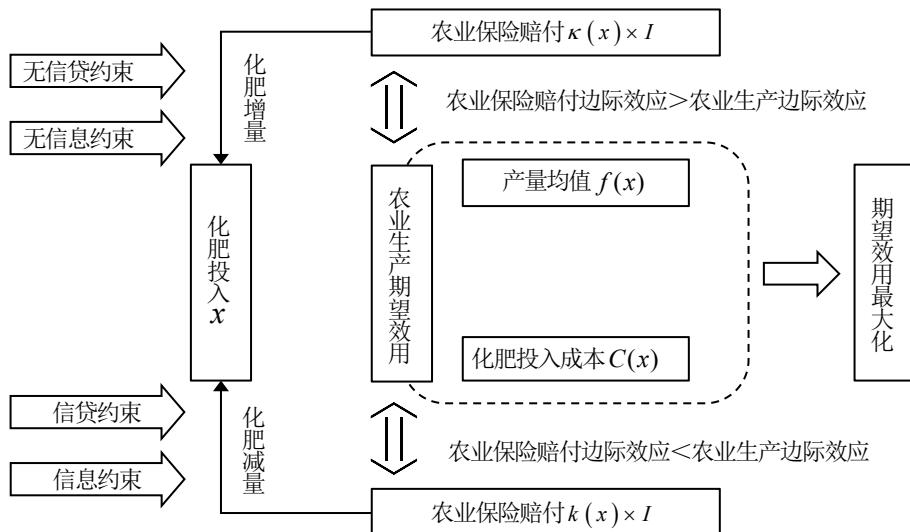


图 1 农业保险影响农户化肥投入的分析框架

三、数据来源与实证策略

(一) 数据来源

本文研究数据源自笔者所在团队于 2021—2023 年在江苏省盐城市、淮安市和宿迁市 7 个小麦主产县(区)开展的问卷追踪调查。2022 年, 上述 3 个地级市的粮食总产量分别为 716 万吨、493 万吨和 411 万吨, 分别位列江苏省各地级市粮食总产量的第一、第三和第四位^①; 同时, 江苏省在农业生产上规模户与小农户并存, 水稻与小麦轮作, 其农业生产模式在全国具有代表性。在农业保险发展方面, 江苏省是中国农业保险发展的先行区, 其发展历程是中国农业保险发展的缩影。具体来说, 江苏省自 2007 年被列为首批政策性农业保险试点地区以来, 其农业保险市场实现了跨越式发展。从保险核心指标来看, 2007—2019 年, 江苏省保费收入从 5.05 亿元增加到 37.97 亿元, 赔付率从 19.7% 增长到 81.2%^②。2021 年, 江苏省产粮大县被纳入三大粮食作物完全成本保险和种植收入保险试点区域, 江苏省政府于 2021 年末推出小麦完全成本保险, 并于 2022 年在部分产粮大县进行试点^③。由于各县农业保险投保时间存在差异, 小麦完全成本保险试点(以下简称“保险试点”)实施出现了时间差异, 即 2022 年淮

^① 资料来源: 《2022 年江苏分市主要粮食数据》, http://nynct.jiangsu.gov.cn/art/2023/12/19/art_12552_11103573.html。

^② 数据来源: 原中国银保监会非公开数据。

^③ 资料来源: 《江苏省启动三大粮食作物完全成本和收入保险试点》, http://www.mof.gov.cn/zhengwuxinxi/xinwenlianbo/jiangsucaizhengxinlianbo/202108/t20210806_3743354.htm。

安市与宿迁市为小麦完全成本保险试点地区（以下简称“试点地区”），而盐城市仍属于传统物化成本保险政策实施区域（以下简称“非试点地区”）。

笔者在保险试点开始实施前的2021年12月和保险试点实施后的2023年3月进行了两次入户调查。本研究从江苏省小麦主产县（区）中随机选取以粮食生产为主的乡镇，在乡镇层面随机抽取具有代表性的行政村，在每个样本村根据小麦生产规模对农户进行分层抽样^①。具体来说，调研员采用与农户户主一对一访谈的方式：2021年12月中下旬第一次调查时对农户2019—2021年三年生产数据进行回溯；2023年3月开展跟踪调查，主要收集农户2022年的生产情况。调查内容包含农户农业生产、农业保险购买和理赔、家庭和个体特征等情况。两次调查的农户样本数为683户，其中，2019—2022年各年度农户数量分别为451户、635户、658户和366户^②。由于追踪过程中存在样本丢失情况，本次调查最终形成2110个观测值的非平衡面板数据。此外，调查年份内江苏省并未实施高强度的化肥减量行动，排除了相关化肥减量政策影响本文模型估计结果的可能性^③。

（二）变量选择

1.被解释变量：亩均化肥投入量。亩均化肥投入量以小麦生产每亩化肥投入量衡量。同时，本文将小麦生产亩均化肥投入成本替换为被解释变量进行稳健性检验^④。

2.核心解释变量：保险试点实施。核心解释变量为保险试点地区虚拟变量与保险试点时间虚拟变量的交互项。当农户处于试点地区（淮安市、宿迁市）时，保险试点地区虚拟变量赋值为1；当农户处于非试点地区（盐城市）时，该变量赋值为0。保险试点时间虚拟变量根据完全成本保险开展年份设定，将调查时点处于完全成本保险试点实施后的2022年赋值为1，其余年份赋值为0。

3.调节变量：信贷约束和信息约束。对于信贷约束，本文根据农户信贷约束程度，构建强信贷约

^①两次调查拟在盐城市、淮安市和宿迁市各抽取2个县（区），在每个样本县（区）抽2个乡镇，在每个样本乡镇抽取2个样本村。但在调查过程中，笔者发现，部分调查地区在调查期间内外出务工人员较多，导致该地区样本较少，故在该调查地区内遵循粮食生产的原则增加抽样。最终调查了7个县（区）、15个乡镇、37个行政村。

^②两次调查分别获得农户样本561个和384个。第二次调查过程中存在因未追踪到第一次调查的受访农户而导致样本丢失情况，笔者通过随机删除样本的随机性检验与实证结果的样本摩擦损失检验，证明上述问题未对本文研究结论产生实质性影响。除此之外，由于受访农户的历史生产数据缺失，本文在实证分析中排除7个农户样本，因其数量不足总样本量的1%，对实证结果的影响较小。

^③国泰安数据库数据（<http://www.gtarsc.com>）显示，自2015年江苏省实施农药化肥零增长行动以来，调查样本所在各地级市的化肥投入变化趋势极为相似。这在一定程度上说明，江苏省的化肥零增长行动是基于省级层面开展的。同时，根据《到2020年江苏省化肥使用量零增长行动方案》，江苏省已于2020年完成化肥零增长行动目标，故调查年份内完全成本保险试点地区并未实施强度更大的化肥减量行动。综上，本研究不存在因试点地区处于化肥农药零增长相关政策重点实施区域而导致实证结果伪回归的问题。

^④小麦生产亩均化肥投入成本是农户种植小麦全过程中每亩所有种类化肥投入金额（元/亩），该成本数据依农户真实所答并根据2019年居民消费价格指数平减。

束与弱信贷约束两个变量衡量农户信贷约束，分别对应信贷约束中农户未获得信贷与未获得足额信贷两种情况（Feder et al., 1990; 万广华等, 2001; Boucher et al., 2008）。具体来说，本文将强信贷约束变量定义为农户在上一年资金不足状态下能否通过正规金融获得贷款，通过问卷调查中农户对“当年是否缺钱”“能否从正规金融机构得到贷款”两个问题的回答进行赋值：当农户处于缺钱状态并难以从正规金融机构得到贷款时，视为存在强信贷约束，将该变量赋值为1；反之，视为不存在强信贷约束，将该变量赋值为0。本文将弱信贷约束变量定义为农户在上一年资金不足状态下能否通过正规金融获得满足其需求的贷款，通过问卷调查中农户对“从正规金融机构得到贷款能否满足需求”问题的回答进行赋值：当农户难以从正规金融机构得到满足需求的贷款时，视为存在弱信贷约束，将该变量赋值为1；反之，将该变量赋值为0。相较于强信贷约束，弱信贷约束包含从正规金融机构未获得足额贷款的农户，故理论上其数值较大。需要注意的是，从申请贷款到获得贷款存在时间差，农户通过信贷渠道获得的资金极有可能是用于下一期的农业生产，故本文选用滞后一期信贷约束进行实证分析。

对于信息约束，依据村集体与社会网络是农村社会中主要信息传递渠道的现实情况，本文将信息约束变量设置为村集体渠道信息约束与社会网络渠道信息约束（左停等, 2009; 高杨和牛子恒, 2019）。通常情况下，村集体或社会网络是农户获得信息的主要渠道（陈欢等, 2017），农户可通过参加村民代表大会（党亚飞, 2020）或与朋友交谈（Cai et al., 2015）掌握信息。本文以农户无法每季度至少参加一次村级会议衡量村集体渠道信息约束：若农户为这种情况，则变量赋值为1，即农户存在村集体渠道信息约束；否则，变量赋值为0^①。本文以农户无法通过社会网络关系获得保险信息定义社会网络渠道信息约束变量：若农户为这种情况，则变量赋值为1，即农户存在社会网络渠道信息约束；否则，变量赋值为0。

4. 控制变量。本文从个体、家庭、农业风险管理态度三个方面选取控制变量。个体层面控制变量包括户主性别、户主年龄和户主受教育程度。家庭层面控制变量包括种植面积和家庭储蓄额。农业风险管理态度层面的控制变量包括户主保险认知、保险赔付经历和户主风险态度。具体来说，本文参考 Cai et al. (2015) 的方法，设计 8 道分值为 1 分的完全成本保险题目测度户主保险认知，最后得分由户主回答正确的分值加总获得^②。本文借鉴 Brick and Visser (2015) 的研究，用彩票游戏方法测度户主风险态度，通过设置确定收益的安全选项与不确定收益的风险选项，依照户主选择风险选项的次数，确定户主风险偏好^③。通过计算户主选择安全选项次数占总游戏次数的比重衡量其风险态度，风险态度

^① 依据《中华人民共和国村民委员会组织法》第二十六条规定，村民代表会议需每季度召开一次，有特殊情况可临时召开。这意味着，农户参会频率未达到此标准很可能是出于自身原因，而非村委会组织工作问题。因此，本文以农户是否每季度至少参加一次村级会议衡量村政渠道信息传递约束，具有较高可靠性。

^② 户主保险认知保险测试题目具体见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中的表 1。

^③ 户主参加一个有两种选择的彩票游戏：选项一是直接获得收益为 5~40 元不等的安全选项；选项二是掷硬币游戏的风险选项，掷得硬币正面的收益为 40 元，掷得硬币反面的收益为 0 元。当户主选择选项二时，则减少选项一的收益，户主继续进行选择。通过不断减少选项一的收益进行测试，直至户主选择选项一时，游戏结束。选择选项一的次数越多，表明该户主对确定性收益的接受程度越高，越不喜欢冒险。

数值越大，表明农户越倾向于规避风险。此外，本文还控制了化肥价格进行稳健性检验。

(三) 变量描述性统计结果

表1是本文主要变量的定义、赋值和描述性统计结果。根据表1，样本农户小麦生产亩均化肥投入量的均值为70.977千克。样本农户面临较为严重的信贷约束与信息约束，调查样本中约有68.8%的农户难以在资金短缺时通过正规金融得到满足其需求的贷款；存在村集体渠道信息约束和社会网络渠道信息约束的农户占全部样本农户的比重分别为80.4%与71.8%。除此之外，样本农户有如下的特征：其一，样本农户户主以男性为主，户主平均年龄约为57岁，多持有风险厌恶偏好；其二，样本农户平均小麦种植面积较大，约159亩^①；其三，样本农户户主保险认知不足，保险认知的均值仅为3.935；且调查样本中约有19.7%的农户在上一年有受灾获得赔付的经历。

表1 主要变量定义及描述性统计结果

变量	变量定义或赋值	均值	标准差	样本量
被解释变量				
亩均化肥投入量	小麦生产亩均化肥投入量(千克)	70.977	17.922	2110
亩均化肥投入成本	小麦生产亩均化肥投入成本(元/亩)	195.777	57.126	2110
核心解释变量				
保险试点地区	农户是否处于小麦完全成本保险试点地区：是=1，否=0	0.671	0.470	2110
保险试点时间	调查时点是否在实施小麦完全成本保险试点之后：是=1，否=0	0.174	0.379	2110
保险试点实施	完全成本保险试点地区与保险试点时间的交互项	0.107	0.309	2110
调节变量				
强信贷约束	农户在上一年资金不足状态下是否无法通过正规金融获得贷款：是=1，否=0	0.669	0.471	2110
弱信贷约束	农户在上一年资金不足状态下是否无法通过正规金融获得满足其需求的贷款：是=1，否=0	0.688	0.464	2110
村集体渠道信息约束	农户是否无法满足每季度至少参加一次村级会议的条件：是=1，否=0	0.804	0.397	2110
社会网络渠道信息约束	农户是否无法满足通过社会网络关系获得保险信息的条件：是=1，否=0	0.718	0.450	1685
控制变量				
性别	户主性别：男性=1，女性=0	0.929	0.257	2110
年龄	户主年龄(岁)	56.542	9.940	2110
受教育程度	户主接受教育的年限(年)	8.563	3.520	2110

^①样本农户包含种植规模超过1000亩的大农户，所以种植面积均值较大。但事实上，按江苏省适度规模经营补贴规定的50亩及以上的种植规模户标准，样本中小农户与规模户的数量是平衡的，二者比例约为1:1。

表1 (续)

种植面积	当年农户小麦种植面积(亩)	159.068	260.841	2110
家庭储蓄额	当年农户家庭储蓄额度(元)	9351.201	19507.628	2110
户主保险认知	8道分值为1分完全成本保险题目得分的加总值	3.935	1.747	2110
保险赔付经历	农户上一年受灾时是否获得农业保险赔付: 是=1, 否=0	0.197	0.398	2110
户主风险态度	用彩票游戏方法得到农户选择无风险选项次数占总 游戏次数的比重	0.607	0.356	2110
化肥价格	农户在小麦生产期内购买的所有种类化肥的平均单 位价格(元/千克)	2.856	0.955	2110

(四) 模型构建

本文运用双重差分法(DID)评估保险试点实施对农户化肥投入量的影响,模型形式如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Post_{it} + \alpha_2 FCcost_{it} + \alpha_3 Post_{it} \times FCcost_{it} + \alpha_4 X_{it} + \alpha_5 Z_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

(9)式中:被解释变量 Y_{it} 表示农户*i*在*t*年的小麦生产亩均化肥投入量。 $Post_{it}$ 为保险试点时间虚拟变量, $FCcost_{it}$ 为保险试点地区虚拟变量, $Post_{it} \times FCcost_{it}$ 为保险试点实施。 X_{it} 为随时间变动的控制变量,包含户主年龄、种植面积、家庭储蓄额和保险赔付经历; Z_i 表示不随时间变动的控制变量,包括户主性别、户主受教育程度、户主保险认知和户主风险态度等。 $\alpha_1 \sim \alpha_5$ 为待估参数。不同年份的经济趋势和其他政策同样会对农户化肥投入产生影响,因此,本文采用年份固定效应控制这些不可观测因素的影响,用 u_t 表示。除此之外, α_0 表示常数项, ε_{it} 为随机误差项。为更好地控制异方差和序列相关带来的估计偏误,本文将标准误聚类到村级层面。

进一步地,本文分析信贷约束和信息约束两种约束条件对于农业保险影响农户化肥投入的调节效应。具体模型形式如下:

$$\begin{aligned} Y_{it} = & \beta_0 + \beta_1 Post_{it} + \beta_2 FCcost_{it} + \beta_3 Con_{it} + \beta_4 Post_{it} \times FCcost_{it} \\ & + \beta_5 Con_{it} \times FCcost_{it} + \beta_6 Con_{it} \times Post_{it} + \beta_7 Con_{it} \times Post_{it} \times FCcost_{it} \\ & + \beta_8 X_{it} + \beta_9 Z_i + u_t + \zeta_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

(10)式中: Con_{it} 表示农户所面临的约束,包含信贷约束或信息约束。 $\beta_1 \sim \beta_9$ 为待估参数。 β_0 表示常数项, ζ_{it} 为随机误差项,其他符号的含义同(9)式。

四、基准回归结果及相关检验

(一) 化肥投入变化趋势

首先,本文展示了调研地区2019—2022年农户小麦生产亩均化肥投入量的总体变化趋势,如图2所示。总体来看,在保险试点实施前,试点地区与非试点地区小麦生产亩均化肥投入量存在相似的上

升态势，这与笔者根据 2020—2023 年历年的《全国农产品成本收益资料汇编》数据计算的江苏省小麦生产化肥投入量增加的趋势一致。但在保险试点实施后，试点地区与非试点地区小麦生产亩均化肥投入量出现明显差异：非试点地区的小麦生产亩均化肥投入量仍继续增加，但试点地区的小麦生产亩均化肥投入量出现下降。同时，后文采用事件分析法对此趋势进行平行趋势检验。

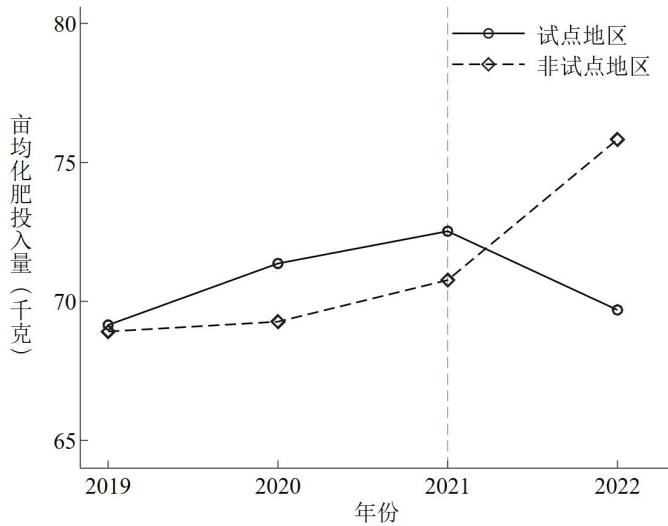


图 2 试点地区和非试点地区小麦生产亩均化肥投入量的变动趋势

注：2021 年为小麦完全成本保险试点开展前的时间节点，此后试点地区正式开展小麦完全成本保险试点。

（二）基准回归结果

本文基于（9）式考察保险试点实施对小麦生产亩均化肥投入的影响。表 2（1）列展示了被解释变量为亩均化肥投入量的实证结果，核心解释变量保险试点实施在 1% 统计水平上显著为负，说明保险试点实施显著降低了小麦生产亩均化肥投入量。具体来说，保险试点实施使小麦生产亩均化肥投入量平均减少约 8.085 千克，按照样本农户小麦生产亩均化肥投入量均值为 70.977 千克计算，保险试点实施使小麦生产亩均化肥投入量降低了约 11.39%。表 2（2）列将被解释变量替换为亩均化肥投入成本进行稳健性检验，其估计结果同样证实保险试点实施会减少小麦生产亩均化肥投入。综上，在未考虑外部约束条件时，完全成本保险具有化肥减量效应，此结果有悖于简化理论模型中完全成本保险增加化肥投入的推断，故本文将农户面临的外部约束条件纳入分析框架是必要的。

表 2 还展示了其他变量对小麦生产亩均化肥投入量的影响。保险试点时间对小麦生产亩均化肥投入量有显著的正向影响。小麦生产亩均化肥投入量随种植面积扩大而增加，本文借鉴部分学者的研究从生产要素替代和生产经营效率两方面进行解释：其一，在扩大生产经营面积过程中，农户为节省成本而倾向于用价格相对低廉的化肥要素替代机会成本较高的劳动力要素（胡浩和杨泳冰，2015）；其二，生产规模扩大导致农业生产经营粗放，化肥施用强度增大是其重要表现（赵昶等，2021）。

表2 保险试点实施对小麦生产化肥投入的影响

变量	(1) 亩均化肥投入量		(2) 亩均化肥投入成本	
	系数	标准误	系数	标准误
保险试点地区	1.168	2.399	4.299	6.782
保险试点时间	7.579***	1.188	42.129***	5.991
保险试点实施	-8.085***	1.655	-24.557***	5.741
性别	-0.420	2.836	4.791	7.468
年龄	0.128*	0.067	0.491***	0.185
受教育程度	-0.076	0.209	0.144	0.500
种植面积	0.007***	0.003	0.016***	0.006
家庭储蓄额	-0.000	0.000	0.000	0.000
户主保险认知	0.295	0.380	0.781	0.930
保险赔付经历	0.436	1.436	-6.870*	4.114
户主风险态度	1.679	1.792	3.626	4.740
化肥价格			29.007***	4.791
年份固定效应	控制		控制	
观测值	2110		2110	
R ²	0.061		0.535	

注：①***和*分别表示1%和10%的显著性水平；②标准误为村级聚类稳健标准误；③考虑到农户化肥减量行为可能受当地化肥减量政策的影响，故本研究纳入农业生产绿色补贴的虚拟变量进行稳健性检验，其结果并未改变由基准回归结果所得到的研究结论，相关回归结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中的表2。

(三) 识别假定趋势

1. 事件分析法。采用双重差分模型准确估计保险试点实施对农户化肥投入量影响的前提条件为，试点地区与非试点地区在保险试点实施前的小麦生产亩均化肥投入量具有相同的趋势。本文运用事件分析法对保险试点实施前后试点地区与非试点地区农户的小麦生产亩均化肥投入量的变化趋势进行检验，具体模型如下：

$$Y_{ik} = \gamma_0 + \sum_{k=2019}^{2022} \gamma_{1k} Time_k + \gamma_2 FCcost_{ik} + \sum_{k=2019}^{2022} \gamma_{3k} Time_k \times FCcost_{ik} + \gamma_4 X_{it} + \gamma_5 Z_i + u_t + \zeta_{ik} \quad (11)$$

(11) 式中： $Time_k$ 为年份 k ($k \neq 2021$) 的虚拟变量， γ_{1k} 、 γ_2 、 γ_{3k} 、 γ_4 和 γ_5 为待估参数， γ_0 表示常数项， ζ_{ik} 为随机误差项。当交互项系数 γ_{3k} 的估计值不显著时，共同趋势假设成立。

图3展示了基于(11)式所得到的系数 γ_{3k} 的估计值。在保险试点实施后，试点地区与非试点地区小麦生产亩均化肥投入存在显著差异；而在保险试点实施前，试点地区与非试点地区小麦生产亩均化肥投入没有显著差异。这从侧面反映了试点地区和非试点地区农户的小麦生产亩均化肥投入量存在共同的变化趋势。

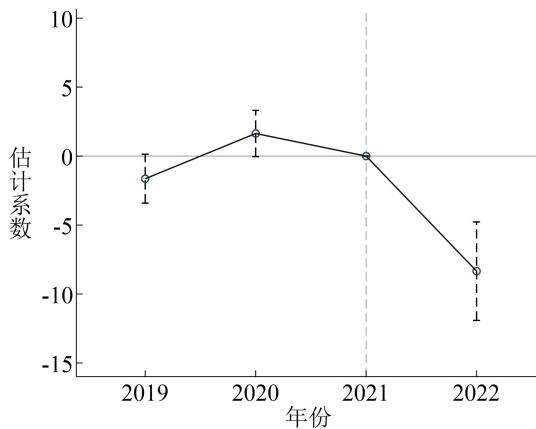


图3 保险试点实施前平行趋势检验

注: 图3展示了保险试点实施系数在95%的置信区间的估计值; 2021年为小麦完全成本保险试点开展前的时间节点, 在此之后试点地区正式开展小麦完全成本保险试点。

2. 安慰剂检验。为确保农户购买完全成本保险会减少化肥投入的结论不是由其他不可观测因素导致的, 本文参考 Cai et al. (2016) 的研究, 通过随机分配购买完全成本保险的农户的方式进行安慰剂检验。其原理是: 随机抽取样本构成伪处理组, 检验伪保险试点实施是否存在化肥减量效应, 以此排除不可观测因素导致化肥减量的可能性。具体来说, 在本文的683个样本农户中, 有462个样本农户位于试点地区, 本文从683个样本农户中随机抽取462个农户, 将其设定为“伪处理组”, 将其余样本农户作为“伪对照组”, 并重新估计(9)式。在此设定下, 本文将该随机过程重复500次, 得到虚拟政策效果估计中保险试点实施估计系数的核密度分布。图4表明, 真实保险试点实施的估计系数与虚拟保险试点实施的估计系数存在显著差异, 由此可排除其他不可观测因素导致的化肥减量效应。

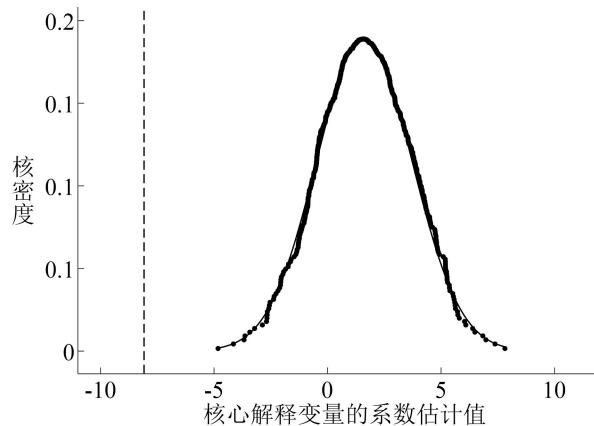


图4 安慰剂检验核密度图

注: 曲线为虚拟保险试点实施估计系数的核密度分布, 坚虚线表示真实保险试点实施的估计系数。

3. 样本自选择问题检验。为验证基准回归估计是否存在样本自选择问题，本文参考李森和彭田田（2022）的研究，通过虚构试点地区与非试点地区进行检验。具体做法如下：假定盐城市与宿迁市为试点地区，淮安市为非试点地区，通过重新估计（9）式来检验基准回归结果是否稳健。根据相应估计结果^①，虚构的保险试点实施的估计系数不显著，说明随机选择的处理组与对照组不存在系统性差异，意味着本文的样本选择是随机的，存在样本自选择问题的可能性极低。

4. 样本摩擦损失检验。本文在追踪调查样本农户的过程中不可避免地存在样本丢失的问题。为保证这种样本摩擦损失不影响研究结果，本文分别采用如下两种方式进行检验。具体来说：基于安慰剂检验思路，每年随机删除部分农户样本，虚构新的不平衡农户样本数据集，并重新估计（9）式，得到虚拟保险试点实施的估计系数；将此随机删除过程重复 500 次，得到虚拟保险试点实施的估计系数的核密度分布。图 5 展示了相应的检验结果，说明真实保险试点实施的估计系数和虚拟保险试点实施的估计系数不存在显著差异，样本摩擦损失不影响本文基准回归结果。

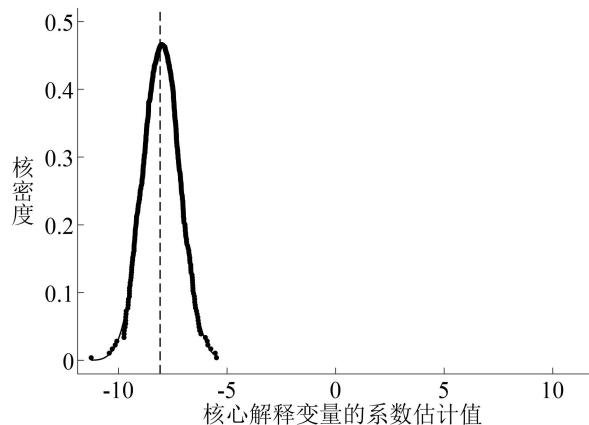


图 5 样本摩擦损失检验核密度图

注：曲线为虚拟保险试点实施的估计系数的核密度分布，竖虚线表示真实保险试点实施的估计系数。

五、考虑信贷与信息双约束情境的进一步分析

（一）信贷与信息双约束情境下化肥投入差异

首先，基于信贷约束条件下试点地区与非试点地区农户的小麦生产亩均化肥投入量变化趋势的差异^②，本文发现：当农户存在信贷约束时，无论是弱信贷约束还是强信贷约束，试点地区在保险试点实施后的小麦生产亩均化肥投入量呈现下降趋势；当农户不存在任何信贷约束时，试点地区在保险试点实施后的小麦生产亩均化肥投入量呈现增加趋势。

^①因篇幅限制，估计结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中的表 3。

^②因篇幅限制，结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中的图 1。

其次，基于信息约束条件下，在保险试点实施后，试点地区与非试点地区农户的小麦生产亩均化肥投入量变化同样存在显著区别^①。无论是将信息约束条件划分为村集体渠道信息约束，还是社会网络渠道信息约束，试点地区受信息约束的农户在保险试点实施后的小麦生产亩均化肥投入量明显下降；而未受信息约束的农户在保险试点实施后小麦生产化肥投入量并未明显下降。然而，以上数据结果仅能反映农户在信贷约束和信息约束条件下小麦生产亩均化肥投入量的变化趋势差异，对应的研究假说仍需进一步检验。

（二）信贷约束的影响

表3展示了不同信贷约束情境下保险试点实施对农户小麦生产化肥投入的差异性影响。表3（1）列与（2）列采用分组回归的方式验证不存在弱信贷约束与存在弱信贷约束时，保险试点实施对农户小麦生产亩均化肥投入的影响存在差异。具体来说：当农户未面临弱信贷约束时，保险试点实施对小麦生产亩均化肥投入量的影响在5%的统计水平上显著，且系数为正，说明保险试点实施将增加农户化肥投入量；而当农户面临弱信贷约束时，保险试点实施对小麦生产亩均化肥投入量的影响为负，且在1%的统计水平上显著，说明保险试点实施将减少农户化肥投入量。表3（3）列展示了交互项回归的结果，其中保险试点实施与弱信贷约束的交互项在1%的统计水平上显著，且系数为负。这表明，弱信贷约束削弱了农户购买完全成本保险对其增施化肥的影响，使保险试点实施由增加农户化肥投入转变为减少农户化肥投入。表3（4）～（6）列汇报了选用强信贷约束变量作为调节变量进行稳健性检验的估计结果，同样证实信贷约束是引发保险试点实施表现为化肥减量效应的外部条件。综上，假说H1得证。

表3 信贷约束的调节效应估计结果

变量	被解释变量：亩均化肥投入量					
	弱信贷约束			强信贷约束		
	不存在 (1)	存在 (2)	交互项回归 (3)	不存在 (4)	存在 (5)	交互项回归 (6)
保险试点地区	-0.375 (3.736)	0.218 (2.470)	1.461 (2.764)	-3.927 (4.204)	3.677 (2.479)	-1.405 (2.818)
保险试点时间	-2.232 (4.589)	7.941*** (1.475)	0.912 (4.124)	-2.968 (4.871)	8.055*** (1.470)	0.632 (4.101)
保险试点实施	11.531** (4.682)	-18.226*** (2.255)	7.895* (4.284)	13.747*** (5.006)	-16.730*** (1.847)	9.994** (4.313)
弱信贷约束			-0.908 (2.241)			
保险试点地区×弱信贷约束			-0.807 (2.639)			

^①因篇幅限制，结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中的图2。

表3 (续)

保险试点时间×弱信贷约束		7.443 (4.904)				
保险试点实施×弱信贷约束		-26.169*** (5.259)				
强信贷约束					-1.096 (2.208)	
保险试点地区×强信贷约束					3.681 (2.464)	
保险试点时间×强信贷约束					7.580 (4.887)	
保险试点实施×强信贷约束					-26.827*** (5.143)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	659	1451	2110	698	1412	2110
R ²	0.208	0.170	0.177	0.243	0.166	0.176

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号中数值为村级聚类稳健标准误；③控制变量同表2，估计结果略；④分组回归的组间系数差异均通过费舍尔组合检验，检验结果详见《中国农村经济》网站(zgncjj.ajcass.com)本文附录中的表4。

(三) 信息约束的影响

表4展示了不同信息约束情境下保险试点实施对农户小麦生产化肥投入的差异性影响。表4(1)列与(2)列采用分组回归方式验证当农户面临不同的村集体渠道信息约束时保险试点实施影响其小麦生产化肥投入的差异。当不存在村集体渠道信息约束时，即农户每季度至少参加一次村级会议的情况下，保险试点实施在5%的统计水平上显著增加小麦生产亩均化肥投入量；相反，当存在村集体渠道信息约束时，保险试点实施在1%的统计水平上显著减少小麦生产亩均化肥投入量。

表4(4)列与(5)列采用分组回归方式验证当农户面临社会网络渠道信息约束时保险试点实施导致的化肥减量效应。具体来说：(4)列展示了当农户无社会网络渠道信息约束时，保险试点实施将增加其化肥投入量；(5)列展示了当农户面临社会网络渠道信息约束时，保险试点实施将减少其化肥投入量。

同时，表4(3)列与(6)列采用交互项回归方式分析信息约束调节效应的估计结果。具体来说，信息约束将扭转保险试点实施的化肥增量效果，使完全成本保险表现出化肥减量效果。当农户未受村集体渠道信息约束或社会网络渠道信息约束时，保险试点实施均在5%的统计水平上显著提升了小麦生产亩均化肥投入量；相反，若农户受信息约束，信息约束将削弱保险试点实施对农户增施化肥的影响，使完全成本保险呈现化肥减量效应。综上，假说H2得证。

农业保险的化肥减量效应分析

表4

信息约束的调节效应估计结果

变量	被解释变量: 苗均化肥投入量					
	村集体渠道信息约束			社会网络渠道信息约束		
	不存在 (1)	存在 (2)	交互项回归 (3)	不存在 (4)	存在 (5)	交互项回归 (6)
保险试点地区	-7.561*** (2.835)	0.328 (2.131)	-8.087*** (2.759)	4.708 (4.221)	2.382 (3.063)	5.432 (4.233)
保险试点时间	8.492*** (1.939)	7.123*** (1.361)	6.941*** (1.545)	5.056** (2.468)	8.575*** (1.898)	5.430** (2.291)
保险试点实施	4.821** (2.295)	-13.400*** (1.868)	4.889** (2.170)	6.418** (2.844)	-16.198*** (2.175)	6.582** (2.787)
村集体渠道信息约束			-18.839*** (2.771)			
保险试点地区×村集体渠道信息约束			8.401*** (3.247)			
保险试点时间×村集体渠道信息约束			0.546 (2.078)			
保险试点实施×村集体渠道信息约束			-18.202*** (2.888)			
社会网络渠道信息约束					-0.538 (3.751)	
保险试点地区×社会网络渠道信息约束					-2.730 (4.321)	
保险试点时间×社会网络渠道信息约束					3.098 (3.538)	
保险试点实施×社会网络渠道信息约束					-22.702*** (4.014)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	414	1696	2110	476	1209	1685
R ²	0.183	0.283	0.118	0.146	0.248	0.183

注: ①***和**分别表示1%和5%的显著性水平; ②括号中数值为村级聚类稳健标准误; ③控制变量同表2, 估计结果省略; ④(4)~(6)列样本量减少的原因是仅在跟踪调查时询问了农户社会网络信息传递约束的相关情况; ⑤分组回归的组间系数差异均通过费舍尔组合检验, 检验结果详见《中国农村经济》网站(zgncjj.ajcass.com)本文附录中的表5。

六、结论与研究启示

本文基于江苏省开展的小麦完全成本保险试点, 采用双重差分模型分析农业保险的化肥减量效

应。实证结果显示：小麦完全成本保险试点实施有利于减少农户化肥投入，试点地区的小麦生产亩均化肥投入量有着明显的下降。本文进一步分析了信贷约束与信息约束差异所导致的农业保险化肥减量效应的变化。当农户面临信贷约束和信息约束时，完全成本保险存在显著的化肥减量效应；但当两种约束被放松时，即农户可获得所需信贷资金和拥有充分信息渠道时，农户购买完全成本保险会显著增加化肥投入量。这说明，忽视农村不完全的金融市场和信息不完备的现实情况，可能导致农业保险政策效应评估存在偏差。因此，农业保险的化肥减量效应是有前提条件的，通过农业保险工具推动化肥减量和环境保护的方式可能存在很大不确定性。

上述研究结论具有以下启示。发挥农业保险的作用应重视中国农村制度环境的潜在影响，特别是信贷环境、政策推广体系等方面。如何优化此类制度环境以达成政策目标是当前政策制定者需要特别关注的。同时，以上重要发现对今后评价中国农业政策的效果也具有重要启示，即评估其他农业政策的效果同样需要格外关注这些外部约束的混杂影响。由于调查内容受限，本文无法进一步回答非正规信贷约束和信息质量差异导致农业保险化肥减量效应的差异等问题。未来关于农村环境制度的差异性的研究有更大的讨论空间，需要后续进行更深入的讨论。

参考文献

- 1.陈欢、周宏、孙项强, 2017: 《信息传递对农户施药行为及水稻产量的影响——江西省水稻种植户的实证分析》, 《农业技术经济》第 12 期, 第 23-31 页。
- 2.褚彩虹、冯淑怡、张蔚文, 2012: 《农户采用环境友好型农业技术行为的实证分析——以有机肥与测土配方施肥技术为例》, 《中国农村经济》第 3 期, 第 68-77 页。
- 3.党亚飞, 2020: 《议程式参与: 农村集体产权改革中的民主机制——以皖、鄂、粤改革试验区为研究对象》, 《广西大学学报(哲学社会科学版)》第 2 期, 第 74-81 页。
- 4.高杨、牛子恒, 2019: 《风险厌恶、信息获取能力与农户绿色防控技术采纳行为分析》, 《中国农村经济》第 8 期, 第 109-127 页。
- 5.郜亮亮、纪月清, 2022: 《中国城乡转型中的农村土地集体产权与流转配置效率》, 《中国农村经济》第 10 期, 第 24-40 页。
- 6.何小伟、王京虹、朱俊生, 2022: 《农业保险市场违法违规行为的特征及其治理——基于法院判决及监管处罚案例的分析》, 《保险研究》第 2 期, 第 33-47 页。
- 7.胡浩、杨泳冰, 2015: 《要素替代视角下农户化肥施用研究——基于全国农村固定观察点农户数据》, 《农业技术经济》第 3 期, 第 84-91 页。
- 8.黄季焜、齐亮、陈瑞剑, 2008: 《技术信息知识、风险偏好与农民施用农药》, 《管理世界》第 5 期, 第 71-76 页。
- 9.贾蕊、陆迁, 2017: 《信贷约束、社会资本与节水灌溉技术采用——以甘肃张掖为例》, 《中国人口·资源与环境》第 5 期, 第 54-62 页。
- 10.江生忠、沈芳、付爽, 2023: 《农业保险助推农业绿色发展的效果研究——基于化肥减量增效的视角》, 《华北金融》第 2 期, 第 51-59 页。

- 11.李森、彭田田, 2022: 《地方政府财政压力对经济发展质量的影响研究——来自教育支出改革的政策实验》, 《财政研究》第3期, 第59-73页。
- 12.罗明忠、林玉婵、邱海兰, 2021: 《风险偏好、培训参与和农户新技术采纳——基于河南省1817份农户问卷调查数据的实证检验》, 《干旱区资源与环境》第1期, 第43-48页。
- 13.马九杰、崔怡、董翀, 2022: 《信贷可得性、水权确权与农业节水技术投资——基于水权确权试点准自然实验的证据》, 《中国农村经济》第8期, 第70-92页。
- 14.毛慧、胡蓉、周力、孙杰, 2022: 《农业保险、信贷与农户绿色农业技术采用行为——基于植棉农户的实证分析》, 《农业技术经济》第11期, 第95-111页。
- 15.彭澎、张龙耀, 2021: 《农村正规金融创新对关联信贷市场供给和风险的影响——以农产品仓单融资为例》, 《中国农村经济》第11期, 第72-88页。
- 16.邱新有、肖荣春、熊芳芳, 2005: 《国家农村政策传播过程中信息缺失现象的探析》, 《江西社会科学》第10期, 第203-208页。
- 17.任天驰、杨讷华, 2022: 《高保障高收入——农业保险保障水平的收入效应研究》, 《农业技术经济》第12期, 第115-130页。
- 18.孙香玉、钟甫宁, 2009: 《福利损失、收入分配与强制保险——不同农业保险参与方式的实证研究》, 《管理世界》第5期, 第80-88页。
- 19.庹国柱, 2023: 《关于农业保险精准理赔问题的思考》, 《保险理论与实践》第6期, 第20-37页。
- 20.庹国柱、张峭, 2018: 《论我国农业保险的政策目标》, 《保险研究》第7期, 第7-15页。
- 21.万广华、张茵、牛建高, 2001: 《流动性约束、不确定性与中国居民消费》, 《经济研究》第11期, 第35-44页。
- 22.徐雯、张锦华, 2023: 《政策性农业保险的碳减排效应——来自完全成本保险和收入保险试点实施的证据》, 《保险研究》第2期, 第20-33页。
- 23.易福金、燕菲儿、王金霞, 2023: 《信贷约束下的农业保险需求高估问题: 理论解释与经验证据》, 《管理世界》第5期, 第78-97页。
- 24.余泉生、周亚虹, 2014: 《信贷约束强度与农户福祉损失——基于中国农村金融调查截面数据的实证分析》, 《中国农村经济》第3期, 第36-47页。
- 25.张跃华、庹国柱、符厚胜, 2016: 《市场失灵、政府干预与政策性农业保险理论——分歧与讨论》, 《保险研究》第7期, 第3-10页。
- 26.张哲晰、穆月英、侯玲玲, 2018: 《参加农业保险能优化要素配置吗? ——农户投保行为内生化的生产效应分析》, 《中国农村经济》第10期, 第53-70页。
- 27.赵昶、孔祥智、仇焕广, 2021: 《农业经营规模扩大有助于化肥减量吗——基于全国1274个家庭农场的计量分析》, 《农业技术经济》第4期, 第110-121页。
- 28.钟甫宁、宁满秀、邢鹏、苗齐, 2007: 《农业保险与农用化学品施用关系研究——对新疆玛纳斯河流域农户的经验分析》, 《经济学(季刊)》第1期, 第291-308页。

- 29.周稳海、赵桂玲、尹成远, 2014: 《农业保险发展对农民收入影响的动态研究——基于面板系统 GMM 模型的实证检验》, 《保险研究》第 5 期, 第 21-30 页。
- 30.周月书、王雨露、彭媛媛, 2019: 《农业产业链组织、信贷交易成本与规模农户信贷可得性》, 《中国农村经济》第 4 期, 第 41-54 页。
- 31.左停、旷宗仁、徐秀丽, 2009: 《从“最后一公里”到“第一公里”——对中国农村技术和信息传播理念的反思》, 《中国农村经济》第 7 期, 第 42-47 页。
- 32.Brick, K. I., and M. Visser, 2015, “Risk Preferences, Technology Adoption and Insurance Uptake: A Framed Experiment”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 118(10): 383-396.
- 33.Boucher, S. R., M. R. Carter, and C. Guirkinger, 2008, “Risk Rationing and Wealth Effects in Credit Markets: Theory and Implications for Agricultural Development”, *American Journal of Agricultural Economics*, 90(2): 409-423.
- 34.Cai, X., Y. Lu, M. Wu, and L. Yu, 2016, “Does Environmental Regulation Drive away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-Natural Experiment in China”, *Journal of Development Economics*, Vol. 123: 73-85.
- 35.Cai, J., A. De Janvry, and E. Sadoulet, 2015, “Social Networks and the Decision to Insure”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(2): 81-108.
- 36.Feder, G., 1982, “Adoption of Interrelated Agricultural Innovations: Complementarity and the Impacts of Risk, Scale, and Credit”, *American Journal of Agricultural Economics*, 64(1): 94-101.
- 37.Feder, G., L. J. Lau, J. Y. Lin, and X. Luo, 1990, “The Relationship Between Credit and Productivity in Chinese Agriculture: A Microeconomic Model of Disequilibrium”, *American Journal of Agricultural Economics*, 72(5): 1151-1157.
- 38.Fletschner, D., C. Guirkinger, and S. Boucher, 2010, “Risk, Credit Constraints and Financial Efficiency in Peruvian Agriculture”, *The Journal of Development Studies*, 46(6): 981-1002.
- 39.Genius, M., P. Koundouri, C. Nauges, and V. Tzouvelekas, 2014, “Information Transmission in Irrigation Technology Adoption and Diffusion: Social Learning, Extension Services, and Spatial Effects”, *American Journal of Agricultural Economics*, 96(1): 328-344.
- 40.Horowitz, J. K., and E. Lichtenberg, 1993, “Insurance, Moral Hazard, and Chemical Use in Agriculture”, *American Journal of Agricultural Economics*, 75 4(4): 926-935.
- 41.Hou, L., D. L. Hoag, and Y. Mu, 2011, “Testing for Adverse Selection of Crop Insurance in Northern China”, *China Agricultural Economic Review*, 3(4): 462-475.
- 42.Just, R. E., and R. D. Pope, 1978, “Stochastic Specification of Production Functions and Economic Implications”, *Journal of Econometrics*, 7(1): 67-86.
- 43.Kumar, C. S., C. G. Turvey, and J. D. Kropp, 2013, “The Impact of Credit Constraints on Farm Households: Survey Results from India and China”, *Applied Economic Perspectives and Policy*, 353(3): 508-527.
- 44.Mishra, A. K., R. W. Nimon, and H. S. El-Osta, 2005, “Is Moral Hazard Good for the Environment? Revenue Insurance and Chemical Input Use”, *Journal of Environmental Management*, 74(1): 11-20.

- 45.Quiggin, J., G. Karagiannis, and J. Stanton, 1993, "Crop Insurance and Crop Production: An Empirical Study of Moral Hazard and Adverse Selection", *Australian Journal of Agricultural Economics*, 37(2): 935-949.
- 46.Smith, V. H., and B. K. Goodwin, 1996, "Crop Insurance, Moral Hazard, and Agricultural Chemical Use", *American Journal of Agricultural Economics*, 78(2): 428-438.
- 47.Takahashi, K., R. Muraoka, and K. Otsuka, 2020, "Technology Adoption, Impact, and Extension in Developing Countries' Agriculture: A Review of the Recent Literature", *Agricultural Economics*, 51(1): 31-45.
- 48.Ye, T., Y. Liu, J. Wang, M. Wang, and P. Shi, 2017, "Farmers' Crop Insurance Perception and Participation Decisions: Empirical Evidence from Hunan, China," *Journal of Risk Research*, 20(5): 664-677.

(作者单位: ¹南京农业大学经济管理学院;
²浙江大学中国农村发展研究院;
³浙江大学公共管理学院)

(责任编辑: 黄 易)

The Reducing Effect of Agricultural Insurance on the Use of Chemical Fertilizer: A Re-examination from the Perspective of Dual Constraints of Credit and Information

YAN Feier YI Fujin ZHANG Qijia

Abstract: This study capitalizes on the 2021 pilot implementation of the wheat full-cost insurance policy in Jiangsu Province as a quasi-natural experiment. We examine the impact of agricultural insurance on fertilizer input in wheat production through a Difference-in-Differences model. Meanwhile, based on the new perspective of inadequate rural credit markets and insufficient farmers' knowledge of insurance, we further investigate the heterogeneous performance of agricultural insurance on farmers' fertilizer input. The results show that the implementation of the full-cost insurance policy contributes to a reduction in fertilizer input in wheat production, which essentially results from rural credit constraints and information constraints. Further analysis shows that agricultural insurance reduces the fertilizer input in wheat production when farmers face credit constraints or information constraints. Conversely, when there are no such constraints for farmers, agricultural insurance has the effect of increasing fertilizer input. Consequently, this paper emphasizes the need for a thorough analysis of the reality of the rural credit market and information transmission channels when assessing the effect of agricultural insurance, which is the prerequisite for accurately evaluating the impact of agricultural insurance.

Keywords: Full-Cost Insurance; Fertilizer Input; Credit Constraints; Information Constraints

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^{1,2} 郭仪凤² 金铂皓²

摘要：本文运用交易成本理论，结合案例分析，揭示组织模式从“合作社+公司”到合作社办公司的转变促进农业生态产品价值持续实现的内在机理。研究发现：农业生态产品价值实现需要完成资源整合、生态溢价、收益共享和生态反哺四项核心任务，但是，由于高资产专用性、高行为不确定性、要素贡献难以衡量和剩余产权分配困难等，价值实现过程面临高昂的交易成本。高交易成本限制了“合作社+公司”模式的运行绩效，进而催生了合作社办公司模式。合作社办公司这一模式既能通过转变契约关系，提升纵向一体化，整合农业生态产品的生产、加工和销售，形成立体经营模式，又能重新协调劳资关系，实现企业家和员工共同占有剩余控制权和剩余索取权，提升农民收益。研究案例把合作社组织模式与农业生态产品价值实现相结合，能为实现农民农村共同富裕提供新的思路。

关键词：农业生态产品 价值实现 组织模式 农民专业合作社

中图分类号：F062.1; F325.22 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十届三中全会指出要健全生态产品价值实现机制。农业生态产品是指在不损害生态系统稳定性和完整性的前提下，农业自然资源系统生物生产与人类社会生产共同作用，为人类生产生活所提供的物质和服务（孙博文，2022；于法稳等，2024）。与传统农产品交易相比，农业生态产品价值实现具有三个明显特征（石敏俊等，2023）：一是把生态要素纳入生产分配体系，调整乡村生态社会关系结构，促进绿色福利；二是生态溢价是生态要素的一种价值贡献，它反映为市场上物质类农业生态产品与普通农产品之间的差价；三是重视资源利用的可持续性，将收益部分反哺生态。全国各地开展了多样化的农业生态产品价值实现探索实践，如山东东营“向荒滩要效益”、广西梧州“六堡茶”、

*本文研究得到教育部人文社科基金青年项目“乡村生态产品价值实现的多维评价与分类治理研究”（编号：23YJC630037）和中央高校基本科研业务费创新项目“提升和分享生态产品价值促进农民共同富裕的理论和路径研究”（编号：SKCK2023005）的支持。感谢匿名评审专家的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：金铂皓。

宁夏银川“稻渔空间”。这些实践表明，实现农业生态产品价值是推动农业转型升级、提升农业新质生产力、促进农民农村共同富裕的可行路径。

现有对农业生态产品价值实现领域的探索，主要集中于概念辨析和顶层设计^①。在概念辨析上，学术界识别了农业生态产品的分类，并根据表现形态分为物质类、文化类和服务类生态产品（詹璐璐和杨建州，2022；杨晓梅和尹昌斌，2022）；厘清了农业生态产品价值实现的内涵，指出整项任务的过程包含生态资源资产化、生态资产资本化、生态资本产品化、生态产品货币化四个步骤（张文明和张孝德，2019；谢贤胜等，2023），并服务于可持续规模、公平分配、有效配置三个重要目标（赵敏娟等，2022）。在顶层设计上，经济学、管理学、地理学等学科的研究从政府工作任务入手，指出需要制定农业生态产品价值核算体系、界定和明晰资源权属、探索生态资产权益抵押、编制生态产品专项规划等，有了这些政策设计，才能扩大农业生态产品价值实现的规模（陈倩茹等，2023）。上述研究虽然具有重要的理论和实践价值，但是对微观层面支撑农业生态产品价值实现的组织模式的探讨相对欠缺，因而并未揭示农业生态产品价值实现在具体实施层面的运行逻辑，导致很多地区的农业生态产品价值制度、路径设计难以落地实施。与农业绿色发展在小农碎片化经营的场域中无法脱离农业产业组织与组织模式的支撑近似，农业生态产品价值实现除了宏观政策支持之外，也需要有效的组织模式作为保障。现有相关研究多聚焦农业绿色生产，揭示了如农民专业合作社（以下简称“合作社”）^②、“合作社+龙头企业”和农业生产托管等组织模式对推动农户减少化肥农药施用、实施废弃物无害化处理等农业绿色生产行为的积极效应（Kumar et al., 2018; Ma et al., 2018; 蔡荣等，2019; 薛永基等，2024）。

但是，置于农业生态产品价值实现领域，这些研究仍有需要完善之处：一是在价值实现过程中，注重生产和交换环节，忽视了对农业生态产品货币化后的分配环节和价值实现可持续性的探讨；二是在价值实现和组织联动上，忽视了价值实现不同环节（如价值创造、价值显化、价值分配和价值永续）对组织模式转变的新需求，因此未能系统分析组织模式对农业生态产品价值实现的促进作用；三是在组织模式上，主要从静态视角分析组织模式对农业绿色生产的影响机理，忽视了组织模式变化对农业生态产品价值实现的影响机制。

随着现代农业生产专业化和农业分工进一步细化，农业产业组织主要包括家庭农场或专业大户的农户家庭经营组织、合作社、公司或企业^③等组织，组织间相互联系形成了组织模式（黄祖辉，2018）。实践中，单独的农户家庭经营组织因参与主体数量的有限性和经营能力的局限性，适度经营规模较为受限（张广辉和方达，2018），难以适应农业生态产品的生产和销售需求。为了克服这方面缺点，龙头企业与农户间签订契约的“公司+农户”模式开始涌现，但因农户参与程度较低，他们往往没有决策

^①由于农业生态产品是生态产品的重要组成部分，现有研究多将农业生态产品价值实现纳入整个生态产品价值实现来研究，两者在产品类型与实践路径的划分上具有很强的一致性。

^②本文关注的农民专业合作社是内部治理有效的农民专业合作社，而非异化的空壳社。

^③本文对公司与企业的概念内涵不做区分，视为同义。为便于表达，只在固定搭配如“企业家”“龙头企业”等词语中使用“企业”一词，其他情况一律使用“公司”。

参与权和利益所有权（叶敬忠等，2018），导致存在收益分配不公的风险（邓宏图等，2018）。同时，不容忽视的是，“公司+农户”模式下签订的合约具有不稳定性、不完善性和规模有限性特征，迫使公司和农户双方都产生寻求更稳定关系的需求，先由农户自办合作社，合作社再与公司对接的“合作社+公司”模式应运而生。该模式下生产经营主要由合作社决策，有效提升了农户的话语权和自主选择权，从而提升了公司与合作社间契约的稳定性（苑鹏，2013）。为了达到进一步提升资源要素整合能力、延长产业链和提升经营效益的发展目标，农民合作社采取出资新设、收购或入股等形式办公司，即出现合作社办公司模式^①，该模式通过将产权边界向外拓展可以实现帕累托改进（钟真等，2024）。虽然有研究指出“合作社+公司”模式下因权威不对称原则的组织型衔接容易产生资源“精英俘获”（叶敬忠等，2018），合作社办公司模式下也存在合作社核心社员参与办公司并“独占”公司收益、损害集体“共治”的现象（钟真等，2024）。但学术界广泛认可的观点是，唯有在以农户为核心的组织模式下，广大农户才有机会获得最大福利（邓宏图等，2018）。

鉴于此，本研究聚焦于包括“合作社+公司”和合作社办公司两种以合作社为核心的组织模式，并统称为合作社组织模式^②。此外，本文主要关注物质类农业生态产品，因为合作社能够在此类农业生态产品价值实现中承担资源变资本、资产收益分配等重任。本文试图按照“组织模式转变—交易成本降低—主体行为重塑—价值实现目标”的思路，将交易成本理论作为核心分析工具，构建合作社组织模式转变促进农业生态产品价值实现的理论分析框架，并结合江苏省高邮市湖畔水产专业合作社的案例，回答为什么合作社组织模式转变能够促进农业生态产品价值实现。

本文的边际贡献是将交易成本理论和契约理论相结合，识别并验证组织模式为适应生态产品价值实现过程中高交易成本的情境，如何调整契约类型与剩余权分配特征，从而有效完成资源整合、生态溢价、收益共享、生态反哺四项农业生态产品价值实现核心任务，构建符合农业生态产品价值实现的理论框架。本文研究将填补关于农业生态产品价值实现中微观组织模式介入机理的研究空白，助力农民农村共同富裕，讲好中国乡村发展故事。

二、理论分析

（一）“合作社+公司”模式和合作社办公司模式的主要特征

1. 契约类型不同。“合作社+公司”模式包括两组契约关系。一是合作社内部理事长和普通社员基于正式合作社章程和非正式社会网络等建立起来的具有要素契约性质的合作关系。无论是普通社员还是理事长都遵循合作社一般章程，通过自愿加入和退出的方式，形成“所有者与惠顾者同一”的农民

^①合作社办公司可以细化为两种形式：一种是合作社以入股、参股的方式与其他公司合作，另一种是合作社独资或控股办公司（张天佐，2021）。本文中的合作社办公司主要指后者。

^②理论上，任何组织与合作社建立关联机制后都会形成合作社组织模式。除了本文研究的两类合作社组织模式外，还包括“合作社+村级集体经济组织”“合作社+家庭农场”“合作社+电商”等模式，虽然不同模式的实践形式存在一定差异，但核心都是合作社发挥重要的组织协调作用，且“合作社+公司”和合作社办公司是最为典型的两种组织模式。

合作组织关系（邓衡山等，2022）。此外，理事长运用自身在社会网络、领导力、资源利用经验等方面的优势，向社员承诺组织专业培训和协助产品销售；普通社员则出于内部信任、凝聚力和文化认同，支持理事长开展统一谈判提升组织绩效（赵晓峰，2018）。

二是合作社与公司间通过长期市场交易形成了较稳定的商品契约，两者建立了特定的市场交易关系。“合作社+公司”模式是介于企业制度与完全市场交易之间的一体化组织形式，具有半紧密型生产经营组织联盟、纵向一体化水平相对较低的特征（徐家鹏和李崇光，2012）。

反之，合作社办公司模式保留了理事长与普通社员间的合作关系（张天佐，2022），同时通过创立公司沿供应链上下游环节进行业务拓展和组织扩张，将产品的产、供、销等不同环节纳入合作社经营主体内部，将原先的合作社与公司间的市场交易契约转变为组织内部的科层关系管理，实现各环节资源配置的交易链条由商品契约向要素契约转变，提高纵向一体化水平（郑风田等，2021）。

2.剩余权配置形式不同。权利分配决定了收入分配，其核心是剩余控制权和剩余索取权的分配。关于剩余产权分配依据，不同理论围绕组织内部激励，基于主体视角，提供了公司占有、企业家占有以及企业家与员工共同占有三种剩余权分配学说（陈劲和李根祎，2023）。公司组织包括公司这一整体性角色及企业家和员工两种个体性角色。公司占有剩余权的逻辑是确保劳动个体的积极性，防止个体贡献无法精确估计而产生“搭便车”行为（Alchian and Demsetz，1972）。企业家占有剩余权的逻辑是资本稀缺实则为企业家人力资本稀缺，因为企业家对潜在资产平均收益的提升有关键影响，所以要正视企业家的个体贡献（周其仁，1996）。在后熊彼特时代，一些文献以个体全面发展（Lua et al., 2024）、分散知识（Boh et al., 2007）、伦理价值提升（周雪光，2015）为依据，提出了员工占有剩余权的论断。这些文献普遍认同员工具备创造力，但也承认，员工人力资本往往具有碎片化、传播慢、保护难等弱点。为应对上述问题，一种方案是发挥企业家的协调职能，推动企业家和员工的价值共创，这些主张构成了企业家与员工共同占有剩余权的逻辑。

差异化的剩余产权配置形式反映在两种合作社组织模式中。在“合作社+公司”模式下，公司与合作社的关系是平等独立的市场主体之间的交易关系，双方通过自愿达成的商品契约建立利益联结机制。但在契约缔结谈判和意外风险处理上，公司在资金、技术、数据和管理等要素上的优势，更易影响资产平均收益，因而拥有更高的话语权，导致由资本掌控的公司在与合作社的合作契约中占据剩余权分配的支配地位，农户所在的合作社在谈判议价、风险控制和生产要素保护上容易边缘化（邓宏图等，2020），进而加剧合作社内部社员间关系恶化，使得“所有者与惠顾者同一”的农民合作组织关系受到挑战。例如，一旦公司和合作社间的契约呈现不完备的特征，公司在契约未规定事项方面的决策权远大于合作社。在利润分配中，合作社（全体社员）往往只能得到固定比例，而公司拥有剩余分配权，可以获取更多收益，体现为公司独占剩余权。

在合作社办公司模式下，公司由合作社社员创办，公司的资本集聚建立在劳动者合作的基础之上，各项生产活动决策均由合作社成立的公司统一实施，规避了“合作社+公司”模式下由商品契约不稳定性而造成的剩余权被合作公司抢占的风险。合作社理事长兼任公司实际控制人，能够充分利用社会资本，发挥企业家精神，促进资源整合。并且，由于所有社员均为公司股民，有利于动员农户参与专有

性更高、目标更多元化的新兴项目，表现为企业家与员工共同占有剩余权。因此，合作社通过创立公司的形式统一了剩余控制权和剩余索取权，不但能够在较大程度上保障农户的利益，而且有利于最大限度地激发农户的积极性和潜能。

3.适用情境不同。要判定经济组织的治理结构或组织模式是否在该行业具有优势，一种评判尺度是组织模式是否有效降低交易成本（Cheung, 1983）。影响交易成本大小的因素主要有交易频率、资产专用性、不确定性（Williamson, 1979）。在交易频率方面，交易频率越高，一段时间内的总交易成本越高，建立专门的治理结构越划算，因此，相较于“合作社+公司”模式，合作社办公司模式更适用于高交易频率的情境。在资产专用性方面，随着资产专用性提高，交易双方对交易的双边依赖程度更高，双方可能被锁定在某项交易中，机会主义行为会导致交易成本急剧增大。当资产专用性较低时，市场本身就会发挥作用降低交易成本；对于资产专用性一般的交易来说，交易双方可以通过签订一份长期稳定的契约来解决合同的适应性问题，降低因频繁协调问题产生的交易成本，共同享受规模经济效益，如“合作社+公司”模式；当交易面临高度资产专用性情境时，就需要通过外部成本内部化的方式降低交易成本，如合作社办公司模式。在不确定性方面，当不确定性升高时，交易双方为保护自身利益，会增加谈判，以明确各种情况下的权利义务，也会加强监督，从而提升交易成本。在“合作社+公司”模式下，面对不确定性增强，交易双方需要重新谈判与协商，修改协议，调整交易关系。这将面临重重困难，使交易成本提高，不确定性较大。在合作社办公司模式下，由于交易方成为一个主体，当面对不确定性时，公司可通过指令、内部规章等方式应对，无须修改协议。是以，“合作社+公司”适用于一般不确定性场景，合作社办公司适用于高不确定性场景。

表1展示了“合作社+公司”和合作社办公司两种合作社组织模式的基本特征。

表1 两种合作社组织模式的基本特征

类型	构成主体	契约关系		纵向一体化水平	剩余权分配	适用场景
		合作社内部	合作社与公司			
合作社+公司	农户、合作社、公司	基于合作社章程和社会网络建立的合作关系（要素契约）	市场主体间交易关系（商品契约）	较低（半紧密利益联结）	公司占有	一般资产专用性、低交易频率、一般不确定性
合作社办公司		组织内部的科层关系（要素契约）	较高（紧密利益联结）	企业家和员工共同占有	高资产专用性、高交易频率、高不确定性	

（二）农业生态产品价值实现的环节与任务

农业生态产品价值实现一般包括生态资源资产化、生态资产资本化、生态资本产品化、生态产品货币化四个步骤（高攀等，2022）。为了进一步显化产品货币化后的收益共享和资源可持续性，本文基于生态系统平衡的视角，将生态产品价值实现过程分为价值创造、价值显化、价值分配和价值永续四个环节。

1.价值创造环节。价值创造为生态要素与其他生产要素共同参与农业生态产品生产过程提供空间。农业生态系统中存在着种类丰富且形态多样的农业生态资源要素，在未被人类挖掘之前，仅有使用价值。只有经过一系列的人类劳动过程，农业生态资源才会拥有价值（李宏伟等，2020）。价值创造环

将农业生态资源作为生产要素之一，通过生态建设提升生态资源本底价值，创造农业生态产品，完成农业生态产品的生产与增值。该环节的核心任务是自然资本、人力资本和人造资本的有效整合创造农业生态资源的稀缺性，提高农业生态产品的价值量和可交易性（石敏俊等，2023）。由于“分产到户”，该环节资源整合涉及的农业生态资源具有产权主体分散化的特征，使得生态资源的整合及其与其他资本的结合存在较大的组织成本。同时，该环节生态要素的投入属于专用性资产投资，当生产的产品发生改变时，之前对生态要素的投资很难为其他非农业生态产品的生产作出贡献。因此，该环节的核心任务为资源整合，交易成本主要来源于交易主体的数量多且分散化的特征以及生态要素投资的高资产专用性。

2. 价值显化环节。价值显化能够通过市场机制实现价值增值，促进生态溢价。产品的顺利生产只是成功的第一步，完成从商品到货币的转换，才能极大激发生态产品供给者的热情。由于生态产品与普通产品在识别机制上存在困难，市场上普遍存在“劣币驱逐良币”的现象，如何证明市场交易的是“良币”而非“劣币”，即农业生态产品的生态溢价如何通过销售途径显化是该环节的核心任务。一般包括两种主要措施：一是打造有特色的农业生态产品区域品牌，通过品牌效应增强消费者对生态农产品的认可度和忠诚度（Swagemakers et al., 2021），进而提高生态产品供给者的议价能力；二是加强生态产品认证，通过严格的认证制度，使消费者更加明确所购买农产品的质量标准和安全水平（周洁红等，2020），进而提升生态附加值。该环节对品牌资产的投资同样具有专用性特征，品牌效益难以拓展至非农业生态产品。而且因为农业生态产品比普通产品价值更高，从而价格更高，使得营销对象更具针对性，致使确定销售路径与渠道的成本更高。因此，该环节的核心任务为产生生态溢价，交易成本主要来源于品牌资产和营销对象的高资产专用性。

3. 价值分配环节。价值分配通过多元化利益分配机制有效分配农业生态产品价值，兼顾效率与公平。这一环节的关键是注重剩余价值在各主体间的合理分配，既要充分反映市场供求状况和资源稀缺程度，也要兼顾农民作为生态资源所有者的利益诉求和合作社的组织定位（王志刚和于滨铜，2019），保障农民的合理利益，避免农业生态产品价值实现的收益分配被资本所有者主导，促进各主体合理的收入增长，调动农户、合作社和公司的积极性，增强农业生态产品价值实现的内生动力。建立有效的剩余权分配机制面临的最大难题是测度参与农业生态产品价值创造和显化环节的各项要素的贡献，在现实中，自然资本和人力资本在生态产品价值实现中的贡献比例难以精准量化，导致农民和企业家（投资者）可能产生长期、多次的谈判，从而抬高交易成本。因此，该环节的核心任务为收益共享，交易成本主要来源于要素贡献衡量机制，以及在肯定社员的个体贡献基础上建立的剩余权分配规则。

4. 价值永续环节。价值永续通过生态反哺实现生态资源保值增值，兼顾效率与可持续。“绿水青山转化为金山银山”的实践前提就是要善待和系统性地修复这些“绿水青山”，守护好生态产品的发展根基，让良好的生态环境成为推动经济高质量发展的有力支撑（王宾，2022）。在该环节，一定比例的产品价值以实物、技术、资金等形式再次投入生态保护和生态建设，从而实现生态反哺，是打通生态产品价值产业链闭环、推动生态资本持续增值与生态产品可持续再生产的关键和保障。然而，生态反哺所要求的持续生态资源保护修复投资除了具有很强的正外部性外，还存在较高不确定性，致使

以盈利为目的的公司等主体面临较大的协调成本与投资风险，投资信心不强。因此，该环节的核心任务为促进生态反哺，交易成本主要来源于生态反哺的协调复杂性与生态投资的不确定性。

(三) 合作社组织模式转变促进农业生态产品价值实现的分析框架

基于上述分析，本文应用交易成本理论，提炼“组织模式转变—交易成本降低—主体行为重塑—价值实现目标”的逻辑框架（如图1所示）。

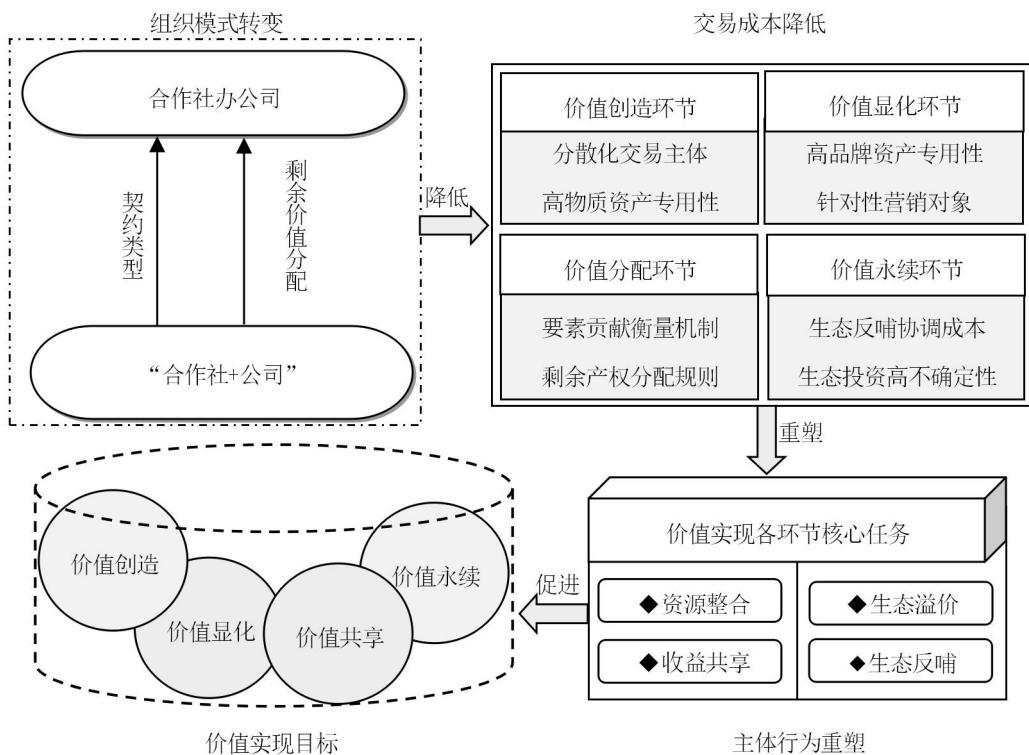


图1 合作社组织模式转变促进农业生态产品价值实现的逻辑框架

该框架审视了农业生态产品价值实现与合作社组织模式转变之间的互动关系。首先，合作社组织模式转变重塑了组织特征。在政府引导与市场绿色需求的双重刺激下，催生了合作社组织模式从“合作社+公司”模式向合作社办公司模式的转变。组织模式转变内含组织特征的转变，一方面引致契约关系从商品契约转变为要素契约，另一方面诱发剩余权分配从公司独占到企业家和员工共同占有的改变。其次，组织特征转变降低了交易成本。在价值创造环节，契约转变通过生产组织重构和资源配置归于同一组织内部的要素交易，降低了分散化交易主体和高物质资产专用性带来的交易成本；在价值显化环节，通过提高纵向一体化水平，从根本上降低了高品牌资产专用性引致的交易风险，并且通过生产销售决策的综合管理进一步降低了因针对性营销对象形成的交易成本；在价值分配环节，剩余产权分配的转变，通过“所有者与惠顾者同一”降低了复杂要素贡献衡量机制产生的交易成本；在价值永续环节，契约特征和剩余产权分配的转变，通过产品收益综合配置和非资本所有者主导，降低了由生态反哺的协调成本和生态投资的高不确定性诱发的交易成本。最后，交易成本降低将重塑主体行为激励

约束机制，从而促进农业生态产品价值实现目标的达成。通过降低价值实现中资源整合、生态溢价、收益共享和生态反哺的交易成本，进一步优化主体行为，从而更好实现价值实现中价值创造、价值显化、价值共享和价值永续四方面目标。

三、研究设计与案例描述

（一）案例选取与资料收集

本文采用单案例研究方法，选择江苏省高邮市湖畔水产专业合作社（以下简称“湖畔水产社”）创办江苏王鲜记现代农业发展有限公司（以下简称“王鲜记公司”）的案例，以合作社办公司为节点，分析合作社组织模式转变对农业生态产品价值实现的影响，充分反映案例的动态性和整体性，展示组织模式转变影响农业生态产品价值实现的全过程。

课题组于2022年5月和2024年3月开展了实地调查，积累了丰富的研究资料。具体包括：对自然资源局和农业农村局等政府部门、村“两委”、湖畔水产社和王鲜记公司等组织的相关人员进行半结构式深度访谈，获取一手资料；通过实地调查进行非参与式观察，形成翔实的观察记录；收集地方政府总结报告、工作方案以及媒体公开报道等二手资料。这些通过多种渠道和来源获得的不同类型的资料之间形成了“三角验证”，能够相互验证，确保数据资料的真实性与有效性（Yin, 2017）。

案例资料收集情况如表2所示。

表2 案例资料收集情况

资料来源	收集形式	主要收集内容
文件资料	通过线上和线下渠道，收集初始文件资料和媒体公开报道	农业生态资源开发和保护相关的统计手册、台账、年度工作计划、合作社发展情况等
管理人员访谈	线下同政府工作人员、湖畔水产社代表和王鲜记公司管理人员等8名相关人员面谈	合作社发展早期障碍、合作社议程、发展诉求、合作公司信息、基础设施建设情况等
村民访谈	线下与近10名村民面谈	农业生态产品价值实现对产品售价和销路的影响，以及对当地农民的就业情况和收入情况的影响等
实地走访	线下观摩生态农场、线下销售门店	生态养殖模式、生态环境保护和多元渠道销售情况等
亲身体验	在线下门店购买湖畔水产社的多品类产品	营销方式、与其他产品的价格差距情况等

该案例选择的主要依据在于：①代表性。湖畔水产社具有全国合作社发展历程的普遍性。该合作社最初为响应政府号召，由乡村精英带头创办，从零起步。之后，湖畔水产社为应对生存困境开始创办王鲜记公司。因此，湖畔水产社在运营过程中，组织模式发生了从“合作社+公司”到合作社办公司的转变，具有代表性。②典型性。在传统农业改造中，除了技术要素外，生态要素已经成为新的赋能型生产要素，通过发展农业生态产品，促进传统农业转型已成为很多地区农业发展新现象。目前，依托生态养殖开展生态产品价值实现的实践应用广泛。湖畔水产社和王鲜记公司恰是以生态养殖作为发展支点，与其他物质类农业生态产品价值实现类似，生态产品价值实现过程经历了价值创造、价值显化、价值分配和价值永续四个环节，实现了资源整合、生态溢价、收益共享和生态反哺四项主要任务，因此，该案例在农业生态产品价值实现领域具有典型性。

（二）案例描述

湖畔水产社坐落于里下河地区，该地区河湖纵横，拥有丰富的水资源，具有较高的生态产品价值实现潜力。湖畔水产社（包含王鲜记公司）拥有超 200 公顷天然微水流系统的中华绒螯蟹繁育、养殖基地，成蟹养殖面积 175 公顷，扣蟹养殖面积 25 公顷，是国内最大的大闸蟹生产基地之一。湖畔水产社是以中华绒螯蟹的蟹苗育种、成蟹养殖、初级产品的加工销售、养殖技术的应用推广等为一体，一二三产业融合发展的现代农民合作组织，是农业农村部全国示范合作社、全国休闲渔业示范基地、江苏省大闸蟹养殖精品园。湖畔水产社经历了两个发展阶段：“合作社+公司”经营阶段（2010—2014 年）和合作社办公司经营阶段（2015 年至今）。

1. “合作社+公司”模式（2010—2014 年）。2010 年，由王俊^①牵头，53 家养殖户共同成立了湖畔水产社，并由王俊担任合作社理事长。合作社成员在理事长的带领下，按“一人一票”的原则形成集体决策，每一个重大决策都要得到 2/3 以上社员的赞同。湖畔水产社选择螃蟹养殖，是因为理事长原是水产经销商，他敏锐地觉察到品种优良的高邮湖大闸蟹^②养殖有利可图，打算在高邮湖畔深耕农业生态养殖，带领当地农民共同富裕。

在生产阶段，湖畔水产社完成了农业生态资源的整合，明确了生态养殖方向，并初步形成了生态反哺，但囿于组织模式，扩大再生产的投资共识难以形成。一是农业生态资源的整合。湖畔水产社以 15000 元/公顷的价格流转周围村庄的难以种植粮食作物的低洼土地，因地制宜，借助里下河地区优越的地理环境和水资源条件，大力发展水产养殖。二是生态养殖方向的确定和生态反哺的初步形成。得益于理事长王俊在生态农业方面的前瞻性眼光，在他的带领下，湖畔水产社前期并没有选择使用更为廉价的农药、饲料等投入品，即使牺牲利润空间，也坚持将本就微薄的收益投入生态养殖。例如：注重杂草处理的生态性，坚持手工割草，不使用杀草农药；投入品的使用根据田亩大小、水位深度、投放种苗数量等关键因素，精准计算投入品用量，力求减量增效。正如湖畔水产社理事长所言：“我们如今从事农业生产，如果还是按照过去原始的养法，那我们办合作社的价值和意义是什么？我们一定要带来新的思想和新的理念。”（受访者：湖畔水产社理事长王俊；访谈地点：合作社生态农场；访谈时间：2024 年 3 月 23 日）。三是再投资共识的难以形成。由于“合作社+公司”期间销售利润较低，生态养殖的投入成本较高，合作社生产经营刚刚达到收支平衡状态，加上合作社决策机制的设计缺陷和老一代农民根深蒂固的“生存伦理”，扩大再生产类的资产专用性投资（如改善蟹苗质量投资、改良养殖环境投资等）难以在合作社全体社员间达成共识，进一步制约了合作社的生态型生产。正如湖畔水产社副理事长所言：“开始的前几年养殖场难以为继，连续亏本。……现在的农民还是老一辈的农民，不是现在的新型农民。如果合作社盈利了，要继续发展，要扩大规模，在农民那里是行不通的，他们就是要把利润分掉，就是要分红。”（受访者：湖畔水产社副理事长“扁担姐”张玉鸾；访谈地

^①王俊，江苏省扬州市广陵区人，原为一名水产经销商。虽然王俊不是湖畔水产社所在地区的村民，但因其深厚的“三农”情怀和敏锐的战略眼光，他认为高邮湖菱塘回族乡的农业生态养殖大有可为，于是牵头成立了合作社。

^②高邮湖大闸蟹，又称中华绒螯蟹，早在 2004 年被中国渔业协会评为“全国十大优质名蟹”。

点：合作社生态农场；访谈时间：2022年5月6日）

在销售阶段，湖畔水产社确立了“合作社+公司”的组织模式，部分降低了农业生态产品价值实现的交易成本，但仍面临公司的机会主义行为风险。一是“合作社+公司”模式的确立。在这一阶段，湖畔水产社经营一路摸索成长，虽采用生态养殖，有自己的产品特色，但品牌优势与产品溢价仍不明显。初期，湖畔水产社的生产模式为由合作社统一养殖完成后，无其他分级、包装等，直接由理事长借助自身水产经销商的网络渠道，对接可信任的合作单位。这期间，湖畔水产社主要与生态渔业公司和北京淮扬府餐饮管理有限公司等公司开展合作。通过多次交易，合作社与这些公司逐渐成为相对稳定的合作伙伴，在一定程度上减少了合作社与公司间的谈判成本。二是面临公司机会主义行为风险。2014年江苏省螃蟹养殖整体增产，尽管湖畔水产社已与生态渔业公司签订按市场平均价格收购的契约，但在实际操作过程中，还是存在生态渔业公司作为当地市场优势主体对湖畔水产社“敲竹杠”的现象，在缺乏客观标准的情况下，部分200克的螃蟹被合作公司强行以品质未达标为由^①，按175克的收购价收购，共造成数万元的经济损失。

在分配阶段，湖畔水产社盈利有限，社员收入增长较少。由于合作社生产经营仅覆盖初级产品销售，不包含后续的深加工部分的增值收益，加之产品品牌效应较弱，生态投资难以获得有效回报，湖畔水产社的利润空间非常有限。社员的收入由土地租金、初级农业生态产品销售分红和非农就业收入三部分构成。其中，土地租金为每年15000元/公顷，初级农业生态产品销售分红指当社员的螃蟹养殖完成后，合作公司按照市场的平均价格收购，湖畔水产社扣除成本后，在社员间进行分红。由于生态溢价不明显，加上时常面临合作公司“敲竹杠”的行为，合作社实际可供分红的收益很少，有些年份甚至未进行分红。社员的非农就业收入包括本地非农就业收入和外出非农就业收入，为每人3万~4万元/年。

2.合作社办公司模式（2015年至今）。2015年，由理事长、副理事长等多位核心成员共同出资，湖畔水产社成立王鲜记公司，由王俊兼任湖畔水产社理事长和王鲜记公司总经理，自此，湖畔水产社的组织模式由“合作社+公司”变更为合作社办公司。从股权结构来看，王鲜记公司的股权由出资的核心成员和合作社普通社员共同拥有，其中，普通社员主要以土地资产入股，理事长、副理事长和其他核心成员以资本资产入股，后者占有绝对比例的股份。成立公司后，湖畔水产社仍以生态养殖业为主，生态建设、产品分类、产品分拣、产品加工、品牌营销、市场规划、市场销售等需要科技和资金投入、有风险的业务均由公司承担。王鲜记公司决策主要由王俊负责，合作社社员不干预公司决策，公司收益与合作社社员共享，而风险则主要由公司承担，总体上，符合核心社员办公司的模式（钟真等，2024）。创办公司以来，湖畔水产社在生产、销售、分配等方面都得到长足发展。

在生产阶段，湖畔水产社实现了定制化农业生产，进一步增加了生态投入，解决了蟹苗质量的问

^①在“合作社+公司”模式下，公司在契约未规定事项方面的决策权远大于合作社。在无客观市场标准出台的情况下，除重量指标外，螃蟹是否达到最高等级的解释权也在公司手里。因此，公司可能以“螃蟹可食用部分偏小”等理由压低产品等级，对螃蟹价格进行“敲竹杠”。

题，促进了产品包装的多元化。一是依托大数据技术，对不同消费群体进行画像，定制农业生产计划。湖畔水产社摒弃了过去完全按照生产端思维设计养殖池塘的生产养殖方式，转变为以市场需求为导向、有目的的生产。例如，指定不同的池塘分别养大螃蟹、六月黄和母蟹，根据各池塘特性和环境，适配春草、夏草等多样水草和差异化的蟹苗。农业生产由原始形式的1.0时代，升级至工业化思维的2.0时代，即把农田作为机器，实行定向投入和标准化产出。

二是随着湖畔水产社经营绩效的改善，合作社在生态养殖方面的投入也与日俱增。杂草处理使用铺膜，阻止杂草生长，既环保美观，又省时省力。同时，设置循环水、处理水、水质监控设备，在日常的生产管理中，密切关注塘口水环境变化，监控pH值等各项指标，建造养殖水处理区域，要求经过处理的养殖水标准高于外源水，因此养殖水一般不向外排放，循环利用。湖畔水产社相继获得“无公害农产品产地”“农业农村部水产健康养殖示范场”“绿色食品”认证（国家级）等各项荣誉。正如湖畔水产社理事长所言：“为了让我们的产品更具信任度，我们时刻高标准要求养殖不造成环境污染。”（受访者：湖畔水产社理事长王俊；访谈地点：合作社生态农场；访谈时间：2022年5月6日）

三是蟹苗质量问题得到解决，产品包装也更为多元化。自2018年起，王鲜记公司与多所高校和研究机构展开深入合作，苗种培育更加科学化。王鲜记公司重视优质种苗在养殖生产中起到的先发优势，在投放密度和投放规格上，坚持标准化、差异化，结合水环境合理规划水产投放数量、养殖方式。随着时代发展、人们收入水平的提升和消费观念的升级，王鲜记公司在产品的包装上考虑更多元的元素，如外观、文化属性（节日元素）、便携性、物流保鲜措施等。

在销售阶段，王鲜记公司进一步强化了品牌建设，大幅扩大了销售网络。一是品牌建设进一步强化。2017年10月，王鲜记公司带着超400克重的蟹王，亮相湖南卫视，打造了家喻户晓的大闸蟹知名品牌，也被邀请参加中央电视台的多档栏目，并全程参与拍摄了央视大型纪录片《螃蟹的征途》。2018年，高邮湖大闸蟹成为中国驰名商标，王鲜记品牌获得江苏省著名商标认定，且拥有品牌商标、实用新型外观、相关技术专利。当地电子商务公共服务中心还为王鲜记公司搭建溯源体系，王鲜记公司正式入驻当地区域公共品牌，实现了一物一码，消费者可据此溯源大闸蟹养殖全过程。

二是销售网络的铺设大幅完善。如今，王鲜记公司的电子商务拥有专业的策划团队、营销团队、设计团队和新媒体运营平台，建立了集线下销售、电商平台销售、直播带货、社群营销、境外地区推介会等多种方式于一体的立体化、综合化营销网络。具体有如下三种销售模式。①线下专卖店模式。王鲜记公司在线下的销售合作点遍布全国，美味覆盖各地。线下品牌店注重品牌包装、线下购买体验感和客户黏性。②电商平台销售模式。王鲜记公司进军天猫、京东、1号店等电商平台，并建立完善的生鲜电子商务运营体系，成为顺丰华东大区生鲜速配项目首家战略合作公司，突破市场边界，打开了新的销售市场。③其他新兴销售模式。紧抓直播带货契机，打造直播间，直面全国各地的消费者。此外，王鲜记公司每年都会到境外参加推介会，把河蟹品牌推向世界。米其林餐厅、金梧桐餐厅、黑珍珠餐厅等对农产品品质有较高要求，王鲜记公司现已成为部分上榜餐厅的指定供应商。

在分配阶段，湖畔水产社多措并举，有效推动农户持续增收。合作社普通社员的收益主要来自五部分，具体包括土地租金、工资收入、初级农业生态产品销售分红、公司盈利分红和公司临时工收入。

其中：土地租金为每年 15000 元/公顷，工资收入约为每人 5 万~6 万/年，这两项收入比较稳定。初级农业生态产品销售分红指当合作社的螃蟹养殖完成后，王鲜记公司按照市场的最高价格收购，进行交割、过秤、记账，湖畔水产社扣除成本^①后，在社员内进行分红。公司盈利分红是指当公司绩效优良、利润较高时，公司至少会补贴 5% 的利润用于合作社分红。因此，合作社正常收益为土地租金和产品销售收益分红，其余收益均为公司补贴。若王鲜记公司亏损，社员收益前两部分土地租金和工资收入不变，初级农业生态产品销售分红收益会因市场不景气而下滑，同时将没有公司盈利分红，公司临时工收入也相应减少。但因土地租金和工资收入的旱涝保收，社员收入得到了稳定的保障。这种分配机制的形成，在很大程度上来源于合作社和公司领导的社会责任感以及合作社遵循的“所有者和惠顾者同一”的基本原则。平均而言，合作社办公司阶段与“合作社+公司”阶段对比，每户农户每年增收约 3 万元^②。

四、案例剖析：合作社办公司促进农业生态产品价值实现的内在机理

（一）“合作社+公司”模式难以降低农业生态产品价值实现中的高交易成本

湖畔水产社在第一阶段采取的是在新农人带领下建立的“合作社+公司”模式，虽然合作社经营取得了确定养殖对象的优良品种和形成生态养殖方式雏形等成效，但是，在农业生态产品价值实现的四个环节面临着高昂的交易成本，阻碍了四维目标实现。四个环节的主要交易成本分析如下。

1. 价值创造环节的交易成本主要来源于分散化资源主体、高物质资产专用性、高人力资本专用性和高行为不确定性。本案例中“合作社+公司”模式通过由 53 户养殖户共同成立合作社完成农户组织化，在一定程度上完成了生态资源、物质资源和人力资本的整合，有效降低了分散化资源主体引致的组织成本，但是，该模式不能适应于高物质资产专用性、高人力资本专用性、高行为不确定性引致的高交易成本困境。^①高物质资产专用性。农业生态产品价值实现对水质标准的要求进一步提升，导致湖畔水产社不得不投入大量资金租用和改造生产基地，改造完成后若在该区域采取其他土地利用方式同样需要付出高昂的成本，这些专用性投资很难在合作社内部形成共识。^②高人力资本专用性。相较于传统农产品，农业生态产品对产品质量和生产过程的生态化要求，如饲料调配、农药使用等生产步骤的全过程规范管理，进一步增加相应工种的技术含量和培训成本，生产难以转型。^③高行为不确定性。螃蟹生态养殖对绿色生产全过程要求较高，导致生态养殖成效的不确定性较高，生产经营行为存在较大风险。这些高昂的交易成本难以通过“合作社+公司”模式下的商品契约方式得以有效降低，尤其是当高物质资产专用性和高人力资本专用性存在时，与湖畔水产社合作的公司便具有了机会主义行为动机，导致不能有效完成资源整合的核心任务。

^①螃蟹养殖过程中蟹苗优化、水质处理等高投入的生态建设成本部分由公司承担，与“合作社+公司”阶段对比，合作社每公顷生产成本下降约 1500 元。

^②因螃蟹时令价的不同和公司临时工工资、外出务工收入等方面的差异，不同社员的收入增加幅度有明显差异，该数值为估计的平均值。

2. 价值显化环节的交易成本主要来源于分散化交易主体、高品牌资产专用性和针对性营销对象。

“合作社+公司”模式通过农户组织化，避免了单家独户与公司进行交易，减少了交易次数，扩大了交易规模。相对于单个农户，合作社的议价能力明显增强，有效降低了分散化交易主体引致的谈判成本。另外，合作社依靠理事长王俊先进的经营理念和强大的社会网络，大幅降低了合作社寻找销售渠道的成本。但是，该模式仍不能解决高品牌资产专用性和针对性营销对象引致的高交易成本困境。^①高品牌资产专用性。品牌资产专用性源于湖畔水产社对产品质量和广告促销方面的投资，且在长期的发展中逐渐积累，并与产品的品牌名称紧密相连。湖畔水产社螃蟹养殖面临“阳澄湖”等强势品牌的竞争，市场份额争夺激烈，为提高产品附加值和消费者的消费黏性，有必要创建富有竞争力的自主品牌并树立品牌形象。合作社使用自身品牌资产销售产品，要么通过自有的销售渠道分销，要么授权加盟商分销，但无论哪种渠道均需要合作社投入专用性资产进行品牌建设。“合作社+公司”模式由于面临商品契约的不稳定性，承担着被“敲竹杠”的风险，难以化解相应的高交易成本问题。^②针对性营销对象。湖畔水产社的农业生态产品相对普通产品而言，价值更高，从而对销售路径的确定成本更高，即在“合作社+公司”模式下，合作公司对农业生态产品的销售成本相比于普通产品的销售成本更高，进而加剧了湖畔水产社与合作公司之间的谈判成本。因此，“合作社+公司”模式无法应对高品牌资产专用性与针对性营销对象带来的困境，导致湖畔水产社的销售规模有限、销售成本较高，入不敷出，不能有效完成生态溢价的核心任务。

3. 价值分配环节的交易成本主要来源于多主体利益协调、要素贡献衡量机制和剩余产权分配规则。

“合作社+公司”模式通过农户组织化，减少了合作公司与单个农户间利益分配的协调成本。但是，合作社的议价能力有限，面对外部市场的冲击时，其应对能力受到较大限制。生态资源和人力资本难以得到准确识别和衡量，尤其是生态资源的贡献，这使得公司在“合作社+公司”模式中占据了绝对的市场主体地位，在利润分享上占据有利的谈判地位。这就导致合作公司为实现自身利益最大化，不惜侵害合作社的利益，采取压价等机会主义行为。合作社在产业链中利益分成有限，体现为明显的公司占有剩余权的分配方式，不能有效完成收益共享的核心任务。

4. 价值永续环节的交易成本主要来源于协调成本与生态投资的高不确定性。基于“禀赋效应”，湖畔水产社的农户作为农业生态资源产权所有者和合作社所有者，对自身拥有的稀缺资源（农业生态资源）的自我评估提高，在开发经营过程中更加重视和珍惜生态资源，降低了合作社内部生态资源保护的协调成本。但是，在“合作社+公司”模式中，大部分利益被合作公司攫取，因生态投资的高收益不确定性，合作公司缺乏进行生态反哺的投资积极性，合作社又缺乏充足资金进行持续投资，致使生态投资存在高行为不确定性，生态建设进度缓慢，不能有效完成生态反哺的核心任务。

（二）合作社办公司模式降低交易成本，促进农业生态产品价值实现

1. 组织模式转变：组织再造使组织特征发生转变。湖畔水产社为突破生存困境，通过办公司，将农业生态产品的产、加、销纳入一个组织内部，将合作社与合作公司之间的商品契约转变为同一组织内的要素契约，产品经进一步深加工后流入市场销售，收益分配权完全掌握在合作社手里，从而规避交易不确定性，完成对农业生态产品价值实现四个环节的全过程综合管理。虽然湖畔水产社创办的王

鲜记公司是由合作社的核心成员控制，普通社员在公司治理的过程中并没有直接参与，但是，湖畔水产社依然保证了公司与合作社利益的一致性，形成了均衡的博弈关系，有效回应农户群体的合理诉求，在增强市场谈判话语权的基础上，又结合公司制的优势，提升了市场竞争力。

具体来说，合作社组织模式从“合作社+公司”到合作社办公司，完成了两方面特征的转变。①契约特征转变。湖畔水产社与合作公司之间基于长期交易和熟人信任，形成了较稳定的交易契约。在湖畔水产社办公司模式中，公司由合作社领导和管理，两者间的生态产品交易由商品契约转变为要素契约，以内部剩余权的间接定价替代市场的直接定价（杜晶，2006）。自此，湖畔水产社实现了对所生产的农业生态产品从生产环境、种苗质量、养殖方式、包装方式、销售方式到生态反哺的全流程把控。这种“团队生产”的方式通过将剩余权集中于同一主体内部并进行相应分配，提高了协作生产效率，创造了额外的“合作收益”。②剩余权分配特征转变。湖畔水产社通过企业家和社员共享剩余权实现了剩余控制权和剩余索取权的统一，提升了农民主体地位，使农户经济福利的获取空间跳出了“微笑曲线”的底部，向着尾端延伸（苑鹏，2013）。

2. 价值创造环节：商品契约转变为要素契约降低了资源整合成本，提升了价值创造能力。契约特征转变通过提高纵向一体化水平，带动生态要素作为生产要素投入生产，系统规划农业生态产品生产全过程，完成资源整合任务。在价值创造环节，湖畔水产社在“合作社+公司”阶段就初步将生态要素作为生产要素投入生产。但是，由于合作公司与合作社之间为商品契约，合作公司并不参与生产，只有合作社中依赖经验生产的弱质小农负责生产环节，无法突破螃蟹幼苗种质的限制，难以实现进一步的农业生态产品增值（徐旭初和吴彬，2017）。2015年后，湖畔水产社通过创办公司，将自然资本、人力资本和人造资本相结合，实现由商品契约到要素契约的转变，降低了生态养殖中自然资本与技术资本结合的协调成本，从而得以系统规划农业生态产品生产全过程。公司自主联合高校和研究机构开展科学化种苗培育工作，帮助合作社从螃蟹幼苗种质桎梏中解放出来，同时，迎合市场需求，引导湖畔水产社拓展价值实现模式，不仅根据市场需求指导生产，发展定制式农业，而且依靠提升产品品质、丰富产品种类、延长产业链，打造出蟹黄油、蟹黄汤包、蟹黄捞面等深加工产品，实现高端化的产品创造，同时注重产品的分级和包装，持续推进产品溢价。正如湖畔水产社理事长所言：“现代农业首先要有一个现代生产者的经营理念，也就是农业生产者具有工业化思维。唯一的出路就是让产品更符合消费者的需求，更年轻化，要做一个有服务的产品。”（受访者：湖畔水产社理事长王俊；访谈地点：合作社生态农场；访谈时间：2024年3月23日）

不仅如此，湖畔水产社还设立职业农民培训班、农业技术培育夜间课堂，定期开办培训，推广养殖经验技术，实现技术下沉。正如周边村民所言：“之前在梅雨期的池塘捞草过多导致螃蟹不脱壳，后来通过在合作社培训学习，（我们）学到了不少技术，对水草养护得当，螃蟹脱壳顺利、长势良好。”（受访者：社员王寿中；访谈地点：合作社生态农场；访谈时间：2022年5月6日）

3. 价值显化环节：商品契约转变为要素契约破解了逆向选择难题，充分显化了生态溢价。在合作社办公司模式下，王鲜记公司生态产品的销售路径由“合作社—公司（经销商）—消费者”向“合作社办公司—消费者”转变。王鲜记公司通过完全纵向一体化的优势，降低了高品牌资产专用性带来的

交易成本，从而能够充分利用当地独特的自然资源优势养殖高品质螃蟹，并通过产品国家级绿色认证和溯源系统的构建，实现品牌价值的增长。面临消费群体的独特性，王鲜记公司能够找准市场定位，细化产品种类，不断强化自身市场竞争力，通过综艺节目等多样化营销推介手段，挖掘更多的潜在客户。王鲜记公司通过集线下销售、电商平台销售、直播带货、社群营销、境外地区推介会等多种方式于一体的综合化营销网络实现生态产品价值的显化，最终促进农业生态产品实现最大化价值。正如湖畔水产社理事长所言：“价格差异大致为，市场上普通的螃蟹可能卖 50 块钱一斤，王鲜记的螃蟹卖 50 块钱一只……当然为达到农业生态产品的标准，整个叠加起来的成本是远远不止一倍的。”（受访者：湖畔水产社理事长王俊；访谈地点：合作社生态农场；访谈时间：2024 年 3 月 23 日）

4. 价值分配环节：公司占有剩余权转变为企业家与社员共同占有剩余权规避了合作公司资本对收益的侵占，实现了收益共享。在价值分配环节，2015 年前，湖畔水产社为农户提供统一农资购买、统一销售等服务，以市场价格收购社员产品，盈余按照成员出资额进行分配，保证了农户的权益。但是，因为合作社本身在价值分配上处于弱势地位，在产业链中利益分成有限，不能保障农户收益。湖畔水产社办公司后，合作社拥有对资本的支配权，实现了企业家与社员共同占有剩余权，最大限度地促进了合作社增收。同时，基于理事长的社会责任感以及合作社本身“所有者和惠顾者同一”的基本原则，湖畔水产社建立起包括土地租金、工资收入、初级农业生态产品销售分红、公司盈利分红和公司临时工收入等多元化的收益分配机制，真正保障合作社在创办公司后依然能够产生惠农效应。实践中体现为，湖畔水产社让农户参与从养殖到销售的产业链全部环节，除支付必要的组织成本，并无其他中间商，规避了中间品交易的垄断加价，价值链诸多环节产生的收益均归农户所有，在给予公司资本合理回报的同时，增加了农户的分配份额和收入的稳定性。

5. 价值永续环节：契约特征和剩余权分配规则的转变提升了生态反哺能力，促进价值永续。在价值永续环节，处于“合作社+公司”阶段的湖畔水产社已初步促进生态要素的保值增值。但是，因市场需求量的有限性和逆向选择的风险，合作社缺乏持续经营农业生态产品的动力，所以，在这一时期，湖畔水产社生态反哺有限。湖畔水产社办公司后，从商品契约到要素契约的转变，以及从公司占有剩余权到企业家和员工共同占有剩余权的转变，实现了湖畔水产社纵向一体化水平的提高和系统分配收益能力的增强，不仅降低了公司和农户行为的不确定性，保证了生产全过程的生态性，而且提高了王鲜记公司的风险承担能力，确保了剩余价值持续用于投资生态建设，促进生态反哺的形成，进一步推进农业生态产品保值增值的实现。

总体来看，在农业生态产品价值实现过程中，生态资源需要作为生产要素投入农业生产，生态产品需要通过生态溢价实现价值显化，并且收益共享和生态反哺是生态产品价值实现的本质要求。面对农业生态产品价值实现各环节高交易成本的困境，湖畔水产社通过办公司，完成合作社组织模式再造，实现了从商品契约、公司独占剩余权到要素契约、企业家和社员共同占有剩余权的特征转变，进而更好实现了价值创造、价值显化、价值共享和价值永续的四维目标，形成了农业生态产品价值实现的内生发展（见表 3）。

表3 湖畔水产社两个发展阶段下农业生态产品价值实现机制比较

发展阶段	组织模式	核心环节	作用机制	行为响应	治理绩效
2010—2014年	合作社+公司	价值创造	降低了分散化资源主体引致的组织成本	生态要素初步投入；规模生产经营	生产初级水产品；增值有限
		价值显化	降低了分散化交易主体引致的谈判成本	与公司签订较长期商品契约	前期入不敷出，后期盈利有限
		价值分配	降低了分散化交易主体引致的协调成本	公司占有剩余权	农户拥有生产收益
		价值永续	降低了合作社内部生态资源保护的协调成本	传统农业生产价值实现方式，追求效率	生态养殖难以以为继
2015年至今	合作社办公司	价值创造	降低了由高物质资产专用性、高人力资本专用性、高行为不确定性引致的高交易成本	生态要素投入；定制式农业；产品深加工创造；分级化精美包装；技术扩散	王牌产品生产+延长产业链；附加值增加明显；养殖技术的学习、应用和扩散
		价值显化	降低了由高品牌资产专用性和针对性营销对象导致的高交易成本	立体化、综合化营销方式；品牌效应；产品多样化；细化产品种类、优化产品包装	利润大幅度提高，市场竞争不断强化
		价值分配	降低了由要素贡献衡量机制和剩余产权分配规则引致的高交易成本	共同占有剩余权；养殖、加工、销售等诸多环节产生的收益均归农户所有	农户享有生产至销售的全环节收益
		价值永续	降低了由协调成本与高行为不确定性导致的高交易成本	收益反哺生态	自然资源循环利用；合作社内生发展动力增强

(三) 案例总结与讨论

1. 该案例分析与当前交易成本理论形成对话。案例分析回应了组织模式转变如何降低农业生态产品价值实现中的交易成本。交易成本理论肯定了组织模式对交易成本的影响，被大量应用于农业生产组织分析中（Williamson, 1991；郭晓鸣等，2007）。相比于传统农业产品的生产经营，生态要素的高度介入使得农业生态产品价值实现的生产组织过程更为复杂，面临高交易成本的挑战，什么样的组织模式能够降低交易成本成为该领域理论研究的挑战。本文基于现代案例“情境建构—行为调适—效能生成”三个部件识别因果机制（姜雅婷和杜焱强，2023），识别了组织模式转变降低农业生态产品价值实现中交易成本的内在机制。在情境建构上，农业生态产品价值实现的核心是将生态要素与技术、土地、资本等传统生产要素进行高效结合，进而实现生态溢价。这个过程涉及农业生态产品的生产、加工、销售、收益分配以及生态反哺等系统过程，合作社面临由高资产专用性、高不确定性和高交易频率带来的高交易成本。在传统农业生产经营中发挥很好效应的“合作社+公司”组织模式难以有效降低这些交易成本，因此，呼唤合作社办公司组织模式的出现。

面对上述情境，合作社展开了行为调适，取得良好效能。首先，农业生态产品在价值创造环节必需的生态整体性开发要求决定了整合分散于农户的生态资源。“合作社+公司”模式作为农户自发的经营组织，能够整合如土地、劳动力等一系列传统资源，但是难以整合具有高资产专用性的生态资源以及生态开发所依赖的人力资源，因此，需要一体化程度更高的合作社办公司模式。

其次，农业生态产品价值显化依赖生态要素和基础性生产要素的结合。公司能够运用资本、技术、管理等优势，是实现生态要素价值增值的运营主体。“合作社+公司”的模式通过收购合作社的农业生态产品，可以在一定程度上促进生态要素变现。但是，这种交易仅仅显化了生态要素依附在初级农产品上的价值。它既没有采用产品深加工以应对“劣币驱逐良币”的风险，也无法明晰事后能被证实但事前难以缔约的农户生态资产专用性投资（钟真等，2024），生态要素依附在品牌和其他深加工产品上的价值未充分显化。因此，同样呼唤一体化程度更高的合作社办公司模式来实现深度的生态溢价。

再次，在价值分配上，“合作社+公司”模式在生态资产专用性投资的缔约和深加工产品惠农上的失灵，诱致合作社组织模式转变。合作社办公司模式通过加强纵向一体化，实现了“生产—加工—销售—反哺”的全流程把控，把生态要素依附于初级生产、加工多样化产品、品牌效应等多个环节，把更多环节的收益留给合作社，合作社理事长注重社会效益、生态效益的企业家精神起到重要作用，保障了普通社员能够获得合理的收益。合作社办公司模式完成了剩余权的重新配置，从单一对资产平均收益影响倾向较大的主体占有剩余权转变为兼顾生态要素、物质要素和人力要素贡献，由农民主导占有剩余权。

最后，生态反哺是农业生态产品价值实现得以持续的根本保证，“合作社+公司”模式无法提供稳定的契约，使得生态专用性资产投资行为容易被“敲竹杠”。合作社办公司通过上下游经营主体的合并，能够在销售前就明晰生态专用性资产的产权，有效激励生态反哺。

2. 该案例分析对合作社办公司的剩余权配置理论予以补充。按照巴泽尔（2017）的观点，剩余权最优配置的原则是剩余权份额与对资产平均收益影响倾向相一致。熊彼特的企业家理论重视企业家人力资本的稀缺性。在后熊彼特时代，公司员工创造力的稀缺性开始受到关注。这些观点在一般的组织理论中依然适用（陈劲和李根祎，2023）。但是，农业生态产品尤其是生态系统提供的惠益和服务具有强烈的产权依附性，它必须依附生态资源载体才能实现价值（高攀等，2022）。生态要素对最终生态产品价值的贡献也存在难以精准计量问题。因此，在农业生态产品价值实现过程中，合作社办公司模式的剩余权分配既要肯定公司和理事长在资金支持和人力资本上的贡献，也要保障生态要素所有者的权益，创新农业生态产品价值实现中由物质资本、人力资本和生态要素共同参与的剩余权配置形式。

此外，相关研究指出，在合作社办公司模式下，由合作社的核心成员投资并控制的公司中，普通社员并不直接参与公司决策，因而，可能会挑战合作社成员共治原则，使得剩余权集中于核心成员，而非普通社员（张天佐，2022）。但本案例从生态产品价值实现领域给出了合作社核心成员创办公司能够惠农的经验证据。背后的机制在于：一是纵向一体化的组织模式提升了生态产品价值实现水平，保障了合作社的收益；二是基于理事长的社会责任感以及合作社本身“所有者和惠顾者同一”的基本原则而建立的多元化收益分配机制，进一步保障了理事长与普通社员间的收益分配，能够真正发挥惠农效应。本研究从生态产业经营领域进一步佐证了钟真等（2024）提出的观点，即使在核心成员创建公司的模式下，普通社员仍可以通过要素价格让利、核心技术升级、经营业务拓展等机制间接受益。

3. 单案例的拓展可能性。本文选取的案例是生态化养殖领域合作社办公司模式下完成资源整合、生态溢价、收益共享和生态反哺四项核心任务的农业生态产品价值实现的成功范例。生态种植和生态

养殖在四项核心任务上相差无几（杨晓梅和尹昌斌，2022；詹琉璃和杨建州，2022）。因此，案例所代表的实践模式能够推广到多种物质类农业生态产品。进而言之，合作社办公司模式能否应用于景观文化类和调节服务类生态产品价值实现？针对各类生态产品，价值创造、价值显化、价值分配和价值永续均是主要步骤。其中，景观文化类和调节服务类两类生态产品的价值创造和价值永续过程与物质类生态产品基本一致。合作社办公司通过投入劳动提升了产品质量，创造了价值，如合作社采取土地整治、水质净化、文化宣传等措施修缮水稻田文化，提高农田土壤固碳增汇，从而提升文化价值和生态价值，后续获取的收益亦参照物质类生态产品价值实现路径进行再投资；针对价值显化，新型组织模式的品牌效应和产品多样化能够在一定程度上提高游客观光规模，促进生态产品价值实现。但必须承认的是，这两类产品价值显化，尤其是调节服务类产品的价值显化，还依赖于政府的国土空间规划、碳排放配额、生态产权质押等制度建设，以激发潜在消费者的购买热情（于法稳等，2024）。价值显化在治理主体上的复杂化引致价值分配的变化。一方面，针对通过旅游门票、生态补偿等方式获取的收入，合作社办公司可依照农户的资源产权和劳动贡献进行收益分配；另一方面，相比物质类生态产品，景观文化类和调节服务类两类产品的价值分配需要支付一定的制度成本。总体而言，针对其他类型的生态产品，合作社办公司后仍能实施产品质量提升、产品持续供给、农民利益保障等行为，但随着资产专用性的进一步提升和潜在消费群体的收窄，新型组织模式对政府制度工具的依赖性会进一步提升，推动单核运营逐渐过渡到多层次治理（孙博文，2023）。

五、结论与启示

本文在畅通“绿水青山”和“金山银山”间转化通道的时代召唤下，围绕2023年中央“一号文件”提出的“合作社根据发展需要办企业，带动小农户合作经营、共同增收”要求，以合作社组织模式转变为切入点，选取苏北湖畔水产社案例，分析了合作社办公司模式对农业生态产品价值实现的影响机制，验证了合作社办公司是探索农业生态产品价值实现、促进农民农村共同富裕的新思路。主要观点包括：一是农业生态产品价值实现过程需要解决资源整合、生态溢价、收益共享和生态反哺四项核心任务，但是，由于存在高资产专用性、高行为不确定性、要素贡献衡量困难和剩余产权分配困难等因素，生态产品价值实现过程面临高昂的交易成本。二是合作社组织模式从“合作社+公司”到合作社办公司的转变，完成了从商品契约、公司独占剩余权，到要素契约、企业家与员工共同占有剩余权的特征转变，解决了农业生态产品价值实现中的高交易成本困境。

本文研究结论有助于形成对农业生态产品价值实现机制的一种新认识：政府在生态产品价值实现路径和政策探索下，提出了全域国土整治、产权制度改革、绿色金融和自然资源资产离任审计等一系列的政策措施。但是，这些政策措施需要一系列微观经济主体落实，尤其是在不依靠政府财政支持、避免对市场资本形成依赖的情况下，组织模式创新可能成为提升生态产品价值实现内生动力的重要举措。

进一步而言，本研究为农业产业发展带来以下两方面启示：第一，正视农业生态产品价值实现隐含的高交易成本问题，明确生态产品价值实现过程中价值创造、价值显化、价值分配和价值永续四个环节的核心任务和目标导向，在各环节通过加深纵向一体化和调整劳资关系适应新情境。第二，

在实现农村生态产品价值的组织模式创新中，坚持生态资源产权主体地位，发挥农民的主观能动性，最大限度地激发生态产品价值实现带动农民共富的潜能。

基于此，本文提出如下政策建议：一是加大金融和土地方面的政策支持力度。在合作社组织模式发展经验丰富和乡村治理效能高的地区，针对生态要素高度参与的农业生产经营活动，鼓励扶持发展合作社办公司。一方面，提升绿色普惠金融产品和扶持对象的匹配程度，把合作社创办的社会企业纳入绿色普惠金融的支持对象，提供乡村振兴专项贷款、GEP^①贷、农业气象指数保险等多样化金融产品；另一方面，提供土地租赁补贴，引导合作社在办公司时租赁集体经营性建设用地作为生产运营基地，盘活乡村产业。二是积极培育一批参与乡村生态产品价值实现的企业家。一方面，建立健全农村生态信用体系，把盘活农村生态资源资产作为提高生态信用积分的重要指标，激励乡村带头人参与生态产业化和产业生态化转型；另一方面，召开企业家培训班，以宣传教育的方式引导企业家认同农民对自然资源和劳动要素的贡献，提升公司公平分配的内生动力。

不可忽视的是，本文依然存在一定的局限，表现在以下三个方面。一是本文更多强调合作社组织模式演变对农业生态产品价值实现的影响机制，但是，外部环境，如政府生态环境规制和市场绿色需求等也会影响农业生态产品价值实现和合作社组织模式变迁。由于在本案例中，这些外部环境变化并不明显，因此并未深入分析外部环境因素。然而，随着时空尺度延展，这些因素在未来不可忽视。二是本文是基于一个成功案例展开分析，未来还需要对合作社办公司模式本身的局限性和适用范围开展更多探索。一方面，本文论证了合作社办公司更适用于农业生态产品价值实现，在不涉及生态产品价值实现的一般农业生产中，合作社办公司模式是否仍然比“合作社+公司”模式具有更高的效率和更强的普适性，需要进行严谨的对比分析；另一方面，本文中所分析的合作社办公司是成功的案例，案例中理事长所呈现的企业家精神和社会责任感是案例获得成功的重要因素，但这并非所有合作社都具有的。在缺乏这些因素时，合作社办公司能否促进农业生态产品价值实现仍然需要更多的研究，尤其是要研究什么样的机制能够替代理事长的社会责任感来促进合作社建立起多元化的收益分配机制。三是本文提供了三种剩余权配置形式，但案例仅揭示了公司占有和企业家与社员共有占有两种配置类型对农业生态产品价值实现效应的影响，企业家独占剩余权这一形式在合作社组织模式中的表现形态及其功能如何，有待其他研究论证。

参考文献

- 1.巴泽尔，2017：《产权的经济分析》，费方域、段毅才译，上海：上海人民出版社，第8-9页。
- 2.蔡荣、汪紫钰、钱龙、杜志雄，2019：《加入合作社促进了家庭农场选择环境友好型生产方式吗？——以化肥、农药减量施用为例》，《中国农村观察》第1期，第51-65页。
- 3.陈劲、李根祎，2023：《企业员工契约理论的构建——后熊彼特时代现代契约理论的新探索》，《财经问题研究》第12期，第17-30页。

^①GEP（gross ecosystem product）即生态系统生产总值。

- 4.陈倩茹、陈彬、谢花林、吴曼玉、宋国伟, 2023: 《数字赋能生态产品价值实现: 基本逻辑与典型路径》, 《中国土地科学》第 11 期, 第 116-127 页。
- 5.邓衡山、孔丽萍、廖小静, 2022: 《合作社的本质规定与政策反思》, 《中国农村观察》第 3 期, 第 32-48 页。
- 6.邓宏图、李康、柳昕, 2018: 《农业产业化中的“位势租”：形成机制与利润分配》, 《经济学动态》第 10 期, 第 37-49 页。
- 7.邓宏图、赵燕、杨芸, 2020: 《从合作社转向合作联社: 市场扩展下龙头企业和农户契约选择的经济逻辑——以山西省太谷县某龙头企业和土地合作社为例》, 《管理世界》第 9 期, 第 111-128 页。
- 8.杜晶, 2006: 《企业本质理论及其演进逻辑研究》, 《经济学家》第 1 期, 第 115-120 页。
- 9.高攀、南光耀、诸培新, 2022: 《资本循环理论视角下生态产品价值运行机制与实现路径研究》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第 5 期, 第 150-158 页。
- 10.郭晓鸣、廖祖君、付娆, 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.黄祖辉, 2018: 《改革开放四十年: 中国农业产业组织的变革与前瞻》, 《农业经济问题》第 11 期, 第 61-69 页。
- 12.姜雅婷、杜焱强, 2023: 《中央生态环保督察如何生成地方生态环境治理成效? ——基于岱海湖治理的长时段过程追踪》, 《管理世界》第 11 期, 第 133-152 页。
- 13.李宏伟、薄凡、崔莉, 2020: 《生态产品价值实现机制的理论创新与实践探索》, 《治理研究》第 4 期, 第 34-42 页。
- 14.石敏俊、陈岭楠、王金南, 2023: 《生态产品第四产业的概念辨析与核算框架》, 《自然资源学报》第 7 期, 第 1784-1796 页。
- 15.孙博文, 2022: 《建立健全生态产品价值实现机制的瓶颈制约与策略选择》, 《改革》第 5 期, 第 34-51 页。
- 16.孙博文, 2023: 《建立生态产品价值实现机制: “五难”问题及优化路径》, 《天津社会科学》第 4 期, 第 87-97 页。
- 17.王宾, 2022: 《共同富裕视角下乡村生态产品价值实现: 基本逻辑与路径选择》, 《中国农村经济》第 6 期, 第 129-143 页。
- 18.王志刚、于滨铜, 2019: 《农业产业化联合体概念内涵、组织边界与增效机制: 安徽案例举证》, 《中国农村经济》第 2 期, 第 60-80 页。
- 19.谢贤胜、陈绍志、赵荣, 2023: 《生态产品价值实现的实践逻辑——基于自然资源领域 87 个典型案例的扎根理论研究》, 《自然资源学报》第 10 期, 第 2504-2522 页。
- 20.徐家鹏、李崇光, 2012: 《蔬菜种植户产销环节紧密纵向协作参与意愿的影响因素分析》, 《中国农村观察》第 4 期, 第 2-13 页。
- 21.徐旭初、吴彬, 2017: 《异化抑或创新? ——对中国农民合作社特殊性的理论思考》, 《中国农村经济》第 12 期, 第 2-17 页。
- 22.薛永基、薛艳金、张园圆, 2024: 《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》, 《中国农村经济》第 2 期, 第 67-89 页。
- 23.杨晓梅、尹昌斌, 2022: 《农业生态产品的概念内涵和价值实现路径》, 《中国农业资源与区划》第 12 期, 第 39-45 页。

- 24.叶敬忠、豆书龙、张明皓, 2018: 《小农户和现代农业发展: 如何有机衔接?》, 《中国农村经济》第 11 期, 第 64-79 页。
- 25.于法稳、林珊、孙韩小雪, 2024: 《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》, 《中国农村经济》第 3 期, 第 126-141 页。
- 26.苑鹏, 2013: 《“公司+合作社+农户”下的四种农业产业化经营模式探析——从农户福利改善的视角》, 《中国农村经济》第 4 期, 第 71-78 页。
- 27.詹琉璃、杨建州, 2022: 《生态产品价值及实现路径的经济学思考》, 《经济问题》第 7 期, 第 19-26 页。
- 28.张广辉、方达, 2018: 《农村土地“三权分置”与新型农业经营主体培育》, 《经济学家》第 2 期, 第 80-87 页。
- 29.张天佐, 2022: 《推动农民合作社办公司规范发展》, 《中国农民合作社》第 11 期, 第 7-10 页。
- 30.张文明、张孝德, 2019: 《生态资源资本化: 一个框架性阐述》, 《改革》第 1 期, 第 122-131 页。
- 31.赵敏娟、姚柳杨、李超琼、周超辉, 2022: 《农业生态富民的作用机理、实施困境与政策选择》, 《环境保护》第 16 期, 第 18-21 页。
- 32.赵晓峰, 2018: 《信任建构、制度变迁与农民合作组织发展——一个农民合作社规范化发展的策略与实践》, 《中国农村观察》第 1 期, 第 14-27 页。
- 33.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。
- 34.钟真、戴娆、蒋维扬, 2024: 《合作社办企业的逻辑——基于成员异质性视角的多案例分析》, 《中国农村经济》第 4 期, 第 163-184 页。
- 35.周洁红、金宇、王煜、梁巧, 2020: 《质量信息公示、信号传递与农产品认证——基于肉类与蔬菜产业的比较分析》, 《农业经济问题》第 9 期, 第 76-87 页。
- 36.周其仁, 1996: 《市场里的企业: 一个人力资本与非人力资本的特别合约》, 《经济研究》第 6 期, 第 71-80 页。
- 37.周雪光, 2015: 《项目制: 一个“控制权”理论视角》, 《开放时代》第 2 期, 第 82-102 页。
- 38.Alchian, A. A., and H. Demsetz, 1972, “Production, Information Costs and Economic Organization”, *American Economic Review*, 62(5): 777-795.
- 39.Boh, W. F., Y. Ren, S. Kiesler, and R. Bussjaeger, 2007, “Expertise and Collaboration in the Geographically Dispersed Organization”, *Organization Science*, 18(4): 595-612.
- 40.Cheung, S. N. S., 1983, “The Contractual Nature of the Firm”, *The Journal of Law & Economics*, 26(1): 1-21.
- 41.Lua, E., D. Liu, and C. E. Shalley, 2024, “Multilevel Outcomes of Creativity in Organizations: An Integrative Review and Agenda for Future Research”, *Journal of Organizational Behavior*, 45(2): 209-233.
- 42.Ma, W., A. Abdulai and R. Goetz, 2018, “Agricultural Cooperatives and Investment in Organic Soil Amendments and Chemical Fertilizer in China”, *American Journal of Agricultural Economics*, 100(2): 502-520.
- 43.Kumar, A., S. Saroj, P. K. Joshi, and H. Takeshima, 2018, “Does Cooperative Membership Improve Household Welfare? Evidence from a Panel Data Analysis of Smallholder Dairy Farmers in Bihar, India”, *Food Policy*, Vol. 75: 24-36.

- 44.Swagemakers, P., M. Schermer, M. D. D. García, P. Milone, and F. Ventura, 2021, “To What Extent Do Brands Contribute to Sustainability Transition in Agricultural Production Practices? Lessons from Three European Case Studies”, *Ecological Economics*, Vol. 189, 107179.
- 45.Williamson, O. E., 1979, “Transaction-Cost Economics: The Governance of Contractual Relations”, *The Journal of Law and Economics*, 22(2): 233-261.
- 46.Williamson, O. E., 1991, “Comparative Economic Organization: The Analysis of Discrete Structural Alternatives”, *Administrative Science Quarterly*, 36(2): 269-296.
- 47.Yin, R. K., 2017, *Case Study Research and Applications: Design and Methods*, California: Sage Publications, 2-10.

(作者单位: ¹南京农业大学中国资源环境与发展研究院;

²南京农业大学公共管理学院)

(责任编辑: 柳 荻)

From “Cooperatives + Enterprises” to “Cooperatives Running Enterprises”: How Does the Transformation of Organizational Model Promote the Value Realization of Agroecological Products?

MA Xianlei GUO Yifeng JIN Bohao

Abstract: This paper applies the transaction cost theory and combines it with case studies to reveal the intrinsic mechanism of the transmutation of the organizational model from “cooperatives + enterprises” to “cooperatives running enterprises” to promote the sustained value realization of agroecological products. The study finds that the process of the value realization of agroecological products needs to complete the four core tasks of resource integration, ecological premium, benefit sharing, and ecological feedback; but the process of value realization is faced with high transaction costs due to the existence of factors such as high asset specificity, high behavioral uncertainty, difficult to measure factor contribution, and difficult to distribute residual property rights. The high transaction costs limit the operational performance of the “cooperatives + enterprises” model, giving rise to the “cooperatives running enterprises” model. The cooperatives running enterprises model, on the one hand, enhances vertical integration by transforming contractual relationships and integrating the production, processing, and marketing of agroecological products to form a three-dimensional business model, and on the other hand, re-coordinates labor-management relationships, realizing that the entrepreneurs and the employees share the right to residual control and the right to residual claims, and raising the returns of the farmers. The study combines the cooperative organizational model with the value realization of agroecological products, providing new ideas for realizing the common prosperity of farmers and rural areas.

Keywords: Agroecological Products; Value Realization; Organizational Models; Specialized Farmers’ Cooperatives

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

摘要:有效发挥数字技术对农业全产业链融合发展的驱动作用,是坚持科技创新引领产业高质量发展,加快推进农业转型升级,实现农业农村现代化的重要抓手。本文从创新链、供应链、价值链和资金链“四链同构”的视角,构建数字技术驱动农业全产业链融合发展的理论分析框架,揭示数字技术驱动农业全产业链融合发展的“多环节协同高效、多主体有机互动”的内在机理。在此基础上,本文进一步探究浙江省台州市西瓜特色产业如何瞄准西瓜产业产前、产中、产后多环节和瓜农、新型农业经营主体、政府部门多主体等对数据要素的需求,通过创新“瓜果天下”云平台以深化西瓜全产业链数字化发展供给的实践探索,进而厘清数字技术驱动农业全产业链融合发展的机理。研究发现:台州市西瓜特色产业发展的供给响应表现为数字技术驱动,实现生产模式变革、供销模式变革、增值模式变革和信用模式变革,达到满足瓜农从“追着太阳种西瓜”转为“跟着数据种西瓜”的数字化需求目的,实现农业产业链条各环节、各主体一体推进,促进“四链”深度融合。为此,数字技术驱动农业全产业链融合发展应以“四链同构”加强顶层设计:以“链式创新”提升技术应用供给能力,达到融合创新链;以“链主联结”强化“链主”企业主体地位,达到优化供应链;以“链长引领”实现要素合理优化配置,达到提升价值链;以“链路疏通”拓宽经营资金融通渠道,达到畅通资金链。

关键词:农业全产业链 数字技术 产业融合 数据要素 云平台

中图分类号: F320.1 文献标识码: A

一、引言

强国必先强农,农强方能国强。习近平总书记在党的二十大报告中指出,要加快建设农业强国,扎实推动乡村产业、人才、文化、生态、组织振兴。全面推进乡村振兴是新时代建设农业强国的重要任务,而乡村产业振兴是乡村振兴的重中之重,是实现农业农村现代化的重要支撑(刘璐琳,2023)。

*本文研究得到中国农业科学院科技创新工程项目“数字经济与农业产业转型发展研究”(编号:10-IAED-RC-03-2024-2)、财政部和农业农村部国家现代农业(西甜瓜)产业技术体系(编号: CARS-25)的资助。本文通讯作者:毛世平。

从2020年起，历年中央“一号文件”持续强调要打造农业全产业链，促进农村一二三产业融合发展，把农业建成现代化大农业。全产业链农业是乡村振兴的“必答题”，构建农业全产业链是强化经济内循环的重要战略支撑（何美章和尤美虹，2022），农业全产业链融合发展则是构建现代农业产业体系、实现农业农村现代化的关键（唐欣和许永斌，2023）。

受人多地少国情、经济发展向新发展阶段转变等因素影响，中国农业产业体系结构不尽合理，农产品流通渠道冗长，农业产业附加值偏低，农民与现代农业衔接不紧密（匡远配和易梦丹，2023）。随着新一轮科技革命和产业变革加速演进，以人工智能、互联网、大数据等为代表的数字技术内嵌于农业生产、运输、营销和金融等环节，不断融入农业生产全过程（田秀娟和李睿，2022）。数字技术通过赋能技术供给推进农业创新链升级，通过匹配物流对接提高供应链韧性水平，通过降低农产品交易成本增加价值链附加值，通过缓解信贷配给调整资金链结构，为农业数字化转型和高质量发展提供了新引擎（王菲等，2023）。值得注意的是，农业全产业链数字化转型整体呈现规模小、数量多、要素配置不优等特点，不同环节数字化进程及面临的问题不同（杜永红，2023）。数字技术嵌入情境下农业全产业链融合发展还存在着技术创新脱离产业发展需要、“链主”企业支撑作用发挥不充分、“链长”统筹协调能力不足、资金流通渠道受限等现实瓶颈。

目前，数字技术与农业全产业链融合发展的相关文献主要有三类。一是关于农业全产业链融合发展内涵与外延的研究。“全产业链”是一个中国化的新概念，是中国农业产销体系创新变革的重要模式（张晓林和于战平，2013）。农业全产业链主要指农产品“从田间到餐桌”的农资供应与采购、农产品生产、仓储与物流、加工与深加工、品牌建立与营销、销售等多个环节组成的完整产业链系统（韩喜艳等，2019），以消费者购买需求为导向，通过电商平台或实体市场对企业或农户生产的农产品进行统一销售，平台通过终端收集用户反馈意见，为企业或农户的下一轮生产与种植进行有效指导，产业化程度更高、产业链不断延长、产业体系更加完备（高强和韩国莹，2024）。二是关于数字技术发展特征的研究。数字技术的本质特征是借助数据这一新型生产要素发挥其技术支撑作用。从数据自身属性和要素投入角度可知，不同于劳动力、土地、资本等农业基本生产要素，数据要素天然具有无形性、非稀缺性、非独占性等特点，打破了传统的地理空间限制，使各类农业生产要素可以自由流动（王菲等，2023）。数据要素的即时、快速传播，既能促使全面普及的网络和广泛链接的信息节点与传统生产要素协调配合，对其他生产要素发挥放大、叠加、倍增作用（李丽莉等，2023），又能有效缓解信息不对称，激活城乡要素资源流动，提升经济社会各领域资源配置效能，实现与实体经济的充分融合（张蕴萍和栾菁，2022）。数字技术则通过数据要素的集成与共享、技术知识的溢出与扩散两个方面重塑技术范式（蔡宏波和韩金鎔，2024），变革企业技术创新流程、推动企业突破式创新（周鹏等，2024），使产业间价值联动能力显著增强，全产业数字化增量转型的链式特征逐步呈现（马晓君等，2024）。三是关于数字技术对农业全产业链融合发展作用的研究。以数字技术为代表的创新应用符合发展新质生产力的本质要求，深刻改变了中国农业农村发展的基础，驱动乡村生产等全产业链的数字化转型升级（黄季焜，2021；陈一明，2021）。农业产业数字化遵循数据驱动方式，通过数字赋能优

化农业生产体系 (Zhao et al., 2024)。数字技术通过发挥在信息传递、商品流通和资金流动方面的优势，推动乡村传统产业的智能化升级、产业链延长和服务业拓展 (刘守英等, 2024)，推动传统农业边界不断模糊，催生大量的农业新业态 (赵路犇和林海, 2024)。田野等 (2022) 基于 2010—2020 年中国 30 个省份的农业农村发展数据，发现数字经济发展水平每增加 1 个单位，乡村产业振兴水平上升 27.48%。Lezoche et al. (2020) 针对农业 4.0 如何帮助农业从业者节省时间，指出透明的食品供应链政策使数字技术在农业中的采用成为可能。

遥感技术、质量溯源等数字技术的应用，极大地提高了农产品的质量和产量 (Ibidoja et al., 2023)。而不同产业链环节的数字化应用内容差异会形成数字化需求差异以及数字技术可供性差异(易法敏等, 2023)。Klingenberg et al. (2022) 就数字化转型对农业价值链中价值创造和获取的影响展开分析，发现价值创造越来越多地通过大公司超越行业界限的运营平台进行。无人机、物联网传感器、云计算等是发展中国家农业生产实践中最有益的技术，但受到政府支持和进入国外市场限制以及所在国家经济、技术和文化障碍的约束 (Costa et al., 2023)。因此，实现农业全产业链数字化发展不是简单的技术开发和应用，而是既要立足市场需求，也要政府推动 (刘传磊等, 2023)。

上述研究为理解数字技术驱动农业全产业链融合发展提供了有益参考。针对该问题的剖析仍存在进一步补充与完善的空间：一是多数研究主要以农业产业振兴为切入点分析数字技术驱动农业全产业链融合发展的作用机制，尚缺少从“四链同构”的层面探究数字技术内嵌于农业全产业链融合发展的理论逻辑；二是已有研究多是就数字技术本身的功能分析其对农业全产业链发展的实践作用，较少将数据作为一种新型生产投入要素，从与传统要素相比的比较优势出发，评估数字技术驱动农业全产业链融合发展的差异化影响；三是大多数研究围绕数字技术和农业全产业链发展归纳了切实可行的对策措施，但仍缺乏从数字技术应用的角度出发，对健全和优化农业全产业链融合发展的机制设计及实现路径的系统探讨。

鉴于此，本文依据产业组织理论、产业链理论和内生增长理论，瞄准数字技术应用这一关键点，基于创新链、供应链、价值链和资金链“四链同构”的视角，构建数字技术驱动农业全产业链融合发展的理论分析框架；通过浙江省台州市西瓜特色产业发展这一典型案例，厘清数字技术驱动西瓜产业融合创新链、优化供应链、提升价值链和畅通资金链的运行逻辑，进而提出数字技术驱动农业全产业链融合发展的实现路径。

本文研究的独特价值主要有两点。一是从农业全产业链的内涵要求与本质特征出发，本文深入剖析农业全产业链“何为全”“链什么”的现实发展要求，同时考虑数据这一新型农业生产投入要素，并将其纳入现代农业投入产出系统，揭示数字技术驱动农业全产业链融合发展的“多环节协同高效、多主体有机互动”的内在机理，打开数字技术驱动农业全产业链融合发展的复杂“黑箱”。二是立足数字技术有效供给与农业全产业链数字化转型需求，本文提出数字技术驱动农业全产业链融合发展的实现路径。这对理解中国情景下有效推动农业全链条数字化转型以及提高农业综合效益和竞争力具有重要的支撑作用，从而为优化和完善数字技术推动农业高质量发展提供决策参考。

二、数字技术驱动农业全产业链融合发展：一个理论分析框架

（一）农业全产业链四维概念模型

农业农村部于2021年印发的《关于加快农业全产业链培育发展的指导意见》指出：农业全产业链是农业研发、生产、加工、储运、销售、品牌、体验、消费、服务等环节和主体紧密关联、有效衔接、耦合配套、协同发展的有机整体；提升全产业链稳定性和竞争力，需要融合创新链、优化供应链、提升价值链、畅通资金链，进而为乡村全面振兴和农业农村现代化提供支撑。农业产业化是当今世界农业发展的基本趋势，农产品全产业链运作模式是一种农业产业化创新经营模式，其运作关键是纵向一体化和紧密型多元化经营的有效协同（许益亮等，2013）。农业全产业链的本质则是农业的纵向链，推动农业全产业链升级的核心是从其本质特征和关键要素出发，促进农业纵向一体化水平发展和升级（黄祖辉，2023）。

根据产业组织理论可知，纵向一体化对应产业渗透和产业重组的融合模式，主要指企业在其内部通过控制股权、协商合作等一系列方式，将产业链向上游延伸至农业基地建设、农产品生产等，向下游延伸至农产品深加工、市场销售以及售后服务等，侧重于强调企业对整个产业链上、中、下游环节的企业或资源进行整合，形成有效互动的命运共同体，从而实现规模经济，并以此在市场上获得竞争优势（吕岩威和刘洋，2017）。产业链理论涉及从生产、加工、销售到消费的各个主体，农业全产业链则是一个涉及多环节、多主体的综合复杂系统（刘传磊等，2023）。在环节层面，农业全产业链涵盖农业生产的产前、产中、产后；在主体层面，农业全产业链关涉农户、新型农业经营主体、政府部门等。农业全产业链发展就是要处理好产业链上游农业技术研发源头（创新链与资金链）、中游农业生产过程（供应链与资金链）和下游产品对接市场（价值链与资金链）的“链合关系”，形成纵向联合和横向联动的链条化、网络化服务体系（张慧利等，2018），即从融合创新链、优化供应链、提升价值链和畅通资金链“四链同构”层面优化农业全产业链，实现传统农业发展模式的转型升级（任杲和宋迎昌，2023）。

因而，本文从农业全产业链的内涵要求与本质特征出发，基于“四链同构”的视角，试图将农业全产业链解析为农业创新链、供应链、价值链和资金链四个维度，以此构建农业全产业链四维概念模型，明晰其融合发展互动关系（见图1）。农业全产业链融合发展是指“四链”在原本独立的运行状态下通过各类非线性要素的加入，逐渐提高关联程度，相关主体在产业链条各环节中利用其他资源实现产业的高质量发展。其中：创新链作为创新主体、创新资源、创新需求的链式集聚与扩散，将基础研究与产业化之间的各个创新环节连接起来，是农业全产业链融合发展的前提和动力；供应链是指在商品到达消费者手中之前各相关者的连接或业务的衔接，将产品研发与流通服务之间的各个环节连接起来，是农业全产业链融合发展的基础和纽带；价值链意指农业生产发展引致的功能价值，是农业全产业链融合发展的表现和目标；资金链则是从现金到资产再到现金的循环，是农业全产业链融合发展的支撑和保障。同时，价值链和资金链将不同环节的产业增值需求和资金要素匹配起来，进而引致“四链”融合，最终形成彼此关联的有机整体。

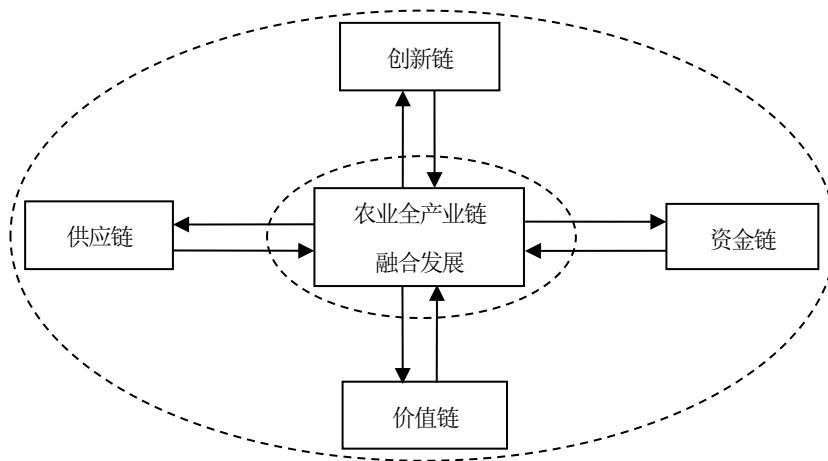


图1 农业全产业链融合发展互动关系

（二）现代农业投入产出系统：数据要素纳入农业生产过程

当前，信息化已进入大数据发展的新阶段，数据日益成为重要的战略资源，世界各国均把发展大数据作为国家战略进行部署和推进（农业农村部信息中心课题组，2021）。《国务院关于促进乡村产业振兴的指导意见》指出，发展乡村信息产业，深入推进“互联网+”现代农业，加快重要农产品全产业链大数据建设。2020年，《中共中央、国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》指出，提升社会数据资源价值，培育数字经济新产业、新业态和新模式，支持构建农业等领域规范化数据开发利用的场景，加快培育数据要素市场^①。这是中央第一份关于要素市场化配置的文件，而数据作为一种新型生产要素也是首次正式出现在官方文件中^②。2022年，《中共中央 国务院关于构建数据基础制度更好发挥数据要素作用的意见》强调，数据作为新型生产要素，是数字化、网络化、智能化的基础，已快速融入生产、分配、流通、消费和社会服务管理等各环节^③。数据生产要素属性的提升，关系着经济增长的长期动力，关系国家发展未来。

现代农业生产供给由生产性投入的数量与这些投入组合的效率共同决定（祁春节，2018）。内生增长理论强调，内生的技术进步是保证经济持续增长的决定因素。新时代，中国经济发展的一个突出特点，就是发展动力从以要素投入为主转向创新驱动（孟捷和韩文龙，2024）。随着信息产业的快速发展与农村网络基础设施的日益普及，依托数字技术的信息红利逐渐向农村地区和农业领域溢出扩散

^①参见《中共中央 国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2020-04/09/content_5500622.htm。

^②资料来源：《中央首份要素市场化配置文件：数据正式被纳入生产要素范围》，https://dsj.guizhou.gov.cn/xwzx/gnyw/202004/t20200410_55904837.html。

^③参见《中共中央 国务院关于构建数据基础制度更好发挥数据要素作用的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2022-12/19/content_5732695.htm。

(夏显力等, 2019)。现阶段, 数据已经成为数字经济时代的基础性资源、重要生产力和关键生产要素(国家发展和改革委员会, 2023)。数字乡村建设背景下, 数据作为一种新型农业生产投入要素纳入农业生产, 会提高农业要素资源的优化配置水平, 促进农业生产的数字化和高效化, 调整农村产业结构, 并在高质量农业产出的基础上, 满足人民日益增长的美好生活需要。为此, 充分发挥数据要素的作用, 通过优化生产工具和生产方式改变经济价值创造逻辑, 是数字技术有效应用和数字农业发展的关键所在(陈凯华等, 2023)。基于此, 本文构建一个含有数据要素的现代农业投入产出系统, 如图2所示。

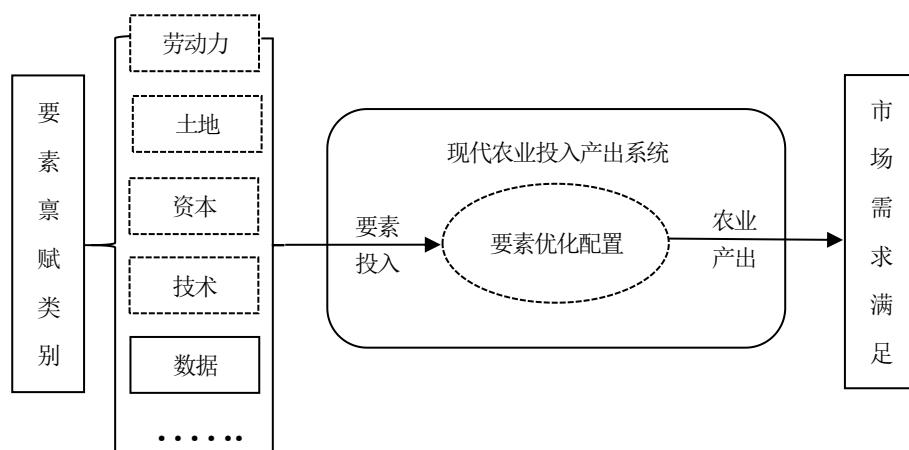


图2 纳入数据要素的现代农业投入产出系统

(三) 理论分析框架

新发展阶段, 传统的经济增长模式不再适应时代的发展趋势, 产业链升级等对培育新质生产力的重要性和紧迫性更加凸显, 由此导致新质生产力的发展更加容易呈现生产力“质变式提升”由点状突破向链网突破转变的态势(姜长云, 2024)。中国农业正处于加快产业转型升级、推进高质量发展的新阶段, 数据作为新型生产要素, 正在深度融入农业产业的全链条(农业农村部信息中心课题组, 2021)。释放数字经济对中国高质量发展的技术红利, 借助数据流带动技术、人才、资金等要素流动, 发挥数字的放大、叠加、倍增作用, 促进农业产前、产中和产后在数字技术的加持作用下实现高效联动发展, 进而助推整个农业全产业链的综合竞争力提升, 具有重大意义(李丽莉等, 2023)。

根据农业全产业链四维概念模型和含有数据要素的现代农业投入产出系统分析可知, “四链同构”侧重于强调农业生产要素需要按照现代市场机制来进行有效配置, 而数据作为农业生产投入要素, 在农业生产经营多环节、多主体层面能够驱动农业融合创新链、优化供应链、提升价值链和畅通资金链, 在一定程度上提高农业质量效益和竞争力, 影响农业产出, 进而实现市场需求的有效满足(见图3)。具体而言, 数字技术驱动农业全产业链融合发展的内在机理主要在于: 数字技术赋能正深刻改变着农业全产业链的发展方式, 促使各环节、各主体的融合与提升, 并在促进农业生产变革精准化、农业企业运营管理核心化、农业要素投入高效化、农业信息供给普惠化等方面发挥明显的作用。

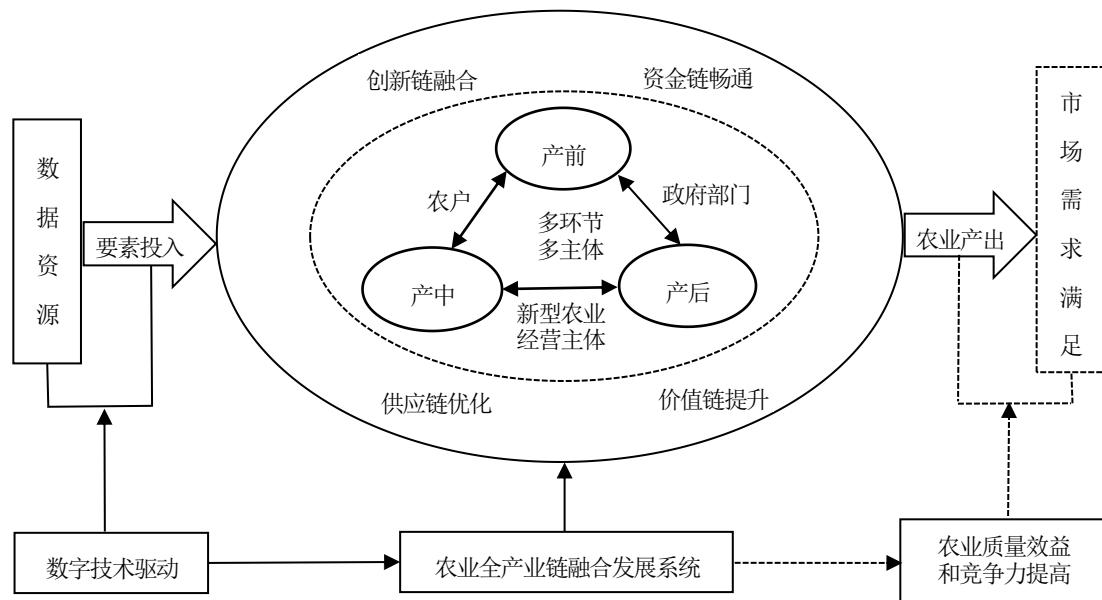


图3 数字技术驱动农业全产业链融合发展的理论分析框架

第一，数字技术驱动农业生产变革精准化，实现创新链融合。数字技术的采纳促使农业全产业链的创新发展，强化农业智能化进程与科技创新，如物联网、传感器技术、遥感技术等，为农业数据的挖掘、采集、传输和处理提供了支持。通过对大量数据的分析，可以实时监测气象信息、土壤状态，同时揭示作物生长规律、病虫害趋势等，从而为农业生产经营者决策提供科学依据，进而实现提升全产业链竞争力和可持续发展能力的目标。

第二，数字技术驱动农业企业运营管理核心化，实现供应链优化。数字技术革新是农业企业数字化转型升级的关键，为支持农业产业化龙头企业担任“链主”提供支撑，有利于“链主”企业组织育种育苗、加工流通、电商平台等经营主体，一体打造农业全产业链。同时，数字技术促使“链主”企业更多采用具有专业性、公共性的云平台，确保农业供应链管理更为透明与高效。例如，区块链技术的应用强化了“链主”企业从生产到消费环节的信息流畅性，实现相关人员对产品的全程追溯，在一定程度上通过优化供应链提高了农业全产业链的整体效能。

第三，数字技术驱动农业要素投入高效化，实现价值链提升。数字技术发展可以产生网络外部性，即一个环节的增长可以促进农业生产经营其他环节的增长，从而形成良性循环，如农业物流的数字化能够助推农产品流通的效率提升，倒逼生产端发展。此外，数字技术的应用促使农业生产实现更多的分工和专业化，有助于“链长”更好地引领产业发展，合理配置资源，以降低农业全产业链过程中各方的交易成本，提高各环节的生产效率和产出水平，提升全产业链价值。

第四，数字技术驱动农业信息供给普惠化，实现资金链畅通。数字技术应用显著提升数据采集和数据挖掘的效率，有效扩大数据分析维度和覆盖范围，增强金融统计数据的可得性，进一步加快借贷信息流通与交换，缓解信息不对称，并降低交易成本，使市场参与者能更好地把握市场机遇和评估市场风险。数字技术应用能够通过畅通资金链，提高市场效率，实现农业全产业链运营资金的合理配置。

第五，数字技术驱动农业“四链同构”，最终实现农业全产业链融合发展。数字技术可以增强生产者收集和利用信息的能力，引导其更科学地开展生产活动；拓宽农产品通过互联网交易平台等渠道进入线上市场的渠道，扩大其交易规模；大幅降低乡村商品信息的传递成本和流通成本，助力农业产业链不同环节实现价值增值（刘守英等，2024）。进一步，数字技术推动农业科技、流通、价值、资金等形成链式结构，通过引导创新要素自由流动、合理配置，在农业产业链条各环节、各主体间实现“多环节协同高效、多主体有机互动”，有助于促进科技创新转化为现实生产力，推动乡村传统产业的智能化升级、产业链延长和服务业拓展，形成数字技术驱动农业全产业链融合发展的链条体系。

三、数字技术驱动农业全产业链融合发展的浙江实践

增强数据要素的赋能作用，需要持续开发并加快构建与产业、治理、服务等相结合的多跨应用场景，不断迭代更新，持续增强应用场景的功能。浙江省台州市西瓜特色产业及其构建的“瓜果天下”云平台是数字技术驱动西瓜全产业链融合发展的实践应用，对形成可复制、可推广的农业全产业链融合发展的数字化创新模式具有重要参考意义。

（一）研究方法和案例选取

1.单案例研究方法的选择。研究方法的选择主要取决于研究问题的属性。本文重在回答两个研究问题：一是农业全产业链融合发展的链式构成及内在关系，即“是什么”（what）的研究问题；二是数字技术驱动农业全产业链融合发展的作用机理，属于“怎么样”（how）型问题的范畴。案例研究在解决此类问题时具有明显的优势，探索性案例研究方法则可以更好地挖掘隐含在现象背后的深层逻辑规律（黄江明等，2011）。基于此，借鉴王凤彬等（2019）和汪旭晖等（2020）的做法，本文采用适合探索性问题分析的单案例研究方法，针对研究重点关注的问题进行“解剖麻雀”式剖析，以期获得对这一类现象和问题的规律性和普遍性认知。

2.案例选取。西瓜是全球重要的经济作物之一，在中国果蔬生产和消费中占据重要地位，在促进农业产业结构调整、保障城乡居民鲜果消费和农民就业增收等方面发挥着关键性作用。在现代农业产业技术体系的支持下，中国西瓜产业十多年来得到了长足发展。通过“良种”“良法”相结合，全国西瓜生产和消费能力大幅度提升。2022年，全国西瓜总产量达到世界总产量的61%，单产水平是世界平均单产水平的1.3倍，处于全球领先地位；西瓜消费量是世界平均水平的3.3倍，占全国夏季水果销售量的50%，全年消费质量水平稳步提升；西瓜自给率达到99%，有效保证了居民的“吃瓜自由”，成为国内低、中、高档餐后果盘标配（王田，2022）。浙江省台州市的西瓜种植户有10万余户，而黄岩区外出种瓜的瓜农有近4.3万人，分布在全国24个省（区、市）。西瓜广销北京、天津、陕西、江苏、四川、广东等地，国内每10个精品大棚西瓜，就有7个是黄岩人种的^①。2021年，黄岩区瓜农在全国各地种植西瓜的面积约57万亩，年销售产值达50亿元，带动近10万农民共同致富，践行浙江省市场和资源“两头在外”的“地瓜经济”高增长模式。围绕西瓜特色产业提质增效的发展要求，

^①资料来源：《干出来的“种瓜得瓜”》，http://paper.taizhou.com.cn/taizhou/tzrb/pc/content/202112/13/content_131827.html。

结合瓜农的现实需求，黄岩区打造“瓜农天下”数字化应用云平台，并按照适用性要求迭代升级为“瓜果天下”，成为“一地创新、全省共享”的第一批应用云平台（见图4）。

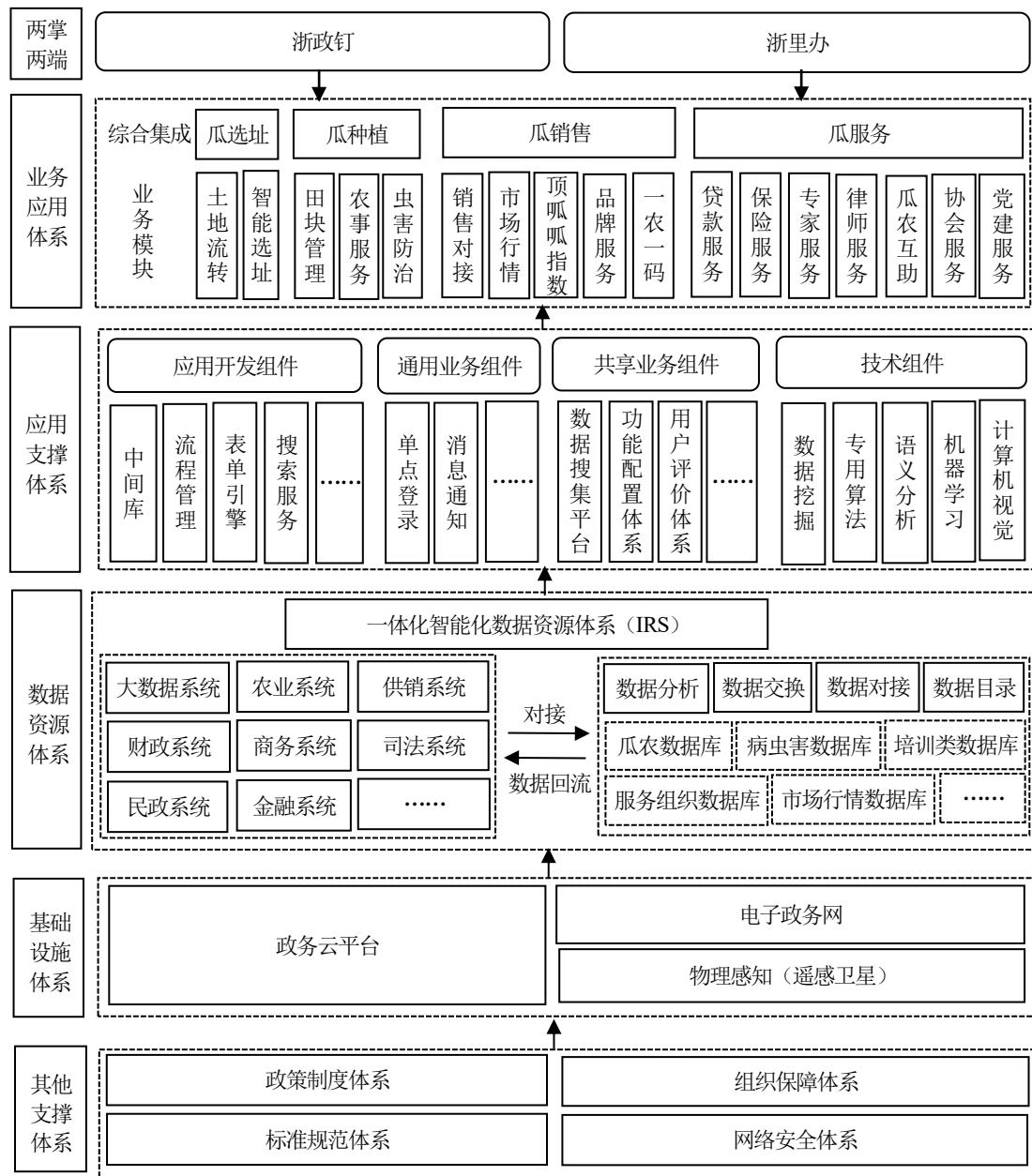


图4 黄岩区“瓜果天下”数字化应用云平台主要架构

从产业发展实践来看，黄岩区西瓜特色产业发展依托“瓜果天下”云平台，在西瓜科学选址、农资质量、销售渠道、资金链条等多环节、多主体方面的探索中积累了丰富的经验，是全链条服务瓜农，助力产业高质量发展，实现瓜农增收致富的典范。从实践成果来看，黄岩区西瓜特色产业在种植业发展的基础上，进一步破解数字技术与传统产业发展“两张皮”难题，探索数字技术与西瓜特色产业深

度融合的创新模式。为此，笔者选取浙江省台州市黄岩区西瓜特色产业发展作为案例分析的典型样本，具有研究的可行性和典型性，并始于2022年9月针对数字化发展在台州市西瓜产业中的实际应用进行跟踪调研。本文以国家西甜瓜产业技术体系为依托，在案例分析的基础上深入剖析数字技术驱动农业全产业链融合发展问题，以期为探明数字技术驱动农业全产业链融合发展的作用机理提供经验证据。

（二）数字技术驱动农业全产业链融合发展的案例分析

1.数字技术助推农业生产模式变革，为创新链融合提供发展动力。科技的突破使得西瓜生产方式和服务模式得以革新，而社会对绿色、健康、营养产品的需要也推动了西瓜产业数字化技术的应用和推广。为此，从西瓜产业产前、产中、产后各环节与瓜农、新型农业经营主体、政府部门等各主体的生产发展需求来看，以手机为代表的电子设备或产品等成为新的生产工具，西瓜从业者从之前依赖个人经验到逐步凭“数据说话”。随着数据要素内嵌西瓜产业，整个西瓜全产业链融合发展对数字技术的发展需求更为迫切，这在一定程度上推动瓜农从“追着太阳种西瓜”向“跟着数据种西瓜”转变。

台州市黄岩区借助数字技术创新发展红利，与中国科学院南京土壤研究所合作，通过开发西瓜产业智能选址模型，提供全国县级层面西瓜种植推荐指数；建设科学的西瓜种植模块，开发西瓜灌溉、施肥、病虫害防治模型等，依托物联网设备实时传送土壤、气温、灾害等数据量化指标，同时凭借数据模型的运算分析，及时向瓜农提供病虫害预警等研判西瓜合理种植生产的科学意见。通过“瓜果天下”云平台，凭借对西瓜生产种植的精准化服务，黄岩区西瓜生产模式实现持续变革，预计西瓜亩均可增产5%~10%，生产成本可降低5%以上，从而缓解瓜农智能选址、精准化种植等生产经营困境。

2.数字技术强化农业企业供销模式变革，为供应链优化提供发展基础。借助应用开发组件、通用业务组件、共享业务组件和技术组件等应用支撑体系打造“瓜果天下”云平台，台州市西瓜特色产业发展逐渐形成智能瓜选址、瓜种植、瓜销售和瓜服务等业务应用体系。一体化西瓜全产业链服务体系涵盖西瓜产业产前、产中和产后全过程：产前土地流转、智能选址；产中田块管理、农事服务、虫害防治；产后销售对接、品牌服务、保险服务、律师服务、协会服务等。借助“瓜果天下”云平台，瓜农作为市场主体能够更好地解决在市场运行过程中面临的生产经营困难和服务需求难以满足等问题。

通过大数据分析，黄岩区部分大型批发市场、商超、水果店等“链主”企业集采商对西瓜热销品种、果形、甜度等实行精准分类，并对消费者区域进行精准布局，反向指导瓜农按市场需求及标准进行生产，采取定向供应以减少中间环节，改变瓜农传统自产自销的销售方式，通过农业全产业链的形式将周边农户联合起来，探索形成以销定产、计划种植的“直销+精准化”销售模式（何鸣皋和陈曦，2023）。依靠区块链等先进数字技术，“瓜果天下”云平台将种植户信息、土壤检测报告、产品品质检测报告等信息“上链”，构建“数据+可视化”溯源体系，建成“一农一码”模块。与此同时，建立健全评价反馈机制，使用者通过扫码即可对西瓜进行评价，反馈信息纳入瓜农信用评估档案，以“闭环服务”实现对象与生产过程的可溯源、可视化、可评价，进而保障西瓜品质符合市场消费需求。

3.数字技术促进农业增值模式变革，为价值链提升提供发展方向。西瓜“甜蜜事业”在面临产业转型升级发展的形势要求下，由台州市党委政府组织牵头，黄岩区以数字化改革为契机，持续优化在外西瓜种植生产经营等各项服务。黄岩区借助一体化智能化数据资源体系（IRS），形成农业、供销、

财政、商务、司法、民政等多部门数据系统。同时，黄岩区将多部门数据系统与病虫害、培训类、服务组织、市场行情等数据库进行数据对接，并将数据分析、交换、对接等数据回流信息映射于西瓜产业各层面数据系统，以更好地提升西瓜产业数据资源合理配置效能。

在台州市党委政府的高度重视和支持下，对标“链长制”，黄岩区委书记亲自主抓平台经济，组建新型瓜农合作经济组织联合会，将原本松散组织变为紧密互助的利益联合体。目前，新型瓜农合作经济组织联合会已在全国23个省（区、市）建立联络处，吸收会员达3750人。黄岩区构建区供销社、农业农村部门、改革办、金融机构会商协作机制，多跨协同，形成政府部门、行业协会、金融机构、第三方服务机构互联互通业务协同模式，为瓜农提供全链条式服务体系，打造有数字味、改革味、黄岩味的平台经济增值模式。“瓜果天下”云平台以“工业式”的标准化生产技术规程构建顶呱呱指数^①，呈现黄岩区西瓜的品质，提高西瓜产业的品牌知名度，提升价值链，实现产业价值增值。

4.数字技术推动农业信用模式变革，为资金链畅通提供发展保障。台州市黄岩区“瓜果天下”云平台，以建立数据仓为抓手，整合对接所在省、市两级公共数据平台以及黄岩区瓜农协会“帮农宝”等应用平台，形成瓜农基础信息、土壤信息、种植技术、病虫害信息、技术培训、市场行情六大数据库。黄岩区通过打造集标准化种植、精准化销售、可视化溯源和一站式服务等于一体的“瓜果天下”云平台，逐步破解瓜农、新型农业经营主体、政府部门等不同主体间信息不对称的困境。

台州市在西瓜特色产业发展过程中逐步建成全国范围的瓜农数据库，特别是将信贷、担保、保险等信用服务数字化，积累信用服务的数据资产。“瓜果天下”云平台目前已收集西瓜种植面积、农资采购、诚信供销等多维数据，精准刻画瓜农与市场主体的信用画像，在无担保、无抵押的银行授信与农资信用服务基础上开发更多可行性产品，并对信用记录好的瓜农在农资折扣、贷款利率等方面给予优惠政策。黄岩区政府和瓜农协会在以适当方式助力瓜农化解风险方面，持续做好新型特色农业保险试点和提质扩面工作，在国内首创“跨区域政策性农业保险”，并在云南省勐海县合作试点跨区域政策性农业保险的基础上，探索扩大政策性保险种类和范围，在提升外出瓜农抗风险能力的前提下，通过畅通资金链，实现黄岩区西瓜产业信用模式变革（冯婷，2022）。

5.数字技术驱动农业多环节模式变革，实现“四链”深度融合发展。数据要素内嵌于台州市西瓜特色产业的各环节、各主体间，数字技术驱动创新链为西瓜供应链、价值链、资金链提供动力，供应链为西瓜创新链、价值链、资金链提供载体，西瓜价值链和资金链则是创新链、供应链的实现目标和关键保障。黄岩区西瓜在各大应用云平台开设“瓜果天下”官方旗舰店，并借助自营小程序，将西（甜）瓜、柑橘等黄岩区特色农产品销往全国各地。同时，数字技术倒逼黄岩区西瓜产业的技术创新和转型升级，使其从较为单一的价格竞争逐步向以技术为支撑的平台经济发展转变，应用云平台根据产业发展需要适时更新。黄岩区云平台借助应用场景创新，助力瓜农减少交易成本、压缩生产成本，并通过融合创新链、优化供应链、提升价值链、畅通资金链，实现生产模式变革、供销模式变革、增值模式变革、信用模式变

^①顶呱呱指数作为衡量西瓜品质优劣的一个参考依据，旨在通过制定规范化的种植生产技术标准，探索西瓜工业化生产模式，最终以指数形式呈现西瓜品质。

革，进而提高黄岩区西瓜的市场竞争力，帮助瓜农实现从“会种”到“会卖”的西瓜全产业链融合发展。

从西瓜产业产前、产中、产后多环节以及瓜农、新型农业经营主体、政府部门多主体等对数据要素的需求，即“追着太阳种西瓜”转为“跟着数据种西瓜”出发，浙江省台州市西瓜特色产业发展通过汇聚瓜农基础信息、土壤信息、种植技术、病虫害信息、技术培训、市场行情等西瓜产业数据资源创新“瓜果天下”云平台，从而深化西瓜全产业链数字化发展。并且，数据作为西瓜特色产业新的生产投入要素，在要素优化配置的基础上进行数字技术赋能：助推生产模式变革，达到融合创新链；强化供销模式变革，达到优化供应链；促进增值模式变革，达到提升价值链；推动信用模式变革，达到畅通资金链。数字技术驱动西瓜全产业链融合发展的运行逻辑如图5所示。

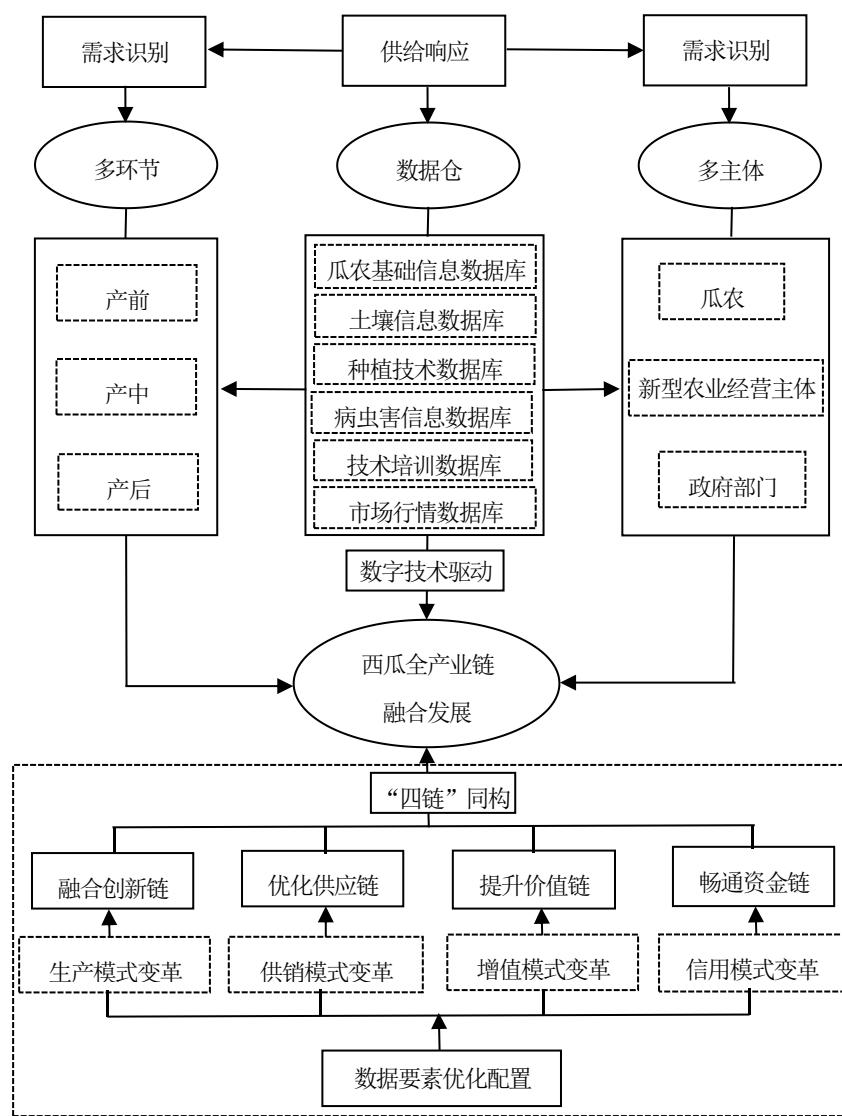


图 5 数字技术驱动西瓜全产业链融合发展的运行逻辑

数字技术渗透农业生产全过程，会引致农业劳动者、劳动资料和劳动对象等农业生产力诸要素发生深刻变革（王琴梅和杨军鸽，2023）。西瓜产业创新链、供应链、价值链、资金链的链条技术水平高，技术接受方容易吸纳先进技术，可以实现技术有效供给，且大数据技术已逐渐嵌入西瓜产业的选种、种植、销售、管理等不同环节。进一步，中国西瓜产业是市场竞争较为充分的产业，在国际上具有一定的竞争力，通过加强西瓜产业全链条数字化技术的研发与应用，实现全产业链的升级和创新，符合新发展理念的先进生产力质态，能够推动农业现代化，促进农业生产的高效和可持续发展。因此，以西瓜全产业链融合发展为研究切入点，在探究数字技术驱动西瓜全产业链融合发展的运行逻辑基础上，思考数字技术驱动整个农业全产业链融合发展的实现路径有其现实代表性和可行性。

四、数字技术驱动农业全产业链融合发展的实现路径

在大数据时代，数字技术嵌入乡村产业发展是农业现代化发展的必然趋势。本文通过构建数字技术驱动农业全产业链融合发展的理论分析框架，将浙江省台州市西瓜特色产业发展作为研究案例，厘清数字技术驱动西瓜产业融合创新链、优化供应链、提升价值链和畅通资金链的运行逻辑，探明数字技术在农业产业实践中的应用机理，在此基础上凝练数字技术驱动农业全产业链融合发展的实现路径。

（一）以“链式创新”提升技术应用供给能力，达到融合创新链

创新链是涵盖基础研究、应用开发、试制改进等多环节的链式结构。深化科技创新体制机制改革，实现技术革命性突破，以提高农业科技供给水平，对加快农业产业数字化转型和转变传统生产经营方式尤为重要（韩喜平和马丽娟，2024）。以智能感知等为代表的人工智能技术创新加速向农业渗透所形成的智慧农业，实现了农业生产的精准、高效、低碳，已在养殖、种植、智能农场管理等农业领域得到推广与应用。数字技术驱动农业全产业链融合发展，就融合创新链而言，需要从“点状突破”到“链式创新”，提升技术应用供给能力，推动科技创新与产业发展深度融合，为农业持续稳定发展提供技术支撑。一方面，要形成良好的农业创新生态。打造有人才、资本、信息、政策、法治乃至媒体等的完整产业生态配套体系，从农业创新链源头上打开农业科技创新的思路。鼓励农业企业、科研机构、高等院校、政府部门等合力发展，培育一批“高精尖”农业技术。壮大数字农业、智慧农业等新兴产业业态，以科技创新引领乡村产业全面振兴，为农业全产业链融合发展注入新动能。另一方面，持续加强农业产业数字化平台建设和应用场景创新。完善农业大数据分析服务机制、智能预警机制等，强化农业从种子研发、供应链管理到市场营销等全过程的科技创新，加快无人机、遥感技术在实时监测农田作物生产，基因编辑、生物技术在提高作物抗病性和增加产量等方面的有效推广和合理应用。

（二）以“链主联结”强化“链主”企业主体地位，达到优化供应链

供应链“链主”主要是指在整个供应链中占据优势主导地位，对整个供应链或者供应链中的大部分企业的资源配置和技术应用具有较强的直接或间接影响力，并对整个供应链的价值实现予以最强烈关注的核心企业。《农业农村部关于加快农业全产业链培育发展的指导意见》指出，到2025年，要培育一批年产值超百亿元的农业“链主”企业，打造一批全产业链价值超百亿元的典型县，发展一批

省域全产业链价值超千亿元的重点链。近年来，“链主”企业在聚拢各类经营主体、引领农业产业化联合体、推进农业全产业链建设方面的作用明显。供应链不是产权组织，而是一种产业组织（洪银兴和王坤沂，2024）。农产品供应链涉及从生产到最终消费的转移过程，是各环节及其相互间的联动关系（Aruoma, 2006）。数字技术驱动农业全产业链融合发展，就优化供应链而言，应加快培育本土“链主”企业，通过“链主联结”，增强“链主”企业在产业链中的主体地位。一是发挥以农业龙头为代表的“链主”企业的主导作用。从现代农业全产业链发展对农业标准化的需求入手（燕艳华等，2023），在农业全产业链上下游以龙头企业为核心，以数字技术为支撑，丰富交易和合作模式，提高产业链条内资金等要素的使用效率。二是推动以“链主”企业为主导的农产品加工数字化和农产品营销网络化。鼓励“链主”企业通过精深加工技术的集成应用与设施推广，有效推动全产业链质量提升，提高农业经济效应；构建基于互联网的农业供应链，持续推进“互联网+”农产品出村进城工作落地见效。三是以“链主”企业为中心助力农业产业集群发展。大数据时代，可采用“智慧农业+主导企业”“农村电商+农户聚集化”“基地+平台+政府”等全产业链运营模式，促进农业向其他产业延伸，实现融合发展（李仪，2014）。

（三）以“链长引领”实现要素合理优化配置，达到提升价值链

“链长”作为产业链的倡导者、维护者、守望者，往往由地方政府和行业协会负责人等担任，主要通过产业政策引导产业做大做强和转型升级，完善利益联结机制等，促进全产业链协同发展。

“链长制”是强化产业链建链补链强链，推动农业全产业链数字化转型和实现小农户共享产业链增值收益的重要途径。在数字经济发展过程中，全产业链农产品流通模式不仅可以提高农产品流通效率，还可以提升农产品流通参与主体的利益和消费者福利。数字技术驱动农业全产业链融合发展，就提升价值链而言，应充分发挥“链长引领”的作用，实现农业生产要素的合理优化配置。一方面，加快数字乡村基础设施建设和数字新基建布局。政府和相关部门应加大对农村地区基础设施（包括网络覆盖和现代化的通信设备）的投资，为农业全产业链数字化发展创造条件；引导新型农业经营主体引入遥感监测、物联网等数字技术，促进数字技术深度嵌入农业生产、经营管理各环节；加强对农业从业者的数字教育与培训，帮助其尽快掌握使用智能设备、数据分析工具等技能，提高其数字化技能和数字素养水平。另一方面，发挥“链长”在完善产业融合利益联结机制中的关键作用。通过互联网、大数据等数字技术，借助建立土地、房屋等农村资源交易平台，引导兼业程度较低的小农户参与农业全产业链数字化经营（韩喜艳等，2020）；鼓励农户以资产入股，构建除合同订单之外的股份分红、利润返还、就业服务带动等更为紧密的利益联结机制，让农户分享更多的农业数字红利；激发流通型龙头企业在全产业链整合中的动力，确保交易成本降低、价值链增值，保障产业链条稳定（陈超和徐磊，2020）。

（四）以“链路疏通”拓宽经营资金融通渠道，达到畅通资金链

大数据技术的应用提升了金融行业的资源配置效率，同时，依托农业全产业链，农业生产规模的扩大不仅有利于降低经营风险，而且为各环节经营主体获得融资支持创造了更多可能（田剑英，2018）。

数字技术通过提升数据要素保障、做强供需对接、降低运行成本等，促进金融科技平台与中小微企业公共服务示范平台、企业融资需求、中小企业特色产业集群的数据互联互通，为生产经营主体提供“金融活水”。数字技术驱动农业全产业链融合发展，就畅通资金链而言，应通过“链路疏通”，拓宽农业生产经营资金的融通渠道，以此为全产业链继续做大做强提供资金保障。一是推动农业数字金融与保险创新。有针对性地深化金融供给侧结构性改革，引导金融部门切实发挥数字技术优势，加快自身数字化转型步伐，创新金融产品，以提供更加安全、高效、便捷的金融服务；基于大数据和人工智能等数字技术，开发智能农业保险和金融产品，并根据实际情况制定保费，为农业生产经营者提供更灵活、个性化的金融支持，从而降低农民生产经营风险。二是探索建立健全涉农借贷数据整合与共享体制机制。农业全产业链涉及多个环节和多方参与者，应建立借贷数据整合平台，实现市场参与者之间数据的共享和交换，以便更好地决策和协同作业。三是制定农业借贷资金数据安全监管政策。政府应在制定鼓励数字农业发展政策、提供资金支持和税收优惠的基础上，强化农业借贷数据隐私保护和网络安全。相关部门应依靠数据分析构建借贷资金使用和农业产业发展关系的算法模型，实时追踪资金链和产业发展的耦合关系，使资金与产业的数据流相融合，实现二者的最优匹配，进而确保数字化过程中借贷资金使用的安全性和可持续性。

（五）以“四链同构”加强顶层设计，推动农业全产业链深度融合

当前，智慧农业技术、农产品电商、云农场、数字化金融服务等为解决传统农业中生产者信息不足、市场机会受限、增值增效空间狭窄、金融排斥等问题提供了解决方案。“四链同构”视角下，数字技术驱动农业全产业链融合发展的难点是要素整合，重点则是制度设计。应根据数字技术创新发展的运行规律，围绕农业全产业链部署创新链，针对创新链完善供应链，以提升产业价值为导向，对完善资金保障机制进行全面布局。一方面，对创新链、供应链、价值链和资金链四个链条进行系统梳理。明确链条间各环节、各主体存在的堵点、卡点和断点，通过数字技术引导农业生产要素合理流动，有效提升资源配置效率和质量，进一步激发科技创新在农业经济发展中的作用，全方位提升产品供应能力，提高产业增值水平，增强资金支撑农业经济发展的功能，形成更加高效、稳定的要素供给能力。另一方面，加快推进有利于“四链”融合发展的数字技术驱动产业发展制度创新和体制改革。瞄准链条主体协作机制、激励制度与考核评价标准等方面进行创新，持续强化涉及农业科技研发、农产品流通、产业价值增值和资金管理等部门之间的协同联动，科学设计有利于链条各环节要素自由流动、合理配置的高效运作体制机制，提升农业全产业链各主体间的有机互动和协同创新能力，支持各链条参与主体获得与投入风险相匹配的数字价值增值和稳定收益。

五、结论与讨论

（一）研究结论及政策启示

本文依据产业组织理论、产业链理论和内生增长理论，立足农业全产业链纵向一体化的本质特征，基于创新链、供应链、价值链和资金链“四链同构”的视角，厘清数字技术驱动农业全产业链融合发

展的理论逻辑，提出数字技术驱动农业全产业链融合发展的实现路径。本文研究得到如下基本结论：农业全产业链是一个涉及多环节、多主体的综合复杂系统，数据这一新型农业生产投入要素是厘清数字技术驱动农业全产业链融合发展的作用机理的关键；基于“四链同构”视角，数字技术内嵌于农业全产业链不同链条，引导创新要素自由流动和合理配置，通过融合创新链、优化供应链、提升价值链、畅通资金链实现农业全产业链融合发展，进而形成适应农业经济发展需要、多层次有机互动、协同高效的农业数字化融合发展体系。由此，本文得出如下政策启示。

一是发挥好数据要素的乘数效应，提高数据供给质量，强化数字技术对农业产业发展的支撑作用。数据要素具有报酬递增、非竞争性和低成本复用等特征，以数据流引领技术流、资金流、人才流、物资流在农业领域中的循环畅通尤为重要。因此，应推动数据要素与劳动力、资本等要素的协同，加快推进遥感、气象、土壤、农事作业、灾害、农作物病虫害、市场等数据与农业生产的深度融合和应用；依托大数据对农业生产中气象环境因素和作业环节进行数据采集与监测，提升农业生产数智化水平；发挥数字技术在优化农业产业链效率、激发互联网平台规模效应和网络效应的优势，以农村电子商务为抓手，提升农产品供需匹配能力（毛世平和张琛，2024）。

二是遵循农业科技发展规律，提升创新资源配置效能，加快农业全链条数字化治理现代化。农业科技创新涉及农林水气等多行业、多学科、多领域，产业类型复杂，技术需求多样，必须突出创新重点，增强农业科技支撑能力。为此，应加强农业科技协同创新、加快学科交叉和技术集成；明确优先序，加大对数字技术研发的支持力度，聚焦农业产业关键领域，有效发挥政府投资的带动作用，重点支持农业前沿领域和关键核心技术的研发，促进农业数字技术创新和实体经济发展的有机结合；优化农业创新要素配置结构、降低要素错配程度，提升农业核心产业的全要素生产率水平，助推农业全产业链数字化转型。

三是提升农业从业者的数字素养，缩小“数字鸿沟”，推动整个农业全产业链升级和发展。现阶段，部分农村地区互联网接入和数字技术的普及程度较低，加之农业从业者缺乏数字化技能和知识，难以充分利用数字化工具来提升生产效率和农业管理水平，使得一些从业者无法充分受益于数字赋能红利。在数字乡村建设背景下，应在夯实农村基础设施建设的基础上，有序推进信息化服务普及；增强数字技术应用的包容性，注重“适老型”数字技术研发和农民整体数字素养提升；加强对高素质农民的数字技能培训，提升需求方的技术接受能力，实现数字技术对农业全产业链融合发展的驱动作用。

（二）进一步讨论

第一，在科技自立自强与新质生产力要求叠加的背景下，如何通过数字技术驱动整个传统农食产业链融入“数智化基因”尚需持续分析。农业全产业链升级的核心是技术创新，包括先进的种植技术、农机装备、智慧农业等。未来如何打造以智慧农业等为代表的智能化产业体系，对大幅提升农业生产效率、破解“谁来种地”难题、提高农事管理效能等具有重要推动作用。未来研究应以提高农业全要素生产率为主攻方向，以促进产业数字化转型和数字产业化发展为抓手，进一步释放数字经济推动高质量发展的技术红利，为加快农业农村现代化提供新动能。

第二，农业全产业链数字化转型过程中，如何挖掘场景应用及其内在价值，是值得进一步研究的重要命题。随着数据场景要素不断丰富、功能日益强大，特别是元宇宙、数字孪生、虚拟现实等技术在农业全产业链中的应用程度逐渐加深，农业全产业链场景价值的内涵和外延将持续延伸。未来研究应更加关注如何加快推动数据资源的汇聚与共享，深入探究场景共创的生成机制，从而生成更多类型的价值共创逻辑，以更好地满足消费者在更广时空维度上的需求。

参考文献

- 1.蔡宏波、韩金铭, 2024: 《数字技术应用与企业出口表现——以中关村国家自主创新示范区企业为例》, 《管理世界》第5期, 第58-75页。
- 2.陈超、徐磊, 2020: 《流通型龙头企业主导下果品产业链的整合与培育——基于桃产业的理论与实践》, 《农业经济问题》第8期, 第77-90页。
- 3.陈凯华、赵彬彬、康瑾、朱浪梅, 2023: 《数字赋能国家创新体系: 演化过程、影响路径与政策方向》, 《科学学与科学技术管理》第2期, 第19-32页。
- 4.陈一明, 2021: 《数字经济与乡村产业融合发展的机制创新》, 《农业经济问题》第12期, 第81-91页。
- 5.杜永红, 2023: 《基于中国国情的农业全产业链数字化转型路径》, 《中国流通经济》第12期, 第36-48页。
- 6.冯婷, 2022: 《“社会性市场”+数字化: 一条共同致富的路径——基于黄岩“瓜农天下”实践的考察》, 《浙江社会科学》第5期, 第86-93页。
- 7.高强、韩国莹, 2024: 《现代化大农业发展的政策内涵、战略重点与实践进路》, 《中州学刊》第7期, 第38-46页。
- 8.国家发展和改革委员会, 2023: 《加快构建中国特色数据基础制度体系 促进全体人民共享数字经济发展红利》, 《求是》第1期, 第40-45页。
- 9.韩喜平、马丽娟, 2024: 《发展新质生产力与推动高质量发展》, 《思想理论教育》第4期, 第4-11页。
- 10.韩喜艳、高志峰、刘伟, 2019: 《全产业链模式促进农产品流通的作用机理: 理论模型与案例实证》, 《农业技术经济》第4期, 第55-70页。
- 11.韩喜艳、刘伟、高志峰, 2020: 《小农户参与农业全产业链的选择偏好及其异质性来源——基于选择实验法的分析》, 《中国农村观察》第2期, 第81-99页。
- 12.何美章、尤美虹, 2022: 《小农户进入农业全产业链循环的机理——以湖北四家涉农供应链创新与应用试点企业为例》, 《中国流通经济》第2期, 第23-35页。
- 13.何鸣皋、陈曦, 2023: 《数字经济赋能的全产业链现代生态农业的研究与应用》, 《社会科学家》第2期, 第73-80页。
- 14.洪银兴、王坤沂, 2024: 《新质生产力视角下产业链供应链韧性和安全性研究》, 《经济研究》第6期, 第4-14页。
- 15.黄季焜, 2021: 《以数字技术引领农业农村创新发展》, 《农村工作通讯》第5期, 第44-46页。
- 16.黄江明、李亮、王伟, 2011: 《案例研究: 从好的故事到好的理论——中国企业管理案例与理论构建研究论坛(2010)综述》, 《管理世界》第2期, 第118-126页。

- 17.黄祖辉, 2023: 《在农业强国建设中推动农业全产业链升级》, 《中国农民合作社》第7期, 第47-48页。
- 18.姜长云, 2024: 《新质生产力的内涵要义、发展要求和发展重点》, 《西部论坛》第2期, 第9-21页。
- 19.匡远配、易梦丹, 2023: 《新时期科技创新保障国家粮食安全: 多元目标、基本诉求和现实出路》, 《中国科技论坛》第5期, 第20-28页。
- 20.李丽莉、曾亿武、郭红东, 2023: 《数字乡村建设: 底层逻辑、实践误区与优化路径》, 《中国农村经济》第1期, 第77-92页。
- 21.李仪, 2014: 《全产业链集聚运营: 高效生态农业的新思路》, 《中共中央党校学报》第2期, 第64-67页。
- 22.刘传磊、张雨欣、马九杰、王成军, 2023: 《农业全产业链数字化发展的困境与纾解——基于L县坚果产业云平台的案例研究》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第2期, 第118-128页。
- 23.刘璐琳, 2023: 《锚定建设农业强国目标 做优做强乡村产业》, 《红旗文稿》第3期, 第33-36页。
- 24.刘守英、郑旭媛、刘承芳, 2024: 《数字经济背景下的乡村交易和产业转型》, 《中国农村经济》第6期, 第2-24页。
- 25.吕岩威、刘洋, 2017: 《推动农村一二三产业融合发展的路径探究》, 《当代经济管理》第10期, 第38-43页。
- 26.马晓君、宋嫣琦、于渊博、徐晓晴, 2024: 《产业数字化如何走“实”向“深”? ——数字要素全产业链溢出的内在逻辑与测算实践》, 《统计研究》第7期, 第29-47页。
- 27.毛世平、张琛, 2024: 《以发展农业新质生产力推进农业强国建设》, 《农业经济问题》第4期, 第36-46页。
- 28.孟捷、韩文龙, 2024: 《新质生产力论: 一个历史唯物主义的阐释》, 《经济研究》第3期, 第29-33页。
- 29.农业农村部信息中心课题组, 2021: 《农业全产业链大数据的作用机理和建设路径研究》, 《农业经济问题》第9期, 第90-97页。
- 30.祁春节, 2018: 《农业供给侧结构性改革: 理论逻辑和决策思路》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第4期, 第89-98页。
- 31.任果、宋迎昌, 2023: 《中国农业全产业链优化的时代价值、理论框架与推进路径》, 《青海社会科学》第1期, 第79-85页。
- 32.唐欣、许永斌, 2023: 《场景驱动农业全产业链创新的理论逻辑与实践路径研究》, 《科技进步与对策》第23期, 第32-41页。
- 33.田剑英, 2018: 《农业全产业链融资方式与完善对策——基于浙江省55条农业全产业链的调查与跟踪研究》, 《经济纵横》第9期, 第112-121页。
- 34.田秀娟、李睿, 2022: 《数字技术赋能实体经济转型发展——基于熊彼特内生增长理论的分析框架》, 《管理世界》第5期, 第56-73页。
- 35.田野、叶依婷、黄进、刘勤, 2022: 《数字经济驱动乡村产业振兴的内在机理及实证检验——基于城乡融合发展的中介效应》, 《农业经济问题》第10期, 第84-96页。
- 36.汪旭晖、赵博、王新, 2020: 《数字农业模式创新研究——基于网易味央猪的案例》, 《农业经济问题》第8期, 第115-130页。

- 37.王菲、孙淑惠、刘天军, 2023: 《数字经济发展推进了农业生产方式变革吗——来自黄河流域地级市的证据》, 《中国农村经济》第9期, 第122-143页。
- 38.王凤彬、王晓鹏、张驰, 2019: 《超模块平台组织结构与定制化创业支持——基于海尔向平台组织转型的嵌入式案例研究》, 《管理世界》第2期, 第121-150页。
- 39.王琴梅、杨军鸽, 2023: 《数字新质生产力与我国农业的高质量发展研究》, 《陕西师范大学学报(哲学社会科学版)》第6期, 第61-72页。
- 40.王田, 2022: 《“吃瓜自由”是如何实现的》, 《农民日报》8月17日第006版。
- 41.夏显力、陈哲、张慧利、赵敏娟, 2019: 《农业高质量发展: 数字赋能与实现路径》, 《中国农村经济》第12期, 第2-15页。
- 42.许益亮、靳明、李明焱, 2013: 《农产品全产业链运行模式研究——以浙江寿仙谷为例》, 《财经论丛》第1期, 第88-94页。
- 43.燕艳华、王亚华、云振宇、席兴军、初侨、谢丽华、王宇彤, 2023: 《新时期我国农业标准化发展研究》, 《中国工程科学》第4期, 第202-213页。
- 44.易法敏、古飞婷、康春鹏, 2023: 《公共服务创新性供给如何促进农业经营主体数字化营销——以广东省“12221”市场体系建设行动为例》, 《中国农村经济》第2期, 第148-167页。
- 45.张慧利、夏显力、蔡洁、李晓静, 2018: 《“三站链合”创新驱动现代农业全产业链发展的理论与实践——以苹果产业为例》, 《科学管理研究》第4期, 第60-64页。
- 46.张晓林、于战平, 2013: 《农业产销体系创新的全产业链模式研究》, 《北京工商大学学报(社会科学版)》第5期, 第9-14页。
- 47.张蕴萍、栾菁, 2022: 《数字经济赋能乡村振兴: 理论机制、制约因素与推进路径》, 《改革》第5期, 第79-89页。
- 48.赵路犇、林海, 2024: 《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》, 《中国农村经济》第7期, 第141-160页。
- 49.周鹏、王卓、谭常春、宋敏, 2024: 《数字技术创新的价值——基于并购视角和机器学习方法的分析》, 《中国工业经济》第2期, 第137-154页。
- 50.Aruoma, O. I., 2006, “The Impact of Food Regulation on the Food Supply Chain”, *Toxicology*, 221(1): 119-127.
- 51.Costa, F., S. Frecassetti, M. Rossini, and A. Portoli-Staudacher, 2023, “Industry 4.0 Digital Technologies Enhancing Sustainability: Applications and Barriers from the Agricultural Industry in an Emerging Economy”, *Journal of Cleaner Production*, Vol. 408, <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2023.137208>.
- 52.Ibidoja, O. J., F. P. Shan, J. Sulaiman, and M. K. M. Ali, 2023, “Detecting Heterogeneity Parameters and Hybrid Models for Precision Farming”, *Journal of Big Data*, Vol. 10, <https://doi.org/10.1186/s40537-023-00810-8>.
- 53.Klingenbergs, C. O., J. A. V. A. Júnior, and G. Müller-Seitz, 2022, “Impacts of Digitalization on Value Creation and Capture: Evidence from the Agricultural Value Chain”, *Agricultural Systems*, Vol. 201, <https://doi.org/10.1016/j.agsy.2022.103468>.
- 54.Lezoche, M., J. E. Hernandez, M. M. E. A. Diaz, H. Panetto, and J. Kacprzyk, 2020, “Agri-Food 4.0: A Survey of the Supply Chains and Technologies for the Future Agriculture”, *Computers in Industry*, Vol. 117, <https://doi.org/10.1016/j.compind.2020.103187>.

55.Zhao, L. Y., H. Chen, C. H. Wen, and J. Yu, 2024, "Digital Transformation of the Agricultural Industry: Behavioral Decision-making, Influencing Factors, and Simulation Practices in the Yunnan Highlands", *Journal of Environmental Management*, Vol. 358, <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2024.120881>.

(作者单位：中国农业科学院农业经济与发展研究所)
(责任编辑：黄 易)

How Does Digital Technology Drive the Integrated Development of the Whole Agricultural Industry Chain? Empirical Evidence from the Watermelon Characteristic Industry

XIE Yanle MAO Shiping

Abstract: Effectively harnessing the driving role of digital technology in integrating the whole agricultural industry chain is a crucial approach to leveraging scientific and technological innovation for high-quality industry development, accelerating agricultural transformation and upgrading, and achieving the modernization of agriculture and rural areas. From the perspective of “four-chain isomorphism” of innovation chain, supply chain, value chain, and capital chain, this paper constructs a theoretical analysis framework for the integrated development of the whole agricultural industry chain driven by digital technology. It reveals the internal mechanism of “multi-link collaborative efficiency, and multi-agent organic interaction” by which digital technology drives the integration of the agricultural industry chain. On this basis, the paper further explores how the watermelon characteristic industry in Taizhou City, Zhejiang Province addresses the data needs before, during, and after the production as well as those of melon farmers, new agricultural business entities, and government departments. It investigates the practical exploration of digital development and supply across the whole watermelon industry chain through the innovation of the “World of Fruits” cloud platform, clarifying the mechanism by which digital technology drives the integrated development of agricultural industry chain. The paper finds that the supply response of Taizhou’s watermelon characteristic industry is driven by digital technology, leading to transformations in production modes, supply and marketing models, value-added models, and credit models. This shift enables watermelon farmers to shift from “chasing the sun to grow watermelons” to “growing watermelons with data”, fulfilling their digital needs. Digital technology thus facilitates the integrated promotion of all links and actors within the agricultural industry chain, improving the efficiency of innovative resource allocation and driving the deep integration of the “four chains”. To this end, the digital-driven integration of the whole agricultural industry chain should focus on strengthening the top-level design through “chain innovation” to improve technological application capacities and achieve an integrated innovation chain; strengthening the leading role of “chain master” enterprises through “chain master connections” to optimize the supply chain; using “chain length leadership” to achieve the reasonable and optimal allocation of factors and improve the value chain; and broadening business financing channels with “link dredging” to achieve a smooth capital chain.

Keywords: Whole Agricultural Industry Chain; Digital Technology; Industrial Integration; Data Elements; Cloud Platform

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^{1,2} 杨 威³ 吴 彬¹

摘要: 本文基于组态视角, 揭示不同乡村数字经济因素不同组合赋能农业全要素生产率提升的多元路径。研究发现: 第一, 所有前因条件均不是产生高农业全要素生产率的必要条件, 但较高的数字服务管理机构发展水平在三类实现高农业全要素生产率的组态中均作为核心条件存在。第二, 三类产生高农业全要素生产率的组态分别为生产推动型组态、经营引领型组态和产业提升型组态, 且技术条件、组织条件和环境条件之间存在一定的互补和替代效应。第三, 生产推动型组态适合于资本密集和大规模生产型农业占主导的地区, 经营引领型组态适合于小农经济和资源相对匮乏的地区, 产业提升型组态适合于城市周边或环境保护区等特定环境的地区。上述结论在一定程度上体现了浙江省不同县域基于自身农业资源禀赋和乡村数字经济发展程度赋能农业全要素生产率提升的多元路径, 也提示中国各县域发展情况不同, 要因地制宜地选择适合自身条件的发展路径。

关键词: 乡村数字经济 农业全要素生产率 组态视角 定性比较分析

中图分类号: F323.3 文献标识码: A

一、引言

党的二十大提出加快建设农业强国的目标。农业全要素生产率提升不仅是保障粮食安全和建设农业强国的应有之义, 也是农业领域新质生产力的核心标志(姜长云, 2024)。首先, 农业全要素生产率提升是国家粮食安全的有力保障, 确保中国人的饭碗牢牢端在自己手中。其次, 农业全要素生产率提升是建设农业强国的发力点和政策实施的落脚点(龚斌磊和张启正, 2023)。最后, 农业全要素生

*本文研究得到国家社会科学基金重大项目“加快数字乡村建设的理论创新与实践探索研究”(编号: 21ZDA031) 和浙江省社科规划专项课题“农业强国建设背景下农业产业数字化转型的机理、路径与对策研究”(编号: 浙社科办〔2023〕27号) 的支持。感谢匿名审稿专家的宝贵意见, 当然, 文责自负。本文通讯作者: 吴彬。

产率提升是农业领域新质生产力发展水平提升的核心量化参考，是深入认识新质生产力内涵的重要抓手（龚斌磊和袁菱苒，2024）。随着数字经济与社会各领域融合广度、深度不断拓展，数字技术凭借乘数效应、倍增效应和普惠效应为传统农业带来实现高质量发展和根本性变革的重大机遇，促使中国农业进入由增产导向转变为提质导向的高质量发展阶段。在此背景下，乡村数字经济应运而生，并在激发乡村内生动力、促进农业全要素生产率提升等方面发挥巨大作用。2022年，中央网信办等十部门印发《数字乡村发展行动计划（2022—2025年）》，明确指出要着力发展乡村数字经济^①。因此，针对乡村数字经济如何促进农业全要素生产率提升这一主题展开研究，具有重要的理论价值和现实意义。

解释不同地区农业增长的差异表现，并寻求恰当的发展政策，一直都是农业经济研究的核心议题。农业全要素生产率度量了除要素投入外，因技术进步、组织创新等实现的增长，农业全要素生产率贡献度持续提高的过程即农业发展过程（高帆，2015）。因此，导致区域农业全要素生产率差异化增长现象的原因备受关注。有学者对中国省域农业全要素生产率及其分解指标的时序成长和空间分布进行分析，试图找到促使中国农业全要素生产率增长的主要原因，但研究结论并不一致。一方面，部分学者发现，中国农业全要素生产率增长基本是由技术进步带来的（陈卫平，2006），之后王珏等（2010）的研究也证实了这一结论。另一方面，部分学者发现中国农业全要素生产率增长的主要原因并非技术进步（方福前和张艳丽，2010；张乐和曹静，2013；周鸿卫和丁浩洋，2024）。随着乡村数字经济对农业全要素生产率影响加深，两者的影响关系逐渐成为研究重点。例如：有学者利用省域面板数据考察了农业数字化对农业全要素生产率增长的影响（王凤婷等，2024）；有学者利用省域面板数据证实了数字普惠金融总体指数及其细分维度指数正向影响农业全要素生产率（任健华和雷宏振，2022），但存在区域异质性（张启文和田静，2023）；还有学者利用省域面板数据分析了互联网和农业基础设施对农业全要素生产率的影响（罗斯炫等，2022）。

既往研究进行了大量有益探索，但仍有值得进一步拓展的空间。一方面，乡村数字经济和农业全要素生产率的相关研究多以省域尺度为主，但是，乡村数字经济是发生、发展在乡村的重要实践，利用省域数据开展研究，难免存在数据颗粒度较大导致的研究价值和应用价值受限的问题，故而本文尤为重视以县域为基本载体和基座的乡村数字经济实践。首先，县域具有发展乡村数字经济所需的城与乡的要素、现代与传统的要素、中心与边缘的要素。其次，县域的自主性保证了其具有发展乡村数字经济所必需的自主决策权、政策转化权、资源整合权和行政能动性等。最后，县域较乡镇、村社拥有更多维度的数字技术应用场景和更大容量的数据池。因此，本文以县域为研究尺度，探讨县域视域下不同乡村数字经济因素组合如何赋能农业全要素生产率提升。另一方面，乡村数字经济的本质是数字经济，受技术、组织和环境三个维度因素的影响（李晓娣和饶美仙，2023），且三个维度的因素在赋能农业全要素生产率提升的过程中并非独立发挥作用，而是相互作用、相互影响。但是，现有文献多

^①参见《数字乡村发展行动计划（2022—2025年）》，<https://www.cac.gov.cn/rootimages/uploadimg/1644801128013209/1644801128013209.pdf>。

选择传统线性回归方法（单一因素分析）进行分析，对因素依赖性问题的分析力度有限，难以解释自变量间相互依赖的多重并发、等效性等复杂因果关系。解释多因素依赖现象需借助组态视角，从整体上理解和分析（池毛毛等，2021）。组态视角区别于通用视角和权变视角的根本优势在于其具备多维度、整体性的特征，强调研究对象的组织结构以及组织与环境的互动关系。基于组态视角的定性比较分析（qualitative comparative analysis，简称 QCA）方法有助于回答存在复杂性因果关系的问题（杜运周和贾良定，2017），适合本文的研究主题。

鉴于此，本文从组态视角出发，引入“技术—组织—环境”（technology-organization-environment，简称 TOE）框架，对不同乡村数字经济因素^①组合与农业全要素生产率提升之间的必要和充分两种复杂关系进行分析，尝试回答以下问题：第一，乡村数字经济因素是否以及多大程度上是产生高农业全要素生产率的必要条件？第二，不同县域如何通过发展乡村数字经济产生高农业全要素生产率？本文可能的贡献如下：一是在研究视角上，现有研究多基于因素独立视角进行分析，忽略了多因素的相互作用和组合影响，本文从组态视角出发，探究多重因素组合对农业全要素生产率提升的影响，拓宽乡村数字经济和农业全要素生产率之间关系的研究视角。二是在研究数据上，本文利用县域数据进行实证分析，相较于省域数据，更贴近乡村，与农户数据相比，则更为全面。三是在研究结论上，本文发现三类不同乡村数字经济因素组合赋能农业全要素生产率提升的差异化路径，有助于加深对农业全要素生产率提升背后多因素间联动本质的理性认知和科学理解，为提升农业全要素生产率、建设农业强国带来可靠的经验证据和有益的政策启示。

二、理论分析

（一）乡村数字经济的内涵界定

数字经济是继农业经济和工业经济后的新经济形态（裴长洪等，2018）。许多机构和学者都对数字经济进行了定义，例如：G20 杭州峰会通过的《二十国集团数字经济发展与合作倡议》指出，“数字经济是指以使用数字化的知识和信息作为关键生产要素、以现代信息网络作为重要载体、以信息通信技术的有效使用作为效率提升和经济结构优化的重要推动力的一系列经济活动”^②；赛迪顾问股份有限公司发布的《2017 中国数字经济指数（DEDI）》中提出，数字经济是以数字技术为基础的一系列经济活动的总和（裴长洪等，2018）；许宪春和张美慧（2020）认为，数字经济是以数字技术为基础、以数字化平台为主要媒介、以数字基础设施为重要支撑开展的一系列经济活动。上述定义虽各有侧重，但都认为数字经济是一种基于数字技术的经济活动。

数字经济既创新了农业发展方式，又为农业发展进程提速。由此，部分学者尝试对乡村数字经济进行内涵界定。例如：有学者认为乡村数字经济是以数字基础设施为基础，利用数字技术促进农业生

^① 本文中的乡村数字经济因素指“技术”“组织”“环境”三个维度下的前因条件，包括农业产业数字化、农业数字产业化、数字基础设施、政府财政投入、数字服务管理和数字政策环境。

^② 资料来源：《二十国集团数字经济发展与合作倡议》，https://www.cac.gov.cn/2016-09/29/c_1119648520.htm。

产发展和乡村地区经济发展的经济活动（慕娟和马立平，2021）；有学者认为乡村数字经济是在数字经济政策环境下，以数字基础设施为载体，以数字技术为推动力，以实现乡村经济发展动能转换为基本途径，赋能农业数字化转型和农民生活数字化提升的一系列经济活动（伍国勇等，2022）；还有学者认为乡村数字经济是以乡村信息网络为载体，以数字技术为驱动力，将数据要素投入农业产业中，通过推动农业产业数字化与农业数字产业化，进而促进乡村经济高质量发展的经济形态（杨婧妍和李昱嵩，2023）。上述表述虽有不同，但大致接近。为探究不同乡村数字经济因素组合对农业全要素生产率提升的影响，本文主要分析以农业产业数字化、农业数字产业化和数字基础设施为技术赋能主体，以政府财政投入和数字服务管理为组织支持手段，以数字政策环境为环境影响方式的乡村数字经济。

（二）TOE 框架：因素分析视角

技术—组织—环境（TOE）框架由 Tornatzky and Fleischner（1990）提出，是国际学术共同体公认的经典理论框架。该框架强调的是多层次技术应用条件对技术应用效果的影响（谭海波等，2019），并将影响技术应用效果的条件划分为技术、组织和环境三类，且三类条件的具体变量可根据不同研究问题而更改，具有可操作性强、适用性广的特点。目前，TOE 框架已在农业农村领域广泛应用。不同乡村数字经济因素组合对农业全要素生产率的提升作用，不仅是多层次技术应用的作用效果，也是数字技术实现创新应用、跨界融合的成功果实，更是农业农村主动顺应时代发展、拥抱时代变革的必然结果，因此，用 TOE 框架对不同乡村数字经济因素组合提升农业全要素生产率的效果进行分析，适配性较高。

（三）本文分析框架

TOE 框架不擅长处理多个条件的组合问题，且农业全要素生产率的提升不仅取决于县域自身要素禀赋，还取决于政府是否营造了有益于技术应用的良好环境。而组态分析可以帮助研究者理解多个条件如何共同促进农业全要素生产率提升。鉴于此，本文在 TOE 框架基础上，结合组态分析方法，构建本文的分析框架（如图 1 所示），分析农业全要素生产率提升背后的技术、组织和环境三类条件。

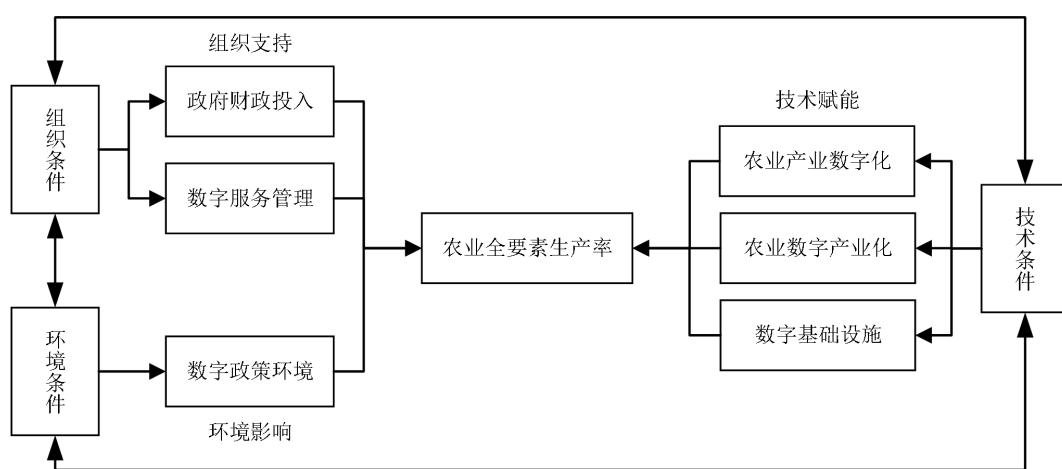


图 1 本文分析框架

第一，技术条件。技术条件包括农业产业数字化、农业数字产业化和数字基础设施三个二级条件。研究者常用“技术采纳意愿”来审视农业生产经营主体应用新技术的行为。因此，新技术的复杂程度、学习成本及其与原技术的适配性等因素受到研究者的密切关注（Cooper and Zumd，1990）。首先，农业产业数字化能够精确控制成本，提高农作物产量和品质，使农业生产效率提升。通过对收集来的大量数据分析发现，农业产业数字化还能为农业生产、管理提供科学支持，实现资源最优配置（马述忠等，2022），从而提升农业全要素生产率。其次，农业数字产业化通过应用以信息技术为核心的数字技术，促进产业融合，创新商业模式，实现农业价值链的重新整合和创新（刘明辉和乔露，2023），推动农业向高质量、高效率、高附加值方向发展，从而提升农业全要素生产率。最后，数字基础设施除为农业产业数字化和农业数字产业化提供必要的技术支持外，还能为农业资源交流、农业科技成果转化及其产业化提供支持，持续提高技术进步贡献率，从而提升农业全要素生产率。此外，缺乏必要的数字基础设施支撑，农业生产经营主体应用新技术的成本也会显著提升（谭海波等，2019）。上述三者都高度依赖数字技术，都能显著提高农业生产和经营的效率，降低农业生产经营主体的技术应用成本。因此，农业产业数字化、农业数字产业化和数字基础设施是发展乡村数字经济的重要技术支撑。

第二，组织条件。组织条件包括政府财政投入和数字服务管理两个二级条件。研究者通常从组织、管理的层面挖掘技术应用的影响因素，包括政府的资源提供和服务管理等（Grimmelikhuijsen and Feeney，2017）。一方面，政府组织是推动县域农业农村发展的重要主体。乡村数字经济发展涉及的数字基础设施完善、数字平台搭建和运营维护、对农业生产经营主体的培训等高度依赖当地政府的财政投入，政府财政投入为农业全要素生产率提升提供了坚实保障。另一方面，线上平台、服务中心等数字服务管理机构向农民和农业企业提供了以需求为导向的组织服务（王颜齐和孙楠，2023），帮助农民和农业企业更好地理解、应用数字技术，提高他们的技术水平和数字化应用能力，为农业全要素生产率提升提供数字新型服务空间，有利于提高农业全要素生产率。

第三，环境条件。环境条件包括数字政策环境一个二级条件。宏观的经济、文化、政策等因素会影响农业生产经营主体应用新技术的效果。政府对乡村数字经济的关注会影响到政策制定和资源配置，对乡村数字经济发展起到引导和推动作用（王淑英和刘雅静，2024）。良好的数字政策环境可以改善乡村地区的数字基础设施，为数字技术的推广和应用提供良好环境，进而提升农业全要素生产率。

综上所述，本文重点探讨农业产业数字化、农业数字产业化、数字基础设施、政府财政投入、数字服务管理和数字政策环境这六个前因条件如何通过组合作用实现农业全要素生产率提升。

三、研究设计

（一）研究方法

1.定性比较分析方法与必要条件分析方法。本文选择定性比较分析方法和必要条件分析（necessary condition analysis，简称 NCA）方法的原因如下：第一，农业全要素生产率提升并非由单一因素独立主导，因此常规统计方法并不能完全胜任。第二，使用一般的定性分析方法，可能存在案例典型性不足问题。QCA 方法可以指出每类组态的典型案例，更好地解释研究问题和现象，但 QCA 方法侧重解

释前因条件对结果而言是否必要，并不擅长解释前因条件在多大程度上可以成为必要条件（杜运周等，2020），而 NCA 方法则有助于对前因条件的必要程度进行刻画。因此，结合 QCA 方法和 NCA 方法可以有效解释必要条件和因果关系。

2.随机前沿分析方法与数据包络分析方法。相较于非前沿方法，运用前沿方法来测算全要素生产率更为合理。前沿方法大体上可以分为非参数方法和参数方法两类。农业全要素生产率作为本文的结果变量，对其进行准确测算尤为重要。为了确保测算结果的准确和稳健，增强研究结论的普适性，本文分别使用随机前沿方法（stochastic frontier approach，简称 SFA）和数据包络分析（data envelopment analysis，简称 DEA）对各县域的农业全要素生产率进行测算，并分析何种方法的测算结果更适用本文研究。

本文将前因条件和结果变量的相关数据在县域层面进行匹配，并从时间维度考虑前因条件作用于结果变量的滞后效应，以保证两部分数据的时空适配性。在此基础上，将经过 SFA 方法与 DEA 方法测算并对比后选取的浙江省各县域农业全要素生产率作为结果变量引入 QCA 分析。同时，本文利用 NCA 方法进行 QCA 分析中单个条件必要性分析的补充分析（单个条件必要性的补充检验及其必要程度检验），以进一步完善分析过程，确保分析结果的科学性。

（二）样本选取

本文选择浙江省下辖县（市）为研究样本，原因如下：第一，浙江省是中国数字经济发展高地，其乡村数字经济具备起步早、发展快、基础实的特点。北京大学新农村发展研究院联合阿里研究院发布的《县域数字乡村指数（2020）研究报告》显示，2020 年浙江省乡村数字经济发展水平居全国各省（区、市）的首位^①，符合典型性原则。第二，农业农村部市场与信息化司会同农业农村部信息中心共同发布的《2020 全国县域数字农业农村发展水平评价报告》显示，浙江省县域农业农村数字化发展总体水平高于全国平均水平，符合同质性原则，但各县域的乡村数字经济发展水平和农业基础仍有参差，满足样本内部最大异质性的要求^②。第三，所需数据可得性高，能确保研究的开展。需要说明的是，县域分为县、县级市和市辖区三类，市辖区的管辖区域以街道为主，其发展模式一般以城市化和工业化为主，农业建设并非其区域经济发展的重点，而县和县级市的管辖区域则以乡镇为主，其发展模式普遍以农业农村发展为主导，同时注重城乡统筹发展，因此本文不将市辖区纳入分析。剔除数据严重缺失的县域^③后，浙江省县域总体参与率为 94.33%。

（三）变量测量与校准

1.前因条件。本文以《数字乡村发展行动计划（2022—2025 年）》等党和政府相关文件、规划为核心指导，结合有关报告和现有文献对农业产业数字化、农业数字产业化、数字基础设施、政府财政

^①资料来源：《县域数字乡村指数（2020）研究报告》，<https://www.ccap.pku.edu.cn/nrdi/xmycg/yjxm/363361.htm>。

^②资料来源：《2020 全国县域数字农业农村发展水平评价报告》，https://mari.hzau.edu.cn/National_county_digital_agriculture_and_rural_development_level.pdf。

^③义乌市、玉环市和龙港市的相关数据严重缺失，故剔除。

投入、数字服务管理和数字政策环境等前因条件进行测量，具体测量说明如表 1 所示。

表 1 前因条件的测量说明

前因条件	二级指标	指标权重(%)	指标测量方式
农业产业数字化	生产数字化	20.45	应用数字技术的种植业产值占应用数字技术的农业总产值的比重(%)
	经营数字化	41.42	农产品网络零售额占农产品零售总额的比重(%)
	流通数字化	38.13	实现数字化追溯的种植业产值占种植业总产值的比重(%)
农业数字产业化	数字化产业	38.63	电商专业村的行政村覆盖率(%)
	数字化金融	22.97	数字普惠金融指数
	数字化服务	38.40	每万人拥有的物流网点数(个)
数字基础设施	互联网普及率	50.00	县域常住人口数中网民数占比(%)
	移动设备接入率	50.00	每万人移动设备接入数(部)
政府财政投入	政府财政投入情况	100.00	用于支持农业农村数字化发展的乡村居民人均县域财政投入(万元)
数字服务管理	数字服务管理机构	100.00	每个数字服务管理机构服务的乡村居民数量(万人)
	服务密度		
数字政策环境	数字政策发布情况	100.00	政府当年工作报告中乡村数字经济关键词词频统计数量(次)

①农业产业数字化。农业产业数字化反映的是数字技术与农业产业的关联程度。本文的农业产业数字化主要反映数字技术在农业生产、经营、流通等环节的应用程度。在王凤婷等(2024)研究的基础上，本文剔除与农业产业数字化非直接相关的指标，选择生产数字化、经营数字化和流通数字化三个二级指标进行衡量。②农业数字产业化。农业数字产业化主要反映乡村地区农业相关数字产业的发展程度。参考张旺和白永秀(2022)的研究，本文选择数字化产业、数字化金融和数字化服务三个二级指标进行衡量。③数字基础设施。在白婉婷等(2024)研究的基础上，综合数据可得性，本文选择互联网普及率和移动设备接入率两个二级指标进行衡量。④政府财政投入。参考李旭辉和陈梦伟(2023)的研究，本文选择政府财政投入情况指标进行衡量。⑤数字服务管理。参考李立清等(2023)的研究，本文选择数字服务管理机构服务密度指标进行衡量。⑥数字政策环境。参考乔晗等(2023)的研究，本文选择数字政策发布情况指标进行衡量。需要说明的是：第一，数字服务管理机构服务密度为负向指标，本文对其进行正向化处理。第二，数字政策发布情况指标中的关键词选择借鉴了蒋旭(2023)的研究，利用 Python 的 Jieba 包进行词频统计^①。参考赵涛等(2020)的做法，本文对不同量纲的数据作标准化处理，然后通过主成分分析法降维，并对各二级指标客观赋权，从而实现对前因条件的测量。

2.结果变量。测算农业全要素生产率所需指标包括投入和产出两类。参考唐建军等(2022)的做法，本文投入指标包括土地投入、劳动力投入和农机投入三部分，产出指标则以各县域第一产业增加

^①主要包括以下关键词：数字经济、数字乡村、数字金融、数字技术、数字农业、智慧农业、数字化、大数据、物联网、电商等。

值衡量（投入、产出指标选取说明见表 2）。之所以选择增加值作为产出变量，是因为增加值中已经剔除了化肥、种子、饲料、能源、服务费等农业中间投入。县域层面的统计数据中缺失许多中间投入数据，因此选择增加值作为产出变量可以减少测量误差。

表 2 投入、产出指标选取说明

指标类型	指标	指标定义
投入	土地投入	主要农作物总播种面积（公顷）
	劳动力投入	农林牧渔业从业人数（万人）
	农机投入	农业机械总动力（千瓦）
产出	农业产出	第一产业增加值（亿元）

本文采用超越对数随机前沿生产函数来测算农业全要素生产率，根据表 3 展示的估计结果可知，生产函数拟合结果整体显著，具有较强的解释力。

表 3 随机前沿生产函数估计结果

变量	估计系数	标准误	变量	估计系数	标准误
$\ln K$	9.084***	1.648	$\ln L \times \ln P$	0.154	0.760
$\ln L$	-1.766**	0.894	$t \times \ln K$	-0.060***	0.010
$\ln P$	-2.368	1.504	$t \times \ln L$	-0.027***	0.005
t	0.055***	0.014	$t \times \ln P$	0.047***	0.008
t^2	0.000	0.000	常数项	-4.165	2.999
$(\ln K)^2$	-4.376***	0.696	μ	0.124***	0.012
$(\ln L)^2$	0.235	0.194	η	-0.028***	0.005
$(\ln P)^2$	0.394	0.439	σ^2	0.003	0.001
$\ln K \times \ln L$	0.908*	0.511	γ	0.986	0.003
$\ln K \times \ln P$	0.890	1.243	对数似然值	1339.013	

注：①***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。② K 、 L 、 P 、 t 分别表示农机投入、土地投入、劳动力投入和时间变量， μ 表示技术无效率项， η 表示技术效率随时间的变化趋势， σ^2 表示复合误差项总方差， γ 表示技术无效率在总方差中的比例。

从表 4 结果可知，DEA 方法测算结果的各项标准差均高于 SFA 方法，说明 DEA 方法对数据的区分度更高。根据 QCA 方法的“内部最大差异”原则，为确保样本内部的最大异质性，本文选取 DEA 方法的测算值作为结果变量。同时，考虑到前因条件对结果变量的作用效果具有一定的时滞性，故将结果变量滞后一期处理，即前因条件和结果变量分别使用 2020 年和 2021 年数据进行测量。

表 4 SFA 方法与 DEA 方法测算的县域农业全要素生产率结果对比

方法	最大值	最小值	平均值	标准差	年度均值标准差	县域均值标准差
SFA	0.964	0.948	0.955	0.003	0.001	0.017
DEA	1.225	0.887	1.055	0.083	0.058	0.080

3. 变量校准。本文使用直接校准法进行样本原始数据校准，将样本数据的下四分位数（25%）、中位数（50%）、上四分位数（75%）分别设定为“完全不隶属”“交叉点”“完全隶属”的校准锚

点，从而获得各变量隶属度在 0~1 的校准值（变量的模糊集校准分位数和描述性统计结果见表 5）。

表 5 变量的模糊集校准分位数和描述性统计结果

变量	模糊集校准分位数			描述性统计结果			
	完全隶属	交叉点	完全不隶属	最大值	最小值	平均值	标准差
农业产业数字化	0.615	0.504	0.340	0.809	0.085	0.487	0.187
农业数字产业化	0.316	0.238	0.172	0.657	0.073	0.266	0.128
数字基础设施	0.895	0.733	0.580	1.000	0.106	0.703	0.223
政府财政投入	0.062	0.019	0.006	0.404	0.001	0.045	0.072
数字服务管理	13.584	9.871	6.782	29.310	0.544	10.712	6.000
数字政策环境	25.750	21.500	16.000	71.000	2.000	21.860	10.683
农业全要素生产率	1.109	1.063	0.991	1.225	0.887	1.055	0.083

（四）数据来源

本文农业全要素生产率测算所用数据来源于浙江省各地市 2022 年统计年鉴、各县（市）2021 年国民经济和社会发展统计公报和《中国县域统计年鉴 2022》。QCA 分析中：农业数字产业化的二级指标数字化金融，数据来源于北京大学数字金融研究中心和蚂蚁科技集团研究院联合编制的《北京大学数字普惠金融指数（2011—2020 年）》^①；数字政策环境数据来源于各县（市）2020 年人民政府工作报告；其余数据来源于浙江省委网信办、浙江省农业农村厅与浙江大学中国农村发展研究院联合推出的《数字乡村赋能共同富裕——浙江省数字乡村发展报告（2021）》。部分缺失数据使用均值法和线性插值法补齐。

四、实证分析结果

（一）单个条件的必要性分析

NCA 通过分析前因条件的效应量及其显著性来识别必要条件。效应量的值域在 0 到 1 之间，越接近 1 代表效应越大。当某一条件的效应量为 0~0.1，表明该条件的效应量为低等效应。当单个条件的效应量大于 0.1，且显著性结果 p 值检验显示效应量显著时，则该条件为结果的必要条件。为方便对分析结果进行比较测试，本文选取回归上限（ceiling regression，简称 CR）和包络上限（ceiling envelopment，简称 CE）两种估计方法分别进行分析。

表 6 报告了 NCA 对单个条件的必要性分析结果，综合 CR、CE 两种方法得出的结果来看，所有前因条件的效应量均小于 0.1，故不存在必要条件。表 7 报告了 NCA 对单个条件必要性瓶颈水平的分析结果。当达到 40% 的农业全要素生产率水平时，数字服务管理最先达到瓶颈水平，此时需要 0.2% 水平的数字服务管理。达到 100% 农业全要素生产率水平时，则需要 5.7% 水平的农业数字产业化、3.5% 水平的数字基础设施和 1.0% 水平的数字服务管理。

^①资料来源：《北京大学数字普惠金融指数（2011—2020 年）》，<https://idp.pku.edu.cn/docs/20210421101507614920.pdf>。

乡村数字经济赋能农业全要素生产率提升的多元路径

表 6 NCA 对单个条件必要性的分析结果

前因条件	方法	精确度 (%)	上限区域	范围	效应量	p 值
农业产业数字化	CR	100	0.000	1.000	0.000	1.000
	CE	100	0.000	1.000	0.000	1.000
农业数字产业化	CR	100	0.014	1.000	0.014	0.019
	CE	100	0.013	1.000	0.013	0.013
数字基础设施	CR	96	0.010	0.990	0.010	0.009
	CE	100	0.010	0.990	0.011	0.006
政府财政投入	CR	100	0.000	0.980	0.000	1.000
	CE	100	0.000	0.980	0.000	1.000
数字服务管理	CR	100	0.004	1.000	0.004	0.098
	CE	100	0.007	1.000	0.007	0.060
数字政策环境	CR	100	0.000	1.000	0.000	1.000
	CE	100	0.000	1.000	0.000	1.000

注：①NCA 分析中的数据均采用校准后值。②p 值为采用置换检验的结果，重复采样 10000 次。

表 7 NCA 对单个条件必要性瓶颈水平的分析结果

农业全要素生产率水平 (%)	农业产业数字化	农业数字产业化	数字基础设施	政府财政投入	数字服务管理	数字政策环境
0	NN	NN	NN	NN	NN	NN
10	NN	NN	NN	NN	NN	NN
20	NN	NN	NN	NN	NN	NN
30	NN	NN	NN	NN	NN	NN
40	NN	NN	NN	NN	0.2	NN
50	NN	NN	0.5	NN	0.3	NN
60	NN	1.1	1.1	NN	0.5	NN
70	NN	2.2	1.7	NN	0.6	NN
80	NN	3.4	2.3	NN	0.7	NN
90	NN	4.6	2.9	NN	0.9	NN
100	NN	5.7	3.5	NN	1.0	NN

注：NN 表示在对应农业全要素生产率水平下，该前因条件不必要。

为对分析结果进行交叉检验，本文进一步采用 QCA 方法进行单个条件的必要性分析。参照 Fiss (2011) 的做法，QCA 的必要性分析采用 0.9 为门槛阈值，即某一前因条件的一致性大于 0.9 时，该条件为必要条件。表 8 报告了 QCA 必要性分析的结果，其结果与 NCA 分析结果一致，即所有前因条件均无法单独成为赋能农业全要素生产率提升的必要条件。这间接反映出农业全要素生产率提升过程复杂，且受多因素共同影响，并非由单一因素主导。

表 8

QCA 必要性分析结果

前因条件	高农业全要素生产率		低农业全要素生产率	
	一致性	覆盖度	一致性	覆盖度
高农业产业数字化	0.678	0.645	0.469	0.438
低农业产业数字化	0.410	0.440	0.620	0.654
高农业数字产业化	0.638	0.649	0.438	0.438
低农业数字产业化	0.448	0.448	0.649	0.637
高数字基础设施	0.647	0.664	0.439	0.442
低数字基础设施	0.457	0.454	0.667	0.649
高政府财政投入	0.578	0.598	0.492	0.499
低政府财政投入	0.516	0.509	0.604	0.584
高数字服务管理	0.626	0.646	0.427	0.433
低数字服务管理	0.451	0.445	0.651	0.63
高数字政策环境	0.512	0.526	0.573	0.577
低数字政策环境	0.588	0.584	0.529	0.516

(二) 条件组态的充分性分析

在进行组态分析时，案例频数阈值的确定应保证最终进入 QCA 分析流程的案例数量至少为总案例数量的 75%（张明和杜运周，2019）。因此，本文将 1 作为案例频数阈值，同时将原始一致性阈值和 PRI 一致性阈值分别设定为 0.80 和 0.75。此外，本文慎重进行反事实分析，原因在于：现有研究在乡村数字经济如何影响农业全要素生产率方面尚无定论，单个前因条件出现与否均可能实现高农业全要素生产率。

本文参考杜运周等（2020）的做法，利用中间解与简约解的嵌套关系对比区分每个条件组态的前因条件组成。表 9 汇报了组态分析结果。从单一组态来看，本文共得出三类能够产生高农业全要素生产率的组态，分别定义为 H1、H2 和 H3，且三类组态各自的一致性均大于经验临界值 0.800（Fiss, 2011），说明这三类组态都是提升农业全要素生产率的主要路径。从组态整体来看，总体一致性为 0.935，同样大于经验临界值，说明组态分析结果具有较强的解释力；总体覆盖度为 0.239，说明结果可以覆盖约 24% 的高农业全要素生产率案例。不难发现，三类产生高农业全要素生产率的组态构成各异，意味着技术条件、组织条件、环境条件之间存在不同的互补和替代效应。

表 9

实现高农业全要素生产率的组态路径分析结果

前因条件	高农业全要素生产率		
	H1	H2	H3
农业产业数字化	●		●
农业数字产业化	*	●	●
数字基础设施	●	●	○
政府财政投入	*	●	●
数字服务管理	●	●	●

表9 (续)

数字政策环境	○	○	●
一致性	0.885	0.931	0.956
原始覆盖度	0.064	0.172	0.060
唯一覆盖度	0.036	0.138	0.031
总体一致性		0.935	
总体覆盖度		0.239	

注：●表示高前因条件作为核心条件存在，○表示低前因条件作为核心条件缺失，*表示低前因条件作为边缘条件缺失，空白表示条件可有可无。

1.组态 H1：生产推动型组态。组态 H1 的原始覆盖度为 0.064，说明该组态可以解释约 6% 的高农业全要素生产率案例；唯一覆盖度为 0.036，说明约 4% 的高农业全要素生产率案例仅能被该组态解释。该组态指出，以高农业产业数字化、高数字基础设施和高数字服务管理为核心条件存在，低数字政策环境为核心条件缺失，低农业数字产业化和低政府财政投入为边缘条件缺失的组态可以产生高农业全要素生产率。该组态的典型案例是嘉善县。该县于 2022 年开始开展省级数字乡村试点工作^①，相较浙江省其他县（市）起步较晚，一定程度上反映出该县数字政策环境一般。该县充分发挥数字服务管理机构的作用，通过“科技特派员驿站+科技助农”模式，实现认定涉农高新技术企业 30 家，省级农业研发中心 14 家^②。此外，该县持续推动农业基础设施提档升级，2016—2020 年累计建设 5G 基站 836 个^③，并全力实施高标准农田改造提升项目，通过提升农业生产过程的机械化和数字化程度，实现藏粮于地、藏粮于技。嘉善县通过农业产业数字化实现农业生产体系重塑：第一，通过对农业生产、管理进行数字化改造，实现对农业生产的精准管控；第二，通过精准农业，降低农业生产成本投入，实现科学种植；第三，通过建立数字服务管理机构，推广农业前沿技术，拓宽农产品生产空间，优化农业生产结构，实现农产品生产科学化、供给稳定化；第四，通过推进农业机械化，实现集约化、产业化转型，利用规模效应，降低生产成本。因此，本文将该组态命名为生产推动型组态。

2.组态 H2：经营引领型组态。组态 H2 的原始覆盖度为 0.172，说明该组态可以解释约 17% 的高农业全要素生产率案例；唯一覆盖度为 0.138，说明约 14% 的高农业全要素生产率案例仅能被该组态解释。该组态指出，以高农业数字产业化、高数字基础设施、高政府财政投入和高数字服务管理为核心条件存在，低数字政策环境为核心条件缺失的组态可以产生高农业全要素生产率。该组态的典型案例是仙

^①资料来源：《为“三农”发展插上智慧之翼！嘉善县通过省级数字乡村试点县终期评估》，https://www.jiaxing.gov.cn/art/2024/1/8/art_1578783_59631922.html。

^②资料来源：《浙江省嘉善县奏响“三篇乐章” 谱写乡村振兴“共富曲”》，https://www.most.gov.cn/dfkj/zj/zxdt/202308/t20230803_187335.html。

^③参见《嘉善县数字基础设施发展规划（2021—2025 年）》，https://www.jiashan.gov.cn/art/2023/9/19/art_1229199239_5176578.html。

居县。仙居县于 2021 年开始开展省级数字乡村试点工作^①，同样起步较晚，数字政策环境一般。仙居县被誉为“杨梅之乡”，该县 2020 年建设 5G 基站 400 个，实现 5G 网络县域全覆盖^②，并通过“亲农在线”平台，利用气象、土壤、金融等 43 类数据^③，为梅农提供服务。同时，该县计划在 2023—2025 年安排涉农资金 2.29 亿元支持杨梅数字化种植、数字化营销及公共服务平台建设^④；通过数字综合服务中心对在农业农村领域从业的企业、专业合作社、家庭农场等新型农业经营主体，以及电商从业者、直播创业者等进行免费培训^⑤。仙居县通过农业数字产业化推进农业经营主体数字化改造，实现农业经营体系重塑：第一，通过对农业经营主体进行数字技能培训，提升农业经营主体的知识水平与分析决策能力；第二，通过农业数字产业化平台使农业经营主体脱离传统封闭性的内部市场，快速获取所需的生产资料和技术，方便其依据自身经营状况进行系统化整合，实现市场参与度的提升和农业经营模式的改善（孙光林等，2023）；第三，通过保障市场需求和市场价格等数据的实时性和准确性，缓解农业生产端与消费端的信息差问题，降低市场交易成本，实现农产品销售渠道和销量双增长。因此，本文将该组态命名为经营引领型组态。

3.组态 H3：产业提升型组态。组态 H3 的原始覆盖度为 0.060，说明该组态可以解释约 6% 的高农业全要素生产率案例；唯一覆盖度为 0.031，说明约 3% 的高农业全要素生产率案例仅能被该组态解释。该组态指出，以高农业产业数字化、高农业数字产业化、高政府财政投入、高数字服务管理和高数字政策环境为核心条件存在，低数字基础设施为核心条件缺失的组态可以产生高农业全要素生产率。该组态的典型案例为建德市。建德市探索“产业大脑+未来农场”的生产新模式，建设数字应用平台，实现农业生产全周期数字化服务^⑥。截至 2024 年，该市已建成现代化农事服务中心 1 个、全程机械化应用基地 3 个、农业“双强”项目 3 个，同时打造草莓主题乐园、主题民宿、创意产业园，并向景区化方向发展，推出“留建过年游”“莓好花园荟”等主题活动，丰富农文旅项目^⑦。建德市通过发展乡村数字经济，推进乡村产业融合，实现农业产业体系重塑：第一，通过搭建乡村产业大脑，以市场需

^①资料来源：《2021 年仙居县农业农村局工作总结及 2022 年农业农村工作谋划》，http://www.zjxj.gov.cn/art/2022/1/11/art_1635155_58969084.html。

^②参见《仙居县人民政府办公室关于印发〈仙居县加快推进 5G 网络建设和产业发展实施方案〉的通知》，http://www.zjxj.gov.cn/art/2020/12/11/art_1229319471_1636623.html。

^③资料来源：《“移路”同行，奋力谱写数智乡村新篇章》，http://www.xinhuanet.com/local/2023-11/07/c_1129962010.htm。

^④资料来源：《浙江仙居探索复合型山地农业模式——小杨梅长成致富果》，http://m.ce.cn/bwzg/202311/30/t20231130_38811294.shtml。

^⑤资料来源：《2023 年仙居县“村播达人”培训班招生简章》，http://www.zjxj.gov.cn/art/2023/5/16/art_1635154_58987901.html。

^⑥资料来源：《建德市深化农业“标准地”改革 推动产业增效集体增富农民增收》，http://agri.hangzhou.gov.cn/art/2023/5/6/art_1229187650_58927411.html。

^⑦资料来源：《我市深耕农业“标准地”打造共富“新图景”入选浙江省农村改革十大典型案例》，https://www.jiande.gov.cn/art/2024/2/29/art_1229660089_59126527.html。

求机制调整农产品生产结构和销售策略，降低农产品在生产、交易、服务环节中的无效供给，实现供给效益最大化；第二，通过加强农业全产业链和价值链建设，促进农产品生产、加工、流通、服务环节的衔接，进一步满足市场消费需求；第三，通过合理利用自然和社会资源，最大限度地发挥现代农业的生产、生态和生活功能，以地谋局，做深融合文章，有效破解山区土地碎片化、低效化问题，持续推进三产融合发展。因此，本文将该组态命名为产业提升型组态。

（三）进一步讨论

1.数字服务管理的核心作用。从各前因条件在条件组态中的分布来看，数字服务管理在三类组态中都作为核心条件存在，对提升农业全要素生产率具有核心作用。数字服务管理推动乡村数字经济可持续发展，提高农业生产效率和资源利用率，为农业全要素生产率提升提供坚实保障。首先，数字服务管理在现代农业生产体系中发挥关键作用。一是推广和培训现代农业技术，帮助农业生产者掌握和应用先进技术，提高生产效率；二是通过农业大数据，收集和分析环境、作物生长等数据，帮助农业生产者优化生产决策；三是利用物联网技术，帮助农业生产者实现作物状况的实时远程监控和管理，提升农产品品质。其次，数字服务管理在现代农业经营体系中发挥关键作用。一是提供技术支持和信息服务，增强农业经营主体的市场竞争力和抗风险能力；二是开发针对农业经营主体的金融产品，解决其资金短缺问题，促进农业经营的规模化和现代化；三是建立农业社会化服务平台，整合农业机械、技术服务和物流等资源，提供一站式综合服务，进而提高农业经营效率。最后，数字服务管理在现代农业产业体系中发挥关键作用。一是协助农业生产者提高农产品附加值，并利用电商平台进行销售，从而通过优化农产品价值链，促进农业产业链的发展和升级；二是通过大数据分析市场需求和价格趋势，实时提供市场信息，避免盲目生产和市场波动带来的风险；三是打造农产品品牌，通过品牌建设，增强农业产业竞争力，推动农业产业链协同发展。

2.组态间的互补和替代关系。对比生产推动型组态和经营引领型组态可以发现，技术条件和组织条件间存在互补关系，即农业产业数字化、农业数字产业化和政府财政投入之间存在互补关系。一方面，技术赋能理论强调外源性要素（技术等）转化为内源性要素（能力等），进而增强主体内生发展动力的过程（许志中等，2023）。农业产业数字化凭借数字技术、机械装备作用于农业生产体系，实现农业生产的精准管理、智能操作和规模效应，显著提高资源利用能力和农业生产能力，并对接农业生产各环节，提升农业生产体系的整体效益。此外，农业产业数字化所蕴含的新知识、新技能、新管理模式将推动各类先进要素在乡村流动，减少中间环节和交易成本，进而在一定程度上降低资金不足的影响，与政府财政投入形成互补，以技术进步和规模经济的方式提升农业全要素生产率。另一方面，创新经济学理论关注创新对经济增长和生产率提高的影响（安同良和姜妍，2021）。农业数字产业化将知识、数字技术、传统金融模式等无形要素与物质资源等有形要素相融合产生数字金融服务，解决了农业经营主体发展过程中投融资难的问题。政府财政投入不仅可以通过提供税收优惠政策为农业经营主体降低经营成本，还可以为农业经营主体提供人才培训等服务，帮助农业经营主体积累人力资本，提高农业经营体系的效率，从而在一定程度上减少对先进生产设备的依赖，与农业产业数字化形成互补，以提高技术效率的方式提升农业全要素生产率。

对比三类组态可以发现，技术条件和环境条件之间存在替代关系，即数字基础设施和数字政策环境之间存在替代关系。一方面，技术扩散理论表明，新技术的广泛应用对全要素生产率提升具有显著促进作用（刘国亮和卢超，2022）。首先，数字基础设施能够加速技术扩散，使新技术的推广面和采纳率增加。即使没有政策支持，农业生产者也能凭借数字基础设施的信息流通和数据处理能力优化生产决策，实施精准农业，以技术手段提高农业生产体系的生产效率。其次，数字基础设施还能帮助农业经营主体快速获取市场信息，进行生产和销售决策，从而优化农业经营体系的经营效率，增强市场竞争力。最后，数字基础设施可以促进农业产业链整合，提升农业产业的协同效应和运作效率。另一方面，制度经济学强调制度环境对经济活动的重要作用（林春培等，2024）。首先，数字政策环境通过制度优化和政策激励，间接促进数字技术的采纳和扩散，并通过制定标准和规范，推动农业生产体系的标准化管理，提高生产效率和质量，对农业全要素生产率的提升具有深远影响。其次，数字政策环境为市场信息的透明和公开建立起制度保障，帮助农业经营主体更好地了解市场动态，以作出科学合理的经营决策。最后，数字政策环境反映产业政策和发展规划，良好的数字政策环境能够引导农业产业链整合和优化，并通过推动国际合作和交流，引进先进技术和经验，提升农业产业的国际竞争力。

综上所述，生产推动型组态侧重农业产业数字化因素与其他因素组合赋能农业全要素生产率提升（偏向乡村数字经济重塑农业生产体系的提升路径）、经营引领型组态侧重农业数字产业化因素与其他因素组合赋能农业全要素生产率提升（偏向乡村数字经济重塑农业经营体系的提升路径），而产业提升型组态整合了生产推动型组态和经营引领型组态中大部分核心条件，提供了一个较为综合的视角（偏向乡村数字经济重塑农业产业体系的提升路径）。三类组态在实现高农业全要素生产率方面形成了层次化的互补关系。除数字基础设施条件外，产业提升型组态中的条件组合包含了生产推动型组态和经营引领型组态中所有的核心条件，说明三类组态可以通过各条件间的相互替代，实现农业全要素生产率提升，也提示着在政策制定和资源分配时需要考虑多种策略的平衡与优化，根据具体情况选择最适合的发展路径。

3.组态路径的差异化选择。根据前文分析，可初步认为：生产推动型组态适合资本密集和大规模生产型农业占主导的地区，以农业生产技术、设施和装备的数字化升级，提高农业生产水平，凭借技术进步和规模效应实现农业全要素生产率提升；经营引领型组态适合小农经济和资源相对匮乏的地区，以技术普及和资源共享实现农业经营主体的数字化改造，提高农业经营效率，凭借技术效率提升实现农业全要素生产率提升；产业提升型组态适合城市周边或环境保护区等特定环境的地区，以业态创新、产业融合的方式，合理利用自然和社会资源，体现农业的可持续性，凭借资源配置效率优化实现农业全要素生产率提升。

（四）稳健性检验

1.敏感性分析。参考 QCA 的既往研究（Thomas et al., 2018），本文选择变动原始一致性阈值进行稳健性检验，将原始一致性从 0.80 提升至 0.85，结果显示，新组态分析结果与原结果相同。

2.预测效度检验。组态预测效度检验主要用于验证假设的组态解在不同数据集中对结果变量的预

测能力。参考 Pappas et al. (2016) 的研究, 本文首先将原始样本分成两个案例数相等的子样本, 即建模子样本(子样本1)和验证子样本(子样本2); 其次, 对子样本1实施与前文充分性分析相同的QCA分析过程; 最后, 应用子样本2的数据对子样本1的组态解进行验证。根据表10可知, 子样本1产生的组态解与前文充分性分析的组态解(见表9)比较相似, 且总体一致性和每个组态解的一致性均高于最低阈值。

表10 子样本1的组态解

子样本1产生高农业全要素生产率的组态	子样本1	
	原始覆盖度	一致性
S1: A*~B*~C*~D*E*~F	0.124	0.952
S2: ~A*B*C*D*~E*~F	0.074	0.941
S3: A*B*C*D*E	0.421	0.884
总体覆盖度	0.538	
总体一致性	0.901	

注: 预测效度检验共得到3类组态解, 分别将其命名为S1、S2和S3; “*”代表逻辑与操作, 意味着组态中所列出的条件同时存在; “~”代表逻辑“非”; A、B、C、D、E、F分别代表农业产业数字化、农业数字产业化、数字基础设施、政府财政投入、数字服务管理和数字政策环境。以组态S1为例, S1表示“高农业产业数字化×低农业数字产业化×低数字基础设施×低政府财政投入×高数字服务管理×低数字政策环境”。

参考高凯和刘婷婷(2022)的研究, 本文检验了子样本1的组态解S1在子样本1和子样本2中的预测效度^①。检验结果具有明显的非对称性, 且组态解S1在两个子样本中达到相似的一致性(分别为0.952和0.891)和原始覆盖率(分别为0.124和0.190), 这表明本文的估计结果有较高的预测效度。

五、结论与启示

(一) 主要结论

不同乡村数字经济因素如何组合以赋能农业全要素生产率提升是中国建设农业强国的现实课题, 也是中国制度情境下农业经济研究的重点和难点。本文基于组态视角, 结合SFA、DEA、QCA和NCA方法, 揭示了不同乡村数字经济因素组合赋能农业全要素生产率提升的多元路径, 得到以下结论: 第一, 所有前因条件均不是产生高农业全要素生产率的必要条件, 但数字服务管理对提升农业全要素生产率具有核心作用, 这一条件可通过提高农业生产效率和资源利用率, 促进农业全要素生产率提升。第二, 三类产生高农业全要素生产率的组态分别为生产推动型组态、经营引领型组态和产业提升型组态, 三类组态在实现高农业全要素生产率方面形成了层次化的互补关系, 这提示着在政策制定和资源分配时需要考虑多种策略的平衡与优化。第三, 生产推动型组态适合于资本密集和大规模生产型农业占主导的地区, 经营引领型组态适合于小农经济和资源相对匮乏的地区, 产业提升型组态适合于城市周边或环境保护区等特定环境的地区。这在一定程度上体现了浙江省不同县域基于自身农业资源禀赋

^①篇幅所限, 本文未展示检验结果, 具体见《中国农村经济》网站本文附录。

和乡村数字经济发展程度赋能农业全要素生产率提升的多元路径，也提示中国各县域发展情况不同，要因地制宜地选择适合自身条件的发展路径。

（二）研究启示

第一，政府应增加对数字化建设的财政资金投入，以促进数字基础设施建设和农业生产要素流动，为农业生产、经营者提供必要的资源和条件。一方面，加快数字基础设施建设。坚定推行数字乡村战略，加快5G、千兆光纤等数字基础设施布设，着力实现农村通信网络的全方位升级扩容，努力满足农户生活、农业生产日益增长的需求。另一方面，促进农业生产要素自由流动。财政资金投入可以通过强化数字平台建设和引导智慧农业发展等方式，提高生产经营过程中的科技含量，加速资金、技术等生产要素的流动，使农户、农业企业和农民专业合作社等生产经营主体能够更容易获取生产要素，从而实现生产要素（包括技术、资金等）的有效利用，提高农业生产效率和经营收益。

第二，鼓励农业经营者积极采用数字技术，优化农业生产过程、改进农产品营销策略，以提高农产品的质量和市场竞争力。一是要提高农业产业数字化水平。一方面，促进农业生产资料向互联网销售渠道的数字化转变，增强农业生产资料的产前投入科学性；另一方面，利用农业物联网设备的感知能力和数据获取能力，以及农业大数据的储存能力和计算能力，实现标准化“四情”监测、精准水肥管理等动态管理。二是要提高农业数字产业化水平。一方面，深挖农产品价值链、延长农产品产业链、加深农产品加工程度，提升农产品附加值，产生数字化收益；另一方面，深耕产业聚集，形成集群效应，实现集约化发展，并坚持以市场需求为导向，搭建多元营销场景。

本文尚存在一些局限，有待未来研究者进行更深层次的探究。第一，QCA研究难以开展深入且细致的案例研究，未来研究者可以针对不同的农业全要素生产率提升路径展开更细致的案例分析。第二，传统QCA研究受制于工具，很难进行纵向的组态分析。未来研究者可使用动态QCA方法进行面板数据的分析，探索时间效应下不同乡村数字经济因素组合提升农业全要素生产率的多元因果路径。

参考文献

1. 安同良、姜妍，2021：《中国特色创新经济学的基本理论问题研究》，《经济学动态》第4期，第15-26页。
2. 白婉婷、陈建成、侯建、王瑞雪，2024：《数字化转型如何影响农业碳生产率？——来自中国的经验证据》，《中国农业资源与区划》，<https://link.cnki.net/urlid/11.3513.S.20240307.1036.002>。
3. 陈卫平，2006：《中国农业生产率增长、技术进步与效率变化：1990~2003年》，《中国农村观察》第1期，第18-23页。
4. 池毛毛、杜运周、王伟军，2021：《组态视角与定性比较分析方法：图书情报学实证研究的新道路》，《情报学报》第4期，第424-434页。
5. 杜运周、贾良定，2017：《组态视角与定性比较分析（QCA）：管理学研究的一条新道路》，《管理世界》第6期，第155-167页。
6. 杜运周、刘秋辰、程建青，2020：《什么样的营商环境生态产生城市高创业活跃度？——基于制度组态的分析》，《管理世界》第9期，第141-155页。
7. 方福前、张艳丽，2010：《中国农业全要素生产率的变化及其影响因素分析——基于1991—2008年Malmquist指

- 数方法》，《经济理论与经济管理》第9期，第5-12页。
- 8.高帆, 2015: 《我国区域农业全要素生产率的演变趋势与影响因素——基于省际面板数据的实证分析》，《数量经济技术经济研究》第5期，第3-19页。
- 9.高凯、刘婷婷, 2022: 《科创政策对制造业企业创新的影响路径研究》，《科学决策》第3期，第71-88页。
- 10.龚斌磊、袁菱苒, 2024: 《新质生产力视角下的农业全要素生产率: 理论、测度与实证》，《农业经济问题》第4期，第68-80页。
- 11.龚斌磊、张启正, 2023: 《以提升农业全要素生产率助力农业强国建设的路径》，《经济纵横》第9期，第29-37页。
- 12.姜长云, 2024: 《农业新质生产力: 内涵特征、发展重点、面临制约和政策建议》，《南京农业大学学报(社会科学版)》第3期，第1-17页。
- 13.蒋旭, 2023: 《回眸与前瞻: 党的十八大以来农村数字经济建设研究述评——基于 CiteSpace 的可视化知识图谱分析》，《西南民族大学学报(人文社会科学版)》第6期，第234-240页。
- 14.李立清、丁海峰、李燕凌, 2023: 《乡村振兴背景下县域农业数字化转型的关键要素与持续路径——基于30个案例的模糊集定性比较分析》，《电子政务》第3期，第60-72页。
- 15.李晓娣、饶美仙, 2023: 《数字经济赋能城市科技创新的组态路径研究》，《科学学研究》第11期，第2086-2097页。
- 16.李旭辉、陈梦伟, 2023: 《中国乡村数字化转型: 测度、区域差异及推进路径》，《农业经济问题》第11期，第89-104页。
- 17.林春培、朱晓艳、曾志盛、余传鹏, 2024: 《双重制度视角下政府补贴对企业研发投入影响悖论的新解与验证》，《管理工程学报》第3期，第108-121页。
- 18.刘国亮、卢超, 2022: 《数字经济背景下新要素动能对就业结构的影响研究》，《经济问题探索》第12期，第132-151页。
- 19.刘明辉、乔露, 2023: 《农业强国目标下乡村产业振兴的三重逻辑、现实难题与实践路径》，《当代经济研究》第9期，第74-84页。
- 20.罗斯炫、何可、张俊飚, 2022: 《改革开放以来中国农业全要素生产率再探讨——基于生产要素质量与基础设施的视角》，《中国农村经济》第2期，第115-136页。
- 21.马述忠、贺歌、郭继文, 2022: 《数字农业的福利效应——基于价值再创造与再分配视角的解构》，《农业经济问题》第5期，第10-26页。
- 22.慕娟、马立平, 2021: 《中国农业农村数字经济发展指数测度与区域差异》，《华南农业大学学报(社会科学版)》第4期，第90-98页。
- 23.裴长洪、倪江飞、李越, 2018: 《数字经济的政治经济学分析》，《财贸经济》第9期，第5-22页。
- 24.乔晗、李卓伦、黄朝椿, 2023: 《数据要素市场化建设的影响因素与提升路径——基于复杂经济系统管理视角的组态效应分析》，《外国经济与管理》第1期，第38-54页。
- 25.任建华、雷宏振, 2022: 《数字普惠金融、资本深化与农业全要素生产率》，《社会科学家》第6期，第86-95页。
- 26.孙光林、李婷、莫媛, 2023: 《数字经济对中国农业全要素生产率的影响》，《经济与管理评论》第1期，第92-103页。

27. 谭海波、范梓腾、杜运周, 2019: 《技术管理能力、注意力分配与地方政府网站建设——一项基于 TOE 框架的组态分析》, 《管理世界》第 9 期, 第 81-94 页。
28. 唐建军、龚教伟、宋清华, 2022: 《数字普惠金融与农业全要素生产率——基于要素流动与技术扩散的视角》, 《中国农村经济》第 7 期, 第 81-102 页。
29. 王凤婷、王浩、孔凡斌, 2024: 《农村数字化发展对农业全要素碳生产率的提升效应》, 《中国人口·资源与环境》第 3 期, 第 79-90 页。
30. 王珏、宋文飞、韩先锋, 2010: 《中国地区农业全要素生产率及其影响因素的空间计量分析——基于 1992~2007 年省域空间面板数据》, 《中国农村经济》第 8 期, 第 24-35 页。
31. 王淑英、刘雅静, 2024: 《数字经济提升绿色全要素生产率的组态路径研究》, 《财会月刊》第 11 期, 第 109-115 页。
32. 王颜齐、孙楠, 2023: 《数字经济赋能乡村发展: 脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的助推机制及路径》, 《电子政务》第 8 期, 第 120-132 页。
33. 伍国勇、庞国光、汤钧惠、刘金丹, 2022: 《中国乡村数字经济发展水平的测度、区域差异及时空演变》, 《湖南农业大学学报(社会科学版)》第 4 期, 第 15-27 页。
34. 许宪春、张美慧, 2020: 《中国数字经济规模测算研究——基于国际比较的视角》, 《中国工业经济》第 5 期, 第 23-41 页。
35. 许志中、张诚、刘祖云, 2023: 《农业技术何以重塑乡村? ——基于个体、家庭、村落的三维考察》, 《农村经济》第 3 期, 第 108-117 页。
36. 杨婧妍、李昱嵩, 2023: 《数字经济对城乡收入差距的影响及其空间溢出效应》, 《经济与管理》第 5 期, 第 9-15 页。
37. 张乐、曹静, 2013: 《中国农业全要素生产率增长: 配置效率变化的引入——基于随机前沿生产函数法的实证分析》, 《中国农村经济》第 3 期, 第 4-15 页。
38. 张明、杜运周, 2019: 《组织与管理研究中 QCA 方法的应用: 定位、策略和方向》, 《管理学报》第 9 期, 第 1312-1323 页。
39. 张启文、田静, 2023: 《数字普惠金融能否提升农业全要素生产率? ——基于异质性与空间溢出效应视角》, 《农业经济与管理》第 1 期, 第 45-56 页。
40. 张旺、白永秀, 2022: 《数字经济与乡村振兴耦合的理论构建、实证分析及优化路径》, 《中国软科学》第 1 期, 第 132-146 页。
41. 赵涛、张智、梁上坤, 2020: 《数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据》, 《管理世界》第 10 期, 第 65-76 页。
42. 周鸿卫、丁浩洋, 2024: 《农业信贷担保政策实施对农业全要素生产率的影响》, 《中国农村观察》第 2 期, 第 24-45 页。
43. Cooper, R. B., and R. W. Zurn, 1990, "Information Technology Implementation Research: A Technological Diffusion Approach", *Management Science*, 36(2): 123-139.
44. Fiss, P. C., 2011, "Building Better Causal Theories: A Fuzzy Set Approach to Typologies in Organization Research", *Academy of Management Journal*, 54(2): 393-420.

- 45.Grimmelikhuijsen, S. G., and M. K. Feeney, 2017, "Developing and Testing an Integrative Framework for Open Government Adoption in Local Governments", *Public Administration Review*, 77(4): 579-590.
- 46.Pappas, I. O., P. E. Kourouthanassis, M. N. Giannakos, and V. Chrissikopoulos, 2016, "Explaining Online Shopping Behavior with fsQCA: The Role of Cognitive and Affective Perceptions", *Journal of Business Research*, 69(2): 794-803.
- 47.Thomas, G., F. Santi, P. C. Fiss, and R. V. Aguilera, 2018, "Studying Configurations with Qualitative Comparative Analysis: Best Practices in Strategy and Organization Research", *Strategic Organization*, 16(4): 482-495.
- 48.Tornatzky, L. G., and M. Fleischer, 1990, *The Processes of Technological Innovation*, Lexington, MA: Lexington Books, 1.

(作者单位: ¹杭州电子科技大学法学院;
²浙江大学中国农村发展研究院;
³四川农业大学管理学院)
(责任编辑: 胡 祎)

Multiple Pathways for Rural Digital Economy Empowering Agricultural Total Factor Productivity: A Configuration Analysis Based on County-Level Data from Zhejiang Province

XU Xuchu YANG Wei WU Bin

Abstract: From the perspective of configuration theory, this paper reveals the diverse pathways through which various rural digital economic factors combine to enhance agricultural total factor productivity. The findings are as follows. :First, none of the antecedent conditions are necessary for achieving high agricultural total factor productivity, though a higher level of development in digital service management institutions appears as a core condition across the three configurations that lead to high agricultural total factor productivity. Second, the three configurations that produce high agricultural total factor productivity are H1 (a production-driven configuration), H2 (a management-led configuration), and H3 (an industrial upgrading configuration). There are complementary and substitution effects among technical, organizational, and environmental conditions. Third, the management-led configuration is well-suited to regions with capital-intensive and large-scale agricultural production, while the management-led configuration is more appropriate for areas characterized by smallholder economies and relatively scarce resources. The industrial upgrading configuration is most applicable to regions with specific environmental characteristics, such as urban periphery or environmental protection zones. These conclusions reflect the multiple paths employed by different counties in Zhejiang Province to improve agricultural total factor productivity, based on their unique agricultural resource endowments and levels of rural digital economic development. They also highlight that, due to varying regional conditions across China, it is necessary for each county to adopt development strategies tailored to its own local context.

Keywords: Rural Digital Economy; Agricultural Total Factor Productivity; Configuration Perspective; Fuzzy Set Qualitative Comparative Analysis

优化都市圈空间结构：小城镇和乡村发展的视角*

汪增洋

摘要：科学认识小尺度空间要素流动的演化趋向，对优化都市圈空间结构和细化区域政策尺度具有重要意义。本文从小城镇发展空间分化的角度，以城镇化潜力大的中部地区为研究对象，考察都市圈空间结构及其对乡村发展的影响。研究发现，小城镇人口增长率与其到中心城市距离之间表现为“ \sim ”形曲线关系，毗邻省会城市的小城镇具有更快的人口增速。使用夜间灯光数据测度小城镇增长，这种“ \sim ”形曲线关系仍然存在。研究结果表明，都市圈具有由大都市区、都市区、小都市区构成的多中心空间结构，以及大都市区→都市区→小都市区的演化过程。以自然地理条件和明清时期古城墙规模等数据构造工具变量的实证研究发现，以县城为核心建设小都市区以及促进其融入（大）都市区有利于促进乡村发展。进一步利用多时点 DID 模型检验高铁开通产生的扩散效应对县城的影响，结果显示，高铁开通对区位优势较好、发展潜力大和拥有较大城市辐射力的县城，具有更为明显的规模提升作用。本文的研究结论为国家支持都市圈发展、推动以县城为重要载体的城镇化和提升潜力地区城镇化水平提供了经验证据。

关键词：都市圈 都市区 小城镇 乡村发展 县城

中图分类号：F323.6; F724.6 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十届三中全会通过的《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》指出，城乡融合发展是中国式现代化的必然要求，必须统筹新型工业化、新型城镇化和乡村全面振兴，促进城乡要素平等交换、双向流动。细化区域政策空间、优化城镇空间结构，发挥不同层级城市连接和带动乡村发展的作用，是推动城乡融合发展的重要支撑。在大尺度空间上，中国形成了以东、中、西、东北四大板块为基本“面”，以京津冀协同发展、长三角一体化发展、长江经济带建设、粤港澳

*本文研究受到国家社会科学基金项目“都市圈产业空间组织优化促进城乡融合发展的机制和路径研究”（编号：22BJL066）、国家自然科学基金项目“新型城镇化与城市产业结构优化：耦合机制、空间匹配效应与政策设计”（编号：71974002）和安徽省哲学社会科学规划项目“合肥都市圈与南京都市圈产业空间组织比较研究”（编号：AHSKY2020D35）的资助。

大湾区建设、成渝经济圈建设、黄河流域生态保护和高质量发展等为“点轴”的区域政策空间（魏后凯等，2020）。党的十八大以来，在以人为核心、以高质量为导向的新型城镇化战略下，确立了“19+2”城市群的城镇化总体布局，都市圈进一步被确定为重点区域政策空间。都市圈成为重点区域政策空间，缘于都市圈中心城市聚散效应是实现大中小城市协同发展和引领区域发展的根本动力，也是细化城市群的“点”政策空间、推动城镇化高质量发展的支撑。2019年《国家发展改革委关于培育发展现代化都市圈的指导意见》提出，强化城市间专业化分工协作，培育发展现代化都市圈，为城市群高质量发展和经济转型升级提供重要支撑。2019年国家发展改革委等十八部门联合印发《国家城乡融合发展试验区改革方案》，提出在一些都市圈大中城市外围设立11个城乡融合发展试验区，打造城乡产业协同发展先行区。这表明为推动城乡融合发展和乡村振兴，国家在进一步深化细化都市圈这一“点”层面的政策空间。从城乡关系演进上看，2022年中国常住人口城镇化率超过65%，城镇化进入城乡融合阶段，推动都市圈的中心城市功能向周边扩展和产业分工协作发展，激活中小城市和小城镇活力，有利于城乡融合发展。中国都市圈已成为叠加城镇化战略、区域发展战略和乡村振兴战略等多重国家发展战略的政策空间。在加快推动新型城镇化和乡村振兴发展的背景下，研究都市圈空间结构特征和演化趋向、都市圈空间结构优化对乡村发展的影响以及县城在都市圈空间结构中处于何种角色，具有重要意义。

都市圈空间结构特征及其优化属于城镇化模式的学术讨论范畴。关于采用什么样的城镇化模式和优先发展哪类规模城镇一直是学术研究的热点。有研究发现，中国早期“控制大城市规模、合理发展中等城市、积极发展小城市”的城镇化方针，导致城市集中度偏低、规模偏小，不仅损失了经济效率，也没有缩小居民收入差距（陆铭等，2012）；相反，人口向大城市集中有利于经济效率提高和经济结构转型（王小鲁，2010；陈飞和苏章杰，2021）。当前，中国以城市群为主体、以都市圈为主要支撑的大中小城市协调发展的城镇化模式已形成共识，并得到了相关实证研究的支持。已有研究发现，以城市群为主体、以都市圈为支撑的城镇化模式，有利于提高地区经济效率和缩小地区差距（原倩，2016；刘修岩等，2017），这是因为城市间产业功能分工发展产生了超越单个城市的区域集聚效应（Meijers et al., 2016；李培鑫和张学良，2021）。赵奎等（2021）认为，省会大城市优先发展能够带动周边中小城市发展，应通过优先发展大城市进而带动临近中小城市发展，实现以都市圈为载体的大中小城市协调发展。庄羽和杨水利（2021）、吴传清和孟晓倩（2022）发现，省会城市首位度对省域创新和经济发展水平具有倒“U”形影响。这表明在发挥大城市发展带动能力的同时，适时利用大城市的扩散效应推动中小城市发展，有利于促进经济发展。

城镇化有利于经济增长和收入提高，然而什么样的城镇化模式有利于乡村发展和包容性增长尚不清楚。一方面，发展大城市有利于增强集聚经济效应和创造就业机会，加快吸收乡村人口向非农部门转移，以及通过增加乡村产品需求提高乡村居民收入。另一方面，小城市和小城镇与乡村腹地紧密联系，促进小城市和小城镇发展有利于低技能劳动力就业和改善乡村市场准入，有利于向乡村提供现代生产生活设施和传播新思想、农业知识（Berdegué et al., 2015），从而促进乡村发展和居民收入提高。Christiaensen and Todo（2014）利用51个发展中国家跨国数据研究发现，发展大城市有利于经济增长

但对乡村发展没有作用，大城市以外的非农人口增长有利于包容性增长。有学者对印度的研究发现，小城镇增长有利于降低乡村贫困，但发展大城市对降低乡村贫困没有明显作用（Gibson et al., 2017），在扩散效应的影响下大城市附近的小城镇增长较快（Tripathi and Mitra, 2022）。Chen and Partridge (2013) 研究发现，中国大城市增长不利于乡村发展，而中等城市的扩散效应对乡村发展具有积极影响。这些研究表明，从乡村发展的角度上看，发展大城市未能最大化总量增长，需要促进不同等级规模城市协调发展。城镇化发展过程伴随着城镇空间格局的优化调整。Cuberes et al. (2021) 对美国城镇化过程的研究发现：城镇化早期阶段，在回流效应起主导作用的影响下，毗邻城市地区的人口下降；城镇化中后期阶段，在扩散效应起主导作用的影响下，毗邻城市地区的人口增长明显，城区扩大的城镇化转向都市区化。刘建娥和凌巍（2023）研究认为，中国城镇化已从以追求收入增长的市场性流动转向家庭式就近迁移的社会性流动新阶段，新生代家庭综合效益最大化的理性权衡彰显，县域城镇化成为新生代体面进城的重要策略，城镇化形成了“大中城市迁移”“县域就近就地迁移”“返乡回流”的多元格局。以上研究表明，考察城镇化模式对乡村发展的影响，需考虑不同等级规模城市和城镇空间格局调整的影响，需要以比城市更小的空间单元作为分析对象。然而，现有文献大多以城市为对象研究城镇化模式，空间单元较大，难以从小尺度的城镇空间格局调整和乡村发展的维度分析城镇化模式问题。

发达国家的经验表明，在城镇化中后期阶段，城区扩大的城镇化会转向都市区化，小城镇增长和收缩加速分化发展。在小尺度空间上小城镇增长和收缩分化发展，反映了城镇空间结构的演化趋向。以小城镇为分析空间单元考察都市圈空间结构演化趋向及其对乡村发展的影响，可为细化都市圈政策空间和推动乡村振兴提供决策参考。

基于中部地区城镇化比较低、潜力大，以及近年来合肥都市圈、武汉都市圈、郑州都市圈、长株潭都市圈、南昌都市圈快速发展的考虑，本文选择中部地区为研究对象，这样也能避免样本异质性较大所产生的实证分析偏误。本文的边际贡献有两点：第一，不同于已有以城市为对象的研究，本文以城镇体系中最底层的小城镇为研究对象，考察小尺度空间都市圈空间结构及其对乡村发展的影响。第二，区别于已有文献主要基于增长和效率目标的研究视角，本文从小城镇和乡村发展的视角研究中国城镇化空间模式问题，以期为促进发展的平衡性、协调性、包容性和实现共同富裕提供镜鉴。

二、现实需要和研究假说

（一）优化都市圈空间结构的现实需要

城镇空间结构表现为“城市—都市区—都市圈—城市群—大都市带”的演变过程（方创琳等, 2011），都市圈在城镇空间结构体系中发挥着承上启下的作用。从都市区、都市圈和城市群的概念上看，都市区是由城市城区与周边邻近地区基于高频通勤联系形成的一体化“生活圈”；都市圈是以大都市区为核心形成的具有紧密产业分工与功能协作“产业圈”；城市群是两个以上的都市圈突破边界，发生空间耦合或功能整合形成的产业协作区（申明锐等, 2023）。城镇空间结构具有循环往复的演进发展特

征，低层级城镇空间单元发展推动高层级城镇空间单元发展，同时高层级城镇空间单元发展也会带动低层级城镇空间单元发展。近年来长三角城市群的高质量一体化发展，带动了上海、南京、杭州、合肥、苏锡常、宁波都市圈发展，都市圈发展又带动大都市区、都市区和小都市区的发展^①，大都市区、都市区和小都市区发展也支撑了都市圈发展。位于大都市区、都市区和小都市区的城区和乡村之间的城乡连续体，是城乡融合互动的纽带和载体。加快中国城乡融合和乡村发展应采取两方面的城乡融合空间路径：一方面应推动市区与郊区的空间融合促进城乡连续体的建设，另一方面要促进县城与延伸区的城乡连续体建设（刘守英和龙婷玉，2022）。也就是说，要通过促进大都市区、都市区和小都市区发展推动城乡融合和乡村发展。

2019年国家发展改革委印发的《关于培育发展现代化都市圈的指导意见》提出，构筑功能一体、空间融合的城乡体系，在都市圈率先实现城乡融合发展。2022年中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于推进以县城为重要载体的城镇化建设的意见》指出，县城对促进新型城镇化建设、构建新型工农城乡关系具有重要意义，要推进一批具有良好区位优势和产业基础、资源环境承载能力较强、集聚人口经济条件较好的县城建设。2024年国务院印发的《深入实施以人为本的新型城镇化战略五年行动计划》提出，依托中心城市辐射带动周边市县共同发展，培育一批同城化程度高的现代化都市圈，引导大中小城市和小城镇协调发展、集约紧凑布局。以上城镇化政策演进表明，需要细化都市圈的政策空间和突出县城的作用，优化都市圈空间结构，促进都市圈高质量发展。都市区是都市圈的基本构成单元，优化都市圈空间结构、细化都市圈的政策空间，需要促进都市区的发展。在都市圈中一些县城距离城市较远，按照日常高频通勤标准不能被划入都市区，但在产业关联上与都市圈的大中城市联系密切，以及作为城乡联系的枢纽拥有范围广大的乡村腹地，具有较大发展潜力。这就需要推进这些县城发展成为小都市区的中心城市，形成由大都市区、都市区和小都市区组成的多中心都市圈空间结构，释放和叠加不同层级城市的发展动能，促进更大范围的城乡连续体形成和乡村发展。美国也曾为协调地区和城乡发展提供可辨识空间，在2000年设立了500多个小都市区，这些小都市区主要分布于大都市区的边缘（曹升生，2011）。在中国早期城镇化阶段，以小城镇发展为主导的“镇化”的经济效率较低，20世纪90年代以来，城镇化转向以城市发展为主导的“市化”，推动了经济快速增长，但造成了城乡发展失衡。在推进全体人民共同富裕的中国式现代化背景下，应将都市圈中的都市区作为推动“市化”与“镇化”有机结合的载体，促进城乡连续体发展、城乡融合和乡村振兴。

（二）促进小城市发展、优化都市圈空间结构的机理分析

城镇空间结构演化源于集聚向心力与扩散离心力的共同作用，借鉴 Combes et al. (2005) 等提出的综合货币外部性和技术外部性形成的向心力与离心力图形分析框架，可分析都市圈空间结构演化。

^①都市区是城市与毗邻外围区之间基于稳定的通勤流而形成的中心城市与毗邻外围区有着密切社会经济联系的区域。其中：以大城市为中心形成的都市区经济实力强、影响范围广，被称为大都市区；以小城市为中心形成的都市区影响范围较小，被称为小都市区；以中等城市为中心形成的都市区可称为狭义的都市区。大都市区的影响力扩展到周边城市，进而形成以大都市区为核心，连接周边都市区和小都市区的都市圈。

该框架假定劳动力流动由实际工资水平决定，劳动力从低工资地区流向高工资地区，向心力与离心力通过影响实际工资驱动城镇空间结构演变。

新经济地理学城市阶层体系理论表明，随着到中心城市距离的增加，市场潜力货币外部性形成的工资曲线具有“ \sim ”形特征（Fujita et al., 1999）。城市经济学理论认为，随着到中心城市距离的增加，技术外部性形成的工资曲线不断下降，扩散离心力生活成本曲线也不断下降（见图1）。实际工资是集聚向心力形成的工资水平和扩散离心力形成的生活成本的差值，随着到中心城市距离的增加，实际工资曲线表现为“ \sim ”形特征（见图2），即劳动需求曲线具有“ \sim ”形特征。假定劳动供给曲线是完全弹性的，则在中心城市的一一定距离之外存在次中心城市，在它们之间是“集聚阴影”区。较大的“集聚阴影”区使得城市发展限于城区的发展，毗邻城市的郊区发展缓慢。

城市经济学“借用规模”理论认为，毗邻城市的郊区可“借用”城市集聚效应，同时避免较高的集聚负外部性（Burger et al., 2015）。首先，城市产业投入产出关联和通勤便捷的集聚效应可扩展到城市郊区（Lucas and Rossi-Hansberg, 2002）；其次，城市郊区可分享城市多样化消费选择带来的高生活舒适度（Glaeser et al., 2001）；最后，城市高房价等方面的离心力会使得人口和经济活动向城市郊区扩散。在“借用规模”起重要作用的情况下，城市郊区获得了较大集聚效应，使得城镇化发展由城区化转向都市区化，“集聚阴影”区缩小，城乡之间通勤便捷、生活便利的城乡连续体得到发展，成为城乡融合发展的载体（见图2）。

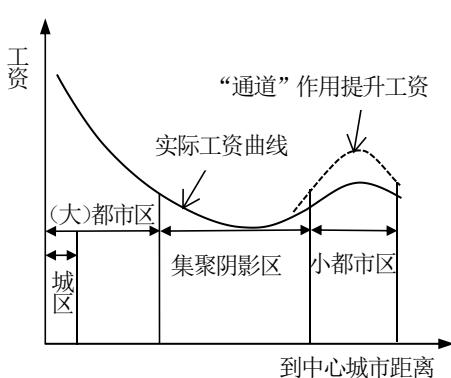


图1 工资曲线和生活成本曲线的空间变动

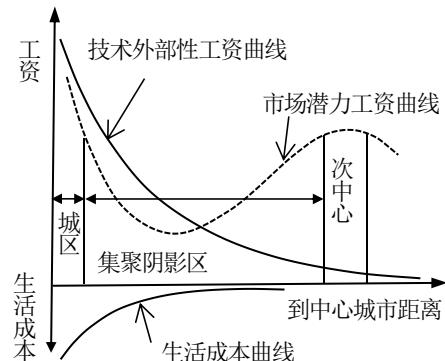


图2 实际工资曲线的空间变动

交通发展降低了长距离通勤成本、运输成本，距离大中城市较远的小城市可利用交通“通道”获得城市集聚效应（Cuberes et al., 2021），从而形成跳跃式扩散效应，使得（大）都市区外围的小城市及其形成的小都市区发展加快。城市间功能分工发展使中小城市不仅可以通过交通“通道”向中心城市“借用规模”，而且可以通过“借用功能”（Meijers et al., 2016），进一步促进小城市为核心的小都市区发展。如果说地级市是都市区的中心城市，那么小都市区的次中心主要是一些距离地级市较远的县城和县级市城区^①。县城是全县的社会经济中心，尤其是一些人口大县的县城具有较大的本地市场潜力。目前，中国绝大多数的县城拥有与中心城市相连接的高等级公路和铁路，能够利用交通“通

^①为便于文字表述，本文以下部分在不对县城和县级市城区进行区分的情况下，所提及的县城包括县级市城区。

道”形成扩散效应，和县域本地市场潜力叠加，具有发展成小都市区核心城市的潜力。

以上分析表明，在大都市区和都市区中心城市的外围存在以县城为核心的小都市区。大都市区中心城市对毗邻外围区具有更强的“借用规模”集聚效应，从而优先促进大都市区的形成。这与近年来中国省会大城市和毗邻省会的地区快速发展一致。大都市区及其中心城市还是整个都市圈形成和发展的引擎，能够带动大都市区外围的都市区和小都市区发展。

基于以上分析，本文提出研究假说 H1：都市圈的大都市区优先发展，能够带动以县城为核心的小都市区发展。

（三）都市圈发展对小城镇和乡村发展的影响

在经济发展早期阶段，农业发展推力是城镇化的主要动力。农业发展产生的需求拉动作用，使得服务于乡村市场的小城镇快速发展。这一时期存在数量众多的小城镇，缺少大中城市，不构成城镇等级体系。1978 年起，中国实行了农村家庭承包经营制度，促进了农业发展和农民收入提高，乡村市场需求的释放，推动了乡镇企业和小城镇发展。改革开放初期，小城镇主导的城镇化发展与经济发展早期阶段的城镇化特征一致。20 世纪 90 年代后，改革开放及外资引进带来的现代工业发展使得经济活动主要向城市集中，中国城镇化以城市发展为主导，大量小城镇开始处于发展停滞衰落状态。

近年来，区域一体化发展使得经济活动集聚倾向进一步增强，城镇化表现出大城市化和都市圈化的发展趋向，城市对外围地区的扩散效应和回流效应增强，导致都市圈小城镇增长和收缩空间分化发展加速。“借用规模”形成的扩散效应使得毗邻中心城市的小城镇成长为城乡连续体的节点，回流效应使得距离城市较远的小城镇衰落。受城市对外围地区扩散效应和回流效应的影响，都市圈次中心城市县城外围小城镇也表现为，毗邻县城的小城镇成长为城乡连续体的重要节点、远离县城的小城镇趋于衰落。依据中心地理论，县城是全县的消费和服务中心，县城发展使得原来分散于小城镇供应的商品和服务转变为由县城供应，导致远离县城的小城镇收缩发展。因此，随着小城镇到中心城市距离的增加，小城镇增长表现为“ \sim ”型曲线空间特征，这种空间分化发展特征是城区城镇化向都市区化和都市圈多中心化发展的反映。

综上，本文提出研究假说 H2：小城镇发展空间分化反映出都市圈具有由大都市区、都市区、小都市区构成的多中心空间结构。

促进都市圈中县城发展形成多中心都市圈空间结构，有利于优化要素空间配置，推进新型城镇化和乡村全面振兴有机结合，加快城乡融合和乡村发展。首先，县城发展通过降低基础设施和公共服务供给成本，减少乡村居民市民化成本，有利于促进乡村劳动力转向非农产业和人口就近城镇化，实现大中小城市和小城镇协调发展、城乡融合发展（陆铭和李鹏飞，2023）。其次，县城发展推动的人口就近城镇化，有利于农业适度规模经营和农业现代化发展，进而促进农民收入增长。再次，适度扩大县城规模、提升县城功能，有利于“借用”集聚效应承接大城市转移产业，实现大中小城市产业发展优势互补、协同发展，促进县域非农产业和乡村产业发展。最后，县城是县域工业化与城镇化互动的主要载体，适度扩大县城规模、提升县城功能，直接影响吸纳农业转移人口的能力和人力资本的积累，

决定着城镇化能否为工业化提供更加有效的支持（叶振宇，2023），进而影响城乡要素双向流动、乡村参与工业化进程和农民的经济机会以及由此带来的收入提升。

基于上述分析，本文提出研究假说 H3：都市圈以县城为核心的小都市区发展有利于乡村发展。

三、实证研究设计和特征事实

（一）都市圈空间结构检验

1.被解释变量。本文以小城镇镇区人口增长率作为被解释变量，从小城镇增长和收缩发展的角度检验都市圈空间结构。考虑到小城镇人口统计资料可能存在数据质量不高的问题，夜间灯光数据可较好地表征经济活动状况（徐康宁等，2015），本文还使用小城镇夜间灯光值增长率作为被解释变量进行稳健性检验。小城镇夜间灯光值的计算方法如下：首先，利用 ArcGIS 软件以小城镇行政多边形矢量数据，对夜间灯光栅格数据进行掩膜处理；然后，将小城镇的栅格夜间灯光值加总。为剔除小城镇乡村地区夜间灯光值变动的影响，将夜间灯光值小于 1 的栅格剔除后再进行加总。

2.核心解释变量。核心解释变量为小城镇到最近地级及以上城市的地理距离一次项、二次项和三次项^①。用地理距离而不是用交通距离，是因为小城镇到城市的交通距离难以获取，更重要的是使用地理距离能够避免交通距离内生于小城镇发展所带来的计量偏误。核心解释变量还包括县城哑变量和临近省会城市哑变量。

3.控制变量。控制变量包括小城镇初期的工业化水平、城镇化水平、人口密度、镇区人口规模，以及重点镇哑变量、市区镇哑变量。初期小城镇镇区人口规模，用于控制小城镇自身集聚效应对人口增长的影响。考虑到小城镇镇区人口规模差异较大，在计量回归中对其取对数处理。初期工业化水平用于控制城镇化基本动力工业化的影响。初期城镇化水平和人口密度用于控制劳动力供给因素对小城镇镇区人口增长的影响，城镇化水平越低、人口密度越大，劳动力供给曲线越富有弹性。这些变量根据 2009 年的数值测度，用于控制发展基础对小城镇镇区人口增长的影响。在稳健性检验中，用初期夜间灯光值的对数和以上哑变量，控制发展基础和发展条件对小城镇夜间灯光值增长的影响。

4.样本选择和数据来源。本文以中部五省安徽、河南、江西、湖南、湖北为实证分析样本区域。主要原因是：江西、湖南、湖北大部分地区属于长江中游城市群，河南属于中原城市群，安徽属于长三角城市群，五省均属于中国城镇化的主体空间。近年来，上述五省的城镇化水平快速提升，但仍低于全国平均水平，城镇化发展潜力大。而且，该五省是中国的粮食主产区，在经济发展初期阶段形成了大量服务乡村经济发展的小城镇。近年来，合肥都市圈、武汉都市圈、郑州都市圈、长株潭都市圈、南昌都市圈快速发展，小城镇增长和收缩分化发展明显，以这五省为研究对象能够更好地考察都市圈空间结构特征和演变趋向。

^①地理距离为小城镇政府驻地到地级及以上城市主城区政府驻地的球面距离。省会南京市对毗邻安徽省地区的经济发展影响较大，小城镇与城市间距离的计算包括南京市。本文中其他距离的测算采用相同的做法。

比较统计资料发现，2009—2015年的乡镇行政区划调整很小，2017年后没有公布小城镇镇区人口数据，因此，本文中小城镇镇区人口增长率的计算时间范围选择2009—2015年。NPP-VIIRS夜间灯光数据与DMSP-OLS夜间灯光数据相比，具有更高的空间分辨率，可更准确地反映小尺度空间的经济活动水平。NPP-VIIRS夜间灯光栅格数据来源于Elvidge et al. (2021)合成处理的年度数据。小城镇初期的工业化水平、城镇化水平、人口密度、镇区人口规模变量、镇区人口增长率的计算，数据来源于2010年《中国建制镇统计资料》和2016年《中国县域统计年鉴（乡镇卷）》。县级市城区人口数据来源于2009年和2015年《中国城市建设统计年鉴》，县级市初期的工业化水平、城镇化水平、人口密度的计算，数据来源于2010年《中国县域统计年鉴》。是否为重点镇根据2014年7月住房和城乡建设部、国家发展改革委等部门公布的全国重点镇名单确定^①。

表1 为变量定义和描述性统计结果。

变量定义和描述性统计结果					
变量	变量定义	平均值	标准差	最小值	最大值
镇区人口增长率	镇区人口年均增长速度（%）	5.4872	12.1972	-43.3025	147.6071
到城市的距离	小城镇到最近地级及以上城市的地理距离（千米）	45.0573	25.4154	0.5638	174.3504
初期工业化水平	小城镇二三产业从业人员数/全部从业人员数	0.4894	0.2099	0.0016	1
初期城镇化水平	镇区人口/小城镇行政区总人口	0.2221	0.2140	0.0012	1
初期人口密度	小城镇行政区总人口/行政区面积（人/平方千米）	7.0401	14.6581	0.0636	105
初期镇区人口规模	初期镇区人口数（万人）	0.10141	1.5468	0.0036	15.8028
重点镇哑变量	是否为重点镇：是=1，否=0	0.1860	0.3891	0	1
市区镇哑变量	小城镇是否位于地级及以上城市市区：是=1，否=0	0.1215	0.3267	0	1
县城哑变量	是否为县城或县级市城区：是=1，否=0	0.0921	0.2892	0	1
临近省会城市哑变量	到最近的城市是否为省会：是=1，否=0	0.0176	0.1314	0	1

5.计量模型。借鉴许政等（2010）检验中国城市体系空间特征的做法，本文以小城镇为分析单元，并将县城放入估计样本以它们到地级及以上城市的距离一次项、二次项和三次项作为核心解释变量建立回归方程。回归方程如下：

$$grow = \alpha_0 + \alpha_1 dist + \alpha_2 dist^2 + \alpha_3 dist^3 + \alpha_4 ptown + \alpha_5 ctown + \varphi X + \mu \quad (1)$$

(1) 式中： $grow$ 为小城镇镇区人口增长率或夜间灯光值增长率； $dist$ 为小城镇到城市的距离； $ctown$ 为县城哑变量，用于检验县城是否具有较强的发展潜力，判断在省会城市和地级市的中心城市之外是否存在次中心城市； $ptown$ 为临近省会城市哑变量，用于检验是否以省会城市为核心的大都市区的人口和经济集聚能力更强； X 为其他控制变量， μ 为随机扰动项。

^①资料来源：《住房城乡建设部等部门关于公布全国重点镇名单的通知》，https://www.mohurd.gov.cn/gongkai/zhengce/zhengcefillelib/201407/20140731_218612.html。

（二）都市圈空间结构优化促进乡村发展检验

1.核心解释变量：县城规模。县政府驻地所在镇的行政区包含有乡村地区，用行政区人口测度县城规模会产生高估。中国多数县的县城空间范围已超出县政府驻地所在镇的行政区范围，以行政区人口测度县城规模会造成低估。为避免以上问题，本文采用组合 LandScan 全球人口分布数据和夜间灯光数据测度县城人口规模，以县政府驻地 10 千米的缓冲区范围内、夜间灯光栅格像元值大于 2 且人口像元值大于 500 人的栅格，形成的凸包多边形作为县城的空间范围。为剔除县城空间内存在少量乡村地区的影响，用县城空间内夜间灯光像元值大于 1 的所有栅格的人口总数测度县城人口规模^①。

2.工具变量。优越的自然地理条件使得一些地方发展较早，并在“第二自然”的自我强化效应作用下持续发展（Krugman, 1993）。历史上的古城墙对地方经济发展也具有类似的长期影响（Du and Zhang, 2018）。自然地理条件和历史上的古城墙，仅通过路径依赖影响现在的经济发展，是比较好的工具变量。自然地理条件和历史上古城墙等数据是不随时间变化的，本文借鉴 Dong et al. (2021) 构造面板工具变量的做法，用县城人口规模对古城墙规模等数据乘以每年全国城镇人口增速作为解释变量进行回归，将回归拟合值作为工具变量，回归方程如下：

$$\ln \text{counscale}_{it} = \alpha + \beta \ln(Z_i \times \text{urbanpop}_t) + \mu_{it} \quad (2)$$

(2) 式中： $\ln \text{counscale}_{it}$ 为 i 县域 t 年县城人口规模的对数； Z 为古城墙规模、自然地理条件等变量，包括古城墙的长度和邮政驿运的功能、地方重要性等级^②哑变量，以及平均地表粗糙度、平均海拔、年降雨量等自然地理变量； urbanpop_t 为 t 年的全国城镇人口增速； μ_{it} 为随机扰动项。由于一些县域历史上没有古城墙，共获得 249 个县域的工具变量。

3.控制变量。县域经济发展水平、金融发展水平、医疗水平、教育水平、农业机械化水平等变量，用于控制县域经济社会因素对农民收入的影响。地级市规模和省会城市规模两个变量用于控制城市经济辐射作用对县域农民收入的影响。省会城市和地级市城市规模用市区地区生产总值测度，使用城市经济规模是为了更好地反映经济集聚效应的影响。为捕捉城市辐射扩散效应的距离衰减特性，使用县城到最近地级以上城市的距离进行调整^③。

4.数据来源。人口栅格数据来源于美国能源部橡树岭国家实验室开发的 LandScan 全球人口分布数据^④。夜间灯光数据使用由 Chen et al. (2020) 调整的两种夜间灯光数据（DMSP-OLS 和 NPP-VIIRS）的可比数据。历史上古城墙规模和邮政驿运的功能、地方重要性等级等数据来源于 Skinner et al. (2008) 整理的中国明清时期古城墙规模等方面的数据。县域年降雨量根据国家青藏高原科学数据中心提供的

^①关于县城空间范围划定，可登录《中国农村经济》网站查看本文附录中的图 1、图 2 及其说明。

^②清朝时期以“冲”“繁”“疲”“难”四项因素划分州县等级。

^③调整公式为： $\text{cityscale} = \text{cityGDP} / d^2$ ， $\text{provscale} = \text{provGDP} / d^2$ 。其中： d 为县城到城市的距离， cityGDP 为地级市市区的地区生产总值， provGDP 为省会城市市区的地区生产总值。地区生产总值均使用 2008 年基期的不变价。

^④资料来源：LandScan 全球人口分布数据，<https://landscan.org.gov>。

1千米分辨率降水量数据计算得到^①。县域平均海拔和平均地表粗糙度根据美国奋进号航天飞机的雷达地形测绘 SRTM 数据计算得到，原始数据来源于中国科学院地理科学与资源研究所资源环境科学数据平台^②。县域医疗水平、教育水平等控制变量方面的数据来源于 2009—2021 年《中国县域统计年鉴》以及各省份统计年鉴和县统计公报，少数缺失数据通过插值补齐。地级以上城市市区地区生产总值数据来源于 2009—2021 年历年《中国城市统计年鉴》。

5. 计量模型。为考察促进以县城为核心的小都市区发展形成的多中心都市圈空间结构对乡村发展的影响，本文建立如下回归方程：

$$\ln income_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln counscale_{it} + \beta_2 \ln cityscale_{it} + \beta_3 \ln provscale_{it} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3) 式中： $\ln income_{it}$ 为 i 县域 t 年农民收入水平的对数，用于测度县域乡村发展水平； $\ln counscale_{it}$ 为 i 县域 t 年县城规模的对数，用于测度小都市区中心城市规模； $\ln cityscale_{it}$ 为 i 县域到最近地级市在 t 年的城市规模的对数， $\ln provscale_{it}$ 为 i 县域到最近省会城市在 t 年的城市规模的对数，用于控制多中心都市圈空间结构不同层级城市的辐射扩散效应对县域乡村发展的影响； X_{it} 为县域层面的控制变量，包括县域经济发展水平、金融发展水平、医疗水平、教育水平、农业机械化水平。 ε_{it} 由城市和县个体效应、时间效应以及服从独立同分布的随机扰动项四部分构成。县域农民收入水平用农村居民人均可支配收入测度，使用省份农村居民消费价格指数调整为 2008 年基期的不变价。样本的时间范围为 2008—2020 年。

表 2 为变量定义和描述性统计结果。

表 2 变量定义和描述性统计结果

变量	变量定义	平均值	标准差	最小值	最大值
农民收入水平	农村居民人均可支配收入（元）	11133	4916	2186	37154
县城规模	利用人口栅格和夜间灯光栅格数据测度县城人口规模（万人）	7.5906	6.4681	0.0761	45.1204
地级市规模	县城到最近地级市市区的地区生产总值/到其距离的平方项（万元/平方千米）	7122	22927	23	366150
省会城市规模	县城到最近省会城市市区的地区生产总值/到其距离的平方项（万元/平方千米）	4406	14900	66	301948
经济发展水平	地区生产总值/县域人口数（元）	29112	21240	3440	244957
金融发展水平	居民储蓄存款余额/地区生产总值	0.7175	0.2802	0.0545	2.0858
医疗水平	医院和卫生院床位数/县域人口数（张/万人）	34.8942	17.1686	5.8910	181.6389
教育水平	中学生人数/县域人口数（人/百人）	5.0627	1.3249	1.2291	12.7914
农业机械化水平	农业机械总动力/县域人口数（万千瓦/万人）	0.9107	0.4469	0.0556	3.9032

注：农民收入水平、县城规模、地级市规模、省会城市规模、经济发展水平等变量在实证分析中取对数处理。

^①资料来源：国家青藏高原科学数据中心，<https://data.tpdc.ac.cn/zh-hans/data/faae7605-a0f2-4d18-b28f-5cee413766a2>。

^②资料来源：中国科学院地理科学与资源研究所资源环境科学数据平台，<https://www.resdc.cn/Default.aspx>。

（三）特征事实

本文利用第五次、第六次和第七次人口普查资料，分析中部五省地级及以上城市市区、县级市和县的人口增长变动情况。2000—2020年，中部五省地级及以上城市市区人口增长速度加快，而县和县级市人口在不断下降，反映了城市主导的城镇化发展特征和以大中城市为核心的（大）都市区是集聚人口的主要载体（见表3）。通过计算到最近省会城市不同距离范围县和县级市的人口变动情况，可以发现，50千米以内的县和县级市在2000—2010年出现人口负增长，但在2010—2020年年均增长率达到了0.5%以上，50千米以外的县和县级市在2000—2020年人口一直下降。进一步计算到最近地级城市不同距离范围县和县级市的人口变动情况，可以发现，到最近地级城市20千米以内的县和县级市在2000—2010年人口下降速度较快，但在2010—2020年人口下降速度明显减慢，20千米以外的县和县级市在2000—2020年人口一直快速下降。以上统计事实初步表明，以省会城市为核心的大都市区和以地级市为核心的都市区是都市圈集聚人口的主要载体。

表3 中部五省县、县级市和地级及以上城市市区人口数和人口年均增长率

		普查人口数（万人）			人口年均增长率（%）	
		2000年	2010年	2020年	2000—2010年	2010—2020年
县		17303	16711	15757	-0.3480	-0.5858
县级市		6358	5854	5635	-0.8239	-0.3795
地级及以上城市市区		30497	31504	32918	0.3251	0.4400
到最近省会城市不同距离范围的县和县级市（千米）	<50	1501	1490	1576	-0.0681	0.5591
	50~100	5109	4659	4298	-0.9198	-0.8023
	100~200	10384	9864	9293	-0.5125	-0.5936
	200~300	4788	4702	4413	-0.1813	-0.6314
	>300	1879	1849	1811	-0.1620	-0.2070
到最近地级城市不同距离范围的县和县级市（千米）	<20	3102	2959	2928	-0.4699	-0.1079
	20~40	7293	7040	6606	-0.3526	-0.6340
	40~80	11353	10657	10058	-0.6306	-0.5774
	>80	1912	1906	1799	-0.0305	-0.5740

表4报告了利用2014年和2019年《中国城市建设统计年鉴》《中国城乡建设统计年鉴》计算的城市实体空间城市的城区和县城的人口变化情况^①。

表4 中部五省城市实体空间的城区和县城的人口变动情况

	2014年（万人）	2019年（万人）	人口年均增速（%）
县城常住人口	3739	4189	2.3000
县级市城区常住人口	1641	1720	0.9519

^①城市实体空间是以非农业用地为主体的城市型景观空间，接近于城市建成区的空间范围。城区人口主要集中于城市建成区，因此可用城区人口反映城市实体空间的人口规模。

表4 (续)

地级市城区常住人口	3834	4197	1.8236
省会城市城区常住人口	1586	1904	3.7144

从表4可以看出，2014—2019年，城市城区和县城具有较快的人口增长速度，省会城市城区常住人口增长最快，其次是县城，再次是地级市城区，最后是县级市城区。省会城市城区常住人口增长最快，表明都市圈中大都市区的中心城市会优先发展。县城人口增长较快主要是因为，县一般比县级市具有更大的乡村腹地，县城是人口就近城镇化的主要载体。这表明以一些县城为核心的小都市区具有发展潜力。

表5报告了2009—2015年小城镇镇区人口增速的空间变动情况。从表5可以看出，2009—2015年，到城市不同距离范围的小城镇镇区人口平均增速表现为先下降、再上升、再下降的“ \sim ”形变动特征。这一现象初步表明，在（大）都市区中心城市之外存在次中心城市。

表5 2009—2015年小城镇镇区人口增速的空间变动

到城市距离(千米)	0~5	5~10	10~15	15~20	20~25	25~30	30~35	35~40	40~45
平均人口增速(%)	17.3745	6.0864	7.2552	4.8049	4.2314	5.7848	5.0672	4.9945	5.3620
到城市距离(千米)	45~50	50~55	55~60	60~65	65~70	70~75	75~80	80~85	85~90
平均人口增速(%)	5.4052	5.8888	4.9338	5.6236	5.0356	5.9589	5.7334	4.0122	5.0412
到城市距离(千米)	90~95	95~100	100~105	105~110	110~115	115~120	120~125	125~130	130~135
平均人口增速(%)	5.8877	7.3415	7.5456	5.9199	5.1271	7.6019	4.3962	5.4986	-0.8048

四、实证结果及分析

(一) 都市圈空间结构检验结果

1. 基准回归结果。小城镇之间的距离较小，相邻小城镇在发展上存在竞争与合作的空间相关性，相似自然条件也会导致空间相关性。由于小城镇之间空间相互作用的范围较小，根据小城镇政府驻地点矢量产生的泰森多边形建立边界空间权重矩阵，对小城镇镇区人口增长率进行空间相关性检验，结果显示，小城镇镇区人口增长率存在显著的空间相关。回归方程的拉格朗日乘数检验结果显示，有必要使用空间计量模型进行实证分析。空间计量模型有空间误差模型（SEM）、空间滞后模型（SAR）、空间滞后误差模型（SARMA）等多种类型，拉格朗日乘数检验结果显示，使用 SARMA 模型更好。空间滞后模型（SAR）和空间杜宾模型（SDM）的似然比检验结果显示，使用 SDM 模型更好。进一步用赤池信息量准则（AIC）比较 SDM 模型和 SARMA 模型两个嵌套空间计量模型显示，SARMA 模型具有更好的拟合性。没有使用空间杜宾模型（SDM）更重要的原因是：第一，计量模型中包括重点镇、市区镇等多个哑变量，哑变量与其空间滞后项高度相关，使用 SDM 模型会产生比较严重的多重共线性问题。第二，乡镇级区域在行政区面积、人口规模、产业结构等方面异质性较大，采用 SARMA 模型可缓解误差项不同质的问题（Kelejian and Prucha, 2010）。基于将 SARMA 模型回归结果与基本空间计量模型 SEM 模型和 SAR 模型回归结果比较和验证稳健性的需要，表6报告了 SEM、SAR、

SARMA 等多种模型的回归结果，可以看出，核心变量到城市的距离一次项、二次项和三次项的系数均在 1% 的水平上显著性，且系数符号分别为负、正、负，即随着到城市距离的增加，小城镇镇区人口增长率呈现“ \sim ”形曲线特征。

表 6 都市圈空间结构检验的基准回归结果

变量	(1) SEM (ML)		(2) SAR (ML)		(3) SARMA (ML)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
到城市的距离一次项	-0.2207***	0.0573	-0.1977***	0.0508	-0.1921***	0.0503
到城市的距离二次项	0.0032***	0.0009	0.0028***	0.0008	0.0028***	0.0008
到城市的距离三次项	-1e-05***	4e-06	-1e-05***	4e-06	-1e-05***	1e-06
初期工业化水平	6.5575***	0.9700	6.5682***	0.9389	6.5407***	0.9345
初期城镇化水平	-20.7852***	1.4692	-20.6964***	1.3985	-20.5761***	1.396
初期人口密度	-0.0631***	0.0242	-0.0560**	0.0227	-0.0541**	0.0224
初期镇区人口规模	-1.7560***	0.2187	-1.7188***	0.2056	-1.7043***	0.203
重点镇哑变量	3.4832***	0.4673	3.4709***	0.4700	3.4555***	0.4702
市区镇哑变量	-0.0231	0.6872	-0.0837	0.6390	-0.0973	0.6263
县城哑变量	8.4170***	0.7989	8.1297***	0.8002	8.0221***	0.8056
临近省会城市哑变量	4.4434***	1.5295	3.6255***	1.3221	3.4484***	1.2934
常数项	24.8602***	2.1747	23.0832***	2.0339	22.6332***	2.105
空间滞后项			0.1853***	0.0233	0.2249**	0.0667
空间误差项	0.1905***	0.0245			-0.0474	0.0791
观测值数	4157		4157		4157	
对数似然值	-15936		-15934		-15934	

注：①***和**分别表示 1% 和 5% 的显著性水平；②括号中 ML 表示使用极大似然估计。

表 7 中，镇区人口增长率为被解释变量的 SARMA 模型空间效应分解结果显示，到城市的距离一次项、二次项和三次项的间接效应与直接效应方向一致，直接效应和间接效应的同向叠加，使得随着到城市距离的增加，小城镇镇区人口增长率表现出更为明显的“ \sim ”形曲线特征。从图 3 (a) 可以看出，“ \sim ”形曲线一开始的下降部分较为倾斜，表明毗邻（大）都市区中心城市的小城镇相较于毗邻小都市区中心城市的小城镇具有更快的人口增速，城市“借用规模”效应对（大）都市区中的小城镇发展具有更大的作用。临近省会城市哑变量系数显著为正，表明临近省会城市的小城镇具有更快的增长。大都市区具有优先发展的特点，都市圈多中心发展表现为大都市区→都市区→小都市区的演化过程，与假说 H1 一致。县城哑变量系数显著为正，表明一些距离地级及以上城市较远的县城是小都市区的中心城市。以上结果表明，小城镇发展具有空间分化特征，毗邻城市的小城镇与城市一体化发展成为（大）都市区的一部分，大量远离城市的小城镇处于收缩发展状态，但也有一些远离城市的小城镇具有和县城一起形成小都市区的潜力，与假说 H2 一致。

表 7

核心解释变量的空间效应分解结果

变量	直接效应		间接效应		总效应	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
被解释变量：镇区人口增长率						
到城市的距离一次项	-0.1939***	0.0475	-0.054***	0.0243	-0.2479***	0.0607
到城市的距离二次项	0.0028***	0.0007	8e-04***	0.0003	0.0036***	0.0011
到城市的距离三次项	-1e-05***	4e-06	-3e-06***	1e-06	-1e-05***	5e-06
被解释变量：夜间灯光值增长率						
到城市的距离一次项	-1.1212***	0.1459	0.1873***	0.0348	-0.9339***	0.1328
到城市的距离二次项	0.0142***	0.0023	-0.0024***	0.0005	0.0118***	0.0021
到城市的距离三次项	-5e-05***	1e-05	9e-06***	2e-06	-4e-05***	8e-06

注：***表示1%的显著性水平。

2. 稳健性检验：改变估计方法。为检验最大似然估计（ML）回归结果的稳健性，本文使用广义最小二乘法（FGLS）、空间两阶段最小二乘法（S2SLS）分别估计 SEM 模型和 SAR 模型，利用考虑异质性的广义空间两阶段最小二乘法（FGS2SLS）估计 SARMA 模型（Kelejian and Prucha, 2010）。结果显示，变量的系数和显著性水平没有明显变化^①。

3. 稳健性检验：替换被解释变量。用小城镇夜间灯光值增长率作为被解释变量进行稳健性检验，回归结果显示^②，到城市的距离一次项、二次项和三次项的系数均在1%的水平上显著，且系数符号分别为负、正、负。从图3（b）可以看出，小城镇夜间灯光值增长率与到城市距离之间关系的“ \sim ”形曲线上凸部分不明显，即经济次中心没有人口次中心表现得明显。

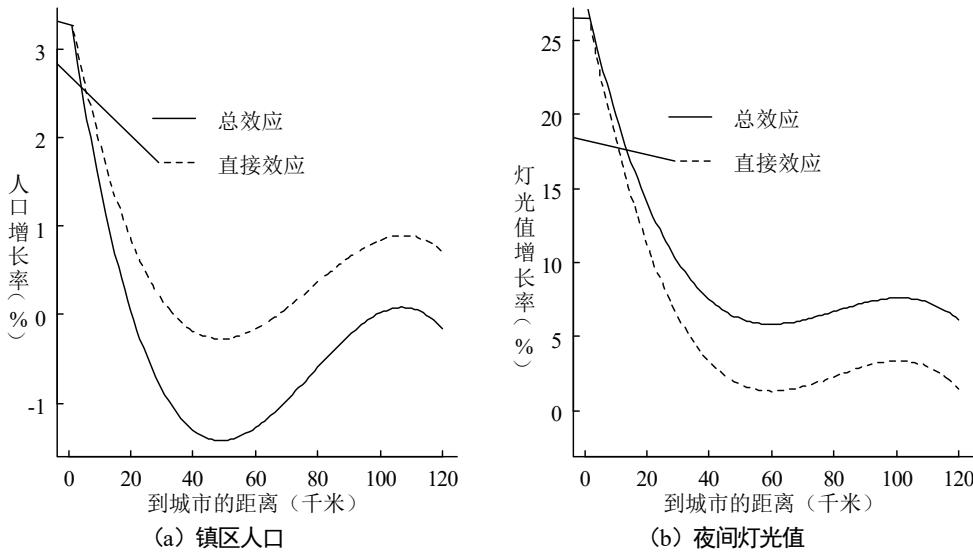


图 3 小城镇增长的空间特征

^①因篇幅所限，详细估计结果未在此报告，有兴趣者可登录《中国农村经济》网站查看本文附录的附表1。

^②因篇幅所限，详细估计结果未在此报告，有兴趣者可登录《中国农村经济》网站查看本文附录的附表2。

从表 7 中夜间灯光值增长率为被解释变量的 SARMA 模型空间效应分解结果可以看出，直接效应和间接效应的方向相反，而以镇区人口增长率为被解释变量的间接效应与直接效应方向是相同的。也就是说，间接效应使得小城镇镇区人口增长率“ \sim ”形曲线特征更为明显，但减弱了小城镇夜间灯光值增长“ \sim ”形曲线特征。在夜间灯光值增长率为被解释变量的情况下，到城市的距离一次项的间接效应为正，表明城郊地区的经济活动具有空间溢出效应。其原因是：在产业升级的影响下城市中心土地利用“退二进三”，导致制造业向城郊转移和集聚，城市服务业与制造业发展的互动效应增强（魏守华等，2016），使得城郊地区的产业空间关联较强。在夜间灯光值增长率为被解释变量的情况下，到城市的距离二次项的间接效应为负，表明小都市区中心城市的县城外围小城镇间经济活动具有负向空间溢出效应，可能的原因是农副产品加工等资源型产业在县域经济中比重较大，产业链短、空间分布较为分散。这也反映出县域现代产业发展不足，产业发展对人口向县城集中的支撑力不足，这与贺雪峰（2021）的研究观点一致。

4. 稳健性检验：控制省会城市的空间效应。以上通过加入小城镇临近省会城市哑变量，控制省会城市影响的空间效应，但可能仍难以控制省会城市对大范围空间上小城镇增长影响的空间特征。在解释变量中加入小城镇到省会城市的距离一次项和二次项^①，可进一步控制省会城市对小城镇影响的空间特征。表 8（1）列和（4）列分别是加入小城镇到省会城市的距离一次项和二次项，以镇区人口增长率和小城镇夜间灯光值增长率为被解释变量的回归结果。可以看出，到城市的距离一次项、二次项和三次项的系数和显著性没有发生明显变化，小城镇到省会城市的距离一次项和二次项分别显著为负和显著为正，与理论上省会城市的空间效应具有“ \sim ”形曲线特征一致。

中国绝大多数地级市可以形成都市区，但这些都市区并不是都位于都市圈之中，也就是说以上研究样本包含了都市圈以外的小城镇。位于都市圈之中的小城镇受都市圈多层级中心城市的影响，会具有更为明显的增长与收缩空间分化特征。分析都市圈内的小城镇增长与收缩空间分化特征，能更好地检验都市圈发展的多中心特征。鉴于近些年省会都市圈的快速发展，以省会都市圈内的小城镇为样本进行实证检验。采用原倩（2016）的做法，将 150 千米作为省会城市的影响范围，以距离省会城市 150 千米以内的小城镇为样本进行计量检验。小城镇到省会城市的距离二次项的影响范围在 150 千米以外，在省会都市圈样本的回归中没有加入小城镇到省会城市的距离二次项。表 8（2）列和（5）列是剔除距离省会城市 150 千米以外的小城镇样本的回归结果，可以看出，到城市的距离一次项、二次项和三次项的显著性水平没有发生明显的变化。对比图 3，从图 4 可以看出，都市圈小城镇增长“ \sim ”形曲线具有更大的“振幅”，表明叠加大都市区中心城市、都市区中心城市的辐射扩散效应，使得省会都市圈中的小城镇具有更加明显的增长和收缩空间分化特征，进一步验证了假说 H1 和假说 H2。

5. 稳健性检验：剔除县城。以上用县城哑变量揭示县城是次中心城市。本部分将县城从样本中剔除，将小城镇到县城的距离加入回归方程，进一步检验县城是否可作为次中心城市。表 8（3）列以镇

^①没有加入小城镇到省会城市的距离三次项，是因为二次项的影响空间范围已达到小城镇距离省会城市的最远距离。因篇幅所限，省会城市影响的空间范围可登录《中国农村经济》网站查看本文附录的附图 3。

区人口增长率为被解释变量的回归结果显示，小城镇到县城的距离显著且系数为正，表明县城对毗邻小城镇的人口回流效应较大，反映了县城是人口集聚的中心。表8(6)列以夜间灯光值增长率为被解释变量的回归结果显示，小城镇到县城的距离显著且系数为负，即距离县城较近的小城镇经济增速较快。这可能是因为，县城是县域主要的居住生活空间，工业园、农业产业园等生产空间主要在县城的外围。这也恰反映了县城具有发展成为小城市的潜力，县城是小都市区的中心城市。

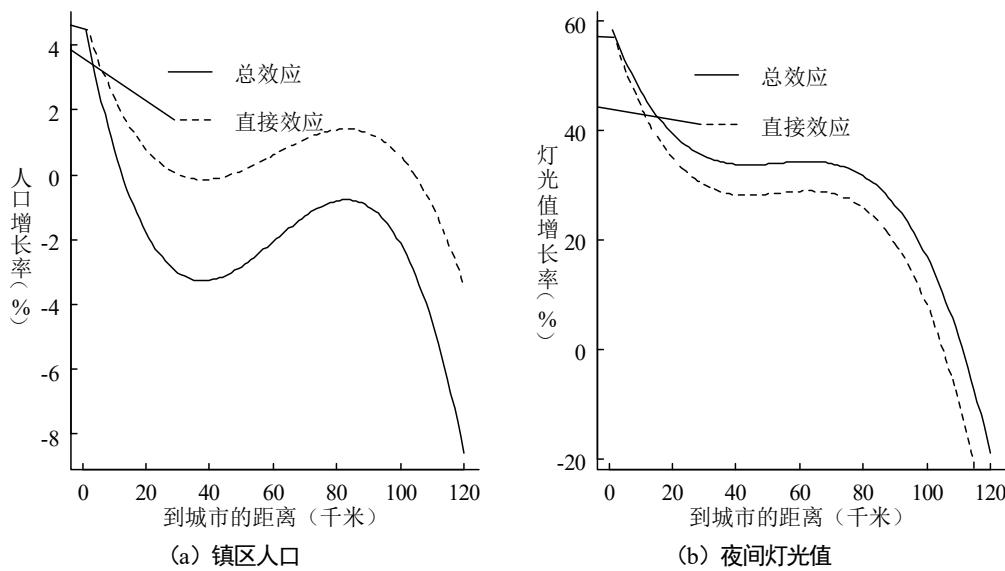


图4 省会都市圈小城镇增长的空间特征

表8 稳健性检验：考虑省会城市的空间效应和剔除县城

变量	镇区人口增长率			夜间灯光值增长率		
	SARMA (FG2SLS)			SARMA (FG2SLS)		
	(1) 全样本	(2) 省会都市圈	(3) 剔除县城	(4) 全样本	(5) 省会都市圈	(6) 剔除县城
到城市的距离一次项	-0.1803*** (0.0565)	-0.3104** (0.1222)	-0.1396*** (0.0656)	-1.1024*** (0.1398)	-1.8795*** (0.2512)	-1.2812*** (0.1550)
到城市的距离二次项	0.0027*** (0.0009)	0.0060** (0.0025)	0.0022*** (0.0010)	0.0147*** (0.0023)	0.0364*** (0.0055)	0.0168*** (0.0026)
到城市的距离三次项	-1e-05*** (4e-06)	-3e-05** (1e-05)	-1e-05*** (5e-06)	-0.0001*** (1e-05)	-0.0002*** (3e-05)	-0.0001*** (1e-05)
到省会城市的距离一次项	-0.0154** (0.0075)	-0.0122* (0.0070)	-0.0176** (0.0093)	-0.0956*** (0.0296)	-0.1259*** (0.0244)	-0.1071*** (0.0330)
到省会城市的距离二次项	3e-05* (1e-05)		4e-05* (2e-05)	0.0001* (0.0001)		0.0002* (0.0001)
到县城的距离			0.0348* (0.0194)			-0.4583*** (0.0572)

表8 (续)

县城哑变量	8.0296*** (1.2134)	6.5693*** (1.2134)	20.5771*** (0.9234)	17.1902*** (1.2653)
常数项	23.7931 (3.2550)	19.3497 (4.6108)	45.6972 (4.0464)	90.3241 (3.6166)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
空间滞后和误差项	控制	控制	控制	控制
观测值数	4157	2020	3774	4424
			2254	3803

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号中为标准误。

(二) 都市圈空间结构优化促进乡村发展的检验结果

1. 基准回归结果。表9(1)列OLS估计结果显示，县城规模对县域农民收入具有显著的促进作用，表明以县城为核心建设小都市区有利于促进乡村发展，假说H3得到验证。最近城市为省会城市的县受省会城市空间扩散效应的影响为主，而最近城市为地级市的县域会受到省会城市和地级市空间扩散效应的共同影响。为剔除这种差异的可能干扰，将最近城市为省会城市的县域剔除进行回归，表9(2)列显示，回归结果没有发生明显变化。

表9 都市圈空间结构优化促进乡村发展的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	OLS	IV	IV
	全样本	剔除最近城市为省会	全样本	剔除最近城市为省会
县城规模	0.0238*** (0.0065)	0.0254*** (0.0071)	0.1182*** (0.0403)	0.1251*** (0.0457)
地级市规模	0.0937** (0.0382)	0.0977** (0.0390)	0.1333*** (0.0426)	0.1544*** (0.0436)
省会城市规模	-0.0617 (0.0873)	-0.0521 (0.0901)	-0.0477 (0.1048)	0.0068 (0.1079)
经济发展水平	0.1954*** (0.0303)	0.1962*** (0.0318)	0.1552*** (0.0501)	0.1448*** (0.0533)
金融发展水平	0.1668*** (0.0279)	0.1643*** (0.0282)	0.1822*** (0.0382)	0.1763*** (0.0396)
医疗水平	0.0006** (0.0003)	0.0007** (0.0003)	0.0009** (0.0004)	0.0010** (0.0004)
教育水平	0.0112*** (0.0030)	0.0109*** (0.0031)	0.0064* (0.0036)	0.0052 (0.0037)
农业机械化水平	0.0357*** (0.0104)	0.0324*** (0.0107)	0.0473*** (0.0148)	0.0485*** (0.0159)
常数项	5.7027*** (0.8725)	5.5754*** (0.8987)		

表9 (续)

市、县和年度固定效应	控制	控制	控制	控制
不可识别检验		25.35 [0.0000]	34.80 [0.0000]	
弱工具变量检验		28.88	41.58	
10%偏误临界值		16.38	16.38	
观测值数	4933	4701	3189	3035
R ²	0.9768	0.9761	-0.0036	-0.0194

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号中为县域聚类标准误；②不可识别检验使用 Kleibergen-Paap rk LM 检验，方括号中为 p 值，弱工具变量检验使用 Kleibergen-Paap rk Wald F 检验；③在 IV 估计中 R² 为负，但并不影响估计结果的可靠性。

表9(3)列和(4)列分别报告了全部样本县和剔除最近城市为省会城市的县域的工具变量回归结果，不可识别检验结果和弱工具变量检验结果表明，模型是可识别的、不存在弱工具变量问题。县城规模的IV估计系数远大于OLS估计系数，表明OLS估计存在明显的向下估计偏误，这可能是由县城规模和遗漏变量负相关造成的。县城规模扩大和乡村教育、医疗等公共服务向县城集中使乡村人才等发展要素回流，对农民收入提高产生了阻碍作用。经济发展水平、金融发展水平、医疗水平、教育水平、农业机械化水平的系数为正，与预期一致。地级市规模的系数显著为正，但省会城市规模的系数不显著。

2.分时期估计。本文将时期分为2008—2014年和2015—2020年，考察不同层级中心城市对县域农民收入的影响。表10的回归结果显示，县城规模的系数基本不存在时期变化，省会城市规模和地级市规模的系数存在明显的时期变化。2008—2014年省会城市规模的系数显著为负、地级市规模的系数不显著；2015—2020年省会城市规模和地级市规模的系数均显著为正，省会城市规模的系数明显更大。这表明都市圈中心城市对乡村经济发展的影响先表现为回流效应、后表现为扩散效应，与假说H1一致。

表10 都市圈空间结构优化促进乡村发展的分时期回归结果

变量	2008—2014年		2015—2020年	
	(1) OLS	(2) IV	(3) OLS	(4) IV
县城规模	0.0170*** (0.0060)	0.0877*** (0.0265)	0.0128*** (0.0048)	0.0786*** (0.0296)
地级市规模	0.0267 (0.0441)	0.0538 (0.0513)	0.1340*** (0.0437)	0.1417** (0.0601)
省会城市规模	-0.5717*** (0.1087)	-0.5650*** (0.1344)	0.6092*** (0.0596)	0.5427*** (0.0807)
常数项	9.5921*** (1.2021)		2.8725*** (0.4360)	
其他控制变量		控制		控制
市、县和年度固定效应		控制		控制

表 10 (续)

不可识别检验		27.43 [0.0000]		35.32 [0.0000]
弱工具变量检验		28.04		16.32
10%偏误临界值		16.38		16.38
观测值数	2620	1698	2313	1491
R ²	0.9709	-0.0550	0.9937	-0.0465

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平，括号中为县域聚类标准误。②不可识别检验使用 Kleibergen-Paap rk LM 检验，方括号中为 p 值；弱工具变量检验使用 Kleibergen-Paap rk Wald F 检验。

3. 稳健性检验：替换工具变量和工具变量排他性检验。根据地理条件和历史上古城墙规模等变量构造工具变量可满足外生性假设，但采用线性回归模型的拟合值作为工具变量，可能存在过度拟合问题导致外生性不满足。为缓解这一问题，本文借鉴 Achten and Lessmann (2020) 的方法，使用机器学习随机森林模型构造工具变量，将样本随机分为训练集（占63%）和测试集（占37%），将县域地理条件和古城墙规模等变量作为输入变量，用训练集训练随机森林模型，再将模型得出的预测值作为工具变量。表11(1)～(3)列分别为使用工具变量的全样本和分时期样本的回归结果。不可识别检验和弱工具变量检验结果表明模型是可识别的、不存在弱工具变量问题，核心解释变量和主要控制变量的回归结果与表9和表10的回归结果一致。

工具变量还应满足排他性要求。为利用过度识别检验判断工具变量的排他性，同时加入基于线性回归拟合构造的工具变量和基于机器学习随机森林模型构造的工具变量进行回归分析。表11(4)列 Hansen 检验的 p 值为 0.0954，接近于 0.1，可以接受工具变量与误差项不相关，说明工具变量的排他性能够满足。为检验工具变量仅通过内生解释变量起作用的排他性要求，将工具变量直接放入基准回归模型回归，检验工具变量是否直接对被解释变量产生影响。表11(5)列的结果显示，核心解释变量仍然显著，工具变量的系数很小且不显著。工具变量作用于县域经济发展水平是影响农民收入的可能途径，为进一步检验工具变量仅通过内生解释变量起作用，将县域经济发展水平作为被解释变量进行回归。表11(6)列的结果显示，工具变量的系数很小且不显著。以上检验结果表明，工具变量满足排他性要求。

表 11 稳健性：替换工具变量和工具变量排他性检验

变量	农民收入水平					经济发展水平 (6) 全样本
	(1) 全样本	(2) 2008—2014年	(3) 2015—2020年	(4) 全样本	(5) 全样本	
县城规模	0.0546*** (0.0208)	0.0503** (0.0211)	0.0411* (0.0242)	0.0796*** (0.022)	0.0217*** (0.0052)	0.0307*** (0.0022)
地级市规模	0.1408*** (0.0406)	0.0553 (0.0502)	0.1499** (0.0594)	0.1379*** (0.0410)	0.1428*** (0.0006)	0.4056*** (0.0000)

表 11（续）

省会城市规模	-0.0541 (0.1020)	-0.5849*** (0.1330)	0.5609*** (0.0748)	-0.0516 (0.1024)	-0.0549 (0.5919)	-0.5530*** (0.0001)
经济发展水平	0.1814*** (0.0458)	0.1339*** (0.0493)	0.0401** (0.0187)	0.1711*** (0.0467)	0.1934*** (0.0000)	
金融发展水平	0.1937*** (0.0361)	0.1335*** (0.0416)	0.0192 (0.0212)	0.1892*** (0.0365)	0.1987*** (0.0000)	-0.7185*** (0.0000)
医疗水平	0.0010** (0.0004)	0.0015** (0.0007)	0.0004*** (0.0002)	0.0009** (0.0004)	0.0010** (0.0109)	0.0017*** (0.0015)
教育水平	0.0085** (0.0034)	0.0040 (0.0038)	-0.0016 (0.0014)	0.0077** (0.0034)	0.0096*** (0.0046)	-0.0117*** (0.0035)
农业机械化水平	0.0425*** (0.0137)	0.0784*** (0.0188)	-0.0049 (0.0133)	0.0444*** (0.0139)	0.0403*** (0.0036)	0.0195 (0.2565)
工具变量					0.0063 (0.1129)	0.0062 (0.2024)
市、县和年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
不可识别检验	41.87 [0.0000]	27.77 [0.0000]	15.20 [0.0001]	44.14 [0.0000]		
弱工具变量检验	53.07	34.71	15.77	29.86		
10%偏误临界值	16.38	16.38	16.38	19.93		
Hansen检验				2.78 [0.0954]		
观测值数	3189	1698	1491	3189	3189	3189
R ²	0.1333	0.0447	0.1694	0.0962	0.9785	0.9879

注：①***和**分别表示 1% 和 5% 的显著性水平，括号中为县域聚类标准误。②不可识别检验使用 Kleibergen-Paap rk LM 检验，方括号中为 p 值；弱工具变量检验使用 Kleibergen-Paap rk Wald F 检验。

4. 稳健性检验：剔除县级市和替换核心解释变量。尽管县和县级市都属于县级行政单位，但县级市拥有更大的社会管理权限，经济上以非农产业为主，城镇化水平一般更高。与县级市相比，县的乡村人口比重大、数量多，县城拥有的本地市场潜力往往更大，但县城规模一般小于县级市。为了避免样本异质性可能对回归结果的影响，将县级市剔除进行稳健性检验。回归结果显示，县城规模、地级市规模和省会城市规模的系数符号及其显著性的变化，与表 11 的回归结果相比都没有发生较大变化^①。

以上用夜间灯光像元值大于 1 的所有栅格的人口总数测度县城人口规模，可能包含乡村人口而造成高估县城规模。为缓解这一问题，采用县城空间范围夜间灯光像元值大于 2 的所有栅格的人口总数测度县城人口规模进行回归分析。回归结果显示，县城、地级市规模和省会城市的系数符号及其显著性的时期变化，都没有发生较大变化。本文还采用《中国城市建设统计年鉴》《中国县城建设统计年

^①因篇幅所限，详细估计结果未在此报告，有兴趣者可登录《中国农村经济》网站查看本文附录的附表 3。

鉴》提供的县级市城区和县城人口数测度县城规模进行回归分析^①，回归结果显示，县城规模系数显著为正且明显较大，表明加强县城建设促进深度城镇化有利于乡村发展。

五、进一步研究：交通“通道”的作用及其异质性

（一）交通“通道”的作用

理论分析部分认为县城能够通过交通“通道”利用城市辐射扩散效应提升规模，本部分使用2008—2020年县域面板数据检验高铁开通对县城规模的影响。建立回归方程如下：

$$counscale_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 hsr_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_{it} \quad (4)$$

(4) 式中： $counscale_{it}$ 表示 i 县 t 年的县城人口规模，测度方法同前。 hsr_{it} 表示 i 县在 t 年的高铁开通情况， $hsr=1$ 表示有高铁开通， $hsr=0$ 表示没有高铁开通。 μ_{it} 包含城市、县和时间固定效应以及随机扰动项。 X_{it} 为县域随时间变化的控制变量，包括县域的财政自给率、人口规模、医院和卫生院床位数、中学生人数、农业机械总动力，以及中心城市规模等变量。中心城市规模用于控制城市辐射扩散效应对县城规模的影响，为捕捉中心城市辐射扩散效应的距离衰减特性，使用同前文分析中类似的方法，用最近城市城区人口除以县城到城市距离的平方项测度，分为最近地级市规模和最近省会城市规模两个变量。之所以用城市人口规模而没有用城市经济规模，是因为被解释变量是县城人口规模。财政自给率用财政一般预算收入和财政一般预算支出之差与县域生产总值的比值测度，用于控制政府城市建设投入对县城人口规模扩大的作用。县域人口规模、医院和卫生院床位数、中学生人数用于控制人口供给和公共服务对县城人口规模的影响。农业机械总动力用于控制农业人口向城镇迁移的推力作用。高铁站开通数据来源于历年《全国铁路旅客列车时刻表》，其他数据来源同前。

已有研究大多根据区域内是否建有高铁站点，将样本设置为处理组和控制组。事实上，一些县域虽没有高铁站，但县城距离县域外的高铁站较近，等同于开通了高铁。为避免这一问题，参考孙德芳等（2012）对基本生活圈的划分，将距离高铁站在 15 千米以内的县城设置为处理组，距离高铁站 15 千米以外的县城设置为控制组。高铁站具有较强的空间溢出效应，使得距离高铁站超过 15 千米以外的控制组县城受益，为缓解空间溢出导致的控制组不是无干预状态的问题，将距离高铁站 15~30 千米的县城从控制组中剔除。在高铁开通的时间设置上，将上半年开通高铁的县城设置为前 1 年开通，将下半年开通高铁的县城设置为当年开通。在高铁开通的前 1~2 年高铁和高铁站已开始建设，并对县城建设和人口集中产生影响，基于此，在上述县城开通高铁时间设置的基础上，提前 1 年设置高铁开通时间。采用事件研究法进行平行趋势检验，将高铁开通的前 1 年作为基准期，从图 5 可以看出，在高铁开通之前开通高铁县城和未开通高铁县城的县城规模估计系数均不显著异于 0，表明满足平行趋势假设。

^① 《中国县城建设统计年鉴》中统计范围为县城的包括：第一，县政府驻地的镇、乡或街道办事处地域（城关镇）；第二，县城公共设施、居住设施和市政公用设施等连接到的其他镇（乡）地域；第三，常住人口在 3000 人以上独立的工矿区、开发区、科研单位、大专院校等特殊区域。

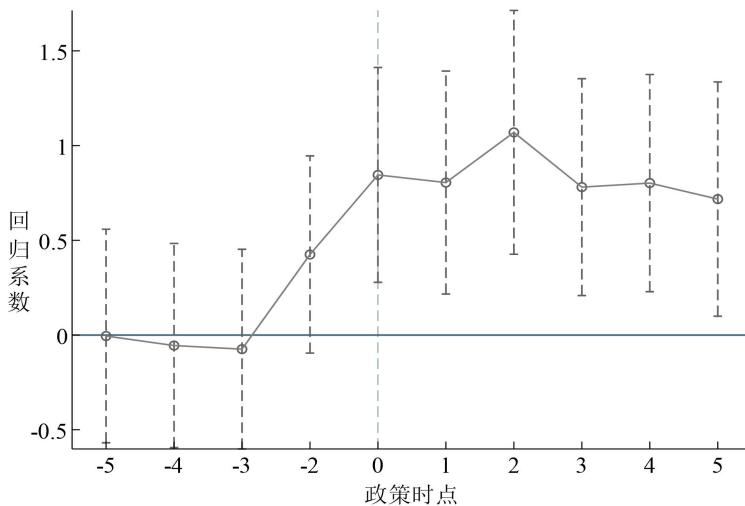


图 5 平行趋势检验

注：图中垂直虚线表示 95% 的置信区间。

表 12 中，(1) 列为仅控制地级市和省会城市规模的回归结果，(3) 列为在(1)列基础上加入更多控制变量的回归结果。可以看出，高铁开通的影响均在 10% 的水平上显著，高铁开通可使得县城人口增加 0.3 万人以上。采用倾向得分匹配法 (PSM) 可缓解处理组和控制组县域在可观测变量上的差异，满足后门准则增强因果推断。选择反映人口规模、经济发展实力和公共服务水平的县域人口数、财政自给率、医院和卫生院床位数等变量作为匹配变量，经倾向得分匹配后，选出匹配后的新样本重新检验^①。从表 12 (2) 列和 (4) 列的 PSM 估计结果可以看出，高铁开通的影响在 10% 的水平上显著。受 2020 年新冠疫情的影响，人口返乡回流可能使得县城人口增加，导致高估高铁开通的影响。从表 12 (5) 列可以看出，剔除 2020 年的样本后的回归结果没有发生明显变化。从控制变量上看，省会城市规模具有显著的正向影响，与大都市区中心城市具有较强的发展带动作用一致；财政自给率、医院和卫生院床位数具有显著的正向影响，表明提升基础设施和公共服务水平有利于提高县城人口吸引力。农业机械总动力的系数显著为负，这可能是因为其推力作用主要是推动农业人口向县城之外转移。

表 12 交通“通道”对县城规模的影响结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	PSM	OLS	PSM	OLS
高铁开通	0.3931** (0.1889)	0.3587* (0.1916)	0.3503** (0.1743)	0.3301* (0.1763)	0.4349** (0.1896)
地级市规模	3.2687 (6.6155)	3.2454 (6.5692)	3.1388 (5.2614)	3.1995 (5.1982)	3.7883 (5.8669)
省会城市规模	13.5946* (7.6033)	13.3975* (7.5452)	12.7464** (6.1905)	12.5374** (6.1257)	11.6032* (6.7665)

^①因篇幅所限，匹配结果可登录《中国农村经济》网站查看本文附录中的图 4 和表 4。

表 12 (续)

财政自给率		4.4246*** (1.3309)	4.3626*** (1.4806)	4.4341*** (1.1706)
人口规模		0.0049 (0.0148)	0.0034 (0.0145)	0.0058 (0.0143)
医院和卫生院床位数		10.2554*** (1.3003)	10.1937*** (1.3191)	9.3764*** (1.1903)
中学生数		-0.1106 (0.1200)	-0.1116 (0.1218)	-0.0983 (0.1182)
农业机械总动力		-0.0147** (0.0059)	-0.0138** (0.0063)	-0.0111* (0.0060)
常数项	6.0859*** (0.3353)	6.2044*** (0.3414)	5.5570*** (1.0679)	5.6806*** (1.0754)
市、县和年度固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值数	4108	3975	4108	3975
R ²	0.9058	0.9039	0.9149	0.9129
				0.9156

注：***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平，括号中数值为县域聚类标准误。

(二) 交通“通道”作用的异质性

通过交通“通道”发挥的城市辐射扩散效应，对不同区位县城的规模提升作用可能存在较大差异。一方面，距离城市比较偏远、处于区位劣势的县，交通改善不仅对其经济发展的作用较小，而且会加快人口外流进而不利于县城规模扩大。另一方面，具有区位优势的县会因交通改善，促进先进生产要素流入，使得县域经济和县城规模得到提升。为检验高铁开通对不同区位县城的影响，分别对到城市不同距离的样本进行分组回归分析。表 13 (1) 列显示，对于距离城市 30 千米以内的县城，高铁开通的影响不显著。这可能是因为，距离城市比较近的县城一般有快速公路与城市相连接，高铁的作用较弱。表 13 (2) ~ (5) 列显示，高铁开通对距离城市 30~100 千米县城的规模提升作用明显，对距离城市 100 千米以上县城的规模提升作用不显著，表明高铁开通对区位优势较好的县城影响较大。因此，应增强和发挥县城与城市的交通“通道”功能，推动以县城为核心的小都市区融入大都市区和都市区发展，促进都市圈空间结构优化。

表 13 交通“通道”作用：对到城市不同距离县城人口规模的影响结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<30千米	30~80千米	50~100千米	80~110千米	>100千米
高铁开通	0.1134 (0.2229)	0.3123* (0.1826)	0.3657** (0.1846)	0.3479* (0.1984)	0.2608 (0.1883)
地级市规模	2.1963 (4.6977)	-6.6128 (6.1323)	-3.0249 (6.2698)	-3.8431 (6.1831)	-4.3706 (6.7123)

表 13 (续)

省会城市规模	11.7906** (5.7558)	21.8166*** (6.7172)	18.2028** (7.0291)	18.7499*** (6.9550)	18.9262** (0.6498)
常数项	6.7185*** (1.7491)	6.3454*** (1.1364)	6.5477*** (1.1997)	6.9002** (1.4887)	6.7763*** (1.8502)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
市、县和年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	1703	3289	3003	2028	1885
R ²	0.9035	0.9133	0.9157	0.9085	0.9132

注：***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平，括号中数值为县域聚类标准误。

县城自身的发展潜力和所能“借用”的城市辐射力，决定了交通“通道”的城市辐射扩散效应发挥，进而对县城人口规模产生影响。为检验县城发展潜力的影响，将高铁开通变量与县域人口规模哑变量的交互项、高铁开通变量与县域经济规模哑变量的交互项放入解释变量进行回归。县域人口规模哑变量的设定方式为：县域人口数大于样本均值，变量取值 1，否则取值为 0。县域经济规模哑变量的设定方式为：县域生产总值大于样本均值，变量取值 1，否则取值为 0。为检验县城所能够“借用”的城市辐射力的影响，将高铁开通变量与地级市规模哑变量的交互项、高铁开通变量与省会城市规模哑变量的交互项放入解释变量进行回归。地级市规模哑变量的设定方式为：地级市规模大于样本均值，变量取值 1，否则取值为 0。省会城市规模哑变量的设定方式为：省会规模大于样本均值，变量取值 1，否则取值为 0。从表 14 的回归结果可以看出，高铁开通变量与 4 个哑变量的交互项系数显著为正，表明县城的发展潜力和所拥有的城市辐射力，是影响县城利用城市辐射扩散效应提升规模的重要因素。

表 14 交通“通道”的县城规模提升作用：发展潜力和城市辐射力的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
高铁开通	-0.3586** (0.1792)	-0.5787*** (0.2144)	0.0298 (0.1981)	0.0815 (0.1912)
高铁开通×县域经济规模哑变量	1.5031*** (0.2388)			
高铁开通×县域人口规模哑变量		2.0411*** (0.3310)		
高铁开通×地级市规模哑变量			1.4722*** (0.4536)	
高铁开通×省会城市规模哑变量				1.2109*** (0.3939)
地级市规模	2.9307 (5.2538)	3.4189 (4.9437)	1.4481 (5.4794)	4.5755 (4.7159)
省会城市规模	12.8110** (6.1840)	12.1052** (6.0115)	13.7787** (6.3152)	10.6239* (5.7699)

表 14（续）

常数项	5.2490*** (1.0636)	6.0741*** (1.0390)	5.5976*** (1.0496)	5.3142*** (1.0689)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
市、县和年度固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值数	4108	4108	4108	4108
R ²	0.9173	0.9186	0.9161	0.9159

注：***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平，括号中数值为县域聚类标准误。

六、结论和政策启示

都市圈已成为国家和区域经济发展的重要引擎。理解都市圈空间结构特征和演化趋向，有助于为优化资源配置、促进区域和城乡协调发展提供理论和决策依据。本文对城镇化潜力大的中部地区小城镇增长和收缩发展空间分化的研究表明，都市圈由大都市区、都市区、小都市区构成，以县城为核心的小都市区具有发展潜力，大都市区优先发展能够带动小都市区发展。考察县城发展对农民收入影响的研究结果表明，促进以县城为重要载体的城镇化建设，形成多中心都市圈空间结构有利于乡村发展。本文进一步分析了高铁开通对县城规模提升的影响，以考察交通“通道”对城市辐射扩散效应发挥的作用。研究发现，高铁开通对区位优势较好、拥有较大发展潜力和城市辐射力的县城具有更为明显的规模提升作用。

本文研究结论具有如下五点政策启示。第一，在推动乡村振兴的背景下，在将城市群、都市圈相继作为细化区域政策空间单元之后，应进一步细化区域政策空间，将都市区作为区域政策的重要空间单元。加强都市圈交通“通道”建设，促进都市圈一体化发展，充分利用都市圈大中城市的辐射带动作用，推动以县城为重要载体的城镇化建设，促进以县城为核心的小都市区发展。通过促进大都市区、都市区、小都市区发展，形成空间范围广泛的城乡共生的生产生活空间，促进城乡融合和乡村振兴。第二，推动以县城为重要载体的城镇化建设，优化城镇化格局和促进城乡融合发展，要处理好县城与乡村、县城与大城市的两大关系。一方面，要推动毗邻城市的小城镇和县城融入（大）都市区发展；另一方面，要推动一些距离中心城市较远、具有发展潜力的县城发展为小城市、形成小都市区，增强县城连接城乡发展的枢纽作用。第三，积极利用大城市周边小城市、小城镇疏解大城市的功能。把大城市的一些优质资源向周边小城市和小城镇转移，推动都市圈的人口和产业合理布局，避免过度集中于中心城市，促进大中小城市协调发展。第四，促进大中小城市协调发展，充分发挥不同层级中心城市对乡村发展的带动作用。近年来，中国省会城市和省会大都市区发展迅速，表现出与大都市区优先发展规律一致的特征。但也应该看到，中国省会大都市区迅速发展导致一些非省会城市和都市区发展相对滞后，适时促进都市圈的次中心城市发展，有利于发挥城市间“1+1>2”的协同效应，提高都市圈的人口和产业承载力，也有利于释放和叠加不同层级中心城市的发展动能对乡村发展的带动作用。第五，适度扩大县城规模、提升县城功能，促进县域工业化与城镇化互动发展和城乡融合发展。在突

出市场力量和效率原则，促进资源和公共服务向大城市和中心城区集中以增强其发展带动作用的同时，要支持县域产业发展、县城公共设施和服务水平提升，适度扩大县城规模、提升县城功能，为县域工业化与城镇化互动发展提供有效的支撑载体，推动城乡要素双向流动和乡村参与工业化进程。

参考文献

- 1.曹升生, 2011: 《略论美国小都市区》，《世界地理研究》第4期，第84-90页。
- 2.陈飞、苏章杰, 2021: 《城市规模的工资溢价：来源与经济机制》，《管理世界》第1期，第19-32页。
- 3.方创琳、姚士谋、刘盛和, 2011: 《2010中国城市群发展报告》，北京：科学出版社，第11页。
- 4.贺雪峰, 2021: 《农民进城与县域城市化的风险》，《社会发展研究》第3期，第11-20页。
- 5.李培鑫、张学良, 2021: 《城市群集聚空间外部性与劳动力工资溢价》，《管理世界》第11期，第121-136页。
- 6.刘建娥、凌巍, 2023: 《中国县域城镇化再抉择——社会性流动的重大转向与系统性构建》，《社会学研究》第3期，第23-44页。
- 7.刘守英、龙婷玉, 2022: 《城乡融合理论：阶段、特征与启示》，《经济学动态》第3期，第21-34页。
- 8.刘修岩、李松林、秦蒙, 2017: 《城市空间结构与地区经济效率——兼论中国城镇化发展道路的模式选择》，《管理世界》第1期，第51-64页。
- 9.陆铭、高虹、佐藤宏, 2012: 《城市规模与包容性就业》，《中国社会科学》第10期，第47-66页。
- 10.陆铭、李鹏飞, 2023: 《区位与分工：论统一大市场建设下的县域城镇化》，《农业经济问题》第1期，第18-28页。
- 11.申明锐、王紫晴、崔功豪, 2023: 《都市圈在中国：理论源流与规划实践》，《城市规划学刊》第2期，第57-66页。
- 12.孙德芳、沈山、武廷海, 2012: 《生活圈理论视角下的县域公共服务设施配置研究——以江苏省邳州市为例》，《规划师》第8期，第68-72页。
- 13.王小鲁, 2010: 《中国城市化路径与城市规模的经济学分析》，《经济研究》第10期，第20-32页。
- 14.魏后凯、年猛、李功, 2020: 《“十四五”时期中国区域发展战略与政策》，《中国工业经济》第5期，第5-22页。
- 15.魏守华、陈扬科、陆思桦, 2016: 《城市蔓延、多中心集聚与生产率》，《中国工业经济》第8期，第58-75页。
- 16.吴传清、孟晓倩, 2022: 《虹吸还是溢出？——“强省会”战略的经济增长极效应分析》，《安徽大学学报（哲学社会科学版）》第1期，第124-136页。
- 17.徐康宁、陈丰龙、刘修岩, 2015: 《中国经济增长的真实性：基于全球夜间灯光数据的检验》，《经济研究》第9期，第17-29页。
- 18.许政、陈钊、陆铭, 2010: 《中国城市体系的“中心—外围模式”》，《世界经济》第7期，第144-160页。
- 19.叶振宇, 2023: 《以产业转型升级激发县域经济活力》，《人民论坛》第20期，第55-59页。
- 20.原倩, 2016: 《城市群是否能够促进城市发展》，《世界经济》第9期，第99-123页。
- 21.庄羽、杨水利, 2021: 《“强省会”战略对区域创新发展的影响——辐射还是虹吸？》，《中国软科学》第8期，第86-94页。
- 22.赵奎、后青松、李巍, 2021: 《省会城市经济发展的溢出效应——基于工业企业数据的分析》，《经济研究》第3期，第150-166页。

- 23.Achten, S., and C. Lessmann, 2020, “Spatial Inequality, Geography and Economic Activity”, *World Development*, Vol. 136, 105114.
- 24.Berdegué, J. A., F. Carriazo, B. Jara, F. Modrego, and I. Soloaga, 2015, “Cities, Territories, and Inclusive Growth: Unraveling Urban-Rural Linkages in Chile, Colombia, and Mexico”, *World Development*, Vol. 73: 56-71.
- 25.Burger, M. J., E. J. Meijers, M. M. Hoogerbrugge, and J. M. Tresserra, 2015, “Borrowed Size, Agglomeration Shadows and Cultural Amenities in North-West Europe”, *European Planning Studies*, 23(6): 1090-1109.
- 26.Chen, A., and M. D. Partridge, 2013, “When Are Cities Engines of Growth in China? Spread and Backwash Effects Across the Urban Hierarchy”, *Regional Studies*, 47(8): 1313-1331.
- 27.Chen, Z., B. Yu, C. Yang, Y. Zhou, S. Yao, X. Qian, C. Wang, B. Wu, and J. Wu, 2020, “An Extended Time-Series (2000-2023) of Global NPP-VIIRS-Like Nighttime Light Data”, <https://doi.org/10.7910/DVN/YGIVCD>, Harvard Dataverse, V5, UNF:6:qMXz0adYK5q7pFqKgsCFOQ== [fileUNF].
- 28.Christiaensen, L., and Y. Todo, 2014, “Poverty Reduction During the Rural-Urban Transformation-The Role of the Missing Middle”, *World Development*, Vol. 63: 43-58.
- 29.Combes, P. P., G. Duranton, and H. G. Overman, 2005, “Agglomeration and the Adjustment of the Spatial Economy”, *Papers in Regional Science*, 84(3): 311-349.
- 30.Cuberes, D., K. Desmet, and J. Rappaport, 2021, “Urban Growth Shadows”, *Journal of Urban Economics*, Vol. 123, 103334.
- 31.Dong, L., R. Du, M. Kahn, C. Ratti, and S. Zheng, 2021, “‘Ghost Cities’ versus Boom Towns: Do China’s High-Speed Rail New Towns Thrive?”, *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 89, 103682.
- 32.Du, R., and J. Zhang, 2018, “Walled Cities and Urban Density in China”, *Papers in Regional Science*, 98(3): 1517-1539.
- 33.Elvidge, C. D., M. Zhizhin, T. Ghosh, F. Hsu, and J. Taneja, 2021, “Annual Time Series of Global VIIRS Nighttime Lights Derived from Monthly Averages: 2012 to 2019”, *Remote Sensing*, 13(5): 922.
- 34.Fujita, M., P. Krugman, and T. Mori, 1999, “On the Evolution of Hierarchical Urban Systems”, *European Economic Review*, 43(2): 209-251.
- 35.Glaeser E. L., K. Jed, and S. Albert , 2001, “Consumer City”, *Journal of Economic Geography*, 1(1): 27-50.
- 36.Gibson, J., G. Datt, R. Murgai, and M. Ravallion, 2017, “For India’s Rural Poor, Growing Towns Matter More Than Growing Cities”, *World Development*, Vol. 98: 413-429.
- 37.Lucas R. E., and E. Rossi-Hansberg, 2002, “On the Internal Structure of Cities”, *Econometrica*, 70(4): 1445-1476.
- 38.Kelejian, H. H., and I. R. Prucha, 2010, “Specification and Estimation of Spatial Autoregressive Models with Autoregressive and Heteroskedastic Disturbances”, *Journal of Econometrics*, 157(1): 53-67.
- 39.Krugman, P., 1993, “First Nature, Second Nature, and Metropolitan Location”, *Journal of Regional Science*, 33(2): 129-144.
- 40.Meijers, E. J., M. J. Burger, and M. M. Hoogerbrugge, 2016, “Borrowing Size in Networks of Cities: City Size, Network Connectivity and Metropolitan Functions in Europe”, *Papers in Regional Science*, 95(1): 181-198.
- 41.Skinner, G. W., Z. Yue and M. Henderson, 2008, “ChinaW-Cities, County Seats and Yamen Units (1820-1893) ”, <https://doi.org/10.7910/DVN/JCT5NE>, Harvard Dataverse, V2, UNF:3:F3FTB3OM8GrAmXL4otsBVA== [fileUNF].

42.Tripathi, S., and A. Mitra, 2022, "Shedding Light on Unnoticed Gems in India: A Small Town's Growth Perspective", *Land Use Policy*, Vol. 120, 106239.

(作者单位：安徽财经大学经济学院)

(责任编辑：小林)

Optimizing the Spatial Structure of Metropolitan Areas: A Perspective of Small Town and Rural Development

WANG Zengyang

Abstract: Scientific understanding of production factor mobility trends in small-scale space is critical for optimizing the spatial structure of metropolitan areas and refining the scale of regional policies. From the perspective of differentiated small town development, this paper studies the spatial structure of metropolitan areas and its impact on rural development, focusing on the central regions with significant urbanization potential. The study finds a “ \sim ” curve relationship between the population growth rate of small towns and their distance to the central city, with small towns adjacent to provincial capital cities having faster population growth. Using night light data to measure small towns' growth, the results show the “ \sim ” curve relationship still exists. The findings reveal that metropolitan areas have a multi-center spatial structure composed of large metropolitan regions, metropolitan regions, and small metropolitan regions, with an evolution process of large metropolitan regions → metropolitan regions → small metropolitan regions. Using the scales of ancient city walls in the Ming and Qing Dynasties and natural geographical conditions to construct instrumental variables for endogeneity problems, empirical analysis finds that county town-centered small metropolitan areas and promoting their integration into (large) metropolitan areas are conducive to rural development. Further utilizing the multi-period Difference-in-Differences (DID) model to examine the diffusion effects of high-speed rail (HSR) opening on county towns, the study finds HSR opening has a more pronounced scale-enhancing effect on county towns with better location advantages, great development potential, and large urban radiation. This paper provides empirical evidence for the relevant national policies to support the development of metropolitan areas, promote urbanization with county towns as an important carrier, and enhance urbanization levels in potential regions.

Keywords: Metropolitan Areas; Metropolitan Regions; Small Towns; Rural Development; County Towns

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

摘要: 依托特色资源激发乡村产业的发展活力是县域经济持续增长的关键。本文将中国特色农产品优势区认定政策视为准自然实验，基于县域层面的统计数据和卫星遥感数据，采用 PSM-DID 方法系统评估了中国特色农产品优势区认定政策的实施对县域经济增长的影响。研究结果表明，中国特色农产品优势区认定政策的实施显著促进了当地县域经济的增长。这一效应在经过一系列稳健性检验后依然成立。机制分析发现，政府通过强化对中国特色农产品优势区的财政支持力度，着力改善其交通基础设施，充分发挥公共投资对私人工资本的诱发效应，推动农产品加工、乡村旅游等二三产业的发展，从而带动整个县域的经济增长。进一步研究发现：中国特色农产品优势区认定政策的实施能辐射带动周围 240 千米内县域经济的增长；该政策实施对县域经济增长的促进作用在粮食主产区、财政压力小以及营商环境好的县域更明显。值得注意的是，中国特色农产品优势区建设还在一定程度上改善了当地的生态环境。本文研究不仅为客观评估中国特色农产品优势区认定政策实施效果提供了经验证据，也为未来中国制定特色农业发展政策提供了借鉴。

关键词： 特色农业 县域经济增长 PSM-DID 中国特色农产品优势区

中图分类号： F323.2; F061.3 **文献标识码：** A

一、引言

县域经济是城市经济和农村经济的联结点，在承接产业转移、优化经济结构、推进新型城镇化和吸纳农村剩余劳动力等方面发挥着重要作用（王邹和孙久文，2023）。截至 2023 年底，中国县域经济总量占国内生产总值的比例以及县域人口规模占全国总人口的比例分别超过 38% 和 50%（杜志雄，2024）。然而，由于产业基础薄弱、同质化特征明显等诸多突出问题（王博和王亚华，2022），县域产业发展的内生动力明显不足。这不仅会制约当地经济的持续发展，也将延缓乡村振兴的最终实现。

*本文研究受到中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“特色农业支持政策的乡村可持续发展效应：微观机理、作用效果与优化方案”（编号：2662024JGPY003）的资助。感谢审稿人的宝贵建议，文责自负。本文通讯作者：杨福霞。

因此，根据习近平总书记关于落实产业帮扶政策、着力做好“土特产”文章的重要指示精神，2024年的中央“一号文件”强调，要持续壮大乡村富民产业，支持农户发展特色种养、手工作坊、林下经济等家庭经营项目。

中国幅员辽阔，气候条件与地形特征多样，有5000多年不间断的农耕文明历史，各地有着丰富的特色鲜明、替代性弱的农业资源。运用现代化技术手段，科学开发这些特色资源，发展适度规模的特色农业，无疑是县域层面产业振兴的重要途径之一。从实践看，特色的高质量发展离不开产业政策的有力支持。2002—2016年，国家出台了《关于加快西部地区特色农业发展的意见》《特色农产品区域布局规划（2013—2020年）》等一系列政策，有力带动了特色农业的发展。然而，上述政策更多侧重“增产重量”，未能强化特色农产品的品牌优势。而且，由于政策支持体系的不完善，特色农业对区域经济发展的带动作用未能充分发挥出来。为补齐这一短板，国家在2017年的中央“一号文件”中特别指出，要鼓励各地创建特色农产品优势区、做大做强优势特色产业。随后，多部委联合印发《特色农产品优势区建设规划纲要》，对中国特色农产品优势区（以下简称“特优区”）建设进行了具体部署。特色农产品优势区建设是现阶段国家针对特色农业产业发展进行的一项重大制度性安排，实现了特色农业产业发展由“增产重量”向市场化品牌化转变、政府服务由注重支持生产向支持产业后端延伸的模式创新^①。截至2021年，全国已认定4批共计310个特优区^②。那么，特优区政策的实施是否如规划预期那样明显促进了当地的经济增长？这种效应在哪些地区更明显？具体作用渠道又是什么？回答以上问题不仅有助于准确衡量特优区建设的实际效果，还能够为政府进一步发展乡村特色优势产业、以产业振兴助推乡村振兴提供一定的参考。

关于特色农业对经济增长的影响，学者主要从理论机制探究和作用效果检验两个方面展开分析。针对特色农业如何推动地区经济增长这一理论问题，现有研究大多基于具体案例，着重从政府竞争、特色农产品溢价、产业规模集聚、新型经营主体培育等视角探讨其内在过程。第一，特色农业能够发挥地区资源优势，吸引政府投资进而促进县域经济的发展。在项目分级治理背景下，为了在县际晋升锦标赛中获胜，县级政府往往会尽力挖掘当地的特色农业资源，以形成差异化产业亮点为目标，通过增加财政预算改善当地基础设施和营商环境（田先红，2022），吸引人才、资金等要素在特定区域内

^①资料来源：《农业现代化辉煌五年系列宣传之五：培育壮大特色农产品优势区》，http://www.ghs.moa.gov.cn/ghgl/202105/20210513_6367647.htm。

^②第一批名单详见《农业部 中央农村工作领导小组办公室 国家发展改革委 财政部 国家林业局 科技部 国土资源部 环境保护部 水利部关于认定中国特色农产品优势区名单（第一批）的通知》，https://www.moa.gov.cn/govpublic/SCYJJXXS/201712/t20171228_6131900.htm；第二批名单详见《关于中国特色农产品优势区名单（第二批）的公示》，https://www.moa.gov.cn/xw/zxfb/201812/t20181213_6164868.htm；第三批名单详见《多部门关于认定中国特色农产品优势区（第三批）的通知》，https://www.gov.cn/xinwen/2020/02/27/content_5483801.htm；第四批名单详见《农业农村部 国家林业和草原局 国家发展改革委 财政部 科技部 自然资源部 水利部关于认定中国特色农产品优势区（第四批）的通知》，https://www.moa.gov.cn/nybgb/2020/202012/202102/t20210201_6360858.htm。

集聚，进而打造县域经济发展的“金字招牌”（褚庆宜和赵祥云，2023）。第二，特色农业中的高质量品牌商品具有品牌效应，能够提高产品附加值和溢价能力，增强产品的对外竞争力，进而提高县域产业活力（Cardoso et al., 2022；耿献辉等，2023）。第三，特色农业的发展可以推动农村产业结构的调整，促进乡村一二三产业的融合发展，延伸农业产业链（张德海等，2022）。例如，特色农业的发展能够带动旅游产业的发展。这不仅可以增加当地的旅游收入，还有利于农村劳动力的就业（Guareschi et al., 2023）。第四，特色农业的发展有利于资本流入和新型农业经营主体的培育，可以通过推动农业产业化、促进农地流转等方式促进县域经济的发展（张红宇，2018）。与上述研究相比，关于特色农业发展对地区经济增长效果的实证分析略显不足。部分研究以欧美等国（如法国、意大利）的地理标志产品为切入点，考察了农产品地理标志认定的经济效应。研究发现，地理标志认定能够有效缓解消费者与生产者之间的信息不对称，提高特色农产品的附加值（Raimondi et al., 2024），进而提升其市场竞争力，并诱致外来资本进入农产品生产加工和物流等行业，最终推动整个地区的经济繁荣（Crescenzi et al., 2022）。此外，高附加值的特色产品还能通过贸易方式促进地区经济的发展（Curzi and Huysmans, 2022）。针对中国特色农产品发展的经济增长效应，部分研究结合“一村一品”示范（韩亮和万俊毅，2023）、地理标志产品认证（Qie et al., 2023）、兴边富民（曹艳春和范鹏飞，2024）等政策的实施进行了实证分析。研究发现，特色农业发展能够通过增加就业机会、提高农业产业水平等方式促进区域经济增长和农户增收。

综合来看，现有文献对特色农业发展的经济增长效应进行了深入而系统的研究，为本文的研究工作提供了很好的借鉴，但是，对指导中国特色农业的具体实践而言，现有研究仍有进一步改进的空间：其一，现有关于特色农业促进经济增长的经验证据主要集中在发达国家，而国内对该问题的分析多止步于定性讨论或简单的理论推理，鲜有严谨的经验证据。与高度发达的市场经济国家相比，中国特色的农业发展模式具有明显的差异性，政府在特色农业发展过程中扮演着至关重要的角色。然而，目前仅有少量文献实证分析了政策对特色农业的经济影响。特别是，针对特优区认定这类具体措施，其实施给当地经济带来了多大程度的影响，尚未有文献对此进行科学的评估。其二，已有文献从就业结构改变、人口集聚等视角考察了地理标志对经济发展的影响，忽视了政府、工商资本以及营商环境等因素的重要作用。从理论逻辑上看，特色的高质量发展离不开有为政府和有效市场的共同作用，特别是在中国特色社会主义市场经济体制下，地区营商环境和基础设施条件在吸引产业资金、技术、人才等方面尤为重要，而现有研究尚未探析这些因素在特色农业发展过程中的关键作用。其三，已有研究采用双重差分法识别地理标志认证对当地经济发展的影响，但多数研究没有考虑地理标志认证时间的不同可能引发的异质性处理效应，估计结果的可靠性需要进一步验证。

有鉴于此，本文借助“中国特色农产品优势区”认定政策这一准自然实验带来的外生冲击，将卫星遥感数据与县域层面的统计数据进行匹配，采用基于倾向得分匹配的双重差分模型（PSM-DID）实证分析特优区政策实施对县域经济增长的影响。与现有文献相比，本文的研究特色主要体现在以下三点：首先，与关注特色农产品对区域经济发展影响的定性讨论不同，本文运用科学的计量方法评估特优区政策实施对当地县域经济增长的影响程度。这不仅能够定量评估特优区政策实施的实际效果，还

能为进一步推动区域特色农业发展提供一定的借鉴。其次，与现有研究从就业、人口集聚等视角探究地理标志对经济增长的作用不同，本文基于特优区这一区位导向性政策，从其依照的“政府支持、企业经营”的基本原则出发，以政府支持和企业等工商资本流入为切入点，从“政府赋能—企业经营—产业集聚推动”三个维度探究特优区政策实施促进县域经济增长的路径。最后，与现有在城市层面分析地理标志对当地经济发展的影响的研究不同，本文采用县域层面的面板数据，样本容量的扩充可以有效克服估计偏差问题。同时，采用双重差分法在一定程度上能够避免特优区政策实施的内生性造成的干扰。而且，本文还考虑了多时点 DID 模型存在的处理效应异质性问题，以进一步增强研究结论的可靠性。

二、政策回顾和理论分析

（一）政策回顾

为了推动特色农业的高质量发展，中央出台了多项政策指导地方特色产业以带动农民增收。早在 2002 年，通过制定《关于加快西部地区特色农业发展的意见》，中国开启了特色农业发展的探索之路。2003—2007 年，国家陆续制定多项特色农产品区域布局规划，重点对蔬菜、果品、粮油、饮料、花卉、纤维、中药材、草食畜、猪禽蜂、水产等 10 个大类 114 种特色农产品的开发过程进行宏观指导。后来，为进一步夯实农业农村发展基础，原农业部于 2010 年实施了“一村一品”强村富民工程，用以推动农村主导产业的优化升级。这一时期（2003—2011 年）属于特色农业发展的起步期，特色农业产业发展普遍存在“重量不重质”、区域布局不合理、政策支持体系不完善等问题（何安华，2018）。

党的十八大以后，借助农业供给侧结构性改革和精准扶贫的契机，中央对特色农业产业的扶持进入更为细致的新阶段。2014 年，国家发布了《特色农产品区域布局规划（2013—2020 年）》，首次将特色农产品布局细化到具体县域，为后续政策的精准发力提供了基础。2017 年，多部门联合印发《特色农产品优势区建设规划纲要》，初步认定并公布了 62 个特优区建设名单，之后逐年认定一批。截至 2021 年，累计认定 4 批共计 310 个特优区，农产品品种（类）包括粮经作物、园艺产品、畜产品、水产品和林产品五大类^①。从具体措施来看，特优区统筹利用中央和地方政府在财政资金、信贷以及土地等方面的支持政策，着重从如下几个方面展开建设：一是建设特色农产品标准化生产基地，培育新型农业经营主体，扩大特色农产品的生产规模。二是建设特色农产品初加工和精细加工基地，引导农产品加工产业向园区聚集，提高特色农产品附加值。三是建设适合特色农产品的仓储物流基地。针对特色农产品产地市场发展严重滞后问题，支持家庭农场、农民专业合作社开展农产品仓储保鲜冷链等设施建设。同时，通过完善基础设施，畅通农产品“出村进城”的“最后一公里”。四是完善科技支撑和质量控制体系，促进特色农产品生产的品质化和产品多样化，增强农产品核心竞争力。五是强化品牌建设，提升特色农产品的品牌效益，吸引社会资本流入。得益于特优区政策的实施，当地经济发展

^① 特优区能否申报认定成功的关键是当地是否具有独特的生态条件和资源禀赋。这一条件往往由当地所处的地理位置和气象条件决定，受经济因素的影响较小。因此，特优区的认定具有较好的外生性。

水平得到明显提升。附表 1^①报告了基于样本数据的各批次特优区与所有非特优区县域的经济发展水平差异的检验结果。可以发现，4 个批次特优区所在县域经济发展水平的均值和中位数均显著高于非特优区县域。这一对比为本文后续的实证检验提供了良好的事实依据。

（二）理论分析

通过专门性政策推动特色农业的发展，带动区域经济增长和农民增收是世界各国尤其是发展中国家的通行策略（Huang and Tan, 2023）。特色农业发展政策由一系列政策工具组合而成，包括基础设施建设、农业发展相关的金融和土地支持、财政直接投资、特色品牌培育和标准化生产体系建设等多种措施。这些措施在促进当地特色农业发展进而带动县域经济增长等方面扮演着重要角色。第一，特色农业发展政策通过增加资金投入，改善农产品产区的交通、水利等生产条件，可以降低特色农业发展的自然风险，提高农民生产特色农产品的积极性。同时，相关政策也鼓励利益相关者增加技术、管理服务等要素投入，有助于提高特色农业生产效率，增加特色农业总产值（韩亮和万俊毅，2023）。第二，特色农业发展政策能够激励农户和新型农业经营主体深度挖掘特色农产品的产品价值和文化内涵，带动农产品加工、乡村旅游等相关产业的发展，形成产业规模集聚效应，进而增强县域经济活力（张德海等，2022）。第三，特色农业发展政策强调特色品牌的培育和市场的拓展，能为县域经济发展注入新动力。通过打造具有地方特色的农产品品牌，提高特色农产品的市场知名度和美誉度，不仅有助于提高农产品的市场价格，还能拓宽产品销售渠道，吸引更多消费者和投资者。与此同时，市场的拓展也能够加强本地区与其他地区的经济合作，为县域经济带来更多资源和机遇，进而推动县域经济的增长（Cardoso et al., 2022；耿献辉等，2023）。基于上述分析，本文提出如下研究假说。

H1：特优区认定政策实施能够促进县域经济增长。

特优区集中分布在老少边区（温保凤等，2023）。这些地区大多具有交通不便、土地零碎、经济基础薄弱等特点，投资匮乏和基础设施不完善严重制约了当地经济的发展（杨冕等，2022）。特优区政策实施能够增加政府公共投资，通过改善基础设施这一“政府输血”路径促进当地县域经济的增长。一方面，特优区在顶层规划中明确强调了地方政府落实特优区建设目标的属地责任，要求当地政府将特优区发展列为一项重要工作。同时，为将相关建设工作落到实处，《特色农产品优势区建设规划纲要》还明确规定了特优区经济发展的具体指标任务，并建立了每两年一次的动态考评机制，以强化对规划实施效果的考核。因此，特优区政策的实施能够为政府增加公共投资设定硬约束。另一方面，为带动地区产业转型升级和高质量发展，地方政府往往会抓住特优区政策实施的契机，统筹更多财政资金向特色农业倾斜，并协同推进特优区内标准化生产基地、加工基地、仓储物流基地、特色品牌等多方面的建设工作。这些建设引致的生产性公共投资无疑会改善特优区落后的基础设施条件，从而推动当地经济发展。基于以上分析，提出如下研究假说。

H2：特优区建设能够通过增加政府投资尤其是生产性基础设施投资，促进县域经济的增长。

^①篇幅所限，该结果未体现在文中。感兴趣的读者可查看《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中的附表 1。

与政府提供财政支持、改善特优区基础设施的“输血”道路不同，特优区还特别强调特色品牌方面的建设。这极大地吸引了社会资本的流入，推动产业的集聚，通过自身“造血”促进县域经济的增长。资本流入和产业集聚对经济增长的推动作用已经被大量文献证实（杨冕等，2022；谢泽宇等，2023；彭凌志和赵敏娟，2024），而特优区建设能从以下几个方面吸引资本流入，并带来产业的集聚。首先，特优区政策实施能够为社会资本流入提供便利。工商资本参与乡村振兴普遍存在建设用地获取难、企业进入门槛高、配套服务缺失等难点（周振，2020）。特优区政策在实施过程中明确要求地方政府要落实国家关于支持特色农业发展的税收优惠、项目支持、金融支持等一系列政策，并优先审批用于特色农业发展的建设用地。这些政策不仅能够促进当地相关企业的发展，还能吸引域外资本的流入。其次，从特优区的建设内容看，特优区围绕标准化生产、加工、仓储物流基地进行建设，核心目标是做大做强特色农业产业，提供更多优质的特色农产品。与传统农产品相比，特色农产品具有较高的知名度和市场声誉，能获得更多消费者的青睐，具有更高的利润。在利润驱动下，企业有更强的动力在县域特色农业资源的开发和利用中投入资本，带动农产品加工等行业的发展，推动农业产业链延伸（耿献辉等，2023）。最后，特优区在通过物联网、大数据等新技术深挖乡村新功能、新价值的同时，能够吸引其他行业的资本投入与特色农产品相关的包装、储藏、运输、信息、休闲、旅游等行业，进而培育壮大县域经济发展的新业态。大量相关企业、组织和社会机构在空间上的集聚，不仅能够推动当地农业的转型升级，还能够通过外部性和正向溢出效应促进当地经济的增长。基于上述分析，提出如下研究假说。

H3：特优区建设能够通过吸引工商资本流入，提高县域产业集聚水平，进而促进县域经济的增长。

三、研究设计

（一）主要变量选取与说明

1.被解释变量：县域经济增长水平。衡量经济增长的常见指标包括地区生产总值（杨芳等，2023）、人均地区生产总值（彭凌志和赵敏娟，2024）、夜间灯光亮度（谢泽宇等，2023）。由于GDP数据在统计过程中易受人为因素干扰，而夜间灯光亮度数据是卫星对地球的“自然扫描”，其数据在准确性和完整性上更好，因此，本文在基准模型中采用各县域夜间灯光亮度数据均值的对数值来衡量县域经济增长水平。此外，由于部分经济活动可能无法通过灯光亮度来体现，而且，灯光亮度也不能有效区分经济增长的具体来源，所以，本文在后续实证分析中也报告了基于地区生产总值、三次产业增加值的回归结果，以检验基准回归的稳健性。

2.核心解释变量：特优区政策实施情况。若某县域在当年及以后年份进入了特优区名单，则将特优区政策实施情况变量赋值为1；否则，将其赋值为0。确定处理组和对照组以及相应的处理时间是构造这一变量的关键，具体做法参见下文。

3.匹配协变量与控制变量。特优区认定成功的关键条件是当地是否具备独特的生态条件和资源禀赋。因此，不同县域的地理地貌差异以及资源禀赋情况是进行匹配时需考虑的关键协变量。参照谢婷

婷（2024）的做法，本文用海拔和坡度衡量县域的地理地貌情况，用林草地覆盖率、年降水量、年平均气温反映县域的自然资源禀赋情况。在控制变量方面，本文参考卢盛峰和张浩天（2024）的做法，选取了县域的市场规模、地域面积、财政收入水平、受教育水平、年平均气温、年降水量六个控制变量。同时，引入基期控制变量（以2014年为基期）与时间固定效应的交互项，以避免引入事后控制变量可能带来的估计结果不满足一致性的问题。

（二）实证模型设定

为缓解处理组与对照组事先存在的特征差异，本文首先基于PSM方法得到新的研究样本。然后，通过多时点双重差分模型（DID）进行实证分析，模型形式如下：

$$Y_{it} = \alpha + \beta Policy_{it} + \lambda(X_i \times \theta_t) + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中： i 代表县域； t 代表时间； Y_{it} 为被解释变量，反映县域的经济增长水平，在基准回归中用县域层面的夜间灯光亮度均值的对数值表示； $Policy_{it}$ 是核心解释变量，当*i*县在*t*年及以后年份进入特优区名单，该变量取值为1，否则为0； α 是截距项； β 是本文关注的核心解释变量的估计系数，如果 β 显著大于0，则说明特优区政策的实施能够显著提高县域灯光亮度，即显著促进县域经济的增长； X_i 是前文选取的一系列基期控制变量的集合； μ_i 代表县域固定效应，用以控制县域层面不随时间变化的因素； θ_t 代表时间固定效应，用以控制时间层面的不随县域变化的因素； ε_{it} 为随机扰动项。

进一步，本文将对特优区政策的实施促进县域经济增长的机制进行检验。参考杨芳等（2023）的做法，本文主要分析核心解释变量对机制变量的影响，构建的回归模型如(2)式所示：

$$M_{it} = \alpha + \beta Policy_{it} + \lambda(X_i \times \theta_t) + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2) 式中： M_{it} 是本文的机制变量，包括县级层面的政府财政支出强度、政府生产性支出水平、政府民生性支出水平、工商资本流入规模、农产品加工业发展水平、产业集聚水平；其他变量的定义同(1)式。需要指出的是，政府生产性支出水平和农产品加工业发展水平两个变量仅能获取到地级市层面的数据，本文参考杨冕等（2022）的方法，构建强度双重差分模型识别特优区政策实施对县域经济增长的影响机制，模型具体形式如下：

$$M_{ct} = \alpha + \gamma Count_c \times C_{ct} + \lambda(X_c \times \theta_t) + \mu_c + \theta_t + \varepsilon_{ct} \quad (3)$$

(3) 式中： c 代表地级市； t 代表时间； M_{ct} 为地级市层面的机制变量； α 是截距项； γ 是核心解释变量的估计系数； $Count_c \times C_{ct}$ 是核心解释变量， $Count_c$ 是地级市*c*中被纳入特优区的县域数量，用以刻画地级市受特优区政策影响的程度； C_{ct} 是政策虚拟变量，当地级市*c*中有一个县域被纳入特优区时， C_{ct} 取值为1，否则取值为0； $X_c \times \theta_t$ 是地级市层面的基期控制变量与时间固定效应的交互项，地级市层面的基期控制变量所用的具体指标与(1)式中基期控制变量指标相同； μ_c 和 θ_t 分别表示地级市固定效应和时间固定效应； ε_{ct} 为随机扰动项。

（三）样本筛选与处理

受县域层面数据可得性的限制，本文使用的数据截至 2021 年。第一批特优区的认定时间为 2017 年 12 月（若某县域在某一年度的上半年被认定为特优区，则认为其在该年度实施了特优区政策；若某县域在某一年度的下半年被认定为特优区，则认为其在该年度的下一年度实施了特优区政策），为使处理后样本的时间跨度与处理前接近，同时，为避免样本时间跨度太长可能带来的其他政策的混淆影响，本文将样本时间跨度的起始年份设定为 2014 年。如无特别说明，本文研究所用样本的时间跨度为 2014—2021 年。

为尽可能满足双重差分模型的使用前提，本文通过 PSM 为处理组匹配合适的对照组。两组样本的具体筛选方法如下：在处理组选取方面，2017—2021 年，农业农村部等部门公布了 4 批特优区名单，包括 310 个中国特色农产品优势区。申报认定存在同一个地级市下多个县、县级市或地级市的市辖区联合创建特优区的情况，对此，本文的处理方式是：若某特优区由同一个地级市下的多个县、县级市或地级市的市辖区联合创建，则将每一个县、县级市或地级市的市辖区归入处理组。而且，若某一县域多次被认定为特优区，则以其第一次被认定年份为处理年份。此外，为保证样本县域的行政区划层级较为相似，本文仅保留了以县、县级市、地级市的市辖区命名的特优区样本，经过匹配后的处理组样本包括 230 个特优区所在县域。在对照组选取方面，为缓解对照组与处理组在政策实施前可能存在的差异，首先，本文根据《特色农产品区域布局规划（2013—2020 年）》^①中的名单，将对照组限定为该名单中的特色农产品优势县（不包括被认定为特优区的县）。然后，参考余长林和马青山（2023）的做法，使用 PSM 方法，依据有放回卡尺内（卡尺范围为 0.05）1:2 近邻匹配原则，筛选得到与处理组样本特征相近的对照组，共计 1068 个县域样本。最终，得到 2014—2021 年 1298 个县域的面板数据。

（四）数据来源与变量描述性统计

本文通过匹配县域层面的经济特征数据和气象地理特征数据得到最终的研究数据集。夜间灯光亮度数据来自中国国家地球系统科学数据中心发布的全球 500 米分辨率“类 NPP-VIIRS”夜间灯光数据集。县域层面气象数据来自美国海洋与大气管理局，包括中国 465 个气象站点每日不同时刻的气温和降水量数据。本文将县域层面的日度气象数据汇总得到年度气象变量数据。海拔和坡度数据来自全国 30 米×30 米的地理高程数据集（DEM），林草地覆盖率数据来自 1 千米×1 千米的土地利用现状数据集，以上栅格数据均通过 Arc GIS 或 R 软件汇总到县域层面。其他经济特征数据与行政区域面积数据来自 2015—2022 年历年的《中国县域统计年鉴（县市卷）》，与价格相关的变量以 2014 年为基期，通过地区生产总值指数进行平减。此外，由于数据的限制，机制分析中还用到了部分地级市层面的特征变量，这些数据来自 2015—2022 年历年的《中国城市统计年鉴》。

主要变量的定义及描述性统计结果如表 1 所示。

^①参见《特色农产品区域布局规划（2013—2020 年）》，https://www.moa.gov.cn/ztl/tbj/zcgh/201605/t20160523_5146633.htm。

特色农业发展政策实施的县域经济增长效应

表 1

主要变量定义及描述性统计结果

变量类型	变量名称	变量定义或赋值	观测值数	均值	最小值	最大值
被解释变量	经济增长水平	夜间灯光亮度均值	10384	0.356	0	18.922
核心解释变量	特优区政策实施情况	某县域在当年及以后年份是否被认定为特优区：是=1，否=0	10384	0.053	0	1
匹配协变量与控制变量	林草地覆盖率	县域林地和草地面积占所有类型土地面积的比例（%）	10384	52.900	0	99.100
	海拔	县域海拔（米）	10384	879.920	1.409	5145.824
	平均坡度	县域平均坡度（度）	10384	14.755	1.596	33.267
	年平均气温	县域年平均气温（摄氏度）	10384	14.842	-2.707	26.679
	年降水量	县域年降水量（毫米）	10384	1153.660	40.514	3445.254
	市场规模	2014 年县域户籍人口数与行政区域面积的比值（人/平方千米）	10384	283.411	0.130	1488.095
	地域面积	2014 年县域行政区域面积（平方千米）	10384	3167.293	112	202298
	财政收入水平	2014 年县域一般公共预算收入（万元）与县域地区生产总值（万元）的比值	10384	0.069	0	1.069
	受教育水平	2014 年县域小学在校生人数与行政区域面积的比值（人/平方千米）	10384	18.756	0	113.932

注：①表中报告的是基于 PSM 匹配后的变量描述性统计结果。②年平均气温和年降水量两个变量，作为匹配协变量时，用的是 2014—2021 年的数据；作为控制变量时，用的是 2014 年基期数据。表中报告的是作为匹配协变量的描述性统计结果。③经济增长水平、地域面积、财政收入水平、受教育水平在表中报告的是原值，在后文实证分析中则进行取对数处理。

四、实证结果与分析

(一) 倾向得分估计与匹配平衡性检验

由于 PSM 适用于截面数据而 DID 适用于面板数据，现有文献大致遵循两种思路进行 PSM-DID 估计：一是将面板数据视为截面数据直接匹配；二是按年份进行逐期匹配（白俊红等，2022）。由于逐期匹配情况下不同年份的匹配样本之间缺乏可比性（魏守华等，2020；王安邦等，2022），故本文采用第一种匹配策略作为主要匹配方式，并在稳健性检验部分报告基于第二种匹配策略的估计结果。表 2 汇报了处理组与对照组匹配变量（协变量）的平衡性检验结果^①。从表 2 可以看出，在匹配后，所有协变量 t 统计量的 p 值均大于 0.10，说明通过匹配基本上消除了协变量在处理组与对照组之间的差异，一定程度上保证了对照组是处理组的“反事实结果”。此外，匹配后协变量偏差值的绝对值均小于 5%，满足平衡性假设。

^①篇幅所限，平衡性检验的核密度图以及共同取值范围图未加入文中。感兴趣的读者可查看《中国农村经济》网站（zgncejj.ajcass.com）本文附录中的附图 1 和附图 2。

表2 匹配变量的平衡性检验结果

变量	是否匹配	处理组均值	对照组均值	偏差(%)	偏差减少幅度(%)	t统计量	t检验的p值
林草地覆盖率	匹配前	12.989	15.413	-33.800		-12.670	0.000
	匹配后	12.917	13.008	-1.400	95.800	-0.220	0.643
海拔	匹配前	657.150	931	-27.600		-10.000	0.000
	匹配后	639.100	652.350	-1.300	95.200	-0.480	0.633
平均坡度	匹配前	0.471	0.542	-21.400		-8.310	0.000
	匹配后	0.470	0.479	-2.900	86.600	-0.860	0.388
年平均气温	匹配前	1180.300	1148.300	5.800		2.320	0.020
	匹配后	1182.400	1205.600	-4.200	27.600	-1.210	0.225
年降水量	匹配前	15.079	14.793	5.800		-6.710	0.000
	匹配后	15.115	15.133	-0.400	93.700	-0.260	0.791

(二) 基准回归结果

基于 PSM 处理后的样本，本文采用基于 (1) 式的多时点 DID 模型估计特优区政策实施对县域经济增长的影响，结果如表 3 所示。表 3 (1) 列和 (3) 列未包括基期控制变量与时间固定效应的交互项，表 3 (2) 列和 (4) 列则包括了基期控制变量与时间固定效应的交互项。此外，表 3 中的 (1) 列和 (2) 列为不控制县域固定效应和时间固定效应的混合估计结果，而 (3) 列和 (4) 列则为同时控制县域固定效应和时间固定效应的回归结果。从表 3 (3) 列可以看出，在不控制其他特征变量时，特优区政策实施对县域经济增长具有显著的正向影响。而在控制影响经济发展的特征变量后，该影响仍在统计上显著，即与非特优区相比，特优区政策的实施显著促进了当地县域经济的增长。从表 3 (1) ~ (4) 列的结果可以看出，无论是否控制有关变量，特优区政策实施对县域经济增长的影响均是显著的，在一定程度上说明了本文估计结果的稳健性。

表3 特优区政策实施影响县域经济增长的基准回归结果

变量	被解释变量：经济增长水平			
	(1)	(2)	(3)	(4)
特优区政策实施情况	0.253*** (0.024)	0.150*** (0.019)	0.036*** (0.011)	0.021** (0.009)
基期控制变量×时间固定效应	未控制	已控制	未控制	已控制
时间固定效应	未控制	未控制	已控制	已控制
县域固定效应	未控制	未控制	已控制	已控制
调整后的 R ²	0.032	0.485	0.944	0.969
观测值数	10384	10384	10384	10384

注：①***和**分别表示 1% 和 5% 的显著性水平。②括号内为聚类到县域的稳健标准误。

(三) 动态效应检验

为保证基准结果的可靠性，并考察特优区政策实施对县域经济增长的影响在时间上的变化趋势，参考已有文献（杨芳等，2023），本文采用事件研究法分析特优区政策实施影响县域经济增长的动态

效应。设定的计量模型如(4)式所示:

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{k=-7}^3 \gamma^k Policy_{it}^k + \lambda(X_i \times \theta_t) + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(4)式将(1)式中的 $Policy_{it}$ 用一组虚拟变量 $Policy_{it}^k$ 代替,具体取值方式如下:如果当前年份与某县域被认定为特优区年份的差值为 k ,则该变量取值为1;否则,取值为0。具体来说, $k=-1$ 表示该县域被认定为特优区的前一年, $k=0$ 表示该县域被认定为特优区的当年, $k=1$ 表示该县域被认定为特优区的后一年,以此类推。其余变量的含义同(1)式。此处以特优区认定的前7年($k=-7$)为基期。附图3^①展示了在95%的置信区间下基于(4)式的估计系数 $\gamma^{-6}, \gamma^{-5}, \dots, \gamma^3$ 。

从附图3可以发现,在特优区认定前,核心解释变量的估计系数没有显著异于0^②,满足平行趋势假设。从政策的动态效应看,特优区政策实施对县域经济的增长具有显著正向影响。不过,这种影响在政策实施第2年后呈减缓趋势。一个可能的解释是:在特优区的申报阶段和批准初期,地方政府投入了较多资金,而在后续阶段,政府的扶持力度有所下降。

(四) 稳健性检验

1. 安慰剂检验。与最小二乘法估计相比,双重差分法允许处理组与对照组之间存在一些不可观测的因素。这能在一定程度上缓解内生性问题,使估计结果更为可靠。然而,对研究结果可信度的另一种担心在于,县域经济的增长很可能来自某些随机因素的干扰,而不是由特优区政策实施带来的。为此,参考白俊红等(2022)的做法,构造伪特优区变量,每次随机抽取230个县域作为处理组,且政策冲击时间随机给出,得到500组政策虚拟变量,重新估计(1)式,进而得到虚拟核心解释变量的估计系数。安慰剂检验结果^③表明,虚拟核心解释变量的估计系数主要集中在0附近,符合标准正态分布,而实际核心解释变量的估计系数为0.021,与安慰剂检验的估计系数明显不同。这在一定程度上说明,本文的基准回归结论是稳健的。

2. 排除其他政策的影响。第一,排除脱贫攻坚政策的影响。本文的研究时期为2014—2021年,在此期间,中国政府开展了举世瞩目的打赢脱贫攻坚战行动。为了排除脱贫攻坚政策实施对前述结论造成的干扰,此处采取如下两种方案对其进行控制。一是在回归中剔除了处理组和对照组中的原贫困县样本;二是在基准回归中进一步加入脱贫攻坚政策虚拟变量以控制其影响,即在(1)式基础上,进一步加入虚拟变量 $Poor_{it}$,模型表达式如下:

$$Y_{it} = \alpha + \beta Policy_{it} + \phi Poor_{it} + \lambda(X_i \times \theta_t) + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

(5)式中, $Poor_{it}$ 为政策虚拟变量,表示*i*县域在*t*年是否作为国家级贫困县受到脱贫攻坚政策

^①篇幅所限,该结果未体现在文中。感兴趣的读者可查看《中国农村经济》网站(zgncjj.ajcass.com)本文附录中的附图3。

^②事前估计系数联合检验F统计量的p值为0.298,不能拒绝事前估计系数均等于0的原假设。

^③篇幅所限,安慰剂检验的结果未体现在文中。感兴趣的读者可查看《中国农村经济》网站(zgncjj.ajcass.com)本文附录中的附图4。

的影响。根据国家乡村振兴局发布的《832个国家贫困县历年摘帽名单》，若 i 县域在 t 年脱贫，则认为从 2014 年至该年度该县域受到了脱贫攻坚政策的影响，将政策虚拟变量赋值为 1，否则赋值为 0。其余变量的含义与（1）式相同。剔除原贫困县样本以及纳入脱贫攻坚政策虚拟变量的回归结果如表 4（1）列和（2）列所示。可以看出，在排除脱贫攻坚这一政策的干扰后，特优区政策实施仍能够显著促进县域经济的增长，在一定程度上说明基准回归结果是稳健的。

表 4 稳健性检验结果

变量	稳健性检验结果				
	(1) 剔除贫困县 样本	(2) 加入脱贫攻坚 政策虚拟变量	(3) 排除农村产业 融合发展政策影响	(4) 夜间灯光 亮度均值	(5) 县域地区 生产总值
特优区政策实施情况	0.024* (0.013)	0.018** (0.009)	0.021** (0.009)	0.147** (0.071)	0.005*** (0.001)
脱贫攻坚政策		0.026*** (0.003)			
产业融合发展政策			0.004 (0.009)		
基期控制变量×时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
调整后的 R ²	0.964	0.656	0.969	0.932	0.987
观测值数	5648	10384	10384	10384	10256

注：①***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。②括号内为聚类到县域的稳健标准误。

第二，排除农村产业融合发展的政策的影响。在研究期内发生的与特优区较为相关的政策还有农村产业融合发展的政策。长期以来，中国县域产业结构布局不合理，一些县域的经济发展主要依托第一产业和轻工业型制造业。一二三产业融合发展能够推动农业结构调整、延伸农业产业链、引导县域产业集聚发展。这在一定程度上可以促进县域经济的产业结构升级，缓解县域经济活力不足问题。因此，农村产业融合发展的政策可能会影响县域经济的增长。基于此，本文根据《全国农村产业融合发展试点示范县名单》^①，在（1）式中加入农村产业融合发展的政策的虚拟变量，用以控制农村产业融合发展的政策对本文结论的影响^②，回归结果如表 4（3）列所示。结果显示，在排除农村产业融合发展的政策影响后，核心解释变量依然显著，说明本文的结论是稳健的。

3. 异质性处理效应诊断及检验。由于特优区政策是分批实施的，因此，在使用传统的双向固定效应模型估计特优区政策实施对县域经济增长的影响时，可能存在由异质性处理效应导致的估计偏误。为此，参考余长林和马青山（2023）的做法，对双重差分设计下双向固定效应估计量可能存在的偏误

^① 参见《国家发展改革委办公厅关于进一步做好农村一二三产业融合发展的通知》，<https://zfxgk.ndrc.gov.cn/web/iteminfo.jsp?id=2715>。

^② 若某县域在当年及以后年份成为农村产业融合发展的试点示范县，则将政策虚拟变量赋值为 1，否则赋值为 0。

进行检验，并进一步采用“异质性—稳健”估计量进行估计。首先，本文基于 Goodman-Bacon (2021) 以及 de Chaisemartin and D' Haultfoeuille (2024) 提出的两种策略进行偏误诊断。表 5 报告了根据 Goodman-Bacon (2021) 的策略进行的不同组别的分解结果，该策略的逻辑是将总的 DID 估计量分解为四类三组，分别为：较早实施特优区政策的县域 vs 较晚实施特优区政策的县域、较晚实施特优区政策的县域 vs 较早实施特优区政策的县域以及实施特优区政策的县域 vs 从未实施特优区政策的县域。可以看出，实施特优区政策的县域 vs 从未实施特优区政策的县域组的核心解释变量的估计值为 0.037，且权重（93.9%）较大，说明本文双向固定效应模型的估计结果不存在严重偏误。进一步按照 de Chaisemartin and D'Haultfoeuille (2024) 提出的思路进行分解，可以发现总权重数为 547，且权重均为正数^①，进一步说明本文基准回归结果不存在严重的估计偏误。其次，利用 Borusyak et al. (2024) 提出的“异质性—稳健”估计量进行检验。附图 6 展示了“异质性—稳健”估计量的事件研究图^②。可以发现，在特优区政策实施前，处理组和对照组不存在显著差异。而在特优区政策实施后，特优区建设显著促进了县域经济的增长。

表 5 基于 Goodman-Bacon 策略的分解结果

DID 分组类型	权重	平均 DID 估计量
较早实施特优区政策的县域 vs 较晚实施特优区政策的县域	0.046	0.001
较晚实施特优区政策的县域 vs 较早实施特优区政策的县域	0.015	-0.000
实施特优区政策的县域 vs 从未实施特优区政策的县域	0.939	0.037

4. 其他稳健性检验。第一，将被解释变量夜间灯光亮度均值的对数替换为夜间灯光亮度均值和县域地区生产总值（以 2014 年为基期进行平减），进行多时点 DID 回归。为避免量纲的影响，本文在对县域地区生产总值数据进行标准化处理后取对数。估计结果如表 4（4）列和（5）列所示。可以看出，特优区政策实施情况变量仍然显著且估计系数为正，说明本文的基准结果是稳健的。第二，剔除样本中多次被认定为特优区的县域。本文存在同一个县级行政区在不同年份被认定为特优区的情况，基准回归以其第一次被认定为特优区的年份为处理时间。为了避免这部分样本对估计结果可能造成的影响，本文将重复认定为特优区的县域从总样本中剔除，估计结果如附表 3（1）列所示^③。可以发现，在剔除该部分样本后，特优区政策实施仍能显著促进县域经济的增长。第三，更换匹配方法。在保持协变量以及匹配方式不变的前提下，本文将基准回归中的截面匹配方法替换为逐年匹配方法^④，并对其进行双重差分估计，结果如附表 3（2）列所示。可以看出，在更换匹配方法后，特优区政策实施仍

^①篇幅所限，根据 Goodman-Bacon (2021) 的做法得到的分解图以及根据 De Chaisemartin and D'Haultfoeuille (2024) 的做法得到的分解结果未体现在文中。感兴趣的读者可查看《中国农村经济》网站 (zgncjj.ajcass.com) 本文附录中的附图 5 和附表 2。

^②篇幅所限，该结果未体现在文中。感兴趣的读者可查看《中国农村经济》网站 (zgncjj.ajcass.com) 本文附录中的附图 6。

^③篇幅所限，该结果未体现在文中。感兴趣的读者可查看《中国农村经济》网站 (zgncjj.ajcass.com) 本文附录中的附表 3。

^④篇幅所限，逐年匹配的平衡性检验结果未体现在文中。感兴趣的读者可查看《中国农村经济》网站 (zgncjj.ajcass.com) 本文附录中的附表 4 和附表 5。

能显著促进县域经济的增长。第四，将被解释变量替换为县域第一产业、第二产业和第三产业增加值。为避免量纲的影响，本文先对三次产业增加值数据以 2014 年为基期进行平减，标准化处理后取对数。从附表 3 (3) ~ (5) 列可以发现，特优区政策实施显著推动了县域三次产业的发展。这表明，特优区建设带来的县域经济增长效应不仅体现在农业，还存在于第二、第三产业，进一步验证了本文基准回归结果的可靠性。

五、进一步分析

(一) 机制分析

理论分析表明，特优区政策实施既能够通过提高政府公共投资水平、改善基础设施的“输血”路径促进县域经济增长，也可以通过吸引社会资本流入、形成产业集聚的“造血”路径推动县域经济的增长。本文将结合这两个方面的因素，解释特优区政策实施推动县域经济增长背后的作用机制。

1. 政府财政支持与基础设施改善。理论分析表明，特优区政策实施不仅能够提高政府公共投资水平，还能够通过标准化生产、加工、仓储物流基地等多方面建设改善县域基础设施，进而带动县域经济的增长。本文将对此进行检验。参考 Qie et al. (2023) 的做法，用政府财政支出与县域地区生产总值的比值衡量政府的财政支出强度，并用特优区政策实施情况对其进行回归，结果如表 6 (1) 列所示。可以发现，特优区政策实施可以显著提高被覆盖区域政府的财政支出强度。这说明，在规划硬约束和政府发展动机的作用下，特优区建设的确能够提高地方政府的投资水平。那么，政府增加的财政资金是流入特优区的基础设施建设等生产性公共投资（生产性支出）领域，还是被用于民生性公共投资（民生性支出）领域了？本文参考卢盛峰和张浩天（2024）的做法对其进行检验。根据财政支出责任划分原则，县、乡道路以及卫生所等的建设往往由县级政府主导投资，因此，本文用县、乡道路硬化程度衡量政府的生产性支出水平，用县域层面的卫生所数量衡量政府民生性支出水平。受数据可得性限制，县、乡道路硬化程度用地级市层面的乡村道路硬化率表示，县域层面的卫生所数量用县域医疗机构床位数表示。估计结果如表 6 (2) 列和 (3) 列所示。可以看出，特优区政策实施对县域的生产性支出有显著正向影响，而对县域民生性支出的影响并不显著。这说明，政府增加的公共投资主要被用于特优区基础设施建设等生产性领域。为验证该结论的可靠性，在数据可得的前提下，本文进一步将被解释变量替换成地级市层面的人均道路面积，以此分析特优区政策实施是否真的改善了当地的基础设施。回归结果如表 6 (4) 列所示。可以发现，特优区政策实施确实显著改善了当地的道路基础设施。以上结论表明，特优区政策实施显著提高了政府的公共投资水平，而且这部分投资主要被用于生产性领域。假说 H2 得证。

表 6 特优区政策实施影响县域政府财政支持力度与基础设施改善情况的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	政府财政支出强度	生产性支出	民生性支出	道路基础设施
特优区政策实施情况	0.026*** (0.008)	0.186** (0.073)	43.406 (32.868)	1.865* (0.994)

表6 (续)

基期控制变量×时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	未控制	已控制	未控制
地级市固定效应	未控制	已控制	未控制	已控制
调整后的 R ²	0.711	0.916	0.950	0.945
观测值数	10254	2200	10252	2200

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②(1)列和(3)列用县域数据进行分析，相应括号内结果为聚类到县域的稳健标准误；其余列用地级市数据进行分析，相应括号内结果为聚类到地级市层面的稳健标准误。

2.工商资本流入和产业集聚。从理论分析看，特优区建设还能通过政策红利和提升特色农产品效益的方式吸引社会资本的流入，促进产业的融合集聚，进而推动县域经济增长。本文将对此进行检验。首先，验证特优区政策实施是否吸引了社会资本的流入。为此，参考相关文献做法（谢泽宇等，2023），用县域当年农业和全行业新注册企业数量衡量资本流入情况，相关数据来自天眼查数据库^①。为避免异常值的干扰，本文对数据进行5%和95%的双向缩尾处理。回归结果如表7(1)列和(2)列所示。可以看出，特优区政策实施后，县域农业新注册企业数量明显提高。从全行业新注册企业数看，核心解释变量显著且回归系数为正，说明特优区政策实施确实吸引了社会资本的流入。由于数据的限制，本文无法进一步探究这部分企业的具体来源。其次，分析特优区政策实施对县域产业集聚水平的影响。一方面，检验其是否能够促进县域农产品加工业的发展；另一方面，检验其对县域产业集聚水平的影响。受数据可得性限制，本文用地级市层面规模以上农产品加工企业主营业务收入衡量县域农产品加工业的发展水平，用第二、第三产业的增加值总和与县域行政区域面积的比值衡量县域产业集聚水平（彭凌志和赵敏娟，2024）。回归结果如表7(3)列和(4)列所示。可以发现，特优区政策实施不仅推动了县域农产品加工业的发展，也促进了县域产业的集聚。以上分析结果表明，特优区政策实施吸引了社会资本的流入。该政策不仅促进了当地农产品加工业的发展，延伸了农业产业链，也实现了资源的更高效配置，带来了产业集聚。假说H3得证。

表7 特优区政策实施影响县域工商资本流入和产业集聚水平的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	农业新注册企业数	全行业新注册企业数	农产品加工业发展	产业集聚水平
特优区政策实施情况	71.078** (35.937)	523.673*** (189.017)	27.441** (11.306)	170.511*** (62.894)
基期控制变量×时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	未控制	已控制
地级市固定效应	未控制	未控制	已控制	未控制

^①该数据库相关网址为：<https://www.tianyancha.com>。

表 7 (续)

调整后的 R ²	0.495	0.798	0.945	0.979
观测值数	10384	10384	2200	10232

注：①***和**分别表示 1% 和 5% 的显著性水平。②(1)列、(2)列和(4)列用县域数据进行分析，相应括号内数字为聚类到县域的稳健标准误；(3)列用地级市数据进行分析，相应括号内数字为聚类到地级市层面的稳健标准误。

(二) 空间溢出效应

特优区政策实施对县域经济增长的影响可能存在一定的溢出效应。这意味着，政策对某地的影响可能会传至与其相近的控制组，从而违反双重差分法的个体处理值稳定的假定。因此，借鉴相关文献的做法（余长林和马青山，2023），本文采用考虑溢出效应的双重差分法分析特优区建设对县域经济增长的辐射效果。具体模型构建如下：

$$Y_{it} = \alpha + \beta Policy_{it} + \gamma Close_{it} + \lambda(X_i \times \theta_t) + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

(6)式中： $Close_{it}$ 是表示县域 i 在 t 年是否会被分配到近邻处理组的虚拟变量，政策发生之前该变量取值为 0，处理组在政策前后该值都为 0^①； γ 衡量了特优区政策实施对近邻县域经济增长的影响；其他变量含义同(1)式。在具体的估计中，本文以 40 千米为单位，检验了 40 千米、80 千米、……、280 千米处的系数估计值。附图 7 报告了不同地理距离下，系数 γ 的估计结果及其 95% 的显著性水平下的置信区间^②。可以发现，随着距离的增加，特优区政策实施对邻近县域的经济增长的影响效果逐渐减弱，特优区政策实施仅对周边大约 240 千米范围内的县域具有显著溢出效应。这一结论表明，特优区建设不仅能提升当地经济发展水平，还具有一定的正外部性。

(三) 异质性分析

1. 基于粮食生产区域的异质性^③。从粮食生产规模看，中国 13 个粮食主产区的粮食产量占全国粮食总产量的 78% 以上^④。粮食主产区具有较好的特色农业基础，能够更好发挥资源集聚效应。那么，特优区政策实施对不同粮食产区县域经济增长的影响有无差异？为此，根据县域所属粮食生产区域的不同，将样本分为粮食主产区（赋值为 1）和非粮食主产区（赋值为 0）两类。本文在(1)式中纳入特优区政策实施情况与粮食产区类型分组变量的交互项，进而考察特优区政策实施的经济促进效应在不同粮食产区的异质性。结果如附表 6(1)列所示。可以发现，交互项显著且系数为正，说明特优区

^①篇幅所限，关于 $Close_{it}$ 的具体设定未体现在文中。感兴趣的读者可查看《中国农村经济》网站 (zgncjj.ajcass.com) 本文附录 2。

^②篇幅所限，该结果未体现在文中。感兴趣的读者可查看《中国农村经济》网站 (zgncjj.ajcass.com) 本文附录中的附图 7。

^③篇幅所限，本文异质性分析的具体结果均未体现在文中。感兴趣的读者可查看《中国农村经济》网站 (zgncjj.ajcass.com) 本文附录中的附表 6。

^④资料来源：《粮食生产区划分有待完善（经济日报 8 月 3 日第 5 版）》，https://www.moa.gov.cn/ztzl/ymksn/jjrbbd/202308/t20230803_6433429.htm。

政策实施对县域经济的促进作用在粮食主产区更明显。这一结论与“资源诅咒”理论的结论不同，可能的原因是：位于粮食主产区的县域农业生产规模大、基础设施条件好，特优区建设能够更好发挥资源集聚作用，从而推动县域经济的增长。

2. 基于政府财政压力的异质性。前文研究表明，政府对特优区的财政支持能够促进县域经济的增长。县域财政压力小，政府便能投入更多资源推动特优区的基础设施建设，进而带动县域经济的增长。有鉴于此，本文引入县域财政压力与特优区政策实施情况的交互项进行检验。县域财政压力用政府一般公共预算收入与县域地区生产总值的比值衡量（该值越大，表示县域的财政压力越小），同时，为避免引入事后变量造成的估计偏误，本文用基期的政府一般公共预算收入与地区生产总值的比值进行回归。结果如附表6(2)列所示。可以发现，交互项显著且系数为正，说明财政压力越小的地区，特优区政策实施对县域经济的促进作用越明显。这一结果也间接验证了特优区政策实施能够扩大政府财政支出进而推动县域经济增长的结论。

3. 基于地方政府营商环境的异质性。营商环境在特色产业发展中发挥着重要作用。因此，本文以营商环境为标准，考察特优区政策实施的经济增长效应是否在不同营商环境地区存在差异。由于缺乏县级层面的营商环境数据，本文采用基期各省份的市场化指数^①作为省内各县域营商环境水平的代理变量，并构建特优区政策实施情况与营商环境的交互项进行检验。结果如附表6(3)列所示。可以看出，交互项显著且系数为正，说明在营商环境好的地区，特优区带来的经济发展效益更大。值得注意的是，在营商环境差的地区，特优区政策实施反而带来了县域经济发展水平的下降。出现这一结果的逻辑在于，地方政府将有限资源配置到农业，试图通过农业产业开发带动地方经济的发展，但可能造成国家资源的浪费，让农民受到不应有的损失，结果“好心办坏事”（刘小峰等，2023）。

（四）特优区政策实施对县域生态环境的影响

前文研究较为可靠地得出了特优区政策实施会带来县域经济增长这一结论。一个值得关注的问题是，在特优区建设过程中，是否如规划预期的一样，也促进了优质特色资源的有序开发，以及资源更节约、清洁、高效的利用呢？也就是说，特优区建设是否还带来了县域生态环境的改善，实现了经济增长和环境保护的双赢呢？分析该问题不仅能够进一步拓展对特优区政策实施效果的理解，还能为优化特优区建设提供有价值的参考。为此，本文选取了县域层面的PM_{2.5}指标（分辨率为1千米）和国家地球系统科学数据中心发布的县域生态环境质量指数（分辨率为0.5千米）两个变量，并将其作为被解释变量，以（4）式为基础检验特优区政策实施对县域生态环境的影响。图1(a)和图1(b)分别报告了基于PM_{2.5}和县域生态环境质量指数的估计结果^②。可以看出，特优区建设显著降低了该地区的PM_{2.5}排放量。可能的原因是：特优区建设带动了当地特色农业的发展，增强了利益相关主体对当地独特生态环境的保护意识。然而，对县域生态环境质量指数而言，核心解释变量不显著，但估计系数为负。原因可能是：生态环境质量指数由归一化植被指数、生态质量指标等多项指标耦合而成（张

^①数据来源为王小鲁等（2021）。

^②篇幅所限，相关估计结果未体现在文中。感兴趣读者可查看《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中的附表7。

睿等, 2023), 特优区可能由于基础设施的建设而对当地植被造成了影响。以上分析结果在一定程度上表明, 特优区政策实施能够改善当地的生态环境质量。

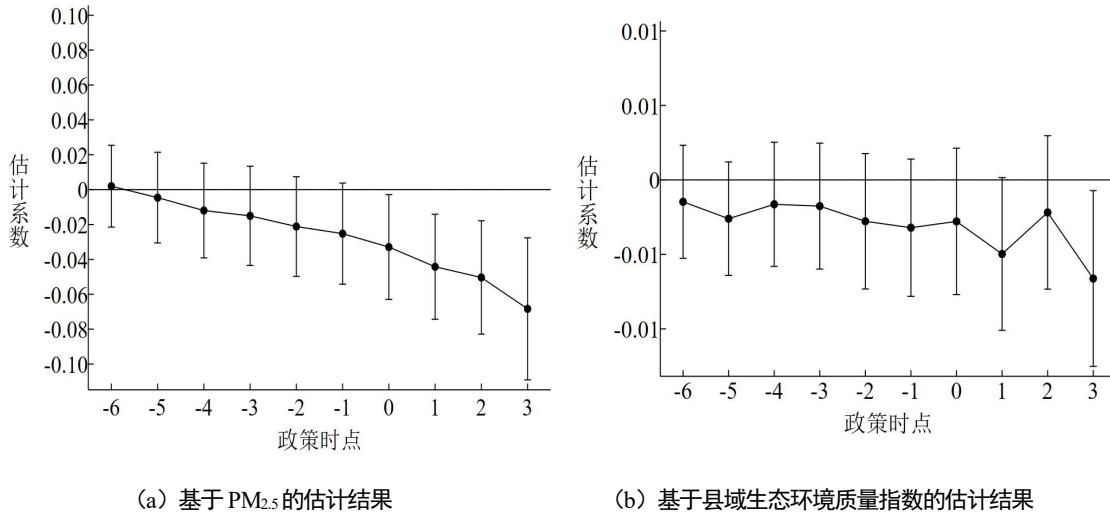


图1 特优区政策实施对县域生态环境的影响

六、结论与政策启示

为了考察特色农业发展与县域经济增长的关系, 准确评估特优区认定政策实施的实际效果, 本文利用 PSM-DID 模型, 评估了特优区政策实施对当地县域经济增长和生态环境的影响。研究结论如下: 特优区政策实施显著促进了县域经济的增长(以夜间灯光亮度为代理变量)。该结论在经过替换被解释变量、排除脱贫攻坚政策和产业融合政策的影响等一系列稳健性检验后依然成立。从动态趋势看, 政策效应在特优区政策实施两年后有明显的放缓趋势。进一步研究发现: 特优区政策实施仅对周围 240 千米内县域的经济增长具有溢出效应; 特优区政策实施对县域经济增长的促进作用在粮食主产区、财政压力小以及营商环境好的县域表现得更明显。此外, 特优区建设还能在一定程度上改善县域生态环境质量。基于本文的研究结论, 可得出如下政策启示:

第一, 加大对特优区的政策支持力度, 大力发展乡村特色产业, 做好“土特产”文章。本文的研究表明, 特优区政策实施显著促进了县域经济的增长。因此, 地方政府在发展县域经济时, 可以关注特色农业的积极作用, 将所掌握的行政资源投入当地特色农业的发展, 通过立足市场的产业政策定位、专业化的组织推动、市场环境的优化建设等方式, 有效赋能当地特色农业的发展, 提高县域经济的增长活力。与此同时, 可以围绕一批有特色、有潜力的优势产业, 适当扩大特优区建设范围, 深度挖掘特色产品的经济价值与文化内涵, 延长农业产业链, 推动乡村产业振兴。

第二, 培育特色农业发展的动力源, 提升县域经济增长内生动力。从乡村特色农业的产业基础、资源优势等条件出发, 立足市场, 突出特色, 培育重要支柱产业。要以特色产业为“牛鼻子”, 主动引进农业龙头企业, 积极培育新型农业经营主体, 实施乡村特色农产品产业带头人培育“头雁”计划。要充分发挥特色农业的辐射带动作用, 大力发展农产品加工业、乡村休闲农业、旅游、康养等多元化

产业，推动乡村三次产业的融合发展，增加农民就业机会，让更多农民分享第二、第三产业发展收益，进而带动县域农业的转型升级。

第三，坚持绿色发展理念，擦亮县域特色农业发展的绿色底色。特色农业资源主要集中在老少边区，特色农业的形成离不开当地独特的生态环境。然而，这些地区生态环境承载力较弱，容易受外部因素的干扰。因此，地方政府在推动特色农业发展的过程中，要注意对当地独特生态环境的保护，将经济发展和环境保护协同起来，合理有序开发特色资源。要建立健全特色农产品开发、利用的绿色扶持政策，加大对绿色生产技术、绿色产业、绿色项目的扶持力度，发展绿色、低碳产业。

参考文献

- 1.白俊红、张艺璇、卞元超, 2022: 《创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据》，《中国工业经济》第6期，第61-78页。
- 2.曹艳春、范鹏飞, 2024: 《兴边富民政策对西南边疆地区多维贫困的减贫效应研究——基于一项混合研究》，《公共管理学报》第1期，第106-119页。
- 3.褚庆宜、赵祥云, 2023: 《县域统合：乡村产业转型升级中的政府行为逻辑——基于陕西省柞水县木耳产业发展经验的分析》，《中国农村观察》第4期，第30-48页。
- 4.杜志雄, 2024: 《发展县域经济形成新的增长点》，《中国党政干部论坛》第5期，第17-21页。
- 5.耿献辉、牛佳、曹钰琳、谢东旭, 2023: 《农产品区域公用品牌维护及可持续发展机制——基于固城湖螃蟹的案例研究》，《农业经济问题》第4期，第78-91页。
- 6.何安华, 2018: 《中国特色农业发展40年：历程、特征与经验》，《当代农村财经》第9期，第13-16页。
- 7.韩亮、万俊毅, 2023: 《“一村一品”示范政策促进了农民增收吗？——基于多时点DID的实证检验》，《现代财经（天津财经大学学报）》第6期，第78-93页。
- 8.刘小峰、彭扬帆、徐晓军, 2023: 《选优扶强：老少边区特色农业“一县一业”格局何以形成——盐池滩羊的纵向案例研究》，《管理世界》第7期，第46-63页。
- 9.卢盛峰、张浩天, 2024: 《政府邻近、公共投资与县域经济发展》，《数量经济技术经济研究》第6期，第111-128页。
- 10.彭凌志、赵敏娟, 2024: 《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》，《中国农村经济》第2期，第112-130页。
- 11.田先红, 2022: 《中国基层治理：体制与机制——条块关系的分析视角》，《公共管理与政策评论》第1期，第43-54页。
- 12.王安邦、何可、张俊飚, 2022: 《放开生育政策促进了农村劳动力外出务工吗？》，《中国农村经济》第9期，第82-99页。
- 13.王博、王亚华, 2022: 《县域乡村振兴与共同富裕：内在逻辑、驱动机制和路径》，《农业经济问题》第12期，第73-81页。
- 14.王小鲁、胡李鹏、樊纲, 2021: 《中国分省份市场化指数报告（2021）》，北京：社会科学文献出版社，第223-237页。
- 15.王邹、孙久文, 2023: 《以高质量的县城建设推进县域现代化：事实与路径》，《中国农村观察》第6期，第2-23页。
- 16.魏守华、杨阳、陈珑隆, 2020: 《城市等级、人口增长差异与城镇体系演变》，《中国工业经济》第7期，第5-23页。

- 17.温保凤、吴娜琳、石博源、卫怡珂、卢重阳, 2023: 《中国特色农产品优势区空间格局及区域特征分析》, 《中国农业资源与区划》第6期, 第72-85页。
- 18.谢婷婷, 2024: 《国家重点生态功能区如何实现环境保护与经济发展的平衡》, 《世界经济》第5期, 第34-63页。
- 19.谢泽宇、静峥、杨冕, 2023: 《水资源约束缓解与区域经济增长——来自“南水北调”工程的经验证据》, 《数量经济技术经济研究》第9期, 第93-115页。
- 20.杨芳、周文婷、吴一平、李柯润, 2023: 《财政扶贫资金审计与县域经济发展》, 《中国农村经济》第12期, 第148-166页。
- 21.杨冕、谢泽宇、杨福霞, 2022: 《省界毗邻地区绿色发展路径探索: 来自革命老区振兴的启示》, 《世界经济》第8期, 第157-179页。
- 22.余长林、马青山, 2023: 《特高压输电与区域经济发展——来自特高压工程的经验证据》, 《数量经济技术经济研究》第10期, 第202-224页。
- 23.张德海、金月、杨利鹏、陈超, 2022: 《乡村特色产业价值共创: 瓶颈突破与能力跃迁——基于本土龙头企业的双案例观察》, 《中国农村观察》第2期, 第39-58页。
- 24.张红宇, 2018: 《中国现代农业经营体系的制度特征与发展取向》, 《中国农村经济》第1期, 第23-33页。
- 25.张睿、师玮一、周靖宣、方贺、王宇白、徐深、康娟、徐栋, 2023: 《2001—2019年中国自然保护区生态环境质量时空变化特征及其驱动力》, 《生态学报》第5期, 第2101-2113页。
- 26.周振, 2020: 《工商资本参与乡村振兴“跑路烂尾”之谜: 基于要素配置的研究视角》, 《中国农村观察》第2期, 第34-46页。
- 27.Borusyak, K., X. Jaravel, and J. Spiess, 2024, “Revisiting Event-Study Designs: Robust and Efficient Estimation”, *Review of Economic Studies*, Vol. 91, rdae007.
- 28.Cardoso, V. A., A. Lourenzani, M. Caldas, C. Bernardo, and R. Bernardo, 2022, “The Benefits and Barriers of Geographical Indications to Producers: A Review”, *Renewable Agriculture and Food Systems*, 37(6): 707-719.
- 29.Crescenzi, R., F. De Filippis, M. Giua, and C. Vaquero-Piñeiro, 2022, “Geographical Indications and Local Development: The Strength of Territorial Embeddedness”, *Regional Studies*, 56(3): 381-393.
- 30.Curzi, D., and M. Huysmans, 2022, “The Impact of Protecting EU Geographical Indications in Trade Agreements”, *American Journal of Agricultural Economics*, 104(1): 364-384.
- 31.de Chaisemartin, C., and X. D'Haultfoeuille, 2024, “Difference-in-Differences Estimators of Intertemporal Treatment Effects”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol 106: 1-45.
- 32.Goodman-Bacon, A., 2021, “Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing”, *Journal of Econometrics*, 225(2): 254-277.
- 33.Guareschi, M., M. C. Mancini, and F. Arfini, 2023, “Geographical Indications, Public Goods and Sustainable Development Goals: A Methodological Proposal”, *Journal of Rural Studies*, Vol.103, 103122.
- 34.Huang, Z., and M. Tan, 2023, “Spatial Differences of Specialty Agriculture Development in the Mountainous Areas of China—‘One Village, One Product’ as an Example”, *Heliyon*, 9(8), e18391.

35.Qie, H., Y. Chao, H. Chen, and F. Zhang, 2023, “Do Geographical Indications of Agricultural Products Promote County-Level Economic Growth?”, *China Agricultural Economic Review*, 15(3): 666-681.

36.Raimondi, V., D. Curzi, F. Arfimi, and C. Falco, 2024, “Dynamic and Spatial Approaches to Assess the Impact of Geographical Indications on Rural Areas”, *Journal of Rural Studies*, Vol.108, 103279.

(作者单位：华中农业大学经济管理学院)

(责任编辑：马太超)

The County-Level Economic Growth Effect of Characteristic Agricultural Development Policy Implementation: An Assessment Based on Chinese Characteristic Agricultural Product Advantage Zones

CHEN Bowen YANG Fuxia

Abstract: Leveraging distinctive resources to stimulate the development vitality of rural industries is the key to the sustainable growth of county-level economies. This paper regards the Chinese Characteristic Agricultural Product Advantage Zones (CAPAZ) policy as a quasi-natural experiment. Using statistical data at the county level and satellite remote sensing data, the PSM-DID model is used to evaluate the impact of the implementation of the CAPAZ policy on county-level economic growth. The results show that the CAPAZ policy implication significantly promotes local county-level economic growth, and this effect still exists after a series of robustness tests. The mechanism analysis finds that the government has strengthened its fiscal support for the CAPAZ, focusing on improving their transportation infrastructure and giving full play to the inducing effect of public investment on private industrial and commercial capital, so as to promote the development of secondary and tertiary industries such as agricultural product processing and rural tourism, thereby driving the economic growth of the entire county region. Further analysis reveals that the implementation of CAPAZ policy can radiate and drive the economic growth of counties within 240km in the surrounding area. The policy's promotion of county-level economic growth is more evident in the main grain-producing areas, counties with low fiscal pressure, and those with better business environments. It is worth noting that the construction of the CAPAZ has also significantly improved the local ecological environment to some extent. This study not only provides empirical evidence for objectively evaluating the influence of the CAPAZ policy implementation, but also provides a reference for China's future policy-making on characteristic agricultural development.

Keywords: Characteristic Agriculture; County-Level Economic Growth; PSM-DID; Chinese Characteristic Agricultural Product Advantage Zones

“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¹ 张舸航¹ 牛子恒² 张晓玫¹

摘要:本文基于3934份地级市政府工作报告，手工收集整理城镇新增就业目标数据，考察政府设立稳就业目标对辖区企业投资的影响及其传导机制。研究发现：政府设立稳就业目标能显著促进企业投资；政府设立稳就业目标通过政府就业补贴效应、信贷资源支持效应促进企业投资；稳就业目标的投资驱动效果在经济下行期和国有企业组中更显著，凸显政府逆周期调节作用和国有企业“稳定器”功能。从行业特征来看，政府设立稳就业目标对资本密集型行业、国家鼓励发展行业、在当地具有比较优势行业的企业投资的促进作用更显著。从投资进度来看，政府设立稳就业目标促进了国有企业的年末突击投资。从稳就业目标特征来看，稳就业目标连续性有利于提升企业投资水平，但偏离真实就业情况的稳就业目标设定方式不能促进企业投资。本文研究为进一步理解稳就业与稳投资的关系提供了新的证据，对完善就业目标管理机制也有一定启示。

关键词：稳就业 企业投资 就业目标 政府目标管理

中图分类号：F421 **文献标识码：**A

一、引言

就业是民生之本，是国家宏观经济管理的关键一环。全球各国都非常重视就业工作，早在20世纪40年代末，英美等国家就把实现充分就业作为主要发展目标（厉以宁和蒋承，2020）。中国也高度重视就业工作，将稳就业确立为“六稳”的首要任务。同时，近年来，中国就业压力显著加大，特别是在2023第一季度，16~24岁城镇青年劳动力的失业率均值达到18.3%（崔小勇等，2023）。从2023年12月到2024年2月，全国城镇不包含在校生的16~24岁劳动力失业率从14.9%上涨到15.3%，就

*本文是教育部人文社会科学研究项目“资管新规对银行风险治理与实体经济效应的影响及机制研究”（批准号：23YJA790104）的阶段性研究成果。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，感谢余泳泽教授、伍骏骞教授、杨薇薇博士、李森博士和韩洁博士给予本文的建设性意见，文责自负。本文通讯作者：张晓玫。

业形势复杂严峻^①。2023年，国务院办公厅发布《关于优化调整稳就业政策措施全力促发展惠民生的通知》，要求稳定和扩大就业岗位。2024年的《政府工作报告》明确指出，“加大促就业专项政策力度”，“要强化促进青年就业政策举措”^②。为了稳定和扩大就业，地方政府纷纷在政府工作报告中公布预期城镇新增就业人数目标（以下简称“稳就业目标”），以此作为重要的稳就业政策。企业是吸纳就业的主体，提高企业投资才能形成就业需求侧的市场拉力，从而发挥投资带动就业的作用（Lee et al., 2020; 李杨和车丽波, 2021）。2019年，国务院发布《进一步做好稳就业工作的意见》，明确要求支持企业稳定岗位，加大投资创造就业，通过稳投资推动稳就业。那么，值得关心的问题是：地方政府上调稳就业目标是否促进辖区企业投资？如果是，政府设定稳就业目标通过何种途径影响企业投资行为？哪类企业更可能为响应政府稳就业目标而提高投资水平？对以上问题的探究，不仅有助于厘清稳就业和稳投资之间的关系，还对完善就业目标管理、推动企业投资具有重要的现实意义。

设定稳就业目标是中国特色的制度安排，是政府解决就业问题的重要手段。根据目标设置理论，设立就业目标能够对地方领导干部产生激励，使其调整政策以实现指定的就业目标（Locke and Latham, 2002）。同时，与设定模糊的目标相比，设定明确的目标能够实现更高的绩效（Latham and Locke, 1991）。2007年8月第十届中华人民共和国全国人民代表大会常务委员会通过的《中华人民共和国就业促进法》（下文简称《就业促进法》）明确规定，地方政府要建立就业目标责任制，将就业绩效指标作为地方领导干部的考核指标。至此，中国以法律形式将就业绩效指标正式纳入地方领导干部考核指标体系，这标志着地方政府开始面临就业指标考核压力。地方政府不仅面临上级政府的就业指标考核压力，也会面临公众监督压力，这将促使地方政府努力实现稳就业目标。企业投资具有明显的促进就业的作用（Lee et al., 2020），为了实现年初设定的稳就业目标，地方政府会通过资源配置来影响辖区企业的投资决策，提升企业投资意愿。

本文通过手工收集和分析2008—2021年281个地级市的3934份政府工作报告文本，获取各地级市城镇新增就业人数目标数值，以此衡量地方政府稳就业目标，探究地方政府设定稳就业目标对当地企业投资的促进作用。本文的边际贡献可能包含以下三个方面。

第一，本文从具有中国特色的稳就业目标视角切入，探究地方政府设定稳就业目标如何影响辖区企业投资，拓展了政府目标管理的相关研究。现有文献对政府目标设定的经济后果进行了研究。Du and Yi (2021) 研究发现，地方政府加码经济增长目标显著增加了细颗粒物的排放。仇童伟和蒋涛（2023）的研究表明，设定经济增长目标是基层“三保”支出不足的重要诱因。余泳泽等（2020）发现，地方政府设定环境保护目标会促使地方政府通过加强环境规制、调整产业政策和财政支出结构等方式促进当地产业转型升级。郑世林等（2023）发现，地方政府设定研发投入目标显著提升了辖区企业创新水平。这些研究为分析政府目标设定的经济效果提供了借鉴，但鲜有文献研究地方政府稳就业目标的作用。第二，本文研究丰富了政府行为影响企业决策的相关研究。与本文紧密相关的文献是关于政府行

^①资料来源：国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=A01&zb=A0E01&sj=202407>。

^②参见《政府工作报告》，https://www.gov.cn/gongbao/2024/issue_11246/202403/content_6941846.html。

为与企业投资的讨论。现有研究表明，政府产业政策（Zhou and Zhao, 2022）、税收政策（刘贯春等, 2023）、财政纵向失衡（蔡庆丰和陈熠辉, 2023）和工业用地出让价格（冯晨等, 2023）等均对企业投资产生重要影响。近年来，政府目标管理在经济发展中发挥重要作用，其中，稳就业目标传递地方政府稳增长保民生的坚定决心，是政府稳就业工作的重要工具。稳就业目标压力能否传导给企业关乎能否解决就业问题，而现有文献忽略了政府设定稳就业目标对企业投资的影响。本文将就业考核压力下的政府目标管理行为与企业在政府影响下的投资策略变化纳入同一分析框架，揭示稳就业目标压力下地方政府与企业之间的互动行为。第三，本文研究有助于理解国有企业的稳定器功能和政府的逆周期调节作用。一方面，尽管国有企业被普遍认为具有实现国家目标和稳定国民经济的责任，但除曾嶒和唐松（2023）从供应链扶持视角探究了国有企业的稳定器功能外，鲜有文献从投资角度对国有企业的稳定器作用进行实证检验。本文以稳就业问题为场景，研究国有企业承担的就业责任，为国有企业的稳定器功能提供直接的经验证据。另一方面，在经济下行期，为实现稳就业目标，地方政府通常会通过就业补贴等财政政策，降低企业用工成本，激励企业投资。除李书娟等（2021）分析了政府设立经济增长目标具有对冲不利冲击和逆周期调节的作用外，少有文献从稳就业目标视角来探究政府的逆周期调节作用。本文以稳就业目标为切入点，深入分析政府逆周期调节在经济下行阶段的作用，补充政府逆周期调节的相关研究。

二、理论分析

（一）概念界定

本文涉及“就业”“投资”“稳就业”“稳投资”等概念。根据国际劳工组织的定义，失业指在劳动年龄内没有工作，又有能力工作，且正在寻找工作的人。本文参考其定义，将“就业”定义为劳动年龄人员为获取报酬或经营收入而从事一定社会经济活动。“稳就业”指稳定和扩大就业，增加就业人数。稳就业目标指地方政府为了稳定与扩大就业，在政府工作报告中设定预期城镇新增就业人数。本文的“投资”指企业固定资产投资，具体而言，是指企业为了生产经营需要，建造和购置固定资产的经济活动。“稳投资”是指在当前企业投资意愿低迷、投资疲软的背景下，促进企业增加固定资产投资的经济行为。

（二）政府稳就业目标与企业投资

地方政府为实现稳就业目标，会加大援企稳岗支持力度，为企业提供资源，进而提高辖区企业的投资水平。本文从政府就业补贴效应和信贷资源支持效应两个方面，对地方政府设定稳就业目标的投资促进作用的内在机理进行分析。

从政府就业补贴效应来看，地方政府在实现稳就业目标过程中，向企业提供就业补贴，降低企业用工成本，提高企业现金流，增加企业的可配置资金，减轻企业负担，进而提升企业投资水平。众多研究证实，政府补贴对企业决策存在显著影响（Huang, 2022）。地方政府为实现就业目标，有较大动力影响企业投资行为，并采取一系列手段促进企业投资。其中，吸纳就业补贴是地方政府促使企业响应稳就业号召而增加投资的常用工具。例如，2023年，国务院发布《关于优化调整稳就业政策措施

全力促发展惠民生的通知》，明确提出“鼓励企业吸纳就业”“可发放一次性吸纳就业补贴”^①。一方面，从用工成本来说，政府就业补贴有助于降低企业用工成本，增加企业现金流，在一定程度上缓解企业融资约束，提高企业风险承担能力，从而提升投资水平（靳光辉等，2023）。另一方面，从信号作用来说，刘春林和田玲（2021）发现，企业获得政府人才补贴具有信号功能，向利益相关者传递“企业值得信任”“具有发展能力”的积极信号。同样，地方政府发放就业补贴也具有信号作用，能够引导辖区企业积极履行促进就业的社会责任，企业获得吸纳就业补贴代表政府对企业的信任背书。该积极信号有助于降低企业和投资者之间的信息不对称，提高投资者对企业的认可度，有利于企业从市场获取资金（Chen et al., 2018）。这有利于降低企业的资金约束，提高企业投资水平。

从信贷资源支持效应来看，为了实现稳就业目标，地方政府会加大对本地企业的信贷支持力度，进而提高企业投资水平。对于地方政府而言，辖区企业是其实现政策目标的重要工具（郝颖等，2014）。地方政府影响企业信贷资源配置，进而可能导致企业调整决策。企业投资需要大量的、持续的资金投入，面临信贷约束的企业的投资通常无法达到最高水平，进而可能抑制企业投资水平的提升。地方政府设定稳就业目标后，会利用各项政策提高当地信贷供给水平，使企业获得更多资金，降低企业融资约束，提升企业投资水平。例如，2022年，重庆市印发的《关于进一步稳定和扩大就业若干政策措施的通知》提出，对招用高校毕业生数占职工总数的比例达到一定标准的小微企业给予最高300万元的创业担保贷款，“鼓励金融机构向符合条件的吸纳应届毕业生等重点群体就业的企业提供优惠利率贷款支持”^②。银行贷款是企业最主要的融资方式（黄贤环等，2021），地方政府为实现稳就业目标，将通过一系列信贷支持政策促使企业获取长期信贷资源，为辖区企业提供信贷资源支持，缓解其融资约束，从而提升企业投资水平（杨大宇等，2023）。

基于以上分析，本文提出如下研究假说。

H1：政府设定稳就业目标可以促使辖区企业提升投资水平。

H2：政府设定稳就业目标通过政府就业补贴效应和信贷资源支持效应提高企业投资水平。

（三）稳就业目标连续性、目标偏离与企业投资

根据前述理论分析，为了实现稳就业目标，地方政府通过发放吸纳就业补贴和提供信贷资源支持，充分调动企业的投资积极性。政府稳就业目标本身的特征同样可能对企业投资造成影响，主要体现为稳就业目标连续性和稳就业目标偏离。

政府稳就业目标设定方式存在不同，部分地方政府会连续多年设定稳就业目标，也有部分地方政府在稳就业目标设定上存在年份间断情况。连续设立稳就业目标使得市场更容易把握政府政策的未来走向，具有明显的信息效应（刘若鸿和黄玖立，2023），有助于减小政企间的信息不对称，形成理性

^①参见《国务院办公厅关于优化调整稳就业政策措施全力促发展惠民生的通知》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2023-04/26/content_5753299.htm。

^②参见《重庆市人力资源和社会保障局等13个部门关于进一步稳定和扩大就业若干政策措施的通知》，https://rlsbj.cq.gov.cn/zwgk_182/zfxxgkml/zcj_145360/jfxzgfwj/202206/W020230214612030468105.pdf。

的市场预期，使当地企业根据就业政策合理配置资金，提高企业投资的积极性。与之相对，政府在稳就业目标设定上缺乏连续性会增加就业政策的不确定性，使企业难以把握未来的就业政策走向，提高企业的决策成本和风险，降低企业调整速度，促使企业谨慎投资，影响稳就业政策的效果，进而抑制企业投资（韩珣和李建军，2021）。

在稳就业目标加入地方领导干部考核指标体系后，中央制定的稳就业目标具有强制性。在稳就业任务层层分解的背景下，地方政府将根据上级政府的稳就业目标设定本地的稳就业目标。为顺利实现稳就业目标，设定较低的、容易达成的稳就业目标是地方政府的可能选择。但为在“晋升锦标赛”中胜出，地方领导干部需要向上级展现自己的治理能力和执政能力（周黎安，2007）。这可能导致地方领导干部制定高于自身实际就业情况的稳就业目标，本文将其定义为稳就业目标偏离。各地资源禀赋存在差异，地方领导干部出于盲目攀比或政绩表现目的而制定偏离自身就业情况、无法实现的稳就业目标，会扭曲地方政府经济行为，导致政府过度干预，释放错误的就业信号，影响政策执行效果（黎文靖等，2020），甚至导致政策执行效果相反，对企业投资产生抑制效果。

综上所述，本文进一步提出如下研究假说。

H3：政府连续设立稳就业目标有利于推动企业投资水平的提升。

H4：政府稳就业目标偏离不能促进企业投资。

三、研究设计

（一）数据来源与处理情况

本文以2008—2021年A股上市公司为研究样本，并进行如下处理：剔除金融行业公司；剔除ST样本；剔除相关变量缺失的观测值；剔除上市时间不足1年的样本；剔除资不抵债的样本；剔除公司所在地没有公布稳就业目标的样本。本文选择这一时期的原因在于：一方面，2007年财政部正式发布39项新会计准则，为避免前后统计口径不一致，本文以2008年作为研究样本的起始年份；另一方面，2007年8月颁布的《就业促进法》将就业绩效指标作为地方领导干部的考核指标，地方政府开始面临上级政府的就业指标考核压力。同时，笔者前期手工收集整理的3934份政府工作报告的截止时间是2021年，因而研究样本的截止时间为2021年。稳就业目标数据来源于各地级市历年的政府工作报告，笔者手工收集整理地级市政府工作报告中的城镇新增就业人数目标数据及实际完成情况数据。具体收集方法如下：在每年地级市政府工作报告中搜索新增城镇就业、城镇新增就业岗位、城镇登记失业率、城镇居民登记失业率等关键词，根据上述关键词搜索结果，结合政府工作报告上下文，在“工作安排”部分确认当年预期城镇新增就业人数，并在“工作回顾”部分确认上一年稳就业目标的实际完成情况。大部分地级市会在政府工作报告中公布城镇新增就业人数目标，个别地级市在五年规划开局之年未报告当年的城镇新增就业人数目标，本文以五年规划期内的年平均城镇新增就业人数目标代替当年的城镇新增就业人数目标。对于少部分在五年规划期内没有报告城镇新增就业人数目标的地级市，本文参考曹春方和邓松林（2022）的做法，将其作为缺失值处理。通过这些处理，本文最终获得10664个公司一年度观测值。

（二）变量说明

1.被解释变量。本文的被解释变量为企业投资规模。参考冯晨等（2023）的研究，本文以企业本期新增固定资产投资规模的自然对数衡量企业投资规模。

2.核心解释变量。核心解释变量为政府稳就业目标情况。本文选择预期城镇新增就业人数衡量稳就业目标情况。其原因在于：其一，地方政府工作报告中的城镇新增就业人数是衡量地方政府稳就业目标实现情况的重要参考指标。其二，相对城镇登记失业率指标，城镇新增就业人数能够更好地衡量稳就业目标情况。地方政府的城镇登记失业率目标与中央具有较高的一致性，不能体现就业目标的差异。例如，2009—2012年中央政府的城镇登记失业率预期目标为控制在4.6%以内，同期武汉市的城镇登记失业率目标也为控制在4.6%以内，这样不能体现就业目标的差异。其三，城镇登记失业率指标只统计在就业服务机构登记的失业人员，对其能否全面反映失业情况仍存在一定的争议。因此，本文使用预期城镇新增就业人数衡量稳就业目标情况。

3.机制变量。本文的机制变量为政府就业补贴情况与信贷资源支持情况。刘春林和田玲（2021）采用公司当年是否获得政府人才政策补贴来衡量公司获得人才政策补贴情况，本文借鉴其方法，使用企业是否获得政府就业补贴来衡量政府就业补贴情况。具体而言，上市公司获得政府补助的信息体现在公司年度财务报表附注营业外收入科目下的政府补助明细中。中国经济金融研究数据库^①提供了上市公司政府补贴的详细信息，包括政府补助明细项目和政府补助明细项目本期金额数等。借鉴刘春林和田玲（2021）的研究，本文以稳岗、就业、招聘、补助和补贴等为关键词，搜索政府补助明细项目的名称和说明，并进行人工比对，从而确认补贴明细项目是否属于就业补贴项目。若公司当年获得政府就业补贴，则政府就业补贴情况赋值为1；否则，赋值为0。由于数据局限性，本文无法获得企业从政府获得的信贷支持和信贷利率优惠数据。地方政府为了稳就业而出台相关信贷支持政策，地方政府的信贷支持政策能够引导金融机构下调信贷利率，降低辖区企业融资约束，使得企业能够获得更多资金，以用于投资。因而，政府信贷支持政策的作用在微观层面上体现为企业获得的信贷资源增加。参考郑世林等（2023）的研究，本文采用企业新增长期借款规模的对数来衡量信贷资源支持情况。

4.控制变量。借鉴以往文献（如黄勃等，2022），本文的控制变量包括企业规模、资产负债率、企业年限、上市年限、经营活动现金流、第一大股东持股比例、董事会规模、地区金融发展水平和地区经济发展水平。

参考Ni et al.（2023）、孙晓华等（2023）的研究，为避免离群值对估计结果的影响，本文对所有连续变量进行5%的缩尾处理，并采用1%的缩尾处理进行稳健性检验。变量定义及描述性统计结果见表1。

表1 变量定义及描述性统计结果

变量类型	变量名称	变量定义	均值	标准差
被解释变量	企业投资规模	企业本期新增固定资产投资规模（万元）	80694	397000
解释变量	政府稳就业目标情况	地方政府工作报告公布的预期城镇新增就业人数（万人）	18.033	14.937

^①资料来源：中国经济金融研究数据库，<https://data.csmar.com/>。

表 1 (续)

机制变量	政府就业补贴情况	企业获得政府吸纳就业补贴=1,企业未获得政府吸纳就业 补贴=0	0.144	0.351
	信贷资源支持情况	企业新增长期借款规模(万元)	43028	354000
控制变量	企业规模	企业员工总数(万人)	1.024	1.241
	资产负债率	企业总负债与总资产的比值	0.457	0.184
	企业年限	当期年份减去企业成立年份再加1(年)	19.075	5.286
	上市年限	当期年份减去企业上市年份再加1(年)	12.469	6.506
	经营活动现金流	经营活动产生的现金流量净额与总资产的比值	0.051	0.057
	第一大股东持股比例	第一大股东持股的比例	0.341	0.138
	董事会规模	董事会人数(人)	8.721	1.507
	地区金融发展水平	金融机构各项贷款余额与地区生产总值的比值	1.631	0.621
	地区经济发展水平	地区生产总值增长率(%)	7.990	2.895

注：企业投资规模、政府稳就业目标情况、企业规模、企业年限、上市年限、董事会规模和信贷资源支持情况在后续回归中取对数。

(三) 模型构建

为检验政府设立稳就业目标情况对企业投资规模的影响，本文建立如下计量模型：

$$Invest_{ict} = \beta_0 + \beta_1 Employ_{ct} + \sum Controls_{ict} + Year_t + Firm_i + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

(1) 式中：下标*i*为企业，*c*为城市，*t*为年份；*Invest_{ict}*为被解释变量，表示*i*企业*t*年在城市*c*的投资规模；*Employ_{ct}*为核心解释变量，表示企业所在城市*c*在*t*年的政府稳就业目标情况；*Controls_{ict}*为控制变量；*Year_t*为年份固定效应；*Firm_i*为公司固定效应；*ε_{ict}*为随机误差项。β₁为核心解释变量的回归系数，表示政府稳就业目标情况对企业投资规模的影响；β₀为常数项。本文估计结果可能受城市层面相关问题和年度层面时间序列自相关问题的干扰，因此，参考 Huang et al.(2020) 的方法，本文采取城市一年份层面的双重聚类标准误。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

表2列示了政府稳就业目标情况对企业投资规模影响的估计结果。回归控制公司固定效应和年份固定效应。回归1为未加入控制变量的估计结果，政府稳就业目标情况在1%的统计水平上显著，且系数为正。根据回归2和回归3的估计结果，在加入企业层面和地区层面控制变量后，政府稳就业目标情况依旧在1%的统计水平上显著，且系数为正。从回归3的估计结果可知，政府稳就业目标情况的系数为0.227，表明政府稳就业目标每增加1个百分点，企业平均投资规模增加22.7%。可见，地方政府上调稳就业目标明显提高了本地企业的投资规模。研究假说H1得到证实。

表2 政府稳就业目标情况对企业投资规模影响的基准回归结果

变量	被解释变量：企业投资规模					
	回归1		回归2		回归3	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
政府稳就业目标情况	0.220***	0.084	0.229***	0.087	0.227***	0.087
企业规模			0.536***	0.042	0.536***	0.042
资产负债率			1.062***	0.186	1.069***	0.187
企业年限			-0.372	0.357	-0.374	0.357
上市年限			-0.133	0.124	-0.135	0.125
经营活动现金流			-0.776**	0.312	-0.777**	0.312
第一大股东持股比例			0.173	0.290	0.181	0.291
董事会规模			0.243	0.166	0.252	0.166
地区金融发展水平					-0.077	0.097
地区经济发展水平					0.014	0.011
公司固定效应	控制		控制		控制	
年份固定效应	控制		控制		控制	
样本量	10664		10664		10664	
调整 R ²	0.496		0.516		0.516	

注：①***、**分别表示 1%、5% 的显著性水平；②标准误为聚类到城市一年份层面的稳健标准误。

（二）稳健性检验与内生性问题处理

1. 稳健性检验。第一，聚类调整。本文的基准估计结果不仅可能受年度层面时间序列相关问题影响，也可能受行业层面相关问题的干扰。借鉴黄勃等（2022）的调整聚类方法，本文对基准估计结果的稳健标准误进行年份层面和行业层面的双重聚类调整。附录附表 1 回归 1 的估计结果显示^①，政府稳就业目标情况对企业投资规模存在显著的正向影响，说明前述研究结论具有稳健性。

第二，剔除一线城市数据。与其他城市相比，一线城市的经济发展程度、市场化程度等都较高，地方政府为稳就业而考虑的因素有所不同。因此，本文仅使用非一线城市的样本进行回归。附录附表 1 回归 2 的估计结果表明^①，政府稳就业目标情况显著，且系数为正，说明前述研究结论具有稳健性。

第三，增加控制变量。参考余明桂等（2022）的研究，本文进一步控制资产净利润率（净利润与总资产的比值）、独董占比（独立董事占董事会人数的比重）、两职合一情况（若董事长与总经理是同一个人，则变量赋值为 1；否则，变量赋值为 0）、固定资产占比（固定资产净额占总资产的比重）、是否由“四大”负责审计（若公司由四大会计师事务所负责审计，则变量赋值为 1；否则，变量赋值为 0）。附录附表 1 回归 3 的估计结果显示^①，政府稳就业目标情况在 1% 的统计水平上显著，且系数为正，说明前述回归结果依旧稳健。

^①篇幅所限，具体估计结果见《中国农村经济》网站本文附录中的附表 1。

第四，更改样本时间区间。为验证特定样本时间区间是否影响基准估计结果，本文借鉴马述忠和郭继文（2022）的研究，删除2008年和2021年的数据，重新进行回归。附录附表1回归4的估计结果显示^①，在更改样本时间区间后，政府稳就业目标情况对企业投资规模存在显著的正向影响，与基准估计结果基本一致。

第五，控制实际就业情况。本文手工收集整理地级市政府工作报告公布的城镇新增就业人数完成情况，并对其取自然对数后，将其纳入模型重新进行回归。附录附表1回归5的估计结果表明^②，在控制实际就业情况后，政府稳就业目标情况有助于提高辖区的企业投资规模，前述估计结果依旧稳健。

第六，增加固定效应。为保证前述估计结果的稳健性，本文进一步增加固定效应，控制企业所在行业层面的固定效应和企业注册地所在地级市层面的固定效应。附录附表1回归6的估计结果表明^③，增加固定效应后，回归结果变化不大，说明前述研究结论具有稳健性。

第七，排除竞争性政策的影响^④。本文对2008—2021年出台的相关政策进行梳理，发现“优化税收营商环境试点”“国家创新型城市试点”这两项政策与政府稳就业目标政策的相关性较强，可能对企业投资产生影响。首先，排除优化税收营商环境试点政策的干扰。2017年9月，国家税务总局印发《关于进一步深化税务系统“放管服”改革优化税收环境的若干意见》，提出首先在北京、上海、广州、深圳和江苏省开展优化税收营商环境试点工作。2018年8月，国家税务总局发布《关于贯彻落实全国深化“放管服”改革转变政府职能电视电话会议精神优化税收营商环境有关事项的通知》，将浙江等12个省（区、市）或地级市列为第二批优化税收营商环境试点地区。在试点地区，各级税务部门不断优化纳税服务，深化简政放权改革，降低制度性交易成本，可能对当地企业投资活动产生影响（薛钢和董睿，2023）。本文根据优化税收营商环境试点时间和试点地区名单，定义优化税收营商环境试点情况变量（若地级市在当年及以后年份属于优化税收营商环境试点地区，则变量赋值为1；否则，变量赋值为0），并将其纳入模型重新进行回归。附录附表2回归1的估计结果显示，考虑优化税收营商环境试点政策的影响后，政府稳就业目标情况对辖区企业投资规模存在显著的正向影响，这再次验证了本文基准回归的稳健性。其次，排除国家创新型城市试点政策的干扰。国家创新型城市试点政策是中国建设创新型国家、实施创新驱动发展战略的重要体现。中国从2008年开始，先后批准了78个国家创新型城市，其中包括72个地级市、4个直辖市城区和2个县级市。国家创新型城市试点政策实施通过风险投资集聚渠道显著提高了城市创业活跃度（白俊红等，2022），因而可能对地方就业和企业投资产生影响。本文按照国家创新型城市试点时间和试点城市名单，定义国家创新型城市试点情况变量（若地级市及其所辖城市在当年及以后年份属于国家创新型城市试点城市，则变量赋值为1；否则，变量赋值为0），并将其纳入模型重新进行回归。附录附表2回归2的估计结果表明，

^①篇幅所限，具体估计结果见《中国农村经济》网站本文附录中的附表1。

^②篇幅所限，具体估计结果见《中国农村经济》网站本文附录中的附表2。

考虑国家创新型城市试点政策的影响后，政府稳就业目标情况在 1% 的统计水平上显著，且系数为正。这说明了本文研究结论的稳健性。

第八，排除其他重大宏观事件的影响。企业投资行为与整体金融发展态势（金融冲击）、公共卫生冲击等重大宏观事件有密切的关联，忽略这类因素可能导致估计存在偏误。因此，为了排除 2008 年金融危机、2015 年股价崩盘事件和新冠疫情的影响，本文分别剔除 2008 年、2015 年、2020 年和 2021 年的公司样本，重新进行回归。附录附表 2 回归 3、回归 4 和回归 5 的估计结果显示^①，政府设定稳就业目标促进了企业投资的基本结论没有改变。

第九，调整缩尾处理方法。本文对样本数据进行前后 1% 的缩尾处理，重新进行回归。附录附表 3 回归 1 的估计结果显示^②，调整缩尾处理方法后，核心解释变量政府稳就业目标情况的显著性和系数大小与基准回归没有明显变化。这表明本文基本结论是稳健的。

第十，控制更多地级市层面变量。参考蔡庆丰和陈熠辉（2023）的研究，本文增加地级市层面的控制变量，包括第二产业占比（第二产业增加值占地区生产总值的比重）、第三产业占比（第三产业增加值占地区生产总值的比重）、外资规模占比（外资利用规模与地区生产总值的比值）和贷款占比（金融机构贷款余额与地区生产总值的比值）。附录附表 3 回归 2 的估计结果显示^③，政府设定稳就业目标显著促进企业投资的基本结论不变，说明本文研究结论具有稳健性。

第十一，使用控制变量的滞后项。企业规模、资产负债率、经营活动现金流等控制变量可能受被解释变量企业投资规模的影响。因此，本文使用控制变量的滞后一阶进行回归。附录附表 3 回归 3 的估计结果显示^④，引入控制变量的滞后项后，政府稳就业目标情况依旧显著，且系数为正，这与基准回归结果一致，说明本文研究结论具有稳健性。

第十二，广延边际分析。本文保留没有设定稳就业目标的地级市样本，定义是否设定稳就业目标变量。若地级市未设定稳就业目标，则变量赋值为 0；否则，变量赋值为 1。本文以是否设定稳就业目标替代原有的核心解释变量，从广延边际上考察政府设定稳就业目标对企业投资的影响。附录附表 4 的回归结果表明^⑤，地方政府设定稳就业目标显著促进了当地企业的投资，说明了本文基准回归结果的稳健性。

2. 内生性问题处理。虽然本文已经考虑了企业财务状况、地区经济发展和实际就业水平等因素的影响，但仍旧存在遗漏相关变量问题。为此，本文采用工具变量法和双重机器学习方法以缓解潜在的内生性问题。

第一，工具变量法。本文使用清朝人口密度、省份内地级市个数作为工具变量。首先，对于清朝人口密度指标，在相关性方面，“摊丁入亩”等政策的实施使清朝政府不再按人口数量征收丁银，导致清朝人口流动性增加、人口迅速增长，最多时人口超过 4 亿人。同时，清朝发生过大规模人口迁移，

^①篇幅所限，具体估计结果见《中国农村经济》网站本文附录中的附表 2。

^②篇幅所限，具体估计结果见《中国农村经济》网站本文附录中的附表 3。

^③篇幅所限，具体估计结果见《中国农村经济》网站本文附录中的附表 4。

比如“湖广填四川”“闯关东”等。这些因素为现代各地区人口分布格局奠定了基础，对当今地区的就业情况存在一定影响，从而会对地方政府的相关就业政策和地方政府稳就业目标的设定产生影响。此外，本文计算了清朝人口密度与2015年城市人口密度的Pearson相关系数，系数约为0.6，且在10%的统计水平上显著。本文选择2015年的原因是该年份是距离现在最近且《中国城市统计年鉴》有人口密度数据的年份。同时，现在人口密度较大的上海市、武汉市和成都市等城市，在清朝嘉庆时期也是人口密度较大的城市。人口问题具有一定的历史延续性，中国各地区人口基数是历史长期发展的结果（张敏如，1983；俞金尧，2011）。因此，清朝人口密度和地方政府稳就业目标设定相关，满足工具变量的相关性要求。

在外生性方面，清朝人口密度并不会直接影响当代企业的投资决策。清朝人口密度可能会通过历史文化、历史贸易渠道影响当代企业的投资决策。一个地区人口密度越大，越有可能存在文化传播，特别是传统儒家“士农工商”“重农抑商”等思想的传播，可能会抑制现在企业的投资。然而，《中法天津条约》签订后，清政府被迫授予西方列强在中国自由传教的权利，导致西方文化不断渗透，西方重商思想不断传播。随着洋务运动的开展和民族资本主义的兴起，重商主义思潮得到进一步传播，传统“重农抑商”等思想受到较大冲击。因此，清朝人口密度不会通过历史文化影响当代企业投资决策。针对历史贸易，一个地区历史上的人口密度越大，该地区市场越广阔，历史贸易也会越发达，可能会影响现在企业的投资行为。但人口密度不足以影响当时的贸易发展情况，影响清朝地区贸易量的重要因素是政策与区域位置，这表现为西方列强通过战争方式强迫清政府开放沿江、沿海和沿疆的城市作为通商口岸。因此，清朝人口密度与历史贸易可能不存在紧密联系。

其次，对于省份内地级市个数指标，在相关性方面，就业绩效是地方政府重要的考核指标，地方政府为了在“晋升锦标赛”中脱颖而出，往往会对同省内其他地级市的稳就业目标作出策略性反应，同一省内其他地级市的稳就业目标设定情况会影响自身稳就业目标的设定。具体而言，与地级市较少的省份相比，省内内地级市数量越多，地方政府间的竞争越激烈，地方政府在稳就业目标设定上相互“较劲”的情况越多。因此，选择省内内地级市个数作为工具变量满足相关性要求。在外生性方面，省内内地级市数量由中央确定，且基本不会发生变化，不会对辖区企业的投资行为产生直接影响。因此，省内内地级市个数满足工具变量的外生性要求。在关于政府创新目标、环境保护目标的相关研究中，余泳泽等（2020）、郑世林等（2023）均使用省内内地级市个数作为政府目标设定的工具变量。

因此，清朝人口密度、省内内地级市个数是比较合意的工具变量。梁方仲（1980）列出了清朝嘉庆二十五年各府的人口密度（人/平方千米），是最齐全的清朝地区人口密度数据，本文以此衡量清朝人口密度，并将该人口密度数据与本文样本进行匹配。表3回归1、回归2为将清朝人口密度作为工具变量的回归结果。工具变量有效性检验结果显示，Anderson canon. corr. LM统计量为8073.911，对应的p值为0.000，拒绝不可识别检验的原假设。Cragg-Donald Wald F统计量明显大于Stock-Yogo弱工具变量检验的临界值，说明模型不存在弱工具变量问题。核心解释变量显著，且系数为正，与基准回归结果一致。同时，参考孙传旺等（2019）的研究，本文将清朝人口密度、省内内地级市个数与年

度虚拟变量的交乘项作为本文工具变量引入模型。这样既克服了截面工具变量的数据维度限制，又可以充分体现不同年份工具变量对内生变量的影响。表3回归3、回归4的估计结果显示：本文选取的工具变量是恰当的；核心解释变量显著，且系数为正，估计结果与基准回归结果基本一致。

最后，不控制公司固定效应，转而控制地级市固定效应，用上面的清朝人口密度、省份内地级市个数与年度虚拟变量的交乘项作为工具变量进行回归。表3回归5、回归6的估计结果显示：模型不存在弱工具变量问题；控制地级市固定效应后，核心解释变量显著，且系数为正，和基准回归结果基本一致。此外，本文也以气象灾害受灾人口数作为工具变量，重新进行回归。附录附表5的估计结果显示^①，核心解释变量显著，且系数为正，与前述估计结果基本一致。基于工具变量法的回归结果表明，考虑潜在的内生性问题之后，本文的研究结论依然成立。

表3 基于工具变量法的政府稳就业目标情况对企业投资规模影响的估计结果

变量	选取清朝人口密度作为工具变量		选取交乘项作为工具变量		控制地级市固定效应	
	回归1 政府稳就业 目标情况	回归2 企业投资 规模	回归3 政府稳就业 目标情况	回归4 企业投资 规模	回归5 政府稳就业 目标情况	回归6 企业投资 规模
政府稳就业目标情况		0.245** (0.098)		1.483* (0.857)		0.166** (0.084)
清朝人口密度	0.072*** (0.000)					
清朝人口密度×年度虚拟变量			0.003*** (0.000)		0.062*** (0.021)	
省份内地级市个数×年度虚拟变量			0.0003*** (0.000)		0.058*** (0.005)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制	未控制	未控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地级市固定效应	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	控制
样本量	9687		9455		9461	
Anderson canon. corr. LM 统计量	8073.911		106.314		148.979	
Cragg-Donald Wald F 统计量	46000		43.441		32000	

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内为聚类到城市一年份层面的稳健标准误；③控制变量同表2。

第二，双重机器学习法。在经济运行过程中，经济变量的非线性关系广泛存在，传统模型的线性假设难以满足，从而造成回归结果偏误。此外，传统线性回归模型在处理高维控制变量时容易陷入“维度诅咒”，影响回归结果的准确性。因此，参考现有研究（Chernozhukov et al., 2018），本文使用双

^①篇幅所限，具体估计结果见《中国农村经济》网站本文附录中的附表5。

重机器学习法以处理非线性和高维控制变量问题，构建模型如下：

$$Invest_{ict} = \theta_0 Event_{ct} + g(X_{ict}) + U_{ict}, E(U_{ict} | X_{ict}, Event_{ict}) = 0 \quad (2)$$

(2) 式中： $Invest_{ict}$ 为被解释变量，表示企业投资规模； $Event_{ct}$ 为是否实施就业优先战略。2011 年中央政府制定的《中华人民共和国国民经济和社会发展第十二个五年规划纲要》(以下简称《纲要》)首次明确提出实施就业优先战略。各地级市政府对中央政府提出的就业优先战略的反应存在差异，本文认为，只有在年初政府工作报告中明确提出要实施就业优先战略的地区才受到该政策影响。因此，本文手工收集地级市政府工作报告中就业优先战略、就业优先政策等关键词出现次数。若地级市明确提出实施就业优先战略，则是否实施就业优先战略变量赋值为 1；否则，变量赋值为 0。 θ_0 为核心解释变量的系数； X_{ict} 为高维控制变量集合，包括基准回归模型中的控制变量、资产净利润率、独董占比、两职合一情况、固定资产占比、是否由四大负责审计和实际就业情况等变量； $g(X_{ict})$ 为 X_{ict} 的函数形式； U_{ict} 表示误差项，其条件均值为 0。其余变量及字母含义同 (1) 式。经过估计，(2) 式核心解释变量的系数估计量为：

$$\hat{\theta}_0 = \left(\frac{1}{n} \sum_{i \in I, t \in T} Event_{ct}^2 \right)^{-1} \frac{1}{n} \sum_{i \in I, t \in T} Event_{ct} (Invest_{ict} - \hat{g}(X_{ict})) \quad (3)$$

(3) 式中， $\hat{g}(X_{ict})$ 为使用双重机器学习法估计得出 X_{ict} 的具体形式。为估计是否实施就业优先战略对企业投资规模的影响，本文在使用双重机器学习法时将样本按照 1 : 4 分割，并使用 *Lasso* 回归算法对主回归和辅助回归进行预测求解，其估计结果如表 4 所示。是否实施就业优先战略在 10% 的统计水平上显著，且系数为正，说明该稳就业政策有助于促进当地企业投资。

表 4 基于双重机器学习法的政府稳就业目标情况对企业投资规模影响的估计结果

变量	企业投资规模	
	系数	标准误
是否实施就业优先战略	0.141*	0.081
控制变量	控制	
样本量	10664	

注：①*表示 10% 的显著性水平；②标准误为聚类到城市一年份层面的稳健标准误；③除资产净利润率、独董占比、两职合一情况、固定资产占比、是否由“四大”负责审计和实际就业情况外，其他控制变量同表 2。

五、作用机制检验

根据理论分析，地方政府设定稳就业目标通过政府就业补贴效应和信贷资源支持效应促进本地企业投资。本文借鉴郑世林等 (2023) 的机制检验思路，对这两条作用路径进行检验。回归结果如表 5 回归 1、回归 2 所示，政府稳就业目标情况在 1% 的统计水平上显著，且系数为正，说明政府为实现稳就业目标显著提高了企业获得就业补贴的概率，能够降低企业的用工成本，增加企业的可配置资金，进而提升企业投资水平 (靳光辉等，2023)。根据表 5 回归 3 和回归 4 的估计结果，政府稳就业目标

情况在 1% 的统计水平上显著，且系数为正。这表明，地方政府设定稳就业目标使企业获得更多信贷资源，降低了企业资金约束，从而对企业投资产生推动作用（杨大宇等，2023）。总之，地方政府设定稳就业目标通过政府就业补贴效应和信贷资源支持效应促进企业投资。这验证了研究假说 H2。

表 5 政府稳就业目标情况对企业投资规模影响的作用机制检验结果

变量	回归 1		回归 2		回归 3		回归 4	
	政府就业补贴情况	系数	政府就业补贴情况	系数	标准误	信贷资源支持情况	系数	标准误
政府稳就业目标情况	0.052***	0.019	0.054***	0.019	1.022***	0.236	0.888***	0.222
控制变量	未控制		控制		未控制		控制	
公司固定效应	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	10497		10497		2614		2614	
调整 R ²	0.338		0.338		0.550		0.577	

注：①***表示 1% 的显著性水平；②标准误为聚类到城市一年份层面的稳健标准误；③控制变量同表 2；④部分企业新增借款为 0、负数或者缺失，取对数后导致样本量存在一定损失。

六、进一步分析

首先，不同产权性质企业对政府稳就业目标的敏感性存在差异，设定稳就业目标在经济周期的不同阶段、不同行业所发挥的作用存在差异。本文按照企业产权性质、经济周期的不同阶段和行业探究政府设定稳就业目标对企业投资的作用。其次，临近年末，政府为兑现年初设定的稳就业目标和接受上级政府对就业绩效的考核，可能推动企业“突击投资”。本文研究政府设定稳就业目标是否影响企业投资进度。再次，本文进一步分析为响应政府稳就业目标号召，辖区企业是否存在过度投资行为。最后，地方政府稳就业目标特征存在差异，稳就业目标连续性、稳就业目标与地方实际就业情况的偏离程度会影响稳就业目标设定的效果。本文研究稳就业目标连续性和稳就业目标偏离对企业投资的影响。

（一）异质性分析

本文从企业产权性质、经济周期角度进行异质性分析。由于产权性质差异，不同类型的企业对政府稳就业目标的态度不同。国有企业需要承担促进就业的社会责任，与政府的关系更加密切，因此更倾向于落实政府政策。在需要稳就业的情形下，国有企业更可能响应政府就业号召而增加投资，助力地方政府实现稳就业目标。此外，在经济周期的不同阶段，市场投资环境迥异。在经济上行期，市场较为繁荣，企业资金充裕，政府的就业补贴和信贷支持手段是“锦上添花”；而在经济下行期，政府的就业补贴和信贷支持手段可能是“雪中送炭”。政府在经济下行期会面临更大的就业绩效考核压力，因而会加大政策支持力度，实行扩张性政策，进行逆周期调节。在经济下行期，政府为实现稳就业目标而可能加大政策支持力度，促使企业增加投资，发挥企业投资的就业拉动作用。因此，本文根据企业产权性质和经济周期的不同阶段进行分组检验。

本文根据企业产权性质将样本分为国有企业组和非国有企业组，分别进行回归。附录附表 6 回归 1、回归 2 的估计结果显示^①：在国有企业组，核心解释变量在 5% 的统计水平上显著，且系数为正，而在非国有企业组，核心解释变量不显著，表明政府设定稳就业目标对国有企业投资的促进作用更显著。这说明，国有企业承担了更多就业责任，发挥了稳定器作用。参考顾海峰和卞雨晨（2022）的研究，本文对地级市地区生产总值增速进行 HP 滤波处理，并将周期项大于 0 的时期记为经济上行期，将周期项小于 0 的时期记为经济下行期。本文将样本分为经济上行期组和经济下行期组，进行分组回归。附录附表 6 回归 3、回归 4 的估计结果表明^②，政府设定稳就业目标对企业投资的促进效果在经济下行期更显著。可见，在经济不景气时期，市场投资环境不佳，政府通过设定稳就业目标进行逆周期调节，发挥有为政府的作用。这与李书娟等（2021）提出的目标对冲效应类似，政府目标政策具有对冲不利冲击负面影响的作用。

本文进一步探讨政府设定稳就业目标促进了哪些行业的投资。本文参考李建强等（2020）的研究，将样本划分为劳动密集型行业组和资本密集型行业组，人均资本（固定资产净值除以职工人数）小于中位数的企业属于劳动密集型行业组，人均资本大于或等于中位数的企业属于资本密集型行业组。附录附表 7 的估计结果显示^③，政府设定稳就业目标更能促进资本密集型行业组企业的投资。这可能是因为：一方面，企业投资需要较大的现金流，与劳动密集型行业相比，资本密集型行业企业有更多现金；另一方面，资本密集型行业的资本投入更多，根据资本技能互补假说，资本投资带有技能偏向型特征，外部投资者更倾向于支持具有较高技术含量、潜在回报率高的资本密集型项目，这有助于企业获得稳定的现金流。因而，相比于劳动密集型行业组，政府设定稳就业目标更有助于推动资本密集型行业组企业的投资。

在本文样本期内，国家发展和改革委员会制定的《产业结构调整指导目录（2011 年本）》《产业结构调整指导目录（2019 年本）》明确提出鼓励类产业目录。本文根据国家鼓励类产业目录，将样本企业划分为国家鼓励发展行业组和非国家鼓励发展行业组两组，进行分组回归。此外，参考宋小宁等（2023）的方法，本文测度企业所在行业在当地是否具有比较优势，其基本思想为：首先，计算某地级市某行业营业收入占当地所有行业总营业收入的比重；其次，计算全国该行业营业收入占全国所有行业总营业收入的比重；最后，比较这两个比重的相对大小。若某地级市某行业营业收入占比更高，则该行业在当地具有比较优势，否则就不具有比较优势。据此，本文将样本企业划分为比较优势行业组与非比较优势行业组，进行分组回归。附录附表 8 的估计结果显示^④，政府设定稳就业目标对国家鼓励发展行业和当地具有比较优势行业的企业的投资驱动作用更显著。可能的解释为：如果企业属于国家鼓励发展行业、在当地具有比较优势的行业，则企业更容易获得当地政府补贴，与政府的联系更多，也就更有可能为响应地方政府稳就业号召而提高投资水平。因此，政府设定稳就业目标对这些行

^①篇幅所限，具体估计结果见《中国农村经济》网站本文附录中的附表 6。

^②篇幅所限，具体估计结果见《中国农村经济》网站本文附录中的附表 7。

^③篇幅所限，具体估计结果见《中国农村经济》网站本文附录中的附表 8。

业内企业投资的促进作用更显著。

（二）对投资进度影响的分析

就業绩效是地方领导干部的重要政绩考核指标。当临近年末时，地方政府面临稳就业目标兑现压力和上级政府考核压力，倾向于更加积极地落实稳就业政策，加大政策优惠力度，从而提升企业的投资意愿。这可能导致企业出现年末突击投资现象。与非国有企业相比，与政府具有天然联系的国有企业承担了更多的政策性任务，也面临更强的政府约束，政府往往会优先干预国有企业投资决策，以力保年末实现稳就业目标。因此，国有企业更可能出现年末突击投资现象。

为研究政府设定稳就业目标对企业年末投资的影响，本文参考刘贯春等（2023）的方法，以第四季度资本支出与前三季度资本支出均值的比值来衡量年末投资情况。年末投资情况刻画了企业第四季度新增投资相较于前三季度新增投资的相对增长程度，该变量数值越大，企业年末突击投资现象越严重。附录附表 9 回归 1 的估计结果显示^①：核心解释变量在 5% 的统计水平上显著，且系数为正。这说明，政府设定稳就业目标对企业年末投资情况存在显著影响，增加了企业年末投资规模。回归 2 和回归 3 是进一步根据企业产权性质进行分组回归所得到的估计结果。根据回归 2 和回归 3 的估计结果^②，非国有企业组政府稳就业目标情况不显著，而国有企业组核心解释变量显著，且系数为正。这说明，相对于非国有企业，国有企业更容易受地方政府稳就业目标影响而进行年末突击投资。

（三）对过度投资影响的分析

本文进一步分析政府设定稳就业目标是否导致辖区企业过度投资，使投资偏离最优投资规模。参考陈运森和黄健峤（2019）、蔡庆丰和陈熠辉（2023）的研究，本文使用分行业、分年度样本数据，以企业投资规模为被解释变量，以营业收入增长率等变量为解释变量进行估计，求出残差项。残差项大于 0 的企业为过度投资企业，小于或等于 0 的企业为非过度投资企业。附录附表 10 的估计结果显示^③，政府设定稳就业目标未显著促使辖区企业过度投资，说明政府稳就业目标并未导致企业投资偏离最优投资规模。这在一定程度上说明，企业在政府稳就业目标压力下主动调整投资决策，而非被动地增加投资。

（四）稳就业目标特征影响的分析

本文从稳就业目标连续性和稳就业目标偏离两方面来探究政府稳就业目标特征对企业投资的影响。首先，连续设定稳就业目标可能有助于企业形成稳定的就业政策预期，提升其对政府的信任，从而激励企业进行长期投资。而政策变动将增加市场环境的不确定性，提升企业投资风险，使企业投资行为趋于谨慎。本文将至少连续 5 年设定稳就业目标的地级市的企业划分为稳定组，将设定过稳就业目标但不连续或连续年份低于 5 年的地级市的企业划分为不稳定组，进行分组回归。附录附表 11 的估计结果显示^④：在稳定组，政府稳就业目标情况在 1% 的统计水平上显著，且系数为正；而在非稳定组，

^①篇幅所限，投资进度分析的估计结果见《中国农村经济》网站本文附录中的附表 9。

^②篇幅所限，过度投资分析的估计结果见《中国农村经济》网站本文附录中的附表 10。

^③篇幅所限，具体估计结果见《中国农村经济》网站本文附录中的附表 11。

核心解释变量不显著。这说明，政府连续设定稳就业目标更有助于推动企业投资。研究假说 H3 得证。

其次，不同城市的实际就业情况存在差异，政府制定符合本地情况的就业目标才能更好地发挥稳就业目标的作用。在晋升压力下，为向上级政府展示自己的治理能力和执政能力，地方领导干部可能会忽视实际情况而制定过高的稳就业目标，导致稳就业目标偏离实际就业情况。本文借鉴马新啸等（2022）的做法，使用企业所在地级市当年的预期城镇新增就业人数增长率减去政府工作报告公布的近五年城镇实际新增就业人数增长率的均值，来衡量稳就业目标偏离程度。附录附表 12 的估计结果显示^①：稳就业目标偏离程度对企业投资规模的影响不显著，可见，政府设定在一定程度上偏离本地实际就业情况的稳就业目标，不能提高企业投资。研究假说 H4 得证。

最后，本文根据稳就业目标偏离程度进行分组，将稳就业目标偏离程度小于或等于其中位数的企业划分为目标偏离较小组，高于其中位数的企业划分为目标偏离较大组，进行分组回归。附录附表 13 的估计结果显示^②：在目标偏离较小组，政府稳就业目标情况对企业投资的促进作用显著；而在目标偏离较大组，政府稳就业目标情况对企业投资的影响不显著，未能促进企业投资。

（五）投资类型分析

本文根据企业固定资产投资类型进行进一步分析。企业固定资产有很多类型，包括房屋及建筑物等在建工程、机器设备等购置和固定资产装修等。本文将房屋及建筑物等在建工程新增投资定义为基础设施类投资，其余为非基础设施类投资，并以这两类投资的投资规模的对数为被解释变量（分别定义为基础设施类投资规模和非基础设施类投资规模），重新进行回归。附录附表 14 的估计结果显示^③：政府稳就业目标情况对基础设施类投资规模的影响更显著，说明政府设定稳就业目标更有助于推动辖区企业进行基础设施类投资。可能的原因是，基础设施投资更具有拉动就业的效应。

七、结论与政策启示

乐业方能安居，稳就业就是稳民生。设定稳就业目标是政府重要的稳就业举措，而企业是政府落实稳就业政策的主体。为完成稳就业目标，政府的各项举措必然对企业经营决策产生影响。本文以政府就业目标管理行为为切入点，探究地方政府设定稳就业目标与企业投资的关系，明确政府设定稳就业目标作用于企业投资的传导路径，并进一步探讨稳就业目标不同特征的影响。研究发现：首先，地方政府设立稳就业目标能够通过政府就业补贴效应和信贷资源支持效应两条路径，显著促进企业投资。其次，国有企业与地方政府有紧密的联系，承担超越经营业务的政策性任务，更易受政府设立稳就业目标的影响。与民营企业相比，国有企业更可能为响应政府稳就业号召而增加投资，且存在更明显的年末突击投资的现象。再次，在经济下行期，地方政府设定稳就业目标的投资促进效应更显著，凸显

^①篇幅所限，具体估计结果见《中国农村经济》网站本文附录中的附表 12。

^②篇幅所限，具体估计结果见《中国农村经济》网站本文附录中的附表 13。

^③篇幅所限，具体估计结果见《中国农村经济》网站本文附录中的附表 14。

政府的逆周期调节作用。另外，从行业特征来看，在资本密集型行业、国家鼓励发展行业和在当地具有比较优势行业，政府稳就业目标对企业投资的促进作用更显著。最后，连续的、因地制宜的稳就业目标设定方式更能推动企业投资。

以上相关结论具有明确的政策导向，为更好地发挥政府稳就业目标的投资驱动作用，实现稳就业和稳投资的双重目标，本文得出以下政策启示。

第一，要重视对地方政府就业指标的考核，完善领导干部考核体系。要改变长期以来地方政府存在的经济增长优先于民生保障的传统观念，继续降低政绩考核中经济增长指标的权重，加大对就业民生指标的考核力度。合理设计领导干部考核体系，继续强化落实领导干部就业目标责任制，对地方政府领导干部形成有效约束，避免唯“GDP”是举。提高地方领导干部对就业民生问题的重视程度，充分发挥稳就业目标政策的作用，以实现就业稳定和经济增长。

第二，强化国有企业的“稳定器”作用，加强对民营企业的政策引导。一方面，继续发挥国有企业的“稳定器”作用，以助推稳就业目标实现和经济高质量发展。另一方面，民营企业在中国市场中扮演重要角色，是推进中国式现代化的生力军和高质量发展的重要基础。为激励民营企业增加投资以解决就业问题，地方政府应加大对民营企业的政策支持力度，畅通政企沟通桥梁，加大信贷支持力度和吸纳就业补贴力度，从而提高民营企业投资意愿。

第三，增强稳就业目标设定的连续性，合理引导企业预期。地方政府不仅要设定稳就业目标，更应当保证稳就业目标设定的连续性，要持续公布稳就业目标。这有利于降低市场主体预期的不确定性，使得辖区企业对政府就业政策形成稳定、合理的预期，从而激发企业的投资意愿。

第四，结合自身实际禀赋，因地制宜地设定稳就业目标。地方政府应认真调查和客观认识当地真实就业情况，设定合理的稳就业目标，避免在目标设定中出现攀比竞争现象。地方政府设定稳就业目标应当遵循差异化、与地区就业情况和经济基础充分挂钩的设计原则，构建符合市场规律的就业目标体系。

参考文献

- 1.白俊红、张艺璇、卞元超, 2022: 《创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据》，《中国工业经济》第6期，第61-78页。
- 2.蔡庆丰、陈熠辉, 2023: 《财政纵向失衡、地方激励异化与企业投资》，《管理世界》第5期，第25-40页。
- 3.曹春方、邓松林, 2022: 《政府失业目标调整与就业质量——来自微观企业层面的证据》，《金融研究》第6期，第115-132页。
- 4.陈运森、黄健桥, 2019: 《股票市场开放与企业投资效率——基于“沪港通”的准自然实验》，《金融研究》第8期，第151-170页。
- 5.崔小勇、蔡昀珊、卢国军, 2023: 《增值税留抵退税能否促进企业吸纳就业？——来自2019年试行留抵退税制度的证据》，《管理世界》第9期，第15-38页。

6. 冯晨、朱星妹、吴丰华、刘鑫鑫, 2023: 《工业用地出让价格对企业投资的影响: 基于“以地引资”的视角》, 《数量经济技术经济研究》第 11 期, 第 180-201 页。
7. 顾海峰、卞雨晨, 2022: 《商业银行履行社会责任能否缓解银行系统性风险? ——基于中国 A 股上市银行的证据》, 《会计研究》第 8 期, 第 72-89 页。
8. 韩珣、李建军, 2021: 《政策连续性、非金融企业影子银行化与社会责任承担》, 《金融研究》第 9 期, 第 131-150 页。
9. 郝颖、辛清泉、刘星, 2014: 《地区差异、企业投资与经济增长质量》, 《经济研究》第 3 期, 第 101-114 页。
10. 黄勃、李海彤、江萍、雷敬华, 2022: 《战略联盟、要素流动与企业全要素生产率提升》, 《管理世界》第 10 期, 第 195-212 页。
11. 黄贤环、吴秋生、王瑶, 2021: 《影子银行发展与企业投资行为选择: 实业投资还是金融投资?》, 《会计研究》第 1 期, 第 100-111 页。
12. 靳光辉、王雷、马宁, 2023: 《政府补贴对企业研发投入的影响机制研究: 高管创新努力视角》, 《科研管理》第 4 期, 第 47-55 页。
13. 黎文靖、汪顺、陈黄悦, 2020: 《平衡的发展目标与不平衡的发展——增长目标偏离与企业创新》, 《管理世界》第 12 期, 第 162-175 页。
14. 李建强、高翔、赵西亮, 2020: 《最低工资与企业创新》, 《金融研究》第 12 期, 第 132-150 页。
15. 李书娟、陈邱惠、徐现祥, 2021: 《不利冲击下经济增长恢复的经验——基于中国经济目标管理实践》, 《经济研究》第 7 期, 第 59-77 页。
16. 李杨、车丽波, 2021: 《对外直接投资对企业就业技能结构的影响效应》, 《数量经济技术经济研究》第 3 期, 第 120-139 页。
17. 厉以宁、蒋承, 2020: 《人力资本释放与深化改革》, 《北京大学教育评论》第 1 期, 第 2-8 页。
18. 梁方仲, 1980: 《中国历代户口、田地、田赋统计》, 上海: 上海人民出版社, 第 376-384 页。
19. 刘春林、田玲, 2021: 《人才政策“背书”能否促进企业创新》, 《中国工业经济》第 3 期, 第 156-173 页。
20. 刘贯春、叶永卫、陈肖雄、张军, 2023: 《固定资产折旧、税收筹划与异常投资》, 《经济研究》第 4 期, 第 23-40 页。
21. 刘若鸿、黄玖立, 2023: 《地方产业政策与债券融资成本》, 《中国工业经济》第 6 期, 第 118-136 页。
22. 马述忠、郭继文, 2022: 《制度创新如何影响我国跨境电商出口? ——来自综试区设立的经验证据》, 《管理世界》第 8 期, 第 83-102 页。
23. 马新啸、汤泰勤、胡明, 2022: 《增长目标契合与僵尸企业治理》, 《财经研究》第 10 期, 第 64-77 页。
24. 仇童伟、蒋涛, 2023: 《经济增长目标设定对基层“三保”保障的影响探析》, 《中国农村经济》第 12 期, 第 126-147 页。
25. 宋小宁、曹慧娟、刘梦宁, 2023: 《都市圈协同发展与企业异地投资: 比较优势视角》, 《统计研究》第 8 期, 第 86-95 页。
26. 孙传旺、罗源、姚昕, 2019: 《交通基础设施与城市空气污染——来自中国的经验证据》, 《经济研究》第 8 期, 第 136-151 页。

- 27.孙晓华、车天琪、马雪娇, 2023: 《企业碳信息披露的迎合行为: 识别、溢价损失与作用机制》, 《中国工业经济》第1期, 第132-150页。
- 28.薛钢、董睿, 2023: 《税收营商环境优化的稳就业效应——基于税收“放管服”改革的准自然实验》, 《财政研究》第6期, 第81-95页。
- 29.杨大宇、许晓芳、陆正飞, 2023: 《金融结构与企业过度投资: 基于社会融资结构的证据》, 《管理世界》第7期, 第121-140页。
- 30.余明桂、马林、王空, 2022: 《商业银行数字化转型与劳动力需求: 创造还是破坏?》, 《管理世界》第10期, 第212-230页。
- 31.余泳泽、孙鹏博、宣烨, 2020: 《地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级?》, 《经济研究》第8期, 第57-72页。
- 32.俞金尧, 2011: 《人口研究要注重社会变革作用和历史延续的影响——访赵中维教授》, 《史学理论研究》第4期, 第124-128页。
- 33.曾嶒、唐松, 2023: 《新冠疫情下国有企业的经济稳定器作用——基于供应链扶持的视角》, 《经济研究》第3期, 第78-96页。
- 34.张敏如, 1983: 《我国历史上人口的发展及其特点》, 《人口研究》第6期, 第38-43页。
- 35.郑世林、崔欣、姚守宇、程飞阳, 2023: 《目标驱动创新: 来自地方政府工作报告的微观证据》, 《世界经济》第8期, 第55-79页。
- 36.周黎安, 2007: 《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》, 《经济研究》第7期, 第36-50页。
- 37.Chen, J., C. S. Heng, B. C. Y. Tan, and Z. J. Lin, 2018, “The Distinct Signaling Effects of R&D Subsidy and Non-R&D Subsidy on IPO Performance of IT Entrepreneurial Firms in China”, *Research Policy*, 47(1): 108-120.
- 38.Chernozhukov, V., D. Chetverikov, M. Demirer, E. Duflo, C. Hansen, W. Newey, and J. Robins, 2018, “Double/Debiased Machine Learning for Treatment and Structural Parameters”, *The Econometrics Journal*, Vol. 21: C1-C68.
- 39.Du, J., and H. Yi, 2021, “Target Setting, Political Incentives, and the Tricky Trade-off Between Economic Development and Environmental Protection”, *Public Administration*, 100(4): 923-941.
- 40.Huang, Y. I., M. Pagano, and U. Panizza, 2020, “Local Crowding-Out in China”, *The Journal of Finance*, 75(6): 2855-2898.
- 41.Huang, Y., 2022, “Government Subsidies and Corporate Disclosure”, *Journal of Accounting and Economics*, 74(1), 101480.
- 42.Latham, G. P., and E. A. Locke, 1991, “Self-Regulation Through Goal Setting”, *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, Vol. 50: 212-245.
- 43.Lee, I. H. I., E. Hong, and S. Makino, 2020, “The Effect of Non-Conventional Outbound Foreign Direct Investment (FDI) on the Domestic Employment of Multinational Enterprises (MNEs)”, *International Business Review*, 29(3), 101671.
- 44.Locke, E. A., and G. P. Latham, 2002, “Building a Practically Useful Theory of Goal Setting and Task Motivation: A 35-Year Odyssey”, *American Psychologist*, Vol. 57: 705-717.
- 45.Ni, J., X. Cao, W. Zhou, and J. Li, 2023, “Customer Concentration and Financing Constraints”, *Journal of Corporate Finance*, Vol. 82, 102432.

46.Zhou, B., and S. Zhao, 2022, “Industrial Policy and Corporate Investment Efficiency”, *Journal of Asian Economics*, Vol. 78, 101406.

(作者单位: ¹西南财经大学金融学院;

²山东财经大学经济学院)

(责任编辑: 光 明)

Does “Stabilizing Employment” Drive “Stabilizing Investment”: From the Perspective of Local Government’s Employment Targets

WANG Haijun ZHANG Gehang NIU Ziheng ZHANG Xiaomei

Abstract: Based on 3934 prefecture-level government work reports, this paper manually collects and complies the data of urban new employment targets, and examines the impact of the government’s establishment of stable employment targets on the investment of enterprises in the jurisdictions, as well as its transmission mechanism. The study finds that the government’s establishment of a stable employment target significantly promotes enterprise investment. The government’s establishment of a stable employment target promotes enterprise investment through the government employment subsidy effect and the credit resources support effect. The investment-driven impact of the stable employment targets is more significant in the period of economic downturn and the group of state-owned enterprises (SOEs), which highlights the government’s counter-cyclical adjustment role and the SOEs’ stabilizer function. Regarding industry characteristics, the government’s establishment of stable employment targets has a more significant impact on the promotion of investment in capital-intensive industries, industries encouraged by the state, and enterprises with comparative advantages in local industries. From the viewpoint of investment progress, the government’s establishment of stable employment targets promotes year-end surprise investments by state-owned enterprises. From the perspective of stable employment targets characteristics, the continuity of stable employment targets is conducive to enhancing the level of enterprise investment, but the way of setting stable employment targets that deviates from the real employment situation cannot promote enterprise investment. The study provides new evidence for further understanding the relationship between stable employment and stable investment, and also has certain policy implications for improving the employment target management mechanism.

Keywords: Stabilizing Employment; Enterprise Investment; Employment Targets; Government Target Management

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

党的二十大擘画了全面建设社会主义现代化国家、以中国式现代化全面推进中华民族伟大复兴的宏伟蓝图。新时代新征程，亟须形成与中国式现代化相适应的生产力。2023年9月，习近平总书记在黑龙江考察时，作出了关于“加快形成新质生产力”的重要指示；2024年1月，习近平总书记在中共中央政治局第十一次集体学习时明确指出，“发展新质生产力是高质量发展的内在要求和重要着力点”。发展新质生产力，是以习近平同志为核心的党中央在深刻总结中国经济社会发展形势，立足新发展阶段，全面贯彻新发展理念，聚焦推进中国式现代化实践中所作出的重要创新性论断，为新时期推进中国式现代化提供了重要指引。为深刻认识和准确把握新质生产力的本质特征、实践规律和发展路径，增强对新质生产力的学理化与体系化研究，以有效发挥新质生产力对中国式现代化的助推作用，由中国农村经济杂志社与湖南大学金融与统计学院联合主办的第二届“中国式现代化经济发展前沿论坛”研讨会于2024年6月22日在湖南省长沙市顺利举行。来自浙江大学、中山大学、厦门大学、上海财经大学、西南财经大学、西北农林科技大学与华南农业大学等全国30余所高校和研究机构的近百位专家学者共襄学术盛举、淬炼思想火花，共同为推进新质生产力发展与中国现代化建设贡献智慧与方案。

华南农业大学国家农业制度与发展研究院院长罗必良教授、厦门大学副校长方颖教授与西南财经大学副校长王擎教授依次做了题为《解构新质生产力：一个分析框架》《资本市场长期信息反馈与企业绿色创新》《发展新质生产力，加强金融强国建设》的主旨演讲。主旨演讲结束后，会议进入圆桌论坛环节，湖南大学马理教授作为主持人，西南财经大学董青马教授、华中农业大学刘西川教授、北京航空航天大学谭小芬教授、云南财经大学熊德平教授、南京农业大学张龙耀教授与中山大学曾燕教授作为嘉宾，围绕“以金融高质量发展助力新质生产力发展”主题展开了多维度、深层次的交流与讨论。本届论坛设立了“新质生产力与农民农村共同富裕”“新质生产力发展与农业农村现代化”“数字经济与乡村治理现代化”“数字经济与现代乡村产业体系建设”“绿色生产力与区域协调发展”“科技创新与企业高质量发展”“金融创新与要素市场化配置”“新质生产力与消费促进”八个平行分论坛，点评专家与论文作者进行了深入交流与讨论，碰撞出富有建设和启发性的思想观点。现将与会专家和会议论文的核心观点综述如下。

一、新质生产力的科学内涵、形成逻辑与实现路径

中国特色社会主义进入新时代，新的发展征程需要构建发展新引擎、塑造发展新动能。新质生产力的提出，为新发展阶段推动高质量发展提供了重要指引。加快新质生产力发展，事关中国式现代化的全局。以新质生产力发展推动中国式现代化，必须建立在准确、深刻认识新质生产力的基础之上。本届论坛与会专家学者就新质生产力的本质是什么，新质生产力究竟如何形成，以及怎样加快发展新质生产力等问题进行了深入探讨。

（一）新质生产力的科学内涵

新质生产力的提出，为新时代新征程加快中国科技创新、开辟发展新领域新赛道与塑造发展新动能新优势，以更高质量推进中国式现代化发展提供了科学指引。习近平总书记在中共中央政治局第十一次集体学习时深刻阐明了其丰富内涵：新质生产力是创新起主导作用，摆脱传统经济增长方式、生产力发展路径，具有高科技、高效能、高质量特征，符合新发展理念的先进生产力质态^①。它由技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级而催生，以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的跃升为基本内涵，以全要素生产率大幅提升为核心标志，特点是创新，关键在质优，本质是先进生产力。罗必良在主旨演讲中指出，新质生产力概念体系的核心是创新，特别是原创性、颠覆性的科技创新。在新质生产力三大催生因素中，技术的革命性突破是新质生产力形成的前提，而生产要素的创新性配置与产业深度转型升级则是颠覆性技术采纳与渗透的结果。

（二）新质生产力的形成逻辑

催生新质生产力的技术革命性突破、生产要素创新性配置与产业深度转型升级从何而来？颠覆式技术创新、采纳及其渗透是如何实现的？针对这些问题，罗必良在“凡勃伦命题”的基础上提出“三项本能×三类主体×三大催生”的分析框架，阐释了新质生产力形成的深层次逻辑。他认为，思想家与科学家受“求知本能”的驱动，在思想市场竞争机制的作用下实现技术革命性突破；企业家群体受“功利本能”的驱动，在企业家市场竞争机制的作用下达成要素创新性配置；政府受“亲善本能”的驱动，在国际市场竞争机制作用下推动产业转型升级，进而促进新质生产力的形成。在该分析框架中，思想家或科学家、企业家与政府三大主体并非独立运作，三者之间有重要的互动。同时，他们彼此之间良性互动而形成的创新生态，是发展新质生产力的重要保障，且决定着新质生产力的提升空间。

（三）发展新质生产力的实现路径

1.坚持创新驱动。新质生产力是以新技术深化应用为驱动，以新产业、新业态和新模式快速涌现为特征，并符合新发展理念的先进生产力质态。其中，科技创新是新质生产力发展的核心引擎；“专精特新”企业是实现科技自立自强、产业链补链的重要一环，是培育发展新质生产力的重要实践。厦门大学蔡庆丰和舒少文研究了“专精特新”企业认定的创新激励效应，指出地区“专精特新”企业

^①参见《习近平：发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点》https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202405/content_6954761.htm。

认定会引起所在城市占行业主导地位的上市企业产生“应激创新”反应，且在推动同城占行业主导地位的上市企业专业化发展和同产业链上的上市企业全要素生产率提升的同时，能够推动地区产业结构高级化、合理化和地区的创新质量，进而助力城市新质生产力发展。方颖从微观企业绿色技术创新的视角，阐释了资本市场在服务绿色创新和推动新质生产力发展方面的重要作用。他从理论和实证两个维度揭示了资本市场长期股价信息含量可以改善企业管理层信息决策环境和增强耐心资本对管理层长期项目的监督强度，从而降低创新的谨慎性门槛，以促进绿色技术创新发展。

2.强化数字经济赋能。人工智能作为一种新兴颠覆式技术，是新一轮科技革命与产业变革的重要驱动力量，也是提升新质生产力的重要引擎。塔里木大学欧阳金琼和魏德强从劳动者、劳动对象和劳动资料三个维度测算了中国省级层面的新质生产力水平，发现人工智能创新发展试验区政策通过提高绿色技术创新水平、发挥科技人才集聚效应和推动产业结构转型升级等路径，显著提升了试点地区的新质生产力发展水平。在推进中国式现代化和建设现代化强国进程中，要统筹发展和安全问题，财政安全是最具底线意义的安全。地方财政的可持续性是保障财政安全的关键一环，是实现财政高质量发展的基本前提。暨南大学谢宝剑和苏涵以长江经济带城市为例，探究了数字经济发展对地方财政可持续的影响，发现数字经济发展可以通过提高财政收入与降低负债水平来提升地方财政的可持续水平，且当地的数字经济发展对临近地区的财政可持续水平存在正向的溢出效应。

3.优化要素市场化配置。如何更好地推动有为政府“看得见的手”和有效市场“看不见的手”的有机结合，使市场在资源配置中起决定性作用，进而提高资源配置效率，实现经济更高质量的发展，成为亟待解决的关键问题。厦门大学黄寿峰和邓宇铭指出，地方财政收入增长目标会通过增加企业税收负担和转变财政支出偏好，显著地加剧企业资源错配程度，扭曲资本要素投入和劳动要素投入，降低企业资源配置效率。因此，需要统筹协调目标责任制与市场资源配置之间的关系，真正实现“有为政府”和“有效市场”的双轮驱动。数字技术在帮助市场主体重构组织模式、实现跨界发展、打破时空限制以及延伸产业链条等方面发挥着重要作用，有助于促进要素市场化流动。安徽财经大学钟娟、湖南大学丁怡帆和安徽财经大学魏彦杰分析了人工智能应用对企业客户配置多元化的影响，发现人工智能应用能够优化客户资源配置效率，降低企业对少数大客户的过度依赖，有助于企业构建多元化的客户基础和灵活可控的客户网络，从而提升产业链和供应链的韧性与安全。此外，小微企业作为最具创新与活力的微观主体，是推动形成新质生产力，增强经济韧性，实现经济高质量发展的重要驱动力。西南财经大学唐莹和刘雨琴通过构建小微企业组织韧性测度指标，发现企业家多元化职业经历能够显著提升小微企业组织韧性，促进小微企业高质量发展。

4.推动区域协调发展。推进中国式现代化必须统筹实现区域协调发展，着力增强国内大循环的内生动力。地方都市圈发展模式正逐渐成为中国地区经济社会发展的高级空间形态，在打破行政分割、构建一体化格局和促进市场融合方面发挥着举足轻重的作用。湖南大学陈熠辉、杨青和蔡庆丰基于手工收集整理的地方政府发布的都市圈发展规划文件，发现地方政府主导的区域市场融合发展模式能够提升区域市场一体化程度、产业分工的专业化水平，并促进企业间的知识交流，从而推动区域内企业的创新，培育发展区域新质生产力。区域协调发展不仅要关注都市圈等较发达地区，而且需要关注中

西部省份等广大的相对欠发达地区。以区域协作带动欠发达地区发展是实现先富帮后富和缩小区域发展差距的重要举措。西北大学王寿彭和吴丰华基于对结对帮扶政策的研究，发现东西部协作通过产业升级、资金支持、人力资本积累等路径，显著提升了受帮扶县的经济韧性，尤其对非重点生态功能区县、农业主导县和革命老区县经济韧性的提升作用更强。此外，城乡发展不平衡不协调是加快推进中国式现代化必须解决的重大问题。数字乡村建设为破解中国经济发展“包容性”不强的难题开辟了新路径。山东财经大学张艺考察了数字乡村建设对县域包容性绿色增长的影响，发现数字乡村建设可以通过加速产业技术创新、促进县域创业活动来提升县域包容性绿色增长水平，且这种影响会因所在地区的自然地貌、工业基础以及财政扶持力度等因素不同而有所差别。

5.加快绿色低碳转型。党的二十大报告明确提出，中国式现代化是人与自然和谐共生的现代化，深刻指明推动经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节。绿色发展是高质量发展的底色，而新质生产力本身就是绿色生产力。提升绿色生产力发展水平，必须发挥绿色金融的作用。湖南大学周颖、方子怡和喻旭兰基于重污染企业投融资期限错配的视角，发现在绿色信贷政策的规制压力下，银行信贷供给意愿降低，同时企业环境投资行为增加，重污染企业被迫采用短期负债来滚动支持其环境项目投资，导致投融资期限错配，并加大了重污染企业的债务违约风险、经营风险和破产风险。这为防范化解企业债务风险，释放绿色金融的积极势能，促进经济社会低碳转型提供了重要启示。

二、新质生产力发展推动中国式现代化的重要支撑：金融强国建设

加快形成新质生产力，金融强国建设是支撑。从生产关系的角度来看，新质生产力是生产力新的质变与跃迁，其形成与发展必然要求与之相适配的生产关系变革。金融是生产关系中的重要一环，强大的金融体系不仅关乎经济社会的高质量发展，也将深刻影响新质生产力的发展与壮大。从技术创新的角度来看，科技创新是发展新质生产力的核心要素，而技术的创新研发与成果转化风险高、周期长、投入大，离不开金融的支撑。促成新质生产力加快形成，推动金融更好地服务科技创新，亟须壮大耐心资本，做好科技金融这篇大文章，持续推动金融强国建设。

（一）金融高质量发展是金融强国建设的坚实基础

金融是国民经济的血脉，是国家核心竞争力的重要组成部分，关系中国式现代化建设全局。习近平总书记在2023年10月底召开的中央金融工作会议上首次提出了加快建设金融强国目标，科学阐明了金融强国与中国式现代化之间的内在逻辑，赋予了金融系统以金融强国建设全面推进中国式现代化的重大历史使命。王擎在主旨演讲中指出，经济强国往往先于金融强国，强大的货币、强大的中央银行、强大的金融机构、强大的国际金融中心、强大的金融监管和强大的金融人才队伍都需要以强大的经济基础作为支撑。面对当前系统性挑战、周期性挑战与结构性挑战“三大挑战”压力，务实发展经济是建设金融强国的根本要求，加大金融供给侧结构性改革是金融强国建设的核心主线，其着力点是塑造金融体系的适应性、竞争力和普惠性。建设金融强国必须坚持理论自信，健全中国特色金融理论体系，走中国特色金融之路，坚守以人民为中心的价值理念，坚持服务实体经济的追求，坚定服务国家战略与薄弱环节，牢牢把握自主可控的发展路径，保持稳中求进的运行基调。王擎还强调，金融强

国关键在人，金融强国的“六个强大”中，建设强大的金融人才尤为重要。

金融高质量发展是推进中国式现代化的内在要求，服务新质生产力是金融高质量发展的关键着力点。圆桌论坛六位嘉宾围绕“以金融高质量发展助力新质生产力发展”这一主题展开了深入交流与讨论。关于金融如何助力新质生产力发展，董青马认为，金融业应持续推动减费让利，助力实体经济发展，通过金融创新降低实体企业科技创新的边际交易成本，以完善的金融服务体系构建良好的科技创新生态。针对当前金融服务供给与创新融资需求不匹配的问题，谭小芬认为，需要进一步扩大金融开放，用好国际国内两个市场、两种资源，鼓励海外投资引导基金和风险投资基金为国内创新提供资金供给，探索与“一带一路”沿线国家的科技创新合作新模式，加强与中葡基金、丝路基金、中非产能合作基金的沟通协作，推动资本跨境流动等方式支持新质生产力发展。发展新质生产力也对资本市场提出了新的要求。曾燕认为，在顶层设计上，需要健全资本市场相关法律法规与政策制度，完善各上市板块的上市标准、评价标准与退市制度，保障融资企业质量，保护投资者权益；在体系构建上，需要完善多层次资本市场，提升资本市场与不同规模、不同生命周期实体企业科技创新资金需求的适配性；在对外开放上，发挥好粤港澳大湾区的集聚与扩散效应，利用好港交所与深交所两个平台。

2023年中央金融工作会议把数字金融作为“五篇大文章”之一，体现出中央层面对数字金融的高度重视。熊德平认为，数字金融可以基于其共享、便捷、低成本与低门槛的特质与传统金融形成有机互补，以大数据、云计算、人工智能和区块链等数字技术来提升金融服务的可及性、便利性和效率性，助力金融服务提质增效，为科技创新注入动能。关于农村金融如何助力农业新质生产力发展，刘西川认为，要扣紧农村生产力发展相对落后、技术创新能力弱的现实，推动农业新质生产力发展要调和人与自然的关系以及生产力与生产关系的关系，要充分发挥市场的价格机制，为新型农业经营主体的发展提供资金支持。张龙耀指出，农村金融机构规模较小、实力较弱、风险较高，要深化农村金融机构改革化险，明确农村金融机构未来的发展路径与方向，为服务新质生产力打下坚实基础。他同时指出，当前中国农业科技投入主要依靠政府财政，资金来源较为单一且相对不足，要充分撬动企业资本、产业资本与社会资本等多种资本来支持农业科技创新。

（二）金融服务实体经济是金融强国建设的根本宗旨

2023年中央金融工作会议将普惠金融作为“五篇大文章”之一，彰显了“金融为民”的价值取向。发展普惠金融，是金融业支持现代经济体系建设、增强金融服务实体经济能力的重要体现，目的就是要提升金融服务的覆盖率、可得性、满意度，促使更多的金融资源被配置到社会发展的重点领域和薄弱环节，特别强调满足“三农”、小微企业等群体的金融需求。长期以来，融资约束一直是“三农”实现内源式发展的关键障碍，而“金融抑制”造成的金融服务供给不足被认为是农户、新型农业经营主体“融资难、融资贵”的主要原因。湖南农业大学刘波、石硕和向玉冰通过检验县域银行业竞争与农户信贷可得性发现，县域银行业竞争度的提升能够缓解农户面临的融资约束，提升农户信贷可得性。但从需求类型上看，仅能缓解农户需求型融资约束，并不能缓解供给型融资约束。因此，需要在保持县域银行业适度竞争的基础上进一步提升金融机构的服务能力。湖南大学王修华、欧阳佳俊和刘锦华基于“资本市场县域工程”的准自然实验，考察了资本市场服务下沉对县域经济增长的影响。他们发现，

资本市场服务下沉能够助推农业经营主体壮大、拓展农业产业链，并加速“以工带农”，进而促进县域经济增长，且这种正向效应在经济水平较低、财政收入水平较低以及居民存款储蓄水平较低的县域地区更为明显，体现了资本市场服务下沉的普惠性特征。

为实现社会综合融资成本稳中有降，监管部门持续推动金融机构减费让利、惠企利民，然而，当前贷款利率已降至历史低位，银行净息差也呈现不断收窄趋势。西南大学吕政和王子奇基于合意息差视角，针对部分大型企业为了投机套利，低息贷款、高息存款的企业金融化行为，系统探讨了如何通过利率自律机制，既疏通货币政策传导渠道，避免企业过度金融化，又保证银行业合意的存贷款息差，以便更好地支持实体经济。他们指出，可以通过利率自律的市场化改革，疏通中国利率传导机制中存在的堵点，矫正政策利率、货币市场利率、债券市场利率和信贷市场利率之间合理利差的阶段性偏离。由此可避免市场资金价格存在不合理的倒挂问题，有效压缩套利空间，从而提高银行贷款向实体经济的转化效率，促进金融高质量服务实体经济。

三、新质生产力发展推动中国式现代化的薄弱领域：农业农村

强国必先强农，农强方能国强。党的二十大报告指出，全面建设社会主义现代化国家，最艰巨最繁重的任务仍在农村。当前，中国发展的最大不平衡是城乡发展的不平衡，发展的最大不充分是农村发展的不充分，农业生产的现代化水平不高，农村治理的现代化水平较低，农业农村现代化是中国式现代化的短板。在农业农村现代化建设中，生产的现代化是重要基础，治理的现代化是发展保障。新质生产力具有高科技、高效能、高质量与可持续特征，有助于锻造高素质高技能农业农村人才，推动传统农业实现跨越式发展，重塑农村基层治理格局。以新质生产力发展推动中国式现代化，必须牢固夯实农业农村基础，着力于弥补农业生产现代化与农村治理现代化的不足，立足于保障粮食安全、促进产业发展、优化生产组织形式与提升农业生产效率，并着眼于优化农村基层治理效能，推动多主体的治理参与，不断提高农业农村现代化水平。

（一）推进农业生产现代化发展

1.保障粮食生产安全。保障粮食安全，重在加强耕地保护和提升耕地质量，牢牢坚守耕地红线，稳步拓展农业生产空间，坚持“藏粮于地”与“藏粮于技”并重。湖南大学侯俊军、李宁慧和广西大学龙花楼以湖南省为研究样本测算农业新质生产力，并分析了农业新质生产力对农业生产空间利用的影响。他们发现，农业新质生产力对农业生产空间利用具有显著的倒“U”形非线性影响，即在一定时期内，农业新质生产力能够显著促进农业生产空间的利用。机制检验发现，农业新质生产力主要通过推动农业技术扩散与农业生产方式变革赋能农业生产空间利用转型，且受地形地貌状况与城市化水平影响较大。气候变化与极端天气增多已成为影响中国粮食生产安全的重要因素，为确保粮食安全与重要农产品稳定供给，需要不断提升农业生产抵御气候风险的能力。农业生产因集聚能力弱、生产规模小、抗风险能力差，受到气候灾害的冲击更为严重。新型农业经营主体是推动农户与现代农业有机衔接的重要载体，在自然灾害频发地区发挥着至关重要的作用。西北农林科技大学李煜阳、陆迁和李家辉基于甘、陕、晋三省 1188 户农户的微观调查数据，探讨了灾害冲击对农户是否以成员身份参与新

型农业经营主体经营和参与程度的影响。他们发现，受灾害冲击越严重，农户越倾向于选择以成员身份参与新型农业经营主体经营，且参与程度更深，其中，信贷约束、劳动力配置与销售稳定性是关键作用路径。湖南大学张宁、杨瑾和毕达宁分析了冬小麦产量与气候因子间的动态关系，发现引入天气因子的时间序列模型能够大幅提升小麦产量预测精度，而预测协调整合模型可以实现冬小麦产量在多层次预测体系中的核算平衡。因此，需要因地制宜使用最佳模型进行产量预测，并注重气候因子与风险区划的深度融合，发挥农作物政策补贴的防灾稳产作用。

2.培育发展农村特色产业。因地制宜发展农业特色产业、打造乡土特色品牌，是变资源优势为经济优势的重要手段，是加速地区农业产业化发展的重要抓手。浙江大学罗诚、北京大学杜语和夏雨等考察了区位导向性政策对新型农业经营主体发展的影响，发现建立特色农产品优势区能够显著提升区域内新型农业经营主体的营业收入，尤其对参与产业链延伸和多功能拓展型的主体，以及从事主导特色产业且位于产业链加工制造、流通环节的主体的收入提升作用更为显著。西南财经大学牛耕、刘灿和向雪风等基于“一村一品”示范村镇名单，考察了数字金融对乡村特色产业发展的影响。他们发现，数字金融发展不仅有助于缓解乡村特色产业的信贷约束，使更多乡村企业能够获得必要的资金支持，而且提高了乡村企业的风险管理能力，有助于其更好地应对市场波动，从而促进乡村特色产业的发展。做大做强农村特色产业，关键在发展特色，核心在提升农产品质量。西北农林科技大学李家辉、李晗和李煜阳等以猕猴桃市场为例的研究发现，产品质量认证是治理农产品“柠檬市场”的有效手段，其中，有机农产品认证对农产品“柠檬市场”的治理效果最优，绿色食品认证次之，地理标志农产品认证最弱。随着产品质量认证程度的加深，产品治理认证对农产品“柠檬市场”治理效果也不断增强。

3.推动农业生产组织形式优化。作为传统生产力的能级跃升，新质生产力能够实现农业生产中劳动者、劳动资料、劳动对象的组合优化，有助于推动传统的、低质量的农业产业形态向现代的、高质量的农业产业形态发展转化。上海财经大学赵鑫、吴方卫和西北农林科技大学秦国庆探究了新质生产力对农业现代化的影响，认为新质生产力与农业现代化有着相辅相成的关系，新质生产力是农业由“传统”向“现代”变革的动力，农业现代化又是生产力由“旧质”演化为“新质”的现实过程。因此，推动农业现代化需要以科技创新为核心打造新质农业劳动工具，以人才为基础培养新质农业劳动者，通过培育新质生产资料来打造现代农业产业体系，统筹城乡融合发展以产生新质生产结构。数字经济在农村经济社会中的渗透推动了农业农村现代化转型进程，为农业、农村、农民带来了更多的发展新机遇。北京物资学院郭沛瑶、章睿妍和首都经济贸易大学尹志超分析了电子商务进农村综合示范项目对家庭农业生产经营收入的影响，认为加快农村电子商务发展，拓宽农产品销售渠道，有助于促进家庭农业生产经营，实现小农家庭与农村产业化发展的深度联结。因此，需要完善农村基础设施服务体系，以科技创新为驱动力，以新质生产力为引擎，助力乡村振兴，推进农业农村现代化。然而，当前农村劳动力外流趋势不减，农业产业化发展中优质劳动力缺乏问题较为突出。暨南大学甘雨、西南财经大学朱杰和王军等分析了数字经济发展对农业转移人口流动的影响，指出在数字经济时代，农业转移人口流动呈现“逆生命周期”趋势，数字经济发展通过发挥生产效应、生活效应和生态效应促使35岁青壮年农业转移人口向农村回流，实现在家乡就地就业与创业，推动农业生产发展。

4.促进农业生产效率提升。发展农业新质生产力是新质生产力在农业领域的具体体现，其特点是以农业科技创新为支撑，以农业数智化发展为手段，以农业全要素生产率的提升为核心标志。山东财经大学于新亮、任丽颖和王琦聚焦于新质生产力嵌入下的农业全要素生产率，提出农业新质全要素生产率的概念。他们基于2003—2017年全国农村固定观察点调查数据，使用方向性距离函数模型，结合Malmquist-Luenberger指数，计算村级层面嵌入新质生产力要素的农业全要素生产率，发现农业保险对农业新质全要素生产率的跃升具有显著驱动作用，且这一驱动作用主要通过促进农业新质生产力的提升来发挥效用。推进农业数智化发展，无疑是提高农业生产效率的一条重要途径。东北财经大学贺玉检验了各地区不同农业数智化发展水平下农村人口老龄化对农业全要素生产率的影响，发现在农业数智化发展水平较高的地区，农村人口老龄化对农业全要素生产率反而存在促进作用。其原因在于：农村人口老龄化导致较高的土地流转率，农业生产数智化对劳动力具有一定的替代作用，进而加速了农业规模化与集约化经营，提升了农业生产效率。

（二）提升乡村治理现代化水平

1.优化能人治理效能。乡村治理是国家治理的基石，加强和改进乡村治理是实现乡村振兴的重要根基和保障力量。“能人”治村是村民自治制度适应农村社会经济结构剧烈变迁的典型实践，其在乡村治理结构中发挥着“承上启下”的中介作用。然而，也需要关注能人治理可能产生的负面作用。中山大学刘洋和朱亚鹏基于自组织治理的能人效应理论，考察了“能人”治村与村庄民主之间复杂的因果关系。他们发现，“能人”治村能动员村民集体的自我组织，激活村民自治制度的实践效能。但是，“能人”长时间治村可能形成对村庄公权力的垄断，进而异化村庄的民主选举、民主决策与民主监督机制，使自治组织渐趋层级化，最终形成寡头治理结构。因此，在将“能人”治理融入乡村现代化的基层治理过程中，需要把握“效率”与“民主”之间的平衡，既要释放能人治理的治理效能，又要发展全过程人民民主。这些发现为构建乡村现代化治理体系以及深化全过程人民民主提供了有益启示。

2.鼓励女性参与治理。在农村青壮年劳动力外流趋势下，农村常住人口呈现老龄化与女性化特征，充分发挥女性基层治理参与的主动性、积极性与创造性，能够为乡村治理提供新动能，且女性“共情、细心与耐心”等特质也有助于构建乡村治理中的柔性机制。在数字化乡村建设背景下，数字技术嵌入乡村治理为女性参与乡村治理带来了机遇与挑战。西南大学王小华、彭帮容和邹宝玲检验了数字能力对女性乡村治理参与的影响，发现数字能力显著提升了女性的乡村治理参与程度，其中，数字接入和数字认知维度对女性乡村治理参与的促进作用要大于数字使用维度，且对女性权力参与的促进作用超过对民主参与的促进作用。西南大学经何茜、黄佳洁和温涛考察了数字普惠金融对女性发展能力的影响。他们发现，数字普惠金融对女性发展能力有显著的提升作用，从而实现了对女性群体的赋能；对于中西部和受教育程度较低的女性个体而言，数字普惠金融对其能力的提升作用更加明显。这些研究，对促进女性发展能力和完善乡村治理体系具有重要的启示意义。

四、新质生产力发展推动中国式现代化的价值追求：共同富裕

加快发展新质生产力体现了中国式现代化扎实推进共同富裕、实现公平正义的价值追求。一方面，

共同富裕是中国式现代化的基本特征，是社会主义的本质要求，实现共同富裕需要以解放和发展生产力为基本前提，而新质生产力所蕴含的新动能、催生出的新产业有助于做大做强“蛋糕”。另一方面，新质生产力是符合新发展理念的先进生产力质态，发展新质生产力必然要求全面、准确地贯彻新发展理念，而其中所蕴含的“共享”理念必然要求发展成果惠及全体人民，新质生产力形成的新模式、构建的新机制有利于分好分匀“蛋糕”。实现全体人民共同富裕，不仅需要重点关注落后群体收入问题，防止脱贫人口发生规模性返贫风险，促进低收入群体稳定增收，也需要关注人民群众的获得感，提升居民生活满意度。因此，以新质生产力推动中国式现代化需要把握共同富裕的价值追求，以新的生产力发展不断巩固拓展脱贫攻坚成果，以新的数字业态繁荣促进农户增收，并着力改善居民生活质量。

（一）巩固拓展脱贫攻坚成果

随着脱贫攻坚战取得全面胜利，中国历史性地消除了绝对贫困与区域性整体贫困。然而，贫困作为一个动态发展的过程，返贫风险依然存在，提升农户的可持续生计能力与风险应对能力，是防止返贫风险发生的重要举措。西南大学刘正桃、温涛和王小华基于农户数字能力的视角，考察了网络基础设施对绝对贫困标准和相对贫困标准下农村家庭发展韧性的影响。他们发现，网络基础设施能够提升绝对贫困标准下农村家庭发展韧性，而只有考虑农户数字能力后，网络基础设施才能提升相对贫困标准下的农村家庭发展韧性。同时，在考虑农户数字能力后，网络基础设施对西部农村家庭、脱贫户的发展韧性提升更显著，能够缩小农村地区之间和群体之间的发展韧性差异。

乡村振兴的前提是巩固拓展脱贫攻坚成果，这就需要坚决守住不发生规模性返贫底线。长江十年禁渔背景下，大批农户需要转产就业，生计转型可能引发农户的返贫风险。上海海洋大学汪雪铭和郑建明将生计恢复力理论运用到长江禁捕的政策情境与退捕渔民增收实践中，基于湖北、湖南和贵州三省沿江脱贫县渔民的调查数据，考察了渔民生计恢复力对不同就业行为的增收影响。他们发现，渔民生计恢复力对务农就业转产与非农就业转产的增收程度均具有显著影响。且对务农就业增收而言，自然资本的边际效应大于人力资本；而对非农就业增收而言，金融资本和社会资本边际效应最大，人力资本次之，自然资本边际效应最小。因此，需要科学制定针对转产就业的帮扶政策，以巩固渔民安置保障成果，帮助渔民“退得出、稳得住、能致富”。

（二）强化数字赋能农户增收

中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化，实现全体人民共同富裕是中国式现代化的本质要求。促进共同富裕，最艰巨最繁重的任务仍然在农村，其关键在于有效提升农村居民收入。农村电商作为新质生产力发展的重要标志和数字经济催生下的新业态，已成为助力农户持续增收的一条有效途径。山东农业大学张美玲、徐宣国和张复宏等利用中国乡村振兴综合调查数据发现，农村电商能够显著促进农户增收，缩小农户收入差距。因此，可以借助新质生产力不断挖掘农村电商的创新潜力，从而拓宽农户增收渠道、缩小收入差距，最终实现共同富裕。西南大学陈肖雄、南京农业大学郜栋玺和张龙耀考察了政务服务信息化对农村居民收入的影响，发现政务服务信息化能够有效提升政府办事效率和改善农村基本公共服务，从而促进农村居民创业和非农就业，提高农村居民收入水平。因此，推动政务服务在全国进行信息化转型和提高公共服务均等化水平，是促进农村居民收入增长以及实现共同富

裕和乡村振兴战略目标的重要改革方向。此外，数字技术赋能的乡土文化资本正在成为加快形成新质生产力的“关键变量”与促进农民增收的“最大增量”之一。中南财经政法大学秦小迪、王皖丽和吴海涛探究了乡土文化资本和数字技术等多动力因素对农民增收的影响方式与协同效果，发现仅靠增加乡土文化资本本身，无法有效促进农民增收，只有在数字技术赋能后，乡土文化资本才能充分发挥其经济价值，进而助力农民增收。农村集体经营性建设用地入市是盘活农村集体资产、促进农户增收的另一重要渠道，但现实中农村土地非农化双轨制局面，即土地征收与集体经营性建设用地入市并存，致使农地非农化的增值收益在国家和农民集体之间的分配矛盾渐趋复杂。湖南大学王斯亮和中山大学刘洋发现，在征地轨道内，农地增值收益分配中国家份额远大于农民集体份额；在土地入市轨道内，由农民集体主导的农地的增值空间已接近甚至超越由国家主导的征地轨道，这种地权结构失衡导致土地增值收益在征地与入市两个轨道、国家与农民集体两个主体之间的分配均呈现不平等，农民集体财产权益、政府土地财政利益和社会公共利益的帕累托最优局面没能形成。

（三）提升居民生活质量

1.缓解消费不平等。相较于收入和财富，消费不平等更能直观反映居民之间真实的福利差异，是稳中求进推动共同富裕、实现全体人民共享发展成果亟须关注的重要问题。随着收入的持续增长，中国农户消费不平等问题却日益凸显。华南农业大学谭卓敏、徐伟祁、陈楚娜等基于“环境—努力”二元因素机会不平等理论，考察了金融科技下乡对农户消费不平等的影响，发现金融科技下乡可以有效缓解农户消费不平等现状。一方面，金融科技下乡可以通过优化农村支付环境、信贷环境及社交环境缓解农户消费不平等；另一方面，金融科技下乡能够通过促进非农就业和金融素养积累缩小农户消费差距。另外，金融科技下乡还具有明显的包容性特征，有助于降低欠发达地区的农户消费差距以及缓解低禀赋农户消费相对薄弱程度。因此，持续推进金融科技下乡，是缓解农户消费不平等，进而实现农村社会和谐稳定和农民共同富裕的重要途径。

2.释放消费潜能。共同富裕不仅体现为收入水平的提升，也应该涵盖居民实实在在的获得感与幸福感，需要充分挖掘消费潜力、极力提振消费信心以提升居民的消费满足感。华南农业大学陈霄检验了农地流转对农户消费的影响，发现农村土地确权仅能促进农户生存型消费的增加，无法实现对发展型消费的提振。消费者在消费过程中往往会根据已有习惯与信息进行消费决策。以膳食消费为例，农村居民膳食的强习惯性是影响居民膳食质量提升的重要方面，改变这种已经固化的膳食习惯仅依靠提升收入水平等外部手段是不够的。东北农业大学丁爽、李春雷和王刚毅基于习惯形成理论，从外部习惯的示范效应视角，考察了外部膳食习惯对农村居民膳食质量的影响。他们发现，良好的外部膳食习惯通过塑造居民膳食偏好、削弱内部习惯性和优化食物摄入结构等多元化路径提升农村居民膳食质量。

3.推动绿色消费。绿色消费指消费主体在消费过程中自觉践行绿色低碳理念的生活方式，是消费质量改善的重要组成部分，也是建设生态文明、实现碳中和目标的现实需要。中国科学技术大学陈泽贤、万亮和郑桥桥等分析了新质生产力对家庭碳减排的影响，发现新质生产力能够显著促进家庭形成绿色生活方式，降低家庭日常生产与生活过程中的碳排放，居民的主观幸福感和环境意识在其中发挥着重要的中介作用。但是，新质生产力对家庭碳减排的影响在东部与中西部地区之间，城乡之间以及

非农户口与农业户口之间存在明显差异。引导居民清洁消费，并确保其不增加过高的消费成本，是实现居民绿色可持续消费的重要因素。浙江师范大学周宇欣和朱荣军基于居民能源消费角度的研究发现，居民能源消费偏向清洁能源不仅有助于空气污染治理，而且有助于提升居民的身体健康，且不会因清洁能源消费偏向而增加居民的能源消费成本。绿色宜居消费是否会引致过高的消费成本受宏观调控政策的影响较大。湖南大学马理和桑迪从房地产市场出发，分析了不同类型的绿色调控政策的环境治理效果和对房价的影响。他们发现，约束型绿色调控政策（如基于碳排放量征收的税费制度）有利于环境治理，但是存在成本传导机制，可能导致房地产价格上涨，然而，激励型绿色调控政策（如低碳补贴制度）能够较好地改进调控效果，在追求宜居环境的同时保持稳定的房价预期。

五、结语

“中国式现代化经济发展前沿论坛”是中国农村经济杂志社搭建的、面向经济学管理学全领域的学术交流平台，旨在推进对中国式现代化相关理论前沿问题与重要实践问题的深入探索，为中国经济高质量发展孕育卓越的研究成果、贡献优秀的思想智慧。本届论坛会聚了学术界权威专家与国内一流高校和研究机构学者的最新前沿研究成果，与会专家学者围绕“以新质生产力发展推动中国式现代化”这一时代主题，针对新质生产力的科学内涵、形成逻辑和实现路径，以及新质生产力发展推动中国式现代化的重要支撑、薄弱环节和价值追求等相关问题，进行了广泛而深刻的探讨，形成诸多有益于新质生产力发展与中国现代化建设的思想成果。在理论上，与会学者基于新质生产力与中国式现代化的逻辑辨析，认为新质生产力是中国式现代化的重要驱动，两者在关键任务、价值遵循与发展要求等方面表现出高度的内在一致性。部分学者基于新质生产力的概念框架提出城市新质生产力、农业新质生产力以及农业新质全要素生产率等衍生概念。在实证上，学者从家户、企业、产业、区域经济等多角度、全方位分析新质生产力框架下技术变革对中国式现代化的促进作用。本次论坛的成功举办，对于加强学者之间的交流与合作、助力新质生产力发展和中国式现代化建设具有积极的推动作用。

对于新质生产力发展助推中国式现代化进程问题，还有诸多可以进一步探讨之处，包括但不限于：其一，新质生产力的科学测度。精准地测算与衡量新质生产力的发展水平是实证研究的基础，分析影响其形成的重要因素是加快形成新质生产力的关键突破口。其二，科技金融融合与新质生产力构建。新质生产力的发展离不开金融支持，探究如何有效发挥科技金融的引导作用，激发市场主体创新活力，降低创新风险，推动产业升级与转型对于促进新质生产力加快形成具有重要意义。其三，新质生产力赋能人的高质量发展。中国式现代化是人的现代化，而中国人口规模巨大的基本国情决定了中国式现代化的特殊性，探讨新质生产力如何实现人与自然关系的协调、转变人口压力为人口红利、促进劳动者的全面发展等问题具有重要的现实意义。

（作者单位：湖南大学金融与统计学院）

（责任编辑：小林）