

# 特色农业发展政策能否激发农业新业态创业活力

## ——基于中国特色农产品优势区的评估

仲嘉维 郑 军 张明月

(山东农业大学 经济管理学院, 山东 泰安 271018)

**摘要:**充分挖掘并利用乡村特色资源,正成为壮大县域富民产业、撬动“创业经济”、抢占“首发经济”赛道的重要支点。本文基于全国县域数据,将中国特色农产品优势区认定政策视为准自然实验,实证考察了特色农业发展政策对农业新业态创业活力的影响与机理。研究发现,第一,特色农业发展政策显著激发了县域农业新业态创业活力,此结论在经过一系列稳健性检验后依然成立;第二,特色农业发展政策通过加强品牌建设、完善数字基础设施及提高县域创新能力三条作用路径促进农业新业态创业活力提升;第三,特色农业发展政策的创业带动效应在基层组织能力较强、农业劳动力规模较大的地区和非粮食主产区以及前三批次更为明显。

**关键词:**中国特色农产品优势区;特色农业发展政策;农业新业态;创业活力;县域发展

**中图分类号:**F323 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2025)05-0123-12

### 一、引言

在当前全球经济下行的背景下,劳动密集型加工制造业用工需求趋紧,农村劳动力外出务工机会减少,农民传统就业渠道受到挤压<sup>[1]</sup>。农村亟需依托本地资源,鼓励农民群众和返乡人员开展创业活动,拓展就业渠道与增收空间,推动乡村经济转型发展<sup>[2]</sup>。近年来,国家出台多项政策鼓励农民返乡创业,农业创业活跃度不断提升。2025 年第一季度,全国第一产业新设经营主体已达 32.2 万户<sup>①</sup>。但受长期城乡二元发展模式影响,农村创业仍面临劳动力外流、资源闲置和融资难等现实约束,导致农户创业存活率较低、可持续性较弱,农业创业质量整体尚不理想<sup>[3]</sup>。农业农村部数据显示,2022 年获得贷款支持的家庭农场比例仅为 3.4%<sup>②</sup>,外部支持力度明显不足。这表明,当前亟需基于乡村内部功能,探索造血式发展机制,增强农户自主创业活力。由此出发,依托农村的自然资源、生态优势与

**收稿日期:**2025-05-08

**基金项目:**山东省社会科学规划研究一般项目“山东革命老区乡村‘土特产’提质增效研究”(25CGLJ25);山东省社会科学规划研究重点项目“社会化服务赋能粮农适度规模经营的机理与路径研究”(24BGLJ07)

**作者简介:**仲嘉维(2000—),女,山东龙口人,山东农业大学经济管理学院博士生;

郑 军(1971—),男,山东乳山人,山东农业大学经济管理学院教授,本文通讯作者;

张明月(1990—),女,山东沂南人,山东农业大学经济管理学院副教授。

文化资产,深度挖掘本土潜能,通过技术融合、模式重构与理念更新,打造出具有可持续性多元价值的农业新业态创业模式,逐步成为推动乡村全面振兴的重要方向<sup>[4]</sup>。

对此,《全国乡村产业发展规划(2020—2025年)》明确提出,“开发特色资源,发掘农业多种功能和乡村多重价值”;党的二十大报告进一步指出,“发展乡村特色产业,拓宽农民增收致富渠道”;2025年中央一号文件再次强调“打造特色农业产业集群,提升农业产业化水平”。这一系列政策信号表明,挖掘乡村特色资源已成为推动乡村发展的重要抓手。近年来,特色农业依托地域资源、人文底蕴蓬勃发展,2024年产业规模已达9.7万亿元<sup>③</sup>。相较于大宗农业,特色农业更侧重地方性资源的挖掘与转化,产销路径更短、市场响应更快,更适合低投入、灵活的创业模式<sup>[5]</sup>。为规范和引导特色农业有序发展,我国出台了《特色农产品优势区建设规划纲要》等政策文件,加快“土特产”向产业化、品牌化方向演进,带动农业与文旅、电商等新兴业态融合,进一步拓展了乡村创业空间。特色农业正逐步成为培育农业新业态创业的关键支点。

具体地,创业拼凑理论认为,资源与机会是理解创业过程的一体两面<sup>[6]</sup>。一方面,特色农业提供了诸如自然禀赋、乡土文化和传统技艺等可获取的本地化资源。另一方面,随着消费者对个性化、地域化农产品及乡村体验的偏好增强,市场需求也不断释放出多样化的创业机会。在“先天”的特殊资源优势与“后天”创业平台及市场机遇的共同作用下,特色农业逐步演化为激发农业新业态创业活力的重要抓手。从中国特色农产品优势区(以下简称“特优区”)建设的实践来看,在政策实施初期,政府率先遴选出具备一定生产规模、产品品质优良、特色鲜明的主导产业作为优势品类,夯实了创业基础;同步推进的冷链物流、数字电商等配套设施建设,优化了农业新业态创业承载条件;此外,特优区还加强品牌培育,增强了产品识别度与市场认知,进一步增加了农业新业态创业机会,这一系列举措均提升了特色资源的转化效率和农业新业态创业的可行性。据此,本文关注特色农业发展政策对农业新业态创业活力的影响及其作用机制。

目前学术界对两者的研究尚处于起步阶段,相关文献主要分为两类。

第一类文献主要梳理了农村创业活动的演化过程,大致分为三个阶段。第一阶段,改革开放初期,以农民企业家为主导的乡镇企业创业活动迅速崛起<sup>[7]</sup>,其通过整合农村资源、引入市场化机制和驱动技术创新,逐步成为促进乡村经济增长、优化产业结构以及提升农民收入水平的中流砥柱。第二阶段,21世纪初国际金融危机导致中国劳动密集型产业就业岗位大幅缩减,大量农民工被迫返乡<sup>[8]</sup>,返乡农民工依托在外积累的技术、资金和社会资本,进行以个体经营、家庭作坊和小微企业为主要形式的创业实践<sup>[9]</sup>,传统农民创业活动由此进入一个新的发展阶段。第三阶段,随着城乡消费结构升级、居民生活方式转变以及数字技术的快速迭代,农村创业逐步由“生产导向”转向“以需促产”<sup>[10]</sup>。具体表现在,消费者对农产品品质、生态价值和参与感的期待不断提高,不再满足于单一的物质供给,而是更加看重产品背后的文化、生态与体验价值<sup>[11]</sup>。为此,不少创业者开始围绕乡村特色资源<sup>[12]</sup>,主动调整经营方式,拓展出休闲农业、乡村旅游、生态康养等新业态,推动创业从单一的产品输出走向多元服务供给。

第二类文献聚焦于特色农业发展的经济效应,主要从推动经济增长、促进共同富裕及农民收入提高等视角展开。相关研究指出,特色农业依托地方自然禀赋和传统文化传统,因地制宜推动差异化发展,能够提升资源利用效率、拓宽农民增收渠道,在促进经济增长、提高农民收入和推动共同富裕等方面发挥了积极作用<sup>[13][14][15]</sup>。同时,陈博文等进一步指出,特色农业发展政策在一定程度上缓解了农业发展与环境承载力之间的矛盾,推动了农村的可持续发展<sup>[5]</sup>。此外,部分研究还关注到特色农业在吸纳农村剩余劳动力、提高弱势群体参与度、改善收入分配格局等方面的作用,认为特色农业依托本地资源,对技能要求较低,有助于增加农民参与产业发展的机会<sup>[16][17]</sup>。可见,现有研究强调特色农业发展带来的宏观经济增长和生态效益,未关注特色农业发展对微观主体行为(如创业)的影响。而后的研究意义在于,揭示特色农业助推农村经济发展的内在动力和增长根源。当政策能够真正激发农民内生动力时,农民不再只是政策的被动接受者,而是主动识别机会、整合特色资源,进行创业,从而成为农村经济发展的重要主体。

鉴于此,本研究试图基于对特色农产品优势区政策的思考,借助 2014—2023 年中国县域数据评估特色农业发展政策对农业新业态创业活力的影响,并剖析其作用机制。本文可能的边际贡献在于:第一,本文将特色农业发展政策与农业新业态创业活力问题相关联,突破以往特色农业发展政策研究多停留在经济效益或生态效益评估的局限,创新性地将特色农业发展政策纳入农业新业态创业活力分析框架,构建特色农业发展政策与农业新业态创业的理论及实证联系;第二,本文从品牌建设、数字基础设施及县域创新能力三方面揭示特色农业发展政策影响农业新业态创业活力的机制渠道,从而深化对特色农业与农业新业态创业活力内在关系的理解。

## 二、概念界定与政策背景

### (一)概念界定

参考相关研究<sup>[18]</sup>,本文将“农业新业态创业”定义为:创业者基于可持续发展理念,主动适应市场需求和产业升级趋势,通过技术创新、模式创新和经营理念创新,重塑农业生产、流通和服务体系,构建具有更高经济价值、生态价值和社会价值的农业新业态。其中,创业者不仅利用数字化、智能化等现代技术,优化农业生产方式,提高资源利用效率,还融入生态、循环农业等新模式,推动产业链延伸与资源的跨界整合,使农业从单一的生产向多功能的复合型业态转型。具体而言,农业新业态创业主要包括三个创新维度:一是技术创新,创业者运用智能农业设备、大数据、无人机植保等新兴科技,提高农业生产的精准度、效率和可控性;二是模式创新,创业活动突破传统农业的种养结构限制,探索循环农业、生态农业等可持续发展模式,优化资源配置,提升产业附加值;三是理念创新,创业者结合现代消费趋势,发展农产品电商、乡村文旅融合等新兴业态,使农业生产紧跟市场需求,拓展了农业生产可能性边界。

### (二)政策背景

中国幅员辽阔,农业资源禀赋和生态环境千差万别,各地依托独特的气候、土壤和传统种养经验,形成了丰富的特色农产品。随着消费结构升级和乡村振兴战略的持续推进,具有地域特色的农产品受到政策和市场的高度关注。长期以来,国家通过“一县一业”“优势特色产业集群”等方式引导地方因地制宜发展优势特色产业。但在实践中,多数特色产业仍面临标准化程度低、组织能力弱、品牌影响力不足等问题,产业发展难以形成规模集聚与带动效应,制约了特色农业多重功能的发挥。

面对这一现状,自 2017 年起,中国分四个批次推进特优区认定工作,累计覆盖 31 个省份、308 个县(市、区)。2017 年公布首批 62 个试点,随后 2018 年、2019 年和 2020 年分别公布了 84、83 和 79 个试点地区。随着认定产区范围的不断扩大,特优区政策试点涵盖了特色粮经作物、特色园艺产品、特色畜产品、特色水产品 and 林特产品五大类,并形成了以“三个基地”“三个体系”“一个机制”为核心的建设体系。具体地,“三个基地”方面,重点建设标准化生产、产地初加工和仓储物流基地。一方面,鼓励各地因地制宜推进规模化、集约化发展,推广信息化管理手段,引导新型经营主体采用智能化、标准化的生产方式,提升全链条的数字化水平;另一方面,加快建设冷链仓储、产地集散等基础设施,以畅通特色农产品产销渠道。“三个体系”方面,构建起科技支撑、品牌建设与市场营销、质量控制三大体系。具体地,依托国家现代农业产业技术体系,持续加大特色农产品研发投入,推动农业科技成果在特优区加速落地应用,提升县域农业科技创新能力。同时,支持地方建立区域公用品牌,开展特色农产品电商专栏和农产品推介活动,并加强对特色农产品质量的监督检查,以进一步增强消费者对特色农产品的信任。“一个机制”方面,鼓励构建多元参与、协同推进的组织机制,重点支持家庭农场、合作社及龙头企业等新型经营主体带动特色农产品连片种植等标准化生产;同时,鼓励特优区与农民建立长期、稳定、合理的利益共享关系,助力农民持续增收。

## 三、理论分析

### (一)特色农业发展政策对农业新业态创业活力的直接影响

在创业活动中,机会的识别与把握是推动企业设立和成长的核心驱动力<sup>[19]</sup>。然而,创业机会并非

普遍存在于所有资源背景中,而是往往依附于特定制度、市场和技术条件下<sup>[20]</sup>。第一,特优区政策的实施为农业新业态创业机会的识别提供了“先天”优势。特色资源具有地理标识性、生态稀缺性与文化价值,为创业主体提供了与大宗农产品差异化发展的基础。当前,随着特优区政策的实施,乡村特色资源得以持续挖掘,截至2023年,中国已建成180个优势特色乡村产业集群,辐射带动1000多万农户,为农民创业提供了前所未有的机遇<sup>①</sup>。其一,特优区政策提升了农业新业态创业机会的可识别性。“土特产”资源在中央政策引导下被系统发掘和重点支持,特优区认定等系列政策推动地方梳理本地特色资源,并鼓励发展具有辨识度和附加值的农产品,使创业者更容易识别可进入的细分产业领域。其二,特色资源的独特性拓展了农业新业态创业内容的创新空间。地域物产、生态环境和传统技艺等特色农业资源,不仅具有鲜明的文化识别性和生态稀缺性,也契合当前消费者对绿色、健康、地域性农产品的偏好,为创业者提供了清晰的市场定位方向,激发其围绕资源禀赋开展深加工、品牌塑造、场景营造等新兴创业活动的积极性。第二,特优区政策的实施为农业新业态创业提供了制度性“后天”支持。针对以往农业创业面临的融资难、起步难等问题,《特色农产品优势区建设规划纲要》强调,整合相关涉农资金,集中支持特色农产品发展的关键领域和环节,这不仅为农业新业态创业提供了充足的资金保障,而且其强烈的信号导向有助于打破农业新业态创业发展初期社会资金的“观望”心态,引导各方资金进入农产品加工、仓储物流和品牌建设等特色农产品产业链环节,提升了农业新业态创业活动实现的可能性。

据此,本文提出假设1:特色农业发展政策有助于提升农业新业态创业活力。

## (二)特色农业发展政策影响农业新业态创业活力的间接机制

1.特色农业、品牌建设与农业新业态创业活力。在特优区政策的推进下,特色农产品的品牌建设不断加强,地方政府积极打造具有文化底蕴、鲜明地域特征的“小而美”特色农产品品牌,逐步形成了一批具有较高知名度和市场影响力的典型品牌。同时,在特优区建设过程中地方政府充分利用媒介做好形象公关,扩大品牌的影响力和传播力,不仅提升了特色农产品的附加值和市场识别度,还为农业新业态创业者打开了更广阔的市场空间。例如,五常市政府围绕“五常大米”建立了“三确一检一码”溯源防伪的品牌监管体系,严格规范水稻种植面积和品种来源,保障了品牌的稀缺性和高端化定位。又如,陕西眉县充分发挥“眉县猕猴桃”的品牌优势,多次在国内主销城市举办产业发展大会和专场推介活动,提升了品牌的知名度和市场影响力,同时还借助电商平台实现了销量和口碑的稳步提升。在此基础上,当地进一步将猕猴桃产业与文化和旅游资源相结合,打造集猕猴桃采摘体验、张载文化研学等于一体的全域旅游线路,形成了具有地域特色的休闲农业发展格局。品牌的持续培育,不仅提升了特色农产品的市场识别度和消费者的信任度,而且为农业新业态创业者提供了明确的市场信号。一方面,品牌影响力便于创业者获得电商平台、展会及线下销售渠道的接入机会,并获得金融、技术等资源支持,为农业新业态创业提供必要的资金和技术保障;另一方面,强有力的品牌建设为农业新业态创业者提供信誉背书,使其新技术、新理念和新模式更有市场潜力,从而激发农业新业态创业活力。

2.特色农业、数字基础设施与农业新业态创业活力。农业新业态创业离不开数字基础设施的支撑,往往需要5G网络等数字基础设施,以及贯穿生产和销售环节的质量追溯系统、物联网监测和电商平台,以实现产品销售、供应链管理 and 客户互动。特优区建设通过搭建农产品质量安全追溯系统和可视化平台,实现了对特色农产品生产、加工与流通环节的实时监管,提升了特色农产品的市场透明度和消费信任度。与此同时,在营销端,特优区依托农村宽带、5G网络,推动物联网监测在特色农产品质量安全中的应用,并与主流电商平台对接,开设特色农产品专栏,结合直播带货和短视频推广等方式拓展市场渠道。例如,“洛川苹果”特色农产品优势区通过引进自动智能分选生产线,依托自动称重感应系统,实现对苹果的多角度检测和智能分级。而且苹果在采摘后即进入冷链物流体系,并加贴二维码溯源标识,随后通过京东、天猫、抖音等电商平台进入全国市场,实现了苹果的差异化经营与市场拓展。这一系列投入能够有效打通信息、服务与资源在农村的“最后一公里”。数字信息基础设施的完善,为农业新业态创业者提供了低成本、高效率连接市场与消费者的通道<sup>[21]</sup>,有效打破了地理壁垒,构建起以电商平台、数字追溯系统、社交媒体为载体的信息通路,使潜在创业者能够基于消费数据快速识别市场偏好和商机,精

准匹配产品供给<sup>[22]</sup>,因此激发了农业新业态创业活力。

3.特色农业、创新能力与农业新业态创业活力。创新不仅是激发创业者捕捉市场机遇的重要手段,也是推动农业新业态快速孵化和拓展的关键动力<sup>[23]</sup>。在特优区政策的推进下,当地建立起特色农产品科技支撑体系,引导特优区生产经营主体与高校及科研院所合作,积极培育特色优质品种,强化技术研究。例如,四川攀枝花芒果特优区与中国农业科学院、四川农业大学等高校及科研机构开展长期“院地”合作,建立了攀枝花芒果创新工程等研究中心及市、县、乡三级技术推广体系,有效推动了芒果生产向规范化管理和产品多样化方向转型,增强了芒果产业竞争力。同时,农业农村部依托现代农业产业技术体系,在青稞、高粱等42个特色产业中搭建科研创新团队,开展共性技术和关键技术的研发示范及推广,以提高特优区特色农产品的技术水平。随着县域创新能力提升,地区知识共享与信息交流机制不断完善,创业者能够借助科研成果和地方经验,快速学习循环农业、生态农业等新兴的经营模式,使创业活动不再局限于单一产品或单一环节。同时,地方政府与高校、科研院所的协同创新,能够为农业新业态创业者提供技术指导和研发支持,帮助其在新产品开发和新模式探索中降低试错成本和经营不确定性,提高预期收益,从而在较低风险下尝试新技术和新模式,提高农业新业态创业意愿。

综上,本文提出假设2:特色农业发展政策能够通过加强品牌建设、完善数字基础设施及提高县域创新能力三条路径提升农业新业态创业活力。

## 四、实证设计

### (一)模型构建

1.基准模型。本研究将特优区政策的实施看作一项准自然实验,利用多期双重差分模型实证考察特色农业发展政策实施对农业新业态创业活力的影响,基准模型设定如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{it} + X_{it}\beta + Z_{it}\kappa + \mu_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, $Y_{it}$ 为被解释变量,为第 $t$ 年第 $i$ 个县的农业新业态创业活力。 $did_{it}$ 为特优区的政策交互项,具体而言, $did_{it} = treat_i \times post_t$ ,其中 $treat_i$ 为 $i$ 县是否入选特优区政策虚拟变量,若入选 $treat_i$ 为1,否则为0; $post_t$ 为时间虚拟变量,在入选为特优区试点地区之前 $post_t$ 为0,在入选当年及以后年份则为1。 $X_{it}$ 为控制变量集合。 $Z_{it}$ 为选择变量,用以控制试点县域非随机选择的可能干扰。 $\mu_i$ 表示县域固定效应, $\gamma_t$ 表示时间固定效应, $\epsilon_{it}$ 表示随机误差项。 $\alpha_1$ 表示特色农业发展政策对农业新业态创业活力的影响。

2.机制检验模型。本研究借鉴江艇的方法进行机制检验<sup>[24]</sup>,模型设定如下:

$$MV_{it} = \alpha_2 + \alpha_3 did_{it} + X_{it}\delta + Z_{it}\nu + \mu_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, $MV_{it}$ 为待检验的传导机制,包括品牌建设、数字基础设施水平及县域创新能力,其他指标含义与基准回归相同。

### (二)数据说明

为确保处理前后样本在时间长度上的可比性,规避研究周期过长可能引发的其他政策干扰,本文将样本起始年份设定为2014年。为此,本研究基于2014—2023年中国县域面板数据,实证分析特色农业发展政策对农业新业态创业活力的影响。

### (三)变量选择

1.被解释变量:农业新业态创业活力。当前衡量创业活力的主要变量是某一地区内新成立的企业数量<sup>[25]</sup>。具体地,本研究基于农业新业态创业的全链条特征,参考赵路彝等<sup>[18]</sup>的研究,选取智慧农业、植保无人机、农业大数据、生态农业、循环农业、农产品电商和休闲农业七个领域进行界定。其中,智慧农业、植保无人机和农业大数据反映了生产环节的技术创新;生态农业和循环农业体现了农业的模式创新;农产品电商和休闲农业则代表了经营理念的创新。这些领域不仅能够较为全面地反映现代农业技术的应用,还体现了产业链延伸与资源跨界整合的趋势,契合市场导向和可持续发展的要求。因此,本文基于上述七个关键词,在爱企查网站依据企业名称及主营业务信息,对研究期内的农业新业态企业进行系统整理,具体包括农业新业态企业名称、注册地址、注册时间及主营业务,并据

此统计每个县域在每一年中新注册农业新业态企业数量。进一步地,将上述汇总结果整理为标准的的面板数据格式,以度量农业新业态创业活力。

2.解释变量。本研究的核心解释变量为特色农业发展政策,即处理组与处理年份的交互项,构建该变量的核心在于明确处理组及其对应的处理时间。为此,依据特优区试点县名单及设立时间,对样本进行赋值。考虑到特优区政策实施可能存在的滞后性,本研究将某县域上半年认定为特优区视为当年实施了特优区政策,将在下半年认定为特优区视为下一年实施了特优区政策。此外,若某县被连续多年认定为特优区,则将第一次被认定为特优区的时间当作处理年份。

3.控制变量。为探究特色农业发展政策实施对农业新业态创业活力的净效应,本研究选取以下控制变量:(1)经济发展水平。经济发展水平是影响区域创业活跃度的基础性因素<sup>[26]</sup>,本研究采用卫星夜间灯光数据表征区域经济发展水平,该数据通过卫星捕捉地表人工光源强度,能够客观反映经济活动空间分布特征。(2)农业规模经营。农业规模经营程度较高的地区,土地集中度和机械化水平更高,农业效率提升后释放出更多劳动力和时间,为农业新业态创业提供充足的人力资源;同时,规模化程度高的地方往往具备更强的资金积累、信息获取、市场接入等综合能力,这为农业新业态创业提供了更多机会<sup>[27]</sup>,本研究选取机收面积与常用耕地面积之比衡量农业规模经营。(3)教育水平。高教育水平区域更易形成技术扩散网络,促进农业大数据分析、电商运营等知识密集型创业活动的孵化,本研究选取普通中学在校生数与行政区划面积之比衡量教育水平。(4)产业结构。第二产业占比过高可能导致环境规制压力增大、农村土地非农化现象<sup>[28]</sup>,制约农业新业态发展,本研究选取第二产业增加值占GDP比重衡量产业结构。(5)农业机械化水平。机械化程度高的地区通常具备更成熟的农业生产技术体系,能够保障技术驱动型创业的基础设施适配性,本研究选取农用机械总动力与常用耕地面积之比衡量农业机械化水平。(6)通讯设施水平。农业新业态创业的开展依赖一定的信息基础设施。相比数字基础设施,区域通信基础设施更侧重于信息传递的可达性与基础通讯环境。为衡量各地区基本通信条件的差异,本文选取固定电话用户数与行政区划面积之比作为通讯设施水平的代理变量<sup>[13]</sup>。此外,为增强估计结果的稳健性,控制变量统一采用政策实施前的2014年基期数据,并与时间虚拟变量进行交互后纳入模型。

4.政策选择变量。本研究参考《特色农产品优势区建设规划纲要》中的国家级特优区创建条件,结合陈博文等<sup>[5]</sup>相关研究,从自然禀赋和社会经济两大维度出发,构建特优区的选择变量。在自然禀赋方面,选取县域海拔、坡度以及归一化植被指数(NDVI),反映特色农产品生长的生态适宜性与资源条件;在社会经济方面,选取农业增加值、农林牧渔业从业人数以及设施农业占耕地面积比重,衡量地区农业产业基础与发展能力。以上变量均采用2014年基期数据,将其与时间虚拟变量的交互项纳入回归,用来控制政策实施前各地区在被选为试点方面可能存在的系统性差异,缓解因自愿申报与择优审批机制带来的内生性问题,增强因果识别的可信度。

5.机制变量。根据上述理论推断,特优区可能通过品牌建设、数字基础设施及县域创新能力三条路径影响农业新业态创业活力。其中,品牌建设采用各县域拥有的农产品地理标志数量度量;数字基础设施采用宽带接入户数与行政区划面积之比衡量;县域创新能力采用县域专利授权数衡量。

#### (四)数据来源与描述性统计

本研究数据主要来自《中国县域统计年鉴(县市卷)》、国家知识产权局在线数据库、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-VIRS”夜间灯光数据库和中国科学院资源环境科学数据中心(<https://www.resdc.cn/Default.aspx>)等。此外,政策选择变量中的坡度等数据从DEM数据中提取,DEM数据来源于地理空间数据云平台(<http://www.gscloud.cn>)。同时,为保证数据的平衡性与可靠性,本研究还做了如下处理:一是为保证行政区划的一致性,本研究仅将县、县级市及地级市的市辖区纳入处理组;二是对于部分缺失数据,本研究利用线性插值法进行补充;三是本研究剔除了2014—2023年这一窗口期内数据缺失较为严重的样本,最终得到了2009个县的数据。文章变量定义及描述性统计结果如表1所示。

表 1 变量定义及描述性统计结果

| 变量        | 度量方式                                           | 平均值    | 标准差     | 最小值   | 最大值     |
|-----------|------------------------------------------------|--------|---------|-------|---------|
| 农业新业态创业活力 | 每年新成立的农业新业态企业数量                                | 18.021 | 30.516  | 0.000 | 505.000 |
| 特色农业发展政策  | 特优区试点政策交互项, $did_{it} = treat_i \times post_t$ | 0.044  | 0.205   | 0.000 | 1.000   |
| 经济发展水平    | 夜间灯光亮度年度均值                                     | 9.069  | 13.005  | A     | 52.662  |
| 农业规模经营    | 县域机收面积与常用耕地面积之比                                | 0.582  | 0.270   | B     | 0.910   |
| 教育水平      | 县域普通中学在校生数与行政区划面积之比                            | 20.337 | 54.630  | 0.006 | 87.300  |
| 产业结构      | 第二产业增加值占 GDP 比重                                | 0.382  | 0.118   | 0.081 | 0.718   |
| 农业机械化水平   | 农用机械总动力与常用耕地面积之比                               | 0.919  | 2.245   | 0.000 | 2.430   |
| 通讯设施水平    | 县域固定电话用户数与行政区划面积之比                             | 81.518 | 114.646 | 2.130 | 275.950 |

注:经济发展水平和农业规模经营的最小值均较小,A 值为 0.000363,B 值为 0.0001。

五、实证分析

(一)基准回归结果

表 2 报告了特色农业发展政策对县域农业新业态创业活力影响的估计结果。第(1)列引入基期控制变量与时间虚拟变量的交互项,核心解释变量的回归系数为 4.524,在 5%的水平上显著。第(2)列进一步引入基期政策选择变量与时间虚拟变量的交互项,旨在控制处理组和对照组在政策实施前的系统性差异,核心解释变量的估计系数下降至 2.943,在 1%的水平上显著。无论是否控制有关变量,核心解释变量的回归系数均显著为正,说明特色农业发展政策对农业新业态创业活力存在促进作用。假设 1 得以验证。

(二)稳健性检验

1.平行趋势检验。上述基准回归结果显示,特色农业发展政策实施显著促进了农业新业态创业活力提升。然而,DID 估计还需要满足政策实施前处理组与对照组无系统性差异,即满足平行趋势假设。理论上,特色农产品优势区的认定主要基于资源禀赋、产业基础等条件,未直接将农业新业态创业情况作为评审依据。因此,在被认定为特优区之前,认定与未认定地区在农业新业态创业活力方面理论上不存在系统性差异。本文参考何珮珺等的研究<sup>[29]</sup>,以政策实施前一年为基准年,即去掉事前一期,使用事件研究法进行平行趋势检验。实证结果表明(见图 1),政策实施前各期核心解释变量的估计系数均不显著,这表明本文采用的双重差分模型满足平行趋势假设。从动态效果来看,政策实施后核心解释变量的回归系数均显著为正,表明特色农业发展政策实施对农业新业态创业活力存在显著促进作用。

2.安慰剂检验。为检验估计结果是否受非随机因素的影响,本研究参考余明桂等的研究,利用随机置换法进行安慰剂检验<sup>[30]</sup>,其核心是构造一个虚拟的“无效”处理情形,检验在原假设下统计量的分布。具体而言,在保持样本整体不变的情况下,随机抽取处理组及对照组,重新构造政策交互项,随后重复进行 500 次回归,记录每次交互项的估计系数及 P 值,构造安慰剂分布图(见图 2)。由结果可知,

表 2 基准回归结果

| 变量              | (1)                 | (2)                 |
|-----------------|---------------------|---------------------|
| 特色农业发展政策        | 4.524**<br>(2.55)   | 2.943***<br>(2.94)  |
| 常数项             | 7.736***<br>(20.50) | 13.840***<br>(3.36) |
| 基期控制变量×时间虚拟变量   | 已控制                 | 已控制                 |
| 基期政策选择变量×时间虚拟变量 | 未控制                 | 已控制                 |
| 县域固定效应          | 已控制                 | 已控制                 |
| 时间固定效应          | 已控制                 | 已控制                 |
| 观测值             | 20090               | 20090               |

注:\*\*\*、\*\*和\*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平,下表同。

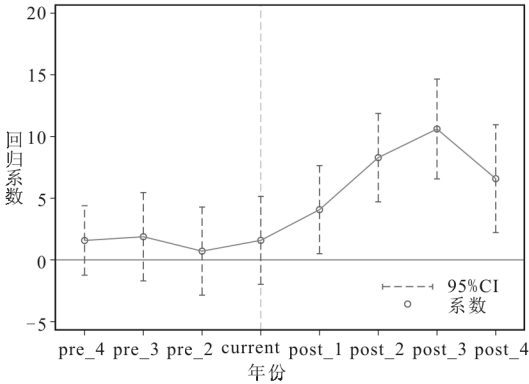


图 1 平行趋势检验结果

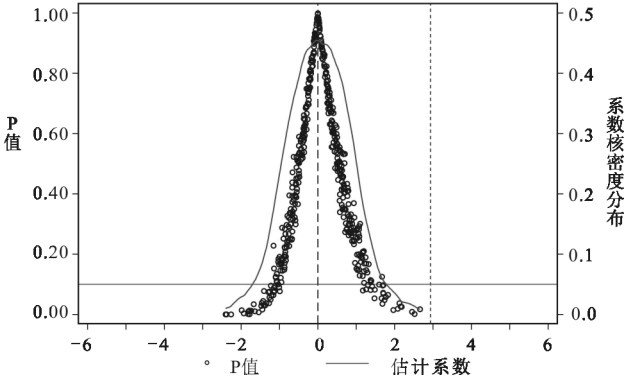


图 2 安慰剂检验结果

模拟估计系数均值接近 0,且大多数 P 值大于 0.1,说明在随机情境下政策交互项多不显著。而本文真实政策交互项的系数估计值(2.943)远高于置换分布的主要区域,且显著性明显。这表明基准估计结果没有受到非随机因素的影响,进一步支持了特色农业发展政策的积极影响是显著的结论。

3.多期 PSM-DID 检验。为控制特优区选取过程中可能存在的政策偏向性,缓解由地区社会经济因素差异导致的选择性偏差问题,本研究采用 PSM-DID 方法对特色农业发展政策实施的创业效应进行再估计。具体地,在匹配阶段,将控制变量作为协变量,采用 1:2 最近邻匹配方法进行逐期匹配。回归阶段基于匹配后在共同支撑域的样本构建多期 DID 模型,并进一步控制基期政策选择变量与时间虚拟变量的交互项。表 3 第(1)列表明,在克服选择性偏差之后,特色农业发展政策实施对农业新业态创业活力的影响依然显著为正,表明回归结果具有稳健性。

4.考虑其他政策影响。除特色农业发展政策外,其他相关政策于同期实行也可能导致估计结果有偏。因此,本研究加入如下政策虚拟变量,以保证回归结果的稳健性。第一,农村产业融合试点政策的实施通过促进一二三产业融合,为农业新业态创业提供了产业支撑和发展平台,拓宽农业创业边界,激发了跨行业合作与创新。若县域处于农村产业融合试点县则将农村产业融合试点政策变量赋值为 1,否则为 0。其试点县名单来自国家发展改革委网站。第二,返乡创业试点政策的实施能够促进人力资本回流,为农业新业态提供新的创业主体和技术动力。若县域处于返乡创业试点县则将返乡创业试点政策变量赋值为 1,否则为 0。该试点县名单来自国家发展改革委网站。综上,本研究将农村产业融合试点政策及返乡创业试点政策依次纳入模型,表 3 第(2)(3)列显示,在考虑了同期其他政策影响后,特色农业发展政策实施对农业新业态创业活力的积极作用依旧显著,且与基准回归结果差距不大。

5.调整样本。第一,剔除直辖市样本。不同行政区划间存在人口、经济和政治等方面的差异,为避免这些差异对估计结果的影响,本研究将北京、上海、天津及重庆四大直辖市样本剔除,重新进行估计。表 3 第(4)列表明,剔除直辖市以后,特色农业发展政策实施对农业新业态创业活力的积极影响依旧在 5%的水平上显著。第二,缩尾处理。本研究对基准回归模型中的所有连续型变量进行上下 1%的缩尾处理,新的估计结果如表 3 第(5)列所示,核心解释变量的回归系数依旧在 1%的水平上显著为正。

6.缓解内生性的影响。本文虽已经纳入较多控制变量,尽可能规避互为因果和内生政策选择的影响,但仍然可能面临不可预测的内生性影响。为此,本研究将解释变量滞后一期进行回归,能够在一定程度上缓解内生性偏误。结果如表 3 第(6)列所示,核心解释变量的回归系数在 1%的水平上显著为正,说明在考虑内生性问题之后,特色农业发展政策实施依然对农业新业态创业活力具有显著的促进作用。综上所述,本文基准回归结果可靠,结论成立。

| 表 3             |                     | 稳健性检验结果                  |                      |                    |                     |                     |
|-----------------|---------------------|--------------------------|----------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| 变量              | PSM-DID<br>逐期匹配     | 加入农村产业<br>融合发展政<br>策虚拟变量 | 加入返乡<br>创业政策<br>虚拟变量 | 剔除直辖<br>市样本        | 缩尾处理                | 内生性处理               |
|                 | (1)                 | (2)                      | (3)                  | (4)                | (5)                 | (6)                 |
| 特色农业发展政策        | 2.741 ***<br>(2.78) | 2.934 ***<br>(2.93)      | 2.935 ***<br>(2.93)  | 2.476 **<br>(2.46) | 2.034 ***<br>(2.70) | 4.479 ***<br>(4.04) |
| 农村产业融合试点政策      |                     | 0.634<br>(0.36)          |                      |                    |                     |                     |
| 返乡创业试点政策        |                     |                          | 1.869 ***<br>(3.76)  |                    |                     |                     |
| 基期控制变量×时间虚拟变量   | 已控制                 | 已控制                      | 已控制                  | 已控制                | 已控制                 | 已控制                 |
| 基期政策选择变量×时间虚拟变量 | 已控制                 | 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                 | 已控制                 |
| 时间固定效应          | 已控制                 | 已控制                      | 已控制                  | 已控制                | 已控制                 | 已控制                 |
| 观测值             | 19620               | 20090                    | 20090                | 19780              | 20090               | 18081               |

(三)机制分析

以下进一步检验特色农业发展政策实施能否通过强化品牌建设、完善数字基础设施及增强县域创新能力来提升农业新业态创业活力,回归结果见表 4。

从表 4 列(1)对品牌建设的检验结果来看,核心解释变量的回归系数在 5%的水平上显著为正,表明特色农业发展政策实施通过明确特色农业资源整合和规划方向,引导地方政府和经营主体聚焦特色优势农产品,推动特色农产品形成标准化和高价值的品牌,提升了品牌建设水平。进一步地,品牌建设水平的提高,吸引更多经营主体围绕品牌价值开展农旅融合等多元化创业实践,增强了农业新业态创业活力。

从表 4 列(2)对数字基础设施的检验结果来看,核心解释变量的回归系数在 5%的水平上显著为正,说明特色农业发展政策实施通过加快农村宽带网络、智慧农业平台及电商体系的建设与普及,引导地方政府和企业推进直播销售与智慧农业等数字模式,打通农业创业过程中供需、服务的信息壁垒,缓解信息不对称问题。数字基础设施的完善为农业新业态创业提供了平台和信息保障,提升了资源配置效率和创业响应能力,从而增强了农业新业态创业活力。

从表 4 列(3)对县域创新能力的检验结果来看,核心解释变量的回归系数在 1%的水平上显著为正,表明特色农业发展政策实施推动了县域科技人才引进、先进农艺推广及科研资源投入,加强了农业新技术、新模式的引进与应用,提升了县域创新能力。进一步地,县域创新能力的提升推动了农业技术进步、农业生产模式优化,为农业新业态创业的形成与发展提供了技术支撑和创新驱动力,从而增强了农业新业态创业活力。

由此可知,特色农业发展政策提升农业新业态创业活力的三个机制(强化品牌建设、完善数字基础设施及增强县域创新能力)均得到验证,即假设 2 成立。

| 变量              | 机制检验结果             |                    |                      |
|-----------------|--------------------|--------------------|----------------------|
|                 | 品牌建设               | 数字基础设施             | 县域创新能力               |
|                 | (1)                | (2)                | (3)                  |
| 特色农业发展政策        | 0.028 **<br>(2.00) | 1.919 **<br>(2.53) | 19.506 ***<br>(2.99) |
| 基期控制变量×时间虚拟变量   | 已控制                | 已控制                | 已控制                  |
| 基期政策选择变量×时间虚拟变量 | 已控制                | 已控制                | 已控制                  |
| 县域固定效应          | 已控制                | 已控制                | 已控制                  |
| 时间固定效应          | 已控制                | 已控制                | 已控制                  |
| 观测值             | 20090              | 20090              | 20090                |

(四)异质性分析

1.地区发展特征异质性分析。(1)区分基层组织能力。基层组织作为乡村治理的枢纽,连接着政策与创业者,在政策动员与资源协调中起到关键作用,其强弱直接影响特色农业发展政策资源的有效配置和实施效果。本研究以区县内村委会和街道办事处数量之和与行政区划面积之比表示基层组织能力,并根据样本的中位数,将不同县域划分为基层组织能力强和基层组织能力弱两组。结果如表 5 第(1)(2)列所示,基层组织能力强的地区能够有效整合政策资源、传导政策信息,提升潜在创业者对相关政策的认知与响应水平,营造更有利于农业新业态创业的制度环境和服务支持体系,更能激发农业新业态创业活力。(2)区分农业劳动力规模。农业劳动力规模的大小,反映了一个地区农业对人力资源的吸附能力。本研究参考田野等的研究<sup>[31]</sup>,采用农林牧渔业从业人数衡量地区农业劳动力规模,并根据其中位数,将不同县域划分为农业劳动力规模大和农业劳动力规模小两组。结果如表 5 第(3)(4)列所示,农业劳动力规模大的地区,往往农业具有较强的生计功能与发展潜力,能够留住人,具备一定的人力资源和产业支撑基础,使特色农业发展政策更能激发农业新业态创业活力。

2.地理区位异质性分析。为进一步分析特色农业发展政策的异质性效应,本文从地理区位出发,将样本划分为粮食主产区与非主产区两类。粮食主产区承担国家粮食安全的重要任务,农业生产结

构较为集中,粮食作物种植占比高。相比之下,非主产区农业产业结构多样,粮食作物占比低,产业基础和农业新业态创业环境与主产区存在明显差异。因此,将两类地区区分开来,有助于考察在不同农业发展基础和资源禀赋下,特色农业发展政策实施对农业新业态创业活力的激励效果是否存在差异,以揭示政策效果的空间异质性。结果如表 5 第(5)(6)列所示,非粮食主产区粮食作物占比相对较低,农户在经营选择上具有更大的灵活性和探索空间,使特色农业发展政策实施更能激发农业新业态创业活力。

| 表 5             |                     | 异质性分析结果         |                   |                 |                 |                     |
|-----------------|---------------------|-----------------|-------------------|-----------------|-----------------|---------------------|
| 变量              | 基层组织<br>能力强         | 基层组织<br>能力弱     | 农业劳动<br>力规模大      | 农业劳动<br>力规模小    | 粮食<br>主产区       | 非粮食<br>主产区          |
|                 | (1)                 | (2)             | (3)               | (4)             | (5)             | (6)                 |
| 特色农业发展政策        | 8.647 ***<br>(7.45) | 2.238<br>(1.36) | 2.953 *<br>(1.89) | 1.604<br>(1.48) | 0.428<br>(0.29) | 4.821 ***<br>(3.88) |
| 基期控制变量×时间虚拟变量   | 已控制                 | 已控制             | 已控制               | 已控制             | 已控制             | 已控制                 |
| 基期政策选择变量×时间虚拟变量 | 已控制                 | 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             | 已控制                 |
| 时间固定效应          | 已控制                 | 已控制             | 已控制               | 已控制             | 已控制             | 已控制                 |
| 观测值             | 9992                | 10098           | 10046             | 10044           | 11120           | 8970                |
| 组间差异检验 P 值      | 0.024               |                 | 0.045             |                 | 0.015           |                     |

注:组间差异检验的经验 P 值采用费舍尔组合检验,重复抽样 1000 次得出。

3.政策批次异质性检验。考虑到特优区政策在不同时间批次逐步推进,各地区获批时间不一:2017 年第一批、2018 年第二批、2019 年第三批、2020 年第四批,政策效应可能存在显著异质性。为深入探讨政策效果在不同批次之间的差异,本文将特色农业发展政策按照获批时间划分为四个批次,构造了四个分组虚拟变量。结合各批次的政策实施时点,与政策虚拟变量进行交互,以准确捕捉不同批次的异质性处理效应。结果如表 6 所示,特色农业发展政策实施在第一批试点地区的政策效应最大,回归系数为 14.460,在 5%水平上显著;第二批次的政策效果同样显著,回归系数为 11.595,在 1%水平上显著;第三批次的效果略有下降,且仍在 1%水平上显著;而第四批次的回归系数未通过显著性检验。这表明特优区政策存在显著的分批效应递减趋势,特色农业发展政策实施的先发地区通常具有更优的资源禀赋和产业基础,使其政策激励效果更为显著;而后期获批地区可能面临政策边际效应递减和政策模仿等问题,导致政策效果不如前几批次显著。

| 表 6 政策不同批次效应检验结果 |                      |
|------------------|----------------------|
| 变量               | 农业新业态<br>创业活力        |
| 第一批              | 14.460 **<br>(2.09)  |
| 第二批              | 11.595 ***<br>(2.75) |
| 第三批              | 7.688 ***<br>(3.06)  |
| 第四批              | 5.477<br>(1.61)      |
| 基期控制变量×时间虚拟变量    | 已控制                  |
| 基期政策选择变量×时间虚拟变量  | 已控制                  |
| 县域固定效应           | 已控制                  |
| 时间固定效应           | 已控制                  |
| 观测值              | 20090                |

六、结论与政策建议

党的十八大以来,党中央、国务院高度重视乡村特色产业发展工作,强调“发展乡村特色产业、壮大农产品加工流通业、健全联农带农机制”,县域农业迎来以地域特色、优势资源驱动的转型升级机遇。涉农企业是农民增收的重要渠道<sup>[32]</sup>,探究如何通过“特色”与“优势”激发农业领域独具特点的创业活力,仍是亟待破解的现实问题。为此,本研究基于 2014—2023 年全国县级行政单位的大样本数据,将中国特色农产品优势区认定政策作为一项准自然实验,系统评估特色农业发展政策实施对农业新业态创业活力的影响,主要研究结论如下。第一,特色农业发展政策对农业新业态创业活力具有显著正向影响,此结论经过一系列稳健性检验后依然成立。第二,特色农业发展政策通过加强品牌建设、完善数字基础设施及提高县域创新能力三条路径影响农业新业态创业活力。第三,在基层组织能力较强、农业劳动力规模较大的地区以及非粮食主产区,特色农业发展政策的创业带动效应更为明

显。此外,前三批特色农业发展政策对农业新业态创业活力的带动作用更为显著。

基于上述结论,本文得到如下政策启示。第一,加强对特优区政策的扶持力度。政府应有针对性地选择具有发展潜力和市场竞争力的特色农业项目进行重点扶持,适度拓展特优区覆盖范围,充分挖掘特色农产品的经济价值与文化内涵。并进一步鼓励金融机构开发适合农业新业态的贷款产品,降低融资门槛和成本。第二,充分挖掘特色农业的动力源。一方面,政府应以县域为单元,支持村集体通过领办合作社、联合社等方式,统一规划,把零散土地与小农户组织起来,扩大特色农产品种植面积,形成发展规模,实现特色农业“量”的积累;另一方面,建议地方政府统筹整合旧设施和传统产业资源,引入龙头企业和专业服务机构,围绕优质品种引进、农艺标准制定、绿色防控推广等环节,建设一批县级特色农业技术服务中心,并设立专项资金支持品牌创建、农产品溯源体系建设与包装设计提升,助力特色农业“质”的提升。第三,优化农业新业态创业支持体系。首先,政府应持续推进地方优质农产品的品牌建设,完善地理标志保护和地方农产品品牌体系,推动特色农业价值链延伸和市场认知度提高,为农业新业态创业者提供稳定的市场基础和明确的价值导向。其次,加大力度推动宽带网络、智慧农业平台和电商体系的普及,借助信息化手段,降低交易成本、拓展特色农产品市场半径,实现资源和信息的精准匹配。最后,要创新人才引进政策,吸引农业科技人才和青年创业者回流,形成稳定的创业人才梯队,并加强对农业新业态创业的培训和技术推广,结合地方实际举办农业新业态创业技能培训班和示范基地,提升县域创新能力,增强农业新业态创业的技术支撑和创新动能。

注释:

①资料来源为 [https://www.samr.gov.cn/xw/zj/art/2025/art\\_30fe6fcaa51e490992efac5bb31a1351.html](https://www.samr.gov.cn/xw/zj/art/2025/art_30fe6fcaa51e490992efac5bb31a1351.html)。

②资料来源为 [http://journal.crnews.net/ngcztxcx/2024/dbq/tg/962488\\_20240418021048.html](http://journal.crnews.net/ngcztxcx/2024/dbq/tg/962488_20240418021048.html)。

③资料来源为 <https://caas.cn/xwzx/mtxw/e4ce2a927d144cb9a0b1c76cfdb05bcc.htm>。

④资料来源为 <https://news.cctv.com/2023/10/09/ARTIum8EFvy8pzebkUeHxLSj231009.shtml>。

参考文献:

- [1] 吴业苗.中国城镇化进程中的农民生活持续改善[J].中国农村经济,2025(4):3—19.
- [2] 陈寒松,贾峻云,王成铨,等.创业失败何以东山再起?——观察学习视角的农业创业多案例研究[J].管理评论,2020(5):305—320.
- [3] 苏岚岚,孔荣.互联网使用促进农户创业增益了吗?——基于内生转换回归模型的实证分析[J].中国农村经济,2020(2):62—80.
- [4] 王春光.数字化时代农村新业态与社会分化机制[J].中国农业大学学报(社会科学版),2023(3):5—17.
- [5] 陈博文,杨福霞.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[J].中国农村经济,2024(10):132—152.
- [6] 王凤彬,杨京雨.企业裂变式发展过程的质性元分析研究[J].管理世界,2024(3):180—215.
- [7] 孙宪忠.推进农地三权分置经营模式的立法研究[J].中国社会科学,2016(7):145—209.
- [8] 韩长赋.关于中国特色农民工制度安排[J].农业经济问题,2024(9):4—14.
- [9] 贺雪峰.农民工返乡创业的逻辑与风险[J].求索,2020(2):4—10.
- [10] 刘克春,王鑫,吕慧明,等.农业企业绿色创业动机及其驱动因素的实证分析[J].财经论丛,2024(6):101—112.
- [11] 刘凤军,孟陆,陈斯允,等.网红直播对消费者购买意愿的影响及其机制研究[J].管理学报,2020(1):94—104.
- [12] 罗明忠,魏滨辉.返乡创业、产业升级与农民收入增长[J].中南财经政法大学学报,2023(1):83—96.
- [13] 郭红东,易钟婷,陈光宇.中国特色农业发展的水平测度、时空演进及障碍因子分析[J].农业经济问题,2025(3):79—95.
- [14] 高强,崔国莹,韩国莹.农业产业高质量发展下乡村特色产业的增长与追赶效应——来自中国特色农产品优势区的证据[J].宏观质量研究,2024(6):76—89.
- [15] 杨学儒,王少壮.特色农业发展的县域共同富裕效应[J].中国农村经济,2025(3):81—100.
- [16] 成燕,赵云.乡村振兴战略下民族地区产业扶贫路径研究——以甘孜道孚为例[J].民族学刊,2022(2):50—59.
- [17] 陈航英.现代农业产业发展的用工困境及其人力基础[J].中国农业大学学报(社会科学版),2024(1):33—47.
- [18] 赵路桦,林海.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[J].中国农村经济,2024(7):141—160.

[19] 白俊红,张艺璇,卞元超.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[J].中国工业经济,2022(6):61—78.

[20] 程馨,冯学钢,孙晓东,等.即兴行为、机会识别与新创旅游小企业成长——基于“爱宠游”的纵向单案例研究[J].旅游科学,2025(2):63—84.

[21] 邵培宇,王阳.数字乡村建设的创业效应研究[J].东北财经大学学报,2023(6):52—62.

[22] 徐飞,綦成双.数字创业学习:内涵、研究议题与展望[J].经济管理,2023(3):192—208.

[23] 聂辉华,江艇,杨汝岱.中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J].世界经济,2012(5):142—158.

[24] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100—120.

[25] 张柳钦,李建生,孙伟增.制度创新、营商环境与城市创业活力——来自中国自由贸易试验区的证据[J].数量经济技术经济研究,2023(10):93—114.

[26] 郑兆峰,高鸣.返乡创业如何影响创业者家乡其他农户收入[J].中国农村经济,2025(5):81—101.

[27] 王雅婧,黄惠春.数字经济时代农村创业高质量发展的机理与路径[J].南京农业大学学报(社会科学版),2025(2):13—24.

[28] 丁学谦,汪立,易家林,等.“良田”变“粮田”:组织场域视角下耕地“非粮化”治理的内在逻辑与实现路径——基于宁波北仑区的案例研究[J].中国土地科学,2025(3):80—90.

[29] 何珮珊,谭词.电子商务与乡村经济韧性——基于“电子商务进农村综合示范”政策的经验证据[J].中南财经政法大学学报,2023(1):97—108.

[30] 余明桂,安剑锋,郑馨睿,等.全国统一大市场建设与金融高质量发展——基于打破债券市场分割的研究[J].管理世界,2024(3):1—16.

[31] 田野,叶依婷,黄进,等.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[J].农业经济问题,2022(10):84—96.

[32] 林万龙.有效推进乡村全面振兴的几个问题[J].农业经济问题,2024(7):13—19.

**Can Characteristic Agricultural Development Policy Stimulate Entrepreneurial Vitality  
in New Agricultural Business Formats: An Assessment Based on Chinese  
Characteristic Agricultural Product Advantage Zones**

ZHONG Jiawei ZHENG Jun ZHANG Mingyue

(College of Economics and Management, Shandong Agricultural University, Taian 271018, China)

**Abstract:** Fully leveraging rural characteristic resources has become a crucial pillar for expanding county-level prosperity-oriented industries, driving the "entrepreneurial economy" and seizing the "debut economy" track. Based on county-level data across China, this paper treats the recognition of characteristic agricultural product advantage zones as a quasi-natural experiment to empirically examine the impact and mechanisms of characteristic agricultural development policy on entrepreneurial vitality in new agricultural business formats. The findings reveal three main results. First, characteristic agricultural development policy significantly stimulates county-level entrepreneurial vitality in new agricultural business formats, and this conclusion remains valid after a series of robustness tests. Second, characteristic agricultural development policy enhances entrepreneurial vitality in new agricultural business formats through three mechanisms: strengthening brand building, improving digital infrastructure, and upgrading county-level innovation capacity. Third, the policy's impact on entrepreneurial vitality is more pronounced in regions with stronger grassroots organizational capacity, larger agricultural labor forces, non-grain-producing counties, and the first three batches of recognized zones.

**Key words:** Chinese Characteristic Agricultural Product Advantage Zones; Characteristic Agricultural Development Policy; New Agricultural Business Formats; Entrepreneurial Vitality; County-level Development

(责任编辑:易会文)