

# 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 and 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商资本的诱发效应，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,特色农业的高质量发展离不开产业政策的有力支持。2002—2016年,国家出台实施了《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<sup>①</sup>。截至2021年,全国已认定4批共计310个特优区<sup>②</sup>。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

<sup>①</sup>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/t20210513\\_6367647.htm](http://www.ghs.moa.gov.cn/ghgl/202105/t20210513_6367647.htm)。

<sup>②</sup>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](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](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](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](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,特色农业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发展以带动农民增收。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）。

党的十八大以来，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 and 林产品五大类<sup>①</sup>。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

<sup>①</sup>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<sup>①</sup>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, 要求地方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》还明确设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。

<sup>①</sup>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； $\alpha$ 是截距项； $\beta$ 是本文关注的核心解释变量的估计系数，如果 $\beta$ 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； $\mu_i$ 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； $\theta_t$ 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； $\varepsilon_{it}$ 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； $\alpha$ 是截距项； $\gamma$ 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； $\mu_c$ 和 $\theta_t$ 分别表示地级市固定效应和时间固定效应； $\varepsilon_{ct}$ 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）》<sup>①</sup>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。

<sup>①</sup>参见《特色农产品区域布局规划（2013—2020 年）》，[https://www.moa.gov.cn/ztl/tpgj/zcgh/201605/t20160523\\_5146633.htm](https://www.moa.gov.cn/ztl/tpgj/zcgh/201605/t20160523_5146633.htm)。

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<br>与控制变量 | 林草地覆盖率                           | 县域林地和草地面积占有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<sup>①</sup>。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。

<sup>①</sup>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（zgncjj.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***<br>(0.024) | 0.150***<br>(0.019) | 0.036***<br>(0.011) | 0.021**<br>(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 <sup>2</sup> | 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<sup>①</sup>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<sup>②</sup>，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<sup>③</sup>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

<sup>①</sup>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。

<sup>②</sup>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。

<sup>③</sup>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                 | (1)               | (2)                 | (3)                | (4)                | (5)                 |
|--------------------|-------------------|---------------------|--------------------|--------------------|---------------------|
|                    | 剔除贫困县<br>样本       | 加入脱贫攻坚<br>政策虚拟变量    | 排除农村产业<br>融合发展政策影响 | 夜间灯光<br>亮度均值       | 县域地区<br>生产总值        |
| 特优区政策实施情况          | 0.024*<br>(0.013) | 0.018**<br>(0.009)  | 0.021**<br>(0.009) | 0.147**<br>(0.071) | 0.005***<br>(0.001) |
| 脱贫攻坚政策             |                   | 0.026***<br>(0.003) |                    |                    |                     |
| 产业融合发展政策           |                   |                     | 0.004<br>(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 <sup>2</sup> | 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》<sup>①</sup>，在（1）式中加入农村产业融合发展政策的虚拟变量，用以控制农村产业融合发展政策对本文结论的影响<sup>②</sup>，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

<sup>①</sup>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试点示范工作的通知》，<https://zfxgk.ndrc.gov.cn/web/iteminfo.jsp?id=2715>。

<sup>②</sup>若某县域在当年及以后年份成为农村产业融合发展政策试点示范县，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<sup>①</sup>，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<sup>②</sup>。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<sup>③</sup>。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<sup>④</sup>，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

<sup>①</sup>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。

<sup>②</sup>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。

<sup>③</sup>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。

<sup>④</sup>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***<br>(0.008) | 0.186**<br>(0.073) | 43.406<br>(32.868) | 1.865*<br>(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 <sup>2</sup> | 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<sup>①</sup>。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**<br>(35.937) | 523.673***<br>(189.017) | 27.441**<br>(11.306) | 170.511***<br>(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                    |

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

表 7 (续)

|                     |       |       |       |       |
|---------------------|-------|-------|-------|-------|
| 调整后的 R <sup>2</sup> | 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<sup>①</sup>； $\gamma$  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  $\gamma$  的估计结果及其 95%的显著性水平下的置信区间<sup>②</sup>。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<sup>③</sup>。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<sup>④</sup>。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

<sup>①</sup>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。

<sup>②</sup>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。

<sup>③</sup>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。

<sup>④</sup>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](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<sup>①</sup>作为省份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<sub>2.5</sub>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<sub>2.5</sub>和县域生态环境质量指数的估计结果<sup>②</sup>。可以看出，特优区建设显著降低了该地区的PM<sub>2.5</sub>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

<sup>①</sup>数据来源为王小鲁等（2021）。

<sup>②</sup>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。

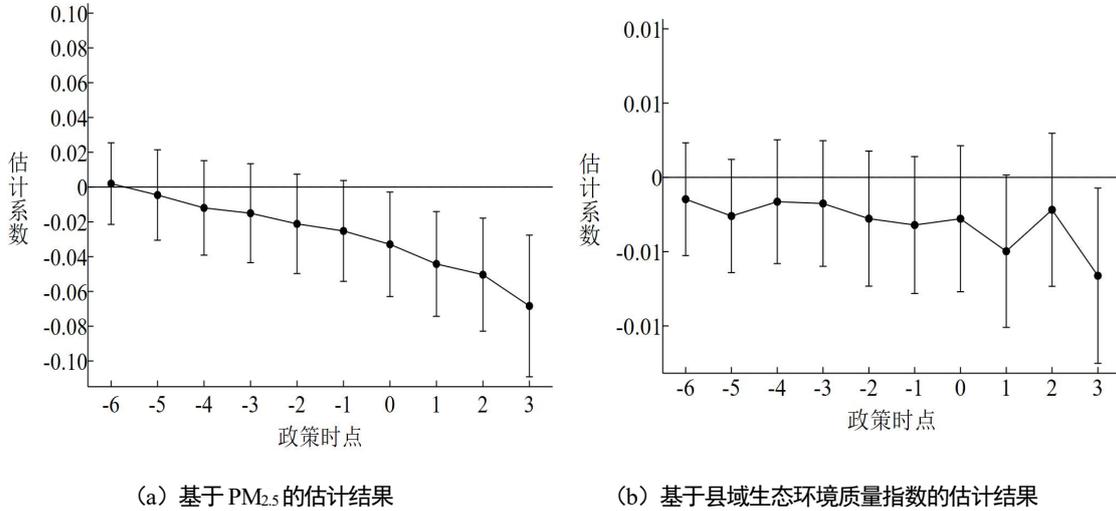


图1 特优区政策实施对县域生态环境的影响

## 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、张俊飏,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*, Vol106: 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. Arfini, 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