

强县之路:城乡融合发展试验区 如何促进县域经济增长?

潘春阳, 曹淑雯, 吴柏钧

(华东理工大学 商学院经济学系, 上海, 200237)

摘要:城乡融合发展是中国式现代化的必然要求,也是突破县域经济发展瓶颈的关键举措。文章基于中国 2013—2022 年的县域面板数据并利用双重差分模型,实证评估了国家城乡融合发展试验区政策对县域经济增长的影响及内在机制。研究表明:试验区政策显著促进了县域经济增长,其通过促进产业集聚、人口流入、土地供给、科技创新来实现增长效应。但试验区对 150 km 以内的非试验区县域存在一定的“虹吸效应”。同时,对于数字金融发展水平较高、政府支出规模较小、资源依赖程度较低以及属于全域试验区的县域,试验区的增长效应更为显著。文章为城乡融合发展试验区政策的经济效应提供经验证据,并为发展县域经济提供有益的政策启示。

关键词:城乡融合发展试验区;县域经济;双重差分法

中图分类号:F323 文献标识码:A 文章编号:1001-9952(2025)06-0034-15

DOI: [10.16538/j.cnki.jfe.20250320.402](https://doi.org/10.16538/j.cnki.jfe.20250320.402)

一、引言

县域是推动中国经济发展的基础,县域经济不仅承接大城市产业转移,而且吸纳农村劳动力,其对推进新型城镇化和乡村振兴战略具有重要意义。截至 2023 年,我国县域面积接近国土面积的 90%,县域人口占全国人口的 52.5%,县域经济体量达到全国 GDP 的 38.1%(董雪兵和韩奇, 2024)。长期以来,城乡分割的户籍、土地等制度安排以及城乡间基础设施和公共服务的不均衡供给阻碍了城乡劳动力、资本、土地、技术等要素资源的双向流动和高效配置,这制约了县域经济健康可持续发展。县域经济难以有效承接和有力支撑城乡发展已经成为中国社会经济发展的“短板”(吴丰华和韩文龙, 2018)。因此,构建新型城乡关系、促进城乡融合发展是突破县域经济发展“瓶颈”的必然举措。

2019 年 4 月,中共中央、国务院发布了《关于建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系的意见》(下文简称《意见》),明确了未来城乡融合发展的基本原则和“三步走”目标,并强调“把试点作为重要改革方法”。发改委等部门随后联合发布《国家城乡融合发展试验区改革方案》(下文简称《方案》),将全国 11 个片区的 4 个地级市全域以及 65 个县级市(县、区)列入试验区名单,试图从城乡人口、土地、科技、产业、基础设施及公共服务等多方面探索城乡融合发展体

收稿日期:2024-09-25

基金项目:国家社会科学基金重点项目(21AZD036)

作者简介:潘春阳(1983—)(通讯作者),男,浙江绍兴人,华东理工大学商学院经济学系副教授;

曹淑雯(2000—),女,江苏南通人,华东理工大学商学院经济学系硕士研究生;

吴柏钧(1960—),男,浙江慈溪人,华东理工大学商学院经济学系教授。

制和政策体系，旨在为全国提供可复制、可推广的典型经验与案例。从理论上讲，破除城乡户籍和土地等二元制度壁垒以及改善城乡公共产品供给不仅有助于纠正要素资源错配，而且对于促进产业集聚发展、科技创新也具有积极意义(Ngai 等, 2019; 钟粤俊等, 2020; 郭冬梅等, 2023)。因此，城乡融合发展试验区(下文简称“试验区”)政策这一准自然试验可能正在重塑现有城乡关系，为县域经济增长注入新的动力。

在这一背景下，本文致力于研究试验区对县域经济增长的效应及内在机制，具体从以下四个方面展开：第一，试验区能否带动所在县域经济的持续增长？这关系到试验区的数量是否应该增加以及促进城乡融合发展的实践探索能否复制和推广的问题。第二，试验区是通过哪些有效的机制或渠道推动县域经济增长？这涉及如何从理论上解读试验区的经济增长效应。第三，试验区在促进县域经济提质增效的过程中，是否符合区域协调发展的战略要求？对于临近县域的经济增长是否存在溢出效应？是积极“辐射”周边发展，还是消极“虹吸”周边资源？第四，试验区的政策效果是否因为县域特征、试验范围而存在异质性？这些异质性是对相对落后县域更有帮助的“平衡效应”，还是进一步放大相对发达县域发展优势的“马太效应”？弄清这些问题关系到试验区政策能否推进各地区共同富裕的问题。

学者对城乡融合发展相关问题已经展开深入研究。有学者揭示了城乡户籍、土地、金融、公共服务和基础设施等阻碍城乡融合发展的制度性因素(孔祥智, 2020; 李江涛等, 2020; 蔡昉, 2023)，并从理论和实证上探索了相关制度改革对于要素双向流动、缩小城乡差距、促进经济增长的影响，例如户籍制度改革(张吉鹏等, 2020; Wang 等, 2021)、农村土地制度改革(林文声等, 2018; Zhao, 2020; 周力和沈坤荣, 2022)、城乡医疗保险、养老保险、随迁子女教育等公共服务均等化改革(赵紫荆和王天宇, 2021; 黄永颖等, 2023; 张锦华等, 2024)以及城乡交通、通信等基础设施一体化改革(张勋和万广华, 2016; 牛耕等, 2024)。此外，学者还总结试验区的创新举措和实践经验(吴柏钧和唐茂钢, 2024)。

县域经济也是学术界关注的热点问题。长期以来，城市发展导向加剧了大城市对县域资源的“虹吸效应”，导致县域经济发展相对滞后(吴丰华和韩文龙, 2018; 朱玉春等, 2024)。近年来，不少政策试验尝试解决此问题。在扶贫及产业政策领域，设立国家级贫困县、扶贫改革试验区以及返乡创业试点政策，通过优化产业结构、促进非农产业集聚、创造非农就业等机制显著促进县域经济增长(黄志平, 2018; 张国建等, 2019; 黄祖辉等, 2022)；新型农村金融机构的设立则通过促进资金回流和工业发展从而实现增长效应(宋科等, 2023)；在数字经济领域，“电子商务进农村示范项目”促进了当地“淘宝村”发展(王奇等, 2021)，数字普惠金融还能够放大农村电商发展的增长效应(姚利好等, 2022)；高铁开通(Chen 等, 2023)、“撤县设区”(Han 和 Wu, 2024)、县级官员经济治理能力(文雁兵等, 2020)都是推动县域经济增长的积极因素。现有研究往往从城乡融合发展的某个侧面讨论其对微观农户行为或宏观经济发展的影响，较少有研究聚焦于县域经济增长，而探索县域经济增长决定因素的研究则忽视了试验区的重要作用，也没有对其增长效应及内在机制进行系统评估。

相比现有文献，本文的边际贡献主要体现在三个方面：第一，在研究对象方面，本文利用双重差分方法(DID)评估了试验区对县域经济的增长效应，这既是对中国县域经济增长研究的补充，也为各类政策试点效应评估提供新的经验证据；第二，在机制识别方面，本文基于试验区这一政策冲击，从产业集聚、人口流入、土地供给、科技创新四个维度深入剖析试验区增长效应的内在机制，丰富了学术界对新时代中国县域经济增长内在规律的理解和认识；第三，在政策启示方面，本文不但得出了试验区提升县域经济的积极效果，而且也揭示了当前试验区政策的一些问题，这对进一步调整和完善城乡融合发展政策的重点与方向具有启示意义。

二、政策背景与理论分析

(一) 城乡融合发展的历史变化与实践探索

新中国成立以来,城乡关系经历了城乡分割、城乡不平衡发展、城乡统筹阶段,目前正进入城乡融合发展阶段(张海鹏,2019)。改革开放以来,东部沿海地区的乡镇企业迅速发展,创造了大量劳动力岗位,这与当时滞留在农村的剩余劳动力一起推动了劳动力“乡城转移”。2002年,党的十六大首次提出“统筹城乡经济社会发展”,强化了政府改善城乡关系的职责。以小城镇为突破口的户籍制度改革、取消农业税等举措促进了城乡关系发展。党的十八大提出“加快完善城乡发展一体化体制机制”。户籍制度、农村土地制度改革促进了城乡基本公共服务均等化与基础设施一体化。

但是,城乡二元体制尚未彻底打破,城乡发展差距依然显著。城乡居民缴费额度和政府补助力度差异明显,交通、能源等基础设施以及生活配套服务与城乡一体化目标还有距离(李兰冰等,2020;孔祥智,2020)。同时,农民土地财产权益未能得到充分保障,城乡居民财产收入差距明显(熊柴等,2021)。在这一背景下,党的十九大提出“城乡融合发展”这一重要理念。2019年,中共中央、国务院发布《意见》,要“坚决破除体制机制弊端,促进城乡要素自由流动、平等交换和公共资源合理配置”。党的二十大提出“坚持城乡融合发展,畅通城乡要素流动”。如果说“城乡统筹”侧重于强调发挥政府在改善城乡关系中的作用,那么“城乡融合发展”则更重视构建城乡要素双向流动和城乡发展相互促进的机制。

为探索城乡融合发展的有效路径和重塑新型城乡关系,2019年发改委等部门联合发布《方案》,将全国11个片区列为试验区,包括4个地级市全域和65个县级市(县、区),并根据片区的禀赋特征明确其试验重点。《方案》强调“以促进城乡生产要素双向自由流动和公共资源合理配置为关键”,计划从建立城乡有序流动的人口迁徙制度、农村集体经营性建设用地入市制度、科技成果入乡转化机制、城乡产业协同发展平台、城乡基础设施一体化及基本公共服务均等化发展体制机制等11个方面探索城乡融合发展机制和政策体系。近年来,各试验区结合自身发展特色进行深入探索,取得了不少有益经验。总之,试验区政策这一准自然试验既是把握城乡发展规律、缓解要素资源错配的战略部署,也是因地制宜、解决地方具体问题的策略创新,是顶层设计和实践探索的一次典型结合。

(二) 城乡融合发展促进县域经济增长的理论机制与研究假设

县域是连接大城市和乡村地区的关键枢纽,也是国民经济和社会发展的“全息缩影”。2024年中央一号文件强调,要“促进县域城乡融合发展”。因此,县域是城乡融合发展的“主战场”,试验区的政策效应必然首先体现在县域经济之中。不同于传统措施单一的地方性政策,试验区更像一个综合配套改革方案,为促进城乡融合发展进行“生产要素市场化配置”和“公共产品均等化供给”两大制度改革,这些改革尝试可能正在为县域经济注入增长动力。

第一,城乡要素的双向流动和有效配置能够显著地促进经济增长。在劳动力要素领域,试验区探索建立城乡有序流动的人口迁徙制度,尝试放开城市落户限制,并且建立农业转移人口市民化成本分担机制,这有助于农村剩余劳动力向生产率更高的城市工业部门流动。试验区探索建立人才加入乡村制度,鼓励适合农业农村发展需要的人才返乡创业与就业。上述探索能够促进劳动力在城乡双向流动和配置优化,从而有助于提升全要素生产率(TFP)和县域经济增长。在土地要素领域,试验区探索建立进城落户农民依法自愿有偿转让与退出农村权益制度,并且完善农村产权抵押担保权能,这有助于将土地流转 to 农业生产率更高的农户,并且将农业

生产率较低的农民配置到城市和工业部门。试验区探索建立农村集体经营性建设用地入市制度，有助于将该类土地配置到效率更高的区域，实现更高的经济价值。上述探索通过缓解农村土地在城乡间和乡村内的错配程度，从而为提升 TFP 和县域经济增长提供动力。试验区人口流动和土地制度的改革不但能够将农村剩余劳动力配置到更高效的城市和工业部门，也能够使得农地和农业生产率较高农户进行匹配。因此，其具有纠正城乡劳动力错配和土地错配的双重效应。一些研究也揭示了户籍和土地制度改革的内在逻辑(Ngai 等, 2019; 郭冬梅等, 2023)。

第二，城乡基础设施和公共服务的改善也是支撑经济增长的积极因素。在基础设施领域，交通、通信等城乡基础设施的改善能够降低劳动力迁移成本，并促进市场一体化发展和县域经济增长(张俊, 2017; 牛耕等, 2024)。试验区探索建立城乡基础设施一体化发展体制机制，推动城乡基础设施统一规划与建设，这有助于畅通劳动力城乡流动，优化劳动力城乡配置，同时也有助于扩大下游消费者市场和上游供给商市场，从而提升县域市场潜能和经济增长潜力。在公共服务领域，教育、医疗、社保等领域的改善不但有助于提升劳动力的技能和健康人力资本，还能够促进劳动力流动和劳动力市场一体化发展(王翌秋和刘蕾, 2016; 赵紫荆和王天宇, 2021; 黄永颖等, 2023)。试验区探索建立城乡基本公共服务均等化发展体制机制，通过建设城乡“教育联合体”和“县域医共体”，将教师和医务人员资源向乡村地区倾斜，这些措施为县域经济增长提供劳动力和人力资本基础。基于上述分析，我们提出以下假设：

假设 1：城乡融合发展试验区有助于促进县域经济增长。

试验区政策也正在构建一系列城乡融合发展促进县域经济增长的新机制。第一，产业集聚是经济增长的重要支撑。试验区推动交通、能源等城乡基础设施一体化建设，降低企业生产和运输成本，这有助于提升县域市场潜能和产业集聚能力。试验区根据自身比较优势搭建城乡产业协同发展平台，以培育特色产业或承接大城市产业转移，形成产业集聚并构建与大城市分工协作的发展模式。

第二，劳动是经济增长的基本要素。试验区落户限制的放开和放宽以及市民化成本分担机制的完善能够吸引其他县域的农村剩余劳动力流入，还有助于劳动力回流创业和就业(张吉鹏等, 2020; 屈小博和胡植尧, 2022)。同时，试验区城乡基本公共服务均等化和可及性水平的提高，也有助于吸引外地人口流入，并推动县域城镇化进程。

第三，土地是经济增长的空间载体。试验区关于农村集体经营性建设用地入市的探索，包括依法将闲置宅基地、废弃的集体公益性建设用地转变为集体经营性建设用地入市，这都有助于扩大县域建设用地供给(马翠萍, 2021)。同时，试验区关于户籍、农地制度改革以及基本公共服务均等化的探索都促进了人口向试验区县域流入，在“人地挂钩”的政策引导和支持下，人口流入及市民化将转化为县域城镇建设用地供给的扩大。

第四，科技创新是发展新质生产力的核心要素。试验区探索建立科技成果入乡转化机制。一方面，科研机构应根据市场需求和县域特色产业设立技术研发和转移部门，形成合作机制和技术服务网络；另一方面，完善农业科研成果产权制度，赋予科研人员科技成果所有权，激励科研人员入乡从事科技创新工作。同时，试验区破除户籍、土地制度壁垒等改革举措有利于集聚高技能劳动力，为科技创新提供人力资本条件。

总之，试验区通过改善制度供给对县域产业集聚、人口流入、土地供给和科技创新产生积极影响，如图 1 所示。基于此，我们提出以下假设：

假设 2：城乡融合发展试验区通过促进产业集聚、吸引人口流入、扩大土地供给以及提升科技创新来实现增长效应。

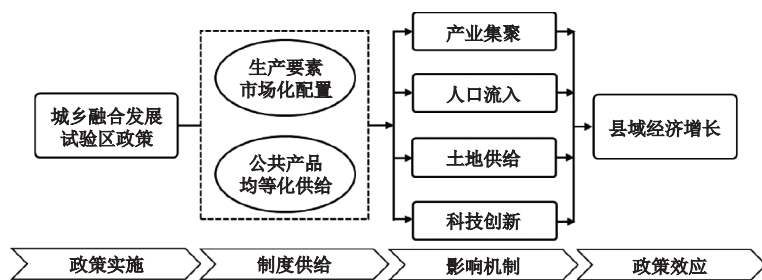


图 1 试验区政策对县域经济增长影响机制的分析框架

三、研究设计

（一）样本选择与数据来源

根据《方案》，本文选择 11 个试验片区所在省份的县级城市作为研究样本，在剔除关键信息缺失样本后，研究样本包括属于试验区的 76 个县级城市和不属于试验区的 1044 个县级城市。同时，本文以 2013 到 2022 年作为研究区间考察新时代中国县域经济增长的内在规律。

本文数据来源如下：第一，县域经济特征数据。其来自相应年份的《中国县域统计年鉴》和各省份统计年鉴。第二，夜间灯光数据。基于 DMSP/OLS 和 NPP/VIIRS 校准的夜间灯光数据来源于 NOAA 网站 NGDC 数据中心。第三，科技创新相关数据。县级专利数据来自国家知识产权局。第四，土地供给相关数据。县域建设用地面积等信息来源于《中国县城建设统计年鉴》。第五，数字金融相关数据。我们利用北京大学数字普惠金融指数衡量县域数字金融发展水平。另外，对于个别信息缺失的变量，我们采用线性插值法进行补齐。

（二）模型设定

试验区政策这一准自然试验符合单时点 DID 的设定要求，我们构造如下基准回归模型：

$$\ln GDP_{it} = \alpha + \beta URI_{it} + \gamma' M_{it} + County_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， i 代表县域， t 代表年份；被解释变量为 $\ln GDP$ 为县域地区生产总值的对数；地区生产总值用 2013 年为基期的价格指数进行平减处理；核心被解释变量 URI 代表试验区政策，由 $Treat_i$ 和 $Post_t$ 相乘得到； $Treat_i$ 代表县域 i 是否属于试验区，属于则取 1，否则取 0； $Post_t$ 代表 t 年是否实施了试验区政策，2019 年及以后取 1，否则取 0；系数 β 表示试验区对县域经济增长的因果效应； M 表示一系列县域维度的控制变量，包括第三产业占比（第三产业增加值占地区生产总值的比例）、政府支出规模（地方财政支出占地区生产总值的比例）、户籍人口的对数； γ 为控制变量的系数向量， α 为常数项； $County_i$ 和 $Year_t$ 分别为县域和年份固定效应， ε_{it} 为随机误差项。

表 1 汇报了本文主要变量的描述性统计结果，并对处理组与控制组生产总值的对数进行统计检验。结果显示，试验区县域的经济规模要显著高于非试验区县域。

表 1 基本统计量与样本均值检验

Panel A	基本统计量				
	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln(\text{县域生产总值})$	9 890	14.5161	1.0332	10.7428	17.5351
试验区政策 URI	9 890	0.0259	0.1588	0	1
第三产业占比	9 890	0.4187	0.1240	0.0651	0.9711
政府支出规模	9 890	0.2122	0.2207	0.0117	3.9407

续表 1 基本统计量与样本均值检验

Panel A	基本统计量				
ln(户籍人口)	9 890	3.8607	0.7725	0.9400	5.5294
非农产业集聚度	8 395	0.2883	0.7234	0.0001	28.0850
ln(年末总人口)	9 810	3.8343	0.7852	0.6931	5.6058
城镇建设用地占比	4 215	0.0111	0.0101	0.0001	0.0927
专利数量	9 290	0.5600	1.3835	0.0020	28.2600
数字普惠金融	8 746	103.6976	22.2857	10.2400	152.2500
资源依赖	9 890	0.3741	0.4839	0	1
全域试验区	9 890	0.0182	0.1337	0	1
非全域试验区	9 890	0.0465	0.2106	0	1
Panel B	试验区与非试验区ln(县域生产总值)的均值检验				
变量名	试验区		非试验区		t值检验
ln(县域生产总值)	15.1721		14.5024		0.6697***

四、实证结果分析

(一)基准模型估计结果与平行趋势检验

1. 试验区的县域经济增长效应

表 2 汇报了加入县域、年份固定效应以及控制变量的估计结果。结果表明，试验区对县域经济增长存在显著的促进作用。列(4)回归结果表明，在其他条件不变的情况下，试验区政策的实施能够使县域生产总值提高约 5.54%，这一结果验证了假设 1。^①

表 2 基准模型估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	被解释变量：ln(县域生产总值)			
<i>URI</i>	0.0747** (0.0317)	0.0711** (0.0330)	0.0687** (0.0284)	0.0554** (0.0279)
第三产业占比		-0.4724*** (0.0557)	-0.5309*** (0.0884)	-0.4925*** (0.0850)
政府支出规模			-0.9803*** (0.1329)	-0.9583*** (0.1297)
ln(户籍人口)				0.5705*** (0.1269)
县域固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	10 510	10 310	10 120	9 890
组内 R^2	0.4293	0.4610	0.5652	0.5840

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，省略了常数项的估计结果，括号内为聚类到县域的稳健标准误，下表同。

2. 平行趋势假设分析

基准模型估计结果的有效性取决于平行趋势假设，即试验区内的县域与非试验区内的县域

^① 我们进一步将 ln(城乡居民储蓄存款余额)、每万人中学生数作为控制变量，发现核心解释变量 *URI* 依然显著为正，且系数变化不大。限于篇幅，省略相关结果，留存备索。

在试验区政策实施前的经济增长趋势应该平行,否则基准模型 DID 的估计结果就不能表示因果效应。本文选择政策实施前 6 年到政策实施后 3 年进行平行趋势假设分析,用 m 来表示试验区政策实施的第 m 年,0 及正值表示政策实施后,负值表示政策实施前,并设定政策实施的前一年 2018 年为基期($m = -1$)。模型设定具体如下:

$$\ln GDP_{it} = \alpha + \sum_{m=-6}^3 \beta_m D_{it}^m + \gamma' M_{it} + County_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, D_{it}^m 为政策虚拟变量,如果县域 i 在试验区政策实施的第 m 年在试验区内则取值为 1,否则为 0;对于非试验区内的县域, D_{it}^m 始终为 0。我们可以通过观察各 β_m 的正负及其显著性来判断样本是否满足平行趋势假设。图 2 展示了平行趋势相关估计结果,在试验区政策实施前,政策虚拟变量各期的估计系数不显著或为负,这表明在试验区政策实施前,样本中各县域在经济增长方面的表现不存在明显差异,符合平行趋势假设。从动态效果来看,在试验区政策实施后第一期没有明显的政策效果,这可能是因为试验区涉及多项机制改革,需要一定的时间才能充分释放其增长效应。

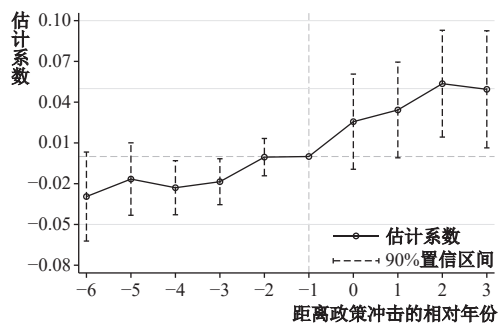


图 2 平行趋势检验

(二)稳健性检验

1. 处理组非随机分配问题

(1)倾向得分匹配双重差分法

倾向得分匹配双重差分法(PSM-DID)可以为处理组筛选和匹配适当的控制组,从而修正处理组非随机分配导致的估计偏误。通过 1:1 近邻匹配我们发现,相比原始样本,匹配后样本的处理组和控制组在主要特征上的差异性明显缩小,各控制变量的差距下降 44.8% 到 97.5%,表明本文的倾向得分匹配较好地消除了处理组和控制组之间的差异性,即处理组与控制组样本具有较好的平衡性。表 3 列(1)到(3)分别展示了基于 1:1 近邻匹配、核匹配和卡尺匹配的基准模型估计结果,可以发现,核心解释变量试验区前的系数显著为正,且与表 2 列(2)的估计结果较为相似,这说明基准模型的结果是比较稳健的。

表 3 PSM-DID、更换控制组以及 SUTVA 检验的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	近邻匹配	核匹配	卡尺匹配	<100km	<150km	<200km	SUTVA
被解释变量: $\ln(\text{县域生产总值})$							
URI	0.0476** (0.0223)	0.0474** (0.0222)	0.0476** (0.0223)	0.0844*** (0.0287)	0.0662** (0.0261)	0.0554** (0.0254)	0.0826*** (0.0305)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
县域固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
近似处理组 R_{it}^k							控制
观测值	9430	9414	9430	3990	6240	7710	9890
组内 R^2	0.6805	0.6813	0.6805	0.5447	0.5864	0.6112	0.5865

(2)更换控制组为相近县域

沿着上文 PSM-DID 的思路,考虑到距离试验区较远的县域在文化、语言、社会习俗等方面

与试验区存在较大的差异，因此我们选择与试验区在地理上相近的县域作为对照组，并基于此重新评估试验区的增长效应。具体而言，我们借助 Arcgis 软件逐一获得各县域的经纬度坐标，计算出试验区到其他非试验区县域的球面距离，然后将控制组调整为距离试验区一定球面距离以内的县域，包括距离试验区 100 km 以内、150 km 以内、200 km 以内三组。我们基于这三个控制组，重新估计基准模型，结果如表 3 列(4)到列(6)所示。可以发现，试验区对县域经济增长的促进作用依然显著，且估计系数与表 2 基准回归的估计结果相似。

(3)合成控制法

相较于 DID 方法，合成控制法(SCM)可以对若干非试验区进行适当的加权平均或线性组合，合成出一个更为合适的反事实控制组，从而有效避免试验区与非试验区之间在政策实施前本身存在的异质性问题，这有助于识别出因果效应。图 3 展示了相应的估计结果，可以发现，在政策实施之前，处理组代表县域和合成控制组在经济增长方面的表现基本平行，表明合成控制组较好地拟合了试验区政策实施之前处理组代表县域经济增长

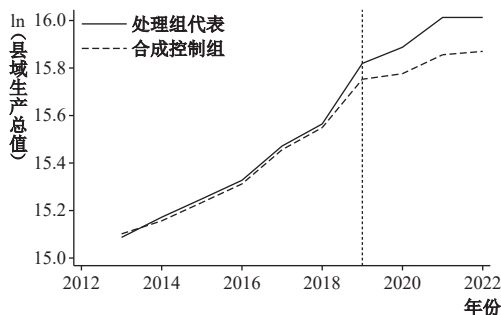


图 3 合成控制法下经济增长路径比较

注：处理组代表县域为福建省福州市闽侯县。

的实际路径。在试验区政策实施之后，相比于合成控制组，处理组代表县域的经济增长明显上升，这再次证明了基准模型的估计结果，即试验区政策有显著的经济增长效应。

2. 稳定单元处理值假设检验

利用 DID 方法估计政策因果效应的另一个重要前提是，稳定单元处理值假设(SUTVA)须成立，即个体是否受到处理不能影响其他个体的潜在结果。可能的原因有：试验区的探索实践可能会对临近的县域产生积极的示范效应或者临近试验区的县域可能会主动学习试验区的成功经验，这些都会导致非试验区在一定程度上成为近似处理组，从而违背 SUTVA。根据 Clarke(2017)的研究，我们需要将近似处理组加入回归模型，进而识别试验区真实的增长效应。因此，我们构造近似处理组虚拟变量 R_{it}^k , $k \in \{1, 2, 3\}$ ，分别对应离处理组球面距离小于 100 km、在 100—150 km 之间、在 150—200 km 之间三组控制组样本，当县域 i 处于第 k 组且 $t \geq 2019$ 时， $R_{it}^k = 1$ ，否则为 0。可以发现，试验组县域相应的 R_{it}^k 以及在试验前($t < 2019$)的非试验组县域相应的 R_{it}^k 皆等于 0。然后，我们将上述虚拟变量 R_{it}^k 纳入基准模型并重新估计：

$$\ln GDP_{it} = \alpha + \beta URI_{it} + \sum_{k=1}^3 \theta^k R_{it}^k + \gamma' M_{it} + County_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， β 表示在控制了近似处理组的前提下试验区对县域经济增长的因果效应。表 3 列(7)的结果表明，在控制了近似处理组后，试验区的县域增长效应依然显著。

3. 遗漏变量问题

(1)控制其他县域政策试点：“电商进村”“撤县设区”和“国家级开发区”设立

考虑到试验区政策实施前后还存在其他的县级政策试点，这可能会产生一定的叠加效应，导致无法识别出试验区政策的因果效应。在本文样本期间，“电子商务进农村综合示范县计划”(即“电商进村”)“撤县设区”以及“国家级开发区”设立可能会影响城乡间经济活动空间分布和县域资源获取能力，从而对县域经济增长产生不可忽视的影响。本文在基准回归模型的基础上依次加入这三个政策虚拟变量，以控制这些政策可能产生的干扰效应。表 4 列(1)到列(3)的

估计结果表明,在控制了上述政策冲击后,试验区的增长效应依然显著为正。同时,上述三项政策冲击都没有显著的增长效应。

表 4 引入更多控制变量、IV 估计等稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	被解释变量: $\ln(\text{县域生产总值})$							灯光亮度
<i>URI</i>	0.0566** (0.0279)	0.0533* (0.0278)	0.0537* (0.0276)	0.0590** (0.0280)	0.0574** (0.0279)	0.0354** (0.0170)	0.0925** (0.0368)	1.5933*** (0.5580)
“电商进村”	0.0147 (0.0098)							
“撤县设区”		0.0398 (0.0307)						
“国家级开发区”设立			0.0396 (0.0305)					
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
县域固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$HN_1 \times \text{年份FE}$				控制				
$HN_2 \times \text{年份FE}$					控制			
省份 \times 年份FE						控制		
观测值	9890	9890	9890	9890	9890	9890	9280	9790
组内 R^2	0.5844	0.5845	0.5844	0.5851	0.5842	0.7402	0.2544	0.5821

(2)控制县域初始特征

试验区较好的经济增长绩效并不是由于这项试点政策本身带来的,而是由于试验区在政策实施前便具备了一些特征或有利条件,这些特征或有利条件才是导致试验区增长较快的内在原因。我们首先构造县域特征指示变量,以政策实施前一年(2018年)的中位数值为标准,大于中位数值则为1,否则为0。然后,将这些指示变量与年份固定效应的交互项纳入模型。同时,我们还将这些县域特征初始值(2018年)与年份固定效应的交互项纳入模型。表4的列(4)、列(5)展示了控制县域户籍人口初始特征差异性趋势的估计结果,人口初始特征指示变量为 HN_1 ,初始值为 HN_2 。可以发现,试验区的系数依然显著为正。^①

(3)省份与年份交互固定效应

不同省份在某些年份存在差异性的政策冲击或制度安排,从而导致该省份内的试验区有更好的经济增长效果。因此,我们进一步控制了省份和年份的交互固定效应。表4列(6)结果表明,在控制省份 \times 年份交互固定效应后,试验区效应依然为正且显著,但相比基准回归的估计结果,系数规模有所缩小,这意味着如果不考虑省份在不同时点的政策冲击,可能会高估试验区的真实效应。

(4)安慰剂检验

本文采用虚构处理组和政策时间的方式进行混合安慰剂检验。在样本中随机选择处理组和处理时间构造“伪处理组”,并根据基准模型设定进行系数估计,重复上述操作1000次,得到1000组“伪处理组”的估计系数及P值,进而绘制其概率分布图。图4结果显示,基准回归的试验区系数远离该随机试验结果的范围,这表明试验区对县域经济增长的积极影响并非是偶然的。

^① 我们还控制了第三产业占比、政府支出规模初始特征的差异性趋势,主要结论依然稳健。限于篇幅,省略相关结果,留存备案。

4. 反向因果问题

本文的实证结果还可能受到反向因果的内生性影响，即经济发展水平较高的县域可能更容易被选为试验区。综合参考周梓洵等(2023)、易行健等(2023)、洪俊杰等(2024)工具变量的设计思路，我们选择县域被选为试验区的概率在地级市层面的均值、县域地形起伏度的倒数以及滞后一期的省级水稻适宜度三者的交互项作为 *URI* 的工具变量(IV)。^①

理由在于：第一，水稻生产在灌溉设施供给和种植过程中需要劳动者相互协调与合作，这有助于催生集体主义文化和共同富裕思想(易行健等, 2023)，也有利于培育契约行为和市场经济(罗必良和耿鹏鹏, 2022)，从而为今天的城乡融合发展奠定文化基础，而较小的地形起伏度有助于农业发展，这也构成促进城乡融合发展的有利条件。因此，上述变量符合 IV 的相关性要求。第二，上述构成 IV 的三个变量对于样本期的县域经济增长存在明显的外生性，符合工具变量的排他性要求。表 4 列(7)汇报了相应的估计结果，可以发现，试验区的增长效应依然存在，且系数较基准回归结果有所增加。^②

5. 替换被解释变量

考虑到不少研究也将夜光遥感数据作为地区经济增长的有效代理(郭峰等, 2023; 张楠等, 2023)。本文使用夜间灯光亮度数据替换原被解释变量。表 4 列(8)结果显示，试验区县域的夜间灯光亮度显著强于非试验区，这一结果再次验证了试验区的增长效应。

(三) 试验区经济增长效应的内在机制分析

1. 产业集聚

试验区基础设施一体化、城乡产业协同发展平台的搭建有助于降低企业生产和运输成本，发展本地特色产业，并吸引大城市产业转移，试验区户籍、农地改革以及基本公共服务均等化则为产业集聚准备劳动力和人才基础，这些因素都有利于产业集聚发展，从而促进县域经济增长。为了验证这一机制，我们用非农产业集聚度，即第二和第三产业增加值/县域总面积来衡量产业集聚发展水平。表 5 列(1)的结果表明，试验区显著促进了县域非农产业集聚发展。

2. 人口流入

试验区落户门槛降低、市民化成本分担机制的完善以及基本公共服务均等化的推进都有助于吸引人口迁入和回流，从而为县域经济增长提供劳动力要素保障。为了验证这一机制，我们探索了试验区政策对县域人口总量的影响。表 5 列(2)的结果表明，试验区政策显著促进了县域年末总人口的增长。

3. 土地供给

在“人地挂钩”的制度安排下，试验区人口流入，特别是农业转移人口落户数量的增加，有助于扩大县域城镇建设用地供给规模。同时，试验区农村集体经营性建设用地入市的探索增加了建设用地供给，从而放大城镇建设用地的经济效益。为了验证这一机制，我们用县域城镇建设用地面积占县域总面积的比例来衡量土地供给的相对规模。表 5 列(3)的结果表明，试验区政策显著扩大了县域土地供给相对规模。

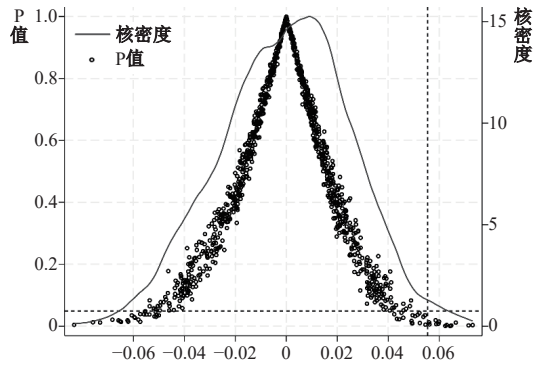


图 4 混合安慰剂检验

① 省级水稻适宜度用每千公顷稻谷产量(万吨)衡量。

② 限于篇幅，省略工具变量估计及相关检验的完整结果，留存备索。

表 5 试验区影响县域经济增长的内在机制及溢出效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	非农产业集聚度	ln(年末总人口)	城镇建设用地占比	专利数量	$d = 100$	$d = 150$	$d = 200$
URI	0.1145*** (0.0310)	0.0440** (0.0172)	0.0015* (0.0008)	0.2556** (0.1159)			
$Close^d \times Post$					-0.0428** (0.0168)	-0.0293* (0.0152)	-0.0113 (0.0168)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
县域固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	8395	9810	4215	9290	9250	9250	9250
组内 R^2	0.2091	0.1546	0.1501	0.1797	0.5755	0.5742	0.5732

4. 科技创新

试验区科技成果入乡转化机制的探索和建立以及基本公共服务均等化水平的提升都有助于县域集聚高技能人力资本,特别是吸引涉农科技人才。同时,试验区城乡产业协同发展平台的搭建也为科技人才提供了发挥才干的空间。为了验证这一机制,我们用县域专利授权数量来衡量县域科技创新能力。^①表 5 列(4)的结果表明,试验区政策显著提升了县域科技创新能力。

总之,上述一系列估计结果验证了假设 2。考虑到机制变量之间的相互关联,我们对机制方程进行似无相关回归,可以发现, URI 的系数依然都显著为正,即试验区对四个机制变量仍存在显著的正效应,这再次验证了假设 2。^②

(四)溢出效应

考虑到开发区等地区导向型政策往往存在跨区域的溢出效应(Alder 等, 2016)。因此,我们有必要讨论试验区是否也对临近县域产生溢出效应,即试验区是促进还是抑制了临近县域的经济增长。根据 Zheng 和 Li(2020)的“同心圆”设定思想,我们首先在样本中剔除处理组,并设定如下回归模型:

$$\ln GDP_{it} = \alpha + \delta Close_i^d \times Post_t + \gamma' M_{it} + County_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, $Close_i^d$ 表示非试验区县域 i 在一定地理距离 d 内是否存在试验区,如是则赋值为 1, 否则为 0; d 为 100km、150km、200km 三个范围; δ 表示试验区对临近非试验区县域经济增长的影响。表 5 列(5)至列(7)的结果表明,试验区对 100km 和 150km 以内的县域产生了较为明显的负向溢出效应。同时,随着距离的增加,这一负效应逐渐减弱,当非试验区县域距离试验区 200km 时,这一负效应不再显著。此负向溢出效应很可能是因为试验区对临近非试验区县域产生了“虹吸效应”所导致的。经济地理学理论认为,在要素流动的背景下,中心区域会对周边区域的要素资源产生“虹吸效应”,并在周边区域形成集聚阴影区(Krugman, 1991; Fujita 等, 1999)。在地区间要素流动成本不断降低的背景下,试验区改善城乡要素配置效率、推动城乡公共产品均等化供给以及搭建城乡产业协同发展平台等改革措施可能会提高各类要素的边际回报和规模经济效应,从而强化试验区的要素集聚力,将劳动力、人才、资本等要素资源从非试验区吸引入试验区,这一“虹吸效应”会抑制非试验区的经济增长。同时,考虑到要素流动成本随着空间距离的增加而

① 县域专利授权数量包括发明和实用新型两类,单位为千项。

② 限于篇幅,省略似无相关的回归结果,留存备案。

不断提高，这一“虹吸效应”也会相应减弱。在上文的机制分析中，我们已经发现，试验区促进了非农产业集聚和外来人口流入，这也证明了我们对于试验区“虹吸效应”的理论推断。

（五）异质性分析^①

1. 数字金融

我们根据北京大学数字普惠金融指数的中位数将县域划分为数字金融发展水平“较高”和“较低”两类，并将该虚拟变量与 URI 的交互项加入回归模型。根据回归结果，数字金融发展水平较高的试验区具有较高的经济增长，这意味着数字金融的发展通过赋能各项改革举措放大了试验区的增长效应。

2. 政府支出规模

我们根据县域财政支出占比的中位数将县域分为政府支出规模“较大”和“较小”两类，并将该虚拟变量与 URI 的交互项纳入回归模型。根据回归结果，对于政府支出规模较小的县域，试验区增长效应更大。这可能意味着，总体税负水平较低的县域更有助于吸引外地要素流入，并激发市场主体活力，从而放大了试验区改革的积极效应。

3. 资源依赖

为了探索县域资源依赖对试验区增长效应的影响，我们将县域分为“资源型”和“非资源型”两类，^②并将该虚拟变量与 URI 的交互项纳入回归模型。根据回归结果，试验区并未促进资源型县域的经济增长，甚至还存在一定的负效应，但显著促进了非资源型县域经济增长。这可能是因为，资源型县域历史遗留问题严重，产业发展比较滞后，试验区的改革尝试尚未破解当地劳动力、资本等要素流失的困境，难以为其提供转型增长的动力。

4. 全域试验区

根据《方案》，试验区分为“地级及以上城市内的连片县域”和“地级市全域”两类，为了探索两者增长效应的差异性，我们构造全域试验区和非全域试验区虚拟变量，并将这两个虚拟变量与 $Post_t$ 的交互项同时纳入回归模型。根据回归结果，全域和非全域试验区的增长效应皆为正，但全域试验区的增长效应更为显著。这意味着，在地级市这一更高层次上开展试验区政策，有助于在更大范围内打破要素资源流动壁垒和统筹城乡公共产品供给，从而有更强的增长效应。

五、结论与政策建议

党的二十届三中全会指出，城乡融合发展是中国式现代化的必然要求。本文基于 2013—2022 年 1044 个县域的面板数据，将 2019 年实施的国家城乡融合发展试验区政策视为一项准自然实验，采用双重差分模型估计了该政策对县域经济增长的影响及内在机制。研究结论为：第一，试验区政策显著促进了县域经济增长，在经过一系列检验之后，结论依然稳健；第二，机制分析表明，试验区政策通过促进县域产业集聚、人口流入、土地供给、科技创新四个渠道实现县域增长效应；第三，试验区对 150 km 以内非试验区县域存在一定的“虹吸效应”，即抑制了临近县域的经济增长；第四，对于数字金融发展水平较高、政府支出规模较小、资源依赖程度较低以及属于全域试验区的县域，试验区的增长效应更为显著。总之，本研究不但有助于学术界更深入地理解中国县域经济增长的背后规律，而且也为进一步促进城乡融合发展、提振县域经济提供参考。根据本文的结论，提出以下政策建议：

^① 限于篇幅，图表分析省略，留存备索。

^② 根据国务院 2013 年发布的《全国资源型城市可持续发展规划（2013—2020 年）》对县域进行划分。

第一,应稳步推广试验区政策。实证表明,试验区政策促进了县域经济增长,并且全域试验区的增长效应更为显著,但对临近县域产生“虹吸效应”。因此,稳步扩大试验区范围,特别是将零散片区型试验区提升为以地级市为单位的全域试验区能进一步提振县域经济,缓解试验区“虹吸效应”,推动地区间协调发展和共同富裕。第二,应更加注重试验区改革措施的配套协调,为县域经济注入动力。机制分析发现,试验区相互关联的改革措施协同发力,有力促进了县域产业集聚、人口流入、土地供给和科技创新。我们也发现传统试点政策的作用较为有限。因此,在高质量发展的背景下,应更加注重各项改革措施的协调作用。第三,因地制宜地发挥试验区政策效应。异质性检验表明,对于数字金融发展较好、政府支出规模较小、资源依赖程度较轻的县域,试验区的增长效应更为显著。首先,应科学引导县域数字普惠金融的发展,缓解返乡就业人员及企业的信贷约束,让金融资源更好地支持农村发展;其次,应有效推进县域政府机构改革,提升政府行政效率,激发县域内市场主体的活力;最后,应积极推动资源型县域转型,基于县域比较优势主动延伸传统产业链,积极培育替代产业,并强化生态环境治理。

主要参考文献:

- [1]蔡昉.户籍制度改革的效应、方向和路径[J].经济研究,2023,(10):4-14.
- [2]董雪兵,韩奇.县域经济发展:问题透视与对策[J].国家治理,2024,(5):16-20.
- [3]郭冬梅,陈斌开,吴楠.城乡融合的收入和福利效应研究——基于要素配置的视角[J].管理世界,2023,(11):22-37.
- [4]郭峰,熊云军,石庆玲,等.数字经济与行政边界地区经济发展再考察——来自卫星灯光数据的证据[J].管理世界,2023,(4):16-32.
- [5]洪俊杰,李研,杨曦.数字经济与收入差距:数字经济核心产业的视角[J].经济研究,2024,(5):116-131.
- [6]黄永颖,张克中,鲁元平.统一大市场建设:养老保险省级统筹与劳动力市场一体化[J].数量经济技术经济研究,2023,(1):25-45.
- [7]黄志平.国家级贫困县的设立推动了当地经济发展吗?——基于PSM-DID方法的实证研究[J].中国农村经济,2018,(5):98-111.
- [8]黄祖辉,宋文豪,叶春辉,等.政府支持农民工返乡创业的县域经济增长效应——基于返乡创业试点政策的考察[J].中国农村经济,2022,(1):24-43.
- [9]孔祥智.全面小康视域下的农村公共产品供给[J].中国人民大学学报,2020,(6):14-28.
- [10]李江涛,熊柴,蔡继明.开启城乡土地产权同权化和资源配置市场化改革新里程[J].管理世界,2020,(6):93-105.
- [11]李兰冰,高雪莲,黄玖立.“十四五”时期中国新型城镇化发展重大问题展望[J].管理世界,2020,(11):7-21.
- [12]林文声,王志刚,王美阳.农地确权、要素配置与农业生产效率——基于中国劳动力动态调查的实证分析[J].中国农村经济,2018,(8):64-82.
- [13]马翠萍.集体经营性建设用地制度探索与效果评价——以全国首批农村集体经营性建设用地入市试点为例[J].中国农村经济,2021,(11):35-54.
- [14]牛耕,向雪风,周洋.城乡交通一体化建设的农民增收效应[J].中国农村经济,2024,(1):82-103.
- [15]屈小博,胡植尧.劳动力流动的“半透膜”——城市户籍门槛对流动人口工资溢价的影响[J].中国人口科学,2022,(5):77-91.
- [16]宋科,李宙甲,刘家琳.新型农村金融机构设立能够促进县域经济增长吗[J].中国农村经济,2023,(3):81-100.
- [17]王奇,牛耕,赵国昌.电子商务发展与乡村振兴:中国经验[J].世界经济,2021,(12):55-75.
- [18]王翌秋,刘蕾.新型农村合作医疗保险、健康人力资本对农村居民劳动参与的影响[J].中国农村经济,2016,(11):68-81.

- [19]文雁兵,郭瑞,史晋川.用贤则理:治理能力与经济增长——来自中国百强县和贫困县的经验证据[J].经济研究,2020,(3):18-34.
- [20]吴柏钧,唐茂钢.中国城乡融合发展的实践与探索[M].上海:华东理工大学出版社,2024.
- [21]吴丰华,韩文龙.改革开放四十年的城乡关系:历史脉络、阶段特征和未来展望[J].学术月刊,2018,(4):58-68.
- [22]熊柴,蔡继明,刘媛.城乡融合发展与土地制度改革[J].政治经济学评论,2021,(5):107-138.
- [23]姚利好,易法敏,孙煜程.农村电商、数字普惠金融协同促进县域经济增长[J].财经问题研究,2022,(11):67-76.
- [24]易行健,李家山,万广华,等.财富差距的居民消费抑制效应:机制探讨与经验证据[J].数量经济技术经济研究,2023,(6):27-47.
- [25]张国建,佟孟华,李慧,等.扶贫改革试验区的经济增长效应及政策有效性评估[J].中国工业经济,2019,(8):136-154.
- [26]张海鹏.中国城乡关系演变70年:从分割到融合[J].中国农村经济,2019,(3):2-18.
- [27]张吉鹏,黄金,王军辉,等.城市落户门槛与劳动力回流[J].经济研究,2020,(7):175-190.
- [28]张锦华,龚钰涵,陈博欧.教育准入、长期留城意愿与流动人口市民化[J].管理世界,2024,(10):36-50.
- [29]张俊.高铁建设与县域经济发展——基于卫星灯光数据的研究[J].经济学(季刊),2017,(4):1533-1562.
- [30]张楠,高明,杨琳.突破传统行政区划与经济发展——来自城市区界重组的证据[J].数量经济技术经济研究,2023,(11):158-179.
- [31]张勋,万广华.中国的农村基础设施促进了包容性增长吗?[J].经济研究,2016,(10):82-96.
- [32]赵紫荆,王天宇.城乡居民医保整合对农村居民城市定居意愿的影响——来自中国劳动力动态追踪调查的证据[J].保险研究,2021,(12):97-119.
- [33]钟粤俊,陆铭,奚锡灿.集聚与服务业发展——基于人口空间分布的视角[J].管理世界,2020,(11):35-47.
- [34]周力,沈坤荣.中国农村土地制度改革的农户增收效应——来自“三权分置”的经验证据[J].经济研究,2022,(5):141-157.
- [35]周梓洵,张闰龙,周欣雨.企业结对帮扶能助力县域经济增长吗——来自扶贫工作信息披露准自然实验的证据[J].中国农村经济,2023,(10):49-66.
- [36]朱玉春,胡乃元,马鹏超,等.统筹推进县域城乡融合发展:理论内涵、实践路径与政策建议[J].农业经济问题,2024,(2):98-108.
- [37]Alder S, Shao L, Zilibotti F. Economic reforms and industrial policy in a panel of Chinese cities[J]. [Journal of Economic Growth](#), 2016, 21(4): 305-349.
- [38]Han Y, Wu M Q. Inter-regional barriers and economic growth: Evidence from China[J]. [Journal of Development Economics](#), 2024, 167: 103197.
- [39]Krugman P. Increasing returns and economic geography[J]. [Journal of Political Economy](#), 1991, 99(3): 483-499.
- [40]Ngai L R, Pissarides C A, Wang J. China's mobility barriers and employment allocations[J]. [Journal of the European Economic Association](#), 2019, 17(5): 1617-1653.
- [41]Wang F C, Milner C, Scheffel J. Labour market reform and firm-level employment adjustment: Evidence from the Hukou reform in China[J]. [Journal of Development Economics](#), 2021, 149: 102584.
- [42]Zhao X X. Land and labor allocation under communal tenure: Theory and evidence from China[J]. [Journal of Development Economics](#), 2020, 147: 102526.
- [43]Zheng S L, Li Z C. Pilot governance and the rise of China's innovation[J]. [China Economic Review](#), 2020, 63: 101521.

Road to Prosperity: How do National Pilot Zones for Integrated Urban-Rural Development Promote County-level Economic Growth?

Pan Chunyang, Cao Shuwen, Wu Baijun

(School of Business, East China University of Science and Technology, Shanghai 200237, China)

Summary: Integrated urban-rural development is an inevitable requirement of the Chinese path to modernization, and also a key measure to break through the bottleneck of county-level economic growth. Since the reform and opening up, the urban-rural relationship has gone through stages of imbalanced and coordinated development, and is currently moving towards a new stage of integrated urban-rural development. In order to explore effective paths for integrated urban-rural development and reshape a new urban-rural relationship, the Chinese government released the policy of National Pilot Zones for Integrated Urban-Rural Development in 2019.

Using the county-level panel data from 2013 to 2022 and a DID model, this paper examines the impact and mechanism of the establishment of pilot zones on the county-level economy. The results show that the pilot zone policy significantly promotes county-level economic growth, and this effect is achieved through four channels: non-agricultural industry agglomeration, population inflow, construction land supply, and technological innovation. However, the pilot zone policy also exerts a kind of “siphon effect” that suppresses the economic growth of counties within 150km of a pilot zone. Meanwhile, the growth effect of pilot zones is more significant for counties with better digital finance development, smaller government expenditure scales, lower dependence on nature resources, and belonging to prefecture-level cities.

The contributions of this paper are as follows: First, it evaluates for the first time the growth effect of pilot zones on the county-level economy, providing new empirical evidence for the study of various “policy pilot” effects in China. Second, it deeply analyzes the internal mechanism from four dimensions, enriching our understanding of the internal laws of China’s county-level economic growth. Third, it not only identifies the positive role of pilot zones in improving the county-level economy, but also reveals some shortcomings and weaknesses of the current pilot zone policy.

Therefore, this paper provides empirical evidence for the economic effect of the pilot zone policy, and also provides policy implications for boosting the county-level economy and promoting coordinated regional development in the new era.

Key words: National Pilot Zones for Integrated Urban-Rural Development; county-level economy; DID model

(责任编辑 顾 坚)