

省域副中心建设能促进区域经济协调发展吗*

丁任重 张晓龙

内容提要:作为推动区域经济协调发展的重要战略,省域副中心建设由来已久,科学评估省域副中心建设的经济效应是优化区域政策设计的关键。本文将省域副中心建设作为准自然实验,采用2000—2022年25个省份286个城市的面板数据,共同验证省域副中心建设对区域经济协调发展的因果效应。研究表明,省域副中心建设能够显著促进区域经济协调发展,其作用机制主要体现为优化省内产业布局,多极增强区域经济发展活力,触发中小城市“追赶效应”,形成中小城市加速追赶的区域经济协调发展格局。异质性分析显示,在城市数量相对较多、省内其他城市与省会城市平均距离相对较远的省份建设省域副中心,对区域经济协调发展的促进效应更为显著。本文量化评估了省域副中心建设的经济效应,提出优化省域副中心建设的政策建议,能够为区域经济协调发展战略的制定和调整提供理论支撑与实证依据。

关键词:省域副中心 区域经济协调发展 渐进双重差分法

作者简介:丁任重,西南财经大学经济学院教授、博士生导师,611130;

张晓龙(通讯作者),西南财经大学中国西部经济研究院博士研究生,611130。

中图分类号:F127 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2025)07-0160-17

一、引言

改革开放以来,省会城市的集聚属性不断推动其虹吸省内其他城市的资源,随之而来的是过度集聚造成的拥挤成本上升与“城市病”频发,“一市独大”难以推动全省经济协调发展。2020年10月,习近平总书记在《国家中长期经济社会发展战略若干重大问题》中指出:“我国各地情况千差万别,要因地制宜推进城市空间布局形态多元化。东部等人口密集地区,要优化城市群内部空间结构,合理控制大城市规模,不能盲目‘摊大饼’。要推动城市组团式发展,形成多中心、多层级、多节点的网络型城市群结构。城市之间既要加强互联互通,也要有必要的生态和安全屏障。中西部有条件的省区,要有意识地培育多个中心城市,避免‘一市独大’的弊端。”^①省域副中心建设是缓解中

* 感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。张晓龙电子邮箱:morningz1987@163.com。

① 习近平:《国家中长期经济社会发展战略若干重大问题》,《求是》2020年第21期。

心城市过度集聚压力、推动区域经济协调发展的重要战略。

从历史沿革看,省域副中心最先由秦尊文(2002)提出,他根据湖北省东西部经济发展的非均衡性,提出在鄂西确立省域副中心作为省会武汉市的“二传手”,并在后续相关研究中继续深化省域副中心概念与职能(秦尊文、车定祥,2002)。省域副中心是指在省级行政区内,除省会城市外具有相对独立的经济、文化、交通等功能,并在区域发展中承担次级核心节点功能的城市,其价值在于通过优化资源配置以及加强城市间功能互补来提高整体经济活力。2003年8月,国务院批准了中国首个关于建设省域副中心的文件《湖北省城镇体系规划(2023—2020)》,明确将宜昌和襄阳定位为湖北省省域副中心城市。此后,该模式在全国范围内被广泛借鉴。截至2024年,全国共有18个省级行政区通过发布专项政策文件或在重要会议中明确提出建设省域副中心,共确立36个省域副中心,涉及41个城市。

从形成条件看,省域副中心的形成依托其具备经济首位度、交通区位和人口规模等多方面的综合优势,同时与省会城市保持一定的地理距离。经济首位度方面,候选城市确立前期依托支柱产业在省内经济发展格局中占据重要地位,如长治、遵义分别依靠煤炭产业与酿酒产业,常年贡献全省10%~20%的GDP,曲靖、襄阳和芜湖等城市常年稳居省内城市GDP排名第二。交通区位方面,候选城市通常位于重要的交通枢纽节点,借助发达的交通网络提升区域联动性,如宜昌、南充、九江等城市境内河网密集且与多个城市相邻,展现出优越的区位条件。候选城市与省会城市存在一定的地理距离是避免两者功能重叠与资源竞争的前提条件,该距离一般为100~800公里,如九江与南昌为122公里,洛阳与郑州为145公里,嘉峪关与兰州为725公里。人口规模方面,候选城市庞大的人口规模能够为区域经济发展提供劳动力与市场支撑,典型的如绵阳、南充和曲靖,常住人口规模集中在500万人左右,而南阳更是接近1000万人。然而,部分副中心城市的人口规模相对较小,但通过组团发展实现了区域协同效应,如酒泉与嘉峪关组团建设后常住人口约140万人。综合来看,副中心城市形成前期通常具备以下特点:经济与交通首位度介于10%和20%之间,或居省内第二位;^①与省会城市之间的平均地理距离约为328.2公里^②;常住人口规模超400万人^③。

二、文献综述

现有关于省域副中心与区域经济协调发展的研究主要聚焦其功能特征以及在缩小区域经济差距中的作用。理论分析方面,一是省域副中心在省内扮演“副班长”角色,通过分担中心城市功能、强化特色优势产业,形成区域性增长极,填补省会城市辐射盲区(王俊、马海彦,2010;周勇,2021);二是省域副中心建设是一种区域经济发展的空间组织创新,体现了区域经济发展的新阶段特征,且这种创新型空间组织关系体现在中心与副中心的互动性、副中心的主观能动性以及副中心与周围地区的协同性上(王有为等,2023;周勇,2021)。实证分析方面,韩民春等(2011)分析了湖北省确立宜昌和襄阳为省域副中心前后的GDP比值变化,发现两市GDP增速虽有所提升,但并未显著超越甚至略低于同期全省平均水平。该研究进一步根据7个维度46项指标,结合因子分析法比较了宜昌、襄阳、洛阳等10个城市的经济表现。结果显示,洛阳在经济总量、投资、消费等多项指标上呈现远超宜昌、襄阳的快速增长态势。该研究将湖北省域副中心发展相对滞后的原因归结

① 以研究期内城市GDP与市内公路里程数分别占所在省份GDP与公路总里程数的比重计算。

② 对本文所涉及的副中心城市与省会城市地理距离取平均值,距离数据来源于高德地图。

③ 对研究期内副中心城市常住人口取平均值得出。

为缺乏实质性配套政策和有效协调机制支持,以及“省直管县”体制削弱了副中心城市的财政统筹与区域协调能力,而洛阳的快速发展则得益于对政策的有效执行与制度创新,这使其成为中部地区省域副中心建设的典范。

尽管已有不少研究对省域副中心的内涵、特征及其经济效应进行了梳理,并肯定其在推动区域经济协调发展中的重要作用,但仍存在若干空白和值得深入探讨的问题。首先,关于省域副中心建设这一旨在促进区域经济协调发展的战略,鲜有研究从因果识别视角对其实际效果进行系统检验。本文将各省份省域副中心建设视作一项外生政策冲击,采用渐进双重差分法(Difference-in-Differences, DID),基于2000—2022年25个省份286个城市的面板数据,共同验证政策对区域经济协调发展的因果效应,从而填补文献中对政策效果缺乏精确评估的空白。同时,通过工具变量法和动态双重差分法等方法,控制省际初始禀赋差异引发的潜在偏误,确保因果识别的稳健性。其次,现有研究区域经济协调发展的相关文献,多侧重于佐证中心城市经济辐射效应以及城市间溢出效应(曹清峰,2020;邓创、曹子雯,2023;刘强、李泽锦,2022),而较少探讨省域副中心建设推动区域经济协调发展的核心机制。本文聚焦省域副中心建设在推动区域经济协调发展中的根本城市职能,分析省域副中心建设是否优化了省内产业布局,再次激发省内经济发展活力,形成双核、多核增长极,进而带动周边城市的经济增长。最后,关于省内区域经济协调发展模式,即是否表现为省会城市“降速等待”、中小城市“提速追赶”,或是双向奔赴的协调发展模式,目前仍未被深入探讨。本文在实证分析中,通过构造不同城市经济增长率相对速度以及分样本检验方式,检验政策驱动区域经济协调发展的具体模式,以深化对省域副中心建设机制的理解,弥补现有文献对区域经济协调发展路径研究的不足,为政策优化提供实证依据和理论支持。

三、理论分析

省域副中心建设的核心在于通过优化区域产业布局,再造增长极,激发中小城市发展活力,从根本上缓解区域内部经济发展不平衡问题。该政策的理论基础可以追溯到区域经济发展理论和增长极理论的经典框架。区域经济发展理论指出,在经济发展初期,集聚是提高生产效率并带动经济快速增长的重要途径,但依赖这种模式发展的区域经济具有明显的双重属性。一是从集聚效应角度看,低运输成本、完善的基础设施与公共服务,以及更为庞大的市场使得省会城市成为要素流入和聚集的高地。与此同时,随着经济集聚程度的持续提高,其产生的拥挤效应会与集聚经济相互作用,并可能放大诸如地租上涨、环境污染加剧以及规模不经济引致的效率损失等负面影响(季书涵等,2016;Brinkman,2016;Li等,2021;Liu等,2018;Pflüger和Südekum,2008)。二是从辐射效应角度看,省会城市作为区域经济发展的核心,可以通过其经济活力和资源优势带动周边城市协同发展。然而,单极点驱动的经济辐射效应具有距离衰减特性,使得辐射范围存在边界性(赵奎等,2021)。尤其是在地理形态狭长或面积广大的地区,省会城市覆盖能力的局限性导致许多偏远城市难以嵌入以省会城市为核心的经济网络,进而导致远离核心的城市长期处于增长动力不足的状态,形成“中心溢出不足、边缘发展乏力”的格局,制约整体经济的协调发展。省域副中心建设的重点在于打破产业、人才、资金、技术聚集于省会城市的格局,在区域网络中增加一个重要的资源配置节点,有效引导要素资源向多个节点城市分散(陈宠等,2024),增强区域间的相互依赖性与互动性,从而促进区域经济协调发展。基于此,本文提出假设1。

假设1:省域副中心建设能够显著促进一省内区域经济协调发展。

省域副中心城市的发展首先依赖于其在区域产业分工体系中的功能定位,这种定位体现为承接省会城市及其他经济中心过密产业的转移,以及推动区域产业链的空间重组与效率提升。当省会城市因资源约束、要素成本上升及集聚负外部性逐渐显现而承载能力趋于饱和时,部分劳动密集型、资源消耗型或中低端制造业等产业会向具有区位优势和较低要素成本的副中心城市迁移,推动产业布局分散化,带动就业提升(王俊、黄先海,2011)。换言之,副中心城市在吸纳省会城市的过密产业时,其空间资源和劳动力市场条件能够为转移产业和新生企业提供新的产业发展空间和生存环境,降低初期发展成本,缓解省会城市产业过密导致的集聚负外部性,优化区域内产业布局,拉动就业,推动区域经济协调发展。正如张欢和吴方卫(2022)在区域产业转移背景下探讨就业机会时得出的,制造业发生区域产业转移后,中西部地区就业机会增加,收支剩余也一并提高。基于此,本文提出假设2。

假设2:省域副中心建设能够优化区域内产业布局,拉动就业,进而推动区域经济协调发展。

依赖省会城市作为区域经济发展核心的单极辐射模式容易导致区域发展极化,尤其是中小城市常常面临难以嵌入区域网络、资源被虹吸的“被动式”“孤岛式”发展困境。建设省域副中心城市这一区域重大战略的核心作用在于引导区域经济发展格局从传统的单极辐射模式向区域联动、轴带引领、多极支撑的新格局转变(孙久文等,2017)。副中心城市通过承接省会城市的过密产业,推动区域产业链向外延伸与分工优化,为中小城市融入区域经济网络创造契机(黎文静、袁伟彦,2024)。在此过程中,副中心城市以基础设施联通和升级为重要依托,强化了交通、物流和信息网络的协作效能。与此同时,副中心城市通过其集聚效应填补省会城市难以覆盖的辐射空白区,土地、资本、技术、人力等要素从静态分布转化为动态优化,盘活区域“要素池”,中小城市逐步摆脱“孤岛式”发展格局,嵌入以省会和副中心城市为核心的经济协作网络,成为区域分工体系中的重要节点,中小城市发展活力被显著激发。例如,陈旭等(2019)研究发现,区域内多中心城市网络能够提升全要素生产率。类似地,刘修岩等(2017)在省域尺度上也证实多中心空间结构能够促进本地经济效率提升。基于此,本文提出假设3。

假设3:省域副中心建设能够通过多极辐射盘活区域整体经济,重点激发中小城市发展活力,进而实现区域经济协调发展。

四、研究设计

(一)模型设定

基于政策起始时间的非同步性,本文参照刘倩等(2020)的研究,采用渐进双重差分模型探究省域副中心建设对区域经济协调发展的影响。具体模型如下:

$$CRED_{it} = \alpha + \beta \times SUB_{it} + \gamma \times Control_{it} + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标*i*表示省份,*t*表示年份。被解释变量 $CRED_{it}$ 为*i*省份在*t*年的区域经济协调发展水平。解释变量 SUB_{it} 为虚拟变量,若*i*省份自*t*年起开始建设省域副中心,则在*t*年及之后取值为1,否则取值为0。 $Control_{it}$ 表示一系列控制变量, λ_i 、 δ_t 分别表示个体固定效应与年份固定效应,用于吸收控制模型中不随个体、年份而变化的因素。 ε_{it} 表示随机扰动项。

(二)数据来源与变量说明

1.数据来源

本文所用数据时间跨度为2000—2022年,主要来源于《中国统计年鉴》、《中国城市统计年

鉴》、《中国科技统计年鉴》和各省份统计年鉴。夜间灯光数据来源于DMSP/OLS系统,该系统自1992年起持续运行,通过其OLS传感器捕获全球范围内的夜间灯光信息。DMSP/OLS数据受环境变化、光污染及卫星传感器特性等因素影响,存在固有偏差与噪声。为提高数据质量,本文采用不变目标区域校正方法,通过选定稳定目标区域对数据进行系统性调整,消除跨年间和跨卫星数据偏差。空间距离数据基于各城市的经纬度信息,采用大圆距离公式计算所得。同时,为减少极端值对研究结果的影响,本文对所有连续型变量在1%的水平下进行缩尾处理。

2. 变量说明

被解释变量。本文采用各省份城市夜间灯光数据总值标准差表示区域经济协调发展水平,该指标可以直观地反映省内整体经济协调性,是省内所有城市的聚合效应。DMSP/OLS夜间灯光数据能够反映一个地区的电力消耗、经济活动密度、基础设施建设以及城市化程度等信息,已被广泛应用于经济学与地理学研究中(Henderson等,2012;徐康宁等,2015;方锦程等,2023)。夜间灯光强度与经济活动之间的强相关性能够为统计数据缺失或不完整的地区提供有效补充。

解释变量。本文将各省份在会议或政策文件中明确指出要建设省域副中心视作一项政策冲击,并据此构建虚拟变量。考虑到政策效应的滞后性,本文将2021年和2022年开始建设省域副中心的地区作为控制组,以确保政策效应在充分暴露后进行动态分析。参照田艳平和秦尊文(2022)的研究,从中筛选出适合本文的9个省份作为处理组,若政策颁布时间晚于当年11月,则将其获批时间自动调整为次年。省域副中心建设政策获批年份与出处见表1。

表 1 省域副中心建设政策获批年份与出处

省份	政策获批年份	城市	政策出处
湖北	2003	宜昌、襄阳	《湖北省城镇体系规划(2003—2020)》
江西	2005	九江、赣州	江西省建设厅提出“一主两副”发展战略
广西	2007	柳州、桂林	《广西壮族自治区“十一五”城镇化发展规划》
河南	2008	洛阳	《河南省城镇体系规划(2006—2020)》
甘肃	2012	酒泉-嘉峪关	《酒嘉一体化城市总体规划纲要(2011—2030)》
广东	2012	汕头	《广东省城镇体系规划(2012—2020年)》
甘肃	2014	天水、平凉-庆阳	《甘肃省城镇体系规划(2013—2030年)》
宁夏	2015	固原、中卫	《自治区人民政府关于印发宁夏空间发展战略规划的通知》
江西	2016	上饶	《环鄱阳湖生态城市群规划(2015—2030)》
广东	2018	湛江	《广东省沿海经济带综合发展规划(2017—2030年)》
湖南	2020	岳阳、衡阳	《中共湖南省委关于制定湖南省国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》
陕西	2020	宝鸡	中共陕西省委十三届八次全会

控制变量。为更好地甄别省域副中心建设对区域经济协调发展的政策效应,本文参照相关文献(邵帅、杨莉莉,2010;徐长生等,2016;于斌斌,2015;张学良,2012),选取政府干预程度、社会消费水平、税负水平、对外开放度、交通基础设施、产业结构以及投资强度作为控制变量。

变量定义与说明见表2。

表 2		变量定义与说明	
变量类别	变量名称	变量符号	赋值说明
被解释变量	区域经济协调发展	<i>CRED</i>	城市夜间灯光总值标准差
解释变量	政策实施	<i>SUB</i>	建设省域副中心=1,未建设省域副中心=0
控制变量	政府干预程度	<i>GOV</i>	公共财政支出/GDP
	社会消费水平	<i>SCL</i>	社会消费品零售总额/GDP
	税负水平	<i>TAX</i>	税收收入/GDP
	对外开放度	<i>OPEN</i>	(货物进出口总额×美元兑人民币汇率)/GDP
	交通基础设施	<i>TRS</i>	公路里程数取对数
	产业结构	<i>IND</i>	第三产业增加值/第二产业增加值
	投资强度	<i>ARI</i>	固定资产投资额/GDP

3. 描述性统计

表 3 报告了本文所用主要变量的描述性统计结果。区域经济协调发展的标准差为 1.982,且最大值为 11.754,显示出各地区经济协调发展水平存在较大差异。在控制变量组群中,政府干预程度、对外开放度、交通基础设施以及投资强度也存在较为明显的区域差异,其最大值、最小值以及标准差的分散性较明显。

表 3		主要变量的描述性统计			
变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>CRED</i>	575	3.061	1.982	0.166	11.754
<i>SUB</i>	575	0.188	0.391	0.000	1.000
<i>TRS</i>	575	11.608	0.702	9.480	12.710
<i>SCL</i>	575	0.374	0.048	0.260	0.500
<i>TAX</i>	575	0.072	0.018	0.040	0.130
<i>OPEN</i>	575	0.223	0.243	0.030	1.350
<i>IND</i>	575	0.353	0.097	0.070	0.550
<i>GOV</i>	575	0.239	0.187	0.080	1.260
<i>ARI</i>	575	0.692	0.278	0.272	1.361

五、实证分析

(一) 基准回归结果

表 4 报告了基于省级数据,采用渐进双重差分法估计省域副中心建设对区域经济协调发展的影响。本文采用逐步加入控制变量的方法,力求基准回归结果稳健。表 4 第(1)列仅加入核心解释变量,核心解释变量的系数为-0.487 且在 10% 的水平下显著,第(2)列至第(8)列逐步加入政府干预程度、社会消费水平、税负水平、对外开放度、交通基础设施、产业结构以及投资强度,核心解释变量的系数在-0.531 和-0.507 之间波动,最终为-0.516 且在 5% 的水平下显著。上述结果表明,平

均意义上,建设省域副中心后,区域经济协调发展水平增强 16.9%^①,证明省域副中心建设能够显著促进省内区域经济协调发展。假设 1 得证。

表 4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>SUB</i>	-0.487* (0.27)	-0.515* (0.25)	-0.531** (0.24)	-0.518** (0.24)	-0.507** (0.23)	-0.507** (0.23)	-0.510** (0.23)	-0.516** (0.22)
<i>GOV</i>		-4.832*** (1.22)	-4.669*** (1.20)	-5.156*** (1.53)	-5.362*** (1.58)	-5.362*** (1.57)	-5.357*** (1.57)	-5.421** (1.65)
<i>SCL</i>			-1.689 (2.21)	-1.528 (2.08)	-1.898 (2.09)	-1.890 (2.14)	-1.842 (2.08)	-2.118 (2.12)
<i>TAX</i>				6.122 (9.03)	6.355 (9.13)	6.370 (9.12)	6.331 (9.26)	6.139 (9.45)
<i>OPEN</i>					0.993 (0.92)	0.987 (0.94)	0.981 (0.94)	0.834 (0.97)
<i>TRS</i>						0.012 (0.41)	0.006 (0.41)	-0.014 (0.41)
<i>IND</i>							0.138 (1.60)	0.091 (1.60)
<i>ARI</i>								0.338 (0.40)
常数项	3.153*** (0.05)	4.314*** (0.29)	4.909*** (0.88)	4.523*** (0.89)	4.470*** (0.90)	4.332 (4.80)	4.330 (4.80)	4.515 (4.76)
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	575	575	575	575	575	575	575	575
R ²	0.887	0.900	0.901	0.901	0.903	0.903	0.903	0.903

注:***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著,括号内为稳健标准误。下同。

进一步观察控制变量,发现政府干预程度对区域经济协调发展具有显著的促进作用。这表明政府作为资源的重要支配者,可以通过财政支出等方式对资源空间配置进行再平衡,缓解市场在区域经济协调发展中逐利性导致的资源过度集中现象,还可以通过加大教育、医疗等公共服务供给,提高欠发达地区的人力资本质量,改善居民生活条件,为区域均衡发展奠定制度基础。

(二)平行趋势检验

渐进双重差分模型能够有效识别政策效应,重要前提是平行趋势假设。该假设要求,在没有建设省域副中心的前提下,处理组与控制组在经济协调性上的变化趋势应一致。需要强调的是,在进行平行趋势检验时,必须处理可能存在的两个问题:一是处理组与控制组经济特征上存在的原始差异可能会稀释政策效应的真实性;二是政策效应的非瞬时性,即政策实施需要克服法律、经济、行政体制等因素,是政策效应资源重新配置以及基础设施升级等多种途径逐渐显现的长期的、复杂的过程(杨继瑞, 2024)。因此,本文借鉴 Rambachan 和 Roth(2023)、Alder 等(2016)的做

① 计算方式为核心解释变量系数的绝对值除以被解释变量的均值。

法,采用事件分析法进行平行趋势检验。具体将样本研究期(-6,12)内的年份虚拟变量与处理组进行交互,并以-1期为基期进行平行趋势检验,力求更真实地反映政策效应的动态变化。模型设定如下:

$$CRED_{it} = \alpha + \sum_{k=-m}^n \beta \times D_k \times Treatment_i + \gamma \times Control_{it} + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

其中, D_k 为政策实施年份虚拟变量, $Treatment$ 为处理组。平行趋势检验结果见图1。可以看出,当 $k \leq -1$ 时,系数 β 在0值附近波动且不具备统计意义上的显著性,表明在政策实施之前,有副中心省份与无副中心省份的经济协调性并没有显著的事前差异。而当 $k > -1$ 时,系数 β 持续为负且绝对值持续增大,尤其是在 $k \geq 5$ 时,系数 β 具备统计意义上的显著性,满足平行趋势基本假定。

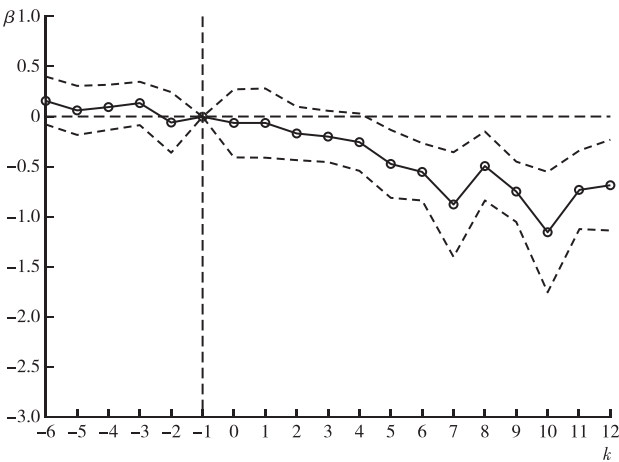


图1 平行趋势检验

(三)稳健性检验

为全面评估基准结果的稳健性,本文运用多维度检验策略进行稳健性检验。具体通过更换被解释变量、引入连续DID模型、排除政策混淆、剔除样本、Goodman-Bacon分解以及安慰剂检验进行稳健性检验。

1. 更换被解释变量

本部分将被解释变量更换为泰尔指数和增长率趋同水平^①,以验证省域副中心建设对区域经济协调发展的稳健性。泰尔指数用以定量描述经济活动在不同区域间的分布差异(彭定贇、王磊,2013;吴万宗等,2018),指数越低,表明区域间经济发展越均衡。此外,区域经济协调发展还表现为动态发展过程中经济增长呈现收敛性,这是实现长期动态均衡的必要条件(覃成林等,2011)。更换被解释变量的稳健性检验结果见表5第(1)列和第(2)列,在以泰尔指数为被解释变量的回归中,核心解释变量SUB的系数为-1.705;在以增长率趋同水平为被解释变量的回归中,核心解释变量SUB的系数为-0.030。两者均在10%的水平下显著,表明无论选择何种替代经济差距的衡量方法,本文研究的省域副中心建设对促进区域经济协调发展的作用均保持稳健。

① 增长率趋同水平根据各省份下属城市夜间灯光数据增长率标准差计算所得。

表 5 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	更换被解释变量	更换被解释变量	引入连续 DID 模型	排除政策混淆	剔除样本
<i>SUB</i>	-1.705* (0.88)	-0.030* (0.02)	-0.444** (0.17)	-0.605** (0.25)	-0.432* (0.25)
其他政策				0.315 (0.23)	
<i>Control</i>	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
样本量	575	575	575	575	483
R^2	0.872	0.639	0.904	0.905	0.901

2. 引入连续 DID 模型

从事实特征看,中国幅员辽阔,不同省份的自然地理特征、行政区划形态和经济发展状况具有显著差异。例如,在甘肃、新疆等地域空间高度离散的省份中,单一中心经济辐射能力和行政管理效率受到地理空间的天然制约。针对这些区域,建设多个省域副中心能够有效缩短“经济距离”和“行政距离”。正因如此,部分省份在样本研究期内提出建设多个省域副中心,旨在进一步强化原有政策。本文通过引入连续 DID 模型,旨在分析政策强化后,其与区域经济协调发展之间的经济效应是否仍然稳健。表 5 第(3)列为引入连续 DID 模型后的回归结果,核心解释变量 *SUB* 的系数为 -0.444,且在 5% 的水平下显著,表明随着副中心城市数量的增加,省域副中心建设促进区域经济协调发展的经济效应仍然稳健。

3. 排除政策混淆

在样本研究期内,存在诸多与本文解释变量类似,旨在平衡区域经济发展的政策,这些政策可能会混淆本文的研究结果。为确保估计结果准确和排除其他政策干扰,本文手动收集了皖江城市带承接产业转移示范区、长株潭经济一体化以及《成渝地区双城经济圈建设规划纲要》等样本研究期内各省份出台的与省域副中心建设类似的政策^①进行政策混淆检验。政策混淆检验结果见表 5 第(4)列,在加入可能混淆本研究的相关政策后,核心解释变量 *SUB* 的系数调整为 -0.605,并在 5% 的水平下保持显著,表明省域副中心建设促进区域经济协调发展的作用依然稳健。

4. 剔除样本

为了确保研究结论的解释力和稳健性,本文将西藏、内蒙古、山东以及浙江从样本中剔除,主要基于以下原因。一是长期以来,西藏和内蒙古更多依赖“输血式”经济支持。西藏和内蒙古的人均财政转移支付长期居全国前列,其经济增长模式更多依赖中央直接“输血”,而非依托省域副中心建设驱动区域内资源优化以实现协调发展。西藏和内蒙古因地理位置特殊,自然分割基础导致其整合产业链以及优化区域资源的机会成本较高,这与本文的理论机制存在偏差,可能削弱研究结论的稳健性。二是山东和浙江等省份存在非省会城市比省会城市在经济上更强的情况,可能会对本文研究结果造成干扰。表 5 第(5)列为剔除上述样本后的回归结果,核心解释变量 *SUB* 的系数为 -0.432,且在 10% 的水平下显著。尽管特殊样本的剔除减少了样本量,但政策效应的显著性仍然得以保持。

^① 限于篇幅,各省份出台的与省域副中心建设类似的,旨在推动区域经济协调发展的相关政策未展示,留存备案。

5. Goodman-Bacon 分解

在采用渐进双重差分模型评估省域副中心建设对区域经济协调发展的影响时,不同省份的政策实施时间异质性可能导致估计偏误,主要体现在以下三个方面。第一,政策实施时间的非同步性。不同省份政策实施时间的先后可能导致早处理组在晚处理组尚未受到政策冲击时就已出现经济变化。由于跨期组间经济状况受未观测因素的影响较大,这种非同步性使得估计难以准确区分政策效应与时间趋势干扰。第二,未处理组与处理组轨迹的异质性。未处理组与处理组之间可能存在经济发展水平、资源禀赋和产业结构系统性差异,进而掩盖政策真实效应,使组间比较更多反映结构性差异而非政策的直接影响。第三,组内时间趋势的动态扰动。处理组内部在政策实施前后的经济变化可能受到宏观经济波动、地方改革或其他区域性政策的影响,增加了组内比较的复杂性,使结果偏离政策的实际作用。

本文引用 Goodman-Bacon 分解方法 (Goodman-Bacon, 2021),旨在通过将渐进双重差分法总效应分解为多个两两比较的贡献部分,量化各部分的权重与效应,从而清晰识别政策效果的主要来源及潜在偏误因素。结果表明,未处理组与时变处理组是总效应的主要贡献来源,其权重高达 76.36%,核心解释变量 SUB 的系数为 -0.352,表明省域副中心建设是推动区域经济协调发展的有效政策。相比之下,早处理组与晚处理组的权重为 20.09%,核心解释变量 SUB 的系数为 -0.207,表明早处理组因政策的先发优势,在区域经济协调发展上略优于晚处理组。组内比较权重最低,仅为 3.55%,核心解释变量 SUB 的系数为 -0.978。由此证实了省域副中心建设在促进区域经济协调发展中的显著作用。^①

6. 安慰剂检验

为确保研究结果能够真正反映实施区域副中心建设政策对区域经济协调发展的影响,而非随机因素使然,本文在政策处理变量的基础上,采用虚拟处理组的方法,通过 500 次随机抽样回归,检验在未实际实施政策干预的情况下,是否仍然能得到显著的政策效应。具体地,每次回归随机生成虚拟处理组,利用虚拟处理组替代实际的政策变量,并重复执行回归模型。图 2 为通过 500 次随机抽样生成虚拟处理组后的安慰剂检验结果。可以看出,在没有实际实施政策干预的情况下,大多数回归的估计系数 β 围绕零值呈正态分布,且对应的 p 值大多大于 0.1。上述结果说明省域副中心建设对区域经济协调发展的显著正向影响并非由随机因素驱动,而是源于政策本身的实施效果。安慰剂检验结果进一步增强了研究结果的稳健性。

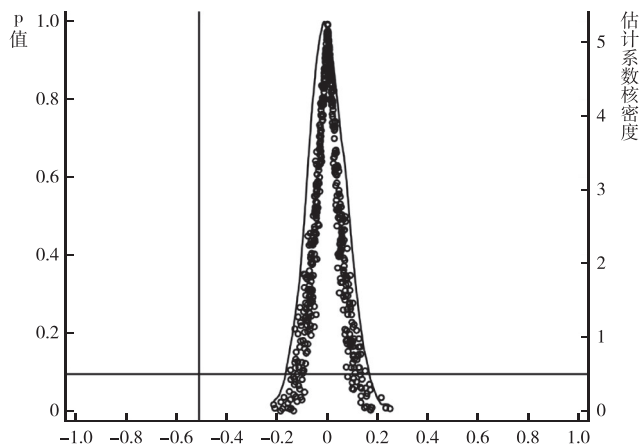


图2 安慰剂检验结果

^① 限于篇幅,引用 Goodman-Bacon 分解方法的回归结果未展示,留存备案。

(四)内生性检验

本文的内生性主要源于遗漏变量以及政策实施的非随机性。具体来说,省域经济发展均衡程度会反向影响政策流向,一省建设省域副中心可能是出于缓解中心城市过度集聚、缓解中心城市病、弥补中心城市辐射不足以及推动区域经济协调发展等多方面的考量。但这违背因果推断中的准自然假设,政策实施可能并非完全外生,而是受到区域经济内在差异的影响,逆向因果关系增加了政策效应识别的复杂性。对此,本文借鉴王雨飞等(2021)的研究思路,选择同一省内其他城市与省会城市的平均距离作为工具变量(*IV*),结合两阶段最小二乘法(2SLS)进行内生性检验。从相关性角度看,其他城市与省会城市的平均距离反映了省内地理空间格局和区域经济连接性。距离较远的省份往往面临区域经济发展不均衡问题,省会城市的经济辐射能力往往有限,难以覆盖整个区域,从而增加了建设省域副中心以填补省会城市辐射盲区的必要性。从外生性角度看,地理距离的外生性来源于其固有的地理特征,它既不受政策调整的影响,也不直接反映城市的经济活动变化,确保了其满足工具变量选择的外生性。面板固定效应模型会将非时变特征吸收,本文借鉴刘勇政和李岩(2017)的研究,将地理距离与政策实施年份哑变量的交互项作为工具变量来解决该问题。

通过2SLS方法修正内生性问题后,政策效应的估计结果得到进一步验证。如表6所示,在第二阶段回归中,核心解释变量*SUB*的系数为-0.630,且在1%的水平下显著,表明即便在考虑内生性问题后,省域副中心建设依然对区域经济协调发展产生了显著的促进作用。此外,Cragg-Donald Wald F统计量和Kleibergen-Paap rk LM统计量远大于经验法则(Staiger和Stock,1997),表明工具变量选择合理,能够有效解决内生性问题。

表6 内生性检验结果

变量	(1)	(2)
	<i>SUB</i>	<i>CRED</i>
<i>IV</i>	0.048*** (0.00)	
<i>SUB</i>		-0.630*** (0.09)
<i>Control</i>	是	是
个体固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
Cragg-Donald Wald F统计量	1310.791	
Kleibergen-Paap rk LM统计量	138.032***	
样本量	575	575

六、传导机制与异质性分析

(一)传导机制分析

理论上,省域副中心建设能够通过优化区域产业布局、拉动就业以及增长极辐射带动机制来实现区域经济发展。本文参照张公崑和梁琦(2010)的研究,采用总就业人数和以第二产业就业人数计算的赫芬达尔-赫希曼指数^①表征产业布局优化机制。总就业人数能够全面反映省域副中心

^① 赫芬达尔-赫希曼指数用于衡量一省内各城市产业分布的均衡程度,通过各城市第二产业就业占比平方和计算而得。数值越接近1,表示产业分布越集中;数值越接近0,表示产业分布越均衡。

建设对各产业综合就业的带动效应,特别是其对劳动力资源流动和优化配置的整体影响;而以第二产业就业人数计算的赫芬达尔-赫希曼指数能够进一步聚焦外溢产业的集中与分散程度,揭示省域副中心建设在产业布局调整中的具体作用。相比以绝对产业份额计算的赫芬达尔-赫希曼指数,后者能更敏感地捕捉产业集聚或分散的变化趋势,避免绝对份额方法掩盖区域间产业分布差异的缺陷。同时,作为传统劳动密集型产业的代表,第二产业就业人数更适合用于衡量副中心承接省会城市产业外溢的效果。采用人均 GDP 增长率表征增长极辐射带动机制,省域副中心能联合省会城市推动省内城市形成多层级的经济网络,促进网络内各节点城市获得分工增长效应,人均 GDP 增长率能够综合反映区域经济增长的质量与速度,克服总量指标对区域发展基数的依赖,更能体现省域副中心对周边区域经济的辐射带动效果。

表 7 全面揭示了基于城市数据的机制检验结果。第(1)列的结果显示,以第二产业就业人数计算的赫芬达尔-赫希曼指数作为机制变量时,核心解释变量 *SUB* 的系数为-0.014,且在 1% 的水平下显著,说明省域副中心建设能够有效降低产业集中度,推动产业在省域范围内合理分布。第(2)列的结果显示,省域副中心建设能够显著带动就业增长,核心解释变量 *SUB* 的系数为 89.668,且在 1% 的水平下显著,表明省域副中心建设能够优化区域产业布局,扩大就业规模。第(3)列的结果聚焦增长极辐射带动机制,以人均 GDP 增长率作为机制变量时,核心解释变量 *SUB* 的系数为 3.491,且在 10% 的水平下显著。此结果表明,省域副中心建设能够提升区域经济增长速度,显著带动一省整体经济提速发展,证实其作为次级增长极的辐射效应。假设 2 得证。

变量	产业布局优化机制		增长极辐射带动机制		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>SUB</i>	-0.014*** (0.00)	89.668*** (32.02)	3.491* (1.88)	3.777* (1.99)	4.194* (2.15)
<i>Control</i>	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
样本量	6578	6578	6292	5742	5302
R ²	0.888	0.856	0.051	0.052	0.052

进一步地,为分析省域副中心建设对省内不同城市经济提速的差异性,本文逐步剔除省会城市及省会与副中心城市后,结果呈现显著增强的趋势。第(4)列在剔除省会城市后,核心解释变量 *SUB* 的系数由 3.491 增至 3.777,表明在不考虑省会城市的情况下,省域副中心建设对其他城市的经济带动效应更为显著。第(5)列进一步剔除省会和副中心城市后,核心解释变量 *SUB* 的系数进一步增至 4.194,同样在 10% 的水平下显著。这表明,省域副中心建设的经济提速效应对省内非核心城市的带动作用最为突出,尤其是在省会与副中心城市之外的中小城市,其提速效应更为显著,验证了政策在区域内部资源重构与经济均衡发展中的关键作用。假设 3 得证。

(二)异质性分析

为探讨省域副中心建设在不同区域特征下的差异性影响,本文从城市数量以及省内其他城市与省会城市的平均距离两个维度展开异质性分析。^①选择逻辑在于,城市数量反映了城市之间市

① 各省份城市数量以 2024 年数据为准,采用中位数分组方式。

场分割与地方政府竞争程度。城市数量较多往往意味着多个地方政府为争夺有限的资源与发展机会展开激烈竞争,在一定程度上造成区域内市场碎片化,并导致资源配置低效,限制区域经济协调发展;省内其他城市与省会城市的平均距离则反映区域内各城市受省会城市经济辐射的经济成本。因此,从这两个维度进行分析,有助于揭示不同区域特征对省域副中心政策效果的异质性。由于分组回归结果的置信区间可能存在重叠,直接比较系数会导致结论失真。为此,本文首先通过费舍尔组合检验(Fisher's Permutation Test)对组间系数差异的显著性进行评估,其次采用三重差分法(DDD)进行检验补充。表8为基于省级数据的异质性回归结果。

表8 异质性分析结果

变量	(1) 城市数量 较多组	(2) 城市数量 较少组	(3) 平均距离 较远组	(4) 平均距离 较近组	(5) 城市数量	(6) 平均距离
<i>SUB</i>	-0.517** (0.18)	-0.113 (0.46)	-0.477* (0.25)	-0.409* (0.22)		
<i>SUB</i> × <i>Cnb</i>					-0.676*** (0.19)	
<i>SUB</i> × <i>Adt</i>						-0.664*** (0.22)
<i>Control</i>	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
费舍尔组合检验	0.404***		0.068			
样本量	299	276	299	276	575	575
<i>R</i> ²	0.940	0.894	0.927	0.918	0.904	0.902

注:异质性检验组间差异分析采用费舍尔组合检验(重复抽样2000次)所得。

从城市数量异质性看,城市数量较多组中核心解释变量 *SUB* 的回归系数为-0.517,且在5%的水平下显著;城市数量较少组中核心解释变量 *SUB* 的系数为-0.113,不具有统计显著性。表8第(5)列为采用三重差分法进行城市数量异质性检验的回归结果,其中 *Cnb* 表示城市数量中位数分组^①结果,核心解释变量与城市数量虚拟变量交互项 *SUB* × *Cnb* 的系数为-0.676,且在1%的水平下显著。上述结果说明,在城市数量更多的省份,省域副中心建设促进区域经济协调发展的作用更强。费舍尔组合检验结果为0.404,且在1%的水平下显著,表明城市数量在一定程度上影响了政策实施效果的强度。从市场分割与地方政府竞争程度看,多个城市的激烈竞争常常导致资源过度集中于少数城市,形成发展不均的局面,而在城市数量较多的省份建设省域副中心有助于打破地方政府过度竞争和市场碎片化现象,引导资源合理分配,缓解市场割裂,推动区域经济协调发展。上述结果也进一步说明省域副中心建设在多城市体系中的重要性。

从平均距离异质性看,在平均距离较远组与平均距离较近组中,核心解释变量 *SUB* 的系数分别为-0.477和-0.409,两者均在10%的水平下显著,费舍尔组合检验结果为0.068。表8第(6)列为采用三重差分法进行距离异质性检验的回归结果,其中 *Adt* 表示省内其他城市与省会城市的平均距离。核心解释变量与平均距离虚拟变量交互项 *SUB* × *Adt* 的系数为-0.664,且在1%的水平下显著,说明相较于

① 高于中位数赋值为1,否则赋值为0。

省内平均距离较近的省份,在省内平均距离较远的省份建设省域副中心,对促进区域经济协调发展的效应更强。从经济辐射存在空间距离衰减特性角度看,随着平均距离的增加,省会城市对周边地区的辐射效应逐渐减弱,区域内发展差距可能更加明显。因此,平均距离相对较远的省份建设省域副中心,对推动区域经济协调发展的依赖性更强。

七、进一步分析

前文研究得出省域副中心建设能够促进该省内城市经济增长提速,且该强度在逐步剔除省会城市、省会与副中心城市后分别提升8.19%和20.14%^①。但这个结果似乎并不稳健,原因在于逐步删减样本会改变原有样本构成,尤其是剔除省会和副中心城市后,模型主要依赖中小城市数据来估计政策效应,系数提高可能更多反映样本分布的调整,而非政策效应的真实变化。同时,剔除样本前后系数及其显著性差异微弱,存在统计上的不确定性。若想得出建设省域副中心后,区域经济协调发展是省会城市“降速等待”还是中小城市“提速追赶”,抑或是“双向奔赴”,需进一步展开分析。

针对上述问题,本文设计了两种分析方法。一是通过将省会与副中心城市分为一组,其他中小城市分为另一组,利用人均GDP增长率进行组间差异分析,并通过费舍尔组合检验评估政策效应是否显著;二是构造中小城市人均GDP增长率与省会城市人均GDP增长率相对速度指标,直观衡量中小城市在政策实施后的追赶程度。表9回归结果清晰地揭示了省域副中心建设对中小城市以及省会与副中心城市经济增长的影响。从分组结果看,中小城市组中核心解释变量SUB的系数为4.194,且在10%的水平下显著,表明政策实施后,中小城市的经济增长显著提速。相比较而言,省会与副中心城市组中核心解释变量SUB的系数为-0.350,未通过显著性检验。费舍尔组合检验系数为4.544,且在1%的水平下显著,进一步证实政策实施对中小城市的经济增长能产生更大推力。从增长率相对速度看,核心解释变量SUB的系数为6.348,且在1%的水平下显著,表明政策实施显著提升了中小城市相对于省会城市的增长速度,反映出中小城市在政策实施后实现了显著的“提速追赶”,不仅增长速度加快,还在相对表现上逐步缩小与省会城市的差距,且这种实现区域经济协调发展的模式并未以牺牲核心城市发展为代价。

表9 进一步分析结果

变量	中小城市组	省会与副中心城市组	增长率相对速度
<i>SUB</i>	4.194* (2.15)	-0.350 (1.27)	6.348*** (2.30)
<i>Control</i>	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
费舍尔组合检验	4.544***		
样本量	5302	990	6284
R ²	0.052	0.329	0.063

注:组间差异分析采用费舍尔组合检验(重复抽样2000次)所得。

① 计算公式分别为:[(剔除省会城市样本后回归系数/原始样本回归系数)-1]×100%、[(剔除省会与副中心城市样本后回归系数/原始样本回归系数)-1]×100%。

省域副中心建设对促进中小城市经济增长的作用更强。该结果可由“追赶效应”理论阐释。“追赶效应”理论指出,在其他条件相同的情况下,如果一国开始时较穷,其经济要迅速增长是容易的。将该概念契合于中小城市增长更明显的结果当中,可以认为省域副中心建设实质上缩小了中小城市与省会城市、副中心城市的初始差异和发展势差,削弱了“马太效应”引致的累积劣势,使中小城市从被动接受涓滴转向主动寻求发展,进而实现区域经济协调发展。

八、结论与建议

区域经济协调发展是实现共同富裕的内在要求,也是推进中国式现代化的重要内容。为实现这一目标,中国不少省份纷纷定位“省域副中心城市”,以期其在辐射周边城市、带动区域经济协调发展中发挥次级增长极的关键作用。系统评估省域副中心建设的效果,不仅能够科学验证其在优化区域经济格局中的实际成效,还为完善区域发展战略提供了重要的实证依据。本文基于2000—2022年25个省份286个城市的面板数据,采用渐进双重差分模型评估省域副中心建设对区域经济协调发展的影响。研究表明,省域副中心建设能够促进区域经济协调发展。该结论在经过诸多稳健性检验和考虑内生性问题后依然成立。机制分析表明,建设省域副中心能够优化省内产业布局,促进就业增长,并通过多极辐射效应激发区域经济活力,特别是激发中小城市发展活力,进而实现区域经济协调发展。而且,在城市数量相对较多、省内其他城市与省会城市平均距离相对较远的省份建设省域副中心,对区域经济协调发展的促进效应更强。

基于上述研究结论,本文提出如下建议。一是科学规划布局,精准定位功能。各省份应立足自身资源禀赋、区位优势和社会经济发展实际,科学规划省域副中心城市数量及功能定位。在具体规划中,应秉承推动区域协调发展的原则,合理布局城市功能,避免资源浪费和同质化恶性竞争。在资源禀赋较好的区域,可围绕支柱产业强化副中心城市的专业化发展,推动产业升级与外溢。在区位条件优越的城市,应利用交通枢纽和物流节点优势,增强区域辐射能力。在中小城市较多、省内城市因地理距离而难以受到省会城市辐射的省份,应适当建设多个副中心城市,以带动周边中小城市融入区域经济网络,形成多层次的区域协作格局。二是优化基础设施,强化交通支撑。区域互联互通是核心增长极与次级增长极发挥经济辐射效应的前提。因此,各省份应加大对交通、能源、通信网络等基础设施的投入力度,重点完善副中心城市与省会城市间的高铁和公路网络,加快推进5G通信网络和数据中心建设,优化与省会城市及周边城市的联通网络,降低物流、人流和资金流成本。三是强化增长极效应,优化区域分工。副中心城市应充分发挥次级增长极的主观能动性,主动承接省会城市的产业转移,促进拥挤产业外溢,通过政策引导形成产业链上下游协作体系,以此带动中小城市嵌入区域经济发展网络,推动省内产业布局优化,促进区域经济协调发展。四是完善政策体系,增强发展动能。各省份应加快建立支持副中心城市发展的配套政策体系,增强其综合发展能力。应设立专项基金支持重点项目建设,鼓励金融机构加大对副中心城市基础设施和产业发展的信贷支持力度。同时,各省份应通过简化行政审批流程、优化营商环境,吸引优质企业和高端人才入驻,确保副中心城市在资源配置、政策支持和市场准入方面得到综合保障,为实现全省经济高质量协调发展提供强劲动能。

参考文献:

1. 曹清峰:《国家级新区对区域经济增长的带动效应——基于70大中城市的经验证据》,《中国工业经济》2020年第7期。

2. 陈宪、郭明君、何理:《互联网基础设施集聚对区域经济发展的影响及机制研究》,《中国软科学》2024年第8期。
3. 陈旭、邱斌、刘修岩、李松林:《多中心结构与全球价值链地位攀升:来自中国企业的证据》,《世界经济》2019年第8期。
4. 邓创、曹子雯:《我国经济高质量发展的区域联动效应及其转化机制研究》,《统计研究》2023年第4期。
5. 方锦程、刘颖、高昊宇、董纪昌、吕本富:《公共数据开放能否促进区域协调发展?——来自政府数据平台上线的准自然实验》,《管理世界》2023年第9期。
6. 韩民春、曹玉平、白小平:《湖北省省域副中心城市发展研究》,《湖北大学学报(哲学社会科学版)》2011年第1期。
7. 季书涵、朱英明、张鑫:《产业集聚对资源错配的改善效果研究》,《中国工业经济》2016年第6期。
8. 黎文静、袁伟彦:《产业转移视角下中国城市分工的空间关系》,《地理学报》2024年第10期。
9. 刘倩、朱书尚、吴非:《城市群政策能否促进区域金融协调发展?——基于方言视角下的实证检验》,《金融研究》2020年第3期。
10. 刘强、李泽锦:《产业结构升级与区域经济协调发展——来自省域与城市群的经验证据》,《经济学家》2022年第8期。
11. 刘修岩、李松林、秦蒙:《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》2017年第1期。
12. 刘勇政、李岩:《中国的高速铁路建设与城市经济增长》,《金融研究》2017年第11期。
13. 彭定骧、王磊:《财政调节、福利均等化与地区收入差距——基于泰尔指数的实证分析》,《经济学家》2013年第5期。
14. 秦尊文:《以“本”为本 点轴开发——谈“大武汉”集团城市发展方略》,《学习与实践》2002年第2期。
15. 秦尊文、车定祥:《大武汉“集团城市”发展层次分析》,《长江论坛》2002年第2期。
16. 邵帅、杨莉莉:《自然资源丰裕、资源产业依赖与中国区域经济增长》,《管理世界》2010年第9期。
17. 孙久文、张可云、安虎森、贺灿飞、潘文卿:《“建立更加有效的区域协调发展新机制”笔谈》,《中国工业经济》2017年第11期。
18. 覃成林、张华、毛超:《区域协调发展的概念辨析、判断标准与评价方法》,《经济体制改革》2011年第4期。
19. 田艳平、秦尊文:《我国省域副中心城市的兴起与发展》,《湖北社会科学》2022年第7期。
20. 王俊、黄先海:《跨国外包对我国制造业就业的影响效应》,《财贸经济》2011年第6期。
21. 王俊、马海彦:《区域合作:建设省域副中心城市的必由之路》,《湖北大学学报(哲学社会科学版)》2010年第2期。
22. 王有为、刘花、高国力:《省域副中心城市概念内涵、特征功能与评价体系研究》,《经济纵横》2023年第8期。
23. 王雨飞、倪鹏飞、赵佳涵、王雅琦:《交通距离、通勤频率与企业创新——高铁开通后与中心城市空间关联视角》,《财贸经济》2021年第12期。
24. 吴万宗、刘玉博、徐琳:《产业结构变迁与收入不平等——来自中国的微观证据》,《管理世界》2018年第2期。
25. 徐康宁、陈丰龙、刘修岩:《中国经济增长的真实性的检验:基于全球夜间灯光数据的检验》,《经济研究》2015年第9期。
26. 徐长生、程琳、庄佳强:《地方债务对地区经济增长的影响与机制——基于面板分位数模型的分析》,《经济学家》2016年第5期。
27. 杨继瑞:《提升省域经济副中心协同发展意愿的十点洞察》,《四川省情》2024年第3期。
28. 于斌斌:《产业结构调整与生产率提升的经济增长效应——基于中国城市动态空间面板模型的分析》,《中国工业经济》2015年第12期。
29. 张公嵬、梁琦:《产业转移与资源的空间配置效应研究》,《产业经济评论》2010年第3期。
30. 张欢、吴方卫:《产业区域转移背景下就业机会与收支剩余对农民工回流的影响》,《中国农村经济》2022年第6期。
31. 张学良:《中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应》,《中国社会科学》2012年第3期。
32. 赵奎、后青松、李巍:《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》2021年第3期。
33. 周勇:《省域副中心城市和核心增长极:调整逻辑及整合框架——以湖南省等为例》,《学术论坛》2021年第5期。
34. Alder, S., Shao, L., & Zilibotti, F., Economic Reforms and Industrial Policy in a Panel of Chinese Cities. *Journal of Economic Growth*, Vol.21, No.4, 2016, pp.305-349.
35. Brinkman, J. C., Congestion, Agglomeration, and the Structure of Cities. *Journal of Urban Economics*, Vol.94, 2016, pp.13-31.
36. Goodman-Bacon, A., Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing. *Journal of Econometrics*, Vol.225, No.2, 2021, pp.254-277.
37. Henderson, J. V., Storeygard, A., & Weil, D. N., Measuring Economic Growth from Outer Space. *American Economic Review*,

Vol.102, No.2, 2012, pp.994–1028.

38. Li, X., Xu, Y., & Yao, X., Effects of Industrial Agglomeration on Haze Pollution: A Chinese City-Level Study. *Energy Policy*, Vol.148, 2021, 111928.

39. Liu, C. H., Rosenthal, S. S., & Strange, W. C., The Vertical City: Rent Gradients, Spatial Structure, and Agglomeration Economies. *Journal of Urban Economics*, Vol.106, 2018, pp.101–122.

40. Pflüger, M., & Südekum, J., Integration, Agglomeration and Welfare. *Journal of Urban Economics*, Vol.63, No.2, 2008, pp.544–566.

41. Rambachan, A., & Roth, J., A More Credible Approach to Parallel Trends. *Review of Economic Studies*, Vol.90, No.5, 2023, pp.2555–2591.

42. Staiger, D., & Stock, J. H., Instrumental Variables Regression with Weak Instruments. *Econometrica*, Vol.65, No.3, 1997, pp.557–586.

Can Provincial Sub-centers Promote Coordinated Regional Economic Development?

DING Renzhong, ZHANG Xiaolong (Southwestern University of Finance and Economics, 611130)

Summary: The development of provincial sub-centers has long been recognized as an important strategy for promoting coordinated regional economic development. Scientifically assessing the economic effects of provincial sub-centers is key to optimizing regional policy design. This paper employs a quasi-natural experiment approach, utilizing panel data from 25 provinces and 286 cities over the period of 2000 to 2022 to examine the causal relationship between the development of provincial sub-centers and regional economic coordinated development.

The findings indicate that provincial sub-centers significantly promote coordinated regional economic development. This effect is primarily driven by the optimization of the industrial layout and the growth pole spillover mechanism. Specifically, the establishment of provincial sub-centers triggers the “catch-up effect” among small- and medium-sized cities, thereby narrowing economic disparities within the region. Heterogeneity analysis reveals that in provinces with more cities and those with cities located farther from the provincial capital, the effect of provincial sub-center development on promoting coordinated regional economic development is more significant.

This paper quantitatively evaluates the economic effects of provincial sub-center development and provides policy suggestions for optimizing provincial sub-center development initiatives, offering theoretical support and empirical evidence for the formulation and adjustment of strategies for regional coordinated economic development.

Keywords: Provincial Sub-Center, Coordinated Regional Economic Development, Time-Varying DID

JEL: R11, R58, O18

责任编辑: 非同