

国家级城市群规划实施 对非中心城市经济增长的影响效应

尚虎平 刘俊腾

摘要:城市群是缩小区域差距、促进区域协调发展的空间载体,弱势地区从城市“抱团发展”模式中获益是城市群长久维系的前提。以 11 个国家级城市群规划实施为准自然实验,基于 2000—2021 年地级市层面的经济社会面板数据,利用渐进双重差分法评估国家级城市群规划实施对城市群内非中心城市经济增长产生的影响。实证结果表明:城市群规划实施显著促进了非中心城市的经济增长,该结论经过一系列稳健性检验后依然成立,城市群确实能够产生“弱者受益”的政策效应,但该效应具有明显的区域、结构和距离异质性。机制分析表明:城市群规划实施通过网络关联、市场整合和产业升级三种内在机制促进非中心城市的经济增长。未来应将“弱者受益”目标纳入区域政策议程,通过加强经济联系、建立统一市场和促进产业协作等举措促进非中心城市的发展,同时要在后发城市群中继续推进集聚导向的“强省会”战略,在先发城市群中推进扩散导向的“城市圈”策略。

关键词:区域协调发展;国家级城市群;区域政策;城市经济增长

中图分类号:F127 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-7543(2025)01-0138-17

区域发展不平衡现象在全球、国家乃至城市内部都广泛存在^[1]。自 2006 年“十一五”规划首次提出把城市群作为推进城镇化的主体形态以来,我国区域协调发展的空间尺度就逐渐细化,从以“四大板块”为主的总体区域协调向以城市群为主的“抱团互助增长极”延伸,逐渐形成以城市群为空间载体的区域协调发展格局^[2]。2022 年 6 月,国家发展和改革委员会印发了《“十四五”新型城镇化实施方案》,强调要“完善以城市群为主体形态、大中小城市和小城镇协调发展的城镇化格局”。2022 年 10 月,党的二十大报告再次提出,“以城市群、都市圈为依托构建大中小城市协调发展格局”。2024 年 7 月,党的二

十届三中全会进一步提出要“建立都市圈同城化发展体制机制”。客观数据表明,城市群发展模式产生了显著的经济效益。据统计,2006—2019 年,我国 88% 以上的 GDP、工业产值、专利数量集中于 19 个城市群^[3]。当前,城市群已成为驱动地区经济增长的引擎和国家经济发展中最具活力和潜力的“动力源”。

在“抱团取暖”的城市群发展模式,保障弱势地区受益是一个重要目标。城市群不仅是推动区域经济发展的重要增长极,而且是促进区域协调发展、带动弱势地区进步的空间载体。城市群内的中心城市依托资源禀赋和制度优势实现自身发展后,只有将处于相对弱势地位

基金项目:教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“重大风险事件中的网络社会心态及引导研究”(22JZD028)。

作者简介:尚虎平,中国科学技术大学公共事务学院教授、博士生导师;刘俊腾(通信作者),南开大学周恩来政府管理学院博士研究生。

的非中心城市带动起来,才能真正实现所有地区共同发展的善治状态,最终实现共同富裕,而忽视弱势地区或者以牺牲弱势地区利益为代价的发展背离了社会主义的初衷。就此而言,评估非中心城市在城市群发展模式中的受益情况至关重要。然而,既有研究把重点放在如何扩大总量上,而忽视了“弱者”在区域协调发展过程中的受益问题。

“弱者”是一个比较性的概念,是指在某种社会体系中一部分人相对于另一部分人而言处于劣势的地位^[4]。在城市群中,也存在着相对地位的差距,中心城市往往处于有利的“强者”地位,集全省域资源或全城市群资源于一体,而非中心城市则处于相对弱势和次要的地位。就边际效应而言,一个城市群如果只能保证中心城市受益,而非中心城市总是处于陪跑和“被剥夺者”地位,后者迟早会从城市群中脱离出去,最终导致城市群走向解体。城市群规划实施是否利好区域内非中心城市,产生“弱者受益”效应,是城市群维系和不断发展的关键变量。然而,目前无论是实务界还是理论界都未充分注意到城市群发展中“弱者受益”的重要性。为弥补这一不足,本文以2000—2021年地级市面板数据为基础,以11个国家级城市群规划实施为准自然实验,利用渐进双重差分法评估城市群规划实施能否促进城市群内非中心城市的经济发展,并进一步探究这种政策效应的异质性和发生机制。

一、相关文献综述

城市群作为一种城市化高级阶段的空间组织形式,正在全球范围内大幅度拓展,我国也相继制定发布了一系列城市群发展规划,受到了各方广泛关注。学者们基于不同视角对城市群政策产生的效果和影响进行了实证评估,将城市群规划实施视为一种准自然实验,利用各种因果推断方法检验城市群政策的效应,如城市群政策的经济增长效应、要素流动效应、环境改

善效应、产业升级效应和科技创新效应等。其中,城市群的经济增长效应最受关注。Wang等的研究发现,中国城市群政策不仅促进了城市群规划所覆盖城市的经济发展,还能对城市群邻近地区产生积极的空间溢出效应^[5]。丁任重等的研究进一步验证了这一观点,而且还发现南方城市群对区域经济增长的带动作用明显优于北方城市群,核心城市实力越强,城市群对区域经济增长的带动作用越大^[6]。黄文和张羽瑶采用了更加系统的高质量发展指标对城市群的经济效应进行了评估,发现长江经济带的城市群建设显著提升了城市经济高质量发展水平^[7],但存在上游、中游、下游的区域异质性。此外,还有一些学者围绕单独的城市群进行了研究,也得到了相似的结论,即城市群建设有利于促进地区经济发展^[8]。

这些研究虽然证明了城市群政策在地区经济发展中的正向作用,也分析了不同城市群在地域维度上的异质性效应,但没有从更细致的空间尺度上说明是否城市群内的所有城市都能从“抱团发展”中受益。实际上,诸多实证研究表明,城市群的经济效应具有较强的主体异质性。只有规模大、等级高、发展好的中心城市能从城市群中获益^[9],而处于城市群外围和边缘的非中心城市在一体化中获益有限^[10]。Kong等的研究发现,城市群对大中城市的带动更为明显,而对小城市的带动作用较小^[11],甚至还存在加入城市群后获得负收益的情况。城市群内的中小城市会受到大城市虹吸效应的影响,从而产生“集聚阴影”,阻碍弱势地区的发展^[12-13]。这种现象不仅出现在我国的城市群中,如京津冀城市群和成渝城市群^[14-15],还普遍存在于国外的区域一体化政策中^[16-18]。既有研究揭示了城市群内存在着明显的非均衡格局,中心城市往往是城市群政策的最大受益方,占据了资源优势、政策优势和发展高位,而非中心城市则处于被“马太效应”“极化效应”影响的不利境况中,不一定

会在城市群发展中获得好处。这样一来,将城市群作为一个整体进行评估未免有以偏概全的缺陷。

实际上,学者们在价值层面非常认同城市群政策应该实现“弱者受益”这一观点,只不过缺乏相应的实证支持。既有研究认为,实现地区间“共享增长”是区域政策的根本目标,国家在政策导向和资源配置上应该为弱势地区创造更多发展机会,帮扶经济上处于不利地位的群体,进而达到缩小地区差距、最终实现共同富裕的政策目标^[19-20]。城市群政策也要遵循此目标,如果一味追求城市群发展效率而忽视空间公平,就会违背政策制定的初衷^[21],因为城市群的良性发展不仅体现在中心城市“做大做强”和区域整体绩效的提升上,还体现在城市群内中小城市的发展上^[22]。然而,既有文献并未评估城市群规划矫正区域不平衡格局的效果,仅仅审视城市群的整体发展,这容易导致“弱者”的无收益甚至负收益状态被“淹没”在总收益中。

总的来看,虽然学术界围绕城市群发展效果进行了大量实证评估,这些研究论及中心城市的虹吸效应对于边缘城市造成的消极影响,但这仅仅是从城市群中“强者”的边际负效应的角度来看问题,并未将“弱者”是否受益纳入研究视野。一般来说,区域政策的初衷和目标都是寄希望于“强者”带动“弱者”,进而实现区域整体的协调发展和均衡发展。但遗憾的是,目前各类研究还较少触及城市群中的“弱者受益”问题。为弥补现有研究的不足,本文采用渐进双重差分法,实证评估 11 个国家级城市群规划实施对非中心城市经济增长的影响,考察城市群发展模式是否具有“弱者受益”的效果,同时揭示政策效应形成的内在机制。

二、城市群政策赋能非中心城市经济增长的理论机制

城市群由空间连接、相对密集、规模不一的

城市集聚而成,属于特定地域范围内城市间的“抱团发展”,这种发展模式使得城市间从竞争关系逐渐转向“竞合关系”,可以减小市场分割、恶性竞争和政府集体行动困境带来的负面影响,同时能通过产业分工、资源互补和经济互动来整合区域发展优势,实现资源配置效率最大化。在城市群一体化过程中,嵌入城市群网络中的非中心城市可以通过“借用规模”享受城市群的集聚效应,同时也会受到中心城市产生的正向溢出,汇集各类优质生产要素,从而促进本地区经济增长。从国内外城市群的实践与学术界的探索来看,城市群政策发挥作用的潜在机制主要有三种:网络关联、市场整合和产业升级。

(一)网络关联机制

城市网络包括显性的物质网络和隐性的非物质网络,前者以公路、铁路、港口、通信网络等基础设施为载体,后者则是指在物质联系基础上形成的以城市间经济、政治、文化等方面交流合作为代表的隐性非物质空间网络^[23]。交通通达性是欠发达地区实现发展的关键一环,每个国家级城市群规划都明确强调“基础设施互联互通”。城市群规划实施能够促进区域内各类交通、通信等基础设施完善,这些交通基础设施的建设有利于城市群物联网的完善,降低区域之间的贸易成本和运输成本^[24],为非中心城市与中心城市的联系创造硬件环境,而基础设施“硬网络”及其承载的经济、文化、社会等“软网络”会促进资本、技术、信息、产权和人才等生产要素在城市群内流动和扩散,有利于改善弱势地区的区位优势并彰显其独有的禀赋优势,为其积极融入开放性网络提供发展机会,从而对各类要素缺失的弱势地区产生溢出效应,促进地区经济增长。

(二)市场整合机制

市场分割是地方政府为了本地利益通过行政干预手段限制外地资源进入本地市场或限制本地资源流向外地市场而导致的消极后果^[25]。

市场分割会阻碍商品和要素自由流动,加剧要素市场扭曲,降低资源配置效率,最终抑制地区经济增长。显然,市场分割是抑制城市群协调发展的关键因素,会阻碍区域市场一体化进程,延滞区域协调发展战略的实现^[26-27]。城市群规划下的市场一体化有利于打破地方保护主义和市场壁垒^[28],通过降低地区间交易成本来提高彼此的市场接近性,加强非中心城市与中心城市之间的经济联系,促进跨地区的贸易和投资,从而实现更大空间范围的分工协作,释放弱势地区的经济发展活力,促进其经济增长。实际上,城市群规划框架下的政府间合作本身就包含着破除地方保护和市场分割的尝试,几乎每个城市群规划文件都强调“市场一体化建设”,其实质在于促使地方政府舍弃追逐“小利”的地方保护主义并转而寻求更高收益的共同市场效应,这有利于拓展经济合作的空间范围,最大限度发挥集聚优势,促进区域整体发展,使得弱势地区从这一过程中获益。

(三)产业升级机制

合理的产业分工和布局是城市群促进经济增长和区域竞争力提升的关键因素^[29],我国的城市群规划文件几乎都对产业协同发展进行了部署。产业和人口会在本地市场效应和价格指数效应的作用下集聚,形成经济增长点,并在累积循环效应中逐渐发展成为地区经济增长极,而过度集聚会造成规模不经济和规模报酬递减。在市场拥挤效应的作用下,产业会逐渐转移到竞争小的区位,这就分散了前两种效应产生的集聚效应,使得生产活动由核心区向外围扩散,逐渐在核心城市外围形成新的经济增长点,这种产业转移的过程恰恰是边缘城市、中小城市等弱势地区实现产业升级的动力,这些弱势城市承接发达地区转移出来的产业,会成为城市群中新的经济增长点。此外,梯度转移理论认为,区域经济发展在客观上存在梯度差异,高梯度地区通过技术创新和产业转移实现产业优化升级,而中、

低梯度地区通过产业承接或反梯度推移实现经济增长,新产业的转入会给承接地注入“新鲜血液”,打破当地原有产业的发展惯性,为承接地带来技术、人才和资金等优质生产要素,为地区经济增长提供动力。

三、研究设计

(一)检验策略

目前全国有 19 个城市群,其中由国务院正式批复的有 10 个,分别是长三角城市群、珠三角城市群、成渝城市群、长江中游城市群、中原城市群、关中城市群、北部湾城市群、哈长城市群、呼包鄂榆城市群和兰州—西宁城市群,京津冀城市群的规划由中共中央政治局审议通过的《京津冀协同发展规划纲要》确定。这 11 个城市群经过了国家规划和批复的流程,从地方性的区域规划上升到了国家层面的战略规划,更具战略重要性和执行效力,故而将这 11 个体现了国家战略诉求的城市群作为研究对象,探索其在运行过程中是否能助益城市群内的“弱者”。

正如前文所述,在经济区位、历史积累、政策资源和综合实力等方面,中心城市都有着非中心城市难以比拟的优势,尽管非中心城市在某方面具有相对优势,但总体上仍处于相对弱势和次要的地位,是城市群内需要重点扶持的“弱者”。在评估城市群政策是否有益于弱者的具体过程中,我们将这 11 个国家级城市群内的非中心城市作为实验组,11 个国家级城市群之外的其他非中心城市作为控制组。需要说明的是,本文对于中心城市的界定标准和筛选条件并非主观给出,而是依照官方出台的城市群规划政策文本,同时结合客观的经济数据来确定,比如《长江中游城市群发展规划》明确提出“强化武汉、长沙、南昌的中心城市地位”;《成渝城市群发展规划》明确强调“发挥重庆、成都核心城市辐射作用”。

由于每个城市群被批复的时间节点不同,

为了能够准确反映我国不同地区城市群在不同阶段逐渐被纳入国家战略并进入政策实践议程的事实,我们采用渐进双重差分法进行政策效应评估,计量模型如下:

$$GDP_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \theta X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在式(1)中,被解释变量 GDP_{it} 是地区 i 在 t 年的人均地区生产总值,表征地区经济发展水平。核心解释变量 $Treat \times Post$ 表示组间虚拟变量和时间虚拟变量的交互项。 X_{it} 为控制变量,包括人口密度、产业结构、消费规模等一系列能影响地区经济发展的变量。 μ_i 、 λ_t 、 ε_{it} 分别表示地区固定效应、时间固定效应和随机扰动项。本研究重点关注交互项系数 β_1 ,它衡量了城市群规划实施对非中心城市经济发展产生的政策效应。

(二) 变量设定与数据来源

1. 核心解释变量

核心解释变量为城市群规划批复与否和批复时间的交互项($Treat \times Post$),如果 i 市在 t 年被纳入城市群规划,则取值为 1,否则取值为 0。在 11 个国家级城市群中,仅中原城市群的批复时间为 12 月,考虑到政策实施的滞后性,本文将政策干预节点纳入下一年计算,其余城市群的政策干预节点均为当年。由于大部分城市群规划都是在 2015 年左右出台的,本文预留了 10—15 年的时间来保证实验组和控制组能够更好地匹配,将样本观测期设置为 2000—2021 年。

2. 被解释变量

本文旨在评估城市群规划实施对地区经济增长的影响,故选择人均 GDP 作为衡量地区经济发展水平的代理变量。

3. 控制变量

考虑到还有一系列其他因素会影响城市群的经济发展,本文对其进行了控制,主要包括:产业结构($Second$):采用第二产业产值占 GDP 比重衡量;工业发展水平($Indus$):采用规模以上工业总产值占 GDP 比重衡量;消费规模($Consume$):采用社会消费品零售总额占 GDP 比重衡量;投资强度($Invest$):采用固定资产投资额占 GDP 比重衡量;政府财政能力($Budget$):采用地方财政一般预算内支出占 GDP 比重衡量;人口密度($Population$):采用每平方公里人口数衡量;科技创新水平($Patent$):采用地区专利授权量衡量。

核心解释变量、被解释变量和控制变量的汇总见表 1,变量数据来自历年《中国城市统计年鉴》以及各地区国民经济和社会发展统计公报等资料,缺失值采取插值法进行补充。变量的描述性统计结果见表 2(下页)。

四、实证结果分析

(一) 基准回归

在确定评估模型和变量之后,采用双向固

表 1 变量和指标

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
核心解释变量	政策干预变量	$Treat \times Post$	组间虚拟变量和时间虚拟变量的交互项
被解释变量	经济发展水平	GDP	人均地区生产总值(万元)
控制变量	产业结构	$Second$	第二产业产值占 GDP 比重(%)
	工业发展水平	$Indus$	规模以上工业总产值占 GDP 比重(%)
	消费规模	$Consume$	社会消费品零售总额占 GDP 比重(%)
	投资强度	$Invest$	固定资产投资总额占 GDP 比重(%)
	政府财政能力	$Budget$	地方财政一般预算内支出占 GDP 比重(%)
	人口密度	$Population$	每平方公里人口数(千人/平方公里)
	科技创新水平	$Patent$	地区专利授权量(万件)

定效应模型评估城市群规划实施对城市群内非中心城市经济增长的影响,基准回归结果如表3所示。列(1)呈现了在控制城市层面的地区固定效应和年份层面的时间固定效应的基础上,仅加入核心解释变量后的回归结果,交互项的估计系数为0.668,在1%的水平上显著;列(2)—(8)呈现了逐步纳入控制变量的回归结果,估计系数均在1%的水平上显著为正,这表

表2 描述性统计

变量名	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>Treat×Post</i>	5 698	0.123	0.328	0.000	1.000
<i>GDP</i>	5 698	3.294	2.944	0.010	29.050
<i>Second</i>	5 698	0.462	0.115	0.089	0.897
<i>Indus</i>	5 698	1.240	0.731	0.001	17.650
<i>Consume</i>	5 698	0.352	0.113	0.000	3.835
<i>Invest</i>	5 698	0.730	0.526	0.006	7.217
<i>Budget</i>	5 698	0.172	0.111	0.027	1.485
<i>Population</i>	5 698	0.390	0.294	0.005	2.648
<i>Patent</i>	5 698	0.272	0.760	0.000	18.510

表3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Treat×Post</i>	0.668*** (0.068)	0.665*** (0.069)	0.663*** (0.069)	0.647*** (0.068)	0.685*** (0.068)	0.549*** (0.064)	0.549*** (0.064)	0.386*** (0.063)
<i>Second</i>		0.190 (0.319)	0.151 (0.324)	-0.583* (0.331)	-0.470 (0.329)	-1.232*** (0.312)	-1.223*** (0.311)	-1.115*** (0.302)
<i>Indus</i>			0.024 (0.037)	0.032 (0.037)	0.134*** (0.038)	0.103*** (0.036)	0.129*** (0.036)	0.179*** (0.035)
<i>Consume</i>				-2.021*** (0.217)	-1.853*** (0.216)	-1.843*** (0.204)	-1.778*** (0.204)	-1.856*** (0.198)
<i>Invest</i>					-0.440*** (0.050)	-0.139*** (0.048)	-0.150*** (0.048)	-0.071 (0.047)
<i>Budget</i>						-7.849*** (0.303)	-7.922*** (0.303)	-7.651*** (0.294)
<i>Population</i>							-3.227*** (0.612)	-5.224*** (0.603)
<i>Patent</i>								0.622*** (0.034)
常数项	0.734*** (0.074)	0.653*** (0.154)	0.653*** (0.154)	1.661*** (0.187)	1.600*** (0.186)	2.660*** (0.180)	3.811*** (0.283)	4.362*** (0.276)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	5 698	5 698	5 698	5 698	5 698	5 698	5 698	5 698
<i>R</i> ² 值	0.729	0.729	0.729	0.733	0.737	0.766	0.767	0.781

注:*,*** 分别表示在 10%、1%的水平上显著,括号内数值为稳健标准误。

明城市群规划实施能显著提高非中心城市的经济发展水平,产生了“弱者受益”效应。

(二)平行趋势检验

双重差分模型结论有效的前提是满足平行趋势假定,即如果未实施城市群规划,实验组和控制组城市的经济发展趋势应当保持一致,本文采用事件分析法检验平行趋势假定是否得到满足,设定模型如下:

$$GDP_{it} = \beta_0 + \sum_{k=-6}^{k=6} \alpha_k \times D_{i,t_0+k} + \theta X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

在式(2)中, D_{i,t_0+k} 是一系列虚拟变量,表示城市群规划开始实施后的第 k 年,其中, t_0 表示城市 i 实施城市群规划后的第 1 年, k 表示实施城市群规划之后的第 k 年, α_k 表征规划实施第 k 年时实验组与控制组之间的经济差异,其余符号的含义与式(1)相同。为控制政策干预前时间段内的噪声,本文对政策实施的相对时间作了缩尾处理,将研究窗口设为政策前 6 期和政策后 6 期。图 1 呈现了平行趋势检验的结果,图中的圆圈代表估计值,竖虚线的上下界代表 95% 的置信区间。可以看出,在城市群规划实施前,回归系数均不显著异于 0,这表明政策干预前的实验组和控制组的政策效应不存在显著差异,在城市群规划实施后,回归系数明显增大且显著为

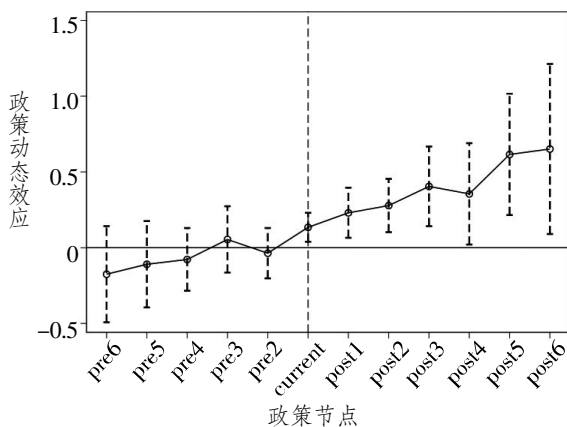


图 1 平行趋势检验结果

正,满足平行趋势假设。

(三)稳健性检验

1.安慰剂检验

为排除其他未观测到的因素对政策效应估计造成的干扰,增强基准回归结果的可信度,本文随机化实验组、控制组和政策干预时间,通过构造伪实验组虚拟变量和伪政策干预时间虚拟变量的交互项进行安慰剂检验。具体来说,在样本城市中每次抽取一定数量的城市作为伪实验组,随机给出政策干预时间,并将整个过程分别重复 500 次和 1 000 次,分别得到 500 个和 1 000 个伪实验组与伪干预时间交互项的回归估计系数,其 P 值分布及核密度如图 2 所示。图 2(a)

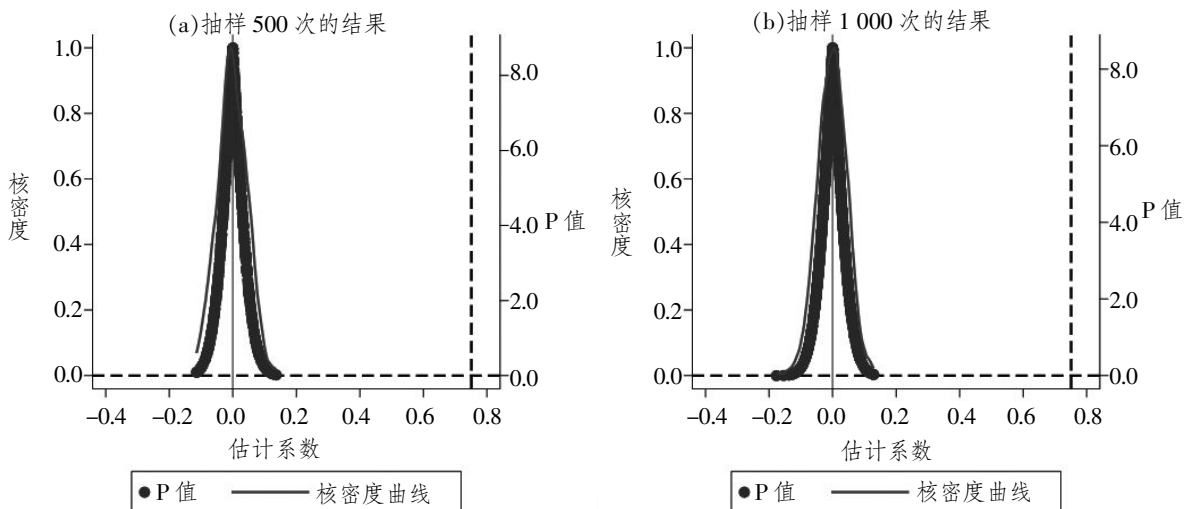


图 2 安慰剂检验结果

和图 2(b)都显示,随机设定的实验组回归系数大多集中分布于零值附近,异于基准回归的估计系数,且 P 值大部分高于 0.1,这表明由其他偶然因素得到与基准回归结果相同的概率较小,证明了前述结果的稳健性。

2. 更换被解释变量

为排除指标选择不当对估计结果造成的干扰,可以通过更换被解释变量的测量指标来提高结论的稳健性。诸多研究表明,夜间灯光(Nighttime Light, NTL)是替代人均 GDP 测量地区经济发展水平的有效变量,它具有“以一聚合多”的客观结果数据特征^[30-31],我们将夜间灯光作为人均 GDP 的替代变量进行回归分析。回归结果如表 4 列(1)所示,交互项的估计系数在 1%的水平上显著为正,说明更换被解释变量的测量指标后对估计结果没有影响,体现了基准回归结果的稳健性。

3. 排除异常值影响

为避免样本中的异常值(极端值)对基准回归结果造成影响,本文对样本分别进行了 1%和

5%的截尾处理,再重新进行基准回归。表 4 列(2)和列(3)分别呈现了截尾 1%和截尾 5%的回归结果,可以看出,在剔除异常值(极端值)后,交互项的估计系数均在 1%的水平上显著为正,与基准回归结果一致,体现了结果的稳健性。

4. PSM-DID 检验

实践中的公共政策更多的是一种非随机化状态,对其使用双重差分方法进行政策效应估计可能会出现选择性偏误,而倾向得分匹配法(Propensity Score Matching, PSM)可以为每个实验组样本匹配到特定的控制组样本,使得准自然实验近似随机,能够有效解决样本的选择性偏误问题。图 3(下页)展示了匹配前和匹配后的核密度函数图,从中可以看出,匹配前两条核密度曲线偏差较大,但匹配后两条曲线更为接近,说明匹配后实验组和控制组差异较小。表 4 列(4)呈现了利用倾向得分匹配后的样本进行基准回归的结果,可以看出,匹配后交互项的估计系数仍在 1%的水平上显著为正,与基准回归结果一致,进一步证明了结果的稳健性。

表 4 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	更换被解释变量	截尾 1%	截尾 5%	PSM 匹配	控制非平行趋势		
	NTL	GDP	GDP	GDP	GDP	GDP	GDP
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.386*** (0.063)	0.381*** (0.055)	0.261*** (0.045)	0.462*** (0.171)	0.286*** (0.061)	0.238*** (0.057)	0.141** (0.059)
<i>Year</i>					0.336*** (0.004)		
<i>Control</i> × <i>year</i>					否	是	否
<i>id</i> × <i>year</i>					否	否	是
常数项	4.362*** (0.276)	4.142*** (0.244)	3.196*** (0.196)	5.897*** (1.217)	-668.654*** (8.468)	6.732*** (0.260)	-124.163*** (48.062)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	否	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	5 698	5 698	5 698	999	5 698	5 698	5 698
<i>R</i> ² 值	0.781	0.814	0.851	0.667	0.763	0.820	0.910

注: **、*** 分别表示在 5%、1% 的水平上显著, 括号内数值为稳健标准误。

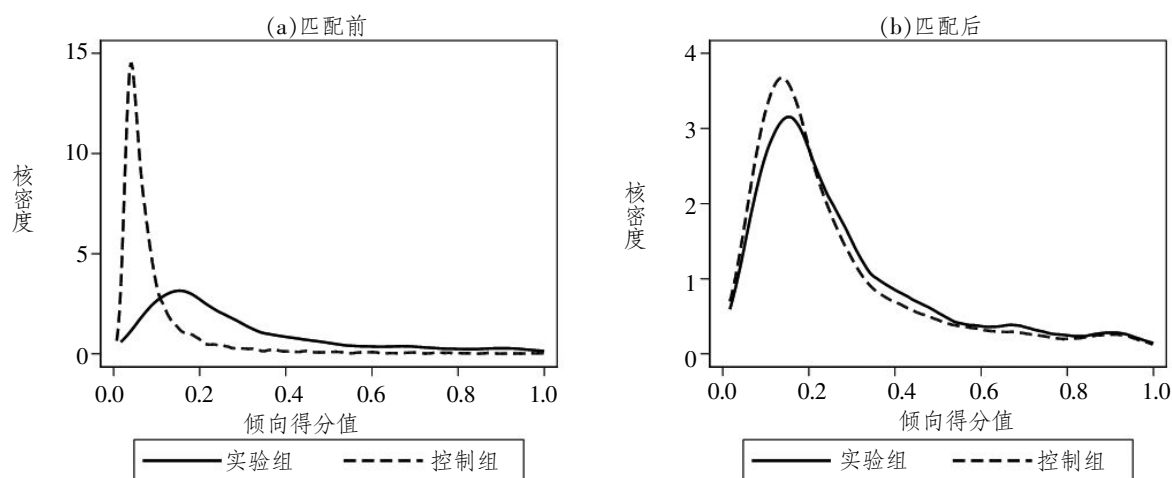


图3 匹配前和匹配后的核密度函数

5.控制非平行趋势

城市群政策效应可能会受到控制变量的时间趋势影响,进而对估计结果造成干扰,为避免该误差,需要控制好非平行趋势。本研究采用三种方法控制非平行趋势对估计结果的干扰:第一,用时间趋势变量替代式(1)中的时间固定效应,排除由模型整体时间趋势导致的干扰;第二,在式(1)的基础上加入控制变量与时间趋势项的交互项,排除控制变量的时间趋势导致的干扰;第三,在式(1)的基础上加入个体固定效应与时间趋势项的交互项,排除由各城市的时间趋势导致的干扰。表4列(5)—(7)依次列出了三种检验的回归结果,可以看出,在控制三种非平行趋势后,政策系数分别在1%、1%和5%的水平上显著为正,证明基准回归结果具有稳健性。

(四)“弱者受益”效应的异质性分析

由于我国幅员辽阔,各区域发展差距较大,不同城市群的发育程度和一体化水平也各有不同,本文欲进一步探究的是:不同城市群促进“弱者受益”的效应有何不同?它受到何种城市群特征的影响?为探索这些问题的答案,本文在基准回归的基础上进一步分析了群间和群内异质性。

1.群间区域异质性

不同区域的城市群之间存在显著差异,南方城市群经济总量一直高于北方城市群,且经济总量的差距还在逐年扩大^[32]。大样本统计显示,以成渝、长江中游、长三角和珠三角为代表的南方四大城市群对区域经济增长的带动作用明显,而以哈长、京津冀、中原为代表的北方三大城市群对区域经济增长的带动作用并不显著^[6]。此外,东中西部的城市群之间也存在明显的发展差距,在空间格局上呈现“东高西低”的梯度特征^[33]。与长三角、珠三角等东南沿海这些市场高度整合的城市群相比,中西部城市群的市场整合明显不足,城市群内的经济联系也不够紧密^[34]。这些事实都表明,不同区域的城市群对弱势地区的带动作用差异较大。以秦岭—淮河线和东中西部分界线为标准,将样本内11个城市群依照南—北和东—中—西进行了分组检验,表5(下页)呈现了检验结果。列(1)中的回归系数不显著,说明北方城市群没有对非中心城市的发展产生促进作用,列(2)中的回归系数在1%的水平上显著为正,说明南方城市群显著促进了城市群内非中心城市的发展,产生了“弱者受益”效应。列(3)—(5)的回归系数表明城市群的“弱者受益”效应呈现“东部>中部>西部”的梯度

表 5 群间区域异质性的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	北方	南方	东部	中部	西部
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.097 (0.085)	0.738*** (0.069)	0.785*** (0.087)	0.390*** (0.079)	-0.085 (0.088)
常数项	3.321*** (0.286)	4.269*** (0.286)	4.245*** (0.299)	4.269*** (0.293)	2.994*** (0.267)
时间固定效应	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是
观测值	3 982	4 708	4 070	3 982	3 630
<i>R</i> ² 值	0.772	0.812	0.798	0.797	0.819

注:*** 表示在 1%的水平上显著,括号内数值为稳健标准误。

规律,西部城市群未能促进非中心城市受益,这符合我国的现实情况,大部分西部城市群甚至还缺乏一个充当增长极角色的中心城市,更不用说发挥“弱者受益”效应。

2.群间结构异质性

城市群内中心城市的数量以及中心城市和非中心城市之间的强弱对比会影响区域一体化水平及其对弱势地区的带动作用。一方面,单中心城市群和多中心城市群的带动效果有差异^[35];另一方面,中心城市本身的强弱会影响带动效果^[36]。鉴于此,本文根据中心城市数量的不同,将实验组划分为单中心城市群样本和多中

心城市群样本进行分组回归,进而根据中心城市综合实力的强弱,将城市群划分为Ⅰ类中心(超大城市)、Ⅱ类中心(特大城市)、Ⅲ类中心(Ⅰ型大城市)三档进行分组回归,回归结果如表6所示。表6列(1)和列(2)的结果显示,多中心城市群显著促进了非中心城市的经济增长,而单中心城市群则未产生明显作用。从列(3)—(5)可以看出,中心城市越强的城市群,对区域内弱势地区的辐射带动作用越强,随着中心城市经济实力的减弱,其所发挥的辐射作用也逐渐减弱,在中心城市自身发育不足的情形下,还会对非中心城市产生消极的虹吸效应,阻碍其

表 6 群间结构异质性的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	单中心	多中心	Ⅰ类中心	Ⅱ类中心	Ⅲ类中心
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.151 (0.112)	0.466*** (0.063)	0.949*** (0.097)	0.399*** (0.070)	-0.455*** (0.096)
常数项	3.711*** (0.303)	4.164*** (0.274)	4.494*** (0.307)	4.398*** (0.292)	2.543*** (0.260)
时间固定效应	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是
观测值	3 608	5 082	3 872	4 246	3 542
<i>R</i> ² 值	0.772	0.807	0.798	0.804	0.812

注:*** 表示在 1%的水平上显著,括号内数值为稳健标准误。

经济增长。

3.群内距离异质性

实际上,城市群“弱者受益”效应的异质性不仅存在于城市群之间,还存在于城市群之内。在新经济地理学看来,中心城市往往集聚了大量的优势资源和要素,成为城市群的增长极,并进一步通过虹吸效应和溢出效应对整个城市群的协同发展产生影响,但城市群在发育和扩散的过程中普遍存在着“距离衰减”规律,中心城市的虹吸效应或溢出效应都会优先作用于邻近地区,并随着距离的增加而减弱^[37]。“借用规模”理论也认为,并非所有处于城市群网络中的小城市都能通过借用大城市的规模实现自身发展,地理邻近性和功能互联性是实现借用规模的必要条件。鉴于此,本部分从距离维度出发,按照是否邻近中心城市的标准,将实验组划分为邻近组和外围组进行分组回归,以检验地理区位对于城市群“弱者受益”效应的影响,回归结果如表7所示。列(1)和列(2)的回归系数均在1%的水平下显著为正,但是邻近组的政策效应系数大于外围组,这说明靠近中心城市的地区获益更多,这也从侧面揭示了城市群内中心城市发挥的更多是积极的溢出效应。

五、机制分析

基准回归结果显示,城市群规划实施显著促进了城市群内非中心城市的经济增长,产生了“弱者受益”的政策效应,在此基础上,进一步揭示政策效应形成的内在机制。参考已有研究^[38-39],将基准回归模型中的双重差分项与机制变量进行交乘以开展进一步的机制分析,其模型设定如下:

$$GDP_{it} = \beta_0 + \beta Treat_{it} \times Post_t \times M_{it} + \theta X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

在式(3)中, M_{it} 是机制变量,其余变量与基准回归模型相同。 β 表示双重差分项与机制变量的交互项系数,该系数的正(负)反映了城市群规划实施对机制变量的强化(弱化)。本文从网络关

表7 群内距离异质性的回归结果

	(1)	(2)
	邻近组	外围组
$Treat \times Post$	0.446*** (0.076)	0.392*** (0.070)
常数项	4.585*** (0.304)	3.414*** (0.262)
时间固定效应	是	是
地区固定效应	是	是
控制变量	是	是
观测值	4 532	4 158
R^2 值	0.779	0.818

注:***表示在1%的水平上显著,括号内数值为稳健标准误。

联、市场整合和产业升级这三类机制探究“弱者受益”政策效应的形成。

(一)网络关联机制

网络关联机制包括交通通达度和经济联系强度两大指标。就交通通达度而言,交通是不同地区间“物联网”的核心要素,它主要包括公路通达与铁路通达两部分,本文采用公路密度和高铁开通这两个指标来衡量地区交通通达度。公路密度是衡量交通基础设施水平的代表性指标,一般用行政区内公路里程占行政区土地面积的比重来衡量。高铁开通数据来源于国家铁路局网站,由于2015年以后不再公布该数据,本文根据国家铁路局网站、中国铁路12306 App以及各地新闻网站的零散数据手工整理了各地级市每年的高铁开通数据,在具体测量过程中,若*i*地区在*t*年开通高铁,机制变量便为1,否则为0。就经济联系强度而言,前文的异质性分析结果表明,中心城市数量、规模和距离在很大程度上影响着非中心城市的发展,因而本文主要计算非中心城市与中心城市之间的经济联系。在测量过程中,经济关联度需要测量清楚经济要素间的“引力”关系,采用经典引力模型计算非中心城市*i*在第*t*年与城市群内中心城市间的经济联系强度,具体测量公式见式(4)。

$$Cone_{ijt} = [G_i / (G_i + G_j)] \times \sqrt{P_i \times G_i} \times \sqrt{P_j \times G_j} / D_{ij}^2 \quad (4)$$

在式(4)中, P_i 和 P_j 分别表示地区 i 和地区 j 的人口数,单位是万人; G_i 和 G_j 分别表示地区 i 和地区 j 的地区生产总值,单位是亿元; D_{ij} 表示地区 i 和地区 j 之间的空间距离,单位是千米,在测量过程中,先计算出地区 i 与地区 j 之间的经济联系强度,再取均值。其中,经济和人口数据来自《中国城市统计年鉴》,城市间地理距离数据来自全国地理信息资源目录服务系统中的经纬度数据,通过 MATLAB 软件计算两城市间的地理距离。

(二) 市场整合机制

市场整合水平取决于市场分割程度。市场分割程度越高,则市场整合水平越低,本文以市场分割指数对其进行测度。考虑到现实中我国地区间市场分割的核心特征是同样的商品在不同地域的销售价格不一致,甚至彼此间价格差距非常大,为了能够体现这种现实,本文采用基于“冰川成本”的相对价格指数法测算非中心城市与城市群内其他城市的市场分割程度,其核心思想是利用地区间商品价格的差异来衡量市场分割状况。在具体操作中,本文选取了支撑居民日常生活的八大类商品,即食品、饮料烟酒、服装鞋帽、纺织品、中西药、书报资料、日用品和燃料的零售价格指数进行计算,这些商品是市场上必不可少的“基本盘”,体现着特定地域、特定国家的市场完善程度,其计量公式如下:

$$\left| \Delta P_{ijt}^k \right| = \left| \ln(P_{it}^k / P_{jt}^k) - \ln(P_{it-1}^k / P_{jt-1}^k) \right| = \left| \ln(P_{it}^k / P_{it-1}^k) - \ln(P_{jt}^k / P_{jt-1}^k) \right| \quad (5)$$

$\left| \Delta P_{ijt}^k \right|$ 代表 t 时期两个地区 i 和 j 的 k 类商品的相对价格绝对值, P_{it}^k 和 P_{jt}^k 分别代表 t 时期两个地区 i 和 j 的 k 类商品零售价格, P_{it-1}^k 和 P_{jt-1}^k 分别代表 $t-1$ 时期两个地区 i 和 j 的 k 类商品零售价格,以上相对价格波动中包含与特定商

品相关的固定效应。为消除固定效应,可用地区 i 与地区 j 的相对价格减去 t 年 k 类商品的相对价格均值,即 $q_{ijt}^k = \left| \Delta Q_{ijt}^k - \overline{\Delta Q_t^k} \right|$,其中, q_{ijt}^k 为相对价格变动部分, $\overline{\Delta Q_t^k}$ 为 t 年 k 类商品的相对价格均值,通过计算相对价格波动方差 $var(q_{ijt}^k)$ 的平均值就可以得到市场分割指数。

(三) 产业升级机制

产业升级是城市群内中心城市和非中心城市的共同诉求,前者欲通过“腾笼换鸟”引入更高级的产业,后者寄希望于接住前者“换的鸟”(转移出去的产业)提升当地的产业水平。参考既有研究,采用产业结构层次系数测量城市的产业升级水平,计算公式如式(6)所示,其中, q_{it} 代表 i 城市在 t 年 k 产业的产值。

$$Upgrade_{itk} = \sum_{k=1}^3 \frac{q_{itk}}{q_{it}} \times k \quad (6)$$

在探索机制作用的过程中,本文将机制变量和政策变量的交互项代入回归模型中,结果如表 8(下页)所示。表 8 列(1)—(3)为网络关联机制的回归结果,其中公路密度、高铁开通和经济联系的三重差分项系数均在 1%的水平上显著为正,表明城市群规划实施后,交通通达度高的城市比交通通达度低的城市经济发展水平更高;与中心城市的经济联系度越高,经济增长越明显。列(4)为市场整合机制的回归结果,三重差分项系数在 1%的水平上显著为负,说明城市群规划实施后,市场分割水平越低的城市越容易实现经济增长。列(5)为产业升级机制的回归结果,三重差分项系数在 1%的水平上显著为正,表明城市群规划能通过促进地区产业结构优化升级来拉动地区经济增长。总的来说,机制检验的结果表明,城市群规划能通过增强非中心城市的交通通达度、与中心城市的经济联系促进地区经济发展,而城市群一体化带来的市场整合效应也是促进非中心城市发展的关键因素。此外,城市

表 8 机制分析回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	公路密度	高铁开通	经济联系	市场分割	产业升级
$Treat \times Post \times M$	0.371*** (0.043)	0.317*** (0.063)	0.002*** (0.000)	-0.824*** (0.239)	0.140*** (0.026)
常数项	2.784*** (0.507)	2.713*** (0.511)	4.788*** (0.168)	5.344*** (0.742)	2.648*** (0.511)
时间固定效应	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是
观测值	3 108	3 108	2 964	1 370	3 108
R^2 值	0.630	0.624	0.568	0.645	0.624

注:*** 表示在 1%的水平上显著,括号内数值为稳健标准误。

群内的产业协作和转移也能对非中心城市的发展产生促进作用。

六、研究结论与政策启示

城市群作为我国区域发展战略的重要组成部分,已经成为驱动全国经济增长的新引擎,对于缩小区域差距、实现共同富裕具有重要意义。但被理论界与实务界所忽视的是,在城市群“抱团发展”的模式中,“弱者”从中受益是城市群维系和持续发展的前提条件。本研究以11个国家级城市群规划实施为准自然实验,在收集整理2000—2021年地级市经济社会面板数据的基础上,通过渐进双重差分法实证评估了城市群规划实施对非中心城市经济增长产生的“弱者受益”效应及其异质性,并进一步探究了政策效应发生的内在机制,得到了如下结论:第一,基准回归结果表明,城市群规划的实施显著促进了城市群内非中心城市的经济增长,这一结论在经过各种稳健性检验后依然成立。第二,异质性分析结果表明,城市群的“弱者受益”效应存在区域、结构、距离维度的异质性。就地域维度而言,南方城市群更能促进非中心城市的经济增长,而北方城市群则没有产生积极的政策效应;同时,“弱者受益”效应呈现“东部>中部>西部”的梯度格局,东部和中部能实现城市群内的“抱团

发展”,而西部城市群尚处于经济向中心城市集聚的阶段。就结构维度而言,单中心城市群并没有显著带动弱势地区经济发展,而多中心城市群则具有显著的“弱者受益”效应;此外,非中心城市的获益在很大程度上取决于中心城市的发展水平,倘若城市群内缺乏强有力的增长极和经济中心,则很难产生积极的空间溢出效应。就距离维度而言,靠近中心城市更有利于地区经济发展,这是一种“近水楼台先得月”的邻近效应。第三,机制分析结果表明,城市群规划可以通过网络关联、市场整合和产业升级这三种机制促进作为“弱者”的非中心城市的经济增长。以公路和高铁为代表的交通基础设施的完善有利于提高非中心城市与其他城市的交通通达性,进而促进其经济发展;同时,非中心城市与中心城市之间的经济联系也是城市群发挥“弱者受益”效应的关键机制。城市群内统一大市场的建设有利于促进非中心城市的发展,打破各行政区域之间的市场壁垒和分割。我国的城市群规划基本都因地制宜进行了产业布局,注重构建科学分工、错位互补的产业一体化发展格局,鼓励地区之间的产业协作和产业转移,这有利于促进非中心城市的产业结构升级,从而增强经济发展动力。

根据上述研究结论,可得到如下政策启示:

第一,充分关注非中心城市在城市群“抱团

发展”模式中的受益性。国家在城市群规划文本中特别强调中心城市在城市群内要发挥引领作用,也多次提及要提高城市群整体发展水平和整体竞争力,但对“弱者受益”目标几乎未涉及。城市群是在一定区域范围内存在的城市共同体,这种“抱团发展”的模式使得地方政府在竞争关系中具有合作的可能性,这正是非中心城市实现自身进步、缩小与中心城市差距的机遇。在这种情况下,不能仅仅以功利主义的城市群总效益最大化为出发点推进城市群规划实施,而必须充分关注城市群内“弱者”的受益情况,在地方竞争中保障“弱者”的发展,在竞争的“丛林规则”中同时贯彻“共生共进”原则,以促进城市群的可持续发展。

第二,在后发城市群中持续推进“强省会”战略,培育和扶持经济增长极以打造“弱者受益”的基础。在后发的中西部城市群中,省会城市都因发展相对落后而处于二线城市甚至三线城市的地位,很难有能力去带动“弱者受益”。这就需要先通过“强省会”战略打造城市群内的经济增长极,这是城市群发挥空间溢出效应实现“弱者受益”的前提。当前我国还处于城镇化的深化阶段,经济和人口仍在向大城市集聚,对于长三角、珠三角和京津冀以外的大多数城市群来说,尚未达到需要压低省会城镇化速度、控制省会城市规模、预控“马太效应”的阶段。在中心城市尚未达到最优发展规模时,“削峰填谷”式的人为抑制省会城市发展,不仅无法从省会城市获得足够的优质资源去“填谷”以带动弱者发展,而且会抑制省会城市的发展,从而降低城市群的总体发展效应。

第三,在先发城市群中打造多中心格局,培育空间可达、范围更广的“城市圈”,拓展圈内“弱者受益”的范围。大多数城市群往往跨越多个省份,地域广阔,仅依靠2~3个中心城市驱动全区发展是不现实的。而目前全国大力推动的特大城市、超大城市1小时通勤范围的“都市圈”,

仍是以城市群内的中心城市为主轴的“一城独大”发展模式。在这种情况下,需要构建介于城市群和都市圈之间的空间组织形式——城市圈,在发挥中心城市头部引领作用的基础上,打造以新一线城市和二线城市为主的经济增长引擎,构建更多的“小单元”合作网络^[40]。同时,还可以突破城市群的政策边界,纳入在经济上受到辐射但政策上不属于城市群规划范围的地区,在最大程度上拓展“弱者受益”的空间范围。

第四,基于客观经济规律进行政策引导,促成城市群内的网络关联、市场整合和产业协作。其一,完善城市群内的交通网络和互联互通的基础设施,同时利用联席会、经济协调会等形式促成地方政府之间的经济交流合作,为非中心城市共享中心城市的优质资源提供“硬环境”和“软环境”,从而达到“弱者受益”的效果。其二,未来要破除城市群内和城市群间的市场分割现象,构建统一的基础性市场制度体系,包括统一的市场准入制度、产权保护制度、公平竞争制度和社会信用制度,从制度层面解决地方保护和市场分割问题,加快建设全国统一大市场^[41]。其三,中央和省级政府要在尊重经济规律和市场机制的基础上发挥产业统筹作用,从城市群的整体利益出发制定产业协作规划,明确各城市的比较优势和功能分工,促进城市之间的产业转移和承接,以增强中心城市对非中心城市的技术溢出^[42],为非中心城市的产业升级和经济发展提供机会。 **Reform**

参考文献

- [1] PECK J, WERNER M, JONES M. A dialogue on uneven development: A distinctly regional problem[J]. *Regional Studies*, 2023, 57(7): 1392-1403.
- [2] 李兰冰,刘秉镰.“十四五”时期中国区域经济发展的重大问题展望[J]. *管理世界*, 2020(5): 36-51.

- [3]曾刚,胡森林.百年未有之大变局下中国区域发展格局演变[J].经济地理,2021(10):42-48.
- [4]李招忠.论马克思恩格斯的平等思想——弱势群体权益保护的思想资源[J].哲学研究,2007(5):24-28.
- [5]WANG S, YANG C Y, HOU D L, et al. How do urban agglomerations drive economic development? A policy implementation and spatial effects perspective[J]. *Economic Analysis and Policy*, 2023, 80: 1224-1238.
- [6]丁任重,许渤胤,张航.城市群能带动区域经济增长吗?——基于7个国家级城市群的实证分析[J].经济地理,2021(5):37-45.
- [7]黄文,张羽瑶.区域一体化战略影响了中国城市经济高质量发展吗?——基于长江经济带城市群的实证考察[J].产业经济研究,2019(6):14-26.
- [8]闫东升,孙伟.政府合作推动下的城市群一体化经济增长效应——基于长江三角洲的实证研究[J].南京社会科学,2023(3):40-51.
- [9]张跃.政府合作与城市群全要素生产率——基于长三角城市经济协调会的准自然实验[J].财政研究,2020(4):83-98.
- [10]邱思远,孙伟.中国城市群一体化水平测度与辐射能力分析[J].地理研究,2024(2):303-321.
- [11]KONG F C, ZHANG H K, MENG X Y, et al. Can the policy of national urban agglomeration improve economic and environmental gains? Evidence from quasi-natural experiments with 280 cities in China[J]. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2022, 19(13): 7596.
- [12]MEIJERS E J, BURGER M J, HOOGERBRUGGE M. M. Borrowing size in networks of cities: City size, network connectivity and metropolitan functions in Europe[J]. *Papers in Regional Science*, 2016, 95(1): 181-199.
- [13]陈玉,孙斌栋.京津冀存在“集聚阴影”吗——大城市的区域经济影响[J].地理研究,2017(10):1936-1946.
- [14]安树伟,李瑞鹏.城市群核心城市带动外围地区经济增长了吗?——以京津冀和长三角城市群为例[J].中国软科学,2022(9):85-96.
- [15]韩剑萍,黄庆旭,何春阳,等.基于位序钟的成渝城市群城市位序——规模动态分析[J].经济地理,2020(12):48-55.
- [16]TURGANBAYEV Y, DIENER A C. Kazakhstan's evolving regional economic policy: Assessing strategies of post-socialist development[J]. *Eurasian Geography and Economics*, 2018, 59(5-6): 657-684.
- [17]VINCI I. How the EU regional policy can shape urban change in Southern Europe: Learning from different planning processes in Palermo[J]. *Urban Research & Practice*, 2019, 14(4): 445-470.
- [18]MOGILA Z, MIKLOSOVI T, LICHNER I, et al. Does cohesion policy help to combat intra-country regional disparities? A perspective on central European countries[J]. *Regional Studies*, 2022, 56(10): 1783-1795.
- [19]VINCI I. Cities and regional disparities in the European Union: Evolving geographies and challenges for cohesion policy[J]. *Urban Research & Practice*, 2021, 14(4): 350-371.
- [20]YE C, ZHU J J, LI S M, et al. Assessment and analysis of regional economic collaborative development within an urban agglomeration: Yangtze River Delta as a case study[J]. *Habitat International*, 2019, 83: 20-29.
- [21]陶卓霖,戴特奇,宋长青.空间公平导向的城市医疗设施优化配置模型研究[J].地理学报,2023(2):474-489.

- [22]皮亚彬,陈耀.大国内部经济空间布局:区位、禀赋与一体化[J].经济学(季刊),2019(4):1289-1310.
- [23]HUANG Y, HONG T, MA T. Urban network externalities, agglomeration economies and urban economic growth[J]. Cities, 2020, 107: 102882.
- [24]DI MATTEO D, MARIOTTI I, ROSSI F. Transport infrastructure and economic performance: An evaluation of the Milan-Bologna high-speed rail corridor[J]. Socio-Economic Planning Sciences, 2023, 85: 101304.
- [25]景维民,张景娜.市场分割对经济增长的影响:基于地区发展不平衡的视角[J].改革, 2019(9):103-114.
- [26]马草原,李廷瑞,孙思洋.中国地区之间的市场分割——基于“自然实验”的实证研究[J].经济学(季刊),2021(3):931-950.
- [27]HERTOG S. Segmented market economies in the Arab world: The political economy of insider-outsider divisions[J]. Socio-Economic Review, 2022, 20(3): 1211-1247.
- [28]CAMAGNI R, CAPELLO R, CARAGLIU A. Static vs. dynamic agglomeration economies: Spatial context and structural evolution behind urban growth[J]. Papers in Regional Science, 2016, 95(1): 133-158.
- [29]LIU Y L, ZHANG X H, PAN X Y, et al. The spatial integration and coordinated industrial development of urban agglomerations in the Yangtze River Economic Belt, China[J]. Cities, 2020, 104: 102801.
- [30]CHEN X, NORDHAUS W D. Using luminosity data as a proxy for economic statistics[J]. Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 2011, 108(21): 8589-8594.
- [31]HENDERSON J V, STOREYGARD A, WEIL D N. Measuring economic growth from outer space[J]. The American Economic Review, 2012, 102(2): 994-1028.
- [32]赵传松,刘华军.基于城市群视角的中国经济发展南北差距研究[J].中国人口·资源与环境,2023(2):134-142.
- [33]陈子曦,青梅.中国城市群高质量发展水平测度及其时空收敛性研究[J].数量经济技术经济研究,2022(6):42-60.
- [34]唐为.要素市场一体化与城市群经济的发展——基于微观企业数据的分析[J].经济学(季刊),2021(1):1-22.
- [35]HE Q S, ZENG C, XIE P, et al. Comparison of urban growth patterns and changes between three urban agglomerations in China and three metropolises in the USA from 1995 to 2015[J]. Sustainable Cities and Society, 2019, 50: 101649.
- [36]洪银兴,陈雯.由城镇化转向新型城市化:中国式现代化征程中的探索[J].经济研究, 2023(6):4-18.
- [37]KE S Z, FESER E. Count on the growth pole strategy for regional economic growth? Spread-backwash effects in greater central China[J]. Regional Studies, 2010, 44(9): 1131-1147.
- [38]MUKHOPADHYAY S. The effects of medicated expansion on job loss induced mental distress during the COVID-19 pandemic in the US[J]. SSM-Population Health, 2022, 20: 101279.
- [39]LENHART O. The earned income tax credit and food insecurity[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2023, 105(5): 1543-1570.
- [40]何雄,水兴雅.武汉城市圈城市系统协同发

展水平测度及时空差异演进[J].城市发展研究,2022(9):11-16.
[41]王怀勇,冯鑫煜.统一大市场背景下制度性市场分割的理论阐释与治理优化[J].现代

经济探讨,2024(2):1-13.
[42]王巍,师婷婷,姜智鑫.国家中心城市创新引领作用:来自企业异地合作创新的证据[J].广东财经大学学报,2024(1):19-35.

The Impact Effect of National Urban Agglomeration Planning Implementation on the Economic Growth of Non-Central Cities

SHANG Hu-ping LIU Jun-teng

Abstract: Urban agglomerations are the spatial carrier to narrow regional disparities and promote the coordinated development of regions. The premise of long-term maintenance of urban agglomerations is that disadvantaged areas can benefit from the mode of "group development" of cities. Taking 11 urban agglomerations planning implementation as quasi-natural experiments, based on the economic and social panel data of prefecture-level cities from 2000 to 2021, the staggered difference-in-difference was used to evaluate the impact of the implementation of national urban agglomeration planning on the economic growth of non-central cities in the group. The empirical results show that the implementation of national urban agglomeration planning significantly promote the economic growth of non-central cities, and this conclusion remains valid after a series of robustness tests. Urban agglomeration can indeed produce the policy effect of "benefit the weak", but the effect shows obvious regional, structural and distance heterogeneity. Further mechanism analysis shows that the implementation of national urban agglomeration planning promotes the economic growth of non-central cities through three internal mechanisms: network correlation, market integration and industrial upgrading. In the future, the goal of "benefit the weak" should be included in the regional policy agenda, and the economic development of non-central cities should be promoted through strategies such as strengthening economic ties, establishing a unified market and promoting industrial collaboration. At the same time, it is necessary to continue to promote the strategy of agglomeration oriented "strong capital" in the late developing urban agglomerations, and promote the strategy of diffusion-oriented "city circle" in the early developing urban agglomerations.

Key words: the coordinated development of regions; national urban agglomeration; regional policy; urban economic growth

(责任编辑:胡江峰)