

城市群政策与区域协调发展

周京奎 何昌磊

摘要:作为新型城镇化的主体空间形态,城市群已成为引领中国特色城市现代化发展的核心引擎,将进一步形塑城市间的协调性和平衡性。本文基于城市网络外部性理论和多维邻近性理论,以分批次实施的国家级城市群政策为准自然实验,选取 2012—2022 年中国 271 个地级及以上城市,构建 36 585×11 个城市对面板数据,运用多期双重差分模型,考察了城市群政策对区域协调发展的影响及其作用机制。研究发现,城市群政策促进了区域协调发展。机制分析表明,城市群政策通过推动技术、资本及劳动力要素市场一体化,促进区域协调发展。异质性分析表明,城市群政策对区域协调发展的影响在不同类型城市间呈典型的非对称性特征:在多中心城市间、核心与边缘城市间,城市群政策的促进作用更强;当城市间的行政分割程度差异性越大、发展水平越接近、城市规模越相近时,城市群政策的促进作用越强。本文的研究为增强区域联动发展和深化跨行政区合作提供了政策参考。

关键词:城市群政策 区域协调发展 网络外部性 多维邻近性 要素市场一体化

中图分类号:F127;F299.22

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2026)10-0003-16

一、问题提出

改革开放以来,中国城市经济发展经历了由非均衡扩张向协调发展的阶段性转变,东高西低、南强北弱的结构性经济差异总体收窄,城市发展的协调性和平衡性明显增强。但受内外部多重因素的影响,城市间经济发展仍呈现分化态势。党的二十大报告明确指出“以城市群、都市圈为依托构建大中小城市协调发展格局”。党的二十届四中全会强调“要增强区域发展协调性,促进区域联动发展”。在一系列政策驱动下,城市群逐渐成为统筹空间资源配置与推动区域一体化的重要组织形态。根据《中国主要城市群创新发展报告(2024)》的数据,京津冀、长三角、珠三角、成渝、长江中游五大城市群以不足全国 10% 的国土面积聚集了全国近 40% 的人口,创造了超 50% 的国内生产总值(GDP)。城市群已发展成为一种重要的主体空间形态,在促进区域一体化、推动构建协调和可持续的城市经济格局方面发挥着核心作用^[1]。在成本共担、利益共享机制与集约化布局原则的制度框架下,城市群建设成为破解城市间发展失衡的关键路径。那么,城市群政策能否对区域协调发展产生影响?其内在作用机制是什么?有哪些因素会影响城市群政策对区域协调发展的作用效果?厘清上述问题,既有助于深入理解城市群政策在促进区域协调发展中的作用,也能为构建优势互补、高质量发展的区域经济布局提供政策启示。

中国幅员辽阔,不同地区禀赋结构和初始条件有较大的差异,发展不平衡不充分问题比较突出,统筹区

收稿日期:2025-12-24;修回日期:2026-05-24

基金项目:国家社会科学基金重大项目“中心城市科技创新带动城市群协同创新与高质量发展研究”(22&ZD129)

作者简介:周京奎 南开大学经济学院教授、博士生导师,天津,300071;

何昌磊 南开大学经济学院博士研究生,通信作者。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

域发展一直是中国经济社会发展进程中的一个重大课题。一方面,长期以来地方政府间缺乏有效的协调机制,面临制度性合作困境。同时,过去“GDP 锦标赛”式的地区发展模式使得一些地方陷入过度竞争的非良性循环。另一方面,中心城市的资源集聚效应在虹吸周边要素资源的同时,形成明显的集聚阴影,这种空间极化现象不仅抑制了中小城市的发展动能,更通过“马太效应”加剧了区域间发展不平衡^[2]。区域协调发展并非追求各地区经济总量和要素规模的机械均等,而是在尊重人口和产业向优势地区集聚客观规律的基础上,通过深化分工协作、统一大市场建设和要素高效配置,实现持续增长与相对平衡^[3-4]。围绕这一内涵,现有研究已逐步形成由市场整合、制度供给到数字赋能、创新扩散的分析脉络。已有文献强调市场整合与流通效率的基础性作用,认为降低中间品贸易成本、弱化行政边界、优化公路网络以及推进交通一体化,能够强化区域分工、扩大产品贸易并缩小发展差距^[5-6]。在此基础上,政策性资源配置与制度供给被视为推动后发地区追赶的重要力量。外部产业投资、资源枯竭型城市扶持以及政府间合作,能够通过制造业升级、资本跨区流动、制度示范与资源再配置,促进区域协调发展^[7-9]。随着数字经济加快发展,相关研究又将区域协调发展的影响因素拓展至信息流动与数据要素配置层面,公共数据开放、数字知识流动能够通过破除信息壁垒,改善供需匹配,弥合资源禀赋差距,激活后发优势,从而提升不同空间尺度上的协调发展水平^[10-11]。进一步地,关于创新扩散的研究表明,创新成果跨区域流动并不必然加剧空间失衡,在比较优势重组与政府协同转化的共同作用下,创新成果的蛙跳扩散和知识跨区域转化反而可能成为促进全域协调的重要力量^[12]。总体而言,现有文献为理解区域协调发展动因提供了有益启示。

为破解区域分割约束、增强跨区域协同发展能力,中国政府持续推进城市群建设相关政策。早在“十一五”规划中已正式提出城市群概念,并将其作为推动区域协调发展的重要路径。随着经济发展进入结构调整与区域协调并重阶段,单个城市分散发展已难以适应要素跨区域流动、产业协作深化和统一大市场建设的现实要求,城市群建设被进一步赋予制度整合功能。“十二五”规划提出“遵循城市发展客观规律,以大城市为依托,以中小城市为重点,逐步形成辐射作用大的城市群,促进大中小城市和小城镇协调发展”。“十三五”规划提出“建立健全城市群发展协调机制,推动跨区域城市间产业分工、基础设施、生态保护、环境治理等协调联动,实现城市群一体化高效发展”。“十四五”规划提出“发展壮大城市群和都市圈,分类引导大中小城市发展方向和建设重点,形成疏密有致、分工协作、功能完善的城镇化空间格局”。从城市群的发展实践来看,中共中央政治局 2015 年 4 月 30 日召开会议,审议通过《京津冀协同发展规划纲要》,指出推动京津冀协同发展是一个重大国家战略。截至 2024 年,京津冀城市群、长江中游城市群、成渝城市群、哈长城市群、关平中原城市群、兰西城市群等 11 个国家级城市群获批,具体政策内容如表 1 所示。

表 1 国家级城市群政策实施过程

政策文件	批复时间	相关政策内容
《长江中游城市群发展规划》	2015 年 4 月	促进资源要素高效流动和优化配置,更好地发挥政府引导和协调作用,打破行政壁垒,促进城市群健康有序发展
《京津冀协同发展规划纲要》	2015 年 4 月	疏解北京非首都功能,调整经济结构和空间结构,走出一条内涵集约发展的新路子,探索出一种人口经济密集地区优化开发的模式,促进区域协调发展,形成新增长极
《哈长城市群发展规划》	2016 年 3 月	强化哈尔滨、长春的带动作用,打造引领城市群发展的都市圈,发挥区域重点城市纽带功能,加强中小城市支撑能力,优化城镇发展体系,促进大中小城市和小城镇协调发展
《成渝城市群发展规划》	2016 年 4 月	以强化核心城市辐射带动作用 and 培育发展中小城市为着力点,加快推进新型城镇化,优化城镇体系,促进大中小城市和小城镇协调发展
《长江三角洲城市群发展规划》	2016 年 6 月	优化提升长三角城市群,有利于促进经济增长和市场空间由东向西、由南向北梯次拓展,推动人口经济布局更加合理、区域发展更加协调
《中原城市群发展规划》	2016 年 12 月	把深化城际分工合作作为推动城市群发展的重大任务,全面推进基础设施和公共服务对接共享,完善区域合作机制,协调处理好中心城市与其他城市、大城市与中小城市的关系

表1(续)

政策文件	批复时间	相关政策内容
《北部湾城市群发展规划》	2017 年 1 月	打破行政壁垒,强化协作协同,释放市场活力,探索建立以市场系统统一开放、公共服务共建共享、基础设施互联互通、生态环境联防联控治等为重点的城市群协同发展模式
《关中平原城市群发展规划》	2018 年 1 月	以基础设施互联互通和生态环境联防联控治为先导,以生产要素的合理配置和自由流动为核心,逐步推进公共服务共建共享,着力建设统一开放的市场体系,大力促进一体化发展
《呼包鄂榆城市群发展规划》	2018 年 2 月	坚持城市群与区域协同、城市与乡村融合发展,突出城市群发展特色,优化城市群城镇体系,形成经济人口资源环境相协调的空间格局
《兰州—西宁城市群发展规划》	2018 年 2 月	建立健全区域协调发展机制,基本消除阻碍生产要素自由流动的壁垒,加快区域市场一体化步伐,不断完善交通基础设施互联互通、公共服务设施共建共享、生态环境联防联控联治、创新资源高效配置的机制,不断创新城市群成本共担和利益共享机制
《粤港澳大湾区发展规划纲要》	2019 年 2 月	坚持极点带动、轴带支撑、辐射周边,推动大中小城市合理分工、功能互补,进一步提高区域发展协调性

城市群政策加速了城市从不平衡发展向协调发展的进程,有助于发挥其在推进区域协调发展中的纵深渗透作用和战略赋能优势。在实践层面,城市群对人口和产业空间结构的引导作用持续增强。以城市群为依托,协调南北方和串联东中西的“两横三纵”城镇化战略格局基本形成。城市群已成为承载要素集聚、创新扩散与市场整合的重要空间形态,在推动区域协调发展、建设全国统一大市场中起到重要的引擎作用。由此,国家城市群规划为区域协调发展打造了一条快速路径,并对区域经济格局形成了可识别的政策冲击,从而为本文识别城市群政策与区域协调发展之间的因果关系提供了合适的准自然实验情境。

关于城市群政策的研究,现有文献已逐步由考察其是否带来经济增长,转向揭示其作为政府主导型政策安排的制度效应。早期研究主要从增长结果切入,认为城市群政策能够通过疏解大城市拥挤、深化产业分工、提高要素配置效率以及强化区域联系,带动经济增长^[13-14]。随着研究不断深入,学者们发现城市群政策还通过扩大市场范围、降低交易成本以及加快知识流动,推动区域联合创新^[15]。因此,城市群政策的意义并不止于推动总量扩张,更在于借助顶层设计弱化地方分割,促进更大范围内的市场整合、要素流动与空间协同,从而重塑区域经济运行机制^[16-17]。正因如此,城市群政策被置于更综合的区域结果框架之下加以考察,发现其能够在增强经济韧性、畅通国内循环、改善绿色发展绩效等方面发挥系统性作用^[18-20]。关于城市群政策与区域协调发展的关系,相关研究认为城市群政策能够提升非中心城市的发展机会,产生“弱者受益”效应,并通过功能分工深化、借用规模与产业协同推动区域协调发展,其作用还可能呈现非线性特征^[21-22]。综合来看,现有研究已从多个维度探讨了区域协调发展的影响因素和城市群政策的影响效应,但鲜有研究从区域嵌合视角将政策引导下的城市群建设与区域协调发展的关联性进行深入分析。另外,城市群政策促进区域协调发展的逻辑脉络和作用机制有待进一步厘清。有鉴于此,本文基于城市网络外部性理论和多维邻近性理论,将要素市场一体化纳入理论分析框架,从技术、资本及劳动力要素市场一体化三个维度,阐释城市群政策促进区域协调发展的作用机理,并以国家级城市群规划作为准自然实验,运用多期双重差分模型,实证检验城市群政策的协调效应。

本文的边际贡献主要体现在三个方面。在理论分析上,本文构建了城市网络外部性影响区域协调发展的理论分析框架,将网络外部性纳入城市群政策影响区域协调发展的核心逻辑链中。基于多维邻近性理论,地理、制度、产业、认知邻近性之间存在着动态匹配机制,共同塑造了知识溢出的扩散机制、资本协作的组织逻辑及劳动力要素流动的空间路径,为理解城市群政策促进区域协调发展的内在机理提供了理论支撑。在研究方法上,本文从城市对视角考察区域协调发展,将传统基于单个城市绝对表现的分析推进到城市间相对关系层面。相较于单个城市视角,城市对视角能够更加直接地识别城市之间差距收敛、联系强化

与功能协同的动态变化,充分揭示区域协调发展的关系属性与网络属性。在实证分析上,本文不仅系统检验了城市群政策对区域协调发展的总体影响,还从技术、资本及劳动力要素市场一体化三个维度展开机制识别。同时,基于城市群空间结构、核心边缘结构、行政分割差距、发展水平差距以及城市规模差距,较为全面地识别了政策效应的异质性边界。

二、理论分析与研究假设

(一)城市群政策对区域协调发展的影响

集聚外部性理论指出,企业或产业的地理集聚可通过知识溢出、资源共享以及匹配效应等途径产生外部性。作为其重要拓展,城市网络外部性理论强调经济主体能够突破地理边界约束,形成跨域交流、分工、协同效应,互补效应以及竞争、虹吸效应^[23]。依据网络外部性理论,城市群政策通过强化政府在基础设施规划、协调机制构建等方面的引导作用,有效突破城市间行政分割的限制,促进技术、资本及劳动力等要素跨区域流动,从而提升资源配置与要素组合效率^[24]。这一过程能够深化城市间协同合作,在城市群尺度上形成更大范围的集聚经济效应。城市群建设以城市网络为载体,通过借用规模效应向周边关联城市共享功能和绩效资源^[2],促使各城市在发挥自身比较优势的同时,在更大空间范围促进要素、资源跨区域整合,形成集聚与扩散的动态平衡^[15]。此外,城市群政策通过促进资源、人才、产业等要素自由流动,强化城市间的功能互补与依存关系,最终构建起优势互补、联动发展的区域协调发展新格局。

据此,本文提出假设1:城市群政策能够促进区域协调发展。

(二)城市群政策影响区域协调发展的作用机制

区域协调发展是经济持续增长和经济平衡发展的有机统一^[3]。基于多维邻近性理论,城市群政策对区域协调发展的促进作用并非由单一维度主导,而是通过知识溢出的扩散机制、资本协作的组织逻辑及劳动力要素流动的空间路径等多重路径协同传导。当前,中国经济体制市场化改革进程中仍面临区域市场分割与要素市场扭曲等制度性障碍,具体表现为技术、劳动力以及资本等要素市场发育滞后,且因地方政策差异和行政壁垒导致各城市要素市场一体化水平参差不齐。在此背景下,政府主导的城市群建设通过破除行政壁垒、促进要素跨区域自由流动,对技术、资本及劳动力要素市场一体化具有关键促进作用。基于此,本文从技术、资本以及劳动力要素市场一体化三个维度,系统阐释城市群政策对区域协调发展的作用机制。

第一,技术要素市场一体化通过知识创造和知识溢出缩小城市间技术差距,促进城市间的经济增长和平衡发展。创新经济学理论将隐性知识和编码知识界定为新思想产生的两种知识类型。相较于可数字化传播的编码知识,隐性知识更依赖于空间邻近性^[25],更需要地理邻近性驱动的面对面交流才能有效传播。尽管当前跨区域知识流动频率显著提升,但现实中仍存在因行政区划边界而形成的行政壁垒问题,导致知识创造和知识溢出呈现本地化边界效应^[26]。城市群政策可通过双重路径破解行政壁垒,推动技术要素市场一体化,克服知识创造和知识溢出的边界效应。一方面,在城市群建设过程中,通过市场基础制度规则统一,加强体制机制建设,既能削减政府的地方保护主义倾向,推动跨区域利益协同,又能借助制度透明度提升,降低信息不对称,从而提高技术和知识流动效率。另一方面,城市群政策有助于弱化行政边界约束,破除技术和知识要素市场领域的制度性壁垒,加速知识、信息扩散,推动技术要素市场一体化建设,从而有效突破知识溢出和协同创新的空间地理限制,促进知识和技术跨区域流动和扩散^[27]。

据此,本文提出假设2:城市群政策通过推动技术要素市场一体化,促进区域协调发展。

第二,根据要素空间错配理论,资本、劳动力、技术等要素在空间分布与实际需求之间的不匹配会导致经济效率损失。资本要素流动畅通能强化核心城市与边缘城市的产业联动,促进城市间协调发展。制度性

障碍、资本的逐利性与信息不对称等因素可能会引发市场失灵,导致资本错配,催生区域发展失衡现象^[28]。尤其是在欠发达城市,体制机制壁垒与信息不对称问题叠加形成双重约束,使得资本错配呈现系统性特征^[29]。资本天然的趋利属性形成虹吸效应,进一步加剧了欠发达城市的资本积累困境。资本要素市场一体化作为一种市场机制,在缓解资本错配过程中发挥着关键作用。因此,在区域协调发展过程中,破除市场失灵带来的资本错配难题尤为重要。国家级城市群规划通过制度协同与市场整合双路径破除资本流动壁垒,推进资本要素市场一体化。一是成本降低机制。以中央行政力量驱动的国家级城市群规划建设更着眼于区域内统一的市场制度建设,统一的市场制度规则、统一的信用体系、统一的监管标准缩小了城市间制度鸿沟,有效降低城市间制度摩擦,从而削减了资本自由流动的制度化交易成本。同时,制度环境的趋同对于管理成本敏感度高的资本具有更强的放大效应。二是效率优化机制。在统一制度规则加持下,城市群建设具有明显的资本空间再配置效应,通过消除政策洼地,重塑资本边际报酬导向,促使资本从低回报地区向高回报地区流动,缓解资本配置扭曲,从而实现资本配置效率提升。

据此,本文提出假设 3:城市群政策通过推动资本要素市场一体化,促进区域协调发展。

第三,劳动力要素市场一体化有助于缓解劳动力错配,强化城市间功能分工,推动区域协调发展^[30]。从区域间冲击传导视角看,劳动力错配的改善通过外生冲击吸收机制,对区域协调发展产生结构性影响。具体而言,缓解不同城市的劳动力错配,有助于重塑城市间人力资本结构,抑制区域发展失衡的持续扩大。而城市群政策通过推动劳动力市场一体化,改善劳动力错配程度。一方面,城市群政策通过打破城市群内部的行政壁垒,促进生产要素自由流动,优化劳动力市场的匹配机制,促使雇主和雇员精准配对,提升了劳动力市场的匹配效率^[31],从而有效缓解劳动力错配,推动生产要素配置趋向合理化。另一方面,劳动力流动往往依据自身情况向优势区域流动,具有明显的趋优性特征。随着城市群政策推行,劳动力市场信息的覆盖范围扩大,使劳动者能够获取更多就业信息并匹配到适配的工作岗位。劳动力由边际产出低的地区流向边际产出高的地区,劳动力资源得到再配置并趋向合理化,进一步弱化区域间的劳动力市场分割,从而缓解劳动力错配程度^[32]。

据此,本文提出假设 4:城市群政策通过推动劳动力要素市场一体化,促进区域协调发展。

三、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

为保证政策评估时段的有效性,并避免政策实施前时段过长,在剔除数据缺失较为严重的地级市后,本文选取 2012—2022 年中国 271 个地级及以上城市,构建 36 585×11 共 402 435 个无序城市对面板数据作为研究对象。城市层面的数据主要来源于《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》、北京福卡斯特信息技术有限公司 EPS 数据库以及各城市统计公报等,极少数无法查询到的缺失数据通过插值法补充。夜间灯光数据来源于陈等人(Chen et al.)^[33]发布的跨传感器校正的全球“类 NPP-VIIRS”夜间灯光数据集,该数据集对背景噪声等进行了清洗,且兼具时间连续性,最终得到 2012—2022 年城市-年份夜间灯光数据值。专利数据来源于国家知识产权局专利数据库。风险投资数据来源于清科私募通数据库。

(二) 模型设定

本文利用批复国家级城市群规划这一准自然实验提供的外生冲击,运用多期双重差分模型,分析城市群政策对区域协调发展的影响。采用该方法的基本原则是比较国家级城市群批复前后控制组和处理组的差异,从而确定城市群政策的净效应。具体模型设定如下:

$$Bal_{ijt} = \alpha + \beta did_{ijt} + X'_{ijt} \gamma + \mu_{ij} + \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中,下标 t 表示年份, i 和 j 分别表示城市 i 和城市 j 。 Bal_{ijt} 表示区域(每个城市对)协调发展水平; did_{ijt}

表示城市群政策虚拟变量; X'_{ijt} 为城市对层面可能影响区域协调发展的控制变量向量; μ_{ij} 为城市对固定效应; λ_t 为时间固定效应; ε_{ijt} 为随机扰动项。回归系数 β 反映了城市群政策对区域协调发展的净效应。为避免估计偏误,本文将标准误聚类到城市对层面。

(三) 变量说明

1. 被解释变量

本文的被解释变量为区域协调发展水平(Bal)。借鉴已有研究^[11],本文以城市间经济发展差距刻画区域协调发展。相较于传统的经济统计数据,夜间灯光指数能够更精准地反映经济活动突破行政边界在地理空间维度的动态变化,而且结合行政区划图还能帮助克服因行政区划变动所导致的数据偏误问题,被广泛地应用于中国区域经济研究之中^[10]。因此,本文参考马述忠等^[11]的做法,采用城市人均夜间灯光数据代理城市经济发展水平,并在城市对层面依据滞后一期的发展水平识别相对欠发达城市与相对发达城市,进而计算二者在当期的人均发展水平之比,以此作为区域协调发展水平的代理变量。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为城市群政策虚拟变量(did)。若第 t 年城市 i 和城市 j 均是国家级城市群中的城市,则 did 取值为1,否则为0,据此构造城市群政策的多期双重差分变量。本文以2015—2019年获批的11个国家级城市群所涵盖的156个城市作为处理组城市,其余115个城市作为控制组城市,共获得12 090个处理组城市对样本和24 495个控制组城市对样本。

3. 控制变量

为尽量减少遗漏变量对回归结果所产生的影响,本文参考马述忠等^[11]、龚锋和马旭^[9]的研究,选取影响区域协调发展的控制变量。变量均以原始数据在城市间的比值形式构建。比值变量的核心优势在于弱化共同尺度干扰,使识别更聚焦于城市间的相对不对称性。具体包括:金融发展水平(fin),使用年末金融机构存贷款余额之和与地区生产总值的比值来度量;政府支撑水平(gov),使用政府财政支出占地区生产总值比重来度量;城镇化率($urban$),使用城镇人口占总人口比重来度量;高等教育资源强度(hr),使用普通高等学校在校学生数与总人口的比值来度量;产业结构水平(ind),使用第三产业增加值占地区生产总值比重来度量;教育支出水平(edu),使用教育支出占政府财政一般支出比重来度量;人口规模($\ln people$),使用户籍人口的自然对数来度量;财政分权度($fiscal$),使用政府财政一般收入与政府财政一般支出的比值来度量。

(四) 变量描述性统计

变量的描述性统计结果如表2所示。其中,区域协调发展水平最小值为0.002 1,最大值为5.190 2,标准差为0.309 5,说明不同城市对之间的区域协调发展水平差距较为明显。城市群政策虚拟变量的均值为0.186 0,表明处在城市群政策试点范围的样本占比为18.6%。控制变量的统计结果整体处于合理区间,未见明显异常值,说明样本数据质量较好,能够为实证分析提供较为可靠的观测样本。

表2 描述性统计结果

变量类型	变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	Bal	402 435	0.426 3	0.309 5	0.002 1	5.190 2
核心解释变量	did	402 435	0.186 0	0.389 1	0	1
控制变量	fin	402 435	1.158 4	0.693 7	0.058 9	17.741 6
	gov	402 435	1.174 9	0.725 6	0.063 1	15.383 3
	$urban$	402 435	1.333 3	1.115 4	0.075 0	13.338 9
	hr	402 435	3.237 0	16.282 5	0.000 5	2 141.574 0

表2(续)

变量类型	变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
	<i>ind</i>	402 435	1. 039 4	0. 296 7	0. 199 7	4. 674 6
	<i>edu</i>	402 435	1. 053 8	0. 360 4	0. 144 4	6. 585 8
	<i>people</i>	402 435	1. 543 0	1. 852 7	0. 012 9	77. 625 0
	<i>fiscal</i>	402 435	1. 292 2	1. 029 0	0. 069 7	17. 541 5

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

为实证检验城市群政策对区域协调发展的影响,本文分别在只引入控制变量、加入城市对固定效应和时间固定效应的设定下进行基准回归分析。由表 3 回归结果可知,城市群政策虚拟变量的回归系数均在 1%水平下显著为正,证实了城市群政策促进区域协调发展。从经济意义上来看,根据列(2)的回归系数计算区域协调发展水平的标准差变化后发现,城市群政策对区域协调发展的促进作用上升约 0. 03 个标准差(0. 009 3/0. 309 5≈0. 03)。城市群政策的区域协调效应得到验证,假设 1 成立。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)
<i>did</i>	0. 026 4 *** (0. 002 5)	0. 009 3 *** (0. 001 3)
<i>fin</i>	0. 029 1 *** (0. 001 3)	0. 000 3 (0. 000 5)
<i>gov</i>	-0. 076 9 *** (0. 001 5)	0. 000 6 (0. 000 7)
<i>urban</i>	-0. 017 5 *** (0. 000 9)	-0. 000 0 (0. 000 4)
<i>hr</i>	-0. 000 2 *** (0. 000 0)	-0. 000 1 *** (0. 000 0)
<i>ind</i>	0. 017 9 *** (0. 002 5)	-0. 000 4 (0. 001 2)
<i>edu</i>	-0. 016 8 *** (0. 002 1)	-0. 001 2 (0. 001 0)
<i>lnpeople</i>	-0. 070 1 *** (0. 004 0)	-0. 000 7 (0. 001 6)
<i>fiscal</i>	-0. 052 0 *** (0. 001 0)	0. 000 3 (0. 000 5)
常数项	0. 639 3 *** (0. 005 7)	0. 425 9 *** (0. 002 4)
城市对固定效应	未控制	控制
时间固定效应	未控制	控制
样本量	402 435	402 435
<i>R</i> ²	0. 031 0	0. 804 6

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著,小括号内为聚类到城市对层面的标准误,后表同。

(二) 平行趋势假设评估

采用双重差分模型评估城市群政策对区域协调发展影响的重要前提在于:在国家级城市群被批复前,控制组和处理组的区域协调发展水平保持一致的变化趋势。本文采用事件研究法来考察城市群政策影响区域协调发展的动态效应,以政策实施前第 5 期作为基期进行估计;为避免多重共线性,将-5 期的虚拟变量剔除。由图 1 可知,政策实施前各期估计系数均在 0 附近,且没有通过显著性检验,这表明在国家级城市群被批复前,控制组和处理组的区域协调发展水平并不存在明显差异,满足事前趋势假定。动态效应方面,政策实施后仅第 2 期显著,表明城市群政策的协调效应具有阶段性特征。城市群政策落地后需要经历具体措施实施、基础设施条件改善以及市场主体响应等过程,因而可能存在一定传导时滞,并在实施一段时期后集中显现。此后,随着政策进入常态化运行阶段,新增效应可能减弱。同时,远期事件期的有效处理批次和观测数量减少,也会降低估计精度。鉴于政策实施后各期估计系数均保持正向,后续时期未达到统计显著水

平,可能更多反映政策效应的阶段性变化及估计精度差异。

(三) 内生性分析

考虑到城市群政策和区域协调发展可能存在反向因果导致的内生性问题,本文借鉴柯蕴颖等^[15]的研究,选取河流密度作为工具变量。一方面,河流密度属于地理自然变量,不会直接影响区域协调发展,满足排他性约束。另一方面,河流是交通运输和空间联系的重要载体,会影响城市间人员、物资和信息交流的便利程度,河流密度较高的地区更容易形成紧密的区域联系网络,从而提高城市群政策落地的可能性,满足相关性要求。

表 4 内生性分析回归结果

变量	(1)	(2)
<i>did</i>		0.207 5*** (0.021 9)
<i>IV</i>	0.038 2*** (0.002 1)	
控制变量	控制	控制
城市对固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
Kleibergen-Paap rk <i>LM</i>	309.255 0 {0.000 0}	
Kleibergen-Paap rk Wald <i>F</i>	333.522 0 [16.380 0]	
样本量	402 435	402 435

注:大括号内为不可识别检验对应的 *P* 值,中括号内为 Stock-Yogo 弱有效性检验在 10%水平下的临界值。

(四) 稳健性检验

1. 异质性处理效应检验

在双向固定效应框架下,采用多期双重差分模型估计可能存在时间和组别异质性,导致同一处理对于不同个体的效果存在偏差。为进一步检验基准结论的可靠性,本文采用更为稳健的估计方法:使用插补估计量,基于未处理观测构建反事实结果;采用组别-时期平均处理效应估计量,按处理批次识别政策效应,以减少不同处理时点之间不当比较带来的估计偏误。表 5 回归结果显示,三种方法所得的城市群政策虚拟变量的回归系数均在 1%水平下显著为正。尽管不同估计量的系数大小有所差异,但其方向与统计显著性高

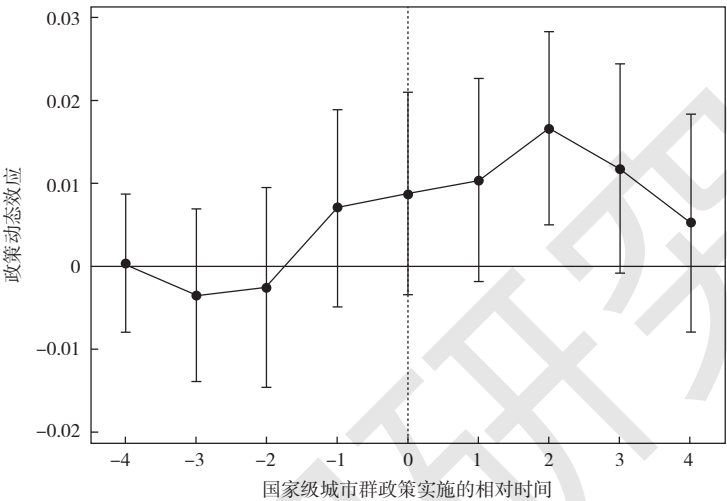


图 1 平行趋势假设评估结果

在城市对层面,考虑到河流密度几乎不随时间变化,进一步将年份虚拟变量与河流密度差异交乘,作为城市群政策的工具变量。本文参考孙伟增等^[34]的做法检验工具变量的排他性,计算工具变量与模型(1)残差项的相关系数。由结果可知,该相关系数为 0.012 1,且在统计意义上并不显著,表明工具变量与模型中未被观测因素之间不存在显著的相关性,不会通过其他途径直接影响区域协调发展。由表 4 列(2)回归结果可知,城市群政策虚拟变量的回归系数仍在 1%水平下显著为正,表明在考虑内生性问题后,城市群政策仍能够促进区域协调发展。需要说明的是,为保证工具变量的有效性,本文进行了不可识别检验和弱有效性检验,上述检验均拒绝原假设,说明工具变量是恰当且有效的。

度一致,表明在充分考虑异质性处理效应后,国家级城市群政策促进区域协调发展的基本结论仍然成立。

表 5 异质性处理效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>did</i>	0.010 5*** (0.001 3)	0.003 5*** (0.001 3)	0.010 2*** (0.001 3)
控制变量	控制	控制	控制
城市对固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
样本量	402 435	402 435	402 435

注:列(1)参考博鲁夏克等(Borusyak et al.)^[35]使用插补估计量,列(2)参考卡拉韦和圣安娜(Callaway & Sant'Anna)^[36]使用组别-时期平均处理效应估计量,列(3)参考孙和亚伯拉罕(Sun & Abraham)^[37]使用组别-时期平均处理效应估计量。

2. 其他稳健性检验^①

一是安慰剂检验。二是替换被解释变量,采用夜间灯光指数和地区生产总值测算卡瓦尼(Kakwani)指数衡量区域不协调程度。同时,从经济活力、公共服务、基础设施以及生态环境四个维度构建区域协调发展综合指标^②。三是排除高铁开通、智慧城市、“宽带中国”战略、创新型城市试点、国家电子商务示范城市创建、跨境电商综合试验区及自由贸易试验区等政策的干扰。四是采用倾向得分匹配-双重差分(PSM-DID)法重新进行估计。五是进一步控制城市群固定效应。六是稳定个体处理值假设检验。分别将距离入选城市 100 公里、200 公里、300 公里、400 公里以内,可能处于政策影响范围内的控制组样本剔除后,重新回归。同时,通过软件 ArcGIS 按年份识别政策入选城市周边的相邻城市,将入选城市相邻的控制组城市予以剔除后,重新回归。

上述各项稳健性检验结果与基准回归结果基本一致,说明本文核心结论是稳健的。

(五) 机制检验

前文理论分析表明,技术、资本及劳动力要素市场一体化是城市群政策促进区域协调发展的三种重要机制。本文借鉴于周顺和张玉书^[38]的思路,以机制变量为被解释变量,直接考察城市群政策对各条作用机制的影响,据此识别其推动区域协调发展的内在传导过程。机制检验模型设定如下:

$$MECH_{it} = \alpha + \beta did_{it} + X'_{it}\gamma + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $MECH_{it}$ 表示机制变量,其余变量含义与基准回归模型一致^③。

1. 技术要素市场一体化机制

从技术要素市场一体化的视角看,城市群政策通过破除知识溢出、技术转移以及跨区域协同创新的行政壁垒,促进技术要素市场的整合与效率提升,从而为区域协调发展提供动力。如果这一机制成立,将观察到如下三个典型现象:区域间知识溢出过程加速;区域间技术转移更加活跃;区域创新主体之间的协作联系不断强化。在知识溢出方面,已有研究通常选用专利数量、存量研发投入、技术邻近度、技术引进等指标衡量知识溢出^[39]。考虑到知识溢出既会受到地理距离的影响,又会受到知识存量的影响。本文借鉴刘华军

① 限于篇幅,其他稳健性检验具体回归结果略。

② 替换被解释变量为城市层面的测算指标。

③ 除异地投资外,其他均为城市层面指标。

等^[40]的研究,采用修正的引力模型测算区域间的知识溢出量^①。在技术转移方面,本文基于专利权的变更信息识别专利转让人和受让人所在城市,按照年份和城市进行加总,得到城市每万人专利转移数量,以此度量城市间技术转移。在跨区域协同创新方面,参考柯蕴颖等^[15]采用城市人均合作申请专利数和人均合作申请发明专利数衡量城市合作创新水平。其中,城市合作创新数据以两个及两个以上的跨城市合作申请专利数量作为代理变量,将清洗得到的所有跨城联合申请专利数按照城市进行加总得到城市-年份数据。由表6前四列回归结果可知,城市群政策虚拟变量的回归系数至少在5%水平下显著为正,即城市群政策确实能够促进知识溢出、技术转移和跨区域协同创新。知识溢出反映技术信息的跨区域扩散与共享,技术转移体现技术成果突破行政边界实现流转与配置,跨区域协同创新反映区域创新主体之间的协同研发与联合创新。三类指标分别对应技术要素流动、转化与协同创新的不同环节,共同反映了技术要素市场一体化程度。而技术要素市场一体化有助于跨区域知识重组整合,打破区域技术创新边界,能够有效破解欠发达地区因知识收益递减导致的“低端锁定”困境,从而有效促进区域协调发展,假设2得以验证。

2. 资本要素市场一体化机制

从资本要素市场一体化的视角看,城市群政策通过缓解资本错配、促进资本跨区流动,成为推动区域协调发展的关键机制,其核心在于构建统一高效的资本要素市场。若这一机制成立,将观察到如下两个典型现象:城市间资本配置效率显著提升;资本流动更加畅通。在资本配置效率方面,本文参考白俊红和刘宇英^[41]的方法测算资本错配指数,对其取绝对值,绝对值数值越小说明资本错配程度越低,则资本配置效率越高^②。由表6第五列回归结果可知,城市群政策虚拟变量的回归系数在5%水平下显著为负,这说明城市群政策有助于改善资本错配程度。在资本流动畅通方面,一方面,由于风险投资对不确定性高度敏感,城市群政策若能够加速资本要素跨区域流动,则将显著促进风险投资活动。因此,本文使用风险投资金额来衡量城市风险投资水平。另一方面,城市群政策能够通过强化区域联通与制度协同,降低企业异地投资成本,增加企业异地投资,促进资本跨区域流动与优化配置,进而推动资本要素市场一体化。本文采用上市公司的异地子公司数量衡量企业的异地投资,将母公司注册地所在城市界定为资本流出地,将子公司注册地所在城市界定为资本流入地,从而在同一城市对框架下识别资本流动方向,并有效控制流出地与流入地层面不可观测因素的影响^③。由表6第六列和第七列回归结果可知,城市群政策虚拟变量的回归系数至少在10%水平下显著为正,即城市群政策确实能够增加风险投资额,促进企业异地投资,加速资本要素跨区流动。综上所述,城市群政策通过打破城市群内部的行政壁垒,推动资本要素市场一体化,缓解资本错配,促进资本要素自由流动,最终助力区域协调发展,假设3得以验证。

3. 劳动力要素市场一体化机制

从劳动力要素市场一体化的视角看,城市群政策有助于优化劳动力市场的匹配机制,提升劳动力市场匹配效率,弱化区域间劳动力市场分割程度,为区域协调发展提供动力。若这一机制成立,将观察到如下两个典型现象:城市间劳动力市场分割程度减弱;城市间劳动力配置效率提升。在劳动力市场分割程度方面,本文参考崔琳昊和冯烽^[42]的方法,采用城市间劳动力要素价格比变化的方差测度劳动力市场分割程度,若方差越大,表明劳动力市场分割程度越大^④。在劳动力配置效率方面,本文亦参考白俊红和刘宇英^[41]的方法测算劳动力错配指数,对其取绝对值,绝对值数值越小说明劳动力错配程度越低,则劳动力配置效率越

① 限于篇幅,知识溢出测算公式略。

② 限于篇幅,资本错配指数和下文劳动力错配指数测算过程略。考虑到资源错配可能存在一定的路径依赖,加入两类错配指数的一阶滞后项,采用系统广义矩估计(SYS-GMM)法进行估计。两类错配指数估计时,AR(1)P值均小于0.1,AR(2)P值均大于0.1,汉森(Hansen)检验P值均大于0.1。

③ 异地投资机制检验时,同时控制母公司×子公司所在城市固定效应、母公司所在城市固定效应、子公司所在省份固定效应进行回归。

④ 限于篇幅,价格法测算劳动力市场分割过程略。

高。由表 6 最后两列回归结果可知,城市群政策虚拟变量的回归系数在 1%水平下显著为负,这说明城市群政策有助于形成劳动力要素市场一体化。要素禀赋的空间不平等是构成区域发展不平衡、不协调的核心症结。降低劳动力市场分割程度,缓解要素错配程度可以使滞留于低效部门的资源流向高效部门,从而改善区域不协调程度。因而,假设 4 得以验证。

表 6 机制检验回归结果

变量	技术要素市场一体化				资本要素市场一体化			劳动力要素市场一体化	
	知识溢出	技术转移	城市合作创新		资本错配	风险投资	异地投资	劳动力市场分割	劳动力错配
did	4.629 6** (1.861 7)	0.585 1*** (0.153 2)	0.317 5*** (0.112 6)	0.215 0*** (0.071 7)	-0.049 9** (0.022 6)	0.215 2* (0.117 6)	0.233 1*** (0.020 7)	-0.007 5*** (0.001 9)	-0.192 5*** (0.059 3)
常数项	35.385 9*** (13.624 7)	6.245 5*** (1.298 0)	3.641 0*** (1.002 0)	2.145 2*** (0.721 9)	0.388 3** (0.178 1)	1.247 1*** (0.404 0)	2.788 0*** (0.463 9)	-0.007 8 (0.013 7)	2.371 1*** (0.399 2)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2 981	2 964	2 981	2 981	2 136	2 937	182 419	2 981	2 136
R ²	0.816 4	0.822 4	0.907 6	0.890 3		0.707 9	0.204 0	0.315 6	

(六) 异质性分析

不同城市在城市群空间结构、政策导向、资源禀赋及区域一体化程度等方面存在显著差异,其对于区域协调发展的作用也呈现出明显的异质性。因此,有必要考察城市群空间结构、核心边缘结构、城市间行政分割、发展水平、规模等因素产生的差异化影响。

第一,依据城市群内中心城市数量差异,可以划分为单中心城市群和多中心城市群。本文按城市对所属城市群的中心性结构进行分组:若处理组内同一城市对中的两个城市均属于多中心城市群,则为多中心城市-多中心城市组;若两个城市分别属于多中心城市群和单中心城市群,则为多中心城市-单中心城市组;若两个城市均属于单中心城市群,则为单中心城市-单中心城市组,然后分别与控制组样本进行回归。结合组间系数差异检验,由表 7 前三列回归结果可知,城市群政策对区域协调发展的促进作用在多中心城市间更明显,在多中心城市和单中心城市间的作用次之,在单中心城市间呈现负向效应。这可能是由于,单中心城市群在发展初期凭借核心城市的集聚外部性,能够高效吸引资源要素,提升经济效率。然而当中心城市规模扩张至临界点后,集聚负外部性逐渐显现,抑制了区域协调发展动能。而多中心城市群则通过功能分工、要素共享、协同创新等网络化机制,在保留集聚经济正向效应的同时,依托多节点的资源再配置能力缓解区域失衡。因而,多中心城市群更易形成具有韧性的区域协调发展格局。

第二,国家级城市群规划政策强调发挥核心城市的辐射带动作用。为明晰城市群政策是否会导致核心城市和边缘城市的协调效应增强,本文进一步考察核心城市间、边缘城市间、核心城市和边缘城市间的异质性影响。依据各个国家级城市群发展规划文本中的城市定位,对核心城市与边缘城市重新进行识别,将 19 个城市认定为核心城市^①,其余样本城市认定为边缘城市,进行分样本回归。由表 7 后三列回归结果可知,

^① 19 个核心城市包括:北京市、长春市、长沙市、成都市、重庆市、广州市、哈尔滨市、呼和浩特市、兰州市、南昌市、南宁市、上海市、深圳市、石家庄市、天津市、武汉市、西安市、西宁市和郑州市。

城市群政策对三类城市组合的区域协调效应具有明显的层级差异,核心城市-核心城市表现为抑制作用,核心城市-边缘城市和边缘城市-边缘城市均表现为促进作用,结合组间系数差异检验,核心城市与边缘城市之间的促进效应更强。这可能是因为核心城市原本已具有较强的资源集聚能力和高阶城市功能,政策实施后弱化行政边界约束,降低跨城流动成本,强化高端要素再配置,放大核心城市间能级差异,由此表现为对区域协调发展的抑制效应。相比之下,核心城市和边缘城市之间的正向效应主要源于核心城市的辐射带动与边缘城市的梯度承接。城市群政策通过基础设施互联、产业链延伸与公共服务外溢,将核心城市的市场、技术和资本优势向周边城市传导,推动边缘城市嵌入更大范围的区域分工体系,从而缩小核心城市与边缘城市的差距。

表 7 异质性分析回归结果 I

变量	城市群空间结构			核心边缘结构		
	多中心- 多中心	多中心- 单中心	单中心- 单中心	核心城市- 核心城市	核心城市- 边缘城市	边缘城市- 边缘城市
<i>did</i>	0.013 9*** (0.001 6)	0.007 4*** (0.001 9)	-0.010 5** (0.004 7)	-0.013 7** (0.005 6)	0.009 3*** (0.003 3)	0.007 3*** (0.001 4)
常数项	0.419 0*** (0.002 6)	0.428 1*** (0.002 6)	0.425 9*** (0.002 8)	0.471 3*** (0.022 9)	0.438 8*** (0.006 9)	0.424 3*** (0.002 6)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市对固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	341 097	321 596	278 631	1 881	52 668	347 886
<i>R</i> ²	0.803 9	0.802 2	0.801 8	0.906 8	0.780 5	0.807 8

第三,由于地方政府的管理权限被限定于行政辖区内,不同辖区间的政策制定存在地方性差异和相互竞争,这种现象制约了跨区域的信息、资源共享和交流,对区域协调发展形成制度性障碍。本文参考方锦程等^[10]的做法,采用城市单位面积内的乡级行政区划数量衡量行政分割程度,并计算每个城市对的行政分割程度差的绝对值,从而得到每一个城市对行政分割差异,将其与城市群政策虚拟变量 *did* 交乘构造交互项进行异质性分析。由表 8 第一列回归结果可知,两个城市的行政分割程度差异性越大,城市群政策对区域协调发展的正向影响越大。究其原因,行政分割程度差异性更大的城市群间通过实施城市群政策能够更有效地突破行政壁垒,这种制度性改革不仅促进了要素的跨区域优化配置,还通过消除市场分割,显著提升了区域协调发展的整体成效。

第四,城市间发展水平差距的不同会影响城市群政策的协调效应。本文计算每个城市对的人均夜间灯光值差的绝对值,从而得到每一个城市对发展水平差异,将其与城市群政策虚拟变量 *did* 交乘构造交互项进行异质性分析。由表 8 第二列回归结果可知,两个城市的发展水平越接近,城市群政策促进区域协调发展的作用越强。这可能在于,发展水平接近的城市在基础设施需求、产业结构和治理能力等方面具有更高的一致性,从而显著减少政策协调和跨区域合作的成本与障碍,使城市群政策红利得以更高效、更均衡地释放,进而推动区域协调发展。同时,这种相似性也为城市间在同一发展阶段上实现双向知识溢出和要素流动创造了更加有利的条件,使城市群政策更容易发挥促进区域协调发展的积极作用,减少因发展差距过大而导致的单向虹吸、恶性竞争或分工锁定等不利于整体协调发展的现象。

第五,城市规模差距也会影响城市群政策的协调效应。本文依据《国务院关于调整城市规模划分标准的通知》,以 2011 年人口数为基础,将城市划分为五类七档,并从 1 到 7 赋值,进而计算每个城市对城市规模

等级差的绝对值,以衡量城市对之间的规模差异,将其与城市群政策虚拟变量 *did* 交乘构造交互项进行异质性分析。由表 8 第三列回归结果可知,城市规模越相近,城市群政策促进区域协调发展的作用越强。可能的原因在于,规模相近的城市之间合作成本和协调障碍较低,更容易形成稳定的分工格局,减少零和博弈。同时,城市间要素流动更倾向于在空间上实现相对均衡,而非向少数核心城市过度集中,从而在总体上强化了区域协调效应。

表 8 异质性分析回归结果 II

变量	城市间行政分割差距	城市间发展水平差距	城市规模差距
<i>did</i>	-0.000 4 (0.001 8)	0.009 7*** (0.001 5)	0.018 3*** (0.001 9)
<i>did</i> × <i>division</i>	1.667 4*** (0.214 8)		
<i>division</i>	0.565 9*** (0.180 7)		
<i>did</i> × <i>plight</i>		-0.119 5*** (0.022 9)	
<i>plight</i>		-2.102 5*** (0.044 0)	
<i>did</i> × <i>scale</i>			-0.008 4*** (0.001 3)
<i>scale</i>			—
常数项	0.422 8*** (0.002 6)	0.497 5*** (0.002 8)	0.426 0*** (0.002 4)
控制变量	控制	控制	控制
城市对固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
样本量	402 435	402 435	402 435
<i>R</i> ²	0.804 7	0.813 7	0.804 6

注:*scale* 为城市对层面不随时间变化的分组变量,其主效应与城市对固定效应完全共线,因此被城市对固定效应吸收,无法单独识别。

五、结论与建议

区域协调发展战略的核心是在集聚中走向平衡,以平衡进一步促进发展。本文基于城市网络外部性和多维邻近性理论,将要素市场一体化纳入理论分析框架,从技术、资本以及劳动力要素市场一体化三个维度,分析城市群政策对区域协调发展的影响及其作用机制。在此基础上,选取 2012—2022 年中国 271 个地级及以上城市为样本,构建 36 585×11 个城市对面板数据,并以入选国家级城市群规划构造准自然实验,实证检验了城市群政策对区域协调发展的作用。研究发现,城市群政策促进了区域协调发展。机制分析表明,城市群政策通过推动技术要素市场、资本要素市场以及劳动力要素市场的一体化进程,为区域协调发展提供核心动力。异质性分析表明,城市群政策对区域协调发展的作用存在异质性。就城市群空间结构而言,政策效应在多中心城市间最为明显,在多中心城市和单中心城市之间次之,在单中心城市间呈现负向效应。就核心边缘结构而言,政策效应在核心城市之间表现为抑制作用,在核心城市和边缘城市间以及边缘

城市间均表现为促进作用,且核心城市和边缘城市间的促进效应更强。进一步地,当城市间的行政分割程度差异越大、发展水平越接近、城市规模越相近时,城市群政策对区域协调发展的促进作用越强。

根据上述研究结论,本文提出如下政策建议:

第一,分类推进不同区域、不同发展阶段城市群的协同治理。对长三角、粤港澳等市场化基础较好、要素流动较为活跃的成熟城市群,其协调发展的主要约束已不再是基础设施联通不足,而更多表现为跨区域规则不统一、标准不衔接和治理协调不充分。因而,政策重点应由增量扩张转向规则统一,集中清理跨省市市场准入、公共资源交易、资质认证、环境标准和政务服务中的制度差异,建立跨省联席会议、年度任务清单和落实评估机制,提升制度协同的稳定性与执行力。对长江中游、成渝等仍处于功能整合与能级提升阶段的城市群,应优先补齐交通联通、产业协作和公共服务共享短板,依托跨市产业合作园区、综合交通廊道和公共服务共建项目,增强边缘城市承接产业转移与吸纳要素流入的能力,避免在基础条件尚未夯实的情况下片面追求区域协调发展。

第二,深化统一大市场建设,破除要素流动的隐性壁垒。通过平台共建、规则互认和机制协同,稳步推进城市群内部要素市场一体化。在技术要素方面,可依托城市群建设统一的技术交易与成果转化平台,推动科研仪器开放共享、科技项目联合揭榜和技术合同跨城登记。在资本要素方面,可探索跨市产业基金联投、政府引导基金协同和园区收益分享机制,弱化地方政府围绕税源和项目展开属地竞争的激励。在劳动力要素方面,应优先推进职业资格互认、社会保险转移接续、人才住房和随迁子女教育等政策衔接,降低高技能劳动力跨市流动的制度成本。对发展水平接近、城市规模相近的城市组合,可率先开展规则互认和平台共建试点,形成由点到面的制度整合路径。

第三,构建梯度赋能的多中心网络,激活次级增长极功能。应积极倡导以跨区域协同治理机制建设为抓手,加快培育非省会或经济实力强的次级增长极,推动核心城市发展动能向边缘节点城市转移扩散。一是实施强节点城市培育计划,在核心成熟城市群选定适宜的非省会节点城市,通过国家级产业创新载体定向布局,如国家实验室分中心、大科学装置等提升能级。二是创新动能传导机制,试点核心城市创新税转移支付,例如可按技术交易额比例提取反哺腹地。三是依托国土空间规划构建核心城市—战略节点—中小城市三级空间赋能体系,通过在城市群内培育多中心发展模式,推动城市群内部形成核心引领、多点支撑、全域联动的协同发展格局,最终促进全域城市协调发展。此外,对于行政分割差异较大的城市,应将规则衔接、标准互认和政务协同作为政策突破口,重点推进市场准入、公共服务和要素配置规则对接。对于发展水平接近、城市规模相近的城市,应强化平行分工与功能协作,优先布局产业配套、协同创新和公共平台共建项目,避免因层级差距过大形成单向依附与虹吸效应,由此提升制度整合效率与横向协同水平,更好地释放城市群政策的区域协调效应。

参考文献:

- [1] Li L, Ma S J, Zheng Y L, et al. Integrated regional development: comparison of urban agglomeration policies in China[J]. Land Use Policy, 2022, 114:105939.
- [2] Meijers E J, Burger M J. Stretching the concept of 'borrowed size' [J]. Urban Studies, 2017, 54(1): 269-291.
- [3] 陆铭, 李鹏飞. 城乡和区域协调发展[J]. 经济研究, 2022, 57(8): 16-25.
- [4] 年猛, 张海鹏, 王垚. 中国区域协调发展战略的增长贡献: 兼论区域政策路径之争[J]. 中国社会科学, 2024(4): 24-45.
- [5] 段玉婉, 方萱, 陈斌开, 等. 中间品市场、国内贸易成本与区域协调发展[J]. 世界经济, 2023, 46(11): 3-29.
- [6] 郭冬梅, 郑怡林, 李昕, 等. 公路网络、产品贸易与区域协调发展[J]. 经济研究, 2025, 60(5): 72-88.
- [7] 林晨, 陈荣杰, 徐向宇. 外部产业投资与区域协调发展: 来自“三线建设”地区的证据[J]. 经济研究, 2022, 57(3): 173-190.
- [8] 余林徽, 马博文. 资源枯竭型城市扶持政策、制造业升级与区域协调发展[J]. 中国工业经济, 2022(8): 137-155.
- [9] 龚锋, 马旭. 地方政府合作的增长与协调效应研究[J]. 经济研究, 2026, 61(2): 24-47.

- [10] 方锦程,刘颖,高昊宇,等. 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[J]. 管理世界,2023,39(9):124-142.
- [11] 马述忠,张道涵,胡增玺. 数字知识流动如何促进区域协调发展:兼论经济增长和平衡发展双重目标[J]. 中国工业经济,2025(2):80-98.
- [12] 周密,张心贝,张恩泽. 蛙跳现象与区域协调发展:动力测算与影响模拟[J]. 中国工业经济,2024(11):43-61.
- [13] 张洪鸣,孙铁山. 中国城市群城市经济增长的网络外部性及其作用机制[J]. 经济与管理研究,2022,43(2):48-64.
- [14] 杨建坤,张学良,魏新月. 国家级城市群发展规划对省界毗邻县经济发展的影响研究[J]. 经济与管理研究,2023,44(12):44-66.
- [15] 柯蕴颖,张青睿,王光辉. 城市群政策推动区域合作创新:在交流中寻求融合、在集聚中走向扩散[J]. 经济学(季刊),2025,25(2):343-359.
- [16] Guo L, Tang M G, Wu Y M, et al. Government-led regional integration and economic growth: evidence from a quasi-natural experiment of urban agglomeration development planning policies in China[J]. Cities, 2025, 156: 105482.
- [17] 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.
- [18] Jiang N N, Jiang W. How does regional integration policy affect urban resilience?: Evidence from urban agglomeration in China[J]. Environmental Impact Assessment Review, 2024, 104: 107298.
- [19] 王家庭,姜铭烽. 国家级城市群规划与国内大循环:规模、结构与网络演化[J]. 南开经济研究,2025(1):128-144.
- [20] Tang K, Wang Y Y, Wang H J. The impact of innovation capability on green development in China's urban agglomerations[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2024, 200: 123128.
- [21] 尚虎平,刘俊腾. 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[J]. 改革,2025(1):138-154.
- [22] Huang X T, Shi X L. Functional division of urban agglomerations and regional coordinated development: an empirical study based on panel data of urban agglomerations in China[J]. The Annals of Regional Science, 2025, 74(3): 70.
- [23] Burger M J, Meijers E J. Agglomerations and the rise of urban network externalities[J]. Papers in Regional Science, 2016, 95(1): 5-16.
- [24] 张学良,李培鑫,李丽霞. 政府合作、市场整合与城市群经济绩效:基于长三角城市经济协调会的实证检验[J]. 经济学(季刊),2017,16(4):1563-1582.
- [25] Wang Q, Liu X Y, Zhang F, et al. Subways and the diffusion of knowledge: evidence from China[J]. China & World Economy, 2022, 30(4): 60-99.
- [26] Murata Y, Nakajima R, Okamoto R, et al. Localized knowledge spillovers and patent citations: a distance-based approach[J]. The Review of Economics and Statistics, 2014, 96(5): 967-985.
- [27] 陈志远,于皓,张杰. 中国知识溢出本地化的行政边界效应研究[J]. 中国工业经济,2025(1):81-99.
- [28] 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,2020,36(5):36-51.
- [29] 孙伟坤,张柳钦,万广华,等. 政务服务一体化对资本流动的影响研究:兼论政府在全国统一大市场建设中的作用[J]. 管理世界,2024,40(7):46-68.
- [30] 刘晨晖,陈长石. 劳动力流动、技能匹配与地区经济差距[J]. 经济研究,2022,57(7):45-63.
- [31] Giuliano G, Kang S, Yuan Q. Agglomeration economies and evolving urban form[J]. The Annals of Regional Science, 2019, 63(3): 377-398.
- [32] Braakmann N, Vogel A. How does economic integration influence employment and wages in border regions?: The case of the EU enlargement 2004 and Germany's eastern border[J]. Review of World Economics, 2011, 147(2): 303-323.
- [33] Chen Z Q, Yu B L, Yang C S, et al. An extended time series (2000-2018) of global NPP-VIIRS-like nighttime light data from a cross-sensor calibration[J]. Earth System Science Data, 2021, 13(3): 889-906.
- [34] 孙伟坤,司璐,吕越. 数字经济发展、资本跨区域非对称流动与异地分类投资[J]. 经济研究,2025,60(3):69-86.
- [35] Borusyak K, Jaravel X, Spiess J. Revisiting event-study designs: robust and efficient estimation[J]. The Review of Economic Studies, 2024, 91(6): 3253-3285.
- [36] Callaway B, Sant' Anna P H C. Difference-in-differences with multiple time periods[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 200-230.
- [37] Sun L Y, Abraham S. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 175-199.
- [38] 于周顺,张玉书. 产融合作政策是否促进了制造业服务化?:基于 Zephyr 并购交易数据库的实证研究[J]. 经济与管理研究,2025,46(6):62-81.
- [39] 赵佩佩,江曼琦. 城市群中心城市知识溢出与创新外部性[J]. 经济与管理研究,2025,46(8):76-94.
- [40] 刘华军,刘传明,孙亚男. 中国能源消费的空间关联网络结构特征及其效应研究[J]. 中国工业经济,2015(5):83-95.
- [41] 白俊红,刘宇英. 对外直接投资能否改善中国的资源错配[J]. 中国工业经济,2018(1):60-78.
- [42] 崔琳昊,冯烽. 数字经济如何影响城市间劳动力市场分割:“加深鸿沟”还是“熨平丘壑”? [J]. 当代经济科学,2025,47(2):54-65.

Urban Agglomeration Policy and Coordinated Regional Development

ZHOU Jingkui, HE Changlei

(Nankai University, Tianjin 300071)

Abstract: As the primary spatial form of new urbanization, urban agglomerations have become the core engine driving the modernization of Chinese cities, further shaping the coordination and balance among cities. Grounded in theories of urban network externalities and multidimensional proximity, this paper leverages the phased implementation of the national urban agglomeration policy to construct a city-pair panel dataset comprising 271 prefecture-level and above cities in China from 2012 to 2022. It employs a multi-period difference-in-differences (DID) model to examine the relationship between this policy and coordinated regional development.

The findings indicate that the urban agglomeration policy promotes coordinated regional development. Mechanism analysis confirms that the promoting effect operates by fostering the integration of technology, capital, and labor markets. Furthermore, the coordinating effect of urban agglomeration policies exhibits distinct asymmetries across cities: stronger effects are observed among polycentric, core, and peripheral cities. The promoting effect is amplified by greater heterogeneity in administrative fragmentation, greater similarity in development levels, and greater similarity in city sizes. To this end, collaborative governance of urban agglomerations should be advanced by region and development stage; efforts to build a unified national market should be deepened to remove hidden barriers to the flow of factors; and a gradient-empowered multi-centered network should be established to activate the functions of secondary growth poles.

The marginal contributions are threefold. First, this paper constructs a theoretical analytical framework to examine the impact of urban network externalities on coordinated regional development, integrating network externalities into the core logical chain. According to multidimensional proximity theory, dynamic matching mechanisms exist among geographical, institutional, industrial, and cognitive proximities. Together, these shape the diffusion mechanisms of knowledge spillovers, the organizational logic of capital collaboration, and the spatial pathways of labor mobility, thereby providing a more explanatory theoretical foundation for understanding the intrinsic mechanisms. Second, by examining coordinated regional development from a perspective of city pairs, this paper extends the analyses to the level of relative relationships between cities, which can more directly identify dynamic changes in the convergence of disparities, the strengthening of connections, and functional synergy among cities, fully revealing the relational and network attributes of coordinated regional development. Third, this paper systematically examines the overall impact of the urban agglomeration policy on coordinated regional development and identifies policy mechanisms through the integration of technology, capital, and labor markets. Additionally, it comprehensively identifies the heterogeneous boundaries of policy effects. This paper offers references for strengthening coordinated linkages within urban agglomerations and deepening cross-administrative region cooperation.

Keywords: urban agglomeration policy; coordinated regional development; network externality; multidimensional proximity; factor market integration

编校:周 斌