

城市群建设如何推动城际联合创新： 基于多维邻近性视角的解释

张青睿^{1,2}, 毛艳华^{1,2}, 柯蕴颖³, 陈刚⁴

- (1. 中山大学区域开放与合作研究院, 广东 广州 510275;
2. 中山大学港澳珠江三角洲研究中心, 广东 广州 510275;
3. 广东金融学院金融数学与统计学院, 广东 广州 510520;
4. 江西财经大学经济与社会发展研究院, 江西 南昌 330013)

摘要:行政区划壁垒、要素流动受限引致的创新资源区域分布不均,严重阻碍了跨区域和跨组织间的联合创新活动。基于2011—2019年中国19个城市群204组城市对的面板数据,借助国家级城市群政策实施这一“准自然实验”,建立多期双重差分模型探讨城市群建设对城际联合创新水平的影响及作用途径。研究表明:城市群建设有效提升了城市群内部城市间的创新合作水平,该结论经过工具变量修正内生性问题与一系列稳健性检验后仍然成立;地理邻近、技术邻近和制度邻近能够正向调节城市群建设的作用效果,而组织邻近和文化邻近并非是影响建设效应起效的主要因素;在城市群一体化发展的背景下,知识流动具备方向性特征,即知识一方面由核心城市向边缘城市溢出,另一方面流动壁垒仍存在于不同禀赋的城市之间。研究结果对于中国未来城市群的发展与完善、优化经济结构与转换增长动力提供了新的思路。

关键词:城市群政策;城际合作;合作专利;多维邻近性;知识流动

中图分类号:F293.1 文献标识码:A 文章编号:1005-0566(2024)12-0087-11

How does city cluster construction promote collaborative intercity innovation: An explanation based on a multidimensional proximity perspective

ZHANG Qingrui^{1,2}, MAO Yanhua^{1,2}, KE Yunying³, CHEN Gang⁴

- (1. Institute of Regional Openness and Cooperation, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China;
2. The Center for Studies of Hong Kong Macao and Pearl River Delta, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China;
3. School of Financial Mathematics & Statistics, Guangdong University of Finance, Guangzhou 510520, China;
4. Institute for Economic and Social Development, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, China)

Abstract: Uneven regional distribution of innovation resources due to administrative barriers and factor mobility constraints has seriously impeded cross-regional and cross-organizational joint innovation activities. Based on the panel data of 204 city pairs in 19 city clusters in China from 2011 to 2019, this paper establishes a multi-period double-difference model with the

收稿日期:2024-07-09 修回日期:2024-12-16

基金项目:国家社会科学基金重大项目“新时代粤港澳大湾区协调发展机制体系研究”(18ZDA041);南方海洋科学与工程广东省实验室(珠海)资助项目“新形势下澳门融入国家发展大局的战略路径与体制机制创新研究”(SML2020SP002);江西省社会科学基金项目“江西加快对接融入长三角科技创新共同体的路径研究”(24GL37)。

作者简介:张青睿(1993—),男,河南信阳人,中山大学区域开放与合作研究院、港澳珠江三角洲研究中心博士后,研究方向为城市与区域经济。通信作者:毛艳华。

help of a quasi-natural experiment on the implementation of national city cluster policy to explore the impact of city cluster construction on the level of inter-city co-innovation and the way it works. The conclusions are as follows: the construction of city clusters effectively enhances the level of innovation cooperation among cities within city clusters, and this conclusion still holds after the instrumental variables are corrected for endogeneity and a series of robustness tests; geographic proximity, technological proximity and institutional proximity positively regulate the effect of the construction of city clusters, whereas organizational and cultural proximity are not major factors influencing the effect of the construction. Under the background of integrated development of city clusters, knowledge flows have directional characteristics, i. e., knowledge overflows from core cities to peripheral cities on the one hand, and on the other hand, flow barriers still exist between cities with different endowments. The conclusions of the study provide new ideas for the development and improvement of China's future city clusters, optimization of economic structure and transformation of growth momentum.

Key words: Urban agglomeration policy; intercity cooperation; cooperative patents; multidimensional proximity; knowledge flows

作为现阶段区域发展的主要空间载体和重要支撑平台,城市群对持续推动中国经济高质量发展起着举足轻重的作用。自 2006 年国家“十一五”发展规划首次提出“要把城市群作为推进城镇化的主体形态”的理念后,以城市群为依托重构中国经济地理格局的理念多次出现在各项国家重大发展战略文件中。2018 年 11 月,中共中央、国务院发布的《关于建立更加有效的区域协调发展新机制的意见》明确指出,加快以京津冀城市群、长三角城市群、粤港澳大湾区等城市群推动国家重大区域战略融合发展。伴随着一系列配套政策的出台和各级政府的努力,中国城市群的一体化水平逐步得到提升,对宏观经济增长与区域经济格局产生有益贡献^[1-2]。

城市群持续建设所带来的经济效益日益受到学者的关注,如城市群的区域经济发展效应^[3-4]、产业分工协作效应^[5-6]、要素合理配置效应^[7-8]。主流的学术观点认为,国家级城市群政策的批复与实施是城市群发展建设的标志性事件。随着政策的持续推行,企业型政府之间过度竞争局面以及行政区划之间的“屏蔽效应”得以缓解,集聚经济活动所产生的空间溢出效应也促进群内不同规模城市协作效率的持续提升,逐步形成区域协调发展的新格局。以城市群为空间依托的地方政府合作不仅有利于增长极向外围的要素扩散,同时有助于缓解中心城市长期扩张带来的“大城市病”,实现城市间优势互补、协调发展。不难发现,既有文献多数从集聚经济的视角分析政策实施如何推动形成要素流动频繁、经济联系紧密的城市群区域,鲜有研究关注到政策推行对区域间创新关联效应产生的具体影响。

此外,新经济地理学的经典文献表明,邻近性可以对经济活动选址、劳动力市场和集聚经济产生潜在的影响^[9]。目前,多数学者主要从地理距离、文化差异、边界效应等角度对合作创新行为的影响因素展开研究;地理距离邻近能增加合作主体面对面沟通的概率与频率,从而更便于关系网络的搭建,合作双方能在更为频繁交流中形成信任机制,推动创造性知识互相传播^[10-11];制度和技术等因素相互接近也可以在组织之间的知识流动中发挥重要作用^[12],尤其是对于具有较大路径依赖性的隐性知识(tacit knowledge)来说,制度接近可以作为获得外部知识来源和连接空间分散的参与者的纽带^[13]。总体而言,在城市群建设过程中城市之间的多维邻近性扮演着重要角色^[14-15]。

长期以来,行政区划壁垒、要素流动受限引致的创新资源区域分布不均,严重阻碍了跨区域和跨组织间的合作创新活动。当前,中国经济已由高速增长阶段迈向高质量发展阶段,以技术创新推动经济结构转型升级成为现阶段重要任务之一,实施创新驱动发展战略是引领中国经济行稳致远、提质增效的必然选择。在此背景下探讨城市群建设与城际联合创新的联系和规律,有助于破解区域发展不协调的现实困境。

本文期望从以下几点丰富现有研究:第一,在现有研究中,鲜有文献对城市群建设的区域间关联发展效应做出有效回应,本文利用城市间联合申请专利大数据深入拓展了城市群经济效益这一支文献,为中国未来城市群的发展与完善提供经验证据;第二,以往研究仅单方面侧重探讨邻近性对区域经济活动产生的影响,本文将多维邻近性

作为机制变量引入研究范式,并将城市群建设、多维邻近性和城际联合创新三者置于统一的框架下探讨城市群建设的具体作用途径,为创新在空间上呈现的差异性特征提供了有力解释;第三,本文分别基于核心边缘和资源禀赋两种视角讨论并发现了城市群一体化发展的背景下知识流动所具备的方向性特征,知识由核心向边缘溢出和流动壁垒存在于不同禀赋的城市之间这一特性揭示了中国仍面临着打破创新要素流动受限、改善创新资源区域分布不均的艰巨任务。

一、政策背景与研究假设

(一)政策背景

截至2023年,国务院先后批复了11个国家级城市群政策,以顶层设计的方式持续推动城市群一体化建设,具体的文件信息如表1所示^①。

表1 全国11个城市群政策批复情况

文件名称	批复时间
长江中游城市群发展规划	2015年4月
京津冀协同发展规划纲要	2015年4月
哈长城市群发展规划	2016年3月
成渝城市群发展规划	2016年4月
长江三角洲城市群发展规划	2016年6月
中原城市群发展规划	2016年12月
北部湾城市群发展规划	2017年2月
关中平原城市群发展规划	2018年1月
呼包鄂榆城市群发展规划	2018年2月
兰州—西宁城市群发展规划	2018年2月
粤港澳大湾区发展规划纲要	2019年2月

城市群政策作为多维度、系统性的制度架构,其核心在于破除行政区划界限,促进资源要素的高效与有序流动。其基石原则如下:①全局视角,协同规划。城市群内的各节点城市需秉持整体性思维,共同参与跨领域、多维度的规划蓝图与政策框架制定,确保关键任务在协同机制下得到有效执行,以《长江中游城市群发展规划》为例,其强调了规划先行,推动城乡建设、基础设施及产业布局的全方位对接与协同;②功能定位明确,协同发展强化。城市群构建需精确界定各级城市的功能角色,依据资源禀赋与比较优势实施差异化发展战略,促进区域间优势互补与错位发展,以《成渝城市群发展规划》为例,其旨在通过精准定位城市功能,促进区域整体竞争力的提升,同时强化中心城

市的辐射效应,带动各级城市协同共进,构建层次清晰、功能互补的城镇网络;③创新驱动,引领转型升级。构建区域协同创新网络,整合创新资源,形成跨城市的研发协作与创新共同体,对于提升城市群整体竞争力至关重要,国家级政策纷纷强调,需进一步强化创新在区域发展中的引领作用,打造完善的创新链与区域协同创新体系。

综上所述,城市群的形成与发展是政策导向、政府支持与市场机制共同作用的结果,需严格遵循城镇化与区域发展的科学规律。在此框架下,深入探究城市群政策对创新资源流动及创新合作效能的影响,不仅契合“以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进”的新发展格局需求,也为优化城市群政策体系、推动其有效实施与持续改进提供了宝贵的实证参考。

(二)研究假设

由于城市群建设在空间上逐步扩散、打破现有行政区划,急需一整套相关机制对城市群的持续健康发展进行培育与支持,即以顶层设计的政策手段对当前“藩镇割据”的地方政府进行统一协调与资源整合^[1]。各项国家级城市群政策的批复正是政策引领城市群协同合作的重要体现^[16],政策施行能够持续推进区域形成完整的市场体系与科学的分工布局,从而实现城市群内部城市间各类要素合理有序的流动,对推动区域经济协调发展起到关键支撑。

跨城市合作创新活动是区域关联、要素流动以及知识扩散的一个重要渠道,城市群政策实施对城际联合创新应具有积极影响。具体来说,城市群的发展和培育打破了原有区域治理的“行政区经济”思维,融合了地区间异质性生产要素,并在更广阔的空间范围内集聚与扩散。一方面,城市群政策倡导各城市多产业进行专业化分工与协同合作,有助于异质性创新主体之间发挥自身优势,共同分担创新过程的复杂性、长周期性和不确定性等风险^[17]。另一方面,在市场主导、政府引导

① 目前,较受认可的19个城市群为哈长城市群、辽中南城市群、京津冀城市群、山西中部城市群、呼包鄂榆城市群、关中平原城市群、宁夏炎黄城市群、兰州—西宁城市群、天山北坡城市群、山东半岛城市群、中原城市群、长三角城市群、长江中游城市群、成渝城市群、黔中城市群、滇中城市群、粤闽浙沿海城市群、粤港澳大湾区城市群、北部湾城市群。

的宗旨下,创新主体能够更为自主和有效地寻找伙伴并建立合作关系,这被认为是协作创新的重要驱动力^[18]。

基于上述分析,本文提出如下研究假说:

H1:城市群建设能够有效提升城际联合创新水平

多维邻近性的理论框架,最初由法国邻近动力学派开创性地提出,这一视角为理解创新过程中的复杂互动与网络演化提供了新颖维度。随后,Boschma^[19]的深入研究进一步丰富了这一理论,将其细化为地理、制度、技术、认知及文化等多个维度,后续广泛的实证分析验证了这些维度在促进创新主体间交流、加速城市创新网络动态演变中的核心作用。

地理邻近性作为多维邻近性的基石,其核心在于构建了一个促进区域内信息共享与资源高效配置的协调平台。具体而言,地理距离上的接近不仅直接增加了研发人员面对面交流的机会,加速了信息的即时传递与技术的相互验证,还无形中促进了社会网络的构建与深化,为创新主体之间的非正式沟通、意外发现与知识溢出提供了肥沃土壤。此外,长期的地理邻近所形成的“协作惯性”,通过反复的合作实践与信息共享,逐步巩固了区域间的信任基础,促进了地方知识网络的稳固与扩展^[21]。

技术邻近性则聚焦于组织间技术结构的相似度,它是促进知识流动与技术创新的关键驱动力。技术上的接近使得创新主体能够更容易地识别、吸收并整合外部知识资源,因为相似的技术基础为双方搭建了解理解与沟通的桥梁,降低了知识交换的门槛与成本。这种技术邻近性还促进了跨地域合作网络的建立,使得创新主体能够充分利用网络效应,实现知识的广泛传播与深度整合,进而提升整体的创新效率与绩效水平^[22-23]。

制度邻近性强调的是制度环境对跨区域知识交流与创新的促进作用。相似的制度框架为不同行政区域间的合作提供了稳定的预期与保障,减少了因制度差异带来的沟通障碍与交易成本。这种制度上的接近不仅促进了政策协调与法

规共识的形成,还增强了创新主体间的信任与合作意愿,为跨区域联合创新活动的顺利开展奠定了坚实基础^[24]。

组织邻近性则侧重于组织间知识基础的共享程度,它作为一种内在的学习机制,有助于创新主体形成统一的研发路径与行为准则。组织邻近性促进了信息在组织间的快速传递与有效内化,增强了成员间的信任与合作,使得创新过程更加高效与协同。此外,共享的知识库还为创新主体提供了丰富的知识资源与创新灵感,促进了新知识的创造与应用^[25]。

至于文化邻近性,尽管其概念边界相对模糊,且有时被纳入制度邻近性的范畴内讨论,但其对创新合作的影响不容忽视。作为非正式制度的重要组成部分,文化邻近性通过共享的地方文化习俗、价值观念与行为模式,增强了创新主体间的身份认同与情感联系,降低了跨地区合作的心理与沟通障碍。这种文化上的亲近感不仅促进了知识的自由流动与深度交流,还激发了创新主体的跨地域合作意愿与创新能力^[26]。

基于上述分析,本文提出以下假说:

H2:多维邻近性对城市群建设的联合创新效应具有正向调节作用

二、研究设计

(一)样本选择与数据来源

专利数据被广泛用于衡量企业、城市以及国家层面的创新水平^[27-28]。其中,联合申请专利是衡量协同创新的主要方式和重要指标,该数据具有准确性、可得性、可比性的特性^[29]。为此,本文使用来自至少两个不同城市的多个申请人共同申请的专利数量,作为城际联合创新水平的替代指标,所使用数据来自于国家知识产权局(SIPO)的数据库。该数据库报告每项专利的基本信息,如专利名称、专利类型、申请日期、申请人名称等。为了更加完备地整合城市的联合创新数据,本文在对“联合申请专利”进行清洗和处理的基础上,将原始数据分年度匹配对应至各个城市对中,最终确定被解释变量——城市对联合专利申请数量^②。工具变量回归中,河流密度数据来自中国基

② 对于申请人所在地为 3 个及以上城市的专利,采用两两交叉的方式进行拆分,以确保合作城市间一一对应的关系。

础地理信息中心网站,方言数据来自《汉语方言大词典》和《中国语言地图集》。

(二)模型设计与变量定义

本文将基准回归的时间区间设定为 2011—2019 年,样本期覆盖了所有城市群政策施行的全部时间段。国务院正式批复的国家级城市群共有 11 个,不同城市群政策的批准与否并不会被城市群内城市的合作创新水平所直接影响,是一个较为良好的“拟自然实验”,能够有效表征城市群的发展与建设。基于此,本文回归策略上将 19 个城市群中已获国家批复的城市群涵盖城市作为处理组,其余城市作为对照组,政策时间节点为每项城市群政策批复的时间,以此构成城市对层面的多期双重差分模型来探讨政策干预对城市间联合创新水平的影响。计量模型设定如下:

$$patent_{ijpt} = \alpha_0 + \beta_1 samecluster_{ij} \times treat_{pt} + \mu_{ij} + \vartheta_{it} + \rho_{jt} + \sigma_{ijt} \quad (1)$$

式(1)中, $patent_{ijpt}$ 表示处于同一城市群 p 内的城市 i 与城市 j 的在 t 年的联合申请专利数量, $samecluster_{ij}$ 为城市对虚拟变量,若两个城市不属于同一城市群为 1,否则为 0。为了更好地控制不可观测变量,式(1)中加入了一系列固定效应,包括城市 i —城市 j 固定效应 σ_{ij} 、城市 i —年份固定效应 ϑ_{it} 和城市 j —年份固定效应 ρ_{jt} 。其中, μ_{ij} 可以控制每对城市层面不随时间变化的特征,而 ϑ_{it} 和 ρ_{jt} 分别控制每个城市随时间变化的影响因素,如城市的人口体量、经济发展趋势、其他政策实施情况等。在式(1)中, β_1 是为我们感兴趣的估计参数,识别了城市群建设对不同城市对层面联合创新水平的平均处理效应。为处理异方差和自相关问题,本文将式(1)回归模型的标准误差聚类到城市对层面。

(三)内生性处理

虽然引入城市对层面、城市—年份层面的固定效应能够增加回归结果的可靠性,但依然会有一些影响城市层面的随时间变化的不可观测因素,如城市群内城市之间的交流趋势等无法被吸收,从而导致回归模型产生内生性。为此,本文使用工具变量法来解决回归策略中潜在的内生性问题。相对于城市层面的工具变量,城市对层面的工具变量不仅要构造 $treat_{pt}$ 的工具变量,而且要构造 $samecluster_{ij}$ 的工具变量。

首先,本文选择用城市群河流密度的分布作为城市群政策变量 $treat_{pt}$ 的工具变量。河流作为交通运输的重要载体,会对城市间的交流频率产生影响,进而影响城市群政策批复的概率,满足了工具变量的相关性;水源作为自然资源也同样满足外生性要求。其次,鉴于方言是形成人群文化认同、身份认同的重要载体,城市间方言相似性与城市群协同发展程度密切相关^[30],本文统计出 19 个城市群内各城市所属的方言片,构造两个城市是否属于同一方言片区作为 $samecluster_{ij}$ 的工具变量。就工具变量的相关性条件来说,方言距离越小,越可能属于同一个特色文化区,城市群政策批复的概率越高。而就工具变量的外生性条件来说,方言距离与城市间联合创新水平并不直接相关,仅会产生间接效应。因此,上述两个变量均能够作为构建本文工具变量的基础。

由于本文使用的工具变量不随时间变化,借鉴 Nunn 等^[31]的思路,构造两个城市是否属于同一方言片区 $dialect_{ij}$ 、城市群中心城市河流密度的分布 $waterdensity_p$ 与年份虚拟变量 $Year_t$ 的交互项,作为 $samecluster_{ij} \times treat_{pt}$ 的工具变量纳入 2SLS 回归模型。模型具体如式(2)~式(3)。

$$samecluster_{ij} \times treat_{pt} = \theta_0 + \theta_1 dialect_{ij} \times waterdensity_p \times Year_t + \mu_{ij} + \vartheta_{it} + \rho_{jt} + \sigma_{ijt} \quad (2)$$

$$patent_{ijpt} = \alpha_0 + \beta_1 IV_{ijpt} + \mu_{ij} + \vartheta_{it} + \rho_{jt} + \sigma_{ijt} \quad (3)$$

三、实证检验

(一)基准回归分析

表 2 中(1)列~(2)列报告了高维固定效应回归的结果。其中,第(1)列控制了城市 i —城市 j 固定效应,第(2)列进一步控制了城市 i —年份固定效应与城市 j —年份固定效应。由此可以发现,核心解释变量的系数大小稳定为正且均通过了 1% 水平的显著性水平检验,佐证城市群建设对城市群内部城市间的联合创新水平的促进效应,估计系数值稳定在 0.015 附近,即城市群政策实施使得人均城市间联合申请专利数量提高了约 0.015 项/万人。

表 2 中(3)列~(4)列报告了工具变量回归的结果。第(3)列为 2SLS 第一阶段,工具变量系数均在 1% 水平上显著为正,表明由城市群河流密度

和方言距离构成的工具变量与国家级城市群政策的批复概率存在显著的正相关关系,且检验弱工具变量识别的 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量为 2 136. 872, 远超 Stock 等^[32]审定的 10% 检验水平临界值 16. 38, 拒绝弱工具变量问题假设。第(4)列汇报的是 2SLS 第二阶段, 与式(1)的估计结果基本一致, 进一步证明城市群政策施行对推动区域联合创新行之有效。与高维固定效应回归相比, 工具变量回归的估计系数值差异不大, 且统计意义上的显著性水平相近, 说明式(1)的模型设定并不存在严重的内生性。

表 2 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	高维 固定效应	高维 固定效应	IV 第一阶段	IV 第二阶段
	<i>patent</i>	<i>patent</i>	<i>treat</i>	<i>patent</i>
<i>treat</i>	0. 017 *** (0. 003)	0. 015 *** (0. 003)	—	0. 047 *** (0. 012)
<i>IV</i>	—	—	0. 250 *** (0. 005)	—
常数项	0. 004 *** (0. 000)	0. 005 *** (0. 000)	-8. 261 *** (0. 179)	—
城市 <i>i</i> - 城市 <i>j</i> 固定效应	控制	控制	控制	控制
城市 <i>i</i> - 年份 固定效应	—	控制	控制	控制
城市 <i>j</i> - 年份 固定效应	—	控制	控制	控制
观测值	372 708	372 708	372 708	372 708
修正的 R ²	0. 675	0. 690	0. 642	
K-P rk Wald F 统计量	—	—	—	2 136. 872

注: 括号内为聚类到城市对层面的稳健标准误; ***、**、* 分别表示在 $p < 0. 01$ 、 $p < 0. 05$ 、 $p < 0. 1$ 时有统计学意义。下同。

(二) 平行趋势假设

双重差分法的应用前提是需要满足平行趋势检验, 即处理组与对照组在处理时点之前不存在显著差别, 本文采用事件研究法来检验政策干预前后城市间联合创新水平的趋势。将政策实施的前一年作为基准期, 图 1 报告了窗口虚拟变量系数形成的 95% 置信区间图。结果表明: 在城市群政策批复的前 4 年至前 2 年估计系数均为负且不显著, 满足了平时趋势检验中政策实施城市与未实施城市并无显著差异的假设; 在政策实施当年至后 4 年, 虚拟变量的估计系数均显著为正 (除第 4 年不显著以外), 且估计系数值呈现先增后减的趋势, 说明城市群建设带来的联合创新激励效应呈现出一个从起效到稳定的过程。

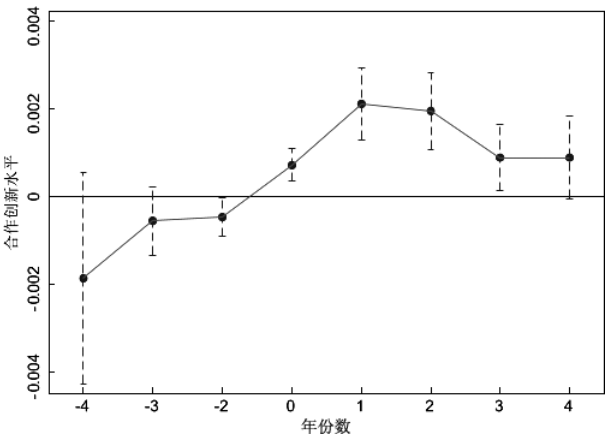


图 1 平行趋势检验

(三) 稳健性检验

1. 安慰剂检验

本文采用重组处理组和对照组的方式进行安慰剂检验, 以检验因果识别效应的准确性。具体分为两步: ①将原先处理组样本归为对照组, 将所有处理组样本按照基准回归中政策时点进行随机抓取, 把抓取后的样本作为新的处理组重新回归, 即视为一次虚拟估计, 并对虚拟估计系数进行记录; ②基于蒙特卡罗法 (Monte-carlo method) 将上述操作重复 500 次后得到完整的安慰剂检验。图 2 报告了安慰剂检验中核心解释变量系数估计结果的核密度分布图, 图中随机估计系数的核密度正态分布于 0 值附近, 可以认为城市群建设对城市群内部城市之间联合创新活动的影响并未受到不可观测因素的影响, 进一步支撑基准回归结果的可信度。

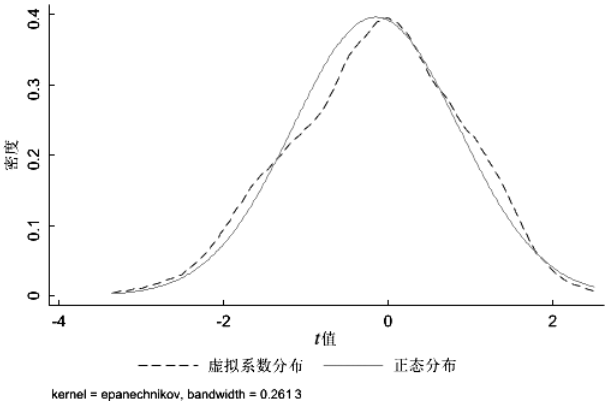


图 2 安慰剂检验

2. 计量模型检验

在式(1)中将属于同一城市群且已开展政策

的城市对视为处理组,将其余观测值均视为对照组,在此基础上证实了城市群建设能够有效提升城市间联合创新水平。事实上,在式(1)的对照组中也存在几种不同的情况:①城市对中的一方所属城市群已实施政策,另一方未实施政策;②城市对中的双方所在城市群均实施政策,但双方不属于同一城市群;③城市对中的双方所属城市群均为实施政策。基于不同的对照组可能会对估计结果产生潜在影响的考虑,本文将式(1)进一步扩展为式(5)。

$$patent_{ijpt} = \alpha_0 + \beta_1 samecluster_{ij} \times treat_{pt} + \beta_2 difcluster_{ij} \times treat_{p,q,t} + \beta_3 difcluster_{ij} \times treat_{p,q,t} + \sigma_{ij} + \omega_t + \sigma_{ijt} \quad (4)$$

式(4)中,由于城市*i*与城市*j*可能属于不同城市群,因此在式(5)中令城市*i*属于城市群*p*,城市*j*属于城市群*q*,那么当两个城市属于同一城市群时, $p = q$ 。类似于 $samecluster_{ij}$, $difcluster_{ij}$ 也为城市对虚拟变量,若两个城市不属于同一城市群为1,否则为0。 $treat_{p,q,t}$ 和 $treat_{p,q,t}$ 为政策虚拟变量,若城市群*p*实施政策且城市群*q*未实施政策, $treat_{p,q,t}$ 为1,若城市群*p*与城市群*q*均实施政策, $treat_{p,q,t}$ 为1若城市群*p*与城市群*q*均实施政策, $treat_{p,q,t}$ 为1。在考虑了上述两组变量后,我们将城市*i*—年份固定效应与城市*j*—年份固定效应更换为时间固定效应(ω_t),其余变量含义同式(1)。表3报告的是三组变量的系数值及其显著性水平, β_2 与 β_3 虽然为正但未不具有统计显著性意义,说明式(1)中的异质性对照组不会干扰估计结果的稳健性。

表3 计量模型检验

变量	β_1	β_2	β_3
系数值	0.015 *** (0.003)	0.001 (0.000)	0.000 (0.000)

注:回归中同时控制了城市对固定效应(σ_{ij})与时间固定效应(ω_t)。

3. 子样本检验

本文进一步进行子样本检验策略以确保分析结果的严谨性与适用性。①鉴于直辖市因其独特的城市定位与显著的经济量级,显著区别于一般城市;同时,沿海城市则因天然优越的地理位置条件,对产业结构的形成与发展产生深远影响。考虑到这两类城市特性的显著差异,本文将其从总

体样本中剔除,以避免潜在的异质性干扰,从而更准确地评估剩余样本的特性。②为了捕捉国家级城市群政策动态变化对研究对象的潜在影响,该政策的主要批复高峰期集中在2015—2019年这一时间段内,特别是在该时期的前两年,国务院密集地批准了六项关键规划。鉴于此,本文审慎地选取了2017年作为时间划分的节点,将研究样本划分为前后两个阶段,分别展开讨论。表4的估计结果呈现出与基准回归部分高度的一致性,进一步验证了研究结论的稳健性。

表4 子样本检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	剔除 直辖市样本	剔除沿海 城市样本	剔除2015— 2016年样本	剔除2017— 2019年样本
	$patent$	$patent$	$patent$	$patent$
$treat$	0.012 *** (0.003)	0.005 *** (0.001)	0.018 *** (0.004)	0.019 *** (0.004)
城市 <i>i</i> —城市 <i>j</i> 固定效应	控制	控制	控制	控制
城市 <i>i</i> —年份 固定效应	控制	控制	控制	控制
城市 <i>j</i> —年份 固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	358 200	234 738	289 884	248 472
修正的 R^2	0.506	0.704	0.651	0.642

四、机制分析:多维邻近性的调节作用

对模型(1)实证结果的分析可以认为,政策引导下的城市群集聚经济促成了各个城市间互为补充、合作共赢的格局。本部分基于多维邻近性的视角,使用计量方法对城市群建设对城际联合创新的作用途径进行探讨。具体模型如下:

$$patent_{ijpt} = \alpha_0 + \beta_1 samecluster_{ij} \times treat_{pt} + \beta_4 samecluster_{ij} \times treat_{pt} \times mechanism_{ijt} + \beta_5 mechanism_{ijt} + \sigma_{ij} + \vartheta_{it} + \rho_{jt} + \sigma_{ijt} \quad (5)$$

式(5)中, $mechanism_{ijt}$ 为本文所使用的机制变量,包括地理、技术、制度、组织和文化五种邻近性指标,其余含义同式(1)。在式(6)中, β_4 是我们主要关注的系数。

(一)地理邻近性

地理邻近性表示两个城市地理上的接近程度。由于创新就其本质而言是知识的创造性重组,而知识的传播具有显著的地理衰减效应,因此在创新过程中面对面的近距离交流变得尤为重要。本文在国家基础地理信息系统的提供经纬度信息的基础上,计算城市群内城市间的空间球面距离得到地理邻近性的逆向指标。

表 5 中第(1)列报告了加入了政策变量与地理邻近性的交互项之后,对城际联合申请专利进行回归的结果。系数值为 -0.032 且在 1% 的水平上显著,表明地理邻近性对城市群建设的平均处理效应具有正向调节作用,即由于城市间的交通成本和交流机会都会受到地理距离的直接影响,地理距离越相近的城市间受到的处理效应越大。

(二)技术邻近性

技术邻近性也可以为影响路径提供合理的解释。参照现有研究^[23],本文使用知识库重叠程度来衡量城市间的技术邻近性。具体计算方法如下:

$$T_{ijt} = \frac{\sum_{k=1}^n P_{ikt} P_{jkt}}{\sqrt{(P_{ikt}^2)(P_{jkt}^2)}}, k = 1, 2, \dots, n \quad (6)$$

式(6)中, P_{ikt} 与 P_{jkt} 是城市 i 或 j 第 t 年在 k 领域所申请的专利数量。 T_{ijt} 在 0 到 1 之间波动,其值越大表明两个城市的技术邻近性越高。表 5 第(2)列为本文在基准模型中的基础上引入技术邻近性、政策变量与技术邻近性交互项的回归结果。交互项系数值为 0.014 且通过了 5% 的显著性水平检验,表明城市群建设在改进技术相似的城市间合作创新方面成效更为显著,而技术邻近性项的系数的方向与显著性也佐证了 Bai 等^[22]的研究结论。

(三)制度邻近性

在中国式分权制度背景下,制度差异存在于各级行政区划之间,地方政府成为边界效应相关研究的主要研究对象。考虑到本文研究设计以城市对为观测值,我们使用两个城市是否属于同一省份来衡量制度邻近性,若为同省城市对取值为 1,否则为 0。表 5 第(3)列报告了相应回归结果。交互项系数值为 -0.017 且通过了 5% 的显著性水平检验,表明制度邻近性对城市群建设的处理效应也具有正向调节作用,也侧面说明城市群建设尚未突破制度边界的约束。上述关于地理、技术和制度 3 种邻近性的机制检验结果为证明城市群一体化发展如何改善区域合作提供了新的证据。

(四)组织邻近性

考虑到每一条专利中“申请人具体信息”这一项中包含了申请人所处机构的名称,参考刘凤朝

等^[33]的研究,本文按照企业、高校、科研院所三类类别将合作专利的申请人进行匹配归类。并在此基础上,构建相似度指标衡量城市间组织邻近性,如式(8)所示。

$$O_{ijt} = \frac{\sum_{q=1}^3 S_{iq,t} S_{jq,t}}{\sqrt{(S_{iq,t}^2)(S_{jq,t}^2)}}, q = 1, 2, \dots, n \quad (7)$$

式(7)中, $S_{iq,t}$ 与 $S_{jq,t}$ 是城市 i 或 j 中组织 q 第 t 年申请的专利数量。与 T_{ijt} 相似, O_{ijt} 的取值区间为(0,1), O_{ijt} 越趋近于 1,两个城市的组织邻近性越高。表 5 中第(4)列中交互项系数为正但未通过显著性检验,这意味着组织邻近性对城市群建设效应并未产生实质性调节作用。

(五)文化邻近性

考虑到不同的方言区域长久以来被认为是文化边界^[30],本文从地区方言体系出发来构造文化邻近性的替代指标。具体而言,本文将主要语言属于同一语言大类的两个城市的文化邻近性定义为 1,否则为 0。表 5 第(5)列报告的测试结果表明文化距离并非是约束城市群政策起效的主要因素。

表 5 多维邻近性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	patent	patent	patent	patent	patent
treat	0.185 *** (0.050)	0.006 ** (0.003)	0.024 *** (0.007)	0.005 (0.011)	0.011 *** (0.003)
treat × 地理邻近性	-0.032 *** (0.009)	-	-	-	-
treat × 技术邻近性	-	0.014 ** (0.007)	-	-	-
treat × 制度邻近性	-	-	-0.017 ** (0.007)	-	-
treat × 组织邻近性	-	-	-	0.010 (0.012)	-
treat × 文化邻近性	-	-	-	-	0.007 (0.006)
地理邻近性	-	-	-	-	-
技术邻近性	-	0.004 *** (0.001)	-	-	-
制度邻近性	-	-	-	-	-
组织邻近性	-	-	-	0.002 *** (0.001)	-
文化邻近性	-	-	-	-	-
城市 i —城市 j 固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
城市 i —年份 固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
城市 j —年份 固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	372 708	372 708	372 708	372 708	372 708
修正的 R^2	0.691	0.690	0.690	0.690	0.690

五、进一步分析:知识流动的方向性

相较于商品与劳动力等要素的跨区域流动,知识扩散在促进经济增长中占据着更为举足轻重的地位。对于创新系统来说,基于知识所具有的价值增值和溢出效应的特质,城际联合创新活动能够通过不同组织之间的协作实现重大科学发明和重要技术突破^[26]。在这个过程中,作为促进区域间知识溢出进而推动整体技术创新的重要源泉之一,知识流动的方向极为关键,它将深刻影响着区域经济发展的协调性和稳定性。结合上文研究结论,可以发现现实中的知识流动往往会受到多种因素的阻碍。那么,在城市群持续建设的背景下,知识流动是否存在方向性特征呢?本部分将从城市区位与资源禀赋两种视角展开讨论。

(一)核心边缘视角

本文按照各项已批复规划中的定义,将规划划定的核心城市定义为城市群核心城市。在此基础上,将参与合作创新的城市对分为4个类别,分别为“核心城市—核心城市”组合(CC)、“核心城市—边缘城市”组合(CP)、“边缘城市—核心城市”组合(PC)、“边缘城市—边缘城市”组合(PP)。鉴于专利的第一权利人通常为该专利的对外联系人,第一权利人对专利贡献较为重大,意味着其能够对其他合作者产生知识溢出,本文将专利第一权利人定义为专利的主要合作者,将非第一权利人定义为次要合作者,基于上述分类展开研究也能够一定程度体现城市之间知识流动的方向性。

表6中Panel A报告了相应回归结果。从第(1)列的合作申请专利总量上来看,城市群建设均能够不同程度的提升4种类型城市对的联合创新水平。在第(2)列~(3)列中,重点关注那些并不显著的系数,分别是主要合作专利数量中的“边缘城市—核心城市”组合和次要合作专利数量中的“核心城市—边缘城市”组合,两者共同代表的一个重要的含义:创新知识从边缘城市向核心城市的流动是不显著的。上述研究表明,创新知识流动具有方向性特征,即创新合作倾向于同类型城市之间(CC和PP)或者向低端溢出(CP),这种知识的由高向低溢出在一定程度上推动着区域协调发展的步伐。

(二)资源禀赋视角

创新活动通常呈现两极分化现象,即只有少数“明星主体”的创新产出水平很高,而拥有这些“明星主体”的城市往往被视为资源禀赋较高的区域。为此,本文参考Agrawal等^[34]的设定方式,本文把样本中所有研发主体按照联合申请专利的数量进行排序,然后将联合申请专利数量最高的前1%主体定义为“明星主体”。在此基础上,可以将样本中的城市对分为“高资源禀赋—高资源禀赋”组合(HH)、“高资源禀赋—低资源禀赋”组合(HL)、“低资源禀赋—高资源禀赋”组合(LH)、“低资源禀赋—低资源禀赋”组合(LL)。与核心边缘视角相似,本部分也主要关注知识流动的方向性。

表6 知识流动方向性检验

Panel A:核心边缘视角			
变量	(1) 合作专利 总量	(2) 主要合作 专利数量	(3) 次要合作 专利数量
<i>treat_CC</i>	0.066 * (0.034)	0.036 * (0.022)	0.030 ** (0.014)
<i>treat_CP</i>	0.029 *** (0.009)	0.027 *** (0.008)	0.002 (0.006)
<i>treat_PC</i>	0.102 *** (0.032)	0.014 (0.010)	0.088 *** (0.030)
<i>treat_PP</i>	0.004 ** (0.002)	0.002 ** (0.001)	0.002 ** (0.001)
城市 <i>i</i> —城市 <i>j</i> 固定效应	控制	控制	控制
城市 <i>i</i> —年份固定效应	控制	控制	控制
城市 <i>j</i> —年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	372 708	372 708	372 708
修正的 R^2	0.692	0.518	0.658
Panel B:资源禀赋视角			
<i>treat_HH</i>	0.268 ** (0.133)	0.078 * (0.046)	0.190 * (0.117)
<i>treat_HL</i>	0.021 *** (0.007)	0.007 (0.010)	0.014 ** (0.006)
<i>treat_LH</i>	0.066 *** (0.025)	0.019 *** (0.007)	0.046 ** (0.022)
<i>treat_LL</i>	0.004 *** (0.001)	0.002 *** (0.001)	0.002 *** (0.000)
城市 <i>i</i> —城市 <i>j</i> 固定效应	控制	控制	控制
城市 <i>i</i> —年份固定效应	控制	控制	控制
城市 <i>j</i> —年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	372 708	372 708	372 708
修正的 R^2	0.694	0.518	0.659

表6中Panel B报告了四种组合的回归结果。相似地,第(1)列结果显示城市群建设对所有组合均呈现出正向促进效应,进一步表明在一体化发

展背景下,知识能够在更大的区域内、不同禀赋的城市间流动。在第(2)列的回归结果中,值得注意的是主要合作专利数量作为被解释变量时,“高资源禀赋—低资源禀赋”组合系数不显著,这意味着一部分资源禀赋较高的城市中的创新主体并不倾向于主动在资源禀赋较低城市的开展研发合作活动,知识流动壁垒仍存在于不同禀赋的城市之间。第(3)列中,“高资源禀赋—高资源禀赋”组合系数未通过显著性水平检验,即在双方均属于资源禀赋较高的城市中研发合作进展并非一帆风顺,这个结论对缓解创新资源空间锁定提供了新的见解。

六、结论与政策启示

本文借助国家级城市群政策的批复与施行这一“拟自然实验”,基于 2011—2019 年中国 19 个城市群中 204 组城市对的面板数据,建立多期双重差分模型深入探讨城市群建设对区域联合创新的影响及作用途径。研究结论如下:①城市群建设有效推动了城市群内部城市间的联合创新,即城市群政策实施后,人均城市间联合申请专利数量提高了约 0.015 项/万人,该结论经过本文构造的工具变量修正内生性问题、平行趋势检验、安慰剂检验、计量模型检验和子样本检验一系列方法检验后仍然成立;②以多维邻近性视角对影响机制进行分析后发现,地理邻近、技术邻近和制度邻近能够正向调节城市群建设的作用效果,而组织邻近和文化邻近并非是约束城市群建设效应起效的主要因素;③本文还发现在城市群持续建设的背景下,知识流动具备方向性特征,一方面知识由核心向边缘溢出在一定程度上推动着区域协调发展的步伐,另一方面知识流动壁垒仍存在于不同禀赋的城市之间。

通过理论分析与实证检验,本文揭示了国家级城市群建设干预区域创新活动的有效性,为区域一体化战略推动经济高质量发展的具体作用途径提供了经验证据。根据结论,本文提出以下政策启示。

一要完善城市群创新联动机制,推动城市群高质量发展。本文验证了在多维邻近性的作用下

城市之间能够有效合作、互利共赢,因此政府间应打破隔阂、推动区域一体化发展。具体而言,地方政府亟需加快互联互通的现代化基础设施建设,构建城市群分工协作的现代产业体系,为以创新驱动的高质量发展和区域协调发展奠定良好的基础。同时,各地要在城市群政策的引导下,进一步共建科技研发基地和成果转化平台,完善区域间科技资源共享机制,为构建多层次知识产权交易市场体系提供有效保障,持续推动区域间互信互认,营造良好的地区关系。此外,也要完善社会参与机制,加强舆论引导与监督,增强城市群内不同区域间的身份认同感,汇聚形成各方主体共同参与的强大合力。

二要探索城际联合创新有效路径,因地制宜推动城市群创新发展。如何有效形成不同规模城市之间、不同禀赋城市之间共同发展的格局,是实现区域协调发展、可持续发展的重大课题。各级政府需要依据城市自身资源禀赋制定符合自身特色的地方政策。对于发达地区和区域中心城市而言,应鼓励域内创新主体与城市群内其他地区创新主体主动开展合作,并通过强大的知识溢出效应带动其他区域。对于欠发达地区和城市群外围城市而言,不仅要发展具有比较优势的主导产业、加强主导产业上下游之间的关联水平,融入区域分工体系,也要协调地区间的资源冲突和发展矛盾,根据城市自身的产业基础及产业发展优势培育产业协同发展的载体,加强创新协作、优化产业结构以形成推动经济高质量发展的有效动力。

参考文献:

- [1] 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.
- [2] 刘修岩,梁昌一. 中国城市群一体化水平综合评价与时空演化特征分析:兼论城市群规模的影响[J]. 兰州大学学报(社会科学版), 2021, 49(2): 49-61.
- [3] 原倩. 城市群是否能够促进城市发展[J]. 世界经济, 2016, 39(9): 99-123.
- [4] 柳剑平,胡泊,魏子璇. 通向绿色之路:国家级城市群建设对城市绿色发展的影响[J]. 产业经济研究, 2023(4): 27-39.
- [5] 柯蕴颖,王光辉,刘勇. 城市群一体化促进区域产业结构升级了吗[J]. 经济学家, 2022(7): 62-75.

- [6]王逸翔,张红凤,何旭,等.城市群政策能否促进企业专业化分工:来自中国上市公司的证据[J].财经研究,2023,49(6):19-33.
- [7]李培鑫,张学良.城市群集聚空间外部性与劳动力工资溢价[J].管理世界,2021,37(11):121-136.
- [8]王家庭,姜铭烽.国家级城市群规划对要素跨省流动的影响研究[J].当代经济科学,2023,45(1):119-129.
- [9]KRUGMAN P. Increasing returns and economic-geography [J]. Journal of political economy, 1991, 99(3): 483-499.
- [10]GIULIANI E. Network dynamics in regional clusters: evidence from Chile [J]. Research policy, 2013, 42(8): 1406-1419.
- [11]STEINMO M, RASMUSSEN E. How firms collaborate with public research organizations: the evolution of proximity dimensions in successful innovation projects [J]. Journal of business research, 2016, 69(3): 1250-1259.
- [12]KNOBEN J, OERLEMANS L A G. Proximity and inter-organizational collaboration: a literature review [J]. International journal of management reviews, 2006, 8(2): 71-89.
- [13]WU W H, LI N N, ZHANG A M, et al. Study on the impact of the innovation ability's similarity, coupling, and multidimensional proximity on the collaborative innovation in Beijing-Tianjin-Hebei between provinces and cities [J]. Science and technology progress and policy, 2016, 33(9):24-29.
- [14]杜亚楠,王庆喜,王忠燕.多维邻近下中国三大城市群创新网络演化特征及机制研究[J].地理科学,2023,43(2):197-207.
- [15]冯繁,韩霞,史冬梅,等.多维邻近性视角下城市群协同创新网络及影响因素分析[J].中国科技论坛,2023(10):50-61.
- [16]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[J].金融研究,2020(3):39-57.
- [17]蔡庆丰,王仕捷,刘昊,等.城市群人口集聚促进域内企业创新吗[J].中国工业经济,2023(3):152-170.
- [18]李建成,程玲,吴明琴.政府协调下的市场整合与企业创新伙伴选择[J].世界经济,2022,45(4):187-216.
- [19]BOSCHMA R A. Proximity and innovation: a critical assessment [J]. Regional studies, 2005, 39(1):61-74.
- [20]CASSI L, PLUNKET A. Proximity, network formation and inventive performance: in search of the proximity paradox [J]. Annals of regional science, 2015, 53(2):395-422.
- [21]曹湛,朱晟君,戴靓,等.多维邻近性对区域创新合作网络形成的影响:基于江浙沪医学科研机构的实证[J].地理研究,2022,41(9):2531-2547.
- [22]BAI J, JIN W, ZHOU S F. Proximity and knowledge spillovers: evidence from the introduction of new airline routes [J]. Management science, 2024,70(11):7345-8215.
- [23]KANG M L, LI Y C, ZHAO Z K, et al. Travel costs and inter-city collaborative innovation: evidence of high-speed railway in China [J]. Structural change and economic dynamics, 2023, 65: 286-302.
- [24]MULLET A, ZABY A K. Research joint ventures and technological proximity [J]. Research policy, 2019, 48(5): 1187-1200.
- [25]刘微微,金英哲,毕克新.多维邻近性、创新开放度与合作创新绩效:基于网络演化视角[J].科研管理,2023,44(8):162-172.
- [26]CHEN H J, XIE F J. How technological proximity affect collaborative innovation? an empirical study of China's Beijing-Tianjin-Hebei region [J]. Journal of management analytics, 2018, 5(4): 287-308.
- [27]JAFJE A B, TRAJTENBERG M, HENDERSON R. Geographic localization and knowledge spillovers as evidence by patent citations [J]. Quarterly journal of economics, 1993, 108(3): 577-598.
- [28]THOMPSON P, FOX-KEAN M. Patent citations and the geography of knowledge spillovers: a reassessment [J]. American economic review, 2005, 95(1): 450-460.
- [29]CORROCHER N, MANCUSI M L. International collaborations in green energy technologies: what is the role of distance in environmental policy stringency? [J]. Energy policy, 2021, 156(9):1-12.
- [30]刘毓芸,徐现祥,肖泽凯.劳动力跨方言流动的倒U型模式[J].经济研究,2015,50(10):134-146.
- [31]NUNN N, QIAN N. US food aid and civil conflict [J]. American economic review, 2014, 104(6): 1630-1666.
- [32]STOCK J H, YOGO M. Identification and inference for econometric models: asymptotic distributions of instrumental variables statistics with many instruments [J]. Journal of the American statistical association, 2005, 89(2): 1319-1320.
- [33]刘凤朝,闫菲菲,马荣康,等.多维邻近与跨区域研发合作模式[J].科学学研究,2020,38(6):1038-1047.
- [34]AGRAWAL A, GALASSO A, OETTL A. Roads and innovation [J]. Review of economics and statistics, 2017, 99(3): 417-434.

(本文责编:润 泽)