

区域一体化发展提升城市创新能力了吗[※]

——来自长三角城市群扩容的经验证据

内容提要:基于 2003—2018 年中国 270 个城市面板数据,以长三角城市群扩容事件为切入点,采用 PSM-DID 和中介效应等方法系统考察了长三角城市群扩容机制下区域一体化发展对城市创新能力的影响。研究发现:长三角区域一体化发展显著提升了整体城市、原位城市和新进城市的创新能力,且对原位城市创新能力提升更明显。异质性方面,区域一体化发展对中小规模城市和大型及以上规模城市间创新能力的提升作用并无显著差异;对资源型城市创新能力的提升作用较非资源型城市更显著;对非 G60 科创走廊城市创新能力提升作用较 G60 科创走廊城市更显著。作用机制方面,区域一体化发展能够通过强化政府协同创新战略引导和优化市场创新要素配置间接提升城市创新能力,对财政科技投入密度的提升效应和对创新人员流动的促进效应是主要动因,其次是对企业的集聚创新效应,对固定资产投资密度提升的“偏好性”推进呈现出负效应。

关键词:区域一体化 城市群扩容 创新 PSM-DID 中介效应

中图分类号:F299.2

文献标识码:A

文章编号:1009-2382(2021)09-0109-10

DOI:10.13891/j.cnki.mer.2021.09.012

一、引言

城市是创新要素集聚地,也是科技创新活动以及知识溢出和应用的重要空间,而以城市群为依托发展的区域一体化,是政府参与和支持创新发展的重要手段。2018 年长三角区域一体化发展已升格为国家战略,长三角城市群在国家全方位开放格局中以及区域一体化创新发展方面发挥的引领作用举足轻重。国家“十四五”规划强调,要坚持创新驱动发展,全面塑造发展新优势,推动长三角区域一体化发展,打造创新平台和新增长极。长三角区域一体化发展过程中,创新要素流动会受到城市群边界变动的影响。在此背景下,如何有效释放长三角城市创新活力,挖掘城市创新潜力,提升城市创新能力,形成城市创新合力,进而推动长三角区域一体化创新发展是新时代城市转型发展过程中面临的重大课题,事关我国创新型国家建设成效和新时代人民日益增长的美好生活需要的满足。因此,探讨长三角城市群扩容机制下区域一体化发展对城市创新能力究竟影响几何,有何传导机制,对发挥城市在国家创新驱动发展战略中的基础性和支撑性作用以及推动长三角区域一体化创新发展具有重要的现实意义。

目前关于城市群扩容机制下区域一体化效应的

研究主要集中在经济、环境和贸易等方面。城市群扩容与经济增长,国外方面主要以欧盟扩容为典型,学者发现欧盟扩容不但促进了扩容后整个欧盟地区的经济增长(Murphy,2006),还有效提升了新加入成员的经济增长以及工资水平(Baas 和 Brücker,2010)。然而,欧盟扩容虽然给成员国各项活动带来充分自由空间,但并未缩小地区间经济差距,对改善区域平衡的作用并不明显(Ertur 和 Koch,2006;Strielkowski 和 Höschle,2016)。国内方面对城市群扩容也存在相应研究,城市群扩容形成的一体化能够有效促进扩容后区域经济增长,尤其是对新进城市作用更明显(刘乃全等,2017;丁焕峰等,2020)。另外,长三角城市群扩容不但提高了加入城市的经济绩效,还降低了市场分割程度(张学良等,2017),而在产业结构升级方面却存在异质性(赵海峰等,2020)。环境方面,研究发现长三角城市群扩容能够有效提升区域的减排效应,但这种减排却是由原位城市向新进城市污染转移引起的(尤济红等,2019),然而,不同观点认为长三角城市群扩容具有显著负面环境效应,且作用于原位城市更明显(赵领娣等,2019)。对外贸易方面,学者发现长三角城市群扩容机制下区域一体化对整体城市和原位城市的企业出口存在显著促进作用,而对新进入城市企业出口的促进效应并不明显(强永昌等,2020)。

※ 基金项目:上海市哲学社会科学规划项目“上海自贸试验区创新发展服务贸易研究”(编号:2018BJB001)。

关于创新方面的研究多集中在创新水平测度及其影响因素的讨论。随着创新概念在经济学、管理学等多学科领域中的融合,对创新能力的综合评价研究也日益广泛。国际上比较著名的关于区域或城市创新评价的研究有欧洲工商学院发布的“全球创新指数”,用以测评欧洲各国创新活动综合表现的欧洲创新记分牌(European Innovation Scoreboard,EIS),美国 Florida 的创新力指数,OECD 的知识竞争力指数。国内较为典型的创新评价研究有《中国城市和产业创新力报告 2017》等基于专利及其价值建立的创新评价体系(寇宗来等,2017)。创新活动涉及多个主体,因而也会受到多种因素的影响,如外商直接投资、创新环境、税收政策支持、人力资本等因素(蒋殿春等,2005;钱晓烨等,2010;林洲钰等,2013;夏后学等,2019)。

已有丰富成果为本文研究奠定了基础,但是少有研究直接从城市群扩容角度关注并探讨区域一体化发展的创新效应。基于此,本文以长三角城市群扩容为切入点,聚焦探讨长三角区域一体化发展的城市创新效应。同时,以长三角城市经济协调会成员制内的城市群扩容事件为准自然实验,利用 PSM-DID 等方法检验长三角区域一体化发展对城市创新能力的影响及其传导机制。本文边际贡献在于:一是基于城市中观层面从城市群扩容视角评估区域一体化发展对城市创新能力的异质性影响,为区域一体化创新发展研究提供新的切入角度;二是采用 PSM-DID 等评估方法,避免了政策事件评估中平行趋势不满足问题,为识别长三角城市群扩容下区域一体化创新效应提供科学、准确的经验证据;三是在肯定区域一体化合作有效性的同时,采用中介效应进一步评估了区域一体化发展对创新效应的作用机制,为决策者精准施策提升城市创新能力和进一步推进长三角区域一体化创新发展提供参考。

二、研究背景与理论分析

自 1982 年上海经济区成立以来,长三角城市群规模在后期相继经历多次调整。早期成立的长三角城市经济协调会及在此基础上举行的市长联席会议为长三角城市协调发展提供了重要的合作与交流平台,一直是推动长三角城市联动发展的主导力量,而长三角城市经济协调会成员数量的变化已经成为长三角城市群发展规模变动的主要标志(张学良等,2017)。2010 年长三角城市群区域范围首次扩展至安徽境内,此次扩容调整具备行政区划多、扩展范围大和观测性较强的特点,对长三角区域一体化稳步发展

起着重要的奠基作用。这也是本文研究的准自然实验基础。新经济地理学理论认为,一体化背景下大城市区域比小城市区域更具有发展优势(Zhao 等,2017)。根据区域一体化理论,由城市群扩容形成的区域一体化对区域内政府协同合作、要素流动等产生不同程度的影响,使得区域内主体单元更加密切地参与创新活动的协同、合作中来。具体而言:

一是长三角城市群扩容的政府协同创新战略引导效应。通过政府合作制定相关创新政策是一体化发展背景下政府参与创新活动的有效手段。随着产业价值链不断延伸以及专业化分工,跨区域联系愈加紧密,区域协同创新对创新绩效存在显著的正向作用(白俊红等,2015;Guan 等,2015)。创新资源的有效配置不仅是市场选择作用的结果,也是政府战略参与和引领的结果。区域一体化协同创新战略不会随着城市群发展而内生形成,需要政府部门从区域一体化战略角度出发,对创新活动有选择地进行甄别和引导,并加以投入和支持,如通过政府补贴、税收优惠、完善产业政策及审批制度等提升创新主体参与的积极性。无论是资源基础、风险弱化还是制度逻辑,政府对协同创新的支持、投入和引导都是市场手段的有效补充,可以有效促进城市创新能力提升。

二是长三角城市群扩容的创新要素配置优化效应。市场化背景下,长三角城市群扩容形成的区域一体化发展不仅扩大了区域内贸易、投资等创新活动的市场空间(梁军等,2020;强永昌等,2020),还改善了创新主体开展创新活动所需要的金融、技术以及人才等多种流量要素的配置效应。一方面,信息腹地理论表明,区域一体化发展打破创新活动行政边界、弱化市场分割后,使得创新要素信息更加透明化,减少创新活动信息获取成本,有利于促进区域内人力、技术等创新要素的自由流动和专业化集聚。另一方面,创新要素专业化集聚的外部性,使得技术、产业等在区域内形成规模可观的更大市场,提高企业等创新主体的信息传递效率和成本集约,形成规模效应。再者,区域一体化打破行政壁垒,扩大了市场规模,不仅能够密切区域内城市间的经济联系,促进其产业分工,在一体化体制机制框架内对企业采取减税降费、研发补贴等措施,还有利于培育具有核心优势技术、自主知识产权和品牌竞争力的创新型企业集群,通过激励企业创新、强化企业创新主体地位提升城市创新能力。在这过程中,集聚效应和规模效应的综合作用使得创新资源配置进一步优化,进而提升城市创新水平。

根据以上分析,提出以下待检验假说。

假说 1:长三角城市群扩容机制下区域一体化发展对城市创新能力提升存在促进效应。

假说 2:区域一体化发展能够通过政府协同创新战略引导提升城市创新能力。

假说 3:区域一体化发展能够通过市场效应优化创新要素配置提升城市创新能力。

三、研究设计

1. 计量模型设定

Bertrand(2004)指出满足平行趋势假设是进行双重差分法(DID)有效估计的前提。长三角城市经济协调会对入会成员城市的选择并非完全随机,实际发展中长三角城市群内部与外部城市的创新水平会随时间变化产生系统性差异,使得 DID 方法的共同趋势假定无法得到满足。Heckman(1997,1998)提出并逐渐应用开来的 PSM-DID 则提供了解决办法,即在应用 DID 模型前先运用 PSM 方法消除样本选择偏差,使得 DID 方法在应用时可以满足处理组与对照组符合共同趋势的假定条件。故设定如下基准模型:

$$\ln Inn_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 T_{it} \times P_{it} + \alpha_2 Control_{it} + \lambda_i + V_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 、 t 分别代表城市和年份, $\ln Inn$ 为衡量城市创新能力的因变量,取对数; T 为城市虚拟变量; P 是时间虚拟变量; $Control$ 为控制变量; λ_i 和 V_t 分别为城市个体与时间固定效应; α 为待估计参数; ϵ 为误差项。交互项系数 α_1 反映了在控制城市特征变量下处理组与对照组的城市创新能力是否存在显著差异。

2. 变量选取

(1) 被解释变量:城市创新能力(Inn)。专利数是衡量地区技术创新成果较好的代理变量。参考白俊红等(2011)的研究,选取发明、实用新型和外观设计专利授权量衡量城市创新能力,考虑到三类专利在技术重要性、创新程度和应用价值方面的差异,分别赋予三类专利 0.5、0.3 和 0.2 的权重,形成综合专利数,最终以每万人综合专利数表征城市创新能力,取对数。

(2) 解释变量:长三角城市群扩容(TP)。将 2010 年长三角城市群扩容后包含的 22 个城市设为处理组,赋值为 1;其余城市设为对照组,赋值为 0。2010 年长三角城市群扩容发生之前赋值为 0,2010 年当年及之后赋值为 1。参考刘乃全(2017)的研究,将处理组分为整体城市组、原位城市组和新进城市组。

(3) 控制变量。主要包含:① 经济水平($Pgdp$)。以 2003 年为基期的实际人均 GDP 对数值表示。

② 金融支持($Finance$)。活跃完善的金融体系是地区创新活动赖以投入的前提,有效的金融供给能够缓解创新活动面临的融资信贷约束(Tadesse,2002)。使用地区金融机构年末贷款余额与存款余额之比衡量。

③ 对外开放($Open$)。对外开放程度越高,越有利于外部先进技术等创新要素进入本地市场,同时外部先进技术相对优势与本土市场份额的竞争也会加速地区创新活动频率(Carlino 和 Kerr,2015)。使用地区实际使用外商直接投资额与地区生产总值的比率测度。

④ 人力资本($Human$)。人力要素是创新活动开展的主观主体,而受到良好教育的人员相对更利于创新(钱晓辉等,2010)。使用城市年末科学技术从业人员数对数值表示人力资本。

3. 样本及数据说明

囿于数据可获得性,本文收集 2003—2018 年中国 270 个城市的面板数据展开分析。专利数据主要来源于国家专利数据库和专利云平台,其余数据来自《中国城市统计年鉴》、相关城市国民经济和社会发展统计公报、CEIC 数据库等。相关变量调整为以 2003 年为基期,缺失数据采用插值法补齐。表 1 为变量的描述性统计。

表 1 变量描述统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln Inn$	4320	0.6289	0.7212	0.0038	4.4614
TP	4320	0.0458	0.2091	0.0000	1.0000
$Pgdp$	4320	1.2168	0.5810	0.2143	3.5168
$Finance$	4320	0.6551	0.2068	0.0793	5.6132
$Open$	4320	0.0208	0.0233	0.0000	0.3758
$Human$	4320	0.4888	0.5397	0.0198	4.4067

注: $\ln$ 表示对相关变量取对数值。

四、实证结果分析

1. 基准回归结果

为明确了解城市群扩容机制下区域一体化发展对城市创新能力的影响效应,本文控制了城市层面的个体固定效应和时间固定效应,利用 PSM-DID 模型进行回归分析。

表 2 给出了经过 PSM 基于核匹配后的 DID 回归估计结果①。从 TP 系数显著为正可以看出,无论是否加入控制变量,2010 年长三角城市群扩容机制下区

① 限于篇幅,基于核匹配方法的 PSM 匹配结果图未列出,备索。

域一体化发展推动了整体城市、原位城市和新进城市创新能力提升。进一步分析原位城市和新进城市的差分系数,不难看出城市群扩容后长三角区域一体化发展对原位城市创新能力提升作用相对更大,说明城市群扩容的创新效应主要源于原位城市。此外,新进城市加入长三角城市群后,长三角城市群扩容的创新效应对整体城市的影响较原位城市有所减弱(TP 系数变小),但均高于新进城市,说明长三角城市群扩容机制下区域一体化不但显著提升了新进城市创新能力,还促进了城市间形成创新合力,提升了长三角城市群总体创新竞争力。新进城市加入长三角一体化组织后“共享”到区域一体化合作的政策创新红利,进一步巩固了长三角区域一体化合作的集群优势。本文假说1得到验证。

控制变量方面,回归(2)、(4)、(6)的结果表明,无

论对于整体城市、原位城市还是新进城市,经济水平、金融支持和人力资本的回归系数均显著为正。经济发展为科技创新提供了良好经济基础。金融供给为城市群科技创新提供了金融服务,有效缓解了开展创新活动所面临的融资约束问题。科学技术从业人员供应保障为城市创新发展奠定了较好的人力资本基础,从而促进了城市创新能力提升。对外开放对城市创新能力的回归系数在整体城市、原位城市和新进城市中均为负但不显著,原因或在于,在以往经济高速增长阶段,地方政府为提升经济规模而盲目引进外商投资,却未对外资质量加以甄别,低质量的外商直接投资进入一定程度上使得劣质外来技术与本土市场展开竞争,对本土创新产生挤压甚至掠夺效应,导致本地企业降低开展创新活动的积极性或者减少研发支出乃至退出市场,不利于提升城市创新能力。

表2 基准回归结果

	整体城市		原位城市		新进城市	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
TP	0.5859*** (0.0687)	0.5864*** (0.0627)	0.6438*** (0.0734)	0.6208*** (0.0695)	0.3418*** (0.0692)	0.4354*** (0.0772)
$Pgdp$		0.4168*** (0.1006)		0.4279*** (0.1031)		0.3845*** (0.1052)
$Finance$		0.2509*** (0.0813)		0.2441*** (0.0828)		0.1969** (0.0845)
$Open$		-1.0465 (0.7658)		-1.0426 (0.8015)		-0.6622 (0.7785)
$Human$		0.2462** (0.0968)		0.2343** (0.0956)		0.2876** (0.1206)
Constant	-0.1218** (0.0522)	-0.6476*** (0.1218)	-0.1192** (0.0529)	-0.6463*** (0.1229)	-0.1303** (0.0584)	-0.6091*** (0.1249)
$Year\ FE$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$City\ FE$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.8448	0.8595	0.8422	0.8568	0.8075	0.8263
N	2242	2242	2166	2166	1995	1995

注:***、**、* 分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著;括号内为标准差;估计结果为平均效应。下同。

2. 稳健性检验

(1) 置换被解释变量。使用《中国城市和产业创新能力报告2017》提供的城市创新力指数作为城市创新能力替代变量。该报告将专利价值嵌入其中,能合理表现出城市创新能力。估计结果见表3。置换城市创新能力的代理变量后,回归系数依然通过了1%的显著性水平检验,上述结论依然稳健。长三角城市群扩

容机制下区域一体化发展,无论对整体城市还是原位城市、新进城市创新能力的提升作用,其影响较扩容调整前都更加显著。

(2) 排除其他政策干扰。2010年,为推进安徽积极参与泛长三角区域发展分工,国务院批复了《皖江城市带承接产业转移示范区规划》(以下简称《规划》),安徽沿江城市带承接产业转移示范区被纳入国

表3 置换被解释变量的稳健性检验回归结果

	整体城市		原位城市		新进城市	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>TP</i>	0.6008*** (0.0936)	0.5575*** (0.0854)	0.6723*** (0.0989)	0.6152*** (0.0936)	0.2818*** (0.0998)	0.2817** (0.1083)
<i>Control</i>		Yes		Yes		Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.8730	0.8868	0.8712	0.8848	0.8453	0.8603
<i>N</i>	1789	1789	1727	1727	1577	1577

注：截距项未列出。下同。

家发展战略以探索中西部地区承接产业转移新模式，而新进城市中合肥市和马鞍山市处于皖江城市带。由于同发生在2010年，长三角城市创新能力提升究竟是《规划》引起还是城市群扩容作用，需要进一步廓清。表4显示，整体城市（不含合肥市和马鞍山市）、皖江城市带2城市以及其他新进城市（不含合肥市和马鞍山市）回归系数依然显著为正，说明长三角城市群扩容机制下区域一体化发展能够显著提升城市创新能力。另外，回归(4)、(6)显示，同属于被纳入《规划》和城市群扩容调整的合肥市和马鞍山市作为处理组的DID回归

中，其回归系数不仅显著，而且系数值比其他新进城市（不含合肥市和马鞍山市）的系数值要大。并且，不含合肥市和马鞍山市的其他新进城市组回归系数小于表2中新进城市组回归系数。这二者说明，合肥市和马鞍山市同时受到《规划》和长三角城市群扩容的“双重赋能”，其城市创新能力进一步得到强化。尽管如此，由于原位城市的回归系数值并未发生变化（见表2），其DID回归系数值依然大于其他新进城市（不含合肥市和马鞍山市）的平均处理效应，表明长三角城市群整体创新能力提升主要源于原位城市的贡献，研究结论较为稳健。

表4 剔除皖江城市带城市后的稳健性检验回归结果

	整体城市（不含合肥市和马鞍山市）		皖江城市带2城市（合肥市和马鞍山市）		其他新进城市（不含合肥市和马鞍山市）	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>TP</i>	0.5980*** (0.0725)	0.5823*** (0.0668)	0.4669*** (0.0628)	0.5976*** (0.0557)	0.2261*** (0.0411)	0.2905*** (0.0557)
<i>Control</i>		Yes		Yes		Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.8423	0.8574	0.8039	0.8237	0.8023	0.8225
<i>N</i>	2213	2213	1948	1948	1966	1966

(3) 更改时间区间。本文考察的是2010年长三角城市群扩容的创新效应，时间段为2003—2018年，由于2013年又有部分新进城市加入到长三角区域一体化发展中来，回归效应可能存在样本时间过长问题。稳健性起见，将样本时间缩短为2007—2012年再次进行估计。表5中回归(1)、(2)、(3)显示，无论是整体城市、原位城市还是新进城市，长三角城市群扩容都能显著提升城市创新能力，且原位城市*TP*的

系数值大于新进城市，即这种创新效应主要源于原位城市，上述结论较为稳健。

(4) 更换匹配方法。在基本回归中，本文使用基于核匹配法的PSM-DID进行检验。为确保结论稳健性，再次使用1:3近邻匹配法进行稳健性检验。表5中回归(4)、(5)、(6)显示，更换匹配方法后长三角城市群扩容机制下区域一体化发展依然显著提升了整体城市、原位城市和新进城市创新能力，这进一步佐证

表5 更换样本时间与匹配方法的稳健性检验回归结果

	(1) 整体城市	(2) 原位城市	(3) 新进城市	(4) 整体城市	(5) 原位城市	(6) 新进城市
<i>TP</i>	0.3432*** (0.0666)	0.3953*** (0.0766)	0.1300*** (0.0612)	0.7619*** (0.0598)	0.8090*** (0.0654)	0.6452*** (0.0983)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> ²	0.7611	0.7594	0.7181	0.8076	0.8028	0.7768
<i>N</i>	744	713	648	4320	4224	4064

了结论的稳健性。

3. 异质性分析

从城市规模、城市资源禀赋以及是否为科创走廊城市三个方面进行城市群扩容创新效应的异质性考察。

(1) 城市规模。依据2014年《国务院关于调整城市规模划分标准的通知》，以2014年市辖区年末人口数为参考，将样本划分为中小城市(*Non-Large_city*)和大型及以上规模城市(*Large_city*)两类。以整体城市组为例，以大型及以上规模城市为基准，在回归模型中引入中小城市(*Non-Large_city*赋值为1)及其与长三角城市群扩容(*TP*)的交互项。从表6中回归(1)可看出，*TP*系数显著为正，而*TP*×*Non-Large_city*系数尽管为负但不显著，说明长三角城市群扩容机制下区域一体化发展对中小规模城市创新能力的提升效应与大型及以上规模城市并无显著差异。这可能因为，长三角城市群扩容机制下区域一体化合作促进了创新要素在不同规模城市间有效流动，尽管中小城市在规模等级上不如大型及以上规模城市具有规模创新优势，但由于自身创新基础“涓滴效应”存在，与大型及以上城市创新能力提升效应并无显著差异。

(2) 城市资源禀赋。依据2013年《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》，将样本城市划分为资源型城市(*Rescity*)和非资源型城市(*Non-Rescity*)。检验策略上，以长三角整体城市组为例，以非资源型城市为基准，在回归模型中引入资源型城市(*Rescity*赋值为1)及其与长三角城市群扩容(*TP*)的交互项。从表6中回归(2)可以看出，*TP*通过了1%的显著性水平检验，且*TP*×*Rescity*系数显著为正，说明长三角城市群扩容机制下区域一体化发展对资源型城市创新能力提升的促进作用相对于非资源型城市更大。资源型城市多存在“荷兰病”，相对非资源型

城市面临更严重的资源消耗枯竭问题，依靠过度消耗资源而存在的高能耗、高污染经济增长方式不可持续，也严重约束了城市经济活力。面临城市和产业转型发展，创新驱动更能转变资源型城市经济增长方式，依靠科技创新能够释放城市发展潜力。

表6 异质性检验回归结果

变量	(1) 城市规模	(2) 城市 资源禀赋	(3) G60 科创 走廊城市
<i>TP</i>	0.5894*** (0.0637)	0.5026*** (0.0653)	0.5783*** (0.0669)
<i>TP</i> × <i>Non-Large_city</i>	-0.0914 (0.5630)		
<i>TP</i> × <i>Rescity</i>		0.4302*** (0.0914)	
<i>TP</i> × <i>Pilotcity</i>			-0.3564** (0.1517)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>City FE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> ²	0.8623	0.8748	0.8631
<i>N</i>	2242	2242	2242

注：检验均以整体城市组为例。

(3) 是否为G60科创走廊城市。G60科创走廊自2016年提出以来，截至2020年底已更新至3.0版本，包含9个城市^①。作为长三角地区重要创新策源地，截至2020底，G60科创走廊沿线9个城市拥有接近全国1/10的高新技术企业，超过全国1/5的科创板上市企业。检验策略上，将样本城市划分为科创走廊城市(*Pilotcity*)和非科创走廊城市(*Non-Pilotcity*)。以非

① 为上海市、苏州市、杭州市、嘉兴市、湖州市、金华市、合肥市、芜湖市和宣城市。

科创走廊城市为基准,在模型中引入科创走廊城市(*Pilotcity*赋值为1)及其与长三角城市群扩容(*TP*)的交互项。表6中回归(3)显示,长三角城市群扩容的创新效应受到城市科创类型特征的影响。交互项 $TP \times Pilotcity$ 系数显著为负,表明长三角城市群扩容对科创走廊城市创新能力提升作用低于非科创走廊城市。这可能是由于,G60沪昆高速两侧聚集了大量企业,沿线科创走廊城市因拥有较多高新技术企业,城市创新基础好、起步高,长三角城市群扩容对其创新能力提升效应处于弱势状态,而非科创走廊城市对区域一体化机制下创新发展更为敏感。

五、进一步机制分析

长三角城市群扩容机制下区域一体化发展不仅提升了整体城市的创新能力,还显著改善了原位城市和新进城市的创新发展状态。但长三角区域一体化发展的创新效应作用机制究竟是什么?为回答这个问题且验证假说2和假说3,本文将从政府和市场角度考察城市群扩容下区域一体化发展影响城市创新能力的传导机制。策略上,构造中介效应模型检验相关机制。检验方法上,由于Baron和Kenny(1986)采用的逐步回归法受到诸多挑战,而Sobel检验受到参数乘积 $\beta_1 \times \gamma_2$ 服从正态分布约束,本文使用更具统计效力的Bootstrap法进行多重中介效应检验(Preacher和Hayes, 2008; Zhao等, 2010)。主要步骤为:基于Bootstrap法对原假设 $H_0: \beta_1 \times \gamma_2 = 0$ 进行检验,若检验结果显著拒绝原假设,则存在中介效应。

$$\ln Im_u = \varphi_0 + \varphi_1 T_u \times P_u + \varphi_2 Control_u + \varepsilon_u \quad (2)$$

$$Z_u = \beta_0 + \beta_1 T_u \times P_u + \beta_2 Control_u + \varepsilon_u \quad (3)$$

$$\ln Inn_u = \gamma_0 + \gamma_1 T_u \times P_u + \gamma_2 Z_u + \gamma_3 Control_u + \varepsilon_u \quad (4)$$

其中, Z 为机制变量,主要指政府和市场层面;其他变量设置同前。

政府层面,政府对创新发展的战略引导和支持是市场作用的有效补充,分别使用城市建成区财政科技投入密度(*Gscience*)和固定资产投资密度(*Invden*)来表示区域一体化合作框架下政府对协同创新战略的引导。市场层面,劳动力和企业分别作为创新活动不可或缺的参与要素和微观载体,为体现区域一体化框架下创新人员区域内流动优化和企业集聚特征,分别使用城市年度创新人员流动量(*Mig*)和企业集聚密度(*Firmden*)来反映城市群扩容后市场效应对创新人员流动和企业集聚创新的配置优化。由于创新活动多集中在城市建成区,机制变量*Gscience*、*Invden*和*Firmden*分别为政府财政科技支出、固定资产投资和

市辖区限额以上工业企业数与城市建成区面积比值。创新人员要素流动量测度上,为较好反映城市间人员要素流动关系,观测各城市要素流动现状,本文借鉴现有研究中广泛应用引力模型测度要素流动的做法(白俊红等, 2015),改进的人力要素流动引力模型设置为: $Mig_{ij} = K \times Human_i \times Wage_j \times D_{ij}^{-2}$,其中, Mig_{ij} 表示从城市*i*流动到城市*j*的创新人员量, $Human$ 表示城市*i*的创新人员当量, $Wage_j$ 表示城市*j*的在岗职工平均工资水平,城市工资水平通常是吸引人员流动的重要因素, D_{ij} 为城市*i*与*j*之间的地理距离, K 指引力系数,取常数1,则城市*i*在当年度总创新人员流动量为 $Mig_i = \sum_{j=1}^n Mig_{ij}$ 。数据均来自于《中国城市统计年鉴》。

表7报告了多重中介效应Bootstrap检验结果。第(1)–(6)列所有变量系数均通过了1%水平的显著性检验,检验结果显著拒绝了 $\beta_1 \times \gamma_2 = 0$ 原假设,说明中介路径存在。Bootstrap间接效应检验结果显示,4个机制变量的系数显著为正,且95%的置信区间均不包含0,说明中介效应显著。具体而言,第(1)列为方程(2)的估计结果,这在基准回归部分已经论证,即长三角城市群扩容下区域一体化发展能够显著提升城市创新能力。第(2)–(5)列为方程(3)估计结果, TP 系数在1%水平上显著为正,说明长三角城市群扩容显著提高了政府财政科技投入密度、固定资产投资密度,促进了创新人员有效流动和企业集聚。第(6)列为方程(4)多个中介变量同时回归结果, TP 系数通过了1%水平的显著性检验,即长三角城市群扩容下区域一体化发展对城市创新能力提升存在直接影响,同时财政科技投入密度(*Gscience*)、创新人员流动量(*Mig*)和企业集聚密度(*Firmden*)在1%的显著性水平上均能够促进城市创新能力提升,而固定资产投资密度(*Invden*)在1%的显著性水平上对城市创新能力提升存在抑制作用。进一步基于500次抽样的Bootstrap中介效应估计结果表明,*Gscience*、*Invden*、*Mig*和*Firmden*4个机制变量的中介效应在总效应中占比分别为25.66%、-8.89%、19.91%和11.92%,表明长三角城市群扩容能够通过提高财政科技投入密度、促进创新人员流动和企业集聚创新方式间接提升城市创新能力,但其对城市固定资产投资密度的提高却间接抑制了城市创新能力提升,这可能是因为,在中国分权式背景下,尽管长三角城市群扩容下区域一体化发展促进了区域固定资产投资密度提高,但是由于地方政府存在自利性(经济和政治利益)投资偏好,在区域一体化发展持续推进中因“重生产、轻创

新”导致创新投资不足,生产性投资对创新性投资存在严重“挤压”(吴延兵,2017)。

表 7 机制检验回归结果

	LnInn (1)	Gscience (2)	Invden (3)	Mig (4)	Firmden (5)	LnInn (6)
TP	0.7968*** (0.0329)	1.1893*** (0.0863)	0.3960*** (0.0559)	0.7727*** (0.0566)	0.5481*** (0.0472)	0.4096*** (0.0274)
Gscience						0.1719*** (0.0085)
Invden						-0.1790*** (0.0130)
Mig						0.2052*** (.0110)
Firmden						0.1733*** (0.0116)
Bootstrap 间接效应		0.2045*** [0.1765, 0.2334]	-0.0709*** [-0.0892, -0.0567]	0.1586*** [0.1379, 0.1796]	0.0950*** [0.0768, 0.1148]	
Bootstrap 中介效应占比		25.66%	-8.89%	19.91%	11.92%	
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.6884	0.2195	0.0873	0.7094	0.2106	0.8126
N	2242	2242	2242	2242	2242	2242

注:[]内为 Bootstrap 检验 95%置信区间;以整体城市组为例进行检验。

总体而言,长三角城市群扩容下区域一体化发展能够通过政府协同创新战略引导的强化效应和创新要素的市场配置效应促进城市创新能力提升,二者总中介效应(4个中介变量效应总和)占到区域一体化发展影响城市创新能力总效应的48.59%,说明在不考虑其他因素影响情况下,区域一体化发展对城市创新能力提升的直接影响发挥主要作用(直接效应占总效应的比重为51.41%),而对市场创新要素的配置优化效应占到总中介效应的65.50%^①,意味着市场效应在中间机制中发挥主导作用。就中间机制而言,财政科技投入密度的提升效应和创新人员流动的促进效应是长三角城市群扩容机制下区域一体化发展提升城市创新能力的主要动因,其次是企业集聚创新效应,要加快改善对固定资产投资密度的“偏好性”投资推进。

六、结论与启示

长三角城市群空间上外向扩容对推进长三角区域一体化创新发展具有重要意义。本文基于2003—2018年270个城市的面板数据,在理论分析基础上运用PSM-DID和中介效应等方法检验了长三角城市群扩容机制下区域一体化发展对城市创新能力的影响及作用机制。研究发现:第一,区域一体化发展显著提升了长三角城市群整体城市、原位城市和新进城市的城市创新能力,且区域一体化发展的创新效应作用于原位城市更明显。经过一系列稳健性检验后,结论依然成立。第二,异质性检验发现,长三角城市群扩容机制下区域一体化发展对不同规模城市创新能力的提升作用无显著差异;对资源型城市创新能力的提

① 直接效应系数为0.4096,总中介效应系数为 $0.2045 - 0.0709 + 0.1586 + 0.0950 \approx 0.3872$ 。直接效应占总效应比例为 $0.4096 / (0.3872 + 0.4096) \times 100\% \approx 51.41\%$,总中介效应占总效应比例为 $0.3872 / (0.3872 + 0.4096) \times 100\% \approx 48.59\%$ 。市场创新要素的配置优化效应占总中介效应比例为 $(0.1586 + 0.0950) / 0.3872 \times 100\% \approx 65.50\%$ 。

升作用较非资源型城市更为显著;对非 G60 科创走廊城市创新能力提升作用较 G60 科创走廊城市更显著。第三,长三角城市群扩容能够通过强化政府协同创新战略引导和优化市场创新要素配置,间接提升城市创新能力,且市场效应在其中发挥主导作用。具体表现为,财政科技投入密度的提升效应和创新人员流动的促进效应是长三角城市群扩容机制下区域一体化发展提升城市创新能力的主要动因,其次是企业的集聚创新效应,固定资产投资密度提升表现为负效应。

基于上述研究结论,本文提出如下政策启示:第一,加快区域共同体建设,有效形成区域联动,促进城市创新能力普遍提升。政策上强化区域内创新体制、机制、扶持政策和配套服务有效对接,提升创新质量和效率;格局上在大城市群范围内积极推进大都市圈建设和多中心协调联动发展,加快形成一核多中心创新发展格局;合作上加强开展产业园区、平台建设等重大专题项目合作,推动市场、交通、教育等多方面一体化发展,促进创新要素自由流动。第二,因地制宜,优化城市群区域内产业创新分工与一体化合作。各城市经济发展状况、规模区位以及资源禀赋等存在差异,制定城市创新发展政策措施时,一方面要在推动原有城市创新发展的基础上,有序引导创新资源要素流向城市群边缘城市,推动城市“探索者”带动“追随者”创新发展,强化区域科技创新合力;另一方面,长三角城市群要抢抓构建国内国际双循环发展机遇,做好上下游产业创新衔接、机制联动。加快优化区域内产业分工布局和技术升级,延伸创新价值链,加快构建创新平台和新增长极。第三,积极探索长三角区域一体化合作提升城市创新能力的多维路径,加快完善城市创新体系建设。影响城市创新因素众多,不仅要充分发挥地方政府在城市协同创新活动中的战略引导职能,关注创新人员有效流动的创新溢出,还要重视创新环境等方面的传导作用,并且持续改善地方“偏好性”固定资产投资对城市创新能力的抑制效应。另外,要多措并举激励企业创新,加快构建以企业为创新主体的城市创新体系。

参考文献:

1. Baas, T., and H. Brücker. Macroeconomic Impact of Eastern Enlargement on Germany and UK: Evidence from a CGE Model. *Applied Economics Letters*, 2010, 17(2): 125—128.
2. Baron, R. M., and D. A. Kenny. The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51(6): 1173—1182.

search: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51(6): 1173—1182.

3. Bertrand, M., E. Duflo, and S. Mullainathan. How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates? *The Quarterly Journal of Economics*, 2004, 119(1): 249—275.

4. Carlino, G., and W. R. Kerr. Chapter 6—Agglomeration and Innovation. *Handbook of Regional and Urban Economics*, Elsevier, 2015, 5: 349—404.

5. Ertur, C., and W. Koch. Regional Disparities in the European Union and the Enlargement Process: An Exploratory Spatial Data Analysis, 1995—2000. *The Annals of Regional Science*, 2006, 40(4): 723—765.

6. Guan, J., J. Zhang, and Y. Yan. The Impact of Multilevel Networks on Innovation. *Research Policy*, 2015, 44(3): 545—559.

7. James, J. H., I. Hidehiko, and E. T. Petra. Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme. *Review of Economic Studies*, 1997, 64(4): 605—654.

8. James, J. H., I. Hidehiko, and E. T. Petra. Matching as an Econometric Evaluation Estimator. *Review of Economic Studies*, 1998, 65(2): 261—294.

9. Murphy, A. The May 2004 Enlargement of the European Union: View from Two Years Out. *Eurasian Geography and Economics*, 2006, 47: 635—646.

10. Preacher, K. J., and A. F. Hayes. Asymptotic and Resampling Strategies for Assessing and Comparing Indirect Effects in Multiple Mediator Models. *Behavioral Research Methods*, 2008, 40: 879—891.

11. Strielkowski, W., and F. Höschle. Evidence for Economic Convergence in the EU: The Analysis of Past EU Enlargements. *Technological and Economic Development of Economy*, 2016, 22(4): 617—630.

12. Tadesse, S. Financial Architecture and Economic Performance: International Evidence. *Journal of Financial Intermediation*, 2002, 11(4): 429—454.

13. Zhao, S. X., N. S. Guo, C. L. K. Li, et al. Megacities, the World's Largest Cities Unleashed: Major Trends and Dynamics in Contemporary Global Urban Development. *World Development*, 2017, 98(C): 257—289.

14. Zhao, X., J. G. Lynch, and Q. Chen. Reconsidering Baron and Kenny: Myths and Truths about Mediation Analysis. *Journal of Consumer Research*, 2010, 37(2): 197—206.

15. 白俊红、蒋伏心:《考虑环境因素的区域创新效率研究——基于三阶段 DEA 方法》,《财贸经济》2011 年第

10 期。

16. 白俊红、蒋伏心:《协同创新、空间关联与区域创新绩效》,《经济研究》2015 年第 7 期。

17. 丁焕峰、孙小哲、刘小勇:《区域扩容能促进新进地区的经济增长吗?——以珠三角城市群为例的合成控制法分析》,《南方经济》2020 年第 6 期。

18. 蒋殿春、夏良科:《外商直接投资对中国高技术产业技术创新作用的经验分析》,《世界经济》2005 年第 8 期。

19. 梁军、从振楠:《城市群扩容能否提高外商直接投资强度?——来自长三角的准自然实验》,《世界经济与政治论坛》2020 年第 4 期。

20. 林洲钰、林汉川、邓兴华:《所得税改革与中国企业技术创新》,《中国工业经济》2013 年第 3 期。

21. 刘乃全、吴友:《长三角扩容能促进区域经济共同增长吗》,《中国工业经济》2017 年第 6 期。

22. 钱晓烨、迟巍、黎波:《人力资本对我国区域创新及经济增长的影响——基于空间计量的实证研究》,《数量经济技术经济研究》2010 年第 4 期。

23. 强永昌、杨航英:《长三角区域一体化扩容对企业出口影响的准自然实验研究》,《世界经济研究》2020 年第 6 期。

24. 吴延兵:《中国式分权下的偏向性投资》,《经济研究》2017 年第 6 期。

25. 夏后学、谭清美、白俊红:《营商环境、企业寻租与市场创新——来自中国企业营商环境调查的经验证据》,《经济研究》2019 年第 4 期。

26. 尤济红、陈喜强:《区域一体化合作是否导致污染转移——来自长三角城市群扩容的证据》,《中国人口·资源与环境》2019 年第 6 期。

27. 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》,《经济学(季刊)》2017 年第 4 期。

28. 赵海峰、张颖:《区域一体化对产业结构升级的影响——来自长三角扩容的经验证据》,《软科学》2020 年第 12 期。

29. 赵领娣、徐乐:《基于长三角扩容准自然实验的区域一体化水污染效应研究》,《中国人口·资源与环境》2019 年第 3 期。

作者简介:董春风,上海财经大学城市与区域科学学院/财经研究所博士生;何骏,上海财经大学城市与区域科学学院/财经研究所副教授(上海 200433)。

[责任编辑:侯祥鹏]

(上接第 108 页)

参考文献:

1. Lall, S. Technological Capabilities and Industrialization, *World Development*, 1992, 20: 165—186.

2. Pyle D. Data Preparation for Data Mining. *Morgan Kaufmann*, 1999.

3. 郭朝先:《发挥民营企业在制造业领域主力军作用》,《中国党政干部论坛》2017 年第 12 期。

4. 周黎安、罗凯:《企业规模与创新:来自中国省级水平的经验证据》,《经济学(季刊)》2005 年第 2 期。

5. 经济合作与发展组织著:《OECD 科学、技术和工业计分牌 2013:创新驱动发展》,北京科学技术文献出版社 2015 年版。

6. 陈劲、胡小君:《“中国企业创新能力 50 强排名”评价概况及结果》,《技术经济》2015 年第 6 期。

7. 梁路、黎剑、霍颖翔、滕少华:《一种非均匀分布数据的非线性标准化方法》,《计算机科学》2016 年第 4 期。

8. 赵彦云、王雪妮:《中国民生发展国际竞争力实证分

析》,《中国人民大学学报》2015 年第 2 期。

9. 赵英才、张纯洪、刘海英:《转轨以来中国经济增长质量的综合评价研究》,《吉林大学社会科学学报》2006 年第 3 期。

10. 黄兰:《中国银行业竞争力评价指标体系研究》,《现代经济探讨》2001 年第 6 期。

11. 周睿:《长江经济带沿线省市生态现代化综合评价》,《现代经济探讨》2019 年第 9 期。

12. 刘海英、张纯洪:《中国经济增长质量提高和规模扩张的非一致性实证研究》,《经济科学》2006 年第 2 期。

13. 郭亚军著:《综合评价理论、方法及应用》,科学出版社 2008 年版。

14. 杨耀武、张平:《中国经济高质量发展的逻辑、测度与治理》,《经济研究》2021 年第 1 期。

作者简介:时大红,南京师范大学商学院博士生;蒋伏心,南京师范大学商学院教授、博士生导师(南京 210097)。

[责任编辑:吴 群]