

# 区域一体化与城市创新： 基于长三角扩容的准自然实验

邵汉华 王瑶 罗俊<sup>1</sup>

(南昌大学 经济管理学院, 江西 南昌 330000)

**【摘要】:** 随着我国城市进入都市圈发展的新时代, 区域一体化对城市创新产生了广泛而深刻的影响。从创新资源流动整合、知识技术溢出和市场规模扩大等维度深入分析区域一体化对城市创新的潜在作用机制, 将长三角扩容作为一项准自然实验, 以 2003–2018 年中国内地 283 个地级市为样本数据, 综合利用合成控制法和 PSM-DID 模型对两者关系进行实证检验。结果发现: (1) 整体而言, 长三角扩容能够显著促进城市创新水平提升。从不同区域看, 长三角扩容对原位和新进城市创新水平均有显著促进作用, 且对新进城市的影响大于原位城市; (2) 异质性分析结果表明, 扩容政策对科创走廊城市创新水平的提升作用强于非科创走廊城市, 同时区域通达性改善也能够明显强化扩容对城市创新的政策效应; (3) 扩容政策对城市创新的作用呈现出边际效应递减趋势。研究结论对推进长三角一体化发展、深化区域创新合作、建设长三角创新驱动示范带具有重要指导意义。

**【关键词】:** 区域一体化 城市创新 合成控制法 准自然实验

**【中图分类号】:** F127.5 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1001-7348(2020)24-0037-09

## 0 引言

党的十九大报告明确提出, 要深入实施区域协调发展战略, 加快形成以创新为引领、城市群为主体的协调发展新格局。作为我国经济最具活力、开放程度最高、创新能力最强的区域之一, 长三角在全国经济中承担着重要使命, 具有极强的示范带动作用。为此, 《2019 政府工作报告》特别强调, 将长三角区域一体化上升为国家战略, 坚决破除地区之间的利益藩篱和行政壁垒, 加快形成统筹有力、竞争有序、共享共赢的区域协调发展新机制, 促进区域协调发展。而长三角扩容作为一项打破区域行政分割、促进一体化发展的关键政策, 对实现区域协调发展具有重要作用, 特别是在推动区域创新合作、构建区域协同创新共同体、促进长三角创新驱动发展方面意义重大。在此背景下, 探讨区域一体化战略对城市创新的实际影响, 对于新时期都市圈一体化高质量发展具有重要现实意义。

目前, 国内外学术界关于区域一体化的研究主要集中在两个方面: 一是考察区域一体化环境效应。如 Chen & Huang<sup>[1]</sup>以欧盟扩容为题材, 发现欧盟一体化发展能够显著抑制污染排放总量、污染排放强度和人均污染排放量, 具有一定的减排效应; 赵领娣等<sup>[2]</sup>基于水污染视角, 使用拓展 STIRPAT 模型, 结合理论推演和实证研究发现区域一体化政策给长三角城市带来负面环境效应; 张可<sup>[3]</sup>基于双重差分法的研究发现, 区域一体化显著促进城市间污染排放强度收敛, 有利于城市减排。二是关于经济发展。Muphy<sup>[4]</sup>研

**作者简介:** 邵汉华(1986–), 男, 江西九江人, 博士, 南昌大学经济管理学院副教授、硕士生导师, 赣江青年学者, 研究方向为区域经济增长与可持续发展、区域创新网络与空间计量、宏观金融与银行效率评价;

王瑶(1997–), 女, 江西上饶人, 南昌大学经济管理学院硕士研究生, 研究方向为金融发展与区域创新;

罗俊(1997–), 女, 江西九江人, 南昌大学经济管理学院硕士研究生, 研究方向为区域经济。

**基金项目:** 国家社会科学基金青年项目(17CJL017)

究发现,一体化发展有助于消除原位城市和新进城市的贸易投资壁垒,降低交易成本,推动区域内贸易与投资量增加,促进整体欧盟成员国经济增长;Szeles<sup>[6]</sup>通过研究欧盟一体化对成员国经济增长的平衡发展问题发现,其能够显著缩小成员国间的经济差距;李雪松等<sup>[6]</sup>的研究表明,区域一体化通过促进要素流动、结构升级以及加强区域合作,进而实现效率提升;陈喜强等<sup>[7]</sup>研究发现,区域一体化实施能够改善区域分工模式,对区域产业结构产生优化调整作用。

综上所述,尽管学界围绕区域一体化展开了广泛的研究,但却鲜有学者关注扩容视角下长三角一体化对城市创新的影响。自1982年上海全境、江苏和浙江部分范围内10个城市被纳入上海经济区以来,长三角城市群范围经历了“迅速扩展—骤然缩小—稳步扩容”的过程<sup>[2]</sup>。凭借丰富的扩容经验,长三角城市群成为具有代表性的扩容政策效果评估样本<sup>[8]</sup>,特别是2010年长三角首次稳步扩容,实现长三角行政关系由“两省一市”向“三省一市”的突破。本次扩容不仅涉及行政区划多且扩容范围广,扩容至今已有多年的时间,能够为政策评估提供大量可观测数据。因此,本文首先基于准自然实验法,利用“长三角扩容”作为外生政策事件,结合合成控制法和倍差法,研究城市创新水平在长三角扩容政策前后的变化;其次,从异质性角度考察是否为科创走廊城市,以及在不同通达性水平下扩容政策效果差异;最后,从时间维度对扩容政策的滞后效应进行分析。

本文的边际贡献在于:①以扩容为研究视角,利用准自然实验法评估长三角区域一体化对城市创新的影响,能够有效避免一体化指标测度造成的误差。同时,相较于传统研究方法,以合成控制法和双重差分法为代表的准自然实验法能够有效避免参数估计的内生性和样本选择偏误问题;②现有研究仅关注区域一体化对经济增长<sup>[9]</sup>、产业结构优化<sup>[10]</sup>和企业行为<sup>[11-12]</sup>等方面的影响,忽视了在创新驱动经济高质量发展的国际形势下,区域一体化对城市创新的影响,本研究可有效弥补相关研究领域的空白;③不仅从整体层面验证长三角区域一体化扩容政策的有效性,还从城市异质性和时滞性角度深入分析扩容政策对城市创新的影响效应,可为打造高质量发展先行示范区,形成可复制、可推广的创新高质量发展新路径提供借鉴。

## 1 研究背景与理论机制

1992年,上海、无锡、宁波等14个城市经协委(办)发起成立长江三角洲十四城市协作办(委)主任联席会,而后于1997年纳入泰州市正式成立长江三角洲城市经济协调会。历经20多年发展,截至2018年经济协调会已经扩容至34个城市。可以说,长三角城市经济协调会的成立为各城市提供了良好的交流合作机会,特别是在2010年以后,长三角城市经济协调会进行了各种专题合作,包括交通和人力资源合作<sup>[13]</sup>以及区域内政府、企业和科研院校产学研合作等<sup>[14]</sup>。这种城市间的交流与合作能够有效推动城市群产业分工协作与生产要素自由流动,加快先进技术在不同区域间的溢出和扩散,发挥城市群的正外部性效应<sup>[15]</sup>,促进城市创新水平提升。因此,本文从创新资源整合效应、知识与技术溢出效应和市场规模扩大效应3个方面揭示扩容政策影响城市创新的相关理论机制。

(1) 长三角扩容通过创新资源流动整合效应促进城市创新。

扩容之所以能够影响城市创新水平,是由于其可以推动研发要素在区域间自由流动,促进资源在各相关创新主体间有效转移整合,提高资源配置效率。大量研究表明,创新要素合理配置是影响创新的关键因素<sup>[16]</sup>。研发要素流动本质上是对创新资源的整合优化过程,通过研发要素跨区域整合,不仅能使研发人员充分发挥自身专业优势,同时还能扩大研发资本影响范围,提高城市技术创新水平(刘军等,2017)。扩容政策对创新资源的整合作用主要体现在两个方面:一是扩容有利于弱化区域之间的“边界效应”<sup>[18]</sup>,破除顽固的地方保护主义行为,完善技术市场竞争机制,倒逼企业进行技术改进和创新,增强市场调节信号的有效性,引导研发要素在行业之间调整,实现跨区域资源整合;另一方面,长三角扩容有助于完善区域间交通网络,极大地促进科研技术人员以及资金流、信息流的流通和扩散,有利于长三角城市群内资源有效配置和空间结构优化,推动技术创新的实现。

(2) 长三角扩容带来的知识与技术溢出有助于推动区域创新能力提升。

知识和技术因具有极高的资产专用性与交易不确定性,因此在交易过程中存在高额的交易成本<sup>[18]</sup>,成为阻碍城市创新的重要

因素。随着城市群一体化水平的不断提升,核心城市在发挥集聚优势的同时还能够推动知识溢出,提高企业创新效率。另外,一体化市场体系能够促进高技术含量商品在区域间自由流通,实现科学技术传播与扩散,在区域间产生正向技术溢出效应<sup>[19]</sup>。具体来说,扩容政策通过以下途径实现知识技术溢出:一是通过合作研发实现创新知识技术外溢,即地方企业为降低研发成本和风险,以合作方式交换异质性知识,在提高创新效率的同时实现技术传播与扩散;二是通过跨区域技术交易方式实现技术溢出,也即技术落后企业通过使用先进技术改变现有落后生产方式,促进先进技术推广和扩散,同时对现有技术商品进行技术模仿和二次创新,对外溢知识技术充分吸收,缩短产品研发周期,推动城市创新;三是通过科研人员正式和非正式交流,实现前沿知识、技术交流和共享,加快科学技术传播速度。由此可见,扩容通对科学知识与技术溢出效应,进而促进城市创新能力提升。

(3) 长三角扩容对市场规模的扩大效应也能够提升城市整体创新水平。

熊彼特理论认为,市场规模扩大能够帮助企业在技术资金风险分担和创新成果收益上取得先发优势,增强技术创新能力。同时,市场规模扩张能够拉动创新产品需求,加速产品多样化发展步伐,引致新创新、新技术的出现。因此,扩容政策带来的技术成果需求增大,有助于整体城市创新能力提升。具体来说,在长三角经济协调会成立之前,各城市间存在严重的市场分割现象,为保护本土企业利益,政府会设置外来技术壁垒,新技术难以以市场化方式在本地应用和推广<sup>[20]</sup>,不利于企业对新技术的学习和吸收,由此严重阻碍创新发展进程。扩容政策实施使一体化市场体系更加健全,有利于形成区域技术交易大市场<sup>[21]</sup>,促使技术交易变得更加公开透明,准确反映技术创新供需关系,为创新主体提供及时有效的市场信号,激发区域创新活力。

上述分析表明,长三角扩容政策能够优化区域间创新资源配置,形成一体化市场创新与交易环境,实现区域间创新知识技术交互与共享,进而对城市创新产生提升效应。

## 2 研究方法、变量说明与数据来源

### 2.1 合成控制法

合成控制法(synthetic control method, SCM)最早于2003年由Abadie等<sup>[22]</sup>提出,用于评估2010年美国加州控烟法案效应。合成控制法的基本思想是通过多个控制单元进行合成加权,构造一个与处理组特征大致相似的控制组,分析政策实施前后处理组与加权后控制组的差别以评估政策效果<sup>[23]</sup>。本研究具体步骤为:①选取合适的预测变量,通过预测变量得出控制组权重;②依据权重拟合出一个与长三角扩容城市特征相似的反事实合成控制城市;③比较长三角扩容城市与合成控制城市的创新水平,评估长三角扩容政策效应。

基于此,假设能观测到 $J+1$ 个城市 $T$ 时期的区域创新面板数据 $I_{j,t}$ 。其中,第一个城市为目标城市在 $T_0$ 时刻开始实行扩容政策,其它 $J$ 个城市均为未加入经济协调会的控制组,且 $T_0$ 满足 $1 \leq T_0 \leq T$ ,对应上文分析中的2010年。定义 $I'_{j,t}$ 为第 $j$ 个城市在 $t$ 时刻未受到长三角扩容政策影响的创新数据;定义 $I''_{j,t}$ 为第 $j$ 个城市在 $t$ 时刻受到政策影响的创新数据,从而得到如下公式:

$$\begin{cases} I_{j,t} = I'_{j,t} & t \in [1, T_0] \\ I_{j,t} = I'_{j,t} - \gamma_{j,t} & t \in (T_0, T] \end{cases} \quad (1)$$

其中, $\gamma_{j,t}$ 表示第 $j$ 个城市在 $t$ 时刻由于受到扩容政策影响而带来的城市创新水平变化,若 $\gamma_{j,t}=0$ ,则扩容政策对城市创新水平并无影响;若 $\gamma_{j,t}>0$ ,则说明扩容政策能够有效推动城市创新;若 $\gamma_{j,t}<0$ ,则说明扩容政策对城市创新有一定阻碍作用。但是,实际上只能观测到 $T_0$ 之后的创新数据 $I''_{j,t}$ , $I'_{j,t}$ 无法观测。要确定 $\gamma_{j,t}$ 的大小,则需先估计出 $I'_{j,t}$ 的大小。因此,引入Abadie等(2010)提出的基准模型。

$$I_{j,t} = \alpha_t \sigma_t Z_j + \theta_t \mu_j + \varepsilon_{j,t} \quad (2)$$

式(2)中,  $\alpha_t$  表示影响城市创新水平提升的时间固定效应,  $Z_j$  为  $(r \times 1)$  维向量, 表示城市  $j$  不受政策影响的观测变量,  $\sigma_t$  为本文控制变量的估计参数,  $\mu_j$  为特定城市不可观测的固定效应。相应地,  $\theta_t$  为不可观测的时间效应,  $\varepsilon_{j,t}$  为样本城市观测不到的所有瞬时冲击。利用上式对  $I_{j,t}$  进行估计, 其中受到扩容政策影响的目标城市形成  $(J \times 1)$  维权重向量  $W = (w_2, \dots, w_{j+1})'$ , 任意  $j$  都满足  $w_j \geq 0$ , 且  $w_2 + \dots + w_{j+1} = 1$ 。W 代表合成控制组合,  $w_j$  表示控制组城市对合成目标组城市的贡献率, 得到的合成控制结果变量如下:

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j I_{j,t} = \alpha_t + \alpha_t \sum_{j=2}^{J+1} w_j Z_j + \theta_t \sum_{j=2}^{J+1} w_j \mu_j + \sum_{j=2}^{J+1} w_j \varepsilon_{j,t} \quad (3)$$

假设存在向量组  $(w_2^*, \dots, w_{j+1}^*)$ , 对于受扩容政策影响的城市  $j=1$  而言, 满足:

$$\begin{aligned} \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* I_{j,1} &= I_{1,1}, \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* I_{j,2} = I_{1,2}, \dots, \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* I_{j,t_0} = I_{1,t_0}, \\ \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Z_j &= Z_1 \end{aligned} \quad (4)$$

若  $\sum_{t=1}^{\tau_0} \chi_t \chi_t'$  为非奇异, 则有:

$$\begin{aligned} I_{j,t} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* I_{j,t} &= \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* \sum_{t=1}^{\tau_0} \chi_t (\sum_{j=2}^{J+1} \chi_j \chi_j') - 1 \\ \chi_t' (\varepsilon_{j,t} - \varepsilon_{1,t}) &- \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* (\varepsilon_{j,t} - \varepsilon_{1,t}) \end{aligned} \quad (5)$$

Abadie 等证明式(5)的左边趋近于 0, 因此, 可用  $\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* I_{j,t}$  代替  $I_{j,t}$  的无偏估计, 进而得出长三角扩容政策执行对城市创新影响的估计值。

$$\hat{\gamma}_{1,t} = I_{j,t} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* I_{j,t} \quad t \in [T_0 + 1, \dots, T] \quad (6)$$

## 2.2 PSM-DID 模型

本文研究长三角扩容政策对城市创新的影响,然而扩容政策施行后,城市创新水平的影响主要来源于两部分:一是扩容政策冲击带来的“政策处理效应”;二是随时间或城市创新环境变化而形成的“时间效应”。如何区分时间效应和政策效应,进而得出扩容政策实施的净效应是本文研究重点。为此,本文采用双重差分法(DID)评估扩容政策效果,这也是目前多数学者用于研究政策效果的主流方法之一,其优势在于可以很大程度上避免内生性问题,相较于传统最小二乘法,双重差分法能够客观准确地估计政策效应。本文将扩容政策实施后的30个城市作为处理组,其它城市作为控制组。假设在长三角扩容政策之前两组“时间效应”趋势相同,设立如下基本回归模型:

$$Lncx_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 du_{it} + \alpha_2 dt_{it} + \alpha_3 du_{it} \times dt_{it} + \epsilon_{it} \quad (7)$$

其中, $Lncx_{it}$ 表示城市*i*在*t*时期的创新水平, $du_{it}$ 为政策虚拟变量,加入扩容的城市取值为1,反之为0; $dt_{it}$ 为时间虚拟变量,在本文中对应政策实施年份之后赋值为1,反之赋值为0; $\epsilon_{it}$ 代表随机扰动项。交互项 $du_{it} \times dt_{it}$ 的系数是 $\alpha_3$ 关注的重点, $\alpha_3$ 显著为正表示扩容政策能够促进城市创新水平提升; $\alpha_3$ 为负则表明扩容反而会抑制城市创新发展; $\alpha_3$ 不显著则表明扩容政策对创新无实质性影响。

但是,实际上不同地区之间存在很大的异质性,导致处理组与控制组样本偏差较大,前文提及的平行趋势假设在现实中很难满足。为解决这一问题,本文在DID差分之前,采用由罗森鲍姆、鲁宾提出的倾向得分匹配方法(PSM)找到与实验组可观测变量大致相似的控制组样本数据。该方法在本文中的具体思路为:首先,根据城市一系列可观测变量如政府科技支出、金融发展水平、人力资本水平、经济发展水平、产业结构计算倾向得分值;其次,根据倾向得分值确定控制组中倾向得分值与实验组相近的城市作为对照组,使实验组与控制组各匹配变量无显著差异;最后,以倾向得分匹配后的样本数据进行DID回归。设定的PSM-DID回归方程如下:

$$\frac{Lncx_{it}^{PSM}}{Z_{it} + \epsilon_{it}} = \alpha_0 + \alpha_1 du_{it} + \alpha_2 dt_{it} + \alpha_3 du_{it} \times dt_{it} + \alpha_4 \quad (8)$$

上式中, $Z_{it}$ 表示一组影响城市创新的控制变量,也是倾向得分匹配的计算变量,其它变量与前文相同。

## 2.3 变量与数据说明

### 2.3.1 被解释变量

城市创新水平( $lncx$ ):本文中的城市创新主要指技术创新,技术创新产出能够科学测度一个地区的技术创新成果,同时也能反映地区技术创新的综合实力<sup>[24]</sup>。现有研究主要用新产品销售收入和专利等衡量创新产出,但是新产品销售收入这一指标忽略了科技创新中的知识创造部分,而专利申请数则能直接体现城市科技创新产出。因此,本文用专利申请数作为衡量城市创新的依据。

### 2.3.2 核心解释变量

本文核心解释变量为长三角扩容政策虚拟变量和时间虚拟变量的交乘项,政策虚拟变量根据国家公布的长三角扩容后的城市名单赋值,如果该城市为扩容实施城市,则赋值为1,否则为0。时间虚拟变量在政策实施之前统一设置为0,实施年份之后设置为1。

### 2.3.3 控制变量

本文选取的控制变量主要包括:①政府科技支出(kj),用各城市科技支出占财政支出的比重测度;②人力资本水平(lnedu),借鉴刘金凤等<sup>[26]</sup>的做法,用高等学校学生数表示;③产业结构(cy.jg),采用二产产值与三产产值的比重衡量;④经济发展水平(lngdp),用各城市人均GDP的对数衡量该城市经济发展水平;⑤金融发展水平(fin),用金融贷款总值和地区GDP总值的比值测度。

### 2.3.4 数据来源

本文选取2003-2018年中国内地283个地级市数据作为原始样本,将长三角扩容后的34个城市设为处理组,其余253个城市作为控制组。本文控制变量数据主要来源于《中国城市统计年鉴》和各市国民经济发展统计公报。其中,各城市专利申请数据来源于中国知识产权局,由笔者手工整理得到。

## 3 实证结果分析

### 3.1 长三角扩容对城市创新的影响

图1-图3为整体城市、原位城市、新进城市的实际创新水平路径和合成的创新水平路径。其中,实线表示实际路径,虚线表示合成路径。从图中可以看出,整体上城市创新水平随着时间推移呈现不断上升趋势,但是,在扩容政策实施前后存在一定差距。具体来说,在政策实施之前,实际创新水平路径和合成创新水平路径近乎完全重合,在一定程度上说明合成控制法的拟合效果较好。在2010年扩容政策实施后,整体城市、原位城市和新进城市的实际创新路径均明显高于合成创新路径,说明长三角扩容政策能够显著提升城市创新水平。另外,扩容政策效应在不同区域间存在差异,2010年之后新进城市的实际创新路径与合成创新路径偏离度明显高于原位城市,表明新进城市的政策效果明显强于原位城市。

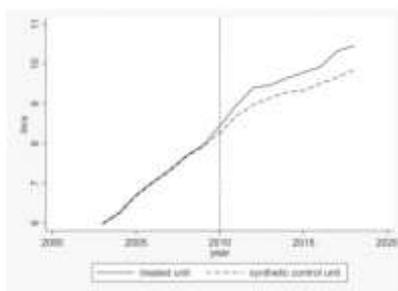


图1 整体城市下载原图

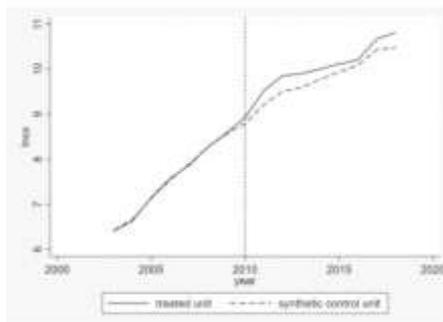


图 2 原位城市

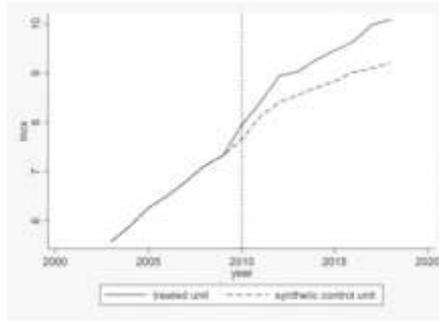


图 3 新进城市

### 3.2 基于 PSM-DID 的估计结果

为进一步验证扩容政策对城市创新的提升效应, 本文采用 PSM-DID 方法对样本数据进行回归分析, 在此之前, 利用 `pstest` 命令检验倾向得分匹配的有效性, 结果如表 1 所示。从中可见, 在倾向得分匹配前, 实验组与控制组两组样本协变量均存在显著性差异, 但匹配后城市特征差异均大幅缩小, 甚至部分变量几乎无差异, 样本选择性偏差基本消除。同时, 从 `t` 检验结果看, 所有 `t` 检验均不拒绝处理组与控制组无系统差异的原假设, 各变量在两组样本间的分布变得均衡。这说明, 本文选取的可观测变量和匹配方法有效且两组样本匹配结果较为满意, PSM-DID 在本文中的适用性与有效性得到验证。

在样本数据通过均衡性检验的基础上, 在模型 (8) 中用 Stata12.0 软件对处理组与控制组进行回归分析。同时, 为检验结果的稳健性, 依次逐步加入控制变量进行分析, 相应回归结果见表 2。其中, Model<sub>1</sub> 为不加入控制变量的结果, `did` 的系数在 1% 水平上显著为正, 说明加入长三角经济协调能够显著促进该地区城市创新发展。扩容政策能够促进区域间创新要素流动与重整, 产生知识与技术溢出效应, 形成更大规模的技术及交易市场, 从而对地区科技创新活动产生促进作用。Model<sub>2</sub>–Model<sub>6</sub> 为依次加入控制变量后的结果, 可以发现核心解释变量系数依旧显著, 由此验证本文实证结果具有一定的稳健性。

从控制变量结果看, 政府财政科技支出、产业结构、经济发展水平和金融发展水平均在 1% 显著性水平上为正, 表明加大政府财政科技支出力度能够显著促进城市创新能力提升, 因为企业经营、投资活动都需要一定的资源作为支撑(解维敏等, 2016), 特别是企业创新, 更需要充足的资金和较为完善的设备等保证创新活动的顺利开展。同时, 随着城市产业结构的不断升级, 城市创新环境随之不断完善, 产业相关知识与技术更加密集, 有助于推动城市创新发展。而且, 地区经济基础和金融发展基础越好, 对地区研发创新活动越有利。人力资本水平系数在 10% 水平上显著为正, 说明人力资本对促进城市创新水平提升具有重要推动作用。

表 1 均衡性检验结果

变量		均值		标准差	t-test	
		实验组	控制组		t 值	P 值
政府科技支出	匹配前	0.02932	0.01119	148.1	9.77	0.000
	匹配后	0.02792	0.2853	-4.9	-0.16	0.870
产业结构	匹配前	1.439	1.6068	-24.4	-1.11	0.268

	匹配后	1.4573	1.4065	7.4	0.23	0.820
人力资本	匹配前	11.06	10.222	65.9	3.27	0.001
	匹配后	10.944	11.379	-34.2	-1.29	0.201
经济发展水平	匹配前	10.673	10.171	94.3	4.76	0.000
	匹配后	10.651	10.804	-28.8	-1.18	0.244
金融发展水平	匹配前	1.2659	0.74055	68.2	5.19	0.000
	匹配后	1.2171	1.2463	-3.8	-0.13	0.894

表3为分样本回归结果,主要考察扩容政策对整体城市以及先后两批扩容新进城市政策效应的差异性。结果显示, did 回归系数均在 1%水平上显著为正,说明扩容政策无论是对原位城市还是新进城市创新能力均有提升效应,这与前文结论一致。且从新进城市分样本回归系数看,扩容政策对 2010 年新进城市的政策效应强于原位城市,可能是因为原位城市中诸如上海、无锡、南京等城市本身创新水平较高,更多扮演着知识输出角色;而新进城市受扩容政策的冲击更大,扩容政策的实施使其从核心城市中获得更多知识溢出和技术支持,创新能力随之大幅提升,所以扩容政策效应更强。同时,2013 年新进城市的政策效应低于原位城市和 2010 年新进城市,原因可能在于 2013 年扩容城市(如马鞍山、淮安、衢州等)创新环境处于弱势,导致在政策冲击下创新能力提升效应相比其它城市弱。

表 2 基本回归结果

变量	Model <sub>1</sub>	Model <sub>2</sub>	Model <sub>3</sub>	Model <sub>4</sub>	Model <sub>5</sub>	Model <sub>6</sub>
did	0.626***	0.551***	0.564***	0.594***	0.606***	0.605***
	(0.135)	(0.121)	(0.127)	(0.129)	(0.129)	(0.125)
kj		6.510***	6.105***	6.043***	7.422***	7.608***
		(1.170)	(1.192)	(1.161)	(1.162)	(1.179)
cyj			0.196***	0.191***	0.0814***	0.0854***
			(0.0306)	(0.0295)	(0.0308)	(0.0306)
lnedu				0.132***	0.127***	0.125***
				(0.0328)	(0.0311)	(0.0303)
lnrgdp					0.756***	0.764***
					(0.113)	(0.114)
fin						0.0650*
						(0.0332)

常数项	8.979***	8.807***	8.670***	7.034***	-0.622	-0.804
	(0.209)	(0.213)	(0.215)	(0.465)	(1.356)	(1.376)
观测值	2703	2703	2703	2703	2703	2703
R <sup>2</sup>	0.945	0.946	0.947	0.948	0.951	0.951
Numberofid	169	169	169	169	169	169

表 3 分样本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	原位城市样本	2010 年新进城市样本	2013 年新进城市样本
did	0.698***	0.757***	0.544**
	(0.154)	(0.153)	(0.227)
kj	6.329***	6.670***	7.223***
	(1.670)	(1.444)	(1.610)
cyj	0.0838***	0.0571**	0.146***
	(0.0311)	(0.0284)	(0.0254)
lnedu	0.117***	0.0986***	0.0788**
	(0.0360)	(0.0378)	(0.0352)
lnrgdp	0.737***	0.730***	0.564***
	(0.153)	(0.124)	(0.0881)
fin	0.0733	-0.0217	0.0681*
	(0.0532)	(0.0235)	(0.0383)
常数项	-1.377	-1.132	0.176
	(1.796)	(1.257)	(0.956)
观测值	1584	1343	3039
R <sup>2</sup>	0.951	0.952	0.940
常数项	99	84	190

### 3.3 异质性检验

基于前文分析得出长三角扩容政策能够推动城市创新的结论,本文通过异质性分析,进一步研究扩容对城市创新的作用是否还受其它因素的影响。

### 3.3.1 科创走廊城市异质性分析

作为中国经济活力最强、城镇化水平最高的区域之一,科创走廊沿线城市有着先决性的优越创新条件,共包含上海、嘉兴、杭州、金华、苏州、湖州、宣城、芜湖和合肥9个城市。作为长三角一体化先试区,特别是上海、杭州等拥有大量创新人才、资金和高端信息技术产业资源优势,加之创新走廊空间布局不断完善,沿线城市交通也更加便利,有利于加快创新要素流动速度,提高创新资源整合效率,充分发挥创新强辐射效应,带动区域创新一体化发展。因此,创新走廊沿线城市能够强化扩容政策对城市创新能力的提升效应。

本文借鉴 Cai 等<sup>[26]</sup>的做法,将283个实验组样本城市划分为科创走廊城市和非科创走廊城市,结合PSM-DID模型分别进行回归分析,结果如表4所示。从中可见,扩容政策对城市创新的提升效应受到科创走廊政策的显著影响,加入长三角经济协调会且属于科创走廊的城市,其对城市创新的促进作用更加显著。科创走廊沿线城市科技要素较为活跃、产业基础雄厚且交通联系便利,更加有利于区域间创新资源互补与共享,因此有助于发挥扩容政策对城市创新的促进作用。

### 3.3.2 通达性异质性分析

“通达性”最早由 Hansen<sup>[27]</sup>提出,表示交通网络中各节点相互作用机会的大小。简言之,就是一个地方到达另一个地方的难易程度<sup>[28-29]</sup>。对不同城市而言,创新水平提升不仅取决于自身创新要素,还依靠城市其它创新要素的流动<sup>[30]</sup>。同时,创新活动具有一定的复杂性和知识密集性,单个主体很难独立完成,需要主体以合作形式实现。而区域间通达性提升能够有效压缩地理“时空距离”,加快创新要素流动速度、扩大流动范围,特别是作为创新中坚力量科技人才的流动,能够加强创新知识溢出,促进科学知识技术传播与扩散,提升城市创新水平。

基于此,借鉴相关学者的做法,本文利用长三角内部各城市互通高铁频次的总和表示城市的通达性。如式  $T_i = \sum_{j=1}^J G_{ij} \lambda_j$  其中  $T_i$  表示城市  $i$  通达性,值越大表示通达性越好; $G_{ij}$ 表示城市  $i$  到城市  $j$  的高铁趟数,  $\lambda_j$ 表示城市  $j$  的权重,本文取值为1。根据  $T_i$  值大小将样本分为高低组,进而考察区域间通达性对扩容政策效应的影响。相关高铁数据来源于极品列车表,由笔者手工整理获得。回归结果如表4所示,从核心解释变量系数可以看出,通向长三角高铁频次越高的城市,扩容政策对该城市创新能力的促进作用越显著。这说明,区域间通达性越好,越有利于深化地区间开放程度、扩大中心城市辐射范围、促进创新要素资源流动整合、推动城市创新进程<sup>[31]</sup>。

表4 异质性分析结果

变量	科创走廊城市		通达性	
	是	否	高组	低组
did	1.103***	0.598***	0.684***	0.589***
	(0.242)	(0.131)	(0.158)	(0.141)
控制变量	YES	YES	YES	YES
CityFE	YES	YES	YES	YES

YearFE	YES	YES	YES	YES
观测值	767	2575	1200	2815
R <sup>2</sup>	0.958	0.948	0.958	0.946

### 3.4 滞后效应

上述回归结果验证了扩容政策对城市创新的提升效应,但只能反映样本期间扩容对城市创新的平均影响,无法体现扩容政策是否存在时间滞后效应以及政策效果是否具有可持续性。为此,本文将政策虚拟变量1~5年的滞后项引入模型,研究扩容政策与城市创新的滞后关系,相应回归结果如表5所示。从Model<sub>1</sub>-Model<sub>5</sub>did系数显著性可知,长三角扩容政策对城市创新具有持续性影响。从虚拟变量系数关系发现,伴随着显著性水平的下降,did系数呈现逐渐递减趋势,说明扩容政策效应具有边际递减特征。可能原因在于,在扩容初期,长三角内部城市都在积极利用经济协调会机制迅速获取自身所需知识信息,然而随着时间的延长,区域间创新水平差距不断缩小,导致知识信息边际量呈现递减效应<sup>[32]</sup>,扩容政策对城市创新的提升效应也随之变小。

### 3.5 稳健性检验

#### (1) 更换被解释变量。

前文用创新产出衡量城市创新水平,但由于不同城市创新政策不同以及对创新资源的配置存在差异,由此可能造成结果出现偏差。因此,本文参考杨思莹等<sup>[33]</sup>的思路,通过更换被解释变量进行稳健性检验,选取复旦大学《中国城市和产业创新报告2017》中的城市创新指数<sup>[34]</sup>作为城市创新水平测度指标(lncx1),估计结果如表6所示。从中可见,无论是否加入控制变量,交互项系数均显著为正,表明长三角扩容有利于推动城市创新。与上述研究结论一致,再一次证实了本文结论的稳健性。

#### (2) 改变样本时间窗。

样本数据时间差异可能会对估计结果产生不利影响,为观测不同时间段内长三角扩容对城市创新水平的影响,本文通过改变样本时间窗进一步验证结果的稳健性。为此,借鉴董艳梅等<sup>[35]</sup>的做法,由于扩容政策有两个时间节点也即2010年和2013年,所以本文将样本时间区间分别改为2009-2014年、2008-2015年、2007-2016年,再次进行回归分析,以检验结果的稳健性。若估计结果无明显变化,则说明本文研究结果相对稳健。由表6可知,改变时间窗后的结果均显著为正,表明各年份区间内扩容政策均显著促进城市创新水平提升,本文研究结果稳健。

表5 滞后效应分析结果

变量	Model <sub>1</sub>	Model <sub>2</sub>	Model <sub>3</sub>	Model <sub>4</sub>	Model <sub>5</sub>
m <sub>1</sub>	0.519***				
	(0.141)				
m <sub>2</sub>		0.443***			
		(0.161)			

m <sub>3</sub>			0.421**		
			(0.176)		
m <sub>4</sub>				0.386**	
				(0.195)	
m <sub>5</sub>					0.381*
					(0.210)
kj	8.293***	8.914***	9.354***	9.707***	10.02***
	(1.236)	(1.308)	(1.337)	(1.414)	(1.476)
cyj	0.0823***	0.0790***	0.0755***	0.0760***	0.0765***
	(0.0302)	(0.0297)	(0.0290)	(0.0288)	(0.0287)
lnedu	0.117***	0.110***	0.106***	0.0996***	0.0923***
	(0.0306)	(0.0311)	(0.0306)	(0.0294)	(0.0285)
lnrgdp	0.760***	0.755***	0.764***	0.762***	0.762***
	(0.116)	(0.118)	(0.119)	(0.119)	(0.119)
fin	0.0658*	0.0662*	0.0669*	0.0682*	0.0681*
	(0.0339)	(0.0345)	(0.0349)	(0.0351)	(0.0355)
常数项	-0.635	-0.454	-0.482	-0.368	-0.270
	(1.392)	(1.410)	(1.430)	(1.413)	(1.397)
观测值	2703	2703	2703	2703	2703
R <sup>2</sup>	0.950	0.950	0.949	0.949	0.949
常数项	169	169	169	169	169

## 4 结论与建议

### 4.1 研究结论

实施区域一体化战略是党中央作出的一项重大决策部署,已经成为中国推动区域经济协调发展的重要战略支点,对区域经济高质量发展产生了重要影响<sup>[36]</sup>。2010年长三角城市群扩容作为推动区域一体化发展的一次重要尝试,对打破区域间市场分割,增强长三角地区创新能力和竞争力、引领全国创新高质量发展发挥着至关重要的作用。本文采用2003-2018年中国内地283个地级市面板数据,将“长三角扩容”作为一项准自然实验,综合运用合成控制法和PSM-DID回归模型,检验长三角扩容对城市创新的影响。结果发现:①从整体看,长三角扩容政策实施显著提高了城市创新水平,且扩容对新进城市创新的提升作用强于原位城市。

这说明,长三角区域一体化战略实施能够加强区域间知识技术溢出,实现创新资源的充分流动和高效整合,形成城市创新联动效应,推动区域协同创新发展;②异质性分析结果显示,相较于非科创走廊城市,扩容政策对科创走廊城市创新水平的提升效应更强。同时,城市通达性水平提升,能够加强扩容政策对城市创新的正向作用。这一结论确定了长三角城市群间基础设施互联互通对推动区域协同创新攻关一体化发展的重要作用;③对扩容政策滞后效应的分析表明,扩容政策效应具有一定的持续性,且呈现出边际效应递减特征。也即在扩容政策实施后1~3年,扩容政策对城市创新有持续正向促进作用,但是这种促进作用随着时间推移逐渐减弱。

表6 稳健性检验结果

变量	替换被解释变量		改变时间窗		
	lncx1	lncx1	2009-2014年	2008-2015年	2007-2016年
du×dt	16.72***	8.732**	0.230***	0.260***	0.300***
	(3.612)	(3.439)	(0.0631)	(0.0622)	(0.0650)
控制变量	NO	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES

#### 4.2 政策建议

本文研究结论对深入实施区域一体化发展战略,加强创新策源能力建设,打造全国创新高质量发展样板区具有重要启示意义。根据上述研究结论,提出以下3点政策建议:

(1)畅通一体化综合交通网络,提高人流、物流、资金流、信息流的便捷性。实现“无障碍”合作共享、资源整合和要素流动,尤其要打通区域间人才流动壁垒。具体而言:①加快建设长三角城市群内集高速铁路、普速铁路、城际铁路、市域(郊)铁路、城市轨道交通于一体的现代轨道交通运输体系,形成高质高速的轨道交通网络;②促进城市间人员流动和交流,特别是高技术人员流动,发挥中心城市创新溢出效应和辐射带动能力,形成区域协调创新发展新格局;③加快省际高速公路建设,对拥堵严重的高速公路进行整改扩建,提升省际公路通达水平和主要城市间的通行效率;④不断优化长三角机场体系和港口布局,增强面向全国的创新辐射能力。

(2)加强区域合作联动。一方面,不断加强区域间人力资源协作,通过联合开展就业洽谈会和专场招聘会等形式,推动人才资源互认共享,实现区域间人力资源特别是高层次人才流动和优化配置。同时,畅通长三角市场网络,推动跨地域技术市场互联互通、资源共享,加强长三角中心区与周边区域的深度合作,辐射带动周边地区协同发展。不断优化科技资源共享服务平台建设,推动重大科研基础设施、大型科研仪器、科技文献、科学数据等科技资源合理流动与开放共享;另一方面,加快复制推广长三角一体化发展经验,充分发挥示范区引领带动作用,构建更大范围的区域一体科技创新链。充分发挥江苏科教资源丰富、浙江数字经济领先和安徽创新活力强劲等地区特色优势,加快自主创新示范区建设,打造极具影响力的科技创新策源地,强化区域联动创新发展。与此同时,加快落实G60科创走廊发展规划,以G60科创走廊为长条形创新增长极,强化对沿线周边城市的辐射效应,加速走廊创新发展蔓延,形成科创走廊产业带的高水平布局与合作,激发地区创新活力。

(3)持续完善长三角一体化发展体制机制,加速打破传统行政区划隔离壁垒,由各级政府协商制定相关政策措施,建立统一的

---

重点领域制度规则和重大政策沟通协调机制,提高政策制定和执行的协同性。同时,充分发挥政府在长三角一体化发展中的领导作用,不断完善经济协调会成员合作机制。设立地区间创新要素流动、配置效率评估相关部门,对创新要素配置效率情况进行持续优化和调整,提升要素利用效率。另外,积极转变地方政府区域发展理念,深入贯彻习总书记的“一盘棋”思想,坚决抵制地方保护主义,实现创新竞争由同质化到多样化的转变,共同打造创新高质量发展的长三角城市群。

#### 参考文献:

- [1]XUDONG CHEN,BIHONG HUANG.Club membership and transboundary pollution:evidence from the European Union enlargement[J].Energy Economics,2016,53(6):230-237.
- [2]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[J].中国人口·资源与环境,2019,29(3):50-61.
- [3]张可.区域一体化有利于减排吗[J].金融研究,2018,61(1):67-83.
- [4]MIPHY A B.The may 2004 enlargement of the european union:view from two years out [J].Eurasian Geography and Economics,2006,47(6):635-646.
- [5]SZELES M R.Exploring the economic convergence in the EU new member states by using nonparametric models[J].Romanian Journal of Economic Forecasting,2011,14(1):20-40.
- [6]李雪松,张雨迪,孙博文.区域一体化促进了经济增长效率吗——基于长江经济带的实证分析[J].中国人口·资源与环境,2017,27(1):10-19.
- [7]陈喜强,傅元海,罗云.政府主导区域经济一体化战略影响制造业结构优化研究——以泛珠三角区域为例的考察[J].中国软科学,2017,32(9):69-81.
- [8]吴俊,杨青.长三角扩容与经济一体化边界效应研究[J].当代财经,2015,36(7):86-97.
- [9]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,2019,18(6):14-26.
- [10]陈喜强,邓丽.政府主导区域一体化战略带动了经济高质量发展吗——基于产业结构优化视角的考察[J].江西财经大学学报,2019,21(1):43-54.
- [11]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[J].世界经济研究,2020,39(6):44-56.
- [12]彭洋,许明,卢娟.区域一体化对僵尸企业的影响——以撤县设区为例[J].经济科学,2019,41(6):80-91.
- [13]罗小龙,沈建法.基于共同利益关系的长江三角洲城市合作——以长江三角洲城市经济协调会为例[J].经济地理,2008,28(4):543-547.
- [14]陈胜蓝,李璟,尹莹.区域协调发展政策的公司治理作用——城市经济协调会的准自然实验证据[J].财经研

---

究, 2019, 45 (6) : 101-114.

[15]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.

[16]MOHNEN P, DEBRESSON C. Explaining and estimating propensities to innovate in China in 1993[C]. Canada: The 14th International Conference on Input-Output Techniques, 2002.

[17]BRAAKMANN, N A VOGEL. 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

[18]程开明, 王亚丽. 城市网络激发技术创新的机理及证据[J]. 科学学研究, 2013, 31 (9) : 1411-1440.

[19]黎文勇, 杨上广, 吴玉鸣. 区域市场一体化对碳排放效益的影响研究——来自长三角地区的空间计量分析[J]. 软科学, 2018, 32 (9) : 55-71.

[20]张可. 市场一体化有利于改善环境质量吗——来自长三角地区的证据[J]. 中南财经政法大学学报, 2019, 62 (4) : 67-77.

[21]刘乃全, 吴友. 长三角扩容能促进区域经济共同增长吗[J]. 中国工业经济, 2017, 34 (6) : 79-97.

[22]ALBERTO ABADIE, ALEXIS DIAMOND, JENS HAINMUELLER. Synthetic control methods for comparative case studies: estimating the effect of california's tobacco control program[J]. Journal of the American Statistical Association, 2010, 105 (490) : 493-505.

[23]刘甲炎, 范子英. 中国房产税试点的效果评估: 基于合成控制法的研究[J]. 世界经济, 2013, 36 (11) : 117-135.

[24]卞元超, 吴利华, 白俊红. 高铁开通是否促进了区域创新[J]. 金融研究, 2019, 62 (6) : 132-149.

[25]刘金凤, 赵勇. 高铁对中国城镇化均衡发展的影响——基于中西部地区 163 个地级市面板数据的分析[J]. 城市问题, 2018, 37 (5) : 15-25.

[26]CAI X, LU Y, WU M, et al. Does environmental regulation drive away inbound foreign direct investment? evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. Journal of Development Economics, 2016, 123 (11) : 73-85.

[27]WALTER G HANSEN. How accessibility shapes land use [J]. Journal of the American Institute of Planning, 1959 (25) : 73-76.

[28]R·J. 约翰斯顿. 人文地理学词典[M]. 柴彦威, 译. 北京: 商务印书馆, 2004.

[29]杨春华, 吴晋峰, 周芳如, 等. 铁路通达性变化对区域旅游业的影响——以京津冀、长三角地区对比为例[J]. 经济地理, 2018, 38 (2) : 188-196.

[30]苏屹, 林周周. 区域创新活动的空间效应及影响因素研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2017, 34 (11) : 63-80.

---

[31]陈婧,方军雄,秦璇.交通发展、要素流动与企业创新——基于高铁开通准自然实验的经验证据[J].经济理论与经济管理,2019,39(4):20-34.

[32]郑向杰,赵炎.联盟创新网络中企业嵌入与区域位置对企业知识创造能力影响的实证研究[J].研究与发展管理,2013,25(4):20-29.

[33]杨思莹,李政.高铁开通与城市创新[J].财经科学,2019,63(1):87-99.

[34]寇宗来,刘学悦.2017:《中国城市和产业创新报告2017》[R].复旦大学产业发展研究中心,2017.

[35]董艳梅,朱英明.高铁建设能否重塑中国的经济空间布局——基于就业、工资和经济增长的区域异质性视角[J].中国工业经济,2016,33(10):92-108.

[36]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[J].中国人口·资源与环境,2019,29(6):118-129.