

# 国家创新型城市试点政策的效果以及空间溢出

徐换歌, 蒋硕亮

(上海财经大学公共经济与管理学院, 上海 200433)

**摘要:** 国家创新型城市试点政策逐渐向全国推广, 然而在中国独特的治理结构下这种实验主义治理能否转化为治理效能, 其空间溢出效果如何, 鲜有从实证的角度进行研究。本研究基于 270 个地级及以上城市的面板数据, 将国家创新型城市试点设立作为自然实验, 运用双重差分法考察其政策效果, 研究结果表明: (1) 国家创新型城市试点政策对城市创新力的提升作用显著, 但动态效应显示, 这种政策效应有逐年减弱趋势。(2) 异质性检验结果表明, 创新型城市试点政策效果在东、中、西三个地区呈现差序格局。(3) 进一步的空间杜宾效应研究表明, 创新型城市试点政策具有空间溢出效应, 不仅促进了本地区的城市创新力的提升, 而且对相邻城市创新力提升影响显著。金融发展水平、产业结构都可以有效地促进本地创新水平, 且对邻近地区具有溢出效应, 而人力资本则对邻近地区创新力提升具有挤出效应。稳健性检验支持本文的结论。基于上述结果, 提出推动创新型城市有序扩散, 强化政策的空间辐射效应; 设计创新型城市政策的梯度发展战略, 促进地区间的协同发展等政策建议。

**关键词:** 创新型城市; 双重差分; 政策效果; 空间溢出效应

**中图分类号:** F129.9

**文献标识码:** A

**DOI:** 10.16192/j.cnki.1003-2053.2020.12.006

随着新一轮科技革命和产业革命的深入以及区域经济一体化进程的不断加速, 创新资源在现代城市发展中发挥了更大的作用, 而城市在产业价值链、区域创新体系以全球竞争格局中的地位也日益提升<sup>[1]</sup>。十八届五中全会上习近平总书记提出了“创新、协调、绿色、开放、共享”的五大新发展理念, 将创新置于五大发展理念的首位。十九大报告同时指出, 创新是引领发展的第一动力, 是建设现代化经济体系的战略支撑, 要加强国家创新体系建设, 强化战略科技力量。

从全球来看, 各国政府都试图通过创新政策促进创新, 以实现经济增长、增加就业或者通过加速创新保护环境等政治目标<sup>[2]</sup>, 全球创新发展的格局也在不断的变化。由康奈尔大学等发布的 The Global Innovation Index 报告显示, 创新正在全球范围内发生, 但各国之间仍然存在着差距。如图 1 所示, 从 2011 年起, 中国整体的创新指数排名不断提高, 但与美国、英国高收入国家还存在着一定的距离, 提升

国家创新力关系到我国在全球发展格局中的地位, 而创新和创造力绝大多数发生在城市一区域的地理环境中, 因此, 提升城市创新力的重要性不言而喻。

然而, 学界关于我国创新型城市建设理论与实证研究不足, 对其作为国家创新战略重要空间形态的内在治理逻辑认识有限<sup>[1]</sup>, 且已有研究要么仅从案例分析的角度对于创新型城市试点政策的意义、效果进行分析; 要么停留在“同质化”的创新指标体系的构建, 鲜有结合创新型城市设立后的“政策性”特征所带来的激励效应进行政策评价<sup>[3]</sup>。因此, 难以有效的识别政策的因果效应、捕捉政策的长期效应以及探索其空间溢出效应。

基于此, 本文尝试回答以下问题: (1) 创新型城市政策实验是否促进了城市创新力的提升? (2) 如果这种因果逻辑是成立的, 那么这项政策的动态效应如何? 不同地区是否存在差异性, 背后可能的逻辑是什么? (3) 创新型城市试点政策是否具有空间的溢出效应, 即给邻近地区带来创新福利? 政策含

收稿日期: 2019-11-25; 修回日期: 2020-02-26

基金项目: 上海财经大学研究生创新基金项目(CXJJ-2019-376)

作者简介: 徐换歌(1989-), 女, 河南平顶山人, 博士研究生, 研究方向为城市治理与创新发展。E-mail: xuhg0616@foxmail.com。

蒋硕亮(1968-), 男, 湖北仙桃人, 教授、博士生导师, 研究方向为国家治理创新、行政体制改革。

义是什么? 以上问题的解答, 不仅有助于更加科学评估现有的公共政策, 推动公共政策实现拉斯韦尔倡导的政策科学以改善人类福祉的使命<sup>[4]</sup>, 而且检验了在中国这样具有独特治理结构的国家能否通过政策实验把制度优势转化为治理效能。此外, 从空间效应角度估计了创新型城市政策的空间溢出效应, 有助于从空间角度思考如何优化政策布局, 发挥政策空间辐射效应。

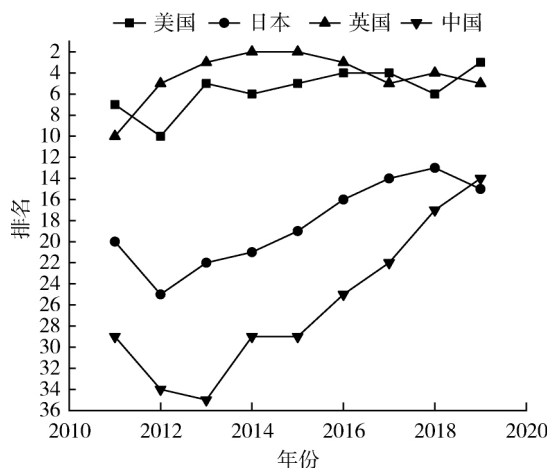


图1 中、美、英、日国家创新指数排名

数据来源: 2011-2019 The Global Innovation Index 报告

## 1 文献梳理与研究假说

与本研究相关的文献主要有三支, 其一是政府政策行为与创新绩效的关系; 其二是创新政策与活动在地方实施效果的差异; 其三是创新要素在空间上的相互作用。因此, 本部分注重从这三方面入手进行文献梳理并提出研究假说。

### 1.1 政府行为与创新绩效

与西方国家不同, 中国政府在创新方面发挥着积极作用, 包括直接参与创新过程、利用国家能力、资金支持来维护某些目标, 这种依赖于国家行动的创新过程通常被贴上国家主导的创新的标签, 因此受到越来越多的学者的关注<sup>[5]</sup>。从目前来看, 关于政府行为与创新活动的绩效的观点主要有两种: 即抑制或者促进。持有抑制观点的学者认为, 政府参与会阻碍创新。如余泳泽研究发现, 政府支持对高校、科研机构和企业科技创新均有负影响, 出于企业自出创新意愿的技术研发更有效率<sup>[6]</sup>。李政和杨思莹等学者认为, 政府主导的创新环境建设以及直接参与活动均能提升创新的效率, 但寻租活动会扭

曲政府行为, 弱化政府参与区域创新的活动的效果<sup>[7]</sup>。

相反, 另外一些学者却认为, 政府行为能够促进创新活动。如熊波和金丽雯基于国家高新区设立的自然实验评估了对城市创新力的影响, 享受国家优惠政策的高新区推动了城市创新力的提升, 且对于不同的城市群、城市规模等产生了差异化的影响<sup>[8]</sup>。类似的, 基于新古典经济学派的“市场失灵”假设, 朱雪祎等认为以政府主导的创新政策能够为市场主导的创新链条提供重要支撑, 能够化解市场风险<sup>[9]</sup>。聂飞等学者认为国家创新型城市试点政策促进了企业的创新活动, 甚至在某些科技领域实现了“弯道超车”<sup>[10]</sup>。对新加坡的创新型城市建设经验进行总结分析, 詹正茂认为通过有力的政策支持搭建促进自主创新的支撑平台, 新加坡将城市可持续发展与创新政策相结合, 促进城市的高质量发展<sup>[11]</sup>。袁航和朱承亮认为, 技术创新本身具有高风险、高收益以及不确定性等特点, 使得创新对产业结构的作用也变得不确定性, 而合理的制度安排会克服这种不确定, 从而促进创新以及产业结构的升级<sup>[12]</sup>。

基于以上论述, 本研究认为, 一方面, 尽管创新持续性的一个主要来源是市场刺激<sup>[13]</sup>, 但由于市场本身的不可避免的缺陷, 仅仅依靠市场刺激并不总是能够激发足够的创新激励。私人投资者往往会面临较高的投资风险, 而政府能够通过创新政策资助和促进基础和应用的研发活动。另一方面, 在创新型城市试点政策过程中, 中央政府主要通过顶层设计建立创新发展的战略框架, 而地方政府则围绕战略框架而展开试点。由于治理过程的不确定性, 中央政府允许地方政府形成多样化的观点、方法以及理解, 在不断地试错与比较的过程中实现政策目标。因此, 创新型城市试点政策通过共同的政策理念分享, 分散了潜在的冲突, 通过这种试点政策创造的开放性的政策空间, 增强了地方政府追求共同利益和共同目标的动机。基于此, 提出以下假设:

H1: 国家创新型城市试点政策与城市创新力的提升呈现显著正相关关系。

### 1.2 创新活动的区域差异与空间效应

创新政策没有理想的模式, 创新的前提条件、创新活动和过程以及网络在不同的地区存在着很大的差异<sup>[14]</sup>。因此, 关注政策创新主体之间的差异性, 分析它们各自面临的动力与约束, 不仅对充实政策

扩散研究有重要意义,也是推动中国改革“政策实验”理性化的客观诉求<sup>[15]</sup>。同时,资源一直是影响地方政府公共政策执行的重要因素<sup>[16]</sup>,且研究发现在公共服务提供和政策执行过程中存在着“中央请客、地方买单”的现象,即中央政府仅提出了政策要求,但并未给地方政府提供执行政策所需资源<sup>[17][18]</sup>。在面临资源约束的情况下,中西部地区极有可能出现在试点政策过程中出现共谋应对行为,导致政策效果大打折扣。此外,区位条件的先天差异使不同的地区常常在资源禀赋、市场融合、行政壁垒等方面存在着巨大差异。东部地区产业集聚优势明显,财政自我供给能力也比较的强,人力资本等都均优于西部地区。在中西部地区,传统产业占主导地位,企业的研发与创新能力低,集聚效应不明显,创新支持的政策机构也相对乏力。因此,相比之下,东部地区的资源优势更加明显,产业集聚优势比较突出,对城市创新力的影响可能会更大。

与此同时,创新的有效扩散在不同的经济环境和政治制度条件下的经济发展中发挥着重要作用。政府进行政策创新的目标有很多,如提高国家的创新力、提高生产力,为企业创造良好的创新氛围等,而加强创新的不同行为体之间的信息、知识等的互动也是潜在的目标之一。吴素春和聂鸣的研究认为,创新资源的流动性会显著提升创新型城市的建设水平<sup>[19]</sup>。创新型城市营造的良好的创新活动的软硬条件,继而降低了企业的交易成本,借助于城市范围内的信息化和网络化建设,城市间实现了科技资源和高技术劳动力等生产要素的灵活调度<sup>[3]</sup>。而国家创新体系也强调,技术和信息在人、企业和机构之间的流动是创新过程的关键<sup>[20]</sup>,因此,相对于设立试点的城市,非试点城市借助国家创新型城市的政策红利,促进了创新的要素在区域间的双向流动,进而对邻近地区的城市形成了空间溢出效应,促进了邻近地区的城市创新力提高。据此,提出以下假设:

H2: 在创新型城市政策发挥作用过程中,由于各地区资源禀赋等差异,创新型城市试点政策效应在东、中、西三大区域呈现差序格局。

H3: 创新型城市试点政策不仅促进了本地区的城市创新力,而且对邻近地区具有空间溢出效应。

## 2 识别策略、数据与变量

### 2.1 识别策略

确定因果路径的能力是社会科学研究的重要组成部分,也是理解政策效果的关键<sup>[21]</sup>。自2008年中国设立了深圳市作为第一个国家创新型城市试点,截止到2019年,中央分批次累计授权全国地级及以上城市设立创新型城市试点78个,以此在地方层面推动中央的创新驱动战略。作为“国字号”金字招牌创新型城市试点政策为城市的发展注入了新的动力,推动了一批具有地方发展特色的创新之城,如深圳、青岛等。相对于未实施创新型城市试点的城市,这就为我们运用双重差分自然实验的方法评估政策的效果提供了实证的场域。

双重差分法(difference-in-difference)的基本原理是利用外生的政策干预带来的个体和时间序列的双重差异来识别该政策的“处理效应”<sup>[22]</sup>。当数据可能存在反向因果关系或者普通的OLS可能会忽视遗漏变量时较为理想的方法<sup>[21]</sup>,在本研究中被选为试点的城市存在着原本城市创新力就比较强的可能性,而双重差分的方法较好的处理了这种可能的反向因果关系。基于此,本文以2006-2015年270个地级及以上城市的面板数据,运用双重差分的方法评估创新型城市试点政策对城市创新力的影响。在本文中,依据科技部的创新型城市名单通过地级市政府网站及科技部官网逐个查阅78个创新型城市的设立时间,2010年设立创新型试点城市较多,因此,以2010年作为主要的政策干预年份,采用“单时点”双重差分估计方法进行政策评估,并在总样本中删除了其他批次的试点城市,以估计政策的净效应。在控制其他因素不变的情况下,双重差分能够检验创新型城市试点政策设立前后,处理组和控制组的城市创新力是否存在显著差异,基准模型的设定如下:

$$Y_{ct} = \beta_0 + \beta_1 DID_{ct} + \beta_2 X_{ct} + \mu_c + \gamma_t + \varepsilon_{ct} \quad (1)$$

在上述公式中, $c$ 表示城市, $t$ 代表时间。 $Y_{ct}$ 为因变量个体城市在时间 $t$ 内的城市创新力, $DID_{ct}$ 为核心的解释变量,也是本研究感兴趣的变量, $DID_{ct} = Treat * Policy$ ,在本研究的样本期内,若城市 $c$ 被设定为创新型城市试点,则 $Treat = 1$ ,否则为0;当 $t = 2010$ 时, $Policy = 1$ ,否则为0。 $\varepsilon_{ct}$ 为随机扰动项。若 $\beta_1 > 0$ ,说明创新型城市试点政策实验是有效的,反之则是阻碍效果。

进一步的,为了估计创新型城市试点政策的空间溢出效应,本文建立了空间杜宾模型,因为根据Elhorst<sup>[23]</sup>与LeSage和Pace<sup>[24]</sup>研究,空间计量模型应

该选择将 SDM 模型作为初始模型以检验其他可供选择的模型,同时参照张军<sup>[25]</sup>以及范巧<sup>[26]</sup>的研究,本文将 DID 作为主要的解释变量,并通过对控制变量进行筛选,建立如下空间杜宾模型:

$$Y_{ct} = \sum_{ct=1}^{NT} \rho_{SDM} (\zeta Y_{ct} + \gamma_0 + \sum_{k=1}^k X_{ct,k} \gamma_k + \sum_{k=1}^k \sum_{ct=1}^{NT} (\zeta' \otimes W)_{ct,ct} X_{ct,k} \gamma_{K+k} + DID_{ct} \gamma_{2K+1} + (\zeta DID_{ct} \gamma_{2K+1} + \varepsilon_{2,ct}) \quad (2)$$

在模型 2 中,  $Y_{ct}$ 、 $c$ 、 $t$  等的含义同上,  $W$  和  $\zeta$  分别表示地理权重以及时间权重,  $\zeta' \otimes W$  为时空权重矩阵,具体测算方法参照范巧<sup>[26]</sup>等所示,  $\rho_{SDM}$  为模型的空间相关系数,  $X_{ct,k}$  为控制变量,表示影响城市创新力的第  $k$  个变量 ( $k$  为  $1, 2, \dots, K$ ),  $\gamma$  为构建模型的参数,  $\varepsilon_{2,ct}$  为随机扰动项。

## 2.2 数据来源和变量定义

本文的被解释变量城市创新力数据来自于复旦大学产业发展研究中心、第一财经院以及复旦大学中国经济研究中心合作完成的《中国城市和产业创新力报告》。与以往的单纯运用中国专利信息网的数据衡量创新的研究相比,该数据是基于国家知识产权局发布的权威数据。在《中国城市和产业创新力报告》报告中详细陈述了数据的具体计算过程与方法<sup>[27]</sup>。主要的解释变量国家创新型城市虚拟变量的获得是按照科技部官网公布的国家创新型城市名单逐个手工查阅试点设立时间,确保了数据的准确性。控制变量金融发展水平、人力资本水平、研发投入、基础设施水平等主要来自于《中国城市统计年鉴》。主要变量的定义如表 1 所示。

表 1 主要变量定义一览

变量名称	代表变量	定义与测量
创新力	<i>Innovation</i>	复旦大学城市创新力指数(对数)
是否试点	<i>Treat</i>	试点城市为 1, 否则为 0
政策冲击	<i>Policy</i>	政策实施当年及之后为 1, 之前为 0
金融发展水平	<i>Finance</i>	金融机构贷款余额/地区生产总值
人力资本水平	<i>Humcapit</i>	高等教育在校生人数/年末总人口
研发投入	<i>Science</i>	科学技术支出/总支出
产业结构	<i>Industry</i>	第二产业所占比重
	<i>Asset</i>	固定资产投入/地区生产总值
基础设施水平	<i>Perroad</i>	人均道路面积(对数)
外商投资水平	<i>Fdi</i>	实际利用外资总额(对数)

## 3 实证结果分析

### 3.1 变量的描述性分析结果

在表格 2 中主要展示了全样本的均值、标准差以及作为处理组的试点城市 and 作为非试点城市的对照组的均值和标准差。结果显示,受到创新型城市试点政策影响的城市的城市创新力的均值和标准差均高于非试点城市,这初步说明了创新型城市试点政策对试点城市的创新力的提升具有积极的影响,均值和标准差的比较结果为我们进一步的进行双重差分估计提供了支持。然而,值得关注的是,此处并未考虑其他的可能会对城市创新力造成影响的变量,因此必须运用双重差分模型进行进一步的估计,以证明结果的可靠性。

### 3.2 创新型城市试点政策影响的基准回归结果

为了考察创新型城市政策对城市创新力的影响,本研究依据公式 1 的双重差分模型对因变量和自变量进行了回归,在本研究中,我们感兴趣的是  $Treat * Policy$  的系数。模型(1)、模型(4)均控制了城市和时间双向固定效应,在模型(1)中未加入控制变量,而模型(4)加入控制变量,估计系数分别为 0.3264 和 0.4077,均在 1% 的水平上显著,而且在加入控制变量之后,模型变得更加的显著了。同时,为了保障回归结果的可比性,我们也汇报了模型(2)、模型(3)。模型(2)为一般的 OLS 估计结果,模型(3)仅控制了城市效应,可以看出  $Treat * Policy$  的系数均在 1% 的水平上显著为正,这说明了创新型城市试点政策有效提升了城市的创新力,这一检验结果支持了我们的研究假说 1。

表 2 主要变量的描述性统计分析表

变量名称	全样本		处理组		对照组	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
<i>Innovation</i>	-0.16	1.80	2.43	1.55	-0.63	1.40
<i>Finance</i>	0.78	0.49	1.42	0.68	0.67	0.34
<i>Humcapit</i>	0.02	0.02	0.05	0.03	0.01	0.01
<i>Science</i>	0.01	0.01	0.02	0.02	0.01	0.01
<i>Industry</i>	49.72	10.96	48.11	8.80	50.01	11.28
<i>Asset</i>	0.68	0.26	0.65	0.20	0.69	0.27
<i>Fdi</i>	9.75	1.74	11.76	1.60	9.39	1.51
<i>Perroad</i>	10.72	7.47	12.95	4.86	10.32	7.78

表 3 基准回归

变量名称	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
	<i>Innovation</i>	<i>Innovation</i>	<i>Innovation</i>	<i>Innovation</i>
<i>Treat* Policy</i>	0.3264*** (0.0297)	0.9160*** (0.0829)	1.0170*** (0.0605)	0.4077*** (0.0398)
<i>Finance</i>		0.4539*** (0.0545)	0.4566*** (0.1569)	0.0391 (0.0340)
<i>Humcapit</i>		10.8146*** (1.3791)	19.3610*** (6.5947)	-3.5063 (3.1708)
<i>Science</i>		31.1923*** (1.9940)	24.9788*** (7.1556)	10.7826** (4.3943)
<i>Industry</i>		0.0056*** (0.0020)	-0.0073 (0.0063)	-0.0020 (0.0042)
<i>Asset</i>		-0.1459* (0.0795)	1.7373*** (0.1443)	0.0128 (0.0903)
<i>Fdi</i>		0.3876*** (0.0154)	0.1697*** (0.0263)	-0.0095 (0.0130)
<i>Perroad</i>		0.0135*** (0.0030)	0.0459*** (0.0099)	0.0035 (0.0030)
城市效应	Yes	No	Yes	Yes
时间效应	Yes	No	No	Yes
_cons	-1.3191*** (0.0215)	-5.3363*** (0.1716)	-4.2804*** (0.3582)	-1.1966*** (0.2276)
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.8664	0.6606	0.5645	0.8739
<i>N</i>	2700	2700	2700	2700

注: 括号中为稳健性标准误, \* 分别代表  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ ,下同。

从控制变量来看,金融发展水平越高越能为城市创新力的提高提供所需的资金,而人力资本的丰富程度则会影响地区创新力的持续性。科学技术的

研发投入反映了政府对创新活动的支持力度,可以发现,政府支持力度越大,城市创新力越强,而城市的基础设施的完善为创新提供了良好的外在条件。

进一步地,外商投资水平越高,越能促进城市与外界的交流,从而促进创新要素在区域间的流动,进而提高了城市的创新水平。

### 3.3 区域的异质性检验

表格4展示了不同区域的创新型城市试点实验的政策效果的差异性,可以看出,相对而言,政策效应在东部地区更加突出,中、西部地区次之,东、中、西三大区域形成了差序格局的状况,系数分别为2.633、2.1699、0.4163,均通过了1%的显著性水平的检验。可能的原因:一方面,东部地区的区位优势更加的明显,吸引了更多的优质的要素的集聚和流入,同时,在产业发展、人力资本等方面,集聚效应更加显著,各种创新要素在组合上更加高效、合理;另一方面,近年来,区域竞争加剧,出现了干预要素的流动情况,地区间“西部开花,东部摘果”的现象时有发生,也在一定程度上影响了中、西部地区的前期的创新政策投入的回报,假设2得到了支持。

表4 地区之间的异质性

	东部	中部	西部
变量名称	模型(1)	模型(2)	模型(3)
	Innovation	Innovation	Innovation
<i>Treat* Policy</i>	2.6330*** (0.3604)	2.1699*** (0.6152)	0.4163*** (0.0581)
控制变量	Yes	Yes	Yes
城市效应	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes
_cons	-0.9353** (0.4100)	-2.7956*** (0.4938)	-2.4368*** (0.3319)
$R^2$	0.8851	0.9040	0.8497
<i>N</i>	1110	770	820

### 3.4 平行趋势与动态效果

双重差分的一个重要的前提条件是要满足平行趋势假设,因此,我们参照已有研究<sup>[28][29]</sup>进行了平行趋势和动态效应进行检验,可以发现,在表格5中,模型(1)中Before1的系数显著为正,可能的原因是地方政府在争取成为创新型城市试点之前就会进行各种政策准备,从而可能会影响到政策效果,但整体而言,模型(1)和模型(2)中Before1和Before2系数是不显著的,因此满足了双重差分的基本要求。

表5 动态趋势检验

变量名称	模型(1)	模型(2)
	Innovation	Innovation
<i>Before2</i>	0.0083 (0.0355)	-0.0214 (0.0357)
<i>Before1</i>	0.0800*** (0.0283)	0.0356 (0.0312)
<i>Current</i>	0.1271*** (0.0280)	0.1142** (0.0447)
<i>After1</i>	0.1172*** (0.0332)	0.0840** (0.0368)
<i>After2</i>	0.1240*** (0.0359)	0.0740* (0.0396)
<i>After3</i>	0.1040*** (0.0372)	0.0530 (0.0395)
控制变量	No	Yes
城市效应	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes
_cons	-1.2707*** (0.0254)	-1.0795** (0.4965)
$R^2$	0.8668	0.8738
<i>N</i>	2700	2700

从动态趋势来看,创新型城市试点政策实验的政策效果呈现逐年递减的趋势,可能的原因是随着政策的逐渐推广与扩散,各个地区的政策试点经验逐渐成熟,相比于前期,政策边际效应就会出现递减的情况。

## 4 进一步分析: 空间溢出效应

### 4.1 空间自相关以及空间杜宾模型适用性检验

前文的分析证实了创新型城市试点政策实验对地区创新力的影响,然而,我们往往会因为忽视地区之间的空间相关性而造成估计结果的偏误<sup>[32]</sup>。因此,本文进一步的引入了空间杜宾模型(SDM, Spatial Durbin Model)检验创新型城市试点政策实验对本地区以及邻近地区的影响,即创新型城市试点政策在实施中的创新溢出效应。

空间回归的前提是变量存在着空间相关性,本文的莫兰指数检验结果如上图2所示,可以看出,莫兰指数均大于零,且我们对p值的检验结果均小于

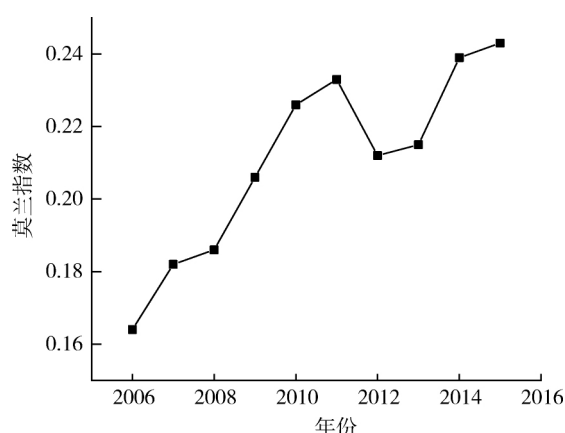


图 2 莫兰指数的分布情况

0.05, 初步说明了存在空间相关性。特别地, 我们检验了空间杜宾模型能否退化为空间滞后模型以及空间误差模型, 如表格 6 所示, LM 和 LR 检验的  $p$  值均小于 0.05, 均拒绝了原假设 ( $H_1: \theta = 0, H_2: \theta + \beta\lambda = 0$ ), 并且结合 Hausman 检验的结果, 我们最终采用固定效应的空间杜宾模型来估计创新政策的溢出效应。

表 6 空间杜宾模型适用性检验结果

检验类型	统计量值	P 值
<i>Wald_spatial_lag</i>	119.56	0.000
<i>LR_spatial_lag</i>	118.42	0.000
<i>Wald_spatial_error</i>	141.95	0.000
<i>LR_spatial_error</i>	136.34	0.000
<i>Hausman Test</i>	423.80	0.000

## 4.2 创新型城市政策的空间溢出效应

在表格 7 中, 我们展示了创新型城市试点政策实验对城市创新力影响的空间溢出效应, 模型(1)、模型(2)和模型(3)分别为时间固定效应 SDM、城市固定效应 SDM 与双向固定效应 SDM, 无论是从似然函数值还是信息准则看, 双向固定效应的 SDM 模型均为最优, 且三者的系数均在 1% 的水平上显著为正。空间溢出效应  $\rho$  的值也显著为正, 且在表格 8 中, 间接效应的系数分别为 0.5762、1.8081、0.3466, 且都通过了 1% 的显著性检验。此外, 在模型 2 中, 间接效应甚至大于直接效应。这说明了创新型城市试点政策不仅提高了本地区的创新水平, 而且也促进了邻近地区创新水平的提升, 政策具有显著的正向溢出效应。可能的原因为创新型城市政

策促进了优质要素在地区之间的流动, 具有良好的空间辐射效应, 表明了进一步促进创新型城市试点政策在区域间扩散的必要性, 我们的假设 3 得到了验证。

表 7 试点政策对城市创新力影响的空间杜宾效应

变量名称	模型(1)	模型(2)	模型(3)
	<i>Innovation</i>	<i>Innovation</i>	<i>Innovation</i>
<i>Treat* Policy</i>	1.2780*** (0.0658)	0.7134*** (0.1771)	0.5392*** (0.1712)
<i>Finance</i>	0.2775*** (0.0452)	0.0318 (0.0225)	0.0095 (0.0219)
<i>Humcapit</i>	14.3132*** (1.0863)	-6.1470*** (1.2552)	-6.1479*** (1.2163)
<i>Science</i>	21.2238*** (1.8678)	4.0171*** (0.8506)	5.2728*** (0.8349)
<i>Industry</i>	0.0063*** (0.0016)	-0.0009 (0.0014)	-0.0010 (0.0015)
<i>Asset</i>	-1.1192*** (0.0770)	0.1226*** (0.0428)	0.0480 (0.0420)
<i>Fdi</i>	0.2589*** (0.0127)	0.0311*** (0.0072)	0.0059 (0.0072)
<i>Perroad</i>	0.0028 (0.0024)	0.0082*** (0.0016)	0.0035** (0.0015)
$\rho$	0.3209*** (0.0204)	0.7316*** (0.0117)	0.4050*** (0.0211)
城市效应	No	Yes	Yes
时间效应	Yes	No	Yes
<i>N</i>	2700	2700	2700
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.5848	0.3586	0.3147
LogLik.	-3294.6171	-553.7715	-289.6820
AIC	6619.234	1137.543	609.3640
BIC	6707.749	1226.058	697.8791

## 5 稳健性检验

### 5.1 安慰剂检验

借鉴 Topalova<sup>[31]</sup> 的做法, 本文将创新型试点政策的发生时间提前三年, 且样本期设定在 2006 - 2010 年以考察是否存在创新型城市试点政策的政策效应。若 *Treat\* Policy* 的系数不显著, 则可以排除其他潜在的不可观测因素对城市创新力的影响。

表格 9 的第一列显示了安慰剂检验结果,可以发现,  $Treat* Policy$  的系数并不显著,因此,可以证明政策效应的确是由创新型城市试点政策带来的。

表 8 试点政策对城市创新力的空间杜宾效应分解

	模型(1)	模型(2)	模型(3)
	<i>Innovation</i>	<i>Innovation</i>	<i>Innovation</i>
直接效应	1.3132*** (0.0678)	0.8738*** (0.2181)	0.5648*** (0.1795)
间接效应	0.5762*** (0.0627)	1.8081*** (0.4731)	0.3466*** (0.1128)
总效应	1.8894*** (0.1137)	2.6820*** (0.6878)	0.9114*** (0.2903)

## 5.2 倾向得分匹配稳健性检验

尽管双重差分方法在因果关系判断中具有重要作用,但在实际处理水平上仍然存在者自我选择性问题,并非为随机分组,这就导致估计结果的不一致<sup>[32]</sup>。因此,我们进一步运用倾向性得分匹配的方法使处理组和对照组在各方面特征上尽可能接近,最终采用匹配后的结果进行再估计。在给定的卡尺  $\varepsilon$  范围内寻找最近匹配,此法较为流行<sup>[33]</sup>,因此,在表格 9 的模型(2)、(3)中,卡尺内的  $k$  邻近匹配方法被用以估计平均处理效应。鉴于样本量足够大,为了尽最大可能消除“选择性偏误”,我们借鉴已有研究<sup>[34]</sup>采用比较严格的卡尺( $caliper = 0.0001$ )来进行检验, $k$  邻近为一对二匹配,同时,在模型(3)中改变卡尺半径为( $caliper = 0.0002$ ), $k$  邻近为一对三匹配,以保障结果的稳健性。

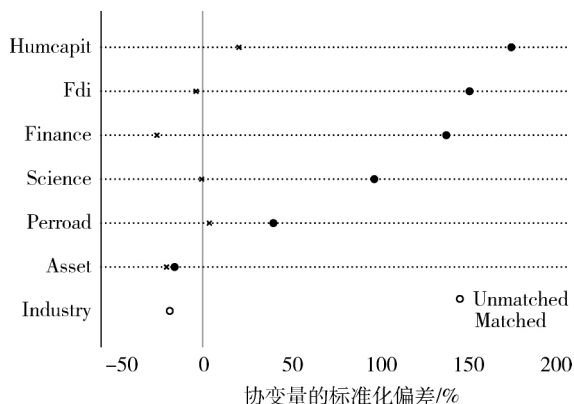


图 3 各变量的标准化偏差图示

如图 4 所示,给出了处理组和对照组的特征变量在匹配之后的偏差,可以看出,匹配前各个协变量

之间存在着较大的差异,匹配后,各个协变量的标准化偏误基本上在 0 线附近,这说明经过倾向得分匹配之后,两个组别的特征变量的系统性差异基本上被解决,数据得到了均衡。进一步的,在表格 9 模型(2)、模型(3)汇报了匹配之后的 DID 估计结果,两者的系数分别为 0.6693、0.6898,且均在 1% 的水平上显著,也即创新型城市试点政策对城市创新力的影响显著为正,这些结果与上文回归结果保持一致。这说明,在经过倾向得分匹配基本消除了个体差异后,本文的研究结论依然保持了稳健性。

表 9 稳健性检验汇总表

变量名称	Placebo test	Psm - did	
	模型(1)	模型(2)	模型(3)
	<i>Innovation</i>	<i>Innovation</i>	<i>Innovation</i>
$Treat* Policy$	-1.1754 (0.9096)	0.6693*** (0.1768)	0.6898*** (0.1542)
控制变量	Yes	Yes	Yes
城市效应	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes
Constant	-4.2520*** (0.2057)	-5.5196*** (0.5678)	-5.0906*** (0.4093)
N	1350	264	459
R <sup>2</sup>	0.6876	0.6618	0.6578

## 6 结论与讨论

创新是经济高质量发展的关键,要筑牢创新发展的基石,占据创新发展的高地,必须以创新型城市建设作为重要抓手,多措并举的推动国家创新环境的优化与制度供给。作为一项重要的国家政策实验,国家创新型城市在提升城市创新力方面的作用不容忽视,但学界对其带来的政策影响研究有限。基于此,本文以 2006–2015 年 270 个地级及其以上城市的面板数据为基础,基于双重差分的方法实证检验了创新型城市试点政策所带来的政策效果,研究发现,国家创新型城市试点政策显著提升了城市的创新力,且政策效果在不同地区表现出了差序格局。随着城市创新体系的成熟,创新型城市试点政策表现出效应边际递减的现象。进一步的空间杜宾模型的研究发现,创新型城市试点政策不仅促进了本地区的创新力的提高,而且也促进了相邻地区的



创新力提升,表现出较强的激励效应。

基于以上研究结论,本文提出如下政策建议:

(1) 推动创新型城市试点政策的有序扩散,强化创新型城市的空间辐射效应。创新型城市试点作为“政策试验田”其政策效果得到了论证,为了进一步的发挥政策的正向外部性,应进一步强化对设立创新型城市试点的政策支持力度,推动创新型城市在时间与空间上的有序的推进。同时,推动已有的创新要素,如创新人才、创新产业集群、金融资本等形成规模化、产业化联盟,打造创新高地,以更好地发挥对邻近地区的空间辐射效应。

(2) 优化创新型城市试点空间布局,实施创新型城市试点政策差异化。受到先天的资源禀赋以及后天政策条件的差异,各地区在创新优势上略有差别,因此,应该制定差异化的创新型城市政策,依据创新型城市的推进程度,地理位置、产业优势、资源存量等在创新型城市的战略发展上做出布局,形成各个地区的产业互补,资源互动。同时,要防止创新型城市试点在推动过程中盲目跟进,产业发展趋同化等现象。将政策的有效供给与地区实际发展相结合,实现地区创新发展的多样化格局。

(3) 设计创新型城市的梯度发展战略,发挥地区之间的协同效应。创新型城市是分时间、分地点推进的,在注重创新发展的统一的规律之下,要根据地区试点的前后差异,明确各个地区在不同阶段的任务;同时,要加强地区的互动,推动各地区的创新主体之间形成协作发展网路与产学研合作机制。此外,还要将国家高新区以及国家自贸区政策同国家创新型城市政策结合起来,发挥区域之间政策的叠加效应以及创新资源互联互通。

## 参考文献:

- [1] 张剑,吕丽,宋琦,等. 国家战略引领下的我国创新型城市研究: 模式、路径与评价[J]. 城市发展研究, 2017,24(9): 49-56.
- [2] Borrás S, Edquist C. The choice of innovation policy instruments[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2013,80(8): 1513-1522.
- [3] 刘佳,顾小龙,辛宇. 创新型城市建设与企业创新产出[J]. 当代财经, 2019(10): 71-82.
- [4] 李文钊. 政策评估中的 DID 设计: 起源、演进与最新进展[J]. 甘肃行政学院学报, 2019(2): 36-44.
- [5] Lauer J, Liefner I. State-led innovation at the city level: Policy measures to promote new energy vehicles in shenzhen, China[J]. Geographical Review, 2019,109(3): 436-456.
- [6] 余泳泽. 政府支持、制度环境、FDI 与我国区域创新体系建设[J]. 产业经济研究, 2011(1): 47-55.
- [7] 李政,杨思莹. 国家高新区能否提升城市创新水平?[J]. 南方经济, 2019: 1-16.
- [8] 熊波,金丽雯. 国家高新区提高了城市创新力吗[J]. 科技进步与对策, 2019,36(4): 40-49.
- [9] 朱雪祎,方存好,孟硕. 区域技术创新体系中的市场失灵与政府政策选择的研究[J]. 中国软科学, 2007(5): 146-153.
- [10] 聂飞,刘海云. 国家创新型城市建设对我国 FDI 质量的影响[J]. 经济评论, 2019(6): 67-79.
- [11] 詹正茂,田蕾. 新加坡创新型城市建设经验及其对中国的启示[J]. 科学学研究, 2011,29(4): 627-633.
- [12] 袁航,朱承亮. 创新属性、制度质量与中国产业结构转型升级[J]. 科学学研究, 2019,37(10): 1881-1891.
- [13] Fang X. Re-examining the reform of China's science and technology system: A historical perspective[J]. Journal of Science and Technology Policy in China, 2010,1(1): 7-17.
- [14] Tödtling F, Trippel M. One size fits all: Towards a differentiated regional innovation policy approach[J]. Research Policy, 2005,34(8): 1203-1219.
- [15] 周志忍,李倩. 政策扩散中的变异及其发生机理研究——基于北京市东城区和 S 市 J 区网格化管理的比较[J]. 上海行政学院学报, 2014,15(3): 36-46.
- [16] 吴怡频,陆简. 政策试点的结果差异研究——基于 2000 年至 2012 年中央推动型试点的实证分析[J]. 公共管理学报, 2018,15(1): 58-70.
- [17] 陈玲,赵静,薛澜. 择优还是折衷? ——转型期中国政策过程的一个解释框架和共识决策模型[J]. 管理世界, 2010(8): 59-72.
- [18] 薛澜,陈玲. 制度惯性与政策扭曲: 实践科学发展观面临的制度转轨挑战[J]. 中国行政管理, 2010(8): 7-9.
- [19] 吴素春,聂鸣. 创新资源状况对创新型城市建设的影响——对我国创新型试点城市的实证研究[J]. 技术经济与管理研究, 2013(2): 111-115.
- [20] 龚刚,魏熙晔,杨先明,等. 建设中国特色国家创新体系跨越中等收入陷阱[J]. 中国社会科学, 2017(8): 61-86.
- [21] Dague L, Lahey J N. Causal inference methods: Lessons from applied microeconomics[J]. Journal of Public Administration Research and Theory, 2019,29(3): 511

- 529.
- [22] 柳建坤. 从严反腐与中国政府绩效评价的优化——来自准自然实验的证据 [J]. 公共行政评论, 2019, 12(4): 44 - 61.
- [23] Elhorst J P. Applied spatical econometrics: Raising the bar [J]. Spatial Economic Analysis, 2010, 5(1): 9 - 28.
- [24] Lesage J P, Pace R K. Introduction to Spatical Econometrics [M]. Boca Ration, FL: Taylor&Francis Group, 2009.
- [25] 张军, 闫东升, 冯宗宪, 等. 自由贸易区的经济增长效应研究——基于双重差分空间自回归模型的动态分析 [J]. 经济经纬, 2019, 36(4): 71 - 77.
- [26] 范巧, 吴丽娜. 国家级新区对属地省份经济增长影响效应评估 [J]. 城市问题, 2018(4): 48 - 58.
- [27] 寇宗来, 刘学悦. 中国城市和产业创新力报告 2017 [R]. 上海: 复旦大学产业发展研究中心, 2017.
- [28] Beck T, Levine R, Levkov A. Big Bad Banks? The Winners and losers from bank deregulation in the united states [J]. Journal of Finance, 2010, 65(5): 1637 - 1667.
- [29] Greenstone M, Hanna R. Environment regulotions, air and water polution, and infant. mortality in zndia [J]. American Economic Review, 2014, 104(10): 3038 - 3072.
- [30] Cook S J, An S, Favero N. Beyond policy diffusion: Spatial econometric models of public administration [J]. Journal of Public Administration Research and Theory, 2019, 29(4): 591 - 608.
- [31] Topalova P. Factor immobility and regional impacts of trade liberalization: Evidence on poverty from india [J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2010, 2(4): 1 - 41.
- [32] 王存同. 进阶回归分析 [M]. 北京: 高等教育出版社, 2017.
- [33] 陈强. 高级计量经济学及 Stata 应用 [M]. 北京: 高等教育出版社, 2014.
- [34] 王桂军, 卢潇潇. “一带一路”倡议与中国企业升级 [J]. 中国工业经济, 2019(3): 43 - 61.

## Research on the policy effect and spatial spillover of the national innovative city pilot policy

XU Huan - ge, JIANG Shuo - liang

( Shanghai University of Finance and Economics School of Public Economics and Administration, Shanghai 200433, China)

**Abstract:** The pilot policy of national innovative cities has been gradually extended to the whole country. However, under the unique governance structure of China, whether this kind of experimental principal governance can be transformed into governance efficiency and its spatial spillover effect are rarely studied from an empirical point of view. Using the panel data of 270 cities at or above prefectural level, this study takes the pilot establishment of national innovative cities as a natural experiment, and uses the double difference method to investigate the policy effect. The main results are as follows: (1) the national innovative city pilot policy has a significant effect on the promotion of urban innovation, but the dynamic effect shows that it has a weakening trend year by year. (2) the results of heterogeneity test show that the effect of innovative urban pilot policy shows a differential order pattern in the eastern, central and western regions. (3) further research on Spatial Dubin Effect shows that the pilot policy of innovative cities has spatial spillover effect, which not only promotes the improvement of urban innovation in pilot areas, but also has a significant impact on the innovation of neighboring cities. The level of financial development and industrial structure can effectively promote the level of local innovation, and have spillover effects on neighboring areas, while human capital has crowding out effect on the promotion of innovation in neighboring areas. The robustness test supports the above conclusions. Based on the empirical results, this paper puts forward some policy suggestions, such as promoting the orderly diffusion of innovative cities, strengthening the spatial radiation effect of policies, designing the gradient development strategy of innovative urban policies, and promoting the coordinated development of regions.

**Key words:** innovative city; difference - in - difference; policy effect; spatial spillover effect