# 创新型城市试点提升城市创新水平了吗？*

李 政　杨思莹

**摘要：**城市是创新活动的空间载体，提高城市创新水平对创新型国家建设具有重要的支撑作用。为探索具有中国特色的城市创新发展道路，提高城市创新水平，2008 年我国开始实施创新型城市试点，并不断扩大试点范围。本文在机制分析的基础上，基于 2003－2016 年 269 个城市面板数据，运用双重差分模型等方法实证检验了试点政策对城市创新水平的作用效果。研究表明，创新型城市试点政策显著提升了城市创新水平。异质性分析发现，试点政策对直辖市、省会城市和副省级城市创新水平的提升作用弱于一般城市，对科教资源质量较高城市创新水平的提升作用弱于科教资源质量较低的城市，并且随着城市创新水平提升，试点政策对城市创新水平的促进作用呈现出一种先增强后减弱的非对称“倒 V”型变化特征。研究还发现，试点政策促进城市创新水平提升的区位异质性不显著。此外，创新型城市试点能够加强政府战略引领、促进人才集聚、激励企业投资和优化创新环境，进而对城市创新产生积极影响；并且，对人才要素的集聚效应与对企业投资的激励效应是试点政策推动城市创新水平提升的重要原因。

**关键词：**创新型城市试点　城市创新水平　双重差分　中介效应

## 一、引言与文献综述

创新是引领中国经济转型发展的第一动力。国家创新体系建设离不开区域创新体系建设。习近平总书记指出，应当发挥各地在创新发展中的积极性和主动性，形成国家科技创新合力；要打造具有全球影响力的科技创新中心，建设具有强大带动力的创新型城市和区域创新中心。城市是科技创新活动的空间载体，是创新资源和要素的集聚地，也是知识创造和应用的重要基地。城市创新体系是国家创新体系的重要组成部分。释放城市创新活力，挖掘城市创新潜力，提高城市创新能力，对发挥城市在国家创新活动中的基础作用与支撑作用具有重要意义。为探索提升城市创新能力的有效路径，2008 年，国家将深圳确定为首个创新型城市试点，2009 年又确定大连、青岛等 14 个城市为创新型城市试点。2010－2013 年，共陆续批准了四十余个创新型城市试点。2018 年 4 月，又有 17 个城市获批建设国家创新型城市。至此，国家创新型城市试点增加到 78 个。

我国创新型城市建设是一个由浅入深、逐渐推开的探索式发展过程。创新型城市试点是政府参与和支持城市创新活动的一项重要探索。以往文献对政府参与和支持创新活动的效果进行了广泛研究，包括政府补贴、产业政策和创新环境建设等方面，主要形成了促进论和抑制论两种不同观点。如在微观层面，Doh & Kim(2014)、Guo et al(2016)分别基于韩国中小企业数据和中国工业企业数据研究发现，政府补贴政策与区域内企业专利获取呈显著正相关关系，政府支持对企业创新具有显著的促进作用。余明桂等(2016)研究了产业政策对企业创新活动的影响，发现产业政策对企业发明

* 李政，吉林大学中国国有经济研究中心、吉林大学经济学院，邮政编码：130012，电子邮箱：1282280618@qq.com；杨思莹，吉林大学经济学院，邮政编码：130012，电子邮箱：18744020806@163.com。本文受国家社科基金专项课题“新时代激发和保护企业家精神的关键机制与践行对策研究”(18VSJ085)资助。感谢匿名审稿人的修改建议，文责自负。

专利数量提升具有显著促进作用,特别是在非国有企业。王永进、冯笑(2014)以行政审批政策为例研究了政府制度环境建设对企业创新活动的影响,发现政府制度环境建设对企业创新具有显著促进作用;王仁祥、肖科(2009)通过梳理相关文献发现,政府政策性金融能够有效挤入企业研发投资,对企业创新具有显著促进作用。在宏观层面,李政、杨思莹(2018)研究发现,政府参与有利于促进区域创新效率提升,并且政府应当提高对区域内企业创新活动的支持力度;李政等(2018)发现,政府创新环境建设能够促进区域创新效率提升。就其作用机制而言,Aerts & Schmidt(2008)、Hussinger(2008)、张杰等(2015)等研究发现,补贴政策会激励企业加大研发支出规模,提高创新活跃度,进而对企业创新产出产生积极作用(巫强、刘蓓,2014);余泳泽(2011)研究发现,政府创新政策有利于区域创新体系的形成与发展;白俊红、卞元超(2015)认为,政府参与会促进产学研协同创新体系的形成。此外,Kleer(2010)还发现,政府政策会引导私人投资方向,优化投资结构,促进创新活动开展,提高企业乃至于产业与城市创新水平。

然而,也有研究发现,政府参与和支持行为对创新活动的影响并不显著,甚至会抑制创新活动开展,导致创新效率损失(肖文、林高榜,2014;Guerzoni & Raiteri,2015)。从微观层面来看,郭晓丹、何文韬(2011)基于战略性新兴产业上市公司数据研究发现,政府研发补贴未能有效发挥其信号效应,对企业研发投资的引导作用不显著;林洲钰等(2013)研究发现,过高的税收激励政策会抑制企业专利产出;黎文靖、郑曼妮(2016)基于A股上市公司数据研究发现,虽然政府产业政策对企业创新产出具有一定的促进作用,但这仅仅体现在非发明专利上,即产业政策引致的企业创新仅仅是一种"有数量、没质量"的"策略性创新",对企业创新质量提升并无显著影响。从宏观层面来看,叶祥松、刘敬(2018)研究发现,整体来看,政府支持创新活动会抑制科技创新效率的提升;肖文、林高榜(2014)发现,政府直接参与或间接支持均不利于行业创新活动开展。

政府参与和创新支持政策之所以未能有效促进创新活动开展,原因包括诸多方面。Görg et al(2008)、Hottenrott et al(2017)以及Boeing(2016)等认为,政府补贴政策会抑制企业创新激励,挤出企业研发支出,抑制企业、行业或区域创新水平提升。Zhang(1997)、唐书林等(2016)认为,政府补贴的公有产权性质使企业抱着一种"有比没有强"的心态去获取和使用政府补贴,并产生一种委托代理关系,政府难以有效监督企业对政府补贴的使用效率,导致补贴难以达到理想效果。肖文、林高榜(2014)认为,由于逆向选择、信息不对称等原因,政府支持抑制了区域创新效率提升;政府与企业创新偏好不对称也是政府科技政策难以达到理想效果的重要原因。

综合以往研究可见,已有文献对于政府参与创新活动效果仍存在较大争议,原因包括诸多方面,如变量设定差异、样本选择以及样本所处的时间阶段差异、实证分析方法和影响创新活动的诸多混淆因素甄别处理方法的差异,等等。中央与地方创新实践的协同互动是中国实施创新驱动发展战略和创新型国家建设的重要经验与特色。从理论上讲,推进创新型城市试点,既有利于发挥地方创新的能动性和区域特色,又能够强调与中央宏观战略的协调统一。"摸着石头过河"的渐进式改革很大程度上是一种"地方试点—中央总结—地方推广"的过程。然而,对于创新型城市试点政策及其效果,以往文献却鲜有研究。那么在实践中,国家推行创新型城市试点能否真正促进城市创新水平提升?本文首先分析了创新型城市试点的政策背景及其对城市创新水平的作用机制,进而运用双重差分模型检验试点政策对城市创新水平的影响效果。考虑到样本的选择性偏差等问题,本文进一步运用倾向得分匹配双重差分模型(PSM-DID)等方法进行稳健性检验。

本文的边际贡献主要体现在以下几个方面:第一,研究内容上,将科技创新水平的理论与实证研究引入到城市层面,丰富了科技创新相关领域研究。考虑到数据的可获得性,以往文献对政府科技政策效果的研究多基于省级层面或基于微观层面进行理论与实证分析,忽视了中观城市层面的研究。微观层面的研究难以判断政府政策的总体效应,并且相对于省级层面乃至于国家层面,城市层面的创新政策往往更加科学和具有针对性,且能够高效实施(沈沁、游士兵,2017)。第二,研究方法上,运用PSM-DID等方法尝试解决内生性问题,确保了研究结论的可靠性。创新对经济社会发展具

有重要的推动作用，运用普通最小二乘法等传统估计方法难以克服模型所存在的内生性问题；而创新型城市试点的选择也非随机选择过程。第三，本文在肯定了创新型城市试点政策有效性的同时，发现试点政策对城市创新水平影响的空间异质性特征，并探究了试点政策影响城市创新的作用机制，为政府进一步总结试点经验、扩大试点范围提供了理论依据与实践指南，能够在一定程度上澄清政府创新政策的效果之争。

## 二、理论机制

理论上讲，政府采取创新型城市试点政策对试点城市创新水平会产生显著的促进作用，原因主要包括以下方面。第一，创新型城市试点是国家创新驱动发展战略和创新型国家建设战略目标的试点性推广，汇集国家与地方战略合力，推动城市创新水平提升。创新不仅仅是市场选择的结果，也是国家参与和政府战略引领的结果。一个地区的创新战略是不会随着城市经济发展而内生形成的，需要政府从区域创新发展的综合优势出发，在市场配置资源的基础上，引导城市创新资源配置到具有发展优势的领域，提高城市创新要素使用效率（李政等，2018），即发挥政府增长甄别和因势利导的作用（Lin & Monga，2011）。城市科技创新的主要模式是城市经济内生演变与政府外生引导综合作用的结果。企业会依据自身发展和市场竞争状况选择适合企业长远发展的创新模式，而政府也会依据地方经济与科技发展基础，以资助等形式引导地方创新主体选择适当的创新模式，如技术引进、以技术为导向的跨国并购或自主创新等，促进创新主体创新水平提升。创新型城市试点工作的主要任务之一就是把自主创新作为城市发展的核心战略，贯穿到城市经济、科技、教育及社会发展的各个方面。地方政府会科学制定城市创新发展总体规划，增强城市创新能力，完善城市功能，探索新型发展模式。可见，创新型城市试点会强化中央政府和地方政府对城市创新活动的战略引领，从而有效提升城市创新水平。

第二，创新型城市试点通过加大政府对试点城市的创新资源投入，提高城市创新要素集聚能力，保障地方创新活动的知识要素供给，提升城市创新水平。一方面，政府鼓励高校、科研机构开展基础知识与共性技术开发，为城市创新奠定了良好的知识与技术基础。基础知识与共性技术研发具有风险高、外部性强和直接经济回报少等特征，企业在这一领域缺乏投入激励（林毅夫，2017），导致城市创新面临着较大的基础知识与共性技术缺口。这就要求政府在城市创新活动中提供相应的基础知识与共性技术，保障创新活动的基础知识供给。因此，试点政策要求政府通过布局各类创新基地、服务平台，充分开展国际交流与合作等形式，加强基础研究、前沿技术研究，增强技术储备和持续创新能力，并支持高校和科研院所建立技术转移和服务机构，促进高校和科研机构科研成果的传播与共享。另一方面，试点城市也通过探索创新人才引进、培养和创新基地建设，为城市创新奠定良好的人才基础。人是科技创新活动中最核心、最活跃的要素，当前各国各地区经济实力、创新实力的竞争归根结底是人才竞争。在试点政策推动下，许多城市也展开了“抢人大战”，从户口安置、住房安家、科研经费甚至科研团队建设等方面为高素质人才引进提供便利，使得城市聚集了一批高水平的创新创业人才和优秀团队。创新型城市在知识和人才方面的探索性举措，为城市创新奠定了良好的要素基础，能够有效促进城市创新水平提升。

第三，试点政策中包含了一系列强化企业主体地位、激励企业创新投入的政策措施，有利于促进以企业为主体的城市创新体系的形成。创新活动的外部性和风险性特征导致市场机制调节下的企业缺乏创新激励（林毅夫，2017），需要政府在一定程度上给予补贴，将企业创新活动的外部性内部化，提高企业创新激励，进而推动城市创新水平提升（Czarnitzki & Hussinger，2004）。试点政策明确了企业在城市创新活动中的主体地位，要求政府加强对企业创新活动的扶持力度，加大对创新要素流动的引导，提高要素配置效率，积极引导和支持创新要素向企业集聚，提高企业在创新活动中的主体地位；激励企业加大科技创新支出，提高企业自主创新能力，培育具有自主知识产权、核心技术、知名品牌和国际竞争力的创新型企业；鼓励企业加快研发机构建设，帮助企业搭建研发平台和中试中

心;打造城市创新网络,构建以企业为中心的产学研协同创新体系,搭建多种形式的战略性、长期稳定的合作平台。上述政策有利于激励企业加大研发创新固定资产投资,强化企业在城市创新体系中的主体地位,促进城市创新水平提升。

第四,创新型城市试点政策能够优化城市创新环境,提高城市创新水平。一方面,我国城市创新体系建设滞后于西方一些发达国家,城市创新活动的基础设施条件相对落后,限制了城市创新水平提升。政府在与科技创新活动密切相关的基础设施上加大财政支出,为城市创新提供交通、通信等基础设施条件,能够打破科技创新活动的时空距离障碍,降低科技市场信息不对称,提高城市创新效率和水平(Ke et al,2017)。如试点政策中包含了对城市基础设施建设的支持政策,支持城市加强信息化建设,引导产业集群与研发基地建设,加强科技中介机构和高技术服务市场建设,完善资源共享网络建设,等等。一系列以信息化、网络化为特征的基础设施建设有利于促进知识与技术的交流与传播,优化创新要素配置,提高城市创新效率与创新水平。另一方面,加强城市创新软环境培育是创新型城市试点政策的重要组成部分,一系列制度改革与文化创新的探索能够有效促进城市创新水平提升。试点政策将激发民间创造活力、营造公平市场环境作为体制改革和管理创新的重点,着力打造有利于创新创业的公平市场竞争环境,以激发企业家创新活力,提高城市创新水平。创新成果是企业竞争力的核心构成,但不具有排他性,面临着较大的被侵权风险。试点政策会强化对创新型企业知识产权等合法权益的保护,保障创新主体创新成果获得公平合理的回报,有利于稳定企业家、科研工作者的预期,激发和保护企业家精神,提高其开展创新创业活动的积极性和努力程度,增强企业家创新创业的热情和动力。此外,试点城市还会在管理创新方面有所突破,探索经济政策与科技政策的协调统一方案,优化政府职能,提高公共服务效率和质量;尝试建立以科技创新为导向的地方官员考核机制,提高地方官员创新激励;探究科技管理机构协同配合、分工协作的高效运行机制。试点政策推动下的制度变革与管理模式探索能够有效激发城市创新活力,提高城市创新水平。

此外,试点政策中还包含了对创新型城市建设绩效的监测与评价机制,同时要求做好创新型城市建设试点相关研究和经验分享。创新活动具有不确定性,创新型城市建设试点同样具有不确定性,需要加强跟踪监测与评估,以确保政策与配套资源的合理配置与高效利用。同时,跟踪监测与评估数据为创新型城市建设实践提供决策参考。而创新型城市建设试点政策的相关研究与经验分享为城市创新发展提供了理论指导与实践指南,能够有效提升城市创新水平。综上可见,创新型城市建设试点是一个复杂的系统性工程,其对城市创新水平的作用机制如图1所示。

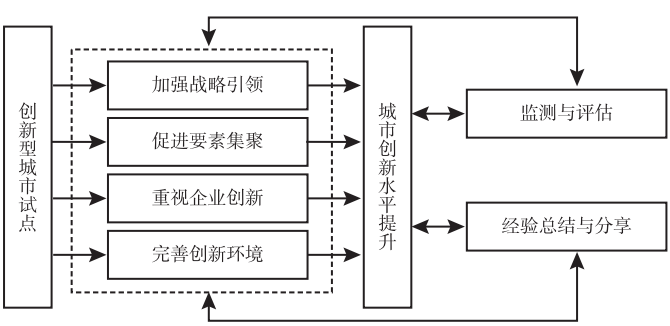


图1 作用机制图

## 三、研究设计

### (一)模型设定

2008—2013年国家陆续设立了57个创新型城市试点,本文以此作为一次准自然实验,将试点城市作为实验组,非试点城市作为对照组,估计创新型城市试点政策绩效。在估计过程中,传统回归模型难以解决由于遗漏变量等原因所导致的内生性问题。为此,本文运用双重差分方法对试点政策效

果进行检验。由于我国创新型城市试点是逐步推进的，传统的双重差分模型仅能观测单一时点所实施政策的效果，为此，本文借鉴 Autor(2003)和 Bertrand & Mullainathan(2003)等的做法，构建多时点双重差分模型。首先，设置政策实施时间虚拟变量 *test*，即对于试点城市，试点政策当年及其以后年份为 1；其余为 0。其次，构建多时点双重差分模型，如式(1)所示：

$$lninno_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 test_{it} + \sum \delta_k year_k + \sum \gamma_j X_{jit} + \mu_{city} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中，*lninno* 表示城市创新水平的对数值，*test* 表示创新型城市试点政策，其回归系数 $\alpha_1$ 可以反映出创新型城市试点政策效果。$X$ 表示所有控制变量的集合，$year_k$ 表示一系列时间虚拟变量，$\mu_{city}$ 为城市个体固定效应，$\varepsilon$ 为随机误差项。式(1)所示的多时点双重差分模型通过控制双向固定效应，使试点城市与非试点城市间个体特征差异、政策实施与否以及随时间变化的城市特征均得到有效控制。

**(二)变量与数据**

城市创新水平是本文的因变量。受统计数据可获得性限制，以往文献对我国城市创新活动相关研究较为有限。为数不多的研究中，赵玉林、贺丹(2009)以我国少数大城市为样本，研究城市创新资源配置状况。但这类研究包含样本非常有限，并且仅以大城市或副省级城市为样本进行实证分析所得结论的一般性和普遍性仍存在疑问。高翔(2015)基于中国专利信息网检索出的城市专利数据，研究了城市规模对创新水平的影响，但手工检索专利信息网工作量庞大且烦琐，并且专利数量难以反映不同创新活动的真实价值。寇宗来、刘学悦(2017)基于中国国家知识产权局发布的专利数据，通过专利更新模型估算其价值，并将专利价值加总到城市层面，得到城市创新指数，一定程度上解决了专利质量和价值异质性问题。因此，本文基于此数据检验试点政策对城市创新水平的影响，数据来源于《中国城市和产业创新力报告 2017》，该报告包含了 2000—2016 年全国三百余个地级市创新指数，并给出了相应的计算方法，具体参见寇宗来、刘学悦(2017)。

创新型城市试点政策是本文的核心解释变量，如前所述，本文以虚拟变量的形式加以设定。此外，借鉴高翔(2015)，本文还控制了其他影响城市创新水平的因素，主要包括：外商直接投资(*fdi*)，用城市外商直接投资额占地区生产总值比重表示(Girma et al,2009)；人力资本水平(*hum*)，用高等学校在校生人数占城市总人口比重测度(Earl,2001；钱晓烨等,2010)；金融发展水平(*finc*)，用各城市年末金融机构各项存贷款余额与地方生产总值的比值来测度；产业结构水平(*ind*)，用非农产业产值占地区生产总值比重表示。控制变量所涉及数据皆来源于 EPS 数据平台。

本文样本删除了数据缺失较为严重的部分城市；同时，2018 年 4 月国家设立了吉林、徐州等 17 个城市为新一批创新型城市试点，为了消除这部分样本对实证结果造成的干扰，本文对这部分样本也予以删除。本文最终样本包含了我国 269 个城市 2003－2016 年的数据，其中，包含试点城市 47 个，非试点城市 222 个；省会城市、直辖市和副省级城市共 35 个，一般地级市 234 个。

表 1 给出了各指标统计特征及其与城市创新水平的相关系数。从最后一列可以看出，创新型城市试点政策与城市创新水平的相关系数在 1%的水平上显著，初步判断试点政策能够有效推动城市创新水平提升。当然，这仅仅是基于数据表面特征所给出的初步判断，仍需要进一步实证检验。

表 1　描述性统计

| 变量名 | 变量缩写 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 | 相关系数 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 城市创新水平 | *lninno* | 3766 | －0.371 | 1.908 | －5.272 | 6.967 | 1 |
| 试点政策 | *test* | 3766 | 0.081 | 0.273 | 0.000 | 1.000 | 0.542*** |
| 外商直接投资 | *fdi* | 3763 | 0.029 | 0.032 | 0.000 | 0.454 | 0.291*** |
| 人力资本水平 | *hum* | 3765 | 0.015 | 0.022 | 0.000 | 0.131 | 0.572*** |
| 金融发展水平 | *finc* | 3763 | 2.053 | 0.991 | 0.508 | 8.877 | 0.497*** |
| 产业结构水平 | *ind* | 3766 | 0.851 | 0.094 | 0.000 | 0.999 | 0.572*** |

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。下同。

### (三)模型适用性检验

双重差分模型应用的前提条件是政策实施前实验组与对照组具有共同趋势。为了检验这一条件是否满足,本文绘制了实验组与对照组城市创新水平演变趋势图①,该图显示两组城市创新水平基本具有相同的变动趋势,说明双重差分模型适用于创新型城市试点政策效果的评估。

此外,本文还进一步运用回归方法检验双重差分模型的适用性问题,即首先设定如式(2)所示回归模型:

$$lninno_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 treat + \sum_{k=2003}^{2007} \delta_k year_k + \sum_{j=2003}^{2007} \gamma_j year_j \cdot treat + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,$treat$ 为组别虚拟变量,包括试点城市($treat=1$)与非试点城市($treat=0$),$year$ 为年份虚拟变量,时间跨度为 2003-2007 年,其他变量含义同式(1)。$year \cdot treat$ 表示年份虚拟变量与组别虚拟变量的交叉项。若交叉项系数 $\gamma_j$ 联合不显著,则说明政策实施前实验组与对照组并无显著差异,双重差分模型具有较好的适用性。在对式(2)进行回归的基础上对系数 $\gamma_j$ 进行联合显著性检验,结果接受 $\gamma_j$ 联合为 0 的原假设,即政策实施前实验组和对照组无明显差异,双重差分模型具有适用性。

## 四、实证分析

### (一)初步回归

首先,为了检验试点政策对城市创新水平的影响,本文采取逐渐加入控制变量的方式对式(1)进行估计,结果如表 2 所示。回归(1)中,本文仅仅加入试点政策虚拟变量,并基于双向固定效应模型进行估计,结果显示,试点政策虚拟变量系数在 1%的水平上显著为正,说明创新型城市试点对城市创新水平产生了显著的促进作用。回归(2)~(5)中,本文依次加入了影响城市创新水平的控制变量,包括人力资本水平、外商直接投资水平、金融发展规模以及城市产业结构,结果显示,试点政策变量回归系数始终在 1%的水平上显著为正,说明创新型城市试点能够有效提升城市创新水平。

表 2 基准回归

| 解释变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---|---|---|---|---|---|
| *test* | 0.345***<br>(0.031) | 0.339***<br>(0.033) | 0.319***<br>(0.033) | 0.320***<br>(0.033) | 0.357***<br>(0.033) |
| *hum* | | 0.736<br>(1.069) | 0.177<br>(1.071) | -0.631<br>(1.079) | -0.145<br>(1.071) |
| *fdi* | | | -1.778***<br>(0.335) | -1.703***<br>(0.334) | -1.545***<br>(0.331) |
| *finc* | | | | 0.093***<br>(0.018) | 0.110***<br>(0.018) |
| *ind* | | | | | 1.935***<br>(0.244) |
| *constant* | -1.903***<br>(0.022) | -1.911***<br>(0.024) | -1.844***<br>(0.027) | -2.032***<br>(0.046) | -3.645***<br>(0.208) |
| 样本量 | 3766 | 3765 | 3763 | 3763 | 3763 |
| $R^2$ | 0.896 | 0.896 | 0.897 | 0.897 | 0.899 |

注:各回归均纳入了时间固定效应和个体固定效应,结果未予显示。括号内为标准误。下同。

从控制变量的回归结果来看,在回归(2)~(5)中,人力资本水平的回归系数均不显著,说明城市高等教育发展并未能为城市科技创新提供良好的人力资本基础,这可能是由于当前城市内部高校发展过于注重规模扩充,忽视了教育质量的提升及高等教育服务实体经济的能力提升。因此,城市要

①篇幅限制,本文未在文中给出该图。如需要可向作者索取。

在扩大高校人才培养规模的同时，注重人才质量的提升，为城市创新提供良好的人力资本基础。外商直接投资对城市创新水平的回归系数在回归(3)～(5)中均在 1%的水平上显著为负，说明外商直接投资抑制了城市创新水平提升。这一结果与蒋殿春、夏良科(2005)及 Lee(2006)等的结论类似。之所以如此，可能是因为一方面，地方政府为了推动经济规模迅速扩张而盲目引进外商投资，忽视了外商投资质量，低质量 FDI 流入抑制了城市创新水平提升；另一方面，外商直接投资一定程度上对本地区产业产生了竞争效应、挤出效应和掠夺效应，导致地方企业降低研发支出、甚至退出市场，不利于城市创新水平提升。在回归(4)(5)中，金融发展规模的回归系数在 1%的水平上显著为正，说明金融业发展能够为城市科技创新提供了良好的金融服务，缓解创新活动所面临的融资约束，促进城市创新水平提升。产业结构对城市创新水平的回归系数在回归(5)中显著为正，说明提高非农产业比重能够有效促进城市创新，应当在适度扩大非农产业发展规模的同时，提高农业科技创新水平，实现农业创新驱动发展。

**(二)稳健性检验**

1. *基于 PSM-DID 方法的回归分析*。为了探索创新型城市建设模式，总结成功经验，国家有目的性地选择一批创新基础条件好、经济社会发展水平高的城市进行试点，在体制机制和创新政策等方面先行先试，推动其率先进入创新型城市行列。可见，创新型城市试点的选择并非是一个随机选择过程，创新水平较高、经济发展较好的城市更容易被设立为试点城市。这一选择机制导致上述模型存在着选择性偏差(selection bias)的问题。为此，本文进一步引入倾向得分匹配双重差分方法进行稳健性检验，该方法能够较好地处理样本选择偏差问题。借鉴 Heckman et al(1997)的方法，本文选择城市对外开放水平($fdi$)、人力资本水平($hum$)、经济发展水平($pgdp$)、金融发展水平($finc$)、产业发展水平($ind$)以及政府支持($g_tec$)等作为匹配变量，计算城市入选为创新型城市试点的概率，即构建如式(3)所示 Logit 回归模型：

$$p(treat_i = 1) = f(fdi_{it}, hum_{it}, pgdp_{it}, finc_{it}, ind_{it}, g_tec_{it}) \tag{3}$$

其中，$p$ 为倾向得分值，经济发展水平用人均地区生产总值测度(单位：万元/人)，政府支持用政府财政支出中科技支出比重测度。本文利用近邻匹配方法进行匹配，基于 Logit 模型对式(3)进行估计，最终得到匹配后样本容量为 867 个。经过匹配处理后，各变量 t 检验结果接受实验组和对照组无系统差异的原假设。对比匹配前，所有变量的标准化偏差均大幅缩小；除金融发展规模的标准化偏差较高之外，其他变量在匹配后的标准化偏差绝对值均低于 10%，并且金融发展规模的标准化偏差绝对值小于 13%，基本满足平行性假设。基于上述匹配样本，本文进一步对式(1)进行估计，结果如表 3 中回归(1)所示。从中可以看出，$test$ 的回归系数在 1%的水平上显著为正，说明创新型城市试点能够显著提升城市创新水平，结论具有稳健性。

2. *改变实验组的定义标准*。2008 年国家将深圳设为创新型城市试点，2009 年试点范围扩大至大连、青岛等 15 个城市。借鉴董艳梅、朱英明(2016)的处理方法，本文将 2009 年及其之前设立的试点城市作为实验组，2009 年前未确定为试点单位的城市作为对照组。同时，2009 年之后又有城市陆续被确立为创新型城市试点，为了避免这些样本对实证结果造成干扰，本文在对照组中删除了 2009 年之后确立为试点城市的样本。依据上述处理方法，进一步将试点年份的断点改为 2010 年、2011 年、2012 年和 2013 年，由此获得 5 组样本。依据上述设置的不同政策实施年份，本文利用五组样本分别进行双重差分估计，结果如表 3 中回归(2)～(6)所示。从中可以看出，与前述结果类似，试点政策虚拟变量的回归系数在五组回归中均为正，并且均通过了 1%显著性水平检验，说明创新型城市试点能够显著提升城市创新水平。

3. *改变城市创新的测度方法*。专利是研发与创新活动最直接的产出，因此以往研究多运用专利产出作为衡量创新水平的重要指标(Griliches，1990；高翔，2015)。借鉴这一做法，本文用城市每百万人口专利申请授权数作为测度城市创新水平的衡量指标进行回归分析，其中，城市专利申请授权数来源于专利云数据库，总人口数据来源于 EPS 数据平台，估计结果如表 3 中回归(7)所示。从中

可以看出,试点政策虚拟变量的回归系数同样在1%的水平上显著为正,说明创新型城市试点显著提升了城市创新水平。

可见,无论是基于倾向得分匹配双重差分模型进行的稳健性检验,还是调整试点政策实施时间以及变换城市创新水平测度方法进行的稳健性检验,结果均显示,政府创新型城市试点对城市创新水平的回归系数均在较高的水平上显著为正。

表3 稳健性检验

| 试点年份 / 解释变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 多年 | 2009年 | 2010年 | 2011年 | 2012年 | 2013年 | 多年 |
| *test* | 0.373***<br>(0.043) | 0.524***<br>(0.056) | 0.387***<br>(0.040) | 0.276***<br>(0.038) | 0.225***<br>(0.038) | 0.232***<br>(0.036) | 0.135***<br>(0.008) |
| *constant* | −2.782***<br>(0.505) | −1.788***<br>(0.253) | 1.138***<br>(0.306) | 1.410***<br>(0.302) | 1.463***<br>(0.300) | 1.493***<br>(0.298) | 0.334***<br>(0.049) |
| 样本量 | 867 | 3315 | 3525 | 3581 | 3623 | 3763 | 3414 |
| $R^2$ | 0.929 | 0.961 | 0.968 | 0.967 | 0.967 | 0.967 | 0.307 |

注:各回归均纳入了控制变量、时间固定效应和个体固定效应,结果未予显示。

### (三)异质性分析

1. 城市等级异质性。不同等级城市在经济规模、创新要素集聚、创新资源配置效率等方面具有较大差异,这些差异可能会进一步导致创新型城市试点政策效果在不同城市之间存在较大差异。一般来讲,重点城市(为了便于表述,本文简单地将直辖市、省会城市与副省级城市定义为重点城市)往往是国家或区域经济发展战略的中心和先行者。创新驱动发展战略下,相对于一般城市(本文中一般城市特指除直辖市、省会城市以及副省级城市以外的一般地级市),重点城市往往具有较强的创新要素集聚能力,并凭借其经济发展的规模优势、政策优势以及创新要素集聚优势等,打造城市创新竞争力,提高城市创新水平(赵玉林、贺丹,2009)。本文设置城市等级虚拟变量(*level*),即重点城市赋值为1,一般城市赋值为0;设置城市等级虚拟变量与创新型城市试点政策虚拟变量的交乘项,并代入式(1)进行回归,结果如表4中回归(1)所示。从中可以看出,试点政策虚拟变量的回归系数在1%的水平上显著为正,并且试点政策变量与城市等级变量的交互项回归系数在5%的水平上显著为负,说明创新型城市试点对重点城市创新水平的提升作用弱于对一般城市创新水平的提升作用。之所以如此,可能是由于当前我国重点城市处于科技创新发展的中期阶段甚至成熟阶段,创新生态系统建设相对完善,城市集聚了大量创新资源,在完善的市场机制调节及政府高效的宏观治理条件下,城市创新走在了全国的前列。此时,城市创新要素投入一定程度上出现边际产出递减的特征,创新型城市试点政策及与之相伴生的要素集聚对城市创新水平提升的边际作用相对较小;而与此相反,一般城市科技创新处于早期阶段和追赶阶段,创新水平普遍低于重点城市,城市科技创新具有后发优势和规模经济特征,创新型城市试点能够较充分挖掘城市创新潜能,带动城市创新要素集聚,对城市创新水平提升具有更大的边际作用。

2. 城市区位异质性。东部地区凭借其沿海、交通便利的区位优势,通过贸易等方式引进国外先进技术,加之国家不断加强沿海地区对外开放的政策红利,开放型创新具有一定的区位优势;而囿于交通基础设施相对落后、科技与经济基础较弱等原因,中西部地区创新型经济发展滞后于东部地区。这种区位优势差异可能会导致创新型城市试点政策效果在东部地区和中西部地区产生显著差异。为了验证这一区位异质性,本文构建了区位特征虚拟变量,即东部地区城市赋值为1,中西部地区城市赋值为0,并与试点政策虚拟变量相乘,代入式(1)进行回归,结果如表4中回归(2)所示。从中可以看出,试点政策虚拟变量的回归系数在1%的水平上显著为正,而试点政策与区位特征虚拟变量的交乘项回归系数虽然为正,但并不显著,说明试点政策对城市创新水平提升的促进作用在东部地区与中西部地区并不存在显著差异。之所以如此,可能是由于2000年开始,国家制定和实施西部大开发战略,2004年实施中部地区崛起计划,上述战略和政策一定程度上弥补了中西部地区创新驱动发

展的区位劣势，并缩小甚至消除了试点政策效果的区位异质性。

3. 科教资源异质性。高等学校是人才培养和科研活动的重要基地，能够为科技创新提供良好的科教资源，是我国创新型经济发展的关键主体之一。1995 年国家启动“211 工程”，重点在于支持高校学科建设，提高高校科研水平。经过多年发展，是否入选“211 工程”已经成为衡量高校科教发展质量的重要标准。基于此，本文依据城市是否具有“211 工程”高校，设置城市科教资源质量虚拟变量，即将城市分为科教发展水平较高的城市和科教发展水平较低的城市，并将前者赋值为 1，后者赋值为 0。将科教资源质量虚拟变量与试点政策虚拟变量相乘，代入式(1)进行回归，结果如表 4 中回归(3)所示。从中可以看出，试点政策虚拟变量回归系数仍旧在 1%的水平上显著为正，并且试点政策与科教资源交乘项回归系数在 5%的水平上显著为负，说明创新型城市试点政策对城市创新水平的提升作用在科教发展水平较高城市要显著弱于科教发展水平较低的城市。仍旧可以从创新型经济发展阶段的角度加以分析，即在科教发展水平较高的城市，其科技创新处于相对成熟阶段，创新水平和创新要素集聚能力强，城市创新潜力得到较为充分的挖掘，此时试点政策对城市创新水平提升的边际作用较小，呈现出规模不经济的特征；而科教发展水平较低的城市，其创新型经济发展处于初期阶段，且具有后发优势，此时创新型城市试点政策及与之伴生的创新要素投入能够较好挖掘城市创新潜能，提高城市创新活力，具有规模经济特征，对城市创新水平提升的边际作用更强。

4. 创新水平异质性。上述异质性考察结果表明，创新型城市试点对城市创新水平的影响存在着城市等级异质性和科教资源异质性，之所以如此，很有可能是因为重点城市和科教发展水平较高的城市，其科技创新处于中期阶段甚至成熟阶段，创新水平高于一般城市和科技发展水平较低的城市，导致创新型城市试点政策对城市创新的边际作用在一般城市和科技发展水平较低的城市要高于重点城市和科教发展水平较高的城市。为了证实这一猜测，本文借鉴邵朝对等(2018)研究方法，选择 25%、50%和 75%三个分位点，运用面板分位数回归模型对式(1)进行估计，结果如表 4 中回归(4)～(6)所示。在三个分位点上，创新型城市试点政策的回归系数始终在 1%的水平上显著为正，说明在不同创新水平的城市中，创新型城市试点均能够有效促进城市创新水平提升。随着分位点的逐渐提高，试点政策的回归系数逐渐降低；此外，检验三个分位点上系数是否相等，结果拒绝了三个分位点上试点政策回归系数相等的原假设。依据上述结果可以初步判断，随着城市创新水平的提升，创新型城市试点对城市创新水平的边际作用呈现出逐渐减弱的趋势。

表 4　异质性分析

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 分析视角 | 城市等级 | 城市区位 | 科教资源 | 创新水平 | | |
| 分位点 | | | | 25% | 50% | 75% |
| *test* | 0.430***<br>(0.047) | 0.324***<br>(0.039) | 0.433***<br>(0.047) | 0.362***<br>(0.054) | 0.318***<br>(0.041) | 0.176***<br>(0.034) |
| *test・level* | −0.130**<br>(0.060) | | | | | |
| *test・region* | | 0.093<br>(0.061) | | | | |
| *test・edu* | | | −0.136**<br>(0.060) | | | |
| *constant* | −3.638***<br>(0.208) | −3.633***<br>(0.209) | −3.635***<br>(0.208) | 1.480***<br>(0.460) | 1.239***<br>(0.506) | 2.521***<br>(0.428) |
| 样本量 | 3763 | 3763 | 3763 | 3763 | | |
| $R^2$ | 0.899 | 0.899 | 0.899 | 0.834 | 0.834 | 0.863 |

此外,为了更直观地观察不同分位点上试点政策对城市创新水平的影响,本文进一步绘制了所有分位点上试点政策回归系数图,结果如图 2 所示。从中可以看出,随着城市创新水平的提升,创新型城市试点对城市创新水平的促进作用呈现出一种先增强、后减弱的非对称“倒 V”型变化特征,即当城市创新发展处于初期阶段,科技发展水平较低时,试点政策效果随着城市创新水平的提升而逐渐增强,这可能是由于试点政策及与之伴生的政策优势、资源与要素集聚使得城市创新的规模经济效应逐渐形成,试点政策对城市创新水平的提升作用逐渐增强;而当城市创新水平达到一定程度时,城市创新型经济发展进入中期阶段甚至成熟阶段,其创新潜力得到较为充分的挖掘,创新活力逐渐增强,城市创新对政府力量的依赖逐渐降低,创新要素投入的规模报酬递减,此时试点政策对城市创新水平的影响逐渐减弱。这一结果很好地解释了为什么试点政策对重点城市和科教资源质量较高城市创新水平的提升作用弱于一般城市和科教资源质量较低的城市。

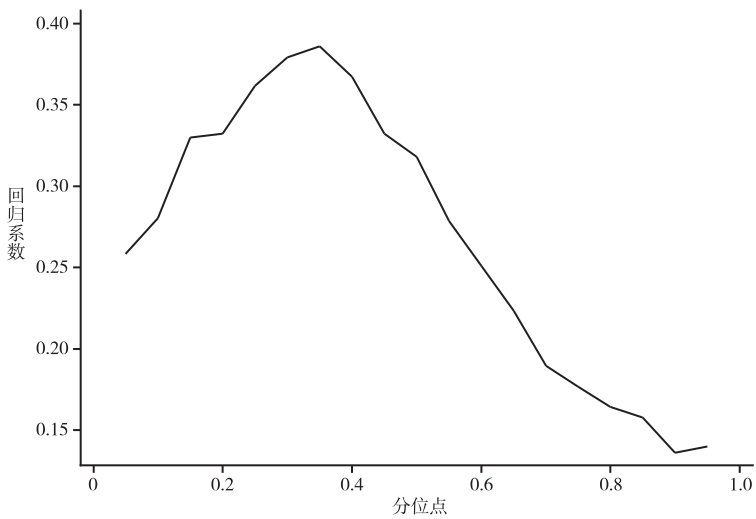


图 2 城市等级异质性图示

## 五、进一步分析

为了检验试点政策对城市创新水平的作用机制,本文借鉴 Baron & Kenny(1986)等中介效应模型的分析思路,构建如式(4)~(6)所示中介效应模型:

$$lninno_{it} = \beta_0 + \beta_1 test_{it} + \sum \delta_k year_k + \mu_{city} + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

$$M_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 test_{it} + \sum \delta_k year_k + \mu_{city} + \varepsilon_{it} \tag{5}$$

$$lninno_{it} = \phi_0 + \phi_1 test_{it} + \phi_2 M_{it} + \sum \delta_k year_k + \mu_{city} + \varepsilon_{it} \tag{6}$$

其中,$M$ 表示中介变量,本文从政府战略引领、要素集聚、企业创新投资和创新环境等四个方面加以考虑,其他变量定义同式(1)和式(2)。

第一,对于政府战略的量化,Lee(2006)、李政等(2018)等研究认为,财政科技支出是政府参与创新活动的基本手段,也是政府实施创新战略的基本载体。因此,本文用政府财政支出中科技支出所占比重来反映政府对城市创新的引领程度($g_tec$)。

第二,人是科技创新活动中最基础、最活跃的要素,也是知识等创新要素集聚的重要载体。雷欣等(2014)认为,农业劳动者与非农业劳动者受教育水平往往存在较大差异,将非农劳动者视为高技能劳动者具有一定的合理性。本文用非农产业就业人口占城市总人口比重反映城市人才集聚状况($talent$)。

第三，企业是创新活动的主体，2017 年我国企业研发经费支出占全国研发经费支出的 77.6%。遗憾的是，城市层面的企业科技支出占比数据难以获得。固定资产投资是企业进行固定资产再生产的重要方式，包括对现有固定资产的更新、改造、扩建与新建等活动。固定资产投资对于先进技术装备的安装、使用，以及新兴产业部门的出现及其对传统产业的替代都具有重要促进作用。为此，本文以全社会固定资产投资集聚程度作为企业创新投资的替代指标，用城市全社会固定资产投资与城市总面积的比值测度（*inv*，单位为亿元/平方公里）。

第四，城市创新环境包括软环境和硬环境，本文从这两个角度考察城市创新环境的中介效应。首先，对于城市创新活动的硬环境，本文从地区信息化发展水平和地区交通基础设施建设两个角度来考察。这是由于一方面，依托于互联网建设的信息化发展逐渐成为知识交流和传播最重要的媒介，是城市开展科技创新活动必不可少的环境依托；另一方面，交通基础设施是区域创新体系的重要组成部分，虽然信息技术在很大程度上满足了知识交流的需要，但是一些特殊领域或者高保密性的创新活动仍旧依赖于研发工作者的面对面交流；一些研发基础设施的共用共享提高了创新活动中“人”的流动性。创新活动中以现代信息技术为载体的“知识流”仍旧无法取代以交通基础设施为载体的“人的流动”，城市交通基础设施便成为创新活动开展必不可少的条件。因此，本文用城市每万人中国际互联网用户数来反映城市信息化发展水平（*ie*，单位为户/万人），用城市公路密度即公路里程数占城市面积比重来反映城市交通基础设施条件（*road*，单位为公里/平方公里）。其次，对于城市创新活动的软环境，主要包括创新活动的公共服务环境。一般来讲，财政收入直接决定了政府部门提供公共服务的能力、质量与水平，因此本文用地方政府财政收入占地区生产总值比重来反映政府或非政府组织为城市创新活动提供服务的能力（*rev*）。上述数据皆来源于 EPS 数据平台。

对上述中介效应模型进行回归，并基于 Bootstrap 方法检验其作用机制显著性，结果如表 5 和表 6 所示。从表 5 中回归(1)可以看出，试点政策对城市创新水平的总效应为 0.357，且在 1%的水平上显著为正，可见，创新型城市试点政策显著提升了城市创新水平，与前述结论一致。这可能是由于试点政策通过加强创新战略引领、促进城市创新要素集聚、激励企业开展研发创新和培育有利于科技创新的环境等方式，间接促进了城市创新水平提升。

回归(2)和回归(3)分别给出了试点政策对政府财政科技支出的回归结果及试点政策、政府科技支出对城市创新水平的回归结果。其中，回归(2)显示，创新型城市试点对政府科技支出占比的回归系数在 1%的水平上显著为正，说明试点政策有利于强化地方政府对城市创新活动的战略性引导。回归(3)中，政府科技支出对城市创新水平的回归系数同样在 1%的水平上显著为正，说明政府创新战略能够有效促进城市创新水平提升。综合上述结果可见，创新型城市试点能够强化政府对城市创新活动的战略性引导，进而促进城市创新水平提升，其中介效应为 0.119，约占总效应的 33.27%。Sobel 检验及 Bootstrap 检验结果均在 1%的水平上显著，证实了政府科技支出中介效应的存在。

回归(4)和回归(5)分别给出了试点政策对城市人才集聚的回归结果以及试点政策、人才密集度对城市创新水平的回归结果。从回归(4)可以看出，创新型城市试点政策对城市人才密集度的回归系数在 1%的水平上显著为正，说明试点政策有利于促进城市人才集聚。回归(5)中，城市人才密集度对创新水平的回归系数在 1%的水平上显著为正，说明人才集聚能够有效促进城市创新水平提升。结合回归(4)中结果可见，创新型城市试点能够有效促进城市人才集聚，为城市创新奠定了良好的人力资本基础，促进了城市创新水平提升。人才要素集聚的中介效应为 0.143，约占总效应的 37.53%。Sobel 检验和 Bootstrap 检验结果均证实，存在人才集聚的中介效应。

回归(6)和回归(7)分别给出了试点政策对城市全社会固定资产投资密集度的回归结果和试点政策、投资密度对城市创新水平的回归结果。从回归(6)可以看出，试点政策对城市投资密集度的回归系数在 1%的水平上显著为正，说明创新型城市试点有利于促进城市投资集聚。回归(7)中，投资集聚对城市创新水平的回归系数在 1%的水平上显著为正，说明城市投资密集度的提高带动了城市

创新水平提升。结合回归(6)中结果可以看出,创新型城市试点能够激励企业加强投资,促进新技术、新产业的出现,进而推动城市创新水平提升。并且城市投资集聚的中介效应为 0.187,约占总效应的 52.24%。此外,Sobel 检验和 Bootstrap 检验结果均表明投资集聚中介效应显著存在。

表 5 作用机制检验 I

| 被解释变量 / 解释变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | *lninno* | *g_tec* | *lninno* | *talent* | *lninno* | *inv* | *lninno* |
| *test* | 0.357***<br>(0.033) | 0.008***<br>(0.001) | 0.238***<br>(0.032) | 0.043***<br>(0.003) | 0.239***<br>(0.034) | 0.129***<br>(0.006) | 0.171***<br>(0.034) |
| *g_tec* | | | 15.34***<br>(0.826) | | | | |
| *talent* | | | | | 3.309***<br>(0.203) | | |
| *inv* | | | | | | | 1.448***<br>(0.090) |
| *constant* | 1.181***<br>(0.297) | 0.044***<br>(0.006) | 0.503***<br>(0.285) | 0.341***<br>(0.023) | −1.730***<br>(0.282) | 0.445***<br>(0.054) | 0.506***<br>(0.290) |
| Sobel 检验 | | 0.119<br>(z=10.14,p=0.000) | | 0.143<br>(z=11.37,p=0.000) | | 0.187<br>(z=12.91,p=0.000) | |
| Bootstrap 检验<br>(间接效应) | | 0.119<br>(z=3.55,p=0.000) | | 0.143<br>(z=5.00,p=0.000) | | 0.187<br>(z=9.71,p=0.000) | |
| Bootstrap 检验<br>(直接效应) | | 0.238<br>(z=5.78,p=0.000) | | 0.239<br>(z=7.52,p=0.000) | | 0.171<br>(z=5.22,p=0.000) | |
| 间接效应占比(%) | | 33.27 | | 37.53 | | 52.24 | |
| 样本量 | 3763 | 3763 | 3763 | 3722 | 3722 | 3759 | 3759 |
| $R^2$ | 0.968 | 0.674 | 0.971 | 0.921 | 0.968 | 0.847 | 0.970 |

表 6 给出了试点政策通过改善城市创新环境进而促进城市创新水平的作用机制检验结果。其中,回归(1)和回归(2)分别给出了试点政策对城市信息化水平的回归结果以及试点政策、信息化水平对城市创新水平的回归结果。回归(1)显示,试点政策变量对城市信息化水平的回归系数在 1%的水平上显著为正,说明创新型城市试点带动了城市信息化建设。回归(2)中,城市信息化水平对创新水平的回归系数同样在 1%的水平上显著为正,说明城市信息发展为城市创新提供了良好的信息环境,促进了城市创新水平提升。结合回归(1)中结果可见,创新型城市试点能够促进城市信息化水平提升,有利于优化城市创新环境,对城市创新水平提升起到了显著促进作用。城市信息化的中介效应为 0.010,约占总效应的 2.69%,并且 Sobel 检验和 Bootstrap 检验结果均在较高的水平上显著,肯定了城市信息化中介效应的存在。

回归(3)和回归(4)分别给出了试点政策对城市交通基础设施建设的回归结果及试点政策与城市交通基础设施对创新水平的回归结果。回归(3)中,试点政策对城市交通基础设施建设的回归系数在 1%的水平上显著为正,说明创新型城市试点能够显著促进城市交通基础设施建设,满足城市创新活动对道路交通的基本需求。回归(4)中,城市交通基础设施建设对创新水平的回归系数同样在 1%的水平上显著为正,说明城市创新水平对交通基础设施建设具有内在依赖性,交通基础设施的不断完善对城市创新具有显著的促进作用。结合回归(3)中结果发现,试点政策能够通过促进城市交通基础设施建设,进而对城市创新产生显著促进作用。具体而言,城市交通基础设施建设的中介效应为 0.027,约占总效应的 5.83%,并且 Sobel 检验和 Bootstrap 检验结果均支持了城市交通基础设施建设中介效应的存在。

回归(5)和回归(6)分别给出了试点政策对政府公共服务能力的回归结果及试点政策与政府公共服务能力对城市创新水平的回归结果。回归(5)中,试点政策对政府公共服务能力的回归系数在1%的水平下显著为正,说明创新型城市试点能够显著提升地方政府公共服务能力。回归(6)显示,政府公共服务能力对城市创新水平的回归系数在1%的水平上显著为正,说明增强和完善政府公共服务能力、有效发挥政府公共服务职能能够对城市创新产生显著的促进作用。结合回归(5)中结果发现,试点政策会增强地方政府公共服务职能,并对城市创新产生显著促进作用。具体而言,政府公共服务的中介效应为0.026,约占总效应的5.16%,并且 Sobel 检验和 Bootstrap 检验结果均支持了政府公共服务中介效应的存在。

表 6　作用机制检验 II①

| 被解释变量 / 解释变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | *ie* | *lninno* | *road* | *lninno* | *rev* | *lninno* |
| *test* | 0.026*** (0.008) | 0.347*** (0.032) | 0.075*** (0.020) | 0.435*** (0.044) | 0.005*** (0.001) | 0.480*** (0.040) |
| *ie* | | 0.372*** (0.070) | | | | |
| *road* | | | | 0.357*** (0.042) | | |
| *rev* | | | | | | 5.324*** (0.589) |
| *constant* | 0.562*** (0.071) | 0.972*** (0.289) | −0.402*** (0.099) | 1.900*** (0.318) | −0.001 (0.006) | −8.551*** (0.206) |
| Sobel 检验 | 0.010 (z=2.79,p=0.005) | | 0.027 (z=3.45,p=0.001) | | 0.026 (z=3.88,p=0.000) | |
| Bootstrap 检验(间接效应) | 0.010 (z=1.99,p=0.046) | | 0.027 (z=3.43,p=0.001) | | 0.026 (z=2.98,p=0.003) | |
| Bootstrap 检验(直接效应) | 0.347 (z=10.80,p=0.000) | | 0.435 (z=7.25,p=0.000) | | 0.480 (z=9.32,p=0.000) | |
| 间接效应占比(%) | 2.69 | | 5.83 | | 5.16 | |
| 样本量 | 3763 | 3763 | 2946 | 2946 | 3761 | 3761 |
| $R^2$ | 0.716 | 0.968 | 0.873 | 0.956 | 0.823 | 0.952 |

## 六、结束语

创新是经济发展的长期动力,而城市是科技创新的空间载体,是创新活动开展和创新产出商业化的重要基地。提高城市创新水平对我国创新型国家建设具有基础性作用,为此,国家出台了一系列措施,提高城市创新水平。其中,作为创新型国家建设目标和创新驱动发展战略的推广,创新型城市试点政策是政府推动城市创新、为创新型国家建设提供有效支撑的重要措施。那么在实践中,创新型城市试点能否有效提升城市创新水平?对这一问题的回答,能够在一定程度上澄清当前研究关于政府创新政策效果的争论,为政府制定合理的支持政策提供理论指导与实践指南。

①表 5 与表 6 所示所有中介变量的中介效应占比之和高于 1,这是由于本文分别估计各变量的中介效应,难以解决不同中介变量中介效应相互交织的重叠问题,例如政府战略引领、创新环境塑造等职能的发挥,也会对城市创新要素集聚产生一定的促进作用。

本文在理论分析的基础上,通过双重差分模型等方法,实证检验了创新型城市试点对城市创新水平的影响,主要结论如下:(1)整体来看,试点政策能够有效提升城市创新水平,该结论印证了政府支持有效论的观点,说明应当积极发挥政府在城市科技创新中的引领和保障作用。(2)创新型城市试点对城市创新水平的影响在不同城市之间存在差异,试点政策对直辖市、省会城市和副省级城市创新水平的提升作用弱于一般城市;对科教资源质量较高城市创新水平的提升作用弱于科教资源质量较低的城市;并且随着城市创新水平提升,试点政策对城市创新水平的促进作用呈现出一种先增强后减弱的非对称"倒 V"型变化特征,但是研究还发现,试点政策效果的区位异质性并不显著。(3)创新型城市试点能够通过加强政府对城市创新活动的战略引领、促进城市人才集聚、激励企业加大投资力度和优化城市创新环境等方式,对城市创新产生间接的促进作用;并且试点政策对人才要素的集聚效应与对企业投资的激励效应是创新型城市试点推动城市创新水平提升的重要原因。

基于上述结论,本文主要政策建议如下:

第一,总结创新型城市试点经验,有序扩大创新型城市试点范围,推动城市创新水平的普遍提升。研究发现,创新型城市试点能够有效提升城市创新水平,因此加快完善"地方试点—中央总结—地方推广"的试点制度,明晰中央与地方政府在建设创新型国家中的责任关系,加快形成中央向地方提供创新战略指导与制度激励、地方向中央贡献创新实践经验与智慧储备的互动机制。当前,我国创新型城市试点政策取得了阶段性成功,并于 2018 年 4 月进一步扩大了试点范围。在未来,应当进一步加快创新型城市试点经验的总结,尽快形成一般性规律与多样化经验,并上升为中央政策,加快在全国范围内推广的步伐。

第二,推动创新型城市试点应当坚持因地制宜、一地一策的原则,提高国家创新体系的包容性与灵活性,并加快建立有效的试点效果跟踪评价与监测机制。由于经济发展水平、资源集聚能力和政策环境等经济制度环境差异,创新型城市试点对不同城市创新水平的影响效果存在着差异化特征。因此,在创新型城市建设试点经验推广的过程中,应当避免单一化做法,倡导多元化发展战略,因地制宜地借鉴和汲取试点经验,构建具有地方特色的城市创新体系,使我国创新体系建设更具包容性。同时,应当加强对试点政策效果的跟踪评价与监测,及时调整试点措施,必要时可以采取退出机制,不再将试点效果不佳的城市纳入试点范围。

第三,探索试点政策推动城市创新水平提升的多维路径,完善城市创新体系,多举措提升城市创新水平。研究发现,试点政策能够通过加强政府对城市创新活动的战略性引导,促进高素质劳动者集聚、激励企业投资以及优化创新环境等方式间接促进城市创新水平提升。因此,应当进一步强化政府对城市创新的战略引领,加大政府科技支出,提高政府科技支出对城市创新活动的促进作用;制定更加宽松的人才引进政策,为城市创新奠定良好的人力资本基础;激励企业加大研发支出,强化企业在城市创新体系中的主体地位;优化城市软硬件基础设施环境,为城市创新创造良好的环境保障。

**参考文献:**

白俊红 卞元超,2015:《政府支持是否促进了产学研协同创新》,《统计研究》第 11 期。

高翔,2015:《城市规模、人力资本与中国城市创新能力》,《社会科学》第 3 期。

郭晓丹 何文韬,2011:《战略性新兴产业政府 R&D 补贴信号效应的动态分析》,《经济学动态》第 9 期。

蒋殿春 夏良科,2005:《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》第 8 期。

寇宗来 刘学悦,2017:《中国城市和产业创新力报告 2017》,复旦大学产业发展研究中心。

雷欣 陈继勇 覃思,2014:《开放、创新与收入不平等——基于中国的实证研究》,《经济管理》第 5 期。

黎文靖 郑曼妮,2016:《实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响》,《经济研究》第 4 期。

李政 杨思莹,2018:《创新活动中的政府支持悖论:理论分析与实证检验》,《经济科学》第 2 期。

李政 杨思莹 路京京,2018:《政府参与能否提升区域创新效率?》,《经济评论》第 6 期。

林毅夫,2017:《新结构经济学的理论基础和发展方向》,《经济评论》第 3 期。

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

吕薇,2014:《区域创新驱动发展战略:制度与政策》,中国发展出版社。

钱晓烨 迟巍 黎波,2010:《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》第 4 期。

邵朝对 苏丹妮 包群,2018:《中国式分权下撤县设区的增长绩效评估》,《世界经济》第 10 期。

沈沁 游士兵,2017:《集聚效应、内生增长与创新型城市建设》,《江汉论坛》第 4 期。

唐书林 肖振红 苑靖婷,2016 :《上市公司自主创新的国家激励扭曲之困——是政府补贴还是税收递延?》,《科学学研究》第 5 期。

王仁祥 肖科,2009:《政策性金融与自主创新关系研究进展》,《经济学动态》第 11 期。

王永进 冯笑,2018:《行政审批制度改革与企业创新》,《中国工业经济》第 2 期。

巫强 刘蓓,2014:《政府研发补贴方式对战略性新兴产业创新的影响机制研究》,《产业经济研究》第 6 期。

肖文 林高榜,2014:《政府支持、研发管理与技术创新效率——基于中国工业行业的实证分析》,《管理世界》第 4 期。

叶祥松 刘敬,2018:《政府支持、技术市场发展与科技创新效率》,《经济学动态》第 7 期。

余明桂 范蕊 钟慧洁,2016:《中国产业政策与企业技术创新》,《中国工业经济》第 12 期。

余泳泽,2011:《政府支持、制度环境、FDI 与我国区域创新体系建设》,《产业经济研究》第 1 期。

张杰 等,2015:《中国创新补贴政策的绩效评估:理论与证据》,《经济研究》第 10 期。

赵玉林 贺丹,2009:《智力密集型城市科技创新资源利用效率实证分析》,《中国软科学》第 10 期。

Aerts, K. & T. Schmidt(2008), "Two for the price of one? On additionality effects of R&D subsidies: A comparison between Flanders and Germany", *Research Policy* 37(5):806－822.

Autor, D. H. (2003), "Outsourcing at will: The contribution of unjust dismissal doctrine to the growth of employment outsourcing", *Journal of Labor Economics* 21(1):1－23.

Baron, R. M. & D. A. Kenny(1986), "The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations", *Journal of Personality and Social Psychology* 51(6):1173－1182.

Bertrand, M. & S. Mullainathan(2003), "Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences", *Journal of Political Economy* 111(5):1043－1075.

Boeing, P. (2016), "The allocation and effectiveness of China's R&D subsidies: Evidence from listed firms", *Research Policy* 45(9):1774－1789.

Czarnitzki, D. & K. Hussinger(2004), "The link between R&D subsidies, R&D spending and technological performance", ZEW-Leibniz Centre for European Economic Research Discussion Paper, No. 04－056.

Doh, S. & B. Kim(2014), "Government support for SME innovations in the regional industries: The case of government financial support program in South Korea", *Research Policy* 43(9):1557－1569.

Earl, M. (2001), "Knowledge management strategies: Toward a taxonomy", *Journal of Management Information Systems* 18(1):215－242.

Görg, H. et al(2008), "Grant support and exporting activity", *Review of Economics and Statistics* 91(1):168－174.

Girma, S. et al(2009), "What determines innovation activity in Chinese state-owned enterprises? The role of foreign direct investment", *World Development* 37(4):866－873.

Griliches, Z. (1990), "Patent statistics as economic indicators: A survey", *Journal of Economic Literature* 28(4):1661－1704.

Guerzoni, M. & E. Raiteri(2015), "Demand-side vs. supply-side technology policies: Hidden treatment and new empirical evidence on the policy mix", *Research Policy* 44(3):726－747.

Guo, D. et al(2016), "Government-subsidized R&D and firm innovation: Evidence from China", *Research Policy* 45(6):1129－1144.

Heckman, J. J. et al(1997), "Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme", *Review of Economic Studies* 64(4):605－654.

Hottenrott, H. et al(2017), "Direct and cross scheme effects in a research and development subsidy program", *Research Policy* 46(6):1118－1132.

Hussinger, K. (2008), "R&D and subsidies at the firm level: An application of parametric and semi-parametric two-step selection models", *Journal of Applied Econometrics* 23(6):729－747.

Ke, X. et al(2017), "Do China's high-speed-rail projects promote local economy? New evidence from a panel data ap-

proach", *China Economic Review* 44:203－226.

Kleer, R. (2010), "Government R&D subsidies as a signal for private investors", *Research Policy* 39(10):1361－1374.

Lee, G. (2006), "The effectiveness of international knowledge spillover channels", *European Economic Review* 50 (8):2075－2088.

Liang, X. & A. M. Liu(2018), "The evolution of government sponsored collaboration network and its impact on innovation: A bibliometric analysis in the Chinese solar PV sector", *Research Policy* 47(7):1295－1308.

Lin, J. & C. Monga(2011), "Growth identification and facilitation: The role of the state in the dynamics of structural change", *Development Policy Review* 29(3):264－290.

Zhang, W. (1997), "Decision rights, residual claim and performance: A theory of how the Chinese state enterprise reform works", *China Economic Review* 8(1):67－82.

## Has the Pilot Project of Innovative Cities Increased the Level of Innovation?

LI Zheng　YANG Siying

(Jilin University,Changchun,China)

**Abstract:** Cities are the spatial carriers of innovation activities. Improving the level of urban innovation plays an important role in building an innovation-oriented country. In order to explore the path of urban innovative development with Chinese characteristics and increase the level of urban innovation, China began to implement a pilot project of innovative city in 2008 and continued to expand the pilot. On the basis of mechanism analysis, this paper empirically tests the effect of pilot project on urban innovation level with methods such as double difference, utilizing a panel data set of 269 cities from 2003 to 2016. The results show that the pilot project of innovative city significantly increases the level of urban innovation. The heterogeneity analysis shows that the effects on innovation levels of the pilot project are weaker in municipalities, provincial capitals and sub-provincial cities than in general cities, and the effects are weaker effect in cities with higher quality of science and education resources than in cities with lower quality of science and education resources. As the urban innovation level increases, the positive effect of the pilot project on urban innovation levels exhibits an asymmetric inverted V-shaped shape, which firstly increases and then decreases. We also find that the effects of the pilot project on urban innovation levels do not differ across regions. In addition, the pilot project can strengthen the government's strategic guidance, promote the agglomeration of talents, stimulate firms' investment and optimize the innovation environment, which in turn increases urban innovation levels. Moreover, talent agglomeration and firms' investment are important channels for the pilot project to promote the level of urban innovation.

**Keywords:** Innovative Pilot Cities; City Innovation Level; Double Difference; Mediation Effect

(责任编辑:何 伟)

(校对:陈建青)