

创新型城市试点政策与中国城市创新 “量增质降”困境

杨君¹,叶世杰¹,肖明月²,吕品¹

(1. 浙江理工大学 经济管理学院,浙江 杭州 310018;2. 浙江金融职业学院 投资保险学院,浙江 杭州 310018)

摘要:基于专利知识复杂度的视角,测度了中国266个地级市的创新质量,并运用多期双重差分法实证分析了创新型城市试点政策对城市创新的影响。研究发现:中国城市创新呈“量增质降”特征,但地区分化趋势明显;创新型城市试点政策促进了城市创新数量增长,但却抑制了创新质量提升,且上述影响呈逐年加深态势。异质性分析发现,创新型城市试点政策降低了创新多样性,提高了创新遍在性,对发明专利的提升作用弱于其他专利,对一、二线城市创新数量和其他城市创新质量的影响不显著。机制分析显示,创新型城市试点政策通过强化政府创新投入、激励城市创业和加强人才引进扭曲了创新政策效果,从而导致城市创新陷入“量增质降”困境。未来应持续完善创新质量评价方法,着力构筑多元化创新投入体系,因地制宜实施创新政策和考核体系,加快突破创新困境。

关键词:创新型城市试点;创新质量;创新数量;知识复杂度

中图分类号:F290 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-6049(2022)04-0001-11

一、引言

科技自立自强是国家创新发展的战略支撑。从创新数量上看,中国早已成为创新大国,世界知识产权组织公布的数据显示,2019年中国国家知识产权局受理的专利申请数量达到140万件,居世界第一位,是美国的两倍以上,中国PCT国际专利申请量也由2008年的6120件增长到2020年的6.8万件,连续两年高于美国。但从创新质量上看,中国存在着核心专利不足和关键技术受制于人等问题,创新正陷入“低质低效”困境^[1]。WTO公布的数据显示,2019年中国知识产权使用费出口额为66亿美元,仅为美国的5.6%,同期中国知识产权使用费进口额却高达343亿美元。“重数量轻质量”的创新模式使得中国在众多核心技术上高度依赖欧美等发达国家,不仅导致科技自立自强难以实现,还对创新驱动战略的推进造成严重困扰。

城市是区域创新的重要载体,因此建设若干具有强大带动力的创新型城市和区域创新中心成了中国推进创新驱动战略的重要举措。为此,中国于2008年将深圳列为第一批创新型城市试点,随后

收稿日期:2021-12-22;修回日期:2022-03-29

基金项目:浙江省哲学社会科学重点项目“推动中国跨越‘创新陷阱’的机制与政策研究”(20NDJC30Z);浙江省软科学项目“新型举国体制下推进创新链整体效能提升的机制与政策研究”(2022C35088);国家社会科学基金青年项目“数字非竞争性视角下反垄断政策推进平台企业创新发展的机制与优化路径研究”(21CJL024)

作者简介:杨君(1984—),男,安徽宿州人,经济学博士,浙江理工大学经济管理学院副教授,研究方向为技术创新;叶世杰(1997—),男,浙江杭州人,浙江理工大学经济管理学院硕士研究生,研究方向为城市经济;肖明月(1985—),女,安徽无为,浙江金融职业学院投资保险学院副教授,研究方向为区域经济学;吕品(1969—),男,山西大同人,浙江理工大学经济管理学院教授,研究方向为产业政策。

试点名单持续扩容,到2018年底创新型试点城市已增加至78个,且集聚了全国77.2%的R&D经费投入和70.4%的地方财政科技投入^①。但高强度的投入能否真正促进中国城市创新仍待商榷,一方面,从中国发展经验来看,产业政策实施多存在激励机制扭曲等问题,诱导企业实施策略性创新^[2],从而导致严重的“专利泡沫”问题^[3];另一方面,从理论研究上看,学者多认为创新质量提升是一个系统性革新与突破的复杂过程,难以取得立竿见影的效果^[4]。那么,创新型城市试点政策到底能否促进中国城市创新?其对城市创新质量和创新数量的影响是否存在异质性?本文试图在实证测度中国城市创新质量的基础上,从创新质量与创新数量双重视角评估创新型城市试点政策对城市创新的影响及其作用机制,不仅为中国城市创新困境的形成原因提供新的解释,还为科技自强自立与创新驱动战略的推进提供理论支持与经验借鉴。

与本文密切相关的第一支文献是城市创新衡量方法的研究。现有研究多以专利数量^[5-7]和研发支出^[8]等衡量创新,但数量指标难以准确反映创新质量,且还容易导致“专利泡沫”或“创新假象”等问题。也有文献使用专利引用数据衡量创新质量^[1],但该指标存在着专利虚引和乱引等问题^[9]。部分学者使用知识宽度法测度创新质量^[3,10],然而该方法忽视了专利在不同技术领域所蕴含价值的巨大差异。与本文密切相关的第二支文献是关于产业政策能否促进技术创新的研究。技术创新存在的外部性导致企业创新投入不足^[11],因此产业政策成了推进技术创新的重要动力^[10]。但政策运用不当也会对创新活动产生不利影响^[12],如政府与市场边界、政府干预时机等问题难以准确界定^[13],也存在区域和企业特征差异导致产业政策实施效果大相径庭等问题^[14],因此众多国家和企业实施的产业政策均走向了失败^[15],许多发展中国家还因此跌入“技术追赶陷阱”^[16]。当前,关于产业政策效果的研究仍未有定论^[17],实证研究仍有待深入开展。

本文基于城市创新质量和创新数量的双重视角研究创新型城市试点政策的影响,可能的边际贡献在于:(1)通过城市-技术“双模”网络将专利知识宽度和专利地理信息进行融合,基于创新多样性和创新普遍性两个深度关联的层面测度城市创新质量,在最大限度保留专利知识个体差异特征的同时,还兼顾了专利知识生产地域的全局性,是对城市创新质量测度方法的完善和拓展。(2)基于创新质量和创新数量双重视角的研究可合理阐释中国城市创新“量增质降”困境的形成机制,为中国城市创新困境成因的阐释提供新视角。(3)“产业政策之争”研究主要集中在规范性的理论层面,本文从实证层面深入分析创新型城市试点政策的实施效果,可为“产业政策之争”的推进提供实证层面的经验证据。

二、研究假说

技术创新存在的外部性不利于城市创新体系构建,因此需要产业政策介入,而创新型城市试点政策便是中国试图提升城市创新的重要举措。首先,创新型城市试点政策强调发展战略性新兴产业、加强创新人才培养、打造创新基地和建设创新体制机制等,创新在城市发展中的地位不断提升,由此营造出的积极创新氛围既促进了创新主体的创新意愿,也通过传达政策利好信息缓解了创新主体的外部资源约束^[18]。其次,创新型城市试点政策通过研发补贴、税收减免、专利资助和知识产权保护等措施降低创新风险和成本,因此能够促进城市创新。

但政策复杂的传导机制^[19]和政府支持的偏好性^[17]也会扭曲创新政策目标,从而不利于创新质量提升。一是信息不对称导致政策制定者难以准确识别创新质量,“骗补式创新”和“策略式创新”等寻租行为广泛存在于市场^[9],从而加剧城市创新“重数量、轻质量”的困境。二是创新型城市试点政策的考核周期较短,但从“技术追赶”向“技术引领”转变是一个漫长的过程,过度追求创新速度必然导致创新质量下降。三是创新型城市建设指标体系包含众多定量指标,如研发投入和专利数量等,导致政企存在实施“策略性创新”的合谋动机,抑制城市创新质量的提升。据此,提出本文第一个研究假说。

^①数据来自科技部和科学技术信息研究所发布的《国家创新型城市创新能力评价报告2020》。

假说 1:创新型城市试点政策促进城市创新数量的增长,但抑制创新质量的提升。

政府创新投入对城市创新有着重要作用。技术创新具有的负外部性导致企业最优创新投入低于社会最优水平,众多学者的研究也均认为资金投入不足是企业创新的首要障碍^[20-21]。《建设创新型城市工作指引》明确要求试点城市要强化资金投入支持创新发展,并将科技公共财政支出占公共财政支出的比重作为创新型城市的重要考核指标,试点城市由此纷纷加大政府创新投入。政策主导下的创新投入对城市创新会产生两种不同的效应:一方面,政府创新投入通过缓解创新主体的资金约束、撬动社会资本投入科技创新等措施促进城市创新数量的提升,另一方面,政府创新投入广泛存在的配置效率不高^[9]和创新扭曲效应^[4]等问题,也会导致创新陷入“低质低效”陷阱^[1],不利于创新质量提升。据此,提出本文第二个研究假说。

假说 2:创新型城市试点政策通过强化政府创新投入影响城市创新数量和质量。

企业是技术创新的关键角色^[22],因此推动城市创业成了做大企业基数进而推进创新的重要举措。国家发改委和科技部均要求试点城市不断强化企业的创新主体地位,持续深化创新创业,且将每万人新增注册企业数、国家和省级科技企业孵化器、大学科技园在孵企业数量等纳入创新型城市建设指标体系。在政策考核的“指挥棒”下,一方面,试点城市通过设立创业科研基金和构建大众创业平台等措施有效推动了一批科技型中小企业的兴起,中小企业因其组织灵活性和嗅觉灵敏性而有着更为强烈的创新意愿^[23],能够推动城市创新增长;另一方面,由于高质量创新需要企业积累复杂的专业知识和丰富的社会资源,并准确把握技术发展趋势^[24],因此创新型城市试点政策通过激励城市创业可能仅会带来创新数量的快速提升,但难以提升创新质量。据此,提出本文的第三个研究假说。

假说 3:创新型城市试点政策通过推动城市创业影响城市创新数量和质量。

人力资本是创新的核心要素^[25],但人才引进对城市创新的影响却存在着不确定性。首先,人才引进有利于城市集聚高水平创新创业人才和优秀团队,并通过拓宽城市创新资源和完善创新就业竞争机制提升创新效率。其次,大部分城市的人才引进政策还不够完善,如人才引进数量和官员政绩挂钩、人才引进“重数量轻质量”等,且人才引进政策还存在明显的“以邻为壑”特征,由此导致的政策目标扭曲抑制了创新质量的提升。第三,创新是一个多要素高度协同的复杂过程,人才引进应与城市、产业和企业特征等高度匹配,以数量为目标的人才引进政策难以有效提升创新质量。据此,提出本文的第四个研究假说。

假说 4:创新型城市试点政策通过加强人才引进影响城市创新数量和质量。

三、中国城市创新质量的测度

(一) 城市创新质量的测度方法:知识复杂度视角

借鉴 Balland and Rigby^[26]的研究,本文使用城市-技术“双模网络”测度城市专利知识复杂度,以此衡量城市创新质量。根据中国专利统计特征,本文对“双模网络”进行相应调整与完善。考虑到中国专利数据统计的完整性和真实性,本文使用 2003—2016 年中国国家知识产权局提供的专利数据进行测度。由于本文的测度方法侧重于专利的生产时间,因此使用专利的申请年份标定单个专利的日期。每项专利都存在一个或多个不同的技术类别,为避免重复统计导致的误差,本文将专利按照主专利号进行归类,参考国家专利局公布的 2016 版《国际专利分类表》,剔除个别非常规专利类别和申请地址为国外或港澳台地区的专利,最终保留 117 个专利类别。以第一申请人所在城市为标准,将专利数据与城市数据进行匹配。

将专利知识生产的地理区域表示为 $n \times k$ 矩阵,记为 $N_{c,p}$,其中包括 $n = 266$ 个地级市和 $k = 117$ 个专利类别。在矩阵 $N_{c,p}$ 中,每一个元素 $X_{c,p}$ 表示城市 c 在 p 领域申请的专利数量。在统计矩阵 $N_{c,p}$ 的基础上,将中国城市-技术知识网络表示为 $n \times k$ 的双模矩阵,记为 $M_{c,p}$,每一个元素 $Y_{c,p}$ 表示城市 c 在领域 p 中是否拥有相对技术优势,如果城市在某领域具有相对技术优势,则将 $Y_{c,p}$ 记为 1,否则记为 0。具体而言,如果在时间 t 内,城市 c 的 p 领域专利($patent_{c,p}$) 占城市 c 所有专利的比例大于中国 p 领域专

利占中国所有专利的比例,那么就说明城市 c 在 p 领域的专利具有比较优势,具体的计算方法如式(1)所示。

$$Y_{c,p} = \begin{cases} 1, & \text{if } \frac{\text{patents}_{c,p}^t / \sum_p \text{patents}_{c,p}^t}{\sum_c \text{patents}_{c,p}^t / \sum_c \sum_p \text{patents}_{c,p}^t} \geq 1 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (1)$$

城市专利知识复杂度(KCI)的测度需使用两个重要的中间变量,为专利知识多样性($K_{c,0}$)和专利知识遍在性($K_{c,1}$)。其中,城市专利知识多样性表示每个城市具有相对技术优势的专利类别总和。

$$K_{c,0} = \sum_p M_{c,p} \quad (2)$$

城市专利知识遍在性表示城市拥有专利知识的区域分布情况,遍在性越高表明专利知识越容易被其他城市模仿,即专利处在创新门槛较低的技术领域,其测度方法为:

$$K_{c,1} = \frac{1}{K_{c,0}} \sum_p M_{c,p} K_{p,0} \quad (3)$$

其中, $K_{p,0}$ 为专利的度数中心性,表示在该领域拥有相对技术优势的城市数量,计算方法为:

$$K_{p,0} = \sum_c M_{c,p} \quad (4)$$

进一步地,将专利知识多样性和遍在性指标进行 $m(m \geq 1)$ 次迭代,具体方法如式(5)和式(6)所示。

$$KCI_{city} = K_{c,m} = \frac{1}{K_{c,0}} \sum_p M_{c,p} K_{p,m-1} \quad (5)$$

$$KCI_{patent} = K_{p,m} = \frac{1}{K_{p,0}} \sum_c M_{c,p} K_{c,m-1} \quad (6)$$

对 KCI_{city} 的每次迭代都会提升城市知识复杂度估计的精细度,对 KCI_{patent} 的每次迭代都会提高该类专利知识复杂度的估计精细度,当两个指标迭代结果趋于稳定时,便无法从城市-技术网络中提取到更多有效信息,迭代停止,此时得到的 KCI_{city} 便为城市专利知识复杂度的原始指标,将其进行标准化处理便得到城市专利知识复杂度(KCI'_{city}),如式(7)所示。

$$KCI'_{city} = \frac{KCI_{city} - \langle KCI_{city} \rangle}{Stedv(KCI_{city})} \quad (7)$$

其中, $\langle KCI_{city} \rangle$ 表示所有城市 KCI_{city} 的平均值, $Stedv(KCI_{city})$ 表示 KCI_{city} 的标准偏差。

(二) 中国城市创新质量的测度结果

1. 中国城市创新质量的时间变动趋势

图1汇报了城市知识复杂度的测度结果。试点城市的 KCI 变化趋势与政策实施节点较为吻合:2008 年仅深圳进入试点名单,政策影响面较窄,故 KCI 指数下降幅度较低;2009—2011 年试点城市数量连续扩大至 42 个, KCI 指数也随之出现明显下滑;2013 年是试点名单扩围的第二波高峰, KCI 指数也随之进入新一轮快速下降期。非试点城市的 KCI 指数保持相对稳定状态,虽

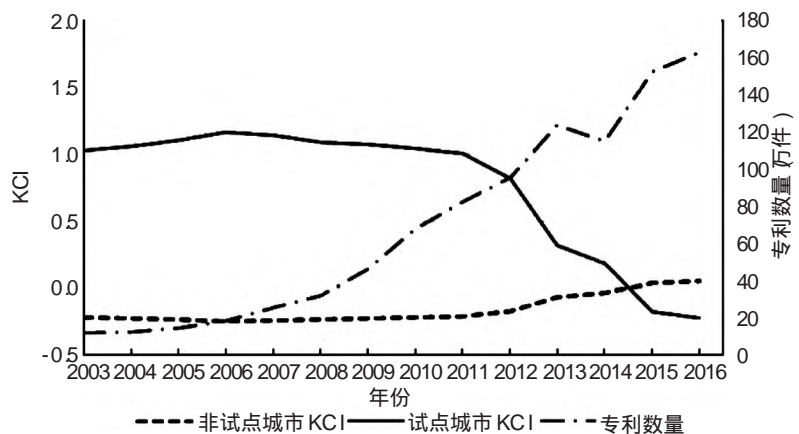


图1 中国城市创新质量与创新数量的时间变化趋势

然 2012 年之后略有增长,但增幅较小。与城市创新质量变动形成鲜明对比的是城市创新数量(专利数量)的快速增长,特别是试点政策实施后的 2009 年和 2010 年,创新数量增长率更是一度高达 44% 和 47%。上述结果说明,创新型城市试点政策实施之后,中国城市创新“量增质降”的困境越发明显。

2. 中国城市创新质量的空间变动趋势

借鉴 Hidalgo and Hausmann^[27] 对经济复杂度的研究,本文绘制了中国城市创新多样性和创新遍在性的平均值曲线,并以此将两者的关系网络划分为四个象限,如图 2 所示,以分析 2003—2007 年(试点政策前)和 2008—2016 年(试点政策后)中国城市创新多样性和遍在性的时空演进。

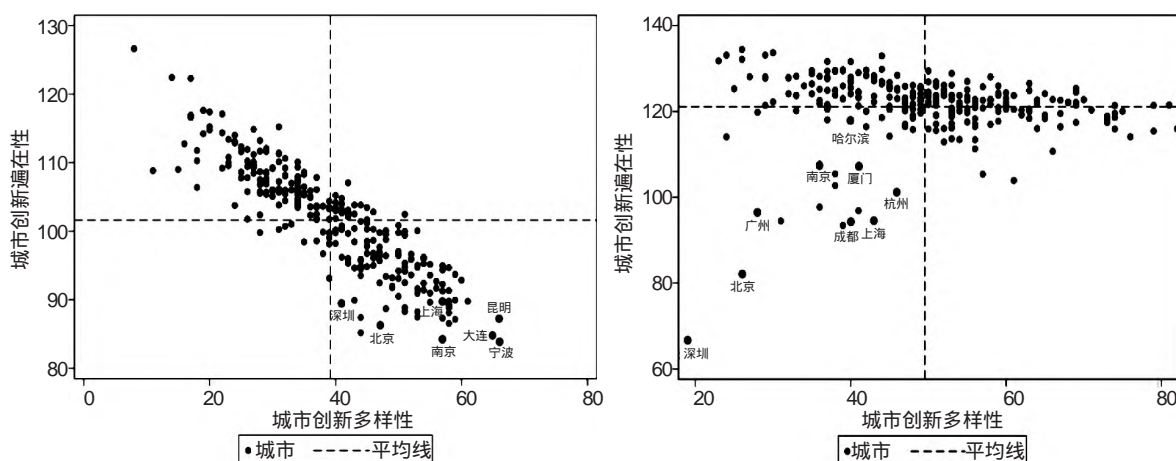


图 2 中国城市创新多样性和创新遍在性(左:2003—2007 年,右:2008—2016 年)

从创新多样性和遍在性的变动上看,中国城市创新偏好种类扩张和低门槛领域集聚。首先,中国城市创新多样性均值从试点前的 39 提升至试点后的 50,说明城市创新依赖专利种类扩张,即广撒网式的分散型创新。但中国大部分城市创新多样性指数的分布又较为分散,说明不同城市在创新种类扩张方面存在着巨大的能力差异。其次,城市创新遍在性均值从试点前的 102 提升到试点后 121,且绝大部分城市集聚在平均线附近,说明城市创新向低门槛领域集聚的态势更加明显。可能的原因是,中国越来越重视创新对经济发展的促进作用,但由于缺乏创新基础和支撑,众多城市仅能围绕低技术领域实施跟进式创新^[28],且迫于数量导向型考核压力,注重创新种类与数量扩张^[29],从而导致创新多样性与遍在性持续提升,创新质量不断下降。

从象限变化上看,中国城市创新存在明显的区域分化特征。2008 年之前,大部分城市集聚在第二和第四象限,第四象限内的城市创新多样性高且创新遍在性低,创新质量高于第二象限内的城市。另外,创新多样性和遍在性呈明显的反向关系,说明多数城市通过提高创新多样性和降低创新遍在性提升创新质量。2008 年之后,深圳、北京、广州和上海等创新领先城市向第三象限移动的趋势十分明显,即更加注重稀缺技术的专注型创新,但上述城市的分布极为分散,说明城市创新路径差异较大,深圳、北京和广州等城市更加注重技术稀缺性创新,上海和杭州等则同步注重稀缺性和多样性创新。

四、实证分析

(一) 模型设立

创新型城市试点政策具有逐步实施和分批推广的特征,采用传统的双重差分模型进行评估会损失政策的时效性,且为了充分利用试点城市在时间和区域两个层面上的差异特征,本文借鉴 Bertrand and Mullainathan^[30] 的做法,使用多期双重差分法进行处理,具体的模型设置如式(8)所示。

$$Innovation_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Test_{it} + \sum \theta_j X_{jit} + v_{year} + \mu_{city} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中, $Innovation$ 表示城市创新, i 为城市, t 为时间, $Test$ 为政策试点虚拟变量, X 表示所有控制变量合集, v_{it} 和 μ_{it} 分别表示年份时间固定效应和城市个体固定效应, ε_{it} 为随机误差项。为了消除不同城市个体之间的差异,并有效控制随时间变化的城市特征,本文使用双向固定效应模型进行估计。

(二) 变量选取和数据来源

被解释变量为城市创新质量(*KCI*)和城市创新数量(*Pat*)。城市创新质量使用专利知识复杂度衡量,并使用创新多样性(*Diversity*)和创新遍在性(*Ubiquity*)作为创新质量的细分指标。城市创新数量使用每万人专利授权数量作为代理变量,并使用发明专利(*Invention*)和其他专利(*Other*)作为创新数量的细分指标。

解释变量为创新型城市试点政策(*Test*)。*Test*为二值虚拟变量,若年份为城市实施创新型城市试点政策的当年及以后年份,*Test*取值为1,否则取值为0。

控制变量:外商直接投资(*FDI*),使用外商直接投资总额与地区生产总值之比衡量;人力资本(*Hum*),鉴于城市数据的可获得性,使用高校在校学生人数与地区年末总人口之比衡量;产业结构(*Ind*),使用第二和第三产业产值占地区生产总值之比衡量;金融发展水平(*Fin*),使用年末存贷款总额占地区生产总值之比表示;城市化水平(*Urb*),使用市辖区人口占全市人口之比表示。

中介变量:政府创新投入(*Gov*),使用政府科技支出占政府财政总支出的比重表示;城市创业(*Business*),使用城镇私营和个体从业人员数占城市年末总人口的比重表示;人才引进(*Talent*),由于城市人才引进数据统计口径不一且难以获得,借鉴陈秋玲等^[31]的研究,使用城市常住人口与户籍人口之差作为代理变量。

本文选取2003—2016年数据较为完整的266个地级市作为研究样本,其中试点城市共计47个,非试点城市219个。专利数据来自中国国家知识产权局专利数据库,城市层面数据来自《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》、EPS数据库和国研网数据库。

(三) 基准回归结果

表1报告了创新型城市试点政策对城市创新质量和创新数量影响的回归结果,列(1)显示创新型城市试点政策的回归结果显著为负,说明创新型城市试点政策不利于城市创新质量的提升,列(2)显示创新型城市试点政策显著促进了城市创新数量的增长。考虑到城市创新质量和创新数量变化趋势可能会存在“路径依赖”,于列(3)至列(6)中控制了时间和城市固定效应,结果仍显示创新型城市试点政策在促进城市创新数量增长的同时抑制了城市创新质量。上述结果说明创新型城市试点政策诱发了策略性创新行为^[2],导致城市创新陷入“量增质降”困境。

表1 基准回归结果

变量	(1) <i>KCI</i>	(2) <i>Pat</i>	(3) <i>KCI</i>	(4) <i>Pat</i>	(5) <i>KCI</i>	(6) <i>Pat</i>
<i>Test</i>	-0.679*** (0.066)	13.399*** (0.653)	-0.649*** (0.068)	10.921*** (0.657)	-0.825*** (0.073)	9.934*** (0.657)
<i>Cons</i>	-3.255*** (0.247)	-14.264*** (3.056)	-3.491*** (0.263)	10.980*** (3.450)	-1.770*** (0.484)	38.299*** (4.344)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定	否	否	是	是	是	是
个体固定	否	否	否	否	是	是
<i>OBS</i>	3 724	3 724	3 724	3 724	3 724	3 724
<i>R</i> ²	0.051	0.277	0.051	0.333	0.075	0.342

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为*t*值。

(四) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

本文借助事件研究法进行平行趋势检验^[32],该方法还可以考察创新型城市试点政策的动态效应,具体的回归模型如式(9)所示。

$$Innovation_{it} = \beta_0 + \sum_{k \geq -5, k \neq -1}^7 \beta_k D_{it}^k + \lambda X_{it} + v_{year} + \mu_{city} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中, D_{it}^k 表示是否为试点城市和一系列年份虚拟变量的交乘项, 将城市进入试点名单的前一年作为基期, 通过参数 β_k 的变化分析创新型城市试点政策的动态效应。

检验结果显示(备索), β_k 在政策实施之前不显著, 从政策实施之年开始显著, 说明平行趋势检验通过。创新型城市试点政策的实施对城市创新质量的影响显著为负, 对城市创新数量的影响显著为正, 且随着政策实施时间的推移, 上述影响持续增强。可能的原因在于, 地方政府多追求短期成效, 但高质量创新往往需要长期性研发投入, 因此创新型城市试点会导致企业不断增加创新数量以获取政府补贴^[4], 且上述行为还存在自我强化效应, 并带来其他企业的效仿, 进而使得创新型城市试点政策的影响呈持续增强。

2. 多次双重差分检验

由于 2009—2013 年间陆续有新城市进入试点名单, 为了避免后续纳入试点名单的城市对回归结果造成干扰, 本文借鉴董艳梅和朱英明^[33]的研究, 将试点年份依次设置为 2009 年、2010 年、2011 年、2012 年和 2013 年, 并将在试点年份及其之前纳入试点名单的城市作为实验组, 将未被纳入试点名单的城市作为控制组, 并在控制组中删除试点年份以后纳入试点名单的城市。利用上述五组不同样本进行 5 次双重差分估计, 结果显示创新型城市试点政策对创新质量仍存在显著的抑制作用, 对创新数量仍存在显著的促进作用(结果备索)。

3. 基于 PSM-DID 的回归

试点城市的选取可能不是完全随机的, 进而导致“选择性偏差”问题, 因此本部分通过引入倾向得分匹配双重差分方法(PSM-DID)进行稳健性检验。选择外商投资水平、人力资本水平、产业结构水平、金融发展水平和城市化水平作为匹配变量, 并借助 Logit 模型筛选匹配样本。将筛选匹配得到的数据带入基准回归模型, 结果显示创新型城市试点政策对于城市创新质量的影响仍显著为负, 对创新数量的影响仍显著为正, 如表 2 所示。

(五) 异质性分析

1. 细分创新质量指标: 创新多样性和创新遍在性

本部分使用创新多样性和遍在性指标作为被解释变量再次进行回归, 结果如表 3 的列(1)和列(2)所示。创新型城市试点政策抑制了城市创新多样性, 这主要是因为创新型城市试点政策会引导城市资源向优势产业集聚, 与优势产业相关的创新会得到政策的大力支持, 城市创新因此逐渐向少数类别集聚。创新型城市试点政策提升城市创新遍在性, 说明创新型城市试点政策会诱导城市实施低门槛专利申请。上述结论还说明, 创新型城市试点政策通过降低创新多样性并提高创新遍在性降低城市创新质量。

2. 细分专利类型指标: 发明专利和其他专利

本部分将城市专利数量细分为发明专利授权量和其他专利授权量再次进行回归, 结果如表 3 的列(3)和列(4)所示。创新型城市试点政策对发明专利和其他专利均存在着显著的促进作用, 但对发明专利的影响相对较低, 这一结果进一步说明创新型城市试点政策强化

表 2 PSM-DID 检验回归结果

变量	(1) <i>KCI</i>	(2) <i>Pat</i>
<i>Test</i>	-0.511*** (0.042)	30.048*** (0.859)
<i>Cons</i>	-10.507*** (1.063)	10.534*** (0.965)
时间固定	是	是
个体固定	是	是
<i>OBS</i>	307	307
R^2	0.11	0.14

注: ***、**和*分别表示在 1%、5%和 10% 的显著性水平下显著, 括号内为 *t* 值。

表 3 细分创新指标的回归结果

变量	(1) <i>Diversity</i>	(2) <i>Ubiquity</i>	(3) <i>Invention</i>	(4) <i>Other</i>
<i>Test</i>	-6.783*** (0.605)	6.719*** (0.614)	2.144*** (0.125)	7.789*** (0.578)
<i>Cons</i>	-4.295 (4.003)	87.718*** (4.063)	5.503*** (0.832)	32.796*** (3.823)
时间固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
<i>OBS</i>	3 724	3 724	3 724	3 724
R^2	0.644	0.780	0.258	0.327

注: ***、**和*分别表示在 1%、5%和 10% 的显著性水平下显著, 括号内为 *t* 值。

了城市低质量创新。

3. 细分城市规模:一、二线城市和其他城市

以国务院 2014 年颁布的《关于调整城市规模划分标准的通知》为依据,将样本城市等级划分为一、二线城市和其他城市分别进行回归,结果如表 4 所示。创新型城市试点政策对一、二线城市的创新质量存在抑制作用,对创新数量影响不显著,对其他城市创新数量存在促进作用,但对创新质量影响不显著。可能的原因是,由于一、二线城市的市场竞争程度十分激烈,企业为了存活下去,必须不断提高创新质量,实施策略性创新的动机较弱,因此创新型城市试点政策难以显著提升创新数量,但是注重创新数量考核一方面会恶化城市创新环境,另一方面还会分散企业的创新精力,因此会对城市创新质量产生不利影响。对于其他城市而言,由于企业自主创新能力不强且市场竞争力较弱,有着更强的动机实施策略性创新以寻求政府补贴,进而带来创新数量的增长。

五、影响机制分析

根据理论分析可知,创新型城市试点政策可通过强化政府创新投入、推动城市创业和加强人才引进等机制影响城市创新的质量和数量。本部分借助中介效应模型对上述机制进行检验,具体的模型如式(10)至式(12)所示。其中, M_{it} 代表中介变量。

$$Innovation_{it} = \beta_0 + \beta_1 Test + \lambda X_{it} + v_{year} + \mu_{city} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$M_{it} = \theta_0 + \theta_1 Test + \lambda X_{it} + v_{year} + \mu_{city} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$Innovation_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 Test + \varphi_2 M_{it} + \lambda X_{it} + v_{year} + \mu_{city} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

(一) 强化政府创新投入

强化政府创新投入机制的检验结果如表 5 所示。列(1)回归结果表明,创新型城市试点政策显著促进了政府的创新投入增长,列(2)和列(3)显示,政府创新投入在推动城市创新数量增长的同时显著抑制了城市创新质量。列(4)和列(5)显示,加入政府创新投入变量后,创新型城市试点政策对城市创新质量和创新数量的影响程度均较基准回归有所下降,说明创新型城市试点政策通过强化政府创新投入降低了城市创新质量,但却促进了城市创新数量的增长。

(二) 推动城市创业

推动城市创业机制的检验结果如表 6 所示。与政府创新投入机制类似,创新型城市试点政策通过推动城市创业促进了创新数量增长,但抑制了创新质量提升。这主要是因为初创企业规模较小且创新经验不足,而高质量创新又需要长期持久性的投入,因此城市创业水平提升在短期难以提升创新

表 4 分城市规模的估计结果

变量	一、二线城市		其他城市	
	(1) KCI	(2) Pat	(3) KCI	(4) Pat
<i>Test</i>	-0.522*** (0.111)	-0.719 (1.857)	-0.064 (0.103)	3.111*** (0.343)
<i>Cons</i>	-11.243*** (3.937)	708.49*** (65.594)	-1.087** (0.432)	9.088*** (1.439)
时间固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
<i>OBS</i>	686	686	3 038	3 038
R^2	0.582	0.597	0.071	0.381

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为*t*值。

表 5 政府创新投入机制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Gov</i>	<i>KCI</i>	<i>Pat</i>	<i>KCI</i>	<i>Pat</i>
<i>Test</i>	0.006*** (0.000)			-0.795*** (0.073)	7.929*** (0.618)
<i>Gov</i>		-7.574*** (1.752)	358.915*** (14.776)	-4.907*** (1.741)	332.340*** (14.585)
<i>Cons</i>	0.016*** (0.004)	-2.188*** (0.490)	37.918*** (4.132)	-1.691*** (0.484)	32.965*** (4.056)
时间固定	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是
<i>OBS</i>	3 724	3 724	3 724	3 724	3 724
R^2	0.383	0.339	0.763	0.077	0.428

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为*t*值。

质量,政府支持也仅能够激励初创企业进行低水平创新。上述结论表明,中国城市创新在一定程度上支持熊彼特假说,即大规模和有经验的创新者对创新质量提升更为重要^[34],因此城市创新政策设计应该重点考虑如何激励有经验的创新者提升创新能力。另外,上述结论还暗含如下政策建议:通过实施长期性创新激励政策,加快推进新的创新者成长壮大,也是提升城市创新质量的重要举措。

(三) 加强人才引进

表7报告了加强人才引进机制的回归结果。创新型城市试点政策显著促进了城市人才引进,但人才引进在提高城市创新数量的同时,降低了城市创新质量。人力资源是企业创新的主力军,但人力资源作用的发挥不仅需要与产业相匹配,还需要在干中学过程中逐步掌握创新工艺和创新流程等信息,对技术创新质量的促进作用是一个漫长且复杂的过程,因此创新型城市试点政策通过人才引进虽能在短期快速促进创新数量的增长,但难以提升创新质量,甚至会导致城市实施低质量人才引进策略以满足人才考核要求,进而对创新质量产生抑制效应。

六、主要研究结论与启示

(一) 结论

基于中国专利数据库,本文从专利知识复杂度的视角测度了中国城市的创新质量,并借助 DID 方法评估了创新型城市试点政策对城市创新质量和数量的影响,得出的主要结论有:(1)中国城市创新呈“量增质降”特征,且城市分化趋势明显,仅少数大城市专注于技术门槛高的稀缺性创新,其他城市仍偏好于种类与数量共同扩张的低质量创新路径。(2)创新型城市试点政策虽能提升城市创新数量,但却对创新质量产生了抑制效应,动态分析还发现,上述影响在时间上呈不断增强趋势。(3)创新型城市试点政策通过降低创新多样性并提高创新遍在性而导致了城市创新质量下降。(4)机制分析显示,创新型城市试点政策显著促进了政府创新投入、城市创业和人才引进,政府创新投入和创业激励在促进城市创新数量增长的同时,明显抑制了城市创新质量的提升,而人才引进仅能够促进城市创新数量的增长,对城市创新质量没有显著影响。

(二) 启示

基于上述研究结论,得出的启示如下:(1)加强城市创新质量评估与监管。通过完善创新质量评价方法,构建定量与定性相结合的评价体系,根据建设成效进行动态监管,积极探索试点城市退出机制。(2)加快理清政府与市场的边界,构建政府与市场相互促进的创新投入机制。政府重点投资基础

表6 推动城市创业机制

变量	(1) <i>Business</i>	(2) <i>KCI</i>	(3) <i>Pat</i>	(4) <i>KCI</i>	(5) <i>Pat</i>
<i>Test</i>	0.040*** (0.004)			-0.794*** (0.074)	7.804*** (0.624)
<i>Business</i>		-1.251*** (0.289)	57.310*** (2.455)	-0.762*** (0.288)	52.510*** (2.431)
<i>Cons</i>	0.135*** (0.028)	-2.137*** (0.491)	35.827*** (4.164)	-1.667*** (0.485)	31.206*** (4.090)
时间固定	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是
<i>OBS</i>	3 724	3 724	3 724	3 724	3 724
<i>R</i> ²	0.369	0.339	0.761	0.077	0.421

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为*t*值。

表7 人才引进机制

变量	(1) <i>Talent</i>	(2) <i>KCI</i>	(3) <i>Pat</i>	(4) <i>KCI</i>	(5) <i>Pat</i>
<i>Test</i>	75.845** (7.665)			-0.001*** (0.000)	0.066*** (0.002)
<i>Talent</i>		-0.001*** (0.000)	0.071*** (0.002)	-0.210*** (0.071)	9.597** (0.878)
<i>Cons</i>	-519.88** (28.956)	-4.777*** (0.279)	-8.878** (3.528)	-4.802*** (0.279)	-7.754** (3.452)
时间固定	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是
<i>OBS</i>	2 628	2 628	2 628	2 628	2 628
<i>R</i> ²	0.428	0.153	0.473	0.155	0.495

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为*t*值。

前沿技术、社会公益技术和共性关键技术等,其他技术领域则借助市场机制激发社会投资意愿和创新活力。推动创新投入体系从政府主导向政府引导转变,努力构筑多元化的创新投入体系。(3)因地制宜实施创新政策和考核体系。重点激励一、二线城市瞄准前沿领域创新,力争突破一批“卡脖子”技术,鼓励创新基础薄弱的城市加快科技成果转化与应用方面的创新。着力激发大型企业提高创新质量,实施初创企业创新培育计划,构筑完备的创新企业梯队。

参考文献:

- [1] 诸竹君,黄先海,王毅. 外资进入与中国式创新双低困境破解[J]. 经济研究,2020(5):99-115.
- [2] DOH S, KIM B. Government support for SME innovations in the regional industries: the case of government financial support program in South Korea[J]. Research policy, 2014,43(9):1557-1569.
- [3] 张杰,郑文平. 创新追赶战略抑制了中国专利质量么? [J]. 经济研究,2018(5):28-41.
- [4] 黎文靖,郑曼妮. 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[J]. 经济研究,2016(4):60-73.
- [5] ACS Z, ANSELIN L, VARGA A. Patents and innovation counts as measures of regional production of new knowledge[J]. Research policy, 2002,31(7):1069-1085.
- [6] 金培振,殷德生,金桩. 城市异质性、制度供给与创新质量[J]. 世界经济,2019(11):99-123.
- [7] 白俊红,刘怡. 市场整合是否有利于区域创新的空间收敛[J]. 财贸经济,2020(1):96-109.
- [8] LU Y, TAO Z, ZHU L. Identifying FDI spillovers[J]. Journal of international economics, 2017,107(C):75-90.
- [9] 陈强远,林思彤,张醒. 中国技术创新激励政策:激励了数量还是质量[J]. 中国工业经济,2020(4):79-96.
- [10] AGHION P, HOWITT P, PRANTL S, et al. Patent rights, product market reforms, and innovation[J]. Journal of economic growth, 2015, 20(3):223-262.
- [11] KARHUNEN H, HUOVARI J. R&D subsidies and productivity in SMEs[J]. Small business economics, 2015,45(4):805-823.
- [12] ACEMOGLU D, RESTREPO P. The race between man and machine: implications of technology for growth, factor shares, and employment[J]. American economic review, 2018,108(6):1488-1542.
- [13] 黄先海,宋学印,诸竹君. 中国产业政策的最优实施空间界定——补贴效应、竞争兼容与过剩破解[J]. 中国工业经济,2015(4):57-69.
- [14] GUAN J C, YAM R C M. Effects of government financial incentives on firms' innovation performance in China: evidences from Beijing in the 1990s[J]. Research policy, 2015,44(1):273-282.
- [15] LIN J, CHANG H J. Should industrial policy in developing countries conform to comparative advantage or defy it? A debate between Justin Lin and Ha-Joon Chang[J]. Development policy review, 2009,27(5):483-502.
- [16] 黄先海,宋学印. 准前沿经济体的技术进步路径及动力转换——从“追赶导向”到“竞争导向”[J]. 中国社会科学,2017(6):60-79+206-207.
- [17] 余明桂,范蕊,钟慧洁. 中国产业政策与企业技术创新[J]. 中国工业经济,2016(12):5-22.
- [18] 姜国华,饶品贵. 宏观经济政策与微观企业行为——拓展会计与财务研究新领域[J]. 会计研究,2011(3):9-18+94.
- [19] 张辉,刘佳颖,何宗辉. 政府补贴对企业研发投入的影响——基于中国工业企业数据库的门槛分析[J]. 经济动态,2016(12):28-38.
- [20] BROWN J R, MARTINSSON G, PETERSEN B C. Do financing constraints matter for R&D? [J]. European economic review, 2012,56(8):1512-1529.
- [21] 周煜皓. 我国企业创新融资约束结构性特征的表现、成因及治理研究[J]. 管理世界,2017(4):184-185.
- [22] AGHION P, HOWITT P. A model of growth through creative destruction[J]. Econometrica, 1992,60(2):323-351.
- [23] SHEFER D, FRENKEL A. R&D, firm size and innovation: an empirical analysis[J]. Technovation, 2005, 25(1):25-32.

- [24] LEE C C, WANG C W, CHIU W C, et al. Managerial ability and corporate investment opportunity[J]. *International review of financial analysis*, 2018, 57(C): 65 – 76.
- [25] 王康, 李逸飞, 李静, 等. 孵化器何以促进企业创新? ——来自中关村海淀科技园的微观证据[J]. *管理世界*, 2019(11): 102 – 118.
- [26] BALLAND P A, RIGBY D. The geography of complex knowledge[J]. *Economic geography*, 2017, 93(1): 1 – 23.
- [27] HIDALGO C A, HAUSMANN R. The building blocks of economic complexity[J]. *Proceedings of the national academy of sciences*, 2009, 106(26): 10570 – 10575.
- [28] BLOOM N, JONES C I, REENEN J V, et al. Are ideas getting harder to find[J]. *American economic review*, 2020, 110(4): 1104 – 1144.
- [29] ARKOLAKIS C, RAMONDO N, RODRÍGUEZ-CLARE A, et al. Innovation and production in the global economy[J]. *American economic review*, 2018, 108(8): 2128 – 2173.
- [30] BERTRAND M, MULLAINATHAN S. Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences[J]. *Journal of political economy*, 2003, 111(5): 1043 – 1075.
- [31] 陈秋玲, 黄天河, 武凯文. 人力资本流动性与创新——基于我国人才引进政策的比较研究[J]. *上海大学学报(社会科学版)*, 2018(4): 124 – 140.
- [32] CENGIZ D, DUBE A, LINDNER A, et al. The effect of minimum wages on low-wage jobs[J]. *The quarterly journal of economics*, 2019, 134(3): 1405 – 1454.
- [33] 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(10): 92 – 108.
- [34] LIN J, WU H M, WU H. Could government lead the way? Evaluation of China's patent subsidy policy on patent quality[J]. *China economic review*, 2021, 69(C): 1 – 20.

(责任编辑: 刘淑浩; 英文校对: 葛秋颖)

Innovative City Pilot Policy and Dilemma of “Increasing Quantity and Reducing Quality” of Urban Innovation in China

YANG Jun¹, YE Shijie¹, XIAO Mingyue², LV Pin¹

(1. School of Economics and Management, Zhejiang Sci-Tech University, Hangzhou 310018, China;

2. School of Investment and Insurance, Zhejiang Financial College, Hangzhou 310018, China)

Abstract: Based on the perspective of patent knowledge complexity, this paper measures the innovation quality of 266 prefecture-level cities in China, and analyzes the impact of innovative city pilot policy on urban innovation by using heterogeneous timing DID method. The study indicates that the urban innovation in China has the characteristics of “increasing quantity and reducing quality”, but the trend of regional heterogeneity is obvious. The innovative city pilot policy promotes the growth of urban innovation quantity, but inhibits the improvement of innovation quality, and the above impact is deepening year by year. Heterogeneity analyses show that the innovative city pilot policy reduces the diversity of innovation and improves the ubiquity of innovation. The promotion effect on inventive patents is weaker than that of other patents, and has no significant impact on the quantity of innovation in first and second tier cities and the quality of innovation in other cities. Mechanism analyses reveal that the innovative city pilot policy distorts the effect of innovation policy through strengthening government innovation investment, encouraging urban entrepreneurship and strengthening talent introduction, which leads to the dilemma of “increasing quantity and reducing quality” of urban innovation. In the future, it is necessary to focus on improving innovation quality evaluation methods, developing diversified innovation input systems, implementing innovation policies and assessment systems that are suited to local conditions, and accelerating breakthroughs in innovation dilemma.

Key words: innovative city pilot policy; innovation quality; innovation quantity; knowledge complexity