创新型城市建设实现了企业创新的“增量提质”吗?

——来自中国工业企业的微观证据

郭 丰,杨上广,柴泽阳

(华东理工大学 商学院,上海 200237)

摘要: 创新型城市是创新人才、创新资本、创新知识等创新资源的聚集地,其发展能否提升企业创新水平对创新型国家建设有着重要影响。基于 2004—2013 年中国工业企业数据库和中国创新企业数据库的微观企业数据,以国家创新型城市试点政策为准自然实验,运用多时点 DID 方法分析了创新型城市建设对企业创新行为的影响及其内部机理。研究发现:(1)创新型城市建设显著提升了企业创新数量与创新质量,对企业创新数量的提升效应显著高于创新质量。(2)创新型城市建设通过改善创新环境、提高财政支持和缓解融资约束促进了企业创新数量和质量的提升。(3)从企业年龄和企业所有制来看,创新型城市建设对不同年龄阶段企业、国有企业与非国有企业创新数量的提升效应并无显著差异,对成长期企业和成熟期企业创新质量的提升效应显著高于初创期企业,对国有企业创新质量的提升效应显著高于非国有企业;从企业规模来看,创新型城市建设对大规模企业创新数量和创新质量的提升效应均显著高于小规模企业。研究结论验证了创新型城市建设可以激励企业创新数量和质量的提升,对于助力创新型城市建设具有启示意义。

关键词: 创新型城市;工业企业;企业创新;创新数量;创新质量;多时点 DID

中图分类号: F276.6 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-9301(2021)03-0128-15

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2021.03.010

一、引言与文献回顾

创新发展是引领我国经济向高质量转型发展的主要驱动力,对高质量发展的速度和质量等有着重要影响。党的十八大报告提出“构建以企业为主体的技术创新体系”,十九大报告明确指出“坚定实施创新驱动发展战略,加快建设创新型国家,到 2035 年跻身创新型国家前列”。创新型城市是中国推动区域创新发展的一项重要举措。2008 年,深圳被批准为首个国家创新型试点城市,截至 2020 年,共有 78 个城市被批准为国家创新型试点城市。由点到面的创新型城市试点,是中国迈向创新型国家的重要环节。需要注意的是,作为经济主体的微观组成部分,工业企业在技术进步和创新发展中扮演着重要角色,是创新型城市建设的重要主体。因此,在实现高质量发展的关键时期,中国能否实现经济发展质量

收稿日期: 2021-01-30;**修回日期:** 2021-04-20

作者简介: 郭丰(1993—),男,四川广安人,华东理工大学商学院博士研究生,研究方向为区域经济与创新、企业创新;杨上广(1972—),男,福建政和人,通讯作者,华东理工大学商学院教授、博士生导师,研究方向为城市与区域经济;柴泽阳(1990—),男,山西晋城人,华东理工大学商学院博士研究生,研究方向为产业经济。

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(71874054);国家社会科学基金青年项目(19CJL027);国家社会科学基金重点项目(21AZD036)

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

的变革和增长驱动力的转型，主要取决于微观企业的创新发展水平[1]。

对创新型城市建设的探讨始于如何用创新性的方法解决城市面临的交通发展、公共基础设施建设和产业发展等问题，后来发展为如何将创新作为推动城市经济发展的驱动因素，以及对转型发展的研究[2]。国内关于创新型城市建设的研究主要集中在创新型城市的内涵与特征、发展模式、评价指标体系、创新水平测度、效率评价等方面[3-7]。虽然早期的文献从不同视角研究了创新型城市，但关于创新型城市建设政策效应评估的文献仍然比较缺乏。

创新型城市试点政策为基于地域的创新政策。近年来，国内诸多学者从不同视角考察了中国创新型城市试点政策的宏观经济效应，主要涉及创新型城市建设对城市产业结构转型升级、城市环境、城市创新水平、经济高质量发展和城市 FDI 质量影响的研究。如：胡兆廉等[8]、霍春辉等[9]研究了创新型城市建设对产业结构转型升级的影响；丁焕峰等[10]实证考察了创新型城市建设对城市环境的影响；李政和杨思莹[11]、曾婧婧和周丹萍[12]集中论证了创新型城市建设对城市创新水平的影响，其中，李政和杨思莹[11]认为创新型城市建设通过政府对城市创新的引领、集聚人才、提升信息化水平和改善基础设施提升了城市创新水平，曾婧婧和周丹萍[12]发现城市产业结构越高级化，创新型城市建设对城市创新水平的提升效果越突出；陈晨和张广胜[13]认为，创新型城市建设通过促进城市高端生产性服务业集聚进而促进了城市高质量发展，其对城市经济高质量发展的影响存在时效性；聂飞和刘海云[14]研究发现，创新型城市建设通过“回路效应”可以提升城市 FDI 质量，但对西部城市 FDI 质量的提升效应相对较弱。上述研究证实了创新型城市建设对相关宏观经济指标的积极影响，但都忽视了对微观企业这一创新型城市建设主体的直接评估。

回顾已有关于企业创新影响研究的文献，发现大量文献从不同视角、宏观与微观层面进行了分析和评估，其中，宏观产业政策、企业外资占比提升和企业参与产学研合作等因素推动了企业创新[15-17]，政府补贴的挤出效应、创新驱动战略、业绩薪酬激励方案、行业内僵尸企业占比的增加等因素抑制了企业创新水平的提升[18-22]。仅有少数文献实证分析了创新型城市建设对微观企业创新的影响[23-24]，且倾向于认为创新型城市建设对企业创新具有正向的促进作用。对于创新型城市建设是否能有效推动企业创新水平提升及其机制问题，有必要进行相关量化评估和进一步的探讨。

梳理既有的文献可以发现，实证评估创新型城市建设对微观企业创新影响的文献寥寥无几，其中刘佳等[23]、晏艳阳和谢晓峰[24]考察的也仅仅是创新型城市建设对上市公司创新的影响，而不是对工业企业创新的影响。上市公司与大多数工业企业的特征存在显著差异，创新型城市建设对上市公司与工业企业的影响也可能存在较大差异。创新型城市建设对工业企业的政策效应具体如何？是否也能提升工业企业创新水平？鲜有文献对这些问题进行分析和探讨。因此，本文以国家创新型城市试点政策为准自然实验，结合中国工业企业数据库和中国创新企业数据库中的微观企业数据，运用多时点 DID 方法分析创新型城市试点政策是否提升了企业创新水平。本文将从企业创新数量和创新质量两个维度考察企业创新水平。

本文的边际贡献主要包括以下三个方面：(1)基于企业创新数量和企业创新质量两个维度实证检验了国家创新型城市试点政策对微观企业创新的影响，拓宽了宏观创新型城市试点政策对微观企业创新行为的影响研究，弥补了创新型城市试点政策对工业企业创新影响研究的不足。(2)讨论了创新型城市建设过程中可能存在的三种影响机制(创新环境机制、财政支持机制和融资约束机制)，以检验创新型城市建设是否通过这三种机制对企业创新产生影响，这有助于理解创新型城市试点政策影响微观企业创新的传导机制。(3)分析了国家创新型城市试点政策的微观经济效应，丰富了创新型城市试点政策实施效果以及企业发明专利申请和授权的相关研究。

二、机制分析与研究假说

创新型城市是创新人才、创新资本、创新知识等创新要素和资源的集聚地，可以集聚各类要素和资

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

源支持城市创新发展。创新型城市建设可以促进城市多种要素的充分流动,也会促进创新要素和资源在城市内部大规模聚集[25],这有利于催生创新溢出效应,从而推动企业创新。创新型城市建设在促进创新要素集聚的同时,可以使企业共享基础设施、促进信息共享与技术交流等,能够营造出企业所需要的良好创新氛围,进而有利于企业开展创新活动[24]。相较于非创新型试点城市,创新型试点城市在研发政策、产业政策、财税政策等方面对企业创新领域有所倾斜。如大连在成为创新型试点城市后,对研发投入在1 000万元以上的重大项目按照年度实际研发费用支出给予30%的补助,对认定的国家技术创新示范企业给予100万元的一次性补助等。此外,信号理论强调若城市被批准为创新型城市则能够向外界传播利好信号,可为创新型试点城市及企业创新吸引更多资金、技术和人才,也能吸引研发机构入驻。无论是从微观还是宏观、直接或是间接来看,创新型城市试点政策都对作为创新型城市建设实施主体的企业产生了影响。具体来看,创新型城市建设可以从以下三个方面对企业创新产生影响。

第一,创新环境。良好的创新环境是激励企业积极开展研发创新的外部条件。创新型城市建设为营造知识创新、技术创新、知识产权保护创新等综合性良好的创新环境提供了可能,并通过创新要素的集聚和更完善的知识产权保护制度激励企业开展创新活动。一方面,创新型城市是创新人才、创新资本、创新知识等创新要素集聚的空间载体,各种创新要素通过集聚与交流、摩擦与碰撞形成知识溢出、技术扩散等创新外溢效应,进而推动企业创新水平的提升。完善的科技创新体系、浓郁的创新氛围、人才汇聚高地、通畅的创新机制和显著的创新支撑作用是创新型城市的典型特征,也是激励企业开展创新活动强有力的外部支撑和重要保障。人才是创新的第一资源[26],创新型人才的集聚是推动创新型城市建设的核心主导力量。创新型城市建设改善了城市综合创新环境[11-12],其主要的作用机制包括人才和资本的集聚[11]。创新是建设创新型城市的核心驱动力,企业构成了创新型城市建设的主体之一,宏观创新环境可以直接对作为创新型城市建设主体的企业产生直接影响[27]。另一方面,创新型城市拥有更为完善的知识产权保护制度,能够有效解决拥有非排他性和非竞争性的信息产品带来的外部性问题。加大对知识产权的保护力度可以增强知识溢出效应,从而提升企业创新水平[28]。城市整体创新水平和知识产权保护力度能够对企业创新产生直接影响,因此,创新型城市建设可以通过改善企业所处的创新环境,进而提升企业创新水平。

第二,财政支持。政府财政科技资金投入使用得当,可以实现其“四两拨千斤”的效果。大量的基础研究需要高端的科研基础设备投入,但绝大多数企业并无力承担高额的资金投入,因此,政府有必要通过调节财政支出来提供科技创新所需的大型基础设备,从而为更多的企业提供科技创新支持。创新型城市建设主要从两方面强化本地科技财政支持力度:首先,政府提供创新研发公共平台,比如提升科技企业孵化器水平,加快科技产业园区建设,积极构建产学研平台,依托企业建设国家重点实验室等。其次,地方政府会提高本地财政科技支出水平,使本地的财政支出向城市创新和企业创新领域倾斜[23],政府对积极开展研发创新的企业给予一定的补贴激励和税收优惠[9],从而激励企业加大研发投入,企业研发投入的增加显著提升了企业创新质量[29],增强了企业自主创新能力。因此,创新型城市建设可以通过提高城市科技财政支出,进而提升企业创新水平。

第三,融资约束。融资约束是制约企业开展研发创新的主要因素之一。美国波士顿取得迅速发展的原因在于该城市拥有发达的金融市场和充足的资金支持,金融市场的发展能极大地促进研发投资的有效性[30]。拥有充足的资金有利于推动企业开展科研创新,完善的金融融资体系可以解决企业创新信息不对称问题,从外部获取融资是解决企业研发创新投入资金不足的主要手段。创新型城市建设能够鼓励创新风险投资,可以给企业搭建一个便捷的“资金孵化池”,进而为企业创造良好的金融服务环境。城市金融服务水平在创新型城市建设中得到了提高,创新型城市建设通过对金融中介机构的贷款支持促进了企业创新[24]。降低企业面临的融资约束程度更能激励企业开展科研创新[31]。相比非创新型城市,创新型城市能获得多元化和多层次的创新投资和融资体系支撑,也能获

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

得更多的银行信贷支持，有助于缓解企业开展创新活动的信贷约束。因此，创新型城市建设可以通过缓解企业融资约束，进而提升企业创新水平。

综合上述分析，本文提出以下假说：

假说 1：创新型城市建设能够促进企业创新数量和创新质量的提升。

假说 2：创新型城市建设可以通过改善创新环境、提高财政支持和缓解融资约束进而提升企业创新数量和创新质量。

三、研究设计

（一）实证模型构建

为探究创新型城市试点政策对企业创新水平的影响，本文基于 2008 年及之后设立的创新型城市名单，借鉴 Wang[32]、孔令丞和柴泽阳[33]的研究，构建如下多时点 DID 模型：

$$\ln pat_{it} = \alpha_1 + \beta_1 did_{it} + \lambda X_{it} + v_y + v_h + v_r + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式（1）中，下标 i 表示企业，下标 t 表示年份，因变量 $\ln pat_{it}$ 表示企业 i 在 t 年的创新水平。did_{it} 表示创新型城市试点政策，X_{it} 表示影响企业创新水平的控制变量。α_1 表示常数项，v_y、v_h、v_r 分别表示控制年份固定效应、行业固定效应和地区固定效应，ε_{it} 表示随机扰动项。本文重点关注系数 β_1 是否显著为正，若 β_1 显著为正，则意味着创新型城市试点政策显著提升了企业创新数量和创新质量。

（二）变量选择与数据来源

1. 变量说明

（1）被解释变量。本文主要使用企业创新数量和企业创新质量作为企业创新水平的代理变量。鉴于实用新型专利申请和外观设计专利申请所体现的企业自主创新能力相对较低，发明专利申请更具有技术含量和核心价值，更能体现企业创新水平，本文借鉴李春涛等[31]、诸竹君等[34]的做法，用企业发明专利申请量来衡量企业创新水平，即创新数量（$\ln patapp$）。专利授权在一定程度上能够有效甄别和筛选低质量的企业专利申请，从而保证企业发明专利申请的相对高质量特征。本文借鉴刘维刚等[35]、谢红军等[36]的做法，以发明专利授权量来衡量专利质量，因此，本文使用企业发明专利授权量作为企业创新质量（$\ln pataut$）的代理变量。

（2）核心解释变量。did 变量表示创新型城市试点政策，如果企业 i 所属城市在 t 年被批准为国家创新型试点城市，那么企业的 did 变量在 t 年及之后取值为 1，否则企业的 did 变量取值为 0。本文选取 2008—2013 年被设立为创新型试点城市的企业为干预组，否则为对照组。

（3）企业层面控制变量。借鉴李贲和吴利华[37]、诸竹君等[38]、柴泽阳和孔令丞[39]的研究，本文选择以下控制变量：企业年龄（$\ln age$），用样本考察时的年份减去企业成立时的年份来衡量；企业规模（$\ln scale$），以企业营业收入合计来衡量；企业工资水平（$\ln salary$），采用企业应付工资薪酬总额与企业从业人数之比来衡量；企业杠杆率（$\ln lever$），使用企业负债总额与企业资产总额之比来测度；企业资本密集度（$\ln capital$），以企业固定资产总额与企业从业人数的比值来衡量。

（4）城市层面控制变量。经济发展水平（$\ln pgdp$），以城市人均地区生产总值来测度；人口密度（$\ln density$），以城市总人口与城市行政区划面积的比值来测度；固定资产投入（$\ln asset$），以城市固定资产投资总额来衡量；信息化水平（$\ln internet$），以城市互联网用户数与城市人口之比来表征。

2. 数据来源

本文使用的企业层面控制变量数据来源于 2004—2013 年的中国工业企业数据库；企业发明专利申请量和发明专利授权量数据以及稳健性检验中的三种专利申请量和三种专利授权量数据均来源于 2004—2013 年的中国创新企业数据库，中国创新企业数据库数据来自中国微观经济数据查询系统；城市创新环境指标来自《中国城市和产业创新力报告 2017》[40]，城市层面的控制变量和中介变量指标数据均来自 2005—2014 年的《中国城市统计年鉴》。

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

（三）数据说明

本文借鉴聂辉华等[41]、林毅夫等[42]和 Feenstra *et al.*[43]的做法，同时遵循一般会计原则，剔除出现以下情况的样本：企业开业年份是空值，总产值缺失，固定资产净值缺失，固定资产净值大于总资产，工业总产值缺失，企业从业人数小于 8，固定资产大于总资产，固定资产小于 0，销售额缺失，流动资产大于总资产。对中国工业企业数据库和中国创新企业数据库中的企业数据进行匹配，最终得到 272 117 个观测值。为了减少异方差对实证结果的影响，对变量进行对数化处理，其中，借鉴黎文靖和郑曼妮[44]、寇宗来和刘学悦[1]的做法，对企业发明专利申请量和发明专利授权量加 1 后再取对数。表 1 为各变量的描述性统计。

表 1　描述性统计

变量类型	变量符号	变量名称	样本量	最小值	最大值	均值	标准差
被解释变量	ln*patapp*	创新数量	272 117	0.000 0	8.837 4	0.477 4	0.764 7
	ln*pataut*	创新质量	272 117	0.000 0	8.202 5	0.152 6	0.428 7
核心解释变量	*did*	创新型城市虚拟变量	272 117	0.000 0	1.000 0	0.362 0	0.480 6
企业控制变量	ln*age*	企业年龄	272 117	0.000 0	4.615 1	2.248 0	0.685 9
	ln*scale*	企业规模	272 108	4.787 5	20.548 3	11.607 7	1.508 3
	ln*salary*	企业工资水平	231 490	−6.526 5	13.462 3	3.287 7	0.964 9
	ln*lever*	企业杠杆率	265 393	−11.939 4	7.272 2	−0.751 2	0.697 8
	ln*capital*	企业资本密集度	261 763	−6.265 3	15.637 4	4.295 9	1.419 2
城市控制变量	ln*pgdp*	经济发展水平	272 109	7.760 5	12.217 7	10.845 6	0.590 2
	ln*asset*	固定资产投入	272 107	3.056 2	9.311 2	7.412 5	0.908 1
	ln*density*	人口密度	272 102	1.547 6	7.886 7	6.472 4	0.641 5
	ln*internet*	信息化水平	270 004	−7.150 7	0.686 4	−1.597 4	0.887 4

四、实证结果与稳健性检验

（一）平行趋势检验

若要评估创新型城市试点政策的实施效果，首先应对因变量中创新数量和创新质量的平行趋势进行检验，满足平行趋势条件才能对创新型城市试点政策的实施效果进行分析。使用事件研究法对平行趋势进行检验更具准确性和科学性，该方法可以从统计意义上准确判断出创新型城市试点中干预组和对照组之间的趋势变化是否存在显著差异，因此，本文借鉴 Beck *et al.*[45]使用的事件研究法来考察创新数量和创新质量是否满足平行趋势假设，构建的具体计量模型如下：

$$\begin{aligned}\ln pat_{it}(\ \ln patapp_{it},\ \ln pataut_{it}) &= \alpha_1 + \beta_1 policy_{it}^{-8} + \beta_2 policy_{it}^{-7} + \cdots + \beta_{14} policy_{it}^{5} \\ &+ \lambda X_{it} + v_y + v_h + v_r + \varepsilon_{it} \end{aligned} \tag{2}$$

其中，*policy* 的上标用 n 表示，下标用 it 表示。$n<0$，表示企业 i 所在城市被批准为创新型试点城市的前 n 年；$n=0$，表示企业 i 所在城市当年被批准为创新型试点城市；$n>0$，表示企业 i 所在城市被批准为创新型试点城市的后 n 年。借鉴寇宗来和刘学悦[1]的做法，本文以样本考察期的初始年份 2004 年为基期，因此下面的平行趋势检验图中没有 $t-9$ 期的数据。图 1 是创新数量的平行趋势检验结果，图 2 是创新质量的平行趋势检验结果，由图 1 和图 2 可知，*policy* 变量的估计系数在创新型城市试点政策实施前不显著，且系数值在 0 附近波动。这说明，在创新型城市试点政策实施之前，干预组和对照组之间创新水平的变化趋势不存在显著差异，创新水平满足平行趋势假设条件。同时，*policy* 变量的估计系数在当期不显著，$t+1$ 期才开始显著，这说明创新型城市建设对企业创新数量和创新质量的影响存在一定的滞后效应，1～2 年左右的时滞效应也符合创新数量和创新质量的一般经验。*policy* 变量的估计系数在创新型城市试点政策实施之后逐渐增大，表明创新型城市建设对企业创新数量和企业创新质量的边际效应呈现出递增的过程。

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

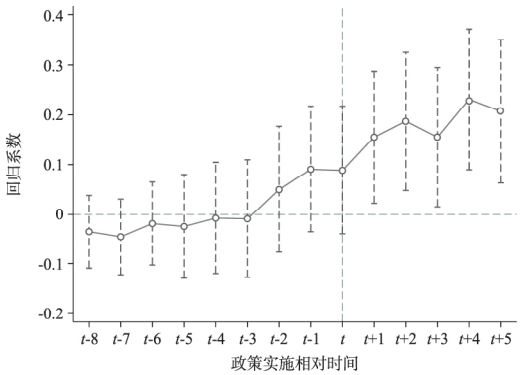

图1 创新数量平行趋势检验

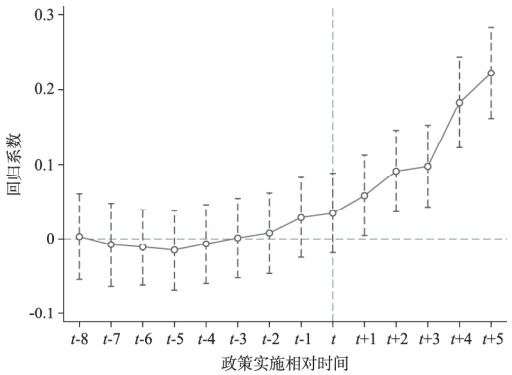

图2 创新质量平行趋势检验

(二) 基准回归结果分析

表2汇报了公式(1)的基准回归结果。由列(1)至列(8)可知,八个模型中核心解释变量 *did* 估计系数的显著性和符号方向一致,*did* 的估计系数均为正,且均通过了1%的显著性水平检验,这表明创新型城市建设不仅推动了企业创新数量的增加,同时也提升了企业创新质量水平,说明创新型城市建设的政策效果与创新型国家战略方针相符。从列(4)和列(8)中 *did* 的估计系数可知,创新型城市试点政策实施后会激励企业创新数量和创新质量的对数分别提高约9.47%和5.41%。进行组间系数差异的似无相关模型(SUR)检验①,发现 chi2(1)值为73.42,*P* 值小于0.01,这表明创新型城市建设对企业创新数量的提升效应显著高于企业创新质量。尽管创新型城市建设推动了企业创新数量

表2 基准回归结果

变量	(1) lnpatapp	(2) lnpatapp	(3) lnpatapp	(4) lnpatapp	(5) lnpataut	(6) lnpataut	(7) lnpataut	(8) lnpataut
did	0.217 6***	0.110 6***	0.106 5***	0.094 7***	0.111 1***	0.066 3***	0.064 4***	0.054 1***
	(0.004 3)	(0.005 4)	(0.005 5)	(0.006 0)	(0.002 7)	(0.003 3)	(0.003 5)	(0.003 9)
ln*age*			−0.025 1***	−0.023 5***			0.042 3***	0.041 1***
			(0.003 7)	(0.003 6)			(0.002 0)	(0.002 0)
ln*scale*			0.123 9***	0.126 6***			0.064 7***	0.065 2***
			(0.003 6)	(0.003 8)			(0.002 6)	(0.002 7)
ln*salary*			0.063 5***	0.057 7***			0.016 6***	0.016 8***
			(0.003 0)	(0.003 1)			(0.001 9)	(0.001 9)
ln*lever*			−0.021 7***	−0.009 3***			−0.021 5***	−0.011 3***
			(0.003 1)	(0.003 0)			(0.001 8)	(0.001 8)
ln*capital*			0.017 9***	0.017 1***			0.004 6***	0.003 9***
			(0.002 2)	(0.002 1)			(0.001 3)	(0.001 3)
ln*pgdp*			0.088 4***	0.020 5**			0.001 2	0.010 5**
			(0.007 8)	(0.008 4)			(0.004 6)	(0.005 0)
ln*asset*			0.029 3***	−0.012 5**			0.006 8**	−0.004 0
			(0.004 6)	(0.005 4)			(0.002 9)	(0.003 2)
ln*density*			0.013 1***	0.006 1			−0.000 6	0.013 0***
			(0.004 2)	(0.005 4)			(0.002 6)	(0.003 2)
ln*internet*			−0.038 4***	0.030 4***			0.018 8***	0.013 3***
			(0.004 9)	(0.005 3)			(0.002 9)	(0.003 1)
cons	0.398 7***	0.437 4***	−2.559 5***	−1.357 3***	0.112 4***	0.128 6***	−0.833 3***	−0.940 5***
	(0.002 6)	(0.002 8)	(0.083 7)	(0.095 8)	(0.001 3)	(0.001 5)	(0.049 1)	(0.059 7)
年份效应	NO	YES	NO	YES	NO	YES	NO	YES
行业效应	NO	YES	NO	YES	NO	YES	NO	YES
地区效应	NO	YES	NO	YES	NO	YES	NO	YES
N	272 117	272 116	227 681	227 680	272 117	272 116	227 681	227 680
AR^2	0.018 7	0.069 2	0.107 0	0.141 9	0.015 5	0.049 8	0.083 6	0.108 5

注:*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平下显著,括号内是聚类到企业层面的稳健标准误。

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

和质量的提升，但对质量的提升效应与数量的提升效应差距明显。上述结果也表明，创新型城市试点政策对企业创新的促进作用具有很强的统计与经济显著性，从而验证了假说 1。

（三）稳健性检验

1. PSM-DID 估计。为进一步控制创新型试点城市中企业与非创新型试点城市中企业的其他差异对企业创新数量和创新质量的影响，本文采用倾向得分匹配方法（PSM）对对照组进行重新构建，PSM 方法有助于解决企业样本选择偏差问题。具体匹配步骤如下：使用 Logit 模型测算协变量倾向得分；采用卡尺内的 k 近邻匹配方法，参考 Abadie *et al*.[46] 的做法，将 k 近邻匹配中的 k 取 4，实行有放回匹配；匹配时模型的因变量为企业所在城市是否属于创新型试点城市，若所在城市属于创新型试点城市则因变量取值为 1，否则取值为 0；使用企业层面的控制变量作为配比的协变量。匹配后各变量的标准差均低于 4.7%，匹配后的估计结果见表 3 中的列（1）和列（5），核心解释变量 *did* 的系数显著为正，与表（2）中列（4）和列（8）的估计结果一致。本文进一步更改匹配方法，使用核匹配方法进行匹配，使用匹配好的数据进行回归分析，发现被解释变量为创新数量与创新质量的 *did* 变量估计系数分别为 0.091 6 和 0.051 2，均通过了 1% 的显著性水平检验，仍与表 2 中列（4）和列（8）的回归估计结果一致，这表明创新型城市试点政策对企业创新数量和创新质量正向影响结果稳健。

2. 安慰剂检验。考虑到创新型城市试点政策实施之后干预组和对照组趋势的变化可能是受到了其他政策或者随机性因素的影响，有必要对创新型城市试点政策进行安慰剂检验。本文采取随机化干预组和对照组的方式进行安慰剂检验，保持创新型城市试点设立的时间不变，如果在 t 年有 n 个城市被批准为创新型试点城市，那么，从当年所有城市中随机抽取 n 个城市作为新的创新型试点城市，在此基础上利用新生成的干预组和对照组重新估计表 2 中的列（4）和列（8），这样就完成了 1 次安慰剂检验。重复上述过程 200 次，分别得到因变量为创新数量和创新质量的 200 个 *did* 估计系数，随机化的 *did* 估计系数核密度分布如图 3 和图 4 所示。图 3 和图 4 分别是因变量为创新数量和创新质量的安慰剂检验结果。由安慰剂检验结果可知，因变量为创新数量和创新质量的 *did* 系数均值分别为 0.000 7 和 −0.000 3，*did* 估计系数的分布是均值近似为 0 的正态分布。结合本文表 2 中创新数量和创新质量为因变量的估计系数 0.094 7 和0.054 1可知，基准回归结果中的系数显著异于安慰剂检验中的系数，可以排除创新型城市试点政策提升企业创新数量和质量源于其他政策和随机性因素的可能性。这也从反事实角度证实了创新型城市试点政策对企业创新数量和创新质量的提升效应较为显著。

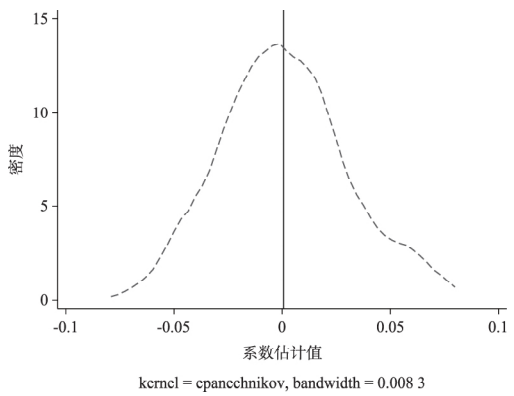

图 3　创新数量安慰剂检验

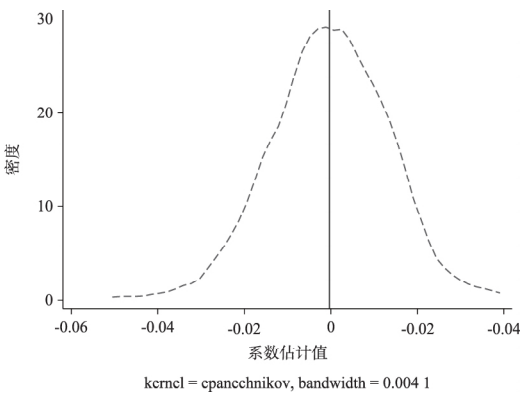

图 4　创新质量安慰剂检验

3. 替换被解释变量。考虑到实用新型专利、外观设计专利的申请数和授权数也能在一定程度上分别衡量创新数量和创新质量，为避免由被解释变量选取不同而带来的影响，本文以三种专利申请数作为企业创新数量的代理变量，用三种专利授权数作为企业创新质量的代理指标，对假说 1 进

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

行实证检验。回归结果如表 3 中的列(2)和列(6)所示,*did* 变量的估计系数分别为 0.069 8 与 0.065 9,均通过了 1% 的显著性水平检验,这说明创新型城市建设推动了企业创新数量的增加和质量的提升。改变度量因变量的方法后,估计结果与基准回归估计结果相比未发生明显变化,这说明创新型城市建设能够提升企业创新数量和质量这一核心结论未发生实质性变化。

表 3　稳健性检验结果

变量	(1) PSM-DID ln*patapp*	(2) 替换被解释变量 ln*threepatapp*	(3) 剔除部分样本 ln*patapp*	(4) 滞后期检验 *F*1. ln*patapp*	(5) PSM-DID ln*pataut*	(6) 替换被解释变量 ln*threepataut*	(7) 剔除部分样本 ln*pataut*	(8) 滞后期检验 *F*1. ln*pataut*
did	0.089 6***	0.069 8***	0.132 4***	0.088 0***	0.049 8***	0.065 9***	0.045 6***	0.065 9***
	(0.007 2)	(0.008 0)	(0.008 3)	(0.008 3)	(0.004 5)	(0.007 3)	(0.004 5)	(0.005 8)
cons	−1.330 5***	−0.967 8***	−1.041 5***	−1.946 2***	−0.831 7***	−1.129 4***	−0.709 1***	−1.134 6***
	(0.119 2)	(0.128 8)	(0.116 2)	(0.137 5)	(0.074 3)	(0.119 3)	(0.070 3)	(0.092 0)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	201 475	227 680	131 964	131 312	201 475	227 680	131 964	131 312
AR^2	0.136 5	0.114 4	0.125 6	0.167 5	0.103 0	0.122 4	0.089 0	0.131 8

注:*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著,括号内是聚类到企业层面的稳健标准误。

4. 剔除部分样本。创新型城市试点政策的实施可能会受到城市区位和城市特征等因素的影响,直辖市、省会城市以及计划单列市由于其自身的区位和城市特征等因素从而与其他城市之间可能存在系统性差异,因此,本文进一步剔除创新型试点城市中包含的直辖市、省会城市和计划单列市的企业样本。进而使用剔除这些城市企业样本的结果重新进行回归估计,结果见表 3 中的第(3)列和第(7)列,*did* 变量的估计系数显著为正,与基准回归结果保持一致,这进一步证明本文实证结果的稳健性,即创新型城市建设对企业创新数量和创新质量具有显著的提升效应。

5. 滞后期检验[②]。考虑到创新型城市建设对创新数量和创新质量的影响可能在滞后期才表现出来,因此,本文使用创新型城市试点这一政策变量对创新数量和创新质量的后一期、后二期和后三期进行稳健性检验。对被解释变量为创新数量和创新质量的后一期的估计结果如表 3 中的列(4)和列(8)所示,*did* 变量的估计系数显著为正。被解释变量为创新数量时,后二期和后三期的 *did* 估计系数分别为 0.074 4、0.066 0,均显著为正;被解释变量为创新质量时,后二期和后三期的 *did* 估计系数分别为 0.074 6、0.072 7,均显著为正。这进一步证实了基准回归结果的稳健性,即考虑了创新数量和创新质量可能存在的滞后性之后不会改变本文的核心结论。

五、影响机制检验

(一) 中介效应模型设定

根据前文机制分析,创新型城市建设可以通过创新环境、财政支持和融资约束三种机制对企业创新产生影响。那么,创新型城市建设能否通过影响上述中介变量进而提升企业创新数量和创新质量?本文使用中介效应模型对创新型城市建设的中介机制进行检验,构建中介效应模型如下:

$$\ln pat_{it}(\ \ln patapp_{it},\ \ln pataut_{it}) = \alpha_1 + \beta_1 did_{it} + \lambda X_{it} + v_y + v_h + v_r + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$M_{it} = \alpha_2 + \beta_2 did_{it} + \lambda X_{it} + v_y + v_h + v_r + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln pat_{it}(\ \ln patapp_{it},\ \ln pataut_{it}) = \alpha_3 + \beta_3 did_{it} + \beta_4 M_{it} + \lambda X_{it} + v_y + v_h + v_r + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中,M_{it} 表示中介变量,包括创新环境、财政支持和融资约束。本文用《中国城市与产业创新力报告 2017》[40] 中的城市创新指数来衡量城市的创新环境(ln*innov*),用城市财政支出中的科学技术支出作为财政支持(ln*tech*)的代理指标,用城市年末金融机构各项贷款余额作为融资约束(ln*loan*)的代理指标,并对各中介变量均进行了对数化处理。其余变量含义与公式(1)一致。

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

（二）中介效应模型的估计结果与检验

1. 创新数量的中介机制检验

因变量为企业创新数量的中介机制检验结果如表 4 所示。列（1）为公式（3）的估计结果，列（2）、（4）、（6）为公式（4）的估计结果，对应的中介变量分别为创新环境、财政支持和融资约束，列（3）、（5）、（7）为公式（5）的估计结果。列（2）、（4）、（6）中 *did* 系数均显著为正，表明创新型城市建设改善了企业所处城市的创新环境、提高了城市对企业的财政支持、缓解了企业的融资约束，创新型城市建设有利于强化地方政府财政支持对企业创新数量的战略性引导，提高了创新型城市中企业的融资便利度，改善了城市的综合创新环境。列（3）、（5）、（7）中 ln*innov*、ln*tech* 和 ln*loan* 的估计系数均显著为正，表明创新环境的改善、财政资金投入的增加以及企业融资约束的缓解有利于企业开展创新活动，且这三个方程中 *did* 变量的估计系数值与列（1）相比有所下降，这表明创新环境、财政支持和融资约束是创新型城市建设影响企业创新数量的中介变量，中介效应显著。由此，可以得到如下结论：创新环境、财政支持和融资约束是创新型城市建设影响企业创新数量的主要途径。通过上述分析可以发现，创新型城市建设的确通过改善城市创新环境、提高财政支持和缓解融资约束从而提升了企业创新数量。上述机制分析验证了假说 2。

表 4　创新数量的中介机制检验结果

变量	（1） ln*patapp*	（2） ln*innov*	（3） ln*patapp*	（4） ln*tech*	（5） ln*patapp*	（6） ln*loan*	（7） ln*patapp*
did	0.094 7***	0.770 7***	0.070 4***	0.423 5***	0.076 6***	0.384 0***	0.084 5***
	（0.006 0）	（0.005 8）	（0.006 0）	（0.004 4）	（0.006 1）	（0.003 3）	（0.006 2）
ln*innov*			0.031 6***				
			（0.003 5）				
ln*tech*					0.042 7***		
					（0.004 4）		
ln*loan*							0.026 6***
							（0.006 3）
cons	−1.357 3***	−9.434 4***	−1.059 0***	2.382 8***	−1.458 5***	−0.953 0***	−1.332 0***
	（0.095 8）	（0.102 2）	（0.101 9）	（0.081 4）	（0.096 3）	（0.058 9）	（0.095 9）
Sobel 检验		$Z=12.08, p=0.000\ 0$		$Z=12.30, p=0.000\ 0$		$Z=5.33, p=0.000\ 0$	
Bootstrap 检验		置信区间 [0.063 3，0.080 1]		置信区间 [0.068 5，0.087 2]		置信区间 [0.075 5，0.093 7]	
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	227 680	227 678	227 678	227 655	227 655	227 680	227 680
AR^2	0.141 9	0.906 4	0.142 5	0.941 3	0.142 5	0.948 9	0.142 0

注：*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著，括号内是聚类到企业层面的稳健标准误。

通过计算可得，创新环境、财政支持和融资约束的创新数量中介效应分别为 0.024 4、0.018 1 和 0.010 2，中介效应占总效应的比重分别为 25.72%、19.10% 和 10.79%。可以看出，改善企业所处城市的创新环境、提高财政支持和缓解企业融资约束对提高企业创新数量尤为重要。进一步对因变量为创新数量的中介机制采用 Sobel 检验和 Bootstrap 检验，由表 4 中的结果可知，三个中介变量的 Sobel 检验[③]统计量均显著且 Bootstrap 检验的置信区间均不包含 0，检验结果均证实存在创新环境、财政支持和融资约束的创新数量中介机制，企业创新数量的中介效应具有稳健性。

2. 创新质量的中介机制检验

因变量为企业创新质量的中介机制检验结果如表 5 所示。列（1）为公式（3）的估计结果，列（2）、（4）、（6）为公式（4）的估计结果，对应的中介变量分别为创新环境、财政支持和融资约束，列（3）、（5）、（7）为公式（5）的估计结果。列（2）、（4）、（6）的估计结果分析见因变量为创新数量的中介机制分析部分，此处不做赘述。列（3）、（5）、（7）中 ln*innov*、ln*tech* 和 ln*loan* 三个变量的估计系数均显

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

著为正，表明创新环境的改善、财政资金投入的增加以及企业融资约束的缓解有利于提升企业创新质量，且这三个方程中 *did* 变量的估计系数值与列(1)相比有所下降，这表明创新环境、财政支持和融资约束是创新型城市建设影响企业创新质量的中介变量，中介效应显著。由此，可以得到如下结论：创新环境、财政支持和融资约束是创新型城市建设影响企业创新质量的主要途径。通过上述分析可以发现，创新型城市建设也的确通过改善城市创新环境、提高财政支持和缓解融资约束从而提升了企业创新质量。上述机制分析验证了假说2。

表5　创新质量的中介机制检验结果

变量	(1) ln*pataut*	(2) ln*innov*	(3) ln*pataut*	(4) ln*tech*	(5) ln*pataut*	(6) ln*loan*	(7) ln*pataut*
did	0.054 1***	0.770 7***	0.027 6***	0.423 5***	0.048 4***	0.384 0***	0.038 7***
	(0.003 9)	(0.005 8)	(0.003 6)	(0.004 4)	(0.003 7)	(0.003 3)	(0.003 8)
ln*innov*			0.034 5***				
			(0.002 2)				
ln*tech*					0.013 4***		
					(0.003 0)		
ln*loan*							0.040 1***
							(0.003 9)
cons	−0.940 5***	−9.434 4***	−0.615 3***	2.382 8***	−0.972 1***	−0.953 0***	−0.902 3***
	(0.059 7)	(0.102 2)	(0.061 7)	(0.081 4)	(0.060 2)	(0.058 9)	(0.059 8)
Sobel 检验		$Z=22.55, p=0.000\ 0$		$Z=6.63, p=0.000\ 0$		$Z=13.79, p=0.000\ 0$	
Bootstrap 检验		置信区间 [0.020 2, 0.033 2]		置信区间 [0.042 2, 0.052 8]		置信区间 [0.033 2, 0.045 1]	
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	227 680	227 678	227 678	227 655	227 655	227 680	227 680
AR^2	0.108 5	0.906 4	0.110 5	0.941 3	0.108 7	0.948 9	0.109 3

注：*、** 和 *** 分别表示在10%、5%和1%的水平下显著，括号内是聚类到企业层面的稳健标准误。

通过计算可得，创新环境、财政支持和融资约束的创新质量中介效应分别为0.026 6、0.005 7和0.015 4，中介效应占总效应的比重分别为49.15%、10.49%和28.46%。可以看出，改善企业所处城市的创新环境、提高财政支持和缓解企业融资约束对提高企业创新质量尤为重要。进一步对因变量为创新质量的中介机制采用Sobel检验和Bootstrap检验，由表5中的结果可知，三个中介变量的Sobel检验统计量均显著且Bootstrap检验的置信区间均不包含0，检验结果均证实存在创新环境、财政支持和融资约束的创新质量中介机制，企业创新质量的中介效应具有稳健性。

六、异质性分析

(一) 企业年龄异质性

本文参考董晓芳和袁燕[48]、李贲和吴利华[37]的研究，根据生命周期阶段将企业划分为三个类型：初创期企业(企业年龄小于等于6年)、成长期企业(企业年龄大于6年且小于等于12年)和成熟期企业(企业年龄大于12年)。利用公式(1)对初创期企业、成长期企业和成熟期企业进行回归估计，结果见表6。

列(1)、(2)、(3)以及列(4)、(5)、(6)分别汇报了因变量为创新数量和创

表6　企业年龄异质性估计结果

变量	(1) 初创期企业 ln*patapp*	(2) 成长期企业 ln*patapp*	(3) 成熟期企业 ln*patapp*	(4) 初创期企业 ln*pataut*	(5) 成长期企业 ln*pataut*	(6) 成熟期企业 ln*pataut*
did	0.097 4***	0.091 3***	0.089 8***	0.032 5***	0.059 2***	0.061 9***
	(0.009 6)	(0.009 1)	(0.012 3)	(0.004 6)	(0.005 7)	(0.008 8)
cons	−0.760 1***	−1.259 8***	−2.218 8***	−0.454 2***	−0.879 5***	−1.486 3***
	(0.134 9)	(0.148 3)	(0.205 4)	(0.057 8)	(0.084 5)	(0.156 7)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	74 405	90 300	62 973	74 405	90 300	62 973
AR^2	0.117 7	0.133 5	0.182 5	0.060 7	0.094 7	0.145 2

注：*、** 和 *** 分别表示在10%、5%和1%的水平下显著，括号内是聚类到企业层面的稳健标准误。

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

新质量的估计结果。可以发现，初创期企业、成长期企业和成熟期企业的估计结果与总样本估计结果基本一致。*did* 变量的估计系数显著为正，说明无论是初创期企业、成长期企业还是成熟期企业，创新型城市建设均提升了其创新数量和创新质量。通过似无相关模型检验发现，初创期企业和成长期企业、初创期企业和成熟期企业以及成长期企业和成熟期企业的组间系数差异检验的 chi2(1) 值分别为 0.31、0.38 和 0.01，伴随 *P* 值分别为 0.578 1、0.539 9 和 0.903 2，这表明创新型城市建设对初创期企业、成长期企业和成熟期企业创新数量的提升效应并没有表现出显著的差异。因变量为创新质量时，通过似无相关模型检验发现，初创期企业和成长期企业、初创期企业和成熟期企业以及成长期企业和成熟期企业的组间系数差异检验的 chi2(1) 值分别为 21.28、16.16 和 0.12，前两组的伴随 *P* 值均小于 0.01，最后一组的伴随 *P* 值为 0.725 8，这表明创新型城市建设对成长期企业与成熟期企业创新质量的提升效应不存在显著差异，对成长期企业和成熟期企业创新质量的提升效应显著高于初创期企业。

成长期企业为了获得市场立足之地，倾向于将大部分资金用于扩大产能，但也会投入部分资金用于投入高、成功率低的科学研发和产品研发创新，进而提高企业创新数量和创新质量。成熟期企业拥有成熟的技术，可以协调企业创新数量和创新质量的发展，尽管成熟期企业在创新数量和创新质量上位于企业成长周期的高位，但相对于初创期企业和成长期企业，成熟期企业在创新数量上的增长却较为缓慢。初创期企业能从政府补贴和税收优惠中获得一定的财政和税收优惠支持，为了在市场中生存下来并开拓市场，初创期企业也会投入足够的资金用于企业产品研发创新，它们研发积极性相对较高，但研发经验不足，产品创新环节没能得到很好地完善，企业技术也存在诸多瑕疵，导致初创期企业研发创新成功率不高，进而使得初创期企业创新质量的提升效应较低。所以创新型城市建设对初创期企业、成长期企业和成熟期企业创新数量的提升效应并未表现出显著差异，但对初创期企业创新质量的提升效应显著低于成长期企业和成熟期企业。

（二）企业规模异质性

根据企业营业收入合计将企业划分为大规模企业和小规模企业，利用公式(1)对大规模企业和小规模企业进行分样本估计，结果见表 7。列(1)与列(2)、列(3)与列(4)分别汇报了因变量为创新数量和创新质量的估计结果。可以发现，创新型城市建设对大规模企业和小规模企业创新数量与创新质量的影响与总样本估计结果基本一致。*did* 变量的估计系数显著为正，说明创新型城市建设均提升了大规模企业和小规模企业的创新数量与创新质量。由表 7 可知，无论因变量是创新数量还是创新质量，大规模企业的 *did* 回归系数值均高于小规模企业，通过似无相关模型检验发现，因变量为创新数量和创新质量时 chi2(1) 值分别为 43.08 和 81.06，伴随 *P* 值均小于 0.01，可以得出创新型城市建设对大规模企业创新数量与创新质量的提升效应均显著高于小规模企业。

表 7　企业规模异质性估计结果

变量	(1) 大规模企业 ln*patapp*	(2) 小规模企业 ln*patapp*	(3) 大规模企业 ln*pataut*	(4) 小规模企业 ln*pataut*
did	0.112 5***	0.050 8***	0.073 1***	0.024 3***
	(0.009 9)	(0.006 1)	(0.006 8)	(0.002 9)
cons	−2.378 0***	−0.537 5***	−1.722 7***	−0.379 0***
	(0.175 9)	(0.092 6)	(0.120 2)	(0.043 8)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES	YES
地区效应	YES	YES	YES	YES
N	111 225	116 455	111 225	116 455
AR^2	0.143 4	0.094 1	0.125 0	0.056 2

注：*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著，括号内是聚类到企业层面的稳健标准误。

创新型城市建设对大规模企业创新数量和创新质量的提升效应显著高于对小规模企业的提升效应，这与 Schumpeter[49] 认为大规模企业更具创新性的假说一致。大规模企业拥有充足的研发资金和科研人员等优势。企业规模越大，拥有的创新资源越多，对创新资源的整合能力越强，越能及时获取创新信息等资源，比如科技创新和技术创新等相关信息。大规模企业对先进技术进行消化和吸收的能力相对更强，对市场的控制力也更强，更能充分利用创新人才、创新技术及创新信息等创新资源

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

推动企业创新数量和创新质量提升，进而企业获取利润的能力就更强。大企业也希望通过不断开展创新活动来阻挠市场潜在的进入者和创新性破坏活动的威胁[50]。

（三）企业所有制异质性

本文根据企业所有制将企业划分为国有企业和非国有企业，利用公式（1）对国有企业和非国有企业进行分样本回归估计，结果见表8。列（1）与列（2）、列（3）与列（4）分别汇报了因变量为创新数量和创新质量的估计结果。可以发现，国有企业和非国有企业的估计结果与总样本估计结果基本一致。*did* 变量的估计系数显著为正，说明无论是国有企业还是非国有企业，创新型城市建设均提升了其创新数量和创新质量。由表8结果可以看出，无论因变量是创新数量还是创新质量，国有企业的 *did* 变量估计系数值均高于非国有企业，通过对因变量为创新数量和创新质量的似无相关模型检验发现，其 chi2（1）值分别为1.89和8.15，伴随 *P* 值分别为0.169 4和0.004 3，这表明创新型城市建设对国有企业和非国有企业创新数量的提升效应不存在显著差异，创新型城市建设对国有企业创新质量的提升效应显著高于非国有企业。

表8　企业所有制异质性估计结果

变量	（1） 国有企业 ln*patapp*	（2） 非国有企业 ln*patapp*	（3） 国有企业 ln*pataut*	（4） 非国有企业 ln*pataut*
did	0.114 8***	0.085 5***	0.088 3***	0.046 3***
	（0.028 4）	（0.006 0）	（0.021 1）	（0.003 7）
cons	−2.375 8***	−1.118 1***	−1.893 3***	−0.734 8***
	（0.392 5）	（0.095 2）	（0.323 9）	（0.054 2）
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES	YES
地区效应	YES	YES	YES	YES
N	23 216	204 462	23 216	204 462
AR^2	0.232 3	0.124 5	0.175 1	0.090 0

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平下显著，括号内是聚类到企业层面的稳健标准误。

在政策优惠上，国有企业的战略地位使国有企业往往比非国有企业更易得到政府政策、税收优惠和财政资金等支持[51]，但这并不表明国有企业的创新激励就高于非国有企业，诸多优惠政策所产生的行政壁垒也会给国有企业带来替代效应，这会降低国有企业的创新激励效应。非国有企业为了能在激烈的市场竞争中存活下来或者在激烈的市场竞争中胜出，也会投入创新资本、人才和技术等创新要素用于企业研发创新，进而提高企业创新水平，因此创新型城市建设对国有企业和非国有企业创新数量的提升效应并未表现出显著差异。创新型城市建设对国有企业创新质量的提升效应显著高于非国有企业，其中可能存在的原因是：国有企业的专利质量更多体现为企业管理层的创新策略，为了获取政府对专利资助、审查和授权等环节的支持，国有企业偏重于政府鼓励的专利授权领域的创新研发，通常表现为企业对政府实施政策和监管的迎合，以此来俘获政府[44]。

七、结论与启示

（一）研究结论

工业企业是创新生力军，逐步提升工业企业的创新水平是实现创新驱动发展战略的关键一环。本文基于2004—2013年中国工业企业数据库和中国创新企业数据库的微观企业数据，以国家创新型城市试点政策为准自然实验，基于宏观创新型城市试点政策对微观企业影响的视角，运用多时点DID方法评估了创新型城市建设对微观企业创新数量和创新质量的影响，并对其内在作用机制和异质性进行了讨论。主要研究结论如下：（1）创新型城市建设显著提升了企业创新数量与创新质量，对企业创新数量的提升效应显著高于创新质量。经过平行趋势检验、PSM-DID、安慰剂检验、替换被解释变量、剔除部分样本和滞后期检验等一系列稳健性检验后，上述结论依然成立。（2）创新型城市建设通过改善创新环境、提高财政支持和缓解融资约束显著提升了企业创新数量和质量。（3）从企业年龄来看，创新型城市建设对企业创新数量的提升效应并无显著差异，对成长期和成熟期企业创新质量的提升效应显著高于初创期企业；从企业规模来看，创新型城市建设对大规模企业创新数量和创新质量的提升效应均显著高于小规模企业；从企业所有制来看，创新型城市建设对国有企业和非国有企业创新数量的提升效应无显著差异，对国有企业创新质量的提升效应显著高于非国有企业。

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

(二)政策启示

本文的研究结论为进一步推进创新型城市建设和提升企业创新数量和创新质量提供了有针对性的实证依据以及政策启示:(1)不断增强企业创新能力,推进企业创新高质量发展,在提升企业创新数量的同时更加注重创新质量的提升。首先,区域间应不断强化创新要素的流动,企业应采取开放积极的创新模式引进高质量的创新技术、创新知识和创新人才等资源。其次,拓宽企业与高等院校和科研机构开展产学研合作的广度与深度,利用外部诸多的创新资源大力推进企业科研创新和产品创新,进而提高企业创新质量。(2)总结国家创新型城市建设的经验,逐步增加国家创新型试点城市,同时加快改善城市创新环境。首先,应加快城市信息化建设,完善知识产权保护制度,不断优化城市产业结构,完善人才培养教育体系,培养创新人才,加快科技成果转化,完善交通、科研基础设施建设,积极营造良好的制度环境、营商环境和市场环境等。其次,集聚创新人才、资本、技术、知识等创新要素支持企业创新发展,提高企业尤其是高技术行业企业的创新质量,进而实现创新驱动经济发展的模式。(3)进一步提高政府支出中的科学技术支出水平,提高 R&D 投入占 GDP 比重,建立多元化和多渠道的科技财政支出体系,实现企业内部与外部研发投入资金的协同与相互促进。首先,科技财政支出资金应不断向企业创新领域倾斜,特别是向攻关半导体技术、芯片领域等“卡脖子”技术的企业倾斜,包括直接的科技专项资金投入、财政补贴以及政府加大对企业创新产品的采购。其次,增加全社会和企业创新投入,特别是扶持中小企业和初创期企业的创新发展,同时对企业创新采取税收优惠措施,尤其是不断优化 R&D 税收激励政策体系,加大对风险投资的税收支持力度。(4)加快多元化和多层次的企业投资和融资体系建设,缓解企业特别是中小企业、高科技行业企业融资约束问题。首先,建立健全政府金融支持平台,完善以市场为导向的金融服务支持体系,构建多元化风险投资和融资渠道,同时加快民间风险投资渠道的形成和发展。其次,逐步探索建立科技银行,完善高科技行业企业贷款担保信用体系建设,同时金融机构应增加新的金融产品或者提供新的金融服务来为企业开展研发创新提供资金保障。

注释:

①基准回归分析和异质性分析均进行了交叉项检验,交叉项检验结果与似无相关模型检验结果一致。

②感谢匿名评审专家对滞后期检验的宝贵建议。

③MacKinnon *et al.* [47] 指出 Sobel 检验统计量的 5% 显著性水平对应的临界值约为 0.97,而不是通常的 1.96。

参考文献:

[1] 寇宗来,刘学悦. 中国企业的专利行为:特征事实以及来自创新政策的影响[J]. 经济研究,2020(3):83-99.

[2] FISCHER M M,DIEZ J R,SNICKARS F. Metropolitan innovation systems:theory and evidence from three metropolitan regions in Europe[M]. Berlin:Springer-Verlag Berlin Heidelberg,2001.

[3] 胡钰. 创新型城市建设的内涵、经验和途径[J]. 中国软科学,2007(4):32-38+56.

[4] 尤建新,卢超,郑海鳌,等. 创新型城市建设模式分析——以上海和深圳为例[J]. 中国软科学,2011(7):82-92.

[5] 石忆邵,卜海燕. 创新型城市评价指标体系及其比较分析[J]. 中国科技论坛,2008(1):22-26.

[6] 许治,邓芹凌. 国家创新型城市创新能力的地区差异与收敛效应——基于技术成就指数的研究[J]. 科学学与科学技术管理,2013(1):67-77.

[7] 王默,魏先彪,彭小宝,等. 国家创新型城市效率评价研究——基于两阶段 DEA 模型[J]. 北京理工大学学报(社会科学版),2018(6):65-74.

[8] 胡兆廉,石大千,司增绰. 创新型城市能否成为产业结构转型的“点睛之笔”——来自国家创新型城市试点建设的证据[J]. 山西财经大学学报,2020(11):70-84.

[9] 霍春辉,田伟健,张银丹. 创新型城市建设能否促进产业结构升级——基于双重差分模型的实证分析[J]. 中国科技论坛,2020(9):72-83.

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

[10] 丁焕峰,孙小哲,王露. 创新型城市试点改善了城市环境吗? [J]. 产业经济研究,2021(2):101-113.
[11] 李政,杨思莹. 创新型城市试点提升城市创新水平了吗? [J]. 经济学动态,2019(8):70-85.
[12] 曾婧婧,周丹萍. 区域特质、产业结构与城市创新绩效——基于创新型城市试点的准自然实验 [J]. 公共管理评论,2019(3):66-97.
[13] 陈晨,张广胜. 国家创新型城市政策、高端生产性服务业集聚与地区经济高质量发展 [J]. 财贸研究,2020(4):36-51.
[14] 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.
[15] 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.
[16] 韩彩珍,高婧怡,金岳. 外资占比、政策冲击与企业创新:中国的事实与解释 [J]. 产业经济研究,2020(6):55-67.
[17] 刘斐然,胡立君,范小群. 产学研合作对企业创新质量的影响研究 [J]. 经济管理,2020(10):120-136.
[18] BOEING P. The allocation and effectiveness of China's R&D subsidies - Eevidence from listed firms [J]. Research policy,2016,45(9):1774-1789.
[19] 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.
[20] 解维敏. 业绩薪酬对企业创新影响的实证研究 [J]. 财贸经济,2018(9):141-156.
[21] 王满仓,吴登凯,林煜恩,等. 基于知识保护的高管薪酬差距对企业创新活动的影响研究 [J]. 统计与信息论坛,2021(2):98-109.
[22] 王永钦,李蔚,戴芸. 僵尸企业如何影响了企业创新? ——来自中国工业企业的证据 [J]. 经济研究,2018(11):99-114.
[23] 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.
[24] 晏艳阳,谢晓锋. 区域创新政策对微观主体创新行为的影响——基于创新型城市建设的研究 [J]. 财经理论与实践,2019(6):2-8.
[25] 李洪涛,王丽丽. 国家创新型城市试点政策对要素流动及溢出效应的影响研究 [J]. 经济体制改革,2020(5):44-51.
[26] 张宽,黄凌云. 贸易开放、人力资本与自主创新能力 [J]. 财贸经济,2019(12):112-127.
[27] 郑烨,陈笑飞,孙淑婕. 中国创新型城市研究历经了什么? ——创新型国家建设以来的文献回顾与反思 [J]. 中国科技论坛,2020(8):88-97+109.
[28] 卢现祥,笪琼瑶. 知识溢出、知识产权保护与企业创新 [J]. 江汉论坛,2020(11):19-30.
[29] 陈战光,李广威,梁田,等. 研发投入、知识产权保护与企业创新质量 [J]. 科技进步与对策,2020(10):108-117.
[30] CHOWDHURY R H,MAUNG M. Financial market development and the effectiveness of R&D investment: evidence from developed and emerging countries [J]. Research in international business and finance,2012,26(2):258-272.
[31] 李春涛,闫续文,宋敏,等. 金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据 [J]. 中国工业经济,2020(1):81-98.
[32] WANG J. The economic impact of special economic zones: evidence from Chinese municipalities [J]. Journal of development economics,2013,101:133-147.
[33] 孔令丞,柴泽阳. 省级开发区升格改善了城市经济效率吗? ——来自异质性开发区的准实验证据 [J]. 管理世界,2021(1):60-75.
[34] 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.
[35] 刘维刚,周凌云,李静. 生产投入的服务质量与企业创新——基于生产外包模型的分析 [J]. 中国工业经济,2020(8):61-79.
[36] 谢红军,张禹,洪俊杰,等. 鼓励关键设备进口的创新效应——兼议中国企业的创新路径选择 [J]. 中国工业经济,2021(4):100-118.
[37] 李贲,吴利华. 开发区设立与企业成长:异质性与机制研究 [J]. 中国工业经济,2018(4):79-97.
[38] 诸竹君,黄先海,王煌. 交通基础设施改善促进了企业创新吗? ——基于高铁开通的准自然实验 [J]. 金融研究,2019(11):153-169.
[39] 柴泽阳,孔令丞. 开发区企业存在生产率优势吗? ——基于开发区升格政策的准自然实验 [J]. 经济管理,2020(10):59-76.
[40] 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.
[41] 聂辉华,江艇,杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题 [J]. 世界经济,2012(5):142-158.
[42] 林毅夫,向为,余淼杰. 区域型产业政策与企业生产率 [J]. 经济学(季刊),2018(2):781-800.

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

[43] FEENSTRA R C，LI Z Y，YU M J. Exports and credit constraints under incomplete information：theory and evidence from China [J]. Review of economics and statistics，2014，96(4)：729－744.
[44] 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.
[45] BECK T，LEVINE R，LEVKOV A. Big bad banks？ The winners and losers from bank deregulation in the United States [J]. The journal of finance，2010，65(5)：1637－1667.
[46] ABADIE A，DRUKKER D，HERR J L，et al. Implementing matching estimators for average treatment effects in Stata [J]. The stata journal，2004，4(3)：290－311.
[47] MACKINNON D P，LOCKWOOD C M，HOFFMAN J M，et al. A comparison of methods to test mediation and other intervening variable effects [J]. Psychological methods，2002，7(1)：83－104.
[48] 董晓芳，袁燕. 企业创新、生命周期与聚集经济 [J]. 经济学(季刊)，2014(2)：767－792.
[49] SCHUMPETER J A. Capitalism，socialism，and democracy [J]. American economic review，1942，3(4)：594－602.
[50] AGHION P，HOWITT P. A model of growth through creative destruction [J]. Econometrica，1992，60(2)：323－351.
[51] 黎文靖，李耀淘. 产业政策激励了公司投资吗 [J]. 中国工业经济，2014(5)：122－134.

（责任编辑：李　敏）

Does the construction of innovative cities improve the quantity and quality of enterprise innovation? Micro-evidence from Chinese industrial enterprises

GUO Feng，YANG Shangguang，CHAI Zeyang

（School of Business，East China University of Science and Technology，Shanghai 200237，China）

Abstract: Innovative cities are where innovative talents，innovative capital and innovative knowledge gather. Whether their development can improve the level of enterprise innovation has an important impact on the construction of an innovative country. This paper is based on the micro-enterprise data drawn from the Chinese Industrial Enterprise Database and the Chinese Innovative Enterprise Database from 2004 to 2013. Taking the national innovative city pilot policy as a quasi-natural experiment，the multi-point DID method is used to analyze the impact of innovative city construction on enterprises´innovative behavior and the internal mechanisms that drive it. The results are as follows. (1) The construction of innovative cities has significantly improved the quantity and quality of enterprise innovation，and the improvement effect on the quantity of enterprise innovation is significantly higher than the effect on the quality of innovation. (2) The construction of innovative cities has promoted the improvement of the quantity and quality of enterprise innovation by improving the innovative environment，increasing financial support and lessening financing constraints. (3) From the perspective of enterprise age and enterprise ownership，there is no significant difference in the improvement effect of innovative city construction on the innovation quantity of enterprises at different ages，whether they are state-owned or non-state-owned. The improvement effect on the innovation quality of enterprises in the growth and mature stages is significantly higher than the effect on enterprises still at the start-up stage，and the improvement effect on the innovation quality of state-owned enterprises is significantly higher than the effect on non-state-owned enterprises. From the perspective of enterprise scale，the improvement effect of innovative city construction on the quantity and quality of innovation in large-scale enterprises is significantly higher than that in small-scale enterprises. The research conclusion verifies that the construction of innovative cities can encourage enterprises to improve the quantity and quality of their innovation，which has significance for encouraging the construction of innovative cities.

Key words: innovative city；industrial enterprises；enterprise innovation；innovation quantity；innovation quality；multi-point DID

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net