doi. 10. 3724/1005-0566. 20251208

创新型产业集群与人才引进政策联合实施何以促进城市创新?

贾建锋[1,2,3], 祝树森[1], 王　毅[1], 张学峰[4]

(1. 东北大学工商管理学院, 辽宁　沈阳　110169;
2. 工业智能与系统优化国家级前沿科学中心, 辽宁　沈阳　110819;
3. 智能工业数据解析与优化教育部重点实验室, 辽宁　沈阳　110819;
4. 吉林大学商学与管理学院, 吉林　长春　130012)

摘　要:如何充分发挥产业政策与人才政策优势以激发区域创新内在动力,是实现我国高水平科技自立自强亟须解答的关键问题。基于2009—2021年中国149个城市的面板数据,将创新型产业集群政策与人才引进政策(简称"双政策")的联合实施视为一项准实验,使用双重差分法实证检验实施双政策对城市创新能力的影响效应以及作用机制。结果表明:①实施双政策显著提升了城市创新能力,这一结论在经过一系列稳健性检验后依然成立;②机制分析发现,实施双政策通过融资约束缓解效应、产业结构升级效应和科技人才集聚效应促进城市创新能力提升;③进一步分析发现,实施双政策对人力资本水平高和产业结构水平低的城市创新能力提升作用更强,与实施单一政策相比实施双政策对城市创新能力的提升作用更强,与先实施人才引进政策再实施创新型产业集群政策相比先实施创新型产业集群政策再实施人才引进政策对城市创新能力的提升作用更强。研究结果为城市统筹释放产业政策与人才政策合力、加快实现创新驱动发展提供了理论支持和经验证据。

关键词:创新型产业集群;人才引进;城市创新;双政策

中图分类号:F061. 5; F124. 3　　**文献标识码**:A　　**文章编号**:1005 - 0566(2025)12 - 0084 - 14

How do the joint implementations of innovative industrial cluster policy and talent attraction policy promote urban innovation?

JIA Jianfeng[1,2,3], ZHU Shusen[1], WANG Yi[1], ZHANG Xuefeng[4]

(1. *School of Business Administration*, *Northeastern University*, *Shenyang* 110169, *China*;
2. *National Frontiers Science Center for Industrial Intelligence and Systems Optimization*, *Shenyang* 110819, *China*;
3. *Key Laboratory of Data Analytics and Optimization for Smart Industry* (*Northeastern University*), *Ministry of Education*, *Shenyang* 110819, *China*;
4. *School of Business and Management*, *Jilin University*, *Changchun* 130012, *China*)

Abstract: How to harness the complementary advantages of industrial policy and talent policy to activate endogenous regional innovation is a key question for achieving China's high-level technological self-reliance. Using panel data on 149

收稿日期:2025-05-23　　**修回日期**:2025-10-30

基金项目:国家社会科学基金重大项目"人才链支撑创新链产业链深度融合的机制与对策研究"(23&ZD053)。

作者简介:贾建锋(1980—),男,山西晋中人,东北大学工商管理学院、工业智能与系统优化国家级前沿科学中心、智能工业数据解析与优化教育部重点实验室教授、博士生导师,管理学博士,研究方向为人力资源管理与人才管理。通信作者:祝树森。

Chinese cities from 2009 to 2021, this study treats the joint implementation of the dual policies—the innovative industrial cluster policy and the talent attraction policy—as a quasi-experiment and employs a difference-in-differences (DID) design to empirically examine their impact on urban innovation capacity and the underlying mechanisms. The results show that: (1) the dual policies significantly enhance urban innovation capacity, and this finding remains robust across a series of robustness checks; (2) mechanism analyses reveal that the dual policies promote innovation through three channels—a financing-constraint alleviation effect, an industrial-structure upgrading effect, and a science and technology (S&T) talent agglomeration effect; and (3) further heterogeneity analyses indicate that the dual policies exert stronger effects in cities with higher human capital levels and less advanced industrial structures. Moreover, the dual policies outperform single-policy implementations, and sequencing matters: implementing the industrial policy before the talent policy yields greater innovation gains than the reverse order. These findings provide theoretical support and empirical evidence for cities to coordinate industrial policy and talent policy to accelerate innovation-driven development.

Key words: innovative industrial clusters; talent attraction; urban innovation; dual policies

党的二十大报告指出,“要加快实施创新驱动发展战略”“推动创新链产业链资金链人才链深度融合”。随着新一轮科技革命和产业变革的纵深推进,以人工智能、大数据和新一代信息技术为代表的颠覆性技术正在重塑全球价值链分工体系,城市作为创新活动的空间载体在其中扮演着重要角色。然而,城市提升创新能力仍面临双重困境。一方面,城市产业发展结构陷入“低端锁定”困境。人才供给与产业发展需求无法适配,导致人力资本无法支撑产业发展,难以推动城市创新能力的跃迁。另一方面,城市产业发展模式陷入“路径依赖”困境。产业发展仍依赖粗放式、封闭式和单一式发展模式,导致人才创新效能未被充分释放,制约了城市创新能力的提升。在中国特有的政策干预情境下,如何通过实施产业政策与人才政策摆脱城市创新能力提升困境是当前亟待解答的问题。

当前学界对产业政策与人才政策分别如何影响城市创新能力主要存在正反两种观点。就产业政策对城市创新能力的影响而言:一方面,实施产业政策可以通过增强产业集群集聚程度[1]、扩大倾向性研发投入[2]和完善数字基础设施[3]等渠道,提升城市创新能力;另一方面,实施产业政策过程中可能出现政策与实际发展状况不匹配[4]以及设租寻租[5]等问题,抑制城市创新能力。就人才政策对城市创新能力的影响而言:一方面,实施人才政策可以通过调整地区人才结构[6]和促进优势产业发展[7]等渠道,提升城市创新能力;另一方面,实施人才政策可能引发创新结构扭曲[8]等问题,抑制城市创新能力。综上所述,既有研究多将产业政策与人才政策视为独立影响要素,分别探究其对城市创新能力的影响效应,忽视了二者在城市创新能力提升过程中存在叠加作用。事实上,若人才供给滞后,在实施产业政策促使产业向高级化和智能化发展过程中会出现“人才技能鸿沟”。同样地,若产业发展受阻,实施人才政策建立的人才集聚优势无法充分转化为产业发展优势。在上述背景下,明晰联合实施产业政策与人才政策是否以及如何影响城市创新能力具有重要的现实意义和理论价值。

作为典型的产业政策与人才政策,创新型产业集群政策与人才引进政策对城市摆脱创新能力提升困境具有关键作用[1,9]。前者通过构建集聚化、网络化和协同化的产业创新生态,增强城市对人才创新效能的释放能力,有利于城市打破产业发展模式的“路径依赖”。后者则通过吸引人才集聚,缓解城市人才供给不足的结构性难题,有利于城市打破产业发展结构的“低端锁定”。鉴于此,本文使用 2009—2021 年 149 个城市的面板数据,将创新型产业集群政策与人才引进政策的联合实施视为一项准实验,使用双重差分法深入探讨实施双政策对城市创新能力的影响效应以及作用机制。

本文可能的边际贡献在于以下 3 个方面。一是在研究视角上,本文丰富了联合实施创新型产业集群政策与人才引进政策对城市创新能力作用

效果的研究。既有研究重点探讨了创新型产业集群政策与人才引进政策分别对城市创新能力的影响作用[1,9]，尚未将两者结合起来探究其叠加效应。然而，产业发展和人力资本积累存在同步性，单一政策的实施无法充分释放城市创新动能，针对该研究缺口，本文验证了实施双政策对城市创新能力提升存在叠加作用。二是在机制剖析上，本文打开了创新型产业集群政策与人才引进政策提升城市创新能力作用机制的“黑箱”。既有研究主要考察了创新型产业集群政策与人才引进政策分别对城市创新能力产生影响的作用机制[1,10]，创新型产业集群政策与人才引进政策联合实施赋能城市创新能力提升的作用机制仍有待揭示。然而，明晰实施双政策如何影响城市创新能力，对城市统筹释放政策合力、实现创新驱动发展具有重要意义。针对该研究缺口，本文实证检验了实施双政策通过融资约束缓解效应、产业结构升级效应和科技人才集聚效应促进城市创新能力提升的内在作用机制，并进一步从城市特征、实施政策的组合以及顺序角度考察了实施双政策对城市创新能力的差异化影响。三是在研究方法上，本文依靠更为科学合理的估计策略——准实验设计和双重差分法，得到了更为可信的经验发现。既有研究主要使用政策数量、关键词出现频次等指标对政策强度进行测量[11]，并采取传统回归模型检验政策效应。然而，这些研究对政策强度的测量具有一定的主观性，且所运用的估计策略无法充分缓解内生性问题。针对该研究缺口，本文将创新型产业集群政策与人才引进政策的联合实施视为一项准实验，使用双重差分法进行政策效应评估，有效缓解估计偏误，精准地识别了实施双政策对城市创新能力提升的净政策效应。

一、政策背景与研究假设

（一）政策背景

为聚焦国家重大战略需求，提升科技“硬实力”、推进产业集群创新发展，科技部以国家级高新区为重点筛选对象，在 2011 年和 2013 年分别印发《创新型产业集群建设工程实施方案》和《创新型产业集群试点认定管理办法》，并于 2013 年正式启动“创新型产业集群建设工程”。截至 2023 年，全国相继布局了 109 个创新型产业集群。在产业类型方面，创新型产业集群涉及高端装备制造、生物制药、新一代信息技术、新材料、新能源等关乎国家未来发展命脉的创新产业。在支持措施方面，综合运用财政、税收、土地、金融和贸易等手段，协同支持创新型产业集群载体建设、主体培育和科技创新。

早在 1988 年，深圳就颁布了《深圳市鼓励出国留学生来深圳工作的暂行规定》，旨在引进高层次海外留学人才。中共中央在 2016 年印发《关于深化人才发展体制机制改革的意见》后，全国各个城市开始大面积出台人才引进政策。截至 2021 年，全国几乎所有城市都已出台人才引进政策。在引进对象方面，主要引进对象是高层次人才，包括高学历、高职称和高技能人才等。在激励举措方面，主要通过为人才的生活、工作等提供全方位、多样化保障，如直接经济补助、创新创业支持、家属安置和就医保障等吸引人才。

总体来看，创新型产业集群政策与人才引进政策均对城市创新能力提升具有重要影响，而二者在实施地区和时间上的差异也为本文考察双政策的联合实施对城市创新能力的影响效应以及作用机制提供了良好的准实验环境。

（二）研究假设

1. 实施创新型产业集群政策与人才引进政策对城市创新能力的直接影响

实施双政策能够实现产业发展和人力资本的互补匹配，从而推动城市创新能力提升。一方面，产业发展需要人才支撑，人才为产业实现创新驱动发展提供智力支持。实施创新型产业集群政策通过对集群内企业以及其他创新主体在产业规模、核心的研发能力和知识产权等方面设置明确的“高标准”，可以有效地将创新主体的创新动机由政策套利转向满足市场需求[12]。然而，创新的成功的关键在于人才。实施人才引进政策可以为创新活动提供源源不断的智力支持。因此，实施双政策促使创新主体“既有创新动机，也有创新能力”，从而提升城市创新能力。另一方面，人才作

用发挥需要产业承载,创新产业集群为人才提供实践载体和平台。实施人才引进政策通过提供安家费、科研启动金以及完善成果转化分成机制等方式,落实“靶向引才+生态留才”策略,可以实现人才的持续集聚[13]。然而,人才价值的实现离不开载体和平台支持。实施创新型产业集群政策可以打造“产学研用”多方协同的创新平台和场景[14],充分释放人才科技创新作用。因此,实施双政策可以在创新型产业集群中形成人力资本与创新载体的强关联性,从而提升城市创新能力。综上所述,提出如下假设。

假设 H1:实施双政策可以提升城市创新能力。

2. 实施创新型产业集群政策与人才引进政策对城市创新能力的作用机制

实施双政策能够通过融资约束缓解效应、产业结构升级效应和科技人才集聚效应提升城市创新能力,具体分析如下。

(1)融资约束缓解效应。实施双政策能够通过提升融资可得性水平,推动城市创新能力提升。一方面,实施双政策能够提升融资可得性水平。实施创新型产业集群政策具有“产业发展潜力背书”作用,能够向资本市场传递产业战略价值较高的信号[15]。实施人才引进政策也具有“创新主体实力认证”作用,当企业以及其他创新主体获得人才引进政策支持时,能够向资本市场传递创新主体能力可靠的信号[16]。释放上述双重信号有效缓解金融机构与创新主体间的信息不对称,从而提升融资可得性水平。另一方面,融资可得性水平的提升能够推动城市创新能力提升。随着融资可得性水平的提升,高创新能力、高创新回报和高创新效率的创新主体能够更便捷地从区域内金融机构获取从事创新活动所需的投融资金[17],增强了其持续在技术研发、设备更新以及产品创新等方面投资的能力和意愿[18],从而推动产业集群内创新主体形成创新的正向循环,最终提升城市创新能力。综上所述,提出如下假设。

假设 H2:实施双政策可以通过融资约束缓解效应,提升城市创新能力。

(2)产业结构升级效应。实施双政策能够通过提升产业结构水平,推动城市创新能力提升。一方面,实施双政策可以提高产业结构水平。实施创新型产业集群政策能够通过集聚优势产业要素,促进高新技术产业发展[19],推动传统产业向技术密集型、知识密集型转型升级,从而提升城市产业结构水平。实施人才引进政策能够通过集聚多领域高层次人才,促进人才跨领域交流合作和技术重组[20],推动高端产业和新兴产业的发展,从而提升城市产业结构水平。另一方面,产业结构水平的提升能够推动城市创新能力提升。随着产业结构水平的提升,产业逐渐向高端化、智能化发展[12],企业对新技术和新产品的需求不断增加。不断扩大的创新需求倒逼企业以及其他创新主体加大研发投入,推动产学研协同合作,进而加快构建地区产业创新生态[21],最终提升城市创新能力。综上所述,提出如下假设。

假设 H3:实施双政策可以通过产业结构升级效应,提升城市创新能力。

(3)科技人才集聚效应。实施双政策能够通过促进城市科技人才集聚,推动城市创新能力提升。一方面,实施双政策可以促进科技人才集聚。实施创新型产业集群政策通过集聚高新技术产业,为人才提供广阔的职业发展平台和就业机会[22],从而吸引科技人才集聚。实施人才引进政策通过为人才的生活和工作提供全方位保障,降低科技人才跨地区流动成本,提升人才在城市长期发展的意愿[23],从而持续促进科技人才集聚。另一方面,科技人才集聚能够推动城市创新能力提升。具体而言:从合作机制看,来自不同领域的科技人才与企业、研究机构、服务商等共同汇聚在产业集群内,跨学科、跨领域的“新思想”和“新观点”不断碰撞,有利于知识创造、应用和扩散[24],从而提升城市创新能力。从竞争机制看,科技人才的大规模集聚改变了城市创新资源要素禀赋和人才市场格局,有利于科技人才之间形成以绩效为导向的“锦标赛效应”[25],从而提升城市创新能力。综上所述,提出如下假设。

假设 H4:实施双政策可以通过科技人才集聚效应,提升城市创新能力。

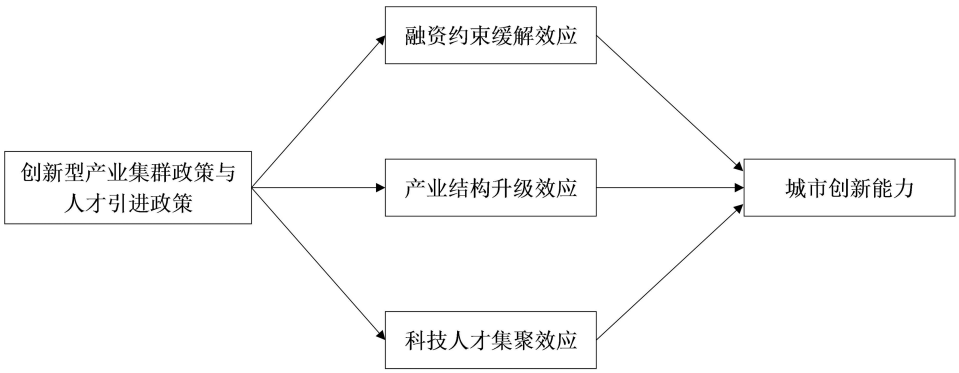


图 1　理论模型

二、研究设计

(一)研究样本

首先,本文将研究窗口设定为 2009—2021 年。其原因在于:考虑到 2013 年才开始实施创新型产业集群政策,为避免数据窗口期过宽导致过多其他冲击混淆数据结果,本文将研究窗口起始年份设为 2009 年;考虑到截至 2021 年几乎所有城市都实施了人才引进政策,本文将研究窗口结束年份设为 2021 年。其次,考虑数据的完整性和可得性,本文剔除了西藏、青海、新疆生产建设兵团以及其他数据残缺不全的地区样本。经过上述数据处理过程之后,最终得到 2009—2021 年中国 149 个城市的 1 937 条平衡面板数据。此外,为排除极端值对研究结果的影响,本文对连续变量进行了 1% 和 99% 分位点缩尾处理。

(二)变量测量与数据来源

(1)被解释变量:城市创新能力(*CIA*)。参考以往研究[26-27],本文使用城市创新指数反映城市创新能力,数据来源于复旦大学创新与数字经济研究院、复旦大学产业发展研究中心联合发布的《中国城市和产业创新指数(2001—2021)》。

(2)解释变量:是否为同时实施双政策的城市(*did*)。对同时入选国家创新型产业集群试点和颁布人才引进政策的当年及以后年份的 *did* 项赋值为 1,其余为 0。是否实施政策的具体识别方法主要有以下几种。①创新型产业集群政策:2013 年,科技部正式认定第一批“创新型产业集群建设工程”试点建设单位。参考以往研究[1,14],根据科技部公开的政策法规信息判断,如果某一城市有试点单位,那么就认为该城市实施了创新型产业集群政策。②人才引进政策:参考以往研究[28],以人大(含常委会)、人民政府和其他政府机构颁布的地方性法规、自治条例和单行条例、地方政府规章与地方规范性文件为基础,选取“人才”“人才政策”“人才引进”等关键词在北大法宝数据库和地方政府网站进行检索,并对检索结果进行人工核对,最终确定人才引进政策相关文件,并以该政策文件规定的生效时间作为人才引进政策实施时间。

(3)控制变量。参考以往研究[1,3,14],选择城市层面的经济发展水平(*GDP*)、人力资本(*HC*)、科技支出水平(*STE*)、工资水平(*WAGE*)、固定资产投资(*FAI*)、出口贸易(*ET*)为控制变量,数据来源于 EPS 数据平台。变量测量方式见表 1。

表 1　主要变量测量

变量类型	变量名称	变量符号	测量方式
被解释变量	城市创新能力	*CIA*	城市创新指数
解释变量	是否为同时实施双政策的城市	*did*	若城市同时入选国家创新型产业集群试点和颁布人才引进政策则为 1,反之则为 0
控制变量	经济发展水平	*GDP*	2009 年城市 GDP 为基期,经平减后的城市 GDP(单位:万元)取对数
	人力资本	*HC*	城市每十万人高等教育在校生人数(单位:万人)取对数
	科技支出水平	*STE*	城市科技经费支出占财政一般预算支出的比重(单位:%)
	工资水平	*WAGE*	城市职工平均工资(单位:万元)取对数
	固定资产投资	*FAI*	城市固定资产投资额占 GDP 的比重(单位:%)
	出口贸易	*ET*	城市货物出口额占 GDP 的比重(单位:%)

(三)模型构建

$$CIA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{i,t} + \beta x_{i,t} + \eta_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中，$CIA_{i,t}$ 为被解释变量，表示第 i 个城市在第 t 年的创新水平，使用城市创新指数进行测量；α_0 为常数项；$did_{i,t}$ 为是否为实施双政策的城市；$x_{i,t}$ 为一系列控制变量，包括地区经济发展水平、人力资本、科技支出水平、工资水平、固定资产投资、出口贸易；η_t 为年份固定效应；μ_i 为城市固定效应，$\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。其中，α_1 为核心估计参数，若回归结果中 α_1 大于零并显著，则说明实施双政策可以显著提升城市创新能力。

三、实证研究结果

(一)描述性统计

如表2所示，城市创新能力的最大值为2 907.851，最小值为0.086，均值为42.584，标准差为151.151。这说明城市之间创新能力存在较大差异，且多数城市创新能力较低。

表2　主要变量描述性统计结果

变量名称	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
CIA	1 937	42.584	151.151	0.086	2 907.851
did	1 937	0.017	0.127	0	1
GDP	1 937	17.018	0.892	15.148	19.337
HC	1 937	5.165	0.905	3.258	7.015
STE	1 937	0.023	0.018	0.002	0.095
WAGE	1 937	10.907	0.408	9.980	11.772
FAI	1 937	1.614	1.508	0.076	8.031
ET	1 937	0.518	1.173	0.001	7.279

(二)基准回归

如表3所示，第(1)列没有加入控制变量，*did* 对城市创新能力的回归系数为0.231，且在1%水平上显著，第(2)列～第(7)列逐步加入一系列控制变量后，*did* 的回归系数增大，且仍在1%水平上显著，说明在考虑一系列相关因素影响后，双政策的实施仍能够显著提升城市的创新能力，假设H1得到验证。

表3　基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
did	0.231*** (0.086)	0.238*** (0.089)	0.237*** (0.089)	0.258*** (0.088)	0.277*** (0.082)	0.295*** (0.085)	0.342*** (0.086)
GDP	—	0.197** (0.091)	0.196** (0.091)	0.108 (0.099)	−0.108 (0.100)	−0.168 (0.106)	−0.166 (0.106)
HC	—	—	−0.045 (0.028)	−0.045 (0.028)	−0.051* (0.028)	−0.048* (0.028)	−0.047* (0.028)
STE	—	—	—	4.400*** (1.386)	3.652*** (1.363)	3.339** (1.353)	4.111*** (1.366)
WAGE	—	—	—	—	1.396*** (0.193)	1.396*** (0.192)	1.373*** (0.193)
FAI	—	—	—	—	—	0.036* (0.019)	0.059*** (0.019)
ET	—	—	—	—	—	—	−0.334*** (0.076)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1 937	1 937	1 937	1 937	1 937	1 937	1 937
R^2	0.924	0.925	0.925	0.925	0.928	0.928	0.928

注：***、**、*分别代表 $p<0.01$、$p<0.05$、$p<0.1$；括号中数值为在城市层面聚类的稳健标准误。下同。

(三)事前趋势检验

基准回归结果显示实施双政策提升了城市创新能力，但这可能只是反映了实验组和对照组在双政策实施之前就已经存在的差异，即实验组在实施双政策之前的城市创新能力就显著强于对照组。为检验事件研究法的适用性，参考以往研究[29]，本文构建的事前趋势检验模型为：

$$CIA_{i,t} = \alpha_0 + \sum_{m=1}^{6} \beta_m pre(m) + \gamma current + \sum_{n=1}^{6} \delta_n post(n) + \varphi x_{i,t} + \eta_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

式(2)中，$pre(m)$、$current$ 和 $post(n)$ 为一系列时间虚拟变量，分别表示政策实施前6期、政策基期和政策实施后6期；其余变量与式(1)一致。β_m 为核心估计参数，当 β_m 不显著，表示实验组和对照组在政策实施前无明显差异。

如图2所示，实验组和对照组城市创新能力在双政策实施之前无明显差异。具体而言，β_m 不显著，说明在实施双政策之前，实验组和对照组城市创新能力并不存在显著差异。而政策实施一期后，δ_n 系数逐渐正向异于0且值逐年增大，表明实

施双政策之后,其对城市创新能力的提升效果逐年递增,进一步验证了数据分析结果与事前趋势假设一致。

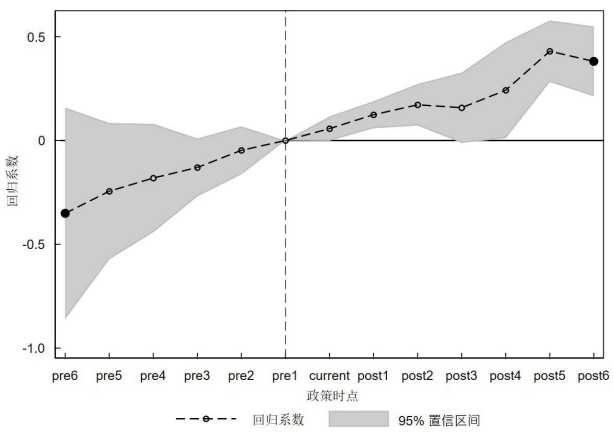


图 2　事前趋势检验结果

(四)安慰剂检验

考虑到可能存在随机因素对研究估计结果产生影响,参考以往研究[30],本文对 149 个城市样本进行 500 次随机抽样,对抽样结果组成的虚拟样本集合进行重复回归估计。如图 3 所示,500 次随机抽样组成的虚拟样本中,估计系数集中分布于 0 附近,与前文基准回归的估计系数(图 3 右侧直线)相距较远,且绝大多数估计系数 p 值大于 0.1,说明实施双政策是城市创新能力提升的主要原因,本文研究结论稳健。

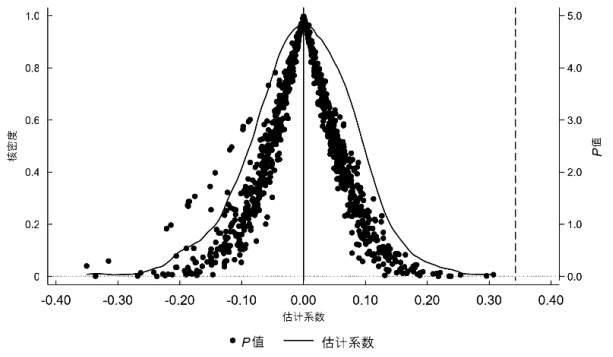


图 3　安慰剂检验结果

(五)内生性检验

1. PSM-DID

考虑到实施双政策的城市可能具有非随机性,参考以往研究[31],本文使用 PSM-DID 方法来缓解样本选择偏误。具体操作为:首先,使用 Logit 模型计算倾向得分;其次,将基准模型的控制变量作为协变量使用 1∶3 近邻匹配法进行样本匹配;再次,剔除未匹配成功样本,并进行平衡性检验;最后,使用剔除后的样本进行 DID 回归检验。如表 4 所示,匹配前后 *did* 的回归系数均显著为正,说明本文研究结论稳健。

表 4　PSM-DID 结果

变量	(1)	(2)
	匹配前	匹配后
did	0.342***	0.377***
	(0.086)	(0.106)
控制变量	控制	控制
城市固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测值	1 937	1 360
R^2	0.928	0.918

2. 熵平衡检验

考虑到 PSM-DID 方法较为主观会导致匹配效果产生偏误,消除双政策实施前处理组和对照组趋势差异带来的偏差有其必要性。参考以往研究[32],本文借助熵平衡法通过最大化熵的方式对样本进行加权,以满足协变量的矩约束条件,其原理是通过最小化权重与参考权重之间的相对熵来计算最优权重对处理组和对照组样本进行再匹配。如表 5 第(1)列所示,*did* 的回归系数显著为正,说明本文研究结论稳健。

3. Arellano-Bond 动态面板稳健估计

考虑到动态面板模型自身存在系统性内生问题,参考以往研究[33],本文采用 Arellano-Bond 稳健性估计将 *did* 滞后一阶作为工具变量以控制固定效应的影响,消除个体异质性对估计结果的干扰。如表 5 第(2)列所示,*did* 的回归系数显著为正,说明本文研究结论稳健。

表 5　熵平衡检验及动态面板稳健结果

变量	(1)	(2)
did	0.215***	0.135***
	(0.049)	(0.054)
控制变量	控制	控制
城市固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测值	1 937	1 639
R^2	0.970	—

4. 改变控制变量设置方式

考虑到解释变量与被解释变量的同期关联性

以及城市间存在的特征差异,本文进一步改变控制变量设置方式以减少反向因果关系对估计结果的干扰。参考以往研究[34],一方面对全部控制变量进行滞后一期处理,另一方面在基准回归的基础上,加入控制变量与时间趋势的交乘项,从而排除由城市特征变量的时间趋势所造成的影响。如表6所示,第(1)列和第(2)列分别是以滞后一期控制变量、控制变量与时间趋势交乘引入模型后的回归结果,*did* 回归系数均显著为正,说明本文研究结论稳健。

表6　改变控制变量设置方式检验结果

变量	(1)	(2)
did	0.295*** (0.083)	0.293*** (0.091)
L. 控制变量	控制	未控制
控制变量×时间趋势	未控制	控制
城市固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测值	1 788	1 937
R^2	0.933	0.925

(六)稳健性检验

1. 替换被解释变量测量方式

基准回归中使用城市创新指数对城市创新能力进行测量,其科学性虽已经得到众多学者认可[35],但为了提升结论的可靠性,参考以往研究[36],本文使用专利授权数作为城市创新能力的替代变量。考虑到专利被授权一般要经过1~3年,对城市创新能力的反映可能存在滞后性,本文分别对专利授权数滞后一期、两期和三期进行处理。如表7所示,*did* 的回归系数均显著为正,说明本文研究结论稳健。

表7　替换被解释变量检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	滞后一期	滞后两期	滞后三期
did	18.601*** (7.109)	14.195** (5.746)	10.597** (4.811)
控制变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	1 924	1 776	1 628
R^2	0.815	0.826	0.832

2. 控制随时间变化的地区固定效应

基准回归中使用城市(个体)和年份(时间)双向固定效应模型以控制城市层面以及随时间变化的潜在影响因素,但可能还存在其他层面的潜在影响因素对结果产生影响。参考以往研究[37],本文逐步引入省份、省份与时间交互项,构建新的多维固定效应模型进行回归。如表8所示,*did* 的回归系数均显著为正,说明本文研究结论稳健。

表8　固定效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
did	0.342*** (0.086)	0.259*** (0.090)	0.259*** (0.090)
控制变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	未控制	控制
省份#年份固定效应	未控制	控制	控制
观测值	1 937	1 859	1 859
R^2	0.938	0.951	0.951

3. 改变标准误差聚类层面

基准回归中采用聚类稳健标准误的方法以控制异方差问题,为进一步解决不同城市间横截面相关性和不同年份间时间序列相关性可能导致的估计偏误,参考以往研究[38],本文采用多维聚类标准误方法,分别对城市、年份以及城市—年份交互效应进行聚类调整。如表9所示,*did* 的回归系数均显著为正,说明本文研究结论稳健。

表9　改变标准误聚类层面检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
did	0.342*** (0.065)	0.342* (0.189)	0.342*** (0.086)
控制变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	1 937	1 937	1 937
R^2	0.928	0.928	0.928

4. 剔除特殊年份

考虑到受2019年底暴发重大突发公共卫生事件的影响,2020年和2021年我国经济发展和城市创新活动遭到一定程度的影响。参考以往研究[39],本文依次剔除2020年数据、2020年和2021年数据重新进行检验。如表10第(1)列~第(2)列所示,*did* 的回归系数均显著为正,说明本文研究结论稳健。

5. 剔除特殊城市

考虑到149个样本城市中北京、上海、天津和重庆4个直辖市在经济发展水平和创新能力等方

面可能远超其他样本城市,极端值的存在可能会对回归结果产生影响。参考以往研究[40],本文剔除上述 4 个特殊城市重新进行检验。如表 10 第(3)列所示,*did* 的回归系数显著为正,说明本文研究结论稳健。

表 10　剔除特殊年份和特殊城市检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
did	0.349*** (0.102)	0.347*** (0.121)	0.348*** (0.087)
控制变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	1 788	1 639	1 885
R^2	0.932	0.943	0.923

6. 部分线性模型

考虑到可以运用机器学习方法来有效分离和控制复杂的非线性混淆效应,参考以往研究[41],本文运用部分线性模型在样本分割比例为 3 的条件下,采用支持向量机、岭回归和弹性网络重新估计实施双政策对城市创新能力的影响。如表 11 第(1)列~第(3)列所示,*did* 的回归系数均显著为正,说明本文研究结论稳健。

表 11　部分线性模型及野聚类自助检验结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
did	0.376*** (0.084)	0.359*** (0.083)	0.174** (0.083)	0.342* (0.189)
控制变量	控制	控制	控制	控制
分割比折数	3	3	3	—
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	1 937	1 937	1 937	1 937

7. 野聚类自助法

考虑到数据间的相关性会造成组群结构(group structure)差异,传统聚类稳健标准误方法假设各聚类内的误差项是同方差的,当城市层面“聚类”数过少时,估计出的聚类标准误并不可信。参考以往研究[42],本文采用野聚类自助方法(基于权重服从两点分布)对标准误进行调整。如表 11 第(4)列所示,*did* 的回归系数显著为正,说明本文研究结论稳健。

8. 排除竞争性假设

考虑到在实施双政策期间,同期的创新型城市试点政策和国家中心城市试点政策可能会对基准回归结果的可靠性产生影响,参考以往研究[43-44],本文将创新型城市试点政策和国家中心城市试点政策作为会影响本文结论的重要竞争性政策,分别构建“创新型城市试点政策”和“国家中心城市试点政策”两个政策虚拟变量,并作为控制变量依次纳入基准回归模型。如表 12 所示,*did* 的回归系数均显著为正,说明本文研究结论稳健。

表 12　竞争性假设检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
did	0.336*** (0.086)	0.343*** (0.086)	0.338*** (0.086)
创新型城市试点政策	0.027 (0.053)	—	0.023 (0.054)
国家中心城市试点政策	—	0.075 (0.057)	0.068 (0.059)
控制变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	1 937	1 937	1 937
R^2	0.928	0.928	0.928

(七)机制检验

1. 融资约束缓解效应

根据研究假设部分所述,实施双政策可以通过融资约束缓解效应,提升城市创新能力。参考以往研究[45],本文使用城市年末金融机构贷款余额衡量城市层面融资可得性水平。如表 13 第(1)列所示,*did* 对融资可得性水平的回归系数显著为正,表明实施双政策能够通过提升融资可得性水平,推动城市创新能力提升,假设 H2 得到验证。

表 13　机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	融资可得性水平	产业结构水平	科技人才集聚
did	0.158*** (0.044)	0.018*** (0.006)	4.770*** (1.007)
控制变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	1 937	1 937	1 937
R^2	0.932	0.954	0.870

2. 产业结构升级效应

根据研究假设部分所述,实施双政策可以通过产业结构升级效应,提升城市创新能力。参考

以往研究[46]，本文使用城市第一二三产业的劳动生产率乘以各自占 GDP 的比重加权衡量城市层面产业结构水平。如表 13 第(2)列所示，*did* 对产业结构水平的回归系数显著为正，表明实施双政策能够通过提升产业结构水平，推动城市创新能力提升，假设 H3 得到验证。

3. 科技人才集聚效应

根据研究假设部分所述，实施双政策可以通过科技人才集聚效应，提升城市创新能力。参考以往研究[47]，本文使用城市 R&D 人员全时当量占城市就业人口数比重与全国 R&D 人员全时当量占全国就业人口数比重之比衡量城市层面科技人才集聚。如表 13 第(3)列所示，*did* 对科技人才集聚的回归系数显著为正，表明实施双政策可以通过促进科技人才集聚，推动城市创新能力提升，假设 H4 得到验证。

四、进一步分析

(一)城市特征异质性

考虑到城市自身人力资本水平[48]、产业结构水平[49]和创新能力水平[50]可能对双政策的实施效果产生影响，本文根据城市人力资本水平、产业结构水平和创新能力水平的中位数分别将样本划分为高、低两组，并进行异质性检验，以考察不同城市特征作用下实施双政策对城市创新能力提升的差异化影响。

表 14　异质性检验结果

变量	(1) 低人力资本水平	(2) 高人力资本水平	(3) 低产业结构水平	(4) 高产业结构水平	(5) 低创新能力水平	(6) 高创新能力水平
did	0.373 *** (0.069)	0.468 *** (0.098)	0.413 *** (0.092)	0.390 *** (0.090)	0.307 *** (0.076)	0.345 *** (0.090)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
系数差异 p 值	0.001		0.003		0.696	
观测值	953	915	965	965	966	954
R^2	0.901	0.941	0.889	0.941	0.776	0.916

如表 14 所示，第(1)列～第(2)列结果显示，低人力资本水平组和高人力资本水平组中 *did* 的回归系数均显著为正，但高人力资本水平组的 *did* 回归系数大于低人力资本水平组，且组间系数差异 p 值显著，表明无论城市人力资本水平高低，实施双政策均可以显著促进城市创新能力提升，但相较于低人力资本水平的城市，实施双政策对高人力资本水平城市的创新能力提升作用更强。原因可能在于，在人力资本水平的作用下，实施双政策对城市创新能力提升的影响遵从“马太效应”规律。高人力资本水平城市具备更完善的人才基础和知识储备，能够在双政策的共同作用下更快形成研发合力和知识溢出效应，从而实现更强的城市创新能力提升效果。

表 14 第(3)列～第(4)列结果显示，低产业结构水平组和高产业结构水平组中 *did* 的回归系数均显著为正，但低产业结构水平组的 *did* 回归系数大于高产业结构水平组，且组间系数差异 p 值显著，表明无论城市产业结构水平高低，实施双政策均可以显著促进城市创新能力提升，但相较于高产业结构水平的城市，实施双政策对低产业结构水平城市的创新能力提升作用更强。其原因可能在于，在产业结构水平的作用下，实施双政策对城市创新能力提升的影响遵从“边际效益递减”规律。产业结构水平在一定程度上反映了城市整体技术水平和产业复杂度，随着城市产业结构水平的升高，技术突破的难度也相应增加，双政策的边际红利逐渐收窄，因此在低产业结构水平城市实施双政策更能释放促进城市创新能力提升的效能。

表 14 第(5)列～第(6)列结果显示，低创新能力水平组和高创新能力水平组中 *did* 的回归系数均显著为正，但组间系数差异 p 值不显著，表明无论城市创新能力水平高低，实施双政策均可以显著地促进城市创新能力提升，且实施双政策对城市创新能力的提升作用不受城市自身创新水平的影响。

(二)叠加效应异质性

既有研究已经发现实施单一创新型产业集群政策[1]或人才引进政策[10]均能提升城市创新能力，那么实施双政策与实施单一政策相比，对城市创新能力的提升究竟是“多此一举”还是“更上一层楼”？实施政策的不同顺序是否也会对城市创新能力的提升产生差异化影响？为了回答上述问题，本文进一步比较了实施双政策和实施单一政

策对促进城市创新能力提升的净影响效应,以及不同的政策实施顺序对促进城市创新能力提升的净影响效应。

首先,本文估计了实施单一政策对促进城市创新能力提升的净影响效应。具体操作为:①剔除实施了创新型产业集群政策的样本,仅保留实施了人才引进政策的样本和基准回归中的对照组,借此剥离出人才引进政策对城市创新能力的净影响效应;②剔除实施了人才引进政策的样本,仅保留实施了创新型产业集群政策和基准回归中的对照组,借此剥离出创新型产业集群政策对城市创新能力的净影响效应。如表 15 第(1)列~第(2)列所示,人才引进政策虚拟变量和创新型产业集群政策虚拟变量的回归系数均显著为正,说明实施人才引进政策或创新型产业集群政策均能提升城市创新能力。

其次,本文比较了实施双政策和实施单一政策对促进城市创新能力提升的净影响效应。具体操作为剔除既没有实施创新型产业集群政策也没有实施人才引进政策的样本,保留仅实施创新型产业集群政策或仅实施人才引进政策的样本。此时 *did* 反映的是先实施创新型产业集群政策再实施人才引进政策或先实施人才引进政策再实施创新型产业集群政策对促进城市创新能力提升的净影响效应,即实施单一政策变为实施双政策对城市创新能力的净影响效应。如表 15 第(3)列所示,*did* 的回归系数显著为正,表明相较于实施单一政策,实施双政策具有叠加效应,对城市创新能力的提升作用更强。

表 15　叠加效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
创新型产业集群政策虚拟变量	—	0.109 *** (0.041)	—	—	—
人才引进政策虚拟变量	0.265 ** (0.105)	—	—	—	—
did	—	—	0.174 * (0.090)	0.308 *** (0.067)	−0.238 (0.206)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1 937	1 937	715	676	39
R^2	0.928	0.928	0.943	0.945	0.943

最后,本文比较了不同的政策实施顺序对促进城市创新能力提升的净影响效应。具体操作为:①保留已经实施创新型产业集群政策但还未实施双政策的样本,此时 *did* 反映的是实施创新型产业集群政策后再实施人才引进政策对城市创新能力的净影响效应;②保留已经实施人才引进政策但还未实施双政策的样本,此时 *did* 反映的是实施人才引进政策后再实施创新型产业集群政策对城市创新能力的净影响效应。如表 15 第(4)列~第(5)列所示,实施创新型产业集群政策后再实施人才引进政策样本中的 *did* 的回归系数显著为正,实施人才引进政策后再实施创新型产业集群政策样本中的 *did* 的回归系数不显著,表明相较于先实施人才引进政策再实施创新型产业集群政策,先实施创新型产业集群政策再实施人才引进政策对城市创新能力的提升作用更强。

五、研究结论与政策启示

(一)研究结论

基于 2009—2021 年 149 个城市的面板数据,本文探讨了实施创新型产业集群政策与人才引进政策对城市创新能力的影响效应以及作用机制。研究发现:首先,实施双政策能够显著提升城市创新能力;其次,实施双政策可以通过融资约束缓解效应、产业结构升级效应和科技人才集聚效应促进城市创新能力的提升;再次,在人力资本水平的作用下,实施双政策对城市创新能力提升的影响遵从“马太效应”规律,相较于低人力资本水平的城市,实施双政策对高人力资本水平城市的创新能力提升作用更强,而在产业结构水平的作用下,实施双政策对城市创新能力提升的影响遵从“边际效益递减”规律,相较于高产业结构水平的城市,实施双政策对低产业结构水平城市的创新能力提升作用更强,且实施双政策对城市创新能力的提升作用不受城市自身创新水平的影响;最后,实施人才引进政策或创新型产业集群政策均能提升城市创新能力,相较于实施单一政策,实施双政策具有叠加效应,对城市创新能力的提升作用更强,而相较于先实施人才引进政策再实施创新型产业集群政策,先实施创新型产业集群政策再实

施人才引进政策对城市创新能力的提升作用更强。

(二)政策启示

首先,统筹产业政策与人才政策,释放政策创新赋能叠加效应。一是通过顶层设计推动创新型产业集群政策与人才引进政策统筹布局,发挥“政策组合优势”。例如,同时部署产业集群发展规划和人才引进方案,通过将产业集群内龙头企业、重点实验室和研发机构等关键创新平台纳入人才引进重点支持机构名录,实现产业项目落地即带动人才集聚,避免出现无法充分释放政策合力的问题。二是根据城市禀赋条件因地制宜分层施策,避免“一刀切”。在人力资本水平低的城市,应更加注重通过人才引进政策增强人才供给。例如,设立面向重点产业的专项人才引进计划,完善“揭榜挂帅”式柔性人才引进模式,确保关键领域有才可用,缓解因马太效应而导致的创新差距扩大的风险。在产业结构水平高的城市,应更加注重通过创新型产业集群政策推动技术突破。例如,围绕具备比较优势或“卡脖子”风险突出的关键产业,探索多主体共同申报、共同研发和共同持股的产业链协同创新机制,避免因边际效益递减而导致的创新动能不足的问题。三是把握政策先后顺序,防止“顺序错位”。例如,应优先实施创新型产业集群政策,通过引导新兴产业和未来产业相关的企业、研发机构和专业服务机构“抱团式”集聚,推动创新项目快速落地和高质量岗位持续涌现。在此基础上,适时跟进实施人才引进政策,通过动态调整人才目录和优化人才认定机制等方式,确保人才能够在完善的产业平台中实现价值,防止出现“人无所用、业无所托”的问题。

其次,完善政策关键的生效机制,增强城市创新能力提升效应。一是发挥融资约束缓解效应,打破创新资金瓶颈。例如,拓展对优势产业、重点产业和新兴产业的创新融资渠道,通过推动科技成果转化基金、政府引导基金、产业投资基金与市场化资本深度融合,引导社会资本向高潜力项目精准投放,为创新主体持续创新提供更加稳定的资金保障。二是发挥产业结构升级效应,激发创新需求潜能。例如,推动城市由传统资源型产业向高技术、高附加值产业转型,通过鼓励龙头企业开展数字化和智能化改造,系统释放企业对新技术、新工艺和新产品的需求,从而构建需求侧驱动的城市创新体系。三是发挥科技人才集聚效应,完善创新竞合机制。例如,健全科技人才的引育留用体系,在个人所得税减免、科研配套设施优化、成果转化激励和安居保障等方面,为关键技术持有者、首席科学家、首席工程师等科技人才群体提供定制化支持,提升城市对高层次创新人才的吸附力。同时,依托创新型产业集群构建高水平的产业创新生态,打造产学研用联合体、组建协同创新实验室和推行科技特派员制度,推动跨学科、跨领域科技人才之间进行知识共享和技术扩散。四是通过举办城市科技创新大赛、推行城市科学家竞聘机制和公布科技突破领军人物榜单等方式,建立以创新绩效和贡献为导向的人才评价与激励机制,推动形成科技人才正向竞争的“锦标赛效应”。

(三)研究不足与展望

一方面,本文对政策的测度方式可以进一步丰富。本文将实施双政策定义为城市同时入选国家创新型产业集群试点和颁布人才引进政策。事实上,城市被认定的创新型产业集群的个数、人才引进政策的数量和强度等因素也会对城市创新能力提升产生不同影响。未来可以将这些因素融入分析框架,进一步探索实施双政策的强度对城市创新能力的影响。

另一方面,本文对产业政策与人才政策的选取范围可以进一步拓展。本文将创新型产业集群政策与人才引进政策作为典型的产业政策与人才政策。事实上,我国还实施了很多其他有利于激励创新的产业政策与人才政策,如国家高新区政策、人才签证政策等,未来可以将这些政策纳入研究范围,进一步检验本文结论。

参考文献:

[1]张嘉望,李博阳,彭晖. 国家高新区“以集群促发展”政

策是否提升了城市创新水平:兼论创新集群“中心—外围”结构的技术互补效应[J]. 经济学家,2023(11):79-88.
[2]徐圆,吕思敏. 政策能否推动城市走出创新舒适区?:来自国家创新型城市试点的证据[J]. 统计研究,2024,41(12):85-97.
[3]田思远,王孝松. 战略性新兴产业集群建设如何促进城市高质量创新:基于创新环境的研究视角[J]. 山西财经大学学报,2025,47(8):71-86.
[4] MALONEY W F, NAYYAR G. Industrial policy, information, and government capacity[J]. The world bank research observer, 2018, 33(2): 189-217.
[5] MAO J, TANG S, XIAO Z, et al. Industrial policy intensity, technological change, and productivity growth: evidence from China [J]. Research policy, 2021, 50(7): 104287.
[6]乐菡,黄明,李元旭. 地区“人才新政”能否提升创新绩效?:基于出台新政城市的准自然实验[J]. 经济管理,2021,43(12):132-149.
[7]牟俊霖,闫里鹏. 人才政策、优势产业发展与城市创新活力[J]. 中南财经政法大学学报,2025(1):121-133.
[8]胡珺,任洋虬. 人才激励、企业创新绩效与创新结构扭曲:基于城市人才引进的准自然实验[J]. 管理评论,2024,36(4):100-114.
[9]卢洪友,张依萌,朱耘婵. “人才新政”提高了城市创新能力吗? [J]. 财经问题研究,2021(6):127-136.
[10]钟腾,罗吉罡,汪昌云. 地方政府人才引进政策促进了区域创新吗?:来自准自然实验的证据[J]. 金融研究,2021(5):135-152.
[11]何江,闫淑敏,谭智丹,等. “人才争夺战”政策文本计量与效能评价:一个企业使用政策的视角[J]. 科学学与科学技术管理,2020,41(12):52-70.
[12] LU H, YAO Z, CHENG Z, et al. The impact of innovation-driven industrial clusters on urban carbon emission efficiency: empirical evidence from China[J]. Sustainable cities and society, 2025, 121: 106220.
[13]林新奇. 不仅要“引才”,还要“育才”“用才”“留才”构建完善的“引育用留”人才制度体系[J]. 人民论坛,2018(15):34-36.
[14]刘军,郭立宏,张武康. 创新型产业集群对城市全要素生产率的影响研究[J]. 科研管理,2024,45(5):105-113.
[15]金宇超,施文,唐松,等. 产业政策中的资金配置:市场力量与政府扶持[J]. 财经研究,2018,44(4):4-19.
[16]刘春林,田玲. 人才政策“背书”能否促进企业创新[J]. 中国工业经济,2021(3):156-173.
[17]孙成,李瑗蔚,吴金希. “帽子效应”与产业链韧性[J]. 中国软科学,2024(9):44-55.
[18]吴翌琳,张旻,于鸿君. 城市企业创新发展模式与瓶颈分析:基于谱聚类与随机森林模型的实证研究[J]. 统计研究,2023,40(9):149-160.
[19]刘晨阳,景国文. 创新型产业集群试点政策与地区全要素生产率提升[J]. 现代经济探讨,2023(2):56-63.
[20] DAI S, TAUBE M, LIU J, et al. Innovation network formation and the catalyzing state: a study of two innovative industry clusters in China[J]. Journal of contemporary China, 2024, 33(147): 373-391.
[21]乔英俊,张延锋,李垣,等. 老工业基地城市如何构建开放式创新生态破解产业负锁定困境:以湖北十堰为例[J]. 中国软科学,2024(3):109-118.
[22]范红忠,胡杨,王馗. 城市空间结构与企业全球价值链升级:基于城市多中心结构视角[J]. 国际贸易问题,2023(11):22-39.
[23]陈曦,吴英巨,朱建华. 新质生产力视角下地方人才引进与全要素生产率[J]. 经济管理,2024,46(12):104-120.
[24]XU S, ZHONG M, WANG Y. Can innovative industrial clusters enhance urban economic resilience? a quasi-natural experiment based on an innovative pilot policy[J]. Energy economics, 2024, 134: 107544.
[25]孙晓华,翟钰,冀浩正. 行业锦标赛激发了企业策略性创新吗[J]. 南开管理评论,2024,27(5):186-197.
[26]王春杨,兰宗敏,张超,等. 高铁建设、人力资本迁移与区域创新[J]. 中国工业经济,2020(12):102-120.
[27]林建浩,罗挺威,王茂森. 开发区升级能带来创新质量提升吗?:基于异质性创新的视角[J]. 数量经济技术经济研究,2025,42(5):26-47.
[28]孙文浩. 地方人才政策、人才数量结构优化与制造业企业创新[J]. 数量经济技术经济研究,2025,42(2):153-171.
[29]李照东. 知识产权保护战略对智能创新集聚的影响研究[J]. 中国软科学,2025(3):57-67.
[30]WANG Q, HU A, TIAN Z. Digital transformation and electricity consumption: evidence from the Broadband China pilot policy[J]. Energy economics, 2022, 115: 106346.

[31] YUAN D, HWANG J. Can smart city development alleviate urban shrinkage in the traditional urban development process? [J]. Cities, 2025, 160: 105847.

[32] HAINMUELLER J. Entropy balancing for causal effects: a multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies[J]. Political analysis, 2012, 20(1): 25-46.

[33] ARELLANO M, BOND S. Some tests of specification for panel data: monte Carlo evidence and an application to employment equations[J]. The review of economic studies, 1991, 58(2): 277-297.

[34] GUO Q, ZHONG J. The effect of urban innovation performance of smart city construction policies: evaluate by using a multiple period difference-in-differences model[J]. Technological forecasting and social change, 2022, 184: 122003.

[35] JIAHUI L, ZHIXIONG T. Influence of dialect diversity on level of urban innovation: empirical evidence based on 276 cities in China [J]. Technological forecasting and social change, 2024, 208: 123667.

[36] LI X, TANG J, HUANG J. Place-based policy upgrading, business environment, and urban innovation: evidence from high-tech zones in China[J]. International review of financial analysis, 2023, 86: 102545.

[37] QIAO J, LI Y, YU J. Administrative-led urbanization and urban carbon emission intensity: evidence from city-county merger in China[J]. Energy economics, 2024, 136: 107615.

[38] ABADIE A, ATHEY S, IMBENS G W, et al. When should you adjust standard errors for clustering? [J]. The quarterly journal of economics, 2023, 138(1): 1-35.

[39] 赵放,蒋国梁,樊贝婷,等. 数字产业集聚对区域经济高质量发展的影响[J]. 中国软科学,2025(5):116-129.

[40] TANG Z, TANG S, ZOU J. Administrative division adjustment and carbon intensity: evidence from County-to-District Reform in China[J]. Cities, 2025, 160: 105833.

[41] CHERNOZHUKOV V, CHETVERIKOV D, DEMIRER M, et al. Double/debiased/neyman machine learning of treatment effects[J]. American economic review, 2017, 107(5): 261-265.

[42] MACKINNON J G. How cluster-robust inference is changing applied econometrics [J]. Canadian journal of economics/revue canadienne d'économique, 2019, 52(3): 851-881.

[43] XU Y, WANG Z C, TAO C Q. Can innovative pilot city policies improve the allocation level of innovation factors?: evidence from China[J]. Technological forecasting and social change, 2024, 200: 123135.

[44] 马为彪,吴玉鸣. 国家中心城市建设提升了城市群创新能力了吗?:以十九大城市群为例[J]. 科学学研究,2023,41(3):534-546.

[45] 蒋灵多,赵晓静,张国峰. 制度为绿色护航:知识产权制度完善与绿色贸易发展[J]. 数量经济技术经济研究,2025,42(9):115-137.

[46] 李逢春. 对外直接投资的母国产业升级效应:来自中国省际面板的实证研究[J]. 国际贸易问题,2012(6):124-134.

[47] 孙红军,张路娜,王胜光. 科技人才集聚、空间溢出与区域技术创新:基于空间杜宾模型的偏微分方法[J]. 科学学与科学技术管理,2019,40(12):58-69.

[48] CHEN Y, CHEN L, LI G. Human capital expansion and urban innovation[J]. Economic analysis and policy, 2025, 85: 870-887.

[49] NING L, WANG F, LI J. Urban innovation, regional externalities of foreign direct investment and industrial agglomeration: evidence from Chinese cities[J]. Research policy, 2016, 45(4): 830-843.

[50] 王梅梅,蒋子臻,刘宇轩,等. 黄河流域人力资本质量对城市创新竞争优势的影响及其作用路径异质性[J]. 地理研究,2025,44(6):1616-1637.

(本文责编:默　黎)