

城市创新创业活力与新兴产业核心技术： 空间极化、规模门槛与中介效应

刘承良^{1,2}, 刘向杰³

(1. 华东师范大学 全球创新与发展研究院, 上海 200062;

2. 华东师范大学 地理科学学院, 上海 200241;

3. 广东省科学院 广州地理研究所, 广东 广州 510070)

摘要:城市新企业、新资本和新发明涌现是孕育新兴产业核心技术的活力源泉,对加快形成新质生产力具有重要意义。利用中国城市面板数据考察创新创业活力对新兴产业核心技术的影响及作用机制。研究发现:(1)城市创新创业活力显著促进新兴产业核心技术数量提升,在考虑一系列稳健性检验后结论仍然成立。(2)创新创业活力对新兴产业核心技术活动的影响存在“边际递增”的城市规模门槛特征,而对邻近城市产生显著的抑制作用,存在“马太效应”和“虹吸效应”。(3)城市创新创业活力对新兴产业核心技术活动的影响存在区域和梯度异质性,不同地理位置和文化区的城市存在显著差异,而资源型城市、智慧城市和创新型城市的分组回归体现了梯度性特征。(4)创新创业活力通过提升城市多样性,特别是专业化部门的多样性程度,促进新兴产业核心技术数量增长。

关键词:新兴产业核心技术;新质生产力;创新创业活力;城市多样性;城市规模

中图分类号:F061.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1005-0566(2024)03-0212-13

Urban innovation and entrepreneurship vitality and core technologies of emerging industries: Spatial polarization, scale threshold and mediating effect

LIU Chengliang^{1,2}, LIU Xiangjie³

(1. Institute of Global Innovation and Development, East China Normal University, Shanghai 200062, China;

2. School of Geographic Sciences, East China Normal University, Shanghai 200241, China;

3. Guangzhou Institute of Geography, Guangdong Academy of Sciences, Guangzhou 510070, China)

Abstract: The emergence of new urban enterprises, new capital and new inventions is the source of vitality to breed the core technologies of emerging industries, and has great significance to accelerate the formation of new quality productivity. This paper uses the panel data of Chinese cities to investigate the impact of innovation and entrepreneurship vitality on core technologies of emerging industries and the mechanism of action. The research finds

收稿日期:2023-08-07 修回日期:2024-01-30

基金项目:国家社会科学基金重大项目“综合性国家科学中心和区域性创新高地布局建设研究”(21ZDA011);国家自然科学基金一般项目“全球创新网络重塑下的中国科技创新中心布局与建设研究”。

作者简介:刘承良(1979—),男,湖北武汉人,华东师范大学全球创新与发展研究院教授、副院长,博士生导师,研究方向为创新地理与中美科技战略。

that: (1) Urban innovation and entrepreneurship vitality significantly promotes the increase of core technologies of emerging industries, and the conclusion remains valid after considering a series of robustness tests. (2) The influence of innovation and entrepreneurship vitality on core technology activities of emerging industries has a threshold feature of “marginal increase” of city size, and has a significant inhibitory effect on neighboring cities, with “Matthew effect” and “siphon effect”. (3) The influence of innovation and entrepreneurship vitality on core technology activities of emerging industries has regional and gradient heterogeneity. There are significant differences between cities in different geographical locations and cultural regions, and the group regression of resource-based cities, smart cities and innovative cities reflects gradient characteristics. (4) Innovation and entrepreneurship vitality promote the growth of core technologies in emerging industries by enhancing the diversity of cities, especially the diversity of specialized sectors.

Key words: core technologies of emerging industries; innovation and entrepreneurship vitality; new quality productivity; urban diversity; city scale

以创新要素构成的新质生产力是我国实现高质量发展的核心动力。习近平总书记于黑龙江考察期间提出,要整合科技创新资源,引领发展战略性新兴产业和未来产业,加快形成新质生产力。发展新质生产力应积极布局智能化、生态化和融合化技术和新兴未来产业,将科学技术广泛赋能全产业^[1]。由战略性新兴产业驱动的新企业、新资本和新发明是新质生产力的重要组成部分,逐渐成为产业变革和社会发展的核心驱动力。为此,探讨新时期城市创新创业活力对新兴产业核心技术的影响机理,对推动区域孕育新质生产力具有现实意义。

新兴产业核心技术作为新一轮科技变革的主导技术群落,是“科技产业革命→主导技术群落→关键生产要素→技术经济范式→国际格局演变”多米诺骨牌效应的重要一环。产业革命由科学革命为先驱、以技术革命为催化剂,实现人类文明的跨越式发展。每一次技术革命通过推动生产方式、产业组织和结构、商业形态的变革,进而引发国际格局的重大变化。历次科技产业革命演进是若干新技术群落更替迭代和共同作用的结果,而引发技术范式变革的往往是主导技术群落。以蒸汽动力为标志的第一次技术革命实现生产的机械化,以电力技术为标志的第二次技术革命实现生产的电力化,以计算机为标志的第三次技术革命实现生产的信息化,而以数字技术等为标志的新一轮技术革命将实现生产的智能化,云端平台化和柔性化定制^[2]。以大数据、人工智能、物联网、半导体、芯片等为代表的战略性新兴产业技术成

为新一轮科技变革的主导技术群落,亦是智能化革命时代新质生产力的重要体现。近年来,美国特朗普政府发布《关键新兴技术国家战略》,呈现从单个技术向技术簇、全局化战略演变趋势,并推动科技成果转化为商业产品和创新企业;日本关键核心技术战略目标是实现“社会 5.0”,既包括 AI、生物医药等基础领域,也包括食品安全、健康医护等应用领域。可见关键核心技术需要建立系统部署机制和全周期孵育体系,以新兴产业创新创业来推动全社会加快形成新质生产力。

战略性新兴产业是以重大技术突破和重大发展需求为基础,对经济社会全局和长远发展具有重大引领带动作用,知识技术密集、物质资源消耗少、成长潜力大、综合效益好的产业,渐以成为我国国民生产总值的经济增长引擎。主导新兴产业对其他产业起到引领和带动作用,推动产业链向高水平发展并将新技术扩散到其他产业。在新一轮科技变革的宏观背景下,信息产业利润和边际收益率下降,创新蜂聚效应开始扩散^[2],特别是人工智能等关键共性技术逐渐应用到全产业领域,广泛赋能由创新要素构成的新质生产力。此外,中美科技战凸显我国在关键基础材料、核心基础元器件、高端通用芯片等领域的“卡脖子”问题。新兴产业核心技术不仅是我国抢占科技变革机遇的重要武器,亦是突破制约我国重点产业链和“卡脖子”式技术创新,跨入创新型国家前列和保障国家科技安全的前提条件。

当前针对新兴产业核心技术的研究聚焦于两方面:一是核心技术的概念界定、内涵阐释和新型

举国体制等质性研究^[3]；二是利用专利情报识别某个关键领域的核心价值专利，评估新兴领域核心技术的国际竞争态势和国内研发现状的量化研究^[4]。其中，核心技术突破机理的相关研究主要通过文献评述和案例分析等方法，侧重从新型举国体制（国家尺度）^[5]、研发主体协同创新（产业尺度）^[6]、领军企业主导研发模式（企业尺度）^[7]等不同视角，深入分析核心技术攻关的影响因素。葛爽等^[8]从创新生态系统角度分析了集成型、攻关型、开放型和探索型技术，分别适用于举国体制、产学研合作、核心企业领导和非营利机构主导的研发模式。但是，针对城市创新与新兴产业核心技术的关系仍有待进一步深入讨论。核心技术研发涉及基础研究、经费投入、创新主体、人才培养、配套系统等多维度，其高壁垒和垄断性、攻关过程的高投入和长期性，以及部分创新成果的公共物品和持续性，表明核心技术研发需要人才、设备、资源和资金等要素的长期储备。然而，创新不仅是个人或企业的成果，也是城市和区域的产物。创新被认为是一种空间过程。城市不断汇聚和组合创新企业、人才和机构，是新的创意想法、组织机构和新企业的孵化地，成为创新活动的“容器”^[9]，是新质生产力（新技术、新产品、新业态、新模式、新动能、新产业）的主要承载空间。王建华^[10]研究发现城市新兴技术兼具邻近性技术路径发展的依赖性和突破性技术路径发展的偶然性特征，即新兴技术既遵循地方基础能力的渐进性路径探索，也可能纯粹由“企业家精神”激励。在市场主导的经济体制下，一方面，新创企业通过捕获科技变革的“机遇窗口”，探索新兴技术的商业化，如蔚来汽车（2014 年）、字节跳动（2012 年）等一批新创企业在市场中崭露头角，部分新创企业成为突破式创新的排头兵；另一方面，在位企业的技术研发和金融资本倾向于良好未来前景的新兴产业领域。“硅谷经验”表明初创企业往往是颠覆性创新的实践者，从肖克利、仙童到英特尔，开创了芯片行业和智能化时代的到来。因此，城市创新创业活力（新企业、新资本和新发明）可能对新兴产业核心技术产生重要影响，而创新创业活力提升

了城市多样性水平，创新型城市成为新兴产业核心技术的“孵化器”。

所谓城市创新创业活力是指城市发展过程中新企业、新资本和新发明的涌现程度，是数字时代新生产力的动态性体现。现有研究多侧重于将城市创新创业活力作为被解释变量和机制变量，讨论数字化时代对创新创业的影响因素与传导机制。如由于企业的“双重套利”和“同群效应”导致数字化转型仅能促进技术创新“增量”但无“提质”^[11]，而数字经济显著提升了地区创业活力^[12]；数字普惠金融通过夸大信贷供给和金融效率促进创新创业质量提升^[13]。创新创业活力是数字经济赋能高质量发展的重要机制^[14]，亦是数字金融影响城市经济效率的传导机制^[15]，可见数字化激发了大众创新创业，进而推动城市高质量发展与效率提升。上述研究虽指明城市创新创业活力对地区经济发展和技术创新的影响，但更多停留在一般层面的技术创新，缺乏对新兴产业核心技术的机理探讨，而针对核心技术的研究尚处于宏观体制和微观主体因素的经验概括，缺乏城市层面的实证经验。因此，本文利用 2009—2016 年 273 个地级以上城市的面板数据，借鉴科技情报学对核心技术的研究框架，识别中国城市战略性新兴产业的高价值专利，运用多种计量方法实证检验城市创新创业活力对新兴产业核心技术的影响机理。

一、理论分析与研究假设

核心技术攻关的创新主体主要包括企业、大学和政府等。首先，企业通过开发和应用相关核心技术实现产品设计与价值创造，是核心技术研发的关键主体。核心技术由于不确定性和较长的研发周期依赖于企业承担市场风险的能力，为嵌入产业价值链，争夺核心竞争要素，要求制定创新战略实现自我驱动，在开拓市场过程中通过核心技术商业化实现利润最大^[16]。其次，以知识生产为功能定位的高校，凭借研究院、研究中心和交叉学科平台以及强大的人才基础和智力资本，开展跨学科、跨理论和跨方法的基础性科学研究，为核心技术攻关提供知识基础，但从知识生产向科技

成果转化仍依赖于创业孵化^[16]。可见,有为政府与有效市场双重驱动的新型举国体制对核心技术攻关起到重要作用。从新兴产业视角出发,演化经济地理学强调路径依赖是地区技术路径演化的核心原则,成熟企业技术创新局限于熟悉的技术领域中的局部渐进搜索,倾向于对现有技术的改进,反映在城市尺度上,是现有技术结构趋于稳定的强化过程。“新颖性(novelty)”的出现既需要成熟企业渐进性创新的不断增长,扩充技术空间的选择范围^[10],也需要新创企业不断探索新的技术机会,突破现有技术轨道的束缚。

城市创新创业活力主要通过以下3条路径影响新兴产业核心技术活动。一是创业集聚效应,创业活动的产生依赖地方化经济的商业网络 and 知识溢出,新创企业主要源于现有企业拓展经营的多样化子企业或员工建立的衍生企业,能够实现创新系统的动态发展,提高城市创新效率并开辟新的增长路径,而创业企业家作为能动性主体,在一定程度上对城市创新环境进行重塑和变革,特别是技术型新创企业通过对有限创新知识资源的组合,致力于提高生产效率以避免激烈市场竞争中的生存威胁^[17]。新创企业在空间上趋于集聚分布,通过嵌入创新生态系统中实现核心竞争力的提升。二是资本规模效应,外来和风险投资等金融资本基于良好的未来预期,倾向于新兴技术研发,特别是对处于萌芽或形成期的新兴产业具有显著的正向效应^[18]。资本进入通过扩大被投企业的研发团队,提供行业经验和资源来促进创新增长^[19]。冯婷等^[20]基于高端医疗设备行业研究,发现风投组合有助于企业突破关键核心技术。金融投资是城市创新体系运转的必备条件,解决了创新活动高风险和回报周期长的难题。三是创新蜂聚效应,虽然“数量长足、质量跛脚”的创新困境被不断诟病,但增量式发展为核心技术研发提供探索性积累,新知识是由旧知识组合产生的,城市创新网络通过企业主体间频繁交互产生的知识溢出,形成“本地蜂鸣”的创新氛围,有利于突破式创新增长。据此提出以下假设:

假设1:城市创新创业活力的提高有利于新兴

产业核心技术数量增长。

城市规模对技术创新的门槛效应已被众多研究阐述^[21],而核心技术创新的空间极化效应愈发凸显。Balland等^[22]通过对美国城市知识复杂性的空间演变,发现复杂知识往往在少数地区生产。通过比较美国353个大都市地区的科学论文、专利、就业和经济发展水平的空间集中度,研究发现生产活动的空间集中度随着复杂性的增加而增加,例如生物技术、神经生物学和半导体集中在少数大城市^[23]。可见中心城市吸引高学历人才、金融资本和要素,为创新活动提供肥沃土壤,通过规模效应为培育新兴产业核心技术提供温床,可能对周边城市造成负外部性影响^[24]。据此提出以下假设:

假设2:城市创新创业活力对新兴产业核心技术创新的影响具有“边际效应”递增的非线性特征,体现为不同发展水平城市的显著异质性和梯度性,中心城市对周边城市存在“虹吸效应”。

突破式创新通常来自于多样和异质性知识的整合,城市的“创新孵化”作用体现为Jacob外部性知识溢出,为企业提供更广阔的探索空间。熊彼特认为创新是“企业家将生产要素和条件形成新组合以获得超额利润的过程”,城市创新创业活力提升通过促进城市多样性增长,更有利于互补性知识融合与碰撞,产生知识溢出和资源组合,多样性降低了企业探索互补性知识的成本,避免城市锁定在特定的技术路径^[25]。据此提出以下假设:

假设3:城市创新创业活力通过提升城市多样性促进新兴产业核心技术数量增长。

二、研究设计与变量说明

(一)模型设定

为检验城市创新创业活力对新兴产业核心技术的影响,本文构建如下计量模型:

$$\ln EICT_{c,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln INNOV_{c,t-1} + \delta Z_{c,t-1} + \lambda_t + \varepsilon_{c,t-1} \quad (1)$$

式(1)中: $\ln EICT_{c,t}$ 是城市c在第t年的新兴产业核心技术数量, $\ln INNOV_{c,t-1}$ 表示城市c在t-1年的创新创业活力指数, $Z_{c,t-1}$ 反映模型中所有的控制变量, λ_t 为固定效应, $\varepsilon_{c,t-1}$ 为随机扰动项。其中自变量采用滞后一年以避免潜在的内生性问

题,所有变量采用对数化减少异方差影响。

(二) 变量说明

1. 被解释变量:新兴产业核心技术

专利类型包括发明专利、实用新型和外观设计 3 类,发明专利被授权必须具有新颖性、创造性和实用性,已被多数研究视为突破式创新的代理变量^[26]。我国专利存在“量大质低”的部分特征,单纯以发明专利表征核心技术存在缺陷,科技情报研究常以高价值专利来表征核心技术^[4]。鉴于此,本文采用战略性新兴产业的高价值专利来衡量新兴产业核心技术。

多数研究采用指标体系方法来识别核心技术^[4],本质上是通过专利价值来判断核心专利。专利价值研究源于 20 世纪 50 年代末,目前国内外已有相对成熟的专利价值指标体系^[27]。其中,IncoPat 专利系统的合享价值度通过选用包括专利类型、被引证次数、同族数量、同族国家数量、权利要求个数、发明人个数、IPC 大组个数、专利剩余有效期等在内的 26 个对专利价值影响较大的参数,以及每个参数对专利价值影响的函数关系,通过综合均衡、迭代和优化,最终获得专利价值的综合评价分值。合享价值度可细分为技术稳定性、技术先进性和保护范围 3 个维度,考虑了专利的法律价值、技术价值和经济价值,涵盖对应用范围、国际化布局和寿命时间等层面的度量,已被多数研究采用^[28],本文以此确定新兴产业的高价值专利。

参考《战略性新兴产业分类与国际专利分类参照关系表(2021)》,匹配新一代信息技术、高端装备制造业、新材料产业、生物产业、新能源汽车产业、新能源产业、节能环保产业和数字创意产业的 IPC 分类号。通过 IncoPat 专利数据库的新兴产业分类编码提取门类,检索申请时间为 2009 年 1 月 1 日到 2022 年 4 月 1 日之间已授权的发明专利数据,根据 IncoPat 系统对高价值专利的界定,筛选出合享价值度大于 8 的专利,按申请年份提取 2009—2016 年的专利数据,并根据申请人地址中的城市进行归并。若企业搬迁导致经营地址变更,企业一般会申请著录事项变更,以避免无法接收国家邮寄的专利无效宣告文件导致专利失效等

问题,保证了专利申请人地址信息的准确性。

每个样本的被解释变量表示某城市在某年申请的新兴产业核心专利数量,而这些专利在检索年间(2022 年 4 月之前)已被授权。一般而言,专利从申请到授权需经过 3~5 年的审查周期,且高价值专利要求一定时间验证其技术价值,导致越晚的年份城市核心技术统计数量越少(原因是后续年份专利申请大部分尚未授权,本文检索年间专利数据量以 2016 年为峰值,随后逐年递减)。核心技术的统计方式(专利审查和技术价值验证的时长不定)有利于避免潜在的内生性问题,增强本文结果的稳健性。

2. 核心解释变量:城市创新创业活力

数据来源于北京大学企业大数据研究中心,其立足于企业家、资本与技术三大核心要素,整合全国工商企业注册数据库、VCPE 投资数据库、专利数据库和商标注册库等,建立起包括新建企业数量(权重为 20%)、新增外来法人投资笔数(权重为 15%)、新增风险投资的企业数量(权重为 25%)、新增发明专利授权数量、实用新型和外观设计公开数量(权重为 25%)与新增商标注册数量(权重为 15%) 5 个维度的指标框架,对以企业为主体的创新创业过程进行衡量,来测度地区创新创业活力^[29]。数据集提供了按总值和人均值计算的城市指标,还根据《数字经济及核心产业统计分类(2021)》按原指标体系(增加了“新增软件著作权登记数量”)筛选出数字经济产业范围的创新创业活力指数(2010 年起)^[30]。本文以城市创新创业活力指标总量作为核心解释变量,将其他 3 个指标(城市创新创业指数人均值、数字经济创新创业指数总值和人均值)作为替代变量进行稳健性分析。

3. 控制变量

选择以下 4 种类型变量加以控制。

一是城市发展水平,采用人均地区生产总值(PGDP),另考虑城市固定资产投资来控制基础设施的作用。

二是政府作用,地方政府通过干预地方产业发展(如招商引资、提供低成本的土地和补贴、减少税收、鼓励地方银行提供软贷款等方式)实现财

政收入最大化^[31],对短期利益的重视可能导致对创新的忽视,但战略性新兴产业渐已成为政府重点扶持的朝阳产业。2014年,国务院对财政收入的限制性规定刺激政府产业引导基金的爆发,政府以有限合伙人形式交付私募基金投资,最终流向新兴产业。本文采用政府研发投入($R\&D$)和城市财政分权水平(DEC)作为控制变量。城市财政分权水平表征中央向地方政府下放的财政权力,包括地方财政支出、财政收入和财政自给率3个分指标,运用主成分法加权求和计算^[32]。计算式是:

$$DEC = \frac{fe_c}{fe_p} \times 0.6269 + \frac{fr_c}{fr_p} \times 0.6263 + \frac{fr_c}{fe_c} \times 0.4670 \quad (2)$$

式(2)中: DEC 表示财政分权化; c 代表城市; p 代表省份; fe 表示财政支出; fr 表示财政收入。

三是市场化(MAR)和全球化环境(GLO)。本文借鉴樊纲等^[33]构建的市场化指数,其由5个维度的23个分指标构成,包括政府与市场关系、非国有经济发展、产品市场的发育程度、要素市场的发育程度、市场中介组织的发育和法律制度环境5大维度。这个指数已被广泛采用。此外,借鉴朱晟君等^[31]构建的全球化指数来衡量全球化环境,反映城市参与国际贸易和资本活动的程度,包括进口贸易开放度、出口贸易开放度和外商直接投资开放度3个指标,通过运用主成分加权平均构建综合指标:

$$GLO = \frac{import_c}{GDP} \times 0.6791 + \frac{export_c}{GDP} \times 0.6737 + \frac{FDI_c}{GDP} \times 0.2913 \quad (3)$$

式(3)中: GLO 表示全球化指标; c 代表城市; $import$ 表示进口贸易额; $export$ 表示出口贸易额; FDI 表示外商直接投资。

4. 门槛变量:城市规模

本文采用人口规模(POP)、经济规模(GDP)、夜间灯光($NigL$)、科研综合技术服务业从业人员数(HC)、规模以上工业企业数(INC)和规模以上工业产值(INV)作为城市规模的代理变量检验门槛效应。

5. 中介变量:城市多样性

本文采用城市多样性($Variety$)作为中介变量,

按照演化经济地理学常用的测度方法,通过统计中国城市所有发明授权专利的主IPC分类数量,采用熵值法计算城市IPC类别的多样化程度。其计算公式为:

$$Variety = \sum_{i \in g} \frac{P_i}{P_g} \log\left(\frac{P_g}{P_i}\right) \quad (4)$$

式(4)中: $Variety$ 表示城市技术多样性; i 表示四位数水平的IPC技术类型; g 表示三位数水平的IPC技术类型; P 表示城市的专利数量。

城市技术相关多样性能为企业提供同一部门的多元知识要素,提高知识组合的有效性,而非相关多样性反映的是城市不同技术领域的多元程度,提高技术复杂性水平,研究发现两者分别对利用式创新和探索性创新发挥积极效应^[34]。其中,相关多样性通过度量三位数技术类型(同一领域)中包含的四位数水平的IPC的多样化指数加总求得。计算公式是:

$$RelV_c = \sum P_g Variety_g = \sum P_g \sum_{i \in g} \frac{P_i}{P_g} \log\left(\frac{P_g}{P_i}\right) \quad (5)$$

非相关多样性通过度量三位数水平IPC技术类型(不同领域)的熵值计算。计算公式是:

$$URelV_c = \sum P_g \log\left(\frac{1}{P_g}\right) \quad (6)$$

(三)数据来源

考虑部分城市数据缺失,为保证样本数据一致性,剔除了三沙、巢湖、海东等城市。由于核心变量以2016年为峰值,后续年份的部分专利价值未得到时间验证,为保证模型的科学性,本文以2009—2016年273个地级以上城市的面板数据作为研究样本,控制变量和门槛变量原始数据均来源于《中国城市统计年鉴》、各省市统计年鉴等,描述性统计如表1所示。

三、实证分析与结果

(一)基准回归分析

基于构建的计量模型,利用面板回归检验城市创新创业活力对新兴产业核心技术的影响。通过计算方差膨胀因子(VIF),确定模型变量不存在显著的多重共线性(VIF 均小于10)。为保证核心

表 1 变量描述性统计

变量类别	中文变量	变量	观测值	最大值	最小值	均值	标准差
被解释变量	新兴产业核心技术	lnEICT	2184	10.385	0	4.081	1.881
核心变量	城市创新创业活力	lnINNOV	2184	4.614	2.72	4.225	0.276
门槛变量	人口规模	POP	2184	3375.2	29.97	445.23	312.883
	经济规模	GDP	2184	25123	101.15	1896.33	2557.72
	人力资本	HC	2184	453.16	0.198	21.845	36.402
	夜间灯光	NigL	2184	56.996	0	5.873	7.851
	规模以上工业企业数	INC	2184	18792	23	1348.95	1804.47
	规模以上工业产值	INV	2184	32445	0	2980.89	4174
中介变量	城市多样性	lnVariety	2184	2.171	0	1.789	0.278
	相关多样性	lnRelV	2184	1.426	0	0.784	0.357
	非相关多样性	lnUnRelV	2184	1.201	0	0.974	0.195
控制变量	人均 GDP	lnPGDP	2184	3.918	0.074	1.489	0.581
	基础设施	lnInf	2184	9.640	0	6.672	0.922
	财政分权	lnDEC	2184	0.992	0	0.297	0.157
	政府研发投入	lnR&D	2184	15.962	9.241	12.715	0.796
	市场化程度	lnMAR	2184	2.398	1.203	1.963	0.208
	全球化程度	lnGLO	2184	0.278	0	0.019	0.031

解释变量结果的稳健性,本文通过逐步引入控制变量的方式考察在多变量动态组合效应下城市创新创业活力与新兴产业核心技术之间的关系,基准回归结果如表 2 所示。

表 2 基准回归结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
lnINNOV	2.444 *** (0.128)	0.916 *** (0.181)	0.922 *** (0.181)	0.523 *** (0.118)	0.520 *** (0.116)	0.524 *** (0.116)
lnPGDP	—	0.855 *** (0.174)	0.864 *** (0.174)	0.327 *** (0.0872)	0.318 *** (0.0846)	0.325 *** (0.0844)
lnInf	—	0.459 *** (0.135)	0.460 *** (0.136)	0.234 *** (0.0753)	0.231 *** (0.0745)	0.232 *** (0.0749)
lnDEC	—	—	-0.674 * (0.343)	-0.646 * (0.346)	-0.663 * (0.349)	-0.684 ** (0.346)
lnR&D	—	—	—	0.786 *** (0.0899)	0.776 *** (0.0928)	0.775 *** (0.0925)
lnMAR	—	—	—	—	0.144 (0.257)	0.188 (0.257)
lnGLO	—	—	—	—	—	3.991 ** (1.900)
Constant	-6.246 *** (0.539)	-4.130 *** (0.486)	-3.972 *** (0.501)	-9.976 *** (0.822)	-10.07 *** (0.820)	-10.26 *** (0.824)
固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.356	0.548	0.549	0.614	0.614	0.616
观测值	2184	2184	2183	2184	2184	2184

注:括号内为稳健标准误;*、**、*** 分别表示在 $P<0.1$ 、 $P<0.05$ 、 $P<0.01$ 时有统计学意义。

模型 1~模型 6 报告的估计结果表明:逐步引入控制变量过程中核心解释变量与控制变量回归系数和显著性未发生较大变化,结果具有较强的稳健性。在考虑城市发展水平、政府创新偏好与财政分权、市场化和全球化环境等因素的情况下,城市创新创业活力均在 1% 水平上显著为正,城市创新创业水平得分每提升 1%,新兴产业核心技术数量增长约 0.524%,表明城市创新创业活力提升有利于新兴产业核心技术数量增长,初步验证假设 1。在控制变量方面,人均 GDP、基础设施、政府研发投入和全球化环境在模型中基本显著为正,

表明城市经济发展水平、政府创新偏好和全球化水平的提升均有利于新兴产业核心技术数量增长,可见发展水平越好的城市可能对创新活动的孵化作用愈发凸显^[21]。但财政分权显著为负,可能原因是在财政分权和晋升激励下,地方政府更倾向于刺激经济发展的“短平快”方式,高风险的技术创新项目被挤占^[35];市场化环境系数为正但未能通过显著性检验,可能原因是信贷资金偏向短期利益与稳定收入项目,而忽视周期较长的核心技术研发,资本寻租对创新活动产生挤出效应^[36],影响市场化进程对突破式创新的促进作用。

为区分创新和创业两个层面对新兴产业核心技术的不同影响,本文进一步将城市创新创业活力的 7 个分指标进行逐步回归检验,包括新建企业数量、新增外来法人投资笔数、新增风险投资的企业数量、新增发明专利授权数量、实用新型和外观设计公开数量与新增商标注册数量。估计结果如表 3 所示。研究表明:所有创新创业活力分指标均显著为正,进一步验证假设 1 的观点,即城市创新创业活力通过创业集聚、资本规模和创新蜂聚 3 种效应对新兴产业核心技术数量增长产生积极影响。

表 3 城市创新创业活力的分指标回归结果

变量	变量名	回归系数	控制变量	固定效应	R ²
lnINO_firm	新建企业数量	0.353 ** (0.139)	是	是	0.611
lnINO_fi	新增外来法人投资笔数	0.459 *** (0.146)	是	是	0.612
lnINO_vcpe	新增风险投资的企业数量	0.215 ** (0.099)	是	是	0.608
lnINO_pat	新增发明专利授权数量	0.995 *** (0.169)	是	是	0.622
lnINO_util	新增实用新型公开数量	0.578 *** (0.146)	是	是	0.618
lnINO_ad	新增外观设计公开数量	0.266 *** (0.095)	是	是	0.610
lnINO_td	新增商标注册数量	0.408 *** (0.113)	是	是	0.614

注:括号内为稳健标准误;**、*** 分别表示在 $P<0.05$ 、 $P<0.01$ 时有统计学意义。

(二) 稳健性检验

通过稳健性检验以进一步论证研究结果的可靠性。首先,采用更换核心解释变量指标的方法,分别用城市创新创业指数人均值、数字经济创新创业指数总值和人均值作为替代变量,回归结果如表 4 的模型 1~模型 3 所示;其次,考虑到城市新兴产业核心技术数量指标方差较大,采用前

10%的截尾处理删除极值样本的方法,回归结果如表4的模型4所示,城市创新创业活力均显著为正。

由于影响城市新兴产业核心技术的可能因素较多,本文采用机器学习的随机森林回归模型进行稳健性检验。传统的计量方法受限于经验性的统计假设,存在模型要求高,人为干涉多,指标数量少等问题,与统计模型不同,预测性建模的目的是预测未来观测值,无需预先设定模型变量的复杂关系,能够从海量数据中挖掘影响观测值的有效变量。通过构建包括城市创新创业活力、政府作用、制度环境、高校论文发表数量、城市特征等在内的30个变量,参考陆瑶等^[37],按照一年滚动窗口期对模型进行拟合,采用相对特征重要性来观察影响新兴产业核心技术的重要变量,拟合结果如表4的模型5所示,城市创新创业活力在所有变量中相对重要性最高,对预测城市新兴产业核心技术数量的贡献程度达43.1%,远高于其他变量,模型 R^2 达0.895,而样本内均方误差均值为0.076,样本外均方误差均值为0.064,拟合结果优异。

表4 稳健性检验结果

变量	模型(1) 指标人均值	模型(2) 数字经济 创新创业 指数_总值	模型(3) 数字经济 创新创业 指数_人均值	模型(4) 截尾处理	模型(5) 随机 森林回归
lnINNOV	0.730 *** (0.115)	0.116 *** (0.040)	0.123 *** (0.036)	0.585 *** (0.118)	0.431
控制变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	—
R^2	0.623	0.610	0.612	0.590	0.895
观测值	2 184	1 638	1 638	1 966	2 184

注:括号内为稳健标准误,*、**、***分别表示在 $P<0.1$ 、 $P<0.05$ 、 $P<0.01$ 时有统计学意义。

四、拓展分析

(一)空间计量分析

考虑到城市新兴产业核心技术和创新创业活力存在空间集聚和溢出效应特征,城市创新创业活力不仅直接影响本地创新,也会吸纳周边地区的创新资源,通过虹吸效应间接影响到周边地区的创新增长,本文在空间自相关检验的基础上,采用空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)对空间溢出效应进行分析。

1. 空间相关性检验

通过全局莫兰指数进行空间相关性检验,验证

空间计量回归的必要性。采用两种空间权重矩阵进行估计,被解释和核心解释变量的全局Moran'I指数如表5所示。研究表明:2009—2016年中国城市新兴产业核心技术数量和创新创业活力的Moran'I指数均在1%水平上显著为正,存在空间相关性。考虑地理权重矩阵,新兴产业核心技术的空间集聚程度呈现逐年递增的趋势,并逐渐高于城市创新创业水平(2012年之前逐年上升,随后波动变化);考虑经济权重矩阵,新兴产业核心技术的空间集聚均高于城市创新创业水平,表明我国城市新兴产业突破式创新愈发集中在少数创新型城市,空间极化现象愈发显著。

表5 新兴产业核心技术和城市创新创业活力的Moran'I指数

年份	新兴产业核心技术 lnEICT		城市创新创业活力 lnINNOV	
	地理权重	经济权重	地理权重	经济权重
2009	0.072 ***	0.351 ***	0.077 ***	0.250 ***
2010	0.082 ***	0.323 ***	0.075 ***	0.198 ***
2011	0.082 ***	0.323 ***	0.088 ***	0.250 ***
2012	0.089 ***	0.299 ***	0.102 ***	0.228 ***
2013	0.094 ***	0.297 ***	0.088 ***	0.229 ***
2014	0.098 ***	0.307 ***	0.093 ***	0.210 ***
2015	0.097 ***	0.294 ***	0.076 ***	0.176 ***
2016	0.097 ***	0.301 ***	0.090 ***	0.137 ***

注:***表示在 $P<0.01$ 时有统计学意义。

2. 空间计量结果

通过LM检验对比空间滞后模型(SAR)和空间误差模型(SEM)的适配性,进一步采用LR和Wald检验空间杜宾模型(SDM)是否可退化为空间滞后和误差模型。其估计结果如表6所示。考虑地理权重矩阵,LM-spatial lag、Robust LM-spatial lag和Robust LM-spatial error和LM-spatial error均通过1%水平的显著性检验,Wald和LR检验均通过显著性检验,但考虑经济权重矩阵,LM-spatial error和Wald检验不显著,而空间滞后和LR检验显著,因此本文考虑空间杜宾和空间滞后模型进行分析。

表6 空间计量检验结果

检验方法	地理权重	经济权重	检验方法	地理权重	经济权重
LM-spatial lag	25.602 ***	49.607 ***	Wald-spatial lag	18.63 ***	11.89
Robust LM-spatial lag	65.258 ***	77.560 ***	LR-spatial lag	25.26 ***	17.33 **
LM-spatial error	192.344 ***	1.806	Wald-spatial error	17.79 **	11.87
Robust LM-spatial error	232 ***	29.758 ***	LR-spatial error	25.02 ***	17.28 **

注:**、***分别表示在 $P<0.05$ 、 $P<0.01$ 时有统计学意义。

表7报告了考虑空间溢出效应的模型,在考虑两种权重矩阵和不同空间模型的情况下,城市创

新创业活力对新兴产业核心技术数量直接效应的估计系数在所有模型中均显著为正,表明创新创业水平对本地新兴产业核心技术数量增长具有促进作用,与基准回归结果一致。但地理权重矩阵的间接效应估计系数均为负值,而空间杜宾模型在 1% 水平上显著为负,表明城市创新创业活力的提升对邻近地区新兴产业核心技术数量产生抑制作用。在仅考虑地理距离溢出的模型中“虹吸效应”最为显著,而经济发展邻近抵消了创新虹吸,这与我国行政等级体系产生的“创新俱乐部”和“首府引力”效应有关。一方面,大部分科技创新活动集中在少数发达城市,形成以“北京—上海—深圳—成都—武汉”为核心辐射五大国家级城市群的“钻石型结构”^[38];另一方面,首府城市集聚高校、研究机构和科技型企业,对周边城市形成“虹吸”影响,这是导致空间邻近的“虹吸效应”强于“示范效应”的重要原因。

表 7 空间计量分析结果

变量	地理权重		经济权重	
	SAR	SDM	SAR	SDM
lnINNOV	0.134 * (0.079)	0.130 * (0.079)	0.138 * (0.079)	0.151 * (0.079)
W × lnINNOV	—	-3.435 *** (1.181)	—	0.146 (0.229)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
直接效应	0.137 * (0.081)	0.147 * (0.081)	0.141 * (0.081)	0.154 * (0.081)
间接效应	-0.033 (0.029)	-2.014 *** (0.693)	-0.002 (0.007)	0.129 (0.206)
总效应	0.104 (0.065)	-1.867 ** (0.688)	0.139 * (0.080)	0.282 (0.220)
R ²	0.684	0.411	0.678	0.512
观测值	2 184	2 184	2 184	2 184

注:括号内为稳健标准误;*、**,*** 分别表示在 $P < 0.1$ 、 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$ 时有统计学意义。

(二) 门槛效应分析

为验证不同规模城市创新创业活力对新兴产业核心技术影响的异质性,本文采用人口规模 (POP)、经济规模 (GDP)、夜间灯光 (NigL)、科研综合技术服务业从业人员数 (HC)、规模以上工业企业数 (INC) 和规模以上工业产值 (INV) 作为门槛变量进行面板门槛模型回归,门槛回归根据门槛值划分的样本组检验参数的显著差异,通过参照数据特征划分门槛区间,避免了人为划分的随意性。本文采用门槛回归模型,并拓展为多门槛

计量模型,根据迭代回归的系数显著性来判断城市规模的门槛值。采用 Bootstrap 法重复抽样 300 次,获取 3 种门槛模型估计值及门槛效应的检验结果。虽然人口规模、经济规模、夜间灯光和人力资本系数基本呈现边际增长,但是门槛效应的显著性不通过(见表 8)。研究发现:规模以上工业企业数可采用单门槛模型,以 165 家企业为门槛值;规模以上工业企业产值可采用双门槛模型,以 423.03 和 906.87 亿元为门槛值(见表 8)。

表 8 门槛效应检验结果

门槛变量	模型	F 值	Bootstrap 次数	门槛估计值		
				I	II	III
规模以上工业企业数(家)	单门槛	15.18 *	300	165	—	—
	双门槛	-5.79	300	165	846	—
	三门槛	7.06	300	165	204	846
规模以上工业企业产值(亿元)	单门槛	34.48 ***	300	877.883	—	—
	双门槛	22.35 **	300	423.027	906.870	—
	三门槛	14.33	300	423.027	906.870	3 005.14

注:*、**、*** 分别表示在 $P < 0.1$ 、 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$ 时有统计学意义。

表 9 中报告了不同门槛变量的回归结果,估计系数均在 1% 水平上显著为正。研究表明:随着规模以上工业企业数量和产值的提升,城市创新创业水平对新兴产业核心技术的促进作用愈发显著,规模以上工业企业数在低于约 165 家时,创新创业水平得分每增加 1%,新兴产业核心技术数量增长约 0.472%,达到门槛值后提升了 0.07%;规模以上工业企业产值在低于约 423 亿元时,创新创业水平得分每增加 1%,新兴产业核心技术数量增长约 0.348%,对于产值在约 423 亿元至 907 亿元之间的城市,增长效应提升了 0.06%,达到 907 亿元的门槛值后,增长效应比低产值城市提升了 0.112%。总体而言,城市创新创业水平对新兴产业核心技术的促进作用存在门槛效应,特别是对规模以上工业企业数量和产值越多的城市,规模效应的作用愈发凸显。

表 9 门槛效应分析结果

门槛变量	门槛区间	系数	控制变量	固定效应	R ²
规模以上工业企业数/家	INC < 165	0.472 ***	是	是	0.703
	165 ≤ INC	0.542 ***			
规模以上工业企业产值/亿元	INV < 423.027	0.348 ***	是	是	0.696
	423.027 ≤ INV < 906.870	0.408 ***			
	906.870 ≤ INV	0.460 ***			

注:*** 表示在 $P < 0.01$ 时有统计学意义。

(三) 中介效应分析

由前文理论分析可知,城市创新创业活力通

过创业集聚、资本规模和创新蜂聚3种效应对新兴产业核心技术产生积极影响。新企业、新资本和新技术增强了城市的知识多样性,而突破式创新通常来自于多样和异质性知识的整合,众多创新主体在城市这一“容器”中产生频繁的创新活动。本文进一步考察城市创新创业活力通过增强城市知识多样性进而推动新兴产业核心技术数量增长的间接影响机制,采用依次检验回归系数法和Sobel检验进行中介效应分析。

$$\ln Variety_{c,t} = \partial_0 + \partial_1 \ln INNOV_{c,t-1} + \delta Z_{c,t-1} + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{c,t-1} \quad (7)$$

$$\ln EICT_{c,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln INNOV_{c,t-1} + \gamma_2 \ln Variety_{c,t} + \delta Z_{c,t-1} + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{c,t-1} \quad (8)$$

式(7)、式(8)中: $\ln Variety_{c,t}$ 是城市c在第t年的技术多样性; α_1 表示城市创新创业活力对中介变量的影响系数; γ_1 表示控制中介变量的情况下,城市创新创业活力对新兴产业核心技术的影响系数。本文进一步采用Bootstrap的500次抽样检验进行稳健性分析。

由表10可知,模型1报告的式(7)估计结果中城市创新创业活力对多样性影响的系数显著为正,验证了创新创业有利于增强城市多样性,而模型2报告的式(8)估计结果中多样性对新兴产业核心技术的回归系数亦显著为正,创新创业活力对新兴产业核心技术的影响被城市技术多样性所抵消,并且通过了Sobel检验结果,起到完全中介作用。本文进一步采用相关和非相关多样性作为替代变量进行稳健性检验,模型3和模型5估计结果表明城市创新创业活力有利于城市相关和非相关多样性,但对相关多样性的系数相对较大。模型4相关多样性对新兴产业核心技术的回归系数亦显著为正,同样抵消了创新创业活力对新兴产业核心技术的影响,Sobel检验结果表明相关多样性起到完全中介作用,进一步验证了假设3。模型6非相关多样性不显著,Sobel检验亦不通过,非相关多样性不起中介作用,可能原因是核心技术研发需要长时期技术积累,相关多样性能够降低不同知识要素之间的融合成本,提升知识整合的有

效性,而非相关知识要素的不确定风险较高,较难实现知识转移与理解^[34]。Bootstrap检验的估计系数均一致,结果较为稳健。综上所述,中介效应检验表明,城市创新创业活力通过提升城市多样性,特别是对城市专业化部门的多样性程度,有效地促进了新兴产业核心技术研发。

表10 中介效应分析结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
	$\ln Variety$	$\ln EICT$	$\ln RelV$	$\ln EICT$	$\ln URelV$	$\ln EICT$
$\ln Variety$	—	0.858 *** (0.091)	—	—	—	—
$\ln RelV$	—	—	—	0.379 *** (0.073)	—	—
$\ln URelV$	—	—	—	—	—	-0.104 (0.077)
$\ln INNOV$	0.243 *** (0.021)	-0.070 (0.086)	0.198 *** (0.026)	0.063 (0.085)	0.176 *** (0.025)	0.156 * (0.086)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
adj. R^2	0.852	0.950	0.858	0.948	0.556	0.947
观测值	2 184	2 184	2 184	2 184	2 184	2 184
Sobel 统计量	0.209 *** (0.028)		0.075 *** (0.018)		-0.018 (0.014)	
中介效应	完全中介		完全中介		无中介效应	
Bootstrap 检验	间接效应显著		间接效应显著		间接效应不显著	

注:括号内为稳健标准误;*、***分别表示在 $P < 0.1$ 、 $P < 0.01$ 时有统计学意义。

(四)异质性分析

1. 地理位置和文化区等的异质性

新兴产业核心技术的空间极化和规模门槛效应表明城市创新创业活力的影响可能存在时空异质性,本文进一步考察不同样本组的影响效应。首先,考虑到我国经济发展水平差异,划分东部、中部、西部和东北地区进行异质性分析。表11模型1到3的估计结果中,城市创新创业活力对新兴产业核心技术数量均显著为正,并且东部与其它地区的系数相比差距较大,郭吉涛等^[12]发现数字经济显著促进了东部地区的创业活力,但对西部地区提升效果不明显,可见在数字化浪潮下创新创业活力的“马太效应”趋势愈发凸显。模型4未能通过显著性检验,东北地区活力不足问题已被众多研究揭示^[39]。其次,根据刘毓芸等^[40]对方言区的划分,对官话区、吴语区和粤语区进行分组回归,核心变量均通过显著性检验。最后,按照中位数划分样本进行回归,结果亦显著为正(见表11)。

表 11 异质性分析结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)	模型(9)
	东部	中部	西部	东北	官话区	吴语区	粤语区	<中位数	>中位数
lnINNOV	0.915 *** (0.220)	0.340 * (0.195)	0.515 *** (0.188)	0.357 (0.222)	0.478 *** (0.133)	1.668 *** (0.133)	1.160 *** (0.133)	0.542 *** (0.133)	0.751 *** (0.149)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.787	0.696	0.567	0.301	0.592	0.913	0.732	0.519	0.812
城市数量	84	79	75	35	160	16	20	—	—
观测值	672	632	600	280	1 280	128	160	1 101	1 083

注:括号内为稳健标准误;*、*** 分别表示在 $P<0.1$ 、 $P<0.01$ 时有统计学意义。

2. 城市类别的异质性

根据国务院《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020 年)》、以及国家发展改革委等部门历次批准的国家创新型城市试点和智慧城市试点名单来对比不同类别城市的创新创业活力对新兴产业核心技术的影响。首先,我国资源型城市转型与可持续发展已取得一定进展,但资源型城市仍面临转型发展内生动力不强等问题,新兴产业或许成为资源型城市避免陷入传统产业路径依赖的重要途径。相较而言,资源型城市创新创业活力和新兴产业核心技术数量均值远低于非资源型城市,核心变量虽显著但回归系数低于非资源型城市。其次,智慧城市试点有利于完善信息基础设施和拓宽数字技术应用场景,推动城市数字化产业和产业数字化发展,而数字化是新兴产业的特点之一,表 12 中可见智慧城市核心变量均值和回归系数均高于非智慧城市。再者,国家创新型城市旨在加强政府对创新活动引领,通过财政和金融政策(如政府奖补、科技专项投入和税收优惠)等来推动全社会科技创新,结果表明创新型城市核心变量均值和回归系数均高于非创新型城市。

表 12 异质性分析结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
	资源型城市	非资源型城市	智慧城市	非智慧城市	创新型城市	非创新型城市
lnINNOV	0.460 **	0.754 ***	0.601 ***	0.491 ***	1.019 ***	0.507 ***
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.522	0.683	0.635	0.607	0.846	0.587
城市数量	109	164	99	174	47	226
观测值	872	1 312	792	1 392	376	1 808
创新创业活力均值	66.475	77.705	75.281	72.049	90.815	69.562
核心技术数量均值	62.540	729.607	595.778	387.876	2107.55	121.317

注:城市类别划分均采用截至 2016 年的城市名单来构建面板数据。括号内为稳健标准误;**、*** 分别表示在 $P<0.05$ 、 $P<0.01$ 时有统计学意义。

从资源型城市、智慧城市(试点)到创新型城

市(试点),城市数量逐渐减少,而创新创业活力和新兴产业核心技术数量均值逐渐提升(模型 1、模型 3 和模型 5),不同类别城市回归系数的异质性反映了城市的梯度性特征。创新水平较高的城市更能通过促进新的生产要素(企业、资本和知识等)来培育突破式创新,而对于资源型城市而言,激励作用相对较低。

五、研究结论与政策建议

(一)主要结论

第一,城市创新创业活力是影响新兴产业核心技术创新的重要因素。城市创新创业活力在拓展分析中均显著促进新兴产业核心技术数量增长,为区分创新和创业等不同要素,以及体现数字经济特征,进行分指标、替换变量和更换模型等一系列稳健性检验,结论仍显著为正。新兴产业核心技术的体系化和战略性要求提升城市培育创新孵化的功能,通过创业集聚、资本规模和创新蜂聚路径促进新企业、新资本和新发明涌现,为培育新兴产业核心技术提供多样化知识融合与碰撞的场所。

第二,城市创新创业活力对新兴产业核心技术创新的影响具有“边际效应”递增的非线性特征,而对周边城市存在“虹吸效应”。在数字化浪潮下创新创业活力的“马太效应”加剧了地区创新差距,存在显著的区域和梯度异质性,不同地理位置和文化区的城市存在显著差异,而资源型城市、智慧城市和创新型城市的分组回归体现了梯度性特征。在“创新俱乐部”和“首府引力”效应作用下,中心城市凭借发展水平、基础设施和研发投入等方面的优势地位,对邻近城市产生“虹吸效应”,通过吸纳周边的创新要素,成为核心技术集聚的“创新高地”。

第三,机制研究表明城市创新创业活力通过

提升城市多样性促进新兴产业核心技术数量增长。创新创业有利于增强城市知识多样性,特别是通过提升专业化部门的多样性程度,降低了不同知识要素的融合成本,以城市技术多样性和相关多样性为中介变量均起到完全中介的作用。

(二)政策建议

一是把握数字化浪潮的契机,持续大力推进城市创新创业活动蓬勃发展,加快形成新质生产力。已有研究表明数字经济和数字普惠金融等激发了大众创新创业活力。面对近年来就业形势加剧的社会难题,依托数字化浪潮营造全社会浓厚的双创氛围,刺激新产品、新技术和新业态涌现,特别要培育数字经济新企业、新产品和新技术,推动形成以战略新兴产业为关键动力的新质生产力。新质生产力是由智力(科学家、工程师和企业家等人才)、智权(标准、专利、软件著作权、版权和商标等知识产权)和数据(算力、算法和大数据)有机结合的新发展动力,应统筹开展新兴产业布局,组织实施未来产业孵化与创业加速,率先形成新质生产力^[1]。这不仅有利于推动城市的高质量发展,而且其递增的“边际效应”有利于促进新兴产业核心技术数量迅速增长,实现“有效市场”带动的新型举国体制效能发挥。

二是集聚与辐射效应同步发展,实现新兴产业核心技术创新水平的整体提升。一方面,重视城市基础设施和创新研发投入,强化创新孵化的软硬设施建设。虽然以投资驱动型为主导经济增长模式颇受诟病,但仍应保持对基础设施和创新研发的投资力度,特别是新型基础设施、针对关键领域和薄弱环境的设施建设和以问题导向的基础研究。为落后地区的新兴产业核心技术提供孵化环境,从而缩小地区创新差距,实现中心城市的辐射带动效应。通过增强城际高速铁路和5G、大数据及人工智能等基础设施建设,有利于提升创新创业活力和新兴产业关键核心技术突破。另一方面,融合央地联动体系的攻关路径,建立全方位一体化的区域创新体系。城市规模与核心技术创新活动密切相关,通过减少行政体制束缚,整合区域科创资源,以中心城市为核心建立分工明确、功能互补、梯次联动的区域创

新体系,实现虹吸与涓滴协同发展,以提升区域创新创业活力。

三是加大城市技术多样性程度,促进新兴产业核心技术创新发展。一方面,依托城市优势技术领域,加强新技术探索,拓宽技术领域,基于广泛的技术多样性培育技术组合能力,加强技术前后向关联性,进而产生具有开创性和影响力的新兴产业核心技术,从根本上提高自身的创新能力。另一方面,强化创新增长极及其周围地区的创新要素联系,加强外部知识溢出的识别、吸收和利用,从而增加本地知识和技术的丰富程度,并积极引导不同技术之间的互动和交流,促进不同知识的融合和经验迁移,借助外部知识和技术推进自身新兴产业核心技术不断提升。

四是构建基于关键领域的创新生态系统,加强科技创新试点城市建设。新企业、新资本和新发明涌现是城市创新生态系统的动力源泉,其动态性和联动性有利于缓解核心技术发展的不确定性风险,需要加强对基础设施和创新研发的投资力度,特别是针对关键领域的创新创业扶持,保持城市创新生态系统有效运作。针对创新发展活力较强、产业多样性程度较高的城市,可试点优势新兴产业的全周期培育,通过强化创新孵化的软硬设施建设与政策扶持,探索 and 研发新一轮科技变革的新兴核心技术,带动社会经济系统一体化发展。

参考文献:

- [1]郭铁成.以新质生产力为高质量发展赋能蓄力[N].大众日报,2023-09-26(11).
- [2]徐则荣,屈凯.历史上的五次经济长波:基于熊彼特经济周期理论[J].华南师范大学学报(社会科学版),2021(1):49-59,194-195.
- [3]胡旭博,原长弘.关键核心技术:概念、特征与突破因素[J].科学学研究,2022,40(1):4-11.
- [4]郑思佳,汪雪锋,刘玉琴,等.关键核心技术竞争态势评估研究[J].科研管理,2021,42(10):1-10.
- [5]刘建丽.百年来中国共产党领导科技攻关的组织模式演化及其制度逻辑[J].经济与管理研究,2021,42(10):3-16.
- [6]张贝贝,李存金,尹西明.关键核心技术产学研协同创新机理研究:以芯片光刻技术为例[J].科技进步与对策,2023,40(1):1-11.
- [7]胡登峰,黄紫微,冯楠,等.关键核心技术突破与国

- 产替代路径及机制:科大讯飞智能语音技术纵向案例研究[J]. 管理世界, 2022, 38(5): 188-209.
- [8]葛爽, 柳卸林. 我国关键核心技术组织方式与研发模式分析:基于创新生态系统的思考[J]. 科学学研究, 2022, 40(11): 2093-2101.
- [9]FLORIDA R, ADLER P, MELLANDER C. The city as innovation machine[J]. Regional studies, 2017, 51(1): 86-96.
- [10]王建华. 中国城市战略性新兴产业技术路径演化机制:路径依赖还是随机偶然?[J]. 2023, 41(10):1765-1775,1986.
- [11]张国胜, 杜鹏飞. 数字化转型对我国企业技术创新的影响:增量还是提质?[J]. 经济管理, 2022, 44(6): 82-96.
- [12]郭吉涛, 朱义欣. 数字经济、区域创新效率与地区创业活力[J]. 哈尔滨商业大学学报(社会科学版), 2022(1): 98-111.
- [13]陆凤芝, 徐鹏, 李仲武. 数字普惠金融与城市创新创业质量[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2022, 75(5): 35-48.
- [14]赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展:来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 2020, 36(10): 65-76.
- [15]颜强, 李晓龙. 数字金融发展、创新创业活力与城市经济效率:来自中国地级城市层面的经验证据[J]. 贵州社会科学, 2022(5): 131-140.
- [16]阳镇. 关键核心技术:多层次理解及其突破[J]. 创新科技, 2023, 23(1): 14-24.
- [17]符文颖, 董诗涵. 技术型新创企业的地理学研究进展[J]. 地理科学, 2019, 39(9): 1398-1406.
- [18]杜传忠, 曹艳乔. 金融资本与新兴产业发展[J]. 南开学报(哲学社会科学版), 2017(1): 118-132.
- [19]陈思, 何文龙, 张然. 风险投资与企业创新:影响和潜在机制[J]. 管理世界, 2017(1): 158-169.
- [20]冯婷, 郭立宏, 董建卫. 风投组合、上游企业协作与关键核心技术突破:基于高端医疗设备行业的实证研究[J]. 山西财经大学学报, 2023, 45(1): 85-98.
- [21]范斐, 戴尚泽, 于海潮, 等. 城市层级对中国城市创新绩效的影响研究[J]. 中国软科学, 2022(1): 171-181.
- [22]BALLAND P A, RIGBY D. The geography of complex knowledge[J]. Economic geography, 2017, 93(1): 1-23.
- [23]BALLAND P A, JARA-FIGUEROA C, PETRALIA S G, et al. Complex economic activities concentrate in large cities[J]. Nature human behaviour, 2020, 4(3): 1-7.
- [24]柳卸林, 王宁, 吉晓慧, 等. 中心城市的虹吸效应与区域协调发展[J]. 中国软科学, 2022(4): 76-86.
- [25]柳卸林, 杨博旭. 多元化还是专业化? 产业集聚对区域创新绩效的影响机制研究[J]. 中国软科学, 2020(9): 141-161.
- [26]蒋舒阳, 庄亚明, 丁磊. 产学研基础研究合作、财税激励选择与企业突破式创新[J]. 科研管理, 2021, 42(10): 40-47.
- [27]王子焉, 刘文涛, 倪渊, 等. 专利价值评估研究综述[J]. 科技管理研究, 2019, 39(16): 181-190.
- [28]栾春娟, 梁乐言, 竺申. 中美产/学/研专利价值度比较及启示[J]. 科学与管理, 2020, 40(3): 7-13.
- [29]戴若尘, 祝仲坤, 张晓波. 中国区域创新创业指数构建与空间格局:1990—2020[R]. 北京:北京大学企业大数据研究中心工作论文, 2021.
- [30]戴若尘, 王艾昭, 陈斌开. 中国数字经济核心产业创新创业:典型事实与指数编制[J]. 经济学动态, 2022(4): 29-48.
- [31]朱晟君, 金文纨. 地方出口产品结构及制度环境与企业出口相关多样化[J]. 地理学报, 2021, 76(2): 398-414.
- [32]ZHU S J, HE C F, LUO Q. Good neighbors, bad neighbors: local knowledge spillovers, regional institutions and firm performance in China[J]. Small business economics, 2019, 52(3): 617-632.
- [33]樊纲, 王小鲁, 张立文, 等. 中国各地区市场化相对进程报告[J]. 经济研究, 2003(3): 9-18,89.
- [34]王崇锋, 王世杰. 知识多样性和合作网络中心性对企业二元创新的影响:以 5G 移动通信产业为例[J]. 科学与管理, 2021, 41(6): 12-20.
- [35]赵春艳, 杨书怀. 地方官员晋升激励机制与技术创新:基于中国省级面板数据实证考察[J]. 重庆科技学院学报(社会科学版), 2021, 267(2): 53-59.
- [36]王兴, 段晨陶. 市场化进程、资本要素市场配置扭曲与地区创新能力[J]. 学术交流, 2023(1): 82-95.
- [37]陆瑶, 张叶青, 黎波, 等. 高管个人特征与公司业绩:基于机器学习的经验证据[J]. 管理科学学报, 2020, 23(2): 120-140.
- [38]刘承良, 管明明, 段德忠. 中国城际技术转移网络的空间格局及影响因素[J]. 地理学报, 2018, 73(8): 1462-1477.
- [39]刘承良, 牛彩澄. 东北三省城际技术转移网络的空间演化及影响因素[J]. 地理学报, 2019, 74(10): 2092-2107.
- [40]刘毓芸, 徐现祥, 肖泽凯. 劳动力跨方言流动的倒 U 型模式[J]. 经济研究, 2015, 50(10): 134-146,162.

(本文责编:辛 城)