

# 新型研发机构能否提升企业创新绩效?

——以广东省为例

贺凯屏, 汪涛, 赵西莹

(北京理工大学管理与经济学院, 北京 100081)

**摘要:** 为评估新型研发机构引入区域创新体系对微观企业创新的影响, 基于网络经纪人理论, 将广东省颁布新型研发机构管理政策视作自然实验, 使用双重差分法进行实证检验。结果表明, 新型研发机构的设立能提升企业创新绩效, 企业研发投入发挥中介作用, 企业研发集中化、高管团队多元化发挥正向调节作用。异质性分析发现, 新型研发机构的设立对企业发明专利、对非国有企业、高新技术企业、高盈利水平企业创新未产生显著影响。

**关键词:** 新型研发机构; 创新绩效; 双重差分; 网络经纪人

**中图分类号:** F273.1; G311 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2024)06-0038-08

在新一轮科技革命与全球竞争格局加速演变的背景下, 多主体协同是推动中国创新驱动发展的重要力量。产学研融合是协同创新中的典型模式, 其中, 科研院所、企业等主体相互作用, 功能既相互交叉同时也保持自身独特定位, 共同促进产业创新<sup>[1]</sup>。与世界主要创新型国家相比, 中国的产学研运行体制仍存在合作不紧密、定位不清晰、科技成果转化不畅通的问题<sup>[2]</sup>, 为此, 党的十七大报告以来持续强调产学研合作在国家创新体系中的重要作用, 二十大报告进一步要求推进产学研深度融合。2019年9月, 科技部印发《关于促进新型研发机构发展的指导意见》, 明确提出在全国建立一种有别于传统科研体制的研发机构, 即投资主体多元化、管理制度现代化、运行机制市场化、用人机制灵活的独立法人科研机构。通过该种新型研发组织推动创新主体间深度融合、创新资源加速整合, 持续释放区域创新效益, 成为培育科技新兴产业的新引擎。在中央和地方政府的大力引导下, 新型研发机构在全国呈现井喷式的发展态势, 学界针对这一现象也展开了丰富的研究, 以期与实践提供理论解释与指导。

当前, 学者们围绕新型研发机构展开了三方面的研究。第一, 说明新型研发机构的概念起源。新型研发机构与传统研发机构的概念相对, 最早多指那些打破身份限制, 工作重点从基础研究扩展到科

技转化、技术服务、成果孵化的科研院所, 后由政府官方引导明确类似性质的科研院所为新型研发机构, 赋予其改革科技管理体制机制、改善区域创新质量、带动经济发展等使命<sup>[3]</sup>。第二, 进一步细分新型研发机构的类型和功能定位。不同性质的机构对创新前期的基础研究、中后期成果产业化和创业孵化的侧重点不同, 且共同具有产业关键共性技术提供、完善创新生态的发展目标<sup>[4]</sup>, 也有学者从知识协同视角从新型研发机构的机制层、目标层、功能层三方面归类解释新型研发机构的差异<sup>[5]</sup>。第三, 对新型研发机构的发展现状进行分析评估。学者们从社会影响力<sup>[6]</sup>、技术-组织-环境<sup>[7]</sup>、人才培养<sup>[8]</sup>等视角对新型研发机构的运行状况构建评价体系。

第二、三类的研究表明, 随着新型研发机构的持续发展, 学界主要关注对新型研发机构运行效果的考察, 但仍存在一些局限性。首先, 评估集中于机构自身的发展绩效, 鲜少从新型研发机构的产业引领目标来分析其实际运行是否真的带动了产业内微观企业的创新, 二者作用的中间机制如何、企业具备何种条件能增强新型研发机构对企业创新的影响; 其次, 研究方法多采用定性描述、个案分析, 缺乏对新型研发机构功能发挥的因果机制的实证数据支持; 最后, 大量文献从现实制度背景出发解释新型研发机构的内涵和效果, 结合理论背景的

**收稿日期:** 2023-12-19

**作者简介:** 贺凯屏(1996—), 女, 内蒙古巴彦淖尔人, 博士研究生, 研究方向为创新管理; 通信作者汪涛(1970—), 女, 吉林长春人, 博士, 教授, 博士研究生导师, 研究方向为科技管理与创新政策; 赵西莹(1998—), 女, 河北承德人, 博士研究生, 研究方向为创新管理。

研究阐释还较少。

基于已有的研究局限,从网络经纪人理论出发构建理论框架,分析新型研发机构设立对产业内微观企业创新的影响机制,并使用双重差分法,从定量层面检验新型研发机构对企业创新的影响及企业研发投入的中介机制、企业研发结构与高管团队背景的调节机制与异质性影响,以期为如何更具针对性地引导新型研发机构发展、促进企业的产学研深度融合提供理论和现实指导。

## 1 理论分析与假设提出

### 1.1 新型研发机构与企业创新绩效

创新是将新发现和创意转化为有形成果的过程,这一转化过程跨越了科学生态系统与商业生态系统的交错地带<sup>[9]</sup>,其中,科学发现的参与者获取商业化的知识对其成果进行市场应用,商业开发的参与者获取科学知识,将科学发现与市场相连接以增强商业模式的经济效益,创新交错带可视为由不同类型参与者组成的创新网络,参与者需跨越两个相邻生态系统之间的边界,重组异质性知识,实现创新目标<sup>[10]</sup>。但知识在网络中的流动可能存在缺口,即使是空间邻近的参与者之间也会因缺乏直接的联系或存在认知差异而阻碍彼此的互动,而网络经纪人能在不相连的参与者之间占据结构性位置,弥合参与者之间的差距,从而促进知识流动,增强网络的创新潜力<sup>[11]</sup>。科研机构作为既非纯学术导向,也非纯商业成果化导向的混合型组织,通常在创新交错带中占据中心位置,通过产生基础和应用研究成果并将其转移到当地产业来催化创新网络,采取多种措施(如技术转移支持、发展科技园和创业孵化器、吸引风险资本和投资者、创建衍生品等)架起研究成果在市场和社會之间的桥梁,通过网络经纪活动对其他主体创新资源的获取产生积极的溢出作用<sup>[12]</sup>。因此,以科研机构为中心形成的创新网络,兼具知识系统与商业系统的紧密联系,易形成良性循环的创新环境,与企业等其他参与者共同带动区域产业水平提升<sup>[9]</sup>。

我国传统的科研机构是在行政命令干预下运行,依据非市场化手段进行治理,决策独立自主权相对较小<sup>[13-14]</sup>,作用空间通常被限制在科学生态系统内,无法与商业生态系统进行有机连接,因而难以在创新网络中进行经纪活动激发参与者的创新。而新型研发机构采用市场化的治理机制,改变以往科研机构相对封闭、强调自我循环的组织模式,机构的组织功能趋于集成化,集科学研究、技术转化、

研发服务和企业孵化等于一体,围绕新型研发机构的引入,单位、企业、政府、金融机构等主体间形成互动渠道,实现产、学、研等分散要素的充分集中整合<sup>[13]</sup>,在功能集成、网络放大、资源整合的属性下,新型研发机构可通过机会制造、背书、搭建技术工具平台等正式和非正式的制度方式,调和企业与不同合作者间的关系,提供方案与问题的对接渠道,促进创新链产业链上下游的互融互通<sup>[12,15]</sup>,嵌入其中的企业能以较低的搜寻成本和较高的动态交流频率获取来自多方的异质知识和创新资源,进而提升创新能力。此外,在市场化运作盈利的目标下,新型研发机构会格外关注科学成果的产业转化,积极与企业建立关系纽带,为企业提供技术攻关、检验检测、技术咨询等研发服务;在政策引导的属性下,新型研发机构还会承载公益功能,服务地方产业科技创新,支撑战略新兴产业,承担前沿性关键技术研究 and 人才培养,致力于产业共性科学技术知识的溢出,提高企业的创新绩效<sup>[6,16]</sup>。

综上,相较于传统科研机构,新型研发机构打破了科学与商业、公共部门与私营部门之间以及公共知识与私有知识之间的壁垒<sup>[5]</sup>,更能在科学生态系统与商业系统间的创新交错带内发挥网络经纪人的角色。围绕新型研发机构的创新网络密度增大、资源集聚效应增强,嵌入其中的企业能与其他主体间产生高频互动,增强彼此间在组织、认知等层面的联系,缓解知识在学术和商业系统之间流动的障碍,不断拓宽网络边界,为企业创新的良好环境,促进创新要素与创新主体间的交流重组,有利于企业创新。因此,提出以下假设。

H1:新型研发机构的设立能提升企业创新绩效。

### 1.2 研发投入的中介作用

研发投入是创新过程中的关键,通过研发投入获得先进技术设备或技术人才等是企业形成创新产出的必要前提。在以新型研发机构为中心的创新网络中,能提高企业的研发投入积极性,进而实现更高的创新绩效。一方面,新型研发机构着眼于科技成果转化和产业孵化的创新发展,克服当前中国科技体制和管理制度的弊端,通过高度产业导向、集成化的创新活动,提升以往科研机构所缺乏的科技创新准确供给能力<sup>[17]</sup>,提升技术成果与应用环境的供需匹配精准度,降低企业研发投入中的不确定性<sup>[18]</sup>,有助于企业加大投入力度。另一方面,新型研发机构在开放条件下承担产业共性关键技术的突破,通过科研设备共享、人才交流、联合攻

关、设立产业基金等方式,缓解产学研合作中的资产专用性,进而降低交易成本,促进了企业对创新投入的积极性<sup>[15,19]</sup>。在网络经纪活动中,新型研发机构对研发过程中的各类知识、资源进行集成整合和再分配,吸引学术与商业生态系统中与创新活动密切相关的主体进入开放网络,如金融风投机构、中介服务机构、高校等单元,以同化、生长和利用效应促进企业与生态种群实现创新价值共创,有助于企业从多渠道获取优质资源,不断进行创新投入,获得更多创新产出<sup>[13,20]</sup>。因此,提出以下假设。

H2:新型研发机构的设立能增强企业研发投入,进而促进企业创新绩效提升。

### 1.3 研发集中化、高管背景多元化的调节作用

企业的内部特征与自身资源获取行为紧密相关,是企业在创新网络中获取并吸收知识的重要影响因素<sup>[21]</sup>,会对新型研发机构与企业创新绩效的关系产生不同作用。

企业的研发组织结构为企业内部为研发过程所设计、运行、管理的方式,基于各子单元的功能分类,为协调各部门而形成不同的组织模式,表现为集中化和分散化<sup>[22]</sup>。新型研发机构的设立有产业属地特性,因此在以新型研发机构为中心的创新网络内,集中化研发的企业决策更为当地导向,易于接收来自同属地的知识溢出,且集中研发的企业对核心知识泄露担忧小,拥有更丰富的外部合作经验,管理者的协同创新意愿更高,而分散化的研发组织内部功能与决策权力分散,各子单元可能因追求各自绩效最优而忽略集体利益,协调成本高昂,不利于创新<sup>[23]</sup>。同时,新型研发机构所提供的技术知识多为前沿、跨界知识,单个子公司间对该类知识的吸收转化难度大,而集中化的研发组织结构能缓解这一问题。集中型研发组织结构使得组织远离市场需求的短期压力,可更为自由地跨越组织边界对更广阔的知识领域进行搜索<sup>[23-24]</sup>,促使企业对内部优势资源集中调配以更好地嵌入创新网络中,提升创新绩效。因此,提出以下假设。

H3:相较于分散化研发的企业,新型研发机构的设立对集中化研发的企业创新绩效更具积极作用。

高管团队是企业创新决策制定执行中的关键角色。根据高阶梯队理论,多样化职业背景的高管团队在面对海量、混杂的知识信息时,各成员的思维专长各有侧重,可综合对科学技术水平、产品设计、市场服务、财务金融等内容进行分析判断<sup>[25]</sup>。当企业在新型研发机构为中心的创新网络中进行

创新时,不同类型的参与者带来大量的异质知识组件(商业与科学知识、隐形与显性知识、模块化与分解化知识等),企业需对知识进行识别和重新排列组合<sup>[26]</sup>。职业背景多元的管理者团队往往具有跨行业、跨能级的职业特点,对企业的创新模式、协调整合、行业前景等洞察力更强,降低管理者对网络内各信息的辨别分析成本,提高企业对知识的吸收、应用和整合能力,同时,高管团队的多职业背景提供了丰富的社会网络关系,可加强企业对创新网络的嵌入程度,不断丰富资源、增强信息质量,进而提升创新绩效<sup>[27]</sup>。因此,提出以下假设。

H4:相较于高管团队背景单一的企业,新型研发机构的设立对拥有多元化高管团队背景的企业创新绩效更具积极作用。

## 2 研究设计

### 2.1 基准模型

2015年9月,广东省科学技术厅出台《新型研发机构管理办法》,是全国最早正式出台新型研发机构指导意见的省份,在此基础上,2019年9月,国家科技部印发通知,将新型研发机构建设的做法推广至全国。因此,广东省新型研发机构的政策为其对区域企业创新效果的识别提供了一次外生冲击。

在评估政策实施效果时,采用双重差分法,将新政策实施视为一种外生于经济系统的自然实验,控制其他共时性政策的影响及试点城市与非试点城市的事前差异,缓解回归模型中普遍面临的内生性问题,计量公式为

$$Y_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Treat}_{ic} \times \text{Post}_t + \alpha Z_{ict} + \lambda_i + \lambda_t + \epsilon_{ict} \quad (1)$$

式中: $Y_{ict}$ 为因变量,是地区*c*的公司*i*在*t*时期的创新绩效,用专利申请量加1的对数值表示,考虑到专利作为创新产出具有滞后性,且新型研发机构从建设到作用发挥有所历时,因此将创新绩效滞后两期处理; $\text{Treat}_{ic}$ 反映公司层面的变异性,为虚拟变量,取1即表示该公司*i*处于实验组; $\text{Post}_t$ 为虚拟变量,取1表示*t*为政策实施后的年份,因广东省新型研发机构的政策颁布时间已接近年末,所以将政策颁布的下一年视为冲击年份,即2016年及之后的年份取值为1; $Z_{ict}$ 为参考已有文献的相关控制变量,控制公司内部、外部环境特征对因变量的可能影响; $\lambda_i$ 为公司固定效应,控制不随个体变化的不可观测因素; $\lambda_t$ 为时间固定效应,用以控制不随时间变化的不可观测因素; $\epsilon_{ict}$ 为随机扰动项。模型涉及的主要变量定义及测度如表1所示。

表 1 变量定义及测度

| 变量类型         | 变量名称       | 测度方式                 |
|--------------|------------|----------------------|
| 因变量          | 创新绩效       | 专利申请量加 1 后取对数        |
| 自变量          | Treat×Post | 虚拟变量,受到政策冲击取 1,反之取 0 |
| 公司层面<br>控制变量 | 产权性质       | 虚拟变量,国有企业取 1,反之取 0   |
|              | 公司年龄       | 公司成立年龄的对数值           |
|              | 资产规模       | 年末总资产的对数值            |
|              | 营运能力       | 营业收入的对数值             |
|              | 现金流水平      | 经营现金流量与资产数的比值        |
|              | 财务杠杆率      | 年末负债额与资产额的比值         |
|              | 盈利能力       | 净利润与净资产之比            |
| 地区层面<br>控制变量 | 产业结构       | 第二、三产业与第一产业产值之比      |
|              | 交通网络设施     | 公路与铁路里程密度之和          |
|              | 金融化程度      | 年末金融机构信贷总额与 GDP 之比   |
|              | 政府规模       | 公共预算支出与 GDP 之比       |
|              | 人力资源水平     | 从事研发活动的人才聚集程度        |
|              | 市场化指数      | 樊纲市场化指数              |

## 2.2 样本数据

样本企业为中国 A 股上市公司,地区限定在泛珠三角及长三角两大经济圈,包括广东、安徽、上海、浙江、江苏,选取原因:①在双重差分法的使用中,实验组与对照组的样本需在政策前的表现特征尽可能一致,基于此的政策事后差异结果才更严谨。广东作为试点区,与其余地区的公司在经济环境、创新要素、资源禀赋等方面有相似背景,创新绩效有可比性。②新型研发机构可能存在实际业务范围跨城、跨省现象,将样本地区缩小至地理邻近的省份,可缓解因机构对非本地企业产生创新溢出而导致政策效应被干扰的影响。

样本时间范围选择,因 2019 年新型研发机构的政策推行至全国,同时考虑到政策事前事后的期间平衡性和数据的可得性,选取 2013—2018 年为研究期间,数据来源于中国统计年鉴、中国经济金融研究数据库(China Stock Market & Accounting Research Database, CSMAR 数据库)、中国研究数据服务平台(Chinese Research Data Services Platform, CNRDS)。

样本的描述性统计结果如表 2 所示。剔除处于房地产业和保险金融行业的公司,同时进行 1% 和 99% 分位数的缩尾处理。

## 3 实证结果分析

### 3.1 样本数据

表 3 报告了在控制公司、年份固定效应后,新型研发机构的设立对企业创新绩效影响的基准回归结果。列(1)为未加其他控制变量的回归结果,列(2)和列(3)为依次加入企业层面控制变量、地区层

表 2 变量描述性统计

| 变量     | 观测值   | 最小值    | 均值     | 最大值     | 标准差    |
|--------|-------|--------|--------|---------|--------|
| 创新绩效   | 9 677 | 0.000  | 2.894  | 6.936   | 1.656  |
| 是否为试点  | 9 677 | 0.000  | 0.140  | 1.000   | 0.347  |
| 产权性质   | 8 397 | 0.000  | 0.164  | 1.000   | 0.37   |
| 公司年龄   | 8 397 | 6.000  | 17.403 | 35.000  | 5.562  |
| 资产规模   | 8 363 | 19.028 | 21.866 | 25.587  | 1.213  |
| 营运能力   | 8 360 | 18.284 | 21.239 | 25.246  | 1.363  |
| 现金流水平  | 8 359 | -0.146 | 0.047  | 0.249   | 0.067  |
| 财务杠杆率  | 8 363 | 0.050  | 0.392  | 0.914   | 0.194  |
| 净资产收益率 | 8 342 | -0.998 | 0.065  | 0.342   | 0.140  |
| 产业结构   | 8 397 | 8.813  | 56.402 | 312.116 | 81.566 |
| 交通网络设施 | 8 397 | 5.351  | 16.534 | 35.194  | 7.901  |
| 金融化程度  | 8 397 | 0.981  | 1.441  | 2.098   | 0.318  |
| 政府规模   | 8 397 | 0.102  | 0.16   | 0.256   | 0.041  |
| 人力资源水平 | 8 397 | 0.181  | 3.073  | 12.577  | 3.136  |
| 市场化指数  | 8 397 | 8.490  | 10.416 | 11.380  | 0.631  |

表 3 基准回归结果

| 被解释变量:专利申请     | (1)                | (2)                 | (3)                 |
|----------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| Post×Treat     | 0.223**<br>(0.052) | 0.242***<br>(0.036) | 0.260***<br>(0.094) |
| 公司控制变量         | No                 | Yes                 | Yes                 |
| 地区控制变量         | No                 | No                  | Yes                 |
| 公司固定效应         | Yes                | Yes                 | Yes                 |
| 年份固定效应         | Yes                | Yes                 | Yes                 |
| R <sup>2</sup> | 0.170              | 0.174               | 0.178               |
| 观测值            | 8 031              | 8 017               | 8 017               |

注:\*表示  $P < 0.1$ , \*\*表示  $P < 0.05$ , \*\*\*表示  $P < 0.01$ ; 括号内为考虑异方差的稳健标准误。

面控制变量的结果,列(1)~列(3)的回归结果中,核心解释变量 Post×Treat 的估计系数均显著为正,分别为 0.223 ( $P < 0.05$ )、0.242 ( $P < 0.01$ )、0.260 ( $P < 0.01$ ),表明新型研发机构的设立有利于促进当地企业创新, H1 得以验证。

### 3.2 稳健性检验

#### 3.2.1 平行趋势检验

在双重差分法的使用中,最重要的前提条件是实验组和控制组在政策实施前具有可比性,满足平行趋势假定,即未设立新型研发机构政策的区域企业创新绩效的概率变化是试点区域假设不实施该政策时企业创新绩效概率变化的反事实。分别构建政策实施前两期(Post 1, Post 2)的年份虚拟变量与实验组(Treat)的交互项,结果如表 4 列(1)所示,政策实施前的交互项估计系数均不显著(估计系数分别为 -0.055、-0.073),但政策实施后的交互项系数显著为正,表明处理组与对照组样本满足平行趋势假定,即政策颁布前样本企业的创新绩效无显著差异,而新型研发机构的政策推行促进了当地企业创新。

表4 稳健性检验结果

| 被解释变量:<br>专利申请    | (1)                 | (2)                 | (3)                 | (4)                 | (5)                |
|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
|                   | 平行趋势                | PSM-DID             | 排除重要<br>政策干扰        | 安慰剂<br>检验           | 缩短样<br>本期          |
| Post×Treat        | 0.259***<br>(2.720) | 0.378***<br>(0.147) | 0.270***<br>(0.097) | 0.092***<br>(0.004) | 1.782**<br>(1.970) |
| Post 1×Treat      | -0.055<br>(-0.405)  |                     |                     |                     |                    |
| Post 2×Treat      | -0.073<br>(-0.910)  |                     |                     |                     |                    |
| 国家自主创新示<br>范区试点实施 |                     |                     | -0.032<br>(0.087)   |                     |                    |
| 公司控制变量            | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                |
| 地区控制变量            | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                |
| 公司固定效应            | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                |
| 年份固定效应            | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                |
| R <sup>2</sup>    | 0.178               | 0.183               | 0.182               | —                   | 0.043              |
| 观测值               | 8 017               | 4 790               | 8 017               | —                   | 4 201              |

注:\*表示 $P<0.1$ ,\*\*表示 $P<0.05$ ,\*\*\*表示 $P<0.01$ ;括号内为考虑异方差的稳健标准误。

### 3.2.2 基于PSM的控制组匹配

为确保处理组和控制组在一些重要的可观测维度上是相似的,使用倾向得分匹配(propensity score matching,PSM)法重新配比控制组,降低因选择偏差和混杂因素而导致的内生性。使用Logit模型,选取公司层面的控制变量作为匹配维度,进行1:2近邻匹配、卡尺半径为0.01。匹配后的各控制变量差异均降至了5%以内。将重新配对后的样本进行回归估计,结果如表4列(2)所示,Post×Treat的估计系数为0.378( $P<0.01$ ),且估计系数值较表2基准回归的估计系数值更大,表明基于PSM匹配后的政策冲击具有更明显的效果。

### 3.2.3 排除重要政策干扰

在研究期间内,梳理国家级的且对样本企业的创新绩效可能产生重要影响的政策文件,发现国家自主创新示范区试点的分批设立可能对基准估计结果产生干扰。2009—2019年,中国依次在16个省份批准了国家级自主创新示范区,在长三角及珠三角地区共辐射了19座城市。因此,设置自主创新示范区的政策虚拟变量,取1则表示企业当年所在地为国家级高新区试点区。表4列(3)结果显示,控制该政策干扰后,Post×Treat的估计系数为0.270( $P<0.01$ ),与基准回归结果一致。

### 3.2.4 安慰剂检验

随机抽取实验组,并重新估计DID交互项的系数,来对比估计系数的显著性是否与基准回归有明显差异,将上述过程重复500次。如表4列(4)所示,随机抽样下真实的Post×Treat估计系数为正,

且处于总体回归系数分布的高尾位置,表明真实试点实施的效果在本次安慰剂检验中属于小概率事件,不大可能由其他不可观测因素所致,这进一步增强了基准回归结果。

### 3.2.5 缩短样本期

进一步将样本期间缩短至试点政策实施前1年、试点政策实施当年、试点政策实施后1年,共3年来构建平衡样本期间,重新进行双重差分回归,表4列(5)报告了结果,交互项估计系数为1.782( $P<0.05$ ),稳健性检验通过。

## 4 机制检验和异质性分析

### 4.1 企业研发投入的中介作用

根据H2,新型研发机构的设立能增加企业的创新投入积极性,进而提升企业创新绩效。使用分步回归法进行检验,中介变量企业研发投入滞后一期处理。结果如表5所示,列(2)中,双重差分(difference-in-differences,DID)项估计系数显著为正(0.177, $P<0.01$ ),继续将研发投入纳入列(3)的模型后,研发投入的估计系数为0.219,DID项的估计系数为0.186,二者均显著为正,H2得到验证。同样使用Bootstrap法重复抽样1000次对中介机制进行检验,中介效应显著(间接效应估计系数0.081, $P<0.05$ )。

表5 企业研发投入的中介效应

| 被解释变量          | (1)                 | (2)                 | (3)                 |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|                | 专利申请量               | 研发投入                | 专利申请量               |
| Post×Treat     | 0.260***<br>(0.094) | 0.177***<br>(0.064) | 0.186*<br>(0.097)   |
| 研发投入           |                     |                     | 0.219***<br>(0.035) |
| 公司控制变量         | Yes                 | Yes                 | Yes                 |
| 地区控制变量         | Yes                 | Yes                 | Yes                 |
| 公司固定效应         | Yes                 | Yes                 | Yes                 |
| 年份固定效应         | Yes                 | Yes                 | Yes                 |
| R <sup>2</sup> | 0.178               | 0.193               | 0.203               |
| 观测值            | 8 017               | 7 506               | 7 263               |

注:\*表示 $P<0.1$ ,\*\*表示 $P<0.05$ ,\*\*\*表示 $P<0.01$ ;括号内为考虑异方差的稳健标准误。

### 4.2 企业研发结构与高管团队背景的调节作用

根据H3,企业的研发特征在新型研发机构与企业创新的关系中起调节作用。企业研发组织集中度(RDstru)用子公司当年专利申请数占公司专利申请总数的比例来表示,值越小表明公司研发活动越集中。如表6列(1)所示,将RDstru纳入模型,DID系数显著为正,Post×Treat×RDstru的估计系数显著为负(-0.204, $P<0.05$ ),说明集中化

表6 企业研发结构、高管背景的调节效应

| 被解释变量:专利申请量       | (1)                 | (2)                |
|-------------------|---------------------|--------------------|
| Post×Treat        | 0.386***<br>(0.120) | 0.142**<br>(0.034) |
| RDstru            | -0.032<br>(0.059)   |                    |
| Post×Treat×RDstru | -0.204*<br>(0.109)  |                    |
| blau              |                     | 0.128**<br>(0.027) |
| Post×Treat×blau   |                     | 0.094*<br>(0.037)  |
| 公司控制变量            | Yes                 | Yes                |
| 地区控制变量            | Yes                 | Yes                |
| 公司固定效应            | Yes                 | Yes                |
| 年份固定效应            | Yes                 | Yes                |
| R <sup>2</sup>    | 0.157               | 0.201              |
| 观测值               | 7 865               | 8 003              |

注:\*表示 $P<0.1$ ,\*\*表示 $P<0.05$ ,\*\*\*表示 $P<0.01$ ;括号内为考虑异方差的稳健标准误。

的研发组织在新型研发机构对企业创新的影响中起到正向调节作用。

根据H4,高管团队职业背景多元化在新型研发机构与企业创新关系中起调节作用。高管团队职业多元用blau指数表示,计算公式为

$$\text{blau}_i = 1 - \sum_{k=1}^n P_k^2 \quad (2)$$

式中: $n$ 为高管职业背景种类数,按照年报披露类型,分为生产、研发、设计、人力资源、管理、市场、金融、财务、法律共9类背景; $P_k$ 为第 $k$ 类别的高管数占高管团队成员数的比例,该值越大代表高管职业背景越多元。如表6列(2)所示,将blau指标纳入回归模型中,DID系数显著为正(0.142, $P<0.05$ ),Post×Treat×blau的估计系数同样显著为正(0.094, $P<0.1$ ),说明多元化的高管团队背景正向调节了新型研发机构对企业创新绩效的影响。

### 4.3 异质性分析

#### 4.3.1 区分创新质量

为进一步探究新型研发机构的设立对企业创新质量是否有明显提升作用,将被解释变量区分为发明专利与非发明专利进行分组回归。发明专利与其他类型专利相比,强调技术在以往的基础上有突出的实质性特点和显著进步,创新质量更高。结果如表7所示,列(1)和列(2)中,Post×Treat的估计系数仅在非发明专利时显著为正,当被解释变量为发明专利时,估计系数为正但并不显著,表明新型研发机构对企业非发明专利产出更具积极作用。原因可能为,新型研发机构具有提供产业

表7 区分专利类型的异质性回归结果

| 被解释变量          | (1)              | (2)                 |
|----------------|------------------|---------------------|
|                | 发明专利申请           | 非发明专利申请             |
| Post×Treat     | 0.120<br>(0.087) | 0.288***<br>(0.104) |
| 公司控制变量         | Yes              | Yes                 |
| 地区控制变量         | Yes              | Yes                 |
| 公司固定效应         | Yes              | Yes                 |
| 年份固定效应         | Yes              | Yes                 |
| R <sup>2</sup> | 0.089            | 0.206               |
| 观测值            | 8 017            | 8 017               |

注:\*表示 $P<0.1$ ,\*\*表示 $P<0.05$ ,\*\*\*表示 $P<0.01$ ;括号内为考虑异方差的稳健标准误。

共性关键技术研发的公共物品特征,但该类技术的创新周期长、攻克难度大,在现阶段的发展水平下,尚无法直接对当地企业的高技术水平的创新产生外溢。此外,新型研发机构为市场化运行的主体,在短暂的政府补助期过后,面临同业竞争,盈亏自负,在该种情况下,新型研发机构可能倾向于提供成熟的、不涉及高难度研发的技术服务来迅速盈利。

#### 4.3.2 区分产权性质

按照不同的产权属性,企业分为国有企业与非国有企业,二者在嵌入新型研发机构的创新网络之中,可能因政企关系、发起背景的差异,在面对同一政策冲击后产生差异性的创新结果。因此,对两类不同产权性质的企业进行分组回归,结果如表8列(1)和列(2)所示,仅在国企样本中,DID的估计系数显著为正,且两组样本的DID组间系数差异在5%的统计水平下显著,表明新型研发机构的设立主要带动了国有企业创新。新型研发机构的建设为当地政府主导推动,功能使命中隐现着社会公共价值的提供,类似的,国有企业更关注行业共性问题,有维护和促进产业发展的担当,相似的价值目标和身份认同使得国有企业更易嵌入新型研发机构为中心的创新网络中。同时,国有企业受政策指导的力度更强,在新科技体制改革政策的推动下,国有企业往往会进行引领探索,因此其创新活动也更易受到新型研发机构设立的影响。

#### 4.3.3 区分行业特质

企业所处的外部行业特质影响企业创新行为,在面对新型研发机构的创新溢出同样可能存在差异。按行业的知识密集程度,将样本划分为高新技术行业与非高新技术行业,前者知识更密集,创新带来的收益高,但投资期与回报不确定性也更大。按不同行业类型进行分样本回归后,结果如表8列(3)和列(4)所示,仅在非高新技术行业内,DID估计系数显著为正,两组样本下的DID组间系数差

表8 异质性回归结果

| 被解释变量:专利申请量    | (1)                | (2)              | (3)               | (4)                 | (5)                | (6)              |
|----------------|--------------------|------------------|-------------------|---------------------|--------------------|------------------|
|                | 国企                 | 非国企              | 高新技术行业            | 非高新技术行业             | 低盈利水平              | 高盈利水平            |
| Post×Treat     | 0.524**<br>(0.218) | 0.173<br>(0.109) | -0.008<br>(0.114) | 0.860***<br>(0.190) | 0.325**<br>(0.146) | 0.109<br>(0.143) |
| 公司控制变量         | Yes                | Yes              | Yes               | Yes                 | Yes                | Yes              |
| 地区控制变量         | Yes                | Yes              | Yes               | Yes                 | Yes                | Yes              |
| 公司固定效应         | Yes                | Yes              | Yes               | Yes                 | Yes                | Yes              |
| 年份固定效应         | Yes                | Yes              | Yes               | Yes                 | Yes                | Yes              |
| R <sup>2</sup> | 0.320              | 0.145            | 0.188             | 0.175               | 0.130              | 0.248            |
| 观测值            | 1 799              | 6 218            | 5 215             | 2 802               | 4 039              | 3 978            |
| 组间系数差异的经验值 P   | 0.060** (0.029)    |                  | 0.104*** (0.024)  |                     | 0.057*** (0.020)   |                  |

注: \*、\*\*和\*\*\*分别代表1%、5%和10%的显著性水平;组间系数差异的经验P是基于似无相关模型的检验;括号内为标准误。

异在1%的统计水平下显著,表明新型研发机构的设立主要提升了非高新技术行业的创新水平。这可能因为当前新型研发机构对企业的创新溢出集中于低技术含量的非发明专利中,而高新技术行业多为高频、高难度的研发活动,且所需的隐性知识较多,不易准确传递,导致新型研发机构功能尚不能与该类型企业完全适配。

#### 4.3.4 区分盈利水平

盈利是企业持续进行创新活动的保障,不同盈利水平下的企业创新倾向和创新能力不同,新型研发机构对企业创新的影响可能也呈现差异化结果。因此,按样本净资产收益率中位数将各企业区分为高盈利水平和低盈利水平,进行分组回归,结果如表8列(5)和列(6)所示。DID估计系数在低盈利水平样本中显著为正,在高盈利水平样本下不显著,两组样本下的DID组间系数差异在1%的统计水平下显著,表明新型研发机构更有助于低盈利水平企业创新。原因可能为,盈利水平低的企业创新资源匮乏,但新型研发机构的设立为其提供了产学研资源融合、协同创新的机会,缓解了企业的研发压力,更能促进该类企业创新。

## 5 结论与启示

以广东省新型研发机构设立的试点政策切入,聚焦探讨了区域内引入新型研发机构的是否会对企业创新绩效产生积极作用。主要发现包括:①新型研发机构的设立有助于当地企业创新绩效的提升;②作为一种新型的、市场化的产学研运作模式,新型研发机构的设立能促进企业的创新投入积极性,进而带动企业产出更多创新成果;③企业具有集中型的研发组织结构与多元化的高管团队背景能增强新型研发机构对企业创新绩效提升的作用;④新型研发机构的设立主要促进了企业的非发明专利产出,在非国有企业、高新技术企业、高盈利水

平的样本企业中,新型研发机构并未对企业创新绩效发挥显著促进效果。

本文带来了如下的管理启示:

(1)广东省大力推行新型研发机构是种产学研融合的有益探索,但政府在指导新型研发机构建设时,应注重新型研发机构在创新网络中经纪人作用的发挥,以科研机构为中心逐步引入、完善益于创新生态中其他核心参与主体的配套措施,为学界与产业界的相生互补提供良性循环的生态环境。

(2)企业嵌入新型研发机构的创新网络中有助于增强研发投入积极性,提升创新绩效。当企业处于该种异质性知识相交织的网络内,可采取集中型的研发组织结构,并组建多元背景的高管团队,提高对知识的识别、吸收、运用能力,以积极融入协同创新模式中,激发创新活力,捕捉更多创新机遇。

(3)新型研发机构的作用发挥仍存在局限性,对企业技术难度大的发明专利、非国有类型企业、高新技术行业企业的创新外溢效果不明显。因此,在经历前期大规模的机构数量扩张后,应注重对新型研发机构建设质量、产业辐射面的考核。比如,可以通过设计合理的科研机构进退机制,既考虑机构自负盈亏式的市场运作方式,也兼顾机构的技术创新水平,将研发机构特征与当地产业创新目标结合,以更好地发挥新型研发机构对产业高质量发展的带动作用。

## 参考文献

- [1] 张嘉毅,原长弘. 产学研融合的组织模式特征——基于不同主体主导的典型案例分析[J]. 中国科技论坛, 2022(5): 71-80.
- [2] 熊鸿儒. 中国产学研深度融合的短板和挑战在哪里?[J]. 学习与探索, 2021(5): 126-133.
- [3] 吴崇明,程萍,王钦宏. 中国建设新型研发机构的源起、问题及对策建议[J]. 科技和产业, 2022, 22(7): 306-314.

- [4] 周君璧, 陈伟, 于磊, 等. 新型研发机构的不同类型与发展分析[J]. 中国科技论坛, 2021(7): 29-36.
- [5] 于贵芳, 胡贝贝, 王海芸. 新型研发机构功能定位的实现机制研究——以北京为例[J]. 科学学研究, 2024, 42(3): 563-570.
- [6] 孟激, 宋娇娇. 新型研发机构绩效评估研究——基于资源依赖和社会影响力的双重视角[J]. 科研管理, 2019, 40(8): 20-31.
- [7] 张玉磊, 张光宇, 马文聪, 等. 什么样的新型研发机构更具有高创新绩效? ——基于 TOE 框架的组态分析[J]. 科学学研究, 2022, 40(4): 758-768.
- [8] 赵晨, 王戈菲. 价值链视角下人才链支撑创新链产业链融合的动态协同模式研究——以新型研发机构为例[J]. 技术经济, 2023, 42(9): 1-11.
- [9] CLARYSSE B, WRIGHT M, BRUNEEL J, et al. Creating value in ecosystems: crossing the chasm between knowledge and business ecosystems[J]. *Research Policy*, 2014, 43(7): 1164-1176.
- [10] DEDEHAYIR O, MAKINEN S J, ROLAND O J. Roles during innovation ecosystem genesis: a literature review [J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2018, 136: 18-29.
- [11] SEOK W K, EMANUELA R, DANIEL Z L, et al. Network brokerage: an integrative review and future research agenda[J]. *Journal of Management*, 2020, 46(6): 1092-1120.
- [12] MASSA L, ARDITO L, PETRUZZELLI A M. Brokerage dynamics in technology transfer networks: a multi-case study [J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2022, 183: 121-137.
- [13] 周君璧, 汪明月, 胡贝贝. 平台生态系统下新型研发机构价值创造研究[J]. 科学学研究, 2023, 41(8): 1442-1453.
- [14] 张亚峰, 肖利, 罗珺文, 等. 市场化的科研组织: 爱尔兰的经验及启示[J/OL]. 科学学研究: 1-16[2023-12-14]. <https://doi.org/10.16192/j.cnki.1003-2053.20230918.001>.
- [15] 章芬, 原长弘, 郭建路. 新型研发机构中产学研深度融合——体制机制创新的密码[J]. 科研管理, 2021, 42(11): 43-53.
- [16] 郭栋, 曲冠楠. 面向高水平科技自立自强的新型研发机构布局模式研究——基于创新链管理的视角[J]. 科学与科学技术管理, 2023, 44(7): 21-32.
- [17] 雷聪仪, 张娟. 科研院校技术转移效率评价研究进展述评与展望[J]. 图书情报工作, 2022(19): 132-142.
- [18] 何郁冰. 产学研协同创新的理论模式[J]. 科学学研究, 2012, 30(2): 165-174.
- [19] 李文鹤, 田红云, 李文元, 等. 科技型中小企业与服务中介机构组织互动影响因素的实证研究[J]. 技术经济, 2017, 36(11): 33-40.
- [20] 解学梅, 余佳惠, 唐海燕. 创新生态系统种群丰富度对创新生态效应影响机理研究[J]. 科研管理, 2022, 43(6): 9-21.
- [21] SUN C, WEI J. Digging deep into the enterprise innovation ecosystem how do enterprises build and coordinate innovation ecosystem at firm level[J]. *Chinese Management Studies*, 2019, 13(4): 820-839.
- [22] SIGGELKOW N, LEVINTHAL D A. Temporarily divide to conquer: centralized, decentralized, and reintegrated organizational approaches to exploration and adaptation[J]. *Organization Science*, 2003, 14(6): 650-669.
- [23] ARORA A, BELENZON S, RIOS L A. Make, buy, organize: the interplay between research, external knowledge, and firm structure[J]. *Strategic Management Journal*, 2014, 35(3): 317-337.
- [24] 于茂荐. 供应链创新、研发组织结构与企业创新绩效[J]. 科学学研究, 2021, 39(2): 375-384.
- [25] PHAM T D T, LO F Y. How does top management team diversity influence firm performance?: a causal complexity analysis[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2023, 186: 122-162.
- [26] XIAO T, MAKHIJA M, KARIM S. A knowledge recombination perspective of innovation: review and new research directions[J]. *Journal of Management*, 2022, 48(6): 1724-1777.
- [27] 何瑛, 于文蕾, 戴逸驰, 等. 高管职业经历与企业创新[J]. 管理世界, 2019, 35(11): 174-192.

## Can New R&D Institutions Improve Enterprises Innovation Performance?: The Evidence from Guangdong Province

HE Kaiping, WANG Tao, ZHAO Xiying

(School of Management and Economics, Beijing Institute of Technology, Beijing 100081, China)

**Abstract:** Based on the network brokerage theory, the theoretical model was established to analyze the effect of introducing new R&D institutions into regional innovation system on the enterprises innovation performance. Taking the implementation of new R&D institutions policy in Guangdong province as a quasi-natural experiment, DID method was used to examine the theoretical model. The results show that new R&D institutions can increase enterprises innovation performance, and R&D investment plays a mediating role, and R&D centralization and TMT diversity have moderating effects. Heterogeneity analysis shows that the establishment of new R&D institutions has no significant impact on the invention patents of enterprises, non-state-owned enterprises, high-tech industry enterprises and high-profit enterprises. The results provide empirical data support and enlightenment for how to guide the construction of new R&D institutions and how to promote the deep integration of industry and research organizations.

**Keywords:** new R&D institutions; innovation performance; difference-in-differences model; network brokerage