

DOI: 10.19361/j.er.2025.04.06

新型创新载体如何 促进企业创新的量质齐升

张丹宁 宋雪峰 刘文平 赵宝玉^{*}

摘要: 新型创新载体是中国企业实现创新量质齐升的有效突破路径。本文以国家制造业创新中心为代表,利用2010—2021年沪深A股制造业上市公司专利数据,实证评估新型创新载体对企业创新量质齐升的影响及作用机制。研究发现,国家制造业创新中心在一定程度上降低了企业专利数量增长速度,但显著提升了专利质量。机制分析表明,通过增加共性关键技术供给和推动科技成果转化,国家制造业创新中心发挥了显著作用,产业深度转型升级型中心成效优于卡脖子技术突破型,同时,其对国有企业和专利密集型产业的促进作用更强。据此,建议持续提升卡脖子技术突破型创新中心功能效能,扩大创新中心区域辐射能力并强化对民营企业的创新支持,推动中国企业创新的量质齐升。

关键词: 新型创新载体;国家制造业创新中心;企业创新;量质齐升

中图分类号: F420

一、引言

自创新驱动发展战略实施以来,中国专利数量呈现井喷式发展。2024年,全球PCT(专利合作条约)国际专利申请总量达27.39万件,中国申请量为70160件,仍是申请量最大的来源国。^①但在中国创新产出能力持续攀升的同时,专利质量亟待提升的挑战也日益凸显,特别是在制造业(陈强远等,2020)。如2023年工业机器人领域全球专利申请量超22.36万件,中国占据六成以上,但国外权利人掌握了伺服电机、减速器、控制器等关键技术的核心专

^{*}张丹宁,辽宁大学经济学院,邮政编码:110036,电子信箱:Katherinezdn@126.com;宋雪峰,辽宁大学经济学院,邮政编码:110036,电子信箱:969390277@qq.com;刘文平(通讯作者),沈阳工业大学经济学院,邮政编码:110870,电子信箱:1141869644@qq.com;赵宝玉,辽宁大学经济学院,邮政编码:110036,电子信箱:18745328235@163.com。

本文得到国家自然科学基金青年项目“产业集群社会责任的建设机理及聚合测度指数研究”(71803073)、教育部人文社会科学研究项目“产业集群社会责任指数的构建与应用研究”(18YJC790211)的资助。本文是《经济评论》第十届“中国经济增长与发展青年学者论坛”优秀论文,感谢评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

^①资料来源:《世界知识产权组织公布2024年统计数据 中国是国际专利申请最大来源国》,载于新华网(<http://www.xinhuanet.com/tech/20250319/d09dbc818eb04d11ad84c7d69e2eec2d/c.html>)。

利,中国权利人的大量专利均布局在机械臂、传感器图像处理等次关键技术上,在产业发展过程中极易被“卡脖子”。^① 其他制造业的发展也同样存在着发明专利占比低、核心部件和关键技术对外技术依存度高、产业共性技术供给不足等发展瓶颈。因此,如何实现中国创新的量质齐升是重要而紧迫的现实问题。

从国际经验来看,作为源头创新的重要策源地、颠覆式创新的重要孵化池,新型创新载体是全球制造业强国推动专利产出量质齐升的重要抓手,各国都积极布局:美国的国家制造业创新网络、德国的弗朗霍弗研究院以及日本的科学技术振兴机构等都在提升本国制造业创新质量中发挥了重要的作用。同样地,中国也加速推进了以国家制造业创新中心为代表的新型创新载体建设,旨在充分发挥集中力量办大事的制度优势,加速创新生态系统形成,引领战略性新兴产业和未来产业发展,助力新质生产力的培育。

既有文献系统地阐述了新型创新载体建设的必要性,并聚焦于其功能定位、组织架构、运营机制和人才培养等核心内容(Chen,2017;常旭华、仲东亭,2021)。新型创新载体对企业创新的影响主要从两方面展开研究:一是探析新型创新载体对企业创新的直接影响(Gross and Sampat,2023;王福世,2023);二是将新型创新载体外化为政策背景,探索其对产业和企业创新的影响(Bloom et.al.,2019)。从已有研究来看,新型创新载体的多元化组织形态,特别是不同类型新型创新载体对特定产业与企业群体的差异化影响研究还亟待深入,其中,国家制造业创新中心对制造业企业创新效果与机制的研究还鲜少涉及。据此,本文以国家制造业创新中心为研究对象,从其增强共性关键技术供给和推动科技成果转化两大核心功能出发,采用多时点双重差分模型,对国家制造业创新中心影响中国制造业企业创新量质齐升的效果、机理以及对策进行探讨。

本文可能的边际贡献主要体现在:(1)聚集于国家制造业创新中心这一新型创新载体,基于准自然实验,采用多时点双重差分估计和双重机器学习的方法进行影响效果与机制的探索性评估,丰富且具化了新型创新载体政策效果评价的相关研究。(2)基于国家制造业创新中心的功能定位,从结构优化视角出发,融入源头创新、数字赋能和绿色转型三维合一的理念,对高质量专利进行了新视角的界定与测度。(3)聚焦增强共性关键技术供给和推动科技成果转化两大核心功能,对其促进制造业企业创新量质齐升的影响机制进行解构。

二、制度背景和理论分析

与传统创新载体相比,新型创新载体的“新”主要体现在以下几个方面:(1)在目标定位上,强调“本土”新知识的生产与源头性技术创新突破,通过提高重点领域前沿技术和共性关键技术的研发供给,确保中国高水平科技自立自强。(2)在运营主体上,搭建复合型和多元化的创新平台,旨在实现多领域和多行业间的协同合作,加速开放和动态创新网络的构建。(3)在知识生产模式上,实现由传统创新载体的 Model1(一种理念、方法、价值以及规范的综合体,强调单一学科)向 Model2(知识生产不再局限于纯科学的研究,而是在更复杂的应用情境中产生,呈现跨学科性)和 Model3(引入系统与网络的概念,建立一个以多层次、多节点、

^① 资料来源:王磊、李新,2024:《赛迪智库|发展制造业新质生产力,要把高价值专利“淘”出来》,载于澎湃新闻(https://m.thepaper.cn/kuaibao_detail.jsp?contid=27932941)。

多主体、多形态为显著特征的知识创新生态系统)的跃升。(4)在资源配置上,重点面向产业化创新,资源配置方式具有探索性、战略性和组织性的特点,强调通过整合与协同来加强科技成果的转移转化。

(一)制度背景

工业和信息化部印发的《关于完善制造业创新体系,推进制造业创新中心建设的指导意见》(工信部科〔2016〕273号)指出,在发挥已有各类创新载体作用的基础上,围绕产业链部署创新链,围绕创新链完善资金链,瞄准制造业发展薄弱环节,打造高水平有特色的国家制造业创新平台和网络,形成以制造业创新中心为核心节点的制造业创新体系,推动我国制造业向价值链中高端跃升。到2020年,形成15家左右国家制造业创新中心;到2025年,形成40家左右国家制造业创新中心。

从创新中心类型来看,根据《科技日报》2018年列举的35项存在卡脖子风险的关键核心技术清单,本文将26家国家制造业创新中心分为卡脖子技术突破和产业深度转型升级两种类型:前者旨在突破行业发展的原创性和前沿性技术,实现关键核心技术自立自强,共计16家;后者旨在提升传统产业生产效率,深挖潜能,培育新的产业空间,共计10家。^①

(二)理论基础和研究假设

国家制造业创新中心有两大核心功能:增强共性关键技术供给和推动科技成果转化,前者会产生挤出效应,使得创新数量的增速放缓;后者会引起创新资源的集聚效应,使得专利质量显著提升。

1.共性关键技术供给的挤出效应引致企业创新数量增速放缓

挤出效应最初是指由于政府支出的增长,导致私人部门的消费或投资相应减少的现象。在现有文献中,挤出效应更多应用于产业政策作用过程的分析(张杰等,2016;陈强远等,2020)以及政府债务对企业发展的相关研究(余明桂、王空,2022)。这里挤出效应指的是国家制造业创新中心区域共性关键技术的供给增加对区域制造业企业创新数量的挤出。企业的创新需求分为内部技术需求、行业共性需求和前沿技术研发需求(中国社会科学院工业经济研究所课题组、曲勇义,2022),国家制造业创新中心的设立有助于满足企业对行业共性技术与前沿核心技术的需求,企业仅需要自主研究满足内部技术需求即可,故表现为试点范围内企业专利数量的增速放缓。

共性关键技术供给的增加一方面会对企业创新数量的增速产生抑制作用,但一方面也会对创新质量提升产生促进作用。产业共性技术处于竞争前阶段,介于基础研究与应用研究之间,是能广泛应用于不同产业领域中的基础性技术,其研发成果的扩散和共享能够通过关联效应、激励效应与示范效应对多个产业产生深远影响,且多为战略性新兴技术,具有技术复杂性高,创新难度大,研发高风险和高资源投入等特点(中国社会科学院工业经济研究所课题组、曲勇义,2022)。此外,产业共性技术还具备准公共物品性和正外部性双重属性:前者意味着其供给容易产生主体缺位的问题,国家制造业创新中心作为国家级的新型创新载体,能够很好地解决这一问题;正外部性意味着共性技术如果对企业开放,企业可化身为

^①考虑到文章篇幅限制,国家制造业创新中心成立时间、地区分布及分类留存备索。

“搭便车者”积极利用,降低研发成本和开发周期,减少共性技术研发,加大自身关键核心技术的培育,提升其创新质量。

2. 创新资源集聚效应推动科技成果转化引致企业创新质量提升

国家制造业创新中心会加速创新资源的集聚:一是共性关键技术的集聚。国家制造业创新中心注重产业前沿和共性关键技术供给,在政策红利和知识溢出效应影响下,企业的研发活力得以提高,创新边界得以拓宽(Mamuneas and Nadiri, 1996),因而,企业可以将有限创新资源投入到自身关键核心技术的培育上,创新质量得以提升。二是创新质量信息的集聚。在技术创新激励政策下,由于信息不对称,政府无法掌握企业专利的真实质量,导致企业炮制低质量专利“骗补”现象衍生(张杰等,2016),而国家制造业创新中心通常通过设立严格的专利质量筛选机制,提升企业专利成果的技术含量与实用价值。该机制不仅在项目合作、资质认定以及产业联盟准入等环节中形成质量门槛,强化优质专利的准入优势,也在制度层面引导区域制造业企业更加注重专利质量。三是人才的集聚。国家制造业创新中心通过推进政、产、学、研、金、介、用的深度融合,其在合作院校和科研院所的影响力不断扩大,吸引优秀人才入驻企业(陈思等,2017)。此外,在人才培育方面,国家制造业创新中心还致力于建立健全制造业人才培养体系,支持相关高校设立课程、学科或专业,积极利用国家相关人才计划,引进海外制造业高端领军人才和专业团队,打造区域人才“蓄水池”。四是创新投资的集聚。国家制造业创新中心可以缓解企业融资约束来提升企业创新质量。企业创新活动往往具有时间长、风险大、不确定性强和失败率高等特征,因此需要充足的资金作为保障(安同良等,2020)。但是,信息不对称和高市场风险使得传统融资渠道可能无法提供足够的资金,风险投资成为重要的融资方式(白俊红等,2022)。根据斯宾塞的信号理论,国家制造业创新中心作为国家级政策设计,其释放的政策利好会得到各行业的关注,缓解投资机构与企业之间的信息不对称,进而增加风险投资,缓解融资约束,提升创新质量。

国家制造业创新中心会推动科技成果转化,进而抑制区域制造业企业创新数量的增加,但会提升其创新质量。国家制造业创新中心能够促进技术快速转移扩散和首次市场应用,贯通研发、扩散与产业化全过程,构建以市场化机制为主导的科技成果转化与推广体系,通过企业孵化、种子项目融资等方式,将技术创新成果高效引入市场,促进其快速实现商业化应用。区域科技成果转化能力的提升会增加区域知识溢出,提高企业知识存量,降低行业层面专利的产出,提升制造业企业自身关键核心技术的质量。

故本文提出如下假设:

假设 1:国家制造业创新中心的设立对区域制造业企业创新数量增速有显著抑制作用。^①

^①本文提出的国家制造业创新中心的设立对区域制造业企业创新数量有显著抑制作用的结论与专利数量是处于年年增长的趋势并未背离。本文是对“政策效果”的评估:在政策发生前,处理组和对照组专利数量均呈现逐年递增的趋势且保持相同趋势;政策发生后,处理组相对于对照组增长趋势相对放缓(表现为斜率的下降),故会呈现出国家制造业创新中心的设立对区域制造业企业创新数量产生减少的结果(是处理组与对照组比较后的相对结果),但是考虑整体,无论处理组还是对照组,其专利数量均呈现出逐年递增趋势,这与专利数量是处于年年增长的现实趋势相符合。

假设 2:国家制造业创新中心的设立对区域制造业企业创新质量提升有显著促进作用。

假设 3a:国家制造业创新中心通过增加共性关键技术供给促进区域制造业企业创新量质齐升。

假设 3b:国家制造业创新中心通过推动科技成果转化促进区域制造业企业创新量质齐升。

三、研究设计与数据说明

(一) 模型设定

为识别国家制造业创新中心对区域制造业企业创新的作用效果,本文将国家制造业创新中心的设立看作准自然实验,利用多时点双重差分方法,构建如下模型:

$$Quantity_{ict} = \alpha + \beta Policy_{ct} + \gamma Control + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

$$Quality_{ict} = \alpha + \beta Policy_{ct} + \gamma Control + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

其中:被解释变量 $Quantity_{ict}$ 表示城市 c 企业 i 第 t 年企业创新数量情况,被解释变量 $Quality_{ict}$ 表示城市 c 企业 i 第 t 年企业创新质量情况;核心解释变量 $Policy_{ct}$ 表示城市 c 在第 t 年是否设立国家制造业创新中心,系数 β 是本文关注的重点,整体衡量政策的处理效应; $Control$ 表示企业、行业、城市三个层面构建控制变量集; μ_i 和 λ_t 分别表示企业层面固定效应和时间层面固定效应, ε_{ict} 为随机误差项。

(二) 变量设定

1. 被解释变量

企业技术创新水平。本文主要从企业创新数量和创新质量两方面衡量企业技术创新水平:

(1)企业创新数量。专利申请数量是刻画企业技术创新水平最常用指标之一,本文采用上市公司独立申请的发明专利、实用新型专利、外观设计专利三种专利的申请总数加 1 取自然对数来衡量企业专利申请总量($Quantity1$),采用上市公司独立申请的发明专利数量加 1 取自然对数来衡量企业发明专利申请总量($Quantity2$),并运用 $Quantity1$ 和 $Quantity2$ 度量企业创新数量(黎文靖、郑曼妮,2016)。

(2)企业创新质量。用单维指标衡量创新质量的研究较为广泛,比如专利被引次数(Hsu et al., 2014)、知识宽度(张杰、郑文平,2018)和创新基因(陈远强等,2022)等;但越来越多的学者从多维角度构建更加全面的综合测度性指标(叶初升、孙薇,2023)。本文借鉴叶初升和孙薇(2023)三维合一的思想,基于国家制造业创新中心的功能定位,从结构优化视角提出,高质量创新应该兼具源头创新、数字赋能和绿色转型的三重特征,即当一个专利同时为发明专利、数字专利、绿色专利时则可以将其界定为高质量专利,本文通过高质量专利占企业发明专利与实用新型专利总申请量的比重,度量企业创新质量($Quality$)。其中,源头创新、数字赋能和绿色转型三个维度的选取理由和测度方式如下:

①源头创新是把原始创新能力提升摆在突出位置,实现“从 0 到 1”的突破,强调企业发明能力,因此,其涵盖的技术复杂度相对较高,往往聚焦行业前沿技术和企业核心业务,发明

专利能够较好地反映企业的创新质量。

②数字赋能创新是以数据为核心要素,带来产品、服务、生产流程和商业模式等创新,是经济社会数字化转型的核心驱动力。数字经济专利的计算步骤如下:首先,根据《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》和《国际专利分类与国民经济行业分类参照关系表(2018)》,确定数字专利对应的IPC分类号;然后,将其与上市公司专利数据相匹配,最终确定上市公司数字专利的数量。

③绿色转型创新是实现经济高质量发展的重要动力,亦是培育新质生产力的重要支撑。绿色专利的计算步骤如下:将企业的专利分类号与国际专利分类绿色清单^①中的绿色专利IPC分类号进行匹配,最终确定企业绿色专利的数量。^②

2.核心解释变量

国家制造业创新中心的政策虚拟变量(*Policy*)。企业所在城市当年存在国家级制造业创新中心赋值为1,其他情况赋值为0。

3.控制变量

本文从企业、行业、城市三个层面构建控制变量集。参考程新生和王向前(2023)、姚立杰等(2023),企业层面的控制变量包括:企业成立年限(*InFirmAge*)、固定资产占比(*FIXED*)、资产回报率(*ROA*)、公司规模(*InSize*)、资产负债率(*Lev*)、产权性质(*SOE*)、现金流比率(*Cashflow*)、董事会规模(*InBoard*)、独立董事比例(*Indep*)、董事长与总经理兼任情况(*Dual*)、成长能力(*TobinQ*)、账面市值比(*BM*)、审计关系(*Big4*);参考方先明和胡丁(2023),行业层面的控制变量包括:行业竞争度(*HHI*);参考沈坤荣等(2023),城市层面的控制变量包括:经济发展水平(*InAGDP*)、产业结构(*Indust_Stru*)、金融支持(*Finance*)、高等教育水平(*InCollege*)、财政收支比(*Budget*)。^③

(三)数据来源及处理

本文选取2010—2021年沪深A股制造业上市公司为实证研究样本。企业专利数据来自中华人民共和国国家知识产权局;国家制造业创新中心名录来自中华人民共和国工业和信息化部;城市层面数据来自《中国城市统计年鉴》;企业财务数据和行业层面数据来自CSMAR数据库、Wind数据库、CNRDS数据库。本文对数据进行如下处理:(1)剔除关键变量值严重缺失的企业;(2)剔除ST、*ST和PT企业;(3)相关连续变量均在1%和99%水平上进行缩尾处理;(4)将上市公司所在地址匹配其对应的地级市。最终得到1356家企业,共

^①国际专利分类绿色清单是根据《联合国气候变化框架公约》(UNFCCC)所列环境无害技术(ESTs)制定的专利分类清单,具体见世界知识产权组织网站(<https://www.wipo.int/classifications/ ipc/green-inventory/home>)。

^②外观设计的专利分类号体系与发明专利和实用新型专利截然不同,发明专利和实用新型专利使用的是《国际专利分类表》(IPC分类)的分类标准,外观设计专利采用的是洛迦诺分类标准。本文在计算数字经济专利和绿色专利时均是按照《国际专利分类表》(IPC分类)的分类标准进行分类,故本文在计算创新质量时,去除了外观设计专利。

^③考虑到文章篇幅限制,控制变量的符号与定义留存备索。

计 8720 个样本观测值。各变量描述性统计如表 1 所示。

从描述性统计结果可以看出,企业创新数量 *Quantity1* 和 *Quantity2* 的均值分别为 3.0384 和 2.1896,标准差分别为 1.2873 和 1.2949,表明样本内制造业上市公司专利数量差异较大;企业创新质量 *Quality* 的均值为 0.0832,标准差为 0.1401,表明样本内制造业上市公司专利质量整体较低,各公司间也存在较大差异。此外,各个控制变量的描述统计与现有文献基本一致。

表 1 变量统计性描述

变量	样本量	均值	标准差	最小值	25 百分位	中位数	75 百分位	最大值
<i>Quantity1</i>	8720	3.0384	1.2873	0.6931	2.1972	2.9444	3.8067	9.3473
<i>Quantity2</i>	8720	2.1896	1.2949	0	1.3863	2.0794	2.9444	8.7692
<i>Quality</i>	8720	0.0832	0.1401	0	0	0.0169	0.1111	0.7500
<i>Policy</i>	8720	0.1619	0.3684	0	0	0	0	1
<i>lnFirmAge</i>	8720	2.8408	0.3266	1.7918	2.6391	2.8904	3.0445	3.4965
<i>FIXED</i>	8720	0.2091	0.1239	0.0164	0.1149	0.1862	0.2803	0.5745
<i>ROA</i>	8720	0.0533	0.0565	-0.1453	0.0205	0.0485	0.0834	0.2225
<i>lnSize</i>	8720	22.1231	1.1650	20.1267	21.2927	21.9387	22.7334	25.7381
<i>Lev</i>	8720	0.3873	0.1805	0.0594	0.2399	0.3835	0.5261	0.7731
<i>SOE</i>	8720	0.2532	0.4349	0	0	0	1	1
<i>Cashflow</i>	8720	0.0527	0.0612	-0.1073	0.0146	0.0502	0.0898	0.2263
<i>lnBoard</i>	8720	2.1172	0.1904	1.6094	1.9459	2.1972	2.1972	2.6391
<i>Indep</i>	8720	0.3761	0.0537	0.3333	0.3333	0.3333	0.4286	0.5714
<i>Dual</i>	8720	0.3182	0.4658	0	0	0	1	1
<i>TobinQ</i>	8720	2.1166	1.2265	0.8948	1.3265	1.7186	2.4458	7.8492
<i>BM</i>	8720	0.8136	0.7582	0.0993	0.3474	0.5763	0.9816	4.4421
<i>Big4</i>	8720	0.0549	0.2279	0	0	0	0	1
<i>HHI</i>	8720	0.0674	0.0523	0.0143	0.0317	0.0517	0.0817	0.2473
<i>lnAGDP</i>	8720	11.4761	0.4919	10.1142	11.1755	11.5505	11.8686	12.2234
<i>Indust_Stru</i>	8720	249.4134	14.8378	215.2500	239.7300	248.8600	259.3500	283.2000
<i>Finance</i>	8720	1.5758	0.6092	0.4650	1.0563	1.5745	2.0341	3.0737
<i>lnCollege</i>	8720	2.8393	1.1408	0	2.0794	2.6391	3.9318	4.5218
<i>Budget</i>	8720	0.7534	0.1954	0.2315	0.6482	0.7852	0.8866	1.0976

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

基于前文的变量设计和模型选择,本部分探究国家制造业创新中心政策对区域制造业企业创新数量和创新质量的影响效应,基准回归的估计结果如表 2 所示。表 2 第(1)列和第(3)列在未加入控制变量时,核心解释变量(*Policy*)对企业专利申请总量(*Quantity1*)及企业发明专利申请总量(*Quantity2*)的回归系数均在 1% 的水平上显著为负;第(2)列和第(4)列在加入控制变量后,核心解释变量(*Policy*)的回归系数依然在 1% 的水平上显著为负,表明国家制造业创新中心的设立显著抑制了区域制造业企业创新数量的增长速度,假设 1 得到初步验证。此外,第(5)列显示,在未加入控制变量的情况下,政策变量(*Policy*)对企业创新质量(*Quality*)的回归系数在 1% 的水平上显著为正,而第(6)列加入控制变量后,该回归系数依然在 1% 的水平上显著为正。这表明国家制造业创新中心的设立对区域制造业企业创新质量提升有显著促进作用,假设 2 得以初步证实。

表 2

基准回归结果

变量	Quantity1		Quantity2		Quality	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Policy	-0.1172 *** (0.0341)	-0.1052 *** (0.0346)	-0.1206 *** (0.0373)	-0.0990 *** (0.0376)	0.0752 *** (0.0056)	0.0767 *** (0.0057)
lnFirmAge		0.0601 (0.1909)		-0.2136 (0.2033)		0.0168 (0.0123)
FIXED		-0.0475 (0.1636)		-0.1511 (0.1671)		-0.0002 (0.0005)
ROA		0.8466 *** (0.2517)		0.8204 *** (0.2669)		0.0051 (0.0095)
lnSize		0.1862 *** (0.0354)		0.1813 *** (0.0369)		-0.0515 ** (0.0208)
Lev		-0.1326 (0.1169)		-0.2704 ** (0.1218)		-0.0010 (0.0255)
SOE		0.1037 (0.0696)		0.0831 (0.0735)		-0.0166 (0.0346)
Cashflow		-0.5155 *** (0.1829)		-0.5167 *** (0.1991)		0.0265 ** (0.0125)
lnBoard		0.1316 (0.1126)		0.2157 * (0.1183)		0.0036 (0.0043)
Indep		0.0370 (0.3298)		0.0141 (0.3529)		-0.0349 ** (0.0171)
Dual		0.0366 (0.0324)		0.0240 (0.0341)		0.1318 ** (0.0573)
TobinQ		0.0033 (0.0107)		-0.0007 (0.0114)		0.0088 (0.0109)
BM		-0.0245 (0.0296)		0.0146 (0.0325)		-0.0128 (0.0259)
Big4		0.2270 ** (0.1010)		0.3159 *** (0.1055)		0.0073 (0.0093)
HHI		-0.1506 (0.4655)		0.6402 (0.4951)		0.0120 (0.0219)
lnAGDP		-0.1687 * (0.0868)		-0.1313 (0.0903)		0.0032 (0.0151)
Indust_Stru		0.0033 (0.0040)		0.0047 (0.0040)		0.0649 (0.0460)
Finance		-0.1966 *** (0.0670)		-0.2054 *** (0.0696)		0.0006 (0.0046)
lnCollege		-0.0504 (0.0611)		-0.0603 (0.0594)		0.0016 (0.0015)
Budget		-0.1945 (0.1725)		-0.3310 * (0.1803)		0.0009 (0.0034)
常数项	3.0574 *** (0.0090)	0.1963 (1.7425)	2.2092 *** (0.0098)	-0.5563 (1.7122)	0.0710 *** (0.0014)	-0.1724 (0.2359)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
调整 R^2 值	0.718	0.721	0.679	0.683	0.491	0.491
样本量	8720	8720	8720	8720	8720	8720

注: ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著; 圆括号内数值为异方差稳健标准误。

(二) 双重差分模型有效性检验

1. 平行趋势检验

实验组与控制组在政策实施前应具有相同的变化趋势(平行趋势)是采用多时点双重差分模型的前提条件,为验证平行趋势,本文构建了以下模型:

$$Quantity_{ict} = \alpha + \sum_{n=-6}^4 \beta_n Policy_{ct}^n + \gamma Control + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{ict} \quad (3)$$

$$Quality_{ict} = \alpha + \sum_{n=-6}^4 \beta_n Policy_{ct}^n + \gamma Control + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{ict} \quad (4)$$

(3)、(4)式中: $Policy_{ct}^n$ 是参照政策实行当年所生成的相对年份政策变量,如果第 t 年是城市 c 政策发生的第 n 期, $Policy_{ct}^n$ 取 1, 否则取 0。设定政策发生前 1 年(-1 期)为事件研究的基准年, β_n 为相对于基年的回归系数,若 β_n 在政策发生前都不显著异于 0, 则满足平行趋势检验, $Control$ 表示企业、行业、城市三个层面的控制变量; μ_i 和 λ_t 分别表示企业、时间固定效应, ε_{ict} 为随机误差项。95% 置信区间下 β_n 的估计结果如图 1 所示。

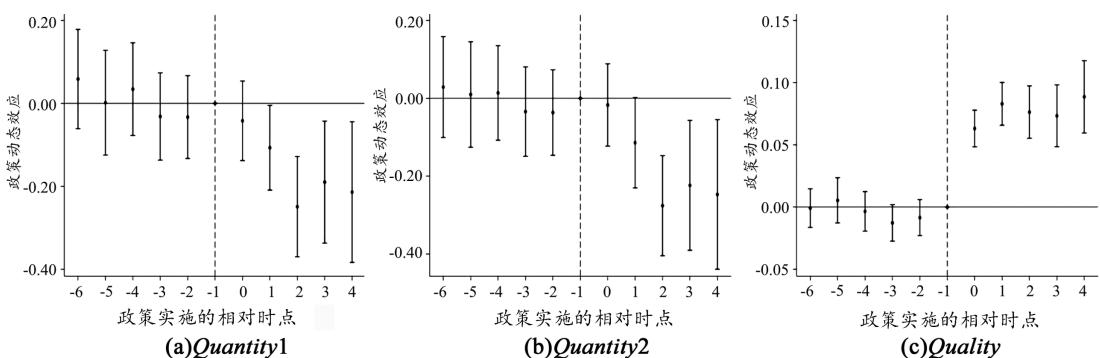


图 1 平行趋势图

图 1 展示了在被解释变量 $Quantity1$ 、 $Quantity2$ 、 $Quality$ 下事件从前 6 期到后 4 期的事件研究结果, β_n 在政策发生前都不显著异于 0, 即政策发生前无论是创新数量还是创新质量处理组和对照组均无显著差异。此外, 由于制度刚性、行为习惯、转换成本等原因(许文立、孙磊, 2023), 国家制造业创新中心政策效果存在一定的滞后性。总体来看, 本研究中国家制造业创新中心政策满足平行趋势假设。

2. 安慰剂检验

本文使用空间安慰剂检验、无约束混合安慰剂检验和有约束混合安慰剂检验三种方法进行安慰剂检验。三种方法都是基于随机抽样的方法生成伪处理组和伪处理时间然后观测虚拟政策时点回归系数的大小, 为避免小概率因素对估计结果的干扰, 分别重复上述过程 1000 次。结果如图 2 所示: 此方法下国家制造业创新中心政策对区域企业创新数量和创新质量的回归系数的均值主要集中于 0 附近, 基准回归结果都显著异于安慰剂测试结果, 虚拟政策时点与区域制造业企业创新并无直接关系, 本文的估计结果具有较高的可信度。

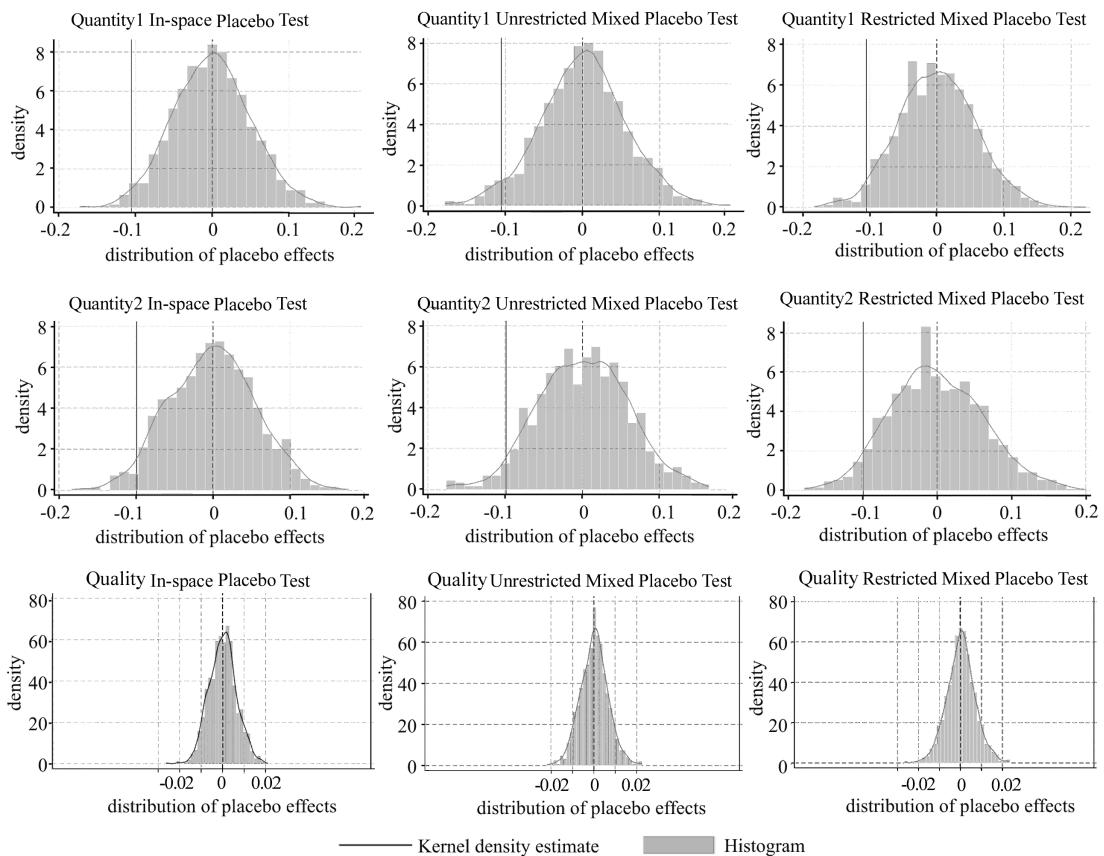


图2 安慰剂检验图

3. Goodman-Bacon 分解

双向固定效应(Two-Way Fixed Effects, TWFE)回归在处理多时点双重差分时并未考虑不同处理组间或不同处理时间下可能存在的异质性处理效应,会导致“坏的控制组”甚至负权重问题,继而使估计结果出现偏误(Baker et al., 2022)。因此,本文参考Goodman-Bacon(2021)的双重差分(DID)估计量分解法,检验TWFE回归在处理多时点双重差分时的偏误程度。在执行Bacon分解时,本文将数据处理为2010—2021年的平衡面板。结果显示好的处理效应Early Treatment vs. Later Control和Treatment vs. Never Treated的权重和为91%,坏的处理效应Later Treatment vs. Early Control和Treatment vs. Already Treated的权重和仅为9%,且总体估计值与TWFE估计值较为接近,可以认为本文核心结论较为稳健。

4. DID识别假设检验

为保证本文实证分析的有效性,需满足政策变量Policy外生,即满足政策变量Policy与扰动项不相关。这取决于国家制造业创新中心试点城市与非试点城市在没有国家制造业创新中心试点的情况下,制造业企业创新的情况随时间发生的变化是否相似。在本文的研究背景下,借鉴张川川等(2023)相关研究,进行安慰剂双重差分研究,具体如下:

由于国家制造业创新中心试点的作用机制主要对制造业企业造成影响,故使用非制造业企业作为本文的回归样本,进行安慰剂检验。如果本文DID模型中的政策变量Policy与

某些不可观测的因素相关,导致所识别的政策效果只是由这些不可观测因素带来的,那么非制造业企业同样会受到不可观测因素的影响,使得政策变量 *Policy* 显著;反之,当不存在遗漏变量时,政策变量 *Policy* 应不显著。本文实证结论有效性的检验结果如表 3 所示,在非制造业企业样本下,国家制造业创新中心的设立对非制造业企业创新数量和创新质量无统计上显著的影响,支持了本文的 DID 估计方法的有效性,说明国家制造业创新中心的设立对区域制造业企业创新数量的增速有显著抑制作用,但会显著提升创新质量的结论不大可能源于不可观测因素,再一次验证了本文核心结论的稳健性。

表 3 DID 识别假设检验:安慰剂双重差分研究

变量	Quantity1	Quantity2	Quality
	(1)	(2)	(3)
<i>Policy</i>	-0.0266 (0.0519)	-0.0073 (0.0448)	0.0006 (0.0065)
控制变量	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
调整 R^2 值	0.682	0.691	0.395
观测值	4821	4821	3120

注:同表 2。

5. 多时点 DID 异质性处理效应

在组别和时间维度上处理效应的异质性是导致 TWFE 产生偏误的重要原因 (De Chaisemartin and D'Haultfoeuille, 2020)。本文通过寻找一个合理对照组或利用对照组计算合理反事实结果变量,解决同一处理对不同个体可能产生的差异化效果,并使用通过计算组别-时期平均处理效应的方法 (De Chaisemartin and D'Haultfoeuille, 2024; Sun and Abraham, 2021) 以及使用插补估计构建反事实结果的方法 (Borusyak et al., 2024) 来解决异质性处理效应问题。结果如图 3 所示,三种异质性稳健估计方法的事件研究的平行趋势都满足,且估计结果与基础回归结果基本一致,即国家制造业创新中心的设立对区域制造业企业创新数量的增速有显著抑制作用,但会显著提升其创新质量的结论较为稳健。

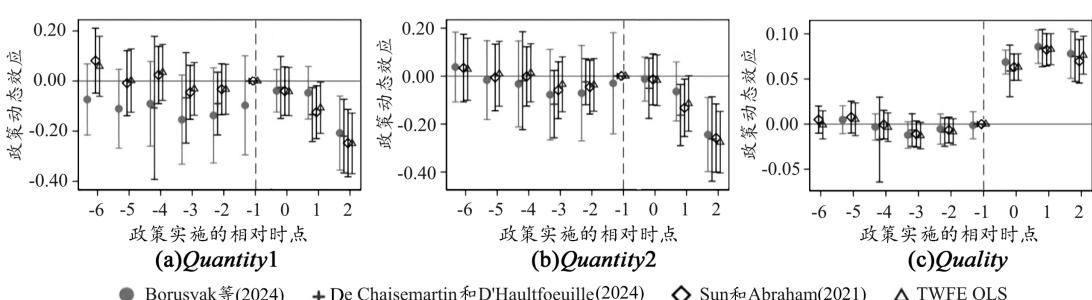


图 3 异质性处理效应

(三) 稳健性检验

本文采用多种方法进行稳健性检验,以确保结论的可靠性。^① 具体处理如下:(1) 更换

^①考虑到文章篇幅限制,本文稳健性检验回归结果留存备索。

计量方法。采用双重机器学习模型重新估计政策效应,以消除因模型过度拟合或遗漏变量导致的偏差。(2)替换核心解释变量和被解释变量。以企业所在城市当年设立的国家制造业创新中心数量作为核心解释变量的替代指标;以企业当年独立申请和联合申请的三类专利总和替代创新数量;以企业当年申请的所有发明专利的被引次数加1取自然对数替代创新质量,并重新估计政策效应。(3)更改估计模型。采用更适用于偏态因变量的高维固定效应面板泊松模型,重新估计政策效应,以应对传统 OLS 回归在此类数据下的局限性。(4)PSM-DID。采用截面 1:4 最近邻匹配后再进行 DID 估计,以缓解样本选择偏差问题。(5)聚类层级改变。为提高标准误估计的稳健性,将基础回归聚类层级提升到行业层面和城市层面,以确保政策估计的稳健性。(6)排除同期其他政策干扰。在回归模型中加入国家创新型城市试点政策、国家知识产权示范城市试点政策、智慧城市试点政策、宽带中国试点政策等变量,以排除可能的政策干扰。(7)变更企业创新衡量期限。将被解释变量(企业专利申请总量(*Quantity1*)、企业发明专利申请总量(*Quantity2*)和企业创新质量(*Quality*))前置一期后重新回归,以确保政策估计的稳健性。上述稳健性检验与基准回归结果基本一致,证明本文研究结论的稳健性。

五、机制检验与异质性分析

(一) 机制检验

为检验国家制造业创新中心的设立对区域企业创新的影响机制,本文建立计量模型,从国家制造业创新中心共性关键技术供给和推动科技成果转化两大核心功能进行检验。

1. 增加共性关键技术供给

共性关键技术之所以能够被广泛应用于多个领域,主要源于其具有较强的基础性,能够为后续研究提供技术支撑。因此,共性关键技术相关发明专利也会因为其基础性的特点而被大量引用,高被引专利的数量能够较好地衡量共性关键技术的发展水平。本文参考 Moser 和 Nicholas(2004)使用发明专利被引量作为共性关键技术专利的判别。考虑到发明专利累计被引量与专利的申请时间相关,申请时间越早的专利往往累计被引就越多,但是近年的发明专利中也存在大量共性关键技术专利,仅使用发明专利累计被引量无法很好地筛选出共性技术专利。故本文提出了基于专利当年被引量和专利累计被引量双重标准去判别共性关键技术专利。本文参考陈强远等(2022)定义满足专利当年被引量大于等于 3 或专利累计被引量大于等于 14 的专利即为共性关键技术专利。^① 继而,本文使用区域上市公司共性关键技术专利的数量总和取对数来作为共性关键技术的代理变量,构建如下模型进行机制检验:

$$GT_{ct} = \alpha + \beta Policy_{ct} + \gamma Control_{ct} + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{ct} \quad (5)$$

(5)式中: GT_{ct} 表示区域共性关键技术发展水平, $Policy_{ct}$ 与前文一样表示城市 c 在第 t 年是否设立国家制造业创新中心。表 4 给出了区域共性关键技术的机制检验结果。第(1)列核

^① 其中 3 和 14 为本文研究样本中专利当年被引量和专利累计被引量的 95% 分位数数值。

心解释变量 *Policy* 的回归系数显著为正,说明国家制造业创新中心的设立对增加共性关键技术的供给具有显著促进作用,假设 3a 得以证实。第(2)列将共性关键技术专利的判别标准改为基于专利当年被引非自引量和专利累计被引非自引量双重标准。第(3)列更改共性关键技术专利判别的阈值,将判别条件改为专利当年被引量大于等于 6 或专利累计被引量大于等于 22。^① 核心解释变量 *Policy* 系数仍旧显著为正,结论较为稳健。

2. 推动科技成果转化

技术市场作为科技成果转移转化最为重要的渠道,是新技术、新发明、新创新实现其市场价值的重要步骤。本文参考杜宝贵和张鹏举(2019),使用技术市场交易成交额作为区域科技成果转化的代理变量。并参照孙早和侯玉琳(2021)的做法,假设同一省份内各地级市科技成果转化率相同,通过各区域(地级市)的国内生产总值占本省份国内生产总值的份额计算得出各区域(地级市)科技成果转化的权重,进而得出各区域(地级市)技术市场交易成交额。构建以下模型进行机制检验:

$$TM_{et} = \alpha + \beta Policy_{et} + \gamma Control_{et} + \mu_e + \lambda_t + \varepsilon_{et} \quad (6)$$

(6)式中: TM_{et} 表示各区域(地级市)技术市场交易成交额(单位:百亿元)。表 4 给出了区域科技成果的机制检验结果。根据第(4)列结果可以发现,国家制造业创新中心的设立能够显著地提升区域技术市场交易成交额,假设 3b 得以证实,国家制造业创新中心通过推动科技成果转化促进制造业企业创新量质齐升。

表 4 机制检验:共性关键技术供给和推动科技成果转化

变量	GT			TM
	(1)	(2)	(3)	
<i>Policy</i>	0.2009 *** (0.0428)	0.2096 *** (0.0447)	0.3219 *** (0.0512)	4.6320 *** (0.8226)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
调整 R^2 值	0.963	0.963	0.955	0.848
样本量	2449	2449	2449	3434

注:同表 2。

(二) 异质性分析

1. 国家制造业创新中心类型的异质性

本文将国家制造业创新中心分为卡脖子技术突破和产业深度转型升级两种类型。根据表 5 的回归结果可以发现,卡脖子技术突破型创新中心对企业创新数量的增速有显著抑制作用,但会显著促进创新质量的提升;而产业深度转型升级型创新中心则不会显著影响企业创新数量,但会显著促进创新质量的提升。这表明目前产业深度转型升级型国家制造业创新中心功能发挥得更加突出,政策效果更为显著,其对企业创新的影响正处于由量减质增向量质齐升的过渡阶段;而卡脖子技术突破型创新中心对企业创新影响处于“量减质增”阶段,其功能需要进一步深化。

^① 其中 6 和 22 为本文研究样本中专利当年被引量和专利累计被引量的 99% 分位数数值。

表 5

异质性分析:国家制造业创新中心类型

变量	卡脖子技术突破			产业深度转型升级		
	Quantity1	Quantity2	Quality	Quantity1	Quantity2	Quality
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Policy	-0.1291 *** (0.0406)	-0.1175 *** (0.0441)	0.0768 *** (0.0068)	-0.0819 (0.0591)	-0.0824 (0.0652)	0.0780 *** (0.0093)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
调整 R^2 值	0.717	0.679	0.496	0.723	0.677	0.472
样本量	7579	7579	7579	6240	6240	6240

注:同表 2。

2.企业所有制的异质性

本文根据企业所有权结构将其划分为国有企业和非国有企业。根据表 6 的回归结果可以发现,国家制造业创新中心的设立会对国有企业的专利申请总量(Quantity1)的增速具有显著抑制作用,但会显著促进创新质量的提升。而对非国有企业专利申请总量(Quantity1)、发明专利申请总量(Quantity2)的增速都有显著抑制作用,但同样会显著促进其创新质量的提升。这表明目前国家制造业创新中心对国有企业的功能发挥得更加突出,政策效果更为显著;而对非国有企业创新影响则处于量减质增阶段,其功能需要进一步深化,实现向量质齐升的跃迁,由此说明国家制造业创新中心的下一步功能升级应聚焦于非国有企业,提高其知识溢出效应和覆盖范围。

表 6

异质性分析:企业所有制

变量	国有企业			非国有企业		
	Quantity1	Quantity2	Quality	Quantity1	Quantity2	Quality
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Policy	-0.1221 * (0.0650)	-0.0984 (0.0748)	0.0482 *** (0.0109)	-0.1214 *** (0.0414)	-0.1244 *** (0.0444)	0.0862 *** (0.0068)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
调整 R^2 值	0.783	0.751	0.494	0.692	0.641	0.500
样本量	2188	2188	2188	6507	6507	6507
组间差异性	-0.0007 *** [0.000]	0.0260 *** [0.000]	-0.0380 *** [0.000]	0.0007 *** [0.000]	-0.0260 *** [0.000]	0.0380 *** [0.000]

注:***、* 分别表示在 1%、10% 的显著性水平上显著;圆括号内数值为异方差稳健标准误;方括号内数值为经验 p 值。

3.产业知识产权发展异质性

根据《知识产权(专利)密集型产业统计分类(2019)》中知识产权(专利)密集型产业统计分类表将样本划分为专利密集型产业和非专利密集型产业^①(左弈、周衍平,2023)。根据表 7 的回归结果可以发现,国家制造业创新中心的设立会对专利密集型产业的专利申请总量(Quantity1)的增速有显著抑制作用,但会显著促进创新质量的提升。而对非专利密集型产

^①其中知识产权(专利)密集型产业是指发明专利密集度、规模达到规定的标准,依靠知识产权参与市场竞争,符合创新发展导向的产业集合。知识产权(专利)密集型产业的范围包括信息通信技术制造业,信息通信技术服务业,新装备制造业,新材料制造业,医药医疗产业,环保产业,研发、设计和技术服务业等七大类。

业专利申请总量(*Quantity1*)、发明专利申请总量(*Quantity2*)的增速都有显著抑制作用,但同样会显著促进其创新质量的提升。这表明目前国家制造业创新中心对专利密集型产业的功能发挥得更加突出,政策效果更为显著;而对非专利密集型产业的创新影响需要进一步深化。

表 7

异质性分析:产业知识产权发展

变量	专利密集型产业			非专利密集型产业		
	<i>Quantity1</i>	<i>Quantity2</i>	<i>Quality</i>	<i>Quantity1</i>	<i>Quantity2</i>	<i>Quality</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Policy</i>	-0.0698 [*] (0.0403)	-0.0559 (0.0437)	0.0787 *** (0.0064)	-0.1534 ** (0.0655)	-0.1709 ** (0.0756)	0.0682 *** (0.0124)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
调整 <i>R</i> ² 值	0.707	0.678	0.479	0.759	0.700	0.515
观测值	6021	6021	6021	2684	2684	2684
组间差 异性	0.0836 *** [0.000]	0.1150 *** [0.000]	0.0105 *** [0.000]	-0.0836 *** [0.000]	-0.0115 *** [0.000]	-0.0105 *** [0.000]

注:同表 6。

六、结论与启示

以国家制造业创新中心为代表的新型创新载体能否促进中国企业创新的量质齐升是本文研究的核心问题。基于 2010—2021 年中国沪深两市 A 股制造业上市公司的数据对国家制造业创新中心对区域制造业企业创新影响效果和作用机理进行研究后发现:第一,国家制造业创新中心的设立会对区域制造业企业创新数量的增速产生抑制作用,但会显著提升其创新质量,起到了质优的作用。第二,国家制造业创新中心共性关键技术供给和推动科技成果转化两大核心功能确实在促进企业创新进程中发挥了重要的作用,一定程度达到了政策预期目标。第三,异质性检验表明,产业深度转型升级型国家制造业创新中心功能发挥得更加突出,政策效果更为显著,目前正由量减质增向量质齐升阶段平稳过渡。然而,卡脖子技术突破型中心对制造业企业创新数量的带动作用相对有限,仍处在量减质增阶段,其功能需要进一步深化。此外,国家制造业创新中心对国有企业和专利密集型产业政策效果更为显著,但对于非国有企业和非专利密集型产业的辐射度和影响力还比较有限,其功能覆盖范围还需进一步提升和拓展。

基于上述结论可以提出以下政策建议:

第一,提升卡脖子技术突破型国家制造业创新中心功能。实施国家制造业创新中心差异化发展模式,明晰功能定位,构建差异化评价体系,通过协同创新实现各中心之间的紧密配合和互补以提升整体创新效能,保障区域企业创新量质齐升。以卡脖子技术突破型国家制造业创新中心为主体,推动政策引导,特别是通过优化专利申请流程、提供专利申请费用减免等方式,降低企业申请高质量专利的成本,激发企业申请积极性。同时,建立完善的技术市场体系,促进创新成果转化,使得专利的市场价值与应用广度得到有效提升,进而推动高质量专利数量的增加。

第二,提升国家制造业创新中心的区域辐射范围。系统开展全面评估,梳理现有创新中心在产业链环节和地域覆盖上的不足,并推动区域均衡布局,在中西部和东北地区设立新的国家制造业创新中心,重点支持传统产业的转型升级和新兴产业的发展壮大,促进区域间的

创新资源共享。同时,强化跨区域协同创新机制,建立区域间创新合作平台,提升创新成果在产业链中的流动性和普适性。

第三,提升国家制造业创新中心对民营经济创新支撑作用。优化创新中心服务模式,针对非国有企业,特别是非专利密集型产业的特点,提供定制化的技术支持和创新资源对接,降低企业创新门槛。同时,推动产学研深度融合,加强创新中心与民营企业的合作,构建覆盖研发、中试、量产全链条的技术转移机制,助力企业突破关键技术瓶颈。此外,为鼓励民营企业增加研发投入,政府可以制定并完善税收优惠和专项资金支持等创新激励政策。最后,加强普惠性创新平台建设,扩大国家制造业创新中心的开放性与包容性,积极吸纳中小型企业参与,共同推动由量减质增向量质齐升的阶段性跨越,助力民营经济高质量发展。

参考文献:

- 1.安同良、魏婕、舒欣,2020:《中国制造业企业创新测度——基于微观创新调查的跨期比较》,《中国社会科学》第3期。
- 2.白俊红、张艺璇、卞元超,2022:《创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据》,《中国工业经济》第6期。
- 3.常旭华、仲东亭,2021:《国家实验室及其重大科技基础设施的管理体系分析》,《中国软科学》第6期。
- 4.陈强远、林思彤、张醒,2020:《中国技术创新激励政策:激励了数量还是质量》,《中国工业经济》第4期。
- 5.陈强远、张醒、汪德华,2022:《中国技术创新激励政策设计:高质量发展视角》,《经济研究》第10期。
- 6.陈思、何文龙、张然,2017:《风险投资与企业创新:影响和潜在机制》,《管理世界》第1期。
- 7.程新生、王向前,2023:《技术并购与再创新——来自中国上市公司的证据》,《中国工业经济》第4期。
- 8.杜宝贵、张鹏举,2019:《科技成果转化政策的多重并发因果关系与多元路径——基于上海等22个省市的QCA分析》,《科学学与科学技术管理》第11期。
- 9.方先明、胡丁,2023:《企业ESG表现与创新——来自A股上市公司的证据》,《经济研究》第2期。
- 10.黎文靖、郑曼妮,2016:《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》,《经济研究》第4期。
- 11.沈坤荣、林剑威、傅元海,2023:《网络基础设施建设、信息可得性与企业创新边界》,《中国工业经济》第1期。
- 12.孙早、侯玉琳,2021:《工业智能化与产业梯度转移:对“雁阵理论”的再检验》,《世界经济》第7期。
- 13.王福世,2023:《国家重点实验室提高企业原始创新能力了吗?》,《科技进步与对策》第11期。
- 14.许文立、孙磊,2023:《市场激励型环境规制与能源消费结构转型——来自中国碳排放权交易试点的经验证据》,《数量经济技术经济研究》第7期。
- 15.姚立杰、朱孟杰、邹婧鑫,2023:《内部控制总能促进企业创新吗?——来自高新技术企业的证据》,《审计研究》第5期。
- 16.叶初升、孙薇,2023:《中国“科技创新困境”再审视:技术创新质量的新视角》,《世界经济》第8期。
- 17.余明桂、王空,2022:《地方政府债务融资、挤出效应与企业劳动雇佣》,《经济研究》第2期。
- 18.张川川、魏旭、黄炜,2023:《社会保障项目之间的相互作用:新型农村社会养老保险对医疗保险的挤出》,《经济学(季刊)》第3期。
- 19.张杰、高德步、夏胤磊,2016:《专利能否促进中国经济增长——基于中国专利资助政策视角的一个解释》,《中国工业经济》第1期。
- 20.张杰、郑文平,2018:《创新追赶战略抑制了中国专利质量么?》,《经济研究》第5期。
- 21.中国社会科学院工业经济研究所课题组、曲永义,2022:《产业链链长的理论内涵及其功能实现》,《中国工业经济》第7期。
- 22.左奔、周衍平,2023:《“一带一路”倡议如何影响中国沿线省份专利密集型产业绿色创新?》,《中国人口·资源与环境》第10期。
- 23.Baker, A. C., D. F. Larcker, and C. C. Y. Wang. 2022. “How Much Should We Trust Staggered Difference-in-Differences Estimates?” *Journal of Financial Economics* 144(2): 370–395.
- 24.Bloom, N., J. Van Reenen, and H. Williams. 2019. “A Toolkit of Policies to Promote Innovation.” *Journal of Economic Perspectives* 33(3): 163–184.

25. Borusyak, K., X. Jaravel, and J. Spiess. 2024. "Revisiting Event – study Designs: Robust and Efficient Estimation." *Review of Economic Studies* 91(6) : 3253–3285.
26. Chen, Y. 2017. "Integrated and Intelligent Manufacturing: Perspectives and Enablers." *Engineering* 3 (5) : 588–595.
27. De Chaisemartin, C., and X. D' Haultfoeuille. 2020. "Two-way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects." *American Economic Review* 110(9) : 2964–2996.
28. De Chaisemartin, C., and X. D' Haultfoeuille. 2024. "Difference – in – differences Estimators of Intertemporal Treatment Effects." *Review of Economics and Statistics* 106(2) : 1–45.
29. Goodman – Bacon, A. 2021. "Difference – in – differences with Variation in Treatment Timing." *Journal of Econometrics* 225(2) : 254–277.
30. Gross, D. P., and B.N. Sampat. 2023. "America, Jump–started: World War II R&D and the Takeoff of the US Innovation System." *American Economic Review* 113(12) : 3323–3356.
31. Hsu, P. H., X. Tian, and Y. Xu. 2014. "Financial Development and Innovation: Cross–country Evidence." *Journal of Financial Economics* 112(1) : 116–135.
32. Mamuneas, T. P., and M. I. Nadiri. 1996. "Public R&D Policies and Cost Behavior of the US Manufacturing Industries." *Journal of Public Economics* 63(1) : 57–81.
33. Moser, P., and T. Nicholas. 2004. "Was Electricity a General Purpose Technology? Evidence from Historical Patent Citations." *American Economic Review* 94(2) : 388–394.
34. Sun, L., and S. Abraham. 2021. "Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects." *Journal of Econometrics* 225(2) : 175–199.

How New Innovative Carriers Promote the Dual Enhancement of Quantity and Quality in Enterprise Innovation

Zhang Danning¹, Song Xuefeng¹, Liu Wenping² and Zhao Baoyu¹

(1:School of Economics, Liaoning University;

2:School of Economics, Shenyang University of Technology)

Abstract: New innovative carriers are an effective breakthrough path for Chinese enterprises to achieve the dual enhancement of both quantity and quality in innovation. To evaluate their impact, this study focuses on National Manufacturing Innovation Centers as a representative case, using patent data from A-share listed manufacturing companies in Shanghai and Shenzhen between 2010 and 2021. The empirical analysis assesses the effect of these centers on the dual enhancement of enterprise innovation. The findings show that National Manufacturing Innovation Centers, to some extent, reduce the growth rate of patent quantity but significantly improve patent quality. Mechanism analysis reveals that these centers play a crucial role by strengthening the supply of common key technologies and promoting the transformation of scientific and technological achievements. Furthermore, centers focused on industrial deep transformation and upgrading have a more significant impact than those targeting "bottleneck" technological breakthroughs. Additionally, their positive effects are more pronounced for state-owned enterprises and patent-intensive industries. Based on these findings, the study recommends continuously improving the functionality and effectiveness of innovation centers focused on "bottleneck" technology breakthroughs, expanding their regional influence, and strengthening innovation support for private enterprises, to promote the dual enhancement of innovation in Chinese enterprises.

Keywords: New Innovative Carriers, National Manufacturing Innovation Centers, Enterprise Innovation, Dual Enhancement of Quantity and Quality

JEL Classification: O31, O38, L52

(责任编辑:彭爽)