

“帽子效应”与产业链韧性

孙 成¹, 李琰蔚², 吴金希¹

(1. 清华大学社会科学学院, 北京 100084; 2. 清华大学地球系统科学系, 北京 100084)

摘要:专精特新企业是中小企业中的明星企业,他们之间的合作创新对于增强产业链韧性、提升产业集群竞争力有着重要意义。近年中国的专精特新“小巨人”企业认定政策对于中小企业自身的技术创新起到了正向激励作用,然而这种认定政策对于企业之间的合作产生了多大效果呢?鲜有研究涉及该领域。运用 PSM-DID 模型,考察专精特新“小巨人”企业认定政策如何影响中小企业的合作创新。研究发现:专精特新“小巨人”企业认定能够显著提升中小企业合作创新能力,其作用机制在于“帽子”显著提升了资金效应、人才效应与市场效应。同时还发现,这种提升效应在知识产权保护水平较高地区和市场化程度较高地区中更明显。在理论上,研究结果揭示了专精特新企业“帽子效应”对区域合作创新的作用机理,丰富了区域创新理论和产业能力理论。在实践上,建议政府继续提升专精特新“帽子”含金量、鼓励中小企业合作创新,进一步加强区域经市场化水平、优化知识产权保护制度。

关键词:专精特新“小巨人”企业认定政策;产业链韧性;中小企业;合作创新;双重差分模型

中图分类号:F272

文献标识码:A

文章编号:1005-0566(2024)09-0044-12

“Hat effect” and industrial chain resilience

SUN Cheng¹, LI Aiwei², WU Jinxi¹

(1. School of Social Sciences, Tsinghua University, Beijing 100084, China;

2. Department of Earth System Science, Tsinghua University, Beijing 100084, China)

Abstract: Specialized, Refined, Differential and Innovative (SRDI) enterprises stand out as star performers among small and medium-sized enterprises (SMEs). Collaborative innovation among them is of paramount significance in enhancing the resilience of industrial chains and elevating the competitiveness of industrial clusters. In recent years, the China's policy of recognizing “SRDI ‘Small Giant’” enterprises has played a positive motivational role for the recognized enterprises in their own technological innovation. However, to what extent does the Certification Policy affect cooperation among enterprises? There is scarce research addressing this field. The study employs the propensity score matching method and conducts empirical tests using the difference-in-differences model. The research analyzes how the SRDI small giant enterprises certification policy affects SMEs' collaborative innovation from the perspective of signal transmission. The findings reveal that the SRDI small giant enterprises certification policy positively contributes to the enhancement of collaborative innovation capabilities among SMEs. The mechanism lies in the “hat effect” significantly enhancing the effects of capital, talent, and market. Simultaneously, the effectiveness of the policy in enhancing the collaborative innovation capabilities of SMEs is more pronounced in regions with higher levels of intellectual property

收稿日期:2024-06-03 修回日期:2024-06-28

基金项目:国家社会科学基金重大项目(20&ZD075)。

作者简介:孙成(1996—),男,江苏泰兴人,清华大学社会科学学院博士生,研究方向为创新经济学、创新战略学。通信作者:吴金希。

protection and greater marketization. In theory, this study reveals the mechanism of how the “hat effect” of SRDI enterprises promotes regional collaborative innovation, enriching the theory of regional innovation and industrial capability. In practice, it is recommended that the government continue to enhance the credibility of the SRDI “hat” and encourage collaborative innovation among SMEs. Furthermore, efforts should be made to further enhance the level of marketization in regional economies and optimize the intellectual property protection system.

Key words: SRDI small giant enterprises certification policy; industrial chain resilience; small and medium-sized enterprises; collaborative innovation; difference-in-differences model

党的二十大报告指出要“着力提升产业链供应链韧性和安全水平”。在高度动态变化和竞争激烈的国际环境中,鼓励产业链上具有技术优势的企业建立富有价值的外部合作关系,实现“1+1>2”的协同效应,对于增强产业链与供应链的韧性至关重要^[1-3]。中小企业作为技术创新的主力军,在需求快速响应、产品快速迭代和低成本试错等方面具有优势,贡献了70%以上的技术创新。从产业创新生态系统的视角出发,相比自我封闭、自我隔绝式的创新模式,推动创新型中小企业与链上生态成员合作进而构建以该产业链为主的多主体合作创新生态尤为重要,受到了政府的高度重视与支持。2022年5月,工业和信息化部等11个部门联合印发的《关于开展“携手行动”促进大中小企业融通创新(2022—2025年)的通知》指出,推动形成协同、高效、融合、顺畅的大中小企业融通创新生态,有力支撑产业链供应链补链固链强链。

推进产业链上的企业合作创新,首先需要厘清创新型中小企业嵌入产业创新生态系统的体制机制障碍,找准政策着力点,有的放矢。一方面,由于信息不对称的存在,创新型中小企业难以整合汇聚各种创新所需的要素资源^[4],与产业链上的大企业存在较大的创新资源“鸿沟”^[5],制约了其产业链上大中小企业之间、高校和科研院所之间的合作创新^[6-7]。另一方面,在创新型中小企业与多个外部创新主体进行动态的知识协同及共享的创新过程中,由于企业间进行合作创新的外部交易成本较高^[8],以及创新过程的知识泄漏或溢出作用会导致私人回报降低^[9],也使得中小企业合作创新活动面临较大的风险。因此,相比一般的中小企业而言,创新型中小企业即使在某些领域具有较强的技术优势,但也可能会面临“不能合作”“不愿合作”和“不会合作”的困境。现有研究

发现,政府政策支持具有信号传递机制的作用,能够提高企业市场关注和集聚外部资源^[10-11]。那么,政府支持行为是否能够帮助创新型中小企业嵌入产业链创新合作网络,促使其借助政策背书的优势提升后续的合作创新能力呢?学术界对此尚未进行系统研究。

针对这一问题,本文利用面向创新型中小企业最具权威性的资质认定型政策,即专精特新“小巨人”企业认定政策,从信号传递的视角分析专精特新“小巨人”企业认定对于创新型中小企业后续合作创新的影响,并对其作用机理进行检验。本文的研究贡献如下:①与已有文献主要考察专精特新“小巨人”认定政策对中小企业自身研发创新的影响不同^[12-14],本文聚焦了认定政策对中小企业区域合作创新的影响,揭示了政策背书对区域中小企业之间合作创新作用机制(“帽子效应”),从信号传递的视角提出“帽子效应”作用于中小企业合作创新的三种渠道。这些结论丰富了区域创新理论,发展了产业能力和产业韧性理论,同时对市场经济条件下政府与市场关系理论也是一个有益的补充;②中国经济在转型过程中呈现出知识产权保护 and 市场化改革进程严重“不均衡”的特点,有的地方改革进展较快,有的还比较滞后,本文从知识产权保护水平和市场化程度两个维度分析了“帽子效应”在不同区域影响的差异性,结论表明,越是市场化水平高、知识产权保护好的地方,“帽子”越有利于区域中小企业合作创新水平的提升,区域产业创新能力也必然会迅速提高,区域产业链韧性和产业迭代速度会得到显著提升。这个结论无论是在理论上还是在实践中,都具有重要价值。

一、文献回顾与理论演绎

(一)文献回顾与理论推导

Chesbrough^[15]首次提出了“开放式创新”的概

念,用来描述企业与外部组织的合作创新^[16]。由于创新具有典型的高风险性、不可预测性和长期性,且随着信息技术的快速发展以及外部环境不确定的不断加剧,产品更新迭代速度越来越快,产品生命周期越来越短,企业独立开发新技术的难度正日益增加且难以持续^[17]。在此情境下,推动创新型中小企业拓展合作创新网络,既是实现产业链韧性提升的关键支撑,也是推动区域产业创新能力提升的重要途径。为了促进创新要素联动融通,中国于 2018 年推出了面向创新型中小企业的资质认定型重要产业政策——专精特新“小巨人”企业认定政策,这为本文考察政府支持行为对创新型中小企业合作创新的影响提供了良好的契机。因此,本文主要关注专精特新企业“帽子效应”是否提升了中小企业的合作创新能力。

本文认为,专精特新“小巨人”企业认定扮演了信号传递媒介通道的角色,能够帮助中小企业向外部创新主体传递两个方面的积极信号,有效缓解信息不对称。一方面,向外部创新主体传递了企业“经济效益高、专业化程度高、创新能力强、经营管理好”的信号。被认定为专精特新“小巨人”企业意味着企业在相关细分专业领域或行业具有较强的实力基础,有能力保障合作创新活动稳步推进达到预期的目标。另一方面,专精特新“小巨人”企业认定需要经历“自主申报—各区初步审查—市级评审—联合推荐”的多个筛选环节,并在获评后会给自身带来各级政府的相关专项资金奖励以及税收优惠政策支持,如 2021 年绍兴市新昌县实施了对获评国家级专精特新“小巨人”企业一次性奖励 50 万元的举措。因此,被认定为专精特新“小巨人”企业体现了政府部门对企业的认可,而良好的政企关系也能够赋予企业更强的合法性^[18-19],提升企业的声誉,从而降低外部创新主体对企业信用的担忧。此外,专精特新“小巨人”企业的 3 年期复核机制对企业起到监督管理作用,在一定程度上可以缓解利益相关者面临的道德风险问题,有利于缓解与外部创新主体的信息不对称,有助于维持和加深与现有合作创新伙伴之间合作关系,还能向其他外部创新主体传递

企业是优质的潜在合作伙伴的积极信号,有利于企业进一步积累关系资本,拓展合作创新网络。

综上所述,本文提出以下假设:

假设 1:专精特新“小巨人”企业认定有利于提升中小企业合作创新能力。

(二)作用机制分析与研究假设

由于合作创新是企业与外部创新主体为实现内外部创新资源互融互通而共同构建的以企业为主体的开放式创新网络^[20],涉及多个外部创新主体,需要消耗大量创新资源,除了企业自身拥有的资源外,能否从资本市场获得创新所需的各类资源支持也是合作创新活动能否取得成功的关键。然而相比大型企业,中小企业长期面临着融资约束较高、人力资本稀缺和市场开拓能力较弱等问题,创新资金较为短缺,高素质专业人才相对匮乏,产品市场竞争力不强,严重阻碍了中小企业的创新发展^[21-22]。基于中小企业合作创新困境的理解,本文进一步从信号传递的视角出发,认为专精特新“小巨人”企业认定主要是通过缓解融资约束、集聚专业人才和提升市场势力 3 个作用渠道来提升中小企业的合作创新能力,如图 1 所示。

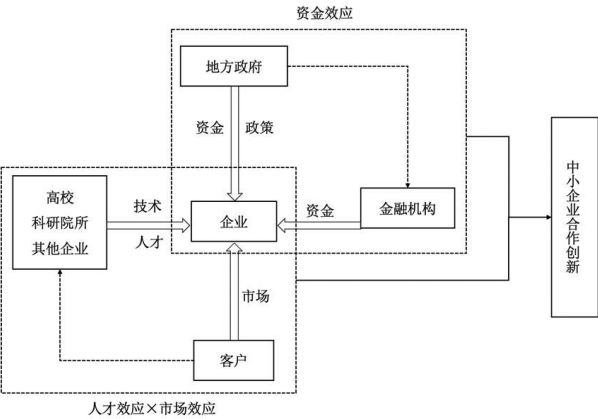


图 1 专精特新“背书”合作创新作用机制框架

1. 缓解融资约束(资金效应)

专精特新“小巨人”企业认定可以缓解企业与资本市场中的外部利益相关者之间的信息不对称,增加企业外部融资,缓解融资约束。由于创新活动具有高度不确定性,企业与资本市场中的外部利益相关者之间存在着严重的信息不对称^[23-24],利益相关者(如外部投资者)面临逆向选择和道德风险问

题^[25-26],这会制约利益相关者与企业之间的合作与资源支持,进而阻碍以企业为主导的合作创新网络的构建。此时,需要中介组织来扮演信号传递通道的角色,从而降低这种信息不对称^[27]。而政府正好作为第三方通过资质认定介入企业与外部投资者之间的互动关系,经过评估筛选授予企业专精特新“小巨人”企业称号,不仅反映了企业在技术和市场等方面具有较强的实力,能够保证企业平稳有序地经营,具有较好的发展前景,而且反映了企业获得政府部门的认可和信任,具有较强的合法性。总而言之,企业被认定为专精特新“小巨人”企业是政府对其创新能力、发展前景和合法性等综合竞争力的“背书”,有利于缓解企业与外部资本市场的信息不对称,帮助外部投资者为企业提供更多的外部融资,进而为企业合作创新提供了更多资金保障。

2. 集聚专业人才(人才效应)

专精特新“小巨人”企业认定可以充分发挥人才引进功能为企业合作创新提供充足的高质量人力资本。人才作为企业最稀缺的创新资源,是企业创新发展的动力源泉^[28]。但是人力资本错配是伴随中国经济稳增长的难题,具有创新潜力的专业人才倾向于进入高收入的垄断行业,而不是选择生产型、科技创新型企业^[29]。加之由于企业可能不愿意向外界完全公开产品优势、市场前景和预期风险等信息,企业所拥有的隐性知识或技术也很难为外界所知^[26],从而加大了企业和外部专业人才之间的信息不对称程度,增加了专业人才筛选优质企业的信息甄别成本。专精特新“小巨人”企业的认定有助于改善该问题。企业被认定为专精特新“小巨人”企业后,能够向外部专业人才传递“企业是相关行业领跑者”“重视研发创新”“重视专业人才”等积极信号,有助于缓解企业与外部专业人才之间的信息不对称,增强企业吸引专业人才的竞争优势,进而为合作创新提供更多人才和技术保障。因此,专精特新“小巨人”企业认定可以向专业人才传递一种利好就职的积极信号,增强外部专业人才对企业印象的正面感知,帮助企业吸引专业人才就职,进而为企业合作创新发

展提供充足的人才储备。

3. 提升市场势力(市场效应)

专精特新“小巨人”企业认定作为一种声誉信息表达机制,是企业长期研发创新投入所形成的社会资本,体现了政府对中小企业的高度认可和官方“背书”,具有一定的累积性与不可复制性,有助于企业拓宽市场空间,进而激励企业合作创新。与传统的财务信息相比,专精特新“小巨人”企业认定彰显了企业在专业化、精细化、特色化和创新能力等方面的综合优势,涵盖了较为全面的多指标数据。被认定为专精特新“小巨人”企业意味着企业在相应细分市场中具有较高的地位,可以向下游客户传递“产品质量佳、创新能力强”的积极信号,吸引更多的潜在客户,有效扩大自身的市场份额,提高企业市场势力。而市场势力是企业开展创新活动的物质基础^[30],具有较强市场势力的供应商可以与更多客户合作研发定制产品^[31]。此外,市场需求的增加与变化会倒逼企业产生大量的创新需求,当凭借自主创新无法完全将市场需求转化为创新的产品时,企业将通过与其他企业、科研院所等建立合作关系,共享技术资源和知识,开展联合研发项目,以合作创新弥补内部自主研发的不足。

综上所述,专精特新“小巨人”认定的信号传递机制表明,专精特新企业“帽子效应”不仅可以缓解企业与外部投资者之间的信息不对称,从而带来更多的外部投资,缓解融资约束,而且技术和市场等优势信息的官方“背书”与传递也可以增强人才和客户对企业的信任,带来社会技术资源和市场资源的不断集聚,进一步促进企业合作创新能力的提升。总而言之,专精特新“小巨人”认定通过对企业技术和市场等竞争优势信息的对外流出,可以有效缓解融资约束,吸引更多高素质人才和提高市场势力,通过资金效应、人才效应和市场效应的合力,最终提升企业合作创新能力。基于此,本文进一步提出以下假设:

假设2:专精特新“小巨人”企业认定通过缓解融资约束、集聚专业人才和提高市场势力,有效提升中小企业合作创新能力。

(三) 调节作用分析与研究假设

1. 知识产权保护水平的调节作用(制度环境)

从制度环境的角度,相比西方国家成熟且同质化的外部制度环境,中国各地区制度环境仍存在着异质性^[32]。其中,专利所有者在其权利受到侵犯时能得到的司法保护强度是制度环境的重要方面^[33]。高科技企业的竞争力和价值在很大程度上取决于其知识产权,如专利、商业秘密等^[34]。然而,企业难以内化所有的正外部性,并防止对其知识产权被免费利用^[35]。当知识产权保护缺位时,企业的创新想法经常将被竞争对手模仿和剥夺,降低了研发投资的私有回报,进而弱化了创新的激励效应^[36]。相比知识产权保护水平较低的地区,知识产权保护水平较高的地区在专利保护方面具有更加健全的法律框架和制度,能够更为有效地降低区域内企业专利技术被模仿的风险。由此本文推测,企业所在地区的知识产权保护水平的高低也会影响“帽子效应”的有效性,在知识产权保护水平较高的地区,企业在合作创新过程中不情愿的知识溢出程度更低,所面临的知识泄露风险也更低,具有更强的合作创新动力,从而使得专精特新“小巨人”企业认定的资金效应、人才效应和市场效应得以充分发挥,其对合作创新的促进效应更加明显。由此本文推测,专精特新“小巨人”企业认定对于知识产权保护水平较高地区中的中小企业合作创新提升效应更大。

2. 市场化程度的调节作用(市场环境)

从市场环境的角度,随着中国市场化改革进程的加快,专精特新“小巨人”企业认定政策对处于不同市场化程度地区中的企业合作创新的激励作用也可能存在差异。企业所处区域的市场化程度可以反映区域经济发展水平、制度约束水平和资本自由流动水平,并且会对企业的资源获取能力产生影响^[37]。相比市场化程度较低的地区,市场化程度较高的地区集聚了更丰富的创新资源,有助于专精特新“小巨人”企业认定发挥信号传递作用获取到充裕的资金和人才等资源,为企业合作创新提供动力。此外,在市场化程度较低的地区,寻租活动产生的超额收益对企业的吸引力更

大,企业可能会将专精特新“小巨人”企业认定后所获得的资金奖励、外部融资等资源投资到寻租活动中,而不一定会将其投入到企业合作创新活动中。由此本文推测,专精特新“小巨人”企业认定政策对市场化程度较高地区中的中小企业合作创新提升效应更大。

基于以上分析,本文提出以下假设:

假设 3:专精特新“小巨人”企业认定对中小企业合作创新能力的提升效应在知识产权保护水平较高地区和市场化程度较高地区中更明显。

二、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文以 2015—2022 年中国沪深 A 股制造业上市公司为研究对象,数据主要来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)、国泰安(CSMAR)数据库等,采用倾向得分匹配倍差法模型检验专精特新“小巨人”企业认定政策对中小企业合作创新的影响。国家认定专精特新“小巨人”的制造业上市公司数据来自工业和信息化部、地方政府官网等官方网站公布名单。此外,联合申请专利数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS),企业研发投入和财务数据来自国泰安(CSMAR)数据库。为了提高研究数据的质量,本文对数据进行了检查和删误处理。通过删除错误值,本文的初始样本包含 17 332 个企业—年度观测值、3 160 家制造业上市公司,其中在样本期内被认定为专精特新“小巨人”企业的制造业上市公司有 514 家。此外,本文对除虚拟变量以外的所有变量进行了前后 1% 的 Winsor 处理,以排除极值效应。

(二) 模型构建

为了解决样本选择性偏差以及缓解内生性问题,本文参考权小锋等^[38]的研究,构建以下 PSM-DID 模型检验专精特新“小巨人”企业认定对中小企业合作创新的影响:

$$\ln Pat_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i + \beta_2 Treat_i \times POST_{i,t} + \delta Controls_{i,t} + \eta_{year} + \eta_{ind} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中, $\ln Pat_{i,t+1}$ 表示的是企业 $t+1$ 期的合作创新。考虑到企业被认定为专精特新“小巨人”企业对其合作创新的影响可能存在时滞效应,因

此在构建模型时对被解释变量提前一期处理,在一定程度上也能够缓解逆向因果的问题。 $Treat_{i,t}$ 、 $Post_{i,t}$ 为是否被认定为专精特新“小巨人”企业的虚拟变量; $Controls_{i,t}$ 为 t 期的控制变量; η_{year} 、 η_{ind} 分别表示年份和细分行业层面上的固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机误差项;其余是 t 期的控制变量。

(三) 变量定义

(1) 被解释变量:合作创新能力。知识产权共有是企业共同开发技术的有效策略^[39],联合专利作为多个主体合作参与研究开发的创新成果^[40],一定程度上能够反映资源在不同创新主体间的深度融合和高度畅通。现有研究多以联合申请专利衡量合作创新^[41-42]。在此基础上,考虑到发明专利相比实用新型专利、外观设计专利对技术的要求更高^[38],企业联合申请的发明专利更能反映其合作创新能力。因此,本文以企业当年联合申请发明专利总量加 1 再取自然对数衡量企业的合作创新能力 ($\ln Pat$)。

(2) 解释变量:是否被认定为专精特新“小巨人”企业。本文将企业是否被认定为国家级专精特新“小巨人”企业作为测量指标。 $Treat$ 为是否被认定为专精特新“小巨人”企业的虚拟变量,当企业在样本期内是专精特新“小巨人”企业时,赋值为 1,否则为 0。 $POST$ 为企业被认定为专精特新“小巨人”企业之后的虚拟变量,被认定为专精特新“小巨人”企业之后的年度(包括当年),赋值为 1,否则为 0。

(3) 控制变量。为了排除其他因素对企业合作创新的影响,本文参考国内外研究企业创新及其影响因素的文献^[43-46],控制了企业规模 ($Size$)、企业年龄 (Age)、研发强度 (RD)、现金流比率 ($Cashflow$)、资产负债率 (Lev)、固定资产比率 ($Tangibility$)、流动比率 ($Liquidity$)、销售收入增长率 ($Gsale$)、资产收益率 (ROA) 等变量,并对年份固定效应 ($Year$) 和行业固定效应 ($Industry$) 进行了控制。

三、实证分析

(一) PSM 结果

本文在此部分使用了倾向得分匹配 (PSM) 方法,将表 1 中的所有控制变量作为匹配变量,以及

控制年份和行业固定效应,对是否被认定为专精特新“小巨人”企业的分组变量进行 logit 回归。通过最近邻匹配法按 1:4 进行控制组的选取与配对,最终得到了 4 840 个企业—年度观测值,有 409 家“小巨人”企业实现了配对。

表 1 汇报了平衡性检验结果,所有配对变量的偏差不超过 4%, t 检验显示处理组和控制组在 10% 水平下无显著差异,说明样本匹配效果较好。本文将使用匹配后的样本,在控制年份和行业影响的基础上,运用双重差分模型对专精特新“小巨人”企业认定与中小企业合作创新能力进行回归检验。

表 1 基于 PSM 的样本平衡性检验

变量名		Mean		% bias	% reduct bias	T-test	
		处理组	控制组			T 值	P 值
Size	匹配前	21.180	22.143	-101.0	97.8	-31.07	0.000
	匹配后	21.182	21.161	2.2		0.83	0.409
Age	匹配前	2.851	2.943 5	-31.4	98.4	-11.45	0.000
	匹配后	2.852	2.853 4	-0.5		-0.13	0.899
RD	匹配前	0.029 6	0.026 2	19.5	96.2	6.77	0.000
	匹配后	0.029 5	0.029 7	-0.7		-0.20	0.838
Cashflow	匹配前	0.052 2	0.053 4	-1.8	49.2	-0.64	0.521
	匹配后	0.052 3	0.051 7	0.9		0.24	0.810
Lev	匹配前	0.281 6	0.391 4	-64.7	95.9	-21.98	0.000
	匹配后	0.281 5	0.277 0	2.6		0.78	0.433
Tangibility	匹配前	0.175 4	0.217 8	-35.4	93.3	-12.01	0.000
	匹配后	0.175 5	0.172 7	2.4		0.70	0.482
Liquidity	匹配前	4.160 5	2.638 7	46.2	98.4	19.68	0.000
	匹配后	4.161 9	4.186 5	-0.7		-0.18	0.855
Gsale	匹配前	0.228 2	0.178 5	14.7	78.3	5.22	0.000
	匹配后	0.228 0	0.238 8	-3.2		-0.82	0.413
ROA	匹配前	0.063 7	0.043 7	34.0	99.1	11.85	0.000
	匹配后	0.063 6	0.063 8	-0.3		-0.08	0.933

(二) 描述性统计

表 2 报告了匹配后主要变量的描述性统计结果,Panel A 是全样本的描述性统计,Panel B 是根据企业当年是否已经被认定为专精特新“小巨人”企业对样本进行分组,报告了企业当年已经被认定为专精特新“小巨人”企业组和当年未被认定为专精特新“小巨人”企业组的合作创新趋势。当企业 $t+1$ 期的联合申请发明专利申请数量多于 t 期的联合申请发明专利申请数量,则表明该企业的合作创新增加。由 Panel B 可知,4 476 个样本属于当年未被认定为专精特新“小巨人”企业组,其中 532 个样本的合作创新增加,占比 11.886%;364 个样本属于当年被认定为专精特新“小巨人”企业组,其中 65 个样本的合作创新增加,占比 17.857%,并且有 61 个样本的合作创新减少,占比 16.758%。

为了进一步检验专精特新“小巨人”企业认定对中小企业合作创新的影响,Panel C 报告了组间均值差异检验结果。由组间均值差异性检验可知,专精特新“小巨人”企业在联合申请发明专利申请数量上显著多于未被认定为专精特新“小巨人”的企业,初步验证专精特新“小巨人”企业认定对中小企业合作创新能力的确存在正向影响,具体有待进一步回归检验。

表 2 描述性统计

Panel A:全样本					
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
$\ln Pat_{i,t+1}$	4 840	0.327 2	0.736	0.000	4.127
$Treat$	4 840	0.306	0.461	0.000	1.000
$Post$	4 840	0.075	0.264	0.000	1.000
$Size$	4 840	21.287	0.734	19.997	24.135
Age	4 840	2.867	0.308	1.609	4.159
RD	4 840	0.029	0.018	0.000	0.106
$Cashflow$	4 840	0.052	0.067	-0.143	0.252
Lev	4 840	0.297	0.162	0.056	0.866
$Tangibility$	4 840	0.181	0.113	0.011	0.600
$Liquidity$	4 840	3.820	3.425	0.301	48.755
$Gsale$	4 840	0.224	0.360	-0.492	2.100
ROA	4 840	0.060	0.058	-0.250	0.216
Panel B:合作创新趋势检验					
组别		Obs	合作 创新趋势	数量	比例/%
未被认定为 “小巨人”企业		4 476	增加	532	11.886
			不变	3 317	74.106
			减少	627	14.008
被认定为 “小巨人”企业		364	增加	65	17.857
			不变	238	65.385
			减少	61	16.758
Panel C:均值差异检验					
Variable	未被认定为 “小巨人”企业		被认定为 “小巨人”企业		mean-diff
	Obs(0)	Mean(0)	Obs(1)	Mean(1)	
$\ln Pat_{i,t+1}$	4 476	0.322	364	0.396	-0.075 *

注: * 表示在 $p < 0.1$ 时有统计学意义。

(三) 基准回归结果分析

表 3 汇报了专精特新“小巨人”企业认定与中小企业合作创新能力的双重差分基准回归结果。根据实证检验结果, $Treat \times POST$ 的系数均在 5% 水平上显著为正。具体而言,模型(2)中 $Treat \times POST$ 的系数为 0.119 4,结合描述性统计结果可知,企业被认定为专精特新“小巨人”企业后的联合申请发明专利数量提升 36.5% (0.119 4/0.327 2),从而说明在其他条件不变的情况下,专精特新“小巨人”企业的合作创新产出更高,即专精特新“小巨人”企业认定政策有助于提升中小企业的合作

创新能力,因此本文假设 1 得以验证。

表 3 专精特新“小巨人”企业认定与中小企业合作创新

变量	(1)	(2)
	$\ln Pat_{i,t+1}$	$\ln Pat_{i,t+1}$
$Treat$	-0.056 6 (-1.38)	-0.018 7 (-0.47)
$Treat \times POST$	0.119 9 ** (2.52)	0.119 4 ** (2.53)
$Controls$	否	是
$Year$	是	是
$Industry$	是	是
N	4 840	4 840
$Adj. R^2$	0.009 1	0.087 0

注:括号里为 t 值;***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ 时有统计学意义。下同。

(四) 稳健性检验

为了确保本文研究结果的可靠性,提升实证信度,以下进行一系列稳健性检验。

1. 平行趋势检验

本文参考现有研究^[47-48],使用事件研究法进行平行趋势检验,模型为:

$$\ln Pat_{i,t+1} = \alpha_0 + \sum_{t=-3}^3 \delta_t D_{it} + \lambda_3 Controls_{i,t} + \eta_{year} + \eta_{ind} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

本文选择被认定为专精特新“小巨人”企业前后各 3 年进行对比,将被认定为专精特新“小巨人”企业前 3 年的数据汇总到第 -3 期,将被认定为专精特新“小巨人”企业后 3 年的数据汇总到第 3 期。另外,本文以被认定为专精特新“小巨人”企业前的第 1 期为基期。图 2 所示的平行趋势结果

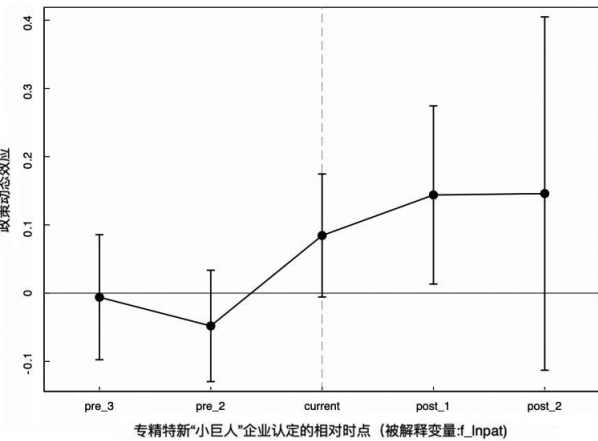


图 2 平行趋势检验(被解释变量: $\ln Pat_{i,t+1}$)

注:实心点表示模型(2)的估计系数 δ_t ,短竖线为聚类到企业层面稳健标准误对应的 95% 上下置信区间。下同。

表明,企业被认定为专精特新“小巨人”企业前各期的系数估计值均不显著。这说明,专精特新“小巨人”企业和未被认定为专精特新“小巨人”企业在专精特新“小巨人”企业认定之前并无显著差异,研究样本通过了平行趋势检验。

2. 安慰剂检验

为了避免上述基准回归结果受到不可观测的遗漏变量、随机因素等的影响,本文通过替换处理组企业进行安慰剂检验。由图3汇报的估计系数分布图可以看出,虚假的回归估计系数集中分布于0附近,而基准回归中的系数估计值位于虚假回归系数分布的高尾位置,在安慰剂检验中属于小概率事件。据此表明,在模型设定中不存在严重的遗漏变量问题,排除本文的基准回归结果是由不可观测因素导致的,核心结论依然稳健。

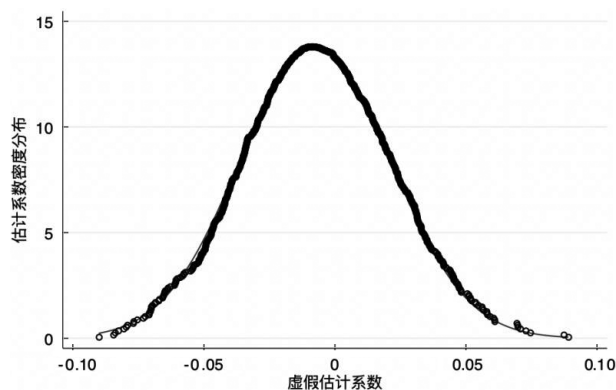


图3 安慰剂检验

3. 工具变量法检验

虽然上文已从客观条件方面验证了专精特新“小巨人”企业认定对中小企业合作创新的促进作用,但是却忽视了企业在开展合作创新活动方面的主观意愿,尤其是企业对于合作创新投入的意愿越高,通过申报成为专精特新“小巨人”企业提升合作创新能力的动力可能越强。因此,为了进一步处理因遗漏主观意愿导致专精特新“小巨人”企业认定和企业合作创新产生的内生性问题,本文采用了上一年度本行业中的专精特新“小巨人”企业的数量(L_Number)作为工具变量。选择该变量的原因在于:上一年度本行业中的专精特新“小巨人”企业数量越多,对于同行业企业申报成

为专精特新“小巨人”企业具有示范引导作用,能够鼓励其他企业申报的同时并不会对各企业自身的合作创新意愿和创新战略产生影响,从而与其合作创新能力无关,因此符合外生性要求。通过两阶段工具变量回归后发现,在第一阶段回归中,工具变量 L_Number 的系数在1%水平显著为正,与上文对工具变量的设定一致,即行业内现有专精特新“小巨人”企业数量对于专精特新“小巨人”企业认定存在正向影响;而在第二阶段剔除干扰因素后, $Treat \times POST$ 的系数在1%水平显著为正,表明专精特新“小巨人”企业认定仍显著提升了中小企业合作创新能力,进一步验证了本文结论的稳健性。

表4 工具变量回归结果

变量	第一阶段	第二阶段
	$Treat \times POST$	$\ln Pat_{i,t+1}$
L_Number	0.736 5*** (40.61)	—
$Treat$	0.171 7*** (15.33)	-0.073 9 (-1.35)
$Treat \times POST$	—	0.243 5*** (2.61)
Kleibergen-Paap rk Wald F	1 649.356***	1 649.356***
Kleibergen-Paap rk LM	133.402***	133.402***
Cragg-Donald Wald F	991.409***	991.409***
Controls	是	是
Year	是	是
Industry	是	是
N	2 328	2 328

4. 多期 DID 检验

本文研究样本中企业被认定为专精特新“小巨人”企业的时间并不一致,虽然在上文的基准回归检验中通过 $Post_{i,t}$ 对认定时间的先后加以区分,但处理个体效应采用的是控制企业是否为专精特新“小巨人”企业($Treat_i$)这一虚拟变量,为进一步保证多期DID检验结果的可靠性,本文在控制企业个体和年份固定效应的基础上建立了以下多期DID模型进行检验:

$$\ln Pat_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 POST_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + \eta_{year} + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

式(3)中, $\ln Pat_{i,t+1}$ 表示企业 $t+1$ 期的合作创新; $Post_{i,t}$ 为企业 i 在 t 年度是否被认定为国家级专精特新“小巨人”企业的虚拟变量; $Controls_{i,t}$ 为

t 期的控制变量; η_{year} 、 η_i 分别表示年份和企业个体的固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机误差项。实证检验结果如表 5 所示,在控制企业个体与时间固定效应的基础上,企业被认定为专精特新“小巨人”企业以后的合作创新能力明显提升。

表 5 专精特新“小巨人”企业认定与中小企业合作创新(多期 DID)

变量	(1)	(2)
	$\ln Pat_{i,t+1}$	$\ln Pat_{i,t+1}$
$POST$	0.129 5 ** (2.51)	0.116 2 ** (2.26)
$Controls$	否	是
$Year$	是	是
$Industry$	是	是
N	4 100	4 100
$Adj. R^2$	0.609 2	0.612 9

5. 其他稳健性测试

除了上述稳健性检验之外,本文还进行了更换回归模型(使用负二项回归)和使用删除研发支出变量缺失值的样本(基准回归中将研发变量缺失值赋值为 0)的稳健性测试,本文结论仍然成立,进一步提升了实证结果的可信度。具体回归结果见表 6。

表 6 其他稳健性测试结果

变量	负二项回归模型	删除研发支出缺失值的样本
	$\ln Pat_{i,t+1}$	$\ln Pat_{i,t+1}$
$Treat$	0.030 9 (0.39)	-0.015 2 (-0.38)
$Treat \times POST$	0.391 5 *** (3.17)	0.135 8 *** (2.87)
$Controls$	是	是
$Year$	是	是
$Industry$	是	是
N	4 840	4 785

注:模型(1)括号里为 z 值;模型(2)括号里为 t 值;***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ 时有统计学意义。

四、拓展性分析:作用机制检验与调节效应分析

(一)作用机制检验

上文的理论分析表明,专精特新“小巨人”企业认定主要通过资金效应、人才效应和市场效应来影响中小企业合作创新。接下来,本文将对上述 3 种影响机制进行检验。参考现有研究,本文分别使用 SA 指数构建了融资约束 (FC) 作为资金效应的代理变量^[49],以硕士及以上的员工人数加 1 取自然对数衡量人才集聚 ($Master$) 变量^[26],以及

采用改进的勒纳指数来衡量市场势力 (MKP) 变量^[50],即市场势力 (MKP) = (营业收入 - 营业成本)/营业收入。

表 7 汇报了资金效应、人才效应和市场效应的影响机制检验结果。由表 7 可知,模型(1)中 $Treat \times POST$ 的系数显著为负,说明专精特新“小巨人”企业认定有利于缓解中小企业融资约束,具有帮助中小企业获取外部创新融资的作用;模型(2)中 $Treat \times POST$ 的系数显著为正,说明专精特新“小巨人”企业认定有利于中小企业集聚专业人才,具有帮助中小企业引进更多高素质人才的作用;模型(3)中 $Treat \times POST$ 的系数显著为正,说明专精特新“小巨人”企业认定能够帮助中小企业拓宽市场范围,提高中小企业市场势力。综上所述,专精特新“小巨人”企业认定政策促进中小企业合作创新主要通过发挥资金效应、人才效应和市场效应来实现,本文假设 2 得以验证。

表 7 影响机制检验结果

变量	资金效应	人才效应	市场效应
	(1)	(2)	(3)
	FC_t	$Master_t$	MKP_t
$Treat$	0.003 2 (0.91)	0.173 4 * (1.78)	0.019 4 *** (2.80)
$Treat \times POST$	-0.007 3 * (-1.84)	0.197 1 * (1.84)	0.029 9 *** (3.32)
$Controls$	是	是	是
$Year$	是	是	是
$Industry$	是	是	是
N	4 840	4 840	4 840
$Adj. R^2$	0.925 7	0.288 0	0.540 4

(二)调节效应分析

本文基于制度环境和市场环境的双重视角,从知识产权保护水平和市场化程度角度区分企业所处区域外部情境的异质化属性,进一步研究专精特新“小巨人”企业认定对其合作创新能力的影响。按照知识产权保护水平和市场化程度对样本进行了分组检验。其中,本文借鉴沈国兵等^[51]的做法,选取了企业所处区域的人民法院对知识产权审判结案数作为知识产权保护水平的衡量指标。本文采用了王小鲁等^[52]《中国分省份市场化指数报告(2021)》中 2015—2020 年度的市场化指数,并借鉴俞红海等^[53]的做法,以历年市场化指数

的平均增长幅度预测了 2021 年度和 2022 年度的市场化指数用以衡量市场化程度。在此基础上, 本文根据知识产权保护水平(市场化程度)是否高于当年各省份知识产权保护水平(市场化程度)的均值划分了样本分组回归。

表 8 汇报了调节效应分析结果。回归结果表明, 第(1)列高知识产权保护水平地区样本组中的交乘项 $Treat \times POST$ 的系数在 1% 水平显著为正, 而在第(2)列低知识产权保护水平地区样本组不显著, 由此说明处于知识产权保护水平较高的地区中的企业被认定为专精特新“小巨人”企业后对其合作创新能力有了更为明显的提升。同样, 第(3)列高市场化程度地区样本组中的交乘项 $Treat \times POST$ 的系数在 5% 水平显著为正, 而在第(4)列低市场化程度地区样本组中不显著, 由此说明专精特新“小巨人”企业认定政策对中小企业合作创新能力的提升效应在市场化程度较高地区中更明显。本文假设 3 得以验证。

表 8 调节效应分析

变量	高知识产权 保护水平	低知识产权 保护水平	高市场化 程度	低市场化 程度
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat$	-0.014 3 (-0.29)	-0.039 8 (-0.78)	0.026 6 (0.52)	-0.115 9 * (-2.01)
$Treat \times POST$	0.202 4 *** (2.87)	0.064 6 (1.10)	0.158 7 ** (2.36)	0.115 5 (1.63)
$Controls$	是	是	是	是
$Industry$	是	是	是	是
$Year$	是	是	是	是
N	2 498	2 340	2 774	2 066
$Adj. R^2$	0.057 3	0.084 8	0.081 1	0.070 9

注: 括号里为 t 值; ***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ 时有统计学意义。下同。

(三)进一步分析: 创新知识扩散

上文已经验证了专精特新“小巨人”企业认定能够增强创新型中小企业的合作创新能力, 并且提出了资金效应、人才效应和市场效应 3 个作用渠道。在本节, 本文将从专利知识溢出视角进一步考察“帽子效应”是否促进了创新型中小企业的创新知识扩散。本文参考了现有研究^[54], 以企业当年发明授权专利总量/独立发明授权专利的被引用次数的对数值衡量企业的创新知识扩散程度 ($\ln Citation1 / \ln Citation2$), 并且进一步除以该年

所在行业的平均专利被引用量以消除时间截断误差^[55], 其中专利被引用的数据来自中国研究数据服务平台。

回归结果如表 9 所示。结果表明, $Treat \times POST$ 的系数均显著为正, 说明创新型中小企业被认定为专精特新“小巨人”企业后, 无论是发明授权专利总量还是独立发明授权专利, 其被引用量均显著增加, 表明“帽子效应”能够增加企业技术知识外溢, 促进创新知识扩散, 这也有助于其开展合作创新活动, 在一定程度上也可以佐证本文的研究结论。

表 9 创新知识扩散检验

变量	创新知识扩散			
	$\ln Citation1_{t+1}$		$\ln Citation2_{t+1}$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat$	0.001 6 (0.37)	0.006 7 (1.59)	0.001 9 (0.33)	0.007 4 (1.30)
$Treat \times POST$	0.019 4 ** (2.43)	0.020 4 *** (2.67)	0.024 6 ** (2.30)	0.025 1 ** (2.43)
$Controls$	否	是	否	是
$Industry$	是	是	是	是
$Year$	是	是	是	是
N	4 840	4 840	4 840	4 840
$Adj. R^2$	0.248 3	0.301 1	0.214 6	0.255 8

五、结论与政策建议

针对研究问题: “政府支持行为能否促进创新型中小企业后续的合作创新?” 本文运用信号理论剖析了专精特新“小巨人”企业认定的合作创新作用机制, 并基于制度情境和市场情境的双重视角, 分析专精特新“小巨人”企业认定对处于不同知识产权保护水平和市场化程度中企业的合作创新能力的影响差异。研究发现: 第一, 专精特新“小巨人”企业认定能够显著提升创新型中小企业的合作创新能力, “帽子效应”对区域创新能力促进作用是正向的; 第二, 其作用机制在于“帽子”增强了资金效应、人才效应与市场效应, 表现为缓解融资约束、集聚专业人员和提高市场势力; 第三, “帽子效应”在知识产权保护水平较高地区和市场化程度较高地区中更明显。

既然“帽子效应”对区域创新能力和产业链韧性提升是显著的、正面的, 因此, 本文建议政府应当继续提升政策引导作用, 发挥榜样的力量, 加强对专精特新“帽子”评选评审工作, 保证“帽子”的

含金量,进而推动创新型中小企业拓宽外部合作创新关系网络,更好地嵌入产业创新生态系统。本文还发现,专精特新的“帽子效应”能否得到有效地发挥与当地知识产权保护水平和市场化程度紧密相关。因此,继续深化改革,提升区域市场化建设水平、加大知识产权保护力度对于地方政府而言变得非常必要。

参考文献:

- [1] 张同斌,刘文龙. 留抵退税改革、融资约束与企业产业链关联[J]. 管理世界,2024,40(3):94-115.
- [2] 赵晶,孙泽君,程栖云,等. 中小企业如何依托“专精特新”发展实现产业链补链强链:基于数码大方的纵向案例研究[J]. 中国工业经济,2023(7):180-200.
- [3] 刘宝. “专精特新”企业驱动制造强国建设:何以可能与何以可为[J]. 当代经济管理,2022,44(8):31-38.
- [4] 曹虹剑,张帅,欧阳晓,等. 创新政策与“专精特新”中小企业创新质量[J]. 中国工业经济,2022(11):135-154.
- [5] 中国社会科学院工业经济研究所课题组,曲永义. 产业链链长的理论内涵及其功能实现[J]. 中国工业经济,2022(7):5-24.
- [6] 杨玲,田志龙,李连翔,等. 促进大中小企业融通创新的政府赋能机制:基于宜昌市依托龙头企业的公共技术服务中心的案例研究[J]. 中国软科学,2023(4):86-97.
- [7] ZHANG Y, LI H Y. Innovation search of new ventures in a technology cluster: the role of ties with service intermediaries[J]. Strategic management journal, 2010,31(1):88-109.
- [8] BUSOM I, FERNANDEZ-RIBAS A. The impact of firm participation in R&D programmes on R&D partnerships[J]. Research policy, 2008,37(2):240-257.
- [9] CLARYSSE B, WRIGHT M, MUSTAR P. Behavioural additionality of R&D subsidies: a learning perspective[J]. Research policy, 2009,38(10):1517-1533.
- [10] 郭玥. 政府创新补助的信号传递机制与企业创新[J]. 中国工业经济,2018(9):98-116.
- [11] 焦豪,李宛蓉. 资质认定与企业供应链伙伴数量:基于专精特新“小巨人”企业的准自然实验[J]. 经济动态,2023(12):109-125.
- [12] 汪合黔,陈开洋. 创新支持政策对企业研发投入和经营绩效的影响:来自专精特新“小巨人”企业的微观证据[J]. 南方金融,2022(11):22-35.
- [13] 张米尔,任腾飞,黄思婷. 专精特新小巨人遴选培育政策的专利效应研究[J]. 中国软科学,2023(5):33-43,53.
- [14] 陈金勇,汪小池,长昊东,等. “专精特新”认定政策与中小企业技术创新[J]. 科研管理,2024,45(3):20-30.
- [15] CHESBROUGH H W. Open innovation: the new imperative for creating and profiting from technology[M]. Boston: Harvard Business Press, 2003.
- [16] 江小涓,孟丽君. 内循环为主、外循环赋能与更高水平双循环:国际经验与中国实践[J]. 管理世界,2021,37(1):1-19.
- [17] HOLMSTROM B. Agency costs and innovation[J]. Journal of economic behavior & organization, 1989,12(3):305-327.
- [18] 赵晶,孟维烜. 官员视察对企业创新的影响:基于组织合法性的实证分析[J]. 中国工业经济,2016(9):109-126.
- [19] LI L, CHEN J, GAO H, et al. The certification effect of government R&D subsidies on innovative entrepreneurial firms' access to bank finance: evidence from China[J]. Small business economics, 2019,52:241-259.
- [20] 崔维军,孙成,陈光. 距离产生美? 政企关系对企业融通创新的影响[J]. 科学学与科学技术管理,2021,42(6):81-101.
- [21] 秦雪征,尹志锋,周建波,等. 国家科技计划与中小型企业创新:基于匹配模型的分析[J]. 管理世界,2012(4):70-81.
- [22] 魏志华,曾爱民,李博. 金融生态环境与企业融资约束:基于中国上市公司的实证研究[J]. 会计研究,2014(5):73-80,95.
- [23] BLIND K, PETERSEN S S, RIILLO C A F. The impact of standards and regulation on innovation in uncertain markets[J]. Research policy, 2017,46(1):249-264.
- [24] 杨洋,魏江,罗来军. 谁在利用政府补贴进行创新:所有制和要素市场扭曲的联合调节效应[J]. 管理世界,2015(1):75-86,98,188.
- [25] DENG X, LI Q C, MATEUT S. Participation in setting technology standards and the implied cost of equity[J]. Research policy, 2022,51(5):104497.
- [26] 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.
- [27] LELAND H E, PYLE D H. Informational asymmetries, financial structure, and financial intermediation[J]. The journal of finance, 1997,32(2):371-387.

- [28] 罗勇根, 杨金玉, 陈世强. 空气污染、人力资本流动与创新活力: 基于个体专利发明的经验证据[J]. 中国工业经济, 2019(10): 99-117.
- [29] 李静, 楠玉, 刘霞辉. 中国经济稳增长难题: 人力资本错配及其解决途径[J]. 经济研究, 2017, 52(3): 18-31.
- [30] AGHION P, AKCIGIT U, HOWITT P. Lessons from schumpeterian growth theory[J]. American economic review, 2015, 105(5): 94-99.
- [31] 李骏阳, 施煜华. 零供战略联盟的条件和可行性研究[J]. 浙江社会科学, 2010(5): 119-121.
- [32] CHEN Y, ZHAI R R, WANG C. Home institutions, internationalization and firm performance: evidence from listed chinese firms [J]. Management decision, 2015, 53(1): 160-178.
- [33] WIPO. World intellectual property indicators 2018[M]. Geneva: World Intellectual Property Organization, 2018: 12-13.
- [34] 李莉, 闫斌, 顾春霞. 知识产权保护、信息不对称与高科技企业资本结构[J]. 管理世界, 2014(11): 1-9.
- [35] ARROW K J. Economic welfare and the allocation of resources for invention [M]//The Rate and Direction of Inventive Activity: Economic and Social Factors, London: Princeton University Press, 1962: 609-626.
- [36] ANG J S, CHENG Y, WU C. Does enforcement of intellectual property rights matter in China? evidence from financing and investment choices in the high-tech industry[J]. The review of economics and statistics, 2014, 96(2): 332-348.
- [37] 何瑛, 于文蕾, 杨棉之. CEO 复合型职业经历、企业风险承担与企业价值[J]. 中国工业经济, 2019(9): 155-173.
- [38] 权小锋, 刘佳伟, 孙雅倩. 设立企业博士后工作站促进技术创新吗: 基于中国上市公司的经验证据[J]. 中国工业经济, 2020(9): 175-192.
- [39] BELDERBO R, CASSIMAN B, FAEMS D, et al. Co-ownership of intellectual property: exploring the value-appropriation and value-creation implications of co-patenting with different partners[J]. Research policy, 2014, 43(5): 841-852.
- [40] BROCKMAN P, KHURANA I K, ZHONG R I. Societal trust and open innovation [J]. Research policy, 2018, 47(10): 2048-2065.
- [41] 李晨光, 赵继新. 产学研合作创新网络随机交互连通性研究: 角色和地域多网络视角[J]. 管理评论, 2019, 31(8): 110-122.
- [42] 郭建杰, 谢富纪. 企业合作网络位置对创新绩效的影响: 以 ICT 产业为例[J]. 系统管理学报, 2020, 29(6): 1124-1135.
- [43] ATANASSOV J, JULIO B, LENG T. The bright side of political uncertainty: the case of R&D [R]. Social science electronic publishing, No. 2693605, 2015.
- [44] HALL B H, MONCADA-PATERNÒ-CASTELLO P, MONTRESOR S, et al. Financing constraints, R&D investments and innovative performances: new empirical evidence at the firm level for Europe [J]. Economics of innovation and new technology, 2016, 25(3): 183-196.
- [45] 黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新: 宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究, 2016, 51(4): 60-73.
- [46] 顾夏铭, 陈勇民, 潘士远. 经济政策不确定性与创新: 基于我国上市公司的实证分析[J]. 经济研究, 2018, 53(2): 109-123.
- [47] JACOBSON L S, LALONDE R J, SULLIVAN D G. Earnings losses of displaced workers[J]. American economic review, 1993, 83(4): 685-709.
- [48] 王锋, 葛星. 低碳转型冲击就业吗: 来自低碳城市试点的经验证据[J]. 中国工业经济, 2022(5): 81-99.
- [49] 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究, 2013, 48(1): 4-16.
- [50] 张益明. 产品市场势力、公司治理与股票价格信息含量[J]. 南方经济, 2011(12): 26-40.
- [51] 沈国兵, 黄钰珺. 城市层面知识产权保护对中国企业引进外资的影响[J]. 财贸经济, 2019, 40(12): 143-157.
- [52] 王小鲁, 胡李鹏, 樊纲. 中国分省份市场化指数报告 (2021) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2021: 78-233.
- [53] 俞红海, 徐龙炳, 陈百助. 终极控股股东控制权与自由现金流过度投资[J]. 经济研究, 2010, 45(8): 103-114.
- [54] 徐扬, 陶锋, 韦东明. 资质认定型创新政策能否促进企业技术创新“增量提质”: 来自国家认定企业技术中心政策的证据[J]. 南方经济, 2022(8): 113-132.
- [55] HALL B H, JAFFE A B, TRAJTENBERG M. The NBER patent citation data file: lessons, insights and methodological tools[R]. Cambridge: No. 8498NBER, Working Papers, 2001.

(本文责编: 润泽)