

doi:10.20270/j.cnki.1674-117X.2025.4008

“专精特新”认定是否显著提升了企业创新绩效?

周华蓉^{1,2}, 贺胜兵^{1,2}, 姜思琦¹

(1. 湖南科技大学 商学院, 湖南 湘潭 411201;
2. 湖南省战略性新兴产业研究基地, 湖南 湘潭 411201)

摘要: 基于2013—2023中国沪深两市A股上市公司数据, 采用双重差分固定效应模型, 对国家专精特新政策提升企业创新绩效的效应和影响机制进行检验和分析。结果显示: 加入国家“专精特新”名单显著提升了企业创新绩效, 企业年龄、总资产利润率等控制变量也对创新绩效有正向影响, 企业规模、研发投入和治理结构在影响过程中具有部分中介作用; 相对于国有企业、非制造业企业和西部地区企业, 专精特新政策实施对于非国有企业、制造业企业、东中部地区企业创新绩效的正向影响更大。基于实证分析结果, 建议持续推进培育政策、加大支持力度, 构建产业和区域创新系统, 不断优化营商环境, 以促进“专精特新”企业创新绩效的提升。

关键词: “专精特新”; 企业创新绩效; DID模型; 政策效应

中图分类号: F272.3; F276.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1674-117X(2025)04-0058-09

Does SRDI Policy Significantly Improve Corporate Innovation Performance?

ZHOU Huarong^{1,2}, HE Shengbing^{1,2}, JIANG Siqu¹

(1. School of Business, Hunan University of Science and Technology, Xiangtan 411201, China;
2. Research Base of Strategic Emerging Industries in Hunan Province, Xiangtan 411201, China)

Abstract: Based on the data from A-listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2013 to 2023, this paper examined and analyzed the impact and influencing mechanisms of the SRDI policy to improve corporate innovation performance through the difference-in-differences (DID) model with fixed effects. The results indicate that inclusion in the national SRDI list has significantly improved the innovation performance of enterprises, and other factors such as enterprise age and return on total assets also have a positive impact. Firm size, R&D investment and governance structure have played a partial mediating role in the process. Moreover, the SRDI policy has a more pronounced positive effect on innovation performance in non-state-owned enterprises, manufacturing enterprises and enterprises in the eastern and central China, compared to state-owned enterprises, non-manufacturing firms, and those in western regions. Finally, based on the empirical findings, this study recommends further industrial and regional innovation ecosystems, and continuously optimizing the business environment to enhance the innovation performance of SRDI enterprises.

Keywords: SRDI policy; corporate innovation performance; DID model; policy effect

收稿日期: 2025-02-20

基金项目: 湖南省社科基金项目“湖南专精特新企业培育机制研究”(22JD037); 国家社科基金重点项目“跨区域产业链合作推动中部地区崛起研究”(24AJY017)

作者简介: 周华蓉, 女, 湖北枝江人, 湖南科技大学副教授, 博士, 硕士生导师, 研究方向为产业经济、技术经济及管理。

专精特新中小企业作为我国科技自立自强的排头兵,是产业链稳定性和安全性的关键支撑,已成为高质量发展的重要动力源、新发展格局的关键稳定器和创新型国家的生力军^[1]。专精特新企业培育受到政策层面的重要关注和支持:工业和信息化部于2019—2024年认定并发布了6批国家级“专精特新”企业名单;2022年全国两会上,“专精特新”第一次被写进政府工作报告;在《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》中,明确创新在现代化建设中的核心地位,并提出一系列措施支持包括专精特新企业在内的创新型企业发展。

近年来,专精特新企业发展也受到学术界的关注。刘志彪等^[1]认为,培育专精特新中小企业是新发展阶段我国供给侧结构性改革的重点之一。现有研究主要从专精特新企业的特征内涵、发展现状、绩效表征、空间布局^[2-5],以及专精特新企业成长的驱动因素、机制过程、系统影响、培育路径^[6-11]等角度展开研究。大量研究强调政策因素对专精特新企业培育的重要引导和支撑作用,并将创新能力提升视为专精特新企业成长的重要目标^[12-13]。关于政策因素能否提升以及如何提升专精特新企业的创新能力,还需进一步深入研究。

现有研究大多支持政府政策对提升企业创新绩效的正向促进作用,认为政府支持政策可以缓解企业融资约束,为企业创新活动提供资金支持,加大创新资本投入,优化研发团队结构,并且通过企业事前创新经验影响其创新决策,沿着纵向供应链对客户创新产生溢出效应,有利于降低资本成本和研发成本,提高企业的风险容忍度和容错率,从质量和数量两个层面促进企业创新提质增效^[14-15]。也有研究认为,税收优惠等支持政策对企业创新的作用方向、力度和机制等方面并未取得具有压倒性的优势,而设计不完善的认证和激励政策甚至有可能导致企业“操纵”研发费用数据,并未真正增加创新投资,导致企业创新绩效下降^[16-17]。

认定并复核专精特新企业名单是政策上对专精特新企业发展的精准对接。专精特新企业的核心要义在于创新。2022年,我国开始实行普通中小微企业须先拿下创新型中小企业资格才能申报专精特新企业的政策。创新能力既是入选和复核

国家级专精特新企业名单的重要条件,也是重要的政策目标。专精特新企业在国家创新体系中扮演着越来越重要的角色,如何提升其创新绩效成为实践界和理论界的重要研究课题。

一、理论分析与研究假设

(一) 直接影响机制

创新是企业在激烈的市场环境中保持竞争力、实现可持续发展的重要驱动力。不过,企业创新投资活动与一般性投资和常规生产经营活动并不相同:一方面,创新投资成本高、持续期长、投资不可逆、资金需求量巨大,融资约束已成为影响创新的重要因素;另一方面,技术性知识和信息表现出很强的正向经济溢出效应,企业创新的私人边际收益低于社会边际收益,再加上创新的资金高投入、结果不确定、回报期限不确定等,创新活动具有高风险性^[18]。企业创新活动的正外部性和高风险性,容易导致创新投资出现“市场失灵”情况,影响创新企业的获利能力和创新积极性;而创新主体信息不对称则可能引发道德风险,引致外部投资者的逆向选择,导致私人企业的创新投资低于社会福利要求的最大化水平。

为解决市场失灵、融资压力大等问题,政府采取了资格认定办法、产业促进政策、“事前激励”税收政策和“事后激励”补贴政策等,以促进企业研发创新。政府扶持政策作为稳市场、促创新的重要外部支撑,对企业创新具有激励作用。一方面,税收优惠和财政奖补政策支持可以直接缓解企业融资约束,为创新活动增加企业现金流,而且政府资源的获得直接影响企业技术创新决策,增强企业创新投资信心^[19];另一方面,政府资质认定和创新补助等政策可以改善创新投资过程中的道德风险和逆向选择,有利于形成企业创新的多元化外部资金支持链。政府对企业的创新支持政策包含许多有价值的信息,减少了投资主体的信息不对称,外部投资者基于官方技术认证和监管认证,给予企业更高的信任等级,也有利于企业创新获得更多外部投资^[20]。

我国自2019年开始发布专精特新“小巨人”企业名单,政府对申报企业的创新能力、核心技术等多方面进行综合考察评估,对加入名单的企业提供税收优惠、财政补贴、奖励等资金扶持和

专项贷款、担保贴息、上市融资等金融支持,还提供企业推广服务,并在有效期满后对名单企业的专业化、精细化、特色化和创新能力优势等进行复核。可见,我国专精特新企业的政府资质认定和动态评估机制,不仅驱动相关企业持续进行技术创新投资以不断获得资格认可,而且有效减少了信息不对称引发的道德风险和逆向选择,其有利于认定企业从其他企业、金融机构和社会资金等投资主体获得多元化资金支持。基于以上分析,本文提出研究假设1。

假设1:加入国家级专精特新“小巨人”企业名单对创新绩效有显著提升作用。

(二)间接影响机制

相关研究发现,研发投入、企业规模和治理结构可能在政府激励政策提升企业创新绩效中发挥中介影响作用。(1)研发投入。资源理论认为,政策支持通过资源补充,改善供给侧投入水平,降低企业边际成本,进而促进研发活动^[21]。信号理论认为,政策支持释放出权威认可信号,有利于企业获得更多的市场认同和外部投资^[22]。研究认为,政府补助对企业研发投入有正向影响^[23];但也有学者认为,政府补助对研发投入有“挤占效应”,可能对企业创新绩效产生负面影响^[24]。

(2)企业规模。企业规模会影响研发补贴的政策效果^[25]。“熊彼特假说”认为规模越大的企业,其创新越有效率。支持者认为,随着生产功能性活动越来越专业化,大企业在市场竞争中更能发挥创新贡献,创新活动在规模较大的企业中表现出更强的生产和创新效率^[26]。不过,也有研究认为,企业规模与创新活动之间的关系呈负相关,或者具有非线性性质^[27]。(3)治理结构。政府补助能直接或间接扩大企业资金来源,影响大股东的决策行为和企业治理结构。陆国庆等^[28]认为,政府通过补贴激励高新技术产业发展的效应受到公司内部治理结构的影响;何涌等^[29]认为,提高公司治理水平有利于促进企业高质量发展;也有研究认为,政府补助会加剧大股东“侵占”等异化行为,企业股权集中会弱化政府补助对创新可持续性的正向影响^[30]。

专精特新政策对企业研发费用占营业收入的比例有明确要求,而且相关补贴、优惠等政策有利于降低企业研发成本,提高企业研发积极性。

入选专精特新名单不仅对企业规模(营业收入)有明确要求,而且针对不同发展阶段和不同规模企业实施有区别的政策,如为初创期和成长期企业提供融资和市场开拓等方面的支持措施,对于已经具有一定规模的企业,则采取相应措施鼓励和引导企业采用新技术和新工艺进行改造提升和转型升级。专精特新政策要求企业建立、完善和优化治理结构,有助于企业更加高效地管理创新活动,降低创新风险,提高创新投入效率。基于以上分析,本文提出研究假设2。

假设2:政府激励政策通过研发投入、公司规模和治理结构等中介路径实现对“专精特新”企业创新绩效的提升。

(三)政策效应的异质性

政府相关政策对企业研发创新的影响效应因研究对象的经济属性、行业属性和区域属性等不同可能存在较大差异。就经济属性而言,相对于国有企业,民营企业可能面临更为严重的融资约束问题,优惠政策对民营企业持续创新的推动作用更大^[31];政府补贴与研发投入的相互促进作用在国有企业中表现更为显著^[32]。就行业属性而言,行业属性会影响研发补贴等政策效果,高科技企业发展高度依赖持续升级的先进技术,与传统行业企业相比可能对税收优惠等政策更敏感^[33];制造业企业在新产品试制和创新研发过程中涉及更多薪酬支出和物质消耗,能较好地满足税收优惠等政策条件,相对更依赖组织架构和营销模式“软创新”的服务业企业,其可能具有更好的政策效应^[34]。就区域属性而言,不同区域在经济发展水平、企业创新能力、企业创新需求、市场环境和社会文化因素等方面具有较大差异,从而政府政策对企业创新绩效的影响效应可能存在区域异质性。肖鹏等^[35]研究政策优惠对企业创新的激励作用,发现所得税税收优惠在东部地区效果最好,补贴政策激励效果按照东、中、西依次递增;孙佳等^[36]研究发现,专精特新政策在东、中部地区的实施效果要好于西部和东北地区。基于以上分析,本文提出政策效应的异质性研究假设3。

假设3:“专精特新”政策对不同经济属性、行业属性、区域属性企业创新绩效的影响存在异质性,并且在非国有企业、制造业企业和东中部地区企业可能有更好的政策效应。

二、研究设计

(一) 模型设定

本文采用双重差分固定效应模型(DID), 评估国家“专精特新”政策对企业创新绩效的促进效应。将进入“专精特新”名单的企业作为处理组, 未进入名单的企业作为对照组, 模型设定如下:

$$Innov_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \times treat_{it} \times post_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

式中: i 表示企业; t 表示年份; $treat_{it}$ 代表企业分组变量; $post_{it}$ 代表时间分组变量; μ_i 表示企业个体固定效应; λ_t 表示时间固定效应; ε_{it} 表示随机干扰项。

为进一步探讨“专精特新”政策对企业创新绩效促进效应的具体影响机制, 引入中介变量研发投入、公司规模和治理结构, 构建如下中介效应模型。

$$size_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \times treat_{it} \times post_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

$$Innov_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \times treat_{it} \times post_{it} + \alpha_2 size_{it} + \alpha_3 Controls_{it} + \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

$$RD_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \times treat_{it} \times post_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

$$Innov_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \times treat_{it} \times post_{it} + \alpha_2 RD_{it} + \alpha_3 Controls_{it} + \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

$$ins_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \times treat_{it} \times post_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (6)$$

$$Innov_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \times treat_{it} \times post_{it} + \alpha_2 ins_{it} + \alpha_3 Controls_{it} + \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{it}. \quad (7)$$

(二) 变量选择

被解释变量为企业创新绩效($Innov$)。研究发现, 专利数量与新产品产值、专利数量和新工艺数量之间均存在着显著的相关关系, 并且由于专利数量具有时间序列长、客观性强、可比性强等优点, 越来越多的学者将专利数量作为衡量企业创新绩效的指标^[37]。本文采用企业发明专利申请数取对数来表征企业创新绩效。

核心解释变量为专精特新企业, 用 $treat_{it} \times post_{it}$ 表示。 $treat_{it}$ 是企业分组变量, 取 1 时表明企业属于处理组, 即入选国家级专精特新“小巨人”名单的企业, 取 0 时, 表明企业属于对照组, 即未入选专精特新名单的企业; $post_{it}$ 是时间分组变量, 加入专精特新名单之前取值为 0, 加入之后取值为

1; 其交互项的系数 α_1 体现了认定为国家级“专精特新”企业对创新绩效影响的实际效果。

中介变量包括研发投入、公司规模和治理结构, 其中, 研发投入用研发投入额取对数(RD)表示, 公司规模用总资产取对数($size$)衡量, 治理结构用第一大股东持股比例(ins)表示。控制变量包括企业年龄(age)、营业收入增长率($growth$)、净利润增长率(npg)、净资产收益率(ROE)、总资产净利润率(ROA)以及资产负债率(Lev)等内部因素。各变量具体定义如表 1 所示。

表 1 相关变量及其定义

变量属性	变量名称	变量符号	变量描述
被解释变量	创新绩效	$Innov$	企业发明专利申请数量加 1 的自然对数
解释变量	专精特新企业	$treat_{it} \times post_{it}$	是否入选国家级专精特新“小巨人”企业名单
	企业年龄	age	观测年份与企业成立年份差值加 1 的自然对数
	营业收入增长率	$growth$	(本年营业收入 / 上一年营业收入) - 1
控制变量	净利润增长率	npg	(本年净利润 / 上年净利润) - 1
	净资产收益率	ROE	净利润 / 股东权益平均额
	总资产净利润率	ROA	年度净利润 / 平均总资产
	资产负债率	Lev	期末总负债 / 总资产
	公司规模	$size$	总资产取自然对数
中介变量	研发投入	RD	研发投入额取自然对数
	治理结构	ins	第一大股东持股比例

(三) 样本选择与描述性统计

为评估发布“专精特新”名单的政策效应对企业创新绩效的影响, 本文选取 2013—2023 年中国沪深两市 A 股上市公司的数据进行研究。将入选国家级专精特新“小巨人”企业名单的 A 股上市公司设定为处理组, 没有加入名单的企业设定为对照组。本文对所选取的原始数据进行如下处理: 剔除指标存在缺失的观测值, 剔除 ST 企业, 对连续变量进行 1% 的缩尾处理, 构建企业 - 年份平衡面板数据, 最终得到 1628 家上市公司的数据, 总有效样本 17 908 例。

本文使用数据主要来源于 Wind 数据库和国泰安数据库, 部分缺失数据从公司年报中获取, 描述性统计结果如表 2 所示。样本期间, 代表企业技术创新水平的专利申请量 $Innov$ 在政策前后的表

现是本文的重点考察对象,描述性统计中其均值为 1.351,最大值和最小值分别为 5.602 和 0。

表 2 变量描述性统计结果

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Innov</i>	17 908	1.351	1.069	0	5.602
$treat_{it} \times post_{it}$	17 908	0.047	0.211	0	1.000
<i>age</i>	17 908	2.886	0.227	1.946	3.784
<i>growth</i>	17 908	0.256	1.679	-2.733	82.700
<i>npg</i>	17 908	-0.511	9.371	-304.8	156.900
<i>ROE</i>	17 908	0.049	0.221	-6.850	1.319
<i>ROA</i>	17 908	0.041	0.096	-1.859	0.664
<i>Lev</i>	17 908	0.348	0.188	0.028	0.997
<i>size</i>	17 908	21.440	1.034	19.160	26.460
<i>RD</i>	17 908	17.600	1.042	13.080	21.480
<i>ins</i>	17 908	18.890	15.660	0	72.130

三、实证检验

(一) 基准回归

表 3 为双重差分模型(1)的基准回归结果。从估计结果可以看出,无论是否加入控制变量,解释变量 $treat_{it} \times post_{it}$ 的系数在 1% 水平上均显著为正(系数分别为 0.595 和 0.449),表明加入国家专精特新“小巨人”企业名单对创新绩效产生了正向影响,即国家专精特新支持政策显著提升了企业创新绩效,验证了假设 1。

表 3 “专精特新”政策对创新绩效的总体影响

变量	<i>Innov</i>	
	(1)	(2)
$treat_{it} \times post_{it}$	0.595*** (5.940)	0.449*** (6.721)
<i>age</i>		0.102* (2.012)
<i>growth</i>		0.121 (0.582)
<i>npg</i>		0.011 (0.861)
<i>ROE</i>		0.101 (1.040)
<i>ROA</i>		0.109* (0.500)
<i>Lev</i>		-0.150 (-1.283)
<i>Constant</i>	1.614*** (5.455)	2.315** (2.262)
企业固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
观测值	17 908	17 908
Adj R^2	0.765	0.862

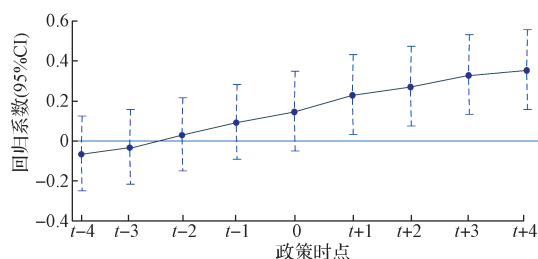
注:括号内为稳健 t 值,***、**、* 分别表示系数在 1%、5%、10% 的水平上显著,下同。

(二) 有效性检验

1. 平行趋势检验

国家“专精特新”名单首次发布年份 2019 年

为政策时点,以实施政策前 4 年(即 $t-1, t-2, t-3, t-4$)、后 4 年(即 $t+1, t+2, t+3, t+4$) 构建虚拟时间变量。平行趋势检验结果见图 1。“专精特新”名单发布之前处理组与对照组没有明显差异,名单发布之后置信区间不包含 0,处理组与对照组存在明显差异,表明专精特新政策提升了企业创新绩效,并随着时间推移得到了强化。

图 1 $treat_{it} \times post_{it}$ 的平行趋势检验结果

2. 反事实检验

为进一步验证政策效果是由 2019 年“专精特新”认定和培育政策产生的,对模型进行反事实检验。反事实检验主要通过改变政策实施年份来实现。假设在 2017 年或者 2021 年公布第一批国家级专精特新“小巨人”企业名单,将所有专精特新企业的认定年份提前或者推迟 2 年,分别观察改变认定时间前后处理组和对照组的企业创新绩效是否出现明显差异。按照重新设定的政策年份进行回归,反事实检验的两种回归结果见表 4。由表 4 可知, $treat \times post_{2017}$ 和 $treat \times post_{2021}$ 系数为正,但是均不显著。检验结果表明,国家级“专精特新”企业的创新绩效受到 2019 年实施认定政策影响,没有受到其他年份的干扰。

表 4 反事实检验结果

变量	设定政策时点 2017	设定政策时点 2021
$treat \times post_{2017}$	0.018 (0.320)	
$treat \times post_{2021}$		0.006 (1.061)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
观测值	17 908	17 908
Adj R^2	0.608	0.817

3. 安慰剂检验

随机抽取加入“专精特新”名单的企业样本,假定其为处理组,其余为对照组,进行回归,重复该步骤 500 次并记录每一次的估计系数,绘制

估计系数的核密度图（见图 2）。由图 2 可以看出，估计系数的分布大致以 0 为中心，与真实结果 0.449 有明显差异。经测算，只有 16.6% 的估计系数 p 值小于 0.1，其他均大于 0.1，表明安慰剂检验的大部分系数估计结果不显著。因此，随机性和不可观测因素对结论不存在明确影响。

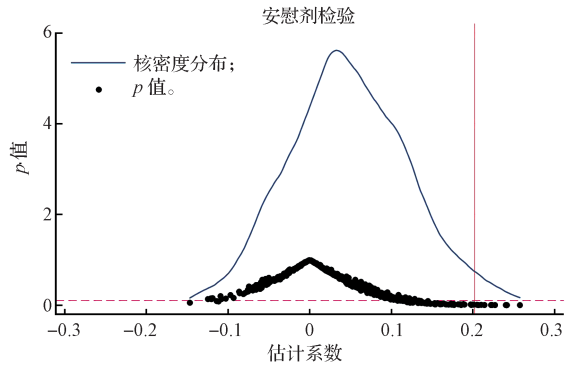


图 2 随机抽取处理组估计结果的 p 值与系数分布

4. 稳健性检验

为验证估计结果的可靠性，本文用替代被解释变量和改变样本观测值方法对模型进行稳健性检验，具体结果如表 5 所示。

（1）替代被解释变量检验

参考张兴龙等^[38]的研究，本文将被解释变量替换为企业研发支出（RD），对模型结论进行稳健性检验。表 5 列（1）展示了替换被解释变量后的回归结果， $treat_{it} \times post_{it}$ 的系数在 5% 的水平上显著为正，说明加入“专精特新”名单可以提升企业创新绩效。

（2）删除试点当年样本观测值检验

由于第一批专精特新“小巨人”名单是在 2019 年公布的，因此通过删除 2019 年的样本观测点的方法来检验模型的稳定性，回归结果如表 5 列（2）所示，其系数为正且在 1% 的水平上显著，通过了显著性检验，说明模型具有稳健性。

表 5 稳健性检验结果

变量	(1) 替换被解释变量	(2) 删除试点当年样本观测值
$treat_{it} \times post_{it}$	0.203**(2.268)	0.386***(2.972)
Constant	-0.112***(-0.057)	1.232**(2.550)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
观测值	17 908	16 274
Adj R^2	0.607	0.736

四、影响机制与异质性分析

（一）影响机制

1. 基于企业规模的中介机制

表 6 报告了基于企业规模的中介机制模型（2）的回归结果。列（1）中解释变量 $treat_{it} \times post_{it}$ 对中介变量 $size$ 的回归结果为正，且在 1% 水平上显著，表明加入国家级专精特新“小巨人”企业名单对企业规模有正向影响。由列（2）可以看出，中介变量 $size$ 对被解释变量 $Innov$ 的回归结果显著为正，解释变量 $treat_{it} \times post_{it}$ 对被解释变量 $Innov$ 的回归系数同样显著为正，但是与未控制中介变量的基准回归结果相比，系数明显变小，表明专精特新政策的实施有助于增强企业成长潜力、扩大企业规模，而且随着企业规模的扩大，创新活动在规模较大的企业中表现出更强的创新效率。实证结果显示，企业规模在助力专精特新政策提升企业创新绩效的影响过程中起到了部分中介效应。

表 6 企业规模中介效应回归结果

变量	(1) $size$	(2) $Innov$
$size$		0.134*(1.771)
$treat_{it} \times post_{it}$	0.273*** (3.390)	0.305*** (12.472)
Constant	11.669*** (20.460)	1.707 (1.584)
控制变量	是	是
观测值	17 908	17 908
企业固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
Adj R^2	0.802	0.785

2. 基于研发投入的中介机制

表 7 展示了基于研发投入（RD）的中介机制模型（3）的检验结果。根据列（1），解释变量 $treat_{it} \times post_{it}$ 对中介变量 RD 的回归结果为正，且在 5% 水平上显著，表明随着专精特新政策的落地，进入名单的企业研发投入会提高。根据列（2），控制中介变量后，中介变量 RD 对被解释变量 $Innov$ 的回归结果显著为正，解释变量 $treat_{it} \times post_{it}$ 对被解释变量 $Innov$ 的回归系数同样为正，但是小于基准回归系数，表明专精特新政策的实施有利于企业扩展融资渠道、缓解资金压力，对企业增加研发投入具有正向影响，且研发投入的增加切实提高了专精特新企业的创新绩效。机制分析结果显示，研发投入在专精特新政策促进企业创新绩效提升的过程中起到了部分中介效应。

表7 研发投入中介效应回归结果

变量	(1) RD	(2) Innov
RD		0.267*** (5.321)
$treat_{it} \times post_{it}$	0.270** (2.371)	0.281*** (11.400)
Constant	6.822*** (14.870)	0.062 (0.053)
控制变量	是	是
观测值	17 908	17 908
企业固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
Adj R ²	0.823	0.809

3. 基于治理结构的中介机制

表8展示了基于治理结构(*ins*)中介机制模型(4)的回归结果。列(1)中解释变量 $treat_{it} \times post_{it}$ 对中介变量 ins 的回归结果为正,且在1%水平上显著,表明加入国家级专精特新“小巨人”企业名单对以股权集中度表示的企业治理结构有正向影响。由列(2)可以看出,中介变量 ins 对被解释变量 $Innov$ 的回归结果为显著为正,解释变量 $treat_{it} \times post_{it}$ 对被解释变量 $Innov$ 的回归系数同样显著为正,但是与基准回归结果相比,系数有所变小。实证结果显示,企业治理在专精特新政策对企业创新绩效影响中起到了部分中介效应,验证了假设2。

表8 治理结构中中介效应回归结果

变量	(1) <i>ins</i>	(2) <i>Innov</i>
<i>ins</i>		0.102** (2.151)
$treat_{it} \times post_{it}$	0.120*** (8.751)	0.343*** (12.524)
Constant	5.608* (1.832)	2.249** (2.190)
观测值	17 908	17 908
企业固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
Adj R ²	0.624	0.758

(二) 异质性分析

1. 经济属性异质性

根据企业不同经济属性,将样本划分为国有企业与非国有企业,回归结果见表9。可以看出,无论是国有企业还是非国有企业,加入国家级专精特新“小巨人”企业名单对企业创新绩效的影响均呈现出正向效应,且该效应在1%水平上显著,并且非国有企业组的回归系数更大。非国有企业在企业经营过程中通常展现出更高的创新活力,能更迅速适应市场变化和革新,而且非国有企业获得奖补政策支持后缓解资金融资约束的边际效

应更大,因此,“专精特新”政策在非国有企业中对创新绩效具有更大的提升作用。

表9 经济属性异质性回归结果

变量	(1) <i>Innov</i> 国有企业	(2) <i>Innov</i> 非国有企业
$treat_{it} \times post_{it}$	0.103*** (3.731)	0.342*** (8.460)
Constant	6.132 (0.891)	0.851 (1.733)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
观测值	4972	12 936
Adj R ²	0.819	0.774

2. 行业属性异质性

将企业样本划分为制造业与非制造业,回归结果见表10。可以观察到,“专精特新”政策对制造业企业的创新绩效具有显著的正向促进作用,而对非制造业企业创新绩效的影响并不显著。相较更依赖组织架构和营销模式的服务业企业,制造业专精特新企业有更多的新产品试制和创新研发活动,涉及更多薪酬支出和物质消耗,能较好满足税收优惠等政策条件,从而有明显的政策效应。

表10 行业属性异质性回归结果

变量	(1) <i>Innov</i> 制造业	(2) <i>Innov</i> 非制造业
$treat_{it} \times post_{it}$	0.285*** (13.741)	0.231 (1.500)
Constant	-0.453 (-1.410)	0.401 (0.594)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
观测值	11 649	6259
Adj R ²	0.845	0.737

3. 区域属性异质性

将样本划分为西部地区企业与东中部地区企业,回归结果如表11所示。加入国家级专精特新“小巨人”企业名单对西部与东中部地区企业的创新绩效均有显著的正向促进作用,但是政策效应存在区域异质性,东中部地区企业的政策效果好于

表11 区域属性异质性回归结果

变量	(1) <i>Innov</i> 西部	(2) <i>Innov</i> 东中部
$treat_{it} \times post_{it}$	0.195*** (4.963)	0.214*** (12.851)
Constant	-1.011 (-1.014)	-0.377 (-1.330)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
观测值	1804	16 104
Adj R ²	0.868	0.822

西部地区。相较西部地区, 东中部地区经济和产业发展基础较好, 产业转承和配套关联更紧密, 企业创新能力和创新需求更强, 专精特新政策的实施效果可能更好。异质性分析结果验证了假设3。

五、结论与建议

自2019年发布第一批国家级专精特新“小巨人”名单, 截至2024年底, 我国专精特新“小巨人”企业已由248家增至约1.58万家, 上榜企业呈爆发式增长, 这说明专精特新政策实施以来取得了明显成效。专精特新企业的核心要义在于创新。本文运用双重差分固定效应模型, 检验国家级专精特新政策对企业创新绩效的影响。实证结果表明: 加入国家级专精特新“小巨人”名单能够显著提升企业的创新绩效, 企业年龄、总资产利润率等因素对创新绩效有显著正向影响; 企业规模、研发投入和治理结构在专精特新政策对企业创新绩效的影响中具有部分中介作用, 专精特新政策对企业规模、研发投入和股权集中度有显著的正向影响, 这些中介机制又助力创新绩效的显著提升; 发布国家级专精特新“小巨人”名单对企业创新绩效的促进效应因为企业的经济属性、行业属性和区域属性不同而呈现异质性特征, 专精特新政策的实施对非国有企业、制造业企业、东中部地区企业创新绩效的正向影响更大。

基于上述研究结论, 本文提出如下建议:

第一, 坚持培育“专精特新”企业, 增强“专精特新”企业的示范作用。完善企业基础设施, 提升产业链, 注重培育优秀的企业文化, 注重创新市场导向, 营造良好的企业环境, 分层次培育“专精特新”中小企业群体, 推动企业不断发展壮大。同时, 充分利用地方政府信息优势, 有效评估特定领域发展的可行性和前景, 创新发展模式, 构建新发展格局, 以促进经济高质量发展。

第二, 持续加大政策支持力度, 促进“专精特新”企业研发、创新能力的进一步提升, 构建我国产业创新系统和区域创新系统。“专精特新”企业培育要与我国的先进制造业集群、战略性新兴产业集群、创新型产业集群的发展相结合, 依据国家产业总体布局 and 不同地方的经济结构、产业结构特色, 推动各经济区域内“专精特新”企业与其他中小企业的交流与协作, 利用技术溢出

效应促进技术应用多样化, 全面提升各类中小企业的创新能力。

第三, 进一步优化营商环境, 支持“专精特新”中小企业不断提升创新成果转化能力, 缓解创新要素错配问题。增加营业收入、控制成本费用是改善企业盈利能力的重要方式, 而研发成果转化和应用需要充足的时间和资金、资源投入。为此, 应进一步发展多层次资本市场, 完善产融对接机制, 提高资本市场和信贷市场的信息透明度, 缓解信息不对称带来的“融资难、融资贵”问题, 促进“专精特新”企业提升成本费用管理能力、营运能力和市场拓展能力, 形成企业研发投入提高盈利水平、高盈利水平反哺研发投入的良性循环局面, 促进企业技术创新发展。

参考文献:

- [1] 刘志彪, 徐天舒. 培育“专精特新”中小企业: 补链强链的专项行动[J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2022(1): 23-32.
- [2] 刘诚达. 制造业单项冠军企业研发投入对企业绩效的影响研究: 基于企业规模的异质门槛效应[J]. 研究与发展管理, 2019, 31(1): 33-43.
- [3] 李金华. 我国“小巨人”企业发展的境况与出路[J]. 改革, 2021(10): 101-113.
- [4] 曹钰华, 张延莉, 石蓉荣, 等. 数字化转型驱动的专精特新“小巨人”组织韧性前因组态研究: 基于上市企业年报文本挖掘的fsQCA分析[J]. 外国经济与管理, 2023, 45(10): 68-83.
- [5] 丁建军, 胡定国, 冷志明. 长三角地区专精特新企业空间分布及影响因素的尺度效应: 基于缓冲区与MGWR的分析[J]. 地理科学进展, 2023, 42(11): 2099-2112.
- [6] 毛军权, 敦帅. “专精特新”中小企业高质量发展的驱动路径: 基于TOE框架的定性比较分析[J]. 复旦学报(社会科学版), 2023, 65(1): 150-160.
- [7] YOON B. How Do Hidden Champions Differ from Normal Small and Medium Enterprises (Smes) in Innovation Activities[J]. Journal of Applied Sciences Research, 2013, 9(13): 257-6263.
- [8] 邹爱其, 史煜筠. 专业制胜: 中小企业专精特新成长之路[M]. 杭州: 浙江大学出版社, 2022: 184-220.
- [9] SUN S L, SHI W, AHLSTROM D, et al. Understanding Institutions and Entrepreneurship: The Microfoundations Lens and Emerging Economies[J]. Asia Pacific Journal of Management, 2020, 37(4): 957-979.
- [10] 夏清华, 朱清. “专精特新”企业突破式创新的组态分析与范式选择[J]. 外国经济与管理, 2023,

- 45(10): 20-34.
- [11] 董志勇, 李成明. “专精特新”中小企业高质量发展态势与路径选择[J]. 改革, 2021(10): 1-11.
- [12] 张璠, 王竹泉, 于小悦. 政府扶持与民营中小企业专精特新转型: 来自省级政策文本量化的经验证据[J]. 财经科学, 2022(1): 116-132.
- [13] 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.
- [14] CZARNITZKI D, HANEL P, ROSA J M. Evaluating the Impact of R&D Tax Credits on Innovation: A Microeconometric Study on Canadian Firms[J]. Research Policy, 2011, 40(2): 217-229.
- [15] 陈强远, 林思彤, 张醒. 中国技术创新激励政策: 激励了数量还是质量[J]. 中国工业经济, 2020, 38(4): 79-96.
- [16] 孙琳. 税收优惠与企业创新: 国内研究进展及评述[J]. 地方财政研究, 2019(9): 45-51.
- [17] 杨国超, 芮萌. 高新技术企业税收减免政策的激励效应与迎合效应[J]. 经济研究, 2020, 55(9): 174-191.
- [18] 林志帆, 刘诗源. 税收激励如何影响企业创新?: 来自固定资产加速折旧政策的经验证据[J]. 统计研究, 2022, 39(1): 91-105.
- [19] 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.
- [20] 王刚刚, 谢富纪, 贾友. R&D补贴政策激励机制的重新审视: 基于外部融资激励机制的考察[J]. 中国工业经济, 2017(2): 60-78.
- [21] HÜNERMUND P, CZARNITZKI D. Estimating the Causal Effect of R&D Subsidies in a Pan-European Program[J]. Research Policy, 2019, 48(1): 115-124.
- [22] CONTI A. Entrepreneurial Finance and the Effects of Restrictions on Government R&D Subsidies[J]. Organization Science, 2018, 29(1): 134-153.
- [23] 刘满芝, 杜明伟, 刘贤贤. 政府补贴与新能源企业绩效: 异质性与时滞性视角[J]. 科研管理, 2022, 43(3): 17-26.
- [24] 李晓敏, 刘世哲, 王淑贺. 新能源汽车企业研发投入对创新绩效的影响: 基于政府补助的调节效应分析[J]. 科技管理研究, 2024, 44(7): 43-52.
- [25] 冯根福, 郑明波, 温军, 等. 究竟哪些因素决定了中国企业的技术创新: 基于九大中文经济权威期刊和A股上市公司数据的再实证[J]. 中国工业经济, 2021(1): 17-35.
- [26] 林奇. 企业规模、创新能力与“熊彼特假说”: 基于中国工业企业数据的研究[J]. 统计与信息论坛, 2013, 28(9): 62-67.
- [27] 安同良, 千慧雄. 中国企业R&D补贴策略: 补贴限额、最优规模与模式选择[J]. 经济研究, 2021, 56(1): 122-137.
- [28] 陆国庆, 王舟, 张春宇. 中国战略性新兴产业政府创新补贴的绩效研究[J]. 经济研究, 2014, 49(7): 44-55.
- [29] 何涌, 武姗姗. 金融科技、财务风险与公司治理[J]. 湖南工业大学学报(社会科学版), 2023, 28(6): 55-65.
- [30] 李健, 杨蓓蓓, 潘镇. 政府补助、股权集中度与企业创新可持续性[J]. 中国软科学, 2016(6): 180-192.
- [31] 童锦治, 冷志鹏, 黄浚铭, 等. 固定资产加速折旧政策对企业融资约束的影响[J]. 财政研究, 2020, 41(6): 48-61.
- [32] 尚洪涛, 黄晓硕. 政府补贴、研发投入与创新绩效的动态交互效应[J]. 科学学研究, 2018, 36(3): 446-455, 501.
- [33] 张同斌, 高铁梅. 财税政策激励、高新技术产业发展与产业结构调整[J]. 经济研究, 2012, 47(5): 58-70.
- [34] 刘诗源, 林志帆, 冷志鹏. 税收激励提高企业创新水平了吗?: 基于企业生命周期理论的检验[J]. 经济研究, 2020, 55(6): 105-121.
- [35] 肖鹏, 代龙涛. 财政补贴、税收优惠与创新激励: 效应分析与政策启示[J]. 经济与管理评论, 2023, 39(5): 21-35.
- [36] 孙佳, 吴小萌. 专精特新政策对企业绩效的微观影响机理: 基于资金支持和创新激励的双重作用[J]. 中国科技论坛, 2024(2): 71-81.
- [37] 巫强, 黄孚, 汪沛. 人工智能技术与企业创新绩效: 兼论新质生产力的赋能作用[J]. 财经问题研究, 2024(10): 67-80.
- [38] 张兴龙, 沈坤荣, 李萌. 政府R&D补助方式如何影响企业R&D投入?: 来自A股医药制造业上市公司的证据[J]. 产业经济研究, 2014(5): 53-62.

责任编辑: 徐海燕