

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2026.02.012

## “专精特新”称号如何赋能中小企业成长

李秋月<sup>1</sup>, 徐 聪<sup>2</sup>, 王常静<sup>3</sup>

(1. 中国财政科学研究院, 北京 100142; 2. 青岛黄海学院 国际商学院, 山东 青岛 266427;  
3. 上海财经大学 财税投资学院, 上海 200433)

**摘 要:**企业获得“专精特新”称号, 不仅能得到相关配套政策的支持, 还会以政府背书传递出其在细分市场具有一定领先优势和较大成长潜力的市场信号, 从而通过改善资源配置、增强动态能力、提升产业链地位等机制赋能企业成长。采用 2014—2022 年沪深 A 股上市公司的数据分析发现: 获得“专精特新”称号对企业成长产生了显著的赋能作用, 缓解融资约束和促进技术创新在其中发挥了显著的部分中介作用, 而增强产业链话语权则产生了遮掩效应; 仅获得国家级称号对企业成长的影响不显著, 仅获得省级称号和同时获得两级称号能够显著赋能企业成长, 且同时获得两级称号的赋能作用更大; 获得“专精特新”称号能够显著赋能东部地区、竞争性行业、非制造业、非国有企业成长, 但对中西部地区、非竞争性行业、制造业、国有企业成长的影响不显著。因此, 应在完善“专精特新”中小企业认定机制的基础上, 进一步强化投融资和创新方面的配套政策支持, 并构建差异化的政策支持体系, 以有效促进专精特新企业发展壮大。

**关键词:**资源配置; 融资约束; 动态能力; 技术创新; 产业链地位; 产业链话语权

**中图分类号:**F123.15; F276.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-8131(2026)02-0160-15

**引用格式:**李秋月, 徐聪, 王常静. “专精特新”称号如何赋能中小企业成长[J]. 西部论坛, 2026, 36(2): 160-174.

Li Qiuyue, Xu Cong, Wang Changjing. How does the “specialized, refined, distinctive, and innovative” designation empower the growth of small and medium-sized enterprises? [J]. West Forum, 2026, 36(2): 160-174.

\* 收稿日期: 2025-10-18; 修回日期: 2026-01-22

**基金项目:**山东省哲学社会科学创新发展研究课题(Z-FZY25026); 上海财经大学财税投资学院 2024 年研究生科研创新项目“CFC 规则对企业对外投资的影响——基于企业信息报告规则的观察”

**作者简介:**李秋月(1995), 女, 陕西宝鸡人; 博士研究生, 主要从事税收理论与政策、科技政策研究; E-mail: liqyhh@163.com。徐聪(1990), 男, 山东青岛人; 副教授, 博士, 主要从事数字经济、平台经济与因果推断方法研究。王常静(1998), 女, 山东聊城人; 博士研究生, 主要从事税收理论与政策研究; E-mail: wcjingmail@163.com。

## 一、引言

作为国民经济的重要组成部分,中小企业在促进经济增长、扩大就业、增加税收和推动创新等方面发挥着不可替代的作用。然而,长期以来,我国中小企业普遍面临资金短缺、技术匮乏、资源有限和人才不足等问题(湛泳等,2025)<sup>[1]</sup>,如何有效促进中小企业健康成长成为各级政府的政策着力点之一。2011年9月,工业和信息化部发布《“十二五”中小企业成长规划》,提出“坚持把走‘专精特新’之路作为促进中小企业成长的重要途径,把集聚发展作为促进中小企业成长的着力点,建立起企业间紧密的分工协作关系,努力形成中小企业‘专精特新’竞相发展的新格局。”此后,我国逐步构建并完善了由国家、省、市三级主管部门联动执行的“专精特新”企业认定机制。尽管各地区的“专精特新”企业认定细则存在差异,但均围绕“专、精、特、新”设定核心标准,强调创新与专业化,兼顾成长性与资本认可,旨在有效甄别真正具备专业化发展潜力与创新活力的企业。目前,“专精特新”企业认定已在全国各地大规模、常态化实施。根据工业和信息化部公布的数据([https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202411/content\\_6987511.htm](https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202411/content_6987511.htm)),截至2024年11月,我国累计培育专精特新中小企业超过14万家、专精特新“小巨人”企业1.46万家,形成300个中小企业特色产业集群。那么,获得“专精特新”称号是否有效促进了中小企业成长?

关于企业成长的研究,早期文献将企业视为生产性资源的集合,强调企业成长本质上是资源积累与有效配置的过程。随着研究的深入,学者们开始从演化经济学的角度关注组织能力与学习能力在企业成长中的关键作用,并在此基础上发展出以动态能力分析框架为代表的理论范式(Teece et al., 1997)<sup>[2]</sup>。近期的研究进一步拓展了企业成长理论框架,强调企业创新和产业发展生态(Adner et al., 2016; Akcigit et al., 2018)<sup>[3-4]</sup>、营商环境(任仕佳等,2025)<sup>[5]</sup>等外部因素对企业成长的重要性。同时,政府政策对企业成长的影响逐渐引起重视。国内相关实证研究考察了财税政策(程小琴,2018;李洪亚等,2023)<sup>[6-7]</sup>、货币政策(林朝颖等,2014)<sup>[8]</sup>、产业政策(袁见等,2019;徐楠楠等,2024)<sup>[9-10]</sup>、竞争政策(白雅洁等,2024)<sup>[11]</sup>、人才政策(王春艳等,2016)<sup>[12]</sup>、绿色发展政策(马点圆等,2023)<sup>[13]</sup>、创新激励政策(杨隽萍等,2025)<sup>[14]</sup>以及政策环境(张树明等,2014)<sup>[15]</sup>和政策不确定性(高蓓等,2023)<sup>[16]</sup>等对企业成长的影响,但尚未有文献实证检验“专精特新”企业认定政策实施对企业成长的影响。

“专精特新”企业认定旨在引导中小企业走“专业化、精细化、特色化、新颖化”发展道路,不仅是引导企业转型升级的关键举措,更是培育新质生产力、驱动经济高质量发展的重要制度安排。近年来,“专精特新”企业认定政策的实施效果成为学界研究的热点之一。已有文献研究发现,这一政策显著促进了企业创新(刘伟等,2025)<sup>[17]</sup>、提高了企业生产效率(韩洪灵等,2024)<sup>[18]</sup>、推动了企业数字化转型(谢知非等,2025)<sup>[19]</sup>、增加了企业雇佣规模(韩洪灵等,2024)<sup>[20]</sup>、提升了企业供应链地位(Zhang, 2025)<sup>[21]</sup>,这些影响都有助于企业成长。然而,对于在中小企业发展过程中,获得“专精特新”称号是否有助于其成长还缺乏经验证据,而且其中的影响机制有待明确。有鉴于此,本文以2014—2022年沪深A股上市公司为样本,运用多时点DID方法系统检验企业获得“专精特新”称号对其成长的影响及作用路径。

本文的边际贡献主要包括:第一,从企业称号角度拓展了中小企业成长的影响因素研究,并为“专精特新”称号促进中小企业高质量发展提供了新的经验证据,深化了政府行为与企业发展的关系研究。第二,探究了获得“专精特新”称号通过缓解融资约束、促进技术创新、增强产业链话语权影响企业成长的传导机制,丰富了企业成长的理论研究,有助于深入认识企业成长的内生动力和政府称号认定的政策效应。第三,从称号层级、地理区位、产权性质、行业特征等方面考察了获得“专精特新”称号影响企业成长的异质性,为通过精准化差异化的扶持政策有效促进“专精特新”中小企业高质量发展提供了理论依据

和经验参考。

## 二、理论分析与研究假说

根据企业成长理论,企业成长取决于其资源配置、动态能力以及产业链地位等多方面的因素。政府对“专精特新”企业的认定属于宏观层面上的一种市场化政策工具,会对获得“专精特新”称号的企业成长产生多元化影响。首先,企业获得“专精特新”称号后,能够通过政府背书传递出明确的市场信号,并由此对资源配置产生影响。企业获得“专精特新”称号表明官方认可其在细分市场具有一定领先优势和较大的成长潜力,而官方认可是强有力的“信誉担保”,不仅能缓解企业与金融机构、上下游合作伙伴之间的信息不对称,还能增加企业在资本、技术和人力等关键要素上的可及性,进而有助于企业获取更多的优质资源。其次,“专精特新”企业的认定要求企业在专业化、精细化、特色化、新颖化4个维度均具备一定竞争力,这一要求涵盖技术研发、市场响应、业务流程精细化以及差异化战略等多方面能力的动态耦合,即企业获得“专精特新”称号意味着其本身具有较强的动态能力。同时,企业获得这一称号往往伴随着各类配套政策(包括财政、税收、技术和人才政策等)的支持,这将进一步提升其动态能力。最后,获得“专精特新”称号使企业的竞争优势和市场地位得到官方的认可和明确,根据制度理论(North, 1990)<sup>[22]</sup>,这种明确的信息传递将显著降低企业的制度性交易成本,减少企业在政策审批、资质认证和政府采购等环节的障碍和消耗,从而帮助企业更顺畅地融入政策网络和产业联盟,增强其产业链地位。同时,“专精特新”企业往往聚焦于高成长性和高附加值领域(如高端制造、医疗健康和人工智能等),产业发展正处于高速发展或转型升级中,获得“专精特新”称号无疑有助于企业脱颖而出,占据有利的产业链地位。因此,中小企业获得“专精特新”称号将改善其资源配置、提升其动态能力、提高其产业链地位,进而增强其持续成长的内生驱动力。

考虑到资本是企业成长最重要的资源之一(且资本流动会带动其他要素资源流动),创新能力是企业最重要的动态能力(决定着企业的技术迭代、转型升级与差异化竞争优势),产业链话语权反映了企业在价值网络中的地位和产业链整合能力,本文进一步从融资约束、技术创新、产业链话语权3个方面探究“专精特新”称号影响企业成长的传导机制。

第一,缓解融资约束效应。政府部门通过评审和遴选为企业颁发“专精特新”称号,表明这些企业在专业化、精细化、特色化、创新性等方面具备显著优势。这一称号能够向外部投资者传递出企业具备高质量、高成长性的信号,从而提高企业外部融资的可获得性。同时,政府在对企业进行扶持时,往往会协调金融机构和社会资本,为企业提供更便捷的信贷、股权融资或其他形式的金融服务,从而有效拓宽企业的融资渠道。由此,“专精特新”称号通过政府背书降低金融机构与企业间的信息不对称,引导社会资本参与,最终形成风险共担机制,进而有效降低企业的融资约束和融资成本。此外,企业获得“专精特新”称号后,还会获得专项基金等财政资金支持以及税收优惠等政策扶持,直接增加企业的现金持有量,进而缓解企业的内部融资约束。因此,获得“专精特新”称号有助于企业外部和内部融资约束的缓解,从而通过改善资本配置为企业成长提供更充分的资源保障。

第二,促进技术创新效应。根据创新经济学理论(Aghion et al., 1992)<sup>[23]</sup>,技术创新对企业保持竞争优势与实现持续增长至关重要。然而,由于创新活动具有高风险、高投入、长周期等特征,企业的技术创新通常面临着研发经费不足、技术路径不确定以及市场波动等多重风险。政府的政策支持能够为企业动态能力的迭代与升级提供外部资源与制度环境,尤其是在研发投入、产学研合作和产业链协同等方面,从而降低企业技术创新和业务转型的风险和成本(李万君等, 2019)<sup>[24]</sup>。企业获得“专精特新”称

号,可以依据认定层级获得不同金额的资金支持,缓解其技术创新的资金压力,并提高其开展研发活动的预期收益,从而激励企业加大研发投入,提高创新产出数量与效率(杨宜等,2024)<sup>[25]</sup>。此外,获得“专精特新”称号的企业通常具备较强的创新能力(单伟等,2025)<sup>[26]</sup>,借助“专精特新”称号可以获得更多产学研合作机会以及关键技术、人才和设备等外部资源,形成更高质量、更具协同性的创新投入,并通过技术协同、成果共享与产学研转化推动技术创新水平的提升。

第三,增强产业链话语权效应。根据产业组织理论,企业在产业链中的地位决定了其价值捕获与资源整合能力。当企业位于关键环节或具备核心技术时,其在与上下游企业进行交易或谈判时往往拥有更强的议价能力,从而在利润分配和资源配置上处于更为有利的位置。大多数中小企业缺乏规模效应或面临技术壁垒,产业链话语权通常较弱。获得“专精特新”称号的企业专注并深耕于产业链中的某个环节或某个产品,成为细分领域的“老大”,“专精特新”称号使其能够吸引更多外部供应商和客户的关注,形成多元化合作网络,减弱对单一或少数合作方的依赖度。合作伙伴选择面的扩大使企业更换供应商和客户的成本降低,与上下游合作方谈判的议价能力得以提升,即拥有更大的产业链话语权(苏杭等,2025)<sup>[27]</sup>。此外,“专精特新”称号还有助于企业在产业联盟、行业协会或示范性项目中担任重要角色,获得更多前沿信息与协同创新机会,进一步提高企业在产业链中的地位与话语权。然而,产业链话语权的增强虽然可以通过资源配置和利润捕获助力企业成长,但也可能因供应链刚性加剧带来的灵活度降低和竞争压力减少带来的创新惰性增强对企业成长产生不利影响。因此,获得“专精特新”称号带来的增强产业链话语权效应可能发挥部分中介作用(促进企业成长),也可能产生遮掩效应(削弱“专精特新”称号对企业成长的赋能作用)。

基于上述分析,本文提出以下假设:

- H1:获得“专精特新”称号能够显著赋能中小企业成长。
- H2:获得“专精特新”称号通过缓解融资约束赋能企业成长。
- H3:获得“专精特新”称号通过促进技术创新赋能企业成长。
- H4:获得“专精特新”称号通过增强产业链话语权影响企业成长。

### 三、实证研究设计

#### 1. 模型构建

为验证获得“专精特新”称号对中小企业成长的促进作用,本文以“专精特新”企业资格认定为外生冲击,构建多时点双重差分模型如式(1)所示:

$$Growth_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 SRDI_{i,t} + \gamma \sum Z_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,下标  $i$  和  $t$  分别代表企业和年份,被解释变量  $Growth$  为企业成长指标,核心解释变量  $SRDI$  为企业是否获得“专精特新”称号的虚拟变量(被认定为“专精特新”企业当年及以后年度取值为1,否则取值为0), $Z_{i,t}$  表示控制变量, $\mu_i$  和  $\lambda_t$  分别代表个体(企业)固定效应和时间(年份)固定效应, $\varepsilon_{i,t}$  为随机误差项。

(1)企业成长指标( $Growth$ )的测算。常用的企业成长衡量指标包括资产增长率、销售收入增长率和净利润增长率等。考虑到以财务数据衡量的指标容易受企业经营状况或偶然事件的影响,不一定能客观反映企业的发展潜力,本文借鉴李飞等(2021)<sup>[28]</sup>、王彦萌和陈庆江(2024)<sup>[29]</sup>的方法,采用托宾Q值作为衡量企业成长的代理变量。

(2)控制变量的选取。参考乔朋华等(2022)<sup>[30]</sup>、叶振宇和庄宗武(2022)<sup>[31]</sup>、苏昕等(2022)<sup>[32]</sup>的研究,采用以下控制变量:一是资产规模(*Size*),用企业总资产的自然对数值衡量;二是企业年龄(*Age*),用企业成立年限加1的自然对数值衡量;三是资本密集度(*CI*),用企业总资产与营业收入之比衡量;四是两权分离率(*Seperate*),用企业实际控制人控制权比例与所有权比例之差衡量;五是董事会规模(*Board*),用企业董事人数的自然对数值衡量;六是股权集中度(*Top3*),用企业前三大股东持股比例衡量;七是管理层持股(*Mshare*),用企业董监高持股比例衡量;八是两职合一(*Dual*),董事长与总经理是同一个人赋值为1,否则赋值为0;九是地区研发投入强度(*RRD*),用企业所在省份研发经费内部支出与地区生产总值之比衡量;十是行业竞争程度(*HHI*),用基于主营业务收入计算的行业赫芬达尔指数衡量。

## 2. 样本选择与数据处理

本文以沪深A股上市公司为研究样本,样本期间为2014—2022年,剔除ST或\*ST的样本、金融业样本、主要变量缺失的样本,最终得到17922个有效观测值。实证分析中的“专精特新”中小企业包括国家级和省级“专精特新”中小企业、国家级和省级专精特新“小巨人”企业,其名单根据官网公示手工整理得到,其他数据来自国泰安数据库(CSMAR)以及各相关统计年鉴。此外,为缓解异常值的影响,对连续变量进行上下1%的缩尾处理。主要变量的描述性统计结果见表1。

表1 主要变量描述性统计结果

变量类型	变量名称	变量符号	观测值	平均数	标准差	最小值	中位数	最大值
被解释变量	企业成长	<i>Growth</i>	17922	1.975	1.420	0.803	1.541	17.729
核心解释变量	“专精特新”称号	<i>SRDI</i>	17922	0.064	0.244	0	0	1
控制变量	资产规模	<i>Size</i>	17922	22.374	1.325	19.525	22.191	26.452
	企业年龄	<i>Age</i>	17922	2.999	0.296	1.946	3.045	3.664
	资本密集度	<i>CI</i>	17922	2.690	2.480	0.379	1.958	20.812
	两权分离率	<i>Seperate</i>	17922	0.046	0.072	0.000	0.000	0.286
	董事会规模	<i>Board</i>	17922	2.115	0.196	1.609	2.197	2.708
	股权集中度	<i>Top3</i>	17922	0.489	0.154	0.156	0.482	0.866
	管理层持股	<i>Mshare</i>	17922	0.141	0.195	0.000	0.013	0.697
	两职合一	<i>Dual</i>	17922	0.292	0.455	0.000	0.000	1.000
	地区研发投入强度	<i>RRD</i>	17922	0.028	0.014	0.004	0.025	0.068
	行业竞争程度	<i>HHI</i>	17922	0.068	0.079	0.008	0.038	0.473

## 四、实证结果分析

### 1. 平行趋势分析与基准回归

采用多时点DID模型考察政策效应需要满足事前平行趋势假设,即在政策实施前处理组与控制组应具有相似的变化趋势。本文通过估计动态效应进行平行趋势分析,图1显示了政策实施相对时点的影响效应:在开展“专精特新”企业认定前,估计系数在0值附近波动,且置信区间包含0,表明处理组与控制组的企业成长不存在显著差异,符合事前平行趋势假设;而在被认定为“专精特新”企业后,处理组

的企业成长开始优于控制组,表明政策效应显著。基准模型估计结果如表 2 所示,*SRDI* 的回归系数显著为正,说明获得“专精特新”称号对中小企业成长产生了显著的赋能作用,假说 H1 成立。

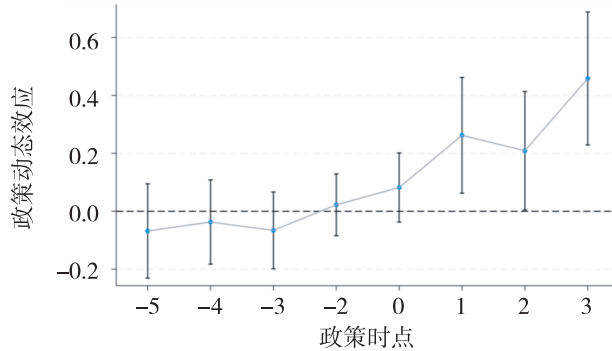


图 1 动态效应估计结果

表 2 基准回归结果

变量	<i>Growth</i>	
<i>SRDI</i>	0.139 ** (0.05)	0.158 *** (0.06)
<i>Size</i>		-0.600 *** (0.06)
<i>Age</i>		1.795 *** (0.38)
<i>CI</i>		0.003 (0.02)
<i>Seperate</i>		-0.002 (0.36)
<i>Board</i>		-0.083 (0.11)
<i>Top3</i>		-0.477 * (0.27)
<i>Mshare</i>		-0.554 *** (0.18)
<i>Dual</i>		-0.055 (0.04)
<i>RRD</i>		-6.308 (6.20)
<i>HHI</i>		1.942 *** (0.37)
常数项	2.058 *** (0.03)	10.699 *** (1.55)
个体和时间固定效应	控制	控制
<i>N</i>	17 922	17 922
调节 $R^2$	0.170	0.223

注:括号内为标准误;\*、\*\*、\*\*\*分别表示  $P < 0.1$ 、 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$ ,下表同。

## 2. 内生性处理与稳健性检验

(1)工具变量法。为缓解基准模型可能存在的遗漏变量和反向因果关系等内生性问题,本文参考丁声悱和白俊红(2025)<sup>[33]</sup>的研究,使用企业所在地区河流密度与年度变量的交乘项作为 *SRDI* 的工具变量(*IV*)。一方面,地区河流密度是地理层面的外生固有特征,其分布与企业个体决策无关,但河流密集的区域往往会在历史上形成商业集聚与交通网络,有利于工业化和商业文明的发展,使企业在专业化经营、技术积累、市场响应等方面具备一定优势,有助于企业获得“专精特新”称号,满足相关性要求;另一方面,河流密度是自然地理特征,对具体企业的成长没有直接影响,满足外生性要求。2SLS 检验结果见

表3的Panel A, Kleibergen-Paap rk LM 统计量与 Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量表明不存在工具变量识别不足和弱工具变量问题, 第一阶段回归结果显示工具变量与 *SRDI* 显著正相关, 第二阶段回归结果显示由工具变量拟合的 *SRDI'* 系数显著为正, 表明在缓解内生性问题后基准模型的检验结果依然成立。

(2) PSM-DID 检验。处理组与控制组企业之间可能具有不同的特征, 并由此产生样本选择偏差。为缓解样本选择偏误带来的内生性问题, 采用 PSM 方法进行样本匹配。通过半径卡尺匹配方法进行样本匹配, 匹配后各变量的均值偏差均小于 10%, 未呈现显著性差异 ( $P > 0.05$ ), 说明匹配后的处理组和控制组具有相似的特征。使用匹配后样本重新进行回归, 结果如表3的Panel B所示, *SRDI* 的回归系数依然在 1% 的水平上显著为正, 表明在排除样本选择偏差后基准回归结果仍然成立。

(3) 排除异质性处理效应。在多时点 DID 检验中, 不同组别受处理的时间差异会带来估计量偏差。对此, 本文借鉴赵春明等 (2023)<sup>[34]</sup> 的研究, 使用基于插补的反事实方法进行异质性处理效应检验, 该方法通过估计组群固定效应、时间固定效应和处理组-对照组固定效应得到更准确的估计量。检验结果见表3的Panel C, *SRDI* 的回归系数还是在 1% 的水平上显著为正, 进一步表明基准回归结果具有稳健性。

表3 内生性处理结果

变量	Panel A 工具变量法		Panel B PSM-DID 检验	Panel C 排除异质性处理效应
	<i>SRDI</i>	<i>Growth</i>	<i>Growth</i>	<i>Growth</i>
<i>SRDI'</i>		0.664*** (0.255)		
<i>SRDI</i>			0.161*** (0.06)	0.206*** (0.069)
<i>IV</i>	0.00006*** (0.000)			
<i>N</i>	16 161	16 161	17 530	17 381
调整 $R^2$			0.228	
K-P rk LM 统计量	184.12 (0.000)			
K-P Wald rk F 统计量	201.12			

注: 所有模型均控制了控制变量和个体即时间固定效应, 限于篇幅, 控制变量和常数项估计结果略, 下表同。

(4) 安慰剂检验。进一步通过安慰剂检验来验证基准回归的稳健性。随机生成处理组和控制组, 重复进行 500 次, 检验得到的回归系数分布如图2所示。伪政策变量的系数集中于零附近, 说明随机扰动不会对企业成长产生显著影响; 基准回归的估计系数 (0.158, 虚线对应处) 显著异于伪政策变量, 表明该结果由除获得“专精特新”称号以外的其他偶然因素引起的可能性很小, 具有显著性和稳健性。

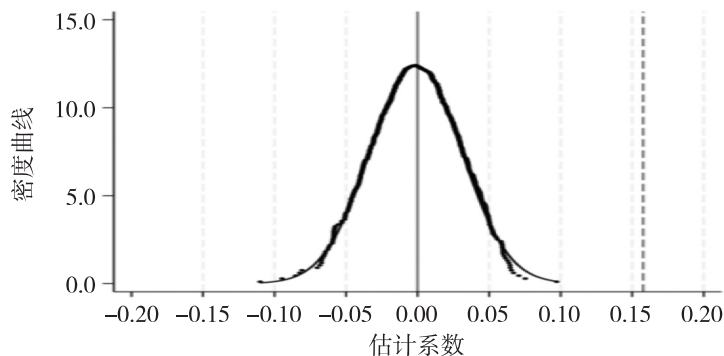


图2 安慰剂检验结果

(5)其他稳健性检验。第一,重新定义政策生效年份。根据图1的动态效应分析结果,在政策实施后第1期政策效应开始显著,即部分处理组企业成长的改善在获得“专精特新”称号的次年才显著,故将政策冲击时间定义为获得“专精特新”称号的次年,重新进行检验,回归结果如见表4的Panel A。第二,替换被解释变量。借鉴杨隽萍和叶超(2025)<sup>[14]</sup>、张倩肖等(2021)<sup>[35]</sup>的研究,采用总资产周转率(*TAT*)、固定资产增长率(*FAGR*)、营业收入增长率(*OIGR*)衡量企业成长,分别以其为被解释变量重新进行检验,回归结果见表4的Panel B。第三,扩大变量缩尾范围。借鉴陈强远等(2020)<sup>[36]</sup>对控制变量再缩尾的思路,对控制变量中的连续变量进行5%分位数的双边缩尾,以进一步减少极端值对回归结果的干扰,回归结果见表4的Panel C。第四,调整样本期间。考虑到2019年是“专精特新”企业资格认定政策实施力度的重要转折点,采用2019年前后3年(2016—2022年)的样本重新进行检验;考虑到新冠疫情可能对企业成长产生显著影响,使用2014—2019年的样本重新进行检验;回归结果见表4的Panel D。上述稳健性检验结果均支持获得“专精特新”称号能够赋能中小企业成长的结论,表明本文的分析结果具有良好的稳健性。

表4 稳健性检验结果

变量	Panel A	Panel B			Panel C	Panel D	
	<i>Growth</i>	<i>TAT</i>	<i>FAGR</i>	<i>OIGR</i>	<i>Growth</i>	<i>Growth</i>	<i>Growth</i>
<i>SRDI</i>	0.208*** (0.07)	0.056* (0.03)	0.111** (0.05)	0.049* (0.03)	0.148** (0.06)	0.123** (0.05)	0.480** (0.22)
<i>N</i>	17 922	16 922	17 721	17 745	17 922	14 949	10 577
调整 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.223	0.104	0.017	0.012	0.213	0.144	0.318

### 3. 机制检验

本文采用中介效应模型进行机制检验,构建模型组如式(2)(3)(4)所示,其中,模型(2)与基准模型一致,*M*代表中介变量,其他变量同基准模型。

$$Growth_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 SRDI_{i,t} + \gamma \sum Z_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$M_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SRDI_{i,t} + \gamma \sum Z_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Growth_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 SRDI_{i,t} + \delta_2 M_{i,t} + \gamma \sum Z_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

(1)缓解企业融资约束效应。借鉴陈峻和郑惠琼(2020)<sup>[37]</sup>、顾雷雷等(2020)<sup>[38]</sup>、肖春明等(2024)<sup>[39]</sup>的研究,采用FC指数衡量企业的融资约束程度(*FC*),其值越大则企业面临的融资约束越严重。检验结果见表5,获得“专精特新”称号显著缓解了企业的融资约束,融资约束的缓解又显著促进了企业成长,而且加入中介变量后*SRDI*的系数减小,表明融资约束发挥了显著的部分中介作用,即获得“专精特新”称号能够通过缓解企业融资约束赋能企业成长。由此,假说H2得到验证。

(2)促进企业技术创新效应。参考曾繁华等(2022)<sup>[40]</sup>、贺康等(2024)<sup>[41]</sup>的研究,用企业研发支出占总资产比例(*RD1*)和企业研发人员数量的自然对数值(*RD2*)衡量研发投入;借鉴李云鹤等(2022)<sup>[42]</sup>、吕镛等(2025)<sup>[43]</sup>的做法,用企业当年申请专利数加1的自然对数值(*Patent*)衡量创新产出,用*Patent*与研发投入金额加1的自然对数值之比(*InnoEff*)衡量创新效率;以上述变量为中介变量的检

验结果见表6。获得“专精特新”称号显著提高了企业创新投入、创新产出和创新效率,创新投入、创新产出和创新效率的提高又显著促进了企业成长,而且加入中介变量后 *SRDI* 的系数减小,表明技术创新发挥了显著的部分中介作用,即获得“专精特新”称号能够通过促进企业技术创新赋能企业成长,假说 H3 得到验证。

表5 机制检验:缓解融资约束路径

变量	<i>Growth</i>	<i>FC</i>	<i>Growth</i>
<i>SRDI</i>	0.158*** (0.06)	-0.013* (0.01)	0.131** (0.06)
<i>FC</i>			-2.024*** (0.16)
<i>N</i>	17 922	17 922	17 922
调整 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.223	0.340	0.276

表6 机制检验:促进技术创新路径

变量	中介变量:研发支出			中介变量:研发人员		
	<i>Growth</i>	<i>RD1</i>	<i>Growth</i>	<i>Growth</i>	<i>RD2</i>	<i>Growth</i>
<i>SRDI</i>	0.158*** (0.06)	0.002*** (0.00)	0.141** (0.06)	0.141** (0.06)	0.037* (0.02)	0.138** (0.06)
<i>RD1</i>			9.375*** (2.14)			
<i>RD2</i>						0.073** (0.03)
<i>N</i>	17 922	17 922	17 922	13 409	13 409	13 409
调整 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.223	0.084	0.228	0.239	0.308	0.240

变量	中介变量:创新产出			中介变量:创新效率		
	<i>Growth</i>	<i>Patent</i>	<i>Growth</i>	<i>Growth</i>	<i>InnoEff</i>	<i>Growth</i>
<i>SRDI</i>	0.174*** (0.06)	0.089* (0.05)	0.170*** (0.06)	0.124** (0.06)	0.005* (0.00)	0.122** (0.06)
<i>Patent</i>			0.043*** (0.01)			
<i>InnoEff</i>						0.418** (0.20)
<i>N</i>	17 832	17 832	17 832	15 139	15 139	15 139
调整 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.223	0.164	0.224	0.224	0.099	0.225

(3) 增强企业产业链话语权效应。企业的客户集中度和供应商集中度越高,对大客户和大供应商的依赖程度越高,产业链话语权越弱。因此,参考巫强和姚雨秀(2023)<sup>[44]</sup>的研究,采用赫芬达尔指数刻画企业的供应商集中度(*HIS*)和客户集中度(*HIC*)。同时,企业的应收账款周转率(*ART*)和应付账款周转率(*APT*)分别反映了其与客户和供应商的博弈能力,*ART* 越高(回款能力越强)则客户侧话语权越强,*APT* 越低(账期控制力和资金占用力越强)则供应商侧话语权越强。以上述变量为中介变量的检验结果见表7。获得“专精特新”称号显著降低了企业的客户和供应商集中度以及应付账款周转率、提高了应收账款周转率,表明获得“专精特新”称号显著增强了企业的产业链话语权,但产业链话语权的增强对企业成长产生了负向影响,且加入中介变量后 *SRDI* 的系数增大,根据温忠麟和叶宝娟(2014)<sup>[45]</sup>的判别方法,产业链话语权发挥了遮掩效应,即“专精特新”称号对企业成长的积极作用在一定程度上因其导致企业话语权增强而被部分抵消。由此,假说 H4 得到验证。

表7 机制检验:增强产业链话语权路径

变量	中介变量:供应商集中度			中介变量:客户集中度		
	<i>Growth</i>	<i>HIS</i>	<i>Growth</i>	<i>Growth</i>	<i>HIC</i>	<i>Growth</i>
<i>SRDI</i>	0.155 <sup>**</sup> (0.07)	-0.691 <sup>***</sup> (0.26)	0.161 <sup>**</sup> (0.07)	0.131 <sup>**</sup> (0.06)	-0.599 <sup>*</sup> (0.36)	0.137 <sup>**</sup> (0.06)
<i>HIS</i>			0.008 <sup>**</sup> (0.00)			
<i>HIC</i>						0.009 <sup>**</sup> (0.00)
<i>N</i>	11 781	11 781	11 781	11 569	11 569	11 569
调整 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.258	0.011	0.260	0.262	0.008	0.264

变量	中介变量:应收账款周转率			中介变量:应付账款周转率		
	<i>Growth</i>	<i>ART</i>	<i>Growth</i>	<i>Growth</i>	<i>APT</i>	<i>Growth</i>
<i>SRDI</i>	0.146 <sup>**</sup> (0.06)	7.457 <sup>***</sup> (2.55)	0.147 <sup>**</sup> (0.06)	0.108 <sup>*</sup> (0.06)	-0.352 <sup>*</sup> (0.19)	0.111 <sup>*</sup> (0.06)
<i>ART</i>			-0.000 2 <sup>***</sup> (0.00)			
<i>APT</i>						0.008 <sup>**</sup> (0.00)
<i>N</i>	17 768	17 768	17 768	17 164	17 164	17 164
调整 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.231	0.019	0.232	0.222	0.038	0.225

## 五、进一步的讨论:异质性分析

(1) 称号层级异质性。从“专精特新”企业培育机制来看,不同层级的认定标准和支持力度差异可能对企业成长产生异质性影响。本文分析的“专精特新”称号有国家级和省级两种,基于此将全样本划分为4类互斥子样本:仅获得国家级“专精特新”称号的企业、仅获得省级“专精特新”称号的企业、同时获得国家级和省级“专精特新”称号的企业、未获得国家级和省级“专精特新”称号的企业(纯对照组);为避免对照组重复使用导致的估计偏误,通过固定随机种子将纯对照组进行等比例随机三分,分别匹配至3类处理组,形成3个无重叠、无遗漏的分析样本。该设计既保证不同层级政策效应的独立检验,又使每类处理组均有专属、规模匹配的对照组,符合多组异质性政策效应检验的计量范式。分组检验结果见表8的Panel A,获得国家级“专精特新”称号对企业成长的影响不显著,而获得省级“专精特新”称号以及同时获得国家级和省级“专精特新”称号能够显著赋能企业成长。其原因可能在于:国家级“专精特新”认定的目标企业通常已具备较强的内生长能力和资源基础,其政策支持可能更多的是针对企业的长期发展,而非短期的成长性,因而“专精特新”称号对企业成长的边际效应相对有限;而省级政府更了解企业所处的经济环境,省级“专精特新”称号带来的政策支持和资源分配更具针对性,能够为企业提供关键的成长助力。此外,同时获得两级称号的政策效应(0.354)显著高于仅获得省级称号的政策效应(0.144),表明两级“专精特新”称号叠加能产生协同效应,为企业成长提供更全面的政策支持。

(2) 地区异质性。将样本划分为“东部地区”和“中西部地区”两组分别进行回归,检验结果见表8的Panel B。在东部地区,获得“专精特新”称号能够显著赋能企业成长;而在中西部地区,该政策效应不显著。其原因可能在于:东部地区基础设施完善、产业链条成熟、创新要素密集,企业更易借助政策支持实现扩张与突破,特别是在产业分工深化背景下,“专精特新”企业能够快速嵌入上下游网络,借助集群溢出效应获得更强成长动能;同时,东部地区的政策传导较为顺畅、配套资源较为充足,政策实施效果也

更为显著。而中西部地区尽管在理论上存在“后发优势”,但产业基础较弱、创新资源相对匮乏等导致政策激励难以快速转化为企业的实际成长动力;同时,中西部地区在政策执行过程中可能存在落实不到位、配套资源不足等问题,导致政策红利释放不充分。因此,对于中西部地区,在推行企业定向培育政策的同时,应着力补齐基础设施与公共服务等短板,以充分发挥相关政策的积极效应。

(3) 产权异质性。将样本分为“国有企业”和“非国有企业”两组,分组检验结果见表 8 的 Panel C。获得“专精特新”称号能够显著赋能非国有企业成长,但对国有企业成长的影响不显著。其原因可能在于:相比国有企业,非国有企业在资源获取上面临信贷歧视(如贷款利率偏高、担保要求严苛、融资渠道受限等),在政府采购、产业准入与标准制定等方面也处于相对弱势地位。在此背景下,获得“专精特新”称号通过资质背书能够显著提升非国有企业的信用水平和市场认同度,进而显著改善其资源配置;同时,“专精特新”称号附带的税收优惠、资金奖励、市场拓展与人才引进等多维政策扶持,能够进一步为原本处于劣势的非国企提供关键支持,增强其成长可持续性。

表 8 异质性分析结果 1

变量	Panel A			Panel B		Panel C	
	国家级	省级	同时获得	东部	中西部	国有企业	非国有企业
	<i>Growth</i>	<i>Growth</i>	<i>Growth</i>	<i>Growth</i>	<i>Growth</i>	<i>Growth</i>	<i>Growth</i>
<i>SRDI</i>	-0.012 (0.17)	0.144* (0.09)	0.354* (0.20)	0.203*** (0.07)	0.002 (0.12)	-0.018 (0.25)	0.181*** (0.06)
<i>N</i>	5 824	6 341	5 757	12 981	4 941	5 860	12 061
调整 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.216	0.232	0.225	0.237	0.196	0.188	0.251

(4) 行业异质性。一是行业竞争异质性。参考袁淳等(2021)<sup>[46]</sup>的研究,将样本划分为“竞争性行业 1”和“非竞争性行业 1”两组<sup>①</sup>;借鉴马健瑞和赵蕊(2022)<sup>[47]</sup>的研究,以行业内前四家公司的员工人数占全行业总员工人数的比例作为衡量行业竞争程度的依据,并根据贝恩市场结构分类指标将样本划分为“竞争性行业 2”和“非竞争性行业 2”两组。分组检验结果见表 9 的 Panel A,获得“专精特新”称号能够显著赋能竞争性行业的企业成长,但对非竞争性行业企业成长的影响不显著。这可能是因为:竞争性行业的市场集中度较低,企业难以通过规模优势或者垄断地位获得超额利润,需依靠技术创新与产品差异化构建竞争优势。在此环境下,中小企业一方面可通过专业化、精细化策略切入细分领域,形成独特竞争优势,另一方面又普遍面临融资困难、市场拓展受阻等问题,因而获得“专精特新”称号能够显著增强其成长动能。二是制造业与非制造业的差异。将样本划分为“制造业”和“非制造业”两组,分组检验结果见表 9 的 Panel B。获得“专精特新”称号能够显著赋能非制造业的企业成长,但对制造业企业成长的影响不显著。这可能是由于非制造业具有轻资产、高创新等特征,政策激励效果更为直接。从轻资产特征来看,非制造业企业固定资产占比低,抵押物不足,因而面临的融资约束较强,而获得“专精特新”称号能够显著缓解其融资约束,增强其发展能力;从高创新特征来看,非制造业企业对知识资本和组织能力的依赖较强,获得“专精特新”称号的配套政策能够显著促进其技术创新,进而有效赋能其持续成长。

<sup>①</sup> 将证监会 2012 版行业分类下行业代码为 B、C25、C31、C32、C36、C37、D、E48、G53、G54、G55、G56、I63、I64、K 以及 R 的行业划归为管制性行业,其他行业划归为竞争性行业。

表9 异质性分析结果2

变量	Panel A				Panel B	
	竞争性行业 1	非竞争性行业 1	竞争性行业 2	非竞争性行业 2	制造业	非制造业
	<i>Growth</i>	<i>Growth</i>	<i>Growth</i>	<i>Growth</i>	<i>Growth</i>	<i>Growth</i>
<i>SRDI</i>	0.145 <sup>**</sup> (0.06)	-0.066(0.16)	0.120 <sup>*</sup> (0.07)	0.123(0.11)	0.081(0.06)	0.219 <sup>*</sup> (0.12)
<i>N</i>	12 853	5 069	9 677	8 245	9 745	8 177
调整 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.223	0.221	0.221	0.248	0.191	0.259

## 六、结论与启示

本文采用2014—2022年沪深A股上市公司的数据,使用多时点DID方法检验获得“专精特新”称号对中小企业成长的影响,分析结果表明:获得“专精特新”称号对中小企业成长具有显著的赋能作用,融资约束和技术创新在其中发挥了显著的部分中介作用,而产业链话语权则产生了遮掩效应,即获得“专精特新”称号能够通过缓解企业融资约束和促进企业技术创新赋能企业成长,但其对企业产业链话语权的增强会削弱其对企业成长的赋能作用;仅获得国家级“专精特新”称号对企业成长的影响不显著,仅获得省级“专精特新”称号和同时获得国家级和省级“专精特新”称号能够显著赋能企业成长,且同时获得两级称号的赋能作用更大;获得“专精特新”称号能够显著赋能东部地区企业、非国有企业、竞争性行业企业、非制造业企业成长,但对中西部地区企业、国有企业、非竞争性行业企业、制造业企业成长的影响不显著。根据上述结论,本文得到以下启示:

政府应加大力度培育“专精特新”中小企业,并采取有效措施促进“专精特新”中小企业持续健康成长。在完善“专精特新”中小企业认定机制的基础上,进一步强化配套政策支持:第一,加快构建多元化投融资支持体系,为“专精特新”企业高质量发展提供融资保障。要充分发挥政策性金融机构的优势和作用,开发针对“专精特新”企业的专项信贷产品,打造“专精特新”融资绿色通道,并建立政府引导基金,带动社会资本和信用担保机构重点支持“专精特新”企业发展。第二,不断优化企业创新生态,加强对“专精特新”企业创新的激励和扶持。要构建更加完善的创新支持政策体系,鼓励“专精特新”企业引进高端人才,大力支持“专精特新”企业与高校、科研院所等合作开展人才培养和技术创新活动,并着力促进科技成果快速转化,建立健全知识产权保护制度,有效推动“专精特新”企业积极提升自主创新能力。第三,因企因地制宜,构建差异化的政策支持体系。在经济发达地区,应充分发挥资源集聚和产业链配套优势,不断提升“专精特新”企业技术创新、转型升级和市场开拓能力;在欠发达地区,需加强基础设施建设和公共服务供给,为“专精特新”企业发展营造良好的营商环境;对轻资产、知识型企业应加大知识产权保护力度,对竞争性行业企业应重点支持产品升级和市场拓展,对非国有企业应着力解决身份偏好带来的信贷歧视问题。此外,本文研究发现,产业链话语权的增强对企业成长产生了负向影响。因此,企业在产业链话语权增强的同时,一方面应保持进取积极性,克服产业链地位提升带来的创新惰性;另一方面应构建兼具稳定性与灵活性的供应链体系,避免为追求短期议价优势而损害赖以生存的产业网络,实现从“争夺价值”到“共创价值”的根本转变。

### 参考文献:

- [1] 湛泳,马从文.“专精特新”企业培育能否缓解企业创新“低端锁定”困境[J].科技进步与对策,2025,42(3):130-140.

- [2] Teece D J, Pisano G, Shuen A. Dynamic capabilities and strategic management [J]. *Strategic Management Journal*, 1997, 18 (7): 509-533.
- [3] Adner R, Kapoor R. Innovation ecosystems and the pace of substitution: Re-examining technology S-curves [J]. *Strategic Management Journal*, 2016, 37 (4): 625-648.
- [4] Akcigit U, Kerr W. Growth through heterogeneous innovations [J]. *Journal of Political Economy*, 2018, 126 (4): 1374-1443.
- [5] 任仕佳, 吴柏钧, 金环. 优化营商环境能否促进民营企业成长——来自中国上市公司的证据 [J]. *上海经济研究*, 2025 (1): 43-55.
- [6] 程小琴. 财税政策促进中小企业成长的机制、路径与对策分析 [J]. *商业经济研究*, 2018 (9): 170-172.
- [7] 李洪亚, 陈晓光. 增值税转型如何影响企业成长动态——基于增量抵扣政策的实证 [J]. *产业组织评论*, 2023, 17 (4): 212-245.
- [8] 林朝颖, 黄志刚, 杨广青, 等. 货币政策与企业成长——基于收益与风险双重视角的分析 [J]. *管理现代化*, 2014, 34 (6): 7-9.
- [9] 袁见, 安玉兴. 产业政策对中国新能源企业成长影响的实证研究 [J]. *学习与探索*, 2019 (6): 151-155.
- [10] 徐楠楠, 赵文君. 产业政策、公司治理与企业成长价值——基于生命周期视角考察 [J]. *财会通讯*, 2024 (16): 63-68.
- [11] 白雅洁, 孙伟增, 高雅. 竞争政策、营商环境与小微企业成长——基于《反垄断法》实施的准自然实验 [J]. *南开经济研究*, 2024 (7): 84-101.
- [12] 王春艳, 陶卓. 政府人才政策、人才需求与初创企业成长绩效——基于扎根理论的实证研究 [J]. *科技进步与对策*, 2016, 33 (24): 99-103.
- [13] 马点圆, 孙慧. 低碳城市试点政策与战略性新兴产业成长——基于 A 股上市公司的实证研究 [J]. *华东经济管理*, 2023, 37 (1): 84-94.
- [14] 杨隽萍, 叶超. 双试点政策如何协同促进专精特新中小企业成长——来自专利质押试点与创新型城市试点的证据 [J]. *南京财经大学学报*, 2025 (1): 34-44.
- [15] 张树明, 张新. 政策法律环境对中小型科技企业成长影响的实证 [J]. *山东大学学报 (哲学社会科学版)*, 2014 (1): 103-110.
- [16] 高蓓, 金健. 经济政策不确定性、超额现金持有与企业成长 [J]. *商业研究*, 2023 (6): 132-142.
- [17] 刘伟, 张萌, 王心培. 专精特新“小巨人”认定对企业创新的影响研究 [J]. *科研管理*, 2025, 46 (12): 134-143.
- [18] 韩洪灵, 彭瑶, 刘强, 等. “小巨人”大效应: 专精特新认定、供应链溢出与企业生产率 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2024, 41 (12): 177-198.
- [19] 谢知非, 方红星. 新质生产力培育与本地上市公司数字化转型——基于“专精特新”企业认定的考察 [J]. *南开管理评论*, 2025, 28 (9): 171-183.
- [20] 韩洪灵, 彭瑶, 刘强. 技术进步与就业增长并存? ——基于专精特新“小巨人”企业认定政策的研究 [J]. *科学学*, 2024, 42 (10): 2055-2066, 2129.
- [21] Zhang Y. Can the “Little Giant” label enhance firms’ supply chain positions? [J]. *Economics Letters*, 2025, 246: 112064.
- [22] North D C. *Institutions, institutional change and economic performance* [M]. Cambridge university press, 1990.
- [23] Aghion P, Howitt P. A Model of Growth Through Creative Destruction [J]. *Econometrica*, 1992, 60 (2): 323-351.
- [24] 李万君, 李艳军, 李婷婷, 等. 政府支持如何影响种子企业技术创新绩效? ——基于政策、组织和市场异质性的分析 [J]. *中国农村经济*, 2019 (9): 104-123.
- [25] 杨宜, 刘祖娴, 赵睿. 政府补贴对专精特新中小企业创新能力的影响——来自长三角地区的证据 [J]. *北京联合大学学报 (人文社会科学版)*, 2024, 22 (2): 34-47.
- [26] 单伟, 孙一中, 程长风. “专精特新”中小企业赋能新质生产力涌现的机制与对策 [J]. *科学学与科学技术管理*, 172

- 2025, 46 (8): 10-23.
- [27] 苏杭, 刘佳雯, 王晨宇. 美国对华技术封锁与中国本土供应链创新[J]. 南方经济, 2025 (7): 136-156.
- [28] 李飞, 胡毅, 张奇. 组织管理模式对企业成长性的影响实证研究[J]. 管理评论, 2021, 33 (12): 295-302.
- [29] 王彦萌, 陈庆江. 组织冗余对企业成长的影响研究——基于数字化转型的调节作用[J]. 软科学, 2024, 38 (12): 116-121, 144.
- [30] 乔朋华, 张悦, 许为宾, 等. 管理者心理韧性、战略变革与企业成长——基于香港联合证券交易所中资上市公司的实证研究[J]. 管理评论, 2022, 34 (2): 269-280.
- [31] 叶振宇, 庄宗武. 产业链龙头企业与本地制造业企业成长: 动力还是阻力[J]. 中国工业经济, 2022 (7): 141-158.
- [32] 苏昕, 王立民, 刘昊龙. 员工持股计划对实体企业成长的影响[J]. 改革, 2022 (9): 123-142.
- [33] 丁声烽, 白俊红. 专精特新“小巨人”企业资质认定与数实产业技术融合[J]. 研究与发展管理, 2025, 37 (3): 79-91.
- [34] 赵春明, 班元浩, 刘焯, 等. 供应链金融与中小企业“走出去”[J]. 国际贸易问题, 2023 (10): 19-35.
- [35] 张倩肖, 李佳霖, 董嘉昌. 金融发展、企业主营业务与企业发展质量提升[J]. 当代经济科学, 2021, 43 (6): 89-98.
- [36] 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 (4): 79-96.
- [37] 陈峻, 郑惠琼. 融资约束、客户议价能力与企业社会责任[J]. 会计研究, 2020 (8): 50-63.
- [38] 顾雷雷, 郭建鸾, 王鸿宇. 企业社会责任、融资约束与企业金融化[J]. 金融研究, 2020 (2): 109-127.
- [39] 肖春明, 宋爱珠, 顾凯元. 研发费用加计扣除激励企业创新能力提升分析——基于融资约束的调节效应[J]. 税务研究, 2024 (5): 80-87.
- [40] 曾繁华, 肖苏阳, 刘灿辉. 培育类产业政策对中小企业技术创新的影响[J]. 科技进步与对策, 2022, 39 (12): 112-122.
- [41] 贺康, 逯东, 张立光. 家族企业创始控制与企业创新投入[J]. 南开管理评论, 2024, 27 (8): 148-160.
- [42] 李云鹤, 吴文锋, 胡悦. 双层股权与企业创新: 科技董事的协同治理功能[J]. 中国工业经济, 2022 (5): 159-176.
- [43] 吕镛, 张恒鑫, 李连伟. 人工智能对企业成长的影响研究[J]. 科研管理, 2025, 46 (5): 55-63.
- [44] 巫强, 姚雨秀. 企业数字化转型与供应链配置: 集中化还是多元化[J]. 中国工业经济, 2023 (8): 99-117.
- [45] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22 (5): 731-745.
- [46] 袁淳, 肖土盛, 耿春晓, 等. 数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化[J]. 中国工业经济, 2021 (9): 137-155.
- [47] 马健瑞, 赵蕊. “双碳”背景下促进我国风电设备行业发展研究[J]. 经济纵横, 2022 (7): 42-49.

## How Does the “Specialized, Refined, Distinctive, and Innovative” Designation Empower the Growth of Small and Medium-Sized Enterprises?

LI Qiuyue<sup>1</sup>, XU Cong<sup>2</sup>, WANG Changjing<sup>3</sup>

(1. Chinese Academy of Fiscal Sciences, Beijing 100142, China; 2. School of International Business, Qingdao Huanghai University, Qingdao 266427, Shandong, China; 3. School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

**Summary:** Against the backdrop of promoting high-quality development of the real economy and building a modern industrial system, specialized, refined, distinctive and innovative (SRDI) small and medium-sized enterprises have become a key driving force for advancing the real economy in depth, and the cultivation of

SRDI firms has emerged as an important component of China's industrial policy framework. In recent years, supported by multiple policy measures such as fiscal subsidies, tax incentives and financial assistance, the number and scale of SRDI firms have continued to expand. However, research on the impact of obtaining the SRDI designation on firm growth and its underlying mechanisms remains relatively limited.

Based on a sample of A-share listed firms from 2014 to 2022, this paper employs a multi-period difference-in-differences (DID) approach to examine the impact of the SRDI designation on firm growth and to explore its transmission channels. Firm growth is primarily measured by Tobin's Q, with robustness verified using indicators such as asset turnover, fixed asset growth rate, and operating revenue growth rate to enhance the reliability of the findings. The results indicate that obtaining the SRDI designation significantly promotes firm growth. This conclusion remains robust after a battery of tests, including parallel trend tests, placebo tests, propensity score matching DID (PSM-DID), instrumental variable estimation, substitution of firm growth metrics, re-winsorization of control variables, exclusion of pandemic effects, and adjustment of the sample period. Mechanism analysis reveals that the SRDI designation operates through three pathways: alleviating financing constraints, enhancing technological innovation, and improving firms' positions within the industrial chain. Specifically, the financing constraint index significantly decreases; firm R&D investment, innovation output, and innovation efficiency significantly improve; and the structure of supplier/customer concentration and bargaining power are optimized, exhibiting a masking effect. This finding implies that firms need to strike a balance between short-term relational adjustments and long-term cooperation stability when strengthening their industrial chain positioning. Further heterogeneity analyses show that the growth-enhancing effect of the SRDI designation is more pronounced for firms located in eastern regions, operating in competitive industries and non-manufacturing sectors, characterized as non-state-owned enterprises, and receiving SRDI designation at the provincial level. These results provide important empirical evidence for the implementation of more targeted and differentiated policy measures.

The marginal contributions of this paper are threefold. First, from a comprehensive perspective of firm growth, this study systematically identifies the causal effect of the SRDI designation, thereby complementing existing research that focuses primarily on partial performance indicators. Second, it constructs an integrated analytical framework encompassing financing, technological innovation and industrial chain positioning, and innovatively incorporates industrial chain bargaining power into the mechanism analysis, deepening the understanding of how the SRDI designation affects firm growth. Third, by conducting multidimensional heterogeneity analyses, this paper clarifies the boundary conditions under which the policy effects materialize, offering empirical support for differentiated policy design. Based on these findings, this study proposes policy recommendations including the establishment of differentiated support systems, the optimization of financial support policies, the strengthening of innovation policysupport, and the exploration of supply chain development mechanisms, thereby providing theoretical foundations and policy implications for further deepening the cultivation system of SRDI firms and promoting the development of small and medium-sized enterprises.

**Keywords:** resource allocation; financing constraint; dynamic capability; technological innovation; industrial chain status; industrial chain bargaining power

**CLC number:** F123. 15; F276. 3

**Document code:** A

**Article ID:** 1674-8131(2026)02-0160-15

(编辑:朱 艳;刘仁芳)