

引用格式:周萍,董雪松,唐文源. 创新激励政策对中小企业高质量发展影响研究——来自“专精特新”企业的经验证据[J]. 技术经济, 2024, 43(11): 60-73.

ZHOU Ping, DONG Xuesong, TANG Wenyuan. The impact of technological incentive policy on the high-quality development of SMEs: Empirical evidence from “specialized, refined, special and new” SMEs[J]. Journal of Technology Economics, 2024, 43(11): 60-73.

创新激励政策对中小企业高质量发展影响研究

——来自“专精特新”企业的经验证据

周萍,董雪松,唐文源

(湖南农业大学商学院,长沙 410125)

摘要:本文以2018年中国创新激励政策《关于培育专精特新“小巨人”的通知》为准自然实验,通过对2015—2021年上市企业相关数据的收集与分析,探讨该政策对专精特新“小巨人”企业(以下简称“小巨人”企业)在技术创新、融资约束等方面的具体影响,进而验证该政策对“小巨人”企业高质量发展的作用机制。结果表明:①该政策显著提高了“小巨人”企业的全要素生产率,且年度效应滞后一年后逐年递增;②进一步发现,该政策通过创新效应和认证效应两条途径作用于“小巨人”企业的高质量发展;③从异质性的角度出发,与国有企业相比,该政策在推动民营企业发展方面效果更为显著。本文深化了对创新激励政策效果的理解,为促进我国中小企业高质量发展提供了理论指导和实施方案。

关键词:政府支持;信号机制;技术创新;融资约束;中小企业

中图分类号: F275 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2024)11-0060-14

DOI: 10.12404/j.issn.1002-980X.J24060613

一、引言

创新是科技发展的原动力,是构建现代化经济体系的核心动力。在全新的科技革命背景下,以智能化、绿色化为特征的颠覆性技术不断涌现,对于企业结构改革和技术经济发展等方面起到非常重要的促进作用^[1-3]。中国经济正处于由高速增长向高质量发展转变的攻坚期,党的十八大提出实施创新驱动发展战略,党的十九大进一步指出“创新是引领发展的第一动力,是建设现代化经济体系的战略支撑”。可见,创新不仅是适应并引领经济发展新常态的关键所在,更是推动中国经济稳健、持续、健康发展的决定性力量。

企业创新发展作为经济创新驱动的动力源,一直是学术界持续关注和研究的焦点。中小企业作为科技创新的活跃力量,其在推动高质量发展的道路上发挥着不可或缺的作用。在创新驱动发展战略的实践探索中,中国将中小企业放在科技创新的主导地位,并且搭建了一套以中小企业为主体、市场经济为导向、产学研结合的创新技术体系^[4-5]。尤其是自2011年7月《中国产业发展和产业报告(2011)》提出“专精特新”概念以来,中央和地方政府陆续出台了一揽子技术创新激励政策,这些政策不仅包含了强化资源供给、刺激市场需求的关键举措,更着重于优化营商环境,尝试通过产业政策推动中小企业朝“专精特新”方向发展,并提出形成“小而优、小而强”的企业,推动形成中小企业和大企业协调发展机制^[6]。截至2023年8月,工业和信息化部已通过五轮评选,正式认定了共计12950家国家级专精特新“小巨人”企业。为了进一步扩大这一行列的涵盖范围,最新的政策调整降低了企业在创新能力方面的准入门槛,并放宽了对过去一段时间利润

收稿日期:2024-06-06

基金项目:国家自然科学基金青年科学基金“大国竞争背景下我国优势稀有金属价值链分工地位驱动机理与提升对策研究”(72404086);教育部人文社会科学项目“双碳目标下钢铁行业长流程绿色发展的驱动机制与提升路径研究”(22YJCZH078);湖南省教育厅优秀青年项目“中国新能源汽车行业关键金属需求预测与可持续供应保障研究”(23B0198)

作者简介:周萍,硕士,湖南农业大学商学院副教授,研究方向:产业政策、环境会计;董雪松,博士,湖南农业大学商学院讲师,研究方向:产业政策、资源环境经济学;(通信作者)唐文源,博士,湖南农业大学商学院副院长,副教授,研究方向:企业管理、技术创新。

指标的要求。这一举措旨在通过提高政策的包容性和支持力度,促使更多企业能够跻身于专精特新“小巨人”企业的行列之中。从整体来看,国家对中小企业发布的“专精特新”激励政策起到了加快提升中小企业专业化、精细化、特色化及创新水平的作用。

已有众多理论和经验文献讨论了政府补助的“馅饼”或“陷阱”效应。支持创新激励政策的观点认为,政府的激励政策能增强企业获取外部资金的能力,激发创新活力,对企业创新有积极影响。例如,广东省的粤港澳大湾区政策鼓励企业在先进制造、生物医药等领域进行创新,加速了当地高新技术产业的发展,推动了企业向高附加值产业链迈进^[7]。而持负面效应观点的学者认为政府补贴可能扭曲市场信号,滋生寻租和腐败问题,一些企业在政策变化或市场需求变动时,由于过度依赖政策支持而缺乏自我调整能力,可能面临技术路径依赖和市场适应性不足的风险,或在获得政策资金后投入大量资源进行短期技术攻关,但缺乏长远的技术路线规划和市场战略,导致技术进步无法转化为持续的市场竞争优势,使政策效果偏离初衷。来自韩国和日本等国家的成功经验表明,政府主导的创新激励政策在引导企业创新方面发挥了重要作用^[8-9]。然而,对于那些市场机制不完善、资源配置效率较低的经济转型国家而言,政府主导的创新激励政策是否有效仍需进一步验证。近年来,中国制定和实施了一系列创新激励政策,总体来看,这些创新激励政策的实施显著提升了中国在创新领域的投入和产出,但总体成效并不显著、工作进展较为缓慢。根据世界知识产权组织(WIPO)最新发布的《2023年全球创新指数报告》,中国在全球创新排名中位列第12位,核心领域的创新水平与西方发达国家相比依然存在明显差距^[10]。那么,现阶段中国实施的这些创新激励政策为何失效或收效甚微?这些政策如何推动企业形成创新的内驱力?又是通过何种作用机制对中小企业高质量发展产生影响?

本文基于2015—2021年间专精特新上市公司的数据样本,选取了2018年工业和信息化部发布的《关于开展专精特新“小巨人”企业培育工作的通知》作为准自然实验,一方面,从创新数量和创新质量对该政策的创新效应进行了科学评估;另一方面,从创新能力和融资约束两个视角揭示了该政策的创新效应和认证效应,并进一步验证该创新激励政策的信号传递机制对专精特新“小巨人”企业(后简称“小巨人”企业)全要素生产率产生的影响。进一步,本文从企业自身和外部投资者双重视角探究了中小企业创新激励政策的微观作用机制,并通过创新效应和认证效应的分析,验证了创新激励政策信号传递机制的存在,为政府如何通过市场机制引导中小企业实现高质量发展提供更多的有力证据。

二、制度背景与作用机制

根据工信部发布的《关于开展专精特新“小巨人”企业培育工作的通知》,所谓的“专精特新”企业是指中小企业具备专业化、精细化、特色化和创新特征。而“小巨人”企业则是在专精特新中小企业中表现出色的代表。这些企业专注于细分市场,具备强大的创新能力和良好的成长潜力,逐步在各自的产品领域建立起竞争优势和规模,能够为大企业和大型项目提供关键零部件、元器件和配套产品。

(一)“专精特新”中小企业支持政策发展进程

自2011年7月,《中国产业发展和产业报告(2011)》首次提出“专精特新”概念以来,政府部门通过加大财税支持、优化信贷政策、畅通融资渠道、提升创新水平、推动数字化赋能、加强人才培养、助力市场拓展、提供精准服务等多方面政策措施,持续支持中小企业朝着专精特新发展路径前进,为其提供了有力的支持。

1. 2011—2018年：经济发展模式转变下的总体布局阶段

这一阶段,《“十二五”中小企业发展》中明确将“专精特新”作为中小企业转型升级的重要发展方向。在这段时间内,政府陆续出台了一系列相关政策(图1),从政策概念提出到具体实施路径的指导,逐步清晰了支持“专精特新”中小企业发展的政策措施。

2. 2019年至今：国内外经济环境变化下的加速推进阶段

随着全球经济失衡、逆全球化趋势加剧及中美贸易摩擦的影响,中国的产业链、供应链和创新链安全面临严峻挑战。为了解决核心技术“卡脖子”问题,政府开始重点支持“专精特新”中小企业在产业链关键环节的补短板 and 锻长板,以及在特定方向的发展。2019年8月的中央财经委员会第五次会议上强调,要发挥企

业家精神和工匠精神,培育一批“专精特新”中小企业。2022 年的全国两会更是首次将“专精特新”明确写入《政府工作报告》,并提出在资金、人才和孵化平台建设等方面加大支持力度(图 2),为更多“专精特新”中小企业的培育指明了方向。

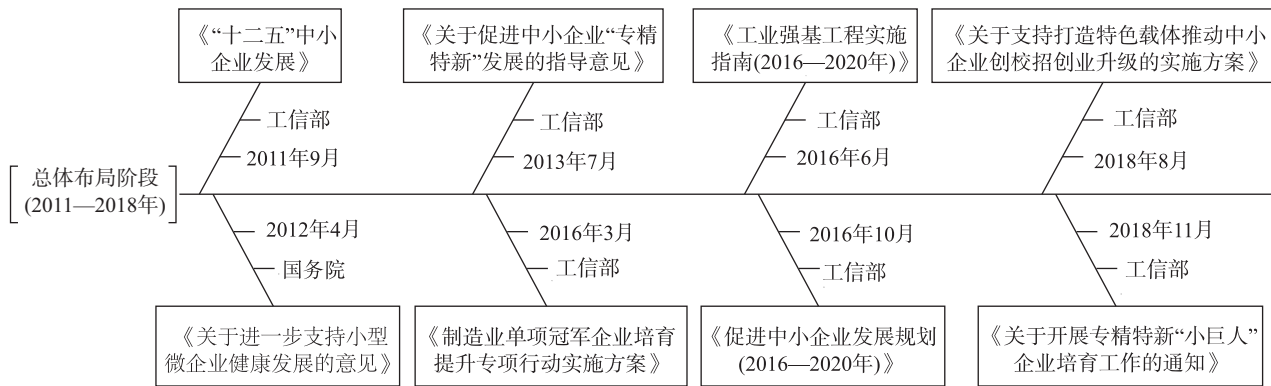


图 1 “专精特新”中小企业总体布局阶段的政策演变过程(2011—2018 年)

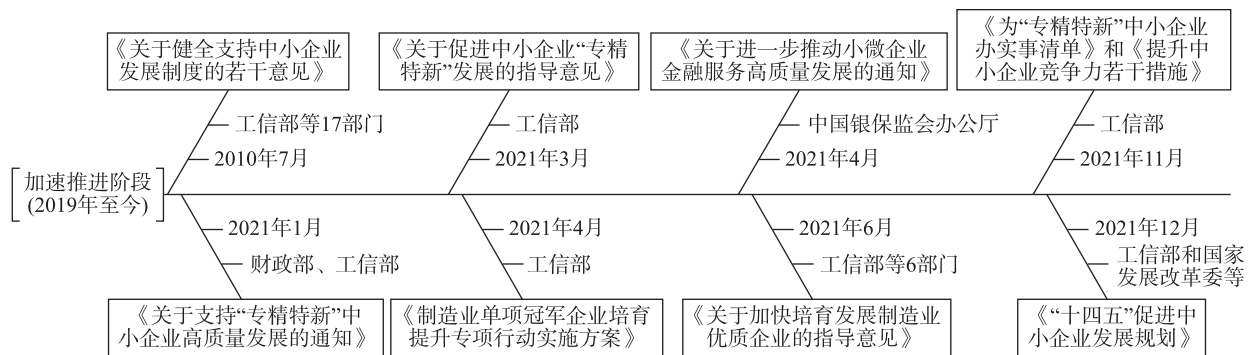


图 2 “专精特新”中小企业加速推进阶段的政策演变过程(2019 年至今)

(二) 作用机制及研究假设

关于创新激励政策的作用机制,大多数研究认为,政府对企业的补贴有助于弥补其创新过程中的市场失灵,即激励政策的创新效应(图 3)。这相当于减轻了企业在创新活动所需的内生融资压力,使企业能够有更充足的资金进行研发投入^[11]。特别是在发展中国家和私营企业中,出口退税、创新补贴和产业政策对研发活动具有更显著的拥挤效应^[12-13]。对整个行业而言,技术创新可能导致生产要素从低生产率企业向高生产率企业的转移,甚至迫使生产力较低的企业退出市场,从而提高整体生产率^[14-15]。然而,一些研究认为,利用政府来配置资源可能效率低下^[17-18]。例如,企业的道德风险、官方晋升机制、“寻租”、企业所有权等因素可能导致政府向效率低下的企业提供补贴,导致资源分配失衡,进而降低生产率。

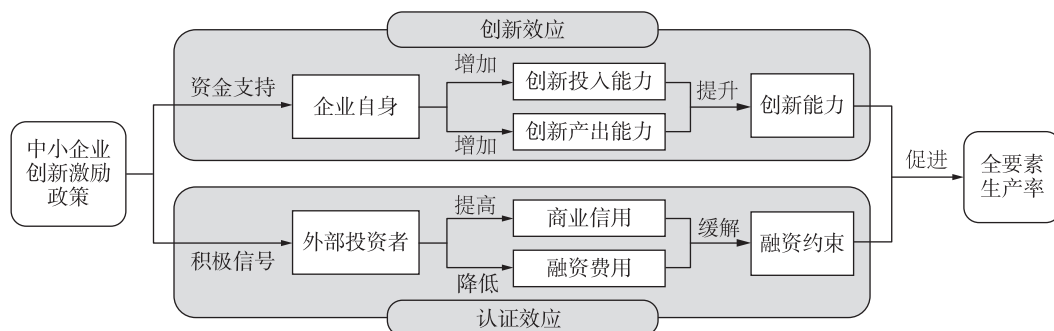


图 3 创新激励政策对“小巨人”企业全要素生产率的作用机制

总体而言,现有文献显示,政府鼓励政策为企业的技术创新提供了“持续和动态的经济激励”,主要从创新活动的投入角度进行分析。然而,对于企业而言,研发投入只是一个投入过程,创新产出在衡量创新激励政策效果时更具代表性和说服力。相关研究还确认,与研发投资相比,专利数量在反映创新水平上更为直观,这也使其成为市场信号,提高初创企业获取风险投资的机会,并将其竞争优势传递给客户。这意味着政府激励政策对企业的创新投入和创新产出有不同的影响效果。

一些研究还关注创新激励政策的行为附加效应,即政府创新激励政策对外部投资者行为决策的影响。主要表现在企业获得创新补贴时,相当于官方对其技术能力的肯定,从而吸引更多外部投资者支持其研发活动,这被称为激励政策的认证效应(图3)。这无疑向外部投资者发出了技术优势的积极信号,一定程度上解决了中小企业面临的谈判劣势和“信用歧视”问题^[20],并充分发挥了支持政策对资源配置的促进作用。

随后的研究通过理论模型和经验分析进一步验证了政府激励政策的认证效应。Lerner^[21]指出,通过细致评估企业的技术能力,创新补助不仅向外界传递了积极信号,而且成功吸引了更多的风险投资,以支持企业的研发创新活动,进一步证实了创新补助在促进技术发展和创新方面所发挥的信号传递机制的有效性^[22-24]。市场普遍存在的信息不对称和代理问题会导致融资约束,抑制企业投资活动,降低生产率水平^[25-26]。创新激励政策的信号传递机制核心在于缩小企业与外部投资者之间的信息差距,降低信息不对称的程度。通过这一机制,企业获得创新补助,进而向市场传递出积极的信号,有助于降低中小企业融资限制,优化企业资源配置,显著促进其全要素生产率提升。

总体来看,创新激励政策的信号传递机制主要体现在以下两个方面:一方面,创新激励政策可以通过创新效应直接将研发资金带入中小企业;另一方面,创新激励政策可以通过认证效应减轻中小企业与外部投资者之间的信息不对称。可以看出,通过这两种效应的相互作用,中小企业可以从外部获得更多的信息流、资金流和技术流,从而吸引更多外部投资,增加中小企业的研发投入,最终促进中小企业全要素生产率的提升。

基于此,本文提出以下假设:

创新激励政策能够显著提升“小巨人”企业的全要素生产率(H1);

创新激励政策能显著提升“小巨人”企业的创新能力,进而促进其全要素生产率的提升(H2);

创新激励政策能显著缓解“小巨人”企业的融资约束,进而促进其全要素生产率的提升(H3)。

三、研究设计

(一)模型设定

在实证分析上,本文构建了多时点双重差分模型来考察获批成为小巨人企业这一冲击对处理组企业的经济影响。基准回归方程如式(1)所示。

$$Y_{itk} = \beta_0 + \lambda DID_{itk} + Controls_{itk} + \mu_i + \eta_t + \theta_k + \xi_{itk} \quad (1)$$

其中: i 为企业; t 为年份; k 为行业; Y_{itk} 为一系列被解释变量; DID_{itk} 为核心解释变量; $Controls_{itk}$ 为企业层面的控制变量; μ_i 为企业个体固定效应; η_t 为时间固定效应; θ_k 为行业固定效应; ξ_{itk} 为服从正态分布随机扰动项; β 和 λ 为估计系数。

(二)变量选取与解释

1. 被解释变量

全要素生产率(total factor productivity, TFP)。高质量发展是创新起主导作用,以全要素生产率大幅提升为核心标志,特点是创新,关键在质优,本质是先进生产力。可见,提升全要素生产率是推动高质量发展的内在要求和重要着力点。本文依托 Olley 和 Pakes^[27](OP法)、Levinsohn 和 Petrin^[28](LP法)两种半参数估计方法测算了“专精特新”中小企业的全要素生产率。然而,这两种方法在估计上面临着识别性和内生性问题的挑战。为了克服这些问题,本文运用了 ACF法(Ackerberg、Caves 和 Frazer 提出的一种生产函数估计方法,简称 ACF法)^[29],用来测算“专精特新”中小企业的全要素生产率,提高了估计结果的准确性。在计算全要素生产率时,

本文对企业中间投入的计算采用了以下方法：“中间投入=营业成本+销售费用+管理费用+财务费用-职工薪酬-折旧”，使用营业收入代替企业总产出，增加值的计算由总产出减去中间投入得来。

创新能力。借鉴李苏媛和李广培^[30]的研究，本文从投入与产出的综合视角出发，将企业的技术创新能力细分为两个核心维度：技术创新投入能力和技术创新成果产出能力。根据已有研究^[18,31]，在探讨企业技术创新费用的投入能力时，本文特选研发费用作为关键指标；在评估企业的技术创新产出能力时，大多学者采用新产品产出与专利等指标，本文选取企业当年授权的专利数量及公司专利累计数作为衡量指标。

融资约束。参考 Hadlock 和 Pierce^[32]研究，本文采用 SA 指数来衡量“小巨人”企业的融资约束程度。由于 SA 指标的值均为负值，为避免符号方向对回归的干扰，取 SA 指标的绝对值。SA 指数越大，“小巨人”企业的融资约束程度越大。

2. 解释变量

双重差分变量 DID_{it} 为本文的核心解释变量，当企业 i 在第 t 年获批成为“小巨人”企业时，将 DID_{it} 赋值为 1；否则，将其赋值为 0。构造该变量的关键在于设置对照组企业，由于“小巨人”企业具有鲜明的个体特征，这类企业创立的时间较短，其规模往往较小，研发投入高，所处行业特殊，因此，不可简单的将未获评“小巨人”的上市企业设为对照组。本文使用如下方法设置对照组：①根据工信部提出的“小巨人”企业的门槛选择标准，排除主营业务收入占总营业收入不足 70% 和资产负债率高于 70% 的样本。②排除过去两年内总营业收入超过 1 亿元但总研发支出占总营业收入不足 3% 的样本。③排除过去两年内总营业收入在 5000 万元以上但总研发支出占总营业收入不足 6% 的样本。④排除总营业收入低于 5000 万元、研发支出低于 3000 万元或研发人员不占企业总员工数 50% 以上的样本。⑤在移除不符合“小巨人”企业入选门槛的企业后，采用 Logit 模型估计这些企业被批准为“小巨人”企业的概率，并将回归预测值作为倾向得分。具体而言，解释变量为企业规模、政府补贴、财务状况、资本结构、营业收入、资本结构和企业发展阶段。⑥最后，使用 1:4 最近邻匹配法匹配样本，得到对照组。

3. 控制变量

本文控制了企业年龄、营业收入、企业增加值、营业毛利率、资产负债率、固定资产净值、资产报酬率等多重企业特征，以使系数估计结果更加准确，具体说明见表 1。

表 1 变量的符合与定义

性质	名称	符号	说明
解释变量	创新激励政策	<i>Policy</i>	2018 年工信部发布的《关于开展专精特新“小巨人”企业培育工作的通知》
	全要素生产率	<i>TFP</i>	基于 OP 法、LP 法和 ACF 法测算的 <i>TFP</i>
被解释变量	创新能力	$\lg_R\&D$	使用企业年研发投入衡量企业技术创新投入能力
		$\lg_patents$	使用企业年专利发明授量来衡量企业技术创新产出能力
		\lg_PC	使用企业专利累计数来衡量企业技术创新产出能力
	融资约束	<i>SA</i>	用 SA 指数来衡量“小巨人”企业的融资约束程度
控制变量	企业规模	\lg_NFA	使用企业固定资产净值来衡量
	财务状况	\lg_OG	使用营业收入来衡量
	资本结构	<i>roa</i>	使用资产负债率来衡量
	发展阶段	<i>Age</i>	使用企业年龄来衡量，其中：企业年龄=当年年份-企业开业年份+1

(三) 数据来源

由于数据可得性，本文研究聚焦于工信部公开认定的前三批专精特新“小巨人”企业。其中，第一批于 2019 年 6 月 18 日公布，第二批在 2020 年 11 月 12 日公布，第三批于 2021 年 7 月 19 日公布。鉴于第二批企业公示日期于 2020 年末，因此将第二批“小巨人”企业的政策冲击时间设为 2021 年，与第三批企业合并。具体步骤如下：第一，手动获取了 2019—2022 年由工信部认证的“小巨人”企业名单，以获得本文的实验组；第二，结合匹配的对照企业和工信部认证的“小巨人”企业，本文通过企业名称、法定代表人代码、行业代码等信息匹配中国经济金融研究数据库 (CSMAR) 上市企业数据库，以获取样本企业的财务数据；第三，剔除不符合会计标准的样本企业，如总资产小于流动资产、销售额小于出口值、累计折旧小于当期折旧等异常情

况,并剔除员工少于8人的样本;第四,使用Python软件爬取了万方专利数据库(2014—2021年)中的所有发明专利数据,获得了超过700万条发明专利数据,以建立中国授权发明专利数据库;第五,将样本公司的财务数据与中国授权发明专利数据库进行了匹配。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归分析

1. 创新激励政策对“小巨人”企业全要素生产率的影响

表2呈现了基准回归的结果,其中(1)列~(6)列表示控制了行业、地区、时间、企业固定效应后,创新激励政策对“小巨人”企业全要素生产率的影响。(4)列~(6)列结果显示,双重差分变量 DID 的估计系数显著为正,且在1%的水平上显著,说明相比于行业内未被认证为“小巨人”的中小企业,且在获得创新激励政策的支持下,“小巨人”企业全要素生产率的提升幅度显著,增长幅度为13.4%~86.7%,表明专精特新扶持政策的实施对企业全要素生产率的提升存在推动作用,假设H1得到验证。

表2 创新激励政策与“小巨人”企业全要素生产率

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$R\&D$	$patents$	SA	TFP_{LP}	TFP_{ACF}	TFP_{OP}
DID	0.0414* (1.66)	0.0587** (2.53)	-0.0017*** (-3.97)	0.0134*** (4.51)	0.0867*** (4.51)	0.0534*** (4.51)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业、企业和时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	2983	2983	2983	2902	2902	2902
R^2	0.763	0.322	0.762	0.994	0.655	0.860

注:括号内为省份层面的稳健标准误;***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

2. 创新激励政策的信号传递机制

(1)创新效应。本文旨在探究创新激励政策是否通过技术创新这一机制有效提升了“小巨人”企业的全要素生产率。为验证这一机制是否成立,选取研发投入总额和专利授权数量这两个关键指标,分别作为技术创新投入与产出的代理变量,通过实证检验来验证技术创新在其中的传导机制是否成立。研发投入总额和授权专利数据作为衡量企业技术创新的关键指标,能够反映出企业在科研人员、经费及能力方面的投入力度等创新信息,能直接测度自主创新能力。表2中的(1)列、(2)列报告了创新激励政策的实施对“小巨人”企业技术创新投入能力和产出能力的影响,双重差分变量(DID)的估计系数显著为正。该结果表明:相比于行业内未被认证为“小巨人”的中小企业,获得创新激励政策支持“小巨人”企业在技术创新方面展现优势。具体而言,这些企业在技术创新投入能力上平均提升了41.4%,而在技术创新产出能力上则平均增长了58.7%,这也说明了创新激励政策的实施有效增强了“小巨人”企业的创新能力。

对比两者的估计系数可知,创新激励政策对其创新产出能力的影响要大于对企业创新投入能力的影响,这符合授权发明专利质量更高的事实。总之,创新激励政策不仅为“小巨人”企业提供了强大的创新动力,推动其在研发创新方面加大投入,而且实际效果显著,极大地提升了这些企业的创新产出能力,假设H2得到验证。

(2)认证效应。“小巨人”企业可以被视为政府对“专精特新”中小企业的隐形信用担保,这可以提升外部投资者对受助企业的信任度和投资信心,最终缓解由于中小企业融资约束而导致的资金短缺问题。相关研究^[18]还证实,市场中普遍存在的信息不对称和代理问题会导致资本配置失真,抑制企业的投资活动,并进一步降低生产率水平。本文参考任胜钢等^[33]的研究,采用投资水平来衡量中小企业的融资约束程度检验创新激励政策是否缓解了“小巨人”企业的融资约束。在表2(3)列中 DID 的估计系数显著为负,且在1%上显著,表明了创新激励政策实施后“小巨人”企业的融资约束程度下降了1.7%。

上述实证结果表明,创新激励政策在“小巨人”企业中发挥了积极作用,显著缓解了“小巨人”企业所面

临的资源歧视^[34],帮助其解决“融资难”“招工难”等现实问题,缓解环境不确定性和生存压力,降低经营者通过多元化经营分散风险、赚取短期利润的倾向,有效提升了“小巨人”企业的全要素生产率。这也证明了“小巨人”政策可以显著缓解“小巨人”企业的融资约束,并验证了“小巨人”政策的认证效应的存在。因此,假设 H3 得到了验证。

(二) 稳健性检验

1. 动态效应检验

本文借助事件研究方法进行平行趋势检验。具体模型设置如式(2)所示。

$$Y_{itk} = \beta_0 + \sum_{t \geq -5, t \neq -1}^2 \lambda_t DID_{itk} + Controls_{itk} + \eta_t + \mu_i + \theta_k + \xi_{itk} \quad (2)$$

其中: Y_{itk} 为被解释变量; DID_{itk} 为虚拟变量,若企业 i 在 t 年获批成为小巨人企业,则赋值为 1。举例来说,当 $t=1$ 时, DID_{itk} 为 1 表示企业 i 在第一年获批成为了小巨人企业,因此其系数估计值衡量的是政策实施后第一年的效应。

根据图 4 结果可知,研发支出、年授权专利数量、SA 指数和全要素生产率的估计系数在 2019 年之前基本上不显著,这表明通过了平行趋势检验。而在 2020 年和 2021 年,研发支出、年授权专利数量和 TFP 的估计系数显著为正,显著水平为 5%,这意味着创新激励政策可以显著提升“小巨人”企业的创新能力和全要素生产率,并存在一定的时间滞后效应。SA 指数的估计系数在 2019 年、2020 年和 2021 年显著为负,显著水平为 5%,表明创新激励政策可以显著缓解“小巨人”企业的融资约束。以上结果表明,基准回归分析的结论是稳健的。

通过深入研究得知,创新激励政策对“小巨人”企业的生产率效应存在一定的时滞。这一滞后的现象可能源于全要素生产率的提升往往通过技术创新路径来实现,而技术研发具有投资大、周期长的特点,所以最终反映在技术创新能力和全要素生产率的政策效果上可能有一定的滞后性^[35-36]。

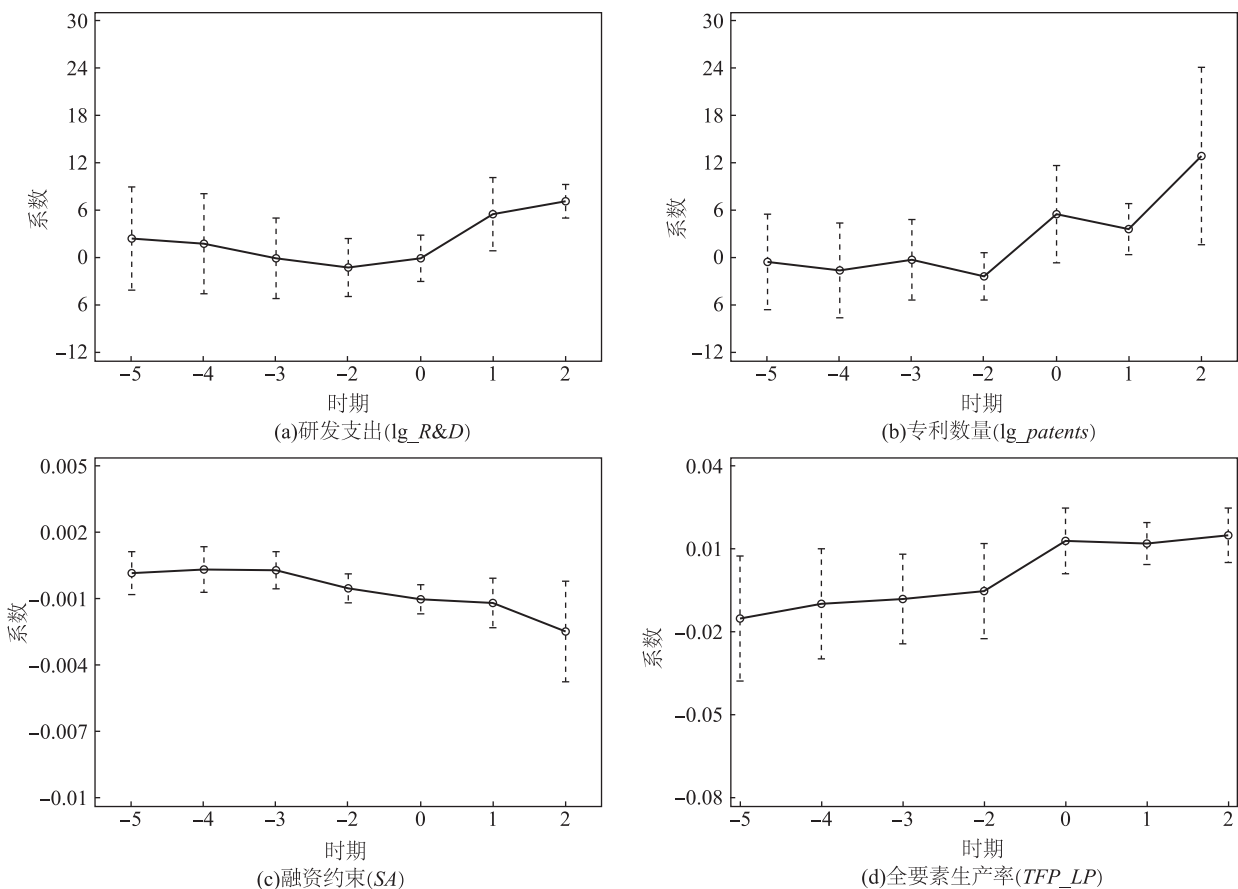


图 4 创新激励政策对“小巨人”企业全要素生产率的动态效应

2. 安慰剂检验

参考 Ferrara 等^[37]和吕越等^[38]的做法,将式(1)的系数 λ 的系数估计式为

$$\hat{\lambda} = \lambda + \gamma \frac{\text{cov}(Treated_i \times Policy_i, \xi_{i,t} | c)}{\text{var}(Treated_i \times Policy_i | c)} \quad (3)$$

其中: $Treated_i \times Policy_i$ 为交互项,表示创新激励政策对“小巨人”企业和非“小巨人”企业的不同影响; c 为所有的控制变量;如果 γ 的值为 0,那么非观测因素不会对估计结果产生影响,即 $\hat{\lambda}$ 具有无偏性。本文采用如下方法生成处理组企业,以便检验非观测因素对估计结果的影响:①对所有企业生成随机数 id ;②对 id 按年份进行排序,这个排序是完全随机的;③由于本文中处理组分为 2 批企业,其观测样本分别为 2019 年 145 家与 2020 年 1199 家,故将 2019 年随机数 id 排名前 145 的企业设为处理组,2020 年随机数 id 排名前 1199 的企业设为处理组企业。上述做法实际上相当于将处理组各行业的企业随机重新产生,因而此时 λ 的值为 0^[40]。在生成处理组企业后,本文估计了系数 $\hat{\lambda}$ 的值,并将该过程重复 500 到了如图 5 所示的核密度图。

以被解释变量为专利累计为例,不难发现,系数 $\hat{\lambda}$ 的估计值分布类似于正态分布,其均值为 0.0001,这一数值接近于 0,在 5% 显著性水平下,仅有 0.8% 的 P 值具有显著性,这一结果与本文进行安慰剂检验的预期相一致,说明不存在非观测因素干扰估计结果的情况。图 5 中细虚线交点代表了真实的政策效应估计值及 P 值,可见其与随机生成的政策效应系数估计值存在显著差异,“小巨人”企业的政策效应的确显著存在。使用相同的方法,更换被解释变量为企业研发投入、企业全要素生产率(TFP_ACF)再次进行安慰剂检验,如图 5 所示,同样的, P 值大都不显著,系数估计值的分布则近似于正态分布,真实的估计值显然属于“异常值”,安慰剂检验得以通过。

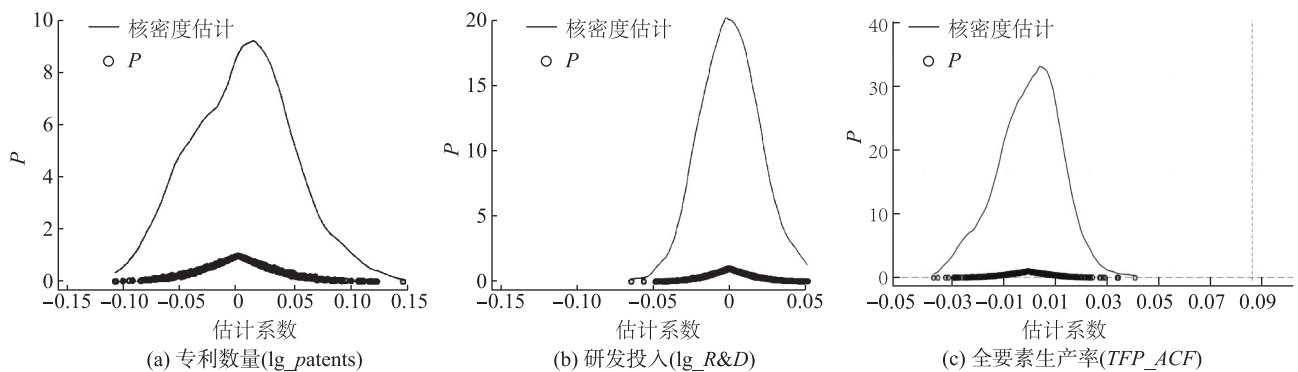


图 5 安慰剂检验

3. 替换核心变量

表 3 中 Panel A 采用了两种不同的方法来评估全要素生产率,并将其作为因变量纳入回归分析中,可以发现改变因变量的测算方法不会影响本文的估计结果,进一步支持了基准回归结果的稳健性。此外,在本文中,参照郝项超等^[39]的做法,将企业每年度的专利累计授权数、投资水平作为衡量其技术创新产出能力和融资约束的替代指标,经过分析,得知其所反映的回归结果与基准结果相吻合,验证本文主要结论的稳健性。

4. 加入基期企业级控制变量与时间趋势的交互项

尽管本文通过使用时变控制变量有效解决了“缺失变量”偏误问题,但可能在估计该项创新激励政策效应时引入其他偏误。为避免可能的“不良控制变量”问题,在式(1)中增加了基准期企业层面控制变量与时间趋势变量的交互项,这可以在很大程度上解决其他随时间变化的因素引起的估计偏误。结果显示在表 3 的 Panel B 中,可以发现在添加上述交互项后,(1)列~(4)列的估计系数的显著性和方向基本未发生实质性变化,进一步表明基准结果具有稳健性。

表 3 稳健性检验

Panel A: 替换核心变量				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	公司专利累计	投资水平	<i>TFP_ACF</i>	<i>TFP_OP</i>
<i>DID</i>	0.0992* (1.83)	0.0093*** (2.94)	0.0867*** (4.51)	0.0534*** (4.51)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
行业、企业和时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	2983	2970	2902	2902
<i>R</i> ²	0.325	0.696	0.655	0.860
Panel B: 加入基期企业级控制变量与时间趋势的交互项				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>R&D</i>	<i>lg_patents</i>	<i>SA</i>	<i>TFP_LP</i>
<i>DID</i>	0.0630*** (3.06)	0.0669** (4.05)	-0.0013*** (-3.48)	0.0147*** (6.34)
加入基期企业级控制变量与时间趋势的交互项	Yes	Yes	Yes	Yes
行业、企业和时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	2983	2983	2983	2902
<i>R</i> ²	0.716	0.321	0.738	0.901

注:括号内为省份层面的稳健标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

5. 异质性稳健 DID 估计量

在交错的双重差分估计中,双向固定效应模型会存在异质处理效应的问题,这会导致系数估计的偏误^[40]。因此,本文选择了一系列异质稳健的双重差分估计,如计算组别-时期平均处理效应^[40]、插补估计量^[41]、堆叠回归估计量^[42]等,以解决处理效应异质性可能引起的偏误。结果见表 4,估计系数的显著性和方向与基准回归结果一致,表明本文结果在控制异质处理效应后仍然稳健。

表 4 稳健性检验:异质性稳健 DID 估计量

模型	插补估计量	计算组别-时期平均处理效应	堆叠回归估计量
变量	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_LP</i>
<i>DID</i>	0.0175*** [2.83]	0.0142** (2.44)	0.0242*** (3.15)
样本量	2020	2020	8740
<i>R</i> ²	—	0.5722	0.9816
变量	<i>SA</i>	<i>SA</i>	<i>SA</i>
<i>DID</i>	-0.0012*** [-2.65]	-0.0013** (-2.81)	-0.0013*** (-3.66)
样本量	2098	2098	9364
<i>R</i> ²	—	0.5128	0.9707
变量	<i>lg_patents</i>	<i>lg_patents</i>	<i>lg_patents</i>
<i>DID</i>	0.0352*** [2.70]	0.0341** (2.36)	0.0644** (2.21)
样本量	2098	2098	9364
<i>R</i> ²	—	0.9577	0.9617
变量	<i>lg_R&D</i>	<i>lg_R&D</i>	<i>lg_R&D</i>
<i>DID</i>	0.0950*** [3.54]	0.0415** (1.97)	0.0508** (2.39)
样本量	2098	2098	9364
<i>R</i> ²	—	0.9534	0.9537
控制变量	Yes	Yes	Yes
行业、企业、时间固定效应	Yes	Yes	Yes

注:()内为 *t* 统计量,[]内为 *z* 统计量;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

6. Goodman-Bacon 分解方法

Goodman-Bacon^[43]指出,即使平行趋势假设得到满足,双向固定效应模型仍会存在“糟糕”的对照组问题。也就是说,由于处理时间的差异,较早收到的样本将成为后续处理的样本的对照组,这可能会带来估计偏误。因此,本文采用 Goodman-Bacon 分解方法来研究双向固定效应下多期差分估计的偏误问题。具体而言,本文将双向固定效应的估计器分解为三个 2×2 的双重差分组合,以检验是否存在“糟糕”的对照组影响

估计结果。本文样本期间不存在一直是“小巨人”企业的情况,所以只考虑后处理组 *vs* 先处理组的情况。

结果见表 5 所示,后处理组 *vs* 先处理组的估计值为 0.1081,权重为 0.0037,表明本文不存在偏误。此外,这种分解方法仅适用于严格平衡的面板数据,因此本文中基于原始数据库构建了一个平衡的面板数据,与上述数据有所不同。结果显示,处理 *vs* 从未处理的(2)列、(4)列、(6)列、(8)列的估计系数分别为 0.0300、0.1369、0.0709 和 -0.0033,且在 5%的显著水平上均显著,表明本文交错的双重差分估计结果是稳健的。

表 5 稳健性检验: Goodman-Bacon 分解方法

模型	TFP_LP		lg_R&D		lg_patents		SA	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
2×2-DID 控制组类别	权重	系数	权重	系数	权重	系数	权重	系数
先处理组 <i>vs</i> 后处理组	0.0146	-0.0005	0.0146	0.0411	0.0146	-0.0411	0.0146	-0.0027
后处理组 <i>vs</i> 先处理组	0.0037	0.1081	0.0037	-0.1081	0.0037	-0.0270	0.0037	0.0000
处理 <i>vs</i> 从未处理	0.9817	0.0300	0.9817	0.1369	0.9817	0.0709	0.9817	-0.0033

(三) 异质性分析

1. 不同所有权的异质性分析

尽管本文已经论证了在实施创新激励政策后这一措施对中小企业发展的有效性,但是不同个体的企业受到国家扶持政策的影响是否存在差异? 有关该问题的进一步探讨有助于深入了解创新激励政策的作用机制和基本条件。中国企业的组织形式有鲜明的特点,根据其所有制的差异,可区分为国有企业、民营企业、外资企业以及混合制企业。一般认为,中国国有企业与私营企业在生产效率、经营目标以及组织模式上均存在较大区别。因此,本文将获批成为“小巨人”的企业区分为国有及民营两类,考察这一政策对不同类型企业带来了明显的效果,即呈现出异质性影响。实证结果见表 6,其中,Panel A 为国有企业的回归结果,Panel B 为民营企业的回归结果。

可以看出,在获批成为小巨人企业后,国有企业的研发投入以及发明专利数量的估计值均为负值但不显著,表明创新激励政策并未促进国有企业增加其研发投入或提升其创新能力,同时也反映出国有企业采取各种措施应对过去体制僵化、政企关联紧密等问题所带来的消极影响,有效推进企业转型^[44-45]。但民营企业的研发投入以及发明专利数量等变量的估计值均显著为正,即创新激励政策显著促进了民营企业增加研发投入,并提高了其创新能力。进一步分析,创新激励政策在优化资本配置效率方面起到了关键作用,从而提升民营企业的全要素生产率。然而,对于国有企业而言,这一政策在资源配置效率上却呈现出一定的负

表 6 异质性分析:不同所有制

Panel A: 国有企业				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lg_R&D	lg_patents	SA	TFP_LP
<i>DID</i>	-0.0541 (-0.67)	-0.0297 (-0.12)	-0.0008 (-0.72)	0.0117*** (2.77)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
行业、企业、时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	2983	2983	2983	2902
<i>R</i> ²	0.763	0.119	0.777	0.994
Panel B: 民营企业				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lg_R&D	lg_patents	SA	TFP_LP
<i>DID</i>	0.0461* (1.85)	0.248*** (3.09)	-0.0011*** (-3.15)	0.0267*** (3.92)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
行业、企业、时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	2983	2983	2983	2902
<i>R</i> ²	0.763	0.122	0.779	0.994

注:括号内为省份层面的稳健标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

面影响,该实证结果表明扶持政策能够有效提高民营企业存活能力、激励民营企业投资等,特别是能够优化民营中小企业的资源配置,从而提升中小企业得到生产率水平。

值得注意的是,国有企业以及民营企业的生产率系数估计值均显著为正,这说明创新激励政策同时提高了两类企业的生产率水平,但民营企业的生产率系数估计值显著大于国有企业,即相比国有企业而言,创新激励政策更能促进民营企业生产率提高。

2. 不同行业的异质性分析

根据经济合作与发展组织(OECD)技术分类标准和国民经济行业分类,本文将“小巨人”企业分为高技术产业和中低技术产业(本文称之为传统产业),以研究这项创新激励政策对“小巨人”企业不同行业的异质影响,结果见表 7。

根据表 7 中面板 A 的结果,创新激励政策缓解了高技术产业“小巨人”企业的融资约束,促进了它们的创新能力。然而,创新激励政策对“小巨人”企业的创新投入能力影响更为显著,表明高技术产业中“小巨人”企业的创新转型能力需要进一步加强。而表 8 中面板 B 的结果显示,这项创新激励政策对传统产业中的“小巨人”企业融资约束和创新产出能力有正面但不显著的影响,对其创新投入则有负面影响。这验证了政府通过创新激励政策有效促进了传统中小企业向“专精特新”中小企业的转变。

表 7 异质性分析:不同行业

Panel A: 高技术产业				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lg_R&D	lg_patents	SA	TFP_LP
<i>DiD</i>	0.4693 ** (2.15)	0.1264 *** (2.94)	-0.00189 ** (-2.40)	0.0989 (1.42)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
行业、企业、时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	2983	2983	2983	2902
R^2	0.742	0.197	0.873	0.843
Panel B: 传统产业				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lg_R&D	lg_patents	SA	TFP_LP
<i>DiD</i>	-0.4784 (-1.34)	0.0568 (0.79)	-0.0001 (-0.01)	0.1021 (0.73)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
行业、企业、时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	2983	2983	2983	2902
R^2	0.742	0.196	0.873	0.843

注:括号内为省份层面的稳健标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

3. 不同地区的异质性分析

根据表 8 的(4)列的结果显示,创新激励政策可以更好地促进东部地区“小巨人”企业的高质量发展,但在一定程度上对中西部地区的“小巨人”企业的发展产生负面影响。具体而言,该创新激励政策可以显著缓解东部地区“小巨人”企业的融资约束并促进其创新能力[见表 8 Panel A 的(1)列~(3)列]。这一结论与当前“小巨人”企业的区域分布情况一致。根据工信部公布的“小巨人”企业名单,超过 60%的“小巨人”企业位于中国东部地区。凭借其区域经济发展优势和创新资源聚集优势,东部地区一直是“小巨人”企业培育的主要核心地区。尤其是浙江、广东、江苏、北京、上海等地作为中国经济增长的核心区域,在培育“小巨人”企业方面具有领先优势。

有趣的是,该创新激励政策对中西部地区的“小巨人”企业的融资约束和创新投入产生负面影响,但对专利数量产生正面影响[见表 8 Panel B 的(1)列~(3)列]。这表明中西部地区的“小巨人”企业融资状况限制了它们的创新活动,从而阻碍了企业生产率的提升。同时也表明政府应该为中西部地区的“小巨人”企业提供研发补贴或通过税收激励或创新补贴来缓解融资约束。

表 8 异质性分析：不同地区

Panel A: 东部地区				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lg_R&D	lg_patents	SA	TFP_LP
<i>DiD</i>	0.0518 ** (2.27)	0.0742 ** (2.24)	-0.0017 *** (-3.81)	0.0385 *** (3.89)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
行业、企业、时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	2970	2970	2983	2889
R^2	0.742	0.197	0.797	0.844
Panel B: 西部和中部地区				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lg_R&D	lg_patents	SA	TFP_LP
<i>DiD</i>	-0.0282 (-0.92)	0.0006 (0.01)	0.0001 (0.18)	-0.0112 (-0.73)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
行业、企业、时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	2970	2970	2983	2889
R^2	0.742	0.196	0.794	0.843

注：括号内为省份层面的稳健标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著；华东地区包括河北、山东、江苏、浙江、福建、广东、海南；中国西部和中部包括山西、河南、安徽、湖北、湖南、江西、内蒙古、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、四川、贵州、云南、辽宁、吉林、黑龙江。

五、结论及建议

本文采用 2018 年工信部发布的《关于开展专精特新“小巨人”企业培育工作的通知》作为准自然实验，以 2015—2021 年上市公司数据为研究样本，检验创新激励政策对“小巨人”企业高质量发展的推动作用。研究结合制度环境、资金规模和补助对象的选择，形成了一个多维度的分析视角，更好地阐明了政策实施的具体效果与环境之间的关系，揭示不同规模补助对企业创新行为的异质性影响，推动了对政策制定过程中如何识别和选择高潜力企业的讨论，为创新激励政策评价提供了一个综合的理论框架。实证结果表明，创新激励政策显著提高了“小巨人”企业的全要素生产率，且年度效应滞后一年后逐年递增。具体来看，创新激励政策同时激励了“小巨人”企业提升技术创新质量和创新数量。进一步实证分析验证了政策的信号传递机制，发现创新激励政策主要通过促进企业技术创新和缓解企业融资约束两条途径作用于“小巨人”企业的全要素生产率。从异质性的角度出发，与国有企业相比，创新激励政策对私营“小巨人”的创新活动和融资约束有更显著的影响。

根据研究结论，提出以下政策建议：

(1) 促进“专精特新”中小微企业的自主创新能力，提升其竞争力。尽管“专精特新”中小微企业的规模通常较小，但是在各自特定的细分市场内成功构建了强大的竞争优势，并在该领域拥有不可忽视的影响力。因此，这些企业可以利用其专享的政策扶持和优惠，以技术外溢的方式推进调整转型，进而转化为区域创新能力。对于能力相对较单薄的中小微企业，积极参与合作创新可以有效地补充自主创新，同时为了形成“专精特新”企业综合创新体系，致力于创造有利条件，然后通过技术溢出机制，促进企业间的合作创新，最终通过提高自主创新能力成长为“小巨人”。

(2) 探索产融结合新机制，加大对财税金融的支持力度。政府应增加对“专精特新”中小微企业的财政、税收和金融支持。政府应当充分加强财政和税收支持作为一种宏观调控手段，积极发展和探索融资渠道和融资机制，以支持“专精特新”中小微企业的发展，并努力打破各种限制其发展的体制和门槛，以减轻“专精特新”中小微企业的外部发展负担。

(3) 充分发挥政府引导作用。政府应出台多种政策，从多维度角度推动和引导“专精特新”中小企业的中长期产业发展方向，鼓励处于起步阶段和成长期的中小企业积极开展具有核心竞争优势的创新生产活动，最终帮助这些中小企业成为所在领域的小巨人。

参考文献

- [1] 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.
- [2] 谢红军, 张禹, 洪俊杰, 等. 鼓励关键设备进口的创新效应——兼议中国企业的创新路径选择[J]. 中国工业经济, 2021(4): 100-118.
- [3] 陈强远, 赵浩云, 林思彤, 等. 中国高质量技术创新: 情境叙事与测度体系[J]. 管理世界, 2024, 40(5): 23-41.
- [4] 张其仔, 许明. 中国参与全球价值链与创新链, 产业链的协同升级[J]. 改革, 2020(6): 58-70.
- [5] 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.
- [6] 冯学良, 周桢, 戚馨雨. 金融科技发展与科技中小企业成长——来自专精特新“小巨人”企业的证据[J]. 技术经济, 2023, 42(11): 103-112.
- [7] 江英, 隋广军, 杨永聪. 自贸试验区建设助推产业链供应链韧性提升的机理及路径——以粤港澳大湾区为例[J]. 国际贸易, 2023(6): 55-63.
- [8] HERVÁS-OLIVER J L, PARRILLI M D, RODRÍGUEZ-POSE A, et al. The drivers of SME innovation in the regions of the EU[J]. Research Policy, 2021, 50(9): 104316.
- [9] CHUNG J E, OH S G, MOON H C. What drives SMEs to adopt smart technologies in Korea? Focusing on technological factors[J]. Technology in Society, 2022, 71: 102109.
- [10] 李传超, 杨蕙蓉. 技术轨道视角下中国全球创新价值链嵌入位置研究[J]. 江西财经大学学报, 2021(4): 25-40.
- [11] 王世进, 崩乐伊, 赵丽君. 激励政策对我国新能源汽车推广应用的影响[J]. 技术经济, 2024, 43(4): 64-74.
- [12] LECKEL A, VEILLEUX S, DANA L P. Local open innovation: A means for public policy to increase collaboration for innovation in SMEs[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2020, 153: 119891.
- [13] 姚伟民, 李燕, 狄振鹏. 政府资助对中小企业创新研发的影响[J]. 技术经济, 2021, 40(4): 12-18.
- [14] 寇明婷, 李秋景, 杨媛棋. 创新激励政策对企业基础研究产出的影响——来自中关村企业的微观证据[J]. 科学学与科学技术管理, 2022, 43(9): 19-39.
- [15] 姚佩怡. 政府补助对中小企业创新的影响路径研究[J]. 技术经济, 2022, 41(2): 26-37.
- [16] SINGH R, CHANDRASHEKAR D, HILLEMANN B S M, et al. Network cooperation and economic performance of SMEs: Direct and mediating impacts of innovation and internationalisation[J]. Journal of Business Research, 2022, 148: 116-130.
- [17] 江飞涛, 李晓萍. 产业政策中的市场与政府——从林毅夫与张维迎产业政策之争说起[J]. 财经问题研究, 2018(1): 33-42.
- [18] 徐明. 政府风险投资, 代理问题与企业创新——来自政府引导基金介入的证据[J]. 南开经济研究, 2022(2): 51-67.
- [19] 江飞涛, 李晓萍. 直接干预市场与限制竞争: 中国产业政策的取向与根本缺陷[J]. 中国工业经济, 2010(9): 26-36.
- [20] 巫强, 刘蓓. 政府研发补贴方式对战略性新兴产业创新的影响机制研究[J]. 产业经济研究, 2021(6): 41-49.
- [21] LERNER J. The government as venture capitalist: The long-run impact of the SBIR program[J]. The Journal of Private Equity, 2000, 3(2): 55-78.
- [22] 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.
- [23] FERNANAEZ V. Environmental management: Implications for business performance, innovation, and financing[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2022, 182: 121797.
- [24] IRFAN M, RAZZAQ A, SHARIF A, et al. Influence mechanism between green finance and green innovation: Exploring regional policy intervention effects in China[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2022, 182: 121882.
- [25] BAKHTIARI S, BREUNIG R, MAGNANI L, et al. Financial constraints and small and medium enterprises: A review[J]. Economic Record, 2020, 96(315): 506-523.
- [26] 赖烽辉, 李善民, 王大中. 企业融资约束下的政府研发补贴机制设计[J]. 经济研究, 2021, 56(11): 48-66.
- [27] OLLEY G S, PAKES A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. Econometrica, 1996, 64(6): 1263-1297.
- [28] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. The Review of Economic Studies, 2003, 70(2): 317-341.
- [29] ACKERBERG D, CAVES K, FRAZER G. Structural identification of production functions[J]. Economics, 2006(1): S0022112001007169.
- [30] 苏媛, 李广培. 绿色技术创新能力、产品差异化与企业竞争力——基于节能环保产业上市公司的分析[J]. 中国管理科学, 2021, 29(4): 46-56.
- [31] 高雨辰, 柳卸林, 马永浩, 等. 政府研发补贴对企业研发产出的影响机制研究——基于江苏省的实证分析[J]. 科学学与科学技术管理, 2018, 39(10): 17.
- [32] HADLOCK C J, PIERCE J R. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index[J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23(5): 1909-1940.
- [33] 任胜钢, 郑晶晶, 刘东华, 等. 排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2019(5): 5-23.
- [34] CHIAPPINI R, MONTMARTIN B, POMMET S, et al. Can direct innovation subsidies relax SMEs' financial constraints?[J]. Research Policy, 2022, 51(5): 104493.

- [35] 万攀兵, 杨冕, 陈林. 环境技术标准何以影响中国制造业绿色转型——基于技术改造的视角[J]. 中国工业经济, 2021(9): 118-136.
- [36] 谢红军, 张禹, 洪俊杰, 等. 鼓励关键设备进口的创新效应——兼议中国企业的创新路径选择[J]. 中国工业经济, 2021(4): 100-118.
- [37] FERRARA E L, CHONG A, DURYE A S. Soap operas and fertility: Evidence from Brazil[J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2012, 4(4): 1-31.
- [38] 吕越, 陆毅, 吴高博, 等. “一带一路”倡议的对外投资促进效应——基于 2005—2016 年中国企业绿地投资的双重差分检验[J]. 经济研究, 2019, 54(9): 187-202.
- [39] 郝项超, 梁琪, 李政. 融资融券与企业创新: 基于数量与质量视角的分析[J]. 经济研究, 2018, 53(6): 127-141.
- [40] SUN L, ABRAHAM S. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 175-199.
- [41] BORUSYAK K, JARAVEL X, SPIESS J. Revisiting event study designs: Robust and efficient estimation[J]. Review of Economic Studies, 2024, 91(6): 3253-3285.
- [42] CENGIZ D, DUBE A, LINDNER A, et al. The effect of minimum wages on low-wage jobs[J]. Quarterly Journal of Economics, 2019, 134(3): 1405-1454.
- [43] ANDREW G B. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 254-277.
- [44] 宋弘, 孙雅洁, 陈登科. 政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究[J]. 管理世界, 2019, 35(6): 95-108, 195.
- [45] 车德欣, 吴传清, 任晓怡, 等. 财政科技支出如何影响企业技术创新? ——异质性特征, 宏微观机制与政府激励结构破解[J]. 中国软科学, 2020(3): 171-182.

The Impact of Technological Incentive Policy on the High-quality Development of SMEs: Empirical Evidence from “Specialized, Refined, Special and New” SMEs

Zhou Ping, Dong Xuesong, Tang Wenyuan

(School of Business, Hunan Agricultural University, Changsha 410125, China)

Abstract: Taking technological incentive policy, “notice on the cultivation of specialized, refined, special and new ‘Little Giant’” in 2018, as a quasi-natural experiment, the data of listed enterprises from 2015 to 2021 was adopted to identify the impact of the policy on technological innovation and financing constraints of Little Giant, and then verified the mechanism of the policy on the high-quality development of Little Giant. The results show that the technological incentive policy significantly improves the TFP of Little Giant, with a noticeable time lag. Further analysis verifies that the policy primarily influences the TFP of Little Giant through the interaction of innovation effect and certification effect. Heterogeneity analysis show that the policy has a more significant promoting effect on private enterprises, which extends the microcosmic mechanism of Chinese technological incentive policy to offset financing constraints, deepens the understanding of the effect of incentive policies, and provides theoretical guidance and implementation plans for promoting the high-quality development of Chinese SMEs.

Keywords: government subsidy; signal mechanism; technological innovation; financing constraints; SME