

政府引导基金对科创板企业技术创新的影响

杜佳凝

北方工业大学经济管理学院, 北京

收稿日期: 2025年7月14日; 录用日期: 2025年8月7日; 发布日期: 2025年8月15日

摘要

随着世界百年未有之大变局加速演进, 政府引导基金作为一项典型工具, 旨在弥补市场失灵, 并充分结合了有为政府的理念。本文以2019~2023年我国科创板企业相关数据为初始研究样本, 采用PSM-DID模型研究政府引导基金对企业技术创新的影响, 在进行稳健性检验后进一步探讨其作用机制并进行异质性检验, 最终得出结论: 第一, 政府引导基金对企业技术创新具有显著的促进作用, 具体表现在提高企业创新数量和创新专利质量; 第二, 政府引导基金能够通过与政府补贴的协同作用以及提高研发投入促进企业技术创新; 第三, 对于制造业、位于低市场化环境的企业, 政府引导基金对其技术创新水平的促进效果更强。基于上述结论, 本文从制度、监管、企业三个层面提出了相应的政策建议, 丰富了引导基金在微观层面的研究, 且突破性地从直接和间接渠道深入挖掘其作用机制, 为政府探索引导基金的发展道路提供了有力参考。

关键词

政府引导基金, 企业技术创新, 双重差分倾向得分匹配

The Impact of Government Guidance Funds on Technological Innovation in STAR Market Enterprises

Jianing Du

School of Economics and Management, North China University of Technology, Beijing

Received: Jul. 14th, 2025; accepted: Aug. 7th, 2025; published: Aug. 15th, 2025

Abstract

Against the backdrop of accelerating transformations unprecedented in a century, government

guidance funds (GGFs) have emerged as a prominent policy instrument designed to address market failures and operationalize the concept of a proactive government. Utilizing a dataset comprising firms listed on China's Science and Technology Innovation Board (STAR Market) from 2019 to 2023 as the initial sample, this study employs a Propensity Score Matching combined with Difference-in-Differences (PSM-DID) methodology to empirically investigate the impact of GGFs on corporate technological innovation. Following robustness checks, the underlying mechanisms and heterogeneity of effects are further examined. The findings demonstrate: (1) GGFs exert a statistically significant positive effect on corporate technological innovation, manifesting in both an increase in the quantity of innovation outputs and an enhancement in the quality of patented innovations. (2) GGFs facilitate technological innovation through complementary effects with government subsidies and by augmenting corporate R&D investment. (3) The innovation-promoting effect of GGFs is more pronounced for manufacturing firms and for firms located in regions with less developed market institutions. Building upon these conclusions, policy recommendations are proposed across institutional, regulatory, and firm-level dimensions. This research contributes to the literature by enriching micro-level evidence on GGFs and, innovatively, delineating both direct and indirect pathways through which they exert influence, thereby providing valuable insights for policymakers seeking to optimize the development and deployment of GGFs.

Keywords

Government Guidance Funds, Corporate Technological Innovation, PSM-DID

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

在全球化进程面临逆流、中美贸易摩擦持续升温的背景下，我国企业在关键核心技术领域面临严峻的“卡脖子”挑战。为应对这一局面，国家政策层面积极引导企业聚焦核心业务发展，2021年《“十四五”促进中小企业发展规划》明确提出支持“专精特新”企业发展；2023年《关于促进民营经济发展壮大的意见》强调企业应“坚守主业、做强实业”。

作为支持实体经济发展的金融工具，政府引导基金在引导社会资本服务国家战略方面发挥着关键作用。我国政府引导基金发展始于2002年中关村创业投资引导资金的设立，2015年迎来重要发展节点，年初设立400亿元国家级新兴产业创业投资引导基金，9月又成立600亿元中小企业发展基金。经过规范调整期后，截至2023年底，全国政府引导基金数量超2000只，目标规模达12.19万亿元，实际认缴规模7.13万亿元。¹2024年中央经济工作会议特别强调要“健全多层次金融服务体系，壮大耐心资本”，进一步凸显了政府引导基金在支持科技创新和产业升级中的战略地位。

政府引导基金的政策效果是国内外学术界研究的重点议题。从国际经验来看，政府引导基金主要呈现两种典型运作模式：一是以美国SBIR计划为代表的直接引导模式，通过联邦政府机构直接为中小企业提供研发资助和融资担保[1]；二是以以色列Yozma基金和澳大利亚创新投资基金(EIF)为代表的间接引导模式，采用公私合作的混合基金形式，有效吸引国际资本投资本国高科技产业[2]。由于国家制度体系存在较大差异，政府引导基金在国内外的发展路径具有较大区别。中国各地区的经济发展程度存在差异，针对政府引导基金的运作模式并没有统一的定论。

¹数据来源：清科创业(01945.HK)旗下清科研究中心。

现有研究表明,政府引导基金对企业创新具有双重影响。一方面,Engel 等(2007) [3]证实其能显著促进企业技术创新;另一方面,Grilli 和 Murtinu (2014) [4]指出其低经济回报可能对社会资本产生挤出效应。在国内,杨敏利等(2014) [5]研究发现政府引导基金的引导效应存在显著区域差异。宫义飞等(2021) [6]进一步揭示其在资金供需两端发挥“融资造血”功能。黄嵩等(2020) [7]的实证研究则明确验证了政府引导基金对企业技术创新的正向促进作用。这些研究为理解不同制度环境下政府引导基金的政策效果提供了重要依据。

当前国内外研究多聚焦于政府引导基金自身的运作机制与管理模式研究,本文创新性地将研究焦点对准政府引导基金对企业技术创新的影响机制,聚焦科创板企业这一群体,深入考察政府引导基金对其技术创新的差异化影响,揭示了政策工具与特殊板块企业的适配机制,更为科创板差异化政策制定和“科技-金融-产业”循环生态的优化提供了重要依据,具有显著的理论创新价值和实践指导意义。

2. 理论分析与研究假设

基于信息不对称理论、外部性补偿理论和资源基础理论,政府引导基金能够显著促进科创板企业的技术创新。首先,根据信息不对称理论,政府引导基金凭借其专业投资能力和政府信用背书,能够有效缓解科技型企业在创新融资过程中的信息不对称问题。政府引导基金的介入不仅向市场传递了积极的认证信号,降低了外部投资者的信息获取成本,还能通过参与投后管理持续监督企业的创新活动[8]。其次,从外部性补偿的角度看,政府引导基金独特的政策属性使其能够容忍创新活动的高失败风险,并通过让利机制补偿企业创新活动产生的正外部性。这种机制有助于激励企业增加研发投入,从而提升技术创新能力[9]。最后,基于资源基础理论,政府引导基金不仅提供资金支持,还能为企业带来政策资源、产业网络和声誉资本等战略性资源。这些资源对处于成长期的科创板企业尤为重要,能够帮助企业克服资源瓶颈,提升技术创新能力[10]。实证研究也表明,政府引导基金通过降低融资成本[11]和优化创新资源配置[12]等渠道,显著提升了被投企业的创新产出。

基于上述理论分析和文献支持,本文提出以下研究假设:

H1: 政府引导基金对科创板企业技术创新具有显著的促进作用。

那么政府引导基金影响企业技术创新的内在机制是什么?本文认为政府引导基金可以通过与政府补贴的协同作用和激励企业内部研发支出两条途径作用于企业的技术创新。

2.1. 基于政策协同的补贴传导机制

政策协同理论强调多元政策工具的协调配合能产生超越单一政策叠加的系统性效应。在创新生态系统中,政府引导基金通过整合财政补贴、税收优惠、产业政策等工具,形成协同推动力。这种协同机制能够有效解决创新活动中的“市场失灵”和“系统失灵”问题,尤其在企业技术创新的高风险领域。政府引导基金作为“政策协同枢纽”,不仅直接提供资金支持,更通过信号效应引导地方政府配套补贴政策,形成上下联动的协同机制。

政府引导基金通过两种机制强化补贴效果:一是信号认证机制,引导基金的专业化投资行为向市场传递积极政策信号,有效降低地方政府在补贴对象筛选与风险评估中的信息不对称性[13],提升财政资源配置精准度;其二为资金融通效应,通过联合投资模式撬动地方政府配套补贴资金,形成“基金引导+财政补贴”的政策协同包[14],实现创新支持资金的规模倍增。李晓伟等(2024) [15]进一步强调了引导基金政策的核心价值在于其与传统财税政策(如政府补贴)之间的深度协同。这种协同不仅体现在资金层面的叠加,更在于机制上的互补与效能放大,共同构成促进企业技术创新的系统性政策环境。

基于上述理论分析和文献支持,本文提出以下研究假设:

H2：政府引导基金与政府补贴的协同作用对企业技术创新水平具有显著正向影响。

2.2. 基于资源投入的研发传导机制

内生经济增长理论(Romer, 1990)，又被称为新经济增长理论，该理论由揭示了研发投入作为知识积累的核心载体对经济增长的内生驱动作用，而资源基础观(Barney, 1991)则进一步阐释了研发投入所形成的知识资本对企业持续竞争优势的构建机制。基于上述理论框架，政府引导基金通过三重协同路径提升企业研发投入。

在资金补充维度，引导基金不仅直接提供研发专项资金，更通过设计科学的投资杠杆机制放大资金效能[16]。政府引导基金通过“风险分担效应”发挥引导作用，通常会向基金的其他有限合伙人和管理基金的创业投资机构提供风险补偿，在基金投资成功时让渡部分收益[17]，有效降低了企业研发活动的风险溢价，更重要的是，政府的背书产生了显著的信号认证效应，能够通过股权融资、债权借贷等渠道吸引社会资本进入[18]，带动产业链协同研发投入实现倍增效应。

基于上述理论分析和文献支持，本文提出以下研究假设：

H3：政府引导基金能够通过企业的研发投入强度，进而显著促进其技术创新水平的提升。

3. 理论分析与研究假设

3.1. 变量选择

3.1.1. 被解释变量：企业技术创新

一般来说，企业的技术创新能力可以分为企业创新数量和企业创新质量两个方面。参考陈强远等(2020)[19]利用企业授权专利产出数量和专利授权数量分别反映企业创新数量和创新质量，根据《中华人民共和国专利法》，专利分为三类：发明专利、实用新型专利和外观设计专利，其中发明专利最具创新性，因此本文选择企业发明专利申请数量和企业专利授权数量作为分析指标。同时，在实证分析的稳健性检验中，本文使用专利申请总数(PAT-3)作为企业技术创新的代理指标。

3.1.2. 解释变量

(1) 是否为处理组(Treat)虚拟变量

处理组(Treat = 1)：若上市企业在 2019~2023 年内接受过政府引导基金的投资，则归为处理组，Treat 赋值为 1。对照组(Treat = 0)：若上市公司在 2019~2023 年内没有受到政府引导基金投资，则归为对照组，Treat 赋值为 0。

(2) 事件发生前后(Post)虚拟变量

Post 为时间虚拟变量，表示所在年份处在“接受政府引导基金投资”事件发生前或后。若企业已接受政府引导基金投资及之后的年份 Post 赋值为 1，否则赋值为 0。

3.1.3. 控制变量

在借鉴现有研究的基础上，本文决定选择一系列控制公司层面的特征变量，分别是企业年龄、资产负债率等，变量的衡量和详细计算方法见下表 1。

Table 1. Definition and measurement of key variables

表 1. 主要变量及其计算方法

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	发明专利申请数量	PAT-1	企业发明专利申请数量
	专利授权数量	PAT-2	企业专利授权数量

续表

解释变量	个体虚拟变量	Treat	受到过政府引导基金投资为 1，否则为 0
	时间虚拟变量	Post	政府引导基金投资后的年份为 1，否则为 0
中介变量	政府补贴	Sub	政府补贴取对数
	研发投入	RD	研发费用取自然对数
控制变量	企业年龄	Age	从企业成立年份到该年
	资产负债率	Lev	总资产/总负债
	股权集中度	Share	上市公司前十大股权占比
	托宾 Q	TobinQ	企业市场价值/期末总资产
	流动比率	CR	流动资产/流动负债
	账面市值比	BM	账面价值/总市值
	现金流动率	CF	现金流/总资产

3.2. 模型设定

3.2.1. 基准回归模型

本文参照杨敏利等(2014)的方法,利用倾向匹配双重差分模型(PSM-DID)检验政府引导基金在企业成长性的引导效应。该模型兼具倾向评分匹配与双重差分两个模型的优点,通过倾向得分匹配获得具备共同特征的研究对象,降低外生变量的影响,提高双重差分实证结果的稳健性。具体基准回归模型如下:

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Treat}_{it} * \text{Post}_{it} + \sum \alpha \text{Controls}_{it} + \mu_i + \iota_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

3.2.2. 机制检验模型

为了检验政府引导基金下影响企业技术创新的机制作用,本文分别选择政府补贴(Sub)、研发投入(RD)作为中介变量,参考江艇的研究采用两步法(2022) [20]来分析上述中介变量的中间传导作用。两步法的第一步如式(1)所示,第二步如式(2)所示。

$$M_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Treat}_{it} * \text{Post}_{it} + \sum \alpha \text{Controls}_{it} + \mu_i + \iota_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

3.3. 样本选择和数据来源

本文研究的是政府引导基金对企业技术创新的影响研究,选取了科创板上市企业 2019~2023 年数据为样本。为了确保研究数据的准确性和可靠性,本文在筛选样本时剔除了 ST 企业和数据缺失的企业。同时,为了进一步排除极端值对研究结果的影响,本文还对连续变量进行了前后 1%的缩尾处理,共 1638 个观测值,其中得到政府引导基金投资 108 个观测值。

所使用的被解释变量、控制变量数据以及上市公司资料主要来源于国泰安数据库、中国研究数据服务平台(CNRDS)数据库。政府引导基金的基本信息和投资事件主要通过清科私募通数据库获取,并采用 Stata 17.0 作为实证分析工具。

4. 实证分析

4.1. 描述性分析

为消除极端值的影响,本文对主要变量在 1%程度上缩尾处理后,用 stata17.0 计量软件对 2019 年至 2023 年 5 年间 1638 个样本数据进行描述性统计分析,结果如表 2 所示。由表 2 数据可知,样本中的发

明专利申请数量(PAT-1)和专利授权数量(PAT-2)最值相差较大,说明企业间研发投入存在显著差距。股权集中度(Share)平均为 30%, 其均值显著高于中位数, 反映出部分样本企业存在股权高度集中的现象。账面市值比(BM)均值为 0.55, 与中位数高度接近, 反映样本整体估值水平相对均衡, 涵盖了一定的成长型与价值型企业。现金流水平(CF)平均为 2.7%, 中位数略高于均值, 表明大部分企业现金流状况尚可, 但内部差异明显, 存在现金流压力较大的企业。

Table 2. Descriptive statistics of variables
表 2. 变量描述性统计

变量符号	观测数	平均数	标准差	最小值	中位数	最大值
PAT-1	1638	19.511	42.867	0.000	7.000	484.000
PAT-2	1638	26.650	52.572	0.000	11.000	548.000
Treat _{it} *Post _{it}	1638	0.066	0.248	0.000	0.000	1.000
Age	1638	15.861	5.577	4.000	16.000	42.000
Share	1636	0.300	0.141	0.120	0.266	0.818
CR	1638	6.105	6.051	1.024	3.793	34.217
Lev	1638	0.259	0.171	0.032	0.220	0.717
BM	1638	0.550	0.205	0.130	0.559	0.958
CF	1638	0.027	0.081	-0.230	0.033	0.265
TobinQ	1638	2.224	1.258	1.044	1.790	7.714

4.2. 基准回归分析

4.2.1. 倾向得分匹配(PSM)

为了验证假设 H1, 在进行双重差分回归分析之前, 本文为确保实验组与控制组的企业在获得国家政府引导基金之前, 它们具有相同的长期趋势, 首先采用了倾向得分匹配的方法对样本进行了处理。参照白俊红(2022) [21]采用的方式进行逐期匹配, 通过倾向得分匹配法进行核匹配, 为受到政府引导基金投资的实验组企业匹配相应的对照组企业, 本文对各年倾向得分匹配的平衡性进行了检验, 平衡性检验的结果如表 3 所示。

Table 3. Dynamic balance tests (year-by-year)
表 3. 逐年平衡性检验结果

变量名称	是否匹配 未匹配 U/匹配 M	均值		标准偏差(%)	标准偏差减少幅度(%)	t 统计量	p > t
		处理组	控制组				
Age	U	15.619	15.568	0.9	7.8	0.10	0.917
	M	15.619	15.572	0.9		0.07	0.945
Share	U	0.330	0.296	21.1	82.30	2.73	0.006
	M	0.330	0.324	3.5		0.25	0.802
CR	U	5.486	5.798	-5.6	33.7	-0.64	0.521
	M	5.486	5.692	-3.7		-0.29	0.773
Lev	U	0.276	0.247	17.1	68.4	2.01	0.045
	M	0.276	0.267	5.4		0.41	0.682

续表

BM	U	0.588	0.555	15.3	57.6	1.87	0.062
	M	0.588	0.574	6.5		0.49	0.621
CF	U	0.0384	0.031	9.4	32.3	1.06	0.290
	M	0.0384	0.033	6.4		0.50	0.616
TobinQ	U	2.1647	2.140	1.9	4.8	0.24	0.813
	M	2.1647	2.141	1.8		0.14	0.890

表 3 的结果显示了在实验组数据和对照组数据中, 大多变量的标准偏差均大幅下降, 标准化均值偏差绝对值均小于 10, 表明实验组与控制组之间的差异性得到了有效缩小。其次, 匹配后协变量的 t 统计量均不显著, 说明两组变量不存在显著差异, 为后续的 DID 回归分析奠定了坚实的基础。从而以此为基础, 进一步展开双重差分实证分析。

4.2.2. 双重差分实证结果(DID)

将经过倾向得分匹配处理后的样本数据, 导入多期 DID 模型进行实证分析, 所得结果展示于表 4。其中, 列(1)列(3)为加入了控制变量的回归结果, 列(2)列(4)为在有控制变量并控制行业和年度固定效应情况下的回归结果。在加入控制变量下, 关于企业创新产出的回归系数都在 1%的水平上显著为正。在控制固定效应并加入控制变量下, 关于企业创新数量的系数在 1%的水平显著为正, 但关于企业创新质量的回归系数在 10%的水平显著为正。这一结果表明, 在考虑多种影响因素的情况下, 政府引导基金对企业的技术创新的提升具有显著的正向效应, 即假设 H1 成立。

Table 4. Baseline regression results

表 4. 基准模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	PAT-1	PAT-1	PAT-2	PAT-2
$Treat_{i,t} * Post_{i,t}$	13.437*** (4.792)	15.962*** (4.142)	9.759*** (2.765)	9.583* (1.953)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	No	Yes	No	Yes
Year	No	Yes	No	Yes
N	1638	1638	1638	1638
R-sq	0.064	0.101	0.081	0.119

注: *, **和***分别表示在 10%、5%和 1%的显著水平下显著, 下同。

4.3. 稳健性检验

4.3.1. 替换被解释变量

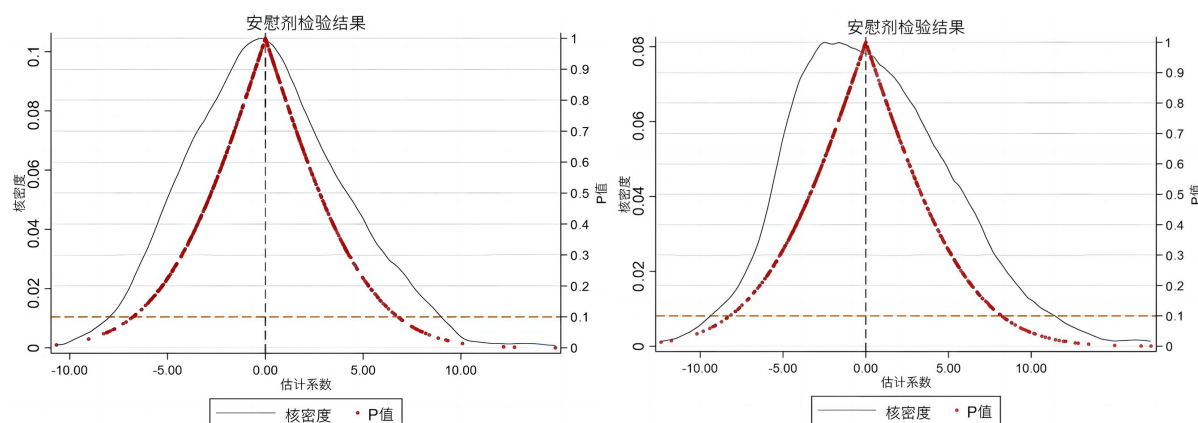
本文使用替换被解释变量的方法对基础回归的结论进行稳健性检验。在基础回归中, 本文选用了企业专利申请数量(PAT-3)作为企业创新水平的衡量指标, 回归结果如表 5 所示, 在加入控制变量但未加入固定效应以及加入固定效应两种情况下, $Treat_{i,t} * Post_{i,t}$ 回归系数均在 1%水平下显著为正, 与主回归得出的结果基本保持一致, 控制变量显著情况也基本一致, 模型拟合度较高, 由此证明回归结果具有较强稳健性。

Table 5. Robustness checks-alternative dependent variables**表 5.** 稳健性检验 - 替换被解释变量

变量	(1)	(2)
	PAT-3	PAT-3
$Treat_{i,t} * Post_{i,t}$	13.437*** (4.792)	14.067** (2.353)
Controls	Yes	Yes
Industry	No	Yes
Year	No	Yes
N	1638	1638
R-sq	0.064	0.138

4.3.2. 安慰剂检验

为了验证回归结果的稳健性并消除这一担忧，本文将通过安慰剂检验分别改变事件发生的时间和分组依据，由于多时点 DID 中政策冲击时间存在差异，同时随机生成伪处理组虚拟变量 $Treat$ 和伪政策冲击虚拟变量 $Post$ 。图 1 分别报告了以 PAT-1 和 PAT-2 作为被解释变量时，基于基准模型(式 1)进行 500 次安慰剂检验的结果。图中展示了模拟估计系数的核密度分布及其对应的 p 值分布情况。结果显示，随机生成的估计系数主要集中在零值附近，且对应的 p 值大多高于 0.1 的显著性水平。与此形成鲜明对比的是，实际政策效应的估计系数分别为 15.96 和 9.58，明显偏离安慰剂检验的系数分布区间，且都在 1% 的水平上显著。这一结果表明，基准回归中观察到的政策效果不太可能由随机因素或模型设定偏误导致，验证了研究结论的稳健性。

**Figure 1.** Distribution of coefficient estimates after random treatment**图 1.** 随机处理后的系数估计值分布

4.4. 影响机制检验

4.4.1. 政府补贴的中介效应检验

基于上述理论分析结论，本文进一步从政策协同的角度，探究政府引导基金影响企业技术创新的传导机制，回归结果如表 6 所示。其中模型(1)和模型(2)的被解释变量为企业发明专利申请数量和专利授权数量，模型(3)的被解释变量为政府补贴(Sub)。根据模型(1)~(3)的回归结果可以发现，均通过显著性检验，

且系数均为正。这意味着政府引导基金对企业技术创新具有正向促进作用，并通过与政府补贴的协同作用对企业技术创新水平具有显著正向影响，本文提出的 H2 假设成立。

Table 6. Mediation effect test of government subsidies
表 6. 政府补贴的中介作用检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	PAT-1	PAT-2	Sub
$Treat_{i,t} * Post_{i,t}$	15.962*** (4.142)	9.583* (1.953)	0.891*** (8.554)
Controls	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
N	1638	1638	1638
R-sq	0.101	0.119	0.190

4.4.2. 研发投入的中介效应检验

基于上述理论分析结论，本文从研发投入的视角，探究政府引导基金影响企业技术创新的中间传导机制，回归结果如表 7 所示。根据模型(1)~(3)的回归结果可以发现，政府引导基金影响企业技术创新以及影响研发投入的估计系数显著性水平都小于 1%，通过显著性检验，且系数均为正。这意味着政府引导基金对企业技术创新具有正向促进作用，并通过提升研发投入，进一步促进企业技术创新水平，本文提出的 H3 假设成立。

Table 7. Mediation effect test of R&D investment
表 7. 研发投入的中介作用检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	PAT-1	PAT-2	RD
$Treat_{i,t} * Post_{i,t}$	15.962*** (4.142)	9.759*** (2.765)	0.637*** (7.000)
Controls	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	No	Yes
Year	Yes	No	Yes
N	1638	1638	1638
R-sq	0.101	0.081	0.269

4.5. 异质性分析

4.5.1. 行业性质

参照 OECD 产业分类标准及黎文靖(2016) [22]的方法，将样本划分为制造业与非制造业，以捕捉政府引导基金影响的行业异质性。表 8 报告了按照企业所处行业属性的分组回归结果。从回归结果来看，政府引导基金影响制造业企业技术创新的估计系数显著为正，但对非制造业企业的影响则未通过显著性检验。这一发现清晰说明，政府引导基金的政策效果高度集中于制造业。

Table 8. Heterogeneity analysis by industry
表 8. 异质性分析 - 行业性质

	(1)	(2)	(3)	(4)
	制造业	非制造业	制造业	非制造业
	PAT-1	PAT-1	PAT-2	PAT-2
$Treat_{i,t} * Post_{i,t}$	15.495*** (3.881)	-12.425 (-0.561)	9.516* (1.681)	-3.526 (-0.318)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1301	335	1301	335
R-sq	0.109	0.143	0.104	0.102

4.5.2. 地区市场制度化环境

为考察制度环境的异质性影响,本文参照樊纲、王小鲁(2016) [23]构建的市场化指数,按地区制度发展水平分组进行回归检验,结果详见表 9。从回归结果来看,政府引导基金影响企业技术创新在低市场化地区估计系数显著为正,而在高市场化地区,影响效应并不显著,说明政府引导基金政策对于后发地区更具适用性,也表明政府引导基金的政策效果存在明显的区域异质性。

Table 9. Heterogeneity analysis by regional institutional environment
表 9. 异质性分析 - 地区市场制度化环境

	(1)	(2)	(3)	(4)
	低市场化	高市场化	低市场化	高市场化
	PAT-1	PAT-1	PAT-2	PAT-2
$Treat_{i,t} * Post_{i,t}$	25.217*** (4.342)	-0.377 (-0.065)	13.340** (1.999)	5.161 (0.648)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	988	647	988	647
R-sq	0.089	0.125	0.101	0.107

5. 研究结论与政策启示

5.1. 研究结论

第一,政府引导基金对科创板企业技术创新具有显著的正向影响。首先,政府引导基金的投资能够缓解企业融资约束,降低企业的财务风险。其次,政府引导基金从市场角度筛选出与国家战略同向的创新企业,激励企业的创新投入与产出,提高企业的竞争优势以及产品的市场份额。最后,国家政府引导基金以国家战略为导向,促进区域产业结构升级。

第二,政府引导基金能够通过与政府补贴的协同作用以及提高研发投入促进企业技术创新。引导基

金的投资往往具有“耐心资本”的特性，优化了企业的研发投入结构和持续性，有效降低企业创新风险与成本，从而夯实技术创新的基础。

第三，政府引导基金对于科创板企业技术创新的影响存在异质性，对于制造业、位于低市场化环境的企业，政府引导基金对其技术创新水平的促进效果更强。这种异质性恰恰证明了政府引导基金在弥补关键领域市场失灵、引导资源流向国家战略亟需环节方面具有独特而精准的政策效力。

5.2. 政策启示

基于本文的研究结论，提出以下政策启示：

优化政府引导基金运作效率，需强化其引导作用，并加强与其他财政政策工具的协同联动，以形成政策合力。尤其应实施差异化、精准化的投资策略，针对制造业核心领域及处于低市场化环境中的科创企业，适度加大支持力度，并探索更具弹性的属地投资政策。

需进一步完善政府引导基金的使用机制。在项目遴选过程中，应更加侧重于制造业企业，以提升政策效能。同时，建立健全穿透式资金监管机制，确保引导基金切实投入企业研发创新活动，防范资金挪用或偏离政策目标。

被投企业层面，应着力提升技术创新能力与效率。积极构建产业协同创新平台，促进被投企业间产学研的技术交流与合作，实现研发资源共享，以缓解低市场化地区创新生态薄弱的问题。

参考文献

- [1] Audretsch, D.B., Weigand, J. and Weigand, C. (2002) The Impact of the SBIR on Creating Entrepreneurial Behavior. *Economic Development Quarterly*, **16**, 32-38. <https://doi.org/10.1177/089124240201600104>
- [2] Avnimelech, G. and Teubal, M. (2004) Strengthening the Flow of Venture Capital in a Small Domestic Economy: The Case of Israeli IT Start-Ups. *Venture Capital*, **6**, 101-126.
- [3] Engel, D. and Keilbach, M. (2007) Firm-level Implications of Early Stage Venture Capital Investment—An Empirical Investigation. *Journal of Empirical Finance*, **14**, 150-167. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2006.03.004>
- [4] Grilli, L. and Murtinu, S. (2014) New Technology-Based Firms in Europe: Market Penetration, Public Venture Capital, and Timing of Investment. *Industrial and Corporate Change*, **24**, 1109-1148. <https://doi.org/10.1093/icc/dtu025>
- [5] 杨敏利, 李昕芳, 仵永恒. 政府创业投资引导基金的引导效应研究[J]. 科研管理, 2014, 35(11): 8-16.
- [6] 宫义飞, 张可欣, 徐荣华, 等. 政府引导基金发挥了“融资造血”功能吗[J]. 会计研究, 2021(4): 89-102.
- [7] 黄嵩, 倪宣明, 张俊超, 赵慧敏. 政府引导基金能促进技术创新吗?——基于我国科技型初创企业的实证研究[J]. 管理评论, 2020, 32(3): 110-121.
- [8] Lerner, J. (1999) The Government as Venture Capitalist: The Long-Run Impact of the Small Business Innovation Research Program. *Review of Economics and Statistics*, **81**, 124-137.
- [9] Brander, J., Dasgupta, S. and Khanna, T. (2015) Government Venture Capital and Private Sector Investment: Evidence from China. *Journal of Financial Economics*, **115**, 345-364.
- [10] Chemmanur, T.J., Loutskina, E. and Tian, Y. (2014) Venture Capital and Corporate Innovation. *Journal of Financial Economics*, **113**, 427-449.
- [11] 丛菲菲, 李曜, 谷文臣. 国有创投资本对民营资本的引导效应研究[J]. 财贸经济, 2019, 40(10): 95-110.
- [12] 蔡庆丰, 刘昊, 舒少文. 政府产业引导基金与域内企业创新: 引导效应还是挤出效应? [J]. 金融研究, 2024(3): 75-93.
- [13] 陈明, 熊先承. 国有股权与民营企业战略风险承担——基于“能力”与“意愿”的双重视角[J]. 当代财经, 2021(7): 90-102.
- [14] 赵天宇, 郭树龙. 政府引导基金、政府补贴与企业创新: 效应差异与互补影响[J]. 经济与管理研究, 2024, 45(7): 57-76.
- [15] 李晓伟, 李传明, 管彩峰, 等. 政府引导基金政策的创新驱动效应——基于双重差分模型的实证检验[J]. 管理评论, 2024, 36(2): 54-65.

-
- [16] 时省, 魏新茹, 侯伯军. 政府引导基金对促进科技成果转化的作用研究[J/OL]. 科学学研究, 1-22. <https://doi.org/10.16192/j.cnki.1003-2053.20250327.003>, 2025-08-13.
- [17] 李善民, 梁星韵, 王大中. 中国政府引导基金的引导效果及作用机理[J]. 南方经济, 2020(8): 1-16.
- [18] 胡凯, 刘昕瑞. 政府产业投资基金的技术创新效应[J]. 经济科学, 2022(1): 36-49.
- [19] 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.
- [20] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.
- [21] 白俊红, 刘宇英. 金融市场化与企业技术创新: 机制与证据[J]. 经济管理, 2021, 43(4): 39-54.
- [22] 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.
- [23] 王小鲁, 樊纲, 余静文. 中国分省份市场化指数报告(2016) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2017: 236.