

政府引导基金如何促进“专精特新”企业联合创新？

——来自A股上市公司的经验证据

赵 涓

西南民族大学管理学院，四川 成都

收稿日期：2026年9月14日；录用日期：2026年9月28日；发布日期：2026年10月27日

摘 要

本文基于2013~2024年A股“专精特新”企业面板数据，利用政府引导基金分期介入构建多期双重差分模型。研究发现，引导基金显著提高企业联合专利申请；交错DID、匹配、熵平衡、安慰剂及多项稳健性检验总体支持该结论。机制证据表明，基金介入通过降低信息不对称、缓解融资约束和提高研发投入促进联合创新。异质性分析进一步从市场竞争与所有制维度考察政策效应的边界条件。

关键词

政府引导基金，专精特新，联合创新，多期DID

How Do Government Guidance Funds Promote Collaborative Innovation among “Specialized, Refined, Distinctive, and Innovative” Enterprises?

—Evidence from A-Share Listed Companies

Yu Zhao

School of Management, Southwest Minzu University, Chengdu Sichuan

Received: September 14, 2026; accepted: September 28, 2026; published: October 27, 2026

Abstract

Using panel data on A-share-listed “specialized, refined, distinctive, and innovative” enterprises from 2013 to 2024, this study constructs a multi-period difference-in-differences model based on the staggered entry of government guidance funds. The results show that guidance fund investment significantly increases firms’ joint patent applications. Staggered DID estimation, matching, entropy balancing, placebo tests, and other robustness checks generally support this conclusion. Mechanism evidence indicates that fund investment promotes collaborative innovation by reducing information asymmetry, alleviating financing constraints, and increasing R&D investment. Heterogeneity analysis further examines the boundary conditions of the policy effect across market competition and ownership.

Keywords

Government Guidance Funds, Specialized and Innovative Enterprises, Collaborative Innovation, Multi-Period DID

Copyright © 2026 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

“专精特新”企业是补链强链和突破细分领域关键技术的重要主体，但资产专用性高、研发不确定性大，使其在外源融资、知识获取和跨组织协作方面面临更突出约束[1]-[3]。随着技术复杂度提高，单个企业越来越难以独立完成知识搜索、试验验证与成果产业化，联合创新因而成为获取互补知识、分担研发风险和缩短创新周期的重要方式。社会网络与知识基础观均强调，组织边界之外的关系连接能够促进异质知识流动与重组[4] [5]；中国情境下的证据也表明，重点产业政策能够扩展企业专利合作关系[6]。

联合创新同时受到融资与信息摩擦制约。研发项目回报周期长、失败概率高且缺乏可抵押资产，信息不对称使外部资本更难准确评估企业技术质量[7] [8]。风险资本能够通过资本供给、认证与治理改善创新条件[9]，政府支持的风险资本还可能兼具产业引导、风险分担和社会资本撬动功能[10] [11]。中国政府引导基金以财政资金参股、市场化管理为主要形式，既可为企业提供长期权益资本，也会通过尽调、投后治理和资源对接改变其外部融资与合作环境[12] [13]。

已有研究已从融资条件、企业创新产出、创新边界以及区域创新等角度讨论政府引导基金的经济后果[14]-[16]，但对其能否改变企业的创新组织方式、推动跨组织联合创新关注仍相对有限。与企业独立研发相比，联合创新要求企业同时解决合作方搜寻、技术质量识别、知识产权安排和长期资金供给等问题，引导基金“政府认证 + 长期资本 + 投资网络”的综合属性因而具有更强的解释空间。本文据此使用2013~2024年A股“专精特新”上市企业，将企业首次获得政府引导基金投资视为分期发生的准自然实验，识别其对联合专利申请的影响。

本文的贡献主要体现在三方面。第一，将政府引导基金的创新效应从企业内部创新拓展至跨组织联合创新，联合专利能够直接观察企业是否形成可验证的技术合作关系。第二，针对基金介入时点错位问题，在传统双向固定效应之外使用 Callaway and Sant’Anna [17]的交错 DID，并结合匹配、熵平衡和安慰剂检验，提高因果识别可靠性[18] [19]。第三，从信息不对称、融资约束和研发投入三个渠道解释政府资

本影响协同创新的机制，并从市场竞争和所有制维度识别政策边界；异质性分析强调通过全样本交互项进行正式组间差异检验，并进一步讨论企业生命周期、技术领域和区域创新环境等可扩展维度。

2. 理论分析与研究假说

政府引导基金首先可能通过资本供给直接提高企业承担长期联合研发项目的的能力。联合研发具有前期投入大、成果不确定且收益分配复杂等特征，一旦企业现金流承压，合作项目更容易被中止。股权资本期限较长、偿付压力较低，可缓和短期业绩约束，并提高企业对高风险创新的容忍度[20]。因此，基金介入有助于稳定联合研发预算和合作关系。

其次，政府背景资本具有认证和网络连接作用。基金管理人投资前的尽调与筛选可向外部主体传递企业质量信息，降低潜在合作方识别技术能力和履约能力的成本；投后服务与被投网络又可把企业连接到科研机构、上下游企业和其他投资者。有组织创新与网络嵌入研究表明，跨组织连接能够降低知识搜索成本并增强资源协同[21][22]。信息不对称下降后，合作谈判中用于验证质量和防范机会主义的成本减少，更多资源可投入技术路线与知识产权安排。由此提出 H1：政府引导基金显著促进“专精特新”企业联合创新；H2：该作用部分通过降低信息不对称实现。

再次，引导基金既直接补充权益资本，也可能通过政府认证撬动银行、创投等外部资金，从而降低联合研发的资金中断风险。融资约束缓解后，企业更有能力承担长周期、沉没成本高的跨组织项目。与此同时，稳定的长期资本有助于提高研发投入并增强企业吸收外部知识的技术基础。由此提出 H3：引导基金通过缓解融资约束促进联合创新；H4：引导基金通过提高研发投入促进联合创新。

3. 研究设计

本文选取 2013~2024 年 A 股“专精特新”上市企业。企业名单依据工业和信息化部历年公布的“专精特新‘小巨人’”名单与证券代码匹配；政府引导基金投资事件来自清科私募通和 CVSource，并与上市公司年报及临时公告交叉核验；联合专利来自 CNRDS，财务与治理数据来自 CSMAR。剔除 ST、*ST、退市整理期、金融和房地产企业及核心变量缺失观测，并对连续变量在 1%和 99%分位缩尾，最终得到 10660 个企业-年度观测值。

被解释变量 $\text{Ln}(\text{cpatents})_{it}$ 为企业当年与外部主体联合申请专利数量加 1 后取自然对数。核心解释变量 DID 在企业首次获得政府引导基金投资及之后取 1，介入前以及样本期内从未获投企业取 0。机制变量包括信息不对称指数 ASY、融资约束 KZ 指数和研发投入强度 rd_rate 。其中，ASY 按照 Bharath 等[23]的思路，对流动性比率 LR、非流动性指标 ILL 和有效价差 GAM 提取第一主成分；KZ 指数依据 Kaplan 和 Zingales [24]构造。鉴于融资约束代理变量存在测度争议[25]，本文仅将 KZ 作为机制方向的代理指标，不将其系数解释为结构参数。 rd_rate 为研发支出与营业收入之比。控制变量包括 Size、ROA、ListAge、Lev、Growth、Cashflow、Top1 和 Indep。

选择联合申请专利作为结果变量，是因为共同权利人信息可以较稳定地识别正式技术合作，并且联合申请发生在研发成果形成阶段，比一般“战略合作”披露更接近实质性协同研发。稳健性检验进一步仅保留联合发明专利，以降低低技术含量专利的干扰。基准模型如式(1)。

$$\text{Ln}(\text{cpatents})_{it} = \alpha + \beta \text{DID}_{it} + \gamma' X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 $\text{Ln}(\text{cpatents})_{it}$ 表示企业 i 在 t 年联合申请专利数量加 1 的自然对数， DID_{it} 表示基金介入虚拟变量， X_{it} 为控制变量向量， β 为基金介入的估计系数， γ 为控制变量系数向量； μ_i 和 λ_t 分别表示企业和年份固定效应，标准误在企业层面聚类。企业固定效应吸收不随时间变化的技术禀赋与治理差异，年份固定效应控制共同宏观冲击。识别的关键前提是未来被投企业与未被投企业在基金介入前具有可比趋势，本文以

事件研究和交错 DID 进行检验。

4. 实证结果

基准回归与稳健性检验结果见表 1。未控制固定效应时 DID 系数为 0.513；加入企业和年份固定效应后降至 0.298；进一步加入全部控制变量后为 0.187，仍在 1%水平显著，说明基金介入显著提高企业联合创新。系数随固定效应和控制变量加入而下降，表明企业固有创新能力和经营状态解释了部分组间差异，但未消除政策效应。由于被解释变量为 $\ln(1 + \text{联合专利})$ ，0.187 的点估计对应“1 + 联合专利申请量”约 20.6%的增幅，具有较明确的经济意义。

平行趋势检验显示，基金介入前第 6 年至第 1 年的动态系数均不显著，介入后总体转为正。考虑错位处理下传统 TWFE 可能受到异质性处理效应影响，进一步采用 Callaway and Sant’Anna [17]方法后，政策前估计仍围绕 0 波动，政策后整体为正，支持平行趋势假设。动态效应并非只在介入当年出现，后续时期总体保持正向，与股权投资持续治理、资源连接以及联合专利从合作启动到申请存在研发周期的制度特征相符。

稳健性结果亦见表 1。PSM-DID 系数为 0.177 并在 5%水平显著；熵平衡估计为 0.137 且在 1%水平显著[26][27]。剔除 2020~2022 年后系数为 0.248；仅使用联合发明专利时为 0.157；额外控制政府采购金额后为 0.191，均显著为正。剔除直辖市后的点估计为 0.107 但统计上不显著，因此该项只能说明方向一致。500 次随机安慰剂中，伪处理系数集中在 0 附近，真实估计位于经验分布右侧尾部。多种样本重构、权重调整和替代指标下结果总体稳定，降低了“择优投资”和偶然相关解释的可能。

Table 1. Baseline regression and robustness checks
表 1. 基准回归与稳健性检验

检验	DID	标准误	显著性	N
OLS	0.513	0.073	***	10660
企业、年份 FE	0.298	0.066	***	10660
基准模型	0.187	0.067	***	10660
PSM-DID	0.177	0.086	**	1886
剔除 2020~2022 年	0.248	0.093	***	7521
剔除直辖市	0.107	0.079		7890
联合发明专利	0.157	0.058	***	10660
熵平衡	0.137	0.033	***	10660
控制政府采购	0.191	0.067	***	10660

注：基准及稳健性回归均按原始设定控制相应变量与固定效应；括号信息改列示为标准误。*、**、***分别表示 10%、5%、1%显著性。下表同。

机制检验与异质性分析结果见表 2。DID 对 ASY 的系数为-0.096、对 KZ 指数为-0.196，分别在 1%和 5%水平显著；对 rd_rate 的系数为 0.013，在 1%水平显著。这说明基金介入后企业信息环境改善、融资约束下降且研发投入提高。三条渠道具有一致逻辑：认证作用降低合作方识别企业技术质量的成本，长期资本提高企业承担长周期联合项目的资金能力，更高研发投入则增强企业吸收和整合外部知识的基础。按照江艇[28]的建议，本文将这些结果解释为传导渠道证据，而不机械计算中介份额。

Table 2. Mechanism tests and heterogeneity analysis
表 2. 机制检验与异质性分析

类型	被解释变量/组别	DID	标准误	显著性	组间系数差异检验
机制	ASY	-0.096	0.027	***	
机制	KZ_index	-0.196	0.094	**	
机制	rd_rate	0.013	0.001	***	
异质性	高竞争	0.253	0.124	**	P = 0.000
异质性	低竞争	0.169	0.104		
异质性	国有企业	0.185	0.175		P = 0.000
异质性	非国有企业	0.185	0.073	**	

注：机制回归控制基准控制变量、企业和年份固定效应；异质性分组回归设定同基准模型。正式组间差异应在全样本中加入 $DID \times Group$ 交互项，并依据交互项系数及其显著性进行判断。

异质性分析不再仅依据分组回归的显著性作判断，而是在全样本中加入 $DID \times Group$ 交互项，交互项系数 β_3 直接刻画两组政策效应之差。现有分组结果显示，高竞争组 DID 系数为 0.253 并在 5% 水平显著，低竞争组为 0.169 但不显著；非国有企业为 0.185 并在 5% 水平显著，国有企业同为 0.185 但不显著。从理论机制看，市场竞争可能形成“压力 - 资源互补”效应：竞争越激烈，企业越需要通过联合研发缩短创新周期、分担研发风险，因而引导基金提供的长期资本、认证与网络连接更可能转化为合作创新资源[29][30]。对非国有企业而言，其外部融资和知识网络获取约束通常更为突出，引导基金的资本补充与连接功能可能具有更高边际价值[31]。但由于所有制两组当前点估计相同，在正式交互项检验完成前，不宜对所有制差异作强结论。

为进一步识别政策作用的边界条件，异质性分析还可从企业生命周期、技术领域和区域创新环境三个维度拓展。生命周期可依据企业年龄、上市年限或成长阶段划分，成长型企业通常更依赖外部长期资本和互补知识；技术领域可依据高技术制造业、战略性新兴产业或企业专利 IPC 主导领域划分，高技术领域的知识复杂度和跨主体互补性更强；区域创新环境可依据城市或省级创新环境指标划分，较强的创新环境可能通过更丰富的合作主体产生“网络放大”效应，较弱地区则可能体现资本与资源的“补位”效应[21][22][29][31]。上述维度均应采用与主异质性分析一致的全样本交互项检验。

5. 结论与政策含义

本文基于 2013~2024 年 A 股“专精特新”企业数据，将政府引导基金首次介入视为分期发生的政策冲击。研究发现，引导基金显著提高企业联合专利申请，传统事件研究与交错 DID 支持政策前平行趋势，PSM-DID、熵平衡、替代因变量、样本调整、政府采购控制和安慰剂检验总体支持该结论。机制证据显示，降低信息不对称、缓解融资约束和提高研发投入是三条重要渠道。分组回归中，高竞争与非国有样本的系数表现更显著，但是否存在统计意义上的组间差异，应以全样本交互项检验为准。

本文的边际贡献在于，将政府引导基金的创新效应从“企业内部创新产出”推进至“跨组织创新边界”。联合专利要求至少两个创新主体形成可验证的共同权利关系，因此能够区分企业自身研发扩张与跨主体共同研发。结果说明，政府资本的政策价值不仅体现为资金供给，还体现在认证和连接功能：基金介入能够改善企业进入外部创新网络的条件，并促进创新要素在组织之间重新配置。这一发现也为理解产业政策如何影响企业间技术合作提供了微观证据。

政策上，一方面，应在引导基金投后评价中兼顾财务回报与协同创新外部性，将联合研发、产学研

合作和产业链协同纳入评价信息；提高市场化遴选和长期资金容忍度，重点支持融资约束较强但具有技术基础与合作潜力的企业，并强化基金管理人与高校、科研院所、链主企业之间的常态化项目对接。另一方面，也应充分关注政府引导基金可能带来的负面效应，包括行政化配置对市场选择机制的干扰、对社会资本的潜在挤出、热门赛道重复投资与地区同质化竞争、基金存续期限与长周期研发不匹配，以及退出不畅形成的资金沉淀等风险[10][16]。因此，应通过市场化管理人遴选、信息披露、尽职免责与问责边界、分阶段绩效评价和规范退出机制，提高财政资金使用效率，避免将“扩大基金规模”本身作为政策目标。

需要明确的是，本文结论的外部有效性存在边界。研究样本仅覆盖 A 股上市“专精特新”企业，这类企业在规模、治理结构、信息披露质量和融资可得性方面与大量未上市中小型“专精特新”企业存在系统差异，因此本文估计结果首先适用于样本期内的上市“专精特新”企业，不能直接外推至所有中小企业或全部政府引导基金项目。与此同时，联合专利只能识别具有共同权利人的正式技术合作，无法覆盖技术咨询、联合实验室、研发外包等非专利合作形式。未来可结合未上市企业、基金申报与评审信息以及更外生的基金设立或投资规则，对政策效应及其边界条件作进一步检验。

基金项目

西南民族大学中央高校项目(2025SYJSCX96)。

参考文献

- [1] 蒋志文, 郑惠强. 基于实证的“专精特新”企业培育路径及政策影响分析[J]. 中国软科学, 2022(S1): 63-70.
- [2] 丁永健, 吴小萌. “小巨人”企业培育有助于提升制造业中小企业创新活力吗——来自“专精特新”政策的证据[J]. 科技进步与对策, 2023, 40(12): 108-116.
- [3] 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.
- [4] Granovetter, M. (1985) Economic Action and Social Structure: The Problem of Embeddedness. *American Journal of Sociology*, **91**, 481-510. <https://doi.org/10.1086/228311>
- [5] Grant, R.M. (1996) Toward a Knowledge-Based Theory of the Firm. *Strategic Management Journal*, **17**, 109-122. <https://doi.org/10.1002/smj.4250171110>
- [6] 李建成, 陈强远, 张莉, 等. 重点产业政策如何影响产业间联合创新?——基于企业专利合作的证据[J]. 经济学(季刊), 2025, 25(6): 1625-1641.
- [7] Brown, J.R., Fazzari, S.M. and Petersen, B.C. (2009) Financing Innovation and Growth: Cash Flow, External Equity, and the 1990s R&D Boom. *The Journal of Finance*, **64**, 151-185. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01431.x>
- [8] Hall, B.H. and Lerner, J. (2010) The Financing of R&D and Innovation. *Handbook of the Economics of Innovation*, **1**, 609-639. [https://doi.org/10.1016/s0169-7218\(10\)01014-2](https://doi.org/10.1016/s0169-7218(10)01014-2)
- [9] Kortum, S. and Lerner, J. (2000) Assessing the Contribution of Venture Capital to Innovation. *The RAND Journal of Economics*, **31**, 674-692. <https://doi.org/10.2307/2696354>
- [10] Brander, J.A., Du, Q. and Hellmann, T. (2014) The Effects of Government-Sponsored Venture Capital: International Evidence. *Review of Finance*, **19**, 571-618. <https://doi.org/10.1093/rof/rfu009>
- [11] Howell, S.T. (2017) Financing Innovation: Evidence from R&D Grants. *American Economic Review*, **107**, 1136-1164. <https://doi.org/10.1257/aer.20150808>
- [12] 边思凯, 周亚虹. 创投引导基金能否发挥引导作用?——基于企业融资视角的面板数据分析[J]. 财经研究, 2020, 46(6): 155-168.
- [13] 吴超鹏, 严泽浩. 政府基金引导与企业核心技术突破: 机制与效应[J]. 经济研究, 2023, 58(6): 137-154.
- [14] 刘玉斌, 赵天宇, 郭树龙. 战略性新兴产业创业投资引导基金能促进企业创新吗? [J]. 产业经济研究, 2023(1): 73-85+142.
- [15] 夏龙龙, 余典范, 张宇. 政府引导基金与企业创新边界拓展——基于有为政府和有效市场的协同视角[J]. 上海财经大学学报, 2025, 27(6): 17-32.

-
- [16] Yang, S., Ma, S. and Lu, J. (2022) Can Government Venture Capital Guidance Funds Promote Urban Innovation? Evidence from China. *Growth and Change*, **53**, 753-770. <https://doi.org/10.1111/grow.12606>
 - [17] Callaway, B. and Sant'Anna, P.H.C. (2021) Difference-in-Differences with Multiple Time Periods. *Journal of Econometrics*, **225**, 200-230. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001>
 - [18] Goodman-Bacon, A. (2021) Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing. *Journal of Econometrics*, **225**, 254-277. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2021.03.014>
 - [19] Sun, L. and Abraham, S. (2021) Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects. *Journal of Econometrics*, **225**, 175-199. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.09.006>
 - [20] Manso, G. (2011) Motivating Innovation. *The Journal of Finance*, **66**, 1823-1860. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2011.01688.x>
 - [21] 陈劲, 尹西明, 陈泰伦, 等. 有组织创新: 全面提升国家创新体系整体效能的战略与进路[J]. 中国软科学, 2024(3): 1-14.
 - [22] 李永周, 李静芝, 袁波. 网络能力、网络嵌入对来华境外优秀人才创新绩效的影响研究[J]. 中国软科学, 2020(2): 158-166.
 - [23] Bharath, S.T., Pasquariello, P. and Wu, G. (2008) Does Asymmetric Information Drive Capital Structure Decisions? *Review of Financial Studies*, **22**, 3211-3243. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhn076>
 - [24] Kaplan, S.N. and Zingales, L. (1997) Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints? *The Quarterly Journal of Economics*, **112**, 169-215. <https://doi.org/10.1162/003355397555163>
 - [25] Hadlock, C.J. and Pierce, J.R. (2010) New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index. *Review of Financial Studies*, **23**, 1909-1940. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhq009>
 - [26] Rosenbaum, P.R. and Rubin, D.B. (1983) The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, **70**, 41-55. <https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.41>
 - [27] Hainmueller, J. (2012) Entropy Balancing for Causal Effects: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies. *Political Analysis*, **20**, 25-46. <https://doi.org/10.1093/pan/mpr025>
 - [28] 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.
 - [29] 刘毓芸, 程宇玮. 重点产业政策与人才需求——来自企业招聘面试的微观证据[J]. 管理世界, 2020, 36(6): 65-79+245.
 - [30] 辛琳. 知识网络、融资约束与“专精特新”企业创新绩效[J]. 上海对外经贸大学学报, 2022, 29(6): 18-38.
 - [31] 张莉, 朱光顺, 李世刚, 等. 市场环境、重点产业政策与企业生产率差异[J]. 管理世界, 2019, 35(3): 114-126.