

耐心资本何以促进企业探索式创新？——基于产业引导基金交错 DID 的实证研究

摘要 耐心资本作为服务国家创新驱动发展战略的重要金融工具，其“投早、投小、投长期、投硬科技”的核心理念与探索式创新的高风险、长周期特征完美契合。本文以 2007—2022 年 A 股上市公司为研究样本，利用全国各地产业引导基金的设立时间点的交错，构建 Staggered DID 模型，检验以产业引导基金为代表的耐心资本对企业探索式创新的影响及其作用机制。我们发现，产业引导基金显著地提升了企业的探索性创新产出，且其提升效果具有明显的区域特征，该在东部地区尤为突出，在中部和西部呈现递减甚至负向效应。经过检验，引导基金的核心作用路径并非是传统理解中的“放松融资约束”，而在于改变企业的创新类型，推动企业从外观设计等短周期创新，转向发明专利这一长周期、高不确定性的探索性创新。本文揭示了耐心资本是如何影响企业创新决策，“以政府信用等长期资本背书，改变管理的投资研发战略”而非“政府补贴改善融资可得性”，为完善政府引导基金的设立、优化耐心资本供给提供了经验证据与政策启示。

关键词 耐心资本；产业引导基金；探索式创新；企业；交错 DID

1 引言

随着经济社会快速发展，“耐心资本”（Patient Capital）正成为中国创新驱动发展战略中的关键概念。2024 年 4 月，中央政治局会议首次提出“壮大耐心资本”，党的二十届四中全会也进一步强调“引导金融资本投早、投小、投长期、投硬科技”（白京羽, 2025）。同时培育新质生产力已成为推动高质量发展的核心战略，而这一战略的实施却面临一个深层困境：硬科技创新的长周期、高风险特征，与追求短期回报的传统金融供给之间存在结构性错配。于是培育“耐心资本”这种能够跨越经济周期、容忍短期波动、专注于长期价值创造的资本形态正成为破解这一困境的关键。

在耐心资本的概念范围中，产业引导基金（Government Guidance Funds）有着特殊而关键的位置。作为财政资金“基金化”运用的制度创新，产业引导基金通过母基金—子基金架构撬动社会资本，引导资源流向战略性新兴产业和早期科技企业（潘晔, 2026）。相较于传统财政补贴，引导基金采用股权方式注入企业，从而形成利益绑定和治理参与；与市场化创投基金相比，引导基金承载政策目标，不追求短期利益最大化。正是由于这种“介于政府与市场之间”的混合属性，引导基金成为了耐心资本的重要组成部分。当各地陆续建立容错免责机制、延长基金存续期至 15—20 年、弱化保值增值的刚性考核时，引导基金正在经历一场从“财务投资者”向“战略耐心资本”的身份重构（国家发展和改革委员会, 2025）。

从政策实践看，这一转型已初显成效。国家创业投资引导基金设置 20 年存续期，明确“投早、投小、投长期、投硬科技”的刚性约束；南京等地探索的“4+N”产业基金集群，形成覆盖概念验证到并购退出的全生命周期资本接力链（江苏省人民政府, 2025）；广州开发区推出单项目最高允许 100% 亏损的容错机制，将“风险容忍”从原则性表述变为可操作的制度安排。这些改革信号正提示我们一个重要命题：产业引导基金是否以及如何促进企业创新？尤其是那些具有高度不确定性的探索式创新？

在此背景下，本文试图在已有研究基础上进行以下探讨：第一，利用各地产业引导基金设立时间的差异，构建交错双重差分（Staggered DID）模型，识别引导基金对域内企业探索式创新的因果效应；第二，从耐心资本的理论视角，检验“创新类型结构替代”这一机制路径——即引导基金是否通过推动企业创新资源从短周期的实用新型等技术改良项目，向长周期、高不确定性的发明专利探索项目倾斜，从而揭示耐心资本如何影响创新；第三，结合手工收集的产业引导基金设立数据与上市公司专利数据，提供关于这一政策效应量级与区域异

质性的经验证据。

2 文献综述

2.1 耐心资本：从概念到操作化

“耐心资本”（Patient Capital）一词由哈佛商学院学者 Lerner 在其同名著作中系统阐述，其被定义为投资期限超过五年、不追求短期回报、专注于长期价值创造的资本形态（Lerner, 1999）。从熊彼特创新周期理论看，一项颠覆性技术从研发到产业化通常需要经历约 10 年的“熊彼特周期”，短于这一期限的资本难以完整捕捉创新的价值释放过程（Acs, Z. J., 2004）。

而耐心的形成也源于制度塑造。Knafo 和 Dutta 从比较政治经济学视角指出，耐心资本的供给高度依赖于特定的制度安排——包括长期导向的考核体系、对失败的容忍机制、以及能够跨越政治经济周期的治理结构。而这一观点非常有助于理解中国语境下的耐心资本困境。在中国，耐心资本已从市场投资哲学上升为国家金融战略的重要组成部分。其目的就是引导金融资源脱离短视化炒作，服务科技自立自强、现代化产业体系构建等长期战略，从而成为金融供给侧结构性改革的关键抓手。党的二十大三中全会就已明确提出“鼓励和规范发展天使投资、风险投资、私募股权投资，更好发挥政府投资基金作用，发展耐心资本”。

国内文献对耐心资本的操作化尝试目前仍处于起步阶段。近期研究主要从“容错机制”和“绩效评价”两个维度确立耐心资本的测量指标，认为可以通过容忍投资回报延迟的能力和制度安排来度量政府引导基金的“耐心”程度。这一方向为本文提供了重要基础，但既有研究多停留在制度描述层面，缺乏对“耐心”如何转化为企业创新行为的机制分析。基于上述理论分析，引导基金作为耐心资本（Lerner, 1999; Tan, Tian, Zhang & Zhao, 2020），以政府信用背书改变管理层长期导向，推动创新从短周期项目如外观设计创新转向长周期项目创新，本文提出以下研究假设：

假设 1：产业引导基金显著促进企业探索式创新数量。

2.2 产业引导基金的经济效应：两种竞争性观点

政府产业引导基金作为产业政策“金融化”的标志性制度创新，近年来一直引发学界的关注。而现有研究就可以大致分为“赋能”和“挤出”两个效应方向。

“赋能”方向的研究为引导基金促进企业创新的提供了正向证据。蔡庆丰等（2024）基于 2010—2021 年城市引导基金设立数据，发现引导基金的设立显著提升了域内企业的创新投入水平，并且这一效应在成长期、资本密集型和高科技行业中更加突出；机制分析表明，引导基金通过集聚社会资本产生的融资效应、信息效应和竞争效应发挥了作用。周终强等（2024）从数字化转型视角切入，发现引导基金显著促进了企业数字投入和人才集聚，进而提升了数字化转型水平。付馨苇与谢家智（2025）进一步聚焦企业二元创新，发现引导基金通过促进相关技术多样化和非相关技术多样化，分别激励了利用式创新和探索式创新。Shao 等（2023）以国家集成电路产业投资基金为研究对象，发现国家级产业基金的设立显著提升了企业研发投入，并且这一效应在融资约束更严重、内部治理更薄弱的企业中更为凸显。

然而，“挤出”效应的研究则揭示了引导基金效果的异质性与潜在负面影响。部分研究发现引导基金并未达到政策预期：由于监管环境约束和风险规避倾向，引导基金更倾向于投资风险相对较小的企业，而非那些高不确定性的小微科技企业，从而偏离了其政策初衷，甚至对企业创新产生了抑制效应。这一发现与“耐心资本”的理论预期形成鲜明反差，表明引导基金的实际运作可能存在“名实不符”的问题，即在政策文本中定位为“耐心资本”，但在具体投资决策中仍可能受制于行政考核、审计监督和国有资产保值增值的刚性约束。

这大致的两种竞争性观点提示我们：引导基金的经济效应是多元的，主要取决于其制度设计是否真正体现了“耐心”的内核。这为本文的研究提供了参考方向，我们需要超越“引导基金是否有效”的普遍提问，转向更深层次的追问：“耐心资本”的制度特征如何以及在什么

条件下转化为企业的创新行为改变？

2.3 探索式创新的驱动因素

探索式创新（Exploratory Innovation）与利用式创新（Exploitative Innovation）的区分源于March（1991）的组织学习理论。探索式创新涉及搜索、变异、实验和发现，旨在进入新的技术轨道；利用式创新则是对既有知识的精炼和扩展。前者有着高不确定性、长周期和突破性特征，后者则具有确定性高、周期短和渐进性特征。两类创新在时间视野、资源需求和风险属性上的差异，使得它们对资本供给形态有着不同依赖：探索式创新尤其需要能够容忍长期试错、不追求短期回报的耐心资本支持。

资本的时间视野差异如何转化为企业创新行为的结构性变化，是近年来创新金融学关注的重要话题。既有研究对此提出两种典型路径：一是“数量效应”，即资本供给的增加直接扩大企业创新投入的规模；二是“结构效应”，即资本的特定属性改变企业创新资源的配置方向。相较于前者，“结构效应”更贴合耐心资本的理论预测——长期导向的资本不仅会放大创新投入的总量，也会重塑企业创新的类型组合，推动企业从短周期、低风险的技术改良项目转向长周期、高不确定性的前沿探索项目。这种机制与“政府补贴放松融资约束”的传统叙事有本质区别：前者注重企业创新资源在不同类型项目之间的配置比例，而后者关注企业整体融资可得性。

在现有情况下，这种“结构效应”在中国情境下具有天然的测量优势。中国专利法将专利分为发明、实用新型和外观设计三类，其中发明专利相对于实用新型和外观设计具有更高的技术新颖性、更长的审查周期和更严格的创造性门槛，更能反映企业在未知技术领域的探索式投入。既有文献普遍采用发明专利相关指标作为企业探索式创新的代理变量，并在此基础上发展出“发明专利占比”这一衡量企业创新质量结构的常用度量。

本文沿用这一测量传统，以发明专利占比（Invention_share）和实用新型占比（Utility_share）作为机制变量，检验产业引导基金通过改变企业创新类型结构促进探索式创新的作用路径。对此本文提出以下研究假设：

假设 2：产业引导基金通过优化创新类型结构促进探索式创新。

2.4 交叠 DID 的方法论优势与识别策略

在识别策略上，本文与现有研究形成互补。已有文献多采用单期 DID 或工具变量法，但面临两个挑战：其一，引导基金的设立时间存在交错性，传统 DID 的“两期两群”框架难以适用；其二，引导基金的设立可能存在预期效应——企业在政策正式落地前就可能调整行为。

交叠 DID（Staggered DID）的方法论进展恰好回应了这些挑战。首先，不同城市引导基金设立时间的差异性，从 2010 年前后到 2020 年代的依次成立恰好构成了天然的“错层”，使我们能够利用处理状态在时间维度和截面维度的双重变异来识别因果效应。其次，近年来计量经济学在交叠 DID 领域的突破，如 Borusyak 等（2021）的插补估计量和 Sun & Abraham（2021）的交互加权估计量为我们提供了处理“异质性处理效应”（heterogeneous treatment effects）的可靠工具，避免因处理效应随处理时间变化而产生的估计偏误。最后，引导基金交错设立的时间差还允许我们进行动态事件研究（event study），不仅可以检验平行趋势假设，还可以追踪“耐心”效应的动态演变——例如，引导基金的效果是否随持有期延长而递增。

3 研究设计

3.1 样本与数据来源

本文以 2007—2022 年 A 股上市公司为初始样本，经以下筛选得，剔除行业代码以 J 开头的金融类企业；剔除注册地为境外，如含开曼群岛、香港特别行政区的观测以及核心变量严重缺失的观测。最终包含 51,171 份公司全年度数据，涵盖 A 股上市公司 5513 家企业。

产业引导基金数据来自各地市政府公告及天眼查平台，经手工整理匹配至省份层面；企

业财务数据来自 CSMAR 数据库。为避免处理时间外生性问题，我们剔除了样本期前已设立引导基金的省份，仅保留首次设立年份在 2007—2022 年内的省份。由于北京未出现在引导基金源表中，被编码为对照组。天津在 2006 年率先设立产业引导基金，在选定样本期前已处理。

3.2 变量定义

本文的被解释变量是探索式创新，由于发明专利相较于实用新型需要更强的技术基础和更长的审查周期，更能体现企业在未知技术领域的探索式投入，所以我们采用发明专利申请量占企业当年总专利申请量的比例及其对数形式（ExploreCount）衡量，前者反映创新模式的相对偏向，后者反映绝对强度。专利类型分解依据《中华人民共和国专利法》第二条对发明、实用新型、外观设计的法定定义；将发明专利对应探索式创新，实用新型对应利用式创新的技术改良维度，外观设计作为非技术性创新单列为残差。

本文的核心解释变量为产业引导基金的冲击。鉴于引导基金由省级政府主导设立、以本省内部企业为主要投资对象，我们认为其作为耐心资本的信号在省内尺度最为清晰，因此处理变量定义为某一企业所在省份，当年是否已设立引导基金。设省份 c 首次设立引导基金的年份为 g_c ，则：

$$Treat(i, c, t) = 1, \text{ 当 } t \geq g_c$$
$$Treat(i, c, t) = 0, \text{ 当 } t < g_c$$

其中 i 、 c 、 t 分别表示该企业、企业注册地所在的省份、年份。未出现在引导基金表中的省份，如北京作为为对照组；天津由于在2006年，本文样本期前已设立，不纳入本文估计样本。

本文以发明专利占比和实用新型占比作为机制变量，两者构成对企业创新类型结构的对称刻画：前者反映企业向长周期、高不确定性发明专利倾斜的程度，后者反映短周期、技术改良型创新被替代的程度。

本文控制以下可能影响企业创新产出的企业层面与地区层面变量，包括企业规模、资产负债率、资产收益率、企业年龄、现金持有、股权集中度、董事会规模、产权性质、地区经济发展水平。

表 1 主要变量

变量符号	定义	说明
ExploreCount	$\ln(1+\text{发明专利申请量})$	专利对数绝对数量
Invention_share	发明专利申请量/总专利申请量	发明专利占比，衡量探索性创新相对偏向
Utility_share	实用新型申请量/总专利申请量	实用新型占比，衡量利用式创新相对偏向
ExploitCount	$\ln(1+\text{实用新型+外观设计申请量})$	利用式创新绝对数量
TotalPatent	$\ln(1+\text{总专利申请量})$	总创新产出
Size	$\ln(\text{总资产})$	企业规模
LEV	总负债/总资产	资产负债率
ROA	净利润/总资产	资产收益率
Cash	货币资金/总资产	现金持有比
Age	$\ln(\text{当年} - \text{上市年份} + 1)$	企业年龄对数
Top1_rate	第一大股东持股比例	股权集中度
Board	$\ln(\text{董事人数})$	董事会规模
SOE	国有=1，非国有=0	产权性质

3.3 识别策略：交错 DID 的核心挑战

各地产业引导基金设立时间存在明显交错，安徽、山东、江苏、河南、湖北、四川等省于 2012—2017 年密集设立，河北、福建、江西等省稍晚；北京、上海等省至今未设立引导基金或未出现在源数据中，故本文将其编码为对照组。这种"交错处理"使传统双向固定效应（TWFE）估计量面临了一系列问题。

TWFE 估计量 β^{TWFE} 本质上是多个 2×2 DID 估计量的加权平均。当处理效应在不同 cohort 间存在异质性时，部分比较的权重可能为负，导致 β^{TWFE} 既不是任何有意义的因果效应的估计，也不是各组别效应的简单平均（Goodman-Bacon, 2021）。故对 TWFE 进行 Goodman-Bacon 分解，将估计量权重拆分为四类比较的加权求和。

3.4 研究模型决定

被解释变量需同时捕捉"数量效应"与"结构效应"。如前文所述，耐心资本区别于一般融资支持的核心理论预测并非扩大创新总投入，而在于改变企业创新资源的配置方向。若实证设计仅采用总创新产出或创新绝对数量作为唯一因变量，则无法区分"耐心资本改变时间视野"与"一般政府补贴放松融资约束"这两种机制，从而失去检验耐心资本理论特异性的能力。为此，本文以发明专利申请量从数量维度，检验假设一，从发明专利占比与实用新型占比从结构维度，检验假设二，形成对"数量效应"与"结构效应"的双重识别框架。

基于此，本文以 CS 估计量为主推断工具，以 TWFE 为诊断基准。为检验产业引导基金对企业探索式创新的平均处理效应，构建如下双向固定效应模型：

$$ExploreCount(i, c, t) = \alpha + \beta^{TWFE} \times Treat(c, t) + \gamma'X(i, t) + \mu(i) + \lambda(t) + \varepsilon(i, c, t)$$

其中 ExploreCount 为被解释变量企业探索式创新；Treat 为核心解释变量产业引导基金设立冲击；X 为控制变量向量； $\mu(i)$ 为企业固定效应； $\lambda(t)$ 为年份固定效应； ε 为扰动项；下标 i 代表企业，c 代表省份，t 代表年份。标准误聚类至省份层面。该模型的用途并非提供因果推断，而是通过 Bacon 分解定量评估 β^{TWFE} 中负权重的规模，据此验证前述理论预期——若分解结果显示早期与晚期处理组比较权重显著偏大，则从数据层面印证了制度异质性导致 cohort 效应不可通约的理论判断，为采用 CS 估计量提供方法论依据。

同时为规避 TWFE 估计量在交错处理下的负权重偏误，本文采用 Callaway-Sant'Anna (2021) 非参数估计量，分别估计组别-时期平均处理效应、总体 ATT 和事件研究 ATT：

$$ATT(g, t) = E[Y(i, t)(g) - Y(i, t)(0) | G(i) = g]$$

$$\theta_{simple} = \sum_g \sum_{t \geq g} w(g, t) \cdot ATT(g, t)$$

$$\theta_{ES(e)} = \sum_g w(g, g + e) \cdot ATT(g, g + e)$$

其中 $G(i)$ 为企业 i 所属的处理 cohort（首次受处理年份）； $Y(i, t)(g)$ 和 $Y(i, t)(0)$ 分别为处理组和未处理组的潜在结果； $w(g, t)$ 为样本权重； $e = t - g$ 为事件时间； $e < 0$ 用于平行趋势验证， $e \geq 0$ 反映动态处理效应。本文采用双重稳健逆概率加权（Dripw）方法估计 $ATT(g, t)$ ，以尚未处理组和从未处理组为对照，标准误由 $reps=500$ 的 wild bootstrap 计算。其中 $\theta_{ES(e)}$ 的动态路径在本文具有超越平行趋势检验的独立理论地位。如在文献综述中，熊彼特创新周期理论指出，颠覆性技术从研发到产业化通常历经约 10 年；因此，耐心资本对探索式创新的促进效应在理论上不应在引导基金设立当期集中释放，而应随处理时长延伸逐步累积。事件研究的动态路径由此成为对"引导基金是否真正发挥耐心属性"的直接经验检验：若 $e \geq 0$ 各期系数持续为正且随时间递增，则支持"耐心资本产生持续性长期效应"的叙事；若效应在 $e=0$ 冲高后迅速衰减，则暗示引导基金的实际运作偏向于短期信号，构成对假设一的内部一致性检验。

为验证耐心资本影响企业创新类型结构的作用路径，在模型 2 的基础上构建机制检验

模型。本文不采用 Baron-Kenny 中介效应三步法，在计量层面，交错 DID 框架下机制变量本身是政策冲击的因果后果，纳入主回归方程构成“坏控制”偏误；在理论层面，在文献综述中我们提到的“结构效应”命题本质上是关于创新资源配置比例的变化，其检验对象就是发明专利占比与实用新型占比的水平，直接估计二者的因果 ATT 即为假设二的完整检验：

$$ATT_{mech}(g,t) = E[M(i,t)(g) - M(i,t)(0) | G(i) = g]$$

式中：M 为机制变量，包括发明专利占比和实用新型占比；ATT_mech 的估计方法同模型 2——采用双重稳健逆概率加权（Dripw），以尚未处理组和从未处理组为对照，标准误由 reps=500 的 wild bootstrap 计算；其余符号含义同前。

4 实证结果

4.1 描述性统计

表 2 主要变量的描述性统计

变量	观测数	均值	标准差	最小值	25 分位	中位数	75 分位	最大值
Invention_share	6,551	0.544	0.423	0.000	0.077	0.530	1.000	1.000
ExploreCount	51,171	0.164	0.559	0.000	0.000	0.000	0.000	3.135
ExploitCount	51,171	0.167	0.639	0.000	0.000	0.000	0.000	3.664
TotalPatent	51,171	0.265	0.799	0.000	0.000	0.000	0.000	4.078
Size	51,169	22.020	1.411	18.742	21.075	21.870	22.819	26.244
LEV	51,169	0.426	0.217	0.050	0.252	0.412	0.581	0.983
ROA	51,170	0.039	0.074	-0.289	0.013	0.040	0.074	0.245
Age	47,608	2.042	0.958	0.000	1.386	2.197	2.833	3.367
Cash	51,169	0.193	0.143	0.011	0.091	0.153	0.254	0.700
Top1	48,275	33.888	14.996	8.370	22.290	31.430	43.740	74.820
Board	48,271	2.116	0.202	1.609	1.946	2.197	2.197	2.708
SOE	48,276	0.327	0.469	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
lnGDP	49,119	10.617	0.782	7.995	10.139	10.679	11.205	11.818

注：Invention_share 为比例指标，仅在当年存在至少一项专利申请的企业-年度观测上定义（分母约束），故观测数（6,551）显著小于绝对数量类指标。

主要变量的描述性统计结果如表 1 所示。被解释变量方面，专利数量类指标，企业探索式创新、利用式创新绝对数量、总创新产出均呈现显著的零膨胀特征，三者的 75 分位数均为 0，均值与中位数差距悬殊，表明样本中超过四分之三的企业-年度观测当期无专利申请，创新活动高度集中于少数活跃企业。

为缓解极端值对回归结果的干扰，本文对上述变量进行了对数化处理。探索式创新的均值为 0.164，略低于利用式创新，均值为 0.167，表明在全样本层面，样本企业总体上对两类创新的投入较为接近，但探索式创新的标准差小于利用式创新，说明后者的跨企业异质性更大。发明专利占比的有效观测数仅为 6,551，显著少于绝对数量类指标的 51,171，原因在于该比例指标仅在当年存在至少一项专利申请的企业的年度上有定义。在有效样本中，发明专利占比均值为 0.544，中位数为 0.530，说明活跃创新企业中，发明专利申请数量平均约占总专利的 54%，但标准差高达 0.423，最大值达 1.000，表明不同企业的创新结构存在明显分化：部分企业全部专利均为发明专利，另有相当比例企业发明专利占比为零。控制变量方面，各变量分布总体合理。企业规模均值为 22.020，标准差 1.411，反映了样本中大型上市企业为主体的结构特征。资产负债率均值为 0.426，处于适中水平；总资产净利率均值为 0.039，存在少量亏损企业。在所有权结构上，第一大股东持股比例均值约 33.9%，股权集中度处于中等水平；国有企业占样本的 32.7%，与 A 股整体格局基本吻合。城市层面，人均 GDP 对

数均值为 10.617，样本城市经济发展水平差异适中（标准差 0.782），为区域异质性分析提供了充分的跨截面变异。

4.2 TWFE 基准与 Bacon 分解诊断

TWFE 基准系数 $Treat = -0.018$ ($SE = 0.011$, $p = 0.128$)，在 10%水平上不显著。该结果作为诊断性对照，Bacon 分解揭示其存在偏误。

表 3 Bacon 分解结果（2012-2018 强平衡样本）

比较类型	权重
Early vs Later Treated	18.9%
Late vs Early Treated	18.0%
Treated vs Never Treated	62.6%
Treated vs Already Treated	3.1%

注： $Early\ vs\ Later + Late\ vs\ Early = 36.9\% > 30\%$ ，为采用CS估计量提供方法论依据。各比较类型的权重百分比由 Stata `bacondecomp` 独立四舍五入取一位小数汇报。

Bacon 分解的权重分布进一步印证上述诊断结论。在四类 2×2 DID 比较中，占权重 62.6% 的 Treated vs Never Treated 比较构成 TWFE 估计量的“干净”组分，其 2×2 DID 估计系数集中在 $\beta \approx +0.04$ 附近，方向与 CS-DID 总体 ATT 一致；而占权重合计 36.9% 的 Early vs Later Treated 与 Late vs Early Treated 两类比较，其 2×2 DID 系数散布于 $\beta \in [-0.08, +0.02]$ 区间，其中相当部分系数为负——正是这部分比较在处理效应存在异质性时对 TWFE 产生负权重拖累，使 TWFE 基准系数被系统性向下拉偏，与 CS-DID 非参估计下 $+0.104^{***}$ 的干净估计形成鲜明反差。这一权重结构从方法论上明确支持本文放弃 TWFE、转而采用 CS-DID 非参估计量的研究决策。

4.3 Callaway-Sant'Anna 基准回归

表 4 CS 基准回归结果

因变量	ExploreCount	Invention_share	ExploitCount	TotalPatent
总体 ATT (post-treatment)	$+0.104^{***}$	$+0.031^{***}$	-0.016	$+0.098^{***}$
Bootstrap SE (delta 法)	0.001	0.001	0.013	0.033
N	51,171	6,551	33,254	33,254

注： $***p < 0.01$, $**p < 0.05$, $*p < 0.1$. ExploreCount 和 Invention_share 的 delta 法 SE 根据 Callaway-Sant'Anna (2021) $e(V)$ 矩阵计算，公式为 $\sqrt{\sum(w_i/\sum w)^2 \times SE_i^2}$ ；ExploitCount 和 TotalPatent 的 SE 由 `step15 (reps=500)` 算出，N 较 ExploreCount 少 (33,254 vs 51,171) 系因 CS-DID, Dripw 估计时控制变量存在个别缺失观测所致，不影响主效应的识别。

主效应解释企业探索式创新列的总体 ATT 反映产业引导基金对探索式创新绝对数量的平均处理效应。创新结构进一步改善，总专利显著增长，在探索性创新数量显著扩张的同时，利用式创新未显著或者说增加不显著，印证了引导基金的进入在扩大总创新产出的同时，推动企业将有限的资源向长周期、高不确定性的创新行为集中。

4.4 Event Study 动态效应

为检验平行趋势假设并追踪引导基金冲击下探索式创新的动态演变，本文基于 CS-DID 事件研究聚合量 $\theta_E S(e)$ 估计相对处理时点 $e \in [-5, +7]$ 各期的 ATT，置信区间由 `reps=500 wild bootstrap` 计算。动态处理效应呈现以下三个典型特征：

第一，平行趋势假设成立。处理前各期的 ATT 估计值均接近零，集中在区间 $[-0.07, -0.02]$ ，且各期 95% 置信区间均覆盖零线，前期系数联合显著性检验不拒绝“处理前趋势一致”的原假设。这表明处理组与对照组企业在引导基金设立前的探索式创新轨迹不存在系统性差异，CS-DID 因果识别的核心前提得到经验支持。

第二，政策效应存在明显的“实施—显现”时滞。处理当期 ($e=0$) 与处理后第一年 ($e=1$) 的 ATT 估计值约为 $+0.06$ 与 -0.01 ，均不显著；自处理后第二年 ($e=2$) 起 ATT 跃升至约 $+0.25$ 并首次显著为正，此后 $e=3$ 至 $e=7$ 各期系数稳定在 $+0.19$ 至 $+0.28$ 区间，方向均为正向。这种“滞后一年、自 $t+2$ 起发挥作用”的节奏与发明专利从研发投入到申请授权的长审查周期高度吻合，也与耐心资本“投早、投长期”的时间结构相一致——短周期考核无法捕捉的效应，恰恰在中长期视角下充分显现。

5 机制检验与异质性分析

5.1 机制检验概览

表 5 机制变量 CS-DID 估计结果 (delta 法 SE, reps=500 wild bootstrap)

因变量	总体 ATT	Bootstrap SE
Invention_share	$+0.031^{***}$	0.001
Utility_share	-0.035^{***}	0.001

注：*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。Invention_share 与 Utility_share 的 SE 由 delta 法算出 (step14, reps=500)；两行 N 同 Explore (6, 551)，因比例指标仅在当年有专利申请的企业-年度观测上定义。Invention_share 与 Utility_share 的 ATT 合计 -0.004 ，表明外观设计占比 (Design_share) 在引导基金冲击下基本不变 ($\Delta \approx +0.004$ ，非显著)。这进一步表明引导基金的结构替代效应精确作用于技术创新内部，而非普遍压缩所有非发明类专利。

表 5 结果显示，发明专利占比的 CS-DID 估计 ATT 为 $+0.031$ ，在 1% 水平上显著，表明产业引导基金的设立显著提升了企业发明专利在总专利中的比重，耐心资本有效改变了企业的创新类型结构，推动创新活动向长周期、高不确定性的探索式方向倾斜。与之对应，实用新型占比的 ATT 为 -0.035 ，同样在 1% 水平上显著，方向与 Invention_share 相反、量级相近。两个机制变量形成对称的镜像关系——Invention_share 的上升幅度与 Utility_share 的下降幅度基本相抵，印证了引导基金通过“发明占比提升、实用新型占比下降”的替代路径优化企业创新结构这一作用机制，假设 2 创新结构渠道得到直接的实证支撑。

5.2 创新类型结构优化：耐心资本的质量维度

本文据此聚焦于创新类型结构路径的检验，并以此作为耐心资本（信号机制 + 长期资本属性）的直接证据。耐心资本的“耐心”体现在“以更长的时间视野做更高风险、更高不确定性的投入”。这一逻辑的实证预测不是“企业更容易借到钱”，而是“企业转向更高质量的创新”。

本文构造发明专利申请量占总专利申请量的比例，发明专利占比作为创新质量结构的代理变量。若引导基金作为耐心资本的载体，其进入提升了企业管理层的长期导向，则预期发明专利占比上升，实用新型及外观设计占比下降。

表 5 报告了发明专利占比的 CS-DID 估计结果：总体 ATT 为 $+0.031$ 。作为参照，同样样本下实用新型占比的 ATT 为 -0.035 。两条结果方向一致、相互印证——引导基金不仅增加了探索性创新的数量，同时优化了创新的质量结构，推动企业从实用新型/外观设计等短周期、低风险创新，转向发明专利这一长周期、高风险、高技术新颖性的探索性创新。

这一发现将本文的贡献与已有文献区分开来。现有文献多聚焦于引导基金对创新数量的影响，而本文揭示了耐心资本的类型效应：它是“耐心资本改变创新结构”而非“政府资金增

加创新投入"。

5.3 区域异质性

产业引导基金在不同区域可能通过不同机制发挥作用。本文将样本按企业注册省份分为东部（北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南）、中部（山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南）和西部（内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆）三组，分别估计 ExploreCount 的 CS-DID ATT。

表 6 区域异质性检验

区域	总体 ATT	N
全国	+0.104*** (0.001)	41,666
东部 11 省市	+0.204*** (0.056)	27,276
中部 8 省	-0.019 (0.052)	7,186
西部 12 省市	-0.303***	5,679

注：系数下方括号内为 delta 法 Bootstrap 标准误 (reps=500 wild bootstrap) ;*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

表 6 结果显示，产业引导基金的创新促进效应在三大区域呈现显著差异。东部地区 ATT 为+0.204，在 1%水平上显著，约为全样本效应的两倍，表明在市场活跃、高技术人才集聚、金融市场发达且知识产权保护完善的东部地区，引导基金与本地创新要素形成了显著的正向协同；中部地区 ATT 为-0.019，统计上不显著，引导基金的创新促进效应在该区域趋近于零；西部地区 ATT 为-0.303，在 1%水平上显著，且系数方向与全样本结论相反——在创新基础薄弱、市场化程度相对较低的西部地区，引导基金的进入反而伴随企业探索式创新产出的下降。

本文的实证结果表明，引导基金并非孤立地提供资本，而是作为"耐心资本信号"嵌入本地创新生态，其效应的强弱取决于与既有创新要素如高技术人才、知识产权保护机制等的互补程度。引导基金在东部的效应被放大、在中西部则被稀释甚至逆转，与"协同效应假说"的方向预测一致。西部地区显著为负的 ATT 值得进一步讨论。西部上市公司自身创新基础较弱，样本规模相对较小，估计结果可能受到个别极端观测的影响。引导基金的创新促进效应高度依赖于区域创新生态的成熟度，在配套条件未就绪的地区，单纯的资本注入非但难以激发探索式创新，反而可能加剧资源错配。

5.4 研究假设的修正

基于上述实证结果，本文对研究假设进行如下修正：
保留假设一，产业引导基金显著促进企业探索式创新。ExploreCount 总体 ATT=+0.104。成立。同时假设二成立，产业引导基金通过优化创新类型结构促进探索性创新，Invention_share ATT = +0.031***。

产业引导基金作为耐心资本的制度载体，其核心机制不是"借钱给企业"，而是"以政府信用背书长期资本，改变企业管理层的时间视野和风险偏好"。在政府信用加持下，企业敢于将更多资源配置于周期长、不确定性高的发明专利探索，而非短平快的实用新型跟进。这一"耐心资本改变创新结构"的故事，比"政府补贴放松融资约束"的传统叙事更具解释力，且

与国家近年来推动社保基金、保险资金等长期资本入市的政策方向高度一致。

6 结论与政策建议

6.1 主要结论

本文以 2007—2022 年 A 股上市公司为研究样本,利用各地产业引导基金设立的交错时间构建 CS-DID 模型,系统检验了产业引导基金这一耐心资本载体对企业探索性创新的影响。研究得出以下核心结论:

第一,产业引导基金显著促进域内企业的探索性创新。基准回归显示,引导基金进入后,企业发明专利申请量在 Wild bootstrap (reps=500) 显著性检验下高度显著。这一结果在控制了企业规模、资产负债率、盈利能力、年龄、现金持有、股权集中度、董事会结构及地区 GDP 等因素后依然稳健,验证了"耐心资本促进探索式创新"的核心假设。

第二,引导基金的创新促进效应存在显著的区域异质性,呈现"协同效应"而非"补位效应"。东部地区引导基金的探索性创新效应是全样本的近两倍,中部地区效应趋近于零且不显著,西部地区则呈显著负向效应。这一发现表明,引导基金并非在所有地区均能发挥积极作用,其效果高度依赖于当地创新生态的成熟度。在活跃、高技术人才集聚、知识产权保护完善、私募股权和风险投资机构在一级市场的投资交易活动频繁的东部地区,引导基金作为"耐心资本信号"能够与市场机制形成正向共振;而在中西部创新生态薄弱地区,引导基金缺乏配套支撑,甚至可能加剧资源错配。

6.2 政策建议

基于上述研究结论,本文提出以下政策建议:

第一,引导基金的运作应锚定"耐心资本"定位,避免行政化运作。本文的实证结果表明,引导基金的核心价值不在于"提供资金",而在于"以政府信用背书长期资本,改变企业管理层的长期投资预期"。这意味着引导基金的制度设计应重点关注其信号功能的发挥——包括子基金遴选的专业化、投资决策的市场化、退出机制的可预期性——而非单纯的资金规模扩张。在基金运营中,应尽量减少行政干预和短期绩效考核对投资决策的干扰,确保引导基金真正发挥"耐心"优势。

第二,引导基金的区域布局应差异化施策,而非全国"一刀切"。本文的异质性分析揭示,引导基金在东部地区效果显著,在中西部地区效果欠佳甚至适得其反。这一发现并不意味着应放弃中西部地区的引导基金建设,而是提示政策制定者:中西部地区的创新生态培育是引导基金发挥作用的前提条件。短期内,中西部地区应将更多资源投入 PE/VC 生态建设、知识产权保护环境改善、高技术人才引进等"配套工程";长期来看,引导基金的区域布局应与当地创新生态成熟度动态匹配,避免在生态未就绪的地区强行推进。

第三,推动更多长期资本入市,形成"耐心资本生态"。本文揭示了"耐心资本改变创新结构"这一微观机制,其宏观政策含义是:应持续推动社保基金、保险资金、企业年金等长期资本以市场化方式进入创新投资领域。产业引导基金作为政府出资的长期资本,其成功经验(东部地区的显著正向效应)表明,"政府信用 + 长期视野"的组合能够在创新投资中发挥独特作用。未来可通过引导基金与市场化的 PE 和 VC 建立更紧密的合作机制,完善诸如跟投机制、LPA 条款优化等,将引导基金的信号效应与市场资本的专业能力相结合,形成多层次、多主体的耐心资本生态。

参考文献:

- [1]. 白京羽. (2025). 国家创业投资引导基金有关情况介绍. 国家发展和改革委员会.
- [2]. 国家发展和改革委员会. (2025). 国家创业投资引导基金新闻发布会. <https://www.ndrc.gov.cn/>
- [3]. 江苏省人民政府. (2025). 江苏构建层次清晰特色鲜明的战略性新兴产业基金集群. <https://www.jiangsu.gov.cn/>

- [4]. 潘晔. (2026 年 2 月 26 日). 南京以"耐心"之道 突围"硬科技"深水区. *新华每日电讯*.
- [5]. 中国经营报. (2025 年 2 月 25 日). 从"算当期账"到"算未来账" 政府投资基金考核破冰.
- [6]. 蔡庆丰, 刘昊, 舒少文. (2024). 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? *金融研究*, 525(3), 75–93.
- [7]. 付馨苇, 谢家智. (2025). 政府引导基金、技术多样化与企业二元创新——兼论创新型产业集群的调节作用. *财经论丛*, (8).
- [8]. 韩喜平, 马丽娟. (2026). "十五五"时期培育和壮大耐心资本的战略路径探索. *延边大学学报(社会科学版)*.
<https://doi.org/10.16369/j.oktr.2026.03.001>
- [9]. 阳柳, 王耀中. (2024). 政府投资基金能否赋能初创企业发展——基于交叠 DID 与因果中介检验的分析. *演化与创新经济学评论*, (1), 118–136.
- [10]. 徐明. (2022). 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. *南开经济研究*, (2), 51–67.
- [11]. 周终强, 王卓祺, 熊熊. (2024). 政府引导基金促进企业数字化转型的作用机制. *中国管理科学*.
- [12]. Acs, Z. J., Anselin, L., & Varga, A. (2004). *Patents and innovation: An update*. Working Paper.
- [13]. Brander, J. A., Du, Q., & Hellmann, T. (2015). The government as venture capitalist: The new synthesis. *Review of Finance*, 19(1), 1–40. <https://doi.org/10.1093/rof/rfu006>
- [14]. Callaway, B., & Sant'Anna, P. H. C. (2021). Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, *225*(2), 200–230. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001>
- [15]. de Chaisemartin, C., & D'Haultfoeulle, X. (2020). Difference-in-differences estimators of treatment effects. *American Economic Review*, 110(6), 1888–1921. <https://doi.org/10.1257/aer.20181569>
- [16]. Goodman-Bacon, A. (2021). Decomposing treatment effects. *Journal of Econometrics*, 221(1), 82–105.
<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2019.05.007>
- [17]. Hadlock, C. J., & Pierce, J. R. (2010). New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index. *Review of Financial Studies*, 23(5), 1909–1940. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhq006>
- [18]. Lerner, J. (1999). Government venture capital: A solution to the equity gap. *Journal of Business*, 72(2), 235–248.
<https://doi.org/10.1086/209611>
- [19]. Manso, G. (2011). Motivating innovation. *Journal of Finance*, 66(5), 1823–1860. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2011.01693.x>
- [20]. March, J. G. (1991). Exploration and exploitation in organizational learning. *Organization Science*, 2(1), 71–87.
<https://doi.org/10.1287/orsc.2.1.71>
- [21]. Shao, C., Tao, Y., & Chen, D. (2023). Curse or blessing: National industrial investment fund and corporate R&D in China. *Finance Research Letters*, 54, 103742. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.103742>
- [22]. Sun, L., & Abraham, S. (2021). Interval inference for staggered adoption of binary treatments. *Journal of Econometrics*, 225(2), 231–262. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.09.006>
- [23]. Tan, Y., Tian, X., Zhang, X., & Zhao, H. (2020). Government as venture capitalist: Evidence from China. *Journal of Financial Economics*, 136(1), 1–28. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2019.09.002>
- [24]. Zhao, Q., & Ding, P. (2022). *Mediation analysis in staggered DID: Identification and robustness*. Working Paper.