

政府引导基金与企业全要素生产率： 基于投资强度的视角

单 伟,韩一佟,程长风,石仁波
(北京航空航天大学经济管理学院,北京 100191)

摘 要:在创新驱动发展和培育新质生产力的背景下,政府引导基金规模激增,但部分投资出现增量不增效问题,如何识别其投资强度的效率边界,已成为提升财政资金配置效率与企业高质量发展效能的关键问题。本研究基于 2015—2023 年中国 A 股上市公司数据,运用倾向得分匹配和多时点双重差分法,从投资强度视角系统考察了政府引导基金对企业全要素生产率的影响。研究发现:第一,政府引导基金的投资在整体上对企业全要素生产率有显著的促进作用;第二,该促进作用并非线性,而是随投资强度增加呈现显著的倒 U 型关系,即适度的投资能提升企业全要素生产率,但超过特定拐点后,会导致促进作用减弱甚至可能转为抑制;第三,机制分析表明,这一非线性关系源于“资源赋能”边际收益与“治理扭曲”边际成本的动态博弈,即在投资强度较低时缓解融资约束的资源赋能效应占主导,而随着投资强度提高,多重委托代理问题引发的治理扭曲效应逐渐增强,通过侵蚀组织效率、资产运营效率和市场能力,降低企业效率,其负面影响最终超过了资源赋能收益。进一步分析发现,在基金层级较高、地区市场化程度较高、政府干预程度较低、行业竞争较为充分,以及投向早期、小型和高科技企业时,引导基金的积极效应更为显著,有效投资区间也更宽。本研究为优化政府引导基金的投资策略、识别合理的投资强度区间以及促进企业高质量发展,提供了理论依据与经验证据。

关键词:政府引导基金;全要素生产率;投资强度;创新驱动发展;双重差分法

中图分类号:F273 **文献标识码:**A **文章编号:**1005-0566(2026)08-0130-13

Government-guided funds and corporate total factor productivity: From the perspective of investment intensity

SHAN Wei, HAN Yitong, CHENG Changfeng, SHI Renbo
(School of Economics and Management, Beihang University, Beijing 100191, China)

Abstract: Under the background of innovation-driven development and cultivation of new productivity, the scale of government guiding funds has surged, but some investments have the problem of incremental inefficiency. How to identify the efficiency boundary of investment intensity has become a key issue to improve the efficiency of financial capital allocation and the efficiency of high-quality development of enterprises. Based on the data of China's A-share listed companies from 2015 to 2023, this study systematically examines the impact of government guidance funds on the total factor productivity of enterprises from the perspective of investment intensity by using propensity score matching and multi-time point double difference method. The study found that: First, the investment of government guidance funds has a significant role in promoting the total factor productivity of enterprises as a whole. Second, the promotion effect is

基金项目:国家自然科学基金项目(72472007);北京市社会科学基金项目(25JCB025);北京市自然科学基金项目(26JL010)。

作者简介:单伟(1978—),男,黑龙江哈尔滨人,北京航空航天大学经济管理学院教授、博士生导师,博士,研究方向为创新管理与科技政策。通信作者:石仁波。

not linear, but shows a significant inverted U-shaped relationship with the increase of investment intensity; moderate investment can improve the total factor productivity of enterprises, but beyond a specific inflection point, it will lead to a weakening of the promotion effect and may even turn into inhibition. Thirdly, the mechanism analysis shows that this nonlinear relationship originates from the dynamic game between the marginal benefit of ‘resource empowerment’ and the marginal cost of ‘governance distortion’. When the investment intensity is low, the resource empowerment effect of alleviating financing constraints is dominant; with the increase of investment intensity, the governance distortion effect caused by multiple principal-agent problems gradually increases. By eroding organizational efficiency, asset operation efficiency and market capacity, the efficiency of enterprises is reduced, and its negative impact eventually exceeds the benefits of resource empowerment. Further analysis shows that the positive effect of the guiding fund is more significant and the effective investment range is wider when the fund level is higher, the regional marketization degree is higher, the government intervention degree is lower, the industry competition is more sufficient, and the investment is in the early, small and high-tech enterprises. This study provides theoretical basis and empirical evidence for optimizing the investment strategy of government guiding funds, identifying reasonable investment intensity interval and promoting high-quality development of enterprises.

Key words: government-guided funds; total factor productivity; investment intensity; innovation-driven development; difference-in-differences method

近年来,培育新质生产力、构建现代化产业体系,已经成为我国经济高质量发展的核心战略方向。党的二十届四中全会明确指出,要“培育壮大新兴产业和未来产业”“推动科技创新和产业创新深度融合”。这意味着经济增长动能正在发生转换,不再单纯依赖要素投入的扩张,而更依赖企业技术创新、产业创新和创新成果转化能力的持续提升。在这样的转型背景下,如何引导资本更有效地支持科技创新型企业,提升财政资金的配置效率,成为了培育新质生产力的重要政策议题。

政府引导基金是引导社会资本支持创新创业的重要政策工具,呈现快速发展态势,总体规模已突破 12 万亿元^①。与市场化风险投资基金相比,政府引导基金不仅能够提供股权资本,还具有风险分担、市场认证和资源整合等功能,有助于缓解科技型企业种子期、初创期和成长期面临的融资约束。

然而,随着政府引导基金由规模扩张阶段逐步进入规范治理和提质增效阶段,其政策效果及运行效率也受到更多关注。2026 年,国务院办公厅发布《关于加强监管防范风险促进私募投资基金高质量发展的指导意见》,明确提出严控新设政

府引导基金、整合同类基金并加强运行监测。这意味着,在政府引导基金数量和规模持续扩张的背景下,政策重点已逐步由“扩大资金供给”转向“提高存量资金配置效率”。实践中,政府资本投入并不必然带来企业经营效率和发展质量的同步提升。部分企业在获得政府投资后实现了技术升级和快速成长,但也有部分企业出现资金使用效率不高、资产运营效率下降、组织规模冗余等问题,形成“投入增加但效率未升”的现象。由此引出本文研究关注的核心问题:政府引导基金是否存在合理的投资强度边界?政府资本投入在何种程度上能够发挥融资支持和市场认证作用?当投资强度超过一定水平后,是否会因政策目标与企业经营目标的偏离、软预算约束以及治理成本上升,导致其促进作用减弱甚至转为抑制?回答上述问题,不仅有助于深化对政府引导基金经济后果的认识,也能够为政府引导基金从规模扩张转向存量提质提供微观依据。

学术界对政府引导基金的经济后果存在理论分歧。一方面,基于资源基础观与信号理论的研究强调其资源赋能作用。该观点认为,政府引导基金通过直接的资本注入,为企业研发投入、技术迭代和创新成果转化提供长期资金支持^[1],并通

① 国家发展改革委:专家解读文章之五|国家创业投资引导基金要成为政府资金引导社会资本的“主力军”

过间接的认证背书为企业吸引更多社会资本与资源,降低外部投资者对企业创新前景和技术潜力的信息甄别成本^[2-3]。已有研究证实,政府引导基金介入后,能够促进企业创新、改善财务稳健性^[4-6],对企业发展起到积极作用。另一方面,多重委托代理理论的相关研究则指出,政府作为股东可能引发治理扭曲效应。这一理论认为,政府股东承载着多元化政策目标,与市场化股东的利润目标可能存在内在冲突^[7],进而导致企业产生偏离效率原则的代理成本^[8]。在此情形下,企业可能出现寻租行为、研发投入被挤出和资源错配等消极后果^[7,9]。

尽管已有研究分别讨论了政府引导基金的资源赋能效应和治理扭曲效应,但对于这两种效应是否会随投资强度的变化发生转换,目前仍缺乏系统的分析。现有文献较少回答以下问题:第一,政府引导基金对企业全要素生产率的影响是否具有非线性特征;第二,投资强度是否是资源赋能效应转向治理扭曲效应的关键触发条件;第三,高强度政府引导基金投资通过哪些微观路径影响企业全要素生产率。正因为这些问题尚未得到充分回应,现有研究难以很好地解释不同企业在获得政府投资后呈现出的绩效差异。

为弥补上述不足,本文整合资源基础观与委托代理理论,构建涵盖资源赋能与治理扭曲的分析框架。研究以 2015—2023 年 A 股上市公司为样本,采用倾向得分匹配与多时点双重差分法,考察政府引导基金对企业全要素生产率的影响。研究发现,政府引导基金投资强度与企业全要素生产率之间呈现倒 U 型关系:在适度投资区间内,资金支持和政府背书所产生的资源赋能效应占据主导,能够促进企业生产率提升;当投资强度超过临界值后,资源赋能效应边际递减,而由目标冲突和软预算约束引致的治理成本加速累积,导致促进作用减弱,甚至最终转为抑制。机制检验表明,高强度投资造成的治理扭曲主要体现为组织冗余、资产运营效率下降和市场能力弱化。

本文研究的边际贡献主要体现在三个方面:第一,在理论上,将资源基础观与委托代理理论整合到统一的分析框架中,揭示了投资强度是政府

引导基金作用由促进转向抑制的关键条件;第二,在机制上,从组织、资产和市场能力三个维度检验高强度投资引致的代理成本,揭示政府资本影响企业全要素生产率的微观路径;第三,在实践上,通过识别政府引导基金投资的效率边界,为政府优化投资强度、完善投后治理、提高财政资金配置效率和促进企业高质量发展提供经验证据。

一、理论分析与研究假设

(一)理论分析:资源赋能与治理扭曲

政府引导基金兼具政策性与市场化属性,通常由财政资金或国有资本出资,通过母基金参股子基金、直接投资或联合投资等方式进入企业。本研究所称投资强度,是政府引导基金对企业的资本介入程度。随着投资强度增加,企业获得的资本支持和外部资源可能增加,政府资本对企业经营决策和治理活动的影响也可能增强。因此,政府引导基金对企业全要素生产率可能同时产生资源赋能和治理扭曲两种效应。二者相对强弱是否随投资强度变化,是理论分析的重点。

1. 资源赋能效应与企业全要素生产率

资源基础观的核心观点认为,企业通过获取、整合并利用有价值、稀缺且难以模仿的异质性资源,能够有效构建持续竞争优势,进而实现经营绩效的提升^[10-11]。政府引导基金的资源赋能作用主要体现为资本供给和市场认证两方面。

一方面,发挥直接的资本供给功能。政府引导基金通过参股子基金、直接投资或联合投资等方式向企业提供股权资本,有助于缓解企业融资约束,尤其能够为融资难度较高、经营风险较大的创新型企业提供资金支持^[4]。此类企业从事的技术研发、设备升级和人力资本积累等活动是全要素生产率提升的重要途径^[12],但其高不确定性往往导致传统金融市场的信贷不足与投资规避,即市场失灵现象。政府引导基金的进入,为企业提供了具有长期性和稳定性的耐心资本,有助于保障其长期投入项目的顺利实施,从而为企业生产率提升提供关键支撑^[1]。

另一方面,发挥间接的市场认证与信号传递功能。根据信号理论,在信息不对称的市场环境中,市场主体的特定行为能够向外部利益相关者

传递其内在质量、发展潜力或信誉水平等难以直接观测的信息^[13-14]。对被投企业而言,政府引导基金的投资行为不仅意味着资金支持,也具有外部认证功能,能够向市场传递出企业技术实力强、发展前景好、符合国家产业战略方向的积极信号^[15]。这种认证效应能够有效降低其他外部利益相关者的信息甄别成本和合作风险,进而撬动更多关键资源向企业汇聚,形成资源集聚的正向效果^[16]。

2. 治理扭曲效应与企业全要素生产率

政府引导基金在提供资源的同时,也可能因其政策目标和股东身份对企业治理产生负面影响。随着投资强度提高,政府引导基金可能由外部资源提供者逐步转变为企业的重要股东,由此使企业面临更为复杂的多重委托代理关系,并对其全要素生产率产生潜在约束。不同投资模式下,这种治理影响的传导路径存在差异:在母子基金模式下,政府资本通常通过基金章程、投资方向约束、返投要求以及对子基金管理人的考核安排等方式,对最终被投企业形成间接影响;在直接投资模式下,政府引导基金则可能以重要股东身份,通过股东权利行使、董事提名、重大事项决策参与或投后资源协调等方式,对企业经营决策产生更为直接的影响。当投资强度持续提高、企业对政府资本及政策性资源的依赖增强时,上述影响渠道可能被进一步放大,进而增加企业经营决策偏离市场化效率目标的风险。

多重委托代理理论指出,当代理人(企业管理者)同时服务于多个目标不一致的委托人时,代理问题将变得更加复杂^[17]。在政府引导基金投资情境下,企业管理者同时面对两类委托人:一是以利润最大化为目标的市场化股东;二是兼具产业引导、就业稳定、区域增长和战略性新兴产业培育等多元政策目标的政府方。为获得和维持政策性资源,管理层可能采取偏离股东价值最大化的经营行为,由此产生治理扭曲及相应的代理成本^[18]。在本研究中,这种代理成本具体体现为对企业效率三个维度的侵蚀。

第一,组织效率的侵蚀。对于地方政府而言,稳定就业、扩大税源、维持重点产业项目运行,往往是其实现区域发展目标和回应上级绩效评价的

重要内容。因此,当地方政府通过引导基金深度介入企业后,被投企业可能不再只是单纯的市场主体,而会被赋予一定的地方发展功能,并承担超出自身经营效率目标的政策性任务。在此情形下,企业为迎合政府目标,可能出现过度雇佣、维持组织冗余等行为^[19-20]。这种行为使企业的劳动投入增长脱离业务实际需要,削弱劳动与资本等生产要素之间的有效匹配,降低组织运行效率。

第二,资产配置效率的侵蚀。高强度政府引导基金注入可能强化企业的软预算约束,即企业预期在经营困难或投资失败时获得外部救助^[21]。获得政府引导基金高强度投资的企业,往往被动或主动地承担了推动就业、引领产业升级、完善地方产业链等“政策性负担”^[22]。这使得企业因其承载的政策功能而变得“大到不能倒”^[23],从而改变了管理者的风险预期。这极大地削弱了其投资决策的审慎性。管理者更倾向于将资本投向那些符合产业政策的项目中,但此类项目往往是商业回报率低、风险较高^[24-25]。这种资本配置行为偏离企业价值最大化目标,会直接降低企业项目间的资源调配效率。企业全要素生产率的提升,既依赖内部生产环节的效率改善,也取决于资本能否精准投向回报率最高的业务领域。当资本被系统性地投向低效率项目时,企业整体资源配置效率便会随之下滑,最终拉低企业全要素生产率水平^[26]。

第三,市场能力的侵蚀。管理层的注意力是一种稀缺资源^[27]。当企业获取资源的关键由市场竞争转向政策匹配时,管理层可能将更多时间和精力用于政企关系维护。相应地,其用于产品创新、成本管控和市场开拓的精力与资源则被挤出^[28]。这种注意力配置偏移会削弱企业对市场变化的敏感性和响应能力,抑制技术创新与管理创新,进而削弱企业持续提升全要素生产率的内生动力。

综上,政府引导基金同时具有资源赋能和治理扭曲两种效应。前者能够缓解融资约束、改善资源获取并促进生产率提升;后者则可能通过政策迎合、资本错配和注意力偏移降低组织效率、资产效率与市场能力。两种效应的相对强弱可能随

投资强度变化而变化,因此政府引导基金对企业全要素生产率的影响未必呈现简单的线性关系。

(二)假设提出

基于资源赋能与治理扭曲的双重效应,本文先考察政府引导基金投资对企业全要素生产率的总体影响。政府引导基金的设立目的在于缓解创新型融资约束、纠正资本市场失灵并引导社会资本投向重点产业。其资本供给和政策背书能够为企业提供更稳定的长期资金,改善企业获取外部资本、技术和产业资源的能力。从总体上看,政府引导基金的资源赋能效应预计仍将占据主导地位,并促进企业全要素生产率提升。基于上述分析,提出假设:

H1:在总体样本中,政府引导基金的投资对企业全要素生产率具有显著的平均净促进效应。

进一步地,政府引导基金的作用效果可能随投资强度变化而呈现阶段性特征。在较低或适度投资强度下,资本注入和市场认证的边际收益较高,政府资本对企业治理的影响相对有限,资源赋能效应强于治理扭曲效应,企业全要素生产率随投资强度提高而上升。

随着投资强度进一步提高,资本支持和政策认证的边际收益逐渐递减,而企业对政府资本及政策性资源的依赖增强,目标冲突、软预算约束和管理层注意力偏移等治理成本随之增加。当治理扭曲成本的边际增量超过资源赋能收益的边际改善时,政府引导基金对企业全要素生产率的促进作用将达到拐点并逐步减弱,甚至转为抑制。基于上述分析,提出假设:

H2:政府引导基金投资强度与企业全要素生产率之间存在“倒U型”的非线性关系;即适度的投资强度会提升全要素生产率,而超过拐点的过度投资则会削弱这种促进作用,甚至产生抑制效应。

二、研究方法

(一)样本选择与数据来源

考虑到A股上市公司信息披露规范统一、公开可验证,同时是政府引导基金落实产业扶持政策、支持骨干企业发展的重要观测对象。本文以2015—2023年国内A股上市企业作为初始样本。其中,政府引导基金投资相关数据取自清科私募

通数据库,同时结合投中数据库开展交叉核验,通过手动比对政府引导基金名录,识别投资事件。上市公司财务与治理数据取自CSMAR数据库,企业专利数据则来自CNRDS数据库。为保证数据质量,本文对初始样本进行了如下处理:剔除金融行业的上市公司;剔除在研究期间内被标记为ST、*ST或PT的样本;同时剔除关键财务指标缺失与数据异常的样本数据;为缓解极端数值对实证结果的影响,对所有连续变量进行了1%与99%分位的双侧缩尾处理。

(二)模型设定与变量说明

为有效识别政府引导基金的政策效应,本文采用多时点双重差分模型展开分析。考虑到本研究的关键特征:其一,政府引导基金的投资并非同一时点的统一政策冲击,而是分批次、在不同时间点陆续进入不同样本企业,这构成了典型的多时点政策处理情境;其二,企业全要素生产率受到诸多因素影响,部分因素难以观测且不随时间变化,若不加控制易引发遗漏变量偏误。为同时应对这两方面问题,本文借鉴相关文献的做法^[29-30],构建包含双向固定效应的多时点双重差分模型:

$$TFP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 (Treated_i \times Post_{i,t}) + \beta_2 \sum Control_{i,t-1} + FE_i + YE_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,被解释变量 $TFP_{i,t}$ 表示*i*企业*t*年的全要素生产率水平; $Treated_i$ 为分组变量,企业*i*只要在样本期内任何一年获得过政府引导基金,则取值为1,否则取0; $Post_{i,t}$ 为处理期虚拟变量,对于处理组企业*i*,当年份*t*大于或等于其首次接受投资的年份时则取1,否则取0,对于控制组企业,该变量始终为0; $Control_{i,t-1}$ 为一系列随时间变化的、可能影响企业全要素生产率的公司层面控制变量(均滞后一期),以缓解遗漏变量偏误。 FE_i 为企业固定效应, YE_t 为年度固定效应,用于控制不随时间变化的企业个体特征和随时间变化的宏观冲击; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

解释变量:政府引导基金是否投入($Investdid$)。用分组变量与处理期虚拟变量的交叉项来衡量。

被解释变量:企业全要素生产率(TFP)。本文借鉴Levinsohn等^[31]的研究方法,采用半参数估计方法测度企业全要素生产率。该方法将企业中间

投入作为不可观测生产率的代理变量,能有效缓解传统测算中的内生性偏差。在稳健性检验中,还会使用 OP 法和 OLS 法,以确保结论的稳健性。

控制变量:参考相关文献^[2,4,29]的做法,本文控制了可能影响企业全要素生产率的变量,并均作滞后一期处理以缓解反向因果问题。主要包括:企业规模(*Employee*)、资产负债率(*Lev*)、盈利能力(*ROA*)、成长性(*Growth*)、现金流水平(*CashFlow*)、托宾 Q 值(*TobinQ*)、企业年龄(*FirmAge*)、董事会规模(*Board*)、产权性质(*SOE*)、创新能力(*Patent_Awards*)、风险投资背景(*Vcshare*)、高管的学术背景(*Academic*)以及政治关联(*PC*)。主要控制变量的具体定义与测度表格备案。

(三)倾向得分匹配(PSM)过程与质量

政府引导基金并非随机选择投资对象,而可能倾向于投资那些更有潜力或更符合政策导向的企业。若直接比较处理组和控制组企业的全要素生产率,估计结果可能同时反映企业自身特征差异和政府引导基金投资效应,从而产生样本选择偏差。为提高两组企业的可比性,本研究引入倾向得分匹配方法,依据企业多项可观测特征为处理组构造反事实控制组^[32]。

为避免多次投资的累积处理效应干扰估计结果,PSM-DID 分析将处理组限定为样本期内仅获得一次政府引导基金投资的上市公司。剔除了 31 家在样本期内有多次投资的企业,最终筛选出 2015—2023 年共 336 家企业作为处理组样本。

本文采用逐年匹配的策略。具体而言,从 2015 年开始,每年将当年首次获得投资的处理组企业与同年未获得投资的潜在对照组企业进行匹配。匹配变量涵盖了多维度滞后一期变量,包含了基准模型设定中的所有控制变量,同时控制了省份和行业虚拟变量。采用 Logit 模型估计样本倾向得分,并选取一对一无放回最近邻匹配且设定 0.05 卡钳值的方式,只保留共同支持域内的样本,以确保匹配的精度与质量,有 61 家处理组企业因不符合要求匹配失败。由于存在不同年份的处理组企业匹配同一家对照组企业的情况,且部分企

业上市或退市导致的数据不完整,研究成功为 275 家处理组企业匹配了 245 家对照组企业^②,最终在 2015—2023 年形成 3 750 个观测值的面板数据。

为评估匹配效果,本研究对匹配后的样本进行平衡性检验。结果显示,经过倾向得分匹配处理后,各变量的标准化偏差均显著缩减,处理组与对照组样本在绝大多数变量上不存在系统性差异,这为平行趋势检验提供了更为合理的样本基础。倾向得分匹配后最终样本的变量描述性统计结果备案。

三、实证结果与分析

(一)基准回归结果

表 1 报告了公式(1)的回归结果。模型(1)仅控制企业固定效应和年份固定效应,模型(2)在此基础上进一步加入控制变量。结果表明,*Investdid* 估计系数分别为 0.164 和 0.109,均在 1% 水平上显著为正,即政府引导基金的投资能够显著推动企业全要素生产率。加入控制变量后,核心系数的符号和显著性均未发生变化,说明该结论具有较好的稳健性。由此,假设 H1 得到了支持。

本文进一步考察政府引导基金投资强度对企业全要素生产率的非线性效应。考虑到营业收入能更直接地表征企业的实际经营规模与对外部资金的真实承载能力,本文以政府引导基金投资额与企业营业收入之比衡量投资强度,并在基准模型的基础上进行了拓展分析。具体而言,引入四个投资强度虚拟变量,分别记作 $Low_i \times Post_{i,t}$ 、 $Midlow_i \times Post_{i,t}$ 、 $Midhigh_i \times Post_{i,t}$ 、 $High_i \times Post_{i,t}$ ^[9],分组依据为投资强度的样本四分位数,针对已获得投资的企业进行划分。未获得投资的对照组企业则作为基准参照组。尽管此分组方法直观清晰,但其分组边界可能存在一定任意性。因此,在后续的稳健性检验中,本文还将采用投资强度的连续变量构建参数模型进行交叉验证,以确保结论的可靠性。据此,设定拓展模型:

$$TFP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Low_i \times Post_{i,t} + \beta_2 MidLow_i \times Post_{i,t} + \beta_3 MidHigh_i \times Post_{i,t} + \beta_4 High_i \times Post_{i,t} + \beta_5 \sum Control_{i,t-1} + FE_i + YE_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

② 匹配过程中,有 30 家对照组企业在不同年份被匹配过 2 次,本文仅保留这些重复匹配企业的一份数据。

表 1 的模型 (3) 和模型 (4) 显示,以基准组为参照,随着投资强度的增加,政府引导基金对企业全要素生产率的影响呈现出倒 U 型轨迹。具体而言,在模型 (4) 中,从低强度到中低强度系数都显著为正,中高强度系数衰减至 0.084 且在统计上不再显著,至高强度组,系数逆转为负值并具有统计显著性。上述演变趋势验证了前文的理论推演,在适度的投资强度区间内,政府引导基金的资源赋能效应占据主导,显著提升了企业全要素生产率。随着投资强度的不断提升,负面成本逐渐累积,边际促进作用会持续衰减。然而,当投资强度突破特定阈值后,代理成本快速攀升并反超资源赋能效应,成为影响企业效率的主导力量,导致政府引导基金的影响方向发生逆转,由正向促进转为负向抑制。由此,假设 H2 得到了验证。

表 1 基准回归结果

变量	(1) TFP_LP	(2) TFP_LP	(3) TFP_LP	(4) TFP_LP
<i>Investdid</i>	0.164 *** (0.044)	0.109 *** (0.041)	—	—
<i>Low × Post</i>	—	—	0.373 *** (0.077)	0.264 *** (0.068)
<i>Midlow × Post</i>	—	—	0.250 *** (0.069)	0.153 ** (0.064)
<i>Midhigh × Post</i>	—	—	0.123 ** (0.056)	0.084 (0.054)
<i>High × Post</i>	—	—	-0.160 ** (0.067)	-0.163 ** (0.063)
常数项	8.600 *** (0.009)	7.126 *** (0.875)	8.599 *** (0.009)	6.817 *** (0.894)
控制变量	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
观测值	3 750	3 750	3 750	3 750
<i>R</i> ²	0.911	0.922	0.913	0.923

注: *、**、*** 分别代表估计值在 10%、5%、1% 上的显著性水平,括号内为聚类至企业层面的稳健标准误。下同。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验与动态效应分析

双重差分模型的关键识别假设是平行趋势,即在政策干预前,处理组与控制组的变化趋势不存在系统性差异。为检验此假设,并进一步探究政策效应的动态演变路径,采用事件研究法构建动态模型^[33]为:

$$TFP_{i,t} = \beta_0 + \sum_{k=-4}^{-2} \beta_k Treated_i \times Pre_{k,i,t} + \beta_{current} Treated_i \times Current_{i,t} + \sum_{k=1}^4 \beta_k Treated_i \times Post_{k,i,t} + \beta_5 \sum Control_{i,t-1} + FE_i + YE_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $Pre_{k,i,t}$ 为一系列虚拟变量, k 代表企业 i 在 t 年相对于其首次接受投资的相对时间。为避免完全共线性,以投资前一年 ($k = -1$) 为基准组。若投资前各期的系数 β_k 均不显著,则表明平行趋势假设成立。

图 1 的平行趋势检验结果显示,投资发生前的不同时期系数均不显著。这说明,在接受政府引导基金投资之前,处理组与对照组的全要素生产率并不存在显著差异,变化趋势保持一致。这为本文使用 DID 方法识别投资的净效应提供了坚实的基础。

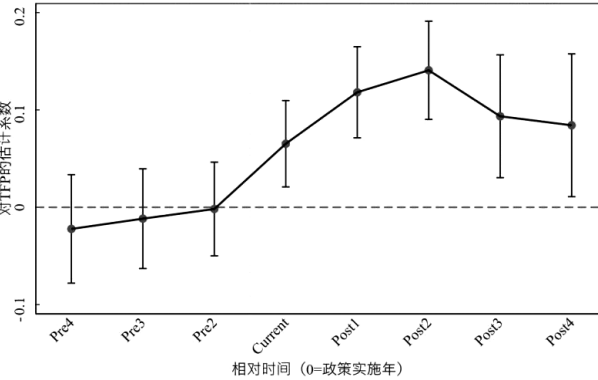


图 1 平行趋势检验效果图

2. 安慰剂检验

为检验基准结果是否受到未观测遗漏变量等因素的影响,本文进一步开展了安慰剂检验。具体而言,随机生成虚假处理组,重复抽样 1 000 次,并对每次抽样结果重新进行回归估计。结果显示,随机估计系数大多集中在 0 附近,均值为 -0.002 8,而基准回归得到的估计系数 0.109 则位于该分布的极端右尾。这表明,在处理效应随机分配的情况下,观测到如此大的正向效应是极小概率事件。篇幅限制,效果图备索。

3. 更换匹配方式与变量

为检验结果对样本匹配方式和变量测度的敏感性,本研究将倾向得分匹配由 1:1 最近邻匹配调整为 1:2 匹配,并分别采用 OP 法和 OLS 法重新测算企业全要素生产率。同时,将投资强度的衡量口径由“投资额/营业收入”替换为“投资额/期末总资产”和“投资额/所有者权益”。结果表明,政府引导基金投资对企业全要素生产率的影响方向不变,投资强度提高所伴随的促进效应先增强后减弱特征也总体保持一致。由此可见,本研

究结论并不依赖于特定的匹配方式或变量测度方法,具有较好的稳健性。篇幅限制,检验结果备索。

4. 更换倒 U 型曲线与分段线性回归

前文基于分组回归的方法初步揭示了投资强度与企业全要素生产率之间可能存在倒 U 型关系。然而,依赖分组回归可能因边界设定的主观性而影响结论的稳健性,并且会损失部分信息。为此,首先在基准模型中引入投资强度的连续变量及其二次项,对此非线性关系进行参数化检验,构建的模型为:

$$TFP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Investstrength_i \times Post_{i,t} + \beta_2 Investstrength_i^2 \times Post_{i,t} + \beta_3 \sum Control_{i,t-1} + FE_i + YE_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

若倒 U 型关系存在,预期 β_1 显著为正, β_2 显著为负。表 2 报告了检验结果。如模型(1)所示,在未加入控制变量时,一次项系数为正,二次项系数为负,且均在 1% 水平上显著。模型(2)中,在纳入全部控制变量后,投资强度的一次项 ($Invest_strength \times Post$) 系数依然为正,二次项 ($Invest_strength_sq \times Post$) 系数为负,且二者均在统计上显著。这为倒 U 型关系的存在提供了直接的参数证据。

为正式确立该倒 U 型关系,进一步采用 U-test 程序进行检验^[34]。该检验的原假设为关系是单调或 U 型的。检验结果显示,该倒 U 型关系通过了检验 ($t = 1.82, p = 0.0348$),在统计上拒绝了单调或 U 型关系的可能性。基于模型(2)的系数,计算出倒 U 型曲线的拐点位于投资强度为 0.063 处,即样本企业当年营业收入的 6.3% 左右。以样本企业营业收入的中位数(27.3 亿元)为基准,该拐点对应的投资额约为 1.72 亿元。这一数值在政府引导基金的实际投资规模中是合理的,表明该结果具有现实的经济意义。

最后,为排除二次项模型可能存在的设定偏误,并更灵活地捕捉边际效应的变化,本研究采用分段线性回归进行验证。构建的模型为:

$$TFP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Investstrength_i \times Post_{i,t} + \beta_2 Spline_i \times Post_{i,t} + \beta_3 \sum Control_{i,t-1} + FE_i + YE_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, $Spline_i = \max(Investstrength_i - 0.063, 0)$ 。0.063 为前文识别的拐点阈值。 β_1 代表阈值前的边际效应, $\beta_1 + \beta_2$ 代表阈值后的总边际效应。

表 2 的模型(3)报告了回归结果,在阈值拐点之前,投资强度的估计系数为 2.152,并在 5% 的水平上显著为正;而阈值之后,反映斜率变化的分段项(Spline)系数为 -4.888,且在 1% 的水平上显著为负。由此可见,当投资强度越过拐点后,其对企业全要素生产率的边际影响由正转负。该结果与前文结论基本一致,说明本研究关于“投资强度对企业全要素生产率存在非线性影响,且高强度区间边际效应下降”的结论具有较强稳健性。

表 2 稳健性检验:倒 U 型曲线与分段线性回归

变量	(1) TFP_LP	(2) TFP_LP	(3) TFP_LP
$Invest_strength \times Post$	1.960 ** (0.918)	1.269 * (0.657)	2.152 ** (1.042)
$Invest_strength_sq \times Post$	-14.185 *** (4.644)	-10.078 ** (4.125)	—
$Spline$	—	—	-4.888 *** (1.729)
常数项	8.637 *** (0.006)	7.124 *** (0.953)	7.061 *** (0.845)
控制变量	否	是	是
年份固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
观测值	3 750	3 750	3 750
R^2	0.911	0.936	0.925

5. 其他稳健性检验

本文还开展了以下稳健性检验:第一,采用基于处理前全要素生产率的预测回归,评估反向因果关系对估计结果的影响;第二,采用系数稳定性界限法^[35],考察不可观测因素可能造成的估计偏误;第三,将政府财政补贴和政府订单采购纳入控制变量,以缓解同期政策因素的干扰。经过以上检验后,核心结论依然保持稳健。受篇幅所限,以上检验详细结果备索。

(三)作用机制分析

前文研究表明,政府引导基金投资能够显著促进企业全要素生产率,但随着投资强度持续提高,其正向促进作用呈现边际递减,而治理扭曲的边际成本不断上升,导致净效应在达到拐点后由升转降。这一结论通过了更换变量、更换模型等一系列检验后依然稳健显著。为探究这一非线性效应背后的微观传导路径,本部分将从资源赋能与治理扭曲两个方面进行机制检验。借鉴江艇^[36]的观点,机制分析的核心在于验证核心解释变量

是否对机制变量产生影响。设定模型为：

$$M_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Low_i \times Post_{i,t} + \beta_2 MidLow_i \times Post_{i,t} + \beta_3 MidHigh_i \times Post_{i,t} + \beta_4 High_i \times Post_{i,t} + \beta_5 \sum Control_{i,t-1} + FE_i + YE_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中， $M_{i,t}$ 衡量融资约束或代理成本，其他变量设定与式(2)一致。

1. 资源赋能效应的实证证据：融资约束缓解

政府引导基金主要通过直接资本供给和间接市场认证两条路径发挥资源赋能效应，缓解企业的资金困境。因此，本文采用融资约束程度作为资源赋能机制的综合代理变量进行检验。具体来说，采用 KZ 指数和 WW 指数衡量企业的融资约束程度^[37]。表 3 模型(1)和模型(2)的结果显示，各投资强度组的 KZ 指数和 WW 指数总体均显著下降，说明政府引导基金投资能够缓解企业融资约束，且该作用在较高投资强度下仍然存在。由此可见，随着投资强度的提升，并不意味着资源赋能效应的消失，而更可能是治理扭曲成本逐步上升占据了主导地位。

2. 治理扭曲效应的实证证据：代理成本的显现

当政府引导基金投资强度较高时，政府作为特殊股东可能强化企业对政策目标和非经济性任务的响应，导致经营决策偏离效率目标。鉴于此，本研究分别从组织效率、资产效率和市场能力三个维度检验治理扭曲效应。

在组织效率方面，本文采用增长比例差额法测度人员冗余度(AC1)，以员工人数增长率减去营业收入增长率进行计算，刻画企业人力投入扩张是否超出业务增长的实际需求。表 3 模型(3)的结果显示，虽然在低强度投资下，组织冗余指标显著为负，说明适度资金注入可能有助于企业优化人力配置；但是在高强度投资下，组织冗余指标的回归系数为 0.072，且在 5% 的水平上显著为正，表明过度投资可能导致员工规模超出业务增长需求。

在资产效率方面，采用总资产周转率(AC2)作为企业整体资产配置与使用效率的代理指标^[38]。表 3 模型(4)的结果显示，当投资处于中高强度和高强度区间时，总资产周转率显著下降，回归系数分别为 -0.052(5% 水平显著)和 -0.076(1% 水平显著)。这意味着，适度投资或许有助于提高资

产使用效率，但当投资强度继续上升时，反而可能造成资源配置失衡，进而抑制企业的资产运营效率。

在市场能力方面，采用营业毛利率(AC3)作为企业产品定价能力和成本控制能力的反映指标^[39]。表 3 模型(5)的结果显示，在高强度投资下，营业毛利率的回归系数为 -0.020，在 5% 的水平上显著为负，表明高投资强度可能削弱企业的市场经营能力和盈利空间。

综合表 3 的检验结果可以发现，当这种非线性的治理扭曲边际成本超过了线性的资源赋能边际收益时，两者的“净效应”便呈现出对全要素生产率的抑制作用，从而解释了前文发现的“倒 U 型”关系。

表 3 作用机制检验结果

变量	(1) KZ	(2) WW	(3) AC1	(4) AC2	(5) AC3
<i>Low</i> × <i>Post</i>	-0.182 *** (0.047)	-0.035 *** (0.011)	-0.146 ** (0.071)	0.078 * (0.045)	0.009 (0.011)
<i>Midlow</i> × <i>Post</i>	-0.131 *** (0.044)	-0.019 ** (0.010)	-0.049 (0.064)	-0.019 (0.034)	0.004 (0.012)
<i>Midhigh</i> × <i>Post</i>	-0.075 * (0.044)	-0.036 *** (0.014)	-0.019 (0.051)	-0.052 ** (0.026)	0.003 (0.012)
<i>High</i> × <i>Post</i>	-0.116 ** (0.045)	-0.015 * (0.009)	0.072 ** (0.036)	-0.076 *** (0.026)	-0.020 ** (0.010)
常数项	1.024 (0.643)	-1.361 *** (0.259)	0.002 (0.691)	0.867 * (0.521)	0.674 *** (0.173)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
观测值	3 750	3 750	3 750	3 750	3 750
<i>R</i> ²	0.784	0.554	0.225	0.867	0.861

四、进一步分析

本文研究的核心发现揭示了政府引导基金投资强度与企业全要素生产率之间的“倒 U 型”关系。但这一政策效果可能在不同的现实情境下存在差异。根据权变理论，政策工具的有效性并非一成不变，而是会高度依赖其嵌入的组织特征与外部环境^[40]。为了考察哪些条件能够拓宽政府引导基金的有效投资区间，本文围绕投资决策中“谁来投”“在哪投”和“投给谁”三个核心维度，开展了异质性分析。

(1)“谁来投”：基金层级如何调节政策效应？

不同层级基金在治理规范、专业化程度和行政干预强度方面存在差异。相较于市及区县级基金，国家级和省级基金通常具有更成熟的治理机制和更强的专业投资能力，受到地方短期政绩目标的影响较小，因此其有效投资区间可能更宽^[41]。

根据政府引导基金的设立主体，本文将获投样本划分为国家级、省级、市及区县级三组分别回

归,结果见表4,由于各子样本组共用相同的对照组,因此各组观测值之和大于总样本量。模型(1)显示,在国家级基金组,低强度与中低强度投资对企业全要素生产率有显著的促进作用,且在高强度投资区间并未出现显著的负向冲击。模型(2)显示,省级基金在低强度投资时的促进效应最为突出。与前两组结果形成对比的是,模型(3)显示,在市及区县级基金组,各投资强度的回归系数均不显著。这一结果印证了本研究的预期,国家级和省级基金能够更有效发挥资源赋能作用,而低层级基金的政策效果相对有限。这也从一个侧面说明,基金运作的规范性和专业化水平是影响政策有效边界的重要因素。

表4 异质性检验结果1

变量	(1)国家级 TFP_LP	(2)省级 TFP_LP	(3)市及区 县级 TFP_LP
<i>Low × Post</i>	0.165 * (0.088)	0.313 *** (0.091)	-0.067 (0.089)
<i>Midlow × Post</i>	0.256 *** (0.095)	0.120 (0.079)	0.060 (0.146)
<i>Midhigh × Post</i>	0.116 (0.075)	0.077 (0.060)	0.007 (0.083)
<i>High × Post</i>	-0.078 (0.097)	-0.151 * (0.082)	-0.175 (0.114)
常数项	7.769 *** (0.964)	7.175 *** (1.035)	6.945 *** (1.027)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
观测值	2 458	2 403	2 379
<i>R</i> ²	0.926	0.927	0.910

(二)“在哪投”:制度生态如何塑造政策有效边界?

政府引导基金的政策效果还取决于所在地区

和行业的制度环境。较高的市场化程度有助于将政府投资转化为市场认可和外部融资信号^[42];充分的市场竞争则能够强化外部治理,约束企业的政策迎合和低效投资行为^[43]。因此,本文预期,在市场化程度更高、政府干预更少和行业竞争更充分的环境中,政府引导基金的资源赋能效应更明显。

本文分别采用《中国分省份市场化指数》衡量地区市场化程度^[44],地方财政一般预算支出占GDP的比重衡量政府干预程度,并以行业赫芬达尔—赫希曼指数(HHI)衡量行业竞争,均按中位数将样本划分为高、低组。表5结果显示,在高市场化地区,低强度投资显著促进企业全要素生产率,直至高强度投资才转为显著抑制;在低市场化地区,各强度投资在低至中高强度阶段均未表现出显著影响,高强度投资则显著抑制企业全要素生产率,表明制度约束不足更易诱发治理扭曲。在低政府干预地区,低强度和中低强度投资显著提升企业全要素生产率,高强度投资的负向影响不显著;而在高政府干预地区,低强度投资的促进作用较弱,高强度投资则产生显著抑制效应,说明较高的行政干预程度可能削弱引导基金的赋能作用。在高竞争行业,低强度、中低强度和中高强度投资均显著促进企业全要素生产率,有效投资区间明显拓宽;相比之下,低竞争行业的有效窗口较短,中高强度投资即转为负向影响,高强度投资的抑制效应进一步显著,表明充分的市场竞争有助于缓解政府资本介入可能引发的治理问题。

表5 异质性检验结果2

变量	(1)低市场化 TFP_LP	(2)高市场化 TFP_LP	(3)低政府干预 TFP_LP	(4)高政府干预 TFP_LP	(5)低竞争 TFP_LP	(6)高竞争 TFP_LP
<i>Low × Post</i>	0.120 (0.078)	0.325 *** (0.094)	0.359 *** (0.084)	0.170 * (0.097)	0.271 *** (0.073)	0.271 *** (0.088)
<i>Midlow × Post</i>	0.139 (0.093)	0.180 * (0.093)	0.174 *** (0.067)	0.176 (0.117)	0.176 ** (0.079)	0.192 ** (0.078)
<i>Midhigh × Post</i>	0.071 (0.079)	0.069 (0.062)	0.105 (0.066)	0.073 (0.083)	-0.071 (0.053)	0.253 *** (0.085)
<i>High × Post</i>	-0.148 * (0.089)	-0.132 * (0.068)	-0.097 (0.068)	-0.162 * (0.097)	-0.162 ** (0.077)	-0.096 (0.066)
常数项	7.095 *** (1.208)	5.790 *** (1.337)	6.570 *** (1.206)	7.481 *** (1.211)	6.737 *** (1.290)	6.329 *** (1.442)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	2 182	1 568	1 932	1 818	1 872	1 878
<i>R</i> ²	0.939	0.948	0.913	0.917	0.950	0.934

(三)“投给谁”：“投早、投小、投硬科技”的政策效应分析

“投早”、“投小”与“投硬科技”是风险投资实践中的重要导向,同时也是《国务院办公厅关于促进政府投资基金高质量发展的指导意见》对政府引导基金提出的发展要求。从市场失灵理论来看,政府干预主要是为了弥补市场在资源配置中的不足。早期、小型和高科技企业往往面临较高经营风险和发展不确定性,市场化资本缺乏足够的投资意愿。这种情况下,政府引导基金展现出的资源赋能效应可能更加突出^[45]。因此,本文研究预期,相较于成熟企业、大型企业和非高科技企业,政府引导基金对早期企业、小型企业和高科技企业全要素生产率的促进作用更为显著,其有效投资区间也相对更宽。

本文分别以企业成立年限、获投时点总资产和行业属性衡量企业特征,并按照样本中位数将企业划分为早期与非早期、小型与非小型企业。

其中,小型企业是相对于同行业上市公司的相对概念。依据相关研究和行业代码,本文将涵盖3个门类、19个大类的相关行业界定为硬科技行业^[46]。表6结果显示,早期企业中,低、中低和中高强度投资均显著提升企业全要素生产率,至高强度投资才转为显著抑制;非早期企业中,仅低强度和中低强度投资具有显著促进作用,且促进效应较快减弱。小型企业中,低、中低和中高强度投资均显著为正,表明其有效投资区间更宽;大型企业中仅低强度投资具有较弱促进作用,中低强度投资后系数持续下降。高科技行业中,低、中低和中高强度投资均显著提升企业全要素生产率,而非高科技行业的促进效应持续范围明显较短。总体而言,引导基金在早期、小型及“硬科技”企业中的资源赋能效应更强,但即使在这些政策重点领域,高强度投资仍显著抑制企业全要素生产率,说明政府资本投入必须控制在合理边界内,过度介入可能通过增加代理成本和治理扭曲削弱政策效果。

表 6 异质性检验结果 3

变量	(1)早期 TFP_LP	(2)非早期 TFP_LP	(3)小企业 TFP_LP	(4)非小企业 TFP_LP	(5)硬科技 TFP_LP	(6)非硬科技 TFP_LP
<i>Low × Post</i>	0.496 *** (0.136)	0.280 *** (0.080)	0.717 *** (0.137)	0.157 *** (0.055)	0.216 *** (0.080)	0.349 *** (0.101)
<i>Midlow × Post</i>	0.210 ** (0.087)	0.194 *** (0.075)	0.467 *** (0.116)	0.048 (0.053)	0.131 * (0.075)	0.121 (0.084)
<i>Midhigh × Post</i>	0.154 ** (0.070)	-0.029 (0.093)	0.238 *** (0.086)	-0.084 (0.056)	0.099 * (0.058)	-0.030 (0.096)
<i>High × Post</i>	-0.174 ** (0.081)	-0.109 (0.097)	-0.167 ** (0.078)	-0.093 * (0.050)	-0.119 ** (0.050)	-0.183 (0.121)
常数项	7.646 *** (1.333)	10.231 *** (2.475)	7.288 *** (1.775)	6.411 *** (0.991)	8.045 *** (1.253)	6.579 *** (1.359)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1 737	2 013	1 768	1 982	2 463	1 287
<i>R</i> ²	0.935	0.942	0.874	0.951	0.933	0.955

注:同表1。

五、结论与启示

(一)研究结论

本文基于2015—2023年中国A股上市公司的面板数据,运用PSM-DID方法系统检验了政府引导基金与企业全要素生产率之间的关系,得出以下主要结论:第一,政府引导基金对企业全要素生产率整体上具有显著的净促进效应,证实了其作为有为政府支持企业高质量发展的积极作用;第二,政府引导基金的投资效能呈现倒U型特征,适度的投资强度通过资源赋能效应有效提升了企

业全要素生产率,但投资强度一旦越过拐点,治理扭曲效应带来的边际成本将超过资源赋能的边际收益并逐渐占据主导;第三,机制检验表明,治理扭曲主要通过削弱企业组织效率、资产效率和市场能力三个渠道对企业全要素生产率产生负面影响;第四,异质性分析表明,在高层级的基金运作,在市场化程度高、政府干预少和行业竞争充分的环境中,以及投向早期、小型和高科技企业时,引导基金的积极效应更为显著,有效投资区间也更宽。

(二)政策启示

第一,科学把握投资强度边界,建立分阶段、动态化的投资决策机制。政府引导基金应避免将资金规模扩张简单等同于政策支持力度,而应将投资强度控制纳入项目准入、投资决策和投后管理的全过程。应结合企业发展阶段、资产规模、营业收入和实际融资需求,合理确定投资规模与持股比例,避免一次性、大比例注资;对于资本需求具有不确定性或技术路线仍待验证的企业,可采取分期注资、里程碑考核和动态追加投资等方式,根据企业经营表现与资金使用效率及时调整后续投资安排。投后管理中,应重点关注人员配置、资产运营和市场经营状况;当企业出现人员扩张与业务增长不匹配、资产周转效率下降或盈利能力弱化等问题时,应审慎追加投资,防止治理扭曲和效率损失。

第二,优化投资标的,实现“靶向赋能”。在绩效评价体系从规模导向转向效率导向的基础上,应完善相应的考核激励机制,引导资金更多投向早期、小型和高科技企业。这类企业的外部融资渠道通常相对有限,正是最需要“耐心资本”长期支持的市场主体,政府资本的介入能够充分发挥资源赋能的作用。而对于成熟、大型企业和非高科技企业,则应结合其市场融资能力、经营基础和实际资金需求,审慎把控投资力度与投放节奏,避免政府资本过度参与,挤压企业自主经营决策的空间。

第三,优化制度生态,培育“良性土壤”。政府引导基金效能的发挥高度依赖其所嵌入的制度环境和市场条件。对于市场化程度较高、行业竞争较充分的地区和行业,应在明确产业方向和投资边界的基础上,适度加大引导基金布局力度,充分释放其资本供给和资源撬动作用。对于制度环境尚不完善、市场机制仍不健全的地区和行业,政策重点不宜简单停留在增加资本投入层面,而应将深化市场化改革、完善公平竞争机制、提高项目筛选的市场化和专业化水平、强化投后风险识别与动态监测作为重要配套措施,避免因单纯资本注入加剧资源错配和财政资金低效使用。

第四,必须强调以上政策建议并非彼此孤立,

而应构成一个有机协调的政策体系。在制度环境尚不完善的地区,盲目推进投早投小可能导致投资失败率上升;在缺乏清晰产业定位和绩效约束的情况下,片面扩大基金规模也可能削弱政府资本的配置效率。因此,地方政府需要构建“环境优化、战略聚焦、强度适度、绩效约束”相结合的综合决策体系,在基金规模、投资方向和治理机制之间形成动态协调,推动政府引导基金由单纯的资本供给工具转变为兼顾资源赋能与风险约束的精准投资工具,进而提升财政资金配置效率和企业全要素生产率水平。

参考文献:

- [1]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.
- [2]程聪慧,王斯亮.创业投资政府引导基金能引导创业企业创新吗?[J].科学学研究,2018,36(8):1466-1473.
- [3]杜媛,周梦琳,于小悦,等.政府引导基金对独角兽企业培育的影响研究[J].管理学报,2025,22(8):1490-1498.
- [4]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.
- [5]田雅群,范亚辰,何婧.“脱虚向实”抑或“脱实向虚”:政府产业引导基金对企业金融化的影响研究[J].中国软科学,2025(10):139-149.
- [6]罗劲博,陆文韬.政府引导基金持股能否提高民企会计稳健性:来自A股上市公司的证据[J].南开管理评论,2025,28(10):173-184.
- [7]魏巍,彭纪生,华斌.政府创新支持与企业创新:制度理论和委托代理理论的整合[J].重庆大学学报(社会科学版),2021,27(4):231-244.
- [8]余琰,罗炜,李怡宗,等.国有风险投资的投资行为和投资成效[J].经济研究,2014,49(2):32-46.
- [9]毛其淋,许家云.政府补贴、异质性与企业风险承担[J].经济学(季刊),2016,15(4):1533-1562.
- [10]BARNEY J B, KETCHEN D J, WRIGHT M. Resource-based theory and the value creation framework [J]. Journal of management, 2021, 47 (7): 1936-1955.
- [11]BARNEY J B. Firm resources and sustained competitive advantage[J]. Advances in strategic management, 1991, 17 (1): 3-10.
- [12]任曙明,吕鐸.融资约束、政府补贴与全要素生产率:来自中国装备制造企业的实证研究[J].管理世界,2014(11):10-23,187.
- [13]SPENCE M. Job market signaling [J]. The quarterly journal of economics, 1973, 87(3): 355-374.

- [14] CONNELLY B L, CERTO S T, REUTZEL C R, et al. Signaling theory: state of the theory and its future[J]. *Journal of management*, 2025, 51(1): 24-61.
- [15] 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.
- [16] 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.
- [17] EISENHARDT K M. Agency theory: an assessment and review[J]. *The academy of management review*, 1989, 14(1): 57-74.
- [18] JENSEN M C, MECKLING W H. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure[J]. *Journal of financial economics*, 1976, 3(4): 305-360.
- [19] 马连福, 王元芳, 沈小秀. 国有企业党组织治理、冗余雇员与高管薪酬契约[J]. *管理世界*, 2013(5): 100-115, 130.
- [20] KARAMI G, MEHRANI S, BEIK BOSHROUYEH S, et al. Political connections and labor investment efficiency[J]. *International review of economics & finance*, 2024, 89: 568-580.
- [21] KORNAI J. Resource-constrained versus demand-constrained systems[J]. *Econometrica*, 1979, 47(4): 801-819.
- [22] 林毅夫, 刘明兴, 章奇. 政策性负担与企业的预算软约束: 来自中国的实证研究[J]. *管理世界*, 2004(8): 81-89, 127-156.
- [23] HOSKISSON R E, CHIRICO F, ZYUNG J, et al. Managerial risk taking: a multitheoretical review and future research agenda[J]. *Journal of management*, 2017, 43(1): 137-169.
- [24] 蔡庆丰, 陈熠辉. 财政纵向失衡、地方激励异化与企业投资[J]. *管理世界*, 2023, 39(5): 25-40.
- [25] 钱雪松, 康瑾, 唐英伦, 等. 产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率: 基于中国 2009 年十大产业振兴规划自然实验的经验研究[J]. *中国工业经济*, 2018(8): 42-59.
- [26] 许志勇, 张梦, 张少勇, 等. 金融科技与资产结构配置: 效应与机制[J]. *中国软科学*, 2025(2): 208-224.
- [27] KAHNEMAN D. Attention and effort[M]. Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall, Inc, 1973.
- [28] 袁建国, 后青松, 程晨. 企业政治资源的诅咒效应: 基于政治关联与企业技术创新的考察[J]. *管理世界*, 2015(1): 139-155.
- [29] CHEN D, HU H, WANG N, et al. The impact of green finance on transformation to green energy: evidence from industrial enterprises in China[J]. *Technological forecasting and social change*, 2024, 204: 123411.
- [30] 郝健, 张明玉, 王继承. 国有企业党委书记和董事长“二职合一”能否实现“双责并履”? : 基于倾向得分匹配的双重差分模型[J]. *管理世界*, 2021, 37(12): 195-208.
- [31] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. *Review of economic studies*, 2003, 70(2): 317-341.
- [32] SHIPMAN J E, SWANQUIST Q T, WHITED R L. Propensity score matching in accounting research[J]. *The accounting review*, 2017, 92(1): 213-244.
- [33] 张子尧, 黄炜. 事件研究法的实现、问题和拓展[J]. *数量经济技术经济研究*, 2023, 40(9): 71-92.
- [34] LIND J T, MEHLUM H. With or without U? the appropriate test for a U-shaped relationship: practitioners' corner[J]. *Oxford bulletin of economics and statistics*, 2010, 72(1): 109-118.
- [35] OSTER E. Unobservable selection and coefficient stability: theory and evidence[J]. *Journal of Business & economic statistics*, 2019, 37(2): 187-204.
- [36] 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.
- [37] 何贤杰, 肖土盛, 陈信元. 企业社会责任信息披露与公司融资约束[J]. *财经研究*, 2012, 38(8): 60-71.
- [38] 李寿喜. 产权、代理成本和代理效率[J]. *经济研究*, 2007(1): 102-113.
- [39] 陈红, 纳超洪, 雨田木子, 等. 内部控制与研发补贴绩效研究[J]. *管理世界*, 2018, 34(12): 149-164.
- [40] CHENG P, WU S, XIAO J. Exploring the impact of entrepreneurial orientation and market orientation on entrepreneurial performance in the context of environmental uncertainty[J]. *Scientific reports*, 2025, 15(1): 1913.
- [41] 鲁斯玮, 高波. 政府引导基金与企业韧性[J]. *财经研究*, 2025, 51(10): 109-124.
- [42] 夏立军, 郭建展, 陆铭. 企业家的“政由己出”: 民营 IPO 公司创始人管理、市场环境与公司业绩[J]. *管理世界*, 2012(9): 132-141, 155, 188.
- [43] 解维敏, 魏化倩. 市场竞争、组织冗余与企业研发投入[J]. *中国软科学*, 2016(8): 102-111.
- [44] 樊纲, 王小鲁, 马光荣. 中国市场化进程对经济增长的贡献[J]. *经济研究*, 2011, 46(9): 4-16.
- [45] 胡海峰. 培育壮大耐心资本: 内涵、意义、举措[J]. *人民论坛·学术前沿*, 2025(2): 96-107.
- [46] 白洁. 对外直接投资特征对高科技企业生产率的异质性影响[J]. *科研管理*, 2022, 43(7): 200-208.