

# 政府引导基金与企业短贷长投:内外协同效应

何亮<sup>1,2</sup>, 姜璐瑶<sup>1</sup>

(1. 南京农业大学 金融学院, 江苏 南京 210095;

2. 东南大学 经济管理学院/江苏省高校哲学社会科学实验室—东南大学金融科技大数据实验室, 江苏 南京 211189)

**[摘要]**作为财政与金融协同的重要政策工具,政府引导基金在优化企业期限配置方面的作用值得关注。基于2010—2023年A股上市公司数据,实证检验政府引导基金能否以及如何影响企业短贷长投。研究发现,政府引导基金能够显著抑制企业短贷长投行为。机制分析表明,该作用一方面源于企业外部融资约束的缓解,另一方面得益于内部治理效能的提升,体现出内外协同效应特征。异质性分析显示,上述作用在规模较小、处于成长期的企业中更为明显,表明政府引导基金较好契合了其政策初衷与扶持导向。研究结论揭示了政府引导基金赋能企业财务结构治理的作用逻辑,也为优化政策性资本配置、防范企业流动性风险提供了启示。

**[关键词]**政府引导基金;短贷长投;融资约束;治理效能;内外协同效应;企业生命周期

**[中图分类号]**F275 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2026)03-0091-10

## 一、引言

2024年中央经济工作会议强调,要“健全多层次金融服务体系,壮大耐心资本”,同时“深化资本市场投融资综合改革,打通中长期资金入市卡点堵点,增强资本市场制度的包容性、适应性”<sup>①</sup>。实体企业是推动经济高质量发展的重要基础,其稳健运行有赖于长期稳定的资金支持。然而,全球产业链重构与经济增速放缓加剧了企业面临的经营不确定性与资金成本压力。与此同时,市场化投资者普遍出于短期逐利目标压缩长期资金供给,致使部分企业被迫依赖短期债务滚动支持长期投资,由此形成“短贷长投”现象。尽管这种做法在短期内能够缓解资金约束,但在长期却可能导致投资效率与经营绩效下降、流动性风险与信用风险加剧,甚至诱发系统性金融风险<sup>[1-2]</sup>。

作为弥补市场机制不足的重要政策工具,政府引导基金通过财政资金基金化运作,旨在长效化解企业高质量发展中的融资与治理约束<sup>[3]</sup>。政府引导基金是由各级政府通过财政预算安排,单独出资或与社会资本共同出资设立的股权投资基金。据清科研究中心统计,截至2024年末,全国累计设立引导基金2178只,认缴规模达7.70万亿元。政府引导基金已成为我国资本市场中兼具政策影响力与资金规模的重要参与者。与单纯追求财务回报的市场化投资基金不同,政府引导基金更强调服务国家和地区产业政策及创新发展战略,具有鲜明的耐心资本属性<sup>[4]</sup>;与传统直接财政补贴不同,政府引导基金遵循股权投资的行业惯例和市场化原则,是财政资金使用方式的创新性探索<sup>[5]</sup>。在此背景下,本文聚焦以下关键问题:政府引导基金能否突破市场化投资者和直接财政补贴的作用局限,有效治理企业短贷长投?若这一政策效应存在,其作用途径是局限于外部融资环境的改善,还是能够进一步强化企业内部约

**[收稿日期]**2025-09-04

**[基金项目]**国家自然科学基金青年项目(72201129);国家自然科学基金面上项目(72373066);国家社会科学基金重大项目(24&ZD117)

**[作者简介]**何亮(1990—),男,江苏无锡人,南京农业大学金融学院副教授,硕士生导师,博士,东南大学经济管理学院/江苏省高校哲学社会科学实验室—东南大学金融科技大数据实验室博士后,主要研究方向为金融风险管理与公司治理,邮箱:heliang@njau.edu.cn;姜璐瑶(2002—),女,浙江湖州人,南京农业大学金融学院硕士生,主要研究方向为公司治理与财务管理。

①详见:[http://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202412/content\\_6992258.htm](http://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202412/content_6992258.htm)。

束、提升治理效能,从而形成抑制短贷长投的内外协同机制?此外,该效应是否在规模较小、处于成长期的企业中更为显著,从而契合引导基金设立的政策初衷和扶持导向?

针对上述问题,本文基于2010—2023年A股上市公司财务数据与清科私募通引导基金数据,实证考察政府引导基金对企业短贷长投的治理效应,并进一步识别其作用机制及异质性表现。相较于已有研究,本文的边际贡献主要体现在以下三个方面:第一,本文不再停留于政府引导基金对企业成长、创新或融资结果的一般性影响,而是将研究重心进一步推进到企业短贷长投这一期限结构治理问题,从而拓展了政府引导基金微观经济后果的研究边界。第二,本文从外部融资约束缓解与内部治理效能提升两个层面揭示抑制企业短贷长投的内外协同机制,从而深化了对政府引导基金治理效应的认识。第三,本文进一步发现,政府引导基金的作用在规模较小、处于成长期的企业中更为显著,表明其效果与重点扶持对象具有较高契合性,从而为理解政府引导基金的政策导向及定向支持功能提供了经验证据。

## 二、文献综述

在政府引导基金经济效应的研究方面,现有文献已展开较为丰富的讨论,但相关结论仍存在一定分歧。多数研究对政府引导基金促进企业发展的作用持肯定态度。例如,政府引导基金被证实具有增信效应,能够通过公共资本信息认证、缓解信息不对称等方式改善市场失灵和资本短缺问题<sup>[3,6]</sup>;同时,政府引导基金还可与传统财税政策形成协同,为企业提供资源保障,推动技术进步与创新能力提升<sup>[5,7-8]</sup>。然而,也有研究指出,受避险偏好以及政企合谋倾向等因素影响,政府引导基金对初创企业的扶持作用可能相对有限<sup>[9]</sup>。总体来看,现有研究主要关注政府引导基金对企业发展结果的影响,而其在短贷长投治理中的作用尚未得到充分揭示。

短贷长投是指企业违背资产负债期限匹配原则,以短期融资支持长期资产投资,进而导致流动性风险上升、财务与经营风险加剧的现象<sup>[10]</sup>。围绕短贷长投的成因,已有研究主要从外部条件和内部决策两个层面展开分析。在外部条件方面,现有文献普遍认为,短贷长投是企业金融抑制和融资压力约束下采取的权宜之举。例如,刘贯春等认为,信贷歧视、信息不对称等因素会强化资金供给方“惜贷”倾向,导致中小企业被迫短债长用<sup>[11]</sup>;白云霞等则指出,利率市场化程度不足是诱发投融资期限结构失衡的重要因素<sup>[12]</sup>;与此同时,随着银行竞争加剧<sup>[13]</sup>、税收征管数字化<sup>[14]</sup>、风险投资市场发展<sup>[15]</sup>等外部条件改善,市场公平性和资金配置效率有所提升,企业短贷长投问题也相应缓解。在公司决策方面,高管过度自信<sup>[16]</sup>、公司战略激进<sup>[17]</sup>、管理者权力与能力失衡<sup>[18]</sup>等,则被视为诱发企业短贷长投的重要内部因素。与上述文献的研究对象不同,政府引导基金既是一种来自外部的政策性资本投入,又能够通过股东参与和治理介入持续影响企业内部决策。正因如此,从政府引导基金角度展开研究,可以为理解企业短贷长投的形成机理及其治理路径提供兼具外部条件改善与内部治理优化的分析视角。

## 三、理论分析与研究假设

Morris提出的期限匹配理论认为,企业若过度依赖短期融资满足长期资金需求,往往会导致资产与负债期限错配,进而引发债务风险累积甚至集中爆发<sup>[19]</sup>。然而,在中国实体经济的运行中,短贷长投已成为较为普遍的结构现象。例如,申广军等的研究显示,中国上市公司中约有18.9%的企业从未获得长期借款,且其长期资产占比显著高于长期负债率<sup>[20]</sup>。该现象的主要成因之一在于长期资金供给的系统性不足:一方面,资本市场中的市场化投资者受短期收益考核和退出约束影响,往往压缩长期资金供给,而对企业长期稳健发展关注不足;另一方面,传统财政补贴多采取拨付式支持,资金使用缺乏市场化约束,容易导致低效率使用和道德风险<sup>[5]</sup>。在长期资本供给不足、长期投资需求刚性较强且外部治

理约束相对有限的条件下,企业便更容易依赖短期负债支撑长期投资,短贷长投也由此逐渐固化为一种被动选择。

从根源上抑制企业短贷长投,关键在于为长周期投资引入能够跨周期配置、容忍短期波动、并支撑长周期投入的耐心资本<sup>[10]</sup>。政府引导基金作为财政资金使用方式的重要制度创新,其差异化优势恰恰体现在更接近耐心资本的供给方式<sup>[21]</sup>。相较于追求短期收益的市场化资本,政府引导基金更强调服务国家战略和产业培育目标,能够通过延长存续期和提高风险容忍度,为企业提供更稳定、更持久的资金支持<sup>[22]</sup>。相较于传统财政补贴,政府引导基金遵循市场化运作和专业化原则,通过事前筛选与持续投入,提高财政资金配置的精准性和使用效率<sup>[5]</sup>。因此,当企业获得政府引导基金支持后,其长期投资需求与资金来源的期限结构更可能实现匹配,企业对短期负债支撑长期投资的依赖也将相应减弱。

基于上述理论推演,本文提出如下假设:

H1:政府引导基金能够显著抑制企业短贷长投行为。

政府引导基金对企业短贷长投的治理效应,并非源于单一渠道,而是外部融资环境改善与内部治理效能提升协同作用的结果。在缓解融资约束方面,政府引导基金不仅能够为企业提供更稳定的中长期资金支持,其投资行为本身还具有显著的信号传递功能。政府信用背书有助于提升企业在金融机构和其他投资者中的可信度,缓解因信息不对称引致的过度风险规避<sup>[23]</sup>。这一机制能够在金融抑制背景下改善企业资金可获得性,尤其有助于减轻因抵押物不足或信用记录有限而遭受的“统计性歧视”,使企业更容易获得与投资回报周期相匹配的中长期资金来源,抑制短贷长投。在内部治理方面,政府引导基金通过强化股东监督和激励约束,促使企业投融资决策回归稳健和长期导向,进而缓解短贷长投。短贷长投并非完全出于被动应对,管理层非理性和机会主义行为同样会推高长期投资需求并放大大期限错配<sup>[24]</sup>。因此,政府引导基金的内部治理效应主要体现在以下三个方面:其一,通过股东监督,抑制偏离主业的盲目扩张与过度投资,从投资需求端降低对短期融资滚动支持的依赖<sup>[25]</sup>;其二,通过强化激励约束,提高管理层对风险后果的敏感性,减少以短债支撑长投的激进策略<sup>[24]</sup>;其三,通过强化信息约束,抑制报表粉饰等机会主义行为对期限配置的扭曲,从而降低短贷长投<sup>[26]</sup>。

基于上述理论分析,本文提出如下假设:

H2:政府引导基金主要通过缓解融资约束、提升治理效能的内外协同机制,显著抑制企业短贷长投行为。

## 四、研究设计

### (一) 模型构建与样本数据

为实证检验政府引导基金对企业短贷长投行为的影响,本文构建如下双向固定效应模型:

$$SFLI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Fund_{i,t} + \alpha_2 \sum Control_{i,t} + Company_i + Year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,被解释变量  $SFLI_{i,t}$  表示企业  $i$  在  $t$  年的短贷长投程度; $Fund_{i,t}$  为核心解释变量,反映企业  $i$  在  $t$  年是否获得政府引导基金支持或其投资金额; $\sum Controls$  代表控制变量集合; $Company_i$  和  $Year_t$  分别代表个体和时间固定效应;回归采用聚类到企业层面的稳健标准误。

本文选取 2010—2023 年中国 A 股上市公司的面板数据作为回归样本。样本起始年份选定为 2010 年,主要基于以下考虑:2008 年 10 月发布的《关于创业投资引导基金规范设立与运作的指导意见》标志着政府引导基金进入规范发展阶段;以 2010 年为起点,有助于排除 2008 年国际金融危机造成的冲击。选取 A 股上市公司作为研究对象,主要基于三方面原因:第一,A 股上市公司信息披露规范,变量构建较为可行;第二,上市公司在融资结构、投资行为与治理机制上较为复杂,有助于识别政府引导基金的多维度作用路径;第三,A 股市场涵盖不同类型企业,能够为后续异质性分析提供较好的样本

基础。

在数据来源方面,本文所使用的企业财务与公司治理数据来自国泰安数据库(CSMAR),政府引导基金相关数据取自清科私募通数据库(PEDATA)。本文依次进行如下样本筛选:首先,剔除金融行业上市公司;其次,排除ST、\*ST等处于特殊处理状态的企业;最后,删除关键变量存在缺失的观测值。为减轻极端值的干扰,本文对所有连续变量在1%和99%分位进行缩尾处理。

初步统计显示,在原始样本中仅约9%的企业获得政府引导基金支持。这种明显不均衡的分布可能导致处理组与对照组企业在多个维度存在系统性差异,引致样本选择偏误。为缓解该问题,本文采用倾向得分匹配法(PSM)对样本进行重构。具体而言,将获得政府引导基金支持的企业作为处理组,其余为对照组;选取模型(1)中所有控制变量作为匹配协变量,采用最近邻1:3匹配方法进行配对。匹配后,最终获得5114家公司-年度观测值构成的有效样本。平衡性检验结果表明,匹配后各协变量在处理组与对照组间均无显著差异,且标准化偏差绝对值均小于10%,满足平衡性假设要求。

## (二) 变量定义

### 1. 被解释变量

本文借鉴钟凯等的做法<sup>[10]</sup>,基于企业资金缺口的估计,将被解释变量短贷长投程度( $SFLI$ )定义为

$$SFLI_{i,t} = \frac{CFIB_{i,t} - \Delta LTL_{i,t} - \Delta EQ_{i,t} - CFO_{i,t} - CFIS_{i,t}}{TA_{i,t-1}} \quad (2)$$

其中, $CFIB_{i,t}$ 为购买固定资产等投资活动的现金支出, $\Delta LTL_{i,t}$ 代表长期借款本期增加额, $\Delta EQ_{i,t}$ 表示本期权益增加额, $CFO_{i,t}$ 为经营活动现金净流入, $CFIS_{i,t}$ 为出售固定资产现金流入, $TA_{i,t-1}$ 则代表期初总资产。短贷长投程度( $SFLI$ )的经济含义为长期资本支持长期投资的资金缺口比率, $SFLI_{i,t}$ 取值越大,表明企业依赖短期债务滚动支持长期投资的倾向越强,即短贷长投程度越严重。

### 2. 解释变量

本文参考杨兴全等的研究<sup>[25]</sup>,选取两种变量测度政府引导基金的影响。其一为虚拟变量政府引导基金支持( $GGF$ ),即若企业在该年获得政府引导基金投资赋值为1,否则为0;其二为政府引导基金投资金额( $GVC$ ),定义为企业在该年所获得的政府引导基金投资金额加1后的自然对数值。

### 3. 机制变量

根据前文理论假设H2,本文选取如下两种机制变量:(1)融资约束( $WW$ ),采用Whited等构建的 $WW$ 指数度量<sup>[27]</sup>,该指数值越大表明企业面临的融资约束越强;(2)治理效能( $SUP$ ),参考范润等的方法<sup>[15]</sup>,基于大股东持股比例等九项公司治理监督相关变量,通过主成分分析并提取首个主成分计算该综合指标。

### 4. 调节变量

本文所考虑的调节变量具体包括:(1)企业规模( $SIZE$ ),采用企业总资产的自然对数度量;(2)企业生命周期( $STAGE$ ),参考梁上坤等的划分方式<sup>[28]</sup>,将成长、成熟、衰退期企业分别赋值为1、2和3。

### 5. 控制变量

参考已有研究<sup>[10-11,29]</sup>,本文选取可能影响企业短贷长投行为的若干企业特征作为控制变量,具体包括账面市值比( $BM$ )、现金持有率( $CASH$ )、固定资产比率( $FIX$ )、盈利能力( $ROA$ )、两职合一( $DUAL$ )、董事会规模( $BS$ )及独立董事比例( $INDEP$ )。

## 五、实证结果

### (一) 描述性统计分析

表1呈现了2010—2023年5114家公司-年度观测值的描述性统计结果。样本企业短贷长投程度

(*SFLI*)的均值为-0.1300,中位数为-0.0842,标准差为0.2342,最小值和最大值则分别为-1.3057和0.2611。该分布特征与既有研究结论基本一致<sup>[20]</sup>,反映出企业之间短贷长投程度存在明显差异。在核心解释变量方面,政府引导基金支持(*GGF*)的均值为0.1349,说明匹配法缓解了原始样本中处理组占比较低的问题;政府引导基金投资金额(*GVC*)的均值为0.3062,标准差为0.7915,表明不同企业获得引导基金支持的力度存在较大差异。其余控制变量的统计分布均处于合理区间,说明匹配后样本具有较好的数据结构,能够为后续实证分析提供可靠基础。

(二) 基准回归结果分析

表2展示了基于模型(1)的基准回归结果。表2中列(1)至列(4)结果显示,在控制企业与年份固定效应,以及是否控制企业特征变量的条件下,回归系数均表明政府引导基金对企业短贷长投具有显著抑制作用。具体来看,在以虚拟变量(*GGF*)衡量政府引导基金支持时,其估计系数为-0.0552,且在1%水平上显著。在使用连续型变量(*GVC*)度量政府引导基金支持强度时,估计系数为-0.0232,同样在1%水平上显著。以上结果支持了假设H1。

值得注意的是,各控制变量的影响方向也基本符合预期。例如,盈利能力(*ROA*)与现金持有(*CASH*)对短贷长投程度均呈显著负向影响,表明盈利能力较强、内部资金较为充裕的企业,对短期融资滚动支持长期投资的依赖程度相对较低;而固定资产比率(*FIX*)则对短贷长投程度呈显著正向影响,这可能与重资产企业更依赖债务融资且面临更强的资产期限约束有关。

(三) 内生性检验

在运用回归模型识别政府引导基金对企业短贷长投行为的因果影响时,可能因反向因果、遗漏变量或测量误差等问题导致内生性偏误。为缓解此类干扰,本文采用工具变量法进行估计。借鉴吴超鹏和严泽浩的研究<sup>[7]</sup>,本文选取企业是否在2008年国务院转发发展改革委、财政部、商务部《关于创业投资引导基金规范设立与运作的指导意见》后获得首轮风险投资(*LGGF*)作为工具变量。该变量理论上满足相关性<sup>[7]</sup>与外生性要求:一方面,上述政策的出台推动了政府引导基金的规范设立与扩展,从而显著提升企业后续获得引导基金支持的可能性,满足相关性条件;另一方面,该政策时点早于样本区间(2010—2023年),且首轮风险投资决策通常不会直接影响企业远期短贷长投行为,因而在一定程度上满足外生性假设。

表1 变量描述性统计

变量	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>SFLI</i>	5114	-0.1300	-0.0842	0.2342	-1.3057	0.2611
<i>GGF</i>	5114	0.1349	0.0000	0.3417	0.0000	1.0000
<i>GVC</i>	5114	0.3062	0.0000	0.7915	0.0000	3.1763
<i>BM</i>	5114	0.2852	0.2630	0.1391	0.0563	0.7258
<i>CASH</i>	5114	0.1554	0.1143	0.1113	0.0133	0.5512
<i>FIX</i>	5114	0.2392	0.2122	0.1606	0.0029	0.6745
<i>ROA</i>	5114	0.0565	0.0541	0.0577	-0.1833	0.2344
<i>DUAL</i>	5114	0.3117	0.0000	0.4632	0.0000	1.0000
<i>BS</i>	5114	0.9344	0.9542	0.0858	0.6990	1.1461
<i>INDEP</i>	5114	0.3744	0.3333	0.0542	0.3333	0.5714
<i>WW</i>	5021	-1.0409	-1.0351	0.1167	-5.9933	-0.7937
<i>SUP</i>	5008	-0.0372	0.0957	0.9538	-2.6517	4.3039
<i>SIZE</i>	5114	9.8040	9.7237	0.5608	8.7825	11.3744
<i>STAGE</i>	5114	2.0704	2.0000	0.7024	1.0000	3.0000

表2 政府引导基金对企业短贷长投行为的整体影响

	(1) <i>SFLI</i>	(2) <i>SFLI</i>	(3) <i>SFLI</i>	(4) <i>SFLI</i>
<i>GGF</i>	-0.0499*** (0.0167)	-0.0552*** (0.0159)		
<i>GVC</i>			-0.0221*** (0.0721)	-0.0232*** (0.0067)
<i>BM</i>		0.0445 (0.0453)		0.0422 (0.0452)
<i>CASH</i>		-0.5805*** (0.0690)		-0.5793*** (0.0691)
<i>FIX</i>		0.1547*** (0.0566)		0.1546*** (0.0566)
<i>ROA</i>		-1.3880*** (0.0786)		-1.3868*** (0.0786)
<i>DUAL</i>		0.0163 (0.0134)		0.0163 (0.0134)
<i>BS</i>		-0.1438 (0.0957)		-0.1477 (0.0954)
<i>INDEP</i>		-0.0561 (0.1149)		-0.0563 (0.1148)
<i>-cons</i>	-0.1233*** (0.0023)	0.1373 (0.1137)	-0.1233*** (0.0022)	0.1411 (0.1135)
<i>Firm</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES
观测值	5114	5114	5114	5114
Adj_R <sup>2</sup>	0.0772	0.2069	0.0774	0.2067

注:括号内为企业聚类标准误;\*、\*\*、\*\*\*分别表示估计系数在10%、5%、1%的水平上显著。下同。

表3列(1)至列(4)报告了以LGGF作为工具变量的两阶段最小二乘估计结果。第一阶段回归显示,LGGF对政府引导基金支持(GGF)与投资金额(GVC)均具有显著正向影响,系数分别为0.5698与1.2694,且在1%水平上显著。进一步地,Kleibergen-Paap rk LM检验统计量为186.94( $p=0.0000$ ),强烈拒绝不可识别的原假设;Cragg-Donald Wald F统计量为1549.938,远高于常用弱工具变量临界值,表明工具变量具有较强有效性。第二阶段估计结果显示,GGF与GVC的系数分别为-0.3101与-0.1392,且均在1%水平上显著为负,说明在控制内生性问题后,政府引导基金仍表现为显著抑制企业短贷长投行为,与基准回归结论一致。

#### (四) 稳健性检验

##### 1. 替换被解释变量

为降低被解释变量测量偏误对结论的干扰,本文进一步构造刻画企业短贷长投的虚拟变量(SFLI2),即若连续变量SFLI大于0时,SFLI2赋值为1,否则为0。由表4列(1)和列(2)可知,无论以虚拟变量(GGF)还是连续变量(GVC)衡量引导基金支持,其估计系数均在1%水平上显著为负,与基准回归结果方向一致,说明研究结论对被解释变量的测度方式变化保持稳健。

##### 2. 变换样本构造方法

为排除样本选择偏误对估计结果的影响,本文进一步采用两种方式重新构造样本并进行回归检验。

第一,使用未经PSM匹配的原始全样本(14242个观测值)重新估计模型,结果如表4列(3)、列(4)所示。政府引导基金变量的系数依然在1%水平上显著为负,与匹配后样本的估计结果一致,表明基准结论不依赖于特定匹配方法。

第二,借鉴Chahine等的研究<sup>[30]</sup>,采用熵平衡匹配法构造反事实对照组。该方法

通过优化权重函数,使处理组与对照组在关键混杂变量上的分布趋于一致,而无须依赖倾向得分模型的正确设定。表4中列(5)报告了基于熵平衡匹配后样本的回归结果。政府引导基金支持(GGF)的系数为-0.0921,且仍在1%水平上显著为负,进一步验证了研究结论的稳健性。

##### 3. 排除同期政策影响

为检验基准结论是否受到同期其他政策冲击的影响,本文进一步针对利率市场化改革这一重要金融制度变迁进行检验<sup>①</sup>。选择利率市场化改革作为检验对象,主要基于以下考虑:其一,短贷长投的制度性成因与金融体系长期资金供给不足密切相关,而行政性利率管制与期限结构扭曲会抑制长期资金的风险补偿与供给意愿,从而加剧企业以短期融资支持长期投资的倾向<sup>[12]</sup>。其二,相关研究表明,利率

表3 内生性检验

	(1) 第一阶段 GGF	(2) 第二阶段 SFLI	(3) 第一阶段 GVC	(4) 第二阶段 SFLI
LGGF	0.5698 *** (0.0134)		1.2694 *** (0.0365)	
GGF		-0.3101 *** (0.0418)		
GVC				-0.1392 *** (0.0189)
Control	YES	YES	YES	YES
Firm	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES
观测值	5706	5706	5706	5706
Adj_R <sup>2</sup>		0.0686		0.0593
K-P rk LM		186.94 ***		1210.205 ***
C-D Wald F		1549.938		1389.892

表4 替换被解释变量及全样本回归结果

	(1) SFLI2	(2) SFLI2	(3) SFLI	(4) SFLI	(5) SFLI
GGF	-0.0666 *** (0.0242)		-0.0468 *** (0.0142)		-0.0921 *** (0.0191)
GVC		-0.0295 *** (0.0104)		-0.0197 *** (0.0060)	
-cons	0.8320 *** (0.2101)	0.8367 *** (0.2096)	0.0098 (0.0688)	0.0110 (0.0688)	0.2158 (0.1314)
Control	YES	YES	YES	YES	YES
Firm	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	5114	5114	14242	14242	5114
Adj_R <sup>2</sup>	0.2685	0.2686	0.2018	0.2017	0.2679

①本文参考已有研究,进一步对固定资产加速折旧政策<sup>[31]</sup>、数字金融发展<sup>[32]</sup>等同期冲击进行了排除性检验,篇幅所限,结果备索。

市场化可能通过缓解融资约束、改善长期贷款可得性等渠道抑制企业短贷长投,其作用方向与本文所关注的政府引导基金机制存在潜在重叠,如不加以区分,可能导致同期政策干扰<sup>[33]</sup>。

基于此,第一,以 2013 年为界进行分样本回归。如表 5 列(1)、列(4)所示,在 2013 年及以前的子样本中,政府引导基金(*GGF/GVC*)的系数均显著为负;而在 2013 年之后的子样本中表 5 列(2)、列(5),其系数仍保持显著为负。第二,进一步构建利率市场化虚拟变量(*LIR*),若样本年份处于 2013 年及之后则取值为 1,否则为 0,并生成其与政府引导基金的交互项。如表 5 列(3)、列(6)所示,交互项系数均不显著,而政府引导基金的主效

表 5 排除相关政策影响

	(1) <i>SFLI</i>	(2) <i>SFLI</i>	(3) <i>SFLI</i>	(4) <i>SFLI</i>	(5) <i>SFLI</i>	(6) <i>SFLI</i>
<i>GGF</i>	-0.3155 *** (0.0527)	-0.0362 ** (0.0180)	-0.2142 * (0.1267)			
<i>GVC</i>				-0.1852 *** (0.0309)	-0.0163 ** (0.0076)	-0.0904 (0.0586)
<i>LIR × GGF</i>			0.1593 (0.1258)			
<i>LIR × GVC</i>						0.0673 (0.0582)
<i>-cons</i>	0.2235 (0.4377)	0.0809 (0.1437)	0.1375 (0.1137)	0.2239 (0.4378)	0.0865 (0.1436)	0.1412 (0.1135)
<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Firm</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	778	3813	5114	778	3813	5114
Adj_R <sup>2</sup>	0.1921	0.2185	0.2071	0.1921	0.2187	0.2068

应依然显著为负。综上,通过分样本检验与交互项分析,可以认为政府引导基金对企业短贷长投的抑制作用独立于利率市场化这一重大金融改革,研究结论具有较好的稳健性。

## 六、进一步分析

### (一) 机制分析

为系统识别政府引导基金对企业短贷长投的作用路径,本文依据理论假设 H2,重点检验缓解融资约束与提升治理效能两方面。参考蔡庆丰等的研究设计<sup>[5]</sup>,本文构建如下回归模型:

$$MV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Fund_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + Year_i + Company_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$SFLI_{i,t} = \mu_0 + \mu_1 MV_{i,t} + \mu_2 Fund_{i,t} + \mu_3 Fund_{i,t} \times MV_{i,t} + \sum Control_{i,t} + Year_i + Company_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中,*MV<sub>i,t</sub>*代表机制变量,包括融资约束(*WW*)和治理水平(*SUP*),具体测度方式参见本文第四部分。

1. 缓解融资约束。在机制检验中,本文首先采用 *WW* 指数作为代理变量,考察政府引导基金是否通过改善企业外部融资环境、缓解融资约束,进而抑制其短贷长投行为。表 6 列(1)、列(3) 报告了模型(3) 的对应回归结果,显示政府引导基金(*GGF/GVC*) 的系数均在 1% 水平上显著为负,表明政府引导基金能够有效缓解企业面临的融资约束。进一步地,列(2)、列(4) 展示了纳入融资约束变量及其交互项后的模型(4) 回归结果。融资约束(*WW*) 与解释变量(*GGF* 与 *GVC*) 交互项的系数在 1% 水平上显著为正,表明随着融资约束缓解,政府引导基金对短贷长投的抑制作用效果进一步增强。这一发现与 Valencia 关于融资约

表 6 影响机制检验:缓解融资约束

	(1) <i>WW</i>	(2) <i>SFLI</i>	(3) <i>WW</i>	(4) <i>SFLI</i>
<i>GGF</i>	-0.0142 ** (0.0070)	-0.0378 ** (0.0158)		
<i>GVC</i>			-0.0063 ** (0.0031)	-0.0141 ** (0.0069)
<i>WW × GGF</i>		0.4346 ** (0.1943)		
<i>WW × GVC</i>				0.1705 ** (0.0793)
<i>WW</i>		0.4347 *** (0.1122)		0.4355 *** (0.1124)
<i>-cons</i>	0.1051 (0.0674)	0.0958 (0.1109)	0.1061 (0.0672)	0.1018 (0.1111)
<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Firm</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES
观测值	5021	5021	5021	5021
Adj_R <sup>2</sup>	0.2186	0.2480	0.2186	0.2477

束加剧企业期限结构失衡的研究结论相呼应<sup>[34]</sup>,说明融资约束不仅是企业短贷长投的重要成因,也是影响政府引导基金治理效果的重要情境条件,从而为假设 H2 提供了来自外部机制层面的经验证据。

2. 提升治理效能。本文进一步检验政府引导基金是否通过提升企业治理效能影响其短贷长投行为。表 7 列(1)、列(3)结果显示,政府引导基金(*GGF/GVC*)对企业治理效能(*SUP*)具有显著正向影响,表明政府引导基金的参与确实提升了被投企业的治理质量。在此基础上,列(2)、列(4)中,政府引导基金与治理效能的交互项(*SUP* × *GGF* 与 *SUP* × *GVC*)系数均显著为负,说明在治理效能较高的企业中,政府引导基金对短贷长投的抑制作用更为明显。这一发现表明,治理效能的提升有助于强化政府引导基金的治理效果,使其在约束管理层机会主义行为、优化企业期限配置方面发挥更大作用,从而从内部机制层面支持了假设 H2。

(二) 异质性分析

1. 企业规模。企业规模深刻影响其融资可得性与信贷结构。中小企业作为金融体系中的长尾群体,受制于资产规模有限、经营不确定性较高以及信息透明度不足等因素,普遍面临长期信贷供给不足的问题<sup>[35]</sup>。从理论上讲,政府引导基金通过提供长期、耐心的股权资本,能够更有针对性地弥补中小企业在长期融资方面的结构性缺口。为检验规模异质性,本文在模型(1)的基础上引入企业规模(*SIZE*)及其与政府引导基金(*GGF/GVC*)的交互项进行回归分析。表 8 中列(1)、列(2)结果显示,交互项 *SIZE* × *GGF* 与 *SIZE* × *GVC* 的系数均在 1% 水平上显著为正,表明随着企业规模减小,政府引导基金对企业短贷长投的抑制作用显著增强。这一发现与政府引导基金重点支持中小企业的政策导向高度契合,说明其在实践中较好地发挥了定向支持和市场纠偏功能。

2. 企业生命周期。政府引导基金对企业短贷长投的治理效应,可能因企业所处生命周期阶段不同而表现出显著差异。处于成长期的企业虽然具有较高的发展潜力,但受限于经营不确定性较大、投资回报周期较长等因素,往往较难获得与投资周期相匹配的中长期资金支持。政府引导基金通过提供具有政策属性的长期股权资本,能够在一定程度上弥补成长期企业的资本缺口,从而更有效地抑制其短贷长投行为。为检验上述政策逻辑是否在实践中得到体现,本文引入企业生命周期(*STAGE*)与政府引导基金(*GGF/GVC*)的交互项进行实证检验。表 8 列(3)、列(4)结果显示,交互项系数分别为 0.0452 与 0.0324,且均在 1% 水平上显著为正。这表明政府引导基金对企业短贷长投的抑制作用在成长期企业中更为突出,反映出其资金配置较好契合了支持早期成长型企业发展的政策初衷。综上所述,异质性分析

表 7 影响机制检验:提升治理效能

	(1) <i>SUP</i>	(2) <i>SFLI</i>	(3) <i>SUP</i>	(4) <i>SFLI</i>
<i>GGF</i>	0.0498 * (0.0278)	-0.0580 *** (0.0159)		
<i>GVC</i>			0.0542 *** (0.0106)	-0.0243 *** (0.0067)
<i>SUP</i> × <i>GGF</i>		-0.0273 ** (0.0129)		
<i>SUP</i> × <i>GVC</i>				-0.0105 * (0.0056)
<i>SUP</i>		-0.0404 ** (0.0187)		-0.0413 ** (0.0186)
<i>_cons</i>	-1.8808 *** (0.2466)	-0.0043 (0.1177)	-4.1948 *** (0.1126)	0.0006 (0.1175)
<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Firm</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES
观测值	5008	5008	5008	5008
Adj_R <sup>2</sup>	0.9484	0.1730	0.9796	0.1729

表 8 异质性分析

	(1) <i>SFLI</i>	(2) <i>SFLI</i>	(3) <i>SFLI</i>	(4) <i>SFLI</i>
<i>SIZE</i> × <i>GGF</i>	0.0659 *** (0.0218)			
<i>SIZE</i> × <i>GVC</i>		0.0275 *** (0.0090)		
<i>STAGE</i> × <i>GGF</i>			0.0452 ** (0.0184)	
<i>STAGE</i> × <i>GVC</i>				0.0324 *** (0.0065)
<i>GGF</i>	-0.6765 ** (0.2634)		-0.1475 *** (0.0452)	
<i>GVC</i>		-0.2438 ** (0.1090)		-0.0610 *** (0.0191)
<i>SIZE</i>	-0.1955 *** (0.0241)	-0.1929 *** (0.0238)		
<i>STAGE</i>			0.0320 *** (0.0065)	0.0324 *** (0.0065)
<i>_cons</i>	1.9630 *** (0.2699)	0.1061 (0.1119)	0.1462 (0.1133)	1.9382 *** (0.2667)
<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Firm</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES
观测值	5114	5114	5114	5114
Adj_R <sup>2</sup>	0.4174	0.4171	0.4113	0.4111

显示的差异化结果进一步印证了政府引导基金“投早、投小、投长期”的政策导向。

## 七、结论性评述

本文基于2010—2023年A股上市公司数据,系统考察了政府引导基金对企业短贷长投行为的影响及其内外协同机制。研究发现:第一,政府引导基金能够显著抑制企业短贷长投行为,且该结论在控制内生性问题并经过多项稳健性检验后依然成立;第二,机制分析表明,政府引导基金一方面通过缓解企业融资约束、改善外部融资条件发挥作用,另一方面通过参与治理、强化监督提升企业治理效能,从而形成抑制短贷长投的内外协同效应;第三,异质性检验显示,政府引导基金对小规模企业和成长期企业的治理效应更为显著,表明其作用效果与政策重点和扶持导向较为一致。

基于上述研究结论,本文提出如下政策建议:第一,强化政府引导基金对企业长期发展的战略支持,优化财政金融协同机制。应持续完善政府引导基金作为耐心资本的功能定位,在绩效考核中适当引入长期发展指标,引导被投资企业更加注重主业发展与长期投入。在运作方式上,应推动资金注入与治理参与并重,鼓励政府引导基金通过委派董事、设置治理条款等方式深度参与企业治理,构建与企业成长周期相匹配的中长期资金支持体系。第二,完善企业内外部支持与约束体系,形成治理短贷长投的长效机制。在外部层面,应充分发挥政府引导基金的信号传递与信用增进功能,联动银行、担保等多元主体,构建分阶段、全覆盖的中长期资金供给体系。在内部层面,应推动被投资企业健全信息披露机制与内部控制流程,引导企业从战略层面重视资产与负债的期限协调,提升财务稳健性。第三,聚焦政策初衷,加强对小规模企业和成长期企业的精准支持。建议在政府引导基金层面建立差异化考核机制,对投资于成长期企业和小规模企业的子基金适当提高风险容忍度。同时,可探索设立面向成长早期企业的专项子基金,并配套融资担保、贴息贷款等组合工具,推动政策资源更有效地向融资约束较强、成长潜力较高的企业倾斜。

### 参考文献:

- [1] 赵玉珍,付美琪.短贷长投、代理成本与重资产企业投资效率[J].南京审计大学学报,2025(4):67-79.
- [2] Fan J P H, Titman S, Twite G. An international comparison of capital structure and debt maturity choices[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2012, 47(1): 23-56.
- [3] Chen B, Pan Q, Wu S. Can government guided funds alleviate corporate financing constraints? Evidence from China[J]. *Finance Research Letters*, 2024, 66: 105622.
- [4] 许志勇,果思畅,张梦,等.政府引导基金与企业ESG表现:效应与机制[J/OL].南开管理评论,1-40[2025-09-01].<https://link.cnki.net/urlid/12.1288.F.20250818.2147.014>.
- [5] 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.
- [6] Guerini M, Quas A. Governmental venture capital in Europe: Screening and certification[J]. *Journal of Business Venturing*, 2016, 31(2): 175-195.
- [7] 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(6):137-154.
- [8] 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(2):54-65.
- [9] 徐明.政府引导基金是否发挥了引导作用——基于投资事件和微观企业匹配数据的检验[J].经济管理,2021(8):23-40.
- [10] 钟凯,程小可,张伟华.货币政策适度水平与企业“短贷长投”之谜[J].管理世界,2016(3):87-98.
- [11] 刘贯春,叶永卫.经济政策不确定性与实体企业“短贷长投”[J].统计研究,2022(3):69-82.
- [12] 白云霞,邱穆青,李伟.投融资期限错配及其制度解释——来自中美两国金融市场的比较[J].中国工业经济,2016(7):23-39.
- [13] Li B, Cheng Y, Tian G. Bank competition and firm asset-debt maturity mismatch: Evidence from the SMEs in China[J]. *Research in International Business and Finance*, 2024, 69: 102240.
- [14] 周波,何威.税收征管数字化与企业投融资期限错配——基于政府市场关系的机制探究[J].经济经纬,2024(5):133-146.
- [15] 范润,翟淑萍,孙佳豪.风险资本持股与企业短贷长投[J].南京审计大学学报,2025(5):90-99.

- [16] Hackbarth D. Managerial traits and capital structure decisions[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2008,43(4):843-881.
- [17] 叶志伟,张新民,胡聪慧. 企业为何短贷长投——基于企业战略视角的解释[J]. *南开管理评论*,2023(1):29-44.
- [18] 黄伟亚,张肖飞. 企业高管权力能力错配与资金短贷长投——来自我国A股上市公司的经验证据[J]. *南方金融*,2024(8):19-34.
- [19] Morris J R. On corporate debt maturity strategies[J]. *The Journal of Finance*, 1976,31(1):29-37.
- [20] 申广军,李靖禹,邹静娴. 中国企业债务的期限结构:一些典型事实[J]. *经济社会体制比较*,2021(6):89-101.
- [21] 韩洁,张倩倩,刘涛. 政府引导基金可得性与企业数字化转型——基于耐心资本视角的分析. *财贸经济*,2026(1):142-160.
- [22] Buzzacchi L, Scellato G, Ughetto E. The investment strategies of publicly sponsored venture capital funds[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2013,37(3):707-716.
- [23] 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.
- [24] 刘晓丰,施诺,孙腾,等. 多个大股东与企业短贷长投[J]. *管理科学*,2025(1):76-95.
- [25] 杨兴全,刘颖. 政府引导基金如何助推国有企业聚焦主业[J]. *财经科学*,2025(4):18-32.
- [26] 吴非,牛梦月. 共同机构所有权与企业短贷长投:协同治理抑或合谋舞弊[J]. *南京审计大学学报*,2025(3):71-82.
- [27] Whited T M, Wu G. Financial constraints risk[J]. *The Review of Financial Studies*, 2006,19(2):531-559.
- [28] 梁上坤,张宇,王彦超. 内部薪酬差距与公司价值——基于生命周期理论的新探索[J]. *金融研究*,2019(4):188-206.
- [29] 建蕾,王晓佳. 放松卖空管制加剧企业短贷长投了吗[J]. *会计研究*,2024(7):118-130.
- [30] Chahine S, Colak G, Hasan I, et al. Investor relations and IPO performance[J]. *Review of Accounting Studies*, 2020,25(2):474-512.
- [31] 范文林,胡明生. 固定资产加速折旧政策与企业短贷长投[J]. *经济管理*,2020(10):174-191.
- [32] 胡玥,张涵萌,马文杰. 地方政府债务治理改革与企业人力资本升级[J]. *经济管理*,2022(8):152-169.
- [33] 徐亚琴,陈娇娇. 利率市场化能抑制企业投融资期限错配吗? [J]. *审计与经济研究*,2020(5):116-127.
- [34] Valencia F. Aggregate uncertainty and the supply of credit[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2017,81:150-165
- [35] Nurullah G, Mehmet B, Faruk A, et al. Firm size and financing behavior during COVID-19 pandemic: Evidence from SMEs in Istanbul[J]. *Borsa Istanbul Review*, 2023,23(4):804-817.

[责任编辑:高婷]

## Government-Guided Funds and Corporate Short-term Loans for Long-term Investments: Internal-External Synergy Effects

HE Liang<sup>1,2</sup>, JIANG Luyao<sup>1</sup>

(1. College of Finance, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China;

2. School of Economics and Management/Laboratory of Philosophy and Social Sciences at Universities in Jiangsu Province-Fintech and Big Data Laboratory of Southeast University, Southeast University, Nanjing 211189, China)

**Abstract:** Government-guided funds, as a major instrument for aligning fiscal and financial policy, may play an important role in improving firms' debt maturity structure. Using a sample of Chinese A-share listed firms over the 2010—2023 period, this study examines whether and through what channels government-guided funds affect corporate short-term loans for long-term investments. We find that government-guided funds significantly reduce such behavior. Mechanism analyses further show that this effect operates through two complementary channels: easing external financing constraints and strengthening internal governance effectiveness, thereby generating an internal-external synergy effect. Cross-sectional evidence indicates that the effect is stronger for smaller firms and firms in the growth stage, consistent with the original policy mandate and targeting of government-guided funds. Overall, the findings highlight the role of government-guided funds in improving corporate financial policies and offer policy implications for optimizing the allocation of government-backed capital and mitigating corporate liquidity risk.

**Key Words:** government-guided funds; short-term loans for long-term investments; financing constraints; governance effectiveness; internal-external synergy effect; corporate life cycle