

# 政府引导基金与中小企业 杠杆操纵\*



于小悦<sup>1</sup> 杜媛<sup>2,3</sup> 王永杰<sup>2,3</sup>

- (1. 中国社会科学院数量经济与技术经济研究所, 北京 100732;
2. 中国海洋大学管理学院, 山东 青岛 266100;
3. 中国企业营运资金管理研究中心, 山东 青岛 266100)

**内容提要:**在当前加快发展新质生产力、推动中小企业高质量发展的关键阶段,认识并发挥耐心资本的治理作用是理论与实践层面的重要研究议题。本文以2013—2022年新三板企业为研究样本,分析并检验了政府引导基金对中小企业杠杆操纵的影响及内在机理。实证研究发现:相较于其他风险投资,政府引导基金能够有效降低中小企业的杠杆操纵水平;机制研究表明,政府引导基金能够发挥信息治理作用,降低中小企业杠杆操纵空间,同时,发挥资金引导功能,降低中小企业杠杆操纵意愿;异质性分析表明,政府引导基金对于“表外融资”式杠杆操纵作用更明显,且低行政层级、国资背景的基金管理机构有助于提高其治理效能。此外,政府引导基金不仅对被投中小企业产生了会计信息治理效应,还显著降低了同地区其他中小企业的杠杆操纵水平。本文丰富了政府引导基金和企业杠杆操纵领域的相关文献,为当前培育和壮大耐心资本提供了理论依据和政策参考。

**关键词:**政府引导基金 杠杆操纵 中小企业 耐心资本

**中图分类号:**F832.51;F275 **文献标志码:**A

**文章编号:**1002—5766(2026)01—0122—24

## 一、引言

2024年4月召开的中央政治局会议强调要积极发展风险投资,壮大耐心资本。在风险投资市场中,耐心资本指的是那些投资周期长、短期失败容忍度高、着眼于

收稿日期:2025-03-22

\* 基金项目:国家社会科学基金青年项目“壮大耐心资本与防范融资风险统筹协调的机制和路径研究”(24CJY127);国家社会科学基金青年项目“‘链主’公司创业投资驱动颠覆性技术创新的政策赋能与市场协同机制研究”(25CGL048);山东省自然科学基金面上项目“异质性资源视角下独角兽企业的培育:影响机制与实证检验”(ZR202111040116)。

作者简介:于小悦,男,助理研究员,研究领域为政企关系与公司治理,电子邮箱:yxycass@163.com;杜媛,女,教授,博士生导师,研究领域为股权融资与政府引导基金,电子邮箱:duyuan2000@163.com;王永杰,男,研究助理,研究领域为风险投资,电子邮箱:724952990@qq.com。通讯作者:杜媛。

长期目标的价值投资者,发挥了缓解市场波动、强化公司治理等积极作用(Deeg 和 Hardie, 2016<sup>[1]</sup>; Kaplan, 2021<sup>[2]</sup>)。但从实际情况来看,多数风险投资机构热衷追逐炒作热点、片面追求短期套利,对资本市场长期稳定发展作用有限,甚至默许被投资企业采取会计信息操纵等机会主义行为(蔡宁, 2015<sup>[3]</sup>; 何顶和葛琰, 2023<sup>[4]</sup>)。上海高级金融学院发布的《中国风险投资发展年度报告(2023)》指出,目前我国风险投资尚存在短期投资收益要求偏高、对初创期企业支持力度不够等问题,与耐心资本要求相差较大。因此,在当前加快发展新质生产力、培育壮大新兴产业的背景下,深入研究耐心资本促进企业高质量发展的内在机制,总结并推广我国耐心资本的特色实践和典型做法,具有重要的研究意义和实践价值。

政府引导基金是由政府出资设立、吸引社会资本参与的产业投资模式,是各地政府扶持高新技术产业和初创期中小企业发展常用的政策工具。相较于一般市场化的风险投资基金,政府引导基金的投资规模更大、投资轮次更早、持有期限更长(Ge 等, 2024)<sup>[5]</sup>,且经济收益压力相对较小、失败包容度更高,为被投资企业营造了较为宽松的发展环境(余琰等, 2014)<sup>[6]</sup>。同时,近年来各地政府陆续出台了延长基金存续期限、放宽参股子基金存续期限等要求,使得政府引导基金呈现出耐心资本特征。既有研究关注了政府引导基金引导社会资本流向(Guerini 和 Quas, 2016<sup>[7]</sup>; 丛菲菲等, 2019<sup>[8]</sup>)、促进企业技术创新(张果果和郑世林, 2021<sup>[9]</sup>; 吴超鹏和严泽浩, 2023<sup>[10]</sup>)、促进创投市场发展(Brander 等, 2015)<sup>[11]</sup>等方面的政策赋能作用,但尚未从耐心资本视角出发深入分析政府引导基金独特的治理作用,尤其对于政府引导基金与被投资企业会计信息质量之间的关系挖掘不够充分。因此,本文旨在结合我国资本市场发展实际,探讨政府引导基金这一典型的耐心资本能否以及如何发挥会计信息治理作用,从而在理论与实践层面强化对于耐心资本的认识。

杠杆操纵指的是企业通过表外负债、明股实债等手段隐藏企业真实债务状况和财务风险的行为(许晓芳和陆正飞, 2020)<sup>[12]</sup>,这种会计信息操纵手段不仅向外部利益相关者传递了错误信号(Landsman 等, 2008<sup>[13]</sup>; 陈红等, 2014<sup>[14]</sup>),而且不利于企业自身长期发展(李晓溪和杨国超, 2022<sup>[15]</sup>; 许晓芳和陆正飞, 2022<sup>[16]</sup>)。目前既有研究主要分析上市公司为主的大型企业杠杆操纵现象(许晓芳和陆正飞, 2022<sup>[16]</sup>; 饶品贵等, 2022<sup>[17]</sup>),或关注了风险投资对被投资企业盈余管理等行为的影响,对于中小企业的杠杆操纵问题关注不够,缺乏政府引导基金对中小企业杠杆操纵的影响及治理的研究。事实上,中小企业存续时间短、市场声誉低、可抵押资产有限,并且缺乏相对完善的内外部会计信息监督机制,因此,更有可能采取杠杆操纵等会计信息操纵手段以获取必要的资源支持(原红旗等, 2019<sup>[18]</sup>; 何顶和葛琰, 2023<sup>[4]</sup>)。以新三板企业为例,从近年来监管机构公布的信息披露违法违规类案件来看,中小企业表外负债、明股实债问题频发,杠杆操纵成为影响中小企业会计信息质量的主要问题之一。此外,风险投资在大型企业中发挥作用有限,对于中小企业的影 响更为明显;而且,中小企业规模小、实力弱,对于社会资本的吸引力不足,也更依赖于政府引导基金为代表的国有风险投资支持。鉴于此,本文以政府引导

基金投资相对集中的新三板挂牌企业为样本,分析并检验了政府引导基金对企业杠杆操纵的影响、内在机制、作用边界与溢出效应。

本文可能的边际贡献体现在三个方面:第一,拓展了风险投资与企业会计信息质量的相关研究。风险投资究竟是否有利于改善被投资企业会计信息质量,现有研究尚未得到一致的结论,尤其未能考虑到风险投资的出资方的产权性质差异,对于政府引导基金的独特性关注不够。本文以企业杠杆操纵现象为研究对象,构建并验证了“信息治理—资金引导—制度嵌入”的政府引导基金会计信息治理作用分析框架,丰富和发展了中国情境下风险投资、政府引导基金与会计信息治理的研究。第二,拓展了我国中小企业杠杆操纵行为的相关研究。本文梳理了以新三板企业为代表的我国中小企业杠杆操纵的典型事实,分析并检验政府引导基金对于中小企业杠杆操纵的影响,深化了对我国中小企业杠杆操纵现象的认识。通过对不同类型杠杆操纵的比较,更加客观、全面地认识政府引导基金的治理特点,对于“以国有风险投资优化中小企业会计信息治理体系”命题提供了政策参考。第三,丰富了对于耐心资本治理作用与经济价值的认识。既有研究重点关注了耐心资本的内涵界定、类型特征与政策赋能作用,本文则基于中国特色实践,深入挖掘了政府引导基金这一典型耐心资本的会计信息治理作用,不仅丰富了对于耐心资本治理功能的认识,而且从财政资金安全、政府层级和政企关系等视角分析了影响其治理效能的制度因素,为我国坚持长期资本、耐心资本发展道路提供了理论依据和政策参考。

## 二、典型事实、文献回顾与理论分析

### 1. 我国中小企业杠杆操纵现象的典型事实

与大型企业相比,中小企业由于财务制度不完善、内部控制薄弱和会计人员专业素养不够等原因,会计信息的规范性、真实性和准确性普遍不高,会计信息质量整体仍处于较低水平(梁冰,2005<sup>[19]</sup>;罗正英等,2004<sup>[20]</sup>)。全国中小企业股份转让系统发布的《新三板2022年市场自律监管报告》显示,2022年新三板市场共采取自律监管措施和实施纪律处分2038件,占新三板挂牌公司总数的30.97%,其中自律监管措施1600件,纪律处分438件,涉及强制摘牌企业277家。其中,部分中小企业存在以下明显的杠杆操纵现象。

(1)“表外负债”式杠杆操纵问题突出,违规担保、不及时披露重大诉讼和借款业务等现象频发。例如,某电子商务股份有限公司在2020—2023年累计为其运营的电子商务平台买家提供融资担保2490笔,担保最高余额达1.58亿元,但其对此却加以隐瞒;某塑胶装备科技股份有限公司于2022年11月15日就侵害公司技术秘密纠纷向人民法院提起诉讼,人民法院于2022年11月28日受理,该诉讼涉及金额11084.49万元,占公司最近一期经审计净资产的105.98%,但该公司未及时履行信息披露义务,后于2023年4月26日补充披露;某科技型中小企业于2023年对外签订三份借款合同,金额合计466万元,占公司最近一期经审计

净资产的 53.21%，但公司未对该事项及时审议并披露，直至 2024 年 5 月才正式披露。

(2) 股权融资中“明股实债”式杠杆操纵现象较为普遍。由于中小企业在资本市场中常处于弱势地位，为向投资方保证其投资本金不受损失或获取最低收益，时常通过对赌协议等方式与投资人签订股权回购协议，从而造成了明股实债问题。例如，2023 年 3 月全国中小企业股份转让系统通报的某物流上市公司在与投资方的投资条款中约定了业绩承诺、股份回购的相关承诺事项，但却未对其进行充分信息披露；某新型材料股份有限公司在未召开董事会及股东大会情况下，以其新三板挂牌公司的名义，向 2020 年减持过程中二级市场新增的 65 名投资者出具《回购承诺函》，损害了公司其余股东合法权益。

## 2. 文献回顾

(1) 风险投资与企业会计信息质量。风险投资对企业会计信息质量的影响尚存争议，其中多数研究选取被投资企业盈余操纵行为进行分析。一方面，风险投资能够通过列席董事会、参与人事决策等方式，提高信息透明度和对外信息披露质量，发挥了一定的信息监督作用(Ueda, 2004<sup>[21]</sup>；原红旗等, 2019<sup>[18]</sup>)；另一方面，风险投资基金之间竞争激烈，基金管理人业绩考核压力大，这使得风险投资更倾向于追逐短期业绩，甚至默许、诱导被投资企业的盈余信息操纵(蔡宁, 2015<sup>[3]</sup>；Gompers, 1996<sup>[22]</sup>)。此外，除了盈余操纵，风险投资对于企业会计信息可比性(李璐和姚海鑫, 2019)<sup>[23]</sup>、年报语调操纵行为(袁玉等, 2025)<sup>[24]</sup>、研发操纵(王攀等, 2023)<sup>[25]</sup>同样会产生不同影响。从基金类型来看，相关研究主要关注的是 VC、PE 等私人风险投资和证券投资基金、保险公司、社保基金，以及 QFII 等机构投资者对于被投资企业会计信息质量的影响，对于政府引导基金这类具有政府背景的特殊风险投资机构关注度不足。

(2) 政府引导基金的经济后果及其耐心资本特性。既有文献发现，政府引导基金在被投资企业的融资约束、技术创新和公司治理等方面发挥了积极的影响：一是在融资方面，政府引导基金不仅通过直接投资显著降低了企业面临的融资约束(Brander 等, 2015<sup>[11]</sup>；宫义飞等, 2021<sup>[26]</sup>)，更通过发挥鉴证作用，筛选出符合国家政策导向、发展潜力大的企业(Hasan 等, 2018<sup>[27]</sup>；胡刘芬和周泽将, 2018<sup>[28]</sup>)，以自身声誉向资本市场发送了企业质地优良的积极信号(Guerini 和 Quas, 2016)<sup>[7]</sup>，为企业带来更多的金融资源。二是在技术创新方面，政府引导基金能够为民间资本分担风险、让渡收益(Gompers 等, 1996<sup>[22]</sup>；吴超鹏和严泽浩, 2023<sup>[10]</sup>)，提升创新失败风险容忍度(Standaert 和 Manigart, 2018)<sup>[29]</sup>，有力地推动上市公司创新进程。三是在公司治理方面，政府引导基金具有专家团队禀赋和信息搜集优势，有效促进了专业投资机构和风险资本对企业的投资意愿和注意力(Colombo 等, 2016)<sup>[30]</sup>，降低投资者与企业之间的信息不对称程度(蔡庆丰等, 2024)<sup>[31]</sup>，有利于提高上市公司的会计稳健性(罗劲博和陆文韬, 2024)<sup>[32]</sup>。

同时，根据既有文献观点，在政策目标引导下，政府引导基金符合耐心资本的

长期投资导向(Kaplan, 2021)<sup>[2]</sup>,对被投资企业短期业绩容忍度较高(Deeg和Hardie, 2016)<sup>[1]</sup>。一方面,在长期投资导向上,较之于常规风险资本,政府引导基金投资周期更长(González-Uribe, 2020<sup>[33]</sup>; Ge等, 2024<sup>[5]</sup>),注重长期投资,短期内退出可能性小(强皓凡等, 2021)<sup>[34]</sup>,能够降低被投企业的经营不确定性,促进企业长期发展(Murtinu, 2021)<sup>[35]</sup>;另一方面,在避免短期逐利上,政府引导基金通过让渡部分收益等方式吸引社会资本参与,对企业施加的经济收益压力相对较小,以更好地实现政策目标(吴超鹏和严泽浩, 2023<sup>[10]</sup>;梁蔚萍和周翔翼, 2024<sup>[36]</sup>)。

通过前述典型事实和文献回顾不难发现:第一,目前既有关于风险投资与企业会计信息质量的研究主要关注盈余操纵、会计可比性和管理层语调操纵等现象,但对于杠杆操纵行为研究不够充分;第二,我国中小企业存在明显的杠杆操纵现象,但既有研究主要关注大型上市公司的杠杆操纵行为,对于非上市中小企业缺乏关注;第三,从耐心资本的视角来看,既有研究分析了政府引导基金的政策性、长期性和失败容忍度高等特征,以及由此所产生的缓解企业融资约束、促进技术创新作用,但对于其治理作用关注不够,尤其忽视对于缺乏市场监管的非上市中小企业的会计信息治理行为研究。因此,本文旨在分析并检验政府引导基金对中小企业杠杆操纵的治理作用及内在机制,从而为理论研究和政策实践提供增量贡献。

### 3. 理论分析

(1)政府引导基金与中小企业杠杆操纵。第一,从外部监督压力角度来看,相较于一般风险投资,政府引导基金发挥了更好的信息治理作用,降低了企业杠杆操纵空间。一方面,政府引导基金为企业提供了宽松的经营环境,缓解了风险资本股东与债权人之间的利益冲突。受到政策驱动因素影响,政府引导基金通常具有更长的投资视域(Croce等, 2019)<sup>[37]</sup>,投资周期更长(González-Uribe, 2020)<sup>[33]</sup>,为被投资企业营造了较为宽松的发展环境(Ge等, 2024<sup>[5]</sup>;余琰等, 2014<sup>[6]</sup>),在一定程度上克服了管理层为了达到业绩目标而短期逐利的机会主义倾向。另一方面,政府引导基金作为典型的财政资金“拨改投”模式,地方财政局、发改委等政府部门对于其负有监督和管理职责,在实践中,基层政府官员全程参与、监督政府引导基金的“募投管退”全过程。相较于一般的风险投资机构和职业基金管理人,政府官员对本地区的资源禀赋和环境条件更为熟悉,能够发挥本地信息优势提升政府引导基金的监督管理效能(Guerini和Quas, 2016<sup>[7]</sup>;董建卫等, 2018<sup>[38]</sup>)。且从政治晋升角度来看,地区经济发展是地方政府主要官员考核评价机制的核心(乔坤元, 2013)<sup>[39]</sup>,政府引导基金对经济高质量发展有重要意义,因此,地方官员有能力也有动机参与并督促政府引导基金的良好运作,如在实践中,基层政府官员时常对被投资企业进行实地考察调研,以确保政府引导基金的风险可控、扶持有效。由此来看,相较于一般的风险投资机构,政府引导基金为中小企业营造了宽松的经营环境,产生了较好的会计信息治理作用,从而有效降低中小企业杠杆操纵水平。第二,从外部融资需求角度来看,相较于一般风险投资,政府引导基金发挥了独特的资金引导作用,降低了企业杠杆操纵意愿。杠杆率是企业偿债能力的重要依据,企业杠杆操纵的主要目的

在于向外界传递低债务风险的信号,从而弥补其在资本市场的融资劣势(Landsman等,2008<sup>[13]</sup>;李晓溪和杨国超,2022<sup>[15]</sup>)。政府引导基金以培育战略性、先导性产业为主要投资方向,代表国家意志扶持重点产业发展(Standaert和Manigart,2018<sup>[29]</sup>;Murtinu,2021<sup>[35]</sup>;吴超鹏和严泽浩,2023<sup>[10]</sup>),是一种嵌入了国家信誉的风险投资金融中介(蒋亚含等,2023)<sup>[40]</sup>。针对中小企业资产规模小、存续时间短等天然劣势,政府引导基金向外界传递了企业技术水平、发展前景、政策保障等方面的积极信号,有效缓解了被投企业与外界的信息不对称,从而吸引了更多投资者关注(Guerini和Quas,2016<sup>[7]</sup>;郭玥,2018<sup>[41]</sup>)。这不仅体现在通过发挥财政出资的杠杆效应吸引其他民间资本集聚(宫义飞等,2021<sup>[26]</sup>;Brander等,2015<sup>[11]</sup>),而且作为落实地方产业发展的重要政策工具,政府引导基金还有助于吸引政府补助等政策资源向企业集聚(程聪慧和王斯亮,2018)<sup>[42]</sup>。因此,政府引导基金能够更好地缓解中小企业面临的融资压力,从而降低中小企业杠杆操纵意愿。因此,本文提出如下假设:

$H_1$ :在其他条件一定的情况下,相较于其他风险投资,政府引导基金能够显著抑制中小企业杠杆操纵行为。

(2)基于不同杠杆操纵方式的异质性分析。本文进一步分析政府引导基金对于中小企业不同类型杠杆操纵方式的作用差异。就表外负债和明股实债两种杠杆操纵方式而言:第一,表外负债作为一种不在资产负债表中体现的潜在债务,具有隐蔽性强、计量复杂和财务风险大的特点(陈红等,2014)<sup>[14]</sup>,这类债务不仅会扭曲企业的真实杠杆水平,还可能引发局部金融风险传导至财政系统,尤其当地方政府通过政府基金、PPP项目等渠道变相提供担保时,容易形成隐性政府债务,不利于财政资金的安全回收和顺利退出。因此,政府引导基金的管理人有强烈动机监督被投企业,通过完善尽职调查、设置信息披露条款、参与公司治理等方式,抑制企业的表外负债行为,以提升财务透明度和投资安全性。第二,明股实债是风险投资业务中的常见做法,其作为一种带有回购承诺或固定收益安排的融资工具,在法律形式上表现为股权出资,但在经济实质中仍体现为还本付息的债权债务关系,是投资机构收回本金和固定收益的切实保障。在政府引导基金的运作中,尽管明股实债与政策性目标存在一定冲突,且多项监管文件明确要求政府出资基金不得承诺本金不受损失或最低收益,需坚持市场化运作、风险共担原则。但为保障财政资金安全,部分基金管理人仍会采取对赌协议、回购条款等设计,以锁定退出收益、降低投资风险。

综上,政府引导基金在面对不同类型杠杆操纵时,其行为逻辑存在显著差异:在表外负债方面,更多扮演监督者角色,通过信息挖掘和治理参与提升企业透明度;而在明股实债方面,则可能出于财政资金安全考虑,成为风险转移的参与者。因此,本文提出如下假设:

$H_2$ :相较于明股实债式杠杆操纵,政府引导基金对于中小企业表外负债式杠杆操纵行为的抑制作用更明显。

### 三、研究设计

#### 1. 样本选择与数据来源

新三板多为新兴科技和中小微企业,与政府引导基金“投早、投小、投科技”的投资方向一致。且自新三板2013年扩容至全国以来,其在企业准入方面较为宽松,仍存在制度约束不足和投资信息相对封闭现象,企业会计信息质量相对较差(原红旗等,2019)<sup>[18]</sup>。因此,本文借鉴程聪慧和王斯亮(2018)<sup>[42]</sup>的研究,以2013—2022年新三板挂牌企业为样本开展研究。在数据来源方面,本文从清科数据库私募通(PEdata)获取了风险投资和政府引导基金的全部投资事件,从Wind数据库和CCER数据库获取了新三板企业财务数据。初始研究样本共计70193个,剔除样本期间内既未获得风险投资机构投资,也未获得政府引导基金投资的样本后,获得样本37714个。剔除ST类企业后,获得样本37483个;剔除金融企业以及数据缺失的企业后,最终得到样本26598个,共计5856家企业。其中982家企业获得了政府引导基金。此外,为消除极端异常值的影响,本文对连续变量都进行了1%和99%的缩尾处理。

#### 2. 模型构建与变量定义

借鉴许晓芳等(2022)<sup>[16]</sup>、吴超鹏和严泽浩(2023)<sup>[10]</sup>的研究,为检验政府引导基金能否抑制企业的杠杆操纵水平,构建如下DID模型(1)进行识别:

$$LEVM_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 GVC_i \times Post_{it} + Post_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \mu_{it} + \eta_{it} + \varphi_{it} \quad (1)$$

(1)被解释变量。当前关于杠杆操纵的主流研究,均采用了许晓芳等(2020)<sup>[12]</sup>构建的包含表外负债和明股实债的XLT-LEVM模型来计算杠杆操纵程度。本文在基准回归模型中同样借鉴了这一模型,即参考许晓芳和陆正飞(2022)<sup>[16]</sup>、饶品贵等(2022)<sup>[17]</sup>的做法,使用基本的XLT-LEVM法测算企业杠杆操纵程度。该方法只考虑利用表外负债和明股实债融资进行的杠杆操纵,计算过程如下:

$$LEVM_{it} = (DEBTB\_TOTAL_{it} + DEBTB\_OB_{it} + DEBTB\_NSRD_{it}) \div (ASSETB\_TOTAL_{it} + DEBTB\_OB_{it}) - LEVB_{it} \quad (2)$$

其中, $LEVM_{it}$ 是公司杠杆操纵程度; $DEBTB\_TOTAL_{it}$ 是公司账面负债总额; $DEBTB\_OB_{it}$ 是公司表外负债总额; $DEBTB\_NSRD_{it}$ 是公司明股实债总额; $ASSETB\_TOTAL_{it}$ 是公司账面资产总额; $LEVB_{it}$ 是公司账面杠杆率。表外负债总额 $DEBTB\_OB_{it}$ 和明股实债总额 $DEBTB\_NSRD_{it}$ 采用预期模型进行估计。同时,考虑到企业可能利用其他会计手段进行杠杆操纵的行为,在稳健性检验中,本文引入许晓芳等(2020)<sup>[12]</sup>提出的扩展的XLT-LEVM法对研究结果进行验证。

(2)解释变量。参考吴超鹏和严泽浩(2023)<sup>[10]</sup>、宫义飞等(2021)<sup>[26]</sup>的做法,首先,从清科数据库获取2013—2022年政府引导基金直接投资和间接投资的全部事件;然后,将投资事件与新三板企业匹配;最后,得到政府引导基金支持变量( $GVC_i$ )。若公司*i*获得政府引导基金则取1,仅获得其他风险投资基金则取0; $Post_{it}$ 为样本企业获得风险投资的虚拟变量,若公司*i*在*t*年已经获得风险投资则取1,否

则取 0。 $GVC_i \times Post_{it}$  为本文主要解释变量, 样本企业首次获得政府引导基金及以后年份取 1、否则取 0。

(3) 控制变量。参考宫义飞等(2021)<sup>[26]</sup> 等关于政府引导基金的研究, 本文控制了企业规模 (*Size*)、企业负债率 (*Lev*)、企业盈利能力 (*ROA*)、企业现金流状况 (*Cashflow*)、独立董事比例 (*Indep*)、董事规模 (*Board*)、股权集中度 (*Top10*)、两职合一 (*Dua*) 等变量; 参考李晓溪等(2022)<sup>[15]</sup> 关于杠杆操纵的研究, 本文还控制了企业性质 (*Soe*)、企业成长性 (*Growth*)、企业总资产周转率 (*ATO*) 和非流动资产比例 (*Fixed*) 等变量, 均以 *Controls* 表示。

相关变量的具体定义如表 1 所示。

此外, 模型中  $\mu_{it}$ 、 $\eta_{it}$  分别代表个体固定效应和年度固定效应, 并在公司层面进行聚类处理。若  $GVC_i \times Post_{it}$  的系数  $\alpha_1$  显著为负, 则说明政府引导基金介入后显著降低了被投企业杠杆操纵程度, 假设  $H_1$  成立。

表 1 变量定义表

| 变量类型  | 变量名称       | 变量符号              | 变量定义                        |
|-------|------------|-------------------|-----------------------------|
| 被解释变量 | 杠杆操纵       | <i>LEV</i>        | 企业杠杆操纵程度, 根据 XLT-LEV 方法计算得出 |
| 解释变量  | 政府引导基金     | $GVC \times Post$ | 企业被政府引导基金投资后取 1, 否则取 0      |
| 控制变量  | 企业规模       | <i>Size</i>       | 企业资产总额的自然对数                 |
|       | 企业负债率      | <i>Lev</i>        | 企业总负债/总资产                   |
|       | 企业盈利能力     | <i>ROA</i>        | 企业息税前利润/总资产                 |
|       | 企业成长性      | <i>Growth</i>     | 企业营业收入增长率                   |
|       | 现金流状况      | <i>Cashflow</i>   | 企业经营活动产生的现金流量净额/总资产         |
|       | 总资产周转率     | <i>ATO</i>        | 企业主营业务收入/总资产                |
|       | 流动比例       | <i>Current</i>    | 企业流动资产/流动负债                 |
|       | 独立董事比例     | <i>Indep</i>      | 企业独立董事人数/董事会人数              |
|       | 董事规模       | <i>Board</i>      | 企业董事会人数的自然对数                |
|       | 股权集中度      | <i>Top10</i>      | 企业前十大股东持股比例合计               |
|       | 非流动资产比例    | <i>Fixed</i>      | 企业非流动资产/总资产                 |
|       | 两职合一       | <i>Dua</i>        | 企业董事长和总经理是同一人时取 1, 否则取 0    |
| 企业性质  | <i>Soe</i> | 企业为国企时取 1, 否则取 0  |                             |

## 四、实证分析

### 1. 描述性统计

表 2 列示了主要变量的描述性统计结果。其中, 企业杠杆操纵程度 (*LEV*) 的均值为 0.062, 标准差为 0.102, 均值大于中位数的右偏特征, 表明新三板企业存在较为普遍的杠杆操纵行为, 且不同企业的杠杆操纵程度存在较大差异。政府引导基金 ( $GVC \times Post$ ) 虚拟变量均值为 0.087, 标准差为 0.282, 表明样本中有 8.7% 的企业获得了政府引导基金, 且存在较大变异性。其余变量与现有文献并无明显差异。



表2 变量描述性统计

| 变量              | 样本量   | 平均值    | 标准差   | 中位数    | 最小值    | 最大值    |
|-----------------|-------|--------|-------|--------|--------|--------|
| <i>GVC×Post</i> | 26598 | 0.087  | 0.282 | 0.000  | 0.000  | 1.000  |
| <i>LEV</i>      | 26598 | 0.062  | 0.102 | 0.000  | 0.000  | 0.443  |
| <i>Size</i>     | 26598 | 18.806 | 1.094 | 18.834 | 16.118 | 21.572 |
| <i>Lev</i>      | 26598 | 0.409  | 0.195 | 0.404  | 0.040  | 0.871  |
| <i>ROA</i>      | 26598 | 0.877  | 0.652 | 0.728  | 0.074  | 4.285  |
| <i>Growth</i>   | 26598 | 0.228  | 0.537 | 0.135  | -0.721 | 3.049  |
| <i>Cashflow</i> | 26598 | 0.030  | 0.129 | 0.034  | -0.409 | 0.374  |
| <i>ATO</i>      | 26598 | 0.494  | 0.511 | 0.394  | -0.233 | 17.704 |
| <i>Current</i>  | 26598 | 2.910  | 3.217 | 1.905  | 0.390  | 22.103 |
| <i>Indep</i>    | 26598 | 0.042  | 0.124 | 0.000  | 0.000  | 0.500  |
| <i>Board</i>    | 26598 | 1.731  | 0.208 | 1.609  | 1.386  | 2.398  |
| <i>Top10</i>    | 26598 | 0.914  | 0.110 | 0.961  | 0.534  | 1.000  |
| <i>Fixed</i>    | 26598 | 0.295  | 0.213 | 0.260  | 0.000  | 0.995  |
| <i>Dua</i>      | 26598 | 0.553  | 0.497 | 1.000  | 0.000  | 1.000  |
| <i>Soe</i>      | 26598 | 0.045  | 0.206 | 0.000  | 0.000  | 1.000  |

## 2. 实证结果及分析

表3列示了基准回归结果。其中,第(1)列列示了在不加入控制变量以及控制个体、年份固定效应下的回归结果,政府引导基金(*GVC×Post*)的系数为-0.007,且在10%水平下显著;第(2)列列示了加入控制变量并控制了个体、年份固定效应后的回归结果,*GVC×Post*的系数为-0.011且在1%水平下显著。可见,无论是否加入控制变量以及控制固定效应,政府引导基金的系数均显著为负,表明政府引导基金能够显著抑制企业杠杆操纵行为,从而验证了本文的假设H<sub>1</sub>。由经济显著性计算可知,政府引导基金每提高一个标准差,将使得中小企业的杠杆操纵程度相对于均值下降5.00%(=0.011/0.062)。

表3 政府引导基金抑制企业杠杆操纵

| 变量              | (1)                | (2)                   |
|-----------------|--------------------|-----------------------|
|                 | <i>LEV</i>         | <i>LEV</i>            |
| <i>GVC×Post</i> | -0.007*<br>(-1.73) | -0.011***<br>(-3.09)  |
| <i>Post</i>     |                    | -0.000<br>(-0.14)     |
| <i>Size</i>     |                    | 0.000<br>(0.11)       |
| <i>Lev</i>      |                    | -0.159***<br>(-22.12) |
| <i>ROA</i>      |                    | 0.127***<br>(25.69)   |

续表 3

| 变量                | (1)                 | (2)                   |
|-------------------|---------------------|-----------------------|
|                   | <i>LEV</i>          | <i>LEV</i>            |
| <i>Growth</i>     |                     | -0.021***<br>(-18.92) |
| <i>Cashflow</i>   |                     | -0.001<br>(-0.19)     |
| <i>ATO</i>        |                     | -0.016**<br>(-2.34)   |
| <i>Current</i>    |                     | -0.000<br>(-0.59)     |
| <i>Indep</i>      |                     | 0.007<br>(0.82)       |
| <i>Board</i>      |                     | -0.005<br>(-1.05)     |
| <i>Top10</i>      |                     | -0.058***<br>(-5.26)  |
| <i>Fixed</i>      |                     | -0.000<br>(-0.03)     |
| <i>Dua</i>        |                     | -0.001<br>(-0.44)     |
| <i>Soe</i>        |                     | 0.040***<br>(5.71)    |
| 常数项               | 0.076***<br>(10.01) | 0.091**<br>(2.17)     |
| 个体/年份固定效应         | 是                   | 是                     |
| 样本量               | 26598               | 26598                 |
| 调整 R <sup>2</sup> | 0.014               | 0.356                 |

注：括号内为企业层面聚类后的 *t* 值；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著。下同

### 3. 稳健性与内生性检验

前文估计了政府引导基金对被投资企业杠杆操纵行为的影响。由于在实践中，政府引导基金的投资策略等受地方金融环境、政府经济偏好、企业信息质量等多方面因素的影响，且受制于风险投资信息披露和企业杠杆操纵水平估计方式的局限，可能出现遗漏变量、测量偏误、样本选择等方面的内生性和稳健性问题。为此，本文进行以下内生性和稳健性检验，以强化估计结果的可靠性。

(1) 平行趋势检验。本文借鉴吴超鹏和严泽浩(2023)<sup>[10]</sup>等做法，以动态 DID 模型来检验平行趋势假设。由于时间跨度较大，为便于观察，分别将政府引导基金介入前后年份归并至第 4 年，政策时点取值为 -4~4，其中 -1、0 和 1 分别表示政策实施的前一年、当年和后一年，其他赋值以此类推。本文以政策前一年作为基准年份。

由图1的平行趋势检验结果可知,在政府引导基金介入企业前,回归系数在统计上不显著异于0,说明实验组和控制组企业并不存在显著的事前趋势差异。同时,政府引导基金对中小企业杠杆操纵行为的抑制作用在介入当年开始显现,并持续到之后的第四年。此外,政策前后政府引导基金介入时机的系数水平显示,从第一期开始,系数的绝对值、显著性水平逐渐增强,且逐渐趋于稳定。这表明,政府引导基金对于中小企业会计信息质量的治理效应是显著且持续的,能够稳定地嵌入企业会计信息治理体系,从而产生长久的治理效果。

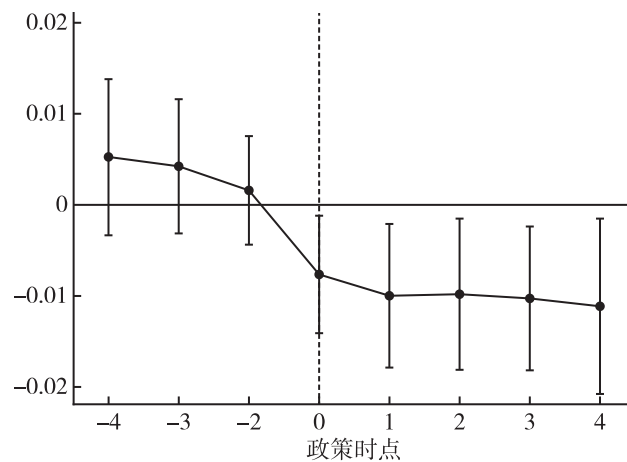


图1 平行趋势检验结果

(2)工具变量法。针对研究问题,本文参考吴超鹏和严泽浩(2023)<sup>[10]</sup>的研究,采用新三板企业所在省份政府引导基金的投资密度(*IV*)作为工具变量,以企业所在省份的当年全部政府引导基金投资总金额与省份当年GDP的比值衡量。所在省份政府引导基金的投资密度直接反映了政府在该省份的经济活动中投入的资金规模,投资密度越大,意味着企业获得政府引导基金投资的可能性越大,但这与被投资企业会计信息质量之间不存在直接联系。

表4列示了工具变量估计结果,第(1)列列示了工具变量第一阶段的估计结果:企业所处地区政府引导基金投资密度(*IV*)与政府引导基金之间显著正相关,一阶段估计的F值为293.82,显著大于10%水平临界值,通过了弱工具变量检验。不可识别检验 Kleibergen-PaaprkLM 统计量为218.71,显著拒绝不可识别的原假设,表明工具变量与内生变量强相关。表5的第(2)列列示了第二阶段估计结果,结果表明,在引入工具变量后,政府引导基金(*GVC×Post*)对企业杠杆操纵(*LEV*)的系数仍显著为负。

表4 工具变量检验结果

| 变量              | (1)第一阶段<br><i>GVC</i> | (2)第二阶段<br><i>LEV</i> |
|-----------------|-----------------------|-----------------------|
| <i>GVC×Post</i> |                       | -0.023**<br>(-2.45)   |

续表 4

| 变量                | (1)第一阶段<br><i>GVC</i> | (2)第二阶段<br><i>LEV</i> |
|-------------------|-----------------------|-----------------------|
| <i>LV</i>         | 1.118***<br>(17.14)   |                       |
| 控制变量              | 控制                    | 控制                    |
| 个体/年份固定效应         | 是                     | 是                     |
| 样本量               | 26598                 | 26598                 |
| 调整 R <sup>2</sup> | 0.273                 | 0.347                 |
| 一阶段 F 值/IVt 值     | 293.82                |                       |
| KP-LM             | 218.71                |                       |

(3)倾向得分匹配法(PSM)。为减小获得政府引导基金支持与无政府引导基金支持企业在财务数据等特征上的误差,参考宫义飞等(2021)<sup>[26]</sup>的研究,采用PSM倾向匹配得分法构建匹配样本进行回归,以获得政府引导基金支持企业为处理组,以无政府引导基金支持企业为控制组,选取企业规模(*Size*)、企业负债率(*Lev*)、企业盈利能力(*ROA*)、企业现金流状况(*Cashflow*)、独立董事比例(*Indep*)、董事规模(*Board*)、股权集中度(*Top10*)、两职合一(*Dua*)、企业性质(*Soe*)、企业成长性(*Growth*)、企业总资产周转率(*ATO*)和非流动资产比例(*Fixed*)作为协变量,采用1:3最邻近匹配法进行有放回的逐年匹配。主要变量在匹配前后的样本特征情况以及匹配的均衡性检验结果显示,经过平衡匹配之后,两组之间的配对样本基本不存在显著差异,匹配变量的标准化偏差的绝对值在匹配后都小于5%,处理组和控制组的样本分布具有良好的的一致性,满足平衡性假设。本次匹配前后的核密度图如图2、图3所示,匹配后的处理组与控制组的曲线重合度更高,说明本次匹配消除了处理组和控制组的部分差异,通过了平衡性检验,有效校正了样本可能存在的选择偏误,匹配效果理想。

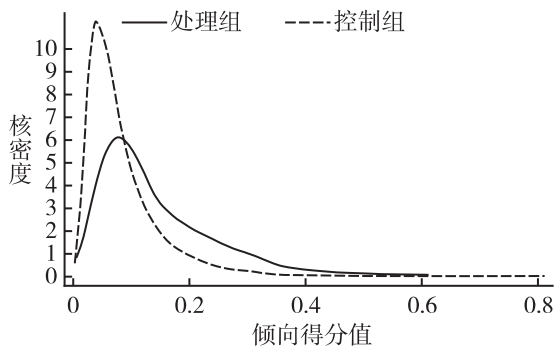


图2 匹配前核密度结果

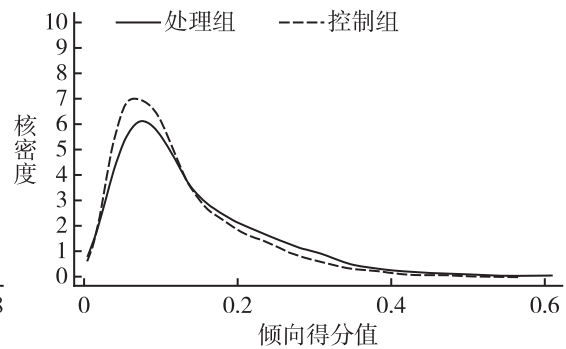


图3 匹配后核密度结果

将匹配后样本代入模型(2)中回归,回归结果如表5所示。由第(1)和(2)列可知,政府引导基金虚拟变量(*GVC×Post*)对杠杆操纵的回归系数分别在1%和5%水平下显著为负,与本文基准回归结果一致。

表 5 PSM 检验

| 变量                       | (1)                  | (2)                 |
|--------------------------|----------------------|---------------------|
|                          | <i>LEV</i>           | <i>LEV</i>          |
| <i>GVC</i> × <i>Post</i> | -0.020***<br>(-3.24) | -0.012**<br>(-2.29) |
| 控制变量                     | 不控制                  | 控制                  |
| 个体/年份固定效应                | 是                    | 是                   |
| 样本量                      | 7652                 | 7652                |
| 调整 R <sup>2</sup>        | 0.003                | 0.229               |

(4) Heckman 两阶段法。为解决样本选择偏差带来的内生性干扰,本文进一步采用 Heckman 两阶段检验以排除样本自选择问题。第一阶段的 Probit 模型中,将被解释变量设为企业是否获得政府引导基金(*GVC*×*Post*),解释变量包括模型(1)中所有控制变量以及外生变量的企业所在省份政府引导基金数量(*LV*),运用 Probit 回归计算得出逆米尔斯比率(*IMR*);第二阶段将逆米尔斯比率作为控制变量加入模型回归,检验结果如表 6 第(2)列所示。结果表明,在考虑样本选择偏差后,政府引导基金支持(*GVC*×*Post*)与杠杆操纵的系数在 1% 的水平下显著负相关,说明政府引导基金显著降低企业杠杆操纵水平的研究结论依然稳健。同时,逆米尔斯比率的回归系数并不显著,这也从侧面验证了基准回归中的样本自选择偏差问题并不明显,即本文的估计结果是相对稳健的。

表 6 Heckman 两阶段结果

| 变量                       | (1) 第一阶段<br><i>GVC</i> | (2) 第二阶段<br><i>LEV</i> |
|--------------------------|------------------------|------------------------|
| <i>GVC</i> × <i>Post</i> |                        | -0.012***<br>(-2.88)   |
| <i>IMR</i>               |                        | -0.003<br>(-0.65)      |
| 控制变量                     | 控制                     | 控制                     |
| 个体/年份固定效应                | 是                      | 是                      |
| 样本量                      | 26598                  | 26598                  |
| 调整 R <sup>2</sup>        | 0.382                  | 0.356                  |

(5) 替换变量。参考许晓芳等(2020)<sup>[12]</sup>的研究,本文使用扩展的 XLT-*LEV* 法下计算得出 *EXLEV* 和 *EXLEV*<sub>2</sub>,再次对模型(2)回归。结果如表 7 的第(1)和(2)列所示,更换了企业杠杆操纵程度的衡量方式后,政府引导基金(*GVC*×*Post*)与企业杠杆操纵程度之间的回归系数依旧在 1% 水平下显著为负,结果依旧稳健。

表 7 替换变量检验

| 变量                       | (1)                       | (2)                        |
|--------------------------|---------------------------|----------------------------|
|                          | <i>ExpLEV<sub>M</sub></i> | <i>ExpLEV<sub>M2</sub></i> |
| <i>GVC</i> × <i>Post</i> | -0.016***<br>(-4.13)      | -0.010***<br>(-2.65)       |
| 控制变量                     | 控制                        | 控制                         |
| 个体/年份固定效应                | 是                         | 是                          |
| 样本量                      | 26598                     | 26598                      |
| 调整 R <sup>2</sup>        | 0.365                     | 0.517                      |

(6)安慰剂检验。为了检验政府引导基金对企业杠杆操纵的影响不是由其他随机性因素导致的,本文采用安慰剂检验对政府引导基金效果的偶然性加以识别,按照基准回归中政府引导基金变量的分布情况,随机抽样 500 次构建“伪政策虚拟变量”,并以模型(1)重新回归估计,检验其系数和 P 值分布,结果如图 4 所示。企业杠杆操纵对“伪政策虚拟变量”回归系数的均值接近于 0,且远小于基准回归系数,估计系数的分布接近正态分布。表明政府引导基金对企业杠杆操纵的影响并非其他随机性因素导致,上文得到的结论可靠。

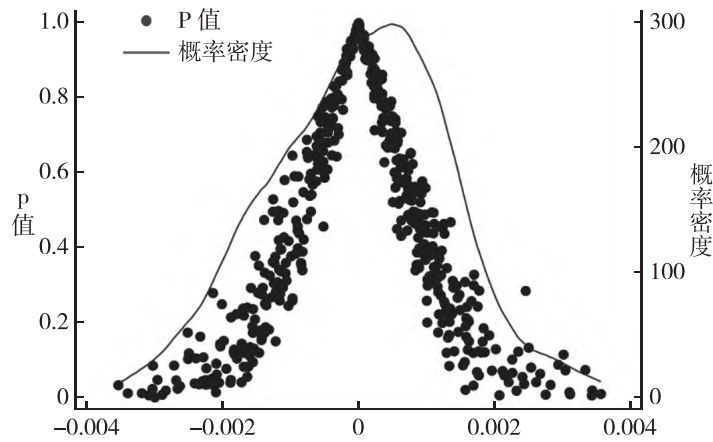


图 4 安慰剂检验

## 五、进一步研究

### 1. 影响机制检验

(1)信息治理作用:降低杠杆操纵空间。前文理论分析部分提出,常规风险资本的短期逐利性可能弱化乃至恶化风险资本监督治理效力的发挥(Piacentino, 2019)<sup>[43]</sup>。本文从会计信息质量和股票流动性两个角度检验政府引导基金的信息治理作用。本文首先借鉴原红旗等(2019)<sup>[18]</sup>的研究,采用可操控性应计项目的绝对值来衡量企业应计盈余管理水平,进一步分年度、分行业计算出企业应计盈余管理的中位数,并以此为依据生成虚拟变量会计信息质量(*DA*),若企业应计盈余管理

水平高于行业中位数,则认为其会计信息质量较差,  $DA$  取值为 1, 否则取值为 0, 以交乘项的方式检验政府引导基金是否在企业会计信息质量方面发挥了信息治理作用。表 8 第(1)列列示了检验结果, 由结果可知, 企业会计信息质量( $DA$ )系数为 0.004, 且在 1% 水平下显著, 表明企业会计信息质量较差会加剧企业杠杆操纵行为。而政府引导基金与企业会计信息治理的交乘项( $GVC \times Post \times DA$ )系数为 -0.007, 且在 5% 水平下显著, 表明政府引导基金有效缓解了盈余管理行为, 发挥了较好的会计信息治理作用, 进而降低了企业杠杆操纵的空间。

此外, 相比于大型上市公司, 中小企业在资本市场的关注度较低, 已有研究指出, 股票流动性反映了潜在交易者之间的信息透明程度, 适度的股票流动性却是价格发现、融资和资源配置等证券市场功能赖以发挥的基础(陈辉和顾乃康, 2017)<sup>[44]</sup>。因此, 股票流动性可以被看作中小企业在资本市场上信息质量的衡量指标。参考郑建明等(2018)<sup>[45]</sup>的研究, 本文通过计算股票年平均换手率衡量股票流动性, 其中股票年平均换手率 =  $\sum [\text{单个交易日成交量} \times 1000 / \text{当日股票流通股总股数}] \times 100\% / \text{区间交易日数}$ , 进一步分年度、分行业计算出股票年平均换手率的中位数, 据此生成虚拟变量股票流动性( $Turnover$ ), 若企业股票流动性低于行业中位数, 则认为其在资本市场信息质量较差,  $Turnover$  取值为 1, 否则取值为 0, 以交乘项的方式检验政府引导基金是否在资本市场信息质量方面发挥了信息治理作用。表 8 第(2)列列示了检验结果, 由结果可知企业资本市场信息质量( $Turnover$ )的系数为 0.002, 且在 5% 水平上显著, 表明企业股票流动性较差会加剧企业杠杆操纵行为。而政府引导基金与股票流动性的交乘项( $GVC \times Post \times Turnover$ )的系数为 -0.007, 且在 5% 水平下显著, 表明政府引导基金在股票流动性差的企业中, 发挥了较好的信息治理作用, 进而降低了企业杠杆操纵的空间。

表 8 信息治理效应检验

| 变量                                | (1)                 | (2)                 |
|-----------------------------------|---------------------|---------------------|
|                                   | <i>LEV</i>          | <i>LEV</i>          |
| $GVC \times Post$                 | -0.007*<br>(-1.82)  | -0.008**<br>(-2.30) |
| $DA$                              | 0.004***<br>(4.72)  |                     |
| $GVC \times Post \times DA$       | -0.007**<br>(-2.16) |                     |
| $Turnover$                        |                     | 0.002**<br>(2.05)   |
| $GVC \times Post \times Turnover$ |                     | -0.007**<br>(-2.24) |

续表 8

| 变量                | (1)        | (2)        |
|-------------------|------------|------------|
|                   | <i>LEV</i> | <i>LEV</i> |
| 控制变量              | 控制         | 控制         |
| 个体/年份固定效应         | 是          | 是          |
| 样本量               | 26598      | 26598      |
| 调整 R <sup>2</sup> | 0.357      | 0.356      |

(2)资金引导作用:降低杠杆操纵动机。前文理论分析部分提出,融资约束是企业进行杠杆操纵的主要动机,相较于其他风险投资基金,政府引导基金能够对被投资企业起到更强的背书作用,向资本市场传递积极信号,发挥了较好的资金引导效应,进一步缓解了企业的融资约束。参考汝毅等(2024)<sup>[46]</sup>的研究,构建KZ指数衡量企业融资约束程度。回归结果如表9所示,从第(1)和(2)列的结果可知,融资约束会加剧中小企业杠杆操纵行为,且政府引导基金介入后能够有效缓解企业融资约束,因此,能够进一步降低企业杠杆操纵的动机。此外,中介效应检验表明,间接效应p值为0.000,故可知融资约束在政府引导基金与企业杠杆操纵之间发挥了显著的部分中介作用,政府引导基金通过降低企业融资约束水平,进而对企业杠杆操纵行为发挥了抑制作用。

表 9 缓解融资约束检验

| 变量                       | (1)              | (2)                  | (3)                  |
|--------------------------|------------------|----------------------|----------------------|
|                          | <i>LEV</i>       | <i>KZ</i>            | <i>LEV</i>           |
| <i>GVC</i> × <i>Post</i> |                  | -0.140***<br>(-3.54) | -0.011***<br>(-3.05) |
| <i>KZ</i>                | 0.001*<br>(1.93) |                      | 0.001*<br>(1.75)     |
| 控制变量                     | 控制               | 控制                   | 控制                   |
| 个体/年份固定效应                | 是                | 是                    | 是                    |
| 样本量                      | 26598            | 26598                | 26598                |
| 调整 R <sup>2</sup>        | 0.356            | 0.245                | 0.356                |

## 2. 杠杆操纵方式检验

针对理论分析中提出的中小企业杠杆操纵方式差异,本部分借鉴许晓芳等(2020)<sup>[12]</sup>的方法,测算明股实债形成的杠杆操纵水平(*LEV*<sub>NSRD</sub>)和表外负债形成的杠杆操纵水平(*LEV*<sub>OB</sub>),分别将两者作为被解释变量进行回归。回归结果如表10所示,第(1)列结果显示,政府引导基金(*GVC*×*Post*)的系数为-0.011,且在



1%水平下显著;而第(2)列结果显示,政府引导基金( $GVC \times Post$ )的系数不显著。这表明,政府引导基金的投资可以有效降低企业由于表外负债造成的杠杆操纵行为,但对于明股实债问题效果不明显,由此验证了假设 $H_2$ 。

表 10 杠杆操纵方式差异检验结果

| 变量                | (1)                  | (2)             |
|-------------------|----------------------|-----------------|
|                   | $LEVM\_NSRD$         | $LEVM\_OB$      |
| $GVC \times Post$ | -0.011***<br>(-2.92) | 0.001<br>(0.44) |
| 控制变量              | 控制                   | 控制              |
| 个体/年份固定效应         | 是                    | 是               |
| 样本量               | 26598                | 26598           |
| 调整 $R^2$          | 0.336                | 0.322           |

### 3. 制度视角下政府引导基金的异质性分析

本文进一步分析制度的边际影响,具体从政企间信息互动视角出发,分析政府引导基金的行政级别和管理机构差异对其杠杆操纵治理效应的边际影响。

第一,政府引导基金行政级别差异。当前,我国政府引导基金存在国家级、省部级、市县级等不同层级,不同行政层级的政府引导基金作用效果存在较大差异。从信息治理作用来看,政府引导基金的行政级别越低,意味着政府官员对于被投企业的了解程度越高,更有利于发挥本地信息优势以强化治理绩效。为检验上述差异,本文根据政府引导基金行政级别信息,分别构建国家级政府引导基金( $GVC\_nat$ )、省级政府引导基金( $GVC\_pro$ )和市级政府引导基金( $GVC\_city$ )三个变量,以检验不同层级政府引导基金的影响差异。回归结果如表 11 所示,第(1)列中,国家级政府引导基金( $GVC\_nat \times Post$ )的系数不显著,而第(2)列和第(3)列中省级政府引导基金( $GVC\_pro \times Post$ )、市县级政府引导基金( $GVC\_city \times Post$ )均在 5% 水平下显著为负。上述结果说明,同等情况下行政层级更低的政府引导基金对被投资企业杠杆操纵治理效应更强。

为进一步检验信息优势在其中的作用,本文引入政企间地理距离进一步检验。政企间地理距离在一定程度上可以表征政企间信息互动关系,并且,信息的传递存在“距离衰减效应”,即地理距离越近、信息使用者的信息搜集成本和沟通成本越低。为此,本文利用企业注册地经纬度信息计算了距离地级政府的距离,并利用样本中位数进行分组( $dis$ ),与国家级、省级和市县政府引导基金的交乘项再次进行回归。表 11 第(4)~(6)列列示了检验结果,可以发现,市级政府引导基金与政企距离之间的交乘项显著为正,其他交乘项则不显著。以上结果表明,市级政府引导基金扎根于区域经济网络,与本地企业、产业链、税务/工商部门存在天然联系,对于被投资企业相对熟悉,更有利于发挥本地信息优势,以提升杠杆操纵治理效果。

表 11 政府引导基金行政级别差异检验结果

| 变量   | (1)               | (2)                 | (3)                 | (4)               | (5)                | (6)                 |
|--|-------------------|---------------------|---------------------|-------------------|--------------------|---------------------|
|  | <i>LEV</i>        | <i>LEV</i>          | <i>LEV</i>          | <i>LEV</i>        | <i>LEV</i>         | <i>LEV</i>          |
| <i>GVC_nat</i> × <i>Post</i>               | -0.003<br>(-0.31) |                     |                     | 0.012<br>(0.84)   |                    |                     |
| <i>GVC_nat</i> × <i>Post</i> × <i>dis</i>  |                   |                     |                     | -0.030<br>(-1.48) |                    |                     |
| <i>GVC_pro</i> × <i>Post</i>               |                   | -0.019**<br>(-2.35) |                     |                   | -0.016*<br>(-1.74) |                     |
| <i>GVC_pro</i> × <i>Post</i> × <i>dis</i>  |                   |                     |                     |                   | -0.020<br>(-1.11)  |                     |
| <i>GVC_city</i> × <i>Post</i>              |                   |                     | -0.008**<br>(-1.99) |                   |                    | -0.010**<br>(-2.39) |
| <i>GVC_city</i> × <i>Post</i> × <i>dis</i> |                   |                     |                     |                   |                    | 0.021**<br>(2.00)   |
| 控制变量                                       | 控制                | 控制                  | 控制                  | 控制                | 控制                 | 控制                  |
| 个体/年份固定效应                                  | 是                 | 是                   | 是                   | 是                 | 是                  | 是                   |
| 样本量  | 26598             | 26598               | 26598               | 26598             | 26598              | 26598               |
| 调整 R <sup>2</sup>                          | 0.355             | 0.356               | 0.356               | 0.355             | 0.356              | 0.356               |

第二,政府引导基金管理机构差异。目前当前各地政府均强调政府引导基金要实现专业化运作,各地政府主管部门普遍聘请专业的外部基金管理机构进行管理,意图借助这些职业基金管理人的专业知识和投资管理经验提升政府引导基金的运作绩效。这些私人的外部基金管理机构的介入虽然实现了市场化、专业化的目标,但相较于具有国有背景的基金管理人,职业基金管理人可能并不具备本地信息优势,因此,其实际效果并不一定理想。针对上述问题,本文根据政府引导基金管理机构的背景资料,生成国有背景管理机构的政府引导基金(*GVC\_gov*)和非国有背景管理机构的政府引导基金(*GVC\_pub*)两个变量,考虑到不同地域的差异,仅保留市级政府引导基金样本,以检验二者的影响差异。回归结果如表 12 所示,第(1)列中,国有背景管理机构的政府引导基金(*GVC\_gov*×*Post*)的系数显著为负;而第(2)列中,非国有背景管理机构的政府引导基金(*GVC\_pub*×*Post*)则不显著,表明国有背景管理机构的政府引导基金对于被投企业的杠杆操纵抑制作用更强。

同样地,本部分利用企业注册地与市政府之间的距离(*dis*)衡量政企间互动关系,与国有背景管理人和非国有背景管理人的政府引导基金的交乘项再次进行回

归。表 12 第(3)和(4)列列示了检验结果,可以发现,国有背景管理人的政府引导基金与政企距离之间的交乘项不显著,而非国有背景管理人的政府引导基金与政企距离之间的交乘项为正,且加入政企距离后,非国有背景管理人的政府引导基金系数变为显著为负。上述结果说明,国有背景管理机构的政府引导基金对于政企互动关系不敏感,而政企互动则对于非国有管理机构的政府引导基金起到了补充作用。

表 12 政府引导基金管理机构差异检验结果

| 变量  | (1)                | (2)               | (3)                 | (4)                 |
|---|--------------------|-------------------|---------------------|---------------------|
|   | <i>LEV</i>         | <i>LEV</i>        | <i>LEV</i>          | <i>LEV</i>          |
| <i>GVC_gov</i> × <i>Post</i>              | -0.007*<br>(-1.72) |                   | -0.009**<br>(-1.96) |                     |
| <i>GVC_pub</i> × <i>Post</i>              |                    | -0.010<br>(-1.43) |                     | -0.016**<br>(-2.03) |
| <i>GVC_gov</i> × <i>Post</i> × <i>dis</i> |                    |                   | 0.017<br>(1.25)     |                     |
| <i>GVC_pub</i> × <i>Post</i> × <i>dis</i> |                    |                   |                     | 0.031**<br>(2.08)   |
| 控制变量                                      | 控制                 | 控制                | 控制                  | 控制                  |
| 个体/年份固定效应                                 | 是                  | 是                 | 是                   | 是                   |
| 样本量                                       | 25872              | 25872             | 25775               | 25775               |
| 调整 R <sup>2</sup>                         | 0.359              | 0.359             | 0.359               | 0.359               |

#### 4. 溢出效应

本文认为,一方面,政府引导基金向资本市场传递了强烈的政策信号,外部投资者通常会认为得到政府投资基金的企业往往具有更高的投资价值,这部分企业在会计信息质量和财务透明度的表现,也会被同行业和同地区的其他企业视为参考标准;另一方面,政府引导基金的投资能够吸引更多的社会资本流入被投企业所在地区,促进地区产业优化升级(Brander等,2015)<sup>[11]</sup>,这有助于优化地区资源配置,降低本地企业对杠杆操纵的依赖。因此,本文进一步检验了政府引导基金投资是否会对本地其他中小企业的杠杆操纵行为产生影响。首先,本文借鉴梁蔚萍和周翔翼(2024)<sup>[36]</sup>的研究方法,构建地区政府引导基金投资情况(*GVC\_city1*)。具体定义为:每年同地级市中被政府引导基金投资的新三板企业数量/同地级市新三板企业的总数。回归结果如表 13 所示,第(1)列中,地区政府引导基金投资情况(*GVC\_city1*×*Post*)的系数为-0.020,在 10% 水平下显著,初步说明政府引导基金投资对于同一地区的新三板企业发挥了溢出作用。

此外,本文还借鉴成程等(2021)<sup>[47]</sup>的研究方法,构建了如下空间杜宾模型来检验政府引导基金溢出效应,其中系数 $\rho$ 表示政府引导基金投资的滞后效应, $W$ 是经过标准化处理后的空间权重矩阵, $WGVC_{it}$ 和 $WGVC_{it-1}$ 分别表示政府引导基金投资的空间滞后项和时空滞后项, $X$ 表示控制变量。回归结果如表 13 所示,调整  $R^2$  为 0.557,最大似然估计 Log-L 为 1.120,模型拟合效果较好,空间滞后回归系数 $\rho$ 在 5% 水平下显著为负,这说明,政府引导基金对企业的投资在地理距离空间中具有较强的负向溢出效应。在第(2)列中,本地区政府引导基金投资情况( $GVC\_city2 \times Post$ )的系数为-0.008,在 1% 水平下显著。这一结果表明,政府引导基金投资确实对于同一地区的新三板企业发挥了显著的溢出作用。

$$LEVM_{it} = \rho GVC\_city2_{it} + \lambda WGVC_{it} + \mu WGVC_{it-1} + \beta_1 X_{it} + \beta_2 WX_{it-1} + \mu_{it} + \eta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

表 13 政府引导基金会会计信息治理作用的溢出效应检验

| 变量                            | (1)                | (2)                  |
|-------------------------------|--------------------|----------------------|
|                               | <i>LEVM</i>        | <i>LEVM</i>          |
| <i>GVC\_city1 \times Post</i> | -0.034*<br>(-1.77) |                      |
| <i>GVC\_city2 \times Post</i> |                    | -0.008***<br>(-7.11) |
| 控制变量                          | 控制                 | 控制                   |
| 个体/年份固定效应                     | 是                  | 是                    |
| 样本量                           | 45761              | 26598                |
| 空间滞后项                         |                    | -0.089**<br>(-2.03)  |
| 最大似然估计                        |                    | 1.120                |
| 调整 $R^2$                      | 0.356              | 0.557                |

## 六、结论与政策启示

政府引导基金具有国家政策赋予的耐心资本特征,深入探讨政府引导基金对推动中小企业会计信息质量提升和高质量发展的影响及内在机理具有重要的研究价值。本文以 2013—2022 年新三板挂牌企业为研究样本,分析并检验了政府引导基金对中小企业杠杆操纵行为的影响。研究发现,政府引导基金显著抑制了中小企业的杠杆操纵行为,验证了政府引导基金作为耐心资本的治理作用和经济价值。具体来说,政府引导基金发挥了信息治理作用和资金引导作用,降低了企业进行杠杆操纵的动机和空间。本文还探讨了政府引导基金作用的异质性,发现政府引导基金对于“表外融资”式杠杆操纵作用更明显,且低行政层级、国资背景基

金管理机构有助于提高其治理效能。此外,政府引导基金不仅显著抑制了被投企业的杠杆操纵行为,也对于同地区其他中小企业的杠杆操纵行为具有溢出治理作用。

本文不仅拓展了风险投资、政府引导基金与会计信息治理以及中小企业杠杆操纵的相关文献,而且有效拓展了耐心资本的理论研究。通过与传统市场化风险投资在投资目标、监管模式、声誉价值等方面的比较,构建并验证了“信息治理—资金引导—制度嵌入”的政府引导基金会计信息治理作用分析框架,深化对政府引导基金独特的耐心资本特性及其会计信息治理价值的认识。并且,从财政资金安全保障、政府层级和政企关系角度出发,分析了影响其治理效能发挥的制度因素,对于理解中国情境下政府风险投资的耐心资本治理机制与作用边界具有增量贡献。此外,针对当前大力培育耐心资本、推动中小企业高质量发展的时代要求,本文的研究结论具有如下政策启示:

第一,优化政府引导基金的顶层设计。一方面,建立市县级政府引导基金与地方产业政策的精准联动机制。具体可推动省级基金发挥资源整合与战略引导功能,为市县级基金提供融资支持、技术支持等赋能服务;市县级基金则聚焦本地特色产业,依托其信息优势开展精准投资,形成“省级引导、市县主导、产业协同”的分工体系。另一方面,健全穿透式监管与多元协同的财政金融监管框架。具体由省级财政部门牵头,整合财政、审计、证监会及基金管理部门,明确资金流向和股权结构披露标准,规避明股实债等隐性债务风险。此外,可在基金设计阶段嵌入可操作性评估与动态调整机制,根据被投资企业实际需要调整基金存续期限和追加投资策略,确保政策从“最初一公里”到“最后一公里”全程贯通。

第二,以长期价值为导向完善耐心资本的培育与考核机制。一方面,基于本文所发现的国资管理机构的优势,建议在国资考核中引入可持续发展指标和长期价值创造维度,替代单一财务指标考核。具体可分阶段设置考核任务,例如短期(1~3年)侧重被投资企业绩效提升,中期(4~6年)侧重公司治理绩效改善,长期(7~10年)则突出产业链带动效应、“卡脖子”技术培育等。同时,将容错机制与基金生命周期匹配,允许基金在投资初期享有更高风险容忍度,并将退出周期延长至10年以上。另一方面,完善多层次资本市场体系建设,可通过税收减免、财政贴息等激励手段引导社会资本参与长期投资,并依托区域性股权市场建设股权转让平台,拓宽耐心资本多元化退出渠道。

第三,重视并发挥国有风险资本的会计信息治理价值。建议充分挖掘国有风险资本的“信息治理”功能,将其打造为中小企业会计信息质量的“认证者”与“监督者”。具体来说,既可以在投前项目筛选过程中,优先选择财务透明度高、内部控制健全的企业,将“无保留审计意见”“杠杆结构真实性”等作为隐性筛选条件;也可以在投后项目管理过程中,通过派驻财务委员、定期专项审计等方式,密切监控被投企业的表外融资、明股实债等高风险杠杆操纵手段,及时纠正其财务粉饰动机,从源头压缩操纵空间,为资本市场稳定和中小企业融资环境的优化提供有力支撑。

此外,鼓励国有风险投资部门定期总结其在提升被投资企业会计信息质量方面的成功案例与治理经验,通过行业协会、金融监管部门等平台,向同地区其他中小企业进行推广普及,放大其正面外部性。

### 参考文献

- [1] Deeg, R., and I. Hardie. What is Patient Capital and Who Supplies it? [J]. *Socio-Economic Review*, 2016, 14, (4): 627-645.
- [2] Kaplan, S. B. *Globalizing Patient Capital: The Political Economy of Chinese Finance in the Americas* [M]. Cambridge University Press, 2021.
- [3] 蔡宁. 风险投资“逐名”动机与上市公司盈余管理[J]. 北京: 会计研究, 2015, (5): 20-27.
- [4] 何顶, 葛琰. 风险投资对赌协议对盈余管理的影响研究——基于新三板挂牌的经验证据[J]. 上海: 财经研究, 2023, (10): 109-123.
- [5] Ge, G., J. Xue, and Q. Zhang. Industrial Policy and Governmental Venture Capital: Evidence from China [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2024, 84, 102532.
- [6] 余琰, 罗炜, 李怡宗, 朱琪. 国有风险投资的投资行为和投资成效[J]. 北京: 经济研究, 2014, (2): 32-46.
- [7] Guerini, M., and A. Quas. Governmental Venture Capital in Europe: Screening and Certification [J]. *Journal of Business Venturing*, 2016, 31, (2): 175-195.
- [8] 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]. 北京: 财贸经济, 2019, (10): 95-110.
- [9] 张果果, 郑世林. 国家产业投资基金与企业创新[J]. 上海: 财经研究, 2021, (6): 76-91.
- [10] 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]. 北京: 经济研究, 2023, (6): 137-154.
- [11] Brander, J., Q. Du, and T. Hellmann. The Effects of Government-Sponsored Venture Capital: International Evidence [J]. *Review of Finance*, 2015, 19, (2): 571-618.
- [12] 许晓芳, 陆正飞. 我国企业杠杆操纵的动机、手段及潜在影响[J]. 北京: 会计研究, 2020, (1): 92-99.
- [13] Landsman, W. R., K. V. Peasnell, and C. Shakespeare. Are Asset Securitizations Sales or Loans? [J]. *The Accounting Review*, 2008, 83, (5): 1251-1272.
- [14] 陈红, 陈玉秀, 杨燕雯. 表外负债与会计信息质量、商业信用——基于上市公司表外负债监察角度的实证研究[J]. 天津: 南开管理评论, 2014, (1): 69-75.
- [15] 李晓溪, 杨国超. 为发新债而降杠杆: 一个杠杆操纵现象的新证据[J]. 北京: 世界经济, 2022, (10): 212-236.
- [16] 许晓芳, 陆正飞. 企业杠杆、杠杆操纵与经济高质量发展[J]. 北京: 会计研究, 2022, (6): 3-15.
- [17] 饶品贵, 汤晟, 李晓溪. 地方政府债务的挤出效应: 基于企业杠杆操纵的证据[J]. 北京: 中国工业经济, 2022, (1): 151-169.
- [18] 原红旗, 孔德松, 张楚君, 陈超. 新三板公司盈余质量研究[J]. 北京: 会计研究, 2019, (5): 27-32.
- [19] 梁冰. 我国中小企业发展及融资状况调查报告[J]. 北京: 金融研究, 2005, (5): 120-138.
- [20] 罗正英, 张雪芳, 赵玉娟. 中小企业会计信息披露制度特征结构与实现机制[J]. 北京: 会计研究, 2004, (8): 57-60.
- [21] Ueda, M. Banks versus Venture Capital: Project Evaluation, Screening, and Expropriation [J]. *Journal of Finance*, 2004, 59, (2): 601-621.
- [22] Gompers, P. A. Grandstanding in the Venture Capital Industry [J]. *Journal of Financial Economics*, 1996, 42, (1): 133-156.
- [23] 李璐, 姚海鑫. 风险投资对会计信息可比性的影响及其作用机制研究[J]. 杭州: 财经论丛, 2019, (4): 71-80.

- [24]袁玉,吴战箴,廖佳.机构投资者分心会加剧管理层语言膨胀吗?——基于年报文本语调的实证研究[J].天津:南开管理评论,2025,(8):123-134.
- [25]王攀,郭晓冬,吴晓晖.机构投资者“分心”与企业研发操纵[J].北京:科研管理,2023,(8):109-118.
- [26]宫义飞,张可欣,徐荣华,夏雪花.政府引导基金发挥了“融资造血”功能吗[J].北京:会计研究,2021,(4):89-102.
- [27]Hasan, I., A. Khurshed, A. Mohamed, et al. Do Venture Capital Firms Benefit from a Presence on Boards of Directors of Mature Public Companies?[J]. Journal of Corporate Finance, 2018, 49: 125-140.
- [28]胡刘芬,周泽将.风险投资机构持股能够缓解企业后续融资约束吗?——来自中国上市公司的经验证据[J].北京:经济管理,2018,(7):91-109.
- [29]Standaert, T., and S. Manigart. Government as Fund-of-Fund and VC Fund Sponsors: Effect on Employment in Portfolio Companies[J]. Small Business Economics, 2018, 50: 357-373.
- [30]Colombo, M.G., D.J. Cumming, and S. Vismara. Governmental Venture Capital for Innovative Young Firms [J]. The Journal of Technology Transfer, 2016, 41, (1): 10-24.
- [31]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].北京:金融研究,2024,(3):75-93.
- [32]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[JOL].天津:南开管理评论,2024, <https://link.cnki.net/urlid/12.1288.F.20241217.1045.002>.
- [33]González-Urbe, J. Exchanges of Innovation Resources Inside Venture Capital Portfolios [J]. Journal of Financial Economics, 2020, 135, (1): 144-168.
- [34]强皓凡,严晗,张文钺,肖康康.国有风险资本与企业融资约束:如愿以偿还是事与愿违?[J].上海:财经研究,2021,(11):154-169.
- [35]Murtinu, S. The Government Whispering to Entrepreneurs: Public Venture Capital, Policy Shifts, and Firm Productivity [J]. Strategic Entrepreneurship Journal, 2021, 15, (2): 279-308.
- [36]梁蔚萍,周翔翼.容错机制能激励政府引导基金发挥引导作用吗?[J]北京:科学学研究,2024,(1):85-97.
- [37]Croce, A., J. Martí, and C. Reverte. The Role of Private versus Governmental Venture Capital in Fostering Job Creation During the Crisis [J]. Small Business Economics, 2019, 53, (4): 879-900.
- [38]董建卫,王晗,施国平,郭立宏.政府引导基金参股创投基金对企业创新的影响[J].北京:科学学研究,2018,(8):1474-1486.
- [39]乔坤元.我国官员晋升锦标赛机制的再考察——来自省、市两级政府的证据[J].上海:财经研究,2013,(4):123-133.
- [40]蒋亚含,李晓慧,许诺.政府引导基金投后赋能与实体企业发展——来自被投企业的经验证据[J].北京:经济管理,2023,(3):44-62.
- [41]郭玥.政府创新补助的信号传递机制与企业创新[J].北京:中国工业经济,2018,(9):98-116.
- [42]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]北京:科学学研究,2018,(8):1466-1473.
- [43]Piazzentino, G. Venture Capital and Capital Allocation [J]. The Journal of Finance, 2019, 74, (3): 1261-1314.
- [44]陈辉,顾乃康.新三板做市商制度、股票流动性与证券价值[J].北京:金融研究,2017,(4):176-190.
- [45]郑建明,李金甜,刘琳.新三板做市交易提高流动性了吗?——基于“流动性悖论”的视角[J].北京:金融研究,2018,(4):190-206.
- [46]汝毅,武永亮,张敏.差异化信息披露制度有效吗——基于新三板分层体系下盈余管理行为的考察[J].北京:会计研究,2024,(1):35-48.
- [47]成程,李惟韬,阳世辉.政府引导基金对地区经济发展及溢出效应的影响分析[J].长沙:财经理论与实践,2021,(5):18-25.

## Government-Guided Funds and SMEs' Leverage Manipulation

YU Xiao-yue<sup>1</sup>, DU Yuan<sup>2,3</sup>, WANG Yong-jie<sup>2,3</sup>

(1. Institute of Quantitative & Technical Economics, Chinese Academy of Social Sciences,  
Beijing, 100732, China;

2. Management College, Ocean University of China, Qingdao, Shandong, 266100, China;

3. China Business Working Capital Management Research Center, Qingdao, Shandong, 266100, China)

**Abstract:** This paper examines the impact and mechanisms of government guidance funds on leverage manipulation by small and medium-sized enterprises (SMEs), using a sample of firms listed on China's National Equities Exchange and Quotations (NEEQ) from 2013 to 2022. The empirical results show that, compared with other forms of venture capital, government guidance funds significantly reduce the level of leverage manipulation in SMEs. Mechanism analysis reveals that such funds curtail leverage manipulation by enhancing information governance (thus reducing opportunities for manipulation) and guiding capital allocation (thus lowering incentives for manipulation). Heterogeneity analysis indicates that the suppressive effect is more pronounced in cases of "off-balance-sheet financing"-style leverage manipulation, and that funds managed by low-level administrative entities or state-backed institutions exhibit stronger governance efficacy. Furthermore, government guidance funds not only improve accounting information quality in invested SMEs but also exert a positive spillover effect by reducing leverage manipulation among other local firms.

The marginal contributions of this study are threefold. First, it extends the literature on venture capital and accounting information quality by constructing and validating an analytical framework of "information governance-capital guidance-institutional embeddedness" in the context of government guidance funds in China. Second, it deepens the understanding of leverage manipulation in Chinese SMEs by systematically documenting typical patterns among NEEQ-listed firms and evaluating the differential governance effects of government guidance funds. The comparative analysis of different types of leverage manipulation offers nuanced insights for policymaking aimed at optimizing SME accounting governance through state-backed venture capital. Third, it enriches the literature on the governance role and economic value of patient capital by highlighting how fiscal fund security, government hierarchy, and government-business relationships shape the effectiveness of such capital.

**Key Words:** government guidance fund; leverage manipulation; SME; patient capital

**JEL Classification:** G32, G28, M41

**DOI:** 10.19616/j.cnki.bmj.2026.01.006

(责任编辑:张任之)