

常态化财会监督对企业杠杆操纵的治理效应

——基于加强财会监督改革试点的准自然实验

郝颖¹, 马海方^{1,2}, 张樱然³(1. 北京师范大学经济与工商管理学院, 北京 100875; 2. 西北师范大学管理学院, 甘肃 兰州 730070;
3. 英国利兹大学商学院, 英国 LS29JT)

[摘要] 财会监督作为党和国家监督体系的重要组成部分, 在规范企业行为、防范重大金融风险等方面意义重大。以 2017—2023 年 A 股上市公司为研究样本, 基于加强财会监督改革试点政策构建双重差分模型, 探析常态化财会监督对企业杠杆操纵的治理效应。研究发现, 常态化财会监督能够有效发挥震慑效应和资源效应, 进而抑制企业杠杆操纵行为。异质性分析发现, 在账面杠杆率高、资产规模大、管理层持股比例低以及位于金融发展水平较低地区的样本企业中, 常态化财会监督对企业杠杆操纵的抑制作用更加明显。经济后果检验发现, 常态化财会监督导致的企业杠杆操纵程度下降有助于提高企业的全要素生产率。研究结论可以为常态化财会监督规范企业会计行为、防范市场重大金融风险等提供经验证据。

[关键词] 常态化财会监督; 企业杠杆操纵; 企业规模; 金融发展水平; 会计行为

[中图分类号] F275 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2026)04-0071-12

一、引言

根据《2024 年度宏观杠杆率报告》的统计数据, 我国实体经济部门 2024 年末的杠杆率高达 290.6%, 同比上升了 10.1%, 其中非金融企业部门 2024 年末的杠杆率为 168.4%^①。持续高企的杠杆率不仅影响金融系统的稳定性, 增大流动性风险和系统性风险发生的可能性^[1], 而且影响经济发展质量, 抑制经济增长速度^[2]。企业作为经济发展的微观主体, 其高杠杆率是我国宏观杠杆率持续高企最主要的原因^[3]。为了防范重大经济金融风险, 避免发生系统性风险, 并推动经济高质量可持续发展, 自 2015 年起, 我国步入强制去杠杆阶段, 推出了一系列去杠杆措施与政策以推动企业降低杠杆率, 但成效十分有限^[4]。对于企业来说, 实质性去杠杆不仅难度较大, 而且成本高昂。然而, 为了应对国家去杠杆政策要求和增强自身的融资能力, 企业会利用监管政策的不完善性和会计规则的不完全性, 通过表外负债、明股实债、会计操纵等手段进行杠杆操纵, 以实现形式上的去杠杆^[5-6]。而且, 企业杠杆操纵行为具有普遍性, 已有研究发现, 我国 A 股上市公司中超过一半的公司利用表外负债或明股实债的方式进行杠杆操纵, 若进一步考虑会计操纵, 则超过 90% 的公司存在杠杆操纵行为^[7]。杠杆操纵不仅会掩盖企业的真实杠杆水平, 增加企业的财务风险, 弱化监管部门对企业的监管力度^[8], 还会增大流动性风险和系统性风险发生的可能性^[9]。2022 年, 党的二十大报告明确提出了完善现代金融监管, 守住不发生系统性风险底线的要求。在此背景下, 深入探究如何抑制企业杠杆操纵, 不仅有助于落实国家去杠杆政策和化解企业高杠杆风险, 还有利于保障资本市场稳定运行和降低系统性风险发生的可能性, 进而推动经济高质量发展。

财会监督作为党和国家监督体系的重要组成部分, 具有权威性和强制性特点, 能够规范企业会计行为, 保障资本市场稳定运行^[10]。2020 年, 十九届中央纪委四次全会首次将财会监督纳入党和国家监督体系, 并强调要推动财会监督与其他各类监督有机贯通、相互协调^②。为了贯彻落实党和国家关于财会监督工作的决策部署以及

[收稿日期] 2025-09-02

[基金项目] 国家自然科学基金项目(71872017)

[作者简介] 郝颖(1976—), 男, 山东济南人, 北京师范大学经济与工商管理学院教授, 博士生导师, 从事资本市场与财务会计研究; 马海方(1991—), 男, 甘肃临夏人, 北京师范大学经济与工商管理学院博士研究生, 西北师范大学管理学院讲师, 从事资本市场与财务会计研究, E-mail: mahf82599@163.com; 张樱然(2002—), 女, 北京人, 英国利兹大学商学院硕士研究生, 从事会计与金融研究。

①资料来源于 <http://www.nifd.cn/SeriesReport/Details/4552>。

②资料来源于 https://www.ccdi.gov.cn/special/sjj4cqh/tt_sjjzy4cqh/202001/t20200113_207648.html。

加强财会监督的监管效能,2020年12月起,财政部监督评价局在江苏省等11个省市组织地方监管局开展加强财会监督改革试点,是以会计监督方向为主,通过信息化手段等创新监督模式进行常态化监督探索,以构建务实高效的国家财会监督体系。跟以往的以会计信息质量随机检查制度为代表的事后检查、随机抽查的财会监督模式相比,加强财会监督改革试点政策最大的突破在于对企业进行事前、事中以及事后的全过程常态化监督,并推动政府财会监督从以往事后的“纠错型”向全过程的“嵌入型”和“预防型”转变,从以往的“检查型”向“服务型”和“管理型”转变,进而有效扩大了财会监督范围,增强了财会监督效能。因此,深入探究常态化财会监督的治理效应以及其发挥治理效应的作用机制,不仅能够规范企业会计行为和保障资本市场稳定运行,而且有利于推动常态化财会监督治理效应的有效发挥。

自许晓芳等^[6]提出杠杆操纵概念并构建了企业杠杆操纵程度测度模型以来,众多学者聚焦企业杠杆操纵,从企业杠杆操纵动机^[11-12]、影响企业杠杆操纵程度的内外部因素^[7-8,13-14]等方面进行了大量研究。但是,从政府监督视角研究企业杠杆操纵的文献较少,探究常态化财会监督对企业杠杆操纵影响的文献更是鲜有。在当前我国去杠杆的政策背景下,深入探究常态化财会监督对企业杠杆操纵的影响效应,不仅能够从一个全新的研究视角来评估常态化财会监督的治理效应,还有助于落实国家去杠杆政策。同时,加强财会监督改革试点政策为本文通过构建双重差分模型来探讨常态化财会监督对企业杠杆操纵的治理效应提供了极佳的准自然实验场景,也奠定了本文的研究基础。因此,本文以2017—2023年我国A股上市公司作为研究样本,基于财会监督改革试点这一政策冲击,构建双重差分模型来检验常态化财会监督对企业杠杆操纵的治理效应。

本文的边际贡献主要体现在:第一,立足于我国政府监管制度研究场景,丰富了政府财会监督治理效应的实证研究文献。以往关于政府财会监督的研究场景主要是基于对企业进行事后监督、随机抽查的会计信息质量随机检查制度^[10,15-16],也有学者基于财会监督改革试点政策,探究了政府财会监督对企业股票定价^[17]和企业违规行为^[18]的积极影响。本文基于加强财会监督改革试点政策,从企业杠杆操纵视角深入探究常态化财会监督的治理效应,不仅有助于深化对常态化财会监督治理效果的认识,而且拓展了常态化财会监督经济后果的实证研究。第二,基于加强财会监督改革试点政策,丰富了从政府财会监督视角探究企业杠杆操纵影响因素的研究。现有研究主要从企业层面^[7,13]、政策环境层面^[14,19]以及外部金融机构层面^[8,20]对企业杠杆操纵的影响因素进行了探讨,但深入探究政府财会监督对企业杠杆操纵影响效应的文献相对缺乏。本文从政府财会监督视角切入,深入探讨常态化财会监督对企业杠杆操纵的治理效应,不仅丰富了政府财会监督对企业杠杆操纵影响效应的文献,而且对关于企业杠杆操纵影响因素的研究进行了有益补充。第三,本文的研究发现具有重要的理论和现实意义。本文从企业杠杆操纵视角评估了我国常态化财会监督在企业层面的治理效应,研究结论不仅为常态化财会监督能够通过规范上市公司会计行为来防范重大经济金融风险和避免发生系统性风险提供了新的证据支撑,而且有助于丰富常态化财会监督的有效监管经验,为更好地完善我国常态化财会监督制度体系以及更有效地发挥常态化财会监督的治理效应提供了经验证据。

二、制度背景、文献回顾与假设提出

(一)制度背景

财会监督作为党和国家监督体系的重要组成部分,以规范企业会计行为和提升企业会计信息质量为职责,会计信息质量随机检查制度是国家进行财会监督的具体制度体现。财政部门在全国范围内开展了多次会计信息质量随机检查,在规范企业会计行为、维护市场经济秩序、推动经济稳健发展方面发挥了重要作用。然而,以财政部会计信息质量随机检查为主的政府财会监督模式主要侧重于对企业的会计行为进行事后监督,对会计行为的事前和事中监督不足,并在运行机制、监管手段等方面存在一定的不足,严重影响了我国财会监督对企业监督管理的有效性^[17]。因此,为了实现对企业会计行为事前、事中、事后全过程常态化的监督管理,并弥补原有财会监督模式的不足,国家亟须探索新的财会监督模式。2020年召开的十九届中央纪委四次全会首次将财会监督纳入党和国家监督体系,使得财会监督的战略地位进一步上升,所承担的监管使命更加重大。

在现实监管需要和国家政策倡导的双重驱动下,财政部监督评价局于2020年12月起组织江苏省等11个省市的地方监管局开展加强财会监督改革试点。跟以往的政府财会监督制度相比,加强财会监督改革试点政策

有以下突破:第一,手段趋于信息化。试点地区的地方监管局充分利用信息化手段来收集企业的财务资料,扩大了财务资料的收集范围,提高了财务资料的收集效率。第二,过程趋于常态化。财会监督改革试点建立了对企业全过程覆盖并贯穿的常态化监督新模式。第三,范围趋于精确化。财会监督改革试点以“重点对象名单制”为抓手,有针对性地开展监管工作,大幅提高了财会监督的精确性。第四,决策趋于自主化。财会监督改革试点地区的监管局可以自主确定监督对象、监督措施,大幅提升了财会监督工作的灵活性。第五,部门趋于协同化。财会监督改革试点地区的监管局通过与当地其他监管部门协同合作,建立了信息共享、联合联动等机制,极大地提高了财会监督的影响力和震慑力。

(二) 文献回顾

1. 政府财会监督的相关研究

国内关于政府财会监督的研究主要是基于会计信息质量随机检查制度和加强财会监督改革试点政策展开的。基于会计信息质量随机检查制度展开的研究发现,政府财会监督能够抑制企业盈余管理^[15]、提高企业审计质量^[21]、降低企业避税程度^[10]和分析师盈余预测偏差^[16]以及减少关键审计事项模板化披露^[22]。基于加强财会监督改革试点政策研究财会监督对企业影响效应的文献比较匮乏,有研究从企业资本市场定价视角探讨了常态化财会监督对企业股票定价的影响^[17],还有研究分析了常态化财会监督对企业违规行为的影响^[18]。

2. 企业杠杆操纵的相关研究

现有研究主要从操纵动机、影响因素等方面对企业杠杆操纵问题展开了较多讨论。从操纵动机来看,企业进行杠杆操纵主要是为了迎合监管政策要求^[11]和增强融资能力^[12]。从影响因素来看,基于微观企业层面的研究发现,控股股东股权质押^[7]、机构投资者“分心”^[13]、共享审计师^[23]等均对企业杠杆操纵具有抑制或加剧的显著影响;基于宏观政策环境层面的研究发现,去杠杆政策^[24]、国家审计^[25]、环保税改革^[14]、再融资新规^[19]、国地税合并^[26]等均对企业杠杆操纵行为具有抑制或加剧的显著影响;基于外部金融机构层面的研究发现,银行竞争^[20]、银行金融科技^[8]等均能够显著抑制企业的杠杆操纵行为。本文主要基于加强财会监督改革试点政策来探究常态化财会监督对企业杠杆操纵的影响效应。

综上,一方面,关于企业杠杆操纵的研究相对较多,学者们从操纵动机、影响因素等多个视角进行了探讨;另一方面,关于我国财会监督的文献相对较少,已有相关研究主要是基于会计信息质量随机检查制度展开的,而基于加强财会监督改革试点政策来探究常态化财会监督在企业层面治理效应的研究相对匮乏。因此,探究常态化财会监督对企业杠杆操纵的治理效应具有重要的理论与现实意义,不仅有助于从企业杠杆操纵视角深化对常态化财会监督经济后果的理解,还能为精准识别和防范由杠杆操纵累积的系统性金融风险、优化财会监督监管政策设计提供更为精细化和有针对性的经验证据与政策启示。

(三) 理论分析与研究假设

杠杆操纵是企业为达到监管政策要求和满足自身融资需求,利用会计准则的不完全性和监管体系的不完善性,通过各种非常规手段实施的旨在向下粉饰账面杠杆率的财务操作^[4]。企业经营者在一定程度上拥有对企业账面杠杆率的自主决定权,容易滋生出操纵账面杠杆率的行为^[27]。杠杆操纵行为实际上仅降低了企业杠杆的账面会计计量,并未真正降低企业的财务风险,企业常用的杠杆操纵手段主要包括表外负债、明股实债以及会计操纵方法等^[4]。因此,企业是否进行杠杆操纵以及杠杆操纵的程度高低,主要取决于对杠杆操纵预期成本与预期收益的权衡。加强财会监督改革试点政策作为构建并完善常态化财会监督长效监管治理机制的重要举措之一,是国家进一步对企业会计行为和财务操作强化监管的重要体现之一^[17],不仅能够通过发挥震慑效应增加企业杠杆操纵的预期成本,而且能够通过发挥资源效应降低企业杠杆操纵的预期收益,进而抑制企业的杠杆操纵行为。接下来,本文从震慑效应和资源效应两个维度来具体分析财会监督改革试点政策对企业杠杆操纵的抑制作用。

1. 震慑效应

根据理性经济人假设,企业是否进行杠杆操纵主要取决于对杠杆操纵预期成本与预期收益的权衡,杠杆操纵预期成本包括企业杠杆操纵行为被发现的概率以及被发现后所面临的监管部门处罚、金融机构信贷缩减以及市场声誉减损等。在监管体系不完善的情形下,企业的杠杆操纵行为被发现的概率较低,与之对应的

成本也比较低,企业就会有较强的动机进行杠杆操纵^[4]。而政府机构权威性的特质使得政府监管通常能起到震慑作用^[28],加强财会监督改革试点政策作为国家推进常态化财会监督的重要举措之一,弥补了我国原有财会监督模式在运行机制、监管手段等方面的不足,克服了我国原有财会监督模式主要侧重于事后监督而对企业会计行为事前和事中监督不足的缺陷,构建了“事前预警、事中监控、事后查处”全过程常态化的财会监督模式,向企业及其管理层传递了财会监督加强的信号,从而对试点地区企业产生震慑作用。具体来说,财会监督改革试点政策通过信息化手段管理企业财务资料,全过程常态化监督企业会计行为,大幅提高了我国财会监督的监管强度和效能,能够及时有效识别企业的杠杆操纵行为,提升企业因杠杆操纵行为被监管部门关注和处罚的概率,使得企业进行杠杆操纵的预期成本增加。同时,财会监督改革试点政策对企业产生的震慑作用能够督促企业规范会计行为和财务操作,缓解企业的会计信息失真问题,提升企业的会计信息质量,压缩企业进行杠杆操纵的空间,进而能够有效抑制企业的杠杆操纵行为。此外,根据高层梯队理论,企业管理层的心理预期会对企业决策产生影响^[29],即企业管理层的风险预期能够通过财务决策体现出来^[30],并在一定程度上决定了企业是否进行杠杆操纵以及进行杠杆操纵的程度。而财会监督改革试点政策通过向企业管理层传递财会监督加强的信号,会对企业管理层产生震慑作用,能够提高企业管理层的风险预期,规范企业管理层的财务决策,进而抑制企业的杠杆操纵行为。因此,财会监督改革试点政策能够通过发挥震慑效应抑制企业杠杆操纵。

2. 资源效应

债务融资是企业进行外部融资的主要途径之一,一般来说,杠杆率在一定程度上能够反映企业的债务违约风险,是银行等外部金融机构评价企业偿债能力的主要财务指标之一,因此杠杆率对企业的外部债务融资具有重要影响。现实中,银行等外部金融机构会根据企业的杠杆率来设置债务契约条款,若企业的杠杆率过高,银行等金融机构则可能不会给企业提供债务融资^[4],因此,出于满足自身融资需求动机,企业会通过杠杆操纵来达到形式上降低自身账面杠杆率的目的^[20]。根据信息不对称理论,资本市场中交易各方所拥有的信息存在差异,就企业与银行等外部金融机构来说,为了规避风险,处于信息劣势的银行等金融机构在与企业签署信贷契约时会要求额外的风险溢价,从而导致企业面临的融资约束增大。而财会监督改革试点政策强化了对企业的监管效能,督促企业不仅要严格按照会计准则和相关法规进行会计处理和编制会计资料,提高会计信息质量,还要如实向资本市场披露会计信息,这使得企业的信息披露质量提高,企业内外部的信息不对称程度降低^[17]。同时,政府监管往往具有溢出效应^[31],随着财会监督改革试点政策的实施,媒体机构、证券分析师等市场参与者对试点地区企业的关注度提升^[32],这在强化企业治理作用的同时,降低了企业内外部的信息不对称程度,进而能够缓解企业面临的融资约束。融资约束的缓解不仅能够一定程度上降低企业的债务融资成本,而且使得企业更易于从银行等外部金融机构获得与自身真实状况相匹配的债务融资,即企业的债务融资规模得以增大。随着债务融资成本的降低和债务融资规模的增大,企业进行杠杆操纵的预期收益大幅降低,杠杆操纵的意愿也随之降低。另外,满足自身融资需求是企业进行杠杆操纵的主要动机之一,随着债务融资成本的降低和债务融资规模的增大,企业的部分融资需求得以满足,其杠杆操纵动机会大幅下降,这进一步降低了企业进行杠杆操纵的意愿,进而减少了杠杆操纵行为。因此,财会监督改革试点政策能够通过发挥资源效应抑制企业杠杆操纵。

基于以上分析,本文提出研究假设 H。

H:常态化财会监督能够有效抑制企业杠杆操纵。

三、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

本文选取 2017—2023 年我国 A 股上市公司作为研究样本,分析财会监督改革试点对企业杠杆操纵的影响。所需数据来源于国泰安数据库、中国研究数据服务平台以及 WIND 数据库,核心解释变量数据主要通过手工整理获得。为保证数据的严谨性和有效性,本文删除了金融类、经营异常、数据缺失的样本企业,最终得到 21832 个研究样本。在具体的分析过程中,由于模型和变量不同,样本量可能会发生变动。此外,本文对连续变量进行了上下 1% 的缩尾处理,以避免极端值对检验结果的影响。

(二) 模型构建

本文利用加强财会监督改革试点政策构建如下双重差分模型：

$$Levm_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 (Treat_i \times Post_t) + \sum \beta_n CVs + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t}$$
 (1)

其中, $Levm_{it}$ 为企业杠杆操纵程度; $Treat_i$ 是处理变量, $Post_t$ 为政策冲击变量, 交互项 $Treat_i \times Post_t$ 为本文的核心解释变量; CVs 是一系列控制变量; $\varepsilon_{i,t}$ 为模型随机误差项。此外, 为了控制个体和时间因素对检验结果的影响, 本文引入企业固定效应 μ_i 和年份固定效应 δ_t 。

(三) 变量定义与说明

1. 被解释变量

被解释变量为企业杠杆操纵。本文参考许晓芳等^[6]提出的 XLT-LEVM 方法来测算我国上市公司的杠杆操纵程度, 具体计算方法见公式(2)。

$$Levm_{i,t} = \frac{DEBTB_TOTAL_{i,t} + DEBT_OB_{i,t} + DEBT_NSRD_{i,t}}{ASSETB_TOTAL_{i,t} + DEBT_OB_{i,t}} - LEVB_{i,t}$$
 (2)

其中, $Levm_{it}$ 为企业杠杆操纵程度, $DEBTB_TOTAL_{i,t}$ 为企业账面总负债, $DEBT_OB_{i,t}$ 为企业表外总负债, $DEBT_NSRD_{i,t}$ 为企业明股实债总额, $ASSETB_TOTAL_{i,t}$ 为企业账面总资产, $DEBT_OB_{i,t}$ 为企业账面杠杆率。

2. 核心解释变量

核心解释变量为常态化财会监督。参考叶永卫等^[17]的研究, 本文以加强财会监督改革试点政策作为常态化财会监督的标志, 构建本文的核心解释变量 $Treat_i \times Post_t$ 。由于财会监督改革试点政策选取部分地区进行试点, 且试点政策始于 2020 年 12 月, 因此, 若研究样本位于试点地区^①, $Treat_i$ 赋值为 1, 作为处理组, 否则赋值为 0; 2020 年以后 $Post_t$ 赋值为 1, 表示受到了政策冲击, 否则赋值为 0。

3. 控制变量

参考许晓芳等^[6]、饶品贵等^[12]、李晓溪等^[20]的研究, 本文还控制了一系列可能影响企业杠杆操纵程度的因素, 包括企业规模 ($Size$)、盈利能力 (Roa)、股权集中度 (Top)、成长性 ($TobinQ$)、融资约束 ($Saindex$)、资产负债率 (Lev)、董事会独立性 ($Indep$)、企业年龄 ($Firmage$)、企业产权性质 (Soe)、两职合一 ($Dual$)。同时, 考虑到地区经济发展水平对企业杠杆操纵程度的影响, 本文还在控制变量中加入了地区经济增长率 ($Gdpgro$)。

(四) 描述性统计

表 1 汇报了主要变量的具体定义及描述性统计结果。企业杠杆操纵 ($Levm$) 的标准差为 0.1417, 均值为 0.1023, 最大值和最小值分别为 0.7499 和 0, 表明企业之间的杠杆操纵程度存在较大差异。处理变量 $Treat$ 的样本均值为 0.5272, 说明 52.72% 的样本企业位于财会监督改革试点地区, 47.28% 的样本企业位于其他地区。政策冲击变量 $Post$ 的均值为 0.5197, 说明财会监督改革试点政策实施后的样本企业占比为 51.97%, 政策实施前的样本企业占比为 48.03%。整体来说, 处理组与对照组的样本观测值以及是否受财会监督改革试点政策冲击的样本观测值的分布相对比较均匀。控制变量的统计结果均位于合理区间内, 在此不再赘述。

表 1 主要变量定义及描述性统计结果

变量	变量定义	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$Levm$	根据 XLT-LEVM 方法计算得到, 详见前文	21832	0.1023	0.1417	0.0000	0.0437	0.7499
$Treat$	位于试点地区, $Treat$ 赋值为 1, 否则为 0	21832	0.5272	0.4993	0.0000	1.0000	1.0000
$Post$	2020 年以后, $Post$ 赋值为 1, 否则为 0	21832	0.5197	0.4996	0.0000	1.0000	1.0000
$Size$	企业总资产的自然对数	21832	22.3534	1.2924	18.4292	22.1809	28.6969
Roa	净利润/总资产	21832	0.0295	0.0888	-2.6465	0.0348	0.7859
Top	第一大股东持股数量/总股数	21832	0.3293	0.1448	0.0184	0.3034	0.8999
$TobinQ$	托宾 Q 值	21832	1.9265	1.4205	0.6112	1.5379	44.0052
$Saindex$	SA 指数	21832	-3.9187	0.2580	-5.7276	-3.9165	-2.0850
Lev	总负债/总资产	21832	0.4264	0.1982	0.0143	0.4177	1.9566
$Indep$	独立董事/董事会总人数	21832	0.3775	0.0543	0.1429	0.3636	0.6667
$Firmage$	企业成立年限的自然对数	21832	3.0555	0.2846	1.6094	3.0910	4.2905
Soe	国有企业取值为 1, 否则为 0	21832	0.2991	0.4579	0.0000	0.0000	1.0000
$Dual$	两职合一取值为 1, 否则为 0	21832	0.3200	0.4665	0.0000	0.0000	1.0000
$Gdpgro$	地区 GDP 增长率	21832	1.0738	0.0393	1.0026	1.0585	1.1648

①试点地区为江苏省、上海市、浙江省、贵州省、山东省、安徽省、深圳市、厦门市、宁波市、青岛市、大连市。

四、实证结果

(一) 基准回归结果

常态化财会监督与企业杠杆操纵的回归结果如表 2 所示。第(1)列为仅控制企业固定效应与年份固定效应的回归结果,第(2)列为加入企业层面控制变量的回归结果,第(3)列为进一步加入地区层面控制变量的回归结果。可以发现,核心解释变量 $Treat \times Post$ 的回归系数均在 1% 的水平上显著为负,说明常态化财会监督能够降低企业杠杆操纵程度。同时,从经济意义来讲,以表 2 第(3)列为例,核心解释变量 $Treat \times Post$ 的回归系数为 -0.011 ,表示在其他条件不变的情况下,相较于控制组样本企业,常态化财会监督使得处理组样本企业的杠杆操纵程度平均下降了 1.1%,具有显著的经济意义。由此,本文的研究假设 H 得到初步验证。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势假设评估

为检验研究样本是否满足平行趋势假设,本文利用事件分析法,在基准模型(1)的基础上构建以下计量模型:

$$Levm_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Before3 + \alpha_2 Before2 + \alpha_3 Current + \alpha_4 After + \alpha_5 After2 + \alpha_6 After3 + \sum \alpha_n CVs + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $Before3$ 和 $Before2$ 、 $Current$ 、 $After1$ 至 $After3$, 分别代表试点政策实施前第 3 年和第 2 年、当年以及实施后第 1 年、第 2 年和第 3 年,本文以试点政策实施前一年 $Before1$ 作为比较基准,所以省略了 $Before1$ 的情况;其他变量设定与基准模型(1)一致。对模型(3)进行回归得到的平行趋势检验结果如图 1 所示,在 $Current$ 以前的年份,回归结果均不显著,说明处理组和控制组的杠杆操纵变化趋势在试点政策实施前并不存在显著差异,而在 $Current$ 以后的年份,回归结果均显著为负,说明在试点政策实施后,处理组的杠杆操纵程度相较于控制组显著降低。因此,本文的双重差分回归符合平行趋势假设,即数据分析结果与平行趋势假设一致。同时,从长期来看,常态化财会监督对企业杠杆操纵的抑制作用具有持续性。

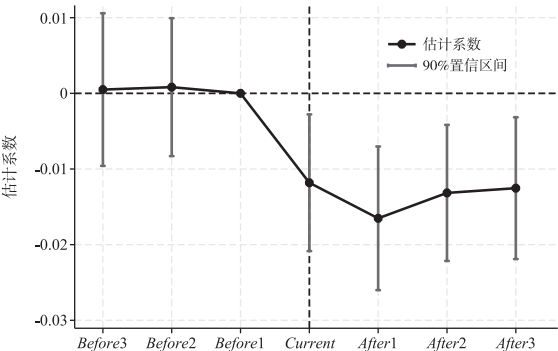


图 1 平行趋势检验

2. 安慰剂检验

为了避免偶然性事件带来的影响,本文通过安慰剂检验来验证研究结论的稳健性。本文采用随机抽样的方法构造出处理组和控制组,进而虚构一个处理变量 $Treat_aw$ 以及对应的交互项 $Treat_aw \times Post$ 。为提高安慰剂

表 2 基准回归结果

变量	(1) <i>Levm</i>	(2) <i>Levm</i>	(3) <i>Levm</i>
$Treat \times Post$	-0.0117 *** (-3.3806)	-0.0109 *** (-3.1722)	-0.0110 *** (-3.1694)
<i>Size</i>		-0.0219 *** (-5.1399)	-0.0219 *** (-5.1391)
<i>Roa</i>		0.0467 ** (2.4055)	0.0467 ** (2.4049)
<i>Top</i>		-0.0652 *** (-2.8248)	-0.0652 *** (-2.8251)
<i>TobinQ</i>		0.0008 (0.8518)	0.0008 (0.8525)
<i>Saindex</i>		0.2229 *** (6.5580)	0.2229 *** (6.5568)
<i>Lev</i>		-0.0061 (-0.3818)	-0.0061 (-0.3825)
<i>Indep</i>		0.0511 * (1.7378)	0.0511 * (1.7397)
<i>Firmage</i>		0.0153 (0.4322)	0.0153 (0.4331)
<i>Soe</i>		0.0223 *** (2.7447)	0.0223 *** (2.7430)
<i>Dual</i>		-0.0005 (-0.1414)	-0.0005 (-0.1412)
<i>Gdpgro</i>			0.0054 (0.0981)
常数项	0.1056 *** (85.5459)	1.4174 *** (7.8741)	1.4113 *** (7.4242)
企业固定	控制	控制	控制
年份固定	控制	控制	控制
观测值	21832	21832	21832
R^2	0.5395	0.5442	0.5442

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上统计显著,括号内为*t*值。下同。

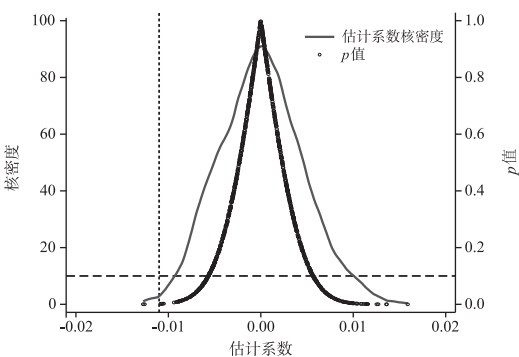


图 2 安慰剂检验

检验的可信度,本文重复上述操作 1000 次。图 2 汇报了检验结果,虚假交互项 $Treat_aw \times Post$ 的回归系数集中在 0 附近,同时绝大部分回归系数的 p 值大于 0.1,即未通过统计显著性检验,表明本文研究结论具有稳健性。

3. PSM-DID

本文采用 PSM-DID 方法来缓解可能因样本选择偏差而导致的回归结果偏误。具体来说,本文以基准模型(1)中的所有企业层面控制变量作为协变量,通过 Logit 模型估计倾向得分,然后采用以 0.05 为卡尺范围的 1:1 有放回近邻匹配方法为处理组样本匹配控制组,匹配后的特征变量在两组样本之间具有良好的平衡性,符合可比性的要求。本文利用基准模型(1)进行回归检验,结果如表 3 列(1)所示, $Treat \times Post$ 的回归系数显著为负,与基准回归结果一致,表明本文研究结论具有稳健性。

表 3 其他稳健性检验结果

变量	1:1 近邻匹配 (1) <i>Levm</i>	行业固定 (2) <i>Levm</i>	地区固定 (3) <i>Levm</i>	高维固定 (4) <i>Levm</i>	替换被解释变量		调整样本区间 (7) <i>Levm</i>	排除相关政策干扰	
					(5) <i>Explevm</i>	(6) <i>Explevmi</i>		(8) <i>Levm</i>	(9) <i>Levm</i>
$Treat \times Post$	-0.0121 ** (-2.3602)	-0.0114 *** (-3.2864)	-0.0100 *** (-2.9002)	-0.0087 ** (-2.4695)	-0.0111 *** (-3.2020)	-0.0103 *** (-2.9189)	-0.0137 *** (-3.5370)	-0.0120 *** (-3.0690)	-0.0122 *** (-3.0717)
Fas									-0.0462 (-0.5748)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	1.5537 *** (5.2403)	1.3963 *** (7.4228)	1.4090 *** (7.4812)	1.2980 *** (6.7916)	1.4100 *** (7.3887)	1.1706 *** (6.1190)	1.4224 *** (7.1519)	1.4640 *** (6.4741)	1.3186 *** (4.9649)
企业固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定	未控制	控制	控制	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制
地区固定	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制
高维固定	未控制	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制
观测值	10860	21832	21832	21832	21832	21832	19026	17347	16220
R^2	0.5940	0.5473	0.5498	0.5568	0.5434	0.5373	0.5563	0.5582	0.5216

4. 增加固定效应

本文在基准模型(1)的基础上分别加入行业固定效应、地区固定效应、行业年份高维固定效应,进一步进行回归检验,结果如表 3 列(2)至列(4)所示, $Treat \times Post$ 的回归系数均显著为负,表明在控制了行业、地区以及行业层面随时间变化的因素后,本文的研究结论依然稳健。

5. 替换被解释变量

为缓解企业杠杆操纵程度衡量指标的偏误问题,本文参考许晓芳等^[6]的研究,分别以直接法扩展的 XLT-LEVM 模型测算的企业杠杆操纵程度(*Explevm*)和间接法扩展的 XLT-LEVM 模型测算的企业杠杆操纵程度(*Explevmi*),作为被解释变量的替代衡量指标,然后利用基准模型(1)进行回归检验,结果如表 3 列(5)和列(6)所示, $Treat \times Post$ 的回归系数均显著为负,表明本文的研究结论依然稳健。

6. 调整样本区间

本文参考王洋洋和邓晨芳^[14]的研究,删除试点政策实施当年的数据,即加强财会监督改革试点政策于 2020 年实施,本文删除样本企业在 2020 年的观测值,然后利用基准模型(1)进行回归检验,结果如表 3 列(7)所示, $Treat \times Post$ 的回归系数显著为负,表明本文的研究结论依然稳健。

7. 排除相关政策干扰

2023 年,中共中央办公厅、国务院办公厅印发《关于进一步加强财会监督工作的意见》,这可能会对企业的杠杆操纵产生治理效应。为此,首先,本文将受到该政策冲击的研究样本进行删除,即删除 2023 年所有研究样本,然后利用基准模型(1)进行回归检验,结果如表 3 列(8)所示;其次,本文构建了该政策冲击变量与企业过去三年可操纵应计利润绝对值均值的交互项(Fas),然后将该变量加入基准模型(1)中进行回归检验,结果如表 3 列(9)所示。与基准回归结果相比, $Treat \times Post$ 的回归系数未发生显著改变,表明该意见发布的政策冲击对本文研究结论的影响较小。

8. 改变政策开始时间点

为排除政策预期效应的干扰,本文参考陈强等^[33]的研究,首先,删除在财会监督改革试点政策实施后的样本数据,即 2021—2023 年的样本数据,原因是该部分样本数据已经混合了处理效应,若不删除而使用全样本数据进行检验,则难以判断影响效应是否由处理效应所驱动。然后,选择除样本期间第 1 期(2017 年)以外的处理前各期依次作为伪处理时间,将财会监督改革试点政策的实施时间分别提前 1 年至 2020 年、提前 2 年至 2019 年、提前 3 年至 2018 年,形成虚构的政策时间虚拟变量,并与 $Treat$ 形成交互项 $Treat \times Post1$ 、 $Treat \times Post2$ 、 $Treat \times Post3$ 进行回归检验,所有虚构交互项的回归系数均不显著,表明财会监督改革试点政策的市场预期等因素并没有对企业杠杆操纵产生显著影响。检验结果未列示,备索。

(三)作用机制检验

在理论分析中,本文认为常态化财会监督主要通过发挥震慑效应和资源效应影响企业杠杆操纵。为检验该作用机制,本文参考江艇^[34]的研究,构建“两步式”中介效应模型进行回归检验,即在基准模型(1)的基础上构建模型(4)进行中介效应检验。

$$mediator_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 (Treat_i \times Post_t) + \sum \theta_n CVs + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t}$$

(4)

其中, $mediator_{it}$ 为中介变量,其他变量定义与基准模型(1)一致。

1. 震慑效应

根据前文分析,常态化财会监督能够通过发挥震慑效应抑制企业杠杆操纵,因此本文从企业管理层风险预期和会计信息质量两个方面探讨常态化财会监督对企业杠杆操纵的震慑效应。

(1)企业管理层风险预期。根据前文分析,常态化财会监督能够通过提高管理层风险预期来抑制企业杠杆操纵,为验证该作用机制,本文参考陈运森等^[35]的研究,采用企业风险资产与资产总额的比值作为管理层风险预期(Mrp)的衡量指标,该指标数值越小,表示管理层的风险预期程度越高。然后利用

中介效应模型(4)进行检验,回归结果如表 4 列(1)所示, $Treat \times Post$ 的回归系数显著为负,表明常态化财会监督能够显著提高企业管理层的风险预期。

(2)企业会计信息质量。根据前文分析,常态化财会监督能够通过提高企业会计信息质量来抑制企业杠杆操纵,为验证该作用机制,本文参考平帆和杨梅梅^[36]的做法,采用基于 DD 模型分行业、分年度回归得到的残差取绝对值作为企业会计信息质量(Aiq)的衡量指标,该指标数值越大,表示企业的会计信息质量越低。然后利用中介效应模型(4)进行检验,回归结果如表 4 列(2)所示, $Treat \times Post$ 的回归系数显著为负,表明常态化财会监督能够显著提升企业的会计信息质量。

以上作用机制检验结果证实,常态化财会监督能够发挥震慑效应,通过提高企业管理层的风险预期和企业的会计信息质量有效抑制企业杠杆操纵。

2. 资源效应

根据前文理论分析,常态化财会监督能够通过发挥资源效应抑制企业杠杆操纵,因此本文从企业债务融资成本和债务融资规模两个方面探讨常态化财会监督对企业杠杆操纵的资源效应。

(1)企业债务融资成本。根据前文分析,常态化财会监督能够通过降低企业债务融资成本来抑制企业杠杆操纵,为验证该作用机制,本文参考孙泽宇等^[26]的研究,采用企业财务费用与总负债扣除应付账款等短期无息负债后的负债之比衡量企业债务融资成本($Cost$),该指标数值越大,表示企业的债务融资成本越高。然后利用中介效应模型(4)进行检验,回归结果如表 4 列(3)所示, $Treat \times Post$ 的回归系数显著为负,表明常态化财会监督能够显著降低企业的债务融资成本。

(2)企业债务融资规模。根据前文分析,常态化财会监督能够通过增大企业债务融资规模来抑制企业杠杆

表 4 作用机制检验结果

变量	震慑效应		资源效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Mrp	Aiq	$Cost$	$Loan$
$Treat \times Post$	-0.0035 *	-0.0056 ***	-0.0017 ***	0.3712 *
	(-1.8053)	(-3.0841)	(-2.8363)	(1.9051)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.6579 ***	0.1968 *	-0.0401	-146.8596 ***
	(5.6443)	(1.7672)	(-1.2975)	(-14.2562)
企业固定	控制	控制	控制	控制
年份固定	控制	控制	控制	控制
观测值	21832	20841	21832	21489
R ²	0.8068	0.3367	0.7159	0.7099

操纵,为验证该作用机制,本文参考王海等^[37]的研究,采用企业长期借款与短期借款之和的对数值衡量企业债务融资规模(*Loan*),该指标数值越大,表明企业的债务融资规模越大。然后利用中介效应模型(4)进行检验,回归结果如表 4 列(4)所示,*Treat* × *Post* 的回归系数显著为正,表明常态化财会监督能够显著增大企业的债务融资规模。

以上作用机制检验结果证实,常态化财会监督能够发挥资源效应,通过降低企业的债务融资成本和增大企业的债务融资规模有效抑制企业杠杆操纵。

五、进一步研究

(一)异质性检验

1. 账面杠杆率

企业的杠杆率不同,其面临的来自监管政策去杠杆要求的压力以及融资约束程度不同。一般来说,相较于杠杆率低的企业,杠杆率高的企业面临更大的去杠杆压力以及更严重的融资约束,具有更强的动机进行杠杆操纵。财会监督改革试点政策利用信息化手段,以“重点对象名单制”为抓手开展常态化财会监督,杠杆率高的企业其风险也相对更高,更容易被纳入重点对象名单,面临更高强度的监督。根据企业资产负债率的年度行业中位数,本文将研究样本划分为两个子样本进行分组检验,回归结果如表 5 列(1)和列(2)所示,在高杠杆率样本企业中,*Treat* × *Post* 的回归系数显著为负,而在低杠杆率样本企业中,*Treat* × *Post* 的回归系数不显著,表明常态化财会监督对企业杠杆操纵的抑制作用在高杠杆率样本企业中更加显著。

表 5 异质性检验结果

变量	高杠杆率 (1) <i>Levm</i>	低杠杆率 (2) <i>Levm</i>	大规模 (3) <i>Levm</i>	小规模 (4) <i>Levm</i>	高持股比例 (5) <i>Levm</i>	低持股比例 (6) <i>Levm</i>	高发展水平 (7) <i>Levm</i>	低发展水平 (8) <i>Levm</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.0163 *** (-2.8108)	-0.0005 (-0.1114)	-0.0238 *** (-4.4677)	0.0073 (1.4263)	0.0015 (0.2850)	-0.0191 *** (-3.6806)	0.0025 (0.2240)	-0.0150 ** (-2.1431)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	1.9399 *** (6.0969)	0.6999 ** (2.4084)	3.7583 *** (7.3585)	0.8647 ** (2.5342)	1.4729 *** (5.8008)	1.5070 *** (4.3926)	1.4236 *** (3.0708)	1.4202 *** (4.3608)
企业固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	10521	10455	10787	10645	10434	10429	10146	10896
R ²	0.5001	0.6887	0.5279	0.6231	0.6039	0.5447	0.7144	0.6085

2. 资产规模

小规模企业的业务模式相对单一,财务结构也比较简单,进行杠杆操纵的空间受限,利用复杂工具、会计操纵进行杠杆操纵的能力也有限,而大规模企业通常具有复杂的集团架构、频繁的关联交易和多元化的融资模式,这为其提供了更大的杠杆操纵空间,其利用复杂工具、会计手段等进行杠杆操纵的能力更强。财会监督改革试点政策以“重点对象名单制”为抓手对企业进行常态化监督,而大规模企业因影响力大、行业引领性强等更容易被监管部门视为重点对象,进而面临更高强度的监督和更复杂程序的检查。根据企业总资产的年度中位数,本文将研究样本划分为两个子样本进行分组检验,回归结果如表 5 列(3)和列(4)所示,在大规模样本企业中,*Treat* × *Post* 的回归系数显著为负,而在小规模样本企业中,*Treat* × *Post* 的回归系数不显著,表明常态化财会监督对企业杠杆操纵的抑制作用在大规模样本企业中更加显著。

3. 管理层持股比例

企业杠杆操纵是企业利用各种会计手段降低账面杠杆率、掩盖真实杠杆风险的行为,而管理层作为企业的经营者,在一定程度上决定了企业是否进行杠杆操纵以及进行杠杆操纵的程度。一般来说,管理层持有本企业股权比例的高低决定了管理层与企业利益的一致性程度,若管理层持股比例高,则其与企业的利益一致性程度较高,从而会更倾向于合法合规运营,杠杆操纵程度较低;若管理层持股比例低,则为了短期利益而选择高风险操作的可能性较大,杠杆操纵程度会相对较高。根据管理层持股比例的年度中位数,本文将研究样本划分为两个子样本进行分组检验,回归结果如表 5 列(5)和列(6)所示,在管理层持股比例高的样本企业中,*Treat* × *Post*

的回归系数不显著,而在管理层持股比例低的样本企业中, $Treat \times Post$ 的回归系数显著为负,表明常态化财会监督对企业杠杆操纵的抑制作用在管理层持股比例低的样本企业中更加显著。

4. 地区金融发展水平

地区金融发展水平在一定程度上体现了地区金融资源的可获得性和金融市场的完善程度,地区金融发展水平越高,金融市场越完善,金融资源也相对越容易获取。因此,位于金融发展水平较高地区的企业,融资渠道相对更加丰富,外部融资获取也会更加容易;而位于金融发展水平较低地区的企业,获得外部融资会相对比较困难,面临较强的融资约束,进行杠杆操纵的动机更强。参考王洋洋和邓晨芳^[14] 的研究,本文以各省区市金融机构贷款余额与 GDP 的比值作为地区金融发展水平的衡量指标,并根据中位数将研究样本划分为两个子样本进行分组检验,回归结果如表 5 列(7)和列(8)所示,在金融发展水平高的样本企业中, $Treat \times Post$ 的回归系数不显著,而在金融发展水平低的样本企业中, $Treat \times Post$ 的回归系数显著为负,表明常态化财会监督对企业杠杆操纵的抑制作用在金融发展水平较低地区的样本企业中更加显著。

(二) 经济后果检验

根据前文理论分析,企业可能会利用监管政策的不完善性和会计规则的不完全性进行杠杆操纵,以达到监管政策要求和满足自身融资需求。杠杆操纵仅仅从形式上实现了账面杠杆率的下降,但企业的实际杠杆率并未真正降低,长此以往,这会给企业生产经营带来严重的负面影响。具体来说,杠杆操纵行为会使得企业的会计信息失真,会计信息质量下降,降低企业财务信息的决策有用性,导致企业的资本、劳动等关键生产要素无法有效配置,进而降低企业的资源配置效率。同时,杠杆操纵行为会增加企业的债务负担,提高企业的债务风险,导致企业创新投入减少,抑制企业的技术创新^[38]。企业资源配置效率下降和技术创新受限则会导致企业全要素生产率的降低,即杠杆操纵行为会导致企业的全要素生产率下降^[2],不利于企业的高质量发展。常态化财会监督能够通过震慑效应和资源效益有效抑制企业杠杆操纵行为,降低企业杠杆操纵程度。随着企业杠杆操纵程度的降低,其全要素生产率也会有所提升。为了验证上述逻辑,本文借鉴汤晟和饶品贵^[39] 的研究,构建两阶段计量模型来验证财会监督改革试点政策带来的企业杠杆操纵程度变化对企业未来全要素生产率的影响。第一阶段,本文在基准模型(1)的基础上构建差分模型(5),以估计由财会监督改革试点政策带来的企业杠杆操纵程度的变化。

$$\Delta Lev_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 (Treat_i \times Post_t) + \sum \alpha_n CVs + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \tag{5}$$

其中, $\Delta Lev_{i,t}$ 的拟合值即为由财会监督改革试点政策导致的企业杠杆操纵程度的变化情况。

第二阶段,本文构建模型(6),以估计由财会监督改革试点政策带来的企业杠杆操纵程度变化对企业未来全要素生产率的影响。

$$\Delta Tfp_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Lev_{i,t} + \sum \alpha_n \Delta CVs + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \tag{6}$$

其中, $\Delta Lev_{i,t}$ 为利用模型(5)计算得到的 $\Delta Lev_{i,t}$ 拟合值的相反数,表示由财会监督改革试点政策带来的企业杠杆操纵下降程度; $\Delta Tfp_{i,t+1}$ 是 $Tfp_{i,t+1}$ 与 $Tfp_{i,t}$ 之间的差值,根据企业的全要素生产率进行测算。本文参考许诺等^[40] 的研究,分别用 OP 法与 LP 法计算企业全要素生产率(Tfp),该指标数值越大,说明企业的全要素生产率越高。然后利用模型(6)进行回归检验,结果如表 6 所示, $\Delta Lev_{i,t}$ 的回归系数均显著为正,表明由财会监督改革试点政策带来的企业杠杆操纵程度下降显著提高了企业的全要素生产率。

六、研究结论与政策建议

本文以 2017—2023 年我国 A 股上市公司作为研究样本,利用财会监督改革试点政策构建双重差分模型,探究了常态化财会监督对企业杠杆操纵的治理效应。研究发现,常态化财会监督能够有效抑制企业杠杆操纵,该研究结论在经过一系列稳健性检验后仍然成立。作用机制分析发现,常态化财会监督有效抑制了企业杠杆操纵,一方面通过发挥震慑效应提高了企业管理层风险预期和企业

表 6 经济后果检验结果

变量	(1)	(2)
	$\Delta Tfp_op_{i,t+1}$	$\Delta Tfp_lp_{i,t+1}$
$\Delta Lev_{i,t}$	5.0701 *** (8.5318)	4.7308 *** (7.5833)
控制变量	控制	控制
常数项	-0.1249 *** (-2.9898)	-0.1599 *** (-3.7696)
企业固定	控制	控制
年份固定	控制	控制
观测值	15304	15304
R ²	0.2281	0.2427

会计信息质量,另一方面通过发挥资源效应降低了企业债务融资成本和增大了企业债务融资规模。异质性分析发现,常态化财会监督对企业杠杆操纵的抑制作用在账面杠杆率高、资产规模大、管理层持股比例低以及金融发展水平较低地区的样本企业中更加显著。经济后果检验发现,常态化财会监督带来的企业杠杆操纵程度下降有助于提高企业的全要素生产率。本文的研究结论对于推动常态化财会监督体系建设,以规范企业会计行为、维护资本市场运行秩序、防范重大金融风险等具有重要的启示意义。

基于研究结论,本文得到如下政策启示:第一,扩大财会监督改革试点政策的实施范围,放大常态化财会监督的监督治理效应。本文研究发现,财会监督改革试点政策能够有效抑制企业杠杆操纵,并有助于提高企业全要素生产率。也就是说,常态化财会监督能够有效规范企业会计行为,防范重大金融风险,进而促进经济高质量发展。然而,目前财会监督改革试点政策的实施地区较少,限制了其监督治理效应在全国范围内的有效发挥。因此,监管部门应加快推进财会监督改革试点政策实施区域范围的扩大,放大常态化财会监督对微观主体和宏观经济的监督治理效应。第二,加大对企业杠杆操纵行为的监管力度,树立政府财会监督的权威性。本文研究发现,财会监督改革试点政策通过发挥震慑效应提高了企业管理层风险预期和会计信息质量,进而有效抑制了企业杠杆操纵。企业管理层在一定程度上决定了企业运营的规范程度,监管部门在后续完善财会监督的过程中应重视企业管理层领域,提高对管理层不当会计行为的惩处力度和市场曝光程度,逐渐树立政府财会监督的权威性,形成有效震慑作用,进而更加有效地规范企业行为。第三,在推进常态化财会监督的过程中切忌“一刀切”模式。本文研究发现,财会监督改革试点政策对企业杠杆操纵的抑制作用在企业 and 地区层面存在异质性,即在账面杠杆率高、资产规模大、管理层持股比例低以及位于金融发展水平较低地区的样本企业中,财会监督改革试点政策对企业杠杆操纵的抑制作用更加显著。因此,监管部门在推进常态化财会监督的过程中,应根据企业自身以及所处区域的具体情况,“因企制宜”“因地制宜”实施监管政策,这不仅能够最大化常态化财会监督的治理效能,还可以“以点带面”规范企业会计行为,维护市场经济秩序,进而有助于实现“完善现代金融监管,守住不发生系统性风险底线”的战略目标。

参考文献:

- [1] Reinhart C M, Rogoff K S. From financial crash to debt crisis[J]. American economic review, 2011, 101(5): 1676-1706.
- [2] 许晓芳, 陆正飞. 企业杠杆、杠杆操纵与经济高质量发展[J]. 会计研究, 2022(6): 3-15.
- [3] 张一林, 蒲明. 债务展期与结构性去杠杆[J]. 经济研究, 2018(7): 32-46.
- [4] 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]. 会计研究, 2020(1): 92-99.
- [5] 李秉祥, 林炳洪. “去杠杆”背景下杠杆操纵对企业财务风险的影响分析——兼论内外部监督的治理效应[J]. 南京审计大学学报, 2023(3): 21-30.
- [6] 许晓芳, 陆正飞, 汤泰劼. 我国上市公司杠杆操纵的手段、测度与诱因研究[J]. 管理科学学报, 2020(7): 1-26.
- [7] 许晓芳, 汤泰劼, 陆正飞. 控股股东股权质押与高杠杆公司杠杆操纵——基于我国A股上市公司的经验证据[J]. 金融研究, 2021(10): 153-170.
- [8] 郭娜, 胡丽宁. 银行金融科技对企业杠杆操纵的影响[J]. 经济管理, 2024(10): 147-166.
- [9] DeAngelo H, Gonçalves A S, Stulz R M. Corporate deleveraging and financial flexibility[J]. The Review of Financial Studies, 2018, 31(8): 3122-3174.
- [10] 李建发, 袁璐, 李文文, 等. 政府财会监督与企业税收规避——来自财政部会计信息质量随机检查的证据[J]. 管理世界, 2023(8): 154-171 + 195 + 172.
- [11] 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]. 世界经济, 2022(10): 212-236.
- [12] 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]. 中国工业经济, 2022(1): 151-169.
- [13] 吴晓晖, 王攀, 郭晓冬. 机构投资者“分心”与公司杠杆操纵[J]. 经济管理, 2022(1): 159-175.
- [14] 王洋洋, 邓晨芳. 环保税改革的非预期效应——基于企业财务杠杆操纵视角[J]. 会计研究, 2023(5): 122-136.
- [15] 柳光强, 王迪. 政府会计监督如何影响盈余管理——基于财政部会计信息质量随机检查的准自然实验[J]. 管理世界, 2021(5): 157-169 + 12.
- [16] 李博, 魏志华, 吴德千. 政府会计监督与分析师盈余预测偏差——基于财政部会计信息质量随机检查的证据[J]. 会计研究, 2025(1): 16-29.
- [17] 叶永卫, 张静堃, 何凡. 常态化财会监督与企业资本市场定价[J]. 金融研究, 2024(10): 169-187.
- [18] 叶永卫, 王帅, 丁怡帆. 常态化财会监督体系建设的风险防范效应研究——基于企业违规视角[J]. 管理世界, 2025(5): 159-174.
- [19] 卿小权, 赵雪晴, 赵文静, 等. 再融资新规的治理效应研究——基于企业杠杆操纵的证据[J]. 财经研究, 2024(7): 156-169.
- [20] 李晓溪, 饶品贵, 岳衡. 银行竞争与企业杠杆操纵[J]. 经济研究, 2023(5): 172-189.
- [21] 郑登津, 武健. 会计信息质量检查与审计质量[J]. 审计研究, 2021(1): 71-82.
- [22] 李英, 肖君尚, 洪金明. 政府财会监督与关键审计事项信息含量——基于文本相似度视角[J]. 审计与经济研究, 2025(6): 20-29.
- [23] 张子余, 贾雨轩. 共享审计师能够抑制企业杠杆操纵行为吗? [J]. 南京审计大学学报, 2025(6): 33-43.

- [24] 鲍树琛,许永斌,刘小雨. 去杠杆政策、政府审计与国有企业杠杆操纵[J]. 审计与经济研究,2023(4):13-22.
- [25] 马勇,徐晨阳,吴兴宇. 国家审计能抑制国有企业杠杆操纵吗? [J]. 审计与经济研究,2023(2):24-33.
- [26] 孙泽宇,王改便,孙凡. 税收征管独立性与企业杠杆操纵——基于国地税合并的准自然实验[J]. 审计与经济研究,2025(2):85-95.
- [27] 张超,张新一,郑国坚,等. 去杠杆监管与企业合并范围异化——来自特殊合营安排的证据[J]. 管理世界,2024(7):221-243.
- [28] 刘星,陈西婵. 证监会处罚、分析师跟踪与公司银行债务融资——来自信息披露违规的经验证据[J]. 会计研究,2018(1):60-67.
- [29] Hambrick D C, Mason P A. Upper echelons: The organization as a reflection of its top managers[J]. Academy of management review, 1984, 9(2):193-206.
- [30] Milidonis A, Stathopoulos K. Managerial incentives, risk aversion, and debt[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2014, 49(2):453-481.
- [31] Brown S V, Tian X, Wu Tucker J. The spillover effect of SEC comment letters on qualitative corporate disclosure: Evidence from the risk factor disclosure [J]. Contemporary Accounting Research, 2018, 35(2):622-656.
- [32] Bozanic Z, Dietrich J R, Johnson B A. SEC comment letters and firm disclosure[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2017, 36(5):337-357.
- [33] 陈强,齐霁,颜冠鹏. 双重差分法的安慰剂检验:一个实践的指南[J]. 管理世界,2025(2):181-220.
- [34] 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.
- [35] 陈运森,蒋艳,何玉润. 违规经营投资责任追究与国有企业风险承担[J]. 会计研究,2022(4):53-70.
- [36] 平帆,杨丽梅. 保荐机构数字化转型与 IPO 盈余管理——基于信息资源整合的视角[J]. 会计研究,2025(7):47-61.
- [37] 王海,郭冠宇,尹俊雅. 数字化转型如何赋能企业绿色创新发展[J]. 经济学动态,2023(12):76-91.
- [38] 曾国安,苏诗琴,彭爽. 企业杠杆行为与技术创新[J]. 中国工业经济,2023(8):155-173.
- [39] 汤晟,饶品贵. 金融强监管与商业信用再配置——来自资管新规的经验证据[J]. 数量经济技术经济研究,2025(6):151-172.
- [40] 许诺,毛聚,毛新述,等. 算力部署、数据跨域流动与企业全要素生产率——来自智算中心的证据[J]. 中国工业经济,2025(4):61-79.

[责任编辑:王丽爱]

The Governance Effect of Regularized Financial and Accounting Supervision on Corporate Leverage Manipulation: A Quasi-natural Experiment Based on Strengthening the Pilot Reform of Financial and Accounting Supervision

HAO Ying¹, MA Haifang^{1,2}, ZHANG Yingran³

(1. Business School, Beijing Normal University, Beijing 100875, China; 2. School of Management, Northwest Normal University, Lanzhou 730070, China; 3. Business School, Leeds University, United Kingdom LS29JT)

Abstract: As an important part of the supervision system of the party and the state, financial and accounting supervision is of great significance in regulating enterprise behavior and preventing major financial risks. Taking A-share listed companies from 2017 to 2023 as research samples, and based on strengthening the pilot reform policy of financial and accounting supervision, this study constructs a Difference-in-Differences (DID) model to empirically evaluate the causal impact of national regularized financial and accounting supervision on corporate leverage manipulation. The study found that the regularized financial and accounting supervision can effectively inhibit the corporate leverage manipulation. Mechanism analysis shows that the regularized financial and accounting supervision can effectively inhibit the corporate leverage manipulation by exerting the deterrence effect and resource effect. Heterogeneity analysis shows that the inhibitory effect of the regularized financial and accounting supervision on the corporate leverage manipulation is more significant in sample enterprises with high book leverage ratio, large asset scale and low management shareholding ratio, as well as in sample enterprises located in areas with low financial development level. The test of economic consequences shows that the inhibitory effect of the regularized financial and accounting supervision on the corporate leverage manipulation helps to improve the total factor productivity of enterprises. The conclusion of this paper provides empirical evidence for regularized financial and accounting supervision to standardize corporate accounting behavior and prevent major financial risks in the market.

Key Words: regularized financial and accounting supervision; corporate leverage manipulation; enterprise size; financial development level; accounting behavior