

引用格式:张兴亮,房明珠. 内外兼修:政府财会监督对医药企业研发操纵的治理效应[J]. 技术经济, 2025, 44(2): 130-143.

Zhang Xingliang, Fang Mingzhu. Governing internal and external simultaneously: The governance effect of government financial and accounting supervision on R&D manipulation in pharmaceutical enterprises[J]. Journal of Technology Economics, 2025, 44(2): 130-143.

内外兼修：政府财会监督对医药企业研发操纵的治理效应

张兴亮, 房明珠

(南京审计大学会计学院, 南京 211815)

摘要: 基于财政部对医药企业会计信息专项检查这一准自然实验, 检验政府财会监督对医药企业研发操纵的治理效果。研究发现, 政府财会监督可以有效抑制医药企业研发操纵, 这种治理效应主要来自“内外兼修”的两个作用机制: 一是作为医药企业内部治理的补充机制, 从而对医药企业的研发操纵产生治理效应, 研究发现, 在医药企业内部控制较弱、独立董事治理能力较差时, 政府财会监督对医药企业研发操纵的治理效应更显著。二是, 作为外部监督的协同机制, 对医药企业的研发操纵产生协同治理效应, 研究发现, 当媒体监督或税收机关监督等外部监督越强时, 政府财会监督对医药企业研发操纵的治理效应越显著。进一步研究表明, 政府对医药企业的专项财会监督还具有行业警示效应, 研究发现, 与未接受财会监督的其他行业相比, 接受政府财会监督的医药行业研发操纵程度更低。因此, 政府财政部门在进行财会监督时, 应根据企业内部治理的状况、外部监督的强弱, 采取有针对性的监督措施。

关键词: 政府财会监督; 研发操纵; 医药企业; 内部治理; 外部监督

中图分类号: F275.5 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2025)02-0130-14

DOI: 10.12404/j.issn.1002-980X.J24072410

一、引言

当前,我国经济发展已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,政府通过税收优惠政策引导企业创新发展是实现经济高质量发展的重要抓手。2008—2021年,我国政府逐步放宽并优化了企业研发费用的税收优惠政策。2008年,国家税务总局发布的《企业研究开发费用税前扣除管理办法(试行)》,首次允许企业按照当年研发费用实际发生额的150%直接抵扣当年应纳税所得额。2015年,财政部和国家税务总局进一步放宽了加计扣除的条件。2017年,《财政部 税务总局 科技部关于提高科技型中小企业研究开发费用税前加计扣除比例的通知》(财税[2017]34号)规定将科技型中小企业加计扣除比例从150%提升至175%,进一步刺激了企业的研发活动。2021年,《财政部 税务总局 科技部关于提高科技型中小企业研究开发费用税前加计扣除比例的通知》(财税[2021]13号)文件规定企业可选择按半年享受政策,且制造业加计扣除比例提升至200%。企业是开展创新活动的重要主体,加强企业研发经费投入对提升企业技术创新能力至关重要^[1],这些税收优惠政策极大促进了企业研发创新^[2],但不排除部分企业为享受税收优惠,实施操纵实际业务、虚增研发投入、调整会计科目等研发操纵行为,这严重损害了税收优惠政策的严肃性和权威性,加强对企业研发操纵的监督势在必行^[3]。

目前对企业研发操纵的外部监督主要集中在税务部门监管^[4]与媒体监督等方面^[5],内部监督则集中于企业创新文化^[6]、内部控制等方面。尽管这些监督机制起到了抑制企业研发操纵的积极作用,但缺少政府强制力作为保障,企业研发操纵依旧较为严重。2020年1月,党的十九届中央纪律检查委员会第四次全体会议上提出,要以党内监督为主导,推动人大监督、民主监督、行政监督、司法监督、审计监督、财会监督等相互协调。财政部会计信

收稿日期: 2024-07-24

基金项目: 国家社会科学基金“高管激励对控排企业高质量碳减排的影响及优化研究”(24BGL088),江苏省研究生科研创新计划项目“政府财会监督对医药企业研发操纵治理效应研究”(KYCX24_2357)

作者简介: 张兴亮(1976—),博士,南京审计大学会计学院教授,博士研究生导师,研究方向:会计信息与公司治理;房明珠(2001—),南京审计大学会计学院硕士研究生,研究方向:公司治理与企业创新。

息质量检查作为我国政府财会监督的主要手段之一,在提升会计信息质量、抑制企业寻租等方面取得了不菲的成果,政府财会监督具有能从源头上监督、监督范围大的特点,能够起到深入推进财税体制改革的作用^[7]。

在众多行业中,医药企业更需要加强研发以保持持续的竞争力。医药企业从药物的研发到商业化通常需要经历数年的研究和临床实验,且在研发过程中需要投入大量专业设备、巨额资金及大量人员,这使得医药企业的研发具有长周期、高投入的特点。医药企业如此高的研发投入理应促进企业的高质量发展。然而,2019年财政部会同国家医药总局对医药企业的专项财会监督结果——《中华人民共和国会计信息质量检查公告(第四十号)》显示,某医药企业2018年列支的咨询评审费用后附部分发票经查询国家税务总局全国增值税发票查验平台,查询结果为“查无此票”或“不一致”的金额高达1.29亿元。医药企业“研发支出”的质量可见一斑。相比其他行业,医药企业更有可能进行研发操纵,从而达到既掩盖不合理、不合法的支出,又提高研发支出以获得更多税收优惠的目的。以上情况是否只是个案?政府财会监督能否有效抑制医药企业研发操纵?财会监督通过哪些机制影响医药企业研发操纵?该如何有效发挥政府财会监管的效果?

针对以上问题,本文以医药企业为研究对象,研究政府财会监督对医药企业研发操纵的治理效应,可能的研究贡献在于:第一,本文厘清了政府财会监督对研发操纵的治理机制。本文首次提供了政府财会监督对企业研发操纵产生治理效应的实证证据,能对进一步发挥财会监督的作用提供决策参考。第二,本文丰富了现有文献关于财会监督、研发操纵治理的研究文献。现有文献关于财会监督的研究焦点集中于财会监督能否使企业信息更加合规^[7]、能否降低商业银行的不良贷款率^[8]、能否助力国家提升政府治理效力^[9]等方面;对于研发操纵的治理,现有文献主要从内外部监督、收益与成本的角度^[5]进行分析。本文研究政府财会监督对企业研发操纵的治理效应,是对两个方面文献的重要补充。第三,本文以政府财会监督的视角,丰富了政府经济监督方面的研究,对宏观经济优惠政策的落地有启示意义。政府给予企业税收优惠政策或给予企业高新技术企业称号目的在于鼓励企业研发,但没有监督机制的保障,这些经济优惠政策的效果会大打折扣。政府财会监督可以有效抑制企业研发操纵,这为政府后续推出与经济优惠政策相配套的经济监督政策有启示作用。

二、文献回顾

为完善国家监督治理体系、防范不当财务行为,1999年,财政部建立了会计信息质量随机抽查这一政府财会监督制度。1999—2023年,由财政部监督管理评价局和各地监管局牵头,组织实施了44次会计信息质量随机检查,检查工作的展开严格遵循“双随机、一公开”的原则,即抽查对象的选取、检查人员的派出及抽查结果的公布随机、公开,保证检查工作的公正、透明。政府财会监督具有全面性与针对性两个特点,全面性是指政府财会监督的对象涵盖了金融企业、非金融企业、会计师事务所和行政事业单位等多个领域,监督工作覆盖面广。针对性是指政府财会监督对特定问题的特定检查可以实现专门治理,如政府财会监督对银行的检查可以有效降低银行贷款集中度和房地产行业贷款比,显著降低不良贷款率以实现对银行的治理^[8]。财会监督作为党和国家监督体系的重要组成部分,可以通过抑制企业盈余管理和改善内部控制路径显著降低企业避税行为,提高纳税贡献度^[7]。此外,财政部会计信息质量随机检查对企业应计盈余和真实盈余均有显著缓解作用,能有效提升企业信息质量,防范会计造假^[10]。会计信息质量随机抽查制度的建立不仅提高了政府财会监督的针对性与效力,更有效制约了企业的不合规行为,本文对政府财会监督在微观层面的影响进行更深一步研究。

现有文献围绕企业研发产生原因进行了深入研究。杨国超等^[3]认为企业是否进行研发操纵取决于进行研发操纵是否能获得收益。金宇等^[11]认为企业有意传递有偏的会计信息从而获取政府补贴。基于业绩迎合的动机,企业和高管会与私募股权投资合谋进行研发操纵、调整业绩,以实现首次公开募股(IPO)或薪酬辩护等目标^[12]。企业通过研发操纵获得的收益不仅包括现金奖励、财政补贴等直接收益,还包括获得“高新技术企业”称号带来的间接收益。一些企业会采取研发操纵手段,通过高新技术企业的认定,获得相应的补贴,且融资约束越强的企业越可能进行研发操纵^[13]。现实中,管理者出于自利也可能会选择研发操纵,当公司未达到预期盈利时,管理者可能直接减少研发费用^[14]或将更多的期间费用转入研发费用,从而为未达盈利找借口^[15]。《中央企业负责人经营业绩考核暂行办法》中将经济增加值(EVA)作为核心考核指标,EVA强调企业盈利超过资本成本才能算作管理者为股东创造价值,这无疑增加了管理者的考核压力,且EVA和

管理者薪酬、声誉直接挂钩,因此管理者会在考虑自身收益的情况下进行研发操纵^[16]。谢德仁等^[17]认为管理层进行研发操纵时不需要对外公告或变更会计政策,这给研发费用的确认留下了巨大的隐形选择空间。除了会计处理的隐蔽性之外,企业研发操纵还可能是由于审核质量低、惩罚力度弱等原因导致。万源星等^[18]认为由于存在信息不对称、客观条件限制等原因,无论是会计师事务所还是政府监管部门往往只能系统化、体系化地对企业会计资料进行审查,无法仔细推敲企业每一笔账务处理是否准确合理,因此外部监督对于企业的监督作用有限。即使具有强制力的政府监管部门能够发现企业账务处理的不合理之处,也只能依据会计政策要求企业调整税前扣除额,并不涉及罚金或其他严重的处罚方式,这使得企业的违规成本较低,企业在考虑是否进行研发操纵时往往会铤而走险^[19]。

对于企业研发操纵的治理,现有文献从内部治理和外部监督等方面进行了探索。对于内部治理,于未东等^[20]认为党组织通过“双向进入、交叉任职”嵌入公司治理有助于管制高新技术企业认定过程中的研发操纵行为,且党组织嵌入程度越大对研发操纵的治理效应越好。尹钧惠等^[21]认为,董事会断裂带与研发操纵呈显著U型关系,优化企业董事会结构、提升内部治理能力可以有效抑制企业研发操纵。当企业内部有一个诚信、透明的公司氛围与理念时,企业员工与管理层偏向于提升会计信息质量、减少信息不对称问题从而减少研发操纵行为^[22]。企业创新文化可以提高公司竞争力,化解公司财务危机,从而显著降低企业研发操纵概率^[6]。贺小刚等^[23]基于家族代理理论研究发现,姻亲担任公司高管的企业研发操纵的动机显著增强,但改变其代理人身份,允许其持有公司股份能弱化研发操纵动机。外部监督的研究主要集中于行政监督以及媒体监督。陈艳利等^[24]发现中国式融资融券制度能够显著抑制企业研发操纵行为,助力国家经济高质量发展。何如桢^[25]发现资本市场问询函监管能够通过强化媒体监督、约束收函企业寻租行为进而抑制企业研发操纵。媒体报道作为政府监管的补充,可以吸引公众的关注,从外部抑制企业的研发操纵行为^[24]。此外,王捷^[26]认为,优化营商环境,完善城市基础信息建设可以有效缓解业绩敏感企业的研发操纵。智慧城市的建设可以提升企业内部控制水平和区域监管水平,能够显著抑制企业研发操纵行为,这一作用主要体现在信息环境较弱、研发操纵动机较强的企业中^[27]。

综上,现有文献对政府财会监督的作用进行了研究,但其对于企业研发操纵是否有治理作用却鲜有研究。同时,虽然现有文献发现目前的行政监督和媒体监督能在一定程度上抑制企业研发操纵,但它们仍不能替代权威、独立以及具有强制性作用的政府财会监督。鉴于此,本文研究政府财会监督对企业研发操纵的治理效应,尤其当政府瞄准医药行业进行“靶向”监管时,财会监督能否以及如何起到治理作用,这些问题值得深入探究。

三、理论分析与研究假设

根据信息风险理论,企业研发操纵行为需要复杂且不透明的会计处理或交易行为进行掩护,信息透明度较低是企业进行研发操纵的必要条件,且管理者凭借其在会计信息处理方面的信息优势为研发操纵提供客观条件^[16]。企业信息透明度受企业内外部因素的影响,就企业内部因素而言,当企业内部治理水平越好时,企业信息透明度越高,此时企业就失去了研发操纵的基础^[22]。换言之,当企业内部治理水平较好时,如企业内部控制较好时,企业研发操纵程度较低。相反,当企业内部控制较差时,企业研发操纵程度较高。

除了内部控制外,独立董事是否发挥监督作用也是企业内部治理水平高低的表现。独立董事制度作为我国借鉴国外企业治理经验引入的制度,其建立的初衷是为了完善内部治理结构、提升内部治理水平。但当独立董事同时在多家公司任职时,其对企业违规行为的抑制效果会降低^[28]。谢德仁等^[17]认为,董事的行为镶嵌于社会网络中,其在董事会的共同任职促成了董事之间的直接和间接联系,从而构建起董事网络,对公司治理产生影响。在学术研究中,通常以独立董事网络中心度衡量独立董事的治理能力。独立董事越处于社会网络的中心,其对公司的监管能力越差。例如,梁上坤等^[28]研究发现,独立董事网络中心度较高时,其决策越可能受到董事会网络中其他因素的干扰,且独立董事的名誉和声望会对会计稳健性产生替代,由于干扰因素和替代机制的存在,公司会计稳健性水平会降低,企业研发操纵的可能性变大。

概言之,当因内部控制较弱、独立董事治理能力较差而导致企业治理水平较低时,企业的研发操纵程度可能较高。但若有政府财会监督的强有力介入,能够纠正因内部治理水平较低导致的企业研发操纵行为。因为政府财会监督作为具有强制力的第三方监管手段,可以通过强化对公司财务报告合规性、合法性的审查和对内部控制完善程度的检查,弥补企业内部治理水平的薄弱,从而能有效抑制企业的研发操纵行为。

除了企业内部治理,企业的外部监督也会对企业研发操纵产生抑制作用,政府财会监督可以与外部监督机制形成协同效应,对企业形成震慑,抑制企业研发操纵行为。杨国超等^[3]认为,企业进行研发操纵有利于获得税收优惠,而当税收监管对企业惩罚力度较弱,企业违规收益大于成本,企业愿意为了税收优惠进行研发操纵。此时,政府财会监督的介入可以与税收监管形成协同效应,可以有效识别企业税收规避程度和显著减小规避空间,增强对企业违规行为的监督和惩罚的可能性,增加企业研发操纵的成本,使企业付出更高的违法成本,从而则减弱其研发操纵动机。

此外,政府财会监督检查结果通常以公告的形式发布,这些公告往往会引起媒体的广泛关注,产生外部关注聚集效应。声誉理论认为,媒体监督可以通过曝光企业不端行为或丑闻,损害企业的声誉,从而迫使企业改正行为并避免类似问题的再次发生。被曝光的企业会受到公众的谴责和市场的惩罚,其声誉和形象受损,导致销售额下降、客户流失等负面影响。同时,媒体的广泛宣传会引起投资者关注,投资者关注会显著影响市场吸收信息与处理信息的速度,使得企业的收益受损^[22]。面对上述压力,企业会采取积极的措施来改正问题,提高内部管理水平,避免类似问题再次发生。总之,政府财会监督也能与媒体监督协同,从而对企业的研发操纵形成抑制效应。

综上所述,政府财会监督一方面能作为企业内部治理的补充机制从而对企业研发操纵形成抑制,另一方面能作为外部监督机制的协同机制从而对企业研发操纵形成治理效应。2019年财政部会同国家医药总局对医药企业实施的专项财会监督,不仅是对医药企业的会计信息进行规范性检查,而且能作为医药企业内部治理的补充机制抑制医药企业的研发操纵。同时,该专项财会监督还能与税收机关监督和媒体监督等外部监督机制协同,对医药企业的研发操纵形成协同治理效应。以上分析可概括为图1所示,并据此提出以下研究假设:

政府对医药企业的专项财会监督能够有效抑制医药企业的研发操纵(H1)。

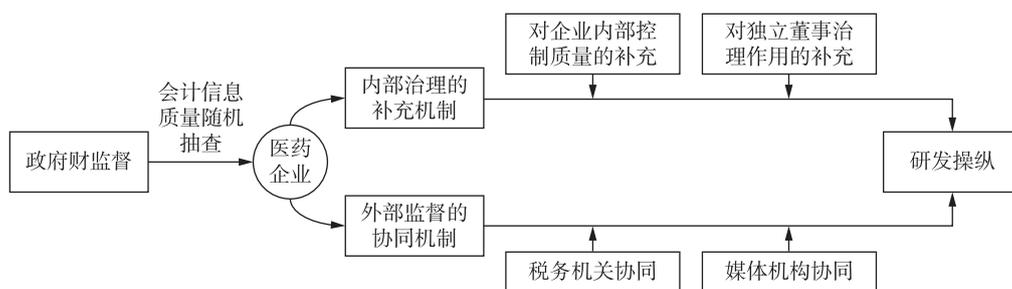


图1 研究框架

四、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文选择2010—2022年A股上市医药公司为研究样本,被检查的上市医药企业名单来自财政部官网,论文使用的财务数据来自国泰安(CSMAR)数据库和万得(Wind)数据库。为避免异常值对实证结果的影响,剔除了总资产小于0、资产负债率大于1、关键数据缺失等数据异常的样本。此外,本文对所有连续变量进行上下1%水平的缩尾处理。

(二) 变量定义与模型构建

基于前文分析,本文采用双重差分法模型,检验2019年财政部会同国家医药总局对医药企业实施的专项财会监督对医药企业研发操纵的影响。本文分两步构建变量 *Treat* 和 *Post*。变量 *Treat* 用来区分实验组和控制组,若企业在财政部专项抽查名单中,说明企业接受了财政部的专项检查,则 *Treat* 取值为1,反之为0。变量

Post 为检查事件变量,以 2019 年财政部专项检查时点为分界,财政部专项检查前(2019 年前),*Post* 取值为 0,检查当年及以后的年度(2019 年及以后),*Post* 取值为 1。*Treat* 与 *Post* 交乘项 *Treat* × *Post* 为模型的解释变量。

参考杨国超等^[5]、祝继高等^[8]等模型构建本文的 DID 模型,具体如模型(1)所示。

$$Fabse_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Treat_i \times Post_{i,t} + \gamma_3 Controls_{i,t} + \varphi_i + \theta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中:*Fabse* 为研发操纵; γ 为待估系数; φ_i 为年度固定效应; θ_i 为企业个体固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项;*Controls_{i,t}* 为控制变量。

1. 被解释变量

为了提高研究可靠性,准确衡量研发操纵的实际值,本文借鉴 Roychowdhury^[29]、Kothari 等^[30]的模型,分年度分行业进行回归估计研发费用正常值,计算过程如模型(2)所示。

$$\frac{RD_{i,t+1}}{A_{i,t}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{A_{i,t}} + \beta_2 \frac{S_{i,t}}{A_{i,t}} + \beta_3 \frac{RD_{i,t}}{A_{i,t}} + \mu_{i,t} \quad (2)$$

其中:*RD_{i,t+1}* 为 *t*+1 期 *i* 公司的研发费用;*A_{i,t}* 为 *i* 公司年末总资产;*S_{i,t}* 为 *i* 公司销售收入; $\mu_{i,t}$ 为模型(2)的残差; β 为待指系数。

将上述模型的残差取绝对值乘以 100,最终得到企业研发操纵 *Fabse*,该数值越大表明企业研发操纵现象越严重。

2. 解释变量

Treat 与 *Post* 交乘项为本文主要解释变量。前文已经介绍 *Treat* 用以区分实验组与对照组,若医药企业被财政部检查(财会监督)则 *Treat* 取 1,若医药企业未被财政部检查则 *Treat* 取 0。*Post* 为事件变量,以 2019 年财会监督为节点,医药企业接受财会监督以前取 0,接受财会监督以后取 1。将两者相乘获得交乘项 *Treat* × *Post*,作为本文的解释变量。

3. 控制变量

参照已有文献^[7-8],本文控制了以下变量:企业资产负债率(*Lev*),等于总负债与总资产之比;现金持有(*Cash*),等于公司现金持有数占总资产的比例;盈利能力(*Roa*),等于公司净利润除以总资产;托宾 *Q*(*Q*),等于公司市值除以总资产;账面市值比(*BM*),等于账面价值除以市场价值;股权制衡(*Balance*),等于第一大股东与第二到第五大股东的比例;管理层薪酬(*TMTPay*),等于管理层前三名薪酬自然对数;独立董事占比(*Indep*),等于独立董事人数除以管理层;第一大股东持股比例(*Top1*),等于公司第一大股东持股数占总股本比例;董事会规模(*Board*),等于董事会人数的自然对数;两职合一(*Dual*),董事长若与总经理是同一人则取 1,反之取 0;机构投资者持股比例(*INST*),等于机构投资者持股占总股本比例。若本文提出的研究假设成立,则交乘项 *Treat* × *Post* 与被解释变量 *Fabse* 的回归系数应当显著为负。

表 1 变量符号与定义

变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	研发操纵	<i>Fabse</i>
解释变量	交乘项	<i>Treat</i> × <i>Post</i>
控制变量	企业资产负债率	<i>Lev</i>
	现金持有	<i>Cash</i>
	盈利能力	<i>Roa</i>
	托宾 <i>Q</i>	<i>Q</i>
	账面市值比	<i>BM</i>
	四大审计	<i>BIG4</i>
	股权制衡	<i>Balance</i>
	管理层薪酬	<i>TMTPay</i>
	独立董事占比	<i>Indep</i>
	第一大股东持股比例	<i>TOP1</i>
	董事会规模	<i>Board</i>
	两职合一	<i>Dual</i>
	机构投资者持股比例	<i>INST</i>

五、实证结果

(一) 描述性统计

1. 主要变量描述性分析

表2报告了主要变量的描述性统计。医药企业研发操纵 $Fabse$ 的均值为 2.957, 标准差为 3.228。从极值看, $Fabse$ 最大值为 22.050, 最小值为 0.001, 说明不同的医药企业研发操纵存在较大的差异, 这为本文提供了研究基础。

为进一步与非医药企业对比, 本文统计了非医药企业研发操纵均值(表3)。表3中, 非医药企业研发操纵均值为 1.222, 显著低于医药行业的均值 2.957, t 检验的 t 值显著为负, 说明医药企业和非医药企业研发操纵存在显著差异。以上结果说明与其他行业企业相比, 医药行业研发操纵比较严重, 这说明研究医药企业研发操纵问题是很有必要的。

2. 单变量分析

表4为单变量分析结果。对于未被检的医药企业或被检查之前 ($Treat \times Post = 0$), 研发操纵的中位数为 2.099, 均值为 2.997; 当医药企业接受了政府专项检查之后 ($Treat \times Post = 1$), 研发操纵中位数为 1.499; 均值为 1.620。 t 检验及 Wilcoxon 秩和检验结果显著, 均表示拒绝两组之间不存在显著差异的原假设, 表明组间存在明显差异, 即相对于未被检查的医药企业或被检查之前, 被检查医药企业在检查之后的研发操纵显著更低。因此, 本文的研究假设初步得到验证。

(二) 实证回归结果

表5报告了模型(1)的估计结果。为使结果更精

表2 主要变量描述性统计

变量	样本量	均值	方差	最小值	最大值
$Fabse$	1002	2.957	3.228	0.001	22.050
$Treat$	1002	0.052	0.222	0	1
$Post$	1002	0.695	0.461	0	1
$Treat \times Post$	1002	0.035	0.184	0	1
Lev	1002	0.242	0.135	0.036	0.646
$Cash$	1002	0.227	0.160	0.021	0.706
Roa	1002	0.072	0.088	-0.220	0.423
BM	1002	0.498	0.194	0.085	0.878
Q	1002	2.561	1.746	1.139	11.720
$Balance$	1002	0.885	0.604	0.100	2.818
$Board$	1002	2.079	0.206	1.609	2.773
$Dual$	1002	0.538	0.499	0	1
$INST$	1002	42.650	24.480	0.004	97.040
$TMTPay1$	1002	14.840	0.748	13.260	17
$Indep$	1002	37.030	4.655	28.570	50
$TOP1$	1002	34.740	12.310	11.110	67.830

表3 医药与非医药企业研发费用对比

变量	医药企业	非医药企业	t 检验
$Fabse$	2.957	1.222	-13.196***
样本量	1002	32200	

注:***表示1%的显著性水平。

表4 单变量分析

变量	(1) $Treat \times Post = 0$		(2) $Treat \times Post = 1$		t 检验	Wilcoxon 秩和检验
	中位数	均值	中位数	均值		
$Fabse$	2.099	2.997	1.499	1.620	2.491**	3.398***

注:***、**表示1%、5%的显著性水平。

表5 基准回归结果

变量	双向固定效应		高维固定效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Fabse$			
$Treat \times Post$	-2.946*** (0.782)	-2.833*** (0.791)	-2.946*** (0.782)	-2.833*** (0.792)
Lev		-1.266 (1.257)		-1.262 (1.265)
$Cash$		0.639 (0.930)		0.638 (0.931)
Roa		-0.911 (2.017)		-0.914 (2.019)
BM		2.482** (1.213)		2.477** (1.223)
Q		-0.048 (0.121)		-0.048 (0.121)
$Balance$		1.310 (0.800)		1.310 (0.800)
$Board$		-0.163 (1.539)		-0.163 (1.539)
$Dual$		0.473 (0.336)		0.473 (0.336)
$INST$		0.016 (0.015)		0.016 (0.015)
$TMTPay1$		0.634* (0.343)		0.634* (0.343)
$Indep$		0.032 (0.045)		0.032 (0.045)
$TOP1$		0.010 (0.045)		0.010 (0.045)
常数项	5.184*** (1.473)	-9.347 (7.250)	3.003*** (0.083)	-10.547 (7.015)

续表

变量	双向固定效应		高维固定效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Fabse</i>			
年份/企业	控制	控制	控制	控制
样本量	1002	1002	985	985
R^2	0.096	0.124	0.481	0.497

注:括号内为聚类到企业层面的稳健标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

准,结论更稳健,本文采用双向固定效应和高维固定效应回归,(1)列、(2)列为双向固定效应,(3)列、(4)列为高维固定效应。回归结果显示,在未加入控制变量的情况下,无论是双向固定效应还是高维固定效应,*Fabse* 与交乘项 *Treat* × *Post* 的回归系数均在 1%水平下显著为负,表明相较于未被财政部专项检查的医药企业或与接受检查之前相比,被检验的医药企业在财政部财会监督之后的研发操纵显著更少。(2)列、(4)列报告了加入控制变量后的检验结果, *Treat* × *Post* 的系数亦在 1%水平下显著为负。以上结果均说明财政部的专项财会监督对医药企业研发操纵产生了显著的治理效应,即本文提出的研究假设得到验证。后续回归中,统一控制年份和个体固定效应,使用双向固定效应和高维固定效应回归结果没有显著差异,参考现有文献的惯例,本文以下采用双向固定效应进行后续相关检验。

(三) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

为证明政府财会监督是有效的外生冲击,本文进行平行趋势检验。根据医药企业被抽查的确切年份,将样本分为 7 段:样本的起始年份至企业接受政府财会监督的前三年、企业接受政府财会监督的前两年、企业接受政府财会监督的前一年、企业接受政府财会监督的当年、企业接受政府财会监督的后一年、企业接受政府财会监督的后两年、企业接受政府财会监督的后三年及以后年份,以此构造 7 个交乘项:*Treat* × *Post*₋₃、*Treat* × *Post*₋₂、*Treat* × *Post*₋₁、*Treat* × *Post*₀、*Treat* × *Post*₊₁、*Treat* × *Post*₊₂、*Treat* × *Post*₊₃,表 6 汇报了回归结果。

在医药企业接受政府财会监督的前三年,*Treat* × *Post* 的回归系数均不显著,满足采用 DID 模型的平行趋势假设。为了进一步提高研究结果的稳健性,本文将进一步采用倾向值得分匹配的双重差分方法(PSM-DID)再次进行稳健性检验。

2. PSM-DID 检验

已有文献认为政府财会监督抽取检查对象遵循“双随机、一公开”原则,可以将此抽查活动视作随机抽取样本的过程^[9],但实验组样本仍存在选择偏差的可能。为缓解这一问题,本文采用倾向值得分匹配的双重差分方法(PSM-DID)纠正控制组与实验组之间的系统差异。具体地,分别采用核匹配与卡尺匹配方法进行匹配,核匹配参数设置为二次核,带宽为 0.005,卡尺近邻匹配选取 1:1 近邻匹配,设置卡尺为 0.01。表 7 报告了匹配的有效性检验结果,结果显示,无论是核匹配还是卡尺匹配,匹配后变量差异均不再显著,匹配效果较好。

匹配后重新回归,回归结果如表 8 所示。无论采用核匹配还是卡尺近邻匹配,*Treat* × *Post* 的回归系数均在 1%水平上显著为负。以上研究结果依旧支持本文提出的研究假设,即政府财会监督能够显著抑制医药企业研发操纵。

表 6 平行趋势检验

变量	<i>Fabse</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i> ₋₃	-0.595(0.797)
<i>Treat</i> × <i>Post</i> ₋₂	-0.517(0.619)
<i>Treat</i> × <i>Post</i> ₋₁	-0.439(0.564)
<i>Treat</i> × <i>Post</i> ₀	-1.600*** (0.617)
<i>Treat</i> × <i>Post</i> ₊₁	-1.211* (0.647)
<i>Treat</i> × <i>Post</i> ₊₂	-1.864*** (0.677)
<i>Treat</i> × <i>Post</i> ₊₃	-2.297*** (0.731)
<i>Lev</i>	-1.667(1.272)
<i>Cash</i>	1.112(0.961)
<i>Roa</i>	-0.616(2.062)
<i>BM</i>	3.299*** (1.276)
<i>Q</i>	0.028(0.124)
<i>Balance</i>	1.505* (0.833)
<i>Board</i>	0.539(1.561)
<i>Dual</i>	0.385(0.343)
<i>INST</i>	0.009(0.015)
<i>TMTPay1</i>	0.751** (0.345)
<i>Indep</i>	0.050(0.046)
<i>TOP1</i>	0.032(0.046)
常数项	-14.256** (7.161)
年份/企业	控制
样本量	1002
R^2	0.535

注:括号内为聚类到企业层面的稳健标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

表 7 PSM 有效性检验

匹配变量	均值	处理组		对照组		T 检验	
		核匹配	卡尺匹配	核匹配	卡尺匹配	核匹配	卡尺匹配
Lev	匹配前	0.241		0.242		-0.090	
	匹配后	0.231	0.233	0.26049	0.247	-1.05	-0.51
Cash	匹配前	0.14281		0.2317		-3.940***	
	匹配后	0.177	0.173	0.197	0.201	-0.650	-0.880
Roa	匹配前	0.094		0.071		1.88*	
	匹配后	0.079	0.080	0.094	0.090	-0.620	-0.530
BM	匹配前	0.503		0.450		0.170	
	匹配后	0.515	0.510	0.508	0.519	0.100	-0.150
Q	匹配前	2.727		2.552		0.710	
	匹配后	2.407	2.563	2.655	2.451	-0.550	0.260
Balance	匹配前	0.475		0.908		-5.080***	
	匹配后	0.603	0.586	0.540	0.480	0.720	1.280
Board	匹配前	2.165		2.075		3.100***	
	匹配后	2.023	2.054	1.970	2.020	1.240	0.700
Dual	匹配前	0.500		0.540		-0.560	
	匹配后	0.770	0.714	0.737	0.714	0.270	0.870
INST	匹配前	67.403		41.295		7.700***	
	匹配后	58.354	59.881	59.014	57.719	-0.100	0.340
TMTPay1	匹配前	14.845		14.841		0.030	
	匹配后	14.684	14.750	14.797	14.724	-0.780	0.160
Indep	匹配前	37.499		37.006		0.74	
	匹配后	39.928	39.456	41.006	40.412	-0.940	-0.810
TOP1	匹配前	51.309		33.829		10.500***	
	匹配后	47.342	47.451	48.106	49.204	-0.25	-0.60

注：*** 表示在 1%水平上显著。

表 8 采用 PSM-DID 方法的检验结果

变量	核匹配	卡尺近邻匹配	变量	核匹配	卡尺近邻匹配
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-4.722*** (1.426)	-4.333*** (1.331)	<i>INST</i>	0.089** (0.035)	0.045** (0.022)
<i>Lev</i>	-1.848 (3.247)	-0.864 (1.897)	<i>TMTPay1</i>	1.887** (0.813)	0.371 (0.498)
<i>Cash</i>	-4.915 (3.190)	-1.981 (1.741)	<i>Indep</i>	0.203 (0.137)	0.081 (0.069)
<i>Roa</i>	7.423 (4.939)	0.770 (2.769)	<i>TOP1</i>	0.190 (0.130)	0.015 (0.084)
<i>BM</i>	1.797 (2.437)	2.420 (1.618)	常数项	-53.820** (22.099)	-7.075 (11.504)
<i>Q</i>	-0.013 (0.259)	-0.170 (0.160)	年份/企业	控制	控制
<i>Balance</i>	6.006*** (2.209)	2.806** (1.252)	样本量	309	548
<i>Board</i>	2.118 (5.507)	-1.330 (2.700)	<i>R</i> ²	0.290	0.178
<i>Dual</i>	1.574** (0.720)	0.864 (0.548)			

注：括号内为聚类到企业层面的稳健标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

3. 安慰剂检验

本文在控制了年份和个体固定效应的前提下，借鉴祝继高等^[8]的安慰剂检验方法，排除来自检查对象和检查年份等不可观测因素的干扰。具体实验步骤如下：构造一个虚拟政策年份，将虚拟年份 $Post_{fake}$ 和接受检查对象 $Treat$ 交乘形成一个新的政策冲击变量 $Treat \times Post_{fake}$ ，重复回归 500 次并记录回归系数、统计显著

性。回归结果如图 3 所示, $Fabse$ 虚拟交乘项 $Treat \times Post_{fake}$ 的回归系数服从均值为 0 的正态分布, 且虚拟交乘项的回归系数与基准回归的真实系数距离较远。试验结果表明, 虚拟的政府财会监督并不会显著治理医药企业研发操纵行为, 对医药企业研发操纵的抑制确实来自政府财会监督的作用。

4. 基于财会监督力度的稳健性检验

若政府财会监督确实能够抑制医药企业研发操纵, 那么财会监督力度越强, 对医药企业研发操纵的治理效应应该越强。鉴于此, 本文从财会监督力度的角度进一步进行稳健性检验。

本文以下单独设置政府财会监督力度强弱变量 ($Power$)。由于执法机构可分为财政部监督评价局和地方财政局, 财政部监督评价局具有专业性强、职能明确等特点, 因此本文将执法单位为财政部监督评价局视为“财会监督力度较强” ($Power = 1$), 地方财政局检查则视为“财会监督力度较弱” ($Power = 0$)。将 $Power$ 与 $Treat \times Post$ 相乘得到交乘项 $Treat \times Post \times Power$ 。回归结果见表 9 中(1)列所示。交乘项 $Treat \times Post \times Power$ 的回归系数均在 1% 水平上显著为负。这就说明, 政府财会监督检查力度加大时, 医药企业的研发操纵程度会显著变小, 这间接证明政府财会监督对医药企业的研发操纵有显著的治理作用。

5. 克服反向因果

企业较高的研发费用或研发操纵的“前科”更可能引起检查部门的关注, 更可能成为政府财会监督的对象。在这种情况下, 研发操纵是因, 政府财会监督是果, 为克服这种反向因果关系, 本文将因变量滞后一期 (即 $t+1$ 期), 回归结果如表 9 中(2)列所示, 交乘项 $Treat \times Post$ 的回归系数在 5% 水平上显著为负。这表明, 克服反向因果关系对研究结果产生的影响后, 本文提出的研究假设依然得到验证。

表 9 执法力度、反向因果与替换因变量衡量方式

变量	(1)	(2)	(3)	变量	(1)	(2)	(3)
	执法力度	反向因果	重新衡量因变量		执法力度	反向因果	重新衡量因变量
$Treat \times Post \times Power$	-9.558*** (1.754)			$Dual$	0.412 (0.332)	-0.698** (0.301)	0.001 (0.001)
$Treat \times Post$		-1.554** (0.770)	-0.006* (0.003)	$INST$	0.017 (0.015)	0.022* (0.013)	-0.000 (0.000)
Lev	-1.229 (1.244)	-3.971*** (1.170)	0.003 (0.005)	$TMTPay1$	0.485 (0.341)	0.065 (0.324)	0.002 (0.002)
$Cash$	0.473 (0.919)	0.232 (0.961)	-0.004 (0.004)	$Indep$	0.036 (0.045)	-0.011 (0.041)	0.000 (0.000)
Roa	-0.662 (1.994)	-2.624 (1.916)	0.050*** (0.009)	$TOP1$	0.023 (0.044)	0.010 (0.041)	-0.000 (0.000)
BM	2.357* (1.201)	-0.020 (1.183)	0.001 (0.005)	常数项	-7.720 (7.185)	11.813* (6.733)	-0.048 (0.031)
Q	-0.086 (0.119)	-0.087 (0.107)	-0.000 (0.000)	年份/企业	控制	控制	控制
$Balance$	1.465* (0.792)	1.779** (0.726)	0.002 (0.003)	样本量	1002	545	772
$Board$	-0.251 (1.523)	-4.213*** (1.484)	0.011* (0.007)	R^2	0.141	0.227	0.104

注: 括号内为聚类到企业层面的稳健标准误; **、*、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

6. 重新衡量因变量

为排除因变量衡量方式对回归结果产生的影响, 本文借鉴朱红军等^[31]的度量方式重新衡量企业研发操

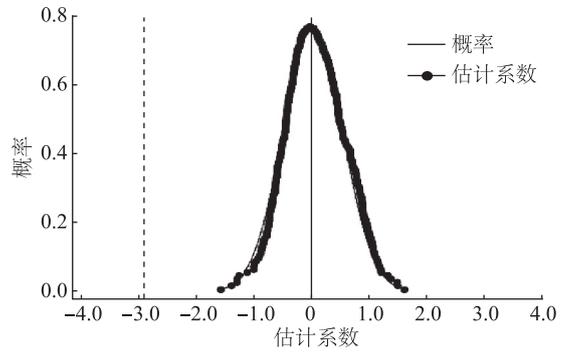


图 2 安慰剂检验

纵,计算公式如下:

$$\frac{Rd_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \gamma_2 Mv_{i,t} + \gamma_3 Q_{i,t} + \gamma_4 \frac{Int_{i,t}}{A_{i,t}} + \gamma_5 \frac{Rd_{i,t-1}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Norm_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \beta_2 Mv_{i,t} + \beta_3 Q_{i,t} + \beta_4 \frac{Int_{i,t}}{A_{i,t}} + \beta_5 \frac{Rd_{i,t-1}}{A_{i,t-1}} \quad (4)$$

$$Abn_{i,t} = \frac{Rd_{i,t}}{A_{i,t-1}} - Norm_{i,t} \quad (5)$$

其中: $Rd_{i,t}$ 为公司研发支出; $A_{i,t}$ 为总资产; $Q_{i,t}$ 为托宾 Q 值; $Mv_{i,t}$ 为市场价值的自然对数。根据模型(3)模型(4)计算出企业正常研发支出 $Norm_{i,t}$ 。根据模型(5)计算出的 $Abn_{i,t}$ 为企业异常研发支出。将 $Abn_{i,t}$ 取绝对值得到 $RDIN_abs_{i,t}$,该值越高表示企业研发操纵程度越大,以该变量作为模型(1)的因变量,然后对模型(1)再次估计,估计结果如表9中(3)列所示,交乘项 $Treat \times Post$ 的回归系数在10%的水平上显著为负,说明重新衡量因变量后,研究假设依然得到验证。

六、机制检验

政府财会监督一方面能作为医药企业内部治理的补充机制抑制企业研发操纵,另一方面作为外部监督的协同机制对企业研发操纵形成治理效应。以下将检验这两个作用机制是否真实存在。

(一)作为医药企业内部治理补充机制的检验

本文首先对医药企业内部治理水平进行定量衡量,然后根据内部治理水平分组,若政府财会监督能作为医药企业内部治理的补充机制抑制企业研发操纵,那么这种作用应当在企业内部治理水平较低的组中更显著。具体地,本文分别从内部控制质量和独立董事治理水平两个角度衡量医药企业内部治理水平。如果政府财会监督能作为医药企业内部治理的补充机制对企业研发操纵产生治理效应,那么,这种作用应当在内部控制质量较差、独立董事治理作用较差时更显著。

本文以沪深交易所披露的上市公司信息披露评级作为医药企业内部控制质量的代理变量,当医药企业的信息披露评级为优秀则认为内部控制质量好,评级为良好、及格与不及格时表示内部控制质量差。根据内部控制质量高低分组的回归结果见表10的(1)列、(2)列所示。(1)列显示当医药企业内部控制质量较差

表10 作为内部治理的补充机制检验结果

变量	内部控制质量		独立董事治理作用		变量	内部控制质量		独立董事治理作用	
	(1)质量差	(2)质量好	(3)作用小	(4)作用大		(1)质量差	(2)质量好	(3)作用小	(4)作用大
$Treat \times Post$	-5.897*** (1.025)	0.487 (2.294)	-7.988*** (1.367)	0.630 (2.331)	$INST$	0.480 (0.361)	-0.284 (1.526)	0.219 (0.462)	0.990 (0.613)
Lev	-2.484* (1.343)	2.607 (6.431)	-2.249 (1.729)	0.336 (2.075)	$TMTPay$	0.022 (0.048)	0.053 (0.234)	0.059 (0.063)	0.032 (0.080)
$Cash$	0.885 (0.970)	-2.796 (4.719)	-2.202* (1.233)	2.454 (1.605)	$Indep$	0.044 (0.049)	0.082 (0.189)	0.091 (0.059)	-0.100 (0.083)
Roa	-1.309 (2.064)	0.810 (11.667)	1.366 (2.374)	-0.817 (3.822)	$TOP1$	-6.750 (7.790)	2.329 (28.320)	-11.500 (10.459)	-11.031 (12.310)
BM	3.623*** (1.400)	5.592 (4.823)	2.263 (1.644)	3.830* (2.139)	常数项	-5.897*** (1.025)	0.487 (2.294)	-7.988*** (1.367)	0.630 (2.331)
Q	0.131 (0.166)	0.106 (0.250)	-0.107 (0.166)	-0.121 (0.248)	年份/企业	控制	控制	控制	控制
$Balance$	-0.886 (1.717)	-3.076 (5.278)	1.795 (2.257)	-1.512 (2.603)	样本量	878	124	522	480
$Board$	0.369 (0.356)	-0.014 (1.949)	0.453 (0.453)	0.827 (0.608)	R^2	0.169	0.116	0.204	0.143
$Dual$	-0.002 (0.016)	0.082 (0.095)	0.007 (0.022)	0.053** (0.026)					

注:括号内为聚类到企业层面的稳健标准误;***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

时,政府财会监督对企业研发操纵有显著的抑制作用;(2)列显示当医药企业内部控制质量较高时,政府财会监督对企业研发操纵抑制作用不显著。这表明当医药企业内部控制质量较差时,政府财会监督能通过对企业内部控制的有效补充,从而弥补企业在内部治理的不足,使得医药企业研发操纵得到显著抑制。

本文以独立董事中心度作为独立董事治理作用的代理变量。借鉴梁上坤等^[28]的做法,计算独立董事网络中心度,以独立董事中心度的中位数进行分组,高于中位数则表示企业独立董事治理作用小,低于中位数则表示独立董事治理作用大。表 10 的(3)列、(4)列报告了按独立董事作用大小分组回归的结果。在(3)列中,当独立董事治理作用较小时,交乘项 $Treat \times Post$ 的回归系数在 1%水平上显著为负;在独立董事治理作用较大时,交乘项 $Treat \times Post$ 的回归系数不显著。这进一步说明,政府财会监督可以作为医药企业内部治理的补充机制,有效抑制医药企业的研发操纵。

(二) 作为外部监督协同机制的检验

如果政府财会监督能作为外部监督的协同机制从而对医药企业的研发操纵发挥治理效应,那么,这种治理效应应当在外监督力度越强时越显著。本文从媒体监督与税务机关监督两个角度衡量企业外部监督强弱。本文借鉴王福胜等^[32]的做法,以公司全年媒体报道数量加 1 后取自然对数衡量企业的媒体关注度,以媒体关注度作为媒体监督力度的代理变量。借鉴彭效冉和许诺然^[33]的做法,本文以名义与实际税率差衡量企业避税程度,以此作为税务机关监督力度的代理变量。分别按媒体关注度和避税程度对样本进行分组。当企业的媒体关注度高于样本中位数的定义为“媒体监督强”,低于样本中位数的定义为“媒体监督弱”。当企业避税程度低于样本中位数时定义为“税务机关监督强”,高于样本中位数的定义为“税务机关监督弱”。分组回归结果见表 11 所示。

(1)列为媒体监督较强时的结果,交乘项 $Treat \times Post$ 的回归系数在 1%上显著为负;(2)列为媒体监督较弱时的结果,交乘项 $Treat \times Post$ 的回归系数不显著。这说明,当媒体监督越强时,政府财会监督对医药企业研发操纵的治理效应越显著,即政府财会监督能与媒体监督协同,有效抑制医药企业的研发操纵行为。

(3)列为税务机关监督较强时的结果,交乘项 $Treat \times Post$ 的回归系数在 1%水平上显著为负;(4)列为税务机关监督较弱时的结果,交乘项 $Treat \times Post$ 的回归系数不显著。这些结果也说明政府财会监督能与外部监督机制协同,有效抑制医药企业的研发操纵。

表 11 作为外部监督协同机制的检验

变量	媒体监督		税务机关监督		变量	媒体监督		税务机关监督	
	(1) 监督强	(2) 监督弱	(3) 监督强	(4) 监督弱		(1) 监督强	(2) 监督弱	(3) 监督强	(4) 监督弱
$Treat \times Post$	-4.617*** (1.811)	0.025 (0.767)	-4.303*** (1.248)	2.788 (2.114)	$INST$	0.050 (0.033)	-0.002 (0.013)	-0.177 (0.975)	0.804* (0.456)
Lev	0.610 (2.408)	0.178 (1.258)	3.662 (3.270)	-1.064 (1.588)	$TMTPay$	1.421** (0.626)	-0.658* (0.352)	0.180 (0.115)	0.036 (0.054)
$Cash$	2.099 (1.915)	0.789 (0.928)	-1.720 (1.984)	2.216 (1.456)	$Indep$	0.018 (0.093)	0.053 (0.042)	-0.008 (0.098)	-0.039 (0.067)
Roa	-1.688 (3.760)	-0.559 (2.496)	1.724 (8.404)	-0.514 (4.736)	$TOP1$	-0.010 (0.086)	0.041 (0.041)	-14.805 (18.727)	-4.483 (8.649)
BM	2.778 (2.396)	2.220* (1.172)	3.352 (2.730)	2.678* (1.547)	常数项	-26.709* (13.813)	8.988 (7.124)	-4.303*** (1.248)	2.788 (2.114)
Q	-0.110 (0.230)	0.023 (0.117)	-0.075 (0.213)	0.008 (0.166)	年份/企业	控制	控制	控制	控制
$Balance$	1.552 (1.680)	1.413** (0.667)	4.529 (3.683)	-1.458 (1.898)	样本量	486	471	332	329
$Board$	1.581 (2.669)	-0.352 (1.857)	1.315 (0.995)	0.084 (0.429)	R^2	0.135	0.237	0.166	0.262
$Dual$	0.935 (0.635)	-0.276 (0.314)	0.018 (0.040)	-0.018 (0.022)					

注:括号内为聚类到企业层面的稳健标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

(三) 行业警戒效应

政府财会监督对研发操纵的抑制作用能否通过企业个体传递给整个医药行业,进而抑制整个医药行业的不合规行为? 本文认为政府财会监督对企业内部监督的补充以及对外部监督的协同作用机制会通过被监督企业传递到整个医药行业。一方面,被检查医药企业因为不合规的研发操纵行为受到处罚时,医药行业内其他企业便会产生警惕,检查企业内部是否存在类似的不合规行为,由此间接加强了这些医药企业的内部管理能力,提升内部控制水平,进而能抑制研发操纵行为。另一方面,政府财会监督能引起媒体机构、投资者的注意,由此产生注意力群聚效应^[24],当被检查医药企业接受政府财会监督时,会引起媒体、投资者对医药行业的关注,从而使整个医药行业内的企业间接受到财会监督的影响,最终对医药行业内的企业的研发操纵产生抑制效应。综上,政府财会监督会产生行业警示效应,抑制医药行业的研发操纵行为。

为了检验上述行业警示效应是否的确存在,本文设计一个新的变量 *Medical*,若企业属于医药行业时,*Medical* 取值为 1,若企业不属于医药行业且未被实施财会监督时,*Medical* 取值为 0。*Post* 定义与前文一致,若年份大于 2019 则 *Post* 为 1,年份小于 2019 则 *Post* 为 0。生成新的交乘项 *Medical*×*Post*,该交乘项为 1 时表示接受政府财会监督的医药行业。回归结果如表 12 所示,(1)列是在不加入控制变量时的回归结果,(1)列、(2)列均控制了年份和企业个体效应。由回归结果可知,*Medical*×*Post* 的回归系数分别在 1%和 5%水平上显著为负,与那些未被财会监督的其他行业,以及与医药行业在接受财会监督前相比,整个医药行业在部分医药企业接受了政府财会监督之后,研发操纵显著降低,即政府财会监督可以有效抑制整个医药行业的研发操纵行为,具有行业警示效应。

七、研究结论与建议

本文基于财政部对医药企业的会计信息专项检查这一准自然实验,检验了政府财会监督对医药企业研发操纵的治理效果。研究发现,政府财会监督可以有效抑制医药企业研发操纵,这种治理作用主要来自两个作用机制:一是作为医药企业内部治理的补充机制,从而对医药企业的研发操纵产生抑制效应,研究发现,在医药企业内部控制较弱、独立董事治理能力较差时,政府财会监督对医药企业研发操纵的治理效应更显著。二是,作为外部监督的协同机制,能对医药企业的研发操纵产生协同治理效应,研究发现,当媒体监督或税收机关监督等外部监督越强时,政府财会监督对医药企业研发操纵的治理效应越显著。进一步研究表明,政府对医药企业的专项财会监督还具有行业警示效应,研究发现,与未被实施财会监督的其他行业相比,接受政府财会监督的医药行业的研发操纵显著更低。

基于上述分析,政府在进行财会监督时应根据企业内部治理的效果、外部监督环境,采取有针对性的监督措施。具体地,根据上述研究发现,本文提出以下政策建议:

第一,摸清企业舞弊成因,完善企业内部治理。政府财会监督只有深入了解企业舞弊的根源和动因,弥补企业内部治理的缺陷,才能对症下药,有效抑制企业研发操纵的行为。应当采取有效措施进一步要求企业加强内部治理,加强企业内部控制制度建设,明确独立董事制度发挥作用的机制,确保独立董事能够独立行使职权,提高决策的透明度和公正性。对于那些内部治理较差的企业加强财会监督,有效抑制企业及整个行业的研发操纵行为。

第二,强化外部监督,形成监督合力。本文研究结果表明,政府财会监督能与外部监督有效协同,形成

表 12 行业警戒效应

变量	(1) <i>False</i>	(2) <i>False</i>
<i>Medical</i> × <i>Post</i>	-0.258 *** (0.097)	-0.197 ** (0.098)
<i>Lev</i>		0.291 *** (0.070)
<i>Cash</i>		0.682 *** (0.074)
<i>Roa</i>		1.064 *** (0.128)
<i>BM</i>		0.347 *** (0.070)
<i>Q</i>		0.012 (0.011)
<i>Balance</i>		0.090 *** (0.030)
<i>Board</i>		0.179 ** (0.075)
<i>Dual</i>		0.029 (0.022)
<i>INST</i>		0.004 *** (0.001)
<i>TMTPay1</i>		-0.017 (0.020)
<i>Indep</i>		0.000 (0.002)
<i>TOP1</i>		-0.001 (0.002)
常数项	2.677 *** (0.036)	1.683 *** (0.359)
年份/企业	控制	控制
样本量	32195	31693
<i>R</i> ²	0.114	0.125

注:括号内为聚类到企业层面的稳健标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

监督合力,因此,应当有效发挥媒体监督、税务机关监督等外部监督机制对企业研发操纵的治理效应。同时,还应当进一步加强财会监督与证券监管机构、审计机构等外部监督管理机构建立常态化的沟通机制,共享企业研发投入、税收缴纳等关键财务信息,为财会监督提供数据支持。同时,政府财会监督部门还可以与行业协会、学术研究机构等合作,共同开展对企业研发操作的专项检查和评估。通过引入行业专家和学者的专业知识,更准确地评估企业研发活动的真实性和有效性,提高财会监督的专业性和针对性。

第三,完善相关制度,建立长效机制。规范企业会计信息不能一蹴而就,需要建立长期稳定的监督机制。首先,长效监督机制的建立基于会计法规的完善,要完善会计准则关于企业研发支出确认、归集的会计处理,尽可能减少企业将其他不属于研发支出归集于研发支出的空间和可能性。其次,加强对企业研发活动的跟踪审计和评估。通过定期或不定期的审计,检查企业是否按会计准则要求处理业务。最后,政府财会监督还应当注重监督机制的动态调整和完善。随着市场经济的发展和技术进步,企业研发活动的形式和内容也在不断变化,政府财会监督应当及时关注这些变化,根据实际情况调整和完善监督机制,确保监督工作的有效性和针对性。

第四,完善监督机制,确保政策效力。多数企业研发操纵的动机是获得“创新型”企业的称号从而获得税收优惠,政府在制定政策时应当考虑优惠政策会不会被企业钻空子。政府应当设计税收优惠政策的同时,完善相关监督机制,确保企业的研发投入真实有效,保证政策的落地实施与初衷一致。在实施监督时,政府要加大处罚力度,对后期审查、监管发现的投机企业罚款或者拉入“黑名单”,以确保税收优惠政策真正服务于致力于创新和科技进步的企业,从而推动企业创新发展、可持续发展。

参考文献

- [1] 朱承亮,王珺. 中国企业研发经费投入现状及国际比较[J]. 技术经济, 2022, 41(1): 24-32.
- [2] 贺炎林,张杨,尹志超. 如何提高政府补贴和税收优惠促进技术创新的有效性——来自中国A股上市公司的证据[J]. 技术经济, 2022, 41(9): 10-23.
- [3] 杨国超,刘静,廉鹏,等. 减税激励、研发操纵与研发绩效[J]. 经济研究, 2017(8): 110-124.
- [4] 刘行,陈澈. 中国研发加计扣除政策的评估——基于微观企业研发加计扣除数据的视角[J]. 管理世界, 2023, 39(6): 34-55.
- [5] 杨国超,张李娜. 产业政策何以更有效?——基于海量媒体报道数据与研发操纵现象的证据[J]. 经济学(季刊), 2021(6): 2173-2194.
- [6] 陆明富. 企业创新文化与研发操纵——基于产品市场竞争及财务困境的机制检验[J]. 科技进步与对策, 2024, 41(13): 90-100.
- [7] 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, 39(8): 154-171, 195, 172.
- [8] 祝继高,朱佳信,李天时,等. 政府会计监督与银行信贷行为研究——基于财政部会计信息质量随机检查的证据[J]. 管理世界, 2023, 39(1): 157-176, 189, 177-179.
- [9] 徐玉德,李化龙. 公共风险视角下地方政府隐性债务的治理逻辑[J]. 财会月刊, 2022(2): 130-136.
- [10] 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, 37(5): 157-169, 12.
- [11] 金宇,唐梦航,高萌萌. 业绩承诺变更会影响企业研发费用操纵吗?[J]. 科学决策, 2024(3): 90-107.
- [12] 徐成凯,金宇,富钰媛. 私募股权投资与企业研发操纵:监督还是合谋——基于高新技术企业的实证分析[J]. 山西财经大学学报, 2020, 42(8): 114-125.
- [13] 马晶梅,赵雨薇,王成东,等. 融资约束、研发操纵与企业创新决策[J]. 科研管理, 2020, 41(12): 171-183.
- [14] GRAHAM J, HARVEY R, AJGOPAL S R. The economic implications of corporate financial reporting[J]. Journal of Accounting and Economics, 2005, 40(13): 3-73.
- [15] HOLLIS A S, LAURA A S, DANIEL D W. A study of discretionary R&D reporting[J]. Journal of chemical Information and Modeling, 2013, 53(9): 1689-1699.
- [16] 郝婷,马研硕. 经济增加值考核是否会引发企业研发操纵行为——基于双重差分模型的实证研究[J]. 中国科技论坛, 2022(10): 75-84.
- [17] 谢德仁,廖珂,郑登津. 控股股东股权质押与开发支出会计政策隐性选择[J]. 会计研究, 2017(3): 30-38, 94.
- [18] 万源星,许永斌,许文瀚. 加计扣除政策、研发操纵与民营企业自主创新[J]. 科研管理, 2020(2): 83-93.
- [19] 刘啟仁,龙健雄,张展辉,等. 税收激励、研发支出与出口绩效——基于高新技术企业认定条件改革的聚束分析[J]. 中国工业经济, 2023(4): 79-97.
- [20] 于未东,胡耀丹,王稳华. 党组织嵌入对高新技术企业研发操纵的抑制作用分析[J]. 云南社会科学, 2022(2): 121-131.

- [21] 尹钧惠, 盖瑶, 孙浩然. 董事会断裂带与企业研发操纵[J]. 科技进步与对策, 2023(15): 115-126.
- [22] 卜美文. 公司诚信文化与创新研发操纵行为[J]. 当代财经, 2020(11): 88-99.
- [23] 贺小刚, 戚阳阳, 舒心. 姻亲涉入下的家族企业冒险性决策: 研发投入还是盈余操纵?[J]. 外国经济与管理, 2024, 46(3): 69-87.
- [24] 陈艳利, 刘亚, 蒋琪. 中国式融资融券制度能够抑制研发操纵吗? ——基于“准自然实验”的经验证据[J]. 审计与经济研究, 2024(2): 85-95.
- [25] 何如桢. 问询函监管能否抑制企业研发操纵? ——基于非研发类年报问询函的溢出效应研究[J]. 证券市场导报, 2023(7): 46-56.
- [26] 王捷. 高铁开通对企业研发操纵行为的影响——基于不同生命周期的实证检验[J]. 税务与经济, 2022(5): 78-86.
- [27] 韦琳, 马梦茹, 金宇. 智慧城市建设对企业研发操纵的影响研究[J]. 科学决策, 2022(5): 101-118.
- [28] 梁上坤, 陈冬, 付彬, 等. 独立董事网络中心度与会计稳健性[J]. 会计研究, 2018(9): 39-46.
- [29] ROYCHOWDHURY S. Earnings management through real activities manipulation[J]. Journal of Accounting and Economics, 2006, 42(12): 335-370.
- [30] KOTHARI S P, MIZIK S N, ROYCHOWDHURY S. Managing for the moment: The role of earnings management via real activities versus accruals in Seo valuation[J]. Accounting Review, 2016(91): 559-586.
- [31] 朱红军, 王迪, 李挺. 真实盈余管理动机下的研发投资决策后果——基于创新和税收的分析视角[J]. 南开管理评论, 2016(4): 36-48, 86.
- [32] 王福胜, 王也, 刘仕煜. 媒体关注、管理者过度自信对盈余管理的影响研究[J]. 管理学报, 2022(6): 832-840.
- [33] 彭效冉, 许浩然. 产品市场势力对公司避税行为的影响[J]. 山西财经大学学报, 2016(11): 70-80.

Governing Internal and External Simultaneously: The Governance Effect of Government Financial and Accounting Supervision on R&D Manipulation in Pharmaceutical Enterprises

Zhang Xingliang, Fang Mingzhu

(School of Accounting, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China)

Abstract: Based on the quasi-natural experiment of the Ministry of Finance's special inspection of the accounting information of pharmaceutical companies, the effect of government financial supervision on the research and development (R&D) manipulation of pharmaceutical companies was examined. It is found that government financial supervision can effectively curb the R&D manipulation of pharmaceutical companies. This governance effect mainly comes from two mechanisms of "internal and external improvement". First, as a supplementary mechanism of internal governance in pharmaceutical companies, it exerts a governance effect on R&D manipulation. It is found that when the internal control of pharmaceutical companies is weaker and the governance ability of independent directors is poorer, the governance effect of government financial supervision on R&D manipulation is more significant. Second, as a collaborative mechanism of external supervision, it exerts a collaborative governance effect on R&D manipulation. It is found that when external supervision such as media supervision or tax authority supervision is stronger, the governance effect of government financial supervision on R&D manipulation is more significant. Further research shows that the special financial supervision of pharmaceutical companies by the government also has an industry-wide warning effect. It is found that compared with other industries that have not been subject to financial supervision, the degree of R&D manipulation in the pharmaceutical industry that has been subject to government financial supervision is lower. Therefore, when conducting financial supervision, government financial departments should adopt targeted supervisory measures based on the internal governance status of companies and the strength of external supervision.

Keywords: government financial and accounting supervision; R&D manipulation; pharmaceutical enterprises; internal governance; external supervision