

国有上市公司杠杆操纵治理研究

——基于党组织治理视角

翟淑萍 毛文霞 白梦诗

(天津财经大学会计学院, 天津 300222)

摘要: 以2015—2019年国有上市公司为样本, 本文从党组织治理视角研究了如何治理国有上市公司杠杆操纵。研究表明, 在去杠杆政策压力下, 国有上市公司确实存在杠杆操纵, 党组织以“双向进入、交叉任职”方式参与公司治理能显著抑制杠杆操纵。机制检验表明, 党组织治理通过提高企业信息透明度、降低管理层机会主义动机, 抑制了国有上市公司杠杆操纵。当机构投资者持股比例较低、高管有更强的政治晋升激励以及产品市场竞争度更高时, 国有上市公司党组织对杠杆操纵的治理效果更为显著。

关键词: 杠杆操纵; 党组织治理; 国有上市公司; 信息透明度; 管理层机会主义动机

Abstract: Taking state-owned listed companies from 2015 to 2019 as a sample, this paper studies how to control leverage manipulation of state-owned listed companies from the perspective of the Party organization governance. The research shows that under the pressure of deleveraging policy, there is indeed leverage manipulation in state-owned listed companies, and the participation of the Party organization in corporate governance through the ways of two-way entry and cross-appointment can significantly inhibit leverage manipulation. The mechanism test shows that the Party organization governance can restrain the leverage manipulation of state-owned listed companies by improving the transparency of enterprise information and reducing the opportunistic motivation of management. When the shareholding ratio of institutional investors is lower, senior executives have stronger incentives for political promotion or the product market competition is higher, the governance effect of Party organization in state-owned listed companies on leverage manipulation is more significant.

Key words: leverage manipulation, Party organization governance, state-owned listed companies, information transparency, management's opportunistic motivation

作者简介: 翟淑萍, 女, 经济学博士, 天津财经大学会计学院教授、博士生导师, 研究方向: 资本市场与公司财务。毛文霞(通讯作者), 女, 天津财经大学会计学院博士生, 研究方向: 资本市场与公司财务、企业技术创新。白梦诗, 天津财经大学会计学院硕士生, 研究方向: 资本市场与公司财务。

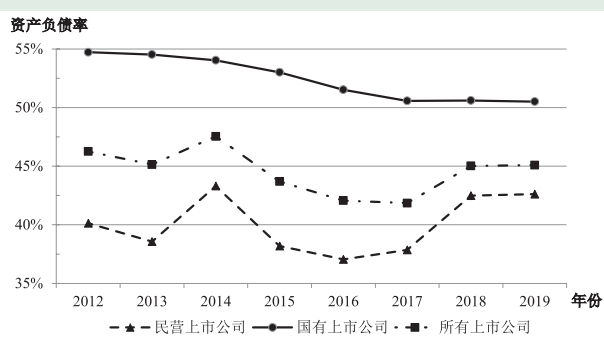
中图分类号: F276.1 **文献标识码:** A

一、引言

高杠杆所引发的系统性风险已受到国家和社会各界的广泛关注, 为防范化解重大金融风险, “去杠杆”已成为我国宏观经济政策的重要内容之一(马草原和朱玉飞, 2020)^[21]。长期以来, 较之于非国有企业, 国有企业的高负债一直备受关注, 2012—2019年国有企业的资

产负债率明显高于同期民营企业以及所有上市公司的平均水平(如图1所示)。如何有效降低国有企业杠杆率, 成为化解我国经济体系债务风险的核心问题。事实上, 早在2012年国家就下发了《关于进一步加强中央企业债务风险管控工作的通知》, 要求严格管控国有企业债务。2015年12月, 中央经济工作会议明确提出去杠杆是政策性任务, 强调降低企业杠杆率是“去杠杆”工作的核心

图1 企业杠杆率变动趋势



数据来源：CSMAR数据库。

任务。自此，我国正式进入强制性去杠杆阶段，而国有企业成为企业去杠杆工作的重中之重。2017年7月15日，在全国金融工作会议上，习近平总书记强调“要把国有企业降杠杆作为重中之重，抓好处置‘僵尸企业’”；2018年9月，中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于加强国有企业资产负债约束的指导意见》提出，全国国有企业平均资产负债率在2020年末较2017年末下降两个百分点。从统计数据看(见图1)，在政策性压力下国有企业去杠杆工作确实取得了一定进展。自2013年起，国有企业平均资产负债率呈现持续下降趋势，而对于去杠杆政策压力较小的民营企业，其平均资产负债率则一直处于上下波动状态，并未表现出稳定下降的趋势。

值得注意的是，国有企业是否真如报表所反映的正在稳步执行去杠杆政策呢？可能并不尽然。许晓芳和陆正飞(2020)^[31]、许晓芳等(2020)^[30]研究发现，企业为了迎合政策和监管要求，会存在“杠杆操纵”行为，即通过采用表外负债、名股实债以及其他会计手段来降低资产负债表中呈现的杠杆率，以达到形式上去杠杆的目的。由此可见，图1所呈现的国有企业杠杆率持续下降趋势并非是其去杠杆情况的真实反映，而是掺杂了杠杆操纵因素的结果。杠杆操纵并未降低企业的真实财务风险，反而会误导外部信息使用者做出错误决策，进而增加资本市场的系统性风险，严重违背了国家实施去杠杆的政策初衷。因此，如何治理国有企业的杠杆操纵从而保证国家去杠杆政策取得实效，是个亟待解决的问题，然而目前尚无研究涉及。

党组织治理是我国政治体制下的创新型公司治理模式，是国有企业治理的一个鲜明特征。关于党组织

的公司治理效果，大多数研究发现，党组织在国有企业治理中发挥了积极作用，如约束大股东掏空(Chang and Wong, 2004)^[3]、减少国有资产流失(陈仕华和卢昌崇, 2014)^[11]、缓解第二类代理问题(余怒涛和尹必超, 2017)^[32]、提高投资效率(Li et al., 2018)^[7]等。但也有少量文献认为党组织治理与公司治理水平呈倒“U”型关系(马连福等, 2012)^[23]，且会增加企业冗余雇员规模(马连福等, 2013)^[22]。由此可见，党组织参与治理能否提升公司治理水平目前尚存争议。那么，在我国进行结构性去杠杆的政策环境下，对于国有企业的杠杆操纵行为，党组织能否发挥积极的治理效应以保障国有企业去杠杆政策落到实处，是个值得研究的话题。

基于此，本文首先参照许晓芳等(2020)^[30]对于杠杆操纵的测度方法针对国有上市公司是否存在杠杆操纵进行了检验，结果表明，自2015年我国进入强制性去杠杆阶段后，国有上市公司确实存在杠杆操纵；其次，本文理论分析并实证检验了党组织治理对国有上市公司杠杆操纵行为的影响，发现党组织以“双向进入、交叉任职”方式参与治理能显著抑制国有上市公司杠杆操纵。作用机理验证证实，党组织治理通过提高企业信息透明度、降低管理层机会主义动机，抑制了企业杠杆操纵。进一步研究中，本文分别从不同的公司治理主体视角检验了党组织治理与杠杆操纵关系的异质性，发现当国有上市公司机构投资者持股比例较低、高管政治晋升激励较强以及产品市场竞争程度更高时，党组织治理对杠杆操纵的抑制作用更为显著。

本文主要研究贡献有：(1)开创性地探讨了杠杆操纵的治理机制，丰富了对于企业杠杆操纵的相关研究。目前关于企业杠杆操纵的研究，仅涉及动机、手段及测度方法(许晓芳和陆正飞, 2020；许晓芳等, 2020)^{[31][30]}，但关于如何治理杠杆操纵的研究甚少，本文对此做了有益补充。(2)拓展了党组织在公司治理方面的经济后果研究。现有文献虽大多发现党组织治理能提升公司治理水平，但也有文献对此得出了不同结论。因此，在研究尚存争议的情况下，本文从杠杆操纵视角进一步检验党组织在国有上市公司治理中的作用，为相关研究增加经验证据。(3)明晰了党组织治理影响国有上市公司杠杆操纵的内在机理，打开了党组织对国有上市公司不当财务行

为发挥治理作用的“黑箱”。(4)分别从机构投资者、国企高管以及产品市场竞争三个角度检验了党组织与杠杆操纵关系的异质性,进而验证了党组织作为国有上市公司内部治理主体之一,与其他公司治理主体间的协调治理作用。

二、理论分析与研究假说

(一)党组织治理与国有上市公司杠杆操纵

尽管政策性任务和经营性任务的双重压力是引发国有上市公司进行杠杆操纵的主要诱因,但从公司治理层面进行深入剖析,其根源于所有权与经营权分离下的委托代理问题。具体表现在:第一,政策性目标的完成情况是影响国有上市公司高管考核的重要参考因素(陈春华等,2019)^[8]。对于由政府任命的国企高管,由于其人事任免权掌握在政府手中,因此无论是保留现任职位抑或追求政治晋升,都需获得政府的认可与支持,而实现“去杠杆”的政策性目标则是迎合政府的重要途径。第二,对于长期依赖债务融资的国有上市公司而言,去杠杆之路可谓异常艰难,要进行实质性去杠杆无疑是对高管能力和毅力的双重考验。事实上,去杠杆并非是“为去而去”,而是通过去杠杆降低国有企业长久以来对预算软约束的依赖,这对国有企业盈利能力是一个巨大挑战。而盈利能力是影响企业去杠杆的关键因素(Chen et al., 2014; 谭小芬等, 2018)^{[4][26]}。作为企业经营管理的负责人,管理层在实质性去杠杆后若不能带领国有上市公司走出财务困境,实现稳步发展,则是其管理能力缺失的表现,可能会因此丧失高管职位或未来职位晋升。此外,转型之路通常是坎坷且曲折的,高管需要为此付出巨大的时间和精力,对热衷于追求“平静生活”的高管而言,可能更愿意选择付出少且压力小的杠杆操纵。第三,杠杆操纵的手段隐蔽性高且易于操作,为高管实施杠杆操纵提供了条件。杠杆操纵手段多样,主要可归纳为表外负债、名股实债以及会计操纵手段(许晓芳和陆正飞, 2020)^[31]。其中,表外负债又包括租赁设计、避免并表、隐瞒或有负债等方式,名股实债包括回购、对赌、定期分红和永续债等方式,相较于实质性去杠杆,这些方式更易操作和实现。且由于杠杆操纵大多难以准确计量或以“抽屉协议”约定,隐蔽性较高(陈红等, 2014)^[9]。因

此,基于委托代理问题下的国有上市公司高管更倾向于通过杠杆操纵来“实现”去杠杆目标。

党组织治理在国有企业市场化改革中发挥着政治引领作用。一方面,党组织治理存在深厚的法理支撑。我国在《宪法》《中国共产党章程》以及《中华人民共和国公司法》等多种法律法规和党政文件中不仅明确了党组织参与公司治理的主体资格,而且对党组织治理的具体事项做出了明确规定,如党组织参与公司重大事项决策,实行党组织讨论前置的决策程序,规定“党管干部”的领导体制等,这些规定赋予了党组织参与治理的权利和义务。另一方面,党组织治理对内部人控制形成有效制衡,弥补了国有企业的“所有者缺位”,极大地提升了国有企业治理能力。内部人控制是国有企业经历放权让利改革后留下的历史性问题,由于内部人与出资人的目标不一致,内部人在追求自身利益最大化时会损害股东利益和社会福利(王元芳和马连福, 2014)^[27]。曾昭灶和李善民(2009)^[33]发现当企业发生控制权转移时,公司内部人会通过操纵会计信息来掩盖自身的机会主义行为。治理内部人控制最有效的方式就是加强监督。党组织通过“双向进入、交叉任职”的方式进入公司董事会、监事会以及管理层中,不仅直接围绕企业日常生产经营活动开展工作,而且通过参与公司重大事项决策,发挥着“总揽全局、把关定向”的作用,对国有上市公司高管起到了直接监督和制衡的作用(马连福等, 2012)^[23]。同时,党组织代表着国家和人民的利益,除了代其履行公司治理的职责以外,还要保障和监督国家政策的贯彻执行(李胡扬等, 2021)^[19]。综上,党组织参与国有上市公司治理,在具备深厚的法理支撑基础上,通过参与企业经营活动和决策,对管理层进行了有效的监督和制衡,进而抑制杠杆操纵。

基于以上分析,本文提出以下假说:

H1: 党组织治理有效抑制了国有上市公司杠杆操纵。

(二)党组织治理影响国有上市公司杠杆操纵的作用机理

管理层之所以能实施杠杆操纵且不被发现,根源还在于企业信息透明度不高。一般而言,企业信息透明度越高,市场参与者及监管方就越容易了解企业真实的财务和经营状况,杠杆操纵难度就越大。党组织参与治

理通过提升企业对外信息披露质量,提高企业信息透明度,进而抑制杠杆操纵行为。

党组织治理通过规范企业行为,压缩信息隐藏空间以及加强信息审核力度,提高了对外披露的信息质量。第一,党组织参与治理后,党组成员通过“双向进入、交叉任职”的方式进入董事会、监事会或管理层,党员的纪律修养和自我约束使其在决策制定和审议表决中遵章守纪、依规办事,提高了企业在决策行为上的合法性和规范性。程海艳等(2020)^[13]研究发现,国有企业党组织治理有效抑制了企业真实盈余管理和应计盈余管理。郑登津等(2020)^[35]发现党组织嵌入民营企业能显著降低企业财务违规行为。作为信息生成的源头,企业行为的合法性和规范性直接提升了信息的客观性和真实性。第二,党组织参与治理进一步强化了上市公司“保护投资者利益,维护资本市场稳定”的社会使命。维护资本市场的长期稳定、健康发展是我国进一步深化经济体制改革的重要基础,而资本市场稳定的首要前提就是保护投资者的合法权益。党组织参与治理后,在企业决策导向上更注重大局利益,对于与投资者利益密切相关的重大事项会主动予以披露,压缩了高管的信息隐藏空间,抑制了高管的策略性信息披露,从而增加企业对外披露的信息含量。第三,党组织参与治理不仅会加强地方党委的宣传力度,以推广党组织治理体系建设(程海艳和李明辉,2020)^[14],而且会吸引企业外部利益相关者对党组织治理效果的关注,以保护自身利益。宣传力度的加强和关注度的提高直接强化了企业的外部监督机制,一旦企业所披露的信息有重大遗漏或虚假行为,参与治理的党组成员将付出极高的政治成本和声誉成本。因此,为了维护自身的政治声誉和政治前途,党组织参与治理后必然会加强对企业信息的审核力度,以保证高质量的信息披露。程博等(2017)^[12]发现,党组织以“交叉任职”方式参与治理的国有上市公司更倾向于选择规模较大的会计师事务所进行外部审计。综上,党组织治理通过规范企业行为、加强信息审核力度等措施改善企业信息披露质量,提高企业信息透明度,加大了管理层杠杆操纵的难度,进而抑制杠杆操纵。

基于以上分析,本文提出以下假说:

H2: 党组织治理通过提高企业信息透明度有效抑制

了国有上市公司杠杆操纵。

管理层机会主义动机可以用委托代理理论和理性经济人假设来解释,即经理人与股东都是追求自身利益最大化的理性经济人,目标函数的不一致而导致经理人与股东之间存在代理冲突(Jenson and Meckling, 1976)^[6]。一旦信息不对称所导致的约束机制弱化,经理人的机会主义动机转化成行动便成为可能。杠杆操纵正是高管的机会主义动机在信息不对称掩护下转化成的一种机会主义行为。因此,抑制杠杆操纵的重要任务之一就是降低高管机会主义动机。

党组织参与治理能有效降低管理层机会主义动机,进而抑制杠杆操纵。第一,“党管干部”的领导体制下,党组织参与治理强化了党对高管的威慑作用,迫使高管减少杠杆操纵的机会主义动机。我国一直以来实行“党管干部”的领导体制,党组织掌握着对国企高管的人事任免权。因此,党组织的存在无疑成为监督和制约高管的一种制衡力量(马连福等,2013)^[22],尤其对于长期处于“所有者缺位”“内部人控制”的国有企业,监督效应的加强提高了高管机会主义行为被发现的概率,进而损害其未来的职业生涯和政治晋升。为了避免这种情况发生,高管会降低有悖于国家政策和利益的机会主义动机。第二,党组织参与治理将党的理念、原则进一步渗透到企业文化中,强化了高管的政治使命,使其从主观意识上减少了杠杆操纵的机会主义动机。党组织在国有企业中发挥着政治核心以及政治引领作用,党组织参与治理更加强化了企业及管理层的守法经营、诚实守信的观念,提高企业高管遵纪守法的自觉性,包括在会计行为方面自觉遵守相关规则、准则的要求,促使高管减少游走在规则边缘的机会主义动机(程海艳等,2020)^[13]。另外,国有上市公司经理人虽然本身是党员身份,但长期肩负着促进企业发展的经济使命,其党员的政治使命逐渐被淡化。党组织的嵌入使得“为人民服务”“先锋模范”等党员精神进一步渗透到公司治理中,“唤醒”了经理人的党员意识(郑登津等,2020)^[35],减少了与委托人(国家)的代理冲突,从而在主观上降低进行杠杆操纵的机会主义动机。综上,党组织治理通过强化党对管理层的威慑作用,渗透党的理念,从而降低管理层机会主义动机,抑制国有上市公司杠杆操纵。

基于以上分析,本文提出以下假说:

H3: 党组织治理通过降低管理层机会主义动机有效抑制了国有上市公司杠杆操纵。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

我国自2015年底开始进入强制性去杠杆阶段,债务规模大、杠杆率高的国有企业更是成为强制性去杠杆的主攻方向。在此背景下,国有企业进行杠杆操纵的动机增强,便于更清晰地考察党组织治理对国有上市公司杠杆操纵的影响。鉴于此,本文以2015年作为样本选取起始年,以2015—2019年沪深两市A股国有上市公司为研究样本,并对样本数据进行了以下处理:(1)剔除ST、*ST的国有上市公司样本;(2)剔除金融行业样本;(3)剔除存在变量缺失值的样本。经筛选后,最终得到4296家公司-年度观测值。为防止异常值影响研究结果,本文对主要连续变量进行了上下1%的缩尾处理。本文研究所需数据均来自国泰安(CSMAR)数据库。

(二)变量定义与度量

1.被解释变量:杠杆操纵

虽然许晓芳等(2020)^[30]指出表外负债与名股实债是杠杆操纵最常使用的两种手段,但在该两种手段中又分别包含了不同的操作方式。然而,除个别操纵方式(如永续债)在财务报表中明确披露外,其他操纵方式多以表外形式或隐性合同(也称“抽屉协议”)存在,因此无法从财务报表中直接获得数据。

基于此,本文借鉴许晓芳等(2020)^[30]的研究,采用XLT-LEV法测度企业的杠杆操纵程度。根据杠杆操纵手段的不同,可将杠杆操纵测度方法分为基本的XLT-LEV法和扩展的XLT-LEV法。两者的区别在于前者将杠杆操纵手段限定为表外负债与名股实债两种,而后者在此基础上又加入了其他会计操纵手段。许晓芳等(2020)^[30]通过比较两种方法下所估计的杠杆操纵程度后发现结果较为接近,表明上市公司杠杆操纵手段主要有表外负债和名股实债两种。在计算步骤上,基本的XLT-LEV法比扩展的XLT-LEV法更为简洁。由此,本文在主回归中采用基本的XLT-LEV法,同时采用扩展的XLT-LEV法进行稳健性检验。

基本的XLT-LEV法具体计算方法如下:采用式(1)对企业*i*在*t*年的杠杆操纵程度进行测度,

$$LEV_{i,t} = (DEBT_TOTAL_{i,t} + DEBT_OB_{i,t} + DEBT_NSRD_{i,t}) \div (ASSETB_TOTAL_{i,t} + DEBT_OB_{i,t}) - LEVB_{i,t} \quad (1)$$

其中: $LEV_{i,t}$ 为企业杠杆操纵程度, $DEBT_TOTAL_{i,t}$ 为企业账面负债总额, $DEBT_OB_{i,t}$ 为企业表外负债总额, $DEBT_NSRD_{i,t}$ 为企业名股实债总额, $ASSETB_TOTAL_{i,t}$ 为企业账面资产总额, $LEVB_{i,t}$ 为企业账面杠杆率。式(1)中的表外负债总额($DEBT_OB_{i,t}$)和名股实债总额($DEBT_NSRD_{i,t}$)的估计方法有预期模型法和行业中位数法(许晓芳等,2020)^[30]。预期模型法的估计原理是:依据公司层面的一些变量构建模型,测算出指标的预期值(真实值)。随后,将指标的账面值与预期值进行比较,若账面值小于预期值,则可判定为不存在异常值;若账面值大于预期值,则认为存在异常值,且异常值大小等于账面值与预期值的差值。最后,通过异常值大小来测算表外负债或名股实债总额。在估计原理方面,行业中位数法与预期模型法基本一致。不同的是,行业中位数法以行业-年度企业的中位数作为预期值(真实值)与账面值进行比较,但忽视了行业内各企业间的异质性。因此,相较于预期模型法,行业中位数法的估计值会存在较大偏差。因此,本文采用预期模型法来估计表外负债和名股实债两个指标。

2.解释变量:党组织治理

关于党组织治理的度量方法,被广泛采用的有两种:一种是出自马连福等(2012;2013)^{[23][22]}的研究,以党组织与董事会、监事会及管理层的人员重合度进行度量,反映党组织对公司治理的参与程度。但该方法可能会产生样本数据因不服从正态分布而无法采用最小二乘估计的问题;另一种方法是借鉴陈仕华和卢昌崇(2014)^[11]的研究,采用党组织成员是否参与公司治理的二元指标进行度量。该方法一定程度上克服了马连福等(2012;2013)^{[23][22]}的数据分布问题,尽量使数据符合呈正态分布的样本属性。

基于以上比较分析,本文采用陈仕华和卢昌崇(2014)^[11]的度量方法,采用二元指标度量党组织参与治理情况。本文分别从“双向进入”和“交叉任职”两方面衡量党组织治理。首先,设置二元变量PARTY衡量

党组织治理的“双向进入”，具体为：党组织成员中是否有兼任董事会、监事会或管理层职务的，是则PARTY取值为1，否则为0；其次，设置二元变量PARCH衡量党组织治理的“交叉任职”，若党委书记有兼任(副)董事长、监事会(副)主席、(副)总经理职位，或是党委副书记有兼任董事长、监事会主席、总经理职位的，PARCH取值为1，否则为0。

3. 中介变量

本文参考孟庆斌等(2018)^[24]的研究，采用分析师跟踪人数度量企业信息透明度(TRAN)，分析师对企业的关注度越高，企业的内部信息越容易被挖掘出来，则企业对外界的信息透明度就越高。同时，借鉴何瑛和马添翼(2021)^[18]的研究，采用自由现金流与资产的比值来衡量管理层机会主义动机(OPPOR)。因为企业持有的自由现金流越多，管理层可寻租空间就越大，则说明管理层机会主义动机就越强。其中，自由现金流=息前税后利润+折旧与摊销-营运资本增加-资本支出。

4. 控制变量

借鉴周茜等(2020)^[36]、许晓芳等(2020)^[30]，本文还

控制了影响企业杠杆操纵的关键变量，具体变量名称及定义如表1所示。

(三) 模型设定

为了检验假说H1，即党组织治理(PARTY/PARCH)对国有上市公司杠杆操纵(LEVM)的影响，本文构建模型(2)：

$$LEVM_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 PARTY_{it} / PARCH_{it} + \sum \alpha_j CTRL_{it} + \sum IND + \sum YEAR + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

模型(2)中，CTRL为控制变量，IND、YEAR分别为行业虚拟变量和年度虚拟变量。若假说H1成立，即党组织治理抑制了国有上市公司杠杆操纵，则模型(2)中回归系数 α_1 应显著为负。

为了检验假说H2，即党组织治理(PARTY/PARCH)通过提高企业信息透明度(TRAN)有效抑制了国有上市公司杠杆操纵(LEVM)，本文构建模型(3)和(4)：

$$TRAN_{it} = \beta_0 + \beta_1 PARTY_{it} / PARCH_{it} + \sum \beta_k CTRL_{it} + \sum IND + \sum YEAR + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$LEVM_{it} = \beta_0 + \beta_1 PARTY_{it} / PARCH_{it} + \beta_2 TRAN_{it} + \sum \beta_k CTRL_{it} + \sum IND + \sum YEAR + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

为了检验假说H3，即党组织治理(PARTY/PARCH)通过降低管理层机会主义动机(OPPOR)有效抑制了国有上市公司杠杆操纵(LEVM)，本文构建模型(5)和(6)：

$$OPPOR_{it} = \beta_0 + \beta_1 PARTY_{it} / PARCH_{it} + \sum \beta_k CTRL_{it} + \sum IND + \sum YEAR + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$LEVM_{it} = \beta_0 + \beta_1 PARTY_{it} / PARCH_{it} + \beta_2 OPPOR_{it} + \sum \beta_k CTRL_{it} + \sum IND + \sum YEAR + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计

表2为主要变量的描述性统计结果。为了统计样本中进行杠杆操纵的企业所占比例，设置变量LEVM1，即国有上市公司是否进行了杠杆操纵，是则取值为1，否则为0。由表2可知，LEVM1均值为0.134，说明我国国有上市公司中有大约13.4%的企业进行了杠杆操纵。

LEVM的最大值为0.206，说明国有上市公司杠杆操纵程度最高达到20.6%；PARTY与PARCH的均值分别为0.12、0.0915，说明在国有上市公司中，有12%的企业党组织以“双向进入”方式参与公司治理，有9.15%的党组织以“交叉任职”方式参与公司治理，与柳学信等

表1 主要变量定义

变量类型	变量符号	变量名称	变量说明
被解释变量	LEVM	杠杆操纵	采用基本的XLT-LEVM法度量
解释变量	PARTY	双向进入	若党委会成员与董事会、监事会及管理层成员有重合，则取值为1，否则为0
	PARCH	交叉任职	若有党委(副)书记兼任董事长、监事会主席以及总经理或是党委书记兼任副董事长、监事会副主席以及副总经理时取值为1，否则为0
中介变量	TRAN	企业信息透明度	分析师跟踪人数
	OPPOR	管理层机会主义动机	自由现金流与资产的比值
控制变量	SIZE	资产规模	公司年末总资产的自然对数
	ROA	盈利能力	总资产收益率=年末净利润/年末总资产
	CFO	经营活动现金流状况	经营活动现金流/总资产
	GROWTH	总资产增长率	(当期总资产-上期总资产)/上期总资产
	LEVB	资产负债率	总负债/总资产
	QTobin	账面市值比	账面价值/市场价值
	NDTS	非债务税盾	折旧费用/总资产
	FIRST	股权集中度	第一大股东持股比例
	BOARD	董事会规模	董事会人数取对数
	INP	董事会独立性	独立董事比例
	GSHARE	管理层股权激励	管理层持股比例
	IND	行业效应	行业虚拟变量
	YEAR	年度效应	年度虚拟变量

表 2 主要变量描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
LEVMI	4296	0.1340	0.3410	0	0	1
LEVMI	4296	0.0098	0.0335	0.0000	0.0000	0.2060
PARTY	4296	0.1200	0.3250	0	0	1
PARCH	4296	0.0915	0.2880	0	0	1
TRAN	4296	6.6190	8.7900	0	3	42
OPPOR	4296	0.0108	0.0938	-0.3620	0.0188	0.2510
SIZE	4296	23.1000	1.3820	20.3700	22.9600	27.1500
ROA	4296	0.0238	0.0530	-0.2340	0.0248	0.1590
CFO	4296	0.0450	0.0644	-0.1460	0.0464	0.2270
GROWTH	4296	0.0786	0.1720	-0.3440	0.0538	0.8650
LEVB	4296	0.5290	0.1970	0.1090	0.5330	0.9730
QTobin	4296	0.7030	0.2870	0.0000	0.7370	1.2270
NDTS	4296	0.0221	0.0166	0.0003	0.0186	0.0775
FIRST	4296	0.3850	0.1530	0.1120	0.3680	0.7630
BOARD	4296	2.1910	0.2000	1.6090	2.1970	2.7080
INP	4296	0.3740	0.0567	0.3080	0.3640	0.6000
GSHARE	4296	0.0058	0.0241	0.0000	0.0000	0.168

(2020)^[20]的统计结果基本一致。LEVB的平均值为0.529，说明我国国有上市公司的平均杠杆率达到52.9%，相较于同期民营上市公司平均杠杆率39.6%以及全部上市公司平均杠杆率43.5%(由CSMAR数据库统计得出)，国有上市公司整体杠杆率偏高，个别国有上市公司的最高杠杆率甚至高达97.3%。因此，在强制性去杠杆的政策压力下，国有上市公司进行杠杆操纵的可能性极大。

(二)回归结果分析

1.党组织治理与国有上市公司杠杆操纵

表3为党组织治理与国有上市公司杠杆操纵的OLS回归结果。其中，(1)(3)列和(2)(4)列分别为不加控制变量和加控制变量时，“双向进入”“交叉任职”对杠杆操纵的影响。结果表明，无论是否加入控制变量，党组织以“双向进入”和“交叉任职”两种方式参与公司治理，均能显著抑制国有上市公司杠杆操纵，假说H1得以验证。

2.党组织治理影响国有上市公司杠杆操纵的作用机理

前文理论分析认为，党组织治理通过提高企业信息透明度、降低管理层机会主义动机，抑制了国有上市公司杠杆操纵。为了验证假说H2、H3，本文借鉴温忠麟和叶宝娟(2014)^[28]的研究，对其进行中介效应检验，回归模型为模型(2)~(6)，结果见表4。表4第(1)~(4)列是对企业信息透明度(TRAN)的作用机理检验。其中，第(1)(3)列中党组织治理均在1%显著性水平下提高了企业信息透明

表 3 党组织治理与国有上市公司杠杆操纵

变量	双向进入		交叉任职	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	LEVMI	LEVMI	LEVMI	LEVMI
PARTY	-0.0042*** (-2.87)	-0.0042*** (-2.89)		
PARCH			-0.0038** (-2.34)	-0.0036** (-2.20)
控制变量		控制		控制
截距项	0.0108*** (3.27)	0.0708*** (7.03)	0.0108*** (3.26)	0.0711*** (7.05)
行业效应	是	是	是	是
年度效应	是	是	是	是
样本量	4296	4296	4296	4296
调整 R ²	0.003	0.030	0.002	0.029

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著，括号内为 t 值。下表同。

度(TRAN)，第(2)(4)列回归结果显示，在模型中加入中介变量(TRAN)后，党组织治理(PARTY、PARCH)仍然与杠杆操纵(LEVMI)分别在1%、10%水平下显著负相关，结果表明，企业信息透明度在党组织治理与杠杆操纵之间发挥了部分中介效应。表4第(5)~(8)列是对管理层机会主义动机的作用机理检验。其中，第(5)(7)列中党组织治理均在1%显著性水平下降低了管理层机会主义动机。在控制了中介变量以后，党组织治理分别在5%、10%显著性水平下降低了杠杆操纵，同样验证了管理层机会主义动机在党组织治理与杠杆操纵之间存在部分中介效应。

同时，为了确保结果的可靠性，本文进行了Sobel检验，检验结果均拒绝了不存在中介效应的原假设，再次证明中介效应成立。由此可证，党组织治理确实通过提高企业信息透明度、降低管理层机会主义动机，抑制了国有上市公司杠杆操纵，假说H2、H3得以验证。

(三)稳健性检验

1.改变杠杆操纵的度量方法

前文使用的基本XLT-LEVMI法在度量杠杆操纵时仅考虑了表外负债和名股实债的操纵手段。现采用以下两种方法变换对杠杆操纵的度量，以检验前文研究结论的稳健性：方法一，借鉴许晓芳等(2020)^[30]的研究，采用扩展的XLT-LEVMI法(直接法)来度量杠杆操纵；方法二，采用企业是否进行杠杆操纵(LEVMI1)进行度量。运用Logit模型进行回归后结果见表5第(1)~(4)列。由结果可知，无论采用扩展的XLT-LEVMI法，还是采用虚拟变量来度量杠杆操纵，回归结果均显著为负，验证了前文结

表 4 党组织治理影响国有上市公司杠杆操纵的作用机理检验

变量	企业信息透明度				管理层机会主义动机			
	双向进入		交叉任职		双向进入		交叉任职	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	TRAN	LEV	TRAN	LEV	OPPOR	LEV	OPPOR	LEV
PARTY	1.6835*** (4.88)	-0.0039*** (-2.63)			-0.0144*** (-3.32)	-0.0035** (-2.43)		
PARCH			1.9795*** (4.94)	-0.0032* (-1.94)			-0.0149*** (-3.03)	-0.0029* (-1.77)
TRAN		-0.0002*** (-2.84)		-0.0002*** (-2.89)				
OPPOR						0.0471*** (9.83)		0.0473*** (9.84)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	-86.9649*** (-25.83)	0.0547*** (4.70)	-86.9642*** (-25.83)	0.0548*** (4.71)	-0.0490 (-1.39)	0.0731*** (7.26)	-0.0484 (-1.37)	0.0734*** (7.29)
行业效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年度效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	4296	4296	4296	4296	4296	4296	4296	4296
调整 R ²	0.3939	0.0314	0.3942	0.0307	0.0961	0.0455	0.0957	0.0450
Sobel p 值	0.0141		0.0126		0.0016		0.0038	

论，即党组织治理抑制了国有上市公司杠杆操纵。

2.内生性问题

(1)倾向得分匹配(PSM)

为进一步控制党组织参与治理(处理组)与党组织未参与治理(控制组)的国有上市公司的其他差异对杠杆操纵的影响，本文通过倾向得分匹配构建新的控制组进行分析。选取公司规模(SIZE)、账面杠杆率(LEVB)、董事会规模(BOARD)、董事会独立性(INP)、第一大股东持股比例(FIRST)以及高管持股比例(GSHARE)为匹配变量，按照1:1有放回最近邻匹配，构建与处理组样本特征相近的控制组。按模型(2)重新回归，结果见表5第(5)(6)列。结果

表 5 稳健性检验：改变杠杆操纵的度量方法及 PSM 回归结果

变量	扩展的 XLT-LEV 法		杠杆操纵虚拟变量		PSM	
	双向进入	交叉任职	双向进入	交叉任职	双向进入	交叉任职
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	LEV	LEV	LEV1	LEV1	LEV	LEV
PARTY	-0.0042*** (-2.85)		-0.7807*** (-4.33)		-0.0042** (-2.06)	
PARCH		-0.0035** (-2.12)		-0.6084*** (-3.13)		-0.0054** (-2.03)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	0.0681*** (6.70)	0.0684*** (6.73)	2.7900*** (2.79)	2.8239*** (2.83)	0.0564** (2.26)	0.0375* (1.81)
行业效应	是	是	是	是	是	是
年度效应	是	是	是	是	是	是
样本量	4296	4296	4296	4296	924	736
调整 / 准 R ²	0.026	0.025	0.051	0.047	0.028	0.060

表明，在控制了处理组与控制组之间特征差异后党组织治理仍显著抑制国有上市公司杠杆操纵，进一步支持了本文的研究假说H1。

(2)工具变量法

本文采用工具变量法以缓解研究中可能存在的遗漏变量和反向因果问题。借鉴郑登津等(2020)^[35]的做法，选取企业所在城市是否建立有爱国主义教育基地为工具变量。爱国主义教育基地大多是革命纪念地，讴歌了中国共产党的光辉历程，具有明显的政治色彩，会使当地企业尤其是国有企业更注重突显党的领导地位，更倾向于设计党组

织治理机制。而爱国主义教育基地的选择依据是该地区是否为革命遗址，外生于企业的杠杆操纵行为。本文通过手工搜集得到全国设立爱国主义教育基地所在城市，并设置0-1变量EDBASE，当企业所在地在第t年设立爱国主义教育基地，则EDBASE在第t年及以后取值为1，否则取值为0。

采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行回归，结果见表6。对工具变量EDBASE进行弱工具变量检验，在双向进入和交叉任职两种方式下Kleibergen-Paap rk Wald F值分别

表 6 工具变量两阶段回归结果

变量	双向进入		交叉任职	
	(1)	(2)	(1)	(2)
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	PARTY	LEV	PARCH	LEV
EDBASE	0.0732*** (7.47)		0.0530*** (6.10)	
PARTY		-0.3814*** (-7.00)		
PARCH				-0.5263*** (-5.84)
控制变量	控制	控制	控制	控制
截距项	-0.3213** (-2.48)	-0.0385 (-0.75)	-0.2697** (-2.33)	-0.0579 (-0.90)
行业效应	是	是	是	是
年度效应	是	是	是	是
样本量	4296	4296	4296	4296
Kleibergen-Paap rk Wald F 值 (10%)	67.15(16.38)		44.05(16.38)	
杜宾 - 吴 - 豪斯曼 F 值	546.51(p=0.0000)		549.56(p=0.0000)	

为67.15、44.05，大于10%临界值16.38，拒绝弱工具变量的原假设。进一步采用杜宾-吴-豪斯曼(DWH)检验来判断模型是否存在内生性， p 值均为0.0000，说明模型中确实存在内生解释变量，适宜采用工具变量法来得到有效估计。第一阶段回归结果显示，工具变量EDBASE与PARTY、PARCH均在1%水平下显著正相关。结果表明，爱国主义教育基地的设立促进了党组织参与国有上市公司治理。第二阶段的回归结果显示，PARTY、PARCH均在1%显著性水平下与LEV_{it}负相关，说明在缓解了内生性问题后，党组织治理依然显著抑制国有上市公司杠杆操纵，支持了假说H1。

3.其他稳健性检验

一是只保留具有连续观测值的样本。为保证研究样本的可比性，只保留连续3年具有观测值的样本进行检验；二是Tobit模型估计。由于杠杆操纵仅指向下进行杠杆操纵，因此所测度的杠杆操纵程度取值仅在大于等于0范围，属于截断因变量。因此，采用Tobit模型回归，以检验结果的稳健性。回归结果见表7，结果依然支持假说H1。

五、异质性分析

基于前文分析，党组织作为重要的公司内部治理主体，通过提高企业信息透明度、降低管理层机会主义动机，有效抑制了国有上市公司杠杆操纵。然而，一套完善的公司治理体系必然包含多个治理机制和治理主体，只有不同的治理主体相互协调才能发挥理想的公司治理

效应。由此，本文分别从股东治理主体、高管治理主体以及外部市场治理主体三个角度分析党组织对国有上市公司杠杆操纵治理效应的异质性，检验党组织与其他治理主体的协调治理效应，以提升公司治理水平。

(一)基于机构投资者持股的异质性分析

作为资本市场的重要参与者，机构投资者在公司治理中发挥着重要作用。首先，在角色定位上，机构投资者大多占据着上市公司前十大股东的地位(代昀昊，2018)^[15]，较大的持股比例强化了机构投资者参与公司治理的动机，促使其更多地采用“用手投票”的治理方式；其次，在治理能力上，作为“成熟投资者”，机构投资者普遍被认为比个人投资者具备更强的信息发现和挖掘能力(Boehmer and Kelley, 2009；高昊宇等，2017)^{[11][16]}，有助于监督管理层的机会主义行为。此外，机构投资者在交易过程中融入了更多的公司特质信息，并通过其他外部投资者传递相关信息，提高了企业信息透明度(Boone and White, 2015；宋云玲和宋衍蘅，2020)^{[2][25]}。由此可知，机构投资者持股比例越高，越有助于外部投资者对管理层发挥监督治理效应，从而压缩了国有上市公司高管进行杠杆操纵的空间。本文预期，党组织治理对国有上市公司杠杆操纵的抑制作用在机构投资者持股比例较低组更为显著。

以样本企业中机构投资者持股比例中位数为依据，将其分为机构投资者持股比例高低两组，按照模型(2)进行分组回归，回归结果见表8第(1)~(4)列。结果显示，在“双向进入、交叉任职”两种方式下，党组织治理均在机构投资者持股比例较低组显著抑制了国有上市公司杠杆操纵行为，Chow检验进一步验证了两组间存在显著性差异，预期结论得以验证。

(二)基于国企高管政治晋升激励的异质性分析

国企高管的机会主义动机主要源于对未来职位晋升和政治前途的考虑。高管的晋升激励越大，其机会主义动机就越强。尤其对于国企的“准官员”高管而言，获得政治晋升是其职业生涯中至关重要的动机和目标(徐业坤，2019)^[29]。而在同等级别和同等条件下，年轻化作为选拔干部队伍的标准之一，会增加国企高管的政治晋升概率(郝项超，2015)^[17]。相反，对于接近退休年龄，剩余职业生涯年限不长的国企高管，未来政治晋升的空间较

表 7 其他稳健性检验结果

变量	保留连续 3 年观测值样本		Tobit 模型	
	双向进入	交叉任职	双向进入	交叉任职
	(1)	(2)	(3)	(4)
	LEV _{it}	LEV _{it}	LEV _{it}	LEV _{it}
PARTY	-0.0037** (-2.42)		-0.0494*** (-4.13)	
PARCH		-0.0029* (-1.69)		-0.0395*** (-3.02)
控制变量	控制	控制	控制	控制
截距项	0.0758*** (7.15)	0.0760*** (7.17)	0.2764*** (3.12)	0.2796*** (3.16)
行业效应	是	是	是	是
年度效应	是	是	是	是
样本量	3943	3943	4296	4296
调整 / 准 R ²	0.034	0.033	0.113	0.107

表8 基于机构投资者持股、高管政治晋升激励的异质性分析

变量	机构投资者持股比例				高管政治晋升激励			
	双向进入		交叉任职		双向进入		交叉任职	
	高	低	高	低	强	弱	强	弱
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	LEV	LEV	LEV	LEV	LEV	LEV	LEV	LEV
PARTY	0.0023 (0.83)	-0.0099*** (-7.50)			-0.0098*** (-9.98)	0.0003 (0.12)		
PARCH			0.0033 (1.06)	-0.0094*** (-7.11)			-0.0095*** (-9.42)	0.0015 (0.55)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	0.0937*** (6.34)	0.0396** (2.23)	0.0943*** (6.34)	0.0411** (2.31)	0.0609*** (3.81)	0.0703*** (4.95)	0.0655*** (4.10)	0.0705*** (4.96)
行业效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年度效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	2146	2150	2146	2150	1941	2355	1941	2355
调整 R ²	0.0374	0.0352	0.0377	0.0326	0.0453	0.0434	0.0430	0.0436
Chow 检验	2.21(0.0072***)		2.09(0.0118**)		1.94(0.0218**)		1.83(0.0337**)	

小,其机会主义动机也相应较弱。因此,本文预期,国企高管未来的政治晋升激励越大,其进行杠杆操纵的机会主义动机就越强,党组织发挥治理作用就更为显著。

借鉴郝项超(2015)^[17]的研究,将高管任职时的年龄与法定退休年龄之间差值作为高管剩余政治生涯年限,具体计算方法:高管剩余政治生涯年限=法定退休年龄—高管当年年龄,当差值为正数且越大,代表高管的剩余政治生涯年限越长,高管的政治晋升激励就越大。考虑到性别以及干部退休年龄的差异,以男性干部法定退休年龄60岁、女性干部法定退休年龄55岁为限,来计算高管剩余政治生涯年限,并以年度中位数为依据将样本分为高管政治晋升激励强、弱两组,按模型(2)进行分组回归,结果见表8第(5)~(8)列。结果显示,在“双向进入、交叉任职”两种方式下,在高管政治晋升激励较强的组,党组织治理均在1%显著性水平下抑制了杠杆操纵,在政治晋升激励较弱的组党组织治理对杠杆操纵无显著抑制作用。Chow检验结果表明,党组织治理对杠杆操纵的抑制作用在高管政治晋升激励强、弱两组之间存在显著性差异。由此,预期结论得以验证。

(三)基于产品市场竞争的异质性分析

作为一种公司外部治理机制,产品市场竞争是现代公司治理的重要组成部分。激烈的产品市场竞争不仅会缩小企业的盈利空间,而且增加了企业的流动性风险(Hou and Robinson, 2006)^[5]。经营难度的增加将迫使企业管理层更加勤勉地工作,以改善经营效率,保留

市场份额。然而,产品市场竞争也可能增加管理层的机会主义动机,面对激烈的产品市场竞争时,为了避免报告亏损或实现特定的业绩目标,管理层有动机通过盈余管理等手段调整报告利润(张传财和陈汉文, 2017)^[34]。对于国有企业而言,混合所有制改革不仅使其在股权结构上更加多样化,而且在产品市场地位上也由过去的垄断性质向市场自由竞争转变。当产品市场竞争激烈时,一方面,国有企业所面临的经营风险和不确定性增加,更加需要充裕的现金流做支撑;另一

方面,宏观去杠杆政策降低了国有企业过去具备的预算软约束优势,融资难度加大。因此,产品市场竞争度越高,国有企业实质性去杠杆难度越大,高管进行杠杆操纵的动机也就越强。基于此,本文预期国有上市公司党组织治理对杠杆操纵的抑制作用在产品市场竞争度高的企业中更为显著。

借鉴陈丽蓉等(2021)^[10]的研究,本文采用赫芬达尔指数(HHI)作为产品市场竞争度的衡量指标。赫芬达尔指数通过计算行业集中度来反映行业内产品竞争度的大小。赫芬达尔指数越大,表明行业集中度越高,产品市场的竞争程度就越低。本文根据HHI指数的中位数将行业分为高竞争度行业 and 低竞争度行业,然后根据企业所处行业将样本进一步划分为产品市场竞争度高、低两个

表9 基于产品市场竞争的异质性分析

变量	双向进入		交叉任职	
	高	低	高	低
	(1)	(2)	(3)	(4)
	LEV	LEV	LEV	LEV
PARTY	-0.0100*** (-4.76)	0.0004 (0.18)		
PARCH			-0.0087*** (-3.72)	0.0000 (0.02)
控制变量	控制	控制	控制	控制
截距项	0.3023*** (12.85)	0.0067 (0.31)	0.3033*** (12.84)	0.0068 (0.32)
行业效应	是	是	是	是
年度效应	是	是	是	是
样本量	2148	2148	2148	2148
调整 R ²	0.1473	0.0512	0.1448	0.0512
Chow 检验	2.28(0.0054***)		2.16(0.0088***)	

组别,按模型(2)进行分组回归,回归结果见表9。结果显示,在“双向进入、交叉任职”两种方式下,当企业产品市场竞争度更高时,党组织治理能显著抑制杠杆操纵,在产品市场竞争度较低的国有上市公司中,党组织对杠杆操纵无显著抑制作用。进一步进行Chow检验,结果表明,国有上市公司党组织治理对杠杆操纵的抑制作用在产品市场竞争度高和低之间存在显著性差异。由此,预期结论得以验证。

六、结论与启示

本文理论分析并实证检验了党组织治理对国有上市公司杠杆操纵的治理效应。研究发现,在强制性去杠杆

的政策压力下,国有上市公司确实存在杠杆操纵行为,党组织治理通过提高企业信息透明度、降低管理层机会主义动机,抑制了国有上市公司杠杆操纵。当机构投资者持股比例较低、高管的政治晋升激励较强以及企业所处的产品市场竞争度较高时,党组织治理对国有上市公司杠杆操纵的抑制作用更为显著。在控制了可能存在的内生性问题以及进行一系列稳健性检验后,本文的研究结论依然成立。

本文的研究具有如下政策启示:(1)政府应继续推进国有上市公司实施党组织治理机制,尤其是对于账面杠杆率高而盈利能力弱的国有上市公司,以保障去杠杆政策落到实处,保护投资者利益。(2)国有企业监管机构(国

(上接第11页)

9. See SEC Division of Enforcement. 2020 annual report[R/OL]. [2021-10-14]. <https://www.sec.gov/files/enforcement-annual-report-2020.pdf>.

10. 但2021年8月5日,SEC又发布了《委员会根据1934年<证券交易法>第21f-3(B)(3)条和第21f-6条使用某些权力的程序》,这一涉及奖金数额认定程序的新规定指出,若工作人员或SEC考虑“以奖金数额巨大为由予以削减”,则工作人员将通知吹哨人其正在考虑这一情况。吹哨人可要求在临时政策审查期间搁置此事。因此,新修订的第21f-6条在实践中的效力究竟如何,还需观察(Securities and Exchange Commission. Procedures for the commission's use of certain authorities under Rule 21f-3(B)(3) and Rule 21f-6 of the Securities Exchange Act of 1934, Release No. 34-92565, August 5, 2021)。

11. Tip, Complaint or Referral,即举报、投诉或参考,通常指代线索。

12. 例如,SEC在此指南中举了一个例子解释什么情况下可被认定为符合“独立分析”标准,即为揭露伯纳德·麦道夫(Bernard Madoff)的庞氏骗局,哈里·马科波洛斯(Harry Markopolos)所提供的“独立分析”。马科波洛斯运用他作为注册舞弊检查师(certified fraud examiner)的专业知识,以及对期权市场的了解,指出了麦道夫所谓的投资策略无法产生其声称的投资收益。如马科波洛斯在2005年提交的一份线索中指出,根据麦道夫在某些市场营销文件中所提供的数据,麦道夫要对冲他的股票,必须持有OEX认沽期权未平仓头寸总额的100%以上;这显然是不可能的,因此麦道夫所称的投资回报“太好了以致于不可能是真的”。SEC指出,若马科波洛斯的线索在拟议的规则下提交,依然会被认定为符合新《吹哨人规则》(并在此指南进一步解释)定义的“独立分析”。因为马科波洛斯的信息超出SEC从公开可获得的信息中合理可知的范围,“揭露”了麦道夫声称的回报在实际市场条件下是无法实现的。

13. 参见注10。

14. 参见郭雳. 证券违法活动检举人的激励与保护机制——美国的相关实践及启示[J]. 江汉论坛, 2016, (4): 129-135.

15. Digital Realty Trust, Inc. v. Somers, 138 S. Ct. 767 (2018).

16. See Howard A. Gold star for internal compliance: why a broader protection of Dodd-Frank whistleblower is beneficial[J]. University of

Puerto Rico Business Law Journal, 2017, (9): 54-70.

17. 参见证监会. 证监会通报证券期货违法违规为举报中心受理举报线索相关情况[EB/OL]. [2021-10-14]. http://www.csrc.gov.cn/pub/newsite/zjhxwfb/xwdd/201407/t20140718_257984.html.

18. 参见证监会. 证监会拟对3起案件线索的举报人给予奖励[EB/OL]. [2021-10-14]. http://www.csrc.gov.cn/pub/newsite/jcj/gzdt/201908/t20190823_360952.html.

19. 参见证监会. 证监会拟对5起案件线索的举报人给予奖励[EB/OL]. [2021-10-14]. http://www.csrc.gov.cn/pub/newsite/zjhxwfb/xwdd/202104/t20210402_395301.html.

20. 2001年的《有奖举报通告》还规定“举报重大线索或有特殊贡献的,可给予重奖。”这可以视为提高奖金上限的赋权条款。但目前的《举报规定》并无允许证监会提高奖金上限的相关条款,可谓缺憾。

21. Dodd-Frank Act § 922 (a).

22. 参见曾斌. 美国证券吹哨人制度的最新情况及启示[J]. 清华金融评论, 2020, (7): 79-82.

23. 参见李俊峰. 法律实施中的私人监督:“罚款分享”制度的经验与启示[J]. 社会科学, 2008, (6): 3-11; Casey A J, Niblett A. Noise reduction: the screening value of qui tam[J]. Washington University Law Review, 2011, 91(5): 1169-1174; Rapp G C. Mutiny by the bounties? the attempt to reform wall street by the new whistleblower provisions of the Dodd-Frank Act[J]. Brigham Young University Law Review, 2012, 2012(1): 73-152; Ventry D J. Whistleblowers and qui tam for tax[J]. Taxes Law, 2008, 61(2): 357-406.

24. 即中国证券投资者保护基金有限责任公司。

25. 同注23, Rapp文; 俞志方, 刘沛佩. “罚没分成”的证券监管有奖举报制度构建[J]. 江西社会科学, 2018, (5): 168-176+256; 王贵松. 论公益性内部举报的制度设计[J]. 清华法学, 2014, (4): 72-81; 李飞. 法律如何面对公益告发? 法理与制度的框架性分析[J]. 清华法学, 2012, (1): 136-163; [美]理查德·波斯纳. 法律的经济分析(下)[M]. 蒋兆康, 译. 北京: 中国大百科全书出版社, 1997: 780.

26. 陈甦. 体系前研究到体系后研究的范式转型[J]. 法学研究, 2011, (4): 3-19.

(责任编辑: 陈起阳)

资委等)以及资本市场监管部门应加强对国有上市公司财务报表信息披露的监管力度,提高财报信息的客观性、可靠性。同时,还要熟悉杠杆操纵的手段来降低其隐蔽性,提高杠杆操纵被及时发现的概率。(3)国有上市公司要建立多元化考核机制以降低高管粉饰报表的机会主义动机。同时,还要加强经理人市场化选聘机制,通过引进德才兼备的职业经理人来改善国有上市公司的经营状况和盈利能力,降低企业去杠杆压力。(4)国有上市公司

要持续、稳步推进市场化改革。一方面,要积极引进机构投资者等外部大股东参与公司治理,通过股权制衡和外部监督来弥补国有上市公司的内部治理缺陷;另一方面,还要防范在激烈的产品市场竞争下,因企业应对能力不足而引致的经营风险。■

[基金项目:国家自然科学基金面上项目“交易所问询监管的影响因素及治理效应——基于财务报告问询函的证据”(批准号:71972140)、天津市研究生科研创新项目“数字金融与企业投融资期限错配:影响机理与经济后果”(项目编号:2020YJSB020)]

参考文献:

- [1] Boehmer E, Kelley E K. Institutional investors and the informational efficiency of prices[J]. Review of Financial Studies, 2009, 22(9): 3563-3594.
- [2] Boone A L, White J T. The effect of institutional ownership on firm transparency and information production[J]. Journal of Financial Economics, 2015, 117(3): 508-533.
- [3] Chang E C, Wong S M L. Political control and performance in China's listed firms[J]. Journal of Comparative Economics, 2004, 32(4): 617-636.
- [4] Chen J, Jiang C, Lin Y. What determine firms' capital structure in China? [J]. Managerial Finance, 2014, 40(10): 1024-1039.
- [5] Hou K, Robinson D T. Industry concentration and average stock returns[J]. Journal of Finance, 2006, 61(4): 1927-1956.
- [6] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3(4): 305-360.
- [7] Li X, Chan K C, Ma H. Communist party direct control and corporate investment efficiency: evidence from China[J]. Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics, 2018, 27(2): 1-23.
- [8] 陈春华, 蒋德权, 曹伟. 高管晋升与企业税负——来自中国地方国有上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2019, (4): 81-88.
- [9] 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]. 南开管理评论, 2014, (1): 69-75.
- [10] 陈丽蓉, 邓利彬, 郑国洪, 等. 资本市场开放、产品市场竞争与审计师选择——基于双重制度压力视角的实证研究[J]. 审计研究, 2021, (1): 83-93.
- [11] 陈仕华, 卢昌崇. 国有企业党组织的治理参与能够有效抑制并购中的“国有资产流失”吗?[J]. 管理世界, 2014, (5): 106-120.
- [12] 程博, 宣扬, 潘飞. 国有企业党组织治理的信号传递效应——基于审计师选择的分析[J]. 财经研究, 2017, (3): 69-80.
- [13] 程海艳, 李明辉, 王宇. 党组织参与治理对国有上市公司盈余管理的影响[J]. 中国经济问题, 2020, (2): 45-62.
- [14] 程海艳, 李明辉. 党组织参与治理对上市公司慈善捐赠的影响[J]. 商业经济与管理, 2020, (5): 48-61.
- [15] 代昀昊. 机构投资者、所有权性质与权益资本成本[J]. 金融研究, 2018, (9): 143-159.
- [16] 高昊宇, 杨晓光, 叶彦艺. 机构投资者对暴涨暴跌的抑制作用: 基于中国市场的实证[J]. 金融研究, 2017, (2): 163-178.
- [17] 郝项超. 高管薪酬、政治晋升激励与银行风险[J]. 财经研究, 2015, (6): 94-106.
- [18] 何瑛, 马添翼. 董事会非正式层级与企业并购绩效[J]. 审计与经济研究, 2021, (2): 74-84.
- [19] 李胡扬, 柳学信, 孔晓旭. 国有企业党组织参与公司治理对企业非市场战略的影响[J]. 改革, 2021, (5): 102-117.
- [20] 柳学信, 孔晓旭, 王凯. 国有企业党组织治理与董事会异议——基于上市公司董事会决议投票的证据[J]. 管理世界, 2020, (5): 116-133.
- [21] 马草原, 朱玉飞. 去杠杆、最优资本结构与实体企业生产率[J]. 财贸经济, 2020, (7): 99-113.
- [22] 马连福, 王元芳, 沈小秀. 国有企业党组织治理、冗余雇员与高管薪酬契约[J]. 管理世界, 2013, (5): 100-115.
- [23] 马连福, 王元芳, 沈小秀. 中国国有企业党组织治理效应研究——基于“内部人控制”的视角[J]. 中国工业经济, 2012, (8): 82-95.
- [24] 孟庆斌, 侯德帅, 汪叔夜. 融券卖空与股价崩盘风险——基于中国股票市场的经验证据[J]. 管理世界, 2018, (4): 40-54.
- [25] 宋云玲, 宋衍衡. 机构投资者持股与注册会计师视角下的会计信息质量——来自审计调整的经验证据[J]. 会计研究, 2020, (11): 136-151.
- [26] 谭小芬, 尹碧娇, 杨斌. 中国非金融企业杠杆率的影响因素研究: 2002—2015年[J]. 中央财经大学学报, 2018, (2): 23-37.
- [27] 王元芳, 马连福. 国有企业党组织能降低代理成本吗?——基于“内部人控制”的视角[J]. 管理评论, 2014, (10): 138-151.
- [28] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, (5): 731-745.
- [29] 徐业坤. 国有企业高管政治晋升研究进展[J]. 中南财经政法大学学报, 2019, (4): 36-45.
- [30] 许晓芳, 陆正飞, 汤泰劫. 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.
- [31] 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.
- [32] 余怒涛, 尹必超. 党组织参与公司治理了吗?——来自中央企业监事会党组织治理的证据[J]. 中国会计评论, 2017, (1): 67-88.
- [33] 曾昭壮, 李善民. 控制权转移中的盈余质量实证研究[J]. 管理评论, 2009, (7): 105-112.
- [34] 张传财, 陈汉文. 产品市场竞争、产权性质与内部控制质量[J]. 会计研究, 2017, (5): 75-82.
- [35] 郑登津, 袁薇, 邓祎璐. 党组织嵌入与民营企业财务违规[J]. 管理评论, 2020, (8): 228-243.
- [36] 周茜, 许晓芳, 陆正飞. 去杠杆, 究竟谁更积极与稳妥?[J]. 管理世界, 2020, (8): 127-148.

(责任编辑: 吴林祥)