

从“在场”到“有为”：审计委员会成员出席股东大会的信息获取与监督效能

马连福^{a,b}, 穆妍如^{a,b}

(南开大学 a. 商学院; b. 中国公司治理研究院, 天津 300071)

[摘要] 在新《中华人民共和国公司法》强化审计委员会监督职责的制度背景下,如何在制度赋权与信息供给不完全匹配的现实约束下,主动改善信息劣势并提升监督效能已成为重要的研究议题。研究发现,审计委员会成员出席股东会这一由信息需求驱动的主动履职行为能有效提升其监督能力,抑制企业盈余管理行为,并在内部信息获取受限、外部信息噪声较高、股东会信息密度较大时更为显著,该治理效应源于普通成员广泛参与获得的增量信息。此外,研究基于现场参与程度系统检验了“在场”与“有为”行为的治理边界,强调信息获取过程中互动性参与对监督效能的强化作用,揭示了审计委员会履职过程的信息治理机制,凸显了股东会在弥补常规信息渠道不足方面独特的信息价值,为制度完善提供了实证依据。

[关键词] 审计委员会; 股东会; 信息获取; 盈余管理; 公司治理; 履职行为; 监督效能

[中图分类号] F239.43 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2026)03-0047-10

一、引言

2024 年 7 月正式生效的《中华人民共和国公司法》(以下简称“新《公司法》”)首次以立法形式明确规定公司可在董事会中设立审计委员会并取代监事会(监事),将公司经营管理决策职权与监督职权同时赋予董事会,并由其下设的审计委员会承担监督职责^[1]。随后,中国证监会于 2024 年 12 月发布《关于新〈公司法〉配套制度规则实施相关过渡期安排》,要求上市公司要在 2026 年 1 月 1 日前完成治理结构改制,确保审计委员会全面承接原监事会的监督职责。这一制度变革标志着我国上市公司正式迈向“单层制”治理架构,审计委员会的监督范围显著扩大,在公司治理中的核心监督角色进一步凸显^[1]。

这一制度变革并非简单的组织架构调整,而是监督权力体系的结构性的重构。相比独立于董事会运作的监事会,审计委员会高度嵌入董事会内部,其监督职责在显著强化的同时,更深地置于董事会程序性安排之中^[2]。在监督责任被制度性抬升、监管问责持续趋严的背景下,审计委员会已成为保障财务报告质量、规范信息披露行为与防范重大风险的关键责任主体。然而,在公司治理实践中,信息不对称始终是内部监督机制有效运行的核心约束^[3],信息结构差异使得审计委员会的监督效能呈现出显著异质性^[4]。

一方面,虽然审计委员会能通过董事会会议、管理层汇报及内外部审计等传统渠道获取履职所需信息^[5-7],但上述信息供给在较大程度上受管理层筛选与叙事框架影响,关键风险可能在进入委员会视野之前即被弱化甚至掩盖^[8-12]。另一方面,与监督职责的强化相比,审计委员会履职所依赖的信息获取机制并未实现同步完善,现行《公司法》及其配套规则对审计委员会的信息收集权规定仍不够清晰,尚未明确其获取外部视角与非结构化信息的制度化路径^[13]。当监督权责扩张与信息供给不足间的结构性错配逐渐成为制约其治理效能的重要隐忧,如何在突破制度边界的前提下弥补信息不足,已成为单层制治理框架下无法回避的现实问题^①。

在此背景下,本文聚焦不完全受董事会程序控制的股东会场景。作为公司治理架构中的最高权力机关,股

[收稿日期] 2025-11-17

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目(24&ZD084);国家自然科学基金面上项目(72172063)

[作者简介] 马连福(1963—),男,河北沧州人,南开大学商学院、中国公司治理研究院教授,博士生导师,博士,从事公司治理与控制权配置研究;穆妍如(2000—),女,江苏南京人,南开大学商学院、中国公司治理研究院博士研究生,从事公司治理与审计委员会治理研究,通信作者, E-mail: yanru_mu@163.com。

① 监管实践反映出审计委员会成员主动信息获取行为的重要性,审计委员会成员若未能主动了解公司重大事项并勤勉履行信息核查职责,将被追究相应责任,其“不知情”的申辩难以被采纳。例如,2017 年海正药业的审计委员会召集人因业绩预告不准确被上交所处罚时,其“不知情”申辩未获采纳,而该成员在违规当年并未出席股东会。虽不能通过单一案例进行相关性推断,但为后续研究提供了启示。

东会不仅承担重大事项表决功能,还是不同类型股东围绕公司经营绩效、财务报告、审计结果及潜在风险集中互动的重要场域^[14-16]。即便仅以列席身份参与,审计委员会成员亦可以获取传统渠道难以获得的关键信息,包括各类股东对财务与审计事项的真实态度、股东之间的利益博弈格局、外部投资者对公司风险的市场化反馈以及控股股东在关键财务决策上的立场。这类信息的外部性、互动性与不可预演性为突破董事会的信息“茧房”提供了重要契机。更重要的是,现行制度并未强制要求审计委员会成员出席股东会,使其参与行为体现出以获取关键增量信息为导向的主动监督动机^①。那么,审计委员会成员能否通过列席股东会获取实质性增量信息并提升监督效能呢?进一步地,审计委员会作为嵌入董事会的集体监督单元,其成员产生与运作规则受董事会程序性安排影响,本文同时关注董事会对审计委员会任免机制的干预程度,是否系统影响其通过股东会获取关键信息的能力。

基于此,本文以2012—2023年中国A股非金融上市公司为研究样本,系统检验审计委员会成员出席股东会对会计信息质量的治理效应。研究发现,审计委员会成员出席股东会显著提升了企业会计信息质量,在内外信息获取成本较高以及股东会信息密度较大的情境下影响更加显著。进一步分析表明,异质性信息禀赋所致的信息需求差异是成员主动出席的重要动因。治理效应源于普通成员广泛参与所形成的多元信息整合过程,凸显了审计委员会作为集体监督单元的信息协同价值。在治理边界层面,“在场”与“有为”行为均能显著约束企业的盈余管理与违规行为,结合深度现场互动的“有为”行为能够进一步强化监督效果。

本文的研究贡献主要体现在以下三个方面:第一,从信息获取机制出发,强调个体层面信息增量在提升集体监督有效性中的关键作用。通过区分“在场”与“有为”的出席方式,系统考察成员在非正规治理场景中的信息获取、交流与整合过程,从行为层面突破了既有文献侧重结构特征、忽视履职过程的局限^[17],为信息收集权制度优化提供了经验证据^[13]。第二,围绕审计委员会独立性争议,将研究视角由静态结构特征拓展至董事会程序性控制维度。本文运用文本分析方法,从审计委员会议事规则中提炼主任委员任命相关制度安排,构建了董事会介入程度的可量化指标。从信息获取机制角度揭示了“自己人监督自己人”的结构约束,与国内学者关于完善选任机制的制度主张相契合^[1,13]。第三,在新《公司法》推动治理结构向单层制演进的制度背景下,从股东的角度拓展了对审计委员会监督有效性提升的理解。股东会具备提供外部化、互动式增量信息的独特功能,可在单层制框架下演变为弥补审计委员会信息劣势的重要窗口。

二、文献回顾与研究假说

(一)文献回顾

早期研究发现,设立审计委员会的公司财务报告质量显著更高^[18-19],然而,相比审计委员会的存在与否,其履职有效性对企业财务报告质量的影响更为关键^[20],并主要取决于独立性与专业性两方面。一方面,较高的审计委员会独立性有助于提高财务报告质量^[21-23],降低因持续经营不确定性意见引发的审计师更换概率^[24],并提高风险信息披露水平^[25]。另一方面,具备较高专业性的审计委员会更容易了解内部控制和财务报告程序,从而提高监督有效性^[26-28],提高内部控制质量^[29],并抑制管理层的策略性信息披露行为^[30]。基于此,我国监管机构也逐步强化了相关制度要求,2002年颁布的《上市公司治理准则》中仅规定审计委员会中至少有一名会计专业的独立董事,2018年修订版则进一步规定独立董事应占多数并担任召集人,且召集人须具备会计专业背景。

然而,独立性与专业性主要体现为对已有信息的处理能力。若委员会成员无法获得充分信息,再高的独立性与专业性亦难以发挥监督功能。因此,近年来研究开始从信息可得性角度审视审计委员会的履职有效性。研究发现,审计委员会主任委员的本地化^[29,31-32]、委员会成员与审计总监任期的重叠程度^[33]、与审计师的连锁关系^[34]均有助于增强信息交流,从而提升会计信息质量或审计质量。

总体而言,审计委员会的治理有效性取决于“履职能力”与“履职条件”两方面,信息在其履职过程中发挥核心作用,但现有文献多从结构性特征间接推断治理效果,仍缺乏直接的行为层面证据^[17,35]。审计委员会在履职过程中的具体行为表现、信息来源、与管理层的互动方式等关键环节尚缺乏系统论述,而如何筛选与验证核心信

^①中国上市公司协会于2024年7月发布的《独董新规执行简报》(第3期)的典型案例中,有部分审计委员会委员主动出席股东会,通过现场调查与沟通了解公司经营状况与潜在风险,运用专业判断回应中小股东关切,从而有效提升了公司信息透明度。

息以避免被管理层操纵更是现有文献尚未充分回答的重要问题。基于上述研究缺口,本文从审计委员会的行为层面切入,旨在拓展相关研究视角,并为打开其履职“黑箱”提供新的经验证据。

(二) 审计委员会成员出席股东会与会计信息质量

对独立性较强的审计委员会来说,若缺乏有效的信息获取与沟通渠道,其监督功能将被严重削弱^[4,36-38]。研究表明,审计委员会能通过董事会会议、外部审计师和内部审计部门获取信息^[5-7]。然而,传统信息渠道在信息供给结构上普遍受到管理层的影响,难以满足高质量监督需求。具体而言,董事会会议中的议程设置、信息质量及披露节奏往往嵌入管理层叙事逻辑,易被选择性披露与策略性修饰^[8]。外部审计师的聘任与谈判过程亦可能受管理层主导,即便是高资质审计委员会也可能流于形式^[9]。此外,内部审计部门受制于组织隶属关系与汇报机制,易面临管理层干预压力,从而削弱信息的客观性与完整性^[10-12]。

相比之下,股东会为审计委员会成员提供了更开放、多元且难以被单一主体操控的信息获取场景。股东会汇集了来自不同地区、具有不同背景和立场的股东,议案讨论、现场质询与互动交流过程可打破管理层主导的叙事结构,集中暴露企业经营与治理中的潜在问题,推动信息螺旋式扩散,从而为审计委员会成员提供来自利益相关者的增量信息^[14-16]。具体而言,列席股东会不仅能通过现场质询识别股东对分红政策、审计调整及信息披露质量等关键议题的真实关切与利益边界,还能通过提案行为、表决比例及中小股东联合投票等现实表征,更准确地识别控股股东控制强度、机构投资者制衡能力及中小股东诉求等关键治理特征。此外,现场质询反映的市场预期与风险信号提供了重要的外部反馈,有助于识别被内部信息过滤或低估的潜在财务风险。进一步地,现场参会观察企业运营状态、管理层回应特征,也有助于获取正式披露外的软信息,形成更立体的认知判断^[14,39]。上述来自股东会的增量信息可与审计委员会成员在董事会会议或内外部审计中获得的信息相互印证,构建更完整的信息认知框架,提升监督有效性,进而改善会计信息质量。基于此,本文提出了假设 H₁。

H₁: 审计委员会成员出席股东会的频率越高,企业的会计信息质量越高。

(三) 信息获取难度、审计委员会成员出席股东会与会计信息质量

审计委员会成员出席股东会的治理效应来自信息数量的增加与信息质量的改善,因此,当其可以通过多元信息渠道获得较为充分且可靠的信息时,出席股东会带来的边际信息增量可能相对有限。从信息获取难度视角来看,内部信息约束与外部市场信息噪声均可能影响审计委员会成员参会行为的治理效果。

从内部信息获取的角度来看,审计委员会通常由独立董事构成,信息来源高度依赖管理层^[40]。管理层可能通过选择性或延迟披露加剧信息不对称^[27,41],并削弱审计委员会监督效能^[42]。董事会干预审计委员会程度越高,委员会成员就越可能遭遇内部信息屏蔽。此时,股东会使审计委员会成员能够直接接触来自中小股东、机构投资者及管理层现场回应的第一手信息,从而显著提升审计委员会对潜在风险或盈余操纵的识别能力。

从外部信息获取的角度来看,审计委员会成员还可依赖资本市场外部信息进行判断,例如分析师的研究报告和盈余预测在缓解信息不对称方面具有关键作用^[43]。然而,分析师预测依赖企业披露质量,信息披露质量不高可能导致不同分析师之间形成显著分歧,形成“信息噪声”^[44-45]。在此情境下,审计委员会成员难以依赖外部信息做出准确判断,出席股东会获取的更具真实性和即时性的信息可弥补外部信息缺口,提升其监督效能。基于此,本文提出假设 H₂ 和 H₃。

H₂: 内部信息的获取难度越大,审计委员会成员出席股东会对公司会计信息质量的提升作用越显著。

H₃: 外部信息的获取难度越大,审计委员会成员出席股东会对公司会计信息质量的提升作用越显著。

(四) 股东会信息密度、审计委员会成员出席股东会与会计信息质量

信息经济学认为,信息的数量与质量决定了市场参与者的认知边界及决策效率^[46],因此信息密集的会议场景能够为审计委员会提供增量信息,缓解其与管理层之间的信息不对称程度。在实务中,不同公司股东会的信息密度存在显著差异。部分股东会仅围绕单一议题展开表决,传递的信息相对有限,部分股东会一次性审议 20 项甚至 30 项议案,议案数量越多,股东会涉及的经营事项越全面,信息的螺旋效应也越明显。高信息密度的会议环境不仅提升了参会成员的信息获取效率与质量,还能通过多元信息的交叉验证强化其决策判断力,进而推动成员形成对企业经营及财务状况的系统认知,显著提高成员对管理层盈余管理行为的识别能力,增强监督有效性。基于此,本文提出假设 H₄。

H₄: 股东会的信息密度越高,审计委员会成员出席股东会对企业会计信息质量的提升作用越显著。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

我国上市公司于2012年开始详细披露各董事出席股东信息,本文以2012—2023年的A股上市公司作为研究对象,并对数据做如下处理:(1)剔除金融类、ST类和数据严重缺失的样本;(2)剔除当年审计委员会成员信息少于两人的样本;(3)对连续变量在1%和99%分位进行缩尾处理。出席股东会的原始数据来自CNRDS数据库,用于文本分析的审计委员会议事规则和独立董事述职报告来自巨潮资讯网,其余数据均来自CSMAR数据库。

(二) 变量定义与测度

1. 解释变量

本文按照公司-年份-个人的匹配方式,首先计算各审计委员会成员当年实际出席股东会的次数占公司召开股东会总次数比例。接着,将个人出席比例聚合为公司年度水平的审计委员会整体履职变量,得到审计委员会年度平均出席股东会的比例(*Attend*)。

2. 被解释变量

盈余管理的本质是管理层利用会计政策弹性对财务数据进行操纵以掩盖真实经营状况,其程度越高表明企业的会计信息质量越差。本文参考Dechow等修正的Jones模型^[47],以企业操控应计利润的绝对值即应计盈余管理水平(*DA*)作为会计信息质量的反向代理指标。

3. 调节变量

(1)内部信息获取难度:董事会介入度。研究发现,董事会干预审计委员会程度越大,委员会成员就越可能遭遇内部信息屏蔽^[31,48]。只有当管理层未干预董事任命时,审计委员会中的独立董事才能真正发挥监督效力^[49-50]。在我国公司治理实践中,审计委员会成员的任命通常由董事会决定。这一现实情况导致数据可变性不足,学术研究难以通过审计委员会的任免干预程度来度量其独立性,因此,目前多以独立董事占比或董事长与总经理是否两职兼任来间接衡量。主任委员作为审计委员会运作中的“领导者”,对委员会履职的有效性起着关键作用^[28,51],权力较大的主任委员可有效制衡管理层并抑制盈余管理^[23]。本文系统分析了2000—2023年共5352份可查询的所有上市公司审计委员会议事规则,提炼了主任委员的任命程序^①,将主任委员由委员会选举产生的情境界定为董事会介入度低,将董事会或董事长直接指定主任委员的情境界定为董事会介入度高。

(2)外部信息获取难度:分析师分歧度。分析师之间分歧较大意味着市场上存在大量有偏信息^[46],此时审计委员会从资本市场获取有效信息的难度较大。本文借鉴王玉涛和王彦超的方法测度分析师分歧程度^[45],并将其作为外部信息获取难度的代理变量。

(3)股东会信息密度。会议议案数量越多,代表会议涵盖的决策事项越广,参会者之间的信息交流越频繁,会议中暴露的真实经营信息、风险提示及管理层应对策略等内容也越丰富,从而提升了会议整体信息含量^[16]。本文以企业当年召开股东会的议案数量作为信息密度的代理变量^[14]。

4. 控制变量

本文选择公司经营和治理数据作为控制变量,考虑到董事会会议是审计委员会成员常规且主要的信息获取与履职渠道,其特征可能影响各成员的信息环境与履职意愿,故本文将审计委员会成员应参加的董事会次数及现场出席比例纳入回归模型。变量定义如表1所示。

表1 控制变量及其定义

变量符号	变量名称	变量定义
<i>Size</i>	公司规模	期末总资产的自然对数
<i>Lev</i>	杠杆率	资产负债率
<i>ROA</i>	总资产净利润率	净利润/资产总额
<i>Loss</i>	是否亏损	亏损取值为1,否则取0
<i>Board</i>	董事会规模	董事会人数的自然对数
<i>TobinQ</i>	托宾Q值	(总股数×年收盘价+总负债)/总资产
<i>Dual</i>	两职合一	如果董事长兼任总经理则取值为1,否则为0
<i>Top1</i>	股权集中度	第一大股东持股比例
<i>Inst</i>	机构投资者持股	机构投资者持股比例
<i>Big4</i>	是否四大审计	由四大会计师事务所审计取值为1,否则取0
<i>Num_Board</i>	审计委员会成员应参加的董事会次数	审计委员会成员当年应参加的董事会次数的均值
<i>Attend_Board</i>	审计委员会成员现场出席董事会比例	审计委员会成员当年现场出席董事会比例的均值

①统计发现,我国上市公司审计委员会主任委员的任命流程存在企业间的自治差异,主要包括以下几类:委员内直接选举产生、委员内选举并报董事会备案、委员内选举并报董事会批准、董事会直接指定、董事长直接指定。主导主任委员任命的方式反映了董事会对审计委员会的介入程度,也体现了内部信息获取的难易度。

(三) 描述性统计

表2汇报了主要变量的描述性统计结果。样本内审计委员会成员出席股东大会的平均比例为72%，标准差为0.306，出席行为在样本内具有一定的异质性。其他变量的描述性统计结果均不存在异常情况。

(四) 回归模型构建

本文采用OLS双向固定效应模型(1)验证基准假设H₁。

$$DA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Attend_{i,t} + \sum \beta Controls_{i,t} + \sum Firm + \sum Year + \varepsilon \quad (1)$$

其中, *Attend* 系数和显著性表征审计委员会成员出席股东大会对企业会计信息质量的影响。 *Controls* 包括所有控制变量。模型中控制了企业和年份固定效应,全文回归均在企业层面聚类。H₂、H₃和H₄均在模型(1)的基础上进行分组检验。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

表3报告了H₁的回归结果。*Attend*的系数在1%的水平上显著为负,审计委员会成员出席股东大会能显著抑制企业盈余管理。控制变量中, *Num_Board*和*Attend_Board*的回归系数均显著为正,表明通过常规董事会渠道获取的信息未必能够有效转化为监督绩效,与既有研究中关于审计委员会通过内部信息渠道可能获得有偏信息的发现一致^[34],进一步凸显了股东会信息渠道在强化审计委员会监督功能中的关键作用。

表4列(1)和列(2)报告了H₂的回归结果,*Attend*的系数仅在董事会介入度较高组显著为负,说明董事会介入度较高时,审计委员会内部获取信息的难度上升,此时出席股东会收获的增量信息更能有效提升企业的会计信息质量,验证了H₂。

表4列(3)和列(4)报告了H₃的回归结果,本文按照分析师分歧度的行业年度中位数进行分组, *Attend*的系数仅在分析师分歧度较高组显著为负,说明外部信息噪声较大时,审计委员会外部获取信息的难度上升,此时出席股东会更能有效提升企业的会计信息质量,验证了H₃。

表4列(5)和列(6)报告了H₄的回归结果,本文依据企业当年股东会议案数量的行业年度中位数进行分

表2 描述性统计

变量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值	观测数
<i>Attend</i>	0.720	0.306	0.800	0	1	32418
<i>DA</i>	0.066	0.096	0.042	0	6.065	32418
<i>Size</i>	22.324	1.267	22.144	19.525	26.452	32418
<i>Lev</i>	0.432	0.203	0.424	0.038	0.908	32418
<i>ROA</i>	0.030	0.069	0.033	-0.556	0.222	32418
<i>Loss</i>	0.110	0.313	0	0	1	32418
<i>Board</i>	2.114	0.197	2.197	1.609	2.708	32418
<i>TobinQ</i>	2.069	1.430	1.625	0.795	17.676	32418
<i>Dual</i>	0.292	0.455	0	0	1	32418
<i>Top1</i>	0.331	0.148	0.306	0.078	0.758	32418
<i>Inst</i>	0.427	0.243	0.439	0.001	0.920	32418
<i>Big4</i>	0.057	0.232	0	0	1	32418
<i>Num_Board</i>	8.639	3.919	8	1	57	32418
<i>Attend_Board</i>	0.629	0.361	0.688	0	2.500	32418

表3 审计委员会成员出席股东大会与会计信息质量

变量	(1)	(2)	变量	(1)	(2)
	<i>DA</i>	<i>DA</i>		<i>DA</i>	<i>DA</i>
<i>Attend</i>	-0.010*** (-3.23)	-0.009*** (-2.93)	<i>Top1</i>		-0.006 (-0.44)
<i>Size</i>		0.002 (0.45)	<i>Inst</i>		0.060*** (5.73)
<i>Lev</i>		0.043*** (4.30)	<i>Big4</i>		-0.016*** (-3.27)
<i>ROA</i>		-0.293*** (-16.17)	<i>Num_Board</i>		0.001*** (2.92)
<i>Loss</i>		0.004* (1.73)	<i>Attend_Board</i>		0.009*** (2.60)
<i>Board</i>		0.002 (0.32)	<i>Firm FE</i>	Yes	Yes
<i>TobinQ</i>		0.002** (2.05)	<i>Year FE</i>	Yes	Yes
<i>Dual</i>		0.004* (1.81)	<i>Constant</i>	0.073*** (33.02)	-0.018 (-0.21)
			N	31999	31999
			R ²	0.254	0.286

注:***、**、*表示在1%、5%和10%水平上显著,括号内为t值,下同。

表4 审计委员会成员出席股东会、信息获取与会计信息质量

变量	董事会介入度高	董事会介入度低	分析师分歧度高	分析师分歧度低	议案数量多	议案数量少
	(1) <i>DA</i>	(2) <i>DA</i>	(3) <i>DA</i>	(4) <i>DA</i>	(5) <i>DA</i>	(6) <i>DA</i>
<i>Attend</i>	-0.010*** (-2.63)	-0.005 (-1.45)	-0.015*** (-3.40)	-0.000 (-0.07)	-0.015*** (-2.91)	-0.004 (-1.33)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	-0.056 (-0.52)	0.020 (0.26)	-0.039 (-0.26)	0.139 (1.03)	0.086 (0.77)	0.035 (0.46)
N	8113	11982	9273	9199	14216	14155
R ²	0.291	0.272	0.384	0.416	0.412	0.369

注:计算董事会介入度时,剔除了未明确披露主任委员任免程序的样本,导致观测值减少。在可识别样本中,约40.5%的公司董事会对主任委员任命的介入程度较高,样本分布较为均衡。在分析师分歧度测量中,仅保留至少两名分析师提供盈余预测的样本,观测值亦相应减少。参考江艇^[52]检验组间差异,结果显示三组回归差异显著。为简洁起见,未报告控制变量的组间差异检验结果,留存备索,下同。

组, *Attend* 的系数仅在议案数量较多组显著为负,说明信息密度越大,审计委员会成员出席股东大会的积极作用越显著,验证了 H₄。

(二) 稳健性检验

1. 倾向得分匹配法

本文采用倾向得分匹配法(PSM)缓解可能存在的样本自选择问题。具体而言,按照审计委员会成员出席比例的行业中位数进行分组,将审计委员会当年平均薪酬的自然对数、上年度企业是否变更财报审计机构以及所有控制变量作为用于匹配的协变量,逐年对两组样本进行 1:1 最近邻匹配,匹配后变量的 MeanBias 降至 1.2, Med-Bias 降至 0.7。随后,本文重新回归匹配后的样本,表 5 中 *Attend* 的系数显著为负,与基准回归结果一致。

2. 工具变量法

本文采用公司办公地在股东会召开日的恶劣天气状况作为工具变量,并采用 2SLS 进行稳健性检验。相关性方面,恶劣天气状况能有效阻碍审计委员会成员现场参会;外生性方面,天气状况理论上不会直接影响企业会计信息质量。表 6 汇报了工具变量法的两阶段回归结果,第(1)列结果显示,恶劣天气显著削弱了审计委员会成员的股东会履职意愿。Cragg-Donald F 和 Kleibergen-Paap rk F 统计量的值分别为 111.15 和 104.23,均显著高于弱工具变量检验的阈值。第(2)列结果显示,在考虑遗漏变量的内生性问题后,基准回归结果依然稳健。

3. Heckman 两阶段回归

本文进一步采用 Heckman 两阶段回归缓解可能存在的样本自选择偏差。在第一阶段选择方程中,本文以审计委员会成员的出席比例是否高于行业中位数为被解释变量,纳入工具变量(IV)及基准回归的控制变量,计算逆米尔斯比率(IMR)刻画样本选择偏差。在第二阶段结果方程中,将 IMR 引入回归模型校正样本自选择问题。表 7 显示, *Attend* 的回归系数在 1% 的水平上显著为负,基准结论具有较强的稳健性。

4. 其他稳健性检验

(1) 调整变量度量。首先,将解释变量替换为审计委员会中独立董事出席比例以排除高管成员的影响。其次,本文将解释变量替换为虚拟变量,若审计委员会成员全勤出席股东大会,则取值为 1。此外,将被解释变量替换为基于非线性应计模型计算的盈余管理指标^[53]。最后,借鉴 Coles 等^[54]与 Dikolli 等^[55]的研究思路,使用 CEO 或董事长上任后任命的审计委员会成员占审计委员会总人数的比例衡量董事会介入度,上述回归结果均与基准回归结果一致。

(2) 剔除监管冲击样本。考虑到监管机构稽查可能同时影响审计委员会履职行为与企业盈余管理决策^[7],本文分别剔除本年度及上年度被信息披露违规稽查的样本并重新回归,结论未发生变化。

(3) Oster 边界检验法。本文通过比较控制变量纳入前后的回归系数及模型拟合优度的变化,推断未观测因素对结果的潜在影响^[56]。结果显示,修正后的系数符号与基准回归结果一致,核心解释变量 *Attend* 的 Delta 绝对值为 47.90,显著高于阈值 1^[57],只有当遗漏变量的选择性偏差强度达到已控制变量的约 48 倍时,主估计结果才会被推翻。因此,可以排除遗漏变量偏差对结果的实质性影响。

(4) 高维固定效应。行业规制政策、地方监管力度等因素可能对审计委员会履职积极性与企业盈余管理水平的关系产生影响,本文在模型(1)中进一步加入“行业×年份”和“城市×年份”联合固定效应,以控制随时间变化的行业或地区特征, *Attend* 的回归系数仍在 1% 的水平上显著为负。上述回归结果均留存备索。

表 5 PSM 法检验结果

变量	(1) DA
<i>Attend</i>	-0.011*** (-3.53)
<i>Controls</i>	Yes
<i>Firm FE</i>	Yes
<i>Year FE</i>	Yes
<i>Constant</i>	0.100* (1.78)
N	16358
R ²	0.383

表 6 工具变量法检验结果

变量	(1)	(2)
	<i>Attend</i>	DA
IV	-0.139*** (-10.21)	
<i>Attend</i>		-0.081** (-1.97)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Firm FE</i>	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes
N	31235	31235

表 7 Heckman 两阶段法检验结果

变量	(1)	变量	(1)
	DA		DA
<i>Attend</i>	-0.009*** (-2.81)	<i>Year FE</i>	Yes
<i>IMR</i>	0.033 (1.28)	<i>Constant</i>	0.026 (0.29)
<i>Controls</i>	Yes	N	31231
<i>Firm FE</i>	Yes	R ²	0.285

五、进一步分析

本文首先从个体信息禀赋出发,检验信息需求是否驱动成员出席股东会。其次,基于委员会内部职务差异考察不同职务成员出席股东会的治理效果,以检验出席行为是否具有信息增量价值。最后,结合现场参与程度,系统分析出席行为的监督边界。

(一)信息禀赋差异与出席动机

关系网络中的主体可视为相互联结的“社会节点”,处于网络关键位置的节点通常拥有更丰富的信息来源与更强的信息获取能力^[58-59]。审计委员会中独立董事通过跨公司任职形成的网络关系有助于打破信息壁垒并提升财务报告监督效果^[37]。因此,社会网络结构会影响审计委员会成员的信息禀赋并塑造其行动选择。本文使用 Pajek 软件计算得到的网络程度中心度(Degree)与接近中心度(Close)衡量个体信息获取能力^[60]。随后,构建了审计委员会网络中心度(Degree_firm 和 Close_firm)指标,并从个体和委员会层面展开回归分析。表8显示,审计委员会成员上年度网络中心度越低,其当年出席比例越高,说明信息需求是审计委员会成员出席股东会的重要动力,信息资源不足的成员越倾向于通过参与股东会弥补信息缺口,揭示了审计委员会“信息禀赋-履职动机-参与行为”的行为逻辑。

(二)内部职务差异与监督效能

本文进一步考察主任委员出席股东会比例(Attend_Chair)以及普通委员出席股东会平均比例(Attend_Member)的治理效应差异,回归结果见表9。研究发现,仅普通成员的现场参会比例对信息质量具有显著影响,治理效应源于普通成员广泛参与下的集体监督与多元视角的信息生产过程,而非单一权威角色的象征性在场。

(三)“在场”行为的监督边界

表10系统考察了“在场”行为的监督边界,不同方向的应计盈余管理水平、真实盈余管理水平和企业违规概率均显著下降,且主要体现在信息披露违规和经营违规方面。原因可能在于,本文研究样本时间区间未覆盖新《公司法》实施阶段,审计委员会在现行治理框架中主要承担财务监督职责,不具备对管理层行为的直接干预权,对高管行为违规监督效力有限。

(四)“有为”行为的监督边界

本文进一步挖掘不同参与程度下“形式在场”与“实质履职”间的信息获取差异。鉴于股东会的会议纪要为非公开披露信息,无法直接观察审计委员会成员在会场上的真实行为,故

表8 基于信息禀赋的履职动因识别

变量	(1) Individual_rate	(2) Individual_rate	(3) Attend	(4) Attend
Degree	-0.001*** (-2.67)			
Close		-0.148** (-2.32)		
Degree_firm			-0.001** (-2.30)	
Close_firm				-0.190*** (-2.62)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
PersonID FE	Yes	Yes		
Firm FE			Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	0.968*** (5.53)	0.985*** (5.62)	1.193*** (5.68)	1.217*** (5.77)
N	27226	27226	18762	18762
R ²	0.432	0.432	0.498	0.498

注:解释变量采用上年度的网络中心度以缓解潜在的反向因果问题。回归剔除了样本期初无法构造滞后中心度的观测值,因而观测数量有所减少。列(1)和列(2)除基准回归控制变量外,还控制了审计委员会成员个体特征变量,包括成员薪酬对数、海外背景、学术背景、金融背景、法律背景以及其他上市公司兼职数量。

表9 基于内部职务差异的监督效能比较

变量	(1) DA	(2) DA
Attend_Chair	-0.002 (-0.92)	-0.003 (-1.23)
Attend_Member	-0.008*** (-3.05)	-0.007*** (-2.63)
Controls	No	Yes
Firm FE	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
Constant	0.074*** (32.52)	-0.017 (-0.21)
N	31999	31999
R ²	0.254	0.286

表10 “在场”行为的监督边界检验结果

变量	(1) DA_Down	(2) DA_Up	(3) REM	(4) Vio_Dummy	(5) Vio_Dis	(6) Vio_Oper	(7) Vio_Lead
Attend	-0.006** (-2.06)	-0.011** (-2.12)	-0.011** (-2.05)	-0.185*** (-2.79)	-0.171** (-2.30)	-0.191** (-2.54)	-0.055 (-0.54)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-0.010 (-0.15)	-0.080 (-0.53)	-0.295** (-2.12)				
N	16349	14412	30374	23678	19391	19518	12988
R ²	0.454	0.421	0.425	0.032	0.043	0.044	0.023

注:首先,根据未经绝对值处理的应计盈余管理指标符号,将样本划分为向下管理(DA_Down)和向上管理(DA_Up)两类;其次,参考 Roychowdhury^[61]构建真实盈余管理指标(REM);最后,以 Vio_Dummy 衡量企业违规发生总概率,参考孟庆斌等^[62]进一步细化为信息披露违规(Vio_Dis)、经营违规(Vio_Oper)和领导人违规(Vio_Lead)。第(1)列至第(3)列括号内为t值,第(4)至(7)列括号内为z值。由于固定效应Logit模型中全局常数项存在共线性问题,故不予汇报。下表同。

本文通过“人工阅读 + Python 文本分析”述职报告的方式提取与股东会参与程度相关的行为表述^①,以披露实质性监督行为的委员会成员人数占总人数的比例衡量参与程度。考虑到出席频率指标反映了审计委员会成员参与广度,而参与程度指标则刻画其在会议现场的互动深度,本文以出席频率与参与程度的交乘项作为实质履职指标 (*Attend_Sub*),避免将监督行为简化为形式性出席或履职披露行为。表 11 结果显示,审计委员会成员出席

表 11 “有为”行为的监督边界检验结果

变量	(1) <i>DA</i>	(2) <i>REM</i>	(3) <i>Vio_Dumy</i>	(4) <i>Vio_Dis</i>	(5) <i>Vio_Oper</i>	(6) <i>Vio_Lead</i>
<i>Attend_Sub</i>	-0.019 *** (-3.14)	-0.021 ** (-2.38)	-0.248 ** (-2.07)	-0.247 * (-1.85)	-0.224 * (-1.65)	-0.207 (-1.13)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	-0.013 (-0.15)	-0.311 ** (-2.21)				
N	30852	29258	22562	18472	18533	12308
R ²	0.287	0.427	0.032	0.043	0.043	0.023

股东大会的“有为”行为能显著抑制企业的盈余管理水平,并降低信息披露违规和经营违规概率。与表 10 相比,实质履职指标 *Attend_Sub* 的回归系数绝对值更大,说明参与程度的提高有助于提升监督效能。

六、研究结论与实践启示

(一) 研究结论

首先,审计委员会成员出席股东会能显著提升企业会计信息质量。该行为本质上是由信息需求驱动的积极性履职方式,可为审计委员会提供增量信息,从而缓解信息不对称。该治理效应在内部信息获取困难、外部环境存在较高信息噪声、股东会信息密度较大时更显著,表明股东会在弥补常规信息渠道不足方面具有独特价值。其次,审计委员会成员出席股东大会的治理效应来自普通成员广泛参与所形成的集体监督与多元视角的信息生产过程,而非单一权威角色的象征性在场,因此并不受委员会内部职务的影响。最后,审计委员会成员出席股东大会的“在场”与“有为”行为对应计盈余管理、真实盈余管理以及经营违规和信息披露违规均具有显著的监督效应,但受限于审计委员会监督权限的制度边界,对领导人违规行为的约束作用相对有限,结合股东会现场的深度互动“有为”行为能够进一步强化提升监督效果。

(二) 实践启示

首先,强化审计委员会的信息获取机制。在制度层面,明确审计委员会的信息权边界。探索设立“审计委员会信息权清单”,明确其在重大合同签订、预算执行、会计政策变更等关键事项中的资料调用范围、权限与时限要求。在组织层面,建立例会制度以及重大事项提前通报制度,使审计委员会与董事会之间形成稳定的信息协同结构。其次,优化审计委员会的激励约束机制。独立性方面,优化主任委员的选任机制,探索由股东会直接提名的制度安排。考核机制方面,将会议参与度、质询记录、整改跟踪效果等纳入监管披露和年度履职评价,并探索设立参与监督行为的专项津贴。通过责任边界清晰、行为可量化、激励约束相容的制度安排提升成员的治理积极性。最后,增加利益相关者的外部治理互动。股东会的信息密度对审计委员会履职效能具有显著的增量作用,丰富的信息环境能够强化内部监督机制的治理效果。股东应积极行使表决与监督权,释放增量信息为审计委员会提供更全面的监督依据。上市公司也应积极搭建多元化沟通平台,使外部监督主体形成的信息增量能够有效融入审计委员会的监督过程,形成信息共享、协同监督的良性治理生态。

参考文献:

- [1] 胡耘通,向丹霖.“单层制”模式下的董事会审计委员会制度:现状、困境与改进[J]. 会计研究,2025(3):3-14.
- [2] 刘斌.中国式审计委员会:组织基础与权责配置[J]. 法律科学(西北政法大学学报),2024(4):114-125.
- [3] 李维安,郝臣,崔光耀,等.公司治理研究 40 年:脉络与展望[J]. 外国经济与管理,2019(12):161-185.
- [4] Chandar N, Chang H, Zheng X. Does overlapping membership on audit and compensation committees improve a firm's financial reporting quality? [J]. Re-

^①例如,深南电 A(000037)独立董事杜伟在 2023 年述职报告中提道:“本人通过参加股东大会,与中小股东进行沟通交流……利用参加股东大会的时机,通过现场考察、电话、微信和邮件交流等方式,与其他董事、高级管理人员及相关工作人员保持联系与沟通,及时掌握公司生产经营、规范运作情况,……保护全体投资者合法权益。”

- view of Accounting and Finance,2012,11(2):141-165.
- [5]冯秋樵.“耳闻目见,不如足践”:审计委员会独董现场履职频率研究[J].证券市场导报,2024(12):56-67+77.
- [6]Sarens G,De Beelde I,Everaert P. Internal audit:A comfort provider to the audit committee[J]. The British Accounting Review,2009,41(2):90-106.
- [7]Lamoreaux P T,Liu S Z,Newton N J,et al. Auditor-provided nonpublic signals of misreporting and CFO dismissal[J]. Review of Accounting Studies,2026,31(1):489-525.
- [8]Adams R B,Ferreira D. A theory of friendly boards[J]. The Journal of Finance,2007,62(1):217-250.
- [9]Fiolleau K,Hoang K,Jamal K,et al. How do regulatory reforms to enhance auditor independence work in practice? [J]. Contemporary Accounting Research,2013,30(3):864-890.
- [10]Christopher J,Sarens G,Leung P. A critical analysis of the independence of the internal audit function:Evidence from Australia[J]. Accounting, Auditing & Accountability Journal,2009,22(2):200-220.
- [11]Boyle D M,DeZoort F T,Hermanson D R. The effects of internal audit report type and reporting relationship on internal auditors' risk judgments[J]. Accounting Horizons,2015,29(3):695-718.
- [12]Roussy M. Welcome to the day-to-day of internal auditors:How do they cope with conflicts? [J]. Auditing:A Journal of Practice & Theory,2015,34(2):237-264.
- [13]叶林,钱程.新《公司法》下审计委员会的规范阐释与制度构建[J].哈尔滨工业大学学报(社会科学版),2025(1):25-36.
- [14]秦帅,谭劲松,孔祥婷.独立董事参加股东大会具有治理效果吗——来自风险承担的证据[J].会计研究,2024(10):69-81.
- [15]Matsumoto D,Pronk M,Roelofsen E. What makes conference calls useful? The information content of managers' presentations and analysts' discussion sessions[J]. The Accounting Review,2011,86(4):1383-1414.
- [16]谭燕,徐玉琳,秦帅,等.独立董事信息获取与高管薪酬合理性——来自股东大会的经验证据[J].会计与经济研究,2022(1):68-85.
- [17]Hermanson D R,Hurley P J,Obermire K M. Audit committee research:Where do we stand,and where do we go from here? [J]. Auditing:A Journal of Practice & Theory,2024,43(3):165-185.
- [18]DeFond M L,Jiambalvo J. Incidence and circumstances of accounting errors[J]. The Accounting Review,1991,66(3):643-655.
- [19]李斌,陈凌云.我国上市公司审计委员会有效性研究——基于上市公司年报补丁的实证分析[J].财贸研究,2006(3):121-127.
- [20]唐跃军.审计委员会治理与审计意见[J].金融研究,2008(1):148-162.
- [21]Carcello J V,Neal T L. Audit committee composition and auditor reporting[J]. The Accounting Review,2000,75(4):453-467.
- [22]Klein A. Audit committee,board of director characteristics,and earnings management[J]. Journal of Accounting and Economics,2002,33(3):375-400.
- [23]潘璐,余玉苗.审计委员会履职能力、召集人影响力与公司财务报告质量[J].南开管理评论,2017(1):108-118.
- [24]Carcello J V,Neal T L. Audit committee characteristics and auditor dismissals following “new” going-concern reports[J]. The Accounting Review,2003,78(1):95-117.
- [25]池国华,苍正伟.上市公司审计委员会与年报风险信息披露——基于管理层信息操纵视角[J].审计与经济研究,2024(3):33-43.
- [26]McMullen D A,Raghunandan K. Enhancing audit committee effectiveness[J]. Journal of Accountancy,1996,182(2):79.
- [27]刘焱,姚海鑫.高管权力、审计委员会专业性与内部控制缺陷[J].南开管理评论,2014(2):4-12.
- [28]向锐,杨雅婷.审计委员会主任背景特征与公司盈余管理——基于应计与真实盈余管理的研究[J].审计与经济研究,2016(3):31-40.
- [29]向锐,徐玖平,杨雅婷.审计委员会主任背景特征与公司内部控制质量[J].审计研究,2017(4):73-80.
- [30]张志红,李红梅,宋艺.审计委员会财务专长对管理层策略性披露行为的治理效应——基于“管理层讨论与分析”的证据[J].审计与经济研究,2022(2):34-45.
- [31]谢德仁,汤晓燕.审计委员会主任委员本地化与公司盈余质量[J].审计研究,2012(6):90-96.
- [32]尹美群,李海宁,隋馨仪.机构投资者股东积极主义、审计委员会主任背景特征与审计委员会治理效率[J].南京审计大学学报,2021(2):11-22.
- [33]吕梦,王兵,苏文兵.审计委员会与审计总监任期重叠影响公司盈余质量吗[J].会计研究,2021(1):155-166.
- [34]向锐,林融玉.审计委员会—审计师连锁关系与审计质量——来自我国A股上市公司的经验证据[J].南开管理评论,2023(3):42-54.
- [35]甄玉晗,章之旺,赵磊.董事会监督、债务水平与债务融资成本——来自审计委员会履职披露的证据[J].南京审计大学学报,2023(5):31-40.
- [36]Chen X,Cheng Q,Wang X. Does increased board independence reduce earnings management? Evidence from recent regulatory reforms[J]. Review of Accounting Studies,2015,20(2):899-933.
- [37]张川,罗文波,李敏鑫.审计委员会中独立董事关系网络与财务报告质量[J].审计与经济研究,2022(1):42-52.
- [38]程新生,刘建梅,张正好,等.审计委员会信息权对会计信息质量的影响[J].财贸研究,2015(3):142-149.
- [39]林乐,谢德仁.分析师荐股更新利用管理层语调吗? ——基于业绩说明会的文本分析[J].管理世界,2017(11):125-145+188.
- [40]Armstrong C S,Guay W R,Weber J P. The role of information and financial reporting in corporate governance and debt contracting[J]. Journal of Accounting and Economics,2010,50(2-3):179-234.
- [41]王守海,许薇,刘志强.高管权力、审计委员会财务专长与财务重述[J].审计研究,2019(3):101-110.
- [42]Harris M,Raviv A. A theory of board control and size[J]. The Review of Financial Studies,2008,21(4):1797-1832.
- [43]朱红军,何贤杰,陶林.中国的证券分析师能够提高资本市场的效率吗——基于股价同步性和股价信息含量的经验证据[J].金融研究,2007

- (2):110-121.
- [44] Parkash M, Dhaliwal D S, Salatka W K. How certain firm-specific characteristics affect the accuracy and dispersion of analysts' forecasts: A latent variables approach[J]. *Journal of Business Research*, 1995, 34(3):161-169.
- [45] 王玉涛,王彦超. 业绩预告信息对分析师预测行为有影响吗[J]. *金融研究*, 2012(6):193-206.
- [46] Verrecchia R E. Essays on disclosure[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2001, 32(1-3):97-180.
- [47] Dechow P M, Sloan R G, Sweeney A P. Detecting earnings management[J]. *The Accounting Review*, 1995, 70(2):193-225.
- [48] 黄芳,张莉芳. 管理层权力、审计委员会主任-高管私人关系与会计信息质量[J]. *南京审计大学学报*, 2020(1):25-33.
- [49] Bruynseels L, Cardinaels E. The audit committee: Management watchdog or personal friend of the CEO? [J]. *The Accounting Review*, 2014, 89(1):113-145.
- [50] Carcello J V, Neal T L, Palmrose Z V, et al. CEO involvement in selecting board members, audit committee effectiveness, and restatements[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2011, 28(2):396-430.
- [51] Schmidt J, Wilkins M S. Bringing darkness to light: The influence of auditor quality and audit committee expertise on the timeliness of financial statement restatement disclosures[J]. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 2013, 32(1):221-244.
- [52] 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.
- [53] Ball R, Shivakumar L. Earnings quality in UK private firms: Comparative loss recognition timeliness[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 39(1):83-128.
- [54] Coles J L, Daniel N D, Naveen L. Co-opted boards[J]. *The Review of Financial Studies*, 2014, 27(6):1751-1796.
- [55] Dikolli S S, Heater J C, Mayew W J, et al. Chief financial officer co-option and chief executive officer compensation[J]. *Management Science*, 2021, 67(3):1939-1955.
- [56] Oster E. Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2019, 37(2):187-204.
- [57] Afrifa G A, Gyapong E, Zalata A M. Buffer capital, loan portfolio quality and the performance of microfinance institutions: A global analysis[J]. *Journal of Financial Stability*, 2019, 44:100691.
- [58] Granovetter M. Economic action and social structure: The problem of embeddedness[J]. *American Journal of Sociology*, 1985, 91(3):481-510.
- [59] 鲁乔杉,李秉祥,张涛,等. 独立董事关系网络与MD&A文本信息惯性披露——基于程度中心度和结构洞视角[J]. *会计研究*, 2022(9):39-51.
- [60] 陈运森,谢德仁. 网络位置、独立董事治理与投资效率[J]. *管理世界*, 2011(7):113-127.
- [61] Roychowdhury S. Earnings management through real activities manipulation[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2006, 42(3):335-370.
- [62] 孟庆斌,邹洋,侯德帅. 卖空机制能抑制上市公司违规吗? [J]. *经济研究*, 2019(6):89-105.

[责任编辑:刘 茜]

From Presence to Performance: Information Acquisition and Supervisory Effectiveness of Audit Committee Attendance at Shareholder Meetings

MA Lianfu^{a,b}, MU Yanru^{a,b}

(a. School of Business, b. Academy of China Corporate Governance, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: Against the institutional backdrop of the new Company Law of PRC strengthening the oversight responsibilities of audit committees, how to proactively address information disadvantages and enhance supervisory effectiveness under the practical constraints of incomplete alignment between institutional empowerment and information provision has become a significant research topic. Research findings indicate that audit committee members' attendance at shareholder meetings—an information-driven proactive duty fulfillment behavior—effectively enhances their oversight capabilities and curbs corporate earnings management. This effect is more pronounced when internal information access is constrained, external information noise is high, and shareholder meeting information density is substantial. This governance effect stems from incremental information gained through the broad participation of ordinary members. Furthermore, the study systematically examines the governance boundaries between “presence” and “active engagement” based on on-site participation levels. It highlights the reinforcing role of interactive participation in information acquisition processes for enhancing oversight effectiveness, reveals the information governance mechanisms within audit committee operations, underscores the unique informational value of shareholder meetings in compensating for deficiencies in conventional information channels, and provides empirical evidence for institutional refinement.

Key Words: audit committee; shareholder meetings; information acquisition; earnings management; corporate governance; performance of duty; effectiveness of supervision