

董事会非正式层级 如何影响管理层年报语调操纵?

贺 宏 熊 健 史璐寒

内容提要:非正式层级是董事会发挥监督及治理作用的隐性因素,而这一隐性治理机制对于年报文本信息披露的影响及作用机理仍鲜有研究。本文利用2010—2021年沪深A股非金融上市公司数据,在理论分析的基础上实证检验董事会非正式层级对管理层年报文本语调操纵的影响。研究结论表明:更为清晰的非正式层级有助于董事会高效行使治理与监督职能,进而能够对管理层操纵年报文本语调发挥抑制效应;从作用机理上看,抑制效应可能通过协调代理关系、增强披露意愿及扩大资源掌控等作用路径得以实现;此外,从横截面检验结果看,抑制效应因受到来自董事会及企业特质层面的一系列异质性因素影响而呈现出差异化表现。

关键词:董事会非正式层级 年报文本 管理层年报语调操纵 文本信息披露 董事会治理

中图分类号:F832.51

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2024)08-0125-20

一、问题提出

年报不仅是企业向报表及报告使用者汇报经营业绩的必要途径,也是向资本市场公开披露信息的重要渠道。对于关注企业的信息使用者而言,年报中基于数字信息所计算出的各项财务指标与基于文本信息所反映出的管理层对过去一段时间内企业运营情况的分析、说明与总结均能够对上述信息使用者的后续决策产生重要影响。从理论上讲,尽管财务指标与文本信息在年报中是企业对自身经营发展的两种表述方式,但二者应当具有同一性,即二者之间若存在差异,则意味着管理层可能存在操纵文本语调的行为^[1]。与此同时,由于代理问题的存在,使得管理层在通过年报披露各类信息时的动机往往倾向于“自我服务”而非“如实反映”。随着近年来监管体系的持续建设与会计准则的不断完善,加上资本市场上专业投资机构及个人信息甄别能力的提升,都在一定程度上遏制了管理层在年报披露中利用数字信息进行操纵的行为。相比于更为格式化的数字信息,管理层在年报文本信息编制与披露过程中不仅拥有更具弹性的自主发挥空间^[2],

收稿日期:2023-08-06;修回日期:2024-04-18

基金项目:国家社会科学基金一般项目“重大突发公共事件对企业持续经营能力冲击的评价与应对研究”(21BGL089);首都经济贸易大学博士研究生科技创新项目“企业对绿色可持续发展关注及认同的研发操纵效应”(2023KJCX067)

作者简介:贺 宏 首都经济贸易大学会计学院教授、博士生导师,北京,100070;

熊 健 首都经济贸易大学会计学院博士研究生,通信作者;

史璐寒 河南财经政法大学会计学院讲师,郑州,450046。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

而且还能够利用语调对本应如实反映的情况进行操纵^[3],进而干扰信息使用者的后续判断。另外,从成本收益的角度看:一方面,现有监管体系对于年报中文本信息操纵的约束力度相比于数字信息仍存在较大差距,表明管理层进行文本语调操纵的成本更低^[4];另一方面,年报本身就是一种高语境的传播媒介,并且在受众感知、价值判断及潜在立场引导方面更具有隐蔽性,意味着管理层操纵文本语调往往具有较高的潜在收益^[5],这就解释了为何中国资本市场上时有发生企业年报“变脸”事件。若放任这一“灰色地带”随意扩展,轻则致使企业利益相关者权益受到损害,重则可能危及资本市场的有效性^[5],因此,有必要从企业治理的内部层面采取相应措施以遏制管理层年报语调操纵。

作为公司治理的核心,董事会不仅要参与重大决策的制定,而且要作为纽带来平衡投资者与管理层的利益诉求。因此,董事会职能的发挥及治理评价不仅需要从信任托管机构的角度来看其能否有效提升企业整体治理水平,更需要从董事会本身作为一项缓解代理问题的制度安排来切入,进而全面分析其应当通过何种渠道来有效降低代理成本,从而降低管理层与投资者之间的信息壁垒^[6]。已有研究从董事会不同特征出发分析了其对管理层信息披露所发挥的治理作用,但由于这些特征大多仍属于正式层级范畴,因而未能较为深入地阐释不同企业董事会在决策与监督方式上的差异,以及同一企业董事会内部成员在决策与监督过程中的互动与协调过程。对于董事会本身而言,尽管其成员结构在一定时期内变化不大,但成员内部每时每刻却受到一股隐性力量的影响,进而形成错综复杂的互动关系^[6-7]。因此,应当如何利用这一力量更好地为董事会职权的行使与企业治理水平的提升发挥积极作用就显得很有必要。从现有研究来看,董事会成员之间因隐性力量而形成的非正式层级关系不仅能够对企业的决策方式与效率产生积极影响^[8-10],还可以促进企业更好地实现技术创新并调整战略方式与资本结构^[11-12],同时也有利于形成应对潜在风险的预防机制^[13]。由此可见,尽管关于董事会非正式层级积极作用的探索正朝着多元化形式展开,但董事会非正式层级究竟如何发挥内部治理作用进而影响管理层对年报信息的披露方式,以及上述影响过程中的作用路径仍未得到较为充分的研究。

鉴于此,本文选取2010—2021年中国A股非金融上市公司为研究样本,分析董事会非正式层级对年报文本语调操纵的影响。本文可能的边际贡献在于:第一,分析并探讨了董事会非正式层级对年报文本信息中语调操纵现象的影响,既丰富了对于董事会非正式层级积极治理作用的探讨,同时也拓展了管理层年报文本语调操纵约束机制的研究;第二,尝试在融合相关理论推演的基础上分别从协调代理关系、增强披露意愿及扩大资源掌控等角度深入挖掘可能的影响机理,以求打开董事会非正式层级与管理层年报文本语调操纵之间关系的黑箱;第三,进一步从董事会特质与企业特质等异质性层面探讨了董事会非正式层级对管理层年报语调操纵影响的差异化表现。

二、文献综述

(一)关于董事会非正式层级的研究

根据《中华人民共和国公司法》(以下简称《公司法》)关于董事会设定及行使职权的规定,董事会成员之间没有正式的上下级关系之分,在对企业相关议题进行表决时遵循一人一票的等权原则。但在实际情况中,董事会成员不仅会在企业内担任不同正式层级的行政职务,并且不同成员所拥有的各类专业背景、社会资源及个人威信等也存在较大差异^[14-15]。这样一来,董事会中专业能力突出、社会资源广泛且个人影响力出众的成员更容易获得其他成员的尊重与服从,而由此形成的独立于正式层级之外的“隐性秩序”便是董事

会非正式层级^[7]。从本质上讲,它是董事会内部由于各成员的个人能力及社会影响力不同而形成的非正式结构,且该结构不仅会对董事会成员之间的互动行为产生影响,亦会对公司治理决策与企业活动起到不可忽视的作用^[7,10-11],因此,该领域的研究对于揭示董事会治理效应的中间路径具有重要意义^[7]。

已有研究普遍把对董事会非正式层级影响的关注点集中在企业经营活动与治理机制上,这些研究发现,更加清晰的董事会非正式层级结构在业绩层面有助于提升企业整体的经营与财务绩效^[15-16]、长期并购绩效^[17]及 ESG 表现^[18];在营运层面有利于企业选择更加符合自身发展需要的战略模式^[11-12,16]、资源配置方式^[19]及资本结构^[20];在创新层面能够促进企业的创新意愿^[21]并提升企业的创新水平^[22]与创新效率^[23];在风险层面还能够减少企业的违约行为^[13],降低企业的债务成本^[24]。与此同时,也有一些研究发现更加清晰的董事会非正式层级在企业投资行为方面可能会产生消极影响^[7,25-27]。总体上看,绝大多数研究认为更为清晰的董事会非正式层级能够在公司治理中发挥积极作用。

(二)关于管理层年报语调操纵的研究

管理层往往更了解企业的真实情况,因而能够在年报信息从编制到披露的整个过程中掌握主导权,同时,管理层也会比投资者更了解将信息对外披露之后最可能得到的反馈^[28]。不仅如此,由于数字信息操纵空间的局限性以及中文强语境特质前提,管理层在披露文本信息时更容易受到提高自身声誉、规避责任承担及保持职位稳定等自利倾向动机的驱使,并随之策略性地安排积极与消极措辞来进行粉饰渲染或打造乐观预期^[29],借此诱导来自资本市场的正面回应。上述手段即为管理层对年报文本的语调操纵^[2]。

就现有研究来看,与管理层年报语调操纵相关的研究主要从以下方面展开:首先,从影响因素的成因视角看,当企业出现控股股东股权质押^[30]、面临绩效落差或企图借由期望绩效反馈传递积极信号^[31-32]、高管拥有政治关联身份^[33]以及前期受到媒体报道而欲采取迎合策略予以应对^[34]等情况时,管理层均会有强烈动机操纵年报文本语调。其次,从影响因素的治理视角看,更加开放的资本市场^[35]、不断完善的监督机制^[28,36-37]、良性循环的行业竞争^[38]及符合中国上市公司发展的特定战略安排与治理机制等^[5,39]均能够在一定程度上有效抑制管理层操纵年报文本语调。最后,从潜在经济后果的视角看,管理层对年报文本语调操纵程度越高,企业进行盈余管理^[40-41]或利用信息误导谋取更高信用评级的概率就越高^[42],这些行为不仅忽视了会计审慎原则^[43],而且还会导致股价崩盘风险^[44-45]。由此可见,无论是形成原因、治理措施,抑或是潜在经济后果,管理层年报语调操纵的背后始终体现着资本市场各参与者之间的信息博弈。

(三)文献述评

本文对相关文献梳理后发现,一方面,在中国诸多企业中,更加清晰的董事会非正式层级能够同企业正式层级一样发挥其特有的积极治理效应,并且这种治理效应也源自对管理层行为的约束^[13,15]。另一方面,与管理层年报语调操纵相关文献的研究初衷均体现着年报信息使用者对该问题关注与改善的迫切需要^[5,39]。如前文所言,若希望采取切实有效的措施从根本上抑制管理层年报语调操纵这一机会主义行为,就必须要从包括董事会职能行使在内的公司治理机制中寻求具备主导权的解决方法^[7,46]。

三、理论分析及研究假设

董事会作为公司治理的核心机构,其设立本质与企业一样具有组织性与目的性^[7],尤其是对于上市公司而言,董事会的规模不仅相比于一般有限责任公司及股份有限公司会更大,且《公司法》对于独立董事的人数及专业技术背景亦有所要求^[10-11]。因此,在上市公司中,董事会成员的专业技术背景及社会影响力差

异便会使董事会在行使各项职权及发挥治理效应上不可避免地受到上述成员间相互关系的影响^[12-13]。

首先,在现代企业中,组织成员的“社会人”属性在相当程度上已经超越了“经济人”属性,尤其是对于董事会而言,其效率更多地取决于成员间的互动模式及关系融洽程度^[7]。与此同时,企业内部成员之间长期存在由非正式组织所主导的人际关系网络^[13],董事会也不例外。以上这些因素在董事会非正式层级形成方面起到了关键作用^[47]。其次,从社会资本的角度来看,组织成员通过上述“社会人”属性不仅更容易构建有利于自身的人际环境与关系网络,亦能够更为便利地获取相关信息与资源^[10],进而不断积累社会资本。由此一来,尽管董事会成员之间原本并不存在正式层级,但因拥有社会资本的不同依然会使上述成员在无形中形成具有隐性秩序的非正式层级^[7,11]。最后,从契约关系的角度看,组织运作效率往往是组织契约关系有效性的直接体现,这就意味着当各成员之间的相互信任水平更高且共同合作意愿更强时,董事会的运作效率便会更高。更为清晰的非正式层级不仅有助于促进董事会成员之间缓解矛盾从而降低内耗,同时亦有助于促进董事会加强团结以更为快速且高效地解决企业面临的各类问题^[15-16,21,48]。加之中国文化本身所具有高权力距离的集体主义属性,就更加能够凸显出董事会非正式层级在跳脱传统科层结构、简化整体决策程序及有效发挥治理效应方面的作用^[49]。

根据委托代理理论,管理层年报语调操纵主要是由于企业外部监管层面相关约束机制存在空白、企业本身营运层面因两权分离而导致内部治理层面缺乏有效监督及相应的协调措施所造成的,但若要从根本上缓解该现象,还应当先从公司治理层面寻求破局之道^[15,50]。作为公司治理的核心机构,董事会的非正式层级更为清晰时,企业代理关系的协调复杂程度更低,同时管理层也会更有意愿在年报中披露价值更高的信息。不仅如此,更为清晰的非正式层级结构也意味着董事会能够更好地利用其所掌控的各类资源为企业获取资本支持,而上述因素均有利于削弱管理层操纵年报文本语调的动机。

综上,本文提出假设 H1。

H1:其他条件不变,更为清晰的董事会非正式层级有助于抑制管理层年报语调操纵。

基于以上分析,本文推测董事会非正式层级对于管理层年报语调操纵的抑制效应可能通过协调代理关系、增强披露意愿及扩大资源掌控等作用路径得以实现,具体如下:

首先,从协调代理关系的视角来看,董事会不仅是公司治理的核心,更是在两权分离的现代企业中协调股东与管理层的关键部门。因此,当非正式层级结构更为清晰时,董事会便可通过以下协调代理关系的手段来抑制管理层操纵年报文本语调:其一,强化沟通协调。由于董事会与管理层存在利益导向差异且构成人员关系复杂^[7],一旦董事会成员之间或董事会与管理层之间缺乏沟通协调就容易引发矛盾^[17,51],进而为管理层基于自利动机操纵年报文本语调制造诱因^[28]。因此董事会非正式层级越清晰,上述矛盾便越能够借助沟通协调机制及时化解^[22]。其二,克服短视倾向。从本质上讲,操纵年报文本语调是管理层短视倾向与侥幸心理的体现,且管理层在利用文本语调夸大甚至捏造利好消息或乐观预期的同时,亦会对不利信息进行遮掩^[30]。从信息披露的特质来看,尽管通过语调操纵文本信息与通过会计数字粉饰财务信息皆属于短视行为,但前者的事实性往往相对缺乏且弹性更大,故而对于前瞻性的把控也就较难^[2]。因此,董事会非正式层级越清晰,其成员也就越容易在企业长远利益上达成一致^[10],进而通过相互合作形成有效的治理机制以克服管理层短视倾向。其三,降低代理成本。站在广大中小投资者的视角看,由于缺乏专业分析及判断能力而过度依赖文本信息也是管理层操纵年报文本语调的重要诱因,这也意味着更高的代理成本^[52]。当代理成本较高时,公司治理机制便难以形成有效的制衡力量,而相关研究也证实了代理问题与年报文本语调操纵程度存在正向关系^[5],加之一些上市公司原本就存在监事会监督不力的问题,故而通过董事会发挥积极

作用抑制管理层操纵年报文本语调就显得尤为关键^[53]。因此,董事会非正式层级越清晰,更具备专业能力的成员便越能够拥有更大的话语权来促成合作秩序,进而提升与完善董事会整体的决策效率及监督职能,以更强的治理效应来降低代理成本。

综上,本文提出假设 H2a。

H2a:其他条件不变,更为清晰的董事会非正式层级能够通过协调代理关系抑制管理层年报语调操纵。

其次,从增强披露意愿的视角看,年报信息的决策有用性及价值相关性取决于财务数字信息与文本信息的相辅相成。然而,现行监管制度对文本信息的披露规则一直存在缺失^[29],故从公司治理层面加强对信息披露的监管无疑是规范文本信息披露与抑制管理层机会主义行为的重要手段。因此,董事会非正式层级越清晰,董事会便越能够通过以下敦促管理层增强披露意愿的手段抑制年报文本语调操纵:其一,及时披露信息。根据规定,企业对外披露上一年度报告的时限约为 120 天,这就意味着管理层可以在相当长的时间范围内自主选择披露年报的时间^[31]。尽管从理论上讲,企业可以在规定期限内任意时刻对外披露年报,但在实际情况中,披露意愿越不积极的企业,年报信息质量往往越低,且延迟披露现象亦时有发生^[32]。究其原因,则不外乎管理层试图利用延迟披露来对年报进行包括文本语调操纵在内的一系列机会主义行为。因此董事会非正式层级越清晰,其成员便越容易在既定决策上达成一致,同时也就有条件更为高效地行使职权来加强对管理层的约束^[34],进而通过压缩管理层从事机会主义行为的时间以敦促后者主动并及时地披露年报。其二,发布业绩预告。设立业绩预告的初衷不仅只是希望通过企业对盈余等事项作出事先说明来缓解信息不对称以方便信息使用者进行相关决策^[55],更是监管部门对于进一步规范企业信息披露机制并督促企业管理层增强信息披露意愿所采取的一种“端口前移”式的治理措施。同时,考虑到中国当前并未像发达资本市场那样强制披露业绩预告,而是在鼓励企业主动发布业绩预告的前提下采取自愿与强制相结合的披露模式,就现实情况来看,管理层在业绩预告的披露过程中依然享有较大的自主裁量权^[55]。但为了增加可信度并尽量避免在后续阶段出现年报“变脸”事件,发布业绩预告的企业在操纵年报文本语调方面所受到的约束相比于那些未发布业绩预告的企业便会更多,并且当公司治理机制更为良好时,管理层亦有更大的概率会选择主动发布业绩预告。因此董事会非正式层级越清晰,就越能够发挥出相对更高效的治理作用,促使管理层增强信息披露意愿,进而更加主动地发布业绩预告对相关经营情况作出事先说明^[56],以抑制后续的年报文本语调操纵。

综上,本文提出假设 H2b。

H2b:其他条件不变,更为清晰的董事会非正式层级能够通过增强管理层主动披露信息的意愿抑制管理层年报语调操纵。

最后,从扩大资源掌控的视角来看,各类资本资产作为企业的稀缺资源也在相当程度上给予了管理层利用年报文本语调操纵对外展示实力与吸引关注的动机,其目的不仅在于向现有投资者作出高效利用资源创造价值的保证,更在于吸引资本市场上的潜在投资者^[19]。所以,只有当所有者于治理端扩大资源掌控能力时,企业才更能够利用社会资本获取经济资本以削弱管理层操纵年报文本语调的动机。因此,董事会非正式层级越清晰,企业所有者便越能够通过以下扩大资源掌控的手段抑制管理层操纵年报文本语调:其一,配置金融资源。由于非正式层级更为清晰的董事会会在资源获取与整合方面的优势更大,因此对于企业金融资源的配置能力也相对更强^[19]。同时,企业在进行金融资源配置决策时不仅需要董事会各成员的相互交流与合作,更离不开董事会成员社会资本的支持^[10-11],这也是企业依靠非正式层级实现积极治理效应的重要前提^[7]。当企业有效实施金融化战略并提升金融资源的配置能力时,外界对其投资的认可度亦会随之增

加^[9],这样一来,管理层通过操纵年报文本语调吸引外部投资的动机便会削弱^[19]。其二,缓解融资约束。从理论上讲,当企业融资约束较大时,管理层进行年报语调操纵的程度就会越大。但从现代企业结构看,既然董事会是公司治理的核心与连接股东与管理层的桥梁,那么它就有责任在为企业争取更多资源的同时,对管理层获取与利用资源的行为加以规范^[15,57]。因此董事会非正式层级越清晰,拥有较高社会资本的董事会成员就越能够通过自身优势为企业获取优质资源,同时也能够及时解读资本市场行情以帮助企业缓解融资约束^[22,58]。不仅如此,更为清晰的非正式层级也有助于董事会整体形成较高的合作水平来监督管理层更好地利用上述资源为企业创造业绩。

综上,本文提出假设 H2c。

H2c:其他条件不变,更为清晰的董事会非正式层级能够通过扩大企业的资源掌控范围抑制管理层年报语调操纵。

四、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

本文的数据来自万得(Wind)数据库、深圳希施玛数据科技有限公司 CSMAR 中国经济金融研究数据库、迪博(DIB)数据库等,并选取 2010—2021 年沪深两市 A 股上市企业数据为样本。在对原始数据进行筛选时,本文剔除了 ST、*ST、金融保险类及关键变量数据缺失的样本,最终共得到 4 643 家上市公司的 22 196 个年度观测值。在数据处理中,本文使用 Python 3.8.3、Excel 2010 及 Stata 15.0 等工具软件。另外,为避免样本数据中极端数值对实证研究结果产生不利影响,本文对各连续变量在 1% 及 99% 分位数两侧进行了缩尾处理,并在回归过程中进行了稳健标准误调整。

(二) 变量测度

1. 被解释变量:年报文本语调操纵

本文首先基于洛克伦和麦克唐纳(Loughran & McDonald,2011)^[52]设定的金融类情感词典,并借鉴姜富伟等(2021)^[59]对情感词汇的汉化处理方法,然后再利用软件 Python 的 jieba 模块对样本企业的年报文本信息进行分词与去停用词处理进而获取词频统计,为语调值的计算奠定基础。在此,有两点需要特别指出:第一,考虑到样本中并非所有企业的年报均单独存在管理层讨论与分析(MD&A)部分且年报其他部分存在噪音信息,本文在主要结果中均采用年报经营分析部分中的文本进行分析,而将针对年报全文文本的分析列入稳健性检验;第二,在净语调值的计算方法上,现有研究大体可分为两种,其中一种方法是将文本内积极与消极词汇数之差占文本总词汇数的比例作为净语调,另一种方法则是将文本内积极与消极词汇数之差占文本内积极与消极词汇数之和的比例作为净语调。本文在主要结果中将采用后者的方法(记为 NT_t),并在稳健性检验中使用前者的方法增加说服力。但不论使用何种方法,净语调值越大则意味着年报文本信息的语调越乐观。进一步,为了计算年报文本语调的操纵程度,本文借鉴现有研究^[30,33-36],采用式(1)进行计算,模型如下:

$$NT_t = \beta_0 + \beta_1 Earn_t + \beta_2 Ret_t + \beta_3 Size_t + \beta_4 BM_t + \beta_5 SdRet_t + \beta_6 SdROA_t + \beta_7 Age_t + \beta_8 Loss_t + \beta_9 DEarn_t + \varepsilon_1 \quad (1)$$

其中, $Earn_t$ 为 t 期净利润与 $t-1$ 期总资产的比值; Ret_t 为持有到期收益率; $Size_t$ 为年末总市值的对数; BM_t 为账面市值比; $SdRet_t$ 为当年股票月度收益率的标准差; $SdROA_t$ 为过去五年资产收益率的标准差; Age_t 为企业上市年数的对数; $Loss_t$ 为虚拟变量,若当年亏损则为 1,否则为零; $DEarn_t$ 为 t 期与 $t-1$ 期净利润之差

与 $t-1$ 期总资产的比值;回归模型的残差即为年报文本语调操纵的衡量值(记为 TM_t),该值越大表明年报文本语调操纵程度越高。

2. 解释变量:董事会非正式层级

董事会非正式层级背后所反映的是董事会成员在专业背景、社会资源及个人威信等方面的地位差异,因此从理论上讲,董事会非正式层级的相对最佳测算方法便是通过问卷调查的形式获取相关数据^[14]。但这一方法最明显的缺点是需要得到样本企业每一位董事会成员的回复,故成本较高且难以进行大样本研究,所以可行性较差^[20]。为了能够将对董事会非正式层级的测算应用于大样本研究,现有多数文献的做法是利用基尼(Gini)系数的原理进行测算^[8,25]。该方法的原理是,当董事会成员兼任董事的公司数量越多,其所能够接触到的资源就会更多,影响力与个人威信就会更高,进而在董事会中便会更加受到其他成员尊重,相对地位也就越高^[8,20,25]。尽管该方法难以达到通过问卷调查法所获取信息的准确性水平,但却能够广泛应用于大样本企业研究^[12-13,15]。因此,本文在综合考量与权衡准确性及可行性^[60]的基础上,参考现有研究^[20,25]基于基尼系数的测算方法来衡量董事会非正式层级,计算方式如下:

$$YScore = S + B_F + B_O + B_A + P_{FA} + P_{OL} \tag{2}$$

$$BIH = 2cov(YScore, Rank_{YScore}) / (BNum \times Mean_{YScore}) \tag{3}$$

式(2)中, $YScore$ 为每位董事会成员在外兼任董事的数量加上专业背景与任职情况评分之和。 S 为每位董事会成员在外兼任董事的企业数量; B_F 、 B_O 、 B_A 、 P_{FA} 及 P_{OL} 则分别表示每位董事会成员是否具有金融背景、海外背景、学术背景、是否担任首席财务官(CFO)或总会计师等财务负责人以及是否任董事长或总经理,若是则取1,否则取0。式(3)中, $Rank_{YScore}$ 为董事会每位成员的上述评分之和在董事会中的排序; $Mean_{YScore}$ 为 $YScore$ 的均值; $BNum$ 为董事会成员的数量(亦可称董事会规模)。通过基尼系数的计算,本文最终得到的 BIH 值即为董事会非正式层级的清晰程度,该值介于0至1之间,其值越大,说明董事会成员之间在专业背景、社会资源及个人威信等方面的地位差异越大,进而非正式层级结构越清晰。

3. 控制变量

本文选取了企业规模等10项公司财务与治理层面的指标作为控制变量,另外还对年份及行业进行了控制,详见表1。

表 1 控制变量定义

变量名称	符号	定义
企业规模	Size	年末资产总额取自然对数
负债比率	Lev	负债总额/资产总额
净资产收益率	ROE	年度净利润/净资产余额
营收增长率	Growth	营业收入增长率
固定资产比重	PPE	固定资产净额/资产总额
账面市值比	BM	资产总额/总市值
董事长与总经理持股比例	ShareD	董事长与总经理持股数/流通股总数
高管薪酬	MS	管理层前三名薪酬总和取自然对数

表1(续)

变量名称	符号	定义
独立董事占比	<i>RID</i>	独立董事人数/董事会成员总人数
股权制衡度	<i>ZI</i>	第一大与第二大股东持股比例的比值
年份	<i>Year</i>	年份虚拟变量
行业	<i>Ind</i>	行业虚拟变量

(三) 模型构建

为检验基准假设 H1,本文通过式(4)设定模型:

$$TM_{it}=\beta_0+\beta_1BIH_{it}+\sum\beta Controls_{it}+Year_t+Ind_i+\varepsilon_{it}$$
 (4)

其中,估计参数 β_1 的符号及其显著性程度为关注重点,若 β_1 显著为负,即表明更为清晰的董事会非正式层级结构能够对管理层年报语调操纵发挥抑制效应。

五、实证检验结果

(一) 描述性统计及单变量检验

表 2 列示了本文主要变量的描述性统计及单变量检验的结果。首先,从被解释变量来看, *TM* 的均值为 -0.011,略小于中位数(-0.010),在数值分布上与现有研究^[41,44]基本一致,这表明管理层年报语调操纵现象较为普遍且操纵程度在不同企业间的差异较大;其次,*BIH* 的极小值(0)与极大值(0.417)之间的跨度较为明显,说明董事会非正式层级的清晰程度在不同上市公司之间存在较大差异,该结果与现有研究^[13,19,25]基本一致;并且,各控制变量的分布均基本符合预期并处于正常范围内。此外,本文还对各解释变量与控制变量进行了方差膨胀因子(VIF)检验。从结果来看,各变量 VIF 的最大值为 1.82(小于 10),均值为 1.63(小于 3),这表明本文各变量之间不存在明显的多重共线性。

从单变量检验(结果限于篇幅未列示)来看,无论是均值 *T* 检验抑或是中位数 *Z* 检验, *TM* 的取值均在 *BIH* 取值较大的子样本中更低且相关统计量皆达到了 1%的显著水平,即管理层年报语调操纵程度在董事会非正式层级结构更为清晰的企业中更低,这也初步验证了假设 H1。但单变量本身并未考虑其他因素的影响及变化趋势,所以需通过回归分析来进一步验证。

表 2 描述性统计

变量	样本数	均值	中位数	极大值	极小值	标准差	VIF
<i>TM</i>	22 196	-0.011	-0.010	0.357	-0.365	0.128	
<i>BIH</i>	22 196	0.094	0.066	0.417	0.000	0.090	1.020
<i>Size</i>	22 196	22.400	22.250	26.010	19.580	1.271	1.820
<i>Lev</i>	22 196	0.456	0.454	0.916	0.052	0.202	1.380
<i>ROE</i>	22 196	0.045	0.063	0.323	-0.941	0.162	1.170
<i>Growth</i>	22 196	0.171	0.101	2.727	-0.623	0.439	1.070
<i>PPE</i>	22 196	0.219	0.185	0.720	0.002	0.166	1.050
<i>BM</i>	22 196	0.616	0.608	1.145	0.120	0.259	1.610
<i>ShareD</i>	22 196	0.034	0.000	0.770	0.000	0.091	1.070

表2(续)

变量	样本数	均值	中位数	极大值	极小值	标准差	VIF
MS	22 196	14. 520	14. 510	16. 410	0. 000	0. 819	1. 210
RID	22 196	0. 374	0. 333	0. 571	0. 273	0. 054	1. 030
ZI	22 196	0. 106	0. 039	1. 526	0. 010	0. 194	1. 050

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著,后表同。

(二) 基准回归

表3列示了基准回归的结果。从回归结果上看,BIH的回归系数均在1%的水平下显著为负,表明更为清晰的董事会非正式层级结构有助于抑制管理层操纵年报文本语调,进而验证了假设H1。

表3 基准回归

变量	TM
BIH	-0.047 *** (-5.410)
Size	0.015 *** (15.170)
Lev	0.019 *** (3.890)
ROE	-0.076 *** (-13.300)
Growth	0.019 *** (9.630)
PPE	-0.035 *** (-6.150)
BM	-0.046 *** (-10.760)
ShareD	-0.004 (-0.540)
MS	0.005 *** (4.250)
RID	0.035 ** (2.450)
ZI	-0.002 (-0.560)
常数项	-0.268 *** (-12.240)
Year/Ind	控制
观测值	22 196
$\overline{R^2}$	0.243
F	167.690

注:括号内为t值,后表同。

(三) 稳健性检验

为了缓解内生性问题从而强化基准回归的检验结果,本文采取了如下稳健性检验:

1. 缓解遗漏变量问题

本文分别选取BIHiv1与BIHiv2作为董事会非正式层级的工具变量。其中,第一个工具变量BIHiv1的构造依据源自宗族文化概念,即参考现有研究^[61-62],通过以《中国家谱总目》中所记载的各城市自明朝至1990年每百万人口拥有家谱或族谱数的自然对数为基础,然后再与样本企业主要经营活动所在城市进行匹配后取值。这是因为:首先,尽管大多数董事会成员之间并非宗族关系,但在正式契约关系下,共同的工作环境依然能够使上述成员之间在潜移默化中形成非正式关系网络,而这种关系网络与受宗族文化影响之下人与人之间形成的信任边界存在同源性,进而在信任边界内,所属同一组织的成员更容易达成一致意见并高效建立合作关系。其次,宗族文化与董事会非正式层级均属于非正式制度条件下的人际关系,加之受到中国传统文化中本身所包含的长幼尊卑观念与集体主义精神的影响,宗族文化中所提倡的归属认同与长幼有序思想亦与董事会非正式层级所体现出的“尊重权威”等特质相吻合。不仅如此,现有研究还发现宗族文化有助于提升特定组织内成员之间的信息沟通水平与资源利用效率,进而缓解信息不对称并

降低相关成本^[61],因此该结论也与更加清晰的董事会非正式层级有助于共享信息并获取资源进而减少代理成本存在理论与逻辑上的一致性。在第二个工具变量 *BIHiv2* 的构造上,本文采用企业主要经营活动所在省份每年设立洪涝地质灾害防治项目数的自然对数予以衡量。这是因为,某地区洪涝地质灾害防治项目数越多,该地区出现洪涝地质灾害的频率就越高,加之洪涝地质灾害本身还具有偶发性、突发性及危险性等特点,因此就需要相关主管单位之间在最短时间内迅速达成一致意见并相互配合以应对紧急情况,这恰恰需要存在果断强势且拥有权威的领导者以及各部门之间基于非科层关系的合作效率,进而与更加清晰的董事会非正式层级有助于强化合作意愿并提升决策效率的表述存在理论与逻辑上的一致性。此外,*BIHiv1* 与 *BIHiv2* 在测度上均基于宏观数据,并与该地区上市公司的经营活动无较为直接的关系,故具备较好的外生性条件。

在检验中,本文将 *BIHiv1* 与 *BIHiv2* 同时针对 *BIH* 进行两阶段最小二乘(2SLS)检验,结果见表4列(1)—列(2)。从表中可见,在第一阶段中,各工具变量的回归系数均显著为正,而在引入工具变量后的第二阶段中,解释变量的回归系数则与基准回归结果一样显著为负。不仅如此,汉森 *J* (Hansen *J*) 统计量对应 χ^2 的 *P* 值大于 0.1。这说明本文在各工具变量的选取方面不弱,且与解释变量之间不存在共线性问题,进而缓解了内生性问题并进一步强化了基准回归结果。

2. 缓解因可观测因素造成的样本自选择问题

本文首先依据评定(Logit)模型将变量 *BIH* 分别按照行业年度均值及中位数进行分组,并在此基础上计算出倾向得分,然后再以全部控制变量构成协变量组,采用 1 比 1 邻近匹配的方法进行匹配,结果见表5。不难看出,经匹配后,各协变量的标准化差异均小于 10%,降低了上述样本的原生差异,并且平均处理效应(ATT)的 *T* 值仍然显著为负,由此进一步强化了基准回归结果。

3. 缓解因不可观测因素造成的样本自选择问题

参考相关研究^[17,24],本文首先设置二元虚拟变量 *DBIH* 作为第一阶段的被解释变量,当 *BIH* 为 0 时,说明董事会成员之间未形成明显的非正式层级,对应地,*DBIH* 取值为 0;当 *BIH* 不为 0 时,说明董事会成员之间已经形成明显的非正式层级,*DBIH* 取值为 1。其次,在协变量引入方面,本文借鉴相关研究^[17],将董事会规模 *BNum* 作为第一阶段的解释变量。然后,再通过多元概率比(Probit)回归模型对 *DBIH* 取值为 1 的概率进行了预测,并同时基于各控制变量计算得出各自的逆米尔斯比率(*IMR*)。从表4列(3)第一阶段的结果来看,*BNum* 的回归系数显著为正,即表明董事会规模越大,形成非正式层级的可能性越高;从表4列(4)第二阶段的结果来看,在加入 *IMR* 以后,*BIH* 的回归系数依然显著为负,从而进一步排除了可能的选择偏误问题,再次验证并强化了基准回归结果。

4. 缓解因果识别问题

本文将解释变量进行滞后一期检验以缓解由反向因果导致的内生性问题。经检验,结果与前文保持一致,见表4列(5)。

表 4 稳健性检验 1

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>BIHiv1</i>	0.012 *** (8.450)				

表4(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>BIHiv2</i>	0.001 *** (2.640)				
<i>BIH</i>		-0.038 *** (-4.300)		-0.038 *** (-4.430)	-0.044 *** (-4.750)
<i>BNum</i>			0.054 *** (5.150)		
<i>IMR</i>				-0.230 *** (-5.240)	
控制项	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	21 276	21 276	22 113	22 113	19 639
$\overline{R^2}$	0.106	0.237		0.244	0.186
Hansen <i>J</i>		3.981			
<i>P chi</i> ²		0.137			

注：“控制项”包含各控制变量、常数项及年份与行业固定效应,后表同;列(1)、列(2)、列(3)、列(4)和列(5)的被解释变量依次为 *BIH*、*TM*、*DBIH*、*TM* 和 *TMafter*。

表 5 PSM 检验

变量、分组依据及 匹配前后协变量差异	样本	处理组	控制组	差异	标准误	<i>T</i> 值
<i>BIH</i> 是否大于年度行业均值	未匹配	-0.024	-0.004	-0.020	0.002	-11.320 ***
	平均处理效应	-0.024	-0.008	-0.016	0.003	-6.530 ***
<i>BIH</i> 是否大于年度行业中位数	未匹配	-0.021	-0.002	-0.019	0.002	-11.560 ***
	平均处理效应	-0.021	-0.008	-0.013	0.002	-5.430 ***

5. 缓解测量偏误问题

针对解释变量的替换,首先考虑到独立董事身份的特殊性与任职方式,本文将独立董事进行剔除后,重新利用式(2)与式(3)测算基尼系数后得到变量 *BIHr1*。其次,考虑到不同年度及不同行业企业的董事会非正式层级清晰度存在差异,为缓解不同年度及行业中解释变量差异对研究结果造成的潜在不利影响,本文对解释变量 *BIH* 进行行业及年度调整,即计算每个企业的 *BIH* 值与该企业所在行业及年度所有样本 *BIH* 值的均值之比作为经过年度及行业调整后的数值,记为 *BHlr2*。最后,再将 *BIHr1* 与 *BHlr2* 代入基准回归模型重新检验,结果与先前保持一致,详见表 6。

针对被解释变量的替换,本文结合现有文献对年报文本特征、语调定义及操纵测算的研究方法^[63-65],分别采用了控制未来业绩预期、拓展化、中性化及虚拟化四种手段对被解释变量进行替换:其中,控制未来业绩预期是指在式(1)的基础上进一步控制企业的未来业绩,并将以此计算出的管理层年报语调操纵值记为 *TME*。这主要是考虑到年报文本语调可能包含管理层对企业未来业绩的预期^[1,34-36],故而加入了当期无法获取的信息。测度拓展化是指将本文分析的范围拓展至年报全文,即将经营状况分析、管理层讨论与分析(MD&A)及其他业绩总结之外的全部文本信息均纳入管理层年报语调操纵的范

围,并通过式(1)进行计算,记为 TMF 。测度中性化是指参照现有研究^[2],将文本内积极与消极词汇数之差占文本总词汇数的比例作为净语调来重新计算管理层年报语调操纵,记为 TMN 。与此前净语调的衡量方式不同,该方法在积极与消极词汇之外还加入了不带有感情色彩的其他词汇及停用词的影响。测度虚拟化是指将被解释变量由原先的连续变量转化为虚拟变量,通过设置虚拟变量 TMD 来进行替换。当 TM 大于 0 时,即表明存在管理层年报语调操纵现象,此时 TMD 取值为 1;同理,当 TM 小于 0 时,则可根据计算方法及会计信息质量特征原理将之视为会计审慎原则及稳健主义的体现^[43],此时 TMD 取值为 0。将前述各替换变量代入基准回归模型重新检验,结果与前文一致,详见表 6。

表 6 稳健性检验 2

变量	替换解释变量		替换被解释变量			
	排除独立董事	行业年度调整	控制未来业绩预期	测度拓展化	测度中性化	测度虚拟化
BIH			-0.039*** (-4.160)	-0.013*** (-2.800)	-0.002** (-2.470)	-0.701*** (-4.090)
$BIHr1$	-0.037*** (-5.610)					
$BIHr2$		-0.004*** (-4.840)				
控制项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	22 192	22 196	19 792	21 877	21 877	22 196
$\overline{R^2}$	0.243	0.243	0.187	0.070	0.069	

六、影响机理检验

(一) 作用路径分析

1. 协调代理关系

根据假设 H2a,更加清晰的董事会非正式层级能够通过协调代理关系这一路径抑制管理层年报语调操纵,且该作用路径主要包含强化沟通协调、克服短视倾向以及降低代理成本三项因素。本文将遵循这三个角度分别选取代理变量进行检验。

针对强化沟通协调的指标,本文借鉴现有研究^[51,66]利用迪博(DIB)数据库中内部控制的分项评分数据进行衡量。具体言之,即将信息与沟通及风险评估两项分项评分之和在内控总评分中的比例作为代理变量(记为 $M11$),该值越高表明企业内部各组织内及各组织间的沟通协调机制越完善。针对克服短视倾向的指标,本文借鉴相关研究^[67-68],先确定企业年度总结报告中与“短视主义”相关的直接及间接种子词集,再通过机器学习算法 Word2Vec 中的 CBOW 模型对语料进行训练以保证客观性,然后基于词典法将“短视主义”词频数在年度总结报告总词频数中的百分比作为中介变量(记为 $M12$)。该值越大表明管理层的短视倾向越明显。针对降低代理成本的指标,本文将企业年度销售费用与管理费用之和占营业收入的比重作为中介变量(记为 $M13$)^[69]。该值越大表明企业的代理成本越高。

2. 增强披露意愿

根据假设 H2b,更加清晰的董事会非正式层级能够通过增强披露意愿这一路径抑制管理层年报语调操

纵,且该作用路径中主要包含及时披露信息与发布业绩预告两项因素。本文将遵循这两个角度分别选取代理变量进行检验。

针对及时披露信息的指标,本文将自每个会计年度的1月1日算起,至企业正式对外披露年报的总天数设为D,然后再将样本企业的D值与该年度所有企业D值平均数的差值(记为M21),该值越大说明企业管理层披露信息越不及时。针对及时发布业绩预告的指标,本文将企业管理层当年是否提前发布业绩预告作为代理变量^[70](记为M22),若企业管理层当年提前发布了业绩预告取1,否则取0。

3. 扩大资源掌控

根据假设H2c,更加清晰的董事会非正式层级能够通过扩大资源掌控这一路径抑制管理层年报语调操纵,且该作用路径中主要包含配置金融资源与缓解融资约束两项因素。因此,本文将遵循这两个角度分别选取代理变量进行检验。

针对配置金融资源的指标,本文借鉴现有研究^[18],利用交易性金融资产、可供出售金融资产、持有至到期投资、投资性房地产及长期股权投资等金融资产总额占企业资产总额的比值作为代理变量(记为M31),该值越大说明企业金融资产配置范围越广。针对缓解融资约束的指标,本文借鉴现有研究^[71],将融资约束的SA指数取相反数作为代理变量(记为M32),该值越大说明企业受到的融资约束越强。

基于上述变量构造方法,本文通过中介效应模型进行机制检验,结果见表7至表8。由表7可见,在协调代理关系路径中,更为清晰的董事会非正式层级强化了企业的沟通协调机制,同时还克服了管理层的短视倾向并降低了代理成本。由表8可见,在增强披露意愿路径中,更为清晰的董事会非正式层级减少了管理层延迟披露年报的时滞,同时还提高了管理层发布业绩预告的概率(利用Probit模型估算)。在扩大资源掌控路径中,更为清晰的董事会非正式层级扩大了企业金融资源的配置范围,同时还缓解了企业的融资约束。进一步地,将各中介变量分别纳入基准回归模型后,BIH对TM依然存在抑制效应。相应地,各中介变量均与被解释变量之间具有相关性,验证了假设H2a、H2b及H2c。除此之外,各模型的索贝尔(Sobel)Z统计量均达到了显著性水平,再次强化了各作用路径因素在其中所发挥的部分中介作用。

表 7 作用路径分析:协调代理关系

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
BIH	0.030*** (6.370)	-0.040*** (-4.230)	-0.095*** (-9.410)	-0.040*** (-4.570)	-0.028*** (-2.670)	-0.051*** (-5.900)
中介变量		-0.045*** (-3.250)		0.072*** (12.720)		0.029*** (3.920)
控制项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	19 814	19 814	22 014	22 014	21 460	21 460
$\overline{R^2}$	0.343	0.190	0.093	0.250	0.231	0.248
索贝尔 Z 值	9.983***		9.975***		2.866***	

注:列(1)、列(3)、列(5)的被解释变量依次为 M11、M12 和 M13,列(2)、列(4)和列(6)的被解释变量均为 TM。

表 8 作用路径分析:增强披露意愿与扩大资源掌控

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>BIH</i>	-0.027*** (-7.270)	-0.046*** (-5.280)	1.040*** (9.360)	-0.043*** (-4.960)	0.041*** (5.340)	-0.047*** (-5.440)	-0.130*** (-6.180)	-0.037*** (-3.490)
中介变量		0.039** (2.410)		-0.012*** (-6.860)		-0.019** (-2.360)		0.033*** (7.900)
控制项	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	22 196	22 196	22 180	22 180	22 167	22 167	15 109	15 109
$\overline{R^2}$	0.122	0.243		0.244	0.172	0.243	0.178	0.113
索贝尔 Z 值		2.313**		4.461***		2.258**		4.909***

注:列(1)、列(3)、列(5)和列(7)的被解释变量依次为 *M21*、*M22*、*M31* 和 *M32*,列(2)、列(4)、列(6)和列(8)的被解释变量均为 *TM*。

(二)横截面分析

考虑到更为清晰的董事会非正式层级结构对管理层年报语调操纵的抑制效应还会因其他因素的影响而出现不同效果^[72],本文分别从董事会特质层面及企业特质层面分别选取相关因素以分组回归并附带组间系数差异检验的形式进行了横截面分析。

1. 董事会特质层面

本文将从董事长(或总经理)在董事会非正式层级中的地位、两职合一、董事会互动频率及董事会稳定程度等方面切入,并分析以上因素对董事会非正式层级抑制管理层操纵年报语调的差异化影响。各因素分组依据如下:在董事长(或总经理)非正式层级地位方面,按照董事长(或总经理)在董事会非正式层级排序中是否处于最高地位进行分组;在两职合一方面,按照董事长与总经理是否由同一人兼任进行分组;在董事会互动频率方面,按照企业每年召开董事会会议的次数是否大于同年度及行业平均值进行分组;在董事会稳定程度方面,借鉴现有研究^[73],利用计算高管团队稳定性的方法计算出各企业董事会稳定性的数值,然后再按照该数值是否大于同年度及行业平均值予以分组。

从表 9 与表 10 的检验结果看,更为清晰的董事会非正式层级结构对管理层年报语调操纵的抑制效应在董事长处于董事会非正式层级最高地位、总经理不处于董事会非正式层级最高地位、董事长与总经理不为同一人兼任、董事会互动频率更高及董事会稳定程度更强的样本组中更为明显。对于该结果可能的解释如下:

首先,董事长在正式层级中本来就处于有别于其他所有董事的相对高位,一旦其在非正式层级中也处于最高地位,董事会的权责合一性就会加强。因此董事长出于声誉性与权威性考虑^[13],便会在监督及治理手段上进一步提升董事会行使职权的效率。当总经理在董事会非正式层级中处于最高地位时,企业的治理结构可能会因为管理层的正式层级与董事会的非正式层级拥有同一最高领导者而导致董事会与管理层的边界模糊,进而弱化监督与制衡机制^[72,74],为管理层自利动机提供便利^[22];同理,当董事长与总经理为同一人兼任时,企业亦会囿于上述监督与制衡机制的缺失而致使管理层进一步滋生机会主义行为,从而导致管理层年报语调操纵程度增加。其次,当董事会存在非正式层级时,成员之间较高的互动频率在客观上有利于促进相关信息的共享与交换^[75],进而加快促成成员之间的合作并最终提升董事会发挥治理作用的能

力^[7,14,76]。不仅如此,相对稳定的董事会结构也意味着董事会成员对彼此之间的处事方式及相对地位差异比较了解,进而在客观上容易形成更加清晰的非正式层级关系^[14,77],并最终促使董事会更好地发挥治理与监督职能以约束管理层操纵年报文本语调的机会主义行为。

2. 企业特质层面

本文将从产权性质、审计机构、战略差异及环境不确定性等方面切入,并分析以上因素对董事会非正式层级抑制管理层操纵年报语调的差异化影响。各因素分组依据如下:在产权性质方面,按照企业是否为国有控股进行分组;在审计机构方面,按照年报是否经由“四大”会计师事务所提供审计进行分组;在战略差异方面,本文借鉴以往研究^[12],利用财务杠杆、管理成本等六项指标测算出企业相较于其所在行业的整体战略偏离值程度进行测度,然后再按照该数值是否大于同年度及行业平均值予以分组;在行业环境不确定性方面,本文先借鉴申慧慧等(2012)^[78]的方法来测算企业面临的行业环境不确定性,继而再按照该数值是否大于同年度及行业平均值予以分组。

从表 10 与表 11 的检验结果来看,更为清晰的董事会非正式层级结构对管理层操纵年报文本语调的抑制效应在非国有企业、非“四大”事务所审计年报、战略差异度更高及行业环境不确定性更低的样本组中更为明显。对该结果可能的解释如下:

首先,在产权性质方面,国有企业董事长及部分董事的任免权通常由政府部门主导,这意味着上述成员可能通过其官方背景的正式地位优势而在董事会中获得较为清晰的非正式层级地位排序^[8,72],继而使得原应由社会资本自发形成的董事会非正式层级的积极治理作用被削弱^[21]。其次,在审计机构方面,“四大”会计师事务所凭借其专业禀赋及声誉动机,往往会更容易识别管理层年报语调操纵,因此便可能削弱董事会非正式层级对管理层年报语调操纵的抑制作用。与此同时,在战略方面,由于战略差异度会在一定程度上扭曲企业年报信息^[79],进而产生负面影响,因此,董事会非正式层级对管理层操纵年报语调的抑制作用在战略差异度较大的企业中表现得更为明显。除此之外,在行业环境方面,尽管从理论上讲董事会非正式层级的积极治理作用应在企业面临更高不确定性时更为突出,并且现有研究亦通过经验数据证实了上述推断^[21,24]。但在实际情况中,面临行业环境不确定性更高,企业的董事会可能已经通过正式层级建立了配套的应对策略,因此董事会非正式层级对管理层年报语调操纵的抑制作用反而在面临行业环境不确定性更低的企业中更为明显。

表 9 横截面分析 I

变量	董事长是否处于 非正式层级最高地位		总经理是否处于 非正式层级最高地位		董事长与总经理 是否两职合一	
	否	是	否	是	否	是
BIH	-0.026 ** (-2.070)	-0.061 *** (-5.040)	-0.119 *** (-10.540)	-0.050 *** (-2.960)	-0.120 *** (-10.460)	-0.029 * (-1.760)
控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	11 220	10 976	16 476	5 720	16 906	5 290
$\overline{R^2}$	0.241	0.246	0.072	0.218	0.073	0.203
$P\ chi^2$	4.120 **		12.030 ***		21.180 ***	

表 10 横截面分析Ⅱ

变量	董事会互动频率		董事会稳定程度		产权性质	
	低	高	低	高	非国企	国企
<i>BIH</i>	-0.054 *** (-4.000)	-0.094 *** (-6.370)	-0.021 (-1.250)	-0.100 *** (-8.190)	-0.096 *** (-8.540)	-0.031 * (-1.770)
控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	12 527	9 223	7 326	14 424	12 816	9 380
$\overline{R^2}$	0.073	0.071	0.047	0.077	0.065	0.287
<i>P chi</i> ²	4.020 **		14.890 ***		9.640 ***	

表 11 横截面分析Ⅲ

变量	审计机构		企业战略差异化水平		行业环境不确定性	
	非四大	四大	低	高	低	高
<i>BIH</i>	-0.050 *** (-5.590)	0.064 * (1.660)	-0.036 *** (-3.650)	-0.077 *** (-4.120)	-0.116 *** (-9.350)	-0.031 ** (-2.170)
控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	20 839	1 357	16 105	6 091	13 482	8 714
$\overline{R^2}$	0.243	0.300	0.250	0.225	0.098	0.238
<i>P chi</i> ²	10.420 ***		3.970 **		20.130 ***	

七、研究结论及政策启示

本文收集并整理了 2010—2021 年中国 A 股非金融上市公司的数据,在相关理论的基础上,考察了董事会非正式层级对管理层年报语调操纵的影响,并对其中的作用机理进行了探析。研究结论主要有:第一,更为清晰的非正式层级有助于董事会高效地行使其治理与监督职能,从而对管理层年报语调操纵发挥抑制作用,且该结论在经过一系列稳健性检验后依然成立;第二,从作用路径上看,上述抑制作用还可能通过协调代理关系、增强披露意愿及扩大资源掌控等路径得以实现;第三,从横截面检验上看,上述抑制效应会因受到来自董事会特质层面及企业特质层面的一些不同因素影响而表现各异。

本文的政策启示有:其一,作为正式制度安排的补充,非正式制度安排及其形成的人际关系一向是企业中一股不可忽视的力量。尤其是在相对高权力距离、讲究层级秩序并注重人际关系的社会网络中,利用好董事会非正式层级的积极因素提升公司治理水平显得十分重要^[80]。因此,企业应对董事会成员的构成给予足够的重视,尤其要将引进具有丰富专业技术背景及社会资本的董事作为企业价值转化的前置任务。另外,尽管少数研究指出了董事会非正式层级在企业经营决策中可能带来的负面影响,但绝大多数研究还是对董事会非正式层级的存在与作用给予了更为积极的评价,因而本文的结论亦是对这些得出积极评价研究

的继承与发展延续。其二,从董事会非正式层级发挥积极作用的过程看,尽管基于社会资本而形成的地位崇拜与服从是其中不可或缺的动因,但相比之下,董事会成员之间如何利用各自独有的社会资本强化彼此合作、增加相互信任并最终形成高效决策才是通过非正式层级发挥积极治理与监督作用的核心所在。其三,从董事会与管理层的相互关系看,虽然从理论上讲董事会与管理层之间应保持相对独立性。但从企业长远发展及利益相关者共同权益的方面上讲,即便代理问题是现代公司制度下企业无法彻底排除的因素,然而在良性监督与制衡并减少内耗的前提下,通过进一步促进董事会与管理层之间的合作以共同为企业创造价值,亦是企业实现可持续发展的可行方向。

参考文献:

- [1] XU W H, QI D. Abnormal tone in management earnings forecast, media negative coverage, and insider trading[J]. *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, 2002, 29(4): 939-963.
- [2] 曾庆生,周波,张程,等.年报语调与内部人交易:“表里如一”还是“口是心非”?[J]. *管理世界*,2018,34(9):143-160.
- [3] HUANG X, TEOH S H, ZHANG Y L. Tone management[J]. *The Accounting Review*, 2014, 89(3): 1083-1113.
- [4] BROCKMAN P, CICON J E, LI X, et al. Words versus deeds: evidence from post-call manager trades[J]. *Financial Management*, 2017, 46(4): 965-994.
- [5] 鲍晓静,李亚超.党组织参与公司治理是否抑制了年报语调操纵行为?[J]. *财经论丛*,2021(6):67-77.
- [6] MAGEE J C, GALINSKY A D. Social hierarchy: the self-reinforcing nature of power and status[J]. *The Academy of Management Annals*, 2008, 2(1): 351-398.
- [7] 马连福,高源,杜博.隐性的秩序:董事会非正式层级研究述评及展望[J]. *外国经济与管理*,2019,41(4):111-125.
- [8] 武立东,薛坤坤,王凯.非正式层级对董事会决策过程的影响:政治行为还是程序理性[J]. *管理世界*,2018,34(11):80-92.
- [9] 谢永珍,张雅萌,张慧,等.董事会正式、非正式结构对董事会会议频率的影响——非正式沟通对董事会行为强度的调节作用[J]. *外国经济与管理*,2015,37(4):15-28.
- [10] 谢永珍,张雅萌,吴龙吟,等.董事地位差异、决策行为强度对民营上市公司财务绩效的影响研究[J]. *管理学报*,2017,14(12):1767-1776.
- [11] 李长娥,谢永珍.董事会权力层级、创新战略与民营企业成长[J]. *外国经济与管理*,2017,39(12):70-83.
- [12] 王凯,常维.董事会非正式层级如何影响公司战略变革?[J]. *首都经济贸易大学学报*,2018,20(3):87-94.
- [13] 刘振杰,顾亮,李维安.董事会非正式层级与公司违规[J]. *财贸研究*,2019,30(8):76-87.
- [14] 陈仕华,张瑞彬.董事会非正式层级对董事异议的影响[J]. *管理世界*,2020,36(10):95-111.
- [15] 张耀伟,陈世山,李维安.董事会非正式层级的绩效效应及其影响机制研究[J]. *管理科学*,2015,28(1):1-17.
- [16] 董斐然,谢永珍,曹琳君.董事会权力层级对企业价值的影响研究——企业使命的调节效应与战略选择的中介效应[J]. *东岳论丛*,2022,43(8):123-134.
- [17] 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*,2021,36(2):74-84.
- [18] 柳学信,曹成梓,孔晓旭.董事会非正式层级对企业 ESG 表现的影响——来自我国上市公司的经验证据[J]. *中国流通经济*,2024,38(3): 104-114.
- [19] 凌华,王璇.董事会非正式层级与企业金融化[J]. *审计与经济研究*,2023,38(5):119-127.
- [20] 王晓亮,邓可斌.董事会非正式层级会提升资本结构决策效率吗?[J]. *会计研究*,2020(8):77-90.
- [21] 薛坤坤,武立东,王凯.董事会非正式层级如何影响企业创新?——来自我国上市公司的经验证据[J]. *预测*,2021,40(3):25-31.
- [22] 袁天荣,王霞.董事会非正式层级与企业创新——关系契约理论视角[J]. *科技进步与对策*,2022,39(20):81-91.

- [23] 吕桁宇, 马春爱, 汤桐, 等. 董事会非正式层级、机会响应与企业创新效率[J]. 科技进步与对策, 2024, 41(5): 50-59.
- [24] 吴兴宇, 王满, 苏晨. 董事会非正式层级与企业债务融资[J]. 财务研究, 2022(2): 92-103.
- [25] 武立东, 江津, 王凯. 董事会成员地位差异、环境不确定性与企业投资行为[J]. 管理科学, 2016, 29(2): 52-65.
- [26] 叶玲, 管亚梅. 董事会隐性层级、公司投资行为及效率——基于我国 A 股上市公司的实证检验[J]. 财经理论与实践, 2016, 37(5): 43-49.
- [27] 曹赓, 薛坤坤. 董事地位差异、决策过程与公司投资效率[J]. 首都经济贸易大学学报, 2023, 25(6): 78-92.
- [28] 王华杰, 王克敏. 应计操纵与年报文本信息语气操纵研究[J]. 会计研究, 2018(4): 45-51.
- [29] 付文博, 曾皓. 非处罚性监管能约束管理层语调操纵吗——基于年报文本的经验证据[J]. 当代财经, 2022(3): 89-101.
- [30] 宋思淼, 刘淑莲, 李济含. 股权质押、控制权转移风险与年报语调操纵——基于年报文本分析的经验证据[J]. 金融评论, 2022, 14(4): 102-123.
- [31] 原东良, 郝盼盼, 马雨飞. 积极型还是防御型: 期望绩效反馈与年报印象管理策略——来自管理层语调向上操纵的证据[J]. 财贸研究, 2021, 32(7): 83-98.
- [32] 姜绍静, 彭以忱, 彭纪生. 绩效落差对企业年报异常积极语调的影响[J]. 管理学报, 2023, 20(2): 191-199.
- [33] 贺康, 万丽梅. 政治关联与管理层语调操纵——声誉约束观还是资源支持观? [J]. 中南财经政法大学学报, 2020(5): 17-27.
- [34] 王跃堂, 周洁. 媒体报道与 MD&A 语调操纵[J]. 安徽大学学报(哲学社会科学版), 2022, 46(3): 106-117.
- [35] 钟慧洁, 章欣然. 资本市场开放能否抑制管理层语调操纵? ——基于“陆港通”的准自然实验[J]. 南京审计大学学报, 2022, 19(6): 80-90.
- [36] 范合君, 王思雨. 财务报告问询函对年报文本语调的影响——基于沪深 A 股上市公司的经验数据[J]. 河南师范大学学报(哲学社会科学版), 2022, 49(1): 74-81.
- [37] 刘锦英, 徐海伟. 共同机构所有权对管理层年报语调操纵的影响研究[J]. 管理学报, 2023, 20(8): 1245-1253.
- [38] 陈良银. 行业竞争能抑制策略性文本信息披露吗——来自上市公司年报语调的经验证据[J]. 当代财经, 2020(12): 86-98.
- [39] 王俊领, 刘志远, 全晶晶. 公司战略激进度对管理层语调操纵的影响研究——基于融资需求和股权激励的分析[J]. 上海金融, 2023(1): 69-79.
- [40] 朱朝晖, 许文瀚. 上市公司年报语调操纵、非效率投资与盈余管理[J]. 审计与经济研究, 2018, 33(3): 63-72.
- [41] 范黎波, 尚铎. 管理层语调会影响慈善捐赠吗? ——基于上市公司“MD&A”文本分析的研究[J]. 经济与管理研究, 2020, 41(2): 112-126.
- [42] 林晚发, 赵仲匡, 宋敏. 管理层讨论与分析的语调操纵及其债券市场反应[J]. 管理世界, 2022, 38(1): 164-180.
- [43] D' AUGUSTA C, DEANGELIS M D. Does accounting conservatism discipline qualitative disclosure? Evidence from tone management in the MD&A [J]. Contemporary Accounting Research, 2020, 37(4): 2287-2318.
- [44] 周波, 张程, 曾庆生. 年报语调与股价崩盘风险——来自中国 A 股上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2019(11): 41-48.
- [45] 原东良, 李燕. 年报语调向上操纵与股价崩盘风险: 信息增量还是印象管理? [J]. 经济与管理研究, 2022, 43(12): 101-117.
- [46] 关鑫, 柴晨洁, 高闯. 董责险对企业非效率投资的抑制机理——基于监督与信号传递效应的共同中介作用[J]. 经济与管理研究, 2021, 42(12): 93-112.
- [47] DIEFENBACH T, SILLINCE J A A. Formal and informal hierarchy in different types of organization[J]. Organization Studies, 2011, 32(11): 1515-1537.
- [48] WESTPHAL J D, SHANI G. Psyched-up to suck-up: self-regulated cognition, interpersonal influence, and recommendations for board appointments in the corporate elite[J]. Academy of Management Journal, 2016, 59(2): 479-509.
- [49] SIMPSON B, WILLER R, RIDGEWAY C L. Status hierarchies and the organization of collective action[J]. Sociological Theory, 2012, 30(3): 149-166.
- [50] LEE J, PARK J. The impact of audit committee financial expertise on management discussion and analysis (MD&A) tone[J]. European Accounting Review, 2019, 28(1): 129-150.
- [51] 周卫华, 刘一霖. 管理者能力、企业数字化与内部控制质量[J]. 经济与管理研究, 2022, 43(5): 110-127.
- [52] LOUGHRAN T, MCDONALD B. When is a liability not a liability? Textual analysis, dictionaries, and 10-Ks[J]. The Journal of Finance, 2011, 66(1): 35-65.
- [53] VELTROP D B, MOLLEMAN E, HOOGHMISTRA R B H, et al. Who's the boss at the top? A micro-level analysis of director expertise, status and conformity within boards[J]. Journal of Management Studies, 2017, 54(7): 1079-1110.

- [54] 万良勇, 邓路, 郑小玲. 网络位置、独立董事治理与公司违规——基于部分可观测 Bivariate Probit 模型[J]. 系统工程理论与实践, 2014, 34(12): 3091-3102.
- [55] 董南雁, 梁巧妮, 林青. 管理层业绩预告策略与隐含资本成本[J]. 南开管理评论, 2017, 20(2): 45-57.
- [56] ADAMS R B, FERREIRA D. A theory of friendly board[J]. The Journal of Finance, 2007, 62(1): 217-250.
- [57] 张川, 娄祝坤, 詹丹碧. 政治关联、财务绩效与企业社会责任——来自中国化工行业上市公司的证据[J]. 管理评论, 2014, 26(1): 130-139.
- [58] 于蔚, 汪淼军, 金祥荣. 政治关联和融资约束: 信息效应与资源效应[J]. 经济研究, 2012, 47(9): 125-139.
- [59] 姜富伟, 胡逸驰, 黄楠. 央行货币政策报告文本信息、宏观经济与股票市场[J]. 金融研究, 2021(6): 95-113.
- [60] KAMDEM J S. A nice estimation of Gini index and power Pen's parade[J]. Economic Modelling, 2012, 29(4): 1299-1304.
- [61] 潘越, 翁若宇, 纪翔阁, 等. 宗族文化与家族企业治理的血缘情结[J]. 管理世界, 2019, 35(7): 116-135.
- [62] 孙文晶, 王明伟, 叶建华. 宗族文化与中国民营企业创新[J]. 山西财经大学学报, 2021, 43(7): 58-69.
- [63] 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.
- [64] 林乐, 谢德仁. 投资者会听话听音吗? ——基于管理层语调视角的实证研究[J]. 财经研究, 2016, 42(7): 28-39.
- [65] 谢德仁, 林乐. 管理层语调能预示公司未来业绩吗? ——基于我国上市公司年度业绩说明会的文本分析[J]. 会计研究, 2015(2): 20-27.
- [66] 叶康涛, 曹丰, 王化成. 内部控制信息披露能够降低股价崩盘风险吗? [J]. 金融研究, 2015(2): 192-206.
- [67] 胡楠, 薛付婧, 王昊楠. 管理者短视主义影响企业长期投资吗? ——基于文本分析和机器学习[J]. 管理世界, 2021, 37(5): 139-156.
- [68] 王新光. 管理者短视行为如何扭曲了实体企业资产配置——基于文本分析和机器学习的经验证据[J]. 当代经济管理, 2022, 44(10): 40-48.
- [69] 魏志华, 向雪漫, 谭琼瑶. 避税天堂直接投资、代理成本与投资效率[J]. 管理科学, 2023, 36(3): 100-115.
- [70] 周楷唐, 谢童. CFO 事务所经历与公司自愿信息披露——基于业绩预告的经验证据[J]. 南京审计大学学报, 2023, 20(6): 31-40.
- [71] 孙雪娇, 翟淑萍, 于苏. 柔性税收征管能否缓解企业融资约束——来自纳税信用评级披露自然实验的证据[J]. 中国工业经济, 2019(3): 81-99.
- [72] 张耀伟, 陈世山, 刘思琪. 董事会非正式层级与高管薪酬契约有效性[J]. 管理工程学报, 2020, 34(3): 83-96.
- [73] 张兆国, 曹丹婷, 张弛. 高管团队稳定性会影响企业技术创新绩效吗——基于薪酬激励和社会关系的调节作用研究[J]. 会计研究, 2018(12): 48-55.
- [74] KOLASINSKI A C, LI X. Can strong boards and trading their own firm's stock help CEOs make better decisions? Evidence from acquisitions by overconfident CEOs[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2013, 48(4): 1173-1206.
- [75] CHOU H I, CHUNG H M, YIN X K. Attendance of board meetings and company performance: evidence from Taiwan[J]. Journal of Banking & Finance, 2013, 37(11): 4157-4171.
- [76] TUGGLE C S, SCHNATTERLY K, JOHNSON R A. Attention patterns in the boardroom: how board composition and processes affect discussion of entrepreneurial issues[J]. Academy of Management Journal, 2010, 53(3): 550-571.
- [77] HE J Y, HUANG Z. Board informal hierarchy and firm financial performance: exploring a tacit structure guiding boardroom interactions[J]. Academy of Management Journal, 2011, 54(6): 1119-1139.
- [78] 申慧慧, 于鹏, 吴联生. 国有股权、环境不确定性与投资效率[J]. 经济研究, 2012, 47(7): 113-126.
- [79] 罗忠莲, 田兆丰. 上市公司战略差异度、高质量审计与会计信息可比性[J]. 山西财经大学学报, 2018, 40(8): 109-124.
- [80] ESTRIN S, PREVEZER M. The role of informal institutions in corporate governance: Brazil, Russia, India, and China compared[J]. Asia Pacific Journal of Management, 2011, 28(1): 41-67.

How does Board Informal Hierarchy Influence Management's Manipulation of Annual Report Tone?

HE Hong¹, XIONG Jian¹, SHI Luhan²

(1. Capital University of Economics and Business, Beijing 100070;

2. Henan University of Economics and Law, Zhengzhou 450046)

Abstract: Board informal hierarchy (BIH) is an important implicit feature of the board's role in monitoring and governance. However, there is still a scarcity of research investigating its impact on management's disclosure of textual information. Based on the principal-agent theory, this paper specifically examines the impact of BIH on management's manipulation of annual report tone and analyzes the underlying mechanisms. Subsequently, this paper conducts a series of empirical tests on the collected and organized empirical data of A-share non-financial listed companies in China from 2010 to 2021. The findings are as follows.

Firstly, clearer BIH helps boards to efficiently fulfill their governance and supervisory roles, thus inhibiting management's manipulation of annual report tone. This conclusion still holds after a series of endogeneity and robustness tests.

Secondly, in terms of the influence mechanism, the above inhibitory effect can play a role through the following ways: coordinating the agency relationship, such as strengthening communication and coordination, overcoming managers' myopia, and reducing agency costs; enhancing the willingness to disclose information timely and releasing earnings preannouncement; and expanding the control of resources, such as allocating financial resources and alleviating financing constraints.

Finally, the cross-sectional tests show that the above inhibitory effect varies due to a series of factors at the board trait level and the firm trait level. Specifically, at the board trait level, the inhibitory effect is more pronounced in sample groups where the chairperson is at the top of BIH, the general manager is not at the top of BIH, the chairperson does not concurrently serve as the general manager, there is a higher frequency of board interactions, or the board exhibits greater stability. At the firm trait level, the inhibitory effect is more significant in sample groups comprising non-state-owned enterprises and those with annual reports audited by non-Big 4 firms, higher levels of strategic diversification, or lower levels of uncertainty in the industrial environment.

In summary, this paper clarifies the reasons for the formation of BIH through relevant theories and further expands the research on BIH's positive role in governing corporate textual information disclosure methods. At the same time, it also provides an incremental perspective from a board's governance standpoint on how to regulate the appropriate utilization of tone and wording by management when preparing and disclosing non-digitalized and standardized textual information.

Keywords: board informal hierarchy; annual report text; management's manipulation of annual report tone; disclosure of text information; board governance

责任编辑:李 叶