

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20221018.201

## 媒体背景董秘有助于减少财务重述吗?

赵群<sup>1</sup>, 陈宁<sup>2</sup>, 方军雄<sup>1</sup>

(1. 浙江财经大学会计学院, 浙江杭州 310018; 2. 复旦大学管理学院, 上海 200433)

**摘要:** 董事会秘书(下文简称为董秘)作为连接上市公司与外部利益相关者的沟通桥梁,信息披露和投资者关系管理是董秘重要的职能,根据高阶理论,董秘职责的履行会受到其背景特征的影响。鉴于财务重述作为公司修正前期财务报告的过程,具有严重的负面经济后果,本文考察了拥有媒体从业背景的董秘是否可以减少企业的财务重述行为。研究发现,当公司的董秘拥有媒体从业背景时,公司的财务重述行为显著更少。在一系列稳健检验和考虑内生性的影响之后,上述发现仍然成立。进一步研究发现,媒体背景董秘增加新闻媒体对公司的报道及提高管理层自愿性信息披露准确性是两个可能的影响渠道。最后,资本市场利益相关者对此做出了积极的反应,具体地,媒体背景的董秘其所属公司的估值更高,股权和债权融资成本更低。研究表明,媒体行业所特有的职业特点会促使媒体人在担任公司董秘时依然遵从独立公正的操守,在信息披露中发挥重要作用。

**关键词:** 财务重述;董秘;职业背景;媒体背景

**中图分类号:** F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2023)07-0106-17

### 一、引言

信息是资本市场运行的基石,上市公司作为信息的主要提供者,其信息披露质量直接影响资本市场的整体信息环境,进而很大程度上影响着资本市场的资源配置效率(Akerlof, 1978)。因此,各国监管部门都在致力于改善会计信息质量。但20世纪90年代以来,世界各国上市公司财务重述现象日趋普遍且呈现长期增长的趋势(何威风和刘启亮, 2010),具体到本文研究样本,从图1可以看出,从2001年的75起持续上升到2018年的382起<sup>①</sup>。财务重述是上市公司修正前期财务报告不规范和差错的过程(何威风和刘启亮, 2010),财务重述意味着会计信息质量较低,会导致诸如公司股价下跌、融资成本上升、法律风险提高等严重负面经济后果(Dechow等, 1996; Palmrose等, 2004; Graham等, 2008),最终严重损害资本市场的资源配置效率。自然地,对

收稿日期: 2022-05-08

基金项目: 国家自然科学基金项目(71872048)

作者简介: 赵群(1998—),女,浙江财经大学会计学院硕士研究生;

陈宁(1995—),女,复旦大学管理学院博士研究生(通讯作者, 20110690020@fudan.edu.cn);

方军雄(1974—),男,浙江财经大学会计学院教授,博士。

<sup>①</sup>财务错报发生到财务重述通常持续的时间在2至3年,因此,这可能导致2019年和2020年曝出的财务重述事件有所减少。

财务重述成因的探究及如何有效防范、抑制财务重述成为监管部门和学者共同关注的重要话题(Beasley, 1996; 何威风和刘启亮, 2010; 何慧华和方军雄, 2021)。现有文献通常从内部治理和外部治理因素两方面展开研究, 然而现有文献很少关注上述内外部治理机制的结合点、信息披露环境的中介、上市公司信息发布者——董事会秘书在财务重述中可能发挥的作用。

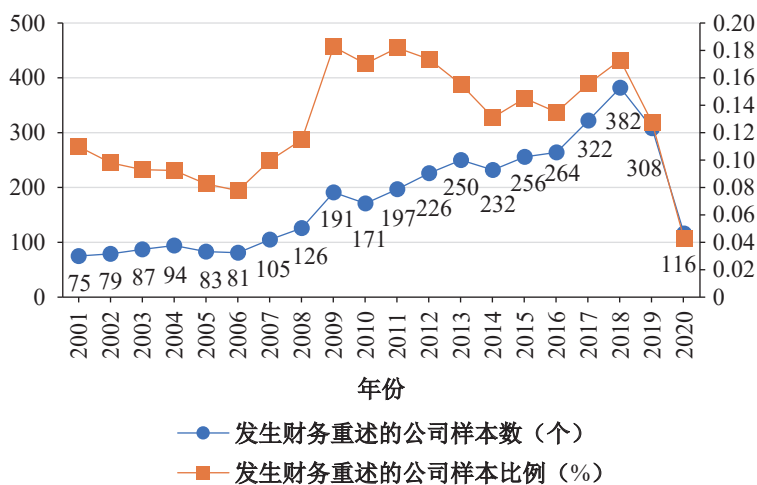


图1 中国资本市场财务重述年度趋势

与美国市场自愿设置董秘不同(Chapman等, 2019), 中国上市公司依规必须设立董秘。按照2005年修订的《公司法》, 董秘的主要职责在于协调公司与投资者之间信息交流, 起到双向沟通的作用(Chapman等, 2019)。基于美国上市公司董秘(investor relation officer)的调研发现, 董秘是公司内外信息交流的重要通道和守门人, 他们不仅直接决定信息披露的内容和范围, 还影响内外部人员之间的交流(Brown等, 2019)。实证研究发现, 勤勉尽责的董秘有助于公司信息披露质量的改善(周开国等, 2011), 使得信息更便于投资者和分析师的解读与利用(Chapman, 2019)。随后的研究从董秘的个人特征出发, 探究性别、任期、学历和兼任情况等因素可能发挥的作用(周开国等, 2011; 毛新述等, 2013; 林长泉等, 2016)。董秘在上市公司对外信息交流过程中的关键作用意味着该职位需具备较高的专业性, 因此职业素养和职业背景对董秘作用的发挥具有重要影响(姜付秀等, 2016)。毛新述等(2013)发现, 兼任财务总监的董秘其所在公司的信息越透明, 信息效率越高; 姜付秀等(2016)同样发现, 财务背景的董秘所在企业的盈余信息含量更高, 进而降低企业融资成本。上述研究关注到财务背景在董秘信息披露中的作用, 但是影响董秘信息披露的另一重要因素——独立客观的职业操守和富有成效的沟通协调能力却被忽视(毛新述等, 2013)。本文考察的是董秘的职业道德与交流沟通能力对董秘职责履行效果的影响, 具体地, 本文探究董秘是否具有媒体从业背景对企业财务重述的影响。

我们认为, 媒体从业背景会使董秘具有较高的独立公正操守, 拥有良好协调沟通能力, 媒体职业印记有助于有效地抑制各类机会主义盈余管理和信息披露行为, 并且赋予董秘独特的媒体资源以增强他们应对大股东和高管施压的能力, 对大股东和高管的自利行为形成威慑, 最终减少财务重述的发生。基于此, 本文选取2001—2020年沪深两市所有非金融类上市公司作为研究样本, 检验了媒体背景董秘与公司财务重述之间的关系。研究发现, 当公司董秘拥有媒体从业背景时, 公司的财务重述行为显著更少。在进行一系列稳健检验和考虑内生性问题的影响后, 上述发现仍然成立。进一步研究发现, 媒体背景董秘增加新闻媒体对公司的报道及提高管理层自愿性信息披露准确性是两个可能的影响渠道。最后, 资本市场利益相关者对此做出积极反应, 具体地, 媒体背景的董秘其所属公司的估值更高, 股权和债权融资成本更低。

本文可能的研究贡献如下:第一,本文补充了董秘职业背景对公司信息披露影响的相关文献,同时也拓展了高层梯队理论领域的相关研究。董秘作为上市公司高管,是连接上市公司和外部利益相关者的桥梁,其职责践行的效率和效果能够直接影响上市企业的信息披露质量,倘若董秘在履行相关信息披露义务时失职,甚至可能招致监管部门的行政与法律处罚。现有文献探究董秘在公司信息披露实践中的重要作用,主要聚焦董秘的个人特征,如性别、任期、学历等对公司信息披露质量的影响(周开国等,2011;林长泉等,2016),而有关董秘职业经历的研究则相对较少。毛新述等(2013)和姜付秀等(2016)探究了与董秘职责相关的财务从业背景因素,本文关注的则是与董秘职责相关的媒体从业背景对董秘职能发挥的影响。在全世界范围内,中立性和公正性是新闻媒体从业者所必备的基本职业素养,也是媒体公信力和公众信任度的基石(Boudana,2016)。根据高层梯队理论,公司高管早期职业经历会塑造个体管理风格,进而影响其管理决策(Dittmar和Duchin,2016)。与董秘的财务职业专长发挥作用的机制不同,本文研究发现具有媒体从业背景的董秘有助于增强媒体在监督管理层隐瞒坏消息中的作用,最终改善公司信息披露质量,从董秘媒体经历的角度丰富了高层梯队理论的研究领域和相关文献。

第二,本文丰富了财务重述影响因素的文献研究。资本市场是信息驱动的市场,上市公司披露的财务报告质量会直接影响投资者的决策,进而影响资本市场的整体资源配置效率。财务重述影响因素的研究是学术界关注的重要话题(Beasley,1996;何威风和刘启亮,2010;何慧华和方军雄,2021)。现有文献从内部治理和外部治理因素这两个方面展开研究(王俊秋和张奇峰,2010;戴亦一等,2011;杨清香等,2015;张璇等,2016),而直接考察信息披露者自身在信息披露、传递和沟通方面发挥作用的文献亟待丰富。关注公司内部信息披露者在公司财务质量中作用的现有实证研究通常集中于董事长、总经理和独立董事等高管角色,而董秘作为高管的治理作用却未能得到充分关注。因此,我们从内外部治理机制的结合点——董秘的视角研究媒体从业背景董秘对财务重述风险的缓解作用。在我国,董秘对外负责上市公司信息披露和投资者关系管理,对内负责股权事务管理、公司治理、股权投资、筹备董事会和股东大会等事宜,以保障上市公司的规范运作,是公司内外部联系和治理的重要中间角色。但是有研究者指出《公司法》仅仅是认可董秘的高管地位,却未能对董秘的权力作出明确制度安排(刘美玉和赵侠,2014),董秘在履行对公司信息披露违法违规行为方面的监督职责有效性仍需实证证据,本文的研究则从董秘媒体经历这一崭新视角出发,不仅补充完善了财务重述影响因素的相关文献研究,还有效证实了董秘在上市公司监督和治理中的重要作用。

第三,本文的研究结论在实践层面上也具有一定的政策启发意义。本文研究发现曾作为媒体人身份的董秘有助于减少财务重述,改善信息披露质量,因此上市公司治理质量改善不仅需要企业重视并发挥董秘制度的积极作用,在聘用董秘时还应进一步考察董秘的职业背景和从业经验,发掘并利用董秘所具备的累积势能,以更好地耦合过往职业背景与当下董秘职责间的交叉点,推动上市公司整体信息环境质量的提升。

## 二、文献回顾、理论分析与研究假说

### (一)财务重述的影响因素

企业财务重述现象的发生不仅反映出公司治理的缺陷,重述之前的会计信息更是会误导投资者决策,进而损害资本市场的资源配置效率。研究发现,财务重述会引起上市公司短期和长期的负面市场反应、引发法律诉讼和赔偿风险、提高公司资本成本(Dechow等,1996;Palmrose等,2004;Graham等,2008),因此企业不得不付出高昂的代价以修复声誉(Farber,2005)。探究财务重述现象频发的原因,便无法绕开有关财务操纵动机和机会的各类因素,避免

亏损、达到再融资条件、大股东利益侵占、高管薪酬自利等因素都已被文献所证实(Dechow等, 1996;何威风和刘启亮, 2010)。

在探究抑制财务重述现象的研究中,有部分研究从公司董事会结构、独立董事特征、高管背景特征等内部治理要素出发,发现趋于完善的内部治理机制能显著减少企业财务重述(Beasley, 1996;Farber, 2005;何威风和刘启亮, 2010;窦欢等, 2021)。在外部治理因素方面,主动寻求高质量的外部审计和董事高管责任险所引入的保险公司外部监督都能有效减少公司财务重述行为(杨清香等, 2015;袁蓉丽等, 2018)。此外,诸如市场卖空机制的引入、媒体监督、政府干预和中小投资者保护中心等第三方的介入这一系列外部治理机制也能有效抑制财务重述现象的频发(王俊秋和张奇峰, 2010;戴亦一等, 2011;张璇等, 2016;何慧华和方军雄, 2021)。但是,董秘作为上市公司对外信息披露的直接沟通者,在塑造企业信息环境中的作用举足轻重,其专业背景、沟通协调能力、职业操守甚至情感状态等都有可能影响投资者的决策(毛新述等, 2013),现有文献却极少关注其在财务重述中可能发挥的作用。

## (二)董秘与企业信息披露

根据2006年1月1日起生效的《公司法》,董秘作为上市公司的高级管理人员,其具体职责也在交易所发布的相关制度中不断得到确认和固化。在2022年1月修订的《股票上市规则》所规定的董秘九项职责中,再次强调董秘“负责公司信息披露事务,协调公司信息披露工作,组织制定公司信息披露事务管理制度,督促公司及相关信息披露义务人遵守信息披露相关规定”和“负责投资者关系管理,协调公司与证券监管机构、投资者及实际控制人、中介机构、媒体等之间的信息沟通”的两项重要职责。如今,董秘在上市公司治理和信息披露质量中的重要作用也已经得到监管部门、业界和投资者的广泛认可(姜付秀等, 2016)。

总体而言,在信息爆炸式增长的年代,勤勉尽责的董秘能显著提升公司信息披露的质量(周开国等, 2011),有助于缓解信息过载的负面效应,进而促进投资者和分析师对企业公开信息的解读和利用(Chapman等, 2019)。根据高阶理论,高管的行为会受到个人特征的影响,因此随后有研究沿着董秘的个体特征展开,例如,林长泉等(2016)发现女性董秘所在公司信息披露质量更低。结合董秘职责所需的高专业性,董秘的职业素养和职业背景也会对董秘作用的发挥产生重要影响:姜付秀等(2016)发现,财务背景的董秘所在企业的盈余信息含量更高,进而带来更低的融资成本。与上述关注财务背景在董秘信息披露中作用的研究不同,本文考察的是媒体从业背景对董秘信息披露的影响。本文认为,董秘独立客观的职业操守和富有成效的沟通协调能力也是影响董秘信息披露的重要因素(毛新述等, 2013)。此外,根据现有法规关于董秘的任职资格要求,董秘应具备财务审计、金融投资等方面的工作经验(姜付秀等, 2016),实证研究中以是否具有财务背景划分董秘类别存在诸多争议。与此不同,本文以是否具有媒体从业背景划分董秘则较少受到上述变量刻画的负面影响。

## (三)媒体背景董秘与企业财务重述

一方面,董秘是影响公司信息披露质量的重要角色。财务重述是会计信息披露失真和扭曲的结果,往往源自大股东和高管的机会主义行为,而作为连接上市公司内部信息和财务报表外部使用者的信息发布者——董秘对上市公司信息披露显然具有直接影响。现有学者发现董秘能影响公司盈余信息质量、信息含量和信息效率(周开国等, 2011;毛新述等, 2013;姜付秀等, 2016)。2006年起实施的《公司法》增设的专节补充了董秘职责的相关规定,首次从法律层面上明确了董秘在上市公司信息披露中的作用,2022年新修订的《股票上市规则》也规定负责公司信息披露并协调公司与投资者间关系是董秘的两大重要职责。因此,若董秘依法履行职责,在保证公司信息披露的真实性、完整性与准确性的过程中,将能对公司的会计政策和财务处理形

成更为全面和深刻的理解,深入有效地分析财务数据背后隐含的真实经济意义和企业经营状况,及时发现公司财务报表中可能存在的差错与偏误,并通过与财务部门的及时沟通和调整,改善公司信息传递过程与效率(姜付秀等,2016),进而提高财务信息披露的准确性,降低财务重述发生的可能性。

另一方面,新闻媒体作为信息传播的重要中介,董秘的媒体从业背景可能会进一步强化董秘对公司财务重述的影响。媒体从业背景会通过烙印效应、声誉机制和威慑作用促使董秘遵从独立公正操守,借助增加新闻媒体对公司的报道、提高管理层自愿性信息披露准确性的路径协调内外部沟通交流,强化媒体背景董秘在涉及会计信息违规披露时的监督和约束作用,进而减少公司财务重述的风险。具体地,本文分析如下。

首先,过往经历会对个人人格特征的形成产生重大影响(Higgins,2005),个体会由此被打上烙印并形成特有的思维框架和行为模式,即使环境发生改变,这些人格特征也会被保留下来并持续发挥作用(Marquis和Tilcsik,2013)。媒体行业是少数拥有基于职业道德之上职业精神的行业(王亦高和房建硕,2015),从业者以合理的新闻手段为中介,尽可能满足社会大众合理的新闻需要,实现大众的知情权,为社会的公众利益和良性运行服务,追求真实、客观、责任感、同情心,这不仅是媒体人的理想之所在,更是媒体人的责任之所在。根据高层梯队理论,管理者早期职业经历可以塑造其管理风格,进而影响管理者的行为决策(Dittmar和Duchin,2016),上述媒体行业所形成的职业烙印驱使担任董秘的前媒体人在履行职责时会遵循媒体人的职业规范来从事公司信息披露和投资者关系管理,及时掌握公司内外部信息和舆情,高效完成信息收集与协调工作,保持对市场、股东和监管层的敬畏,真实准确地完成信息披露,进而降低财务重述风险。

同时,媒体人作为“无冕之王”和“社会良心”的社会监督者这一形象深入人心(赵云泽等,2014),广受社会的认可、赞誉与期待,加之媒体人的强烈职业认同感,使得媒体从业人格格外注重个人声誉。此外,若董秘未能规范地对外进行公司信息披露,也未采取实质监督措施,将承担相应的行政和法律处罚。以2020年獐子岛公司财务造假案为例,证监会认为公司董秘孙福君涉及信息披露违规行为,并且未对公司财务披露和财务报告过程实施有效监督、持续关注与求证核实,根据《中国证监会行政处罚决定书(獐子岛集团股份有限公司、吴厚刚等16名责任人员)》<sup>①</sup>和《中国证监会市场禁入决定书(吴厚刚、梁峻、勾荣、孙福君)》<sup>②</sup>,最终对公司董秘孙福君处以20万元行政处罚和5年证券市场禁入措施。可见,董秘既有职责也有动机降低公司财务重述风险。因此,媒体人强有力的个人声誉机制会驱使董秘在履职时更关注投资者和社会公众利益,客观及时地披露信息,从而减少财务重述风险。

其次,媒体从业背景赋予董秘独特的媒体资源,增强其应对大股东和高管自利动机下施压的能力。媒体背景的董秘因其媒体从业经历而掌握提高事件曝光度的媒体资源和应对经验(刘维奇等,2019),他们会充分利用媒体的跟踪报道和持续关注及时揭露上市公司隐藏的负面消息并广而告之,通过增加新闻媒体报道对公司施加影响(李培功和沈艺峰,2010),从而对大股东和高管形成威慑作用,减少大股东和高管的机会主义行为,进而提高公司自愿性信息披露的质量和准确性,最终减少财务重述风险。

最后,媒体从业背景的董秘所具备的上述信息传播优势和与新闻媒体的社会关系也可能是一把双刃剑。媒体从业背景赋予当事人更强的信息披露管理能力,但是董秘在高管身份下的个人利益却可能与其他公司内部管理者趋同,若其丧失独立公正的立场转而与大股东和其他高管合谋,上述媒体从业背景的资源优势会提升他们粉饰业绩、掩盖坏消息的能力,通过形成

<sup>①</sup>资料来源:<http://www.csrc.gov.cn/csrc/c101928/c1042334/content.shtml>。

<sup>②</sup>资料来源:<http://www.csrc.gov.cn/csrc/c101927/c1042025/content.shtml>。

媒体与企业间的互利关系(如醋卫华和李培功,2015),更为便利地操纵媒体进而导致财务重述风险的上升。具体而言,媒体从业背景的董秘所拥有的丰富媒体资源与网络关系、卓越的沟通技巧与知识使其更有能力进行选择性的信息披露,更有利于企业美化公司经营情况、隐瞒负面消息,降低企业发生负面事件时的媒体曝光度。已有研究确实发现有媒体背景的董秘或董事会成员可以帮助公司获得更多的正面新闻报道,而较少地受到负面新闻报道(Gurun,2020)。如果媒体背景的董秘在决定信息披露问题时将私人利益置于外部投资者利益之上,我们预计媒体背景董秘将与更高的财务重述风险相关联。

综上所述,仅从理论层面难以断定具有媒体从业背景的董秘对公司信息披露究竟是负面影响还是正面影响占据主导地位,因此,媒体背景董秘能否缓解财务重述风险仍是一个有待实证检验的有趣话题。具体地,本文提出如下待检验的竞争性假说:

假说1:在其他条件一定的情况下,媒体背景董秘所在公司的财务重述风险更小。

假说2:在其他条件一定的情况下,媒体背景董秘所在公司的财务重述风险更大。

### 三、研究设计与数据来源

#### (一)研究模型

借鉴已有文献(何慧华和方军雄,2021),我们采用如下回归模型检验媒体背景董秘对财务重述的影响:

$$\begin{aligned} LOGIT(RESTATE) = & \alpha_0 + \alpha_1 \times MEDIA_{IR} + \alpha_2 \times CONTROLS + \sum YEAR \\ & + \sum INDUSTRY + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

其中,被解释变量为财务重述(*RESTATE*)。参考现有文献(Dechow,2010;张璇等,2016),公司当年年报涉及重大会计差错而在以后年度发生重述的,取值为1,否则为0。此外,我们还用财务舞弊(*FRAUD*)作为稳健性检验,在上市公司重大会计差错变更原始文件材料中搜索“欺诈”“违法”“处罚”“造假”“虚假”等,若出现上述关键词,取值为1,否则为0。*MEDIA\_IR*为哑变量,若该企业董秘具有媒体背景取1,否则为0。

同时,我们借鉴过往研究(程书强,2006;高雷和张杰,2008;姚颐和刘志远,2011),纳入如下控制变量(*CONTROLS*):(1)公司特征层面:企业规模(*LNTA*)、市账比(*MB*)、股权集中度(*OWNERSHIP*)、产权性质(*PRIVATE*)、上市年限(*AGE*)、审计任期(*TENURE*);(2)财务指标:资产负债率(*LEV*)、总资产报酬率(*ROA*)、销售增长率(*SALEGROWTH*);(3)其他控制变量:并购(*M&A*)、再融资(*SEO*)、交叉上市(*BH*)、市场化程度(*MINDEX*)、审计意见(*MAO*)、是否“八大”审计(*BIG*)。具体定义见表1。

#### (二)样本选择与描述性统计

鉴于2000年12月颁布并于2001年实施《企业会计制度》,我们选取2001—2020年沪深两市所有非金融类上市公司作为研究样本,然后根据以下标准剔除部分观测值:(1)金融类公司;(2)纯B股公司;(3)ST公司;(4)相关变量缺失的样本。最后得到28593条公司—年度观测值。上市公司财务数据来自CSMAR数据库<sup>①</sup>。我们对连续变量按照1%的标准进行缩尾处理,并在所有回归中对标准误进行公司维度的聚类处理。本文通过CSMAR、新浪和百度搜索得到的董秘个人简历来判断董秘媒体从业背景,具体地,若该董秘曾经从事过如下职业或者担任过以下职务我们就将其界定为媒体背景董秘:新闻、媒体、传播、广播电台、记者、主持人、主编等工作或者职务。

<sup>①</sup>被解释变量从“国泰安数据库—公司研究系列—财务报表附注—公司基本信息—重大会计差错变更”中获得,会计政策、会计估计变更不纳入研究范围,只纳入重大会计差错中影响当年净利润(不包括调整盈余公积、未分配利润)的事项。

表1 变量定义表

变量类别	变量	定义
被解释变量	<i>RESTATE</i>	公司当年年报涉及重大会计差错而在以后年度发生重述,取值为1,否则取0
	<i>FRAUD</i>	公司当年年报涉及财务舞弊行为而在以后年度被证监会处罚,取值为1,否则取0
解释变量	<i>MEDIA_IR</i>	哑变量,若该企业董秘背景为媒体则取1,否则为0
控制变量	<i>LNTA</i>	公司年末总资产的自然对数
	<i>LEV</i>	公司总资产除以总负债
	<i>ROA</i>	净利润除以总资产
	<i>SALEGROWTH</i>	销售增长率
	<i>MB</i>	市值除以公司股东权益账面价值
	<i>M&amp;A</i>	上市公司发生并购事件,取值为1,否则取0
	<i>SEO</i>	上市公司进行再融资,取值为1,否则取0
	<i>BH</i>	上市公司同时发行B股或者H股的,取值为1,否则取0
	<i>PRIVATE</i>	公司是民营企业的,取值为1,否则取0
	<i>OWNERSHIP</i>	控股股东持股比例
	<i>AGE</i>	公司的上市年限的自然对数
	<i>MINDEX</i>	基于离差标准化的樊纲市场化指数
	<i>MAO</i>	公司年度审计报告为非标准审计报告,取值为1,否则取0
	<i>BIG</i>	如果公司是由前八大会计师事务所审计的,取值为1,否则取0
	<i>TENURE</i>	审计任期

表2的Panel A列示的是媒体背景董秘在各年度的分布情况。我们发现媒体背景董秘人数呈现逐年增长的趋势,从2001年的9人上升到2020年的86人,媒体背景董秘比例在2009年达到高峰后稳定在3%左右。表2的Panel B列示的是主要研究变量的描述性统计结果,财务重述(*RESTATE*)的平均值约为0.127,*FRAUD*均值为0.110,51%的样本为民营企业。

表2 描述性统计

Panel A 媒体背景董秘的年度分布			
年份	媒体背景董秘人数	上市公司数	媒体背景董秘占比
2001	9	683	1.32%
2002	7	806	0.87%
2003	10	936	1.07%
2004	12	1017	1.18%
2005	18	1005	1.79%
2006	38	1043	3.64%
2007	46	1053	4.37%
2008	50	1097	4.56%
2009	49	1046	4.68%
2010	47	1004	4.68%
2011	45	1083	4.16%
2012	46	1302	3.53%
2013	50	1610	3.11%
2014	58	1770	3.28%
2015	60	1765	3.40%
2016	58	1956	2.97%
2017	62	2068	3.00%
2018	71	2208	3.22%
2019	80	2417	3.31%
2020	86	2724	3.16%
合计	902	28593	3.15%

表2 (续)

Panel B 描述性统计						
变量	均值	标准差	P25	中位数	P75	观测值
RESTATE	0.127	0.334	0.000	0.000	0.000	28 593
FRAUD	0.110	0.313	0.000	0.000	0.000	28 593
MEDIA_IR	0.032	0.175	0.000	0.000	0.000	28 593
LNTA	21.940	1.228	21.090	21.810	22.650	28 593
LEV	0.487	0.215	0.329	0.487	0.635	28 593
ROA	0.039	0.055	0.013	0.038	0.067	28 593
SALEGROWTH	0.183	0.568	-0.054	0.091	0.266	28 593
MB	3.344	3.430	1.567	2.457	3.959	28 593
M&A	0.499	0.500	0.000	0.000	1.000	28 593
SEO	0.075	0.264	0.000	0.000	0.000	28 593
BH	0.067	0.249	0.000	0.000	0.000	28 593
PRIVATE	0.510	0.500	0.000	1.000	1.000	28 593
OWNERSHIP	0.359	0.157	0.239	0.333	0.470	28 593
AGE	2.337	0.551	1.946	2.398	2.773	28 593
MINDEX	0.714	0.294	0.556	0.778	1.000	28 593
MAO	0.072	0.258	0.000	0.000	0.000	28 593
BIG	0.294	0.455	0.000	0.000	1.000	28 593
TENURE	7.042	4.757	3.000	6.000	10.000	28 593

表3单变量检验结果显示,无论用RESTATE还是FRAUD来衡量财务重述,媒体背景董秘所在公司的财务重述风险都显著低于非媒体背景董秘所在公司。此外,媒体背景董秘所在公司的规模(LNTA)更大,资产负债率(LEV)相对更低,经营业绩(ROA)更好,公司成长性(MB)更高。

表3 单变量检验结果

	MEDIA_IR=0		MEDIA_IR=1		T-test	Wilcoxon test
	均值	中位数	均值	中位数	t值	z值
RESTATE	0.128	0.000	0.101	0.000	2.434***	3.214***
FRAUD	0.111	0.000	0.075	0.000	3.388***	3.387***
LNTA	21.940	21.810	22.110	21.980	-4.281***	-3.976***
LEV	0.488	0.488	0.462	0.457	3.545***	3.540***
ROA	0.038	0.038	0.048	0.040	-4.973***	-2.891***
SALEGROWTH	0.183	0.091	0.170	0.097	0.713	-0.505
MB	3.325	2.455	3.909	2.521	-5.033**	-2.736***
M&A	0.499	0.000	0.511	1.000	-0.744	0.744
SEO	0.075	0.000	0.078	0.000	0.263	-0.263
BH	0.067	0.000	0.064	0.000	0.284	0.284
PRIVATE	0.510	1.000	0.520	1.000	0.581	-0.581
OWNERSHIP	0.359	0.333	0.355	0.332	0.815	0.627
AGE	2.336	2.398	2.353	2.398	-0.918	-0.929
MINDEX	0.714	0.778	0.727	0.833	-1.383*	-0.821
MAO	0.072	0.000	0.058	0.000	1.670**	1.670*
BIG	0.294	0.000	0.294	0.000	-0.008	-0.008
TENURE	7.039	6.000	7.142	7.000	-0.641	-1.318

#### 四、实证结果与分析

##### (一)基本实证结果与分析

表4报告了媒体背景董秘对上市公司财务重述影响的回归结果。表4第(1)和(2)列分别是因变量为RESTATE和FRAUD的回归结果, MEDIA\_IR回归系数均显著为负,这表明聘用媒体背



景董秘的公司财务重述行为显著更少,支持本文的假说1。

### (二)稳健性检验和内生性检验

上述发现可能受到诸如遗漏变量和自选择偏误等内生性问题的影响,为此,我们进行一系列稳健性测试。首先,聘用媒体背景董秘的公司与无媒体背景董秘的公司可能在公司特征方面存在固有差异,我们采用倾向得分匹配法(PSM)重新构建回归样本进行检验。具体地,我们以*MEDIA\_IR*作为被解释变量,选取模型(1)中控制变量作为匹配变量进行1:1匹配。匹配后如表5的Panel A所示,各公司特征变量在匹配后的实验组和控制组之间已无显著差异。表5的Panel B报告PSM匹配后的回归结果,变量*MEDIA\_IR*仍然显著为负,结果稳健。

其次,上述发现还可能受到自选择的影响,即选聘媒体背景人士担任董秘的公司样本并非随机分布。对此,我们采用通行的Heckman两阶段模型进行稳健检验。我们参考黄海杰等(2016)的做法,在第一阶段采用所在城市是否有985高校(*SCHOOL\_985*)这一虚拟变量作为工具变量,并将计算得到的逆米尔斯比率*IMR*值加入模型中重新回归。通常,出于便利性和节约成本等因素的考量,上市公司更愿意聘请公司总部所在地的人才作为董秘,由于董秘是公司的高级管理人员,若公司总部所在地有985高校,无论从个人能力还是社会关系网的角度出发,显然出身于985高校的媒体从业背景人才更可能会被聘任为上市公司董秘,即当地的985高校会影响公司聘任媒体背景董秘的决定,但公司总部

是否有985高校与公司的财务重述现象并无直接联系,因此这一工具变量较为合理。表6报告的是第二阶段的回归结果,可以看到,在控制自选择因素之后,变量*MEDIA\_IR*系数仍显著为负。

同时,本文还采用双重差分模型(DID)来考察样本期内是否聘用媒体背景董秘发生变化的公司,其财务重述相应的变化情况。其中,本文删除在研究期间内一直聘用媒体背景董秘的公司样本,同时为保证媒体背景董秘能稳定持续发挥监督作用,删除在研究期间内聘用媒体背景董秘年份少于3年的公司样本,参考何慧华和方军雄(2021)一文的作法,若公司曾聘用过媒

表4 媒体背景董秘与财务重述

变量	<i>RESTATE</i>	<i>FRAUD</i>
	(1)	(2)
<i>MEDIA_IR</i>	-0.393** (-2.020)	-0.561*** (-3.003)
<i>LNTA</i>	0.088** (2.525)	0.074** (1.999)
<i>LEV</i>	0.532*** (3.243)	0.564*** (3.311)
<i>ROA</i>	-2.520*** (-4.466)	-2.224*** (-3.761)
<i>SALEGROWTH</i>	0.040 (1.286)	0.032 (0.954)
<i>MB</i>	0.031*** (4.562)	0.029*** (4.302)
<i>M&amp;A</i>	0.144*** (3.036)	0.122** (2.452)
<i>SEO</i>	-0.113 (-1.607)	-0.115 (-1.504)
<i>BH</i>	-0.387** (-2.350)	-0.276 (-1.579)
<i>PRIVATE</i>	0.566*** (7.403)	0.613*** (7.569)
<i>OWNERSHIP</i>	-1.127*** (-4.919)	-1.142*** (-4.561)
<i>AGE</i>	0.033 (0.474)	0.033 (0.445)
<i>MINDEX</i>	-0.087 (-0.778)	-0.023 (-0.196)
<i>MAO</i>	1.229*** (15.527)	1.209*** (14.575)
<i>BIG</i>	-0.158** (-2.430)	-0.145** (-2.105)
<i>TENURE</i>	-0.029*** (-4.184)	-0.033*** (-4.365)
<i>CONSTANT</i>	-3.577*** (-5.015)	-3.399*** (-4.493)
<i>INDUSTRY</i>	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES
<i>Pseudo R<sup>2</sup></i>	0.101	0.096
<i>N</i>	28 593	28 593

注:*t*值已经根据公司个体进行聚类调整(cluster)。\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平,下文同。

表 5 PSM模型回归结果

Panel A PSM效果检验					
	<i>MEDIA_IR=0</i>		<i>MEDIA_IR=1</i>		<i>T-test</i> t值
	观测值	均值	观测值	均值	
<i>RESTATE</i>	890	0.154	890	0.102	3.271***
<i>FRAUD</i>	890	0.133	890	0.0760	3.888***
<i>LNTA</i>	890	22.11	890	22.10	0.171
<i>LEV</i>	890	0.454	890	0.462	-0.858
<i>ROA</i>	890	0.0500	890	0.0480	0.976
<i>SALEGROWTH</i>	890	0.172	890	0.170	0.049
<i>MB</i>	890	3.804	890	3.877	-0.357
<i>M&amp;A</i>	890	0.518	890	0.513	0.190
<i>SEO</i>	890	0.0840	890	0.0790	0.433
<i>BH</i>	890	0.0630	890	0.0640	-0.097
<i>PRIVATE</i>	890	0.553	890	0.527	1.094
<i>OWNERSHIP</i>	890	0.359	890	0.354	0.626
<i>AGE</i>	890	2.311	890	2.354	-1.631
<i>MINDEX</i>	890	0.731	890	0.730	0.093
<i>MAO</i>	890	0.0480	890	0.0580	-0.949
<i>BIG</i>	890	0.267	890	0.297	-1.370
<i>TENURE</i>	890	7.058	890	7.180	-0.548

Panel B PSM回归结果		
	<i>RESTATE</i>	<i>FRAUD</i>
	(1)	(2)
<i>MEDIA_IR</i>	-0.514** (-2.569)	-0.664*** (-3.274)
<i>CONSTANT</i>	-6.950*** (-3.151)	-9.464*** (-3.931)
<i>CONTROLS</i>	YES	YES
<i>INDUSTRY</i>	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES
<i>Pseudo R<sup>2</sup></i>	0.136	0.139
<i>N</i>	1760	1760

表 6 Heckman两阶段回归

	第一阶段模型		第二阶段模型	
	<i>MEDIA_IR</i>	<i>RESTATE</i>	<i>FRAUD</i>	
	(1)	(2)	(3)	
<i>SCHOOL_985</i>	0.497*** (2.955)			
<i>MEDIA_IR</i>		-0.403** (-2.059)	-0.567*** (-3.022)	
<i>IMR</i>		-0.487 (-1.403)	-0.276 (-0.753)	
<i>CONSTANT</i>	-10.228*** (-8.865)	-1.397 (-0.828)	-2.164 (-1.209)	
<i>CONTROLS</i>	YES	YES	YES	
<i>INDUSTRY</i>	YES	YES	YES	
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES	
<i>Adj.R<sup>2</sup>/Pseudo R<sup>2</sup></i>	0.060	0.101	0.096	
<i>N</i>	28 593	28 593	28 593	

体背景董秘,变量*TREAT*取值为1,否则为0,公司首次聘用媒体背景董秘的当年及以后年份,变量*POST*取值为1,否则为0,此时处理组为从原来没有媒体背景董秘变为聘用媒体背景董秘3年以上的公司样本,对照组为一直没有聘用过媒体背景董秘的公司样本。我们关心的是*TREAT*与*POST*的交乘项系数。表7报告的回归结果显示,变量*TREAT*×*POST*系数仍显著为负。

最后,现有文献发现,董秘的其他人格特征变量会对董秘履职产生影响,为此我们在基准回归模型中控制诸如董秘的财务背景(*FINANCE\_IR*,拥有财务背景的取1)、性别(*GENDER*,女性取1)、任职年限(*TENURE*,等于ln(1+任职年限))和学历(*BACHELOR*,本科及本科学历以上取1)进行稳健性检验,表8显示回归结果仍稳健。

此外,我们采用修正后Jones模型计算可操纵性应计盈余(*ABS\_DA*)衡量盈余质量对媒体背景董秘的作用进行稳健性检验,回归结果见表9,无论是*ABS\_DA*,还是区分向上和向下盈余管理,变量*MEDIA\_IR*的回归系数都显著为负。

### (三)机制分析

在理论分析部分提及,媒体从业背景会促使董秘遵从独立公正的操守,有效协

表7 双重差分模型(DID)的回归结果

	<i>RESTATE</i>	<i>FRAUD</i>
	(1)	(2)
<i>TREAT</i> × <i>POST</i>	-0.575** (-2.315)	-0.690*** (-2.770)
<i>TREAT</i>	0.280 (1.321)	0.221 (1.028)
<i>CONSTANT</i>	-3.621*** (-4.957)	-3.370*** (-4.372)
<i>CONTROLS</i>	YES	YES
<i>INDUSTRY</i>	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES
<i>Pseudo R</i> <sup>2</sup>	0.101	0.096
<i>N</i>	27 677	27 677

表8 控制其他董秘个人特征信息后的回归结果

	<i>RESTATE</i>	<i>FRAUD</i>
	(1)	(2)
<i>MEDIA_IR</i>	-0.381* (-1.918)	-0.550*** (-2.874)
<i>FINANCE_IR</i>	0.048 (0.737)	0.039 (0.558)
<i>GENDER</i>	-0.104 (-1.472)	-0.104 (-1.397)
<i>TENURE</i>	-0.006 (-0.625)	-0.003 (-0.266)
<i>BACHELOR</i>	-0.009 (-0.257)	0.007 (0.188)
<i>CONSTANT</i>	-3.882*** (-4.819)	-3.681*** (-4.320)
<i>CONTROLS</i>	YES	YES
<i>INDUSTRY</i>	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES
<i>Pseudo R</i> <sup>2</sup>	0.095	0.089
<i>N</i>	24 435	24 435

表9 更换被解释变量的回归结果

	<i>ABS_DA</i>	<i>ABS_DA</i> <i>DA</i> ≥0子样本	<i>ABS_DA</i> <i>DA</i> <0子样本
	(1)	(2)	(3)
<i>MEDIA_IR</i>	-0.007*** (-3.508)	-0.007*** (-2.839)	-0.006** (-2.401)
<i>CONSTANT</i>	0.075*** (7.734)	0.068*** (5.060)	0.079*** (6.786)
<i>CONTROLS</i>	YES	YES	YES
<i>INDUSTRY</i>	YES	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES
<i>Adj.R</i> <sup>2</sup>	0.096	0.107	0.098
<i>N</i>	28 593	13 951	14 642

调内外部沟通交流,提高信息效率和信息披露质量,减少财务重述的风险。一方面,新闻媒体通常被视作是法律机制与行政机制之外的另一种重要治理力量,已有学者研究发现新闻媒体对

公司的报道越多,公司发生财务重述的可能性就越低(戴亦一等,2011)。另一方面,管理层业绩预告是上市公司重要的前瞻性财务信息披露,管理层业绩预告有助于降低公司信息不对称程度,提高信息透明度(Hui等,2009),引发外部利益相关者的关注与监督,进而约束公司内部人的机会主义行为,改善公司整体信息环境。尤其是自愿性信息披露作为公司高管权衡利弊以后的一种选择性信息披露(Trueman,1986),更能体现出管理者的信息分析、披露与沟通能力。因此,为验证媒体背景董秘的信息沟通能力,我们进一步考察董秘的媒体背景对上市公司新闻媒体报道和管理层自愿性信息披露的影响,以检验媒体背景董秘发挥治理作用的可能影响机制。具体地,我们回归如下模型(2):

$$NEWS_{i,t}/VOLUN_{i,t} = \alpha + \beta_1 \times MEDIA\_IR_{i,t} + \beta_2 \times CONTROLS_{i,t} + \sum YEAR + \sum INDUSTRY + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中,被解释变量 $NEWS$ 为上市公司的年度网络媒体报道新闻数,采用媒体报道数量的自然对数来衡量,同时我们还根据新闻的语调和是否原创区分了8种情况,分别是:(1)新闻标题出现该公司的新闻总数;(2)新闻内容出现该公司的新闻总数;(3)包含转载的正面新闻总数;(4)包含转载的中性新闻总数;(5)包含转载的负面新闻总数;(6)仅含原创新闻的正面新闻总数;(7)仅含原创新闻的中性新闻总数;(8)仅含原创新闻的负面新闻总数。被解释变量 $VOLUN$ 为上市公司的管理层自愿性业绩预告披露情况,参考前人文献(Li和Zhang,2015;李晓溪等,2019),采用如下3个指标衡量:(1)自愿业绩预告积极性 $VOLUNTARY$ ,当公司有自愿披露业绩预告<sup>①</sup>时, $VOLUNTARY$ 取值为1,否则取0;(2)自愿业绩预告数量 $VOLUNNum$ ,公司自愿披露业绩预告的次数的自然对数;(3)自愿业绩预告偏差 $WIDTH$ ,公司业绩预告偏差,具体采用(预测区间上限-预测区间下限)/期初股价进行衡量,若为点估计则 $WIDTH$ 取值为0。其他变量定义与前文一致。

回归结果分别见表10和表11所示。在表10中,变量 $MEDIA\_IR$ 的回归系数基本都显著为正,表明媒体从业背景赋予董秘独特的媒体资源,拥有媒体背景的董秘具有更高的信息沟通能力,不仅有利于及时揭发上市公司隐藏的负面消息,也有利于及时向市场传递关于公司的正面消息,对大股东和高管形成强有力的威慑作用,抑制机会主义行为,最终减少财务重述。表11中,变量 $MEDIA\_IR$ 对管理层自愿业绩预告积极性 $VOLUNTARY$ 和自愿业绩预告数量 $VOLUNNUM$ 的回归系数不显著,对自愿业绩预告偏差 $WIDTH$ 的回归系数在5%水平上显著为负,说明媒体背景董秘与管理层自愿性业绩预告的积极性无显著关系,但有助于降低管理层自愿性业绩预告偏差,即提高了预告准确度,表明董秘的媒体背景和职业经验可以帮助公司更好掌握信息披露尺度,减少信息扭曲,媒体背景的董秘是更好的信息沟通者。

#### (四)异质性分析

上文研究表明,媒体背景董秘通过信息的搜集和沟通,提升公司信息披露的质量,最终减少财务重述风险。接下来研究媒体背景董秘的这种治理效应在何种情景下更为明显。

前文提及董秘的媒体背景影响公司财务重述风险的原因之一在于弱化公司内部人的机会主义动机,所以我们通过分组检验考察在内部人机会主义动机不同的企业,媒体背景董秘相应影响效应是否存在显著差异。在中国,由于经理人市场尚不发达,公司治理仍不完善,董事会机制的作用经常被忽视,内部人控制现象严重,高管持股反而可能成为攫取公司利益的手段,当

<sup>①</sup>根据中国证监会2021年3月4日发布的《上市公司信息披露管理办法》[第182号令]第一章总则第十七条,上市公司预计经营业绩发生亏损或者发生大幅变动的,应当及时进行业绩预告。而对于未达到强制性披露标准的,上市公司可以自行选择是否进行业绩预告。因此,本文将“预警类型”为“略增”“略减”“续盈”“不确定”的业绩预告视为自愿业绩预告;“预警类型”为“预增”“预减”“首亏”“续亏”“扭亏”的业绩预告视为强制业绩预告。

表 10 媒体背景董秘与上市公司年度网络媒体报道

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	标题出现 总数	内容出现 总数	正面新闻 (转载)	中性新闻 (转载)	负面新闻 (转载)	正面新闻 (原创)	中性新闻 (原创)	负面新闻 (原创)
<i>MEDIA_IR</i>	-0.006 (-0.215)	0.075** (2.522)	0.083** (2.655)	0.124*** (4.135)	0.074** (2.691)	0.088*** (3.199)	0.147*** (5.309)	0.097*** (3.927)
<i>CONSTANT</i>	-2.158*** (-3.728)	-4.444*** (-11.435)	-5.498*** (-14.094)	-6.499*** (-20.644)	-4.283*** (-10.026)	-4.862*** (-13.013)	-5.595*** (-20.507)	-3.811*** (-9.134)
<i>CONTROLS</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>INDUSTRY</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Adj.R<sup>2</sup></i>	0.102	0.255	0.260	0.232	0.211	0.259	0.231	0.196
<i>N</i>	27167	27167	27167	27167	27167	27167	27167	27167

表 11 媒体背景董秘与上市公司管理层自愿性业绩预告

	<i>VOLUNTARY<sub>t</sub></i>	<i>VOLUNNUM<sub>t</sub></i>	<i>WIDTH<sub>t</sub></i>
	(1)	(2)	(3)
<i>MEDIA_IR</i>	-0.066 (-0.601)	-0.023 (-1.509)	-1.090** (-2.345)
<i>CONSTANT</i>	-1.419*** (-2.641)	0.714** (2.397)	3.048 (1.322)
<i>CONTROLS</i>	YES	YES	YES
<i>INDUSTRY</i>	YES	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES
<i>Pseudo R<sup>2</sup>/Adj.R<sup>2</sup></i>	0.144	0.223	0.037
<i>N</i>	58856	50373	40355

高管持股比例越高,其对公司的控制权越强,从而更倾向于自利并掏空公司。现有的一些关于高管持股的文献研究结果也印证了这一说法。杜兴强(2002)发现股权激励强化高管的盈余管理动机,马晨等(2012)则发现,高管持股比例高时堑壕效应发挥主导作用,管理层持股比例的增加提高财务重述发生的可能性。以上研究结果一定程度上表明,高管持股很可能会强化管理者代理问题对财务重述的影响。据此,我们用高管持股比例衡量高管的机会主义动机,我们预期,高管持股比例越高的公司,

其实施机会主义行为的动机越强烈,此时媒体背景董秘产生的治理效应越显著。在表12中,第(1)和(2)列展示的是基于高管持股比例高低分组检验的结果。我们发现,在高管持股比例较高的样本中,变量*MEDIA\_IR*的回归系数显著为负,而在高管持股比例较低的样本中不显著。这说明,媒体背景董秘的治理效应的确在高管机会主义行为动机越强烈的公司中更加明显。

### 五、进一步研究

以上研究发现,媒体背景董秘显著减少了企业财务重述。鉴于财务重述行为对利益相关者

表 12 异质性分析

	<i>RESTATE</i>	
	(1)	(2)
	高管持股 比例低	高管持股 比例高
<i>MEDIA_IR</i>	-0.031 (-0.115)	-0.802*** (-3.376)
<i>CONSTANT</i>	-1.997** (-2.217)	-5.822*** (-5.245)
<i>Suest</i> 组间系数差异检验	5.19** (p-value 0.023)	
<i>CONTROLS</i>	YES	YES
<i>INDUSTRY</i>	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES
<i>Adj.R<sup>2</sup></i>	0.109	0.108
<i>N</i>	14292	14301

的重要影响,媒体背景董秘是否会对公司利益相关者产生实质性的经济后果?随着财务重述行为的减少,理性的投资者会对此做出积极反应吗?我们在此部分分别从股权估值和融资成本两个角度进行研究。已有学者研究表明,提高信息披露和财务报告质量可以有效缓解公司内外部信息不对称,增强投资者信心,从而提高公司股票估值水平,降低公司的外部融资成本(Bhattacharya等,2003;曾颖和陆正飞,2006)。为此,本文从经济后果视角展开检验,我们预期媒体背景的董秘能够通过高质量的信息披露和信息沟通提高公司股票估值,降低外部融资成本。具体地,我们以托宾Q(*TOBINQ*)衡量股票估值,其值越大,公司估值越高;参考Gebhardt等(2001)的模型计算股权融资成本(*COE*),其值越小,股权融资成本越低;以现金利息支付费率衡量债务融资成本(*COD*),其值越小,债务融资成本越低。回归结果见表13,聘任媒体背景董秘的企业,随着财务重述行为的减少,企业估值相应上升、股权和债权融资成本随之下降。这表明理性的投资者对财务重述的改善作出积极反应,媒体背景董秘的信息传递和治理监督作用得到了市场认可。

表 13 媒体背景董秘与利益相关者的反应

	<i>TOBINQ</i>	<i>COE</i>	<i>COD</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>MEDIA_IR</i>	0.221** (2.664)	-0.003* (-1.745)	-0.020** (-2.244)
<i>CONSTANT</i>	9.760*** (18.323)	-0.127*** (-12.700)	0.027 (0.461)
<i>CONTROLS</i>	YES	YES	YES
<i>INDUSTRY</i>	YES	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.601	0.298	0.050
<i>N</i>	28 593	17 384	26 454

## 六、结 论

频发的财务重述严重损害资本市场的资源配置效率,已有文献通常从内部治理和外部治理因素两方面展开研究,却很少关注上述内外部治理机制的结合点、信息披露环境的中介、信息发布者——董秘在其中可能发挥的作用。同时,关于董秘方面的文献并没有探讨媒体从业背景对董秘作用的影响。基于此,本文考察董秘是否具有媒体从业背景对财务重述的影响。研究发现,当公司的董秘拥有媒体从业背景时,公司的财务重述行为显著更少。在一系列稳健检验和考虑内生性的影响之后,上述发现仍然成立。进一步研究发现,媒体背景董秘增加新闻媒体对公司的报道以及提高管理层自愿性信息披露准确性是两个可能的影响渠道。最后,我们还发现,资本市场利益相关者对此做出积极的反应,具体地,媒体背景的董秘其所属公司的估值更高、股权和债权融资成本更低。

本文研究表明,职业背景的确会对董秘产生重大影响,具体到媒体从业背景,它会通过烙印效应、声誉机制以及更强有力的威慑能力促使董秘遵从独立公正的操守,勤勉高效地搜集、筛选和沟通信息,提高企业的信息透明度,从而缓解财务重述风险。在理论层面上,本文补充了董秘职业背景对公司信息披露影响的相关文献,同时还丰富了财务重述影响因素的文献研究,借助董秘的媒体从业背景和身份也进一步印证了新闻媒体在改善公司信息披露质量方面产生的积极作用。在实践层面上,本文的研究发现对于政府监管部门以及上市公司都具有一定的启发意义。一方面,鉴于董秘在实践当中能对公司运营和信息披露产生重大影响,政府监管部门应该更加重视并健全董秘制度,完善相关法律法规并明确董秘的履职条件、范围、程序和法律

责任,尤其需要为董秘的信息披露职责的履行提供良好的制度环境和相匹配的权力机制,保证董秘在其中的知情权、参与权和决策权以监督公司信息披露行为的规范性,让董秘在公司治理当中发挥应有的作用。另一方面,本文研究表明董秘过往从业背景和经历会影响其行为决策,上市公司在做出聘用董秘决策时应该认真考量董秘的职业背景,从而更好地履行董秘的信息披露和投资者关系管理职能,以及更好地为未来的公司治理服务。

### 主要参考文献

- [1] 醋卫华, 李培功. 媒体监督公司治理的实证研究[J]. *南开管理评论*, 2012, 15(1): 33-42.
- [2] 戴亦一, 潘越, 刘思超. 媒体监督、政府干预与公司治理: 来自中国上市公司财务重述视角的证据[J]. *世界经济*, 2011, (11): 121-144.
- [3] 窦欢, 邱威, 刘媛媛, 等. 关联独立董事的公司治理作用——基于财务重述的视角[J]. *审计研究*, 2021, (5): 98-108.
- [4] 杜兴强. 公司治理与股票期权审计[J]. *审计理论与实践*, 2002, (11): 23-24.
- [5] 何慧华, 方军雄. 监管型小股东的治理效应: 基于财务重述的证据[J]. *管理世界*, 2021, 37(12): 176-194.
- [6] 何威风, 刘启亮. 我国上市公司高管背景特征与财务重述行为研究[J]. *管理世界*, 2010, (7): 144-155.
- [7] 黄海杰, 吕长江, 丁慧. 独立董事声誉与盈余质量——会计专业独董的视角[J]. *管理世界*, 2016, (3): 128-143.
- [8] 姜付秀, 石贝贝, 马云飙. 董秘财务经历与盈余信息含量[J]. *管理世界*, 2016, (9): 161-173.
- [9] 李培功, 沈艺峰. 媒体的公司治理作用: 中国的经验证据[J]. *经济研究*, 2010, 45(4): 14-27.
- [10] 林长泉, 毛新述, 刘凯璇. 董秘性别与信息披露质量——来自沪深A股市场的经验证据[J]. *金融研究*, 2016, (9): 193-206.
- [11] 刘美玉, 赵侠. 职业董秘“闪辞”: 逐利本性还是制度短板[J]. *管理世界*, 2014, (4): 183-185.
- [12] 马晨, 张俊瑞. 管理层持股、领导权结构与财务重述[J]. *南开管理评论*, 2012, 15(2): 143-150, 160.
- [13] 毛新述, 王斌, 林长泉, 等. 信息发布者与资本市场效率[J]. *经济研究*, 2013, 48(10): 69-81.
- [14] 王俊秋, 张奇峰. 政府控制、制度环境与上市公司财务重述行为[J]. *经济管理*, 2010, 32(4): 11-19.
- [15] 王亦高, 房建硕. 新闻职业精神再探究[J]. *现代传播(中国传媒大学学报)*, 2015, 37(8): 156-157.
- [16] 杨清香, 姚静怡, 张晋. 与客户共享审计师能降低公司的财务重述吗?——来自中国上市公司的经验证据[J]. *会计研究*, 2015, (6): 72-79.
- [17] 袁蓉丽, 文雯, 谢志华. 董事高管责任保险和财务报表重述[J]. *会计研究*, 2018, (5): 21-27.
- [18] 曾颖, 陆正飞. 信息披露质量与股权融资成本[J]. *经济研究*, 2006, (2): 69-79, 91.
- [19] 张璇, 周鹏, 李春涛. 卖空与盈余质量——来自财务重述的证据[J]. *金融研究*, 2016, (8): 175-190.
- [20] 赵云泽, 滕沐颖, 杨启鹏, 等. 记者职业地位的陨落: “自我认同”的贬斥与“社会认同”的错位[J]. *国际新闻界*, 2014, 36(12): 84-97.
- [21] 周开国, 李涛, 张燕. 董事会秘书与信息披露质量[J]. *金融研究*, 2011, (7): 167-181.
- [22] Akerlof G A. The market for “lemons”: Quality uncertainty and the market mechanism[A]. Diamond P, Rothschild M. *Uncertainty in economics*[M]. New York: Academic Press, 1978.
- [23] Bhattacharya U, Daouk H, Welker M. The world price of earnings opacity[J]. *The Accounting Review*, 2003, 78(3): 641-678.
- [24] Boudana S. Impartiality is not fair: Toward an alternative approach to the evaluation of content bias in news stories[J]. *Journalism*, 2016, 17(5): 600-618.
- [25] Brown L D, Call A C, Clement M B, et al. Managing the narrative: Investor relations officers and corporate disclosure[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2019, 67(1): 58-79.
- [26] Chapman K, Miller G S, White H D. Investor relations and information assimilation[J]. *The Accounting Review*, 2019, 94(2): 105-131.
- [27] Dechow P, Ge W L, Schrand C. Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2010, 50(2-3): 344-401.
- [28] Dechow P M, Sloan R G, Sweeney A P. Causes and consequences of earnings manipulation: An analysis of firms subject to enforcement actions by the SEC[J]. *Contemporary Accounting Research*, 1996, 13(1): 1-36.

- [29]Dittmar A, Duchin R. Looking in the rearview mirror: The effect of managers' professional experience on corporate financial policy[J]. *The Review of Financial Studies*, 2016, 29(3): 565-602.
- [30]Farber D B. Restoring trust after fraud: Does corporate governance matter?[J]. *The Accounting Review*, 2005, 80(2): 539-561.
- [31]Graham J R, Li S, Qiu J P. Corporate misreporting and bank loan contracting[J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 89(1): 44-61.
- [32]Gurun U G. Benefits of publicity[J]. *The Quarterly Journal of Finance*, 2020, 10(4): 2050016.
- [33]Higgins M C. Career imprints: Creating leaders across an industry[M]. San Francisco: Jossey-Bass, 2005.
- [34]Hui K W, Matsunaga S, Morse D. The impact of conservatism on management earnings forecasts[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2009, 47(3): 192-207.
- [35]Marquis C, Tilsik A. Imprinting: Toward a multilevel theory[J]. *Academy of Management Annals*, 2013, 7(1): 195-245.
- [36]Palmrose Z V, Richardson V J, Scholz S. Determinants of market reactions to restatement announcements[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2004, 37(1): 59-89.
- [37]Trueman B. Why do managers voluntarily release earnings forecasts?[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1986, 8(1): 53-71.

## Can Board Secretaries with Media Experience Reduce Financial Restatements?

Zhao Qun<sup>1</sup>, Chen Ning<sup>2</sup>, Fang Junxiong<sup>1</sup>

(1. *School of Accounting, Zhejiang University of Finance & Economics, Hangzhou 310018, China;*

2. *School of Management, Fudan University, Shanghai 200433, China)*

**Summary:** As a communication bridge between listed companies and external stakeholders, information disclosure and investor relation management are the most important functions of board secretaries. According to the upper-echelons theory, the duty performance and behavioral decisions of board secretaries are affected by their background characteristics. In view of the serious consequences of financial restatements and their frequent occurrence, the search for the causes of financial restatements has become the focus of attention in practical and academic circles. The existing literature usually studies both internal and external factors, but little attention has been paid to the possible role played by board secretaries — the combination of aforementioned internal and external governance mechanisms, the intermediary in the information disclosure process, and the information publisher, in financial restatements. Therefore, this paper examines whether board secretaries with media experience can reduce financial restatement behaviors.

Using the Logit regression model, this paper selects all the non-financial listed companies in Shanghai and Shenzhen Stock Exchanges from 2001 to 2020 as the research sample, and finds that companies have significantly less financial restatement behaviors when their board secretaries have media experience. After a series of robustness tests and endogeneity tests, the above finding still holds. Further research finds that increased news media coverage and increased accuracy of voluntary disclosure are two possible channels. Finally, this paper finds that stakeholders in the capital market make a positive response to this. Specifically, board secretaries with media experience have higher valuation of their companies and lower financing costs of both equity and debt capital.



This paper suggests that the unique professional characteristics of the media industry may motivate media professionals to remain independent and impartial in their role as the board secretary and play an important role in information disclosure. It not only supplements the literature on the impact of board secretaries' professional background on information disclosure, but also expands the literature in the field of upper-echelons theory, and enriches the literature related to financial restatements. In practice, the findings suggest that the active role of board secretaries needs to be emphasized and brought into play in corporate governance, and professional background and experience should be carefully considered when hiring board secretaries, so as to better serve corporate governance and better perform the functions of board secretaries in information disclosure and investor relation management.

**Key words:** financial restatements; board secretary; professional background; media experience

(责任编辑:王 孜)