

# 董事会秘书声誉与信息披露可读性\*

——基于沪深 A 股公司年报文本挖掘的证据

孙文章

(东北财经大学会计学院/中国内部控制研究中心,辽宁 大连 116025)

**内容提要:**董事会秘书作为联结上市公司与外界利益相关者的桥梁,其最为重要的职能是负责信息披露。本文实证检验了董秘出于声誉考虑能否提高文本信息披露质量,研究综合运用文本挖掘、问卷调查、Monte Carlo-AHP 与灰色关联度等方法对可读性进行综合测度,同时,手工整理董秘获奖数据,并重点控制少数民族语言的影响。基于语言偏差理论的实证研究发现:董秘声誉越高,年报可读性越好,且具有社会影响的董秘会明显降低专业词汇和被动句的使用,而任期时间较长的董秘会降低复杂词汇的使用。在引入董秘违规处罚与倾向得分匹配,采用外生事件冲击控制内生性,以及更换解释变量与被解释变量进行稳健性检验后,本文结论依然成立。在此基础上,本文从外部法律保护和董秘晋升机会的角度检验了其中的作用机制,结果表明:在法律水平较差的区域,声誉的替代保护作用会有所加强;无论是内部晋升机会还是政治晋升机会,都对声誉提高可读性具有一定的促进作用。本文丰富了中国上市公司信息披露可读性的研究,为董秘声誉研究提供了一个新的视角。

**关键词:**董事会秘书 声誉 年度报告可读性 法律环境 职业晋升

**中图分类号:**F275.5 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2019)07—0136—18

## 一、引言

董事会秘书(简称“董秘”)是中国特色制度下一类独有的公司治理角色(Xing 等,2019)<sup>[1]</sup>,尽管其主要借鉴自欧美公司秘书,但是二者之间存在本质的不同(McNulty 和 Stewart,2015)<sup>[2]</sup>。《公司法》明确规定,上市公司董秘负责公司股东大会和董事会会议的筹备、文件保管以及公司股东资料的管理,办理信息披露事务等事宜。上交所与深交所的上市规则也对董秘的具体职责进行了详细解释,指定其作为公司与交易所间的联络人,负责信息披露事务。可见,董事会秘书是公司信息披露的负责人(全怡,2018)<sup>[3]</sup>,肩负着监督公司信息披露的神圣使命(高凤莲和王志强,2015)<sup>[4]</sup>。

资本市场中,信息披露是解决信息不对称的重要途径,根据 Shannon 信息论,信息传递要素包括信源(信息发布者)、信道(信息传递媒介)和信宿(信息接收者)。上市公司董事会秘书是信息发布者(姜付秀等,2016)<sup>[5]</sup>,经编码后将信息以各式报告的形式传递给投资者,再经投资者解码后实现信息的加工与认知。上述过程的信息传递效果会受到诸多因素的影响,而其中对于语言的编码与解码将产生最直接的作用。因此,信息披露是否能带给投资者阅读和理解的便利则显得尤为重要。

上市公司信息披露可分为量化数据信息与文本叙述信息两类(Lo 等,2017)<sup>[6]</sup>,前者主要考察

收稿日期:2018-12-19

\* 基金项目:中国科协高端科技创新智库青年项目“中国企业信息披露的规范化研究——基于年报可读性视角”(DXB-ZKQN-2017-022)。

作者简介:孙文章,男,讲师,管理学博士,研究领域是公司治理与信息披露,电子邮箱:wenzhangsun@hotmail.com。

盈余信息质量,后者则以年度报告的可读性为主。年度报告可读性一般指年报中文本叙述信息可以被阅读者所阅读和理解的程度或性质,国内学者已开始采用可读性衡量年报信息的披露质量(任宏达和王琨,2018<sup>[7]</sup>;王克敏等,2018<sup>[8]</sup>)。高可读性是信息披露质量的重要保证(Courtis,1995)<sup>[9]</sup>,有助于减弱不确定性(Guay等,2016)<sup>[10]</sup>,维护资本市场稳定(Loughran和McDonald,2014)<sup>[11]</sup>。不过,依据模糊假说与本体假说<sup>①</sup>,年报可读性正成为上市公司CEO粉饰文本信息的主要“阵地”,尤其是在操纵盈余的公司中更为常见(Lo等,2017)<sup>[6]</sup>。

可读性降低会导致信息衰减,不但损害中小投资者利益,而且严重阻碍资本市场的健康发展。《国务院办公厅关于进一步加强资本市场中小投资者合法权益保护工作的意见》明确指出,要增强信息披露的针对性,披露内容要做到简明易懂;《公开发行证券的公司信息披露内容与格式准则第2号——年度报告的内容与格式》要求提高报告的可读性。在此背景下,开展针对上市公司文本信息披露可读性的研究,分析影响可读性的行为主体因素,以此规范上市公司信息披露行为,促进资本市场平稳和健康发展,具有十分重要的理论价值和现实意义。

本文聚焦上市公司信息发布者——董事会秘书,基于声誉激励理论与语言偏差理论,考察其能否做到勤勉尽职——提高文本信息的可读性。本文手工搜集了2007—2015年中国沪深两市A股公司发布的年度报告,采用多种计算机处理方式提取可读性评价指标,应用问卷调查、Monte Carlo-AHP与灰色关联度等方法计量了年报可读性。通过人工整理董事会秘书获奖数据,并控制少数民族语言影响后,本文验证了董事会秘书声誉对年报可读性的积极作用,同时进行了内生性和稳健性检验,并从外部法律保护 and 职业晋升机会角度考察了其中的作用机制。本文可能的学术贡献在于:(1)建立上市公司中文年报可读性综合评价体系,突破了已有研究样本量偏少、评价指标单一、仅能解释英文年报的局限(阎达五和孙蔓莉,2002<sup>[12]</sup>;孟庆斌等,2017<sup>[13]</sup>)。(2)从声誉激励视角对董事会秘书的信息披露工作开展进一步解读,同时,明晰了外部法律保护水平与未来职业晋升机会同声誉机制的交叉作用效果,拓宽了声誉理论在公司治理领域的应用。(3)基于信息显示流程信道编码与译码的角度,以可读性作为信息披露质量的代理变量,并探究其受董事会秘书影响的变化规律,这不仅是相较于传统信息披露质量代理变量的新尝试,而且进一步丰富了董事会秘书与信息披露的理论研究成果。

## 二、董事会秘书相关研究综述

早期关于行为主体与信息披露的研究主要针对董事会(韩晴和王华,2014)<sup>[14]</sup>、CEO(Cassell等,2013)<sup>[15]</sup>、CFO(Beck和Mauldin,2014)<sup>[16]</sup>和首席法律顾问(Kwak等,2012<sup>[17]</sup>;Hopkins等,2014<sup>[18]</sup>)。不断健全与完善的法律规章为学术界从董秘视角解析信息披露提供了制度依据,董秘作为公司治理的重要组成部分(Wang等,2018)<sup>[19]</sup>,对信息披露负有规范与督促的职责(Xing等,2019)<sup>[1]</sup>,不过由于其源自中国情境,已有研究仍多以国内学者成果为主。高强和伍利娜(2008)<sup>[20]</sup>发现,公司副总同时担任董秘有助于提高信息披露质量。不过,针对董秘持股的作用却出现了分歧。周开国等(2011)<sup>[21]</sup>指出,董秘持股会降低信息披露质量,而翟光宇等(2014)<sup>[22]</sup>以中国上市银行作为研究样本却得到相反结论,其发现金融行业信息披露的特殊性与发展阶段的异质性会提升董秘持股的积极作用,引致信息披露质量的提高。同时,归结于女性相对于男性在沟通能力、敏锐性、责任感等方面的差异特质,女性董秘往往会降低信息披露质量(林长泉等,2016)<sup>[23]</sup>。

① 模糊假说(Obfuscation)与本体假说(Ontology)是目前解释年报可读性降低的主要理论。针对业绩不佳的坏消息,前者认为,上市公司管理者为了掩饰,会刻意将文本信息写得较为复杂;后者则指出,为了与外界有效沟通,上市公司需要进行额外的解释与说明。因此,二者均可能降低年报可读性。

此外,高凤莲和王志强(2015)<sup>[4]</sup>通过构建横向、纵向、社会声誉三个层面的社会资本综合指标体系,发现董秘的社会资本与信息披露质量显著正相关。在“职业董秘”<sup>①</sup>方面,刘美玉和赵侠(2014)<sup>[24]</sup>指出,不成熟的制度环境会诱发此类董秘由于趋利动因而“闪辞”,不过,其仍可以为IPO公司带来优势,因为“职业董秘”可以帮助IPO公司有效降低信息不对称程度(全怡,2018)<sup>[3]</sup>。在此基础上,部分学者进一步聚焦到盈余信息:如果董秘发生非正常离职,将导致公司治理环节出现重大缺陷,从而损害盈余信息质量(杜兴强等,2013)<sup>[25]</sup>;而具备财务经历的董秘往往具备较高的财务素养,能够更有效地披露与传递信息,最终提高企业盈余的信息含量(姜付秀等,2016)<sup>[26]</sup>。在前瞻性信息方面,Xing等(2019)<sup>[1]</sup>开创性地发现,董秘个体特征与管理层盈利预测质量直接相关。

此外,董秘的“正能量”还体现在:从事财务工作的时间越长、专业水平越高,其对融资约束的缓解作用更大(姜付秀等,2016)<sup>[5]</sup>;如果具备其他公司的上市经验,专业董秘还可以提高本公司的IPO成功率,加快IPO进度(吴育辉等,2016)<sup>[27]</sup>;当其致力于向独立董事提供更多信息时,不仅可以提升独董履职的有效性,而且还会提高公司绩效(周建等,2018)<sup>[28]</sup>。在资本市场方面,毛新述等(2013)<sup>[29]</sup>发现,董秘如果兼任财务总监,所在公司盈余的价值相关性更高,且盈余公告后的漂移现象更低,表明其通过促进信息的有效传递,有助于资本市场效率的提高。不过,王成龙和余威(2017)<sup>[30]</sup>则建议,最好避免实权管理者兼任董秘,因为有可能加剧公司股价崩盘风险。

总体来看,董秘对信息披露的影响一直都是理论界关注的热点。一方面,学者们主要从董秘持股、人口统计特征、社会资本、职业特征与工作经验等维度讨论其对信息披露的影响,而声誉机制的作用效果还未曾深入探析;另一方面,已有文献关于信息披露质量的测度仍以深交所信息披露考评结果与Kim和Verrecchia(2001)<sup>[31]</sup>模型为主,部分研究延伸到盈余信息与管理层盈利预测质量,但是针对近年兴起的文本信息披露质量——可读性的影响研究仍较为欠缺。

### 三、理论分析与研究假设

#### 1. 声誉对董事会秘书的激励作用

声誉是契约实施过程中重要的保障机制,是对个体的隐性激励。Fama声誉模型提出,无论公司内部激励是否存在,当事人同样会努力工作,因为他们更关心职业前景。特别是在委托代理关系中,声誉机制对个体行为具有显著的激励作用,当事人出于对未来理想预期的考虑,会更加努力工作以提高其在市场中的声誉,较高的声誉水平会带给当事人更多的职业资本(Holmström, 1999)<sup>[32]</sup>。声誉激励的作用机制在于较差的声誉会影响当事人的职业生涯,而较好的声誉可以增加当事人的市场议价能力,前者可以约束一定程度的机会主义行为,后者则是一种正向的激励手段,二者均会对工作产生积极导向。在会计学领域,声誉激励可以提高代理效率(马连福和刘丽颖,2013)<sup>[33]</sup>,发挥公司治理效用(徐宁等,2017)<sup>[34]</sup>,进而提升信息披露质量(Koh, 2011)<sup>[35]</sup>,提高公司价值(Boivie等,2016)<sup>[36]</sup>,最终保护投资者利益(Jian和Lee, 2011)<sup>[37]</sup>。

公司治理的激励机制主要包括法律机制、薪酬机制与声誉机制。不过,由于我国资本市场仍处于转型过程,规范管理者行为的法律制度仍待完善,法律机制的作用相对较弱;同时,如果管理者的年薪事前固定,则薪酬机制同样较难发挥预期的激励效果,故黄海杰等(2016)<sup>[38]</sup>指出,声誉激励针对我国上市公司行为主体的治理作用尤为重要。由此可以推断,董秘发挥治理作用将同样主要依赖于声誉机制。声誉机制的激励作用主要体现在:一方面,较高声誉的管理者往往是久经考验的模范典型(Wade等,2006<sup>[39]</sup>;Graffin等,2008<sup>[40]</sup>),其对工作的认真态度有目共睹;另一方面,声誉是

<sup>①</sup> 职业董秘一般指具有其他公司董秘、会计师事务所、律师事务所或券商等IPO中介机构任职经验的董事会秘书(全怡, 2018)<sup>[3]</sup>,其通常会在帮助一家公司上市后,“跳槽”到另一家公司继续从事IPO工作。

市场对管理者的有效评价(Koh,2011)<sup>[35]</sup>,声誉越高表明其工作能力越强。因此,这两方面都将引致董秘勤勉尽职,对信息披露认真负责。基于上述观点,高凤莲和王志强(2015)<sup>[4]</sup>从社会资本的视角发现,董秘声誉会给信息披露带来积极影响。

### 2. 董事会秘书声誉对文本信息可读性的作用

上市公司信息披露中约有80%属于文本叙述信息(Lo等,2017)<sup>[6]</sup>,是传递经营状况和战略规划的重要窗口(Cole和Jones,2015)<sup>[41]</sup>,其可读性正成为理论界关注的核心(Davis和Tama-Sweet,2012<sup>[42]</sup>;Lundholm等,2014<sup>[43]</sup>)。早期研究主要从盈余绩效(Dempsey等,2012)<sup>[44]</sup>与披露成本(Chasan和Rubinfeld,2015<sup>[45]</sup>;Monga和Chasan,2015<sup>[46]</sup>)两个维度刻画可读性的变化规律。近期研究发现,企业中的行为主体才是文本信息可读性的主导者(Guay等,2016<sup>[10]</sup>;Balakrishnan等,2014<sup>[47]</sup>)。

聚焦中国特色治理情境,董秘作为上市公司信息发布的专职负责人直接关乎信息披露质量,是上述主导者中调节可读性的最直接因素。与此同时,《国务院办公厅关于进一步加强资本市场中小投资者合法权益保护工作的意见》与《公开发行证券的公司信息披露内容与格式准则第2号——年度报告的内容与格式》等政府文件均强调了可读性的重要性,因此,提高上市公司信息披露的可读性早已成为董秘的履职重心。基于有效契约假说,声誉激励具备长期性与约束性,董秘考虑长期发展会将公司及股东利益同自身利益保持一致,从而为公司做出积极贡献;同时,其还会意识到工作失职会受到声誉惩罚(Cambini等,2015)<sup>[48]</sup>,因此,会抑制潜在的失职行为,激发声誉的社会控制功能。由此,董秘因声誉保护与增值而催生内在激励,规避投机行为,从而帮助上市公司履行法律法规的既定要求,最终披露可读性较高的信息。

### 3. 董事会秘书声誉提高文本信息可读性的语言偏差逻辑

语言偏差理论认为,不同社会范畴个体运用语言及文字向他人传递信息时,语言与文字的结构化特点也表现为一定的差异(Assilaméhou和Testé,2013)<sup>[49]</sup>。理论界对语言偏差的作用机制主要有两种解释:一是动机机制,认为语言偏差实际上是一种归因偏向;二是认知机制,认为语言偏差受到期望或者刻板印象的驱动。通常情况下,虽然认知机制具有较强的适用性,不过,动机机制可以更好地解释自利归因的偏差现象,且二者在更多时候可以同时发挥作用。基于上述双重机制,个体特质与目标均是导致语言偏差的主要因素(Beukeboom等,2013)<sup>[50]</sup>。其中,个体特质决定了个体认知,而目标则触发了个体动机。

文本信息的可读性主要体现在限制阅读者正常理解的句子(影响瞬时记忆中对前文单词的回溯)与词汇(影响阅读者认知的速率)(Loughran和McDonald,2014)<sup>[11]</sup>,那么,董秘声誉对可读性的影响,基于语言偏差理论则可通过如下两点进行解释:一是董秘声誉水平越高,其维护声誉的需求越强,这一目标作为动机机制催生董秘披露信息的语言偏差,从而策略性地择取词语与句子;二是董秘声誉及其代理变量同属于个体特质,可以依存于认知机制解释行为与决策(Kish-Gephart和Campbell,2015<sup>[51]</sup>;Fetscherin,2015<sup>[52]</sup>),引发信息披露中的语言偏差。可见,在动机机制与认知机制的共同驱动下,声誉高低各异的董秘在撰写词语与句子时会呈现较大差异,导致所披露文本信息的可读性表现为一定程度的异质性。

据此,基于声誉激励理论与语言偏差理论,可以推断:声誉作为一种长效、隐性的激励机制,可以驱策董秘恪尽职守地履行首要工作<sup>①</sup>,从而真实、客观地披露和传递信息,保证信息披露质量,提高文本信息的可读性。综上,本文提出以下研究假设:

H:董事会秘书声誉越高,文本信息可读性越好,且这一影响主要源自词语与句子的差异化特质。

<sup>①</sup> 上海上市公司协会(2013)发布的《上市公司董秘制度研究与履职情况分析》与《新财富》(2017)发布的《中国上市公司董事会秘书生存状态调查报告》显示,董秘日常工作中信息披露的重要性和花费时间均占第一位。

## 四、研究设计

### 1. 样本选择与处理

本文手工搜集了2007—2015年中国沪深两市A股上市公司的年度报告PDF文件,主要通过Wind咨询数据库下载,部分无法获得年报通过巨潮资讯网、新浪财经、上市公司官方网站进行补充。之所以选取2007年作为样本起点,是因为2007年是新《企业会计准则》实施元年,选取2007年作为样本区间始点可以避免新旧会计准则差异的影响。年报PDF格式转化为TXT格式通过迅捷PDF转换器实现。对TXT格式年报进行文本挖掘,借助R语言程序设计实现。R语言函数主要采用Devtools与JiebaR等。所提取各项指标统计数据输出到Excel文件,再通过Stata13.0进行进一步处理。同时,考虑到部分样本公司对已发布年报进行修订,本文所采集的年报均为更新后的最新版本。董秘获奖情况通过《新财富》榜单<sup>①</sup>进行人工整理。省际法律保护水平数据取自《中国省份市场化指数报告(2016)》。本文其他变量数据取自CSMAR数据库。

在此基础上,本文对样本做如下处理:剔除金融类上市公司;剔除2007—2015年发生过ST和\*ST的上市公司;剔除年报编码错误、缺失、不完整,以及无法保证样本连续的上市公司。最终得到样本上市公司1124家,九年共10116个观测值。此外,由于少部分变量统计和计量缺失,回归样本数量有所变动。本文对主要变量进行了1%和99%缩尾处理。

### 2. 主要变量定义与计量

(1)被解释变量:年度报告可读性。已有研究指出,文本长度、段落数、句子数、字符数、句子长度、专业术语等会影响可读性(Loughran和McDonald,2014<sup>[11]</sup>;Lo等,2017<sup>[6]</sup>)。在此基础上,本文借鉴Fog指数<sup>②</sup>,参考《现代汉语》与《汉语水平词汇与汉字等级大纲》等典籍,创新性地引入复杂长句<sup>③</sup>、被动句<sup>④</sup>和复杂词<sup>⑤</sup>作为评价指标。本文依据语言学对语法单元进行拆分,并选取可读性高频指标,在剔除因文本挖掘技术所限导致数据不可获取及高相关指标后,得到可读性评价指标如表1所示。

表1 年报可读性评价指标体系

指标名称	指标释义
文本长度	年度报告页码范围
字符	年度报告所含字符总数

① 国内董秘评选主要源自《新财富》榜单,该评选由广东省新闻出版局信息中心主办,具有一定的官方性和权威性。该评选是大陆地区最早针对境内上市公司董秘所开展的公开评选,评选对象为“境内股票市场上公开挂牌交易的上市公司董事会秘书”,评选主体为“相关监管机构(上市公司所在地区监管部门、上市公司协会、深圳证券交易所和上海证券交易所)、证券分析师、机构投资者(公募基金、其他机构投资者)、个人投资者、各大财经媒体等”。评选标准包括监管、公共关系管理和投资者关系管理三维度,测算分数及模型未包含信息披露维度,即董秘获奖并不是因其信息披露的突出贡献,因此,二者间并不存在严格意义的相关性。

② Fog指数,即Gunning Fog Score,以平均句长(总单词数量除以总句子数量)与复杂单词比例(三个以上音节单词数量除以总单词数量)测算可读性。

③ 根据黄伯荣和廖序东(2007)《现代汉语》与马庆株(2010)《现代汉语》,长句是指形体较长、词语较多、修饰成分较多、结构比较复杂的句子,主要特点为包含较多联合结构及分句中层次结构较多。相反,短句通常词汇较少,结构简单,形体短小。从阅读者角度来看,理解长句费时费力,而短句则较为容易理解,且较多分句所形成的复杂句式结构更容易影响可读性。据此,本文采用复杂长句衡量文本中的句子复杂程度,具体测度采用平均句子层次结构表示,即复句包含分句的平均程度。

④ Asay等(2018)<sup>[53]</sup>研究指出,在信息披露中使用被动语态不仅可以降低可读性,而且还可以分离自身与所描述信息之间的关系。针对中文语言环境下的被动句特征,国内学者(张金桥和莫雷,2006)<sup>[54]</sup>也指出,被动句比主动句更难理解。

⑤ 采用Fog指数测度可读性的核心问题在于确定复杂词汇,英文情境下的复杂词通常指所含音节数量在三个以上的单词。不过,中文语言情境对于复杂词的界定还未形成统一认识,也缺乏权威界定。仅有国家汉语水平考试委员会颁布的《汉语水平词汇与汉字等级大纲》对词汇进行了等级区分,已有研究也大多参考这一标准开展研究(左虹和朱勇,2014)<sup>[55]</sup>。本文同样依据《汉语水平词汇与汉字等级大纲》,并借鉴Fog指数,选取三个以上语素构成的丙级词和丁级词作为复杂词。

续表 1

指标名称	指标释义
句子	年度报告所含句子总数
句子长度	年度报告平均句子包含字符数
复杂长句	年度报告平均句子层次结构
被动句	年度报告所含被动句总数
专业词	年度报告所含会计专业词汇总数
复杂词	年度报告所含复杂词汇总数

资料来源:本文整理

为了对上述指标进行拟合,考虑到可读性是一种主观感知,本文采用主观赋权建立 AHP 模型。其中,比较判断矩阵数据源自面向中小投资者发放的匿名问卷<sup>①</sup>,本文依据指标重要性相对程度的众数构建判断矩阵。同时,为了有效缓解 AHP 赋权的主观偏误,参考 Hsu 和 Pan(2009)<sup>[56]</sup>的研究进行两次 Monte Carlo 模拟对 AHP 结果进行修正。最终综合评价方法采用灰色关联度方法<sup>②</sup>。类似于 Fog 指数,本文计量得到的可读性分值越低,表明年报可读性越高。特别地,为了验证综合评价结果的科学性,一方面,本文通过平均数法和加权平均法替换灰色关联度方法,并对三种方法的计量结果进行 Pearson 和 Spearman 检验,相关系数均高于 0.967,表明可读性评价具有较高的一致性;另一方面,本文分别采用 Fog 指数、盈余变化(营业利润变动、净利润变动和每股收益变动)、信息披露质量(深交所信息披露考评结果)进行合理性判定,经方差分析后得到 Fog 指数越小、盈余变化为正以及信息披露质量越高的公司,年报可读性相对较好,这与 Li(2008)<sup>[57]</sup>与 Lo 等(2017)<sup>[6]</sup>的研究较为一致,表明本文计量得到的年报可读性符合客观规律。

同时,参考 Loughran 和 McDonald(2014)<sup>[11]</sup>对可读性的分解研究,本文依据指标重要性程度,还分别考察了专业词(*RA\_Special*)、复杂词(*RA\_Complex*)与被动句(*RA\_Passive*),而且这三项指标作为主要词语与句子特征可以解释语言偏差。

(2)解释变量:董事会秘书声誉。学术界对董秘声誉的衡量仍比较欠缺,不过,类似研究已对其他高管声誉进行了可靠计量,主要通过媒体曝光率(曹国华等,2017)<sup>[58]</sup>和任期(Fetscherin, 2015)<sup>[52]</sup>作为代理变量。特别地,高凤莲和王志强(2015)<sup>[4]</sup>以荣誉称号和嘉奖认定董秘具有较高的社会声誉。鉴于此,本文选取董秘社会影响(*Rep\_Prize*)及任期时间(*Rep\_Tenure*)作为声誉的代理变量。同时,在内生性检验部分,本文采用董秘违规处罚情况(*Rep\_Violation*)作为代理变量,因为违规处罚会造成声誉损失(辛清泉等,2013)<sup>[59]</sup>。

(3)控制变量。本文所选取得控制变量主要借鉴已有可读性、董秘与信息披露的相关研究。参考 Li(2008)<sup>[57]</sup>和 Lo 等(2017)<sup>[6]</sup>的可读性研究,选取股票收益波动、营业利润波动、每股收益变动、每股收益负变动、每股收益正变动、营业利润、盈利亏损、经营现金流、财务重述、上市时间、市值账面比作为控制变量。参考高凤莲和王志强(2015)<sup>[4]</sup>与姜付秀等(2016)<sup>[26]</sup>有关董秘与信息披露的研究,选取公司规模、盈利能力、偿债能力、成长能力、公司性质、股权集中度、董事会规模、独立董事规模、董事会秘书权力、监事会规模、两职合一、管理层持股、审计机构权威性作为控制变量。

① 根据国务院办公厅《关于进一步加强资本市场中小投资者合法权益保护工作的意见》,中小投资者是我国现阶段资本市场的主要参与群体,但处于信息弱势地位,相较于机构等专业投资者,其对信息可读性的要求更高,因此,研究面向中小投资者发放匿名问卷 200 份,成功回收 113 份,有效问卷 98 份,有效率 86.73%。

② 语言学没有对中文可读性进行绝对值测算,缺少统一标准和分级,需要计量公司间的相对差异对可读性进行评价。作为几何处理范畴内相对性排序分析和动态过程发展态势量化分析的主要工具,灰色关联度最适宜比较评价对象优劣顺序,可以有效处理可读性差异化和相对性的问题。

此外,本文拟重点控制非汉语言文字的影响。首先,考察董秘民族是否属于拥有独立语言及文字的少数民族<sup>①</sup>。由于民族属于非必须披露信息,因此,本文从董秘个人简历中手工抓取关键词,判断其民族属性。其次,为了弥补简历中可能存在的信息遗漏,本文分析董秘姓名从而推断其是否属于既定少数民族。最后,考虑到文化习俗等非正式制度会对行为主体产生更为深远的影响,本文同时观测董秘所在样本公司注册地是否位于少数民族行政区划。依据上述筛选步骤,并借鉴 Li (2008)<sup>[57]</sup>与 Lo 等(2017)<sup>[6]</sup>针对年报可读性的研究,设置变量 *Non\_Mandarin*,如果董秘为少数民族或上市公司注册地位于少数民族行政区划,则赋值为 1,否则为 0。主要变量具体定义如表 2 所示。

表 2 变量定义与说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	可读性	<i>RA</i>	年度报告可读性综合评价分值,负向指标
	可读性—专业词	<i>RA_Special</i>	年度报告中专业词数量(标准化),负向指标
	可读性—复杂词	<i>RA_Complex</i>	年度报告中复杂词数量(标准化),负向指标
	可读性—被动句	<i>RA_Passive</i>	年度报告中被动句数量(标准化),负向指标
解释变量	董事会秘书声誉 (社会影响)	<i>Rep_Prize</i>	基于《新财富》董秘评选榜单,董秘获评“金牌董秘”赋值为 2,获评“优秀董秘”赋值为 1,未获评赋值为 0
		<i>Rep_Prize_All</i>	基于《新财富》董秘评选榜单,董秘获评“金牌董秘”或“优秀董秘”赋值为 1,未获评赋值为 0
	董事会秘书声誉 (任期时间)	<i>Rep_Tenure</i>	董秘于样本公司就任董事会秘书一职年份总数
	董事会秘书声誉 (违规处罚)	<i>Rep_Violation</i>	董秘受到监管机构违规处罚赋值为 1,否则为 0
控制变量	股票收益波动	<i>Ret_Vol</i>	样本统计当年股票月收益标准差
	营业利润波动	<i>Earn_Vol</i>	样本统计当年前五年营业利润标准差
	每股收益变动	$\Delta EPS$	$t$ 年每股收益与 $t-1$ 年每股收益差值
	每股收益负变动	<i>NegEarnChg</i>	如果每股收益变动小于 0,则赋值为 1,否则为 0
	每股收益正变动	<i>MBE</i>	如果每股收益变动处于 0—5% 区间,则赋值为 1,否则为 0
	营业利润	<i>Earnings</i>	依据 Lo 等(2017) <sup>[6]</sup> ,采用营业利润除以总资产进行标准化
	盈利亏损	<i>Loss</i>	如果样本统计当年净利润小于 0,则赋值为 1,否则为 0
	经营现金流	<i>CFO</i>	类似“营业利润”,采用经营活动产生的现金流量净额除以总资产
	财务重述	<i>Restated</i>	如果样本统计当年发生财务重述,则赋值为 1,否则为 0
	上市时间	<i>Age</i>	首次上市日期截止到统计当年年份总数
	市值账面比	<i>MTB</i>	资产负债表日市场价值除以账面价值
	少数民族语言	<i>Non_Mandarin</i>	如果董秘民族为少数民族,或者样本公司注册地址为蒙、桂、藏、新四区,则赋值为 1,否则为 0
	公司规模	<i>Size</i>	总资产自然对数
	盈利能力	<i>ROE</i>	股东权益净利率
	偿债能力	<i>Lev</i>	资产负债率(总负债/总资产)
	成长能力	<i>Gro</i>	营业收入增长率
公司性质	<i>State</i>	国有上市公司赋值为 1,否则为 0	
股权集中度	<i>First</i>	第一大股东持股比例	

① 本文所指少数民族仅指蒙古族、壮族、藏族和维吾尔族。

续表 2

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
控制变量	董事会人数	<i>Board</i>	借鉴姜付秀等(2016) <sup>[26]</sup> ,采用董事会总人数衡量董事会规模
	独立董事规模	<i>Indep</i>	独立董事比例
	董事会秘书权力	<i>Executive</i>	董秘兼任其他职务,包括董事、高级管理人员,则赋值为 1,否则为 0
	监事会规模	<i>BSS</i>	监事会总人数自然对数
	两职合一	<i>Dual</i>	董事长兼任总经理,则赋值为 1,否则为 0
	管理层持股	<i>MSH</i>	样本公司管理层持股,则赋值为 1,否则为 0
	审计机构权威性	<i>Big</i>	样本公司由“四大”事务所审计,则赋值 1,否则为 0

资料来源:本文整理

### 3. 实证模型

为了验证本文假设,构建如下回归模型,并控制行业与年份固定效应,采用公司层面聚类标准误。

$$RA = \alpha_0 + \alpha_1 \times Rep + \alpha_2 \times ControlVariables + \varepsilon \quad (1)$$

其中, *Rep* 分别表示 *Rep\_Prize* 和 *Rep\_Tenure*,同时,董秘获奖与年度报告时间口径保持一致, *t* 年评选结果实则反映董秘在 *t-1* 年声誉水平,从而作用于 *t+1* 年披露的 *t* 年年报可读性。

## 五、实证结果分析

### 1. 描述性统计与分析

样本描述性统计结果如表 3 所示。年报可读性平均值为 0.618,标准差为 0.026;约有 12% 董秘获得“金牌董秘”或“优秀董秘”荣誉称号;董秘任期时间平均值为 3.3 年,任期最长可达 12.9 年;而受到违规处罚的董秘仅占样本总量的 0.4%,表明绝大多数董秘都做到合法合规;发生财务重述公司样本占总样本 9.9%;具备少数民族语言背景的董秘比例约为 5.2%。此外,本文还根据社会影响与任期时间对样本进行划分,分别进行描述性统计,结果表明,高声誉组的可读性与其他控制变量大多表现较好。

表 3 样本变量描述性统计

变量	观测数	均值	标准差	最小值	中值	最大值
<i>RA</i>	10116	0.618	0.026	0.555	0.615	0.983
<i>RA_Special</i>	10116	1	0.225	0.065	0.994	2.147
<i>RA_Complex</i>	10116	1	0.549	0.010	0.908	8.643
<i>RA_Passive</i>	10116	1	0.413	0.047	0.951	3.821
<i>Rep_Prize</i>	10116	0.198	0.560	0	0	2
<i>Rep_Prize_All</i>	10116	0.120	0.325	0	0	1
<i>Rep_Tenure</i>	9759	3.304	3.392	0	2	12.917
<i>Rep_Violation</i>	10116	0.004	0.060	0	0	1
<i>Ret_Vol</i>	9880	0.145	0.075	0.031	0.131	3.660
<i>Earn_Vol</i>	10016	3.069	15.62	0.002	0.730	538.3
$\Delta EPS$	10116	-0.013	0.362	-4.890	0	7.530
<i>NegEarnChg</i>	10116	0.427	0.495	0	0	1
<i>MBE</i>	10116	0.017	0.129	0	0	1
<i>Earnings</i>	10116	0.045	0.075	-4.093	0.036	0.648

续表 3

变量	观测数	均值	标准差	最小值	中值	最大值
<i>Loss</i>	10116	0.938	0.240	0	1	1
<i>CFO</i>	10116	0.049	0.141	-11.06	0.049	0.876
<i>Restated</i>	10116	0.099	0.299	0	0	1
<i>Age</i>	10116	11.38	5.185	-1	12	25
<i>MTB</i>	9902	1.870	1.822	0.083	1.355	33.38
<i>Non_Mandarin</i>	10116	0.052	0.221	0	0	1
<i>Size</i>	10116	22.15	1.325	14.48	21.99	28.51
<i>ROE</i>	10114	0.076	0.555	-45.55	0.075	29.73
<i>Lev</i>	10114	0.505	0.838	0.007	0.506	82.56
<i>Gro</i>	10022	0.722	78.57	-0.717	0.102	12.036
<i>State</i>	10114	0.617	0.486	0	1	1
<i>First</i>	10114	36.09	15.53	3.390	33.96	100
<i>Board</i>	10038	9.175	1.889	0	9	18
<i>Indep</i>	10037	0.366	0.053	0.091	0.333	0.714
<i>Executive</i>	9951	0.582	0.493	0	1	1
<i>BSS</i>	10107	1.329	0.297	0	1.099	2.639
<i>Dual</i>	9908	0.148	0.355	0	0	1
<i>MSH</i>	10107	0.736	0.441	0	1	1
<i>Big</i>	10092	0.077	0.266	0	0	1

资料来源:本文整理

## 2. 董秘声誉对年报可读性的影响

表 4 和表 5 分别列示了董秘社会影响与任期时间对年报可读性的回归系数,其中,#2 与 #1 分别表示是否控制了样本公司所在行业与年份固定效应的回归结果(下同),结果表明:社会影响(*Rep\_Prize*)与任期时间(*Rep\_Tenure*)对可读性的参数估计值分别为 -0.001 和 -0.0001,且均在 5% 水平下显著负相关。这说明,董秘声誉越高,年报可读性越好,支持了本文的研究假设 H。从分项指标来看,社会影响主要作用于专业词和被动句,回归系数分别为 -0.017 和 -0.022,且均在 1% 水平下显著负相关;而对于任期时间来说,仅与复杂词在 1% 水平下显著负相关,回归系数为 -0.006。上述结果表明,声誉机制在督促董事会秘书信息披露工作方面发挥了积极作用。具体地,那些获得社会认可的董秘在年报中会避免使用专业词和被动句,随着任期时间的延长,董秘也会降低复杂词在年报中出现的频率。

表 4 董事会秘书社会影响与年报可读性回归结果

变量符号	<i>RA</i>		<i>RA_Special</i>		<i>RA_Complex</i>		<i>RA_Passive</i>	
	#1	#2	#3	#4	#5	#6	#7	#8
回归模型								
<i>Rep_Prize</i>	-0.001 ** (-2.09)	-0.001 ** (-2.34)	-0.016 *** (-4.22)	-0.017 *** (-4.54)	-0.002 (-0.18)	-0.002 (-0.16)	-0.020 *** (-2.95)	-0.022 *** (-3.12)
<i>Non_Mandarin</i>	0.002 * (1.82)	0.002 * (1.78)	0.028 *** (3.00)	0.026 *** (2.82)	0.076 *** (3.17)	0.072 *** (3.05)	0.042 ** (2.46)	0.045 *** (2.65)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份/行业	否	是	否	是	否	是	否	是
常数项	0.414 *** (69.61)	0.409 *** (50.84)	-0.733 *** (-14.63)	-0.581 *** (-8.30)	-1.441 *** (-11.10)	-0.512 *** (-2.83)	-2.184 *** (-23.47)	-1.864 *** (-14.21)
观测数	9411	9411	9411	9411	9411	9411	9411	9411
调整后 $R^2$	0.210	0.223	0.232	0.253	0.122	0.152	0.210	0.217
$F$ 值	96.94	65.35	110.2	76.93	51.37	41.04	96.97	63.04

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著;括号内的数字为t值

资料来源:本文整理

表 5 董事会秘书任期时间与年报可读性回归结果

变量符号	RA		RA_Special		RA_Complex		RA_Passive	
回归模型	#9	#10	#11	#12	#13	#14	#15	#16
<i>Rep_Tenure</i>	-0.0002** (-2.04)	-0.0001** (-2.02)	-0.001 (-1.17)	-0.001 (-1.14)	-0.006*** (-3.93)	-0.006*** (-3.97)	-0.001 (-1.17)	-0.001 (-1.05)
<i>Non_Mandarin</i>	0.002* (1.81)	0.002* (1.77)	0.027*** (2.91)	0.025*** (2.75)	0.077*** (3.20)	0.074*** (3.09)	0.043** (2.46)	0.046*** (2.65)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份/行业	否	是	否	是	否	是	否	是
常数项	0.415*** (69.69)	0.435*** (51.86)	-0.701*** (-14.00)	-0.548*** (-7.82)	-1.485*** (-11.44)	-0.554*** (-3.06)	-2.146*** (-23.06)	-1.820*** (-13.85)
观测数	9276	9276	9276	9276	9276	9276	9276	9276
调整后 R <sup>2</sup>	0.209	0.222	0.230	0.251	0.125	0.154	0.208	0.215
F 值	95.11	64.09	107.6	75.07	51.75	41.10	94.84	61.63

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著；括号内的数字为t值

资料来源：本文整理

控制变量方面,估计结果与Lo等(2017)<sup>[6]</sup>的研究较为一致,且*Non\_Mandarin*与年报可读性在10%水平下显著正相关,表明本文的估计结果较为稳健,少数民族语言氛围会对以汉语言文字为载体的年度报告带来一定的消极影响,这同时验证了Lo等(2017)<sup>[6]</sup>的基本观点。

### 3. 内生性与稳健性检验

(1)采用倾向得分匹配并替换解释变量的内生性检验。关于董秘声誉与文本信息质量关系的另一种解释是文本信息质量越高,董秘声誉可能越好,因此,二者之间可能存在内生性。为验证是否存在内生性,本文替换董秘违规处罚作为解释变量,经查阅处罚公告,样本公司董秘并不是因年报形式披露失职而受到处罚,其受罚与文本信息的相关性较低。不过,由于违规处罚样本量偏少,本文采用倾向得分匹配同时控制样本选择偏差导致的内生性,匹配方式采用1:2邻匹配,采用500次Bootstrap模拟克服小样本偏误。

首先,进行倾向得分匹配平衡性检验,仅发现*Loss*、*ROE*、*Lev*、*Gro*、*Indep*、*MSH*、*Non\_Mandarin*变量匹配后的标准偏差绝对值大于匹配前的标准偏差绝对值。同时,依据PSM基本要求,匹配后变量偏差绝对值小于20可以认为匹配方法适宜且效果较好,各变量中仅有*Non\_Mandarin*变量略微偏离,可以认为本文得到的匹配结果符合平衡性要求。其次,进行共同支撑假设检验,结果同样符合要求。之后,进行ATT检验,结果如表6所示,违规处罚组(实验组)与非违规处罚组(控制组)具有显著的差异,且违规处罚组的RA值要显著大于非违规处罚组的RA值(T值=2.07)。

表 6 ATT 检验结果

变量	样本	实验组	控制组	差值	T 值
RA	匹配前	0.6132	0.6182	-0.0050	-1.09
	匹配后	0.6132	0.6040	0.0092	2.07**

资料来源：本文整理

最后,对匹配后样本进行回归分析,结果如表7所示。表7结果表明,董秘违规处罚致使年报可读性更低,即董秘声誉与文本信息质量正相关,二者关系不存在内生性。

表 7 倾向得分匹配回归结果

变量	RA			
	#17	#18	#19	#20
回归模型				
<i>Rep_Violation</i>	0.0096 ** (2.17)	0.0095 ** (2.01)	0.0096 * (1.86)	0.0095 (1.63)
控制变量	是	是	是	是
年份/行业	否	是	否	是
常数项	0.4591 *** (6.05)	0.5023 *** (5.17)	0.4591 *** (5.08)	0.5037 *** (3.70)
观测数	99	99	433	62
调整后 $R^2$	0.0580	0.0284	0.0580	0.0284
F 值	1.241	1.075	—	—

注：\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著；括号内的数字为  $t$  值；其中，回归#19 和 #20 采用 Bootstrap 模拟 500 次以克服小样本偏差

资料来源：本文整理

(2) 采用外生事件冲击影响的内生性检验。证监会相关规定要求，“董监高”均需对年度报告负责，且其他董秘个人特征也可能影响信息披露的可读性。为了更好地控制遗漏变量导致的内生性问题对结论的影响，本文选取年报披露准则有关可读性的修订作为外生冲击<sup>①</sup>，比较修订前后董秘声誉对年报可读性的影响。本文预期在该次修订后，年报可读性将进一步提高。借鉴孟庆斌等 (2017)<sup>[13]</sup> 研究，将样本划分为修订前 (2007—2011 年) 和修订后 (2012—2015 年) 两组，并采用模型 (1) 进行实证检验，回归结果如表 8 所示。

表 8 遗漏变量内生性检验结果

变量	RA			
	修订前	修订后	修订前	修订后
回归模型	#21	#22	#23	#24
<i>Rep_Prize</i>	0.000 (0.67)	-0.001 ** (-2.48)		
<i>Rep_Tenure</i>			-0.001 *** (-10.26)	-0.002 *** (-12.73)
控制变量	是	是	是	是
年份/行业	是	是	是	是
观测数	5176	4235	5101	4175
调整后 $R^2$	0.149	0.166	0.173	0.186
F 值	22.59	21.05	26.47	23.72

注：\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著；括号内的数字为  $t$  值

资料来源：本文整理

从表 8 可以看出，董秘声誉提高年报可读性的作用效果，在准则修订后变更为显著：董秘社会影响 (*Rep\_Prize*) 对年报可读性 (RA) 的影响在准则修订前不显著，修订后转变为显著，如 #22 所示；董秘任期时间 (*Rep\_Tenure*) 对年报可读性 (RA) 的影响在准则修订前为 -0.001，修订后转变为 -0.002，且均在 1% 水平下显著，如 #23 和 #24 所示。上述结果表明，在控制遗漏变量导致的内生

① 2012 年 9 月 19 日，证监会在《公开发行证券的公司信息披露内容与格式准则第 2 号——年度报告的内容与格式》中修订有关条款为“公司编制年度报告时可以图文并茂，采用柱状图、饼状图等统计图表，以及必要的产品、服务和业务活动图片进行辅助说明，提高报告的可读性”。

性问题后,本文的研究结论依然成立。

(3) 更换解释变量和被解释变量的稳健性检验。本文依据前文对年报可读性进行的一致性检验结果,依次按照加权平均法与平均数法重新计算年报可读性数值,分别表示为  $RAa$  与  $RAb$ ;同时,将解释变量替换为  $Rep\_Prize\_All$ 。回归结果如表 9 所示,各变量符号与数值比较稳定,与前文结论基本一致。

表 9 稳健性检验回归结果

变量	RA		RAa				RAb			
	#25	#26	#27	#28	#29	#30	#31	#32	#33	#34
回归模型										
$Rep\_Prize\_All$	-0.001 (-1.57)	-0.001* (-1.82)	-0.012 (-1.54)	-0.013* (-1.80)			-0.008 (-1.19)	-0.010 (-1.50)		
$Rep\_Tenure$					-0.001** (-1.97)	-0.001* (-1.93)			-0.001* (-1.69)	-0.001 (-1.64)
$Non\_Mandarin$	0.002* (1.83)	0.002* (1.79)	0.030*** (2.72)	0.029*** (2.68)	0.030*** (2.72)	0.030*** (2.69)	0.013 (1.31)	0.013 (1.34)	0.013 (1.35)	0.014 (1.38)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份/行业	否	是	否	是	否	是	否	是	否	是
常数项	0.415*** (69.73)	0.410*** (50.91)	-1.211*** (-20.40)	-1.275*** (-15.96)	-1.208*** (-20.32)	-0.892*** (-10.73)	-1.281*** (-24.04)	-1.330*** (-18.48)	-1.279*** (-23.96)	-1.074*** (-14.34)
观测数	9411	9411	9411	9411	9276	9276	9411	9411	9276	9276
调整后 $R^2$	0.209	0.223	0.241	0.263	0.241	0.262	0.291	0.307	0.291	0.306
F 值	96.84	65.29	116.1	80.88	114.3	79.56	149.8	100.3	147.3	98.59

注:\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著;括号内的数字为  $t$  值

资料来源:本文整理

## 六、进一步研究:法律保护与职业晋升机会

### 1. 董秘声誉与法律保护的替代作用

近年来,上市公司信息披露的监管体系日渐成熟,信息披露质量逐步提高(吴育辉等,2017)<sup>[60]</sup>,这其中,董秘作为信息发布主要责任者发挥了举足轻重的作用,与法律治理共同维护着中国资本市场的信息披露环境。不过,由于中国是一个地域辽阔的国家,各省市间的正式制度存在区域差异。虽然法律法规在上市公司间存在一定的普适性,但是由于区域经济发展以及地方政府执法力度不同,导致各地区上市公司的外部制度环境并不一致(李延喜等,2015<sup>[61]</sup>;郑丽和陈志军,2017<sup>[62]</sup>)。此时,作为正式制度的有效补充,非正式的声誉机制仍可以发挥作用(史晋川等,2015)<sup>[63]</sup>。高凤莲和王志强(2015)<sup>[4]</sup>就指出,董秘社会资本与法律保护存在一定的替代关系。基于上述分析,本文推断董秘声誉与法律保护之间同样存在一种互相渗透的关系,在法律保护治理较为薄弱的地区,董秘对信息披露质量的监督治理更加有效。

本文参照高凤莲和王志强(2015)<sup>[4]</sup>的研究,采用《中国分省份市场化指数报告(2016)》披露的“市场中介组织的发育和法律制度环境”中各省份指标值作为法律保护水平的代理变量( $Law$ )。该值越高,表明所在地区的法律环境越好,投资者法律保护的程度越高。本文建立如下回归模型,其他变量定义如前文所述。

$$RA = \beta_0 + \beta_1 \times Rep + \beta_2 \times Law + \beta_3 \times Rep \times Law + \beta_4 \times ControlVariables + \mu \quad (2)$$

在提高年报可读性的过程中,董秘声誉与法律保护的替代作用实证检验结果如表 10 所示,社会影响( $Rep\_Prize$ )和任期时间( $Rep\_Tenure$ )仍与年报可读性显著负相关,虽然  $Law$  的回归系数并不显著,但是二者的交乘项  $Rep\_Prize \times Law$  在 5% 的水平下与年报可读性显著正相关。该结果表

明,董秘声誉与法律保护对上市公司信息披露的影响可以相互替代:在较低法律治理保护的区域,董秘的社会影响对提高年报可读性的作用效果会明显增强,这一结论与高凤莲和王志强(2015)<sup>[4]</sup>的研究较为一致。

表 10 董秘声誉与法律保护的替代作用实证结果

变量	RA			
	#35	#36	#37	#38
回归模型				
<i>Rep_Prize</i>	-0.002*** (-2.97)	-0.002*** (-3.09)		
<i>Rep_Tenure</i>			-0.000** (-1.98)	-0.000** (-2.09)
<i>Law</i>	0.000 (0.40)	0.001 (1.46)	0.000 (0.30)	0.001 (0.93)
<i>Rep_Prize</i> × <i>Law</i>	0.002** (2.09)	0.002** (2.01)		
<i>Rep_Tenure</i> × <i>Law</i>			0.000 (0.72)	0.000 (0.92)
<i>Non_Mandarin</i>	0.002** (2.06)	0.002** (2.21)	0.002** (1.99)	0.002** (2.15)
控制变量	是	是	是	是
年份/行业	否	是	否	是
常数项	0.414*** (69.44)	0.409*** (50.72)	0.415*** (69.37)	0.434*** (51.55)
观测数	9411	9411	9276	9276
调整后 $R^2$	0.210	0.224	0.209	0.222
$F$ 值	90.25	62.63	88.38	61.32

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著;括号内的数字为  $t$  值

资料来源:本文整理

## 2. 董秘职业晋升机会的调节作用

职业晋升对员工具有很强的激励效果(张洪辉和章琳一,2016)<sup>[64]</sup>,可以提升员工身份荣耀与成就感(徐细雄,2012)<sup>[65]</sup>。但是,在上市公司所披露的年报中,董秘通常位列于现任“董监高”的末位,因此,从职业晋升的角度来看,其仍存在提升空间。

与声誉激励一样,职业晋升同样属于隐性激励,而且职位晋升模型(Lazear和Rosen,1981)<sup>[66]</sup>认为,晋升前需要进行资本投资,例如声誉资本。同时,声誉激励理论也认为,声誉与个人职业生涯发展紧密相关,董秘为了职业晋升同样会维护声誉。由此可见,职业晋升与声誉对董秘的激励并不矛盾,而且可以相互促进,共同激发工作投入。基于上述分析,在声誉机制的作用下,董秘如果对未来职业晋升具有较好的预期,将对年报可读性产生更为积极的影响。

本文引入职业晋升机会变量 *Promotion*,从内部晋升 *Internal\_Promotion* 和政治晋升 *Political\_Promotion* 两个维度衡量董秘在未来能否获得晋升。一方面,根据前文分析,董秘在现任“董监高”中的排名并不高,往往处于绝对权力的边缘。如果其能兼任公司其他职务,则有助于满足自我实现需要。因此,本文认为,如果董秘为专职,则其存在内部晋升机会,变量 *Internal\_Promotion* 赋值为1,否则为0。另一方面,国有企业作为政治关联的主要形式,管理者为寻求政治稳定会谋求政治晋升(You和Du,2012<sup>[67]</sup>;卢馨等,2016<sup>[68]</sup>),而且董秘与政府官员之间同样存在岗位轮换(Xing等,2019)<sup>[1]</sup>。本文借鉴陈仕华等(2015)<sup>[69]</sup>的研究,重点关注未来晋升机会,而不是其是否已经完成

从公司向政府的调动。综上,如果董秘所在公司为国有产权性质公司,则其存在一定的政治晋升机会,变量 *Political\_Promotion* 赋值为 1,否则为 0。本文建立如下回归模型:

$$RA = \gamma_0 + \gamma_1 \times Rep + \gamma_2 \times Promotion + \gamma_3 \times Rep \times Promotion + \gamma_4 \times ControlVariables + \sigma \quad (3)$$

其中,*Promotion* 分别表示 *Internal\_Promotion* 和 *Political\_Promotion*,其余变量如前文所述。

董秘职业晋升机会的调节作用实证检验结果如表 11 所示,内部晋升机会 *Internal\_Promotion* 与年报可读性显著负相关,交乘项 *Rep\_Prize* × *Internal\_Promotion* 和 *Rep\_Tenure* × *Internal\_Promotion* 同样与年报可读性显著负相关,表明内部晋升发挥了积极的调节作用,如果董秘不在公司兼任其他职位,那么,出于个人未来职位晋升的考虑,其在维护自身声誉的过程中将更注重信息披露的可读性。政治晋升机会 *Political\_Promotion* 同样与可读性显著负相关,但仅有交乘项 *Rep\_Prize* × *Political\_Promotion* 与年报可读性在 10% 水平下显著负相关,表明对于那些社会影响较大的董秘来说,更有可能开启政治生涯,因此,他们会更注重信息披露工作;而对于任期时间较长的董秘来说,政治晋升的机会并不大,可能是因为在中国现行干部选拔任用机制下,年龄是一项关键指标,董秘任期时间越长,其年龄优势越弱,获得政治晋升的可能性也就越小,所以,政治晋升机会的调节作用并不显著。

表 11 董秘职业晋升机会的调节作用实证结果

变量	RA							
	#39	#40	#41	#42	#43	#44	#45	#46
回归模型								
<i>Rep_Prize</i>	-0.0002 (-0.41)	-0.0004 (-0.64)			-0.00005 (-0.07)	-0.00003 (-0.04)		
<i>Rep_Tenure</i>			-0.00004 (-0.41)	-0.00005 (-0.57)			-0.0002 (-1.65)	-0.0002 (-1.57)
<i>Internal_Promotion</i>	-0.003 *** (-6.55)	-0.003 *** (-6.44)	-0.003 *** (-3.64)	-0.003 *** (-3.80)				
<i>Rep_Prize</i> × <i>Internal_Promotion</i>	-0.001 * (-1.67)	-0.001 * (-1.61)						
<i>Rep_Tenure</i> × <i>Internal_Promotion</i>			-0.0003 ** (-2.03)	-0.0003 * (-1.74)				
<i>Political_Promotion</i>					-0.004 *** (-6.47)	-0.004 *** (-6.43)	-0.004 *** (-5.16)	-0.004 *** (-5.13)
<i>Rep_Prize</i> × <i>Political_Promotion</i>					-0.001 (-1.50)	-0.002 * (-1.74)		
<i>Rep_Tenure</i> × <i>Political_Promotion</i>							0.00007 (0.50)	0.00006 (0.43)
<i>Non_Mandarin</i>	0.002 * (1.89)	0.002 * (1.86)	0.002 * (1.79)	0.002 * (1.75)	0.002 * (1.81)	0.002 * (1.76)	0.002 * (1.79)	0.002 * (1.76)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份/行业	否	是	否	是	否	是	否	是
常数项	0.417 *** (71.42)	0.413 *** (51.74)	0.418 *** (70.43)	0.413 *** (50.41)	0.414 *** (69.57)	0.409 *** (50.81)	0.415 *** (69.63)	0.435 *** (51.84)
观测数	9560	9560	9284	9284	9411	9411	9276	9276
调整后 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.212	0.226	0.210	0.224	0.211	0.224	0.209	0.222
<i>F</i> 值	96.50	65.97	92.65	63.27	94.01	64.28	91.59	62.60

注:\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著;括号内的数字为 *t* 值

资料来源:本文整理

## 七、结论与讨论

本文基于声誉激励理论与语言偏差理论,围绕董事会秘书声誉与年度报告可读性开展相关研究,结果发现:(1)董秘声誉与年报可读性显著正相关,声誉激励有助于董秘更好地履行信息披露职责,从而提高文本信息的披露质量。其中,获得荣誉嘉奖的董秘在年报中会较少的使用专业词与被动句,而且随着任期时间的延长,其对复杂词的偏好也会逐渐消退。特别地,少数民族语言差异也是影响年报可读性的关键因素:如果董秘民族为少数民族,或其公司处于少数民族语言环境,那么,这类语言文字的使用习惯可能会给汉语年报的可读性带来消极影响。(2)对文本信息可读性的影响,董秘声誉与法律保护存在一定的替代作用。相较于法律治理保护相对薄弱的地区,法律治理保护优异地区的董秘声誉对年报可读性的影响较低。相反,由于法律保护不够完善,信息披露质量不好,投资者可以更多地依靠董秘声誉作为法律的替代因素,提升信息披露可读性。因此,在我国法律保护比较薄弱的省市区域,董秘声誉对提高文本信息质量的监督治理作用更加有效。(3)声誉激励与职业晋升机会激励相得益彰。特别是对于专职董秘来说,声誉激励提高年报可读性的作用在出现职业晋升机会时更为强烈,因为声誉的积累一直都是职场发展的重要基石。不过,政治晋升机会却未能发挥一致的作用,可能主要是因为我国现行的干部选拔受年龄约束,任期时间较长的董秘往往年龄较大,政治生涯即将到达“天花板”。因此,本文仅发现政治晋升机会的出现,有助于强化明星董秘对文本信息质量的提升作用。

提高文本信息的可读性是缓解信息不对称的又一途径,本文建议:(1)进一步强化和明确信息披露质量的监管要求,监管机构可以围绕可读性细化董事会秘书的工作职能,健全相关法律法规;(2)完善董秘奖惩机制,社会组织应积极开展多方位的优质董秘评选工作,帮助其树立良好的职业价值观念,为充分发挥声誉机制的激励作用培育先行条件;(3)除声誉机制与晋升机制外,鼓励企业内部设立更多的激励模式,调动董秘履职的主动性与积极性,从而带动文本信息披露质量的提高。

本文的研究局限主要体现在:一方面,声誉的测度相对独立,社会影响与任期时间能否同时产生交叉影响还有待继续探究;另一方面,竞争较为激烈的行业中,公司出于信息保密考虑,可能会粉饰战略与关键技术,导致可读性降低,这将是后续研究的另一个关注点。

### 参考文献

- [1] Xing, L., T. Duan, and W. Hou. Do Board Secretaries Influence Management Earnings Forecasts? [J]. *Journal of Business Ethics*, 2019, 154, (2): 537 - 574.
- [2] McNulty, T., and A. Stewart. Developing the Governance Space: A Study of the Role and Potential of the Company Secretary in and around the Board of Directors [J]. *Organization Studies*, 2015, 36, (4): 513 - 535.
- [3] 全怡. IPO 公司董秘职业背景、分析师首次跟踪与公司市值管理 [J]. *北京: 经济管理*, 2018, (2): 140 - 161.
- [4] 高风莲, 王志强. “董秘”社会资本对信息披露质量的影响研究 [J]. *天津: 南开管理评论*, 2015, (4): 60 - 71.
- [5] 姜付秀, 石贝贝, 马云飙. 信息发布者的财务经历与企业融资约束 [J]. *北京: 经济研究*, 2016, (6): 83 - 97.
- [6] Lo, K., F. Ramos, and R. Rogo. Earnings Management and Annual Report Readability [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2017, 63, (1): 1 - 25.
- [7] 任宏达, 王琨. 社会关系与企业信息披露质量——基于中国上市公司年报的文本分析 [J]. *天津: 南开管理评论*, 2018, (5): 128 - 138.
- [8] 王克敏, 王华杰, 李栋栋, 戴杏云. 年报文本信息复杂性与管理者自利——来自中国上市公司的证据 [J]. *北京: 管理世界*, 2018, (12): 120 - 132.
- [9] Courtis, J. K. Readability of Annual Reports: Western versus Asian Evidence [J]. *Accounting, Auditing & Accountability Journal*, 1995, 8, (2): 4 - 17.
- [10] Guay, W., D. Samuels, and D. Taylor. Guiding through the Fog: Financial Statement Complexity and Voluntary Disclosure [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2016, 62, (2): 234 - 269.
- [11] Loughran, T., and B. McDonald. Measuring Readability in Financial Disclosures [J]. *The Journal of Finance*, 2014, 69, (4): 1643 - 1671.

- [12] 阎达五, 孙蔓莉. 深市 B 股发行公司年度报告可读性特征研究[J]. 北京: 会计研究, 2002, (5): 10 - 17.
- [13] 孟庆斌, 杨俊华, 鲁冰. 管理层讨论与分析披露的信息含量与股价崩盘风险——基于文本向量化方法的研究[J]. 北京: 中国工业经济, 2017, (12): 1 - 19.
- [14] 韩晴, 王华. 独立董事责任险、机构投资者与公司治理[J]. 天津: 南开管理评论, 2014, (5): 54 - 62.
- [15] Cassell, C. A., S. X. Huang, and J. M. Sanchez. Forecasting without Consequence? Evidence on the Properties of Retiring CEOs' Forecasts of Future Earnings[J]. Accounting Review, 2013, 88, (6): 1909 - 1937.
- [16] Beck, M. J., and E. G. Mauldin. Who's Really in Charge? Audit Committee versus CFO Power and Audit Fees[J]. Accounting Review, 2014, 89, (6): 2057 - 2085.
- [17] Kwak, B., B. T. Ro, and I. Suk. The Composition of Top Management with General Counsel and Voluntary Information Disclosure [J]. Journal of Accounting and Economics, 2012, 54, (1): 19 - 41.
- [18] Hopkins, J. J., E. L. Maydew, and M. Venkatachalam. Corporate General Counsel and Financial Reporting Quality [J]. Management Science, 2014, 61, (1): 129 - 145.
- [19] Wang, C., Q. Ye, and A. Goyal. Does Tenure Matter: Role of the Corporate Secretary in Chinese Listed Firms [J]. Accounting Horizons, 2018, Forthcoming.
- [20] 高强, 伍利娜. 兼任董秘能提高信息披露质量吗? ——对拟修订《上市规则》关于董秘任职资格新要求的实证检验[J]. 北京: 会计研究, 2008, (1): 49 - 56.
- [21] 周开国, 李涛, 张燕. 董事会秘书与信息披露质量[J]. 北京: 金融研究, 2011, (7): 167 - 181.
- [22] 翟光宇, 武力超, 唐大鹏. 中国上市银行董事会秘书持股降低了信息披露质量吗? ——基于 2007—2012 年季度数据的实证分析[J]. 武汉: 经济评论, 2014, (2): 127 - 138.
- [23] 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]. 北京: 金融研究, 2016, (9): 193 - 206.
- [24] 刘美玉, 赵侠. 职业董秘“闪辞”: 逐利本性还是制度短板[J]. 北京: 管理世界, 2014, (4): 183 - 185.
- [25] 杜兴强, 冯文滔, 裴红梅. IPO 公司“董秘”非正常离职的经济后果: 基于中国资本市场的经验证据[J]. 北京: 投资研究, 2013, (8): 47 - 64.
- [26] 姜付秀, 石贝贝, 马云飙. 董秘财务经历与盈余信息含量[J]. 北京: 管理世界, 2016, (9): 161 - 173.
- [27] 吴育辉, 吴世农, 张秋煌, 魏志华. 董秘的职业背景会影响企业 IPO 进程吗? [J]. 北京: 财务研究, 2016, (2): 11 - 24.
- [28] 周建, 王顺昊, 张双鹏. 董秘信息提供、独立董事履职有效性与公司绩效[J]. 哈尔滨: 管理科学, 2018, (5): 97 - 116.
- [29] 毛新述, 王斌, 林长泉, 王楠. 信息发布者与资本市场效率[J]. 北京: 经济研究, 2013, (10): 69 - 81.
- [30] 王成龙, 余威. 实权高管兼任董秘的有效性研究——基于股价崩盘风险的视角[J]. 北京: 投资研究, 2017, (10): 106 - 128.
- [31] Kim, O., and R. E. Verrecchia. The Relation among Disclosure, Returns, and Trading Volume Information [J]. Accounting Review, 2001, 76, (4): 633 - 654.
- [32] Holmström, B. Managerial Incentive Problems: A Dynamic Perspective [J]. Review of Economic Studies, 1999, 66, (1): 169 - 182.
- [33] 马连福, 刘丽颖. 高管声誉激励对企业绩效的影响机制[J]. 长沙: 系统工程, 2013, (5): 26 - 36.
- [34] 徐宁, 吴峰玉, 王帅. 动力抑或负担? ——高管声誉双重治理效用研究述评与展望[J]. 上海: 外国经济与管理, 2017, (10): 102 - 113.
- [35] Koh, K. Value or Glamour? An Empirical Investigation of the Effect of Celebrity CEOs on Financial Reporting Practices and Firm Performance [J]. Accounting & Finance, 2011, 51, (2): 517 - 547.
- [36] Boivie, S., S. D. Graffin, and R. J. Gentry. Understanding the Direction, Magnitude, and Joint Effects of Reputation When Multiple Actors' Reputations Collide [J]. Academy of Management Journal, 2016, 59, (1): 188 - 206.
- [37] Jian, M., and K. W. Lee. Does CEO Reputation Matter for Capital Investments? [J]. Journal of Corporate Finance, 2011, 17, (4): 929 - 946.
- [38] 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]. 北京: 管理世界, 2016, (3): 128 - 143.
- [39] Wade, J. B., J. F. Porac, and T. G. Pollock, et al. The Burden of Celebrity: The Impact of CEO Certification Contests on CEO Pay and Performance [J]. Academy of Management Journal, 2006, 49, (4): 643 - 660.
- [40] Graffin, S. D., J. B. Wade, and J. F. Porac, et al. The Impact of CEO Status Diffusion on the Economic Outcomes of Other Senior Managers [J]. Organization Science, 2008, 19, (3): 457 - 474.
- [41] Cole, C. J., and C. L. Jones. The Quality of Management Forecasts of Capital Expenditures and Store Openings in MD&A [J]. Journal of Accounting, Auditing & Finance, 2015, 30, (2): 127 - 149.
- [42] Davis, A. K., and I. Tama-Sweet. Managers' Use of Language across Alternative Disclosure Outlets: Earnings Press Releases versus

MD&A[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2012, 29, (3): 804 – 837.

[43] Lundholm, R. J., R. Rogo, and J. L. Zhang. Restoring the Tower of Babel: How Foreign Firms Communicate with US Investors[J]. *Accounting Review*, 2014, 89, (4): 1453 – 1485.

[44] Dempsey, S. J., D. M. Harrison, and K. F. Luchtenberg, et al. Financial Opacity and Firm Performance: The Readability of REIT Annual Reports[J]. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2012, 45, (2): 450 – 470.

[45] Chasan, E., and S. Rubinfeld. Firms, Regulators Try to Sort out What's Worth Disclosing to Investors[J]. *Wall Street Journal*, 2015, (November): 2.

[46] Monga, V., and E. Chasan. The 109,894 – Word Annual Report: As Regulators Require More Disclosures, 10 – Ks Reach Epic Lengths; How Much is Too Much? [J]. *Wall Street Journal*, 2015, (June): 1.

[47] Balakrishnan, K., J. E. Core, and R. S. Verdi. The Relation between Reporting Quality and Financing and Investment: Evidence from Changes in Financing Capacity[J]. *Journal of Accounting Research*, 2014, 52, (1): 1 – 36.

[48] Cambini, C., L. Rondi, and S. De-Masi. Incentive Compensation in Energy Firms: Does Regulation Matter? [J]. *Corporate Governance: An International Review*, 2015, 23, (4): 378 – 395.

[49] Assilaméhou, Y., and B. Testé. The Effects of Linguistic Abstraction on Evaluations of the Speaker in an Intergroup Context: Using the Linguistic Intergroup Bias Makes You a Good Group Member[J]. *Journal of Experimental Social Psychology*, 2013, 49, (1): 113 – 119.

[50] Beukeboom, C. J., M. Tanis, and I. E. Vermeulen. The Language of Extraversion: Extraverted People Talk More Abstractly, Introverts are More Concrete[J]. *Journal of Language and Social Psychology*, 2013, 32, (2): 191 – 201.

[51] Kish-Gephart, J. J., and J. T. Campbell. You Don't Forget Your Roots: The Influence of CEO Social Class Background on Strategic Risk Taking[J]. *Academy of Management Journal*, 2015, 58, (6): 1614 – 1636.

[52] Fetscherin, M. The CEO Branding Mix[J]. *Journal of Business Strategy*, 2015, 36, (6): 22 – 28.

[53] Asay, H. S., R. Libby, and K. Rennekamp. Firm Performance, Reporting Goals, and Language Choices in Narrative Disclosures[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2018, 65, (2 – 3): 380 – 398.

[54] 张金桥, 莫雷. 汉语主动句、被动句的命题表征项目顺序特点[J]. *北京: 心理学报*, 2006, (3): 317 – 323.

[55] 左虹, 朱勇. 中級歐美留學生漢語文本可讀性公式研究[J]. *北京: 世界漢語教學*, 2014, (2): 263 – 276.

[56] Hsu, T., and F. F. C. Pan. Application of Monte Carlo AHP in Ranking Dental Quality Attributes[J]. *Expert Systems with Applications*, 2009, 36, (Part 1): 2310 – 2316.

[57] Li, F. Annual Report Readability, Current Earnings, and Earnings Persistence[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2008, 45, (2 – 3): 221 – 247.

[58] 曹国华, 杨俊杰, 林川. CEO 声誉与投资短视行为[J]. *杭州: 管理工程学报*, 2017, (4): 45 – 51.

[59] 辛清泉, 黄曼丽, 易浩然. 上市公司虚假陈述与独立董事监管处罚——基于独立董事个体视角的分析[J]. *北京: 管理世界*, 2013, (5): 131 – 143.

[60] 吴育辉, 吴世农, 魏志华. 管理层能力、信息披露质量与企业信用评级[J]. *北京: 经济管理*, 2017, (1): 165 – 180.

[61] 李延喜, 曾伟强, 马壮, 陈克兢. 外部治理环境, 产权性质与上市公司投资效率[J]. *天津: 南开管理评论*, 2015, (1): 25 – 36.

[62] 郑丽, 陈志军. 集团内部嵌入形式对子公司技术创新的影响——基于地区制度环境差异的分析[J]. *北京: 经济管理*, 2017, (3): 76 – 89.

[63] 史晋川, 汪晓辉, 吴晓露. 产品侵权下的法律制度与声誉成本权衡——一个微观模型补充[J]. *北京: 经济研究*, 2015, (9): 156 – 169.

[64] 张洪辉, 章琳一. 产权差异、晋升激励与企业风险承担[J]. *北京: 经济管理*, 2016, (5): 110 – 121.

[65] 徐细雄. 晋升与薪酬的治理效应: 产权性质的影响[J]. *北京: 经济科学*, 2012, (2): 102 – 116.

[66] Lazear, E. P., and S. Rosen. Rank-order Tournaments as Optimum Labor Contracts[J]. *Journal of Political Economy*, 1981, 89, (5): 841 – 864.

[67] You, J., and G. Du. Are Political Connections a Blessing or a Curse? Evidence from CEO Turnover in China[J]. *Corporate Governance An International Review*, 2012, 20, (2): 179 – 194.

[68] 卢馨, 何雨晴, 吴婷. 国企高管政治晋升激励是长久之计吗? [J]. *北京: 经济管理*, 2016, (7): 94 – 106.

[69] 陈仕华, 卢昌崇, 姜广省, 王雅茹. 国企高管政治晋升对企业并购行为的影响——基于企业成长压力理论的实证研究[J]. *北京: 管理世界*, 2015, (9): 125 – 136.

# Research on the Influence of Board Secretaries' Reputation on Readability of Information Disclosure Based on the Evidence of Text Mining of Chinese Annual Report

SUN Wen-zhang

(School of Accounting, Dongbei University of Finance and Economics/  
Center for China Internal Control, Dalian, Liaoning, 116025, China)

**Abstract:** Unfolded with the development and improvement of the board secretary, varieties of empirical evidences shed light on that the board secretary affects information disclosure directly. It empirically examines the mechanism of the board secretaries' reputation on the annual report readability that is measured above. Board secretaries' reputation are consisted of social impact, tenure and violation. It also controls the influence of minority languages on Chinese readability. In order to regulate endogeneity and improve robust, we bring to violation and Propensity Score Matching together and replace explanatory variables and explained variables. In addition, this paper also examines the mechanism from the perspective of external legal protection and promotion opportunities. The study concludes that: Firstly, the board secretaries' reputation which helps the board secretaries to better perform information disclosure duties is significantly positively correlated with the annual report readability, thus improving the quality of textual narrative. Furthermore, prize-winning board secretaries use fewer professional words and passive sentences in the annual reports, and their preference for complex words tends to fade as their tenure extends. In particular, minority language differences are also a key factor in readability. If the registered location of the company adopts to non-mandarin, the annual report readability will suffer severe negative effects. Secondly, the board secretaries' reputation and legal protection will play the substitution role at the same time on the readability of textual narrative. Compared with the areas where the legal governance is relatively weak, the board secretaries' reputation will present a low impact on the annual report readability in the areas where the quality of legal protection is better. On the contrary, due to inadequate legal protection and poor quality of information disclosure, investors can rely on board secretaries' reputation largely as the substitution effect of legal safeguard to improve the annual report readability. Obviously, it can be seen that the board secretaries' reputation has been in a key position effectively in the supervision and governance to improve the quality of textual narrative in regions where legal environment is relatively defective. In the last place, reputation incentive and career promotion opportunity are supplement each other. Especially for professional board secretaries, reputation incentive plays an even stronger role in improving the annual report readability when career promotion opportunities arise, because reputation has always been an important cornerstone of career development. However, the opportunity of political promotion fails to play a consistent role, due to the current cadre selection mechanism of China probably, which the older you are, the less opportunity of political you get that become an inflexible constraint. Therefore, it only discoveries that the opportunities of political promotion will assist to strengthen the function of star board secretaries in improving the quality of textual narrative.

The limitations of the research are mainly reflected in the following aspects; on the one hand, the measurement of reputation is relatively independent, and it remains to be explored whether social influence and tenure can produce cross-influence at the same time; On the other hand, companies may whitewash their strategies and key technologies for the sake of information confidentiality among the highly competitive industry resulting in lower quality of annual report readability, which will be another focus for the further research.

In order to mitigate information asymmetry with the help of improving the annual report readability, it suggests: Firstly, it should further strengthen the protection of the quality of information disclosure, especially to build excellent established legal system aiming at the quality of readability. Secondly, so as to establish the sense of ownership, it is recommended to expand the participations of the board secretaries among the daily operation and management activities of the company, thus cultivating their sense of responsibility for information disclosure. Lastly, in addition to reputation and promotion incentive mechanism, more incentive methods should be set up to enhance more effort of the board secretaries, thereby improving the quality of textual narrative.

**Key Words:** board secretary; reputation; annual report readability; legal environment; promotion

**JEL Classification:** M41, D01

**DOI:** 10.19616/j.cnki.bmj.2019.07.009

(责任编辑:弘毅)