

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20210724.201

董事会秘书持股后信息沟通效率更高吗?

——基于中国A股上市公司的经验证据

刘佳伟¹, 邓博夫², 吉利²

(1. 苏州大学 东吴商学院, 江苏 苏州 215021; 2. 西南财经大学 会计学院, 四川 成都 611130)

摘要: 本文以企业盈余价值相关性衡量董事会秘书信息沟通效率, 实证检验董事会秘书激励方式如何影响企业盈余价值相关性及其作用机理。研究发现, 作为企业与投资者间的信息沟通桥梁, 董秘持股有助于提升企业盈余信息的价值相关性, 同时存在趋利避害动机。这一结果在国有企业、股权制衡度较高的样本以及当企业获得媒体正面报道较多时更为明显。作用机制检验结果表明, 董秘持股有助于抑制大股东掏空行为, 并且通过增强企业年报中的正面语调向市场投资者传递良好的经营管理预期, 从而调动市场投资者的积极性。但作为管理者中的一员, 董秘持股后未能在会计信息披露环节有效抑制管理层盈余管理动机, 对于企业会计信息质量未能起到明显改善作用。另外, 董秘薪酬与声誉激励相对股权而言在激励其有效履行信息发布与沟通责任方面存在替代性关系。本文丰富拓展了董秘激励的研究范畴, 对于充分提升董秘信息沟通效率具有一定的启示。

关键词: 董秘持股; 董秘声誉; 信息沟通效率; 盈余价值相关性

中图分类号: F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2022)02-0036-16

一、引言

随着我国资本市场不断发展, 上市公司信息披露制度的日益完善, 董事会秘书作为管理者的信息披露职权变得逐渐重要, 作为企业内部公司治理机制的组成部分, 董事会秘书承担着企业信息发布与沟通的重要责任, 对于提升企业信息传递效率有着无可替代的作用^①, 直接影响市场投资者信息获取方式与内容(姜付秀等, 2016), 对于降低投资者信息获取成本, 稳定其投

收稿日期: 2021-03-04

基金项目: 国家自然科学基金青年项目(71902161); 教育部人文社会科学研究项目(18YJA630041); 苏州大学人文社会科学科研项目团队资助项目(21XM1002)

作者简介: 刘佳伟(1991—), 男, 苏州大学东吴商学院讲师(通讯作者, jwliu@suda.edu.cn);

邓博夫(1987—), 男, 西南财经大学会计学院副教授;

吉利(1978—), 女, 西南财经大学会计学院教授, 博士生导师。

①《上市公司信息披露管理办法》第四十五条规定: 董事会秘书负责办理上市公司信息对外公布等相关事宜; 负责组织和协调公司信息披露事务, 汇集上市公司应予披露的信息并报告董事会, 持续关注媒体对公司的报道并主动求证报道的真实情况。董事会秘书有权参加股东大会、董事会会议、监事会会议和高级管理人员相关会议, 有权了解公司的财务和经营情况, 查阅涉及信息披露事宜的所有文件。

资信心具有至关重要的意义(周开国等,2011)。基于董事会秘书身份及背景特征,目前已有研究检验董秘信息发布功能以及传递效率问题,高凤莲和王志强(2015)从个人社会嵌入角度分析了董秘社会资本对于企业信息披露质量的影响,结果发现董秘社会资本在提升公司信息披露质量的同时对当地法治化以及社会信任方面形成替代性关系。孙文章(2019)从董秘声誉的角度研究后发现声誉越高的董秘发布的年报信息可读性越强。但现有研究未曾考虑到董事会秘书承担信息披露职责有利于维护公司股东尤其是中小股东利益不受损失,而其独立性作为公司治理机制的一部分同样受到大股东或管理者的影响,并且目前我国上市公司董秘持股比例较低的基本事实^①满足“利益趋同假说”的适用情境,能够降低股东与其代理人间的利益冲突,此时持股董秘兼具改善企业对外信息沟通效率与实现股东资本保值增值的双重目标,能否有效提升公司盈余信息的价值相关性成为值得研究的重要问题。

为回答上述问题,本文在研究董秘持股是否影响企业盈余信息价值相关性后发现,董秘持股有助于抑制大股东掏空行为,改善企业信息披露环境,并且通过财务年报中的正面语调信息有效传递企业未来经营业绩良好的积极信号,调动市场投资者的乐观预期与投资积极性,从而显著提升企业盈余价值相关性,但这一结果仅在企业当期盈利的状况下显著,表明持股董秘可能存在基于股价稳定与收益的趋利避害动机。进一步研究发现,从激励的角度考虑,董秘薪酬与声誉激励相对持股而言在促进董事会秘书有效履行信息发布与沟通责任方面构成了替代性关系。同时董秘持股对企业盈余价值相关性的提升仅在国有企业以及股权制衡度较高的样本中更明显,并且在当期企业获得媒体正面关注与报道较多时更为显著。

本文的贡献主要体现在:(1)现有研究关注到董秘在影响企业信息沟通质量方面扮演的角色(McNulty和Stewart,2015;高凤莲和王志强,2015;林长泉等,2016;卜君和孙光国,2018),由于董秘承担着企业内外部信息沟通桥梁的责任,本文以盈余信息价值相关性作为企业在资本市场中的信息沟通效率指标,有效检验了持有公司股权如何影响董秘与市场投资者间的信息传递效率,丰富拓展了董秘持股的经济后果研究。(2)与以往普遍从董秘持股引发的“内部人控制”视角探究其可能造成企业信息披露质量下降不同,本文基于当前我国上市公司董事会秘书的管理者身份以及持股比例相对较低的基本事实,从利益趋同视角讨论董秘持股如何影响企业双重代理问题,有助于充分认识及发挥持股对于董事会秘书积极改善企业外部信息环境与资本运作效率的激励效果。(3)本文通过研究发现董秘持股、薪酬以及声誉这三种不同激励方式在具体激励效果上存在一定的替代性,对于企业如何充分利用不同激励方式组合激励董秘信息沟通效率的最优化提供参考。

二、理论分析与假设提出

(一)董秘持股与企业盈余信息价值相关性

信息作为联结投资者与企业管理者间的资源纽带(Ascioglu等,2012),是有效市场作用发挥的基础性动力,决定着市场资源流向与配置效率。委托代理理论认为代理成本产生的根源在于企业所有权与经营权分离下的信息不对称(Jensen和Meckling,1976),内部代理人的信息优势和利益分歧使得管理层、具有董事会投票权的大股东以及“用脚投票”的外部中小股东三方利益主体形成了多重委托代理问题,解决矛盾的关键在于信息的质量与沟通。为此企业内部专门设置董事会秘书一职,旨在通过及时的信息发布与沟通缓解内外部信息不对称问题,提高企业资本运作效率。我国2006年实施的《公司法》第一次从法律意义上明确了董秘的高管地位,

^①根据本文的统计数据显示,截至2018年,我国董事会秘书持股数量占流通股比例平均值为0.472%。

规定董秘的主要职责之一是处理信息披露事务^①,经董事长提名后受聘于董事会,主导公司对外信息发布与沟通活动,以降低投资者信息获取与解读成本,维护中小股东投资利益。目前董事会秘书可通过线上线下多样化渠道与投资者进行信息沟通,除了集中通过财务年报说明企业阶段性经营财务状况以外(曾庆生等,2018;陈艺云,2019),还可以透过业绩说明会(谢德仁和林乐,2015)、上证e互动与深交所“互动易”平台(孟庆斌等,2020;窦超和罗劲博,2020),以及投资者调研活动(Cheng等,2016;Liu等,2017)等途径披露公司信息,从而实质影响上市公司信息沟通效率。

基于高阶梯队理论,现有研究从董秘的个人特征经历研究其如何影响企业信息披露行为。如Xing等(2019)研究发现董秘的专业背景,如法律、会计以及海外经历都对投资者获取有关企业未来经营状况的信息质量有提升效果,还有包括男性董秘、兼任董秘、董秘的财务经历以及社会资本等都对企业信息披露效果产生了正面影响(高凤莲和王志强,2015;姜付秀等,2016;林长泉等,2016),但就持股对于董秘信息发布与沟通工作的影响而言,现有研究普遍从利益趋同角度进行分析,认为管理者持股较低时会产生利益趋同效应,降低股东与其代理人间的利益冲突,使得管理者在经营决策过程中更多考虑股东利益(Warfield等,1995;王文华等,2014)。持股董秘的管理者身份有其特定受托责任与利益维护方式,在与外部利益相关者进行沟通时存在基于股价稳定与收益动机的策略性信息披露行为(徐高彦等,2017;方先明和高爽,2018)。董事会秘书对股价稳定的利益出发点在于维护投资者对企业经营的良好预期,避免短期内信息披露造成股价不利波动。因此持股董秘在进行信息发布与沟通时会采取多种方式调动投资者积极情绪、稳定其负面情绪,具体包括择时信息披露行为(Lev,1992;谭伟强,2008;张馨艺等,2012)、调整信息披露内容及语调等方式(Jegadeesh和Wu,2013;罗琦和付世俊,2014;谢德仁和林乐,2015)。一方面,基于“投资者有限关注”假说与“信息消化”假说,已有研究发现持有公司股权的管理者在披露公司盈余信息时会选择不同的时间点以避免对公司股价造成不利冲击(Dellavigna和Pollet,2009;Doyle和Magilke,2009),盈余利好信息通常会在周一至周五股市交易日披露以刺激股价正面反应,而盈余负面信息则会放在休息日进行披露从而削弱投资者非理性交易行为对公司股价造成的负面冲击(张馨艺等,2012),因此持股董秘的择时披露盈余信息行为会提升盈余利好信息的价值相关性,同时缓解盈余负面信息对股价的不利影响。另一方面,管理者会为了提高公司市场价值,达到股东财富保值增值目的实施盈余管理或文本信息调整策略。例如,当公司业绩较差时,管理者会提高年报文本复杂性以降低市场投资者的负面反应(王克敏等,2018)。与此同时,林乐和谢德仁(2016)发现投资者会对业绩相关的文本内容及语调信息作出有效反应,正面积积极语调会增强投资者信心,提升投资者正向反应,而负面消极语调则会引发投资者负向反应。因此,当持股高管存在抬高股价后减持获利的可能性时(吴育辉和吴世农,2010;谢德仁等,2016),管理者在投资者接受的文本信息内容及语调方面的管理行为会引发公司股价的非对称反应(曾庆生等,2018)。此时,持股董秘会在信息披露时通过文本中的语调管理提升投资者对盈余利好信息的正面反应,同时通过减少负面语调抑制投资者对业绩较差企业的负面反应。

因此,无论是出于维护自身持股利益还是利益趋同条件下市值管理动机,持有公司股权会增强董事会秘书对外信息披露与沟通过程中的趋利避害动机,提升企业盈余利好时的投资者正向反应,而当企业发生经营亏损时会调整信息沟通方式维护投资者预期,从而避免股价受到不良业绩的负面影响。基于此,本文提出研究假设1。

^①《公司法》第一百二十三条:上市公司设董事会秘书,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。

假设1:其他条件不变时,董秘持股有利于提升盈利企业的盈余价值相关性。

(二)董秘薪酬与声誉的替代效应

对于管理者而言,货币薪酬、股权以及行业声誉作为显性与隐性契约的组合,共同承担激励其工作效率提升的目的(谢德仁和陈运森,2010;夏宁和董艳,2014;陈冬华等,2015;Gallus and Frey,2016),但由于不同激励方式之间存在明显的差异性,就产生了激励体系中的不同契约选择与组合问题(陈冬华等,2010;王曾等,2014;方政等,2017;Focke et al.,2017),适当的激励组合能促进董秘有效履行信息沟通责任,孙文章(2019)研究发现声誉作为董秘激励的有效方式之一能显著改善公司年报的可读性,从而提升董秘信息沟通效率,同时董秘货币化薪酬水平对于其所在企业的信息披露质量也存在正向影响(高凤莲和王志强,2015),但Focke等(2017)研究发现,管理者会权衡任职所带来的职业声誉与薪酬所得,有动机为了谋取更高的社会地位与行业声誉而选择较低的薪酬回报,王曾等(2014)也发现,管理者会为了隐性契约,如政治晋升,而放弃更高的显性契约的激励需求,并且对企业业绩产生了替代性刺激效应。因此,在董秘的激励组合中,相较于股权而言,货币化薪酬与声誉激励能够形成一定的激励替代。基于此,本文提出研究假设2。

假设2:其他条件不变时,董秘的货币化薪酬以及声誉状况相较于股权而言存在替代性激励关系。

三、研究设计

(一)数据来源

本文研究对象为2010年至2018年间的中国A股上市公司,其中董秘持股数据及其个人信息、媒体报道以及年报披露语调数据均来自CNRDS数据库,股票交易价格、企业层面的控制变量数据则来自CSMAR数据库。本文剔除了相关研究变量存在缺失值的数据,并且将金融类上市公司以及ST类公司从研究样本中进行了剔除,同时为消除极端值对本文研究结果的干扰,已对相关连续型变量进行上下1%的缩尾处理。

(二)模型设定与变量定义

本文设计以下实证模型(1)以验证研究假设1是否成立。其中被解释变量 $Price$ 选取的是每年公司年报披露日的个股收盘价。董秘持股具体用两个变量加以衡量,其一为虚拟变量——董秘是否持股($ISDMCG$),其二为连续变量——董秘持股占公司流通股比例($DMCGR$),通过董秘持股变量与企业每股盈余的交乘项系数($ISDMCG \times EPS$ 、 $DMCGR \times EPS$)观测董秘持股是否影响企业盈余信息的价值相关性。为有效排除当日股价受到其他因素的干扰而无法充分反映企业财务年报中的盈余信息,本文控制了一系列相关变量,包括董秘个人特征,如年龄(Age)、性别($Gender$)、任期($Tenure$)、学历($Education$)以及企业层面的一些特征等。具体变量的衡量方法如表1所示。

$$Prcie_{i,t} = \alpha + \beta_1 \times EPS_{i,t} + \beta_2 \times ISDMCG_{i,t}(\backslash DMCGR_{i,t}) + \beta_3 \times EPS_{i,t} \times ISDMCG_{i,t}(\backslash DMCGR_{i,t}) + Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

进一步,本文设计以下模型(2)以检验研究假设2是否成立。其中董秘薪酬($DMXC$)根据董秘当年领取的货币化薪酬取对数加以衡量,而董秘声誉($STAR$)则选取“金牌董秘”作为衡量指标,如果公司董秘当年被评选为“金牌董秘”时取值为1,否则为0。若假设2成立,模型(2)中交乘项 $DMXC \times ISDMCG \times EPS$ 、 $DMXC \times DMCGR \times EPS$ 与 $STAR \times ISDMCG \times EPS$ 、 $STAR \times DMCGR \times EPS$ 系数应显著为负,此时货币化薪酬与声誉激励构成董秘持股的有效替代。

表1 主要变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量		
股票价格	<i>Price</i>	每年公司年报披露日个股收盘价
解释变量		
每股盈余	<i>EPS</i>	税后利润除以股本总数
董秘持股	<i>ISDMCG</i>	董秘是否持有本公司股份,有则取值为1,否则为0
	<i>DMCGR</i>	董秘持有本公司股数占流通股比例
控制变量		
董秘性别	<i>Gender</i>	若董秘为男性则赋值为1,否则为0
董秘年龄	<i>Age</i>	董秘的年龄
董秘任期	<i>Tenure</i>	董秘的任职年限
董秘学历	<i>Education</i>	董秘的受教育程度,博士、硕士、本科、大专、中专及以下分别赋值5、4、3、2、1
企业规模	<i>Size</i>	企业年末总资产,取对数
资本结构	<i>LEV</i>	企业年末资产负债率水平
成长能力	<i>Growth</i>	企业营业收入增长率
机构持股	<i>IO Share</i>	机构投资者持股数量占公司流通股比例
两职合一	<i>DUAL</i>	总经理与董事长由同一人担任时取值为1,否则为0
大股东持股	<i>SHRCR1</i>	第一大股东持股比例
股权制衡度	<i>SHRS</i>	第二至第十大股东持股比例之和
产权性质	<i>SOE</i>	国有企业取值为1,否则为0

$$\begin{aligned}
 Price_{i,t} = & \alpha + \beta_1 \times EPS_{i,t} + \beta_2 \times ISDMCG_{i,t}(\backslash DMCGR_{i,t}) + \beta_3 \times EPS_{i,t} \\
 & \times ISDMCG_{i,t}(\backslash DMCGR_{i,t}) + \beta_4 \times DMXC_{i,t}(\backslash STAR_{i,t}) + \beta_5 \times EPS_{i,t} \\
 & \times DMXC_{i,t}(\backslash STAR_{i,t}) + \beta_6 \times ISDMCG_{i,t}(\backslash DMCGR_{i,t}) \\
 & \times DMXC_{i,t}(\backslash STAR_{i,t}) + \beta_7 \times EPS_{i,t} \times ISDMCG_{i,t}(\backslash DMCGR_{i,t}) \\
 & \times DMXC_{i,t}(\backslash STAR_{i,t}) + Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \quad (2)$$

(三)描述性统计

表2为主要变量的描述性统计结果,样本中有董秘持股情况的占比38.7%,平均持股比例为0.394%,董秘持股情况在样本间分布差异较大,就董秘个人特征而言,样本中男性董秘占比76.5%,平均年龄为43.5岁,任期为4.85年,平均学历背景为本科以上,企业营业收入年增20.6%,第一大股东持股比例为35.3%,机构投资者持股比例平均为6.7%。另外,样本中40.1%的企业为国有上市公司。

四、实证结果与分析

(一)单变量检验与分析

根据董秘是否持股初步对主要变量进行差异性检验后如表3所示,相较于董秘无持股情况的公司而言,董秘持股的企业当期财务报表反映的会计盈余与年报披露日股价更高,董秘年龄更大、任期相对更长,企业资产规模相对较小,负债水平更低,成长能力更强,机构持股比例与股权制衡程度相对更高,管理者权力更大。另外,民营企业的董秘持股现象相对更多。

(二)主回归检验

1. 董秘持股与企业盈余信息价值相关性

基于模型(1)的实证检验结果如表4所示,在控制了其他可能影响公司年报披露日股价的因素后,董秘持股对企业盈余信息价值相关性提升程度达20.7%^①,并且董秘持股比例越高,盈

^①由ISDMCG×EPS系数2.858除以EPS回归系数13.834得到。

表2 描述性统计

变量名	样本量	均值	标准差	中值	最小值	最大值
Price	17 511	15.84	12.32	12.14	2.880	70.76
EPS	17 511	0.371	0.445	0.280	-0.880	2.130
ISDMCG	17 511	0.387	0.487	0	0	1
DMCGR	17 511	0.394	1.756	0	0	15.20
Gender	17 511	0.765	0.424	1	0	1
Age	17 511	43.57	6.762	43	30	60
Education	17 511	3.366	0.788	3	1	5
Tenure	17 511	4.856	3.930	4	0	17
Size	17 511	22.20	1.267	22.02	19.97	26.09
LEV	17 511	0.424	0.205	0.419	0.051	0.866
Growth	17 511	0.206	0.432	0.128	-0.496	2.822
IO Share	17 511	0.067	0.071	0.044	0	0.337
DUAL	17 511	0.253	0.435	0	0	1
SHRCRI	17 511	0.353	0.150	0.335	0.0850	0.754
SHRS	17 511	23.19	13.07	22.02	2.086	55.38
SOE	17 511	0.401	0.490	0	0	1

表3 单变量检验

变量名	董秘未持股		董秘持股		均值1—均值2
	样本量	均值1	样本量	均值2	
Price	10 742	14.77	6 769	17.54	-2.768***
EPS	10 742	0.343	6 769	0.417	-0.074***
Gender	10 742	0.771	6 769	0.755	0.016**
Age	10 742	43.06	6 769	44.38	-1.319***
Education	10 742	3.368	6 769	3.362	0.006
Tenure	10 742	4.556	6 769	5.332	-0.776***
Size	10 742	22.25	6 769	22.12	0.129***
LEV	10 742	0.444	6 769	0.393	0.051***
Growth	10 742	0.198	6 769	0.218	-0.020***
IO Share	10 742	0.062	6 769	0.075	-0.013***
DUAL	10 742	0.216	6 769	0.313	-0.097***
SHRCRI	10 742	0.373	6 769	0.322	0.051***
SHRS	10 742	21.79	6 769	25.41	-3.625***
SOE	10 742	0.495	6 769	0.252	0.242***

注：*、**、***分别表示1%、5%与10%的水平上显著，下同。

余信息价值相关性提升幅度越明显，本文研究假设1得以验证。

2. 区分盈余状况讨论

本文区分企业当期会计盈余状况进行分样本研究。结果如表5所示，相较于董秘未持股的企业而言，持股董秘所在企业盈利时股价会随着盈余信息的披露出现更为明显的上涨，而当企业当期经营亏损时持股董秘所在公司股票价格并未随着亏损业绩信息出现进一步下跌，从而说明持有上市公司股权后的董事会秘书在与外部投资者进行信息沟通时可能存在趋利避害动机，使得公司股价在企业出现盈余或亏损时呈现涨跌幅度的不对称特征。

3. 董秘薪酬与声誉的替代效应

已有研究发现，对于管理者而言，货币薪酬、股权以及行业声誉同样具有激励效果，能有效改善管理者工作态度与效率(谢德仁和陈运森，2010；夏宁和董艳，2014；陈冬华等，2015；Gallus and Frey, 2016)，但不同激励方式间往往存在可替代性(王曾等，2014；方政等，2017；

Focke et al., 2017)。因此本文进一步对比不同激励方式下董秘持股效应是否有所变化,结果如表6所示,显然从Panel A与Panel B中第(1)列的交乘项 $DMXC \times EPS$ 与 $STAR \times EPS$ 系数可以看出董秘的货币化薪酬与声誉都具有明显的激励效应,有助于改善企业信息环境,提升盈余信息的价值相关性,但同时通过第(2)(3)列的结果发现交乘项 $DMXC \times ISDMCG \times EPS$ 、 $DMXC \times DMCG \times EPS$ 与 $STAR \times ISDMCG \times EPS$ 、 $STAR \times DMCG \times EPS$ 系数显著为负,从而说明在提升企业盈余信息价值相关性方面,董秘薪酬与声誉激励构成了对股权激励的有效替代。

表4 董秘持股与盈余信息价值相关性

	(1)	(2)
	Price	Price
EPS	13.834*** (69.60)	13.478*** (68.62)
ISDMCG	-0.851*** (-4.79)	
ISDMCG×EPS	2.858*** (9.76)	
DMCGR		-1.818*** (-6.56)
DMCGR×EPS		6.019*** (13.21)
控制变量	Yes	Yes
行业和年份	Yes	Yes
N	17 511	17 511
adj.R ²	0.543	0.545

表5 不同盈余条件下董秘持股与盈余信息价值相关性

	EPS>0		EPS<0	
	Price	Price	Price	Price
EPS	16.706*** (75.94)	16.332*** (75.07)	-2.491*** (-3.16)	-2.603*** (-3.33)
ISDMCG	-0.877*** (-4.47)		0.093 (0.14)	
ISDMCG×EPS	2.629*** (8.16)		0.106 (0.08)	
DMCGR		-1.875*** (-6.16)		0.129 (0.12)
DMCGR×EPS		5.642*** (11.30)		0.734 (0.34)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
行业和年份	Yes	Yes	Yes	Yes
N	16 416	16 416	1 095	1 095
adj.R ²	0.575	0.577	0.353	0.353

五、进一步分析与稳健性检验

(一)进一步分析

1. 作用机制检验

(1)抑制大股东掏空。由于大股东交易行为对公司股价具有无可替代的影响,尤其是当大股东存在掏空上市公司行为时会加剧市场投资者的不确定性预期,提升个股风险水平(吴战箴和李晓龙,2015),恶化企业信息披露环境(张晨宇和武剑锋,2019),从而弱化企业盈余信息的价值相关性。因此本文首先基于大股东掏空视角探讨董秘持股能否有效抑制大股东掏空行为动机,从而提升企业与外部投资者间的信息沟通效率,增强企业盈余信息价值相关性。参考Wang和Xiao(2011),本文通过模型(3)回归后得到的残差用于衡量大股东掏空程度(*Tunnel*),其中 $ORECTA$ 为其他应收款与期末总资产比值; ROA 为总资产收益率,即当期净利润与期末总资产比值; $INDRATE$ 为公司独董数量占董事会人数之比; $SHRZ$ 为第一大股东与第二大股东持

股数量之比; *Board*为企业董事会规模,同时模型(3)中控制了行业与年份虚拟变量。

$$\begin{aligned}
 ORECTA_{i,t} = & \alpha + \beta_1 \times Size_{i,t} + \beta_2 \times LEV_{i,t} \\
 & + \beta_3 \times ROA_{i,t} + \beta_4 \times DUAL_{i,t} + \beta_5 \\
 & \times INDRATE_{i,t} + \beta_6 \times SHRCR1_{i,t} \quad (3) \\
 & + \beta_7 \times SHRZ_{i,t} + \beta_8 \times Board_{i,t} \\
 & + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}$$

基于模型(4)与(5),本文实证检验了抑制大股东掏空行为是否构成董秘持股影响企业盈余信息价值相关性的作用机制,结果如表7所示,第(1)(2)列结果反映了董秘持股能有效抑制大股东掏空行为,进而结合第(3)(4)列交乘项 *Tunnel*×*EPS*系数,结果发现,大股东掏空行为会弱化盈余信息价值相关性,同时交乘项 *ISDMCG*×*EPS*、*DMCGR*×*EPS*系数仍显著为正,从而说明董秘持股在一定程度上通过抑制大股东掏空行为改善了企业信息环境,增强企业盈余信息价值相关性。

$$\begin{aligned}
 Tunnel_{i,t}/DA_ABS_{i,t} = & \alpha + \beta_1 \\
 & \times ISDMCG_{i,t}(\backslash DMCGR_{i,t}) \\
 & + Controls_{i,t} \quad (4) \\
 & + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 Prcie_{i,t} = & \alpha + \beta_1 \times EPS_{i,t} + \beta_2 \\
 & \times ISDMCG_{i,t}(\backslash DMCGR_{i,t}) + \beta_3 \\
 & \times EPS_{i,t} \times ISDMCG_{i,t}(\backslash DMCGR_{i,t}) \\
 & + \beta_4 \times Tunnel_{i,t}(\backslash DA_ABS_{i,t}) \\
 & + \beta_5 \times EPS_{i,t} \quad (5) \\
 & \times Tunnel_{i,t}(\backslash DA_ABS_{i,t}) \\
 & + Controls_{i,t} + \sum Industry \\
 & + \sum Year + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}$$

(2)降低管理层盈余管理程度。由于管理层盈余管理行为会通过操纵企业财务报表数据降低其会计信息质量,从而弱化盈余信息的价值相关性。因此本文进一步从管理者角度探讨董秘持股如何影响企业盈余信息价值相关性。参考汪芸倩和王永海(2019),通过DD模型得到操纵性应计的绝

表6 董秘薪酬与声誉的替代效应

Panel A	(1)	(2)	(3)
	Price	Price	Price
<i>EPS</i>	14.606*** (59.39)	13.352*** (44.09)	12.940*** (43.30)
<i>DMXC</i>	0.039 (1.40)	0.091** (2.56)	0.081** (2.32)
<i>DMXC</i> × <i>EPS</i>	0.060* (1.89)	0.080* (1.84)	0.092** (2.15)
<i>ISDMCG</i>		-0.436 (-1.52)	
<i>ISDMCG</i> × <i>EPS</i>		3.621*** (7.64)	
<i>DMXC</i> × <i>ISDMCG</i>		-0.091* (-1.76)	
<i>DMXC</i> × <i>ISDMCG</i> × <i>EPS</i>		-0.112* (-1.75)	
<i>DMCGR</i>			-1.418*** (-3.18)
<i>DMCGR</i> × <i>EPS</i>			7.696*** (10.39)
<i>DMXC</i> × <i>DMCGR</i>			-0.095 (-1.18)
<i>DMXC</i> × <i>DMCGR</i> × <i>EPS</i>			-0.265** (-2.57)
控制变量	Yes	Yes	Yes
行业和年份	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	17 511	17 511	17 511
<i>adj.R</i> ²	0.561	0.564	0.566
Panel B	Price	Price	Price
<i>EPS</i>	14.618*** (85.91)	13.327*** (64.30)	12.984*** (63.41)
<i>STAR</i>	-0.527 (-1.53)	-0.828* (-1.82)	-0.766* (-1.71)
<i>STAR</i> × <i>EPS</i>	2.977*** (6.46)	4.711*** (7.66)	4.571*** (7.55)
<i>ISDMCG</i>		-0.943*** (-5.13)	
<i>ISDMCG</i> × <i>EPS</i>		3.334*** (10.70)	
<i>STAR</i> × <i>ISDMCG</i>		0.943 (1.37)	
<i>STAR</i> × <i>ISDMCG</i> × <i>EPS</i>		-4.312*** (-4.66)	
<i>DMCGR</i>			-1.961*** (-6.86)
<i>DMCGR</i> × <i>EPS</i>			6.719*** (13.94)
<i>STAR</i> × <i>DMCGR</i>			1.395 (1.27)
<i>STAR</i> × <i>DMCGR</i> × <i>EPS</i>			-6.636*** (-4.42)
控制变量	Yes	Yes	Yes
行业和年份	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	17 511	17 511	17 511
<i>adj.R</i> ²	0.542	0.545	0.547

表7 董秘持股与大股东掏空抑制机制

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Tunnel</i>	<i>Tunnel</i>	<i>Price</i>	<i>Price</i>
<i>ISDMCG</i>	-0.001** (-2.27)		-0.742*** (-4.24)	
<i>ISDMCG</i> × <i>EPS</i>			2.771*** (9.66)	
<i>DMCGR</i>		-0.001** (-2.21)		-1.638*** (-5.99)
<i>DMCGR</i> × <i>EPS</i>				5.835*** (13.05)
<i>Tunnel</i>			10.545*** (2.84)	10.432*** (2.82)
<i>EPS</i>			13.925*** (70.52)	13.574*** (69.49)
<i>Tunnel</i> × <i>EPS</i>			-0.483*** (-7.60)	-0.472*** (-7.45)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
行业和年份	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	17 511	17 511	17 511	17 511
<i>adj.R</i> ²	0.052	0.052	0.565	0.567

对值用以衡量企业管理者盈余管理程度(*DA_ABS*),进而根据模型(4)(5)检验其作用机制是否成立。结果如表8所示,董秘持股对于管理者盈余管理动机与行为未能起到显著抑制作用,反映董秘作为管理层中的一员,持股后未能有效提升其相对独立性,通过提高会计信息质量增强信息沟通效率的这一作用机制并不成立。

(3) 年报披露语调的信号功能。

Hall(1976)认为我国作为儒家文化影响下存在高语境传播的特点,企业年报语调具有一定的信息内涵,作为传递企业未来经营业绩状况的信号,能有效影响投资者交易行为(Jegadeesh和Wu, 2013; 谢德仁和林乐, 2015; 林乐和谢德仁, 2016)。基于董事会秘书承担着对外信息发布、沟通以及整理、保管日常公司会议资料、记录的重要职责^①,对企业会议文本的形成与语调存在关键性影响,因此本文进一步从年报披露语调的角度考察董秘持股如何提升企业盈余信息的价值相关性,并设计以下模型(6)与(7)检验这一作用机制是否成立,其中年报披露语调是以企业财务年报中“管理层讨论与分析”版块内容中的正面词汇数量与负面词汇数量的占比情况来衡量,其数据来自于CNRDS数据库。从表9的实证结果可以看出,董秘持股显著提升了年报中的正面语调,同时降低负面语调。表10中的交乘项*POSRATE*×*EPS*、*NEGRATE*×*EPS*系数显示正面语调有助于增强企业盈余信息的价值相关性,而负面语调会削弱盈余信息的价值相关性。董秘持股通过提升年报中的正面语调的同时抑制其负面语调从而显著增强了盈余信息的价值相关性,这一结果与表5中的分组检验结果不谋而合,即从表面上看,董秘持股后提升了企业

表8 董秘持股与企业信息质量提升机制

	(1)	(2)
	<i>DA_ABS</i>	<i>DA_ABS</i>
<i>ISDMCG</i>	-0.000 (-0.80)	
<i>DMCGR</i>		-0.000 (-0.43)
控制变量	Yes	Yes
行业和年份	Yes	Yes
<i>N</i>	17 511	17 511
<i>adj.R</i> ²	0.059	0.059

①《中华人民共和国公司法》(2018年修订)第一百二十三条:上市公司设董事会秘书,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。

与外部投资者间的信息沟通效率,但是却隐藏着持股董秘基于股价稳定与收益的趋利避害动机。

表 9 董秘持股与年报披露语调

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>POSRATE</i>	<i>POSRATE</i>	<i>NEGRATE</i>	<i>NEGRATE</i>
<i>ISDMCG</i>	0.316*** (13.40)		-0.379*** (-6.41)	
<i>DMCGR</i>		0.510*** (14.13)		-0.596*** (-6.58)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
行业和年份	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	17 511	17 511	17 511	17 511
<i>adj.R</i> ²	0.159	0.160	0.426	0.426

表 10 董秘持股与年报披露语调作用机制

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Price</i>	<i>Price</i>	<i>Price</i>	<i>Price</i>
<i>EPS</i>	-1.482*** (-18.50)	-1.448*** (-18.09)	<i>EPS</i> 0.508*** (22.54)	0.503*** (22.36)
<i>ISDMCG</i>	-0.611*** (-3.45)		<i>ISDMCG</i> -0.805*** (-4.56)	
<i>ISDMCG</i> × <i>EPS</i>	2.197*** (7.54)		<i>ISDMCG</i> × <i>EPS</i> 2.733*** (9.40)	
<i>DMCGR</i>		-1.393*** (-5.04)	<i>DMCGR</i>	-1.742*** (-6.32)
<i>DMCGR</i> × <i>EPS</i>		4.931*** (10.85)	<i>DMCGR</i> × <i>EPS</i>	5.833*** (12.89)
<i>POSRATE</i>	-0.475*** (-9.27)	-0.459*** (-8.97)	<i>NEGRATE</i> 0.169*** (7.94)	0.168*** (7.89)
<i>POSRATE</i> × <i>EPS</i>	1.719*** (20.23)	1.679*** (19.77)	<i>NEGRATE</i> × <i>EPS</i> -0.464*** (-16.49)	-0.461*** (-16.45)
控制变量	Yes	Yes	控制变量	Yes
行业和年份	Yes	Yes	行业和年份	Yes
<i>N</i>	17 511	17 511	<i>N</i>	17 511
<i>adj.R</i> ²	0.554	0.555	<i>adj.R</i> ²	0.550

$$POSRATE_{i,t}(\backslash NEGRATE_{i,t}) = \alpha + \beta_1 \times ISDMCG_{i,t}(\backslash DMCGR_{i,t}) + Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$Prcie_{i,t} = \alpha + \beta_1 \times EPS_{i,t} + \beta_2 \times ISDMCG_{i,t}(\backslash DMCGR_{i,t}) + \beta_3 \times EPS_{i,t} \times ISDMCG_{i,t}(\backslash DMCGR_{i,t}) + \beta_4 \times POSRATE_{i,t}(\backslash NEGRATE_{i,t}) + \beta_5 \times EPS_{i,t} \times POSRATE_{i,t}(\backslash NEGRATE_{i,t}) + Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

2. 调节效应检验

(1)产权性质。本文考察国有企业与非国有企业中董秘持股对企业盈余信息的价值相关性影响程度是否存在差异。实证结果如表11所示,第(1)列交乘项SOE×EPS系数显著为负,表明相对民营企业而言,国有企业盈余信息的价值相关性明显更低,这与现有文献结论一致,原因可能存在以下几点:第一,国有企业受到非市场因素的影响程度更高,包括政府预算软约束下

承担更多的社会责任,如吸纳就业、精准扶贫等(邓博夫等,2020)。第二,国有企业集团业务复杂,金字塔型控制链下更易隐藏机会主义动机,致使信息透明度相对较低,从而增加投资者决策时信息获取与解读成本,降低盈余信息的价值相关性(胡志勇等,2020)。进而从第(2)(3)列交乘项 $SOE \times ISDMCG \times EPS$ 、 $SOE \times DMCGR \times EPS$ 系数显著为正说明董秘持股能有效改善国有企业与投资者间的信息沟通效率,增强其盈余信息的价值相关性。

表 11 不同产权性质下董秘持股与盈余信息价值相关性

	(1)	(2)	(3)
	<i>Price</i>	<i>Price</i>	<i>Price</i>
<i>EPS</i>	0.167*** (81.07)	0.159*** (58.15)	0.155*** (57.26)
<i>SOE</i>	1.816*** (9.57)	1.781*** (8.01)	1.740*** (7.88)
<i>SOE</i> × <i>EPS</i>	-3.852*** (-13.48)	-3.945*** (-10.88)	-3.739*** (-10.44)
<i>ISDMCG</i>		-0.428* (-1.93)	
<i>ISDMCG</i> × <i>EPS</i>		1.658*** (4.34)	
<i>SOE</i> × <i>ISDMCG</i>		-0.248 (-0.66)	
<i>SOE</i> × <i>ISDMCG</i> × <i>EPS</i>		1.317** (2.17)	
<i>DMCGR</i>			-0.936*** (-2.89)
<i>DMCGR</i> × <i>EPS</i>			3.771*** (6.76)
<i>SOE</i> × <i>DMCGR</i>			-0.919 (-1.40)
<i>SOE</i> × <i>DMCGR</i> × <i>EPS</i>			3.219*** (3.11)
控制变量	Yes	Yes	Yes
行业和年份	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	17 511	17 511	17 511
<i>adj.R</i> ²	0.545	0.547	0.548

(2)股权制衡程度。本文进一步检验股权制衡度对董秘持股后企业盈余价值相关性变化是否存在调节效应时发现,在表12的第(1)列中,股权制衡度越高的企业盈余信息价值相关性相对更强,原因在于大股东具有掏空上市公司行为时会加剧市场投资者的不确定性预期,提升个股风险水平(吴战箴和李晓龙,2015),会恶化企业信息披露环境(张晨宇和武剑锋,2019),从而弱化企业盈余信息的价值相关性。股权制衡度越高的企业大股东机会主义行为动机相对更低(吴育辉和吴世农,2011),有助于改善董事会秘书信息披露环境,进一步增强持股董秘与外部投资者间的信息沟通效率。因此,第(2)(3)列结果发现股权制衡程度越高,董秘持股对盈余信息价值相关性提升效应越强。

(3)媒体报道。本文检验媒体关注与报道对董秘持股与企业盈余价值相关性关系间是否存在调节效应,其中媒体报道通过年内企业全部新闻中正面新闻与负面新闻的分别占比(*PSRNEWS*和*NGRNEWS*)来衡量,其数据来自于CNRDS数据库。首先,从表13的实证结果来看,交乘项 $PSRNEWS \times EPS$ 、 $NGRNEWS \times EPS$ 系数结果显示,媒体的正面关注与报道对企业盈余

表 12 不同股权制衡度下董秘持股与盈余信息价值相关性

	(1)	(2)	(3)
	Price	Price	Price
EPS	0.103*** (32.74)	0.103*** (27.35)	0.101*** (27.22)
SHRS	0.068*** (9.62)	0.079*** (9.42)	0.078*** (9.46)
SHRS×EPS	0.002*** (17.44)	0.002*** (11.06)	0.002*** (10.92)
ISDMCG		-0.161 (-0.45)	
ISDMCG×EPS		0.391 (0.61)	
SHRS×ISDMCG		-0.020 (-1.49)	
SHRS×ISDMCG×EPS		0.075*** (3.24)	
DMCGR			-0.908 (-1.53)
DMCGR×EPS			2.187** (2.07)
SHRS×DMCGR			-0.018 (-0.83)
SHRS×DMCGR×EPS			0.098*** (2.68)
控制变量	Yes	Yes	Yes
行业和年份	Yes	Yes	Yes
N	17 511	17 511	17 511
adj.R ²	0.548	0.550	0.552

价值相关性具有正面影响,而负面关注与报道则降低了盈余价值相关性。但仅正面的媒体报道对董秘持股与盈余价值相关性关系产生了显著的正向调节作用,即媒体对企业正面报道越多,董秘持股对于盈余价值相关性提升效应越强。

(二)稳健性检验^①

1. 样本选择性问题

董事会秘书作为公司治理机制中的重要一环,承担着企业信息发布与沟通的责任,而董秘发布的信息内容直接影响企业股价变化,基于自身利益考虑,盈余信息价值相关性更高的企业董秘持股意愿很可能越强,因此本文的研究问题很可能存在样本自选择问题,故进一步采用倾向得分匹配法对该问题加以克服。具体在1:1最近邻匹配后的样本基础上利用模型(1)重新对本文主假设进行验证,参与样本匹配的控制因素包括董秘的性别(*Gender*)、年龄(*Age*)和学历(*Education*),以及企业层面的部分特征,如资产规模(*Size*)、盈利状况(*ROA*)^②、大股东持股比例(*SHRCR1*)、股权制衡程度(*SHRS*)等,进而在第二阶段利用这些特征变量在董秘是否持股的样本组中无明显差异的配对样本进行检验,结果支持董秘持股显著提升盈余价值相关性的结论,本文主要发现仍然成立。

2. 替换衡量指标

(1)被解释变量:4月30日公司股价。参考李虹和田马飞(2015),本文根据中国证券法选取

^①限于篇幅原因,稳健性结果暂未列出,留待备案。

^②企业盈利状况(*ROA*)指标采用当期净利润除以期末总资产的比值加以衡量。

表 13 媒体报道下董秘持股与盈余信息价值相关性

	(1)	(2)		(3)	(4)
	Price	Price		Price	Price
<i>EPS</i>	0.104*** (15.27)	0.105*** (15.61)	<i>EPS</i>	0.181*** (34.09)	0.175*** (33.51)
<i>PSRNEWS</i>	-3.540*** (-4.59)	-3.155*** (-4.14)	<i>NGRNEWS</i>	4.214*** (5.29)	3.932*** (4.99)
<i>PSRNEWS</i> × <i>EPS</i>	0.076*** (5.26)	0.066*** (4.64)	<i>NGRNEWS</i> × <i>EPS</i>	-0.001*** (-8.62)	-0.001*** (-8.32)
<i>ISDMCG</i>	0.454 (0.75)		<i>ISDMCG</i>	-1.886*** (-3.85)	
<i>ISDMCG</i> × <i>EPS</i>	0.426 (0.37)		<i>ISDMCG</i> × <i>EPS</i>	3.005*** (3.54)	
<i>PSRNEWS</i> × <i>ISDMCG</i>	-2.684** (-2.07)		<i>NGRNEWS</i> × <i>ISDMCG</i>	3.684*** (2.70)	
<i>PSRNEWS</i> × <i>ISDMCG</i> × <i>EPS</i>	4.853** (2.05)		<i>NGRNEWS</i> × <i>ISDMCG</i> × <i>EPS</i>	-1.085 (-0.43)	
<i>DMCGR</i>		0.963 (1.01)	<i>DMCGR</i>		-3.704*** (-4.89)
<i>DMCGR</i> × <i>EPS</i>		0.622 (0.35)	<i>DMCGR</i> × <i>EPS</i>		6.655*** (5.07)
<i>PSRNEWS</i> × <i>DMCGR</i>		-5.825*** (-2.88)	<i>NGRNEWS</i> × <i>DMCGR</i>		6.615*** (3.12)
<i>PSRNEWS</i> × <i>DMCGR</i> × <i>EPS</i>		11.090*** (3.01)	<i>NGRNEWS</i> × <i>DMCGR</i> × <i>EPS</i>		-2.879 (-0.74)
控制变量	Yes	Yes	控制变量	Yes	Yes
行业和年份	Yes	Yes	行业和年份	Yes	Yes
<i>N</i>	17 511	17 511	<i>N</i>	17 511	17 511
<i>adj.R</i> ²	0.545	0.547	<i>adj.R</i> ²	0.546	0.549

每年4月30日的个股收盘价以衡量企业财务年报中盈余信息的股价反映,进而根据模型(1)重新检验本文研究假设是否成立,结果显示董秘持股有效提升了企业盈余价值相关性,且持股比例越高对于盈余价值相关性的提升效应越明显,本文的研究结论仍然成立。

(2)解释变量:董秘持股绝对数量。本文主回归中采用董秘持股虚拟变量(*ISDMCG*)以及持股比例(*DMCGR*)作为解释变量进行衡量,为进一步保证检验结果的可靠性,采用董秘持股绝对数取其对数加以衡量(*DMCG*),进而对本文研究假设进行重新检验后结果显示董秘持股数量越多,企业盈余信息的价值相关性越强,且相对企业出现经营亏损状况时,这一结果仅在企业当期盈利时显著。

六、结论与启示

(一)研究结论

本文以2010年至2018年间的中国A股上市公司为研究对象,具体探讨了董事会秘书持股是否影响企业盈余价值相关性问题。本文研究后发现,作为企业与投资者间信息沟通的桥梁,董秘持股有助于提升企业盈余信息的价值相关性,同时存在趋利避害动机。这一结果在国有企业、股权制衡度较高的样本以及当企业获得媒体正面关注与报道较多时更为明显。进一步检验其作用机制后发现,董秘持股有助于抑制大股东掏空行为,并且通过增强企业披露的财务年报中的正面语调向市场投资者传递良好的经营管理预期,从而调动市场投资者的积极性,最终提

升了企业盈余信息的价值相关性。但作为管理者中的一员,董事会秘书持股后并未提升其在管理层中的相对独立性,未能在会计信息披露环节有效抑制管理层盈余管理动机,对于企业会计信息质量未能起到明显改善作用。最后,从激励的角度考虑,董秘薪酬与声誉激励相对持股而言在激励董事会秘书有效履行对外信息发布与沟通责任方面构成了替代性关系。

(二)管理启示

通过以上研究,本文存在以下几点启示与建议:(1)作为企业与外部利益相关者之间重要信息沟通桥梁,董秘承担着无可替代的信息传递责任,直接影响市场投资者的决策效率,因此重视对董秘的激励与监督有助于增强市场投资者对企业未来经营管理状况的理性预期,提升企业在资本市场中的真实价值与持续竞争力。(2)避免单一化激励方式而导致的效用递减,善用不同类型的激励组合,充分激发董秘有效履行信息发布与沟通责任,降低外部投资者信息获取与解读成本,提升我国资本市场对于企业经营状况信息反映的及时性与有效性。(3)建立董事会秘书声誉机制,健全“金牌董秘”等相关奖项的规范性与权威性,提升声誉机制对于董秘的激励属性,同时发挥董秘声誉机制的监督约束功能,防止因持股与大股东、管理层产生利益趋同,从而因利益勾连发生趋利避害行为,约束董秘“报喜不报忧”的选择性信息披露行为,提升董秘信息发布与沟通质量。

(三)研究展望

本文探讨的是董事会秘书个人激励如何改善企业信息沟通效率,未来的研究可从行业监管制度和企业层面因素进一步展开。首先,已有研究对行业监管有效性,例如交易所问询函这一正式制度的监管效果展开了一系列研究,但鲜有围绕监管部门问询函对董事会秘书信息沟通效率的影响,因此未来的研究可进一步考虑交易所对企业信息披露问题出具的问询函能否改善董事会秘书与投资者间的信息沟通效率,以及其他一些非正式制度,如地区文化环境(宗教文化、信任关系等)对董秘履职行为的影响。其次,就企业层面而言,后续研究可进一步区分家族企业以及国有企业混合所有制改革对董事会秘书行为影响,可有效丰富影响董秘履职行为因素的研究。

主要参考文献

- [1]卜君,孙光国. 董事会秘书身份定位与职责履行:基于信息披露质量的经验证据[J]. *会计研究*,2018,(12):26-33.
- [2]陈冬华,范从来,沈永建. 高管与员工:激励有效性之比较与互动[J]. *管理世界*,2015,(5):160-171.
- [3]邓博夫,陶存杰,吉利. 企业参与精准扶贫与缓解融资约束[J]. *财经研究*,2020,46(12):138-151.
- [4]高凤莲,王志强.“董秘”社会资本对信息披露质量的影响研究[J]. *南开管理评论*,2015,18(4):60-71.
- [5]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.
- [6]李虹,田马飞. 内部控制、媒介功用、法律环境与会计信息价值相关性[J]. *会计研究*,2015,(6):64-71.
- [7]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.
- [8]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.
- [9]孟庆斌,黄清华,张劲帆,等. 上市公司与投资者的互联网沟通具有信息含量吗?——基于深交所“互动易”的研究[J]. *经济学(季刊)*,2020,19(2):637-662.
- [10]孙文章. 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[J]. *经济管理*,2019,41(7):136-153.
- [11]谭伟强. 我国股市盈余公告的“周历效应”与“集中公告效应”研究[J]. *金融研究*,2008,(2):152-167.
- [12]汪芸倩,王永海. CFO兼任董秘可以提高会计信息质量吗?[J]. *会计研究*,2019,(8):32-39.
- [13]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.
- [14]Dellavigna S, Pollet J M. Investor inattention and Friday earnings announcements[J]. *The Journal of Finance*,2009,64(2):

709-749.

- [15]Gallus J, Frey B S. Awards: A strategic management perspective[J]. *Strategic Management Journal*, 2016, 37(8): 1699-1714.
- [16]Liu S S, Dai Y H, Kong D M. Does it pay to communicate with firms? Evidence from firm site visits of mutual funds[J]. *Journal of Business Finance & Accounting*, 2017, 44(5-6): 611-645.
- [17]McNulty T, Stewart A. 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.
- [18]Warfield T D, Wild J J, Wild K L. Managerial ownership, accounting choices, and informativeness of earnings[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1995, 20(1): 61-91.
- [19]Xing L, Duan T H, Hou W X. Do board secretaries influence management earnings forecasts?[J]. *Journal of Business Ethics*, 2019, 154(2): 537-574.

Is the Information Communication Efficiency Higher after the Board Secretary Holds Shares? Based on the Empirical Evidence of Chinese A-share Listed Companies

Liu Jiawei¹, Deng Bofu², Ji Li²

(1. *Dongwu Business School, Soochow University, Suzhou 215021, China*; 2. *Accounting School, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China*)

Summary: As an important part of corporate governance mechanism, the board secretary bears the important responsibility of corporate information disclosure and communication, which directly affects the way and content of market investors' information acquisition, and is significant to reduce the cost of investors' information acquisition and stabilize their investment confidence. Based on the identity and background of the board secretary, there have been studies to investigate the information supervision function and transmission efficiency of the board secretary. However, the basic fact of low shareholding ratio of the board secretary in China has not been taken into account, which meets the "convergence of interests hypothesis". The independence of board secretary will be affected by major shareholders and managers, and whether it can effectively enhance the value relevance of earnings information has become an important research issue.

With the use of listed firms from 2010 to 2018 in China as samples, this paper explores whether the board secretary's shareholding affects corporate earnings relevance. Firstly, the board secretary's shareholding improves corporate earnings relevance, yet there is a motivation to seek advantages and avoid disadvantages. This result is more obvious in state-owned enterprises, samples with high degree of equity balance, and when enterprises get more positive media attention and reports. Secondly, the mechanism test results show that the board secretary's shareholding suppresses the tunneling behavior of major shareholders, and transfers good management expectations to market investors by enhancing the positive tone in financial reports, so as to stimulate the enthusiasm of market investors. However, as one of the managers, the holding board secretary cannot effectively restrain the management's motivation of earnings management, which cannot significantly improve the quality of accounting information. Finally, compared with shareholding, monetary compensation and reputation incentive constitute an alternative relationship in encouraging the board secretary to effectively perform their duties.

The contributions of this paper are as follows: Firstly, in order to avoid the diminishing utility caused by the single incentive mode, enterprises should make good use of different types of incentive combinations, fully stimulate the board secretary to effectively perform their duties, reduce the cost of information acquisition and interpretation of external investors, and improve the timeliness and effectiveness of the capital market in reflecting the information released by enterprises. Secondly, we should establish the reputation mechanism of the board secretary, give full play to the restraint function of the reputation mechanism of the board secretary, prevent the profit-seeking and harm-avoiding behavior of the board secretary because of the interest linkage, and also restrict the selective information disclosure behavior of them.

Key words: the board secretary's shareholding; the board secretary's reputation; information communication efficiency; earnings relevance

(责任编辑:王 孜)