

董秘努力工作重要吗？

——基于深上市公司投资者关系互动的证据

徐泽林¹ 林雨晨^{2,3} 高岭⁴

(1.中国人民大学财政金融学院, 北京 100872; 2.深圳证券交易所上市公司管理一部, 广东 深圳 518038;
3.中山大学现代会计与财务研究中心, 广东 广州 510275; 4.厦门大学经济学院/王亚南经济研究院, 福建 厦门 361005)

摘要: 董事会秘书作为上市公司与投资者交流互动的高级管理人员, 是传递上市公司信息、维系投资者关系的重要环节, 直接影响到上市公司的信息不对称和市场估值水平。本文以投资者调研接待情况和投资者关系互动平台沟通情况为研究对象, 采用实证分析和事件研究的方法来考察董秘努力工作的效用。研究发现, 董秘努力工作有利于降低上市公司信息不对称水平, 进而提高分析师预测精度、增加公司股价信息含量。进一步研究显示, 机构持股和职业声誉能较好解释董秘努力工作的动机。本文发现努力工作是衡量董秘价值的重要因素, 这一结论丰富了董秘、乃至高管对上市公司影响的相关研究, 对经理人市场及相关监管制度的改进亦有一定的启示意义。

关键词: 董事会秘书; 投资者关系; 分析师预测; 信息效率

Abstract: As a senior manager for the interaction and communication between listed companies and investors, the board secretary is an important link in transmitting listed company information and maintaining investor relations, which directly affects the information asymmetry and the level of market valuation. This article takes the reception of investor site visits and the responses on the investor relations interactive platform as the research object, and uses the methods of empirical analysis and event study to investigate the effectiveness of the hard work of board secretaries. We found that the hard work of board secretaries is conducive to reducing the level of information asymmetry of listed companies, thereby improving the accuracy of analysts' forecasts and increasing the information content of stock prices. Further analysis shows that institutional shareholdings and professional reputation can better explain the motives of the secretary of the board of directors for hard work. This article finds that hard work is an important factor in measuring the value of the board secretaries. This article enriches the relevant research on the influence of the board secretaries on listed companies, and also has certain enlightenment for the improvement of the manager market and related regulatory systems.

Key words: board secretary, investor relationship, analysts' forecasts, information efficiency

作者简介: 徐泽林, 中国人民大学财政金融学院博士生, 研究方向: 公司金融、资本市场。林雨晨, 管理学博士、博士后, 任职于深圳证券交易所上市公司管理一部, 研究方向: 公司治理、并购重组、国企改革。高岭(通讯作者), 经济学博士, 厦门大学经济学院/王亚南经济研究院助理教授, 研究方向: 公司治理、政治经济学、经济思想史。

中图分类号: F830.91 文献标识码: A

一、引言

董事会秘书(以下简称董秘)作为专职负责信息披露和投资者关系管理等工作的高级管理人员, 是上市公司

与资本市场沟通交流的“桥梁”, 在信息传递过程中发挥着举足轻重的作用。深交所《股票上市规则》第3.2.2条明确规定了董秘职责, 其中, 接待投资者调研兼具信息披露及投资者关系管理的功能, 是董秘工作内涵的集

中体现。通过接待投资者调研,董秘及其管理的证券事务团队向市场直接传递了公司信息,其本身的价值和时效性远高于券商分析师研究报告的数据。然而,在会计信息及资本市场效率研究领域,前人研究往往过于强调作为信息加工者的卖方分析师对二手公司信息的解读作用,而忽略了上市公司内部作为直接信息发布者的董秘的履职效能(毛新述等,2013;孟庆斌等,2020)^{[32][33]}。

我国公司治理架构早在1994年就引入了董秘制度,但直到2005年,新修订的《公司法》才真正开始重视董秘制度,从立法的高度把董秘界定为公司高管,董秘的职权开始不断扩大(姜付秀等,2016)^[31]。与此同时,董秘在信息传递过程中扮演的角色在近年也开始逐渐受到理论界的关注。但这些为数不多的文献主要是基于“高阶梯队理论”(upper echelons perspective),该理论由Hambrick and Mason(1984)^[18]提出,认为组织的战略选择和绩效水平在很大程度上可以通过高管的背景特征进行预测。这部分文献着重研究了董秘的从业经历、知识背景或人格特质对信息披露质量的影响,但较少关注董秘在工作过程中的努力程度这一直接影响信息传递过程及决策效率的重要因素。诚然,已经有不少文献开始研究高管的努力程度的绩效表现及经济后果,但研究对象仅局限于公司的CEO(Adams et al., 2018; Bertrand and Mullainathan, 2003; Biggerstaff et al., 2017)^{[2][5][7]}、CFO(Biggerstaff et al., 2020)^[6]、董事会成员(Adams and Ferreira, 2009; Hauser, 2018)^{[1][20]}等传统的高管身份,并未涉及董秘这一新兴的、但同样重要的高管角色。作为直接决定公司信息披露质量的高管,董秘的努力程度对信息披露质量进而对分析师预测精度的影响,迄今,鲜有文献进行深入研究。

基于深市公司的投资者调研接待情况和投资者关系互动平台沟通情况,本文研究了董秘努力程度对证券分析师预测精度的影响,发现在控制了公司层面和董秘个人特质的影响的情况下,董秘努力工作能够显著降低证券分析师盈利预测的偏差,提高预测精度。事件研究结果表明,董秘接待投资者调研时产生的信息效应会反映在股价变动上,从而增进二级市场的信息传递效率,增加股价信息含量。经过变换代理变量、对比公司更换董秘前后投资者调研的市场反应程度变化等一系列稳健性检验和内生性检验后,结论没有发生显著改变。进一步

研究发现,董秘工作越努力,机构投资者持股比例相应越高,被评为新财富金牌董秘的概率也越大。

本文的研究贡献主要表现在三个方面:第一,实证研究主要的新发现在于,董秘努力工作相当重要,董秘踏实与干劲的重要性并不亚于通常认为的专业背景,董秘努力工作能够提升公司信息的传递效率,进而促进上市公司价值提升,同时对其自身的职业发展也大有益处;第二,不同于普遍采用的董秘从业经历的做法,基于深交所强制要求上市公司披露投资者关系活动记录和“互动易”在线沟通平台的独特情境,本文选取并构造了董秘工作努力程度这一动态特征来考察其在上市公司信息传递过程中的重要作用,提供了全新且动态的研究视角;第三,以往文献主要基于调研机构的立场来阐释投资者关系管理活动的价值,本文则从上市公司自身出发,一方面从劳动过程角度分析了董秘努力工作的重要性,另一方面对董秘努力程度的动态特征进行捕捉,在理论和实证两方面同时拓宽了高管努力和企业绩效的研究领域。

二、理论分析与研究假设

信息是资本市场有效运转的枢纽,而企业内部的管理者和外部资本供给者之间经常存在信息不对称(Kim and Verrecchia, 1994)^[22]。从信息传递过程看,高质量的信息显示首先来源于专业的信息披露者。董秘是专职负责信息披露的高管成员,是上市公司与资本市场沟通交流的“桥梁”,在信息传递和信息解读过程中发挥举足轻重的作用(毛新述等,2013;姜付秀等,2016;卜君和孙光国,2018)^{[32][31][27]}。在信息传递过程中,董秘既可以把企业信息以报表、公告、会议、新闻发布会等形式直接传递给投资者,也可以通过信息媒介(如分析师)间接传递给投资者(姜付秀等,2016)^[30],接待投资者调研和通过“互动易”等线上平台与投资者交流,是董秘互动服务工作的重要体现。通过接待投资者调研,董秘向市场传递的是公司的第一手信息,其本身的价值和时效性要远远高于券商分析师研究报告的数据,该基础信息来源与质量一定程度上决定了信息加工与处理的效率与效果(Bowen et al., 2002; Byard and Shaw, 2003)^{[8][10]}。

在投资者关系活动过程中,董秘负责或协助其他管理层成员向分析师等信息中介或中小投资者传递公司一手

信息。为分析师预测提供基础性信息素材时,董秘需要做大量的前期准备工作和情感投入(Brown et al., 2015; Soltes, 2014)^{[9][26]}。因此,券商分析师对上市公司运营情况和风险的评估十分依赖于董秘的工作。董秘工作越努力,接待的投资者调研次数越多,上市公司与市场信息沟通越频繁,分析师可以获取的基础信息数量和质量就越高,分析师预测偏差就越低。除上市公司披露的公告所提供的信息之外,线上投资者关系互动平台兼具回复投资者提问和信息服务两大功能,帮助投资者将缭乱的市场信息化繁为简,使投资者与上市公司的互动交流、信息获取和信息鉴别更加容易,能有效增进包括证券分析师在内的利益相关者对其他公开信息的理解(谭松涛等, 2016)^[34]。董秘在该项工作中的努力程度也将直接影响信息披露质量及公司信息透明度,从而对分析师预测精度发挥作用(丁慧等, 2018; 孟庆斌等, 2020)^{[28][33]}。

鉴于此,本文提出假设:

H1: 董秘工作越努力, 分析师预测精度越高。

前人研究表明,公司高管工作的勤勉程度能够显著改善公司经营绩效,而董秘勤勉应有利于提高公司股价信息含量,从而有利于市值管理。Biggerstaff et al.(2017)^[7]、Biggerstaff et al.(2020)^[6]以CFO进行高尔夫运动的数量作为努力的反向指标发现,CFO高休闲消费与较低的收入质量、较不准确的收入指导以及减少的CFO电话会议联系有关,CFO的薪酬激励与高尔夫运动之间存在负相关关系,CFO越不努力,上市公司财务信息环境质量也越差。类似地,Li et al.(2020)^[24]研究发现,CEO的努力程度会影响企业投资决策,出于职业关注(career concern),位于职业生涯早期的CEO更有可能进入新的业务领域并退出现有业务、进行更大胆的扩张和撤资,也更喜欢通过收购而不是从头投资来加速发展,且这种忙碌的投资方式并未损害公司效率。作为公司重要高管成员,董秘努力可以弥补信息披露和自身专业能力的不足,缓解信息不对称的影响,提高公司股价信息含量。进一步,如果董秘接待投资者调研活动能够改进股票二级市场信息传递效率,那么该效应将在股价变动中得到反映(Bernard and Thomas, 1989)^[4]。Cheng et al.(2016)^[13]发现,证券分析师对上市公司展开实地调研后发布研究报告的前后3天窗口期内,累计超额收益(CAR)与前后两次研报中的投资评级调整显著正相关。

Cheng et al.(2019)^[12]则提供了更为直接的证据,发现投资者实地调研期间上市公司股价的市场反应在统计意义和经济意义上均相当显著。

于是,本文提出假设:

H2: 董秘工作越努力, 公司股价信息含量越高。

此外,董秘努力工作的成效不仅体现在对信息效率和公司价值的提升上,对其自身的职业发展也有积极意义。如果董秘的投资者关系管理工作存在价值,与其他类型的高管职业考评结果类似,合理的激励约束机制将为公司股票带来更高的公募基金持仓(Han et al., 2018)^[19],且出于声誉机制和职业关注,董秘有动力通过努力不断参与投资者关系互动以建立良好的声誉,并借此取得人才市场优势,获得职位晋升(Fee and Hadlock, 2003)^[16]。

于是,本文提出假设:

H3: 董秘工作越努力, 其从业绩效和声誉激励也更高。

综上所述,本文研究框架如图1所示。

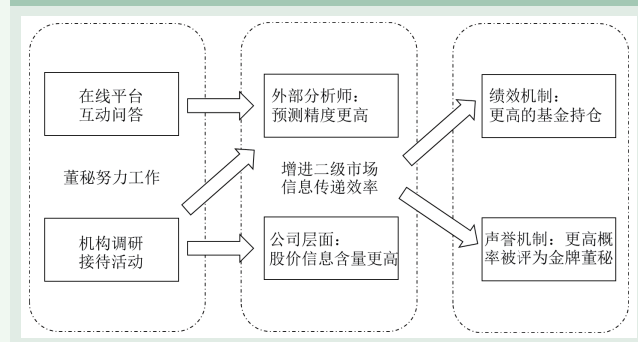
三、研究设计与描述性统计

(一)样本选取

本文的研究样本为2013—2019年所有深市上市公司。董秘的个人特质、薪酬信息来自WIND数据库,缺失值通过爬取并匹配新浪财经高管简历信息后提取、补全,历年金牌董秘信息来自新财富网站;机构投资者调研接待信息、分析师盈利预测数据来自Wind数据库,投资者关系互动平台数据来自CNRDS数据库,投资者活动记录表明细信息来自CSMAR数据库;公司财务及公司治理数据来自CSMAR数据库。

实证部分遵循以下规则对样本进行筛选:(1)剔除金融业上市公司;(2)剔除相邻年份公司年度报告披露间隔

图1 研究框架



窗口期间不存在分析师研报跟踪的样本；(3)剔除控制变量数据缺失的样本；(4)对所有连续变量在1%和99%分位处进行缩尾(winsorize)处理。

特别地，在进行董秘调研接待与股价超额反应的事件研究前，本文对上市公司调研接待样本做了如下处理：(1)剔除调研记录披露不及时的样本；(2)剔除调研窗口期内上市公司同时发生其他事件的样本；(3)合并连续调研事件到窗口期初始日；(4)剔除停牌期间调研样本。

(二)模型设定及变量说明

本文的基准回归旨在考察上市公司接待投资者调研行为的频率所反映的作为信息发布者的董事会秘书在其履职期间的努力程度对券商分析师盈利预测精度的影响，模型如下：

$$Con_FE_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Visits_{i,t} / Resp_{i,t} + \gamma \sum Person_{i,t} + \delta \sum Firm_{i,t} + \zeta \sum Industry_{i,t} + \eta \sum Year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，被解释变量 $Con_FE_{i,t}$ 是第 t 年初至公司 i 正式披露第 t 年年度财务报告之间的窗口期内各券商分析师团队最后一次对公司 i 第 t 年绝对盈利预测偏差(absolute forecast error)的均值(Hong and Kubik, 2003; Li et al., 2020)^{[21][24]}。绝对盈利预测偏差衡量单个券商分析师团队的预测精度，其计算方法为：券商分析师团队 j 预测每股收益(EPS)与公司 i 实际披露每股收益之差的绝对值除以该研报发布日期前一天公司 i 的收盘价进行标准化。在稳健性检验部分，本文还借鉴Han et al.(2018)^[19]，构造变量 $Con_FE2_{i,t}$ ，其定义与 $Con_FE_{i,t}$ 类似，只是在计算绝对盈利预测偏差变量时将分母由股价换成公司 i 实际披露的EPS。

模型的核心解释变量为上市公司董秘履行信息发布者职能的努力程度，分别用投资者调研接待情况($Visits_{i,t}$)和投资者关系互动平台沟通情况($Resp_{i,t}$)表示。其中， $Visits_{i,t}$ 由对公司 i 第 t 年董秘出席的投资者调研活动的次数对数化处理得到， $Resp_{i,t}$ 指公司 i 第 t 年董秘在投资者关系互动平台上对投资者问题的回复率，两者共同反映上市公司董秘通过相对高效的信息披露行为履行信息发布者职能的努力程度。此外，在稳健性检验部分，本文还分别构造了董秘相对接待次数($Rela_V_{i,t}$)和董秘互动平台回复延时($\Delta Resp_{i,t}$)作为核心解释变量的代理变量，实证结论不变。

参考姜付秀等(2016)^[30]、姜付秀等(2016)^[31]的

研究，模型(1)中还控制了一系列董秘个人特质变量 $Person_{i,t}$ ，包括董秘财务经历和法律背景($Expert$)、年龄

表1 变量定义

变量名	变量含义	计算方法
Con_FE	分析师共识偏差	第 t 年初至公司 i 正式披露第 t 年年度财务报告之间的窗口期内各券商分析师团队最后一次对公司 i 第 t 年绝对盈利预测偏差的均值(consensusforecast error)。其中，绝对盈利预测偏差是券商分析师团队 j 预测每股收益与公司 i 实际披露每股收益之差的绝对值除以该研报发布日期前一天公司 i 的收盘价后乘100
Con_FE2	分析师共识偏差2	第 t 年初至公司 i 正式披露第 t 年年度财务报告之间的窗口期内各券商分析师团队最后一次对公司 i 第 t 年绝对盈利预测偏差的均值(consensusforecast error 2)。其中，绝对盈利预测偏差是券商分析师团队 j 预测每股收益与公司 i 实际披露每股收益之差的绝对值除以公司 i 第 t 年实际披露每股收益
$Visits$	董秘接待次数	第 t 年公司 i 有董秘出席的投资者调研活动的次数+1后取对数
$Resp$	互动平台回复率	第 t 年公司 i 的董秘在投资者关系互动平台上对投资者问题的回复率(respond ratio)
$Rela_V$	相对接待次数	将有董秘出席的该公司调研接待次数与所属行业当年被调研次数中位数之差再经该中位数标准化后得到(relative visits)
$\Delta Resp$	互动回复延时	该年度公司董秘在投资者关系互动平台上对投资者问题的回复与投资者提问时间的间隔均值
$Plura$	兼职董秘	董秘兼任该上市公司其他高管职务
$Expert$	董秘专业性	拥有财务经历或法律背景取1，否则取0
Age	董秘年龄	根据简历出生日期计算，对董秘年龄取对数
$Female$	董秘性别	如果董秘是女性取1，否则取0
Edu	董秘教育背景	按学历划分的排序变量，本科以下取0，本科取1，硕士取2，博士取3
$Tenure$	董秘任期	截至会计期末在该公司担任董秘的年限+1后取对数
Lev	资产负债率	总负债/总资产
$Asset$	资产规模	公司总资产的对数
ROA	资产净利率	净利润/总资产
CFO	自由现金流比率	经营活动产生的现金流量净额/总资产
HHI	赫芬达尔指数	公司营业收入占所属行业营业收入的比重
$Board$	董事会规模	董事会人数
$Dual$	两职兼任情况	当公司CEO同时也是董事长时取1，否则取0
RID	独立董事占比	独立董事人数/董事会人数
$First$	第一大股东持股比例	第一大股东持股比例
SOE	产权属性	国有企业取1，否则取0
$Amihud$	股票流动性	在Amihud(2002) ^[3] 的基础上构造，公司股票日收益率绝对值/日交易量，求年度均值，+1取对数，再取相反数。值越大说明股票流动性越好
Ana	分析师覆盖	过去一年券商研报覆盖次数+1后取对数
$Top4$	审计机构信息	被当年排名前4的会计师事务所审计取1，否则取0
GM	新财富金牌董秘	次年被评为新财富金牌(Gold Medal)董秘取1，否则取0
$Salary$	董秘薪酬	董秘薪酬+1后取对数
IO	机构持股比例	金融机构持股比例
ΔIO	机构持仓变动	年末金融机构持股比例减去年初金融机构持股比例
$Synch$	股价同步性	借鉴Morck et al.(2000) ^[25] 的方法，用股价日度数据结合市场因子模型估计得到每年各样本公司股价对应的 R^2 ， $Synch = \ln(R^2 / (1 - R^2))$ 用以衡量单只股票股价信息含量，数值越大说明大盘对个股收益的解释程度越高，公司层面的信息含量越少，个股信息含量就越差

(Age)、性别(Female)、学历(Edu)、任期(Tenure)。Firm_{it}为公司层面变量,包括资产负债率(Lev)、总资产规模(Asset)、资产净利率(ROA)、自由现金流比率(CFO)、行业集中度(HHI)、董事会规模(Board)、董事长和CEO两职兼任情况(Dual)、独立董事占比(RID)、第一大股东持股比例(First)、产权属性(SOE)、股票流动性(Amihud)、分析师关注程度(Ana)、审计机构信息(Top4)等。此外,模型(1)中进一步控制了行业固定效应和年度固定效应。本文所有实证结果中回归系数的 t 值对应的稳健标准误均聚类到公司层面。

本文回归分析涉及的主要变量定义详见表1。

(三)描述性统计

表2的A栏统计了2013—2019年样本公司接待投资者调研的频率情况。剔除了相邻年份公司年度报告披露间隔窗口期内不存在分析师研报跟踪的样本后,不到三分之一的样本公司从未有过投资者接待活动,近七成公司一年中多次接待投资者调研。调研活动是投资者直接获取公司信息的重要手段,也是券商分析师进行研报撰写及盈利预测的重要依据。B栏则统计了同时期样本公司在投资者关系互动平台上被提问次数分布及各年度董秘平均回复率的情况,结果显示:大多数公司在互动平台年内被提问次数处于10~200次之间,且用户使用率有逐年增长的趋势,样本公司董秘回复比例均值在90%以上,说明投资者关系互动平台能够发挥信息沟通与传递的功能。

表2 2013—2019年深市及样本上市公司接待投资者调研、投资者关系互动平台问答频数情况

会计年度	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	合计
A 栏: 2013—2019年样本上市公司董秘接待投资者调研次数								
从未接待	56	55	72	123	146	95	111	658
仅接待1次	41	40	66	112	109	88	79	535
接待1~4次	119	148	182	228	264	176	172	1289
接待5~12次	216	229	210	237	208	184	138	1422
接待12次以上	103	116	89	101	104	77	74	664
合计	535	588	619	801	831	620	574	4568
B 栏: 2013—2019年投资者关系互动平台用户在线提问样本公司次数及董秘回复率								
被提问少于10次	37	33	1	6	140	5	8	230
被提问10~49次	19	9	10	112	598	527	498	1773
被提问50~99次	88	46	50	364	567	904	933	2952
被提问100~199次	333	215	282	565	252	481	500	2628
被提问200~299次	253	282	293	244	165	1	0	1238
被提问超过300次	420	609	653	183	27	0	0	1892
董秘回复比率	90.19%	91.26%	87.98%	99.31%	79.86%	92.73%	93.04%	90.58%

表3的变量描述性统计结果显示,分析师盈利预测共识偏差变量Con_FE(Con_FE2)均值为1.408(0.876),标准差为2.306(1.805),说明分析师对不同上市公司的预测分歧较大;Visits均值(中位数)为1.162(1.099),说明样本公司每年平均董秘亲自参与的投资者调研接待活动为2~3次;对比表2机构调研信息,董秘的调研参与率均值为0.755,说明董秘不仅在事前组织联系投资者、在事后及时发布公告披露调研信息,还更多地直接参与调研过程;投资者关系互动平台Resp均值(中位数)为0.910(0.972),显示董秘积极与中小投资者保持互动和沟通; $\Delta Resp$ 标准差高达9.18个自然日,但基本上能做到在一周以内及时回复;Plura二值变量均值为0.737,说明董秘角色很重要,大多由CFO等其他高管或董事会成员兼任;Expert二值变量均值为0.442,说明近一半的上市公司聘任具有财务经历或法律等专业背景的董秘;年龄变量Age均值(中位数)为3.739(3.738),均值与中位数十分

表3 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	p10	中位数	p90
Con_FE	4568	1.408	2.306	0.169	0.729	2.847
Con_FE2	4568	0.876	1.805	0.064	0.311	1.851
Visits	4568	1.162	0.972	0.000	1.099	2.485
Resp	4568	0.910	0.168	0.766	0.972	1.000
Rela_V	4300	0.037	0.906	-1.000	0.000	1.189
$\Delta Resp$	2350	5.971	9.179	0.000	3.322	13.667
Plura	4568	0.737	0.441	0.000	1.000	1.000
Expert	4568	0.442	0.497	0.000	0.000	1.000
Age	4568	3.739	0.154	3.526	3.738	3.932
Female	4568	0.268	0.443	0.000	0.000	1.000
Edu	4568	1.473	0.674	1.000	2.000	2.000
Tenure	4568	1.546	0.749	0.000	1.609	2.398
Lev	4568	0.383	0.187	0.145	0.372	0.641
Asset	4568	22.262	1.153	20.894	22.128	23.772
ROA	4568	0.055	0.050	0.009	0.049	0.117
CFO	4568	0.052	0.066	-0.028	0.050	0.135
HHI	4568	0.060	0.050	0.019	0.042	0.135
Board	4568	9.113	2.363	6.000	9.000	12.000
Dual	4568	0.349	0.477	0.000	0.000	1.000
RID	4568	0.383	0.106	0.286	0.375	0.500
First	4568	0.324	0.137	0.162	0.303	0.517
SOE	4568	0.216	0.412	0.000	0.000	1.000
Amihud	4568	1.079	5.374	0.076	0.260	0.772
Ana	4568	4.644	2.691	2.000	4.000	8.000
Top4	4568	0.207	0.405	0.000	0.000	1.000
Salary	4557	12.993	0.685	12.128	12.984	13.836

接近,说明董秘年龄近似正态地分布于30~58岁之间;*Female*二值变量均值仅为0.268,说明绝大多数公司的董秘均为男性;*Edu*均值为1.473,中位数为2,说明大多数董秘都拥有本科及以上学历,且硕士学历占比较高;*Tenure*的均值(中位数)为1.546(1.609),标准差为0.749,即任期平均在5年左右,较为稳定;*GM*二值变量的均值在10%左右,标准差为32.8%,说明表现极佳的董秘人数占比较低;*Salary*均值(中位数)为12.993(12.984),说明样本董秘平均薪酬约为56万元/年,且半数左右的董秘年薪超过45万元/年。资产负债率*Lev*均值(中位数)为0.383(0.372);*ROA*均值(中位数)为0.055(0.049),*CFO*均值(中位数)为0.052(0.050),现金流情况与盈利能力基本对应;*RID*均值为0.383,即各年独立董事约占董事会总人数的30%;*SOE*均值为0.216,说明仅两成样本公司为国有企业;*Top4*的均值为0.207,说明大多数样本公司并非由前4大会计师事务所审计。

四、实证结果与分析

(一)董秘努力程度与分析师预测偏差

1.董秘努力工作降低分析师预测偏差

本文从两个维度对董秘的努力程度进行量化:第一,以深交所上市公司对投资者关系活动记录的强制披露政策作为切入点,基于公司管理层直接向投资者传递一手信息的特殊情境,以接待投资者调研次数度量董秘的努力程度;第二,借助深交所于2011年12月推出的“互动易”上对投资者问题的回复情况刻画董秘的努力程度。不同于投资者调研活动,“互动易”需要董秘根

据情况及时作答,为投资者和上市公司间的沟通提供更为直接、快捷的渠道。

表4第(1)(2)列单变量回归显示,董秘调研接待(投资者平台回复)频率与分析师预测偏差显著负相关;第(3)(4)列在回归中加入董秘层面和公司层面控制变量后,基本结论不改变;第(5)(6)列在模型中进一步加入行业固定效应和年度固定效应,实证结果依旧支持假设1:以董秘出席投资者调研活动次数及投资者关系互动平台投资者问题的回复率刻画董秘的努力程度,董秘工作越努力,分析师预测偏差越小。这说明董秘能够通过接待投资者调研和加强投资者关系平台互动问答的方式主动传递公司信息,缓解二级市场信息不对称性,从而降低券商分析师的意见分歧、提高公司外部信息加工者的预测精度。

2.董秘努力与分析师预测偏差的调节机制

信息发布者努力程度和公司本身的信息传递效率之间可能存在替代效应。通常来说,公司股票流动性越高,买卖价差较小,投资者交易更频繁,信息透明度也越高,信息发布者通过努力向市场释放的信息增量也越少。券商研报覆盖程度越高,公司层面和所处行业信息反映更为充分,信息不对称程度更低,董秘通过调研接待等投资者关系活动产生的信息增量有限。此外,上市公司所处地理位置、交通情况、地区经济发展水平、市场化程度与司法等外部环境均会影响上市公司信息传递的效率(Grinblatt and Keloharju, 2001; La Porta et al., 1998; 方颖和郭俊杰, 2018; 赵静等, 2018)^{[17][23][29][35]}。同其他新兴市场类似,A股市场同涨同跌现象长期存在,公司股价不能反映公司层面的特质信息,股价高同步性严重损害个股信息传递效率,而董秘作为直接信息发布者的作用发挥空间则更高(Chan and Hameed, 2006; Morck et al., 2000)^{[11][25]}。

本文选取股票流动性(*Amihud*)、券商研报覆盖程度(*Ana*)和股价同步性(*Synch*)3个指标作为衡量公司本身信息不对称程度的代理变量,分别与核心解释变量构造交叉项回归,进一步分析由信息不对称导致的调节效应。表5第(1)(2)列回归中,交叉项*Visits*×*Amihud*和*Visits*×*Ana*的系数均显著为正,说明在信息不对称程度更低的上市公司,董秘信息传递作用的发挥空间更有限。表5第(3)列显示,*Visits*×*Synch*的系数显著为负,说明在股价信息含量更低的公司,作为直接信息发布者的董秘在投资者互动

表4 董秘努力程度与分析师预测偏差

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Con_FE	Con_FE	Con_FE	Con_FE	Con_FE	Con_FE
<i>Visits</i>	-0.254*** (-6.191)		-0.144*** (-3.753)		-0.099*** (-2.604)	
<i>Resp</i>		-0.803*** (-3.558)		-0.470** (-2.210)		-0.649*** (-2.858)
控制变量	否	否	是	是	是	是
行业 FE	否	否	否	否	是	是
年度 FE	否	否	否	否	是	是
聚类	是	是	是	是	是	是
样本量	4568	4568	4560	4560	4560	4560
调整 R ²	0.011	0.003	0.181	0.179	0.238	0.238

注: OLS 回归, 括号内为 t 值, 标准误聚类到公司层面, *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著。下表同。

过程中的努力能够抵减信息不对称对市场预测精度造成的负面影响。

此外，以往文献基于“高阶梯队”理论，强调董秘的从业经历、知识背景或人格特质对信息披露质量的影响，认为在财务领域更专业的董秘能够更有效地披露信息和更有效地和外界沟通(姜付秀等，2016)^[30]。而本文认为，董秘努力可以弥补信息披露和自身专业能力的不足，缓解信息不对称的影响，提高分析师预测精度，董秘在工作中“勤能补拙”。表5第(4)列回归中，董秘专业性指示变量 $Expert$ 系数显著为负，这与“高阶梯队”理论的预期结果一致；同时， $Visits$ 系数显著为负，与前文基准模型结果一致；但交叉项 $Visits \times Expert$ 的系数显著为正，说明对于财务背景欠佳的董秘，董秘努力可以弥补信息披露和自身专业能力的不足，缓解信息不对称的影响，提高分析师预测精度。

(二)董秘调研接待与股价反应

1.董秘调研接待事件的股票市场反应

基于事件研究的视角，如果董秘在接待投资者调研过程中的努力存在价值，即董秘接待投资者调研的过程能够改进股票二级市场信息传递效率，那么该效应将在

表5 调节机制分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Con_FE	Con_FE	Con_FE	Con_FE
$Visits \times Amihud$	0.007* (1.835)			
$Visits \times Ana$		0.038*** (3.444)		
$Visits \times Synch$			-0.035** (-2.122)	
$Visits \times Expert$				0.181** (2.539)
$Visits$	-0.105*** (-2.698)	-0.279*** (-3.899)	-0.109** (-2.473)	-0.129** (-2.290)
$Amihud$	-0.010* (-1.916)	-0.003 (-0.824)	0.001 (0.263)	-0.002 (-0.604)
Ana	0.028** (2.092)	-0.022 (-0.983)	0.027* (1.921)	0.029** (2.105)
$Expert$	-0.147* (-1.958)	-0.150** (-1.997)	-0.146* (-1.906)	-0.228* (-1.759)
$Synch$			0.023 (0.618)	
控制变量	是	是	是	是
行业 FE	是	是	是	是
年度 FE	是	是	是	是
聚类	是	是	是	是
样本量	4560	4560	4385	4560
调整 R^2	0.238	0.240	0.238	0.239

股价变动中得到反映，其中超出常规变动程度的部分即为股价信息含量的代理变量。

为验证假设2，参考Fama and French(1992)^[15]和Daniel et al.(1997)^[14]的方法，剔除市场波动及风格相似股票价格变动的影响，对2013—2019年深市全部A股公司按上年度6月底的市值(ME)、上年底的账面市值比(BM)以及过去一年(剔除前一个月份)的截面动量(Mom)分别从小到大分为5个投资组合后独立排序，共得到125个特征组合(matched portfolio)，以各交易日各组合市值加权平均收益率作为该组合内公司股票的基准收益率，计算董秘参与投资者关系活动事件发生日的超额收益率(abnormal return, AR)，在此基础上构造距离事件发生日 $[-1,1]$ 、 $[-3,3]$ 、 $[-5,5]$ 等3个不同的事件分析窗口期(单位：交易日)，计算累计超额收益率(cumulative abnormal return, CAR)的绝对值，以衡量董秘调研接待事件的股价信息含量。

表6中实证结果显示，无论是董秘亲自出席抑或是董秘仅负责组织联络的投资者调研活动，在平均意义上均能够造成股价的超额反应，说明投资者调研的信息信号效应会通过二级市场传导。然而，一般董秘会事先收到机构分析师的若干问题，并于介绍环节的中途和末尾穿插对主要问题的解答；在调研活动的Q&A(问答)环节，相较于公司其他高管，机构更熟悉董秘，沟通障碍更少，信息传达效率更高。表6最下方一栏的结果表明，其他条件不变，平均意义上如果董秘亲自参与调研接待活动，相较于被动组织但不出席活动，股票市场的超额反应会更强烈。

2.董秘参与和股价信息含量的异质性分析

董秘在不同类型、不同形式调研活动中的工作效果可能并不一致，调研接待事件中董秘努力工作释放的股价信息含量也不同。例如，在业绩说明会之外日常的投资者关系活动中，董秘往往是最重要的公司代表之一，

表6 董秘调研接待与股价超额反应

董秘是否出席	ICAR $[-1,1]$	ICAR $[-3,3]$	ICAR $[-5,5]$
是	2.975*** (136.565)	4.560*** (139.508)	5.804*** (143.118)
否	2.936*** (99.891)	4.439*** (101.905)	5.605*** (108.126)
差值 (是-否)	0.038 (1.053)	0.121* (2.228)	0.200** (3.002)

注：括号内为 t 值，*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著。下表同。

作用发挥较为明显，其努力程度更可能影响信息传递效率；实地调研时分析师等与董秘面对面接触并交流，还可以运用肢体语言减少沟通障碍，也更方便加深印象、增进联系。

表7上半部分分别在业绩说明会和非业绩说明会情况下对比董秘是否出席的市场反应差异，实证结果显示，在业绩说明会中，董秘的作用并不明显，董秘是否出席活动并不能造成市场反应的显著差异；然而，在非业绩说明会的场景下，董秘出席活动伴随着更强烈的市场反应，且董秘是否出席产生的市场反应差异在更长的事件窗口中更显著。表7下半部分分别在实地调研和非现场调研情况下比较董秘是否出席活动的市场反应差异，实证结果显示，董秘出席实地调研能提高相关信息转化为市场信号的效率，而在非实地调研情形下董秘作用的发挥受到了限制。

表7 董秘是否参与接待对不同形式调研事件股价反应的影响

董秘是否出席	业绩说明会			非业绩说明会		
	ICAR[-1,1]	ICAR[-3,3]	ICAR[-5,5]	ICAR[-1,1]	ICAR[-3,3]	ICAR[-5,5]
是	3.516*** (36.936)	4.928*** (35.861)	6.154*** (37.362)	2.937*** (131.647)	4.535*** (134.868)	5.780*** (138.172)
否	3.449*** (22.693)	4.854*** (22.508)	5.693*** (24.595)	2.911*** (97.367)	4.418*** (99.417)	5.600*** (105.301)
差值 (是-否)	0.066 (0.375)	0.0741 (0.291)	0.462 (1.561)	0.0265 (0.714)	0.117* (2.093)	0.180** (2.634)
董秘是否出席	实地调研			非现场形式调研		
	ICAR[-1,1]	ICAR[-3,3]	ICAR[-5,5]	ICAR[-1,1]	ICAR[-3,3]	ICAR[-5,5]
是	3.333*** (24.966)	4.551*** (137.210)	5.805*** (140.657)	2.962*** (134.360)	4.812*** (25.381)	5.793*** (26.408)
否	2.833*** (17.340)	4.432*** (100.030)	5.613*** (106.391)	2.940*** (98.372)	4.667*** (19.576)	5.355*** (19.325)
差值 (是-否)	0.500* (2.271)	0.120* (2.165)	0.192** (2.838)	0.022 (0.600)	0.145 (0.460)	0.439 (1.201)

表8 不同形式调研对董秘出席调研事件股价反应的影响

是否有买方机构参与调研			
	ICAR[-1,1]	ICAR[-3,3]	ICAR[-5,5]
是	3.024*** (119.058)	4.646*** (121.134)	5.900*** (123.933)
否	2.832*** (68.592)	4.329*** (71.005)	5.523*** (73.420)
差值 (是-否)	0.192*** (3.913)	0.317*** (4.300)	0.377*** (4.123)
是否于业绩说明会期间组织调研			
	ICAR[-1,1]	ICAR[-3,3]	ICAR[-5,5]
是	3.508*** (36.989)	4.930*** (36.068)	6.142*** (37.497)
否	2.936*** (132.446)	4.537*** (135.666)	5.777*** (139.006)
差值 (是-否)	0.572*** (6.499)	0.393** (2.973)	0.365* (2.225)

进一步，本文仅保留有董秘出席的调研事件样本，考察调研活动的特性对董秘作用发挥程度的影响。表8实证结果显示，有买方机构参与的调研事件、当活动形式为业绩说明会时，股价市场反应更强烈。

(三)进一步分析

1.机构持仓变动

董秘是上市公司内部的信息发布者，如果其在投资者关系方面的努力是有价值的，合理的激励约束机制将为公司股票带来更高的机构投资者持仓(Han et al., 2018)^[19]。本文将IO和ΔIO分别作为机构投资者持仓规模及其变动的代理变量加入回归，表9第(1)(2)列显示，董秘接待机构调研或与投资者互动交流越频繁，年末机构投资者持股比例更高。在第(3)(4)列将被解释变量由公司被机构投资者持仓比例IO更换为机构投资者持仓变化比例ΔIO后，实证结论未发生显著变化。

2.职业声誉机制

表9 影响渠道分析——机构持仓变动

	(1)	(2)	(3)	(4)
	IO	IO	ΔIO	ΔIO
Visits	0.004** (2.044)		0.005** (3.296)	
Resp		0.019** (2.331)		0.017* (1.894)
控制变量	是	是	是	是
行业 FE	是	是	是	是
年度 FE	是	是	是	是
聚类	是	是	是	是
样本量	4542	4542	2677	2677
调整 R ²	0.158	0.157	0.027	0.024

注：OLS 回归，括号内为 t 值，标准误聚类到公司层面，*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著。

表10 影响渠道分析——董秘声誉

	(1)	(2)	(3)	(4)
	GM	GM	GM	GM
	Logit	Probit	Logit	Probit
Visits	0.104* (1.683)	0.056* (1.719)		
Resp			0.109* (1.688)	0.061* (1.809)
控制变量	是	是	是	是
行业 FE	是	是	是	是
年度 FE	是	是	是	是
聚类	是	是	是	是
样本量	4505	4505	4462	4462
准 R ²	0.114	0.115	0.114	0.115

注：括号内为 t 值，标准误聚类到公司层面，*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著。

表10进一步从董秘职业生涯的声誉机制(次年是否被评为新财富金牌董秘)的角度验证董秘在投资者关系方面努力的激励与动机,第(1)至(4)列显示,无论是使用Probit模型还是Logit模型,变量*Visits*和*Resp*的机率比系数均在10%水平下显著为正,说明董秘在投资者关系方面付出越多,越有利于自身被评选为新财富最佳董秘。

综上,进一步分析的结果说明,董秘工作越努力,上市公司机构投资者持股比例越高,同时董秘被评为新财富金牌董秘概率也越高。董秘工作越努力,其从业绩效和声誉激励也更高,即假设3成立。

(四)稳健性检验

为检验结论的稳健性,本文进行了以下五方面的检验,发现实证结论不变。一是将基准回归的核心解释变量*Visits*替换成*Rela_V*,缓解机构调研对象分布不均匀问题;二是将核心解释变量替换成董秘互动平台回复延时($\Delta Resp$),以衡量董秘答复的及时性对市场预测偏差的影响;三是将被解释变量替换为*Con_FE2*,增强被解释变量选取的稳健性;四是剔除该年内没有分析师报告覆盖的股票,于每个交易月份将上述股票按董秘接待投资者调研次数由少到多依次划分为*Low*、*Median*、*High*三组,并对*High*组和*Low*组的平均超额收益率差额进行检验,进一步考察董秘接待调研的频率对股票月度超额收益的影响;五是在调节机制分析中,将*Visits*变量和各调节变量做交叉项回归换成变量*Resp*与各调节变量做交叉项回归。(受篇幅限制实证结果未列示,留存备索)

五、结论与启示

董秘在上市公司与资本市场之间的互动过程中的角

色重要性不言而喻。在研究董秘及高管专业背景经历对上市公司影响的一系列文献基础上,本文尝试探索董秘工作努力程度这一个人特质因素的影响。本文从我国独特的证券监管情景出发,同时以投资者调研接待情况和投资者互动平台回复情况来刻画董秘的努力程度,在控制了公司层面和董秘个人特质的影响,发现:董秘努力工作有利于降低分析师盈利预测偏差,提升预测精度;董秘努力工作产生的信息效应更能直接体现在股价变动中,进而增进二级市场的信息传递效率;董秘努力工作也将给其带来更高的从业绩效和声誉收益。通过变换代理变量、对比公司更换董秘前后投资者调研的市场反应程度变化等一系列内生性和稳健性检验,实证结论保持一致。

本文的实证研究结果表明,无论是市场对董秘的选聘机制,还是监管对董秘的评价体系,除了背景、资历等因素外,董秘的工作努力程度也应得到重视。上市公司内部管理制度中可考虑进一步提升对董秘履职的激励措施,充分发挥其在投资者关系和信息传递中的重要作用;监管层可考虑在《上市公司治理准则》《股票上市规则》等相关制度的后续修订中,进一步体现对董秘勤勉尽责相关内容的引导和倡议,适当将能够反映董秘努力工作的指标纳入上市公司信息披露考评体系。如此,多措并举激发董秘的主动性、积极性,形成踏实努力、勤勉尽责的良好生态,实现降低上市公司信息不对称程度、增加股价信息含量的效果,进而实现上市公司质量的整体提升。 ■

[基金项目:国家社会科学基金项目“R&D核算理论、方法与实务衔接的体系化研究”(批准号:19BTJ001)]

参考文献:

- [1] Adams R B, Ferreira D. Women in the boardroom and their impact on governance and performance[J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 94(2): 291-309.
- [2] Adams R, Kelojaru M, Knüpfer S. Are CEOs born leaders? lessons from traits of a million individuals[J]. *Journal of Financial Economics*, 2018, 130(2): 392-408.
- [3] Amihud Y. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects[J]. *Journal of Financial Markets*, 2002, 5(1): 31-56.
- [4] Bernard V L, Thomas J K. Post-earnings-announcement drift: delayed price response or risk premium?[J]. *Journal of Accounting Research*, 1989, 27: 1-36.
- [5] Bertrand M, Mullainathan S. Enjoying the quiet life? corporate governance and managerial preferences[J]. *Journal of Political Economy*, 2003, 111(5): 1043-1075.
- [6] Biggerstaff L, Cicero D C, Goldie B A, et al. CFO effort and public firms' financial information environment[J]. *Contemporary Accounting Research*, Forthcoming, 2020.
- [7] Biggerstaff L, Cicero D C, Puckett A. Fore! an analysis of CEO shirking[J]. *Management Science*, 2017, 63(7): 2302-2322.
- [8] Bowen R M, Davis A K, Matsumoto D A. Do conference calls affect analysts' forecasts?[J]. *Accounting Review*, 2002, 77(2): 285-316.
- [9] Brown L D, Call A C, Clement M B, et al. Inside the "black box" of sell-side financial analysts[J]. *Journal of Accounting Research*, 2015, 53(1): 1-47.

(下转第78页)

科案,对来源于上市公司外部信息的审查义务、审查能力均未作论证,反映了执法实践中对期待可能性审查的忽视与缺失。

因此,在不同的执法案例中,由于相关信息来源不同、距上市公司的距离远近不一,对于上市公司相关义务的期待可能性亦应有所区分。基于证券市场保证“公开、公平、公正”原则的实效性 with 资本市场法治秩序的平衡,可通过区分信息来源分别设定不同程度的监督义务、构建主观归责路径。对信息作上市公司“能够直接获取实际内容的终极信息”与“通过其他信息披露义务人获取的中间信息”的区分,区分后适用不同的归责路径。若是前者,鉴于证券违法行为具有专业性、隐蔽性等特征,行政机关调查取证存在客观障碍,而且所谓谨慎、善意等行为人心理状态,更是难以直接观察体验,而相对人

的证据距离更近,故举证责任分配上应当适用过错推定原则,即相对人对于自己没有主观过错承担举证责任,若是能够证明自己已经尽到管理义务,可免于处罚责任,如果不能证明主观上没有故意或者过失,就可推定相对人主观上有过错,以此减轻行政机关的举证负担,提高执法效率;若是后者,即“通过其他信息披露义务人获取的中间信息”,因相关信息来源于外部,证据链条长、上市公司无证据距离优势,此种情形下对上市公司采用过错推定责任的合理性不足。因此,此时证券监管机关应首先负有证明上市公司主观过错的责任,如对此举证不能,则不宜对上市公司实施行政处罚。

五、结语

《行政处罚法》和《证券法》在相互影响中共同到

(上接第42页)

[10] Byard D, Shaw K W. Corporate disclosure quality and properties of analysts' information environment[J]. Journal of Accounting, Auditing & Finance, 2003, 18(3): 355-378.

[11] Chan K, Hameed A. Stock price synchronicity and analyst coverage in emerging markets[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 80(1): 115-147.

[12] Cheng Q, Du F, Wang B Y, et al. Do corporate site visits impact stock prices?[J]. Contemporary Accounting Research, 2019, 36(1): 359-388.

[13] Cheng Q, Du F, Wang X, et al. Seeing is believing: Analysts' corporate site visits[J]. Review of Accounting Studies, 2016, 21(4): 1245-1286.

[14] Daniel K, Grinblatt M, Titman S, et al. Measuring mutual fund performance with characteristic-based benchmarks[J]. Journal of Finance, 1997, 52(3): 1035-1058.

[15] Fama E, French K. The cross-section of expected stock returns[J]. Journal of Finance, 1992, 47(2): 427-465.

[16] Fee C E, Hadlock C J. Raids, rewards, and reputations in the market for managerial talent[J]. Review of Financial Studies, 2003, 16(4): 1315-1357.

[17] Grinblatt M, Keloharju M. How distance, language, and culture influence stockholdings and trades[J]. Journal of Finance, 2001, 56(3): 1053-1073.

[18] Hambrick D C, Mason P A. Upper echelons: the organization as a reflection of its top managers[J]. Academy of Management Review, 1984, 9(2): 193-206.

[19] Han B, Kong D, Liu S. Do analysts gain an informational advantage by visiting listed companies?[J]. Contemporary Accounting Research, 2018, 35(4): 1843-1867.

[20] Hauser R. Busy directors and firm performance: evidence from mergers[J]. Journal of Financial Economics, 2018, 128(1): 16-37.

[21] Hong H, Kubik J D. Analyzing the analysts: career concerns and biased earnings forecasts[J]. Journal of Finance, 2003, 58(1): 313-351.

[22] Kim O, Verrecchia R E. Market liquidity and volume around

earnings announcements[J]. Journal of Accounting and Economics, 1994, 17(1-2): 41-67.

[23] La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A, Vishny R W. Law and finance[J]. Journal of Political Economy, 1998, 106(6): 1113-1155.

[24] Li Z, Wong T J, Yu G. Information dissemination through embedded financial analysts: evidence from China[J]. Accounting Review, 2020, 95(2): 257-281.

[25] Morck R, Yeung B, Yu W. The information content of stock markets: why do emerging markets have synchronous stock price movements?[J]. Journal of Financial Economics, 2000, 58(1-2): 215-260.

[26] Soltes E. Private interaction between firm management and sell-side analysts[J]. Journal of Accounting Research, 2014, 52(1): 245-272.

[27] 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.

[28] 丁慧, 吕长江, 陈运佳. 投资者信息能力: 意见分歧与股价崩盘风险——来自社交媒体“上证e互动”的证据[J]. 管理世界, 2018, 34(9): 161-171.

[29] 方颖, 郭俊杰. 中国环境信息披露政策是否有效: 基于资本市场反应的研究[J]. 经济研究, 2018, 53(10): 158-174.

[30] 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.

[31] 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]. 经济研究, 2016, 51(6): 83-97.

[32] 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.

[33] 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.

[34] 谭松涛, 阚钰, 崔小勇. 互联网沟通能够改善市场信息效率吗?——基于深交所“互动易”网络平台的研究[J]. 金融研究, 2016, (3): 174-188.

[35] 赵静, 黄敬昌, 刘峰. 高铁开通与股价崩盘风险[J]. 管理世界, 2018, 34(1): 157-168.

(责任编辑: 熊伟)