

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

王成龙 余 威

摘要:权责不对等使得董秘处于尴尬境地,为此监管层试点推行实权高管兼任董秘。本文从股价崩盘风险视角检验该制度的有效性。研究发现,相比其它上市公司,兼任董秘所在公司的股价崩盘风险更高。兼任董秘对股价崩盘的影响仅存在民营企业、机构投资者持股比例低和分析师跟踪人数少的企业。机制检验发现,兼任董秘对股价崩盘风险的影响随董秘持股比例的提高而增大。本研究拓展了相关领域研究范畴,并为监管部门政策制定提供证据支持。

关键词:股价崩盘;实权高管;董事会秘书

JEL 分类号:D21, G34, G38

一、引言

作为企业的“法定发言人”和政府的“指定联系人”,董事会秘书(下称“董秘”)在上市公司扮演着重要角色(王韧,2006)。但自董秘制度被引入中国资本市场以来,董秘常因缺乏知情权和话语权而无法有效履行相应职责^①。为此,监管层提出由上市公司董秘兼任实权高管的制度安排,形成职能上“董秘+高管”的双重性特征,以弥补现有董秘制度存在的缺陷(高强和伍丽娜,2008;毛新述等,2013)。然而该制度自实施伊始,兼任董秘在职业群体中的比重虽有逐年攀升趋势,但政策执行效果如何尚缺乏较为充足的实证证据。

兼任董秘这一制度的实施给资本市场至少带来两方面的影响:其一,实权高管兼任董秘不仅降低了董秘和实权高管间的沟通成本,而且在一定程度上实现了职位间的优势互补,这有助于降低公司股价崩盘的风险。因为相比专任董秘,实权董秘更有机会参与公司重大决策的制定与执行,更能深入和全面地掌握公司内部信息,提高向资本市场传递信息的质量。而相比实权高管,兼任董秘则更熟悉资本市场法律法规,使其参与的决策制定与执行更加合规。其二,兼任董秘降低了履职的独立性。兼任者扮演着董秘和高管的双重角色,使其与公司利益绑定比专任董秘更为牢固,他们更可能出于自身利益考虑而降低坏消息的披露意愿。兼任董秘的行为扭曲信息披露的完整性与及时性,进而影响投资者的价值判断,最终影响到公司股价的稳定性。董秘兼任实权高管是否影响公司的股价崩盘成为本文探讨的核心问题。

本文收集了2007-2015年所有沪、深证券市场全部A股上市公司董秘的简历资料,实证检验董秘兼任董事、副总或财务总监等实权职位对公司股价崩盘风险的影响。结果发现,(1)相比其它公司而言,兼任董秘所在公司的股价崩盘风险更高,该结论在考虑了可能的内生性问题后依然成立。(2)进一步研究发现,兼

作者简介 王成龙:厦门大学管理学院,博士研究生;

余 威:厦门大学管理学院,博士研究生。

^①详见 <http://news.163.com/07/0904/20/3NIRKGB9000120GU.html> 及 http://www.csrc.gov.cn/pub/newsite/flb/lfzl/jnlfsyzn/yjyd/200701/t20070108_77322.html。

任董秘对公司股价的影响仅存在于民营企业、机构投资者持股比例低和分析师跟踪人数少的企业。(3)机制检验发现,兼任董秘对股价崩盘风险的影响随持股比例的提高而增大,验证董秘独立性是影响股价稳定性的重要因素。

本文的贡献在于:(1)丰富了资本市场领域的研究成果,以往的文献或基于高管同质性基础,从企业外部环境(潘越等,2011;罗进辉和杜兴强,2014)和内部因素(王化成等,2015;叶康涛等2015)方面探究股价崩盘风险诱因,或基于CEO等核心高管的视角,考察个人异质性对公司股价的影响(Kim等,2011a),鲜有研究以信息发布者的角度探讨公司股价崩盘的原因。(2)从股价崩盘视角切入,实证检验兼任董秘对股价稳定性的影响,进而说明上市公司试行的兼任董秘制度并非完美。本文研究成果有助于加深对董秘制度尤其是对董秘兼任实权高管现象的理解。(3)本文着眼于兼任董秘这一特殊视角,发现外部治理机制(如机构投资者和分析师)是公司治理有效的外部监督方式,为监管层制定相关政策提供证据支持。

文章其余部分安排如下:第二部分,理论分析与假设提出;第三部分,研究设计;第四部分,实证结果与分析;第五部分,结论与建议。

二、理论分析与假设提出

股价崩盘是指资本市场上个股价格短时间内突然大幅度下跌的现象,在学术研究上表现为个股特有收益率出现极端负值的概率(Jin和Myers,2006;Kim等,2011a,b)。个股之所以出现崩盘风险,主要因公司管理层出于保住自己的职位和薪酬(Graham等,2005)、提高短期内的期权价值(Kim等,2011b)、构建企业帝国(Kothari等,2009)等个人私利考虑,策略性地隐藏“坏消息”所致,当“坏消息”在短期内被集中释放到资本市场时,随即发生股价崩盘。

现有关于股价崩盘的学术研究,大多围绕着影响因素展开。部分学者从政治事件(Piotroski等,2015)、税收征管(江轩宇,2013)、国际准则趋同(DeFond等,2015)、媒体报道(罗进辉和杜兴强,2014)、分析师的关注和预测(潘越等,2011;许年行等,2012)、投资者行为(许年行等,2013)和投资者保护政策(王化成等,2015)等公司外部因素的视角入手,探究公司所处的外部宏观环境对个股崩盘的消极影响。另一部分学者则立足于公司内部治理机制,考察大股东持股比例(王化成等,2015)、内部人减持(吴战箴和李晓龙,2015)、独立董事制度(梁权熙和曾海舰,2016)、内部控制信息披露(叶康涛等,2015)、会计信息可比性(江轩宇,2015)、股权再融资(谢雅璐,2015)等因素对公司股价波动性的影响。然而,随着研究的逐渐展开和深入,一些学者发现,异质性的高管对公司股价波动影响显著,例如Kim等(2011b)发现CFO持股与公司股价的敏感性显著正相关,该公司股票具有较高的崩盘风险。过度自信的CEO更容易形成解释性偏误,使其在项目实施过程中忽视存在的负面反馈,为股价崩盘埋下伏笔(Kim等,2016)。李小荣和刘行(2012)通过考察CEO的性别发现,女性CEO因其具有更强的风险规避偏好,降低其投资净现值为负、风险高的投资项目,这自然降低了因投资净现值为负项目导致亏损累计而引起公司股份崩盘风险增加的概率。

当前基于高管异质性的研究多围绕核心高管展开,少有研究关注作为信息披露法定负责人的董秘对于稳定资本市场所起的积极作用。除了少数人,如周开国等(2011)通过考察《公司法》颁布后企业的信息披露质量后发现,董秘个人特征,例如年龄、任职时间、教育水平、兼任情况和相关经验等对信息披露质量没有显著影响。林长泉等(2016)在比较不同性别董秘所在公司后发现,女性董秘所在公司会导致公司信息披露质量更高。姜付秀等(2016)通过观测董秘的从业背景,得出财务背景董秘所在企业的盈余信息含量更高的结论,说明董秘的专业度有助于董秘职能的发挥。

作为香港引入“舶来品”的上市公司董秘制度,在公司中究竟起什么样的作用,对早期资本市场而言相

当陌生。政府部门虽为此颁布了一系列法规^①，专门就董秘制度进行详细的阐述，但上述规定只是为了满足境内公司赴境外上市的需要，且对董秘职责的界定与普通秘书并无实质性差别。直至1997年证监会发布《上市公司章程指引》，才首次明确董秘为上市公司法定的信息披露人。2005年，修订后的《公司法》又从法律意义上正式确立了董事会秘书的高管地位。此后，深圳和上海证券交易所也相继出台部分法规巩固董秘地位^②。

但在具体实务中，董秘能否向资本市场有效地传递公司信息深受外界质疑，因为董秘职位的设立存在明显的“责”和“权”不对等现象。上市公司董秘并非源自股东大会的选举，而是经董事长推荐，受董事会聘任，因此，董秘并非董事会成员而属于公司高级管理层。然而与其他高管不同，董秘并非掌握实权，因而无法全程或充分参与公司的相关决策(王韧, 2006)。决策权不足导致董秘难以有效地履行信息披露职责，违背了董秘职位设置的初衷。为此，越来越多的上市公司开始推行由实权高管兼任董秘的治理方式，以此弥补董秘“责”和“权”不对等引起的信息披露不足，提升企业信息透明度。这一举措使得兼任董秘在职能上具有“高管+董秘”二重性特征，相比专职董秘而言具有以下两方面的差异：

一方面，兼任董秘的高管身份赋予董秘参与公司相关决策的机会，保证董秘获知所在公司最为准确的内部信息，从而保证董秘向资本市场传递信息的及时性和充分性。且兼任实权高管的董秘在履行董秘职责时更为专业，因为实权高管一般为长期在某一领域任职的专业人士，这种任职经历势必使董秘熟悉专业知识并深入理解相关信息(Hitt和Tyler, 1991)，在向投资者传递信息时能展开更为深入的探讨，进而使外界获得更为真实和全面的公司信息。例如，由CFO兼任的董秘可以更加深入和详尽地为投资者提供财务数据，并进一步分析数据背后所隐含的经济含义，提高公司在资本市场上的关注度(毛新述等, 2013)。

另一方面，实权高管的董秘身份也促进了高管职能的发挥。相比上市公司专任董秘，实权高管普遍较少了解资本市场的规章制度(王韧, 2006)，因而实权高管在为企业制定和执行相关决策过程中，难免存在不经意违反监管层相关规章制度的现象。然而，当实权高管兼任董秘职位后，董秘职位势必辅助实权高管更深、更全面地了解监管层的相关政策，降低实权高管在经营活动中避免因无知而违反政策的概率。此外，身兼实权高管的董秘更有能力进行跨部门的合作，确保公司其它部门经营活动的合规性，减少坏消息的累积。

综上所述，无论从董秘还是实权高管的职能层面，兼任董秘的“二重性”都可以较好地避免坏消息的累积，降低所在公司股价崩盘的风险(Jin和Myers, 2006)，基于以上分析，本文提出以下假设：

假设H1a: 相比专职董秘，由实权高管兼任董秘的上市公司，其股价崩盘风险更低。

但是，“高管+董秘”的制度安排亦可能是一把“双刃剑”，影响着上市公司的经营活动。因为董秘兼任实权高管后，获得比原先更高的职位和更大的权力，使得兼任董秘的治理结构角色扮演上发生重大转变，即相比于专任董秘，兼任董秘更多扮演实权高管角色。一般认为，实权高管与中小投资者的效用函数存在本质差别(Jensen和Meckling, 1976)，两者在企业利益分配上存在难以调和的矛盾。而由实权高管兼任的董秘降低了该职位应当具备的重要属性--独立性，使其难以从中小投资者利益出发履行信息披露职责。

相比专职董秘，兼任董秘更有可能倾向于投靠大股东和管理层，成为负面信息隐藏的“合谋者”。因为兼任董秘需同时履行董秘和高管的双重职责，在公司中扮演着更为重要的角色，这就使董事会人员在任命时不仅考察“能力”，而且也关注“可靠”，董事会更倾向选择“可靠”的人选担任如此重要的职位，因而兼任董秘必然成为大股东和管理层的天然盟友。兼任实权高管的董秘，无论在职权、薪酬、公司地位及未来的职业发展上都普遍更好，这就激励兼任董秘在面临公司信息披露问题时，有更强的动机去服从大股东和管

①如《国务院关于股份有限公司境外募集股份及上市的特别规定》、《到境外上市公司章程必备条款》等。

②如《上海证券交易所上市公司董事会秘书管理办法》、《深圳证券交易所创业板上市公司规范运作指引》、《深圳证券交易所中小企业板上市公司规范运作指引》以及《深圳证券交易所主板上市公司规范运作指引》等。

理层的意愿,做出隐藏负面消息的决策。此外,相比服从大股东和管理层所能获得的利益,因虚假披露或延迟披露而受到的处罚成本较低,兼任董秘在权衡成本和收益后的抉择结果显而易见。且兼任董秘兼任实权职位后更有可能因外部约束的缺失而扭曲信息披露的完整性与及时性,进而影响投资者的价值判断,最终影响到公司股价的稳定性。基于以上分析,本文发现相比专任董秘,由实权高管兼任的董秘更倾向隐藏公司的负面信息,增加所在公司股价崩盘的风险,故本文提出假设如下:

假设H1b:相比专职董秘,由实权高管兼任董秘的上市公司,其股价崩盘风险更高。

三、研究设计

(一)数据来源

本文以2007-2015年沪深两市A股上市公司作为研究对象,并参考潘越等(2011)和许年行等(2012)的研究成果,对初始样本进行如下处理:①剔除当年被标记ST或*ST的公司样本;②剔除银行、保险、多元金融等金融机构上市公司;③剔除研究变量缺失的样本。④考虑到股价崩盘风险指标是通过个股周收益率回归得到的残差加工处理得到,为保证回归结果的可靠性,剔除当年个股周收益率数据不足30个的公司。⑤仅保留董秘兼任副总经理(常务副总、副总裁)、非独立董事、财务总监(首席财务官、总会计师)等高层实权职位样本及专职董秘样本。考虑到极端值对研究结果的影响,本文对所有连续变量进行上下1%分位的缩尾处理(Winsorize)。此外,为获得更为可靠的结果,借鉴许年行等(2012)的研究方法,在公司层面对研究样本进行聚类回归(Cluster)。经筛选最终获得2394家上市公司的14012条观测值。除董秘相关数据取自WIND数据库外,其余数据均来源国泰安(CSMAR)数据库。

(二)变量定义

1.股价崩盘风险

借鉴已有文献(Kim等,2011a,b;DeFond等,2015;许年行等,2012)的做法,本文采用负收益偏态系数(NCSKEW)和收益上下波动比率(DUVOL)两个指标度量公司层面的崩盘风险。考虑到使用个股实际收益率衡量股价是否发生暴跌,并没有考虑市场因素的影响,为此,本文首先采用模型(1)予以解决:

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 r_{m,t-2} + \beta_2 r_{m,t-1} + \beta_3 r_{m,t} + \beta_4 r_{m,t+1} + \beta_5 r_{m,t+2} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $r_{i,t}$ 为公司*i*的股票在第*t*周的收益率, $r_{m,t}$ 为第*t*周的市场周流通市值加权平均收益率。之所以在模型中加入市场收益率 $r_{m,t}$ 的滞后项和超前项是为了控制非同步交易带来的影响(Dimson和Marsh,1979)。 $\varepsilon_{i,t}$ 为残差项,表示个股收益未被市场所解释的部分,若 $\varepsilon_{i,t}$ 为负且绝对值越大,说明公司*i*的股票与市场收益相背离的程度越大。本文选取 $W_{it} = \ln(1 + \varepsilon_{i,t})$ 作为公司特定周收益率。

(1)负收益偏态系数(Negative Conditional Return Skewness):本文选择公司特质收益率偏度的负值作为测度公司股价崩盘风险的指标,NCSKEW取值越大,表示崩盘发生的概率越高。具体计算方式如下:

$$NCSKEW_{it} = -[n(n-1)^{3/2} \sum w_{it}^3] / [(n-1)(n-2)(\sum w_{it}^2)^{3/2}] \quad (2)$$

其中, n 为交易周数, W_{it} 为公司*i*在*t*年内某一年的公司特质收益率。

(2)收益上下波动比率(Down-to-Up Volatility):参考Kim等(2011a,b)的研究成果,本文从股价上下波动的角度考察公司股价崩盘风险。采用收益上下波动比率(DUVOL)为度量指标,若DUVOL取值越大,表示股价崩盘风险越高。首先,我们将公司特质收益率和年度收益均值进行比较,将研究样本区分为特质收益率小于均值和特质收益率大于均值两个子样本;然后,分别计算子样本的公司特质收益率标准差和样本数,得到下跌波动率和上涨波动率;最后,对每一公司一年计算下跌波动率与上涨波动率的比值并取自然对数,得到DUVOL指标。具体的计算公式为:

$$DUVOL_{it} = \log \left[(n_u - 1) \sum_{\text{down}} W_{it}^2 / (n_d - 1) \sum_{\text{up}} W_{it}^2 \right] \quad (3)$$

其中, n_u 与 n_d 分别为特质收益率小于均值和特质收益率大于均值两个子样本的样本数。

2. 兼任董秘

参考姜付秀等(2016)、高强和伍利娜(2008)的相关研究,本文构建哑变量 $JRDM$ 为兼任董秘的代理指标,若上市公司董事会秘书同时兼任所在公司副总经理、董事或财务总监等职务,则 $JRDM$ 赋值 1, 否则赋值 0。

3. 控制变量

根据 Hutton 等(2009)、Kim 等(2011a, b)等人的研究成果,本文选择控制变量如下:①股价负收益偏态系数($NCSKEW$),用于控制股票收益率在时间上的连续性;②个股月平均超额换手率($TURN$),用于捕捉投资者信念异质性;③股票年度周收益率的标注差($SIGMA$);④股票年度平均周收益率(RET);⑤企业规模($SIZE$);⑥账面市值比(BM);⑦负债率(LEV);⑧经营业绩(ROA)和⑨信息不透明度($AbsACC$)。借鉴前期文献(Kim 等, 2011a, b; DeFond 等, 2015 等)做法,本文对以上控制变量均滞后一期处理。此外,针对所有的实证模型,本文均引入年度和行业哑变量以控制年度和行业固定效应。各变量定义详见表 1。

表 1 变量定义

变量类型	变量符号	变量名称及定义
因变量	$NCSKEW_{it+1}$	负收益偏态系数,数值越大,公司股价崩盘风险就越大
	$DUVOL_{it+1}$	收益上下波动比率,数值越大,公司股价崩盘风险就越大
自变量	$JRDM_{it}$	是否为兼任董秘,兼任董秘赋值 1, 否则 0。
控制变量	$NCSKEW_{it}$	负收益偏态系数,数值越大,公司股价崩盘风险就越大
	RET_{it}	公司当年平均周特定收益率,其中周特定收益率根据模型(1)获得
	$SIGMA_{it}$	公司当年周特定收益率的标准差,其中周特定收益率根据模型(1)获得
	$AbsACC_{it}$	公司透明度,利用分行业分年度的修正 Jones 模型估计得到的可操纵应计利润的绝对值衡量, $AbsACC$ 值越大,公司的信息透明度越低
	ROA_{it}	总资产收益率,等于公司净利润与总资产的比值
	$SIZE_{it}$	公司规模,等于公司总资产的自然对数值
	BM_{it}	账面市值比,等于公司账面总资产与股票总市值的比值
	LEV_{it}	负债水平,等于公司总负债与总资产的比值
	$INDUS$	行业,根据证监会公布 2012 年标准,除制造业取大类外,其余均取门类标准
	$YEAR$	年份

4. 基本模型构建

借鉴已有的相关研究成果(高强和伍利娜, 2008),本文构建计量模型(4),以验证上文假设:

$$NCSKEW_{it+1}(DUVOL_{it+1}) = \alpha_0 + \beta_1 JRDM_{it} + \beta_2 \sum Controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

鉴于因变量负收益偏态系数($NCSKEW$)和收益上下波动比率($DUVOL$)的数据特点,本文运用最小二乘法对样本进回归。根据本文假设,若回归系数 β_1 显著为负,说明兼任董秘所在公司的股价崩盘风险更小,支持本文假设 H1a; 反之,支持假设 H1b。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计与分析

图1描述了研究期间内兼任董秘占所有上市公司比例的时间变化趋势图。研究发现,2007-2015年间上市公司兼任董秘比例呈逐年上升的趋势,由最初的51%增加到2015年的68%,8年间增幅高达33%,说明上市公司实权高管兼任董秘的现象越来越普遍。

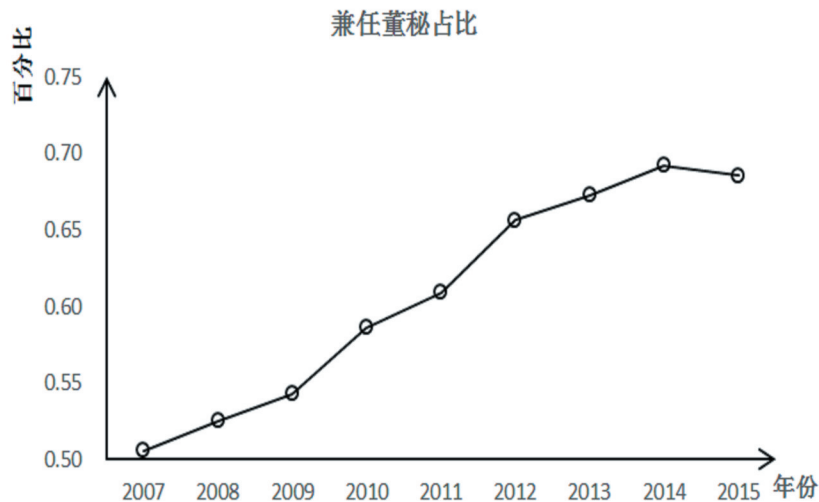


图1 2007-2015年兼任董秘占比趋势图

表2Panel A报告了相关变量的描述性统计。从结果来看,两个崩盘风险指标 *NCSKEW*和 *DUVOL* 的均值分别为-0.262和-0.192,与许年行等(2012)、叶康涛等(2015)的描述性结果较为相似;标准差分别为0.899和0.749,说明不同公司之间的崩盘风险差异较大。兼任董秘 (*JRDM*)的均值为0.624,表明超过60%的公司-年是兼任董秘。其余变量的基本情况如表2Panel A所示。

为了更为直观地观察上市公司兼任董秘对股价崩盘风险的影响,本文以董事会秘书是否由本公司副总经理、董事或财务总监等职务兼任为依据,将研究样本分为实验组 (*JRDM=1*)和对照组 (*JRDM=0*)。从表2 Panel B报告的均值检验和中位数检验结果可以发现,实验组公司的崩盘风险显著高于对照组,说明上市公司董秘兼任高层实权职务提高了公司股价崩盘的风险,初步验证了符合本文假设H1b。

表2 变量描述性统计和单因素检验

Panel A:						
变量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值	样本数
$NCSKEW_{it+1}$	-0.262	0.899	-4.645	-0.265	4.139	14012
$DUVOL_{it+1}$	-0.192	0.749	-4.423	-0.223	2.726	14012
$JRDM_{it}$	0.624	0.484	0.000	1.000	1.000	14012
$NCSKEW_{it}$	-0.185	0.884	-2.616	-0.180	1.879	14012
$SIZE_{it}$	21.870	1.232	19.385	21.702	25.638	14012
LEV_{it}	0.463	0.206	0.044	0.474	0.881	14012
ROA_{it}	0.045	0.051	-0.112	0.039	0.236	14012
RET_{it}	-0.002	0.007	-0.019	-0.002	0.017	14012
$TURN_{it}$	-0.255	0.871	-4.328	-0.042	0.839	14012
MB_{it}	1.862	1.554	0.211	1.428	8.975	14012
$ABSACC_{it}$	0.084	0.088	0.001	0.058	0.543	14012
$SIGMA_{it}$	0.051	0.016	0.021	0.049	0.096	14012
Panel B:						
变量	JRDM=1	JRDM=0	T值	Z值	样本数	
$NCSKEW_{it+1}$	-0.2266	-0.3203	5.99***	5.20***	14012	
$DUVOL_{it+1}$	-0.1685	-0.2321	4.87***	4.50***	14012	

(二)回归结果分析

本文采用最小二乘模型对样本数据进行回归,检验兼任董秘对公司崩盘风险的影响,实证结果如表3所示:

列(1)和列(3)直接反映了兼任董秘与股价崩盘的回归结果。结果显示,兼任董秘($JRDM_{it}$)的回归系数为0.0934和0.0633,通过1%水平的显著性检验,说明由实权高管兼任董秘的上市公司股价崩盘风险更大。进一步,我们往模型(4)中加入滞后一期的负收益偏态系数($NCSKEW_{i,t}$),公司特征控制变量和行业

和年度固定效应,构建动态效应模型进行估计,结果依然不变。以上的实证结果说明,兼任董秘所在公司的股价崩盘风险更大,支持了本文假设H1b。因为与董秘相比,由实权高管兼任的董秘与公司大股东和管理层之间的利益关联更强,他们往往出于自身利益考虑隐藏公司的负面信息,增加公司股价崩盘的风险。

表3 兼任董秘与股价崩盘的回归结果

变量	$NCSKEW_{it+1}$		$DUVOL_{it+1}$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$JRDM_{it}$	0.0934*** (6.11)	0.0539*** (3.57)	0.0633*** (5.28)	0.0335*** (2.75)
$NCSKEW_{it}$		0.0703*** (6.45)		0.0477*** (5.40)
$SIZE_{it}$		0.0275*** (3.33)		0.0348*** (5.07)
LEV_{it}		-0.1154** (-2.52)		-0.1547*** (-4.19)
ROA_{it}		0.6307*** (3.86)		0.2467* (1.85)
RET_{it}		13.3604*** (9.36)		11.9185*** (10.14)
$TURN_{it}$		-0.0020 (-0.29)		-0.0024 (-0.39)
MB_{it}		0.0254*** (3.66)		0.0201*** (3.66)
$ABSACC_{it}$		0.0216		0.0103

		(0.79)		(0.46)
$SIGMA_{it}$		2.4524***		1.8297***
		(3.86)		(3.48)
CON_{it}	-0.3203***	-0.6707***	-0.2320***	-0.7394***
	(-26.84)	(-3.58)	(-25.12)	(-4.75)
$INDUS$	NO	YES	NO	YES
$YEAR$	NO	YES	NO	YES
$A-R2$	0.002	0.106	0.002	0.136
OBS	14012	14012	14012	14012

注：表格内为t统计量，***、**和*分别表示在1%、5%和10%显著性水平下显著，下同。

(三)进一步研究

1.产权性质

资本市场中大量国有控股上市公司的存在为我们研究资本市场财务会计问题提供了新视角(孙光国和赵健宇,2014)。因为相比民营企业,国有企业在多个方面存在特殊性,这些特殊性可能会影响兼任董秘制度引起公司的股价崩盘风险。

首先,相比民营企业,国有企业面临更多行政干预,信息披露受到严格管控。国有企业与政府有着千丝万缕的联系,政治家和政府总是倾向于回避负面消息(Peltzman,1976),尤其在某些关键时期,如官员升迁,政府需要暂时压制坏消息,此时经常受惠于政治关联的国企需要配合政府要求(Piotroski等,2015)。因此,在国有企业中,无论董事会秘书是否由实权高管兼任都需要贯彻“上级”指示精神,根据指示履行董秘信息披露的职能。

表4 产权性质、兼任董秘与股价崩盘风险

变量	$NCSKEW_{it+1}$		$DUVOL_{it+1}$	
	国有企业	民营企业	国有企业	民营企业
$JRDM_{it}$	0.0310	0.0664***	0.0208	0.0386*
	(1.61)	(2.66)	(1.35)	(1.88)
$NCSKEW_{it}$	0.1027***	0.0226	0.0739***	0.0106
	(6.79)	(1.46)	(6.14)	(0.83)

<i>SIZE_{it}</i>	0.0298*** (2.88)	0.0456*** (3.16)	0.0357*** (4.16)	0.0457*** (3.95)
<i>LEV_{it}</i>	-0.0551 (-0.90)	-0.0993 (-1.39)	-0.1184** (-2.37)	-0.1415** (-2.42)
<i>ROA_{it}</i>	0.7486*** (3.39)	0.5764** (2.41)	0.2918 (1.63)	0.2952 (1.51)
<i>RET_{it}</i>	15.9242*** (8.03)	6.7433*** (3.25)	13.8617*** (8.38)	6.5405*** (3.89)
<i>TURN_{it}</i>	-0.0090 (-0.92)	0.0135 (1.05)	-0.0093 (-1.00)	0.0135 (1.20)
<i>MB_{it}</i>	0.0363*** (3.53)	0.0273*** (2.83)	0.0265*** (3.29)	0.0231*** (2.95)
<i>ABSACC_{it}</i>	0.0502 (1.60)	-0.0302 (-1.01)	0.0170 (0.57)	-0.0173 (-0.57)
<i>SIGMA_{it}</i>	2.3009*** (2.62)	2.6474*** (2.82)	1.7883** (2.43)	2.0444*** (2.67)
<i>CON_{it}</i>	-0.7646*** (-3.21)	-1.0712*** (-3.41)	-0.7797*** (-3.97)	-1.0128*** (-3.96)
<i>INDUS</i>	YES	YES	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES	YES
<i>A-R2</i>	0.079	0.166	0.089	0.220
<i>OBS</i>	7709	6115	7709	6115

其次,国企高管自身利益与股价波动关联度低,资本市场发展对国企高管激励效应有限。具体表现在以下两个方面:(1)国企高管持股受到严格限制。^①长期以来,国有企业高管的股权激励问题受到一系列政策法规的严格限制,不仅持股需要向国资委等部门申请,出售股权更是受到严格审查。此外,国有企业的“公有性”导致高管对国企股权买卖存在顾虑,如中国海洋石油有限公司董事长傅成玉离职时为了继续在国企任职将所持四亿港元的期权全部捐献。(2)高管薪酬考核指标体系不同。国有企业承担着较多的政治任务(逯东等,2012),其经营目标并非股东利益最大化,因此在制定高管薪酬时对企业资本市场的表现重视程度较低,在国企中普遍存在激励不足的现象。董秘作为公司法定的信息发布人,在国企缺乏激励的环境中,往往缺乏动机隐藏坏消息,这就使得实权高管兼任董秘造成董秘独立性下降,在国企企业信息披露这一问题上显得不重要。综上所述,我们认为在国企中是否由实权高管兼任董秘不会对股价崩盘造成显著性影响。

为了验证以上分析,本文从国泰安数据库获取上市公司产权属性数据,将样本分为国有企业和民营企业^②,探究兼任董秘在两组样本中的表现。结果如表4所示,列(1)和列(3)表示国有企业组,列(2)和列(4)表示民营企业组,由表4可以看出,兼任董秘制度与公司股价崩盘的正向效应仅存在于民营企业中,在国有企业中并不显著。

2.机构投资者持股

一般而言,在治理结构完善的上市公司里,“内部人”因私利而隐藏信息的空间相对较小,因而股价崩盘风险较低。机构投资者持股作为上市公司外部治理机制被广泛地研究,然而受制于制度环境不完善和机构投资者自身不成熟等多方原因(许年行等,2013),学术界对国内机构投资者是否有利于资本市场稳定这一议题尚存在较大争议。部分学者认为,随着机构投资者持股比例增加,资本市场信息效率和稳定性都随之提高,个股崩盘的风险也随之下降(王咏梅和王亚平,2011;祁斌等,2006;盛军锋等,2008);另一部分学者却认为机构投资者的增加会提高企业信息不对称水平(曹丰等,2015),甚至导致羊群效应的出现(许年行等,2013),进而加大股价崩盘风险。

相比一般投资者,机构投资者专业水平相对较高,信息获取渠道也更为广泛。一方面,机构投资者能够识别分析师面对的利益冲突,理性看待分析师的盈余修正和推荐评级(Mikhail等,2007)。此外,机构投资者还可以加速挖掘行业和公司信息并将其反映到股价中,降低股价同步性(Piotroski和Roulstone,2004)。另一方面,机构投资者可以发挥监督治理作用。机构投资者能够有效监督管理层机会主义行为,降低坏消息的累积(An和Zhang,2013)。尤其当机构投资者持有上市公司股票时,使其更有动机对上市公司进行外部监督,进而降低公司因“隐藏信息”而造成股价崩盘风险。

为了探究机构投资者对兼任董秘与股价崩盘风险之间的调节作用,本文按照机构投资者持股比例将样本平均分成4组,取上下25%以内的样本为高持股组和低持股组分别进行回归^③。结果如表5所示,列(1)、(3)和列(2)、(4)分别汇报了两组样本的回归结果。本文发现,只有在低持股组样本公司里,实权高管兼任董秘和公司股价崩盘显著正相关,证明了外部机构投资者持股的确抑制了兼任董秘带来的负面效应,这说明机构投资者能够发挥“市场稳定器”作用。

①如《国有企业产权向管理层转让暂行规定》、《国有控股上市公司(境内)实施股权激励试行办法》、《关于规范国有企业职工持股、投资的意见》、《关于规范国有控股上市公司实施股权激励制度有关问题的通知》。

②在此,本文剔除了外资企业,所以国企与民营企业的样本总数小于主回归样本数。

③由于机构投资者持股比例存在样本缺失现象,所以四组样本之和小于主回归样本数。

表5 机构投资者持股、兼任董秘与股价崩盘风险

变量	$NCSKEW_{it+1}$		$DUVOL_{it+1}$	
	高持股组	低持股组	高持股组	低持股组
$JRDM_{it}$	0.0539 (1.36)	0.0528* (1.78)	0.0275 (1.15)	0.0413* (1.71)
$NCSKEW_{it}$	0.1010*** (4.28)	0.0190 (0.92)	0.0655*** (3.50)	0.0049 (0.29)
$SIZE_{it}$	0.0385*** (2.62)	0.0601*** (3.08)	0.0411*** (3.49)	0.0654*** (4.01)
LEV_{it}	-0.1240 (-1.16)	-0.1057 (-1.21)	-0.1491* (-1.78)	-0.1650** (-2.28)
ROA_{it}	0.5749 (1.64)	0.9763*** (2.84)	0.0503 (0.18)	0.6862** (2.48)
RET_{it}	22.7289*** (7.74)	5.6251* (1.91)	17.8300*** (7.24)	4.5762** (1.97)
$TURN_{it}$	-0.0095 (-0.86)	-0.0126 (-0.63)	-0.0140 (-1.16)	0.0032 (0.19)
MB_{it}	0.0210 (1.43)	0.0206 (1.41)	0.0226* (1.85)	0.0189* (1.67)
$ABSACC_{it}$	0.0028 (0.06)	-0.0206 (-0.14)	-0.0129 (-0.31)	-0.0555 (-0.38)
$SIGMA_{it}$	2.4822* (1.71)	2.4388** (1.91)	1.8229* (1.41)	2.2256** (1.71)

	(1.87)	(2.13)	(1.73)	(2.34)
<i>CON_{it}</i>	-1.172***	-1.4762***	-1.1385***	-1.4929***
	(-3.30)	(-3.34)	(-4.05)	(-3.97)
<i>INDUS</i>	YES	YES	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES	YES
<i>A-R2</i>	0.104	0.152	0.112	0.197
<i>OBS</i>	3503	3503	3503	3503

3. 分析师关注

当前,已有研究发现,分析师对上市公司的跟踪能够缓解企业内外部信息不对称程度(潘越等,2011)、降低盈余管理水平(李春涛等,2013)和抑制股价同步性(周铭山等,2016)。该部分研究主要基于公司治理的视角,探讨分析师跟踪这一外部治理机制对缓解公司内部代理问题的作用。另一部分研究则从分析师预测与股价同步性的联系入手,考察分析师预测报告的发布时点(Li等,2015)对股价稳定型的影响。

本文已经证实,相比专职董秘,由实权高管兼任的董秘更倾向于隐藏坏消息,进而增加公司的股价崩盘风险。而分析师跟踪作为企业外部治理方式,至少在两个方面缓解兼任董秘对股价崩盘的负面影响。其一,分析师跟踪作为一种公司外部治理机制,能够降低兼任董秘侵害中小股东利益的可能性;其二,分析师对上市公司相关信息的解读有助于及时披露兼任董秘因私利隐藏的负面信息。以上两点分别从信息源头和传播过程入手,对因实权高管兼任董秘导致的坏消息的产生与累积形成抑制作用,分析师跟踪人数越多,坏消息累积越少,兼任董秘与专职董秘对股价崩盘风险的影响的差别越小。因此,本文认为分析师跟踪人数在一定程度上影响着实权高管兼任董秘对股价崩盘的影响。

为了验证以上的理论分析,我们按照分析师关注人数将样本分成高关注度组和低关注度组,结果如表6所示,其中列(1)和列(3)表示高关注度组,列(2)和列(4)表示低关注度组。表6结果显示兼任董秘对股价崩盘风险的影响在低关注度组较为显著,而在高关注度组不显著,说明分析师的关注能够发挥监督作用,抑制兼任董秘对股价崩盘风险造成的负面影响。

表6 分析师关注度、兼任董秘与股价崩盘风险

变量	<i>NCSKEW_{it+1}</i>		<i>DUVOL_{it+1}</i>	
	高关注度组	低关注度组	高关注度组	低关注度组
<i>JRDM_{it}</i>	0.0377	0.0482*	0.0199	0.0622**
	(1.14)	(1.76)	(0.68)	(2.25)

<i>NCSKEW_{it}</i>	0.0680** (2.52)	0.0670*** (2.79)	0.0540** (2.36)	0.0383** (1.99)
<i>SIZE_{it}</i>	0.0448*** (2.70)	-0.0176 (-0.66)	0.0586*** (3.97)	0.0248 (1.19)
<i>LEV_{it}</i>	-0.2825** (-2.42)	0.0809 (0.78)	-0.3259*** (-3.15)	0.0135 (0.15)
<i>ROA_{it}</i>	0.1361 (0.36)	0.3486 (0.80)	0.0353 (0.11)	0.1866 (0.53)
<i>RET_{it}</i>	15.9637*** (5.06)	13.9971*** (3.86)	17.2457*** (6.39)	12.3084*** (4.19)
<i>TURN_{it}</i>	-0.0099 (-0.89)	0.0273 (1.09)	-0.0090 (-0.81)	0.0241 (1.28)
<i>MB_{it}</i>	0.0342*** (2.65)	0.0057 (0.29)	0.0284** (2.54)	0.0174 (1.12)
<i>ABSACC_{it}</i>	-0.1194 (-1.42)	0.1752 (1.55)	-0.1051 (-1.51)	0.0980 (1.08)
<i>SIGMA_{it}</i>	1.0784 (0.79)	1.7451 (1.15)	-0.0130 (-0.01)	0.7045 (0.58)
<i>CON_{it}</i>	-1.2393*** (-3.00)	0.3912 (0.66)	-1.4548*** (-4.01)	-0.4424 (-0.94)
<i>INDUS</i>	YES	YES	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES	YES
<i>A-R2</i>	0.171	0.113	0.195	0.149
<i>OBS</i>	2692	2692	2692	2692

(四)机制检验:兼任董秘持股

通常而言,与未持有股票的公司高管相比,持有公司股票的管理层与股东的利益更加一致(李维安和李汉军,2006),进而使持股高管更有意愿通过选择性信息披露对股价和交易量进行“管理”,进而实现维护股价的目的(Lev,1992)。尤其在公司出现影响股价暴跌的负面信息时,持股管理层更有倾向通过策略性的选择披露时点,以避免股价的不利波动(张馨艺等,2012)。董秘作为公司管理层的重要一员,承担着公司信息披露的重要职责,是否也会因持股而蓄意隐藏信息,进而增加公司股价崩盘风险呢?

已有研究发现,董秘作为公司管理层的重要组成成员,通过持有股票使自身利益捆绑于公司的股价表现。当公司面临影响股价下跌的负面信息时,董秘基于自身利益考虑而蓄意隐瞒负面消息(翟光宇等,2014),进而增加公司因隐藏信息而增加崩盘风险的概率。因为持有本公司股票后,董秘的个人利益与其他股东利益捆绑更为密切,在履行信息披露职能时更容易受其他利益相关者的影响(周开国等,2011)。本文基于这一分析思路,通过考察实权高管兼任的董秘在持有公司股票后对公司股价的影响,进而沿着“兼任董秘-独立性下降-股价崩盘”的路径检验兼任董秘影响公司股价崩盘的作用机制。

为此,本文从CSMAR数据库收集董秘持股的相关数据,构建董秘持股变量 $DMCG_{it}$ 和董秘持股与兼任董秘的交乘项($DMCG_{it} * JRDM_{it}$),构建计量模型(5)进行实证研究。

$$NCSKEW_{it+1}(DUVOL_{it+1}) = \alpha_0 + \beta_1 JRDM_{it} + \beta_2 JRDM_{it} * DMCG_{it} + \beta_3 DMCG_{it} + \beta_4 \sum Controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

表7汇报了模型(5)的结果。表7显示,兼任董秘 $DMCG_{it}$ 的回归系数显著为正,说明即便董秘未持有公司股票,实权高管兼任董秘亦增加了公司股价崩盘风险。 $DMCG_{it}$ 和 $JRDM_{it}$ 的交乘项显著为正,说明兼任董秘持有公司股权后,公司股价崩盘风险进一步加大,这是因为持股使股价与董秘的个人财富关联更加紧密,增加了董秘隐藏公司的“负面信息”的动机,进而加大了股价崩盘风险。通过以上分析,本文从“私利”的视角验证了实职高管兼任董秘与公司股价崩盘之间的作用机制。

表7 兼任董秘持股与股价崩盘

变量	$NCSKEW_{it+1}$		$DUVOL_{it+1}$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$JRDM_{it}$	0.0506***	0.0373**	0.0289**	0.0212
	(3.01)	(2.23)	(2.16)	(1.57)
$DMCG_{it} * JRDM_{it}$	0.0069**	0.0062*	0.0056**	0.0050*
	(1.98)	(1.82)	(2.05)	(1.86)
$DMCG_{it}$	0.0013	-0.0008	-0.0000	-0.0018
	(0.42)	(-0.26)	(-0.01)	(-0.75)
$NCSKEW_{it}$	-0.0041	0.0697***	-0.0155**	0.0474***

	(-0.48)	(6.38)	(-2.24)	(5.36)
<i>SIZE_{it}</i>		0.0266***		0.0344***
		(3.22)		(5.00)
<i>LEV_{it}</i>		-0.1035**		-0.1478***
		(-2.25)		(-3.99)
<i>ROA_{it}</i>		0.6042***		0.2343*
		(3.70)		(1.75)
<i>RET_{it}</i>		13.1776***		11.8094***
		(9.22)		(10.03)
<i>TURN_{it}</i>		-0.0028		-0.0028
		(-0.41)		(-0.47)
<i>MB_{it}</i>		0.0255***		0.0202***
		(3.68)		(3.67)
<i>ABSACC_{it}</i>		0.0220		0.0104
		(0.80)		(0.46)
<i>SIGMA_{it}</i>		2.4142***		1.8108***
		(3.80)		(3.45)
<i>CON_{it}</i>	-0.0681	-0.6507***	-0.0421	-0.7301***
	(-1.34)	(-3.47)	(-1.01)	(-4.68)
<i>INDUS</i>	YES	YES	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES	YES
<i>A-R2</i>	0.109	0.110	0.138	0.139
<i>OBS</i>	14012	14012	14012	14012

(五)稳健性检验

1.内生性检验:工具变量法(IV)

本文的研究虽已控制部分影响公司股价崩盘的因素,但仍难免存在某些可能遗漏的影响变量。为解决遗漏变量内生性对研究结果的干扰,本文采用两阶段工具变量法对结果进行估计。一般而言,一个地区某行业的兼任董秘比例与该地区某公司董秘是否兼任公司高层职位是显著正相关的,而与当地具体公司的股价崩盘无直接联系。选择上市公司所在省-行业中兼任董秘比例的均值($JRBL_{i,t}$)作为工具变量,符合采用工具变量法估计的要求。

本文从WIND数据库获取各省各行业董秘兼任的相关数据,加入模型(4)进行两阶段最小二乘回归。表8列(1)汇报了第一阶段的回归结果,结果显示:工具变量($JRBL_{i,t}$)的回归系数显著为正,符合本文预期。列(2)、列(3)报告了第二阶段参数估计结果,兼任董秘的回归系数分别为0.1772和0.1056,通过1%水平的显著性检验,说明在考虑了可能存在的变量遗漏问题后,本文的结论依然成立,研究结果具有很好的稳健性。

表8 内生性检验(IV-2SLS)

变量	$JRDM_{it}$	$NCSKEW_{it+1}$	$DUVOL_{it+1}$
	(1)	(2)	(3)
$JRBL_{it}$	0.9337*** (67.66)		
$JRDM_{it}$		0.1772*** (4.67)	0.1056*** (3.42)
$NCSKEW_{it}$	0.0104* (1.93)	0.0703*** (6.20)	0.0483*** (5.25)
$SIZE_{it}$	-0.0236*** (-5.25)	0.0344*** (4.00)	0.0390*** (5.51)
LEV_{it}	-0.0821*** (-3.29)	-0.1004** (-2.15)	-0.1478*** (-3.96)
ROA_{it}	0.3209*** (3.61)	0.5263*** (3.13)	0.1787 (1.31)
RET_{it}	0.3076 (0.39)	14.3145*** (9.40)	12.6750*** (10.15)

<i>TURN_{it}</i>	-0.0018 (-0.39)	0.0004 (0.04)	-0.0021 (-0.26)
<i>MB_{it}</i>	-0.0021 (-0.62)	0.0264*** (3.72)	0.0206*** (3.70)
<i>ABSACC_{it}</i>	-0.0275 (-0.61)	0.0882 (0.95)	0.0565 (0.72)
<i>SIGMA_{it}</i>	0.8880*** (2.70)	2.2660*** (3.42)	1.7514*** (3.22)
<i>CON_{it}</i>	0.4528*** (4.39)	-0.8709*** (-4.37)	-0.8610*** (-5.25)
<i>INDUS</i>	YES	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES
<i>A-R2</i>	0.214	0.103	0.134
<i>OBS</i>	14012	14012	14012

2. 安慰剂检验(Placebo)

研究结果已经表明,兼任董秘所在上市公司的股价崩盘风险显著高于专任董秘所在公司。但是,这类公司股价的高崩盘风险是否真的由董秘兼任引起的?换言之,如果在所有上市公司中重新随机指定与原有样本数量相同的公司为兼任董秘公司,是否依旧可以发现兼任董秘与股价崩盘高度正相关呢?若结果依然存在,说明本文发现的兼任董秘只是“安慰剂”,对股价崩盘并没有实质性影响,反之,若结果不存在,说明本文研究样本中的兼任董秘对股价崩盘具有实质性影响。

为了检验上述猜想,本文按如下步骤进行安慰剂检验:①每个公司随机分配兼任董秘样本;②将随机赋值的兼任董秘代理变量($JRDM_PLACEBO_{it}$)与对应公司的股价崩盘代理指标 $SKEW_{i,t+1}$ 和 $DUVOL_{i,t+1}$ 进行回归。③重复步骤①和步骤②10000次。结果表明,回归系数 β_1 在10%水平上显著为正和显著为负的样本数共992次,占总重复抽样的9.92%,该比例接近10%,说明本文试验符合统计规律。本文主回归的t值为3.57,该结果在随机试验中属于小概率事件,说明本文构造的虚拟处理效应并不存在,表明实权高管兼任董秘的确增加了公司股价崩盘风险,从而再次验证了本文主要结论的稳健性。

3. Heckman两阶段检验

本文的研究剔除了金融保险行业的公司样本,势必会造成研究样本的自选择问题。为了控制因样本选择偏误带来的研究偏差,本文采用Heckman两阶段模型对结果进行矫正。参考王化成等(2015)的研究成果,本文在选择上文控制变量的基础上,进一步加入了第一大股东持股比例,以此构造Probit模型估计逆米尔斯比率(IMR);然后将逆米尔斯比率(IMR)代入模型(4),进行第二阶段回归,结果如表9列(1)和列(2)所示,本文的主要结论依旧成立。

4.更换股价崩盘指标

参考Hutton等(2009)的研究成果,本文选择 $CRASH_{i,t+1}$ 作为公司股价崩盘的衡量指标,以此验证本文研究结论的稳健性。如果年内某周的股价特定周收益率($W_{i,t}$)小于当年该股票特定周收益率均值3.09个标准差以上,则将该周定义为股价崩盘周。若公司当年至少经历了一个股价崩盘周(CRASH WEEK),赋值 $CRASH_{i,t+1}$ 为1,否则为0。表9列(3)汇报的回归结果显示, $JRDM_{i,t}$ 的回归系数显著为正,说明在更换了股价崩盘的代理指标后,本文研究结果依旧成立。

表9 稳健性检验

变量	$NCSKEW_{i,t+1}$	$DUVOL_{i,t+1}$	$CRASH_{i,t+1}$
	(1)	(2)	(3)
$JRDM_{i,t}$	0.0523*** (3.46)	0.0323*** (2.65)	0.0217*** (3.88)
$NCSKEW_{i,t}$	0.0206 (1.37)	0.0104 (0.87)	-0.0002 (-0.06)
$SIZE_{i,t}$	0.1088*** (5.94)	0.0957*** (6.62)	-0.0149*** (-5.15)
$LEV_{i,t}$	0.2959*** (3.01)	0.1538* (1.95)	0.0365** (2.02)
$ROA_{i,t}$	-0.0211 (-0.10)	-0.2421 (-1.42)	0.1403** (2.29)
$RET_{i,t}$	6.8445*** (3.50)	7.0312*** (4.44)	-0.2491 (-0.46)
$TURN_{i,t}$	-0.0063	-0.0056	0.0025

	(-0.92)	(-0.91)	(1.13)
<i>MB_{it}</i>	0.0301***	0.0236***	0.0016
	(4.33)	(4.31)	(0.59)
<i>ABSACC_{it}</i>	0.0661**	0.0436*	-0.0031
	(2.28)	(1.88)	(-0.28)
<i>SIGMA_{it}</i>	3.2265***	2.4102***	-1.2378***
	(4.95)	(4.43)	(-5.49)
<i>IMR_{it}</i>	-1.2501***	-0.9376***	
	(-4.71)	(-4.45)	
<i>CON_{it}</i>	-1.9158***	-1.6733***	0.3981
	(-6.26)	(-6.85)	(5.89)
<i>INDUS</i>	YES	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES
<i>A-R2</i>	0.110	0.139	0.050
<i>OBS</i>	14012	14012	14012

五、结论与建议

(一) 研究结论

本文通过对我国在沪深上市的A股公司2007-2015年期间14012个样本数据进行研究,得到结论如下:

(1)相比专职董秘所在公司,由实权高管兼任董秘的公司股价崩盘风险更高。理论上,兼任实权职务保障了董秘获取内部信息的权力,有助于提高披露信息的全面性、及时性,进而降低股价崩盘风险。但不可忽视的是,安排实权高管兼任董秘还会使得董秘与公司管理层的利益绑定更加紧密,隐藏不利信息的动机与能力更强。本文研究结果表明,兼任董秘使得个股崩盘风险不减反增,说明机制二发挥了主导作用。该结论在控制了内生性问题以后依旧成立。

(2)分别对国有企业和民营企业回归后发现,兼任董秘与企业股价崩盘风险的正相关关系仅存在于民营企业之中,该结论在一定程度上证实了“利益绑定—披露意愿”的作用途径;同时,本文以机构投资者持股比例和分析师关注度为标准进行分组研究,结果表明机构投资者持股比例高、受分析师广泛关注的上市

公司,其实权高管兼任董秘与公司股价崩盘的正相关关系不显著,说明有效的外部监督具有抑制管理层隐藏信息的作用。

(3)为进一步检验兼任董秘“个人利益-隐藏信息-股价崩盘”的作用路径,本文以董秘持股为个人利益的度量指标,构建交乘项加入模型进行回归后发现,兼任董秘持有公司股权后,进一步加大了公司股价的崩盘风险。究其原因,董秘持有公司股权使其个人利益与公司股价的联系更为紧密,当公司存在影响股价的负面信息时,董秘出于私利考虑将其隐藏,进而加剧了公司股价崩盘的风险。以上的检验验证了实权高管兼任董秘通过私利影响股价崩盘的作用机制。

(二)政策建议

当前学术界和资本市场监管层普遍认为,实权高管兼任董秘有助于提高上市公司的信息透明度,改善上市公司的治理水平。但本文从股价崩盘的视角,实证检验发现兼任董秘对资本市场具有负面影响,为资本市场决策层提供了至少两方面的参考:一是重新审视“兼任董秘”提高上市公司信息透明度的作用,以便决定该政策是否推行;二是制定有效规则限制兼任董秘因私利而滋生的败德行为。

如何从制度层面保障资本市场健康发展,削弱“兼任董秘”对上市公司股价崩盘的消极影响,成为资本市场管理者必须思考的问题。为此,本文提出三方面建议:①资本市场管理者应制定严格审查制度,对上市公司实权高层兼任董秘的动机进行深入调查;②逐步完善我国资本市场中的信息披露制度,加大立法保护投资者利益,从法律制度层面打击上市公司“内部人”私利行为;③加强上市公司外部监管手段,引导资本市场机构投资者、证券分析师使其成为提高上市公司治理水平的有效外部力量。

参考文献

- [1]曹丰、鲁冰、李争光、徐凯,2015,《机构投资者降低了股价崩盘风险吗?》,《会计研究》第11期,55-61。
- [2]高强和伍利娜,2008,《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》,《会计研究》第1期,47-54-96。
- [3]姜付秀、石贝贝、马云飙,2016,《信息发布者的财务经历与企业融资约束》,《经济研究》第6期,83-97。
- [4]江轩宇,2013,《税收征管、税收激进与股价崩盘风险》,《南开管理评论》第16期,152-160。
- [5]江轩宇,2015,《会计信息可比性与股价崩盘风险》,《投资研究》第12期,97-111。
- [6]李春涛、胡宏兵、谭亮,2013,《中国上市银行透明度研究——分析师盈利预测和市场同步性的证据》,《金融研究》第6期,118-132。
- [7]李维安和李汉军,2006,《股权结构、高管持股与公司绩效-来自民营上市公司的证据》,《南开管理评论》第5期,4-10。
- [8]李小荣和刘行,2012,《CEO vs CFO:性别与股价崩盘风险》,《世界经济》第12期,102-129。
- [9]梁权熙和曾海舰,2016,《独立董事制度改革、独立董事的独立性与股价崩盘风险》,《管理世界》第3期,144-159。
- [10]林长泉、毛新述、毛新述、刘凯璇,2016,《董秘性别与信息披露质量——来自沪深A股市场的经验证据》,《金融研究》第9期,193-206。
- [11]逯东、林高、黄莉、杨丹,2012,《“官员型”高管、公司业绩和非生产性支出——基于国有上市公司的经验证据》,《金融研究》第6期,139-153。
- [12]罗进辉和杜兴强,2014,《媒体报道、制度环境与股价崩盘风险》,《会计研究》第9期,53-59。
- [13]毛新述、王斌、林长泉、王楠,2013,《信息发布者与资本市场效率》,《经济研究》第10期,69-81。
- [14]潘越、戴亦一、林超群,2011,《信息不透明、分析师关注与个股暴跌风险》,《金融研究》第9期,138-151。
- [15]祁斌、黄明、陈卓思,2006,《机构投资者与股市波动性》,《金融研究》第9期,57-67。
- [16]盛军锋、邓勇、汤大杰,2008,《中国机构投资者的市场稳定性影响研究》,《金融研究》第9期,143-151。
- [17]孙光国和赵健宇,2014,《产权性质差异、管理层过度自信与会计稳健性》,《会计研究》第5期,52-58。
- [18]王化成、曹丰、叶康涛,2015,《监督还是掏空:大股东持股比例与股价崩盘风险》,《管理世界》第2期,45-57。

- [19]王韧, 2006,《浅析上市公司董事会秘书在公司规范治理中的起到的作用》, 中国证监会网站。
- [20]王咏梅和王亚平, 2011,《机构投资者如何影响市场的信息效率——来自中国的经验证据》,《金融研究》第10期, 112-126。
- [21]吴战箴和李晓龙, 2015,《内部人抛售、信息环境与股价崩盘》,《会计研究》第6期, 48-55。
- [22]谢雅璐, 2015,《制度变迁、股权再融资与股价崩盘风险》,《投资研究》第11期, 22-41。
- [23]许年行、江轩宇、伊志宏、徐信忠, 2012,《分析师利益冲突、乐观偏差与股价崩盘风险》,《经济研究》第7期, 127-140。
- [24]许年行、于上尧、伊志宏, 2013,《机构投资者羊群行为与股价崩盘风险》,《管理世界》, 第7期, 31-43。
- [25]叶康涛、曹丰、王化成, 2015,《内部控制信息披露能够降低股价崩盘风险吗》,《金融研究》第2期, 192-206。
- [26]翟光宇、武力超、唐大鹏, 2014,《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》,《经济评论》第2期, 127-138。
- [27]张馨艺、张海燕、夏冬林, 2012,《高管持股、择时披露与市场反应》,《会计研究》第6期, 56-62。
- [28]周开国、李涛、张燕, 2011,《董事会秘书与信息披露质量》,《金融研究》第7期, 167-181。
- [29]周铭山、林靖、许年行, 2016,《分析师跟踪与股价同步性——基于过度反应视角的证据》,《管理科学学报》第6期, 49-73。
- [30]An H. and T. Zhang, 2013, "Stock Price Synchronicity, Crash Risk, and Institutional Investors", *Journal of Corporate Finance*, 21, pp. 1-15.
- [31]DeFond M., M. Hung, M. Li, and Y Li, 2015, "Does Mandatory IFRS Adoption Affect Crash Risk?", *The Accounting Review*, 90(1), pp. 265-299.
- [32]Dimson E. and P. R. Marsh, 1979, "Modern Risk Measurement", *Managerial Finance*, 1(5), pp. 80-86.
- [33]Graham J. R., C. R. Harvey and S. Rajgopal, 2005, "The Economic Implications of Corporate Financial Reporting", *Journal of Accounting and Economics*, 40(1-3), pp. 3-73.
- [34]Hitt M. A. and B. B. Tyler, 1991, "Strategic Decision Models: Integrating Different Perspectives", *Strategic Management Journal*, 12(5), pp. 327-351.
- [35]Hutton A. P., A. J. Marcus and H. Tehranian, 2009, "Opaque Financial Reports, R2, and Crash Risk", *Journal of Financial Economics*, 94(1), pp. 67-86.
- [36]Jensen M. C. and W. H. Meckling, 1976, "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure", *Journal of Financial Economics*, 4(3), pp. 305-360.
- [37]Jin L. and S. C. Myers, 2006, "R2 around the World: New Theory and New Tests", *Journal of Financial Economics*, 79(2), pp. 257-292.
- [38]Kim J., Y. Li, and L. Zhang, 2011, "Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk: Firm-Level Analysis", *Journal of Financial Economics*, 100(3), pp. 639-662.
- [39]Kim J., Y. Li, and L. Zhang, 2011, "CFOs versus CEOs: Equity Incentives and Crashes", *Journal of Financial Economics*, 101(3), pp. 713-730.
- [40]Kim J., Z. Wang, and L. Zhang, 2016, "CEO Overconfidence and Stock Price Crash Risk", *Contemporary Accounting Research*, 33(4), pp. 1720-1749.
- [41]Kothari S. P., S. Shu, and P. D. Wysocki, 2009, "Do Managers Withhold Bad News?", *Journal of Accounting Research*, 47(1), pp. 241-276.
- [42]Lev B., 1992, "Information Disclosure Strategy", *California Management Review*, 34(4), pp.9-32.
- [43]Li E. X., K. Ramesh, M Shen, and J.S. Wu, 2015, "Do Analyst Stock Recommendations Piggyback on Recent Corporate News? An Analysis of Regular-Hour and After-Hours Revisions", *Journal of Accounting Research*, 53(4), pp. 821-861.
- [44]Mikhail M. B., B. R. Walther, and R H Willis, 2007, "When Security Analysts Talk, Who Listens?". *The Accounting Review*, 82(5), pp. 1227-1253.
- [45]Peltzman, S., 1976, "Toward a More General Theory of Regulation", *Journal of Law and Economics*, 19(2), pp. 211-240.
- [46]Piotroski J. D., and D. T. Roulstone, 2004, "The Influence of Analysts, Institutional Investors, and Insiders on the Incorporation of Market, Industry, and Firm-Specific Information into Stock Prices", *The Accounting Review*, 79(4), pp. 1119-1151.
- [47]Piotroski, J. D., T. J. Wong, and T Zhang, 2015, "Political Incentives to Suppress Negative Information: Evidence from Chi-

nese Listed Firms”, *Journal of Accounting Research*, 53(2), pp. 405-459.

Abstract: The non-equivalence between power and responsibility makes the Secretary of the Board in an awkward position. In order to reverse the situation, regulators required powerful executives in some listed companies serve concurrently as the Secretaries. We study the effectiveness of the rule from the perspective of crash risk. The results show that, compared with other firms, the crash risk of those whose powerful executive serve concurrently as the Secretary of the Board are higher. Further, the effect of dual Secretary of the Board only exists in companies of private owned and those with lower proportion of institutional investors and fewer analysts’ coverage. Through mechanism test, we find that the effect of dual Secretary of the Board on crash risk increases with the growth of shareholding ratio of the Secretary. Our paper expands relative research areas and provides empirical evidence for supervisors when making policies.

Key Words: Crash Risk; Powerful Executive; The Secretary of the Board