

媒体监督、管理防御与股价崩盘风险

袁春生, 赵云珠

(江西师范大学 财政金融学院, 江西 南昌 330022)

摘要: 运用2007—2018年中国A股上市公司的数据, 实证研究管理防御行为对股价崩盘风险的影响, 以及媒体监督在其中的作用。研究表明: 经理人管理防御行为会加剧公司股价崩盘风险; 进一步区分产权性质后发现, 在国有企业中, 管理防御对股价崩盘风险的正向影响更为显著; 媒体监督较强时, 管理防御与股价崩盘风险的正向关系较弱, 即媒体监督能够抑制管理防御与股价崩盘风险的正向关系, 且此治理作用在国有企业更为显著。研究还发现, 媒体监督在管理防御行为与股价崩盘风险关系中的中介效应并不明显。

关键词: 媒体监督; 管理防御; 股价崩盘风险; 公司治理

中图分类号: F832.51 **文献标识码:** A **文章编号:** 2095-0098(2021)04-0017-13

一、引言

股价崩盘严重影响着投资者的财富与证券市场发展, 是诱发经济危机的一枚“催化剂”(Chen et al., 2001; 许年行等, 2013)^[1-2]。近年来, 上市公司股价崩盘事件屡屡发生。2019年3月, 融360被媒体曝光收取高额“砍头息”和逾期费用后, 其在美国纽约上市的旗下公司股价瞬间崩盘, 一度下跌超过15%。派生科技公司实控人及其董事长等人因涉嫌非法吸收公司存款被公安机关采取强制措施, 导致公司股票自2019年4月复牌后, 遭遇连续9个跌停。股价崩盘会引发投资者恐慌和资本市场紊乱, 如何有效降低股价崩盘风险是现代上市公司所共同面临的一个难题, 受到了学术界的关注和讨论。许多文献从挖掘股价崩盘风险的形成原因出发, 来探究抑制股价崩盘风险的治理途径。

目前多数学者从管理层视角进行研究, 在信息不对称观点上达成了一致, 即管理层出于增加自身薪酬、稳固职位等个人私利的考虑, 会有意隐藏公司负面消息, 由此产生的信息不对称会使得公司股票市场价格被高估, 并产生泡沫, 当坏消息逐渐堆积到一定程度后突然集中释放时, 泡沫破灭, 就会导致公司股价骤跌(Jin & Myers, 2006; Kim et al., 2011; 权小锋等, 2015)^[3-5]。因此, 就起因而言, 公司股价崩盘风险与管理层行为密切相关。代理理论认为, 公司管理者面临着来自公司内外的压力和约束, 存在追求在职消费等非货币性收益(Yermack, 2004)^[6]、通过构建帝国等防御行为稳固职位的诉求(Shleifer and Vishny, 1989)^[7]。行为财务学认为, 当公司信息透明度较差时, 管理防御动机使得管理者倾向于隐瞒净现值为负等不利投资项目, 而这些项目造成的损失最终将反映到公司股价上(Bleck & Liu, 2007)^[8]。因此, 从管理防御角度来看, 如果能够约束管理层隐瞒负面消息的防御行为, 将有助于降低公司股价崩盘风险。

近年来, 媒体监督的治理作用已成为公司治理领域的研究热点。媒体报道能促进企业的信息披露, 提高公司信息透明度(何帅, 2016)^[9], 是一种重要的治理机制(Dyck & Zingales, 2004)^[10]。然而, 目前从管理防

收稿日期: 2020-03-08

基金项目: 国家自然科学基金项目“民营上市公司外聘高管的代理成本与激励机制效果: 基于经理人市场视角”(71262025)

作者简介: 袁春生(1973-), 男, 江西吉水人, 博士, 教授, 研究方向为公司治理。

御角度研究股价崩盘问题的文献研究较少,这为本文提供了研究契机。若能从管理防御角度,找到管理者行为对股价崩盘风险的影响机制,并进一步研究不同媒体监督强度下经理人的管理防御行为与股价崩盘风险之间的关系,将有助于拓展和丰富股价崩盘和公司治理等相关领域的研究。

基于上述考虑,运用 2007—2018 年中国 A 股上市公司数据,研究经理人的管理防御行为对公司股价崩盘风险的影响,同时区分国有企业与民营企业,对比研究此影响在不同产权性质企业的差异。与此同时,进一步研究媒体监督在管理防御行为与公司股价崩盘风险关系中的作用,以揭示媒体监督在其中的治理效应。研究结果发现:经理人的管理防御行为显著加大了公司股价崩盘风险,且此影响在国有企业中更为明显;当媒体监督强度较大时,管理防御行为与公司股价崩盘风险的正相关关系较弱,且媒体监督的此治理作用在国有企业中更为显著,这表明媒体监督能够有效地降低经理人的管理防御行为所引致的公司股价崩盘风险。本文的研究还发现,媒体监督在管理防御行为与股价崩盘风险关系中的中介效应并不明显。

本研究的主要贡献在于:首先,不同于现有文献聚焦于研究宏观市场环境对股价崩盘风险的影响,本文从微观企业视角出发,研究公司高管的个人行为特征对公司股价崩盘风险的影响,丰富和拓展了管理防御理论和股价崩盘领域的研究。其次,随着互联网的发展,媒介传播的速度不断被刷新,媒体监督作为一种新的治理机制,成为公司治理领域新的热点议题之一,而结合中国制度背景来研究媒体对股价崩盘风险影响的文献比较匮乏。本文研究媒体监督、管理防御行为与公司股价崩盘风险三者之间的关系,并进一步对比研究了此关系在不同产权性质企业之间存在的差异。此研究有助于补充媒体监督对公司股价崩盘风险的治理效果,拓宽了媒体监督在公司治理领域的研究视角,为充分发挥媒体的治理作用提供参考和理论依据。

二、理论分析和研究假设

(一) 管理防御与股价崩盘风险

根据委托代理理论,掌握经营管理权的代理人与掌握所有权的委托人之间存在着信息不对称现象,管理者比股东掌握更多的信息资源(Jensen & Meckling, 1976)^[11],这为管理者谋取自身利益最大化提供了便利。在双方信息不对称和利益冲突的情况下,设置合理有效的契约和激励机制是缓解委托代理问题的关键(Shelfier & Vishny, 1997)^[12]。在现代企业的经营管理中,股东经常使用股权激励、薪酬激励等激励机制将管理层利益与股东利益紧密联系起来,并利用相应约束机制,如职位更换、增加独董比例等措施,对管理者进行约束。面对来自企业内外部的压力与威胁,管理者会存在对职位巩固和自身利益最大化的管理防御动机,并进一步转化为诸如提升在职消费、巩固职位、建立“经理帝国”等管理防御行为(吴建祥和李秉祥, 2013; 杨志强等, 2016)^[13-14]。

管理者防御行为会对公司股价特别是其崩盘风险产生影响,但现有研究相对鲜见。本文认为,管理者防御行为将会显著增加公司股价的崩盘风险。其中原因在于:其一,管理者防御行为将导致公司信息透明度降低。管理者的管理防御动机越强,即使管理者发现所投资的项目是低效益或者无效益时,大部分管理者仍会选择继续投资,并隐瞒投资项目的负面消息(Jin & Myers, 2006)^[3],以便于其管理防御行为的实施。其二,大量负面信息的隐藏将加剧公司股价崩盘风险。公司股价崩盘风险形成的主要原因之一是信息不对称。外部投资者在股票投资决策时无法获得所需全部信息,对公司股价高低的合理性难以作出全面、理性的判断。当大量负面信息被隐藏时,公司信息透明度越低,公司股价就很可能被高估(Ball, 2012)^[15]。而不利消息的隐瞒具有一定成本(Kothari, 2009)^[16],当隐瞒信息的成本超过承受的限度,负面消息就难以被继续隐藏而集中释放,从而容易导致股价暴跌(Bleck & Liu, 2007)^[8]。因此,管理者隐瞒不利消息的管理防御行为会加剧公司管理层与市场投资者之间的信息不对称问题,使得投资者股票投资时难以作出准确判断,导致股票市场价格无法及时反映公司真实情况,将会远高于其内在价值,从而导致其股价崩盘风险显著提高。

经理人管理防御程度会受到企业产权性质的影响,这可能导致管理防御行为与股价崩盘风险的关系在不同性质企业之间存在较大异质性。国有企业高管通常由政府任免,而较少采用市场化方式选择,国有企业非经济目标和其管理层非市场化的任免,会削弱管理层薪酬激励的效果(袁春生等, 2020)^[17],国企的内部治

理机制较为薄弱,代理问题更为突出。此外,与国外成熟市场相比,中国股票市场成立时间较短,虽然有相关法律法规的规范和有关部门的严格监管,但仍然存在一定缺陷,比如公司控制权市场、产品市场竞争等外部治理机制尚不成熟,国有企业面临的产品市场竞争和控制权市场接管的威胁相对较低。上述原因导致国企高管更少受到内外部治理机制的约束,其管理防御程度相对较高。为稳固职位,国有企业经理人更可能通过操纵会计信息的生成和披露来掩盖其机会主义行为,从而引发更高的股价崩盘风险。

而在民营企业,其经理人大多是由创始人或家族成员担任,公司的两权分离程度相对较低,其所有者基于利润最大化考虑,对管理层进行监督的动机更强,经理人出现机会主义行为的可能性更小。其次,民营企业所处行业竞争激烈,市场化程度较高,因业绩不佳而被并购或接管的可能性更大。因此,民营企业经理人从事管理层防御的动机较低,隐藏不利信息的可能性较小。另外,民营企业也面临较大的融资约束(余明桂和潘红波,2008)^[18],为降低融资成本,经理人会尽量提高信息披露质量,信息不对称问题能得到一定程度的缓解,这有利于降低经理人管理防御行为对股价崩盘风险的影响。综上,提出假设 H1:

H1: 经理人的管理防御行为会加大公司股价崩盘风险;与民营企业相比,经理人管理防御行为加大公司股价崩盘风险的程度在国有企业可能更为显著。

(二) 管理防御、媒体监督与股价崩盘风险

随着现代信息传播技术的飞速发展,新闻媒体发挥着越来越重要的信息传播和舆论引导作用。媒体在公司治理方面所发挥的积极作用也受到了学术界高度关注。McCombs & Shaw(1972)^[19]针对媒体的治理效果提出了著名的“议程设置”理论,即媒体报道会产生“盯住效应”,使得被媒体报道的公司成为社会舆论关注的焦点。通过对某些公司的丑闻及不正当行为的曝光,媒体能够发挥一定的监督职能(Core et al., 2007)^[20],因此学术界普遍将媒体监督视为一种法制外重要的替代治理机制(Dyck & Zingales, 2004)^[10]。已有研究发现,媒体监督在揭露会计舞弊、改善信息不对称、影响资本市场定价等方面均具有显著的治理作用(Miller, 2006; 于忠泊等, 2011; 郑志刚等, 2011)^[21-23]。

媒体通常并不拥有公司所有权和控制权,因此,媒体监督并不能够直接影响公司治理,其所发挥的治理功能需借助中间力量(杨德明和赵璨, 2012)^[24]。国外一些研究表明,媒体监督能够通过经理人声誉机制起到约束经理人行为的效果(Dyck et al., 2008)^[25]。由于担心媒体的负面曝光可能会对公司及个人的声誉造成破坏,影响自身在股东中的形象和社交关系,管理者会端正自己的行为,其机会主义行为会受到约束。

但在我国,由于经理人市场还不够成熟,公司管理层受市场声誉的冲击较小,媒体监督较难通过声誉机制发挥治理作用(李培功和沈艺峰, 2010)^[26]。目前我国媒体监督发挥的治理作用主要以行政介入机制为主(杨德明和赵璨, 2012)^[24]。通过曝光企业的违规行为,媒体能够把不对称的信息适当地传递给相关部门,从而提高行政部门对违规企业调查的可能性,提高违规企业的行政成本,这在一定程度上也可降低证券市场的信息不对称程度。此外,媒体可以引发更高级别行政机构的介入,从而确保行政治理机制不会因为某一行政层级的腐败而失去效力(李培功和沈艺峰, 2010)^[26]。媒体通过对信息的收集、处理和扩散,将公司治理中存在的问题暴露在利益相关者面前,使得公司会计信息透明度提高(张俊民和张晓, 2017)^[27],有助于缓解投资者与公司之间存在的信息不对称问题,使投资者能够制定更为合理的投资决策,进而股价被高估的概率将极大减少,公司股价崩盘风险将得以控制。

另外,媒体监督在国有企业和民营企业呈现出不同的治理特征。国企经理人一般都具有相应行政级别,一旦其不法行为被媒体报道而引发行政介入,会导致其未来政治前途受损,还可能使其受到党纪或行政处罚(杨亚达和徐虹, 2004)^[28]。因此,媒体负面报道引发的行政介入对国有企业经理人影响更大。此外,由于国有企业经理人具有“控制权收益损失的不可补偿性”的特点(张维迎, 1998)^[29],国企经理人离职意味着私有收益的损失,其面临更多来自政府行政部门对其职位调动的压力。因此,媒体监督更能通过引发行政介入促使企业提高会计信息透明度,从而更可能降低公司股价崩盘风险。而民营企业的市场化程度较高,行政机构介入的程度相对有限。因此,媒体监督通过行政介入所发挥的治理作用在民营企业中效果有限。

由上述分析可以预期,当媒体监督较充分时,证券市场信息不对称性程度得以缓和、其引发行政机构介

入也可以提升公司信息透明度,此时公司管理层防御行为导致的公司股价崩盘风险相对较低。而且,由于国有企业管理层面临更多的媒体监督所带来的行政介入,媒体监督的治理作用在国有企业更为显著。因此,提出假设 H2:

H2: 当媒体监督较强时,管理防御行为引发的公司股价崩盘风险相对较低;与民营企业相比,媒体监督的此治理作用在国有企业中更加显著。

三、研究设计

(一) 研究样本与数据来源

选择沪深两市 A 股上市公司为研究样本,考虑到 2007 年我国上市公司开始执行新会计准则,因此,样本期间为 2007—2018 年。在此基础上对研究样本进行了如下处理:由于金融类上市公司的特殊性,剔除金融行业的公司样本;剔除 ST 公司样本;剔除数据缺失的样本;对解释变量和被解释变量在 1% 水平上进行了 Winsorize 缩尾处理。经过上述筛选,最后得到了 10800 个上市公司样本。

媒体监督的相关数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS)。经理管理防御的数据参照黄国良等(2010)^[30]的做法手工整理而得。股价崩盘风险的变量参照许年行等(2013)^[2]的做法,采用负收益偏态系数和收益率上下波动比率两个变量进行度量。其他财务数据均来自 CSMAR 上市公司数据库。实证分析运用的数据处理软件为 stata14。

(二) 主要变量定义

1. 媒体监督的计量。目前我国媒体主要包括网络、电视、报纸、广播和杂志。其中,由于电视、广播和杂志的数据收集较为困难,主要选取了报刊和互联网作为数据收集对象,并借鉴杨德明和赵璨(2012)^[24]以及 Core et al.(2007)^[20]等研究的做法,在 CNDRS 数据库中分别搜集报纸媒体和网络媒体对各家公司的负面报道次数,对媒体负面报道次数加 1 后进行对数化处理,作为报刊媒体监督(PMM)和网络媒体监督(IMM)的代理变量,然后合并生成媒体监督(MC)的代理变量。

2. 管理防御程度的计量。借鉴黄国良等(2010)^[30]的做法,选择总经理的年龄、任期、最高学历、是否两职合一以及是否持股这五个较重要的变量,并对各变量做等权平均处理后,得到经理管理防御指数(MEI = (Age + Term + Edu + Dua + Share) / 5),以衡量公司管理层的管理防御程度。各变量的具体构建如表 1 所示。

表 1 管理防御程度的构成变量

变量名称	变量定义及说明	参考文献
总经理年龄(Age)	总经理年龄为 50 岁及以上者,赋值为 1,否则为 0	Eaton 和 Rosen,1983 ^[31]
总经理任期(Term)	总经理的任期高于样本中位值时取 1,反之取 0	张俊民和张晓,2017 ^[27]
总经理最高学历(Edu)	总经理最高学历低于大学本科的,赋值为 1,否则赋值为 0	Donaldson,1997 ^[32]
两职合一(Dua)	董事长兼任总经理的,赋值为 1,否则赋值为 0	李秉祥等,2013 ^[33]
总经理持股(Share)	总经理持有公司股份的,赋值为 1,否则赋值为 0	黄国良等,2010 ^[30]

3. 股价崩盘风险的计量。借鉴 Chen 等(2001)^[1]、许年行等(2013)^[2]的方法,采用负收益偏态系数(NCSKEW)和收益率上下波动比率(DUVOL)两个变量对股价崩盘风险(Crashrisk_{i,t+1})进行度量。具体做法如下:首先,按照式(1)对股票 i 每年度的周收益率数据进行回归分析:

$$R_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 R_{m,t-2} + \alpha_2 R_{m,t-1} + \alpha_3 R_{m,t} + \alpha_4 R_{m,t+1} + \alpha_5 R_{m,t+2} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $R_{i,t}$ 为股票 i 在第 t 周的收益率, $R_{m,t}$ 为 A 股所有股票在第 t 周通过流通市值加权的平均收益率。为了调整股票非同步性交易的影响,式(1)中还控制了市场组合收益率的两期滞后项和两期超前项。股票 i 在第 t 周的特质收益率为:

$$W_{i,t} = \ln(1 + \varepsilon_{i,t}) \quad (2)$$

其中, $\varepsilon_{i,t}$ 为模型式(1)回归的残差项。

其次,基于周特质收益率($W_{i,t}$)构建衡量股价崩盘风险的两个指标,即负收益偏态系数(NCSKEW)和收益率上下波动比率(DUVOL)。NCSKEW的计算方法如式(3)所示。其中, n 为股票 i 在第 t 年的交易周数。NCSKEW的数值越大,意味着负收益偏态系数越大,股价崩盘风险越高。

$$NCSKEW_{i,t} = - \frac{[n(n-1)^{\frac{3}{2}} \sum W_{i,t}^3]}{[(n-1)(n-2)(\sum W_{i,t}^2)^{\frac{3}{2}}]} \quad (3)$$

DUVOL的计算方法如式(4)所示。对于每个公司、年度,首先定义特质收益率小于均值的周为下跌周,特质收益率高于均值的周为上涨周。然后分别计算出下跌周和上涨周特质收益率的标准差,得出下跌波动率和上涨波动率。最后,以下跌波动率除以上涨波动率并取自然对数,即得到每一个公司年度样本的DUVOL指标。

其中, n_u 和 n_d 分别表示股票 i 的周特质收益率 $W_{i,t}$ 高于和低于其当年平均收益率的周数。DUVOL的数值大小反映了股票收益率分布左偏的程度,数值越大,说明股票收益率左偏的程度越大,股价崩盘风险越高。

$$DUVOL_{i,t} = \log - \frac{[(n_u - 1) \sum_{down} W_{i,t}^2]}{[(n_d - 1) \sum_{up} W_{i,t}^2]} \quad (4)$$

(三) 模型构建

为了验证H1和H2,我们对全样本、国有企业样本和民营企业样本分别运行如下的OLS模型(5)和模型(6):

$$Crashrisk_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 MEI_{i,t} + \alpha_2 Ret_{i,t} + \alpha_3 Sigma_{i,t} + \alpha_4 Roa_{i,t} + \alpha_5 Size_{i,t} + \alpha_6 Lev_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$Crashrisk_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 MEI_{i,t} + \alpha_2 MC_{i,t} + \alpha_3 MEI_{i,t} \times MC_{i,t} + \alpha_4 Ret_{i,t} + \alpha_5 Sigma_{i,t} + \alpha_6 Roa_{i,t} + \alpha_7 Size_{i,t} + \alpha_8 Lev_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

回归模型(5)和(6)的因变量为股价崩盘风险($Crashrisk_{i,t+1}$),分别用股票下一年度的负收益偏态系数($NCSKEW_{i,t+1}$)和收益上下波动比率($DUVOL_{i,t+1}$)来衡量,解释变量为管理防御指数(MEI)和媒体监督(MC)。模型(6)中,加入了管理防御指数和媒体监督的交互项,以检验媒体监督能否显著抑制了经理管理防御对股价崩盘风险的正向影响。根据研究假设,预计MEI的回归系数显著为正,MC的回归系数显著为负,交互项 $MEI \times MC$ 的回归系数显著为负。模型中变量的定义如表2所示。

表2 变量定义表

变量名称	变量符号	变量定义
股价崩盘风险	Crashrisk	NCSKEW 或 DUVOL
负收益偏态系数	NCSKEW	负收益偏态系数,表示崩盘风险的大小,具体计算参见公式(3),该值越大,股价崩盘风险越大
收益率上下波动比率	DUVOL	收益上下波动比率,表示崩盘风险的大小,具体计算参见公式(4),该值越大,股价崩盘风险越大
管理防御指数	MEI	(Age + Term + Edu + Dua + Share) / 5
总经理年龄	Age	总经理年龄为 50 岁及以上,赋值为 1,否则为 0
总经理任期	Term	总经理的任期高于样本中位值时取 1,反之取 0
总经理最高学历	Edu	总经理最高学历低于大学本科,赋值为 1,否则赋值为 0
两职合一	Dua	董事长兼任总经理,赋值为 1,否则赋值为 0
总经理持股	Share	总经理持有公司股份,赋值为 1,否则赋值为 0
媒体监督	MC	PMM + IMM
报纸媒体监督	PMM	报纸媒体负面报道次数加 1 后取自然对数
网络媒体监督	IMM	网络媒体负面报道次数加 1 后取自然对数
平均收益率	Ret	股票 i 在第 t 年的平均周特质收益率

变量名称	变量符号	变量定义
收益波动率	Sigma	股票 i 在第 t 年的收益波动, 为股票 i 在第 t 年周特质收益率的标准差
资产报酬率	Roa	t 年总资产报酬率, 等于净利润除以年末总资产
公司规模	Size	公司当年期末总资产的自然对数
资产负债率	Lev	公司当年期末负债余额 / 公司当年期末总资产

四、实证研究结果

(一) 描述性统计

表 3 和表 4 分别为全样本和分样本的描述性统计结果。其中, 衡量股价崩盘风险的两个变量 NCSKEW 和 DUVOL 的均值分别为 -0.304 和 -0.209, 标准差为 0.669 和 0.459, 两变量的标准差数值较大, 表明我国上市公司的股价崩盘风险程度不一, 不同企业存在较大差异。而管理防御指数 (MEI) 的全样本均值 (0.450) 大于其中位数 (0.400), 这说明一些样本公司中管理层防御程度偏高, 代理问题较为突出。

表 3 全样本描述性统计

变量	观测值	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
NCSKEW	10080	-0.304	-0.256	0.669	-2.876	2.010
DUVOL	10080	-0.209	-0.205	0.459	-1.642	1.152
MEI	10080	0.450	0.400	0.218	0	1
MC	10080	6.006	5.886	2.167	0.693	13.07
Ret	10080	0.0022	0.0009	0.0112	-0.0293	0.0463
Sigma	10080	0.0649	0.0596	0.0247	0.0182	0.186
Roa	10080	0.0554	0.0496	0.0651	-0.259	0.317
Size	10080	22.21	22.11	1.304	18.83	26.19
Lev	10080	0.504	0.507	0.207	0.0559	1.513

表 4 的分样本描述性统计结果显示, 在国有企业样本中, MEI 的均值为 0.475, 大于民营企业样本的 MEI 均值 (0.436), 这表明, 与民营企业相比, 国有企业存在更加严重的管理防御行为, 此结果与理论分析一致。此外, 国有企业和民营企业受到的媒体负面报道的程度有所差异。国有企业样本中媒体监督变量 MC 的均值和中位数均高于民营企业样本, 这表明国有企业受媒体负面报道的程度更深。

表 4 分样本描述性统计

变量	国有样本 (N = 6524)			非国有样本 (N = 3556)		
	均值	中位数	标准差	均值	中位数	标准差
NCSKEW	-0.327	-0.281	0.660	-0.258	-0.210	0.682
DUVOL	-0.225	-0.219	0.454	-0.176	-0.166	0.466
MEI	0.475	0.400	0.236	0.436	0.400	0.207
MC	6.073	5.951	2.202	5.878	5.753	2.108
Ret	0.002	0.001	0.011	0.003	0.001	0.012
Sigma	0.064	0.059	0.024	0.066	0.060	0.025
Roa	0.051	0.047	0.061	0.0648	0.0565	0.0718
Size	22.43	22.28	1.297	21.82	21.80	1.222
Lev	0.526	0.535	0.201	0.463	0.462	0.212

(二) 相关性分析

变量相关性分析结果如表 5 所示, 其中左下方为主要变量的 Pearson 相关性检验结果, 右上方为主要变量的 Spearman 相关性检验结果。结果显示, 股价崩盘风险指标 (NCSKEW、DUVOL) 与管理防御指数 (MEI) 在 1% 水平上显著正相关, 这表明企业管理防御行为加剧了股价崩盘风险, 这与假设 H1 的推论一致。股价崩盘风险 (NCSKEW、DUVOL) 与媒体监督变量 (MC) 在 1% 水平上显著负相关, 这表明媒体监督起到了缓解

企业股价崩盘风险的作用,这与假设 H2 的推论一致。企业股价崩盘风险还与 Ret、Sigma、Roa、Size、Lev 存在显著的相关性。另外,从自变量的相关系数看,各变量相关系数的绝对值基本远小于 0.8,表明模型中不存在多重共线性问题。

表5 变量相关性检验

	NCSKEW	DUVOL	MEI	MC	Ret	Sigma	Roa	Size	Lev
NCSKEW		0.8803***	0.0297**	-0.0433***	-0.0108	0.0431***	0.0216**	-0.1053***	-0.0297***
DUVOL	0.8733***		0.0292**	-0.0497***	0.0096	0.0393***	0.0088	-0.1102***	-0.0320***
MEI	0.0296***	0.0288***		0.0306***	-0.0023	-0.0542***	0.0728***	0.0914***	-0.0453***
MC	-0.0389***	-0.0489***	0.0346***		0.1240***	-0.0524***	0.0743***	0.3960***	0.1618***
Ret	0.0014	0.0244**	-0.0048	0.0944***		0.2215***	0.0760***	-0.0658***	-0.0050
Sigma	0.0289***	0.0271***	-0.0477***	-0.0392***	0.2563***		-0.1087***	-0.25459***	0.0265***
Roa	0.0202**	0.0092	0.0776***	0.0929***	0.0683***	-0.1210***		0.1043***	-0.2647***
Size	-0.1111***	-0.1158***	0.0938***	0.4197***	-0.0777***	-0.2226***	0.1073***		0.3513***
Lev	-0.0213**	-0.0234**	-0.0624***	0.1450***	-0.0018	0.0328***	-0.3030***	0.3090***	

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著(下同)。

(三) 回归结果

1. 管理防御行为对股价崩盘风险的影响。本文运用模型(5) 分别采用全样本、国有企业样本、非国有企业样本进行回归分析,结果如表 6 所示。表 6Panel A 和 Panel B 分别是因变量为负收益偏态系数(NCSKEW)和收益率上下波动比率(DUVOL) 的回归结果。从 Panel A 和 Panel B 中全样本回归结果看,管理防御程度(MEI) 与企业股价崩盘风险(NCSKEW、DUVOL) 均在 1% 的水平上显著正相关,说明企业经理的管理防御行为会加剧股价崩盘风险。在 Panel A 和 Panel B 国有企业分样本回归结果中,管理防御程度(MEI) 与企业股价崩盘风险(NCSKEW & DUVOL) 分别在 5% 和 1% 的水平上显著正相关。而在 Panel A 民营企业分样本回归结果中,管理防御程度(MEI) 与企业股价崩盘风险(NCSKEW) 相关性不显著,在 Panel B 民营企业分样本回归结果中,管理防御程度(MEI) 与企业股价崩盘风险(DUVOL) 虽然在 10% 的水平上显著正相关,但相关性小于国有企业样本。结果表明,与民营企业相比,国有企业的管理防御行为更显著地加剧了企业股价崩盘风险。上述结果与假设 H1 完全相符。

表6 假设 H1 回归结果

自变量	Panel A 因变量: NCSKEW			Panel B 因变量: DUVOL		
	全样本	国有企业	民营企业	全样本	国有企业	民营企业
截距项	0.977*** (6.177)	1.001*** (5.180)	0.905*** (3.077)	0.726*** (6.753)	0.692*** (5.216)	0.820*** (4.132)
MEI	0.116*** (3.812)	0.079** (2.120)	0.061 (1.364)	0.075*** (3.585)	0.094*** (2.797)	0.052* (1.932)
Ret	3.773*** (3.317)	5.366*** (2.962)	2.603* (1.771)	3.348*** (4.298)	3.007*** (2.930)	3.795*** (3.105)
Sigma	-1.778*** (-3.629)	-1.988*** (-3.245)	-1.304 (-1.606)	-1.276*** (-3.872)	-1.592*** (-3.833)	-0.770 (-1.426)
Roa	0.272** (2.355)	0.231* (1.719)	0.494*** (2.650)	0.122 (1.552)	-0.052 (-0.511)	0.367*** (2.955)
Size	-0.048*** (-7.430)	-0.047*** (-6.291)	-0.038*** (-3.525)	-0.037*** (-8.413)	-0.035*** (-6.464)	-0.042*** (-5.041)
Lev	0.093** (2.358)	0.068 (1.518)	0.085 (1.494)	0.069*** (2.589)	0.068** (2.041)	0.069 (1.565)
Industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制
adj. R ²	0.070	0.077	0.049	0.068	0.071	0.059
N	10080	6524	3556	10080	6524	3556

2. 媒体监督对管理防御行为与股价崩盘风险关系的影响。运用设定的模型(6) 分别在全样本、国有企业样本、非国有企业样本中进行回归检验,回归结果如表7所示。Panel A 和 Panel B 分别是因变量为负收益偏态系数(NCSKEW) 和收益率上下波动比率(DUVOL) 的回归结果。表7显示,企业管理防御程度(MEI) 在6个回归中都与公司股价崩盘风险正相关。而且在国有企业分样本回归结果中,企业管理防御程度(MEI) 回归系数都比以民营企业为样本的回归结果更显著。结果说明,经理人的管理防御行为会加大公司股价崩盘风险,而且同民营企业相比,经理人管理防御行为加大公司股价崩盘风险的程度在国有企业更为显著。结果再一次支持本文假设H1。

从 Panel A 和 Panel B 中全样本回归结果看,企业管理防御程度(MEI) 与媒体监督(MC) 的交叉项分别在5% 和10% 的水平上与企业股价崩盘风险显著负相关。MEI的回归系数为正,而MEI和MC交叉项的回归系数为负,这说明在媒体监督较强的上市公司,其管理防御行为与股价崩盘风险之间的正相关关系相对较弱,媒体监督可削弱管理防御行为引发的股价崩盘风险。

表7 假设2 回归结果

自变量	Panel A 因变量: NCSKEW			Panel B 因变量: DUVOL		
	全样本	国有企业	民营企业	全样本	国有企业	民营企业
截距项	1.055*** (6.035)	1.080*** (5.001)	0.939*** (2.967)	0.616*** (5.118)	0.527*** (3.534)	0.753*** (3.426)
MEI	0.183*** (3.943)	0.182*** (3.044)	0.155** (2.032)	0.096*** (3.003)	0.085** (2.042)	0.089* (1.720)
MC	-0.505** (-2.566)	-0.683* (-1.938)	-0.269* (-1.872)	-0.389* (-1.967)	-0.689** (-2.397)	-0.244* (-1.743)
MEI × MC	-1.971** (-2.022)	-0.784** (-2.103)	-0.518* (-1.675)	-1.059* (-1.790)	-0.616** (-2.226)	-0.456** (-2.003)
Ret	3.773*** (3.317)	5.366*** (2.962)	2.603* (1.771)	3.353*** (4.305)	3.004*** (2.927)	3.819*** (3.127)
Sigma	-1.879*** (-3.790)	-2.044*** (-3.289)	-1.467* (-1.791)	-1.565*** (-3.726)	-0.844 (-1.544)	-1.565*** (-3.726)
Roa	0.263** (2.265)	0.231* (1.719)	0.494*** (2.650)	-0.049 (-0.479)	0.360*** (2.895)	-0.147 (-0.398)
Size	-0.052*** (-7.258)	-0.047*** (-6.291)	-0.038*** (-3.525)	-0.034*** (-5.490)	-0.043*** (-5.026)	-0.034*** (-5.490)
Lev	0.081** (2.208)	0.063 (1.486)	0.097 (1.304)	0.054** (1.897)	0.046 (1.508)	0.057** (2.182)
Industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制
adj. R ²	0.066	0.073	0.048	0.063	0.068	0.048
N	10080	6524	3556	10080	6524	3556

在 Panel A 和 Panel B 国有企业分样本回归结果中,企业管理防御程度(MEI) 与媒体监督(MC) 的交叉项均在5% 的水平上与企业股价崩盘风险显著负相关。而在 Panel A 民营企业分样本回归结果中,MEI 和 MC 交叉项回归系数在10% 的水平显著负相关,回归系统绝对值及其显著性小于国有企业样本。在 Panel B 民营企业分样本回归结果中,MEI 和 MC 交叉项回归系数在5% 的水平显著负相关,显著性水平虽与国有企业相同,但其系数的绝对值小于国有企业样本。上述结果说明,媒体监督对管理防御行为引致股价崩盘风险的抑制作用在国有企业样本中更为显著。此结果验证了假设H2。

(四) 稳健性检验

为检验研究结果的可靠性,还从以下几方面进行了稳健性检验:

其一,借鉴谢德仁等(2016)^[34] 的做法,将被解释变量股价崩盘风险(NCSKEW & DUVOL) 替换成虚拟变量Crash,重新对模型(5) 和模型(6) 进行回归分析。Crash的计算见式(7),当股票*i*在*t*年中存在一周满足不等式时,Crash取值为1,表示该股票发生了崩盘事件,否则为0。其中, $\sigma_{i,t}$ 为该股票*i*第*t*年周特质收益率的标准差,3.09个标准差对应于正态分布概率小于1% 的区域。

$$Crash_{i,t} = 1 [\exists t, W_{i,t} \leq Average(W_{i,t}) - 3.09\sigma_{i,t}] \quad (7)$$

表8 替换变量后重新回归的结果

自变量	Panel A: 模型(5), 因变量: Crash			Panel B: 模型(6), 因变量: Crash		
	全样本	国有企业	民营企业	全样本	国有企业	民营企业
截距项	0.476*** (6.666)	0.606*** (4.632)	0.383*** (4.515)	0.493*** (6.329)	0.390*** (4.047)	0.630*** (4.410)
MEI	0.048*** (2.828)	0.052** (2.409)	0.043 (1.528)	0.097*** (2.779)	0.106** (2.385)	0.094 (1.631)
MC				-0.005* (-1.837)	-0.007* (-1.943)	-0.004 (-0.785)
MEI × MC				-0.019*** (-3.426)	-0.021*** (-3.034)	-0.016* (-1.709)
Ret	0.687 (1.319)	0.466 (0.538)	0.967 (1.482)	0.690 (1.325)	0.973 (1.492)	0.471 (0.544)
Sigma	-0.463** (-2.110)	-0.713* (-1.909)	-0.257 (-0.962)	-0.453** (-2.053)	-0.722* (-1.938)	-0.223 (-0.824)
Roa	0.044 (0.847)	0.131 (1.562)	-0.044 (-0.664)	0.045 (0.875)	-0.041 (-0.616)	0.131 (1.566)
Size	-0.016*** (-5.807)	-0.020*** (-3.737)	-0.014*** (-4.044)	-0.016*** (-5.041)	-0.012*** (-3.090)	-0.020*** (-3.583)
Lev	0.092** (2.343)	0.068 (1.518)	0.085 (1.494)	0.068** (2.049)	0.069 (1.561)	0.068** (2.049)
Industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制
adj. R ²	0.061	0.063	0.040	0.071	0.061	0.038
N	10080	6524	3556	10080	6524	3556

表8为稳健性检验回归结果。在Panel A的全样本和国有企业样本中,管理防御程度(MEI)与股价崩盘风险(Crash)分别在1%和5%的水平上显著正相关,而在民营企业样本中不显著,这与前文的假设H1一致。Panel B的全样本中,企业的管理防御程度与媒体监督的交叉项(MEI × MC)在1%的水平上与Crash显著负相关。Panel B国有企业样本中交叉项(MEI × MC)在1%水平上与Crash显著负相关,其回归系数和t值分别为-0.021和-3.034,绝对值皆大于以民营企业为样本的回归结果对应数据(-0.016、-1.709),这与假设H2一致。上述结果表明,本文的研究结论较为稳健。

其二,为避免变量之间可能存在的多重共线性问题,用Stata软件对主要变量进行了VIF分析,检验结果的VIF值均在1左右,说明变量之间不存在明显的多重共线性问题。

其三,为缓解遗漏变量的内生性问题,将解释变量管理防御指数的滞后一期作为工具变量,采用2SLS重新对模型(6)进行回归分析,回归结果如表9所示。

表9 模型(6)的2SLS回归结果

自变量	Panel A 因变量: NCSKEW			Panel B 因变量: DUVOL		
	全样本	国有企业	民营企业	全样本	国有企业	民营企业
截距项	1.214*** (5.451)	1.068*** (4.963)	0.852*** (2.896)	0.548*** (5.001)	0.518*** (3.586)	0.697*** (3.823)
MEI	0.181*** (3.806)	0.174*** (2.985)	0.146* (1.708)	0.084*** (2.996)	0.062** (2.148)	0.057* (1.910)
MC	-0.481** (-2.462)	-0.529* (-1.853)	-0.257* (-1.725)	-0.314* (-1.873)	-0.673** (-2.269)	-0.232* (-1.690)
MEI × MC	-1.857** (-1.984)	-0.693** (-2.010)	-0.484 (-1.527)	-1.026* (-1.684)	-0.542** (-2.095)	-0.427** (-1.979)
Ret	3.628*** (3.257)	4.957*** (2.836)	2.548* (1.729)	3.185*** (3.972)	2.980*** (2.071)	3.784*** (3.089)
Sigma	-1.796*** (-3.630)	-2.010*** (-3.082)	-1.383* (-1.759)	-1.482*** (-3.508)	-0.859 (-1.471)	-1.438*** (-3.602)

自变量	Panel A 因变量: NCSKEW			Panel B 因变量: DUVOL		
	全样本	国有企业	民营企业	全样本	国有企业	民营企业
Roa	0.217** (2.058)	0.195* (1.672)	0.397*** (2.508)	-0.037 (-0.482)	0.357*** (2.765)	-0.136 (-0.374)
Size	-0.048*** (-6.981)	-0.046*** (-6.187)	-0.035*** (-3.401)	-0.027*** (-5.347)	-0.039*** (-4.852)	-0.031*** (-5.268)
Lev	0.081** (2.208)	0.063 (1.486)	0.097 (1.304)	0.054** (1.897)	0.046 (1.508)	0.057** (2.182)
Industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制
adj. R ²	0.058	0.061	0.045	0.061	0.057	0.043
N	9795	6347	3448	10080	6347	3448

表9 Panel A 和 Panel B 分别是因变量为负收益偏态系数(NCSKEW) 和收益率上下波动比率(DUVOL) 的回归结果。在 Panel A 的全样本和国有企业样本中,管理防御程度(MEI) 与股价崩盘风险(NCSKEW) 均在1%的水平上显著正相关,而在民营企业样本中显著性水平为10%。在 Panel B 的全样本和国有企业样本中,管理防御程度(MEI) 与股价崩盘风险(DUVOL) 分别在1%和5%的水平上显著正相关,而在民营企业样本中显著性水平为10%,结果与假设 H1 一致。

在 Panel A 的全样本中,企业的管理防御程度与媒体监督的交叉项(MEI × MC) 在5%的水平上与股价崩盘风险(NCSKEW) 显著负相关; Panel A 国有企业样本中 MEI 和 MC 交叉项在5%水平上与股价崩盘风险(NCSKEW) 显著负相关,其回归系数和t 值分别为-0.693 和-2.010,绝对值皆大于以民营企业为样本的回归结果对应数据(-0.484、-1.527),这与假设 H2 一致。

在 Panel B 的全样本中,企业的管理防御程度与媒体监督的交叉项(MEI × MC) 在10%的水平上与股价崩盘风险(DUVOL) 显著负相关; Panel A 国有企业样本中 MEI 和 MC 交叉项在5%水平上与股价崩盘风险(DUVOL) 显著负相关,其回归系数和t 值分别为-0.542 和-2.095,绝对值皆大于以民营企业为样本的回归结果对应数据(-0.427、-1.979),同样支持假设 H2。

其四,中介效应的检验。在媒体监督较强时,证券市场信息不对称问题得到缓和、上市公司存在较重大问题情况下行政介入也较强,媒体监督在管理防御与股价崩盘风险之间起到调节作用。但是,较突出的管理防御行为亦很可能导致较强的媒体监督,进而影响到股价崩盘风险大小,因此,在此进一步检验媒体监督是否在管理防御与股价崩盘风险之间存在中介效应。

采用 Baron & Kenny(1986) ^[34] 提出的因果逐步回归法进行中介效应检验,具体检验步骤分为三步: 第一,检验管理防御程度(MEI) 是否对股价崩盘风险(NCSKEW、DUVOL) 存在显著影响; 第二,对管理防御程度与媒体监督(MC) 的关系进行回归,以检验管理层防御是否对媒体监督存在显著影响; 第三,加入中介变量媒体监督后,分析管理防御程度和媒介监督对股价崩盘风险的共同影响。检验结果如10 表所示。第一步检验结果中,MEI 的回归系数均在1%的水平显著,而在第二步与第三步检验结果中,MEI 和 MC 的回归系数均不显著,因而可以判断,媒体监督在管理防御与股价崩盘风险关系中并不存在显著的中介效应。

表10 中介效应检验结果

自变量	Panel A: 第一步		Panel B: 第二步	Panel C: 第三步	
	因变量 NCSKEW _{t+1}	因变量 DUVOL _{t+1}	因变量 MC _{t+1}	因变量 NCSKEW _{t+1}	因变量 DUVOL _{t+1}
截距项	0.977*** (6.177)	0.726*** (6.753)	0.273** (2.419)	0.641* (1.673)	0.637* (1.415)
MEI	0.116*** (3.812)	0.075*** (3.585)	0.030 (1.072)	0.107 (1.302)	0.096 (1.370)
MC				-0.393 (-1.502)	-0.347 (-1.443)
Ret	3.773*** (3.317)	3.348*** (4.298)	0.007* (1.743)	2.483* (1.821)	3.590** (2.208)

自变量	Panel A: 第一步		Panel B: 第二步	Panel C: 第三步	
	因变量 NCSKEW _{t+1}	因变量 DUVOL _{t+1}	因变量 MC _{t+1}	因变量 NCSKEW _{t+1}	因变量 DUVOL _{t+1}
Sigma	-1.778*** (-3.629)	-1.276*** (-3.872)	-0.058** (-2.391)	-1.467* (-1.791)	-1.565*** (-3.726)
Roa	0.272** (2.355)	0.122 (1.552)	0.087** (1.853)	0.394** (2.490)	-0.128 (-0.481)
Size	-0.048*** (-7.430)	-0.037*** (-8.413)	-0.092*** (-3.320)	-0.040*** (-3.193)	-0.028*** (-5.307)
Lev	0.093** (2.358)	0.069*** (2.589)	-0.053 (-1.309)	0.073 (1.524)	0.048** (2.065)
Industry	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制
adj. R ²	0.070	0.068	0.041	0.045	0.047
N	10080	10080	10080	10080	10080

五、研究结论与政策建议

(一) 研究结论

股价崩盘会引发投资者恐慌和资本市场紊乱,诱发金融风险,防范上市公司股价崩盘风险是防范金融风险的重要工作内容之一。与现有文献不同,从上市公司管理防御角度探讨其对股价崩盘风险的影响,并分析媒体监督在防范股价崩盘风险中的治理作用。利用中国2007—2018年A股上市公司相关数据,实证研究发现:经理层的管理防御行为会加剧公司股价崩盘风险;进一步区分企业性质后发现,相比于民营企业,国有企业经理人的管理防御程度对股价崩盘风险的影响程度更深;当媒体监督较充分时,管理防御引发股价崩盘风险的程度较低,而且媒体监督的此治理效应在国有企业更为明显。研究还发现,媒体监督在管理防御与股价崩盘风险关系中并不存在显著的中介效应。

(二) 政策建议

基于研究结果得出,可采用如下措施以防范上市公司股价崩盘风险:首先,应进一步规范和完善经理人市场,促进上市公司人才选聘的公开和公正,以约束管理者的防御行为,提高公司经营业绩,降低股价崩盘风险。其次,要进一步强化和重视新闻媒体舆论监督作用,政府部门要积极引导新闻媒体的真实性、可靠性报道。最后,要构建良好的外部信息环境,对媒体反映的相关问题及时作出回应并处理,从而促进媒体监督治理作用的发挥。

参考文献:

- [1] Chen J., Hong H., Stein C. J. Forecasting Crashes: Trading Volume, Past returns, and Conditional Skewness in Stock prices [J]. Journal of Financial Economics, 2001(3): 345 - 381.
- [2] 许年行, 于上尧, 伊志宏. 机构投资者羊群行为与股价崩盘风险 [J]. 管理世界, 2013(7): 31 - 43.
- [3] Jin L., Myers S. C. R-squared Around the World: New Theory and New Tests [J]. Journal of Financial Economics, 2004(2): 257 - 292.
- [4] Kim J. B., Li Y. H., Zhang L. D. CFOs versus CEOs: Equity Incentives and Crashes [J]. Journal of Financial Economics, 2011(3): 713 - 730.
- [5] 权小锋, 吴世农, 尹洪英. 企业社会责任与股价崩盘风险: “价值利器”或“自利工具”? [J]. 经济研究, 2015(11): 49 - 64.
- [6] Yermack, D. Remuneration, Retention, and Reputation Incentives for Outside Directors [J]. The Journal of Finance, 2004(5): 2281 - 2308.

- [7] Shleifer Andrei, Vishny Robert W. Management entrenchment: The Case of Manager – Specific Investments [J]. Journal of Financial Economics, 1989(1) : 123 – 139.
- [8] Bleck, A. , liu, X. Market Transparency and the Accounting Regime [J]. Journal of Accounting Research, 2007 (45) : 229 – 256.
- [9] 何帅. 媒体监督、管理层权力与企业信息透明度 [J]. 财会通讯, 2016(33) : 57 – 59 + 63.
- [10] Dyck A. , Zingales L. Private Benefits of Control: An International Comparison [J]. The Journal of Finance, 2004(2) : 537 – 600.
- [11] Jensen, M. C. , and Meckling, W. H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure [J]. Journal of Financial Economics, 1976(4) : 305 – 360.
- [12] Shleifer, A. , and Vishny, R. W. A Survey of Corporate Governance [J]. The Journal of Finance, 1997(2) : 737 – 783.
- [13] 吴建祥, 李秉祥. 经理管理防御与企业风险承担水平——股权激励的调节作用 [J]. 经济经纬, 2017(5) : 104 – 108.
- [14] 杨志强, 石水平, 石本仁, 等. 混合所有制、股权激励与融资决策中的防御行为——基于动态权衡理论的证据 [J]. 财经研究, 2016(8) : 108 – 120.
- [15] Ball R. , Jayaraman S. , Shivakumar L. Audited Financial Reporting and Voluntary Disclosure as Complements: A test of the Confirmation Hypothesis [J]. Journal of Accounting and Economics, 2012(1 – 2) : 136 – 166.
- [16] Kothari S. P. , Shu S. , Wysocki P. D. Do Managers Withhold Bad News? [J]. Journal of Accounting Research, 2009(1) : 241 – 276.
- [17] 袁春生, 熊谜, 赵云珠. 管理层权力、内部控制与高管薪酬业绩敏感性 [J]. 金融教育研究, 2020(1) : 54 – 66.
- [18] 余明桂, 潘红波. 政治关系、制度环境与民营企业银行贷款 [J]. 管理世界, 2008(8) : 9 – 21 + 39 + 187.
- [19] McCombs M E. , Shaw D L. . The Agenda – Setting Function of Mass Media [J]. Public Opinion Quarterly, 1972(2) : 176 – 187.
- [20] Core J E. , Guay, Wayne Larcker D F. . The Power of the Pen and Executive Compensation [J]. Journal of Financial Economics, 2007(1) : 1 – 25.
- [21] Miller. G. S. The Press as a Watchdog for Accounting Fraud [J]. Journal of Accounting Research, 2006(5) : 1001 – 1033.
- [22] 于忠泊, 田高良, 齐保垒, 等. 媒体关注的公司治理机制——基于盈余管理视角的考察 [J]. 管理世界, 2011(9) : 127 – 140.
- [23] 郑志刚, 丁冬, 汪昌云. 媒体的负面报道、经理人声誉与企业业绩改善——来自我国上市公司的证据 [J]. 金融研究, 2011(12) : 163 – 176.
- [24] 杨德明, 赵璨. 媒体监督、媒体治理与高管薪酬 [J]. 经济研究, 2012(6) : 116 – 126.
- [25] Dyck, Alexander, Natalya Volchkova, Luigi Zingales. The Corporate Governance Role of the Media: Evidence from Russia [J]. The Journal of Finance, 2008(3) : 1093 – 1135.
- [26] 李培功, 沈艺峰. 媒体的公司治理作用: 中国的经验证据 [J]. 经济研究, 2010(4) : 14 – 27.
- [27] 张俊民, 张晓. 经理管理防御、媒体监督与会计信息透明度——基于中国上市企业不同产权性质的研究 [J]. 财经理论与实践, 2017(2) : 66 – 73.
- [28] 杨亚达, 徐虹. 国有企业经理人声誉激励机制 [J]. 经济理论与经济管理, 2004(4) : 47 – 49.
- [29] 张维迎. 控制权损失的不可补偿性与国有企业兼并中的产权障碍 [J]. 经济研究, 1998(7) : 4 – 15.
- [30] 黄国良, 罗旭东, 施亭宇, 等. 管理防御对上市公司资本结构的影响 [J]. 商业研究, 2010(5) : 53 – 58.

- [31] Eaton J. and H. S. Rosen. Agency, Delayed Compensation and the Structured of Executive Remuneration [J]. Journal of Finance, 1983(5): 1489 – 1505.
- [32] Donaldson, L. Strategic Leadership: Top Executives and Their Effects on Organizations [J]. Australian Journal of Management, 1997(2): 221 – 224.
- [33] 李秉祥, 周浩, 白建军. 经理管理防御对企业社会责任影响的实证研究 [J]. 软科学, 2013(1): 104 – 108.
- [34] 谢德仁, 郑登津, 崔宸瑜. 控股股东股权质押是潜在的“地雷”吗? ——基于股价崩盘风险视角的研究 [J]. 管理世界, 2016(5): 128 – 140 + 188.

Media Supervision, Managerial Entrenchment and Stock Price Crash Risk

YUAN Chunsheng, ZHAO Yunzhu

(College of Finance, Jiangxi Normal University, Nanchang, Jiangxi 330022, China)

Abstract: The paper uses the data of Chinese A – share listed companies from 2007 to 2018 to empirically study the impact of managerial entrenchment behavior on the stock price crash risk, and the role of media supervision. The results show that managerial entrenchment behavior can aggravate the risk of the company's stock price crash. After further distinguishing the nature of property rights, the results show that the positive impact of managerial entrenchment on the risk of stock price crash is more significant in state – owned enterprises; when media supervision is strong, the positive relationship between managerial entrenchment and the risk of stock price crash is weak, that is, media supervision can inhibit the positive relationship between management entrenchment and the risk of stock price crash, and this governance effect is more significant in state – owned enterprises. Our study also found that the intermediary effect of media supervision in the relationship between managerial entrenchment behavior and the risk of a stock price crash is not obvious.

Key words: Media supervision; Managerial entrenchment; Stock price crash risk; Corporate governance

(责任编辑: 黎芳)