

投资者关注与股价崩盘风险：抑制还是加剧？

江婕¹ 邱佳成² 朱然³ 胡海峰¹

(1.北京师范大学经济与工商管理学院, 北京 100875; 2.中国人民大学经济学院, 北京 100872;
3.对外经济贸易大学金融学院, 北京 100029)

摘要：本文以2010—2017年中国A股上市公司为样本，考察了投资者关注影响股价崩盘风险的客观表现和传导路径。研究发现，投资者关注度的提高会显著加剧下一期的股价崩盘风险，存在“关注度的崩盘效应”；分组检验发现，关注度的崩盘效应仅在机构持股比例低的公司和市场处于牛市状态下存在；路径检验发现，投资者关注不存在信息路径，没有改善公司信息透明度，但存在部分的情绪路径，提高了股价同步性和投资者情绪，从而加剧了股价崩盘风险。建议监管部门重视投资者关注对股价带来的冲击，通过进一步提高机构投资者持股比例，缓解情绪过热导致的定价错误程度，降低股价崩盘风险。

关键词：投资者关注；投资者情绪；股价同步性；股价崩盘风险

Abstract: Using data of A-share listed companies in China from 2010 to 2017, this paper investigates the objective performance and transmission path of how investor attention impact stock price crash risk. We find that the increase of investor attention significantly aggravates stock price crash risk in the next period, which is the “crash effect of attention”. The grouping tests find that the crash effect of attention only exists in the bull market and those companies with lower institutional ownership ratio. Furthermore, the mediation tests show that there exists only the partial sentiment path, not the information path. Investor attention exacerbates stock price synchronicity and investor sentiment. It is suggested that regulatory authorities should pay attention to the impact of investor attention on stock price, further improve the proportion of institutional shareholders, alleviate the degree of mispricing caused by overheated sentiment, and reduce stock price crash risk.

Key words: investor attention, investor sentiment, stock price synchronicity, stock price crash risk

作者简介：江婕，女，经济学博士，北京师范大学经济与工商管理学院讲师，研究方向：资产定价和风险管理。邱佳成，女，中国人民大学经济学院硕士生，研究方向：资本市场。朱然，女，对外经济贸易大学金融学院硕士生，研究方向：资本市场。胡海峰，经济学博士，北京师范大学经济与工商管理学院教授，研究方向：资产定价和企业价值评估、公司融资理论与政策。

中图分类号：F830.9 **文献标识码：**A

一、引言

有效市场假说(EMH)假定市场参与者的信息处理能力是有限的，市场上所有公开信息都可以被充分的反映在股价中。但事实上，人的时间和精力有限，关注度是一种稀缺资源，只有那些被关注到的信息才可能反映在股价中，即“有限关注”理论。近年来，学者们对有限关注的

经济后果进行了研究，发现有限关注会影响交易行为，从而最终影响资产定价。Barber and Odean(2008)^[2]认为，随着投资者关注度的增加，市场参与者对股价的信念异质性增加，股价中更多表现的是乐观预期，最终表现为投资者的关注抬高股价。Fang and Peress(2009)^[6]认为，市场上所有公开信息都已经融入股价，而低关注度公司的信息不透明度更高，风险更大，为了补偿由于信息不对

称带来的风险，关注度低的股票要求有更高的回报率，最终表现为投资者关注与股价负相关。而Da et al.(2011)^[3]认为，投资者关注对股价的影响是“短正长负”，即投资者由于“注意力驱动”买入个别股票，在短期内抬高个股股价，然而由于缺少基本面信息的支撑，在长期这种被高估的价格会发生反转。虽然上述观点并不统一，但均表明投资者有限关注可能是造成股价特质波动的主要原因。然而，目前的研究多集中在投资者关注与资产价格均值及其一阶矩变动关系上，对资产价格的三阶矩——股价崩盘风险则鲜有研究。

事实上，投资者关注可能对股价崩盘风险产生双重影响。一方面，投资者关注的提高，可能带来信息供给的增加，降低信息不对称，增强信息透明度，提高定价的信息效率，从而降低股价崩盘风险；另一方面，投资者关注的提高，也可能加剧情绪因素对资产价格的影响，过度反应和从众行为会进一步加剧定价错误程度，从而提高股价崩盘风险。然而，对投资者关注影响股价崩盘风险的上述机制，究竟哪一类效应占据主导地位，目前为止尚未有直接证据，需要实证检验。尤其中国A股市场是以个人投资者为主体的市场¹，与成熟资本市场相比，A股市场股价同步性偏高、会计信息透明度偏低，股价崩盘现象频发，因此，针对A股市场开展股价崩盘风险研究更有意义。

基于上述考虑，本文选取2010—2017年A股上市公司数据，通过构建投资者关注度综合指标检验投资者关注影响股价崩盘风险的客观表现和传导路径。研究发现：投资者关注与未来股价崩盘风险之间存在显著正相关关系，投资者关注会提高股价崩盘风险。

较之前的研究，本文创新之处在于：(1)将投资者情绪纳入传统崩盘风险影响机制框架，提出并验证了投资者关注与股价崩盘风险之间的传导路径，拓展了该领域的研究内容；(2)既有文献大都从资产价格一阶或二阶变动视角研究有限关注的短期经济后果，本文则从个股股价崩盘风险视角重新审视有限关注的经济后果，丰富了有限关注研究领域的维度，深化了有限关注经济后果的认识；(3)投资者关注究竟发挥了“监督效应”还是“跟风效应”，学术界一直有理论分歧，本文从股价崩盘风险视角为这一争论提供了新证据，也为制定投资策

略和监管政策提供了一定参考。

二、理论分析与假设提出

投资者关注有可能通过降低信息不透明度来抑制股价崩盘风险，有两个原因：一是投资者关注扩大了信息集，促进了更多公司特质信息得以反映在股价中。黄俊和郭照蕊(2014)^[14]发现，媒体报道增加能够促使更多公司层面特质信息融入股价，有助于提升资本市场定价效率。Zhang(2008)^[12]以分析师盈利预测报告作为投资者关注度量，发现分析师盈利预测报告能够削弱盈余公告漂移现象，进而提升资本市场信息效率。二是投资者关注促进了信息传播，加快了信息被反映到股价中的速度。投资者关注度增加时，对信息的即时解读能力提高，解读滞后减少。张圣平等(2014)^[19]以媒体报道作为投资者关注度量，发现媒体报道加快了信息被反映到股价中的速度，减小了盈余漂移。基于上述分析，本文提出如下假设：

H1：投资者关注度的提高会降低公司信息不透明度，从而抑制股价崩盘风险。

然而，投资者关注对股价崩盘风险的影响路径并不唯一，投资者关注的提高也有可能加大投资者异质信念程度，从而加剧股价崩盘风险。原因如下：

首先，投资者关注在买、卖两个方向存在不对称影响。虽然在卖出方向，投资者只在自己持有的有限数量股票篮子中进行选择，因而有限注意力的约束并不明显，但是在买入方向，投资者面临众多的备选对象，有限关注对投资者行为的影响更大。以中国市场为例，2018年A股上市公司多达3584家。面对如此之多的备选对象，投资者如何选择？提高投资者注意力，能够降低投资者的信息搜索成本，从而带来基于注意力的购买行为(Barber and Odean, 2008)^[2]。Huddart et al.(2009)^[8]提出个体投资者无法像机构投资者那样跟踪大量股票，因此更容易被极端价格事件吸引而购买，但这种购买并不是基于公司基本面信息，是一种基于注意力的非理性行为。冯旭南(2017)^[13]使用21,476个龙虎榜事件研究了注意力对投资者交易行为的影响，发现龙虎榜事件对投资者注意力产生了重要影响，投资者会在短期内跟进买入龙虎榜上榜股票。张继德等(2014)^[18]也提出普通投资

者获取信息能力弱,更易受到情绪的影响,产生从众、过度反应等行为偏差,因此,投资者可能会将较高收益率、较多媒体宣传等作为购买依据,跟风购买,这种不理性行为会提升股价,使股价偏离基本面信息,从而加剧崩盘风险。

其次,投资者关注基于的信息集偏向于汇总信息,而非个股信息。Peng and Xiong(2006)^[11]指出,对于有注意力约束的投资者,存在类别学习(category learning)行为,即相比于个股信息,投资者更关注宏观或行业层面的信息。这一理论解释了市场和行业间个股收益率的过度联动现象。Gilbert et al.(2012)^[7]发现,相比于单个经济指标,投资者更关注汇总经济数据,如虽然美国领先经济指标指数(Index of Leading Economic Indicators, LEI)是根据之前已经发布的单个经济指标构建的一个汇总统计指标,但在其月度发布时,仍会对美国股票和国债的价格产生显著影响,表明有限注意力的投资者会误解LEI本质上无新信息的属性,从而导致短期的显著错误定价。这一特性表明投资者关注也有可能致股价同步性提高。

第三,投资者关注加大了投资者的异质信念,促使了泡沫的形成。Abreu and Brunnermeier(2003)^[1]提出,即使理性投资者知道定价过高,明白市场终将崩溃,但同时也希望在泡沫持续增长并产生高回报的过程中驾驭泡沫获利;理想情况下,他们希望刚好在崩盘前退出市场,获利最高;但把握市场时机是一项艰巨任务;投资者退出策略的分散和由此产生的缺乏同步性是允许泡沫增长的原因,直到足够多的投资者卖出,压力才会戳破泡沫。中国A股市场个人投资者众多,异质性特征尤为明显。部分乐观投资者即使明知股价有被操纵的嫌疑,仍选择“与庄共舞”,助推了泡沫形成,并加剧了之后的股价崩盘风险。

基于上述分析,提出如下假设:

H2: 投资者关注度的提高会放大情绪和股票定价错误程度,从而加剧股价崩盘风险。

三、数据来源与研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文以2010—2017年中国A股上市公司作为研究样本。个股广告费数据来自RESSET数据库,其余所有个股

交易和财务等数据均来自CSMAR数据库。样本之所以起始于2010年,是因为个股广告费数据在2010年之前缺失严重,难以获得。在数据汇总过程中,样本经过以下处理:(1)剔除金融业公司;(2)剔除股票被ST、PT的年份;(3)剔除财务数据和综合关注度指标缺失的样本;(4)由于需要使用股票的周特有收益率来计算崩盘风险指标,而周特有收益率是在扩展的指数模型回归残差的基础上加以处理而得,为保证指数模型回归的正确性,剔除了年度有效周收益率数据不足30个的股票;(5)为剔除异常值的影响,对连续变量进行在1%和99%水平上的Winsorize缩尾处理。最后,共获得了5,243个公司层面的年度观测值。

(二)变量测度

1. 股价崩盘风险

本文借鉴Kim et al.(2011)^[9]、许年行等(2013)^[16]的方法,采用条件收益负偏度(Negative Conditional Return Skewness, NCSKEW)和涨跌波动比(Down-Up-Volatility, DUVOL)作为崩盘风险的代理变量。具体计算过程如下:

首先,利用扩展的指数模型,得到个股*i*在*t*年第*j*周经市场调整后的收益率残差:

$$r_{i,t,j} = \alpha_{i,t} + \beta_{1,i,t} r_{m,t,j-2} + \beta_{2,i,t} r_{m,t,j-1} + \beta_{3,i,t} r_{m,t,j} + \beta_{4,i,t} r_{m,t,j+1} + \beta_{5,i,t} r_{m,t,j+2} + \varepsilon_{i,t,j} \quad (1)$$

其中, $r_{i,t,j}$ 为个股*i*在*t*年第*j*周的收益率, $r_{m,t,j}$ 为将全部A股在*t*年第*j*周的收益率经市值加权得到的市场收益率。然后定义个股*i*在*t*年第*j*周的特有收益率(即下文的条件收益)为:

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

其中, $\varepsilon_{i,t,j}$ 为式(1)的残差,表示 $r_{i,t,j}$ 中未被市场收益率解释部分。最后,基于个股周特有收益率($W_{i,t,j}$)构建以下两个崩盘风险指标:

(1) 条件收益负偏度

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

其中, n 代表个股*i*在*t*年交易的周数,NCSKEW值越大,代表条件收益负偏程度越高,股价崩盘风险越高。

(2) 涨跌波动比

$$DUVOL_{i,t} = \log \left[\frac{(n_u-1) \sum_{Down} W_{i,t,j}^2}{(n_d-1) \sum_{Up} W_{i,t,j}^2} \right] \quad (4)$$

其中, n_u (n_d)为个股*i*在*t*年的周特有收益率 $W_{i,t,j}$ 大于(小于)其当年均值的周数,Down(Up)代表 $W_{i,t,j}$ 小于(大于)其当年均值的周。DUVOL值越大,代表条件收益负偏程度

度越高，股价崩盘风险越高。

2.投资者关注

现有度量投资者关注的指标大致有三种来源，即股票交易信息、媒体信息和公司公开财务信息，以间接代理指标为主。在股票交易信息方面，代理指标有极端收益率或价格限制、交易量等。在媒体信息方面，代理指标包括新闻报道与头条、分析师评级报告数量等。在公司公开财务信息方面，Lou(2014)^[10]用广告支出作为关注度的代理指标。近年来，随着互联网的普及和搜索引擎的广泛使用，学者们开始利用搜索引擎中的搜索量更直接的度量关注度：一是基于常用的搜索引擎提供的数据分享平台，比如谷歌搜索指数和百度搜索指数等；二是基于专业财经资讯终端或财经论坛的搜索，比如彭博(Bloomberg)财经新闻搜索量和阅读量、和讯网股票关注度等。

鉴于目前度量投资者关注度的指标比较分散，本文构建一个新的综合指标：从股票交易信息、媒体信息和公司公开财务信息3个维度选取了股票收益率、成交量、广告费、股东户数及研报数量共5个代理变量来构建关注度²。

(1)个股年平均异常收益率

根据Barber and Odean(2008)^[2]的研究，异常收益率会吸引投资者关注。考虑到A股市场个体投资者众多的实际情况，本文没有采用三因子或五因子模型计算异常收益率，而是用个股收益率减去市场平均收益率。这对于普通投资者来说是判断个股存在异常收益率最直观的方法。利用个股月收益率减去市场平均月收益率计算得到月异常收益率后，对每月异常收益率取绝对值，并计算年平均异常收益率，得到构建关注度的第一个指标 $AAR_{i,t}$ 。

(2)个股年成交量

根据Barber and Odean(2008)^[2]的研究，成交量也是衡量投资者关注度的重要指标，较高的成交量会吸引投资者注意。本文利用每月成交量计算年成交总量 $Volume_{i,t}$ 。

(3)个股年广告宣传费用

Lou(2014)^[10]认为，上市公司广告宣传费用越高，投资者对于该公司的关注度就会越高。因此，本文以上市公司年度广告费用为关注度的变量之一，记为 $Ad_{i,t}$ 。

(4)个股年股东户数

上市公司股东户数越多，说明买入该股票的人数越

多。由于投资者存在“注意力驱动买入行为”，可以认为当投资者关注该股票时才会进行购买，因此个股股东户数可以作为关注度的变量。股东户数在一年中可能出现较大变化，为避免这种变化的偶然性影响，计算每年四个季度报告中股东户数的平均值，得到个股年均股东户数，记为 $Holder_{i,t}$ 。

(5)个股研报数量

研报跟踪数量反映专业人士对个股的关注程度，普通投资者存在对于研报的跟随行为，会随研报跟踪数量的增多而提高关注度，因此，本文选取研报跟踪数量 $Reserch_{i,t}$ 作为关注度的第五个指标。

既有研究通常用单一变量代理投资者关注度，虽然变量能连续取值，但实质上相当于只在一维空间上评价，内涵较为单薄。借鉴Fama and French(2015)^[5]构建基准因子组合的思想，本文对上述五个指标进行标准化处理(见表1)。当个股某指标高于年度所有股票的中位数时记为1，否则记为0，并对五个标准化后的指标取均值，得到最终的年度投资者关注度变量(ATT)：

$$ATT_{i,t}=(AAR_{i,t}+Volume_{i,t}+Ad_{i,t}+Holder_{i,t}+Analyst_{i,t})/5 \quad (5)$$

本文选取的这五个代理变量互相之间独立性较好，这一处理方法相当于在五维空间上对投资者关注度的相对高低进行评价。虽然标准化处理过程会导致一些定量信息的损失，但评价维度的扩张将能够更好的覆盖投资者关注的内涵。

3.信息不透明度

参考Durnev et al.(2003)^[4]的研究，分年度将市场平均周收益率对个股周收益率进行回归，采用其拟合系数(即 R^2)来衡量股价同步性，并利用股价同步波动性度量公司信息不透明度。

由于拟合系数(R^2)的取值范围有限，只能在0和1之

表1 关注度指标选取与标准化处理

维度	选取指标	标准化处理
股票交易信息	股票月收益率	利用月收益率与市场收益率之差构造异常收益率，取绝对值后，利用简单算术平均得出年均的异常收益率，在年度中位数前1/2的标准化取1，其余取0
	股票月成交量	利用月成交量计算每只股票的年平均成交量，在年度中位数前1/2的标准化取1，其余为0
	股东总数	在年度中位数前1/2的标准化取1，其余取0
媒体信息	研报数量	在年度中位数前1/2的标准化取1，其余取0
公司公开财务信息	广告费	在年度中位数前1/2的标准化取1，其余取0

间,遵循通常做法,将其按式(6)进行对数变化,得到定价效率指标 $Syn_{i,t}$ 。

$$Syn_{i,t} = \log\left(\frac{R_{i,t}^2}{1-R_{i,t}^2}\right) \quad (6)$$

其中, $R_{i,t}^2$ 表示的是式(1)中个股 i 在 t 年扩展指数模型的拟合优度。由于 $R_{i,t}^2$ 表示个股波动被市场波动所解释的部分, $Syn_{i,t}$ 越大,意味着股价同步波动性越高,股价中融入的公司特质信息越少,信息不透明度越高。

4. 投资者情绪

参考张戈和王美今(2007)^[17]的研究,托宾 Q 不仅可以衡量市场价值是否被高估或者低估,而且包含了股票的定价错误,因此可以用分解的托宾 Q 值来度量投资者情绪,具体步骤如下:

首先,计算公司的年度托宾 Q 值:

$$Q_{i,t} = \frac{MARKET\ VALUE_{i,t}}{ASSET_{i,t}} \quad (7)$$

其中, $MARKET\ VALUE_{i,t}$ 为公司的市场价值, $ASSET_{i,t}$ 为公司固定资产重置价值。然后,计算分解的托宾 Q 值,方法是分年度将 $Q_{i,t}$ 对公司基本面的相关指标进行回归,指标包括净资产收益率、资产负债比和主营业务收入增长率,同时增加行业虚拟变量,控制行业中不可观测因素,模型如式(8)

$$Q_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 ROE_{i,t} + \beta_2 LEV_{i,t} + \beta_3 MIGR_{i,t} + \sum IND + u_{i,t} \quad (8)$$

其中, $ROE_{i,t}$ 为公司的净资产收益率, $LEV_{i,t}$ 为资产负债比, $MIGR_{i,t}$ 为主营业务收入增长率。最后,将回归结果代入式(8)得到 $Q_{i,t}$ 的拟合值 $Q_{f,t}$ 作为基本度量,计算残差 $u_{i,t}$:

$$u_{i,t} = Q_{i,t} - Q_{f,t} \quad (9)$$

定义 $Sent_{i,t} = u_{i,t}$, $Sent_{i,t}$ 表示股票 i 在 t 年的错误定价,作为投资者情绪的代理变量。

5. 控制变量

借鉴已有对于股票崩盘风险的研究(Kim et al., 2011; 许年行等, 2013)^{[9] [16]}, 本文选取以下控制变量: 滞后一期的股价崩盘风险, 会计信息不透明度, 去趋势的月平均换手率, 市场波动, 市场收益, 公司规模, 账面市值比, 财务杠杆, 总资产收益率, 此外, 本文还引入虚拟变量, 控制年度和行业的固定效应。表2概括了本文采用的主要变量及定义。

(三) 模型设计

本文主要研究投资者关注提高究竟抑制还是加剧股价崩盘风险, 为此建立如下回归模型:

表2 变量符号及含义

变量类型	变量符号	变量含义	计算方法
因变量	$NCSKEW_{i,t}$	条件收益负偏度	股票周特有收益率的负偏程度, 式(3)
	$DUVOL_{i,t}$	涨跌波动比	股票周特有收益率的涨跌波动比, 式(4)
自变量	$ATT_{i,t-1}$	投资者关注度	标准化后合成的综合指标, 式(5)
中介变量	$Syn_{i,t-1}$	定价效率	反映股价同步性, 式(6)
	$Sent_{i,t-1}$	投资者情绪	Tobin Q分解, 衡量定价错误程度, 式(9)
控制变量	$NCSKEW_{i,t-1}$	滞后一期的负偏度	$t-1$ 年 $NCSKEW$
	$DUVOL_{i,t-1}$	滞后一期的涨跌波动比	$t-1$ 年 $DUVOL$
	$OPACITY_{i,t-1}$	会计信息不透明度	$t-1$ 年滞后3年应计盈余管理绝对值之和, 衡量公司信息不对称程度, 具体计算方法参考许年行等(2013) ^[16]
	$DTO_{i,t-1}$	去趋势的月平均换手率	t 年的月均换手率与 $t-1$ 年月均换手率之差
	$SIGMA_{i,t-1}$	市场波动	$t-1$ 年公司特有收益率的标准差
	$RET_{i,t-1}$	市场收益	$t-1$ 年公司特有收益率均值
	$SIZE_{i,t-1}$	公司规模	$t-1$ 年末公司总资产的自然对数
	$BM_{i,t-1}$	账面市值比	$t-1$ 年公司资产总计/市值
	$LEV_{i,t-1}$	财务杠杆	$t-1$ 年资产负债率
	$ROA_{i,t-1}$	总资产收益率	$t-1$ 年净利润/总资产
	$Industry$	行业	证监会2012一级行业门类, 控制行业固定效应
	$Year$	年份	控制年份固定效应

$$CR_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 ATT_{i,t-1} + \beta_2 CR_{i,t-1} + \beta_3 OPACITY_{i,t-1} + \beta_4 DTO_{i,t-1} + \beta_5 SIGMA_{i,t-1} + \beta_6 RE_{i,t-1} + \beta_7 SIZE_{i,t-1} + \beta_8 BM_{i,t-1} + \beta_9 LEV_{i,t-1} + \beta_{10} ROA_{i,t-1} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

其中, $CR_{i,t}$ 表示崩盘风险, 在本文中分别使用条件收益负偏度($NCSKEW_{i,t}$)和涨跌波动比($DUVOL_{i,t}$)进行度量。 $ATT_{i,t-1}$ 表示投资者关注度, $CR_{i,t-1}$ 、 $OPACITY_{i,t-1}$ 、 $DTO_{i,t-1}$ 、 $SIGMA_{i,t-1}$ 、 $RET_{i,t-1}$ 、 $SIZE_{i,t-1}$ 、 $BM_{i,t-1}$ 、 $LEV_{i,t-1}$ 、 $ROA_{i,t-1}$ 为一组控制变量, 具体定义如表2。其中, 所有的自变量和控制变量均为滞后一期。同时, 本文还利用虚拟变量分别控制年度和行业的固定效应, 控制其中不可观测的因素。

进一步, 为检验投资者关注度与股价崩盘风险之间的关系是通过信息路径还是情绪路径传导, 本文参考温忠麟和叶宝娟(2014)^[15]的中介效应检验程序, 结合上式(10), 共建立三个模型进行逐步检验:

第一步, 按照如下回归, 当控制变量($CV_{i,t-1}$)中不包含中介变量($MV_{i,t-1}$)时, 检验投资者关注度 $ATT_{i,t-1}$ 对未来股价崩盘风险的影响是否显著:

$$CR_{i,t} = \alpha + \beta ATT_{i,t-1} + \gamma CV_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{path a}) \quad (11)$$

第二步, 检验投资者关注度 $ATT_{i,t-1}$ 是否显著影响中

介变量 $MV_{i,t-1}$:

$$MV_{i,t-1} = \alpha + \delta ATT_{i,t-1} + \gamma CV_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{path b}) \quad (12)$$

第三步, 自变量中同时加入 $MV_{i,t-1}$ 后, 观察 $ATT_{i,t-1}$ 和 $MV_{i,t-1}$ 的系数是否显著:

$$CR_{i,t} = \alpha + \tau_1 ATT_{i,t-1} + \tau_2 MV_{i,t-1} + \gamma CV_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{path c}) \quad (13)$$

第四步, 检验中介效应Sobel z 值是否统计显著:

$$\text{Sobel } z = \frac{\hat{\delta}\hat{\tau}_2}{\sqrt{\hat{\delta}^2 s_{\tau_2}^2 + \hat{\tau}_2^2 s_{\delta}^2}} \quad (14)$$

其中, $\hat{\delta}$ 和 $\hat{\tau}_2$ 分别代表第二步和第三步中 $ATT_{i,t-1}$ 和 $MV_{i,t-1}$ 回归系数的拟合值, s_{δ}^2 和 $s_{\tau_2}^2$ 分别代表它们的标准差平方。

根据温忠麟和叶宝娟(2014)^[15]的研究结果, 若第一步中 $ATT_{i,t-1}$ 的回归系数 β 显著, 第二步中对同期中介变量的回归系数 δ 显著, 第三步 $MV_{i,t-1}$ 的系数 τ_2 显著, 但 $ATT_{i,t-1}$ 系数 τ_1 不显著, 则存在完全的中介效应; 若第三步中 $ATT_{i,t-1}$ 系数 τ_1 仍显著, 且中介检验中的Sobel z 值统计显著, 则存在部分中介效应。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计与相关性分析

表 3 五个关注度代理指标相关系数

	AAR	Volume	Ad	Holder	Analyst
(1)	1	0.075***	-0.013	-0.050***	0.048***
(2)	0.052***	1	0.140***	0.760***	0.053***
(3)	-0.025*	0.213***	1	0.194***	0.296***
(4)	-0.023*	0.707***	0.254***	1	0.009
(5)	0.009	0.093***	0.303***	0.122***	1

注: 下三角相关系数检验为 Pearson 检验, 上三角相关系数检验为 Spearman 检验; *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著。

表 4 主要变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最大值	中位数	最小值
NCSKEW _{it}	5,243	-0.578	0.995	2.395	-0.7667	-2.639
DUVOL _{it}	5,243	-0.634	0.866	1.888	-0.732	-2.341
ATT _{it-1}	5,243	0.533	0.266	1.000	0.600	0.000
Syn _{it-1}	5,243	-0.448	0.853	1.937	-0.346	-5.309
Sent _{it-1}	4,781	-0.257	1.764	30.073	-0.388	-15.799
OPACITY _{it-1}	5,243	0.297	0.240	1.542	0.237	0.035
DTO _{it-1}	5,243	-6.142	33.907	90.789	-4.402	-160.321
SIGMA _{it-1}	5,243	0.068	0.025	0.145	0.0560	0.036
RET _{it-1}	5,243	0.010	0.011	0.050	0.011	-0.034
SIZE _{it-1}	5,243	22.333	1.201	25.555	22.189	19.128
BM _{it-1}	5,243	0.988	0.943	4.479	0.644	0.090
LEV _{it-1}	5,243	0.470	0.207	1.036	0.474	0.051
ROA _{it-1}	5,243	0.044	0.049	0.187	0.038	-0.253

为保证关注度综合指标的合理性, 本文先对五个标准化前的关注度代理变量进行同期的相关性检验, 相关系数结果(见表3)表明综合关注度指标内部各变量之间的独立性相对较高, 分别从不同维度反映了投资者关注特征。

样本数据的描述性统计结果如表4所示。可以看出, NCSKEW_{it}和DUVOL_{it}的均值分别为-0.578和-0.634, 标准差分别为0.995和0.866, 说明NCSKEW_{it}和DUVOL_{it}在样本中存在较大差异。关注度(ATT_{it-1})的均值为0.534, 低于中位数0.600, 说明关注度低的比例要高于关注度高的比例。投资者情绪的代理变量Sent_{it-1}的均值和标准差为-0.257和1.764, 说明在样本期内投资者情绪的波动较大。

(二)回归结果及分析

1.基本回归

运用式(10), 分别利用NCSKEW_{it}和DUVOL_{it}, 检验关注度(ATT_{it-1})与其之间的关系, 表5汇报了检验结果。

如表5所示, 在控制相关影响因素后, 以NCSKEW或者DUVOL作为崩盘风险代理指标, 关注度至少在10%水平下与未来股价的崩盘风险显著正相关, 说明关注度越

表 5 投资者关注度与股价崩盘风险的回归结果

变量	NCSKEW _{it} (1)	DUVOL _{it} (2)
ATT _{it-1}	0.124* (1.75)	0.142** (2.26)
NCSKEW _{it-1}	-0.203*** (-10.55)	
DUVOL _{it-1}		-0.215*** (-9.78)
OPACITY _{it-1}	0.210*** (2.65)	0.153** (2.21)
DTO _{it-1}	-0.001*** (-3.15)	-0.001** (-2.56)
SIGMA _{it-1}	1.702 (1.48)	1.154 (1.15)
RET _{it-1}	0.449 (0.28)	-1.628 (-1.00)
SIZE _{it-1}	0.257*** (6.49)	0.254*** (6.47)
BM _{it-1}	-0.351*** (-10.29)	-0.381*** (-12.61)
LEV _{it-1}	-0.066 (-0.45)	-0.087 (-0.66)
ROA _{it-1}	-0.496 (-1.33)	-0.705** (-2.17)
Year FE	固定	固定
Industry FE	固定	固定
样本数	5,243	5,243
R ²	0.557	0.547

注: 括号中数值是修正了异方差影响的 t 值, ***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

高，未来崩盘的风险越高，证实了H2推测的加剧效应，否定了H1推测的抑制效应。在控制变量方面，会计信息不透明度、公司规模系数均显著为正，去趋势的月平均换手率、账面市值比的系数均显著为负，与已有研究一致，表明本文研究结果具有一定可靠性。

2.进一步考察：机构持股

为探究机构投资者持股比例对投资者关注度崩盘效应的影响，本文将回归样本按照与关注度同期的机构投资者持股比例均值分为高持股比例组和低持股比例组，利用两组样本考察投资者关注和崩盘风险的关系。参考既有研究，选取券商、基金、QFII、保险公司、社保基金、银行、财务公司和信托公司这八大金融机构的合计持股比例数据；此外，机构投资者持股比例在一年中可能出现较大变化，为避免这种变化的偶然性影响，计算每年四个季度报告中持股比例的算术平均值，得到每只股票的年均机构投资者持股比例。表6报告了根据机构持股比例高低进行分组回归的结果。

如表6所示，在低机构持股比例组中，(3)(4)列回归结

表6 投资者关注度的崩盘效应考察：机构持股对比

机构投资者持股比例	高机构持股比例组		低机构持股比例组	
	NCSKEW _{it,t-1} (1)	DUVOL _{it,t-1} (2)	NCSKEW _{it,t-1} (3)	DUVOL _{it,t-1} (4)
ATT _{it,t-1}	-0.041 (-0.40)	0.043 (0.44)	0.279** (2.26)	0.242** (2.26)
NCSKEW _{it,t-1}	-0.263*** (-7.97)		-0.221*** (-6.82)	
DUVOL _{it,t-1}		-0.221*** (-6.25)		-0.267*** (-7.34)
OPACITY _{it,t-1}	0.098 (0.72)	-0.074 (-0.65)	0.229* (1.78)	0.242** (2.10)
DTO _{it,t-1}	-0.001 (-0.49)	-0.001 (-1.18)	-0.002*** (-2.72)	-0.001* (-1.71)
SIGMA _{it,t-1}	3.309* (1.79)	1.013 (0.59)	0.871 (0.47)	0.409 (0.26)
RET _{it,t-1}	-1.987* (-0.74)	0.290 (0.11)	0.144 (0.05)	-3.739 (-1.34)
SIZE _{it,t-1}	0.359*** (5.51)	0.370*** (5.73)	0.180*** (2.60)	0.188*** (2.77)
BM _{it,t-1}	-0.368*** (-6.00)	-0.422*** (-7.69)	-0.242*** (-4.20)	-0.267*** (-5.47)
LEV _{it,t-1}	-0.195 (-0.9)	-0.325 (-1.59)	-0.467* (-1.69)	-0.433* (-1.66)
ROA _{it,t-1}	-1.100* (-1.85)	-1.205** (-2.30)	-0.861 (-1.18)	-1.117* (-1.75)
Year FE	固定	固定	固定	固定
Industry FE	固定	固定	固定	固定
样本数	2,289	2,289	2,608	2,608
R ²	0.622	0.606	0.543	0.524

注：括号中数值是修正了异方差影响的t值，***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平下显著。

果显示，对于两种崩盘风险指标NCSKEW_{it,t-1}和DUVOL_{it,t-1}，投资者关注度ATT_{it,t-1}的系数分别为0.279和0.242，均在5%水平下显著为正，说明投资者关注会加剧未来股价崩盘风险，与前文全样本回归结论一致。而在高机构持股比例组，无论崩盘风险指标选择条件收益负偏度NCSKEW_{it,t-1}还是收益涨跌波动比DUVOL_{it,t-1}，关注度的系数都不再显著，投资者关注与未来崩盘风险不再具有显著相关关系。这一分组回归结果表明，高机构投资者持股比例组的崩盘效应不明显，但当机构投资者持股比例较低时，投资者关注度引起的未来股价崩盘风险更显著。这证明了机构持股比例的提高可以减弱投资者关注与崩盘风险的正相关性。

3.进一步考察：牛熊市

参考既有研究，采用波峰波谷判定法，根据上证综指历年走势将市场划分为牛熊市，将2014、2015、2016、2017年划分为牛市，其余为熊市³。然后分别利用牛熊市样本，检验投资者关注与股价崩盘风险的影响关系，检验结果见表7。

表7 投资者关注度的崩盘效应考察：牛熊市对比

市场态势	牛市		熊市	
	NCSKEW _{it,t-1} (1)	DUVOL _{it,t-1} (2)	NCSKEW _{it,t-1} (3)	DUVOL _{it,t-1} (4)
ATT _{it,t-1}	0.259** (2.41)	0.298*** (3.26)	0.128 (1.09)	0.132 (1.14)
NCSKEW _{it,t-1}	-0.345*** (-13.70)		-0.308*** (-7.37)	
DUVOL _{it,t-1}		-0.339*** (-11.52)		-0.388*** (-9.12)
OPACITY _{it,t-1}	0.347** (2.19)	0.175 (1.32)	0.097 (0.76)	0.094 (0.78)
DTO _{it,t-1}	-0.002*** (-2.76)	-0.001*** (-2.60)	-0.001* (-1.92)	-0.001 (-1.22)
SIGMA _{it,t-1}	1.537 (1.05)	1.829 (1.47)	3.099 (1.20)	1.117 (0.46)
RET _{it,t-1}	-5.727*** (-2.91)	-6.929*** (-3.54)	5.280 (1.29)	-2.053 (-0.45)
SIZE _{it,t-1}	0.301*** (3.67)	0.267*** (3.69)	0.479*** (4.45)	0.510*** (4.21)
BM _{it,t-1}	-0.385*** (-5.88)	-0.411*** (-7.62)	-0.380*** (-6.97)	-0.437*** (-7.75)
LEV _{it,t-1}	0.088 (0.36)	0.091 (0.43)	-0.028 (-0.09)	-0.160 (-0.51)
ROA _{it,t-1}	0.0378 (0.07)	-0.516 (-1.07)	-0.545 (-0.75)	-0.594 (-0.87)
Year FE	固定	固定	固定	固定
Industry FE	固定	固定	固定	固定
样本数	3,416	3,416	1,827	1,827
R ²	0.604	0.572	0.244	0.357

注：括号中数值是修正了异方差影响的t值，***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平下显著。

如表7所示，在牛市样本中，关注度的系数分别为0.259和0.298，分别在5%和1%水平下显著为正；在熊市样本中，关注度的系数分别为0.128和0.132，但不再显著，说明在不同市场态势下，投资者关注度对股价崩盘风险的影响不同：在牛市下，关注度与股价崩盘风险的显著正相关；在熊市下，这种正向相关性并不显著。

(三)传导路径分析

为了检验关注度和崩盘风险间的影响机制，运用式(6)，以股价同步波动性 $Syn_{i,t-1}$ 代表信息含量，运用式(9)以分解的托宾Q间接度量投资者情绪，通过中介效应检验模型来考察信息和情绪在关注度和崩盘风险间扮演的角色，表8和表9汇报了中介效应的检验结果。

测算发现在两种崩盘风险指标下，关注度 $ATT_{i,t-1}$ 与股价同步波动性 $Syn_{i,t-1}$ 在1%的显著水平下正相关，表明投资者关注反而加大了股价同步性，增加了市场同质性信息在股价中的反映程度。崩盘指标为 $DUVOL_{i,t}$ 时Sobel z值不显著，崩盘指标为 $NCSKEW_{i,t}$ 时Sobel z值相应的p值仅为0.09，说明中介效应基本不存在。该结果否定了H1推测的信息路径，说明投资者关注并没有降低信息不透明度。

如表9所示，不论以 $NCSKEW_{i,t}$ 还是 $DUVOL_{i,t}$ 度量崩盘风险，投资者关注度对情绪的影响均在1%水平下显著为正，其系数分别为0.373和0.371。分别以两种崩盘风险指标作为因变量，同时加入关注度和投资者情绪指标进行直接效应检验时，投资者情绪 $Sent_{i,t-1}$ 的影响系数分别为0.0568和0.0597，均在1%水平下显著为正；关注度

$ATT_{i,t-1}$ 的系数分别为0.114和0.119，与path a中总效应进行比较，系数与显著性均有所下降，在列(3)中，关注度的影响系数甚至不再显著。根据上述的中介效应检验方法，在path a中总效应显著的前提下，系数 δ 、 τ_1 、 τ_2 均显著，且Sobel z值在5%水平下显著，可以看出，投资者情绪确实在投资者关注对股价崩盘风险的影响中起到了部分中介作用，投资者情绪是二者之间影响的传导路径，证实了情绪路径的传导作用，支持了H2的推测。

(四)稳健性检验

1.内生性问题

本文主要解释变量投资者关注度为滞后一期数据，并采用控制个体差异的固定效应模型，一定程度上减轻了内生性问题。为进一步缓解可能存在的内生性问题，本文采用两阶段工具变量法，以投资者关注度的年度-行业均值作为工具变量，针对原有面板数据进行2SLS回归。工具变量法下的回归结果如表10所示。

回归结果显示，运用工具变量剔除内生性后，两种崩盘风险指标下关注度 $ATT_{i,t-1}$ 的系数分别为0.784和0.808，分别在10%和5%水平下显著为正，系数的显著性未发生变化。这说明回归结果没有因为控制了内生性而改变，H2仍然成立，投资者关注与未来股价崩盘风险呈现稳健的正相关关系。

2.对中介效应进行bootstrap检验

在中介效应检验部分，本文使用了逐步检验和Sobel法。近年来，逐步检验和Sobel法受到了很多质疑，主

表8 关注度的崩盘效应：信息路径

崩盘风险代理指标	$NCSKEW_{i,t}$ (1)	$NCSKEW_{i,t}$ (2)	$NCSKEW_{i,t}$ (3)	$DUVOL_{i,t}$ (4)	$DUVOL_{i,t}$ (5)	$DUVOL_{i,t}$ (6)
被解释变量	path a	path b	path c	path a	path b	path c
	$NCSKEW_{i,t}$	$Syn_{i,t-1}$	$NCSKEW_{i,t}$	$DUVOL_{i,t}$	$Syn_{i,t-1}$	$DUVOL_{i,t}$
$ATT_{i,t-1}$	0.124* (1.75)	0.209*** (4.54)	0.133* (1.88)	0.142** (2.26)	0.209*** (4.53)	0.146** (2.33)
$Syn_{i,t-1}$			-0.043* (-1.80)			-0.020 (-0.98)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year FE	固定	固定	固定	固定	固定	固定
Industry FE	固定	固定	固定	固定	固定	固定
样本数	5,243	5,243	5,243	5,243	5,243	5,243
R^2	0.557	0.671	0.557	0.547	0.671	0.547
Sobel z	-1.676 (P=0.09)			-0.955 (P=0.34)		
中介效应显著性	不显著，不存在中介效应			不显著，不存在中介效应		

注：括号中数值是修正了异方差影响的t值，***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平下显著；限于篇幅，省略对控制变量的展示。

表9 关注度的崩盘效应：情绪路径

崩盘风险代理指标	$NCSKEW_{i,t}$ (1)	$NCSKEW_{i,t}$ (2)	$NCSKEW_{i,t}$ (3)	$DUVOL_{i,t}$ (4)	$DUVOL_{i,t}$ (5)	$DUVOL_{i,t}$ (6)
变量	path a	path b	path c	path a	path b	path c
	$NCSKEW_{i,t}$	$Sent_{i,t-1}$	$NCSKEW_{i,t}$	$DUVOL_{i,t}$	$Sent_{i,t-1}$	$DUVOL_{i,t}$
$ATT_{i,t-1}$	0.124* (1.75)	0.373*** (2.71)	0.114 (1.51)	0.142** (2.26)	0.371*** (2.70)	0.119* (1.78)
$Sent_{i,t-1}$			0.057*** (4.54)			0.060*** (5.18)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year FE	固定	固定	固定	固定	固定	固定
Industry FE	固定	固定	固定	固定	固定	固定
样本数	5,243	4,781	4,781	5,243	4,781	4,781
R^2	0.557	0.207	0.572	0.547	0.207	0.566
Sobel z	2.326 (P=0.020)			2.391 (P=0.016)		
中介效应显著性	显著，完全中介效应			显著，部分中介效应		

注：括号中数值是修正了异方差影响的t值，***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平下显著；限于篇幅，省略对控制变量的展示。

表 10 投资者关注度的工具变量回归

变量	IV regression: $NCSKEW_{i,t}$ (1)	IV regression: $DUVOL_{i,t}$ (2)
$ATT_{i,t-1}$	0.784* (1.82)	0.808** (2.13)
$NCSKEW_{i,t-1}$	-0.205*** (-10.33)	
$DUVOL_{i,t-1}$		-0.218*** (-9.88)
$OPACITY_{i,t-1}$	0.242*** (3.33)	0.186*** (2.89)
$DTO_{i,t-1}$	-0.002*** (-3.36)	-0.001*** (-3.07)
$SIGMA_{i,t-1}$	0.553 (0.41)	0.000 (0.00)
$RET_{i,t-1}$	0.123 (0.07)	-2.005 (-1.18)
$SIZE_{i,t-1}$	0.165** (2.27)	0.161** (2.51)
$BM_{i,t-1}$	-0.316*** (-7.78)	-0.345*** (-9.60)
$LEV_{i,t-1}$	-0.073 (-0.49)	-0.095 (-0.71)
$ROA_{i,t-1}$	-0.433 (-1.16)	-0.642* (-1.95)
Year FE	固定	固定
Industry FE	固定	固定
样本数	5,243	5,243

注：括号中数值是修正了异方差影响的t值，***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平下显著。

要集中在Sobel法的检验力低，不容易检验到中介效应显著，并且提出了一些替代方法，比如乘积分布法、Bootstrap法和马尔科夫链蒙特卡罗法，其中以Bootstrap法最为流行。Bootstrap法实际是从样本中重复取样建立新样本，进而验证中介检验步骤path b中系数 δ 与path c中系数 τ_2 乘积是否为0；若95%置信区间不包含0，则系数乘积 $\delta \times \tau_2$ 显著，存在中介效应。

温忠麟和叶宝娟(2014)^[15]指出，如果研究者用Sobel法已经得到显著的结果，检验力低的问题就不复存在，此时Sobel法的效果甚至好过Bootstrap法。本文在之前的检验中用逐步检验和Sobel法发现了情绪路径显著但信息路径不显著，对已经显著的情绪路径无需再使用更为宽松的Bootstrap法进行验证，但对信息路径不显著的结果，如果用更为宽松的Bootstrap法进行中介效应检验，结果是

否会发生变化？此处采取Bootstrap法对信息路径的中介效应进行了再次检验，将置信区间设置为95%，抽样次数设置为5000，得到Bootstrap检验结果如表11所示。

Bootstrap检验结果显示，崩盘风险指标为 $NCSKEW_{i,t}$ 时，置信区间虽然不包括0，但系数乘积 $\delta \times \tau_2$ 的p值为0.049，处于95%显著水平的临界值。当股价崩盘风险指标为 $DUVOL_{i,t}$ 时，95%置信区间和偏差矫正95%置信区间均包含0，系数乘积不显著(p值为0.161)。这一结果说明检验出的中介效应微弱且不稳健，难以支持信息路径的传导作用，与前文否定H1的结果基本一致。

3.其他稳健性检验

本文还采用了更换代理变量的方式进行了稳健性检验。将研报数量更换为分析师关注人数后，重新构建关注度综合代理指标。标准化处理和指标合成方法不变，合成新的关注度代理变量 $ATT'_{i,t}$ ，并重新进行了全部检验，发现关注度仍与崩盘风险显著正向关，投资者情绪的部分中介效应仍存在，与前述研究结论一致。此外，本文还采用应计盈余管理程度作为信息不透明度的度量，重新检验H1。Sobel法和Bootstrap法的结果都再次否定了信息路径的传导作用。限于篇幅，本文不再另行报告回归结果。

五、结论与建议

本文聚焦于投资者关注与股价崩盘风险之间的关系和传导机制，从信息途径和情绪途径两个切入点对该问题进行了理论分析和实证检验。研究发现：(1)投资者关注度与未来股价崩盘风险之间存在显著正相关关系，表明中国资本市场上投资者关注存在显著的崩盘效应，即投资者关注度会提高股价崩盘风险；(2)依据机构持股分组，发现投资者关注的崩盘效应仅在机构持股比例低的组别存在，而在机构持股比例高的组别不再存在，表明机构持股能够抑制关注度的崩盘效应；(3)依据市场态势分组，发现投资者关注的崩盘效应仅在牛市存在，而在熊市不再存在，表明牛市会加剧关注度的崩盘效应；(4)通过路径检验发现，关注度的崩盘效应存在部分的情绪路径，但不存在信息路径，表明投资者关注并没有提高定价效率或降低会计信息不透明度进而影响股价崩盘风

表 11 信息路径的 Bootstrap 检验结果

中介变量	崩盘风险指标	相关系数乘积 ($\delta \times \tau_2$)			95% 置信区间		偏差矫正 95% 置信区间	
		系数乘积	标准差	显著水平	下限	上限	下限	上限
股价同步性	$NCSKEW_{i,t}$	-0.0067	0.0034	P=0.049	-0.0134	-0.000	-0.0149	-0.0011
$Syn_{i,t-1}$	$DUVOL_{i,t}$	-0.0039	0.0028	P=0.161	-0.0095	0.0016	-0.0109	0.0007

注：Bootstrap 重复抽样 5000 次，由于加入时间虚拟变量后样本数据存在缺失， $NCSKEW_{i,t}$ 实际抽样样本数为 2295， $DUVOL_{i,t}$ 的实际抽样样本数为 2347。

险，投资者关注度对股价崩盘风险的影响主要是通过加剧情绪等非理性因素的影响而增大了定价错误，这是关注度崩盘效应产生的机理途径。

本文研究的政策启示是：(1)投资者关注对于股价是双刃剑，如果投资者关注能够切实提高上市公司特质信息的传播和解读效率，将改善上市公司信息透明度从而有助于资本市场稳定；但如果投资者关注主要基于宏观或行业层面的加总信息，受从众效应和过度反应的影响，将加剧定价错误程度，增大股价暴跌风险；(2)在未来的市场交易制度建设和规范中，应鼓励进一步提高机构持股比例。有研究报告指出，2016年美国市场以共同基金、养老基金为代表的境内专业投资者持股市值比重高达40%，再加上境外专业投资机构的持股，持股市值比重达约55%，而同期中国A股市场，境内专业机构投资

者持股市值比重仅为16.3%，境外专业机构投资者持股市值比重不到1%⁴，二者差距较大。作为理性投资者的典型代表，专业机构持股有助于提升市场理性，降低情绪因素造成的市场过度波动。(3)投资者关注的崩盘效应在牛市和熊市两种状态下存在不对称性，为监管政策的相机抉择提供了理论依据。牛市状态下，监管政策尤其需要对投资者关注带来的冲击加以重视，通过交易所函询等方式，对形成市场热点的行业或个股严格信息披露和响应速度要求，提高公司特质性信息传播效率，以缓解情绪过热导致的定价错误程度，降低股价崩盘风险。同时，对于借助杠杆获得资金投资“牛股”的交易活动，要加强监管并及时提示风险。 ■

[基金项目：教育部人文社会科学青年基金项目“信息透明度与股价崩盘风险研究”（16YJC790037）]

注释

1. 根据上交所2018年统计年鉴，自然人投资者的交易占比为82.01%，而专业机构投资者的交易占比仅为14.76%。
2. 国内学者常用以股票简称或股票代码在百度搜索中的百度指数和媒体指数度量个股互联网搜索量和媒体搜索量，但由于百度公司屏蔽了约2/3的A股公司百度指数与媒体指数，而本文的研究设计以全部上市公司为样本，难以采用。
3. 由于本文样本为公司一年份面板数据，时间维度只能用年，

因而无法以季度或月来划分牛熊市，这与人们的直观感觉不尽一致。在稳健性检验中，本文采用市场超额收益法(比较上证综指收益率与一年期银行存款收益率，大于则为牛市，小于则为熊市)重新划分牛熊市，将2014、2015和2017年划分为牛市，其余为熊市，回归分析结果完全一致。

4. 数据来源：申万宏源研究报告《中国证券投资者结构全景分析报告2016》。

参考文献：

- [1] Abreu D, Brunnermeier M K. Bubbles and crashes[J]. *Econometrica*, 2003, 71(1): 173-204.
- [2] Barber B M, Odean T. All that glitters: the effect of attention and news on the buying behavior of individual and institutional investors[J]. *Review of Financial Studies*, 2008, 21(2): 785-818.
- [3] Da Z, Engelberg J, Gao P. In search of attention[J]. *Journal of Finance*, 2011, 66(5): 1461-1499.
- [4] Durnev A, Morck R, Yeung B Y. Does greater firm-specific return variation mean more or less informed stock pricing?[J]. *Journal of Accounting Research*, 2003, 41(5): 797-836.
- [5] Fama E F, French K R. A five-factor asset pricing model [J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 116(1): 1-22.
- [6] Fang L, Peress J. Media coverage and the cross-section of stock returns[J]. *The Journal of Finance*, 2009, 64(5): 2023-2052.
- [7] Gilbert T, Kogan S, Lochstoer L. Investor inattention and the market impact of summary statistics[J]. *Management Science*, 2012, 58(2): 336-350.
- [8] Huddart S, Lang M, Yetman M H. Volume and price patterns around a stock's 52-week highs and lows: theory and evidence[J]. *Management Science*, 2009, 55(1): 16-31.
- [9] Kim J B, Li Y, Zhang L. Corporate tax avoidance and stock price crash risk: firm-level analysis[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 99(3): 639-662.
- [10] Lou D. Attracting investor attention through advertising[J]. *Review of Financial Studies*, 2014, 27(6): 1797-1829.
- [11] Peng L, Xiong W. Investor attention, overconfidence and category learning[J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 80(3): 563-602.
- [12] Zhang Y. Analyst responsiveness and the post-earnings-announcement drift [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2008, 46(1): 201-215.
- [13] 冯旭南. 注意力影响投资者的股票交易行为吗? ——来自“股票交易龙虎榜”的证据[J]. *经济学(季刊)*, 2017, (1): 255-274.
- [14] 黄俊, 郭照蕊. 新闻媒体报道与资本市场定价效率——基于股价同步性的分析[J]. *管理世界*, 2014, (5): 121-130.
- [15] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. *心理科学进展*, 2014, (5): 731-745.
- [16] 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.
- [17] 张戈, 王美今. 投资者情绪与中国上市公司实际投资[J]. *南方经济*, 2007, (3): 3-14.
- [18] 张继德, 廖微, 张荣武. 普通投资者关注对股市交易的量价影响——基于百度指数的实证研究[J]. *会计研究*, 2014, (8): 52-59.
- [19] 张圣平, 于丽峰, 李怡宗. 媒体报道与中国A股市场盈余惯性——投资者有限注意的视角[J]. *金融研究*, 2014, (7): 154-170.