

新兴市场机构持股占比对股票收益率偏度的影响机制研究

陈 倩¹, 马亚东², 高 翔³

¹深圳北理莫斯科大学经济系, 广东 深圳

²平安证券固定收益部, 广东 深圳

³上海商学院财务金融学院, 上海

收稿日期: 2023年1月11日; 录用日期: 2023年1月19日; 发布日期: 2023年3月10日

摘 要

近年来我国股票市场极端风险现象频发, 这对投资组合风险管理和金融市场稳定都提出了严峻挑战。随着机构投资者在中国股票市场投资所占比重越来越高, 其对度量股票崩盘风险的股票收益率偏度之影响的重要性也在不断增强。本文基于我国A股市场2008~2017年间3559家上市公司的数据, 研究了中国市场机构投资者占比和企业股票未来崩盘风险之间的关系。实证结果发现数个规律。首先, 总体看来机构投资者持股与股票未来暴跌风险显著负相关。但进一步研究发现相关性的方向取决于机构投资者的类型。其次, 机构投资者通过影响公司的财务不透明度来影响股票收益率的偏度——积极主动型机构投资者的较高持股占比降低了财务不透明度对暴跌风险的正影响, 而代表被动投资者的公募基金的较高占比加强了这种影响。最后, 机构持股可能会放大由过度乐观所导致的分析师覆盖对标的股票暴跌风险的正向影响。

关键词

收益率偏度, 机构持股, 分析师覆盖, 财务不透明度, 监管

The Study on the Influence Mechanism of Institutional Ownership Proportion on Stock Return Skewness in Emerging Markets

Qian Chen¹, Yadong Ma², Xiang Gao³

¹Faculty of Economics, Shenzhen MSU-BIT University, Shenzhen Guangdong

²Department of Fixed Income, Pingan Securities Group, Shenzhen Guangdong

³Faculty of Professional Finance and Accountancy, Shanghai Business School, Shanghai

Abstract

The extreme events that happened in China's stock market in recent years present a serious challenge to the management of portfolio risks and the stability of financial markets. With an increasing proportion of institutional participants in the Chinese stock market, the importance of institutional investors' influence on the skewness of stock returns, which can serve as a measure of stock crash risk, is also increasing. This paper investigates the relationship between the institutional ownership in Chinese publicly-listed firms' stock and the stock's future crash risk based on the data of 3559 firms listed in China's A-share market between 2008 and 2017. The empirical results find several regularities. First, institutional ownership is overall significantly negatively correlated with the stock's future crash risk. However, a closer inspection reveals the direction of the correlation depends on the types of institutional investors. Second, institutional investors influence the skewness of stock returns by affecting the firm's financial opacity—a higher proportion of activist institutional investor ownership reduces the positive influence of financial opacity on crash risk, while that of mutual funds as passive investors strengthens such influence. Last but not least, institutional ownership may amplify the positive effect of analyst coverage on the stock's crash risk caused by over-optimism.

Keywords

Skewness of Returns, Institutional Ownership, Analyst Coverage, Financial Opacity, Monitoring

Copyright © 2023 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

近年来,中国股票市场频繁出现股票指数崩盘的情形,如上证指数在2015年6月19日下跌6.42%,6月26日继续下跌7.4%,这种极端市场行情也被业内人士称为“股灾”。随后几年亦多次出现暴跌,本文统计了自2001年1月1日到2018年1月1日共计4120个交易日,当日涨跌幅绝对值最大的100个交易日中,有62日为下跌。市场暴跌风险在中国市场频繁发作,已成为市场风险管理的一个重要方向。股票市场的暴跌风险不仅会影响投资者的投资组合管理,也会引发市场恐慌造成市场不稳定因素,给投资者的风险管理和监管机构市场监管都带来巨大的挑战。由此可见,股票市场暴跌风险已成为影响金融市场稳定的一个不可忽视的因素。

中国作为新兴市场,市场相对不够成熟,早期个人投资者占比较高。但近年来,中国市场机构投资者比例逐步提升,根据WIND数据库的统计数据显示,如图1所示,机构投资者在全市场流通市值的占比从2008年年报公布的6.49%提升2016年末的50.21%。此外,2002年我国颁布了《合格境外机构投资者境内证券投资管理暂行办法》¹,合格境外投资者(QFII)也开始参与中国股票市场投资,中国股票市场开始出现海外机构投资者。而且,2018年6月中国A股将有236只股票正式纳入MSCI新兴市场指数,这意味着A股国际化程度进一步提高,随之会带来更多海外机构资金投资中国股票。因此中国资本市场

¹《合格境外机构投资者境内证券投资管理暂行办法》:为了规范合格境外机构投资者在中国境内证券市场的投资行为,促进中国证券市场的发展,根据有关法律、行政法规制定。由中国证券监督管理委员会、中国人民银行于2002年12月1日颁布施行,共计七章三十九条。

不断成熟、更加开放的背景下，机构投资者乃至海外投资者的占比将不断提升，机构投资者在中国市场的扮演的角色也将越来越重要，因此研究机构投资者行为对股票市场崩盘风险的影响和对市场稳定的作用也将更加有意义。

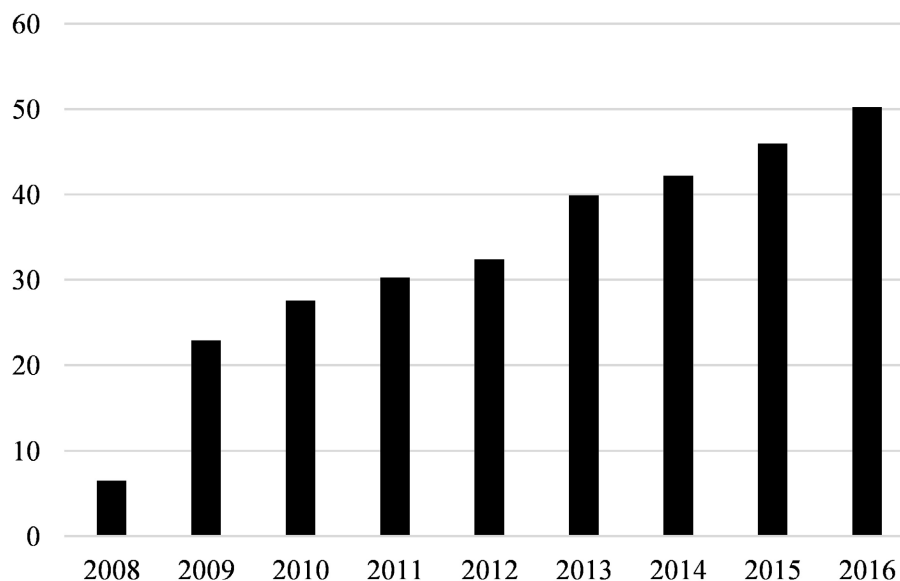


Figure 1. The proportion of institutional ownership in China's stock market
图 1. 中国股市机构投资者占比²

学术界常用股票收益率的偏度来刻画崩盘风险，即越小的偏度代表越高的崩盘风险。国内外文献对机构投资者影响股票收益率偏度的研究还不够充分，分析机构投资者影响股票收益率偏度的内在影响机制的文献还相对缺乏。基于上述思考，在已有研究的基础上，本文通过使用中国股票市场 2008~2017 年 3559 家上市公司数据，研究了机构投资者占比对未来股票收益率偏度的影响，有效地补充该方向的理论研究，对于全面理解机构投资者行为对偏度的影响具有重要的学术价值。本文发现不同于以往文献在美国市场中的发现，机构投资者占比越高崩盘风险越小，证明机构投资者对于维护新兴市场的市场稳定具有正面作用，这意味着中国市场可以利用机构投资者增加金融市场稳定性。本文通过对中国市场机构进行分类，发现不同类型机构投资者的影响不同。其中公募基金占比越高，崩盘风险反而越大，这是现有文献均没有发现的现象。本文提出了机构投资者对偏度的两种可能的影响渠道。一方面机构投资者可能影响上市公司财务不透明度对偏度的作用效应，另一方面机构投资者可能通过影响分析师行为进而影响股票收益率偏度。本文进一步分析了不同类型机构投资者通过影响公司财务不透明度对股票收益偏度的影响。

2. 文献综述与研究假设

2.1. 股票收益率偏度的影响因素

对于股票收益不对称性的研究开始于上个世纪七八十年代，最初的理论均是基于完全信息理性预期框架形成的。Blanchard 和 Watson (1982) [1]提出的随机泡沫理论，得到了收益率负偏度存在的推断。资产的收益率分布呈现不对称性是由于泡沫生成之后最终会伴随巨大的负收益(泡沫破灭)，尽管这种破灭出现的概率比较低。涨幅大的股票意味着更有可能是泡沫积累较大的股票，因此未来存在更大的破灭概率，未来的偏度也更有可能是负向。

²数据来源于 Wind 数据库。

French 等(1987) [2]以及 Campbell 和 Hentschel (1992) [3]提出波动率反馈理论, 其认为, 如果市场上有利好消息释放, 市场波动率将会由于消息冲击而上升, 风险溢价也随之上升, 利好消息带来的上涨将会部分地被上升的风险溢价所抵消。如果是利空消息的出现, 市场波动同样会随利空消息的冲击而上升, 此时利空消息的直接影响和风险溢价的方向都一致为负向, 负面消息的效果会被放大。所以市场对于同样的利空消息的下跌幅度会大于同样的利好消息带来的上涨幅度。因此波动率大的股票未来更有可能为负偏度。该理论的缺点是不能对崩盘发生时的无信息支撑给出合理解释。Poterba 和 Summers (1986) [4]认为引发市场波动的外部冲击都是十分短暂的, 并不能期待这些外部冲击对风险溢价存在持续性影响。

Hong 和 Stein (1999, 2003) [5] [6]从理论和实证分析得出结论: 投资者异质观念和卖空限制的存在, 会导致未来呈现条件负偏度的现象, 并且大的投资者分歧往往伴随着成交量的放大, 因此认为成交量大的股票未来更有可能负偏度, 也即更大的崩盘风险。

另一些学者发现财务信息的不透明度也能解释未来股价收益的负偏度。根据 Jin 和 Myers (2006) [7]的研究, 上市公司管理层可能出于保护个人职位和薪酬的考虑, 有动力去操纵短期的亏损, 造成了财务信息的不透明度上升。当之前累积的负面信息同时被释放出来, 最终会导致未来收益的负偏度存在。Hutton 等(2009) [8]进一步拓展了 Jin 和 Myers (2006) [7]关于财务不透明对崩盘风险的研究, 发现财务报表的透明度也对未来崩盘有显著正影响。潘越、戴亦一和林超群(2011) [9]以中国 2002~2009 年间 A 股上市公司作为样本, 研究了财务不透明度与股票收益率偏度之间的关系, 以及分析师关注度对该关系的影响, 发现证券分析师改善了信息不对称, 弱化了财务不透明对崩盘风险的影响。

除此之外, Bae 等(2006) [10]提出公司治理和股票价格崩盘风险之间存在密切的关系, 他们研究了全球 14,000 家上市公司, 得出在同一截面上公司治理水平较差的股票往往表现出更大的偏度。Kim 等(2011) [11]研究了美国市场 1995~2008 年上市公司数据, 发现上市公司的避税行为与股票价格的崩盘风险呈现显著地正相关, 企业外部监督力量大的情况下, 避税带来的负面影响将会被削弱。Kim 等(2011) [12]研究了美国市场 1993~2009 年上市公司数据提出上市公司 CFO 的期权组合对股票价格的敏感性与未来股票价格的崩盘风险存在显著地正相关, 而 CEO 的期权组合敏感性则与股票价格的关系并不显著。随后作者又发现 CFO 期权敏感性对崩盘风险的影响在高财务杠杆的公司中更为明显。Ni 和 Zhu (2016) [13]研究了卖空限制和崩盘风险的关系, 验证了中国的融资融券制度和未来偏度的关系, 发现可以融资融券的股票未来崩盘风险反而更大, 这个结果印证了卖空行为会增加市场波动。

2.2. 机构投资者和分析师对上市公司信息透明度的影响

文献中有不少研究也针对机构投资者行为对上市财务信息透明度的影响开展工作。Callen 和 Fang (2013) [14]研究了机构投资者行为和崩盘风险的关系, 提出了监督作用和短期交易两种不同的解释。文章发现机构投资者占比与股票价格崩盘风险呈现显著正相关的现象。通过把机构投资者划分为短线投资者 (Transient Institutional Investors)、专注投资者 (Dedicated Institutional Investors) 和指数投资者 (Index Institutional Investors), 这些作者发现机构投资者对崩盘风险的正向作用主要是源于短线投资者, 而专注的机构投资者更多的是承担了监督作用的角色。此外, 在细分领域下, 发现公共养老基金与崩盘风险负相关, 而银行信托、投资公司及独立投资的投资顾问与未来的崩盘风险呈现正相关。此外, Callen 和 Fang (2015) [15]还继续研究了公司透明度对机构投资者效应的影响, 发现机构占比与透明度交叉项仍然显著为正, 表明不透明的财务报表增强了短线机构投资者对未来崩盘风险的影响。

An 和 Zhang (2013) [16]的研究表明专注的机构投资者与美国市场的股票价格同步性和崩盘风险均为负相关关系, 原因在于专注投资者持有大份额上市公司股票且投资期限较长期, 他们有足够的激励去监督上市公司。另一方面, 短期投资者与同步性和崩盘风险均为显著正相关, 原因在于他们往往更倾向于交易而非监督。

对于机构投资者行为的研究也在不断丰富。Chen 等(2007) [17]研究了不同机构投资者对上市公司的监督作用。作者通过使用并购来反映监督作用,发现只有长线的机构投资者才存在显著的监督作用。Gaspar 等(2005) [18]研究了机构投资者的投资期限对监督作用的影响,发现短线机构投资者具有更弱的监督效果。Yan 和 Zhang (2009) [19]研究了不同机构投资者对未来股票价格的预测能力,表明短线投资者拥有对未来股票收益的预测能力,而长期机构投资者则不具备收益预测能力,此外短线投资者对未来的盈利异象也具有显著地预测性。其原因在于,短线机构投资者可能存在更多的信息优势,并因此获利。

有文献进一步研究机构投资者与分析师覆盖度的关系。O'Brien 和 Bhushan (1990) [20]提出机构投资者会对分析师提出信息获取等方面的研究服务。Frankel 等(2006) [21]认为更大的机构投资者占比会增加投资者对特定公司的分析师信息提供需求。Elyasiani 和 Jia (2010) [22]认为机构投资者会由于自身与金融市场的联系进而帮助上市公司吸引更多分析师的关注,这一作用同时又帮助提升机构持股的流动性和降低上市公司交易和融资成本。Lin 和 Fu (2017) [23]发现中国市场机构投资者占比对上市公司表现有显著的正面影响,这个结论对其他一系列控制变量均稳健。此外并不是所有类型的机构投资者对上市公司都有监督作用,压力不敏感的外资机构(QFII)比内资机构对公司表现具有更强的正面影响。文章进一步研究发现机构投资者对公司表现通过两种途径施加影响,其一机构投资者能够吸引更多的卖方分析师,其二机构投资者可以有效降低内幕交易者(Insider Ownership)的占比。

此外,大量的文献也论述了证券分析师平均可能存在乐观倾向。Hayes (1998) [24]、Irvine (2004) [25] 和 Jackson (2005) [26]均认为,分析师为了获得交易佣金,而客户往往面临卖空约束,因此分析师发表乐观的报告鼓励投资者买入交易,从而为他们创造佣金收入。Dugar 和 Nathan (1995) [27]、Michaely 和 Womack (1999) [28]、O'Brien 等(2005) [29]提出另一种观点,认为和投资银行有附属关系的证券分析师,为了保护公司的承销业务,他们也会比其他非附属关系的分析师对相关标的更加乐观。Mola 和 Guidolin (2009) [30]发现:当分析师所附属的基金公司买入行为之后,分析师便更有可能频繁地对相关标进行分析,且该标的评级也会越高。Xu 等(2013) [31]在对中国市场进行研究时提出,分析师乐观倾向会使得分析师放大利好消息,低估利空消息,造成了一定程度的不利信息披露被暂时掩盖堆积起来,待到未来分析师无法持续掩盖披露时,利空消息会叠加释放,根据 Hong 等(2000) [32]、Hutton 等(2009) [8]的理论,分析师覆盖带来的低估利空消息和放大利好消息会造成未来负偏度(当期正偏度)。作者发现越乐观的分析师、和证券公司有附属关系的分析师更容易造成大的崩盘风险。

Cao 等(2016) [33]研究了中国股票市场社会信任(Social Trust)和股票崩盘风险之间的关系,发现社会信任越高的股票未来崩盘风险更小。对于机构占比高、分析师覆盖高的股票,对公司的监督作用本身已经很强了,因此社会信任对崩盘风险的影响会被削弱。Xu 等(2017) [34]发现中国股票市场的分析师羊群效应(Analyst Herding)与未来股票价格崩盘风险显著正相关,当存在更大的信息不对称的时候,二者的关系会进一步加强。

3. 研究假设

本文旨在研究机构投资者占比对收益率偏度的影响,以及机构占比影响偏度的内在机制。我们将分析机构投资者与股票收益率偏度的关系,并进一步分析机构投资者影响偏度的两种可能的渠道。下文将对各部分论点,依据理论做出一系列假设。

3.1. 机构投资者占比与收益率偏度的关系

如前述文献中提到的那样,机构投资者可能通过不同的机制对上市公司产生影响,结果可能是正向的也可能是负向的。如果正向的因素占主导,则机构占比越高崩盘风险越大,如果负向的因素占主导,那么机构占比越高崩盘风险越小。正向因素包括机构可以从对上市公司监督中获得更多的好处(Shleifer

和 Vishny, 1986, 1997) [35] [36]; 机构监督加强上市公司的公司治理(Hutton 等, 2009) [8]。负面因素如机构投资者有时会过度关心上市公司短期的盈利, 如果短期的企业盈利不达预期将会引发短线机构投资者的大幅抛售(Graves 和 Waddock, 1990; Porter, 1992; Bushee, 1998, 2001) [37] [38] [39] [40], 驱使上市公司的经营者更大可能地操纵公司的盈余。基于此, 我们提出假设 1a, 1b。

假设 1a: 同等条件下, 机构投资者占比越高, 未来崩盘风险越大。

假设 1b: 同等条件下, 机构投资者占比越高, 未来崩盘风险越小。

3.2. 机构投资者占对财务不透明度与收益率偏度关系的调节作用

首先, 根据已有文献认为财务不透明度会影响股票未来股票崩盘风险。原因在于上市公司管理人员根据信息披露操纵公司盈余, 造成了不利信息的堆积, 待到未来不得不释放的时候, 会引起较大的崩盘风险(Hutton 等 2009) [8]。潘越、戴亦一和林超群(2011) [9]对中国市场的研究也得到类似结论。因此, 我们认为在中国市场财务不透明度可能与未来崩盘风险正相关, 即公司财务越不透明未来收益率偏度越小, 故本文在中国市场上做出假设 2.1。

假设 2.1 同等条件下, 上市公司财务越不透明, 未来崩盘风险越大。

大量文献也提出机构投资者可能影响公司财务不透明度。一方面, 机构投资者可能对上市公司的管理者存在监督作用, 促使上市公司不会过度的操纵公司盈余, 从而增加公司财务透明度(Chen 等, 2007) [17]。另一方面, 由于短期投资者的存在, 他们更关注企业短期盈利水平, 会使得更有动力去操纵盈余, 从而加剧上市公司的操纵行为(Bushee, 1998, 2001) [39] [40]。结合假设 2.1 的观点, 机构投资者可能对上市公司存在监督作用, 进而降低公司不透明度对崩盘风险的影响; 短线机构投资者过度关注短线盈利会放大财务不透明度对崩盘风险的影响。因此我们得到以下两种可能的假设:

假设 2.2.a 机制一: 机构占比和透明度的交叉项降低股价崩盘风险。

假设 2.2.b 机制一: 机构占比和透明度的交叉项增加股价崩盘风险。

假设 2.2.a 反映的是机构投资者的监督作用, 如果假设成立, 机构占比和不透明度的交叉项将会降低未来的崩盘风险。假设 2.2.b 反映的是机构投资者的短线交易行为, 如果该假设成立, 机构占比和不透明度的交叉项将会增加未来的崩盘风险。

3.3. 机构占比和分析师覆盖的交叉项对偏度的影响

尽管 Hong 等(2000) [32]指出分析师覆盖高的股票未来更有可能出现负偏度, 并用分析师覆盖来解释美国市场小市值股票偏度大的原因, 但是作者并没有系统的用理论来分析这一现象。结合对分析师行为偏差的研究(Hayes, 1998; Irvine, 2004; Jackson, 2005) [24] [25] [26], 分析师在某种程度上可能会低估或者掩盖利空, 放大利好消息, 使得利空信息被隐藏或弱化, 造成未来收益可能出现大幅的崩盘风险, 因而未来出现负偏度倾向。Xu 等(2013) [31]的研究证实了中国市场也受分析师乐观情绪和收益率偏度的影响。因此我们做出假设分析师覆盖较高的股票未来偏度可能会更小, 崩盘风险风大。

假设 3.1 同等条件下, 分析覆盖越高, 未来崩盘风险越大。

由于卖方分析师和机构投资者之间存在着业务服务关系, 也即卖方分析师向机构投资者提供研究服务, 用于获得交易佣金等激励。Frankel 等(2006) [21]认为较高的机构占比更有可能增加对分析师的研究服务需求, 也就会增加未来分析师对这些公司的覆盖。结合假设 3.1 的观点, 机构占比越高会吸引而更多分析师更多覆盖, 而更多分析师覆盖则会带来更多分析师乐观情绪的作用, 将会有更多不利信息会被隐藏和低估, 导致未来的收益率偏度更小。因此, 我们认为机构投资者占比会通过增加分析师关注度, 进而使得未来收益率偏度更小, 增加未来的崩盘风险。

假设 3.2 机制二：机构占比会增加分析师覆盖，进而增加未来崩盘风险。

4. 数据和方法

本章解释了研究所使用的数据、定义了变量并构建了检验假设的模型。

4.1. 变量和数据

本文选取中国市场 3559 家 A 股上市公司从 2008 年到 2017 年的数据，不包含 2017 年的年报数据。股票样本数据包含了上海证券交易所和深圳证券交易所的所有股票，包括主板、中小板和创业板。本文剔除了只在 B 股交易的股票、ST 股票、上市不超过半年(120 个交易日)的样本以及有缺失值的股票。样本中所有上市公司行情数据、财务数据和一致预期数据均来自于 WIND 数据库。样本区间覆盖了所有上市公司从 2008~2017 年的半年度数据(半年报和年报数据)，共计 18 个截面。本文的行业分类方式采用中信证券一级行业分类标准，共计 29 个一级行业。

4.1.1. 被解释变量

我们沿用了 Chen 等(2001) [41]对崩盘风险 $Crash_{i,t}$ 的两种度量方法，即 $NCSKEW_{i,t}$ 和 $DUVOL_{i,t}$ 。 $NCSKEW_{i,t}$ 是负的资产收益率偏度，负号用于调整方向，越大代表风险越大。计算方式是资产收益率负的三阶矩除以资产收益率标准差的三次方：

$$NCSKEW_{i,t} = -\frac{n(n-1)^{\frac{3}{2}} \sum r_{i,t}^3}{(n-1)(n-2) \left(\sum r_{i,t}^2 \right)^{\frac{3}{2}}}, \quad (1)$$

其中， $r_{i,t}$ 是股票 i 在第 t 个时间区间内的去均值后的日度收益率，日度收益率采用对数差分方法计算(如果采用简单日度收益，计算结果也不发生变化)。 n 为对应时间区间内有效样本的数量， $NCSKEW_{i,t}$ 则对应的是个股 i 在第 t 个截面时期的负的收益偏度。

$DUVOL_{i,t}$ (Down to Up Volatility)则采用不对称二阶矩衡量，二阶矩不对称实际上与三阶矩有偏相一致。不对称二阶矩计算不涉及三阶矩，因此可以规避一些极端数值情形。计算方式为，对于股票 i 在过去六个月这个时间区间，我们根据日收益高于或低于区间收益均值将区间划分为上行和下行两个子区间，然后分别计算这两个子区间样本标准差，然后取下行标准差对上行标准差比率的对数值作为 $DUVOL_{i,t}$ ，方程如下：

$$DUVOL_{i,t} = \log \left\{ \frac{(n_u - 1) \sum_{down} r_{i,t}^2}{(n_d - 1) \sum_{up} r_{i,t}^2} \right\}. \quad (2)$$

$DUVOL_{i,t}$ 越大代表风险越大。 n_u 和 n_d 分别对应股票 i 在该样本区间中的上行和下行子区间的样本容量。 $NCSKEW_{i,t}$ 和 $DUVOL_{i,t}$ 具有强相似度，因此在衡量收益率波动不对称方面具有很强的替代性。

本文构建了崩盘风险半年度的数据和年度的数据，通常来讲，在中国市场每年有 240 个交易日左右，每半年有 120 个交易日左右。对于半年频率的 $NCSKEW_{i,t}$ 和 $DUVOL_{i,t}$ ，本文选用每年的 6 月 30 日和 12 月 31 日作为起点，用过去 120 个交易日数据进行计算。但是由于停牌等原因存在缺失值，我们要求半年期至少有 100 个有效样本用于保证偏度计算的误差不会太大，否则将这个样本点的 $NCSKEW_{i,t}$ 和 $DUVOL_{i,t}$ 的取值设定为缺失值。对于年度的指标计算，本文选择 12 月 31 日作为起点，采用过去 240 个交易日作为样本区间，并要求有效样本点至少为 200 个以保证指标计算的误差不会太大。

4.1.2. 解释变量

本文主要解释变量包括机构持股比例、分析师覆盖度以及上市公司财务透明度。

首先, 机构持股情况来自于上市公司的财务报表。我们从 WIND 数据库提取从 2008~2017 年所有 A 股上市公司的半年报和年报数据, 得到了机构持股占比 $Inst_{j,t-1}$, 公募基金持股占比 $Fund_{j,t-1}$, 保险公司占比 $Insur_{j,t-1}$, 社保基金占比 $SSFund_{j,t-1}$, 外资持股占比 $Qfii_{j,t-1}$, 以及内资机构持股占比 $Domestic_{j,t-1}$ (总机构持股比例减去 $Qfii_{j,t-1}$)。其中持股比例均按照持股数量占上市公司自由流通股本的比例计算, 变量取值均为所占比例乘以 100。如果该期财务报表中无对应机构持股数据, 该机构持股比例记作 0 处理。

其次, 分析师覆盖数据来自 WIND 一致预期数据库。分析师覆盖数量是过去 120 个交易日内对该公司给出盈利预测的分析师的数量, 如果没有分析师给出过盈利预测, 则覆盖度记为 0。

然后, 上市公司财务透明度是根据以下方法计算得到。Hutton 等(2009) [8]认为在一个企业整个生命周期中, 其应计利润(Accruals)之和必定为零, 其利润之和必定等于现金流之和。但是在这个过程中, 可能出现应计利润大幅偏离净现金流, 总应计利润也很大的情况。利润和现金流之间的差异可能来源于盈余操纵行为, 应计利润最终会被反向的应计利润所磨平。为了区分正常应计利润和非正常应计利润, 本文采用 Modified Jones Model (参见 Dechow 等, 1996) [42], 即本文采用 2008~2017 年间的数, 对所有上市公司分行业、分年度建立如下的横截面回归:

$$\frac{TA_{j,t}}{Asset_{j,t-1}} = \alpha_0 \frac{1}{Asset_{j,t-1}} + \beta_1 \frac{\Delta Sales_{j,t}}{Asset_{j,t-1}} + \beta_2 \frac{PPE_{j,t}}{Asset_{j,t-1}}. \quad (3)$$

其中, $TA_{j,t}$ 是公司 j 在财年 t 的总应计利润, 等于公司的营业利润减去经营活动现金流, 即 $TA_{j,t} = Income_{j,t} - OCF_{j,t}$ 。 $Asset_{j,t}$ 和 $PPE_{j,t}$ 分别是公司 j 在第 t 财年的年报总资产和总固定资产, $\Delta Sales_{j,t}$ 是公司 j 第 t 年和 $t-1$ 年销售收入的增加量。公司 j 在第 t 财年的可操纵应计利润 $DiscAcc_{j,t}$ 的计算公式如下:

$$DiscAcc_{j,t} = \frac{TA_{j,t}}{Asset_{j,t-1}} - \hat{\alpha}_0 \frac{1}{Asset_{j,t-1}} + \hat{\beta}_1 \frac{\Delta Sales_{j,t} - \Delta Receive_{j,t}}{Asset_{j,t-1}} - \hat{\beta}_2 \frac{PPE_{j,t}}{Asset_{j,t-1}}. \quad (4)$$

等式(4)中的参数均是由进行(3)中截面回归拟合而得到, $\Delta Receive_{j,t}$ 是公司 j 在第 t 财年和第 $t-1$ 财年的应收账款增加额, 通过在总应计利润减去正常应计利润(Normal Accruals), 最终得到的就是估计所得的非正常应计利润 $DiscAcc_{j,t}$, 其数值过大或者过小均表明了上市公司应计利润存在异常。

Dechow 等(1996) [42]验证了 $DiscAcc_{j,t}$ 作为上市公司盈利操纵行为的一种表现。 $DiscAcc_{j,t}$ 随着盈余操纵行为的不断增加会不断增加, 然后由于前期过多正向偏离, 在未来某个时间表现为剧烈下降。增加的 $DiscAcc_{j,t}$ 与盈余操纵行为存在高度一致性, 而最后 $DiscAcc_{j,t}$ 的剧烈下降则是前期增加的反转。进一步地, Dechow 等(1996) [42]还发现盈余操纵行为在被外界发现之前持续一到三年, 而随后的反转则发生的十分迅速。综合来说, Dechow 等(1996) [42]在此基础上构造了一个简洁直接的衡量财务报表透明度的指标 $Opaque_{j,t}$, 即对 $DiscAcc_{j,t}$ 的绝对值三年期滚动求和。 $Opaque_{j,t}$ 越大表示盈余操纵越多, 公司财务报表就越不透明。 $Opaque_{j,t}$ 的具体计算方法如下列等式(5)所示:

$$OPAQUE_{j,t} = abs(DiscAcc_{j,t}) + abs(DiscAcc_{j,t-1}) + abs(DiscAcc_{j,t-2}). \quad (5)$$

4.1.3. 控制变量

本文考虑以下控制变量。首先是股票收益率的波动率, $Volatility_{j,t-1}$, 并预期 $Volatility_{j,t-1}$ 大的时候未来的偏度会更小。这是根据 Campbell 和 Hentschel (1992) [3]等提出的波动率反馈理论, 利好消息和不利消息都会使得波动上升, 所需的风险溢价上升, 但风险溢价与利好方向相反, 而不利消息时风险溢价和利空消息是同为负向, 最终造成上涨时不如下跌时幅度大, 也即负偏度。其次, 类似于 Chen 等(2001) [41]所采用的方式, 我们将过去 6 个月的实现收益率作为控制变量加入模型。本文加入了过去 6 个月每个月

的涨跌幅,分别记作 $Ret1_{j,t-1}$, $Ret2_{j,t-1}$, $Ret3_{j,t-1}$, $Ret4_{j,t-1}$, $Ret5_{j,t-1}$, $Ret6_{j,t-1}$ 。第三个控制变量是投资者异质性,类似于 Chen 等(2001) [41],本文使用换手率作为对投资者观点差异的代理变量。具体计算为,如使用半年度数据, $TURNOVER_{j,t-1}$ 是过去 6 个月的月度平均换手率。通过用 $TURNOVER_{j,t-1}$ 减去过去 18 个月的月度平均换手率进而得到去趋势的换手率 $DTURNOVER_{j,t-1}$ 。 $DTURNOVER_{j,t-1}$ 越大表示该股票成交量越大,意味着该股票投资者观点差异越大。第四个控制变量是股票的对数市值 $LNSIZE_{j,t}$, Harvey 和 Siddique (2000) [43] 及 Chen 等(2001) [41] 的研究发现了在美国市场大市值股票更有可能呈现出负偏度。第五个控制变量是崩盘风险的滞后项,因为 $Crash_{j,t}$ 本身存在一定的自相关性。在本文的稳健性检验中,本文也将考虑总资产收益率 ROE、市净率 Pb 和财务杠杆率 LEV 作为控制变量。最后,为控制更多公司层面特定因素,我们加入了 28 个行业虚拟变量, $Indus1_{j,t}, Indus2_{j,t}, \dots, Indus28_{j,t}$, 用以控制各个公司在行业层面的特定影响。表 1 包含变量的详细信息。

Table 1. Summary of variables

表 1. 变量汇总表

变量类型	变量符号	变量描述
被解释变量	$NCSKEW_{i,t}$	负收益率偏度,过去 120 个交易日日度收益率偏度的相反数
	$DUVOL_{i,t}$	非对称波动率之比,下行波动和上行波动的比值的对数值
解释变量	$Inst_{j,t}$	总机构投资者占比,机构投资者持股比例占总流通股本的比例
	$Fund_{j,t}$	公募基金占比,公募基金持股比例占总流通股本的比例
	$Insur_{j,t}$	保险机构占比,保险机构持股比例占总流通股本的比例
	$SSFund_{j,t}$	社保基金占比,社保基金持股比例占总流通股本的比例
	$QFII_{j,t-1}$	合格境外投资者持股占总流通股本的比例
	$Domestic_{j,t}$	国内机构占比,总机构占比减去 QFII 占比
	$Opaque_{j,t}$	财务不透明度,最近三年非正常应计利润绝对值之和
	$Cover_{j,t}$	分析师覆盖度,过去 120 个交易日给出盈利预测的分析师的数量
控制变量	$LNSIZE_{j,t}$	对数市值,总市值的对数值
	$Volatility_{j,t}$	收益率波动,过去 120 交易日日度收益率的标准差
	$DTurnover_{j,t}$	去趋势的换手率,用于衡量投资者异质性。 $Turnover_{j,t}$ 为过去 6 个月平均月度换手率,减去过去 18 个月月度平均换手率得到去趋势的换手率
	$Ret1_{j,t-1}$	过去一个月月度涨跌幅,本文还加入了过去 6 个月每个月的月度涨跌幅,记作 $Ret2_{j,t-1}$ 等
	$Pb_{j,t-1}$	市净率
	$ROA_{j,t-1}$	资产回报率,净利润/总资产
	$LEV_{j,t-1}$	资产负债率,总负债/总资产
	$Indus_{j,t-1}$	行业哑变量,共计 29 个中信一级行业,28 个哑变量

表 2 给出了本文各变量的描述性统计指标,其中 $NCSKEW_{i,t}$ 全样本的均值为 -0.032,即收益率偏度的均值为 0.032,在个股层面存在正的无条件偏度,这与 Chen 等(2001) [41] 的研究结论一致。偏度数据的有效样本数量为 36,131 个,略少于 $LNSIZE_{j,t-1}$ 的有效数量 42,669 个,原因在于计算偏度的时候我们使用半年度数据计算,对于有效交易日少于 100 个的样本,我们认为是无效样本,这也就剔除了新股和长期停

牌股票带来的计算误差的影响。机构持股比例数据与财务数据均来自财务报表，总有效样本量为 42,669 个。分析师覆盖 $Cover_{j,t-1}$ 的均值为 6.29，每半年平均有 6.29 个分析师对单只股票做盈利预测，半年内单只股票最多有 40 家机构覆盖。

Table 2. Descriptive statistics

表 2. 描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$NCSKEW_{i,t}$	36,131	-0.032	0.4583	-1.873	-0.003	1.593
$DUVOL_{i,t}$	36,131	0.0166	0.2404	-0.719	0.0205	0.716
$Inst_{j,t-1}$	42,669	36.892	23.755	0	36.696	98.625
$Fund_{j,t-1}$	42,669	6.5272	10.199	0	2.1372	89.939
$Insur_{j,t-1}$	42,669	0.5374	2.6254	0	0	92.79
$SSFund_{j,t-1}$	42,669	0.4373	1.3222	0	0	38.64
$QFII_{j,t-1}$	42,669	0.1511	0.8528	0	0	22.996
$Domestic_{j,t-1}$	42,669	36.74	23.7	0	36.51	98.625
$Opaque_{j,t-1}$	18,591	0.07	0.05	0	0.06	0.49
$Cover_{j,t-1}$	31,352	6.2912	5.7368	1	4	40
$LNSIZE_{j,t-1}$	42,669	13.288	1.0674	10.224	13.173	19.395
$Volatility_{j,t-1}$	36,131	0.0283	0.01	0.0085	0.0274	0.0667
$DTurnover_{j,t-1}$	40,039	2.7357	4.0647	0.0026	1.4925	93.6
$Ret1_{j,t-1}$	42,416	-0.008	0.1579	-0.662	-0.010	5.7319
$Ret2_{j,t-1}$	42,154	0.0342	0.2107	-0.645	0	5.7346
$Ret3_{j,t-1}$	41,892	0.0303	0.1606	-0.521	0.0068	5.7260
$Indus_{j,t-1}$	42,669	-	-	-	-	-

注：Opaque 为年度数据，其他变量均为半年度数据。

4.2. 模型设定

对于前文做出的假设，本文将构造对应的计量经济学模型进行实证分析。

首先在模型选择方面，本文参考了 Chen 等(2001) [41]、Callen 和 Fang (2013) [14] 以及 Xu 等(2013) [31] 的研究，这些文献均提出控制个体和时间效应。其中 Chen 等(2001) [41] 添加时间哑变量和行业哑变量然后进行混合 OLS 回归；Callen 和 Fang (2013) [14] 的模型中添加了时间哑变量控制时间效应，添加了行业哑变量控制个体效应并进行混合效应回归；Xu 等(2013) [31] 采用添加行业哑变量控制个体效应，然后使用时间固定效应面板回归。本文所研究的问题既存在时间固定效应又存在个体固定效应，因此，本文添加行业哑变量(Industry Dummies)作为对个体效应的控制，同时加入时间哑变量(Year Dummies)作为对时间效应的控制。

4.2.1 机构持股占比对未来 $Crash_{j,t}$ 的影响

为了验证假设 1：机构总持股情况对未来 $Crash_{j,t}$ 的影响，本文建立如等式(6)所示的面板回归模型， $Inst_{j,t-1}$ 即为机构总持股情况，模型中添加了 3.1.3 节所述的控制变量 $Control_{j,t-1}$ ，还有行业哑变量 $IndustryDummy$ 及时间哑变量 $YearDummy$ 。如果 δ_1 为负，则表明机构总占比越高，未来股票崩盘风险越

小；反之，如果 ∂_1 为正，则表明机构总占比越高，未来股票崩盘风险越大。

$$Crash_{i,t} = \partial_0 + \partial_1 Inst_{j,t-1} + \partial_2 Control_{j,t-1} + YearDummy + IndustryDummy + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

进一步地，我们想验证不同类型机构投资者占比影响的差异，第一种研究是不同类型的机构投资者如公募基金占比 $Fund_{j,t-1}$ 、保险资金占比 $Insur_{j,t-1}$ 和社会保险基金占比 $SSFund_{j,t-1}$ 影响的异同，并建立了如等式(7)所示的回归模型， ∂_1 、 ∂_2 和 ∂_3 即为对应的待估参数，其他控制变量和数据来源均与(6)式一致。

然后，由于中国资本市场部分对外资开放，在机构投资者中还有海外投资者，我们称之为合格境外投资者 $QFII_{j,t-1}$ ，除合格境外投资者以外的机构投资者我们定义为境内投资者 $Domestic_{j,t-1}$ 。我们建立如(8)式所示的模型验证境内外机构投资者对未来的影响。等式(7)和(8)可以用来验证 2.2.2 节中不同机构投资者对股票未来 $Crash_{i,t}$ 的影响，分别对应不同机构的影响，以及内外资机构的影响。

$$Crash_{i,t} = \partial_0 + \partial_1 Fund_{j,t-1} + \partial_2 Insur_{j,t-1} + \partial_3 SSFund_{j,t-1} + \partial_4 Control_{j,t-1} + YearDummy + IndustryDummy + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$Crash_{i,t} = \partial_0 + \partial_1 QFII_{j,t-1} + \partial_2 Domestic_{j,t-1} + \partial_3 Control_{j,t-1} + YearDummy + IndustryDummy + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

4.2.2. 机制一：机构持股占比和公司不透明度 $Opaque_{j,t-1}$

关于公司不透明度 $OPAQUE_{j,t-1}$ 与未来 $Crash_{i,t}$ 的关系，尽管海外已经有成熟文献阐述了这一现象的理论基础和实证结果，本文仍然首先要验证在中国市场存在 $OPAQUE_{j,t-1}$ 对 $Crash_{i,t}$ 的影响，即企业财务越不透明未来崩盘风险越大，即 $OPAQUE_{j,t-1}$ 越大未来 $Crash_{i,t}$ 风险越大。为此我们建立如(9)式所示的模型，并预期 $OPAQUE_{j,t-1}$ 的系数 ∂_1 为正。

$$Crash_{i,t} = \partial_0 + \partial_1 Opaque_{j,t-1} + \partial_2 Control_{j,t-1} + YearDummy + IndustryDummy + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

接下来我们通过我们在模型中加入 $Opaque_{j,t-1}$ 和 $Inst_{j,t-1}$ 的交叉项 $Opaque \times Inst_{j,t-1}$ 来验证机构持仓占比和公司财务透明度的关系，即验证机制一。如果该交叉项符号为负，说明 $Inst_{j,t-1}$ 减弱了 $Opaque_{j,t-1}$ 的作用，也即验证了假设 2.2.a，机构投资占比 $Inst_{j,t-1}$ 对上市公司存在监督作用(Monitoring)从而可以有效降低公司不透明度，进而减弱 $Opaque_{j,t-1}$ 对未来崩盘风险 $Crash_{i,t}$ 的影响；如果该项符号为正则说明， $Inst_{j,t-1}$ 增强了 $Opaque_{j,t-1}$ 的作用，也即验证了假设 2.2.b，机构投资占比 $Inst_{j,t-1}$ 加大了公司不透明度 $Opaque_{j,t-1}$ 对未来崩盘风险 $Crash_{i,t}$ 的影响。因此我们在(9)式的基础上加上交叉项 $Opaque \times Inst_{j,t-1}$ 得到如下等式(10)。

$$Crash_{i,t} = \partial_0 + \partial_1 Opaque \times Inst_{j,t-1} + \partial_2 Opaque_{j,t-1} + \partial_3 Inst_{j,t-1} + \partial_4 Control_{j,t-1} + YearDummy + IndustryDummy + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

进一步地，为了研究了不同机构影响的差异，我们也将不同类型的机构占比和不透明度 $Opaque_{j,t-1}$ 取交叉项，研究不同机构和财务不透明度的作用关系。进而构造出形式如(11)的模型。

$$Crash_{i,t} = \partial_0 + \partial_1 Opaque \times Fund_{j,t-1} + \partial_2 Fund_{j,t-1} + \partial_3 Opaque_{j,t-1} + \partial_4 Control_{j,t-1} + YearDummy + IndustryDummy + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

4.2.3. 机制二：机构持股占比和分析师覆盖 $Cover_{j,t}$

本部分主要验证机构投资者占比 $Inst_{j,t-1}$ 和未来分析师覆盖 $Cover_{j,t}$ 之间的关系。根据 2.2.3 中提出的，卖方分析师有多种激励存在促使他们更倾向于表现的过于乐观，分析师过度乐观往往表现在分析师可能对利好消息过度反应而对不利消息反应不够，造成了一定程度的不利信息未充分披露，结合 Discretionary Discourse Theory，当这些暂时被掩盖的不利信息未来释放的时候，会带来负偏度。因此第一步，我们将验证分析师覆盖和崩盘风险的关系。根据我们的理论假设， $Cover_{i,t-1}$ 越大表示过去一段时间分析师覆

盖越高,意味着不利信息积累就越多,那么未来更有可能表现为负偏度即 $Crash_{i,t}$ 越大。为验证假设 3.1, 我们构造(12)并预期 ∂_1 为正。

$$Crash_{i,t} = \partial_0 + \partial_1 Cover_{j,t-1} + \partial_2 Control_{j,t-1} + YearDummy + IndustryDummy + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

接下来我们将研究机制二,即存在分析师跟随行为。原因是在中国市场卖方分析师往往服务于机构客户,为其提供研究服务以赚取交易佣金等,因此根据假设 3.2,机构投资者 $Inst_{j,t-1}$ 可能会通过吸引卖方分析师覆盖从而增加未来的分析师覆盖 $Cover_{j,t-1}$ 。进而在分析师覆盖增加的情况下,结合假设 3.1 可以发现未来收益率偏度会由于更大的分析师乐观情绪而更小,崩盘风险更大。因此为了验证机制二,我们在(12)加入交叉项 $Cover_{j,t-1} \times Inst_{j,t-1}$ 得到(13),并预期该交叉项系数为正。

$$Crash_{i,t} = \partial_0 + \partial_1 Cover_{j,t-1} \times Inst_{j,t-1} + \partial_2 Cover_{j,t-1} + \partial_3 Control_{j,t-1} + YearDummy + IndustryDummy + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

5. 实证结果及分析

5.1. 机构持股占比对未来 $Crash_{j,t}$ 的影响的实证结果

首先,我们先对基础模型(只纳入控制变量)进行实证研究。为了验证固定效应模型的有效性,我们先分别建立了固定效应模型(FE)和随机效应模型(RE),然后进行 Hausman 检验。对于因变量,我们采用了两种不同的衡量标准 $NCSKEW_{i,t-1}$ 和 $DUVOL_{i,t}$,表 3 展示这一部分的实证结果,其中 Panel A 展示了基础模型在时间固定效应和随机效应下的结果,Panel B 则展示了 Hausman 检验的结果。Hausman 检验的原假设是随机效应是一致的,如果检验接受原假设我们应该选择随机效应模型,如果拒绝原假设我们应该使用时间固定效应模型。两组 Hausman 检验的 χ^2 统计量分别为 365.26 和 178.42,对应的 p 值均为 0,在 1%的置信度下显著拒绝原假设,也即随机效应是不一致的,应该选择固定效应回归,这也符合我们的理论预期。因此,下文主要模型估计也都将沿用这一结论,采用控制行业和时间固定效应作为我们的主要实证研究方法。

表 3 中 Panel A 的第 1 和 3 列为固定效应回归结果,第 2 和 4 列为随机效应的结果。以第 1 列为例,因变量的滞后一阶 $NCSKEW_{i,t-1}$ 的系数是 0.068,显著为正,这一结论符合预期。对数市值 $LNSIZE_{j,t-1}$ 的系数为-0.036, t 值为-11.9276,表明市值越大的股票未来的 $NCSKEW_{i,t}$ 越小(偏度越大),也即在其他条件不变的情况下,大市值股票未来的崩盘风险反而更小,而 Chen 等(2001) [41]的研究发现美国市场小市值的股票往往偏度更大,在市值因素上我们在中国市场得出的结论恰恰相反,但是 Chen 等(2001) [41]也提出并没有完整的理论可以解释市值现象。因此本文发现在中国市场发现的大市值偏度更大,区别于现有文献在海外市场的发现,而这一原因也可能是发达市场与新兴市场之间的区别。对数波动率 $\log(volatility_{j,t-1})$ 的系数为 0.1048, t 值为 7.2805,显著为正,表明前期波动率越大的股票未来的偏度会越小,这一结论与 Chen 等(2001) [41]的研究结论一致,也印证了 Campbell 和 Hentschel (1992) [3]的波动率反馈理论,正负信息由于风险溢价所导致的收益表现不同,利好消息与风险溢价反向,利空消息与风险溢价同为负向,因此高波动未来往往表现为负偏度。投资者观点差异度的代理变量 $DTurnover_{j,t-1}$ 的系数 0.005, t 值为 4.7076,在 1%的置信度下显著为正,表明投资者观点差异越大未来的偏度会更小,这一结论与 Hong 和 Stein (1999, 2003) [5] [6]提出的投资者异质信念理论相符;由于中国市场存在卖空约束,股价更多反映了乐观投资者的信息,因此悲观投资者的信息会被暂时隐藏,在未来叠加释放时会出现负偏度,因此, $DTurnover_{j,t-1}$ 越大,未来的偏度越小,即 $NCSKEW_{i,t}$ 越大。其他控制变量如前期各月收益, $Ret1_{j,t-1}$ 和 $Ret2_{j,t-1}$ 的系数分别为 0.2253 和 0.0804,均在 1%的置信度下显著为正,从滞后 3 个月开始,收益率显著程度明显降低。由于 $Ret1_{j,t-1}$ 和 $Ret2_{j,t-1}$ 系数均显著为正,说明其他条件相同的情况下,前期涨幅越高的股票未来的崩盘风险

更有可能更大，这一结论与 Blanchard 和 Watson (1982) [1]提出的随机泡沫理论的推断是一致的，泡沫越大的股票在未来泡沫破灭现收益率的大幅下跌，也即负偏度，而前期收益正是泡沫的一种衡量方式，故印证了前期涨幅越大的股票未来更容易出现较大的 $Crash_{j,t}$ 。此外 28 个行业哑变量也作为控制变量加入模型当中，但为简洁起见，表 3 以及下文各表中并未展示各行业哑变量的参数结果。

Table 3. Benchmark models: FE and RE
表 3. 基础模型：固定效应及随机效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$NCSKEW_{i,t}$	$NCSKEW_{i,t}$	$DUVOL_{i,t}$	$DUVOL_{i,t}$
Panel A: 回归结果				
$NCSKEW_{i,t-1}$	0.0676*** (8.9931)	0.0731*** (9.8202)		
$DUVOL_{i,t-1}$			0.0794*** (110329)	0.0895*** (12.7031)
$LNSIZE_{j,t-1}$	-0.036*** (-11.9276)	-0.0338*** (-11.2124)	-0.030*** (-19.060)	-0.0281*** (-17.9873)
$\log(volatility_{j,t-1})$	0.1048*** (-7.2805)	0.1278*** (8.4667)	0.0452*** (5.7459)	0.0544*** (7.2307)
$DTurnover_{j,t-1}$	0.005*** (4.7076)	0.0052*** (4.8101)	0.0028*** (4.6829)	0.0029 (4.8880)
$Ret1_{j,t-1}$	0.2253*** (8.9651)	0.2204*** (8.9694)	0.0900*** (6.6093)	0.0881*** (6.5331)
$Ret2_{j,t-1}$	0.0804*** (4.2432)	0.0934 (5.0561)	0.0273*** (2.6475)	0.0371*** (3.6772)
$Ret3_{j,t-1}$	-0.0349 (-1.5548)	0.0012 (0.0534)	-0.0216* (-1.7818)	0.0048*** (0.4080)
$Ret4_{j,t-1}$	0.0458* (1.9041)	0.0685*** (2.9489)	-0.0035 (-0.2787)	0.0153 (1.2482)
$Ret5_{j,t-1}$	-0.149*** (-5.7482)	-0.1636*** (-6.6772)	-0.0717 (-5.3988)	-0.0754*** (-5.9595)
$Ret6_{j,t-1}$	0.0137 (0.6852)	0.0484 (2.2000)	0.01761* (1.6454)	0.0407*** (3.8995)
行业 FE	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	28,655	28,655	28,655	28,655
R^2	0.037	0.039	0.050	0.052
F 统计量	29.08	30.49	40.176	41.22
效应	FE	RE	FE	RE
Panel B: Hausman 检验				
	$NCSKEW_{i,t}$		$DUVOL_{i,t}$	
原假设	随机效应是一致的		随机效应是一致的	
χ^2	365.26***		178.42***	

注：括号上方为回归系数，括号内为稳健的 t 统计量，主结果均保留 4 位小数。***表明在 1% 的显著性程度下显著，*表明在 10% 的显著性程度下显著。Panel A 第 1 和 3 列是时间固定效应，第 2 和 4 列是对应的随机效应，Panel B 是对应的 Hausman 检验结果。

接下来, 我们研究机构投资者占比 $Inst_{i,t-1}$ 对未来崩盘风险 $Crash_{j,t}$ 的影响。表 4 第一列给出了(6)式的实证拟合结果, 其中总机构持仓占比 $Inst_{i,t-1}$ 的回归系数为-0.0006, 稳健的 t 统计量是-4.606, 对应应在 1% 的显著性水平下显著为负, 也即表明在其他条件不变的情况下, 总机构占比越高的股票未来的偏度会更大, 即 $NCSKEW_{i,t}$ 越小。这说明在中国市场上, 相同条件下总机构占比越多的股票未来发生极端崩盘风险的可能就越小, 机构投资者占比显著降低未来的股票价格崩盘风险。所有控制变量的结论与表 3 一致, 未发生变化; 也说明 $Inst_{i,t-1}$ 系数显著为负的结论在含有上述控制变量情况下依然显著, 说明了结论的稳健性。这一情况与 Callen 和 Fang (2013) [14] 在美国市场的结论有所差异。Callen 和 Fang (2013) [14] 在研究了美股市场从 1980~2008 的股票样本后发现机构投资者占比与未来股票价格崩盘风险存在显著地正相关关系, 即机构占比越高未来偏度反而越小, 这与本文在中国市场的研究发现有所不同。Callen 和 Fang (2013) [14] 认为机构投资者增加股票崩盘风险主要是由短线投资者造成的; 短线投资者过度关注公司短期盈亏情况, 而专注投资者则在其中扮演了监督的作用。因此下文将分别研究中国市场不同类型机构投资者对股票收益率偏度的影响。

实证估计结果如表 4 第 2 列所示。公募基金占比 $Fund_{i,t-1}$ 的系数为 0.0013, 在 1% 的显著性程度下显著为正, 表明同等条件下公募基金占比每上升 1 个百分点, 未来的 $NCSKEW_{i,t}$ 会增加 0.0013 个单位, 即公募基金占比越高对应未来的偏度反而越小。公募基金与总机构投资者的影响方向相反, 从一定程度上反映, 公募基金投资者行为存在某些不同的特征。保险机构投资者 $Insur_{i,t-1}$ 的系数为 0.0007, 其 t 统计量为 0.8332, 对应的 P 值为 0.4047, 在 10% 的显著性程度下也不能拒绝原假设, 即保险机构投资者占比对股票的崩盘风险影响不显著。社保基金 $SSFund_{i,t-1}$ 的系数为-0.0054, 其 t 统计量为-2.7378, 在 1% 的显著性程度下仍然显著为负, 说明同等情况下社保基金持股占比越高, 未来的股票收益率偏度相对越高, 崩盘风险越小。因此, 不同类型投资者对 $NCSKEW_{i,t}$ 的影响存在明显差异, 公募基金与未来股票价格崩盘风险显著正相关, 保险投资者占比对 $NCSKEW_{i,t}$ 的影响在统计上不显著, 而社保基金则与 $NCSKEW_{i,t}$ 显著的负相关。

表 4 第 3 列给出了境外投资者 $QFII_{i,t-1}$ 和境内投资者 $Domestic_{i,t-1}$ 对未来股票收益率偏度影响的实证结果。 $QFII_{i,t-1}$ 的系数为-0.0021, 但是其 t 统计量为-0.7904, 在 10% 的显著性水平下仍不显著, 在统计意义上并不能得出海外投资者对未来股票偏度有显著影响。境内投资者占比 $Domestic_{i,t-1}$ 的系数为-0.0006, 其 t 统计量为-4.2939, 对应 P 值为 0, 在 1% 的显著性程度下显著为负, 即同等条件下国内机构投资者占比越高, 未来股票收益率偏度越大。该结论也符合前文中总机构投资者占比与崩盘风险之间是负相关作用, 原因在于机构投资者中 QFII 投资者占比有限, 大部分均为国内投资者, 因此国内投资者占比与总机构投资者影响一致, 均与 $NCSKEW_{i,t}$ 负相关。

Table 4. Empirical results for Hypothesis 1

表 4. 假设 1 的实证结果

变量	(1)	(2)	(3)
	$NCSKEW_{i,t}$	$NCSKEW_{i,t}$	$NCSKEW_{i,t}$
$Inst_{i,t-1}$	-0.0006*** (-4.3052)		
$Fund_{i,t-1}$		0.0013*** (4.7443)	
$Insur_{i,t-1}$		0.0007 (0.8332)	

Continued

		-0.0054 ^{***} (-2.7378)	
	$SSFund_{i,t-1}$		
	$QFII_{i,t-1}$		-0.0021 (-0.7904)
	$Domestic_{i,t-1}$		-0.0006 ^{***} (-4.2939)
	$NCSKEW_{i,t-1}$	0.0665 ^{***} (8.8461)	0.0655 ^{***} (8.7144)
	$LNSIZE_{j,t-1}$	-0.0313 ^{***} (-9.7006)	-0.0414 ^{***} (-12.2981)
	$\log(volatility_{j,t-1})$	0.1129 ^{***} (7.2067)	0.1105 ^{***} (7.0386)
	$DTurnover_{j,t-1}$	0.0032 ^{***} (2.7960)	0.0053 ^{***} (4.8867)
	$Ret1_{j,t-1}$	0.2467 ^{***} (9.6337)	0.2120 ^{***} (8.4488)
	$Ret2_{j,t-1}$	0.0874 ^{***} (4.6099)	0.0700 ^{***} (3.6720)
	$Ret3_{j,t-1}$	-0.0290 (-1.2895)	-0.0412 [*] (-1.8382)
	$Ret4_{j,t-1}$	0.0479 ^{**} (1.9902)	0.0359 (1.4889)
	$Ret5_{j,t-1}$	-0.1430 ^{***} (-5.5071)	-0.1560 ^{***} (-6.0217)
	$Ret6_{j,t-1}$	0.0164 (0.8215)	0.0114 (0.5705)
	行业 FE	Yes	Yes
	时间 FE	Yes	Yes
	样本量	28,655	28,655
	R^2	0.0378	0.0379
	F 统计量	28.89	26.93

注：括号上方为回归系数，括号内显示稳健的 t 统计量，主要结果均保留 4 位小数。^{***}表明在 1% 的显著性程度下显著，^{**}表明在 5% 的显著性程度下显著，^{*}表明在 10% 的显著性程度下显著。

5.2. 影响机制一的实证结果

这一部分展示并讨论假设 2.2 的实证结果，但是不同于之前的半年度数据，这一部分对于上市公司不透明 $Opaque_{i,t-1}$ 只能使用年度数据，因此这一部分我们使用中国股票市场 2008~2017 年度所有上市公司的数据，其他模型设定不变。

表 5 第 1 列展示了(9)式的拟合结果， $Opaque_{i,t-1}$ 的系数为 0.2008，其 t 统计量为 2.6736，对应 P 值为 0.007，该系数在 1% 的显著性程度下显著为正，表明同等条件下上市公司财务越不透明其未来的 $NCSKEW_{i,t}$ 相应越大，即偏度更小，崩盘风险更大。该结果验证了假设 2.1 的猜想，与理论上预期一致。在中国，上市公司管理人员存在操纵公司盈余情况的动机，会通过对应计项目的操纵阻碍不利信息的公

布, 因而会造成了短期不利信息被暂时隐藏堆积到未来, 等到未来某个时刻上市公司管理者无法继续操纵短期盈余的时候, 之前被堆积的不利消息会集中释放, 从而引起较大的崩盘风险。

表 5 第 2 列展示了估计等式(10)的实证结果, 交叉项 $Inst_{i,t-1} \times Opaque_{i,t-1}$ 的系数为-0.0057, 其 t 统计量为 2.6537, 对应 P 值为 0.008, 在 1% 的显著性程度下显著为负, 说明 $Inst_{i,t-1}$ 减弱了 $Opaque_{i,t-1}$ 对未来 $NCSKEW_{i,t}$ 的影响, 同等程度下, $Inst_{i,t-1}$ 每增加一个单位, $Opaque_{i,t-1}$ 的系数(即斜率)将会对应减少 0.0057。这一结果验证了假设 2.2.a, 即从总机构持股占比 $Inst_{i,t-1}$ 来看, 机构投资者对上市公司存在监督作用, 降低公司财务不透明带来的未来负偏度。

此外我们在前文研究发现 $Fund_{i,t-1}$ 的系数显著为正, 公募基金占比与 $NCSKEW_{i,t}$ 显著正相关, 这与总机构投资者占比的影响恰恰相反。因此, 这一部分我们考察公募基金投资者对上市公司的财务不透明度的影响。表 5 第 3 列给出了(11)式的拟合结果, 交叉项 $Fund_{i,t-1} \times Opaque_{i,t-1}$ 的系数为 0.0010, t 统计量为 2.9877, 对应的 P 值是 0.003, 在 1% 的显著性程度下显著为正。结果表明公募基金占比 $Fund_{i,t-1}$ 增强了不透明度 $Opaque_{i,t-1}$ 对 $NCSKEW_{i,t}$ 的影响。该结果验证了假设 2.2.b, 即公募基金更可能关注企业短期盈利情况。根据理论假设, 短期投资者过分关注企业短期业绩情况, 公募基金投资者可能更多扮演了交易者的角色, 导致公募基金走投资者过分关注短期业绩波动, 放大了上市公司盈余操纵行为的后果。

Table 5. Empirical results for Hypothesis 2

表 5. 假设 2 的实证结果

变量	(1)	(2)	(3)
	$NCSKEW_{i,t}$	$NCSKEW_{i,t}$	$NCSKEW_{i,t}$
$Opaque_{i,t-1}$	0.2008*** (2.6736)	0.4146*** (3.7214)	0.0805 (0.9381)
$Inst_{i,t-1}$	-0.0005 (-1.5703)	0.0001 (0.3163)	
$Fund_{i,t-1}$			0.0006*** (2.6802)
$Inst_{i,t-1} \times Opaque_{i,t-1}$		-0.0057*** (-2.6537)	
$Fund_{i,t-1} \times Opaque_{i,t-1}$			0.0010*** (2.9877)
$NCSKEW_{i,t-1}$	0.1258*** (9.9010)	0.1249*** (9.8607)	0.1175*** (9.1944)
$LNSIZE_{j,t-1}$	-0.0294*** (-6.1624)	-0.0281*** (-5.8783)	-0.0414*** (-7.9263)
$\log(volatility_{j,t-1})$	0.1165*** (4.9148)	0.1169*** (4.9231)	0.1038*** (4.3859)
$DTurnover_{j,t-1}$	0.0077* (1.8174)	0.0068 (1.6201)	0.0104** (2.5241)
$Ret1_{j,t-1}$	0.2713*** (7.6740)	0.2716*** (7.6748)	0.2540*** (7.2327)
$Ret2_{j,t-1}$	0.1059*** (3.4048)	0.1080*** (3.4733)	0.0889*** (2.8361)
$Ret3_{j,t-1}$	0.05310 (1.6040)	0.0523 (1.5769)	0.0527 (1.5918)

Continued

$Ret4_{j,t-1}$	0.0549 (1.6380)	0.0543 (1.6221)	0.0446 (1.3310)
$Ret5_{j,t-1}$	-0.0714* (-1.8772)	-0.0710* (-1.6894)	-0.0799* (-2.1176)
$Ret6_{j,t-1}$	0.0905*** (3.1975)	0.0913*** (3.2267)	0.0826*** (2.9182)
行业 FE	Yes	Yes	Yes
时间 FE	Yes	Yes	Yes
样本量	10,324	10,324	10,324
R^2	0.0518	0.0525	0.0540
F 统计量	14.84	14.30	14.75

注：括号上方为回归系数，括号内显示稳健的 t 统计量，主要结果均保留 4 位小数。***表明在 1% 的显著性程度下显著，**表明在 5% 的显著性程度下显著，*表明在 10% 的显著性程度下显著。由于 Opaque 的计算仅有年度数据，该部分结果均使用年度数据进行分析。

5.3. 影响机制二的实证结果

接下来我们将从市场参与者角度研究假设 3，即机构投资者与分析师覆盖度的关系，及其对股票收益偏度的影响。表 6 第 1 列展示了(12)式的拟合结果， $Cover_{i,t-1}$ 的系数为 0.0103，在 1% 的显著性程度下显著为正，表明同等条件下分析覆盖越高的股票未来一期的偏度会相对更小。为了验证机构投资者是否通过影响分析师覆盖进而影响股票收益率的偏度，表 6 第 2 列给出了(13)式的拟合结果，交叉项 $Cover_{j,t} \times Inst_{j,t-1}$ 的系数为 0.00004，在 5% 的显著性程度下显著为正，即机构投资者占比越高，会吸引更多卖方分析师覆盖研究，由于分析师乐观情绪的存在，会低估不利信息，使得不利信息堆积，引起未来负偏度。

进一步，我们研究了公募基金占比是否通过影响分析师覆盖进而影响收益率偏度。表 6 第 3 列给出了加入滞后一期公募基金占比和滞后一期分析师覆盖的交叉项 $Fund_{j,t-1} \times Cover_{j,t-1}$ 的结果，该交叉项系数为 0.00006，在 10% 的显著性程度下为正，再次验证了假设 3.2 的观点，公募基金也会吸引分析师覆盖，造成未来收益率负偏度。

Table 6. Empirical results for Hypothesis 3

表 6. 假设 3 的实证结果

变量	(1)	(2)	(3)
	$NCSKEW_{i,t}$	$NCSKEW_{i,t}$	$NCSKEW_{i,t}$
$Cover_{i,t-1}$	0.0103*** (2.7942)	0.0422*** (6.5021)	0.0029*** (0.6765)
$Inst_{i,t-1} \times Cover_{i,t-1}$		0.00004** (2.3857)	
$Fund_{i,t-1} \times Cover_{i,t-1}$			0.00006* (1.8934)
$Inst_{i,t-1}$	-0.0006*** (-4.0259)	-0.0009*** (-4.4722)	
$Fund_{i,t-1}$			0.0001 (0.2708)

Continued

$NCSKEW_{i,t-1}$	0.0558*** (6.5617)	0.0549*** (6.1856)	0.0563*** (6.6133)
$LNSIZE_{j,t-1}$	-0.0363*** (-8.6390)	-0.0330*** (-7.4112)	-0.0422*** (-10.1126)
$\log(volatility_{j,t-1})$	0.1091*** (5.8715)	0.1128*** (5.6948)	0.1089*** (5.8302)
$DTurnover_{j,t-1}$	0.0036** (2.5918)	0.0022 (1.4765)	0.0059*** (4.5487)
$Ret1_{j,t-1}$	0.2233*** (7.6520)	0.2477*** (8.0450)	0.1907*** (6.6556)
$Ret2_{j,t-1}$	0.0806*** (3.7960)	0.0924*** (4.1795)	0.0666*** (3.1092)
$Ret3_{j,t-1}$	-0.0391 (-1.4820)	-0.0252 (-0.9079)	-0.0509* (-1.9252)
$Ret4_{j,t-1}$	0.0484* (1.7557)	0.0491* (1.7221)	0.0385* (1.3955)
$Ret5_{j,t-1}$	-0.1629*** (-5.5063)	-0.1547*** (-5.0183)	-0.1766*** (-5.9675)
$Ret6_{j,t-1}$	0.0430 (1.6131)	0.0411* (1.6678)	0.0333* (1.3979)
行业 FE	Yes	Yes	Yes
时间 FE	Yes	Yes	Yes
样本量	19,291	19,291	19,291
R^2	0.043	0.048	0.043
F 统计量	23.911	23.130	23.094

注：括号上方为回归系数，括号内显示稳健的 t 统计量，主要结果均保留 4 位小数。***表明在 1% 的显著性程度下显著，**表明在 5% 的显著性程度下显著，*表明在 10% 的显著性程度下显著。

5.4. 稳健性检验

为检验结果的稳健性，本文将进行使用不同的控制变量，并使用其他代理变量作为被解释变量。

5.4.1. 不同的控制变量

该部分以(6)为例，在模型中逐步添加控制变量，并控制行业和时间固定效应进行回归，结果如表 7 所示。表 7 第 1 列展示了仅控制市值和行业后的结果， $Inst_{i,t-1}$ 系数为-0.0008，在 1% 的显著性程度下显著为负。表 7 第 2 列在市值的基础上控制了过往文献中所提到的波动率 $\log(volatility_{j,t-1})$ 、前期月度涨跌幅 $Ret1_{j,t-1}, \dots, Ret6_{j,t-1}$ 和投资者异质性 $DTurnover_{j,t-1}$ 。结果显示 $Inst_{i,t-1}$ 系数为-0.0006，在 1% 的显著性程度下仍然显著为负。表 7 第 3 列进一步控制了 Kim 和 Zhang (2016) [44] 等研究所提到的市净率 $Pb_{i,t-1}$ 、资产回报率 $ROE_{i,t-1}$ 和资产负债率 $LEV_{i,t-1}$ 。结果显示： $Inst_{i,t-1}$ 系数为-0.0006，在 1% 的显著性程度下仍显著为负。此外，本文还发现市净率与未来崩盘风险显著正相关，高估值的股票未来更易出现负偏度，该结果验证了 Chen 等(2001) [41] 以及潘越等(2011) [9] 的实证结果。最后，表 7 第 4 列控制了 Chen 等(2001) [41] 以及 Kim 和 Zhang (2016) [44] 中的因变量滞后一阶变量，并发现， $Inst_{i,t-1}$ 系数为-0.0006，在 1% 的显著性程度下仍显著为负。在逐次添加不同类型控制变量后，机构投资者占比依然与未来崩盘风险呈现显

著负相关关系，验证了该结果的稳健性。

Table 7. The robustness of the impact of institutional investor after adding different control variables
表 7. 加入不同控制变量后机构占比的影响的稳健性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$NCSKEW_{i,t}$	$NCSKEW_{i,t}$	$NCSKEW_{i,t}$	$NCSKEW_{i,t}$
$Inst_{i,t-1}$	-0.0008*** (-6.6678)	-0.0006*** (-4.6157)	-0.0006*** (-4.6023)	-0.0006*** (-4.3277)
$LNSIZE_{j,t-1}$	-0.0323*** (-10.8937)	-0.0371*** (-11.1659)	-0.02266*** (-10.6004)	-0.0305*** (-9.1314)
$\log(volatility_{j,t-1})$		0.0824*** (5.2220)	0.0831*** (5.1960)	0.1133*** (7.1306)
$Ret1_{j,t-1}$		0.2211*** (8.7765)	0.2121*** (8.2629)	0.2389*** (9.1547)
$Ret2_{j,t-1}$		0.0715*** (3.8173)	0.0711*** (3.7017)	0.0898*** (4.6145)
$Ret3_{j,t-1}$		-0.0528** (-2.3793)	-0.0443** (-1.9885)	-0.0209 (-0.9259)
$Ret4_{j,t-1}$		0.0375 (1.5678)	0.0361 (1.5013)	0.0457* (1.8904)
$Ret5_{j,t-1}$		-0.1644*** (-6.3843)	-0.1609*** (-6.1971)	-0.1381*** (-5.3048)
$Ret6_{j,t-1}$		-0.0100 (-0.5083)	-0.0042 (-0.2081)	0.0222 (1.0957)
$DTurnover_{j,t-1}$			0.0033*** (2.8639)	0.0033*** (2.8238)
$Pb_{i,t-1}$			3.85e-06*** (8.8162)	4.01e-06*** (8.89658)
$ROE_{i,t-1}$			0.0002 (1.1747)	0.0002 (0.9603)
$LEV_{i,t-1}$			9.99e-06 (0.6536)	8.54e-06*** (0.5808)
$DUVOL_{i,t-1}$				0.0662*** (8.7078)
行业 FE	Yes	Yes	Yes	Yes
时间 FE	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	28,655	28,655	28,655	28,655
R^2	0.0256	0.0349	0.0312	0.0340
F 统计量	30.07***	27.83***	23.25***	24.25***

注：括号上方为回归系数，括号内显示稳健的 t 统计量，主要结果均保留 4 位小数。***表明在 1% 的显著性程度下显著，**表明在 5% 的显著性程度下显著，*表明在 10% 的显著性程度下显著。

5.4.2. DUVOL 作为被解释变量

表 8 展示了以 $DUVOL_{i,t}$ 为代理变量下，机构投资者占比对崩盘风险的影响。表 8 第 1 列 $Inst_{i,t-1}$ 的系

Table 8. Empirical results for Hypothesis 1 using DUVOL as dependent variable
表 8. DUVOL 为被解释变量的假设 1 实证结果

变量	(1)	(2)	(3)
	$DUVOL_{i,t}$	$DUVOL_{i,t}$	$DUVOL_{i,t}$
$Inst_{i,t-1}$	-0.0004*** (-5.4917)		
$Fund_{i,t-1}$		-0.0002 (-1.6979)	
$Insur_{i,t-1}$		0.0005 (1.4761)	
$SSFund_{i,t-1}$		-0.0028*** (-2.7822)	
$QFII_{i,t-1}$			-0.0031*** (-2.4891)
$Domestic_{i,t-1}$			-0.0004*** (-5.4534)
$DUVOL_{i,t-1}$	0.0777*** (10.8010)	0.0794*** (11.0383)	0.0776*** (10.7809)
$LNSIZE_{j,t-1}$	-0.0270*** (-16.1535)	-0.0287*** (-16.5438)	-0.0269*** (-16.1040)
$\log(volatility_{j,t-1})$	0.0442*** (5.6282)	0.0463*** (5.8620)	0.0435*** (5.5251)
$DTurnover_{j,t-1}$	0.0016** (2.5334)	0.0028*** (4.5441)	0.0016** (2.5435)
$Ret1_{j,t-1}$	0.1036**** (7.4878)	0.0937*** (6.8650)	0.1037*** (7.4867)
$Ret2_{j,t-1}$	0.0318*** (3.0613)	0.0300*** (2.8817)	0.0319*** (3.0739)
$Ret3_{j,t-1}$	-0.0179 (-1.4767)	-0.0206* (-1.7020)	-0.0177 (-1.4599)
$Ret4_{j,t-1}$	-0.0024 (-0.1894)	-0.0017 (-0.1337)	0.0023 (-0.1832)
$Ret5_{j,t-1}$	-0.0680*** (-5.1139)	-0.0700*** (-5.2770)	-0.0678*** (-5.1016)
$Ret6_{j,t-1}$	0.0192* (1.7934)	0.0189* (1.7660)	0.0193* (1.8062)
行业 FE	Yes	Yes	Yes
时间 FE	Yes	Yes	Yes
样本量	28,655	28,655	28,655
R^2	0.0517	0.0510	0.0518
F 统计量	40.08	37.61	39.15

注：括号上方为回归系数，括号内显示稳健的 t 统计量，主要结果均保留 4 位小数。***表明在 1% 的显著性程度下显著，**表明在 5% 的显著性程度下显著，*表明在 10% 的显著性程度下显著。

数为-0.0004, 在 1%显著性程度下显著为负, 印证了前文机构占比越高未来崩盘风险越小的结论。再细分情况下公募基金占比显著性有所下降, 保险机构占比 $Insur_{i,t-1}$ 依然不显著, 社保基金占比 $SSFund_{i,t-1}$ 仍然显著为负。此外在第 3 列中, $QFII_{i,t-1}$ 的系数为-0.0031, 在 1%的显著性程度下显著为负, 对应前文中 $QFII_{i,t-1}$ 系数为负但不显著, 符号一致; 境内投资者 $Domestic_{i,t-1}$ 系数为-0.0004, 与前文结论一致, 显著为负; 如果对比境内外投资者的差异发现, 境外投资者系数绝对值远大于境内投资者, 说明境外投资者对降低崩盘风险效果可能更强。

随后, 我们对本文提出的机构投资者占比对崩盘风险的两种影响机制进行稳健性检验。我们将表 5 和表 6 中的崩盘风险的代理变量替换为 $DUVOL_{i,t}$, 重新进行估计, 数据结果如表 9 所示。对于机制一, 在第 1 列中机构占比与不透明度的交叉项 $Inst_{i,t-1} \times Opaque_{i,t-1}$ 的系数显著为负, 机构投资者降低了不透明度对偏度的影响, 公募占比与不透明度的交叉项 $Fund_{i,t-1} \times Opaque_{i,t-1}$ 的系数显著性下降, 但是依然为正, 与前文符号一致。对于机制二, 机构占比与未来分析师覆盖的交叉项 $Inst_{i,t-1} \times Cover_{i,t-1}$ 的系数显著为正, 机构占比增强了分析师覆盖度对偏度的影响, 结论与前文一致, 验证了假设 3.2 的观点, 机构投资者通过吸引分析师覆盖从而增加了未来的崩盘风险。

在考虑以 $DUVOL$ 作为被解释变量后, 机构投资占比依然与未来崩盘风险呈显著负相关关系, 公募基金占比与未来崩盘风险的关系变得不显著。海外机构占比和国内机构占比均与崩盘风险负相关, 且 $QFII$ 的影响更大。通过加入交叉项验证假设 2 和假设 3 的结果发现, 总机构投资者依然通过监督作用降低上市公司不透明度进而降低崩盘风险, 公募基金仍加剧不透明度对崩盘风险的影响, 但显著性降低。机构投资者与分析师覆盖的交叉项仍增加未来的崩盘风险, 说明机构投资者通过吸引分析师覆盖, 使得未来收益率可能负偏度。

Table 9. Empirical results for Hypothesis 2 and 3 using $DUVOL$ as dependent variable
表 9. $DUVOL$ 为被解释变量的假设 2 和 3 实证结果

变量	(1)	(2)	(3)
	$DUVOL_{i,t}$	$DUVOL_{i,t}$	$DUVOL_{i,t}$
$Inst_{i,t-1} \times Opaque_{i,t-1}$	-0.0029*** (-2.6717)		
$Fund_{i,t-1} \times Opaque_{i,t-1}$		0.0015 (0.8903)	
$Inst_{i,t-1} \times Cover_{i,t-1}$			0.00001* (1.7220)
$Opaque_{i,t-1}$	0.1465*** (2.6812)	0.0243 (0.5950)	
$Cover_{i,t-1}$			0.0256*** (7.6807)
$Inst_{i,t-1}$	-0.00003 (-0.1593)		-0.0005 (-4.6949)
$Fund_{i,t-1}$		0.00007 (0.7310)	
$DUVOL_{i,t-1}$	0.1396*** (11.8477)	0.1392*** (1.8063)	0.0727*** (8.4566)
$LNSIZE_{j,t-1}$	-0.0251*** (-10.9518)	-0.0285*** (-11.5871)	-0.0211*** (-9.1942)
$\log(volatility_{j,t-1})$	0.0552*** (5.0006)	0.0536*** (4.8491)	0.0454*** (4.6051)

Continued

$D\text{Turnover}_{j,t-1}$	0.0058*** (3.0740)	0.0074*** (3.9567)	0.0013 (1.4469)
$\text{Ret1}_{j,t-1}$	0.1120*** (6.6526)	0.1090*** (6.5006)	0.1133*** (6.7344)
$\text{Ret2}_{j,t-1}$	0.0487*** (3.1986)	0.0444*** (2.9053)	0.0431*** (3.5468)
$\text{Ret3}_{j,t-1}$	0.0329** (2.0630)	0.0333** (2.0879)	-0.0111 (-0.7477)
$\text{Ret4}_{j,t-1}$	0.0152 (0.9421)	0.0136 (0.8424)	0.0045 (0.3008)
$\text{Ret5}_{j,t-1}$	-0.0648*** (-3.6001)	-0.0678*** (-3.7684)	-0.0667*** (-4.2407)
$\text{Ret6}_{j,t-1}$	0.0341** (2.5735)	0.0315** (2.3704)	0.0325** (2.5131)
行业 FE	Yes	Yes	Yes
时间 FE	Yes	Yes	Yes
样本量	10,324	10,324	19,291
R^2	0.075	0.075	0.066
F 统计量	21.02	20.77	32.60

注：括号上方为回归系数，括号内显示稳健的 t 统计量，主要结果均保留 4 位小数。***表明在 1% 的显著性程度下显著，**表明在 5% 的显著性程度下显著，*表明在 10% 的显著性程度下显著。

6. 结论

本文通过使用中国股票市场 2008~2017 年 3559 家上市公司数据，研究了机构投资者占比对未来股票收益率偏度的影响，并进一步探究机构投资者影响收益率偏度的影响机制，并提出两种可能的影响渠道。一方面机构投资者可能影响上市公司财务不透明度对偏度的作用效应，另一方面机构投资者可能通过影响分析师行为进而影响股票收益率偏度。根据本文提出的一系列假设，我们建立面板数据回归模型进行实证分析，得出了以下结论：

第一，同等条件下，总机构投资者占比与未来崩盘风险存在显著负相关关系，即机构投资者占比越高，未来股票收益偏度更大，意味着更小的崩盘风险。该结论不同于 Callen 和 Fang (2013) [14] 在美国市场的研究结论，本文的研究认为在中国 A 股市场，机构占比越高有利于降低股票收益的崩盘风险，而美国市场机构投资者占比与崩盘风险正相关。

第二，我们研究不同类型机构投资者与股票收益率偏度的关系发现，公募基金占比与未来崩盘风险呈显著正相关关系，社会保险基金占比与崩盘风险显著负相关，保险机构占比与崩盘风险关系并不显著。通过研究国内机构和境外机构占比发现，二者均与崩盘风险负相关，且同等条件下海外机构对崩盘风险的影响相对国内机构更大。总的来说，我们发现公募基金不同于其他类型机构投资者，会增加崩盘风险。

第三，本文探究机构投资者通过影响上市公司财务不透明度进而影响股票收益率偏度。首先，我们发现同等条件下公司财务越不透明与未来崩盘风险存在显著负相关关系，这个结论验证 Hutton 等(2009) [8] 提出的结论。一方面，我们发现总机构占比降低了财务不透明度对崩盘风险的影响，验证了机构投资者对上市公司管理者存在监督作用的假设。机构投资者通过对上市公司管理者的监督，降低上市公司财

务操纵的程度，降低财务不透明度，从而降低财务不透明造成的崩盘风险。另一方面，结果表明不同类型的机构投资者中，公募基金加强了不透明度对偏度的影响，这一结论验证了短期交易行为会放大财务不透明度的影响这一假设，即由于公募基金可能更关注于上市公司短期业绩情况，受公司短期盈利亏损影响更大。因此，本文验证了机构投资者可能通过影响财务不透明度进而影响收益率偏度，且影响存在减弱和放大两种可能。总体机构投资者通过监督行为来降低财务不透明的影响，而公募基金这种短期投资行为会放大财务不透明对崩盘风险的影响。

第四，本文从市场参与者角度入手，分析了机构投资者通过影响分析师行为进而影响未来股票收益率的偏度。首先，实证结果显示滞后一期分析师覆盖与未来崩盘风险存在显著正相关关系。这验证了我们前期假设，即分析师存在乐观情绪，同时分析师也低估了利空消息的影响，导致短期的利空消息被堆积，在随后无法继续隐藏利空消息时，不利消息会叠加释放，从而引起负偏度。进而，实证结果发现机构投资者会吸引卖方分析师覆盖，机构占比增强了分析师覆盖对未来崩盘风险的影响，尤其是公募基金，这种影响更为显著。

第五，通过逐次加入控制变量发现主要结果均不受影响，而且加入新的财务指标作为控制变量后，主要结果依然稳健。本文进一步使用 DUVOL 作为替代的被解释变量发现，前文中公募基金的显著性有所降低，但是本文主要研究结果仍然稳健。

除了上述发现外，本文也验证了一系列中国市场不同于国外市场的现象，如 Chen 等(2001) [41]的研究发现美国市场小市值的股票往往偏度更大，但是本文研究发现中国市场则恰恰相反，小市值股票具有显著的负偏度。

参考文献

- [1] Blanchard, O.J. and Watson, M.W. (1982) Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets. NBER Working Paper 0945. <https://doi.org/10.3386/w0945>
- [2] French, K.R., Schwert, G.W. and Stambaugh, R.F. (1987) Expected Stock Returns and Volatility. *Journal of Financial Economics*, **19**, 3-29. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(87\)90026-2](https://doi.org/10.1016/0304-405X(87)90026-2)
- [3] Campbell, J.Y. and Hentschel, L. (1992) No News Is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, **31**, 281-318. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(92\)90037-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(92)90037-X)
- [4] Poterba, J.M. and Summers, L.H. (1986) The Persistence of Volatility and Stock Market Fluctuations. *American Economic Review*, **76**, 1142-1151.
- [5] Hong, H.G. and Stein, J.C. (1999) A Unified Theory of Underreaction Momentum Trading and Overreaction in Asset Markets. *Journal of Finance*, **54**, 2143-2184. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00184>
- [6] Hong, H. and Stein, J.C. (2003) Differences of Opinion, Short-Sales Constraints, and Market Crashes. *Review of Financial Studies*, **16**, 487-525. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhg006>
- [7] Jin, L. and Myers, S.C. (2006) R2 around the World: New Theory and New Tests. *Journal of Financial Economics*, **79**, 257-292. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.11.003>
- [8] Hutton, A.P., Marcus, A.J. and Tehranian, H. (2009) Opaque Financial Reports, R^2 , and Crash Risk. *Journal of Financial Economics*, **94**, 67-86. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.10.003>
- [9] 潘越, 戴亦一, 林超群. 信息不透明, 分析师关注与个股暴跌风险[J]. 金融研究, 2011(9): 138-151.
- [10] Bae, K., Lim, C. and Wei, K.C.J. (2006) Corporate Governance and Conditional Skewness in the World's Stock Markets. *Journal of Business*, **79**, 2999-3028. <https://doi.org/10.1086/508006>
- [11] Kim, J.B., Li, Y. and Zhang, L. (2011) Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk: Firm-Level Analysis. *Journal of Financial Economics*, **100**, 639-662. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2010.07.007>
- [12] Kim, J.B., Li, Y. and Zhang, L. (2011) CFOs versus CEOs: Equity Incentives and Crashes. *Journal of Financial Economics*, **101**, 713-730. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.03.013>
- [13] Ni, X. and Zhu, W. (2016) Short-Sales and Stock Price Crash Risk: Evidence from an Emerging Market. *Economics Letters*, **144**, 22-24. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2016.04.029>
- [14] Callen, J.L. and Fang, X. (2013) Institutional Investor Stability and Crash Risk: Monitoring versus Short-Termism?

- Journal of Banking & Finance*, **37**, 3047-3063. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.02.018>
- [15] Callen, J.L. and Fang, X. (2015) Short Interest and Stock Price Crash Risk. *Journal of Banking & Finance*, **60**, 181-194. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2015.08.009>
- [16] An, H. and Zhang, T. (2013) Stock Price Synchronicity, Crash Risk, and Institutional Investors. *Journal of Corporate Finance*, **21**, 1-15. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2013.01.001>
- [17] Chen, X., Harford, J. and Li, K. (2007) Monitoring: Which Institutions Matter? *Journal of Financial Economics*, **86**, 279-305. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2006.09.005>
- [18] Gaspar, J., Massa, M. and Matos, P. (2005) Shareholder Investment Horizons and the Market for Corporate Control. *Journal of Financial Economics*, **76**, 135-165. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.10.002>
- [19] Yan, X. and Zhang, Z. (2009) Institutional Investors and Equity Returns: Are Short-Term Institutions Better Informed? *Review of Financial Studies*, **22**, 893-924. <https://doi.org/10.1093/revfin/hhl046>
- [20] O'Brien, P.C. and Bhushan, R. (1990) Analyst Following and Institutional Ownership. *Journal of Accounting Research*, **55**-76. <https://doi.org/10.2307/2491247>
- [21] Frankel, R., Kothari, S.P. and Weber, J. (2006) Determinants of the Informativeness of Analyst Research. *Journal of Accounting and Economics*, **41**, 29-54. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2005.10.004>
- [22] Elyasiani, E. and Jia, J. (2010) Distribution of Institutional Ownership and Corporate Firm Performance. *Journal of Banking & Finance*, **34**, 606-620. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.08.018>
- [23] Lin, Y.R. and Fu, X.M. (2017) Does Institutional Ownership Influence Firm Performance? Evidence from China. *International Review of Economics & Finance*, **49**, 17-57. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2017.01.021>
- [24] Hayes, R.M. (1998) The Impact of Trading Commission Incentives on Analysts' Stock Coverage Decisions and Earnings Forecasts. *Journal of Accounting Research*, **36**, 299-320. <https://doi.org/10.2307/2491479>
- [25] Irvine, P.J. (2004) Analysts' Forecasts and Brokerage-Firm Trading. *Accounting Review*, **79**, 125-149. <https://doi.org/10.2308/accr.2004.79.1.125>
- [26] Jackson, A.R. (2005) Trade Generation, Reputation, and Sell-Side Analysts. *Journal of Finance*, **60**, 673-717. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00743.x>
- [27] Dugar, A. and Nathan, S. (1995) The Effect of Investment Banking Relationships on Financial Analysts' Earnings Forecasts and Investment Recommendations. *Contemporary Accounting Research*, **12**, 131-160. <https://doi.org/10.1111/j.1911-3846.1995.tb00484.x>
- [28] Michaely, R. and Womack, K.L. (1999) Conflict of Interest and the Credibility of Underwriter Analyst Recommendations. *The Review of Financial Studies*, **12**, 653-686. <https://doi.org/10.1093/rfs/12.4.653>
- [29] O'Brien, P.C., McNichols, M.F. and Hsiou-Wei, L. (2005) Analyst Impartiality and Investment Banking Relationships. *Journal of Accounting Research*, **43**, 623-650. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2005.00184.x>
- [30] Mola, S. and Guidolin, M. (2009) Affiliated Mutual Funds and Analyst Optimism. *Journal of Financial Economics*, **93**, 108-137. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.06.006>
- [31] Xu, N., Jiang, X. and Chan, K.C. (2013) Analyst Coverage, Optimism, and Stock Price Crash Risk: Evidence from China. *Pacific-Basin Finance Journal*, **25**, 217-239. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2013.09.001>
- [32] Hong, H.G., Lim, T. and Stein, J.C. (2000) Bad News Travels Slowly: Size, Analyst Coverage, and the Profitability of Momentum Strategies. *Journal of Finance*, **55**, 265-295. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00206>
- [33] Cao, C., Xia, C. and Chan, K.C. (2016) Social Trust and Stock Price Crash Risk: Evidence from China. *International Review of Economics & Finance*, **46**, 148-165. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2016.09.003>
- [34] Xu, N., Jiang, X. and Chan, K.C. (2017) Analyst Herding and Stock Price Crash Risk: Evidence from China. *Journal of International Financial Management & Accounting*, **28**, 308-348. <https://doi.org/10.1111/jifm.12062>
- [35] Shleifer, A. and Vishny, R.W. (1986) Large Shareholders and Corporate Control. *Journal of Political Economy*, **94**, 461-488. <https://doi.org/10.1086/261385>
- [36] Shleifer, A. and Vishny, R. (1997) A Survey of Corporate Governance. *The Journal of Finance*, **52**, 737-783. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb04820.x>
- [37] Graves, S.B. and Waddock, S.A. (1990) Institutional Ownership and Control: Implications for Long-Term Corporate Strategy. *The Executive*, **4**, 75-83. <https://doi.org/10.5465/ame.1990.4274714>
- [38] Porter, M.E. (1992) Capital Choices: Changing the Way America Invests in Industry. *Journal of Applied Corporate Finance*, **5**, 4-16. <https://doi.org/10.1111/j.1745-6622.1992.tb00485.x>
- [39] Bushee, B.J. (1998) The Influence of Institutional Investors on Myopic R&D Investment Behavior. *Accounting Review*, **73**, 305-333.
- [40] Bushee, B.J. (2001) Do Institutional Investors Prefer Near-Term Earnings over Long-Run Value? *Contemporary Ac-*

counting Research, **18**, 207-246. <https://doi.org/10.1506/J4GU-BHWH-8HME-LE0X>

- [41] Chen, J., Hong, H. and Stein, J.C. (2001) Forecasting Crashes: Trading Volume, Past Returns, and Conditional Skewness in Stock Prices. *Journal of Financial Economics*, **61**, 345-381. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(01\)00066-6](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(01)00066-6)
- [42] Dechow, P.M., Sloan, R.G. and Sweeney, A. (1996) Causes and Consequences of Earnings Manipulation: An Analysis of Firms Subject to Enforcement Actions by the SEC. *Contemporary Accounting Research*, **13**, 1-36. <https://doi.org/10.1111/j.1911-3846.1996.tb00489.x>
- [43] Harvey, C.R. and Siddique, A. (2000) Conditional Skewness in Asset Pricing Tests. *Journal of Finance*, **55**, 1263-1295. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00247>
- [44] Kim, J. and Zhang, L. (2016) Accounting Conservatism and Stock Price Crash Risk: Firm-Level Evidence. *Contemporary Accounting Research*, **33**, 412-441. <https://doi.org/10.1111/1911-3846.12112>