

# 机构投资者抱团与股价崩盘风险

吴晓晖, 郭晓冬, 乔政

[摘要] 自2008年全球股市崩盘乃至2015年下半年中国发生股灾以来,股价崩盘机制及其防范已经成为学术界研究的热点。本文从社会网络算法出发,研究网络中机构投资者抱团行为如何影响股价崩盘风险。本文运用Louvain算法从机构投资者网络中提取出机构投资者团体,研究发现机构投资者抱团持股比例及持股比重与股价崩盘风险呈显著正相关关系。相对于其他企业,在非国有、代理成本较高以及处在投资者保护水平较高地区的企业中,机构投资者抱团对公司股价崩盘风险的加剧作用更为显著。为控制内生性问题,本文采用2004年保险资金被批准直接入市的政策变化作为外部冲击构造工具变量和自然实验等进行稳健性检验,研究结论依然成立。进一步通过信息、公司治理、交易等多个角度去检验潜在影响机制。与投资者独立同质的假设不同,本文创新性地探索了中国机构投资者在网络中的交互行为,拓展和深化了机构投资者对公司治理、股价崩盘风险影响的研究,并对网络关系和金融研究的交叉融合提供了一定的理论与实证依据。

[关键词] 机构投资者; 网络团体; 公司治理; 股价崩盘风险

[中图分类号]F832 [文献标识码]A [文章编号]1006-480X(2019)02-0117-19

DOI:10.19581/j.cnki.ciejournal.20190131.007

## 一、问题提出

自2008年全球金融危机引发全球股市崩盘,乃至2015年下半年中国发生股灾以来,股价崩盘的机制及其防范引起了实务界和学术界的广泛关注,学术界更是掀起了股价崩盘风险研究的热潮,大量文献试图从各种不同角度探究股价崩盘风险的影响因素以及防范措施。虽然已有文献关注过机构投资者,但对于机构投资者是加剧还是抑制股价崩盘,存在激烈争论:一方面,很多学者指出,因为在资金规模与信息方面具有优势,机构投资者有较强的动机和能力参与到上市公司的积极治理当中,监督管理层信息披露的行为,抑制他们对坏消息的隐藏,进而降低公司股价未来的崩盘风险(Callen and Fang,2013;高昊宇等,2017);另一方面,也有学者指出,相对于西方资本市场,由于持股比例偏低,力量相对薄弱,参与公司治理的动机和能力不足,中国的机构投资者不但不会发挥积极作用,反而通过羊群行为、驱动股价泡沫的膨胀以及恶化信息环境加大公司股价未来的崩盘风险(许年行等,2013;代昀昊等,2015;曹丰等,2015)。此外,现有研究多将机构投资者视为独立同质

[收稿日期] 2018-09-04

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“机构投资者网络与资本市场定价效率”(批准号71802171);国家自然科学基金面上项目“多边代理视角下创业企业的激励机制及管理权转移研究”(批准号71572167);国家自然科学基金重大项目“中国制度和背景下公司财务政策的理论和实践研究”(批准号71790601)。

[作者简介] 吴晓晖,厦门大学管理学院教授,厦门大学中国企业成长研究中心主任,博士生导师,管理学博士;郭晓冬,厦门大学管理学院博士研究生;乔政,厦门大学管理学院副教授,金融学博士。通讯作者:乔政,电子邮箱:zqiao@xmu.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然,文责自负。

的个体来研究机构投资者整体以及几种类型的机构投资者在资本市场上发挥的作用。然而,机构投资者个体相互之间并不是相互独立隔离的,在现实资本市场中,机构投资者之间沟通、合作的新闻和案例数不胜数。本文首次将机构投资者网络内部结构引入研究视野,探究机构投资者个体之间的具体交互形式如何影响股价崩盘风险。

根据已有研究,股价崩盘的机理为:公司管理层出于职业忧虑、职位晋升、期权行权等原因,但不愿意及时披露公司负面消息,反而会隐藏公司负面信息,随着时间的推移,当负面信息累积到一定程度无法隐藏市场中集中释放时,便对股价造成严重的冲击以致崩盘(Kothari et al.,2009; Hutton et al.,2009)。对于机构投资者在中国特定的情景下能否通过发挥积极的公司治理作用从而抑制股价崩盘一直是学术界争论的焦点,很多学者对此表示质疑。Chen et al.(2007)指出,只有持股规模大、具有长期投资视野的机构投资者才有动机去监督上市公司。而中国的机构投资者持股分散,比例偏低,因而没有足够的动机和能力通过“用手投票”,以“发声”的方式积极参与到公司治理当中(Jiang and Kim,2015,Firth et al.,2016)。然而,尽管中国特定的背景导致机构投资者很难通过直接干预公司的经营管理提高公司治理水平,但可以采取“退出威胁”的治理模式提高其治理能力、改善公司的业绩及股东价值(Firth et al.,2016;Lin and Fu,2017)。

如果投资者的行为是独立的,那么,分散的股权将会减弱投资者的公司治理效力(Shleifer and Vishny,1986)。然而,已有研究表明,机构投资者的行为并不是独立的,相反,他们可能一起合作共同影响其共同持股的公司政策(Edmans and Holderness,2016)。即使每个投资者只持有很少股份,这些合作的群体可以作为独立的持股团体有效地发挥公司治理的作用(Crane et al.,2017)。网络理论与经济学交叉研究的文献表明,高度聚集的团体可以促进有效的合作(Assenza et al.,2008; Marcoux and Lusseau,2013)。也有文献指出,共同持股与投资者的直接沟通交流相关(Pool et al.,2015)。Crane et al.(2017)以美国资本市场大量共同持股为标准建立机构投资者网络连接,并进一步识别网络团体发现,机构网络团体成员之间存在合作,这种合作提高了机构团体整体“发声”的治理效力。但与此同时,团体“同进同退”的捆绑效应降低了机构个体“退出威胁”的治理效应。2015年以来,中国资本市场上频繁出现机构集体出逃其抱团持股股票引发“踩踏惨剧”事件,如2015年5月机构疯狂出逃砸盘,致使乐视网、东方财富、京天利、鼎捷软件、中金金财等多只知名机构抱团持股的股票价格持续被砸跌停,以及2018年2月主流公募基金抱团重仓持股的老板电器一字板跌停。鉴此,在中国特定的情景下,机构投资者抱团<sup>①</sup>是否具有类似美国资本市场上的治理效力,以及如何最终影响股价崩盘?国内尚未有文献涉及以上研究问题。本文首次从机构投资者群体内部个体之间的交互关系视角出发去探究机构投资者抱团对股价崩盘风险的影响机理,试图填补现有研究空白。

本文以1999—2016年中国资本市场上非金融行业的上市公司为样本,以任意两个机构投资者是否共同大量持有任意一家上市公司的股份为标准建立的网络连接构造机构投资者网络,运用Louvain算法<sup>②</sup>从网络中近似估计提取出机构投资者团体,以探究机构投资者抱团行为对股价崩盘风险产生的影响。研究发现:①机构投资者抱团持股比例及持股比重与股价崩盘风险呈显著正相关关系;②产权性质、代理成本以及投资者保护水平差异在机构投资者抱团对公司股价崩盘风险产生

① 在本文中,根据机构投资者网络中的个体是否为某个网络团体成员鉴定机构投资者个体是否抱团,在通过任意两个机构投资者共同持股(各自持有任意一家相同公司的股份占流通股比例大于等于5%)建立的网络构建的网络中,如果某个机构投资者是某个团体成员,则该机构投资者个体存在抱团,否则,不存在抱团。

② Louvain算法由Blondel et al.(2008)开发,是基于模块度的社区发现算法,该算法在效率和效果上都表现较好,并且能够发现层次性的社区结构,其优化目标是最大化整个社区网络的模块度。

的影响中具有显著的调节作用；③影响机制检验表明，机构投资者抱团通过延迟负面信息融入股价，增大负面信息被隐藏、累积及集中释放的可能性与强度，并通过减小机构投资者团体整体“退出威胁”的治理效应而减弱他们对公司管理层隐藏坏消息行为的监督，以及驱动股价泡沫、集体出逃砸盘而加大公司股价未来的崩盘风险。

本文主要贡献体现在以下三个方面：①首次基于机构投资者交互的抱团网络关系研究其对股价崩盘风险的影响机理。从股价信息效率和公司治理两个维度去构建经济解释机制，为机构投资者抱团对股价崩盘风险的影响提供全新的理论解释，丰富和完善了机构投资者网络结构及特性产生的经济后果方面的相关研究。尽管已有研究涉及机构投资者网络对股价崩盘风险的影响(郭晓冬等,2018)，但国内现有文献多关注个体层面的网络位置差异，如网络中心度等。而本文首次着眼于网络内部个体之间的交互，并以网络团体为单位去探究抱团后整体对于上市公司的影响，填补了国内对于机构投资者网络团体研究的空白。②结合中国独特的制度背景，为机构投资者抱团在机构投资者公司治理过程中发挥的作用提供中国的经验证据，补充完善机构投资者发挥的公司治理作用的相关研究。研究发现，机构投资者抱团减弱他们“退出威胁”的治理效力，而没有增强他们“发声”的治理效力，这与Crane et al.(2017)在美国资本市场上的发现略有不同，可为中国机构投资者交易行为监管提供独特的政策指导。③考察了企业产权性质、代理成本以及投资者保护对机构投资者抱团与公司股价崩盘风险关系的调节作用，丰富了机构投资者网络对股价崩盘风险产生影响的情境机制。

## 二、理论分析与研究假设

### 1. 机构投资者抱团与股价崩盘风险

经典模型中通常将知情交易者视为相对同质的代表性个体(Representative Agent)，并将其所进行的交易视为独立的，没有考虑到投资者个体之间的相互关系和相互影响(Kyle,1985;Holden and Subrahmanyam,1992)。而在实际经济活动中，投资者个体的行为并不是独立的，尤其是作为知情交易者的机构投资者，他们可能一起合作共同影响其共同持股的公司政策(Edmans and Holderness,2016)，机构投资者之间的合作关系会通过减弱机构投资者个体之间的竞争而减缓机构投资者个体进行激进交易的程度(Crane et al.,2017)。此外，社会网络的研究指出，紧密连接的网络个体之间由于能够快速有效地传递信息，其合作概率大大升高，一旦某个个体在合作中欺骗了与其合作的其他个体，网络中的其他所有个体会很容易获悉，影响其他个体对欺骗者的信任，进而减小团体内其他成员未来与其进行合作的可能性(Ali and Miller,2013)。在网络中，存在一些连接紧密的团体和连接稀疏的团体，紧密团体的社会行为与稀疏团体截然不同，在连接紧密的团体成员之间，信息更容易流通、更可能合作(Assenza et al.,2008;Marcoux and Lusseau,2013)。那么，机构投资者抱团会如何影响股价崩盘风险呢？

一方面，机构投资者网络团体成员之间存在合作，并且这种合作会减弱机构投资者网络团体成员之间竞争的激烈程度，降低团体成员进行竞争性交易的程度，阻碍团体成员的私有信息融入股价，进而降低机构团体成员私有信息融入股价的速度以及股价的信息含量。这可能会增大公司负面信息被隐藏、累积、集中释放的可能性与程度以及公司信息不透明度，进而提高股价发生崩盘的可能性。当累积的负面消息最终曝光时，为避免暴跌造成的巨大损失，机构团体成员可能会抱团集体出逃砸盘其抱团持股股票，肆意踩踏股价，大大压缩公司负面信息集中释放的时间，促使股价在很短的时间内发生暴跌，引发“踩踏惨剧”。此外，机构投资者抱团可能会通过驱动股价泡沫而加大公



司股价未来的崩盘风险。

另一方面,机构投资者抱团可能会通过影响机构投资者团体整体的公司治理效应而对股价崩盘风险产生影响。Crane et al. (2017)的研究发现,美国资本市场上的机构投资者抱团提高机构团体整体“发声”的治理效力,降低机构团体整体“退出威胁”的治理效应。而在中国特定的背景下,上市公司的股权集中度较高,单个机构投资者的持股比例较低,机构投资者往往是短线买卖的投机者(Jiang and Kim,2015),相较于“发声”的治理模式直接干预公司的经营管理,机构投资者一般是通过“退出威胁”和“用脚投票”的治理模式发挥公司治理的作用(Jiang and Kim,2015;Firth et al.,2016;Lin and Fu,2017)。而机构投资者抱团后同进同退,近似捆绑在一起,则会减小机构投资者“退出威胁”这一重要的公司治理手段,减小他们对管理层隐藏坏消息行为的监督能力,从而增大公司股价崩盘风险。基于以上分析,本文提出:

假说 1a:机构投资者抱团持股比例越大,公司股价未来的崩盘风险越高。

与此同时,机构投资者抱团可能会加强机构投资者个体相互之间的信息沟通与交流,促进机构投资者团体成员个体相互之间共享彼此各自所掌握的私有信息(Assenza et al.,2008;Marcoux and Lusseau,2013;Crane et al.,2017),增强他们的信息优势,降低信息搜集成本,从而使得其相对于管理层的信息劣势得到削弱,进而更好地发挥监督的公司治理效力,对管理层隐藏坏消息的行为进行更好地抑制,提高公司的信息透明度,减小股价崩盘风险。据此,本文提出:

假说 1b:机构投资者抱团持股比例越大,公司股价未来的崩盘风险越低。

## 2. 产权性质、企业代理成本以及投资者保护水平差异的调节作用

从国有企业自身看,一方面,国家是实际控制人,能够对企业进行监督与控制,国家及其代理人所具有的特殊地位致使这种监督和控制具有浓厚的行政色彩,机构投资者受限于国有大股东的制约(薄仙慧和吴联生,2009)。另一方面,由于国有企业的产权界定不清,存在相对比较严重的“内部人管理”以及“内部监管缺失”问题,代理人可以运用政治力量对公司的运行施加影响、阻止其他股东做出与其利益不一致的行为(李增福等,2013)。从机构投资者角度看,中国的机构投资者发展起步较晚,持有上市公司的股份比例相对较小,力量比较薄弱,无法与拥有绝对控制权的国有大股东进行抗衡(李增福等,2013)。因此,相对于民营企业,机构投资者在国有企业当中所能发挥的治理作用比较有限,致使机构投资者对公司业绩的改善(刘星和吴先聪,2011)、管理层盈余管理行为的抑制(薄仙慧和吴联生,2009;李增福等,2013)以及公司费用粘性的降低(梁上坤,2018)等所发挥的治理效应在国有企业当中受到限制。基于此,本文认为,机构投资者抱团对机构投资者团体整体的治理作用的削弱效应可能在国有企业中的边际变化较小。相对于非国有企业而言,机构投资者抱团与否及抱团持股比例变化对企业治理效应的边际影响较为有限,因而通过影响管理层负面信息披露的传导机制也相对较弱。而在非国有企业中,机构投资者扮演了相对重要的角色,其对应的补充监督作用也更为明显。当机构投资者抱团时,其对于机构投资者团体整体的监督效果的影响会对公司信息披露以及后续的崩盘风险产生更为显著的影响作用。据此,本文提出:

假说 2a:相对于国有企业,机构投资者抱团对股价崩盘风险的正向影响在非国有企业当中更大。

相反,如果机构投资者在国有企业当中发挥的公司治理作用受到限制,机构投资者抱团能通过促进团体成员的信息共享增强他们的信息优势、减小信息搜集成本而提高机构投资者团体成员个体的监督能力,从而降低股价崩盘风险,那么,机构投资者抱团在非国有企业当中对股价崩盘风险产生的负向影响更大。据此,本文提出:

假说 2b:相对于国有企业,非国有企业中的机构投资者抱团与股价崩盘风险的负向关系更强。

企业代理问题及其严重程度会影响公司管理层隐藏公司负面信息的行为,代理问题越严重,公司负面信息被隐藏的可能性越高,股价崩盘风险越大(Kothari et al.,2009;林乐和郑登津,2016)。公司的代理问题越严重,机构投资者所能发挥的边际外部治理的效应越大。相应地,机构投资者抱团如果对于其监督和治理的效应影响较大,这种抱团导致的变化会在内部治理环境更弱的公司里表现得更为明显。如果抱团会提高机构投资者的监督能力,那么,在内部治理弱的公司中,其对于崩盘风险的边际抑制作用就会更为明显。相反,如果抱团削弱了机构投资者的监督能力,机构投资者团体整体对公司管理层隐藏坏消息行为的监督作用越小,公司股价崩盘风险则会被进一步放大。据此,本文提出:

假说 3a:相对于代理成本比较小的企业,机构投资者抱团对代理成本比较大的企业的股价崩盘风险的正向影响更强。

与企业产权性质的调节作用分析类似,如果机构投资者抱团能发挥积极的治理作用,并在内部治理较弱的公司中更好发挥抑制股价崩盘风险作用,那么,机构投资者抱团在代理成本较大的企业当中发挥的积极治理作用更强,对股价崩盘风险的负向影响效应更大。据此,本文提出:

假说 3b:相对于代理成本比较小的企业,机构投资者抱团对代理成本比较大的企业的股价崩盘风险的负向影响更强。

由于中国是世界上最大的新兴资本市场,中小投资者法律保护水平、上市公司信息透明度、市场监管水平仍然不够成熟(Zou et al.,2008),致使上市公司信息披露仍然不够充分透明,信息搜集成本较高,促使机构投资者不愿意花费过多的精力和成本去搜集上市公司的信息,使他们的信息优势不明显(侯宇和叶冬艳,2008)。在这种情况下,机构投资者很难发挥外部治理的作用,但是,随着中国投资者保护水平、市场监管等制度环境的不断完善,机构投资者的违规成本逐渐增大,机构投资者搜集上市公司信息并对其进行监督的意愿会得到逐步提高,其外部治理水平也会相应提升。因此,在投资者保护水平较高的地区,机构投资者外部治理作用就更为重要,机构抱团对机构团体治理作用的边际影响可能更高。如果机构抱团会提高机构投资者的监督能力,那么,当公司所在地区的投资者保护水平较高时,其对公司崩盘风险的加大效应会更小。反之,如果机构抱团削弱了机构投资者的监督能力,在处于投资者保护较强地区的公司中,其对股价未来崩盘风险的加大效应会更大。据此,本文提出:

假说 4a:相对于处在投资者保护水平较低地区的公司,机构投资者抱团对处在投资者保护水平较高地区的公司的股价崩盘风险的加大效应更大。

与假说 2b、3b 的提出类似,如果机构投资者对处在投资者保护水平较高地区的公司能发挥更大的公司治理效应,机构投资者抱团能通过强化对公司管理层隐藏坏消息行为的监督而降低股价崩盘风险,那么,机构投资者抱团对处在投资者保护水平较高地区的公司的股价崩盘风险的负向影响更大。据此,本文提出:

假说 4b:相对于处在投资者保护水平较低地区的公司,机构投资者抱团对处在投资者保护水平较高地区公司的股价崩盘风险的减小效应更大。

通过以上假说 1a—4a 和假说 1b—4b 的机制阐述分析可知,机构投资者抱团和股价崩盘风险的关系以及产权性质、企业代理成本以及投资者保护水平差异对这种关系的调节效应如何成为开放性问题的,需要借助数据通过实证检验去验证哪种猜想更符合现实市场<sup>①</sup>。

① 同时,需谨慎外推,即便机构投资者抱团与股价崩盘风险呈现正(负)关系,也不能就此完全排除和断定另一种机制完全不存在。

### 三、研究设计

#### 1. 数据来源与样本选取

本文以 1999—2016 年中国 A 股市场上除金融行业之外的上市公司为研究样本<sup>①</sup>。机构投资者持有上市公司股份的详细数据来源于 WIND 数据库,其他财务、股价等相关数据取自 CSMAR 数据库。根据现有研究常用的做法,剔除年度周收益率少于 30 个以及相关变量数据缺失的观测值,对连续变量进行上下 1%的 Winsorize 缩尾处理以避免极端异常值对研究结果的影响。

#### 2. 变量定义<sup>②</sup>

(1) 股价崩盘风险。对于股价崩盘风险的衡量,根据已有研究,选择学术界通常采用的负收益偏态系数(*NCSKEW*)和公司股票收益上下波动的比率(*DUVOL*)两个指标来衡量(Xu et al., 2014; 许年行等, 2013; 王化成等, 2015),这两个指标的值越大,公司股票收益率偏态系数负的程度和左偏的程度越大,股价崩盘风险越大。此外,为了增强研究结果的可靠性,参照 Callen and Fang(2015)的方法,用公司股票收益发生下行和上行的频率之差来衡量股价崩盘风险,当公司的周特有收益率低于其均值的 3.09 个标准差时,则表示公司股价在该周发生下行,当公司的周特有收益率高于其均值的 3.09 个标准差时,则公司股价在该周发生上行。然后,统计公司股票收益率在一年内发生下行和上行的频率之差,并用 *CRASH\_COUNT* 表示,该值越大,发生崩盘的频率越大。

(2) 机构投资者团体持股的度量。为了能从机构投资者网络中提取出各个机构投资者团体,借鉴 Crane et al.(2017)方法,以任意两个机构投资者是否共同大量持有任意一家公司的股份来建立机构投资者网络连接,并在此基础上构建机构投资者网络,再从网络中识别机构投资者团体。具体地,在任意的两个机构投资者公司之间(分别用 *i* 和 *j* 表示),如果它们在 *t* 季季末至少共同持有任意一家相同公司的股份数量占流通股股数的比例大于等于 5%,它们俩之间就建立了连接,  $X_{ij,t}=1$ , 否则  $X_{ij,t}=0$ , 据此构建所有机构投资者两两连接的邻接矩阵 *A*。最后,以邻接矩阵 *A* 为基础构造机构投资者网络并提取机构投资者网络团体。提取出机构投资者团体后,根据式(1)计算机构投资者团体持股比例。针对某个年度 *t*,在持有公司 *i* 股份的机构中,根据式(1)计算机构投资者团体持股比例(*Clique Ownership*)。

$$Clique\ Ownership_{i,t} = \sum_{j=1}^N \lambda_{i,j,t} \cdot 1(Clique\ Institution_{j,t}) \quad (1)$$

其中,  $\lambda_{i,j,t}$  表示机构 *j* 在 *t* 季度持有公司 *i* 的股份占公司 *i* 流通股的比例,  $1(Clique\ Institution_{j,t})$  表示机构 *j* 属于任意某个团体成员的虚拟变量,属于为 1,其他为 0。此外,计算机构团体持股的集中度 *CliqueHerfindahl<sub>i,t</sub>* 和 *CliqueOwnTop1<sub>i,t</sub>*, *CliqueHerfindahl<sub>i,t</sub>* 表示机构团体持股比例的赫芬达尔指数,等于每个团体的所有成员持股比例之和的平方和; *CliqueOwnTop1<sub>i,t</sub>* 等于持股比例最大的团体的持股比例。

#### 3. 实证模型

为了检验假设 1, 本文构建式(2)检验机构投资者抱团是否加大股价崩盘风险:

$$Crash\_Risk_{i,t+1} = \beta_1 Clique\_Own_{i,t} + \psi X_{i,t} + \eta_{i,t} \quad (2)$$

① 之所以选择 1999 年作为研究的起始年度,是因为 1999 年之前机构投资者持股明细数据的观测过少,无法提取出机构投资者网络团体。

② 股价崩盘风险指标的计算、机构投资者团体的提取步骤以及所有相关变量的具体定义,详细内容见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

其中,  $Crash\_Risk_{i,t+1}$  分别由股票  $i$  第  $t+1$  年的  $NCSKEW$  和  $DUVOL$  以及  $CRASH\_COUNT$  来度量,  $Clique\_Own_{i,t}$  表示机构投资者团体持股的三个指标, 用  $CliqueOwnership_{i,t}$ 、 $CliqueHerfindahl_{i,t}$  以及  $CliqueOwnTop1_{i,t}$  分别替换  $Clique\_Own_{i,t}$  放入式(2)中进行回归检验假设 1。 $X_{i,t}$  为一组控制变量, 由  $t$  年的数值来度量, 参照已有文献的做法(Xu et al., 2014; 许年行等, 2013; 王化成等, 2015), 本文在回归中控制了月平均超额换手率( $OTurnover_{i,t}$ )、本期的负收益偏态系数( $NCSKEW_{i,t}$ )、公司规模( $Size_{i,t}$ )、公司年度周收益率的标准差( $Sigma_{i,t}$ )、股票净资产账市比( $BM_{i,t}$ )、股票年度平均周收益率( $Ret_{i,t}$ )、信息不对称( $AbsACC_{i,t}$ )、负债率( $Lev_{i,t}$ )与经营业绩( $ROA_{i,t}$ )以及年份与行业固定效应。

## 四、实证结果与分析

### 1. 机构投资者团体持股水平分析

根据 WIND 数据库的机构投资者持股数据统计显示<sup>①</sup>, 中国的机构投资者整体持股比例的中位数为 5.03%, 与美国仍然存在较大差距; 单个机构投资者 2013 年持股比例的中位数为 0.02%, 约为美国的 69%<sup>②</sup>。而且, 在 1999—2016 年的样本期间, 有 1/2 以上机构的持股比例低于 0.04%, 90% 以上机构的持股比例低于 0.85%, 即使在单个机构持股比例最高的 1999 年, 仍然有 1/2 以上的机构持有上市公司股份的比例低于 0.84%, 90% 以上的单个机构持股比例低于 4.21%。这说明, 在中国资本市场上, 机构投资者持股比较分散, 单个机构投资者之间存在着比较严重的“搭便车”问题, 单个机构通过自身持股在股东大会上拥有的投票权很有限, 没有足够的动力和能力通过“用手投票”的方式积极参与到公司治理当中去监督公司管理层。此外, 2013 年中国机构投资者团体持股比例的均值为 3.40%, 远小于美国的 42%<sup>③</sup>, 在 1999—2016 的总样本中, 有 1/2 以上的机构投资者团体持有上市公司的股份比例低于 1.21%, 75% 以上机构投资者团体持有上市公司股份比例低于 4.36%。这意味着, 中国资本市场上的机构投资者团体持股比例偏低, 中国的机构投资者团体整体可能没有足够的动力和能力通过“用手投票”的方式积极参与到公司治理当中去监督公司管理层, 更可能选择“用脚投票”, 发挥“退出威胁”的治理效力。

### 2. 主要变量的描述性统计分析

在表 1 中,  $NCSKEW_{t+1}$  和  $DUVOL_{t+1}$  的均值(标准差)分别为 -0.23(0.67)、-0.15(0.47), 与现有研究发现基本一致, 处在合理的范围(王化成等, 2015; Xu et al., 2014; 许年行等, 2013), 从标准差可以看出, 用这两个指标衡量的股价崩盘风险在样本公司间存在较大的差异。1999—2016 年, 机构投资者团体整体和持股最多机构团体持股股数占流通股股数的比例的均值分别为 8.46% 和 4.71%, 与其持股股数占总股数的比例相比, 虽然有所增加, 但仍然远小于美国资本市场<sup>④</sup>。

### 3. 相关性分析

在表 2 中, 衡量股价崩盘风险三个指标的 Pearson 相关系数均显著为正, 且为 1% 的显著水平, 表明三个指标的选择比较合理, 对崩盘风险的预测方向比较一致。机构投资者团体持股比例、持股

① 中国资本市场上机构投资者整体和单个机构投资者以及机构投资者团体整体的持股比例情况, 见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

② Crane et al.(2017)统计显示, 在美国资本市场上, 美国 1980—2013 年机构投资者整体的持股比例的中位数为 25%, 单个机构持股比例在 2013 年的中位数为 0.029%。

③ Crane et al.(2017)的研究指出, 美国 2013 年机构投资者团体持股比例的平均水平为 42%。

④ 美国 1980—2013 年这两个指标的均值分别达到 29% 和 13%(Crane et al., 2017)。



表 1 主要变量描述性统计分析

|                           | N     | 均值      | 中间值     | 标准差    | 最小值     | p10     | p90     | 最大值     |
|---------------------------|-------|---------|---------|--------|---------|---------|---------|---------|
| $NCSKEW_{t+1}$            | 16877 | -0.2272 | -0.1990 | 0.6675 | -2.2629 | -1.0384 | 0.5405  | 1.6331  |
| $DUVOL_{t+1}$             | 16875 | -0.1543 | -0.1526 | 0.4715 | -1.3547 | -0.7564 | 0.4391  | 1.0660  |
| $CRASH\_COUNT_{t+1}$      | 16877 | -0.1365 | 0.0000  | 0.5342 | -2.0000 | -1.0000 | 0.0000  | 2.0000  |
| $CliqueOwnership_t$       | 16878 | 0.0846  | 0.0296  | 0.1241 | 0.0000  | 0.0001  | 0.2547  | 0.5800  |
| $CliqueHerfindahl_t$      | 16878 | 0.0089  | 0.0005  | 0.0212 | 0.0000  | 0.0000  | 0.0271  | 0.1210  |
| $CliqueOwnTop1_t$         | 16878 | 0.0471  | 0.0194  | 0.0651 | 0.0000  | 0.0001  | 0.1397  | 0.3064  |
| $insthold_t$              | 16878 | 0.1948  | 0.0987  | 0.2217 | 0.0000  | 0.0026  | 0.5549  | 1.0000  |
| $CliqueOwnRatio_t$        | 16878 | 0.5237  | 0.5739  | 0.3934 | 0.0000  | 0.0012  | 1.0000  | 1.0000  |
| $CliqueHerfindahlRatio_t$ | 16847 | 0.0370  | 0.0073  | 0.0683 | 0.0000  | 0.0000  | 0.1149  | 0.4358  |
| $CliqueOwnTop1Ratio_t$    | 16878 | 0.3750  | 0.3153  | 0.3344 | 0.0000  | 0.0009  | 0.9921  | 1.0000  |
| $NCSKEW_t$                | 16878 | -0.2451 | -0.2116 | 0.7092 | -3.9267 | -1.0746 | 0.5312  | 6.1580  |
| $OTurnover_t$             | 16636 | -0.3693 | -0.0899 | 0.9849 | -4.2470 | -1.6565 | 0.5452  | 0.7553  |
| $Sigma_t$                 | 16878 | 0.0512  | 0.0481  | 0.0199 | 0.0193  | 0.0289  | 0.0770  | 0.1236  |
| $Ret_t$                   | 16878 | -0.0018 | -0.0026 | 0.0075 | -0.0187 | -0.0104 | 0.0078  | 0.0233  |
| $Size_t$                  | 16878 | 21.9139 | 21.7311 | 1.2248 | 19.7050 | 20.5309 | 23.5750 | 25.7746 |
| $BM_t$                    | 16878 | 0.5540  | 0.5359  | 0.2513 | 0.0981  | 0.2280  | 0.9079  | 1.1162  |
| $Lev_t$                   | 16878 | 0.4524  | 0.4580  | 0.2029 | 0.0511  | 0.1692  | 0.7171  | 0.8919  |
| $ROA_t$                   | 16877 | 0.0401  | 0.0373  | 0.0530 | -0.1835 | 0.0022  | 0.0997  | 0.1936  |
| $AbsACC_t$                | 16878 | 0.0966  | 0.0646  | 0.1092 | 0.0011  | 0.0114  | 0.2097  | 0.6948  |

表 2 主要变量的 Pearson 相关系数

|                           | (1)       | (2)       | (3)       | (4)        | (5)       | (6)       | (7)       | (8)       | (9)       | (10)   |
|---------------------------|-----------|-----------|-----------|------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|--------|
| $NCSKEW_{t+1}$            | 1.0000    |           |           |            |           |           |           |           |           |        |
| $DUVOL_{t+1}$             | 0.8791*** | 1.0000    |           |            |           |           |           |           |           |        |
| $CRASH\_COUNT_{t+1}$      | 0.7501*** | 0.5599*** | 1.0000    |            |           |           |           |           |           |        |
| $insthold_t$              | 0.0294*** | 0.0339*** | 0.0202*** | 1.0000     |           |           |           |           |           |        |
| $CliqueOwnership_t$       | 0.1163*** | 0.1071*** | 0.0921*** | 0.5039***  | 1.0000    |           |           |           |           |        |
| $CliqueHerfindahl_t$      | 0.0950*** | 0.0910*** | 0.0759*** | 0.4442***  | 0.9160*** | 1.0000    |           |           |           |        |
| $CliqueOwnTop1_t$         | 0.1114*** | 0.1012*** | 0.0908*** | 0.4512***  | 0.9370*** | 0.919***  | 1.0000    |           |           |        |
| $CliqueOwnRatio_t$        | 0.0546*** | 0.0345*** | 0.0582*** | -0.2377*** | 0.4254*** | 0.3327*** | 0.4422*** | 1.0000    |           |        |
| $CliqueHerfindahlRatio_t$ | 0.0497*** | 0.0331*** | 0.0561*** | 0.1083***  | 0.5970*** | 0.6032*** | 0.6677*** | 0.5039*** | 1.0000    |        |
| $CliqueOwnTop1Ratio_t$    | 0.0218*** | 0.0016    | 0.0358*** | -0.3673*** | 0.1473*** | 0.1455*** | 0.2499*** | 0.8797*** | 0.4697*** | 1.0000 |

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。下同。



比例的赫芬达尔指数、持股比例最大团体的持股比例与  $NCSKEW_{i,t+1}$ 、 $DUVOL_{i,t+1}$  以及  $CRASH\_COUNT_{i,t+1}$  的 Pearson 相关系数显著为正, 1% 的显著水平, 表明, 不考虑其他因素的影响, 机构投资者团体持股比例越大, 公司股价的崩盘风险越高。在机构投资者团体持股占机构投资者整体持股的比重与股价崩盘风险三个指标的相关系数中, 除了持股比例最大团体的持股比例占机构投资者整体持股比例的比重与  $DUVOL_{i,t+1}$  的相关系数不显著, 其他机构团体持股比重指标与股价崩盘风险的相关系数显著为正, 这基本表明机构投资者团体持股占机构投资者整体持股的比重越大, 公司的股价崩盘风险越大, 初步验证了假设 1a 的预期。为避免多重共线性对回归结果的影响, 本文计算了各个变量的 VIF 值, 结果显示<sup>①</sup>, VIF 的均值均小于 2, 最大值为 2.27, 远小于 10, 一定程度上排除了变量之间严重共线性的可能性。

4. 机构投资者抱团对股价崩盘风险的影响

表 3 报告机构投资者抱团持股三个变量与股价崩盘风险指标的回归结果, 结果显示, 机构投资者团体持股比例、持股比例的赫芬达尔指数、持股比例最大团体的持股比例的回归系数均显著为正, 1% 的显著水平, 说明在控制公司当期负收益偏差系数、超额换手率等因素的影响下, 机构投资者团体持股比例与公司股价未来的崩盘风险呈显著正相关的关系, 机构投资者抱团没有对机构投资者团体整体的监督效力起到积极的促进作用, 反而可能通过延迟公司负面信息融入股价以及减弱机构投资者团体整体“退出威胁”的治理效力的渠道对股价崩盘风险产生正向的影响, 假设 1a 得到验证。

表 3 机构投资者团体持股比例与股价崩盘风险

|   | $NCSKEW_{i,t+1}$       | $DUVOL_{i,t+1}$        | $CRASH\_COUNT_{i,t+1}$ | $NCSKEW_{i,t+1}$      | $DUVOL_{i,t+1}$       | $CRASH\_COUNT_{i,t+1}$ | $NCSKEW_{i,t+1}$       | $DUVOL_{i,t+1}$       | $CRASH\_COUNT_{i,t+1}$ |
|---|------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|
|   | (1)                    | (2)                    | (3)                    | (4)                   | (5)                   | (6)                    | (7)                    | (8)                   | (9)                    |
| <i>CliqueOwnership</i>                    | 0.5562***<br>(11.4474) | 0.3907***<br>(11.3229) | 0.3606***<br>(8.9934)  |                       |                       |                        |                        |                       |                        |
| <i>CliqueHerfindahl</i>                   |                        |                        |                        | 1.9924***<br>(7.6470) | 1.4722***<br>(7.7817) | 1.3484***<br>(6.4214)  |                        |                       |                        |
| <i>CliqueOwnTop1</i>                      |                        |                        |                        |                       |                       |                        | 0.8949***<br>(10.0822) | 0.6009***<br>(9.5387) | 0.6201***<br>(8.4657)  |
| <i>Controls &amp; Year &amp; Industry</i> | 是                      | 是                      | 是                      | 是                     | 是                     | 是                      | 是                      | 是                     | 是                      |
| No. of obs.                               | 16634                  | 16632                  | 16634                  | 16634                 | 16632                 | 16634                  | 16634                  | 16632                 | 16634                  |
| F   | 51.9877                | 52.0604                | 28.2730                | 43.5778               | 43.9372               | 23.5210                | 48.0186                | 47.4351               | 26.8434                |

注: 括号中是使用 White(1980)调整后的公司聚类稳健标准误计算的 t 值。限于篇幅, 表中不再列示控制变量的系数和 t 值, 结果见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。下同。

① 本文计算了所有相关变量两两之间的 Pearson 相关系数, 并根据主回归计算所有自变量的 VIF 值, 因篇幅有限, 只报告主要变量的相关系数, 未报告其他控制变量的相关系数以及 VIF 的值, 见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

在控制变量中,收益波动( $\sigma$ )、平均周特有收益( $Ret$ )和公司信息不对称程度( $AbsACC$ )与股价崩盘风险的回归系数为正,基本显著,账市率( $BM$ )、资产负债率( $Lev$ )与股价崩盘风险的回归系数为负,基本显著,与已有研究一致(Callen and Fang, 2013; 王化成等, 2015)。当期负收益偏态系数( $NCSKEW$ )与股价崩盘风险显著正相关,与许年行等(2012)、Callen and Fang(2015)、Kim et al. (2016)的研究一致。公司规模( $Size$ )与股价崩盘风险的回归系数显著为负,表明公司的规模越大,股价未来崩盘的风险越小,这与许年行等(2012)、Kim et al. (2016)、Li et al. (2017)的研究中的报告是一致的。总资产报酬率( $ROA$ )的回归系数基本显著为负,说明公司的盈利能力越强,股价崩盘风险越小,符合预期。总体而言,控制变量的回归结果大都与已有研究一致,说明主回归结果是比较可靠的。此外,已有研究发现,股权结构、董事规模、独立董事比例等公司治理因素会影响公司的股价崩盘风险(曹丰等, 2015; 王化成等, 2015; Xu et al., 2014),为了控制这些因素的影响,本文在式(2)的基础上加入这些公司治理变量进行回归,检验结果显示<sup>①</sup>,尽管机构投资者团体持股比例的赫芬达尔指数的回归系数的值和三个主解释变量回归系数的  $t$  值稍微变小,但是,机构投资者团体持股比例与持股比例最多团体的持股比例的回归系数均有所增大,而且三个解释变量的显著水平均在 1% 以上,表明,在控制公司治理因素的影响后,机构投资者抱团与股价崩盘风险的正向关系是稳健的。

### 5. 稳健性检验

为减小内生性问题对本文研究结论的影响,本文做了以下稳健性检验。

(1)工具变量回归。为减小内生性问题对本文研究结论的影响,参照 Bajo et al. (2016)的方法选择 2004 年中国保险监督管理委员会联合中国证券监督管理委员会下发的《保险机构投资者股票投资管理暂行办法》允许保险资金直接投资股票市场的政策变化作为外生事件,并借鉴 Crane et al. (2017)的思路构造工具变量进行两阶段回归。具体地,将 2004 年 10 月之前的年度设定为政策变化之前,  $post=0$ , 将 2004 年 10 月之后确定为变化发生后,  $post=1$ 。然后,将政策颁布后与保险公司建立连接的机构设定为保险连接机构( $\delta_k=1$ ),将政策颁布后与保险公司没有建立连接的机构设定为保险未连接机构( $\delta_k=0$ )。根据式(3)构造处理效应的工具变量  $Impact$ ,其中,  $\lambda_{i,j}$  表示机构  $i$  持有公司  $j$  的股份比例,  $N$  表示机构家数,  $C_i$  指与机构  $i$  建立连接的机构的总数,  $\delta_k$  为机构  $k$  是否为保险连接机构的指示变量。最后,将相关变量代入式(4)和式(5)进行两阶段回归。

$$Impact_j = \sum_i^N \lambda_{i,j} \left( \frac{1}{|C_i|} \sum_{k \in C_i} \delta_k \right) \quad (3)$$

$$Clique\_Own_{j,t} = \varphi_1 (Impact_j \times post_t) + X_{j,t} \psi + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$Crash\_Risk_{j,t} = \beta_1 Clique\_Own_{j,t} + X_{j,t} \psi + \eta_{i,t} \quad (5)$$

回归结果显示(见表 4),在一阶段回归中,  $post$  与  $Impact$  交互项的回归系数均显著为正, 1% 的显著水平,说明构造的工具变量满足相关性和内生性要求<sup>②</sup>。在二阶段回归中,机构投资者团体持股比例、持股比例的赫芬达尔指数、持股比例最多的机构团体持股比例的回归系数均显著为正,且为

① 控制公司治理因素后的回归结果见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

② 保险公司的直接入市增加了机构投资者网络中的节点数目,同时改变网络中与其他类型机构个体连接的数量,改变机构投资者团体成员的数量构成,致使机构投资者团体持股相关指标发生变化。而且政策颁布的时间和内容是由国家机关决定而非机构投资者选择。因此,选择该政策变化作为外生事件具有一定的合理性,既满足和机构网络团体持股的相关性,又满足来自国家政策冲击的外生性要求。

表 4 机构投资者团体持股比例与股价崩盘风险(工具变量回归)

|  | <i>Clique-Ownership<sub>t</sub></i> | <i>NCSKEW<sub>t+1</sub></i> | <i>DUVOL<sub>t+1</sub></i> | <i>Clique-Herfindahl<sub>t</sub></i> | <i>NCSKEW<sub>t+1</sub></i> | <i>DUVOL<sub>t+1</sub></i> | <i>Clique-OwnTop1<sub>t</sub></i> | <i>NCSKEW<sub>t+1</sub></i> | <i>DUVOL<sub>t+1</sub></i> |
|--|-------------------------------------|-----------------------------|----------------------------|--------------------------------------|-----------------------------|----------------------------|-----------------------------------|-----------------------------|----------------------------|
|  | (1)                                 | (2)                         | (3)                        | (4)                                  | (5)                         | (6)                        | (7)                               | (8)                         | (9)                        |
| <i>CliqueOwnership<sub>t</sub></i>         |                                     | 0.7804***<br>(7.0289)       | 0.4798***<br>(5.7888)      |                                      |                             |                            |                                   |                             |                            |
| <i>CliqueHerfindahl<sub>t</sub></i>        |                                     |                             |                            |                                      | 5.1196***<br>(6.8279)       | 3.1470***<br>(5.6496)      |                                   |                             |                            |
| <i>CliqueOwnTop1<sub>t</sub></i>           |                                     |                             |                            |                                      |                             |                            |                                   | 1.5323***<br>(6.9252)       | 0.9420***<br>(5.7204)      |
| <i>Impact<sub>t</sub>×post<sub>t</sub></i> | 11.0991***<br>(36.5280)             |                             |                            | 1.6919***<br>(25.7013)               |                             |                            | 5.6532***<br>(34.6302)            |                             |                            |
| <i>Controls &amp; Year &amp; Industry</i>  | 是                                   | 是                           | 是                          | 是                                    | 是                           | 是                          | 是                                 | 是                           | 是                          |
| No. of obs.                                | 15902                               | 15901                       | 15899                      | 15902                                | 15901                       | 15899                      | 15902                             | 15901                       | 15899                      |
| F  | 536.8758                            | 33.9057                     | 33.2093                    | 183.6801                             | 32.5447                     | 32.3297                    | 527.7904                          | 33.7094                     | 33.0217                    |

1%的显著水平,这表明,机构投资者团体持股比例与股价崩盘风险存在正相关的关系在用工具变量进行两阶段回归后仍然是成立的。

(2)双重差分回归。为了进一步减缓内生性问题对研究结果产生的影响,本文根据保险资金被允许直接投资股票市场的政策变化作为外生冲击事件构造自然实验进行双重差分回归,将政策颁布后有保险团体机构持股的公司设定为处理组(*treated*=1),没有保险团体机构持股的公司设定为对照组(*treated*=0),在倾向得分匹配的基础上运用双重差分对机构投资者团体持股与股价崩盘风险之间可能存在的因果关系进行进一步检验。回归结果显示(见表5),不管有没有进行PSM匹配,*post*的回归系数均显著为负,说明在保险资金直接入市之前样本的股价崩盘风险是高于保险资金直接入市之后的;*treated*的回归系数均显著为负,*treated*与*post*交乘项的回归系数均显著为正,而且,*treated*与*post*交乘项回归系数的绝对值均大于*treated*回归系数的绝对值,这表明,在政策颁布实施前,处理组的股价崩盘风险是明显低于对照组的,但政策颁布实施后,处理组的股价崩盘风险却明显高于对照组。回归结果表明,保险资金直接入市的政策变化通过引起机构投资者团体持股的增加提高了公司的股价崩盘风险,从而进一步验证了机构投资者抱团持股与股价崩盘风险存在的因果关系。

(3)其他稳健性检验<sup>①</sup>。在主回归当中,本文是基于Louvain算法从机构投资者网络中提取出机

① 未报告其他稳健性检验的结果,详细结果见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

表 5 机构投资者团体持股与股价崩盘风险(双重差分回归)

|                                | $NCSKEW_{t+1}$          | $DUVOL_{t+1}$           | $CRASH\_COUNT_{t+1}$    | $NCSKEW_{t+1}$          | $DUVOL_{t+1}$           | $CRASH\_COUNT_{t+1}$    |
|--------------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
|                                | Pre-match               | Pre-match               | Pre-match               | Post-match              | Post-match              | Post-match              |
|                                | (1)                     | (2)                     | (3)                     | (4)                     | (5)                     | (6)                     |
| <i>treated</i>                 | -0.1190***<br>(-3.0221) | -0.0984***<br>(-3.5397) | -0.0796**<br>(-2.4000)  | -0.1234***<br>(-3.1272) | -0.0997***<br>(-3.5800) | -0.0828**<br>(-2.4849)  |
| <i>post</i>                    | -0.2769***<br>(-8.4736) | -0.1808***<br>(-7.6021) | -0.1801***<br>(-6.4633) | -0.2820***<br>(-8.6195) | -0.1828***<br>(-7.6823) | -0.1840***<br>(-6.5667) |
| <i>treated</i> × <i>post</i>   | 0.1530***<br>(3.7700)   | 0.1086***<br>(3.7700)   | 0.1113***<br>(3.2487)   | 0.1577***<br>(3.8764)   | 0.1098***<br>(3.8028)   | 0.1149***<br>(3.3383)   |
| <i>Controls &amp; Industry</i> | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       |
| No. of obs.                    | 15901                   | 15899                   | 15901                   | 15776                   | 15776                   | 15776                   |
| F                              | 37.3116                 | 37.8157                 | 18.5355                 | 36.7325                 | 37.2184                 | 18.2485                 |

机构投资者团体并以此为基础考察机构投资者抱团对股价崩盘风险的影响,因此,本文的研究结果可能受到机构投资者团体提取算法的影响。为减小机构投资者团体捕捉算法衡量偏差对本文研究结论的影响,与 Crane et al.(2017)的研究一致,选择 Barrat et al.(2004)开发的聚类系数算法<sup>①</sup>替换 Louvain 算法来捕捉机构投资者团体,并计算出聚类机构持股比例( $ClusterOwnership_t$ )及其占机构投资者整体持股比例的比重( $ClusterOwnershipRatio_t$ ),然后进行稳健性检验。检验结果显示,聚类机构持股比例( $ClusterOwnership_t$ )及其占机构投资者整体持股比例的比重( $ClusterOwnershipRatio_t$ )与股价崩盘风险三个指标的回归系数均显著为正,1%的显著水平,表明聚类机构持股比例及其占机构投资者整体持股的比重越大,股价崩盘风险越大,本文的研究结论在考虑机构投资者团体提取算法后仍然是成立的。为减小其他不可观测的公司特征因素及其他因素对回归结果可靠性的影响,本文加入第一大股东持股比例、公司固定效应、机构投资者羊群行为、机构投资者整体持股比例、投资者法律保护、分析师乐观偏差以及公司治理等变量进行回归检验,结果表明,在控制这些因素的影响后,本文的研究结论仍然是稳健的。此外,主回归结果可能反映的是机构投资者持股比例对股价崩盘风险的部分影响效力。为减弱这种影响,本文用机构投资者团体持股比例占机构投资者整体持股比例的比重对股价崩盘风险进行回归,结果也是稳健的。考虑本文的研究结果可能受到股灾极端事件、机构大量持股以及网络连接构建标准选择的影响,在此分别剔除 2001、2008 以及 2015 发生股灾的三个年度样本、将持股股数占流通股股数的比例大于 5%的机构—公司观测删除、以及选择 3%、2.5%、1%作为网络连接的构建标准构造机构投资者网络重新计算机构投资者团体持股指标各自进行稳健性检验,结果仍然是稳健的。

① 聚类系数是用来反映某个机构与其建立连接的周围机构连接的亲密程度,机构的聚类系数越大,代表他与其建立连接的周围机构进入同一个团体的可能性越大。



## 五、影响机制检验

在研究假设中, 本文将机构投资者抱团影响股价崩盘风险的机理归结为机构投资者抱团通过延迟负面信息融入股价, 增大负面信息被隐藏、累积、集中释放的可能性与程度以及公司信息不透明度, 并通过减小机构投资者团体整体“退出威胁”的治理效应而减弱他们对公司管理层隐藏坏消息行为的监督, 以及集体出逃砸盘, 并通过抱团持股驱动股价泡沫, 而加大公司股价的崩盘风险。虽然主回归检验发现, 机构投资者抱团加大公司股价未来的崩盘风险, 支持了研究假设, 但是, 对于机构投资者抱团是否通过以上机理影响股价崩盘风险仍有待检验。在此, 通过考察用 Louvain 算法近似估计提取出的机构投资者团体是否能捕捉机构投资者抱团的集体行动——共同进退, 机构投资者抱团是否延迟公司负面信息融入股价、减小机构投资者团体整体“退出威胁”的治理效应, 增大公司的信息不透明度, 以及驱动股价泡沫以检验机构投资者抱团影响股价崩盘风险的机理。

### 1. 机构投资者团体成员交易的相关性

借鉴肖欣荣等(2012)的思路检验中国机构投资者团体成员之间的合作是否提高了他们交易之间的相关性, 即机构投资者团体成员之间是否存在抱团行为。回归结果显示<sup>①</sup>, 无论是否控制机构投资者季度固定效应, 机构投资者持仓变化( $HJT$ )与同一团体内其他成员的平均持仓变化( $HCJT$ )的回归系数均显著为正, 其值均大于 0.13, 而且该回归系数的值远大于其他非同一团体机构的平均持仓变化的回归系数( $HNCJT$ ), 机构投资者是否首次持仓( $XJT$ )与同一团体内其他成员的平均持仓变化( $HCJT$ )交乘项的回归系数显著为负, 表明机构投资者团体内部成员交易之间具有很强的相关性, 而且这种相关性远强于与团体外部成员交易之间的相关性, 即机构投资者团体成员之间存在抱团行为; 与已经持有相比, 首次持仓机构与团队内部成员抱团的可能性明显变小。结果表明, 用 Louvain 算法近似估计提取出的机构投资者团体可以捕捉机构投资者抱团集体交易, 即共同进退行为。

### 2. 机构投资者抱团与公司负面信息延迟融入股价

对于机构投资者抱团是否延迟公司负面信息融入股价, 借鉴 Phillips (2011)的方法, 选择市场(公司)拓展模型与负的市场(公司)拓展模型的  $R^2$  的比率  $DMrsqNeg(DFrsgNeg)$  以及负的市场(公司)拓展模型中经过标准差调整后的滞后市场(公司特有)收益的回归系数占所有回归系数之和的比率  $DMseNeg(DFseNeg)$  来衡量公司市场(特有)负面信息融入股价的速度<sup>②</sup>。然后, 参照 Busch and Obernberger (2016)的方法构造模型对机构投资者抱团持股与负面信息延迟融入股价的指标进行回归估计以检验机构投资者抱团是否延缓公司负面信息融入股价。回归结果显示(见表 6), 机构投资者团体持股比例的回归系数均显著为正, 1%的显著水平, 说明, 机构投资者团体持股比例越大, 市场负面信息、公司特有负面信息融入股价的速度越慢, 进而验证了机构投资者抱团通过延迟公司负面信息融入股价而加大公司股价崩盘风险的渠道。

### 3. 机构投资者抱团与机构投资者团体整体的“退出威胁”治理效应

参照 Crane et al.(2017)的思路, 根据机构投资者抱团是否减弱公司价值对股票流动性的敏感性来判断机构投资者抱团是否减小机构投资者团体整体“退出威胁”的治理效力, 并借鉴冯根福等(2017)的方法使用中国针对上市公司非流通股推行的一种全流通改革, 即股权分置改革作为股票流动性外部冲击检验中国机构投资者抱团对公司价值—股票流动性敏感性的影响。回归结果显示

① 详细结果见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

② 市场负面信息以及公司特有负面信息延迟融入股价指标的详细构造步骤见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

表 6 影响机制检验

|                                     | 公司负面信息延迟融入             |                        | “退出威胁”<br>治理效应          | 公司信息透明度               |                        | 股价泡沫                  |                       |
|-------------------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
|                                     | $DMrsqNeg_t$           | $DfrsqNeg_t$           | $Tobin's Q_t$           | $AbsACC_t$            | $KV_t$                 | $PS_t$                | $PSBubbleStock_t$     |
|                                     | (1)                    | (2)                    | (3)                     | (4)                   | (5)                    | (6)                   | (7)                   |
| $CliqueOwnership_t$                 | 0.1066***<br>(13.5209) | 0.1332***<br>(15.8234) |                         | 0.0575***<br>(5.7870) | 0.2386***<br>(13.5158) | 4.4758***<br>(8.2115) | 4.0309***<br>(7.9368) |
| $CliqueOwnership_{t-1}$             |                        |                        | 2.3079***<br>(11.7579)  |                       |                        |                       |                       |
| $post \times CliqueOwnership_{t-1}$ |                        |                        | -1.1133***<br>(-5.5276) |                       |                        |                       |                       |
| 其他变量                                | 是                      | 是                      | 是                       | 是                     | 是                      | 是                     | 是                     |
| No. of obs.                         | 77051                  | 77051                  | 15423                   | 12076                 | 12054                  | 16465                 | 5774                  |
| F/chi <sup>2</sup>                  | 102.5135               | 100.1896               | 48.3337                 | 12.0284               | 123.7848               | 49.6220               | 2100                  |

(见表 6), 股权分置改革后 ( $post$ ) 与机构投资者团体持股比例的交乘项的回归系数显著为负, 1% 的显著水平, 这表明机构投资者团体持股减弱公司价值对股票流动性的敏感性, 从而验证了机构投资者抱团通过减弱机构投资者团体整体“退出威胁”的治理效应而加大公司股价崩盘风险的渠道。

#### 4. 机构投资者抱团与公司信息透明度

借鉴前人的方法采用可操纵应计利润和股价对交易量变动的敏感性衡量公司信息透明度以检验机构投资者抱团是否通过阻碍机构投资者团体成员私有信息融入股价以及减弱机构投资者团体整体的治理效应而减小他们对公司管理层隐藏坏消息的监督效应, 增大公司的信息不透明度 (Hutton et al., 2009; 林长泉等, 2016)。可操纵应计利润越大, 公司的信息不透明度越大; 股价对交易量变动的敏感性越大, 股价受交易量变动驱动的成分越大, 受公司特有信息驱动的成分越小, 公司信息不透明度越大。回归结果显示 (见表 6), 机构投资者团体持股比例的回归系数均显著为正, 1% 的显著水平, 说明机构投资者团体持股比例越大, 公司信息的不透明度越大。因此, 机构投资者抱团通过阻碍机构投资者团体成员私有信息融入股价以及减弱机构投资者团体整体的治理效应而减小对公司管理层隐藏坏消息的监督效应, 进而增大公司的信息不透明度, 加大公司股价未来崩盘风险的渠道得到验证。

#### 5. 机构投资者抱团与股价泡沫

为了检验机构投资者抱团是否通过驱动股价泡沫而对股价崩盘风险产生影响。已有研究选择市销率 (市销率 ( $PS$ ) = 本年最后一个交易日的股票收盘价 / 前一年每股销售收入) 来反映公司股价泡沫大小 (潘越等, 2011), 这里, 参照潘越等 (2011) 的方法, 针对每个年度, 将 A 股所有股票按市销率从大到小进行排序, 选出排名前 20% 的股票确定为泡沫股票 ( $PSBubbleStock$ )。然后, 借鉴 Hutton

et al.(2009) 思路,将研究样本根据公司的规模和机构投资者团体持股比例的值从小到大分成 15 组,检验机构投资者抱团持股股票的泡沫大小以及是否为泡沫股票的概率在各组当中的差异,并在此基础上进行回归分析。结果显示(见表 7),在公司规模一定的情况下,随着机构投资者抱团持股比例的增加,公司股票的估值水平(PS)以及成为泡沫股票的可能性(PSBubbleStock)越大。回归结果显示(见表 6),机构投资者团体持股比例与公司股票的估值水平(PS)以及股票成为泡沫股票的可能性(PSBubbleStock)的回归系数均显著为正,1%的显著水平,表明,机构投资者团体持股比例越大,公司股票存在的泡沫越大,成为泡沫股票的可能性越高,从而验证了机构投资者抱团通过驱动其持股股票的股价泡沫加大股价崩盘风险的渠道。

表 7 根据资产规模和机构投资者抱团持股比例分成 15 组比较泡沫股票的估值与频率

| 每组公司的估值(PS) |                  |        |        |                    | 每组公司的股票为泡沫股票的概率(PSBubbleStock) |                  |        |        |                    |
|-------------|------------------|--------|--------|--------------------|--------------------------------|------------------|--------|--------|--------------------|
|             | Clique Ownership |        |        |                    |                                | Clique Ownership |        |        |                    |
| Size        | 1                | 2      | 3      | Difference (3)-(1) | Size                           | 1                | 2      | 3      | Difference (3)-(1) |
| 1           | 7.3434           | 9.0308 | 9.9143 | 2.5709***          | 1                              | 0.2002           | 0.3185 | 0.3886 | 0.1884***          |
| 2           | 4.1306           | 6.1814 | 7.0356 | 2.9050***          | 2                              | 0.0900           | 0.1249 | 0.2342 | 0.1442***          |
| 3           | 3.4505           | 4.4646 | 5.7032 | 2.2527***          | 3                              | 0.0755           | 0.1249 | 0.1974 | 0.1218***          |
| 4           | 3.0796           | 3.8363 | 4.6137 | 1.5341***          | 4                              | 0.0695           | 0.0896 | 0.1196 | 0.0501***          |
| 5           | 2.2250           | 2.2718 | 2.9038 | 0.6788***          | 5                              | 0.0292           | 0.0357 | 0.0624 | 0.0331***          |

6. 产权性质的中介调节作用

为检验产权性质的调节作用,采用产权性质的指示变量(SOE=1 表示国有企业,SOE=0 表示非国有企业)和机构投资者抱团持股指标的交互项与股价崩盘风险进行回归检验假设 2。回归结果显示(见表 8),产权性质的指示变量(SOE)和机构投资者抱团持股比例的交互项的回归系数均显著为负,表明机构投资者抱团与股价崩盘风险的关系在国有企业当中较弱,相对于国有企业,机构投资者抱团在非国有企业中对股价崩盘风险的加剧作用更明显。假设 2a 得到验证。

7. 企业代理成本的中介调节作用

为了检验企业代理成本的调节作用,借鉴高凤莲和王志强(2016)的方法,用管理费用率(等于管理费用除以营业收入)作为代理成本的代理变量,管理费用率越大,企业的代理成本越大,并将其与行业的中位数进行比较,设置指示变量,如果管理费用率的值大于行业中位数,则 ME=1,否则,ME=0。回归结果显示(见表 8),机构投资者抱团持股比例与管理费用率的交互项的回归系数显著为正,表明,企业的代理成本越大,机构投资者抱团对股价崩盘风险的加剧作用越明显,相对于代理问题较轻的企业,机构投资者抱团在代理问题较严重的企业中对股价崩盘风险所发挥的正向效应更明显,假设 3a 得到验证。

8. 投资者保护水平的影响

为了确保研究数据的时效性,使研究结果更加可靠,本文选择公司所在地区每万人拥有的律师

表 8 中介调节作用的检验

|   | 产权性质 (SOE)                          |                                    |  | 代理成本 (ME)                           |                                    |  | 投资者保护 (LawyerNumPer)                |                                    |  |
|---|-------------------------------------|------------------------------------|--|-------------------------------------|------------------------------------|--|-------------------------------------|------------------------------------|--|
|   | <i>NCSKEW</i> <sub><i>t</i>+1</sub> | <i>DUVOL</i> <sub><i>t</i>+1</sub> | <i>CRASH</i> <sub><i>t</i>+1</sub><br><i>COUNT</i> <sub><i>t</i>+1</sub> | <i>NCSKEW</i> <sub><i>t</i>+1</sub> | <i>DUVOL</i> <sub><i>t</i>+1</sub> | <i>CRASH</i> <sub><i>t</i>+1</sub><br><i>COUNT</i> <sub><i>t</i>+1</sub> | <i>NCSKEW</i> <sub><i>t</i>+1</sub> | <i>DUVOL</i> <sub><i>t</i>+1</sub> | <i>CRASH</i> <sub><i>t</i>+1</sub><br><i>COUNT</i> <sub><i>t</i>+1</sub> |
|   | (1)                                 | (2)                                | (3)  | (4)                                 | (5)                                | (6)  | (7)                                 | (8)                                | (9)  |
| <i>CliqueOwnership<sub>t</sub></i>                                      | 0.6717***<br>(11.3080)              | 0.4518***<br>(10.3679)             | 0.4589***<br>(9.5399)  | 0.4814***<br>(8.6922)               | 0.3456***<br>(8.6697)              | 0.3009***<br>(6.7143)  | 0.4479***<br>(7.5047)               | 0.3076***<br>(7.0386)              | 0.3005***<br>(6.1642)  |
| <i>CliqueOwnership<sub>t</sub></i> ×<br><i>SOE</i>                      | -0.2089***<br>(-3.3090)             | -0.1105**<br>(-2.3090)             | -0.1780***<br>(-3.5079)  |                                     |                                    |  |                                     |                                    |  |
| <i>CliqueOwnership<sub>t</sub></i> ×<br><i>ME</i>                       |                                     |                                    |  | 0.1710***<br>(2.8814)               | 0.1032**<br>(2.3489)               | 0.1364***<br>(2.8137)  |                                     |                                    |  |
| <i>CliqueOwnership<sub>t</sub></i> ×<br><i>LawyerNumPer<sub>t</sub></i> |                                     |                                    |  |                                     |                                    |  | 0.0335**<br>(2.5758)                | 0.0252***<br>(2.7582)              | 0.0196*<br>(1.9279)  |
| 其他变量  | 是                                   | 是                                  | 是  | 是                                   | 是                                  | 是  | 是                                   | 是                                  | 是  |
| No. of obs.   | 16634                               | 16632                              | 16634  | 16634                               | 16632                              | 16634  | 16559                               | 16557                              | 16559  |
| F   | 49.1159                             | 48.1412                            | 27.6166  | 48.0860                             | 48.1060                            | 25.9764  | 48.1900                             | 48.3346                            | 25.5765  |

数量作为投资者保护水平的代理变量以检验其对机构投资者抱团与股价崩盘风险的关系的调节作用<sup>①</sup>。为了控制各地区其他不可观测的不变因素的影响,在回归过程当中,控制了各地区的固定效应,回归结果显示(见表 8),公司所在地区每万人拥有的律师数量 (*LawyerNumPer*) 与机构投资者抱团持股比例的交互项的回归系数显著为正,且至少为 10% 的显著水平,表明公司所在地区的投资者保护水平越高,机构投资者的作用越重要,其抱团行为对股价崩盘风险的边际效应越明显,从而证实了投资者保护正向调节机构投资者抱团与股价崩盘风险的关系。假说 4a 得到验证。

① 已有研究通常采用樊纲等(2011)提供的一级分项指标“市场中介组织的发育和法律制度环境”和“政府与市场的关系指数”以及公司所在地区每万人拥有的律师数量作为公司所在地区投资者保护水平的代理变量(王化成等,2014)。然而,鉴于王小鲁等(2017)提供的以上两种指数 2008—2014 年数据只截至 2014 年,且与 2011 年提供的截止至 2009 年的数据使用的数据资料以及计算基期年份不同,致使前后两个报告公布的指数评分和排序不同(王小鲁等,2017),影响 2008 年前后这两个指数在两个区间的可比性。由于本文研究样本的时间跨度为 1999—2016 年,因此,为确保研究数据的时效性,使研究结果更加可靠,本文选择公司所在地区每万人拥有的律师数量衡量投资者保护水平。其中,各地区的总人口数量来源于历年《中国统计年鉴》中的年末常住人口,律师数量主要来源于《中国律师年鉴》中的全国律师工作人员统计表,并辅以各地区年鉴中的律师、公证、基层司法及法学教育基本情况表进行补充完善,本文据此手工搜集 1999—2016 年间 31 个省份的总人口、律师数量进行计算公司所在地区每万人拥有的律师数量。



## 六、结论

本文以任意两个机构投资者是否共同持有任意一家公司的股份数量占流通股股数的比例大于等于5%建立的连接来构建机构投资者网络,运用 Louvain 算法从网络中近似估计提取出机构投资者团体,以考察机构投资者抱团对股价崩盘风险的影响。研究发现,机构投资者团体持股比例及其占机构投资者整体持股比例的比重与公司股价崩盘风险显著正相关,并采用政策变化作为外生冲击事件构造工具变量及双重差分等进行了一系列稳健性检验,进一步通过多个角度探寻机构投资者抱团影响股价崩盘风险的机制。本文通过网络算法构建了量化的股价崩盘的预测因素,填补了现有崩盘研究中的空白,并对崩盘有较好的预测作用。站在投资者的角度,这一指标对于投资风险管理有着较强的实践应用启示,如果动态更新该量化指标或可有效避免单只股票投资大幅回撤。同时在监管政策层面,应对高度抱团的机构投资行为保持密切关注,以预防潜在的崩盘风险。本文结合新兴的社会网络与金融的交叉前沿研究,凸显了未来金融研究与机器学习算法等交融的可能性和创新性。本文的网络算法透过数据捕捉到了背后机构投资者之间的交互钩稽关系,深化了对机构投资者行为的理解。更重要的,在不同的金融中介以及金融参与个体之间,存在着各种不同定义的网络,如供应链关系网络、同业竞争关系网络、高管人际网络等。在这些不同的经济网络中,存在大量有待挖掘的网络参数维度,对于公司金融以及资产定价有着大量有待研究者去挖掘的影响因素。因此,本文作为一个开创性的探索,希望能为后续研究者展开网络算法与金融研究的进一步融合提供参考。

### 〔参考文献〕

- [1]薄仙慧,吴联生. 国有控股与机构投资者的治理效应:盈余管理视角[J]. 经济研究, 2009,(2):81-91.
- [2]曹丰,鲁冰,李争光,徐凯. 机构投资者降低了股价崩盘风险吗[J]. 会计研究, 2015,(11):55-61.
- [3]代昀昊,唐齐鸣,刘莎莎. 机构投资者、信息不对称与股价暴跌风险[J]. 投资研究, 2015,(1):50-64.
- [4]樊纲,王小鲁,朱恒鹏. 中国市场化指数:各地区市场化相对进程报告[M]. 北京:经济科学出版社, 2011.
- [5]冯根福,刘虹,冯照桢,温军. 股票流动性会促进我国企业技术创新吗[J]. 金融研究, 2017,(3):192-206.
- [6]高昊宇,杨晓光,叶彦艺. 机构投资者对暴涨暴跌的抑制作用:基于中国市场的实证[J]. 金融研究, 2017,(2):163-178.
- [7]高凤莲,王志强. 独立董事个人社会资本异质性的治理效应研究[J]. 中国工业经济, 2016,(3):146-160.
- [8]郭晓冬,柯艳蓉,吴晓晖. 坏消息的掩盖与揭露:机构投资者网络中心性与股价崩盘风险 [J]. 经济管理,2018,(4):152-169.
- [9]侯宇,叶冬艳. 机构投资者、知情人交易和市场效率[J]. 金融研究, 2008,(4):131-145.
- [10]李增福,林盛天,连玉君. 国有控股、机构投资者与真实活动的盈余管理[J]. 管理工程学报, 2013,27(3):35-44.
- [11]梁上坤. 机构投资者持股会影响公司费用粘性吗[J]. 管理世界,2018,(12):133-148.
- [12]林长泉,毛新述,刘凯璇. 董秘性别与信息披露质量[J]. 金融研究, 2016,(9):193-206.
- [13]林乐,郑登津. 退市监管与股价崩盘风险[J]. 中国工业经济, 2016,(12):58-74.
- [14]刘星,吴先聪. 机构投资者异质性、企业产权与公司绩效——基于股权分置改革前后的比较分析[J]. 中国管理科学, 2011,19(5):183-192.
- [15]潘越,戴亦一,陈梅婷. 基金经理的投资经验、交易行为与股市泡沫[J]. 中国工业经济, 2011,(1):120-129.
- [16]肖欣荣,刘健,赵海健. 机构投资者行为的传染——基于投资者网络视角[J]. 管理世界, 2012,(12):35-45.
- [17]王化成,曹丰,高升好,李争光. 投资者保护与股崩盘风险[J]. 财贸经济, 2014,(10):73-82.
- [18]王化成,曹丰,叶康涛. 监督还是掏空:大股东持股比例与股价崩盘风险[J]. 管理世界, 2015,(2):45-57.
- [19]王小鲁,樊纲,余静文. 中国分省份市场化指数报告[M]. 北京:社会科学文献出版社, 2017.

- [20]许年行,江轩宇,伊志宏,徐信忠. 分析师利益冲突、乐观偏差与股价崩盘风险[J]. 经济研究, 2012,(7):127-140.
- [21]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.
- [22]Ali, N., and D. Miller. Enforcing Cooperation in Networked Societies[R]. Unpublished Manuscript, University of California Working Paper, 2013.
- [23]Assenza, S., J. Gómez-Gardënes, and V. Latora. Enhancement of Cooperation in Highly Clustered Scale-Free Networks[J]. Physical Review E Statistical, Nonlinear, and Soft Matter Physics, 2008,78(1/2):1-5.
- [24]Bajo, E., T. J. Chemmanur, K. Simonyan, and H. Tehranian. Underwriter Networks, Investor Attention, and Initial Public Offerings[J]. Journal of Financial Economics, 2016,122(2):376-408.
- [25]Barrat, A., M. Barthelemy, R. Pastor-Satorras, and A. Vespignani. The Architecture of Complex Weighted Networks [J]. Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 2004,101(4):3747-3752.
- [26]Blondel, V. D., J. L. Guillaume, R. Lambiotte, and E. Lefebvre. Fast Unfolding of Communities in Large Networks[J]. Journal of Statistical Mechanics : Theory and Experiment, 2008,(10):1-12.
- [27]Busch, P., and S. Obernberger. Actual Share Repurchases, Price Efficiency, and the Information Content of Stock Prices[J]. Review of Financial Studies, 2016,30(1):324-362.
- [28]Callen, J. L., and X. Fang. Institutional Investor Stability and Crash Risk: Monitoring versus Short-termism[J]. Journal of Banking and Finance, 2013,37(8):3047-3063.
- [29]Callen, J. L., and X. Fang. Religion and Stock Price Crash Risk [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2015,50(1-2):169-195.
- [30]Chen, X., J. Harford, and K. Li. Monitoring: Which Institutions Matter [J]. Journal of Financial Economics, 2007,86(2):279-305.
- [31]Crane, A. D., A. Koch, and S. Michenaud. Institutional Investor Cliques and Governance [R]. SSRN Working Paper, 2017.
- [32]Edmans, A., and C. G. Holderness. Blockholders: A Survey of Theory and Evidence [R]. SSRN Working Paper, 2016.
- [33]Firth, M., J. Gao, J. Shen, and Y. Zhang. Institutional Stock Ownership and Firms' Cash Dividend Policies : Evidence from China[J]. Journal of Banking and Finance, 2016,65(1):91-107.
- [34]Holden, C. W., and A. Subrahmanyam. Long-Lived Private Information and Imperfect Competition [J]. Journal of Finance, 1992,47(1):247-270.
- [35]Hutton, A., A. Marcus, and H. Tehranian. Opaque Financial Reports, R<sup>2</sup>, and Crash Risk [J]. Journal of Financial Economics, 2009,94(1):67-86.
- [36]Jiang, F., and K. A. Kim. Corporate Governance in China : A Modern Perspective [J]. Journal of Corporate Finance, 2015,32(3):190-216.
- [37]Kyle, A. S. Continuous Auctions and Insider Trading[J]. Econometrica, 1985,53(6):1315-1335.
- [38]Kim, J., Z. Wang, and L. Zhang. CEO Overconfidence and Stock Price Crash Risk [J]. Contemporary Accounting Research, 2016,33(4):1720-1749.
- [39]Kothari, S. P., S. Shu, and P. Wysocki. Do Managers Withhold Bad News [J]. Journal of Accounting Research, 2009,47,(1):241-276.
- [40]Li, X., S. S. Wang, and X. Wang. Trust and Stock Price Crash Risk: Evidence from China [J]. Journal of Banking and Finance, 2017,76(1):74-91.
- [41]Lin, Y. R., and X. M. Fu. Does Institutional Ownership Influence Firm Performance? Evidence from China[J]. International Review of Economics and Finance, 2017,49(1):17-57.

- [42] Marcoux, M., and D. Lusseau. Network Modularity Promotes Cooperation [J]. *Journal of Theoretical Biology*, 2013, 324(5):103–108.
- [43] Phillips, B. Options, Short-sale Constraints and Market efficiency: A New Perspective [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2011, 35(2):430–42.
- [44] Pool, V. K., N. Stoffman, and S. E. Yonker. The People in Your Neighborhood: Social Interactions and Mutualfund Portfolios[J]. *Journal of Finance*, 2015, 70(6):2679–2732.
- [45] Shleifer, A., and R. W. Vishny. Large Shareholders and Corporate Control [J]. *Journal of Political Economy*, 1986, 94(3):461–488.
- [46] White, H. A Heteroskedasticity–Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity[J]. *Econometrica*, 1980, 48(4):817–838.
- [47] Xu, N., X. Li, Q. Yuan, and K. Chan. Excess Perks and Stock Price Crash Risk: Evidence from China[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2014, 25(1):419–434.
- [48] Zou, H., S. Wong, C. Shum, J. Xiong, and J. Yan. Controlling–Minority Shareholder Incentive Conflicts and Directors’ and Officers’ Liability Insurance: Evidence from China[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2008, 32(12):2636–2645.

### Institutional Investor Clique and Stock Price Crash Risk

WU Xiao-hui<sup>1,2</sup>, GUO Xiao-dong<sup>1</sup>, QIAO Zheng<sup>1</sup>

(1. School of Management, Xiamen University, Xiamen 361005, China;

2. China Enterprise Growth Research Center, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

**Abstract:** Since the global stock market crash triggered by the global financial crisis in 2008 and the stock market crash in China in the second half of 2015, the mechanism of stock price crash and its prevention have become hot topics in academic research. From social network algorithm, this paper studies how the collective behavior of institutional investors in the network affects the stock price crash risk. This paper adopts Louvain algorithm to extract institutional investors clique measure from institutional investors’ network to investigate its impact on stock price crash risk. We find that there is a significant positive correlation between the proportion of shares held by institutional investors clique and stock price crash risk afterwards. Compared with other enterprises, institutional investors clique plays a more significant role in exacerbating the risk of stock price crash in non-state-owned enterprises, those with higher agent costs and those with higher levels of investor protection. In order to ease the endogenous concern, this paper introduces an external shock of the policy change which first allows insurance funds to invest in stock market. We construct an instrumental variable and a difference-in-difference test to show the robustness of our results. Different from the assumption that investors are independent and homogeneous, this paper innovatively explores the interaction behavior of Chinese institutional investors in the network, and deepens the research about its impact on corporate governance and stock price crash risk. Our findings lend both theoretical and empirical support to future cross-discipline research between network and finance.

**Key Words:** institutional investor; network clique; corporate governance; stock price crash risk

**JEL Classification:** G12 G14 G23

[责任编辑:覃毅]