

媒体情绪传染与分析师乐观偏差^{*}

——基于机器学习文本分析方法的经验证据

□张宗新 吴钊颖

摘要:本文利用2013~2017年上市公司的百度新闻报道作为文本,运用机器学习文本分析方法测算情绪倾向得分,考察了媒体情绪对分析师预测行为的影响及其传染机制与风险后果。研究发现:(1)媒体乐观情绪会显著正向影响分析师盈利预测的乐观偏差度;(2)媒体情绪通过“分析师有限关注”与“投资者情绪”两条路径来影响分析师预测的乐观倾向;(3)分析师乐观情绪和媒体乐观情绪均会加剧股价波动及尾部风险,且分析师乐观情绪是媒体情绪影响股价波动的传导路径;(4)明星分析师与非明星分析师均会受到媒体情绪的感染,前者理性程度相对更高但其行为对股价波动冲击更为明显。本研究对于规范媒体行为,矫正分析师过度乐观偏差,合理引导理性投资具有重要意义。

关键词:媒体报道情绪 分析师乐观偏差 股价波动 有限理性

DOI:10.19744/j.cnki.11-1235/f.2021.0011

一、引言

在资本市场上,新闻媒体在信息发布、聚集与传播的过程中发挥着重要的媒介功能。关于媒体报道功能的既有文献大多将媒体视为客观中性的信息中介角色,并集中地考察了媒体对投资者行为、资产定价、公司治理与市场监管等维度的影响,然而,媒体的角色事实上存在着“信息供给”与“情绪干预”两种可能性。一方面,媒体发挥着信息挖掘的重要职能(黄俊、郭照蕊,2014),从而影响投资者行为以及上市公司的决策行为与治理效率(Dyck et al.,2007)。但另一方面,部分媒体为了追求受众的关注度,在报道时更倾向于选择具有冲击性的语言表述(Hermida et al.,2012),或是于行文中传达其情绪和观点,从而引导公众对事件的看法与态度倾向(Mullainathan and Shleifer,2005)。随着越来越多的学者关注到新闻媒体存在的报道偏差与特有情绪等异象,媒体报道的客观性与媒体功能的有效性引发了广泛质疑(Rinaldo and Basuroy,2009),新闻媒体在提升资本市场信息效率与上市公司治理水平等方面所发挥的作用面临严峻拷问。

当媒体在进行新闻报道时,大多在叙述报道内容的基础上,会试图向受众释放具有一定倾向性的观点,例如对该公司经营业绩表现、未来发展预期等方面进行评价,这些都在一定程度上表明了媒体情绪的存在。因此,媒体扮演的不仅仅是传统认知上中立客观的信息传播者,它在报道新闻时同样会向公众传达它的立场和态度,甚至去引导舆论倾向或是干预市场情绪。作为传播学领域中定义的“意见领袖”,媒体情绪容易在公共环境中被快速且大面积地扩散,甚至被过度重复和强调,使得媒体情绪在投资者群体中交叉传递(游家兴、吴静,2012)。这一公共空间中的意见环境会广泛地影响市场参与者对股票走势或公司业

^{*}本文得到国家自然科学基金项目“基于机器学习算法优化的中国资本市场系统性风险监测、预警与管控研究”(项目号:72073035)和“中国证券分析师荐股行为监管与中小投资者保护”(项目号:71473043),以及上海市浦江人才计划“中国证券分析师荐股行为利益冲突及其监管研究”(项目号:18PJJC021)的资助。

绩表现的判断与认知,从而影响金融资产的合理定价及准确预测(Tetlock et al., 2008; Fang and Peress, 2009)。

作为资本市场的重要参与者与市场信息的有效供给者,证券分析师是传统认知中的完全理性人,理论上可有效避免受到市场情绪的冲击与传染。然而近年来,行为金融学领域的研究结果打破了这一经典假定,证实了证券分析师事实上并不是完全理性人,而是与普通投资者一样存在认知偏差(Easterwood and Nutt, 1999)亦或是心理偏差(Sedor, 2002),这些偏差会使得他们容易受到市场情绪的影响,诸如被投资者情绪所感染(伍燕然等, 2016)。值得注意的是,媒体情绪作为市场情绪的重要组成部分,其对分析师认知决策过程与履行工作职能的潜在影响不容忽视。媒体报道,尤其是网络媒体报道,是证券分析师每日搜集整合行业新闻与公司新闻、追踪微观公司发展与宏观政策调整的重要起始路径,在此基础上,分析师结合自身对新闻事件或是政策的判断与解读形成日度或周度分析报告。因此,当部分有偏的媒体观点被有限理性的分析师接纳并感知,分析师的盈利预测行为将受之影响,甚至导致分析师群体的系统性乐观偏差。而媒体情绪对分析师情绪的这一传染效应,会进一步加剧市场波动与资产定价的偏离。

近年来,媒体舆情对资本市场的影响力日益凸显。例如在2015年4月,部分媒体报道“4000点才是A股牛市的开端”的观点,此后券商分析师信心指数环比增长21%。而在2019年底,白酒行业关于甜蜜素事件的负面舆情继2012年塑化剂事件后再次爆发,致使白酒板块的整体股价遭受了重大负向冲击。最新研究也表明,媒体舆情会引导市场注意力和交易行为,显著影响资本市场的价格波动性特征(Boudoukh et al., 2019; Kogan et al., 2018),甚至引起股票价格过度反应与反转效应(酆金梁等, 2018)。那么,在中国资本市场中,媒体情绪所形成的意见环境是否会影响分析师的盈利预测行为?若上述影响效应存在,媒体情绪将通过哪些路径传染至分析师情绪?媒体情绪对分析师乐观偏差的传染效应又是否会影响资本市场平稳运行?然而在以往的文献中,上述问题还未得到系统性的讨论。对这些问题的回答不仅有利于认识媒体报道及其情绪的潜在影响,也有助于更加全面客观评估证券分析师的行为及其有限理性特征,对进一步规范媒体行为和深化证券分析师相关制度建设具有较好的借鉴意义。

为回答上述问题,本文将重点从以下3个层面展开研究:(1)论证分析师的盈利预测行为是否存在媒体情绪传染效应,以此探究从网络新闻报道中捕捉得到的媒体情绪是否会影响分析师的盈利预测行为,甚至扭曲分析师对公司经营状况与发展表现的认知与判断;(2)深入挖掘媒体情绪传染效应的影响机制与内在机理,梳理媒体情绪是通过何种路径传染至分析师情绪;(3)刻画分析师的媒体情绪传染效应对资产价格波动带来的风险冲击,评估媒体情绪传染效应对个股股价波动的影响后果,辨析分析师乐观情绪在媒体情绪加剧股价波动的过程中是否发挥部分中介效应。本文通过结合机器学习文本分析技术,基于媒体报道情绪的行为金融学视角,围绕“分析师是否有限理性”这一核心问题展开分析并论证,同时探究了分析师的有限理性行为是否会加剧资本市场波动风险。

本文的主要边际贡献在于:(1)应用机器学习文本分析技术对媒体情绪进行有效识别与数据挖掘。相比以往国内学者大多采用报纸数据并利用人工判读的方法获得媒体数据,本文借助爬虫程序挖掘百度新闻报道内容得到媒体报道数据,并运用自然语言处理的机器学习技术对文本进行情感分析,为行为金融领域研究拓展有价值的数据来源。(2)对新闻媒体情绪与分析师有效理性的传染机制进行深度剖析。现有文献大多漠视了新闻报道可能存在的情绪与偏差,也忽略了媒体情绪给市场参与者带来的潜在影响。此外,本文首次从媒体情绪角度探索分析师系统性乐观倾向的非理性影响因素,补充了证券分析师有限理性特征的行为金融研究,并为分析师有限理性的传染机制提供最新证据。(3)基于媒体情绪与分析师情绪视角为股价波动提供新的解释框架。不同于现有文献从上市公司财务特征与治理结构等理性因素视角来诠释股价波动,本文从媒体情绪传染效应视角切入,深度挖掘了股价波动的非理性影响因素及其机制,同时度量了媒体情绪给资本市场价格波动带来的风险冲击。

本文结构安排如下:第一部分是引言;第二部分是理论分析与研究假设;第三部分是研究设计与描述性

统计;第四部分是实证模型设计与结果分析解释;第五部分是简要结论与政策建议。

二、理论分析与研究假设

(一)媒体情绪传染与分析师乐观偏差

近年来,媒体的信息中介功能引起了学术界热烈讨论,媒体报道如何影响资产定价与公司治理水平的问题在既有文献中得到了较多的关注(Chan, 2003; Bushee et al., 2010; Tetlock, 2010; Engelberg and Parsons, 2011; 游家兴、吴静, 2012)。也有越来越多的学者通过实证研究质疑了媒体功能的有效性并挖掘了媒体报道偏差产生的诱因(Mullainathan and Shleifer, 2005)。例如在经济利益驱使下,媒体不仅会有倾向性地筛选信息,而且在报道时会策略性地选择吸引眼球的叙事风格,并致力于在新闻报道行文间向公众传达情绪和观点(Jeffrey et al., 2017)。现有研究也表明,作为强大的外部冲击和意见环境,媒体情绪会被大幅扩散并在市场上迅速延伸,因此不仅会显著影响市场上的价格形成机制(Tetlock et al., 2008; 游家兴、吴静, 2012),还会在市场参与者主观信念形成的过程中发挥重要作用(Shiller, 2000; Zhu et al., 2017),潜移默化地影响着他们的学习认知、分析判断和投资决策。

而证券分析师作为重要的市场参与者,其分析决策行为的作用与有效性受到学者的广泛关注。以往文献大多基于“分析师是完全理性人”这一前提,立足于理性因素视角来解释分析师群体的系统性乐观偏差,例如分析师主观层面的利益驱动、声誉诉求等,又如客观层面的公司治理表现、信息披露质量等。但随着行为金融理论的发展,国内外的一些学者否定了这一前提的合理性,并通过实证检验证实了分析师是不完全理性的。如Hribar and McNis (2012)、伍燕然等(2016)研究发现,分析师的盈利预测行为会受到市场情绪的影响,特别是受到投资者情绪的影响。证券分析师虽然具备专业的知识基础,但受限于固有存在的有限理性特征,他们与普通投资者一样可能存在认知偏差(Easterwood and Nutt, 1999)及心理偏差(Sedor, 2002)。而媒体报道,特别是网络媒体报道,是证券分析师日常核心工作的主要信息来源,报道中所表达的部分有偏的观点与情绪会不可避免地向分析师传递,甚至干扰有限理性分析师群体的认知与判断。因此本文认为,分析师盈利预测的乐观偏差会受到媒体报道情绪这一非理性因素的显著影响。当市场上媒体情绪较为乐观时,一方面分析师基于公共信息提高对公司未来发展的信心程度,另一方面分析师可能受到媒体乐观情绪的感染变得更加激进甚至“过度反应”,从而发布较为乐观积极的分析报告以及存在乐观偏差的盈利预测。而当市场上媒体情绪较为悲观时,分析师会对公司的业绩表现保持更加谨慎的态度,同时悲观的媒体情绪也会平抑分析师的乐观倾向,由此导致分析师发布乐观程度较低的盈利预测。基于上述分析,本文提出假设H1。

H1:媒体报道情绪会显著正向影响分析师盈利预测的乐观偏差,即分析师存在媒体情绪传染效应。

(二)媒体情绪传染效应的作用机制

若上述媒体情绪传染效应存在,一个重要问题则是,媒体报道情绪将如何传染至分析师预测乐观偏差?基于既有行为金融学研究,本文认为可能存在“分析师有限关注”与“投资者情绪”两条影响路径。

从“分析师有限关注”路径来说,认知资源的稀缺性使得分析师与普通投资者一样受到有限注意力的约束,即分析师无法对市场上的全部公开信息做出及时反应(Dellavigna and Pollet, 2009; Hirshleifer et al., 2009),也不能对所有上市公司的业务情况与市场表现进行追踪与预测。因此,分析师们往往将目光投射到市场热切关注或乐观看好的公司,体现出情绪驱动的特征。一方面,除了定期实地调研、组织电话会议之外,媒体报道是分析师日常工作的重要消息来源,并在分析师深度报告的撰写过程中发挥着基础性作用。此时部分有偏的媒体观点可能被有限理性的分析师接纳并感知,而越乐观的媒体情绪能够吸引更多乐观分析师的注意力。另一方面,较高的乐观分析师关注度意味着此时分析师群体的乐观情绪高涨,甚至胜过了信息增量的理性作用,部分分析师囿于情绪渲染或信息成本的限制而选择放弃私有信息,跟随媒体及同伴的乐观情绪,并较为一致地发布了存在乐观偏差的盈利预测。在二者的共同作用下,处在信息不确定困境

的分析师倾向于表现出行动趋同的羊群行为,跟随市场情绪发布有偏报告,进而产生更大程度的盈利预测乐观偏差。因此,拥有乐观媒体情绪的上市公司能够吸引到更多具有乐观情绪的分析师的关注,而当乐观分析师关注度较高时,分析师在盈利预测时会产生更高程度的乐观偏差。由此,本文提出假设H2。

H2:媒体情绪越乐观的公司受到乐观分析师的关注度越高,使得分析师会发布更高程度的盈利预测乐观偏差,即乐观分析师关注度是媒体情绪传染效应的传导路径。

从“投资者情绪”路径来说,行为金融学领域研究表明,市场情绪会通过干预投资者的信心建立和预期形成过程来进一步影响他们的投资决策行为。例如Chen等(2013)通过实证研究发现新闻媒体的积极报道更容易感染并激发投资者的乐观情绪,进而诱发投资者的非理性行为。而悲观的媒体报道诱使投资者产生对公司未来业绩表现的悲观预期,抑制了投资者的乐观情绪,从而使股票价格受到下行压力的冲击(Tetlock, 2007),同时正反馈效应使得悲观情绪在投资者之间不断传染和累积,产生强大的投资者情绪。不少学者也研究证实了投资者情绪在分析师预测行为上起着重要的影响作用,无论是基于认知心理偏差的有限理性研究视角(伍燕然等, 2016),还是基于迎合投资者情绪的声誉激励研究视角(游家兴等, 2017),投资者情绪都会显著地影响分析师盈利预测的乐观偏差。因此,当公司的媒体情绪较为乐观时,持有该公司股票的投资者会受到媒体乐观情绪的感染而对公司未来业绩持乐观态度。乐观的投资者情绪会进一步传递到分析师群体,促使分析师发布较为乐观的盈利预测报告。由此,本文提出假设H3。

H3:媒体报道情绪通过影响公司层面的投资者情绪,进而促使分析师盈利预测的乐观偏差度随投资者情绪波动发生系统性变化,即投资者情绪是媒体情绪传染效应的传导路径。

(三)媒体情绪传染效应的股价波动风险

在分析媒体情绪传染机制的基础上,媒体情绪传染效应又将如何影响资本市场波动?对于这一问题,本文分别从以下维度展开讨论,一是考察分析师盈利预测的乐观倾向本身是否会显著影响股价波动,二是探究分析师的乐观情绪是否在媒体情绪影响市场波动过程中发挥中介效应,由此论证媒体情绪传染效应所潜在的风险冲击。

首先,较多的经验证据表明分析师乐观偏差会显著影响股价走势。例如,许年行等(2012)发现分析师预测时的乐观倾向会显著加剧上市公司未来的股价崩盘风险;辛清泉等(2014)通过研究发现更准确的分析师盈余预测可以降低公司未来的股价波动性。一般来说,分析师的盈余预测越乐观,公司股价的当前市场表现越好(Womack, 1996;潘越等, 2011)。但较高的分析师乐观偏差也意味着公司信息环境的透明度较低。因为在乐观偏差的影响下,证券分析师不能及时地向外部投资者反馈公司的负面信息,导致股价不能全面准确地反映基本面信息。因此,当分析师盈余预测出现的乐观偏差频次越高,公司负面消息未及时披露的可能性越大,则潜在的股价下跌风险也越高。而当累积的负面消息最终被市场识破时,将导致股价泡沫的破灭,使得股价大幅下挫。基于上述分析,本文认为分析师盈利预测的乐观倾向会促使公司股价过度反应,即公司股价在分析师乐观情绪的支持下过度上涨,而一旦爆发潜在的外部负面冲击又会促使股价过度下跌,因此市场上股票收益的波动幅度加剧。由此,本文提出假设H4a。

H4a:分析师盈利预测的乐观偏差会显著加剧股价波动。

其次,现有研究提出媒体情绪会显著影响资本市场中资产价格的走势与波动幅度(Chan, 2003; Gurun and Butler, 2012)。例如,Shiller(2000)认为,媒体日益高涨、过度乐观的情绪是市场走向非理性繁荣的导火索。Veldkamp(2006)的理论模型证实了狂热的媒体关注会在牛市中进一步推动股价上涨并加剧股价波动。Tetlock(2007)则发现,悲观的媒体情绪会向证券市场释放极大的下行压力,且当媒体情绪过度悲观时会刺激市场交易活跃度。值得注意的是,分析师预测的乐观倾向可能构成了媒体情绪影响市场收益波动的重要中间渠道与共振效应机制。狂热且过于乐观的媒体情绪,会显著地影响分析师的盈利预测行为,促使有限理性的分析师发布乐观倾向的分析报告,而分析师盈利预测的乐观偏差又会进一步提升媒体报道的乐观情绪,二者相互影响形成正反馈机制,导致股价泡沫的产生并加剧股票收益的波动。而压抑且消极的媒

体情绪会致使分析师发布较为谨慎的预测报告,此时分析师能够更为理性且准确地对公司未来盈利状况进行预测,因此股价的波动幅度减轻。基于上述分析,本文认为,分析师的乐观情绪在媒体报道情绪影响股价波动的过程中起着重要的中介作用。综上所述,本文提出假设 H4b。

H4b: 分析师盈利预测的乐观偏差是媒体情绪影响市场收益波动的传导机制,即分析师的乐观情绪在媒体情绪加剧股价波动的过程中发挥了中介效应。

三、研究设计与描述性统计

(一)样本选择与数据来源

本文以 2013~2017 年间沪深两市 A 股上市公司为研究样本。机构持股数据来自 Wind 数据库,证券分析师相关数据与公司财务数据均来自 CSMAR 数据库,媒体报道数据则通过编写爬虫程序收集百度新闻报道获得^①,运用自然语言处理(SnowNLP)算法程序分析文本内容并计算情绪倾向得分。

本文对样本做如下处理:(1)剔除了分析师姓名及盈利预测数值、报告发布日期缺失的样本;(2)借鉴相关文献的处理方法(Clement and Tse, 2005;王攀娜、罗宏,2017),剔除分析师报告发布日期晚于年末资产负债表日的样本,并剔除分析师预测年度大于分析师报告发布年度的长期预测样本;(3)剔除证监会行业分类中归属金融和保险业的公司;(4)根据历年信息分别剔除各年被 ST 及 ST* 的公司,剔除净资产为负及其他相关数据不全的公司;(5)剔除新闻搜索结果与公司相关性较低的公司样本,如北京文化、湖南发展、西藏旅游、农产品等;(6)为了降低异常值的影响,对连续变量进行上下 1% 分位数的 winsorize 处理。经处理,本文得到 5 年共计 134339 条分析师盈利预测数值信息,共包含 7904 个年度公司样本。

(二)变量定义与指标构建

1. 分析师盈利预测乐观偏差

借鉴已有研究(Jackson, 2005;谭松涛等,2015;游家兴等,2017),本文采用以下公式构建分析师盈利预测乐观偏差的衡量指标 $FOPT$ 。

$$FOPT_{i,j,t} = (FEPS_{i,j,t} - AEPS_{i,t}) / |AEPS_{i,t}| \quad (1)$$

其中, $FOPT_{i,j,t}$ 表示分析师 j 对公司 i 在第 t 年每股盈余预测的乐观偏差程度。 $FEPS_{i,j,t}$ 表示分析师 j 对公司 i 在第 t 年每股盈余的预测值; $AEPS_{i,t}$ 和 $|AEPS_{i,t}|$ 分别表示公司 i 在第 t 年每股盈余的实际值与绝对值。当 $FOPT_{i,j,t}$ 数值为正,说明存在向上的预测偏差,此时分析师盈利预测较为乐观。同理,当 $FOPT_{i,j,t}$ 数值为负,说明存在向下的预测偏差,此时分析师盈利预测较为悲观。 $FOPT_{i,j,t}$ 数值越大,意味着分析师盈利预测的乐观倾向程度越高,即分析师情绪越乐观。

2. 媒体报道情绪

本文测算媒体报道情绪倾向的步骤如下:首先,我们通过编写爬虫程序来抓取每份分析师盈利预测报告发布日前 90 天内所有的百度新闻报道,累计得到 7029685 条新闻内容^②。借鉴已有文献(Hong and Kubik, 2003; Clement and Tse, 2005; 游家兴等, 2017),本文选择 90 天作为搜集新闻报道的时间窗口,此方法类似于实证模型中通过对解释变量取滞后一期来避免一定程度的内生性问题。其次,我们利用自然语言处理(SnowNLP)算法程序对文本内容进行情感分析^③,计算得到公司 i 在第 t 时期第 k 条报道的情绪倾向得分 s_{ik} , s_{ik} 数值越趋近 1 表明该新闻报道越乐观, s_{ik} 数值越趋近 0 表明该新闻报道越悲观。最后,我们将该期间内所有新闻报道的情绪倾向得分进行加总,得到媒体情绪总值 $Sent_{it} = \sum s_{ik}$,与媒体情绪净值 $NetSent_{it} = 1/n \sum s_{ik}$,其中媒体情绪指标 $Sent_{it}$ 包含“深度”与“广度”两个维度的信息,分别是媒体报道内容所传达的情绪倾向以及新闻报道量。本文实证部分将 $Sent_{it}$ 作为主要解释变量, $Sent_{it}$ 数值越大,表明在第 t 时期第 i 个上市公司的媒体报道情绪越乐观。 $NetSent_{it}$ 是各公司的媒体情绪净值,即所有媒体报道情绪的平均情绪得分,不包含新闻报道量维度的信息。该指标将在稳健性检验部分替代 $Sent_{it}$ 进行实证检验,以验证研究结论的稳健性。

3. 乐观分析师关注度

基于第二部分研究假设的分析,本文选择乐观分析师关注度 *Followopt* 这一指标来考察“分析师有限关注”影响路径的存在性。该指标的具体定义是在每份预测报告的所在季度中,对公司 *i* 前一次盈利预测为乐观偏差的分析团队数量,并取对数值。该变量数值越大,意味着同季度中对该公司具有历史乐观倾向的分析师关注度越高。

4. 个股投资者情绪

据国内外研究表明,隔夜收益率(Aboody et al., 2018)、个股换手率增长额(Baker and Stein, 2004; Kim and Byun, 2010; 李梦雨、李志辉, 2019)、指令不平衡(游家兴等, 2017)这3个指标能较好地反映个股层面的投资者情绪水平,由此本文选择上述指标来共同构建投资者情绪变量。具体而言,隔夜收益率为交易日开盘价与前一交易日收盘价的差额除以前一交易日收盘价(单位为%);个股换手率增长额为交易日个股换手率与前一交易日个股换手率的差额,其中换手率指标为日度个股成交金额与日度个股流通市值的比值(单位为%);指令不平衡为交易日个股买入总成交量与卖出总成交量的差额(单位为千万)。借鉴Baker和Wurgler(2006)的情绪指标构建方法,本文以每份预测报告发布日前30天作为时间窗口,对上述3个指标的数据进行主成分分析,并以方差贡献率为权重合成主成分,从而获得投资者情绪指标 *InuSent*。

5. 股价波动

本文选择下述两个指标来考察媒体情绪传染效应的风险后果。第一个指标是个股收益波动率 *Volatility*,波动率是传统的金融资产风险度量方法。借鉴Chen等(2001)使用的指标构建方法,本文使用的具体测算方法是计算每份盈利预测报告发布日后30天个股日度收益率的标准差。*Volatility* 数值越大,意味着个股收益波动程度越高。第二个指标是个股尾部风险价值 *VaR*,国内外学者广泛运用 *VaR* 指标进行金融资产风险评估,相比波动率指标, *VaR* 体现的是在特定置信水平下投资面临的最大损失,反映了金融资产尾部风险水平,因此可以进一步刻画出媒体情绪传染效应可能给股票资产带来的价值下跌风险及其潜在损失。借鉴Liang和Park(2010)使用的指标构建方法,本文使用如下计算公式度量 *VaR* 指标:

$$VaR_t(\alpha, \tau) = -D_{r,t}^{-1}(\alpha) \quad (2)$$

其中, α 是99%的置信水平,时间窗口期 τ 为每份分析师预测报告发布日后30天, D 是个股日度收益率 r 的累计分布函数,因此 *VaR* 就是在 t 时刻、99%的置信水平下,个股日度收益率在分析师预测报告发布日后30天窗口期内的单边临界值。*VaR* 数值越小,意味着个股收益率尾部风险越高,即特定置信水平下股票收益的最大损失程度加重,一定程度上也可作为反映资产价格暴跌风险的度量指标(Liang and Park, 2010; Zhu et al., 2017)。

6. 其他控制变量

本文还控制了可能影响分析师盈利预测偏差的因素。其中包括,媒体报道量 *Media*,具体定义是每份分析师预测报告发布前90天内所有百度新闻报道总量的自然对数;分析师预测期间跨度 *Horizon*,具体定义是分析师预测报告发布日期距离当年年末天数的自然对数;明星分析师虚拟变量 *Star*,具体定义是各年新财富榜单上的分析师取值为1。上市公司信息透明度 *Opacity*、公司收益波动 *Epsv*、总资产收益率 *ROA*、公司规模 *Size*、大股东持股比例 *Sharehd*、机构持股比例 *Inst* 等控制变量的具体定义如表1所示。

(三)主要变量的描述性统计

图1和图2分别是媒体报道情绪净值 *NetSent* 及媒体报道量 *Media* 的概率密度分布图。媒体报道情绪净值 *NetSent* 是各家公司媒体报道情绪得分的平均值,从图1可以看出该指标的概率分布直方图呈右偏的钟型形态,峰值较趋近于0.7,说明新闻媒体普遍倾向于对公司进行乐观积极地报道,仅有少部分的公司在盈利预测报告发布前的90天窗口期内其媒体报道呈现完全悲观的情绪。而从图2媒体报道量概率分布直方图可以看出,新闻媒体对公司的报道量大多集中在一定区域内,另有部分上市公司受到了新闻媒体的热切关注,同时也存在少数公司受媒体关注较少。该结论一方面反映了大部分公司都能在媒体上得到一定的曝光

表1 主要变量名称及定义

变量性质	变量名称	代码	变量定义
被解释变量	分析师预测的乐观偏差度	<i>FOPT</i>	在 t 时点分析师 j 对公司 i 最近1个年度的EPS预测的乐观偏差
	个股收益波动率	<i>Volatility</i>	分析师盈利预测报告发布日之后30天个股日收益率的标准差
	个股尾部风险价值	<i>VaR</i>	在 t 时刻、99%的置信水平下,个股日收益率在分析师预测报告发布日后30天内的单边临界值
解释变量	媒体情绪总值	<i>SENT</i>	分析师预测报告发布前90天内所有百度新闻报道的情绪倾向得分之和,取对数值
	乐观分析师关注度	<i>Followopt</i>	每份分析师预测报告发布的同一季度中对公司 i 具有历史乐观倾向的分析团队数量,取对数值
	个股投资者情绪	<i>InvSent</i>	通过对隔夜收益率、个股换手率增长额、指令不平衡3个指标进行主成分分析法计算得到的个股投资者情绪值
控制变量	媒体报道量	<i>Media</i>	每份分析师预测报告发布前90天内所有百度新闻报道的总量,取对数值
	分析师预测期间跨度	<i>Horizon</i>	分析师盈利预测报告的发布日距离当年年末的天数,取对数值
	明星分析师	<i>Star</i>	$Star=1$,表明属于新财富榜单上的分析师;否则取值为0
	公司信息透明度	<i>Opacity</i>	上市公司过去3年操控性应计项目的绝对值之和
	公司收益波动	<i>Epsv</i>	包含预测年度的3年内每股盈余的标准差
	总资产收益率	<i>ROA</i>	上一资产负债表日的净利润与总资产余额的比值
	公司规模	<i>Size</i>	上一资产负债表日的总资产对数值
	大股东持股比例	<i>Sharehd</i>	前十大股东持股比例之和
	机构持股比例	<i>Inst</i>	上一年末机构投资者持股占公司总股份的比例
	时间效应	<i>Year</i>	公司归属年份虚拟变量
	行业效应	<i>Industry</i>	根据2012年行业分类标准区分12个行业

与披露,体现了新闻媒体的信息披露与外部治理的功能,另一方面也反映了新闻媒体对报道公司的选择存在一定的倾向性,会在特定时间窗口内集中关注并披露某些上市公司的信息,而忽略了少部分上市公司的消息与市场表现。

表2呈现的是本文主要变量的描述性统计结果。从表2可以看出,分析师盈利预测的乐观偏差度均值为0.63、中值为0.16,说明证券分析师的盈利预测行为呈现系统性乐观倾向的特征,其中有75%的分析师发布了存在乐观偏差的盈利预测报告,说明分析师整体上倾向于对公司实际盈利能力持乐观态度,这一结论与许年行等(2012)、游家兴等(2017)等的研究发现相一致。其次,本文观察到媒体报道情绪指标 *SENT* 在经过上下1%分位数的 win-sorize 处理之后仍然有较大的极值差距,该结果间接地体现了新闻媒体之间也可能存在报道的“羊群效应”,当一家媒体披露了特定公司的正面或负面消息后,其他媒体倾向于跟随同一事件并在短时间内大量发布新闻报道,从而导致不同公司的媒体报道量存在较大的极值差异,呈现出热点跟风的现象。此外,媒体报道情绪净值 *Net-Sent* 的中值为0.61,说明媒体普遍倾向于对上市公司进行正面报道,而较少地披露上

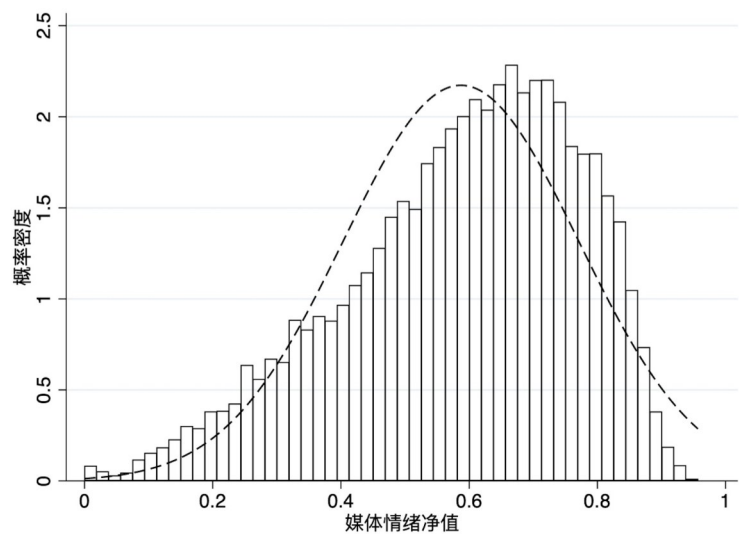


图1 媒体报道情绪净值 *NetSent* 概率密度分布图

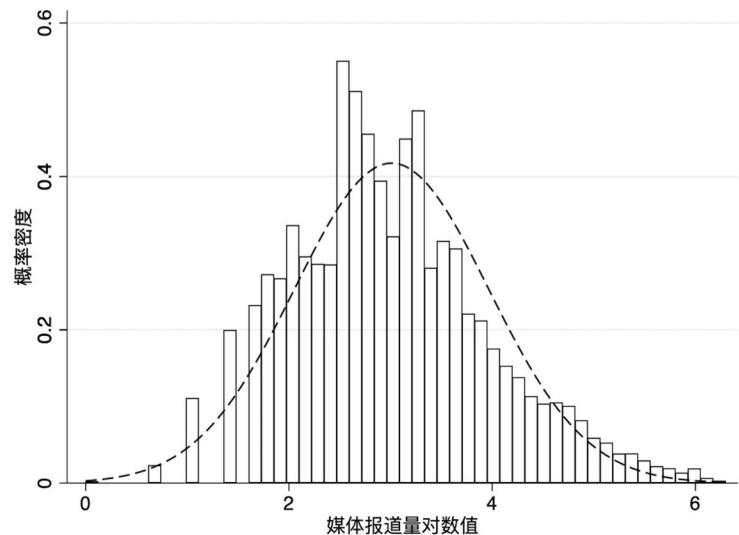


图2 媒体报道量对数值 *Media* 概率密度分布图

市公司的负面新闻,这一结论印证了 Gurun 和 Butler(2012)的研究结果。

四、实证检验与结果解释

(一)媒体情绪传染与分析师乐观偏差

为了回答“分析师是否有限理性”这一问题,本文设计了如下实证模型,重点考察了分析师的盈利预测行为是否会受到媒体情绪的驱动,即存在“媒体情绪传染效应”。本文借鉴周开国等(2014)、谭松涛等(2015)所考虑的分析师盈利预测偏差的影响因素,择取了上市公司特征与分析师特征两个方面的控制变量,并构建了如下实证模型3:

$$FOPT_{i,j,t} = \beta_0 + \beta_1 SENT_{i,t-1} + \gamma_1 Media_{i,t-1} + \gamma_2 Epsv_{i,t-1} + \gamma_3 ROA_{i,t-1} + \gamma_4 Horizon_{j,t} + \gamma_5 Size_{i,t-1} + \gamma_6 Opacity_{i,t-1} + \gamma_7 Inst_{i,t-1} + \gamma_8 Sharehd_{i,t-1} + \gamma_9 Star_{j,t-1} + \Sigma Year + \Sigma Industry + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $FOPT_{i,j,t}$ 是每份分析师盈利预测的乐观偏差程度, $SENT_{i,t-1}$ 是公司 i 在每份分析师预测报告发布前 90 天内媒体报道情绪总值(取对数值),同时模型还控制了媒体报道量 $Media$ 、公司规模 $Size$ 、公司信息透明度 $Opacity$ 、机构持股比例 $Inst$ 等重要变量。如果研究假设 H1 成立,则主要解释变量 $SENT_{i,t-1}$ 的回归系数 β_1 应显著为正,表明媒体报道情绪越乐观,分析师盈利预测的乐观偏差程度越高,媒体报道情绪越悲观,分析师盈利预测的乐观偏差程度越低。

表 3 展示了分析师盈利预测乐观偏差是否会受到媒体情绪非理性影响的检验结果。从表 3 的第 I、II 列结果可以看出,媒体报道情绪会显著正向影响分析师盈利预测的乐观偏差度,即媒体报道情绪越乐观,分析师盈利预测的乐观偏差程度越高,媒体报道情绪越悲观,分析师盈利预测的乐观偏差程度越低,因此假设 H1 成立。上述结果表明,分析师盈利预测的系统性乐观倾向存在非理性影响因素,即新闻媒体自身的情绪性会干预甚至扭曲分析师的预测和判断。具体而言,当市场上媒体情绪较为乐观时,分析师会提高对公司未来发展的信心程度,同时受到媒体乐观情绪的感染变得更加激进,从而发布乐观倾向较高的盈利预测。而当市场上媒体情绪较为悲观时,分析师会在考虑公司未来发展前景时保持更加谨慎的态度;同时悲观的媒体情绪会平抑分析师的乐观倾向,由此导致分析师发布乐观偏差程度较低的盈利预测。该结论也在一定程度上佐证了证券分析师是有限理性的。囿于认知偏差等心理因素的限制,分析师和普通投资者一样会受到媒体情绪的感染,进而做出有偏于私有信息的非理性决策和预期。

之后,本文按照分析师在前一次盈利预测时是

表 2 主要变量描述性统计结果

变量名	样本数	均值	标准差	最小值	最大值	中位数	Q1	Q3
$FOPT$	134339	0.6311	1.4958	-0.6154	10.3017	0.1600	0.0000	0.6473
$Volatility$	132232	0.0295	0.0138	0.0094	0.0721	0.0262	0.0194	0.0362
VaR	132232	-0.0487	0.0373	-0.1003	0.0549	-0.0491	-0.0746	-0.0323
$SENT$	134339	3.6483	1.0034	0.9372	5.5706	3.6925	3.0139	4.3453
$NetSent$	134339	0.5875	0.1819	0.1198	0.8868	0.6137	0.4706	0.7291
$Media$	134339	3.0088	0.9450	1.0986	5.5797	2.9444	2.3026	3.5553
$Followopt$	134339	1.9406	0.9703	0.0000	3.7377	2.0794	1.3863	2.6391
$InsSent$	130508	0.0267	0.4272	-1.4762	1.5647	-0.0317	-0.1391	0.1100
$Horizon$	134339	4.9898	0.7775	1.9459	5.8721	5.1475	4.6540	5.5835
$Star$	134339	0.2830	0.4505	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	1.0000
$Opacity$	125077	0.0754	0.0562	0.0102	0.3454	0.0610	0.0373	0.0960
$Epsv$	124183	0.2181	0.2102	0.0115	1.1201	0.1504	0.0802	0.2762
ROA	124183	0.0645	0.0488	-0.0551	0.2269	0.0564	0.0315	0.0912
$Size$	134338	22.5468	1.4184	20.2445	26.9546	22.2535	21.5313	23.2861
$Inst$	134339	0.4464	0.2417	0.0110	0.9046	0.4707	0.2302	0.6460
$Sharehd$	134329	0.6073	0.1429	0.2521	0.9183	0.6163	0.5153	0.7097

表 3 媒体情绪传染效应的检验结果

	全样本 I	全样本 II	分析师情绪乐观组 III	分析师情绪悲观组 IV
$SENT_{i,t-1}$	0.1189*** (5.04)	0.1415*** (6.06)	0.2513*** (8.65)	0.0251*** (6.02)
$Media_{i,t-1}$	0.1198*** (4.85)	0.1276*** (5.21)	0.2267*** (7.34)	0.0227*** (5.64)
$Epsv_{i,t-1}$	0.3978*** (9.29)	0.3857*** (9.09)	0.5969*** (10.74)	-0.0695*** (-11.25)
$ROA_{i,t-1}$	-4.7555*** (-26.09)	-4.8303*** (-25.84)	-7.3381*** (-32.75)	1.3626*** (34.55)
$Horizon_{j,t}$	0.3491*** (44.32)	0.3470*** (44.44)	0.3971*** (41.73)	-0.0253*** (-18.83)
$Size_{i,t-1}$	-0.0741*** (-11.45)	-0.0646*** (-9.29)	-0.0573*** (-6.54)	-0.0011*** (-8.07)
$Opacity_{i,t-1}$	0.0887 (0.66)	0.9046*** (6.16)	1.5232*** (8.02)	-0.1995*** (-6.95)
$Inst_{i,t-1}$	-0.6171*** (-17.06)	-0.5824*** (-16.03)	-0.5559*** (-12.48)	0.0164** (2.55)
$Sharehd_{i,t-1}$	0.2319*** (4.24)	0.2120*** (3.95)	0.1356** (2.00)	0.0053 (0.52)
$Star_{j,t-1}$	0.0424** (2.22)	0.0339* (1.85)	0.0434** (2.02)	-0.0032 (-0.86)
常数项	0.1155 (0.55)	-0.4732** (-2.28)	-1.3199*** (-5.32)	0.1203*** (2.86)
时间、行业	未控制	控制	控制	控制
样本数	123854	123854	92426	31428
Adj. R ²	0.0713	0.0842	0.1049	0.2208
F 统计量	257.51***	169.77***	173.51***	128.56***

注:***、**、*分别代表 1%、5%、10%显著水平。括号内为 t 值。标准误经分析师个体聚类调整。

否发布盈利预测乐观偏差为基准,将全样本分为分析师情绪乐观组(分析师在前一次盈利预测时持有乐观预期)和分析师情绪悲观组(分析师在前一次盈利预测时持有悲观预期)来分组检验媒体报道情绪影响分析师预测乐观偏差的非理性效应,以此探究当分析师自身情绪存在差异的情况下,其受到媒体报道情绪影响的敏感度差异。从表3的第III、IV列结果可知,当分析师在前一次盈利预测时已经持有乐观预期,则分析师当前会受到媒体报道情绪影响的程度更大,即分析师对媒体情绪更为敏感;而当分析师在前一次盈利预测时已经持有悲观预期,此时分析师情绪受到媒体报道情绪影响的程度较小。本文认为,当分析师持有历史乐观倾向时,一方面其之前的乐观预期可能是因为自身掌握的公司信息相对较少(周开国等,2014),另一方面本就持有乐观预期的分析师会先入为主地看好公司经营状况和未来发展趋势,此时更容易受到媒体乐观情绪的感染。相反,当分析师过去持有的是悲观预期时,说明分析师可能已经掌握了公司部分负面信息,因此先前并未看好公司的未来发展趋势,此时分析师会对私有信息赋予更高比重,因此受到媒体情绪的影响程度较低。

(二)媒体情绪传染效应的作用机制

目前,本文已经通过实证检验证明媒体情绪对分析师乐观情绪的传染效应显著存在,因此下一步,本文需要探究的问题是,媒体情绪是通过哪些影响路径进一步传导至分析师情绪。本文借鉴Baron和Kenny(1986)以及权小锋等(2015)检验中介效应的思想和方法,在模型3的基础上构建了模型4和模型5,同时还测算了Sobel统计量(MacKinnon et al., 1995),协助判断中介效应是否存在。首先为了考察中介因子是否会影响分析师盈利预测乐观偏差,本文构建了回归模型4:

$$Intermediate_{i,t-1} = \beta_0 + \beta_1 SENT_{i,t-1} + \gamma_1 Media_{i,t-1} + \gamma_2 Epsv_{i,t-1} + \gamma_3 ROA_{i,t-1} + \gamma_4 Horizon_{j,t} + \gamma_5 Size_{i,t-1} + \gamma_6 Opacity_{i,t-1} + \gamma_7 Inst_{i,t-1} + \gamma_8 Sharehd_{i,t-1} + \gamma_9 Star_{j,t-1} + \Sigma Year + \Sigma Industry + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, $Intermediate_{i,t-1}$ 是指中介因子,本文分别使用乐观分析师关注度 $Followopt_{i,t-1}$ 以及个股投资者情绪 $InvSent_{i,t-1}$ 作为中介因子来检验“分析师有限关注”影响路径与“投资者情绪”影响路径是否成立。

而在模型5中,本文将媒体报道情绪 $Sent_{i,t-1}$ 与中介因子 $Intermediate_{i,t-1}$ 同时作为主要解释变量,令分析师盈利预测乐观偏差 $FOPT_{i,j,t}$ 关于该两项解释变量进行回归检验。

$$FOPT_{i,j,t} = \beta_0 + \beta_1 SENT_{i,t-1} + \beta_2 Intermediate_{i,t-1} + \gamma_1 Media_{i,t-1} + \gamma_2 Epsv_{i,t-1} + \gamma_3 ROA_{i,t-1} + \gamma_4 Horizon_{j,t} + \gamma_5 Size_{i,t-1} + \gamma_6 Opacity_{i,t-1} + \gamma_7 Inst_{i,t-1} + \gamma_8 Sharehd_{i,t-1} + \gamma_9 Star_{j,t-1} + \Sigma Year + \Sigma Industry + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

如果假设H2“分析师有限关注”路径成立,则在模型4中媒体报道情绪 $SENT_{i,t-1}$ 的回归系数 β_1 应显著为正,说明媒体报道情绪越乐观,则具有历史乐观倾向的分析师关注度也越高。在模型5中,若媒体报道情绪的回归系数 β_1 以及中介因子的回归系数 β_2 都显著为正,这说明乐观分析师关注度在媒体报道情绪影响分析师预测乐观偏差的过程中发挥部分中介效应作用。同理,如果假设H3“投资者情绪”路径成立,则模型4中的媒体报道情绪 $SENT_{i,t-1}$ 的回归系数 β_1 应显著为正,说明媒体报道情绪越乐观,个股投资者情绪越高涨。同时在模型5中,当媒体情绪的回归系数 β_1 以及中介因子的回归系数 β_2 都显著为正,意味着投资者情绪在媒体情绪影响分析师情绪的过程中发挥部分中介效应作用。

从表4的第II、III列结果可以看出,媒体报道情绪 $SENT_{i,t-1}$ 与乐观分析师关注度 $Followopt_{i,t-1}$ 之间呈显著正相关关系,当媒体报道情绪越乐观,由于分析师有限注意力的约束,此时这些受到新闻媒体积极看好的公司会引起更多具有历史乐观倾向的分析师关注。而当媒体报道情绪 $SENT_{i,t-1}$ 与乐观分析师关注度 $Followopt_{i,t-1}$ 同时作为解释变量进行回归检验时,两个变量的回归系数都显著为正,Sobel统计值为16.3且在1%水平上显著,印证了乐观分析师关注度这一中介因子在媒体情绪传染过程中扮演了中间渠道的角色。因此,媒体情绪较为乐观的上市公司往往能引起更多分析师的关注,特别是吸引了更多对公司具有历史乐观倾向的分析师。不同于已有研究从信息含量的角度论证较高的分析师关注度有助于提高分析师预测准确度(周开国等,2014),本文将分析师划分为具有历史乐观倾向和不具有历史乐观倾向两个群体,研究发现较高的乐观分析师关注度事实上会加剧分析师的系统性乐观偏差。这一结论的逻辑在于,较高的乐观分析师关注度

意味着分析师群体的乐观情绪浓重且热烈,此时分析师的乐观情绪压制了信息增量的理性作用,部分分析师囿于情绪渲染或信息成本的限制而选择跟随媒体及同伴的乐观情绪,进而较为一致地发布了存在乐观偏差的盈利预测。由此,假设H2的“分析师有限关注”影响路径证明成立。

与此同时,表4的第V列结果显示,媒体报道情绪 $SENT_{i,t-1}$ 会显著正向影响个股投资者情绪 $InvSent_{i,t-1}$,当公司的媒体报道情绪越乐观,此时投资者情绪也愈发高涨,市场投资热度在步步攀升,也间接反映了乐观的媒体情绪会更大程度上激发投资者的交易热情,与Chen等(2013)等已有文献的研究结论相印证。我们可以从第VI列结果中看到,媒体报道情绪 $SENT_{i,t-1}$ 与个股投资者情绪 $InvSent_{i,t-1}$ 会同时显著正向影响分析师预测乐观偏差度 $FOPT_{i,j,t}$,Sobel统计值为3.93且在1%水平上显著,表明投资者情绪也在媒体情绪影响分析师盈利预测乐观偏差的过程中发挥了部分中介效应,即媒体乐观情绪会通过影响投资者情绪进而传导至分析师群体。由于媒体情绪会形成强大的意见环境,投资者的决策环境与认知判断会受到媒体情绪的显著影响。当上市公司的媒体情绪较为乐观时,投资者会受到决策环境中乐观情绪的感染与鼓舞,也相应地有更大程度的交易倾向与投资驱动力。而当上市公司具有高涨的投资者情绪时,分析师可能出于有限理性的约束亦或是声誉激励的动机而更为乐观地对公司未来业绩水平进行预测判断。由此可知假设H3证明成立,即存在“投资者情绪”影响路径。

(三)媒体情绪传染效应的股价波动风险

在考察媒体情绪传染效应存在与否及其传导路径的基础上,另一个重要的问题则是,上述媒体情绪传染效应是否会给资本市场运行带来风险冲击。对于这一问题,本文分两个层面展开检验:首先,本文将考察分析师盈利预测的乐观倾向本身是否会影响股价波动;其次,本文将检验分析师的乐观情绪是否在媒体情绪加剧股价波动的过程中起着中介效应作用。

在第一个方面,为了验证假设H4a,本文构建如下回归模型6:

$$\begin{aligned} Risk_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1 FOPT_{i,j,t} + \gamma_1 Media_{i,t-1} \\ & + \gamma_2 Epsv_{i,t-1} + \gamma_3 ROA_{i,t-1} + \gamma_4 Horizon_{j,t} \\ & + \gamma_5 Size_{i,t-1} + \gamma_6 Opacity_{i,t-1} + \gamma_7 Inst_{i,t-1} \\ & + \gamma_8 Sharehd_{i,t-1} + \gamma_9 Star_{j,t-1} + \sum Year \\ & + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (6)$$

其中, $Risk_{i,t+1}$ 是指衡量股价波动程度的两个指标, $Volatility$ 和 VaR 。 $Volatility$ 是分析师预测报告发布日后30天个股日度收益率的标准差,该变量数值越大,表示股价波动程度越高; VaR 是指在 t 时刻、99%的置信水平下,个股日度收益率在分析师预测报告发布日后30天内的单边临界值,该变量数值越小,股票收益的最大损失程度越高。若假设H4a成立,则当被解释变量是 $Volatility$ 时,分析师盈利预测乐观偏差 $FOPT_{i,j,t}$ 的回归系数 β_1 应显著为正(当被解释变量是 VaR 时, β_1 应显著为负),意味着分析师盈利预测的乐观倾向会显著加剧股价波动和尾部风险。

在第二个方面,为了验证假设H4b,本文分别建立媒体情绪与股价波动的模型7,媒体

表4 媒体情绪传染效应的作用机制检验结果

	“分析师有限关注”影响路径			“投资者情绪”影响路径		
	$FOPT_{i,j,t}$	$Followopt_{i,j-1}$	$FOPT_{i,j,t}$	$FOPT_{i,j,t}$	$InvSent_{i,t-1}$	$FOPT_{i,j,t}$
	I	II	III	IV	V	VI
$SENT_{i,t-1}$	0.1415*** (6.06)	0.2599*** (17.93)	0.2095*** (9.18)	0.1415*** (6.06)	0.0205*** (5.14)	0.1458*** (6.09)
$Intermediate_{i,t-1}$			0.2616*** (39.18)			0.0205* (1.67)
$Media_{i,t-1}$	0.1276*** (5.21)	-0.0969*** (-6.29)	0.1530*** (6.40)	0.1276*** (5.21)	-0.0103** (-2.43)	0.1308*** (5.20)
$Epsv_{i,t-1}$	0.3857*** (9.09)	0.0997*** (3.65)	0.3596*** (8.63)	0.3857*** (9.09)	-0.0101 (-1.53)	0.3946*** (9.09)
$ROA_{i,t-1}$	-4.8303*** (-25.84)	4.7963*** (41.06)	-6.0848*** (-31.93)	-4.8303*** (-25.84)	-0.2088*** (-6.40)	-4.8183*** (-25.11)
$Horizon_{j,t}$	0.3470*** (44.44)	0.1628*** (33.74)	0.3045*** (41.43)	0.3470*** (44.44)	-0.0022 (-1.22)	0.3526*** (44.25)
$Size_{i,t-1}$	-0.0646*** (-9.29)	0.0447*** (7.47)	-0.0762*** (-11.08)	-0.0646*** (-9.29)	0.0028* (1.92)	-0.0668*** (-9.50)
$Opacity_{i,t-1}$	0.9046*** (6.16)	-0.5966*** (-6.14)	1.0607*** (7.29)	0.9046*** (6.16)	0.0432 (1.55)	0.9284*** (6.22)
$Inst_{i,t-1}$	-0.5824*** (-16.03)	-0.2856*** (-11.29)	-0.5078*** (-14.00)	-0.5824*** (-16.03)	-0.0391*** (-5.57)	-0.5894*** (-15.74)
$Sharehd_{i,t-1}$	0.2120*** (3.95)	-0.0350 (-0.78)	0.2212*** (4.15)	0.2120*** (3.95)	-0.0086 (-0.75)	0.2439*** (4.47)
$Star_{j,t-1}$	0.0339* (1.85)	-0.0020 (-0.14)	0.0344* (1.94)	0.0339* (1.85)	0.0191*** (4.64)	0.0340* (1.82)
常数项	-0.4732** (-2.28)	1.4502*** (9.00)	-0.8525*** (-4.31)	-0.4732** (-2.28)	0.0963** (2.22)	-0.5001** (-2.36)
时间、行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	123854	123854	123854	123854	120726	120726
Adj. R ²	0.0842	0.1340	0.1087	0.0842	0.0950	0.0840
F统计量	169.77***	339.65***	225.37***	169.77***	32.11***	158.16***
Sobel统计量	16.3***			3.93***		

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%显著水平。括号内为t值。其中, $Intermediate_{i,t-1}$ 代指中介因子,在回归检验III及VI中分别特指乐观分析师关注度 $Followopt_{i,t-1}$ 以及投资者情绪 $InvSent_{i,t-1}$ 。标准误经分析师个体聚类调整。

情绪、分析师预测乐观偏差与股价波动的模型8,并基于回归系数结果进一步测算了Sobel统计量。如果模型7中媒体报道情绪的回归系数显著,且模型8中媒体情绪与分析师盈利预测乐观偏差度的回归系数均显著,则表明媒体情绪影响股价波动的因果关系可以部分被分析师乐观情绪所解释,即分析师盈利预测的乐观倾向是媒体情绪影响股价波动的潜在传导路径。

$$Risk_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 SENT_{i,t-1} + \gamma_1 Media_{i,t-1} + \gamma_2 Epsv_{i,t-1} + \gamma_3 ROA_{i,t-1} + \gamma_4 Horizon_{i,t} + \gamma_5 Size_{i,t-1} + \gamma_6 Opacity_{i,t-1} + \gamma_7 Inst_{i,t-1} + \gamma_8 Sharehd_{i,t-1} + \gamma_9 Star_{i,t-1} + \Sigma Year + \Sigma Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$Risk_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 FOPT_{i,t} + \beta_2 SENT_{i,t-1} + \gamma_1 Media_{i,t-1} + \gamma_2 Epsv_{i,t-1} + \gamma_3 ROA_{i,t-1} + \gamma_4 Horizon_{i,t} + \gamma_5 Size_{i,t-1} + \gamma_6 Opacity_{i,t-1} + \gamma_7 Inst_{i,t-1} + \gamma_8 Sharehd_{i,t-1} + \gamma_9 Star_{i,t-1} + \Sigma Year + \Sigma Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

如表5第I、IV列结果所示,分析师盈利预测乐观偏差和股价波动率之间呈显著正相关关系,同时和股票收益尾部风险之间也呈显著正相关关系。换言之,分析师盈利预测的乐观偏差程度越高,此时Volatility数值越大,意味着股票收益的波动率也越大;同时VaR数值越小,意味着股票收益尾部风险也越高。从该结论分析可知,分析师盈利预测的乐观倾向会促使公司股价过度反应,主要是因为公司股价在分析师群体乐观情绪的支持与鼓吹下过度上涨。与此同时,分析师盈利预测的乐观倾向又会进一步加剧股票收益未来的尾部风险,一旦爆发潜在的外部负面冲击,又会促使股价过度下跌回调,因此市场上股票收益的波动幅度加剧。综上所述,假设H4a证明成立。

为了验证假设H4b,本文分两步展开中介效应的检验。第一步,本文考察媒体情绪对股价波动的影响,此时模型中未包含分析师盈利预测乐观偏差这一中介变量。回归结果如表5第II、V列所示。结果表明,媒体报道情绪会在1%的水平上显著影响股价波动率和股票收益尾部风险,具体而言,当上市公司的媒体情绪越乐观,公司未来30天的股价波动率越大,此时股票收益尾部风险也越高,这与游家兴等(2012)的研究结果相近。第二步,由于本文在此之前已经检验发现媒体报道情绪会显著正向影响分析师盈利预测乐观偏差(如表3所示),因此在这一步中将媒体报道情绪和分析师盈利预测乐观偏差同时作为解释变量关于股价波动指标回归。如表5第III、VI列结果显示,此时媒体报道情绪和分析师预测乐观偏差的回归系数方向一致,此外Sobel统计值分别为4.67、3.13,均在1%水平上显著,这表明中介效应存在且媒体情绪对股价波动的影响只有部分是通过分析师预测乐观偏差这一影响路径实现。综上所述,分析师预测的乐观倾向是媒体情绪影响股价波动的传导路径之一。乐观的媒体情绪会诱发甚至助长分析师群体的乐观情绪,进而促使股价在分析师乐观情绪的渲染下过度上涨,而当公司累积的负面信息释放到市场,股价又会受到较大的负面冲击,由此呈现较高的波动率与尾部风险,即假设H4b得到验证。

(四)明星分析师的媒体情绪传染效应差异

大量研究表明,分析师盈利预测的准确性会在很大程度上与个人研究能力相关。那么明星分析师在盈利预测时的乐观倾向受到媒

表5 媒体情绪传染效应的股价波动风险检验结果

	Volatility _{i,t+1}			VaR _{i,t+1}		
	I	II	III	IV	V	VI
FOPT _{i,t}	0.0002*** (6.96)		0.0002*** (7.34)	-0.0003*** (-3.37)		-0.0004*** (-3.66)
SENT _{i,t-1}		0.0017*** (11.92)	0.0017*** (12.20)		-0.0043*** (-11.75)	-0.0043*** (-11.91)
Media _{i,t-1}	0.0011*** (6.96)	-0.0006*** (-4.00)	-0.0006*** (-4.20)	-0.0016*** (-10.17)	0.0027*** (7.09)	0.0027*** (7.23)
Epsv _{i,t-1}	0.0011*** (5.11)	0.0013*** (6.54)	0.0013*** (6.10)	-0.0004 (-0.68)	-0.0011* (-1.74)	-0.0009 (-1.51)
ROA _{i,t-1}	-0.0395*** (-36.31)	-0.0406*** (-36.92)	-0.0395*** (-36.03)	0.0464*** (15.04)	0.0484*** (15.58)	0.0466*** (15.04)
Horizon _{i,t}	0.0013*** (14.26)	0.0014*** (15.22)	0.0013*** (14.47)	-0.0003* (-1.65)	-0.0005** (-2.50)	-0.0003* (-1.83)
Size _{i,t-1}	-0.0027*** (-55.13)	-0.0027*** (-55.86)	-0.0027*** (-55.46)	0.0038*** (27.61)	0.0038*** (27.75)	0.0038*** (27.66)
Opacity _{i,t-1}	0.0050*** (5.48)	0.0055*** (6.03)	0.0053*** (5.81)	-0.0056** (-2.15)	-0.0067** (-2.56)	-0.0064** (-2.44)
Inst _{i,t-1}	-0.0023*** (-10.02)	-0.0022*** (-9.67)	-0.0021*** (-9.20)	0.0022*** (3.15)	0.0019*** (2.74)	0.0017** (2.45)
Sharehd _{i,t-1}	0.0031*** (8.84)	0.0030*** (8.46)	0.0029*** (8.32)	-0.0034*** (-3.42)	-0.0030*** (-3.01)	-0.0029*** (-2.94)
Star _{i,t-1}	0.0007*** (3.80)	0.0007*** (3.84)	0.0007*** (3.80)	0.0010* (1.78)	0.0010* (1.81)	0.0010* (1.83)
常数项	0.0811*** (69.85)	0.0922*** (57.48)	0.0923*** (57.70)	-0.1279*** (-40.27)	-0.1558*** (-37.12)	-0.1560*** (-37.17)
时间、行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	121901	121901	121901	121901	121901	121901
Adj. R ²	0.4746	0.4756	0.4761	0.0807	0.0818	0.0820
F统计量	1099.17***	1093.90***	1033.22***	202.11***	207.56***	196.02***
Sobel统计量		4.67***			3.13***	

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%显著水平。括号内为t值。标准误经分析师个体聚类调整。

体情绪的影响程度是否更小?换言之,明星分析师的理性程度是否相对更高?本文通过在模型3的基础上加入明星分析师虚拟变量和媒体情绪变量的交叉项 $SENT_{i,t-1} \times Star_{j,t-1}$,以及对模型3进行明星分析师与非明星分析师分组检验,针对该问题展开深入研究。

此外,考虑到分析师预测的乐观偏差可能来自维护上市公司关系、承销托市等主观利益动机,或是羊群效应等非理性行为约束(Lim, 2001; Agrawal and Chen, 2008; Gu et al., 2013),为了剥离分析师基于利益冲突或认知偏差等因素对预测准确性的影响,本文借鉴马黎珺等(2019)的调整思路,一是构建第 t 年所有分析师对公司 i 盈利预测的乐观偏差均值 $\overline{FOPT}_{i,t}$,由此控制上市公司 i 与分析师 j 之间的利益关系,二是构建第 t 年分析师 j 对所有其关注公司的盈利预测乐观偏差均值 $\overline{FOPT}_{j,t}$,由此控制分析师 j 自身行为与心理的系统性偏差对盈利预测结果的影响。基于上述两个调整项,本文分别设计如下两种检验方法:一是将两个调整项作为控制变量加入回归模型,由此获得媒体情绪对分析师盈利预测偏差的影响净效应;二是分别利用两个调整项构造相应的分析师预测偏差新变量,即:

$$adj_1 FOPT_{i,j,t} = (FOPT_{i,j,t} - \overline{FOPT}_{i,t}) / |\overline{FOPT}_{i,t}| \quad (9)$$

$$adj_2 FOPT_{i,j,t} = (FOPT_{i,j,t} - \overline{FOPT}_{j,t}) / |\overline{FOPT}_{j,t}| \quad (10)$$

新变量在扣除对应调整项后,度量差额相对调整项绝对值大小的比值关系,由此实现对分析师利益冲突与认知偏差两项影响因素的控制。本文分别将上述两项新变量代替原有被解释变量进行回归检验。

从表6第I列结果可以看出,媒体情绪与明星分析师交叉项的回归系数显著为负,说明相比非明星分析师,明星分析师在盈利预测时的乐观情绪受媒体情绪影响较小。第II、III列的分组检验结果也显示,明星分析师组的媒体情绪回归系数更小,即明星分析师受到媒体情绪影响的程度相对更弱。这一结论也与已有文献的研究结果相印证,即明星分析师的理性程度相比非明星分析师更高(游家兴等, 2017),相对更难受到市场上媒体情绪的非理性影响。但不可否认的是,明星分析师的决策行为也依然会受到媒体情绪的显著影响,而非完全理性。出于对分析师利益冲突与认知偏差等影响因素的考虑,本文先是将“利益冲突因子”与“主观偏差因子”调整项加入回归模型,第IV列结果显示媒体情绪仍然显著影响分析师预测行为,其中明星分析师存在的媒体情绪传染相对较低。此外,本文又利用两个因子调整项构造了分析师盈利预测偏差新变量,代替已有分析师乐观偏差变量进行检验。第V、VI列结果表明,明星分析师与非明星分析师的媒体情绪传染效应在剥离相关干扰因素后依然稳健存在。

在此基础上,另一个相关且有研究价值的问题是,明星分析师在资本市场中的影响力是否和非明星分析师存在显著差异。本文在模型6和8的基础上加入了明

表6 明星分析师与非明星分析师的媒体情绪传染效应对比检验结果

	$FOPT_{i,j,t}$			$FOPT_{i,j,t}$	$adj_1 FOPT_{i,j,t}$	$adj_2 FOPT_{i,j,t}$
	全样本	非明星分析师	明星分析师	全样本	全样本	全样本
I	II	III	IV	V	VI	
$SENT_{i,t-1}$	0.1381*** (10.34)	0.1368*** (9.01)	0.0632*** (3.01)	0.0615*** (6.67)	0.0339* (1.83)	0.1351*** (6.29)
$SENT_{i,t-1} \times Star_{j,t-1}$	-0.0204** (-2.24)			-0.0174*** (-2.77)	-0.053*** (-4.20)	-0.0241* (-1.65)
$Star_{j,t-1}$	-0.0751** (-2.20)			-0.0537** (-2.28)	-0.2862*** (-6.05)	-0.1096** (-2.00)
$\overline{FOPT}_{i,t}$				0.3889*** (355.37)		
$\overline{FOPT}_{j,t}$				0.0326*** (21.65)		
$Media_{i,t-1}$	0.1275*** (9.07)	0.1256*** (7.70)	0.1322*** (4.79)	0.0476*** (4.90)	-0.0518*** (-2.66)	0.1227*** (5.43)
$Epsv_{i,t-1}$	0.3856*** (18.68)	0.3443*** (14.33)	0.4854*** (12.06)	0.21*** (14.72)	0.0319 (1.11)	0.1961*** (5.91)
$ROA_{i,t-1}$	-4.8302*** (-53.03)	-4.6463*** (-43.75)	-5.2474*** (-29.68)	-2.6641*** (-42.18)	-0.2238* (-1.77)	-3.3589*** (-22.93)
$Horizon_{j,t}$	0.347*** (65.09)	0.3411*** (54.90)	0.3597*** (34.77)	0.2927*** (79.28)	0.3912*** (52.93)	0.3128*** (36.48)
$Size_{i,t-1}$	-0.0647*** (-17.03)	-0.0601*** (-13.53)	-0.0749*** (-10.23)	-0.0533*** (-20.33)	-0.0007 (-0.14)	-0.0954*** (-15.62)
$Opacity_{i,t-1}$	0.9032*** (10.89)	1.0385*** (10.53)	0.5922*** (3.86)	0.3059*** (5.34)	-0.0172 (-0.15)	0.4373*** (3.28)
$Inst_{i,t-1}$	-0.5824*** (-28.28)	-0.6056*** (-25.23)	-0.5277*** (-13.21)	-0.2979*** (-20.92)	0.0342 (1.20)	-0.6293*** (-19.01)
$Sharehd_{i,t-1}$	0.2119*** (6.72)	0.2311*** (6.32)	0.1518** (2.45)	0.1713*** (7.87)	0.0266 (0.61)	0.5524*** (10.89)
常数项	-0.4577*** (-3.80)	-0.5259*** (-3.77)	-0.3179 (-1.35)	-0.306*** (-3.68)	-1.7411*** (-10.42)	-0.1929 (-1.00)
时间、行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	123854	88395	35459	123854	123854	123854
Adj. R ²	0.0841	0.0832	0.0863	0.5634	0.0230	0.0245
F统计量	632.99***	502.26***	210.31***	799.31***	163.16***	173.63***

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%显著水平。括号内为t值。标准误经分析师个体聚类调整。

星分析师虚拟变量和分析师预测乐观偏差的交叉项 $FOPT_{i,j,t} \times Star_{j,t-1}$, 来考察明星分析师和非明星分析师的乐观偏差对股价波动的影响差异。

从表7结果可以看出,该交叉项的回归系数显著且和分析师预测乐观偏差变量的回归系数方向一致,意味着明星分析师的盈利预测乐观偏差会在更大程度上显著影响资本市场股价波动和尾部风险,同时明星分析师的媒体情绪传染效应会给资本市场稳定性带来更大程度的风险冲击。本文认为,一方面,由于明星分析师具有更高的市场认可度与言论威望(Trueman, 1994),其发布的盈利预测会受到更多投资者的倚重与信赖,因此明星分析师的乐观情绪会更大程度地促使股价过度上涨,而当公司的负面消息流向市场,股价又会过度下跌,呈现较高的波动率与尾部风险。另一方面,现有研究分别从声誉激励机制(Zwiebel, 1995)以及基于归属感、认同感和信息成本的社会心理学机制(游家兴等, 2017)等视角,论证了分析师预测行为存在羊群效应,特别是非明星分析师倾向于做出趋同性预测。非明星分析师的能力水平及理性程度相对更低,因此容易出现羊群效应或跟风预测等非理性现象,同时出于对自身职业晋升、声誉激励、信息成本限制等考虑(Scharfstein and Stein, 1990),非明星分析师更倾向于跟随扮演“领头羊”角色的明星分析师进行盈利预测,进而放大了明星分析师的媒体情绪传染效应,加剧了对资本市场运行稳定性的冲击。该结论也在一定程度上证实了明星分析师有着相对更大的资本市场影响力。

(五)稳健性检验

为了保证研究结论的可靠性,本文进行了如下若干方面的稳健性检验。

其一,本文分别替换了媒体情绪及分析师预测乐观偏差变量的构建方法。前文中媒体情绪指标为媒体报道情绪总值,该指标在包含新闻报道情绪倾向的基础上也包含了媒体报道量的信息,但考虑到报道数量可能受到公司个体差异的影响,本文进一步使用媒体报道情绪净值 $NetSENT$ 替代媒体报道情绪总值 $SENT$ 重新进行检验,回归结论并未发生改变(参见《管理世界》网络发行版附录附表1)。此外,本文借鉴Ke等(2016)、王攀娜和罗宏(2017),构建分析师预测乐观偏差新指标 $newFOPT_{i,j,t} = (FEPS_{i,j,t} - AEPS_{i,t}) / P_{i,t}$, 其中 $FEPS_{i,j,t}$ 为分析师 j 对公司 i 在第 t 年每股盈余的预测值, $AEPS_{i,t}$ 为公司实际每股盈余, $P_{i,t}$ 为该公司上年末收盘价。本文将此新变量代替原变量 $FOPT_{i,j,t}$ 进行回归检验,回归结果依然稳健(参见《管理世界》网络发行版附录附表2)。

其二,考虑到媒体情绪中可能包含了部分分析师预测信息,本文针对媒体情绪与分析师预测之间存在反向因果的内生性问题进行了补充检验。方法一是将媒体报道情绪作为内生变量,选择百度搜索指数作为其工具变量,并运用两阶段最小二乘回归方法(2SLS)对模型进行检验。百度搜索指数是以公众在百度网站上关于特定关键词的检索量为数据基础,统计各个关键词在百度网页中搜索频次的加权,该指数直观反映了上市公司的媒体关注度与市场热度,但其并不会为分析师的业绩预测行为提供决策依据,因此与分析师盈利预测的相关性较低。实证结果表明,媒体情绪传染效应依然显著存在(参见《管理世界》网络发行版附录附表3)。方法二是通过关键词识别策略,

表7 明星分析师与非明星分析师的市场影响力差异检验结果

	Volatility _{t,t+1}		VaR _{t,t+1}	
	I	II	III	IV
$FOPT_{i,j,t}$	0.0002*** (7.42)	0.0002*** (7.91)	-0.0003*** (-4.05)	-0.0004*** (-4.39)
$FOPT_{i,j,t} \times Star_{j,t-1}$	0.0001*** (2.56)	0.0001*** (2.58)	-0.0003*** (-2.30)	-0.0003*** (-2.29)
$SENT_{i,t-1}$		0.0017*** (18.83)		-0.0043*** (-13.17)
$Star_{j,t-1}$	0.0007*** (9.49)	0.0006*** (9.35)	-0.0009*** (-3.81)	-0.0010*** (-3.92)
$Media_{i,t-1}$	0.0011*** (32.25)	-0.0006*** (-6.31)	-0.0016*** (-13.09)	0.0027*** (7.74)
$Epsv_{i,t-1}$	0.0011*** (7.24)	0.0013*** (8.64)	-0.0004 (-0.82)	-0.0009* (-1.80)
$ROA_{i,t-1}$	-0.0394*** (-61.07)	-0.0395*** (-61.30)	0.0464*** (20.12)	0.0466*** (20.24)
$Horizon_{j,t}$	0.0013*** (34.29)	0.0013*** (34.70)	-0.0003*** (-2.32)	-0.0003*** (-2.58)
$Size_{i,t-1}$	-0.0027*** (-102.48)	-0.0027*** (-102.26)	0.0038*** (39.86)	0.0038*** (39.64)
$Opacity_{i,t-1}$	0.005*** (8.64)	0.0053*** (9.17)	-0.0056*** (-2.70)	-0.0064*** (-3.07)
$Inst_{i,t-1}$	-0.0023*** (-15.93)	-0.0021*** (-14.57)	0.0022*** (4.26)	0.0017*** (3.31)
$Sharehd_{i,t-1}$	0.0031*** (14.02)	0.0029*** (13.16)	-0.0034*** (-4.33)	-0.0029*** (-3.73)
常数项	0.0811*** (126.76)	0.0923*** (109.79)	-0.1279*** (-60.42)	-0.1559*** (-51.92)
时间、行业	控制	控制	控制	控制
样本数	121901	121901	121901	121901
Adj. R ²	0.4745	0.4761	0.0806	0.0819
F统计量	6116.93***	5830.46***	594.46***	573.11***

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%显著水平。括号内为t值。标准误经分析师个体聚类调整。

将包含“券商观点”、“证券分析师”、“首席分析师”、“行业研究员”、“证券报告”等近似关键词的新闻报道从原先媒体报道样本中剔除。经统计,剔除部分数量仅占原先新闻报道总数的7.4%,因此不会对媒体情绪指标的数值产生较大影响。本文通过重新测算媒体报道情绪值,得到新媒体情绪指标 *NewSENT*,并利用该指标代替媒体报道情绪总值 *SENT* 再次进行检验,结果与前文结论吻合一致(参见《管理世界》网络发行版附录附表4)。

其三,考虑到媒体情绪与分析师预测之间可能存在遗漏变量的内生性问题,例如前文尚未考虑到国家宏观政策、市场整体经济表现等环境因素会对分析师预测以及媒体情绪产生共同影响。目前国内外已有研究(Vu, 2015; 丁志国等, 2007)发现股票市场波动与宏观经济运行存在显著的联动和溢出效应,特别是我国股票市场运行体现出强烈的“政策市场”特征。而沪深300指数则是反映沪深两个证券市场整体走势的“晴雨表”,其300只成份股为市场中市场代表性好、流动性高、交易活跃的重要标的股票,能够反映市场主流投资的收益情况。因此,本文选择在实证模型中加入沪深300指数回报率作为对宏观政策与市场经济表现的衡量指标,检验结果依然与先前结论保持一致(参见《管理世界》网络发行版附录附表5)。

五、简要结论与相关建议

本文以2013~2017年间沪深两市A股上市公司为研究样本,通过编写爬虫程序获取公司百度新闻报道,运用基于机器学习方法的自然语言处理技术对文本情绪进行分析测算,从行为金融学视角考察了媒体情绪对分析师盈利预测乐观倾向的影响,同时挖掘了媒体情绪传染效应的作用机制,及其对股票市场波动的影响。研究结果表明:(1)分析师盈利预测的乐观偏差会受到媒体情绪的显著正向影响,即存在媒体情绪传染效应。当媒体报道情绪越乐观,分析师的盈利预测行为也会呈现出更为显著的系统性乐观情绪;而当媒体情绪较为悲观时,分析师预测的乐观偏差程度也较低。(2)媒体情绪会通过“分析师有限关注”以及“投资者情绪”两条路径传染至分析师情绪。具体而言,媒体乐观情绪会吸引更多乐观分析师的关注,同时激发更为高涨的投资者情绪,进而促使分析师发布更为乐观的盈利预测。(3)媒体情绪传染效应会给资本市场带来波动风险冲击。一方面,分析师盈利预测时的乐观倾向会显著加剧资本市场股票收益的波动率和尾部风险;另一方面,分析师的乐观情绪也在媒体情绪助推股价波动的过程中发挥了部分中介效应的作用,构成媒体情绪影响股价波动的传导路径及共振机制。(4)进一步研究发现,相比非明星分析师,明星分析师的预测行为受到媒体情绪影响的程度更低但仍然显著,意味着明星分析师理性程度相对更高但也是有限理性。此外,明星分析师在资本市场上具有更高的影响力,容易受到非明星分析师等“非理性羊群”的追随和趋同,因此明星分析师的乐观预测会引起更大幅度的市场波动,同时明星分析师的媒体情绪传染效应会更大程度地影响资本市场稳定运行。

基于本文的研究结论,在此提出以下三方面建议:(1)强化媒体社会责任,规范媒体理性预期与行业秩序。通过有效机制设计来抑制报道偏差与媒体非理性情绪等市场异象,提高证券市场的信息效率,助力新闻媒体行业在中国资本市场平稳发展的过程中发挥更为积极的作用。(2)以审慎监管为准则,着力加强新闻媒体和证券分析师的有效信息供给功能。监管部门应不断完善媒体行业 and 分析师行业的法制建设,形成监管合力,进而引导新闻媒体和分析师更好地履行信息披露职责,增进资本市场信息效率。(3)合理引导媒体理性与分析师理性,优化证券市场投资环境。证券研究行业应完善分析师考核评价体系,引导分析师通过提高自身专业分析能力来克服有限理性,并鼓励分析师群体培养客观严谨的职业态度来减少外部市场情绪对自身分析预测行为的干扰,进而推动健康、有序的证券投资环境与资本市场秩序建设。

(作者单位:复旦大学经济学院)

注释

①本文选择以百度新闻平台上的网络新闻报道作为媒体情绪的观测对象,主要是考虑到网络新闻平台相比纸媒讯息具有更强的时效性与普及力,其在媒体情绪的渲染与传播上具备覆盖面广和扩散速度快等优势。百度新闻能提供最为详尽的公司新闻,其信息来源不仅囊括了诸如东方财富网、和讯网、中金在线等财经网站,还涉及《中国证券报》、《经济参考报》、《人民日报》等纸媒资讯,同时

百度新闻能避免百度搜索存在过多噪音的缺陷,例如不存在广告推广等无效信息。

②考虑到少数分析师可能习惯于快节奏地获取和处理信息,而对文章详细内容的关注相对粗略,容易受到新闻标题甚至“标题党”新闻的情绪传染。为了避免此类问题对研究结果的影响,本文随机抽样选取了3000条公司新闻报道样本重新检索,手动获取标题与全文内容并进行人工判读,以此与新闻报道的机器学习情绪测算结果进行比对,发现约92.4%的公司新闻标题能够较为一致地反映文章核心观点与态度倾向,仅有少部分新闻标题存在“标题党”、标题与内容不符等问题,但由于其占比较少,因此本文认为部分分析师对有偏新闻标题的关注不会影响实证结果稳健性。

③自然语言处理(SnowNLP)算法程序的处理步骤如下:我们在7029685条新闻报道中随机选择部分报道,并通过人工判读整理得到各3000条乐观与悲观情绪的新闻报道作为训练数据集样本,之后该程序通过读取训练数据集样本遍历每条新闻报道为之加上标签,再调用贝叶斯分类器的分类方法获取分类标签与概率。在完成机器学习训练过程后,该程序会对全数据集文档进行中文分词、识别词性与暂停词、繁体字转简体字、简体字转拼音等处理,利用之前完成标记的语料和贝叶斯分类方法对每条新闻报道内容的正向概率进行测算,得到本文中的情绪倾向得分指标。该情感分析程序相比既有文献(汪昌云、武佳薇,2015)运用的关键词识别程序,能更好地利用我们提供的训练数据集样本,从而更为准确且高效地对语句的情绪倾向进行判断。

参考文献

- (1)丁志国、苏治、杜晓宇:《经济周期与证券市场波动关联性——基于向量SWARCH模型的新证据》,《数量经济技术经济研究》,2007年第3期。
- (2)黄俊、郭照蕊:《新闻媒体报道与资本市场定价效率——基于股价同步性的分析》,《管理世界》,2014年第5期。
- (3)郇金梁、何诚颖、廖旦、何牧原:《舆论影响力、有限关注与过度反应》,《经济研究》,2018年第3期。
- (4)李梦雨、李志辉:《市场操纵与股价崩盘风险——基于投资者情绪的路径分析》,《国际金融研究》,2019年第4期。
- (5)马黎琨、伊志宏、张澈:《廉价交谈还是言之有据?——分析师报告文本的信息含量研究》,《管理世界》,2019年第7期。
- (6)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》,《金融研究》,2011年第9期。
- (7)权小锋、吴世农、尹洪英:《企业社会责任与股价崩盘风险:“价值利器”或“自利工具”?》,《经济研究》,2015年第11期。
- (8)谭松涛、甘顺利、阚钰:《媒体报道能够降低分析师预测偏差吗?》,《金融研究》,2015年第5期。
- (9)汪昌云、武佳薇:《媒体语气、投资者情绪与IPO定价》,《金融研究》,2015年第9期。
- (10)王攀娜、罗宏:《放松卖空管制对分析师预测行为的影响——来自中国准自然实验的证据》,《金融研究》,2017年第11期。
- (11)伍燕然、江捷、谢楠、王凯:《公司治理、信息披露、投资者情绪与分析师盈利预测偏差》,《世界经济》,2016年第2期。
- (12)辛清泉、孔东民、郝颖:《公司透明度与股价波动性》,《金融研究》,2014年第10期。
- (13)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》,《经济研究》,2012年第7期。
- (14)游家兴、吴静:《沉默的螺旋:媒体情绪与资产误定价》,《经济研究》,2012年第7期。
- (15)游家兴、周瑜婷、肖珉:《凯恩斯选美竞赛与分析师预测偏差行为——基于高阶预期的研究视角》,《金融研究》,2017年第7期。
- (16)周开国、应千伟、陈晓娴:《媒体关注度、分析师关注度与盈余预测准确度》,《金融研究》,2014年第2期。
- (17)Aboody, D., Even-Tov, O., Lehav, R. and Trueman, B., 2018, “Overnight Returns and Firm-specific Investor Sentiment”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.53, pp.1~21.
- (18)Agrawal, A. and Chen, M. A., 2008, “Do Analyst Conflicts Matter? Evidence from Stock Recommendations”, *Journal of Law and Economics*, Vol.51, pp.503~537.
- (19)Baker, M. and Stein, J., 2004, “Market Liquidity as a Sentiment Indicator”, *Journal of Financial Markets*, Vol.7, pp.271~299.
- (20)Baker, M. and Wurgler, J., 2006, “Investor Sentiment and the Cross-section of Stock Returns”, *Journal of Finance*, Vol.61, pp.1645~1680.
- (21)Baron, R. M. and Kenny, D. A., 1986, “The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic and Statistical Considerations”, *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol.51(6), pp.1173~1182.
- (22)Boudoukh, J., Feldman, R., Kogan, S. and Richardson, M., 2019, “Information, Trading and Volatility: Evidence from Firm-specific News”, *Review of Financial Studies*, Vol.32, pp.992~1033.
- (23)Bushee, B. J., Core, J., Guay, W. and Hamm, S. J. W., 2010, “The Role of Business Press as An Information Intermediary”, *Journal of Accounting Research*, Vol.48, pp.1~19.
- (24)Chan, W. S., 2003, “Stock Price Reaction to News and No-news: Drift and Reversal After Headlines”, *Journal of Financial Economics*, Vol.70, pp.223~260.
- (25)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*, Vol.61, pp.345~381.
- (26)Chen, C. W., Pantzalis, C. and Park, J. C., 2013, “Press Coverage and Stock Price Deviation from Fundamental Value”, *Journal of Financial Research*, Vol.36, pp.175~214.
- (27)Clement, M. B. and Tse, S. Y., 2005, “Financial Analyst Characteristics and Herding Behavior in Forecasting”, *Journal of Finance*, Vol.55, pp.301~341.
- (28)Dellavigna, S. and Pollet, J. M., 2009, “Investor Inattention and Friday Earnings Announcements”, *Journal of Finance*, Vol.64, pp.709~749.
- (29)Dyck, A., Morse, A. and Zingales, L., 2007, “Who Blows the Whistle on Corporate Fraud?”, *Journal of Finance*, Vol.65(6), pp.2213~2253.

- (30) Easterwood, J. C. and Nutt, S. R., 1999, "Inefficiency in Analysts' Earnings Forecasts: Systematic Misreaction or Systematic Optimism?", *Journal of Finance*, Vol.54, pp.1777~1797.
- (31) Engelberg, J. and Parsons, C. A., 2011, "The Causal Impact of Media in Financial Markets", *Journal of Finance*, Vol.66, pp.67~97.
- (32) Fang, L. and Peress, J., 2009, "Media Coverage and the Cross-section of Stock Returns", *Journal of Finance*, Vol.64, pp.2023~2052.
- (33) Gu, Z., Li, Z. and Yang, Y. G., 2013, "Monitors or Predators: The Influence of Institutional Investors on Sell-side Analysts", *Accounting Review*, Vol.88, pp.137~169.
- (34) Gurun, U. G. and Butler, A. W., 2012, "Don't Believe the Hype: Local Media Slant, Local Advertising and Firm Value", *Journal of Finance*, Vol.67, pp.561~598.
- (35) Hermida, A., Fletcher, F., Korell, D. and Logan, D., 2012, "Share, Like, Recommend: Decoding the Social Media News Consumer", *Journalism Studies*, Vol.13, pp.815~824.
- (36) Hirshleifer, D., Lim, S. S. and Teoh, S. H., 2009, "Driven to Distraction: Extraneous Events and Underreaction to Earnings News", *Journal of Finance*, Vol.64, pp.2289~2325.
- (37) Hribar, P. and Mcinnis, J., 2012, "Investor Sentiment and Analysts' Earnings Forecast Errors", *Management Science*, Vol.58, pp.293~307.
- (38) Hong, H. and Kubik, J., 2003, "Analyzing the Analysts: Career Concerns and Biased Earnings Forecasts", *Journal of Finance*, Vol.58, pp.313~351.
- (39) Jackson, A. R., 2005, "Trade Generation, Reputation and Sell-side Analysts", *Journal of Finance*, Vol.60, pp.673~717.
- (40) Jeffrey, K., Anne, S., Martijn, S. and Maarten, M., 2017, "Effective Headlines of Newspaper Articles in a Digital Environment", *Digital Journalism*, Vol.5, pp.1300~1314.
- (41) Ke, Y., Lo, K., Sheng, J. and Zhang, J. L., 2016, "Does Short Selling Mitigate Optimism in Financial Analyst Forecast? Evidence from a Randomized Experiment", *SSRN Electronic Journal*.
- (42) Kim, K. and Byun, J., 2010, "Effect of Investor Sentiment on Market Response to Stock Split Announcement", *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, Vol.39, pp.687~719.
- (43) Kogan, S., Moskowitz, T. J. and Niessner, M., 2018, "Fake News: Evidence from Financial Markets", *SSRN Electronic Journal*, <https://ssrn.com/abstract=3231461>.
- (44) Liang, B. and Park, H., 2010, "Predicting Hedge Fund Failure: A Comparison of Risk Measures", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.45, pp.199~222.
- (45) Lim, T., 2001, "Rationality and Analysts' Forecast Bias", *Journal of Finance*, Vol.56, pp.369~385.
- (46) MacKinnon, D. P., Warsi, G. and Dwyer, J. H., 1995, "A Simulation Study of Mediated Effect Measures", *Multivariate Behavioral Research*, Vol.30, pp.41~62.
- (47) Mullainathan, S. and Shleifer, A., 2005, "The Market for News", *American Economic Review*, Vol.95, pp.1031~1053.
- (48) Rinallo, D. and Basuroy, S., 2009, "Does Advertising Spending Influence Media Coverage of the Advertiser?", *Journal of Marketing*, Vol.73, pp.33~46.
- (49) Scharfstein, D. and Stein, J., 1990, "Herd Behavior and Investment", *American Economic Review*, Vol.80, pp.465~479.
- (50) Sedor, L. M., 2002, "An Explanation for Unintentional Optimism in Analysts' Earnings Forecasts", *The Accounting Review*, Vol.77, pp.731~753.
- (51) Shiller, R. J., 2000, "The Irrational Exuberance", *Economic Affairs*, Vol.20, pp.59~63.
- (52) Tetlock, P. C., 2007, "Giving Content to Investor Sentiment: The Role of Media in the Stock Market", *Journal of Finance*, Vol.62, pp.1139~1168.
- (53) Tetlock, P. C., Saar-Tsechansky, M. and Macskassy, S., 2008, "More than Words: Quantifying Language to Measure Firms' Fundamentals", *Journal of Finance*, Vol.63, pp.1437~1467.
- (54) Tetlock, P. C., 2010, "Does Public Financial News Resolve Asymmetric Information?", *Review of Financial Studies*, Vol.23, pp.3520~3557.
- (55) Trueman, B., 1994, "Analyst Forecasts and Herding Behavior", *Review of Financial Studies*, Vol.7, pp.97~124.
- (56) Veldkamp, L. L., 2006, "Media Frenzies in Markets for Financial Information", *American Economic Review*, Vol.96, pp.577~601.
- (57) Vu, N. T., 2015, "Stock Market Volatility and International Business Cycle Dynamics: Evidence from OECD Economies", *Journal of International Money and Finance*, Vol.50, pp.1~15.
- (58) Womack, K. L., 1996, "Do Brokerage Analysts' Recommendations have Investment Value?", *Journal of Finance*, Vol.15, pp.137~167.
- (59) Zhu, Yanjian, Wu Zhaoying, Zhang Hua and Yu Jing, 2017, "Media Sentiment, Institutional Investors and Probability of Stock Price Crash: Evidence from Chinese Stock Markets", *Accounting & Finance*, Vol.57, pp.1635~1670.
- (60) Zwiebel, J., 1995, "Corporate Conservatism and Relative Compensation", *Journal of Political Economy*, Vol.103, pp.1~25.

Media's Emotional Contagion and Analyst Optimistic Bias: Evidence Based on the Technique of Machine Learning

Zhang Zongxin and Wu Zhaoying

(School of Economics, Fudan University)

Summary: In the capital market, the media plays an important role in the process of information release, aggregation, and dissemination. However, in fact, there are two possible roles for media, “information supply” and “emotional intervention”. On the one hand, the media plays an essential role in information mining, thereby affecting investors' behavior and the governance efficiency of listed companies. On the other hand, in order to pursue the attention of the audience, some media reports are more inclined to choose an impactful expression when reporting. Some of them convey their emotions and opinions in the text, thus guiding the public's views and attitudes towards the event. Thus, it is greatly questioned whether the media can play a role in improving the information efficiency of the capital market.

The latest research shows that media reports will guide market attention and trading behavior. Hence, media reports will significantly affect the price volatility of the capital market. And they may even cause over-reaction and reversal effects of stock prices. Therefore, in the Chinese capital market, will the opinion environment formed by media sentiment affect the analyst's earnings prediction behavior? If the above effects exist, through which path will media sentiment be transmitted to analysts? In addition, will the contagious effect of media sentiment affect the operation of capital markets? However, the above issues have not been systematically discussed in previous literature. The answers to these questions not only help people understand the potential impact of media sentiment, but also help regulators more comprehensively and objectively assess the behavior of securities analysts. Therefore, it has a good reference for further regulating media behavior and strengthening the construction of securities analyst system.

In this paper, we collect the Baidu News reports of listed companies from 2013 to 2017, and innovatively use the method of text analysis to measure news sentiment scores, which is based on the technique of machine learning. Using a large sample of firm-level media reports data, we examine whether and how media sentiment would affect analysts' profit forecasting behavior, and also investigate the mechanisms and economic consequences of the impacts. We find that optimism media reports will significantly and positively affect the optimistic bias of analysts' earnings forecasts through two paths, namely “analysts' limited attention” and “individual investor's sentiment”. Additionally, analyst's optimism and media's optimism will both aggravate stock price volatility and tail risks. More specifically, analyst optimism is the transmission path of media sentiment affecting stock price volatility. Furthermore, star analysts and ordinary analysts are both limited rational people who tend to be infected by media sentiment. Specifically, star analysts are relatively more rational whereas their behavior will affect stock price volatility to a greater extent.

This article mainly has the following contributions. First, this article uses the crawler program to mine Baidu news reports and use natural language processing in machine learning to analyze the text. Therefore, we expand valuable data sources for research in the field of behavioral finance. Second, this article is the first to explore the irrational factors of analysts' systematic optimism from the perspective of media sentiment. We also provide the latest evidence that analysts are bounded rational. Third, most of the existing literature has explained the fluctuation of stock prices from the perspective of rational factors, such as financial characteristics and governance structure of listed companies. This article analyzes the irrational factor and mechanism of stock price fluctuations, which is the media's emotional contagion effect. At the same time, we also measured the risk impact of media sentiment on price fluctuations in the capital market.

Keywords: media sentiment; analysts' optimistic bias; stock price volatility; limited rationality

JEL Classification: G19, G24, G41

附表1 媒体报道情绪净值作为解释变量的检验结果

	$FOPT_{i,j,t}$	$Volatility_{i,t+1}$	$Var_{i,t+1}$
	I	II	III
$NetSENT_{i,t-1}$	0.2391*** (6.16)	0.0048*** (19.22)	-0.0098*** (-14.03)
$Epsv_{i,t-1}$	0.3861*** (9.08)	0.0016*** (7.85)	-0.0014** (-2.25)
$ROA_{i,t-1}$	-4.8232*** (-25.74)	-0.0383*** (-34.22)	0.0456*** (14.67)
$Horizon_{j,t}$	0.3467*** (44.36)	0.0014*** (14.76)	-0.0004** (-2.28)
$Size_{i,t-1}$	-0.065*** (-9.85)	-0.0025*** (-53.59)	0.0035*** (27.46)
$Opacity_{i,t-1}$	0.9077*** (6.18)	0.0058*** (6.36)	-0.0070*** (-2.69)
$Inst_{i,t-1}$	-0.5776*** (-15.85)	-0.0025*** (-10.86)	0.0023*** (3.33)
$Sharehd_{i,t-1}$	0.2068*** (3.86)	0.0029*** (8.26)	-0.0030*** (-2.99)
$Star_{j,t-1}$	0.0341* (1.86)	0.0007*** (3.73)	0.0010* (1.86)
常数项	0.5790*** (3.79)	0.0760*** (68.63)	-0.1195*** (-39.11)
时间、行业	控制	控制	控制
样本数	123854	121901	121901
Adj. R ²	0.0841	0.4734	0.0814
F统计量	182.25***	1103.44***	219.41***

注：***、**、*分别代表1%、5%、10%显著水平。括号内为t值。标准误经分析师个体聚类调整。

附表2 媒体报道情绪影响分析师预测乐观偏差的检验结果

	$newFOPT_{i,j,t}$			
	I	II	III	IV
$SENT_{i,t-1}$	0.0012** (2.18)	0.0049*** (9.12)	0.0013** (2.26)	0.0011*** (3.34)
$Follow_opt_{i,t-1}$		0.0142*** (67.98)		
$InvSent_{i,t-1}$			0.0016*** (5.17)	
$SENT_{i,t-1} \times Star_{j,t-1}$				-0.0005** (-2.03)
$Media_{i,t-1}$	0.0011** (2.03)	0.0025*** (4.81)	0.0011** (2.01)	0.0011*** (3.10)
$Epsv_{i,t-1}$	0.0130*** (12.51)	0.0116*** (12.00)	0.0135*** (12.70)	0.013*** (24.45)
$ROA_{i,t-1}$	-0.0172*** (-3.95)	-0.0853*** (-19.24)	-0.0147*** (-3.23)	-0.0172*** (-7.37)
$Horizon_{j,t}$	0.0112*** (49.89)	0.0089*** (44.86)	0.0114*** (49.84)	0.0112*** (81.99)
$Size_{i,t-1}$	-0.0010*** (-4.62)	-0.0016*** (-8.13)	-0.0011*** (-4.89)	-0.0010*** (-10.08)
$Opacity_{i,t-1}$	0.0034 (0.95)	0.0119*** (3.63)	0.0037 (1.01)	0.0034 (1.59)
$Inst_{i,t-1}$	-0.0218*** (-22.32)	-0.0178*** (-19.38)	-0.0221*** (-22.04)	-0.0218*** (-41.24)
$Sharehd_{i,t-1}$	0.0343*** (20.06)	0.0348*** (21.75)	0.0354*** (20.22)	0.0343*** (42.37)
$Star_{j,t-1}$	-0.0011* (-1.87)	-0.0010* (-1.83)	-0.0011* (-1.84)	-0.0019** (-2.22)
常数项	-0.0351*** (-5.26)	-0.0556*** (-9.02)	-0.0355*** (-5.24)	-0.0347*** (-11.21)
时间、行业	控制	控制	控制	控制
样本数	123817	123817	120689	123817
Adj. R ²	0.1177	0.2226	0.1177	0.1176
F统计量	219.17***	391.75***	206.75***	917.43***

注：***、**、*分别代表1%、5%、10%显著水平。括号内为t值。标准误经分析师个体聚类调整。

附表3 采用2SLS处理媒体报道情绪内生性问题的检验结果

	$FOPT_{i,j,t}$	$Volatility_{i,t+1}$	$VaR_{i,t+1}$
	I	II	III
$\widehat{SENT}_{i,t-1}$	0.0127** (2.45)	0.0010*** (26.99)	-0.0015*** (-11.48)
$Epsv_{i,t-1}$	0.4010*** (15.84)	0.0013*** (8.99)	-0.0008 (-1.50)
$ROA_{i,t-1}$	-4.8496*** (-49.03)	-0.0402*** (-64.99)	0.0477*** (21.23)
$Horizon_{j,t}$	0.3485*** (72.51)	0.0014*** (35.25)	-0.0004*** (-3.11)
$Size_{i,t-1}$	-0.0646*** (-16.65)	-0.0027*** (-101.64)	0.0038*** (40.99)
$Opacity_{i,t-1}$	0.9281*** (9.73)	0.0054*** (9.33)	-0.0062*** (-2.84)
$Inst_{i,t-1}$	-0.5675*** (-28.19)	-0.0023*** (-15.80)	0.0023*** (4.32)
$Sharehd_{i,t-1}$	0.1983*** (6.35)	0.0030*** (13.72)	-0.0033*** (-4.22)
$Star_{j,t}$	0.0332*** (3.56)	0.0007*** (11.16)	0.0010*** (4.14)
常数项	0.3732*** (3.87)	0.0874*** (131.27)	-0.1371*** (-57.96)
时间、行业	控制	控制	控制
样本数	123854	121901	121901
Adj. R ²	0.0835	0.4753	0.0813
F统计量	8481.46***	7905.93***	8130.79***

注：***、**、*分别代表1%、5%、10%显著水平。括号内为t值。标准误经分析师个体聚类调整。

附表4 新媒体情绪指标作为解释变量的检验结果

	$FOPT_{i,j,t}$	$Volatility_{i,t+1}$	$VaR_{i,t+1}$
	I	II	III
$NewSENT_{i,t-1}$	0.0811*** (5.77)	0.0010*** (10.30)	-0.0025*** (-10.20)
$Media_{i,t-1}$	0.0663*** (4.17)	0.0002* (1.74)	-0.0009*** (-3.21)
$Epsv_{i,t-1}$	0.3931*** (9.31)	0.0013*** (6.11)	-0.0009 (-1.39)
$ROA_{i,t-1}$	-4.8346*** (-25.83)	-0.0406*** (-37.09)	0.0483*** (15.58)
$Horizon_{j,t}$	0.3477*** (44.56)	0.0014*** (15.08)	-0.0005** (-2.39)
$Size_{i,t-1}$	-0.0644*** (-9.26)	-0.0027*** (-55.72)	0.0038*** (27.70)
$Opacity_{i,t-1}$	0.9183*** (6.25)	0.0054*** (5.85)	-0.0063** (-2.41)
$Inst_{i,t-1}$	-0.5757*** (-15.89)	-0.0023*** (-10.03)	0.0021*** (3.02)
$Sharehd_{i,t-1}$	0.2051*** (3.83)	0.0030*** (8.71)	-0.0032*** (-3.23)
$Star_{j,t}$	0.0335* (1.83)	0.0007*** (3.84)	0.0010* (1.78)
常数项	-0.0357 (-0.21)	0.0869*** (64.08)	-0.1430*** (-39.68)
时间、行业	控制	控制	控制
样本数	123854	121901	123658
Adj. R ²	0.0839	0.4750	0.0855
F统计量	169.28***	1098.70***	162.64***

注：***、**、*分别代表1%、5%、10%显著水平。括号内为t值。标准误经分析师个体聚类调整。

附表 5 引入 HS300 处理遗漏变量内生性问题的检验结果

	$FOPT_{i,j,t}$	$Volatility_{i,t+1}$	$VaR_{i,t+1}$
	I	II	III
$SENT_{i,t-1}$	0.1407*** (6.03)	0.0017*** (12.16)	-0.0042*** (-11.70)
$Media_{i,t-1}$	0.1285*** (5.25)	-0.0006*** (-4.02)	0.0027*** (7.07)
$Epsv_{i,t-1}$	0.3850*** (9.07)	0.0014*** (6.55)	-0.0011* (-1.72)
$ROA_{i,t-1}$	-4.8322*** (-25.87)	-0.0407*** (-37.14)	0.0482*** (15.53)
$Horizon_{j,t}$	0.3334*** (43.78)	0.0011*** (12.60)	-0.0006*** (-2.99)
$Size_{i,t-1}$	-0.0655*** (-9.45)	-0.0028*** (-56.44)	0.0038*** (27.71)
$Opacity_{i,t-1}$	0.8982*** (6.13)	0.0055*** (5.94)	-0.0067** (-2.53)
$Inst_{i,t-1}$	-0.5813*** (-16.02)	-0.0022*** (-9.63)	0.0019*** (2.72)
$Sharehd_{i,t-1}$	0.2108*** (3.94)	0.0030*** (8.53)	-0.0030*** (-2.99)
$Star_{j,t}$	0.0337* (1.85)	0.0007*** (3.87)	0.0010* (1.82)
$HS300_{i,t-1}$	0.4868*** (10.65)	0.0093*** (17.77)	0.0034** (2.48)
常数项	-0.3958* (-1.92)	0.0938*** (58.22)	-0.1551*** (-36.92)
时间、行业	控制	控制	控制
样本数	123658	121707	121707
Adj. R2	0.0855	0.4810	0.0819
F 统计量	162.64***	1036.93***	197.44***

注:***、**、*分别代表 1%、5%、10%显著水平。括号内为 t 值。标准误经分析师个体聚类调整。