

媒体报道如何影响并购重组知情交易：合流还是监督？

许荣^{1,2} 冯荟凝¹ 方明浩³

(1.中国人民大学财政金融学院，北京 100872；

2.中国人民大学财政金融政策研究中心、保险研究所，北京 100872；3.上海财经大学金融学院，上海 200433)

摘要：媒体报道既可能发挥积极的外部监督作用制约知情交易，也可能受到操纵而被信息知情人利用。本文收集2009—2022年A股上市公司并购重组数据，检验事前媒体负面报道倾向对并购重组中知情交易程度的影响。研究结果表明，并购重组首次公告日前媒体负面报道倾向越高，知情交易程度越低；媒体会通过增加诉讼风险和声誉渠道发挥治理作用。进一步分析表明，良好的公司治理环境能够强化媒体负面报道倾向对知情交易的影响；媒体发挥的治理功能在国有企业中相对较弱。事前分析师预测会提升市场整体知情交易水平并弱化媒体的功能。从媒体类型来看，网络媒体对于知情交易的约束作用大于纸媒。此外，媒体对知情交易的抑制效果在480日后不再存在。本研究对于发挥媒体监督作用、提升知情交易监管效率、保护投资者合法权益、维护资本市场公平具有一定的借鉴意义。

关键词：媒体报道；知情交易；并购重组；诉讼风险

Abstract: Media coverage can either play a positive external supervisory role in constraining informed trading or be manipulated and exploited by informed traders. This study examines the impact of pre-announcement negative media coverage tendency on the extent of informed trading in mergers and acquisitions using the collected data on mergers and acquisitions of A-share listed companies from 2009 to 2022. The result reveals that the higher the tendency for negative media coverage before the first announcement of mergers and acquisitions, the lower the extent of informed trading. Media exerts its governance role by increasing litigation risk and through the reputation channel. Further analysis shows that a favorable corporate governance environment can strengthen the impact of negative media coverage tendency on informed trading, whereas the governance function of media is weakened in state-owned enterprises. Pre-announcement analyst forecasts increase the overall level of informed trading in the market and undermine the function of media. Among different types of media, online media demonstrate a greater constraining effect on informed trading compared to print media. Moreover, the inhibitory effect of media on informed trading wanes after 480 days. This research provides insights for leveraging the supervisory role of media, improving the regulatory efficiency of informed trading, protecting investors' legitimate interests, and maintaining fairness in the capital market.

Key words: media coverage, informed trading, mergers and acquisitions, litigation risk

作者简介：许荣，经济学博士，中国人民大学财政金融学院暨财政金融政策研究中心、保险研究所教授，博士生导师，研究方向：公司金融、金融市场、机构投资者行为。冯荟凝，女，中国人民大学财政金融学院博士生，研究方向：公司金融、金融市场、金融机构。方明浩（通讯作者），经济学博士，上海财经大学金融学院讲师，研究方向：资本市场、货币理论、公司金融、保险资金运用与养老金管理。

中图分类号：F832.5 **文献标识码：**A

一、引言

信息公开透明是资本市场稳定健康发展的基本前提。信息公开有助于提升市场透明度、缓解信息不对

称、维护上市公司与投资者的关系。内幕信息知情人利用非公开信息进行证券交易，严重违反资本市场“三公”原则，损害投资公众的平等知情权与财产权益，扰乱资本市场运行秩序。数据显示，2020—2022年A股上

市公司共发生内幕交易案件437起，约占各类证券违法案件总数的22%。其中，并购重组是内幕交易行为的重灾区(彭志等，2017)。作为企业扩大规模、跨界转型、增强自身竞争力的重要手段，并购事件具有易炒作、多主体与长流程的特征，主并公司和投资者之间信息结构的显著差异为信息提前泄露和基于非公开信息的知情交易行为提供了条件(李善民等，2023)。鉴于知情交易具有负外部性，中国证监会不断加强稽查力度以防控和打击并购重组中的内幕交易行为，先后于2012年11月和2019年2月发布《关于加强上市公司重大资产重组相关股票异常交易监管的暂行规定》和《关于强化上市公司并购重组内幕交易防控相关问题与解答》。2020年3月开始施行的新《证券法》进一步将内幕交易行为的处罚金额上限提高为原先的10倍。但与普通违法犯罪相比，内幕交易专业性强、查处难度大，呈现裙带化、复杂化和公职化的特征(彭志等，2017)。在此背景下，研究基于内幕信息的知情交易行为的事前预防方法具有重要的理论和实践价值。

提升内部治理和强化外部监督是缓解基于非公开信息进行内幕交易的主要途径。现有文献指出，监管查处(李心丹等，2008；张俊瑞等，2016)、卖空威慑(Wang et al., 2022)、分析师跟踪(Frankel and Li, 2004)、高管薪酬(李捷瑜和王美今，2008)等因素均能抑制内幕交易的发生；但鲜有文献从媒体的补充监督视角展开讨论。2016年2月19日，习近平总书记主持召开党的新闻舆论工作座谈会并发表重要讲话，称“舆论监督和正面宣传是统一的。新闻媒体要直面工作中存在的问题，直面社会丑恶现象，激浊扬清、针砭时弊，同时发表批评性报道要事实准确、分析客观”。一方面，媒体监督作为重要的法律外制度，是立法权、行政权、司法权之外的“第四权力”。大众媒体能够缓解信息不对称，约束企业违规行为，增进社会福利(Dai et al., 2015)。另一方面，当公司意识到媒体的重要作用时，会通过广告费等利益输送行为建立媒体关联，利用媒体进行主动信息管理或换取“有偿沉默”。媒体出于自身盈利动机迎合上市公司需求，从而助长违规行为(孔东民等，2013)。我国是转型经济国家，政府在资源配置中居于主导地位，媒体受到政策和制度因素的诸多制约，其独立性和客观性受到影响(戴亦一等，2011)。因此，事前媒体监督是否会在遏制机

会主义知情交易中发挥有效治理作用尚不明确。

本文以2009—2022年A股上市公司并购重组事件为样本，检验媒体负面报道倾向能否抑制知情交易。实证结果表明，并购重组首次公告日前的媒体负面报道倾向显著缓解了知情交易，即事前媒体负面报道倾向越高，并购重组事件伴生的知情交易水平越低；这一结论在经过倾向得分匹配、工具变量回归、DID回归和一系列稳健性检验后依然成立。机制分析表明，首先，媒体负面报道反映出公司较高的诉讼风险，致使信息知情人对追求机会主义交易盈利的行为更加谨慎；其次，由于经理人对未来就业机会和薪酬的珍视，媒体负面报道会限制爱惜声誉的内部人的行为。补充分析指出，公司特征方面，在行政力量介入之前，有效的公司治理机制也能对企业行为产生影响；媒体的作用在国有企业中被弱化。事前分析师预测会提升市场整体知情交易水平并且削弱媒体的功能。从媒体类型来看，网媒比纸媒能更有效地发挥外部监督功能。此外，媒体治理的约束效应在480日后消失。

本文的边际贡献在于：第一，尽管学者们已经就媒体的公司治理功能展开了大量讨论，但大多集中在盈余操纵(孔东民等，2013)、高管腐败(刘启亮等，2022)、股价崩盘风险(孙艳梅等，2018)、公司违规(李培功和沈艺峰，2010)等领域。基于内幕信息的知情交易行为违反资本市场“三公”原则，严重影响资本市场功能的发挥，媒体能否对知情交易行为发挥积极治理作用尚不明确。基于此，本文实证检验发现媒体负面报道倾向能抑制知情交易行为，从知情交易角度丰富了中国媒体治理领域的文献。第二，上市公司与政府的关系密切，且国有股权在上市公司所有权结构中占有较大比例。在政府的庇护作用和信用支持下，国有企业受到的声誉冲击和诉讼威慑较小，高管不会因经营不善而被降低行政级别和待遇(李培功和沈艺峰，2010)，这在一定程度上削弱了媒体的监督治理功能。基于此，本文进一步检验了媒体在国有企业和民营企业中发挥的作用，为媒体治理提供了中国背景下的独特证据。第三，现阶段内幕交易等违法行为仍是监管部门关注的重点。本文从外部监管角度为内幕交易稽查提供了补充性解释，有利于媒体充分发挥监督功能，监管部门进一步提升督查效率。

二、文献综述

(一)基于内幕信息的知情交易

并购信息首次正式公开前,属于未公开内幕信息的范畴。李善民等(2023)指出,知情交易是指投资者基于能够影响公司未来价值的信息而进行的交易行为。知情交易中信息向知情人倾斜,私人信息网络代替公开披露,严重损害投资者合法权益,违反资本市场公平。一方面,虽然我国不断完善监管法规和稽查体系,并在实际监管中增强对知情交易的打击力度,但知情交易仍频繁出现;另一方面,内幕信息的传递链条复杂、传递方式隐蔽,增加了监管部门调查取证的难度。

关于内幕交易的研究主要集中在三个方面。一是探讨特定事件中可能存在的内幕交易行为并为此提供证据。由于我国资本市场法治尚不完善,且上市公司受到代理问题等因素的约束,学者普遍认为中国市场中内幕交易严重程度高于美国等成熟市场(曹宁和李善民, 2019; 彭志等, 2017)。特别是在融资融券启动后、借壳上市、并购重组事项中,知情交易发生尤为频繁(许荣等, 2023)。二是考察内幕交易行为的经济后果。一种观点认为内幕交易促使更多非公开信息融入股价,提高了资本市场定价效率(赵立彬等, 2021; Manne, 1984);另一种观点认为基于非公开信息进行的内幕交易会加剧信息不对称程度,导致信息效率下降(唐齐鸣和张云, 2009)。三是挖掘内幕交易的影响因素。外部治理方面,在法律完备、监管环境更严格的地区,其资本市场中内幕交易现象较少,外部监管的查处和惩罚力度对内幕交易具有抑制作用(李心丹等, 2008; 张俊瑞等, 2016),卖空威胁对机会主义内幕交易的数量有负面影响(Wang et al., 2022)。内部治理方面,有效的公司治理(唐齐鸣和张云, 2009)、分析师跟踪(Frankel and Li, 2004)、高管薪酬(李捷瑜和王美今, 2008)等因素均有助于抑制内幕交易的发生。

(二)媒体的功能

随着信息化进程和互联网技术的普及,媒体作为专业的信息搜集者、处理者和传播者,是资本市场外部监督力量之一,可以对法律和政府监督形成有效补充。通过对比多个信息源,媒体向金融市场生成和传播信息,其经济功能集中表现在资产定价和监督治理两个方面

(Graf-Vlachy et al., 2020)。一方面,媒体报道是减少企业行为信息不对称的主要合法来源。在存在信息摩擦的市场中,媒体有助于降低经济代理人的信息成本、改善市场失灵、提高资本市场定价效率(Baloria and Heese, 2018; Fang and Peress, 2009; Dyck et al., 2008; Gao et al., 2020)。信息观认为,媒体报道对股票收益具有持久的影响(Bushee et al., 2010)。但过度反应假说认为,新闻消息,尤其是负面新闻消息,会短暂地转移市场投资者的注意力,从而导致暂时的需求过度。或者,异常收益可能是由于投资者担心公司即将面临的监管成本(Joe et al., 2009)。因此,这种观点认为媒体报道对股价的影响并不持久(Tetlock, 2011)。

另一方面,媒体监督作为重要的法律外制度(Dyck and Zingales, 2004),能够约束企业行为、增进社会福利(Dyck and Zingales, 2002; Dai et al., 2015)。Dyck and Zingales(2002)较早地指出媒体对公司治理的作用,并提出媒体影响公司治理的三种可能途径:一是媒体报道引起政府关注,增加行政部门介入的可能性,从而对利益相关者行为产生威慑;二是媒体降低了获取和验证信息的成本,这些信息会影响管理层与股东的关系,进而影响内部人薪酬和职业发展;三是媒体报道带来了舆论和社交压力,影响管理者的公众形象。后续文献广泛探讨了媒体的公司治理功能。例如,孔东民等(2013)研究表明,媒体报道数量显著缓解盈余操纵、抑制关联交易、减少违规行为;刘启亮等(2022)指出,媒体负面报道通过提高社会关注度、引起监管部门和反腐部门介入来抑制公司高管的腐败行为。此外,媒体负面报道能够有效遏制财务重述行为(戴亦一等, 2011)、改善业绩并提高慈善捐赠的可能性(孔东民等, 2013)、降低股价崩盘风险(孙艳梅等, 2018)、提升上市公司改正违规行为的概率(李培功和沈艺峰, 2010)、迫使董事会纠错并增加股东财富(Joe et al., 2009)。

理论上,媒体在公司治理方面可能存在“监督”与“合谋”两种效应。媒体既可能通过信息披露约束上市公司和经理人行为、提高社会福利(Dai et al., 2015),也可能出于商业和政治原因迎合上市公司需求,助长资本市场的违法违规行为(孔东民等, 2013)。由于媒体向市场参与者提供的信息会显著影响企业的业绩和估值(Liu et al., 2014)、影响股票价格和换手率(Griffin et al.,

2011; Peress, 2014), 当上市公司意识到媒体的重要作用时, 会主动与媒体建立关联从而实现信息管理, 如建立股权关联和业务关联、增加广告投入(饶育蕾等, 2016)、通过雇佣投资者关系中介影响媒体报道(Solomon, 2012)等。已有研究表明, 媒体关联会影响新闻客观性(饶育蕾等, 2016; 孔东民等, 2013), 导致媒体情绪存在偏差(Ahern and Sosyura, 2014), 媒体可以加工新闻报道(Solomon, 2012), 降低公司信息披露质量(钱先航等, 2023)。

三、理论分析与研究假设

企业内部信息高度不透明, 依靠传统的法律监管、机构持股、分析师跟踪等治理机制难以完全解决信息不对称问题。随着新媒体的发展和新平台的涌现, 媒体在金融市场中受到前所未有的重视, 成为减少企业行为信息不对称的重要来源。国内关于内幕交易的研究主要以业绩预告或证监会查处作为研究对象(彭志等, 2017), 虽然并购重组事件难以预测且过程中知情交易频发, 但囿于法律保护薄弱和数据可得性, 相关研究仍不充分。关于媒体报道如何影响知情交易这一问题, 目前仅有少数文献进行了探讨(Dai et al., 2015; Rogers et al., 2016; Sun et al., 2021)。总体而言, 现有研究尚未充分立足我国独特国情, 对并购重组事件进行分析, 也未形成统一的结论。因而, 本文从媒体监督和合谋预测两个角度, 探讨媒体负面报道倾向和知情交易的关系。

第一, 负面报道可以作为利益相关者与上市公司之间的信息中介。市场上中小投资者的注意力是有限的(Barber and Odean, 2008), 在面临信息搜集成本高昂和成果不确定时会表现出“理性无知”, 即只获取特定的部分信息并保留对其他信息的无知(Dyck et al., 2008)。而大众媒介通过信息的生产和传播影响利益相关者对事物重要性次序的判断(McCombs and Shaw, 1972), 使被报道公司成为舆论焦点(刘启亮等, 2022)。信息的披露和扩散使上市公司面临更严格的监督, 虽然知情人在交易过程中可以获得极高的超额收益, 但内幕交易属违法行为, 经诉讼后可能面临罚款、市场禁入、民事赔偿等处罚, 交易成本提高, 内部人士担心其利用私有信息优势进行交易并获利的行为会引致更高的诉讼风险(Dai et al., 2015)。其他条件不变的情况下, 知情交易面临的诉讼风

险越大, 期望成本越高, 内部人从事知情交易的可能性越小。第二, 媒体的负面关注类似消极财务绩效, 会造成经理人的潜在声誉损失(Wang and Zhang, 2021)。加之由于双方存在多期重复博弈, 声誉会影响行为人的期望收益与策略选择, 进而形成隐性的行为约束(朱沛华, 2020)。具体到知情交易中, 出于对未来就业机会和薪酬的考量, 经理人往往十分重视自己的声誉, 并采取一系列行动以避免声誉受损的外部 and 内部后果。因此, 负面新闻的传播可以对内部人行为起到规范作用。基于上述分析, 本文提出如下研究假设:

H1: 媒体负面报道倾向降低了并购重组中的知情交易水平。

媒体作为理性代理人, 从事市场化交易以最大化自身利益和最小化成本; 由于公开信息会对企业资产价格产生影响, 企业有动机寻求媒体进行“合谋”。媒体会因利益关系迎合上市公司需求, 如倾向报道更能引起投资者兴趣的新闻、遮掩负面信息、降低报道易读性从而加剧信息不对称等(孔东民等, 2013)。媒体的供给动机和企业需求偏好共同导致报道存在情绪偏差或倾向性, 损害投资者利益。若媒体公司董事会成员同时在大型商业公司董事会兼任或媒体在信息披露中受到政治和社会因素影响, 媒体甚至可能充当“合谋者”的角色, 助长资本市场的违法违规行为。此外, 媒体在股票收益等方面具有一定的预测能力, 负面的媒体语调指向公司的坏名声和较弱的审查(Sun et al., 2021), 在这类企业中, 内部人预期会进行更多的机会主义交易。基于以上分析, 本文提出如下研究假设:

H2: 媒体负面报道倾向提高了并购重组中的知情交易水平。

四、研究设计

(一)样本与数据

本文以2009—2022年A股上市公司并购重组事件为样本, 参考曹宁和李善民(2019)、陈胜蓝和马慧(2017)、李善民等(2023)的研究, 按照如下标准对样本进行筛选: (1)选择交易地位为买方的并购事件; (2)剔除交易未成功的并购事件; (3)剔除发生关联交易的并购事件; (4)为避免对股价的影响, 剔除同一公司同一天发布多次公告的

样本；(5)剔除同一公司两次并购事件相隔180日以内的样本；(6)剔除金融业样本；(7)剔除ST和*ST股票样本；(8)剔除数据严重缺失的样本。本文使用的并购交易数据和上市公司股价数据来自国泰安(CSMAR)数据库，上市公司财务数据来自Wind数据库，媒体负面报道倾向和诉讼事项数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS)。为保证研究结论不受极端值的影响，本文对所有连续变量进行上下1%缩尾处理。

(二)变量定义

1.被解释变量

目前学界对于知情交易的识别有PIN值模型和基于事件研究方法的CAR值模型。其中PIN值模型在并购事件知情交易的测算中与预期结果不符、可信度不高(Aktas et al., 2007)，因此，本文选择CAR值模型，以超额波动率衡量并购重组中的知情交易程度(Cai et al., 2013; Griffin et al., 2011)。知情交易伴生的信息泄露使市场对重大信息提前反映，股票价格和交易量在信息公开前已经出现异常波动。在事件信息含量一定的条件下，知情交易越严重，市场在信息公开后出现的大幅反应越少。该指标的具体计算方式如下：

$$Informed_i = \frac{\frac{1}{5} \sum_{t=-2}^{t=2} |r_{it} - r_{mt}|}{\frac{1}{106} (\sum_{t=-55}^{t=-3} |r_{it} - r_{mt}| + \sum_{t=3}^{t=55} |r_{it} - r_{mt}|)} \quad (1)$$

将并购重组首次公告后第一个交易日定义为事件发生日($t=0$)，事件窗口期为 $[-2, 2]$ ，估计窗口期为 $[-55, -3] \cup [+3, +55]$ ， r_{it} 和 r_{mt} 分别为第 t 日的个股收益率和市场回报率，市场回报率以沪深A股、创业板和科创板上市公司的流通股数加权日均收益率衡量。本指标是知情交易程度的反向衡量指标，超额波动率越小，说明信息公开前后股票收益波动率越接近于平常水平，这意味着并购重组信息的公布并未引起股价大幅异动，事前知情交易倾向更严重。

2.解释变量

本文的媒体报道数据来自CNRDS(中国研究数字服务平台)的CFND(中国上市公司财经新闻数据库)，主要选择了网络财经新闻作为媒体报道的主要来源。网络财经新闻包括了来自400多家重要网络媒体的新闻报道数据，其中，最主要的是包括20家主流网络财经媒体的新闻报道，如和讯网、新浪财经、东方财富网、腾讯财经、网易

财经、凤凰财经、中国经济网、搜狐财经等。这20家网络财经媒体不仅在财经新闻报道数据和质量上属于国内前列，也是投资者经常浏览和关注的财经网站，因此其报道的新闻具有重要价值。该数据库基于文本情感判断方法，识别每篇报道的正、负、中性情感语调。本文参考相关研究(Sun et al., 2021)，以负面报道数量 $Negative$ 与正面报道数量 $Positive$ 之差除以正负报道总数与1之和来测度媒体报道的负面倾向。具体地，本文分别使用并购重组首次公告日前120日、240日的报道数量进行计算。

$$Media_i = \frac{Negative - Positive}{Negative + Positive + 1} \quad (2)$$

(三)模型设定

为检验媒体负面报道倾向对知情交易行为的抑制作用，本文构建线性回归模型如下：

$$Informed_i = \alpha + \beta_1 Media_i + \beta_2 Controls_i + Year + Indus + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中， $Informed_i$ 是公司并购重组事件中的知情交易水平； $Media_i$ 为媒体负面报道倾向； $Controls_i$ 是控制变量。根据内幕交易领域的研究文献(Dai et al., 2015; Sun et al., 2021)，控制变量包括企业和省份和两个层面，企业层面控制变量包括企业规模($Size$ ，总资产自然对数值)、盈利能力(ROA ，总资产净利率)、成长能力($Growth$ ，营业收入同比增长率)、资本结构($Leverage$ ，资产负债率)、第一大股东持股比例($Top1$)、年个股回报率($Return$)、董事会规模($Director$ ，董事会人数的自然对数值)、企业性质(SOE)、企业成立年限(Age ，成立年限加1取自然对数)，省份层面控制变量包括人均地区生产总值(GDP)、第一产业占GDP比重($Primary$)、年末人口数($Population$)、65岁以上人口占比($Over65$)、受小学教育及以上人口占比($Education$)。 $Year$ 和 $Indus$ 是年份效应和行业效应。

(四)描述性统计

表1列示了主要变量的描述性统计结果。其中，超额波动率指标($Informed$)的均值为1.288，最大值为4.607，最小值为0.287，标准差为0.822，说明上市公司并购重组事件中的知情交易程度普遍较为严重，并且在公司间表现出较大差异。媒体负面报道倾向的均值为负，与Sun et al.(2021)的统计结果比较接近，反映出中国媒体对样本公司普遍表现出较为积极的情绪。控制变量方面， ROA 和 $Growth$ 的均值分别为4.727和18.85，说明样本公司

表1 主要变量的描述性统计结果

变量类型	变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	Informed	6352	1.288	0.822	0.287	4.607
解释变量	Media_120	6352	-0.204	0.365	-0.875	0.750
	Media_240	6352	-0.198	0.315	-0.795	0.667
控制变量	Size	6352	12.89	1.245	9.974	16.97
	ROA	6352	4.727	6.139	-20.49	27.44
	Growth	6352	18.85	32.76	-43.63	141.8
	Leverage	6352	43.52	20.84	6.640	92.54
	Top1	6352	33.77	14.64	8.760	73.83
	Return	6352	0.212	0.663	-0.701	3.340
	Director	6352	2.244	0.173	1.792	2.944
	SOE	6352	0.318	0.466	0	1
	Age	6352	2.932	0.306	1.099	4.220
	GDP	6352	7.692	3.579	1.031	18.40
	Primary	6352	6.478	4.551	0.231	27.90
	Population	6352	0.815	2.438	0	12.60
	Over65	6352	11.17	2.852	4.824	18.80
	Education	6352	0.074	0.003	0.041	0.083

大多处于盈利和增长状态。企业性质哑变量(SOE)均值为0.318，国有企业在中国市场上占有较大比例。从省份层面来看，各地区发展状况存在较大差异。其他控制变量的描述性统计结果处于合理水平。相关性分析结果(限于篇幅，略)中，各解释变量之间的相关系数均小于0.5，表明变量间不存在严重的多重共线性问题。

五、实证结果与分析

(一)媒体负面报道倾向与知情交易

为了检验媒体负面报道倾向对并购重组事件中知情交易的影响，本文以超额波动率作为被解释变量，分别以事件首次公告前120日(Media_120)和240日(Media_240)媒体报道的负面倾向作为解释变量，进行回归分析。表2列示了媒体负面报道倾向与知情交易程度的主回归结果，在控制其他因素后，解释变量的系数分别为0.140和0.150，且在1%水平上显著，说明事前媒体报道的负面倾向越高，并购重组的超额波动率越高，并购重组事件中公司整体的知情交易水平越低，即负面报道倾向能够抑制知情交易行为，支持了假设H1。此外，企业规模和资产负债率也对知情交易程度有显著影响。

(二)内生性讨论

1.倾向得分匹配

本文对样本进行倾向得分匹配处理。首先，按照解

表2 媒体负面报道倾向与知情交易

变量	(1)	(2)
	Informed	Informed
Media_120	0.140*** (4.522)	
Media_240		0.150*** (4.142)
Size	-0.065*** (-5.371)	-0.065*** (-5.357)
ROA	-0.002 (-0.734)	-0.001 (-0.602)
Growth	-0.000 (-0.178)	-0.000 (-0.185)
Leverage	0.002** (2.039)	0.002** (2.071)
Top1	-0.001 (-0.754)	-0.001 (-0.769)
Return	-0.009 (-0.448)	-0.008 (-0.423)
Director	0.055 (0.845)	0.055 (0.851)
SOE	-0.026 (-1.014)	-0.026 (-1.016)
Age	0.008 (0.214)	0.006 (0.148)
GDP	-0.005 (-0.810)	-0.005 (-0.792)
Primary	-0.001 (-0.201)	-0.001 (-0.195)
Population	-0.001 (-0.129)	-0.001 (-0.097)
Over65	0.004 (0.795)	0.004 (0.853)
Education	2.662 (0.681)	2.558 (0.653)
截距项	1.609*** (4.518)	1.608*** (4.505)
年份	是	是
行业	是	是
R ²	0.051	0.050
样本量	6352	6352

注：括号内为t值，*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。下表同。

释变量的中位数分组，使用Logit模型计算企业并购重组首次公告前120日或240日受到媒体负面报道倾向较高或较低的概率，即倾向得分值。其次，将处理组与控制组按照倾向得分进行匹配，本文选择的匹配方法为门限为0.01的1:2最近邻匹配，匹配后控制组只保留与处理组公司特征比较接近的样本，样本量有所减少。最后，使用匹配后的样本进行回归，结果如表3所示，解释变量系数都显著为正，意味着排除选择偏误后，媒体负面报道倾向仍然显著缓解了并购重组中的知情交易水平。

2.工具变量回归

媒体对企业报道具有负面倾向时，既可能向市场释放公司治理较差和股票收益不佳的信号，也可能发挥外

表3 PSM回归结果

变量	(1)	(2)
	Informed	Informed
Media_120	0.117*** (3.928)	
Media_240		0.148*** (3.510)
截距项	1.895*** (4.529)	1.468*** (3.433)
控制变量	是	是
年度	是	是
行业	是	是
R ²	0.055	0.051
样本量	4673	4533

注：为行文简洁此处未报告平行假设检验，匹配后标准化偏差得到有效降低。

表4 2SLS回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	Media_120	Informed	Media_240	Informed
TV	-0.026*** (-3.471)		-0.021*** (-3.271)	
Media_120		1.045** (2.489)		
Media_240				1.085*** (2.069)
截距项	0.198* (1.743)	1.818*** (7.110)	0.484*** (5.742)	1.937*** (4.694)
控制变量	是	是	是	是
年度	是	是	是	是
行业	是	是	是	是
Cragg-Donald Wald F	11.05		10.29	
Kleibergen-Paap Wald rk F	12.05		10.7	
样本量	6352	6352	6352	6352

部监督效应并抑制企业的机会主义行为。为更加清晰地识别因果关系，本文以“企业所在省份电视频道数量(TV)的自然对数”为工具变量，使用两阶段法进行检验。表4列(1)(3)结果显示，省份电视频道数量(TV)与媒体负面报道倾向之间存在显著的负相关关系，说明本省电视频道数量越多，媒体负面报道倾向越低，即媒体语气越正面。列(2)(4)结果均显示，第二阶段回归结果中解释变量系数显著为正，说明本文的基本结论是稳健的。从Cragg-Donald Wald F统计量和Kleibergen-Paap Wald rk F统计量来看，第一阶段回归拒绝了存在弱工具变量问题的原假设，说明工具变量选取在统计上较为有效。

3.DID检验

2016年7月，国家新闻出版广电总局发布《关于进一步加快广播电视媒体与新兴媒体融合发展的意见》，

表5 DID回归结果

变量	(1)	(2)
	Informed	Informed
Media_120	0.038 (1.389)	
Media_240		0.031 (0.955)
T	-0.056** (-2.308)	-0.054** (-2.320)
Media_120×T	0.111** (2.729)	
Media_240×T		0.117* (1.815)
截距项	2.275*** (6.154)	2.281*** (6.362)
控制变量	是	是
年度	是	是
行业	是	是
R ²	0.029	0.028
样本量	6352	6352

广播电视媒体与新兴媒体融合发展在局部区域取得突破性进展，建成多个形态多样、手段先进、具有竞争力的新型主流媒体，打造出数家拥有较强实力的新型媒体集团，基本形成布局合理、竞争有序、特色鲜明、形态多样并具有可持续发展能力的中国广播电视媒体融合新格局。在这一事件的影响下，媒体能够借助新兴技术工具深入了解公司真实经营状况，借助传统媒体和新兴媒体平台，通过扩散式新闻报道发挥更好的治理功能。本文根据这一时间节点构造时间哑变量(T)，将发生在这一时点之后的并购重组样本赋值为1，否则为0。表5的回归结果显示，交乘项系数显著为正，主回归结果可靠。

(三)稳健性检验

1.替换被解释变量

基准回归模型验证了媒体负面报道倾向对知情交易行为的抑制作用。为避免这一结论对窗口期选择的依赖，本文将知情交易测度的基准波动率窗口变换为[-30,-3]∪[+3,+30]，记为Informed_30，衡量个股不发生特殊事件的平均波动程度。指标计算方式见式(4)，具体结果如表6列(1)(2)所示。在控制其他因素后，解释变量系数均显著为正，再次验证了假设H1。

$$Informed_{it} = \frac{\frac{1}{5} \sum_{t=-2}^{t=2} |r_{it} - r_{mt}|}{\frac{1}{56} (\sum_{t=-30}^{t=-3} |r_{it} - r_{mt}| + \sum_{t=3}^{t=30} |r_{it} - r_{mt}|)} \quad (4)$$

本文以超额换手率(CAT)衡量知情交易水平(张俊瑞等，2016)。一般情况下，知情交易者在信息披露前进行

表6 变换被解释变量的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Informed_30	Informed_30	CAT	CAT
Media_120	0.138*** (4.605)		0.004** (2.253)	
Media_240		0.151*** (4.347)		0.009* (1.808)
截距项	1.423*** (4.237)	1.420*** (4.234)	0.090*** (3.162)	0.089*** (3.192)
控制变量	是	是	是	是
年度	是	是	是	是
行业	是	是	是	是
R ²	0.048	0.047	0.015	0.015
样本量	6352	6352	6352	6352

交易，在信息含量一定的条件下，知情交易越严重，信息正式公布时的交易量就会越小，因此超额换手率是知情交易水平的反向衡量指标。超额换手率的具体计算方法为：计算并购重组信息披露前[-40,-11]窗口期内的平均换手率，作为基准换手率；将信息首次公开前[-2,+2]的实际换手率分别减去基准换手率并加总，得到窗口期内的累积超额换手率。回归结果如表6列(3)(4)所示，解释变量系数显著为正，再次验证了本文的主要结果。

2.内部人交易

虽然内部人交易并不直接等同于知情交易或内幕交易，但也是执法部门监督的重点。企业内部人更靠近公司决策中心，能够以私有信息优势作为侵占外部人利益的天然来源，且掌握公司非公开信息越多的内部人获得的超额回报越大(曾庆生和张耀中，2012)。本文从国泰安数据库(CSMAR)获取内部人交易数据，从中央财经大学中国资产管理研究中心获取Fama-French三因子数据，以三因子模型度量内部人买入交易的盈利水平。选择内部人买入交易作为样本的原因在于：第一，内部人销售交易的信息含量较低，其减持受到流动性和其他外部因素影响(Lakonishok and Lee，2001)。第二，大量研究表明，公司在内部人卖出交易后并没有获得负的超额收益，但内部人从购买交易中获得了超额收益(Lee et al.，2014)。第三，我国监管机构对内部人减持的规则限制多次变动，为了避免相关政策的影响，本文剔除了减持样本。

根据《证券法》相关规定，内部人买卖本公司股票的反向交易之间至少应间隔6个月，因此本文以内部人买入交易的[0,90]和[0,180]窗口期回归的截距项Alpha作为被解释变量，如式(5)所示(Dai et al.，2015；Sun et al.，

2021)。其中， $R_{j,k,t}$ 是公司j在内部人交易k后第t天的个股日收益率； $R_{f,t}$ 为第t天的无风险收益率，以一年存款利率衡量； $R_{m,t}$ 为第t日对应的综合市场回报率，以沪深A股、创业板和科创板上市公司的流通股数加权日均收益率衡量； SMB_t 和 HML_t 分别为第t日的规模风险因子和账面市值比风险因子。表7列示了以内部人买入交易收益(Alpha)作为被解释变量、以会计年度内的网络媒体负面报道总倾向(Media)为解释变量的回归结果，解释变量系数显著为负，说明媒体负面报道倾向能够降低内部人交易盈利，这在一定程度上再次验证了假设H1。

$$(R_{j,k,t}-R_{f,t})=\alpha+\beta_1(R_{m,t}-R_{f,t})+\beta_2SMB_t+\beta_3HML_t+\varepsilon_{j,k,t} \tag{5}$$

3.控制其他固定效应

为缓解遗漏变量问题，本文在控制年份和行业效应的基础上进一步纳入地区和个体固定效应。表8列(1)(2)为控制省份固定效应的回归结果，列(3)(4)为控制城市固定效应的回归结果，列(5)(6)为控制企业个体固定效应的结

表7 内部人交易回归结果

变量	(1)	(2)
	Alpha_90	Alpha_180
Media	-0.009* (-1.837)	-0.006* (-1.787)
截距项	-0.029 (-0.534)	0.014 (0.375)
控制变量	是	是
年度	是	是
行业	是	是
R ²	0.089	0.116
样本量	28107	28107

表8 控制其他固定效应的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Informed	Informed	Informed	Informed	Informed	Informed
Media_120	0.140*** (4.487)		0.142*** (4.473)		0.100*** (2.602)	
Media_240		0.153*** (4.185)		0.151*** (4.002)		0.079* (1.672)
截距项	0.339 (0.233)	0.349 (0.238)	2.101 (1.454)	2.165 (1.494)	1.883 (0.947)	1.905 (0.957)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年度	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	否	否
省份	是	是	否	否	否	否
城市	否	否	是	是	否	否
企业	否	否	否	否	是	是
R ²	0.056	0.055	0.109	0.109	0.355	0.354
样本量	6352	6352	6352	6352	5386	5386

果。所有回归中解释变量系数均显著为正，主回归结论得到验证。

4.变换事件窗口期

为进一步准确测量信息公开后的市场反应，本文在测度超额波动率时，分别以[0,2]、[0,3]、[0,5]作为事件窗口期重新计算被解释变量，回归结果如表9所示。解释变量系数均在1%水平上显著为正，主回归结论得到验证。

5.控制并购重组特征

考虑到可能的遗漏变量问题，本文进一步控制了并购重组特征的相关变量，具体包括：买方支出价值

表9 变换事件窗口期的回归结果						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Informed [0,2]	Informed [0,2]	Informed [0,3]	Informed [0,3]	Informed [0,5]	Informed [0,5]
Media_120	0.238*** (5.389)		0.224*** (5.842)		0.179*** (5.870)	
Media_240		0.220*** (4.248)		0.213*** (4.758)		0.176*** (4.912)
截距项	1.869*** (3.645)	1.882*** (3.651)	1.963*** (4.132)	1.972*** (4.119)	1.894*** (4.864)	1.898*** (4.848)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年度	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是
R ²	0.061	0.059	0.067	0.064	0.068	0.066
样本量	6352	6352	6352	6352	6352	6352

表10 控制并购重组特征的回归结果		
变量	(1)	(2)
	Informed	Informed
Media_120	0.115*** (3.665)	
Media_240		0.101*** (2.801)
Expense	0.000 (0.811)	0.000 (0.827)
Pay	0.139*** (8.614)	0.139*** (8.582)
Underlying	0.105*** (4.125)	0.105*** (4.131)
Merger	0.026** (2.263)	0.026** (2.261)
Restructuring	0.004 (0.158)	0.005 (0.175)
Major	0.789*** (10.758)	0.791*** (10.766)
Intel	0.114 (1.083)	0.107 (1.019)
截距项	-0.157 (-0.408)	-0.137 (-0.356)
控制变量	是	是
年度	是	是
行业	是	是
R ²	0.147	0.145
样本量	5725	5725

(Expense, 单位: 亿元); 支付方式(Pay, 资产支付、现金支付、股票支付、债券支付等); 标的分类(Underlying, 资产标的、股权标的、资产和股权标的); 并购类型(Merger, 横向并购、纵向并购、混合并购、资产调整); 重组类型(Restructuring, 资产收购、资产剥离、资产置换、吸收合并、债务重组、股份回购、要约收购、股权转让); 是否重大资产重组(Major); 是否涉及知识产权并购(Intel)。由于部分变量统计值缺失，回归样本量缩减为5725个，结果如表10所示。解释变量系数显著为正，说明在控制并购特征后媒体负面报道倾向对知情交易的抑制作用仍然显著。

6.控制信息透明度

本文主要考察媒体负面报道倾向的公司治理效应，除此之外，媒体向市场转播或传播的信息同时具有缓解信息摩擦、降低信息不对称的功能(Dai et al., 2015)。一方面，知情交易推动私有信息融入股价，推动股票价格更接近真实价值(赵立彬等，2021; Manne, 1984); 另一方面，大部分文献仍认为利用非公开信息进行的知情交易会加剧信息不对称程度(唐齐鸣和张云，2009)。反之，透明的市场环境会降低私有信息优势，削弱内部人盈利能力从而抑制知情交易水平(Dai et al., 2015)。基于以上分析，本文额外控制信息透明度以切断此后门路径。具体地，本文以股价信息同步性(SPS)衡量公司的信息透明度，SPS是单个公司股价变化与市场平均变化之间的相关性，以个股收益与市场收益的回归得到的拟合优度来衡量。股价信息同步性越高，表明市场系统性因素对个股收益的解释能力越强，个股价格走势与市场平均

表11 控制信息透明度的回归结果		
变量	(1)	(2)
	Informed	Informed
Media_120	0.135*** (4.366)	
Media_240		0.140*** (3.902)
SPS	-0.062*** (-6.790)	-0.062*** (-6.731)
截距项	1.431*** (4.030)	1.432*** (4.024)
控制变量	是	是
年度	是	是
行业	是	是
R ²	0.059	0.059
样本量	6352	6352

水平的相关性越高，信息透明度越低。表11报告了额外控制股价信息同步性的回归结果，解释变量系数显著为正，主回归结论得到验证。

六、机制分析

根据前文的理论分析，媒体负面报道倾向既可能引致更高的诉讼风险，也可能通过声誉激励对知情交易行为起到规范作用。为验证其具体的作用路径，本文进一步进行如下检验。

(一)诉讼风险

媒体负面报道作为信号引起社会公众的关注，预示着更高诉讼发生的可能性。在财经新闻传播公司的负面消息后，内部人担心从非公开信息中获利而被起诉或指控(Dai et al., 2015)，这提高了其传播内幕信息和进行知情交易行为的成本(李培功和沈艺峰, 2010)。为验证这一假设，本文统计并购重组首次公告日后120日公司涉及的诉讼事项次数(Litigation)，作为诉讼风险的代理变量，具体回归结果如表12所示。解释变量系数显著为正，说明事前媒体报道负面倾向较高的公司在并购重组事件公告日后将面临较高的诉讼风险。这表明提升诉讼风险是本研究的机制之一，媒体负面报道倾向通过增加内部人对诉讼的恐惧减少其机会主义知情交易行为。

(二)声誉受损

声誉是企业重要的无形资产，媒体的治理作用可以通过影响经理人声誉而实现(Dyck et al., 2008)。本文将高管前一年是否收到监管部门行政处罚(Violation)作为高管声誉的代理变量。受到行政处罚的高管面临声誉损失危机，因此声誉对其威慑作用更大。回归结果如表13所示，

表12 媒体负面报道倾向、诉讼风险与知情交易

变量	(1)	(2)
	Litigation	Litigation
Media_120	0.485** (2.255)	
Media_240		0.732** (2.539)
截距项	1.517 (1.508)	1.418 (1.450)
控制变量	是	是
年度	是	是
行业	是	是
R ²	0.021	0.022
样本量	6352	6352

表13 媒体负面报道倾向、声誉激励与知情交易

变量	(1)	(2)
	Informed	Informed
Media_120	0.124*** (7.262)	
Violation	0.004 (0.303)	-0.004 (-0.135)
Media_120×Violation	0.133** (2.168)	
Media_240		0.130*** (3.462)
Media_240×Violation		0.180* (1.895)
截距项	1.596*** (6.761)	1.595*** (4.458)
控制变量	是	是
年度	是	是
行业	是	是
R ²	0.051	0.051
样本量	6352	6352

列(1)(2)中引入了媒体负面报道倾向与声誉的交乘项，其系数在5%或10%水平上显著为正。以上结果表明，媒体报道负面倾向通过声誉受损的威慑改善并购重组中的知情交易水平。

七、进一步分析

媒体负面报道倾向对知情交易的抑制作用可能会受到其他因素的制约，如企业特征、外部监督、媒体类型、时间因素等。本文进一步从多个角度探讨二者关系在横截面和时间维度上的差异。

(一)企业特征

Dyck and Zingales(2002)指出，媒体使经理和董事按社会道德规范约束其自身行为，媒体能否发挥作用在于能否引起企业相关主体及时制止问题并积极督促改正。在行政力量介入之前，有效的公司治理机制也能对企业行为产生影响。参考相关文献(孙艳梅等, 2018)，本文使用第二至第十大股东持股比例(Top2_10)作为公司内部治理的代理。第二至第十大股东持股能够有效抑制控股股东对公司利益的侵害，严格的内部监督机制使企业倾向于遵守信息披露基本原则、防控大众媒体与上市公司共谋。表14列(1)中，媒体负面报道倾向与公司治理变量交乘项的系数显著为正，说明媒体负面报道倾向在良好的公司治理环境中能够更有效降低并购重组中的知情交易水平。

新兴国家政府普遍对经济活动施加干预，来自地

表14 媒体负面报道倾向、企业特征与知情交易

变量	(1)	(2)
	Informed	Informed
Media_120	0.072 (1.683)	0.173*** (10.094)
Top2_10	0.002** (2.776)	
Media_120×Top2_10	0.003* (1.950)	
SOE		-0.050* (-2.104)
Media_120×SOE		-0.115** (-2.596)
截距项	1.554*** (8.046)	1.604*** (6.425)
控制变量	是	是
年度	是	是
行业	是	是
R ²	0.052	0.051
样本量	6015	6352

方政府的管制会削弱媒体的监督治理功能(戴亦一等, 2011)。首先,我国国有企业从建立伊始就被赋予了强大的社会责任,并非单纯为“经济目标”而建立,政府会在国企陷入困境时予以帮扶,因而媒体的负面威慑作用更小。其次,在政府的管制下,媒体导致上市公司高层更迭的可能性更小,因此媒体通过降低获取和验证信息成本影响管理层与股东关系的功能被削弱(Dyck and Zingales, 2002)。第三,国有企业出于维护声誉的目的会对媒体行为进行行政干预,这进一步降低了媒体的作用(孙艳梅等, 2018)。为验证上述猜测,本文构建企业性质哑变量SOE,当企业为国有企业时SOE取值为1,否则为0。构造企业性质和媒体负面报道倾向的交乘项,回归结果如表14列(2)所示,交乘项系数显著为负,说明相对于国有企业,媒体负面报道对非国有企业的作用效果更强。

(二)分析师预测

分析师跟踪是缓解资本市场信息不对称的重要机制之一。一方面,分析师作为市场重要的参与者,能够提高公司透明度,进而增加内幕信息知情人面临的监管威慑,降低知情交易水平;另一方面,分析师具有广泛的信息搜集渠道和专业的信息分析技术,能够提前得知内幕信息并扩散这一消息,使得内幕信息知情群体扩大,表现为市场整体的事前知情交易增加。此外,分析师可能在信息实际首次公告前就已经发布相关公告,额外的预测会使市场知情交易水平进一步提升。为验证上述

猜测,本文分别构造两个分析师预测变量:并购重组首次公告前30日分析师预测数量(*Analyst*)和超额预测数量(*Analyst_delta*),后者用公告前[-30,-1]窗口期的分析师预测数量与[-60,-31]和[-90,-61]的均值差值测度。回归结果如表15所示,事前常规的分析师预测显著提升了市场整体的知情交易水平且会削弱媒体负面报道倾向的影响,但针对并购重组的额外分析师预告不存在显著的作用。

(三)网络媒体和纸质媒体

本文额外考察了网络媒体(*Media_120_Online*、*Media_240_Online*)和纸质媒体(*Media_120_Print*、*Media_240_Print*)的差异性特征,其中纸质媒体数据来自CFND中的“报刊财经新闻量化统计”。报刊财经新闻包括来自600多家重要报纸媒体的新闻数据,最主要的是包含了研究常用到的八大主流财经报纸:中国证券报、上海证券报、第一财经日报、21世纪经济报道、中国经营报、经济观察报、证券日报和证券时报;该模块还包括其他500余家重要报纸刊物,主要包括重要性中央报纸,地方性晨报、日报、晚报以及其他财经报刊。表16列(1)~(4)显示,单独作为解释变量时,网络新闻和报刊新闻对知情交易均存在显著的抑制作用;列(5)(6)显示,同时作为解释变量时,网媒对知情交易的作用仍然显著而纸媒不再显著。这说明随着科技的进步和发展,网络新闻更加普及、受众更广、对于公司外部监督具有更重要的作用。

(四)媒体负面报道倾向的长期作用

前文已证实并购重组首次公告日前120日、240日内

表15 媒体负面报道倾向、分析师预测与知情交易

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Informed	Informed	Informed	Informed
Media_120		0.138*** (6.967)		0.140*** (4.513)
Analyst	-0.044*** (-6.920)	-0.050*** (-5.739)		
Media_120×Analyst		-0.028* (-1.863)		
Analyst_delta			0.002 (0.372)	-0.005 (-0.667)
Media_120×Analyst_delta				-0.024 (-1.276)
截距项	1.518*** (4.251)	1.466*** (6.601)	1.676*** (4.702)	1.618*** (4.537)
控制变量	是	是	是	是
年度	是	是	是	是
行业	是	是	是	是
R ²	0.052	0.055	0.047	0.051
样本量	6352	6352	6352	6352

表16 网媒和纸媒对知情交易的作用

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Informed	Informed	Informed	Informed	Informed	Informed
Media_120_Online	0.140*** (4.522)				0.132*** (4.141)	
Media_240_Online		0.150*** (4.142)				0.138*** (3.635)
Media_120_Print			0.061** (2.182)		0.033 (1.150)	
Media_240_Print				0.068** (2.246)		0.036 (1.126)
截距项	1.609*** (4.518)	1.608*** (4.505)	1.663*** (4.666)	1.672*** (4.697)	1.608*** (4.510)	1.612*** (4.519)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年度	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是
R ²	0.051	0.050	0.048	0.048	0.051	0.050
样本量	6352	6352	6352	6352	6352	6352

的媒体负面报道倾向均能够显著抑制知情交易行为，但刘启亮等(2022)指出，媒体负面报道在长期对高管腐败行为的抑制效果并不显著。为考察媒体对知情交易的影响是否具有长期效应，本文进一步构造并购重组首次公告日前240~360日(*Media*[-240,-360])、360~480日(*Media*[-360,-480])、480~600日(*Media*[-480,-600])、600~720日(*Media*[-600,-720])的媒体负面报道倾向，回归结果如表17所示。媒体负面报道倾向在480内对于知情交易具有显著抑制作用，而480天以上及更长时间的效应则逐渐消失。

八、结论与启示

并购重组进程中知情交易频发，严重损害投资者合法权益，违反资本市场公平。媒体负面报道通过信息的搜集、处理和传播，约束上市公司和经理人行为。本文基于2009—2022年我国A股上市公司并购重组数据，研究网络媒体负面报道倾向是否能够抑制基于内幕信息的知情交易行为。结果表明，并购重组首次公告日前的媒体负面报道倾向越高，并购重组事件伴生的知情交易程度越低，媒体负面报道具有事前抑制知情交易的作用。机制分析表明，事前媒体负面报道倾向与事后公司面临的诉讼风险水平正相关，媒体报道通过诉讼威慑发挥治理作用；媒体负面报道会在高管声誉受损的情况下发挥更大作用，通过声誉渠道抑制并购重组中的知情交易。进一步分析表明：第一，企业特征方面，良好的公司内部治理能够强化媒体负面报道对知情交易的影响，媒体

表17 媒体负面报道倾向的长期作用

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Informed	Informed	Informed	Informed
Media[-240,-360]	0.080** (2.570)			
Media[-360,-480]		0.060** (1.982)		
Media[-480,-600]			0.036 (1.256)	
Media[-600,-720]				0.044 (1.489)
截距项	1.651*** (4.631)	1.666*** (4.704)	1.666*** (4.688)	1.659*** (4.667)
控制变量	是	是	是	是
年度	是	是	是	是
行业	是	是	是	是
R ²	0.048	0.048	0.047	0.047
样本量	6352	6352	6352	6352

发挥的治理功能在国有企业中被削弱；第二，事前分析师预测会提升市场整体知情交易水平并且削弱媒体的功能；第三，从媒体类型来看，网络媒体对于知情交易的影响大于纸质媒体；第四，媒体监督在480日后不再具有显著的治理功能。

媒体监督作为外部监督机制的重要补充，其有效性往往受到多种因素的制约，如法律制度的完善程度、政府治理的有效性、新兴科技的发展态势、媒体从业人员自身的职业道德和管理水平等，因此，需要采取一系列措施以保障媒体监督的全面性、客观性和公正性。第一，完善媒体监督的社会外部环境，如搭建新兴媒体平台，促进媒体之间的合作和资源共享，维护市场的合理竞争秩序；加强网络舆情监测，确保网络空间的清朗和健康。第二，政府与媒体存在相互促进和相互制约的关系。尤其是在国有企业中，政府对媒体的监督治理功能应更加凸显。政府应建立健全信息公开制度和政策沟通机制，发挥政府和媒体的协同作用，提升双重治理效能。第三，监管部门应加强对公司高管和媒体从业人员的监督，将高管在职业生涯中拓展的社会关系作为重点关注对象，及时发现并处理可能存在的利益冲突、权力滥用等问题，避免企业在职人员和媒体进行利益输送，维护投资者合法权益和社会公平正义。第四，加强对媒体从业人员的教育和培训，提升其法律意识和职业道德。■

[基金项目：国家资助博士后研究人员计划(批准号：GZC20231523)、国家自然科学基金专项“助力可持续发展的金融市场建模分析”(批准号：72342021)、教育部人文社科重点研究基地重大项目“中国特色多层次贫困治理与保险保障体系研究”(批准号：22JJD790089)]

参考文献:

- [1] 曹宁, 李善民. 并购重组中内幕交易为何如此频繁?——基于社会关系视角的经验研究[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2019, 34(1): 9-19.
- [2] 陈胜蓝, 马慧. 卖空压力与公司并购——来自卖空管制放松的准自然实验证据[J]. 管理世界, 2017, (7): 142-156.
- [3] 戴亦一, 潘越, 刘思超. 媒体监督、政府干预与公司治理: 来自中国上市公司财务重述视角的证据[J]. 世界经济, 2011, (11): 121-144.
- [4] 孔东民, 刘莎莎, 应千伟. 公司行为中的媒体角色: 激浊扬清还是推波助澜?[J]. 管理世界, 2013, (7): 145-162.
- [5] 李捷瑜, 王美今. 内幕交易与公司治理: 来自业绩预告的证据[J]. 证券市场导报, 2008, (12): 59-66.
- [6] 李培功, 沈艺峰. 媒体的公司治理作用: 中国的经验证据[J]. 经济研究, 2010, 45(4): 14-27.
- [7] 李善民, 杨楠, 黄志宏. 并购重组前的知情交易行为研究[J]. 金融研究, 2023, (1): 169-187.
- [8] 李心丹, 宋素荣, 卢斌, 查晓磊. 证券市场上内幕交易的行为动机研究[J]. 经济研究, 2008, 43(10): 65-79+92.
- [9] 刘启亮, 陆开森, 李祎, 田莉. 媒体负面报道与高管腐败治理[J]. 会计研究, 2022, (3): 123-135.
- [10] 彭志, 肖土盛, 赵园. 中国资本市场20年内幕交易行为案例综述[J]. 财经研究, 2017, 43(12): 100-120+152.
- [11] 钱先航, 刘芸, 王营. 高管媒体从业经历与股价大跌风险——基于上市公司的实证研究[J]. 金融研究, 2023, 513(3): 150-168.
- [12] 饶育蕾, 谢倩倩, 王建新. 媒体关联与新闻报道偏差——来自我国上市公司的经验证据[J]. 管理评论, 2016, 28(9): 194-205.
- [13] 孙艳梅, 方梦然, 阎晴云. 新媒体治理与股价崩盘风险研究[J]. 商业研究, 2018, (9): 135-145.
- [14] 唐齐鸣, 张云. 基于公司治理视角的中国股票市场非法内幕交易研究[J]. 金融研究, 2009, (6): 144-160.
- [15] 许荣, 徐一泽, 冯荟凝, 方明浩. 基于社会网络传递视角的内幕交易行为研究[J]. 证券市场导报, 2023, (6): 28-40.
- [16] 曾庆生, 张耀中. 信息不对称、交易窗口与上市公司内部人交易回报[J]. 金融研究, 2012, (12): 151-164.
- [17] 张俊瑞, 白雪莲, 孟祥展. 启动融资融券助长内幕交易行为了吗?——来自我国上市公司的经验证据[J]. 金融研究, 2016, (6): 176-192.
- [18] 赵立彬, 赵妍, 周芳芳, 傅祥斐. 并购重组内幕交易与股价崩盘风险[J]. 证券市场导报, 2021, (5): 2-12.
- [19] 朱沛华. 负面声誉与企业融资——来自上市公司违规处罚的经验证据[J]. 财贸经济, 2020, 41(4): 50-65.
- [20] Ahern K R, Sossyura D. Who writes the news? corporate press releases during merger negotiations[J]. Journal of Finance, 2014, 69(1): 241-291.
- [21] Aktas N, de Bodt E, Declerck F, Van Oppens H. The PIN anomaly around M&A announcements[J]. Journal of Financial Markets, 2007, 10(2): 169-191.
- [22] Baloria V P, Heese J. The effects of media slant on firm behavior[J]. Journal of Financial Economics, 2018, 129(1): 184-202.
- [23] Barber B M, Odean T. All that glitters: the effect of attention and news on the buying behavior of individual and institutional investors[J]. Review of Financial Studies, 2008, 21(2): 785-818.
- [24] Bushee B J, Core J E, Guay W, Hamm S J. The role of the business press as an information intermediary[J]. Journal of Accounting Research, 2010, 48(1): 1-19.
- [25] Cai J, Walkling R A, Yang K. The price of street friends: social networks, informed trading, and shareholder costs[J]. 2013, 51(3): 801-837.
- [26] Dai L, Parwada J T, Zhang B. The governance effect of the media's news dissemination role: evidence from insider trading[J]. Journal of Accounting Research, 2015, 53(2): 331-366.
- [27] Dyck A, Volchkova N, Zingales L. The corporate governance role of the media: evidence from Russia[J]. Journal of Finance, 2008, 63(3): 1093-1135.
- [28] Dyck A, Zingales L. Private benefits of control: an international comparison[J]. Journal of Finance, 2004, 59(2): 537-600.
- [29] Dyck A, Zingales L. The corporate governance role of the media[R]. National Bureau of Economic Research Working Paper 9309, 2002.
- [30] Fang L, Peress J. Media Coverage and the cross-section of stock returns[J]. Journal of Finance, 2009, 64(5): 2023-2052.
- [31] Frankel R, Li X. Characteristics of a firm's information environment and the information asymmetry between insiders and outsiders[J]. Journal of Accounting and Economics, 2004, 37(2): 229-259.
- [32] Gao H, Wang J, Wang Y, Wu C, Dong X. Media coverage and the cost of debt[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2020, 55(2): 429-471.
- [33] Graf-Vlachy L, Oliver A G, Banfield R, König A, Bundy J. Media coverage of firms: background, integration, and directions for future research[J]. Journal of Management, 2020, 46(1): 36-69.
- [34] Griffin J M, Hirschey N H, Kelly P J. How important is the financial media in global markets?[J]. Review of Financial Studies, 2011, 24(12): 3941-3992.
- [35] Joe J R, Louis H, Robinson D. Managers' and investors' responses to media exposure of board ineffectiveness[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2009, 44(3): 579-605.
- [36] Lakonishok J, Lee I. Are insider trades informative?[J]. Review of Financial Studies, 2001, 14(1): 79-111.
- [37] Lee I, Lemmon M, Li Y, Sequeira J M. Do voluntary corporate restrictions on insider trading eliminate informed insider trading?[J]. Journal of Corporate Finance, 2014, 29: 158-178.
- [38] Liu L X, Sherman A E, Zhang Y. The long-run role of the media: evidence from initial public offerings[J]. Management Science, 2014, 60(8): 1945-1964.
- [39] Manne H G. Insider trading and property rights in new information[J]. Cato Journal, 1984, 4: 933.
- [40] McCombs M E, Shaw D L. The agenda-setting function of mass media[J]. Public Opinion Quarterly, 1972, 36(2): 176-187.
- [41] Peress J. The media and the diffusion of information in financial markets: evidence from newspaper strikes[J]. Journal of Finance, 2014, 69(5): 2007-2043.
- [42] Rogers J L, Skinner D J, Zechman S L C. The role of the media in disseminating insider-trading news[J]. Review of Accounting Studies, 2016, 21(3): 711-739.
- [43] Solomon D H. Selective publicity and stock prices[J]. Journal of Finance, 2012, 67(2): 599-638.
- [44] Sun F, Dutta S, Huang H, Zhu P. News media and insider trading profitability: an emerging country perspective[J]. Emerging Markets Review, 2021, 49: 100795.
- [45] Tetlock P C. All the news that's fit to reprint: do investors react to stale information?[J]. Review of Financial Studies, 2011, 24(5): 1481-1512.
- [46] Wang K, Wang R, Wei K C J, Zhang B, Zhou Y. Insider sales under the threat of short sellers: new hypothesis and new tests[J]. Accounting Review, 2022, 97(2): 427-451.
- [47] Wang K, Zhang X. The effect of media coverage on disciplining firms' pollution behaviors: evidence from Chinese heavy polluting listed companies[J]. Journal of Cleaner Production, 2021, 280: 123035.

(责任编辑: 邱超伦)