

媒体新闻报道的声誉溢出效应

汝毅 薛健 张乾

(清华大学经济管理学院 北京 100084)

摘要: 本文聚焦于公司违规曝光这一特定事件,使用三重差分的计量分析方法,探讨了媒体的事前新闻报道是否会影响其在投资者群体中的声誉,即是否存在声誉溢出效应。结果表明媒体对违规公司的事前新闻报道越正面(负面),其日后针对非涉案公司发布的新闻报道的市场反应就越弱(强),即存在双向声誉溢出效应。然而该效应存在不对称性,表现为负面报道带来的正向溢出效应明显强于正面报道带来的负向溢出效应。进一步研究发现,声誉溢出效应取决于投资者对于媒体声誉的主观感知以及对于违规事件的信息解读能力。当媒体的既有声誉水平较低、违规案件较为严重,或非违规公司机构投资者比例较高时,媒体的声誉溢出效应更加明显。本文论证了媒体客观公正性对于声誉积累的重要性,为媒体是否应当以及如何维护在投资者群体中的声誉形象提供了经验证据。本文对投资者如何判断和使用媒体发布的信息,进而做出正确投资决策也具有重要意义。

关键词: 公司违规; 媒体声誉; 溢出效应; 不对称性; 影响因素

JEL 分类号: D81, G14, M41 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-7246(2019)08-0189-18

一、引言

媒体通过开展原创性调查和分析以及传播从其他信息中介(分析师、审计师等)所获得的信息(Miller 2006; Dyck et al. 2010),在资本市场上发挥了重要的信息传递和监督职能(如: Dyck et al. ,2008; Bushee et al. ,2010; Engelberg and Parsons ,2011; Liu and McConnell 2013; 周开国等 2016; 罗进辉 2018)。如果媒体的新闻报道能够客观反映公司真实情况,还原事件的来龙去脉,则会为其赢得声誉,而记者也可能获得更好的职业发展

收稿日期:2018-07-19

作者简介:汝毅,博士研究生,清华大学经济管理学院, E-mail: ruyi.15@sem.tsinghua.edu.cn.

薛健(通讯作者),博士,长聘副教授,清华大学经济管理学院, E-mail: xuejian@sem.tsinghua.edu.cn.

张乾,本科生,清华大学经济管理学院, E-mail: zhangq.15@sem.tsinghua.edu.cn.

* 本文感谢国家自然科学基金面上项目(批准号 71272025)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见。文责自负。

展前景(Dyck et al. 2010)。反之,如果媒体报道严重扭曲了事件真相,则可能损害其声誉,甚至可能影响报社正常经营。

虽然媒体的客观公正的报道关系着自身长远健康发展,在现实生活中由于专业性匮乏、经济利益等原因,媒体的有偏报道确是屡见不鲜。由于媒体报道在很大程度上影响了投资者决策,我们不禁要问:媒体的报道行为是否也会影响其在投资者群体中的声誉?郑志刚(2007)指出,只有提供真实信息,从而获得“发布信息真实”声誉的媒体才能获得公众的持续关注。倘若投资者意识到媒体偏离了真实、客观的准则,便可以用脚投票的方式来惩罚媒体的不良声誉。然而,相较于分析师、审计师、独立董事等主体,鲜有实证研究对媒体在投资者群体中的声誉问题进行深入探讨。

本文聚焦于公司违规曝光这一特定事件,采用科学的计量分析方法,探讨了媒体对违规公司的事前报道对其在投资者群体中声誉的影响,即是否存在声誉溢出效应¹。具体而言,我们检验了违规事件的曝光后,投资者是否会改变对媒体声誉的看法,从而影响到该媒体日后发布的其他公司新闻报道的反应程度。一方面,如果媒体事前对违规公司发布了正面报道,投资者则可能会对媒体的专业性或独立性等产生质疑。因此,他们更不愿意相信媒体日后对其他非违规公司新闻报道的真实性和有用性,从而产生负向声誉溢出效应。反之,媒体事前对违规公司发布的负面报道则可能被投资者视为积极信号,从而产生正向声誉溢出效应。因此,公司违规案件曝光为我们研究媒体声誉的溢出效应提供了一个较好情境。

本文的主要贡献之一在于拓展了资本市场上媒体声誉的相关研究。相较于大量关于媒体信息传递、资产定价和公司治理功能的研究,以及对媒体报道偏差影响因素的研究,很少有文献探讨媒体行为对自身声誉的影响。本研究证实了媒体对公司违规事件的事前报道行为会影响其在投资者中的声誉,从而论证了媒体客观公正性对于声誉积累的重要性。此外,我们还发现该效应存在不对称性,并取决于媒体既有声誉水平、违规案件严重性以及投资者的认知能力。我们在很大程度上修正并完善了以往有关媒体声誉研究(如:Gentzkow and Shapiro 2006; Dyck et al. 2010; 熊艳等 2011)的结论。

此外,本文也丰富了媒体特征、报道偏差与资产定价关系的相关研究。以往文献表明,记者的个体特征(Ahern and Sosyura 2015)、广告业务关系(Gurun and Butler 2012)、政府(You et al. 2018; Hope et al. 2018)等因素产生的报道偏差会影响资产定价和股票收益。不同于这些相对静态的特征研究,我们发现媒体新闻报道的信息含量也与其近期报道的新闻质量密切相关,表明媒体报道的信息含量具有动态变化的特性。因此,本文的研究结论对于投资者如何判断和使用媒体发布的信息,进而做出正确投资决策也具有重要意义。

¹ 该术语源自 Lee and Lo (2016)。也有一些文献称为传染效应(例如: Fich and Shivdasani 2007),本文不做区分。这些研究的共同点在于,借助事件研究法,探讨了资本市场上的个体(例如:分析师、审计师、独立董事等)行为(或曝光)是否影响其自身在投资者中的声誉,本文正是借鉴了此研究思路。

后文章节的安排如下:第二节对媒体报道偏差的影响因素、媒体声誉等相关文献进行了回顾,进而提出本文的研究假设。第三节是研究设计,介绍了研究数据来源、样本筛选过程、变量定义以及模型设定。第四节是实证结果,包括样本描述性统计以及主回归分析结果和稳健性检验。第五节是进一步分析,主要探讨了媒体声誉溢出效应的影响因素。第六节是研究结论和启示。

二、文献综述和假设提出

(一) 媒体报道偏差的影响因素

与本文密切相关的是媒体报道偏差的相关研究,这些文献也解释了为何媒体的新闻报道质量千差万别。Gentzkow and Shapiro(2006)指出,媒体报道偏差就是对报道内容的取舍,对词句语气的斟酌以及对不同信息来源的选择。媒体报道偏差可能来自媒体报道的提供方,如记者、编辑的个人能力和偏好(例如:Ahern and Sosyura,2015),也可能来自媒体报道的需求方,如对受众(Mullainathan and Shleifer,2005;Gentzkow and Shapiro,2006)、广告客户(Reuter and Zitzewitz,2006;Gurun and Butler,2012)、政府(Piotroski et al.,2017;You et al.,2018)等利益相关方的偏好或需求的迎合。

近年来国内的学术研究也注意到了媒体报道存在偏差这一现象,例如王木之和李丹(2016)、才国伟等(2015)、易志高等(2017)分别发现在IPO、股权再融资、高管减持期间公司会选择主动管理媒体报道。但总体说来,国内研究更多的是佐证了媒体报道偏差的存在性,而对其背后形成机理并未作出过多阐释。

(二) 媒体的声誉

关于媒体这一重要资本市场中介的声誉问题仍是一个亟待探索的领域。Gentzkow and Shapiro(2006)认为,媒体之所以会迎合受众信念而做出有偏报道,正是为了赢得声誉;但如果读者已经获知了事实真相,媒体有偏报道则会造成其声誉受损。Dyck et al.(2010)对比分析了审计师、分析师、媒体记者、员工等公司欺诈行为揭发者日后的职业生涯轨迹,仅发现媒体记者在特定情形下具有明显的声誉激励。

遗憾的是,投资者究竟如何对媒体的报道行为进行解读,以及媒体行为通过何种具体路径影响其声誉的研究仍较少,并且现有研究也并未得出肯定结论。例如:熊艳等(2011)发现当《壹周刊》为追求轰动效应对霸王集团做出不实报道后,在当局澄清日或霸王集团对媒体提起诉讼日,投资者对该媒体所在上市公司的市场反应平平,即并没有发现媒体制造的轰动效应会通过资本市场对媒体声誉产生影响。考虑到这仅是单一案例研究,研究方法较为粗糙,我们有必要寻找合适的情境对媒体的声誉溢出效应进行深入探讨。

(三) 假设提出

本文聚焦于公司违规案件曝光这一研究情境,所关心的一个重要问题是:媒体对涉案公司曝光前的新闻报道是否会影响其在投资者群体中的声誉,从而产生声誉溢出效应。

众所周知,公司违规案件曝光不仅会引起公司股价的下跌,还可能会使得投资者重新审视公司的审计师、分析师、独立董事等关联个体的独立性和专业胜任能力,并给予声誉惩戒。

而媒体作为资本市场上的重要参与方之一,在违规事件曝光前也可能因专业性、道德和法律意识及独立性等因素差异,做出质量参差不齐的新闻报道。这些新闻报道可能直接与违规案件有关。例如:银广厦财务造假事件、三鹿奶粉污染事件等公司违规行为最初均由媒体曝光而进入公众视野,并引起各利益相关者的注意和行政介入。那么投资者是否会根据媒体在曝光前的新闻报道,调整对媒体声誉的认知,从而产生声誉的溢出效应呢?借鉴 Lee and Lo(2016)的研究思路,为保证媒体报道声誉溢出效应的发生,投资者必须具备如下三项条件:(1)知晓公司违规行为的曝光;(2)知晓在曝光日前后一定时间范围内媒体对涉案公司以及其他公司的新闻报道;(3)认定媒体的专业性或独立性会同时影响其对涉案公司和其他公司的新闻报道质量。我们逐一分析这三项条件成立的可能性。

首先,考虑到违规事件曝光常常伴随着公司股价的下跌、证监会的行政处罚和大量媒体报道,条件(1)很容易满足。其次,考虑到互联网技术的推广普及,许多报纸已经推出了新闻网站或者网络版,加之其他网络媒体的转载,媒体报道很容易在投资者之间传播扩散。无论是原创新闻稿还是网络转载,投资者都很容易获知新闻的作者和出处。因此条件(2)也很容易满足。最后,在一定条件下,投资者会断定媒体的专业性和职业道德水平会同时影响其对涉案公司和其他非涉案公司的报道质量。这是因为,媒体特征在一定时期内是相对稳定的。例如:财经新闻的记者可能负责采访多家企业,并且很有可能由同一编辑完成审校工作。

基于以上分析,我们总体认为:在事件曝光后,投资者会相应调整对媒体声誉的信念,从而改变对媒体关于非违规公司新闻报道的反应强度。具体而言,如果媒体事前对违规公司发布了正面报道,则投资者会对媒体记者的专业知识技能以及媒体独立性和职业操守等产生质疑。因此,他们更不愿意相信日后媒体对其他非违规公司新闻报道(无论是正面还是负面报道)的真实性,从而产生声誉负向溢出效应。反之,媒体事前对违规公司的负面报道则会被投资者视为积极信号,从而产生声誉正向溢出效应。

据此,我们提出如下假设:

H1:公司违规行为曝光后,媒体事前对该公司发布新闻报道越正面(负面),日后针对非涉案公司发布的新闻报道的市场反应越弱(强)。

三、研究设计

(一)数据来源和样本筛选

公司违规事件来源于国泰安(CSMAR)违规处理数据库,我们从中筛选出2005-2016年公司发生的违规事件。将证监会等监管机构对违规案件的处罚文件下批日期视为正式

曝光日¹,并将媒体事前报道的锁定期设定为曝光日前[-14,-7]日。之所以选择该时间窗口,主要基于以下原因:首先,违规被调查的消息存在提前泄露的可能性。如果锁定期涵盖了信息泄露日,我们便无法甄别出媒体是否基于自身专业能力做出独立判断,还是捕风捉影或跟风进行负面报道。更何况,一些媒体还可能因广告业务、政治压力等利益冲突问题选择沉默;其次,媒体新闻报道是基于当时可获取的信息集合,具有时效性。如果锁定期距离曝光日太远,公司基本面可能发生较大变化,新闻报道不一定能捕捉公司可能出现的问题,投资者受制于有限注意力也更不可能据此判断媒体的专业性和独立性。

为了识别声誉溢出效应,我们采用如下步骤确定研究样本,如图1所示。第1步,我们识别出在锁定期内曾对违规公司进行报道的每一家媒体,并设定为实验组媒体。第2步,我们识别出实验组媒体在曝光日前后[-7,0]、(0,7]窗口期内均曾报道的其他未违规公司。第3步,针对所识别的每一家非违规公司,将在违规曝光日前后[-7,0]、(0,7]窗口期内均有报道,但未对违规公司进行报道的媒体作为控制组媒体。如果没有控制组媒体,将对应样本予以剔除。第4步,我们保留实验组和控制组媒体针对目标非违规公司在[-7,7]窗口期内发布的全部新闻报道。

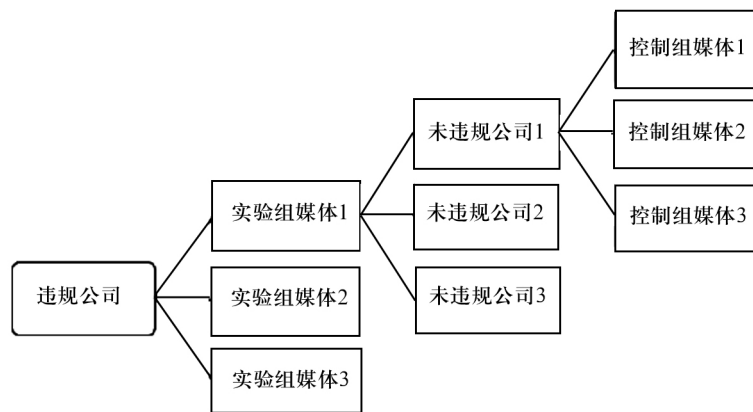


图1 样本筛选示意图

为了避免回归样本因事件重叠产生相互干扰,我们对上述样本做出以下进一步限制:首先,针对同一家媒体对多家违规公司进行事前报道的情形,我们要求相应的违规日间隔大于14天。其次,针对所识别的每一家非违规公司,剔除其所关联的违规曝光日涉及多家实验组媒体的样本。最后,针对每一家非违规公司与多次违规案件相联的情形,要求相应的违规曝光日间隔大于14天。经过上述处理并剔除变量缺失的样本后,我们得到了109185个样本观察值,涉及729次违规公告,1610个实验组媒体-违规公告配对。因此,

¹ 国泰安(CSMAR)数据库中同时提供了违规的处罚文件下批日期和实际公告日。虽然上市公司会及时披露被监管处罚的公告信息,但该公告日期一般仍滞后于监管机构的处罚文件下发日期。

平均而言每次违规公告锁定期内约有 2.21 家实验组媒体进行报道。

新闻数据来源于数行者科技公司 (Datago) 开发的报刊新闻量化舆情数据库 (CNAD), 由 CSMAR 代理销售。该数据库包含了由纸媒发布的中国 A 股上市公司相关新闻, 并利用机器学习技术将一个句子所表达的情感倾向性分类三类: 正面, 中性和负面, 并最终计算出正文的情感分数评分; 根据被提及的次数, 识别出每篇新闻最相关的公司。

(二) 变量设计

1. 因变量

CAR 是新闻发布日附近 $[-1, 1]$ 窗口期累计超额收益率。我们采用市场调整法计算 CAR 。每天的超额收益率 = 公司收益率 - 按流通市值加权的市场综合收益率。诚然, CAR 是投资者对非涉案公司新闻报道的反应。但需要明确是: 媒体是这些新闻消息的传播载体, 因此 CAR 中自然也包含了投资者对新闻载体信息来源真实性的价值判断。

2. 自变量

依照 Piotroski et al. (2017) 的研究, 我们构建了情感倾向得分指标 $Tone$, 其具体衡量方式为: $(\text{正面句子数} - \text{负面句子数}) / (\text{正面句子数} + \text{负面句子数} + 1)$ 。 $Tone$ 的定义域为 $[-1, 1]$, 该指标越高(低), 表明新闻报道情感越正面(负面)。如果同一家媒体当天针对同一家公司发布了多篇新闻报道, 则计算相应的算术平均值。

为了衡量在锁定期内媒体新闻报道的情感差异性, 我们设定了 $Optimismscore$ 指标, 其计算方法为: 锁定期内同一家媒体对同一家违规公司所有新闻报道 $Tone$ 算术平均值。 $Optimismscore$ 值越高(低), 表明该媒体的报道情感越正面(负面), 该媒体的专业性或者独立性就可能越差(好)。

报道媒体 ($Covered$): 如果媒体在锁定期内对违规公司进行报道则取值 1, 否则为 0。
曝光日后 ($Post$): 如果新闻报道在违规曝光日之后则取值 1, 否则为 0。

3. 控制变量

我们控制了以往文献(如: Piotroski et al. 2017; You et al. 2018) 中经常使用的可能会影响公司媒体报道市场反应的变量。这些变量包括: 公司规模 ($Size$)、财务杠杆 ($Leverage$)、资产收益率 (ROA)、股票收益率 ($Return$)、市净率 (MB)、大股东持股 ($Top1$)、是否国企 (SOE)、股票换手率 (TV)、股票收益波动率 (STD)、分析师跟踪数量 ($Analyst$)、是否当地企业 ($Local$)。相关变量定义如表 1 所示。为了消除极端值的影响, 对主要连续型变量进行了上下 1% 的 winsorize 处理。

表1 变量定义

变量符号	变量名称	变量定义
因变量		
<i>CAR</i>	累计超额收益率	新闻发布日附近交易窗口期经市场调整的累计超额收益率
自变量		
<i>Tone</i>	新闻情感	(正面句子数 - 负面句子数) / (正面句子数 + 负面句子数 + 1)
<i>Optimismscore</i>	媒体乐观性得分	锁定期内特定媒体对目标违规公司新闻报道 <i>Tone</i> 的平均值
<i>Covered</i>	报道媒体	如果媒体在锁定期内对违规公司进行报道则取值 1, 否则为 0
<i>Post</i>	曝光日后	如果新闻报道在违规曝光日之后则取值 1, 否则为 0
控制变量		
<i>Size</i>	公司规模	Ln(资产规模)
<i>Leverage</i>	财务杠杆	资产负债率
<i>ROA</i>	资产收益率	净利润/总资产
<i>Return</i>	股票收益率	公司年度股票收益率
<i>MB</i>	市净率	每股市价/每股净资产
<i>TV</i>	股票换手率	交易总量/在外发行股份数量
<i>STD</i>	股票收益波动率	一年内股票收益率的标准差
<i>Analyst</i>	分析师跟踪数量	Ln(对公司进行跟踪的分析师或团队数量 + 1)
<i>Top1</i>	大股东持股	第一大股东持股比例
<i>SOE</i>	是否国企	国企取值 1, 非国企取值 0
<i>Local</i>	是否当地媒体	如果媒体与企业总部在同一城市, 则取值 1, 否则为 0

(三) 回归模型

回归样本是新闻报道层面, 我们检验了非违规公司在曝光日前后相关媒体市场反应的变化。参照以往研究(Lee and Lo 2016) , 我们采用三重差分(difference - in - difference - in - differences , DDD) 的方法, 以更好地消除共同时间趋势因素所造成的内生性干扰。

具体回归模型如式(1)所示。其中 *CAR* 是第 *t* 日媒体 *i* 对非违规公司 *j* 新闻报道的累计超额收益率。 *Covered* 是哑变量, 如果媒体在锁定期内对违规公司进行报道则取值 1, 否则为 0。 *Post* 也是哑变量, 如果新闻报道在违规曝光日后则取值 1, 否则为 0。 *Tone* 是每篇新闻报道的情感得分。 *Optimismscore* 是实验组媒体在锁定期内新闻报道的乐观倾向得分。 *Covered* × *Post* × *Tone* × *Optimismscore* 捕捉的是不同 *Optimismscore* 情形下, 实验组媒

体声誉溢出效应的差异性¹。如果 a_{11} 系数显著小于 0, 则说明媒体事前在锁定期内对违规公司的正面(负面)新闻报道, 产生了声誉负向(正向)溢出效应。除了主要自变量和控制变量外, 我们还控制了企业、媒体以及年份-月份固定效应。此外, 为了纠正面板标准差偏误, 我们在公司和月份两个层面进行双向聚类处理。

$$\begin{aligned} CAR_{ijt} = & a_0 + a_1 Covered_i + a_2 Post_{jt} + a_3 Tone_{ijt} + a_4 Covered_i \times Post_{jt} + a_5 Post_{jt} \times Tone_{ijt} + \\ & a_6 Covered_i \times Tone_{ijt} + a_7 Covered_i \times Optimismscore_i + a_8 Covered_i \times Post_{jt} \times Tone_{ijt} + \\ & a_9 Covered_i \times Post_{jt} \times Optimismscore_i + a_{10} Covered_i \times Tone_{ijt} \times Optimismscore_i + \\ & a_{11} Covered_i \times Post_{jt} \times Tone_{ijt} \times Optimismscore_i + a_{12} Other\ Controls + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (1)$$

四、实证结果

(一) 样本描述性统计

表 2 Panel A 是回归样本所涉及的违规公告类型的统计。我们将违规事项划分为信息披露违规、经营违规、交易违规以及其他共四类。同一违规公告可能会涉及多种违规类型, 这是因为监管机构可能对多项违规做集中处理。可以看出, 涉及信息披露的违规公告占比最大。

表 2 Panel B 是回归样本所涉及的实验组媒体-违规公告配对按照媒体特征的描述性统计。我们定义了是否当地媒体, 是否中央媒体和创刊年限三个特征变量。其中前两者为哑变量(是则取 1, 否则取 0), 创刊年限 = 当前年份 - 报社成立年份。相关数据来源于中国新闻年鉴(2017)以及报刊新闻量化舆情数据库(CNAD)。可以看出, 当地媒体约占配对总数的 11%, 中央媒体占 11%, 而实验组媒体的平均创刊年限约为 27.38 年。最后, 配对中 *Optimismscore* 均值为 0.13, 中位数为 0.17, 最大值为 0.93, 这表明虽然锁定期与违规公告日距离较近, 样本中仍有诸多实验组媒体做出了正面报道。

表 2 违规类型和报道媒体统计

Panel A: 违规类型		
违规类型	公告数	占比(N = 729)
信披违规	437	59.95%
经营违规	82	11.25%
交易违规	166	22.77%
其他	134	18.38%

¹ 控制组媒体事前并没有对违规公司进行报道。相应的 *Optimismscore* 只是实验组媒体的特征值, 控制组媒体并无 *Optimismscore*。因此, 模型中无法单独加入 *Optimismscore* 项。

续表

Panel B: 实验组媒体特征描述性统计					
媒体特征	Mean	Max	Min	P50	sd
是否当地媒体	0.1137	1.0000	0.0000	0.0000	0.3175
是否中央媒体	0.1081	1.0000	0.0000	0.0000	0.3105
创刊年限	27.3764	87.0000	0.0000	18.0000	21.1835
<i>Optimismscore</i> 值	0.1278	0.9268	-0.9000	0.1710	0.5616

表 3 是回归样本中核心变量的描述性统计。从表中可以看出,样本中约 21% 的媒体之前曾经报道过涉案公司。*Tone* 的均值约为 0.30,中位数是 0.40,说明样本中媒体更倾向于报道正面新闻。在实验组媒体样本中($N = 22971$),*Optimismscore* 的均值约为 0.08。我们发现,相比于回归样本中的 *Tone*,*Optimismscore* 的均值更低,这说明平均而言,实验组媒体更有可能发布针对违规公司的负面报道。考虑到实验组媒体事前报道离违规曝光日较近,这是一个显而易见的结果。未汇报的结果显示,绝大多数变量之间的相关性较低,说明不存在严重的多重共线性问题。

表 3 核心变量描述性统计

	Mean	Max	Min	P50	sd	N
<i>CAR</i>	0.0085	0.2332	-0.1410	0.0004	0.0085	109185
<i>Covered</i>	0.2104	1.0000	0.0000	0.0000	0.2104	109185
<i>Post</i>	0.4856	1.0000	0.0000	0.0000	0.4856	109185
<i>Tone</i>	0.2963	0.9524	-0.8571	0.4000	0.2963	109185
<i>Optimismscore</i>	0.0839	0.9268	-0.9000	0.1333	0.5323	22971

(二) 全样本分析

使用所构造的 DDD 样本的回归结果如表 4 所示¹。 $Covered \times Post \times Tone$ 系数显著为正($t = 1.67$),这说明相对于控制组媒体,如果 $Optimismscore = 0$,实验组媒体的事前报道能够产生一定程度的正向溢出效应。相对于控制组媒体以及 $Optimismscore = 0$ 的实验组媒体, $Covered \times Post \times Tone \times Optimismscore$ 系数显著为负($t = -2.06$),说明媒体事前报道的乐观性得分越高(或者低),所产生的声誉负向(或者正向)溢出效应越明显。因此,H1 得以验证,即:对于实验组媒体而言,声誉溢出效应取决于其对违规公司事前报道的乐观性得分。

1 受篇幅限制,表 4 及之后分析仅列示核心变量或交乘项的回归系数及显著性结果。

我们对表 4 回归结果的经济含义进行进一步探讨。举几个极端例子: 对于做出完全正面报道 ($Optimismscore = 1$) 的实验组媒体, 其对非违规公司报道的市场反应变动比率为 $Post \times Tone$ 、 $Covered \times Post \times Tone$ 、 $Covered \times Post \times Tone \times Optimismscore$ 三者的系数之和, 除以 $Tone$ 、 $Covered \times Tone$ 、 $Covered \times Tone \times Optimismscore$ 三者的系数之和 $\approx -50\%$ 。类似地, 对于做出完全负面报道 ($Optimismscore = -1$) 的实验组媒体, 其对非违规公司新闻报道的市场反应变动比率 $\approx 10^1$ 。因此, 媒体能够敏感捕捉公司违规事项, 做出客观公正的新闻报道的重要性可见一斑。

表 4 全样本回归分析

变量	系数	t 值
<i>Covered</i>	-0.0007	-0.80
<i>Post</i>	-0.0047***	-3.63
<i>Tone</i>	0.0055***	6.29
<i>Covered</i> × <i>Post</i>	-0.0003	-0.23
<i>Post</i> × <i>Tone</i>	0.0000	0.04
<i>Covered</i> × <i>Tone</i>	-0.0022	-1.64
<i>Covered</i> × <i>Post</i> × <i>Tone</i>	0.0031*	1.67
<i>Covered</i> × <i>Optimismscore</i>	0.0006	0.44
<i>Covered</i> × <i>Post</i> × <i>Optimismscore</i>	0.0022	1.17
<i>Covered</i> × <i>Tone</i> × <i>Optimismscore</i>	0.0025	1.14
<i>Covered</i> × <i>Post</i> × <i>Tone</i> × <i>Optimismscore</i>	-0.0061**	-2.06
Other Variables	Yes	
Firm	Yes	
Media	Yes	
Year - Month	Yes	
Observations	109,185	
Adjusted R ²	0.2046	

(三) 声誉溢出效应的不对称性

正如表 4 的基于极端值的经济意义分析所示, 媒体的声誉溢出效应可能存在不

1 为精确起见, 我们根据相关系数的五位小数计算, 因此与表 4 四位小数计算的结果存在一定差别。

对称性。例如:如果媒体存在负向溢出效应而不存在正向溢出效应(或者相反),我们仍有可能得到以上回归结果。再者,即便存在双向溢出效应,相应阈值也可能各不相同。

为此,我们将样本分为实验组和控制组两部分,并在实验组样本内部按照 *Optimismscore* 的中位数(0.13)分为两组,分别回归,结果如表5所示。第(1)栏是控制组媒体回归结果,我们发现 $Post \times Tone$ 系数为负但不显著,从而说明控制组媒体整体不存在显著的声誉溢出效应。在第(2)栏高 *Optimismscore* 的实验组样本中, $Post \times Tone$ 系数为负但并不显著,从而说明做出较为正面报道的实验组媒体负向声誉溢出效应整体不显著。在第(3)栏低 *Optimismscore* 样本中, $Post \times Tone$ 系数显著为正,从而说明做出较为负面报道的实验组媒体存在显著的正向声誉溢出效应。因此我们进一步验证了媒体声誉溢出效应的不对称特征。

表5 声誉溢出效应的不对称性分析

变量	控制组媒体		实验组媒体			
	(1)		(2)		(3)	
	<i>All</i>		高 <i>Optimismscore</i>		低 <i>Optimismscore</i>	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
<i>Post</i>	-0.0047***	-3.62	-0.0041***	-2.83	-0.0054***	-3.57
<i>Tone</i>	0.0054***	6.07	0.0055***	3.14	0.0029	1.57
$Post \times Tone$	0.0001	0.10	-0.0001	-0.03	0.0051**	2.10
Other variables	Yes		Yes		Yes	
Firm	Yes		Yes		Yes	
Media	Yes		Yes		Yes	
Year - Month	Yes		Yes		Yes	
Observations	86 214		11 543		11 428	
Adjusted R ²	0.2071		0.2255		0.2520	

那么何种情形下,媒体会存在显著的负向声誉溢出效应?一种可能性是负向溢出效应仅在某些极端的情形下才存在,而如果媒体只是做出了一般性的正面报道,则不会引发投资者的声誉惩戒。为了验证此猜测,首先我们将高 *Optimismscore* ($Optimismscore > 0.13$) 的实验组媒体样本按照 *Optimismscore* 值的五分位数由低到高分为五组,分别回归,结果如表6所示。我们发现,当且仅当处于 Quintile5 ($Optimismscore > 0.77$) 的实验组子样本中, $Post \times Tone$ 系数显著为负。而其他情形下 $Post \times Tone$ 系数均不显著。我们将 Quintile5 对应的情形界定为过度正面报道。这充分说明只有做出过度正面报道的实验组媒体才存在

显著的负向声誉溢出效应,而做出一般正面报道的实验组媒体则不显著。

表 6 负向声誉溢出效应的分位数检验

变量	(1) Quintile1		(2) Quintile2		(3) Quintile3		(4) Quintile4		(5) Quintile5	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
<i>Post</i>	-0.0079**	-2.20	-0.0045	-1.34	-0.0079**	-2.02	-0.0004	-0.12	-0.0034	-1.04
<i>Tone</i>	0.0034	0.78	0.0061	1.45	0.0075	1.49	0.0003	0.08	0.0084**	2.53
<i>Post × Tone</i>	0.0041	0.70	-0.0057	-0.99	0.0061	0.86	0.0123	1.11	-0.0095**	-2.08
Other variables	Yes		Yes		Yes		Yes		Yes	
Firm	Yes		Yes		Yes		Yes		Yes	
Media	Yes		Yes		Yes		Yes		Yes	
Year - Month	Yes		Yes		Yes		Yes		Yes	
Observations	2,534		2,871		1,565		2,529		2,044	
Adjusted R ²	0.2980		0.3136		0.3504		0.2811		0.4670	

(四) 稳健性检验

首先,我们也使用违规曝光日前后[-14,14]作为新的窗口期,并相应调整违规日间隔后重新进行回归,仍得到了完全一致的结论。其次,为了进一步消除实验组媒体和控制媒体的特征的差异性对结果的干扰,我们进一步要求控制组媒体与实验组媒体处于同一城市。该限制能够更好地消除地理因素对新闻报道偏差的影响。结果仍完全一致。最后,以往研究(周开国等 2014)表明,媒体报道也可能会影响分析师的预测精度,而分析师报告也可能会影响媒体报道的内容进而影响资本市场。为了消除分析师报告对结果的干扰,我们进一步剔除 CAR 值计算的窗口期内分析师同时发布相关报告的样本。结果也完全一致。由于篇幅的限制,稳健性检验的结果在正文中不再列示。

五、进一步分析

本文认为,前文假设分析中所提出的三项条件成立的难度是依次递增的。虽然条件(1)和(2)较为容易满足,条件(3)成立则可能需要依托于更为严格的情境。在某些特定情境下,条件(3)可能不再成立。投资者在何种情形下更有可能根据媒体对涉案公司的事前报道质量,对其专业性和职业道德水平进行判断?本文从媒体声誉水平、违规事件严重性以及投资者认知能力三个角度进行分析。

(一) 媒体既有声誉水平

首先,本文检验了溢出效应是否取决于媒体声誉的先验信号。当投资者能够事先对媒体声誉进行准确判断时,便不会依赖于媒体对违规公司的报道进而调整其对媒体声誉的信念。另一方面,如果媒体既有声誉水平较低或存在较大不确定性,则投资者在调整对媒体声誉的评价时,会相应增加对外部信息源的依赖程度。我们采用两个指标衡量媒体的既有声誉信号。

第一,媒体的覆盖面。中央媒体集中了更优质的采编资源和更优秀的记者队伍,其权威性更高,被广大投资者所熟知。而地方媒体受制于采编能力和生存压力,更有动机发布不实报道。因此,相比地方媒体,中央媒体的既有声誉更高。我们合理预期地方媒体的声誉溢出效应更加明显,并将全样本按照实验组媒体分为两组分别回归。

第二,媒体的创刊年限。媒体的创刊年数越长,其运作模式越发成熟,更有可能积攒优势采编、经营等资源,在投资者群体中形成良好口碑。而与此相反,年轻媒体由于不被公众所熟知,其新闻报道质量更容易被投资者质疑。因此,本文合理预期创刊时间较短的媒体的声誉溢出效应更加明显,并将全样本按照实验组媒体创刊年数的中位数(18)进行分组回归。

回归结果如表7所示。第(1)-(2)栏是按照实验组媒体覆盖面分组检验。第(3)-(4)栏是按照实验组媒体创刊年数分组检验。结果显示,第(2)-(4)栏中核心交乘项系数均显著为负,而在(1)-(3)栏系数均不显著,这说明只有当媒体的既有声誉水平较低时,才会产生显著的声誉溢出效应。

表7 媒体既有声誉的影响

变量	媒体覆盖面				媒体创刊年限			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	中央		地方		年限长		年限短	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
<i>Covered × Post × Tone × Optimismscore</i>	0.0111	1.41	-0.0101***	-3.27	-0.0045	-1.06	-0.0076**	-1.97
Other variables	Yes		Yes		Yes		Yes	
Firm	Yes		Yes		Yes		Yes	
Media	Yes		Yes		Yes		Yes	
Year - Month	Yes		Yes		Yes		Yes	
Observations	20 039		88 486		41 146		68 039	
Adjusted R ²	0.3321		0.2199		0.2466		0.2595	

(二) 违规事件严重性

本文进一步检验了溢出效应是否取决于违规案件的严重程度。公司违规案件的严重性越高,媒体理应做出客观的事前报道。此外,严重的违规案件也更容易引起其他投资者关注。因此,我们认为违规案件越严重,投资者越有可能将此作为判断媒体的专业性和独立性的信号,并因此改变对媒体日后其他新闻报道的信任程度。严重的违规案件通常伴随着股价的剧烈下跌(Dyck et al. 2010),从而引起投资者的广泛关注。因此,我们使用违规曝光日前后的累积超额收益率(CAR)对违规事件严重程度进行度量。

本文按照实验组媒体样本中违规事件曝光日附近交易日窗口期 $[-1, 1]$ 的CAR的中位数,将样本分为两组分别进行回归。特别需要注意的是,在一些特殊情形下违规曝光可能触发公司的立即停牌甚至退市,使得CAR值无法计算。然而,这些后果本身也直接体现了违规案件的严重性,我们将其也归类为严重的违规事件。回归结果如表8所示。我们发现,在第(1)栏违规案件严重性较高的子样本中,核心交乘项的系数显著为负,而第(2)栏违规事件严重性较低子样本中该交乘项系数并不显著。综上所述,只有当违规案件严重性较高时,媒体对违规公司的事前报道才能够产生显著的声誉溢出效应。

表8 违规事件严重性的影响

变量	(1) 严重性高		(2) 严重性低	
	系数	t 值	系数	t 值
<i>Covered × Post × Tone × Optimismscore</i>	-0.0100***	-2.61	-0.0007	-0.16
Other variables	Yes		Yes	
Firm	Yes		Yes	
Media	Yes		Yes	
Year - Month	Yes		Yes	
Observations	62,997		46,188	
Adjusted R ²	0.2567		0.2503	

(三) 投资者认知能力

最后,媒体声誉的溢出效应也取决于投资者的认知能力。相比散户而言,专业机构投资者具有更多的信息优势,他们对媒体声誉具有更加深入透彻的了解,也能够更及时地根据媒体报道行为调整对其声誉的认知。因此,我们认为,非违规公司的机构投资者持股比例越高,媒体声誉溢出效应越明显。我们按照样本中非违规公司机构投资者持股比例(以距报道日最近披露的股权公告为准)的中位数将样本分为两组分别进行回归。回归结果如表9所示。我们发现,在第(1)栏高机构投资者比例子样本中,核心交乘项系数显

著为负,而在第(2)栏低机构投资者比例子样本中该交乘项系数并不显著。综上所述,只有当投资者的整体认知水平较高时,媒体对违规公司的事前报道才能够产生显著的声誉溢出效应。

表9 投资者认知能力的影响

变量	(1)		(2)	
	高机构投资者比例		低机构投资者比例	
	系数	t 值	系数	t 值
<i>Covered × Post × Tone × Optimismscore</i>	-0.0092**	-2.15	-0.0032	-0.82
Other variables	Yes		Yes	
Firm	Yes		Yes	
Media	Yes		Yes	
Year - Month	Yes		Yes	
Observations	54,586		54,599	
Adjusted R ²	0.1950		0.2692	

六、研究结论及启示

本文聚焦于公司违规事件曝光这一特定事件,探讨了媒体对违规公司的事前新闻报道所产生的声誉溢出效应。回归结果表明媒体对违规公司的事前新闻报道越正面(负面),日后针对非涉案公司发布的新闻报道的市场反应越弱(强),即存在双向声誉溢出效应。然而,该效应存在不对称性,表现为正向溢出效应明显强于负向溢出效应。进一步研究发现,当媒体的既有声誉水平较低、违规案件较为严重,以及非涉案公司机构投资者比例较高时,媒体的声誉溢出效应越明显。

媒体的声誉资产是有价值的、稀缺的、难以模仿和替代的。它可以帮助媒体更好地获取新闻事实,赢得受众和广告商的信赖并实现盈利等。媒体因专业性或者独立性丧失等原因会产生新闻报道偏差,干扰资本市场上投资者判断,也损害了在投资者群体中的声誉。因此,媒体应坚守新闻专业主义品格,坚持在市场经济中保持社会责任感,明辨是非,自觉遵守职业道德,“有所为、有所不为”。同时,可通过政策、法规来引导各类新闻媒体将社会效益放在第一位,健全对新闻媒体以及媒体资本市场的监管体系。

参考文献

- [1]才国伟、邵志浩和徐信忠 2015,《企业和媒体存在合谋行为吗?——来自中国上市公司媒体报道的间接证据》,《管理世界》第7期,第158~169页。
- [2]罗进辉 2018,《媒体报道与高管薪酬契约有效性》,《金融研究》第3期,第190~206页。
- [3]王木之和李丹 2016,《资本市场中的媒体公关:来自我国企业IPO的经验证据》,《管理世界》第7期,第121~136+188页。
- [4]熊艳、李常青和魏志华 2011,《媒体“轰动效应”:传导机制、经济后果与声誉惩戒——基于“霸王事件”的案例研究》,《管理世界》第10期,第125~140页。
- [5]易志高、潘子成、茅宁和李心丹 2017,《策略性媒体披露与财富转移——来自公司高管减持期间的证据》,《经济研究》第4期,第166~180页。
- [6]郑志刚 2007,《法律外制度的公司治理角色——一个文献综述》,《管理世界》第9期,第136~147页。
- [7]中国新闻年鉴社 2017,《中国新闻年鉴》,中国社会科学出版社 2017年12月。
- [8]周开国、应千伟和陈晓娴 2014,《媒体关注度、分析师关注度与盈余预测准确度》,《金融研究》第2期,第139~152页。
- [9]周开国、应千伟和钟畅 2016,《媒体监督能够起到外部治理的作用吗?——来自中国上市公司违规的证据》,《金融研究》第6期,第193~206页。
- [10]Ahern, K. R. and D. Sossyura, 2015, “Rumor Has It: Sensationalism in Financial Media”, *The Review of Financial Studies*, 28(7): 2050~2093.
- [11]Bushee, B. J., J. E. Core, W. Guay, and S. J. W. Hamm. 2010, “The Role of the Business Press as an Information Intermediary”, *Journal of Accounting Research*, 48(1): 1~19.
- [12]Dyck A., A. Morse, and L. Zingales, 2010, “Who Blows the Whistle on Corporate Fraud?”, *Journal of Finance*, 65(6): 2213~2253.
- [13]Dyck, A., N. Volchkova, and L. Zingales, 2008. “The Corporate Governance Role of the Media: Evidence from Russia”, *The Journal of Finance*, 63(3), 1093~1135.
- [14]Engelberg, J. E., and C. A. Parsons. 2011, “The Causal Impact of Media in Financial Markets”, *The Journal of Finance*, 66(1), 67~97.
- [15]Fich E. M. and A. Shivdasani, 2007, “Financial Fraud, Director Reputation, and Shareholder Wealth”, *Journal of Financial Economics*, 86(2): 306~336.
- [16]Gentzkow M. and J. M. Shapiro, 2006, “Media Bias and Reputation”, *Journal of Political Economy*, 114(2): 280~316.
- [17]Gurun U. G. and A. W. Butler, 2012, “Don't Believe the Hype: Local Media Slant, Local Advertising, and Firm Value”, *The Journal of Finance*, 67(2): 561~598.
- [18]Hope O. K., Y. Li, Q. Liu, and H. Wu, 2018, “Protecting the Giant Pandas: Newspaper Censorship of Negative News”, Working paper.
- [19]Lee L. F. and A. K. Lo, 2016, “Do Opinions on Financial Misstatement Firms Affect Analysts' Reputation with Investors? Evidence from Reputational Spillovers”, *Journal of Accounting Research*, 54(4): 1111~1148.
- [20]Liu, B., and J. J. McConnell. 2013, “The Role of the Media in Corporate Governance: Do the Media Influence Managers' Capital Allocation Decisions?”, *Journal of Financial Economics*, 110(1), 1~17.
- [21]Miller G. S., 2006, “The Press as a Watchdog for Accounting Fraud”, *Journal of Accounting Research*, 44(5): 1001~1033.

- [22]Mullainathan S. and A. Shleifer ,2005, “The Market for News” ,*American Economic Review* ,95(4) : 1031 ~ 1053.
- [23]Piotroski J. D. ,T. J. Wong , and T. Zhang ,2017, “Political Bias in Corporate News: The Role of Conglomeration Reform in China” ,*The Journal of Law and Economics* ,60(1) ,173 ~ 207.
- [24]Reuter J. and E. Zitzewitz ,2006, “Do Ads Influence Editors? Advertising and Bias in the Financial Media” ,*Quarterly Journal of Economics* ,121(1) : 197 ~ 227.
- [25]You J. ,B. Zhang , and L. Zhang ,2018, “Who Captures the Power of the Pen?” ,*The Review of Financial Studies* ,31(1) : 42 ~ 96.

The Reputational Spillover Effect of Media News Reports

RU Yi XUE Jian ZHANG Qian

(School of Economics and Management , Tsinghua University)

Summary: The media play an important role as an information intermediary and monitor in the capital market. The media can earn a good reputation if their news reports reflect the truth , and the journalists behind the reports can also obtain better career prospects. However , false reports may damage the media’s reputation and even hinder their normal operation. However , due to economic interests or a lack of professionalism , morals , and legal awareness , bias in media reporting is quite common.

In this paper , we examine whether a media outlet’s news reports prior to a firm’s fraud exposure affect the outlet’s reputation among investors (i. e. , whether there is a reputational spillover effect) . More specifically , we examine whether investors’ perceptions of the outlet’s reputation change immediately after a fraud is exposed and how they respond to news stories by the same outlet about other no – fraud firms. On one hand , if the media outlet releases positive reports about the fraudulent firm ex ante , rational investors should question its professionalism and/or independence , making its reports on other no – fraud firms less likely to be trusted in the near future (negative reputational spillover effect) . On the other hand , the media outlet’s negative reports may be regarded as a positive signal by investors , which can produce a positive reputational spillover effect.

We obtain firm fraud information from the China Stock Market and Accounting Research (CSMAR) database and set the lockup period as the window $[-14, -7]$ before fraud exposure. First , we identify the treatment media outlet that reports on the fraudulent firm during the lockup period. Next , we identify other no – fraud firms reported on by the same outlet in both windows $[-7, 0]$ and $(0, 7)$ around the exposure date. Then , for each no – fraud firm , we find all other media outlets that release reports in both windows but have no reports on the fraudulent firm and use them as the control group. Finally , all news reports on no – fraud firms in the window $[-7, 7]$ by the treatment media outlet and the control media outlets are identified and included in our sample.

We then use a difference – in – difference – in – differences (DDD) method for estimation. The results show that a more positive (negative) tone in the media’s pre – exposure news report leads investors to react less (more) strongly to its news reports on no – fraud firms soon afterwards , indicating a two – way reputational spillover effect. However , the effect is asymmetrical in that the positive spillover is significantly stronger than

the negative spillover. Further results show that the effect depends on investors' subjective perception of the media outlet's prior reputation and its ability to interpret the relevant information. The effect is more pronounced in cases with lower media reputation prior to the fraud, more severe fraud, or higher shareholding percentage of institutional investors in the no-fraud firm.

This paper provides empirical evidence on whether and how the media should maintain its reputation among investors. We demonstrate the importance of media objectivity to reputation accumulation and point out specific influencing factors that determine spillover effects. In addition, we find that the information content of media news reports is highly related to the outlet's most recent reporting quality, indicating that the information content of its news reports can change dynamically. Therefore, we also provide important guidance on how to use media news reports for making better investment decisions.

We acknowledge that the quality of media reports is also closely related to the individual characteristics of journalists, and these characteristics may also matter for the spillover effect discussed in this paper. In addition, the media's reporting behavior may directly affect the careers of journalists and even the reputations of peer outlets. What's more, the exposure of false reporting behaviors may also exert a long-term deterrent effect on media reporting quality. These issues can be explored in the future to deepen our understanding of media reputational concerns.

Keywords: Firm Fraud, Media Reputation, Spillover Effect, Asymmetry, Influencing Factors

JEL Classification: D81, G14, M41

(责任编辑: 李文华) (校对: LH)