

信息披露业务关系 与新闻报道质量*

□ 薛 健 汝 毅

摘要:中国资本市场中的指定信息披露媒体制度存续已久。近年来,有关该制度存在合理性的争论以及变革的呼声不绝于耳。在此背景下,本文探讨了媒体与上市公司之间的信息披露业务关系对新闻报道质量的影响。文章发现,第一,与非关联的情形相比,指定信息披露媒体会发布更多关联公司的新闻报道,这些报道内容更加详尽、情感上更加正面、信息含量更低;第二,当公司承受负增长业绩压力时,关联媒体更倾向于保持沉默,但一旦报道,其内容的乐观程度更高。公司信息环境越差或者双方业务关系越紧密,关联媒体的报道内容也越乐观;第三,投资者认可上市公司减少信息披露媒体数量这一做法,对其市场反应为正。使用倾向得分匹配的方法纠正样本选择偏差,文章的结论依旧稳健。本文的实证结果支持信息披露业务关系会影响媒体独立性、进而损害新闻报道质量这一假说。本研究为资本市场上正在持续开展的信息披露制度改革提供了重要的经验证据。

关键词:指定信息披露媒体 业务关系 新闻报道质量 信息含量

DOI:10.19744/j.cnki.11-1235/f.2020.0159

一、引言

信息披露作为上市公司的法定义务,是投资者关系管理中最为重要的部分,是资本市场的“生命线”。为规范上市公司信息披露,政府及监管部门制订了一系列准则条例。其中,指定信息披露媒体这一制度具有鲜明中国特色。该制度要求,上市公司依法必须披露的信息,应当在国务院证券监督管理机构指定的媒体发布。指定媒体在资本市场初创阶段曾经产生过积极效果,例如:它保证了与上市公司相关的重大信息能公开公平地传递给投资者,降低了知情人提前获知内幕信息的可能性。然而,近年来有关指定媒体存在合理性的争论以及变革的呼声不绝于耳。2019年底新修订的《证券法》规定,上市公司信息披露渠道不再是指定媒体,而调整为“符合国务院证券监督管理机构规定条件的媒体”。一时之间,市场上再次出现了有关指定媒体未来前景和发展出路的激烈讨论^①。

新《证券法》作出如此调整的初衷究竟为何?此前,市场上的普遍质疑是:指定信息披露媒体同时承担着新闻采编和信息披露的职能,并向上市公司收取高额费用,其独立性可能面临严峻挑战^②,进而可能会影响其新闻报道质量^③。关于该问题,我们在现实世界中也能找到一些观察性证据。例如:2019年1月,上市公司“乾景园林”的董秘被上交所给予通报批评处分。从违规内容来看,公司的指定媒体《上海证券报》撰写的公司“新闻稿”被认定为存在“夸张性宣传”和“过度解读”^④。在此案例中,该信息披露业务关系所产生的利益冲突便有可能是《上海证券报》对“乾景园林”发表不实报道的重要原因。上市公司通过关联的指定信息披露媒体获取有利的新闻报道究竟只是个例,还是资本市场上的普遍现象?这无疑是学者、投资者均十分关心的问题,对该问题的研究也必然能为新证券法相关规定的落实提供重要的理论支撑。

遗憾的是,当前关于该问题的研究仅停留在规范性分析层面(周俊生,2010;石研,2011;

*本文得到国家自然科学基金面上项目(71972115)的资助。汝毅为本文通讯作者。

程博,2012;周晓红,2013),尚未进行科学系统性的实证分析与检验。这些研究固然提供了一些思路借鉴,但也必然受制于其研究方法而带有主观判断,使得结论的客观准确性大打折扣。本文利用上市公司指定信息披露媒体的特有数据,基于“偏差说”“信息说”和“独立说”等可能假说,对该问题进行系统地探讨。具体而言,本文关注如下几个重要问题:(1)信息披露业务关系是否会影响媒体报道的质量。本文从报道数量、详尽程度、内容情感、信息含量等多个维度进行分析;(2)上述关系是否依托于特定情境。本文探讨了公司盈余消息性质、公司信息环境、业务关系强度等因素的作用;(3)市场如何看待上市公司调整其信息披露业务合作关系。

本文研究结果表明,相比于非关联媒体,上市公司选定的信息披露媒体会发布更多关于该公司的报道,这些报道内容更加详尽,情感上更加正面,但信息含量更低。进一步研究发现:当公司承受负增长业绩压力时,关联媒体更倾向于保持沉默,但一旦报道,其内容的乐观倾向更明显;公司信息环境越差或者双方的业务关系越紧密,关联媒体的情感也越正面。此外,投资者对上市公司减少信息披露媒体数量的市场反应为正。在使用倾向得分匹配的方法解决样本选择偏差所造成的内生性问题后,文章的结论依旧稳健。以上这些结果整体上支持了“偏差说”,表明信息披露业务关系会影响媒体独立性,进而损害新闻报道质量。

本文的研究贡献主要包括如下几个方面。

(1)丰富了媒体报道质量的影响因素的相关文献。众所周知,媒体在资本市场上发挥了重要的信息传递和监督的职能,但其报道并非总是客观公正的。媒体报道质量是一系列因素综合作用的结果,以往文献探讨了记者个体特征(Ahern and Sosyura,2015)、政治压力(Hope et al.,2020;Piotroski et al.,2017;You et al.,2018;Qin et al.,2018)、广告公关费用(Reuter and Zitzewit,2006;Gurun and Butler,2012)、社会关系(Ru et al.,2020)等因素对媒体报道质量的影响。植根于中国特殊的制度背景,本文发现信息披露业务关系对媒体的报道质量也产生了重要影响。此外,本文也追踪了媒体与公司一对一合作历史和动态变化过程,从而对经济利益关系强度、业务变更等问题进行了深入探讨。这些都是以往媒体领域研究未能触及的重要问题。

(2)补充了关于企业利用媒体报道进行资本运作的证据。近些年我国资本市场发展快速,上市公司对自身信息、形象管理愈加重视。企业可能通过影响媒体舆论以谋求经济利益;以往文献发现,企业在并购、高管减持等过程中会发布更多的新闻报道,从而获得更高的投资回报(Ahern and Sosyura,2014;易志高等,2017);也有文献表明上市公司可以通过财经公关公司(Bushee and Miller,2012;Solomon,2012;王木之、李丹,2016)、传媒子公司(饶育蕾等,2016)、传媒行业董事(Gurun,2016)等开展媒体公关活动,以树立良好的大众形象,平稳公司股价。信息披露业务具有不同于其他公关手段的产生机理和运营模式。本文试图从信息披露业务关系这一新的视角挖掘公司舆情和股价的影响因素,这将进一步丰富此领域的相关文献。

(3)为资本市场信息披露制度改革提供了经验证据。近年来,证监会和沪深交易所等监管机构对信息披露制度进行了一系列调整改革。例如:推行网站免费披露、增加信息披露时段、调整信息披露业务收费等。这些改革提高了上市公司信息披露的及时性,降低了对指定信息披露媒体的依赖程度,取得了一定成效;2019年底新修订通过的《证券法》则进一步降低了上市公司信息披露媒体的门槛。本文从指定信息披露媒体报道质量这一视角出发,佐证了当前改革的必要性和合理性,也指出媒体的采编与经营业务亟待进一步分离、规范与调整,具体建议详见文章结论部分。

本文的结构安排如下:第二部分是制度背景、文献综述和假设提出。第三部分是研究设计和样本描述性统计分析。第四部分是主要回归结果,考察了信息披露业务对媒体报道质量的影响。第五部分是进一步分析,对上述关系所依托的特定情境因素,以及信息披露业务变更决策等相关问题进行检验。第六部分是稳健性检验结果。第七部分是全文总结和政策建议。

二、制度背景、文献综述和假设提出

(一)制度背景

指定信息披露媒体的诞生与其独特的历史环境和时代背景是密不可分的。20世纪90年代初期,证券类

报刊大量涌现,信息渠道变得纷繁复杂。然而,证券市场的发展还比较不成熟,证券信息披露的公开、公平、公正急需法律规范和行政手段来保证(王姣姣,2003)。在这种时代背景下,1993~1994年间证监会陆续指定了“七报一刊”作为指定信息披露媒体^⑤。2009年IPO重启,新股发行滋生了对信息披露业务的强烈需求,四大证券报(即《中国证券报》《上海证券报》《证券时报》《证券日报》)均抓住时机不断拓展自身业务,逐渐在指定信息披露媒体市场获得了垄断地位。

指定信息披露媒体制度具有明确的法规依据。《证券法》第七十条规定:“依法必须披露的信息,应当在国务院证券监督管理机构指定的媒体发布,同时将其置备于公司住所、证券交易所,供公众查阅。”2007年1月证监会颁行的《上市公司信息披露管理办法》第六条规定:“上市公司及其他信息披露义务人依法披露信息,应当将公告文稿和相关备查文件报送证券交易所登记,并在中国证监会指定的媒体发布”“信息披露义务人在公司网站及其他媒体发布信息的时间不得先于指定媒体”。2016年沪深交易所分别发布《上海证券交易所上市公司重组上市媒体说明会指引》和《重大资产重组媒体说明会备忘录》,规定上市公司推出重大资产重组方案应召开媒体说明会,并应当邀请指定信息披露媒体参会,且数量不得少于3家。

然而在新形势下,指定信息披露媒体制度的弊端不断显现,例如:纸质媒体的信息时效性差,投资者阅读率低下造成资源浪费,高额信息披露业务费用转嫁成为投资者负担等(周俊生,2010)。鉴于此,政府有关部门近年来也着手进行相应改革,以提高信息披露效率,降低信息披露成本。例如:证监会在2012年、2013年相继修订的上市公司年度报告、半年度报告内容与格式准则中规定:“将年度(半年度)报告摘要刊登在至少一种中国证监会指定报纸上,刊登篇幅原则上不超过报纸的1/4版面,也可以刊登在中国证监会指定网站上。”证监会2017年又修订了上述格式准则,规定:“年度报告摘要只需选择在一种中国证监会指定报纸上刊登。”与此同时,信息披露业务的价格调整也被提上议事日程。华闻传媒2017年年报披露,截至2017年末,《证券时报》已经按照证监会要求将信息披露价格下调20%。

2019年12月28日,新修订通过的《证券法》规定,上市公司信息披露渠道从“指定信息披露媒体”调整为“符合国务院证券监督管理机构规定条件的媒体”。舆论普遍认为此举放开了上市公司信披媒体限制,将引发信披媒体市场蛋糕的重新分配。这些改革客观上削弱了上市公司与指定信息披露媒体的利益绑定关系,但从根本上并未改变指定信息披露媒体的经营模式,这些媒体仍旧同时承担新闻生产和信息披露的职能。与此同时,信息披露媒体也可能面临更加激烈的市场竞争环境,甚至因为改革的深入推行而愈演愈烈。因此,媒体新闻质量是否继续受影响仍有待观望。本文研究试图从指定信息披露媒体报道质量这一视角出发,佐证当前改革的必要性和合理性,并指出亟待进一步规范、调整的方向。

(二)文献综述

媒体在资本市场上不仅是重要的信息传递中介(Tetlock,2008;Bushee et al.,2010;Engelberg et al.,2011;Peress,2014;熊艳等,2014;黄俊、郭照蕊,2014),也积极履行其监督职能(Miller,2006;Dyck et al.,2008,2010;Liu and McConnell,2013;于忠泊等,2011;杨德明、赵璨,2012)。然而媒体并不一定是客观公正的,可能会受其他因素的干扰,出现报道偏差。Gentzkow和Shapiro(2010)认为,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。具体而言,以往研究从供给和需求两个视角对媒体报道偏差的影响因素进行探讨。

一方面,媒体报道偏差受媒体报道的供给方的影响,反映记者、编辑或者媒体所有者的个人动机、能力和偏好。例如:Ahern和Sosyura(2015)发现,记者的经验、教育经历和行业专长与其在并购谣言期间发布的新闻报道的准确性密切相关。另一方面,媒体报道偏差也可能反映了媒体对读者、广告商、政府等利益相关方的偏好和需求的迎合。例如:在读者层面,Gentzkow和Shapiro(2010)发现媒体出于迎合读者偏好而倾向于报道与其意识形态相近的政治新闻。在市场层面,Reuter和Zitzewit(2006)发现,基金推荐与基金先前在财经报刊的广告投入正相关;Gurun和Butler(2012)发现,由于企业的广告费投入,媒体在报道本地公司时,较报道非本地公司更倾向于使用更少的负面词汇。在政府层面,Piotroski等(2017)发现相比官方报纸而言,商业报纸的政治

偏差更小,该差异性在集团化报纸中更加明显;You等(2018)发现,相比官方财经媒体,市场导向的财经媒体报道的信息传递和监督作用更强;Hope等(2020)发现,政府审查限制了有关国企掏空新闻的报道;Qin等(2018)发现,降低地方政府之间的竞争反而增强了报纸的新闻分工,从而增大了政治偏差。

近年来国内的学术研究也注意到了媒体可能存在的报道偏差,但对其形成机理和作用渠道并未作出过多阐释。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。赵静梅等(2010)证实了中国股票市场上普遍存在的谣言现象。熊艳等(2011)则发现媒体在信息传导过程中追求“轰动效应”。孔东民等(2013)在一些特定场景也发现了当地媒体与企业合谋的证据。饶育蕾等(2016)则发现,上市公司控股媒体行业子公司会造成新闻报道偏差。

更为重要的是,在中国特殊的制度背景下,信息披露业务关系是否也会影响新闻报道质量这一问题仍然没有得到广泛关注,相关研究也主要停留在规范性分析阶段。例如:周俊生(2010)提出“传媒 GDP 主义”的概念,认为指定制度“封住了证券报的嘴巴”,并提议取消“指定制度”。石研(2011)则从信息垄断与信息公开、现行制度与媒介监督、披露内容与受众本位、延迟披露与新闻时效几个方面指出信息披露制度的相悖之处。程博(2012)则归纳总结了信息披露制度的弊端并提出相应改进建议。周晓红(2013)引用了与中国证券报记者的采访记录:“信披制度是中证报的生命之源,因此与其他依靠广告投放生存的报纸而言,每年的与老股信披关系的争取与维护是报社经营部门工作的重点。”这些研究缺乏大样本数据分析和验证,结论缺乏说服力。本文提出“偏差说”“信息说”“独立说”3个潜在假说,并结合所获取的指定信息披露媒体数据,通过计量分析方法首次对该问题进行系统性实证分析与探讨。

(三)假设提出

理论上讲,信息披露业务对新闻报道决策的影响机制存在几种可能的假说。对于每一种可能的假说,本文参照,从报道数量、详尽性、情感以及市场反应等维度进行探讨(Bushee et al., 2010; Piotroski et al., 2017; You et al., 2018)。

首先,信息披露业务关系可能使得媒体与上市公司达成妥协,掩盖、修饰或重构一些重要的事件,从而产生报道偏差,本文称之为“偏差说”。在资本市场上,组织之间可能存在股权和业务等联系,在经济利益最大化目标驱动下,容易产生利益冲突。以往诸多文献已证实,在利益冲突的情形下个体决策可能会产生偏差(Lin and McNichols, 1998; Gu et al., 2013; Gurun and Butler, 2012)。本文所论述的信息披露业务,也是一种经济利益关系,故而也可能诱发利益冲突,影响新闻报道质量。一方面,四大证券报作为一线媒体,其自身声誉和权威性较高,其正面报道可以为上市公司提供品牌增信。因此,上市公司非常重视与信息披露媒体建立良好的合作关系,支付信息披露费用便是其中重要途径之一。另一方面,面对日趋激烈的市场竞争,信息披露业务收入也是这些媒体最为重要收入来源之一。出于吸纳客户、增强市场竞争力的需要,信息披露媒体也可能为上市公司提供包括刊登公告、形象宣传等附加服务在内的“一揽子”服务。因此,媒体对公司进行报道时,可能会“歌功颂德”或更加谨慎。根据“偏差说”,本文预期指定媒体对关联公司的报道数量增加、详尽性提升,以对公司形象进行推广宣传;但当公司有负面新闻缠身时,关联媒体也可能选择“沉默”。与此同时,关联媒体报道的情感会更加正面,并且这种有偏性意味着报道信息含量的降低。

其次,信息披露业务关系也可能使得媒体获得更多相关信息而发布更有价值性的报道,本文称之为“信息说”。以往也有研究表明,资本市场中的组织和业务关系也可能降低信息不对称程度,促进信息流动,提高关联方的决策效率和质量(Irvine et al., 2004; Massa and Rehman, 2008; Chen and Martin, 2011)。事实上,多数媒体很难从上市公司那里得到一手的新闻线索和可以报道的信息。出于保护公司商业机密等因素考虑,再加上近年来频繁发生的新闻敲诈和假新闻案件,一些上市公司高管甚至对记者的新闻采访心怀抵触情绪。而在信息披露业务关系中,双方在平常业务往来中更容易产生信任和默契,管理层也更愿意“开诚布公”,针对公司的真实经营情况进行更为充分有效的沟通^⑥。指定信息披露媒体也更有可能在洽谈业务的过程中,获得更多与公司交流的渠道和机会(例如参加实地调研和电话访谈等),从而获得真实可靠的内部信息,挖掘有价值的新

新闻报道。根据“信息说”,本文认为指定信息披露媒体会发布更多关联公司的新闻报道,这些报道内容也更加详实,并具有更高的信息含量。由于媒体会对公司进行如实报道,“信息说”对于新闻的情感没有明确方向预测。

最后,信息披露业务关系也可能不会影响媒体报道,本文称之为“独立说”。一方面,为防范利益冲突的潜在不利影响,市场主体之间通常存在“防火墙”机制,媒体行业也不例外。为确保新闻报道的独立性,中国报社运营实行“两分开”的政策,其新闻采编和经营业务在组织上是分离的。通常情况下,传媒公司与报社签订经营业务授权和收入分成协议,获得独家经营权并开展信息披露业务(如图1所示)。因此,公司信息披露业务直接对接的是证券报的传媒公司而非采编部门,新闻采编过程可能并不会受利益冲突的影响。另一方面,Becker(1968)指出:犯罪是人们经过成本收益衡量之后的选择行为。媒体发布有偏报道这一“败德”行为可能会产生一系列的声誉成本。媒体普遍注重自己的声誉(Gentzkow and Shapiro, 2006; Dyck et al., 2010; Call et al., 2020),对于会损害其自身声誉的报道也会非常谨慎。四大证券报作为官方媒体,集中了优质的采编资源和记者队伍,其权威性较高。这些媒体一旦违反职业操守为公司发布不实报道,其声誉就有可能受到严重的影响。从上市公司自身角度来说,2005年起中国证监会开始加强资本市场上的公平信息披露。该措施如果能够完全有效地得以落实,势必切断媒体私下获取信息优势的渠道。综上,信息披露业务关系也可能不会影响媒体报道。基于“独立说”,上市公司通过信息披露业务对新闻报道产生的影响有限,不会产生明显的报道偏差。

基于以上分析,3种不同假说下,信息披露业务关系对媒体报道质量的影响机制是不同的。然而,“偏差说”和“信息说”并非完全互斥的竞争性假说,在一些情形下是可以并存的。例如,信息披露业务关系使得媒体获得了更多的新闻线索,报道数量和详尽性提高(“信息说”)。但这些报道的增加也可能同时起到宣传推广的作用,媒体也会以一种相对乐观的口吻进行报道;为了获得未来长久的新闻线索,关联媒体也可能会提供有利报道,从而损害报道的信息含量(“偏差说”)。为方便陈述和理解,本文提出如下假设。

假设1:信息披露业务关系不会影响媒体对上市公司新闻报道的质量。

三、研究设计

(一)数据来源和样本筛选

参照Piotroski等(2017),本研究使用的上市公司新闻数据来源于数行者科技(Datago)公司开发的报刊新闻量化舆情数据库(CNAD)^⑦。该数据库为新闻中每个句子的语意特征构建语意特征向量,并将该特征向量输入到业界领先的机器学习模型,自动地将句子的情感倾向分为正面、负面和中性这3类,进而计算出正文的情感分数评分。用来支持机器学习的训练数据主要采用香港中文大学授权使用的数据集。需要特别说明的是,数据库剔除了报刊上发布的广告、公司公告、市场行情汇报等信息,从而合理保证本文的研究样本中仅包含了媒体自己所撰写发布的公司新闻。

上市公司的指定信息披露媒体数据来源于上市公司各年年报。本文爬取了1996~2017年A股上市公司各年度的指定信息披露媒体数据^⑧。一般情况下,年报中披露的是其发布年度(而非报告期内)的指定信息披露媒体信息。统一起见,在确定公司各年度指定信息披露媒体时,本文以上一年度年报披露信息为准。本文进而绘制了指定信息披露媒体分布的时间趋势图,如图2所示。从图中可以看出:四大证券报完全垄断了上市公司的信息披露业务。其中,《证券日报》的信息披露业务起步较晚,且市场份额相比其他三大证券报有较大差距。四大证券报的业务在

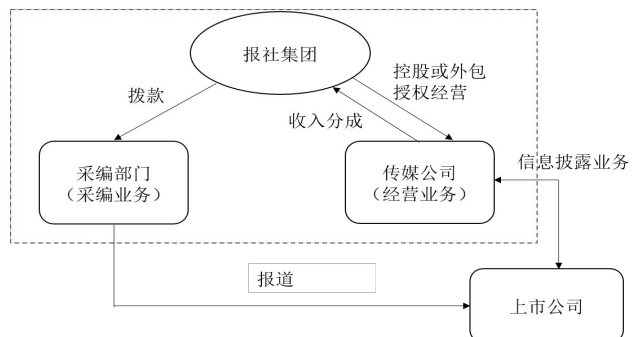


图1 上市公司与媒体关联路径示意图

2009~2010年间出现井喷现象,这与IPO重启密切相关。除此之外,本文还统计了上市公司每年的指定信息披露媒体数量,并发现1996~2017年间,仅使用1家指定信息披露媒体的公司一年份观察值占全样本的25.5%,而使用2家、3家、4家指定信息披露媒体的比例分别为:41.1%、19.6%、13.7%。此外,使用1~2家指定信息披露媒体的比例各年呈明显下降趋势,而3家、4家的比例显著提升。这说明越来越多的上市公司意识到拓展与指定信息披露媒体的业务合作关系的重要性。

本文的研究样本包含2005~2016年期间所有A股上市公司,这些公司只能从四大证券报中指定信息披露媒体,但并不一定与每家媒体均存在业务关系。本文研究恰好就是利用了公司在选择4家证券报作为指定媒体时的差异性进行研究。同一公司可以使用一家或者多家媒体,不同公司之间对同一媒体的使用情况也存在差异。即:本文的研究样本中存在着“公司”和“媒体”两个维度的对比。

本研究的样本观察期为2005~2016年。之所以剔除了2005年之前的新闻样本,主要是因为《证券日报》等媒体新闻报道缺失严重。此外,每篇新闻报道可能仅针对一家公司,也可能同时提及多家公司。如果新闻报道涉及的公司数量过多,本文很难判断新闻报道的情感是否针对某家特定的公司,因此借鉴Chen等(2014),本文仅保留文章中提及的焦点上市公司个数为1的新闻样本。其他财务指标等变量数据来源于CSMAR数据库和RESSET数据库。

(二)变量设计

1. 因变量:新闻报道质量

本文用以下几个变量来衡量新闻报道质量。这4个维度的新闻报道特征变量环环相扣,与一个或者多个假说密切相关。本文通过对该4个变量进行系统性检验,以期对新闻报道质量形成整体认知。

首先,本文度量了报道的数量(*Coverage*),用来衡量媒体对上市公司的跟踪报道强度。其定义为: $\log(\text{媒体对每家上市公司每年的新闻报道数量}+1)$ 。

在新闻报道内容层面,借鉴You等(2018),本文构建了衡量新闻报道详实性的指标(*Length*),定义为: $\log(\text{每篇新闻报道的句子数})$ 。本文合理假设新闻报道越长,其内容越详实。

依照Piotroski等(2017)的研究,本文构建了情感倾向得分指标*Tone*,具体衡量方式为: $(\text{正面句子数}-\text{负面句子数})/(\text{正面句子数}+\text{负面句子数}+1)$ 。此指标越大,说明新闻报道越正面。新闻报道的情感是衡量新闻质量的重要指标之一,以往研究指出新闻报道越负面,越具有价值性(You et al., 2018; Call et al., 2020)。

最后,本文使用累计超额收益率(*CAR*)与新闻报道情感的关联性衡量新闻报道的信息含量(You et al., 2018)。本文采用市场调整法,计算出新闻发布日附近 $[0, 1]$ 、 $[-1, 1]$ 、 $[0, 5]$ 、 $[0, 10]$ 这4个窗口期的*CAR*。其中,每天的超额收益率=日股票收益率-按总价值加权的A股市场收益率。一方面,新闻报道可能引起投资者交易行为。如果媒体报道存在偏差,并且投资者能够看穿,市场将会质疑关联媒体所发布的新闻报道的可靠性或真实性,从而在股价反应上给予折扣;如果关系链意味着更多价值性信息的产生,投资者将给关联媒体报道以更强的市场反应。另一方面,公司每天可能有诸多新闻同时发布,这些新闻报道背后一般也对应于具体的公司事件,本文很难排除这些因素的影响。但一个同样非常合理的逻辑是:公司的股价和收益在某种意义上以一种无偏的方式反映了公司信息。因此,本文也可放松“新闻报道引起股价波动”的假定,即不强调因果关系的强弱,便也足以证实信息披露业务关系对新闻报道信息含量的影响。

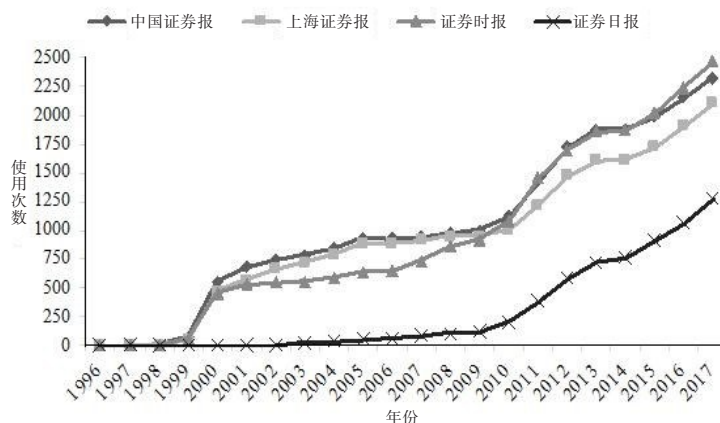


图2 上市公司指定信息披露媒体分布(1996~2017年)

2. 自变量:信息披露业务关系(Connected)

该变量是哑变量,针对样本各年度,如果媒体当年是上市公司的指定信息披露媒体,则取值1,否则取值0。在极少数情形下,上市公司会选择在中途变更指定信息披露媒体。为方便起见,本文假定,年报中所披露的指定信息披露媒体承担了一个完整会计年度的信息披露业务。

3. 控制变量

本文控制了以往文献(Bushee et al., 2010; Piotroski et al., 2017; You et al., 2018)中曾使用的可能会影响公司媒体报道倾向性或内容情感的变量。这些变量包括:盈余消息性质(*BNews*)、资产收益率(*ROA*)、股票收益率(*Return*)、公司规模(*Size*)、财务杠杆(*Leverage*)、市净率(*MB*)、第一大股东持股(*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,对主要连续型控制变量进行了上下1%的缩尾处理。

(三) 检验模型

本文以四大证券报所发布的全部A股上市公司新闻报道为基础,构建回归分析样本,并采用面板模型估计。之所以仅聚焦于四大证券报,一方面是因为四大证券报与市场化媒体相比在新闻报道特征、信息传递和监督职能等方面存在显著差异(You et al., 2018);而另一方面,四大证券报垄断了上市公司信息披露市场,其他官方媒体与四大证券报相比在财经专业性、规模等维度也不具有可比性,事实上也没有信息披露资质。如果在回归分析中包括除四大证券报外的其他媒体,将有可能使得核心自变量(信息披露业务关系)被其他因素干扰,从而影响本研究的结论的准确性。因此,本文的样本中仅包括了四大证券报所发布的新闻报道。此外,虽然四大证券报均具有信息披露业务资格,上市公司并不一定与每家媒体均存在业务关系,这就保证了该研究样本内部具有足够的变异性,以进行对比分析。

首先,本文检验了信息披露业务关系是否影响四大证券报对公司的报道频次。样本观察值是所有的公司一媒体一年份配对,无论当年媒体是否对公司进行报道。检验模型如式(1)所示。 i 是公司, j 是媒体, t 是年份。 $Coverage_{i,j,t}$ 表示 t 年媒体 j 对公司 i 的报道数量。 $Connected_{i,j,t}$ 表示当年媒体 j 是公司 i 的关联指定信息披露媒体。 $Other Controls$ 包括公司 i 的个体特征,以及企业、媒体和年份固定效应。本文在公司层面进行聚类处理。“偏差说”和“信息说”下,关联媒体均可能会对上市公司发布更多报道,本文预期 $\alpha_1 > 0$;“独立说”下 $\alpha_1 = 0$ 。

$$Coverage_{i,j,t} = \alpha + \alpha_1 Connected_{i,j,t} + \alpha_2 Other Controls + \varepsilon_{i,j,t} \quad (1)$$

其次,本文也探讨了新闻报道内容详实性、情感的差异,该检验中样本观察值为每一篇新闻报道。检验模型如模型(2)所示。 i 是公司, j 是媒体, k 是新闻报道, t 是年份。 $Length_{i,j,k,t}$ 、 $Tone_{i,j,k,t}$ 分别表示 t 年媒体 j 对公司 i 的新闻报道 k 的详实性、情感。 $Connected_{i,j,t}$ 表示 t 年媒体 j 与公司 i 存在信息披露业务关系。 $Other Controls$ 包括公司 i 的个体特征,以及公司、媒体、年份固定效应。本文在公司和日期两个维度进行聚类处理(Petersen, 2009; You et al., 2018)。当因变量是 $Length$ 时,“偏差说”和“信息说”下,关联媒体均可能对上市公司发布的报道内容更为详实,本文预期 $\beta_1 > 0$;“独立说”下 $\beta_1 = 0$ 。当因变量是 $Tone$ 时,本文预期在“偏差说”下,媒体会对关联公司发布更加正面的新闻,因此 $\beta_1 > 0$,但在“信息说”和“独立说”下,本文无法对 β_1 的方向作整体预期,因此

表1 主要变量名称及定义

变量符号	变量名称	变量定义
<i>Coverage</i>	报道数量	log(媒体对每家上市公司每年的全部报道数量+1)
<i>Length</i>	新闻详实性	log(每篇新闻报道的句子数)
<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>CAR</i>	累计超额收益率	新闻发布日附近窗口期经市场调整的累计超额收益率
<i>Connected</i>	信息披露业务关系	如果媒体当年是上市公司的指定信息披露媒体之一,则取值1,否则为0
<i>BNews</i>	盈余消息性质	如果公司当年净利润低于上年,则取值1,否则为0
<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>Size</i>	公司规模	log(资产规模)
<i>Leverage</i>	财务杠杆	负债总额/资产总额
<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	log(对公司进行跟踪的分析师或团队数量+1)
<i>Top1</i>	第一大股东持股	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

本文预测 $\beta_1=0$ 。

$$Length_{i,j,k,t}/Tone_{i,j,k,t} = \beta + \beta_1 Connected_{i,j,t} + \beta_2 Other\ Controls + \varepsilon_{i,j,t} \quad (2)$$

最后,本文检验了信息披露业务关系对媒体报道信息含量的影响。样本观察值为每一篇新闻报道。检验模型如模型(3)所示。其中 $CAR_{i,t}$ 是新闻发布日期附近 $[0, 1]$ 、 $[-1, 1]$ 、 $[0, 5]$ 、 $[0, 10]$ 窗口期经市场调整的累计超额收益率。 $Tone$ 是每篇新闻报道的情感色彩。 $Connected_{i,j,t}$ 表示当年媒体 j 是公司 i 的指定信息披露媒体。 $Other\ Controls$ 包括公司 i 当年个体特征,以及企业、媒体和年份固定效应。本文在模型中加入了 $Connected$ 与 $Tone$ 的交乘项。如果“偏差说”成立,关联媒体新闻的情感与市场反应的相关性削弱,因此本文预期 $\gamma_3 < 0$;如果“信息说”成立,关联媒体的新闻情感与市场反应的相关性会更强,则 $\gamma_3 > 0$;“独立说”下 $\gamma_3 = 0$ 。

$$CAR_{i,t} = \gamma + \gamma_1 Connected_{i,j,t} + \gamma_2 Tone_{i,j,k,t} + \gamma_3 Tone_{i,j,k,t} \times Connected_{i,j,t} + \gamma_4 Other\ Controls + \varepsilon_{i,j,t} \quad (3)$$

(四)样本描述性统计

表2从时间维度对新闻报道样本进行描述性分析。本文剔除了当年变量缺失的样本,以保持与回归分析中使用的样本的一致性。从表中可以看出,全样本中关联媒体的新闻观测值占全部样本观测值71.0%。从2005~2016年,关联观测值占比一直稳定在66.8%以上,且该比例近年来仍有上升趋势。一个很重要的原因是越来越多的公司选择增加指定信息披露媒体,特别对于刚上市的公司而言更是如此。而另一方面,也可能是指定信息披露媒体给予关联公司相对更多的新闻报道,本文在后文进行专门检验。从纵向来看,新闻报道数量随着时间推移呈现出明显下滑趋势,究其原因,很可能是因为近几年来指定信息披露媒体面临信息披露制度改革和业务转型压力,其版面大幅度缩减,很多新闻报道转而通过网站公布,这使得纸质新闻报道数量持续减少。

表3汇报了回归模型中的主要变量的描述性统计(分别基于不同因变量所构建的样本)。在因变量为 $Coverage$ 的样本中,本文发现 $Coverage$ 的均值为0.933,说明平均而言每家指定信息披露媒体对公司每年报道数量为 $1.542(e^{0.933}-1)$ 次。 $Connected$ 的均值为0.572,说明观察期内有57.2%的上市公司与特定指定信息披露媒体存在业务关系。

在因变量为 $Length/Tone$ 的样本中, $Tone$ 均值为0.325,中位数为0.500,这说明平均而言样本中的新闻报道更加正面。 $Connected$ 均值为0.710,即有71.0%的新闻样本存在信息披露业务关系,与表2结果一致。未报告的T检验结果显示, $Connected=1$ 的子样本相比 $Connected=0$ 的子样本的 $Tone$ 值显著更大。更为严格的回归检验结果留待稍后进行正式分析。样本中多数变量之间的相关性较小,表明变量之间不存在严重的多重共线性问题。此外, $Tone$ 与 $Length$ 的相关系数为-0.160,原因可能是负面新闻具有更高的价值性(Call et al., 2020),因此媒体更有可能花费精力对其进行深入报道。

四、回归结果

(一)信息披露业务关系与媒体报道特征

表4第(1)~(3)列汇报了信息披露业务关系对媒体报道特征影响的全样本回归结果。第(1)列因变量是报道数量。本文发现 $Connected$ 系数显著为正($p < 0.01$),从而说明信息披露业务关系使

表2 新闻报道样本分布

年份	非关联新闻报道	关联新闻报道	总计	关联占比
2005	13556	33296	46852	0.711
2006	14031	34287	48318	0.710
2007	15118	39129	54247	0.721
2008	23330	46887	70217	0.668
2009	15555	34766	50321	0.691
2010	11898	25060	36958	0.678
2011	12492	27041	39533	0.684
2012	10379	28555	38934	0.733
2013	8844	25529	34373	0.743
2014	6588	21197	27785	0.763
2015	5007	15840	20847	0.760
2016	4495	14207	18702	0.760
总计	141293	345794	487087	0.710

表3 变量描述性统计

	因变量: Coverage (n=88617)			因变量: Length/ Tone (n=487087)		
	均值	中位数	标准差	均值	中位数	标准差
Coverage	0.933	0.693	0.917			
Length				2.474	2.485	1.064
Tone				0.325	0.500	0.491
CAR [0,1]				0.005	-0.001	0.052
CAR [-1,1]				0.010	0.003	0.062
CAR [0,5]				0.005	-0.002	0.080
CAR [0,10]				0.006	-0.002	0.099
Connected	0.572	1.000	0.495	0.710	1.000	0.454
BNews	0.418	0.000	0.493	0.357	0.000	0.479
ROA	0.032	0.032	0.064	0.032	0.029	0.070
Return	0.340	0.105	0.822	0.472	0.149	1.076
Size	21.920	21.740	1.367	23.450	22.700	2.660
Leverage	0.479	0.477	0.235	0.589	0.585	0.238
MB	4.046	2.889	4.173	3.505	2.490	3.427
TV	5.587	4.646	3.821	4.458	3.428	3.642
STD	0.032	0.030	0.010	0.032	0.030	0.010
Analyst	1.433	1.386	1.145	2.090	2.398	1.294
SOE	0.491	0.000	0.500	0.642	1.000	0.479
Top1	0.356	0.335	0.153	0.362	0.322	0.181
Local	0.080	0.000	0.271	0.156	0.000	0.363

注:当因变量为CAR时,观察值略微减少,相应控制变量的描述性统计不再列示。

得关联媒体发布了更多关于公司的新闻报道。第(2)列中因变量为 *Length*, 其系数也显著为正 ($p < 0.01$), 说明信息披露业务关系提高了新闻报道的详实程度。但正如前文假设所言, 这些结果即可以作为支撑“信息说”的证据, 又可以从“偏差说”得以解释。第(3)列中因变量为 *Tone*。 *Connected* 系数显著为正 ($p < 0.01$), 这说明信息披露业务关系使得媒体的新闻报道情感整体上更加正面, 支持“偏差说”^⑨。

然而需要特别注意的是, 使用全样本回归分析可能包含两种形式的偏差。一种为针对同一事件, 关联媒体有意识地采用一种更加乐观的口吻进行报道(内容偏差); 另一种为关联媒体可以主动选择报道更多正面新闻, 而对负面新闻避而不报, 即选择性偏差(Piotroski et al., 2017)。在基于全样本的回归分析中, 本文无法判断究竟是哪一种偏差发挥作用。

盈余公告为本文剥离以上两种类型的偏差, 并直接检验内容偏差是否存在提供了一个绝佳的研究情境。首先, 上市公司的盈余公告是媒体和资本市场都较为关注的重要事件。媒体在此期间内的报道向大众传播了盈余信息的同时, 也做出了一定的解释分析, 这些报道能够影响投资者交易行为(Bushee et al., 2010; Drake et al., 2014; Guest, 2018)。因此, 公司有足够的行为动机通过关联媒体发布对自身有利的报道。此外, 盈余公告发布后, 不同的媒体针对同一事件进行报道, 并且所使用的信息来源是相同的(例如, 公司盈余公告以及相关信息披露)。不同媒体在盈余公告日附近发布的新闻很可能围绕相同主题, 事件异质性能被有效地控制。本文能直接检验针对同一事件, 对比关联媒体和非关联媒体之间报道数量、详尽程度和情感的差异。为此, 本文保留上市公司各年度盈余公告日后[0, 10]窗口内的新闻, 分别构建相应回归样本。受数据限制, 本文无法准确获知新闻报道主题, 参照Piotroski等(2017), 本文合理假定在盈余公告日发布日后短期的报道与盈余公告事件相关。

使用盈余公告样本的回归结果如表4第(4)~(6)列所示^⑩。第(4)列基于公司—媒体—盈余公告层面, 本文仍旧发现针对同一盈余公告, 关联媒体的报道数量更多, 与全样本结论一致。在第(5)、(6)列新闻层面的分析中, 为了能直接检验内容偏差, 本文也额外要求针对同一公告, 关联媒体和非关联媒体在窗口期内均有报道。结果发现, 关联媒体的报道内容仍更为详尽, 情感更加正面。此外, 未汇报的结果显示, 即便取消关联媒体和非关联媒体均有报道的限制, 结果依旧显著存在。因此, 本文验证了关联媒体内容情感偏差的存在。该结果表明: 即便盈余消息已确凿、公开并为市场获知时, 关联媒体仍发布了有偏报道。

表4的回归结果首先排除了“独立说”。表明虽然采编和运营“两分离”是媒体行业应当遵循的基本原则, 指定信息披露媒体还是不可避免地受到业务关系的影响, 发布更多、更详实、更正面的报道。然而, 信息披露业务关系对媒体报道质量的影响是较为复杂的, “信息说”、“偏差说”并不完全矛盾, 可以同时发挥作用: 一方面, 由于业务关系的存在, 关联媒体更有可能挖掘公司的新闻报道, 获得更多的新闻线索, 表现为新闻报道的数量和详尽程度增加(“信息说”); 另一方面关联媒体报道可能出于宣传推广的目的, 发布情感更加正面的新闻报道(“偏差说”)。至于这些报道

表4 媒体报道的特征分析

	全样本			盈余公告样本		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
因变量	<i>Coverage</i>	<i>Length</i>	<i>Tone</i>	<i>Coverage</i>	<i>Length</i>	<i>Tone</i>
<i>Connected</i>	0.163*** (30.04)	0.165*** (40.69)	0.021*** (11.45)	0.068*** (23.83)	0.289*** (12.16)	0.024** (2.47)
<i>BNews</i>	-0.019*** (-2.97)	-0.003 (-0.72)	-0.006*** (-4.42)	-0.013*** (-4.42)	-0.023 (-0.70)	-0.153*** (-9.99)
<i>ROA</i>	0.082 (1.02)	0.022 (0.52)	0.425*** (19.71)	0.165*** (4.45)	-0.490* (-1.71)	0.583*** (3.48)
<i>Return</i>	0.012* (1.88)	0.018*** (5.83)	0.020*** (13.56)	-0.015*** (-4.47)	0.000 (0.01)	0.008 (0.75)
<i>Size</i>	0.085*** (7.54)	-0.043*** (-8.96)	0.066*** (26.90)	0.015*** (3.15)	0.023 (0.60)	0.096*** (4.66)
<i>Leverage</i>	0.104*** (3.11)	-0.029 (-1.55)	-0.157*** (-16.31)	0.008 (0.49)	0.037 (0.26)	-0.048 (-0.63)
<i>MB</i>	0.011*** (7.83)	0.003*** (3.43)	-0.002*** (-3.94)	0.004*** (5.80)	0.013* (1.89)	-0.006* (-1.87)
<i>TV</i>	-0.003*** (-2.64)	0.000 (0.10)	-0.001*** (-3.76)	0.001 (1.08)	-0.006 (-0.91)	0.003 (0.92)
<i>STD</i>	16.870*** (21.16)	2.885*** (7.05)	-1.845*** (-8.91)	3.908*** (9.11)	4.988 (1.56)	1.445 (0.83)
<i>Analyst</i>	0.095*** (16.81)	0.012*** (3.30)	0.039*** (22.80)	0.033*** (12.41)	0.007 (0.27)	0.012 (0.78)
<i>SOE</i>	-0.092*** (-3.20)	0.006 (0.52)	-0.010* (-1.85)	-0.025** (-2.08)	0.093 (1.12)	-0.096** (-2.18)
<i>Top1</i>	-0.221*** (-3.17)	-0.138*** (-4.74)	0.142*** (9.82)	0.018 (0.62)	-0.089 (-0.41)	0.134 (1.12)
<i>Local</i>	0.095*** (10.04)	0.031*** (6.87)	0.009*** (4.25)	0.021*** (4.31)	0.019 (0.64)	-0.014 (-1.08)
<i>Constant</i>	-0.970*** (-4.16)	3.343*** (32.02)	-1.262*** (-23.66)	-0.324*** (-3.25)	1.646* (1.94)	-1.948*** (-4.48)
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Media</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	88617	487087	487087	80398	13070	13070
Adjusted R ²	0.603	0.102	0.137	0.316	0.123	0.254

注: 括号内为稳健t值。***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$ 。在盈余公告样本第(5)~(6)列分析中, 本文额外要求关联媒体和非关联媒体针对同一盈余公告均有报道。下表同。

是否具有信息含量,本文将在后文进一步进行检验,以进一步区分这两种假说。

此外,多数控制变量的系数与以前研究(You et al., 2018; Piotroski et al., 2017)相比具有较高的一致性。例如在第(1)列对报道数量的分析中,本文发现规模大、分析师跟踪数量越多,媒体报道数量越多,与Call等(2020)的研究一致。在第(3)、(6)列对新闻情感的分析中,本文也发现,公司的财务和市场表现越好,新闻报道也越正面;此外,规模较大或非国有的企业新闻报道情感更加正面。当公司业绩相比去年下滑时,媒体报道更少,报道内容也更加负面。此外,公司与媒体同处一地时,公司能够获得更多更详尽的新闻报道,其情感也更加正面。这可能是更便利的信息获取渠道,广告费等业务关系或者当地政府审查等因素所致(Gurun and Butler, 2012; 孔东民等, 2013; Hope et al., 2020)。

(二)信息披露业务关系与媒体报道信息含量

上文的的结果在很大程度上可被视为“偏差说”的证据,但本文仍无法完全排除“信息说”的存在性。为了进一步区分两种假说,本文检验了信息披露业务关系对媒体报道信息含量的影响。尽管本文发现关联媒体的报道情感更加乐观,但新闻的乐观倾向性并不一定意味着更低的信息含量。一方面,如果关联媒体的乐观倾向是基于“偏差说”,其新闻报道的信息含量均较低,导致关联媒体所发布的新闻报道与市场反应的相关性较弱。反之,如果“信息说”成立,关联媒体发布的报道可能恰好揭露了公司真实的业绩和战略,其信息含量更高,从而表现为关联新闻报道与市场反应之间更强的相关性。

表5是回归结果。本文发现在(1)~(4)列中,Connected系数符号不一致,且多数不显著。Tone系数均显著为正。这说明相比负面新闻,正面新闻对应的市场反应更为积极。最为重要的是,Connected与Tone的交乘项显著为负,这说明相比非关联情形,关联媒体的新闻报道的情感与市场反应的相关性更差,信息含量更低,从而进一步支持了“偏差说”,而不支持“信息说”。

五、进一步分析

上述结果表明信息披露业务关系使得关联媒体发布了更多的新闻报道,这些报道的内容更为详尽,情感更加正面,但信息含量更低。这些结论整体上更倾向于支持“偏差说”。更进一步地,信息披露业务关系对媒体报道质量的影响是否依托于特定情境呢?本部分从盈余消息性质、公司信息环境、业务关系强度等多个维度入手,进行更为深入的分析检验。

(一)盈余消息性质

首先,为了进一步验证关联媒体对公司新闻报道时所面临的利益冲突困境,本文检验了信息披露业务关系对媒体报道特征的影响是否取决于公司盈余消息的性质。以往研究表明,当坏消息产生时,公司有强烈的动机发布正面新闻报道,从而向投资者澄清事实,平复投资者情绪,防止股价大幅度下跌(Lee et al., 2015)。就本文研究而言,本文预期基于“偏差说”,当公司深陷负面新闻时,出于维护业务关系的考虑,关联媒体可能选择主动规避报道,保持“沉默”;而即便在此种情况下仍发布新闻,也会倾向于以一种更加正面的口吻进行报道。

本文使用BNews衡量盈余消息利好程度,在模型中加入BNews与Connected的交乘项。根据Lu等(2019)的调查,中国上市公司和投资者普遍更关注利润/盈余同比变动指标,而并不会与分析师预测进行比较。表6第(1)~(3)列是全样本回归分析结

表5 媒体报道的信息含量

	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量	CAR[0,1]	CAR[-1,1]	CAR[0,5]	CAR[0,10]
Connected	0.000 (0.24)	-0.000 (-0.94)	0.001 (1.62)	0.001** (2.08)
Tone	0.011*** (32.68)	0.018*** (45.02)	0.013*** (19.60)	0.009*** (15.15)
Connected×Tone	-0.002*** (-4.48)	-0.003*** (-7.94)	-0.001** (-2.47)	-0.001* (-1.82)
BNews	-0.000 (-0.12)	0.000 (0.06)	-0.001*** (-2.79)	-0.002*** (-4.02)
ROA	0.015*** (4.51)	0.021*** (5.57)	0.021*** (4.02)	0.027*** (4.20)
Return	0.006*** (23.20)	0.009*** (27.83)	0.014*** (34.19)	0.022*** (41.70)
Size	-0.002*** (-5.37)	-0.003*** (-6.89)	-0.004*** (-6.11)	-0.005*** (-6.28)
Leverage	0.000 (0.09)	0.002 (1.05)	0.001 (0.22)	-0.001 (-0.51)
MB	0.000 (1.48)	0.000 (1.03)	0.000** (2.06)	0.000 (1.29)
TV	-0.001*** (-8.95)	-0.000*** (-4.19)	-0.001*** (-8.87)	-0.001*** (-6.59)
STD	0.635*** (16.65)	0.925*** (20.13)	0.899*** (14.30)	0.989*** (12.83)
Analyst	-0.000 (-0.23)	-0.001*** (-2.88)	0.000 (0.55)	0.001** (2.04)
SOE	-0.001 (-1.21)	-0.001 (-0.97)	-0.002 (-1.31)	-0.001 (-0.60)
Top1	-0.005** (-2.42)	-0.003 (-1.20)	-0.007** (-1.98)	-0.008** (-2.06)
Local	0.000 (0.19)	0.000 (0.45)	0.000 (0.31)	0.000 (0.92)
Constant	0.037*** (4.36)	0.053*** (5.47)	0.069*** (5.06)	0.087*** (5.35)
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Media FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	469071	469071	469071	469071
Adjusted R ²	0.050	0.071	0.050	0.055

果。第(1)列回归结果显示, *Connected* 系数显著为正但交乘项系数显著为负, 说明公司出现负面盈余消息时, 关联媒体的相应报道数量显著减少。在第(2)列中, 本文发现 *Connected* 和交乘项系数均显著为正, 从而说明关联媒体对出现负面消息的公司会发布更为详尽的报道。然而, 对应于报道内容的情感, 本文发现在第(3)列中, *Connected* 系数仍显著为正, 而交乘项系数显著为负, 说明当公司出现利空消息时, 关联媒体的报道情感整体上更加正面。在(4)~(6)列对盈余公告的样本分析中, 本文也发现关联媒体在公司出现负面消息时, 其报道数量减少, 但报道详尽性并未发生显著变化。更为重要的是, 本文发现第(6)列中交乘项显著为正, 而 *Connected* 系数不再显著。对照表4第(6)列的结果, 这说明针对同一盈余公告事件, 关联媒体的乐观性倾向更主要是体现在公司出现负面消息这一情形之中。

综上所述, 本文发现: 信息披露业务关系对媒体报道特征的影响依赖于公司盈余消息的具体性质。本文验证了关联媒体选择性报道偏差的存在, 即: 在公司面临业绩增长压力时, 关联媒体更倾向于保持沉默, 但一旦发布新闻, 则会选择性地报道正面新闻, 从而起到了重要的形象宣传和推广作用。这一结果表明公司出现坏消息时, 关联媒体面临更加严峻的利益冲突困境, 其独立性受损程度更高。

(二) 公司信息环境

在前文的分析中, 本文已经证实了信息披露业务关系会损害媒体的客观性和独立性, 导致媒体出现乐观性偏差, 并损害了报道的信息含量。然而一个悬而未决的问题是: 是否存在其他市场性因素, 能够削弱或者加剧这种利益冲突的所带来的经济后果呢? 在此, 本文对公司自身信息环境的作用进行讨论分析。Gentzkow 和 Shapiro (2006) 的理论模型表明, 当受众获得关于真实情况的独立证据时, 媒体报道偏差的严重程度大为降低。

本文认为, 随着公司信息环境的改善, 关联媒体所具有的信息优势会被削弱, 对上市公司宣传推广的声誉成本也增加, 因此发布新闻报道的动机相对减弱; 但另一方面, 来自信息市场的竞争压力, 可能驱使关联媒体更加充分地利用业务关系所带来的信息优势, 发布更多的新闻报道。此外, 由于公司信息环境更加透明, 关联媒体更不可能发布乐观有偏报道, 以避免被监管者和投资者察觉。换言之, 市场力量可能会对媒体行业产生一定的监督作用。

为了检验以上猜测, 本文使用分析师跟踪数量 (*Analyst*) 衡量公司的信息环境, 在模型中加入了 *Analyst* 与 *Connected* 的交乘项, 回归结果如表7所示。在全样本中, 本文发现当分析师跟踪强度更高时, 关联媒体报道数量相比非关联媒体未发生显著变化, 但其报道的详尽程度和乐观倾向性程度均显著降低。而在盈余公告样本中, 本文发现当分析师跟踪强度更高时, 虽然关联媒体更容易发布新闻报道, 报道详尽性和情感值也更低。综上所述, 本文认为良好的公司信息环境整体上降低了业务关系所产生的报道偏差, 对关联媒体具有一定的监督作用。但本文也注意到, 公司信息环境的改善也有可能削弱关联媒体的信息优势, 因为此时非关联媒体也有可能通过公开渠道获得充足的信息, 作为新闻报道素材。这就解释了关联媒体和非关联媒体报道详尽性差异的缩小。

(三) 业务关系强度

信息披露业务对新闻报道特征的影响可能取决于业务关系的强弱, 本文首先从合作关系排他性角度进行探讨。上市公司可以自由选择一家或者

表6 盈余消息性质的作用

	全样本			盈余公告样本		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
因变量	<i>Coverage</i>	<i>Length</i>	<i>Tone</i>	<i>Coverage</i>	<i>Length</i>	<i>Tone</i>
<i>Connected</i>	0.173*** (26.26)	0.154*** (31.57)	0.018*** (8.31)	0.076*** (21.48)	0.293*** (10.66)	0.008 (0.69)
<i>Connected</i> × <i>BNews</i>	-0.024*** (-2.66)	0.031*** (4.24)	0.008** (2.45)	-0.019*** (-4.08)	-0.012 (-0.28)	0.049*** (2.80)
<i>Control variables</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Media FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	88617	487087	487087	80398	13070	13070
Adjusted R ²	0.603	0.102	0.137	0.317	0.123	0.254

注: 受篇幅限制, 针对表4的进一步横截面分析检验均不再汇报其他控制变量的系数和显著性结果, 下表同。

表7 公司信息环境的作用

	全样本			盈余公告样本		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
因变量	<i>Coverage</i>	<i>Length</i>	<i>Tone</i>	<i>Coverage</i>	<i>Length</i>	<i>Tone</i>
<i>Connected</i>	0.158*** (19.58)	0.292*** (43.36)	0.045*** (15.27)	0.048*** (12.44)	0.451*** (10.62)	0.053*** (3.34)
<i>Connected</i> × <i>Analyst</i>	0.004 (0.93)	-0.069*** (-24.21)	-0.013*** (-10.13)	0.015*** (6.16)	-0.081*** (-4.72)	-0.015** (-2.32)
<i>Control variables</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Media FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	88617	487087	487087	80398	13070	13070
Adjusted R ²	0.603	0.103	0.137	0.317	0.125	0.254

多家指定信息披露媒体。一方面,相对于“广撒网式”的决策,在只选择一家指定信息披露媒体的情形下,上市公司对该媒体表现出足够的依赖性、信任感和忠诚度,也暗含更多的默契程度。而另一方面,此情形下指定信息披露媒体之间可能缺乏有效的制约和监督机制。作为结果,指定信息披露媒体的新闻报道也可能更加正面。借鉴He等(2017)的研究设计,本文根据上市公司当年指定信息披露媒体的个数,将 *Connected* 变量进一步区分为 *Connected_Unique* 和 *Connected_Multiple* 两个变量,并同时加入模型中。具体而言,如果媒体是上市公司的唯一指定信息披露媒体,则 *Connected_Unique* 取值 1, 否则为 0。如果媒体并非上市公司的唯一指定信息披露媒体,则 *Connected_Multiple* 取值 1, 否则为 0。回归结果如表 8 第 (1)~(3) 列所示。本文发现 *Connected_Unique* 与 *Connected_Multiple* 系数均显著为正,且 F 检验表明两者的系数之间存在显著差异。但从该差异的绝对值来看,只有因变量为 *Tone* 时,才具有明显的经济含义。因此本文认为,信息披露业务关系越具有排他性,媒体报道在情感上更加正面。当本文使用盈余公告样本时,未汇报的结果显示结论完全一致。

本文也使用业务合作年限衡量业务关系强度。信息披露业务关系建立年限越长,媒企之间越有可能建立起彼此信任和默契的合作关系。例如:华闻传媒在 2018 年报中指出其业务目标为:“扩大常年客户群体,做大信息披露蓄水池”。此情形下,媒体记者出于关系考虑,也更容易产生乐观倾向性。业务合作年限的计算方法为:当期所在年份-信息披露业务最早开始年份+1。本文将 *Connected* 变量按照业务合作年限值进一步区分为 *Connected_Long* 和 *Connected_Short* 两个变量,并同时加入模型中。具体而言,如果媒体是上市公司的指定信息披露媒体,且业务合作年限 \geq 该情形下样本中位数,则 *Connected_Long* 取值 1, 否则为 0。如果媒体是上市公司的指定信息披露媒体,且业务合作年限 $<$ 该情形下样本中位数,则 *Connected_Short* 取值 1, 否则为 0。表 8 第 (4)~(6) 列结果显示, *Connected_Long* 与 *Connected_Short* 系数均显著为正,但本文仅发现当因变量为 *Tone* 时,前者的系数值显著更大,并且具有足够的经济意义^⑩。本文也使用盈余公告样本进行分析,也得到了完全一致的结论。

综上所述,信息披露业务关系强度对新闻报道内容产生了显著影响,集中表现为当业务关系越紧密,关联媒体的新闻情感越正面。这些结论也是进一步支持“偏差说”的证据。

(四)指定信息披露业务变更的市场反应

前文的回归分析结果都聚焦于检验新闻报道本身。本部分将探讨资本市场上投资者对信息披露业务变更这一事件本身的反应。上市公司可以自由选择变更指定媒体。在资本市场上,上市公司变更指定媒体的案例也屡见不鲜。上市公司变更指定媒体必然有其自身因素考虑,那么投资者是如何看待这些变更事件?换而言之,上市公司在信息披露媒体上的投资是否具有价值?基于“偏差说”,信息披露业务关系损害了媒体的独立性,产生乐观性偏差,并有可能迎合公司的利益动机,误导投资者行为;此外,上市公司为了维持业务关系还可能会支付高额的费用,这些也转嫁成为投资者的负担。因此,如果公司在本年度减少了指定媒体的数量,则理应被投资者视为积极信号,认为上市公司有意减少机会主义行为,节省开支,以保护股东利益;公司也完全可以通过巨潮资讯网等网站及时进行信息披露。如果公司选择增加指定媒体数量,其未来的信息披露支出也必然增加。因此,不同类型的指定媒体变更公告可能具有不同的信息含量。

本文对比检验了不同类型的指定媒体变更公告的市场反应。为了获取变更公告的具体发布时间,本文从 RESSET 数据库中获取了 2005~2017 年度上市公司临时公告,通过标题检索“指定信息披露媒体”“信息披露报纸”“指定信息披露媒体”“信息披

表 8 业务关系强度的作用

	关系排他性			业务合作年限		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
因变量	Coverage	Length	Tone	Coverage	Length	Tone
<i>Connected_Unique</i>	0.182*** (18.07)	0.190*** (24.86)	0.032*** (9.60)			
<i>Connected_Multiple</i>	0.158*** (24.70)	0.159*** (35.10)	0.018*** (8.80)			
<i>Connected_Long</i>				0.146*** (23.36)	0.153*** (33.76)	0.028*** (13.55)
<i>Connected_Short</i>				0.189*** (22.51)	0.181*** (36.71)	0.012*** (5.45)
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Media FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	88617	487087	487087	88617	487087	487087
Adjusted R ²	0.603	0.102	0.137	0.603	0.102	0.137
F 检验	0.023*	0.031***	0.014***	-0.042***	-0.003***	0.016***
p 值	(0.05)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)

注:使用盈余公告样本的分析结果完全一致。篇幅限制,不再列示。

露指定报纸”字段,并剔除同时含有与变更指定媒体无关的其他事项(如:增加投资者联系方式、经营范围等)的公告。根据公告具体内容,本文进一步区分为仅增加指定媒体(*Type1*)、仅减少指定媒体(*Type2*)、有增有减(*Type3*)3组,对公告附近[-1,1]窗口期内CAR的均值进行分组T检验,如表9所示。本文发现,*Type2*组和*Type3*组CAR均显著大于0,而*Type1*组不显著。此外,T检验结果表明*Type2*组CAR的均值显著大于*Type1*组。

表9的单变量T检验的方法能够较好地观察市场反应的正负号方向,缺点在于无法控制公司业绩等因素对结果的干扰。为此,本文也使用多变量回归方法进一步分析。因变量为变更日附近[0,1]、[-1,1]、[0,5]、[0,10]窗口期的CAR。本文构建了3个哑变量分别表示是否只增加指定媒体数量(*Onlyadd*),是否只减少指定媒体数量(*Onlydelete*)以及指定媒体是否有增有减(*Both*),并将*Onlyadd*作为对照组。本文在模型中控制了前文使用的公司特征变量、行业和年份固定效应。表10的回归结果显示,除了第(4)列外,其他列的*Onlydelete*系数均显著为正,*Both*系数不显著,而F检验结果表明两者系数值也存在显著性差异,从而进一步验证了仅减少指定媒体数量这一事件具有更积极的市场反应。

最后,为更加直观地比较这三类公告的市场反应,本文绘制了变更公告日窗口期附近[-10,10]的CAR的变动趋势图,如图3所示。从该图中,本文可以清晰看出*Type2*(仅减少信息披露媒体数量)组的CAR的公告日后呈现出上升趋势,而其他两组均较为平缓。以上结果说明,不同类型的指定媒体变更公告具有不同的信息含量,投资者普遍对减少指定媒体公告持有乐观态度。这一结论在进一步支持“偏差说”的同时,也对现有信息披露制度改革提供了更为直接的证据。公司应当考虑在保证信息披露正常进行的前提下,适当减少指定媒体的数量,以缩减成本开支,并保护投资者利益。

六、稳健性检验

(一)倾向得分匹配

本文使用四大证券报互为对照组,实际上是按照媒体特征进行匹配。本文的研究有可能存在内生性问题。例如:一些特定公司更倾向于与指定媒体建立业务合作关系,等等。为了进一步减少可能样本选择偏差导致的潜在内生性干扰,本文采用倾向得分匹配(PSM)对公司进行匹配。当因变量为*Coverage*时,针对同一家媒体,本文为每一个关联的公司,在同一年中匹配一个具有相似倾向得分的非关联的公司。本文使用probit模型进行估计,采用不放回的方法进行匹配,观察值即所有的公司—媒体一年份配对。当因变量为*Length*或者*Tone*时,在PSM

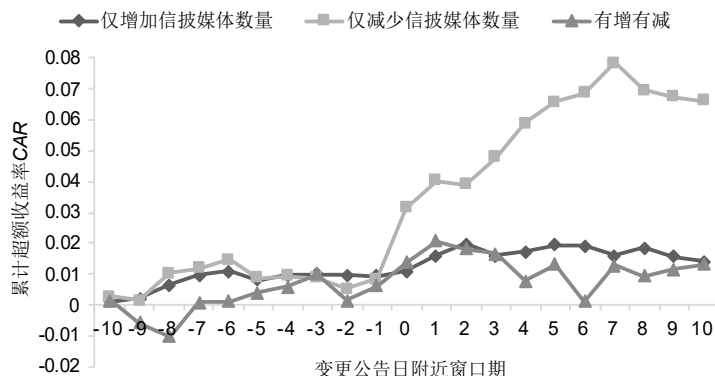


图3 变更公告日附近CAR变动趋势图

表9 变更公告日CAR值T检验

变更类型	样本个数	CAR均值	P值
<i>Type1</i> (仅增加信息披露媒体数量)	139	0.007	0.11
<i>Type2</i> (仅减少信息披露媒体数量)	18	0.035***	<0.01
<i>Type3</i> (有增有减)	34	0.018*	0.06
T检验: <i>Type2-<i>Type1</i></i> >0		0.029**	0.04
T检验: <i>Type2-<i>Type3</i></i> >0		0.017	0.19
T检验: <i>Type1-<i>Type3</i></i> >0		-0.012	0.83

表10 变更公告日市场反应的回归分析检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量	CAR[0,1]	CAR[-1,1]	CAR[0,5]	CAR[0,10]
<i>Onlydelete</i>	0.028* (1.81)	0.032* (1.88)	0.069** (2.14)	0.059 (1.39)
<i>Both</i>	-0.000 (-0.01)	0.001 (0.07)	-0.016 (-0.55)	-0.007 (-0.18)
<i>BNews</i>	0.007 (0.71)	0.007 (0.62)	0.014 (0.74)	-0.005 (-0.23)
<i>ROA</i>	0.092 (1.45)	0.110 (1.33)	0.004 (0.02)	-0.217 (-0.86)
<i>Return</i>	0.004 (0.54)	0.003 (0.31)	0.015 (1.40)	0.038** (2.00)
<i>Size</i>	0.002 (0.31)	0.000 (0.04)	0.005 (0.46)	0.009 (0.76)
<i>Leverage</i>	0.034 (1.10)	0.042 (1.29)	0.012 (0.21)	-0.010 (-0.15)
<i>MB</i>	0.001 (1.26)	0.001 (1.23)	0.000 (0.55)	0.001 (0.54)
<i>TV</i>	-0.002 (-1.58)	-0.002 (-1.55)	-0.005* (-1.97)	-0.011*** (-3.00)
<i>STD</i>	1.807 (1.20)	2.391 (1.51)	4.052 (1.16)	6.151 (1.55)
<i>Analyst</i>	-0.003 (-0.43)	-0.003 (-0.42)	0.008 (0.59)	0.008 (0.53)
<i>SOE</i>	-0.006 (-0.55)	-0.021 (-1.60)	0.021 (0.94)	0.007 (0.26)
<i>Top1</i>	0.022 (0.68)	0.049 (1.51)	0.023 (0.38)	0.104 (1.53)
<i>Constant</i>	-0.042 (-0.30)	-0.033 (-0.23)	-0.206 (-0.75)	-0.358 (-1.23)
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	182	182	182	182
Adjusted R ²	0.111	0.136	0.071	0.017

前必须满足媒体对公司当年有新闻报道这一条件。Probit模型中的因变量为 *Connected*, 自变量是正文中所有控制变量, 以及行业和年份固定效应。本文未控制公司固定效应, 因为 Probit 回归计算量过大, 无法收敛。PSM 的第一阶段 Probit 模型和匹配后样本回归结果如表 11 所示。本文发现, 在所有匹配后样本中, 核心自变量 *Connected* 仍显著为正, 与正文结论完全一致。

此外, 本文还使用另一种 PSM 方法: 为每一个关联的公司—媒体配对, 在同一年份中匹配一个具有最为相似的关联性倾向得分的非关联公司—媒体配对。该方法实际上是同时按照公司—媒体两个维度进行匹配。具体的匹配过程参照前述 PSM 方法。未汇报的结果仍与正文结论完全一致。

(二)其他稳健性检验

为进一步消除报道数量在关联媒体和非关联媒体之间的不均衡性对结果的干扰, 本文也将同一媒体对同一家上市公司每年(每月)的新闻报道的特征值求算术平均值, 从而将回归样本变为企业—媒体一年份(月份)层面, 并在公司层面进行聚类处理。回归结果依旧稳健。由于篇幅限制, 本文仅汇报了按年平均的回归结果, 如表 12 第(1)、(2)列所示。

本文也使用其他情感衡量指标。首先, 本文根据句子的位置重要性进行加权 (Piotroski et al., 2017), 构建了 *Tone_weight*, 其具体衡量方式为 (加权正面句子数-加权负面句子数)/(加权正面句子数+加权负面句子数+1)。其中, 加权正面句子数=(全部正面句子数+段首尾正面句子数+首尾段正面句子数), 加权负面句子数=(全部负面句子数+段首尾负面句子数+首尾段负面句子数), 即文章段首尾句子的重要性被赋予更高的权重。其次, Tetlock 等(2008)认为新闻中的负面信息具有更高的信息含量, 本文也考察了新闻中负面句子占新闻句子总数的比例, 构建了 *Tone_neg* 指标。回归结果如表 12 第(3)~(4)列所示, 本文也发现了完全一

表 11 倾向得分匹配

因变量	因变量: <i>Coverage</i>		因变量: <i>Length/Tone</i>		
	Probit 模型	匹配后样本	Probit 模型	匹配后样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Connected</i>	<i>Connected</i>	<i>Coverage</i>	<i>Connected</i>	<i>Length</i>	<i>Tone</i>
		0.161*** (24.18)		0.167*** (31.79)	0.025*** (10.83)
<i>BNews</i>	0.005 (0.62)	-0.014* (-1.86)	0.001 (0.13)	0.001 (0.22)	-0.001 (-0.23)
<i>ROA</i>	-0.506*** (-4.46)	0.127 (1.42)	-0.364*** (-3.27)	0.149*** (2.94)	0.386*** (14.83)
<i>Return</i>	0.015* (1.87)	0.010 (1.24)	0.003 (0.40)	0.031*** (7.62)	0.018*** (9.76)
<i>Size</i>	0.115*** (10.48)	0.084*** (6.81)	0.089*** (7.28)	-0.030*** (-4.78)	0.071*** (22.27)
<i>Leverage</i>	-0.107** (-2.45)	0.104*** (2.66)	-0.104** (-2.20)	0.051** (2.17)	-0.176*** (-14.51)
<i>MB</i>	0.001 (0.45)	0.010*** (6.69)	-0.005** (-2.29)	0.001 (0.56)	-0.001** (-2.14)
<i>TV</i>	0.022*** (9.68)	-0.002 (-1.33)	0.018*** (7.30)	-0.001 (-0.68)	-0.001 (-1.33)
<i>STD</i>	-2.907** (-2.55)	16.775*** (17.89)	-4.455*** (-3.75)	2.930*** (5.49)	-1.401*** (-5.36)
<i>Analyst</i>	0.045*** (5.05)	0.095*** (14.66)	0.040*** (4.10)	0.017*** (3.77)	0.041*** (18.67)
<i>SOE</i>	-0.205*** (-9.03)	-0.096*** (-2.96)	-0.152*** (-6.48)	-0.028* (-1.91)	0.002 (0.25)
<i>Top1</i>	-0.164** (-2.46)	-0.253*** (-3.57)	-0.177*** (-2.59)	-0.162*** (-4.19)	0.143*** (7.46)
<i>Local</i>	0.487*** (10.74)	0.109*** (4.82)	0.475*** (10.14)	0.031*** (2.96)	0.025*** (5.06)
<i>Constant</i>	-2.254*** (-8.65)	-0.758*** (-2.98)	-1.405*** (-4.94)	2.859*** (21.28)	-1.320*** (-19.51)
Industry FE	Yes	No	Yes	No	No
Firm FE	No	Yes	No	Yes	Yes
Media FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	88472	52150	65153	245339	245339
R ² / Adjusted R ²	0.040	0.593	0.035	0.121	0.149

表 12 其他稳健性检验

因变量	按年平均		替代性情感指标	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Length</i>	<i>Tone</i>	<i>Tone_weight</i>	<i>Tone_neg</i>
<i>Connected</i>	0.149*** (20.78)	0.024*** (7.18)	0.020*** (9.62)	-0.020*** (-22.22)
<i>BNews</i>	-0.011* (-1.67)	0.002 (0.42)	0.003 (1.19)	-0.001 (-0.77)
<i>ROA</i>	0.023 (0.34)	0.499*** (11.22)	0.498*** (20.98)	-0.215*** (-19.40)
<i>Return</i>	0.013** (2.43)	0.023*** (7.05)	0.021*** (13.23)	-0.011*** (-15.58)
<i>Size</i>	-0.019** (-2.32)	0.062*** (11.33)	0.071*** (26.37)	-0.029*** (-24.54)
<i>Leverage</i>	0.009 (0.31)	-0.137*** (-6.62)	-0.168*** (-15.67)	0.077*** (15.91)
<i>MB</i>	0.005*** (3.87)	-0.001 (-0.75)	-0.002*** (-3.88)	0.001*** (5.82)
<i>TV</i>	0.003** (2.21)	-0.001 (-1.00)	-0.002*** (-3.94)	0.001*** (5.29)
<i>STD</i>	3.627*** (5.11)	-0.682 (-1.57)	-2.162*** (-9.44)	1.063*** (10.50)
<i>Analyst</i>	0.009* (1.71)	0.056*** (16.16)	0.042*** (21.78)	-0.015*** (-18.07)
<i>SOE</i>	-0.003 (-0.17)	0.016 (1.20)	-0.012* (-1.88)	0.007*** (2.66)
<i>Top1</i>	-0.100** (-2.01)	0.114*** (3.40)	0.158*** (9.87)	-0.068*** (-9.80)
<i>Local</i>	0.045*** (3.81)	0.018*** (3.57)	0.007*** (2.79)	-0.002 (-1.52)
<i>Constant</i>	2.506*** (14.47)	-1.072*** (-9.54)	-1.368*** (-23.18)	0.904*** (34.43)
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Media FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	65241	65241	486140	486140
Adjusted R ²	0.169	0.258	0.134	0.134

致的结论。

此外,针对新闻层面的回归,本文也转而分别在公司、日期每个层面单独进行聚类处理,模型中核心变量的显著性仍完全一致。考虑到在样本期内,新媒体的力量不断发展壮大,可能使得指定媒体面临更加严峻的生存困境,并削弱其对资本市场的影响,本文将样本期平均划分成2005~2010年和2011~2016年两个时间段,分别回归。结果发现,针对所有的主假设检验,两组子样本的核心变量均仍十分显著。考虑到投资者也非常关注并购重组事件,本文也按照与盈余公告窗口期检验相同的方法,构建并购重组样本进行检验,结论完全一致。再次,针对媒体报道可能存在相互转载的情况,本文也仅保留CNAD数据库中定义的原创性新闻重新进行回归,结果仍完全一致。最后,出于谨慎性考虑,正文仅保留了新闻中提及的焦点上市公司个数为1的样本。本文也使用全部新闻样本进行分析,并得到了完全一致的结论。由于篇幅限制,这些稳健性检验的结果在正文中不再列示。

七、结论

本文探讨了信息披露业务关系对媒体新闻报道质量的影响及其经济后果。本文发现,相比于未选定的信息披露媒体,上市公司选定的信息披露媒体会发布更多关于此公司的报道,这些报道内容更加详尽,情感上更加正面。而关联新闻报道的情感与市场反应的相关性更低,表明其具有更低的信息含量。进一步研究发现:当公司承受负增长业绩压力时,关联媒体更倾向于保持沉默,但一旦报道,其内容乐观倾向更明显。而当公司信息环境越差或者双方的业务关系越紧密,关联媒体的情感也更加正面。此外,投资者对上市公司减少指定信息披露媒体数量的市场反应为正。本文的结论显著支持了“偏差说”。本文的研究结论为证监会正在开展的信息披露制度改革提供了重要的经验证据。

本文的政策建议主要包括如下几个方面。

一是培养指定信息披露媒体的道德操守。近年来媒体“有偿不闻”,新闻敲诈案频繁发生,给媒体及从业人员敲响了新闻伦理的警钟。媒体与公司的多种形式的复杂业务关系同样也可能置媒体从业人员的道德操守于危险境地。以四大证券报为代表的指定信息披露媒体应当严格遵守新闻生产和经营两分开的原则,自觉遵守职业道德,在利益冲突面前“有所为、有所不为”。

二是改进信息发布渠道。避免利益冲突的重要途径之一是适当分离指定信息披露媒体的信息披露和新闻生产的功能。为此,沪深交易所继续推行在巨潮网等网站上(免费)发布上市公司的信息,使得投资者能更为及时地获取所需信息。上市公司应当进一步完善自身网站,提高自身信息披露质量。可以考虑借鉴审计业务,引入指定信息披露媒体的定期轮换制度,削弱媒体和公司之间的利益绑定关系,这也想必是新《证券法》相关规定调整后的预期效果之一。对于指定信息披露媒体而言,应考虑通过业务转型,优化自身业务结构,降低对信息披露业务的严重依赖。

三是引入竞争、淘汰和曝光机制。应当对现行信息披露制度作出改进,例如:本文预期,未来出台的配套实施准则应能体现出对信息披露媒体市场资源配置效率的进一步优化,通过招标等方式可以让更多符合要求的市场化媒体参与其中;定期严查采编和经营过程中存在的不端行径,对指定信息披露媒体的声誉资质进行综合评价。设立曝光台,鼓励投资者对指定信息披露媒体和上市公司的不实信息进行举报,必要时对指定信息披露媒体给予暂停甚至取消信息披露资格的惩戒。

本文以是否存在信息披露业务衡量上市公司与指定信息披露媒体的利益关联程度,但两者之间还可能存在其他形式的合作关系,例如广告业务、咨询业务乃至私人关系等;此外,本文无法直接获得上市公司各年的信息披露费用数据,获取以上信息存在较大难度。未来我们希望能够通过一些途径获取以上关键信息并进一步分析,以完善本文的研究结论。

(作者单位:薛健,清华大学经济管理学院;汝毅,中国人民大学商学院)

注释

①参见《上市公司信披不再“指定信息披露媒体”！1000版奇观或成历史》，新浪财经，2019-12-29，网址 <https://baijiahao.baidu.com/s?id=1654232889886386056&wfr=spider&for=pc>。2020年3月2日，中国证监会发布公告称正在研究制定有关信息披露媒体条件的规则。

②摘自《信息披露业务受惠IPO大年 华闻传媒旗下时报传媒业绩快增》，经济观察网，2017-11-02，网址 <http://www.eeo.com.cn/2017/1102/315979.shtml>。此外，华闻传媒2018年年报显示，仅其旗下时报传媒（代理《证券时报》的信息披露业务）的信息披露收入高达近8亿，在所有收入中占比超过90%。

③除此之外，指定媒体还被认为存在信息发布延迟、难以满足投资者信息获取需求、纸张资源浪费、滋生内部交易等弊端，但并非本文所探讨的问题。

④摘自《新年首位被通报批评的董秘的尴尬：一篇新闻稿竟招来“罚单”》，和讯网，2019-1-15，网址 <http://stock.hexun.com/2019-01-15/195891108.html>。

⑤这七报一刊分别是《上海证券报》《中国证券报》《证券时报》《经济日报》《金融时报》《中国改革报》《中国日报》《证券市场周刊》。2001年，《经济日报》的指定信息披露资格移送《证券日报》承继。

⑥据CSMAR搜集的2012~2017年度投资者关系活动记录表统计后我们发现，在参加公司调研、新闻发布会、电话会议等活动的全部纸质媒体中四大证券报占68.7%。而四大证券报样本中存在信息披露业务关系的占84.7%。这说明信息披露业务关系能给媒体带来更方便快捷的信息获取渠道。

⑦该数据库仅包含了纸质媒体所发布的新闻，不涉及网络媒体和新媒体。然而，本文的研究逻辑同样适用于四大证券报通过网站（中证网、中国证券网、证券时报网、中国资本证券网）和新媒体等渠道所发布的新闻。

⑧作者感谢香港数行者科技有限公司（Datago Technology Limited）所提供的技术帮助。除四大证券报及其网站外，公司也可在巨潮资讯网上进行信息披露，但该网站主要定位于提供信息披露服务，并无新闻业务资质，因此本文不予讨论。极少数A股公司同时也是B股公司，因而会增加一家或几家香港媒体进行信息披露，本文忽略不计。

⑨参照评审专家的意见，为了更好地捕捉同一公司选择指定媒体决策的差异性，本文也在检验样本中删掉使用全部四家指定媒体的公司样本重新回归，仍得到了与正文结果完全一致的结论。受篇幅限制，这部分内容在正文中不再详细列示。

⑩在盈余公告样本中，媒体报道反映的是年报对应会计年度（而非报道年度）的盈余信息，因此*BNews*使用上年度（而非发布年份）数值，可以更好地刻画盈余消息性质。使用报道年度对应的*BNews*进行回归的结论依旧不变。此外，本文也使用每股盈余作为基础指标衡量盈余消息性质，结论完全一致。

⑪由于业务初始合作阶段可能恰好与公司IPO时点重叠，关联媒体也可能主动对其上市进行推广宣传，这可能是此时媒体报道数量和详尽程度也普遍较高的原因。

参考文献

- (1) Ahern, K. R. and D. Sossyura, 2014, "Who Writes the News? Corporate Press Releases during Merger Negotiations", *Journal of Finance*, Vol. 69, pp.241~291.
- (2) Ahern, K. R. and D. Sossyura, 2015, "Rumor Has It: Sensationalism in Financial Media", *Review of Financial Studies*, Vol. 28, pp.2050~2093.
- (3) Becker, G. S., 1968, "Crime and Punishment: An Economic Approach", *Journal of Political Economy*, Vol. 76, pp.169~217.
- (4) 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*, Vol. 48, pp.1~19.
- (5) Bushee, B. J. and G. S. Miller, 2012, "Investor Relations, Firm Visibility, and Investor Following", *The Accounting Review*, Vol. 87, pp.867~897.
- (6) Call, A. C., S. A. Emett, E. Maksymov and N. Y. Sharp, 2020, "Meet the Press: Survey Evidence on Financial Journalists as Information Intermediaries", Working Paper, Arizona State University.
- (7) Chen, T. and X. Martin, 2011, "Do Bank-Connected Analysts Benefit from Lending Relationships?", *Journal of Accounting Research*, Vol. 49, pp. 633~675.
- (8) Drake, M. S., N. M. Guest and B. J. Twedt, 2014, "The Media and Mispricing: The Role of the Business Press in the Pricing of Accounting Information", *The Accounting Review*, Vol. 89, pp.1673~1701.
- (9) Dyck, A., N. Volchkova and L. Zingales, 2008, "The Corporate Governance Role of the Media: Evidence from Russia", *Journal of Finance*, Vol. 63, pp.1093~135.
- (10) Dyck, A., A. Morse and L. Zingales, 2010, "Who Blows the Whistle on Corporate Fraud?", *Journal of Finance*, Vol. 65, pp.2213~2253.
- (11) Engelberg, J. E. and C. A. Parsons, 2011, "The Causal Impact of Media in Financial Markets", *Journal of Finance*, Vol. 66, pp.67~97.
- (12) Gentzkow, M. and J. M. Shapiro, 2006, "Media Bias and Reputation", *Journal of Political Economy*, Vol. 114, pp.280~316.
- (13) Gentzkow, M. and J. M. Shapiro, 2010, "What Drives Media Slant? Evidence from U.S. Daily Newspapers", *Econometrica*, Vol. 78, pp.35~71.
- (14) Gu, Z., Z. Li and Y. G. Yang, 2013, "Monitors or Predators: The Influence of Institutional Investors on Sell-side Analysts", *The Accounting Review*, Vol. 88, pp.137~169.
- (15) Guest, N., 2018, "Do Journalists Help Investors Analyze Firms' Earnings News?", Working Paper, Cornell University.
- (16) Gurn, U., 2016, "Benefits of Publicity", Working Paper, University of Texas at Dallas.

- (17)Gurun, U. G. and A. W. Butler, 2012, "Don't Believe the Hype: Local Media Slant, Local Advertising, and Firm Value", *Journal of Finance*, Vol. 67, pp.561~598.
- (18)He, X., J. Pittman, O. M. Rui and D. Wu, 2017, "Do Social Ties between External Auditors and Audit Committee Members Affect Audit Quality?", *The Accounting Review*, Vol. 92, pp.61~87.
- (19)Hope, O. K., Y. Li, Q. Liu and H. Wu, 2020, "Newspaper Censorship in China: Evidence from Tunneling Scandals", *Management Science*, forthcoming.
- (20)Irvine, P., P. Simko and S. Nathan, 2004, "Asset Management and Affiliated Analysts' Forecasts", *Financial Analysts Journal*, Vol. 60, pp.67~78.
- (21)Lee, L. F., A. P. Hutton and S. Shu, 2015, "The Role of Social Media in the Capital Market: Evidence from Consumer Product Recalls", *Journal of Accounting Research*, Vol. 53, pp.367~404.
- (22)Lin, H. W. and M. F. McNichols, 1998, "Underwriting Relationships, Analysts' Earnings Forecasts and Investment Recommendations", *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 25, pp.101~127.
- (23)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*, Vol. 110, pp.1~17.
- (24)Lu, H., J. Shin and M. Zhang, 2019, "Financial Reporting and Disclosure Practices in China", Working Paper, University of Toronto.
- (25)Massa, M. and Z. Rehman, 2008, "Information Flows within Financial Conglomerates: Evidence from the Banks-mutual Funds Relation", *Journal of Financial Economics*, Vol. 89, pp.288~306.
- (26)Miller, G. S., 2006, "The Press as a Watchdog for Accounting Fraud", *Journal of Accounting Research*, Vol. 44, pp.1001~1033.
- (27)Peress, J., 2014, "The Media and the Diffusion of Information in Financial Markets: Evidence from Newspaper Strikes", *Journal of Finance*, Vol. 69, pp.2007~2043.
- (28)Petersen, M. A., 2009, "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches", *Review of Financial Studies*, Vol. 22, pp.435~80.
- (29)Piotroski, J. D., T. J. Wong and T. Zhang, 2017, "Political Bias in Corporate News: The Role of Conglomeration Reform in China", *Journal of Law and Economics*, Vol. 60, pp.173~207.
- (30)Qin B., D. Strömberg and Y. Wu, 2018, "Media Bias in China", *American Economic Review*, Vol. 108, pp.2442~2476.
- (31)Reuter, J. and E. Zitzewitz, 2006, "Do Ads Influence Editors? Advertising and Bias in the Financial Media", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 121, pp.197~227.
- (32)Ru, Y., J. Xue, Y. Zhang and X. Zhou, 2020, "Social Connections between Media and Firm Executives and the Properties of Media Reporting", *Review of Accounting Studies*, online first article.
- (33)Solomon, D. H., 2012, "Selective Publicity and Stock Prices", *Journal of Finance*, Vol. 67, pp.599~638.
- (34)Tetlock, P. C., M. Saar-Tsechansky and S. Macskassy, 2008, "More than Words: Quantifying Language to Measure Firms' Fundamentals", *Journal of Finance*, Vol. 63, pp.1437~1467.
- (35)You, J., B. Zhang and L. Zhang, 2018, "Who Captures the Power of the Pen?", *Review of Financial Studies*, Vol. 31, pp.1~54.
- (36)才国伟、邵志浩、徐信忠:《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》,2010年第7期。
- (37)程博:《证券信息指定报刊披露的制度弊端及对策》,《财会月刊》,2012年第8期。
- (38)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。
- (39)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?》,《管理世界》,2013年第7期。
- (40)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》,《管理评论》,2016年第9期。
- (41)石研:《论我国证券信息指定报刊披露制度的悖论》,《中国出版》,2011年第12期。
- (42)王姣姣:《中国指定信息披露报刊的现状与走势》,《新闻记者》,2003年第12期。
- (43)王木之、李丹:《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》,2016年第7期。
- (44)熊艳、李常青、魏志华:《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》,2011年第10期。
- (45)熊艳、李常青、魏志华:《媒体报道与IPO定价效率:基于信息不对称与行为金融视角》,《世界经济》,2014年第5期。
- (46)杨德明、赵璨:《媒体监督、媒体治理与高管薪酬》,《经济研究》,2012年第6期。
- (47)易志高、潘子成、茅宁、李心丹:《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》,2017年第4期。
- (48)于忠泊、田高良、齐保垒、张皓:《媒体关注的公司治理机制——基于盈余管理视角的考察》,《管理世界》,2011年第9期。
- (49)赵静梅、何欣、吴风云:《中国股市谣言研究:传谣、辟谣及其对股价的冲击》,《管理世界》,2010年第11期。
- (50)周俊生:《“传媒GDP主义”的制度保障必须扫除——论上市公司信息披露指定制度对证券媒体公平公正性的危害》,《青年记者》,2010年第13期。
- (51)周晓红:《守望的缺失与重建:中国证券纸媒股市报道研究》,复旦大学,2013年。

Business Relationship of Information Disclosure and Quality of News Reports

Xue Jian^a and Ru Yi^b

(a. School of Economic and Management, Tsinghua University; b. Business School, Renmin University of China)

Summary: The designated media for information disclosure, a system peculiar to China, has existed for a long time in the Chinese capital market. In recent years, however, there have been endless debates regarding the rationality of this system, and the calls for change are louder than ever. It is suspected that the designated media is in charge of both news gathering and information disclosure, and charges listed firms a high price for its service, posing potential challenge to its objectiveness and, hence, quality of news reports.

Utilizing a unique dataset about the designated media for information disclosure, this paper systematically investigates this question based on the three alternative hypotheses (i.e., informed media hypothesis, biased media hypothesis, and independent media hypothesis). Specifically, we focus our attention on: (1) whether the business relationship of information disclosure will affect the quality of media news reports; (2) whether the effect is contingent on specific situations; and (3) how the market views firms' adjusting their business relations of information disclosure.

The data on firm news come from the Chinese Newspaper Analytic Database (CNAD) developed by Datago, and the data on firms' designated media for information disclosure come from the annual reports. Other financial data are sourced from CSMAR and RESSET. The sample includes all A-share listed companies from 2005 to 2016.

Our findings are: (1) The designated media releases news reports in larger quantities, greater detail, more positive tone, and of less information content when covering connected firms than when covering unconnected firms. (2) When firms experience negative earnings growth, the connected media tends to remain silent, and its news reports, once released, are more optimistic. Also, the weaker the firms' information environment or the closer the business relationship, the more optimistic the news reports by the connected media. (3) When firms reduce their number of designated media, the market reacts positively. Our results are robust when using propensity score matching to address the sample selection bias. Our findings are supportive of the biased media hypothesis that the business relationship of information disclosure can impair the independence of the media and the quality of news reports. Our study offers suggestions for policymakers in terms of fostering media's professional ethics, improving the channels for information disclosure, and introducing the mechanisms of competition, elimination and exposure.

The innovations and contributions of this paper can be summarized as: First, this paper enriches existing literature on the quality of media news reports. Prior literature document that the quality of media reports can be influenced by a host of different factors, and we find that the business relationship of information disclosure can also have a significant impact on the quality of news reports.

Second, this paper provides evidence on firms engaging in capital operation using media reports. Firms might garner economic interest through the business relationship of information disclosure, which is characterized by a different mechanism and practice from other public relations tactics. We enrich existing literature by exploring the effect of such business relationship on firm public opinions and stock prices.

Last, this paper provides empirical evidence for the reform of the information disclosure system. The new Securities Law adopted at the end of 2019 has further lowered the threshold of the designated media for information disclosure. This paper demonstrates the necessity and rationality of this reform, and also highlights the need to further separate and regulate the journalistic and operational departments of the media.

Key words: designated media for information disclosure; business relationship; quality of news reports; information content

JEL Classification: G14, L82, M41