

媒体报道对重大资产重组决策的影响：促进或抑制？

李常青¹，陈泽艺¹，魏志华²

(1.厦门大学管理学院，福建厦门 361005；

2.厦门大学经济学院，福建厦门 361005)

作者简介：

李常青（1968-），安徽太湖人，厦门大学管理学院教授、博导、财务学系主任，Email: lichangqing68@126.com;

陈泽艺（1977-），女，福建南安人，厦门大学管理学院博士研究生，Email: chenzeyi@stu.xmu.edu.cn;

魏志华（通讯作者）（1983-），江西赣州人，厦门大学经济学院副教授、博导，Email: finjoy@126.com。

基金项目：

国家自然科学基金面上项目“媒体治理：转型国家投资者保护的补充机制”（批准号 71172050）；国家自然科学基金青年项目“半强制分红政策、公司分红行为与投资者保护”（批准号 71102058）；国家自然科学基金面上项目“中国上市公司关联交易研究：动机、经济后果与治理机制”（批准号 71572165）。

媒体报道对重大资产重组决策的影响：促进或抑制？

摘要：并购标的选择和并购定价决策是并购重组这一重大战略投资决策的核心问题，也是理论界和实务界关注的重要话题。本文从媒体报道这一视角出发，从媒体报道的数量、基调、内容、方式、时间和转载六个维度构建媒体报道影响力指数，以 2008—2014 年沪深两市上市公司 404 次重大资产重组为样本，研究重组前一年公司的正面和负面报道对公司的重组决策的影响。本文研究发现，重组停牌前一年公司的正面报道显著提高了公司进行非关联并购的可能性和重组溢价，但这种效应在法律环境好的地区不显著；负面报道则显著降低了公司进行关联重组和多元化重组的概率，且降低了重组溢价，但这种影响只在法律环境好的地区存在。进一步研究发现，重组停牌前一年的正面报道对重组公告效应没有显著影响，但是，负面报道与重组公告效应显著负相关。本文的研究结论表明，在法律环境不好的地区，重组停牌前一年的正面报道对非关联并购和重组溢价起了“推波助澜”的作用，而在法律环境好的地区，负面报道则“抑制”了关联重组和多元化重组，降低了重组溢价，在重大资产重组决策过程中发挥了事前监督职能。

关键词：正面报道 负面报道 关联并购重组 多元化并购重组 并购重组溢价

一、引言

美国著名经济学家乔治·斯蒂格勒（George J. Stigler）曾经说过“没有一家大型公司不是通过某种程度、某种方式的并购成长起来的”。并购是企业一项重大的战略投资活动，其核心问题是并购标的选择和并购定价决策。我国资本市场上关联并购占很大比重（陈健和席酉民，2008），“关联性”并购重组盛行。另外，在发达国家企业归核化背景下，我国企业仍然维持着多元化发展格局（李善民和周小春，2007），而多元化并购是企业推行多元化战略的重要手段。此外，并购活动的主要特征之一，就是并购方的管理层愿意为并购支付高昂的溢价（Nielsen 和 Melicher, 1973）。在过去 30 年间，美国并购市场的平均并购溢价 30%—50%，我国并购市场的平均溢价更是高达 1.26 倍—2.58 倍（李彬等，2015）。关联并购、多元化并购和高并购溢价成为我国并购重组市场的显著特征，引起了学术界和实务界的广泛关注，学者们围绕并购决策的影响因素纷纷展开研究。并购决策影响因素的研究丰富和发展了并购理论，也对上市公司并购决策和维护自身利益具有重要的参考价值。

现有并购决策影响因素的相关文献主要从公司层面、高管层面和其他利益相关者层面等

不同视角展开研究，从各个层面检验并购相关假说理论，如协同效应假说、过度自信假说和委托代理理论。但是，现有研究更多地局限在并购双方、管理层和公司内部治理机制等视角，少有文献研究公司外部治理机制对并购决策的影响。而并购交易的活跃程度和并购交易特征（如溢价水平、支付方式）与投资者保护水平紧密相关（Rossi 和 Volpin, 2004）。媒体作为独于立法、司法和行政之外的“第四权力”，在一定程度上成为投资者保护的补充机制（李常青和熊艳, 2012），在公司治理中发挥了重要作用（Dyck 等, 2008；李培功和沈艺峰, 2010），抑制公司的过度投资行为（张建勇等, 2014）。但是，并购重组做为公司重要的投资决策，媒体报道是否影响、如何影响公司并购重组决策，如何对公司的投资决策施以外部影响，尚未有文献探讨这个问题。

近年来，我国资本市场上重大资产重组发展迅猛，成为实现经济结构调整、产业升级的重要力量。重大资产重组的交易特殊且金额巨大，涉及面广，受到了各利益相关者的广泛关注。在重大资产重组交易中，交易标的选择和交易定价是重大资产重组的核心问题。交易标的选择和交易定价不仅涉及到市场定价机制的运作以及交易双方的利益分配，还涉及到是否损害中小股东利益的问题（蔡曼莉等, 2011）。此外，《上市公司重大资产重组管理办法》（证监会令第53号）对上市公司的重大资产重组活动作出了系统规定，进一步规范了上市公司的重大资产重组行为，规范了重组流程。与重大资产重组相关的保密制度、停牌制度和公告制度不仅为本文划分重组期间和重组前期提供了明确的依据，也为本文考察重组前期媒体报道的公司治理职能提供了天然的实验环境。因此，本文探索性研究重组停牌前一年的媒体报道对重大资产重组决策的影响，检验媒体报道能否在公司重大投资决策中扮演事前监督职能，弥补现有研究的缺憾。

本文的主要贡献在于以下三方面：第一，本文将研究视角拓展到媒体监督这一外部治理机制，率先研究媒体报道对重组决策的影响，有助于理解媒体报道以及不同基调（正面或负面）的媒体报道对并购决策的影响机制，丰富了并购重组决策影响因素的相关文献。第二，现有媒体研究的文献中，对于媒体报道的度量一般只考虑有无报道、报道的基调和数量，而忽视了报道其它方面的影响。本文综合考虑报道的数量、基调、内容、方式、时间和信息传播渠道的不同，尝试性地构建了正、负面报道指数，拓展了媒体报道的度量方法。第三，现有媒体研究的相关文献主要关注媒体报道的事后监督职能，本文从事前预防这一视角出发，研究重大资产重组停牌前一年媒体的正、负面报道对并购重组决策的影响，为检验媒体能否发挥事前监督职能提供实证证据。第四，现有媒体研究的相关文献主要关注媒体报道对投资

者认识偏差的影响，较少关注媒体报道对管理层认知偏差的影响。本文从管理层过度自信视角出发，研究正面报道是否影响管理层认知偏差，并最终影响管理层的并购重组决策，为检验媒体报道对行为财务的影响提供经验证据。

二、理论分析与研究假设

虽然并购目标的选择可能有组织各层级的人员参与，但最后并购价格的决策通常是由高管团队和他们的顾问做出的。因此，分析媒体报道对上市公司重组决策的影响，可以转化为分析媒体报道的影响力对管理层重组决策的影响。

1. 媒体正面报道与重组决策

过度自信是管理者普遍存在的认知偏差（Goel和Thakor，2008），而媒体正面报道和赞誉加速了管理层自信心的膨胀（毕晓方等，2015）。这是因为，一方面，从媒体视角来看，媒体报道通常将公司的经营成果（如优良的业绩）归功于高管（Meindl等，1985）。这主要是因为归因偏差的影响。归因理论（attribution theory）认为，我们对个体的不同判断取决于我们把特定行为归因于何种意义的解释，而且人们常常存在归因失真的错误或偏差（罗宾斯和贾奇，2012）。媒体报道公司经营成果时，存在归因偏差。业绩好的公司高管通常会被媒体追捧为“英雄”（Meindl等，1985），从而提高管理层声誉水平（Hayward等，2004）。随着媒体正面报道的增加，管理层很可能将这种声誉内化，并忽视了媒体的归因偏差，增强管理层的自信心（Hayward等，2004）。另一方面，从管理层视角来看，由于自我归因偏差的影响，管理层往往会认为，业绩好是他们卓越的领导和经营才能的结果，而业绩不好则是外部因素的影响导致的（Doukas和Petmezas，2007）。这主要是因为人们容易受到自我归因偏差的影响，而将好的结果归功于自己，将不好的结果归因于外部因素或运气不好（Billett和Qian，2008）。在公司的正面报道中，对管理层描述更可能使用“信心”、“乐观”等被正面、积极词汇（Malmendier等，2011）。而Ifcher的心理学实验也发现，过度自信与积极的情感显著正相关（Ifcher和Zarghamee，2014）。因此，在媒体的归因偏差和管理层的自我归因偏差的双重影响下，管理层的过度自信倾向进一步增强。媒体正面报道增强了管理层的自信程度，使管理层对过去行为的效率和未来的能力变得过度自信，进而提高了管理层过度自信的可能性（Hayward和Hambrick，1997）。

媒体的追捧报道还会强化管理者在公司中无形的权威和影响力（醋卫华和李培功，2015），进一步强化管理层的过度自信。此外，媒体正面报道会使投资者对公司未来做出乐观估计

(Chen等, 2013), 由于投资者和管理层的“情绪涟漪效应”的存在(花贵如等, 2011), 投资者的乐观情绪会强化管理层的过度乐观和自信(毕晓方等, 2015)。

按交易对方是否与上市公司存在关联关系, 并购重组分为关联并购重组和非关联并购重组。关联并购重组发生在上市公司与其关联方之间, 交易双方的信息不对称程度较低, 并购重组风险也相应较低, 有利于公司业绩的提升(潘瑾和陈宏民, 2005)。这是因为, 在新兴市场国家, 由于市场不完善, 内部关联交易有助于降低交易不确定性和交易风险(Khanna和Palepu, 2000)。李善民等(2013)研究发现, 不管是短期绩效还是长期绩效, 关联并购对公司的绩效都有显著的提升作用。但是, 正面报道使管理者形成认知偏差进而导致过度自信, 高估自身的能力(Larwood和Whittaker, 1977)和风险和不利事件的掌控力(Griffin和Tversky, 1992), 并偏向于选择潜在风险高的投资项目或发展战略(Moore和Kim, 2003), 扭曲公司的投资行为(Heaton, 2002)。因此, 在上市公司重大资产重组决策过程中, 在媒体的正面报道的渲染下, 管理层的认知偏差和过度自信进一步强化, 促使他们对并购收益和并购风险做出更为乐观估计, 更可能从事风险较高收益较低的非关联并购重组。因此, 本文提出假设

假设 1: 在其它条件相同的情况下, 上市公司非关联重组的概率与媒体正面报道正相关。

按交易标的与并购方是否属于同行业, 并购重组可分为同行业并购重组和多元化并购重组。与相关并购相比, 多元化并购的收购方获得超额收益率往往更低(Sicherman和Pettway, 1987; 李善民和朱滔, 2006)。但是, 过度自信的管理者通常会高估多元化并购产生的协同效应, 低估多元化并购可能存在的风险, 因此过度自信的管理者会参与更多的多元化并购(Brown和Sarma, 2007; Malmendier和Tate, 2005a; 洪道麟等, 2006)。因此, 在重大资产重组决策过程中, 正面报道使管理层自信心过度膨胀, 促使管理层高估自己对多元化的驾驭能力, 低估多元化重组后可能面对的困难和风险。此外, 正面报道会使管理层对投资环境的评估偏向乐观, 促使管理层承担更大的投资风险(余明桂等, 2013)。同时, 正面报道诱发了投资者的乐观情绪, 受“情绪涟漪效应”的影响, 管理层对公司未来的估计也偏向乐观, 进一步促使管理层低估公司陷入财务困境的可能性(Hackbarth, 2008), 高估多元化重组的收益, 在管理层过度自信和“情绪涟漪效应”的双重影响下, 管理层更可能发起多元化重组。因此, 本文提出假设:

假设 2: 在其它条件相同的情况下, 上市公司多元化重组的概率与媒体正面报道的影响力正相关。

除了并联并购和多元化并购，管理层过度自信还可以在在一定程度上解释并购溢价，因为管理层对并购的潜在协同效应的估计过于乐观，而产生估值偏差，从而支付更高的并购溢价（Roll, 1986）。此外，过度自信的管理层通常会高估自己的能力、权力和获得成功的可能性（Malmendier和Tate, 2008; Petit和Bollaert, 2012），进而高估获得并购收益的能力，因此会支付更高的并购溢价（Hayward和Hambrick, 1997）。过度自信的管理层通常会高估他们的投资项目的回报（Malmendier和Tate, 2008）、高估现有公司和被并购方创造利润的能力（Malmendier和Tate, 2005b）、甚至高估公司未来的现金流量，从而影响他们的并购决策。此外，过度乐观会使管理层产生向上的现金流预测偏差。因此，即使不考虑管理层与股东的代理冲突，过度乐观的管理层通常会高估公司的投资项目，从而更有可能投资于净现值为负的项目（Heaton, 2002）。因此，本文提出假设：

假设3：在其它条件相同的情况下，并购重组溢价与媒体正面报道正相关。

2. 媒体负面报道与重组决策

媒体负面报道做为一种重要的外部治理机制，能约束和监督管理层行为，迫使管理层遵循股东价值最大化原则（郑志刚, 2007），降低代理成本（罗进辉, 2012），保护投资者（尤其是中小投资者）利益（徐莉萍和辛宇, 2011）。媒体负面报道迫使董事会采取明显措施提高董事会效率，如增加外部董事、提高独立董事比例、或更换管理层等（Joe 等, 2009）。负面新闻被曝光的公司，公司治理指数显著提高；管理层变更明显增加（Bednar, 2012）。媒体负面报道提高了董事会的监督效率，甚至增强了管理层被解雇的风险。而且，并购绩效的好坏也是影响管理层非自愿变更的重要因素（吴超鹏等, 2012）。因此迫于压力，管理层必须采取措施，提升公司绩效和公司价值。李善民等（2013）研究发现，关联并购能够提升上市公司的短期和长期绩效，这是因为在特定情况下大股东向上市公司进行利益输送（Friedman 等, 2003; 潘红波和余明桂, 2011）。对于被负面报道的公司管理层为了快速提升上市公司业绩，更有动机发起并促成关联并购。而这些公司的大股东为了保证上市公司“壳资源”或上市公司的融资能力，往往也愿意通过关联并购快速提升上市公司业绩（潘瑾和陈宏民, 2005）。因此，本文提出假设：

假设 4：在其它条件相同的情况下，上市公司关联重组的概率与媒体负面报道正相关。

关联并购提升公司业绩，但多元化并购却损害了并购公司股东的财富损失（洪道麟等, 2006; 李善民和朱滔, 2006），形成多元化折价。专业化经营的公司业绩高于多元化经营的公司（Comment 和 Jarrell, 1995），管理层进行多元化并购的主要动机是多元化经营带来的

非货币收益（Denis 等，1997）。而媒体负面报道降低管理层与股东的信息不对称程度，缓解代理冲突，同时形成舆论压力，抑制管理层的机会主义行为（罗进辉，2012）。因此，在重大资产重组过程中，媒体负面报道缓解了股东与管理层之间的代理问题，抑制了管理层通过多元化并购重组获得个人私利的行为。因此，本文提出假设

假设 5: 在其他条件相同的情况下，上市公司多元化并购的概率与媒体负面报道负相关。

负面报道越多，管理层被解雇的风险相应提高，提升公司业绩的压力也相应越大。而支付过高的并购溢价，是导致并购方业绩下滑的主要原因（黄本多和干胜道，2009）。在这种情况下，管理层为被并购方支付高额溢价的可能性将降低。此外，负面报道还显著提高了管理层风险报酬比例（Bednar，2012），这将大大减缓管理层与股东之间的代理冲突。随着代理冲突的缓解，并购溢价随之降低（Hubbard 和 Palia，1999）。管理层的自身利益是影响并购决策的重要因素，并购溢价与管理层现金薪酬的变化正相关（Jaggi 和 Dorata，2006）。因此，从公司内部来看，媒体负面报道提高了董事会治理效率，缓解了股东与管理层的代理冲突，从而降低了并购溢价。

媒体负面报道通常会引起普通民众的关注，形成经理人声誉损失。对于注重声誉的管理层来说，媒体负面报道会约束他们的行为（Dyck 等，2008；郑志刚等，2011）。根据 McCombs 和 Shaw 的“议程设置”理论，媒体报道能够形成“盯住效应”（McCombs 和 Shaw，1972），使被媒体负面报道的公司成为社会舆论关注的焦点（戴亦一等，2011）。在这种情况下，如果管理层在并购重组支付高额溢价，将使公司继续成为社会舆论的焦点。因此，由于担心媒体持续负面报道对管理层自身声誉的影响（Dyck 和 Zingales，2002），甚至有可能引起相关行政机构的关注（Dyck 等，2008；李培功和沈艺峰，2010），并导致资本市场受挫（Tetlock 等，2008；游家兴和吴静，2012）。因此，此时管理层的最佳策略就是降低并购溢价，维护投资者的利益。因此，从外部来看，媒体负面报道不仅提高了管理层的声誉成本、行政机构介入的可能性以及股票价格下行的压力，迫使管理层停止或减少对股东利益的侵害，从而降低了并购溢价。因此，本文提出假设：

假设 6: 在其它条件相同的情况下，并购重组溢价与媒体负面报道负相关。

三、研究设计

（一）样本选择与数据来源

本文选取 2008 年 6 月 1 日至 2014 年 12 月 31 日中国沪深两市上市公司的重大资产

重组事件为初始研究样本，按照以下标准对样本进行筛选：（1）剔除金融保险业的重组样本；（2）剔除重组期间及重组停牌前一年内被 ST 的公司重组样本；（3）剔除本次重大资产重组与前一次重组完成日的时间间隔少于一年的重组样本；（4）剔除借壳上市的重组样本。基于以上处理，本文最终得到 404 个样本观测值。此外，为了消除极端值的影响，本文对所使用的连续变量 1% 和 99% 分位数上的极端值进行了缩尾处理。

本文的重大资产重组的相关数据来自 wind 数据库，关联并购和多元化并购数据根据上市公司公告整理，上市公司公告来自巨潮资讯网，财务数据来源于 CSMAR 数据库，重组前的停牌日根据 CSMAR 停复牌数据整理匹配。

（罗德曼，2010）认为，报纸是新闻开始的地方，大多数其他类型的媒体报道都来源于报纸。网络新闻大多是报纸新闻的翻版，而且，报纸新闻的真实性和全面性要高于网络媒体（邓奇，2009）。因此，本文选择报纸作为媒体报道原始数据来源，并沿袭国内学者的普遍做法（李培功和沈艺峰，2010），在《中国重要报纸全文数据库》中，选择影响力、知名度比较高的8份全国性财经报纸作为媒体报道的来源，分别是《中国证券报》、《上海证券报》、《证券时报》、《证券日报》、《21世纪经济报道》、《第一财经日报》、《中国经营报》和《经济观察报》。在这8份报纸中，我们将报道日期设定为重组停牌前1天至停牌前365天，采用“主题查询”的方式搜索媒体报道标题或关键字或摘要中包含样本公司的简称和全称的报道，采用人工阅读的方式对报道的基调进行分类。根据媒体报道的标题和内容是否包含明显的批评、质疑或负面评价（或表扬、惊喜或正面评价）的词汇或语气来判断媒体报道的基调是否属于负面（或正面）报道。此外，在信息传播畅通和多元化的时代，为了克服报纸自身的局限性，本文考虑了报纸新闻在网络媒体中的传播。网络媒体的转载拓宽了报纸新闻的传播渠道，增强了新闻的影响力。为此，本文在百度新闻搜索中逐一检索每条报纸新闻的转载次数。

（二）变量定义与度量

1. 被解释变量

（1）关联重组

重组前，上市公司与重组交易对方存在关联关系的（如控股股东、实际控制人、股东或其它关联方），该重组视为关联重组，否则为非关联重组。

（2）多元化重组

本文根据重组方案中披露的交易标的主营业务，按照《上市公司行业分类指引（2001）》

确定交易标的所属的行业，并与上市公司所属的行业进行比较。交易标的与上市公司同属一个行业的，该重组视为横向重组，否则为多元化重组。

（3）并购重组溢价

国外学者一般采用如下计算方法计算并购溢价（Hayward 和 Hambrick, 1997; Barclay 和 Holderness, 1989）：并购溢价 = （每股收购价格 - 并购前每股市价）/ 并购前每股市价。国内学者的作法通常采用用交易价格超过其净资产账面价值的部分来度量并购溢价（唐宗明和蒋位, 2002），这主要是因为中国的并购重组交易中，目标方通常是非上市公司，没有活跃的市场价格。但是，交易标的的账面价值往往与市场价值存在较大的差异，因此本文根据交易标的所属行业的平均市净率计算出标的净资产的可比市价，并在此基础上计算重组溢价。计算公式如下：重组溢价 = （交易价格 - 标的净资产可比市价）/ 标的净资产可比市价 = （交易价格 - 标的净资产账面价 × 交易标的所属行业市净率）/ （交易标的净资产账面价 × 交易标的所属行业市净率）。在稳健性检验部分，用唐宗明和蒋位（2002）的计算方法做稳健性检验。

2. 解释变量

现有研究一般采用二元法（Chan, 2003）、搜索引擎计数法（罗进辉, 2012）和报道文章数量法（李培功和沈艺峰, 2010; Dyck et al, 2008）。二元法仅考虑有无媒体报道，过于简单。除了统计范畴不确定的缺点外，搜索引擎计数法方法仅考虑特定搜索引擎中某一段时间内媒体报道的总量，没有考虑报道的内容、版块和媒体的不同。而报道文章数量法虽然考虑了媒体报道的数量和报道的基调，但忽视了报道内容、方式、时间的影响以及其他媒体的转载对传播效果的影响。

传播的有限效果理论认为，媒体报道对受众的传播效果受传播渠道、传播内容影响（Klapper, 1960）。而传播心理学的研究发现，观点鲜明的媒体报道、多个记者对某一事件报道的组合报道、深入、具体的深度报道更容易吸引并影响读者（林之达, 2004）。此外，受众往往喜爱那些时效性强、内容新的报道（冯鸿和张育红, 2004）。因此，除了采用传统的二元法和报道文章数量法度量正、负面媒体报道外，本文还从报道基调、报道数量、报道内容、报道方式、报道时间和报道被转载次数六个方面，构建正面（或负面）报道指数，度量正面（或负面）报道的影响力。具体方法以如下，第一步，根据前述检索方法，从数据库中检索样本公司的新闻报道，获得报道的标题、报道日期。第二步，通过人工阅读报道标题和内容，综合判断报道的基调，采用 5 级评分法来量化报道的基调（即正面、较正面、中性、

较负面、负面分别赋值为 2、1、0、-1、-2)。第三步, 借鉴(刘启亮等, 2013)的做法, 将报道的内容将其划分为三大类: 会计类、经营管理类和其他。其中会计类包括舞弊和业绩等方面; 管理类包括经营活动、管理活动、公司治理等方面; 而其他主要包括机构投资者和股票价格等方面。我们采用 5 级评分法来量化报道的内容, 其中会计类中的舞弊、业绩方面的报道分别赋值 5 分和 4 分, 管理类的报道赋值 3 分, 机构投资者方面的报道赋值 2 分, 股票价格方面的报道赋值为 1。第四步, 根据报道的深入程度区分媒体报道方式。本文将媒体报道分三类, 第一类是深度报道, 即对上市公司某一方面或某些方面进行深入调查和剖析, 提供翔实的证据和第一手资料; 第二类是重述性报道, 即媒体报道对上市公司公告的简单归纳、重述; 最后一类是简单分析报道, 即媒体报道在重述上市公司公告的基础上, 进一步做了简要的分析和评论。本文采用 3 级评分法来度量媒体报道的方式, 深度报道赋值为 3, 简单分述报道赋值为 2, 重述性报道赋值为 1。第五步, 根据报道的日期, 计算报道日期与停牌日的时间间隔(以季计算), 并直接用间隔的季数(取整)赋值。第六步, 在百度新闻搜索引擎(<http://news.baidu.com>)中逐一检索每家上市公司的每一条媒体报道的转载次数。报道被转载的次数反映的是媒体报道的传播渠道, 转载的次数越多, 越有可能被更多不同的投资者所关注, 产生更强的传播效果。第七步, 根据报道基调分别计算正面(或负面)报道影响力指数, 公式如下:

$$positive_j = \sum_{i=0}^n tone_i \times content_i \times mode_i \times time_i \times reprint_i \quad (1)$$

$$negative_j = \sum_{i=0}^n |tone_i| \times content_i \times mode_i \times time_i \times reprint_i \quad (2)$$

其中 $positive_j$ 和 $negative_j$ 分别表示公司 j 重组前一年的正面和负面报道影响力指数, $tone_i$ 表示公司 j 第 i 篇媒体报道的基调; $content_i$ 表示公司 j 第 i 篇媒体报道的内容分值; $mode_i$ 表示公司 j 第 i 篇媒体报道的报道方式分值; $time_i$ 表示公司 j 第 i 篇媒体报道的报道时间分值; $reprint_i$ 表示公司 j 第 i 篇媒体报道的转载次数; n 表示的是第 j 家公司与重组方案相关的原创性媒体报道的总数量。正面(或负面)报道影响力指数的大小反映的是重组停牌前一年与上市公司有关的正面(或负面)报道的影响力强弱。需要指出的是, 为了使数据更为平稳, 减少异方差, 本文对正、负面报道指数取自然对数。

3. 主要控制变量

借鉴已有文献（Nielsen和Melicher，1973；陈仕华等，2013；葛伟杰等，2014），本文主要控制了重组交易特征和重组方特征、年度和行业等相关变量。重组交易特征控制变量主要包括：交易规模（Tprice）、支付方式（payment）、是否相同地区（sameprov）；重组方特征控制变量主要包括：公司规模（size）、财务杠杆（lev）、盈利能力（ROE）、自由现金流（cashflow）、实际控制人性质（state）、第一大股东持股比例（shareholder）、高管持股比例（excuhold）、董事会规模（dirsize）、独立董事比例（indepdir），重组方特征的控制变量采用滞后一期的数据。表1列示了主要变量计算方法，

表 1 主要变量定义一览

	变量名称	变量符号	计算方法
被 解 释 变 量	关联并购	related	重组前交易双方存在关联关系的，取1；其他取0
	多元化并购	diversity	上市公司与交易标的不属一个行业的，取1；其他取0
	并购重组溢价	premium	$(\text{交易价格} - \text{标的净资产账面价} \times \text{行业市净率}) / (\text{标的净资产账面价} \times \text{行业市净率})$
解 释 变 量	有无正面报道	positive	停牌前一年重组方存在媒体正面报道时，取1；其它为0
	有无负面报道	negative	停牌前一年重组方存在媒体负面报道时，取1；其它为0
	正面报道总数量	amount_pos	$\ln(1 + \text{正面报道总数量})$
	负面报道总数量	amount_neg	$\ln(1 + \text{负面报道总数量})$
	原创性正面报道数量	original_pos	$\ln(1 + \text{原创性正面报道数量})$
	原创性负面报道数量	original_neg	$\ln(1 + \text{原创性负面报道数量})$
	转载性正面报道数量	reprint_pos	$\ln(1 + \text{转载性正面报道数量})$
	转载性负面报道数量	reprint_neg	$\ln(1 + \text{转载性负面报道数量})$
	正面报道影响力指数	score_pos	详见公式（1）
负面报道影响力指数	score_neg	详见公式（2）	
控 制 变 量	交易规模	Tprice	交易总价的自然对数
	支付方式	payment	采用现金支付的，取值为1；其他取0
	是否相同地区	sameprov	重组双方属同一地区（地区划分以各省或直辖市为标准）的，取1；其他取0
	公司规模	size(t-1)	$\ln(\text{重组前一年末总资产的自然对数})$
	资产负债率	lev(t-1)	重组前一年末负债总额/重组前一年末资产总额
	自由现金流	cashflow	重组前一年自由现金流/重组前一年末资产总额
	净资产报酬率	ROE	重组前一年净利润/重组前一年末净资产平均余额
	实际控制人性质	state	重组前一年末实际控制人性质为国有的，取1；其它取0
	第一大股东持股比例	shareholder	重组前一年末第一大股东持股比例
高管持股比例	excuhold	重组前一年末高管持股数量/总股数	

董事会规模	dirsize	董事人数
独立董事比例	indepdir	独立董事人数/董事会规模
年度虚拟变量	Year	年度虚拟变量
行业虚拟变量	Ind	根据中国证监会《上市公司行业分类指引》(2001年版)的行业标准,制造业采用二级代码分类,其他按一级代码分类

(三) 研究模型

为了检验本文的两个假设,我们构建了如下多元回归实证模型:

$$\text{related} = \alpha_1 + \beta_{11}\text{positive} + \beta_{12}\text{positive} + \gamma_1\text{controlvariables} + \varepsilon_1 \quad (1)$$

$$\text{diversity} = \alpha_2 + \beta_{21}\text{positive} + \beta_{22}\text{positive} + \gamma_2\text{controlvariables} + \varepsilon_2 \quad (2)$$

$$\text{premium} = \alpha_3 + \beta_{31}\text{positive} + \beta_{32}\text{positive} + \gamma_3\text{controlvariables} + \varepsilon_3 \quad (3)$$

其中, *positive* 代表正面报道的五个代理变量,即有无正面报道 (*positive*)、正面报道总数量 (*amount_pos*)、原创性正面报道数 (*original_pos*)、转载性正面报道数量 (*reprint_pos*) 和正面报道影响力指数 (*score_pos*), *negative* 代表负面报道的五个代理变量,即有无负面报道 (*negative*)、负面报道总数量 (*amount_neg*)、原创性负面报道数 (*original_neg*)、转载性负面报道数量 (*reprint_neg*) 和负面报道影响力指数 (*score_neg*), 这些变量分别进入回归模型; *controlvariables* 为表1中所列的相关控制变量; ε 为残差项。本文采用模型(1)检验假设1和假设4,研究上市公司重大资产重组停牌前一年的正面和负面媒体报道是否会影响公司的关联重组决策;采用模型(2)检验假设2和假设5,研究正面和负面媒体报道是否会影响公司的多元化重组决策;采用模型(3)检验假设3和假设6,研究正面和负面媒体报道是否会影响公司的重组溢价。上述回归模型中,如果 *positive* 的回归系数显著为正,则意味着研究假设1、2和3得到实证支持,即重组停牌前一年的正面报道提高关联重组和多元化重组的可能性,提高了重组溢价;如果 *negative* 的回归系数显著为负,则意味着研究假设4、5和6得到实证支持,即重组停牌前一年的负面报道降低了关联重组和多元化重组的可能性,降低了重组溢价。

四、实证结果分析

表2 描述性统计

变量名称	变量符号	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
关联交易	related	0.453	0.498	0	0	1
多元化并购	diversity	0.480	0.500	0	1	1
重组溢价	premium	0.140	1.272	-0.963	-0.316	5.901
有无正面报道	positive	0.552	0.498	0	1	1
有无负面报道	negative	0.401	0.491	0	0	1
正面报道数量(总)	amount_pos	1.257	1.690	0	0	5.442
负面报道数量(总)	amount_neg	0.560	1.275	0	0	4.844
正面报道数量(原创)	original_pos	0.662	0.715	0	1	2.708
负面报道数量(原创)	original_neg	0.428	0.603	0	0	2.197
正面报道数量(转载)	reprint_pos	1.896	1.840	0	2.303	5.389
负面报道数量(转载)	reprint_neg	1.309	1.698	0	0	4.890

正面报道影响力指数	socre_pos	3.246	3.072	0	4.111	8.357
负面报道影响力指数	socre_neg	2.343	3.022	0	0	8.167
交易规模	Tprice	11.475	1.174	8.278	11.362	14.356
支付方式	payment	0.097	0.296	0	0	1
公司规模	size	21.301	1.085	19.506	21.047	24.474
净资产报酬率	ROE	0.070	0.102	-0.292	0.066	0.430
财务杠杆	lev	0.405	0.225	0.033	0.391	0.881
自由现金流	cashflow	0.009	0.080	-0.332	0.016	0.216
托宾Q	TobinQ	2.257	1.651	0.203	1.876	8.406
实际控制人性质	state	0.312	0.464	0	0	1
第一大股东持股比例	firshd	36.329	14.114	10.160	35.275	70.770
董事会规模	dirsize	8.491	1.487	5	9	13
独立董事比例	indepdir	0.375	0.054	0.333	0.333	0.571

(一) 描述性统计

表2报告了本文主要变量的描述性统计结果。结果显示,45%的重大资产重组是关联重组,48%的重组标的与上市公司不在同行业,属于多元化重组;上市公司为获得交易标的而支付的溢价平均为14%。在公告重大资产重组方案的公司中,有55%的公司重组停牌前一年被媒体正面报道,而被媒体负面报道的公司只有40%。从支付方式上,仅有不到10%的重组采用现金支付,而90%以上的重组采用股票支付或混合支付。

(二) 回归分析结果

1. 媒体报道与关联重组

表3 媒体报道与关联重组

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
常数项	1.769	1.882	1.738	1.915	1.787
(cons)	(0.705)	(0.693)	(0.717)	(0.689)	(0.708)
有无正面报道	-0.990**				
(positive)	(0.017)				
有无负面报道	-0.001				
(negative)	(0.998)				
正面报道数量(总)		-0.270**			
(amount_pos)		(0.015)			
负面报道数量(总)		0.040			
(amount_neg)		(0.750)			
正面报道数量(原创)			-0.667**		
(original_pos)			(0.025)		
负面报道数量(原创)			0.064		
(original_neg)			(0.861)		

正面报道数量 (转载) (reprint_pos)				-0.275** (0.014)	
负面报道数量 (转载) (reprint_neg)				0.046 (0.719)	
正面报道影响力指数 (score_pos)					-0.171** (0.010)
负面报道影响力指数 (score_neg)					0.021 (0.782)
公司规模 (size)	-0.110 (0.594)	-0.115 (0.591)	-0.112 (0.605)	-0.116 (0.587)	-0.108 (0.604)
净资产报酬率 (ROE)	-0.748 (0.741)	-0.890 (0.695)	-0.984 (0.666)	-0.895 (0.693)	-0.736 (0.746)
财务杠杆 (lev)	2.069** (0.025)	2.207** (0.018)	2.221** (0.017)	2.218** (0.018)	2.204** (0.018)
自由现金流 (cashflow)	1.719 (0.100)	1.702 (0.109)	1.643 (0.122)	1.701 (0.110)	1.708 (0.106)
成长性 (TobinQ)	-0.255 (0.558)	-0.291 (0.509)	-0.308 (0.484)	-0.293 (0.506)	-0.288 (0.511)
实际控制人性质 (state)	1.779*** (0.000)	1.757*** (0.000)	1.693*** (0.000)	1.758*** (0.000)	1.766*** (0.000)
第一大股东持股比例 (firshd)	-0.016 (0.196)	-0.015 (0.226)	-0.015 (0.228)	-0.015 (0.228)	-0.015 (0.210)
管理层持股比例 (manshd)	-1.743 (0.129)	-1.720 (0.137)	-1.791 (0.117)	-1.714 (0.139)	-1.739 (0.133)
董事会规模 (dirsize)	0.046 (0.719)	0.045 (0.727)	0.044 (0.733)	0.045 (0.728)	0.043 (0.736)
独立董事比例 (inddir)	-0.655 (0.857)	-1.049 (0.772)	-0.899 (0.801)	-1.096 (0.762)	-0.822 (0.822)
行业	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	404	404	404	404	404
pseudo R ²	0.307	0.306	0.301	0.307	0.309

注：() 内的数据为p值，***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著

表3报告了正面和负面报道的五个代理变量与关联并购的回归结果。从回归结果来看，positive、amount_pos、original_pos、reprint_pos和score_pos均与关联并购负相关，且在5%水平上显著。这表明，重组停停牌前一年被媒体正面报道的公司更容易进行非关联并购；正面报道数量越多的公司越有可能进行非关联并购；正面报道影响力越大，越有可能提高非关联并购的概率。但是负面报道的五个代理的回归系数均不显著，回归结果支持假设1，但不支持假设4。回归结果表明，媒体正面报道使管理层出现认知偏差，增强其过度自信程度，使管理层低估非关联并购和风险，促使管理层在并购目标选择过程中更有可能选择信息不对

称程度高、风险高的非关联方。负面报道对管理层是否进行关联并购没有影响，这可能是
 因为被媒体负面报道的公司往往是业绩比较差的公司，这类公司的大股东为了使上市公司摆
 脱经营困境，往往通过关联并购重组向上市公司注入优质资产，快速提升上市公司的盈利能
 力。在控制变量方面，实际控制人性质与关联并购显著正相关，资产负债率与关联并购显著
 正相关，这说明政府控制的国有上市公司、财务杠杆高的上市公司更有可能进行关联并购。

2.媒体报道与多元化重组

表4 媒体报道与多元化重组

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
常数项	0.526	-0.341	-0.932	-0.344	-0.053
(cons)	(0.923)	(0.951)	(0.869)	(0.951)	(0.992)
有无正面报道	-0.198				
(positive)	(0.536)				
有无负面报道	-0.903**				
(negative)	(0.042)				
正面报道数量(总)		-0.079			
(amount_pos)		(0.390)			
负面报道数量(总)		-0.345***			
(amount_neg)		(0.009)			
正面报道数量(原创)			-0.338		
(original_pos)			(0.217)		
负面报道数量(原创)			-1.193***		
(original_neg)			(0.003)		
正面报道数量(转载)				-0.078	
(reprint_pos)				(0.404)	
负面报道数量(转载)				-0.352***	
(reprint_neg)				(0.008)	
正面报道影响力指数					-0.035
(score_pos)					(0.521)
负面报道影响力指数					-0.202**
(score_neg)					(0.011)
公司规模	0.045	0.086	0.129	0.085	0.068
(size)	(0.838)	(0.708)	(0.586)	(0.711)	(0.766)
净资产报酬率	-3.929*	-4.428*	-4.848**	-4.442*	-4.373*
(ROE)	(0.095)	(0.059)	(0.042)	(0.059)	(0.063)
财务杠杆	0.981	1.109	1.287	1.113	1.063
(lev)	(0.319)	(0.259)	(0.195)	(0.257)	(0.282)
自由现金流	1.345	1.387	1.512*	1.381	1.369
(cashflow)	(0.114)	(0.104)	(0.083)	(0.105)	(0.107)
成长性	0.197	0.214	0.231	0.214	0.210
(TobinQ)	(0.184)	(0.152)	(0.125)	(0.153)	(0.160)
实际控制人性质	-1.223***	-1.280***	-1.348***	-1.281***	-1.276***

(state)	(0.007)	(0.006)	(0.005)	(0.006)	(0.006)
第一大股东持股比例	0.006	0.005	0.004	0.005	0.005
(firshd)	(0.624)	(0.648)	(0.724)	(0.648)	(0.647)
管理层持股比例	-0.043	-0.016	0.044	-0.015	-0.057
(manshd)	(0.965)	(0.987)	(0.964)	(0.988)	(0.953)
董事会规模	-0.264**	-0.266**	-0.283**	-0.264**	-0.260**
(dirsize)	(0.045)	(0.046)	(0.039)	(0.047)	(0.048)
独立董事比例	-1.236	-0.861	-0.897	-0.835	-0.765
(inndir)	(0.701)	(0.789)	(0.782)	(0.796)	(0.813)
行业	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	292	292	292	292	292
pseudo R ²	0.208	0.215	0.221	0.215	0.214

注：（）内的数据为z值，***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著

表4报告了正面和负面报道与多元化重组的回归结果。正面报道的五个代理变量与多元化重组的回归系数均不显著，表明正面报道并没有显著提高上市公司多元化并购重组的可能性。而负面报道的五个代理变量与多元化重组的回归系数为负，且均在5%或1%水平上显著。这表明重组停牌前一年被媒体负面报道的公司更不可能进行多元化并购重组；负面报道数量越多，多元化并购重组的可能性也越低；负面报道的影响力越大，多元化并购重组的可能性相应降低。由此可见，回归结果支持假设5，但不支持假设2。这表明，媒体负面报道在管理层的重大资产重组决策过程中发挥了一定的事前监督作用，减少了管理层进行高风险的多元化重组的可能性。正面报道对多元化重组决策没有显著影响，这可能是因为在增强管理层过度自信的同时，也改善了管理层所处的外部舆论压力环境。前景理论认为，在有利条件下，管理层更有可能偏向于风险厌恶型（Kahneman和Tversky，1979），而选择风险较小的同行业并购重组（李善民和周小春，2007）。从控制变量看，多元化重组的概率与ROE和实际控制人性质显著负相关，这说明净资产报酬率高的公司进行多元化并购重组的可能较低；民营上市公司更有可能进行多元化并购重组。

（3）媒体报道与重组溢价

表5 媒体报道与重组溢价

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
常数项	1.896	2.126	2.359	2.104	1.940
(cons)	(0.332)	(0.274)	(0.219)	(0.279)	(0.317)
有无正面报道	0.287*				
(positive)	(0.097)				
有无负面报道	0.087				
(negative)	(0.697)				

正面报道数量（总）		0.088*			
(amount_pos)		(0.051)			
负面报道数量（总）		0.052			
(amount_neg)		(0.461)			
正面报道数量（原创）			0.284**		
(original_pos)			(0.021)		
负面报道数量（原创）			0.249		
(original_neg)			(0.241)		
正面报道数量（转载）				0.088*	
(reprint_pos)				(0.053)	
负面报道数量（转载）				0.052	
(reprint_neg)				(0.466)	
正面报道影响力指数					0.043*
(score_pos)					(0.096)
负面报道影响力指数					0.021
(score_neg)					(0.615)
关联并购	-0.237	-0.243	-0.252	-0.244	-0.244
(related)	(0.130)	(0.118)	(0.101)	(0.118)	(0.119)
多元化并购	0.104	0.118	0.139	0.118	0.110
(diversity)	(0.533)	(0.484)	(0.409)	(0.484)	(0.515)
异地并购	0.154	0.155	0.159	0.154	0.148
(sameprov)	(0.385)	(0.382)	(0.368)	(0.383)	(0.402)
并购规模	0.216***	0.221***	0.224***	0.221***	0.218***
(Tprice)	(0.007)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.007)
支付方式	-0.330	-0.328	-0.342	-0.329	-0.327
(payment)	(0.188)	(0.193)	(0.175)	(0.193)	(0.197)
公司规模	-0.172*	-0.187*	-0.204**	-0.186*	-0.175*
(size)	(0.084)	(0.059)	(0.045)	(0.059)	(0.073)
净资产报酬率	0.266	0.461	0.581	0.471	0.358
(ROE)	(0.864)	(0.769)	(0.711)	(0.764)	(0.818)
财务杠杆	-0.805*	-0.829*	-0.836*	-0.832*	-0.836*
(lev)	(0.080)	(0.068)	(0.065)	(0.066)	(0.066)
成长性	-0.151**	-0.156**	-0.158**	-0.156**	-0.152**
(TobinQ)	(0.044)	(0.035)	(0.033)	(0.036)	(0.041)
实际控制人性质	-0.568***	-0.552***	-0.523***	-0.551***	-0.553***
(state)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.000)
董事会规模	-0.006	-0.006	-0.006	-0.006	-0.006
(dirsize)	(0.224)	(0.216)	(0.246)	(0.216)	(0.220)
独立董事比例	0.444	0.370	0.252	0.373	0.355
(inmdir)	(0.763)	(0.801)	(0.862)	(0.799)	(0.811)
行业	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	292	292	292	292	292
pseudo R ²	0.140	0.141	0.146	0.141	0.138

注：（）内的数据为z值，***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

表5报告了正、负面报道与重组溢价的回归结果。结果显示，正面报道的五个代理变量与重组溢价显著正相关。这表明，重组停牌前一年被媒体正面报道的公司支付的重组溢价更高；正面报道数量越多，支付的重组溢价越高；正面报道影响力越大，重组溢价也相应越高。但是，负面报道的五个代理变量与重组溢价的回归系数不显著。回归结果支持假设3，但不支持假设6。这表明，正面报道使管理层高估自身能力，高估可能获得的并购收益，愿意支付更高的重组溢价。研究结果表明，正面报道增强了管理层的认知偏差，推高了重组溢价；负面报道对重组溢价未能起到抑制作用。在控制变量方面，重组溢价与交易金额显著正相关，即交易金额越大的重组支付的溢价也越高。重组溢价与上市公司规模、成长性和实际控制人性质显著负相关。这说明，与小公司相比，大公司在重组交易过程中支付的溢价相对较低；成长性高的公司支付的溢价较低；国有控制的上市公司支付的重组溢价比民营上市公司低。

（三）进一步分析

1. 分组检验

媒体报道对重组决策的影响受法律环境影响，这是因为法律环境的好坏不仅影响媒体市场的竞争，还会影响舆论监督的环境。法律环境好的地区，媒体市场的竞争程度较高。这有利于减少媒体的寻租行为，提高媒体报道的可信度（郑志刚，2007）。此外，法律制度的完善、执法力度的增强也将促进媒体自身的发展，减少资本市场的信息不对称程度，增强媒体对资本市场的影响。因此，法律环境好的地区，媒体报道产生的舆论作用也相应较强，而强大的舆论环境压力更容易影响管理层的决策。因此，本文根据上市公司所处环境的不同，将样本划分为法律环境高和低两组，重新进行分组检验。

为区分各地区法律环境的好坏，本章采用王小鲁及其研究团队成员编制的“企业经营法治环境”指数（王小鲁等，2012）来度量各省份的法律环境。具体而言，当上市公司所在省份的企业经营法治环境指数得分高于当年所有上市公司的得分中位数时，该上市公司的重组样本被划分到高法律环境组；而上市公司所在省份的企业经营法治环境指数得分等于或低于当年所有上市公司的得分中位数时，该上市公司的重组样本则被划分到低法律环境组。此外，在稳健性检验中，本章还采用文献常用的“市场中介组织的发育和法律制度环境”指数（樊纲等，2011）重组进行分组检验。

表6 Panel A报告了媒体报道与关联重组的分组检验结果^①。在高法律环境组，正面报道对管理层是否实行关联重组没有显著影响，而负面报道则显著提高了管理层进行关联重组的可能性，且负面报道数量越多，负面报道的影响力越大，管理层进行关联重组的可能性也相应提高。在低法律环境组，负面报道对关联重组没有显著影响，而正面报道显著降低了管理层进行关联重组的可能。类似地，正面报道数量越多，正面报道影响力越大，关联重组的概率也越高。分组检验的结果表明，在法律环境好的地区，媒体负面报道能有效抑制高风险的非关联重组，在管理层的重组决策中起到了监督和治理作用。反之，在法律环境差的地区，负面报道不能有效抑制管理层进行高风险的非关联重组，而正面报道却推动了非关联重组起的发展。

表6 Panel B报告了媒体报道与多元化重组的分组检验结果。高法律环境组中，媒体负面报道与多元化重组显著负相关，且负面报道数量和影响力均与多元化重组显著负相关。但是，在低法律环境组中这种影响不显著。这表明，负面报道能否在多元化重组决策中发挥治理作用，与上市公司所处的法律环境密切相关。只有改善法律环境，媒体负面报道才能在公司的重大决策中发挥监督和治理职能。

表6 媒体报道与重组决策的分组检验

Panel:A 媒体报道与关联重组的分组检验						
	高法律环境组			低法律环境组		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
有无正面报道 (positive)	-0.083 (-0.12)			-1.943*** (-3.40)		
有无负面报道 (negative)	1.544* (1.79)			-1.052 (-1.58)		
正面报道数量(总) (amount_pos)		-0.110 (-0.54)			-0.420*** (-2.58)	
负面报道数量(总) (amount_neg)		0.541** (2.00)			-0.258 (-1.32)	
正面报道影响力指数 (score_pos)			-0.070 (-0.55)			-0.302*** (-3.15)
负面报道影响力指数 (score_neg)			0.269* (1.85)			-0.158 (-1.34)
样本数	146	146	146	146	146	146
pseudo R ²	0.432	0.443	0.437	0.429	0.413	0.423

^① 限于篇幅，本文仅报告了主要变量的回归结果。此外，原创性和转载性正/负面报道数量的回归结果与正/负面报道总数的回归结果一致，限于篇幅，本文没有报告上述两组变量的回归结果。

Panel:B 媒体报道与多元化重组的分组检验

	高法律环境组			低法律环境组		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
有无正面报道 (positive)	-0.732 (-1.35)			0.291 (0.55)		
有无负面报道 (negative)	-2.017*** (-2.73)			-0.206 (-0.26)		
正面报道数量 (总) (amount_pos)		-0.232 (-1.49)			0.061 (0.39)	
负面报道数量 (总) (amount_neg)		-0.596*** (-2.94)			-0.204 (-0.93)	
正面报道影响力指数 (score_pos)			-0.130 (-1.45)			0.051 (0.54)
负面报道影响力指数 (score_neg)			-0.373*** (-3.11)			-0.107 (-0.77)
样本数	146	146	146	146	146	146
pseudo R ²	0.264	0.266	0.270	0.223	0.229	0.228

Panel:C 媒体报道与重组溢价的分组检验

	高法律环境组			低法律环境组		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
有无正面报道 (positive)	-0.032 (-0.13)			0.558** (2.29)		
有无负面报道 (negative)	-0.642** (-2.09)			0.476 (1.48)		
正面报道数量 (总) (amount_pos)		-0.010 (-0.15)			0.163** (2.44)	
负面报道数量 (总) (amount_neg)		-0.179* (-1.94)			0.171* (1.70)	
正面报道影响力指数 (score_pos)			-0.019 (-0.47)			0.095** (2.42)
负面报道影响力指数 (score_neg)			-0.123** (-2.10)			0.103* (1.72)
样本数	146	146	146	146	146	146
adj R ²	0.123	0.117	0.126	0.192	0.202	0.201

注：采用稳健标准误回归，（）内的数据为z值，***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

表6 Panel C报告了媒体报道与重组溢价的分组检验结果。在高法律环境组，媒体负面报道显著降低了重组溢价，且正面报道对重组没有显著影响。反之，在低法律环境组，负面报道不仅不能有效抑制重组溢价，反而与正面报道一起，均显著提高了重组溢价。这表明，法律环境的改善，增强了负面报道对重组溢价的抑制作用。而在法律环境不好的地区，不管是正面报道还是负面报道，都对重组溢价起了推动作用。

综观表6的回归结果可知，法律环境的好坏影响媒体报道与重组决策关系。在法律环境不好的地区，媒体正面报道更容易促使管理层信心过度膨胀，推动非关联重组和多元化重组的进行，提高重组溢价。反之，在法律环境好的地区，媒体负面报道对重组标的选择和重组定价决策有重要影响，能抑制管理层的非关联重组和多元化重组，降低重组溢价。但这种影响在法律环境不好的地区不存在。

2.媒体报道影响重组决策的经济后果分析

为了进一步分析媒体报道影响重组决策的经济后果，本文进一步分析了媒体报道对重组公告效应的影响。正面报道不仅会吸引投资者关注，影响投资行为（张雅慧等，2012），还会诱发投资者的乐观情绪，并影响股票价格向上偏离价值（游家兴和吴静，2012）。但是，如果投资者可能预见到正面报道会强化管理层的过度自信，进而做出有损投资者利益的重组决策。这种认知必然也会影响投资者的投资决策和投资行为。因此，本文预期重组前一年的正面报道对重组公告效应的影响不显著。负面报道会使投资者对公司未来的预期较为悲观，诱发悲观情绪，促使股票价格下行（Tetlock等，2008），因此，本文预期重组前一年的负面报道与重组公告效应负相关。

表7 媒体报道与重组公告效应

	CAR(-5,5)			CAR(-10,10)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常数项 (cons)	1.360*** (0.000)	1.320*** (0.000)	1.311*** (0.000)	1.645*** (0.000)	1.583*** (0.000)	1.576*** (0.000)
有无正面报道 (positive)	-0.017 (0.477)			-0.029 (0.323)		
有无负面报道 (negative)	-0.060*** (0.009)			-0.090*** (0.001)		
正面报道数量（总） (amount_pos)		-0.007 (0.317)			-0.010 (0.231)	
负面报道数量（总） (amount_neg)		-0.014** (0.033)			-0.023*** (0.003)	
正面报道影响力指数 (score_pos)			-0.004 (0.344)			-0.005 (0.270)
负面报道影响力指数 (score_neg)			-0.010*** (0.009)			-0.015*** (0.000)
关联并购 (related)	0.008 (0.762)	0.008 (0.749)	0.008 (0.745)	-0.013 (0.653)	-0.012 (0.694)	-0.011 (0.696)
多元化并购 (diversity)	0.030 (0.210)	0.031 (0.187)	0.029 (0.223)	0.053* (0.076)	0.054* (0.068)	0.051* (0.088)
并购溢价	0.019* (0.088)	0.019* (0.088)	0.019* (0.088)	0.028** (0.028)	0.028** (0.028)	0.029** (0.029)

(premium)	(0.064)	(0.062)	(0.057)	(0.026)	(0.024)	(0.022)
并购规模	0.055***	0.054***	0.054***	0.072***	0.071***	0.071***
(Tprice)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
公司规模	-0.085***	-0.084***	-0.083***	-0.106***	-0.104***	-0.104***
(size)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
净资产报酬率	-0.070	-0.047	-0.059	-0.045	-0.019	-0.036
(ROE)	(0.795)	(0.862)	(0.824)	(0.894)	(0.956)	(0.915)
财务杠杆	0.026	0.031	0.030	0.006	0.015	0.012
(lev)	(0.701)	(0.651)	(0.663)	(0.940)	(0.858)	(0.880)
成长性	-0.044***	-0.043***	-0.043***	-0.060***	-0.059***	-0.059***
(TobinQ)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
实际控制人性质	0.001	0.002	0.000	0.020	0.020	0.018
(state)	(0.986)	(0.962)	(0.993)	(0.611)	(0.618)	(0.645)
第一大股东持股比例	-0.000	-0.000	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001
(firstshd)	(0.579)	(0.565)	(0.546)	(0.330)	(0.311)	(0.297)
独立董事比例	-0.298	-0.304	-0.290	-0.127	-0.132	-0.111
(inndir)	(0.155)	(0.144)	(0.163)	(0.630)	(0.613)	(0.671)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	403	403	403	403	403	403
调整 R ²	0.213	0.210	0.214	0.225	0.224	0.230

注：采用稳健标准误回归，（）内的数据为 z 值，***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

表7报告了媒体报道与重组公告效应的回归结果。结果显示，重组停牌前一年的正面报道对重组公告效应的影响为负，但不显著；而停牌前一年的负面报道显著负向影响重组公告效应。实证结果与本文预期相同，表明投资者能够在一定程度上预期到正面报道增强了管理层过度自信程度，可能会影响自身利益，并修正其投资行为。

（三）稳健性检验

（1）内生性问题

对于前文的实证结果，本文还存在担忧：自由现金流是影响公司并购重组决策的重要因素，如果那些盈利能力强、自由现金流水平高的公司也正好是媒体正面报道的公司，就很可能存在内生性问题。为此，前文在回归中控制了自由现金流和盈利能力的影响。此外，本文还将进一步分析公司特征对媒体报道的影响，以检验公司的自由现金流和盈利能力对媒体报道的影响。

表8 公司特征与正、负面报道

	正面报道			负面报道		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	positive	amount_pos	score_pos	negative	amount_neg	score_neg

常数项	-12.545***	-8.641**	-14.700**	-4.636	-1.803	-2.643
(cons)	(0.004)	(0.011)	(0.010)	(0.427)	(0.511)	(0.555)
自由现金流	-0.330	-0.177	-0.361	1.119	0.456	0.767
(cashflow)	(-0.40)	(-0.26)	(-0.32)	(1.12)	(1.01)	(1.02)
净资产报酬率	2.593	1.483	2.715	-4.036*	-2.157**	-3.607**
(ROE)	(0.151)	(0.237)	(0.197)	(0.065)	(0.047)	(0.046)
公司规模	0.572***	0.466***	0.778***	0.169	0.128	0.187
(size)	(0.003)	(0.002)	(0.002)	(0.504)	(0.313)	(0.366)
财务杠杆	-1.467*	-0.709	-1.126	-0.132	0.101	0.080
(lev)	(0.087)	(0.218)	(0.235)	(0.898)	(0.852)	(0.931)
成长性	0.220*	0.164*	0.298**	0.027	0.024	0.058
(Tobin Q)	(0.075)	(0.067)	(0.047)	(0.839)	(0.702)	(0.603)
实际控制人性质	0.489	0.315	0.520	-0.507	-0.284	-0.447
(state)	(0.192)	(0.265)	(0.277)	(0.332)	(0.177)	(0.212)
第一大股东持股	-0.003	-0.000	-0.002	-0.007	-0.004	-0.006
(firshd)	(0.761)	(0.958)	(0.888)	(0.574)	(0.468)	(0.514)
董事会规模	-0.010	0.007	0.000	-0.130	-0.041	-0.060
(dirsize)	(0.921)	(0.933)	(0.998)	(0.360)	(0.490)	(0.563)
独立董事比例	-1.196	-0.748	0.043	2.805	1.999	3.159
(indepdir)	(0.683)	(0.731)	(0.991)	(0.425)	(0.238)	(0.269)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	404	404	404	404	404	404
调整 R ²	0.091	0.149	0.134	0.100	0.132	0.116

注：采用稳健标准误回归，（）内的数据为 z 值，***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

表7报告了公司特征与正面（或负面）报道的回归结果。正面报道的代理变量^②与公司规模和成长性的回归系数为正，且均在1%水平上显著。大规模、成长性高的公司更容易受到媒体的追捧，且规模越大，成长性越高，正面报道数量越多，且正面报道的影响力也相应强。此外，公司的财务杠杆与公司是否被媒体正面报道显著负相关。这表明，高财务杠杆的公司被媒体正面报道的可能性更低，但与正面报道的数量和影响力的关系不显著。媒体公司的经营业绩(ROE)与正面报道的代理变量的回归系数为正，但不显著；自由现金流(cashflow)与正面报道的回归系数亦不显著。经营业绩好的公司并不必然增加媒体对公司的追捧报道，而被媒体正面报道也未必是业绩好的公司报，这与（醋卫华和李培功，2015）的研究结论相似。此外，自由现金流对媒体正面报道同样没有显著影响。这在一定程度上表明，媒体是否正面报道公司与公司业绩和自由现金流没有必然联系，正面报道对管理层重组决策的影响可能不是源于公司业绩的好坏和自由现金流水平，更可能来自于正面报道形成的认知偏差和过

^②原创性和转载性正面报道数量的回归结果与正面报道总数的结果基本一致，限于篇幅，没有报告这两个代理变量的回归结果，下同。

度自信。负面报道的代理变量^③与ROE的回归系数为负，且在5%水平上显著。这表明经营业绩差的公司更可能被媒体负面报道，且经营业绩越差，负面报道的数量越多，且影响力也相应越大。

（2）其他稳健性检验

为了确保实证结果的稳健性，我们做了如下稳健性检验：第一，用国内学者的通常做法，即用交易价格超过其净资产账面价值的部分来度量并购溢价（唐宗明和蒋位，2002）重进回归，结果保持稳健；第二，分别正、负面报道数量直接进行回归，结果保持稳健；第三，用ROA代替ROE，主营业务增长率代替Tobin Q重新进行回归，结果保持稳健。

五、结论

国内并购实践中普遍存在的关联并购、多元化并购和并购溢价引起了学术界广泛关注，国内外学者围绕并购决策的影响因素展开诸多研究。但是，现有研究更多的是从并购双方、管理层和公司内部治理机制等视角展开，少有文献研究公司外部治理机制对并购决策的影响。本文从媒体治理这一视角出发，探索性研究媒体报道对并购重组决策的影响。本文以2008年6月至2014年12月31日沪深两市上市公司的404次重大资产重组为研究样本，实证检验了重大资产重组停牌前365天的媒体正面和负面报道对并购重组溢价的影响。

本文研究发现，（1）正面报道提高了上市公司进行非关联重组的概率；正面报道数量越多，上市公司选择非关联方作为重组标的的可能性越高；正面报道影响力越大，非关联重组的可能性也相应提高。但是，这种效应在法律环境好的地区不存在。（2）重组前一年被正面报道的上市公司往往在重组定价决策中支付相对较高的重组溢价；重组溢价水平与正面报道数量和正面报道影响力显著正相关。但是，这种影响在法律环境好的地区不存在。（3）负面报道降低了上市公司多元化重组的概率；负面报道数量越多，上市公司发起多元化重组的可能性越低；负面报道的影响力越大，多元化重组的可能性相应降低。但是，这种影响在法律环境不好的地区不存在。（4）在法律环境好的地区，负面报道降低了上市公司关联重组的概率，且降低了重组溢价。本文的研究结果表明，重组停牌前一年的正面报道对非关联并购和重组溢价起了“推波助澜”的作用，而在法律环境好的地区，负面报道则有效“抑制”非关联重组、多元化重组和重组溢价。因此，重组停牌前一年的负面报道对上市公司的重大

^③原创性和转载性负面报道数量的回归结果与负面报道总数的结果基本一致，限于篇幅，没有报告这两个代理变量的回归结果，下同。

资产重组决策能起到一定程度事前的监督和预防作用，能在一定程度上保护（尤其是中小投资者）投资者利益。但是，重组前一年的正面报道强化了管理层的过度自信和认知偏差，促使管理层做出不合理重组决策，如进行高风险的非关联并购或支付更高的并购溢价。进一步的研究还发现，重组停牌前一年的正面报道对重组公告效应没有显著影响，但是，负面报道与重组公告效应显著负相关。

最后，需要指出本文也存在一定的研究局限性。第一，在搜索上市公司在重组停牌前一年的媒体报道时，本文只搜索了四大证券报（《中国证券报》、《上海证券报》、《证券时报》、《证券日报》）和四大市场报（《21世纪经济报道》、《第一财经日报》、《中国经济报》和《经济观察报》），没有考虑其他报纸上报道，可能会遗漏某些报道。第二，在计量媒体负面报道时，本文采用人工阅读的方式判断媒体报道的正负面属性，带有一定的主观性，且成本高昂。

参考文献：

Bednar, M. K., Watchdog or Lapdog? A Behavioral View of The Media as a Corporate Governance Mechanism. *Academy of Management Journal*, Vol.55, No.1, 2012, pp.131-150.

Billett, M. T. & Qian, Y., Are Overconfident CEOs Born or Made? Evidence of Self-Attribution Bias from Frequent Acquirers. *Management Science*, Vol.54, No.6, 2008, pp.1037-1051.

Brown, R. & Sarma, N., CEO overconfidence, CEO dominance and corporate acquisitions. *Journal of Economics and Business*, Vol.59, No.5, 2007, pp.358-379.

Chen, C. , Pantzalis, C. & Park, J. C., Press Coverage and Stock Price Deviation from Fundamental Value. *Journal of Financial Research*, Vol.36, No.2, 2013, pp.175-214.

Comment, R. & Jarrell, G. A., Corporate focus and stock returns. *Journal of Financial Economics*, Vol.37, No.1, 1995, pp.67-87.

Denis, D. J. , Denis, D. K. & Sarin, A., Agency Problems, Equity Ownership, and Corporate Diversification. *Journal of Finance*, Vol.52, No.1, 1997, pp.135-160.

Doukas, J. A. & Petmezas, D., Acquisitions, Overconfident Managers and Self-attribution Bias. *European Financial Management*, Vol.13, No.3, 2007, pp.531-577.

Dyck, A. , Volchkova, N. & Zingales, L., The Corporate Governance Role of the Media: Evidence from Russia. *Journal of Finance*, Vol.63, No.3, 2008, pp.1093-1135.

Friedman, E. , Johnson, S. & Mitton, T., Propping and tunneling. *Journal of Comparative Economics*, Vol.31, No.4, 2003, pp.732-750.

Goel, A. M. & Thakor, A. V., Overconfidence, CEO Selection, and Corporate Governance. *The Journal of Finance*, Vol.63, No.6, 2008, pp.2737-2784.

Griffin, D. & Tversky, A., The weighing of evidence and the determinants of confidence. *Cognitive Psychology*, Vol.24, No.3, 1992, pp.411-435.

Hackbarth, D., Managerial Traits and Capital Structure Decisions. *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, Vol.43, No.4, 2008, pp.843-881.

Hayward, M. L. A. & Hambrick, D. C., Explaining the Premiums Paid for Large Acquisitions: Evidence of

- CEO Hubris. *Administrative Science Quarterly*, Vol.42, No.1, 1997, pp.103-127.
- Hayward, M. L. A. , Rindova, V. P. & Pollock, T. G., Believing one's own press: the causes and consequences of CEO celebrity. *Strategic Management Journal*, Vol.25, No.7, 2004, pp.637-653.
- Heaton, J. B., Managerial Optimism and Corporate Finance. *Financial Management*, Vol.31, No.2, 2002, pp.33-45.
- Hubbard, R. G. & Palia, D., A reexamination of the conglomerate merger wave in the 1960s: An internal capital markets view. *Journal of Finance*, Vol.54, No.3, 1999, pp.1131-1152.
- Ifcher, J. & Zarghamee, H., Affect and overconfidence: A laboratory investigation. *Journal of Neuroscience, Psychology, and Economics*, Vol.7, No.3, 2014, pp.125-150.
- Jaggi, B. & Dorata, N. T., Association between Bid Premium for Corporate Acquisitions and Executive Compensation. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, Vol.21, No.4, 2006, pp.373-397.
- Joe, J. R. , Louis, H. & Robinson, D., Managers' and Investors' Responses to Media Exposure of Board Ineffectiveness. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.44, No.3, 2009, pp.579-605.
- Kahneman, D. & Tversky, A., Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, Vol.47, No.2, 1979, pp.263-291.
- Khanna, T. & Palepu, K., Is Group Affiliation Profitable in Emerging Markets? An Analysis of Diversified Indian Business Groups. *Journal of Finance*, Vol.55, No.2, 2000, pp.867-891.
- Klapper, J. T., *The Effects of Mass Communication*. New York: Free Press, 1960.
- Larwood, L. & Whittaker, W., Managerial Myopia: Self-Serving Biases in Organizational Planning. *Journal of Applied Psychology*, Vol.62, No.2, 1977, pp.194-198.
- Malmendier, U. & Tate, G., Does Overconfidence Affect Corporate Investment? CEO Overconfidence Measures Revisited. *European Financial Management*, Vol.11, No.5, 2005a, pp.649-659.
- Malmendier, U. & Tate, G., CEO Overconfidence and Corporate Investment. *The Journal of Finance*, Vol.60, No.6, 2005b, pp.2661-2700.
- Malmendier, U. & Tate, G., Who makes acquisitions? CEO overconfidence and the market's reaction. *Journal of Financial Economics*, Vol.89, No.1, 2008, pp.20-43.
- Malmendier, U. , Tate, G. & Yan, J., Overconfidence and Early-Life Experiences: The Effect of Managerial Traits on Corporate Financial Policies. *The Journal of Finance*, Vol.66, No.5, 2011, pp.1687-1733.
- McCombs, M. E. & Shaw, D. L., The Agenda-setting Function of Mass Media. *Public Opinion Quarterly*, Vol.36, No.2, 1972, pp.176-187.
- Meindl, J. R. , Ehrlich, S. B. & Dukerich, J. M., The Romance of Leadership. *Administrative Science Quarterly*, Vol.30, No.1, 1985, pp.78-102.
- Moore, D. A. & Kim, T. G., Myopic Social Prediction and the Solo Comparison Effect. *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol.85, No.6, 2003, pp.1121-1135.
- Nielsen, J. F. & Melicher, R. W., A Financial Analysis of Acquisition and Merger Premiums. *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, Vol.8, No.2, 1973, pp.139-148.
- Petit, V. & Bollaert, H., Flying Too Close to the Sun? Hubris Among CEOs and How to Prevent it. *Journal of Business Ethics*, Vol.108, No.3, 2012, pp.265-283.
- Roll, R., The Hubris Hypothesis of Corporate Takeovers. *The Journal of Business*, Vol.59, No.2, 1986, pp.197-216.
- Rossi, S. & Volpin, P. F., Cross-country determinants of mergers and acquisitions. *Journal of Financial Economics*, Vol.74, No.2, 2004, pp.277-304.
- Sicherman, N. W. & Pettway, R. H., Acquisition of Divested Assets and Shareholders' Wealth. *Journal of Finance*, Vol.42, No.5, 1987, pp.1261-1273.

Tetlock, P. C., Saar-Tsechansky, M. & Macskassy, S., More Than Words: Quantifying Language to Measure Firms' Fundamentals. *Journal of Finance*, Vol.63, No.3, 2008, pp.1437-1467.

毕晓方、张俊民、李海英：《产业政策、管理者过度自信与企业流动性风险》，《会计研究》2015年第03期。

陈健、席酉民：《上市公司集团归属、控制权集中度与关联并购的关系》，《系统工程》2008年第01期。

陈仕华、姜广省、卢昌崇：《董事联结、目标公司选择与并购绩效——基于并购双方之间信息不对称的研究视角》，《管理世界》2013年第12期。

醋卫华、李培功：《媒体追捧与明星CEO薪酬》，《南开管理评论》2015年第1期。

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》，《世界经济》2011年第2期。

邓奇：《传统报纸与网络媒体的较量》，《新闻世界》2009年第10期。

樊纲、王小鲁、朱恒鹏：《中国市场化指数——各地区市场化相对进程2011年报告》，经济科学出版社 2011年版

冯鸿、张育红：《时效,新闻媒体永恒的主题》，《新闻采编》2004年第3期。

葛伟杰、张秋生、张自巧：《支付方式、融资约束与并购溢价研究》，《证券市场导报》2014年第01期。

洪道麟、刘力、熊德华：《多元化并购、企业长期绩效损失及其选择动因》，《经济科学》2006年第5期。

花贵如、刘志远、许骞：《投资者情绪、管理者乐观主义与企业投资行为》，《金融研究》2011年第9期。

李彬、杨洋、潘爱玲：《定增折价率与并购溢价率——定增并购中利益输送的证据显著性研究》，《证券市场导报》2015年第8期。

李常青、熊艳：《媒体治理:角色、作用机理及效果——基于投资者保护框架的文献述评》，《厦门大学学报(哲学社会科学版)》2012年第3期。

李培功、沈艺峰：《媒体的公司治理作用:中国的经验证据》，《经济研究》2010年第2期。

李善民、史欣向、万自强：《关联并购是否会损害企业绩效?——基于DEA-SFA二次相对效益模型的研究》，《金融经济研究》2013年第3期。

李善民、周小春：《公司特征、行业特征和并购战略类型的实证研究》，《管理世界》2007年第3期。

李善民、朱滔：《多元化并购能给股东创造价值吗?——兼论影响多元化并购长期绩效的因素》，《管理世界》2006年第03期。

林之达：《传播心理学新探》，北京大学出版社 2004年版。

罗宾斯、贾奇：《组织行为学》，中国人民大学出版社 2012年版。

罗德曼：《认识媒体》，世界图书出版公司北京公司 2010年版。

罗进辉：《媒体报道的公司治理作用——双重代理成本视角》，《金融研究》2012年第10期。

潘红波、余明桂：《支持之手、掠夺之手与异地并购》，《经济研究》2011年第09期。

潘瑾、陈宏民：《上市公司关联并购的绩效与风险的实证研究》，《财经科学》2005年第1期。

王小鲁、樊纲、李飞跃：《中国分省企业经营环境指数2011年报告》，中信出版社 2012年版

吴超鹏、叶小杰、吴世农：《媒体监督、政治关联与高管变更——中国的经验证据》，《经济管理》2012年第2期。

徐莉萍、辛宇：《媒体治理与中小投资者保护》，《南开管理评论》2011年第9期。

游家兴、吴静：《沉默的螺旋:媒体情绪与资产误定价》，《经济研究》2012年第7期。

余明桂、李文贵、潘红波：《管理者过度自信与企业风险承担》，《金融研究》2013年第1期。

张建勇、葛少静、赵经纬：《媒体报道与投资效率》，《会计研究》2014年第10期。

张雅慧、万迪昉、付雷鸣：《基于投资者关注的媒体报道影响投资行为的实验研究》，《系统工程》2012年第10期。

郑志刚：《法律外制度的公司治理角色——一个文献综述》，《管理世界》2007年第6期。

郑志刚、丁冬、汪昌云：《媒体的负面报道、经理人声誉与企业业绩改善——来自我国上市公司的证据》，《金融研究》2011年第12期。