

代理成本、信息不对称与 IPO 前媒体报道

薛有志¹, 吴超², 周杰³

(1 南开大学商学院, 天津 300071; 2 南开大学中国公司治理研究院, 天津 300071)

3 南开大学泰达学院, 天津 300071)

摘要: 媒体通过信息传播功能满足投资者的治理需求, 在 IPO 前起到降低信息不对称的作用, 但国有股份所释放的政策信号会与媒体的治理效应产生替代性。基于 2009 年至 2012 年中国 A 股上市公司的 869 家 IPO 样本数据, 采用横截面数据的 OLS 多元回归和分组回归等实证研究方法, 率先探索信息不对称环境下媒体参与公司治理的动因及治理效应问题, 并验证了国有股份的存在对其治理效应的替代性。研究结果表明, 代理成本与媒体负面报道比例正相关的结论与代理理论的逻辑相符, 即公司 IPO 前, 媒体可以通过信息传播降低信息不对称, 在信息不对称程度较高的公司中媒体的治理效应更加明显。将政策信号纳入考虑范围内后, 相对于存在国有股份而言, 无政策信号组媒体弥补信息不对称的治理效应更为突出, 表明媒体的信息传播效应会被国有股份的政策信号所替代。

关键词: 代理成本; 媒体报道; 信息不对称; 首次公开发行

中图分类号: F271.5 **文献标识码:** A

1 引言

近年, 国内外关于媒体参与公司治理的研究已有一些进展, 并从对公司治理机制的影响延展到对公司治理行为的影响。但是, 尽管影响媒体报道上市公司的因素直接影响了学者对媒体报道参与治理的路径的理解, 但媒体参与公司治理的动因尚未被进行系统性的研究。

随着所有权和控制权的分离, 如何引入更有效的外部治理主体来制衡管理层的私利行为、降低代理成本, 成为了近三十年来不断讨论的问题。从信息中介观出发, 媒体在信息市场中能够通过信息传播而在资本市场中扮演着信息中介角色^[1], 具有先天性的信息传播优势。现有研究主要从公司治理机制和公司治理行为^[2]两个视角切入, 分别探索媒体的信息披露媒介功能和第三方监管功能。媒体作为利益相关主体参与到公司治理框架中已经为已有研究证实, 但对于哪些公司会引起媒体关注的文献较少。本研究将从媒体的信息中介角度出发, 探索具备怎样特征的公司更容易引起媒体的关注, 媒体倾向于关注或参与具有何种特质的企

业的治理，从而刻画媒体参与公司治理的机制。

本文接下来的结构如下：第二部分评述相关研究，第三部分提出假设，第四部分描述研究设计，第五部分分析实证结果，第六部分是文章的结论。

2 相关研究述评

已有研究对媒体参与公司治理的探讨主要从两个角度展开，一是从委托代理视角下将媒体视作第三方监督主体^[3-4]，二是从制度理论的角度将媒体视作信息中介主体^[1,5]。关于媒体作为一种外部监督力量参与到公司活动中的研究，主要集中于对媒体报道之后是否对公司行为产生了实质性影响。一些研究关注了媒体作为社会仲裁者的角色对公司进行的评估^[3,6]，认为媒体作为一种声誉资源可以为公司带来价值^[7]，影响企业绩效^[8]。同时，媒体报道也可能引起政策法规部门或审计师的介入进而带来声誉成本^[4]，Miller 发现 29% 的公司在美国证券交易委员会或公司披露前由媒体率先报道了会计欺诈行为^[9]，Joe 发现冗余的负面媒体报道会增加审计师对客户破产可能性的意识进而促使审计师修正其审计意见^[10]。

从信息中介主体角度的研究主要对资本市场的反应进行了关注，发现媒体能够在公司的信息环境中起到信息中介作用降低信息不对称^[11]，认为媒体报道会带来股票的波动^[12]和交易量的高涨^[13]，与此同时，股价的波动又会影响到媒体报道的悲观情绪。但有研究指出，媒体报道的资本市场效应应该分别从个体投资者和机构投资者两个角度考虑^[14]，相对于机构投资者，个体投资者的买入行为更容易受到媒体报道的影响^[15]。与传统研究不同的是，Fang, Peress 发现媒体关注较多的股票市场回报反而较低^[16]。与之前媒体情绪不影响资本市场反应的结论不同，Chan 发现相对于无媒体报道的股票反弹，负面的媒体报道会引发股票漂移现象^[17]。Mitchell 等验证了媒体报道与市场波动之间的关系，却否认了其与市场活跃度周内季节性特点的关系^[18]。Bhattachary 等则认为媒体并不是市场泡沫中的重要因素^[19]。

国内的研究也可以按媒体参与治理路径划分为信息中介和社会监督两类。将媒体视作社会监督角色的这一分支研究表明，媒体在完善公司治理水平^[20]、保护中小投资者利益^[21]、完善资本市场外部环境^[22]、制衡高管薪酬^[23]、凸显社会责任的经济效果^[24]等方面具有明显的治理效果。这一分支的研究将媒体视作独立第三方对公司治理机制和行为进行评价，进而通过其对公司声誉的影响达到完善治理水平的效果。研究方法上，关于媒体监督的研究已从案例方法^[25]拓展到实证检验^[20]。另一分支的研究将媒体视作不同信息主体间的媒介，主要通过对其媒体报道后的市场表现^[26]来验证媒体的治理效果如何。其中较为突出的是，宋双杰等研究了媒体关注对 IPO 首日表现的影响，针对一级市场的特点首次使用媒体来代理投资者关注度^[27]，为媒体参与治理的机理分析提供了新的思路。黄俊，陈信元延续了这一研究思路对创业板这一细分市场的 IPO 抑价进行了研究^[28]。在具体影响机理方面，张雅慧等通过对过度关注弱势假说的验证，排除了风险补偿假说的可能性，为理解媒体治理的“黑箱”做出了贡献^[29]。除此之外，针对媒体市场竞争的研究聚焦于媒体本身的竞争状况，认为媒体

差异化程度较大时会选择与广告商组建垂直联盟^[30]。

已有研究从社会监督和信息中介的两个视角分别对媒体参与公司治理展开了研究,向前追溯到财经记者对社会仲裁角色的认同感及所面临的局限^[31],向后延展到媒体的角色在市场成熟度方面的贡献^[32]。在社会监督路径方面,主要从监督导向和监督途径两个方面,监督途径又细分为声誉机制和资本市场机制。监督导向体现在其他利益相关者是否在媒体报道之前意识到公司治理问题的存在。监督途径方面,主要体现在媒体对公司声誉、公司资本市场表现的影响进而对公司治理行为起到修正性的警示作用。在信息中介路径方面,最具有代表性的是关于媒体通过信息传播、信息重复来降低信息不对称的研究,这类研究主要集中于媒体报道对于投资者反应的影响,认为媒体会通过信息传播对投资者的决策产生影响。虽然对媒体的信息披露媒介角色和第三方监管功能都已经有了证据,但对于哪些公司会引起媒体关注的文献较少。本研究将从媒体的信息中介角度出发,探索影响媒体关注的因素,并结合公司的控制权特征探讨不同政策信号下影响媒体关注的因素是否有所差异。

3 假设提出

从媒体的信息传播功能和媒体自身的生存逻辑出发,文章认为由于投资者与管理层之间存在信息不对称,因而媒体参与公司治理的主要动机可能就是响应投资者的需求,降低投资者与内部管理层之间的信息不对称,其中较为主要的途径则是对股东与管理层之间的代理成本的关注^[33]。当公司的代理成本较高时,媒体将会对该公司给予更多的关注以降低股东与管理层之间的信息不对称,此时媒体作为第三方利益主体参与到公司治理框架中。但当公司存在政策信号时,该公司的信息不对称状况由于政策信号的存在而得到缓解,此时媒体参与公司治理的动机则可能会被政策信号所替代。

3.1 代理成本与媒体关注度

结合 Pollock, Rindova 和黄俊,陈信元的研究,在公司 IPO 过程中,媒体的信息传播对公司新印象形成起到显著的影响^[28,34]。即相对于 IPO 后公司所面临的复杂信息环境^[5],媒体在 IPO 前的相对简单信息环境中起到更重要的角色^[34],此时媒体的治理效应不会被其他信息主体所替代^[16]。在企业上市之前,投资者对于媒体信息的依赖程度更高,投资者的决策也就会受到媒体报道的影响。基于此,文章聚焦于 IPO 前公司受到的媒体报道分析媒体参与治理的机制。

具体而言,在公司 IPO 前,拟上市公司股东将面临着分散化的股权,经理层通过控制企业中在职消费等行为影响股东权益的违约风险面临着进一步的挑战^[35]。此时股东需要媒体参与到公司治理框架中,通过媒体的信息传播、信息重复来降低信息不对称,降低经理层自利行为所带来的违约风险,实现一种更有利于决策科学化的制度安排。因此,文章认为,对于代理成本较高的公司,即信息不对称程度越高的公司,公司的所有权和经营权分离情况越严重,此时经理层的道德风险更为突出^[33],投资者将对媒体参与公司治理有更大需求,

以市场需求为导向的媒体^[36]，将利用自身信息中介功能，来缓解信息不对称所带来的第一类委托代理冲突。因此，媒体作为一种信息不对称的弥补机制，其在代理成本较高的公司中能够发挥更明显的治理作用。

媒体不仅关注市场需求和经济利益，也具有社会政治功能和信息披露功能^[31,37]。财经媒体的影响并不局限于提供投资决策等相关信息，而且也能通过影响投资决策框架和标准来体现^[12]。对媒体而言，在 IPO 前更多地关注信息不对称的公司，既可以满足投资者的需求，又可以通过对投资者评判标准的影响来提升自身影响力。因此，可以推断出，媒体更倾向于将注意力放在代理成本较高的公司。因此得到假设 1：

假设 1 在公司 IPO 前，媒体倾向于更多的关注代理成本越高的企业。

3.2 代理成本与媒体情绪

除了媒体关注度之外，媒体参与公司治理的方式还包括媒体情绪^[3-4,7,34]。媒体可以通过信息传播来降低信息不对称，而媒体报道的倾向性^[36]则体现出媒体是否对管理层起到了评判和监督作用。媒体情绪可以通过对公司声誉的影响进而影响经理人在经理人市场中的竞争水平^[4,7,8]，以此对经理人行为起到控制效应。代理成本中管理费用的部分，表征经理人可能发生的不必要浪费支出或在职消费，如果经理人产生了过度的管理费用，进而引起媒体对公司的负面报道，这会对经理人在经理人市场中的竞争优势产生威胁。因此，投资者需要媒体参与到公司治理框架中，通过报道的情绪和声誉效应对经理人产生威胁，从而更有效的对经理人的过度浪费情况进行控制。代理成本越高的企业，经理人的过度浪费情况就越严重^[33]，此时媒体响应投资者需求而对经理层的监督，就体现在对公司进行更多的负面报道。为了验证这一推理，文章得到假设 2：

假设 2 企业的代理成本越高，在 IPO 前受到的负面报道越多。

3.3 国有股份、代理成本与媒体报道

将媒体引入治理框架中以制衡管理者的过度私利行为，Jensen 的这一逻辑在股东分散化程度越高的企业更为适用。即媒体治理效应的发挥需要考虑一定的情景依赖性，处在不同情境下的企业对降低信息不对称的需求不同，不同企业的代理成本对投资者的吸引力也不同。在股东缺乏有效监督的治理框架内，媒体的引入就成为了监督管理中行为的重要机制之一，即通过媒体的信息传播功能降低股东与管理层之间的信息不对称。然而，这推理并不适用于所有企业。已有研究表明，国有企业较高的 IPO 折价是政府在私有化进程中主动向市场投资者传递的政策信号，表明维护长期股权价值的政策主张^[38]。而相对于国有企业而言，非国有企业更需要中介机构声誉等社会资本来协助上市^[39]。即国有股份在 IPO 过程中会释放出政策信号来弥补信息不对称，此时媒体的信息传播功能就会弱化。而对于无国有股份的企业而言，在 IPO 过程中的信息不对称只有通过媒体报道来起到互补性机制，媒体的治理效应得以更好的发挥。将是否存在国有股份作为一种情景变量纳入研究范围是由于国有股份

所传递的政府信号在降低信息不对称功能上与媒体的治理功能具有一定的重叠性,因此文章验证了两者之间是否存在一定的替代性,即国有股份的政策信号是否会抵消媒体在降低信息不对称方面的治理效应,因此得到假设 3:

假设 3 相对于国有股份组,无国有股份组在 IPO 前的媒体关注度对企业代理成本的敏感性更高。

对国有股份进行分类之后,文章发现信息不对称环境下,媒体的互补性治理效应在无国有股份组中更为适用,而存在国有股份的企业中,政策信号的传递在一定程度上对信息不对称起到了弥补性作用。因此,结合假设 2 和假设 3,文章认为,相对于国有股份组,媒体对管理层自利行为的监督效果也在无国有股份组中更为明显,因此得到假设 4:

假设 4 相对于国有股份组,无国有股份组在 IPO 前负面报道对代理成本的敏感性更高。

4 研究设计

4.1 研究样本和数据收集

2008 年 9 月 16 日至 2009 年 7 月 10 日期间,证监会暂停了 IPO 审核。2009 年 7 月 10 日,“桂林三金”、“万马电缆”的上市,标志着 IPO 正式重启。自 2012 年 11 月 16 日之后,证监会再一次事实上停止了 IPO,自 2013 年 9 月方重启。文章采用了 2009 年 7 月至 2012 年 11 月之间的时间段作为样本选择区间,以避免政策变化对样本产生的冲击,该区间内共有 885 家公司进行了 IPO。

本文的研究样本为 2009 年 7 月 10 日起至 2012 年 11 月 16 日止期间公开 IPO 的 885 家公司。IPO 日期、证监会所属行业分类代码、IPO 前股本情况数据来自国泰安数据库, IPO 前一年的财务数据来自色诺芬数据库。其中,关于前一年财务数据的界定,文章将上市日期在 2010 年 3 月 31 日前的公司前一年财务数据界定为 2008 年财务数据,将 2010 年 4 月 1 日后上市的公司前一年财务数据为 2009 年财务数据,其他年份以此类推。剔除财务数据缺失数据 5 家,管理费用为负的异常值数据 3 家(601818 光大银行、601018 宁波港、601800 中国交建),实际控制人性质缺失的数据 2 家,ROA 缺失的数据 4 家,长期负债比率缺失的数据 1 家,ROA 数据大于 1000 的奇异值 1 家,最终得到 869 个样本数据。文章将报道量为 0 的公司,其正面报道比例和负面报道比例均认定为缺失值,而不是无负面报道的 0,因此若将负面报道比例作为因变量分析,则负面报道为缺失值(总报道量为 0)的 202 个数据不参与回归。

4.2 变量测量

(1) 被解释变量。关于媒体报道的衡量。文章的媒体报道来自于“中国知网”中的子库“中国重要报纸全文数据库”。根据李培功,沈艺峰的研究,文章将搜索范围确定为“上海证券报+中国证券报+证券日报+证券时报+中国经营报+经济观察报+21 世纪经济报道+第一财经日

报^[20]，其中四家为发行量最大的官方报纸，四家为发行量最大的非官方报纸。针对 IPO 上市日期前一年^[34]的报道对公司简称进行了主题搜索。然后得到每家公司的总报道量（用 TC 表示）和分报纸报道量，并下载每家公司的报道内容，共得到 2945 份报道。将每家公司的报道内容转化为文本文档使用 ROSTEA 软件进行文本分析，这一程序涵盖了词典中预设的代表不同构念的词汇，并在给定文本中对词典中所出现的词汇进行计数。对于每篇文章而言，ROSTEA 生成了一个比例，即报告了给定文本中特定字典中词汇的比例。正面媒体报道比例等于样本公司所有文章的积极情绪分类的 ROSTEA 积极情绪词频出现的比例，负面媒体报道的衡量也是一样，负面情绪词典中的 ROSTEA 负面词频比例。进而得到每家公司的正面报道比例、负面报道比例（用 NGC 表示）和中性报道比例，以及总发言数数据。作者之一从 667 家有媒体报道的公司中随机抽取了 67 家（子样本的 10.045%）对其文章进行了编码。将人工评判的负面报道比例数据与软件评判的负面报道比例数据作为两个独立样本进行 Mann-Whitey U 检验，结果无显著差异（ $z=-0.081$ ， $sig=0.936$ ）。将人工评判的整体媒体报道情绪指标数据与软件评判的整体媒体报道情绪指标数据作为两个独立样本进行 T 检验，结果无显著差异（ $t=-0.640$ ， $sig=0.524$ ）。文章使用媒体总报道量作为媒体关注度的衡量指标，使用 ROSTEA 软件中的总发言数作为媒体报道的另一代理指标进行稳健性检验。借鉴 Bednar（2012）的做法，文章将正面报道、中性报道、负面报道作为不同的三个变量对待，采用负面报道比例作为媒体负面报道的衡量^[3]。

（2）解释变量。关于代理成本的衡量。结合罗炜，朱春艳^[40]、曾建光，王立彦等^[41]、吴晓晖，Qi Zeng^[42]的研究，文章采用管理费用率（用 AD 表示）和总资产周转率（用 TAT 表示）作为代理成本的衡量指标。管理费用率越高，代理成本越高；总资产周转率越高，代理成本越低。

（3）分组变量。关于是否存在国有股份的衡量。根据 CSMAR 数据库中对上市公司国有股份份额的界定标准，将是否存在国有股份（用 SOE 表示）作为分组变量作为验证假设 3 和假设 4 的衡量指标。若公司上市前存在国有股股份，则该变量为 1；否则为 0。

（4）控制变量。除了需要重点关注的管理费用率、总资产周转率、实际控制人性质指标外，还有一些其他因素会对媒体报道产生影响。一般而言，规模较大的公司在 IPO 前更容易受到关注，而公司的负债情况、盈利能力水平、长期发展能力也都是投资者所关注的重点，长期负债水平高的企业可能会受到更多的负面报道。与此同时，上市板块也是对投资者注意力非常重要的影响因素，相对于中小板市场和创业板市场，主板市场会受到更多的关注，而相对于中小板市场，创业板市场则是近些年较为热门的板块。文章将这些因素作为控制变量纳入考虑范围内，分别用资产规模（用 SIZE 表示）、长期负债比率（用 LdR 表示）、资产收益率（用 ROA 表示）、无形资产比例（用 InR 表示）、是否为中小板（用 Bd1 表示）、是否为创业板（用 Bd2 表示）等指标衡量。具体变量定义见表 1：

表 1 变量定义

Table 1 Variables' Definition

变量类别	序号	变量	中文名称	定义
因变量	1	TC	总报道量	公司上市一年前在指定报纸上的总报道量
	2	NGC	负面报道比例	将公司上市前一年的报道内容进行文本分析，得到的负面报道比例
自变量	3	AD	管理费用率	等于管理费用总额除以主营业务收入
	4	TAT	总资产周转率	等于主营业务收入除以总资产
类别变量	5	SOE	是否存在国有股份	若公司上市前的国有股股份不为 0，则该变量为 1；否则为 0
控制变量	6	InR	无形资产比例	等于无形资产除以总资产
	7	SIZE	资产规模	等于企业总资产的自然对数
	8	LdR	长期负债比率	等于长期负债除以总资产
	9	ROA	总资产收益率	等于净利润除以总资产
	10	Bd1	是否在中小板上市	若公司在中小板上市，则该变量为 1，否则为 0
	11	Bd2	是否在创业板上市	若公司在创业板上市，则该变量为 1，否则为 0

4.3 模型设计

根据以上分析和设计，文章构建了多元回归模型分别对本文的假设进行验证，对公司的代理成本与媒体报道直接的关系进行了回归分析，并在假设 3 和假设 4 的验证中按照实际

$$TC = \alpha_0 + \alpha_1 AD + \alpha_2 SOE + \alpha_3 InR + \alpha_4 SIZE + \alpha_5 LdR + \alpha_6 ROA + \alpha_7 Bd1 + \alpha_8 Bd2 + \varepsilon_1 \quad (1)$$

控制人性性质分组回归。

文章采用如下模型对假设 1 进行检验：

方程（1）和方程（2）中的 α_0 、 β_0 为常数项， $\alpha_1 \sim \alpha_8$ 、 $\beta_1 \sim \beta_8$ 为各对应自变量的系

$$TC = \beta_0 + \beta_1 TAT + \beta_2 SOE + \beta_3 InR + \beta_4 SIZE + \beta_5 LdR + \beta_6 ROA + \beta_7 Bd1 + \beta_8 Bd2 + \varepsilon_2 \quad (2)$$

数， ε_1 、 ε_2 为残差项。

而对于假设 2，文章将负面报道比例放入方程中作为因变量，而将总报道量作为控制变

$$NGC = \chi_0 + \chi_1 AD + \chi_2 SOE + \chi_3 InR + \chi_4 SIZE + \chi_5 LdR + \chi_6 ROA + \chi_7 Bd1 + \chi_8 Bd2 + \chi_9 TC + \varepsilon_3 \quad (3)$$

量也放入方程中，使用以下方程进行检验：

方程（3）和方程（4）中的 χ_0 、 δ_0 为方程的常数项， $\chi_1 \sim \chi_9$ 、 $\delta_1 \sim \delta_9$ 为各自对应变

$$NGC = \delta_0 + \delta_1 TAT + \delta_2 SOE + \delta_3 InR + \delta_4 SIZE + \delta_5 LdR + \delta_6 ROA + \delta_7 Bd1 + \delta_8 Bd2 + \delta_9 TC + \varepsilon_4 \quad (4)$$

量的系数， ε_3 、 ε_4 为残差项。

对于假设 3 和假设 4，则是将样本按照 SOE 进行分组，分别对假设 1 和假设 2 中的模型进行回归，并且剔除控制变量中的 SOE 变量。

4.4 描述性统计

按照已搜集的数据，文章列示出了各变量的均值、标准差、最大值、最小值等描述性统计量。为了对比，文章同时列示按照国有股份分类的描述性统计。具体信息如表2所示：

表2 主要变量的描述性统计

Table2 Descriptive Statistics of Main Variables

组	变量	均值	标准差	中值	最小值	最大值
	TC	2.555	4.907	2.000	0.000	96.000
	NGC	0.067	0.061	0.057	0.000	0.545
	AD	0.087	0.059	0.072	0.000	0.571
	TAT	1.068	0.586	0.934	0.175	8.335
	SOE	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
无国有股份组	InR	0.067	0.074	0.053	0.000	0.995
	SIZE	19.994	0.945	19.842	18.043	26.442
	LdR	0.046	0.101	0.008	0.000	1.888
	ROA	0.159	0.087	0.144	0.007	1.102
	Bd1	0.505	0.500	1.000	0.000	1.000
	Bd2	0.426	0.495	0.000	0.000	1.000
	TC	6.939	18.820	2.000	0.000	178.000
国有股份组	NGC	0.068	0.059	0.056	0.000	0.333
	AD	0.100	0.096	0.075	0.000	0.651

	TAT	0.873	0.498	0.829	0.025	3.326
	SOE	1.000	0.000	1.000	1.000	1.000
	InR	0.066	0.079	0.052	0.000	0.779
	SIZE	20.807	1.849	20.376	13.072	29.815
	LdR	0.073	0.099	0.037	0.000	0.510
	ROA	0.165	0.666	0.103	0.008	8.589
	Bd1	0.396	0.491	0.000	0.000	1.000
	Bd2	0.329	0.471	0.000	0.000	1.000
	TC	3.382	9.433	2.000	0.000	178.000
	NGC	0.067	0.060	0.056	-0.0001	0.545
	AD	0.089	0.068	0.073	0.000	0.651
	TAT	1.031	0.575	0.914	0.025	8.335
	SOE	0.189	0.392	0.000	0.000	1.000
总样本	InR	0.067	0.075	0.053	0.000	0.995
	SIZE	20.148	1.211	19.926	13.072	29.815
	LdR	0.051	0.101	0.012	0.000	1.888
	ROA	0.160	0.299	0.135	0.007	8.589
	Bd1	0.484	0.500	0.000	0.000	1.000
	Bd2	0.407	0.492	0.000	0.000	1.000

依照表2所示，公司上市前一年受到的平均报道量为3.382篇，其中无国有股份企业平均收到2.555篇报道，存在国有股份企业平均收到6.939篇报道。从报道量的差异上看，无国有股份企业受到的报道量差别较小，国有股份企业的差别较大。总样本中受到IPO前报道最多的公司为国有股份的企业。从负面报道比例来说，总体平均负面报道比例为6.771%，表明目前公司IPO前大部分报道均为正面报道，且不同样本间的差别不大。平均每家公司主营业务收入的8.902%都会花费在管理费用上，该比例在国有股份企业中上升为9.964%。不同样本间的管理费用比例方差不大，管理费用比例最高可达65.081%，该公司为国有股份企业。总样本中18.872%为国有股份企业，48.446%在中小板上市，40.736%在创业板上市，表明近三年上市的公司大多数为无国有股份企业，且在主板上市的难度较大，即使是在公司规模

差别不大的情况下也是如此。长期负债比率平均为5.104%，在国有股份样本组和无国有股份样本组差别不大。对于总资产周转率，无国有股份企业的总资产周转率明显高于国有股份企业，无国有股份企业的总资产周转率平均为106.771%，国有股份企业则平均达到87.265%的水平。资产收益率在国有股份企业和无国有股份企业之间并无显著差异。同时，为了验证共线性问题，文章对各变量之间的方差膨胀因子进行了检验，最终得出平均VIF值为1.29，表明各变量之间不存在多重共线性问题。

5 实证结果

5.1 代理成本对媒体报道的影响

由于文章的因变量均为连续性变量，因此使用横截面数据的 OLS 多元回归完成回归过程对假设 1 和假设 2 进行验证，在验证过程中，文章分别使用管理费用率和总资产周转率作为代理成本的衡量指标，其中模型 1 和模型 3 采用管理费用率作为代理成本的衡量指标分别验证假设 1 和假设 2，而模型 2 和模型 4 采用总资产周转率作为代理成本的衡量指标分别验证假设 1 和假设 2，以得到更稳健的证据，具体结果见表 3：

表3 模型回归结果（假设1与假设2）

Table 3 Regression Results of the Models (for H1 and H2)

验证假设	假设1：媒体关注度		假设2：负面媒体报道	
	模型1	模型2	模型3	模型4
因变量	TC	TC	NGC	NGC
自变量				
AD	23.302 ^{***} (5.798)		0.069 [*] (2.033)	
TAT		-0.923 ⁺ (-1.905)		-0.008 ⁺ (-1.861)
TC			0.0005 [*] (1.977)	0.0006 [*] (2.242)
SOE	0.589 (0.827)	0.856 (1.180)	-0.007 (-1.166)	-0.008 (-1.246)

InR	-1.109 (-0.298)	0.307 (0.081)	0.004 (0.140)	0.011 (0.360)
SIZE	4.993 ^{***} (16.510)	4.825 ^{***} (15.606)	0.004 (1.471)	0.003 (1.143)
LdR	-0.910 (-0.326)	-1.354 (-0.477)	-0.0003 (-0.013)	0.002 (0.101)
ROA	0.966 (1.086)	1.130 (1.248)	0.001 (0.206)	0.002 (0.297)
Bd1	1.351 (1.262)	1.118 (1.026)	-0.006 (-0.621)	-0.006 (-0.665)
Bd2	4.169 ^{***} (3.386)	4.362 ^{***} (3.459)	0.004 (0.420)	0.004 (0.355)
常数	-101.787 ^{***} (-15.054)	-95.496 ^{***} (-13.709)	-0.026 (-0.413)	0.007 (0.111)
F值	52.774 ^{***}	47.395 ^{***}	2.612 ^{**}	2.535 ^{**}
R ²	0.329	0.306	0.035	0.034
调整R ²	0.323	0.300	0.021	0.020
样本量	869	869	667	667

注:***为在0.1%的水平上双尾显著,**为在1%的水平上双尾显著,*为在5%的水平上双尾显著,+为在10%的水平上双尾显著;括号内数据为OLS估计的t值,建立在White的调整异方差参数估计上;变量不存在多重共线性,VIF值限于篇幅没有披露。下同。

由表3中的模型1和模型2可以看出,在不分组的869条观测值样本下,管理费用率与媒体报道量存在显著正相关关系(在0.1%水平上双尾显著),总资产周转率与总报道量呈现出显著负相关关系(在10%水平上双尾显著)。假设1得到验证,代理成本越高,信息不对称程度越高的企业倾向于得到更多的媒体关注。模型1和模型2中SIZE变量0.1%的显著性水平表明,资产规模越高的企业明显受到更多的媒体关注。而Bd2变量0.1%的显著性水平显示出,在创业板上市的企业也会受到更多的媒体关注,表明创业板为近三年较为受投资者热捧的板块,也是创业板市场成功运行的证据。在IPO前收到媒体报道的667条观测值样本下,

表3的模型3和模型4中TC变量5%的显著性水平都表明总报道量高的企业倾向于得到更多的负面报道，而代理成本高的企业负面报道也更多，假设2得到支持。结果表明，公司代理成本越高时，信息不对称程度更严重，此时媒体降低信息不对称的治理效应凸显出来。而代理成本高的企业会得到更多的负面报道，表明媒体除信息传播功能外，还可以通过声誉激励对管理层进行监督。

5.2 国有股份、代理成本与媒体关注度

为了考察是否存在国有股份情景下，媒体关注度对代理成本的关注度是否有所差异，文章通过国有股份进行分组，分样本分别对媒体关注度进行回归，在模型5和模型6中采用管理费用率作为代理成本的衡量指标分组对假设3进行验证，在模型7和模型8中采用总资产周转率作为代理成本的衡量指标按国有股份分组对假设3进行验证，得到表4：

表4 模型回归结果（假设3）

Table 4 Regression Results of the Models (for H3)

组别	无国有股份组	国有股份组	无国有股份组	国有股份组
	模型5	模型6	模型7	模型8
因变量	TC	TC	TC	TC
自变量				
AD	12.690 ^{***} (3.845)	7.835 (0.664)		
TAT			-0.529 ⁺ (-1.664)	-1.297 (-0.532)
lnR	-0.170 (-0.066)	-14.525 (-1.027)	1.048 (0.407)	-15.884 (-1.136)
SIZE	2.505 ^{***} (9.476)	7.906 ^{***} (9.440)	2.296 ^{***} (8.804)	7.914 ^{***} (9.404)
LdR	-1.003 (-0.537)	-5.241 (-0.462)	-1.009 (-0.532)	-7.711 (-0.662)
ROA	6.478 ^{**}	0.494	8.293 ^{***}	0.425

	(2.885)	(0.299)	(3.637)	(0.257)
Bd1	1.550 ⁺	1.759	1.376 ⁺	2.062
	(1.956)	(0.532)	(1.712)	(0.616)
Bd2	2.335 ^{**}	8.444 [*]	2.296 [*]	8.540 [*]
	(2.586)	(2.160)	(2.486)	(2.185)
常数	-51.373 ^{***}	-160.548 ^{***}	-45.802 ^{***}	-158.684 ^{***}
	(-8.711)	(-8.456)	(-7.883)	(-8.045)
F值	14.682 ^{***}	20.231 ^{***}	12.753 ^{***}	20.189 ^{***}
R ²	0.129	0.476	0.114	0.475
调整R ²	0.120	0.452	0.105	0.452
样本量	705	164	705	164

在假设3的验证中，将样本按照国有股份进行分组，用代理成本的两个衡量指标——管理费用率和总资产周转率分别与之进行回归，得到的结论如表4所示。从模型5中可以看出，在无国有股份样本中，管理费用率与总报道量呈显著的正向相关关系，同时模型7表明总资产周转率与总报道量呈显著的负向相关关系，但在存在国有股份企业样本中则不显著（见模型6和模型8）。表明相对于国有股份，无国有股份企业环境下，媒体降低信息不对称的治理效应才能更为突显，假设3得到验证。除与表3中相同的企业规模变量之外，模型5和模型7显示出无国有股份组的资产收益率也呈现出与总报道量正相关的关系，表明无国有股份企业的媒体报道对资产收益率的敏感性更强，而模型6和模型8并无此结果，表明国有股份企业受到的媒体报道总量则与其资产收益率不相关。对于无国有股份企业而言，模型5和模型7都得出是否在中小板或创业板上市与媒体报道正相关的结果，但模型6和模型8的国有股份企业组中是否中小板上市与媒体报道则并无显著相关关系。通过上述分析可以认为，相对于国有股份企业，无国有股份企业在IPO前收到的媒体报道量与其代理成本、资产规模、资产收益率都呈现出相关关系，即相对于国有股份企业而言，无国有股份企业的媒体报道量对企业特征的敏感性更强。造成这种原因可能是由于国有股份所释放的政策信号效应起到了降低信息不对称作用，在存在政策信号的情境下媒体的信息传播功能受到局限，媒体通过信息传播降低信息不对称的治理效应被替代。

5.2 国有股份、代理成本与媒体情绪

为了考察政策信号对媒体治理效应的影响，即媒体的报道情绪是否会在是否存在国有股份情景下表现出不同的敏感性，文章对假设4进行了验证，即通过对样本进行分组得到无国

有股份组和国有股份组，分别验证代理成本与媒体情绪之间的关系。模型9和模型10列示了以管理费用率作为代理成本衡量指标的分组回归结果，而模型11和模型12列示了以总资产周转率作为代理成本衡量指标的分组回归结果，具体结果如表5所示：

表5 模型回归结果（假设4）

Table 5 Regression Results of the Models (for H4)

组别	无国有股份组	国有股份组	无国有股份组	国有股份组
	模型9	模型10	模型11	模型12
因变量	NGC	NGC	NGC	NGC
自变量				
AD	0.132** (2.816)	-0.0006 (-0.011)		
TAT			-0.008+ (-1.683)	-0.002 (-0.135)
TC	0.001* (2.140)	0.0004 (1.221)	0.001* (2.365)	0.0004 (1.216)
lnR	0.013 (0.377)	-0.032 (-0.516)	0.025 (0.705)	-0.0321 (-0.516)
SIZE	0.006 (1.413)	0.003 (0.600)	0.003 (0.878)	0.003 (0.578)
LdR	-0.005 (-0.187)	0.025 (0.434)	-0.003 (-0.101)	0.023 (0.406)
ROA	-0.035 (-0.975)	0.002 (0.304)	-0.010 (-0.279)	0.002 (0.302)
Bd1	-0.004 (-0.387)	-0.008 (-0.479)	-0.006 (-0.515)	-0.007 (-0.455)

Bd2	0.008 (0.596)	-0.006 (-0.353)	0.006 (0.493)	-0.006 (-0.349)
常数	-0.059 (-0.664)	0.009 (0.085)	0.001 (0.016)	0.0124 (0.117)
F值	2.764**	1.197	2.110*	1.200
R ²	0.040	0.076	0.031	0.076
调整R ²	0.026	0.013	0.016	0.013
样本量	541	126	541	126

由表 5 中的模型 9 和模型 11 可以看出，在无国有股份组，管理费用率与媒体的负面报道显著正相关，总资产收益率与媒体的负面报道显著负相关，但模型 10 和模型 12 显示出在国有股份组代理成本与媒体的负面报道并无显著相关关系。结果表明，相对于国有股份企业，无国有股份企业的媒体负面报道对代理成本的敏感性更强。假设 4 得到验证。同时也表明，模型 10 和模型 12 的国有股份组在 IPO 前的媒体报道量和媒体报道情绪与其代理成本、资产收益率等企业特征不相关，表明媒体对信息不对称的互补性治理效应在国有股份企业中不适用。原因同样可能是由于 IPO 过程中国有股份会释放出政策信号，进而降低其信息不对称，这种政策信号效应与媒体的监督效应形成了替代关系。但对于无国有股份企业而言，媒体的报道量和报道情绪都会受到企业特征的影响，因为对于无国有股份企业而言，媒体的治理效应则是无可替代的。

5.3 稳健性检验

首先，为了进一步验证代理成本与媒体关注度之间的关系，文章采用 Rostea 软件提供的总发言数 **totallines** 代替原来的总报道量 **TC** 作为媒体关注度的代理变量。与总报道量的报道数量不同的是，总发言数代表了针对该公司的总体报道篇幅大小。用总发言数代替总报道量，可以消除可能出现的报道数量较多但每篇报道的内容较少的现象。使用总发言数作为媒体关注度的代理变量对假设 1 和假设 3 进行回归检验，结果与上文所报告的结果并无显著差异。

其次，依据 David L. Deephouse、Pollock, Rindova 的做法，文章对媒体报道情绪变量进行处理，得到总体的媒体情绪变量 **Coefficient**，该变量介于 (-1, 1) 之间，若该变量为 -1 则代表该公司所得到的报道全为负面报道；若该变量为 1 则表示该公司所受到的报道全为正面报道^[7,34]。用 **f** 表示媒体正面报道数，**u** 表示负面报道数，**total** 表示总报道数，**IF** 表示使用条件，公式如下：

$$Coefficient = \begin{cases} (f^2 - f * u) / (total)^2, IF f > u; \\ 0, IF f = u; \\ (f * u - u^2) / (total)^2, IF u > f. \end{cases}$$

然后使用媒体报道情绪 **Coefficient** 变量代替负面报道比例 **NGC** 变量对假设 2 和假设 4 进行重新验证。结果表明，总样本中，总资产周转率与 **Coefficient** 存在正向相关关系，按照国有股份分组之后，无国有股份组的总资产周转率与媒体情绪变量依然存在正向相关关系，但在国有股份组两者并不存在显著相关关系，与上述文章中的结论一致。但管理费用率与媒体情绪之间不存在相关关系，造成这一点的原因可能是由于大部分公司在 IPO 前受到的报道内容均为正面报道。事实上，只有 23 家公司的媒体报道情绪为负，且其中最小值为 -0.248，与最大值的 0.553 相比，大部分企业在 IPO 前受到的报道均为正面报道，受到负面报道的公司其负面报道比例也并非高出正面报道比例很多，所以总资产周转率这一通过运营效率间接代表代理成本的指标能够对媒体情绪产生正向影响，而管理费用率这一直接代表代理成本的变量与媒体整体情绪并无显著关系，这也是为何传统的文献并未发现媒体情绪与资本市场表现之间相关关系^[29]的原因。因此，假设 2 和假设 4 得到了部分验证。

6 结论

本研究以 2009-2012 年间的首次公开上市公司为样本，应用文本分析方法和代理理论，实证检验了公司上市前一年的媒体参与公司治理的动机及其治理效应，得到以下研究结果。

(1) 对 2009-2012 年间的首次公开发行人前一年的媒体报道进行了实证描述，发现国有股份企业在 IPO 前平均会受到更多的媒体报道，但在公司公开上市前的正面报道较多，上市前收到的负面报道在国有股份企业和无国有股份企业之间差别不大。

(2) 实证考察了代理成本与 IPO 前媒体报道之间的相关关系，发现媒体通过信息传播降低公司与潜在投资者之间的信息不对称，进而满足投资者在公司上市前的信息需求，参与到公司治理框架中。

(3) 考察存在不同国有股份情境下媒体参与治理的动机是否会发生变化。研究结果表明，对国有股份企业这类存在政策信号的样本，媒体满足投资者的信息需求这一功能被公司的政策信号所抵消，媒体的信息传播与政策信号之间的替代关系使得国有股份组的实证检验不显著，但无国有股份组的实证检验依然显著。

文章的研究回答了“信息不对称环境下媒体是否起到了信息传播治理效应”的问题，也回答了“这种治理效应在何种情境下适用”的问题。从响应投资者需求的逻辑出发，文章将媒体本身的利益和市场需求、治理有效性相结合，对媒体为何参与公司治理框架以及其参与治理是为了解决何种治理需求的问题进行了解答，同时，也具体分析了媒体的治理效应在何种情境下适用的问题。基于此，本文的一个可能的政策启示是，通过传媒行业自身市场化程度的提升和发展环境的优化，媒体将能具有更多的动力和能力响应投资者需求，作为第三方治理

机制发挥更强的信息中介和监督作用。

当然，本研究只是聚焦于 IPO 前媒体的治理角色，缺乏对公司上市后媒体治理角色的探索。另外，缺乏在不同行业、不同股权集中程度、不同董事会构成的情境下探讨媒体的治理效应是否适用的研究。以后的研究可对以上不足展开后续研究。

参考文献

- [1] Pollock T G, Rindova V P, Maggitti P G. Market watch: information and availability cascades among the media and investors in the U.S. IPO market[J]. *Academy of Management Journal*, 2008, 51(2): 335–358.
- [2] 孔东民, 刘莎莎, 应千伟. 公司行为中的媒体角色: 激浊扬清还是推波助澜?[J]. *管理世界*, 2013 (7): 145-162.
- [3] Kong Dongmin, Liu Shasha, Ying Qianwei. The role of media in corporate behavior: monitoring or aggravating?[J]. *Management World*, 2013(7): 145-162. (in Chinese)
- [4] Bednar M K.. Watchdog or lapdog? a behavioral view of the media as a corporate governance mechanism[J]. *Academy of Management Journal*, 2012, 55(1): 131–150.
- [5] Dyck A, Volchkova N, Zingales L. The corporate governance role of the media: evidence from Russia[J]. *The Journal of Finance*, 2008, 63 (3): 1093-1135.
- [6] Frankel R, Li X. Characteristics of a firm's information environment and the information asymmetry between insiders and outsiders[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2004, 37(2): 229-259.
- [7] Bednar M K, Boivie S, Prince N R. Burr under the saddle: how media coverage influences strategic change[J]. *Organization Science*, 2013, 24(3): 910-925.
- [8] Deephouse D L. Media reputation as a strategic resource: an integration of mass communication and resource-based theories[J]. *Journal of Management*, 2000, 26(6): 1091–1112.
- [9] Wartick S L. The relationship between intense media exposure and change in corporate reputation[J]. *Business & Society*, 1992, 31(1): 33-49.
- [10] Miller G S. The press as a watchdog for accounting fraud[J]. *Journal of Accounting Research*, 2006, 44(5): 1001-1033.
- [11] Joe J R. Why press coverage of a client influences the audit opinion[J]. *Journal of Accounting Research*, 2003, 41(1): 109-133.
- [12] Bushee B J, Core J E, Guay W, Hamm S J W. The role of the business press as an information

intermediary[J]. *Journal of Accounting Research*, 2010, 48(1): 1-19.

[13] Johnson J L, Ellstrand A E, Dalton D R, Dalton C M. The influence of the financial press on stockholder wealth: the case of corporate governance[J]. *Strategic Management Journal*, 2005, 26(5): 461-471.

[14] Tetlock P C. Giving content to investor sentiment: the role of media in the stock market[J]. *The Journal of Finance*, 2007, 62(3): 1139-1168.

[15] Joe J R, Louis H, Robinson D. Managers' and investors' responses to media exposure of board ineffectiveness[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2009, 44(03): 579-605.

[16] Barber B. M., Odean T. All that glitters: the effect of attention and news on the buying behavior of individual and institutional investors[J]. *The Review of Financial Studies*, 2008, 21(2): 785-818.

[17] Fang L, Peress J. Media coverage and the cross-section of stock returns[J]. *The Journal of Finance*, 2009, 64(5): 2023-2052.

[18] Chan W S. Stock price reaction to news and no-news: drift and reversal after headlines[J]. *Journal of Financial Economics*, 2003, 70(2): 223-260.

[19] Mitchell M L, Mulherin J H. The impact of public information on the stock market[J]. *The Journal of Finance*, 1994, 49(3): 923-950

[20] Bhattacharya U, Galpin N, Ray R, et al. The role of the media in the internet IPO bubble[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2009, 44(03): 657-682

[21] 李培功, 沈艺峰. 媒体的公司治理作用: 中国的经验证据[J]. *经济研究*, 2010(4): 14-27.

[22] Li Peigong, Shen Yifeng. The corporate governance role of media: empirical evidence from China[J]. *Economic Research Journal*, 2010(4): 14-27. (in Chinese)

[23] 徐莉萍, 辛宇. 媒体治理与中小投资者保护[J]. *南开管理评论*, 2011, 14(6): 36-47.

[24] Xu Liping, Xin Yu. Media governance and minority shareholder protection[J]. *Nankai Business Review*, 2011, 14(6): 36-47. (in Chinese)

[25] 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[J]. *管理世界*, 2011(10): 125-140.

[26] Xiong Yan, Li Changqing, Wei Zhihua. Media sensational effect: conduct mechanism, economic consequences, and reputation discipline — a case study based on “the Bawang”[J]. *Management World*, 2011(10): 125-140. (in Chinese)

[27] 杨德明, 赵璨. 媒体监督、媒体治理与高管薪酬[J]. *经济研究*, 2012(6): 116-126.

- [28] Yang Deming, Zhao Can. Media monitoring, media governance and managers' compensation[J]. Economic Research Journal, 2012(6): 116-126. (in Chinese)
- [29] 陶文杰, 金占明. 媒体关注下的 CSR 信息披露与企业财务绩效关系研究及启示——基于我国 A 股上市公司 CSR 报告的实证研究[J]. 中国管理科学, 2013, 21(4): 162-170.
- [30] Tao Wenjie, Jin Zhanming. The relationship between corporate social responsibility disclosure and corporate financial performance under media exposure and its implications: an empirical study based on the CSR report of Chinese listed firms[J]. Chinese Journal of Management Science, 2013, 21(4): 162-170. (in Chinese)
- [31] 贺建刚, 魏明海, 刘峰. 利益输送、媒体监督与公司治理: 五粮液案例研究[J]. 管理世界, 2008(10): 141-150, 164.
- [32] He Jiangang, Wei Minghai, Liu Feng. Tunneling, media monitoring and corporate governance: a case study of Wuliangye[J]. Management World, 2008(10): 141-150, 164. (in Chinese)
- [33] 饶育蕾, 彭叠峰, 成大超. 媒体注意力会引起股票的异常收益吗? ——来自中国股票市场的经验证据[J]. 系统工程理论与实践, 2010, 30(2): 287-297.
- [34] Rao Yulei, Peng Diefeng, Cheng Dachao. Does media attention cause abnormal return?—evidence from China's stock market[J]. Systems Engineering — Theory & Practice, 2010, 30(2): 287-297. (in Chinese)
- [35] 宋双杰, 曹晖, 杨坤. 投资者关注与 IPO 异象——来自网络搜索量的经验证据[J]. 经济研究, 2011(1): 145-155.
- [36] Song Shuangjie, Cao Hui, Yang Kun. Investor attention and IPO anomalies—evidence from Google trend volume[J]. Economic Research Journal, 2011(1):145-155. (in Chinese)
- [37] 黄俊, 陈信元. 媒体报道与 IPO 抑价——来自创业板的经验证据[J]. 管理科学学报, 2013, 16(2): 83-94.
- [38] Huang Jun, Chen Xinyuan. Media coverage and IPO underpricing: evidence from China's growth enterprise markets[J]. Journal of Management Sciences in China, 2013, 16(2): 83-94. (in Chinese)
- [39] 张雅慧, 万迪昉, 付雷鸣. 股票收益的媒体效应: 风险补偿还是过度关注弱势[J]. 金融研究, 2011(8): 143-156.
- [40] Zhang Yahui, Wan Difang, Fu Leiming. Media-effect of stocks: risk premium hypothesis or over-attention underperformance hypothesis[J]. Journal of Finance Research, 2011(8): 143-156. (in Chinese)
- [41] 朱振中, 吕廷杰. 具有负的双边网络外部性的媒体市场竞争研究[J]. 管理科学学报, 2007, 10(6): 13-23.
- [42] Zhu Zhenzhong, Lv Tingjie. Study on media competition based on two-sided market theory[J].

Journal of Management Sciences in China, 2007, 10(6): 13-23. (in Chinese)

[43] Tambini D. What are financial journalists for?[J]. Journalism studies, 2010,11(2): 158-174.

[44] Kennedy M T. Getting counted: Markets, media, and reality[J]. American Sociological Review, 2008, 73(2): 270-295.

[45] Jensen M C. Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers[J]. The American economic review, 1986: 323-329.

[46] Pollock T G, Rindova V P. Media legitimation effects in the market for initial public offerings[J]. Academy of Management Journal, 2003, 46(5): 631-642.

[47] Jensen M C. Meckling W H. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3(4): 305-360.

[48] Mullainathan S, Shleifer A. The market for news[J]. American Economic Review, 2005, 95(4): 1031-1053.

[49] Strömberg D. Mass media competition, political competition, and public policy[J]. The Review of Economic Studies, 2004, 71(1): 265-284.

[50] 徐浩萍, 陈欣, 陈超. 国有企业 IPO 发行折价: 基于政策信号理论的解释[J]. 金融研究, 2009(10): 133-149.

[51] Xu Haoping, Chen Xin, Chen Chao. IPO discounts in SOEs in China: evidence of policy signal theory[J]. Journal of Finance Research, 2009(10): 139-149. (in Chinese)

[52] 李敏才, 刘峰. 社会资本, 产权性质与上市资格——来自中小板 IPO 的实证证据[J]. 管理世界, 2012 (11): 110-123.

[53] Li Mincai, Liu Feng. Social capital, property right nature and listing qualification: empirical evidence from IPO data on SME board[J]. Management World, 2012(11): 110-123. (in Chinese)

[54] 罗炜, 朱春艳. 代理成本与公司自愿性披露[J]. 经济研究, 2010(10): 143-155.

[55] Luo Wei, Zhu Chunyan. Agency costs and corporate voluntary disclosure[J]. Economic Research Journal, 2010(10): 143-155. (in Chinese)

[56] 曾建光, 王立彦, 徐海乐. ERP 系统的实施与代理成本——基于中国 ERP 导入期的证据[J]. 南开管理评论, 2012, 15(3): 131-138.

[57] Zeng Jianguang, Wang Liyan, Xu Haile. The effect of ERP system implementations on agency cost: evidence from the period of introducing ERP in China[J]. Nankai Business Review, 2012, 15(3): 131-138. (in Chinese)

[58] 吴晓晖, Qi Zeng. 资本自由化、内部资本配置与代理成本[J], 管理科学学报, 2012 (10): 59-74.

[59] Wu Xiao-hui, Qi Zeng. The liberalization of capital, capital structure and agency costs — empirical evidence from China's new industrial ventures[J]. Journal of Management Sciences in China, 2012(10): 59-74. (in Chinese)

Agency Costs, Information Asymmetry and Media Coverage before IPO

Xue Youzhi¹, Wu Chao¹, Zhou Jie²

(1.China Academy of Corporate Governance, Business School, Nankai University, Tianjin, 300071; 2. College of Tourism and Service Management, Nankai University, Tianjin, 300071)

Abstract: Media coverage meets the investor's need through information transmission, which reduces the information asymmetry between investors and managers. The policy signal of state-ownership companies would replace the governance effect of media coverage. Using the 869 initial public offering data during 2009-2012 in China, we adopt OLS multiple regression and grouped regression model to examine the motivation of the media involving in the corporate governance framework and the governance effect of media under the environment of information asymmetry. At the same time, we empirically test the substitution effect of the existence of state ownership on the governance effect of media coverage. The results show that our conclusion conforms with the agency theory, which verifies that the media could induce information asymmetry through information transmission before IPO, and that the effect is more obvious in companies with higher information asymmetry. After grouping by the ownership, the paper finds that the media's information governance effect is more salient in companies without state-ownership instead of companies with state-ownership, which strengthens the hypothesis that the information effect of media will be neutralized by policy signal of state-ownership.

Keywords: Agency costs; Media coverage; Information asymmetry; Initial public offerings

收稿日期: 2015-12-08;

基金项目：国家自然科学基金面上项目（71372092）；国家自然科学基金重点项目(71132001)子课题“跨国并购与治理研究”；国家社会科学基金资助项目（12CGL033）；教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“企业战略转型中的公司治理问题研究”（11JJD630002）；南开大学博士研究生科研创新基金资助“媒体参与公司治理的机制与效能研究”（课题负责人：吴超）

作者简介：薛有志（1965-），男，吉林省集安人，南开大学中国公司治理研究院/南开大学商学院教授、博士生导师；吴超（1990-），女，河北省邢台人，南开大学中国公司治理研究院/南开大学商学院管理学博士研究生；周杰（1980-），男，天津人，南开大学旅游与服务学院副教授。