

媒体报道与高管薪酬契约有效性

罗进辉

(厦门大学管理学院 福建厦门 361005)

摘 要: 本文利用 2003 - 2011 年中国 A 股上市公司 11567 个年度观察样本数据, 实证检验了媒体报道对公司高管薪酬契约有效性的影响关系, 并进一步考察这一影响关系在不同产权性质公司中和不同制度环境下的差异。结果发现: (1) 媒体报道水平与高管的薪酬 - 业绩敏感性之间存在显著的正向影响关系, 说明媒体报道提高了高管薪酬契约有效性。(2) 区分产权性质后发现, 媒体报道的上述正向影响作用仅在国有上市公司样本才显著成立, 意味着媒体报道主要提高了国有企业高管的薪酬契约有效性。(3) 上市公司所处地区的制度环境水平越高, 媒体报道的上述正向影响作用越强, 表明制度环境是媒体报道有效发挥上述作用的重要条件。

关键词: 媒体报道; 高管薪酬; 产权性质; 制度环境

JEL 分类号: G34, G38 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002 - 7246(2018) 03 - 0190 - 17

一、引 言

伴随我国市场经济体制的建立和薪酬制度的改革, 上市公司高管薪酬呈现逐年持续上升的态势, 甚至出现公司业绩负增长而高管薪酬正增长的“倒挂”现象, 引起了社会公众和新闻媒体的广泛关注与讨论(权小锋等, 2010; 方军雄, 2012)。特别是 2008 年金融危机以来, 中国上市公司中“天价薪酬”与“零薪酬”并存的高管薪酬现象, 更是在新闻媒体的高强度追踪报道下“一石激起了千层浪”, 引发了社会各界对上市公司高管薪酬合理性的普遍质疑(杨德明和赵璨, 2012; 李培功和沈艺峰, 2013)。那么, 媒体报道在其中到底发挥了怎样的作用? 在媒体积极曝光高管不合理薪酬的可置信威胁下, 一般性的媒体报道是否能够在事前有效监督和缓解上市公司高管的不合理薪酬问题, 从而提升高管薪酬契约的有效性?

收稿日期: 2015 - 05 - 14

作者简介: 罗进辉, 管理学博士, 副教授, 厦门大学管理学院, Email: jinhuiluo@xmu.edu.cn.

* 本文感谢国家自然科学基金面上项目(编号: 71572160)和重大项目(编号: 71790602)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见, 当然文责自负。

高管薪酬激励是股份制公司的重要基石之一,因为在所有权与经营权分离和信息不对称的背景下,薪酬契约是实现高管个人利益与股东利益相兼容的一种主要机制(Jensen and Meckling,1976)。一个设计良好的薪酬契约应该能够激励高管在追求个人报酬最大化的同时实现公司业绩和股东财富的最大化,也即高管薪酬与公司业绩间应该存在很强的正相关关系。然而,高管权力的日益膨胀,使得高管常常凌驾于公司治理机制(例如董事会)之上,从而在自身薪酬契约的制定过程中拥有了超越董事会甚至控股股东的绝对影响力,制定的薪酬契约背后体现更多的是高管自定薪酬的痕迹(Bebchuk et al.,2002;权小锋等,2010),这在中国经济转型和治理弱化的特殊制度背景下更是如此。为此,随着新闻媒体作为一支独立的外部公共监督力量的崛起,以及新闻媒体对高管薪酬问题的关注偏好,媒体报道对高管薪酬的治理作用已经引起了相关学者的研究关注。例如,李培功和沈艺峰(2013)发现由于新闻媒体自身的逐利性,媒体倾向于报道上市公司高管的不合理薪酬问题,而相关公司会针对媒体报道对高管薪酬契约进行局部修正。类似地,杨德明和赵璨(2012)也发现媒体对上市公司高管薪酬乱象问题的报道能够在事后督促高管薪酬趋于合理化。“疏导重于围堵”,在媒体事后积极揭露和曝光高管不合理薪酬问题的可置信威胁下,媒体对上市公司的一般性报道是否能够在事前有效约束高管自定薪酬的代理行为,从而确保高管薪酬契约的有效性?这是一个更重要但仍悬而未决的研究问题。

鉴于此,本文以2003-2011年中国A股非金融类上市公司11567个年度观察数据为研究样本,实证分析了媒体报道对上市公司高管薪酬-业绩敏感性的影响关系,并进一步考察这一影响关系在不同产权性质公司中和不同制度环境下的可能差异。本文发现:(1)上市公司的媒体报道水平越高,其高管薪酬-业绩的敏感性越高,也即公司高管的薪酬契约越有效;(2)与民营上市公司相比,媒体报道对国有上市公司高管薪酬-业绩敏感性的提升作用显著更强;(3)上市公司注册地所在省市的制度环境水平越高,媒体报道与公司高管薪酬-业绩敏感性之间的正向关系越强。经过对内生性问题、计量模型估计方法选择、主要变量度量方法选择等稳健性测试后,上述研究结论仍然稳健成立。这些结果说明,由于上市公司(特别是国有上市公司)的高管薪酬乱象与社会公平、腐败、贫富差距等社会热点问题密切联系在一起而受到投资者和社会大众的高度关注,这使得媒体既有内在动力又有外在责任曝光上市公司高管不合理的薪酬问题。在这种可置信的威胁下,媒体对上市公司的频繁报道对上市公司制定合理的高管薪酬契约形成了强大的舆论监督压力,进而能够提高上市公司高管薪酬契约的有效性。

本文可能的创新之处在于:(1)区别于杨德明和赵璨(2012)、李培功和沈艺峰(2013)等文献的绝对薪酬视角,本文在这些研究证实媒体会积极曝光上市公司高管薪酬乱象的可置信威胁基础上,从高管薪酬-业绩敏感性的相对薪酬视角更系统地检验了媒体对上市公司的频繁报道对高管薪酬契约的治理作用,并首次在中国资本市场发现媒体在高管薪酬激励与控制中同时具有监督作用和治理功能的经验证据,从而能够为媒体治理的相关研究提供增量贡献。(2)长期以来关于高管薪酬激励与控制的研究文献集中于考察各种内部治理机制的作用(李培功和沈艺峰,2013),本文则主要分析了媒体报道这一外部

治理机制的相关作用,发现媒体报道能够提高上市公司(特别是国有上市公司)高管的薪酬契约有效性,不仅拓展和丰富了高管薪酬领域的相关文献,而且为上市公司(特别是国有上市公司)的高管薪酬激励与控制实践提供了新见解。(3)伴随“法与金融”研究思想向相关领域渗透,近年来媒体治理学者也开始关注媒体与制度环境两种外部治理机制间的交互影响关系(戴亦一等,2011;于忠泊等,2012;罗进辉和杜兴强,2014),这些研究表明媒体报道与制度环境间既可能呈现此消彼长的替代关系也可能呈现两两加强的互补关系,本文发现在高管薪酬激励和控制中媒体报道与制度环境间呈现的是互补效应,从而进一步表明在不同类型的治理问题中媒体报道与制度环境间呈现性质迥异的交互关系,帮助我们更全面地认识制度环境在媒体发挥治理功能中的作用。

二、文献回顾与假设提出

(一) 高管薪酬相关的文献回顾

在所有权与经营权分离的现代股份制公司中,高管薪酬激励的主要理论有最优契约理论和管理者权力理论。传统的最优契约理论认为,高管薪酬契约是解决股东与管理层间委托代理问题的一种重要治理机制,一个设计良好的薪酬契约应该使高管个人利益与股东利益趋于一致,从而激励高管从公司价值最大化角度实施经营管理活动(Jensen and Meckling,1976)。由于高管努力程度信息的不可观察性,最直接可行的办法就是把高管薪酬与公司业绩相挂钩。围绕这一理论观点,西方学者早在上世纪90年代就展开了相关的实证研究,得到的研究结果总体上都证实了高管薪酬与公司业绩间存在显著的正向敏感性,也即高管凭借其经营表现在薪酬上得到了相应的奖惩。同样地,在中国,虽然早期的一些学者没有发现中国上市公司高管薪酬水平与公司业绩间正相关的证据(魏刚,2000),但是随着中国市场经济体制的建立和薪酬制度改革的深入,后续的相关研究基本上也都发现上市公司的高管薪酬水平与公司业绩显著正相关,而且这一正向关系呈逐渐提高的良好趋势(谢德仁等,2012)。

然而,随着高管薪酬问题的研究深入,特别是近年来高管薪酬不断攀升、天价薪酬不断涌现的现实背景下,高管薪酬契约的有效性受到了越来越多的质疑,传统的最优契约理论受到了极大的挑战(方军雄,2012)。在此背景下,Bebchuk and Fried(2003)提出的管理者权力理论开始盛行。该理论认为,高管薪酬契约本身也是代理问题的另一种表现形式,因为董事会并不能完全控制高管薪酬契约的设计,管理者有能力影响董事会的决策而自定薪酬。大量的经验研究也表明,高管的薪酬水平与其权力强度显著正相关(权小锋等,2010)。在中国国有企业中,由于所有者缺位导致的“内部人控制”问题,高管自我定薪涨薪的现象更加验证了管理者权力理论的预期(权小锋等,2010)。尽管如此,方军雄(2012)研究指出高管薪酬的持续上升和超额薪酬的出现并不意味着最优契约理论的破产和管理者权力理论的胜利,最优契约理论仍然具有很强的适用性,管理者权力仅是影响中国上市公司高管薪酬的一个重要因素,高管薪酬与公司业绩间的正向关系普遍成立。

(二) 媒体治理相关的文献回顾

新闻媒体不是公司的利益相关者,既不拥有对公司剩余收益的索取权也无权参与或干预公司的经营管理,因而媒体发挥治理作用的动机和机制问题长期困扰着媒体治理研究的进展(于忠泊等,2012)。当今信息技术的发达和互联网的高度普及,使得媒体(特别是网络媒体)扮演着越来越重要的角色。在资本市场上,当有限认知的投资者面对着无限信息时,媒体的信息中介作用愈发关键(Fang and Peress, 2009; 饶育蕾等, 2010; 游家兴和吴静, 2012; 罗进辉和杜兴强, 2014)。在投资者的普遍关注下,频繁的媒体报道具有了形成强大社会舆论压力以及建立或损毁声誉的基本条件,从而对相关责任人和决策者产生无形的激励与约束。因此,信息时代的到来同时解决了媒体发挥治理作用的动机和机制问题。

在此背景下,国内外学者对媒体的治理作用展开了大量富有成效的经验研究。美国学者 Dyck 与其合作者较系统地分析和检验了媒体的治理作用,发现媒体关注能够有效降低控股股东侵害中小投资者利益的行为并促使其积极改正这些行为(Dyck and Zingales, 2002, 2004; Dyck et al., 2008)。Miller(2006)、Joe et al.(2009)的研究进一步证实媒体能够甄别和曝光公司的会计舞弊行为和缺乏效率的董事会。Fang and Peress(2009)关于“媒体效应”的检验结论则很好地支持了媒体的信息中介作用。在中国,李培功和沈艺峰(2010)较早地检验了媒体在上市公司中的治理作用,他们发现媒体对最差董事会公司的曝光最终会通过引起相关行政机构的介入而促使这些公司改正相关的治理问题。随后,戴亦一等(2011)、于忠泊等(2012)、罗进辉(2012)、杨德明和赵璨(2012)、孔东民等(2013)、李培功和沈艺峰(2013)、刘启亮等(2013)、翟胜宝等(2015)、周开国等(2016)、梁上坤(2017)等研究陆续表明媒体报道显著减少了中国上市公司的财务报表重述、盈余操纵、高管薪酬乱象、审计师变更、高管在职消费、违规频率、费用粘性等代理问题。

尽管如此,Gurun and Butler(2012)、熊艳等(2011)、游家兴和吴静(2012)、孔东民等(2013)、李培功和沈艺峰(2013)的研究也发现了媒体对公司新闻有意无意的裁剪和取舍产生了报道情绪和报道偏差等问题的经验证据。You et al.(2018)的研究最近还发现媒体的报道质量和倾向因媒体的产权性质不同而存在明显差异,从而为媒体的治理作用蒙上了一层阴影。这使得媒体治理的相关研究需要从纵深方向取得更多的突破,在提供更多更令人信服的媒体治理作用的增量经验证据的同时,我们还需要了解影响媒体报道情绪和报道偏差的主要因素从而才能更好地引导和利用媒体的治理作用。

(三) 研究假设提出

近年来,高管薪酬问题由于与公平、腐败、贫富差距等社会热点问题密切联系在一起,受到了广大公众和投资者的普遍关注甚至引起了极富传染性的不满情绪和好奇心(谢仁等,2012; 杨德明和赵璨,2012)。为此,在提高发行量或点击率的经营目标驱使下,新闻媒体对上市公司的高管薪酬产生了浓厚的兴趣并持续曝光了大量公司的高管薪酬现象。更一般地,杨德明和赵璨(2012)、李培功和沈艺峰(2013)的经验研究发现高管不合理的薪酬问题显著吸引了新闻媒体的监督关注,并最终使得相关公司在声誉和行政干预压力下对高管薪酬契约进行了修正。

那么,在媒体积极曝光高管薪酬乱象的可置信威胁下,媒体对上市公司的一般报道是否能够在事前有效监督高管的薪酬决策,提高高管薪酬契约的有效性呢?本文认为,一方面,虽然媒体资源是有限的,但是媒体对上市公司的日常关注和报道越多,意味着公司高管薪酬问题被媒体发现并曝光的概率就越高,从而使得受到媒体频繁报道的上市公司及其董事会在制定高管薪酬契约时会更加的恪守职责,尽可能地增强高管薪酬与公司业绩间的显性联系,因为任何明显偏离公司经营表现的高管报酬都将会成为新闻媒体追逐和炒作的热点,进而对上市公司及其相关责任人的声誉与职业前景带来不可估量的负面影响。另一方面,在信息爆炸时代,受到媒体频繁报道的上市公司,更容易吸引广大投资者的关注和了解,有效提高公司的信息透明度(饶育蕾等 2010;罗进辉 2012;罗进辉和杜兴强 2014),使得公司高管的经营表现和报酬信息更加公开透明,从而帮助投资者更好地监督高管的薪酬问题。此外,新闻媒体对上市公司的频繁报道,也会吸引证券分析师、机构投资者、控制权市场等其他外部监督力量的跟进,从而对上市公司形成更强有力的监督与约束,提高上市公司的整体治理水平(Joe 2003;于忠泊等 2011;周开国等 2016)。基于上述的理论分析,本文提出有待检验的第一个研究假设:

假设 H1: 上市公司受到媒体的报道越多,其高管薪酬 - 业绩敏感性就越强。

在中国,国有上市公司的高管薪酬问题受到了新闻媒体的格外关注。因为国有企业在中国经济成分中占有很大比重,国有企业的高管激励问题显得更为重要。同时,作为中国经济体制改革的重要内容,国有企业改革的重点是建立起与企业外部环境相匹配的、有竞争力的、科学合理的高管薪酬激励体系(马连福等 2013)。然而,国有企业享有的各种稀缺资源和政策优惠、面临的预算软约束和政府行政干预、额外承担的社会和政治目标、以及所有者缺位导致的内部人控制等问题,都使得国有企业的高管薪酬激励变得困难重重(Bai et al. 2006;罗进辉 2014)。问题频发的国企高管薪酬问题,日益吸引了社会各界的持续关注和质疑,成为了新闻媒体争相报道的焦点话题(杨德明和赵璨 2012;李培功和沈艺峰 2013)。从这一现实背景出发,本文分析认为,与民营企业相比,媒体报道对国有企业高管的薪酬激励与控制将发挥更强的监督治理作用。首先,由于国有企业高管薪酬问题的社会性与政治性,新闻媒体具有更强的动机报道国有企业高管的薪酬乱象;其次,国有企业的产权性质意味着新闻媒体对其高管薪酬的负面报道更容易引起政府的行政介入,政府的行政介入则将对受命于行政组织的国企高管的政治前途产生不可避免的影响(李培功和沈艺峰 2010),从而能够有效地约束国企高管的自定薪酬行为;再者,与民营企业主要面临控股股东与中小股东间的代理问题不同,国有企业的主要代理问题是内部人控制下股东与管理层间的代理问题(Chen et al. 2009),也就是说国有企业具有更严重的高管薪酬激励问题,因而媒体对这一问题的治理作用将表现得更为明显。因此,基于上述的理论分析,本文提出有待检验的第二个假设:

假设 H2: 与民营企业相比,媒体报道对国有企业高管薪酬 - 业绩敏感性的影响作用更强。

三、实证研究设计

(一) 样本选取与数据来源

本文选取2003-2011年中国A股非金融类上市公司为研究样本。文中使用的上市公司媒体报道数据通过“百度新闻搜索引擎”手工搜集整理得到,地区制度环境水平数据取自樊纲等(2011)编制的中国市场化指数,其余的财务会计数据和公司治理数据均源自国泰安数据库(CSMAR)。由于百度新闻搜索引擎提供的最早检索时间是2003年,故而把2003年选定为考察期间的起始年份。

为了避免异常数据的不利影响和增强样本间的可比性,本文对初始样本进行了如下筛选:(1)剔除ST、*ST的公司样本;(2)剔除负债水平大于1即资不抵债的公司样本;(3)剔除同时发行B股或H股的交叉上市公司样本;(4)剔除相关数据缺失的公司样本。最终本文得到了11567个有效年度观察样本。特别地,本文对所有连续型变量都进行了上下1%的winsorize缩尾处理以消除极端值的影响。

(二) 模型与变量

借鉴现有关于高管激励和高管薪酬的研究文献(Firth et al. 2010; 谢德仁等 2012; 罗进辉 2014),本文构建了如下的计量模型以检验提出的研究假设。

$$COMP = \beta_0 + \beta_1 ROA + \beta_2 ROA \times LnMedia + \beta_3 LnMedia + \beta_4 SIZE + \beta_5 LEV + \beta_6 MB + \beta_7 MFEE + \beta_8 TOP1 + \beta_9 STATE + \beta_{10} MSHARE + \beta_{11} DUALITY + \beta_{12} BOARD + (1) \beta_{13} INDB + \beta_{14} MKT + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon$$

在模型(1)中,COMP代表上市公司高管的货币薪酬水平,其值等于高管前三名薪酬总额的自然对数。ROA为公司业绩的代理指标——总资产收益率,其值等于营业利润除以年均总资产。LnMedia代表上市公司被新闻媒体报道数量(Media)的自然对数值,上市公司的媒体报道数量等于通过百度新闻搜索引擎对标题中含有该公司股票名称的新闻条目数。特别地,关于上市公司的媒体报道水平现有文献主要有两种度量方法:一种是使用少数几份主要财经纸质报刊中标题提及公司名字的次数来衡量公司的媒体报道强度¹(Fang and Peress 2009; 李培功和沈艺峰 2010; 游家兴和吴静 2012)。这种方法的优点是能够从电子报刊数据库中导出相关报道文件进行深度文本分析以辨识新闻报道的倾向(乐观的、中性的,抑或是悲观的)缺点是少数几份纸质新闻报刊的公众覆盖率实际非常有限,特别是在当今互联网高度普及的信息化时代下纸质报刊已不是公众了解社会经济

¹ 例如李培功和沈艺峰(2010)选择了《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》等六份报纸作为新闻报道的来源,按照公司的全称及简称进行检索进而以获得的新闻报道条目数作为公司媒体报道指标。

生活动态的主要渠道(饶育蕾等 2010)²。与此同时,这种方法不能衡量报道信息被传播的次数,而这是媒体报道发挥舆论压力和公共监督作用的关键。另一种则是使用互联网的新闻搜索引擎对网络上的所有新闻报道进行检索进而根据公司的新闻检索条目数来反映公司的新闻报道水平(罗进辉 2012;罗进辉和杜兴强 2014;赵龙凯等 2013)。这种方法虽然由于涉及的新闻报道覆盖面广而不能进行文本分析以区分报道的态度倾向,但却可以很好地弥补前一种方法的上述缺陷。本文认为媒体报道对上市公司高管薪酬激励的影响机理主要是各大媒体争相报道下造成的强大舆论压力和公共监督作用,而且近年来由于高管薪酬问题与公平、腐败、贫富差距等社会问题联系在一起而受到新闻媒体的高度关注(谢德仁等 2012;杨德明和赵璨 2012),相关报道的倾向绝大多数都是非正面的消极报道。因此,综合考虑上述两种方法的优缺点,本文选取了第二种方法来度量上市公司的媒体报道水平。根据本文提出的研究假设,如果交乘项($ROA \times LnMedia$)的回归系数(β_2)显著为正,则支持假设 H1,即媒体报道有利于增强高管薪酬-业绩敏感性。为了检验假设 H2,本文将把总样本按照公司的产权性质划分为国有子样本($STATE = 1$)和民营子样本($STATE = 0$),并分别进行计量模型(1)的多元回归分析。

与此同时,借鉴现有相关文献(Firth et al. 2010;谢德仁等 2012;罗进辉 2014),本文还控制了公司规模($SIZE$)、负债水平(LEV)、成长机会(MB)、管理费用率($MFEE$)、第一大股东持股($TOP1$)、产权性质($STATE$)、高管持股($MSHARE$)、两职兼任情况($DUALITY$)、董事会规模($BOARD$)、董事会独立性($INDB$)、市场化制度环境(MKT)等公司特征变量和公司治理变量可能对高管货币薪酬水平产生的系统影响。其中,公司规模为公司年末总资产的自然对数值;负债水平为公司年末总负债与总资产的比值;成长机会以公司的市值账面比来衡量,等于公司年末股票市值与账面市值的比值;管理费用率为公司年末管理费用与主营业务收入的比值;第一大股东持股为公司年末第一大股东持有股份与总股份的比值;产权性质为哑变量,当公司的终极控股股东为各级国资委、国有法人、政府及其相关行政机构时取值为 1,否则为 0;高管持股等于公司年末高管持股数量与总股数的比值;两职兼任情况为哑变量,当公司的董事长与总经理两个职位由一人担任时取值为 1,否则为 0;董事会规模等于公司董事会的总席位数;董事会独立性为公司董事会中独立董事席位数占总席位数的比率;市场化制度环境则根据樊纲等(2011)编制的中国各地区市场化相对进程指数来确定,其中使用 2009 年的制度环境数据代替 2010-2011 年的相应数据。最后,本文还引入年度哑变量和行业哑变量以控制年度效应和行业效应。

2 2013 年 1 月 15 日,中国互联网信息中心(CNNIC)发布《第 31 次中国互联网络发展状况统计报告》显示,截止 2012 年 12 月底,中国网民数量达到了 5.64 亿。2013 年 08 月 04 日,美国《纽约时报》集团出售旗下最负盛名的《波士顿环球报》正是纸质报刊媒体逐渐淡出历史舞台的一个缩影。无独有偶,2013 年 12 月 31 日,上海报业集团旗下的第一张报纸《新闻晚报》宣布从下一年开始正式休刊停办。

四、实证结果分析与讨论

(一) 描述性统计分析结果

表1列示了本文主要变量的描述性统计分析结果。从表中可知:(1)平均而言,每家上市公司每年被各种新闻媒体报道了656次,反映了新闻媒体对上市公司的较高关注。(2)对数转换后样本公司前三名高管的总薪酬均值为70.15万元、中位数为123.55万元、最小值和最大值分别则为8.50万元和487.19万元,不同上市公司的高管薪酬水平表现出了很明显的差异。(3)高管的持股比例平均只有6.1%,且超过一半的样本公司高管没有持有其所任职公司的股份,意味着中国上市公司高管仍然以领取货币性报酬为主。(4)样本公司中,第一大股东平均持有37.7%的股份,54.4%的公司为国有控股上市公司,17.1%的公司存在董事长与总经理两职兼任的情况,独立董事的比例平均为35.6%。此外,其他变量的描述性统计结果没有发现异常情况。

表1 样本数据的描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	P25	中位数	P75	最大值
<i>Media</i>	11 567	655.669	1667.041	0	168	417	763	77800
<i>LnMedia</i>	11 567	5.516	1.905	0	5.130	6.035	6.639	11.262
<i>COMP</i>	11 567	13.461	0.824	11.350	12.907	13.494	14.027	15.399
<i>ROA</i>	11 567	0.064	0.075	-0.975	0.033	0.06	0.096	1.789
<i>SIZE</i>	11 567	21.426	1.007	19.319	20.713	21.321	22.030	24.332
<i>LEV</i>	11 567	0.462	0.201	0.044	0.315	0.479	0.618	0.881
<i>MB</i>	11 567	2.232	1.436	0.822	1.265	1.754	2.682	8.663
<i>MFEE</i>	11 567	0.094	0.092	0.009	0.043	0.072	0.111	0.653
<i>TOP1</i>	11 567	0.377	0.156	0.096	0.253	0.358	0.497	0.750
<i>STATE</i>	11 567	0.544	0.498	0	0	1	1	1
<i>MSHARE</i>	11 567	0.061	0.158	0	0	0	0.001	0.680
<i>DUALITY</i>	11 567	0.171	0.377	0	0	0	0	1
<i>BOARD</i>	11 567	9.269	1.898	3	9	9	10	19
<i>INDB</i>	11 567	0.356	0.049	0.222	0.333	0.333	0.375	0.556
<i>MKT</i>	11 567	8.263	2.092	3.320	6.630	8.240	10.100	11.800

(二) 多元回归分析结果

本文使用的是一个跨越9个会计年度的典型面板数据结构,可能同时存在公司间的截面相关问题和时间序列上的自相关问题。因此,本文主要使用 Petersen(2009)的稳健估计模型以从公司层面和年度层面对相关回归参数进行 Cluster 聚类调整。

表2列示了媒体报道对高管薪酬-业绩敏感性影响关系的 Petersen 稳健回归分析结

果。从中可知,回归模型的调整后 R^2 取值范围为 40.5% - 48.2%, 本文使用的计量模型对高管货币薪酬水平具有很高解释力。所有回归模型的方差膨胀因子 VIF 最大值为 3.45, 远小于临界值 10, 表明多重共线性问题较轻。

从表 2 中模型 1 的结果可知,公司业绩变量 ROA 得到了 1% 显著水平的正回归系数(模型 1: $\beta = 1.887, p < 0.01$), 说明样本公司高管的薪酬契约总体上是有效的,公司在制定高管薪酬时把薪酬水平与公司的会计业绩进行了挂钩,高管薪酬水平随着公司业绩的好坏而增减。在此基础上,模型 2 的结果则显示交乘项 $ROA \times LnMedia$ 得到了 15% 边际显著的正回归系数(模型 2: $\beta = 0.121, p < 0.15$), 表明上市公司的媒体报道水平越高,其高管货币薪酬水平与公司业绩的敏感性越强,基本支持了本文假设 H1, 即媒体报道的强大舆论压力和公共监督作用,有利于提高上市公司的高管薪酬契约有效性。进一步,在模型 3 和模型 4 的子样本回归分析结果中,交乘项 $ROA \times LnMedia$ 在民营子样本中也得到了正回归系数但不具有统计显著性(模型 3: $\beta = 0.040, p > 0.15$), 而在国有子样本中则得到了 5% 统计显著的正回归系数(模型 4: $\beta = 0.188, p < 0.05$), 意味着媒体报道对高管薪酬 - 业绩敏感性的正向影响关系仅在国有子样本中才显著成立,这说明在中国特殊的制度背景下,国有企业高管货币薪酬激励的合理性问题长期以来受到了社会公众和新闻媒体更加强烈的关注和评论甚至是抨击(杨德明和赵璨, 2012; 李培功和沈艺峰, 2013), 特别是由于国有企业的垄断地位和预算软约束问题,使得国企高管的薪酬激励常常与社会公平、腐败、贫富差距等社会热点问题联系在一起。在此背景下,国有企业在制定高管薪酬契约时将更加注重契约的合理性和有效性,加强高管薪酬与公司业绩的敏感性联系是一项可行的重要举措,既能有效化解社会公众的疑虑和不满,又能在一定程度上激励高管的经营行为。因此,相对民营企业而言,媒体报道对国有企业的高管薪酬 - 业绩敏感性表现出了更强的积极作用,本文的假设 H2 得到了经验数据的支持。

表 2 媒体报道与高管薪酬 - 业绩敏感性的回归分析结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	全样本	全样本	STATE = 0	STATE = 1
ROA	1.887 *** (6.84)	1.906 *** (8.60)	1.785 *** (7.68)	2.076 *** (7.51)
$ROA \times LnMedia$		0.121 (1.59)	0.040 (0.45)	0.188 ** (2.51)
$LnMedia$		0.034 *** (4.07)	0.039 *** (3.87)	0.030 *** (2.86)
$SIZE$	0.299 *** (17.71)	0.277 *** (16.84)	0.308 *** (13.21)	0.256 *** (12.87)
LEV	-0.220 *** (-2.73)	-0.192 ** (-2.49)	-0.156 (-1.45)	-0.214 ** (-2.16)
MB	0.047 *** (4.72)	0.040 *** (4.33)	0.031 *** (2.62)	0.054 *** (4.18)
$MFEE$	0.385 ** (2.18)	0.361 ** (2.11)	0.512 ** (2.37)	0.208 (1.08)
$TOP1$	-0.448 *** (-5.14)	-0.442 *** (-5.05)	-0.322 *** (-3.04)	-0.459 *** (-4.12)
$STATE$	0.056 ** (2.12)	0.057 ** (2.16)	-	-
$MSHARE$	-0.161 ** (-2.06)	-0.190 ** (-2.44)	-0.102 (-1.22)	1.100 ** (1.99)

续表

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	全样本	全样本	STATE = 0	STATE = 1
DUALITY	0.069 ^{***} (2.60)	0.068 ^{***} (2.60)	0.122 ^{***} (3.62)	0.006(0.13)
BOARD	0.022 ^{***} (3.55)	0.022 ^{***} (3.48)	0.041 ^{***} (4.15)	0.014 [*] (1.92)
INDB	0.364 [*] (1.79)	0.358 [*] (1.76)	0.592 ^{**} (2.15)	0.331(1.32)
MKT	0.096 ^{***} (8.99)	0.096 ^{***} (9.11)	0.074 ^{***} (7.74)	0.114 ^{***} (9.93)
截距	5.939 ^{***} (17.46)	6.245 ^{***} (18.70)	5.350 ^{***} (11.10)	6.527 ^{***} (16.21)
行业和年度变量	控制	控制	控制	控制
样本量	11 567	11 567	5 278	6 289
F 值	309.54 ^{***}	293.66 ^{***}	116.58 ^{***}	197.12 ^{***}
VIF 值	3.10	3.02	3.45	2.70
Adj. R ²	0.439	0.443	0.405	0.482

注:(1) 因变量为 COMP; (2) ^{***}、^{**}、^{*} 分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平下显著; (3) 括号内数字为同时经过公司层面和年度层面 cluster 聚类效应调整后的 T 值。

控制变量方面,公司规模(SIZE)与高管薪酬显著正相关,表明管理层管理的资产规模越大,其获得的货币薪酬水平也就越高,这与建立“企业帝国”的假说相符。国有性质(STATE)也得到了显著为正的回归系数,意味着国有企业高管领取显著更高的货币薪酬,这或许就是国企高管薪酬问题吸引社会公众和新闻媒体高度关注的直接原因。高管持股比例(MSHARE)则得到了显著为负的回归系数,意味着货币薪酬的短期激励措施与股权的长期激励措施之间存在一定程度的替代关系。市场化环境(MKT)与高管薪酬显著正相关,表明上市公司注册所在地的市场化环境水平越高,也即经济发展和生活消费水平越高,公司高管的薪酬水平也越高。此外,负债水平(-)、成长机会(+)、第一大股东持股(-)、两职兼任情况(+)、董事会规模(+)、独立董事比例(+)等变量也对高管的货币薪酬水平存在显著影响关系,这与陈运森和谢德仁(2012)等的结论基本一致。

(三) 稳健性检验

本文的目的是考察媒体报道影响高管薪酬-业绩敏感性的因果关系,但上述回归分析结果可能受到内生性问题的困扰而大大降低结论的可靠性。理论上,内生性问题是指在回归估计中自变量与残差项的协方差不为0,表现为遗漏变量、测量误差、互为因果等形式。本文将主要检验遗漏变量和互为因果两种形式的内生性问题。

针对遗漏变量可能导致的内生性问题,本文主要采用滞后期的分析方法进行控制,即利用上一期的媒体报道水平作为自变量来检验其与高管薪酬-业绩敏感性间的关系,如果内生性问题是遗漏变量引起的,那么当我们采用上一期的媒体报道水平作为自变量时,应该不会得到统计显著的回归系数。具体地,利用滞后期方法得到的回归分析结果如表3所示,可以发现与上文表2的结果高度类似,上一期的媒体报道水平

与公司业绩的交乘项 $ROA \times LnMedia_{t-1}$ 在全样本和国有子样本中仍然都得到了 5% 统计显著的正回归系数,而在民营子样本中的回归系数为正但不显著,这些结果表明可能存在一定的因遗漏变量导致的内生性问题但并不严重,本文的相关研究结论稳健成立。特别地,在下文关于计量模型估计方法的稳健性检验中,同样能够控制因遗漏变量引起的内生性问题的固定效应模型分析方法也发现本文使用的计量模型并不存在严重的遗漏变量问题。

表 3 利用滞后期方法控制内生性问题的稳健性分析结果

	模型 1	模型 2	模型 3
	全样本	STATE = 0	STATE = 1
ROA	1.922 ^{***} (9.20)	1.860 ^{***} (8.11)	2.000 ^{***} (7.74)
$ROA \times LnMedia_{t-1}$	0.159 ^{**} (2.51)	0.091(1.29)	0.196 ^{**} (2.44)
$LnMedia_{t-1}$	0.027 ^{***} (5.99)	0.030 ^{***} (5.29)	0.023 ^{***} (3.04)
截距	6.009 ^{***} (19.33)	5.457 ^{***} (11.47)	6.049 ^{***} (15.01)
控制变量	控制	控制	控制
样本量	10 530	4 948	5 582
F 值	253.13 ^{***}	106.14 ^{***}	164.81 ^{***}
Adj. R ²	0.420	0.388	0.458

注: (1) 因变量为 COMP; (2) ^{***}、^{**}、^{*} 分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平下显著; (3) 括号内数字为同时经过公司层面和年度层面 cluster 聚类效应调整后的 T 值。

本研究中,“互为因果”的内生性问题是指不仅媒体报道会影响上市公司高管的货币薪酬水平及其与业绩的敏感性,而且对高管发放较高水平的货币薪酬以及具有较高的高管薪酬-业绩敏感性的上市公司也可能会吸引更多新闻媒体的争相报道。针对这类内生性问题,我们将采用联立方程模型的方法进行处理。具体地,在计量模型(1)的基础上,本文还设计了如下所示的以媒体报道水平为因变量的计量模型(2)来共同构建一个联立方程组。为了保证联立方程组有足够的差异并能够被有效识别,借鉴 Dyck et al. (2008)、于忠泊等(2011)、罗进辉(2012)等文献的做法,本文还在计量回归模型(2)中增加引入了上市年限(AGE)、机构投资者持股(INSTI)、非流通股比例(NONTR)等变量作为媒体报道水平的工具变量。联立方程组采用两阶段最小二乘估计方法(2SLS)进行参数估计,结果如表 4 所示。

$$LnMedia = \beta_0 + \beta_1 COMP + \beta_2 SIZE + \beta_3 LEV + \beta_4 MB + \beta_5 MKT + \beta_6 AGE + \beta_7 INSTI + \beta_8 NONTR + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon \quad (2)$$

表4 利用2SLS联立方程模型控制内生性问题的稳健性分析结果

	全样本		STATE = 0		STATE = 1	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
	COMP	LnMedia	COMP	LnMedia	COMP	LnMedia
ROA	1.771 ^{***}		1.449 ^{***}		2.132 ^{***}	
	(14.96)		(6.98)		(13.69)	
ROA × LnMedia	0.489 ^{***}		0.484 ^{***}		0.496 ^{***}	
	(5.83)		(2.84)		(5.45)	
LnMedia	0.286 ^{***}		0.288 ^{***}		0.255 ^{***}	
	(5.64)		(3.17)		(4.58)	
COMP		0.736 ^{***}		0.598 ^{***}		0.660 ^{***}
		(7.59)		(4.55)		(5.13)
样本量	11 391	11 391	5 220	5 220	6 171	6 171
Chi2 值	119597.41 ^{***}	5875.75 ^{***}	83.86 ^{***}	3131.60 ^{***}	71744.13 ^{***}	2940.80 ^{***}

注: (1) ^{***}、^{**}、^{*} 分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平下显著; (2) 括号内数字为 T 值; (3) 限于篇幅, 省略汇报了截距项和控制变量; (4) 省略汇报不具有实际参考价值的 R²。

从表 4 可以看到, 一方面, 正如本文所预测的, 无论是在全样本还是子样本中, 联立方程模型得到的回归结果都显示, 在媒体报道水平为因变量时, 高管货币薪酬水平 (COMP) 都得到了 1% 统计显著水平的正回归系数, 意味着给高管发放较高水平货币薪酬的上市公司确实吸引了新闻媒体更频繁的关注, 这与杨德明和赵璨 (2012)、李培功和沈艺峰 (2013) 等文献的相关发现一致。另一方面, 更为重要的是在高管货币薪酬水平为因变量时, 媒体报道水平与公司业绩的交乘项也仍然得到了 1% 统计显著水平的正回归系数, 这一结果在全样本 (模型 1)、民营子样本 (模型 3)、国有子样本 (模型 5) 的回归结果中都成立, 但是该交乘项在国有子样本中得到的回归系数 (0.496) 要大于在民营子样本中得到的回归系数 (0.484), 意味着高强度的媒体报道水平反过来也显著提高了上市公司高管的薪酬-业绩敏感性, 而且这种影响关系在国有企业样本中表现得相对更强些。因此, 虽然高管货币薪酬水平与媒体报道间确实存在一定程度的“互为因果”的内生性问题, 但通过联立方程模型方法控制了这一内生性问题后本文的相关研究结论仍然稳健成立。

与此同时, 本文还进行了如下几个方面的稳健性检验工作: (1) 计量模型估计方法的稳健性检验, 即采用经过异方差调整的 OLS 回归估计模型和固定效应估计模型; (2) 高管薪酬度量方法的稳健性测试, 即采用董事、监事和高管前三名薪酬的自然对数以及董事、监事和高管薪酬总额的自然对数来衡量高管的薪酬水平; (3) 公司业绩度量方法的稳健性检验, 即采用经行业均值调整的 ROA 指标。结果发现, 本文的相关研究结论仍然稳健成立, 限于篇幅在此省略汇报相关详细结果。

(四) 进一步分析

现有研究表明,在中国媒体的监督职能并不能必然地转化为媒体的治理功能,其作用的发挥常常是通过引起政府的行政干预而实现的(李培功和沈艺峰,2010;杨德明和赵璨,2012)。既然媒体与行政间是两两加强的互补关系,那么媒体与立法、司法等正式的制度环境间又是怎样的交互影响关系呢?这是一个非常有趣而重要的问题。长期以来,媒体的舆论监督作用一直因新闻报道的自由度、媒体的国有化、媒体俘获、媒体租金等问题而备受质疑(Besley and Prat,2006;熊艳等,2011;游家兴和吴静,2012;罗进辉和杜兴强,2014;You et al.,2018),而这些问题都与制度环境密不可分。理论上,媒体与制度环境间既可能是此消彼长的替代关系,也可能是两两加强的互补关系。在中国,上述两种交互影响关系都得到了一定的经验证据支持。戴亦一等(2011)研究发现媒体报道有效遏制了上市公司财务重述行为的发生,但是媒体的这种舆论监督作用在地方政府干预程度高即市场化环境差的地区更弱。于忠泊等(2012)发现媒体关注能够降低上市公司长期内的盈余公告后漂移程度,而且媒体关注的这种效应在外部市场化环境较差的地区更加显著。那么,在高管薪酬激励与控制中,媒体报道与外部制度环境间将主要呈现怎样的交互影响关系呢?接下来,本文将对这一问题展开进一步的探索分析。

具体地,本文在前文计量回归模型(1)的基础上加入公司业绩(ROA)、媒体报道($LnMedia$)、制度环境(MKT)三个变量的交乘项 $ROA \times LnMedia \times MKT$,同时放入两变量互相的交乘项 $ROA \times MKT$ 和 $LnMedia \times MKT$,据此回归分析得到的结果如表 5 所示。

表 5 制度环境对媒体报道相关作用的调节效应分析结果

	模型 1	模型 2	模型 3
	全样本	$STATE = 0$	$STATE = 1$
ROA	1.908*** (9.52)	1.744*** (7.57)	2.046*** (8.43)
$ROA \times LnMedia$	0.135** (2.54)	0.058 (0.68)	0.178*** (4.47)
$ROA \times LnMedia \times MKT$	0.029* (1.79)	0.035 (0.94)	0.035* (1.68)
$ROA \times MKT$	-0.096* (-1.70)	0.027 (0.35)	-0.121 (-1.53)
$LnMedia \times MKT$	-0.003 (-1.51)	-0.004 (-1.06)	-0.002 (-0.74)
$LnMedia$	0.032*** (3.85)	0.038*** (3.68)	0.026** (2.54)
$STATE$	0.056** (2.12)	-	-
$MSHARE$	-0.178** (-2.28)	-0.098 (-1.17)	1.150** (2.08)
$DUALITY$	0.071*** (2.73)	0.124*** (3.64)	0.010 (0.22)
$BOARD$	0.021*** (3.42)	0.041*** (4.13)	0.014* (1.89)
$INDB$	0.335* (1.65)	0.583** (2.15)	0.300 (1.19)
MKT	0.096*** (10.11)	0.075*** (8.04)	0.113*** (10.29)

续表			
	模型 1	模型 2	模型 3
	全样本	STATE = 0	STATE = 1
截距	6.265 ^{***} (18.62)	5.344 ^{***} (11.04)	6.552 ^{***} (16.28)
控制变量	控制	控制	控制
样本量	11 567	5 278	6 289
F 值	271.43 ^{***}	106.75 ^{***}	183.86 ^{***}
Adj. R ²	0.443	0.405	0.483

注: (1) 因变量为 *COMP*; (2) ^{***}、^{**}、^{*} 分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平下显著; (3) 括号内数字为同时经过公司层面和年度层面 cluster 聚类效应调整后的 T 值。

从表 5 可以得到,与上文的研究结果保持一致,公司业绩 *ROA* 在所有回归模型中都得到了 1% 统计显著的正回归系数,公司业绩与媒体报道的交乘项 $ROA \times LnMedia$ 则仅在全样本和国有企业子样本回归中得到了统计显著且正向的回归系数(模型 1: $\beta = 0.135$, $p < 0.05$; 模型 3: $\beta = 0.178$, $p < 0.01$)。更为重要的是,三个变量的交乘项 $ROA \times LnMedia \times MKT$ 当且仅当在全样本和国有企业子样本回归中也得到了统计显著的回归系数且该系数的符号为正(模型 1: $\beta = 0.029$, $p < 0.10$; 模型 3: $\beta = 0.035$, $p < 0.10$),与交乘项 $ROA \times LnMedia$ 的回归系数符号一致。这一结果表明发达的制度环境有利于加强媒体报道对上市公司(特别是国有上市公司)高管的薪酬-业绩敏感性的监督治理作用。换言之,在上市公司高管的薪酬监督中,媒体与制度环境间主要呈现两两加强的互补效应,制度环境是媒体报道发挥相关作用的重要条件。

五、研究结论与实践启示

上市公司(特别是国有上市公司)的高管薪酬长期以来都是社会公众和新闻媒体关注的焦点,近年来被媒体曝光的“天价薪酬”、“零薪酬”等薪酬现象更是引起了社会各界对上市公司高管薪酬契约有效性的激烈讨论。在此背景下,本文选择 2003-2011 年中国 A 股上市公司的相关数据,实证分析了媒体报道对上市公司高管薪酬-业绩敏感性的影响关系,并进一步考察了这一影响关系在不同产权性质公司中和不同制度环境水平下的可能差异。经过多种稳健性测试后的结果都发现:(1) 上市公司的媒体报道水平越高,其高管薪酬-业绩的敏感性越高,也即公司高管薪酬契约的有效性越高。(2) 区分产权性质后发现,媒体报道的上述正向影响关系仅在国有上市公司中才显著成立,意味着媒体报道主要提高了国有企业高管的薪酬契约有效性。(3) 上市公司注册地所在省市的制度环境水平越高,媒体报道对公司高管薪酬-业绩敏感性的正向影响关系越强,表明发达的制度环境是媒体报道发挥舆论压力和公共监督作用以提高上市公司高管薪酬契约有效性的重要条件。

本文的研究结论具有重要的实践意义和政策启示。首先,既然媒体报道能够提高国有企业高管的薪酬契约有效性,那么解决中国国有企业高管薪酬激励难的问题就应该更加重视和利用新闻媒体的公共监督作用。长期以来由于国有企业出资人缺失导致的内部人控制问题,使得国企高管有机会给自己发放超过合理水平的高额薪酬,引发了诸如腐败、公平、国有资产流失等社会性问题,为此相关部门采取了限制国企高管薪酬绝对水平的“一刀切”政策,这在一定程度上也降低国企高管的经营积极性,从而陷入了一个两难的困境。随着媒体产业化改革的深化和媒体行业的健康蓬勃发展,相关部门可以逐步放开国企高管的限薪政策,在加强国有企业高管薪酬透明度的同时把高管薪酬的决定权还给企业,让新闻媒体和社会大众来共同监督国企高管的业绩表现及其报酬水平。其次,本文发现制度环境是媒体报道提高上市公司高管薪酬契约有效性的重要条件,该研究结论启示我们应该继续市场化改革,完善投资者利益保护等法律体系并提高相关法律法规的执行效率,从而为更好地利用新闻媒体的舆论监督作用创造一个发达的市场化制度环境。

最后需要指出的是,尽管本文的媒体报道度量方法具有其自身的优势,但因客观的技术性问题没能区分媒体报道内容的倾向性仍然是本研究的一个重要遗憾。此外,由于国有企业常因其垄断地位而获得垄断租金和超额利润,这意味着如何客观准确评价国有企业高管的经营表现本身就是一个重要而难解的问题,这一问题会对本文中公司业绩指标的度量方法提出一定的挑战。

参考文献

- [1]陈运森和谢德仁,2012,《董事网络、独立董事治理与高管激励》,《金融研究》第2期,第168~182页。
- [2]戴亦一、潘越和刘思超,2011,《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》第11期,第121~144页。
- [3]樊纲、王小鲁和朱恒鹏,2011,《中国市场化指数——各地区市场化相对进程2011年报告》,北京:经济科学出版社。
- [4]方军雄,2012,《高管超额薪酬与公司治理决策》,《管理世界》第11期,第144~155页。
- [5]孔东民、刘莎莎和应千伟,2013,《公司行为中的媒体角色:激浊扬清还是推波助澜》,《管理世界》第7期,第145~162页。
- [6]李培功和沈艺峰,2010,《媒体的公司治理作用:中国的经验证据》,《经济研究》第4期,第14~27页。
- [7]李培功和沈艺峰,2013,《经理薪酬、轰动报道与媒体的公司治理作用》,《管理科学学报》第10期,第63~80页。
- [8]梁上坤,2017,《媒体关注、信息环境与公司费用粘性》,《中国工业经济》第2期,第154~173页。
- [9]刘启亮、李祎和张建平,2013,《媒体负面报道、诉讼风险与审计契约稳定性——基于外部治理视角的研究》,《管理世界》第11期,第144~154页。
- [10]罗进辉,2012,《媒体报道的公司治理作用——双重代理成本视角》,《金融研究》第10期,第153~166页。
- [11]罗进辉,2014,《独立董事的明星效应——基于高管薪酬-业绩敏感性的考察》,《南开管理评论》第3期,第62~73页。
- [12]罗进辉和杜兴强,2014,《媒体报道、制度环境与股价崩盘风险》,《会计研究》第9期,第53~59页。
- [13]马连福、王元芳和沈小秀,2013,《国有企业党组织治理、冗余雇员与高管薪酬契约》,《管理世界》第5期,第100~

- 115页。
- [14]权小锋、吴世农和文芳 2010,《管理层权力、私有收益与薪酬操纵》,《经济研究》第11期,第73~87页。
- [15]饶育蕾、彭叠峰和成大超,2010,《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》,《系统工程理论与实践》第2期,第287~297页。
- [16]魏刚 2000,《高级管理层激励与上市公司经营绩效》,《经济研究》第3期,第32~39页。
- [17]谢德仁、林乐和陈运森 2012,《薪酬委员会独立性与更高的经理人报酬—业绩敏感度——基于薪酬辩护假说的分析和检验》,《管理世界》第1期,第121~140页。
- [18]熊艳、李常青和魏志华 2011,《媒体“轰动效应”:传导机制、经济后果与声誉惩戒——基于“霸王事件”的案例研究》,《管理世界》第10期,第125~140页。
- [19]杨德明和赵璨 2012,《媒体监督、媒体治理与高管薪酬》,《经济研究》第6期,第116~126页。
- [20]游家兴和吴静 2012,《沉默的中螺旋:媒体情绪与资产误定价》,《经济研究》第7期,第141~152页。
- [21]于忠泊、田高良、齐保垒和张皓 2011,《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》第9期,第127~140页。
- [22]于忠泊、田高良和张咏梅 2012,《媒体关注、制度环境与盈余信息市场反应——对市场压力假设的再检验》,《会计研究》第9期,第40~51页。
- [23]翟胜宝、徐亚琴和杨德明 2015,《媒体能监督国有企业高管在职消费吗》,《会计研究》第5期,第57~63页。
- [24]赵龙凯、陆子昱和王致远 2013,《众里寻“股”千百度——股票收益率与百度搜索量关系的实证研究》,《金融研究》第4期,第183~195页。
- [25]周开国、应千伟和钟畅 2016,《媒体监督能够起到外部治理的作用吗?——来自中国上市公司违规的证据》,《金融研究》第6期,第193~206页。
- [26] Bai, C., J. Lu, and Z. Tao. 2006. “The Multitask Theory of State Enterprise Reform: Empirical Evidence from China”, *American Economic Review*, 96(2): 353~357.
- [27] Bebchuk, L. A., and J. M. Fried. 2003. “Executive Compensation as an Agency Problem”, *Journal of Economic Perspectives*, 17(3): 71~92.
- [28] Bebchuk, L. A., J. M. Fried, and D. I. Walker. 2002. “Managerial Power and Rent Extraction in the Design of Executive Compensation”, *University of Chicago Law Review*, 69: 751~846.
- [29] Besley, T., and A. Prat. 2006. “Handcuffs for the Grabbing Hand? Media Capture and Government Accountability”, *American Economic Review*, 96(3): 720~736.
- [30] Chen, G., M. Firth, and L. Xu. 2009. “Does the Type of Ownership Control Matter? Evidence from China’s Listed Companies”, *Journal of Banking & Finance*, 33(1): 171~181.
- [31] Dyck, A., and L. Zingales. 2002. “The Corporate Governance Role of the Media”, NBER Working Paper No. 9309.
- [32] Dyck, A., and L. Zingales. 2004. “Private Benefits of Control: An International Comparison”, *Journal of Finance*, 59(2): 537~600.
- [33] Dyck, A., N. Volchkova, and L. Zingales. 2008. “The Corporate Governance Role of the Media: Evidence from Russia”, *Journal of Finance*, 58(3): 1093~1135.
- [34] Fang, L., and J. Peress. 2009. “Media Coverage and the Cross-section of Stock Returns”, *Journal of Finance*, 59(5): 2023~2052.
- [35] Firth, M., T. Y. Leung, and O. M. Rui. 2010. “Justifying Top Management Pay in a Transitional Economy”, *Journal of Empirical Finance*, 17(5): 852~866.
- [36] Gurun, U. G., and A. Bulter. 2012. “Don’t Believe the Hype: Local Media Slant, Local Advertising, and Firm Value”, *Journal of Finance*, 67(2): 561~598.
- [37] Jensen, M. C., and W. H. Meckling. 1976. “Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership

- Structure” , *Journal of Financial Economics* , 3(4) : 305 ~ 360.
- [38] Joe , J. R. 2003. “Why Press Coverage of a Client Influences the Audit Opinion” , *Journal of Accounting Research* , 41(1) : 109 ~ 133.
- [39] Joe , J. R. , H. Louis , and D. Robinson. 2009. “Managers’ and Investors’ Responses to Media Exposure of Board Ineffectiveness” , *Journal of Financial and Quantitative Analysis* , 44(3) : 579 ~ 605.
- [40] Miller , G. S. 2006. “The Press as a Watchdog for Accounting Fraud” , *Journal of Accounting Research* , 44(5) : 1001 ~ 1033.
- [41] Petersen , M. A. 2009. “Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches” , *Review of Financial Studies* , 22(1) : 435 ~ 480.
- [42] You , J. , B. Zhang , and L. Zhang. 2018. “Who Captures the Power of the Pen?” , *Review of Financial Studies* , 31(1) : 43 ~ 96.

Media Coverage and the Effectiveness of Executive Compensation Contracts

LUO Jinhui

(School of Management , Xiamen University)

Abstract: Recently , the mass phenomenon of executive compensation in listed companies has drawn investors’ and news media’s intensive attention. Using a data set of 11 567 firm – year observations of Chinese A – share listed companies from 2003 to 2011 , this study examines the impact of media coverage on the effectiveness of executive compensation contracts , and further explores potential differences of this impact in firms with different nature of property rights and located in regions with different institutional environment. The results show that (1) there is a positive and significant relationship between media coverage and executive pay – performance sensitivity , indicating that media coverage may increase the effectiveness of executive compensation contracts; (2) after differentiating firms’ nature of property rights , the preceding positive effect of media coverage is found to only exist in state – owned enterprises , suggesting that media coverage could mainly increase the effectiveness of executive compensation contracts in state – owned enterprises; (3) high levels of institutional environment development significantly enhance the preceding positive effect of media coverage , implying that institutional environment is an important condition for media coverage performing the preceding effect.

Key words: Media Coverage , Executive Compensation , Property Rights , Institutional Environment

(责任编辑: 王 鹏) (校对: WH)