

# Can media attention affect corporate cash dividend policy?

Xu, Jing

 $1~\mathrm{May}~2015$ 

Online at https://mpra.ub.uni-muenchen.de/91334/MPRA Paper No. 91334, posted 15 Jan 2019 15:01 UTC

## 媒体关注能影响上市公司现金股利支付吗?

# 徐 婧 (中南财经政法大学博士)

摘要:利用 2003-2012 年中国 A 股主板上市公司的经验数据,验证了媒体关注对国内 A 股主板上市公司现金股利支付行为的影响。研究结果表明:媒体关注能够显著促进上市公司支付现金股利。并且正面媒体报道越多,这种促进作用越明显。进一步检验发现这是由于媒体关注能够改善投资者认知,促进投资者交易行为,进而增强现金股利支付带来的市场反应导致。这些证据表明媒体关注可能对于保护中小股东权益起到了一定积极作用。

**关键词:** 媒体关注; 现金股利; 市场反应; 媒体报道倾向中**图分类号:** F270-05 **文献标识码:** A **文章编号:** 

## 一、引言

近些年来,随着信息化的发展,媒体的社会经济作用日益显著。媒体关注成为有效替代司法保护不足的一种重要手段,在改善和扩大公共信息传播、约束和监督上市公司行为等方面发挥着重要作用。国内外学者的许多研究都表明了媒体是资本市场上不可或缺的信息中介和外部监督者,能够对上市公司的某些治理行为产生显著的积极影响。然而也有部分学者对媒体持悲观态度,他们认为媒体可能以追逐商业利益最大化为目的,通过选择性报道来迎合受众的认知偏好以获取轰动效应,因此其能否发挥公司治理作用尚有待检验(Groseclose和 Milyo,2005; Mullainathan和 Shleifer,2005)。而去年国内曝出的《21世纪经济报道》 丑闻<sup>①</sup>更是引起社会舆论哗然,将媒体的公信力推至风口浪尖。人们不禁质疑:媒体会不会出于商业目的而沦为与上市公司一起侵犯投资者利益的"合谋者"?媒体关注究竟能否改善上市公司的治理行为?

现金股利政策是公司的重要财务政策之一,在保护投资者权益、维护资本市场稳定方面起着举足轻重的作用。众所周知,我国证券市场普遍存在"股利支付水平低下"、"股利支付不稳定"、"连续多年盈利不分红"等问题,严重影响了股利政策执行的有效性,损害了上市公司投资者的利益,打击了国内资本市场的投资信心。为改善这一状况,监管机构颁布了一系列政策以引导鼓励上市公司进行现金股利分配,但效果仍然有限。那么媒体作为一种重要的外部公司治理机制,是否会影响上市公司的现金股利支付行为?其作用机理又是什么?这是一个值得公司财务理论界关注的问题,但现有文献却鲜有涉及。

基于此,本文运用 2003-2012 年中国 A 股主板上市公司的数据,实证检验了媒体关注对国内上市公司现金股利支付的影响。研究发现:媒体关注能够显著促进上市公司支付现金股利。并且正面媒体报道数量越多,这种促进作用越显著。进一步检验发现这主要是由于媒体关注能够显著改善投资者认知,促进投资者交易行为,进而增强现金股利支付带来的市场反应导致。

本文立足于现状,不仅从媒体关注这一全新的视角探究公司现金股利支付的外部影响因素,而且进一步丰富了现有文献对媒体关注的公司治理作用的认识,深入探究了媒体影响公

① 2014年9月3日,国内著名财经媒体《21世纪经济报道》被曝出以知名上市公司作为目标,威胁公司 投放高额广告或签订合作协议的丑闻,对合作的公司夸大正面事实或者掩盖负面问题来进行正面报道, 对不合作的公司则发布负面报道。

司现金股利支付行为的途径,以期通过改善媒体报道水平,来进一步规范上市公司的现金股利支付行为,协调上市公司与中小股东之间的利益分配。

本文其他部分安排如下:第二部分为理论分析与假设提出;第三部分为研究设计;第四部分为实证分析;第五部分为总结全文。

## 二、理论分析与问题提出

## (一) 媒体关注的公司治理机制

媒体作为独立于立法、司法和行政之外的"第四权",能否有效改善公司治理行为并影响资本市场的运行,一直是最近几年学术界的热门话题。梳理以往相关文献,不难发现学者在研究媒体对公司治理的影响途径时主要阐述了以下三种观点:

第一,信息中介观。许多文献表明,媒体作为现代经济社会中最主要的信息传播载体,能够向资本市场传递有用信息,显著降低外部公众对上市公司的信息搜集成本,缓解其和上市公司之间的信息不对称程度(Dyck 和 Zingales, 2008; Bushee 等, 2010)。

第二,有效监督观。首先,媒体能够通过向外界曝光公司治理的不足之处,引起监管部门的介入,增加上市公司违规行为被发现的概率并提高其改正违规行为的可能性(Miller,2006;杨德明和赵璨,2012)。此外,与上市公司相关的负面新闻曝光还会给公司内部利益相关者的个人前途和声誉造成不利影响(Joe等,2006)。因此,媒体能够对公司治理行为进行有效监督,进而削弱了公司控股股东和内部管理者谋取私利的动机,缓解了上市公司内部的双重代理问题,保护了投资者和债权人的利益(罗进辉,2012)。

第三,投资者认知观。按照传播学的"议程设置理论",媒体不仅能够向公众传播有关上市公司的信息,更能够通过调整议题和选择性报道来改变资本市场上投资者对上市公司的关注程度,成为引导公众舆论的"话题制造者"。投资者的注意力是有限的,而大量的新闻报道能够显著提高投资者对股票的注意力,刺激投资者的交易行为异常增多,这使得受到媒体高度关注的股票具有强大的买入压力。尤其是在中国,资本市场尚不成熟,投资者的专业水平较低,在进行股票交易行为时更容易受到媒体舆论的引导,出现所谓的"羊群效应"。此时投资者非完全理性,对新闻报道具有过度反应,因此媒体的"议程设置"功能显著放大了投资者对股票收益的影响(Barber和Odean,2008;饶育蕾等,2010)。而除了媒体报道的数量能够显著影响投资者对股票的关注程度之外,媒体报道的倾向性还会进一步影响投资者情绪,进而改变资产价格(张雅慧等,2011)。新闻报道所传递出的主观倾向性越强,越能影响投资者的决策并改变其交易行为,股票价格就越有可能偏离基本价值水平(游家兴和吴静,2012)。

上述研究表明,国内外学者对媒体在缓解信息不对称、有效监督公司治理行为以及影响投资者认知方面进行了大量的研究。然而目前,尚无关于媒体关注影响公司现金股利政策的相关文献。媒体能否影响上市公司的现金股利政策?如果能够影响上市公司的现金股利政策,又以何种途径来实现?我们对此进行了相关分析和实证研究。

#### (二) 理论分析与假设

我们结合媒体影响上市公司治理行为的相关途径,分析其对公司现金股利政策的影响机制。一方面,媒体通过向公众传播新闻报道,使公司的信息环境更加透明化,这加大了大股东和管理者攫取私利的难度,有效改善了公司治理水平。而公司的信息环境状况和治理水平又会影响其对内部现金的依赖程度。因为在非完美市场上,外部投资者(债权人)面临信息不对称问题和逆向选择产生的道德风险会要求更高的资本回报率,导致外部融资约束的产生(Greenwald等,1984)。如果公司面临的外部融资约束较高,在面临NPV为正的项目时就必

须利用内部资金进行项目投资,这会减少公司的自由现金流量(Almeda等,2004),抑制公司支付现金股利(Bond和Meghir,1994)。国内学者张纯和吕伟(2009)研究发现,对国内上市公司进行跟踪分析的分析师人数越多,上市公司的现金股利支付水平越高。他们指出这是由于分析师能够以较低成本发掘公司内部的私有信息,改善公司信息环境,从而使上市公司面临较低融资约束造成的。而"信息中介观"和"有效监督观"表明媒体作为资本市场上另一种重要的信息传播和外部监督机制,也有可能通过降低上市公司的信息不对称,制约公司内部利益相关者的机会主义行为来缓解外部融资约束,从而促进上市公司支付高水平现金股利。

另一方面,根据"投资者认知观"相关理论,媒体报道还能够增强投资者对股票的关注 程度和交易频率, 放大资本市场上股票的收益率波动性, 进而影响公司大股东和管理者的心 理(熊艳等, 2011; 于泊忠等, 2011; 张建勇等, 2014)。一些国内文献研究表明, 与信息 中介观和有效监督观相比,媒体报道给公司大股东和管理者带来的心理压力更有可能改变其 公司治理行为(于忠泊等,2011;张建勇,2014)。例如于泊忠等(2011)研究发现,虽然媒 体关注的监督机制增加了管理者进行盈余管理后被行政部门发现和惩罚的可能性,但由于媒 体关注能够显著放大投资者对公司盈余信息的反应程度,管理者反而会更多地进行盈余管理 来满足投资者的心理期望,以维持股价稳定甚至导致股价上升。类似地,我们分析媒体的新 闻报道也有可能放大投资者对公司现金股利公告的反应程度,从而影响公司的现金股利支付 行为。股利信号理论认为管理者支付现金股利是为了向外界传递有关公司未来前景的积极信 号(李常青等,2010; Aggarwal R.等,2012)。而媒体报道会增强公众平日对上市公司的 关注程度并改善其对上市公司的认知,这有助于投资者对公司现金股利公告的解读,使现金 股利公告所包含的信息更充分地反映在股价中。上市公司受到的媒体关注程度越高,高额派 现就越有可能吸引投资者并获得超额股票收益,而低额派现(或者不派现)就越有可能打击 投资者的信心,造成股票价格下跌,因此受到媒体高度关注的公司迫于市场压力可能支付更 多现金股利。

由以上分析,我们提出假说:**媒体关注能够显著促进上市公司支付现金股利**。进一步地,我们还验证了其背后的作用机制以及不同类型的媒体报道对上市公司现金股利支付行为的影响。

## 三、研究设计

#### (一) 样本选择与数据来源

我们选取 2003-2012 年在上海和深圳两个证券交易所主板上市的 A 股公司作为研究样本。为保证研究结果的准确性和精确性,我们对样本进行了以下筛选:①剔除金融类上市公司;②剔除当年首次公开上市的公司;③剔除 ST 或\*ST 的公司;④剔除当年亏损但仍发放股利的公司;⑤剔除当年有重大并购、重大资产重组、配股及增发的公司;⑥剔除数据缺失样本。然后,我们将所有变量进行 1%和 99%分位数 Winsorization 处理以降低异常值对研究结果的影响,最终总共得到 10925 个有效样本。

本文有关媒体关注的原始数据来自中国重要报纸数据库。其他所有关于公司的财务数据和市场交易数据均来自国泰安数据库。数据分析采用stata10.1完成。

#### (二)模型设计与变量度量

为了研究媒体关注对上市公司现金股利政策的影响,我们设计了如下模型:

 $Logit (Div) = \beta_0 + \beta_1 Media + \beta_2 Size + \beta_3 Lev + \beta_4 Roa + \beta_5 Tobinq + \beta_6 Shareh + \beta_7 Chara + \Sigma Year + \Sigma Ind + \mathbf{E}$  (1)

Tobit (Divratio) =  $\beta_0 + \beta_1$  Media+  $\beta_2$ Size+  $\beta_3$ Lev+  $\beta_4$ Roa+  $\beta_5$ Tobinq+  $\beta_6$ Shareh +  $\beta_7$  Chara+  $\Sigma$  Year+  $\Sigma$  Ind + $\xi$  (2)

本文的因变量有两个,一个代表现金股利支付的倾向(Div),另一个代表现金股利支付水平(Divratio)。其中,现金股利倾向用虚拟变量表示,上市公司支付现金股利设值为 1,否则为 0;现金股利支付水平用现金股利支付率表示,具体计算方法为"本年支付现金股利/本年净利润"。

本文的自变量为上市公司受到的媒体关注程度 (Media)。我们以全国重要报纸数据库作为数据来源,构建了两个媒体关注的量化指标: Media1为在数据库所有报道中,标题或关键词中含有上市公司名字或股票简称的新闻数量加1后取自然对数得到的值; Media2为在全国八大权威财经媒体中,标题或关键词中含有上市公司名字或股票简称的新闻数量加1后取自然对数得到的值。参照李培功和沈艺峰(2010)的做法,本文选取的八大财经媒体包括《中国证券报》、《上海证券报》、《证券时报》、《金融时报》、《经济日报》、《经济观察报》、《第一财经日报》和《21世纪经济报道》。

此外,参照以往现金股利政策相关文献,我们选择公司的规模(Size)、性质(Chara)、盈利能力(Roe)、负债水平(Lev)、成长性(Tobinq)、公司性质(Chara)和股权集中度(Shareh)为控制变量,并对行业(Ind)和年份(Year)进行了控制。

为降低模型(1)和(2)产生的内生性问题,本文用滞后一期的自变量对因变量进行OLS回归。此外,我们还参照Fishman和Svensson(2007)以及李春涛和宋敏(2010)的做法,用媒体关注度(Meida)的区域一行业平均值(Premedia)作为其工具变量,运用两阶段二乘法对模型(1)和(2)进行回归。在本文研究中,媒体对上市公司的关注程度会受到公司地理位置和公司所处行业的显著影响。人民网研究院近些年来发布的《中国报刊移动传播指数报告》<sup>①</sup>表明,实力较强的报纸媒体主要集中在国内中东部地区,其中京粤浙三地常年占据报告百强的半数。如果公司总部设在这些传媒发展水平较高的地区,就更有可能被媒体追踪报道。而媒体关注程度也和公司行业密切相关。例如,受到国家政策扶持的高新技术行业和广告宣传较多的服务类行业可能更受媒体关注。基于此,我们预计Media的区域一行业平均值<sup>®</sup>Premedia和Media具有显著正相关关系。值得注意的是,为了降低工具变量与模型残差的相关性,我们在计算Premedia时剔除了样本本身的数据。此外,区域一行业组合中的样本数越大,因样本个体因素产生的数据偶然性就越小,工具变量和内生变量之间的相关性就越强。因此,我们剔除了样本数小于3的区域一行业组合,最终得到7234个样本。

## 四、实证结果与分析

## (一) 描述性统计

本文各主要变量的描述性统计如表 1 所示。由表 1 可知,样本中有将近一半的上市公司选择分配现金股利。上市公司发放的现金股利占净利润的 30%左右。而 Meida1 和 Media2 的标准差较大,表明各上市公司受媒体关注程度的差异较明显,可见本文从媒体关注的角度考察公司的现金股利支付行为具有一定的现实意义。

变量	样本数	均值	标准差	极小值	极大值
Div	10925.00	0.49	0.50	0.00	1.00
Divratio	10925.00	0.30	0.68	0.00	5.00
Media1	10925.00	1.92	1.07	0	4.64

表 1 变量的描述性统计

①详见 http://yjy.people.com.cn/

②"区域—行业组合"中区域以省份和直辖市为标准进行分类,行业以 2014 年证监会规定的 A—M 类行业 为标准进行分类。

Media2	10925.00	1.53	0.96	0	4. 13
Size	10925.00	20.30	1. 48	16. 55	28. 55
Lev	10925.00	0. 52	0. 19	0.08	0.96
Roa	10925.00	0.04	0. 23	-1.51	0.45
Tobinq	10925.00	1.75	1.03	0.53	7.03
Shareh	10925.00	0.38	0. 16	0.09	0.75
Chara	10925.00	0.47	0.50	0.00	1.00

#### (二) 媒体关注与上市公司现金股利政策的回归结果

媒体关注对上市公司现金股利支付行为的影响如表 2 所示。为了保证结果稳健性,我们还用 Media 当期值对模型(1)进行了固定效应模型的回归<sup>①</sup>。由表 2 可知,在 OLS 回归中,Meidal 对 Div 的回归系数在 10%水平上显著为正。在固定效应回归中,Medial 对 Div 的回归系数虽不显著但仍然为正。而在两个回归中 Meidal 对 Divra 的回归系数均在 1%水平上显著为正。因此从总体来看,媒体关注能够显著促进上市公司的股利支付行为。此外,与 Medial 相比 Media2 对 Div 的回归系数均更显著。这表明与一般大众媒体相比,权威财经媒体对公司的现金股利支付倾向影响更明显。本文认为,权威财经媒体发布的新闻报道更具有专业性,因此其对资本市场的渗透力更强,影响力更大,更有可能改善公司的治理水平,从而促进上市公司支付现金股利。

表 2 媒体关注与现金股利支付的回归

		OLS	固定效应回归			
	Div	Divratio	Div	Divratio	Div	Div
Media1					0. 0578	
					(1.10)	
Media2						0. 0846*
						(1.94)
Media1 (t-1)	0.065*	0. 018***				
	(1.69)	(5.56)				
$Media2 \ \scriptscriptstyle (t^{-1})$			0. 085**	0. 015***		
			(2.00)	(2.88)		
Size	0. 684***	0. 059***	0. 674***	0. 041***	0. 268***	0. 589***
	(30. 26)	(28.020)	(22.77)	(12.55)	(4.4)	(21.68)
Lev	-3. 026***	-0. 273***	-2. 829***	-0. 164***	-1. 253***	-2. 301***
	(-20.61)	(-18.04)	(-35.53)	(-7.71)	(-3.59)	(-4. 68)
Roa	0. 016***	0. 067***	0. 0107**	0. 035***	0. 097*	0.0693
	(3.32)	(2.96)	(1.93)	(2.34)	(1.81)	(1. 24)
Tobinq	-0. 091***	-0. 0019	-0. 032	-0. 002	-0. 058	-0. 109***
	(-3.97)	(-0.93)	(-1.35)	(-0.6)	(-1.33)	(-2.67)
Shareh	0. 013***	0. 012***	0. 011***	0. 007***	0. 0194***	0. 0158**
	(8. 14)	(7.77)	(5. 04)	(7.71)	(4. 43)	(2.09)
Chara	-0. 041	-0. 031	-0.060	-0. 015*	-0. 176**	-0. 269***
	(-1.61)	(-1.26)	(-0.95)	_ (-1.71)	(-1.99)	(-2.68)

① 表 2 中,我们没有对模型(2)进行固定效应回归,因为 Tobit 模型在理论上无法使用固定效应模型检验。

Ind	Dummy	Dummy	Dummy	Dummy	No	No
Year	Dummy	Dummy	Dummy	Dummy	Fixed	Fixed
Firm	No	No	No	No	Fixed	Fixed
$Presdo\ R^2$	0. 159	0. 382	0. 151	0. 325		
F/Chi	1429. 27	1523. 17	1166. 75	1473. 98	65. 33	57. 13
0bs	12095	12095	12095	12095	12095	12095

(注: \*\*\*, \*\*, \*分别表示系数在 1%, 5%, 10%水平上显著)

表 3 显示的是对模型 (1) 和 (2) 使用工具变量法控制内生性后的结果。从第一阶段回归结果可以看到,Media 对 Premedia 的相关系数均在 1%的水平上显著,且两个回归模型的 F 值均大于 10,表明本文选取的工具变量和其内生变量之间具有显著相关性。而第二阶段的回归结果与表 3 的回归结果类似,说明在控制内生性后,媒体关注(尤其是权威类财经媒体)仍然能够显著促进公司支付现金股利。

表 3 媒体关注与公司现金股利支付的 2SLS 回归

	第一阶段	没		第二阶段			
	Media1	Media2	Div	Divratio	Div	Divratio	
Premedia1	0. 235***		0. 1657*	0. 0926**			
	(16. 91)		(1.71)	(2.53)			
Premedia2		0. 097***			0. 382*	0. 012***	
		(4.66)			(1.82)	(2.70)	
Size	0. 004	0.002	0. 694***	0.600***	0. 347***	0. 061***	
	(0.22)	(0.83)	(23. 37)	(26.76)	(16.43)	(22.52)	
Lev	0. 213***	0. 218***	-1. 484***	-0. 294***	-0. 324***	-0. 276***	
	(4.50)	(4. 32)	(-14. 60)	(-18.70)	(-5.46)	(-14.82)	
Roa	-0. 026	-0. 001	0. 0037**	0. 001**	0.005**	0. 0621***	
	(-0.99)	(-1.10)	(2.50)	(2.29)	(2.14)	(4. 523)	
Tobinq	-0. 002	-0. 001	-0. 0164	-0. 003	-0.032**	-0.044	
	(-0.71)	(-0.04)	(-1.13)	(-1.53)	(-2.27)	(-1.25)	
Chara	0.013*	0.053**	-0. 029*	-0.005*	-0. 439	-0.012***	
	(1.41)	(2.76)	(-1.89)	(-1.95)	(-1.13)	(-2.66)	
Shareh	0. 002	0.003***	0. 005***	0. 012***	0. 051***	0. 005***	
	(1.13)	(4. 37)	(3.95)	(7. 20)	(4. 33)	(5.73)	
Year	Dummy	Dummy	Dummy	Dummy	Dummy	Dummy	
Ind	Dummy	Dummy	Dummy	Dummy	Dummy	Dummy	
R²/presdo R²	0. 120	0. 029	0. 163	0. 370	0. 154	0. 383	
F/Chi2	55. 06	15. 52	884. 27	1446. 40	850. 42	1577. 31	
0bs	7234	7234	7234	7234	7234	7234	

(注: \*\*\*, \*\*, \*分别表示系数在 1%, 5%, 10%水平上显著)

## (三)进一步分析:媒体关注影响公司现金股利政策的机制

1. 媒体关注、现金股利支付与融资约束

如果信息中介观和有效监督观成立,则媒体主要通过改善公司信息水平,缓解公司面临

的融资约束来促使其支付现金股利。那么与受到媒体高度关注的公司相比,受到媒体关注度较低的公司的融资成本更高,在制定现金股利政策时会更多考虑公司内部资金是否能满足未来的投资需求。基于此,我们在模型(1)和(2)中加入了媒体关注(Media)与以下两个指标的交互变量进行检验:(1)Tobinq,表示公司的成长性。Tobinq值越高,表示公司未来面临的投资机会越多;(2)Cash,表示公司持有现金数量,具体算法为"现金及现金等价物余额与上年末总资产的比值"。Cash值越高,表示公司的内部现金流越充足。最终得到结果如表4所示。由表4可以看出,Tobinq与Div(Divratio)呈显著负相关,公司持有现金量Cash与Div(Divra)呈显著正相关,表明上市公司会根据未来的投资机会及内部自由现金流量的多少来调整现金股利支付行为。但是,Tobinq(Cash)和Media的交互变量大部分与Div(Divratio)的相关性不显著,表明媒体的新闻报道虽然能够改善上市公司的信息环境,但通过改变公司的融资约束水平来影响其现金股利支付的作用有限。

	Div	Divratio	Div	Divratio	Div	Divratio	Div	Divratio
Media1 (t-1)	0. 056**	0. 010***			0. 320***	0. 263**		
	(2.30)	(4.40)			(3.92)	(3.52)		
Media2 (t-1)			0.065**	0. 016***			0. 230*	0. 017***
			(2.03)	(5.68)			(1.95)	(5.05)
Tobinq	-0. 090***	-0.048**	-0.050**	-0. 075**	-0.033**	-0.006**	-0. 104**	
	(-3.90)	(-2.05)	(-2.46)	(-2.23)	(-2. 35)	(-2.65)	(-2. 73)	
Tobinq*Media1 (t-1)	0.0009	0. 0329						
	(0.97)	(1.19)						
Tobinq*Media2 <sub>(t-1)</sub>			0.072**	0. 047				
			(2.35)	(0.96)				
Cash					0. 095***	0. 010**	0. 156**	0. 019**
						(2.55)	(2.10)	(2.52)
Cash*Media1 (t-1)					-0.109	-0.343*		
					(-0. 43)	(-1.79)		
Cash*Media2 (t-1)							-0. 065	-0.122
							(-1.07)	(-1.47)
Presdo R²	0. 16	0. 14	0. 39	0. 38	0. 191	0. 398	0. 181	0. 40
F/Chi	1949. 26	1644. 79	1820. 81	1846. 30	1894. 52	1994. 52	1822. 71	2006. 26
0bs	12095	12095	12095	12095	11992	11992	11992	11992

表 4 媒体关注、现金股利支付与融资约束

(注: \*\*\*, \*\*, \*分别表示系数在1%, 5%, 10%水平上显著)

## 2. 媒体关注、现金股利支付与现金股利公告的市场反应

说明: 为了节省篇幅, 本表并未列示与研究无关的控制变量, 下同。

根据前文分析,媒体亦有可能通过改善投资者的认知和交易行为,增强现金股利支付的市场反应来促进公司支付更多现金股利。因此我们进一步设计以下模型进行验证: Car=  $\beta$   $_0$ +  $\beta$   $_1$ Media+  $\beta$   $_2$ Size+  $\beta$   $_3$ Lev++  $\beta$   $_4$ Roa+  $\beta$   $_5$ Tobinq+  $\beta$   $_6$ Audit+  $\beta$   $_7$  Earn1 +  $\beta$   $_8$  Earn2+ $\Sigma$  Year+ $\Sigma$  Ind+ $\Sigma$ 

其中: Car 表示公司宣告现金股利分配预案窗口期的累计超额收益率。我们分别选择现金股利分配预案公告的前后 5 天和前后 10 天为事件窗口期; Audit 表示当期的审计报告结果,如果公司当年审计报告为标准审计报告取值为 0,否则为 1; Earn1 表示当期未预期

盈余水平,具体算法为"当期较上一期的每股收益变化的绝对值"; Earn2 表示当期未预期盈余方向,如果当期较上一期的每股收益变化为正则设值为1,否则为0。

媒体关注对现金股利支付市场反应的影响如表 5 所示。由表 5 可看出,Media 与 Car 呈正向显著关系,表明上市公司受到的媒体关注程度越高,现金股利公告所带来的股票异常收益越显著。我们认为,正是媒体关注对公司现金股利公告市场反应的放大作用促进了公司的现金股利支付。对于受到媒体高度关注的公司而言,其股利支付行为更容易引起投资者关注。高水平的现金股利支付会增强投资者的信心并导致股价上升。而低水平的现金股利支付一旦无法达到投资者的预期,则会导致股价下跌,损害公司市值。因此,媒体报道引起的投资者关注度增强可能给上市公司带来了更强大的市场压力,使其支付更多现金股利来满足投资者的心理需求,这一研究结果验证了"投资者认知观"的成立。

	Car1	Car2	Car1	Car2
	(Day=±5)	$(Day=\pm 10)$	(Day=±5)	$(Day=\pm 10)$
Media1 (t-1)	0. 034**		0.062*	
	(2.55)		(1.98)	
$Media2_{(t-1)}$		0. 040***		1. 102***
		(3. 24)		(3.52)
Year/Ind	Dummy	Dummy	Dummy	Dummy
$R^2$	0. 086	0. 051	0. 093	0. 092
0bs	10295	10295	10925	10925

表 5 媒体关注与现金股利支付的市场反应

(注: \*\*\*, \*\*, \*分别表示系数在 1%, 5%, 10%水平上显著)

#### (四)进一步分析:媒体报道倾向对现金股利支付的影响

媒体的新闻报道可能具有一定感情基调。正面新闻会增强投资者对公司的信心,而负面新闻则会损害公司声誉并打击投资者的积极性,因此与上市公司相关的正面新闻和负面新闻导致的股票面临的市场反应可能截然不同。基于此,本文进一步验证了媒体报道倾向对公司现金股利政策的影响。具体地,我们在模型(1)和(2)中加入媒体报道倾向的代理变量(Mediatone)重新进行检验。Mediatone 的具体算法为上市公司正面新闻报道与负面新闻报道数目之比,我们通过人工阅读判断新闻报道的倾向性,当标题中包含正面(负面)词汇时<sup>①</sup>,定义该报道为正面(负面)报道;当标题中既未出现正面词汇又未出现负面词汇时,则为中性报道。此外,Gentzkow和 Shapiro(2006)、Gurun和 Butler(2012)均指出,媒体对公司的正面报道倾向与从公司获得的广告收益显著正相关。因此本文还选用上市公司所处行业<sup>②</sup>的平均广告支出(Advertise)作为工具变量,运用 2SLS 法进行检验。Advertise为剔除样本公司本身后,公司所处行业的所有上市公司上年的营业费用平均值取对数后的值。最终得到结果如表 6<sup>3</sup>所示。

从表 6 的结果可看出,Mediatone 与 Advertise 均和 Div (Divratio) 呈正向显著关系,表明媒体对上市公司的的正面报道比例越高,越能促进公司支付现金股利。已有研究发现,媒体对上市公司的正面评论更易增加公众对上市公司的认可度并激发投资者情绪,引起市场

① "正面"词汇包括:改善、盈利、前景光明、优化、飞跃、宏图、创新、提升、良好、开创等带有正面感情色彩的词汇;"负面"词汇包括:违规、质疑、违法、非法、虚假、侵占、贪污、腐败、涉嫌、内幕交易、偷税、漏税、拘留、拘捕、推迟披露、资产流失、挪用资金、内幕交易等带有负面感情色彩的词汇。

② 本文按照中国证监会 2014 年颁布的"行业分类指引"中的行业大类代码对上市公司进行行业划分。

③ 由于篇幅的限制,本文仅在此报告基于国内八大权威财经报纸新闻数目得到的媒体关注变量(Media 与媒体报道倾向变量(Mediatone)与公司现金股利支付的回归结果。

上的过度交易行为(游家兴和吴静,2012)。因此,被媒体经常"表扬"的公司的现金股利公告可能会产生更强烈的市场反应。这些媒体的"宠儿"为了维护公司一贯的良好形象并满足市场预期,会向投资者支付更多现金股利,这一研究结果从侧面支持了"投资者认知观"。

	0	LS	2SLS		
			第一阶段	第二	阶段
	Div	Divratio	Mediatone (t-1)	Div	Divratio
Media (t-1)	0. 180**	0. 340***		0. 114*	0. 027***
	(2.19)	(3.11)		(1.96)	(3.91)
Mediatone (t-1)	0. 240**	0. 023**			
	(2.04)	(2.05)			
Advertise			0. 059**	0. 015***	0.012**
			(2.52)	(2.64)	(2.19)
R2/Presdo R2	0. 202	0. 424	0. 113	0. 182	0. 423
F/Chi (2)	1228. 63	1311. 27	22. 37	1221. 71	1324. 66
0bs	12095	12095	10893	10893	10893

表 6 媒体报道倾向与公司现金股利支付

(注: \*\*\*, \*\*, \*分别表示系数在 1%, 5%, 10%水平上显著)

#### (五) 稳健性检验

#### 1. 样本的处理一降低半强制性分红政策的干扰

魏志华和李茂良(2014)认为,半强制分红政策制定上市公司再融资必须达到的最低派 现水平可能引起"门槛"效应。为获得再融资资格,上市公司可能通过操纵现金股利政策来 达到半强制现金分红的最低标准。例如,在 2006 年和 2008 年证监会规定了上市公司再融资 必须达到的最低比例后,现金股利支付水平略高于"门槛"标准的上市公司数量大大增加, 而这些上市公司(以下称为"门槛"类派现公司)支付现金股利很可能仅仅只是为了符合再 融资的要求。因此,在样本中剔除这类公司会使本文研究更加具有说服力。证监会颁布半强 制分红政策的时间分别是在 2001 年、2004 年、2006 年和 2008 年。2001 年和 2004 年的政 策规定仅仅要求公司再融资必须分配现金股利,并没有明确规定现金股利支付水平最低标 准,本文参照魏志华和李茂良(2014)的做法,将2003-2005年公司每股现金分配数额小于 0.05 元或者现金股利支付率低于10%的上市公司视为"门槛"类派现公司。2006 年,证监 会的再融资标准规定上市公司最近三年以现金或股票方式累计分配的利润不得少于最近三 年实现的年均可分配利润的 20%。2008 年,该比例被提高为 30%。因此本文将 2006-2007 年 间的"门槛类"派现公司认定为近三年以现金或股票方式累计分配的利润占最近三年实现的 年均可分配利润的比为 20%-25%的上市公司,将 2008 年及其之后年份的"门槛类"派现公 司认定为近三年以现金或股票方式累计分配的利润占最近三年实现的年均可分配利润的比 为 30%-35%的上市公司。在剔除这些公司样本后,本文假设仍旧成立。

#### 2. 自然事件检验—以首次进入沪深 300 指数为例

为了进一步排除模型可能带来的内生性问题,我们以上市公司成为沪深 300 成分股作为影响媒体关注的自然事件来研究媒体报道对公司现金股利支付的影响。已有研究表明,被调入标准普尔指数的股票会受到更多来自媒体、分析师等信息中介的关注,从而导致其信息不对称程度降低,股票流动性增强,股价升高(Chen等,2004; Baran和 Dolly,2012)。而类似地,在中国股票市场上调入沪深 300 指数的成分股也更容易引起媒体和投资者的兴趣(孙艳梅和郭红玉,2013)。因此,我们认为在股票首次进入沪深 300 指数后,其上市公司受到的媒体关注程度会增强。我们选取了 2004 年 12 月至 2009 年 12 月间调入沪深 300 指数

的公司,并根据如下原则进行筛选: (1) 剔除金融类上市公司; (2) 剔除上市时间少于三年即被调入沪深 300 指数的上市公司; (3) 剔除重复进入指数的公司; (4) 剔除数据缺失的公司。最终,我们得到 180 个样本公司。表 10 显示的是沪深 300 成分股公司调入指数前 1 年(t=-1)和后 1 年(t=1)上市公司受到的媒体关注程度和其支付现金股利的倾向(水平)。我们可以看到,在公司首次调入沪深 300 指数后,其受到的媒体关注程度和股利支付水平均显著上升。

表 7 上市公司首次调入沪深 300 指数前后受到的媒体关注程度和股利支付倾向(水平)

Panel A:	上市公司首次调入沪深 300	指数前后受到的媒体关注程度

	调入指数前	调入指数后	变化百分比	T test(P)		
Media1	2. 77	3. 43	23. 80%	0. 033 <b>**</b>		
Media2	2. 44	3. 13	27. 92%	0. 018**		
	Panel B: 上市公司首次调入沪深 300 指数前后的股利支付倾向(水平)					
	调入指数前	调入指数后	变化百分比	T test(P)		
Div	0. 74	0. 75	2. 03%	0. 373		
Divra	0. 22	0. 25	16. 67%	0. 042**		

(注: \*\*\*, \*\*, \*分别表示系数在 1%, 5%, 10%水平上显著)

我们进一步通过多元回归分析来进行验证,结果如表 11 所示。其中,post-Add 为虚拟变量,如果是在上市公司首次调入沪深 300 指数的前三年则赋值为 0,如果是在上市公司首次调入沪深 300 指数的后三年则赋值为 1。此外,为了保证实验的外生性,我们还增加了以下几个控制变量:首先,考虑到公司当年的市场价值能显著影响其是否调入沪深 300 指数,我们加入了表示公司当年市场价值的控制变量(marketvalue);其次,Chen 等(2004)指出上市公司调入沪深 300 指数除了能导致信息中介的关注增多,还会引起跟踪指数基金调仓带来的股份增持,从而使得非信息因素导致的股票流动性增强。[29]为此我们加入了公司中基金机构投资者的持股比例(Institu)和公司在股票市场上的年平均换手率(Tradevolume)作为控制变量。其余控制变量均与模型(1)和(2)一致。结果表明,Post-Add 与 Div 和 Divra的回归系数均在 1%水平上显著为正,表明上市公司首次被调入沪深 300 指数后现金股利支付水平和倾向均显著提高。在控制了非信息因素导致的股票流动性改变对现金股利政策的影响后,我们分析是媒体等信息中介对成分股的关注度增强促进了上市公司现金股利政策的支付。

表 8 调入沪深 300 指数对现金股利支付的影响

	Div	Divra
Post-Add	0. 419***	0. 046***
	(3.50)	(5. 02)
Size	0. 274***	0. 027***
	(4. 85)	(7. 79)
Lev	-1. 475 <b>**</b> *	−0. 152 <b>**</b> *
	(-4. 70)	(-6. 21)
Roa	3. 992***	0. 579***
	(6. 90)	(13. 32)
Tobinq	-0.100**	-0. 0089
	(-2. 06)	(-1.47)
Shareholder	0. 012***	0. 001***
	(2.97)	(4. 11)

Charac	0.087	0. 006
	(0. 39)	(0.80)
Institu	0.067	0. 042
	(0.89)	(0. 48)
Tradevolume	0. 092	0. 018
	(1.14)	(0.96)
Marketvalue	0. 338*	0. 062**
	(1. 67)	(2. 13)
Year	Dummy	Dummy
Ind	Dummy	Dummy
$R^2$		0. 58
F/Chi2	180. 83	380. 75
0bs	1080	1080

(注: \*\*\*, \*\*, \*分别表示系数在 1%, 5%, 10%水平上显著)

## 五. 结语

为了深入探讨媒体关注的公司治理效应,本文实证检验了媒体关注对国内上市公司现金股利政策的影响。研究发现:媒体关注显著增强了国内上市公司现金股利宣告的市场反应,促进了公司的现金股利支付。并且相关正面报道越多,媒体关注对公司现金股利支付的促进作用越明显。本文的研究结论表明媒体关注在监督上市公司落实现金股利政策,保护中小股东权益方面起到了一定积极作用。

本文的研究启示在于:首先,与之前某些相关文献的研究结论一致,国内媒体报道对上市公司的治理功效更多通过影响投资者的关注程度和交易行为,放大股票市场上的收益波动来实现。因此对投资者而言,不应过于盲目关注市场炒作的热点话题并跟风进行股票交易,而应该学会从大量新闻中筛选真正有用的信息,理性进行投资;其次,媒体过多的正面评论可能给上市公司带来额外的市场压力。因此,媒体在进行新闻报道时也应该尽量处于客观公正、实事求是的立场,避免为追求"轰动效应"而夸大事实、刻意使用易于煽动投资者情绪的文字。唯有进一步规范媒体行为,杜绝媒体的权力滥用,才能进一步实现其与资本市场之间的良性互动,深入发挥其公司治理效应。

## 参考文献:

李常青, 魏志华, 吴世农. 2010. 半强制分红政策的市场反应研究[J]. 经济研究(3):144-155.

李春涛, 宋敏, 2010, 中国制造企业的创新活动: 所有制和CEO激励的作用[I], 经济研究(5): 55-67,

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

罗进辉. 2012. 媒体报道的公司治理作用—双重代理成本视角[J]金融研究(10):153-166.

饶育蕾, 叠峰, 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数据[J]. 系统工程理论与实践(2):287-297.

孙艳梅,郭红玉. 2013. 不确定性、公司治理与沪深300股指数成分调整:基于上市公司现金持有行为的研究[J]. 浙江社会科学(7):39-49.

魏志华,李茂良,李常青. 2014. 半强制分红政策与中国上市公司分红行为[J]. 经济研究(6):100-114.

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(10):125-140.

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

游家兴, 吴静. 2012. 沉默的螺旋: 媒体情绪与资产误定价[J]. 经济研究(7):141-152.

- 于忠泊, 田高良, 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[J]. 会计研究(9):40-51.
- 张纯, 吕伟. 2009. 信息环境, 融资约束与现金股利[J]. 金融研究(7):81-94.
- 张建勇, 葛少静, 赵经纬, 2014. 媒体报道与投资效率[J]. 会计研究(10).
- 张雅慧, 万迪昉, 付雷鸣. 2011. 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 (8):143-156.
- Aggarwal R., Cao J., Chen F. 2012. Information environment, Dividend Changes, and Signaling: Evidence from IDR firms[J]. *Contemporary Accounting Research*, 29(2):403-431.
- Almeida H., Campello M., Weisbach M. 2004. The cash flow sensitivity of cash[J] *Journal of Finance*, 4(8):1777-1804.
- Barber B.M., Odean T. 2008. All the glitters: the effect of attention and news on the buying behavior of individual and institutional investors[J]. *Review of financial studies*, 21(2):785-818.
- Baran, L., Dolly, K.. 2012. Cost of Equity and S&P 500 Index Revisions[J]. *Financial management*, 8:457-481.
- Bond S., Meghir, C. Dynamic. 1994. Investment models and the firm's financial policy[J]. *Review of economic studies*, 61:197-222.
- Bushee B. J., J. E. Core, W. Guay, S. J. W. Hamm. 2010. The Role of the Business Press as an Information Intermediary[J]. *Journal of Accounting Research*, 48(1):1-19.
- Chen H.H., Noronha G., Signal V. 2004. The price response to S&P 500 Index Additions and Deletions: Evidence of Asymmetry and a New Explanation[J]. *Journal of Finance*, 4:1901-1929.
- Dyck, A. N. Volchkova, L. Zingales. 2008. The corporate governance role of the media: Evidence from Russia[J]. *Journal of Finance*, 63(3):1093-1135.
- Fishman, R., Svensson J. 2007. Are corruption and taxation really harmful to growth? Firm level evidence [J] *Journal of Development Economics*, 83 (1):63-75.
- Gentzkow M., J. M. Shapiro. 2006. Media bias and reputation[J]. *Journal of Political Economy*, 14(2):132-158
- Greenwald B., Stiglitz J., Weiss, A. 1984. Information Imperfections and Macroeconomic Fluctuations [J]. *American Economic Review*, 74:194-199.
- Groseclose T., J. Milyo. 2005. A measure of media bias[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 120(4):211-236.
- Joe. J. L. Henock, D. Robinson. 2009. Managers' and Investors' Responses to Media Exposure of Board Ineffectiveness. [J] *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(3):579-605.
- Miller G. S. 2006. The press as a watchdog for Accounting Fraud[J]. *Journal of Accounting Research*, 44(5):1001-1033.
- Mullainathan S., A. Shleifer. 2005. The market for news [J]. American Economic Review, 95 (4).

.

# Can Media Attention affect Firms' Cash Dividend Payout?

**Abstract**: By making use of the empirical data of A-share firms listed on the main board of Shanghai and Shenzhen Stock Exchange from 2003 to 2012, this paper studies the influence of the media attention on the firm's cash dividend payout. The results show that the media can significantly stimulate the Chinese listed firms to pay cash dividends, especially when the media reports are with positive slant. This is mainly because the media effectively improves the investor awareness and promotes the trading behavior on the capital market, thus enhancing the market reaction of the cash dividend announcement. These evidence suggest that the media may play a role in protecting minority shareholders' interests.

Key Words: media attention; cash dividend; market reaction; media report slant