媒体关注与企业社会责任信息披露关系研究

陶莹 董大勇

(西南交通大学经济管理学院,四川成都610031)

摘要:本文以利益相关者理论为理论基础,从多个方面实证分析了媒体关注对企业社会责任信息披露的影响及其影响路径与作用机制。研究发现:政策导向报道、非负面报道对企业社会责任信息披露具有显著的积极影响;但当前我国市场导向报道、负面报道对企业社会责任信息披露却产生了显著的不利影响。此外,本文进一步根据印象管理理论,验证了声誉在媒体关注对企业社会责任信息披露的影响中起着一定的中介作用。

关键词:利益相关者;媒体关注;声誉机制;企业社会责任信息披露

Abstract: Based on the stakeholder theory, this paper empirically analyzes the impact of media exposure on the corporate social responsibility information disclosure and its corresponding impact path and mechanism from multiple aspects. The results suggest that the policy-oriented reports and non-negative reports have a significant positive effect on the corporate social responsibility information disclosure, whereas China's market-oriented reports and negative reports have a significant negative effect. In accordance of the impression management theory, this paper further verifies that reputation has a definite mediating function of the impact of media exposure on the corporate social responsibility information disclosure.

Keywords: stakeholder, media exposure, reputation mechanism, corporate social responsibility information disclosure

作者简介:陶莹,女,西南交通大学经济管理学院副教授,研究方向:企业社会责任、信息披露。董大勇,管理学博士,西南交通大学经济管理学院副教授,研究方向:金融统计、资本市场与公司金融。

中图分类号:F234.4 文献标识码:A

引言

社会责任信息披露是企业承担社会责任的反映,有 利于社会公众了解企业社会责任的履行情况,已成为国 内外资本市场与财务会计学领域的研究热点。

通常,信息披露受外部与内部两种制度制约。外部制度是国家与相关机构对公司信息披露的各种规定,内部制度是公司治理对信息披露的各种制度要求(田昆儒,2001)^[21]。

其中,内部公司治理与公司特征对企业社会责任信息披露的影响已得到多数学者的认可。关于外部环境,目前人们主要从法律制度环境角度进行探讨,但由于文化、历史等的差异,新兴与转型经济体国家还无法完整地移植发达国家成熟的经济法律制度,且转型国家普遍存在执法效率低下、信息披露不充分等缺陷,正式经济

法律制度的完善需要一个过程,法律外制度已经成为其替代(钱颖一,1995; Pistor & Xu,2005)^{[19][13]}。Dyck & Zingales(2004)等认为,法律外制度主要包括产品市场竞争、媒体关注、道德规范的约束、文化等方面^[3]。

作为一种重要的法律制度的替代机制,媒体对企业多方面行为的影响近年来也引起了学术界的关注,特别是媒体的公司治理作用获得了广泛的重视与认可。而公司治理与社会责任二者关系密切,事实上,公司治理根源是责任,即一种受托责任,与社会责任具有相同的"责任"理论内核(高汉祥、郑济孝,2010)^[16]。现有文献大多指出,企业应将社会责任作为公司治理的新内容,要求在公司治理中加入承担社会责任的制度安排与机构设置(如韵江、高良谋,2005等)^[26],促使企业重视社会责任治理,承担社会责任,披露社会责任信息。肖作平、杨娇(2011)也实证发现,公司治理水平越高,企业

承担的社会责任就越多^[24]。所以,媒体也可能影响企业 的社会责任履行及其信息披露。

本文借鉴目前国内外关于媒体对公司治理作用的研究方法与结论,拟以利益相关者理论为理论基础,结合合法性理论与外部压力理论,探讨媒体关注与我国企业社会责任信息披露的关系,并进一步尝试运用印象管理理论,从声誉角度分析媒体关注对我国企业社会责任信息披露的影响路径与作用机制。

本文可能的贡献首先在于拓展了企业社会责任信息披露影响因素的研究视角。现有文献少有法律外制度环境的研究,其中关于媒体影响因素的研究,国外不多,国内几乎没有,仅见陶文杰、金占明(2012),将媒体关注度作为中介变量,研究了社会责任信息披露与财务绩效的关系,验证了媒体关注度在二者交互关系中存在中介效应^[20]。其次,本文提出并验证了媒体关注通过声誉机制作用于企业,促使其提高社会责任信息披露水平。

理论基础与研究假设

由于公司是由利益相关者基于社会契约关系组成的 共同体,必须向利益相关者承担社会责任。不同的利益 相关者对企业有着不同的社会责任需求,需要不同的企 业社会责任信息。对社会责任信息披露可表明公司遵守 了利益相关者共同体的规范和期望。

根据合法性理论,合法性是指组织的存在与运行要符合某种秩序,这种秩序可以是法律规则,也可以是共同体所沿袭的范例与规范。利益相关者在权利意识越来越强的情况下,能够通过政府、媒体、环保协会、工会、消协等多种渠道,采用法律法规的制订、伦理道道的规范、社会舆论的监督等多种方式,促使企业承担社会责任信息披露已成为企业改变公众对组织合法感知性,建立良好公共关系,改善企业形象的有效战略手段,是企业取得合法性的工具。为了满足利益相关者的信息需求,并获得正当的经营理由,在合法性驱动下,企业倾向于主动披露更多的社会责任信息(Suttiiee & Phapruke, 2009)^[15]。而媒体的关注,既是企业取得合法性的途径,又是企业合法性危机的来源,媒体的正面报道,将会给企业带来积极影响,提高企业声誉,而

媒体的负面报道将会使企业在事件中倍受关注,声誉受损,产生合法性危机与负面影响,从而迫使企业基于合法性与声誉,积极应对,披露相关社会责任信息。有研究表明,当面对环境污染,媒体曝光,法律诉讼时,企业倾向于披露更多的社会责任相关信息(Gray & Vint, 1995)^[7]。

此外,压力理论认为,企业进行社会责任信息披露 是受其外部利益相关者的压力带来的结果。外部压力 可分为两类:一是政府施加的压力,二是社会公众施 加的压力。一般说,前者是通过颁布一系列法规制度实 现的,是一种直接的压力,而后者是通过舆论或市场 行为来实现的(王建明, 2008)[22]。由于公众的舆论会影 响政府政策、法规与制度的制订,还会逐渐形成制约企 业行为的社会规范、惯例、道德准则等,即非正式的制 度。因此,外部压力最终通过法律制度与公众舆论等法 律外制度体现出来。作为重要的舆论导向工具,媒体 和政府及活动家一起被称为是迫使企业对其经营活动 的社会影响或其后果负责的重要驱动力或其压力来源 (Porter&Kramer, 2006)[14]。媒体报道越多,外部压力就 越大,由于社会责任信息披露是对即将发生的增加披露 的合规性压力的提早反应,也是对可能的政府干预或外 部利益集团的反应(Parker, 1986)[12], 因此, 媒体关注将 促使企业披露社会责任信息,并且媒体关注度对企业社 会责任信息披露水平有显著的影响(Brammer & Pavelin, 2004)[1]

根据以上分析,本文提出如下研究假设:

H1:媒体关注与企业社会责任信息披露正相关。

由于企业高管与其他利益相关者之间存在信息不对称,媒体的报道,能把企业的不对称信息传输给利益相关者与行政部门,从而引起他们的关注。其中,媒体的负面报道,可能会引起行政介入与法律诉讼,惩治和判决公司及其相关高管责任人,对于国企而言,影响受于行政组织的国企高管的政治前途,对于民企而言,由于民企的存在与发展往往依赖于政府的支持,媒体曝光引起的行政介入不利于民企与政府关系的发展(李培功、沈艺峰,2010)^[14]。因此,由于行政机制与法律机制的存在,媒体曝光能促使企业改正做法,履行其相关社会责任,披露较多的社会责任信息,以避免行政处罚,或

高额的诉讼费用、牢狱之灾。同时,媒体的关注还将影响公司董事的社会声誉和公众形象(Dyck & Zingales, 2002a)^[4],考虑到未来就业与薪酬,公司董事(经理人)往往很重视自身的声誉(Fama, 1980; Fama & Jensen, 1983)^{[5][6]},一旦公司出现丑闻,由于媒体的大量曝光,必然会对经理人造成负面的影响,此时,公司声誉直接与经理人声誉挂钩,负面报道会损害经理人的声誉,以至于影响其后期的跳槽。因而,公司董事(经理人)迫于维持好的董事(经理人)声誉而对媒体相关报道进行积极回应与信息披露(Dyck & Zingales, 2004)^[3],以规避不必要的风险。

那么,媒体关注对企业社会责任信息披露的影响是 通过什么机制?行政介入?法律诉讼?还是声誉机制产 生作用的呢?

根据印象管理理论,企业的印象管理行为是指有意或无意地试图控制企业主要受众的印象的企业形为,作为自愿性披露的社会责任信息,以语言陈述为主,且披露的内容与格式没有严格的规定,这就为企业的印象管理提供了较大操纵空间。因此,社会责任信息披露很大程度上是一种自我赞美行为(Deegan & Rankin,1996;Hackston & Milne,1996)^{[2][8]}。李新娥、彭华岗(2010)的研究也表明,企业社会责任信息披露对企业声誉有显著影响,披露社会责任信息已成为企业树立形象的重要手段^[18],好的社会声誉要求企业很好地承担社会责任并披露其相关信息。

因此,本文提出如下研究假设:

H2:声誉在媒体关注对社会责任信息披露的正向影响中起着中介作用。

研究设计

一、样本和数据的选取

中国社科院2011年《中国企业社会责任报告》(简称蓝皮书)课题组调研了中国境内的国企、民企、外企的百强企业。结果显示,按百分制考评,被评企业社会责任平均得分19.7分,企业社会责任整体水平较低,社会责任信息披露十分缺乏。而企业积极承担社会责任并披露其信息是当前经济与社会可持续发展的迫切要求与趋势。社会责任信息过去属自愿性信息,但从2008年开

始,"深圳100指数"上市公司、"上证公司治理板块"上市公司必须披露社会责任报告,这些公司社会责任信息就属强制披露信息,与自愿披露的公司相比,其披露数据相对全面些,同时,这些公司普遍盈利能力强、公司治理比较规范,各方的关注度高,面临更多的社会责任期望,因此,本文选取2008年至2012年共五年的深圳证券交易所"深圳100指数"、上海证券交易所"上证公司治理板块"的上市公司作为代表性原始样本,剔除金融类和数据不全的上市公司,最终得到1610个观测样本量。鉴于此,本文企业社会责任信息披露研究的是披露程度与水平,而不是是否披露。

本文社会责任信息披露的数据来自巨潮资讯网站上公布的样本公司的社会责任报告、公司年报和公司公告等,数据的录入以手工完成,并经仔细核对以确保数据的准确性。

本文媒体关注数据取自中国知网(CNKI)中的"中国重要报纸全文数据库"与百度搜索,通过手工收集录入数据。本文借鉴李培功、沈艺峰(2010)^[17]关于媒体的公司治理作用实证研究中对媒体的选择,只选择报纸媒体,而没选择电视、广播、网站、杂志媒体的原因如下:(1)电视、广播的报道不易保存,难于查找。(2)虽然目前网络的普及率提高很快,影响很大,但其公信力不如报纸,且许多网络信息都来自于报纸。(3)虽然杂志报道更有深度,但整体而言,信息覆盖面较窄,而且缺乏时效性。

本文控制变量数据来自深圳国泰安数据库 (CSMAR)。

本文高管的声誉数据来自公司年报及百度搜索。

- 二、变量设计与定义
- 1. 社会责任信息披露指数

本文以社会责任信息披露指数来反映企业社会责任信息披露的行为与水平,并通过运用目前普遍采用的属 广义内容分析法的指数法构建企业社会责任信息指数。

根据英国学者约翰·埃尔金顿(John Elkington)于1997年提出的三重底线概念,企业社会责任可以分为经济责任、环境责任和社会责任^[9]。三重底线模型得到了人们的广泛认同。此外,由于全球报告倡议组织(GRI)2006年发布的《可持续发展报告指南》,以及我国国资委、上交所、中国工业经济联合会等11家工业协会关于企业社

会责任的倡导文件多以经济、社会、环境"三重底线"为内容框架,因此本文以经济责任、环境责任和社会责任作为社会责任信息披露的三大内容,构建社会责任信息披露指数。具体采用赋值法:没披露,0分;简单披露,+1分;定量披露,+1分;能够与前一年度比较,+1分;能够与国家标准、行业标准或竞争对手比较,+1分;披露了负面信息,+1分,满分为155分。

2. 媒体关注

(1)媒体报道总量,以中国知网(CNKI)中的"中国重要报纸全文数据库"中收录的2008年至2012年五年间关于样本公司的报道篇数计量。(2)政策导向报报道量,选取《中国证券报》、《证券日报》、《证券时报》、《上海证券报》这四大证监会指定的上市公司信息披露的专门报纸的报道篇数来计量。(3)市场导向报报道量,选取《中国经营报》、《经济观察报》、《21世纪经济报道》、《第一财经日报》这四大市场影响力大、受众履盖面广的财经报纸作为市场导向报,从媒体报道总量中筛选出这四大报纸的报道篇数来计量。(4)负面报道量,以上述八大报纸中筛选出的负面报道篇数计量。(5)非负面报道量,以上述八大报纸

3. 控制变量

根据以往关于社会责任信息披露实证研究的文献,本 文以公司规模、盈利能力、财务杠杆、第一大股东持股比 例、第一大股东性质以及行业分类等指标作为控制变量。

4. 高管声誉

国内外的学者对于声誉指标的度量有多种看法,主要以担任职位的数量、教育水平等指标来反映。由于Orlitzky & Swanson(2002)^[10]、Orlitzky & Schmidt(2003)^[11]等的研究表明,企业的社会责任水平与企业决策者的道德水平与价值观念密切相关,真正的社会责任是企业领导者的道德自觉与价值观念的反映,因此,本文用高管道德自觉性来代表其声誉,具体用其董事长(经理或CEO)以及企业在2008年至2012年五年中所获得的各类奖项,如,社会责任综合奖、经济绩效奖、环境绩效奖、社会绩效奖等有关奖项的奖项数表示。

本文研究变量定义见表1。

三、模型构建

本文研究框架如图1所示。

本研究构建以下多元回归模型,运用SPSS19.0统计软件检验本文的假设H1。

 $CSRDI = \alpha + \beta_1 MEQ + \beta_2 MENz + \beta_3 MENs + \beta_4 MECf + \beta_5 MECr + \beta_6 SIZE + \beta_7 ROE + \beta_8 LEV + \beta_9 TOP1 + \beta_{10} QTOP1 + \beta_{11} IND + \varepsilon$

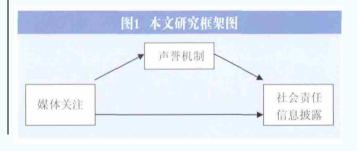
本研究构建如图2所示的中介效应检验模型图,运用 SPSS19.0与 AMOS8.0统计软件检验本文的假设H2。

实证检验结果与分析

一、变量描述性统计

由表2可知,CSRD、CSRDI最大值与最小值相差很大,显示我国企业社会责任信息披露水平参差不齐。媒体报道总量最大值与最小值差距非常大,这可能由于观测期企业实际社会责任行为及其社会影响力不同而引起的媒体关注不同。其次,政策导向报报道量均值接近9,但市场导向报报道量均值却仅为1.5,可能的原因是,政策导向报对上市公司报道内容的范围比市场导向报更

表1 本文的变量定义								
变量类型	变量名称	变量 符号	变量定义					
因变量	企业社会责任信息披 露指数	CSRDI	用赋值法将经济责任、环境责任、社会责任三方面信息披露赋分;其汇总总分就是该企业社会责任信息披露的得分CSRD,CSRDI=CSRD/155					
	媒体报道总量	MEQ	所选报纸媒体范围内的报道总篇数					
	政策导向报报道量	MENz	四大政策报的报道篇数					
自变	市场导向报报道量	MENs	四大市场报的报道篇数					
量	负面报道量	MECf	四大政策报与四大市场报的负面报道 篇数					
	非负面报道量	MECr	四大政策报与四大市场报的正面与中性报道篇数					
中介变量	高管道德自觉性	MOR	高管及其企业所获得的有关社会责任 方面的奖项数					
	公司规模	SIZE	总资产的自然对数					
	盈利能力	ROE	净资产收益率=净利润/所有者权益					
控制	财务杠杆	LEV	资产负债率=总负债/总资产					
变量	第一大股东持股比例	TOP1	第一大股东持股数/公司总股数					
	第一大股东性质	QTOP1	国有及国有控股,取值为1,否则为0					
	行业分类	IND	属重污染行业时,取值为1,否则为0					



广,报道篇数更多,而市场导向报关注的企业除了上市公司还有非上市公司,涉及上市公司的报道就少了。此外,值得注意的是负面报道与非负面报道均值差距也很大,这可能涉及到媒体的新闻自由度、多方利益集团的阻力等因素,有待进一步研究。

二、变量相关性分析

从表3可知,媒体报道总量与政策导向报、市场导向报报道量,以及非负面报道量高度相关(其相关系数分别为0.829、0.606、0.915)。所以,为避免多重共线性问题,本文修正前文整体估计模型,将媒体报道总量与不同类型报纸报道量,以及不同报道内容报道量分别放入不同回归模型中,建立如下三个模型:

 $CSRDI_{1} = \alpha + \beta_{1}MEQ + \beta_{2}SIZE + \beta_{3}ROE + \beta_{4}LEV + \beta_{5}TOP1 + \beta_{6}QTOP1 + \beta_{7}IND + \varepsilon$ (1)

 $CSRDI_2 = \alpha + \beta_1 MENz + \beta_2 MENs + \beta_3 SIZE + \beta_4 ROE + \beta_5 LEV + \beta_6 TOP1 + \beta_7 QTOP1 + \beta_8 IND + \varepsilon$ (2)

 $CSRDI_3 = \alpha + \beta_1 MECf + \beta_2 MECr + \beta_3 SIZE + \beta_4 ROE + \beta_5 LEV$

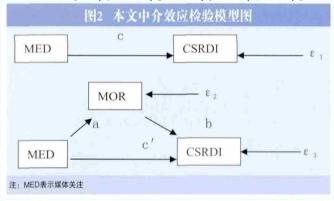


表2 变量的描述性统计							
	N	最小值	最大值	均值	标准差		
CSRD	1610	3	75	18.252	9.356		
CSRDI	1610	0.02	0.48	0.118	0.060		
MEQ	1610	0	2109	28.246	89.228		
MENz	1610	0	154	8.937	12.009		
MENs	1610	0	72	1.555	4.049		
MECf	1610	0	155	1.158	4.487		
MECr	1610	0	712	20.291	49.885		
MOR	1610	0	86	3.258	6.911		
SIZE	1610	19.750	28.673	23.059	1.383		
ROE	1610	-3.778	0.750	0.103	0.146		
LEV	1610	0.040	0.970	0.524	0.178		
TOP1	1610	3.620	86.420	40.240	16.100		
QTOP1	1610	0	1	0.362	0.481		
IND	1610	0	1	0.412	0.492		

 $+\beta_6$ TOP1+ β_7 QTOP1+ β_8 IND+ ε

三、回归模型检验结果与分析

从表4可以看出,在5%与1%水平上,政策导向报报道、非负面报道与企业社会责任信息披露显著正相关,验证了假设H1;但在10%与5%水平上,市场导向报报道、负面报道与企业社会责任信息披露却显著负相关,与本文假设H1不一致,可能的原因是:市场导向报对上市公司的报道量相对较少,且其报道注重揭露问题,更加深入;并且,由于我国特殊的体制及多方利益集团对媒体监督的阻挠,导致负面信息披露不全面,从而数据回归结果与预期不一致;此外,即使媒体揭露了公司丑闻,但从媒体揭露问题,到政府的介入、社会各界的响应,以及企业迫于压力的纠错与改进,直至其相关信息的披露,其间需要一定时间博弈,这也在一定程度上影响了市场导向报报道与负面报道对社会责任信息披露的作用。

(3)

表4还显示,媒体报道总量与社会责任信息披露负相关,但不显著,可能因为这里的媒体报道总量包括了负面报道与非负面报道,二者对社会责任信息披露分别产生负向与正向影响,则其作用相互抵消,综合影响就变得不显著了。

四、回归模型稳健性检验

从表4可知,将所有自变量放在一个模型(其所有变量的VIF值均小于10,不存在多重共线性)与自变量分别放在三个模型进行检验,其回归系数的符号不变;此外,本文进一步将样本拆分为深交所上市公司与上交所上市公司两个子样本,分别对上述三个模型进行回归,结果多数变量系数的符号、显著性水平没有多大变化(限于篇幅未列出,结果备索)。因此,上述媒体关注与企业社会责任信息披露关系的回归模型与结论比较稳健。

五、中介变量检验模型检验结果与分析

本文运用中介效应的传统检验方法——依次检验法,借助SPSS19.0对模型图2中对应的回归方程进行检验,结果其回归系数没能通过显著性检验。但由于依次检验法对于较弱中介效应检验不理想,因此,本文进一步根据中介效应检验模型,运用AMOS8.0统计软件,得出的媒体关注、高管道德自觉性与社会责任信息披露的最优路径分析结果如图3所示。

1. 模型参数估计

	表3 变量Spearman相关性系数												
Correlations	CSRDI/155	MEQ	MENz	MENs	MECf	MECr	MOR	SIZE	ROE	LEV	TOP1	QTOP1	IND
CSRDI/155	1.000	0.108**	0.102**	0.054**	-0.098	0.255**	0.121	0.027**	0.004	-0.037	0.068.150**	0.167**	0.087**
MEQ		1.000	0.829**	0.606**	0.373**	0.915**	0.188	0.314**	0.178**	0.031*	0.038**	0.088**	0.021
MENz			1.000	0.594**	0.448**	0.840**	0.168	0.257**	0.164**	0.016	-0.012	0.104**	0.007
MENs				1.000	0.429**	0.576**	0.117	0.178**	0.085**	-0.020	0.023	0.085**	-0.063*
MECf					1.000	0.251**	0.079	0.096**	-0.060	0.003	-0.012	0.019**	0.007
MECr						1.000	0.199	0.262**	0.179**	0.000*	0.033**	0.129*	0.023
MOR							1.000	0.166	0.088	0.025	0.009	-0.031	-0.003
SIZE								1.000	0.101**	0.429**	0.265**	0.038**	0.047**
ROE									1.000	-0.069	0.018	0.055**	-0.045
LEV										1.000	0.015	0.028	-0.010
TOP1											1.000	0.159**	0.126**
QTOP1												1.000	0.080**
IND													1.000

模型参数估计见表5所示。

从表5可看出,所有参数的C.R.(即T检验值)的绝对值均大于2,P值均小于0.05,表示模型中所有参数的估计值都具有较高的显著性水平,媒体报道总量对高管道德自觉性、高管道德自觉性对社会责任信息披露具有显著的正向影响,而负面报道量对社会责任信息披露则有显著负向影响。

2. 模型结果分析

本模型各变量之间的直接效果与间接效果计算结果

表4 变量的回归结果							
变量	预测符号	模型(1)	模型(2)	模型(3)	整体模型		
MEQ	+	-0.001 (0.956)			-0.157 (0.001)		
MENz	+		0.106 (0.007)		0.111 (0.008)		
MENs	+		-0.073 (0.056)		-0.054 (0.167)		
MECf	+			-0.074 (0.002)	-0.018 (0.625)		
MECr	+			0.161 (0.000)	0.230 (0.000)		
SIZE	+	0.146 (0.000)	0.127 (0.000)	0.105 (0.000)	0.089 (0.003)		
ROE	+	-0.009 (0.714)	-0.014 (0.585)	-0.013 (0.592)	0.065 (0.008)		
LEV	-	-0.081 (0.003)	-0.079 (0.004)	-0.062 (0.024)	-0.057 (0.035)		
TOP1	+	0.031 (0.240)	0.037 (0.157)	0.027 (0.300)	0.033 (0.200)		
QTOP1	+	0.095 (0.000)	0.090 (0.000)	0.080 (0.001)	0.074 (0.003)		
IND	+	0.061 (0.014)	0.007 (0.015)	0.062 (0.011)	0.065 (0.008)		
N		1610	1610	1610	1610		
Adj .R ²		0.034	0.038	0.061	0.071		
F值		9.182	8.990	14.153	12.153		

分别如表6、表7所示。

从表6可看出,媒体报道总量对高管道德自觉性、高管道德自觉性对社会责任信息披露、负面报道量对社会责任信息披露的直接影响系数分别为0.011、0.190、-0.159。

从表7可看出,媒体报道总量透过高管道德自觉性对社会责任信息披露的间接影响系数为0.002。由于直接效果(0.000)小于间接效果(0.002),可见引入中介变量后,媒体报道总量对企业社会责任信息披露由原本没有影响





变得有影响了,这说明,高管道德自觉性在媒体关注对企业社会责任信息披露影响中产生了中介效应,媒体关注对企业社会责任信息披露的影响可通过高管的声誉产生积极作用,从而验证了假设H2。

此外,由于直接效果与间接效果的数值比较接近,表明在媒体关注对企业社会责任信息披露影响中,高管道德自觉性发挥的中介促进作用有限,可能的原因是,目前我国正处于经济转型时期,国有股权在公司所有权结构中占有庞大比重,且经理人市场还不成熟,这些都导致我国企业特别是国有企业高管的任命、薪酬主要是通过行政手段而不是市场方式确定,国企高管一般不会因为经营不善而被降低行政级别和待遇,基本没有失业压力与待遇风险,因此,声誉机制对国企高管施加的威胁就有限。很可能还存在其他的中介变量有待进一步探索,即媒体关注对企业社会责任信息披露影响的作用机制除了声誉外,还有其他的作用机制。

研究结论及启示

本文从多个方面分析了媒体关注对企业社会责任信息披露的影响及其影响路径与作用机制,研究发现:(1)政策导向报报道、非负面报道对企业社会责任信息披露

表6 Direct Effects(Group number 1 - Default model)								
	媒体报道总量	负面报道量	高管道德自觉性					
高管道德自觉性	.011	.000	.000					
CSRDI	.000	- 159	.190					

表7 Indirect Effects(Group number 1 - Default model)								
	媒体报道总量	负面报道量	高管道德自觉性					
高管道德自觉性	.000	.000	.000					
CSRDI	.002	.000	.000					

具有显著的积极影响。(2)可能由于目前我国特殊的体制和制度背景,市场导向报报道、负面报道对企业社会责任信息披露则具有显著的不利影响。(3)媒体关注对企业社会责任信息披露的影响可通过中介变量产生,它在一定程度上通过声誉机制作用于企业高管,使其决策披露企业社会责任信息。

研究表明,媒体报道越多,企业越受到公众的关注,在这种情况下,企业的"言行举止"必然会小心翼翼,更乐意去"乐善好施"而不是"为富不仁",承担更多的社会责任,披露更多的社会责任信息,以期在相关利益者眼中提高公司董事(经理)高管声誉,塑造更好的企业形象,促进高管自身与企业的长远发展。

媒体既是公司信息的公开者,也可是公司丑闻的揭露者,还可是资本市场变革的倡议者(张烨,2009)^[27],在我国的资本市场上,媒体已经发挥了一定的监督功能(杨德明、令缓缓,2011)^[25]。目前,企业的社会责任行为已引起媒体的高度关注,甚至率先披露企业的社会责任丑闻,如2011年哈药集团的污染门事件。但是,当前我国正处于经济转型期,媒体监督作用的发挥仍受到一定阻力,近年来,记者被打、被害事件时有发生,说明媒体报道的自由度在一定程度上受到某些势力的威胁。因此,国家急需制订相应的保护措施来维护媒体行业的自由度,必须提供负面报道平台。随着媒体对企业行为外部监督作用与参与企业社会责任治理作用的增强,媒体的关注将会进一步促使企业提高社会责任信息披露的水平。

[基金项目: 国家自然科学基金项目"有限理性下的自媒体证券信息传播:资源价值与负面效应"(批准号:71271174);四川省软科学研究计划项目"金融、统计中大规模半定规划问题的算法及软件设计"(批准号:2012ZR0154)]

参考文献:

[1]Brammer. S, Pavelin. S. Voluntary Social Disclosures by Large UK Companies[J]. Business Ethics: A European Review , 2004 , 13:86-99.

[2]Deegan, C., M.Rankin. Do Australian Companies Report Environmental Performance Objective? Analysis of Environmental Disclosures by Firms Prosecuted Successfully by the Environmental Protection Authority Accounting [J]. Auditing and Accountability Journal, 1996, 92: 50-67.

[3]Dyck,Alexander and Luigi, Zingales. Private Benefits of Control: An International Comparison[J].The Journal of Finance, 2004, VOL LIX NO.2: 537-600.

[4] Dyck, Alexander and Luigi Zingales. The Corporate Governance

Role of the Media[D].NBER Working Paper , 2002a.

[5]Fama, Eugene. Agency Problems and the Theory of the Firm[J]. Journal of Political Economy, 1980, 88:288-307.

[6]Fama, Eugene and Jense, Michael. Separation of Ownership and Control[J]. Journal of Law and Economics, 1983, 26:301-325.

[7]Gray, S. J., & Vint, H. M. . The impact of culture on accounting disclosures: Some international evidence[J]. Asia - Pacific Journal of Accounting , 1995 , 12: 33-43.

[8]Hackston, D. and Milne , M.J.. Some Determinants of Social and Environmental Disclosures in New Zealand Companies [J]. Accounting, Auditing and Accountability Journal , 1996 , 9(1) , 77 - 108.

(下转第33页)

券的产权对于金融衍生品市场具有非常重要的意义,在 发展过程中,我们要珍惜和保护本土指数信息的产权, 对市场信息数据使用要严格授权、加强管理,防范境外 市场无序甚至恶意地上市我国金融衍生产品。

[本文感谢中国博士后科学基金第六批特别资助基金(2013T60001)和第51批中国博士后科学基金面上基金(2012M510222)的资助。本文内容系作者个人见解,不代表所在单位观点]

注释

- 1. 衍生产品交叉上市可以细分为金融衍生产品境内不同交易所交叉上市和衍生产品跨境交叉上市。本文分析对象为后者,即金融衍生品的跨境交叉上市。
- 2. 金融衍生品的非专属性,是指以有价证券为标的物,大多数采取现金交割,而不涉及具体的实物交割,因而在上市交易与结算方面具有开放、自由和跨地域的特点。
- 3. 从规模经济角度考虑,交易所的交易系统和结算系统的成本 开支中绝大部分为固定成本,交易处理的平均成本将随交易金额的 增加而不断降低。从网络外部性考虑,现代交易所特别是电子交易 系统类似于通讯网络,连接到这个网络的价值取决于已经连接到该 网络的其他人的数量。
- 4. 最初,MOSA可供交易的产品包括欧洲美元期货、欧洲日元 伦敦同业拆借利率期货、日元/美元计价日经225指数期货和日本政 府公债。上市当年,在MOSA上交易的欧洲美元期货合约几乎占领 了当时全部市场份额,成为最具流动性和最为活跃的产品。
- 5. 为了解决国际收支问题,应对经济全球化的挑战,自1991年 印度拉奥政府开始进行了一揽子经济改革,金融自由化政策和资本 市场对外开放是其中重要的一环。1995年,印度加入世贸组织,印

度金融市场自由化、市场化和开放程度进一步提高。如境外机构投资者(FII)成为证券市场主要的机构投资者;鼓励外资股权进行期货交易所的公司制改造;不严格限制国外投资者的会员资格,使其能够在合法的环境下从事期货交易;监管部门对国家级交易所上市新品种没有限制;解禁衍生品交易,推出清晰完整的监管框架和衍生品大纲,上市了一系列完整的可交易的衍生品合约。

- 6. 伦敦国际金融期货交易所交叉上市品种非常多,范围也较广,相继推出了包括以MSCI印度、加拿大、美国、日本、墨西哥、巴西、香港、亚洲新兴市场、拉丁美洲市场、欧洲股票指数为标的的一系列股指期货。但除了欧洲所有国家指数、亚洲指数、太平洋除日本指数、TOPIX指数期货有交易外,其他大部分交易品种交易量都非常小。
- 7. 新加坡证券交易所价格发现的主体地位被诸多经济学家归功 于先发优势和交易成本优势
- 8. 尽管交叉上市会导致境外影子市场的形成,但在本国信息传递中起主导作用的仍然是本土金融市场;同时本国交易者投资本土合约更符合其交易习惯,这即金融市场投资的母国偏好效应(home-bias)。

参考文献:

[1]Alex Frino, Jin Boon Wong, Frederick Harris(2009), The relationship between Satellite Market and Home Market Volumes: Evidence from Cross Listed Singapore Futures Contracts, Working paper

of University of Sydney.

[2]倪衍森,王亨毅,吴曼华.台湾电子业在大选期间密集实施库藏股资讯内涵之研究[J].中原管理评论,6(2),第1-26页,2008.

(上接第26页)

[9]Jone Elkington, Cannibals With Forks. The Triple Bottom Line of 21stCentury Business [M]. Capstone, Oxford, 1997.

[10]Orlitzky, M., Schmidt, F.L. & Rynes, S.L. Corporate Social and Finacial Performance: A Meta-analysis [J]. Organization Studies, 2003, 24(3): 403-441.

[11]Orlitzky, M., Swanson, D.L. Value attunement: Toward a theory of socially responsible executive decision making [J]. Australian Journal of Management, 2002, 27 (Special Issue): 119-128.

[12]Parker,L..Polemical themes in social accounting :scenario for standard setting ,in Niemark ,M.,Merino, B.and Tinker,T.(eds.)[M]. Advances in Public Interest Accounting Vol.1,Greenwich:JAI.Press Inc, 1986 : 67-97.

[13]Pistor,Katharina and Chenggang Xu.Governing Stock Markets in Transition Economis:Lessons from China[J].American Law and Economics Review , 2005,7: 184-210.

[14]Porter M E,Kramer M R.Strategy and Society: The Link between Competitive Advantage and Corporate Social Responsibility[J]. Harvard Business Review, 2006, 84(12): 78-93.

[15]Suttilee P,Phapruke U. Corporate Social Responsibility Information Disclosure and Firm Sustainability: A Empirical Research of Thailsited Firms[J].Journal of International Business and Economics,2009,(9)4: 40-59

[16]高汉祥,郑济孝. 公司治理与企业社会责任:同源、分流与

融合[J]. 会计研究, 2010, (06):32-36.

[17]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.

[18]李新娥,彭华岗.企业社会责任信息披露与企业声誉关系的实证研究(1).经济体制改革,2010,(3):74-76.

[19]钱颖一. 企业的治理结构改革和融资结构改革[J]. 经济研究,1995,(1):20-29.

[20]陶文杰,金占明.企业社会责任信息披露、媒体关注度与企业财务绩效关系研究[J].管理学报,2012,(8):1225-1232.

[21]田昆儒. 信息披露:公司治理的决定性因素——基于公司治理原则信息披露的国际比较[J]. 南开管理评论,2001,(1):32-34.

[22]王建明. 环保信息披露、行业差异和外部制度压力相关性研究[J]. 会计研究, 2008, (6): 54-62.

[23]刘建秋,宋献中. 社会责任纬度对企业价值影响的差异化研究[J]. 贵州财经学院学报, 2001, (5).

[24]肖作平,杨娇.公司治理对公司社会责任的影响分析——来自中国上市公司的经验证据[J].证券市场导报,2011,(6):34-40.

[25]杨德明,令缓缓. 媒体为什么会报道上市公司丑闻?[J]. 证券市场导报, 2011, (10):17-23.

[26]韵江,高良谋.公司治理、组织能力和社会责任——基于整合与协同演化的视角[J].中国工业经济,2005,(11):103-110.

[27]张烨. 媒体与公司治理关系研究述评[J]. 经济学动态, 2009, (6): 137-141.