

媒体关注、企业自愿性社会责任信息披露与融资约束

倪恒旺¹, 李常青¹, 魏志华²

(1. 厦门大学管理学院, 福建 厦门 361005; 2. 厦门大学经济学院, 福建 厦门 361005)

[摘要] 以我国2009~2013年度除强制性披露社会责任报告外的非金融类上市公司为样本, 实证检验了媒体关注度对企业自愿性社会责任信息披露意愿以及披露水平的影响。研究发现: 媒体关注显著提高了企业自愿性社会责任信息披露意愿及其水平, 而企业自愿披露社会责任信息能显著缓解公司面临的融资约束。在尽可能控制内生性问题后, 研究结论依然成立。本文的研究在丰富了已有的媒体作用文献的基础上, 加深了公众对我国企业社会责任信息披露行为的理解。

[关键词] 媒体关注; 自愿性社会责任信息披露; 信息中介; 融资约束

[中图分类号] F275.4

[文献标识码] A

[文章编号] 1007-9556(2015)11-0077-12

Media Coverage, Voluntary Disclosure of the Corporate Social Responsibility Information and Financing Constraints

NI Heng-wang¹, LI Chang-qing¹, WEI Zhi-hua²

(1. School of Management, Xiamen University, Xiamen 361005; 2. School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Abstract: Taking non-financial listed companies excluding firms with mandatory disclosure of social responsibility report as samples for the period 2009~2013, this paper discusses the relationship among media coverage, voluntary disclosure of the corporate social responsibility information and financing constraints. Our results indicate that media coverage really promote the enthusiasm of voluntary corporate social responsibility information disclosure and the corporate social responsibility information can reduce financing constraints the enterprises faced and the conclusions still hold after eliminating the endogenous concerns. This paper not only enriches the related literature, but also helps deepen our understanding of the behavior of corporate social responsibility.

Key Words: media coverage; voluntary corporate social responsibility information disclosure; information intermediaries; financing constraints

一、引言

随着公众对多发的企业社会责任问题事件的持续关注和讨论,越来越多的企业尝试通过披露社会责任信息加强与社会的沟通,向市场和投资者传递诚信负责的积极信号,进而获取公众的理解和支持(Harte

and Owen, 1992^[1]; Deegan and Rankin, 1996^[2])。自2009年到2013年的五年间,我国自愿发布社会责任报告的上市公司数量从最初的132家上升至276家,几乎占据了社会责任信息披露的“半壁江山”。然而,在当前我国自愿披露社会责任信息的上市公司

[收稿日期] 2015-10-22

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目(71172050);国家自然科学基金项目(71102058);国家自然科学基金项目(71102059);国家自然科学基金项目(71572165)

[作者简介] 倪恒旺(1985-),男,安徽桐城人,厦门大学管理学院博士研究生,主要研究方向为公司财务与公司治理;李常青(1968-),男,安徽太湖人,厦门大学管理学院教授,博士生导师,主要研究方向为公司财务与公司治理;魏志华(1983-),男,江西赣州人,厦门大学经济学院副教授,管理学博士,主要研究方向为公司财务与公司治理。

数量节节攀升的同时,企业社会责任行为却存在令人费解的矛盾现象。一方面,越来越多的企业通过积极自愿披露社会责任信息加强与投资者等外部利益相关者之间的沟通,向市场传递企业履行社会责任的积极信号;另一方面,企业社会责任问题事件的多发态势仍在延续,无论是2008年震惊中外的三鹿“毒奶粉”事件、2010年的紫金矿业污染事件,还是2015年新曝光的“僵尸肉”事件无不警示我们,中国企业社会责任问题的形势依然严峻,完善相关政策,规范企业社会责任行为,减少企业社会责任问题事件的发生刻不容缓。

研究中国企业社会责任问题,必须根植于我国独特的制度背景和现实环境。与西方发达国家不同,我国企业社会责任信息披露政策出台较为仓促,应急色彩浓厚,缺乏顶层设计,造成现有的社会责任信息披露制度约束建设滞后、进展缓慢。而且,当前我国企业社会责任制度规范的主要立足点在于建立强制披露制度,无论是证监会还是交易所出台的各项规定,大多针对强制性社会责任信息披露行为,偶有条款涉及自愿性披露也多为鼓励性质的定性描述,其条文的执行性和指导性都较差。然而,自愿性社会责任信息披露具有更高的灵活性及不同于强制性信息披露的独特特征,简单套用强制性社会责任信息披露的相关规范,不仅不利于企业开展自愿性社会责任信息披露工作,还可能会挫伤上市公司信息披露的积极性,进而影响企业社会责任的长期表现。

现有研究表明,当制度约束不足时,研究制度外的新型激励机制具有重要的理论参考价值和现实意义(李培功、沈艺峰,2010^[3])。对新型激励机制的研究,不仅能够加深我们对中国企业社会责任信息披露问题的认识和理解,帮助我们找到企业社会责任信息披露与社会责任表现不一致的原因,而且还可以促使企业重新审视经济绩效与社会绩效之间的关系,达到提升企业履行社会责任积极性的作用。近几十年来,随着信息化浪潮的不断推进和互联网的不断普及,媒体力量的崛起已成为重要的社会现象,媒体关注作为一项重要的激励机制,被认为能够有效替代新兴资本市场上司法保护及其他制度的不足(Dyck et al.,2008^[4])。在企业行为中,媒体所扮演的角色也受到学者们的普遍关注(Miller,2006^[5];孔东民等,2013^[6])。媒体的信息搜集、传播机制发挥着连接企业和投资者的信息桥梁作用,降低了中小投资者信息搜集成本、信息解读成本,使得中小投资者能够较容易地获取多元化的信息。正因为如此,媒体不仅能够缓解投资者理性忽视(Downs,1957^[7])的问题,而且能够对企业的行为进行监督和约束(Dyck et

al.,2008^[8])。在企业社会责任信息披露方面,媒体的信息中介作用可将企业的社会责任信息传递至市场和投资者,从而加深外部利益相关者对企业的了解,缓解投资者和企业之间的信息不对称,影响他们对企业的认知和期望(Lind-blom,1984^[9])。Lindegreen et al.(2008)^[10]研究发现,上市公司媒体关注度越高,越在意公司的外部形象,也更加重视环保和其他方面的社会责任投入,同时其自愿披露的社会责任信息也就越多。Deegan et al.(2000)^[11]和 Reverte et al.(2009)^[12]的研究也证实,媒体关注是影响企业自愿性社会责任信息披露水平的重要决定因素之一。然而,根据笔者对国内文献的检索和阅读来看,尚未发现基于媒体中介作用的视角对上市公司自愿性社会责任信息披露积极性进行研究的文献,个别相近的研究主要聚焦于媒体报道对企业社会责任信息披露水平的影响。陶莹和董大勇(2013)^[13]在对企业社会责任报告进行评分的基础上,研究了媒体报道与企业社会责任信息披露水平之间的关系。他们发现,政策导向报道提升了企业社会责任信息披露水平,但市场导向报道却发挥了抑制作用。沈洪涛和冯杰(2012)^[14]研究表明,媒体报道显著促进了企业环境信息披露水平。关于媒体关注对企业自愿性社会责任信息披露的相关研究多是以美国等成熟资本市场国家为背景展开的,但新兴市场国家在治理环境、执法效率、公众的社会责任意识等各方面与成熟资本市场存在显著差异,针对发达国家的相关研究结论并不能简单套用于新兴市场国家。因此,基于新兴市场国家的样本数据进行分析得出的研究结论,对我国相关政策的完善才具有重要的借鉴价值。

为了验证媒体关注在企业自愿性社会责任信息披露中的作用,本文以我国2009~2013年度除强制性披露社会责任报告外的非金融类上市公司为样本,以百度新闻指数作为媒体关注的代理指标,分别从披露意愿及披露水平两个层面衡量自愿性社会责任信息披露的积极性,实证检验了媒体关注、自愿性信息披露积极性与融资约束三者之间的相互关系。本文的研究证实,媒体关注确实能提升自愿性社会责任信息披露的意愿和水平,而自愿性社会责任信息披露能够降低公司面临的融资约束,并且在尽可能地控制内生性后这一结论仍然稳健。

本文可能的理论贡献。首先,从信息中介视角,提出了媒体关注影响企业自愿性社会责任信息披露意愿及水平的作用机制。其次,本文的研究表明,自愿性社会责任信息披露能够降低企业的信息不对称,并缓解了融资约束。与以往研究不同,本文剔除了强制性信息披露样本,能从一定程度上克服强制

性信息披露制度造成的研究偏误,提升了结论的可靠性。同时,专门对自愿性社会责任信息披露进行研究,研究结论的针对性更强,对完善后续政策的参考价值也更大。最后,国内目前尚无媒体关注促进自愿性社会责任信息披露积极性的相关文献,本文的研究在一定程度上填补了现有研究的不足。

二、理论分析和研究假设

企业自愿披露信息的最终目的是为了提高监管层、债权人以及投资者对公司的了解,进而对公司的战略和决策给予相应的肯定和支持(Dhaliwal et al., 2011^[15])。然而,自愿性社会责任信息能否成为投资者决策依据的关键在于,投资者获取该信息的成本以及对该信息进行解读的成本之和是否小于获取该信息所带来的收益。如果获取信息、解读信息的成本小于获取该信息所带来的收益,那么投资者会投入资源和精力去获取该信息,从而对企业的社会责任行为进行肯定和认可;否则,投资者会理性地忽视该信息(Downs, 1957^[7])。通常,投资者并没有足够的时间、精力和相应的知识结构去收集和研信息,所以,难以很好地将公司披露的信息转化为有用的投资决策信息,从而使得信息在传递中受到阻隔,影响了投资者根据企业披露的信息及时调整价值判断的可行性。因此,上市公司和投资者都需要专业的信息中介为他们搭起信息沟通之桥,帮助其降低信息流通成本,使得上市公司发布的信息能及时传递给投资者,从而降低外部投资者和公司之间的信息不对称程度。大众媒体利用自身资源和专业优势,从上市公司搜集具有较高信息价值的报道素材并免费提供给投资者,至少可以从三个方面影响公司的自愿性信息披露积极性。首先,媒体关注度越高,公司的透明度越高,意味着公司需要小心翼翼维护其在公众心目中的正面形象,从而公司有动力积极披露社会责任信息、履行社会责任,以获取投资者和其他利益相关者的理解和支持,进而维持在公众心目中的良好形象(Lindgreen et al., 2008^[10])。其次,作为上市公司和市场之间的信息桥梁,媒体将企业社会责任信息转化成可读性、趣味性较强的新闻,然后向社会公众传播,极大地节约了传递信息的成本(Healy et al., 1999^[16])。第三,议程理论认为,公众更容易相信媒体报道的内容,媒体对上市公司的报道口吻是影响公司声誉和公司价值的重要因素(Ader, 1995^[17])。在高媒体关注度下,企业披露更多的社会责任信息会增加企业获得媒体正面报道的可能性,进而实现声誉和价值的双重提升。所以,媒体关注能对企业自愿披露社会责任信息的行为提供激励(Walden, 1997^[18])。基于以上分析,本文提出假设1。

H1:媒体关注度越高,企业自愿性信息披露的积极性越高。

由于市场并不完善,外部人并不能获得足够的信息对公司价值做出合理判断,造成投资人和债权人的理性忽视行为,进而引发公司融资约束问题(Myers and Majluf, 1984^[19])。因此,向市场发布信息,改善外部人的信息环境,是解决融资约束的根本途径。以往的研究表明,和财务信息披露作用类似,企业社会责任信息披露也能向市场传递积极信号,降低企业信息不对称程度,进而缓解融资约束(Verrecchia, 2001^[20])。企业社会责任报告反映了企业社会责任整体绩效水平,是企业与外部利益相关者沟通的重要方式之一。外部投资者和其他利益相关者通过分析企业社会责任报告,可以洞悉企业是否切实保障了投资者回报、债权人利益、环保、慈善以及员工人权等社会责任情况(罗珊梅、李明辉, 2015^[21])。企业披露社会责任信息向投资者和债权人传递企业诚信负责的积极信号,降低了债权人和投资者的决策失误风险,进而帮助企业获得债权人和投资者的信任,获得融资便利。现有研究表明,企业社会责任信息是债权人和投资人对企业整体风险和 Company Value 做出判断的重要依据之一。Richardson et al. (2001)^[22]研究发现,企业社会责任信息披露能够减少信息不对称的程度,降低预测风险和流动性风险,进而降低权益资本成本。Goss and Roberts (2011)^[23]研究发现,发布社会责任信息的公司更容易得到银行的青睐,它们获得贷款的利率通常相对较低,贷款的期限也较长。

归纳起来,企业自愿性社会责任信息披露,至少能在三个方面降低企业与外部资金提供者之间的信息不对称程度,进而发挥缓解融资约束的积极作用。第一,真实、充分的企业社会责任信息披露可以传递给银行等债权人公司履行社会责任的信息,有助于它们对公司未来的成本、风险和业绩等做出更好的判断,降低对公司价值评估的不确定性,也降低了它们给企业提供资金的风险。第二,社会责任信息披露能够提高企业的信息透明度,有助于减少投资者的估价偏差和因市场恐惧所产生的疑虑,避免逆向选择的发生,进而降低因风险溢价导致的高融资成本。第三,企业社会责任信息的披露能够向外部投资者传递良好的企业信息,提高企业声誉,而良好的声誉能够增强投资者对企业的信心,使得企业从银行等债权人获取贷款变得更容易(Goss and Roberts, 2011^[23])。另外,声誉良好的公司选择项目时通常会执行较为严格的风险评估程序,降低外部投资人和债权人的决策风险,进而获得融资便利(Diamond,

1991^[24])。基于上文分析,本文认为,企业自愿披露社会责任信息能够降低企业面临的信息不对称程度,缓解融资约束。基于此,本文提出假设 2。

H2:企业自愿发布社会责任报告能够显著降低公司的融资约束。

三、研究设计

(一)样本选取与数据来源

本文以 2009~2013 年 A 股上市公司作为研究样本。之所以将样本区间设定在 2009~2013 年,主要基于两点考虑。首先,2009 年 10 月 30 日,上交所发布的《上市公司内控报告和社会责任报告的编制和审议指引》首次对上市公司社会责任信息披露行为提出规范格式要求,对 2009 年及以后年度的社会责任报告产生影响,为此,本文选取 2009 年作为研究样本的起始期。其次,虽然大多数企业 2014 年度社会责任报告在 2015 年上半年已经发布,但润灵环球责任评级公司尚未对外公布评级结果。因此,本文将样本数据的结束期定为可获得最新数据的 2013 年。

为力求数据的准确性和可靠性,我们还执行了以下样本筛选程序:(1)剔除强制性披露社会责任报告的上市公司;(2)剔除金融行业上市公司;(3)剔除上市时间不满一年的公司,避免公司可能存在 IPO 效应;(4)剔除传媒行业上市公司;(5)剔除 ST、PT 等非正常交易的上市公司;(6)剔除行业内上市公司数目不足 10 家的样本;(7)为了控制极端值对回归结果的影响,对解释变量和控制变量中的连续变量在 1%以下和 99%的水平上进行 Winsorize 缩尾处理。

本文的财务数据主要来源于 Wind 资讯金融终端系统以及 CSMAR 数据库。对于媒体信息,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”(http://news.baidu.com)手工搜集整理得到。同时,自愿性企业社会责任信息披露水平数据主要来源于润灵环球责任评级公司的专家打分和笔者手工收集的企业社会责任报告页数。

(二)变量定义与度量

1. 因变量:自愿性社会责任信息披露意愿及水平、现金持有增量。本文中,企业自愿性社会责任信息披露变量包括两类:一类是自愿性社会责任信息披露意愿,另一类是自愿性社会责任信息披露水平。对于披露意愿,我们采用虚拟变量 CSRDI 来衡量。其中,当上市公司自愿发布社会责任报告时 CSRDI 取 1,否则取 0。对于披露水平,本文采用两种方法衡量。(1)企业社会责任报告评级得分 SCORES。对于披露社会责任信息的公司,其 SCORES 取值为润灵环球责任评级公司的专家评级,该指标数值越大,表示企业社会责任信息披露水平越高,而未自愿发布社会责任报

告的公司的 SCORES 取值为 0。(2)企业社会责任报告的页数 PAGE。本文参考 Kuo and Chen(2013)^[25]、Abbott and Monsen(1979)^[26]、Dhaliwal et al.(2012)^[27]等的研究,采用企业社会责任报告的页数作为企业社会责任信息披露水平的代理变量,该指标数值越大,表示企业社会责任信息披露水平越高,而未披露社会责任报告的公司的 PAGE 取值为 0。

本文的因变量还涉及现金持有增量,主要参考 Almeida et al.(2004)^[28]、连玉君等(2010)^[29]等的研究思路,其值等于公司持有现金及现金等价物持有量的增加量除以前一年度期末总资产的比值。

2. 解释变量:媒体关注度。关于上市公司的媒体关注度,现有文献中主要有两种度量方法。一种是使用少数几个代表性纸质报刊中标题提及公司名字的次数来衡量公司被媒体报道的强度(李培功、沈艺峰,2010^[30])。该方法便于对样本进行深度文本分析,但其缺点在于,少数几份纸质报刊的公众覆盖率非常有限,且不能衡量报道信息被传播的次数,而这是衡量媒体报道发挥信息中介作用和监督作用的重要条件。另一种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^[30])。该方法涉及的新闻报道覆盖面广,虽然不能下载以致不能区别报道的态度倾向,但却能够弥补前一方法的诸多不足。本文的主要目的是检验媒体报道的信息中介作用和外部监督作用对上市公司自愿性社会责任信息披露的意愿和水平的影响,而不侧重于考察不同倾向报道的影响差异。为此,本文采用百度新闻搜索引擎为数据来源。具体而言,对于每家上市公司,我们通过百度新闻搜索对标题中含有该公司股票名称的新闻报道进行分年度检索,通过手工整理得到搜索引擎输出的新闻报道条目数并取自然对数(MEDIA),作为衡量公司年度媒体报道水平的代理指标。

3. 控制变量。本文控制了如下变量:资产规模(SIZE),取值为公司总资产的对数;负债水平(LEV),取值为公司总负债除以总资产;盈利能力(ROA),取值为公司净利润除以总资产;FIN 表示公司的再融资需求,借鉴 Shyam-sunder and Myers(1999)^[31]的研究方法,我们用(长期投资的增加+固定资产投资增加+营运资本的增加+股利-经营活动现金流量+当前财务费用)/期末总资产来衡量;TOBINQ 衡量公司的成长性,其值为公司市场价值除以总资产;HHI 表示公司所处行业的竞争程度,用基于销售收入的赫芬达尔指数来衡量;LIQUIDITY 为公司的股票流动性,用公司股票年度换手率来衡

量。STATE 为所有权性质虚拟变量,若公司为国有企业取值为 1,否则取 0;STDCHANGE 为短期流动负债增加额,用短期流动负债增加额除以前一年度总资产比值来衡量;NWCHANGE 为非现金营运资本增加额,用非现金营运资本增加额除以前一年度总资产比值来衡量;INVEST 为投资支出,用购买固定资产和无形资产的现金数来衡量。CG 为公司治理水平的代理变量,借鉴白重恩(2005)^[32]、靳庆鲁(2008)^[33]的方法,由以下八个指标通过主成分分析法构建的综合指标来度量:(1)董事长是否兼任总经理;(2)独立董事比率;(3)高管持股比率;(4)第一大股东持股比率;(5)第二至第十大股东持股比率的平方和;(6)第一大股东持股比率;(7)是否同时发行 B 股和 H 股;(8)是否国有控股。此外,本文中控制了行业和年度因素的影响。本文变量的定义详见表 1。

表 1 主要变量定义一览表

变量名称	变量符号	变量定义
披露意愿	CSR	虚拟变量,若为自愿性披露则为1,否则为0
披露水平1	SCORES	对自愿发布社会责任报告的公司,该指标取值为润灵环球责任评级公司的专家打分;未发布报告的样本,取值为0
披露水平2	PAGE	自愿发布社会责任报告的公司,该指标取值为企业社会责任报告的页数;未发布社会责任报告的样本,取值为0
现金持有变动	ΔCASH	现金持有量的变动除以前一年度期末总资产
媒体关注度	MEDIA	公司年度百度新闻条数的自然对数
公司规模	SIZE	总资产的自然对数
负债水平	LEV	总负债与总资产之比
盈利能力	ROA	净利润/总资产
公司成长性	TOBINQ	市场价值除以总资产,市场价值=股权市场价值+净债务市值
再融资需求	FIN	(长期投资的增加+固定资产投资增加+营运资本的增加+现金股利-经营活动现金流量+当前财务费用)/期末总资产
股票流动性	LIQUIDITY	股票的年度总换手率
公司治理指数	CG	使用靳庆鲁和原红旗(2008)的方法构建的公司治理指数
所有权性质	STATE	所有权性质为虚拟变量,如果为国有企业则为1,否则为0
现金流量	CFO	经营性现金流量净额/前一年度期末总资产
短期流动负债增加额	STDCHANGE	短期流动负债增加额/前一年度期末总资产
非现金营运资本增加	NWCHANGE	非现金营运资本净增加额/前一年度期末总资产

投资支出	INVEST	购买固定资产和无形资产的现金数/前一年期末总资产
时间效应	YEAR	5个研究年度取4个年份虚拟变量
行业效应	IND	以证监会行业分类标准进行划分,其中制造业进一步划分了二级子行业,共设置20个行业虚拟变量

(三)模型构建

考虑到公司治理和所有权性质可能会对企业社会责任行为产生影响,本文控制了公司治理指标(CG)和所有权性质(STATE)。此外,本文主要参考 Dhaliwal et al. (2011)^[15]的研究控制了公司规模、盈利能力、再融资需求等公司层面变量。模型中的因变量包括两类:一类为自愿性社会责任信息披露意愿二元变量 Y_1 (CSR),另一类为自愿性社会责任信息披露水平变量 Y_2 (SCORES 和 PAGE)。对于前者,本文采用 LOGIT 模型进行估计;对于后者,由于自愿性社会责任信息披露水平没有小于零的情形,是一种“删失数据”(Censored Data),采用 TOBIT 模型往往比 OLS 估计能够得到更佳的估计结果。为此,本文分别构建了如下回归模型:

$$\text{LOGIT}(Y_1)_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{MEDIA}_{i,t-1} + \gamma_2 \text{SIZE}_{i,t} + \gamma_3 \text{ROA}_{i,t} + \gamma_4 \text{LEV}_{i,t} + \gamma_5 \text{FIN}_{i,t} + \gamma_6 \text{TOBINQ}_{i,t} + \gamma_7 \text{HHI}_{i,t} + \gamma_8 \text{LIQUIDITY}_{i,t} + \gamma_9 \text{CG}_{i,t} + \gamma_{10} \text{STATE} + \sum \text{IND} + \sum \text{YEAR} + \xi_{i,t} \quad (1)$$

$$\text{TOBIT}(Y_2)_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{MEDIA}_{i,t-1} + \gamma_2 \text{SIZE}_{i,t} + \gamma_3 \text{ROA}_{i,t} + \gamma_4 \text{LEV}_{i,t} + \gamma_5 \text{FIN}_{i,t} + \gamma_6 \text{TOBINQ}_{i,t} + \gamma_7 \text{HHI}_{i,t} + \gamma_8 \text{LIQUIDITY}_{i,t} + \gamma_9 \text{CG}_{i,t} + \gamma_{10} \text{STATE} + \sum \text{IND} + \sum \text{YEAR} + \xi_{i,t} \quad (2)$$

其中,模型 1、模型 2 为对全样本进行回归以验证假设 1,考察媒体报道对于上市公司社会责任信息披露积极性的影响。在模型中,LOGIT 回归的被解释变量(Y_1)为 CSR,TOBIT 回归的被解释变量(Y_2)分别为 SCORES 和 PAGE。Dyck et al.(2008)^[14]指出,媒体治理研究的一个难点在于,多种因素之间存在极为复杂的因果关系,以及由此引发的内生性问题。本文中媒体关注与企业社会责任信息披露之间可能存在一定的因果关系,也即企业社会责任活动如慈善捐赠引发媒体关注,同时公司社会责任信息披露也会反映公司的社会责任表现。为了降低内生性的影响,模型(1)和模型(2)采用滞后一期媒体关注的对数值作为媒体关注度的代理指标。

融资约束使得上市公司必须将更多的现金流以现金或现金等价物的方式留存于公司内部,以保证后续投资项目的实施,而非融资约束公司则没有这种需求。因此,融资约束公司将表现出更为强烈的现金—现金流敏感性。为此,我们借鉴 Almeida et al. (2004)^[28]的研究方法,构建了模型 3、模型 4 以检验

假设 2, 考察企业自愿性社会责任信息披露的经济后果, 即自愿性社会责任信息披露能否降低企业面临的融资约束程度。

$$\Delta\text{CASH}=\gamma_0+\gamma_1\text{CFO}_{i,t}+\gamma_2Y_1\times\text{CFO}_{i,t}+\gamma_3Y_1+\gamma_4\text{SIZE}_{i,t}+\gamma_5\text{TOBINQ}_{i,t}+\gamma_6\text{INVEST}_{i,t}+\gamma_7\text{STDCHAGE}_{i,t}+\gamma_8\text{NWCH-ANGE}_{i,t}+\sum\text{IND}+\sum\text{YEAR}+\xi_{i,t} \quad (3)$$

$$\Delta\text{CASH}=\gamma_0+\gamma_1\text{CFO}_{i,t}+\gamma_2Y_2\times\text{CFO}_{i,t}+\gamma_3Y_2+\gamma_4\text{SIZE}_{i,t}+\gamma_5\text{TOBINQ}_{i,t}+\gamma_6\text{INVEST}_{i,t}+\gamma_7\text{STDCHAGE}_{i,t}+\gamma_8\text{NWCH-ANGE}_{i,t}+\sum\text{IND}+\sum\text{YEAR}+\xi_{i,t} \quad (3)$$

四、实证结果分析

(一) 描述性统计

表 2 列示了主要变量的描述性统计结果。结果显示:(1)上市公司自愿披露社会责任信息意愿约为 11.3%, 意味着仅有一成上市公司自愿发布了企业社会责任报告;企业社会责任披露水平 1(SCORES)的均值为 4.164 分, 企业社会责任披露水平 2(PAGE)的均值为 2.016 分。(2)百度媒体关注度(MEDIA)的均值为 6.377, 标准差为 1.693, 说明虽然媒体关注度的最小值和最大值之间的差距较大, 但样本分散程度并不高。(3)其他变量取值也属于正常范围, 其中, 资产负债率均值为 44.2%, TOBINQ 均值为 2.015, 总资产对数值的均值为 21.529, 资产回报率的均值为 3.8%。

(二) 相关性分析

为了初步考察媒体关注与自愿性社会责任信息披露意愿之间的关系, 进一步按照样本媒体关注度中位数将样本分为媒体关注度低组(低 MEDIA)和

表 2 主要变量的描述性统计

变量	均值	中值	标准差	最小值	最大值
CSRSD	0.113	0.000	0.317	0.000	1.000
SCORES	4.164	0.000	11.724	0.000	71.780
PAGE	2.016	0.000	7.470	0.000	89.000
MEDIA	6.377	6.399	1.693	0.000	17.324
LEV	0.442	0.443	0.221	0.049	0.894
TOBINQ	2.015	1.615	1.204	0.705	7.23
SIZE	21.529	21.45	1.024	19.322	24.204
FIN	-0.001	-0.013	0.132	-0.302	0.394
LIQUIDITY	3.418	2.651	2.502	0.444	11.267
HHI	0.9	0.697	0.688	0.206	3.486
ROA	0.038	0.035	0.05	-0.133	0.175
CG	-0.022	-0.087	0.487	-1.174	4.293
STATE	0.419	0.000	0.493	0.000	1.000
CFO	0.043	0.042	0.090	-0.243	0.301
STDCHANGE	0.054	0.037	0.123	-0.258	0.426
NWCHANGE	0.005	0.006	0.108	-0.283	0.315
INVEST	0.064	0.047	0.057	0.000	0.252

媒体关注度高组(高 MEDIA)两组子样本, 继而进行自愿性信息披露意愿(CSRSD)的分组分年度均值检验(结果见表 3)。由表 3 可知, 无论是分年度均值检验还是全样本均值检验, 低媒体关注度组的自愿性社会责任信息披露意愿均低于高媒体关注组, 且两组均值差异在 1%的水平上显著, 从而初步验证了假设 1。

表 3 媒体关注与自愿性信息披露意愿: 分组均值检验

	2009	2010	2011	2012	2013	2009~2013
	均值	均值	均值	均值	均值	均值
低MEDIA	0.059 (N=559)	0.069 (N=606)	0.072 (N=775)	0.082 (N=929)	0.096 (N=998)	0.080 (N=3862)
高MEDIA	0.132 (N=573)	0.109 (N=635)	0.139 (N=798)	0.175 (N=936)	0.162 (N=100)	0.145 (N=3974)
低组-高组 T值	-0.073*** (-4.23)	-0.039*** (-2.43)	-0.067*** (-4.33)	-0.093*** (-6.08)	-0.066*** (-4.40)	-0.065*** (-9.09)

注: **、* 分别表示显著性水平为 1%、5%、10%(单尾)。

表 4 报告了各变量的 Pearson 相关分析矩阵。表 4 显示, 媒体关注度与企业社会责任信息披露积极性的三个代理变量(CSRD、SCORES 和 PAGE)之间均呈显著正相关, 与假设 1 相一致。

表 4 主要变量的 Pearson 相关分析

	CSRSD	SCORES	PAGE	MEDIA
CSRSD	1.000			
SCORES	0.898***	1.000		
PAGE	0.677***	0.860***	1.000	
MEDIA	0.084***	0.091***	0.083***	1.000

注: **、* 分别表示显著性水平为 1%、5%、10%(双尾)。

(三) 多元回归分析

1. 媒体关注与企业自愿性社会责任信息披露意愿和披露水平。通过实证回归分析来检验媒体关注度对企业自愿性社会责任信息披露意愿及水平是否具有积极作用, 表 5 分别列示了针对假设 1 的 LOGIT 回归和 TOBIT 回归的检验结果。从 LOGIT 回归结果来看, 媒体关注(MEDIA)的回归系数为 0.074, 在 1%的水平上显著为正。从 TOBIT 回归结果来看, 媒体关注(MEDIA)的回归系数分别为 2.132 和 1.173, 在 1%的水平上与自愿性社会责任披露水

平显著正相关。综合两种回归结果来看,媒体关注的确显著提升了企业自愿性信息披露的意愿及水平。表5的回归结果表明,大众媒体发挥的信息中介作用确实能够对企业自愿披露社会责任信息行为提供激励,本文的假设1得到经验证据的支持。

表5 媒体关注与自愿性社会责任信息披露积极性

	(1)		(2)		(3)	
	LOGIT		TOBIT		TOBIT	
	CSRD	Z值	SCORES	T值	PAGE	T值
MEDIA	0.074***	2.71	2.132***	2.91	1.173***	2.85
LEV	-0.723***	-2.79	-35.961***	-5.28	-19.927***	-5.21
TOBINQ	0.035	0.78	0.168	0.37	0.136	0.60
SIZE	0.432***	7.42	16.816***	10.98	9.875***	11.53
FIN	-0.351	-1.29	-10.429	-1.45	-6.055	-1.50
LIQUIDITY	-0.090***	-3.26	-1.547**	-2.52	-0.794**	-2.30
HHI	-1.259	-1.22	-27.115*	-1.66	-15.775*	-1.70
ROA	0.624*	1.81	14.272	1.42	8.254	1.46
CG	-0.309***	-3.09	-10.006***	-3.80	-5.408***	-3.68
STATE	0.084	0.81	4.278	1.58	2.352	1.55
常数项	-8.806***	-3.69	-363.959***	-7.34	-215.515***	-7.70
N	7637		7637		7637	
行业	控制		控制		控制	
年度	控制		控制		控制	
PR ²	0.052		0.029		0.034	
LR	223.580***		381.020***		397.300***	

注:同表4。

2. 自愿性社会责任信息披露与融资约束。表6列示了自愿性社会责任信息披露对企业融资约束的影响。表6中,现金流(CFO)对企业现金持有水平(CASH)的回归系数在1%的水平上显著为正,说明样本公司均存在不同程度的融资约束。由表6第(1)栏可知,自愿性披露社会责任意愿(CSRD)和现金流(CFO)交乘项的回归系数为-0.101,在1%的水平上显著,说明企业自愿披露社会责任报告显著降低了企业的现金—现金流敏感性,有效缓解了融资约束。此外,由表6第(2)、(3)栏可知,自愿性社会责任信息披露水平(SCORES和PAGE)和现金流(CFO)交乘项的回归系数分别为-0.003和-0.005,都在1%的水平上显著。这说明,企业自愿性社会责任信息披露水平越高,企业的现金—现金流敏感性越低,企业面临的融资约束程度也越低。表6的回归结果表明,企业发布社会责任报告的确向市场传递了有用价值,提高了企业的信息透明度,加深了资金供给者对企业的了解,提升了投资者和债权人对企业的信任和信心,进而缓解融资约束,从而验证了假设2。

表6 自愿性社会责任信息披露和融资约束(OLS)

	(1)		(2)		(3)	
	OLS		OLS		OLS	
	Δ CASH	T值	Δ CASH	T值	Δ CASH	T值
CFO	0.343***	26.26	0.343***	26.48	0.339***	26.670
CFO× CSRD	-0.101***	-2.85				
CFO× SCORES			-0.003***	-3.14		
CFO× PAGE					-0.005***	-2.880
CSRD	0.002	0.42				
SCORES			0.000	1.04		
PAGE					0.000	1.340
SIZE	0.013***	10.69	0.013***	10.63	0.013***	10.63
STDCHANGE	-0.022**	-2.23	-0.023**	-2.29	-0.023**	-2.26
NWCHANGE	-0.036***	-3.61	-0.037***	-3.67	-0.037***	-3.65
INVEST	-0.499***	-25.22	-0.499***	-25.21	-0.499***	-25.24
TOBINQ	0.001***	4.04	0.001***	4.04	0.001***	4.03
常数项	-0.222***	-8.46	-0.221***	-8.41	-0.221***	-8.39
行业	控制		控制		控制	
年度	控制		控制		控制	
N	7728		7728		7728	
Adj_R ²	0.203		0.203		0.203	

注:同表4。

另外,为了进一步控制不可观测因素对本文研究结论的影响,我们还分别采用固定效应和随机效应对假设2进行检验,回归结果如表7所示。由表7可知,无论是采用固定效应还是随机效应模型,自愿性社会责任信息披露积极性的三个变量(CSRD、SCORES和PAGE)和现金流交乘项的回归系数均显著为负,回归结果与表6相一致。具体地,企业自愿性社会责任信息披露意愿(CSRD)和现金流(CFO)交乘项的回归系数在固定效应模型和随机效应回归中分别为-0.156和-0.106,且都在1%的水平上显著;自愿性社会责任信息披露水平1(SCORES)和现金流(CFO)交乘项的回归系数分别为-0.005和-0.003,均在1%的水平上显著;自愿性社会责任信息披露水平2(PAGE)和现金流(CFO)交乘项的回归系数也均在1%的水平上也显著为负。

表7 自愿性社会责任信息披露和融资约束

(固定效应和随机效应)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	固定效应	固定效应	固定效应	随机效应	随机效应	随机效应
	Δ CASH	Δ CASH	Δ CASH	Δ CASH	Δ CASH	Δ CASH
CFO	0.379*** (21.59)	0.377*** (21.56)	0.372*** (21.66)	0.349*** (26.27)	0.348*** (26.46)	0.344*** (26.64)
CFO× CSRD	-0.156*** (-3.39)			-0.106*** (-2.95)		

(续表 7)

CFO× SCORES		-0.005*** (-3.06)			-0.003*** (-3.17)	
CFO× PAGE			-0.007*** (-2.75)			-0.005*** (-2.87)
CSR D	-0.003 (-0.31)			0.001 (0.34)		
SCORES		0.000 (0.38)			0.000 (0.97)	
PAGE			0.000 (1.21)			0.000 (1.31)
SIZE	0.033*** (6.47)	0.033*** (6.52)	0.033*** (6.51)	0.013*** (10.55)	0.013*** (10.49)	0.013*** (10.48)
STDC- HANGE	0.002 (0.15)	0.002 (0.17)	0.003 (0.24)	-0.025** (-2.51)	-0.026** (-2.56)	-0.025** (-2.53)
NWC- HANGE	-0.109*** (-7.83)	-0.109*** (-7.82)	-0.108*** (-7.78)	-0.039*** (-3.87)	-0.040*** (-3.92)	-0.040*** (-3.89)
INVEST	-0.618*** (-20.63)	-0.619*** (-20.67)	-0.619*** (-20.68)	-0.510*** (-25.25)	-0.510*** (-25.24)	-0.510*** (-25.26)
TOBINQ	0.002** (2.11)	0.002** (2.16)	0.002** (2.19)	0.001*** (3.97)	0.001*** (3.98)	0.001*** (3.96)
常数项	-0.612*** (-4.68)	-0.615*** (-4.70)	-0.612*** (-4.68)	-0.235*** (-8.45)	-0.233*** (-8.40)	-0.232*** (-8.37)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	7728	7728	7728	7728	7728	7728
R ² (within)	0.192	0.192	0.191	0.164	0.164	0.164

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平（双尾）。

(四) 稳健性检验

1. 针对假设 1 的稳健性检验。通常,控制内生性的方法主要有倾向得分匹配法 (PSM)、Heckman 两阶段回归法以及两阶段工具变量法等,但由于大众网络媒体报道涉及公司的方方面面,使得我们难以很好地确定影响媒体关注的主要因素,进而限制了采用以上方法控制模型(1)、(2)的内生性。需要指出的是,即使我们能够确定媒体关注的影响因素,倾向得分匹配法 (PSM)、Heckman 两阶段回归法还需要足够的媒体关注度为零的样本(对照组)来完成配对以获取 lambda 系数,但作为国内著名的大众媒体,百度新闻报道覆盖面极广,几乎涵盖了中国所有的上市公司,从而使得我们无法获得足够多的媒体关注度为零的样本来完善本文的研究。

中国上市公司的年报一般要在会计年度下一年的 4 月 30 日之前发布。举例来说,上市公司 2010 年

年报的发布时间一般是在 2011 年 1 月 1 日至 4 月 30 日之间。一般地,上市公司通常会在披露年报的同时发布社会责任报告,因此,企业社会责任信息披露意愿与媒体关注之间并不存在很强的互为因果关系。为此,在稳健性检验中,我们采用当年百度新闻条数作为媒体关注的代理变量,重新对模型(1)进行回归,结果如表 8 所示。由表 8 可知,媒体关注 (MEDIA) 的回归系数为 0.068,在 1% 的水平上显著为正,其回归结论与表 5 基本一致,进而进一步验证了假设 1。

表 8 媒体关注与自愿社会责任信息披露积极性

	LOGIT	
	CSR D	Z 值
MEDIA	0.068***	2.90
LEV	-1.021***	-4.49
TOBINQ	0.000	0.00
SIZE	0.532***	10.85
FIN	-0.354	-1.45
LIQUIDITY	-0.059***	-2.74
HHI	-0.897	-1.61
ROA	0.495	1.43
CG	-0.315***	-3.52
STATE	0.126	1.38
常数项	-11.259***	-6.84
N	7637	
行业	控制	
年度	控制	
PR ²	0.066	
LR	358.980***	

注:同表 4。

2. 针对假设 2 的稳健性检验。考虑到企业披露社会责任信息缓解融资约束和公司自愿披露社会信息之间具有内生性,我们利用模型(1)采用倾向得分匹配法对自愿发布社会责任报告的样本公司进行 1:1 匹配,通过比较具有相似特征的处理组和控制组来减少估计结果的有偏性,从而克服存在偏误的问题。匹配前后样本总体差异性分析如表 9 所示。由表 9 可知,匹配前对照组(未披露社会责任报告的公司)和处理组(发布社会责任报告的公司)之间变量偏差范围为 1.2%~47.8%,而配对后样本变量最大偏差为 3.3%,最小偏差为 0。可见,配对后样本各变量的偏差显著缩小。

表 9 匹配前后样本总体差异性分析

变量	样本	均值		% bias	% reduct	t-test	
		Treated	Control			t 值	p> t
MEDIA	Unmatched	6.777	6.3319	27.50		7.40	0.000
	Matched	6.777	6.7777	0.00	99.80	-7.55	0.000

(续表 9)

LEV	Unmatched	0.445	0.441	1.50		0.43	0.670
	Matched	0.445	0.450	-2.50	-59.50	-3.03	0.002
TOBINQ	Unmatched	1.809	2.186	-11.10		-2.37	0.018
	Matched	1.809	1.766	1.30	88.50	5.95	0.000
SIZE	Unmatched	21.988	21.477	47.80		13.58	0.000
	Matched	21.988	22.024	-3.30	93.10	-14.29	0.000
FIN	Unmatched	-0.001	0.030	-2.20		-0.47	0.638
	Matched	-0.001	-0.007	0.50	78.10	1.76	0.078
LIQUIDITY	Unmatched	2.833	3.515	-27.20		-7.32	0.000
	Matched	2.833	2.798	1.40	94.90	8.23	0.000
HHI	Unmatched	0.921	0.893	4.00		1.10	0.272
	Matched	0.921	0.905	2.40	40.80	-1.42	0.156
ROA	Unmatched	0.047	0.058	-1.20		-0.25	0.805
	Matched	0.047	0.042	0.50	56.00	0.89	0.372
CG	Unmatched	-0.028	-0.020	-1.50		-0.43	0.668
	Matched	-0.028	-0.023	-0.90	37.30	0.55	0.583
STATE	Unmatched	0.454	0.421	6.60		1.85	0.064
	Matched	0.454	0.452	0.50	93.00	0.21	0.837

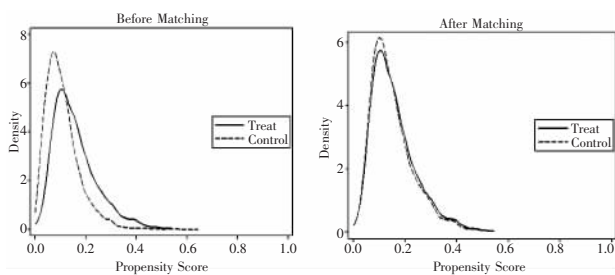


图 1 匹配前后处理组与控制组对照图

除了各变量配对前后的偏差外, 配对前后对照组(未披露社会责任报告的公司)和处理组(披露社会责任报告的公司)的 Kernel 密度曲线的偏离程度也是判断匹配效果的重要标准。图 1 列示了匹配前后处理组和控制组各自的 Kernel 密度曲线。由图 1 可知, 配对前, 对照组和处理组之间的 Kernel 密度曲线存在显著差异, 意味着以往的研究使用发布社会责任报告的公司和全部未披露社会责任报告的公司作为研究样本的回归结果存在样本选择偏差。所以, 表 6 和表 7 基于全样本的回归结果可能并不可靠。同时, 图 1 还列示了配对后对照组和处理组之间的 Kernel 密度曲线。图 1 显示, 配对后对照组和处理组之间的 Kernel 密度曲线之间的高度一致, 说明配对的效果较好。

配对成功后, 我们删除未配对成功的样本, 剩余 1 556 个样本, 其中, 披露社会责任信息的上市公司有 778 家, 未披露的公司也是 778 家。我们将配对后的样本进行回归, 结果如表 10 所示。自愿性信息披露的三个代理变量(CSRD、SCORES 和 PAGE)和现

金流(CFO)交乘项的回归系数都显著为负, 说明自愿性信息披露确实缓解了公司的融资约束。其中, 自愿披露社会任意愿(CSRD)与现金流(CFO)交乘项的回归系数为-0.091, 在 10%的水平上显著为负, 说明发布社会责任报告显著降低了企业的现金—现金流敏感性, 能有效缓解融资约束; 自愿性社会责任披露水平(SCORES 和 PAGE)与现金流(CFO)交乘项的回归系数都显著为负, 进一步验证了假设 2。整体上, 基于配对样本的回归结果和表 6 的结果基本一致。

表 10 自愿社会责任信息披露和融资约束(基于配对样本)

	(1)		(2)		(3)	
	OLS	T值	OLS	T值	OLS	T值
CFO	0.339***	8.45	0.336***	8.62	0.334***	9.72
CFO× CSRD	-0.091*	-1.72				
CFO× SCORES			-0.003*	-1.73		
CFO× PAGE					-0.006**	-2.47
CSRD	0.008	1.49				
SCORES			0.000*	1.90		
PAGE					0.001**	2.37
SIZE	0.014***	5.17	0.014***	5.15	0.014***	5.11
STDCHANGE	0.054**	2.04	0.053**	2.02	0.052**	1.98
NWCHANGE	-0.143***	-4.78	-0.143***	-4.77	-0.144***	-4.81
INVEST	-0.579***	-12.67	-0.580***	-12.69	-0.579***	-12.68
TOBINQ	0.011***	4.28	0.011***	4.29	0.011***	4.26
常数项	-0.260***	-4.16	-0.258***	-4.13	-0.255***	-4.06

(续表 10)

行业	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制
N	1556	1556	1556
Adj_R ²	0.222	0.2224	0.224

注:同表 4。

同时,我们进一步采用固定效应模型和随机效应模型对配对样本进行稳健性检验,回归结果如表 11 所示。由表 11 可知,无论是固定效应还是随机效应,自愿性社会责任信息披露意愿(CSRD)和披露水平(SCORES 和 PAGE)与现金流(CFO)交乘项的回归系数均为负,且都通过显著性检验,说明基于配对样本的固定效应回归和随机效应回归结果与表 10(OLS 回归结果)的结论一致。具体地,披露意愿(CSRD)和现金流(CFO)交乘项的回归系数在固定效应回归和随机效应回归中分别为-0.221 和-0.091,并通过显著性检验,说明在控制其他因素和可能的内生性后,披露意愿与融资约束之间仍然显著负相关,进一步证实了发布社会责任报告能降低公司的信息不对称程度,进而缓解融资约束。披露水平 1(SCORES)和现金流(CFO)交乘项的回归系数在固定效应回归和随机效应回归中分别为-0.005 和-0.003,都在 10%的水平上显著。披露水平 2(PAGE)和现金流(CFO)交乘项的回归系数在固定效应回归和随机效应回归中分别为-0.008 和-0.006,都在 5%的水平上显著。这些交乘项系数相当一致,都与 CASH 之间呈显著负相关,说明在控制内生性和其他因素的影响后,自愿性社会责任信息披露水平越高,向市场传递的信息量越大,公司与市场之间的信息不对称程度也就越低。

表 11 自愿社会责任信息披露和融资约束
(基于配对样本的固定效应和随机效应)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	固定效应	固定效应	固定效应	随机效应	随机效应	随机效应
	Δ CASH	Δ CASH	Δ CASH	Δ CASH	Δ CASH	Δ CASH
CFO	0.450*** (4.6)	0.414*** (4.61)	0.374*** (5.21)	0.339*** (8.45)	0.336*** (8.62)	0.334*** (9.72)
CFO× CSR D	-0.221** (-2.00)			-0.091* (-1.72)		
CFO× SCORES		-0.005* (-1.73)			-0.003* (-1.73)	
CFO× PAGE			-0.008** (-1.98)			-0.006** (-2.47)
CSR D	-0.002 (-0.09)			0.008 (1.49)		
SCORES		0.000 (0.36)			0.000* (1.90)	

PAGE			0.001 (1.00)			0.001** (2.37)
SIZE	0.087*** (4.00)	0.086*** (3.99)	0.085*** (3.95)	0.014*** (5.17)	0.014*** (5.15)	0.014*** (5.11)
STDC- HANGE	0.037 (0.78)	0.038 (0.81)	0.037 (0.79)	0.054** (2.04)	0.053** (2.02)	0.052** (1.98)
NWC- HANGE	-0.090* (-1.67)	-0.083 (-1.54)	-0.082 (-1.52)	-0.143*** (-4.78)	-0.143*** (-4.77)	-0.144*** (-4.81)
INVEST	-0.680*** (-6.98)	-0.676*** (-6.93)	-0.671*** (-6.88)	-0.579*** (-12.67)	-0.580*** (-12.69)	-0.579*** (-12.68)
TOBINQ	0.007 (1.18)	0.007 (1.25)	0.007 (1.28)	0.011*** (4.28)	0.011*** (4.29)	0.011*** (4.26)
常数项	-1.815*** (-3.80)	-1.810*** (-3.79)	-1.788*** (-3.75)	-0.260*** (-4.16)	-0.258*** (-4.13)	-0.255*** (-4.06)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1556	1556	1556	1556	1556	1556
R ² (within)	0.179	0.177	0.178	0.130	0.129	0.131

注:同表 4。

五、研究结论及理论启示

(一)研究结论

企业自愿披露社会责任信息的意愿及其水平会直接影响信息使用者的决策判断,进而成为影响资本市场健康发展的关键问题之一。企业通过自愿发布社会责任报告,主动向市场传递企业履行社会责任活动的积极信号,有助于公众进一步了解企业的真实状况,提高企业信息透明度,缓解企业信息不对称,从而帮助企业树立良好的社会形象。因此,规范企业自愿性披露社会责任信息行为具有重要的现实意义。

本文选取 2009~2013 年除强制性披露社会责任报告外的非金融类 A 股上市公司为研究样本,考察了媒体关注对上市公司社会责任信息自愿披露意愿和水平的影响,证实了媒体的信息中介作用。实证结论表明:(1)企业自愿性信息披露行为确实受到媒体关注度的影响,媒体关注显著提高了上市公司社会责任信息披露意愿及水平;(2)与财务信息披露一样,自愿性社会责任信息披露向市场传递了有价值的信息,缓解了投资者、债权人等资金供给者与企业之间的信息不对称,显著降低了企业的现金—现金流敏感性,进而达到缓解融资约束的作用。

(二)理论启示与政策建议

基于本文的研究结论,我们认为,现阶段,企业社会责任信息披露制度建设仍处于初级阶段,难以有效约束和规范企业的社会责任信息披露行为,而孱弱的执法环境更是加剧了制度约束失灵的可能性。因此,监管层特别是政策制定者在加强和完善上市公司社会责任信息披露相关制度的同时,应切实

考虑自愿性信息披露与强制性披露在披露动机、监管环境、制度约束力等各方面的差异,以保证相关政策得以有效执行。在企业社会责任信息披露法律规范机制尚不完善之前,充分发挥媒体舆情对规范企业行为的激励作用,以期达到规范企业社会责任信息披露及其投入的目的,进而缓解当前日益严重的环境问题、食品安全危机及时有发生的员工人权危机等社会责任问题。

(三)研究的不足与展望

应当指出,本文的研究也存在一定的局限性。第一,采用关注度度量媒体报道对企业行为的影响具有一定的局限性。因为媒体报道对公司行为的影响还可能表现在其他方面,特别是媒体报道的语调,上市公司对正面报道、中性报道以及负面报道的反

应是完全不同的。第二,本文的实证结果表明,企业自愿性社会责任信息披露能够有效缓解企业融资约束,但自愿性社会责任信息披露的经济后果可能并不局限于此,本文未研究其他方面的经济后果。

结合本文的研究,我们认为,在后续研究中有两点是值得关注的。首先,本文的研究主要基于百度新闻作为媒体报道的来源。然而,微博、微信等以互联网为特征的新媒体是否影响企业社会责任信息披露行为,还有待进一步研究。其次,鉴于自愿性社会责任信息披露的特殊性,现有的基于会计信息披露和强制性社会责任信息披露的相关结论并不能直接推广到自愿性社会责任信息披露中,因此,研究除了融资约束以外的其他自愿性社会责任信息披露经济后果,也是未来研究的重点方向。

[参考文献]

- [1] Harte G, Owen D. Current Trends in the Reporting of Green Issues in the Annual Reports of United Kingdom Companies, in Owen, D. (Ed.), *Green Reporting: Accountancy and the Challenge of the Nineties*, Chapman and Hall [M]. New York: NY, 1992: 166-200.
- [2] Deegan C, Rankin M. Do Australian Companies Report Environmental News Objectively? An Analysis of Environmental Disclosures by Firms Prosecuted Successfully by the Environmental Protection Authority [J]. *Accounting, Auditing and Accountability Journal*, 1996, 9(02): 50-67.
- [3] 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(03): 15-27.
- [4] Dyck A N, Volchkova, Zingales L. The Corporate Governance Role of the Media: Evidence from Russia [J]. *The Journal of Finance*, 2008, 63(03): 1093-1135.
- [5] Miller G S. The Press as a Watchdog for Accounting Fraud [J]. *Journal of Accounting Research*, 2006, 44(05): 1001-1033.
- [6] 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(07): 145-162.
- [7] Downs A. An Economic Theory of Political Action in a Democracy [J]. *Journal of Political Economy*, 1957, 65(02): 135-150.
- [8] Dyck A D, Moss, Zingales L. Media Versus Special Interests, National Bureau of Economic Research [R]. Working Paper, 2008.
- [9] Lind-blom C E. The Accountability of Private Enterprise: Private-No. Enterprise-Yes', In: T. Tinker (ed.), *Social Accounting for Corporations: Private Enterprise versus the Public Interest* [M]. Manchester University Press, 1984.
- [10] Lindgreen A, Swaen V, Johnston W J. Corporate Social Responsibility: An Empirical Investigation of US Organizations [J]. *Journal of Business Ethics*, 2008, 85(02): 303-323.
- [11] Deegan C, Rankin M, Voght P. Firms' disclosure Reactions to Major Social Incidents: Australian Evidence [J]. *Accounting Forum*, 2000, 24(01): 101-130.
- [12] Reverte C. Determinants of Corporate Social Responsibility Disclosure Ratings by Spanish Listed Firms [J]. *Journal of Business Ethics*, 2009, 88(02): 351-366.
- [13] 陶莹, 董大勇. 媒体关注与企业社会责任信息披露关系研究 [J]. *证券市场导报*, 2013(11): 20-26.
- [14] 沈洪涛, 冯杰. 舆论监督、政府监管与企业环境信息披露 [J]. *会计研究*, 2012(02): 72-78.
- [15] Dhaliwal D S, Li O Z, Tsang A, et al. Voluntary Nonfinancial Disclosure and the Cost of Equity Capital: The Initiation of Corporate Social Responsibility Reporting [J]. *The Accounting Review*, 2011, 86(01): 59-100.
- [16] Healy P, Hutton A, Palepu K. Stock Performance and Intermediation Changes Surrounding Sustained Increase in Disclosure [J]. *Contemporary Accounting Research*, 1999, 16(03): 485-520.
- [17] Ader C. A Longitudinal Study of Agenda Setting for the Issue of Environmental Pollution [J]. *Journalism & Mass Communication Quarterly*, 1995, 72(02): 300-311.
- [18] Walden W D, Schwartz B N. Environmental Disclosures and Public Policy Pressure [J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 1997, 16(02): 125-154.

- [19] Myers S, Majluf N. Corporate Financing and Investment Decisions When Firms have Information that Investors do not Have [J]. *Journal of Financial Economics*, 1984, 13(02): 187-221.
- [20] Verrecchia R. Essays on Disclosure [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2001, 32(01): 97-180.
- [21] 罗珊梅, 李明辉. 企业社会责任信息披露、审计师选择与融资约束——来自A股市场的新证据[J]. *山西财经大学学报*, 2015(02): 105-115.
- [22] Richardson A, Welker M. Social Disclosure, Financial Disclosure and the Cost of Equity Capital [J]. *Accounting, Organization and Society*, 2001, 26(07): 597-616.
- [23] Goss A, Roberts G S. The Impact of Corporate Social Responsibility on the Cost of Bank Loans [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2011, 35(07): 1794-1810.
- [24] Diamond D, Verrecchia R. Disclosure, Liquidity and the Cost of Equity Capital [J]. *Journal of Finance*, 1991, 46(04): 1325-1360.
- [25] Kuo L, Chen V. Is Environmental Disclosure an Effective Strategy on Establishment of Environmental Legitimacy for Organization? [J]. *Management Decision*, 2013, 51(07): 1462-1487.
- [26] Abbott W, Monsen R. On the Measurement of Corporate Social Responsibility: Self-reported Disclosures as a Method of Measuring Corporate Social Involvement [J]. *Academy of Management Journal*, 1979, 22(03): 501-515.
- [27] Dhaliwal D, Radhakrishnan S, Tsang A, et al. Nonfinancial Disclosure and Analyst Forecast Accuracy: International Evidence on Corporate Social Responsibility Disclosure [J]. *The Accounting Review*, 2012, 87(03): 723-759.
- [28] Almeida H, Campello M, Weisbach M. The Cash Flow Sensitivity of Cash [J]. *Journal of Finance*, 2004, 59(04): 1777-1804.
- [29] 连玉君, 彭方平, 苏治. 融资约束与流动性管理行为[J]. *金融研究*, 2010(10): 158-171.
- [30] 罗进辉. 媒体报道的公司治理作用[J]. *金融研究*, 2012(10): 153-166.
- [31] Shyam-Sunder L, Myers S. Testing Static Tradeoff Against Pecking Order Models of Capital Structure [J]. *Journal of Financial and Economics*, 1999, 51(02): 219-244.
- [32] 白重恩, 刘俏, 陆洲. 中国上市公司治理结构的实证研究[J]. *经济研究*, 2005(02): 81-91.
- [33] 靳庆鲁, 原红旗. 公司治理与股改对价的确定[J]. *经济学(季刊)*, 2008(08): 249-270.

[责任编辑: 冯霞]