

外部制度环境、内部控制与 CSR 信息披露

许丹

【摘要】 本文基于2010~2014年我国沪深A股数据,从外部制度环境和内部控制环境视角出发,实证检验了内外部制度环境对CSR(企业社会责任)信息披露的影响。研究结果表明:第一,产品市场竞争越激烈,CSR信息披露程度越高。第二,媒体关注度越高,CSR信息披露程度越高。第三,考虑内部控制环境后的回归结果表明,外部产品市场竞争、媒体关注在对CSR信息披露的作用上与内部控制环境存在互补关系。第四,基于外部产品市场竞争、媒体关注及内部控制质量分组后的回归结果表明,外部产品市场竞争越激烈、内部控制质量越高,产品市场竞争与内部控制环境对CSR信息披露的正向联合效应越大;媒体关注度越高、内部控制质量越高,媒体关注和内部控制环境对CSR信息披露的正向联合效应越大。

【关键词】 外部制度环境; 媒体关注; 内部控制; CSR 信息披露

【中图分类号】 F235

【文献标识码】 A

【文章编号】 1004-0994(2016)18-0020-9

一、引言

近年来,随着我国资本市场的迅速发展,企业社会责任履行及相关信息披露被广泛关注。企业追求自身经济利益时,如果忽视企业社会责任的履行,就会影响人们的身体健康,给社会环境带来负担。公众对企业履行社会责任的了解大多是通过相关媒体报道及公司相关的信息披露。资本市场的完善使得信息不对称现象较为突出,相关利益者并不能获取企业社会责任履行信息,因此企业社会责任信息披露尤为重要。

从国内现有研究来看,我国企业社会责任信息披露范围较窄,大多数企业只披露非会计信息,披露意识淡薄且披露内容不全面。近年来,危害员工、社会环境及社区福利的现象时有发生,如三鹿奶粉事件等。企业社会责任缺失会削弱消费者及投资者对公司的信任,从而产生信任危机等,同时声誉受损又会给企业的发展带来不可估量的损失。

一般来说,企业社会责任信息披露不仅受内部因素的影响,还受外部制度因素的影响。特别是我国从计划经济转变为市场经济,制度背景较国外特殊,国外研究结果在我国的适用性值得思考。结合我国制度环境对企业社会责任信息披露进行研究,是现今制度变迁环境下需要研究的主题。两权分离使得高管对公司拥有控制权但不拥有所有权,且其处于信息优势地位。为保护股东等相关利益者的合法权益,出现了公司治理的制度安排,如股东大会、独立董事等,因此可以将公司治理作为企业发展过程中所处的内部控制环境。外部制度环境较差时,内部控制环境是否能够更好地促进企业披露社会责任信息呢?二者之间究竟是互补关系还是替代关

系?这些问题都值得探讨。

基于上述分析,本文基于利益相关者理论,研究公司外部制度环境和内部控制环境对企业社会责任信息披露所发挥的作用,以及内外部环境在对企业社会责任信息披露所发挥作用上存在的关系,以促进企业可持续发展及社会帕累托改进,使企业承担更多的社会责任。

二、文献综述及假设提出

(一)文献综述

1. 企业社会责任信息披露的相关研究。Trotman 和 Bradle(1981)发现,系统风险高的公司为了降低系统风险,会较多地披露企业社会责任信息。马连福和赵颖(2007)研究发现,公司规模及行业等会显著影响社会责任信息的披露程度。李立清(2006)研究发现,公司所处的行业、公司规模及公司所有权性质会显著影响社会责任信息的披露程度。

Orlitzky et al.(2003)研究了财务杠杆和企业社会责任信息披露的关系,发现财务杠杆越高,企业社会责任信息的披露程度越低,二者呈显著的负相关关系。Patten(1991)研究发现,公众压力对企业社会责任信息披露的影响显著强于企业业绩对公司社会责任信息披露的影响。

Muhammad et al.(2010)则用负面媒体关注作为外部压力,研究其对社会责任感信息披露的影响,发现大量负面报道及媒体关注会导致社会责任信息披露更多,特别是披露的环境信息更多。Guthrie 和 Parker(1989)的研究结果与 Muhammad et al.(2010)相反,他们并未发现外部压力给社会责任信息披露带来显著影响。

Dowell et al.(2000)发现履行国际环境标准的企业市场

化价值更高,二者显著正相关。Luo 和 Bhattacharya(2006)将企业社会责任信息分为不同部分,深入分析了企业社会责任信息披露对财务业绩的影响。研究结果表明,只有客户满意度的相关信息披露能显著影响企业财务绩效,且二者存在显著的正相关关系,其他的企业社会责任相关信息的披露并未提升企业的财务业绩。也就是说,其他企业社会责任分项信息的披露对企业财务业绩不产生显著影响。

Verrecchia(2001)发现,较高水平的企业社会责任信息披露能提升企业股票流动性,投资者对该公司股票的需求随之增加,股价得到提升,进而降低了公司面临的权益资本成本。Ingram 和 Robert(1978)研究了企业社会责任信息披露对公司投资决策的影响,发现二者关系不显著,企业社会责任信息披露并不能影响投资决策。这与 McMillan(1996)的研究结论类似,反映了企业社会责任信息披露不存在信息含量,但在控制了行业及披露时间等相关变量后,企业社会责任信息披露和投资决策的关系显著。

李正(2006)研究发现,企业社会责任信息披露程度越高,公司市场价值越低,二者呈显著负相关关系。但杨熠和沈洪涛(2008)与李正(2006)的研究结果相反,他们发现企业社会责任信息披露程度越高,则股票收益率越高,二者呈显著的正相关关系。

Healy et al.(2001)、Lang 和 Lundholm(1996)研究发现,为在资本市场再融资,企业会主动披露企业社会责任承担的情况以改善资本市场对公司的印象。后续也有较多学者试图研究公司如何通过社会责任信息披露进行印象管理(Zimmerman 和 Zeitz,2002;Deephouse 和 Carter,2005)。

Waller et al.(2009)与前述研究不同,他们从信号传递视角来研究企业社会责任信息披露动机。

方靖怡(2010)、陈小林及魏学强(2011)研究了企业慈善信息披露,认为通过披露相关慈善捐赠信息,能实现广告宣传和弱化政府管制等目的。

2. 制度环境和企业社会责任信息披露的相关研究。
Patten(1991)提出,企业进行信息披露的动因之一是遵守相关信息披露的法律法规,并认为提升企业社会责任信息披露数量及质量的方法之一是完善信息披露的法律法规。Guthrie 和 Parker(1989)研究发现,为提前应对社会责任信息披露增加的压力,企业会增加社会责任信息的披露,当然,这也可能是为了应对政府干预等而做出的反应。Brammer 和 Pavelin(2004)则研究了媒体关注对企业社会责任信息披露的影响,发现二者之间存在显著的相关关系,证明媒体关注为其影响因素。

王建明(2008)发现外部环境监管的压力能够显著影响环境信息披露的水平,外部监管压力越大,其环境信息披露的程度越大。陶文杰和金占明(2013)研究了媒体关注在企业社会责任信息披露和企业财务业绩关系中发挥的作用,发现

媒体关注确实能够发挥中介效应。

Healy 和 Palepu(2001)认为,行业竞争度越高的企业其自愿性信息披露的程度越低,因为更多的信息披露会使竞争对手获取企业相关信息。王俊秋和张奇峰(2010)研究发现,政府控制的上市公司发生财务重述的概率更高,特别是地方控股的上市公司,公司制度环境的改善对二者关系起到显著调节作用,能降低公司财务重述的可能性。

于鹏(2007)研究发现,非国有控股比国有控股企业发生财务重述的可能性更大,产权性质是影响财务重述的因素。李诗田(2009)用媒体关注、行业敏感性、制度引导等替代外部压力,研究发现企业合法性压力越大,社会责任信息的披露程度越大。激烈的产品市场竞争折射出企业未来发展的许多信息,对企业社会责任信息披露产生一定影响,是降低内外部信息不对称的途径之一(Hart,1983;Scharfstein,1988)。

Schmidt(1997)研究发现,激烈的外部竞争增加了公司破产的风险,为避免职位安全受到威胁,高管会增加更多的个人投入,以完善上市公司内部治理,提升企业效率。Nickell(1996)则发现公司治理与产品市场竞争之间存在替代关系,这与 Parrino(1997)的结果一致。

罗炜和朱春艳(2010)的研究结果表明,上市公司所处的外部环境竞争越激烈,其自愿性信息披露越多,其会通过披露更多的相关信息来降低上市公司与投资者、顾客等的信息不对称。而有效的内部控制能提高相关信息披露质量,王志永等(2008)发现良好的内部控制是加强社会责任履行的重要保障。这与郭素勤(2011)的观点不谋而合,该学者也认为内部控制质量越高越能保证企业社会责任的履行及披露,越能保证相关利益者的合法权益等。

3. 公司治理和企业社会责任信息披露的相关研究。
Cullen 和 Christopher(2002)的研究表明,公司治理结构会显著影响企业的社会责任信息披露行为。该研究结果得到了 Adam(2002)的支持。Roberts(1992)则研究了外部独立董事比例对企业社会责任信息披露的影响,发现二者之间呈现显著的正相关关系,外部独立董事比例越高,企业社会责任信息披露的程度越高。

Forker(1992)研究了董事长和总经理两职合一、独立董事比例与企业社会责任信息披露的关系,发现董事长和总经理两职合一与企业社会责任信息披露之间负相关,而独立董事比例对二者的负相关关系起到了显著的调节作用,独立董事比例越高,二者的负相关程度越低,这一结果得到了国内学者沈洪涛等(2010)的支持。但马连福和赵颖(2007)研究发现,董事长和总经理两职合一与企业社会责任信息披露之间不存在显著的相关关系,独立董事比例和企业社会责任信息披露之间的关系也不显著。

钟田丽等(2005)研究发现,独立董事比例越高,公司自愿性信息披露的水平越高,二者之间呈现显著的正相关关

□ 理论与探索

系。Haniffa 和 Cooke(2005)则研究了董事会主席特征和董事会组成与企业社会责任信息披露的关系,发现这两个因素都对企业社会责任信息披露的影响不显著。

(二)假设的提出

我国是新兴资本市场,上市公司普遍存在融资难的问题,特别是中小企业更为严重,从而阻碍了企业对投资机会的把握。如何能获得融资已成为理论界和实务工作人员非常关注的问题。严重的信息不对称及代理问题增加了上市公司潜在投资者的价格保护,提高了公司的融资成本,降低了公司股票的流动性等,给企业未来发展带来了负面经济后果。基于理性经济人假说,管理层存在动机进行形象管理,加强资本市场中企业社会责任履行的信息披露,降低内外部信息不对称程度,以减少逆向选择和价格保护,从而减少公司的融资成本和融资约束。

产品市场竞争作为外部制度环境的一种重要因素,已成为公司治理的替代机制,对其的研究能够在一定程度上降低信息不对称,提高资源配置效率。Hart(1983)发现,管理层努力程度受到产品市场竞争程度的影响,产品市场竞争越激烈,管理层越努力。Schmidt(1997)研究发现,由于激烈的外部竞争增加了公司清算的风险,为了避免公司清算给管理层自身带来私有成本(如失业等),其会更加努力工作以改善公司的生产经营效率。因此,外部产品市场竞争能够促进管理层提升努力程度,从而表现为外部产品市场竞争对公司治理有一定的替代作用。

Griffith(2003)研究发现,产品市场竞争程度越高,企业的生产效率越高,企业代理成本越低,具体表现为企业外部产品市场竞争促进了企业效率的帕累托改进。姜付秀和刘志彪(2005)认为,企业决策会考虑产品市场竞争的程度,产品市场的竞争程度又会显著地影响企业的社会责任履行及相关信息披露。外部市场竞争环境的改善,降低了企业采用非正当手段进行竞争的程度,提升了其承担企业社会责任履行及相关信息披露的程度,促进了资本市场信息的流动,降低了信息不对称程度,提升了企业的社会形象。从这方面来看,外部产品市场竞争程度越高,从同行业竞争对手处获取的相关行业信息也越多,这表明外部产品市场竞争可以降低信息不对称程度。如果同行业其他企业均披露了企业社会责任相关信息,而单个企业未披露,则会被社会公众所质疑,进而损害其社会形象及声誉。因此,为了避免成为另类企业,当外部产品市场竞争程度越高时,企业社会责任信息披露的程度越高。据此,本文提出如下研究假设:

H1:产品市场竞争和企业社会责任信息披露正相关,即产品市场竞争越激烈,企业社会责任信息披露程度越高。

合法性理论认为,企业社会责任信息披露成为企业树立良好企业形象的战略选择。在该动机支撑下,企业一般会选择披露更多的企业社会责任履行的相关信息。具体来说,如

果媒体对企业进行了正面报道,那么将会提升企业的社会形象,也在一定程度上提高了企业的声誉及知名度;反之,如果媒体对企业进行了负面报道,那么将会在较大范围内损害企业的声誉及社会形象,从而给企业的长期发展带来严重的负面经济后果。因此,从这方面来看,媒体关注度的增加会让企业进行更多相关社会责任履行信息的披露。在面对媒体的正面报道时,企业会增加更多的社会责任履行的相关信息披露,以进一步提升社会公众对其的认可程度,进而提升企业形象。在面对媒体的负面报道时,企业通常会做出相应的积极反应,如披露企业更多的社会责任履行及承担的相关信息,表明企业并未侵犯企业员工、社区及环境等的合法权益,为自己的行为做出辩护。

压力理论认为,企业进行社会责任信息的相关披露更多的是出于外部压力的考虑,而媒体则是更为活跃的外部压力的来源之一,会对企业的经营活动及社会形象带来显著的影响。媒体报道越多,给企业带来的外部压力也就越大。由于我国经济近年来得到了飞速发展,环境等企业社会责任缺失现象较为严重,企业的生存面临着较大的外部压力。如对三鹿奶粉事件的大肆报道使社会公众对该企业产品不信任,最终导致该企业破产。类似的例子不胜枚举,可见媒体关注对企业发展的影响不可小觑。根据上述分析可知,媒体关注越多,企业社会责任信息披露程度越大。据此,本文提出如下研究假设:

H2:媒体关注与企业社会责任信息披露正相关,即媒体关注度越高,企业社会责任信息披露程度越大。

三、实证研究设计

(一)数据来源和样本选择

本文以2010~2014年我国沪深A股上市公司为初始样本,并进行如下筛选:①剔除金融保险业样本;②剔除数据缺失样本;③对连续变量进行上下1%的缩尾处理。最后得到4014个年度观测值。财务数据来自国泰安(CSMAR)数据库,企业社会责任信息披露信息来自巨潮资讯网等,且通过手工收集,数据处理采用Excel和Stata 11.0。

(二)变量计量

1. 产品市场竞争的计量。本文参考罗炜和朱春艳(2010)的研究,计算赫芬达尔指数,用单个上市公司所占有的市场份额的平方和和计量产品市场竞争,即用单个公司的主营业务收入除以行业所有上市公司主营业务收入,再将每个公司的该比值平方后加总。

2. 媒体关注的计量。李培功和沈艺峰(2010)采用少数代表性报刊标题中涉及的企业名字次数替代性计量公司被媒体关注的程度。罗进辉(2012)用互联网新闻搜索的方法检索企业的新闻报道,以此替代性计量企业外部媒体关注的程度。但该方法涉及的范围太广,工作量太大,且容易遗漏。本文借鉴陶文杰和金占明(2013)的研究方法,通过中国知网这

一巨大资源库,计量样本企业被新闻媒体所报道的数量,作为量化媒体关注的指标。为保证数据服从正态分布,对该数据指标进行了对数化处理,下文均采用经对数化处理后的媒体关注指标。

3. 企业社会责任信息披露的计量。部分学者自行构建指数来衡量,部分学者采用德尔菲专家打分法,还有部分学者通过企业社会责任信息披露在年报中所占页数计量(Abbott和Monsen, 1979;倪恒旺等, 2015)。本文拟借鉴倪恒旺等(2015)的方法,采用企业社会责任报告页数作为企业社会责任信息披露水平的替代指标,该值越大表明企业社会责任信息披露程度越高;反之,则表明企业社会责任信息披露程度越低,企业未披露任何企业社会责任相关信息时该指标取0。

4. 控制变量。企业规模、财务杠杆、盈利能力、资本性支出、公司治理均可能影响到企业社会责任信息披露水平,在多元线性回归模型中将这些因素控制以保证结论稳健。

具体变量界定如表1所示。

	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业社会责任信息披露指标1	CSR1	用企业社会责任信息披露在年报中列示的页数衡量,页数越多表明企业社会责任信息披露水平越高,企业未披露任何企业社会责任相关信息,该指标取0
	企业社会责任信息披露指标2	CSR2	发布企业社会责任信息的企业中,借鉴润灵环球责任评级公司发布的专家评级,评级越大表示企业社会责任信息披露程度越高,没有发布企业社会责任信息的企业,该指标取值为0
解释变量	产品市场竞争	comp	用赫芬达尔指数替代性计量产品市场竞争程度,该指标越大表明产品市场竞争越激烈
	媒体关注	ME	企业相关报道的文章数量取自然对数
控制变量	董事会规模	board	董事会人数
	独立董事人数	Iboard	独立董事人数
	高管持股比例	hold	高管持股数量/发行在外普通股股数
	高管货币薪酬	salary	前三大高管薪酬总额取自然对数
	董事长和总经理两职合一	dual	董事长和总经理两职合一为1,否则为0
	股权集中度	top1	第一大股东持股比例越高,表明股权集中度越高
	公司规模	lnsize	公司上期总资产的自然对数
	资本性支出	lncap	固定资产、无形资产等长期资产支付现金的值取自然对数
	财务杠杆	lev	负债总额除以资产总额计算得到
	公司上期业绩	roa	上期净利润除以期初资产总额
	年度因素	year	年度虚拟变量,控制年度因素的影响
	行业因素	industry	行业虚拟变量,控制行业因素的影响

(三)多元回归模型

模型(1)和模型(2)为检验H1和H2的多元线性回归模型。

$$CSR1 = a_0 + a_1 \times comp + a_2 \times \sum controlvar + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$CSR2 = b_0 + b_1 \times ME + b_2 \times \sum controlvar + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

模型(1)用来检验产品市场竞争和企业社会责任信息披露的关系。模型(2)用来检验媒体关注和企业社会责任信息披露的关系。CSR1表示CSR1和CSR2,为衡量企业社会责任信息披露的两个变量。controlvar为表1中年度行业虚拟变量及其他控制变量。comp为产品市场竞争的替代变量,用赫芬达尔指数计量。 ε_{it} 为模型回归残差。如果H1得到验证,模型(1)中comp系数 a_1 应为正值,表明产品市场竞争越激烈,企业社会责任信息披露程度越高。如果H2得到验证,模型(2)中 b_1 应为正值,表明媒体关注对企业社会责任信息披露产生正向促进作用。

四、实证结果分析

(一)描述性统计及相关性分析

表2给出了变量的描述性统计结果。

表2 描述性统计结果

变量	均值	中位数	最小值	最大值
CSR1	2.004	7.093	0.000	85.000
CSR2	4.018	0.000	0.000	69.194
comp	0.083	0.115	0.022	0.384
ME	4.528	4.401	1.093	8.913
board	8.482	9.000	4.000	18.000
Iboard	3.008	3.000	1.000	7.000
hold	5.316	0.002	0.000	56.426
salary	13.852	13.790	9.231	23.998
dual	0.132	0.000	0.000	1.000
top1	36.743	34.689	2.168	100.000
lnsize	21.827	21.657	16.116	28.638
lncap	18.582	18.611	8.094	26.521
lev	0.326	0.279	-0.214	1.457
roa	0.042	0.037	-0.138	1.207

注:样本量为1684个。

如表2所示,CSR1的描述性统计表明,平均来看企业进行社会责任信息披露的页数为2.004页,中位数为7.093;CSR2为相应的专家评级,平均来看专家对企业社会责任信息披露的评级为4.018。comp的描述性统计结果表明,衡量产品市场竞争的赫芬达尔指数均值为0.083,整体来看产品市场竞争程度一般。媒体关注的均值为4.528,中位数为4.401,最小值和最大值分别为1.093和8.913,表明媒体相关报道整体上来说较多,即媒体关注程度较高。董事会规模均值为8.482个,最小值和最大值分别为4.000和18.000,表明公司董事会的人数较多;独立董事人数Iboard均值为3.008个。高管持股比例均值为5.316%,中位数为0.002%,表明整体来看高管持股比例较低,这可能是由于较多上市公司均引入了职业经理人所致。高管薪酬激励的自然对数salary均值为

□ 理论与探索

13.852。董事长和总经理兼任 dual 的均值为 0.132, 表明有 13.2% 的公司中存在董事长和总经理兼任的情况。第一大股东持股比例的均值为 36.743%, 但最大值为 100%, 表明上市公司第一大股东持股存在较大的差异。公司规模自然对数 lnsizes 的均值为 21.827, 表明一般来看上市公司的规模较大。资本性支出自然对数 lncap 的均值为 18.582, 表明资本性支出较高。资产负债率 lev 的均值为 0.326, 表明上市公司平均来看在外负债的比例为 32.6%。公司当期经营业绩 roa 的均值为 0.042, 最小值为 -0.138, 表明整体来看上市公司存在盈利, 但部分公司存在亏损。

同时计算了表 2 各变量之间的皮尔森线性相关系数。结果表明, 各回归模型解释变量的方差膨胀因子均值 (VIF) 均小于 4.918, 不存在严重多重共线性。为控制文章篇幅, 皮尔森相关系数矩阵的结果本文未做报告。

(二) 产品市场竞争与 CSR 信息披露的回归结果

表 3 列示了产品市场竞争与企业社会责任信息披露的多元线性回归结果。

表 3 产品市场竞争与企业社会责任信息披露的回归结果

变量/模型 (1)	CSR D1		CSR D2	
	回归系数	t 值	回归系数	t 值
截距项	0.214***	4.281	0.108***	3.095
comp	0.015**	1.984	0.011*	1.669
board	0.021*	1.692	0.014*	1.723
lboard	0.011	1.308	0.015*	1.771
hold	0.005	1.206	0.005	1.108
salary	-0.123	-1.002	-0.110	-0.092
dual	0.001	1.027	0.002	1.202
top1	0.005	1.399	0.005	1.480
lnsize	0.382***	4.900	0.109***	2.871
lncap	0.101**	2.012	0.084***	3.004
lev	-0.015*	-1.679	-0.014*	-1.693
roa	0.248***	4.397	0.106**	2.011
年度/行业	控制		控制	
N	4014		4014	
调整 R ²	0.083		0.102	

注: 括号内为 t 值, *, **, *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著; 为节省篇幅, 年度和行业虚拟变量的回归结果没有报告, 下同。

如表 3 所示, 第二、三列是以 CSR D1 为因变量的回归结果, 最后两列是以 CSR D2 为因变量的回归结果。comp 和 CSR D1 的系数为 0.015, 在 5% 的水平上显著, comp 和 CSR D2 的回归系数为 0.011, 在 10% 的水平上显著。表 3 的结果表明, 企业面临的外部产品市场竞争环境越激烈, 企业社会责任信息披露的程度越高。从相关控制变量的结果来看, 董事会规模、独立董事人数、公司规模及资本性支出等指标均能显著促进企业社会责任信息披露, 系数通过了显著性检

验。而其他变量与企业社会责任信息披露的系数要么为负值, 要么不显著。如资产负债率与 CSR D1 的系数为 -0.015, 在 10% 的水平上显著, 表明公司财务杠杆越高, 企业社会责任信息披露程度越低。roa 和 CSR D1 的系数为 0.248, 在 1% 的水平上显著, 表明经营业绩越好, 企业社会责任信息披露程度越高, CSR D2 作为因变量时的回归结果与 CSR D1 作为因变量的回归结果一致。表 3 的结果总体上验证了 H1, 即企业社会责任信息披露程度和产品市场竞争环境显著正相关, 外部竞争环境越激烈, 企业越会披露更多的社会责任信息。

表 4 列示了媒体关注与企业社会责任信息披露的多元线性回归结果。

表 4 媒体关注与企业社会责任信息披露的回归结果

变量/模型 (2)	CSR D1		CSR D2	
	回归系数	t 值	回归系数	t 值
截距项	0.308***	4.981	0.104***	4.091
ME	0.201**	2.091	0.197**	2.011
board	0.011*	1.682	0.011*	1.693
lboard	0.014	1.593	0.014	1.593
hold	0.241**	2.208	0.019*	1.739
salary	0.019*	1.895	0.015*	1.893
dual	-0.197**	-2.194	-0.148***	-3.290
top1	0.284***	3.028	0.104***	2.201
lnsize	0.109***	3.291	0.017***	3.295
lncap	0.021*	1.763	0.101**	2.104
lev	-0.024**	-2.204	-0.014*	-1.932
roa	0.119***	4.295	0.114***	3.291
年度/行业	控制		控制	
N	4014		4014	
调整 R ²	0.073		0.108	

如表 4 所示, ME 和 CSR D1 的回归系数为 0.201, 在 5% 的水平上显著; ME 和 CSR D2 的回归系数为 0.197, 在 5% 的水平上显著。这表明无论用 CSR D1 还是用 CSR D2 计量企业社会责任信息披露程度, 媒体关注 ME 都与企业社会责任信息披露之间呈显著的正相关关系, 且均在 5% 的水平上显著。从其他控制变量的回归结果来看, 董事会规模、独立董事人数、高管持股比例、高管货币薪酬、第一大股东持股比例、公司规模、资本性支出及总资产报酬率都与企业社会责任信息披露之间呈现正相关关系, 而董事长和总经理两职合一、资产负债率与企业社会责任信息披露负相关, 且均在统计上显著, 表明资产负债率越高的企业其社会责任信息披露程度越低, 与表 3 的结果吻合。

(三) 产品市场竞争、内部控制与 CSR 信息披露的回归结果

产品市场竞争和媒体关注作为外部制度环境的替代变量, 其对企业社会责任信息披露的影响在前文得到了验证。

但是,企业外部制度环境与内部控制环境对企业社会责任信息披露发挥的联合效应是怎样的呢?从现有研究来看,公司内部环境对企业社会责任信息披露的影响结论不统一,部分学者认为二者之间存在正相关关系,部分学者认为二者之间无显著关系,还有部分学者认为二者之间存在显著的负相关关系。之所以不能得出一致结论,可能是因为忽视了外部制度环境。由于现有研究较为匮乏,本文将从外部制度环境和内部控制环境对企业社会责任信息披露的联合效应入手,实证检验企业所处的环境对企业社会责任信息披露带来的影响。对于内部控制的计量本文借鉴迪博指数。

表5列示了产品市场竞争、内部控制与企业社会责任信息披露的回归结果,也检验了产品市场竞争与内部控制是否对企业社会责任信息披露发挥联合效应。

表5 产品市场竞争、内部控制与CSR信息披露的回归结果

变量/模型 (1)	CSR D1		CSR D2	
	回归系数	t值	回归系数	t值
截距项	0.104***	3.295	0.013***	4.938
comp	0.015*	1.694	0.011*	1.682
IC	0.146*	1.792	0.019	1.634
comp×IC	0.284**	2.041	0.193**	2.498
board	0.102*	1.693	0.097	1.529
lboard	0.201*	1.667	0.021	1.320
hold	0.109	1.223	0.121*	1.699
salary	0.224**	2.018	0.109*	1.872
dual	-0.091	-1.290	-0.011	-0.081
top1	0.005	1.201	0.005	1.021
lnsize	0.201***	3.119	0.175***	3.200
lncap	0.016**	2.104	0.011*	1.836
lev	-0.113*	-1.730	-0.120**	-2.145
roa	0.138***	2.872	0.294***	3.297
年度/行业	控制		控制	
N	4014		4014	
调整R ²	0.124		0.182	

如表5所示,产品市场竞争和CSR D1及CSR D2的回归系数分别为0.015和0.011,均在10%的水平上显著,表明产品市场竞争的主效应显著;内部控制IC与CSR D1和CSR D2的回归系数分别为0.146和0.019,表明内部控制环境越好,企业社会责任信息披露的程度越高,但只是在CSR D1作为因变量时显著。从comp×IC与CSR D1和CSR D2的回归系数来看,该交互项与CSR D1和CSR D2的回归系数分别为0.284和0.193,分别在5%的水平上显著,说明IC与CSR D2不显著的原因可能是交互项所致。表5的结果表明,企业所处的外部产品市场竞争环境和内部控制环境越好,企业社会责任信息披露的程度越高,产品市场竞争和内部控制对企业社会责任信息披露上发挥着互补的作用。从表5其他控制变量

的回归结果来看,其与表3和表4的结果基本一致。

(四)媒体关注、内部控制与CSR信息披露的回归结果

表6列示了媒体关注、内部控制与企业社会责任信息披露的回归结果。如表6所示,媒体关注与CSR D1和CSR D2的回归系数分别为0.012和0.035,均在10%的水平上显著,结果与前文一致,表明媒体关注程度越高,企业社会责任信息披露的程度越大。从内部控制IC与CSR D1和CSR D2的回归结果来看,与CSR D1的回归系数为0.086,在10%的水平上显著,但与CSR D2的回归系数为0.194,不显著。ME×IC与CSR D1及CSR D2的回归系数分别为0.133和0.242,分别在5%和1%的水平上显著,表明内部控制环境越好,媒体关注程度越高,企业社会责任信息披露的程度越高。媒体关注和内部控制在促进企业社会责任信息披露上存在着互补的关系,这也在一定程度上解释了为什么IC与CSR D2的回归系数不显著。

表6 媒体关注、内部控制和CSR信息披露的回归结果

变量/模型 (2)	CSR D1		CSR D2	
	回归系数	t值	回归系数	t值
截距项	0.013***	3.081	0.021***	3.987
ME	0.012*	1.762	0.035*	1.779
IC	0.086*	1.690	0.194	1.592
ME×IC	0.133**	2.104	0.242***	3.208
board	0.005	1.029	0.012*	1.690
lboard	0.005	0.918	0.011	1.038
hold	0.121*	1.872	0.009	1.581
salary	0.204**	2.204	0.102*	1.869
dual	-0.005	-1.385	-0.004	-0.091
top1	0.005	0.104	0.005	0.103
lnsize	0.148***	4.071	0.109***	3.211
lncap	0.097*	1.766	0.127*	1.692
lev	-0.103**	-2.108	-0.201*	-1.873
roa	0.284***	3.996	0.219***	3.002
年度/行业	控制		控制	
N	4014		4014	
调整R ²	0.102		0.148	

与表5的结果一致,表6的结果也表明,外部制度环境与内部控制环境之间存在密切配合的关系,二者共同促进企业进行更多的社会责任信息披露。而从其他控制变量来看,公司治理的其他因素对企业社会责任信息披露能够产生促进作用,而资产负债率则对企业社会责任信息披露产生负向作用。

(五)进一步分析

为保证上文结果的稳健性,笔者基于产品市场竞争和内部控制对样本做进一步划分,还基于媒体关注和内部控制对样本做进一步划分,以检验上文结论是否对所有样本公司均适用。

□ 理论与探索

表7的Panel A列示了基于产品市场竞争、内部控制质量分组后的样本分布情况,表7的Panel B则列示了基于媒体关注、内部控制分组后的样本分布情况。

表7 样本分组结果

Panel A:基于产品市场竞争和内部控制质量分组的样本分布情况			
产品市场竞争/ 内控质量	高	低	合计
高	802	1874	2676
低	543	795	1338
合计	1345	2669	4014
Panel B:基于媒体关注、内部控制质量分组的样本分布情况			
媒体关注/ 内控质量	高	低	合计
高	1345	2057	3402
低	203	409	612
合计	1548	2466	4014

根据迪博内控指数大于均值还是小于均值,将样本划分为内部控制质量高和内部控制质量低的样本组;基于产品市场竞争的值大于还是小于其均值,将样本划分为产品市场竞争激烈和产品市场竞争不激烈的样本组。根据媒体关注程度是大于其均值还是小于其均值,将样本划分为媒体关注程度高和媒体关注程度低的样本组。将两种制度环境下均处于高水平的样本定义为产品市场竞争/内部控制质量高的样本组,对媒体关注和内部控制质量高的样本组的定义类似。具体样本分布如表7的Panel A所示,处于高产品市场竞争和高内部控制质量的样本为802个,处于低产品市场竞争和低内部控制质量的样本为795个,样本合计为4014个。Panel B表明,处于高媒体关注和内部控制质量的样本为1345个,处于低媒体关注和低内部控制质量的样本为409个,处于高媒体关注和低内部控制质量的样本为2057个,处于低媒体关注和内部控制质量的样本为203个。

1. 基于产品市场竞争和内部控制质量的分组回归结果。表8为基于产品市场竞争和内部控制质量的分组回归结果。

从表8的结果可知,comp与CSR D1及CSR D2的回归系数在产品市场竞争及内部控制质量均高的组中,回归系数分别为0.216和0.390,均在5%的水平上显著。内部控制质量与CSR D1及CSR D2的回归系数在产品市场竞争和内部控制质量均高的组中,分别为0.011和0.014,分别在10%和5%的水平上显著。comp×IC与CSR D1及CSR D2的回归

系数在产品市场竞争与内部控制质量均高的组中分别为0.324和0.398,分别在1%和5%的水平上显著。而在产品市场竞争与内部控制质量均低的样本组中,comp与CSR D1及CSR D2的回归系数不显著,IC与CSR D1及CSR D2的回归系数亦不显著。comp×IC与CSR D1及CSR D2的回归系数分别为0.019和0.182,只有在CSR D1为因变量时在10%的水平上显著,在CSR D2为因变量时不显著,表明产品市场竞争程度高及内部控制质量高的样本,其内部控制环境和外部产品市场竞争环境能够更好地发挥互补作用,能够更好地促进企业披露更多的社会责任履行的相关信息,从而表现为comp×IC与企业社会责任信息披露的回归系数显著为正,从而验证了前文的研究结果。这表明产品市场竞争的外部环境与内部控制的内部治理环境必须充分发挥效应,才能够更好地促进企业社会责任信息披露。从表8的控制变量的相关回归结果来看,与之前研究结果基本一致。

2. 基于媒体关注和内部控制质量分组回归结果。表9给出了基于媒体关注和内部控制质量分组的回归结果。

如表9所示,在媒体关注与内部控制质量均高的样本组中,ME与CSR D1及CSR D2的回归系数分别为0.103和0.019,分别在5%和10%的水平上显著,IC与CSR D1及CSR D2的回归系数分别为0.102和0.183,分别在10%和5%的水平上显著。这表明在媒体关注程度越高、内部控制质量越高的样本组中,媒体关注与内部控制质量对企业社会责任信息披露的促进作用更大,从而支持了前文的研究假设。而

表8 产品市场竞争和内部控制质量联合效应的分组回归结果

变量/模型 (1)/样本	CSR D1				CSR D2			
	高		低		高		低	
	回归系数	t值	回归系数	t值	回归系数	t值	回归系数	t值
截距项	0.102***	3.295	0.014***	3.491	0.121***	5.977	0.198***	5.971
comp	0.216**	2.189	0.018	1.402	0.390**	2.387	0.009	1.498
IC	0.011*	1.924	0.009	0.914	0.014**	2.204	0.008	1.305
comp×IC	0.324***	4.207	0.019*	1.762	0.398**	2.248	0.182	1.631
board	0.120*	1.736	0.011**	2.194	0.011**	1.997	0.103*	1.830
lboard	0.011**	2.384	0.092*	1.873	0.018*	1.793	0.011	1.390
hold	0.201***	4.927	0.109*	1.837	0.101*	1.692	0.011	1.395
salary	0.392***	4.290	0.104*	1.921	0.014*	1.837	0.011*	1.821
dual	-0.005	-1.395	-0.005	-1.492	-0.004	-1.309	-0.005	-1.302
top1	0.011*	1.739	0.008	1.399	0.006	1.592	0.004	1.587
lnsize	0.108***	4.291	0.097**	2.004	0.019**	2.210	0.034***	4.291
lncap	0.194**	2.105	0.106*	1.784	0.186*	1.763	0.111***	3.129
lev	-0.288*	-1.699	-0.192**	-2.104	-0.205*	-1.692	-0.145**	-2.106
roa	0.372***	2.976	0.299***	4.290	0.287***	3.107	0.295***	2.997
年度/行业	控制		控制		控制		控制	
N	802		795		802		795	
调整R ²	0.132		0.109		0.143		0.158	

表9 媒体关注和内部控制质量联合效应的分组回归结果

变量/ 模型(2)	CSR D1				CSR D2			
	高		低		高		低	
	回归系数	t值	回归系数	t值	回归系数	t值	回归系数	t值
截距项	0.381***	4.291	0.298***	3.201	0.387***	3.229	0.421***	3.963
ME	0.103**	2.062	0.005*	1.692	0.019*	1.819	0.003	1.042
IC	0.102*	1.827	0.101*	1.892	0.183**	2.029	0.011	1.492
ME×IC	0.021***	4.295	0.011*	1.879	0.023***	4.987	0.005	1.426
board	0.004*	1.692	0.003	1.364	0.005*	1.739	0.001	1.201
Iboard	0.201**	2.371	0.017*	1.764	0.211**	2.208	0.018*	1.771
hold	0.005*	1.798	0.001	1.201	0.005	1.620	0.002	1.018
salary	0.109**	2.088	0.011*	1.698	0.148***	4.208	0.014*	1.690
dual	-0.013*	-1.697	-0.011	-1.394	-0.101**	-1.998	-0.014*	-1.876
top1	0.010	1.038	0.011	1.203	0.008	1.027	0.002	1.008
lnsize	0.132***	3.298	0.019***	3.295	0.221***	2.996	0.097**	2.218
lncap	0.104*	1.689	0.120**	2.359	0.101*	1.776	0.104**	2.018
lev	-0.297**	-2.438	-0.192***	-3.620	-0.083*	-1.692	-0.197**	-2.193
roa	0.392***	4.379	0.179***	3.226	0.197**	2.108	0.204***	4.972
年度/行业	控制		控制		控制		控制	
N	1345		409		1345		409	
调整R ²	0.093		0.097		0.103		0.142	

在媒体关注和内部控制质量均低的样本组中,ME与CSR D1及CSR D2的回归系数分别为0.005和0.003,只在CSR D1为因变量时在10%的水平上显著,而在CSR D2为因变量时不显著。IC与CSR D1及CSR D2的回归系数则分别为0.101和0.011,也只是在CSR D1为因变量时回归系数在10%的水平上显著,与媒体关注及内部控制质量均高的样本组的回归结果相比,在媒体关注和内部控制质量均低的样本组中,媒体关注与内部控制质量对企业社会责任信息披露的促进作用显著下降,甚至作用变得不显著,这也从侧面验证了媒体关注程度高及内部控制质量高对企业社会责任信息披露的联合促进效用。

从媒体关注与内部控制的交互项ME×IC与CSR D1及CSR D2的回归结果来看,在媒体关注和内部控制均高的样本组中,回归系数分别为0.021和0.023,均在1%的水平上显著。而在媒体关注和内部控制均低的样本组中,回归系数则分别为0.011和0.005,只有在CSR D1为因变量时在10%的水平上显著,显著程度明显下降。

从表9的结果综合来看,在媒体关注和内部控制质量均高的样本组中,媒体关注和内部控制质量对企业社会责任信息披露的正向联合效应更大,而在媒体关注和内部控制质量均低的样本组中,媒体关注和内部控制质量对企业社会责任信息披露的正向效应显著下降,并且在CSR D2为因变量时变得不显著。这表明只有在内外部治理环境均好的情况下,才能够促进企业社会责任信息的披露,也从正面验证了内外

部环境对企业社会责任信息披露的重要性。从其他控制变量的回归结果来看,与之前的研究结果基本一致。

(六)稳健性检验

由于影响企业社会责任信息披露的因素很多,为防止遗漏变量导致结果不稳健,本文控制了企业是否亏损、管理层是否发生变更、上市年限及产权性质,回归结果与上文基本一致,回归系数的符号和显著性基本不变。

为防止内生性影响,该部分采用两阶段最小二乘法处理,得到的结果也未发生较大的改变。为研究外部制度环境和企业社会责任信息披露的关系是否随着年度发生改变,在回归模型中控制了年度因素,该部分内容还分年度进行回归分析。回归结果表明,外部制度环境和内部控制环境随着时间的推移不断完善,制度环境对企业社会责任信息披露的正向促进作用也在不断增强。

五、结论及研究启示

(一)结论

本文以2010~2014年沪深A股上市公司财务数据为样本,从制度环境入手,实证检验了内外部制度环境对企业社会责任信息披露的影响。结果表明:

第一,外部产品市场竞争与企业社会责任信息披露之间存在显著的正相关关系,外部产品市场竞争越激烈,企业披露的社会责任相关信息越多。

第二,媒体关注度越高,企业社会责任信息披露的程度越大,媒体关注促使企业通过披露更多的社会责任相关信息以提升社会形象等。

第三,分析内外部制度环境对企业社会责任信息披露的联合效应发现,外部产品市场竞争越激烈,内部控制环境越好的样本组,外部产品市场竞争和内部控制环境对企业社会责任信息披露的联合效应越大,且为正向影响;而在外部产品市场竞争程度低及内部控制质量差的样本组中,内外部制度环境对企业社会责任信息披露的联合效应显著下降,甚至不显著,从侧面验证了内外部制度环境对企业社会责任信息披露的联合影响。

第四,媒体关注度越高,内部控制环境越好的样本组中,媒体关注和内部控制对企业社会责任信息披露的正向联合效应越大;而在媒体关注度低及内部控制环境差的样本组中,该联合效应显著下降,甚至变得不显著。这表明内外部制度环境存在互补作用,也验证了以往研究结论不统一可能是因为忽视了内部或外部制度环境对企业社会责任信息披露的影响。

(二)启示

本文研究结果表明,为改善企业社会责任履行及增加企业社会责任相关信息披露,不仅应该改善公司所处的外部制度环境,还应该完善内部控制环境,因为内外部制度环境对企业社会责任信息披露联合发挥正向效应。本文的结果还表明,产品市场竞争和媒体关注在一定程度上体现了公司治理效应,与内部控制制度共同促进企业披露更多的社会责任相关信息,一定程度上也丰富了产品市场竞争、媒体关注与公司治理关系的相关理论及经验研究。

由于本文关于产品市场竞争、媒体关注、内部控制、企业社会责任信息披露的计量,均借鉴以往研究文献的方法,因此计量上可能存在一定的不足。特别是对媒体关注的计量,由于媒体关注涵盖了大量的信息源,如何更为有效地计量公司所受的媒体关注程度是本文研究的一大难题。虽然本文所采用的计量方法得到了其他学者的验证,未来研究仍然需要不断探索更好的计量模型及方法,以便于更好地研究该领域的相关问题。

在企业社会责任信息披露的计量上也存在较大的难度,从目前采用较多的方法来看,大多具有较强的主观性,不能客观、有效、精准地计量企业社会责任信息披露,并且较多的方法是衡量企业社会责任信息披露的数量,而非质量。因此,完善社会责任信息披露的计量方法也是未来研究需要不断努力的方向之一。

未来还需从企业社会责任信息披露给企业带来的经济后果的角度出发,探析企业社会责任信息披露伴随的相关成本和收益,为会计准则监管机构提供一定的借鉴。因为企业社会责任信息披露可能伴随着专有信息被竞争对手获取等威胁,所以,是否企业社会责任信息披露得越多越好,也是值得深入探讨的话题。

主要参考文献:

罗炜,朱春艳.代理成本与公司自愿性披露[J].经济研究,2010(10).

吕立伟.企业税收保值信息披露与社会责任履行的实证分析[J].财会通讯,2006(8).

辛杰.企业社会责任驱动因素研究——以山东省2200家企业调查为例[J].预测,2008(6).

陈小林,魏学强.企业捐赠的动机、影响因素与经济后果[J].会计之友,2011(12).

邹立,汤亚莉.我国上市公司环境信息披露的博弈模型[J].生态经济(学术版),2006(1).

谭宏琳,杨俊.公司社会责任对公司治理及其绩效影响的实证研究[J].工业技术经济,2009(7).

王志永,高强,常国雄.企业社会责任与内部控制互动机制研究[J].企业活力,2008(12).

郭素勤.我国创业板上市公司内部控制信息披露影响因素研究[J].财会研究,2011(14).

倪恒旺,李常青,魏志华.媒体关注、企业自愿性社会责任信息披露与融资约束[J].山西财经大学学报,2015(11).

马连福,赵颖.上市公司社会责任信息披露影响因素研究[J].证券市场导报,2007(3).

李立清.企业社会责任评价理论与实证研究:以湖南省为例[J].南方经济,2006(1).

李正.企业社会责任与企业价值的相关性研究——来自沪市上市公司的经验证据[J].中国工业经济,2006(3).

沈洪涛,宋献中,许洁莹.我国社会责任会计研究:回顾与展望[J].财经科学,2010(4).

钟田丽,贾立恒,杜淑洁.独立董事比例与上市公司自愿披露程度的相关性[J].东北大学学报,2005(8).

王建明.环境信息披露、行业差异和外部制度压力相关性研究——来自我国沪市上市公司环境信息披露的经验证据[J].会计研究,2008(6).

杨熠,沈洪涛.我国企业对社会责任信息披露的认识和实践[J].审计与经济研究,2008(4).

姜付秀,刘志彪.行业特征、资本结构与产品市场竞争[J].管理世界,2005(10).

刘小霞,江炎骏.产品市场竞争、高管激励与企业社会责任水平——基于企业捐赠视角[J].财会月刊,2011(24).

Healy P. M., Palepu K.. Information asymmetry, corporate disclosure and the capital markets: a review of the empirical disclosure literature[J]. Journal of Accounting and Economics, 2001(3).

Forker J. Corporate governance and disclosure quality [J]. Accounting and Business Research, 1992(86).

Nickell S.. Competition and corporate performance [J]. Journal of Political Economy, 1996(104).

Parrino R.. CEO turnover and outside succession a cross-sectional analysis [J]. Journal of Financial Economics, 1997(2).

Schmidt K.. The costs and benefits of privatization [J]. The Journal of Law, Economics & Organization, 1997(12).

Zimmerman M. A., Zeitz G.J.. Beyond survival: achieving new venture growth by building legitimacy [J]. Academy of Management Review, 2002(3).

Deephouse D.L., S.M.Carter. An examination of differences between organizational legitimacy and organizational reputation [J]. Journal of Management Studies, 2005(2).

Waller David S., Lanis Roman. Corporate social responsibility disclosure of advertising agencies [J]. Journal of Advertising, 2009(1).

作者单位:湖北工业大学工程技术学院,武汉 430068