

董事会特征对环境信息披露的影响研究

傅鸿震

(闽南师范大学 商学院 福建 漳州 363000)

摘要: 本文以2010—2014年连续五年发布的企业社会责任报告的重污染行业上市公司为研究样本,实证分析董事会特征对企业环境信息披露水平的影响。研究发现:董事会规模显著影响环境信息披露水平,二者之间呈倒“U”型关系;董事会独立性、女性董事、董事长与总经理的两职分离、董事会持股比例与企业环境信息披露水平都存在显著的正相关关系;而董事会会议次数与企业环境信息披露水平不存在相关性。研究结果为从董事会治理途径角度来提高企业环境信息披露水平提供了理论依据及经验证据。

关键词: 董事会特征; 环境信息披露; 公司治理; 重污染行业

中图分类号: F276.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-6049(2016)06-0043-08

一、引言

当前,环境问题已成为制约我国经济可持续发展的一大难题。频频出现的空气雾霾、河流污染等环境问题给社会带来极大危害,引起了政府、社会公众等的高度担忧。企业创造了社会财富,同时也带来了环境污染的社会问题,因此,企业理应承担起保护环境的责任。在当前利益相关者日益关注企业对环境所带来的负面影响的情况下,如何履行环境责任是企业急需面对的问题。环境信息披露作为企业环境管理的主要工具,反映了企业的环境保护意识、行为及环境绩效,是企业与外部利益相关者沟通环境议题的主要媒介,对推动企业履行环境责任发挥重要作用^[1]。然而,在我国,环境信息是企业自愿披露的信息,总体上,企业环境信息披露水平较低,其披露现状不容乐观^[2-3]。因此,研究如何促进企业提升环境信息披露水平具有重要的现实意义。

近年来,从公司治理视角研究企业环境信息披露方兴未艾,如 Cong 和 Freedman^[4]、Sheila 等

人^[5]、王霞等人^[6]、刘茂平^[7]等。他们以股权结构、董事会或监事会特征等作为公司治理的代理变量,发现良好的公司治理有利于企业提升环境信息披露水平,其研究表明公司治理是影响企业环境信息披露的一个重要因素。董事会作为公司治理的重要组成部分,是解决企业委托代理问题的一种制度安排^[8],它在监督企业管理层经营行为及信息披露方面发挥着关键作用^[9],会影响企业环境信息披露水平。目前,国内外学者对董事会特征与环境信息披露水平进行了一定研究,如杨熠等人^[10]、Sheila 等人^[5]、郑若娟^[11]等。但他们的研究不仅结论不一致,而且主要集中在董事会的个别或少数特征维度,显得不够全面,因此尚有待进一步研究。本文以重污染行业上市公司为研究对象,对董事会特征如何影响企业环境信息披露水平进行系统的实证研究,旨在对如何从我国上市公司董事会治理途径来提升企业环境信息披露水平,提供相应的经验证据及政策建议。

收稿日期:2016-10-10

作者简介:傅鸿震(1974—),男,福建漳平人,闽南师范大学商学院副教授,管理学博士,研究方向:公司治理与环境信息披露。

二、理论分析与研究假设

(一) 董事会规模与环境信息披露

国内外学者对董事会规模与环境信息披露关系的研究较多,但结论不一致。Sheila 等人、刘茂平研究发现董事会规模与环境信息披露水平显著正相关。但 Lakhal^[11]、郑若娟、郭秀珍^[12]等研究发现二者的相关性不显著,还有学者发现二者负相关。笔者认为,董事会规模与环境信息披露二者之间并不是简单的线性关系。根据组织行为学理论观点,董事会规模过小或过大都会给企业带来不利影响,如果董事会规模过小,就很可能出现内部人操纵董事会的局面,董事会就会形同虚设,无法有效监督管理层行为;反之,如果董事会规模过大,却又容易出现搭便车、沟通协调困难等导致决策效率低的问题。因此,董事会应该保持适度的规模,适度的董事会规模是确保董事会能够发挥监督作用及决策高效的关键,这将有助于董事会在环境信息披露方面达成一致的决策意见。伊志宏等研究发现,董事会规模与信息披露质量之间存在倒“U”型关系^[13]。据此,本文提出如下假设:

假设 1: 董事会规模与企业环境信息披露水平呈倒“U”型关系。

(二) 董事会独立性与环境信息披露

独立董事制度是提高董事会独立性,保证董事会监督效率的制度安排,是解决代理问题的重要机制^[14]。独立董事与企业及管理层没有直接的经济利益关系,他们代表外部中小股东及其他利益相关者,能够对董事会各项议案发表相对独立的意见,因此,董事会独立性通常能够随着独立董事比例的增加而提高。独立董事的存在,在一定程度上可以起到约束其他董事及管理层机会主义行为的作用,促进管理层对外界披露更多信息,以维护控股股东以外的其他利益相关者的利益。此外,独立董事主要来自于企业高管或学术界专家,他们具有丰富的企业实践经验或深厚的专业理论知识。如果独立董事未能尽职,其声誉将可能会受到不利影响,所以他们有动力保持立场上的独立性,监督并客观评价管理层的经营决策情况。Beasley 认为董事会独立性越大,信息披露被企业内部人操控的可能性越小^[15]。Cheng 和 Courtenay^[16]、Sheila 等人、张洁梅^[9]研究发现独立董事比例显著正向影响企业自愿性

信息披露水平。据此,本文提出如下假设:

假设 2: 董事会独立性正向影响企业环境信息披露水平。

(三) 女性董事与环境信息披露

由于性别角色差异,相比男性董事,女性董事往往更重视维护人类自身及后代子女的健康,对环境问题会更加敏感,表现出更强的环境保护意识^[17]。一些学者的研究表明,女性比男性更加关注环境问题。Post 等人研究发现女性董事有助于提升企业环境责任表现。此外,女性董事的工作态度能够对董事会的决策过程带来一些积极影响^[18]。Mace 认为,女性董事一般不易被男性董事意见影响,敢于在董事会中发表异议,这有利于提高董事会独立性。Fondas 和 Sasselos 研究发现,女性董事比男性董事更重视董事的职责,工作更尽职,履行工作职责愿意投入更多的时间和精力。Huse 和 Solberg 指出,女性董事参加董事会会议前的准备工作做得更好,能够提高董事会会议效率^[19]。因此,女性加入董事会,有助于改善董事会治理效率,进而对环境信息披露产生积极影响。女性董事对环境问题敏感及其工作勤勉尽职的特质有利于发挥董事会对企业环境治理的监督作用,促使管理层更重视环境保护措施。据此,本文提出如下假设:

假设 3: 女性董事正向影响企业环境信息披露水平。

(四) 董事会领导结构与环境信息披露

董事会领导结构指董事长与总经理是由两个人担任(两职分离)还是由同一个人担任(两职合一)。不同的董事会领导结构对企业环境信息披露水平可能会带来不同的影响。Persons 研究发现,两职合一不利于内部牵制,两职合一与企业信息披露质量负相关^[20]。Huafang 和 Jianguo 研究发现两职分离与自愿性信息披露水平正相关^[21]。理论上,董事长需要领导董事会向股东负责,而总经理需要领导管理层向董事会负责。因此,董事长与总经理之间本应该是决策与执行、监督与被监督的关系。然而,如果两职合一,董事长与总经理成为同一个人,内部董事就会在董事会中处于主导地位,使总经理在经营决策、环境治理等方面拥有独断权,企业最终被内部人所控制,董事会的监督职能就会失去作用。Jensen 认为,当两职合一时,董事会不能有效执

行监督职能,容易导致企业内控系统失效^[22]。因此,根据内部控制及委托代理理论,为防止两职合一容易出现的“道德风险”及“逆向选择”,企业应该采用两职分离的董事会领导结构,这样才可能形成有效的监督机制,增强企业透明度,提升企业环境信息披露水平。据此,本文提出如下假设:

假设4:两职分离的董事会领导结构正向影响企业环境信息披露水平。

(五) 董事会会议次数与环境信息披露

董事会会议是董事会成员沟通、决策并履行监督职责的一个主要途径。董事会会议次数反映了董事会监督管理层的程度,在董事会独立性程度较高的情况下,董事会会议能够弥补外界对企业监督的不足,督促管理层做出有利于外部利益相关者的决策或行为。一般而言,较少的董事会会议不利于董事会成员之间交流,也不利于董事执行监督职能。Lipton 和 Lorsch 认为,增加董事会会议时间有助于董事会履行职责^[23]。Conger 等人认为董事会会议次数能够反映董事会的勤勉尽职程度,增加董事会会议次数有利于提高董事会治理效率^[24]。伊志宏等人研究表明较高频率的董事会会议有助于董事会成员及时发现管理层的不称职行为^[25]。基于以上分析,本文认为,董事会会议次数多,说明董事积极履行职责,能够更好地监督管理层,使他们减少机会主义行为,更好地履行环境责任,披露更多的环境信息。据此,本文提出如下假设:

假设5:董事会会议次数正向影响企业环境信息披露水平。

(六) 董事会持股比例与环境信息披露

在当前委托代理机制以及信息不对称的情况下,具有受托责任的董事会成员(董事)也同样存在“道德风险”及“机会主义”动机。因此,企业有必要对董事设立相应的激励制度。合理的激励机制有利于协调董事与企业股东之间的利益冲突,增强董事的受托责任感,充分发挥他们的监督职能,减少他们与管理层“合谋”的可能性^[26]。现代公司治理机制中存在多种董事激

励机制,其中股权激励是很重要的一种激励措施。当董事会成员持有有一定数量的股权时,能够缓解他们与股东之间的委托代理问题,他们的利益就会与企业趋于一致,从而更加关注企业长远发展。持股比例越多的董事受自身决策后果的影响越大,他们就会更好地执行监督职能,更有动力督促管理层做出正确的决策。因此,董事会成员持股比例越多,他们就越有可能促使管理层做出有利于企业长期利益的决策,要求管理层在环境治理方面投入更多的资源,承担起更多的环境责任以及披露更多的环境信息,以减少突发环境事件给企业带来价值损失风险的可能性。据此,本文提出如下假设:

假设6:董事会持股比例正向影响企业环境信息披露水平。

三、研究设计

(一) 样本选择及数据来源

本文选取重污染行业作为研究对象,根据2001年中国证监会发布的《上市公司行业分类指引》对2008年国家环境保护部发布的《上市公司环保核查行业分类管理名录》中所界定的重污染行业进行合并及重新归类,形成八类重污染行业,即采掘业、造纸印刷业、食品饮料业、纺织服装皮毛业、金属非金属业、医药生物制品业、石油化学塑胶塑料业、电力煤气及水的生产和供应业。本文以2010—2014年连续五年发布企业社会责任报告的重污染行业上市公司为原始样本,剔除被ST或PT的上市公司,并剔除数据缺失的上市公司,最终获得2010—2014年的121家重污染行业上市公司的平衡面板数据,共计605个观测值。

采用内容分析法^①,通过逐家分析样本公司发布的企业社会责任报告^②,编码赋值获得环境信息披露变量数据。其他研究变量数据来自CSMAR数据库。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

本文的被解释变量为环境信息披露(ED)。在参考Zeng等(2012)^[27]、王霞等(2013)^[6]相关

①内容分析法是按照一定的规则,将传播媒体的文本内容系统地分配到各个指标中,并对其客观地编码赋值量化分析的一种方法。

②企业社会责任报告里面通常会有一个标题为“环境保护与可持续发展”或“环境责任”栏目专门介绍有关环境信息方面的内容,企业社会责任报告来自“巨潮资讯网”。

研究的基础上 结合样本企业的社会责任报告披露环境信息的特点 本文将环境信息披露划分为环保理念、方针及目标等十项内容 其中前三项为定性指标 后七项为定量指标 详见表 1。借鉴黄珺和周春娜(2012)有关环境信息披露的评分赋值方法 定性指标详细披露赋值 2 分 定量指标量化披露赋值 2 分;定性或定量指标一般性描述赋值 1 分 无披露赋值 0 分。各项赋值得分的合计数即为环境信息披露水平 理论上 企业环境信息披露的最高分值为 20 分。

表 1 环境信息披露测量指标

| 项目编号 | 披露项目内容 | 指标类型 |
|-----------------|----------------------|------|
| I ₁ | 环保理念、方针及目标 | 定性指标 |
| I ₂ | 环保内控的设置及执行情况 | 定性指标 |
| I ₃ | ISO14000 环境体系认证及执行情况 | 定性指标 |
| I ₄ | 三废处理及回收利用 | 定量指标 |
| I ₅ | 节能减排 | 定量指标 |
| I ₆ | 企业环保投资及其技术开发 | 定量指标 |
| I ₇ | 生态环境改善措施 | 定量指标 |
| I ₈ | 环保教育与培训 | 定量指标 |
| I ₉ | 环保方面奖励 | 定量指标 |
| I ₁₀ | 环境事故及环保诉讼情况 | 定量指标 |

2. 解释变量

解释变量为董事会特征 本文选取董事会规模、董事会独立性、女性董事、董事会领导结构、董事会会议次数、董事会持股比例作为董事会的六个特征代理变量 其符号及变量定义如表 2 所示。其中 董事会规模以董事会成员的总人数来表示;董事会独立性采用独立董事比例测量 即独立董事在董事会总人数中所占比例;女性董事采用虚拟变量 若董事会存在女性董事取值为 1 否则为 0;董事会领导结构用虚拟变量表示 当董事长与总经理两职分离时 取值为 1 否则为 0;董事会会议次数采用年内所召开的董事会会议次数测量;董事会持股比例用董事会成员持股总数占企业总股数的比例测量。

3. 控制变量

为了更好地检验董事会特征对企业环境信息披露水平的影响 在参考 Brammer 和 Pavelin (2008)^[28]及 Zeng 等(2012)相关研究的基础上 本文选取企业规模、盈利能力、财务杠杆及实际控制人性这四个可能影响企业环境信息披露

水平的企业特征变量作为控制变量。此外 本文还引入行业和年度两个虚拟变量以控制行业及年度效应的影响。控制变量的选取及定义详见表 3 所示。

表 2 解释变量选取与定义

| 变量名称 | 变量符号 | 变量定义 |
|----------|--------------------|-----------------------------|
| 董事会规模 | BSIZE | 董事会成员的总人数 |
| 董事会规模平方项 | BSIZE ² | 董事会成员数的平方值 反映曲线形状 |
| 董事会独立性 | OUTDR | 独立董事人数/董事会总人数 |
| 女性董事 | FEMALE | 虚拟变量 当董事会存在女性董事 取值为 1 否则为 0 |
| 董事会领导结构 | DUAL | 董事长与总经理两职分离时取 1 否则取 0 |
| 董事会会议次数 | BMEET | 年度董事会会议次数 |
| 董事会持股比例 | SHD | 董事会成员持股数/总股数 |

表 3 控制变量选取与定义

| 变量名称 | 变量符号 | 变量定义 |
|--------|--------|------------------------------|
| 企业规模 | LNSIZE | 期末总资产的自然对数 |
| 盈利能力 | ROE | 净利润/股东权益余额 |
| 财务杠杆 | LEV | 期末总负债/期末总资产 |
| 实际控制人性 | UCS | 虚拟变量 实际控制人为国有时 UCS 为 1 否则为 0 |
| 行业虚拟变量 | IND | 8 个重污染行业 模型中设置 7 个行业虚拟变量 |
| 年度虚拟变量 | YEAR | 5 个年度 模型中设置 4 个时间虚拟变量 |

(三) 模型构建

根据前文的理论分析 本文构建如下模型来对前文提出的研究假设进行实证检验:

$$EID = \alpha + \beta_1 BSIZE_{it} + \beta_2 BSIZE_{it}^2 + \beta_3 OUTDR_{it} + \beta_4 FEMALE_{it} + \beta_5 DUAL_{it} + \beta_6 BMEET_{it} + \beta_7 SHD_{it} + \beta_8 LNSIZE_{it} + \beta_9 ROE_{it} + \beta_{10} LEV_{it} + \beta_{11} UCS_{it} + \lambda \sum_{k=1}^7 IND_k + \eta \sum_{y=1}^4 YEAR_y + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

上式中 $i = 1, 2, \dots, N (N = 605)$; $t = 2010, 2011, \dots, 2014$ (共 5 个年度); α 为截距项; $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{11}$ 为变量回归系数; λ 和 η 为回归系数向量; ε_{it} 为随机误差项。

四、实证检验与结果分析

(一) 描述性统计分析

表4 描述性统计结果

| 变量 | 均值 | 中位数 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|--------|--------|--------|-------|--------|--------|
| ED | 7.279 | 7 | 2.462 | 1 | 16 |
| BSIZE | 9.897 | 9 | 2.043 | 5 | 18 |
| OUTDR | 0.362 | 0.333 | 0.053 | 0.182 | 0.625 |
| FEMALE | 0.549 | 1 | 0.498 | 0 | 1 |
| DUAL | 0.894 | 1 | 0.308 | 0 | 1 |
| BMEET | 8.977 | 8 | 4.046 | 2 | 38 |
| SHD | 0.002 | 0 | 0.012 | 0 | 0.125 |
| LNSIZE | 23.294 | 23.326 | 1.374 | 20.184 | 27.001 |
| ROE | 0.067 | 0.080 | 0.268 | -5.289 | 0.618 |
| LEV | 0.514 | 0.529 | 0.194 | 0.054 | 0.952 |
| UCS | 0.760 | 1 | 0.427 | 0 | 1 |

表4列出了研究样本的描述性统计结果。从表4可以看出,来自重污染行业的样本公司环境信息披露均值为7.279,中位数为7,其最小值和最大值分别为1和16,与已有研究结论相同,反映了我国重污染行业上市公司环境信息披露水平较低,尚处于初级阶段,且披露水平差异较大。董事会平均规模为9.897,中位数为9。独立董事比例的均值和中位数分别为0.362和0.333,说明我国重污染行业上市公司的独立董事比例基本符合证监会有关独立董事在董事会总人数要达到三分之一的最低要求。超过一半的样本公司董事会具有女性董事,其占比为54.9%。大多数重污染行业上市公司采用董事长与总经理两职分离的领导结构,比例占到89.4%。董事会会议的均值和中位数为8.977和8,标准差为4.046,表明样本公司的董事会会

议次数差异很大,一年内最多的达到38次,最少才2次。董事会持股比例的均值为0.002,中位数为0,说明董事持有股份占比偏低,多数重污染行业上市公司的董事没有持股。

(二) 相关性分析

本文主要研究变量的Pearson相关系数矩阵结果如表5所示。表5显示,董事会规模与环境信息披露显著正相关,但二者的相关性方向需要进一步通过纳入董事会规模平方项的模型(1)的多元回归结果来确定。独立董事比例、女性董事、两职分离的董事会领导结构、董事会持股比例与环境信息披露显著正相关,与预期方向一致。而董事会会议次数与环境信息披露的相关性系数为正,但不显著。研究变量之间的相关性的系数均比较小,说明多重共线性的问题并不严重。

表5 研究变量的相关系数矩阵

| | ED | BSIZE | OUTDR | FEMALE | DUAL | BMEET | SHD |
|--------|----------|-----------|--------|--------|-----------|-------|-----|
| ED | 1 | | | | | | |
| BSIZE | 0.126*** | 1 | | | | | |
| OUTDR | 0.066* | -0.241*** | 1 | | | | |
| FEMALE | 0.106*** | 0.120*** | -0.031 | 1 | | | |
| DUAL | 0.094** | 0.025 | 0.024 | 0.022 | 1 | | |
| BMEET | 0.062 | -0.066 | 0.005 | -0.005 | 0.041 | 1 | |
| SHD | 0.086** | -0.008 | -0.038 | -0.064 | -0.252*** | 0.050 | 1 |

***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

(三) 回归结果分析

本文采用普通最小二乘法(OLS)估计上述构建的多元回归模型(1),回归结果如表6所示。表6显示,F值为4.353,在1%水平上具有显著性,说明模型拟合效果较好。调整后的 R^2 为0.188,说明模型具有较强的解释能力,能在较大

程度上解释样本公司环境信息披露水平的差异性。

从表6可以看出,董事会规模一次项的系数在5%水平上显著为正,而董事会规模平方项的系数在10%水平上显著为负,说明董事会规模与企业环境信息披露水平之间呈倒“U”型关系,

假设 1 得到验证。董事会独立性的系数在 10% 水平上显著为正,表明董事会独立性正向影响环境信息披露水平,假设 2 得到验证。女性董事的系数在 1% 水平上显著为正,表明女性董事能够促进企业提升环境信息披露水平,假设 3 得到验证。董事会领导结构的系数在 10% 的水平上显著为正,说明董事长与总经理两职分离能够正向影响企业环境信息披露水平,假设 4 得到验证。董事会会议次数的系数不显著,这可能与董事会决策机制不完善有关,尽管频繁董事会会议能够反映董事的勤勉程度,但同时也可能是由于董事会决策过程中经常产生不同意见及争论,为此协调而耗费大量时间,导致会议次数增多,因此,董事会会议次数多少对环境信息披露水平并没有影响,假设 5 未能通过验证。董事会持股比例的系数在 1% 水平上显著为正,说明董事会持股比例有助于企业提升环境信息披露水平,假设 6 得到验证。

此外,在各控制变量对环境信息披露水平的影响中,企业规模、盈利能力与环境信息披露显著正相关,实际控制人为国有的企业环境信息披露水平更高,而财务杠杆与企业环境信息披露水平关系不显著,说明财务杠杆对企业环境信息披露水平没有显著影响。

表 6 模型回归结果

| 变量 | 系数 | 稳健标准差 | T 值 | P 值 |
|--------------------|---------|----------------------------|--------|-------|
| BSIZE | 0.992 | 0.501 | 1.989 | 0.049 |
| BSIZE ² | -0.039 | 0.022 | -1.781 | 0.078 |
| OUTDR | 4.627 | 2.437 | 1.898 | 0.060 |
| FEMALE | 0.721 | 0.232 | 3.102 | 0.002 |
| DUAL | 0.701 | 0.423 | 1.668 | 0.096 |
| BMEET | 0.028 | 0.032 | 0.885 | 0.378 |
| SHD | 32.029 | 7.346 | 4.360 | 0.000 |
| LNSIZE | 0.357 | 0.126 | 2.834 | 0.005 |
| ROE | 0.183 | 0.214 | 1.857 | 0.073 |
| LEV | 0.578 | 0.901 | 0.642 | 0.522 |
| UCS | 0.697 | 0.330 | 2.109 | 0.037 |
| CONSTANT | -11.234 | 4.607 | -2.438 | 0.016 |
| F=4.353(P=0.000) | | Adj. R ² =0.188 | | |

T 值已经过企业层面的 Cluster 调整;模型回归已控制行业与年度效应;样本数为 605 个。

(四) 稳健性检验

为确保以上研究结论的可靠性,本文做如下稳健性检验:(1)为消除样本数据极端值的影响,本文运用 Stata12.0 软件对所有连续变量在

1% 分位数上进行 Winsorize 缩尾处理,然后重新进行回归分析;(2)替换女性董事变量的度量方法,已有研究对女性董事变量除了采用虚拟变量度量外,有的学者还采用女性董事人数或女性董事比例(即女性董人数在董事会成员总人数的占比)进行度量,本文分别采用另两种方法度量女性董事,对样本数据重新进行回归分析。稳健性检验结果如表 7 所示,从中可以看出结果与前文结论并无差别,说明本文研究结论是稳健的。

表 7 稳健性检验结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|---------------------|----------------------------------|-----------------------------------|------------------------------------|
| BSIZE | 1.035 [*] (1.948) | 1.003 [*] (2.086) | 1.076 ^{**} (2.251) |
| BSIZE ² | -0.041 [*] (-1.742) | -0.039 [*] (-1.898) | -0.042 ^{**} (-2.018) |
| OUTDR | 4.315 [*] (1.706) | 4.759 [*] (1.919) | 4.877 [*] (1.966) |
| FEMALE | 0.649 ^{***} (2.823) | 0.253 ^{***} (1.912) | 2.582 ^{**} (2.202) |
| DUAL | 0.628 [*] (1.812) | 0.751 [*] (1.749) | 0.750 [*] (1.763) |
| BMEET | 0.025 (0.768) | 0.027 (0.837) | 0.028 (0.867) |
| SHD | 65.832 ^{**} (2.265) | 31.249 ^{***} (4.144) | 31.371 ^{***} (4.167) |
| LNSIZE | 0.364 ^{***} (2.786) | 0.384 ^{***} (3.036) | 0.385 ^{***} (3.058) |
| ROE | 0.707 [*] (1.762) | 0.187 [*] (1.841) | 0.186 [*] (1.849) |
| LEV | 0.673 (0.733) | 0.545 (0.613) | 0.553 (0.621) |
| UCS | 0.711 ^{**} (2.139) | 0.653 ^{**} (1.998) | 0.663 [*] (2.018) |
| CONSTANT | -11.515 ^{**} (2.372) | -11.809 ^{**} (-2.594) | -12.417 ^{***} (-2.730) |
| Adj. R ² | 0.190 | 0.180 | 0.182 |
| F | F=3.532 ^{***} | 4.476 ^{***} | 4.451 ^{***} |

(1)列为样本数据 Winsorize 缩尾处理后检验结果,(2)列为采用女性董事人数重新测量女性董事变量后的模型回归结果,(3)列为采用女性董事比例重新测量女性董事变量后的模型回归结果;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著;括号上为回归系数,括号内为已经过企业层面 Cluster 调整后的 T 值;模型回归已控制行业与年度效应;样本数为 605 个。

五、结论与建议

本文以 2010—2014 年连续五年发布企业社

会责任报告的我国重污染行业上市公司为样本,实证检验了董事会特征对企业环境信息披露水平的影响。研究表明:(1)董事会规模与环境信息披露水平呈倒“U”型关系,说明董事会规模并不是越大越好,当规模超过临界点后,董事会规模反而会对企业环境信息披露水平带来负向影响;(2)董事会独立性、女性董事、董事长与总经理两职分离、董事会持股比例能够显著促进企业提升环境信息披露水平;(3)董事会会议次数与环境信息披露水平关系不存在显著关系,说明增加董事会会议次数,并不能改善企业环境信息披露水平。

根据以上研究结论,本文基于董事会治理角度提出如下提升企业环境信息披露水平的政策建议:首先,董事会规模应控制在适度的范围内,这样董事会才能有效地运行,更好发挥监督作用,促使管理层重视环境治理措施;其次,完善董事会的独立董事制度,加强董事会的独立性建设,增加独立董事的人数,并引入女性董事,推进董事会性别多元化建设,从而提高董事会的治理效率;再次,董事长与总经理应该两职分离,以有利于建立制衡机制,优化董事会领导结构;最后,改革董事的激励制度,将薪酬制度与股权激励制度相结合,适当推广股权激励机制,促使董事关注企业的长远发展,从而更好地督促企业履行环境责任,并披露更多的环境信息。

参考文献:

- [1]郑若娟.中国重污染行业环境信息披露水平及其影响因素[J].经济管理,2013,35(7):35-46.
- [2]黄琚,周春娜.股权结构、管理层行为对环境信息披露影响的实证研究——来自沪市重污染行业的经验证据[J].中国软科学,2012(1):133-143.
- [3]舒利敏.我国重污染行业环境信息披露现状研究——基于沪市重污染行业620份社会责任报告的分析[J].证券市场导报,2014(9):35-44.
- [4]Cong Y, Freedman M. Corporate Governance and Environmental Performance and Disclosures [J]. Advances in Accounting, 2011(27): 223-232.
- [5]Sheila N N H, Hafizm A R, Mohamad A A, Ahamed K M M. Impact of Corporate Governance on Social and Environmental Information Disclosure of Malaysian Listed Banks: Panel Data Analysis [J]. Asian Journal of Finance & Accounting, 2012, 4(1): 1-24.
- [6]王霞,徐晓东,王宸.公共压力、社会声誉、内部治理与企业环境信息披露——来自中国制造业上市公司的证据[J].南开管理评论,2013,16(2):82-91.
- [7]刘茂平.公司治理与环境信息披露行为研究——以广东上市公司为例[J].暨南学报(哲学社会科学版),2013(9):50-57.
- [8]Hermalin B E, Weisbach M S. Boards of Directors as an Endogenously Determined Institution: A Survey of the Economic Literature [J]. Economic Policy Review, 2003, 9(4): 7-26.
- [9]张洁梅.自愿性信息披露的影响因素——基于董事会治理视角[J].经济管理,2013,35(7):154-160.
- [10]杨熠,李晓璐,沈洪涛.绿色金融政策、公司治理与企业环境信息披露——以502家重污染行业上市公司为例[J].财贸研究,2011(5):131-139.
- [11]Lakhal F. Voluntary Earnings Disclosures and Corporate Governance: Evidence from France [J]. Review of Accounting and Finance, 2005, 4(3): 64-85.
- [12]郭秀珍.环境保护与企业环境会计信息披露——基于公司治理结构的上市公司经验数据分析[J].财经问题研究,2013(5):116-121.
- [13]伊志宏,姜付秀,秦义虎.产品市场竞争、公司治理与信息披露质量[J].管理世界,2010(1):133-142.
- [14]李维安,徐建.董事会独立性、总经理继任与战略变化幅度——独立董事有效性的实证研究[J].南开管理评论,2014,17(1):4-13.
- [15]Beasley M S. An Empirical Analysis of the Relation between the Board of Director Composition and Financial Statement Fraud [J]. The Accounting Review, 1996, 71(4): 443-465.
- [16]Cheng E C M, Courtenay S M. Board Composition, Regulatory Regime and Voluntary Disclosure [J]. The International Journal of Accounting, 2006(41): 262-289.
- [17]吕英,王正斌,安世民.女性董事影响企业社会责任的理论基础和实证研究述评[J].外国经济与管理,2014,36(8):14-22.
- [18]Post C, Rahman N, Rubow E. Green Governance: Boards of Director's Composition and Environmental Corporate Social Responsibility [J]. Business & Society, 2011, 50(1): 189-223.

- [19] Huse M , Solberg A G. Gender-related Boardroom Dynamics: How Scandinavian Women Make and Can Make Contributions on Corporate Boards [J]. *Women in Management Review* , 2006 , 21(2) : 113 – 130.
- [20] Persons O S. Corporate Governance and Non-Financial Reporting Fraud [J]. *Journal of Business & Economic Studies* 2006 , 12(1) : 27 – 38.
- [21] Huafang X , Jianguo Y. Ownership Structure , Board Composition and Corporate Voluntary Disclosure: Evidence from Listed Companies in China [J]. *Managerial Auditing Journal* , 2007 , 22 (6) : 604 – 619.
- [22] Jensen M C. The Modern Industrial Revolution , Exit , and the Failure of Internal Control Systems [J]. *Journal of Finance* , 1993 , 48(3) : 831 – 880.
- [23] Lipton M , Lorsch J W. A Modest Proposal for Improved Corporate Governance [J]. *Business Lawyer* , 1992 , 48(1) : 59 – 77.
- [24] Conger J A , Finegold D , Lawle E. Appraising Boardroom Performance [J]. *Harvard Business Review* , 1998(76) : 133 – 146.
- [25] 伊志宏 , 于上尧 , 姜付秀. 忙碌的董事会: 敬业还是低效? [J]. *财贸经济* , 2011(12) : 46 – 54.
- [26] Laffont J J , Guessan T N. Competition and Corruption in an Agency Relationship [J]. *Journal of Development Economics* , 1999(60) : 271 – 295.
- [27] Zeng S X , Xu X D , Yin H T , Tam C M. Factors that Drive Chinese Listed Companies in Voluntary Disclosure of Environmental Information [J]. *Journal of Business Ethics* , 2012(109) : 309 – 321.
- [28] Brammer S , Pavelin S. Factors Influencing The Quality of Corporate Environmental Disclosure [J]. *Business Strategy and the Environment* , 2008 , 17(2) : 120 – 136.

(责任编辑: 黄明晴)

The Impact of Board Characteristics on Environmental Information Disclosure

FU Hongzhen

(School of Business , Minnan Normal University , Zhangzhou 363000 , China)

Abstract: This paper selects Chinese listed companies from heavy pollution industries who continuously release corporate social responsibility report during the periods of 2010—2014 as the research sample and empirically analyses the influences of board characteristics on the level of corporate environmental information disclosure. The results are as follows: first , there is an inverted U-shaped relationship between board size and corporate environmental information disclosure. Second , board independence , female directors , separation of board chairman and CEO , and share proportion of board have significant correlations with corporate environmental information disclosure. Third , board meeting frequency has no effect on it. This Paper can provide the theoretical basis and empirical evidence for improving the level of corporate environmental information disclosure from the way of board governance.

Key words: board characteristics; environmental information disclosure; corporate governance; heavy pollution industry