

Corporate Social Responsibility Disclosure, Executive Incentive and Financial Performance

Mengan Luo, Lina Ma

School of Management, Wuhan University of Technology, Wuhan Hubei

Email: kristenlma@163.com

Received: Oct. 22nd, 2018; accepted: Nov. 7th, 2018; published: Nov. 14th, 2018

Abstract

Taking the sample of A-share listed companies in heavy pollution industry with China's 2012-2016 disclosure of social responsibility report, this paper empirically analyzes the relationship between corporate social responsibility disclosure, executive incentives, and financial performance. The consequences indicate that corporate social responsibility information disclosure significantly positively affects the company's financial performance, and this impact has a significant lag effect which presents an inverted "U" trend. The company's implementation of executive compensation incentives and equity incentives will improve the quality of corporate social responsibility disclosure. Executive incentives play a mediating role in the impact of corporate social responsibility disclosure on the company's financial performance.

Keywords

Heavy Pollution Listed Industry, Corporate Social Responsibility Disclosure, Executive Incentive, Financial Performance

企业社会责任信息披露、高管激励与财务绩效

罗梦安, 麻丽娜

武汉理工大学, 管理学院, 湖北 武汉

Email: kristenlma@163.com

收稿日期: 2018年10月22日; 录用日期: 2018年11月7日; 发布日期: 2018年11月14日

摘要

以中国2012~2016年披露社会责任报告的A股重污染上市公司为样本, 实证分析企业社会责任信息披露、

高管激励和公司财务绩效之间的关系。研究发现：企业社会责任信息披露正向影响公司财务绩效，且该影响具有显著的滞后效应，这一效应呈现倒“U”型趋势；公司实施高管薪酬激励与股权激励均有助于提升企业社会责任信息披露质量；高管激励在企业社会责任信息披露对公司财务绩效的影响中具有中介作用。

关键词

重污染上市公司, 企业社会责任信息披露, 高管激励, 财务绩效

Copyright © 2018 by authors and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

根据 2008 年国务院出台的《关于中央企业履行社会责任的指导意见》，要求有条件的企业定期发布社会责任报告或可持续发展报告，这一指导意见对众多企业披露社会责任信息产生重要影响。虽然关注自身社会责任信息披露的企业数量与日俱增，但我国仍未健全指导上市公司披露企业社会责任信息的规范性体系。因此，对企业社会责任信息披露的研究具有现实意义。企业社会责任信息披露对财务绩效的影响如何？高管激励在企业社会责任信息披露对财务绩效的影响中发挥何种作用？都是值得探讨的问题。

国外学者对企业社会责任信息披露与财务绩效相关性的研究起步较早。Bowman (1978)以平均利润率代表公司财务绩效，采用占比法计算确定企业社会责任信息披露的质量，运用 Pearson 相关性分析及回归的方法证实企业社会责任信息披露与公司财务绩效呈正相关关系[1]。Johnson (2003)也发现，企业高质量地披露企业社会责任信息会在一定程度上促进企业利润的提高[2]。然而，Cowen (1987)等对纽约证券交易所发布的年报进行研究后并未发现企业披露社会责任信息与公司盈利水平有明显关系[3]。Usman 和 Amran (2015)选取尼日利亚交易所上市公司作为研究样本，发现环境信息披露与企业财务绩效存在负相关关系。在国内相关文献中，大部分学者认为质量较高的社会责任信息披露对公司财务绩效有促进作用[4]。陶文杰和金占明(2012)经研究发现企业社会责任信息披露与公司财务绩效之间存在相互促进的关系[5]，且在进一步研究中，两位学者(陶文杰和金占明，2013)也证实了高质量披露社会责任信息的企业财务绩效更好[6]。宋建波和盛春艳(2012) [7]、张正勇等(2012) [8]经实证研究也得出了相同的结论。而贾莹丹等(2011)对广西上市公司研究后发现，从债权人的角度出发，企业社会责任信息披露质量与企业利润呈显著的负相关关系[9]。

针对高管激励与企业社会责任信息披露的研究，无论是高管薪酬激励还是高管股权激励，国内外大部分学者都支持高管激励会促进企业社会责任信息披露的观点。大部分高管愿意通过履行社会责任来促进企业经济利润的增长[10]。Mahoney 和 Thorn (2006)对加拿大的上市公司进行研究后发现高管薪酬水平与企业社会责任呈显著正相关关系[11]。包燕萍(2013)以 2007 年至 2010 年房地产上市公司为样本，实证发现高管薪酬与企业社会责任信息披露正相关[12]。郑冠群等(2015)基于 H-M 理论框架对高管层特征与企业社会责任信息披露质量进行回归分析，结果表明：薪酬和持股比例均会对企业社会责任信息披露质量产生正向影响[13]。而 Eng 和 Mak (2003)认为，股东和高管之间的信息不对称性导致高管为自己谋取利益的动机更大，提高高管的持股水平会降低企业社会责任信息的披露质量[14]。李强和冯波(2015)在检验 A 股上市重污染行业的数据后得出高管薪酬激励对环境信息披露具有负面影响的结论[15]。

由于不同学者衡量企业社会责任信息的指标不同, 用财务指标代替或是自行构建社会责任信息评价体系, 加之在研究中选取的不同样本范围可能受到国情、行业等因素的影响, 学者们对于高管激励与企业社会责任信息披露、企业社会责任信息披露与企业绩效的关系持有不同的观点。国内外的文献对企业社会责任信息披露、高管激励和公司绩效的研究多数集中在三者中二者的关系上, 少有学者研究三者的关系。因此, 本文拟在考虑企业社会责任信息披露效应可能存在滞后期的基础上, 探究其对公司财务绩效的影响是否存在滞后效应, 并在此基础上探讨高管激励是否在企业社会责任信息披露与公司财务绩效的关系中起到中介作用。

2. 理论分析和研究假设

(一) 企业社会责任信息披露与财务绩效。

利益相关者作为企业契约关系的一部分, 其为企业提供了众多经营所需的资源, 一方面, 企业披露社会责任信息能够减小信息不对称的现状, 完整的企业社会责任信息能够满足投资者的信息需求, 有利于吸引到更多的投资者, 改善企业资金状况, 减少企业债务压力[16]。另一方面, 企业社会责任信息披露报告作为企业传递其所承担社会责任信号的载体, 高质量的信息能够传递企业积极承担社会责任的信号, 提高企业的声誉, 有助于企业与消费者建立信任与互助的交易机制, 增强消费者的购买意向, 从而提升企业的营业收入[17]。由于信息披露会受到市场条件、会计核算等因素的影响, 当期的企业社会责任信息往往在下一期披露, 企业利益相关者无法及时获取全面的社会责任信息, 进而影响内外部利益相关者对企业未来经营绩效的衡量, 导致社会责任信息披露对公司财务绩效的影响呈现渐进的过程。基于以上分析, 笔者提出如下假设:

H1a: 积极披露社会责任信息的企业具有更好的财务绩效。

H1b: 企业社会责任信息披露对公司财务绩效的影响具有滞后效应。

(二) 高管激励与企业社会责任信息披露

利益相关者代理理论指出, 企业管理者作为利益相关者的代理人, 其所做出的经营决策与被代理人的自身利益息息相关[18]。若要实现企业的薪酬激励是国内外企业普遍采用的一种激励方式, 高管行为受到高管薪酬水平的影响[19], 随着薪酬水平的提高, 高管的物质需求得到满足, 当其做出决策时会提高谨慎性, 倾向于履行更多的社会责任[20]。当企业履行社会责任水平较高时, 高管愿意将企业积极承担社会责任的一面展现给社会公众, 从而披露高质量的企业社会责任信息。根据委托代理理论, 企业给予高管股权可以使高管自身利益与企业利益趋于一致, 使高管更加关注企业长远利益, 愿意提高企业社会责任信息披露的质量, 为企业创造更多价值。而国外的利益掠夺假说却指出, 赋予高管过高的股权, 容易造成“一股独大”的现象, 导致高管更加倾向于追求自身的利益, 甚至在此过程中损害其他利益相关者的权益, 不愿披露企业社会责任的相关信息。而在我国重污染行业上市公司中, 高管持股比例较低, 大多数公司不存在高管对企业拥有绝对控制权的现象。因而提出如下假设:

H2a: 高管薪酬激励对重污染行业企业披露社会责任信息的质量具有促进作用。

H2b: 高管股权激励对重污染行业企业披露社会责任信息的质量具有促进作用。

(三) 企业社会责任信息披露、高管激励和财务绩效

根据信号传递理论, 高质量的企业社会责任信息向企业所有者传递出企业运营管理状况良好的信号, 肯定了管理层的工作能力。为了维持企业当前良好的经营状况, 根据企业披露社会责任信息的情况, 企业所有者会通过一系列激励措施鼓励高管继续做出有利于公司的行为。盈利好的公司更可能自愿公布企业承担的社会责任, 企业披露社会责任信息有助于高管获得激励。马斯洛的需求层次理论指出, 薪酬是员工生存的基础[21], 提高员工薪酬水平能鼓励其更加积极投入到工作中, 从而推动公司业绩的提升。而

高管股权激励作为长期激励形式能够将高管自身利益与企业利益紧密相连。因此, 企业社会责任信息披露能影响高管激励水平, 而高管激励能促进公司财务绩效的提升。因此根据以上分析, 提出如下假设:

H3a: 企业社会责任信息披露水平影响企业对高管的薪酬激励, 且高管薪酬激励在企业社会责任信息披露(CSR)对财务绩效的影响中存在中介作用。

H3b: 企业社会责任信息披露水平影响企业对高管的股权激励, 且高管股权激励在企业社会责任信息披露(CSR)对财务绩效的影响中存在中介作用。

3. 研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文选取 2012-2016 年连续发布企业社会责任报告的沪深两市上市的重污染行业公司的面板数据为样本。借鉴倪娟和孔令文的做法[22], 依据环保部 2010 年公布的《上市公司环境信息披露指南》(征求意见稿)及证监会 2012 年修订的《上市公司行业分类指引》, 本文确定的重污染行业包括火电、钢铁、水泥、电解铝、煤炭、冶金、化工、石化、建材、造纸、酿造、制药、发酵、纺织、制革和采矿业等 16 类行业。文中企业社会责任信息披露相关数据来源于润灵环球社会责任评级官方网站发布的社会责任报告, 其余数据均来源于 CSMAR 数据库。本文对所选取的初始样本在剔除研究报告区间内存在 ST、ST*现象及缺失值的上市公司后, 最终得到 166 家重污染行业上市公司的 830 个有效样本。数据处理使用的软件包括 EXCEL2013、SPSS20.0 及 STATA14.0, 本文对所有连续变量数据均按年度进行了 1%和 99%分位的 Winsorize 缩尾处理。

(二) 变量选择

1) 被解释变量。综合财务绩效(F), 为克服单一指标无法全面反映企业财务绩效的缺陷, 借鉴谭丹丹和郑少锋的研究方法[23], 本文选取了 14 个财务指标, 利用因子分析法提取 6 个公因子, 建立企业综合财务绩效评价模型, 得到综合财务绩效指标 F (表 1)。

Table 1. Financial performance indicators

表 1. 财务绩效指标

变量名称	符号	变量名称	符号
每股收益	X_1	总资产周转率	X_8
总资产报酬率	X_2	速动比率	X_9
总资产净利率	X_3	现金比率	X_{10}
营业利润率	X_4	总资产增长率	X_{11}
营业净利率	X_5	净利润增长率	X_{12}
应收账款周转率	X_6	利润总额增长率	X_{13}
存货周转率	X_7	营业收入增长率	X_{14}

首先采用 Z-score 变换法对 166 家房地产上市公司的财务绩效指标进行标准化处理, 然后用 KMO 检验、Bartlett 球形检验来判断数据是否符合因子分析的要求。检验结果显示, KMO 取值为 0.678, Bartlett's 球形检验的相伴概率值为 0.000, 说明重污染行业上市公司的财务数据适合做因子分析, 且效果尚可。

对财务指标采用主成分分析法降维提取出 6 个公因子, 其累计贡献率为 75.403%, 高于 75%, 表明 6 个公共因子可以比较全面地描述重污染行业上市公司的财务绩效。根据因子得分系数矩阵, 可以得出六个公共因子的计算模型, 分别为:

$$\begin{aligned}
 F_1 &= 0.211X_1 + 0.240X_2 + 0.239X_3 + 0.238X_4 + 0.230X_5 + 0.018X_6 - 0.077X_7 \\
 &\quad + 0.034X_8 - 0.026X_9 - 0.037X_{10} - 0.005X_{11} + 0.016X_{12} - 0.096X_{13} - 0.064X_{14} \\
 F_2 &= -0.034X_1 - 0.018X_2 + 0.010X_3 - 0.021X_4 - 0.025X_5 + 0.007X_6 + 0.005X_7 \\
 &\quad - 0.014X_8 + 0.508X_9 + 0.512X_{10} - 0.032X_{11} - 0.016X_{12} + 0.011X_{13} + 0.017X_{14} \\
 F_3 &= 0.062X_1 + 0.028X_2 + 0.026X_3 - 0.122X_4 - 0.129X_5 - 0.047X_6 + 0.421X_7 \\
 &\quad - 0.032X_8 - 0.007X_9 - 0.005X_{10} + 0.495X_{11} - 0.038X_{12} - 0.018X_{13} + 0.547X_{14} \\
 F_4 &= 0.007X_1 - 0.029X_2 - 0.027X_3 - 0.026X_4 - 0.034X_5 - 0.005X_6 - 0.019X_7 \\
 &\quad - 0.019X_8 - 0.004X_{10} - 0.128X_{11} + 0.557X_{12} + 0.729X_{13} + 0.081X_{14} \\
 F_5 &= 0.169X_1 + 0.181X_2 + 0.183X_3 - 0.313X_4 - 0.321X_5 + 0.159X_6 - 0.291X_7 \\
 &\quad + 0.649X_8 - 0.008X_9 - 0.028X_{10} - 0.008X_{11} + 0.071X_{12} - 0.098X_{13} + 0.032X_{14} \\
 F_6 &= -0.101X_1 - 0.085X_2 - 0.088X_3 + 0.167X_4 + 0.171X_5 + 0.825X_6 + 0.411X_7 \\
 &\quad + 0.163X_8 + 0.007X_9 + 0.017X_{10} - 0.155X_{11} + 0.016X_{12} - 0.016X_{13} + 0.029X_{14}
 \end{aligned}$$

根据各主成分因子得分及相应的贡献率可计算求得财务绩效综合指标 F , 企业财务绩效综合评价模型如下:

$$F = (27.098\%F_1 + 13.920\%F_2 + 9.971\%F_3 + 8.603\%F_4 + 8.531\%F_5 + 7.280\%F_6) / 75.403\%$$

最终得到重污染上市公司财务绩效综合评价模型为:

$$F = 35.94\%F_1 + 18.461\%F_2 + 13.224\%F_3 + 11.409\%F_4 + 11.314\%F_5 + 9.655\%F_6$$

2) 解释变量。企业社会责任信息披露(CSR), 以往的相关研究中, 学者们对企业社会责任的衡量主要采用自建评分体系、内容分析法、声誉评分法等, 这些方法难以避免主观性, 因此, 本文选用第三方评级机构润灵环球责任评级公司(RKS)发布的企业社会责任报告评级得分作为衡量企业社会责任信息披露水平的指标。为考察不同高管激励模式对企业社会责任信息披露与财务绩效关系的影响, 文中所述的高管激励(EI)包括高管货币薪酬激励(PAY)与高管股权激励(STO), 考虑到企业中董事、监事和高管都是影响公司发展战略的重要成员, 在何霞、苏晓华(2012)的研究基础上[24], 本文将高管货币薪酬激励定义为董事、监事及高管报酬总额的自然对数, 并以董事、监事和高管持股比例之和代表高管股权激励。

3) 控制变量。借鉴以往学者的研究(陶文杰等, 2012; 冯丽艳等, 2016) [5] [25], 本文在回归模型中加入企业规模(SIZE)、企业性质(STATE)、股权集中度(HHIS)以及披露意愿(VOLC)作为控制变量。各个变量的具体定义如表 2 所示。

Table 2. Variable definition
表 2. 变量定义表

	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	综合财务绩效	F	因子分析法所得企业综合财务绩效
	企业社会责任信息披露	CSR	润灵环球发布的企业社会责任报告评级得分
解释变量	高管薪酬激励	PAY	董事、监事及高管报酬总额的自然对数
	高管股权激励(EI)	STO	董事、监事及高管持股总数/总股数
控制变量	企业规模	SIZE	公司年末总资产的自然对数
	企业性质	STATE	国有企业取值为 1, 非国有企业取值为 0
	股权集中度	HHIS	前五大股东持股比例
	披露意愿	VOLC	自愿披露取值为 1, 应规披露取值为 0

(三) 模型构建

本文采用温忠麟等(2004)检验中介效应的三步回归法[26], 构建模型

$$F_{i,t} = a_0 + a_1CSR_{i,t} + a_2SIZE_{i,t-n} + a_3HHI5_{i,t} + a_4STATE_{i,t} + a_5VOLC_{i,t} + \varepsilon \quad (1)$$

$$CSR_{i,t} = c_0 + c_1EI_{i,t} + c_2SIZE_{i,t} + c_3HHI5_{i,t} + c_4STATE_{i,t} + c_5VOLC_{i,t} + \varepsilon \quad (2)$$

$$EI_{i,t} = c_0 + c_1CSR_{i,t} + c_2SIZE_{i,t} + c_3HHI5_{i,t} + c_4STATE_{i,t} + c_5VOLC_{i,t} + \varepsilon \quad (3)$$

$$F_{i,t} = d_0 + d_1CSR_{i,t} + d_2EI_{i,t} + d_3SIZE_{i,t} + d_4HHI5_{i,t} + d_5STATE_{i,t} + d_6VOLC_{i,t} + \varepsilon \quad (4)$$

模型(1)用以检验企业社会责任信息披露对公司财务绩效当期及滞后三期的影响。模型(2)分别将高管薪酬激励与股权激励带入验证高管激励与企业绩效的关系。模型(3)在控制企业规模、股权集中度、企业性质和社会责任报告披露意愿后分别对高管薪酬激励、股权激励与企业社会责任信息披露的关系进行分析。为检验企业社会责任信息披露在高管激励与公司财务绩效关系间的中介效应, 根据温忠麟等(2004)检验中介效应的方法[26], 在模型(2)和模型(3)的基础上分别对高管薪酬激励和股权激励进行控制形成模型(4): 先检验 a_1 的显著性, 若显著则继续检验 b_1 、 c_1 、 d_2 的显著性, 当 b_1 、 c_1 、 d_2 都显著时表明高管激励在企业社会责任信息披露与公司财务绩效的关系中具有中介效应。最后检验 d_1 是否显著, 若 d_1 显著则说明存在全部中介效应, 否则为部分中介效应。

4. 实证结果分析

(一) 描述性统计分析

样本企业社会责任披露统计的结果如表 3 所示。重污染行业上市公司 2012 年-2016 年的样本企业社会责任披露(CSR)的最大值与最小值相差较大, 且均值分别为 37.74、39.33、40.59、43.63 和 43.00, 表明不同样本企业社会责任披露水平差异较大, 整体披露水平较低。但均值基本呈逐年上升的趋势, 标准差呈逐年下降趋势, 说明样本企业社会责任披露水平在逐年提升。

Table 3. Sample CSR information disclosure statistics
表 3. 样本企业社会责任信息披露统计

年份	最大值	最小值	均值	标准差
2012	81.88	17.65	37.74	17.37
2013	81.70	21.78	39.33	12.28
2014	87.95	24.37	40.59	11.96
2015	87.18	27.58	43.63	11.73
2016	86.64	24.04	43.00	11.77

对各变量原数据的描述性统计结果如表 4 所示。根据表 4 的统计结果, 高管薪酬激励(PAY)最小值为 13.70, 最大值为 17.95, 均值和中位数基本一致, 且标准差仅为 0.75, 由此看来样本企业高管薪酬激励的差异并不明显。高管股权激励的均值为 0.01, 最大值为 0.46, 最小值为 0, 标准差为 0.04, 表明我国重污染行业上市公司高管股权激励水平整体偏低, 甚至存在部分企业没有实行高管股权激励的情况。高管薪酬激励与股权激励的统计结果反映了相对于股权激励而言, 我国重污染行业上市公司更加重视对高管实施薪酬激励。企业规模(SIZE)最大值为 28.51, 最小值为 20.18, 不同企业个体差异较大。重污染行业上市公司的股权集中度(HHI5)在个体中差异悬殊, 最大值为 0.98, 而最小值仅为 0.11。

Table 4. Descriptive statistics
表 4. 描述性统计

变量	观测值	最小值	最大值	均值	中位数	标准差
F	830	-2.97	2.76	0	-0.05	0.47
CSR	830	17.65	87.95	40.86	37.44	12.44
PAY	830	13.70	17.95	15.42	15.34	0.75
STO	830	0	0.46	0.01	0	0.04
SIZE	830	20.18	28.51	23.24	23.15	1.56
HHI5	830	0.11	0.98	0.56	0.56	0.18
STATE	830	0	1	0.69	1	0.46
VOLC	830	0	1	0.40	0	0.49

(二) 回归分析

根据模型(1)探究企业社会责任信息披露对公司财务绩效的滞后效应, 其结果如表 5 所示。企业社会责任信息披露对滞后一期、二期和三期公司财务绩效的影响分别在 10%、5%和 5%的水平上显著, 而对当期财务绩效的影响不显著, 表明企业社会责任信息披露对公司财务绩效的影响存在明显滞后作用。在公司财务绩效滞后一期和两期时, 企业社会责任信息披露的系数分别为 0.003 和 0.005, 企业社会责任信息披露对公司财务绩效的提高具有促进作用。随着时间的推移, 当财务绩效滞后三期时, 企业社会责任信息披露的系数降至 0.004, 而滞后四期时, 企业社会责任信息披露与公司财务绩效之间的相关性不再显著, 表明企业披露社会责任信息给公司财务绩效带来的促进作用逐渐减弱。由此说明, 企业社会责任信息披露与公司财务绩效呈倒“U”型关系, 表 5 的检验结果证实了 H1a 和 H1b。

Table 5. The lagging effect of CSR information disclosure on corporate financial performance
表 5. 企业社会责任信息披露对公司财务绩效的滞后影响

变量	当期	滞后一期	滞后二期	滞后三期	滞后四期
CSR _{i,t}	0.001 (0.60)	0.003* (1.68)	0.005** (2.56)	0.004** (2.09)	0.002 (0.66)
SIZE _{i,t}	-0.061*** (-5.12)	-0.054*** (-3.76)	-0.061*** (-3.66)	-0.059*** (-3.03)	-0.054* (-1.89)
HHI5 _{i,t}	0.422*** (4.23)	0.251** (2.10)	0.306** (2.27)	0.371** (2.29)	0.504** (2.14)
STATE _{i,t}	-0.144*** (-4.42)	-0.167*** (-4.35)	-0.157*** (-3.69)	-0.152*** (-3.01)	-0.126* (-1.72)
VOLC _{i,t}	-0.125*** (-4.10)	-0.142*** (-3.85)	-0.137*** (-3.16)	-0.086* (-1.69)	-0.026 (-0.35)
_cons	1.301*** (5.26)	1.171*** (3.90)	1.249*** (3.54)	1.173*** (2.83)	1.043* (1.73)
R ²	0.076	0.066	0.070	0.072	0.058
Adj.R ²	0.070	0.058	0.061	0.058	0.029

注: 括号内表示 t 值。*p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01。

由表 5 可知企业社会责任信息披露对滞后两期财务绩效的影响最显著, 在此基础上, 本文将检验高管激励对企业社会责任信息披露与滞后两期公司财务绩效关系的调节作用, 检验结果如表 6 所示。

Table 6. Executive incentives test the return of CSR information disclosure and the mediating effect of executive incentives
表 6. 高管激励对企业社会责任信息披露回归及高管激励中介效应检验

	模型1-3	模型2-1	模型2-2	模型3-1	模型3-2	模型4-1	模型4-2
	$F_{i,t+2}$	$CSR_{i,t}$	$CSR_{i,t}$	$PAY_{i,t}$	$STO_{i,t}$	$F_{i,t+2}$	$F_{i,t+2}$
$CSR_{i,t}$	0.005** (2.56)			0.012*** (3.99)	0.001* (1.77)	0.003 (1.39)	0.004** (2.30)
$PAY_{i,t}$		2.521*** (3.99)				0.183*** (7.05)	
$STO_{i,t}$			8.260* (1.77)				0.683*** (3.52)
$SIZE_{i,t}$	-0.061*** (-3.66)	2.527*** (6.50)	3.090*** (8.05)	0.138*** (4.98)	-0.017*** (-4.42)	-0.087*** (-5.28)	-0.050*** (-2.94)
$HHI5_{i,t}$	0.306** (2.27)	20.802*** (6.82)	19.584*** (6.28)	-0.432* (-1.94)	0.077** (2.49)	0.385*** (2.98)	0.253* (1.89)
$STATE_{i,t}$	-0.157*** (-3.69)	-0.976 (-0.94)	-1.319 (-1.20)	-0.411*** (-5.83)	-0.090*** (-9.22)	-0.082* (-1.94)	-0.095** (-2.09)
$VOLC_{i,t}$	-0.137*** (-3.16)	3.049*** (2.99)	2.436** (2.33)	-0.147** (-2.05)	0.038*** (3.77)	-0.110*** (-2.65)	-0.163*** (-3.74)
_cons	1.249*** (3.54)	-67.524*** (-6.11)	-40.886*** (-4.84)	12.265*** (20.98)	0.404*** (4.97)	-0.999** (-2.15)	0.974*** (2.72)
R^2	0.070	0.315	0.297	0.183	0.282	0.156	0.093
Adj. R^2	0.061	0.308	0.290	0.174	0.275	0.146	0.082
F	7.459	45.188	41.577	21.994	38.668	15.117	8.422

注: 括号内表示 t 值。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

模型 2-1 和 2-2 的结果显示高管薪酬激励、高管股权激励与企业社会责任信息披露质量分别在 1%、10%的水平上显著正相关, H2a、H2b 得到验证。进一步对企业社会责任信息披露与高管激励进行检验, 模型 3-1 的结果表明企业社会责任信息披露的系数在 1%的水平上显著, 且符号为正, 说明企业社会责任信息披露水平正向影响企业对高管的薪酬激励, 因此可以进行高管薪酬激励在企业社会责任信息披露与公司财务绩效关系间的中介效应的检验。模型 3-2 的回归结果显示, 企业社会责任信息披露与高管股权激励在 10%的水平上显著正相关, 亦可进行下一步中介效应的检验。在模型 4-1 中, 引入高管薪酬激励指标后, 企业社会责任信息披露的系数不再显著, 符号为正, 表明高管薪酬激励起到完全中介作用, 证实了假设 3a。而模型 4-2 与模型 1-3 相比, 企业社会责任信息披露的系数下降, 但企业社会责任信息披露仍与公司财务绩效具有显著正相关关系, 表明高管股权激励在二者关系中起部分中介作用, H3b 得到验证。

(三) 稳健性检验

为检验上述模型结果的稳健性, 本文采用托宾 Q 值(TobinQ)代替综合财务绩效(F), 对高管激励在企业社会责任信息披露与公司财务绩效间关系的中介效应进行检验, 检验结果如表 7 所示: 高管薪酬激励、股权激励与企业披露社会责任信息的质量均显著正相关, 企业社会责任信息披露与滞后两期的托宾 Q 值显著正相关, 且在引入高管薪酬激励指标后企业社会责任信息披露指标的显著性降低, 表明高管薪酬激励在企业社会责任信息披露与公司财务绩效关系间存在中介作用。高管股权激励与企业社会责任信息披露亦存在显著正相关关系, 但模型 4'-2 中股权激励的系数不具有显著性, 因而高管股权激励在企业社会责任信息披露与公司财务绩效的关系间不存在中介作用, 这可能是由于重污染行业上市公司高管持股比例过低所致。综上所述, 稳健性检验的结果与前文所述结果相比没有明显变化, 表明本文的检验结果较稳定。

Table 7. Robustness test

表 7. 稳健性检验

	模型1'-3	模型2'-1	模型2'-2	模型3'-1	模型3'-2	模型4'-1	模型4'-2
	TobinQ _{i,t+2}	CSR _{i,t}	CSR _{i,t}	PAY _{i,t}	STO _{i,t}	TobinQ _{i,t+2}	TobinQ _{i,t+2}
CSR	0.014*** (3.42)			0.012*** (3.99)	0.001* (1.77)	0.011** (2.54)	0.014*** (3.33)
PAY		2.521*** (3.99)				0.306*** (5.16)	
STO			8.260* (1.77)				0.411 (0.94)
CSR*PAY	-0.467*** (-12.46)	2.527*** (6.50)	3.090*** (8.05)	0.138*** (4.98)	-0.017*** (-4.42)	-0.509*** (-13.60)	-0.460*** (-12.02)
CSR*STO	1.121*** (3.69)	20.802*** (6.82)	19.584*** (6.28)	-0.432* (-1.94)	0.077** (2.49)	1.261*** (4.24)	1.089*** (3.56)
F2SIZE	-0.274*** (-2.88)	-0.976 (-0.94)	-1.319 (-1.20)	-0.411*** (-5.83)	-0.090*** (-9.22)	-0.147 (-1.53)	-0.237** (-2.30)
HHI5	-0.250** (-2.58)	3.049*** (2.99)	2.436** (2.33)	-0.147** (-2.05)	0.038*** (3.77)	-0.202** (-2.13)	-0.265*** (-2.70)
STATE	11.185*** (14.18)	-67.524*** (-6.11)	-40.886*** (-4.84)	12.265*** (20.98)	0.404*** (4.97)	7.419*** (7.00)	11.017*** (13.62)
F2VOLC	0.014*** (3.42)			0.012*** (3.99)	0.001* (1.77)	0.011** (2.54)	0.014*** (3.33)
_cons		2.521*** (3.99)				0.306*** (5.16)	
r2	0.297	0.315	0.297	0.183	0.282	0.333	0.298
r2_a	0.289	0.308	0.290	0.174	0.275	0.325	0.289
F	41.140	45.188	41.577	21.994	38.668	40.519	34.422

注: 括号内表示 t 值。*p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01。

5. 结论与启示

本文以 2012~2016 年沪深两市重污染行业上市公司的样本为研究对象, 实证考察了企业社会责任披露与公司财务绩效的相关关系, 并检验了高管薪酬激励与股权激励在二者关系中的中介作用。研究结果显示: 第一, 我国重污染行业上市公司企业社会责任信息披露的质量对财务绩效具有积极作用, 且前者对后者的作用具有显著的滞后效应, 该滞后效应存在由弱到强再转弱的倒“U”型趋势; 第二, 无论是薪酬激励还是股权激励, 我国重污染行业上市公司实行高管激励有利于提升企业社会责任信息披露的水平; 第三, 重污染行业上市公司企业社会责任信息披露对高管激励具有正向促进作用; 第四, 在企业社会责任信息披露与公司财务绩效的关系中, 高管薪酬激励起到完全中介作用, 高管股权激励起部分中介作用。

根据上述研究结论, 充分披露企业社会责任信息, 能够为企业赢得消费者、投资者乃至政府的支持, 进而提高公司财务绩效。提高高管持股水平能降低代理成本, 而在我国重污染行业上市公司中, 高管持股比例普遍偏低, 是当前重污染行业上市公司应首要重视的高管激励问题。高管激励是企业提高社会责任信息披露质量的重要途径, 有效运用高管激励这一管理杠杆能够显著提升企业社会责任信息披露对公司财务绩效的正向影响, 这也提示企业在实行高管激励的过程中, 要关注高管激励结构的配置, 努力实现高管激励效果的最大化。

基金项目

国家社科基金项目《基于资本管理视角的混合所有制企业公司治理能力评价及提升路径研究》(项目编号: 15BJY065)。

参考文献

- [1] Bowman, E.H. (1978) Strategy, Annual Reports, and Alchemy. *California Management Review*, **20**, 64-71. <https://doi.org/10.2307/41165283>
- [2] Homer, J. (2003) Does It Pay to Be Good? Social Responsibility and Financial Performance. *Business Horizons*, **46**, 34-40. [https://doi.org/10.1016/S0007-6813\(03\)00086-7](https://doi.org/10.1016/S0007-6813(03)00086-7)
- [3] Cowen, S.S., Ferreri, L.B. and Parker, L.D. (1987) The Impact of Corporate Characteristics on Social Responsibility Disclosure: A Typology and Frequency-Based Analysis. *Accounting Organizations & Society*, **12**, 111-122. [https://doi.org/10.1016/0361-3682\(87\)90001-8](https://doi.org/10.1016/0361-3682(87)90001-8)
- [4] Usman, A.B. and Amran, N.A.B. (2015) Corporate Social Responsibility Practice and Corporate Financial Performance: Evidence from Nigeria Companies. *Social Responsibility Journal*, **11**, 749-763. <https://doi.org/10.1108/SRJ-04-2014-0050>
- [5] 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, 9(8): 1225.
- [6] 陶文杰, 金占明. 媒体关注下的 CSR 信息披露与企业财务绩效关系研究及启示——基于我国 A 股上市公司 CSR 报告的实证研究[J]. 中国管理科学, 2013, 21(4): 162-170.
- [7] 宋建波, 盛春艳. 企业履行社会责任对财务绩效影响研究——来自中国制造业上市公司的实证检验[J]. 财经问题研究, 2012(8): 99-104.
- [8] 张正勇, 吉利, 毛洪涛. 公司社会责任信息披露与经济动机研究——来自中国上市公司社会责任报告的经验证据[J]. 证券市场导报, 2012(7): 16-23.
- [9] 贾莹丹, 文静, 董春英. 企业财务绩效与企业社会责任信息披露的相关性研究——基于广西上市公司 2006~2010 年的经验数据[J]. 现代经济信息, 2011(18): 140-141.
- [10] Woodward, D., Edwards, P. and Birkin, F. (2001) Some Evidence on Executives' Views of Corporate Social Responsibility. *British Accounting Review*, **33**, 357-397. <https://doi.org/10.1006/bare.2001.0165>
- [11] Mahoney, L.S. and Thorn, L. (2006) An Examination of the Structure of Executive Compensation and Corporate Social Responsibility: A Canadian Investigation. *Journal of Business Ethics*, **69**, 149-162. <https://doi.org/10.1007/s10551-006-9073-x>

- [12] 包燕萍. 企业捐赠、社会责任承担与高管薪酬——基于我国房地产上市公司的经验证据[J]. 财会通讯, 2013(30): 56-58.
- [13] 郑冠群, 宋林, 郝渊晓. 高管层特征、策略性行为与企业社会责任信息披露质量[J]. 经济经纬, 2015(2): 111-116.
- [14] Eng, L.L. and Mak, Y.T. (2003) Corporate Governance and Voluntary Disclosure. *Journal of Accounting & Public Policy*, **22**, 325-345. [https://doi.org/10.1016/S0278-4254\(03\)00037-1](https://doi.org/10.1016/S0278-4254(03)00037-1)
- [15] 李强, 冯波. 高管激励与环境信息披露质量关系研究——基于政府和市场调节作用的视角[J]. 山西财经大学学报, 2015, 37(2): 93-104.
- [16] Barnett, M.L. and Salomon, R.M. (2006) Beyond Dichotomy: The Curvilinear Relationship between Social Responsibility and Financial Performance. *Strategic Management Journal*, **27**, 1101-1122. <https://doi.org/10.1002/smj.557>
- [17] Sen, S. and Bhattacharya, C.B. (2001) Does Doing Good Always Lead to Doing Better? Consumer Reactions to Corporate Social Responsibility. *Journal of Marketing Research*, **38**, 225-243. <https://doi.org/10.1509/jmkr.38.2.225.18838>
- [18] Hill, C.W.L. and Jones, T.M. (2010) Stakeholder-Agency Theory. *Journal of Management Studies*, **29**, 131-154. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6486.1992.tb00657.x>
- [19] Balsam, S., Boone, J., Liu, H., et al. (2016) The Impact of Say-on-Pay on Executive Compensation. *Journal of Accounting & Public Policy*, **35**, 162-191. <https://doi.org/10.1016/j.jaccpubpol.2015.11.004>
- [20] Flammer, C. (2016) Does Corporate Social Responsibility Lead to Superior Financial Performance? A Regression Discontinuity Approach. *Social Science Electronic Publishing*, **61**, 2549-2568.
- [21] Huselid, M.A. (1995) The Impact of Human Resource Management Practices on Turnover, Productivity, and Corporate Financial Performance. *Academy of Management Journal*, **38**, 635-672.
- [22] 倪娟, 孔令文. 环境信息披露、银行信贷决策与债务融资成本——来自我国沪深两市 A 股重污染行业上市公司的经验证据[J]. 经济评论, 2016(1): 147-156.
- [23] 谭丹丹, 郑少锋. 社会责任信息披露质量对财务绩效的影响——基于生命周期视角[J]. 财会月刊, 2017(30): 44-50.
- [24] 何霞, 苏晓华. 高管团队背景特征、高管激励与企业 R&D 投入——来自 A 股上市高新技术企业的数据分析[J]. 科技管理研究, 2012, 32(6): 100-108.
- [25] 冯丽艳, 肖翔, 赵天骄. 经济绩效对企业社会责任信息披露的影响[J]. 管理学报, 2016, 13(7): 1060-1069.
- [26] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004, 36(5): 614-620.

知网检索的两种方式:

1. 打开知网页面 <http://kns.cnki.net/kns/brief/result.aspx?dbPrefix=WWJD>
下拉列表框选择: [ISSN], 输入期刊 ISSN: 2161-0967, 即可查询
2. 打开知网首页 <http://cnki.net/>
左侧“国际文献总库”进入, 输入文章标题, 即可查询

投稿请点击: <http://www.hanspub.org/Submission.aspx>

期刊邮箱: fin@hanspub.org