

doi:10.3969/j.issn.1672-626x.2020.06.007

环境信息披露与企业绩效

——基于政府监管的调节作用

张婧茹, 吴晶晶

(阜阳师范大学 信息工程学院, 安徽 阜阳 236000)

摘要:本文以2010—2018年沪深股市100家化工企业的面板数据为样本,通过构建固定效应的面板回归模型,基于信号传递理论与制度理论,探究环境信息披露对企业绩效的影响,以及政府监管所起的调节作用。结果发现:环境信息披露质量与企业绩效之间、政府监管与企业绩效之间均有显著的正相关关系,且政府监管对环境信息披露质量有正向调节作用,从而建立起了政府监管影响信息披露,信息披露影响企业绩效的良性循环。通过对滞后变量的回归分析,该压力传导机制在未来两年都会对企业绩效产生积极影响。

关键词:政府监管;企业绩效;环境信息披露;固定效应

中图分类号:F205

文献标志码:A

文章编号:1672-626X(2020)06-0080-09

一、引言

党的十九大报告明确指出,有必要促进绿色低碳经济发展,建设美丽中国。企业生产经营活动作为经济活动的主体,将对生态环境产生重大影响,企业独特的社会属性使其在环境治理和社会责任中发挥着不可替代的作用。近年来,我国不断推进环境信息披露相关制度的建设和实施。2018年1月起正式实施的《环境保护税法》规定,对排放污染物的公司应征收环境税。新形势下对企业环境信息披露提出了新的要求,环境信息披露成为政府用于公共物品治理的工具之一^[1]。所谓环境信息披露就是通过对外公布的形式展示企业在履行环境责任方面所做的工作,如编撰环境报告等。一方面,用于编写环境报告等工作的资源投入增加,这与企业实现利润最大化的目标背道而驰。另一方面,企业可以利用公共环境信息来规避环境风险,从而提高投资者的信心。为了指导企业披露环境信息,我国相继发布了一系列政策法规,如《环境信息披露办法(试行)》《上市公司环境信息披露指南》等,但仍存在立法水平低、披露方法缺乏标准化、披露内容缺乏实用性、责任制和监督机制不完善等缺陷。企业在环境信息披露方面没有规定标准,造成信息披露水平和质量良莠不齐^[2]。

对于该课题的研究,国外学者大多是从企业绩效和环境信息披露两者之间的影响进行分析的,所得出

收稿日期:2020-07-16

基金项目:安徽省高校人文社会科学研究重点项目(SK2018A0728)

作者简介:张婧茹(1988-),女,安徽阜阳人,阜阳师范大学信息工程学院教师,菲律宾德拉萨大学工商管理专业博士研究生,研究方向为企业管理、环境经济;吴晶晶(1983-),女,安徽阜阳人,阜阳师范大学信息工程学院副教授,研究方向为财务管理、环境经济。

的研究成果有所不同。有些学者提出,开展环境信息披露会增加治理成本并损害环境绩效的改善^[3],但也有学者认为环境信息披露可显著改善企业绩效^[4],并且经营绩效越好,披露的环境信息越多^[5]。还有部分学者研究了政府监管与环境信息公开质量之间的关系。如Brammer和Pavelin(2006)认为,政府对上市公司的环境信息披露的要求越高,越多的企业倾向于自愿地披露更多的环境信息^[6]。Charles等(2013)的研究成果指出,针对企业消极开展环境信息披露的行为,能够增加公众和利益相关者对企业信息的掌握,从而一定程度上避免信息不对称的问题,提供更符合企业当前状况的业务策略^[7]。与国外相比,国内对环境信息披露与企业绩效之间关系的研究时间较短。汤亚莉等(2006)首次使用数据来验证企业绩效是影响环境信息披露的重要因素^[8]。随后,学者们继续从理论、前沿的观点和研究方法等方面进行补充,丰富了研究内容^[9],这些研究不仅相互验证结论的正确性,还对两者之间的关系进行了更深入的讨论,并得出信息披露与企业绩效之间存在交互的跨期影响的结论^[10-11]。另外,一些学者从信息披露系统的形式(强制性或自愿性)入手解释两者的不同结论^[12]。陶克涛等(2020)研究在绿色治理视域下两者之间的关系,认为环境信息披露对上市公司的绩效不存在显著的促进作用^[13]。王霞等(2013)认为,制造业上市公司在披露自己的环境活动方面变得越来越好时,将会存在更多的隐瞒企业负面信息的隐患,并发现政府的压力和政治成本导致企业环境信息披露水平的提高^[14]。叶陈刚等(2015)将政府监管细化为环境补贴等具体内容,研究得出监管机构的监督可以促进企业环境信息的披露^[15]。

综上所述,对于企业环境信息披露的行为,政府监管是否起催化作用?是否影响企业绩效水平?关于这方面的研究还较少。基于此,本文将政府监管作为中间变量,通过构建固定效应面板回归模型,基于信号传递理论与制度理论来探索环境信息披露对企业绩效的影响,以及政府监管所起的调节作用。

二、理论分析与研究假设

(一)环境信息披露与企业绩效

随着世界各国对可持续发展概念的普遍接受和认可,各国政府、企业和消费者已从单纯追求经济效益最大化,逐渐向追求经济效益和环境效益相统一的目标转变。从本质上来说,企业的成立就是为了获得更多的利润,承担环境责任就意味着要付出较大成本,可能造成短时间内的利润降低,但从长远来看有利于企业的可持续发展。利益相关者理论认为,通过环境信息披露可以直接反映企业是否真正履行环境责任,这可能受到投资者倾向、成本价格、消费意愿、管理水平等各方面的影响。奖惩与法规会影响企业的资本成本、利润空间、研发成本以及市场地位,这些因素都直接关系着企业的绩效。Comier和Magan(2007)研究发现,对于履行环境责任,股东和投资者普遍是支持的,他们认为履行环境责任对企业发展没有风险,同时可以促进企业的可持续发展^[16]。投资利益相关方的支持态度大大降低了企业的运营成本,同时也实现了股票保值。Cornell和Shapiro(1987)也得出了类似的研究结论,即企业履行环境责任可以提高企业声誉,提高企业绩效^[17]。田昕加和张广美(2020)研究发现,农业企业的环境信息披露可以促进农业企业的绩效提升,但受到环境规制的影响^[18]。因此,提出以下假设:

H1:环境信息披露质量越高,企业绩效就越高。

(二)政府监管的调节作用

在市场经济条件下,不能低估政府部门在宏观控制企业环境活动中的作用。近年来,政府试图弥补对企业环境活动缺乏监督的不足。现有的大多数研究认为,政府可以有效地监督企业的行为。作为外部监督机构,政府监督可以与企业内部监督机制相结合,以提高企业价值。国内外学者均对政府监管在提升企业价值中的作用持乐观态度。李健等(2012)对中国公司的研究发现,银行和其他金融机构更愿意与政府紧密

联系^[19]。与没有政府联系的企业相比,具有密切政府联系的企业更有可能获得长期贷款,并且还款规定会放宽。简而言之,银行等金融机构将提供比普通企业更好的便利条件。企业价值提升的表现之一就是企业绩效的增长。贺宝和成任佳(2020)对重污染上市公司研究发现,政府实施监管的强度越强,环境信息披露质量越高^[20]。合法性理论认为,企业的所有业务活动都必须受到社会合法性的约束。政府监管是一种规范企业环境行为的监管行为。在社会合法性的压力下,企业有动力去接受政府的监督以满足合法性的要求。就是说,政府监管不直接影响企业绩效,而是督促企业通过监管政策的压力对经营状况做出积极反应,提醒实施过程中可能出现的问题,并及时纠正环境问题。随着一系列法规的加强,一些企业已将环境因素纳入其生产和经营活动的各个方面。企业在环境信息公开方面的热情和责任感将最终实现企业利益和生态可持续性的最大化。因此,提出以下假设:

H2:政府监管能够强化环境信息披露质量对企业绩效提升的信号传递效应。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选择2010—2018年沪深股市100家化工企业的数据为研究案例,除去丢失的数据,最终得到的样本值是900个,涵盖了近一百家企业的相关数据。主要是从这些企业的可持续发展报告以及环境影响报告等材料中,提取与环境信息等相关的数据信息。

(二)指标及变量定义

如表1所示,在选取的指标中,企业绩效设定为被解释变量,这是由于该指标体现的是企业运营发展情况以及企业各种资源利用效率。从收集的各类文献资料中可以了解到,学者们主要对企业绩效进行了两种测评。一个是行业市场中获得的市场指标,该指标主要体现的是企业股票价格的变化;另一个是基于财务报表中会计核算的效益指标,该指标主要体现的是企业的总体资源投入效益情况,能够客观反映该企业的效益达成情况,相较于市场指标,该指标是一个动态指标。由于目前国内还没有建立起较为成熟规范的资本市场,所获取的市场指标缺乏相对的准确性,可借鉴性较差,因此在本研究中评价企业绩效主要参考的是效益指标。在设计变量时,本研究设定的是总资产报酬率(ROA),这个指标主要体现的是净利润在企业总资产中所占的比重,反映的是资产利用效益。

解释变量为企业的环境信息披露质量(EIDIS)。为了衡量环境信息披露的质量,最常使用的方法是内容分析法^[5],即首先对环境信息进行分类,然后根据一般披露、具体描述和定量信息对每个类别进行分配,最后计算出每个企业的最终成绩。尽管该方法对内容进行了全面的测量,但是在分配中却具有一定的主观性。本文基于温素彬和周鑒鑒(2017)的做法^[21],使用和讯网的环境责任评估结果来衡量环境信息披露的质量。和讯网是一家权威机构,通过专家评分公开发布上市公司的社会责任信息评级,缺失的数据根据企业社会责任履行情况、企业的财务状况等打分。得分结果首先进行信度检验,以检测数据的可靠性,结果显示,Cronbach的 α 值分别为0.929和0.944,表明评分结果可靠。

调节变量是政府监管强度(GOV)。在中华人民共和国环境保护部^①国家重点监控企业名单上的,记为1,否则记为0。潘安娥和郭秋实(2018)补充PITI指数作为衡量政府监管强度替代指标进行相关检验,但回归分析未通过显著性检验^[22]。PITI指数被用于解释一个地方政府对于管辖地区的管理能力,该指数并不能很好地反映出政府在环境信息披露方面的影响。GOV指标在这一方面就有先天的优势,具有较强的针对性,在学术研究中的科学性更高。

控制变量是公司的债务水平(LEV)、经营年限(AGE)、股权集中程度(STOCK)、高管团队规模(NUB)、企

业规模(SIZE)和发展能力(GRO)。债务水平是直观体现一个企业对于债务的偿还能力的指标,偿债能力与企业的经营风险密不可分,债务水平的直观数据指标是资产负债率,如果资产负债率高于正常值,那么就说明该企业的财务经营出现问题,可以说运营情况良好的企业可以通过自身运营获得现金流,而不是单纯依靠债务获取,本研究中债务水平是总债务和期末总资产的比值;由于任何一个企业的运营都是有生命周期的,本文选择经营年限作为另一个控制变量;企业的股权分配情况主要是通过股权的集中程度体现,股权集中程度强的企业意味着管理层有绝对的话语权,战略执行度高,从而可以提高企业绩效,相反,如果股东持股过于分散,则可能会出现“搭便车”现象,因此,本文以第一大股东的持股比例来衡量,股权集中程度;企业绩效主要的责任角色是企业的高管团队,该团队的主要职责是分工,其业务水平的高低将影响企业的管理水平以及生产经营业绩,所以在本研究中选择用管理团队的能力来衡量,主要通过团队组成人员中董事会人数来代表;企业规模与发展能力分别用期末总资产的自然对数与上期主营业务收入增长率来衡量。

表1 研究变量说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业绩效(总资产报酬率)	ROA	净利润/企业总资产
解释变量	环境信息披露质量	EIDIS	和讯网环境责任评分
调节变量	政府监管强度	GOV	是否被纳入国家重点监控名单,纳入记1,未纳入记0
控制变量	债务水平	LEV	总债务/期末总资产
	经营年限	AGE	企业成立年数
	股权集中程度	STOCK	第一大股东在企业股权结构中的持股比例
	高管团队规模	NUB	董事会人数的自然对数
	企业规模	SIZE	期末总资产的自然对数
	发展能力	GRO	上期主营业务收入增长率

(三)模型设定

采用多元层次回归分析法探究环境信息披露质量对企业绩效的作用及政府监管的调节作用。模型(1)~(3)探究当前阶段以及未来两年时间段内企业绩效受到环境信息公开的影响,模型(4)~(6)探究当前阶段以及未来两年时间段内企业绩效受到政府监管的影响,模型(7)~(9)验证政府监管强度在企业环境信息披露质量对当期企业绩效以及滞后期两年的企业绩效中的调节作用,各模型中还考虑样本企业的债务水平、经营年限、股权集中程度、高管团队规模等对企业绩效的作用。

$$ROA_t = a + a_1 EIDIS + \sum_2 a Controls + \varepsilon_1 \quad (1)$$

$$ROA_{t+1} = a + a_1 EIDIS + \sum_2 a Controls + \varepsilon_1 \quad (2)$$

$$ROA_{t+2} = a + a_1 EIDIS + \sum_2 a Controls + \varepsilon_1 \quad (3)$$

$$ROA_t = b + b_1 EIDIS + b_2 GOV + \sum_3 b Controls + \varepsilon_2 \quad (4)$$

$$ROA_{t+1} = b + b_1 EIDIS + b_2 GOV + \sum_3 b Controls + \varepsilon_2 \quad (5)$$

$$ROA_{t+2} = b + b_1 EIDIS + b_2 GOV + \sum_3 b Controls + \varepsilon_2 \quad (6)$$

$$ROA_t = c + c_1 EIDIS + c_2 GOV + c_3 EIDIS * GOV + \sum_4 c Controls + \varepsilon_3 \quad (7)$$

$$ROA_{t+1} = c + c_1 EIDIS + c_2 GOV + c_3 EIDIS * GOV + \sum_4 c Controls + \varepsilon_3 \quad (8)$$

$$ROA_{t+2} = c + c_1 EIDIS + c_2 GOV + c_3 EIDIS * GOV + \sum_4 c Controls + \varepsilon_3 \quad (9)$$

四、实证检验及结果分析

(一)描述性统计分析

从表2中可以看出,ROA均值为3.72,虽然极值差异较大,但仍然高于行业均值^②,总体来说企业绩效良好。EIDIS均值为16.826,标准差较小,这说明我国目前环境信息披露质量较低,企业的环保意识仍然不强,需要加强改善。GOV均值为0.27,小于0.5,可以看出行业内纳入政府监管的企业仍然较少,国家需要加强对行业的监控力度。LEV均值为54.46,从总体看来行业整体存在的运营风险较小。AGE均值为17.83,NUB均值是3.04,说明企业的经营年限较长和高管团队人数较少。STOCK均值为42.07,极值差异较大,说明企业控股权较为集中,且在各企业间差异较大。SIZE均值为14.47,极值差异较小,说明行业内企业规模差异较小,但行业内各企业规模不大。GRO均值为10.97,极值差异较大,这说明行业内企业收入增速一般,且行业内各企业差异较大。

表2 描述性统计结果

变量名称	最小值	最大值	均值	标准差
ROA	-46	48	3.72	6.3240
EIDIS	4.0000	30.0	16.826	4.4608
GOV	0.0000	1.0000	0.2700	0.4460
LEV	5.3305	103.7263	54.4593	17.5383
AGE	3.0000	38.0000	17.830	4.8014
STOCK	5.0189	91.2196	42.0728	16.2271
NUB	1.0986	3.6375	3.0424	0.2117
SIZE	11.2058	19.3096	14.4733	1.6093
GRO	-52.7218	221.3331	10.9724	28.7693

(二)相关性分析

在相关性分析方面,主要运用Stata14.0进行检验,从表3可见,环境信息披露质量与企业绩效呈显著正相关,政府监管与企业环境信息披露质量显著正相关,政府监管力度的加强最终会传导至企业经营绩效,在企业环境信息披露质量中起到了中介调节作用。另外,企业负债率与企业绩效呈负相关,企业负债率越高,越可能导致企业绩效的下降。企业经营年限与企业绩效呈现负相关,这说明并不是企业经营年限越长,企业绩效越好。而企业的发展能力与企业绩效正相关,即企业发展能力越好,企业绩效越高。

表3 相关性检验

	ROA	EIDIS	GOV	LEV	AGE	STOCK	NUB	SIZE	GRO
ROA	1								
EIDIS	0.057**	1							
GOV	0.030	0.174***	1						
LEV	-0.235***	-0.021	0.096***	1					
AGE	-0.100***	-0.117***	-0.080**	0.118***	1				
STOCK	-0.030	0.124***	0.0103***	-0.015	-0.279***	1			
NUB	0.033	0.137***	0.235***	0.087***	-0.128***	0.094***	1		
SIZE	0.001	0.192***	0.313***	0.282***	-0.031	0.040***	0.362***	1	
GRO	0.205***	-0.063*	0.010	-0.039	-0.031	-0.088***	0.069**	-0.024	1

注:*,**、***分别代表在10%、5%、1%水平上显著相关,下表同

与此同时,在相关性分析矩阵中,出现了几个解释变量的关联性情况,意味着矩阵里出现多重共线性,因此,需要通过VIF指标来做进一步分析。得出的数据如表4所示。由于方差膨胀因子全部小于2,说明没

有出现多重共线性的情况。

表4 变量的多重共线性检验

共线性诊断	EIDIS	GOV	LEV	AGE	STOCK	NUB	SIZE	GRO
VIF	1.08	1.15	1.13	1.14	1.35	1.21	1.63	1.02

(三)回归分析

在回归分析之前,先进行 Hausman 检验,P 值(0.0057)小于 0.05,即拒绝了原假设,本文选择使用固定效应模型,回归分析结果见表 5。从模型 1 我们能够得出环境信息披露数值是 0.0318,也就意味着环境信息披露质量和企业绩效之间是正相关的关系,由此假设 1 得到验证。可见,企业的环境信息披露质量能够向公众传递一种良好的信号,增强客户对企业的信赖程度,促进企业绩效的改善。

模型 1 的基础上我们加入了调节变量政府监管强度,并对此进行了回归,回归结果如模型 4 所示,结果发现,政府监管的强度与企业绩效存在着显著的正相关关系,说明政府加强对企业的环境监管强度会让企业提高环境信息披露质量,并且会带动企业绩效的改善,从而建立起政府监督影响信息披露,信息披露影响企业绩效的良性循环。为了进一步验证上述结论,加入了政府监管与企业环境信息披露两者的交叉项,验证是否存在上述传导机制。通过模型 7,验证了该假设,交叉项系数显著为正,说明政府的监管压力确实通过企业环境信息披露质量的提高,最终传导至企业绩效的提高。模型 4($R^2=0.1648$)和模型 7($R^2=0.1683$)相对于模型 1($R^2=0.1204$)有了显著的提高,且模型都通过了 F 检验,由此假设 2 得到验证。

表5 模型回归结果

变量	模型 1	模型 4	模型 7
C	27.0432*** (2.60)	26.2577** (2.53)	25.9629** (2.50)
EIDIS	0.0329*** (2.78)	0.0326*** (2.82)	0.0584*** (3.21)
GOV		1.2662** (1.90)	0.1538** (1.94)
EIDIS*GOV			0.0808** (1.96)
LEV	-0.1387*** (-6.45)	-0.1369*** (-6.37)	-0.1373*** (-6.38)
AGE	-0.3522*** (-3.49)	-0.3787*** (-3.72)	-0.3779*** (-3.71)
STCOK	-0.0261 (-0.74)	-0.0253 (-0.72)	-0.2417 (-0.68)
NUB	-2.8052* (-1.72)	-2.6637 (-1.64)	-2.6223 (-1.61)
SIZE	-0.0526 (-0.07)	0.0194 (0.03)	-0.0007 (-0.00)
GRO	0.0320*** (2.60)	0.0322*** (5.15)	0.0322*** (2.50)
R^2	0.1204	0.1648	0.1683
F	4.53*	4.64***	4.68***

注:C表示常数项,括号为T值,下表同

此外,本文还检验了企业绩效的滞后项,分析了环境信息披露强度和政府监管压力对未来企业绩效的影响,表 6 是企业的环境信息披露强度对下一年度的企业绩效的影响,表 7 是环境信息披露强度对未来第二年的企业绩效的影响,从表 6 结果来看,企业环境信息披露的强度提高会显著地促进下一年度企业绩效,且在 5% 的显著水平下显著,其他控制变量与表 4 影响结果相同;加入了调节变量及交叉项后,模型的拟合优度

也有所提高,模型均通过了F值检验。从表7结果来看环境信息披露强度的提高仍然对企业绩效有所影响,传导机制也仍然在发挥作用,但值得注意的是影响力度在减弱,而且控制变量发展能力也失去了显著性。

表6 滞后1期回归结果

变量	模型2	模型5	模型8
C	20.6277* (1.70)	20.9925* (1.73)	21.0015* (1.73)
EIDIS	0.0059** (2.24)	0.0058** (2.43)	0.024** (2.56)
GOV		1.0775** (2.26)	0.8934** (2.73)
EIDIS*GOV			0.0104** (2.21)
LEV	-0.1162*** (-5.06)	-0.1185*** (-5.15)	-0.1184*** (-5.14)
AGE	-0.6373*** (-5.36)	-0.6097*** (-5.07)	-0.6097*** (-5.07)
STCOK	-0.0124 (-0.32)	-0.0145 (-0.38)	-0.0147 (-0.38)
NUB	-4.9628** (-2.23)	-5.1067** (-2.30)	-5.1085** (-2.29)
SIZE	1.1167 (1.33)	1.0808 (1.29)	1.0845 (1.29)
GRO	0.0344*** (5.24)	0.0345*** (5.26)	0.0345*** (5.25)
R ²	0.1413	0.1678	0.1823
F	4.00***	4.03***	4.12***

表7 滞后2期回归结果

变量	模型3	模型6	模型9
C	-0.4485 (-0.03)	-0.4490 (-0.03)	-0.1396 (-0.01)
EIDIS	0.0012** (2.21)	0.0041** (2.19)	0.0067** (2.29)
GOV		0.5491* (1.69)	0.8049* (1.63)
EIDIS*GOV			0.0767* (1.72)
LEV	-0.0580** (-2.30)	-0.0593** (-2.35)	-0.0590** (-2.33)
AGE	-0.9583*** (-6.97)	-0.9414*** (-6.75)	-0.9363*** (-6.69)
STCOK	-0.0011 (-0.03)	-0.0029 (-0.07)	-0.0041 (-0.10)
NUB	0.9901 (0.40)	0.9972 (0.41)	1.0274 (0.42)
SIZE	1.5170 (1.59)	1.4957 (1.57)	1.4896 (1.56)
GRO	0.0116 (1.62)	0.01168 (1.63)	0.0116 (1.63)
R ²	0.1312	0.1320	0.1323
F	4.49***	4.49***	4.49***

(四)稳健性检验

为了验证模型的稳健性,本文进一步采用净资产收益率(ROE)作为企业绩效的替换变量,分别对模型1、4、7进行回归分析,回归结果如表8所示。结果表明,环境信息披露强度、政府监管强度以及二者交叉项仍与企业绩效显著正相关(1%置信水平),且控制变量与因变量的关系也不变,此外企业规模对企业绩效影响产生了正向效应,企业高管团队人数与企业绩效呈负向效应,两个控制变量的影响具有了显著性;此外模型整体的拟合优度有所改善,都通过了F值检验。整体上来看,替换变量后的回归结果与上文中的回归结果基本一致,这说明了本文的检验结果具有较好的平稳性。

表8 稳健性检验结果

变量	模型1	模型4	模型7
C	20.2744 (0.57)	19.0752	17.8861 (0.50)
EIDIS	0.2127*** (5.21)	0.2122*** (5.46)	0.3161*** (5.78)
GOV		1.933*** (4.89)	3.7937*** (4.97)
EIDIS*GOV			0.3260*** (7.92)
LEV	-0.4455*** (-6.05)	-0.4427*** (-6.00)	-0.4444*** (-6.02)
AGE	-1.394*** (-4.03)	-1.4344*** (-4.10)	-1.4313*** (-4.09)
STCOK	-0.0317 (-0.26)	-0.0304 (-0.25)	-0.0258 (-0.21)
NUB	-13.2505** (-2.38)	-13.0344** (-2.33)	-12.8676** (-2.30)
SIZE	5.0279** (2.00)	5.1379** (2.04)	5.0563** (2.00)
GRO	0.0812*** (3.78)	0.0816*** (3.79)	0.0816*** (3.80)
R ²	0.247	0.287	0.357
F	5.30***	5.84***	6.72***

五、研究结论

本文以2010—2018年沪深股市100家化工企业的数据为样本,通过构建固定效应的面板回归模型探究环境信息披露质量和政府监管对企业绩效的影响。结果发现:(1)环境信息披露质量与企业绩效呈正相关关系,对于企业而言,环境信息披露质量能够向社会传递一种良好的信号,促进企业绩效的改善;(2)政府监管与企业绩效呈正相关关系,政府监管能有效提升企业环境信息披露的质量,从而正向影响企业绩效的良性循环;(3)通过对滞后变量的回归分析,发现“政府监管压力—企业环境信息披露质量—企业绩效”的压力传导机制在未来两年都会对企业绩效产生积极影响。

本文从政府监管作为中介调节作用的角度探究环境信息披露与企业绩效之间的关系,不仅填补了部分的理论空白,而且对政府制定相关政策以提高企业环境信息披露质量具有一定的现实意义。但本文仅从政府监管对环境信息披露的影响角度进行了系统研究,其他角度比如高管的环保意识等仍有待进一步探究。

注 释:

① 监控类别包括废水、废气、重金属、危险废物等,环保部重点监控企业名单查询网址为: <http://datacenter.Mep.gov.cn/index!>

Menu Action. action? name =259206fe260c4cf7882462520e1e3ada。

② 2013—2017年行业均值分别为2.80%、2.89%、1.43%、2.43%、3.51%。

参考文献:

- [1] 毕茜,彭珏,左永彦.环境信息披露制度、公司治理和环境信息披露[J].会计研究,2012,(7):39-47.
- [2] 姚圣,杨洁,梁昊天.地理位置、环境规制空间异质性与环境信息选择性披露[J].管理评论,2016,28(6):192-204.
- [3] Basalamah A S,Jermias J. Social and Environmental Reporting and Sudging in Indonesia: Maintaining Organizational Legitimacy? [J].Gadjah Mada International Journal of Business, 2005,7(1):109-127.
- [4] Patten D M. The Relation between Environmental Performance and Environmental Disclosure: a Research Note[J].Accounting, Organizations and Society, 2002,27(8):763-773.
- [5] Clarkson P M, LI Y, Richardson G D, et al. Revisiting the Relation between Environmental Performance and Environmental Disclosure: an Empirical Analysis[J].Accounting, Organizations and Society, 2008,33(5):303-327.
- [6] Brammer S, Pavelin S. Voluntary Environmental Disclosures by Large UK Companies [J]. Journal of Business Finance &Accounting, 2006,33(7-8):1168-1188.
- [7] Charles H, Dennis M. Patten b. Green Accounting: Reflections from a CSR and Environmental Disclosure Perspective [J]. Critical Perspectives on Accounting, 2013,24(4):443-447.
- [8] 汤亚莉,陈自力,刘星,等.我国上市公司环境信息披露状况及其影响因素的实证研究[J].管理世界,2006,(1):158-159.
- [9] 张宗新,杨飞,袁庆海.上市公司信息披露质量提升能否改进公司绩效?——基于2002—2005年深市上市公司的经验证据[J].会计研究,2007,(10):16-23.
- [10] 何玉,唐清亮,王开田.碳信息披露、碳业绩与资本成本[J].会计研究,2014,(1):79-86.
- [11] 李秀玉,史亚雅.绿色发展、碳信息披露质量与财务绩效[J].经济管理,2016,38(7):119-132.
- [12] 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.
- [13] 陶克涛,郭欣宇,孙娜.绿色治理视域下的企业环境信息披露与企业绩效关系研究——基于中国67家重污染上市公司的证据[J].中国软科学,2020,(2):108-119.
- [14] 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,2013,4(2):82-91.
- [15] 叶陈刚,王孜,武剑锋,李惠.外部治理、环境信息披露与股权融资成本[J].南开管理评论,2015,10(5):85-96.
- [16] Cormier D, Magnan M. The Revisited Contribution of Environmental Reporting to Investors' Valuation of a Firm's Earnings: An International Perspective[J].Ecological Economics,2007,62(3-4):613-626.
- [17] Cornell B, Shapiro A C. Corporate Stakeholders and Corporate Finance[J].Financial Management,1987,16(1):5-14.
- [18] 田昕加,张广美.环境信息披露、环境规制与企业经营绩效[J].会计之友,2020,(6):43-49.
- [19] 李建,陈传明,孙俊华.企业家政治关联、竞争战略选择与企业价值——基于上市公司动态面板数据的实证研究[J].南开管理评论,2012,15(6):147-157.
- [20] 贺宝,成任佳.政府监管强度与环境信息披露质量研究[J].财会通讯,2020,(5):50-54.
- [21] 温素彬,周珊珊.企业碳信息披露对财务绩效的影响机理:媒体治理的“倒U型”调节作用[J].管理评论,2017,29(11):183-195.
- [22] 潘安娥,郭秋实.政府监管与企业环境信息披露——基于高管环保意识的调节作用[J].软科学,2018,32(10):84-87.

(责任编辑:卢 君)