

环境信息披露与企业经营绩效

——基于投资者关注的中介效应检验

奚 宾, 张威威

(河南工业大学 经济贸易学院, 郑州 450000)

摘要: 经济高质量发展背景下,企业环境信息披露已经引起全社会的普遍重视。基于沪深A股上市公司2007—2019年样本企业面板数据,以投资者关注为中介变量,揭示环境信息披露对企业经营绩效的作用机制。结果显示,环境信息披露对企业经营绩效具有显著的正向激励作用,投资者关注发挥部分中介效用。进一步的研究表明,将机构投资者持股比例作为门槛变量时,存在显著的单一门槛效应,当企业引入机构投资者持股比例高于一定门槛值时,环境信息披露能显著提升企业经营绩效,否则激励效果不显著;同时异质性分析发现,重污染行业及2015年后环境信息披露对企业经营绩效激励效果更为显著。本文研究结论有助于企业更理性地认识环境信息披露的经济效益,为政府、企业和投资者共同构建高质量环境信息披露体系提供思路。

关键词: 环境信息披露; 投资者关注; 企业经营绩效; 中介效应

中图分类号: F272.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2022)5—0085—12

一、引言

近年来,我国企业发展态势迅猛,在为经济发展注入不竭动力的同时,随之暴露出的资源严重消耗、环境污染加剧等问题引起广泛重视,与此同时,上市企业环境信息披露相关问题研究也逐渐成为热点话题。环境信息披露是企业通过对外公布的形式展示自身在履行环境责任方面所做的各项工作,如借助企业年报或通过编撰独立社会责任报告、可持续发展报告等向外界披露企业有关环境信息,最早可追溯至1997年证监会提出的《招股说明书的内容与格式》试行办法,作出企业在发行股票过程中需在招股说明书第五部分提及有关能源、环保、自然资源等环境信息的规定。此后为正确引导企业披露倾向,我国又相继发布一系列政策法规,逐步提升了环境信息披露的有效性,对其梳理并依据时间节点进行阐述:2007年环保总局颁布的《环境信息公开办法(试行)》要求上市企业按照规定披露环境信息;2015年实施的《中华人民共和国环境保护法》强制要求相关单位如实公开环境信息,至此企业是否披露环境信息受到法律约束;2017年证监会修订了上市公司年报和半年报披露准则,强制上市公司中的重点排污企业进行环境信息披露,而非重点排污企业采用“不披露就解释”的原则;2018年中国开征环保税,进一步表明了政府引导企业保护环境以履行社会责任的决心。一系列政策法规的颁布与实施对于完善现阶段各企业披露环境信息的方式及提高所披露信息的质量具有正向指引作用(毕茜等,2012),同时环境信息披露的重要性已达成各界共识。

企业披露环境信息是社会公众了解企业污染排放、环境治理及环保投入等相关信息的重要渠道,对于自身发展亦具有重要意义。现有研究多集中于阐述环境信息披露对提升企业经营绩效有效性的影响(徐建中等,2018),而投资者作为企业各项披露信息的关键接收方,面对企业是否披露环境信息势必做出适当反应,却鲜有文献针对其在影响机制中可发挥的作用展开思考。有关环境信息披露对于投资者关注所产生的影响,有学者指出企业环境绩效的提高有利于引入更高的机构投资者持股比例,且进一步研究发现此结论仅适用于长期机构投资者,在对短期机构投资者持股比例进行分析时显示两者间并不存在显著的相关关系(黎文靖和路晓燕,2015)。此外,基于信息不对称理论,另有研究指出环境信息披露质量的提高可降低企业信息不对称问题,增强投资者信心,进而缓解企业融资约束问题(吴红军等,2017)。也有学者关注到企业披露环境信息的目的往往是基于制度压力或高管特征,并非自愿性披露(肖华和张国清,2016),此时若投资者对于企

收稿日期:2022-01-07

基金项目:河南省高等学校青年骨干教师培养计划项目“绿色金融可持续发展研究”(2019GGJS090)

作者简介:奚宾,博士,河南工业大学经济贸易学院副教授,硕士研究生导师,研究方向:金融市场和绿色金融等;张威威,河南工业大学经济贸易学院硕士研究生,研究方向:公司管理和绿色金融。

业环境披露信息遵循审慎态度,将不易受其影响。

环境信息披露对投资者行为具有重要影响,而投资者作为资金拥有方所采取的各项举措又可直接作用于企业经营发展,若投资者对企业经营状况持正向态度而增加持股,依据资本循环理论,资金的注入对于提升企业经营绩效势必具有促进作用,反之,若投资者对目标企业经营状况持消极态度而降低持股时,资金流出对于企业经营绩效又将造成消极影响,企业经营绩效与投资者行为间存在显著的正相关关系(Bajo et al, 2020)。至此,投资者关注作为中间变量,在环境信息披露与企业经营绩效关系中起何作用?本文将投资者关注作为环境信息披露对企业经营绩效有效性作用机制中的中介变量进行逐步回归论证,分析其间可能存在的直接或间接性激励效应。在进一步研究中以投资者关注为门槛变量,检验环境信息披露对企业经营绩效的提升是否存在门槛效应,并对比论证在所属的重污染行业与非重污染行业、2015年前后阶段中环境信息披露对企业经营绩效作用的异质性。

本文可能的研究意义在于以下几个方面:一是论证了投资者关注作为中介变量时在环境信息披露对企业经营绩效作用关系中发挥的中介效应,丰富了已有研究仅以媒体关注、政府规制、法律制度等作为中介变量展开分析的理论框架;二是样本企业为沪深A股全行业上市公司,覆盖范围广,具有整体性特点,拓展了既有研究下集中于重污染行业的研究体系;三是进一步分析了投资者关注作为门槛变量时在环境信息披露与企业经营绩效关系间所发挥作用,对于各主体参与完善企业环境信息披露体系具有实践指导意义。最后横向与纵向论证重污染与非重污染行业,2015年前后两阶段中环境信息披露对企业经营绩效作用的异质性,为政策的制定与实施提供依据。

二、文献回顾及理论假设

(一)环境信息披露与企业经营绩效

环境信息披露与企业经营绩效关系方面,基于不同角度论证二者间所存在的正向关系占据主流。或从环境规制入手,基于波特假说等理论,以制造业上市企业为样本构建污染信息透明度指标,采用最小二乘法研究发现环境规制和企业社会责任对于企业创新(投入和产出)具有正向影响,同时有益于增强企业竞争能力及营利性能力(Javeed et al, 2021);或从全球范围以公司治理和文化背景对公司环境绩效和企业社会责任披露的影响角度展开论述,提供了环境绩效与企业社会责任披露间呈正相关关系的证据,支持了自愿披露理论(Lu and Wang, 2020);亦有学者从资本成本角度,论证了企业披露环境信息可有效降低资本成本,进而对于提升经营绩效具有积极意义(He et al, 2019;何玉等, 2017)。此外,依据研究对象的不同,归属于重污染行业的群体首当其冲需重点披露环境信息,既有研究在对环境信息披露与高污染企业创新行为的影响论述中,指出环境信息披露是通过增加企业绩效收入进而促进企业创新行为的提升(Jiang et al, 2020);或进一步将研究对象具体至某一行业,如 Ahmad et al(2019)使用制造业的年度调查数据及所在城市一级的污染信息透明性指标,实证分析了中国第一个国家环境信息披露计划对于工业企业盈利能力的影响作用,结果表明在中国严格的环境披露条件下更有益于公司盈利能力的提高,环境信息披露与企业盈利能力间存在正相关关系。最后,李秀玉和史亚雅(2016)选取上证社会责任指数成分股的企业为样本,采用两阶段最小二乘法,以对外公布碳信息为企业披露环境信息的主要方式,论证了其披露质量的提高可有效提升企业财务绩效,并且发现此影响效应存在跨期性。

与上述研究结论相异,亦有少数文献对二者间作用关系持不同意见, Hughes et al(2001)利用文本分析法研究了美国51个州制造业企业的年报披露内容,发现企业是否披露环境信息及披露质量的高低未能在决定环境绩效方面发挥显著作用。Qiu et al(2014)探讨了环境信息披露、社会责任披露和公司财务业绩之间的关系,结果表明环境信息披露与公司业绩表现之间不存在显著的作用关系。温素彬和方苑(2008)则选取46家上市企业四年的指标数据为样本,实证研究发现大多数企业履行社会责任程度越高,越会加重其自身经营成本,对于当期财务绩效存在负向影响。

基于以上文献梳理,研究结果多为环境信息披露正向影响企业经营绩效。企业披露环境信息作为对外树立自身“绿色”形象的有效渠道,或通过增强“绿色声誉”,或通过降低资本成本,直接或间接提升经营绩效,并且企业履行社会责任实施环境保护工作,有益于解决资源过度消耗问题,实现自身可持续发展。因此,提出第一个研究假设:

环境信息披露对企业经营绩效会产生正向影响(H1)。

(二)环境信息披露与投资者关注

有关环境信息披露与投资者关注两者间相关关系研究中,依据侧重方向的不同,可大致分为两类,一是选取不同的环境信息披露样本主体,二是侧重考察不同类型的投资者对企业披露环境信息行为的异质性反应程度。黎文靖和路晓燕(2015)为探讨企业环境绩效对机构投资者是否存在影响及内在的作用机理,通过收集我国8个重污染行业上市公司环境资本支出数据作为分析样本,采用普通最小二乘法实证得出环境绩效正向作用于机构投资者持股比例;Wang et al(2020)以2002—2015年间2822家中国A股上市公司为样本,采用双重差分倾向得分匹配法(PSM-DID),估算环境信息披露(EID)对投资的影响的因果关系,结果显示环境信息披露与投资效率之间存在显著的正相关关系;另外,亦有学者根据机构投资者对于现有压力反应行为方式的不同,将其区分为压力抵制型与压力敏感性两种类型,采用固定效应回归模型实证检验不同类型机构投资者对于企业环境信息披露的治理效果,研究发现压力抵制型机构投资者持股比例与企业环境信息披露质量呈同方向变化,而压力敏感型机构投资者对于企业环境信息披露的反应效果则与之相反(王垒等,2019)。此外,以探究企业降低融资成本的各项路径为出发点,相关学者通过建立环境信息披露质量作用于企业投资者信心的影响机制,发现环境信息披露质量高的企业可以获得较高的投资者支持,从而降低融资成本(Dilla et al,2019)。

区别前述观点,冯照桢和宋林(2013)通过将机构投资者细分为基金持股、保险持股和合格的境外机构投资者持股,研究其与包括环境信息、劳工人权等在内的企业社会责任披露质量之间的影响关系,发现二者之间整体存在显著的“U型”相关关系。牛建波等(2013)则在探讨机构投资者与自愿性信息披露内在作用机制时,得出机构投资者与企业自愿性信息披露存在负向影响,而环境信息作为企业自愿性披露信息中的一种,也应符合所得结论。

企业积极对外披露关于污染治理、资源回收等环境信息能有效缓解自身与投资者间的信息不对称问题,扩展投资者在对企业经营管理情况进行综合分析时消息的获取渠道,其有效披露可在一定程度上增进投资者对企业形象的信任度(Parguel et al,2011)。同时利益相关者理论是探讨社会责任问题“最为密切”的理论武器(张兆国等,2012),投资者作为利益追逐个体,参与到企业经营活动中的最终目标同样为实现其价值最大化。为保障自身利益,投资者会利用广泛的渠道收集信息,对企业的真实盈利能力做出相对准确的判断并做出最终投资决策。基于此,提出第二个研究假设:

环境信息披露对投资者关注会产生正向影响(H2)。

(三)投资者关注在环境信息披露与企业经营绩效作用关系中的中介作用

将投资者关注作为环境信息披露对企业经营绩效影响路径中介变量的相关研究较少。已有文献多认为环境信息披露对经营绩效产生正向影响,投资者关注亦对企业经营绩效具有促进作用。其中,有学者通过研究机构投资者在首次代币发行(ICO)中的作用,发现他们的支持有助于提升企业ICO后的业绩。而ICO作为企业一种新的融资模式,仍属于企业经营范畴中的一部分,由此分析可知,企业经营绩效可随投资者支持的提高而提升,二者间存在正向激励效益(Fisch和Momtaz,2020)。另有文献将投资者区分为捐赠者、股权投资者和债务投资者三种不同类型,通过对179名具有影响力的投资者进行实验性联合分析,结果显示投资者对于社会企业所具有的积极影响(Block et al,2020)。此外,亦有学者假设当目标公司将大量资金分配于机构投资者投资组合时,机构监督将是最重要的,并采用Logit模型对研究范围内各个变量进行估计,发现对机构持股的衡量标准导致了更高的出价完成率和更低的收购方收益,并进一步分析机构投资者持股比例对所投资企业治理行为的影响,得出机构投资者持股比例对于企业经营状况存在正向影响的研究结论(Fich et al,2015)。由此,可假定环境信息披露对企业经营绩效激励效果能通过投资者关注进行传导。

同时,Nor et al(2016)认为披露环境信息能够吸引用于环境改善的资本,进而提高公司的市场价值和盈利水平。另有学者通过引入媒体关注(杨广青等,2020)、环境保护法(蒋琰等,2020)等作为中间变量,对环境信息披露与企业经营绩效间的相关关系影响进行研究,侧重于解释中间变量在二者激励路径中所发挥的调节作用;Fan et al(2020)则选取新媒体环境作为中介变量,对上市公司环境信息披露与企业估值两者间影响关系进行实证分析,结果表明,新媒体环境在此影响机制中发挥中介效应。

通过提高环境信息披露质量,树立自身“绿色经营”良好形象,有助于企业得到外界利益相关者的支持与信任,此类正外部性影响可进一步提升其经营绩效。基于以上分析,提出第三个研究假设:

投资者关注在环境信息披露对企业经营绩效作用中发挥中介效用(H3)。

三、研究设计

(一) 样本选择及数据来源

已有研究范围多集中于重污染行业,或以化工行业(张爱美等,2020)为样本对象,或更为细分选取包括火电、钢铁、水泥等在内的 16 类重污染企业(戴悦和史梦鸽,2019)。生态文明建设背景下,上市企业能否树牢绿色发展理念、统筹经营绩效与环境责任协调发展受到社会的广泛关注。故本文选取沪深 A 股全行业上市公司为样本,系统性研究环境信息披露在投资者参与下对于企业经营绩效的作用机制。2007 年国家环保总局颁布了《环境信息公开办法(试行)》,以及随后颁布的各项法律法规均为推动整体上市企业进行环境信息披露。基于以上考虑,选取 2007—2019 年为样本时间区间,并对初始研究样本进行如下筛选:①剔除交叉上市企业,因在不同资本市场中,企业对环境信息披露格式与内容均有所不同;②剔除研究期间被出具 ST (special treatment)、*ST(* special treatment)及 PT(particular transfer)的上市企业,该经营异常样本对于结果分析或具有偏差性影响;③剔除期间财务数据披露不全面及上市年份不足三年的企业,数据不完整损害结果的有效性;④剔除银行、保险等金融类企业,此类企业具有经营及财务数据的特殊性。最终共选取 2808 家 A 股上市公司共 23702 组样本数据。其他所需投资者关注与企业经营绩效衡量指标数据取自锐思(RESSET)、希施玛(CSMAR)等财经数据库。为降低极端值对于实证结果的误差影响,对各指标数据分别按照 1% 和 99% 分位进行 Winsorize 缩尾处理。

(二) 变量说明及指标刻画

1. 解释变量:环境信息披露

沿用“内容分析法”(Clarkson et al, 2008),结合 2007 年颁布的《环境信息公开办法(试行)》,将 GRI (global reporting initiative)指引中六类指标替换为办法内七条环境披露标准作为评分依据,样本企业年度报告中披露的内容包含指标中几项环境信息便赋值几分。赋值细则基于沈洪涛(2010)对环境信息披露评分的方法,从数量与质量两个方面对企业环境信息披露进行赋值评分。为确保评分的科学性,质量方面,借鉴 Freedman 和 Stagliano(1992)的测度方法,主要从量化性角度进行综合考量;在企业年度报告中,对所选指标若无相关性描述则赋值 0 分,若定性描述赋值 1 分,定量描述赋值 2 分;数量方面:考虑到环境信息的披露载体逐渐多样化,若样本企业仅借助于发布年度报告披露环境信息则赋值 0 分,既发布年度报告又发布社会责任报告或可持续发展报告赋值 2 分。

由于所选样本数据总量较大,主要借助 Python 技术语言完成样本企业环境信息披露评分的统计工作。首先在“巨潮资讯网”平台批量下载所需样本企业的年度报告,其后为保证评分数据的准确性,预先整理数百份企业年报进行手工评分,选定适当关键词作为使用 Python 工具对样本企业年度报告进行环境信息披露评分的检索依据。最终得出企业环境信息披露指数(EDI_i)为年报中各项指标得分和($\sum EDI_{ij}$)与总最高可得分(14 分)比值,具体评分依据及检索关键词设定见表 1。

表 1 环境信息披露得分指标体系

类别	指标	内容	关键词(Python)	评分
质量	EDI_{i1}	企业环境保护方针、年度环境保护目标及成效	环境保护	无相关信息披露:0分;定性披露:1分;定量披露:2分
	EDI_{i2}	企业年度资源消耗情况	消耗	
	EDI_{i3}	企业环保投资和环境技术开发情况	环保、环境技术	
	EDI_{i4}	企业排放污染物情况	排放污染物	
	EDI_{i5}	企业在生产过程中产生的废物的处理、处置情况,废弃产品的回收、综合利用情况	废弃物、回收	
	EDI_{i6}	企业自愿公开的其他环境信息	绿色	
数量	EDI_{i7}	是否有独立社会责任报告(CSR)、可持续发展报告(ESG)等独立环境报告	社会责任报告、可持续发展报告	无则赋值0分;有则赋值2分

2. 中介变量:投资者关注

投资者关注度水平。基于周林洁(2014)的研究方法,选取机构投资者持股比例($INST$)作为衡量样本企业投资者关注度的指标,计算方法为机构持股占总流通市值的比重。与个人投资者相比,机构投资者运作规模较大,营利风险更高,其在做出持股决策时会比个人投资者更为审慎,此前机构投资者一般会广泛收集目标企业信息,对其经营状况进行整体性评价。因此机构投资者相比个人投资者对于企业各项披露信息的敏感度更高(Cohen et al, 2002),并且机构投资者依据其专业运营,获取信息的渠道更广,收集的信息资料更完

整,对于上市公司所披露环境信息的解读与利用也更具优势,在检验其与环境信息披露相关性时更具有效性。此外,机构投资者自身所具备的特点也使其比个人投资者能更好地解读盈余操纵行为(Balsam et al, 2002)。因此,选取机构投资者作为中介变量分析其在环境信息披露对企业经营绩效作用机制中所发挥作用具有较强的说服力。

3. 被解释变量:企业经营绩效

已有研究对于企业经营绩效指标的建立多集中于选取样本企业某一会计类指标进行研究,主要为体现企业财务绩效表现方面,结合熊名宁和汪涛(2020)的研究方法,本文选取总资产收益率(ROA)及净资产收益率(ROE)两指标衡量样本企业的经营绩效高低。

总资产收益率(ROA)可用以评价企业运用全部资产时的总体获利能力,相比于其他指标能够更加全面地反映企业盈利能力(Magni, 2015);但其在不同行业间的可比性较差,且为避免单一指标造成结果的不可靠性,本文同时选取净资产收益率(ROE)作为体现企业经营绩效的另一指标(Ren et al, 2020),该指标反映了股东权益的收益水平,多用以衡量公司运用自有资本的效率,可以在不同行业和企业之间进行横向比较,两指标相结合对企业经营绩效进行综合评价,在确保结果稳健的同时,与投资者关注中所选机构投资者行为联系也更为紧密。

4. 控制变量

借鉴现有研究,从影响企业经营状况各因素中选取企业规模($SIZE$)(Lu et al, 2020)、资产负债率(LEV)、营业利润率(OPR)、净利润增长率($NPGR$)、流动比率(CR)、总资产周转率(TAR)6个因子作为控制变量($Control_{i,t}$)进行后续实证分析,各变量定义及说明见表2。

表2 各变量定义及说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量描述
被解释变量	总资产收益率	ROA	净利润/总资产
	净资产收益率	ROE	净利润/所有者权益
中介变量	机构投资者持股比例	$INST$	机构投资者持股/总流通市值
解释变量	环境信息披露指数	EDI	通过表1获得样本企业环境信息披露质量评分
控制变量	企业规模	$SIZE$	总营业收入自然对数
	资产负债率	LEV	年末总负债/总资产
	营业利润率	OPR	年末营业利润/营业总收入
	净利润增长率	$NPGR$	(年末净利润-上年末净利润)/上年末净利润
	流动比率	CR	年末流动资产/流动负债
	总资产周转率	TAR	年末销售收入/平均资产总额

(三)模型设计

中介效应分析就是检验某一变量是否在某一作用路径中为中介变量,以及发挥何种程度中介作用的重要步骤。具体检验方法主要包括:逐步回归分析检验法、系数乘积检验法,以及系数差异检验法,本文依据各方法适用条件,结合所选取样本特点,拟采用逐步回归分析检验法构建以下模型展开实证研究(温忠麟等, 2005)。

第一步,针对研究假设H1,为检验环境信息披露对于企业经营绩效的正向影响作用,构建模型(1)和模型(2):

$$ROA_{i,t} = \alpha + \beta_1 EDI_{i,t} + \sum Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$ROE_{i,t} = \alpha + \beta_1 EDI_{i,t} + \sum Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

第二步,针对研究假设H2,为探讨环境信息披露对于投资者关注的正向影响作用,构建模型(3):

$$INST_{i,t} = \alpha + \beta_1 EDI_{i,t} + \sum Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

第三步,针对研究假设H3,为论证投资者关注在环境信息披露与企业经营绩效关系中所发挥中介效应,构建模型(4)和模型(5):

$$ROA_{i,t} = \alpha + \beta_1 EDI_{i,t} + \beta_2 INST_{i,t} + \sum Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$ROE_{i,t} = \alpha + \beta_1 EDI_{i,t} + \beta_2 INST_{i,t} + \sum Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中: i 和 t 分别为企业 i 和第 t 年; α 为待估常数项; β_1 用以估计各模型中自变量($EDI_{i,t}$)对因变量($ROA_{i,t}/ROE_{i,t}/INST_{i,t}$)的影响效应; β_2 指代中介变量($INST_{i,t}$)对因变量($ROA_{i,t}/ROE_{i,t}$)的影响效应; $\sum Control_{i,t}$ 为模型中各控制变量; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

四、实证结果及分析

(一)描述性统计及相关性检验

表3为描述性统计结果,显示了全样本上市企业环境信息披露水平、投资者关注度及经营绩效均具有较大差异。环境信息披露作为核心解释变量,均值为0.5左右,表明上市企业整体环境信息披露状况处于中等水平。此外,各变量均值与中位数近似持平,表明在所选取样本容量下各指标量近似服从正态分布,利于后续实证研究。由相关系数检验结果可知各检验变量间相关系数均低于0.5,且多数通过双尾显著性检验,印证了模型设定上不存在明显多重共线性问题,各变量相关性结果见表4。

表3 各变量描述性统计结果

变量	观测值	最大值	最小值	中位数	均值	标准差
ROA	23702	0.1940	-0.2250	0.0401	0.0414	0.0570
ROE	23702	0.3100	-0.6170	0.0716	0.0645	0.1160
INST	23702	0.8660	0.0001	0.2220	0.2920	0.2470
EDI	23702	0.9290	0.0000	0.5000	0.5250	0.2070
SIZE	23702	23.9500	13.0800	20.3400	20.1100	1.8780
LEV	23702	1.0940	0.0070	0.4030	0.4100	0.2040
OPR	23702	0.4620	-1.0000	0.0695	0.0636	0.1840
NPGR	23702	793.4000	-262.4000	0.1170	0.0719	11.5900
CR	23702	204.7000	0.0384	1.7080	2.8280	4.4140
TAR	23702	12.3700	0.0000	0.5670	0.6800	0.5440

表4 各变量的 Pearson 相关系数矩阵

变量	EDI	INST	CR	LEV	OPR	NPGR	TAR	SIZE
EDI	1							
INST	0.2746***	1						
CR	-0.1453***	-0.0756***	1					
LEV	0.1099***	0.0619***	-0.4921***	1				
OPR	-0.0191***	0.0703***	0.1714***	-0.2514***	1			
NPGR	-0.00320	0.0201***	0.00520	-0.0169***	0.1876***	1		
TAR	-0.0156**	0.0174***	-0.0995***	0.1397***	0.0221***	0.0575***	1	
SIZE	0.1764***	0.0689***	-0.1222***	0.1479***	0.1224***	-0.00250	0.2586***	1

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

(二)回归结果分析

回归结果中(1)列和(2)列分别列示了以总资产收益率(ROA)和净资产收益率(ROE)作为被解释变量,环境信息披露指数(EDI)作为解释变量时的回归结果。由表5可知,(1)列和(2)列中环境信息披露指数(EDI)的回归系数在1%水平上显著为正,表明全行业样本企业披露环境信息对经营绩效具有正向影响作用,验证了假设H1的正确性。

依据表5回归结果,(3)列显示了以机构投资者持股比例(INST)作为被解释变量,环境信息披露指数(EDI)作为解释变量时的回归结果。(3)列中环境信息披露指数(EDI)的回归系数为正且通过了1%水平的显著性检验,表明全行业样本企业积极披露环境信息可有效提升投资者对其关注度水平,具体表现为机构投资者持股比例将随企业环境信息披露水平的提高而增加,实证结果支持了假设H2。

回归结果表5中(4)列和(5)列分别指出了在以总资产收益率(ROA)和净资产收益率(ROE)作为被解释变量,环境信息披露指数(EDI)作为解释变量,同时为验证投资者关注度的中介效应,加入机构投资者持股比例(INST)为控制变量时的回归结果。其中,环境信息披露指数(EDI)的回归系数分别在1%和5%水平上显著为正。依据逐步回归中介效应检验标准,基于以上回归结果,各关键变量的系数均显著为正,表明投资者作为重要参与主体其关注度的高低在环境信息披露对企业经营绩效作用机制中发挥部分中介效应,假设H3得到验证。进一步计算可得在以总资产收益率(ROA)、净资产收益率(ROE)作为被解释变量时,中介效应占比大致分别为38.18%、32.71%。具体环境信息披露对企业经营绩效激励效应分解占比如图1所示。

综合以上实证结果,可知本文各项研究假设皆得到验证,表明环境信息披露对企业经营绩效具有正向激励作用,且作用路径可分为直接性与间接性:一方面,企业履行社会责任加强环境保护,积极披露环境信息可通过提高企业资源利用率,降低非必要损耗等直接提升企业经营绩效;另一方面,企业对外披露环境信息,树立“绿色”形象,可增强投资者信任度,通过引入更高的投资者持股比例,并伴随资金的注入与管理模式的完善而间接提升企业经营绩效。

表5 投资者关注在环境信息对企业经营绩效作用的中介效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ROA	ROE	INST	ROA	ROE
EDI	0.0053*** (4.066)	0.0112*** (3.755)	0.1087*** (13.930)	0.0035*** (2.660)	0.0076** (2.563)
CR	-0.0007*** (-8.314)	-0.0017*** (-7.748)	-0.0005* (-1.843)	-0.0007*** (-8.297)	-0.0017*** (-7.719)
LEV	-0.0670*** (-42.182)	-0.0181*** (-4.023)	0.1048*** (13.473)	-0.0688*** (-42.991)	-0.0216*** (-4.765)
OPR	0.2038*** (54.257)	0.4027*** (44.579)	0.1368*** (16.707)	0.2015*** (53.759)	0.3982*** (44.151)
NPCR	0.0005*** (4.147)	0.0015*** (4.444)	0.0001 (0.671)	0.0005*** (4.180)	0.0015*** (4.467)
TAR	0.0150*** (13.736)	0.0281*** (11.813)	0.0151*** (5.713)	0.0148*** (13.581)	0.0276*** (11.650)
SIZE	0.0008*** (4.478)	0.0013*** (3.048)	0.0014* (1.755)	0.0008*** (4.375)	0.0013*** (2.951)
INST				0.0170*** (15.930)	0.0331*** (14.343)
CONS	0.0397*** (10.855)	0.0240*** (2.780)	0.0553*** (3.427)	0.0388*** (10.679)	0.0221*** (2.584)
行业	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制
Adj-R ²	0.6072	0.5049	0.2301	0.6114	0.5087
N	23702	23702	23702	23702	23702

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著；括号内为*t*值。

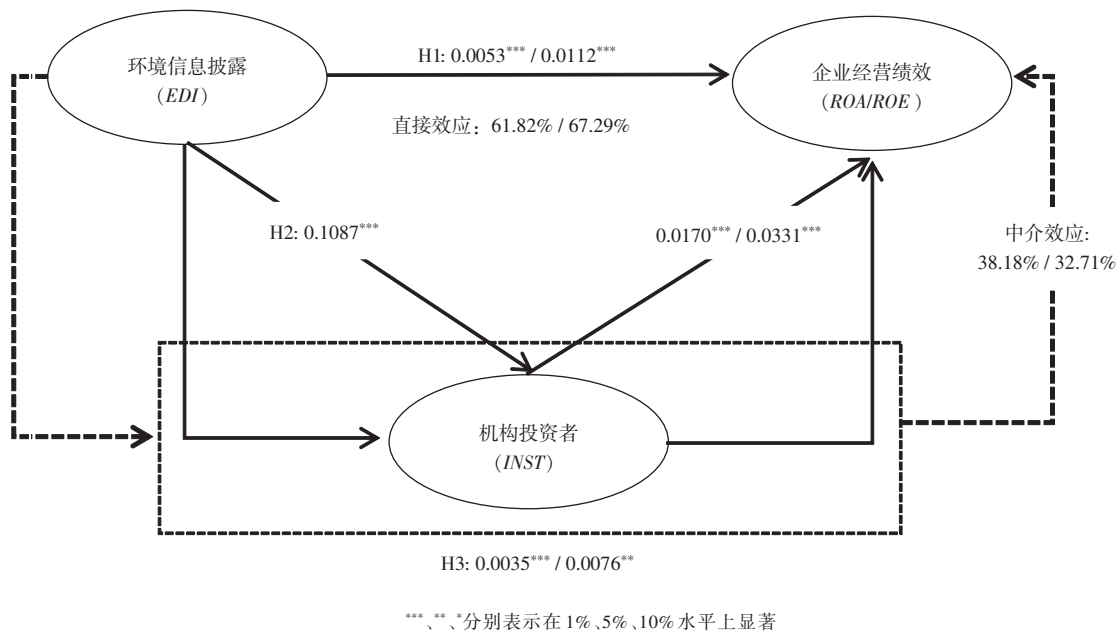


图1 回归结果及效应分解构成图

五、进一步分析与稳健性检验

(一)环境信息披露与企业经营绩效的门槛效应分析

针对环境信息披露作用于企业经营绩效时是否存在门槛效应做了进一步的检验。机构投资者作为环境信息披露有效性激励路径中的重要参与方,其持股比例的高低是否会影响环境信息披露对企业经营绩效的激励效应?已有研究指出机构投资者作为专业性经营决策者,对于所控股企业经营状况发展方向存在决定性影响(侯宇和叶冬艳,2008),由于企业经营状况各不相同,可引入的机构投资者持股比例也存在较大差异,机构投资者持股比例较低的企业,可能存在环境信息披露不及时、不规范等问题,导致环境信息披露对企业经营绩效的激励效应较低或不显著;而机构投资者持股比例引入较高的企业,其科学性决策或将引导企业更加合理化、规范化披露环境信息,从而强化了环境信息披露对企业经营绩效的正向激励作用(Chemmanur et al, 2020)。基于以上分析,以机构投资者持股比例(*INST*)作为门槛变量,企业经营绩效(*ROA*、*ROE*)作为被解释变量,环境信息披露(*EDI*)作为核心解释变量,构建门槛回归模型(6)和模型(7)

(Miao et al, 2020), 进行门槛回归分析。

$$ROA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 EDI_{i,t} (INST_{i,t} < \gamma) + \beta_2 EDI_{i,t} (INST_{i,t} \geq \gamma) + \sum Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$ROE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 EDI_{i,t} (INST_{i,t} < \gamma) + \beta_2 EDI_{i,t} (INST_{i,t} \geq \gamma) + \sum Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中: i 和 t 分别为企业 i 和第 t 年; β_0 为待估常数项; γ 为待估门槛值; β_1 用以估计模型中在门槛变量 $INST_{i,t}$ 低于待估门槛值 γ 时自变量 ($EDI_{i,t}$) 对因变量 ($ROA_{i,t}/ROE_{i,t}$) 的影响效应; β_2 用以估计模型中在门槛变量 $INST_{i,t}$ 高于待估门槛值 γ 时自变量 ($EDI_{i,t}$) 对因变量 ($ROA_{i,t}/ROE_{i,t}$) 的影响效应; $\sum Controls_{i,t}$ 为模型中各控制变量; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

为检验环境信息披露对企业经营绩效影响关系中是否存在门槛效应及确定门槛值可能存在的个数, 依次进行三重门槛、双重门槛、单一门槛检验, 结果显示仅单一门槛检验结果在 1% 水平上显著, 多重门槛检验结果均未通过显著性检验。具体单一门槛检验结果见表 6。

表 6 投资者关注对于环境信息披露与企业经营绩效关系的门槛效应检验

门槛效应		F	P	BS 次数	临界值		
					1%	5%	10%
单一门槛	ROA	40.81***	0.0000	400	24.6266	16.7264	14.4725
	ROE	34.95***	0.0000	400	19.2422	13.8874	11.6544

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

明确投资者关注在环境信息披露对企业经营绩效作用关系中已经存在的门槛效应后, 为进一步确定门槛值大小, 进行单一门槛值回归, 结果见表 7, 环境信息披露对于企业经营绩效的作用效果受到投资者关注的影响, 样本企业引入机构投资者持股比例低于 0.3917 时, 环境信息披露与企业经营绩效回归结果不显著, 当其高于这一比例时, 环境信息披露的回归系数则显著为正, 意味着环境信息披露对企业经营绩效仅在投资者关注度达到一定水平后才呈现出显著的正向影响作用。门槛效应检验结果在分别以总资产收益率 (ROA)、净资产收益率 (ROE) 作为企业经营绩效衡量指标时均得到验证。可见, 样本企业内环境信息披露对企业经营绩效的作用关系中存在以投资者关注为门槛变量的单门槛效应。

表 7 投资者关注对环境信息披露与企业经营绩效关系的门槛值检验

解释变量	门槛变量	被解释变量	门槛值	回归系数	
EDI	INST	ROA	0.3917	< 0.3917	-0.0024 (-0.613)
				≥ 0.3917	0.0138*** (3.242)
		ROE	0.3917	< 0.3917	-0.0066 (-0.700)
				≥ 0.3917	0.0299*** (2.881)

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著; 括号内为 t 值。

(二) 不同行业环境信息披露对企业经营绩效影响的异质性分析

将重污染行业设置为哑变量, 探究环境信息披露对企业经营绩效激励作用的行业异质性。首先以 2012 年证监会颁布的《上市公司行业分类指引》为依据对样本企业进行分类, 然后参照 2010 年环保部公布的《上市公司环境信息披露指南》中所规定 16 类重污染行业 (张长江等, 2016), 若样本企业的行业分类归属于后者便赋值为 1; 否则取值为 0。经手工整理, 获得区分行业后的样本数据, 分别按照模型 (4) 和模型 (5) 进行回归。结果见表 8。

表 8 不同行业环境信息披露对于企业经营绩效的影响

变量	ROA		ROE	
	重污染 (1)	非重污染 (0)	重污染 (1)	非重污染 (0)
EDI	0.0108*** (3.218)	0.0063*** (2.669)	0.0291*** (3.839)	0.0147*** (2.934)
INST	0.0383*** (14.839)	0.0336*** (18.397)	0.0728*** (13.366)	0.0669*** (17.771)
CR	-0.0006*** (-4.394)	0.0001 (1.108)	-0.0015*** (-6.689)	-0.0000 (-0.310)
LEV	-0.1280*** (-34.988)	-0.1089*** (-44.290)	-0.1625*** (-15.712)	-0.0909*** (-13.187)
TAR	0.0188*** (10.964)	0.0151*** (10.621)	0.0365*** (10.348)	0.0285*** (8.973)
SIZE	0.0028*** (6.931)	0.0044*** (15.623)	0.0047*** (5.195)	0.0087*** (13.438)
CONS	0.0338*** (4.097)	-0.0080 (-1.430)	0.0293 (1.599)	-0.0805*** (-6.359)
行业	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
Adj- R^2	0.2331	0.2013	0.1206	0.1007
N	7417	16285	7417	16285

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著; 括号内为 t 值。

在分别以总资产收益率(ROA)和净资产收益率(ROE)作为被解释变量时,环境信息披露指数(EDI)的回归系数均在1%水平上显著为正,且重污染行业环境信息披露指数(EDI)的系数均大于非重污染行业。表明相比于非重污染行业,在重污染行业中企业积极披露环境信息可引起更高幅度的经营绩效的提升。究其原因重污染行业内相关制度法规指向性更强,强制性披露促使其披露体系更为健全,在更为严格的环境监管下,其环境表现对融资活动的影响也更为突出,从而对于企业经营业绩的激励作用更为显著(方颖和郭俊杰,2018)。

(三)不同阶段环境信息披露对企业经营绩效影响的异质性分析

以2015年为分界点,此前环境信息披露已引起全行业的广泛重视,但也仅作为企业自觉履行社会责任的表现,而《中华人民共和国环境保护法》的颁布,使得企业披露环境信息上升至法律层面,道德的软约束转变为法律法规的硬约束,是否会在环境信息披露对企业经营绩效的影响关系中发挥作用?基于此,本文将样本数据区分为2007—2015年及2016—2019年两阶段,按照模型(4)、模型(5)进行回归,对比分析2015年前后各区间内环境信息披露对企业经营绩效影响的异质性,并推论保护法的颁布与实施是否有效,回归结果见表9。

分别以总资产收益率(ROA)或净资产收益率(ROE)作为被解释变量时,在2007—2015年阶段,模型回归结果中环境信息披露指数(EDI)的系数均为负且未通过显著性检验,而在2016—2019年阶段,环境信息披露指数(EDI)的系数均为正且通过1%水平的显著性检验,可见环境信息披露对企业经营绩效激励效果在后一阶段的表现更为显著,并可初步论证保护法在此激励机制中发挥的有效作用。以2015年为分界点,之后我国加强了生态环境治理工作的力度,具体措施包括正向补贴“绿色”企业及加大重污染企业惩治力度,使得企业披露环境信息产生的正外部性影响日益凸显,强化了企业披露环境信息对经营绩效的提升效应。同时法律政策所具有的硬约束作用(Aghion et al, 2016),可直接调控企业披露环境信息的积极性。因此,2015年之后,环境信息披露对企业经营绩效的激励效应表现为正向显著,同时表明,《中华人民共和国环境保护法》的实施在企业披露环境信息以提升经营绩效过程中发挥积极作用。

(四)稳健性检验

1. 替换核心变量

为确保实证结果具有稳定性,本文采取替换被解释变量方法,进一步选取总资产增长率($TAGR$)作为衡量企业经营绩效的替代指标(张峰等,2021)进行稳健性检验,发现各核心变量的系数符号及显著性均未发生明显改变,实证结果符合预期,环境信息披露对企业经营绩效具有正向影响,且投资者关注在环境信息披露对企业经营绩效作用机制中发挥部分中介效应,具体检验结果见表10。

2. 控制内生性

鉴于环境信息披露对企业经营绩效的影响可能存在滞后效应,且经营绩效的改善往往又能提高企业披露环境信息的积极性,故导致主模型回归结果可能受到内生性问题的影响。参考白俊红和刘宇英(2021)的研究方法,将解释变量滞后两期(EDI_{t-2})作为工具变量,采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行稳健性检验,此前,对所选取工具变量进行“弱工具变量检验”,结果在1%水平上拒绝了“存在弱工具变量”的原假设,说明工具变量选取有效,在考虑主回归模型潜在的内生性问题后,本文主要结论依然稳健。具体结果见表11。

表9 不同阶段环境信息披露对于企业经营绩效的影响

变量	ROA		ROE	
	2007—2015年	2016—2019年	2007—2015年	2016—2019年
EDI	-0.0007 (-0.320)	0.0129*** (4.235)	-0.0011 (-0.219)	0.0253*** (3.900)
$INST$	0.0383*** (18.581)	0.0325*** (15.709)	0.0726*** (16.984)	0.0681*** (15.473)
CR	-0.0003*** (-2.834)	0.0007*** (2.748)	-0.0006*** (-4.786)	0.0002 (0.419)
LEV	-0.1080*** (-44.544)	-0.1205*** (-33.424)	-0.0922*** (-13.092)	-0.1429*** (-14.601)
TAR	0.0131*** (9.092)	0.0190*** (7.857)	0.0263*** (7.543)	0.0345*** (6.751)
$SIZE$	0.0029*** (10.241)	0.0051*** (13.852)	0.0053*** (7.758)	0.0096*** (11.704)
$CONS$	0.0260*** (4.721)	-0.0449*** (-6.228)	-0.0032 (-0.251)	-0.1344*** (-8.531)
行业	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
Adj- R^2	0.2253	0.1972	0.0880	0.1084
N	12916	11940	12916	11940

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著;括号内为 t 值。

表10 利用替换核心变量方法的稳健性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)
	$TAGR$	$INST$	$TAGR$
EDI	0.0468** (2.258)	0.0225*** (2.810)	0.0408** (1.978)
$INST$			0.2681*** (15.049)
$CONS$	0.2878*** (5.791)	0.2258*** (11.760)	0.2273*** (4.582)
控制变量	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制
Adj- R^2	0.1513	0.4196	0.1604
N	23702	23702	23702

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著;括号内为 t 值。

表 11 工具变量两阶段最小二乘(IV-2SLS)估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	第一阶段	第二阶段	第二阶段
	EDI	ROA	ROE
EDI _{t-2}	0.5734*** (94.497)		
EDI		0.0052* (1.914)	0.0135** (2.173)
INST	0.0377*** (7.326)	0.0195*** (14.742)	0.0368*** (12.084)
CONS	0.1307*** (10.991)	0.0154*** (4.971)	-0.0253*** (-3.562)
控制变量	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制
Adj-R ²	0.4861	0.6142	0.5272
N	17153	17153	17153

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著;括号内为 *t* 值。

六、结论与建议

我国经济已由高速增长转向高质量发展阶段,企业如何通过披露环境信息以兼顾经营绩效的提升和生态环境的改善成为亟待解决的问题。选取 2007—2019 年沪深 A 股上市公司为研究样本,分析了环境信息披露对企业经营绩效的作用机制及投资者关注发挥的部分中介作用。进一步通过构建门槛回归模型探究此作用机制中存在的以投资者关注为门槛变量的单一门槛效应,并区分重污染与非重污染行业、时间点前后两阶段,对比分析不同样本群体环境信息披露对企业经营绩效作用的异质性。研究发现:①环境信息披露对企业经营绩效具有显著的正向影响,且投资者关注发挥部分中介效应。企业积极履行社会责任、对外披露环境信息可提高自身资源利用率进而直接提升经营绩效;也可向投资者传递自身经营状况良好信号,降低信息不对称问题的同时塑造企业“绿色”形象,间接发挥环境信息披露对经营绩效的激励效应。②环境信息披露对企业经营绩效的激励作用存在以投资者关注为门槛变量的单一门槛效应。机构投资者持股比例较高的企业,披露环境信息对企业经营绩效的激励效应显著,而低于一定门槛值时,环境信息披露与企业经营绩效间不存在显著的相关关系。持股比例的高低决定着机构投资者在企业经营决策中的话语权,仅在高于一定比例时才可充分发挥其专业、科学的治理理念。③环境信息披露在不同行业、不同阶段对企业经营绩效的影响均具有异质性。在重污染行业中、在 2016—2019 年阶段环境信息披露对企业经营绩效激励效应表现更为显著。相比非重污染行业,重污染行业环境信息披露情况更受外界关注,政策法规的颁布与实施也更具针对性,企业积极披露环境信息,可更大程度提高其同业竞争力,提升企业经营绩效。

本文研究结论为企业、投资者和政府共同构建高质量环境信息披露体系提供了思路:①上市企业应树立正确的环保经营理念,自觉承担起履行社会责任的义务,积极对外披露环境信息,并重视环境信息披露的质量,向利益相关者传递自身环境表现优异的信号,提高同业竞争力,通过打造良好的“绿色”企业标签,形成与其他环境责任声誉较差的企业有意义的区分,创造有利于自身发展的市场环境。②投资者在综合考量上市企业经营状况并做出投资决策前,应重点关注上市企业环境信息披露状况,对其是否披露环境信息及所披露的质量进行综合评价,对企业可能面临的潜在环境风险认真做出评估。充分发挥投资者在环境信息披露对企业经营绩效激励机制中的中介作用,引导企业构建高质量环境信息披露体系。同时投资者作为企业经营的利益相关者,应重视自身在保证企业所披露环境信息的真实性方面具有的监督作用。③政府应进一步完善企业环境信息披露制度,制定基于不同行业的针对性披露准则,并积极履行责任监管职能。政府有关部门可以考虑在已有的法规体系有效实施基础之上,强制要求全体上市公司,采取如定期披露财务信息形式般披露环境信息,并通过制定相对完善的环境信息披露准则来规范不同行业间各自适宜的披露形式及内容,切实提高企业整体的环境信息披露质量。此外,政府应加强对于企业环境信息披露行为的监督与管理,奖惩分明引导构建高质量环境信息披露治理体系。

参考文献

- [1] 白俊红,刘宇英,2021.金融市场化与企业技术创新:机制与证据[J].经济管理,43(4):39-54.
- [2] 毕茜,彭珏,左永彦,2012.环境信息披露制度、公司治理和环境信息披露[J].会计研究,(7):39-47.
- [3] 戴悦,史梦鸽,2019.企业环境信息披露对财务绩效的影响效应——基于重污染行业上市公司的经验证据[J].生态经济,35(6):162-169.

- [4] 方颖, 郭俊杰, 2018. 中国环境信息披露政策是否有效: 基于资本市场反应的研究[J]. 经济研究, 53(10): 158-174.
- [5] 冯照桢, 宋林, 2013. 异质机构、企业性质与企业社会责任信息披露[J]. 山西财经大学学报, 35(12): 84-92.
- [6] 何玉, 唐清亮, 王开田, 2017. 碳绩效与财务绩效[J]. 会计研究, (2): 76-82.
- [7] 侯宇, 叶冬艳, 2008. 机构投资者、知情人交易和市场效率[J]. 金融研究, (4): 131-145.
- [8] 蒋琰, 王逸如, 姜慧慧, 2020. 新《环境保护法》、环境信息披露与价值效应[J]. 中国经济问题, (4): 32-46.
- [9] 黎文靖, 路晓燕, 2015. 机构投资者关注企业的环境绩效吗? ——我国重污染行业上市公司的经验证据[J]. 金融研究, (12): 97-112.
- [10] 李秀玉, 史亚雅, 2016. 绿色发展、碳信息披露质量与财务绩效[J]. 经济管理, 38(7): 119-132.
- [11] 牛建波, 吴超, 李胜楠, 2013. 机构投资者类型、股权特征和自愿性信息披露[J]. 管理评论, 25(3): 48-59.
- [12] 沈洪涛, 游家兴, 刘江宏, 2010. 再融资环保核查、环境信息披露与权益资本成本[J]. 金融研究, (12): 159-172.
- [13] 王垒, 曲晶, 刘新民, 2019. 异质机构投资者投资组合、环境信息披露与企业价值[J]. 管理科学, 32(4): 31-47.
- [14] 温素彬, 方苑, 2008. 企业社会责任与财务绩效关系的实证研究——利益相关者视角的面板数据分析[J]. 中国工业经济, (10): 150-160.
- [15] 温忠麟, 侯杰泰, 张雷, 2005. 调节效应与中介效应的比较和应用[J]. 心理学报, (2): 268-274.
- [16] 吴红军, 刘啟仁, 吴世农, 2017. 公司环保信息披露与融资约束[J]. 世界经济, 40(5): 124-147.
- [17] 肖 华, 张国清, 2016. 制度压力、高管特征与公司环境信息披露[J]. 经济管理, 38(3): 168-180.
- [18] 熊名宁, 汪涛, 2020. 文化多样性会影响跨国企业的经营绩效吗? ——基于动态能力理论的视角[J]. 经济管理, 42(6): 61-78.
- [19] 徐建中, 贯军, 林艳, 2018. 基于 Meta 分析的企业环境绩效与财务绩效关系研究[J]. 管理学报, 15(2): 246-254.
- [20] 杨广青, 杜亚飞, 刘韵哲, 2020. 企业经营绩效、媒体关注与环境信息披露[J]. 经济管理, 42(3): 55-72.
- [21] 张爱美, 杨霄, 吴卫红, 2020. 环境信息披露水平对公司绩效的影响研究——基于化工行业上市公司的经验数据[J]. 工业技术经济, 39(4): 105-112.
- [22] 张峰, 战相岑, 殷西乐, 等, 2021. 进口竞争、服务型制造与企业绩效[J]. 中国工业经济, (5): 133-151.
- [23] 张长江, 温作民, 徐晴, 2016. 重污染行业上市公司环境绩效与财务绩效互动关系实证研究[J]. 生态经济, 32(11): 20-26.
- [24] 张兆国, 梁志刚, 尹开国, 2012. 利益相关者视角下企业社会责任问题研究[J]. 中国软科学, (2): 139-146.
- [25] 周林洁, 2014. 公司治理、机构持股与股价同步性[J]. 金融研究, (8): 146-161.
- [26] AGHION P, DECHEZLEPRETRE A, HEMOUS D, et al, 2016. Carbon taxes, path dependency and directed technical change: Evidence from the auto industry[J]. Journal of Political Economy, 124: 1-74.
- [27] AHMAD N, LI H Z, TIAN X L, 2019. Increased firm profitability under a nationwide environmental information disclosure program? Evidence from China[J]. Journal of Cleaner Production, 230(9): 1176-1187.
- [28] BAJO E, CROCI E, MARINELLI N, 2020. Institutional investor networks and firm value[J]. Journal of Business Research, (112): 65-80.
- [29] BALSAM S, BARTOV E, MARQUARDT C, 2002. Accruals management, investor sophistication, and equity valuation: Evidence from 10-Q filings[J]. Journal of Accounting Research, 40(4): 987-1012.
- [30] BLOCK J H, HIRSCHMANN M, FISCH C, 2020. Which criteria matter when impact investors screen social enterprises? [J]. Journal of Corporate Finance, 66(101): 1-18.
- [31] CHEMMANUR T J, HU G, WEI K, 2020. The role of institutional investors in corporate and entrepreneurial finance[J]. Journal of Corporate Finance, (101): 1-16.
- [32] CLARKSON P M, YUE L, RICHARDSON G D, et al, 2008. Revisiting the relation between environmental performance and environmental disclosure: An empirical analysis[J]. Accounting, Organizations, and Society, 33(4): 303-327.
- [33] COHEN R B, GOMPERS P A, VUOLTEENAHO T, 2002. Who underreacts to cash-flow news? Evidence from trading between individuals and institutions[J]. Journal of Financial Economics, 66(2): 409-462.
- [34] DILLA W, JANVRIN D, PERKINS J, et al, 2019. Do environmental responsibility views influence investors' use of environmental performance and assurance information?[J]. Sustainability Accounting, Management and Policy Journal, 10(1): 476-497.
- [35] FAN L, YANG K, LIU L, 2020. New media environment, environmental information disclosure and firm valuation: Evidence from high-polluting enterprises in China[J]. Journal of Cleaner Production, (277): 41-48.
- [36] FICH E M, HARFORD J, TRAN A L, 2015. Motivated monitors: The importance of institutional investors' portfolio weights [J]. Journal of Financial Economics, 118(1): 21-48.
- [37] FISCH C, MOMTAZ P P, 2020. Institutional investors and Post-ICO performance: An empirical analysis of investor returns in initial coin offerings(ICOs)[J]. Journal of Corporate Finance, (64): 101-124.
- [38] FREEDMAN M, STAGLIANO A J, 1992. European unification, accounting harmonization, and social disclosures[J]. The

- International Journal of Accounting, (27): 112-122.
- [39] HE L Y, WU C, YANG X L, et al, 2019. Corporate social responsibility, green credit, and corporate performance: An empirical analysis based on the mining, power, and steel industries of China[J]. *Natural Hazards*, 95(1-2): 73-89.
- [40] HUGHES S B, ANDERSON A, GOLDEN S, 2001. Corporate environmental disclosures: Are they useful in determining environmental performance?[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 20(3): 217-240.
- [41] JAVEED S A, LATIEF R, ONG T S, et al, 2021. How environmental regulations and corporate social responsibility affect the firm innovation with the moderating role of chief executive officer(CEO) power and ownership concentration?[J]. *Journal of Cleaner Production*, (308): 121-136.
- [42] JIANG C, ZHANG F A, WU C A, 2020. Environmental information disclosure, political connections and innovation in high-polluting enterprises[J]. *Science of the Total Environment*, (764): 1-6.
- [43] LU J, LI B, LI H et al, 2020. Sustainability of enterprise export expansion from the perspective of environmental information disclosure[J]. *Journal of Cleaner Production*, (252): 1-13.
- [44] LU J, WANG J, 2020. Corporate governance, law, culture, environmental performance and CSR disclosure: A global perspective[J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, (70): 111-120.
- [45] MAGNI C A, 2015. Investment, financing and the role of ROA and WACC in value creation [J]. *European Journal of Operational Research*, 244(3): 855-866.
- [46] MIAO K, SU L, WANG W, 2020. Panel threshold regressions with latent group structures[J]. *Journal of Econometrics*, 214(2): 451-481.
- [47] NOR N M, BAHARI N, ADNAN N A, et al, 2016. The effects of environmental disclosure on financial performance in Malaysia[J]. *Procedia Economics and Finance*, (35): 117-126.
- [48] PARGUEL B, BENOT-MOREAU F, LARCENEUX F, 2011. How sustainability ratings might deter ‘Greenwashing’: A closer look at ethical corporate communication[J]. *Journal of Business Ethics*, 102(1): 15-28.
- [49] QIU Y, SHAUKAT A, THARYAN R, 2014. Environmental and social disclosure: Link with corporate financial performance [J]. *The British Accounting Review*, 48(11): 102-116.
- [50] REN S, WEI W, SUN H, et al, 2020. Can mandatory environmental information disclosure achieve a win-win for a firm’s environmental and economic performance?[J]. *Journal of Cleaner Production*, 250(20): 1-10.
- [51] WANG X, SHEN X, YANG Y, 2020. Does environmental information disclosure make firms’ investments more efficient? Evidence from measure 2007 of Chinese A-listed companies[J]. *Sustainability*, 12(5): 1-16.

The Environmental Information Disclosure and Business Performance: Based on the Mediating Effect Test of Investors’ Attention

Xi Bin, Zhang Weiwei

(School of Economics and Trade, Henan University of Technology, Zhengzhou 450000, China)

Abstract: Under the background of high-quality economic development, environmental information disclosure has aroused widespread attention in the whole society. Based on the panel data of Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2007 to 2019, the mechanism of environmental information disclosure on business performance of enterprises was revealed by taking investor attention as the mediating variable. The conclusions indicate that: environmental information disclosure has a significant positive incentive effect on business performance, and investor attention plays a part of the intermediary effect. The further research demonstrates a significant single threshold effect between environmental information disclosure (EDI) and enterprises’ business performance (BP) when the investor attention is taken as a threshold variable. Specifically, when the shareholding ratio of institutional investors is higher than a certain threshold value, environmental information disclosure can significantly improve the business performance of enterprises. Otherwise, the incentive effect is not significant. At the same time, the heterogeneity analysis finds that the heavily polluting industries and the environmental information disclosure after 2015 have more significant effects on the incentive effect of business performance. The conclusions can help enterprises to understand the economic benefits of environmental information disclosure more rationally, and provide ideas for the government, enterprises and investors to jointly build a high-quality environmental information disclosure system.

Keywords: environmental information disclosure; investor attention; business performance; mediation effect