

企业碳信息披露的动机与影响因素

——基于上证社会责任指数成分股企业的分析

官 宁 段茂盛*

摘要:为实现碳达峰、碳中和承诺,企业作为温室气体基本排放源有责任进行高水平的碳管理和高质量的碳信息披露。本文选取我国上证社会责任指数成分股企业为样本,构建了碳信息披露评价指标体系,从质量和数量两个维度刻画企业碳信息披露水平,实证检验了企业碳信息披露与其碳排放的关系,并检验了外部制度压力对上述关系的调节作用。研究表明:企业碳信息披露水平、质量、数量与其碳排放显著正相关,且是出于合法性管理的动机进行碳信息披露;企业碳排放量越多,则更倾向于通过提高碳信息披露数量来提高碳信息披露水平;高碳排放行业企业碳排放显著正向影响碳信息披露水平、质量、数量,显著负向影响碳信息披露的结构,而非高碳行业企业碳信息披露水平、质量与其碳排放的相关关系并不显著;来自企业外部的压力显著弱化企业碳信息披露水平、数量与其碳排放的正相关关系。本文的研究结论有助于寻求推动企业积极披露碳信息、提高碳管理水平的有效路径,也为企业碳信息制度建设提供了理论依据。

关键词:碳排放;碳信息披露;合法性理论;信号传递理论

一、引言

为达成《巴黎协定》本世纪后半叶实现净零排放的目标,提高国家自主贡献力度,我国向世界作出力争2030年前实现碳达峰、2060年前实现碳中和的气候承诺,碳中和、碳达峰是我

*官宁,清华大学能源环境经济研究所,邮政编码:100084,电子邮箱:gongn19@mails.tsinghua.edu.cn;段茂盛(通讯作者),清华大学中国碳市场研究中心,清华大学能源环境经济研究所,邮政编码:100084,电子邮箱:duanmsh@mail.tsinghua.edu.cn。

本文系国家重点研发计划下课题“我国重点行业温室气体排放监测及质量控制关键技术”(2018YFC1509004)、国家社会科学基金重大项目“我国碳排放权交易体系的评估与完善研究”(18ZDA107)的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的建设性修改建议,文责自负。

国“十四五”污染防治攻坚战的主攻目标。而企业作为社会的基本生产单位,既是推动经济发展的动力,也是温室气体的基本排放源,同时也是国家减排行动的重要参与者,有责任和义务进行高质量的碳信息披露,从而实现政府和社会公众等利益相关者对企业碳排放的动态监控,助力社会整体减排目标的顺利完成。

自国务院印发《“十三五”控制温室气体排放方案》,明确提到要推动建立企业温室气体排放信息披露制度,鼓励企业主动公开排放信息以来,我国企业应对气候变化相关风险意识逐步提高,碳信息披露的水平也有所上升,但目前仍处于企业碳信息披露的初级阶段,尚未形成国家层面的披露规范和统一标准,我国企业碳信息披露仍属于自愿性披露范畴,在披露内容、方式等方面都存在较大差异(张巧良,2010)。大部分企业通过回复碳信息披露项目(CDP)问卷或通过企业年报、社会责任报告、董事会报告等途径披露碳信息。2019年CDP项目报告显示,当年全球共有8400余家企业通过该项目披露其碳表现,在中国仅有48家上市公司回复问卷并公开碳信息。同时,我国企业碳信息披露多以定性信息披露为主,定量信息披露较少,且信息的完整性、真实性、准确性和及时性较差(魏玉平、杨梦,2017)。

为解决我国企业碳信息披露目前存在的“不主动、不充分、不规范”问题,越来越多的学者开始关注企业碳信息披露领域,但对于企业碳表现与碳信息披露之间的关系尚无统一的结论。由此,本文采用我国上证社会责任指数成分股100家企业2013—2017年数据,检验企业碳信息披露水平、质量、数量、质量数量相对比重与其碳排放之间的关系,并检验了制度压力对企业碳信息披露与其碳排放关系的调节作用。文章的贡献和创新之处在于:第一,目前关于企业自愿性信息披露动机的研究多是从社会责任信息、环境信息等方面展开,本文在自愿性信息披露研究的理论框架下探究企业碳信息披露动机,拓展了企业自愿性信息披露动机领域的研究;第二,验证了我国企业碳信息披露与其碳排放的关系,并分别探究了披露质量和数量以及相对比重的变化,刻画了企业碳信息披露行为的动机,为引导企业积极披露碳信息政策的出台提供理论依据;第三,对衡量我国企业碳信息披露水平、碳绩效的方法和数据进行了完善,为后续的企业碳信息研究进行铺垫。

二、理论分析与研究假设

目前国内外关于企业碳信息披露的探究主要集中于三个方面。首先是针对企业碳信息披露政策、框架内容界定等方面的研究(汪方军等,2011;Green & Zhou,2013);第二,对企业碳信息披露后果的探究,如碳信息披露对企业价值的影响等(Griffin et al.,2011;王仲兵、靳晓超,2013;Matsumura et al.,2014;查贵良等,2021);第三,企业碳信息披露影响因素的研究,如企业特征、政府监管强度等因素(Luo et al.,2012;崔也光、马仙,2014;Jaggi et al.,2017)。碳信息披露领域的研究重点逐渐从引导企业提高碳信息披露规范性转向深入挖掘影响企业碳信

息披露意愿和水平的因素,进而探究企业自愿披露碳信息的原因与动机。信号传递理论认为,碳表现较好的企业通过碳信息披露向外界传递良好信号,树立低碳形象(闫海洲、陈百助,2017;Yan et al.,2020);而合法性理论认为,碳表现欠佳的企业通过提高碳信息披露水平为自己的行为进行辩护,弥补负面形象(Bewley & Li,2000;温素彬、周鑊鑊,2017)。那么,企业碳信息披露是否受自身碳排放的影响,其披露动机是什么?相关理论梳理如下。

(一)企业碳信息披露与其碳排放的关系

虽然国内外关于企业碳绩效与碳信息披露的研究较少,但环境信息领域的相关研究对碳信息披露研究具有重要的参考意义。环境绩效与环境信息披露的研究体系较为完善,大量学者得出了企业环境绩效显著影响环境信息披露的结论,但具体的影响方向和结论并不统一,已有文献主要基于信息传递理论和合法性理论展开讨论。

1.基于信号传递理论的研究

信号传递理论认为,由于信息不对称现象的存在,企业需要通过可观察的行为和适当的机制向市场以及外部人传递信号,使其充分了解企业的真实情况。企业通过传递表现好的信号而获得价值认可,所以该理论认为企业环境信息披露的实质是对外释放价值信号的过程。当企业环境绩效较好时,其为与环境绩效差的企业区分开来,更倾向于主动披露详尽的环境信息,包括环境保护和节能减排等方面的成绩,向外界传递正面信号,从而降低环境信息的不确定性,降低代理成本,避免来自商品市场和资本市场的逆向选择;而环境绩效差的企业则较少披露或保持沉默(Al-Tuwaijri et al.,2004;Clarkson et al.,2008;方健、徐丽群,2012;闫海洲、陈百助,2017;Yan et al.,2020)。

信号传递理论关注企业的正面表现,企业倾向于传递好信号或保持沉默,故预示了企业环境信息披露与其环境绩效的正相关关系。Dawkins和Fraas(2010)对标准普尔500指数成分股(SP500)企业分析发现企业自愿环境信息披露与其环境绩效呈正相关关系,且环境绩效通过与企业规模和环境事件相互作用,进一步影响企业环境信息披露水平。吴红军(2014)对中国2006—2008年化工行业上市公司研究发现,企业环境信息披露水平与其环境绩效显著正相关,且企业会根据自身环境绩效选择披露的环境信息类型,证实了环境信息披露的信号传递作用。张长江和张玥(2019)以我国重污染行业上市公司为样本,研究得到企业环境绩效对环境信息披露水平起正向影响的结论,且媒体关注在其中具有显著的正向调节作用。Tadros和Magan等(2019)关注环境敏感行业,通过面板数据分析得到环境绩效越高的企业环境信息披露载体更多、披露水平更好的结论,同时环境绩效调节了经济和合法性激励对企业环境信息披露的影响。

2.基于合法性理论的研究

合法性概念来源于政治经济学,指企业与社会通过一系列“社会契约”连接在一起,企业

通过满足社会的期望获得合法性地位。当企业的生产经营等行为不被社会所认可时,企业的合法性地位被剥夺,企业生存会受到威胁。而自愿性信息披露是企业进行合法性管理从而维持合法性地位的有效途径。基于合法性理论的研究认为,企业环境信息披露行为的实质是合法性管理的过程:环境绩效较差的企业由于面临更大的来自外界的合法性压力,为维护自身的合法性地位,倾向于通过披露更多更高质量的环境信息影响外界对企业环境管理水平的看法,从而改善企业的环境形象,避免负面的市场反应(Bewley & Li, 2000; Hughes et al., 2001; Patten, 2002; 温素彬、周鑾鑾, 2017)。

合法性理论将信息披露过程看作扭转负面形象的工具,故预示了企业环境信息披露与其环境绩效的负相关关系。Clarkson等(2011)选用污染物的排放数据衡量企业环境绩效,通过分析企业社会责任报告、企业网站等渠道披露的环境信息得到企业环境信息披露指数,实证结果表明,污染更高的企业披露更多的环境信息。吕峻(2012)针对2007—2009年在沪深两市上市的造纸业和建材业A股公司,对年报中环境信息予以量化评估,通过企业是否受到过量排放处罚衡量企业环境绩效,并得到了环境披露和环境绩效之间显著负相关的结论。

3.两种理论共同作用

有学者认为自愿性信息披露行为是企业的一种战略选择,有适应性和防御性之分(Dawkins & Fraas, 2010)。当企业面临不同的压力时环境信息披露战略不同,企业环境绩效较差时,会采取防御性战略,绩效越差披露越多,通过披露更多的环境信息为自己较差的环境绩效“辩白”,即环境信息披露与其环境绩效呈负相关关系;当企业环境绩效较好时,企业将从防御性战略转向适应性战略,通过披露更多的环境信息向外界“告白”自己较好的环境绩效,绩效越好披露越多,即环境信息披露与其环境绩效呈正相关关系。沈洪涛等(2014)通过自行构建的评价指标体系,对2008—2010年我国重污染行业上市公司环境表现和环境信息披露量化,通过实证检验得到了企业环境信息披露与其环境表现之间存在显著的U型关系的结论,并进一步验证了不同信息类型和制度因素对相关关系的影响。

在企业环境信息披露水平与其环境绩效关系研究的基础上,部分学者开始关注企业碳信息披露水平与其碳绩效的关系。Freedman和Jaggi(2011)应用欧洲、日本、加拿大、印度和美国不同行业的510家企业数据回归检验碳信息披露与碳绩效的关系,但并未得到显著结果。Luo和Tang(2014)对样本企业回复的CDP问卷进行内容分析,验证了碳信息披露与碳绩效间显著的正相关关系。何玉等(2014)讨论了碳信息披露、碳业绩与资本成本的关系,得到企业碳信息披露与资本成本显著负相关、碳信息披露与碳业绩显著负相关的结论。李力等(2019)以2009—2014年中国重污染行业上市企业为样本,并选择轻污染行业作为配对样本,实证检验了碳信息披露与其碳绩效的正相关关系。

综上,现有文献结论尚未统一,可能的主要原因包括:一是缺乏客观的信息披露评价指

标,不同学者构建指标体系的方法不同;二是尚无完善的碳信息披露制度与框架,数据间可比性较差;三是随着企业对气候变化风险认识的不断深入,企业的碳信息披露策略也随之变化。

基于上述理论分析,本文提出如下研究假设:

H1a:企业碳信息披露水平与其碳排放呈正相关关系。

H1b:企业碳信息披露水平与其碳排放呈负相关关系。

H1c:企业碳信息披露水平与其碳排放呈U型关系。

目前,我国尚无统一的碳信息披露框架和强制性碳信息披露制度,且沪深两市的上市企业信息披露监管工作范畴暂不包括企业碳信息,故企业在碳信息披露领域具有较高的自主权,对披露的信息类型、内容存在一定的决定权(范坚勇、赵爱英,2018)。企业碳信息披露水平通常通过披露信息数量和质量两个维度衡量。碳绩效好的企业倾向于披露完整有效的不易被模仿的碳信息,如定量的减排绩效等,更关注碳信息披露质量而不是数量;碳绩效差的企业受限于其较差的碳绩效和碳管理水平,更倾向于通过提高披露信息数量来保证整体的碳信息披露水平的以体量取胜的披露方式(蒋琰,2017)。

基于上述理论分析,结合我国实际情况,本文提出如下研究假设:

H2:企业碳信息披露质量与其碳排放呈负相关关系。

H3:企业碳信息披露数量与其碳排放呈正相关关系。

H4:企业碳信息披露质量与数量的比值与其碳排放呈负相关关系。

(二)外部压力的调节作用

环境信息披露是企业得到政府和公众认可、传递企业环境管理和经营情况的主要信息渠道之一(叶陈刚等,2015)。企业碳信息披露受碳排放的影响,一方面,基于信号传递理论,碳排放较低的企业主动向外传递碳绩效良好的信号以期获得来自利益相关者的正面反馈;另一方面,基于合法性理论,碳排放较高的企业为寻求合法性地位,基于政府和社会压力会被动披露碳信息(Meng et al.,2013)。来自企业外部的压力对企业的主动和被动披露行为均有影响,由于企业碳减排和碳管理产生一定的成本,只有主动披露带来的经济激励或者被动披露导致的惩罚足够大时,企业才有动力披露碳信息维护或扭转企业碳形象,故企业的披露动机之一来自企业的外部压力,该压力主要来自政府和社会公众对环保的选择性偏好和监管。Liu和Anbumozhi(2009)研究发现来自政府监管部门的压力显著影响高耗能企业环境信息披露。Stanny和Ely(2012)发现全球化的企业由于受到更多的环境监督和管理更有动力披露碳信息。Patten(2002)认为只有社会公众愿意支付“环境溢价”时,环境绩效好的公司才会为区别于其他公司提高自身环境信息披露水平。

基于上述理论分析,结合我国实际情况,本文提出如下研究假设:

H5:外部压力对企业碳信息披露水平与其碳排放的关系具有调节作用。

- H6:外部压力对企业碳信息披露数量与其碳排放的关系具有调节作用。
 H7:外部压力对企业碳信息披露质量与其碳排放的关系具有调节作用。
 H8:外部压力对企业碳信息披露质量与数量的比值与其碳排放的关系具有调节作用。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选取了2013—2017年我国上证社会责任指数成分股100家企业作为研究样本。企业碳信息披露属于社会责任信息披露范畴,而上证社会责任指数成分股由上海证券交易所选取每股社会贡献值前一百位公司股票编制而成。由于我国自愿披露碳信息的企业比例不高,以社会责任履行良好的企业为样本可以保证碳信息披露数据的可得性。由于金融服务业、银行业的会计制度和商业模式与其他行业差距较大,相关指标不具备可比性,故予以剔除,同时剔除数据缺失的企业,最终研究样本共包括56家企业,280个观察值。样本企业特征分布如表1所示,其中55.36%企业位于碳市场试点区域,33.93%的企业属于高碳排放行业,82.14%的样本企业是国有企业,有32.14%的样本企业同时在中国内地之外上市。样本企业披露的碳信息数据来源于企业年报和社会责任报告,而企业年报和社会责任报告来自巨潮资讯网和上海证券交易所;碳排放数据来自CEADs数据库;企业财务指标数据来自万德(Wind)数据库、国泰安(CSMAR)数据库。

表1 样本企业基本特征分布情况

特征		数量	百分比	特征		数量	百分比
地区	碳市场试点	31	55.36%	行业	高碳排放行业	19	33.93%
	非碳市场试点	25	44.64%		非高碳排放行业	37	66.07%
控股	国有	46	82.14%	上市	中国内地之外上市	18	32.14%
	非国有	10	17.86%		中国内地上市	38	67.86%

(二)变量选择与说明

1.碳信息披露相关变量

企业碳信息披露水平是对企业碳信息披露行为的综合评价,由碳信息披露数量和质量两个维度刻画(杨园华,2015)。具体量化方法如下:

(1)碳信息披露质量。现有研究中,碳信息披露质量多采用内容分析法和声誉评分法来衡量。声誉评分法是指通过权威机构评分来衡量企业碳信息披露的质量,研究中多采用CDP项目给出的碳信息披露指数和国内权威的润玲环球及和讯网的社会责任评级数据(Rankin et al.,2011;何玉等,2014;温素彬、周鑊鑊,2017)。内容分析法多用于社会责任信息研究领域,通过构建指标评价体系,对企业披露的信息进行分析并量化打分从而确定企业碳信息披露质

量(Freedman & Jaggi, 2005; Clarkson et al., 2008; 李雪婷等, 2017)。由于我国企业对CDP的参与率不高,且润玲环球、和讯网的社会责任评级数据仅从企业社会责任整体表现出发,并没有独立的碳信息披露评分,故内容分析法更适合本文的研究。

本文进一步参考了权威国际组织提出的企业碳信息披露管理框架,包括CDP项目、气候披露标准理事会(CDSB)颁布的《气候变化报告框架》和气候风险披露倡议(CRDI)颁布的《全球气候风险披露框架》等对企业碳信息披露的内容要求,并参考Prado-Lorenzo等(2009)、陈华等(2013)、李雪婷等(2017)等学者的指标设计,确立了6个一级指标,14个二级指标,构建了如表2所示的我国企业碳信息披露质量评价指标体系,采用内容分析法对企业年报、社会责任报告中披露的碳信息进行打分,从而量化碳信息披露质量。

表2 碳信息披露质量评价指标体系

一级指标	二级指标	指标内涵
低碳发展战略目标	低碳发展及可持续目标规划	企业经营中的低碳发展目标及规划
	气候变化风险与机遇识别	企业是否能够识别气候变化风险和机遇
	低碳政策响应	对政府颁布的低碳政策、计划等的响应程度
碳排放总量	温室气体排放类别及数量	报告期内企业温室气体的种类、排放量
	温室气体排放情况	报告期内企业排放温室气体的方式、标准、原因等
碳减排行动	碳减排举措	碳减排项目投资、碳减排设备购置、低碳技术开发等一系列企业减排行动
	碳减排绩效	实际碳减排量、年度碳减排目标达标情况等
气候变化治理	碳管理举措	碳管理相关机构和人员设立、碳管理培训等
	碳减排激励机制	碳减排相关激励制度的出台、完善、执行情况
	碳管理资金投入情况	企业碳管理资金投入额、使用明细等
碳排放核算与审计	碳排放核算方法	碳排放核算范围、方法说明
	碳信息审计鉴证	数据审计鉴证报告
碳排放权交易	碳排放权交易量	碳排放交易配额量、报告期末碳排放配额剩余量等
	碳排放交易情况	企业参与碳市场情况

本文参考我国《企业会计准则》中的会计信息质量特征要求,结合Patten(2002)、Al-Tuwaijri等(2004)、宋晓华等(2019)等研究,最终确定从显著性、一致性、时效性、量化性四个维度对企业的碳信息披露进行评分,具体赋值依据见表3。

表3 碳信息披露质量评价赋值规则

评价维度	评价依据	赋值规则
显著性	碳信息披露载体	仅在年报中披露,1分;仅在社会责任报告中披露,2分;在年报和社会责任报告中均披露,3分
一致性	披露碳信息是否一致	若年报中与社会责任报告中披露的碳信息不一致,0分;若一致,1分
时效性	碳信息反映的时间维度	仅包含现在的信息,1分;包含现在及过去的信息,2分;包含现在、过去及未来的信息,3分
量化性	碳信息的定量描述	定性分析,1分;定量信息,2分;定性定量结合,3分

本研究采用 AHP 层次分析法计算各指标权重。根据 CDP 项目评分方法学和以上提及的披露框架中对各项指标重要程度的衡量,对已构建的评价指标体系中指标的重要程度排序,分别构建针对各一级指标和二级指标的判别矩阵,计算最大特征根,进而计算一致性指标,确定权重。

关于一级指标权重的确定, $W_j = (0.377, 0.2222, 0.1643, 0.0964, 0.0769, 0.0624)^T$, 最大特征根 $\lambda_{\max} = 3.0183$, 一致性指标 $CI = 0.0091 < 0.10$, 说明判断矩阵具有较好的一致性。随机一致性比率 $CR = 0.0158 < 0.10$, 说明层次分析结果具有满意的一致性, 权重分配是合理的。按照上述权重计算方法分别得到二级指标。由于层次分析法依赖主观经验判断, 为保证评价的客观性, 采用熵值法, 通过设定调节系数进行指标权重修正。修正后的指标权重如表 4 所示。且本文采用双人独立评分法, 对两位评分者的最终评分结果进行信度检验, Cronbach's Alpha 值为 0.817, 信度较好, 评分结果较为可信。

表 4 碳信息披露评价指标权重

指标层	权重	指标层	权重	综合权重
低碳发展战略目标	0.3629	低碳发展及可持续目标规划	0.5731	0.20798
		气候变化风险与机遇识别	0.1595	0.05788
		低碳政策响应	0.2674	0.09704
碳排放总量	0.2129	温室气体排放类别及数量	0.75	0.15968
		温室气体排放情况	0.25	0.05323
碳减排行动	0.1741	碳减排举措	0.8	0.13928
		碳减排绩效	0.2	0.03482
气候变化治理	0.0949	碳管理举措	0.5377	0.05103
		碳减排激励机制	0.3315	0.03146
		碳管理资金投入情况	0.1308	0.01241
碳排放核算与审计	0.0841	碳排放核算方法	0.6667	0.05607
		碳信息审计鉴证	0.3333	0.02803
碳排放权交易	0.071	碳排放权交易量	0.8571	0.06085
		碳排放交易情况	0.1429	0.01015

(2) 碳信息披露数量。现有研究中单独量化数量水平的研究较少, 主要有如下三种方法: 第一, 以绝对值衡量, 以报告中信息的字数、句数、行数、页数量化信息披露数量 (Deegan & Gordon, 1996; 陈华等, 2013); 第二, 以相对值衡量, 以报告中相关信息的行数 (句数) 占总报告行数 (句数) 的比例量化信息披露数量 (Hasseldine et al., 2005; 沈洪涛、冯杰, 2012); 第三, 以规定内容在报告中被提及的次数量化信息披露数量 (Lynch, 2010; Lu & Abeysekera, 2014)。由于我国企业多在年报和社会责任报告中将碳信息作为环境信息的一部分披露, 碳信息的分布较为散乱, 且不同企业间相关报告的排版区别较大, 故本文参考上述学者的研究, 采用企业披露的碳信息的绝对字数衡量碳信息披露数量水平。

(3)碳信息披露水平及碳信息披露质量数量比值。碳信息披露水平是对企业碳信息披露情况的整体评价,通过数量和质量两个维度衡量。本文借鉴沈洪涛等(2014)的方法,企业碳信息披露水平由样本企业的数量得分与质量得分经Z-Score标准化处理后相加得到,企业碳信息披露质量与数量相对比重由标准化后的质量得分与数量得分相比得到。

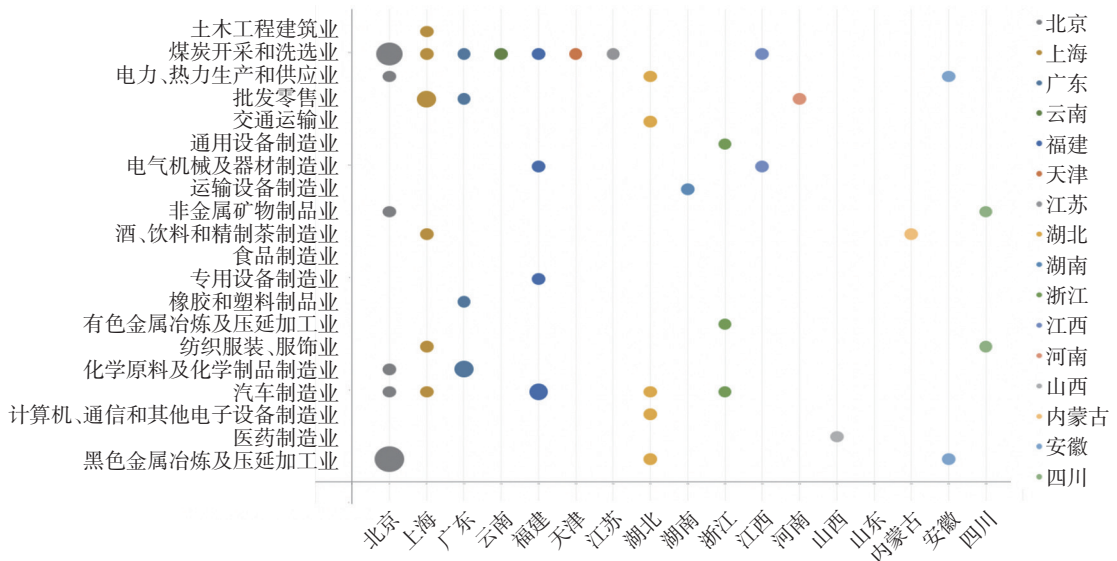
2.企业碳排放

我国目前尚无公开的企业层面的碳排放数据,故国内学者多采用间接的替代变量衡量企业环境绩效和碳绩效,杜雯翠等(2019)以企业环境违规记录衡量企业环境绩效、李力等(2019)以企业是否获得政府环保方面的荣誉和认可来衡量企业碳绩效,该方法仅定性评价了企业碳排放水平。而 Yan 等(2020)等研究则以各企业营业成本占其行业营业成本的比重为权重,通过行业总碳排放量估算了企业碳排放数据,尽可能量化了企业间碳排放的差异。故本文参考其做法,并补充地区维度,根据来自 CEADs 数据库的分地区分行业碳排放量数据估算企业碳排放量,以企业营业收入占该地区该行业总营业收入的比重作为权重。计算公式如下:

$$CE_i = C \times \left(\frac{R_i}{R}\right)$$

其中, CE_i 为某地区某行业第 i 个企业的碳排放量, R_i 为某地区某行业第 i 个企业的总营业收入, R 为该地区该行业总营业收入, C 为该地区该行业的碳排放总量。

由于我国上市公司注册地与业务经营地普遍分离,本文根据样本企业主营业务所在地区、所在行业对样本企业进行划分,其分布情况如图 1 所示。由于样本企业在行业、地区间分布的分散性,上述估算方法体现了企业间异质性,较为合理。



注:圆点大小代表该行业该地区样本企业个数。

图 1 样本企业分地区分行业分布情况

3.调节变量

上述分析和现有的研究结论均表明,来自企业外部的压力会对企业碳信息披露决策产生影响,企业外部压力主要来源于政府、公众、投资者等利益相关者。对于上市公司来说,企业申请上市和再融资受到上市地区监管部门的环境保护核查和督查,证券交易所企业社会责任信息披露方面的规定和监管机制都给企业的信息披露带来压力(崔秀梅等,2016)。由于中外证券市场监管程度的差异以及中外资本市场和商品市场的碳敏感性差异,同时在中国内地以外上市的企业需要面对较高要求的机构投资者和接受更规范的国际市场监督,受到来自中外政府、社会公众等利益相关者的双重压力(Lianfu et al.;吴雁飞等,2012)。故本研究采用样本企业是否同时在中国内地之外上市作为衡量企业受到的外部压力指标,检验外部压力对企业碳信息披露与其碳排放关系的调节作用。

4.控制变量

根据已有研究,企业碳信息披露受企业规模影响,企业规模越大,受到的关注越多,越需要通过碳信息披露展示或维护企业声誉(Luo et al., 2012)。盈利能力好的公司拥有更充足的资金进行企业碳管理,促进碳信息披露,另外可以采用营业收入增长率衡量企业成长性,该指标预示着企业的发展潜力和未来的经营绩效,对碳信息披露具有促进作用(汤亚莉等,2006; Stanny & Ely, 2012; Lu & Abeysekera, 2014)。企业上市年限和所有制情况均影响企业内部治理和外部压力等,从而影响碳信息披露水平(方健、徐丽群,2012;王霞等,2013)。综上,本文选用企业规模、盈利能力、成长能力、上市年限、企业所有制作为控制变量。所有研究变量定义和说明如表5所示。

表5 变量定义和说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	碳信息披露水平	<i>CDI</i>	标准化后的碳信息披露数量和质量得分之和
	碳信息披露数量	<i>CDIS</i>	标准化后的碳信息披露数量得分
	碳信息披露质量	<i>CDIZ</i>	标准化后的碳信息披露质量得分
	碳信息披露结构	<i>ZS</i>	标准化后的碳信息披露质量得分与数量得分之比
解释变量	碳排放量	<i>CE</i>	估算得到的企业碳排放量
调节变量	外部压力	<i>IPO</i>	企业仅在上海证券交易所上市取值为0,同时在中国香港或美国等地证券市场上市取值为1
控制变量	企业规模	<i>LSIZE</i>	企业年末总资产的自然对数,以2015年不变价计
	盈利能力	<i>ROA</i>	企业总资产收益率
	成长能力	<i>GROWTH</i>	报告期末企业主营业务收入增长率
	上市年限	<i>YEAR</i>	企业上市年限
	企业所有制	<i>STA</i>	企业是国有企业取值1,非国有企业为0

(三)模型构建

1.企业碳信息披露与其碳排放的关系

本文构建多元回归模型检验企业碳信息披露与其碳排放的关系,根据假设H1,构建线性

回归和非线性回归模型(1)—(2):

$$CDI = \alpha + \beta_1 CE + \beta_2 LSIZE + \beta_3 ROA + \beta_4 GROWTH + \beta_5 YEAR + \beta_6 STA + \varepsilon \quad (1)$$

$$CDI = \alpha + \beta_1 CE^2 + \beta_2 CE + \beta_3 LSIZE + \beta_4 ROA + \beta_5 GROWTH + \beta_6 YEAR + \beta_7 STA + \varepsilon \quad (2)$$

其中,模型(1)验证企业碳信息披露水平与其碳排放的线形关系,模型(2)验证企业碳信息披露水平与其碳排放之间的非线性关系。

根据假设H2—H4,构建模型(3)—(5):

$$CDIZ = \alpha + \beta_1 CE + \beta_2 LSIZE + \beta_3 ROA + \beta_4 GROWTH + \beta_5 YEAR + \beta_6 STA + \varepsilon \quad (3)$$

$$CDIS = \alpha + \beta_1 CE + \beta_2 LSIZE + \beta_3 ROA + \beta_4 GROWTH + \beta_5 YEAR + \beta_6 STA + \varepsilon \quad (4)$$

$$ZS = \alpha + \beta_1 CE + \beta_2 LSIZE + \beta_3 ROA + \beta_4 GROWTH + \beta_5 YEAR + \beta_6 STA + \varepsilon \quad (5)$$

其中,模型(3)—(5)分别用于验证企业碳信息披露质量、数量、结构与其碳排放的关系。

2.企业外部压力的调节作用

本文引入企业外部压力与企业碳排放交互项验证企业外部压力对其碳信息披露受碳排放影响的调节作用,根据假设H5—H8,构建模型(6)—(9):

$$CDI = \alpha + \beta_1 CE + \beta_2 CE \times IPO + \beta_3 IPO + \beta_4 LSIZE + \beta_5 ROA + \beta_6 GROWTH + \beta_7 YEAR + \beta_8 STA + \varepsilon \quad (6)$$

$$CDIZ = \alpha + \beta_1 CE + \beta_2 CE \times IPO + \beta_3 IPO + \beta_4 LSIZE + \beta_5 ROA + \beta_6 GROWTH + \beta_7 YEAR + \beta_8 STA + \varepsilon \quad (7)$$

$$CDIS = \alpha + \beta_1 CE + \beta_2 CE \times IPO + \beta_3 IPO + \beta_4 LSIZE + \beta_5 ROA + \beta_6 GROWTH + \beta_7 YEAR + \beta_8 STA + \varepsilon \quad (8)$$

$$ZS = \alpha + \beta_1 CE + \beta_2 CE \times IPO + \beta_3 IPO + \beta_4 LSIZE + \beta_5 ROA + \beta_6 GROWTH + \beta_7 YEAR + \beta_8 STA + \varepsilon \quad (9)$$

其中,模型(6)—(9)分别用于检验企业外部压力对企业碳信息披露水平、质量、数量、结构与其碳排放间相关关系的调节作用。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计与相关性分析

如表6所示,企业碳信息披露水平(CDI)极大值为10.1562,极小值为-3.7019,均值为0.0000,标准差为1.8196,说明我国企业总体碳信息披露水平较差,且企业间差异较大。由于我国尚无统一的披露框架和标准,企业间碳信息披露数量和质量存在显著差距。碳信息披露质量与数量相对比重(ZS)均值为3.6799,标准差为2.8650,离散程度较小,说明企业间披露的信息质量和数量水平比重差异较小,其中由于2014年天地科技企业并未披露碳信息,从而导致了质量和数量相对比重观测值的缺失。

企业碳排放(CE)均值为1.7295,标准差为5.3281,由于样本企业所处行业和地区较为分散,地区间、行业间生产技术差距较大,导致企业碳排放(CE)数据离散度较高。从样本企业上市年限来看,最短8年,最长28年,均值为19年,上市年限普遍较久。从企业所有制和上市情况来看,样本企业中约有82%为国有企业,约有32%为中国内地之外上市企业。除企业碳排放(CE)、外部压力(IPO)、成长能力(GROWTH)和经Z-Score标准化处理后的变量外,其他变量标准差均小于均值,说明样本数据波动不大,离散程度较小,数据稳定性较好,样本选取是合理的,有一定的代表性。

表 6 研究变量描述性统计结果

变量	观测值	极小值	极大值	均值	标准差
CDI	280	-3.7019	10.1562	0.0000	1.8196
CDIS	280	-1.1723	6.0490	0.0000	0.9928
CDIZ	280	-2.5296	4.1072	0.0000	0.9928
ZS	279	0.5078	25.0183	3.6799	2.8650
CE	280	0.0005	34.0690	1.7295	5.3281
IPO	280	0	1	0.3214	0.4679
LSIZE	280	3.0094	9.6492	5.9391	1.5129
ROA	280	-2.7837	30.1466	8.0701	5.0720
GROWTH	280	-75.5089	80.1849	11.0194	18.1830
YEAR	280	8	28	19.6429	5.2035
STA	280	0	1	0.8214	0.3837

对上述变量进行Pearson相关性检验,结果如表7所示。企业碳信息披露水平、披露数量、披露质量均与企业碳排放显著正相关,企业碳信息披露结构与企业碳排放显著负相关,初步验证了研究假设H1—H4。控制变量也与解释变量之间存在着较为显著的相关关系。控制变量之间也存在显著的相关关系,如企业规模与企业盈利能力显著负相关等,但各变量间相关系数绝对值均小于0.5,不存在共线性问题。

表 7 Pearson 相关性分析

	CDI	CDIS	CDIZ	ZS	CE	IPO	LSIZE	ROA	GROWTH	YEAR	STA
CDI	1										
CDIS	0.9164***	1									
CDIZ	0.9164***	0.6796***	1								
ZS	-0.3791***	-0.4864***	-0.2070***	1							
CE	0.6724***	0.7062***	0.5261***	-0.2218***	1						
IPO	0.3120***	0.2209***	0.3509***	-0.1981***	0.0557	1					
LSIZE	0.5113***	0.5188***	0.4184***	-0.3710***	0.3400***	0.3518***	1				
ROA	-0.2279***	-0.2147***	-0.2029***	0.1950***	-0.1474**	-0.2258***	-0.4230***	1			
GROWTH	0.0005	-0.0350	0.0360	0.0608	-0.0437	0.0256	0.0099	0.1476*	1		
YEAR	-0.0690	-0.1044*	-0.0220	0.1407**	-0.1006*	-0.0189	-0.2276***	0.0595	-0.1103*	1	
STA	0.1014*	0.1227**	0.0632	-0.0450	0.1442**	0.1212**	0.2156***	-0.2814***	0.0565	-0.1757***	1

注:***,**,*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

(二)多元线性回归分析

1.企业碳信息披露水平与其碳排放的关系

本文为验证企业碳信息披露总体水平与其碳排放的相关关系,对已构建的模型(1)—(2)进行回归检验。回归结果如表8所示,模型(1)中 CE 回归系数为0.1951,在1%的水平上显著,模型(2)中 CE^2 回归系数不显著,说明企业碳信息披露水平与其碳排放呈显著的线性正相关关系,即企业碳排放越高,企业碳信息披露水平越好,假设H1a得证。说明目前我国企业碳信息披露动机主要来源于合法性管理的需要,当碳排放较高时,通过提高碳信息披露水平维护自身合法性地位,扭转较差的碳排放形象。同时, $LSIZE$ 回归系数显著为正,说明企业碳信息披露水平与企业规模成正比,与其他学者的结论相一致。从模型(1)、(2)的回归结果来看,模型F统计值对应的P值均小于0.01,模型显著性较好,回归结果可靠性高。

表8 碳信息披露水平与碳排放回归结果

变量	模型(1)		模型(2)	
	CDI		CDI	
CE^2			0.0020	(1.00)
CE	0.1951***	(13.16)	0.1446***	(2.75)
$LSIZE$	0.3968***	(6.82)	0.4069***	(6.89)
ROA	-0.0098	(-0.59)	-0.0101	(-0.60)
$GROWTH$	0.0036	(0.86)	0.0036	(0.85)
$YEAR$	0.0210	(1.42)	0.0202	(1.36)
STA	-0.2431	(-1.18)	-0.2314	(-1.12)
常数项	-2.8677***	(-4.87)	-2.8951***	(-4.91)
观测值N	280		280	
调整后R ²	0.5397		0.5397	
F统计值	55.53		47.74	
显著性水平	0.0000		0.0000	
VIF值	1.19		4.89	

注:***, **, *分别表示在1%、5%和10%水平上显著,括号中为t值,下表同。

2.企业碳信息披露质量、数量、结构与其碳排放的关系

本文对模型(3)、模型(4)、模型(5)进行回归以验证企业碳信息披露质量、数量、结构与其碳排放的关系,回归结果如表9所示。模型(3)中 CE 回归系数为0.0830,并通过了1%显著性水平检验,整体模型在1%水平上显著,说明企业碳排放水平对企业碳信息披露质量有显著的正向影响,即企业碳排放升高时,企业披露碳信息质量提高,假设H2不成立。这可能由于我国企业目前处于碳信息披露的初级阶段,碳信息披露极不充分,大多数企业仍有碳信息披露质量的提高空间。当企业碳排放升高时,企业为实现有效的合法性管理,可能会提高对碳信息披露的重视程度,加强高质量碳信息的披露。模型(4)中 CE 回归系数为0.1121,在1%的水平上显著为正,说明企业碳信息披露数量与其碳排放显著正相关,即企业碳排放提高时,企业

披露碳信息数量提高,假设 H3 得证。模型(5)中 *CE* 回归系数在 10%的水平上显著为负,企业碳排放对企业碳信息披露质量与数量的比值有显著的负面影响,假设 H4 得证。结合三个模型的结果来看,当企业碳排放较高时,为保持合法性地位,企业提高自身的碳信息披露水平,披露质量和数量均显著提高,但质量与数量的比值有所下降,说明企业应对自身较高的碳排放表现时,更倾向于通过提高碳信息披露数量而不是质量实现碳信息披露整体水平的提高,与前文根据合法性理论展开的推断一致。同时,也说明目前我国企业确实存在以量取胜的碳信息披露行为。

表 9 碳信息披露质量、数量、结构与碳排放的回归结果

变量	模型(3)	模型(4)	模型(5)
	<i>CDIZ</i>	<i>CDIS</i>	<i>ZS</i>
<i>CE</i>	0.0830*** (8.59)	0.1121*** (14.49)	-0.0580* (-1.82)
<i>LSIZE</i>	0.1816*** (4.79)	0.2152*** (7.09)	-0.5839*** (-4.67)
<i>ROA</i>	-0.0107 (-0.98)	0.0009 (0.10)	0.0301 (0.83)
<i>GROWTH</i>	0.0040 (1.49)	-0.0005 (-0.21)	0.0087 (0.97)
<i>YEAR</i>	0.0164* (1.69)	0.0047 (0.61)	0.0402 (1.26)
<i>STA</i>	-0.1686 (-1.26)	-0.0745 (-0.70)	0.4626 (1.05)
常数项	-1.3629*** (-3.55)	-1.5048*** (-4.90)	5.7395*** (4.53)
观测值	280	280	279
调整后 R ²	0.3436	0.5791	0.1413
F 统计值	25.35	64.99	8.62
显著性水平	0.0000	0.0000	0.0000
VIF 值	1.19	1.19	1.19

三个模型中 *LSIZE* 回归系数分别为 0.1816、0.2152、-0.5839,均在 1%的水平上显著,说明企业规模越大,碳信息披露质量和数量越好,碳信息披露数量占比越高。出现这一现象的原因可能在于规模较大的企业面临的利益相关者众多,受到的关注也更多,需要披露更多更好的信息获得利益相关者的认可,在这个过程中倾向于通过成本较低、短时间内较易实现的提高碳信息披露数量的途径提高其碳信息披露水平,再一次证实了我国企业在碳信息披露领域存在以量取胜的行为。模型(3)中 *YEAR* 回归系数在 10%的水平上显著为正,说明企业上市年限越长,企业内部管理越完善,碳信息披露质量越高。

3.企业外部压力的调节作用检验

为验证企业的外部压力对碳信息披露与其碳排放相关关系的调节作用,对已构建的模型(6)一(9)进行回归检验,回归结果如表10所示,模型(6)、(7)、(8)中 *IPO* 回归系数在1%的水平上显著为正,说明企业因在多地上市受到的外部压力显著推动了企业碳信息披露水平、质量、数量的提高。模型(6)中 *CE* 回归系数为0.2153, *IPO* 与 *CE* 的交乘项回归系数为-0.0638,模型(8)中 *CE* 回归系数为0.1295, *IPO* 与 *CE* 的交乘项回归系数为-0.0664,均在1%或5%的水平上显著,说明假设 H5 和 H6 成立。交乘项系数符号为负,与 *CE* 回归系数符号相反,说明企业是否在中国内地之外上市削弱了企业碳信息披露水平、披露数量与其碳排放的正相关关系。模型(7)中 *CE* 回归系数为0.0858,在1%水平下显著为正, *IPO* 与 *CE* 的交乘项回归系数为0.0026,但不显著,交乘项与 *CE* 回归系数均为正,说明企业是否在中国内地之外上市加强了企业碳信息披露质量与其碳排放的正相关关系。以上结果说明企业由于在中国内地之外上市受到的外部压力一方面加强了对企业碳信息披露的质量要求,另一方面中国内地之外市

表 10 调节效应检验

变量	模型(6) <i>CDI</i>	模型(7) <i>CDIZ</i>	模型(8) <i>CDIS</i>	模型(9) <i>ZS</i>
<i>CE</i>	0.2153*** (13.28)	0.0858*** (8.16)	0.1295*** (15.21)	-0.0632* (-1.74)
<i>IPO</i>	0.8773*** (4.97)	0.5488*** (4.80)	0.3285*** (3.55)	-0.5761 (-1.46)
<i>CE</i> × <i>IPO</i>	-0.0638** (-2.03)	0.0026 (0.13)	-0.0664*** (-4.02)	0.0064 (0.09)
<i>LSIZE</i>	0.3093*** (5.27)	0.1227*** (3.22)	0.1865*** (6.06)	-0.5230*** (-3.98)
<i>ROA</i>	-0.0056 (-0.35)	-0.0061 (-0.58)	0.0005 (0.06)	0.0258 (0.71)
<i>GROWTH</i>	0.0031 (0.77)	0.0035 (1.34)	-0.0004 (-0.19)	0.0092 (1.02)
<i>YEAR</i>	0.0150 (1.05)	0.0130 (1.40)	0.0020 (0.27)	0.0438 (1.37)
<i>STA</i>	-0.2834 (-1.43)	-0.1973 (-1.54)	-0.0861 (-0.83)	0.4930 (1.11)
常数项	-2.4968*** (-4.37)	-1.1373*** (-3.07)	-1.3595*** (-4.54)	5.5017*** (4.31)
观测值 N	280	280	280	279
调整后 R ²	0.5752	0.3991	0.6066	0.1424
F 统计值	48.22	24.16	54.77	6.77
显著性水平	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
VIF 值	1.32	1.32	1.32	1.32

场以机构投资者为主,其对气候变化风险更加敏感,对企业碳信息披露给予有效的正面反馈,从而削弱了企业出于合法性管理的碳信息披露动机,增强了信号传递的披露动机。模型(9)中 *CE* 回归系数显著为负, *IPO* 与 *CE* 的交乘项回归系数为 0.0064,说明企业因在多地上市受到了更强的监管与制度压力,削弱了企业碳信息披露结构与其碳排放的负相关关系,即企业面临的外部压力抑制了以量取胜的披露行为,但抑制作用并不显著。回归结果并不显著,一方面可能由于样本企业中中国内地之外上市公司主要以港股上市为主,内地与香港证券市场监管水平差距并不明显,尤其监管机制设计中对碳信息关注不足;另一方面,美股、港股上市企业均须遵循强制披露与自愿披露相结合的原则进行碳信息披露,企业调整披露内容的自主性较小,碳信息披露结构较难随着自身排放量的变化而变化(张彦、关民,2009)。

4.行业异质性的影响

我国目前还未形成国家层面的指导企业碳信息披露的政策文件,企业通常将碳信息作为环境信息的一部分对外披露。而我国环境信息披露领域相关政策文件,如《环境信息公开办法(试行)》《上市公司环境信息披露指引》均是对高污染企业提出了信息公开要求,行业差异对信息披露水平具有异质性影响,对样本数据进行统计,发现 73.68%的高碳行业企业碳信息披露水平高于样本平均值,仅有 28.65%的非高碳行业企业碳信息披露水平高于样本平均值。基于此,根据 2016 年《国家发展改革委办公厅关于切实做好全国碳排放权交易市场启动重点工作的通知》,将我国全国碳市场纳入或将纳入的电力、钢铁、水泥、有色、石化、造纸、建材、化工、航空行业作为高碳行业,其余行业视为非高碳行业,对全样本分组回归,回归结果见表 11。

表 11 行业异质性检验

变量	模型(1) <i>CDI</i>		模型(3) <i>CDIZ</i>		模型(4) <i>CDIS</i>		模型(5) <i>ZS</i>	
	高碳行业	非高碳行业	高碳行业	非高碳行业	高碳行业	非高碳行业	高碳行业	非高碳行业
<i>CE</i>	0.1717*** (8.63)	0.3466 (1.14)	0.0668*** (6.32)	-0.1189 (-0.54)	0.1049*** (8.00)	0.4655*** (3.83)	-0.0558* (-1.89)	-1.6969** (-2.22)
<i>LSIZE</i>	0.4828*** (3.06)	0.3309*** (3.82)	0.2557*** (3.05)	0.1819*** (2.91)	0.2271** (2.18)	0.1491*** (4.31)	-0.2974 (-1.27)	-0.3386 (-1.55)
<i>ROA</i>	0.0145 (0.33)	-0.0035 (-0.19)	0.0060 (0.26)	-0.0051 (-0.39)	0.0085 (0.29)	0.0016 (0.22)	-0.0347 (-0.53)	0.0684 (1.47)
<i>GROWTH</i>	0.0087 (0.86)	0.0021 (0.45)	0.0081 (1.51)	0.0028 (0.84)	0.0006 (0.10)	-0.0007 (-0.40)	-0.0013 (-0.08)	0.0138 (1.18)
<i>YEAR</i>	0.0857* (1.85)	0.0260 (1.30)	0.0695*** (2.82)	0.0181 (1.25)	0.0162 (0.53)	0.0080 (1.00)	0.1115 (1.62)	0.0198 (0.39)
<i>STA</i>	0.7728 (0.99)	-0.3694* (-1.82)	0.4387 (1.06)	-0.2221 (-1.51)	0.3341 (0.65)	-0.1473* (-1.82)	-0.4720 (-0.41)	0.6878 (1.35)
常数项	-5.4029** (-2.45)	-2.6829*** (-4.23)	-3.2741*** (-2.80)	-1.4300*** (-3.13)	-2.1288 (-1.46)	-1.2529*** (-4.96)	3.6940 (1.13)	4.6574*** (2.93)
观测值 <i>N</i>	95	185	95	185	95	185	95	184
调整后的 <i>R</i> ²	0.6055	0.1568	0.5029	0.0663	0.5377	0.2819	0.1378	0.0708
<i>F</i> 统计值	25.05	6.70	16.85	3.18	19.23	13.04	3.50	3.32
显著性水平	0.0000	0.0000	0.0000	0.0055	0.0000	0.0000	0.0037	0.0040
<i>VIF</i> 值	1.89	1.24	1.89	1.24	1.89	1.24	1.89	1.24

回归结果表明行业异质性导致了企业碳排放对碳信息披露的差异化影响:模型(1)中,高碳行业 CE 系数为正且在1%的水平上显著,非高碳行业 CE 系数仍为正但并不显著;模型(3)中高碳行业 CE 系数为正且在1%的水平上显著,非高碳行业 CE 系数为负且并不显著。造成此差异的原因可能是:一方面高碳行业受到更多的关注和更强的监管,非高碳行业合法性压力较小,从而不需要通过提高碳信息披露水平进行合法性管理;另一方面相比于高碳行业而言,非高碳行业碳排放均处于较低水平,企业决策受碳排放影响不大,对碳排放的敏感性不高。模型(4)中高碳行业和非高碳行业 CE 系数均为正,且均通过了1%显著性检验,同全样本结果一致。模型(5)中高碳行业和非高碳行业 CE 系数均为负,且高碳行业和全样本结果显著性一致,非高碳行业 CE 系数在5%的水平上显著。回归结果表明,行业异质性并不影响企业碳信息披露数量与其碳排放的关系,同时,由于受到的监管和关注相对较少,在非高碳行业以量取胜的披露现象更加显著。综上,由于不同行业受到的监管力度和碳排放敏感度的不同,高碳行业更注重碳信息披露的质量,非高碳行业更关注碳信息披露的数量。

(三)内生性控制和稳健性检验

为缓解因遗漏关键变量引起内生性问题,本文借鉴 Jo 和 Na(2012)、吴红军(2014)、周志方等(2020)等学者的做法,采用两阶段最小二乘法进行对比检验,引入碳排放的滞后一期作为工具变量,引入全部控制变量的滞后一期作为新的控制变量进行两阶段最小二乘估计。内生性控制的检验结果如表12所示,2SLS中第一阶段估计结果显示工具变量对自变量影响显著,通过了相关性检验,第一阶段估计的F值分别为1318.76、1312.07、1145.00、1139.15,均显著高于临界值10,表明本文选取的工具变量不是弱工具变量。第二阶段的估计结果显示,主效应回归方面,企业碳排放对企业碳信息披露水平、数量、质量、质量数量比值的影响方向不变,且结果依然显著,调节效应回归方面,除企业外部压力对企业碳信息披露水平与其碳排放的调节作用显著性下降以外,与前文研究结论基本保持一致,说明最大程度克服了内生性对本文估计结果的影响后,结论仍成立。

表 12 内生性控制检验结果

变量	第二阶段估计结果							
	主效应检验				调节效应检验			
	CDI	$CDIS$	$CDIZ$	ZS	CDI	$CDIS$	$CDIZ$	ZS
CE	0.178 (10.56)	0.1063*** (12.6)	0.0712*** (6.35)	-0.0625* (-1.71)	0.1954*** (11.01)	0.1202*** (13.23)	0.0752*** (6.39)	-0.0669* (-1.7)
$IPO \times CE$					-0.0494 (-1.46)	-0.0484*** (-2.8)	0.0010 (0.04)	0.0006 (0.01)
滞后一期控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
变量	第一阶段估计结果							
	主效应检验(CE)				调节效应检验(CE)			
	CE	CE	CE	CE	CE	CE	CE	CE
滞后一期的 CE	1.0210*** (82.77)	1.0210*** (82.80)	1.0210*** (82.80)	1.0210*** (82.55)	1.0581*** (79.96)	1.0581*** (79.96)	1.0581*** (79.96)	1.0581*** (79.70)
滞后一期控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
F值	1318.76	1318.76	1318.76	1312.07	1145.00	1145.00	1145.00	1139.15
样本量	224	224	224	223	224	224	224	223

为进一步确保研究结果的可靠性,本文从三个方面进行稳健性检验。第一,通过方差膨胀因子(VIF)检验模型共线性,除模型(2)的VIF值为4.89,其余回归VIF值均小于1.5,显著小于临界值10,因此认为本研究中的上述模型不存在多重共线性问题。第二,替换核心变量的衡量指标。由于企业碳排放、碳信息披露质量水平等变量较难找到替换变量,参考张国清和肖华(2016)、沈洪涛等(2014)的方法,通过将碳信息披露水平由行业中位数调整过后的值、用企业年报和社会责任报告中碳信息披露页数占报告总页数的比重作为碳信息披露数量得分的替代变量再次回归,主变量系数估计值方向及显著性与前文一致,表明本文的研究结论具有一定的稳健性。第三,缩小样本量再次回归。选取样本中位于我国碳市场试点区域的31家企业,155个样本再次回归,主变量系数估计值方向及显著性与前文一致,再次表明本文的研究结论具有一定的稳健性^①。

五、结论与建议

本文基于信号传递理论和合法性理论视角,验证了企业碳信息披露的动机,选取2013—2017年我国沪市社会责任指数成分股企业为样本,构建了碳信息披露评价指标体系,从质量和数量两个维度刻画企业碳信息披露水平,实证检验了企业碳信息披露水平、数量、质量、结构与其碳排放水平的关系,并检验了外部压力的调节作用。实证结果表明:(1)企业碳信息披露水平,包括质量和数量与其碳排放显著正相关;(2)企业碳排放越高,其碳信息披露质量水平与数量水平的比值越小,即当企业碳排放提高时,其更倾向于通过提高碳信息披露数量而不是质量来提高自身的碳信息披露水平;(3)行业异质性导致企业碳排放对碳信息披露的影响差异化,高碳排放行业企业碳排放显著正向影响碳信息披露水平、质量、数量,显著负向影响碳信息披露的质量与数量的比值,而非高碳行业企业碳信息披露水平、质量与其碳排放的相关关系不显著;(4)来自企业外部的压力显著弱化企业碳信息披露水平、数量与其碳排放的正相关关系。

可见,我国企业尤其是高碳排放行业主要是出于合法性管理的目的披露碳信息,希望通过信息披露,扭转自身在碳排放方面较差的形象,并且存在一定程度的以量取胜的披露行为。由此,提出政策建议:第一,相关主管部门应尽快出台统一的碳信息披露框架,规范碳信息披露的内容和形式,保证企业碳信息披露的数量和质量,避免出现“乱披露、假披露”的情况;第二,主管部门应建立完善的奖惩机制,向企业施加合法性压力,从而推动企业加强碳信息披露;第三,应利用社会公众的力量,提高公众低碳意识,社会监督辅助政府监管,从而督促企业加强碳信息披露,提高碳减排和碳管理水平。

^①由于篇幅限制,稳健性检验结果并未详细列出。

本文突破了碳信息披露评价中质量与数量两个维度,将碳信息披露质量水平与数量水平比值引入研究,丰富了碳信息披露领域的研究视角。但仍存在一定的局限性:第一,由于目前我国尚未建立企业碳信息数据库且无权威碳信息披露评级机构,本研究采用内容分析法从企业年报和社会责任报告中摘取碳信息并予以量化,指标构建过程不可避免存在一定的主观性;第二,目前我国尚未有公开的企业层面的碳排放数据,现有研究多采用替代变量的方法对企业碳绩效进行定性评价,本研究采用估算的方法,利用分地区分行业碳排放数据估算出企业数据,虽具有一定的量化性,但仍无法准确定量刻画企业碳排放量,这些问题仍需在后续研究中加以完善。

参考文献:

- [1] 陈华,王海燕,荆新. 中国企业碳信息披露:内容界定、计量方法和现状研究[J]. 会计研究,2013,(12):18-24.
- [2] 崔秀梅,李心合,唐勇军. 社会压力、碳信息披露透明度与权益资本成本[J]. 当代财经,2016,(11):117-129.
- [3] 崔也光,马仙. 我国上市公司碳排放信息披露影响因素研究——基于100家社会责任指数成分股的经验数据[J]. 中央财经大学学报,2014,(6):45-51.
- [4] 杜雯翠,龚新宇,张平淡. 行业异质性、高管薪酬与环境绩效——来自中国民营上市公司的经验证据[J]. 环境经济研究,2019,4(1):39-55.
- [5] 方健,徐丽群. 信息共享、碳排放量与碳信息披露质量[J]. 审计研究,2012,(4):105-112.
- [6] 范坚勇,赵爱英. 企业碳信息披露的现状和问题分析[J]. 会计之友,2018,(9):44-47.
- [7] 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.
- [8] 蒋琰. 碳信息披露研究[M]. 南京:南京大学出版社,2017.
- [9] 李力,刘全齐,唐登莉. 碳绩效、碳信息披露质量与股权融资成本[J]. 管理评论,2019,31(1):221-35.
- [10] 吕峻. 公司环境披露与环境绩效关系的实证研究[J]. 管理学报,2012,9(12):1856-1863.
- [11] 李雪婷,宋常,郭雪萌. 碳信息披露与企业价值相关性研究[J]. 管理评论,2017,29(12):175-84.
- [12] 沈洪涛,冯杰. 舆论监督、政府监管与企业环境信息披露[J]. 会计研究,2012,(2):72-78.
- [13] 沈洪涛,黄珍,郭肪汝. 告白还是辩白——企业环境表现与环境信息披露关系研究[J]. 南开管理评论,2014,17(2):56-63.
- [14] 宋晓华,蒋潇,韩晶晶,赵彩萍,郭亦玮,余中福. 企业碳信息披露的价值效应研究——基于公共压力的调节作用[J]. 会计研究,2019,(12):78-84.
- [15] 汤亚莉,陈自力,刘星. 我国上市公司环境信息披露状况及影响因素的实证研究[J]. 管理世界,2006,(1):158-159.
- [16] 汪方军,朱莉欣,黄侃. 低碳经济下国家碳排放信息披露系统研究[J]. 科学学研究,2011,29(04):515-20.
- [17] 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.
- [18] 王仲兵,靳晓超. 碳信息披露与企业价值相关性研究[J]. 宏观经济研究,2013,(1):86-90.
- [19] 温素彬,周嫫嫫. 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.

- [20] 吴红军. 环境信息披露、环境绩效与权益资本成本[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2014, (3): 129-138.
- [21] 吴雁飞, 薛妙羚, 吕孝辰. 中国新能源企业海外上市的政治经济学分析[J]. 能源技术经济, 2012, 24(7): 69-73.
- [22] 魏玉平, 杨梦. 企业碳信息披露: 现状、问题及对策——基于2015年深市上市公司年报的统计分析[J]. 财会通讯, 2017, (10): 110-114+4.
- [23] 杨园华. 碳信息披露对企业价值创造的影响[D]. 哈尔滨: 哈尔滨工业大学, 2015.
- [24] 闫海洲, 陈百助. 气候变化、环境规制与公司碳排放信息披露的价值[J]. 金融研究, 2017, (6): 142-158.
- [25] 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, 18(5): 85-96.
- [26] 查贵良, 麦强盛, 杨维杰. 企业杠杆与业绩关系研究——基于碳信息披露视角[J]. 会计之友, 2021, (3): 64-70.
- [27] 张长江, 张玥. 媒体关注下环境绩效对环境信息披露的影响研究[J]. 会计之友, 2019, (3): 103-108.
- [28] 张国清, 肖华. 高管特征与公司环境信息披露——基于制度理论的经验研究[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2016, (4): 84-95.
- [29] 张巧良. 碳排放会计处理及信息披露差异化研究[J]. 当代财经, 2010, (4): 110-115.
- [30] 张彦, 关民. 企业环境信息披露的外部影响因素实证研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2009, 19(6): 103-6.
- [31] 周志方, 刘金豪, 曾辉祥. 水信息披露对企业风险承担水平的影响——来自高水风险行业的证据[J]. 环境经济研究, 2020, 5(4): 54-74.
- [32] Al-Tuwaijri, S. A., T. E. Christensen, and K. E. Hughes. The Relations Among Environmental Disclosure, Environmental Performance, and Economic Performance: A Simultaneous Equations Approach[J]. Accounting, Organizations and Society, 2004, 29(5-6): 447-471.
- [33] Bewley, K. and Y. Li. Disclosure of Environmental Information by Canadian Manufacturing Companies: A Voluntary Disclosure Perspective[J]. Advances in Environmental Accounting & Management, 2000, 1(00): 201-226.
- [34] Clarkson, P. M., Y. Li, G. D. Richardson, et al. Revisiting the Relation Between Environmental Performance and Environmental Disclosure: An Empirical Analysis[J]. Accounting, Organizations and Society, 2008, 33(4-5): 303-327.
- [35] Clarkson, P. M., M. B. Overell, and L. Chapple. Environmental Reporting and Its Relation to Corporate Environmental Performance[J]. Abacus, 2011, 47(1): 27-60.
- [36] Dawkins, C. and J. Fraas. Coming Clean: The Impact of Environmental Performance and Visibility on Corporate Climate Change Disclosure[J]. Journal of Business Ethics, 2010, 100(2): 303-322.
- [37] Deegan, C. and B. Gordon. A Study of the Environmental Disclosure Practices of Australian Corporations[J]. Accounting and Business Research, 1996, 26(3): 187-199.
- [38] Freedman, M. and B. Jaggi. Global Warming, Commitment to the Kyoto Protocol, and Accounting Disclosures by the Largest Global Public Firms from Polluting Industries[J]. International Journal of Accounting, 2005, 40(3): 215-232.
- [39] Freedman, M. and B. Jaggi. Global Warming Disclosures: Impact of Kyoto Protocol Across Countries[J]. Journal of International Financial Management & Accounting, 2011, 22(1): 46-90.
- [40] Green, W. and S. Zhou. An International Examination of Assurance Practices on Carbon Emissions Disclosures[J]. Australian Accounting Review, 2013, 23(1): 54-66.

- [41] Griffin, P. A., D. H. Lont, and Y. Sun. The Relevance to Investors of Greenhouse Gas Emission Disclosures[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2011, 34(2): 1465–1497.
- [42] Hasseldine, J., A. I. Salama, and J. S. Toms. Quantity Versus Quality: The Impact of Environmental Disclosures on the Reputations of UK Plcs[J]. *The British Accounting Review*, 2005, 37(2): 231–248.
- [43] Hughes, S. B., A. Anderson, and S. Golden. Corporate Environmental Disclosures: Are They Useful in Determining Environmental Performance?[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2001, 20(3): 217–240.
- [44] Jaggi, B., A. Allini, R. Macchioni, et al. The Factors Motivating Voluntary Disclosure of Carbon Information: Evidence Based on Italian Listed Companies[J]. *Organization & Environment*, 2017, 50(4): 1031–1056.
- [45] Jo, H. and H. Na. Does CSR Reduce Firm Risk? Evidence from Controversial Industry Sectors[J]. *Journal of Business Ethics*, 2012, 110(4): 441–456.
- [46] Lianfu, M. A., C. Deqiu, and G. Li. Overseas Listing, Voluntary Corporate Governance and Performance[J]. *Frontiers of Business Research in China*, 2008, 2(3): 440–457.
- [47] Liu, X. and V. Anbumozhi. Determinant Factors of Corporate Environmental Information Disclosure: An Empirical Study of Chinese Listed Companies[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2009, 17(6): 593–600.
- [48] Lu, Y. and I. Abeysekera. Stakeholders' Power, Corporate Characteristics, and Social and Environmental Disclosure: Evidence from China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2014, 64(1): 426–436.
- [49] Luo, L., Y. C. Lan, and Q. Tang. Corporate Incentives to Disclose Carbon Information: Evidence from the CDP Global 500 Report[J]. *Journal of International Financial Management & Accounting*, 2012, 150(4): 1089–1104.
- [50] Luo, L. and Q. Tang. Does Voluntary Carbon Disclosure Reflect Underlying Carbon Performance?[J]. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 2014, 10(3): 191–205.
- [51] Lynch, B. An Examination of Environmental Reporting by Australian State Government Departments[J]. *Accounting Forum*, 2010, 34(1): 32–45.
- [52] Matsumura, E. M., R. Parkash, and S. C. Vera-Muñoz. Firm-Value Effects of Carbon Emissions and Carbon Disclosure[J]. *The Accounting Review*, 2014, 89(2): 695–724.
- [53] Meng, X. H., S. X. Zeng, and C. M. Tam. From Voluntarism to Regulation: A Study on Ownership, Economic Performance and Corporate Environmental Information Disclosure in China[J]. *Journal of Business Ethics*, 2013, 116(1): 217–232.
- [54] Patten, D. M. The Relation Between Environmental Performance and Environmental Disclosure: A Research Note[J]. *Accounting, Organizations and Society*, 2002, 27(8): 763–773.
- [55] Prado-Lorenzo, J. M., L. Rodriguez-Dominguez, I. Gallego-Alvarez, et al. Factors Influencing the Disclosure of Greenhouse Gas Emissions in Companies World-Wide[J]. *Management Decision*, 2009, 47(7): 1133–1157.
- [56] Rankin, M., C. Windsor, and D. Wahyuni. An Investigation of Voluntary Corporate Greenhouse Gas Emissions Reporting in a Market Governance System: Australian Evidence[J]. *Accounting, Auditing and Accountability Journal*, 2011, 24(8): 1037–1070.
- [57] Stanny, E. and K. Ely. Corporate Environmental Disclosures About the Effects of Climate Change[J]. *Corporate Social Responsibility & Environmental Management*, 2012, 15(6): 338–348.
- [58] Tadros, H. and M. Magnan. How Does Environmental Performance Map into Environmental Disclosure?[J]. *Sustainability Accounting, Management and Policy Journal*, 2019, 10(1): 62–96.
- [59] Yan, H., X. Li, Y. Huang, et al. The Impact of the Consistency of Carbon Performance and Carbon Information Disclosure on Enterprise Value[J]. *Finance Research Letters*, 2020, 37: 101680.

The Motivation and Influencing Factors of Corporate Carbon Information Disclosure: An Analysis of the Constituent Enterprises of SSE Social Responsibility Index

Gong Ning^a and Duan Maosheng^{a, b}

(a: Institute of Energy, Environment and Economy of Tsinghua University;

b: China Carbon Market Research Center of Tsinghua University)

Abstract: In order to achieve the carbon peak and carbon neutrality commitments, as the basic source of GHG emissions, enterprises have the responsibility to carry out high-level carbon management and high-quality carbon information disclosure. This paper selects the data of listed companies in China's SSE Social Responsibility Index as the research sample and constructs the carbon information disclosure evaluation index system to describe the carbon information disclosure from the two dimensions of quality and quantity, empirically tests the relationship between corporate carbon information disclosure and their carbon emissions, and examines the moderating effect of external institutional pressure. The empirical results show that the level, quality, and quantity of corporate carbon information disclosure are significantly positively correlated with their carbon emissions, and the carbon information disclosure is motivated by legality management. When the carbon emissions increase, the enterprises tend to improve the quantity of carbon information disclosure. The carbon emissions of companies in high-carbon emission industries significantly positively affect the level, quality, and quantity of carbon information disclosure, and significantly negatively affect the ratio of quality to quantity of carbon information disclosure, while the relationship between the level and quality of carbon information disclosure and carbon emissions of enterprises in non-high carbon industries is not significant. Pressure from outside enterprises significantly weakens the relationship between the level and quantity of carbon information disclosure and their carbon emissions. The conclusions help to seek an effective path to promote enterprises to actively disclose carbon information and improve the level of carbon management, and provide a theoretical basis for the construction of corporate carbon information system.

Keywords: Carbon Emissions; Carbon Information Disclosure; Legitimacy Theory; Signalling Theory

JEL Classification: L29; Q56

(责任编辑:朱静静)