

---

---

# “多言寡行”的环境披露模式是否 会被信息使用者摒弃

李 哲\*

---

**内容提要** 本文基于 2003-2016 年中国沪深 A 股重污染行业上市公司披露的自然环境保护信息,考察其战略性和行动性信息的结构差异,尤其是市场交易者和监管者对“多言寡行”环境披露模式的行为反应。研究发现,针对多言寡行企业发布预测的证券分析师少、盈余预测分歧度大且降低了低声誉分析师的预测精度;同时尽管多言寡行企业的信息披露违规概率较高,但受处罚概率在监管强化之前较低,在监管强化之后才得以提高。此外,多言寡行的环境信息披露模式之所以被投资者和监管者摒弃,源于环境信息披露结构失序降低了信息传递效率和资产定价效率,且此类企业高管更倾向于“自我包装”,进而制约了市场交易者和监管者的判断。

**关键词** 环境信息披露结构 信息传递效率 市场交易者 市场监管者

---

## 一 引言

随着经济的发展,社会各界日益重视环境问题,自然环境信息受到投资者等多方利益相关者的关注,对此类信息的知情权诉求高涨。随着环境信息披露要求的逐步提升,合法性动机导致环境责任普遍存在于上市公司中,使财务呈报者主动披露公司环

---

\* 李哲:中央财经大学会计学院 中国管理会计研究与发展中心 北京市海淀区学院南路 39 号 100081  
电子信箱: lizhewenbei@cufe.edu.cn。

作者感谢中央财经大学青年教师发展基金(QJJ1709)和中国人民大学科学研究基金(中央高校基本科研业务费专项资金资助)项目(14XNJ019)的资助。感谢戴璐、许年行、肖土盛、中央财经大学 2018 年春季学术论坛、中南财经政法大学文澜论坛与会者和两位匿名审稿人的建设性意见。当然,文责自负。

境信息。虽然自愿披露环境信息的公司数量逐步增多,且详细度不断提高,然而披露的内容结构却不甚合理,具有人为操纵色彩。上市公司大都倾向披露正面的环境信息,如战略性环境规划(Campbell 2004),提供难以验证的描述性信息较多(沈洪涛和李余晓璐 2010);却很少披露污染排放、诉讼风险、弃置费用等不利信息(王霞等, 2013),导致企业公开的环境战略与其实际环境行为不对称。

信息结构是一定信息总量基础上重要实质内容。即使是同类信息,不同的披露模式和内容结构,也会显著影响证券交易数量和公司的市场价值(王跃堂等 2001)。企业自愿披露的自然环境信息,可分为两部分:环境战略规划信息和环境实际行为信息。一方面,环境战略规划信息作为一种传递企业社会责任履行意愿的途径,可以直接为财务报告使用者提供增量信息,并间接向资本市场传递战略动向和资金实力的信号,从而对缓解资本市场信息不对称、优化投资者决策起到一定的作用,如降低权益资本成本、提升企业社会形象等;另一方面,环境实际行为信息体现出公司在环境方面的投入和努力,会影响其现金流量和资本成本构成,从而影响企业价值,给资本市场参与者的行为带来显著影响。那么,环境信息不同的组成部分对上市公司信息使用者产生何种影响?本文将立足以上两类不同性质的环境信息,考察其对投资者行为的影响。

在众多类型的信息披露中,环境信息具有特殊性。对重污染行业,国家明令相关企业定期披露环境信息,但却没有规范统一披露格式,致使环境信息披露广泛存在“战略规划表述过多”而“实际践行信息过少”的现象,即本文关注的“多言寡行”。这种隐蔽式的社会责任披露模式,既是一种低成本的声誉构建机制,又是一种协调公司与监管部门之间角色冲突的语言策略。正是由于这种强制披露的管制特性,及实践中普遍存在的披露特征,提升了对环境信息披露结构的理论和实践重要性的关注。从有关企业隐藏坏消息的既有研究来看,学者们的讨论主要集中在时机选择(Dan 和 Dan, 1982; Tse 和 Tucker, 2010; Kimbrough 和 Wang 2014)和可读性选择(Lii 和 Kare, 1992; Mine 等 2016)。而本文关注的多言寡行是在这两者之外的一种特殊披露形式。对这种特殊披露形式的研究,有助于增进对信息结构重要性的认识,深化对强制披露自由裁量的思考。

本文关注上市公司公开披露的环境战略及环境行动信息,是否会受到市场交易者的同等关注?两类信息是否都有助于执法机构提高监管效率?为回答上述问题,本文基于自愿性信息披露研究中常用的“内容分析法”,以2003-2016年中国沪深A股重污染公司为研究对象,采用Java技术,在公司年报和独立社会责任报告中,抓取环境战略信息和环境行动信息相关词条,并经手工核对,以词条出现次数作为环境信息披露的频数,考察环境信息的频数结构分布对交易者和监管者行为的影响。研究表明环境战略信息和

环境行动信息的差异程度越大,越容易诱发两类经济后果:一方面,针对多言寡行企业发布预测报告证券分析师少、盈余预测分歧度大且制约了低声誉分析师的预测精度;另一方面,尽管多言寡行企业的信息披露违规概率较高,但受到监管机构处罚的概率却不高,直到2010年监管强化之后才得以提高。此外,由于环境信息披露结构失序破坏了信息传递效率和资产定价效率,导致多言寡行的环境信息披露模式遭到投资者和监管者的摒弃。因此,只有上市公司在环境信息披露方面言行一致,才能对市场交易者的行为效率和监管者的执法效率产生正向促进作用。本研究为规范中国环境信息披露提供了一定的理论依据和经验证据,同时为市场参与者合理运用环境信息提供了一定的参考和建议。

本文余下内容安排为:第二部分是理论分析与研究假设;第三部分是研究设计;第四部分为经验分析;第五部分为进一步分析;最后是本文结论及政策建议。

## 二 理论分析与研究假设

### (一) 多言寡行的环境信息披露模式对市场交易者行为的影响

相比普通的信息使用者,资本市场中的分析师更能对公开信息进行专业剖析,帮助其他信息使用者提高信息使用效率。中国证券分析师不但关注企业经营活动的财务数据,而且对或有事项、重大诉讼、仲裁事项等会计报表附注信息,也表现出极大的兴趣(吴东辉和薛祖云 2005;胡奕明等 2003)。企业环境信息披露指数同市场信心呈微弱的正相关关系,市场对企业环境信息的消化存在滞后(唐国平和李龙会 2011)。由于环境的行动举措会增加上市公司的额外环境成本,甚至对上市公司现金流产生负面影响,环境行为滞后的上市公司,往往操控性披露更多环境战略信息,导致报表使用者无法准确判断信息的真实性和准确性,从而制约了证券分析师跟踪企业的积极性,降低其预测效果。

受需求和供给两方面的共同影响,环境信息披露将提高分析师的跟踪数量。证券分析师为保持或提高声誉,有保持预测精确度的强烈动机(廖明情 2012;胡奕明和金洪飞 2006),即具有风险规避偏好。Sharfman 和 Fernando(2008)已经证明,企业环境风险管控行为有助于让市场接受更低的权益风险溢价。然而,环境信息披露的结构同样影响分析师的供给偏好。虽然环境信息披露可以降低分析师获取企业信息的成本,但如果环境行动和环境战略信息披露的详略程度存在较大差异,则将传递出多言寡行的负面信号。因此,多言寡行的负面信号将制约分析师的行为,促使其主动规避对此类企业的跟踪,以尽可能降低公司价值判断风险。由此本文提出假设 1。

假设 1:多言寡行的环境信息披露模式,将降低证券分析师跟踪数量。

如果分析师获取的信息具有一致性,但依托的预测模型不同(即对企业公开信息和专有化私人信息赋予不同的使用权重),则增加公开信息披露,依旧有可能扩大盈利预测的分歧。Hodder 等(2008)的研究表明信息越复杂,分析师预测误差和分歧度越大。公开信息的不可验证性同样会制约分析师的预测,增加预测误差和分歧(Zhang 2006)。信息披露文件中关键信息的混用,就是一种增加公开信息不可验证性的渠道,这种混用将显著增加信息使用者判断的异质性(Audi 等,2016)。《企事业单位环境信息披露指导意见》要求“企业应当对环境规划的执行情况按期向监管部门和公众披露”,反对规划和实际工作“两张皮”的现象。本文多言寡行的环境信息披露模式就是指这种情况:不确定性程度比较高或不能可靠计量的环境战略信息披露比较详细,但可计量或可验证的环境行动信息披露比较简略。如果环境行动和环境战略信息的详略程度差异较大,则暗示企业在环境规划和行动上的差异,此类环境信息结构存在不对称性,具有较高的信息不确定性,从而导致分析师预测分歧度增加。因此,本文提出假设2。

假设2:多言寡行的环境信息披露模式增大了分析师预测的分歧度。

除了分析师数量和分歧度等表象特征,投资者最关注的是证券分析师对上市公司盈利的精确预测。环境战略信息如果不能得到相关证据的充分证实,即使战略得到详细描述,也难以取得专业分析师的充分信任。然而,环境行动信息作为对环境战略信息的验证渠道,能够有效吸引分析师的注意力,增大分析师在预测过程中可获得的验证信息。可验证信息的增加又能进一步影响市场参与者的判断模式和交易行为(Barber 和 Odean 2008)。尤其在中国这种高度依赖语境的文化背景下,语言结构更容易通过诱导性表达影响使用者理解(谢德仁和林乐 2015)。这一机制体现在分析师预测效果上,就意味着随着环境战略和环境行动信息匹配度的提高,分析师有限关注偏差会相应降低,从而有利于分析师更加准确地判断证券价值,降低其在发布分析报告过程中掺入个人乐观偏差的可能性。因此,多言寡行的环境信息披露模式,也可能会制约分析师预测准确度。

证券分析行业的胜任能力是一个黑匣子,对同一市场信息,信息使用者往往有不同的解读能力(Kim 和 Schroeder,1990),因此环境信息披露对分析师预测效果的影响取决于分析师对环境信息的解读能力。分析师对环境信息吸收、加工、处理越充分,其预测效果越佳。与其他分析师相比,明星分析师<sup>①</sup>的盈利预测比其他分析师更准确(Stickel,1992)。针对中国资本市场的研究也表明,明星分析师盈利预测准确度均比其他分析师的准确度高,市场对明星分析师盈余预测报告修正的反应更加强烈,明星分析师能

<sup>①</sup> 若分析师入选过《新财富》分析师排行榜,则认定其为明星分析师(Star),否则为非明星分析师(Nstar)。

够更好地向投资者传递关于企业的特质信息(伊志宏和江轩宇,2013)。为获取专业机构好评,高声誉分析师势必要通过更强的信息分析能力来提升预测效果。因此,高声誉分析师比低声誉分析师有更高的公司环境信息解读水准,据此提出本文假设3。

假设3:多言寡行的环境信息披露模式降低了低声誉证券分析师盈利预测准确度。

## (二) 多言寡行的环境信息披露模式对市场监管者行为的影响

众多的市场失灵现象使市场交易者普遍认识到信息的公共物品属性,而市场监管者能够施加管制,以期解决有效信息披露失序。这种失序不但包括既有研究中常见的披露不足或可读性障碍,还包括本文提到的披露结构失衡。在解决披露失序的过程中,信息呈报者面临的主要博弈对象,不但包括市场交易者,更包括市场监管者。这种隐蔽式的社会责任披露模式,既是一种低成本的声誉构建机制,又是一种协调公司与监管部门之间角色冲突的语言策略,即充当和市场监管者博弈的工具。

上市公司的管理层可能出于私利,利用多言寡行的社会责任披露模式来谋求声誉提升。企业往往善于利用语言表达来趋利避害(Loughran和McDonald,2016)。同样,多言寡行模式的产生很大程度上源于信息披露者对遵循规则的态度。如果多言寡行的环境披露模式确实能反映信息披露者对待法律风险的激进态度,那必然也会在公司信息披露行为上发现对应的证据。比如,多言寡行的环境信息披露者可能更多采用激进的会计政策,投资欠稳健等。法律执行效率的滞后在转型经济中普遍存在,所以可能会演化出与之对应的其他变通性制度(Djankov等,2003)。在监管成本较低的情境下,信息披露者能够用较低的代价来美化自身形象,从而影响其在经济生活中的竞争优势。因此社会责任信息披露结构的自由裁量权,可能提供了规避法律制度约束的利器,导致社会责任信息的自愿披露制度沦为上市公司进行自我宣传的廉价工具,据此本文提出假设4。

假设4:多言寡行环境信息披露模式的上市公司更有可能涉嫌信息披露违规。

市场监管效率的保障需要依托优质信息供给。在一个完善的法律体系和严格的执法环境中,公司内部人的行为可以得到有效约束,从而在信息披露方面给公司带来正面影响,并最终促进一国金融市场乃至经济的发展(La Porta等,2000、2008)。法制进程依托两大因素,即制度文本的质量(La Porta等,1997、1998;Levine,1999)和贯彻实施的质量(Glaeser等,2001;Djankov等,2003)。一方面,在信息披露监管的立法问题上,中国自证券市场创建以来已取得长足进步(Allen等,2005;许年行和吴世农,2006),对资本市场的规范制度甚至超过西方国家和地区(Tenev等,2002)。另一方面,在信息披露的监管制度落实上,中国证券市场却屡屡出现公司违规事件,究其原因,是政府部门在信息披露监管执法方面存在漏洞(许年行等,2013;Jiang等,2010),致使

上市公司可以低成本地应对潜在法律责任。

在监管制度健全且严格的管制环境下,多言寡行的环境信息披露模式与规则式的监管规定形成直接冲突,且监管机构受制于制度环境的压力,需要对违规者施加行政压力(赵秉志和陈志军,2011)。在这种情境下,企图在正式和定期的环境信息披露文件中通过多言寡行来规避重大事项的动机愈发难以实现,更有可能受市场监管者的惩治。因此,严格的管制环境将促使执法机构强化对多言寡行等违规披露模式的惩治力度。

在宽松的管制环境下,多言寡行的信息诱导行为会通过视觉传达、思维诱导及信息隐匿的方式,弱化监管者和被监管对象的角色冲突,使监管机构放松警惕。在缺乏高强制性监管规则时,管理层讨论与分析部分的语言风格是经理人低成本换取监管者信赖的工具,甚至影响到证券监管方对被监管对象的态度(Hobson,2012)。由于缺乏监管规则约束,执法部门可能出于特殊目的而对违规者进行“重罪轻罚”,从而难以保护公众利益。此时,多言寡行的环境信息披露模式难以得到有力惩治。

综上,这种多言寡行的声誉构建机制减少了企业面临的被监管成本,并使企业和同地域的其他主体(包括监管当局)形成紧密的社会网络。据此本文提出假设5。

假设5:在监管制度健全且严格的管制环境下,采用多言寡行环境信息披露模式的上市公司更容易被监管部门处罚。

### 三 研究设计

#### (一) 主要数据来源

本文研究对象与资源环境关系密切,又需要是进行污染防控的重污染行业。该行业监管部门和企业都要面对环境保护与业绩增长之间的取舍,能够提供富有启发的经验证据。参考环境保护部办公厅《上市公司环保核查行业分类管理名录》,本文将在沪深证券交易所上市的公司涉及重污染的企业合并到8个行业:采掘业、食品饮料业、纺织服装皮毛业、造纸印刷业、石化塑胶业、生物医药业、金属非金属业以及水电煤业。

进一步,本文运用Java技术,抓取2003-2016年公司年报中关于环境战略规划的词频数和环境行为措施的词频数。从样本公司年报“社会责任情况——履行对环境的责任”等板块的信息披露中搜集、筛选并汇总关于企业环境行为的数据。鉴于中文词汇的复杂性,为识别环境信息披露模式需要做两类工作:首先,框定文本检索的词源,以《环境保护法》为基础,系统整理样本期间适用的《环境污染防治法》《自然资源保护法》《生态保护法》《资源循环利用法》《能源与节能减排法》《防灾减灾法》《环境损害责任法》等法律法

规。从其内容中提取企业环境战略信息和环境行动信息词源。其次,创建文本检索的关键词典。基于法条中获取的词表,通过文本分析方法创建检索的主词典。借鉴 Li(2008)与 Loughran 和 McDonald(2011)的思路,在年度报告集中于附注、管理层分析与讨论以及董事会报告的有效位置扫描关键词。虽然本文样本均来自重污染行业,但隶属不同的细分行业。这些细分行业的性质将导致企业披露的环境信息词频存在一定差异。本文以同行业同年度为基本统计单元,对原始词频进行加权处理,构建文本检索的词典,具体见表1。

表1 企业环境信息披露的文本检索词典

企业环境战略信息	企业环境行动信息
<p>环境战略:符合国家和区域环境政策、遵守国家和区域环境保护的总体要求、遵守环境污染排放标准、增产减污、增产不增污、低消耗(低能耗)、“低污染、高循环”</p> <p>可持续发展:资源综合利用政策、资源综合利用规划、环境与经济协调发展原则、可持续发展、环境协调、生产与环境协调发展、经济效益与环境效益的统一</p> <p>环境规划:环境宣传(环境宣教、环保教育、全员环境意识)、环境规划、环境保护技术研究(资源利用技术研究、废弃物综合利用技术研究)</p> <p>环境评估:环境监测、污染源辨识、环保举措、环境预审、环境评估(环境评价)</p>	<p>排污支出:排污费(污染物排放费)、污水排污费、废气排污费(大气污染联防费)、固体废物排污费、危险废物排污费、噪声超标排污费(降噪费)、垃圾集中处理费</p> <p>环保设施支出:环保设备购置、维简费、燃煤锅炉整治费、弃置义务、转产发展基金</p> <p>环保技术支出:清洁生产工艺、“三废”综合利用、清洁生产技术、达标排放、净化处理、环境建设</p> <p>工作环境补偿支出:安全生产费、生产防护费用、劳动保护费</p> <p>恢复性环保支出:环境恢复治理保证金、环境恢复费用、绿化费</p> <p>预防性支出:环境治理费、污染防治费、重点污染源防治费、区域性污染防治费</p> <p>专项环境支出:环境监测费、环境科研费、环境管理费</p>

通过如上两个层面的工作,确定文本检索的两类词频:其一为企业环境战略信息,指为防止环境污染与生态破坏造成的损失和因防治环境污染、控制环境退化、改善环境质量而拟定的规划类信息。根据相关法律法规和同行业同年度的基本单元词频扫描,企业环境战略项目主词典包括环境战略、可持续发展、环境规划以及环境评估。其二为企业环境行动信息。狭义的环境行动信息针对因污染造成的环境损失和防治污染;广义的环境行动信息还包括防止社会损害,主词典包括排污支出、环保设施支出、环保技术支出、工作环境补偿支出、恢复性环保支出、预防性支出以及专项环境支出。

据此,本文完整获取了2003-2016年沪深上市公司年报中关于环境战略规划和环境行为措施的词频数。一方面,在考察多言寡行环境信息披露模式和市场交易者行为

的关系时,分析师跟踪数量、预测分歧度及其预测精度持股数据来自万德(WIND)数据库,上市公司的财务信息、股票收益、分析师评级数据来自国泰安(CSMAR)和锐思(RESET)数据库。在此基础上,本文剔除了分析师姓名、标准化评级及报告公布日缺失的样本,同时剔除在年报披露日以后发布分析师预测的公司样本,并遵循研究惯例,剔除样本期间被ST的上市公司和无法在CSMAR、RESET和WIND数据库完整获取相关变量数据的上市公司。最终本文选取875家公司作为样本,共涵盖8714个年度观测值。另一方面,为研究环境信息披露结构对公司违规和监管查处的影响,以2003-2016年CSMAR违规数据库中的所有记录作为初始样本,剔除违规事件发生概率影响因素和违规查处概率影响因素有缺失的样本,共保留1152个信息披露违规样本进入处理组<sup>①</sup>。本文主回归和稳健性检验使用样本的分布情况见表2。

表2

样本分布

A 栏: 年报附注分析的样本分布表															
重污染行业分类	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	合计
采掘业	15	16	19	21	19	22	28	32	32	36	39	42	43	45	409
食品饮料业	48	51	53	55	55	57	60	62	64	76	82	86	89	90	928
纺织服装皮毛业	47	48	51	56	57	60	65	66	67	75	82	84	83	84	925
造纸印刷业	20	19	19	23	23	26	29	32	32	35	39	39	39	39	414
石化塑胶业	117	122	130	133	124	135	142	155	161	197	231	243	245	246	2381
生物医药业	32	34	38	40	43	45	59	63	66	88	100	96	105	107	916
金属非金属业	85	98	103	109	111	116	125	125	129	154	180	181	184	190	1890
水电煤业	46	50	52	58	60	60	62	62	63	67	67	67	68	69	851
合计	410	438	465	495	492	521	570	597	614	728	820	838	856	870	8714
B 栏: 企业社会责任报告分析的样本分布表															
重污染行业分类	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	合计						
采掘业	13	14	23	22	25	26	29	28	180						
食品饮料业	13	14	16	17	24	29	30	31	174						
纺织服装皮毛业	9	9	10	13	17	18	18	16	110						
造纸印刷业	5	6	9	9	11	13	11	12	76						
石化塑胶业	20	21	33	41	50	54	61	61	341						
生物医药业	9	10	13	15	16	21	22	23	129						
金属非金属业	39	41	46	49	56	59	61	60	411						
水电煤业	22	22	24	26	26	28	31	32	211						
合计	130	137	174	192	225	248	263	263	1632						

① 本文按照如下标准选择无违规行为的公司作为 Bivariate 模型中的对照组: (1) 剔除样本期间因违规被查处的样本; (2) 剔除 2002 年前被证监会处罚过的样本。最终保留 1062 家公司(6920 个样本) 进入对照组。



## (二) 多言寡行环境信息披露模式的识别

本文将环境战略信息的原始词频数( $Env\_Strategy$ )和环境行动信息的原始词频数( $Env\_Action$ )转化为加权词频,经过同行业同年度的中位数调整,得到两类信息披露详细度的相对差异指标,以识别企业环境信息披露的多言和寡行特征。

首先,将原始词频转化为加权词频。由于主词典中的元素具有不同的重要性,对原始词频进行等权重计数有失科学性(Jurafsky 和 Martin 2009)。本文采用术语加权方法,根据其出现频数,为词库元素赋予相应权重,并根据权重修正原始词频(Loughran 和 McDonald 2011)。这种方法不但可以考察每个词汇在语料库中的重要性,还能根据上市公司年报的文档长度调整。用(1)式计算每个环境术语的权重( $w$ ),继而対原始词频进行加权处理。

$$w_{ci} = \begin{cases} \frac{(1 + \log tf_{ci})}{(1 + \log word_i)} \log \frac{N}{df_c}, & \text{若 } tf_{ci} \geq 1 \\ 0 & \text{若 } tf_{ci} < 1 \end{cases} \quad (1)$$

其中, $N$ 为语料库中全部公司年报的数量; $df_c$ 为语料库中含有术语 $c$ 的公司年报数量; $tf_{ci}$ 为公司 $i$ 年报中含有术语 $c$ 的原始词频; $word_i$ 为 $i$ 公司年报的总字数。

其次,对加权词频标准化处理。

采用年报全部文字数量作为标准化基础,分别计算“环境战略加权词频之和”和“环境行动加权词频之和”占年报篇幅的比重。然后,依据同年同行业的披露情况为基准,判断企业在环境信息披露方面是否多言和寡行。具体对环境战略信息构造多言虚拟变量

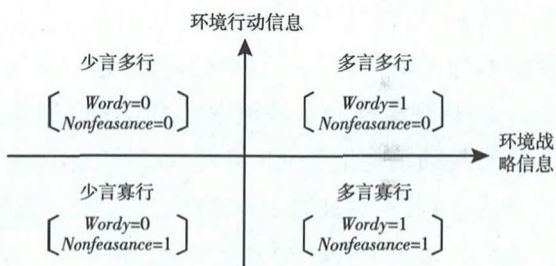


图1 企业环境信息披露结构

( $Wordy$ )。若 $i$ 公司 $t$ 年环境战略信息占年报篇幅的比重高于同年同行业中位数,则表明多言( $Wordy_{it} = 1$ ),而低于中位数则表明少言( $Wordy_{it} = 0$ );同理,对环境行动信息构造寡行虚拟变量( $Nonfeasance$ )。若 $i$ 公司 $t$ 年环境行动信息占年报篇幅的比重高于同年同行业中位数,表明多行( $Nonfeasance_{it} = 0$ ),低于中位数表明寡行( $Nonfeasance_{it} = 1$ )。由此,将言和行统筹考虑<sup>①</sup>构造四象限矩阵(见图1)。

<sup>①</sup> 在稳健性检验中,本文还考虑了环境战略和环境行动信息之间可能存在的时间差异,用跨期方式重新度量了多言寡行,结果依然成立。

### (三) 模型和变量度量

1. 市场交易者行为模型。本文使用分析师跟踪数量 (*Coverage*)<sup>①</sup>、盈余预测分歧度 (*Divergency*)、盈余预测精确度 (*Accuracy*) 3 类指标反映市场交易者行为。

为检验本文假设 1-3 构建回归模型 (2) 式。根据假设 1-3 的推断,多言寡行的环境信息披露模式可能会制约分析师跟踪的积极性(当因变量为 *Coverage* 时  $\alpha_3$  为负),增加分析师预测分歧(当因变量为 *Divergency* 时  $\alpha_3$  为正),降低预测精度(当因变量为 *Accuracy* 时  $\alpha_3$  为负)。

$$\text{AnalystBehavior}_{it} = a_0 + a_1 \text{Wordy}_{i,t-1} + a_2 \text{Nonfeasance}_{i,t-1} + a_3 \text{Wordy}_{i,t-1} \times \text{Nonfeasance}_{i,t-1} + \lambda \text{Controls}_{i,t-1} + \text{Ind} + \text{Year} + \text{Region} + \varepsilon_{i,t-1} \quad (2)$$

其中 *Controls* 为控制变量组成的向量,包含:(1) 公司规模 (*Size*),即公司期初期末平均总资产的自然对数;(2) 资本结构 (*LEV*),即资产负债率;(3) 股价波动率 (*Cret\_volatility*),即 1 年 12 个月份股票收益率的标准差;(4) 基金持股比例 (*Fdholdper*);(5) 公司成长性 (*MTB*),即公司市场价值与账面价值的比;(6) 考虑红利的股票年收益 (*Ret*);(7) 年度股票换手率 (*Turnover*);(8) 未预期盈余 (*ROA\_Adj*),即公司总资产收益率与同行业同年度均值的差异;(9) 公司价值 (*TobinQ*),即托宾 Q 值;(10) 市场化程度 (*Mktscore*),即《中国分省份市场化指数报告》披露的各地区市场化总得分;(11) 预测时长 (*Horizon*),即分析师每股盈余预测发布日期和预测日期之间的时间跨度。

2. 违规概率和查处概率的 Bivariate 模型。公司违规概率并不能直接观测,如果选用常规的单变量 Probit 模型,难以全面反映公司违规环节和违规查处环节这两个相互衔接、但又不可被完全观测的过程,可以观测的查处概率实质是两个环节发生概率的乘积。借鉴 Wang (2013)、Wang 等 (2010) 以及 Firth 等 (2011) 的方法,本文利用部分可观测的 Bivariate Probit 模型,估计公司违规概率和监管部门查处概率。该模型能够运用最终的查处样本倒推公司违规概率。 $Z_i = 1$  表示公司存在违规行为且被监管部门查处,令  $\phi$  表示双变量标准正态分布函数,则  $Z_i$  可以表示为 (3) 式。如果公司发生违规行为,则  $F_i$  为 1,否则为 0。如果公司违规行为被监管部门查处,则  $D_i$  为 1,否则为 0。 $x_{Fi}$  是由一系列能够解释公司违规动机因素构成的行向量。相应地  $x_{Di}$  包含一系列能解释监管部门对上市公司违规行为查处概率的因素。在估计  $F_i$  和  $D_i$  的过程中分别形成扰动项  $u_i$  和  $v_i$ ,两者服从均值为零的正态分布,相关系数为  $\rho$ 。因此 (3)

<sup>①</sup> 为反映环境信息披露对分析师跟踪数量的影响,本文按照分析师预测的起止年度,根据发布预测的年度来统计证券分析师跟踪数量,而没有根据预测的目标年度来统计。

式的对数似然函数可表示为(4)式,该式可用最大似然估计法估计。

$$\begin{aligned}
 P(Z_i = 1) &= P(F_i D_i = 1) = \phi(x_{Fi} \beta \ x_{Di} \gamma \ \rho) \\
 P(Z_i = 0) &= P(F_i D_i = 0) = 1 - \phi(x_{Fi} \beta \ x_{Di} \gamma \ \rho) \\
 L(\beta \ \gamma \ \rho) &= \sum_{Z_i=1}^M \log P(Z_i = 1) + \sum_{Z_i=0}^M \log P(Z_i = 0) \\
 &= \sum_{Z_i=1}^M \log [\phi(x_{Fi} \beta \ x_{Di} \gamma \ \rho)] - (1 - Z_i) \phi(x_{Fi} \beta \ x_{Di} \gamma \ \rho) \quad (4)
 \end{aligned}$$

其中  $\beta$  和  $\gamma$  分别为  $x_{Fi}$  和  $x_{Di}$  回归系数的列向量。下面分别识别影响公司违规行为的因素和影响监管部门执法行为的因素,并将其作为 Bivariate 部分可观测模型的控制变量。一方面,财务状况和公司治理质量都会影响公司违规的动机(Chen 等 2010; Wang 2013; Jiang 等 2013),因此控制公司规模(Size)、上市年龄(Listage)、资本结构

表 3 主要变量名称、含义及计算方法

变量名	变量解释
因变量 市场 交易者 行为	<i>Coverage</i> 分析师跟踪数量,以财务报告披露至当年末发布预测信息的证券分析师人数(团队数)加1,再取自然对数。
	<i>Divergency</i> 分析师预测分歧度,表示分析师意见之间的不一致,用分析师对每股盈余预测的标准差表示。
	<i>Accuracy</i> 分析师预测的精确度,表示分析师预测与真实每股盈余的相近程度,用(分析师每股盈余预测值-公司每股盈余实际值)/预测终止日收盘价表示。
	<i>Star</i> 分析师声誉,如果署名预测报告的前3位分析师之一在当年及以前入选过《新财富》分析师排行榜,则认定其为明星分析师,Star取值为1;否则取值为0。
市场监管 者行为	$P(F = 1)$ 上市公司违规的概率。
	$P(D = 1   F = 1)$ 上市公司违规且被证监会以及沪深两大交易所查处的概率。
自变量	<i>Env_Strategy</i> 环境战略信息,基于环境战略、可持续发展、环境规划以及环境评估4类环境术语,通过加权调整得到的加权词频。
	<i>Env_Action</i> 环境行动信息,包括排污支出、环保设施支出、环保技术支出、工作环境补偿支出、恢复性环保支出、预防性支出以及专项环境支出7类环境术语,通过加权调整得到的加权词频。
	<i>Wordy</i> 多言虚拟变量,如果公司环境战略信息占年报篇幅的比重高于同年度同行业中位数,则取1,否则取0。
	<i>Nonfeasance</i> 寡行虚拟变量,如果公司环境行动信息占年报篇幅的比重低于同年度同行业中位数,则取1,否则取0。

(*LEV*)、避亏动机(*Avloss*)、增发配股动机(*Refinance*)、高管两职合一的虚拟变量(*Dual*)、独立董事比例(*Indir*)、独立董事和上市公司管理总部所在地同城的虚拟变量(*Samcity*)、第一大股东持股比例(*Shareholder\_Top1*)。另一方面,从影响监管部门执法动机的因素看,监管对象的行业特征、经营业绩、股票价格异常波动等因素,都容易引发监管者的检查。根据 Wang 等(2010)与张宗新和朱伟骅(2007)的研究,本文使用行业均值调整后的总资产收益率(*ROA\_Adj*)来识别上市公司未预期盈余;使用 1 年 12 个月份股票收益率的标准差(*Cret\_volatility*)度量股价变动幅度;使用年度流通股换手率(*Turnover*)度量证券交易的频率;采用同行业同年度受查处的公司总市值(*Ind\_litigation*)度量行业监管力度。此外,本文还控制了公司注册地的国内生产总值(*Ln\_gdp*),以排除各地经济发展的差异。主要变量名称、含义及计算方法见表 3。

## 四 经验分析

### (一) 多言寡行的环境信息披露模式与市场交易者行为

表 4 聚焦于环境信息结构的异质性,按 4 种披露模式对全样本分组。结果显示,多言寡行特征的公司吸引了更少的分析师跟踪数量(*Coverage*),且分析师对这类公司的预测精确度(*Accuracy*)明显低于其他组别。此外,相比明星分析师,环境信息披露上的言行差异,主要制约了非明星分析师的盈余预测准确度。

表 4 交易者行为模型的描述性统计

变量	多言寡行		多言多行		少言寡行		少言多行	
	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数
<i>Coverage</i>	2.784	2.639	3.130	3.219	2.784	2.708	3.015	2.944
<i>Divergency</i>	0.281	0.211	0.253	0.180	0.222	0.166	0.276	0.191
<i>Accuracy</i>	0.035	0.019	0.045	0.027	0.042	0.022	0.038	0.022
<i>Accuracy_Star</i>	0.038	0.020	0.046	0.027	0.044	0.023	0.041	0.024
<i>Accuracy_Nstar</i>	0.031	0.019	0.044	0.021	0.040	0.026	0.034	0.021
样本量	1775	1775	3347	3347	2130	2130	1461	1461

表 5 第(1)列报告了基于预测年度的分析师跟踪数量(*Coverage<sub>t</sub>*)估计结果,多言和寡行交叉项的回归系数为 -0.010,在 5% 的水平上显著为负,说明证券分析师在选择预测对象时,更多地回避了多言寡行企业。由第(2)列可知,多言寡行的环境信息披露模式可能带来更大的预测分歧。第(3)列基于全样本的回归表明,分析师预测精

表 5 多言寡行的环境信息披露模式与分析师行为

变量	$Coverage_t$		$Accuracy_t$		
	(1)	(2)	全样本	Star	NStar
$Wordy_{t-1}$	0.096 <sup>*</sup> (1.87)	-0.002 (-1.56)	0.003 <sup>*</sup> (1.75)	0.002 (1.42)	0.003 <sup>*</sup> (1.94)
$Nonfeasance_{t-1}$	-0.032 <sup>***</sup> (-2.54)	0.001 <sup>***</sup> (2.67)	-0.006 <sup>*</sup> (-1.77)	-0.002 (-1.51)	-0.006 <sup>*</sup> (-1.82)
$Wordy_{t-1} \times Nonfeasance_{t-1}$	-0.010 <sup>**</sup> (-2.15)	0.001 <sup>*</sup> (1.76)	-0.002 <sup>**</sup> (-2.07)	-0.001 (-1.13)	-0.001 <sup>**</sup> (-2.35)
$Size_{t-1}$	0.426 <sup>***</sup> (11.1)	-0.000 (-0.18)	-0.000 (-0.25)	-0.005 <sup>**</sup> (-2.30)	-0.000 (-0.26)
$LEV_{t-1}$	-0.433 <sup>***</sup> (-2.70)	0.000 (0.065)	-0.002 (-0.23)	0.011 (1.06)	-0.006 (-0.66)
$Cret\_volatility_{t-1}$	-0.662 (-1.47)	0.051 <sup>***</sup> (4.26)	0.042 (1.53)	0.033 (0.89)	0.031 (1.09)
$Fdholdper_{t-1}$	5.405 <sup>***</sup> (15.50)	0.010 <sup>*</sup> (1.69)	0.026 (1.48)	-0.015 (-0.73)	0.025 (1.43)
$MTB_{t-1}$	-0.088 <sup>***</sup> (-2.67)	0.006 <sup>***</sup> (4.12)	0.015 <sup>***</sup> (4.52)	0.017 <sup>***</sup> (3.96)	0.016 <sup>***</sup> (4.41)
$Ret_{t-1}$	-0.092 <sup>***</sup> (-3.33)	-0.004 <sup>***</sup> (-7.33)	-0.007 <sup>***</sup> (-5.43)	-0.009 <sup>***</sup> (-4.63)	-0.007 <sup>***</sup> (-5.08)
$Turnover_{t-1}$	0.096 <sup>**</sup> (2.28)	0.004 <sup>***</sup> (4.30)	0.007 <sup>***</sup> (4.15)	0.010 <sup>***</sup> (4.36)	0.007 (1.01)
$ROA\_Adj_{t-1}$	4.250 <sup>***</sup> (10.90)	-0.041 <sup>***</sup> (-2.62)	-0.467 <sup>***</sup> (-8.53)	-0.348 <sup>***</sup> (-5.12)	-0.454 <sup>**</sup> (-2.56)
$TobinQ_{t-1}$	0.037 <sup>*</sup> (1.82)	-0.000 (-0.83)	0.007 <sup>***</sup> (5.65)	0.006 <sup>***</sup> (4.20)	0.003 <sup>**</sup> (2.42)
$Mktscore_{t-1}$	-0.000 (-0.061)	0.000 (1.10)	0.000 (0.10)	0.001 (1.63)	-0.000 (-0.61)
$Horizon_{t-1}$	0.042 (0.51)	0.003 <sup>*</sup> (1.73)	0.004 (1.06)	0.005 (0.99)	0.005 (1.20)
常数项	-9.361 <sup>***</sup> (-16.2)	-0.064 <sup>***</sup> (-4.96)	-0.098 <sup>***</sup> (-2.97)	-0.095 <sup>*</sup> (-1.92)	-0.101 <sup>***</sup> (-2.67)
样本量	8714	8714	8714	4335	8553
调整后的 R <sup>2</sup>	0.565	0.294	0.347	0.302	0.347

说明: 括号内的值为 t 值, \*、\*\*和\*\*\*分别代表估计系数在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。回归中按照公司股票代码进行了公司层面的聚类处理, 并利用 Robust 选项控制了异方差问题。所有估计均控制了行业、年份和地区固定效应。表 7 同。

度指标与多言寡行的环境信息披露模式之间存在显著的负相关关系,说明多言寡行的环境信息披露模式在总体上制约了分析师预测每股盈余和实际每股盈余之间的契合程度。第(4)和(5)列基于不同声誉分析师的子样本回归发现,环境信息披露指标的回归系数方向和显著性有明显差别。多言寡行不会影响高声誉分析师的预测精度,但却降低了低声誉分析师的预测精度。由此得证假设1-3。

(二) 多言寡行的环境信息披露模式与市场监管者行为

表6以信息披露违规样本为处理组,以无信息披露违规样本为对照组,着重展示二者的特征差异。从影响公司违规概率的变量看,被查处信息披露违规公司和对照组很多指标存在显著差异。相比无信息披露违规组,信息披露违规组的公司规模、第一大股东持股比例、独董和公司同城的概率更低,而资产负债率、避亏动机和两职合一的概率更高。从影响公司违规查处概率的变量看,违规公司经行业均值调整后的资产负债率更低、所在行业的监管力度更强、股票交易的活跃度更高且收益波动性更大。

表6 公司特征的分组描述性统计

	信息披露违规组			无信息披露违规组			t 检验	Wilcoxon Z 检验
	均值	中位数	样本量	均值	中位数	样本量		
影响公司违规发生概率的变量								
<i>Size</i>	22.311	20.109	813	22.874	21.175	5337	-8.232***	-9.992***
<i>Listage</i>	6.676	7.000	813	6.721	7.000	5337	-1.102	-1.001
<i>LEV</i>	0.525	0.519	813	0.478	0.450	5337	6.239***	7.230***
<i>Avloss</i>	0.178	0.000	813	0.151	0.000	5337	6.031***	6.201***
<i>Refinance</i>	0.068	0.000	813	0.076	0.000	5337	-3.321***	-3.387***
<i>Dual</i>	0.167	0.000	813	0.152	0.000	5337	4.002***	4.230***
<i>Indir</i>	0.336	0.330	813	0.340	0.332	5337	-1.225	-1.321
<i>Samecity</i>	0.415	0.000	813	0.436	0.000	5337	-1.855*	-1.721*
<i>Shareholder_Top1</i>	35.237	31.579	813	40.110	40.321	5337	-9.891***	-10.098***
影响公司违规查处概率的变量								
<i>Ln_gdp</i>	9.536	9.711	813	9.364	9.551	5337	1.227	1.116
<i>ROA_Adj</i>	-0.001	-0.005	813	0.000	-0.002	5337	-2.391**	-2.099**
<i>Ind_litigation</i>	27.540	27.911	813	25.260	26.222	5337	5.501***	6.998***
<i>Turnover</i>	21.425	21.790	813	20.633	20.582	5337	7.115***	7.215***
<i>Cret_volatility</i>	0.151	0.121	813	0.133	0.109	5337	4.940***	4.092***

利用 Bivariate Probit 模型,本文拟合了多言寡行对公司违规发生和查处概率的影响(见表7)。因变量共两类: $P(F=1)$ 是违规行为发生的概率, $P(D=1|F=1)$ 是违规

行为被查处的概率。第(1)和(2)列报告的是全样本回归结果,影响上市公司违规概率和监管部门查处概率的交叉项( $Wordy \times Nonfeasance$ )系数均显著为正。

环境信息披露模式和监管机构反应模式间的关系并不单一,不同监管环境下,企业披露的环境信息对资本市场参与各方产生不同影响。2010年9月14日环境保护部出台《上市公司环境信息披露指南(征求意见稿)》(以下简称《指南》),进一步强化对企业公开环境信息的具体要求,将环境事件纳入上市公司环境信息披露范围。同时,为规范上市公司环境信息披露行为,《指南》附录列示了上市公司年度环境报告编写参考提纲。为更明确体现2010年环境信息披露规则变化带来的干净效应,本文将假设4和5的检验样本设定为2003–2013年,排除2014年之后密集出台的环境政策。

表7第(3)和(4)列报告了环境信息披露指南实施前的回归结果,交叉项的系数方向和全样本模型方向一致,但仅在第(3)列显著,说明监管强化前的多言寡行难以被执法机构施加惩处;第(5)和(6)列报告的是环境信息披露指南实施后的回归结果,无论是在第(5)列的违规概率模型中,还是在第(6)列的查处概率模型中,交叉项的系数方向和全样本模型均一致。进一步的跨模型系数卡方检验显示,披露监管强化后的

表7 多言寡行的环境信息披露模式与市场监管者行为

变量	全样本		披露监管强化之前		披露监管强化之后	
	$P(F=1)$	$P(D=1 F=1)$	$P(F=1)$	$P(D=1 F=1)$	$P(F=1)$	$P(D=1 F=1)$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Wordy_{t-1}$	0.167 <sup>***</sup> (2.22)	-0.172 <sup>*</sup> (-1.93)	0.251 <sup>***</sup> (2.58)	-0.105 <sup>*</sup> (-1.95)	0.308 (0.96)	-0.146 (-1.37)
$Nonfeasance_{t-1}$	-0.071 (-1.55)	0.070 (1.52)	-0.026 (-1.29)	0.145 (1.00)	-0.110 <sup>***</sup> (-3.72)	0.064 (1.27)
$Wordy_{t-1} \times Nonfeasance_{t-1}$	0.086 <sup>***</sup> (3.98)	0.114 <sup>*</sup> (1.79)	0.053 <sup>**</sup> (2.24)	0.083 (1.32)	0.140 <sup>***</sup> (4.36)	0.158 <sup>**</sup> (2.38)
常数项	-8.656 <sup>***</sup> (-4.53)	6.262 <sup>***</sup> (4.78)	2.120 (1.05)	8.284 <sup>***</sup> (3.51)	-4.355 <sup>***</sup> (-3.67)	2.150 (3.23)
对数似然值	-1765.789		-1307.756		-417.290	
卡方统计量	183.23		56.10		101.23	
样本量	6150		3391		2759	
子样本系数差异检验	(3) VS (5)		$\text{Chi}^2(1) = 5.32$		$\text{Prob} > \text{Chi}^2 = 0.025$	
$Wordy_{t-1} \times Nonfeasance_{t-1}$	(4) VS (6)		$\text{Chi}^2(1) = 6.01$		$\text{Prob} > \text{Chi}^2 = 0.015$	

说明:所有估计均包含控制变量,下表同。

交叉项在第二阶段更具显著性,说明严格的环境信息披露监管措施对多言寡行的行为施加了更严厉的惩处,从而验证了本文假设4和5。

### (三) 稳健性检验

为确保结论的可靠性,本文做如下稳健性检验<sup>①</sup>:

第一,为更全面反映企业的真实环境信息披露情况,本文对企业单独披露了社会责任报告的数据进行补充分析。以2008-2015年为样本期,手工搜集上市公司的独立社会责任报告。信息主要源自沪深交易所官方网站和中国企业社会责任网,并以此为基础数据进行稳健性测试,回归结果仍支持本文主回归的基本结论。

第二,采用倾向得分匹配(propensity score matching)方法,以环境信息总词频为分界点,将多言寡行作为处理组,为之匹配基本特征相似的多言多行和少言寡行作为对照组,重新拟合主要模型,进一步排除影响模型有效性的潜在因素。采用最近邻1:1匹配,为每个样本的上述特征综合评分,处理后得到处理组和对照组样本共计3326个。以匹配后的样本为基础,进行第二阶段的回归检验,结果显示,本文前述假设的结论依旧稳健成立。

第三,针对主模型中可能存在的自选择问题,本文采用Heckman二阶段回归方法,设计检验主回归模型的稳健性。第一阶段纳入上1期同行业其他公司多言寡行的平均程度( $OtherFirm\_SameInd$ )作为排除性约束(exclusion restrictions),并且控制主模型的全部控制变量。Heckman第二阶段将第一阶段得到的多言寡行预测值代入模型,控制自选择问题后,结果仍然不变。

第四,考虑到环境战略信息和环境行动信息可能存在一定的时间差,即环境行动信息会略滞后于战略信息,本文运用当期环境行动信息特征( $Nonfeasance_t$ )和上一期环境战略信息特征( $Wordy_{t-1}$ )重新刻画企业环境信息披露的多言寡行模式,交叉项( $Wordy_{t-1} \times Nonfeasance_t$ )的回归系数和显著性均未发生变化,再次支持本文结论。

第五,本文根据不同环境污染程度的区域分组,探究地区污染程度的差异是否会引发信息使用者对多言寡行模式的不同反应。利用中国省域PM<sub>2.5</sub>浓度数据对样本重新分组。由于2016年5-12月部分监测站点的空气质量数据缺失,本文将样本区间设定为2003-2015年。估计结果显示,由于社会与监管部门的共同关注,高雾霾组企业多言寡行的环境披露模式更容易受到执法机构的处罚。

<sup>①</sup> 限于篇幅,未报告稳健性检验的回归结果,备索。



## 五 进一步分析

### (一) 影响机制研究

在谋求盈利分红、提高经理人市场上个人声誉的过程中,上市公司主要高管常存有隐藏负面消息的动机。这种动机将影响信息披露的内容选择,进而影响对外披露的环境战略与行为信息是否存在“差距”。从信息传递理论看,企业环境责任信息披露方面的言行不一,降低了社会责任履行信息的传输效率,同时也喻示着定期报告中存在虚假成分,因此环境披露中多言寡行的程度越大,公司隐藏坏消息和股价崩盘信息的概率越高。多言寡行的环境信息披露模式增加了投资者了解企业真实社会责任情况的难度。若企业披露了过多的战略规划,那么投资者将认为企业未来现金流充裕,易形成预期泡沫。

本文借鉴 Kim 等(2011a、b)与 Hutton 等(2009)的方法构造 3 类变量:1-12 月以考虑现金红利再投资的周市场回报率计算的负收益偏态系数(*Ncskev*)、1-12 月以考虑现金红利再投资的周市场回报率计算的收益上下波动比(*Duvol*)、1 个会计年度中周收益率低于全年平均周收益率 3.2 个标准差的虚拟变量(*Crash\_dum*),并利用(5)式来检验多言寡行信息披露模式和信息效率损失的关系(见表 8)。其中,因变量为上述 3 类变量的统称,即股价崩盘风险(*CrashRisk*):

$$CrashRisk_{it} = \eta_0 + \eta_1 Wordy_{i,t-1} + \eta_2 Nonfeasance_{i,t-1} + \eta_3 Wordy_{i,t-1} \times Nonfeasance_{i,t-1} + \theta Controls_{i,t-1} + Ind + Year + Region + \varepsilon_{i,t-1} \quad (5)$$

表 8 多言寡行的环境信息披露模式和  
信息传递效率

变量	<i>Ncskev<sub>t</sub></i>	<i>Duvol<sub>t</sub></i>	<i>Crash_dum<sub>t</sub></i>
<i>Wordy<sub>t-1</sub></i>	-0.116*** (-2.96)	-0.073*** (-2.74)	-0.210*** (-2.60)
<i>Nonfeasance<sub>t-1</sub></i>	0.028 (0.60)	0.018 (0.54)	0.053* (1.70)
<i>Wordy<sub>t-1</sub> × Nonfeasance<sub>t-1</sub></i>	0.012** (2.33)	0.006** (2.40)	0.071* (1.81)
样本量	8714	8714	8714
调整后的 R <sup>2</sup>	0.12	0.20	0.31

从表 8 可以看出,*Wordy<sub>t-1</sub> × Nonfeasance<sub>t-1</sub>*的系数显著为正,说明多言寡行的环境信息披露模式显著提高了下一年度的股价崩盘风险,制约了信息传递效率。这可能是其遭到市场交易者摒弃、并受到执法机构严厉监管的重要原因。

(二) 多言寡行企业主要决策者是否更擅长自我包装

多言寡行企业在环境信息披露

上有所夸大,也与公司决策层的价值观密不可分。本文通过多言寡行企业的 CEO 是否更注重对自己的包装来进行考察。借鉴 Custódio 等(2013)、Hamori 和 Koyuncu(2015)以及 Kaplan 和 Sorensen(2017)的方法,设置因变量为  $t$  年  $i$  企业主要决策者(CEO 和董事长)的简历特征( $CVFeature_{it}$ ),分别用两位主要高管简历字数的自然对数值( $CVLength_{it}$ )和获奖数量的自然对数值( $CVHonor_{it}$ )度量。检验模型如下:

$$CVFeatures_{it} = \pi_0 + \pi_1 Wordy_{i,t-1} + \pi_2 Nonfeasance_{i,t-1} + \pi_3 Wordy_{i,t-1} \times Nonfeasance_{i,t-1} + \delta Controls_{i,t-1} + Ind + Year + Region + \varepsilon_{i,t-1} \quad (6)$$

表 9 多言寡行企业主要决策者的自我包装意识

变量	CEO 简历		董事长简历	
	$CVLength_{it}$	$CVHonor_{it}$	$CVLength_{it}$	$CVHonor_{it}$
$Wordy_{i,t-1}$	0.102** (2.24)	0.109** (2.04)	0.093** (2.11)	0.129* (1.74)
$Nonfeasance_{i,t-1}$	-0.032 (-1.56)	-0.008** (-2.21)	-0.037 (-0.94)	-0.014* (-1.93)
$Wordy_{i,t-1} \times Nonfeasance_{i,t-1}$	0.015* (1.90)	0.005** (2.53)	0.018 (1.55)	0.010* (1.77)
样本量	8020	8020	7980	7980
调整后的 R <sup>2</sup>	0.174	0.187	0.154	0.165

由表 9 可知,交叉项系数基本显著为正(除倒数第 2 列),说明多言寡行企业的主要决策者对自己简历撰写更详尽、列出奖项更丰富,体现出更强烈的自我包装意愿。可见,多言寡行的环境信息披露模式和高管自身风格也有密切联系。

## 六 结论与政策建议

本文运用手工搜集的 2003-2016 年度中国沪深重污染行业上市公司环境信息词频数,作为环境信息披露详细程度的表征变量,考察了环境信息的构成模式对市场交易者和监管者行为的影响。结果表明,环境信息披露结构失序破坏了信息传递效率,进而制约了市场交易者和监管者的判断。首先,针对多言寡行企业发布预测报告的证券分析师少、盈余预测分歧度大,且降低了低声誉分析师的预测精度。其次,尽管多言

寡行企业的信息披露违规概率较高,但此类企业受到监管机构处罚的概率在 2003—2009 年监管强化前较低,到监管强化后才得以提高。本文主要结论的作用机制体现在两个方面:一方面,环境战略和行动信息差异越大的公司,封锁坏消息概率越高,发生股价崩盘概率越大;另一方面,此类公司的高层管理团队本身也偏好较强的自我包装。

本研究为执法机构规范中国上市公司环境信息披露,提供了一定的理论依据和经验证据,同时为市场参与者合理运用环境信息提供了一定的参考和建议。从市场交易者来看,环境信息中包含的细项众多,具有较强的专业复杂性。因此,交易者在解读上市公司环境信息时需具备完备的经验才能甄别企业多言寡行的环境披露实质。因此要谨慎评估企业的言行一致程度,以保护自身权益。从证券监管机构来看,一要建立健全环境战略信息和环境行动信息的披露规范,在公司报表附注中为环境战略和环境行动信息划定相对固定的披露区域,指导上市公司按照门类对环境信息有序披露;二要不断强化对环境战略和环境行动信息披露失衡现象的监管力度,建立严格的信息披露惩罚机制,对环境战略披露多而环境行为披露少的公司进行重点规范,从而维护资本市场的良性发展;三要积极引入环境信息的第三方评估机制,大力发展适应国情的环境咨询机构,使公司披露的环境信息得到专业机构的认证,从而提高此类信息对报告使用者的指导价值。

#### 参考文献:

胡奕明、金洪飞(2006):《证券分析师关注自己的声誉吗》,《世界经济》第2期。

胡奕明、林文雄、王玮璐(2003):《证券分析师的信息来源、关注域与分析工具》,《金融研究》第12期。

廖明情(2013):《分析师收入预测报告的动力和后果——基于信号理论和声誉理论的分析》,《中国会计评论》第2期。

沈洪涛、李余晓璐(2010):《我国重污染行业上市公司环境信息披露现状分析》,《证券市场导报》第6期。

唐国平、李龙会(2011):《环境信息披露、投资者信心与公司价值——来自湖北省上市公司的经验证据》,《中南财经政法大学学报》第6期。

王霞、徐晓东、王宸(2013):《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》,《南开管理评论》第2期。

王跃堂、孙铮、陈世敏(2001):《会计改革与会计信息质量——来自中国证券市场的经验证据》,《会计研究》第7期。

吴东辉、薛祖云(2005):《对中国A股市场上财务分析师盈利预测的实证分析》,《中国会计与财务研究》第1期。

谢德仁、林乐(2019):《管理层语调能预示公司未来业绩吗?——基于我国上市公司年度业绩说明会的文本

分析》,《会计研究》第2期。

许年行、江轩宇、伊志宏、袁清波(2013):《政治关联影响投资者法律保护的执法效率吗》,《经济学(季刊)》第2期。

许年行、吴世农(2006):《我国中小投资者法律保护影响股权集中度的变化吗》,《经济学(季刊)》第3期。

伊志宏、江轩宇(2013):《明星 VS 非明星:分析师评级调整与信息属性》,《经济理论与经济管理》第10期。

张宗新、朱伟骅(2007):《证券监管、执法效率与投资者保护——基于国际经验的一种实证分析》,《财贸经济》第11期。

Allen, F.; Qian, J. and Qian, M. “Law, Finance, and Economic Growth in China.” *Journal of Financial Economics*, 2005, 77 (1), pp. 57–116.

Audi, R.; Loughran, T. and McDonald, B. “Trust, but Verify: MD&A Language and the Role of Trust in Corporate Culture.” *Journal of Business Ethics*, 2016, 139 (3), pp. 1–11.

Barber, B. M. and Odean, T. “All That Glitters: The Effect of Attention and News on Buying Behavior of Individual and Institutional Investors.” *Review of Financial Studies*, 2008, 21 (2), pp. 785–818.

Campbell, D. A. “Longitudinal and Cross-Sectional Analysis of Environmental Disclosure in UK Companies—A Research Note.” *British Accounting Review*, 2004, 36 (1), pp. 107–117.

Chen, G.; Firth, M.; Gao, D. N. and Rui, O. M. “Ownership Structure, Corporate Governance, and Fraud: Evidence from China.” *Journal of Corporate Finance*, 2010, 12 (3), pp. 424–445.

Custódio, C.; Ferreira, M. A. and Matos, P. “Generalists Versus Specialists: Lifetime Work Experience and Chief Executive Officer Pay.” *Journal of Financial Economics*, 2013, 108 (2), pp. 471–492.

Dan, G. and Dan, P. “Timeliness of Annual Earnings Announcements: Some Empirical Evidence.” *The Accounting Review*, 1982, 57 (3), pp. 486–508.

Djankov, S.; La Porta, R.; Lopez-de-Silanes, F. and Shleifer, A. “Courts.” *Quarterly Journal of Economics*, 2003, 118 (2), pp. 453–516.

Firth, M.; Rui, O. M. and Wu, W. “The Effects of Political Connections and State Ownership on Corporate Litigation in China.” *Journal of Law and Economics*, 2011, 54 (3), pp. 573–607.

Glaeser, E.; Johnson, S. and Shleifer, A. “Coase versus the Coasians.” *Quarterly Journal of Economics*, 2001, 116 (3), pp. 853–899.

Hamori, M. and Koyuncu, B. “Experience Matters? The Impact of Prior CEO Experience on Firm Performance.” *Human Resource Management*, 2015, 54 (1), pp. 23–44.

Hobson, J. L.; Mayew, W. J. and Venkatachalam, M. “Analyzing Speech to Detect Financial Misreporting.” *Journal of Accounting Research*, 2012, 50 (2), pp. 349–392.

Hodder, L.; Hopkins, P. E. and Wood, D. A. “The Effects of Financial Statement and Informational Complexity on Analysts’ Cash Flow Forecasts.” *The Accounting Review*, 2008, 83 (4), pp. 916–956.

Hutton, A. P.; Marcus, A. J. and Tehraniyan, H. “Opaque Financial Reports, R<sup>2</sup>, and Crash Risk.” *Journal of Financial Economics*, 2009, 94 (1), pp. 67–86.

Iii, H. and Kare, D. D. “Relationship between Annual Report Readability and Corporate Financial Performance.”

*Management Research News* ,1992 ,15 ,pp. 1-4.

Jiang ,G. H. ; Lee ,C. M. and Yue ,H. “Tunneling through Intercorporate Loans: The China Experience. ” *Journal of Financial Economics* ,2010 ,98 ( 1 ) ,pp. 1-20.

Jiang ,X. Y. ; Xu ,N. H. ; Xu ,L. C. and Yuan ,Q. B. “Does Political Connection Help Firms Evade Fraud Detection? Evidence from China. ”Renmin University of China working paper ,2013.

Jurafsky ,D. and Martin ,J. H. *Speech and Language Processing*. Harlow: Prentice Hall ,2009.

Kaplan ,S. N. and Sorensen ,M. “Are CEOs Different? Characteristics of Top Managers. ” *NBER Working Papers* ,2017.

Kim ,K. and Schroeder ,D. A. “Analysts’ Use of Managerial Bonus Incentives in Forecasting Earnings. ” *Journal of Accounting and Economics* ,1990 ,13 ( 1 ) ,pp. 3-23.

Kim ,J. B. ; Li ,Y. and Zhang ,L. “Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk: Firm-Level Analysis. ” *Journal of Financial Economics* ,2011a ,100 ( 3 ) ,pp. 639-662.

Kim ,J. B. ; Li ,Y. and Zhang ,L. “CFOs versus CEOs: Equity Incentives and Crashes. ” *Journal of Financial Economics* ,2011b ,101 ( 3 ) ,pp. 713-730.

Kimbrough ,M. D. and Wang ,I. Y. “Are Seemingly Self-Serving Attributions in Earnings Press Releases Plausible? Empirical Evidence. ” *The Accounting Review* ,2014 ,89( 2 ) ,pp. 635-667.

La Porta ,R. ; Lopez-de-Silanes ,F. and Shleifer ,A. “The Economic Consequences of Legal Origins. ” *Journal of Economic Literature* ,2008 ,46 ( 2 ) ,pp. 285-332.

La Porta ,R. ; Lopez-de-Silanes ,F. ; Shleifer ,A. and Vishny ,R. W. “Legal Determinants of External Finance. ” *Journal of Finance* ,1997 ,52 ( 3 ) ,pp. 1131-1150.

La Porta ,R. ; Lopez-de-Silanes ,F. ; Shleifer ,A. and Vishny ,R. W. “Law and Finance. ” *Journal of Political Economy* ,1998 ,106 ( 6 ) ,pp. 26-68.

La Porta ,R. ; Lopez-de-Silanes ,F. ; Shleifer ,A. and Vishny ,R. W. “Investor Protection and Corporate Governance. ” *Journal of Financial Economics* ,2000 ,58 ( 1 ) ,pp. 3-27.

Levine. R. “Law ,Finance and Economic Growth. ” *Journal of Financial Intermediation* ,1999 ,8 ( 1 ) ,pp. 8-35.

Li ,F. “Annual Report Readability , Current Earnings , and Earnings Persistence. ” *Journal of Accounting & Economics* ,2008 ,45( 2-3 ) ,pp. 221-247.

Loughran ,T. and McDonald ,B. “When Is a Liability Not a Liability? Textual Analysis , Dictionaries , and 10 - Ks. ” *Journal of Finance* ,2011 ,66( 1 ) ,pp. 35-65.

Loughran ,T. and McDonald ,B. “Textual Analysis in Accounting and Finance: A Survey. ” *Journal of Accounting Research* ,2016 ,54( 4 ) ,pp. 1187-1231.

Mine ,E. ; Jin ,L. ; Qiu ,J. and Chi ,W. “Annual Report Readability , Tone Ambiguity , and the Cost of Borrowing. ” *Journal of Financial & Quantitative Analysis* ,2016 ,52( 2 ) ,pp. 811-836.

Sharfman ,M. P. and Fernando ,C. S. “Environmental Risk Management and the Cost of Capital. ” *Strategic Management Journal* ,2008 ,29 ( 6 ) ,pp. 569-592.

Stickel ,S. “Reputation and Performance among Security Analysts. ” *The Journal of Finance* ,1992 ,47 ( 5 ) ,

pp. 1811–1836.

Tenev, S.; Zhang, C. and Bafort, L. *Corporate Governance and Enterprise Reform in China*. Washington, DC: The World Bank, International Finance Corporation, 2002.

Tse, S. and Tucker, J. “Within-Industry Timing of Earnings Warnings: Do Managers Herd?” *Review of Accounting Studies*, 2010, 15 (4), pp. 879–914.

Wang, T. Y. “Corporate Securities Fraud: Insights from a New Empirical Framework.” *Journal of Law, Economics, and Organization*, 2013, 29 (3), pp. 535–568.

Wang, T. Y.; Winton, A. and Yu, X. “Corporate Fraud and Business Conditions: Evidence from IPOs.” *The Journal of Finance*, 2010, 65 (6), pp. 2255–2292.

Zhang, X. F. “Information Uncertainty and Stock Returns.” *The Journal of Finance*, 2006, 61 (1), pp. 105–137.

## Will Cheap Talk on Environmental Responsibility Get Punished?

Li Zhe

**Abstract:** This paper investigates whether “cheap talk” regarding environmental information ( mismatches between environmental strategy and action) will impact the behaviour responses of market traders and regulators, using A-share listed firms from the Chinese heavy polluting industry in the period between 2003 and 2016 as the sample. Two major conclusions are drawn: (i) the larger the mismatch between environmental strategy and action, the less analysts cover the firm. What’s more, “cheap talk” does harm the precision of non-star analysts’ forecasts, but it has no impact on forecasts performed by star analysts. (ii) We find strong evidence that “cheap talk” firms are more likely to commit fraud and, on the other hand, we observe that this is more likely to be detected, especially in a better regulatory environment. An additional analysis indicates that firms playing with “cheap talk” on environmental responsibility on average delay the release of bad news to investors. We also find that “cheap talk” on environmental responsibility is positively associated with the self-awareness of senior management. This, in turn, restricts the judgment of market traders and regulators.

**Key words:** structure of environmental information disclosure, asset pricing efficiency, market traders, market regulators

**JEL codes:** D46, G17, Q51

(截稿: 2018年6月 责任编辑: 吴海英)