

制度压力、高管特征与公司环境信息披露*

肖 华, 张国清*, 李建发

(厦门大学会计发展研究中心 / 管理学院会计系, 福建 厦门 361005)

内容提要:本文基于制度理论分析强制性、规范性和模仿性同形制度压力对公司环境信息披露的影响以及高管特征对这种影响所发挥的调节作用。本文以 A 股公司为样本, 恰当地量化三种制度压力和公司环境信息披露行为。经验证据表明, 强制性、模仿性同形制度压力都显著正向影响公司环境信息披露的概率和水平, 规范性同形制度压力负向影响公司环境信息披露的概率和水平, 公司高管特征在同形制度压力对公司环境信息披露的影响中发挥了调节作用。鉴于此, 环境综合治理可以从多重制度压力的视角激励公司高管树立积极的环保理念, 以提升环境治理效果。

关键词:制度压力; 高管特征; 公司环境信息披露; 内容分析法

中图分类号:F23 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2016)03—0168—13

一、引言

我国经济高速发展的 30 多年, 立法者、客户、地方社区、公共机构、环保压力团体等越来越担忧公司活动所带来的环境恶化问题。为了更好地进行环境治理, 我国政府正在探索鼓励公司披露环境信息的方法。公司普遍面临的一个严峻问题是, 如何应对披露其经营活动所带来环境效应的各种制度压力(Moseñe 等, 2013)。一些研究企图识别激励或抑制公司披露环境信息的因素, 其中, 特别强调外部制度压力、内部背景因素和公司特征(Zeng 等, 2012; 沈洪涛、冯杰, 2012)。公司为了应对外部制度压力而需要恰当地披露环境信息, 而公司高管层在披露环境信息时需要权衡利弊并进行多方博弈。环境信息披露对于中国上市公司的高管层仍然是一个敏感的问题, 高管层可能担忧, 披露更多的水、空气、土地污染、环境事故等敏感信息, 可能会使得他们承受更多来自同业竞争和社会的压力。国内

外诸多研究已经检验了制度压力如何影响公司环境信息披露(Cormier 等, 2005; Chelli 等, 2014; 王建明, 2008; Zeng 等, 2012; 沈洪涛、苏亮德, 2012; 王霞等, 2013; Du 等, 2014), 但在影响的方向和程度方面仍然未获得一致结论。本文使用 DiMaggio & Powell(1983)的制度同形三分法框架来区分公司在环境问题方面所遭遇的强制性、规范性和模仿性同形制度压力, 并同时检验这三种制度压力如何影响公司环境信息披露。另外, 公司环境信息披露行为一般受制于公司高管层的判断, 很大程度上取决于高管对环境问题的认知、意识、信号传递的意愿等, 而这些又取决于高管的个人特征(Lewis 等, 2014), 因此, 本文还将检验高管特征是否对制度压力与公司环境信息披露关系发挥调节作用。

本文基于制度理论建立理论框架, 描述强制性、规范性和模仿性同形制度压力对公司环境信息披露的影响以及高管特征对这种影响所发挥的调节作用, 相应提出四个研究假设并选取了 2012—

收稿日期: 2015-11-03

* 基金项目: 福建省软科学研究科技项目“生态文明导向的环境信息披露管制研究”(2012R0072); 国家自然科学基金项目“财务报告内部控制审计: 强制抑或自愿?”(71372075); 国家自然科学基金项目“国家治理情境下政府综合财务报告体系构建”(71473211)。

作者简介: 肖华(1963-), 女, 福建仙游人, 教授, 管理学博士, 研究领域是公司环境信息披露, E-mail: hxiao@xmu.edu.cn; 张国清*(1976-), 男, 江西崇仁人, 教授, 管理学博士, 研究领域是资本市场与财务会计、审计研究, E-mail: gqzhang@xmu.edu.cn; 李建发(1962-), 男, 福建仙游人, 教授, 管理学博士, 研究领域是公共财务与政府会计, E-mail: jfli@xmu.edu.cn。*为通讯作者。

2013年4830个A股公司年度样本进行检验。本研究的贡献包括:①基于制度理论,恰当地量化强制性、规范性和模仿性同形制度压力,并同时检验这三种制度压力对公司环境信息披露的影响,发现同时检验和分开检验会得到不一样的研究结论,从而贡献于公司对制度压力做出反应以及环境信息披露方面的文献;②发现不同类型的制度压力以差异化的方式影响公司环境信息披露,并且公司高管特征还在其中发挥调节作用,也即思考公司环境信息披露的动机时,既要考虑制度压力的来源,又要考虑具有不同背景的高管层如何理解制度压力,因此,环境综合治理可以从多重制度压力的视角激励公司高管积极的环保取向,以提升环境治理效果。

二、文献回顾

1. 基于制度理论探讨公司环境信息披露的动因

国内外有一类研究基于制度理论探讨公司环境信息披露的动因。Cormier等(2005)研究表明,德国公司的环境信息披露随着时间的推移在趋同,也即存在模仿同形;De Villiers等(2014)基于南非的研究发现,公司之间环境信息披露的预期差异没有出现,并从模仿性、规范性同形的角度进行解释;Chelli等(2014)基于法国的研究发现,立法使得公司经理感觉需要向利益相关方提供社会和环境报告;王建明(2008)研究表明,我国上市公司环境信息披露状况受到行业差异和外部环境监管制度压力的显著影响;肖华、张国清(2008)的研究发现,上市公司的环境信息披露基本上可以解释为一种为生存正当性辩护的自利行为;Zeng等(2012)研究表明,国有公司、环境敏感行业的公司、同行业披露环境信息的公司比例较大者,更有可能披露环境信息,然而,当因变量是环境信息披露的水平和范围时,这三个外部制度压力变量就没有解释力或解释力很小;沈洪涛、冯杰(2012)研究发现,媒体有关企业环境表现的报道能显著促进企业环境信息披露水平,地方政府对企业环境信息披露的监管能显著提高企业的环境信息披露水平并增强舆论监督的作用;Du等(2014)研究发现,佛教作为一种社会规范,能够强化公司环境信息披露。

2. 高管特征与环境信息披露

一些研究认为,高管的人力资本特征会影响其对公司环境问题的认知,进而影响公司的环境行为,因此,检验了高管人力资本特征与公司环境信息披露之间的关联性。Said等(2013)发现,董事长的年龄与公司环境信息披露显著正向关联,CEO的年龄、董事会中女性的比例都与公司环境信息披露负向关联但不显著;Lewis等(2014)发现,CEO的年龄、CEO的资历、CEO的教育水平与公司环境信息披露正向关联但不显著;孟晓华等(2012)发现,高管中女性的比例与公司环境信息披露显著正向关联,而年龄、任期、教育水平与职称等对公司环境信息披露无显著性影响;毕茜等(2012)发现,公司高管的年龄超过所有高管平均年龄的比重高有助于公司环境信息披露水平的提升,但学历高低与公司环境信息披露水平关系不大。

总之,强制性、规范性和模仿性同形制度压力如何影响公司环境信息披露(行为),尽管国内外研究颇多,但在影响的方向和程度方面仍然未获得一致结论。其原因可能在于,研究中难以恰当地量化这三种制度压力,以及分别检验三种制度压力可能会有偏差,毕竟它们在经验上通常难以区分(DiMaggio & Powell,1983);高管特征如何影响公司环境信息披露,国内外研究也未获得一致结论,甚至截然相反;公司环境信息披露(行为)很大程度上取决于高管特征所决定的对环境问题的意识、判断、传递信息的主观意愿等,那么高管特征是否对制度压力与公司环境信息披露关系发挥中介、调节作用?该问题还有待回答。鉴于此,本文拟同时检验三种制度压力如何影响公司环境信息披露以及高管特征的调节作用。

三、理论分析与研究假设

1. 制度压力、高管特征与公司环境信息披露——一个理论分析框架

根据制度理论,组织通过遵守外部制度和利益相关者的预期来提升或保护其正当性,制度理论提出的问题是,制度环境如何塑造、调节和引导社会选择(DiMaggio & Powell,1983;Scott,2001)。处于浓厚制度氛围中的公司,将通过展现出良好的环境绩效来获得正当性,能够通过环境披露来正当化(合法化)其环境绩效(Chelli等,2014)。组织承受

的压力导致它们采用规则和结构,以便提升正当性而维护获得资源的渠道,这些组织上的反应导致它们制度同形于其所处的环境(DiMaggio & Powell, 1983)。DiMaggio & Powell(1983)识别了促使制度同形变化得以发生的三种制度压力:强制性同形制度压力、模仿性同形制度压力,以及规范性同形制度压力。外在的强制、模仿、规范性制度同形压力影响经理为了遵守既定的制度模式而采用的组织安排,以便得到社会的认可、获得正当性(Chen & Roberts, 2010; Chelli 等, 2014)。因为信息是一个组织为了获得利益相关者的支持或认可而管理其与利益相关者之间关系的基本要素,所以,组织为了提高透明度而设计有关(比如环境信息披露)政策时,很有必要理解各种同形的制度驱动力(Moseñe 等, 2013)。在公司和自然环境的背景下,制度压力可能来源于管制者、关键采购商、媒体、同行或竞争者、环保专家、行业协会、NGO、主要的商业伙伴、资金提供者、当地社区、公众、特殊利益群体等各种利益相关者,并且可能以强制性、模仿性、规范性同形制度压力等多种形式出现(Delmas & Toffel, 2008; Chen & Roberts, 2010)。公司经营所处的综合环境不仅仅是有影响力的各种成员的集合,实际上它也是利益相关者之间对话机制的核心,而且公司综合环境中的各种成员决定了相关行动者将这些制度同形机制施加于公司的能力(Liu 等, 2010)。三种外部制度压力,特别是公司对变幻莫测的正当性诉求,被认为在决定一个公司的环境信息披露战略时发挥着关键作用。

因为披露的成本效益性经常具有不确定性,所以,关于公司做出环境信息披露反应的决策可能受制于高管的理解(Clarkson 等, 2008)。George 等(2006)研究发现,经理的个人特征影响制度压力如何被感知、理解,关键的决策者对外部制度压力的理解转化成组织的环保行动;是否突出地考虑利益相关群体,应当如何应对环境问题,CEO 强烈地影响这些问题的答案(Delmas & Toffel, 2008)。因此, Lewis 等(2014)认为,经理不同的个人特征导致他们对环境问题理解上的差异,这会显著地影响公司如何对制度压力做出异质的环境信息披露战略反应。图1描述了三种制度压力对公司环境信息披露的影响以及高管特征对这种影响所发挥的调节作用。

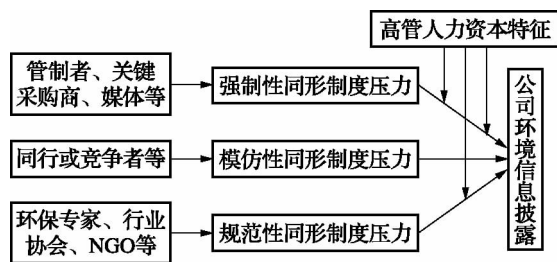


图1 制度压力、高管人力资本特征与公司环境信息披露
资料来源:本文自制

2. 强制性同形制度压力与公司环境信息披露

DiMaggio & Powell(1983)认为,强制性同形源于一个组织所依赖的其他组织、社会中的文化期望向它施加的正式和非正式压力。管制压力是通过制定规则、监督承诺和奖惩行动来约束企业行为,主要来源于政府、专业组织、行业协会等部门制定的法律、政策和法规等具有法律权威或者与法律权威相类似的各种细则(Scott, 2001)。政府也可能发出清晰的信号鼓励公司积极的环境行动,通过提供一些激励或者在下一阶段的强制性环境管制要求之前宣布。来自外国或国际组织的强制压力也可能影响公司的环境行为(Liu 等, 2010)。国内外一些研究分析、检验了公司环境信息披露的强制性同形。例如,根据 De Villiers 等(2014),管制者、资本市场、利益相关者所施加的压力能够导致可持续发展报告的强制性同形;来自政府的管制要求能够显著地塑造公司的环境信息披露行为(Zeng 等, 2012);毕茜等(2012)研究表明,我国环境信息披露法律法规的颁布及实施提高了企业环境信息披露水平;王霞等(2013)研究发现,来自环保部门、政府的公共压力或政治成本,显著地影响企业选择披露环境信息的概率和水平。

自1979年以来,全国人大颁布了《环境保护法》《清洁生产促进法》等相关法规。近年来,环境保护部先后亮出绿色信贷、绿色保险和绿色证券,环保核查意见成为证监会受理企业IPO和再融资申请的必备条件之一;深交所、上交所、证监会、国资委等先后颁布了《公司社会责任指引》《公司环境信息披露指引》等;2010年环保部出台《上市公司环境信息披露指南》;2012年银监会发布《绿色信贷指引》,要求银行业充分发挥杠杆作用,促进节能减排和环保;2014年环保部发布《企业事业单位环境信

息公开办法》;2015年中共中央、国务院联合印发《生态文明体制改革总体方案》,提出要构建环境治理体系。政府与监管部门颁布的一系列法规制度无疑会为企业披露环境信息带来强制性同形制度压力。因此,本文提出如下假设:

H₁: 强制性同形制度压力会正向影响公司环境信息披露。

3. 模仿性同形制度压力与公司环境信息披露

根据 DiMaggio & Powell(1983),当经营环境难以理解,或者当社会环境创造了符号象征方面的不确定性,组织就倾向于模拟其他组织,称为模仿性同形。经理认为如何处理新的压力一般具有不确定性,也不知道为了维护正当性而采用什么规则和结构作为应对措施。经理辩护其行为的一个安全的方法和战略是模仿成功的竞争者,随着时间的推移这将导致规则和结构的趋同(DiMaggio & Powell, 1983;Liu 等,2010)。传输制度压力给环境信息披露决策的关键社会结构是模仿,当通过模仿过程而决定环境信息披露,公司经理就能够转移对其披露实务的批评。根据制度理论,公司环境信息披露的发展、进化,与这方面是一致的——其他公司环境信息披露是如何做的,特别是同行业公司(Cornier 等,2005)。公司经理以及其他利益相关者可以知晓其他公司在信息披露方面所做的决策;可以进行相互比较的这样一个制度背景,必定会对披露决策施加重大影响。例如,一些公司(比如行业领导者)决定采用透彻的、详细的环境披露政策,这可能会迫使其他公司采用类似的政策,尽管可能是象征意义上的。国内外一些研究检验了环境信息披露的模仿性同形。Moseñe 等(2013)将可持续发展报告的传播归因于对某些趋势的模仿;根据 De Villiers 等(2014),南非的采掘业公司认为必和必拓公司的可持续发展报告是标杆。随着必和必拓公司可持续发展报告演化以及其他采掘业公司的模仿,可持续报告表现出趋同;沈洪涛、苏亮德(2012)研究发现,我国上市公司环境信息披露存在同形性和模仿行为。因此,本文提出如下假设:

H₂: 模仿性同形制度压力会正向影响公司环境信息披露。

4. 规范性同形制度压力与公司环境信息披露

根据 DiMaggio & Powell(1983),规范性同形源于专业化,它有两种来源:第一,来自正式教育和以

大学专家所产生认识为基础的正当化。某个职业界(比如医生、律师、大学教授)中的成员受到类似的训练,这使得他们社会化而持有类似的世界观。第二,跨越各个组织的专业网络比如行业协会,它进一步在组织之间散播理念,是迅速传播新模式、创新、实务的重要媒介。规范性同形的视角被描述为是组织的行动者比如经理和管理者专业化的结果。当组织的行动者专业化了,也即他们有着类似的正式教育、社会化、训练和参与职业网络,这促使个人的定位和品行相似,因而使得一个职业界中各个成员表现出类似的认知和行为,并且这些成员在不同的组织中担任类似的职位(DiMaggio & Powell, 1983)。根据 De Villiers 等(2014),当公司采用一个领域(比如可持续发展报告)专业化形成的规范时,规范性同形就发生了。比如公司向咨询专家和机构(比如 GRI,全球报告倡议组织)寻求专业的可持续发展报告指南。公司越来越多地采用 GRI,因为公司理所当然地认为这正是要做的事情;公众可能通过积极的环境行动或提起公民诉讼来对公司施加规范压力(Liu 等,2010)。前人研究发现,管理公司与公众间关系的愿望,会影响公司的环境实务方面的决策。社会规范压力还可以通过 NGO 组织建立各种规范来督促企业察觉并在社会中广泛传播。根据中国发展简报网提供的 NGO 名录,截至 2014 年 10 月,中国境内一共有 311 个“环境保护动物保护 NGO”。这类 NGO 数量众多,发挥的作用越来越大,公众可以通过它们进行环境维权,它们也会影响公众的环境意识,其应当可以归属为规范性制度压力。因此,本文提出如下假设:

H₃: 规范性同形制度压力会正向影响公司环境信息披露。

5. 高管特征对制度压力与公司环境信息披露关系的调节作用

人力资本是当雇员离开一个公司所能够带走的知识、技能、专业和经验等(Said 等,2013)。组织心理学的学者认为,一个人的背景性人口统计特征(性别、年龄、教育水平、职业任期等)对于预测战略选择是重要的,因为这些特征在塑造公司高管的信念、价值观、态度、用于评估公司的备择战略方案所做的假定等方面发挥着核心作用(Rivera & De Leon, 2005);公司的决策者通过有选择地关注特定的环境问题、理解它们,然后构建具有正当性的可能

反应清单,理解、构建、界定公司的外部制度环境,所有这些行动都受到决策者以前的经验、背景、社会互动的过滤(Walls & Hoffman, 2013); Liu等(2010)认为,公司采用不同的环境实务集合,也归因于个人对客观的外部制度压力的理解。“客观的”制度压力与“被理解”的制度压力之间的差异,也许可以解释公司环境行为的不同反应;由于其中的模糊性,高管在进行环境披露战略决策时有可能依赖各自的知识 and 理解(Delmas & Toffel, 2008)。根据图1,本文认为,人力资本特征影响人的环境意识、环境信念、环境知识、环境素养等,高管层的环境素养等影响其对外部制度压力的理解和应对,从而影响公司的环境行为和环境活动,进而影响环境信息披露。因此,本文提出如下假设:

H₄: 高管特征对制度压力与公司环境信息披露关系发挥调节作用

四、研究设计

1. 模型与变量

为了检验假设 H₁、假设 H₂、假设 H₃,本文建立以下模型(1):

$$Dis = \alpha_0 + \alpha_1 Reg + \alpha_2 Imi + \alpha_3 NGO + \sum \alpha_i ConV_i + \varepsilon \quad (1)$$

其中, *Dis* 表示公司环境信息披露评分值。本文综合采用 Clarkson 等(2008)、肖华、张国清(2008)、Du 等(2014)所构建的环境信息披露评分方法,把环境信息披露分为七大类共 51 项:①环境支出与风险,包括过去和当期的环境支出/运作成本,对未来环境支出/运作成本的估计,环境负债与或有事项,环境风险及其准备金;②环保守法情况,包括环境违法行为记录,环保罚款、行政处罚与赔偿,关于环境管制和要求的讨论;③环境绩效情况,包括企业产品的资源消耗情况,企业产品导致的环境污染物情况,废气排放信息,废水排放信息,固体废物排放信息,噪音和恶臭,其他环境影响,环境事故,环境信访案件,节能减排任务的完成情况;④环境污染治理,包括企业主要污染治理工程投资,污染物排放是否达标,危险废物安全处置情况,环保设施的建设和运行情况,土地修复与整治,环境影响改正行动,排污口整治及其监控,清洁生产实施情况,环境污染事故应急预案;⑤可持续发展状况,包括自然资源的保护,三废的回收和综合利用,可

持续发展报告;⑥环境管理,包括经营者的环保理念,企业通过国家环境保护总局等颁布的环境认证情况,当年是否通过环保核查、环保评审、以及环境影响评估等,环境保护方面的荣誉或奖励,环境管理系统,供应链管理中环保的考虑,产品生命周期中环保的考虑,环境成本会计或管理会计,环境审计,环境目标和目的,污染控制部门或办公室,环保拨款、三废收入、补贴与税收减免,排污申报和排污许可证的依法申领,建设项目的环评依法开展情况,“三同时”执行率,与环保部门签订的改善环境行为的自愿协议,环保相关的教育与培训,与利益相关者进行环境信息交流;⑦其他,包括环保型的最终产品/服务,环保型的利益相关者行为,环境会员/关系,环境技术研究和开发。

在浏览每个公司的年报时,对每个环境信息披露项目采取的评分规则是:该项目以货币或定量指标进行披露,也即以货币或定量指标描述公司的污染活动,赋值 3;该项目以定性描述公司特定信息的方式进行披露,赋值 2;该项目只以一般性的术语进行披露,赋值 1;该类目没有被披露,赋值 0。某个公司某个年度的环境信息披露评分即是 51 个项目的评分之和。为了使研究结果稳健,类似于 Zeng 等(2012)、王霞等(2013),本文分别检验公司披露环境信息的概率(*Chance*)和水平(*Level*)。

Reg、*Imi*、*NGO* 分别表示强制性、模仿性、规范性同形制度压力:(1)王建明(2008)以公司所在行业环境监管法规数量作为外部制度压力的代理变量,发现重污染行业环境监管法规数量更多,因为这些行业造成污染严重,受到政府监管制度压力较大;Zeng 等(2012)认为,我国强制性环境信息披露主要针对国有企业和高污行业公司。因此,本文使用公司是否属于重污染行业或国有企业来度量强制性同形制度压力。(2)类似于沈洪涛、苏亮德(2012)、Cormier 等(2005),用环境信息披露的行业平均值来度量模仿性同形制度压力。(3)使用截止当年末公司注册所在省份环保 NGO 的个数来度量规范性同形制度压力。NGO 的度量根据中国发展简报网手工整理。

ConV 为控制变量。参考前人的研究(Zeng 等,2012;沈洪涛、苏亮德,2012; Lewis 等,2014; Du 等,2014),本文引入了公司组织特征、治理结构、盈利能力、融资需求、财务风险、审计师等控制

变量。

为了检验假设 H_4 , 本文建立以下模型:

$$Dis = \alpha_0 + \alpha_1 Gender + \alpha_2 Age + \alpha_3 Edu + \alpha_4 Tenure + \alpha_5 IP + \alpha_6 Gender * IP + \alpha_7 Age * IP + \alpha_8 Edu * IP + \alpha_9 Tenure * IP + \sum \alpha_i ConV_i + \varepsilon \quad (2)$$

其中, $Gender$ 表示公司高管的性别特征; Age 表示公司高管的年龄特征; Edu 表示公司高管的教育水平; $Tenure$ 表示公司高管的任期。类似于 CSMAR

所界定的高管类型, 这里所指的公司高管包括董事、经理层、董事会秘书、监事。为了获得稳健的研究结果, 本文依次使用三类高管的特征——董事长、CEO、所有高管。 IP 表示同形制度压力, 分别使用 Reg 、 Imi 、或者 NGO ; 为了检验高管特征的调节作用, 本文引入 $Gender$ 、 Age 、 Edu 、 $Tenure$ 与 IP 的交乘项。以上各个变量的定义、计算方法如表 1 所示。为了消除奇异值的影响, 本文每个年度对每个连续变量按照(1%, 99%)进行 Winsorized 处理。

表 1 变量定义及其描述

变量	定义	描述
Dis	公司年度环境信息披露评分值	根据本文方法度量的公司环境信息披露评分值
$Chance$	公司披露环境信息的概率	对于所有样本, 若有披露环境信息取 1, 否则取 0
$Level$	公司披露环境信息的水平	对于有披露环境信息的样本, 取环境信息披露评分值
Reg	强制性同形制度压力	公司属于重污染行业或实际控制人为国有性质取 1, 否则取 0
Imi	模仿性同形制度压力	Dis 、 $Chance$ 或 $Level$ 的行业平均值(按照证监会的行业分类标准, 制造业取 2 位代码, 其他行业取 1 位代码)(计算行业均值时不包含本公司)
NGO	规范性同形制度压力	截止当年末公司注册所在省(市)环保 NGO 的个数
$Gender$	高管的性别	董事长、CEO 为女性时 $Gender$ 取 1, 否则取 0; 或高管中女性所占比例
Age	高管的年龄	董事长、CEO 的年龄或高管的平均年龄, 取自然对数
Edu	高管的教育水平	1~5, 0 依次表示中专及中专以下、大专、本科、硕士研究生、博士研究生、其他; 或者高管的平均教育水平
$Tenure$	高管的任期	董事长、CEO 的任职年数, 或高管的平均任职年数
$Size$	公司规模	总资产账面值的常用对数值
ROA	资产收益率	净利润 ÷ 期初期末总资产账面均值
Lev	资产负债率	总负债账面值 ÷ 总资产账面值
$V1$	第一大股东的持股比例	第 1 大股东所持股份数占总股数的百分比
DR	股权制衡度	第 2~5 大股东持股数之和/第 1 大股东所持股份数, 对于不存在大股东(投票权 10% ≥ 0)的公司, DR 取值为 0
Ind	公司独立董事的比例	公司独立董事占董事会的百分比
CEO	是否两职合一	CEO 和董事长由不同人担任, 取值为 1, 否则为 0
EFN	是否存在外部融资需求	公司在之后 2 年(包括当年)进行过配股、增发、发行可转债或取得大额的银行贷款, 取值为 1, 否则为 0
$Growth$	公司成长率	(本期、上期主营业务收入之差) ÷ 上期主营业务收入
$Loss$	当年是否亏损	当期净利润为负数, 取值为 1, 否则为 0
ST	公司当年是否被 ST	公司当年被 ST 或 * ST 取 1, 否则为 0
Z	公司 Z 值	取自万德资讯计算好的公司 Z 值
$Auditor$	审计师规模	公司审计师属于国际四大取 1, 否则为 0
$Opin$	审计意见	公司当年财务报表得到非标审计意见取 1, 否则为 0
$ListA$	公司上市年龄	公司上市的年数
Mrk	市场化相对进程指数	来源于樊纲等(2011)报告的年度数据
Leg	法治水平指数	来源于樊纲等(2011)报告的年度数据
$Year$	年度哑变量	2013 年度取 1, 2012 年度取 0

资料来源: 本文整理

2. 样本选取与数据来源

以2012—2013年的所有A股公司为初始样本,剔除金融保险行业公司,以及所需财务、高管特征数据等缺失的公司年度,获得4830个公司年度样本,并且为平稳的Panel数据,其中,披露环境信息的样本有4107个。所需数据来自巨潮资讯、Wind资讯、CSMAR以及证监会、深交所、上交所网站。

五、主要的经验结果和分析

1. 主要变量描述性统计与相关性分析

主要变量的描述性统计如表2所示。*Chance*、*Level*、*Dis*的均值分别为0.85、15.9、13.52,表明有85%的公司披露环境信息;*Reg*、*NGO*的平均值分别为0.64、12.45;*Imi*的统计量类似于*Dis*、*Chance*或*Level*,表中未列示;*Gender*、*Age*、*Edu*、*Tenure*的均值分别为0.17、3.879、3.311、3.721,表明所有高管中女性的比例平均为17%、教育水平介于本科和研究生之间、平均任期3.721年。

表2 主要变量的描述性统计量

变量	均值	最小值	25%分位数	50%分位数	75%分位数	最大值	标准差
<i>Chance</i>	0.85	0	1	1	1	1	0.357
<i>Level</i>	15.9	1	4	9	21	90	17.725
<i>Dis</i>	13.52	0	2	7	18	90	17.3
<i>Reg</i>	0.64	0	0	1	1	1	0.48
<i>NGO</i>	12.45	0	4	5	14	60	15.3
<i>Gender</i>	0.17	0	0.083	0.154	0.235	0.667	0.109
<i>Age</i>	3.879	3.62	3.838	3.88	3.921	4.11	0.066
<i>Edu</i>	3.311	1.77	3.06	3.33	3.6	4.41	0.402
<i>Tenure</i>	3.721	0.05	2.9	3.69	4.5	9.21	1.2

资料来源:本文计算整理

本文还计算了主要变量之间的相关系数。*Chance*、*Level*、*Dis*分别与*Reg*、*Imi*显著正相关,但都与*NGO*显著负相关,因此,假设 H_1 、 H_2 得到了支持,而假设 H_3 没有被支持;*Chance*、*Level*、*Dis*分别与控制变量比如*Size*、*ROA*、*V1*、*EFN*、*Z*、*Opin*、*Mrk*、*Leg*显著正相关或负相关,表明控制这些变量是恰当的。

2. 多元回归结果

本文分别以*Chance*、*Dis*、*Level*为因变量进行Pooled回归,表3列示了检验结果。根据表3,*Reg*的回归系数在三个模型中都显著为正;*Imi*的回归系数在三个模型中都显著为正;*NGO*的回归系数在三个模型中系数为负但不一定显著。因此,同时考虑三种制度压力时,强制性、模仿性同形制度压力都显著正向影响公司环境信息披露,规范性同形制

度压力负向影响公司环境信息披露,假设 H_1 、 H_2 得到支持,假设 H_3 未得到支持;为了检验三种制度压力各自对公司环境信息披露的影响,本文在模型中依次引入三个制度压力变量,检验结果列示在表4、表5、表6中。表4中*Reg*的回归系数在三个模型中都显著为正,但是,比表3中相应的结果更显著。表5中*Imi*的回归系数在三个模型中都显著为正,类似于表3。表6中*NGO*的回归系数在三个模型中都显著为负,比表3中相应的结果更显著。因此,同时和分别考虑三种制度压力所得到的研究结果尽管存在一些差异,但主导结论基本类似,也即强制性、模仿性同形制度压力都显著正向影响公司环境信息披露,规范性同形制度压力负向影响公司环境信息披露。

表3 制度压力与公司环境信息披露——对假设 H_1 、 H_2 、 H_3 的检验

变量	<i>Chance</i>		<i>Dis</i>		<i>Level</i>	
	系数	T值	系数	T值	系数	T值
截距	-0.446	-3.780***	-55.340	-11.094***	-54.089	-9.528***
<i>Reg</i>	0.033	2.885***	2.240	3.887***	1.708	2.563***
<i>Imi</i>	0.979	21.700***	0.979	29.491***	0.935	24.492***
<i>NGO</i>	-0.001	-2.814***	-0.023	-1.426	-0.024	-1.301

变量	Chance		Dis		Level	
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
Size	0.062	5.418***	6.333	12.410***	6.324	10.645***
ROA	-0.162	-1.360	-8.014	-1.505	-5.390	-0.864
Lev	-0.118	-3.574***	-0.652	-0.442	0.456	0.267
V1	0.093	2.201**	2.825	1.505	1.783	0.837
DR	0.015	1.278	1.152	2.234**	0.946	1.611
Ind	-0.069	-0.791	-10.333	-2.639***	-10.655	-2.422**
CEO	-0.014	-1.160	0.289	0.553	0.365	0.621
EFN	0.061	5.478***	1.925	3.853***	1.698	2.965***
Growth	-0.031	-1.852*	-1.585	-2.135**	-1.496	-1.718*
Loss	0.013	0.598	1.204	1.283	0.699	0.671
ST	-0.085	-2.421**	-1.015	-0.644	0.455	0.245
Z	-0.002	-3.005***	-0.083	-2.333**	-0.102	-2.458**
Auditor	-0.060	-2.557**	-5.062	-4.797***	-4.812	-4.030***
Opin	-0.061	-2.045**	-1.651	-1.250	-1.706	-1.103
ListA	0.000	0.161	0.173	4.018***	0.190	3.875***
Mrk	-0.011	-1.824*	-0.085	-0.303	0.032	0.103
Leg	0.004	1.717*	-0.105	-1.013	-0.148	-1.269
Year	-0.005	-0.482	-0.659	-1.514	-0.549	-1.119
调整 R ²	0.132		0.265		0.246	
F 值	-417.25		83.831		64.641	
样本数	4830		4830		4107	
DW 值	1.865		1.765		1.757	

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；当因变量为 *Chance* 时，本文使用 Probit 回归方法，对应的调整 R² 是指 Pseudo R²，T 值是指 Z 值；Pooled 模型的 Z 值或 T 值按公司聚类调整；模型中各变量 VIF 的值为 [1.029, 7.37]。表 4、表 5、表 6 中各个模型也包含了截距项和类似于表 3 的控制变量，样本数也与表 3 相同，DW 值也与表 3 各个模型中的类似，但表中未列示这些数值

资料来源：本文计算整理

关于控制变量，各个模型基本获得了一致的结果。例如，Size 的回归系数都显著为正，表示公司的规模越大，环境信息披露的概率、水平都越高；EFN 回归系数都显著为正，表明当公司有外部融资需求时环境信息披露的概率、水平都越高；Growth、Z 的回归

系数都显著为负，表明公司成长速度越快、财务风险越大，环境信息披露的概率、水平都越低；Auditor 的回归系数都显著为负，表明财务报表审计师的规模越大，环境信息披露的概率、水平都越低。这些结果与前人的发现基本一致(Zeng 等, 2012; Du 等, 2014)。

表 4 强制性同形制度压力与公司环境信息披露—对假设 H₁ 的再检验

变量	Chance		Dis		Level	
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
Reg	0.048	4.119***	6.724	12.575***	7.298	12.212***
控制变量	控制		控制		控制	
调整 R ²	0.039		0.129		0.133	
F 值	-326.24		38.56		34.16	

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；当因变量为 *Chance* 时，本文使用 Probit 回归方法，对应的调整 R² 是指 Pseudo R²，T 值是指 Z 值；Pooled 模型的 Z 值或 T 值按公司聚类调整

资料来源：本文计算整理

表5 模仿性同形制度压力与公司环境信息披露—对假设 H₂ 的再检验

变量	Chance		Dis		Level	
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
<i>Imi</i>	0.961	22.757***	0.917	32.538***	0.885	27.810***
控制变量	控制		控制		控制	
调整 R ²	0.129		0.262		0.244	
F 值	-398.41		91.45		70.896	

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；当因变量为 *Chance* 时，本文使用 Probit 回归方法，对应的调整 R² 是指 Pseudo R²，T 值是指 Z 值；Pooled 模型的 Z 值或 T 值按公司聚类调整

资料来源：本文计算整理

表6 规范性同形制度压力与公司环境信息披露—对 H₃ 的再检验

变量	Chance		Dis		Level	
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
<i>NGO</i>	-0.002	-6.647***	-0.084	-4.785***	-0.074	-3.637***
控制变量	控制		控制		控制	
调整 R ²	0.044		0.104		0.104	
F 值	-351.24		30.624		26.17	

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；当因变量为 *Chance* 时，本文使用 Probit 回归方法，对应的调整 R² 是指 Pseudo R²，T 值是指 Z 值；Pooled 模型的 Z 值或 T 值按公司聚类调整

资料来源：本文计算整理

在模型(2)中，本文依次放入三个制度压力变量及其与四个高管特征变量的交乘项，其回归结果列示在表7、表8、表9中，并且是基于董事长的特征。根据表7，*Gender* 和 *Reg* 交乘项的回归系数在三个模型中都显著为负，*Age* 和 *Reg* 交乘项的回归系数在三个模型中都显著为负，*Edu* 和 *Reg* 交乘项

的回归系数在三个模型中为正或负但都不显著，*Tenure* 和 *Reg* 交乘项的回归系数在三个模型中都显著为正。因此，董事长的性别、年龄、任期在强制性同形制度压力对公司环境信息披露的影响中发挥了显著的调节作用。

表7 强制性同形制度压力与公司环境信息披露——董事长特征的调节作用

变量	Chance		Dis		Level	
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
<i>Gender</i>	0.047	1.335	-0.681	-0.417	-1.463	-0.806
<i>Age</i>	0.138	2.261**	2.252	0.800	1.468	0.468
<i>Edu</i>	-0.024	-2.618***	-0.062	-0.145	0.188	0.397
<i>Tenure</i>	0.000	-0.111	0.047	0.273	0.018	0.091
<i>Reg</i>	0.339	1.048	31.498	2.110**	36.989	2.246**
<i>Gender * Reg</i>	-0.101	-2.083**	-4.926	-2.209**	-3.979	-1.962**

变量	Chance		Dis		Level	
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
Age * Reg	-0.094	-1.681 *	-6.284	-1.689 *	-7.392	-1.801 *
Edu * Reg	0.017	1.432	-0.398	-0.732	-0.569	-0.953
Tenure * Reg	0.006	1.686 *	0.326	2.153 **	0.308	1.753 *
控制变量	控制		控制		控制	
调整 R ²	0.043		0.133		0.136	
F 值	-338.21		28.327		24.914	

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；当因变量为 Chance 时，本文使用 Probit 回归方法，对应的调整 R² 是指 Pseudo R²，T 值是指 Z 值；Pooled 模型的 Z 值或 T 值按公司聚类调整；模型中各变量 VIF 的值域为 [1.035, 8.487]。表 7、表 8、表 9 中各个模型也包含了截距项和类似于表 3 的控制变量，样本数与表 3 相同，DW 值也与表 3 各个模型中的类似，但表中未列示这些数值

资料来源：本文计算整理

根据表 8，Gender 和 Imi 交乘项的回归系数在三个模型中都显著为负，Age 和 Imi 交乘项的回归系数在三个模型中为正或负但不够显著，Edu 和 Imi 交乘项的回归系数在三个模型中都显著为正，Ten-

ure 和 Imi 交乘项的回归系数在三个模型中都显著为正。因此，董事长的性别、教育水平、任期在模仿性同形制度压力对公司环境信息披露的影响中发挥了显著的调节作用。

表 8 模仿性同形制度压力与公司环境信息披露——董事长特征的调节作用

变量	Chance		Dis		Level	
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
Gender	0.277	1.804 *	2.149	1.100	1.898	0.828
Age	-0.048	-0.177	2.879	0.970	4.049	1.165
Edu	-0.084	-1.906 *	-1.993	-4.038 ***	-1.786	-3.157 ***
Tenure	0.020	1.466	-0.139	-0.846	-0.190	-0.978
Imi	0.214	0.168	1.004	1.354	1.617	1.903 **
Gender * Imi	-0.329	-1.800 *	-0.422	-3.037 ***	-0.400	-2.538 **
Age * Imi	0.132	0.416	-0.205	-1.100	-0.351	-1.645 *
Edu * Imi	0.094	1.846 *	0.178	5.878 ***	0.156	4.621 ***
Tenure * Imi	0.021	1.712 *	0.027	2.555 **	0.027	2.315 **
控制变量	控制		控制		控制	
调整 R ²	0.130		0.272		0.252	
F 值	-416.53		67.800		52.296	

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；当因变量为 Chance 时，本文使用 Probit 回归方法，对应的调整 R² 是指 Pseudo R²，T 值是指 Z 值；Pooled 模型的 Z 值或 T 值按公司聚类调整

资料来源：本文计算整理

根据表9, *Gender* 和 *NGO* 交乘项的回归系数在三个模型中为正或负但都不显著, *Age* 和 *NGO* 交乘项的回归系数在三个模型中都显著为正, *Edu* 和 *NGO* 交乘项的回归系数在三个模型中为负但都不

显著, *Tenure* 和 *NGO* 交乘项的回归系数在三个模型中为正或负但都不显著。因此,董事长的年龄在规范性同形制度压力对公司环境信息披露的影响中发挥了显著的调节作用。

表9 规范性同形制度压力与公司环境信息披露——董事长特征的调节作用

变量	Chance		Dis		Level	
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
<i>Gender</i>	0.000	0.015	-4.262	-2.873***	-4.171	-2.462**
<i>Age</i>	-0.013	-0.243	-3.103	-1.273	-4.888	-1.789*
<i>Edu</i>	-0.003	-0.474	0.109	0.314	0.183	0.483
<i>Tenure</i>	0.005	2.161**	0.193	1.637	0.116	0.885
<i>NGO</i>	-0.034	-3.052***	-1.039	-2.009**	-1.190	-1.915*
<i>Gender * NGO</i>	-0.001	-0.575	0.025	0.337	-0.022	-0.229
<i>Age * NGO</i>	0.009	3.132***	0.259	1.984**	0.288	1.840*
<i>Edu * NGO</i>	-0.001	-1.310	-0.016	-0.803	-0.010	-0.445
<i>Tenure * NGO</i>	0.000	-1.632	-0.002	-0.287	0.003	0.345
控制变量	控制		控制		控制	
调整 R ²	0.048		0.107		0.107	
F 值	-334.09		22.389		19.166	

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著;当因变量为 *Chance* 时,本文使用 Probit 回归方法,对应的调整 R² 是指 Pseudo R², T 值是指 Z 值;Pooled 模型的 Z 值或 T 值按公司聚类调整

资料来源:本文计算整理

3. 敏感性检验

本文还进行了若干敏感性检验:①对所有模型进行分年度回归;②检验模型(2)时,使用 CEO 或所有高管的特征变量,替代董事长的特征变量;③采用不同的方法度量主要的测试变量,例如,用公司所在行业的环境监管法规数量表示强制性同形制度压力;④一些控制变量采用不同的方法度量,例如,用公司营业收入表示公司规模,用 *ROE* 或 *EPS* 表示公司盈利能力,用“第 2~10 大股东持股数之和/第 1 大股东所持股份数”度量股权制衡度。这些检验的主要研究结果基本不变,表明本文得到稳健的研究结论。

司环境信息披露,但在影响方向和程度方面仍未获得一致结论。高管特征如何影响公司环境信息披露,国内外研究也未获得一致结论,甚至截然相反。本文从外部制度压力和公司高管层特征角度检验公司环境信息披露的动机,使用制度同形三分法框架,分析强制性、规范性和模仿性同形制度压力对公司环境信息披露的影响以及高管特征对这种影响所发挥的调节作用,相应提出研究假设并进行检验。研究发现,强制性、模仿性同形制度压力都显著正向影响公司环境信息披露,规范性同形制度压力负向影响公司环境信息披露,公司高管的性别、年龄、教育水平、任期在同形制度压力对公司环境信息披露的影响中发挥了调节作用。

六、研究结论与启示

1. 研究结论

国内外诸多研究检验了制度压力如何影响公

2. 启示

在我国环境恶化问题越来越令人担忧的大背

景下,公共政策已经开始在持续的经济转型与更好的环境治理之间进行权衡,例如,十八大报告、《中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》《国务院关于加强审计工作的意见》《中央关于全面推进依法治国重大决定》《生态文明体制改革总体方案》《中共十八届五中全会公报》和《十三五规划(建议稿)》《编制自然资源资产负债表试点方案》。这些公共政策表明,“建设资源节约型、环境友好型社会,建设生态文明、美丽中国、实现可持续发展”已经成为中国全面深化改革的共识和人们的共同观念,预示着我国将进一步提升环境治理力度、加大环境信息的公开程度,建立健全政府、企业、公众共治的环境治理体系成为当务之急。近几十年来,作为环境治理的方案之一,环境信息披露在国内外日益流行。本文的研究结果意味着,在我国,政府

与监管部门颁布的一系列环保法规制度、大量发挥积极作用的环保 NGO、行业领头羊对 CSR 和 GRI 报告指南的实践等,可能已经为公司披露环境信息带来强制性、规范性、模仿性同形制度压力,并且公司高管特征还在其中发挥调节作用。企业作为环境污染的生力军和环境问题的焦点所在,在一系列制度压力下并结合自身的组织特征所表现出的环境信息公开和环境治理绩效,对于构建多方共治的环境治理体系、大力改善生态环境质量具有相当重要的现实意义。因此,我国环境治理既需要综合运用强制性、规范性、模仿性同形制度压力对公司的环境信息披露进行积极引导,又需要结合公司高管的特征建立恰当的激励机制,促进公司采取积极的环保理念和环保实践,以提升环境治理效果,为改善生态环境总体质量做出贡献。

参考文献:

[1] Chelli, M. , Durocher, S. , Richard, J. France's New Economic Regulations: Insights from Institutional Legitimacy Theory [J]. Accounting, Auditing & Accountability Journal, 2014, 27, (2) : 283 - 316.

[2] Clarkson, P. , Li, Y. , Richardson, G. , Vasvari, F. Revisiting the Relation between Environmental Performance and Environmental Disclosure [J]. Accounting, Organizations and Society, 2008, (33) : 303 - 327.

[3] Cormier, D. , Magnan, M. , Van Velthoven, B. Environmental Disclosure Quality in Large German Companies: Economic Incentives, Public Pressures or Institutional Conditions? [J]. European Accounting Review, 2005, 14, (1) : 3 - 39.

[4] De Villiers, C. , Low, M. , Samkin, G. The Institutionalisation of Mining Company Sustainability Disclosures [J]. Journal of Cleaner Production, 2014, 84, (1) : 51 - 58.

[5] Delmas, M. A. , Toffel, M. W. Organizational Responses to Environmental Demands: Opening the Black Box [J]. Strategic Management Journal, 2008, 29, (10) : 1027 - 1055.

[6] DiMaggio, P. J. , Powell, W. W. The Iron Cage Revisited: Institutional Isomorphism and Collective Rationality in Organizational Fields [J]. American Sociological Review, 1983, 48, (2) : 147 - 160.

[7] Lewis, B. W. , Walls, J. L. , Dowell, G. W. Difference in Degrees: CEO Characteristics and Firm Environmental Disclosure [J]. Strategic Management Journal, 2014, (35) : 712 - 722.

[8] Scott, W. R. Institutions and Organizations , (2nd ed) [M]. Thousand Oaks, CA: Sage, 2001.

[9] Zeng, S. X. , Xu, X. D. , Yin, H. T. , Tam, C. M. Factors that Drive Chinese Listed Companies in Voluntary Disclosure of Environmental Information [J]. Journal of Business Ethics, 2012, 109, (3) : 309 - 321.

[10] 毕茜, 彭珏, 左永彦. 环境信息披露制度、公司治理和环境信息披露 [J]. 北京: 会计研究, 2012, (7).

[11] 孟晓华, 曾赛星, 张振波, 李超. 高管团队特征与企业环境责任 [J]. 上海: 系统管理学报, 2012, (6).

[12] 沈洪涛, 冯杰. 舆论监督、政府监管与企业环境信息披露 [J]. 北京: 会计研究, 2012, (2).

[13] 沈洪涛, 苏亮德. 企业信息披露中的模仿行为研究 [J]. 天津: 南开管理评论, 2012, (3).

[14] 王霞, 徐晓东, 王宸. 公共压力、社会声誉、内部治理与企业环境信息披露——来自中国制造业上市公司的证据 [J]. 天津: 南开管理评论, 2013, (2).

[15] 王建明. 环境信息披露、行业差异和外部制度压力相关性研究 [J]. 北京: 会计研究, 2008, (6).

[16] 肖华, 张国清. 公共压力与公司环境披露 [J]. 北京: 会计研究, 2008, (5).

Institutional Pressures, Characteristics of Senior Management and Corporate Environmental Disclosure

XIAO Hua, ZHANG Guo-qing, LI Jian-fa

(Center For Accounting Studies /School of Management of Xiamen University, Xiamen, Fujian, 361005, China)

Abstract: Since reform and opening up more than 30 years ago, Chinese economy has developed at a high speed. But at the same time, environmental pollution caused by corporate operation activities also comes into high-incidence season. Stakeholders, including legislator, government, customer, community, media, and environmental pressure groups, increasingly care about the environmental behavior and responsibility of firms which have caused the problem of environmental deterioration to some degree. In order to efficiently carry out environmental governance, Chinese government is exploring some approaches to encourage the companies to disclose environmental information. What's more, environmental information disclosure that incarnates the environmental activities and performance is prevalent in the world for a long time. Some Chinese public listed companies have made efforts to disclose environmental information in annual report since the early 1990s. How do the companies respond to the external institutional pressures of disclosing the environmental effects resulting from their activities? This is a grave issue confronting almost every firms (Moseñe et al., 2013). To adapt to these institutional pressures, the companies should properly disclose environmental information, while the top management of firm needs trade-offing and multi-player game. Chinese and abroad studies have tested how the institutional pressures affect the environmental information disclosure of firms, but their results are mixed (for example, Cormier et al., 2005; Wang, 2008; Shen & Su, 2012; Chelli et al., 2014; Du et al., 2014). DiMaggio & Powell (1983) puts forward tripod framework to analyze Institutional Isomorphism. Based on this framework, this essay distinguishes the coercive, mimetic, and normative isomorphic institutional pressures of disclosing corporate environmental information, and examines the environmental information effects of these isomorphic institutional pressures. Further, generally speaking, the corporate environmental information disclosure is subject to the judgement of top management, and depends on their cognition and awareness of environmental concerns and the willing of environmental signaling, and etc., which lies on the personal characteristics of top management (Lewis et al., 2014). Therefore, this paper will also investigate whether the personal characteristics of top management will moderate how corporate environmental disclosure responds to external institutional pressures.

Based on the institutional theory, this essay analyzes on how the coercive, mimetic, and normative isomorphic institutional pressures influence corporate environmental disclosure and how the characteristics of senior management play the role of moderating in their association. We choose 4830 firm-year sample during 2012—2013, establish environmental disclosure index based annual financial report, and properly measure the varied institutional pressures. Based on our empirical evidence, both coercive and mimetic isomorphic institutional pressures are significantly positively associated with the probability and level of corporate environmental disclosure. The normative isomorphic institutional pressures negatively affect the probability and level of corporate environmental disclosure. The gender, age, education level, and tenure of senior management moderate the associations among institutional pressures and environmental disclosure. The findings are robust to varied sensitive test. Thereof, in order to improve environmental comprehensive governance performance, it is necessary for China to motivate the environmental protection orientation of corporate senior management in terms of multiple institutional pressures. This paper properly measures the coercive, mimetic, and normative isomorphic institutional pressures under the Chinese settings, so it contributes to the existing related literature.

Key Words: institutional pressures; characteristics of senior management; corporate environmental disclosure; content analysis method

(责任编辑:鲁言)