

政企关系、市场化进程与地方政府环境信息公开

——基于我国 A 股高污染行业的经验证据

郭红彩

摘要: 关于环境信息披露的已有文献局限在企业自身的披露方面, 较少关注政府环境信息公开披露。本文尝试从政企关系、市场化进程角度研究地方政府环境信息公开。研究发现: 政企关系会降低政府环境信息公开水平; 相对于国有控股企业, 非国有企业更容易通过政企关系寻租, 同样的政企关系强度下, 政府对非国有企业的披露水平较低; 所在地的市场化进程和地方政府环境信息公开呈正向关系; 政企关系和市场化进程对政府环境信息公开存在替代关系。因此, 监管者应通过加强市场化进程、减少政企关系强度和限制政府权力等措施促进地方政府环境信息公开水平的提高。

关键词: 政企关系; 地方政府; 环境信息公开; 市场化进程

中图分类号: F121 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2014)06-0055-08

一、引言

当前, 我国经济的快速发展对环境和生态的影响和冲击愈发明显, 尤其自 2012 年下半年以来, 连片持续的雾霾天气, 越来越引起社会各界的广泛关注。针对环境问题, 公民应当享有知情权, 知情权不仅是人权的一部分^①, 而且也是公众环境参与权、环境监督权得以实现的前提。企业环境信息的披露, 对于减少利益主体之间的信息不对称, 实现公众的知情权具有十分重要的意义。

关于环境信息披露的研究多聚焦在企业自身的信息披露方面。已有研究显示: 我国公民法律意识和环境保护意识仍较为薄弱, 尽管环境信息披露能够提高企业价值和投资者信心^[1], 但由于管理者、股东、债权人等利益相关者尚未将企业的环境行为作为重要的衡量指标, 因此企业所发布的环境信息并非自身的愿望和需求^[2]。我国政府于 2007 年 2 月公布了《环境信息公开办法 (试行)》, 要求当地政府作为第三方对辖区企业的环境信息进行披露。作为环境保护新的手段之一, 地方政府环境信息公开披露克服了企业环境信息披露的天然弊端, 在我国环境鉴证业务尚不发达的背景下, 可对企业环境信息披露起补充作用。然而, 目前针对政府环境信息公开的研究依然停留在现状分析阶段, 鲜有文献对其影响因素进行实证研究。基于此, 本文利用我国 A 股高污染行业的相关数据, 首先在考虑最终控制人类型的前提下, 研究了政企关系对地方政府环境信息公开的影响; 其次, 在考虑政企关系的前提下, 研究了市场化进程对地方政府环境信息公开的影响, 提供了政企关系在政府环境信息公开中的作用的经验证据, 并为监管者在制定环境保护政策时提供了思路。

基金项目: 河南省哲学规划项目“新闻媒体与上市公司环境保护: 作用机理与效果检验”(2014BJJ003); 国家自然科学基金青年资助项目“政治关联、地方利益与环境业绩——基于生存权保障的研究视角”(71102163)

作者简介: 郭红彩, 管理学博士, 郑州大学商学院副教授 (河南 郑州 450000)

^① 联合国 1946 年第一次会议第 59 号决议。

二、文献回顾与假设提出

(一) 政企关系与政府环境信息公开披露

及时公开地方环境信息是地方政府进行环境保护的重要途径。自1970年代以来,我国环境保护政策和环境信息公开一直以政府为主导^[3]。然而我国对于政府环境信息公开的研究还处于起步阶段,停留在对公开现状的分析层面。申进忠通过分析21个省级行政机关在2008年公开的环境信息年报发现,各省对环境信息的公开存在着较为严重的不平衡,难以精确分析对比,各地政府环保部门倾向于公开一般环境信息,而对于具体的实质性的环境信息却较少涉及,公众申请信息公开的情况也较少^[3]。贺桂珍等通过资料调查和深度访谈,认为地方政府环境信息公开总体上有了很大进步,但不够全面、及时、有效,且地区不平衡,缺乏强制性,这主要是因为相关法规条款定义模糊,公开程序和责任不明确^[4]。刘茜等通过分析南宁市环境信息公开的指标体系以及公开情况,针对信息公开的每一栏目提出了政策建议,但建议过于笼统,且只分析了一个城市的信息公开,难以站在一定的高度对我国政府环境信息公开进行建议^[5]。其他研究更多的是从法的角度来论证政府公开环境信息的意义^{[6][7]}。尽管我国政府主导的环境信息公开制度有着重要的意义,但有明显不足,需通过制度安排来完善。要解决这一问题首先应当找到影响政府环境信息公开的因素,但目前鲜有文献提供实证的经验证据。

我国的基本国情决定了政企关系将是影响地方政府环境信息公开的重要因素。我国基于市场化改革而进行的财政分权,给予了地方政府在资源配置、财政支出方面较大的裁量权。改革开放以来,GDP成为上级政府对下级的考核指标,且是地方财政来源的基础,已经成为地方政府的工作导向。我国政府这种特有的职权划分和激励结构,使得本地经济如何快速发展成为多数政府最大的压力,环境管理部门的掌权官员会将长期可持续增长置于短期增长之后^[8],这会较大程度影响政府对环境管制的执行力度。企业作为地方GDP的主要创造者,同时也是地方环境的主要污染源,在选择生产方式时把产量和利润放在首位,忽略安全与环保问题,从而导致企业与地方政府合谋寻求使双方受益的生产方式^[9]。Epstein认为“企业已经步入政治竞争的时代”^{[10](P365)},政府或政府政策作为一种竞争工具,能拓展企业的外部生存空间,为企业创造一个对己有利的竞争环境。政府和企业对各自利益的追求,使得双方都有动机建立政企关系,而这种关系会阻碍政府环境信息公开。

我国目前关于政企关系的研究集中于以下两方面:(1)对民营企业发展的影响方面。胡旭阳等研究发现,民营企业所拥有的政治资源能够为其提供更多的多元化发展机会,并且提高其向政府管制行业进军的可能性^[11];罗党论等^{[12][13]}也证实有效运用政治策略能够帮助企业进入政府管制行业,进而促进企业的发展;企业高管所拥有的较高级别的政企纽带有利于企业将下属公司开设到注册地以外的其他地区^[14];政治身份还能够提高民营企业家的融资能力^[15];政治关系能够帮助民营企业获得更多的财政补贴,但这些财政补贴与企业的财务业绩负相关^[16]。(2)政企关系对会计信息披露的影响。已有文献证实了政企关系会抑制会计信息的透明度对投资的治理作用。饶茜等认为,地方政府会根据自己的需求,对国有企业进行利润操纵,从而造成会计信息失真,这说明政企关系会影响到会计信息的披露^[17]。但对于政企关系对政府环境信息公开的影响未被研究证实。本文用政企关系强度衡量当地政府和辖区企业之间关系的密切度。根据以上分析,提出以下假设:

H1: 政企关系强度和地方政府环境信息公开呈负相关关系。

我国经济的“二元化”使得国有企业与非国有企业对于政企关系的依赖程度不同。地方政府作为国有企业的所有者或控制者,与国有企业之间存在着天然的血缘关系。研究表明,地方政府与国有企业拥有基本一致的利益,国有企业能够获得政府在很大程度上主动给予的支持,并不需要通过建立政企关系去追求经济利益^[18]。在以关系为主导的环境中,非国有企业为了使其利用和整合各类资源的竞争力得到提升,有强烈的动机建立政企关系,借助政府资源和政治力量促进企业发展^[19]。由于政府在地方经济发展中所扮演的角色和对稀缺资源的控制所导致的企业外部经营环境的不确定性,决定了非国有企业花费代价与政府建立联系,将政治战略放于重要地位^[20]。政企关系能够帮助非国有企业降低成本,获得稀缺资源,提

高盈利能力和企业价值^[21]。基于以上分析，本文提出：

H2：相对于国有企业，非国有企业更倾向于通过建立政企关系来影响地方政府环境信息公开水平。

（二）市场化进程与地方政府环境信息公开

市场化是指我国从计划经济向市场经济转变这一过程。樊纲等构建了一套指标体系来测量各地区市场化进程相对指数，从政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品市场的发育程度、要素市场的发育程度以及市场中介组织发育和法律制度环境五个方面对我国各地区的市场化进程进行衡量^{[22](P13-21)}，为对市场化进程展开实证研究奠定了基础。近年来，我国学者针对市场化进程对宏观和微观经济发展的影响展开了研究。康继军等研究发现，市场化改革促进了我国经济增长^[23]。樊纲等通过进一步研究证实，从 1997 年到 2007 年，市场化进程对我国经济增长的年均贡献水平达到了 1.45 个百分点，且市场化对这一时期全要素生产率的贡献为总数的 39.2%，大大改善了资源配置的效率^[24]。此外，市场化进程能够在很大程度上改善地方保护状况^[25]。

目前没有文献针对市场化进程对地方政府环境信息公开的影响直接进行研究，只是针对市场化某单方面的要素对政府信息公开做了研究。主要有：（1）法律制度环境对政府信息公开的影响。认为司法体系对于知情权的保障不足以及官员保密思维的传统，制约着政府信息的公开^[26]。认为通过完善信息公开相关行政制度，以及行政复议和行政诉讼的衔接机制，可完善政府信息公开救济制度^[27]。针对我国政府环境信息公开所面对的制度困境，提出了“以公民权利制约公共权力”的解决路径，认为应当建立和完善相关法律法规以及法律救济机制^[28]。根据樊纲等所构建的市场化指数体系，法律环境制度属于市场化的第五个要素，这意味着市场化进程能够促进政府信息的公开^{[22](P13-21)}。（2）经济发展水平对地方政府信息公开的影响。阎波等通过实证方法研究了省级政府信息公开的影响因素，认为资源禀赋会显著提高地方政府信息公开水平，这里的资源禀赋主要包括经济发展水平，属于市场化进程的一部分^[29]。根据以上分析，我们认为市场化进程能够有效促进政府信息的公开，由于环境信息是政府信息的一部分，市场化进程对其同样具有促进作用。由此本文提出：

H3：市场化进程对地方政府环境信息公开具有促进作用。

孙铮等研究发现上市公司所在地的市场化进程越高，该公司长期借款的比重就越低^[30]。进一步的研究表明这种差异主要来自于政府干预的降低，认为政企关系是市场化进程的一种反向替代变量。在这种情况下，非国有企业将运用各种手段与地方政府建立政企关系，从而为自己争取更多的资源和发展机会，这种政企关系会影响地方政府在信息披露过程中的客观公正。由此提出以下假设：

H4：政企关系抑制了市场化进程对地方政府环境信息公开的促进作用。

三、研究设计

（一）样本选择

本文研究所需的财务数据来源于国泰安（CSMAR）数据库，由于研究的重心是环境信息公开的问题，所以研究样本选用上海证券交易所和深圳证券交易所 A 股中高污染和易对环境造成破坏的行业。根据我国证监会 2012 年发布的《上市公司行业指引》，本文将我国环境保护部于 2010 年发布的《上市公司环境信息披露指南（征求意见稿）》中所规定的 16 个重污染行业归属为 B（采矿业）、C（制造业）和 D（电力、热力等）三个大类。同时，样本企业的所在地必须为公众环境研究中心（IPE）和美国自然资源保护委员会（NRDC）所发布政府环境公开披露指数的全国 29 个省市的 113 个城市。经过筛选，共选出 2008、2010^①、2011 和 2012 年的四年的样本共计 2 551 家，并对各主要变量在 1% 和 99% 分位上进行 Winsorize 处理，除去资料缺失的上市公司，经过上述处理以后共得到 2 501 个研究样本。

（二）变量定义及模型构建

1. 变量定义。

① 由于本研究的因变量政府环境信息披露指数 2009 年和 2010 年的指数相同，所以选用了 2010 年，没有将 2009 年列入本研究。

(1) 政府环境信息公开水平 (*Env*)。目前政府环境信息公开水平的衡量主要有两种方法, 一是采用 IPE 与 NRDC 共同针对我国城市而评价的政府环境信息公开披露指数 (PITI); 二是采用省级政府环保网站提供的绩效指标体系^[31]。本文采用前者即 PITI 指数作为衡量政府环境信息披露水平的指标, 数据来源为 IPE 和 NRDC 提供的 2008、2010、2011 和 2012 年度评价报告。该指标总分为 100 分, 其中涉及日常监管信息公示和污染企业集中整治信息、清洁生产审核公示、企业环境行为整体评价、信访和投诉案件及其处理结果公示、环评及竣工验收结果公示、排污收费相关公示和依申请公开情况等 8 个方面。其中日常违规监管信息公示和对信访和投诉案件的处理公示、依申请公开情况三项所占比重较大, 分别为 28 分、18 分和 18 分, PITI 指数是当前最全面、客观评价当地政府环境信息公开的数据^[32]。

(2) 政企关系强度 (*PC*)。参照已有文献, 本研究界定若企业高管曾经或正在中央或地方政府工作, 或兼任人大代表和政协委员, 则认为其具有政企关系^{[15][33]}。对于政企关系的衡量, 较常用的是采用 0—1 变量, 如刘慧龙等^[34]。如果企业存在政企关系, 取值 1, 否则为 0。但该方法的使用具有一定程度的局限性, 即没有区分该关系的强度和级别。除了 0—1 变量衡量法之外, 也有研究将政企关系按照在政府、军队等权力机构任职的级别的高低分别赋值, 最终计算合计分值来进行衡量^[35]。但若高管先后经历若干行政职务, 则此方法对数据的计算存在一定的困难。为了克服以上两种衡量的缺陷, 参照邓建平等研究^[36], 本文使用高管中具有政治关系的人数占该企业高管总人数的比重作为政企关系强度的衡量指标, 并对该比重按照分值分为三组, 分值最高的一组认定为具有政企关系, 取值为 1; 分值最低的一组认定为不具有政企关系, 取值为 0。已有文献也有将董事长是否具有政治关系作为主要变量, 但在本研究中该指标和高管政治关系之间相关系数大于 0.5, 两个指标具有相似性, 容易使模型存在共线性, 因此本文将董事长是否具有政治关系作为政企关系的替代指标, 在稳健性检验中进行进一步研究。政企关系强度 (*PC*) 数据来源为国泰安数据库中的上市公司治理结构研究数据库, 且经过逐家上市公司逐年手工收集并计算之后获得。

(3) 最终控制人类型 (*TopHolder*)。对不同类型企业而言, 同样的政企关系强度对地方政府的影响力是不一样的。对国有控股企业来讲, 具有政治关系与国有产权叠加两种关系, 显然会对地方政府环境信息公开产生更大影响。因此, 最终控制人类型也是解释地方政府环境信息公开的重要变量。本文将最终控制人类型设定为哑变量, 若企业由地方政府或地方国资委所属为 1, 即国有企业。其他为非国有企业, 最终控制人类型设定为 0。

(4) 市场化进程 (*Index*)。已有研究通常将樊纲等编制的“中国市场化指数”五个指标^{[22](P19-21)}的主成分分析法合成值作为衡量指标或者是各地区市场化总体评分作为市场化进程的指标, 如方军雄、夏立军等的研究^{[37][38][39]}。不同于已有研究, 本文关注的是政府环境信息公开的问题, 主要考察的是政府和当地市场 (企业) 之间的政企关系对政府信息公开的影响, 因此采用五个成分之一的“政府与市场的关系”作为市场化进程的替代指标。数据来源为樊纲等编著的《中国市场化指数——各地区市场化相对进程报告》。

此外, 参照相关文献, 本研究控制了公司规模 (*Size*)、股东权益收益率 (*Roe*)、资产负债率 (*Lev*)、行业 (*Indr*) 和年度 (*Year*) 等变量。主要变量定义如表 1 所示。

表 1 主要变量定义表

类型	变量符号	变量名称	计算说明
被解释变量	<i>Env</i>	地方环境信息公开披露程度	依据公众环境研究中心 (IPE) 与美国自然资源保护委员会 (NRDC) 合作开发的污染源监管信息公开 PITI 指数计算得到。
解释变量	<i>PC</i>	政企关系强度	高管中具有政治背景人数/高管总数×100%, 人工收集。
	<i>Index</i>	市场化进程	采用樊纲等编著的《中国市场化指数——各地区市场化进程报告》(2011) 中的政府与市场的关系指数作为市场化进程的替代指标。
控制变量	<i>TopHolder</i>	最终控制人类型	哑变量, 企业由地方政府或地方国资委所属为 1, 其他为 0。
	<i>Size</i>	公司规模	公司总资产的自然对数。
	<i>Roe</i>	股东权益收益率	税后利润除以净资产。
	<i>Lev</i>	资产负债率	期末负债总额/期末资产总额×100%。

2. 模型设定。

根据研究假设的要求, 本文构建以下模型来验证研究假设。在计量模型中, 因为本文的思路是将政府

环境信息披露视作企业环境信息披露的补充值，所以在模型中控制了企业的微观特征变量。

$$Env = \beta_0 + \beta_1 PC + \beta_2 PC * TopHolder + \beta_3 TopHolder + \beta_4 Index + \beta_5 PC * Index + \beta_6 Size + \beta_7 Roe + \beta_8 Lev + \sum Year + \sum Indr + \epsilon$$

四、实证结果分析

(一) 主要变量描述性分析

表 2 为全样本描述统计。我们发现，地方环境信息公开披露程度 (*Env*) 的均值和中位数相差不大，且均接近 50 分（总分为 100），说明地方环境信息公开披露程度处于中等水平；但标准差及极差较大，这表明不同地区之间的政府环境信息公开披露程度差距很大。政企关系强度 (*PC*) 的均值和中位数较低，说明样本企业的平均政企关系强度较低；极差较大，则意味着不同企业之间的政企关系强度差距较大。市场化指数 (*Index*) 的均值和 P25 均较高，说明各地区市场化进程的平均水平较高，市场化进程高的地区占了较大的样本比例。

表 2 全样本描述统计

Variable	N	Mean	Sd	P25	P50	P75	Min	Max
<i>Env</i>	2 501	46.69	17.66	32.40	47.80	60.30	12.4	83.30
<i>PC</i>	2 501	0.15	0.15	0.05	0.11	0.21	0	0.75
<i>Index</i>	2 501	8.64	1.22	8.18	8.95	9.69	5.04	10.15
<i>TopHolder</i>	2 501	0.70	0.46	0	1	1	0	1
<i>Roe</i>	2 501	0.05	0.19	0.02	0.06	0.12	-1.12	0.48
<i>Lev</i>	2 501	0.53	0.19	0.40	0.54	0.67	0.10	0.93
<i>Size</i>	2 501	22.10	1.38	21.13	21.99	22.90	18.96	26.02

表 3 为变量的相关系数表。我们发现，被解释变量 *Env* 与解释变量 *Index* 之间存在显著相关关系，*Env* 和 *PC* 之间的相关系数不大，因此本研究将 *PC* 按照大小分为三组，取最高值和最低值作为有和无政企关系强度，以保证实证结果的可靠性。表 3 中主要解释变量之间的相关系数均小于 0.2，说明主要解释变量之间相关关系较弱，不存在严重的多重共线性。

表 3 变量相关系数表

	<i>Env</i>	<i>PC</i>	<i>Index</i>	<i>TopHolder</i>	<i>Size</i>	<i>Roe</i>	<i>Lev</i>
<i>Env</i>	1.000						
<i>PC</i>	0.001	1.000					
<i>Index</i>	0.580***	0.019	1.000				
<i>TopHolder</i>	-0.073***	0.145***	-0.091***	1.000			
<i>Size</i>	0.026	0.099***	0.005	0.234***	1.000		
<i>Roe</i>	0.052***	0.017	0.064***	0.079***	0.162***	1.000	
<i>Lev</i>	-0.037*	0.028	-0.039*	0.154***	0.264***	-0.238***	1.000

注：表中报告的是 pearson 相关系数，***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

(二) 政企关系、最终控制人类型与政府环境信息公开的实证结果分析

从表 4 中模型 1 的实证结果我们可以看到，政企关系强度与地方政府环境信息公开程度在 1% 的水平下显著负相关，系数为 -5.001。同时，最终控制人类型和市场化进程均在 1% 的水平下与政府环境信息公开显著正相关。政企关系强度与地方政府环境信息公开显著负相关表明，随着政企关系的加强，地方政府环境信息公开的程度呈下降状态，验证了假设 1。

模型 2 在模型 1 的基础上加入了政企关系强度与最终控制人类型的交乘项 $PC * TopHolder$ ，考察最终控制人类型对政企关系依赖程度的影响。从模型 2 看出，政企关系仍然在 1% 的水平下与政府环境信息公开负相关，系数为 -5.226； $PC * TopHolder$ 在 10% 的水平下与地方政府环境信息公开正相关，系数

为 5.461，即在同样的政企关系强度下，国有企业的分值要高于非国有企业。这表明国有企业通过政企关系对环境信息公开程度的影响显著弱于非国有企业。也就是说，非国有企业更倾向于通过建立政企关系来影响政府环境信息公开，验证了假设 2。

表 4 政企关系、市场化进程与政府环境信息公开披露的回归结果

	模型 (1)		模型 (2)		模型 (3)		模型 (4)	
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
<i>PC</i>	-5.001***	(-18.364)	-5.226***	(-23.866)	-2.604***	(-1.744)	-3.604***	(-2.647)
<i>Size</i>	-0.226	(-0.810)	-0.215	(-0.764)	-0.113	(-1.432)	-0.096	(-1.428)
<i>Roe</i>	-0.062	(-0.122)	-0.027	(-0.055)	-0.252	(-0.602)	-0.093	(-0.298)
<i>Lev</i>	1.758	(1.108)	1.802	(1.158)	-0.028	(-0.017)	0.240	(0.156)
<i>TopHolder</i>	0.988***	(7.409)	0.290	(0.732)	0.512	(0.511)	-1.559	(-1.466)
<i>Index</i>	4.722***	(335.262)	4.721***	(349.79)	4.688***	(190.021)	4.689***	(213.376)
<i>PC*TopHolder</i>			5.461*	(1.697)			13.948***	(3.540)
<i>PC*Index</i>					-1.371***	(-2.095)	-1.333**	(-2.185)
<i>Year_j</i>	控制		控制		控制			
<i>Indr_j</i>	控制		控制		控制			
<i>r²_w</i>	0.324		0.324		0.332		0.334	
<i>F</i>	161.509		191.466		5.574		6.463	

注：***表示在 1%的水平上显著，**表示在 5%的水平上显著，*表示在 10%的水平上显著；括号中为 T 值。

(三) 市场化进程、政企关系与环境信息公开的实证结果

模型 1 的回归结果表明，市场化进程在 1%水平下与政府环境信息公开正相关，系数为 4.722，说明一个地区的市场化进程能够促进该地政府对环境信息的公开，验证了假设 3。模型 3 在模型 1 的基础上增加了市场化进程与政企关系的交乘项，回归结果如下：市场化进程依然在 1%水平下与政府环境信息公开正相关，系数为 4.688；*PC*Index* 在 1%水平下与政府环境信息公开负相关，系数为 -1.371，结果表明政企关系的存在会抑制市场化进程对政府环境信息公开的促进作用，验证了假设 4。在模型 4 中，综合各因素，*PC* 仍然在 1%水平与地方政府环境信息公开负相关，系数为 -3.604；*PC*Index* 在 5%水平与地方政府环境信息公开负相关，系数为 -1.333；*PC*TopHolder* 的系数显著正相关，且在 1%水平显著，系数为 13.948。所以仍验证了单因素模型的结论。

(四) 稳健性检验

已有文献曾将董事长是否具有政治关系作为政企关系的衡量变量，本研究中该指标和企业高管政治关系的相关系数大于 0.5，两个指标具有相似性，容易使模型存在共线性的问题。因此，为了检验以上结论的可靠性，本文将董事长是否具有政治关系作为政企关系的替代指标，再次进行回归检验。参照刘慧龙等的做法，使用 0-1 变量来衡量政治关系强度^[34]，若高管中有曾经在或正在政府部门、军队等行业任职的取值为 1，否则为 0。回归结果如表 5 所示，两种衡量方法下均得出了政企关系和政府环境信息披露负相

表 5 稳健性检验回归结果

	PC 采用董事长是否有政治关系衡量				PC 采用 0-1 哑变量法来衡量			
	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)
<i>PC</i>	-0.463	-3.533***	-7.964	-12.690**	-0.072	-2.420**	-1.994	-6.637
	(-0.710)	(-2.741)	(-1.505)	(-2.296)	(-0.108)	(-2.129)	(-0.454)	(-1.407)
<i>Size</i>	-0.305	-0.295	-0.305	-0.294	-0.300	-0.322	-0.299	-0.321
	(-1.337)	(-1.293)	(-1.334)	(-1.287)	(-1.305)	(-1.402)	(-1.299)	(-1.396)
<i>Roe</i>	0.891	0.883	0.866	0.853	0.842	1.052	0.842	1.066
	(0.592)	(0.587)	(0.575)	(0.567)	(0.560)	(0.699)	(0.560)	(0.780)
<i>Lev</i>	-1.660	-1.629	-1.697	-1.672	-1.657	-1.598	-1.640	-1.560
	(-1.060)	(-1.042)	(-1.084)	(-1.070)	(-1.058)	(-1.022)	(-1.047)	(-0.997)
<i>TopHolder</i>	-0.060	-0.860	-0.053	-0.899	-0.088	-2.841**	-0.110	-3.068**
	(-0.096)	(-1.249)	(-0.085)	(-1.305)	(-0.141)	(-2.286)	(-0.175)	(-2.421)

续表 5

	PC 采用董事长是否有政治关系衡量				PC 采用 0-1 哑变量法来衡量			
	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)
<i>Index</i>	8.359*** (37.040)	8.354*** (37.066)	8.220*** (33.436)	8.187*** (33.318)	8.351*** (37.024)	8.300*** (36.699)	8.187*** (18.850)	7.950*** (17.960)
<i>PC* TopHolder</i>		4.125*** (2.761)		4.370*** (2.913)		3.603*** (2.561)		3.841*** (2.685)
<i>PC* Index</i>			-0.005 (-0.011)	-1.028* (-1.704)			-0.224 (-0.442)	-0.473 (-0.921)
<i>Year_j</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Ind_j</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>r2_w</i>	0.417	0.418	0.417	0.419	0.416	0.418	0.416	0.418
F	161.605	149.167	148.370	138.022	161.529	148.945	148.036	137.544

注：*** 表示在 1% 的水平上显著，** 表示在 5% 的水平上显著，* 表示在 10% 的水平上显著；括号中为 T 值。

关；市场化进程越高，政府环境信息公开得分越高；同样政企关系强度的情况下，民营企业寻租的空间较国有企业大；市场化进程和政企关系之间有替代作用的结论。除了显著性水平和前文有些许差异外，稳健性检验的结论基本支持了前文的研究结论。此外，本研究还将政府环境信息公开得分按照中位数分组，即得分大于 47.8 的为高披露组，小于等于 47.8 的为低披露组，分别对这两组样本重复上述的回归，结论和前文仍然一致（略去表格）。

五、结 论

与以往研究不同，本文没有将视角定位于企业自身的环境信息披露，而是从政企关系的视角研究了地方政府环境信息披露，以及市场化进程对地方政府环境信息公开程度的影响。研究发现，政企关系与地方政府公开环境信息的程度显著负相关，这意味着政企关系会严重影响政府在公开环境信息时的客观公正，损害公众对于企业环境行为的知情权和监督权。进一步的研究发现，非国有企业更倾向于通过建立政企关系来影响地方政府环境信息公开。市场化进程作为一种特殊的制度环境能够促进地方政府公开环境信息，然而政企关系的存在会抑制这种促进作用。基于上述研究结果，针对我国地方政府环境信息披露存在的问题，向国家层面的监管者提出以下两点政策建议：

（一）交叉监管，定期抽检

以上研究说明企业的最终控制人类型会影响到当地政府的环境信息公开。国有企业和非国有企业通过不同的途径影响政府环境信息的公开：国有企业通过和政府之间天然的血缘关系获取庇护；非国有企业更倾向于通过建立政企关系来对地方政府公开环境信息程度进行干扰。因此环保部等监管部门应区别对待，对于国有企业，可尝试让地方政府交叉监管对方辖区内的国有企业，从而形成制约机制；对于非国有企业，中央政府可要求地方政府每年公开本辖区污染相对严重的企业名单，以对其进行不定期督查。以上做法旨在预防地方政府在环境信息披露中的“权力过度”。

（二）加快市场化进程，抑制政企关系强度

本文实证结论显示市场化进程会促进当地政府的环境信息披露，而政企关系则会抑制这种作用。因此，相关部门在抑制政企关系强度的同时，更要注重通过完善相关法律制度，提高市场的资源配置效率，保证市场健康有序发展。市场化程度的提高，一可以减少政府在环境信息披露中的有偏行为；二可以使辖区国有企业与非国有企业处于公开、透明的竞争中，共享资源，共担责任，降低政企关系强度，避免寻租行为的发生。

参考文献

- [1] 唐国平, 李龙会. 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[J]. 中南财经政法大学学报, 2011, (6).

- [2] 耿建新,刘长翠.企业环境会计信息披露及其相关问题探讨[J].审计研究,2003,(3).
- [3] 申进忠.我国环境信息公开制度论析[J].南开学报(哲学社会科学版),2010,(2).
- [4] 贺桂珍,等.中国政府环境信息公开实施效果评价[J].环境科学,2011,(11).
- [5] 刘茜,吴小寅,尹琦明,等.论如何有效推进政府环境信息公开——以南宁市环境保护局为例[A].中国环境科学学会.2012中国环境科学学会学术年会论文集(第一卷)[C].北京:中国农业大学出版社,2012.
- [6] 刘超,林亚真.政府环境信息公开的方式选择及其完善——以环境社会学为视角[J].河南师范大学学报(哲学社会科学版),2009,(6).
- [7] 刘萍,陈雅芝.政府环境信息公开和保密的利益限制与平衡[J].理论导刊,2011,(8).
- [8] 李侃如,李继龙.中国的政府管理体制及其对环境政策执行的影响[J].经济社会体制比较,2011,(2).
- [9] 聂辉华,蒋敏杰.政企合谋与矿难:来自中国省级面板数据的证据[J].经济研究,2011,(6).
- [10] Epstein, E. *The Corporation in American Politics* [M]. New Jersey: Englewood Cliffs Prentice Hall, 1969.
- [11] 胡旭阳,史晋川.民营企业的政治资源与民营企业多元化投资——以中国民营企业500强为例[J].中国工业经济,2009,(4).
- [12] 罗党论,刘晓龙.政治关系、进入壁垒与企业绩效——来自中国民营上市公司的经验证据[J].管理世界,2009,(5).
- [13] 罗党论,唐清泉.中国民营上市公司制度环境与绩效问题研究[J].经济研究,2009,(2).
- [14] 夏立军,陆铭,余为政.政企纽带与跨省投资——来自中国上市公司的经验证据[J].管理世界,2011,(7).
- [15] 胡旭阳.民营企业家的政治身份与民营企业的融资便利——以浙江省民营百强企业为例[J].管理世界,2006,(5).
- [16] 潘红波,夏新平,余明桂.政府干预、政治关联与地方国有企业并购[J].经济研究,2008,(4).
- [17] 饶茜,廖芳丽,刘斌.政治关联、会计信息透明度与企业投资效率[A].中国会计学会.中国会计学会2012年学术年会论文集[C].2012.
- [18] 黎文靖.所有权类型、政治寻租与公司社会责任报告:一个分析性框架[J].会计研究,2012,(1).
- [19] 张祥建,徐晋,王小明.民营企业政治竞争力的微观结构与动态演化特征——基于动力学分析框架的新视角[J].中国工业经济,2011,(9).
- [20] 张建君,张志学.中国民营企业家的政治战略[J].管理世界,2005,(7).
- [21] 徐晋,贾馥华,张祥建.中国民营企业的政治关联、企业价值与社会效率[J].人文杂志,2011,(4).
- [22] 樊纲,王小鲁.中国市场化指数——各地区市场化相对进程报告[M].北京:经济科学出版社,2011.
- [23] 康继军,张宗益,傅蕴英.中国经济转型与增长[J].管理世界,2007,(1).
- [24] 樊纲,王小鲁,马光荣.中国市场化进程对经济增长的贡献[J].经济研究,2011,(9).
- [25] 中国企业家调查系统.市场化改革与中国企业家成长——2008·中国企业家队伍成长与发展15年调查综合报告(下)[J].管理世界,2008,(12).
- [26] 王锡锌.信息公开的制度实践及其外部环境——以政府信息公开的制度环境为视角的观察[J].南开学报(哲学社会科学版),2011,(2).
- [27] 韦付萍.完善我国政府信息公开救济制度的几点思考[J].理论导刊,2012,(2).
- [28] 严仍昱.公民权利保障与政府信息公开制度构建[J].中州学刊,2013,(7).
- [29] 阎波,高小平.政府绩效管理创新中的“样本点”[J].中国行政管理,2013,(10).
- [30] 孙铮,刘凤委,李增泉.市场化程度、政府干预与企业债务期限结构[J].经济研究,2005,(5).
- [31] 周军,李霞,周国梅.我国政府环境信息公开现状评估及政策建议[J].环境保护,2011,(13).
- [32] 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).
- [33] 雷光勇,李书锋,王秀娟.政治关联、审计师选择与公司价值[J].管理世界,2009,(7).
- [34] 刘慧龙,张敏,王亚平.政治关联、薪酬激励与员工配置效率[J].经济研究,2010,(9).
- [35] 潘越,戴亦一,李财喜.政治关联与财务困境公司的政府补助——来自中国ST公司的经验证据[J].南开管理评论,2009,(5).
- [36] 邓建平,曾勇.政治关联能改善民营企业的经营绩效吗[J].中国工业经济,2009,(2).
- [37] 方军雄.所有制、制度环境与信贷资金配置[J].经济研究,2007,(12).
- [38] 夏立军,陈信元.市场化进程、国企改革策略与公司治理结构的内生决定[J].经济研究,2007,(7).
- [39] 方军雄.市场化进程与资本配置效率的改善[J].经济研究,2006,(5).

(责任编辑 朱 蓓)