

环境政策不确定性与企业环境信息披露

——来自地方环保官员变更的证据

于连超, 张卫国, 毕茜, 董晋亭

(西南大学 经济管理学院, 重庆 400715)

摘要: 地方环保官员变更,既可能致使环境政策更加严格,又可能导致环境政策出现断层,进而对企业环境信息披露产生重要影响。文章基于环境政策不确定性的研究视角,考察了地方环保官员变更对企业环境信息披露的影响。研究发现:地方环保官员变更对企业环境信息披露具有显著的正向影响,且这种正向影响在国有企业与民营企业中没有明显差异,但随着时间的推移,这种正向影响不断下降。进一步的研究发现,在市场化水平较低、监管距离较近与环境绩效较差的企业中,地方环保官员变更对企业环境信息披露的正向影响更显著。最后,文章对上述正向影响的内在机理进行了探讨,发现地方环保官员变更通过发挥约束效应和激励效应促进民营企业环境信息披露,而仅通过发挥约束效应促进国有企业环境信息披露。研究结论从地方环保官员变更的视角拓展了企业环境信息披露的驱动因素研究,为政府相关部门督促企业承担环境治理的主体责任提供了有益启示。

关键词: 环境政策不确定性;地方环保官员变更;企业环境信息披露;企业环境治理

中图分类号: F233 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2020)02-0035-16

一、引言

改革开放以来,中国经济依靠传统的生产要素驱动创造了经济增长的奇迹,但这种粗放型经济增长模式难以持续,资源环境约束已接近瓶颈。中共十九大提出:“中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,正处在转变发展方式、优化经济结构、转换增长动力的关键期。”经济高质量发展不再仅强调经济增长的速度,更加注重经济增长的质量和效益,需要政府协调好经济发展与环境保护之间的关系。中共十九大进一步指出:“必须树立和践行绿水青山就是金山银山的理念”,将生态文明建设推向了制高点。重污染企业环境治理作为生态文明建设的重要环节,是理论界和实务界共同关注的重点议题。企业环境信息披露作为外界了解企业环境表现的重要渠道,不仅是发挥社会监督的有效途径,更是促进企业环境治理的重要机制(Cormier

收稿日期:2019-08-14

基金项目: 国家社会科学基金项目“环境保护费改税与工业企业绿色转型协调的政策设计与支撑体系研究”(17BJY060);中央高校基本科研业务费专项资金重大培育项目“环境税对工业企业绿色创新的驱动机制研究”(SWU1909205);中央高校基本科研业务费专项资金学生项目“教育精准扶贫对农村家庭代际贫困传递的阻断机制研究”(SWU1909519);重庆市研究生科研创新项目“教育对农村家庭贫困代际传递的影响研究——基于可行性能力分析框架”(CYB18079)。

作者简介: 于连超(1991-),男,天津人,西南大学经济管理学院博士研究生;

张卫国(1965-),男,安徽芜湖人,西南大学经济管理学院教授,博士生导师;

毕茜(1968-),女,江苏常州人,西南大学经济管理学院教授,博士生导师(通讯作者);

董晋亭(1994-),女,山西吕梁人,西南大学经济管理学院硕士研究生。

等, 2005; 沈洪涛和冯杰, 2012; 毕茜等, 2012)。鉴于此, 如何更加有效地促进企业环境信息披露, 引起了学者们的广泛探讨。

理论界对企业环境信息披露的解释主要基于合法性理论、利益相关者理论、资源依赖理论和自愿信息披露理论 (Suchman, 1995; Porter和Der Linde, 1995; Nienhüser, 2008; Chiu和Wang, 2015)。学者们基于上述理论对企业环境信息披露的驱动因素进行了大量探讨, 主要围绕制度环境、利益相关者压力、内外治理环境、政治关联、高管变更、环境表现、管理层能力等方面展开 (Wilmschurst和Frost, 2000; Lee, 2010; Sutantoputra等, 2012; 沈洪涛和冯杰, 2012; 毕茜等, 2012; Peters和Romi, 2014; Cheng等, 2017; 郑建明等, 2017; 陈璇和钱维, 2018)。可见, 通过营造良好的制度环境、施加更大的利益相关者压力、完善企业内外的治理机制等方式, 可以有效促进企业环境信息披露, 其中良好的制度环境是企业环境信息披露的核心驱动力 (Li等, 2018; 钱雪松和彭颖, 2018)。制度环境不仅包括政府监管制度、环境信息披露制度、社会责任制度、新《环保法》等政策因素, 还包括地方环保官员变更引发的环境政策不确定性等体制因素, 但现有文献对此探讨还不足。

在地方环境治理的权责划分下, 地方政府主要负责审批辖区内的环境政策, 地方环保部门主要负责制定和执行辖区内的环境政策。地方环保官员作为地方环保部门的主要责任人, 在地方环保系统中具有绝对权威和影响力, 其有能力采取环境政策来影响辖区内的企业环境行为 (胡珺等, 2019)。地方环保官员的政绩考核与其环境治理绩效直接挂钩, 地方环保官员也有动力来干预企业环境行为。可见, 地方环保官员会对企业环境行为产生重要的影响。但不同环保官员对环境政策的偏好和选择存在差异, 当地方环保官员发生变更时, 环境政策不确定性程度必然会随之上升, 从而影响企业环境信息披露。一方面, 在晋升锦标赛的理论下, 地方环保官员变更可能致使环境政策更加严格, 进而促进企业环境信息披露; 另一方面, 地方环保官员变更可能导致环境政策难以预测和出现断层, 进而抑制企业环境信息披露。为此, 本文基于环境政策不确定性的研究视角, 探讨地方环保官员变更对企业环境信息披露的影响。

本文可能的贡献在于: 第一, 从地方环保官员变更这个体制因素视角拓展了企业环境信息披露的驱动因素研究。已有研究较多地探讨了环境政策本身对企业环境信息披露的影响, 但体制因素作为制度环境的重要组成部分, 也会对企业环境信息披露产生重要的影响, 而现有研究较为缺乏。因此, 本文从环境政策不确定性的视角探讨地方环保官员变更对企业环境信息披露的影响, 丰富了企业环境信息披露的驱动因素研究。第二, 进一步验证了在企业环境行为中政府与市场的关系。现有文献分别探讨了政府干预与市场机制对企业环境行为的影响, 本文借助地方环保官员变更的准自然实验, 进一步明晰了政府与市场在驱动企业环境信息披露过程中的角色和定位。第三, 从地理经济学视角丰富了企业环境信息披露的理论研究。现有关于企业环境信息披露的动因研究较少关注地理位置的影响, 本文借助地理经济学的相关理论, 探讨了不同监管距离下地方环保官员变更对企业环境信息披露的影响, 拓展了企业环境信息披露的理论研究。第四, 从约束效应和激励效应两方面考察了不同产权性质下地方环保官员变更对企业环境信息披露的影响机制。已有研究虽然验证了地方环保官员变更对企业环境治理的影响, 但忽略了不同产权性质下影响机制的差异性, 本文从地方环保官员变更所带来的约束效应和激励效应出发, 分析了不同产权性质下地方环保官员变更对企业环境信息披露影响机制的异质性, 在理论上深化了地方环保官员变更对微观企业环境行为的影响研究。

二、文献回顾与研究假设

(一) 文献回顾

制度因素作为企业环境信息披露的重要驱动力,引起了学者们的广泛探讨,主要包括环境规制、政府监管等正式制度与文化、价值取向等非正式制度两方面。在Wilmshurst和Frost(2000)构建的合法性分析框架下, Lee(2010)、Li等(2018)探讨了环境规制的影响; Cormier等(2005)、沈洪涛和冯杰(2012)研究了政府监管的影响; 毕茜等(2012)考察了环境信息披露制度的作用; 钱雪松和彭颖(2018)探究了社会责任制度的作用; 陈璇和钱维(2018)分析了新《环保法》实施的影响。除正式制度之外, 毕茜等(2015)还考察了传统文化的作用。以上研究均表明, 良好的制度环境是驱动企业环境信息披露的重要保障。但现有研究较多关注环境政策本身, 而忽视了官员变更等体制因素。当地方官员发生变更, 企业面临的政策环境发生显著变化时, 这会深刻地影响企业行为(徐业坤和马光源, 2019)。Julio和Yook(2012)、陈艳艳和罗党论(2012)、徐业坤等(2013)均发现, 地方官员变更会影响企业投资, 但未形成一致结论。徐业坤和马光源(2019)发现, 地方官员变更会导致企业产能过剩。姜彭等(2015)和Xu等(2016)发现, 地方官员变更会提高企业现金持有水平。除此之外, 地方官员变更还会对企业慈善捐赠(戴亦一等, 2014)、企业股利政策(雷光勇等, 2015)、企业税收规避(陈德球等, 2016)等方面产生重要的影响。地方环保官员作为辖区内环境政策的制定者和执行者, 其变更会引起环境政策不确定性提高, 这会深刻地影响企业环境行为, 但现有文献对此探讨还不足, 尤其是企业环境信息披露行为。胡珺等(2019)发现, 地方环保官员变更会有效地促进企业进行环境治理。然而, 地方环保官员变更是否会影响企业环境信息披露, 这一问题对政府、债权人、股东等利益相关者的决策至关重要, 但现有研究尚未给出明确的回答。

综上所述, 国内外学者对企业环境信息披露的驱动因素和地方官员变更的微观影响已有一定的研究, 但仍存在以下不足: 第一, 制度环境、利益相关者、治理机制、政治关联等因素作为影响企业环境信息披露的重要因素, 已有研究颇丰, 但忽视了地方环保官员变更等体制因素的影响。地方环保官员变更会引起环境政策的不确定性提高, 进而如何影响企业环境信息披露, 亟待进一步研究。第二, 地方环保官员作为辖区内环境政策的制定者和执行者, 其变更会对企业环境行为产生重要的影响, 但现有研究对此探讨不足。企业环境信息披露作为外界获取企业环境信息的重要渠道, 是发挥社会公众监督和督促企业环境治理的重要手段。地方环保官员变更将如何影响企业环境信息披露, 需要深入研究。第三, 现有关于地方环保官员变更对微观企业行为的影响机制研究, 忽视了不同产权性质的差异性。产权制度作为中国重要的制度因素, 决定着企业的资源禀赋、政企关系等诸多方面。因此, 探讨在不同的产权性质下地方环保官员变更对企业环境行为的影响机制是否存在差异, 将有助于更加深入地明晰产权制度在企业环境行为中发挥的作用。

(二) 理论分析与研究假设

1. 地方环保官员变更与企业环境信息披露。政府与官员构成的制度环境对企业行为具有重要影响(Shleifer和Vishny, 1994)。在中国经济转型的过程中, 政府会运用产业政策、货币政策等干预手段来调控经济运行, 微观企业的生产经营在很大程度上会受到政府行为的影响, 而政府行为本身是地方官员动机的体现(周黎安, 2007)。地方环保官员作为辖区环境治理的主要负责人, 有能力在国家宏观环境政策的基础上制定和实施其辖区内的环境政策, 有动力为了完成考核和获得晋升运用更强的环境政策以改善辖区内的环境状况。在中国式官员晋升的体系下, 地方环保官员变更是一种常态。当地方环保官员变更时, 辖区内环境政策存在较大的不稳定性, 这会对企业环境行为产生重要的影响(胡珺等, 2019)。地方环保官员治理环境的方式主要

包括环境规制和环保补贴,其中:环境规制注重通过制定更严格的环境标准、强化政府环境监管等措施来进行约束;环保补贴则更加强调通过运用经济措施进行激励(Zeng等,2012;沈洪涛等,2018)。因此,地方环保官员变更会通过环境规制和环保补贴来影响企业环境信息披露。一方面,在晋升锦标赛的理论框架下,当地方环保官员发生变更,新任地方环保官员会运用更强的环境规制措施来提高企业环境合法性压力,也会使用力度更大的环保补贴措施以降低企业环境披露成本,进而促进企业环境信息披露。另一方面,当地方环保官员发生变更,新任地方环保官员实施的环境政策可能难以预测,也可能出现断层,进而抑制企业环境信息披露。

第一,地方环保官员变更可能会致使环境规制强度和环保补贴力度提高,进而促进企业环境信息披露。具体来说:其一,地方环保官员变更可能会致使环境规制强度提高,引致环境合法性压力提升,进而促进企业环境信息披露,表现为“约束效应”。Jaffe等(1995)与范庆泉等(2016)研究发现,环境规制对环境治理具有显著的正向影响。与其他环境治理手段相比,提高环境保护的标准、加强政府环境监管等行政干预手段的环境治理作用立竿见影,可有效地督促企业履行更多的环境责任(沈洪涛和冯杰,2012)。徐业坤和马光源(2019)发现,官场竞争带来了地方官员的短期化行为,官员变更加剧了当地企业的产能过剩。同理,当地方环保官员发生变更时,官场竞争的压力会强化环保官员的短期化行为,进而使其更加偏好行政干预手段来进行环境治理。这种行政干预会直接导致地方环境规制强度上升,进而提高企业环境合法性压力(于连超等,2019)。根据组织合法性理论,企业作为一个社会组织,需要符合由社会所构建的规范、价值观、规则等标准(Suchman, 1995)。倘若企业不能满足利益相关者的合法性要求,企业与社会之间的关系就会难以为继,进而威胁企业的生存和发展。企业环境合法性作为企业合法性的重要组成部分,关乎企业的可持续发展。企业环境信息披露作为企业向利益相关者传递其环境合法性的渠道,可有效地满足利益相关者的环境合法性要求。当企业更加充分、全面地披露环境信息,能有效地维护企业环境合法性地位,进而获得利益相关者的认可(沈洪涛和冯杰,2012)。Lee(2010)、李强和冯波(2015)均发现,环境规制强度的提高可有效地促进企业履行环境责任,提高环境信息披露水平。因此,地方环保官员变更可通过发挥约束效应来促进企业环境信息披露。

其二,地方环保官员变更可能会致使环保补贴力度提升,引致环境信息披露成本下降,进而促进企业环境信息披露,表现为“激励效应”。胡珺等(2019)发现,在环境治理的过程中,地方环保官员运用约束性措施的同时,还会运用环保补贴等激励性措施。大量研究发现,环保补贴作为环境治理的重要手段,可有效地激励企业进行环境治理(Toshimitsu, 2010; 沈洪涛等, 2018)。当企业履行环境责任所需要的调整成本较高时,如购买环保设备、进行员工培训、研发环保工艺等,这会导致企业进行环境信息披露的成本提高。当政府环保补贴提高时,企业调整成本会随之下降(李万福和杜静,2016),导致企业披露环境信息的成本下降,从而促进企业环境信息披露。同时,当地方环保官员变更时,现有政企格局会发生变化。资源依赖理论认为,组织的生存需要充分利用周围环境中的资源,并相互依存和相互作用(Nienhüser, 2008)。在新的政企格局下,企业既有的政治资源及其相应的资源优势会随之减弱甚至消失(Xu等,2016)。为了获取现任环保官员的好感和信任,企业有动力构建新的政企关系,以便在新一轮的环境资源博弈中获得竞争优势(戴亦一等,2014)。企业通过环境信息披露,可向环保部门展示自身良好的环境行为与履行环境责任的社会责任感,进而给新任地方环保官员留下良好的印象,从而有利于企业在新一轮的环保资源配置中获得竞争优势,以获取更多的政府环保资源,如环保补贴等。可见,地方环保官员变更带来的政企关系变化,会促使企业提高环境信息披露来向环保部门传递企业环境责任履行的积极信号,以便获取更多的环保资源。

第二,地方环保官员变更可能还会导致环境政策难以预测和出现断层,进而抑制企业环境信息披露。具体来说:其一,地方环保官员变更会提高环境规制强度,但环境规制强度提高的幅度难以捕捉。陈德球等(2016)发现,地方官员变更会提高企业税收规避程度,表现出企业政策选择更加保守。当地方环保官员变更时,环境规制强度提升的不确定性会使企业采取保守型策略,表现为企业推迟披露环境信息。同时,环境规制强度上升幅度的不确定性还会提高企业的环境风险。为了规避环境风险,企业可能会选择推迟或减少环境信息披露。其二,地方环保官员变更会引起环境政策出现断层。一方面,地方环保官员变更可能会导致职位出现空档期(曹春方,2013)。在职位的空档期内,环境政策的制定和执行效率均会下降,企业此时进行政府寻租的成本会提高,相应的寻租收益会下降。因此,理性的企业会选择推迟披露环境信息以等待环境政策稳定期的到来。另一方面,地方环保官员变更也会导致环境政策的不连续性和不确定性提高,进而抑制企业环境信息披露。地方环保官员变更引发的环境政策不确定性会提高环境信息的不对称程度,增加企业所面临的政策性成本(徐业坤等,2013; An等,2016)。在不了解新环境政策的情况下,企业会选择推迟披露环境信息以保持与外界之间的环境信息不对称。当环境政策相对稳定时,企业才会选择披露更多的环境信息。

综上所述,本文提出如下假设:

H1a: 地方环保官员变更会促进企业环境信息披露。

H1b: 地方环保官员变更会抑制企业环境信息披露。

2. 市场化水平、地方环保官员变更与企业环境信息披露。市场化水平的高低,反映出政府与市场在资源配置中的作用。当市场化水平较高时,市场主导资源配置;当市场化水平较低时,政府主导资源配置(陈璇和钱维,2018)。当市场化水平较低时,地方环保官员变更所发挥的约束效应和激励效应均会更强,进而强化其对企业环境信息披露的正向影响。具体来说:从约束效应的角度,地方环保官员变更会提高企业环境合法性压力,此时企业环境合法性在较大程度上由政府等非市场因素决定,这会促使企业通过披露更多的环境信息来获得政府环境合法性的认可,从而强化约束效应对企业环境信息披露的促进作用;从激励效应的角度,地方环保官员变更会引起环保资源的重新配置和整合(胡珺等,2019),此时企业环境资源配给在很大程度上由政府主导,这会激励企业通过披露更多的环境信息来获取更多的环保资源,从而加强激励效应对企业环境信息披露的促进作用。同理,当市场化水平较低时,地方环保官员变更所引致的环境政策难以预测,并且出现断层的影响也会提升,进而强化地方环保官员变更对企业环境信息披露的负向影响。因此,本文提出如下假设:

H2a: 与市场化水平较高的企业相比,地方环保官员变更对市场化水平较低的企业环境信息披露的正向影响更显著。

H2b: 与市场化水平较高的企业相比,地方环保官员变更对市场化水平较低的企业环境信息披露的负向影响更显著。

3. 监管距离、地方环保官员变更与企业环境信息披露。根据地理经济学理论,企业与环保部门之间的地理距离,与环保部门发挥监管职能密切相关。于鹏和申慧慧(2018)发现,当证监会的监管距离越近时,企业盈余质量越高。当监管距离越近时,既便于监管部门进行环境监管,又有利于企业进行寻租(张敏等,2018),这会提高地方环保官员变更对企业环境信息披露的正向影响。一方面,环保部门对监管距离较近企业的监管成本较低,这会导致当地方环保官员变更带来环境规制强度提高时,监管距离较近企业面临的环境合法性压力更大,进而迫使其披露更多的环境信息以获取环境合法性的社会认可。另一方面,监管距离较近的企业可进行更多的寻租活动和发现更多的寻租机会,其披露的环境信息可有效地传递给政府等利益相关者,

更好地缓解政府与企业之间的信息不对称 (Agarwal和Hauswald, 2010), 这有利于其获取更多的环保资源, 激励其披露更多的环境信息。同理, 当环保部门的监管距离较远时, 企业与环保部门的环境信息不对称程度上升, 环境政策预测的难度更高, 环境政策出现断层的概率更高, 从而强化地方环保官员变更对企业环境信息披露的负向影响。因此, 本文提出如下假设:

H3a: 与监管距离较远的企业相比, 地方环保官员变更对监管距离较近的企业环境信息披露的正向影响更显著。

H3b: 与监管距离较远的企业相比, 地方环保官员变更对监管距离较近的企业环境信息披露的负向影响更显著。

4. 环境绩效、地方环保官员变更与企业环境信息披露。地方环保官员变更与企业环境信息披露之间的关系, 还会受到企业环境绩效的影响。当企业环境绩效较差时, 地方环保官员变更对企业环境信息披露的正向影响更强。一方面, 环境绩效较差的企业是政府环境监管的重点对象, 在晋升的压力下新任地方环保官员会提高环境规制强度, 环境绩效较差的企业会面临更高的环境合法性压力, 进而迫使其履行更多的环境责任, 披露更多的环境信息以获得环境合法性的认可 (Rockness, 1985)。另一方面, 环境绩效较差的企业自身在环境责任履行方面存在不足和短板, 导致其更有动力进行政府寻租以获取更多的环保资源, 进而地方环保官员变更所发挥的激励效应更加显著。同理, 当企业环境绩效较差时, 企业对环境政策难以预测或出现断层会更加敏感, 更倾向于少披露或不披露环境信息以等待环境政策稳定期的到来, 从而强化地方环保官员变更对企业环境信息披露的负向影响。因此, 本文提出如下假设:

H4a: 与环境绩效较好的企业相比, 地方环保官员变更对环境绩效较差的企业环境信息披露的正向影响更显著。

H4b: 与环境绩效较好的企业相比, 地方环保官员变更对环境绩效较差的企业环境信息披露的负向影响更显著。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

2008年《环境信息公开办法(试行)》(国家环保总局令第35号)和《上海证券交易所上市公司环境信息披露指引》(监管[2008]18号)相继颁布和实施, 自此企业环境信息披露制度正式建立。但考虑到2008年是企业按照《环境信息披露指引》披露环境信息的元年, 企业环境信息披露的内容和格式尚未统一, 因此本文将研究样本的初始年份设定为2009年。同时, 现有法律法规强制要求重污染企业披露环境信息, 对非重污染企业环境信息披露未进行强制要求, 因此本文选取2009-2017年中国沪深两市A股重污染企业为研究对象。重污染企业的界定依据《上市公司环境信息披露指南》(征求意见稿)(2010), 涵盖火电、钢铁、水泥等在内的16个行业。同时, 本文对研究样本进行如下筛选: 剔除样本期间内出现ST、*ST情形的样本; 剔除核心变量缺失且无法补齐的样本。经以上处理, 本文共得到5 462个重污染企业样本。本文数据来源如下: 企业环境信息披露的数据是由笔者根据企业年度报告、社会责任报告等相关信息进行打分得到, 而且为了减轻主观性带来的误差, 由三人平行打分; 地方环保官员变更及其相关特征的数据是由笔者根据各省份生态环境厅的官方网站和百度百科的相关人物简历搜集整理得到; 市场化水平的数据是由笔者根据王小鲁等(2019)编制的市场化指数整理得到; 监管距离的数据是由笔者使用Python3.7软件获取百度地图有关上市公司注册地及生态环境厅的经纬度坐标后计算得到; 企业环境绩效的数据是由笔者根据企业年度报告中的在建工程附注手工整理得到; 其他变量的数据均来自国泰安数据库和锐思数据库。为了减轻极端值的影响, 本文对连续变量

均进行1%和99%分位数上的缩尾处理。本文数据处理与分析均使用Stata15完成。

(二) 模型设定与变量衡量

为了检验地方环保官员变更对企业环境信息披露的影响,本文构建如下实证模型:

$$EID_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 EPOC_{i,t} + \sum \beta_j CV_{i,t} + \mu_{firm} + \mu_{combined} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, i 代表企业个体; t 代表时间年份; EID 代表企业环境信息披露; $EPOC$ 代表地方环保官员变更; CV 代表所有的控制变量; μ_{firm} 代表个体固定效应; $\mu_{combined}$ 代表行业和时间的联合固定效应。

为了检验地方环保官员变更对企业环境信息披露的影响是否存在市场化水平、监管距离和环境绩效的异质性,本文分别根据上述因素进行分组回归,分组依据为中位数。

本文主要变量的定义与说明如下:

1. 企业环境信息披露 (EID)。现有研究主要使用内容分析法来衡量企业环境信息披露,如沈洪涛和冯杰(2012)、毕茜等(2012)、李强和冯波(2015)等。在既有研究的基础上,本文借鉴毕茜等(2012)的评价体系,从披露载体、环境管理、环境成本、环境负债、环境投资、环境业绩与环境治理、政府监管与机构认证七个方面对企业环境信息披露进行打分,打分规则如下:若没有披露,赋值为0;若定性披露,赋值为1;若定量披露,赋值为2。为了增强指标的可比性,本文使用最大最小归一化法对企业环境信息披露进行标准化处理。

2. 地方环保官员变更 ($EPOC$)。本文对地方环保官员变更的衡量方法如下:若企业注册地所在省份的环保官员发生变更,赋值为1;若企业注册地所在省份的环保官员未发生变更,赋值为0。考虑到地方环保官员变更的影响存在时滞效应,因此若地方环保官员变更发生在一月至六月之间,则认为环保官员变更发生在当年;若地方环保官员变更发生在七月至十二月之间,则认为环保官员变更发生在下一年。

3. 分组变量,主要包括市场化水平 (ML)、监管距离 (RD)、环境绩效 (EP)。借鉴王小鲁等(2019)的研究方法,本文使用企业注册地所在省份的市场化指数来衡量市场化水平。参考于鹏和申慧慧(2018)、张敏等(2018)的研究方法,本文使用企业注册地与其所在省份生态环境厅之间的地理距离来衡量监管距离,地理距离为坐标之间的球面距离,单位为千米。借鉴沈洪涛等(2018)、胡珺等(2019)等的研究方法,本文使用企业环保投资来衡量企业环境绩效,并加1取自然对数。

4. 控制变量。借鉴沈洪涛和冯杰(2012)、毕茜等(2012)、Cheng等(2017)等学者的相关研究,本文控制如下变量:环保官员年龄 (Age),即地方环保官员年龄的自然对数;环保官员性别 ($Gender$),即当地方环保官员的性别为男性,赋值为1,否则取0;环保官员籍贯 ($Local$),即当地方环保官员的籍贯与任职地一致,赋值为1,否则取0;环保官员学历 ($Education$),即当地方环保官员的学历为硕士及以上,赋值为1,否则取0;企业规模 ($Size$),即总资产的自然对数;财务杠杆 (Lev),即总负债占总资产的比例;资产报酬率 (Roa),即净利润占总资产的比例;投资机会 ($TobinQ$),即市场价值除以账面价值;产权性质 ($State$),即若企业产权性质为国有,赋值为1,否则取0;两职合一 ($Dual$),即若董事长与总经理不为同一人,赋值为1,否则取0;董事会规模 ($Board$),即董事会人数的自然对数;独立董事比例 (Id),即独立董事人数占董事会人数的比例;两权分离率 (Sep),即实际控制人拥有上市公司所有权与控制权的持股比例之差;经济发展水平 (GDP),即地区国内生产总值(单位:千亿元);人口密度 ($Popdens$),即地区年末常住人口除以地区陆地面积(单位:千人/平方公里);产业结构 ($Inds$),即地区第二产业产值占地区总产值的比例(工业化率);个体效应 ($Firm$),即个体固定效应;联合效应 ($Combined$),即行业和时间的联合固定效应,引入行业和时间虚拟变量的交互项。

四、实证分析

(一) 描述性统计分析

主要变量的描述性统计结果如表1所示。企业环境信息披露(*EID*)的平均值为0.305,中位数为0.281,最小值为0.000,最大值为0.972,说明不同企业的环境信息披露水平存在明显的差异,表现出两极分化的趋势。地方环保官员变更(*EPOC*)的平均值为0.174,说明约有17.4%的样本存在地方环保官员变更的情况。环保官员年龄(*Age*)的平均值约为55岁($e^{4.010}$),与中位数大致相同。环保官员性别(*Gender*)的平均值为0.937,表明约有93.7%样本的地方环保官员为男性。环保官员籍贯(*Local*)的平均值为0.643,说明约有64.3%样本的地方环保官员来源于当地。环保官员学历(*Education*)的平均值为0.516,表明约有51.6%样本的地方环保官员学历为硕士及以上。

表 1 主要变量的描述性统计结果

变量	样本量	平均值	中位数	最小值	最大值	标准差
<i>EID</i>	5 462	0.305	0.281	0.000	0.972	0.225
<i>EPOC</i>	5 462	0.174	0.000	0.000	1.000	0.379
<i>Age</i>	5 462	4.010	3.989	3.258	7.609	0.368
<i>Gender</i>	5 462	0.937	1.000	0.000	1.000	0.242
<i>Local</i>	5 462	0.643	1.000	0.000	1.000	0.479
<i>Education</i>	5 462	0.516	1.000	0.000	1.000	0.500
<i>Size</i>	5 462	22.253	22.075	19.309	26.207	1.359
<i>Lev</i>	5 462	0.472	0.476	0.047	1.100	0.227
<i>Roa</i>	5 462	0.035	0.032	-0.242	0.220	0.065
<i>TobinQ</i>	5 462	2.063	1.501	0.180	10.771	1.912
<i>State</i>	5 462	0.515	1.000	0.000	1.000	0.500
<i>Dual</i>	5 462	0.702	1.000	0.000	1.000	0.457
<i>Board</i>	5 462	2.175	2.197	1.609	2.708	0.198
<i>Id</i>	5 462	0.368	0.333	0.308	0.571	0.050
<i>Sep</i>	5 462	6.416	0.409	0.000	29.605	8.341
<i>GDP</i>	5 462	30.692	24.516	0.441	89.705	21.397
<i>Popdens</i>	5 462	0.589	0.438	0.002	3.826	0.739
<i>Inds</i>	5 462	0.393	0.413	0.068	0.530	0.085

(二) 均值差异性检验

核心变量的均值差异性检验结果如表2所示。地方环保官员变更组的企业环境信息披露(*EID*)均值为0.416,地方环保官员未变更组的企业环境信息披露(*EID*)均值为0.282,且地方环保官员变更组的企业环境信息披露均值比地方环保官员未变更组的企业高0.134,且在1%的水平上显著,表明当地方环保官员发生变更,企业环境信息披露水平会随之提高,初步验证了研究假设H1a。

表 2 核心变量的均值差异性检验

变量	地方环保官员变更组		地方环保官员未变更组		T检验	
	样本量	平均值	样本量	平均值	差异值	T值
<i>EID</i>	948	0.416	4 514	0.282	0.134***	3.129

注: *、**、***分别代表在10%、5%、1%的水平上显著。

(三) 相关性分析

核心变量的Pearson相关系数如表3所示。地方环保官员变更(EPOC)与企业环境信息披露(EID)的相关系数为0.128,且在1%的水平上显著,说明地方环保官员变更与企业环境信息披露显著正相关,进一步验证了研究假设H1a。

(四) 基本回归分析

地方环保官员变更与企业环境信息披露的回归结果如表4所示。结果显示,地方环保官员变更(EPOC)对企业环境信息披露(EID)的回归系数为0.137,且在1%的水平上显著,说明地方环保官员变更会显著促进企业环境信息披露,即与地方环保官员未变更的企业相比,地方环保官员变更的企业环境信息披露水平更高。因此,研究假设H1a得证。

考虑到不同产权性质企业在资源禀赋、政企关系等方面存在显著差异,可能会对地方环保官员变更与企业环境信息披露之间的关系产生重要的影响,因此本文区分产权性质后进行分组回归,回归结果如表4所示。结果显示,在国有企业样本中,地方环保官员变更(EPOC)对企业环境信息披露(EID)的回归系数为0.121,且在5%的水平上显著;在民营企业样本中,地方环保官员变更(EPOC)对企业环境信息披露(EID)的回归系数为0.145,且在1%的水平上显著;民营企业的回归系数比国有企业的回归系数高0.024,但未通过显著性检验(P 值=0.619)。结果表明,无论国有企业还是民营企业,地方环保官员变更均会显著促进其环境信息披露,即地方环保官员变更对企业环境信息披露的正向影响不存在产权性质的差异。

(五) 持续性分析

地方环保官员变更对企业环境信息披露具有显著的正向影响,但这种正向影响是否具有持续性,为了回答这一问题,本文分别使用企业环境信息披露的 $t+1$ 期、 $t+2$ 期和 $t+3$ 期作为被解释变量进行回归。

持续性分析的回归结果如表5所示。结果显示,地方环保官员变更(EPOC)对 $t+1$ 期企业环境信息披露(EID_{t+1})的回归系数为0.118,且在1%的水平上显著;地方环保官员变更(EPOC)对 $t+2$ 期企业环境信息披露(EID_{t+2})的回归系数为0.084,且在5%的水平上显著;地方环保官员变更(EPOC)对 $t+3$ 期企业环境信息披露(EID_{t+3})的回归系数为0.035,未通过显著性检验。可见,在回归系数的大小方面,地方环保官员变更对

表3 核心变量的Pearson相关系数

变量	EID	EPOC
EID	1.000	
EPOC	0.128***	1.000

注: *、**、***分别代表在10%、5%、1%的水平上显著。

表4 基本的回归结果

变量	EID		
	全样本	国有企业	民营企业
	(1)	(2)	(3)
_cons	-1.378*** (-5.629)	-1.564*** (-6.236)	-1.470*** (-5.125)
EPOC	0.137*** (2.721)	0.121** (2.523)	0.145*** (2.724)
CVs	控制	控制	控制
Firm Fe	控制	控制	控制
Combined Fe	控制	控制	控制
N	5 462	2 813	2 649
R ²	0.321	0.338	0.341
R ² adj	0.306	0.316	0.320

注: *、**、***分别代表在10%、5%、1%的水平上显著;括号内为t值;t值计算使用省份层面聚类标准误和robust稳健标准误,下同。限于文章篇幅,表格中控制变量的回归结果未列示,CVs代表所有的控制变量,下同。

表5 持续性分析的回归结果

变量	EID_{t+1}	EID_{t+2}	EID_{t+3}
	(1)	(2)	(3)
_cons	-1.474*** (-5.423)	-1.652*** (-6.264)	-1.493*** (-5.317)
EPOC	0.118*** (2.632)	0.084** (2.248)	0.035 (0.826)
CVs	控制	控制	控制
Firm Fe	控制	控制	控制
Combined Fe	控制	控制	控制
N	4 872	4 275	3 662
R ²	0.283	0.262	0.234
R ² adj	0.272	0.251	0.223

当期、下一期、下两期和下三期企业环境信息披露的回归系数分别为0.137、0.118、0.084和0.035,表现出不断降低的趋势;在回归系数的显著性方面,地方环保官员变更对企业环境信息披露回归系数的显著性主要表现在t期、t+1期和t+2期,在t+3期中并不显著。因此,地方环保官员变更对企业环境信息披露的正向影响随时间推移而降低,且主要表现在地方环保官员变更的当期、下一期和下两期中,在下三期中表现并不显著。

五、异质性分析

(一) 市场化水平较低VS市场化水平较高

市场化水平分组的回归结果如表6所示。列(1)和列(2)的结果显示,在市场化水平较低的样本中,地方环保官员变更(EPOC)对企业环境信息披露(EID)的回归系数为0.144,且在1%的水平上显著;在市场化水平较高的样本中,地方环保官员变更(EPOC)对企业环境信息披露(EID)的回归系数为0.058,未通过显著性检验。结果表明,地方环保官员变更对企业环境信息披露的正向影响主要体现在市场化水平较低的企业中,说明地方环保官员变更带来的政府干预可有效地弥补市场机制的不足。因此,本文研究假设H2a得到验证。

表6 异质性分析的回归结果

变量	EID					
	市场化水平		监管距离		环境绩效	
	较低	较高	较近	较远	较差	较好
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>_cons</i>	-1.390*** (-4.701)	-1.461*** (-3.589)	-1.495*** (-5.684)	-1.115*** (-3.581)	-0.819** (-2.541)	-1.752*** (-5.576)
<i>EPOC</i>	0.144*** (3.107)	0.058 (1.198)	0.151*** (3.343)	0.037 (0.791)	0.136*** (2.884)	0.041 (1.019)
<i>CVs</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Firm Fe</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Combined Fe</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	2 643	2 819	2 736	2 726	2 728	2 734
<i>R²</i>	0.323	0.312	0.329	0.273	0.310	0.280
<i>R²_{adj}</i>	0.302	0.295	0.314	0.254	0.292	0.266

(二) 监管距离较近VS监管距离较远

监管距离分组的回归结果如表6所示。列(3)和列(4)的结果显示,在监管距离较近的样本中,地方环保官员变更(EPOC)对企业环境信息披露(EID)的回归系数为0.151,且在1%的水平上显著;在监管距离较远的样本中,地方环保官员变更(EPOC)对企业环境信息披露(EID)的回归系数为0.037,未通过显著性检验。结果表明,地方环保官员变更对企业环境信息披露的正向影响主要体现在监管距离较近的企业中。因此,本文研究假设H3a得到验证。

(三) 环境绩效较差VS环境绩效较好

环境绩效分组的回归结果如表6所示。列(5)和列(6)的结果显示,在环境绩效较差的样本中,地方环保官员变更(EPOC)对企业环境信息披露(EID)的回归系数为0.136,且在1%的水平上显著;在环境绩效较好的样本中,地方环保官员变更(EPOC)对企业环境信息披露(EID)的回归系数为0.041,未通过显著性检验。结果表明,地方环保官员变更对企业环境信息披露的正向影响主要体现在环境绩效较差的企业中。因此,本文研究假设H4a得到验证。

六、影响机制考察

正如理论分析所述,地方环保官员变更对企业环境信息披露的影响机制主要包括约束效应和激励效应两方面。但考虑到不同产权性质的企业在资源禀赋、政企关系等方面存在显著差异,因此本文区分国有企业和民营企业来考察其影响机制。

为了考察不同产权性质下的影响机制,本文借鉴温忠麟等(2004)的中介效应检验方法,构建模型(2)和模型(3),采取三步法进行分析。环境规制强度的衡量借鉴李强和冯波(2015)的研究方法,并加以改进,即环境规制强度(ERI)=工业环境污染治理投资额/工业增加值,数据来源于《中国环境统计年鉴》《中国环境年鉴》和《中国统计年鉴》,由笔者手工整理所得。环保补贴力度的衡量借鉴沈洪涛等(2018)的研究方法,即环保补贴力度(ES)= $\ln(1+\text{企业环保方面的政府补助额})$ (单位:万元),数据来源于《企业年度报告》的政府补助附注,由笔者手工整理所得。

$$ERI_{i,t}/ES_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1EPOC_{i,t}+\sum\beta_jCV_{S_{i,t}}+\mu_{firm}+\mu_{combined}+\varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$EID_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1EPOC_{i,t}+\alpha_2ERI_{i,t}/ES_{i,t}+\sum\beta_jCV_{S_{i,t}}+\mu_{firm}+\mu_{combined}+\varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

(一) 国有企业的影响机制:约束还是激励?

地方环保官员变更对国有企业环境信息披露影响机制的回归结果如表7所示。其中,列(1)和列(2)报告了约束效应的回归结果,列(3)和列(4)报告了激励效应的回归结果。

第一,约束效应。模型(1)的结果显示,地方环保官员变更($EPOC$)对国有企业环境信息披露(EID)的回归系数显著为正(如表4所示)。模型(2)的结果显示,地方环保官员变更($EPOC$)对国有企业环境规制强度(ERI)的回归系数为0.165,且在5%的水平上显著。模型(3)的结果显示,环

境规制强度(ERI)对国有企业环境信息披露(EID)的回归系数为0.021,且在1%的水平上显著;地方环保官员变更($EPOC$)对国有企业环境信息披露(EID)的回归系数为0.103,且在5%的水平上显著。同时, $Sobel$ 中介效应检验结果显示,中介效应显著($Sobel Z$ 值=3.25)。可见,约束效应成立。

第二,激励效应。模型(1)的结果显示,地方环保官员变更($EPOC$)对国有企业环境信息披露(EID)的回归系数显著为正(如表4所示)。模型(2)的结果显示,地方环保官员变更($EPOC$)对国有企业环保补贴力度(ES)的回归系数为0.040,未通过显著性检验。同时, $Sobel$ 中介效应检验结果显示,中介效应不显著($Sobel Z$ 值=1.03)。可见,激励效应不成立,可能的原因在于国有企业本身的资源禀赋和政治关联较强,致使其在地方环保官员变更前获取环保资源的能力基本不变,进而环保资源获取对其环境信息披露的激励作用不显著。

表7 国有企业的影响机制:约束还是激励?

变 量	约束效应		激励效应	
	模型(2)	模型(3)	模型(2)	模型(3)
	ERI	EID	ES	EID
	(1)	(2)	(3)	(4)
$cons$	1.751** (2.027)	-1.680*** (-6.672)	0.897(0.684)	-1.637*** (-6.109)
$EPOC$	0.165** (2.125)	0.103** (2.438)	0.040(0.612)	0.130*** (2.884)
ERI		0.021*** (3.219)		
ES				0.004(0.941)
CVs	控制	控制	控制	控制
$Firm Fe$	控制	控制	控制	控制
$Combined Fe$	控制	控制	控制	控制
N	2 813	2 813	2 813	2 813
R^2	0.162	0.330	0.477	0.325
R^2_{adj}	0.151	0.319	0.470	0.314
$Sobel Z$		3.25***		1.03

综上可知,地方环保官员变更主要通过发挥约束效应促进国有企业环境信息披露。

(二) 民营企业的影响机制:约束还是激励?

地方环保官员变更对民营企业环境信息披露影响机制的回归结果如表8所示。其中,列(1)和列(2)报告了约束效应的回归结果,列(3)和列(4)报告了激励效应的回归结果。

第一,约束效应。模型(1)的结果显示,地方环保官

表8 民营企业的影响机制:约束还是激励?

变 量	约束效应		激励效应	
	模型(2)	模型(3)	模型(2)	模型(3)
	<i>ERI</i>	<i>EID</i>	<i>ES</i>	<i>EID</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>_cons</i>	10.539*** (4.223)	-1.587*** (-5.429)	-1.821 (-0.802)	-1.178*** (-4.427)
<i>EPOC</i>	0.432*** (2.663)	0.110** (2.450)	0.073** (2.511)	0.096** (2.103)
<i>ERI</i>		0.026*** (3.461)		
<i>ES</i>				0.014** (2.057)
<i>CVs</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Firm Fe</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Combined Fe</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	2 649	2 649	2 649	2 649
<i>R²</i>	0.267	0.335	0.376	0.326
<i>R²_{adj}</i>	0.263	0.313	0.368	0.308
<i>Sobel Z</i>		3.28***		2.85***

员变更(*EPOC*)对民营企业环境信息披露(*EID*)的回归系数显著为正(如表4所示)。模型(2)的结果显示,地方环保官员变更(*EPOC*)对民营企业环境规制强度(*ERI*)的回归系数为0.432,且在1%的水平上显著。模型(3)的结果显示,环境规制强度(*ERI*)对民营企业环境信息披露(*EID*)的回归系数为0.026,且在1%的水平上显著;地方环保官员变更(*EPOC*)对民营企业环境信息披露(*EID*)的回归系数为0.110,且在5%的水平上显著。同时,*Sobel*中介效应检验结果显示,中介效应显著(*Sobel Z*值=3.28)。可见,约束效应成立。

第二,激励效应。模型(1)的结果显示,地方环保官员变更(*EPOC*)对民营企业环境信息披露(*EID*)的回归系数显著为正(如表4所示)。模型(2)的结果显示,地方环保官员变更(*EPOC*)对民营企业环保补贴力度(*ES*)的回归系数为0.073,且在5%的水平上显著,说明地方环保官员变更会显著提高民营企业环保补贴。模型(3)的结果显示,环保补贴力度(*ES*)对民营企业环境信息披露(*EID*)的回归系数为0.014,且在5%的水平上显著;地方环保官员变更(*EPOC*)对民营企业环境信息披露(*EID*)的回归系数为0.096,且在5%的水平上显著。同时,*Sobel*中介效应检验结果显示,中介效应显著(*Sobel Z*值=2.85)。可见,激励效应成立。

综上,地方环保官员变更同时通过发挥约束效应和激励效应促进民营企业环境信息披露。

七、稳健性检验^①

为了验证实证结果的可靠性,本文进行如下的稳健性检验:

第一,倾向得分匹配法。本文使用倾向得分匹配法来缓解内生性问题,倾向得分匹配方法如下:本文将同一年度同一行业未发生环保官员变更的样本与发生环保官员变更的样本进行1:1配对,匹配协变量为所有的控制变量,目的在于找到与发生环保官员变更的样本尽可能相似的配对样本。在配对样本的基础上,本文重新进行回归分析。结果显示,地方环保官员变更(*EPOC*)对企业环境信息披露(*EID*)的回归系数为0.129,通过显著性检验,说明地方环保官员变更会显著促进企业环境信息披露,与本文研究结论一致。

^①版面所限,检验结果未列示,如有需要,可与作者联系。

第二,控制其他变量。在既有研究的基础上,本文进一步控制企业成长性、第一大股东持股比例、企业盈亏性质等变量。其中,企业成长性(*Growth*)是指企业营业收入的增长率;第一大股东持股比例(*Large*)是指企业第一大股东持股数量占股份总数的比例;企业盈亏性质(*Loss*)是指若企业当年发生亏损,赋值为1,否则为0。结果显示,地方环保官员变更(*EPOC*)对企业环境信息披露(*EID*)的回归系数为0.135,通过显著性检验,说明地方环保官员变更会显著促进企业环境信息披露,与本文研究结论一致。

第三,考虑新《环保法》的外生冲击。为了验证实证结果的可靠性,本文进一步考察史上最严的《环保法》对地方环保官员变更与企业环境信息披露之间关系的影响。新《环保法》(*NEPL*)的变量定义如下:当年度属于新《环保法》实施的年份及以后年份,即2015年及以后年份,赋值为1,否则为0。结果显示,当新《环保法》未实施(*NEPL=0*)时,地方环保官员变更(*EPOC*)对企业环境信息披露(*EID*)的回归系数为0.083,通过显著性检验,说明在新《环保法》实施前,地方环保官员变更对企业环境信息披露具有显著的促进作用。地方环保官员变更与新《环保法》的交互项(*EPOC*×*NEPL*)对企业环境信息披露(*EID*)的回归系数为0.057,通过显著性检验,说明当新《环保法》实施后,地方环保官员变更对企业环境信息披露的促进作用更加显著。因此,在考虑新《环保法》的外生冲击后,本文的研究结论依然成立。

第四,更换企业环境信息披露的衡量方法。本文使用行业均值作为基准对企业环境信息披露进行标准化处理,目的在于增强该指标的行业可比性。结果显示,地方环保官员变更(*EPOC*)对企业环境信息披露(*EID*)的回归系数为0.154,通过显著性检验,说明地方环保官员变更会显著促进企业环境信息披露,与本文研究结论一致。

第五,更换模型设定。考虑到标准化的企业环境信息披露存在明显的界限,因此本文使用Tobit模型重新进行估计,设定下限为0,上限为1。结果显示,地方环保官员变更(*EPOC*)对企业环境信息披露(*EID*)的回归系数为0.114,通过显著性检验,说明地方环保官员变更会显著促进企业环境信息披露,与本文研究结论一致。

八、结论与启示

本文基于环境政策不确定性的研究视角,选取2009–2017年中国沪深两市A股重污染企业为研究对象,实证检验了地方环保官员变更对企业环境信息披露的影响。首先,本文考察了地方环保官员变更对企业环境信息披露的影响及其持续性,发现地方环保官员变更对企业环境信息披露具有显著的正向影响,且这种正向影响在国有企业与民营企业中没有明显的差异,但随着时间的推移,这种正向影响不断下降。其次,本文分析了地方环保官员变更影响企业环境信息披露的异质性,发现上述正向影响主要表现在市场化水平较低、监管距离较近以及环境绩效较差的企业。最后,本文探索了地方环保官员变更影响企业环境信息披露的机制,发现上述正向影响的机制存在产权性质的差异性,换言之,地方环保官员变更通过发挥约束效应和激励效应促进民营企业环境信息披露,而仅通过发挥约束效应促进国有企业环境信息披露。

本文从地方环保官员变更的视角拓展了企业环境信息披露的驱动因素研究,为政府相关部门督促企业承担环境治理的主体责任提供了有益启示。第一,健全地方环保官员的考核和轮换机制。地方环保官员的政绩考核不应仅注重整个任期的环境治理成果,还应当注重任期内各

个年度的环境治理成效,形成短期与长期相结合的政绩考核评价体系。同时,政府还应当建立地方环保官员的定期轮换制度,轮换周期为三年至五年。第二,正确处理政府与市场在环境治理中的关系。政府应当充分发挥市场机制在环境治理中的作用,进一步建立健全市场机制。同时,当市场机制存在不足和缺陷时,政府应当充分利用政府干预的力量来弥补市场机制的不足和缺陷。第三,建立政府环境监管的大数据平台。尽管地理位置上的距离会弱化地方环保官员进行环境治理干预的效果,但依托“互联网+”的政府环境监管可有效地缩短环保部门与企业之间的空间距离,因此政府应当建立政府环境监管的大数据平台,提高环境治理的效率和效果。第四,健全政府环保资源的分配机制。政府环保资源的分配应当破除国有企业与民营企业的产权界限,优先满足最需要且有能力进行环境治理的企业,进而提高环保资源的配置效率。

主要参考文献:

- [1] 毕茜,顾立盟,张济建. 传统文化、环境制度与企业环境信息披露[J]. *会计研究*, 2015, (3).
- [2] 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]. *会计研究*, 2012, (7).
- [3] 曹春方. 政治权力转移与公司投资:中国的逻辑[J]. *管理世界*, 2013, (1).
- [4] 陈德球,陈运森,董志勇. 政策不确定性、税收征管强度与企业税收规避[J]. *管理世界*, 2016, (5).
- [5] 陈璇,钱维. 新《环保法》对企业环境信息披露质量的影响分析[J]. *中国人口·资源与环境*, 2018, (12).
- [6] 陈艳艳,罗党论. 地方官员更替与企业投资[J]. *经济研究*, 2012, (S2).
- [7] 戴亦一,潘越,冯舒. 中国企业的慈善捐赠是一种“政治献金”吗?——来自市委书记更替的证据[J]. *经济研究*, 2014, (2).
- [8] 范庆泉,周县华,张同斌. 动态环境税外部性、污染累积路径与长期经济增长——兼论环境税的开征时点选择问题[J]. *经济研究*, 2016, (8).
- [9] 胡琚,汤泰劼,宋献中. 企业环境治理的驱动机制研究:环保官员变更的视角[J]. *南开管理评论*, 2019, (2).
- [10] 姜彭,王文忠,雷光勇. 政治冲击、不确定性与企业现金持有[J]. *南开管理评论*, 2015, (4).
- [11] 雷光勇,王文忠,刘莱. 政治不确定性、股利政策调整与市场效应[J]. *会计研究*, 2015, (4).
- [12] 李强,冯波. 环境规制、政治关联与环境信息披露质量——基于重污染上市公司经验证据[J]. *经济与管理*, 2015, (4).
- [13] 李万福,杜静. 税收优惠、调整成本与R&D投资[J]. *会计研究*, 2016, (12).
- [14] 钱雪松,彭颖. 社会责任监管制度与企业环境信息披露:来自《社会责任指引》的经验证据[J]. *改革*, 2018, (10).
- [15] 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).
- [16] 沈洪涛,伍翕婷,武岳. 国有企业民营化的环境影响研究[J]. *审计与经济研究*, 2018, (5).
- [17] 王小鲁,樊纲,胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018)[M]. 北京:社会科学文献出版社, 2019.
- [18] 温忠麟,张雷,侯杰泰,等. 中介效应检验程序及其应用[J]. *心理学报*, 2004, (5).
- [19] 徐业坤,马光源. 地方官员变更与企业产能过剩[J]. *经济研究*, 2019, (5).
- [20] 徐业坤,钱先航,李维安. 政治不确定性、政治关联与民营企业投资——来自市委书记更替的证据[J]. *管理世界*, 2013, (5).
- [21] 于连超,张卫国,毕茜. 党组织嵌入与企业环境信息披露[J]. *江西财经大学学报*, 2019, (2).
- [22] 于鹏,申慧慧. 监管距离、事务所规模与盈余质量[J]. *审计研究*, 2018, (5).
- [23] 张敏,刘耀淞,王欣,等. 企业与税务局为邻:便利避税还是便利征税? [J]. *管理世界*, 2018, (5).
- [24] 郑建明,许晨曦,张伟. 放松卖空管制与企业环境信息披露质量——基于重污染企业的准自然实验[J]. *中国软科学*, 2017, (11).
- [25] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. *经济研究*, 2007, (7).
- [26] Agarwal S, Hauswald R. Distance and private information in lending[J]. *The Review of Financial Studies*,

- 2010, 23(7): 2757–2788.
- [27] An H, Chen Y Y, Luo D L, et al. Political uncertainty and corporate investment: Evidence from China[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2016, 36: 174–189.
- [28] Cheng Z H, Wang F, Keung C, et al. Will corporate political connection influence the environmental information disclosure level? Based on the panel data of A-shares from listed companies in Shanghai stock market[J]. *Journal of Business Ethics*, 2017, 143(1): 209–221.
- [29] Chiu T K, Wang Y H. Determinants of social disclosure quality in Taiwan: An application of stakeholder theory[J]. *Journal of Business Ethics*, 2015, 129(2): 379–398.
- [30] 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.
- [31] Jaffe A B, Peterson S R, Portney P R, et al. Environmental regulation and the competitiveness of U.S. manufacturing: What does the evidence tell us? [J]. *Journal of Economic Literature*, 1995, 33(1): 132–163.
- [32] Julio B, Yook Y. Political uncertainty and corporate investment cycles[J]. *Journal of Finance*, 2012, 67(1): 45–83.
- [33] Lee E. Information disclosure and environmental regulation: Green lights and gray areas[J]. *Regulation & Governance*, 2010, 4(3): 303–328.
- [34] Li D Y, Huang M, Ren S G, et al. Environmental legitimacy, green innovation, and corporate carbon disclosure: Evidence from CDP China 100[J]. *Journal of Business Ethics*, 2018, 150(4): 1089–1104.
- [35] Nienhüser W. Resource dependence theory-how well does it explain behavior of organizations? [J]. *Management Revue*, 2008, 19(1–2): 9–32.
- [36] Peters G F, Romi A M. Does the voluntary adoption of corporate governance mechanisms improve environmental risk disclosures? Evidence from greenhouse gas emission accounting[J]. *Journal of Business Ethics*, 2014, 125(4): 637–666.
- [37] Porter M E, Der Linde C V. Green and competitive: Ending the stalemate[J]. *Long Range Planning*, 1995, 6(28): 128–129.
- [38] Rockness J W. An assessment of the relationship between us corporate environmental performance and disclosure[J]. *Journal of Business Finance & Accounting*, 1985, 12(3): 339–354.
- [39] Shleifer A, Vishny R W. Politicians and firms[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(4): 995–1025.
- [40] Suchman M C. Managing legitimacy: Strategic and institutional approaches[J]. *Academy of Management Review*, 1995, 20(3): 571–610.
- [41] Sutantoputra A W, Lindorff M, Johnson E P. The relationship between environmental performance and environmental disclosure[J]. *Australasian Journal of Environmental Management*, 2012, 19(1): 51–65.
- [42] Toshimitsu T. On the paradoxical case of a consumer-based environmental subsidy policy[J]. *Economic Modelling*, 2010, 27(1): 159–164.
- [43] Wilmshurst T D, Frost G R. Corporate environmental reporting: A test of legitimacy theory[J]. *Accounting, Auditing & Accountability Journal*, 2000, 13(1): 10–26.
- [44] Xu N H, Chen Q Y, Xu Y, et al. Political uncertainty and cash holdings: Evidence from China[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2016, 40: 276–295.
- [45] Zeng S X, Xu X D, Yin H T, et al. Factors that drive Chinese listed companies in voluntary disclosure of environmental information[J]. *Journal of Business Ethics*, 2012, 109(3): 309–321.

Environmental Policy Uncertainty and Corporate Environmental Information Disclosure: Evidence from the Turnover of Local Environmental Protection Directors

Yu Lianchao, Zhang Weiguo, Bi Qian, Dong Jinting

(College of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China)

Summary: Theoretically, the turnover of local environmental protection directors may not only make the environmental policy stricter and promote corporate environmental information disclosure, but also cause the environmental policy to be broken and inhibit corporate environmental information disclosure. To this end, based on the research perspective of environmental policy uncertainty, this paper selects heavily polluting enterprises in China's Shanghai and Shenzhen Stock Exchange A-share from 2009 to 2017 as the research object, and examines the impact of the turnover in local environmental protection directors on corporate environmental information disclosure. The study finds that the turnover in local environmental protection directors has a significant positive impact on corporate environmental information disclosure, and the positive impact is not significantly different between state-owned enterprises and private enterprises, but the positive impact is declining over time. After cross-sectional analysis, it is found that the above-mentioned positive impact is mainly manifested in companies with low levels of marketization, close regulatory distance and poor environmental performance. In other words, when the marketization level is low, the positive impact is more significant, showing that the promotion can effectively compensate for the lack of the market mechanism; when the regulatory distance is long, the positive impact is significantly reduced, indicating that the promotion has a "distance attenuation effect"; when the environmental performance is poor, the positive impact is more significant, indicating that this promotion effect is stronger for companies of poor environmental performance. After examining the influence mechanism, it is found that the influence mechanism has heterogeneity of property rights, that is, the turnover of local environmental protection directors promotes the environmental information disclosure of private enterprises by increasing the intensity of environmental regulations and environmental subsidies, but promotes the environmental information disclosure of state-owned enterprises only by improving the intensity of environmental regulations. The conclusions expand the research on the driving factors of corporate environmental information disclosure from the perspective of the turnover of local environmental protection directors, and provide useful enlightenment for the relevant government departments to urge enterprises to assume the main responsibility of environmental governance.

Key words: environmental policy uncertainty; turnover of local environmental protection directors; corporate environmental information disclosure; corporate environmental governance

(责任编辑: 王西民)