



官员访问与企业 ESG 背离

徐建¹, 李鼎², 李维安³

1 天津财经大学商学院, 天津 300222

2 东北财经大学工商管理学院, 辽宁 大连 116025

3 南开大学中国公司治理研究院, 天津 300071

摘要: 目前 ESG 指标体系存在重视总体评价忽略维度关联等问题, 导致在缺乏统一标准的情况下, 企业会根据内外部环境改变利益相关者的优先顺序, 从而产生对 ESG 的“厚此薄彼”现象, 即企业 ESG 背离。目前鲜有研究关注企业 ESG 背离问题, 对企业 ESG 背离行为形成机制的探索也较为匮乏。

基于资源依赖理论和新制度理论, 从政府非正式机制视角, 理论分析和实证检验官员访问对企业 ESG 背离行为的影响机理。选取 2013 年至 2018 年中国重污染行业上市企业为样本, 通过企业环境责任、社会责任和治理责任的评分数据来评价企业承担 ESG 各维度责任的情况, 提出企业 ESG 背离行为的测量方式, 检验官员访问对企业承担环境责任和 ESG 背离行为的影响; 从监督和资源两个方面检验官员访问影响企业 ESG 背离的机制; 根据异质性特征, 检验产权性质和环境规制对官员访问与企业 ESG 背离关系的差异性影响。

研究表明, 官员访问对企业承担环境责任和 ESG 背离行为产生显著正向影响, 说明官员访问有利于企业积极承担环境责任, 但也诱发了 ESG 背离行为的发生。基于监督视角和资源视角的中介检验表明, 官员访问引发企业 ESG 背离是通过环保监督和环保补助两种机制产生作用。进一步研究发现, 官员访问对企业 ESG 背离的影响, 在国有企业和环境规制较强地区的企业更为明显。拓展性研究发现, 随着官员等级的提高, 官员访问对企业 ESG 背离的促进作用得到增强; 官员访问促进了企业 ESG 整体表现的提升。

从官员访问这一非正式机制视角解释企业 ESG 背离的形成机制, 拓展了企业策略性承担环境责任的研究。国家应进一步完善环境治理体系, 推动由政府、社会和企业共同承担环境责任, 防范企业过度响应环保政策而出现的激励扭曲现象。企业履行 ESG 需要平衡自身的长期发展战略与短期经营目标, 在完成环保目标的同时, 兼顾其他利益相关者责任, 实现企业 ESG 责任的包容性发展。

关键词: 官员访问; ESG 背离; 环境责任承担; 利益相关者

中图分类号: F272

文献标识码: A

doi: 10.3969/j.issn.1672-0334.2023.05.001

文章编号: 1672-0334(2023)05-0003-15

引言

随着资源紧张、环境污染和新冠疫情等问题的出现, 关注企业环境保护和社会责任履行的 ESG 成为全球共同关注的话题。党的十八大将生态文明建

设纳入“五位一体”的总体布局, 以此为开端, 2013 年后为了实现环境治理目标, 国家逐步强化了各级政府的环境监管责任, 并将环境绩效作为政府部门考核评价的重要依据^[1]。在此背景下, 中国的 ESG 实

收稿日期: 2023-04-08 **修返日期:** 2023-08-07

基金项目: 国家自然科学基金 (71902133, 72174096)

作者简介: 徐建, 管理学博士, 天津财经大学商学院讲师, 研究方向为公司治理和绿色治理等, 代表性学术成果为“绿色治理准则: 实现人与自然的包容性发展”, 发表在 2017 年第 5 期《南开管理评论》, E-mail: nankaixujian@163.com
李鼎, 东北财经大学工商管理学院博士研究生, 研究方向为绿色治理等, 代表性学术成果为“轻资产运营与企业风险承担: 实证分析与影响路径”, 发表在 2020 年第 1 期《统计研究》, E-mail: anhuild@126.com
李维安, 管理学和经济学博士, 南开大学中国公司治理研究院讲席教授, 研究方向为公司治理等, 代表性学术成果为“中国上市公司绿色治理及其评价研究”, 发表在 2019 年第 5 期《管理世界》, E-mail: liweiannk@126.com

践更多地被理解为环境解决方案。随着环境治理压力的增加,地方政府将干预辖区内企业的环境治理决策,要求辖区内污染企业采取长效机制治理污染。具体而言,地方政府会组织由环保官员和企业家参加的环保会议,来保证环保政策的执行^[2]。此外,地方官员也会使用更直接的方法,即通过访问企业来促使其参与环境治理^[3-4]。虽然按照波特假说,企业进行环境治理能够促进企业加强绿色技术的创新和运用,从而抵消企业环保成本,最终能够实现环境治理与盈利目标的双赢^[5]。但短期看,企业承担环境责任的主要受益方是社会而非企业^[6]。因此,官员访问可能给企业注入外部资源,从而促使企业承担环境责任,但政府对环境责任的诉求也可能引发企业ESG行为的失衡,即在资源有限的情况下,降低了在ESG其他维度上的资源投入。

ESG是一种在投资决策中将企业环境、社会和治理表现纳入考虑的投资理念^[7],ESG的本质是统筹兼顾股东利益和其他利益相关者利益^[8],让所有的利益相关者实现共赢。基于利益相关者理论的包容性观点,ESG需要同时关注环境责任、社会责任和治理责任,但实践中企业会根据内外部环境改变利益相关者的优先顺序并权衡不同的ESG维度。通常意义上讲,企业会优先关注股东利益,即优先承担治理责任。但在强大的制度压力和利益相关者推动下,企业会改变ESG三方面维度的优先顺序,也就是观察到的上市企业优先履行环境责任而消极履行治理责任或社会责任的ESG背离现象。本研究将企业ESG实践中积极承担环境责任、消极回应其他责任(包括社会责任和治理责任)的行为界定为ESG背离。已有研究考察官员访问对民营企业环境责任承担的积极影响^[3-4],但是在官员访问促进企业积极承担环境责任的表面之下,还存在“厚此薄彼”的策略性行为。这种行为不同于已有研究从商业手段角度考察的企业策略性承担环境责任行为,而是更加隐蔽的承担环境责任与承担其他责任之间失衡的行为。遗憾的是,尚未有研究考察这种现象。因此,本研究着重探索官员访问对企业ESG背离的作用机制及其边界条件。

1 相关研究评述

1.1 企业ESG背离

企业ESG背离关注ESG中各个指标的平衡问题,与企业ESG背离相关的研究主要有两类。①从单个ESG维度考察企业是否履行社会责任或者环境责任^[9],如企业是否虚假宣传绿色产品^[10]、是否夸大披露环保投入等^[11]。这些研究认为有两类因素可能导致企业ESG背离。一是信息不对称。这导致企业承担社会责任更容易受到关注和获得更多利润^[12],企业会利用信息不对称过度美化绿色行动^[13-14]。二是来自利益相关者的合法性压力。MARQUIS et al.^[15]认为组织压力致使企业策略性承担环境责任以规避惩罚;DELMAS et al.^[16]发现政府监管具有惩戒效应,能够

对违背环保理念的行为进行惩罚,给企业带来合法性压力,迫使企业难以掩盖虚假宣传行为;TESTA et al.^[17]的研究表明,有效的政府监管可以减少“漂绿”企业的产生。总之,相关研究普遍认为信息不对称、制度压力和合法性压力造成了实质性履行ESG责任与象征性履行ESG责任之间的收益差距,促使ESG背离“有利可图”。②不再仅仅关注ESG某个层面的责任承担,而是从ESG多个层面考察企业的责任承担问题,发现企业可能通过承担社会责任来掩盖其他责任问题。HEMINGWAY et al.^[18]发现企业承担社会责任可以降低股东关注度,帮助高管掩盖公司治理问题。随着研究的深入,越来越多的学者发现利益相关者的利益诉求差异可能是引发ESG背离的重要因素之一。MURRAY et al.^[19]使用效应层次模型分析不同的利益相关者对企业社会责任承担的反应,发现不同的利益相关者期望企业承担的社会责任存在差异,甚至部分利益相关者并不认同企业承担社会责任;KIM et al.^[13]认为市场上的投资者将承担环境责任视为不利经营因素,致使积极履行环保责任的企业不愿意完全披露环境信息。随着绿色发展的推进,承担环境责任已成为政府对企业重要的考察要求,但鲜有研究对企业是否会通过承担环境责任来掩盖ESG其他维度的责任问题进行考察。在“碳中和”“碳达峰”目标下,ESG是实现经济社会高质量发展的重要支撑,而企业ESG背离这种反常的履行责任行为不利于ESG的实施。但目前关于企业ESG背离行为尚未有研究展开深入的探索,对企业ESG背离行为进行理论溯源和科学界定的研究更是不足。

1.2 官员访问的后果

通常来说,官员访问活动需要由组织部门备案,要将预定的访问对象、访问形式、访问内容和目的在被访问企业与访问官员之间进行协调,而被访问企业也会根据访问目的和内容形成正式的接待方案和汇报内容。已有研究发现官员访问作为中国式政治关联的一种形式,能够对企业行为产生广泛影响。一类研究基于资源配置视角,认为官员访问能够促进企业获取政府补助^[20],增加企业的雇员规模^[21],帮助制造业企业提升绩效^[22]。另一类研究基于合法性和信息不对称视角,认为官员访问通过提高组织合法性提升了企业的创新水平^[23]和股价表现^[24],通过降低信息不对称程度提高了企业绩效^[25]。此外,官员访问作为一种政策导向性行为^[3],伴随着环境保护成为政府优先关注的重要事务^[4],官员还可以将他们对企业在环境治理等方面的期望传递给企业^[25],进而直接对企业的环境行为产生影响。已有研究考察了官员访问对民营企业承担环境责任的影响^[3-4],为本研究进一步探讨官员访问是否引发企业ESG背离提供了借鉴。

2 理论分析和研究假设

2.1 官员访问与企业环境责任承担

新制度理论将制度压力分为规制压力、规范压

力和模仿压力,而环境合法性压力是规制压力的重要组成部分^[26]。在一个制度完善的经济体中,政府对企业环境治理的主要影响来源于法律法规和监管条例等正式机制^[27]。但是在中国这样一个处于转型期的经济体中,中央政府为了实现绿色发展目标,强化了地方各级政府的监管责任,同时将环境目标完成情况纳入地方政府部门的考核范围^[1,28],将环境绩效作为政府部门考核评价的重要依据,结果表现为:①增加了环保指标占全部绩效考核的比重;②将环保考核作为“一票否决”内容,成为考核评价的“硬指标”;③由上级单位根据环保指标向下级单位下派量化任务,并签订环保目标责任书^[29]。2013年以来,随着党的十八大将生态文明建设纳入“五位一体”的总体布局,国家通过颁布实施多种法律法规最终强化了各级官员的环境监管责任。不同行政级别的政府官员通过各种方式影响企业活动,其中一个关键的干预形式是他们对企业的亲自访问^[25,30]。当环境保护已经成为国家和社会公众高度关注的社会问题后,官员访问能够提高企业的环保履职倾向^[4]。

官员访问降低了政府与被访问企业之间的信息不对称程度^[25],增加了企业承担环境责任的动力,主要体现为两个方面。第1个方面是监督效应。基于新制度理论的规制合法性视角,各级政府官员不仅通过制定环保法律、颁布行政命令、调整排污指标等正式制度措施对企业施加压力,而且还通过官员访问的非正式制度措施对企业施加影响。对于出访的官员而言,访问活动为官员了解企业基本状况、检查企业环保工作创造了机会^[23]。此外,对于访问中发现的环境污染方面的问题,主政官员都会安排环保部门予以跟进调查^[4]。由于党的十八大以来中央政府反复强调制定更严格的环境政策的重要性,担心自己职业生涯的地方政府官员有动力迫使重污染企业通过增加环保投入来减少污染。然而,由于环境污染具有非竞争性和非排他性等外部性特征^[31],重污染企业可以在稳定当地就业和保证经济增长的幌子下,通过游说当地环保局和地方政府来规避监管要求^[2,32]。因此,为了确保中央政府更严格的环境政策得以执行,同时也为了获得政治晋升,地方政府官员会经常访问辖区内的企业,特别是重污染企业,传达他们对企业高管需要采取必要的缓解环境影响措施的期望。通过走访和面对面的互动,企业高管对当地政府的偏好有了更深入的了解,他们就更倾向于服从当地政府的要求,而这些要求是企业生存和发展的基础。因此,官员访问对被访问的企业形成一种监督,这种监督压力会促使企业加强环境治理。

第2个方面是资源效应。依据资源依赖理论,作为开放的系统,任何组织都需要与外部环境或其他组织打交道,从而获取所需资源^[33]。官员访问不仅为企业提供反映问题的机会,而且也是企业与政府建立密切关系的可能途径。一方面,官员访问加强了企业与政府之间的互动交流,提高了企业与政府

之间的合作默契,为企业获取政府资源提供了便利和支持。另一方面,官员访问活动向外界传递出被访企业是重点资助对象的信号,出访官员以及负责调配资源的职能部门在制定政策和分配资源时可能向被访企业予以倾斜。企业为了获取发展需要的关键资源^[32],会依据感知的政府环境监管压力选择环境治理策略^[27]。当官员访问释放增加环保补贴等信号时,企业会增加对环境责任的承担。基于此,本研究提出假设。

H₁ 限定其他条件,官员访问与企业承担环境责任正相关。

2.2 官员访问与企业 ESG 背离

前文已经论述了官员访问能够促进企业积极承担环境责任,但本研究认为这种作用还带来了与其相应的外部性,即令企业出现了 ESG 背离行为。从监督视角看,满足政府的环保诉求为企业提供了合法性凭证,但这种合法性同时给企业带来了环境治理压力。资源依赖形成的一个直接后果是控制资源的一方会对资源需求的一方创造依赖^[33]。不管是出于监督任务的检查活动,还是本着指导性目标的视察活动,官员选择访问的企业往往是对当地经济增长具有重要影响的上市企业,主政官员一般都会带领职能部门的负责人随同访问,并在企业反映诉求的当场,要求相关负责人做好后续的支持工作。而政府关系会挤占企业其他方面的资源配置^[34],当企业可利用的资源有限时,管理层出于利益考虑需要统筹安排资源^[35]。由于企业的资金有限,将一部分资金投入环境治理上,其他生产型投资必然会受到影响,使企业被迫放弃本应进行的投向其他利益相关者诉求的投资^[36]。并且,官员访问会给企业带来一定的监督约束压力,企业需要将资源向承担环境责任方面倾斜。DELMAS et al.^[16]认为政府监管具有惩戒效应,能够震慑违背环保政策的企业行为,所以政府监督能够给企业带来合法性压力,致使企业策略性承担社会责任以规避惩罚。因此,当企业受到官员访问后,企业管理者会积极地承担环保责任,以避免因未满足政府环保要求而受到环保处罚。

从资源视角看,官员到访不仅是企业展示自我、表达诉求的平台,而且为企业建立亲密政治关系提供了可能。官员在访问企业时通常会表达政策意向,甚至要求企业积极参与相关项目的环保投资。同时,政府通过财政补贴、信用担保、土地供应和税收减免等优惠政策,可以使企业的投资成本外部化,而投资收益内部化。然而,尽管获得官员访问可以给企业提供环保补助等好处,但也给企业带来了政府依赖^[37]。这改变了企业的决策逻辑,使企业将资源集中在环境责任上,并为转移企业用于承担社会责任和股东责任资源的决策提供了合法性依据。李增福等^[38]认为企业要想从政府手中获得资源,就需要满足政府的诉求;FAN et al.^[39]发现企业满足政府诉求包括承担政府给予的社会任务和政治任务等方式;刘柏等^[40]研究表明,管理者会通过积极承担企业社

会责任的方式满足利益相关者需要,避免管理者自身声誉受到损失。与此同时,虽然其他责任承担对于企业长远发展很重要,但通常需要较高的前期成本,并且收益不确定性较高^[34]。综上,考虑到企业内部资源的稀缺性和有限性,被访问企业在一定时期内无法满足各个项目的需求,使企业和管理者需要做出自身利益最大化的决策,注重环境责任、忽视社会责任和股东责任的 ESG 背离行为随之出现。基于此,本研究提出假设。

H₂ 限定其他条件,官员访问与企业 ESG 背离正相关。

3 研究设计

3.1 数据来源

本研究选取 2013 年至 2018 年中国重污染行业上市企业作为基础样本。选择这个时间段的原因在于:第一,官员与企业环境行为的关系受到政治周期的影响,在不同时期,中央政府重视生态环境保护的紧迫性和力度有所差异^[28,41]。党的十八大以后,中央政府开始启动新一轮的体制改革,生态环境保护工作被提上重要的议事日程,重污染行业的环境治理问题受到更多关注。第二,疫情期间大多数地区推行“网上办公”“网上办事”,考虑到 2019 年开始的新冠疫情对官员实地访问企业可能有一定影响,本研究将重点放在 2019 年之前的时期。之所以选择重污染企业,是因为与非重污染企业相比,重污染企业受到政府的环保约束力度更强。关于重污染行业的界定,根据《上市公司环保核查行业分类管理名录》《重点排污单位名录管理规定(试行)》,并参照证监会发布的行业分类,最终将重污染行业归纳为:煤炭开采和洗选业,石油和天然气开采业,黑色金属矿采选业,有色金属矿采选业,酒、饮料和精制茶制造业,纺织业,造纸和纸制品业,石油加工、炼焦和核燃料加工业。依据现有筛选原则,本研究剔除样本期中被 ST、*ST 以及终止上市的企业,剔除数据缺失或者异常的观测值,包括资产总额小于等于 0、负债总额小于等于 0、所有者权益等于 0。最终剩余 3 391 个有效样本观测值。此外,本研究还对所有连续变量在上下 1% 分位数进行 winsorize 缩尾处理,以降低极端值对研究结果的影响。本研究的官员访问数据通过企业网站收集,具体包括:①网站信息动态更新,可获取连续年份的新闻信息;②从企业新闻资讯、大事记中手工收集官员访问信息;③通过百度等搜索引擎补充官员访问信息。环境责任评分数据来自中国研究数据服务平台,社会责任数据来自润灵环球责任评级数据库,其余数据来自国泰安数据库。

3.2 变量定义

(1) 被解释变量:环境责任承担和企业 ESG 背离。
①环境责任承担。本研究参照已有研究的测量方法^[42-43],根据中国研究数据服务平台的环境责任评分数据测量环境责任承担。具体地,环境评分指标包括环境有益的产品、减少三废的措施、循环经济、节

约能源、绿色办公、环境认证、环境表彰和其他优势等 8 项内容。为了使不同环境评分指标之间具有可比性,本研究运用主成分分析法对以上 8 项内容进行分析,将累计贡献率大于 80% 的前 6 个因子合成一项环境评价综合指标。若该企业环境评价综合指标在年度中位数之上,将环境责任承担取值为 1,否则取值为 0。
②企业 ESG 背离。本研究以企业其他利益相关者责任(即 ESG 中的社会责任和治理责任)评分判断企业是否消极承担 ESG 中的其他责任,指标包括股东责任和社会责任等内容。具体地,若该企业股东责任或社会责任中有一项得分低于年度中位数,则认为该企业消极承担 ESG 中的其他责任。若该企业履行环境责任,且消极履行 ESG 中的其他责任,则将企业 ESG 背离取值为 1,否则取值为 0。

(2) 解释变量:官员访问。本研究借鉴赵晶等^[23]的研究,根据该企业官员访问次数和官员访问次数加 1 的自然对数定义官员访问。为了避免互为因果的内生性问题影响,在回归中对官员访问进行滞后 1 期处理。

(3) 控制变量。借鉴已有研究的做法^[41,44],本研究从企业层面、公司治理层面和地区层面选取控制变量。在企业层面,企业规模、盈利水平、成长能力、资产负债率、经营净现金流和上市年龄等影响企业承担环境责任的能力,本研究对这些变量加以控制;国有企业和民营企业的内外部条件存在较大差异,对官员访问的敏感性不同,因此对产权性质加以控制。在公司治理方面,股权集中度、高管团队规模和两职合一等会影响企业战略决策,进而影响企业的环境责任承担和 ESG 背离行为,本研究对这些因素加以控制。在地区层面,不同的访问官员等级和企业面临的行业竞争也可能对企业环境责任承担和 ESG 背离产生影响,因此本研究控制了官员等级和行业竞争因素;考虑到当地环保情况可能对企业的环保行为产生影响^[42],本研究控制了地区环境污染强度和环保强度。此外,为了消除时间固定效应和地区固定效应的影响,本研究还控制了年度虚拟变量和地区虚拟变量。主要研究变量定义见表 1。

3.3 模型设定

为了验证 H₁ 和 H₂, 本研究构建模型为

$$Cer_{i,t}/Dev_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Vis_{i,t-1} + \beta_n \sum_{n=2}^{15} Con_{i,t} + \sum Yea_{i,t} + \sum Pro_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, i 为企业, t 为年; Vis 为官员访问, 包括 $Vis1$ 和 $Vis2$; Con 为控制变量; β_0 为常数项, $\beta_1 \sim \beta_n$ 为回归系数, n 为控制变量序号; ε 为残差项。

4 实证结果和分析

4.1 描述性统计

表 2 给出本研究主要变量的描述性统计结果。 Cer 和 Dev 的均值分别为 0.150 和 0.102, 标准差分别为 0.357 和 0.302, 说明企业之间的环境责任承担存在

表 1 变量定义
Table 1 Definitions of Variables

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	环境责任承担	<i>Cer</i>	计算方法见 3.2 的(1)
	企业 ESG 背离	<i>Dev</i>	计算方法见 3.2 的(1)
解释变量	官员访问	<i>Vis1</i>	官员访问次数
		<i>Vis2</i>	官员访问次数加 1 的自然对数
控制变量	企业规模	<i>Siz</i>	期末总资产取自然对数
	盈利水平	<i>Roa</i>	期末净利润总额与期末总资产之比
	成长能力	<i>Gro</i>	当年营业收入增长率
	资产负债率	<i>Lev</i>	期末总负债与期末总资产之比
	经营净现金流	<i>Cfo</i>	期末经营现金总额与期末总资产之比
	上市年龄	<i>Age</i>	当前研究年度 - 上市年份 + 1
	产权性质	<i>Soe</i>	国有控股取值为 1, 否则取值为 0
	股权集中度	<i>Fir</i>	第一大股东持股数量与期末总股份之比
	高管团队规模	<i>Sto</i>	董事、监事和高级管理人员的总人数
	两职合一	<i>Dua</i>	总经理兼任董事长取值为 1, 否则取值为 0
	官员等级	<i>Vol</i>	访问官员的行政等级为省级及以上取值为 1, 否则取值为 0
	行业竞争	<i>Hhi</i>	赫芬德尔指数
	环境污染强度	<i>Pol</i>	企业注册地所在省份污染气体排放量加 1 的自然对数
	环保强度	<i>Epe</i>	企业注册地所在省份环境保护支出加 1 的自然对数
	年度	<i>Yea</i>	涉及 6 个年份, 设置 5 个虚拟变量
	地区	<i>Pro</i>	涉及 29 个地区, 设置 28 个虚拟变量

较大差异,且环境责任承担较好的企业中存在不少的 ESG 背离问题。*Vis1* 和 *Vis2* 的均值分别为 2.763 和 0.756, 标准差分别为 5.459 和 0.947, 说明样本企业之间是否受到官员访问差异较大。*Soe* 的均值为 0.343, 说明有 34.3% 的国有企业。*Epe* 的均值为 5.221, 标准差为 0.540, 表明各地区环保强度有一定差距。其余变量的描述性结果均处于较为合理的范围, 不再赘述。

4.2 相关性分析

本研究主要变量的 Pearson 相关性分析结果见表 3。可以看出, *Vis1* 和 *Vis2* 与 *Cer* 之间的相关系数均显著为正, 官员访问与企业环境责任承担之间存在一定的正向相关性, 初步验证了 H_1 。*Vis1* 和 *Vis2* 与 *Dev* 之间的相关系数也均显著为正, 表明官员访问与 ESG 背离之间也存在一定的正向相关性, 初步验证了 H_2 。此外, 各控制变量之间相关系数的绝对值均在 0.800 以下, 排除了模型中可能存在的多重共线性问题。

4.3 回归结果分析

官员访问与环境责任承担和企业 ESG 背离的回归结果见表 4, 被解释变量为 *Cer* 和 *Dev*, 解释变量为

滞后 1 期的 *Vis1* 和 *Vis2*, 因此样本观测值有所减少。(1) 列中 *Vis1* 的回归系数为 0.017, 在 10% 水平上显著, z 值为 1.732; (2) 列中 *Vis2* 的回归系数为 0.144, 在 5% 水平上显著, z 值为 2.116。上述结果表明, 官员访问显著促进了企业承担环境责任, 主要是由于官员访问通过监督效应和资源效应, 减少了地方政府与企业高管之间关于环境保护监管执法的信息不对称, H_1 得到验证。在控制变量方面, *Siz*、*Cfo* 和 *Age* 的回归系数显著为正, 表明企业规模越大、经营净现金流状况越好、上市时间越长的企业环境责任承担越好。*Sto* 的回归系数显著为正, 说明高管团队规模越大的企业会承担更多的环境责任。*Dua* 的回归系数显著为正, 表明总经理兼任董事长的企业更愿意去承担环境责任。*Lev* 的回归系数显著为负, 表明财务杠杆越高, 企业越不愿意承担环境责任。*Fir* 的回归系数显著为负, 说明股权分散的企业更愿意承担环境责任。*Hhi* 的回归系数显著为负, 说明行业竞争程度越低, 企业的环境责任表现越差。

(3) 列中 *Vis1* 的回归系数为 0.024, 在 5% 水平上显著, z 值为 2.434; (4) 列中 *Vis2* 的回归系数为 0.247, 在

表2 描述性统计结果
Table 2 Results for Descriptive Statistics

变量	均值	标准差	最小值	四分之一分位	中位数	四分之三分位	最大值
<i>Cer</i>	0.150	0.357	0	0	0	0	1
<i>Dev</i>	0.102	0.302	0	0	0	0	1
<i>Vis1</i>	2.763	5.459	0	0	0	3	31
<i>Vis2</i>	0.756	0.947	0	0	0	1.386	3.466
<i>Siz</i>	22.264	1.280	20.089	21.332	22.077	22.983	26.071
<i>Roa</i>	0.043	0.059	-0.208	0.014	0.040	0.074	0.208
<i>Gro</i>	0.176	0.390	-0.424	0.003	0.120	0.246	2.822
<i>Lev</i>	0.402	0.199	0.059	0.238	0.390	0.547	0.905
<i>Cfo</i>	0.055	0.065	-0.149	0.018	0.055	0.093	0.238
<i>Age</i>	11.207	7.238	1	5	9	18	26
<i>Soe</i>	0.343	0.475	0	0	0	1	1
<i>Fir</i>	0.342	0.147	0.004	0.237	0.329	0.432	0.771
<i>Sto</i>	17.372	4.202	10	14	17	19	32
<i>Dua</i>	0.364	0.481	0	0	0	1	1
<i>Vol</i>	0.124	0.330	0	0	0	0	1
<i>Hhi</i>	0.157	0.190	0.021	0.035	0.087	0.194	0.925
<i>Pol</i>	3.327	1.036	0.239	2.734	3.487	4.074	5.075
<i>Epe</i>	5.221	0.540	3.629	4.851	5.257	5.664	6.343

注：样本观测值为3391。

1%水平上显著, z 值为3.438。上述结果表明, 官员访问与企业ESG背离行为显著正相关, 揭示了官员访问后, 被访问企业出于满足政府环保诉求的要求而出现“厚环境责任薄其他责任”的背离行为, H_2 得到验证。

4.4 稳健性检验

(1) 工具变量检验

官员访问与企业环境责任之间可能存在互为因果和遗漏变量的内生性问题, 因此, 本研究采用工具变量法进行稳健性检验。借鉴赵晶等^[23]和钱先航等^[45]的研究, 本研究选取财政盈余和城镇登记失业率作为工具变量, 数据来源于国家统计局。选取工具变量的理由在于: ①当地政府是否去访问企业与官员面临的晋升压力有直接关系^[23], 而财政盈余和城镇登记失业率都是考核政府部门绩效的重要指标, 当地政府官员会为促进当地经济发展和改善就业而访问当地企业, 因此财政盈余和城镇登记失业率满足了工具变量设置的相关性要求。②地区的财政盈余和城镇登记失业率与企业环境行为并不直接相关, 符合工具变量设置的外生性要求。

表5给出工具变量法的第2阶段回归结果, (1)列

中 *Vis1* 的回归系数为0.171, (2)列中 *Vis2* 的回归系数为0.965, 均在5%水平上显著, 表明 H_1 依然成立。(3)列中 *Vis1* 的回归系数为0.178, (4)列中 *Vis2* 的回归系数为1.039, 均在1%水平上显著, 表明 H_2 依然成立。因此, 在采用工具变量缓解互为因果和遗漏变量的内生性问题后, 主要回归结果保持不变。此外, Wald F 检验结果基本显著, 说明选取的工具变量具有一定的合理性。

(2) Heckman 两阶段回归

官员访问可能与一些外生的因素相关, 存在一定的自选择偏误问题。为了解决官员访问的自选择偏误而产生的内生性问题, 本研究采用 Heckman 两阶段回归模型进行检验^[46]。构建模型为

$$Vis_d_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Vis_i_{i,t} + \alpha_n \sum_{n=2}^{15} Con_{i,t} + \sum Yea_{i,t} + \sum Pro_{i,t} + \lambda_{i,t} \quad (2)$$

其中, *Vis_d* 为官员访问的虚拟变量, 若当年有官员访问该企业取值为1, 否则取值为0; *Vis_i* 为排除性约束变量, 参考已有研究^[47], 本研究选取同年度同行业中其他企业的官员访问数量的均值; α_0 为常数项, $\alpha_1 \sim$

表 3 相关系数
Table 3 Correlation Coefficients

变量	Cer	Dev	Vis1	Vis2	Siz	Roa	Gro	Lev	Cfo	Age	Soe	Fir	Sto	Dua	Vol	Hhi	Pol
Dev	0.801 ^{***}	1															
Vis1	0.159 ^{***}	0.155 ^{***}	1														
Vis2	0.153 ^{***}	0.160 ^{***}	0.875 ^{***}	1													
Siz	0.386 ^{***}	0.291 ^{***}	0.314 ^{***}	0.312 ^{***}	1												
Roa	0.043 ^{**}	-0.042 ^{**}	0.001	0.005	-0.046 ^{**}	1											
Gro	-0.034 ^{**}	-0.032 [*]	-0.034 ^{**}	-0.042 ^{**}	0.042 ^{**}	0.195 ^{***}	1										
Lev	0.138 ^{***}	0.157 ^{***}	0.172 ^{***}	0.163 ^{***}	0.532 ^{***}	-0.429 ^{***}	0.024	1									
Cfo	0.094 ^{***}	0.039 ^{**}	0.045 ^{***}	0.051 ^{***}	0.102 ^{***}	0.462 ^{***}	-0.012	-0.160 ^{***}	1								
Age	0.186 ^{***}	0.136 ^{***}	0.079 ^{***}	0.105 ^{***}	0.441 ^{***}	-0.182 ^{***}	-0.044 ^{**}	0.368 ^{***}	0.006	1							
Soe	0.185 ^{***}	0.135 ^{***}	0.153 ^{***}	0.187 ^{***}	0.393 ^{***}	-0.164 ^{***}	-0.088 ^{***}	0.325 ^{***}	0.0002	0.511 ^{***}	1						
Fir	0.084 ^{***}	0.032 [*]	0.041 ^{**}	0.026	0.254 ^{***}	0.098 ^{***}	-0.010	0.060 ^{***}	0.126 ^{***}	-0.009	0.192 ^{***}	1					
Sto	0.234 ^{***}	0.168 ^{***}	0.181 ^{***}	0.208 ^{***}	0.461 ^{***}	-0.053 ^{***}	-0.012	0.296 ^{***}	0.054 ^{***}	0.282 ^{***}	0.421 ^{***}	0.083 ^{***}	1				
Dua	-0.043 ^{**}	-0.027	-0.075 ^{***}	-0.061 ^{***}	-0.148 ^{***}	0.051 ^{***}	0.021	-0.084 ^{***}	-0.031 [*]	-0.188 ^{***}	-0.234 ^{***}	-0.044 ^{***}	-0.199 ^{***}	1			
Vol	0.030 [*]	0.048 ^{***}	0.129 ^{***}	0.281 ^{***}	0.082 ^{***}	-0.026	-0.006	0.058 ^{***}	-0.002	0.026	0.040 ^{**}	0.002	0.033 [*]	0.003	1		
Hhi	0.016	0.012	-0.015	-0.037 ^{**}	0.133 ^{***}	-0.170 ^{***}	0.032 [*]	0.179 ^{***}	-0.099 ^{***}	0.139 ^{***}	0.138 ^{***}	0.104 ^{***}	0.133 ^{***}	-0.050 ^{***}	-0.022	1	
Pol	-0.096 ^{***}	-0.126 ^{***}	0.034 [*]	0.022	-0.101 ^{***}	-0.034 ^{**}	-0.085 ^{***}	0.055 ^{***}	-0.014	-0.076 ^{***}	-0.026	-0.001	0.030 [*]	-0.014	0.012	0.052 ^{***}	1
Epe	0.028 [*]	0.023	-0.078 ^{***}	-0.103 ^{***}	0.007	0.116 ^{***}	-0.005	-0.071 ^{***}	0.070 ^{***}	-0.100 ^{***}	-0.118 ^{***}	-0.026	-0.123 ^{***}	0.068 ^{***}	-0.026	-0.154 ^{***}	-0.091 ^{***}

注: ***为在1%水平上显著,**为在5%水平上显著,*为在10%水平上显著,双尾检验,下同。

表4 官员访问对环境责任承担和企业 ESG 背离的回归结果

Table 4 Regression Results for Visits by Officials on Environmental Responsibility Undertaking and Corporate ESG Deviation

变量	Cer		Dev	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Vis1	0.017* (1.732)		0.024** (2.434)	
Vis2		0.144** (2.116)		0.247*** (3.438)
Siz	0.843*** (11.698)	0.838*** (11.650)	0.625*** (8.289)	0.606*** (8.048)
Roa	0.320 (0.220)	0.243 (0.166)	-3.426** (-2.551)	-3.611*** (-2.659)
Gro	-0.188 (-0.887)	-0.175 (-0.824)	-0.412* (-1.674)	-0.383 (-1.527)
Lev	-1.082** (-2.535)	-1.096** (-2.556)	0.121 (0.269)	0.096 (0.210)
Cfo	2.845** (2.435)	2.892** (2.466)	3.196** (2.523)	3.290*** (2.585)
Age	0.046*** (4.407)	0.046*** (4.392)	0.025** (2.229)	0.026** (2.249)
Soe	0.015 (0.089)	-0.002 (-0.010)	-0.095 (-0.530)	-0.136 (-0.756)
Fir	-1.395*** (-3.013)	-1.345*** (-2.902)	-1.755*** (-3.632)	-1.641*** (-3.397)
Sto	0.050*** (2.805)	0.049*** (2.763)	0.028 (1.485)	0.028 (1.444)
Dua	0.301** (2.114)	0.290** (2.033)	0.352** (2.284)	0.338** (2.182)
Vol	0.194 (1.111)	0.158 (0.903)	0.272 (1.487)	0.210 (1.144)
Hhi	-1.084*** (-3.100)	-1.070*** (-3.059)	-0.972*** (-2.580)	-0.947** (-2.501)
Pol	0.109 (0.282)	0.112 (0.289)	-0.244 (-0.588)	-0.241 (-0.578)
Epe	0.253 (0.467)	0.245 (0.452)	0.251 (0.427)	0.241 (0.408)
常数项	-22.625*** (-6.486)	-22.507*** (-6.452)	-17.499*** (-4.688)	-17.114*** (-4.582)
Yea/Pro	控制	控制	控制	控制
样本观测值	2 522	2 522	2 522	2 522
伪 R ²	0.245	0.246	0.188	0.191

注：括号内数据为经过个体和时间层面 cluster 调整的 z 值。

表5 工具变量第2阶段回归结果

Table 5 Second Stage Regression Results for Instrumental Variables

变量	Cer		Dev	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Vis1	0.171** (2.521)		0.178*** (3.786)	
Vis2		0.965** (2.186)		1.039*** (2.858)
控制变量	控制	控制	控制	控制
Yea/Pro	控制	控制	控制	控制
常数项	-1.493 (-0.150)	-3.458 (-0.393)	0.831 (0.122)	-0.776 (-0.107)
样本观测值	2 522	2 522	2 522	2 522
Wald F 检验	0.896**	1.032	1.300	1.110*

注：括号内数据为 z 值，已经过稳健性调整；Wald F 检验原假设为“存在弱工具变量”。

α_n 为回归系数； λ 为残差项。由 (2) 式计算出逆米斯比率 Imr ，作为控制变量代入主回归模型。

表 6 给出 Heckman 两阶段回归结果，第 2 阶段中 Vis_i 的回归系数在 5% 水平上显著为正，说明同年度同行业中其他企业的官员访问情况会影响该企业被官员访问的概率，证明了排除性约束变量的有效性。第 2 阶段结果中， Imr 的回归系数均显著为负，表明模型中存在一定的自选择偏差问题。 $Vis1$ 的回归系数分别为 0.024 和 0.031， $Vis2$ 的回归系数分别为 0.171 和 0.285，均在 5% 及以上水平显著，表明在控制自选择偏差后， H_1 和 H_2 依旧成立。此外，由于 Heckman 模型假定截断与样本选择是相关的，在第 1 阶段选择方程中，个别变量与样本选择概率相关，导致一些观测值在第 2 阶段回归中被排除，因此样本观测值有所减少。

(3) 倾向得分匹配法检验

倾向得分匹配法可以消除因个体特征带来的样本自选择问题。参考已有研究^[48]，首先，通过逻辑回归模型估计官员访问的概率；其次，根据估计的概率对企业进行排序，按照 1:3 的最近邻匹配法得分进行匹配，得到 1 913 个匹配样本；最后，对匹配样本进行回归分析。共同支撑假设检验结果表明，不在共同取值范围之内的样本数有 13 个，在共同取值范围之内的样本数则有 3 011 个，因篇幅所限，共同支撑假设检验结果不再呈现，如有需要可向作者索取。本研究建立逻辑回归模型为

$$Vis_d_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_n \sum_{n=1}^{14} Con_{i,t} + \delta_{i,t} \quad (3)$$

其中， γ_0 为常数项， γ_n 为回归系数， δ 为残差项。

倾向得分匹配法检验第 2 阶段的回归结果见表 7。

表6 Heckman 两阶段回归结果
Table 6 Regression Results for Heckman Two-stage

变量	第1阶段		第2阶段		
	<i>Vis_d</i>	<i>Cer</i>		<i>Dev</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Vis_i</i>	0.823** (2.037)				
<i>Vis1</i>		0.024** (2.242)		0.031*** (2.945)	
<i>Vis2</i>			0.171** (2.322)		0.285*** (3.680)
<i>Imr</i>		-6.064*** (-2.902)	-5.777*** (-2.766)	-5.388** (-2.319)	-5.185** (-2.236)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Yea/Pro</i>	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-8.752*** (-5.638)	7.862 (0.704)	6.430 (0.576)	9.164 (0.724)	8.580 (0.681)
样本观测值	2 200	2 200	2 200	2 200	2 200
伪 R^2	0.101	0.254	0.255	0.192	0.196

注: 括号内数据为经过个体和时间层面 cluster 调整的 z 值, 下同。

表7 倾向得分匹配法第2阶段回归结果
Table 7 Second Stage Regression Results for Propensity Score Matching

变量	<i>Cer</i>		<i>Dev</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Vis1</i>	0.020* (1.851)		0.029*** (2.765)	
<i>Vis2</i>		0.154** (2.060)		0.282*** (3.605)
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>Yea/Pro</i>	控制	控制	控制	控制
常数项	-21.495*** (-5.519)	-21.449*** (-5.517)	-16.881*** (-3.956)	-16.481*** (-3.863)
样本观测值	1 913	1 913	1 913	1 913
伪 R^2	0.243	0.243	0.179	0.183

(1) 列和第 (2) 列中 *Vis* 的回归系数分别为 0.020 和 0.154, 均显著为正; (3) 列和第 (4) 列中 *Vis* 的回归系数分别为 0.029 和 0.282, 也均显著为正。以上结果表明, 在控制自选择偏差后, H_1 和 H_2 依旧成立。

(4) 改变被解释变量测量方法

前文采用主成分分析法合成环境评价综合指标, 这在一定程度上可能造成环境评价指标信息量的丢

失。因此, 本研究直接将 8 项环境指标相加得到环境评价综合指标, 以此重新测量 *Cer* 和 *Dev*。回归结果表明, 在改变被解释变量的测量方法后, 回归结果基本保持不变。

(5) 改变解释变量测量方法

官员对企业的访问可能受到行业内部因素的影响, 如行业中头部企业被官员访问的次数更多。本

研究通过扣除企业所属行业官员访问的均值来消除行业内部因素的影响,重新计算官员访问指标。回归结果表明,在改变官员访问的测量方法后,实证结果与前文保持一致。

(6) 考虑官员访问的时滞效应

官员访问对企业的影响存在一定的时滞性,即当年官员访问对当年的环境责任承担和企业 ESG 背离产生影响,这种影响会持续几年。为了控制官员访问的时滞效应,本研究采用个体和时间上的双重聚类调整对前文模型进行回归分析。回归结果表明,滞后 1 期~滞后 3 期后,官员访问的回归系数均显著为正,表明官员访问对企业环境责任承担和 ESG 背离的影响具有一定的时滞性,至少持续 3 年。

5 进一步分析

5.1 官员访问影响企业 ESG 背离的机制检验

前文理论分析从监督视角和资源视角提出官员访问会促进企业 ESG 背离行为,为进一步验证两种视角的合理性,本研究分别使用环保监督强度和环保补助两个指标作为中介变量来验证上述两种机制。

(1) 环保监督强度的影响机制

由于提升环保监督强度会增加企业环境治理成本,政府对企业的环保监督强度越大,企业对环境治理的投资水平越高^[49]。因此,参考已有研究^[41],本研究采用企业当年环保治理费用加 1 的自然对数测量环保监督强度 (*Esp*),解释变量为滞后 1 期的 *Vis1* 和

Vis2, 检验结果见表 8。(1) 列中 *Vis1* 的回归系数为 0.034,在 5% 水平上显著,*t* 值为 2.348;(2) 列中 *Vis2* 的回归系数为 0.105,在接近 10% 水平上显著,*t* 值为 1.378。上述结果表明官员访问显著提高了环保监督强度。将 *Esp* 引入 (1) 式进行中介检验,(3) 列中 *Vis1* 的回归系数为 0.019,在 10% 水平上显著,*z* 值为 1.958;(4) 列中 *Vis2* 的回归系数为 0.233,在 1% 水平上显著,*z* 值为 3.287。引入 *Esp* 后,与表 4 相比,官员访问的回归系数均有所下降,表明环保监督强度具有中介作用,验证了环保监督的中介机制。

(2) 环保补助的影响机制

本研究将环保补助作为另一个中介变量,参考 KLEER^[50] 的研究,采用企业当年获得的环保补助加 1 的自然对数测量环保补助 (*Ges*),解释变量为 *Vis1* 和 *Vis2*。回归结果表明,*Vis1* 的回归系数在 5% 水平上显著为正,*Vis2* 的回归系数在 1% 水平上显著为正,即官员访问显著提高了环保补助。将 *Ges* 引入 (1) 式进行中介检验,*Vis1* 的回归系数在 5% 水平上显著为正,*Vis2* 的回归系数在 1% 水平上显著为正,与表 4 相比,官员访问的回归系数均有所下降,表明环保补助具有中介作用,验证了环保补助的中介机制。

5.2 产权性质和环境规制的调节作用检验

(1) 产权性质的调节作用

国有企业本身的性质和目标决定了承担环境治理责任是企业的重要职责^[32],政府更容易将环境目标作为行政任务施加给国有企业^[51]。基于这个角度,本研究认为与非国有企业相比,官员访问对国有企

表 8 环保监督强度的影响机制

Table 8 Impact Mechanism of Environmental Monitoring Intensity

变量	<i>Esp</i>		<i>Dev</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Vis1</i>	0.034** (2.348)		0.019* (1.958)	
<i>Vis2</i>		0.105 (1.378)		0.233*** (3.287)
<i>Esp</i>			0.133*** (6.383)	0.134*** (6.402)
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>Yea/Pro</i>	控制	控制	控制	控制
常数项	-4.595* (-1.678)	-5.105* (-1.856)	-17.722*** (-4.682)	-17.334*** (-4.581)
样本观测值	2 522	2 522	2 522	2 522
调整的 R^2	0.087	0.084		
伪 R^2			0.210	0.214

注:(1)列和(2)列括号内数据为经过个体和时间层面 cluster 调整的 *t* 值,(3)列和(4)列括号内数据为经过个体和时间层面 cluster 调整的 *z* 值。

业 ESG 背离的促进作用更为显著。本研究根据企业是否为国有控股来判定企业的产权性质, 被解释变量为企业 ESG 背离。回归结果表明, 国有企业组官员访问的回归系数大于非国有企业组官员访问的回归系数, 且两组间的差异系数检验显著, 说明产权性质强化了官员访问对企业 ESG 背离的影响, 即与非国有企业相比, 官员访问对国有企业 ESG 背离的影响更为显著。

(2) 环境规制的调节作用

地方政府之间具有异质性, 造成地方政府对中央下达的环保目标的重视程度和地方政府的监管强度存在差异。当地区环境规制强度处于较低水平时, 宽松的环境规制导致企业较低的环境标准遵守率和较少的环保支出^[52]; 而在环境规制较强的地区, 地方政府具有较强的环境意识, 更重视环保责任在企业 ESG 中的位置。基于此, 本研究预期, 与低强度环境规制地区相比, 高强度环境规制地区中官员访问对企业 ESG 背离的影响更为显著。借鉴已有研究^[53], 本研究根据各省环境污染治理投资占第二产业增加值的比值测量地区环境规制强度, 按照环境规制强度的年度中位数将样本分为高强度环境规制组和低强度环境规制组, 检验环境规制的调节作用, 被解释变量为企业 ESG 背离。回归结果表明, 高强度环境规制组官员访问的回归系数大于低强度环境规制组官员访问的回归系数, 且两组间的差异系数检验均显著。说明在官员访问影响企业 ESG 背离的关系中, 环境规制发挥了正向调节作用。

5.3 官员等级的异质性检验

本研究将访问的官员等级分为省级及以上和省级以下, 并根据企业当年度不同等级的官员访问次数定义 $Vis1$ 和 $Vis2$, 以进一步检验官员异质性对企业 ESG 背离的差异性影响。回归结果表明, 省级及以上官员访问和省级以下官员访问均显著促进企业 ESG 背离, 但省级及以上官员访问的回归系数大于省级以下官员访问的回归系数, 说明随着访问官员等级的提高, 官员访问对企业 ESG 背离的促进作用增强。这可能是因为, 与省级以下官员相比, 省级及以上官员对环保的重视程度更高。因为在中国式“央地分权”的制度背景下, 环境治理体制依据行政区域的划分设置管理权限, 按照政府层级的构成进行垂直式领导, 也就是中央政府统一制定环境政策, 地方政府负责各辖区内环境政策的执行。这就造成地方官员可以选择性地执行中央的环境政策^[54], 并且官员级别越低, 这种选择自主权就越大。

5.4 官员访问与企业 ESG 表现

上述研究重点检验了官员访问对企业 ESG 背离的影响和作用机制, 以及产权性质和环境规制的调节作用, 尚未探讨官员访问与企业 ESG 背离的后果, 即本研究检验了官员访问与企业 ESG 背离的关系, 而未回应官员访问对企业 ESG 总体水平的影响。因此, 本研究将股东责任、社会责任和环境责任相加得到企业 ESG 总分, 采用有序逻辑法进行回归, 检验官

员访问对企业 ESG 表现的影响, 被解释变量为企业 ESG 表现。检验结果表明, $Vis1$ 的回归系数在 1% 水平上显著为正, $Vis2$ 的回归系数在 5% 水平上显著为正, 说明官员访问有利于企业 ESG 表现的总体提高。上述结果表明官员访问虽然引发了被访问企业的 ESG 背离, 背离了 ESG 的包容性发展逻辑, 但也带来了另一个后果, 即 ESG 整体表现的提升。

6 结论

6.1 研究结果

本研究聚焦企业 ESG 背离行为, 以官员访问为切入点, 检验官员访问对重污染企业 ESG 背离行为的影响, 利用手工收集的官员访问数据, 构建测量企业 ESG 背离的指标。研究结果表明, 官员访问促进企业履行环境责任, 但官员访问也带来了企业的 ESG 背离。以上结果在经过工具变量法、Heckman 两阶段回归、PSM 倾向得分匹配法、更换解释变量和被解释变量测量方法、考虑时滞效应的影响等稳健性检验后仍然成立。借助环保监督强度和环保补助两个中介变量, 本研究验证官员访问影响企业 ESG 背离行为的机制, 结果表明官员访问通过监督效应和资源效应对企业 ESG 背离行为产生影响。本研究还从产权性质和环境规制视角进一步检验官员访问影响企业 ESG 背离行为的边界条件, 结果表明, 与非国有企业相比, 官员访问对企业 ESG 背离行为的促进作用在国有企业中更为显著; 与环境规制较弱地区的企业相比, 官员访问对企业 ESG 背离行为的促进作用在环境规制较强地区的企业中更为显著。拓展性研究发现, 官员访问对企业 ESG 背离的促进作用随着官员等级的提高而增强, 官员访问促进了企业 ESG 整体水平的提升。

6.2 理论贡献

(1) 在社会责任框架下, 虽然学者们已经关注到企业履行环境责任的动机, 但往往只关注到单一的环境行为, 而未能与社会责任和治理责任相结合。虽然 ESG 框架开始将环境、社会和公司治理摆到同等重要的地位, 将三者合一看待, 但其更侧重投资策略, 且较少考察三者之间的内在联系。本研究从官员访问这一非正式机制探讨企业 ESG 背离行为的形成机制, 突破了“利益相关者群体是一个整体”的假设, 有助于解决 ESG 实践依据不足的难题, 从利益相关者责任权衡的角度贡献 ESG 理论。

(2) 已有研究考察官员访问对企业环境治理的影响^[3-4], 极少关注环境责任与其他责任的权衡问题。本研究发现企业为了响应政府环保诉求, 会通过积极承担环境责任的方式掩盖其他责任承担问题。本研究拓展了官员访问的相关研究, 并为未来研究企业 ESG 背离问题提供了参考。

(3) 在变量测量方面, 本研究在参考 LI et al.^[42] 和 YAN et al.^[43] 的基础上, 根据第三方机构 ESG 评分数据评价企业各层面责任承担情况, 并据此提出了企业 ESG 背离的测量方法, 为后续实证研究企业 ESG

背离提供了方法上的借鉴。

6.3 实践启示

(1) 尽管官员访问能够对企业承担环境责任产生拉动作用,但长期看该种方式容易让企业形成依赖,不利于企业 ESG 责任的包容性发展。因此,需要强化政府作为公共品提供者的责任,在 ESG 领域推动由政府、社会和企业共同承担责任,防范“双碳”目标导向下企业过度响应环保政策而出现履行 ESG 责任时“厚此薄彼”的激励扭曲现象。

(2) 企业应根据长期发展战略和短期经营目标来选择履行 ESG 责任的程度,并在此基础上尽量平衡 ESG 责任中的各个维度。从利益相关者责任演进的角度看,企业不仅要积极履行环境责任,还需要在完成环保目标的同时,兼顾股东利益、社会利益和员工利益,实现 ESG 的包容性发展。

6.4 研究局限和未来展望

①考虑到官员与企业环境行为的关系受到政治周期的影响,本研究的样本期间为 2013 年至 2018 年。未来可以考虑将样本期间拓展至 2023 年,一是可以进一步考察“双碳”目标对官员访问与企业 ESG 背离关系的影响,二是可以深入探究官员访问影响企业 ESG 背离是否存在政治周期的波动。②与主政官员相比,环保官员可能更关注 ESG 的相关议题。受制于研究样本的局限,本研究未将主政官员与环保官员做出区分,未来可以进一步考察环保官员访问对企业 ESG 背离等行为的影响。③企业 ESG 和绿色治理行为的影响因素除了政府官员外,还包括绿色投资者、供应商和公众等^[5],限于篇幅,本研究仅考虑了官员访问这一关键要素,后续研究可进一步考虑绿色投资者和供应商等因素对企业 ESG 背离的影响。

参考文献:

- [1] WANG X R. The national ecological accounting and auditing scheme as an instrument of institutional reform in China: a discourse analysis. *Journal of Business Ethics*, 2019, 154(3): 587–603.
- [2] MARQUIS C, ZHANG J J, ZHOU Y H. Regulatory uncertainty and corporate responses to environmental protection in China. *California Management Review*, 2011, 54(1): 39–63.
- [3] 毛晖,周红星,黄送钦. 官员视察的环境治理效应研究: 压力与能力的双重机制检验. *经济学报*, 2023, 10(3): 241–269. MAO Hui, ZHOU Hongxing, HUANG Songqin. A study of the environmental governance effects of officials' inspections: a dual mechanism test of pressure and capacity. *China Journal of Economics*, 2023, 10(3): 241–269.
- [4] 何轩,肖炜诚. 官员视察与民营企业环保投入. *经济管理*, 2022, 44(5): 157–175. HE Xuan, XIAO Weicheng. Official inspection and the environmental investment of private enterprises: an empirical research based on CEPS. *Business and Management Journal*, 2022, 44(5): 157–175.
- [5] PORTER M E, VAN DER LINDE C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 97–118.
- [6] 张琦,郑瑶,孔东民. 地区环境治理压力、高管经历与企业环保投资: 一项基于《环境空气质量标准(2012)》的准自然实验. *经济研究*, 2019, 54(6): 183–198. ZHANG Qi, ZHENG Yao, KONG Dongmin. Local environmental governance pressure, executive's working experience and enterprise investment in environmental protection: a quasi-natural experiment based on China's "Ambient Air Quality Standards 2012". *Economic Research Journal*, 2019, 54(6): 183–198.
- [7] 谭劲松,黄仁玉,张京心. ESG 表现与企业风险: 基于资源获取视角的解释. *管理科学*, 2022, 35(5): 3–18. TAN Jinsong, HUANG Renyu, ZHANG Jingxin. ESG performance and corporate risk: an explanation from a resource acquisition perspective. *Journal of Management Science*, 2022, 35(5): 3–18.
- [8] 黄世忠. ESG 视角下价值创造的三大变革. *财务研究*, 2021(6): 3–14. HUANG Shizhong. Three major changes in value creation from the ESG perspective. *Finance Research*, 2021(6): 3–14.
- [9] WICKERT C, SCHERER A G, SPENCE L J. Walking and talking corporate social responsibility: implications of firm size and organizational cost. *Journal of Management Studies*, 2016, 53(7): 1169–1196.
- [10] BUSCH T, HOFFMANN V H. Ecology-driven real options: an investment framework for incorporating uncertainties in the context of the natural environment. *Journal of Business Ethics*, 2009, 90(2): 295–310.
- [11] DU S L, BHATTACHARYA C B, SEN S. Maximizing business returns to corporate social responsibility (CSR): the role of CSR communication. *International Journal of Management Reviews*, 2010, 12(1): 8–19.
- [12] LYON T P, MAXWELL J W. Greenwash: corporate environmental disclosure under threat of audit. *Journal of Economics & Management Strategy*, 2011, 20(1): 3–41.
- [13] KIM E H, LYON T P. Greenwash vs. brownwash: exaggeration and undue modesty in corporate sustainability disclosure. *Organization Science*, 2015, 26(3): 705–723.
- [14] ZHANG B, CHEN X L, GUO H X. Does central supervision enhance local environmental enforcement? Quasi-experimental evidence from China. *Journal of Public Economics*, 2018, 164: 70–90.
- [15] MARQUIS C, TOFFEL M W, ZHOU Y H. Scrutiny, norms, and selective disclosure: a global study of greenwashing. *Organization Science*, 2016, 27(2): 483–504.
- [16] DELMAS M A, BURBANO V C. The drivers of greenwashing. *California Management Review*, 2011, 54(1): 64–87.
- [17] TESTA F, BOIRAL O, IRALDO F. Internalization of environmental practices and institutional complexity: can stakeholders pressures encourage greenwashing?. *Journal of Business Ethics*, 2018, 147(2): 287–307.
- [18] HEMINGWAY C A, MACLAGAN P W. Managers' personal values as drivers of corporate social responsibility. *Journal of Business Ethics*, 2004, 50(1): 33–44.
- [19] MURRAY K B, VOGEL C M. Using a hierarchy-of-effects approach to gauge the effectiveness of corporate social responsibility to generate goodwill toward the firm: financial versus nonfinancial impacts. *Journal of Business Research*, 1997, 38(2): 141–159.

- [20] 戴亦一, 洪群, 潘越. 官员视察、媒体关注与政府补助: 来自中国上市公司的经验证据. *经济管理*, 2015, 37(7): 13–25.
DAI Yiyi, HONG Qun, PAN Yue. Official inspection, media coverage and government subsidies: empirical evidence from Chinese listed companies. *Business and Management Journal*, 2015, 37(7): 13–25.
- [21] 白云霞, 王砚萍. 官员访问与公司雇员. *科研管理*, 2019, 40(5): 254–263.
BAI Yunxia, WANG Yanping. Official visits and corporate employee. *Science Research Management*, 2019, 40(5): 254–263.
- [22] 罗党论, 应千伟. 政企关系、官员视察与企业绩效: 来自中国制造业上市企业的经验证据. *南开管理评论*, 2012, 15(5): 74–83.
LUO Danglun, YING Qianwei. Political connection, official inspection and firm performance: the empirical evidences come from Chinese manufacturing listed companies. *Nankai Business Review*, 2012, 15(5): 74–83.
- [23] 赵晶, 孟维焯. 官员视察对企业创新的影响: 基于组织合法性的实证分析. *中国工业经济*, 2016(9): 109–126.
ZHAO Jing, MENG Weixuan. Impact of official inspection on enterprises' innovation: an empirical study based on organizational legitimacy. *China Industrial Economics*, 2016(9): 109–126.
- [24] SCHULER D A, SHI W, HOSKISSON R E, et al. Windfalls of emperors' sojourns: stock market reactions to Chinese firms hosting high-ranking government officials. *Strategic Management Journal*, 2017, 38(8): 1668–1687.
- [25] LI W W, TSANG E W K, LUO D L, et al. It's not just a visit: receiving government officials' visits and firm performance in China. *Management and Organization Review*, 2016, 12(3): 577–604.
- [26] ZENG H X, LI X M, ZHOU Q, et al. Local government environmental regulatory pressures and corporate environmental strategies: evidence from natural resource accountability audits in China. *Business Strategy and the Environment*, 2022, 31(7): 3060–3082.
- [27] 林润辉, 谢宗晓, 李娅, 等. 政治关联、政府补助与环境信息披露: 资源依赖理论视角. *公共管理学报*, 2015, 12(2): 30–41.
LIN Runhui, XIE Zongxiao, LI Ya, et al. Political connection, environmental disclosure and government subsidy: the perspective of resource dependence theory. *Journal of Public Management*, 2015, 12(2): 30–41.
- [28] 王红建, 汤泰劫, 宋献中. 谁驱动了企业环境治理: 官员任期考核还是五年规划目标考核. *财贸经济*, 2017, 38(11): 147–161.
WANG Hongjian, TANG Taijie, SONG Xianzhong. Who drives enterprise environmental governance: officials' tenure evaluation or "five-year plan" target assessment?. *Finance & Trade Economics*, 2017, 38(11): 147–161.
- [29] 任丙强. 地方政府环境政策执行的激励机制研究: 基于中央与地方关系的视角. *中国行政管理*, 2018(6): 129–135.
REN Bingqiang. The incentive mechanisms of local environmental policy implementation: from the perspective of central-local relations. *Chinese Public Administration*, 2018(6): 129–135.
- [30] JIA M, XIANG Y, ZHANG Z. Indirect reciprocity and corporate philanthropic giving: how visiting officials influence investment in privately owned Chinese firms. *Journal of Management Studies*, 2019, 56(2): 372–407.
- [31] 李维安, 徐建, 姜广省. 绿色治理准则: 实现人与自然的包容性发展. *南开管理评论*, 2017, 20(5): 23–28.
LI Weian, XU Jian, JIANG Guangsheng. Global green governance principle: realization of the inclusive development of human and nature. *Nankai Business Review*, 2017, 20(5): 23–28.
- [32] LUO X R, WANG D Q, ZHANG J J. Whose call to answer: institutional complexity and firms' CSR reporting. *Academy of Management Journal*, 2017, 60(1): 321–344.
- [33] PFEFFER J, SALANCIK G R. *The external control of organizations: a resource dependence perspective*. New York: Harper & Row, 1978.
- [34] MARITAN C A. Capital investment as investing in organizational capabilities: an empirically grounded process model. *Academy of Management Journal*, 2001, 44(3): 513–531.
- [35] 柏群, 杨云. 组织冗余资源对绿色创新绩效的影响: 基于社会责任的中介作用. *财经科学*, 2020(12): 96–106.
BAI Qun, YANG Yun. Research on the influence of organizational redundant resources on green innovation performance: based on the mediating role of social responsibility. *Finance & Economics*, 2020(12): 96–106.
- [36] CHENG B T, IOANNOU I, SERAFEIM G. Corporate social responsibility and access to finance. *Strategic Management Journal*, 2014, 35(1): 1–23.
- [37] ABDURAKHMONOV M, RIDGE J W, HILL A D. Unpacking firm external dependence: how government contract dependence affects firm investments and market performance. *Academy of Management Journal*, 2021, 64(1): 327–350.
- [38] 李增福, 汤旭东, 连玉君. 中国民营企业社会责任背离之谜. *管理世界*, 2016, 32(9): 136–148, 160.
LI Zengfu, TANG Xudong, LIAN Yujun. The puzzle of Chinese private enterprises' corporate social responsibility. *Journal of Management World*, 2016, 32(9): 136–148, 160.
- [39] FAN J P H, WONG T J, ZHANG T Y. Institutions and organizational structure: the case of state-owned corporate pyramids. *The Journal of Law, Economics, and Organization*, 2013, 29(6): 1217–1252.
- [40] 刘柏, 卢家锐. “顺应潮流”还是“投机取巧”: 企业社会责任传染机制研究. *南开管理评论*, 2018, 21(4): 182–194.
LIU Bai, LU Jiarui. Follow the trend or the opportunism: a study on the contagion mechanism of corporate social responsibility. *Nankai Business Review*, 2018, 21(4): 182–194.
- [41] 胡珺, 宋献中, 王红建. 非正式制度、家乡认同与企业环境治理. *管理世界*, 2017, 33(3): 76–94.
HU Jun, SONG Xianzhong, WANG Hongjian. Informal institution, hometown identity and corporate environmental governance. *Journal of Management World*, 2017, 33(3): 76–94.
- [42] LI J, WU D. Do corporate social responsibility engagements lead to real environmental, social, and governance impact. *Management Science*, 2020, 66(6): 2564–2588.
- [43] YAN S P, ALMANDOZ J, FERRARO F. The impact of logic (in)compatibility: green investing, state policy, and corporate environmental performance. *Administrative Science Quarterly*, 2021, 66(4): 903–944.
- [44] WANG Y, ZHANG Y F. Do state subsidies increase corporate environmental spending?. *International Review of Financial Analysis*, 2020, 72: 101592–1–101592–11.
- [45] 钱先航, 曹廷求, 李维安. 晋升压力、官员任期与城市商业银

- 行的贷款行为. *经济研究*, 2011, 46(12): 72–85.
- QIAN Xianhang, CAO Tingqiu, LI Weian. Promotion pressure, officials' tenure and lending behavior of the city commercial banks. *Economic Research Journal*, 2011, 46(12): 72–85.
- [46] HECKMAN J J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 1979, 47(1): 153–161.
- [47] HEUTEL G. Crowding out and crowding in of private donations and government grants. *Public Finance Review*, 2014, 42(2): 143–175.
- [48] KIM J B, SHROFF P, VYAS D, et al. Credit default swaps and managers' voluntary disclosure. *Journal of Accounting Research*, 2018, 56(3): 953–988.
- [49] 吕鹏, 黄送钦. 环境规制压力会促进企业转型升级吗. *南开管理评论*, 2021, 24(4): 116–127.
- LYU Peng, HUANG Songqin. Can state environment pressure push corporate transformation and upgrading. *Nankai Business Review*, 2021, 24(4): 116–127.
- [50] KLEER R. Government R&D subsidies as a signal for private investors. *Research Policy*, 2010, 39(10): 1361–1374.
- [51] WANG R X, WIJEN F, HEUGENS P P M A R. Government's green grip: multifaceted state influence on corporate environmental actions in China. *Strategic Management Journal*, 2018, 39(2): 403–428.
- [52] GRAY W B, DEILY M E. Compliance and enforcement: air pollution regulation in the U. S. steel industry. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1996, 31(1): 96–111.
- [53] 张成, 陆畅, 郭路, 等. 环境规制强度和生产技术进步. *经济研究*, 2011, 46(2): 113–124.
- ZHANG Cheng, LU Yang, GUO Lu, et al. The intensity of environmental regulation and technological progress of production. *Economic Research Journal*, 2011, 46(2): 113–124.
- [54] 聂辉华, 李金波. 政企合谋与经济发展. *经济学(季刊)*, 2007, 6(1): 75–90.
- NIE Huihua, LI Jinbo. Collusions between governments and firms and economic development. *China Economic Quarterly*, 2007, 6(1): 75–90.
- [55] 张饶, 郭晓旭. 碳排放权交易制度与企业绿色治理. *管理科学*, 2022, 35(6): 22–39.
- ZHANG Rao, GUO Xiaoxu. Carbon emission trading system and corporate green governance. *Journal of Management Science*, 2022, 35(6): 22–39.

Visits by Officials and Corporate ESG Deviation

XU Jian¹, LI Ding², LI Weian³

1 Business School, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China

2 School of Business Administration, Dongbei University of Finance & Economics, Dalian 116025, China

3 China Academy of Corporate Governance, Nankai University, Tianjin 300071, China

Abstract: At present, the ESG indicator system emphasizes on overall evaluation, yet neglects dimensional correlation, which leads to the phenomenon of companies changing their stakeholder priorities according to the internal and external environment in the absence of consistent standards, a phenomenon referred to as corporate ESG deviation. However, there is a paucity of literature on corporate ESG deviation and a lack of exploration of the mechanisms that shape corporate ESG deviation.

Based on resource dependency theory and new institutionalism theory, this study from the perspective of informal government mechanism, theoretically analyses and empirically tests the mechanism of the influence of visits by officials on corporate ESG deviant behaviors. Selecting a sample of Chinese listed companies in the heavy pollution industry during the period 2013–2018, this study evaluates the responsibility of corporate ESG dimensions by using the data of corporate environmental responsibility, social responsibility and governance responsibility scores. Based on this, this study further proposes a measure of corporate ESG deviation and tests the direct impact of visits by officials on corporate environmental responsibility and ESG deviation. This study also examines the mechanisms of the influence of visits by officials on corporate ESG deviation from supervision path and resources path. Further, this study tests the moderating effect of the nature of property rights and environmental regulation on the relationship between visits by officials and corporate ESG deviation, based on heterogeneity characteristics.

This study finds that visits by officials have a significant positive impact on environmental responsibility and corporate ESG deviation, indicating that visits by officials promote corporate environmental responsibility and corporate ESG deviation at the same time. The intermediary test conducted through supervision and resource path, shows that visits by officials improve corporate ESG deviation by promoting environmental protection supervision and environmental protection subsidies. Further study shows that the impact of visits by officials on corporate ESG deviation has been strengthened in state-owned enterprises

and enterprises located in the areas with strong environmental regulations. Furthermore, the extension study not only finds that the promotion effect of visits by officials on ESG deviation is enhanced with the increase of official rank, but also finds that visits by officials promote the overall improvement of ESG performance.

This study illustrates the influence of visits by officials on corporate ESG deviant behaviors from the perspective of formation mechanism, expands the research of corporate strategic environmental responsibility. The policy implication that national environmental governance system should be further improved, and the government, society and enterprises should jointly assume environmental responsibilities to prevent incentive distortion caused by excessive responses of enterprises to environmental protection policies. Meanwhile, enterprises need to balance their long-term development strategy and short-term business objectives when undertaking ESG responsibility by considering other stakeholders when achieving environmental protection objectives, promoting the inclusive development of ESG responsibility.

Keywords: visits by officials; ESG deviation; environmental responsibility undertaking; stakeholders

Received Date: April 8th, 2023 **Accepted Date:** August 7th, 2023

Funded Project: Supported by the National Natural Science Foundation of China (71902133, 72174096)

Biography: XU Jian, doctor in management, is a lecturer in the Business School at Tianjin University of Finance and Economics. His research interests include corporate governance and green governance. His representative paper titled “Global green governance principle: realization of the inclusive development of human and nature” was published in the *Nankai Business Review* (Issue 5, 2017). E-mail: nankaixujian@163.com

LI Ding is a Ph.D candidate in the School of Business Administration at Dongbei University of Finance & Economics. His research interest focuses on green governance. His representative paper titled “Asset-light strategy and corporate risk-taking: empirical analysis and influence path” was published in the *Statistical Research* (Issue 1, 2020). E-mail: anhuild@126.com

LI Weian, doctor in management and economics, is a chair professor in the China Academy of Corporate Governance at Nankai University. His research interest focuses on corporate governance. His representative paper titled “Research on green governance and evaluation of Chinese listed companies and its evaluation” was published in the *Journal of Management World* (Issue 5, 2019). E-mail: liweiank@126.com

□

(责任编辑: 李祎博)