

CEO 家乡认同、融资约束与企业环境违规

周志方^{1,2}, 韩尚杰¹, 史琦¹, 聂磊¹

(1.中南大学商学院, 湖南长沙, 410083;

2.中南大学两型社会与生态文明协同创新中心, 湖南长沙, 410083)

摘要:以2010—2019年沪深A股重污染行业上市企业为样本,以CEO家乡认同为切入点,考察了非正式制度的环境后果,实证检验了CEO家乡认同对企业环境违规的影响以及融资约束的调节作用。结果表明,CEO家乡认同减少了企业环境违规,而融资约束削弱了CEO家乡认同对企业环境违规的影响。进一步的研究发现:当企业位于外部环境监管较弱的地区或市场竞争较激烈的行业,CEO家乡认同能够有效降低企业环境违规的发生频率;当外部环境规制较强、市场竞争程度较低时,即使面临较高的融资约束,CEO家乡认同也能够有效降低企业环境违规发生的可能性。

关键词:家乡认同;社会认同;环境违规;融资约束

中图分类号:F205;F275

文献标识码:A

文章编号:1672-3104(2023)01-0082-14

一、引言

党的二十大报告指出,促进人与自然和谐共生是实现中国式现代化的本质要求。无论是2015年开始实施的《中华人民共和国环境保护法》,还是自2016年开展的环保督察巡视工作,都彰显出了中国对全球环境治理的大国担当。然而,近年来,企业环境违规事件频频发生,如2010年紫金矿业污水渗漏事件、2018年山西三维集团违法排污事件等。企业环境违规不仅会对生态环境造成破坏,危害居民健康^[1-3],还会对企业自身带来严重的负面影响,如股价下降、营业收入减少、债券违约风险上升、声誉受损等^[2-5]。因此,如何遏制企业环境违规成为当前亟待解决的关键问题。

现有研究主要从政府环保目标设立^[6]、环境监管强度^[7]、环保处罚力度^[8]等角度考察了政府环境规制这一正式制度对企业环境违规的约束作用,并探讨了不同类型的政治关联在此过程中对企业环境违规的异质性影响^[9]。然而,非正式制度在某些情况下比正式制度的作用更大,尤其是在中国等正式制度不健全的新兴市场国家背景下。正因如此,已有部分研究开始探索媒体关注^[10]、公众监督^[11]等非正式制度对企业环境违规的影响。遗憾的是,鲜有文献关注高管(尤其是CEO)特质这一非正式制度因素在企业环境违规中所发挥的作用。

对此,本文旨在关注CEO特质中的一个重要维度,即家乡认同,如何影响企业环境违规。家乡对个人心理和行为都有着深刻的影响。Yonker^[12]发现,位于CEO童年住所附近的企业

收稿日期:2022-06-13;修回日期:2022-10-31

基金项目:湖南省自然科学基金杰出青年项目“涉矿类环境政策的时空规制效应及其优化研究”(2022JJ10085);湖南省自然科学基金面上项目“碳规制、企业低碳生产行为与碳绩效跃迁机制研究:基于政策工具组合视角”(2021JJ30890)

作者简介:周志方,男,湖南湘乡人,博士,中南大学商学院教授、博士生导师,主要研究方向:环境资源会计与管理;韩尚杰,男,广东广州人,中南大学商学院硕士研究生,主要研究方向:商业道德伦理与企业社会责任;史琦,女,河南安阳人,中南大学商学院博士研究生,主要研究方向:环境资源会计与管理,联系邮箱:aysq19971115@163.com;聂磊,女,安徽安庆人,中南大学商学院硕士研究生,主要研究方向:商业道德伦理与企业社会责任

经历的裁员和减薪更少。Jiang 等^[13]指出, 企业收购位于其 CEO 童年住所所在州的目标的可能性是其他地方类似目标的两倍多。Ren 等^[14]发现, 总部位于 CEO 家乡的企业更倾向于投资研发活动, 并拥有更多专利产出。李吉园等^[15]发现本地 CEO 将减少企业避税行为。曹春方等^[16]发现企业会在 CEO 家乡建立更多异地子公司。目前关于 CEO 家乡认同如何影响企业决策的研究还存在争议, Yonker^[12]、Jiang 等^[13]、曹春方等^[16]都认为, CEO 家乡认同会导致次优决策。Ren 等^[14]则认为, CEO 家乡认同能够通过企业创新等渠道促进企业的可持续发展。

本文应用社会认同理论来设定研究假设。具体而言, 本文预测家乡认同有助于增强 CEO 的道德约束, 从而抑制企业环境违规。首先, 家乡认同能够强化 CEO 的利他主义倾向, 提升其社会责任感, 改善其对环境问题的态度, 进而减少企业的环境负外部性。其次, 家乡认同会使得 CEO 更具长期视野, 重视企业及地区的可持续发展, 从而增强其协调追求环境效益和经济效益的道德倾向, 进而改善企业的环境治理水平, 从根源上减少企业环境违规发生的可能。最后, 家乡身份会为 CEO 带来更大的外部关注度及合法性压力, 从而倒逼企业更加重视利益相关者对环境方面的诉求, 响应地方政府制定的环境规章制度, 采取合乎道德规范的环境友好型行为。因此, 本文预计 CEO 家乡认同与企业环境违规显著负相关。此外, 在“现金为王”的时代, 考察经济受限情况下 CEO 家乡认同对企业环境违规的影响同样具有重要意义。尽管家乡认同能够通过激发 CEO 的利他主义和长期主义, 从而强化 CEO 自身减少企业环境违规的内在动机, 但这一过程可能因企业的融资约束水平而异, 因为企业环境表现的改善(最终反映于环境违规的减少)需要建立在一定的资金投入基础之上。因此, 本文不仅调查了 CEO 家乡认同这一非正式制度因素对企业环境违规的影响, 还考查了道德约束(CEO 家乡认同)和经济约束(融资约束)两者耦合对企业环境违规的影响机理。这不仅拓展了社会认同理论以及企业环境违规领域的文献, 还为建设美丽中

国、提升企业环境绩效提供了重要启示。

二、理论分析与研究假设

(一) CEO 家乡认同与企业环境违规

现有研究围绕“家乡认同”与企业经济行为展开了大量研究^[15-17], 但在环境方面的研究还较为缺乏。作为非正式制度, CEO 家乡认同可能会对企业环境行为产生重要影响。基于社会认同理论, 本文认为, 家乡认同会通过以下三种方式对 CEO 产生道德约束, 并促使其所在企业减少环境违规。

首先, 家乡认同通过建立 CEO 与其所在地的情感联系, 能够激发其回馈家乡的利他主义, 这有助于促使本地 CEO 切实减少企业环境不当行为, 以缓解企业经营对家乡产生的环境负面影响。社会认同理论指出, 个体认识到自己属于某个特定的社会群体, 并通过社会分类对自己所处的社会群体产生认同, 同时也意识到群体成员身份所赋予的情感与价值意义^[18]。具体到家乡群体而言, 即“家乡认同”^[12]。作为社会认同的重要维度, 家乡认同集中体现了人们对家乡的情感依恋。在此影响下, 个体会自觉将自身视为家乡群体而非其他群体中的一员, 对家乡环境及群体内其他成员产生积极的情感联系^[18]。正因如此, 本地 CEO 更倾向于采取对家乡发展有益、对当地社区负责的利他举措^[14,19]。据此, 鉴于企业环境行为与当地生态质量与居民福祉密切相关, 在家乡认同所引发的利他主义驱使下, CEO 会更加关注家乡的发展和环境变化^[12], 具有更强的亲环境动机^[20], 切实减少企业环境违规等损害当地利益的现象发生。

其次, 家乡认同会通过强化本地 CEO 决策的长期导向, 从而推动其所在企业重视长期投资与可持续发展, 这缓解了短期主义对企业环保投资的挤出效应, 从根源上减少了企业环境违规发生的可能。已有文献普遍认为, 高管短视是企业过度追逐短期业绩而忽视环保建设、社会责任等长期投资的重要根源, 引发了企业在环境社会领域的失责行为^[21-22]。而作为 CEO 过去生活与成长的历史环境, 家乡寄托着个体对于先前经历的思念

与回忆。正因如此,本地 CEO 通常具有保护其家乡不受破坏的内源性动机^[12]。这促使其产生关注家乡可持续发展的长期主义,并结合家乡的整体利益及长远发展作出个体决策^[19]。尽管绿色发展对企业而言可能具有短期的不经济性,但长远来看会对企业及其所在地区的整体发展均产生积极影响^[19]。据此,鉴于环境可持续发展的长期效益本质,家乡认同所唤起的长期主义倾向会引导本地 CEO 加大环保投入并采取实质性的环境友好型行为,这能够从根源上减少企业环境违规的发生。

最后,家乡身份将促使本地 CEO 受到来自当地政府、社会群体与民众的更多关注,并被寄望以更积极的行为造福家乡,这使得本地 CEO 面临更大的身份压力及合规压力,从而倒逼任职企业采取环境合规行为。从古至今,中国人都存在乡土观念且重视邻里之间的感情^[12,23-24]。而且受到儒家文化的影响,中国人经常以与他人的关系来定义自己,并将家乡联系、外部期望、社会评价等作为自我认同的评判标准^[17,20]。因此,一旦发生违反环境法规或公众心理预期的负面事件,不仅会使得 CEO 自身感到愧疚,还会引发家庭、朋友等社会关系的谴责,给其造成巨大的外部压力。从这点来看,具有家乡认同感的 CEO 会注重利益相关者的诉求,并遵循地方环境规章制度以及公众期望^[19],有动机地减少企业环境违规等负面事件的发生。

综上,本文预测家乡认同会激发本地 CEO 的利他主义与长期主义,并通过增加本地 CEO 的合规压力来增强其道德约束,从而促使其所在企业减少环境违规事件的发生^①。据此,本文提出假设 1。

H1: CEO 家乡认同与企业环境违规负相关。

(二) 融资约束的调节作用

家乡认同对于 CEO 个人而言更多是一种道德上的软约束,基于社会认同理论,这会影响企业环境决策,而一旦企业面临着融资约束的经济难题,道德约束的效应很可能会降低。

基于财务松弛理论,根据获利能力和风险水平的不同,企业会对不同投资项目进行排名,企业往往倾向于投资低风险、高回报的项目。企业

履行环境责任通常不会立即带来财务绩效的提升^[25]。因此,当企业存在融资约束时,企业环境责任投资通常被排在末端^[26]。大量文献证实了这一观点:Li 等^[27]研究发现融资约束可能会导致企业研发投入的大幅减少,影响环保投资,并阻碍有效的空气污染治理;覃予和王翼虹^[28]发现融资约束削弱了环境规制对企业技术创新替代环保投入的影响效力;Anderson^[29]研究发现企业信贷约束显著增加了污染排放,这在更多依赖外部信贷的行业中尤为严重;Tian 和 Lin^[30]认为融资约束越严重,观察到企业不良环境绩效的可能性就越大。

从个人角度来看,CEO 的环保决策意愿很大程度上建立在企业平稳发展的预期之上。当满足企业生产发展的基本投资需求得不到满足时,CEO 可能会尽量避开高风险的长期投资战略,例如环保投资。当融资约束程度较高时,企业所生存压力较大,CEO 将转移战略决策和行动的注意力到易成功的项目,对不确定性较高的新机会采取防御性的态度,减少在绿色工艺方面的实践,最终增加企业环境违规风险^[31-32]。此外,企业融资约束越严重,说明获取全面信息的成本和难度越高,这也会影响 CEO 的投资决策,从而改变企业投资的方向和偏好^[33]。由此,本文认为 CEO 家乡认同和融资约束在影响企业环境违规方面上存在交互效应。相较于低融资约束企业,CEO 家乡认同对高融资约束企业环境违规的抑制作用更小。基于以上分析,本文提出假设 2。

H2: 融资约束削弱了 CEO 家乡认同对企业环境违规的负向影响。

综合上述对假设 1 和假设 2 的分析,本文的理论模型如图 1 所示。

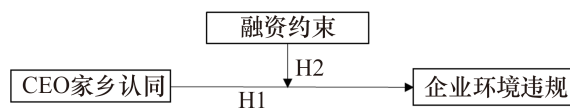


图 1 理论模型

三、研究设计

(一) 样本和数据

本文以 2010—2019 年沪深 A 股重污染行业

上市企业为研究样本。选择这一时间段, 主要原因在于 2010 年前中国政府很少披露企业环境违规信息^[34]。此外, 由于 2020 年暴发的新冠疫情使得 2020 年及以后年度数据不能反映企业正常经营活动水平^[35], 因此本文将样本区间截断至 2019 年。选择重污染行业企业, 是因为这些企业的环境风险更高^[36], 在环境方面的表现更受利益相关者关注^[37]。具体操作如下: 首先, 本文根据中华人民共和国生态环境部发布的《关于印发〈上市公司环保核查行业分类管理名录〉的通知》, 重点选取了采矿业、制造业以及电力、热力生产和供应业三大类中的 15 个重污染行业。其次, 本文在国泰安数据库(CSMAR)中获取企业注册地和企业历年的 CEO 姓名。根据 CEO 姓名、企业公开公告、企业相关新闻和搜索引擎(谷歌和百度)查询 CEO 的家乡所在地。然后, 本文在国泰安数据库中收集融资约束的相关指标数值, 通过上市企业年报等完善部分缺失的观测值, 在 IPE(Institute of Public and Environmental Affairs)数据库中手工搜集和整理企业环境违规的数量及罚款金额^②。此外, 本文还从国家生态环境部及省市级生态环境部门(省生态环境厅和市级生态环境局)获取企业环境违规的补充数据。最后, 本文从国泰安数据库和 CNRDS 平台获取控制变量原始数据。参考以往文献, 本文通过如下标准剔除异常数据: 财务数据缺失的企业; 财务状况异常的 ST 及 ST*企业; CEO 的家乡信息未公开的企业。经整理后, 本文的样本包括了 2010—2019 年 706 家企业的 5453 个观测值, 其中超过一半的观测值来自化学原料及化学制品制造业、橡胶和塑料制品业及非金属矿物制品业。

(二) 变量

1. 企业环境违规

企业环境违规指的是企业活动未能遵守相关环境法律和法规, 从而导致无法履行与环境可持续性有关的核心责任的行为。本文主要从 IPE 数据库和国家生态环境部及省市级生态环境部门获取环境违规的数据。首先查找企业在年度内的环境违规记录次数, 再在违规的记录中累计企业被罚款的金额^[38]。本文在主要测试中用企业环

境违规的次数(*Env*)和环境违规罚款金额(*Envf*)来衡量企业环境违规, 在稳健性分析中, 本文以环境违规哑变量作为替代变量(*Envd*), 若企业在特定年份发生一项及以上环境违规事件, 则认为该变量等于“1”, 否则为“0”。

2. CEO 家乡认同

现有研究认为, 当企业高管在家乡任职时, 会产生对家乡认同的情感^[39-40]。因此, 本文根据 CEO 籍贯和企业注册地的一致性来衡量 CEO 家乡认同。具体来说, 当 CEO 籍贯所在省份和企业注册地所在省份一致时, 本文将 CEO 家乡认同(*Hometown_P*)赋值为“1”, 否则赋值为“0”。为了保证 CEO 参与年度内企业决策, 本文删除了 CEO 任职年限小于 1 的样本。在后续的实证检验部分, 本文对 CEO 的任期进行了控制。在稳健性检验部分, 本文重新匹配 CEO 籍贯所在地级市和企业注册地所在地级市, 进而生成新的 CEO 家乡认同变量(*Hometown_M*), 当两者一致时, 该变量赋值为“1”, 否则为“0”。

3. 融资约束

参考以往文献的做法^[41-42], 本文采用 WW 指数衡量融资约束(*WW*)。WW 指数综合考虑了企业面临的内部和外部融资约束, 衡量了筹集外部资金所无法观察到的影子成本, 并反映了外部融资相对于内部融资的成本, 是融资约束风险的客观衡量指标。WW 指数的计算公式如下:

$$WW = -0.091 \left(\frac{CF}{TA} \right) - 0.062 Divdum + 0.021 \left(\frac{LTD}{TA} \right) - 0.044 \log TA + 0.102 ISG - 0.035 SG \quad (1)$$

其中, *CF* 是指企业年末的经营净现金流量; *Divdum* 为测度现金股利支付与否的哑变量, 若当年企业对现金股利进行了支付则取值为“1”, 其余为“0”; *LTD* 是指企业长期债务; *TA* 为企业年末总资产; *ISG* 是企业所在行业销售增长率; *SG* 是企业销售增长率。*WW* 数值越大, 意味着企业面临的融资约束越高。

4. 控制变量

根据以往文献^[9,25,40], 本研究控制了各种可能影响企业环境违规的变量。企业层面的控制变量

包括企业规模(Size)、企业年龄(Age)、资产收益率(ROA)、资产负债率(Leverage)、企业估值(TobinQ)、企业性质(SOE)、管理成本(Mfee)和第一大股东持股比例(Top1)。高管层面的控制变量包括独立董事的比例(Boardindep)、机构大股东(Blockhold)、CEO性别(Female)及其任期(Tenure)。此外,本文设置了年份和行业的哑变量以控制时间和行业差异。主要变量定义及测度具体见表1。

(三) 模型

为了测试假设1,本文构建如下模型检验CEO家乡认同对企业环境违规的影响。其中由于因变量Env为计数变量,相应的回归模型采用Poisson回归进行估计。而当因变量为包含大量零值的连续变量Envf时,相应回归模型采用Tobit回归进行估计。

$$Env_{it}(Envf_{it}) = \alpha + \beta_1 Hometown_{it} + \sum Control_{it} + Year\ Dummies + Industry\ Dummies + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

为了测试假设2,本文在上述模型的基础上,加入融资约束以及其与CEO家乡认同的交互项,检验融资约束下CEO家乡认同对企业环境违规行

为的影响:

$$Env_{it}(Envf_{it}) = \alpha + \beta_1 Hometown_{it} + \beta_2 WW_{it} + \beta_3 Hometown_{it} \times WW_{it} + \sum Control_{it} + Year\ Dummies + Industry\ Dummies + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,Env和Envf分别表示企业环境违规的次数与被处罚金额,解释变量为CEO家乡认同(Hometown_P)和企业融资约束(WW), $\sum Control$ 表示控制变量。为了避免时间和行业差异对结果的影响,本文控制了年度和行业固定效应。

四、实证结果分析

(一) 描述性统计和相关性分析

表2提供了描述性统计信息。本文针对连续变量均进行了1%的缩尾用以规避结果受到极端值的影响。企业每年平均要面对0.35项环境诉讼,最小值和最大值分别是0和58,意味着研究样本的环境违规异质性显著,重污染行业环境违规现象总体上较为严重。CEO籍贯省份有59%与

表1 变量定义及测量

变量名称	代码	测度
企业环境违规次数	Env	企业环境违规的次数
企业环境违规罚款金额	Envf	企业环境违规的罚款的自然对数
企业环境违规哑变量	Envd	若企业 <i>t</i> 年发生一项及以上环境违规,则认为该变量等于1,否则为0
CEO家乡认同	Hometown_P	当CEO籍贯所在省份和企业注册地所在省份一致时,将CEO家乡认同赋值为1,否则赋值为0
	Hometown_M	当CEO籍贯所在地级市和企业注册地所在地级市一致时,将CEO家乡认同赋值为1,否则赋值为0
企业融资约束	WW	采用WW指数方法构建的企业融资约束指标
企业规模	Size	总资产的自然对数
企业年龄	Age	企业成立时间年限的自然对数
资产收益率	ROA	净收入(亏损)/总资产
资产负债率	Leverage	总负债的账面价值/总资产的账面价值
企业估值	TobinQ	总资产的市场价值/总资产的账面价值
企业性质	SOE	国有企业赋值为1,其他为0
企业管理成本	Mfee	管理费用/营业收入
第一大股东持股比例	Top1	第一大股东持股数量/总股数
独立董事的比例	Boardindep	独立董事人数/总体董事人数
机构大股东	Blockhold	机构大股东所持有的企业股份的百分比
性别	Female	若CEO为女性则赋值为1,其他为0
任期	Tenure	CEO在职时间的自然对数

企业注册地省份相同,说明 CEO 在家乡任职的情况较为普遍,企业更倾向于选择来自本省份的经理人,同时经理人也更愿意在自己的家乡任职,而其籍贯所在地级市仅有 33%与企业注册地所在地级市相同,这一结果与李吉园等^[15]的研究结果类似。融资约束平均数为-0.45,最小值和最大值分别为-0.59 和-0.33,表明样本企业的融资约束存在一定的差异。

为了判断变量之间是否存在多重共线性,本文进行了 Pearson 相关分析。结果表明,CEO 家乡认同与企业环境违规显著负相关,初步印证了本文的假设 1,其他各变量之间的相关系数基本小于 0.5,且未报告的方差膨胀因子(VIF)测试平均得分为 1.67,远低于警戒值 10,说明多重共线性水平处于可接受范围内^③。

(二) CEO 家乡认同与企业环境违规回归结果分析

为了验证 CEO 家乡认同与企业环境违规行为的关系,本文根据模型 2 进行了回归分析,表 3 列(1)展现了 CEO 家乡认同与企业环境违规次数(*Env*)的回归结果,列(2)展示了 CEO 家乡认

同与企业环境违规罚款金额(*Envf*)的回归结果。CEO 家乡认同(*Hometown_P*)的系数均在 1%水平上显著为负,这表明 CEO 家乡认同能够降低企业环境违规的可能性,具体表现在降低环境违规的发生次数和违规成本,假设 1 得到了验证。

(三) 融资约束调节作用回归结果分析

为了验证 CEO 家乡认同与融资约束对企业环境违规的交互作用,本文根据模型 3 进行了回归分析。表 3 的第(3)列是以环境违规次数(*Env*)为被解释变量的回归结果,第(4)列是以环境违规罚款金额(*Envf*)为被解释变量的回归结果,列(1)和列(4)中,CEO 家乡认同和融资约束的交互项系数均在 1%水平上显著为正,假设 2 得到了支持。

(四) 内生性与稳健性检验

1. 基于 CEO 变更的 DID 估计

为了缓解潜在的双向因果问题,本文利用 CEO 变更的准自然实验方法估计 CEO 家乡认同对企业环境违规的影响,具体操作如下:首先,筛选样本期内未曾任命本地 CEO 的企业,

表 2 描述性统计

变量	<i>N</i>	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>Env</i>	5 453	0.35	0.00	1.74	0.00	58.00
<i>Envf</i>	5 453	0.35	0.00	1.31	0.00	7.41
<i>Envd</i>	5 453	0.14	0.00	0.35	0.00	1.00
<i>Hometown_P</i>	5 453	0.59	1.00	0.49	0.00	1.00
<i>Hometown_M</i>	5 453	0.33	0.00	0.47	0.00	1.00
<i>WW</i>	5 453	-0.45	-0.45	0.05	-0.59	-0.33
<i>Size</i>	5 453	22.34	22.11	1.41	17.07	28.51
<i>Age</i>	5 453	2.83	2.89	0.35	0.69	3.74
<i>ROA</i>	5 453	0.04	0.03	0.08	-2.56	2.16
<i>Leverage</i>	5 453	0.45	0.45	0.22	0.01	3.77
<i>TobinQ</i>	5 453	2.19	1.66	1.73	0.70	28.34
<i>SOE</i>	5 453	0.46	0.00	0.50	0.00	1.00
<i>Mfee</i>	5 453	0.07	0.06	0.17	0.00	11.63
<i>Top1</i>	5 453	0.36	0.35	0.15	0.02	0.90
<i>Boardindep</i>	5 453	0.37	0.33	0.05	0.23	0.67
<i>Blockhold</i>	5 453	0.54	0.54	0.16	0.03	0.98
<i>Female</i>	5 453	0.04	0.00	0.21	0.00	1.00
<i>Tenure</i>	5 453	1.36	1.34	0.68	0.00	3.00

并将其设为对照组样本；其次，由于 CEO 变更会产生两种情况，即新任 CEO 建立新的家乡认同或新任 CEO 破坏前任 CEO 建立的家乡认同，本文基于样本期仅发生了一次家乡 CEO 变更的样本，相应地设置了两类处理组，即 CEO 家乡关联产生组与 CEO 家乡关联中断组。这两个类别的企业在各自的回归中被视为处理组，并为它们分配了相应的虚拟变量 *Hometown_S* 与 *Hometown_E*，当企业新任而非原本的 CEO 为本地 CEO 时，*Hometown_S* 赋值为“1”，否则为“0”，而 *Hometown_E* 的赋值逻辑反之。相应的结果如表 4 所示，列(1)和列(2)以 CEO 离

任后建立新的家乡认同的样本组，列(3)和列(4)以 CEO 离任后破坏原有的家乡认同的样本组，而列(1)和列(3)是以环境违规次数为因变量的回归结果，列(2)和列(4)是以环境违规罚款金额为因变量的回归结果。可以看出，先前未任命家乡 CEO 的企业在任命家乡 CEO 后，其环境违规次数及成本显著下降，反之则显著提升。这些结果支持了本文的结论。

2. 控制个体固定效应

虽然本文基准回归中控制了一系列影响企业环境违规的协变量，但仍不能排除存在遗漏变量问题的可能。对此，参考 Al Mamun 等^[43]

表3 CEO 家乡认同、融资约束与企业环境违规

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Env</i>	<i>Envf</i>	<i>Env</i>	<i>Envf</i>
<i>Hometown_P</i>	-0.696*** (-5.812)	-0.338*** (-8.985)	-0.753*** (-6.385)	-0.350*** (-9.377)
<i>WW</i>			-0.004 (-0.025)	0.029 (1.359)
<i>Hometown_P*WW</i>			6.978*** (7.960)	1.541*** (4.037)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year & Industry FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Pseudo R²</i>	0.214	0.025	0.225	0.026
<i>N</i>	5 453	5 453	5 453	5 453

注：因篇幅限制，控制变量的回归结果并未列示；所有回归均加入年份固定效应和行业固定效应；括号内数字为经稳健标准误调整后的 *t* 值；当因变量为 *Env*，相应的估计方法为 Poisson 模型，而当因变量为 *Envf*，相应的估计方法为 Tobit 模型；*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著。以下表格同理。

表4 基于 CEO 更替的 DID 检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Env</i>	<i>Envf</i>	<i>Env</i>	<i>Envf</i>
<i>Hometown_S</i>	-0.569** (-2.063)	-0.222** (-2.038)		
<i>Hometown_E</i>			0.928*** (5.135)	0.231** (2.354)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year & Industry FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Adj. R²</i>	0.317	0.028	0.401	0.037
<i>N</i>	1 571	1 571	1 831	1 831

注：*Hometown_S*、*Hometown_E* 为 CEO 更替冲击的虚拟变量。当之前任命非本地 CEO 的企业新任命本地 CEO 后，*Hometown_S* 取值为“1”，否则为“0”；当之前任命本地 CEO 的企业新任命非本地 CEO 后，*Hometown_E* 取值为“1”，否则为“0”。

的办法, 本文在基准模型中进一步控制个体固定效应, 以消除不可观测的遗漏变量对基准发现的潜在干扰。表 5 中的结果说明文章的结果仍然是稳健的。

3. 替换环境违规的度量方法

本文引入了环境违规的虚拟变量(*Envd*)检验结果的稳健性。若企业 *t* 年发生一项及以上环境违规事件, 则 *Envd* 取值为“1”, 否则为“0”。考虑到 *Envd* 为虚拟变量, 此处采用 Logit 模型进行回归。表 6 的估计结果与上文基准发现一致, 进一步验证了本文结论的稳健性。

4. 替换 CEO 家乡认同的度量方法

本文在主效应检验中以 CEO 籍贯所在省份与企业注册地所在省份是否一致度量 CEO 家乡

认同。为了增强本文结论的可靠性和说服力, 本文以地级市为基础重新匹配 CEO 籍贯和企业注册地, 认为当 CEO 所在地级市与企业注册地一致时, 赋值家乡认同(*Hometown_M*)为 1, 否则为 0, 这种衡量方式将 CEO 家乡细化到地级市, 更能体现 CEO 家乡归属感, 一定程度上缓解了以省级为基准 CEO 家乡认同度量过于粗糙的问题。在表 7 展示了与之前类似的结果, 验证了本文的核心结论。

五、进一步分析

(一) 地区环境监管差异检验

在政府严格的环境监管下, 企业会更加约束

表 5 控制个体固定效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Env</i>	<i>Env</i>	<i>Envf</i>	<i>Envf</i>
<i>Hometown_P</i>	-0.361*** (-4.997)	-0.371*** (-5.112)	-0.462*** (-6.515)	-0.474*** (-6.691)
<i>WW</i>		-0.024 (-1.016)		-0.003 (-0.188)
<i>Hometown_P*WW</i>		1.609*** (3.997)		1.907*** (4.933)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year & Firm FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Adj. R²</i>	0.333	0.335	0.306	0.310
<i>N</i>	5 439	5 439	5 439	5 439

注: 此处控制了年份固定效应与企业固定效应, 其余控制变量与前文一致。

表 6 替换环境违规的度量方法

变量	(1)	(2)
	<i>Envd</i>	<i>Envd</i>
<i>Hometown_P</i>	-0.495*** -0.495***	-0.550*** -0.550***
<i>WW</i>		0.497 (0.656)
<i>Hometown_P*WW</i>		5.208*** (4.549)
<i>Controls</i>	YES	YES
<i>Year & Industry FE</i>	YES	YES
<i>Adj. R²</i>	0.099	0.106
<i>N</i>	5 453	5 453

注: 此处使用 Logit 回归进行估计。

自身的环境行为，加强自身合法性。若违反了法律法规，随之而来的是相应的惩罚，程度较轻是给予警告等处理，严重情况下则需要缴纳高额罚款，甚至面临停产的风险^[8, 44]。Habib 和 Bhuiyan^[45]研究提出政府可以通过收取违反环境法规的重大罚款来确保企业环境行为的合规性。在环境监管严格的地区，环境违规成本上升，企业采取环境违规行为的动机也就越弱，本地CEO出于地区及企业利益的整体考量可能会更倾向于减少环境违规行为。然而，另一种解释似乎也是合理的，即CEO家乡认同这一非正式制度弥补了环境监管这类正式制度的约束功能，因而在环境规制较弱的背景下CEO的家乡认同对企业违规有着更为显著的抑制作用。因此，在地区环境监管差异下，CEO家乡认同

对企业环境违规的异质性影响是一个值得探讨的问题，这有助于政府、企业及高管协同提高企业环境绩效。

参考张宇和蒋殿春^[46]的研究，本文以每单位产值下环境立案数(ES)测度政府环境监管力度。ES数值越高，说明环境监管力度越强。本文根据ES指数的中位数将样本分为强环境监管和弱环境监管两个子样本。分样本回归结果如表8所示，CEO家乡认同在低环境监管下对企业环境违规发生频率及相应成本产生更突出的抑制效应，且前者通过组间系数差异检验。这些结果表明，在环境监管较弱的地区，CEO家乡认同能够显著降低企业大型环境违规事故的发生频率，这意味着环境监管和CEO家乡认同对企业环境违规的抑制作用更强烈，即正式

表7 替换CEO家乡认同的度量方法

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Env</i>	<i>Env</i>	<i>Envf</i>	<i>Envf</i>	<i>Envd</i>	<i>Envd</i>
<i>Hometown_M</i>	-0.360*** (-2.744)	-0.414*** (-3.228)	-0.185*** (-5.491)	-0.198*** (-5.995)	-0.229** (-2.472)	-0.266*** (-2.791)
<i>WW</i>		0.039 (0.118)		0.032 (1.400)		1.612 (0.930)
<i>Hometown_M*WW</i>		5.924*** (5.541)		1.323*** (3.615)		3.176* (1.831)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year & Industry FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Adj. R²</i>	0.199	0.204	0.021	0.022	0.093	0.097
<i>N</i>	5 453	5 453	5 453	5 453	5 453	5 453

表8 地区环境监管差异下CEO家乡认同对企业环境违规的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Low_ES</i>	<i>High_ES</i>	<i>Low_ES</i>	<i>High_ES</i>
<i>Hometown_P</i>	-0.739*** (-4.463)	-0.508*** (-3.802)	-0.365*** (-6.649)	-0.308*** (-5.950)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year & Industry FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Adj. R²</i>	0.276	0.110	0.030	0.025
<i>N</i>	2 826	2 627	2 826	2 627
<i>test diff. (p-value)</i>		0.089*		0.320

的环境监管与非正式的家乡认同在治理环境问题上存在互补效应。

此外, 本文还检验了环境监管差异下, 融资约束对 CEO 家乡认同与企业环境违规关系的影响。表 9 显示了相关结果。融资约束对 CEO 家乡认同与企业环境违规间负向关系的削弱效应仅在弱环境监管地区显著存在。这表明, 在较强的外部环境监管制约下, 融资约束不再对 CEO 家乡认同与企业环境违规的负向关系产生显著的削弱效应, 即环境监管能够通过弱化融资约束的负面影响从而强化 CEO 家乡认同对企业环境违规的抑制作用。综上, 地区环境监管与 CEO 家乡认同在企业环境违规上呈现出复杂的互动效应, 即两者间既存在互补效应又存在互促效应。

(二) 市场竞争程度差异检验

在激烈的市场竞争环境下, 企业需要规范自身行为, 树立良好的声誉, 以获得更强的竞争力。

同时本地 CEO 在当地具有较强的社会网络和知名度, 公众对其期望也会增加, 希望他们以身作则, 展现出高道德标准, 采取环保行动。来自公众的规范性压力会促使企业更加关注环境并提高环境绩效。一旦发生环境违规这类负面新闻, 企业会陷入声誉受损的境地, 并遭受来自地方政府、消费者、供应商等多方利益相关者的抵制, 导致企业面临较大的外部成本, 不利于可持续发展。因此, 即使企业面临较高的融资约束, CEO 也会注重企业的环境表现, 以规避环境违规而产生的负面冲击。而当市场竞争相对不激烈时, 企业不需要付出过多的努力就能获得充足的发展资源, 那么企业也不会太关注环境问题。因此, 本文还检验了市场竞争程度差异对 CEO 家乡认同与企业环境违规关系的影响。

参考 Gelman 等^[47]研究, 本文采用赫芬达尔指数测度行业市场竞争, 按照每个年度各行业的赫芬达尔指数中位数划分强市场竞争和弱市场

表 9 地区环境监管差异下融资约束对 CEO 家乡认同与企业环境违规关系的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Low_ES</i>	<i>High_ES</i>	<i>Low_ES</i>	<i>High_ES</i>
<i>Hometown_P</i>	-0.809*** (-4.951)	-0.625*** (-4.934)	-0.396*** (-7.254)	-0.311*** (-6.030)
<i>WW</i>	-0.063 (-0.788)	2.885* (1.952)	0.018 (0.896)	0.068*** (3.140)
<i>Hometown_P*WW</i>	7.677*** (6.730)	2.336 (1.504)	2.592*** (4.558)	0.658 (1.562)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year & Industry FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Adj. R²</i>	0.291	0.186	0.033	0.026
<i>N</i>	2 826	2 627	2 826	2 627
<i>test diff. (p-value)</i>	0.003***		0.002***	

表 10 市场竞争差异下 CEO 家乡认同对企业环境违规的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Low_MC</i>	<i>High_MC</i>	<i>Low_MC</i>	<i>High_MC</i>
<i>Hometown_P</i>	-0.535*** (-4.049)	-0.786*** (-4.741)	-0.315*** (-6.518)	-0.364*** (-6.268)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year & Industry FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Adj. R²</i>	0.159	0.292	0.030	0.031
<i>N</i>	2 837	2 616	2 837	2 616
<i>test diff. (p-value)</i>	0.022**		0.193	

竞争两个子样本。如表 10 所示, CEO 家乡认同在高市场竞争环境下对企业环境违规发生次数及相应成本产生更突出的抑制效应, 且前者通过组间系数检验, 说明较高的市场竞争水平能够有效促使本地 CEO 减少企业环境违规的发生频率。

表 11 汇报了市场竞争差异下, 融资约束对 CEO 家乡认同与企业环境违规关系的影响。融资约束在高市场竞争下会更显著地削弱 CEO 家乡认同对企业环境违规的抑制效应, 且这一发现通过组间系数差异检验。这些结果表明, 市场竞争在有效激励本地 CEO 减少企业环境违规的同时, 也强化了融资约束对 CEO 家乡认同抑制企业环境违规的不利影响。综上, 从 CEO 家乡认同的视角来看, 市场竞争条件对企业环境违规存在“双刃剑效应”。

六、结论与讨论

本文以 2010—2019 年度沪深 A 股重污染行业上市企业为样本对象, 实证检验了 CEO 家乡认同、融资约束对企业环境违规的影响。研究发现, CEO 家乡认同能够降低企业环境违规的可能性, 具体表现为降低环境违规的频率和环境违规发生成本。CEO 家乡认同和融资约束对企业环境违规影响存在交互效应, 具体表现为融资约束会削

弱 CEO 家乡认同和企业环境违规的负向关系。进一步分析发现, 地区环境规制与 CEO 家乡认同在企业环境违规上呈现出丰富的互动效应。一方面, 地区环境监管与 CEO 家乡认同存在互补关系, 具体表现为 CEO 家乡认同在地区环境监管薄弱下更能抑制企业环境违规。另一方面, 两者间也存在部分的加成效应, 具体表现为环境监管能够通过削弱融资约束的不利影响进而增强 CEO 家乡认同对企业环境违规的抑制作用。此外, 从 CEO 家乡认同的视角来看, 市场竞争对企业环境违规则呈现出“双刃剑”效应, 具体表现为市场竞争在倒逼本地 CEO 采取减少环境违规措施的同时, 加剧了融资约束对本地 CEO 抑制企业环境违规的不利影响。

本文厘清了 CEO 家乡认同、融资约束与企业环境违规的内在关联, 与已有文献相比, 可能的贡献主要体现在: 首先, 区别于以往文献关注非正式制度对企业经济决策的影响, 本文以 CEO 家乡认同为切入点, 分析了非正式制度对企业环境决策的影响机制, 拓展了企业环境违规的影响因素研究; 其次, 以往关于家乡认同的组织后果研究主要聚焦于经济层面分析^[15-17], 本文通过考察 CEO 家乡认同对企业环境违规的影响, 从环境视角丰富了 CEO 家乡认同的组织后果研究; 最后, 本文涉及情境约束的讨论, 不仅检验了道德(CEO

表 11 市场竞争差异下融资约束对 CEO 家乡认同与企业环境违规关系的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Low_MC</i>	<i>High_MC</i>	<i>Low_MC</i>	<i>High_MC</i>
<i>Hometown_P</i>	-0.600*** (-4.481)	-0.861*** (-5.305)	-0.322*** (-6.739)	-0.379*** (-6.538)
<i>WW</i>	-0.000 (-0.002)	-0.050 (-0.233)	0.007 (0.708)	0.054 (0.922)
<i>Hometown_P*WW</i>	5.072*** (4.731)	11.247*** (5.974)	0.851* (1.900)	2.030*** (2.913)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year & Industry FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Adj. R²</i>	0.165	0.312	0.031	0.033
<i>N</i>	2 837	2 616	2 837	2 616
<i>test diff. (p-value)</i>	0.004***		0.002***	

家乡认同感)与经济(融资约束)双重约束对企业环境违规的影响,还检验了政府环境监管和市场竞争对于 CEO 家乡认同、融资约束对企业环境违规的影响,丰富了情境约束对企业微观行为影响的研究。

此外,文本发现对于建设美丽中国以及企业环境治理也有着重要的政策启示。对于企业而言,在选择经理人时需要考虑地域因素,具有家乡认同的本地 CEO 更加重视生态环境保护问题,有利于实现企业业绩增长和环境保护的双赢;同时,应制定合理的资金使用计划,加强年度资金安排预算管理,规避因融资约束压力而增加的企业环境违规风险。对于政府而言,应完善地方人才引进计划,给予优秀人才充分的补贴,吸引本地人才留在家乡,建设家乡;此外,需要加强地方环境监管力度,明确环境违规罚款金额,落实监管责任,强化企业环境保护动机。对于市场而言,应进一步鼓励更充分的市场竞争,更好地发挥市场机制对企业尤其是拥有本地 CEO 企业的环境表现的激励效应;同时,鉴于市场竞争可能会通过加剧企业融资约束的方式引发企业采取环境不当行为、发生环境违规事件的风险,需要进一步完善市场机制(如建立健全企业环保领域的市场负面清单、打造绿色金融体系等),科学阻断市场竞争加剧引发环境负外部性问题的潜在路径。

注释:

- ① 需要注意的是,尽管本地 CEO 也可能凭借熟悉的地区社会关系网络与地方监管主体进行寻租,从而绕开监管执法以避免或减轻环境处罚,但本文认为这一路径对于 CEO 家乡认同与企业环境违规之间关联的解释力度有限。如前所述,家乡认同在为 CEO 带来较大的外部合法性压力以外,能够唤起 CEO 的利他主义。这种外部压力与内源性利他动机的结合应促使本地 CEO 采取积极的环境举措以造福家乡,从而实质性地减少环境违规行为,而不太可能以寻租的自利方式规避或减轻环境处罚。
- ② 详细可见 <http://www.ipe.org.cn/>。
- ③ 因篇幅所限,此处未报告相关性分析结果,留存备索。
- ④ 当使用 KZ 指数作为融资约束的测度指标时,我们的发现不会发生改变。

参考文献:

- [1] OWUSU P A, SARKODIE S A. Global Estimation of mortality, disability-adjusted life years and welfare cost from exposure to ambient air pollution[J]. *Science of the Total Environment*, 2020, 742: 140636.
- [2] ZOU H L, ZENG R C, ZENG S X, et al. How do environmental violation events harm corporate reputation?[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2015, 24(8): 836–854.
- [3] XU X D, ZENG S X, ZOU H L, et al. The impact of corporate environmental violation on shareholders' wealth: A perspective taken from media coverage[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2016, 25(2): 73–91.
- [4] CRIADO-JIMÉNEZ I, FERNÁNDEZ-CHULIÁN M, LARRINAGA-GONZÁLEZ C, et al. Compliance with mandatory environmental reporting in financial statements: The case of Spain (2001–2003)[J]. *Journal of Business Ethics*, 2008, 79(3): 245–262.
- [5] 刘莉亚,周舒鹏,闵敏,等. 环境行政处罚与债券市场反应[J]. *财经研究*, 2022, 48(4): 64–78.
- [6] 任胜钢,刘东华,肖晓婷. 环保考核、晋升激励与企业环境违规[J]. *中南大学学报(社会科学版)*, 2022, 28(5): 65–77.
- [7] 邱士雷,王子龙,刘帅,等. 非期望产出约束下环境规制对环境绩效的异质性效应研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2018, 28(12): 40–51.
- [8] 姜楠. 环境处罚能够威慑并整治企业违规行为吗?——基于国家重点监控企业的分析[J]. *经济与管理研究*, 2019, 40(7): 102–115.
- [9] 李大元,何嘉欣,张璐. 央地政治关联对企业环境违规的异质性影响[J]. *研究与发展管理*, 2022, 34(1): 107–119.
- [10] TANG Z, TANG J. Can the media discipline Chinese firms' pollution behaviors? The mediating effects of the public and government[J]. *Journal of Management*, 2016, 42(6): 1700–1722.
- [11] MARQUIS C, BIRD Y. The paradox of responsive authoritarianism: How civic activism spurs environmental penalties in China[J]. *Organization Science*, 2018, 29(5): 755–987.
- [12] YONKER S E. Do managers give hometown labor an edge?[J]. *The Review of Financial Studies*, 2017, 30(10): 3581–3604.
- [13] JIANG F, QIAN Y M, YONKER S E. Hometown biased

- acquisitions[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2019, 54(5): 2017–2051.
- [14] REN S, CHENG Y, HU Y, et al. Feeling right at home: Hometown CEOs and firm innovation[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2021, 66: 101815.
- [15] 李吉园, 邓英雯, 张敏. 本地 CEO 与企业避税: 家乡认同还是寻租?[J]. *会计研究*, 2020(7): 119–130.
- [16] 曹春方, 刘秀梅, 贾凡胜. 向家乡投资: 信息、熟悉还是代理问题?[J]. *管理世界*, 2018, 34(5): 107–119, 180.
- [17] KONG D M, PAN Y, TIAN G G, et al. CEOs' hometown connections and access to trade credit: Evidence from China[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2020, 62: 101574.
- [18] BERTRAND O, BETSCHINGER M, MOSCHIERI C. Are firms with foreign CEOs better citizens? A study of the impact of CEO foreignness on corporate social performance[J]. *Journal of International Business Studies*, 2021, 52(3): 525–543.
- [19] REN S G, WANG Y C, HU Y, et al. CEO hometown identity and firm green innovation[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2021, 30(2): 756–774.
- [20] LI X H, LIANG X Y. A confucian social model of political appointments among Chinese private-firm entrepreneurs[J]. *Academy of Management Journal*, 2015, 58(2): 592–617.
- [21] LIU Z, SHEN H T, WELKER M, et al. Gone with the wind: An externality of earnings pressure[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2021, 72(1).
- [22] ZHANG Y L. Greasing dirty machines: Evidence of pollution-driven bribery in China[J]. *Journal of Business Ethics*, 2021, 170(1): 53–74.
- [23] 李书娟, 徐现祥, 戴天仕. 身份认同与夜间灯光亮度[J]. *世界经济*, 2016, 39(8): 169–192.
- [24] FISMAN R, SHI J, WANG Y X, et al. Social ties and favoritism in Chinese science[J]. *Journal of Political Economy*, 2018, 126(3): 1134–1171.
- [25] 钱明, 徐光华, 沈弋, 等. 民营企业自愿性社会责任信息披露与融资约束之动态关系研究[J]. *管理评论*, 2017, 29(12): 163–174.
- [26] 李小青, Hung-Gay Fung, 朱清香, 等. 连锁董事网络、融资约束与民营企业社会责任[J]. *管理学报*, 2020, 17(8): 1208–1217.
- [27] LI H, HE F, SHAO Y M, et al. The effects of environmental regulation and financial constraints on corporate R&D investment in China[J]. *Journal of Scientific and Industrial Research*, 2018, 77(8): 442–446.
- [28] 覃予, 王翼虹. 环境规制、融资约束与重污染企业绿色化投资路径选择[J]. *财经论丛*, 2020(10): 75–84.
- [29] ANDERSEN D C. Do credit constraints favor dirty production? Theory and plant-level evidence[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2017, 84: 189–208.
- [30] TIAN P, LIN B Q. Impact of financing constraints on firm's environmental performance: Evidence from China with survey data[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 217: 432–439.
- [31] BRADLEY S W, WIKLUND J, SHEPHERD D A. Swinging a double-edged sword: The effect of slack on entrepreneurial management and growth[J]. *Journal of Business Venturing*, 2011, 26(5): 537–554.
- [32] 解学梅, 王若怡, 霍佳阁. 政府财政激励下的绿色工艺创新与企业绩效: 基于内容分析法的实证研究[J]. *管理评论*, 2020, 32(5): 109–124.
- [33] 杨柳, 潘镇. 财务柔性与企业绩效的动态关系——基于融资约束与代理成本的调节效应分析[J]. *经济与管理研究*, 2019, 40(4): 125–144.
- [34] XU X D, ZENG S X, TAM C M. Stock market's reaction to disclosure of environmental violations: Evidence from China[J]. *Journal of Business Ethics*, 2012, 107(2): 227–237.
- [35] 李青原, 陈世来, 陈昊. 金融强监管的实体经济效应——来自资管新规的经验证据[J]. *经济研究*, 2022, 57(1): 137–154.
- [36] 罗文兵, 刘爱东, 邓明君. 我国重污染行业上市公司环境经营等级评价研究构思[J]. *中南大学学报(社会科学版)*, 2013, 19(1): 1–6.
- [37] REN S G, HE D J, ZHANG T, et al. Symbolic reactions or substantive pro-environmental behaviour? An empirical study of corporate environmental performance under the government's environmental subsidy scheme[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2019, 28(6): 1148–1165.
- [38] LIU C. Are women greener? Corporate gender diversity and environmental violations[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2018, 52: 118–142.
- [39] GU Y D, ZHANG H, ZHOU W L, et al. Regional culture, top executive values, and corporate donation behaviors[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2019, 140: 1–13.
- [40] TANG Y, MACK D Z, CHEN G L. The differential effects of CEO narcissism and hubris on corporate social responsibility[J]. *Strategic Management Journal*, 2018, 39(5): 1370–1387.
- [41] WHITED T M, WU G J. Financial constraints risk[J].

- Review of Financial Studies, 2006, 19(2): 531–559.
- [42] HADLOCK C J, PIERCE J R. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index[J]. Review of Financial Studies, 2010, 23(5): 1909–1940.
- [43] AL MAMUN M, BALACHANDRAN B, DUONG H N. Powerful CEOs and stock price crash risk[J]. Journal of Corporate Finance, 2020, 62: 101582.
- [44] SUN D X, ZENG S X, CHEN H Q, et al. Monitoring effect of transparency: How does government environmental disclosure facilitate corporate environmentalism?[J]. Business Strategy and the Environment, 2019, 28(8): 1594–1607.
- [45] HABIB A, BHUIYAN M B U. Determinants of monetary penalties for environmental violations[J]. Business Strategy and the Environment, 2017, 26(6): 754–775.
- [46] 张宇, 蒋殿春. FDI、政府监管与中国水污染——基于产业结构与技术进步分解指标的实证检验[J]. 经济学(季刊), 2014, 13(2): 491–514.
- [47] GELMAN M, KHAN Z, SHOHAM A, et al. Does local competition and firm market power affect investment adviser misconduct?[J]. Journal of Corporate Finance, 2021, 66: 101810.

CEO hometown identity, financial constraints, and corporate environmental violations

ZHOU Zhifang^{1,2}, HAN Shangjie¹, SHI Qi¹, NIE Lei¹

(1. School of Business, Central South University, Changsha 410083, China;

2. Collaborative Innovation Center of Two-oriented Society and Ecological Civilization, Changsha 410083, China)

Abstract: Based on the sample of Chinese A-share listed firms in heavy-pollution industry from 2010 to 2019, this paper takes CEO hometown identity as the entry point, investigates the environmental consequences of informal institution, and empirically examines the direct impact of CEO hometown identity on corporate environmental violations and the moderating role of financial constraints. The results show that CEO hometown identity reduces corporate environmental violations, while financial constraints weaken the effect of CEO hometown identity on corporate environmental violations. Further research results show that when enterprises are located in areas with weak external environmental supervision or industries with fierce market competition, CEO hometown identity can effectively reduce the frequency of environmental violations, that when the external environmental regulation is strong and the market competition is low, the CEO hometown identity can effectively reduce the possibility of corporate environmental violations, even if faced with higher financing constraints.

Key Words: hometown identity; social identity; environmental violation; financial constraints

[编辑: 陈一奔]