

女性高管的 ESG 责任取向：“漂绿”还是“真绿”？

吕秀梅, 罗 丹

(重庆工商大学 金融学院, 重庆 400067)

[摘 要]“漂绿”已经成为当前企业绿色转型和可持续发展的重大障碍,基于社会角色理论,以 2012—2022 年沪深 A 股重污染企业为研究对象,检验女性高管 ESG 责任取向对企业发展的影响是“漂绿”还是“真绿”。研究发现:女性高管显著抑制企业的“漂绿”行为;权力强度正向调节女性高管与企业“漂绿”之间的关系;高管性别对企业“漂绿”的作用还受到企业所在地区环境规制强度的影响,环境规制越弱,女性高管抑制企业“漂绿”越显著。进一步研究发现,女性高管在工业绿色转型程度高、性别平等度高的地区对企业“漂绿”影响更明显;女性高管降低企业的“漂绿”程度还具有缓解企业融资约束与提升企业内部控制质量的经济效益。上述结论从高管性别差异的角度拓展了企业“漂绿”的研究视角,为企业实现绿色发展提供了决策参考。

[关键词]漂绿;女性高管;ESG;权力强度;环境规制;社会角色理论

[中图分类号]F270.3 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2025)04-0055-12

一、引言

改革开放 40 多年来,中国的粗放型增长模式创造了巨大的经济红利,但背后也存在着资源的过度消耗和严重的环境污染,因此高质量发展成为中国经济发展的战略导向。习近平总书记在二十届中共中央政治局第十一次集体学习时强调“绿色发展是高质量发展的底色,新质生产力本身就是绿色生产力,必须加快发展方式绿色转型,助力碳达峰碳中和”。由此,如何确保企业的绿色发展对实现我国经济绿色可持续发展具有重要意义。

在当前气候变化、资源枯竭等环境问题日益严峻的背景下,投资者越来越重视企业应对可持续发展的能力。然而,企业绿色发展过程中却出现了大量“漂绿”行为。“漂绿”是指企业在 ESG 报告、社会责任报告、可持续发展报告等与环境相关的信息披露中发布言过其实的承诺^[1],其核心是披露企业象征性的表现而非实质性的行动^[2]。“漂绿”具有负外部性,且“漂绿”方式不断演变,并随着行业和空间传播蔓延^[3]。

现有文献主要对“漂绿”动机进行研究。“漂绿”动机主要体现在信息传递、合法性、制度环境三个方面。第一,信息传递理论认为,企业会通过信息披露传递环保形象,环境绩效好的企业主动披露以区别于其他企业,绩效差的企业则通过选择性披露或象征性言辞来塑造环保形象^[4]。第二,合法性理论认为,组织为获取资源、认同和稳定性而追求合法性。当环境信息披露深度和广度不严时,重污染企业会模仿他人^[5],而“漂绿”企业显得更合规,因此“漂绿”成为策略性解耦手段。第三,制度环境理论认为,绿色金融背景下企业不仅受政府政策法规等正式制度监管,也受社会价值观、伦理道德等非正式制度监管。因此,企业在发布 ESG 报告时,会迎合公众期待和监管需求^[6],以避免可能的行政处罚和法律责任,而不是真正地使企业进行绿色运转。

同时,“漂绿”治理研究主要包括内部治理和外部治理。内部治理主要聚焦于企业的高管团队,如

[收稿日期]2024-06-28

[基金项目]国家社会科学基金项目(19XYJ022)

[作者简介]吕秀梅(1978—),女,四川德阳人,重庆工商大学金融学院教授,博士生导师,主要研究方向为绿色金融,邮箱:lvxiu@ctbu.edu.cn;罗丹(2000—),女,重庆綦江人,重庆工商大学金融学院硕士生,主要研究方向为绿色金融。

李强等发现^[7],高管团队国际化通过抑制管理层短视、提升环境信息透明度、缓解融资约束的方式抑制企业的“漂绿”,并且信任文化增强了国际化的绿色治理效应。但也有学者认为企业的决策行为不仅取决于高管团队的特征,也取决于注意力等因素^[8]。外部治理包括媒体报道、绿色认证和政府监督。媒体报道方面,通过披露企业环境负面信息约束管理者行为^[9]或通过减少信息不对称、增加环境信息供给,提升外部主体对企业环境绩效的认识,从而抑制企业的“漂绿”^[10]。绿色认证方面,对信息披露提出更高要求和标准,关注产品整个生命周期的环境影响。通过绿色认证的产品能证明企业采取了实际环保行动,“漂绿”的倾向性不再显著^[1]。政府监督方面,中央生态环保督察会显著抑制污染企业“漂绿”行为^[11]。环境保护税改革等环境规制会激发企业提高能源效率、降低污染末端排放,促进绿色创新,推动企业“真绿”发展^[12]。

女性高管的性别特质会影响企业决策。高阶梯队理论认为高层领导的任职期限、学历等个体差异会影响战略决策并最终影响企业的经营^[13]。女性高管拥有厌恶风险等特质,使其决策更谨慎,从而显著抑制财务舞弊,降低了企业的经营风险^[14]。女性主义关怀理论强调“移情”与责任^[15],促使女性高管更关注企业行为的社会环境影响。因此,高管团队中女性的占比越高,企业社会责任披露就越积极^[16],披露的质量也会越高^[17]。此外,女性高管还可以通过增加企业的绿色创新,增强企业的社会责任,改善经营环境^[18]。

综上可知,现有文献主要关注“漂绿”动因,较少研究“漂绿”治理,且鲜有文献考虑“漂绿”内部治理中高管团队中的性别构成。女性高管是否会更关注企业的社会责任和长期影响?是否会更积极地制定绿色战略?能否产生绿色治理效应从而促进企业“真绿”发展?基于此,本文以 2012—2022 年沪深 A 股重污染企业为研究对象,从理论和实证角度探讨女性高管的 ESG 责任取向对企业发展的影响是“漂绿”还是“真绿”,以及其作用机制。本文可能的创新体现在:第一,从微观到宏观的角度,揭示企业内部权力结构和外部环境如何塑造女性高管的绿色领导力,进而揭示企业“真绿”发展路径。第二,分别从正式与非正式制度视角,分析了女性高管在正式制度约束下的合规性角色,在非正式制度影响下的倡导性角色,从而丰富了女性高管角色的理论内涵和实践意义,为企业治理“漂绿”提供了参考。第三,本文的研究结论验证了女性高管促进企业“真绿”发展的积极意义,并深入探究其影响机制和经济后果,为女性高管抑制企业“漂绿”,进而缓解企业融资约束以及提升内部控制质量的经济效应提供了理论基础。

二、理论分析和研究假设

(一) 女性高管的 ESG 责任取向对企业“漂绿”的影响效应

社会角色理论认为性别差异在很大程度上受到个体社会化过程的影响和塑造,女性和男性即使是有相同的进化倾向,但是为了满足后天的社会功能也会产生差异^[19]。社会分工通常也是以性别为基础,传统的观点认为女性更多承担的是照顾家庭的作用。黄荷暑和周泽将的研究认为^[20],在这种性别认知和观念下,整个社会对于女性的期待是付出、责任以及社会导向型,而不是竞争和绩效型。这种非正式制度价值观念会影响个体行为决策的不同^[21],相对于男性“个体型”的社会行为,女性的社会行为则多呈现出“公共型”,女性董事具有更强的环保偏好,会更加注重利益相关者的需求,推动企业实现绿色创新^[22]。因此,女性高管为了满足社会对企业的期待,会更加注重企业的长期发展,更关注企业对社会和环境的影响。为应对气候和环境的变化,绿色发展已经成为企业的核心竞争力之一,并且受严格的监管约束,企业可能选择成本更低的“漂绿”,即利用“漂绿”隐蔽性的特点,通过披露精选的 ESG 数据使得经营看起来合乎规定。但是企业的“漂绿”行为一旦被曝光,势必会给公司的股价带来显著的负面影响^[3],这种潜在的巨大财务风险和声誉风险会促使女性高管这类风险厌恶者本能地规避此类高风险的虚假环保行为。因此,出于风险厌恶的本能和企业长期发展的考虑,女性高管会更倾向于选择企业“真绿”发展,即通过投入真正的资源研发绿色技术、建立环境管理体系、基于真实的环保行动披露环境绩效等方式,实质性地推动企业绿色发展。据此,提出本文的假设 H1:

H1:女性高管会抑制企业的“漂绿”行为。

(二) 女性高管的 ESG 责任取向与企业“漂绿”:女性高管权力的调节效应

控制权理论明确指出,权力配置结构在公司治理中占据核心地位,对公司的决策制定和行动选择会产生深远影响^[23]。公司的运转方式会受到整个高管团队以及董事会的共同决议的影响,不过 CEO 可以影响甚至是改变高管团队中其他成员的价值观念,因此,CEO 的理念能够在公司的决议中体现。由于伦理价值观的差异,即使面对增加公司成本的风险,女性也更倾向于抑制“漂绿”的现象。因此,在女性高管绿色发展理念的影响下,整个团队的环保意识都会有所提升,企业更倾向于“真绿”发展。另一方面,同质化群体倾向于共享相似的价值观和行为准则。因此,当女性高管权力强度越大时,他们更倾向于招募与自己拥有相似价值观念和背景特征(包括但不限于年龄、教育背景等)的个人进入领导团队或董事会,“真绿”发展决策更容易被制定和执行。

综上,女性高管抑制企业“漂绿”行为会随着权力强度的增加而增强,主要是通过两条路径:第一,权力强度的增加,使得女性高管绿色环保的理念更容易在公司运行当中体现。第二,权力强度的增加,使决策权扩大。因此,女性高管更容易通过组建团队等方式,使自身绿色环保的价值观念植入到公司的文化当中,增强组织内部对于绿色发展的认同和支持。绿色发展理念相似的团队能够更有效地推动公司绿色战略的制定和实施,使公司“真绿”发展。据此,提出本文的假设 H2:

H2:随着女性高管权力强度的增加,女性高管更易于抑制企业的“漂绿”行为。

(三) 女性高管的 ESG 责任取向与企业“漂绿”:命令型环境规制的调节效应

制度经济学理论认为,制度承载着塑造和规制组织行为的重要功能,能够有效影响和约束组织的行为走向。环境规制就是政府对于企业行为约束的一种制度,同时也是调整企业向绿色发展转型的手段^[24]。“波特假说”认为,环境规制不仅不会使企业的成本增加,反而有利于企业的创新,增加企业的绩效。张娟等的研究表明^[25],强化环境规制会使企业在环境方面积极行动,主动进行环境保护、污染治理并承担相应的社会责任,让企业“真绿”发展而非“漂绿”。命令型环境规制是指企业必须遵守政府或监管机构制定的规则和标准才能运营,否则会遭受惩罚,这会让企业通过抑制“漂绿”才能合法运行。此时,企业的“漂绿”成本会远超出潜在的收益,“漂绿”行为被进一步压缩,对此,企业“真绿”发展既是对公司履行社会责任诉求的回应,也能够帮助企业有效地提升声誉。在此情境下,即使存在道德伦理理念的差异,女性高管与男性高管都会使企业“真绿”发展,所以命令型环境规制强度与女性高管对于企业的“漂绿”行为可能存在替代作用。据此,本文提出假设 H3:

H3:在命令型环境规制强度低的地区,女性高管抑制企业“漂绿”更明显。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文选取沪深 A 股重污染企业为研究样本,样本区间为 2012—2022 年,数据主要来源于 CSMAR 数据库,初始样本数据共 7198 条,本文对数据作以下处理:一是剔除 ST、*ST 等特别处理、退市和暂停上市的企业,二是剔除转型为非重污染企业,三是剔除本年度上市的企业,四是剔除数据缺失的样本。最终得到观测值 4531 个。为了避免极端值的影响,本文对所有连续变量进行 1% 和 99% 水平上的缩尾处理。

(二) 变量选择

1. 被解释变量

企业“漂绿”程度(GWL)。“漂绿”是指企业通过公布虚假和不实的信息,试图展现环境友好型企业的形象,通过披露精选的 ESG 数据塑造可持续发展的形象,但其实真实的 ESG 表现不佳。现有对于“漂绿”的衡量方式分为两种:一是采用内容分析方法人工评判披露事项。例如,黄溶冰等通过企业发布的年报、社会责任报告、环境报告书等内容的环境版块,人工评判界定所披露的内容是象征性披露还是实质性披

露, 然后计算企业“漂绿”程度^[1]。二是采用 ESG 评级分数, 通过比较企业在同行业当中的 ESG 评分来判断企业的“漂绿”程度。由于内容分析法是人工评判, 有很强的主观性, 并且内容分析法往往依赖于预设的指标体系, 这种判断方式相对单一, 难以全面反映企业的整体行为和表现, 因此可能会产生较大的误差。相比之下, 评级机构的评分比人工会更加专业和可靠, 能够对企业进行全面、客观、深入地评估。而且 ESG 评级包括了环境、社会责任和公司治理三个方面, 范围更广, 能够为企业提供一个更为全面、多维度的评价视角。因此, 本文选用第二种测量方式, 参考 Zhang 的研究^[26], 构建公式(1):

$$GWL = \left(\frac{ESG_{dis\ i,t} - \overline{ESG_{dis}}}{\sigma_{dis}} \right) - \left(\frac{ESG_{per\ i,t} - \overline{ESG_{per}}}{\sigma_{per}} \right) \quad (1)$$

右侧第一项表示企业在 ESG 披露分数分布中, 相对于同行位置的标准化度量, 第二项是企业在 ESG 表现分数分布中, 相对于同行位置的标准化度量。具体而言, $\overline{ESG_{dis}}$ 表示企业披露得分的均值, $\overline{ESG_{per}}$ 表示企业表现得分的均值, σ_{dis} 和 σ_{per} 分别表示信息披露得分和表现得分的标准差。本文采用 Bloomberg ESG 评级作为披露评分, 华证 ESG 评级作为表现评分。

2. 解释变量

女性高管 ($Fnum$), 采用高级管理层当中的女性人数衡量。目前学术界主要有三种方式衡量女性高管: 一是采用女性高管人数, 二是采用女性高管占高管团队人数的比值, 三是采用虚拟变量。由于上市公司中女性高管人数较少, 占比也相对较低, 若采用女性高管占比会受到企业规模的影响, 难以区分规模效应与真实影响力的差异, 而女性高管人数可剥离规模的干扰, 更精确地反映女性影响力。因此, 本文使用女性高管人数衡量女性高管, 并在稳健性检验中替换为虚拟变量衡量女性高管。

3. 调节变量

(1) 女性高管权力强度 ($Power$)。本文借鉴王为东等的研究^[18], 选用女性高管年龄、女性高管学历、女性高管薪酬水平、女性高管职称、女性董事人数、女性高管是否担任独立董事作为具体指标, 采用主成分分析法计算女性高管权力强度。在主成分分析之前, 进行 KMO 和 Bartlett 检验, 检测结果显示 KMO 为 0.556, Bartlett 检验的显著性水平为 0.000, 满足主成分分析的条件。使用 Stata 软件对上述六个指标进行主成分分析, 提取三个主成分, 累计贡献率达到 67.29%。

(2) 命令型环境规制 (Er)。参考董直庆等的研究^[27], 使用污染物排放 (如工业污水排放量、二氧化硫排放量以及烟尘排放量) 的综合性指数衡量, 数据来源于《中国城市统计年鉴》和各省区市的统计年鉴。具体计算步骤如下: ① 计算各类地区污染物的排放量并将其标准化 $UE_{ij}^s = \frac{UE_{ij} - \min(UE_j)}{\max(UE_j) - \min(UE_j)}$,

其中 UE_{ij} 为第 i 个城市的第 j 类污染物的单位排放量, $\max(UE_j)$ 表示各类城市第 j 类污染物排放的最大值, $\min(UE_j)$ 表示各类城市第 j 类污染物排放的最小值。② 由于不同城市之间污染物排放强度和比重差异大, 因此为了反映各城市污染的差异, 采用调整系数的方法, 即 $W_j = \frac{UE_{ij}}{\overline{UE_{ij}}}$, 其中 $\overline{UE_{ij}}$ 为整个样本区间

内第 j 类污染物的单位平均排放量。③ 计算各个城市环境规制强度, 即 $ER_i = \frac{1}{3} \sum_{j=1}^3 W_j UE_{ij}^s$ 。

4. 分组变量

(1) 工业绿色转型指数 ($Upgrade$)。本文参考邓慧慧和杨露鑫的做法^[28], 选取了规模以上工业企业增加值能源消耗、单位工业增加值水资源消耗、工业固体废物综合利用率、森林覆盖率、工业企业研发投入五个指标, 采用熵值法计算出各地区工业绿色转型发展水平, 对于部分缺失值采用线性插值法进行补充。具体计算过程如下:

第一, 将各指标按照正向还是负向指标进行标准化,

$$x'_{i,k} = \frac{x_{i,k} - x_j}{sd_k} \quad (2)$$

$$x'_{i,k} = \frac{\bar{x}_j - x_{i,k}}{sd_k} \quad (3)$$

其中 $x'_{i,k}$ 为第 i 个省份第 k 个指标标准化后的数据, $x_{i,k}$ 为指标的真实数据, $\bar{x}_j$ 和 sd_k 分别为第 k 个指标的平均值和标准差。由于标准化之后数据可能会小于 0, 因此需要进行平移, 本文选择平移的幅度为 5, 平移后的指标记为 $X_{i,k}$ 。公式(2) 为正向指标的标准化公式, 公式(3) 为负向指标的标准化公式, 在本文中, 规模以上工业企业增加值能源消耗、单位工业增加值水资源消耗为负向指标, 工业固体废物综合利用效率、森林覆盖率、工业企业研发投入为正向指标。

$$\text{第二, 计算第 } i \text{ 个省份第 } k \text{ 个指标所占比重, } r_{i,k} = \frac{X_{i,k}}{\sum_{i=1}^n X_{i,k}}。$$

$$\text{第三, 计算第 } k \text{ 个指标的熵值, } e_{i,k} = -\frac{1}{\ln(n)} \sum_{i=1}^n r_{i,k} \ln(r_{i,k})。$$

$$\text{第四, 计算第 } k \text{ 个指标的权重, } w_{i,k} = \frac{1 - e_{i,k}}{\sum_{k=1}^m (1 - e_{i,k})}。$$

$$\text{第五, 计算工业绿色转型指标, } Upgarde_i = \sum_{k=1}^m w_{i,k} r_{i,k}。$$

(2) 性别平等程度 (*Gender*), 借鉴熊艾伦等的研究^[29], 使用中国综合社会调查 (CGSS) 中关于性别平等态度中的四个问题, 分别是: “男人以事业为重, 女人以家庭为重” “经济不景气时, 优先解雇女性员工” “干得好不如嫁得好” “男性天生能力比女性强”。在答案中除去“不知道”“拒绝回答”, 其余答案为 5 分制, 归一化处理后, 以每个省份所有样本的均值作为该地区得分, 然后用主成分分析法得出综合得分。

5. 控制变量

参考黄溶冰等的研究^[1,11], 选取企业规模 (*Size*)、财务杠杆 (*Lev*)、现金持有 (*Cash*)、盈利能力 (*ROA*)、成长能力 (*Growth*)、资本密集度 (*Fix*)、两职合一 (*Dual*)、董事会规模 (*Board*)、独立董事占比 (*IB*)、股权集中度 (*Shrcrl*)、所有权性质 (*Ownership*)、公司所在地区发展水平 (*LnGDP*) 作为控制变量, 此外, 也引入年份和行业作为虚拟变量。在后文的分析中, 加入工业绿色转型指数 (*Upgrade*) 和性别平等程度 (*Gender*) 作为异质性分析检验。具体变量定义见表 1。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	“漂绿”程度	<i>GWL</i>	根据公式(1)得出
解释变量	女性高管人数	<i>Fnum</i>	高管团队中女性成员的人数
	企业规模	<i>Size</i>	期末总资产的自然对数
	财务杠杆	<i>Lev</i>	期末总负债额与资产总额之比
	现金持有	<i>Cash</i>	经营活动中现金流量净额与总资产之比
	盈利能力	<i>ROA</i>	净利润与平均总资产之比
	成长能力	<i>Growth</i>	(当期总资产 - 上期总资产)/上期总资产
	资本密集度	<i>Fix</i>	固定资产与总资产之比
控制变量	两职合一	<i>Dual</i>	董事长与总经理是否为同一人, 是取 1, 否则取 0
	董事会规模	<i>Board</i>	董事会人数加 1 再取自然对数
	独立董事占比	<i>IB</i>	独立董事人数占董事会人数之比
	股权集中度	<i>Shrcrl</i>	第一大股东持股比例
	所有权性质	<i>Ownership</i>	国有企业取值为 1, 否则为 0
	公司所在地发展水平	<i>LnGDP</i>	<i>Ln</i> (各地区 GDP)(万元)
	年份	<i>Year</i>	虚拟变量, 按统计年度划分
	行业	<i>Industry</i>	虚拟变量, 按企业所属行业划分
调节变量	女性高管权力	<i>Power</i>	采用主成分分析法综合计算得出
	命令型环境规制	<i>Er</i>	使用各污染物排放量计算综合指标
分组变量	工业绿色转型指数	<i>Upgrade</i>	工业绿色转型指数大于均值取 1, 否则取 0
	性别平等程度	<i>Gender</i>	按照《中国综合社会调查》中关于性别平等态度问题的回答计算的平等程度分组, 大于均值取 1, 否则取 0

(三) 模型的设定

为了检验女性高管与企业“漂绿”行为之间的关系,本文构建模型(4):

$$GWL_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Fnum_{i,t} + \alpha_2 Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, i 表示个体, t 表示年份, GWL 表示企业“漂绿”程度, $Fnum$ 表示女性高管人数, $Controls$ 为一系列的控制变量, $Industry$ 和 $Year$ 为行业和年份固定效应, ε 为随机扰动项。

为了检验女性高管权力对女性高管与企业“漂绿”行为之间关系的调节效应,本文构建模型(5):

$$GWL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Fnum_{i,t} + \beta_2 Power_{i,t} + \beta_3 Fnum_{i,t} \times Power_{i,t} + \beta_4 Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, $Power$ 表示女性高管权力,对于交互项($Fnum \times Power$)进行了去中心化处理,避免了多重共线性的影响。

为了检验命令型环境规制对女性高管与企业“漂绿”行为之间关系的调节效应,本文构建模型(6):

$$GWL_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 Fnum_{i,t} + \lambda_2 Er_{i,t} + \lambda_3 Fnum_{i,t} \times Er_{i,t} + \lambda_4 Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中, Er 表示命令型环境规制,使用各地区污染物排放综合指标衡量,值越大代表该地区环境规制强度越大,并对交互项($Fnum \times Er$)进行去中心化处理。

(四) 描述性统计及相关性分析

表2为变量的描述性统计,结果表明企业“漂绿”程度(GWL)的最大值为3.12,均值为-2.969,标准差为2.655,说明企业“漂绿”的行为普遍,并且不同企业之间存在较大差异。 GWL 的值为负说明企业的ESG披露得分低,而ESG表现得分高。ESG披露得分低可能是存在选择性披露和信息披露不足的问题,即企业选择性地披露对其有利的ESG信息,而忽略或者隐瞒对其不利的信息,以此来维护企业的正面形象,并且由于担心过多的信息披露可能暴露其潜在的风险或者不足,因此未充分地披露ESG实践的详细信息和数据。当企业ESG表现得分高而信息披露得分低时,会给公众造成误导,使其认为企业在ESG方面表现优秀,而实际上可能存在未披露的负面信息,企业存在“漂绿”行为。女性高管的数量最大值为4,均值为1.205,说明虽然女性高管已经在上市公司中扮演重要角色,但目前女性高管的人数相对较少。在控制变量中,产权性质($Ownership$)均值表明国有企业占比33.3%,独立董事占比(IB)最小值为0.33,符合我国证监会的相关规定,其他控制变量均在合理分布区间。

表2 描述性统计结果

变量	观测值	均值	标准差	最小值	25%分位	50%分位	75%分位	最大值
GWL	4531	-2.969	2.655	-10.087	-4.891	-3.304	-0.734	3.120
$Fnum$	4531	1.205	0.995	0.000	1.000	1.000	2.000	4.000
$Size$	4531	22.23	1.256	20.096	21.316	22.065	22.912	26.277
Lev	4531	0.386	0.204	0.047	0.216	0.370	0.528	0.910
$Cash$	4531	0.063	0.067	-0.128	0.023	0.060	0.101	0.263
ROA	4531	0.046	0.072	-0.221	0.012	0.036	0.076	0.313
$Growth$	4531	0.144	0.575	-0.923	-0.011	0.075	0.195	4.073
Fix	4531	0.289	0.160	0.033	0.163	0.262	0.394	0.715
$Dual$	4531	0.293	0.455	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
$Board$	4531	1.410	0.118	1.099	1.386	1.386	1.386	1.792
IB	4531	0.370	0.052	0.330	0.330	0.330	0.430	0.570
$Shrcrl$	4531	0.347	0.140	0.102	0.242	0.325	0.435	0.731
$Ownership$	4531	0.333	0.471	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
$LnGDP$	4531	19.523	0.830	16.657	19.107	19.586	20.104	20.929

除基本统计描述以外,本文还进行了 Pearson 相关性检验和配对样本 T 检验^①。相关性检验结果显示,女性高管与企业“漂绿”之间的相关系数为 -0.043,在 1% 的水平上显著,表明女性高管能够抑制企业的“漂绿”行为,并且随着女性高管人数的增加抑制作用更明显。此外,所有控制变量的相关系数均小于 0.5,并且方差膨胀因子(VIF)均小于 10,因此所有变量之间不存在严重的多重共线性。配对样本 T 检验显示,有女性高管的企业与没有女性高管的企业“漂绿”均值分别为 -1.605 和 -3.757,两者之间的差值为 2.153,在 1% 的水平上双尾检验显著(t 值 = 12.311)。女性高管多的企业(女性高管人数多于平均值时认定为人数多)与女性高管少的企业(女性高管人数小于平均值时认定为人数少)“漂绿”均值分别为 -0.998 和 -1.577,两者的差值为 0.578,在 5% 的水平上双尾检验显著(t 值 = 2.262)。

四、实证结果及分析

(一) 多元线性回归分析

1. 企业“漂绿”与女性高管的回归结果

以上配对样本 T 检验表明,女性高管可以抑制企业“漂绿”。但是,导致企业“漂绿”的因素很多,为了进一步验证结论的准确性,本文对模型(4)进行回归,并使用稳健标准误控制异方差。由表 3 列(3)可知,女性高管人数(Fnum)对企业“漂绿”指数(GWL)的回归结果在 1% 的水平上显著,系数为 -0.093。从经济意义上看,女性高管人数每增加 1 人,企业的“漂绿”水平平均减少 0.093 个单位。意味着女性高管人数与企业“漂绿”之间存在负向关系,验证了假设 H1,即女性高管在企业环保行动中发挥着积极作用,能够有效抑制企业“漂绿”行为。究其原因,女性高管特有的环保意识和道德标准,使其相对于男性高管更加关注企业的社会责任和长期发展,所以更倾向于采取“真绿”的环保措施而非仅仅追求表面的绿色发展,因此会显著减少企业的“漂绿”行为。

2. 女性高管权力和命令型环境规制的调节效应

表 4 列(1)表示女性高管权力对企业的“漂绿”行为与女性高管人数之间关系的调节作用,女性高管权力和女性高管人数的交互项显示在 5% 的水平上显著为负,说明女性高管权力强度增加时,女性高管对企业“漂绿”行为的抑制作用更明显,支持了假设 H2。这是因为在公司当中高管权力的大小往往与决策力成正比,权力越大,决策就越容易得到实施。女性高管更加注重长期效益和可持续发展,当女性高管拥有较大权力时,她们在环保决策方面的意愿和倾向就更能被贯彻执行,从而抑制企业的“漂绿”行为。

表 4 列(2)表示命令型环境规制对企业“漂绿”与女性

表 3 基准回归结果

	(1) GWL	(2) GWL	(3) GWL
Fnum	-0.116 *** (0.039)	-0.067 * (0.036)	-0.093 *** (0.034)
_cons	-2.830 *** (0.061)	-12.170 *** (1.175)	-17.296 *** (1.186)
Controls	NO	YES	YES
Industry	NO	NO	YES
Year	NO	NO	YES
N	4531	4531	4531
Adj-R ²	0.002	0.231	0.327

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10% 的水平上显著,括号内为 T 值。下同。

表 4 调节效应的回归结果

	(1) GWL	(2) GWL
Fnum	-0.091 ** (0.041)	-0.089 ** (0.036)
Power	0.155 *** (0.063)	
Fnum × Power	-0.104 ** (0.051)	
Er		0.028 (0.082)
Er × Fnum		0.165 *** (0.051)
_cons	-18.139 *** (1.399)	-17.605 *** (1.424)
Controls	YES	YES
Industry	YES	YES
Year	YES	YES
N	3308	4178
Adj-R ²	0.331	0.336

①限于篇幅,表格未列示,留存备索。

高管人数之间关系的调节作用,命令型环境规制和女性高管人数的交互项在 1% 的水平上显著为正,说明命令型环境规制强度和女性高管之间对企业的“漂绿”行为具有替代作用,即在命令型环境规制程度越低的省份女性高管越能抑制企业的“漂绿”。可能是因为命令型环境规制程度较低的地区,企业面临较少的外部约束和压力,因此更容易出现“漂绿”。但是由于女性会更加强调企业的社会责任和道德义务,即使是在命令型环境规制程度低的地区,女性高管也会积极推行企业的环保实践,从而抑制企业的“漂绿”行为。

(二) 稳健性检验

1. 倾向得分匹配

由于样本选择可能会存在内生性,因此选用倾向得分匹配进行检验。选用拥有女性高管作为处理组,其他为控制组,以企业规模、财务杠杆、现金持有、董事会规模、股权集中度、两职合一、所有权性质、资本密集度、盈利能力、行业和年份作为协变量匹配变量,参考杜兴强和谭雪的研究^[30],进行 1:2 的近邻匹配为处理组寻找相似特征的对照组。在进行 PSM 匹配之前对所有协变量进行检测,结果显示所有协变量均通过平稳性检测,并且拥有女性高管企业的平均处理效应(ATT) 的 T 值为 -2.63,在 1% 水平上显著。表 5 列(1)至列(3) 为匹配后的样本重新进行回归, $Fnum$ 显著为负, $Fnum$ 和 $Power$ 的交互项显著为负, Er 与 $Fnum$ 的交互项显著为正,与前文结论一致,表明在克服了样本选择偏差问题后结果依然稳健。

2. 滞后变量

上文中用 ESG 表现评分和 ESG 披露得分衡量企业的“漂绿”程度,发现女性高管会抑制企业“漂绿”行为。然而从女性高管治理企业的“漂绿”行为,到 ESG 评级机构对企业披露内容进行评级需要一定时间,因此会存在时间差。为避免滞后性对实证结果的影响,考虑滞后一期、二期的女性高管对当期企业“漂绿”的效应进行回归。表 5 列(4)至列(6)为滞后一期的回归结果,列(7)至列(9)为滞后二期的回归结果,表明女性高管可以显著抑制企业“漂绿”行为,与前文的结论一致。

表 5 PSM 和滞后变量回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>GWL</i>	<i>GWL</i>	<i>GWL</i>	<i>GWL</i>	<i>GWL</i>	<i>GWL</i>	<i>GWL</i>	<i>GWL</i>	<i>GWL</i>
				滞后一期			滞后二期		
<i>Fnum</i>	-0.090 ** (0.035)	-0.091 ** (0.043)	-0.092 ** (0.037)						
<i>L. Fnum</i>				-0.093 *** (0.035)	-0.085 ** (0.041)	-0.078 ** (0.037)			
<i>L2. Fnum</i>							-0.121 *** (0.038)	-0.078 * (0.044)	-0.095 ** (0.041)
<i>Power</i>		0.155 *** (0.060)			0.139 ** (0.063)			0.127 * (0.068)	
<i>Fnum × Power</i>		-0.103 * (0.053)			-0.158 *** (0.056)			-0.190 *** (0.060)	
<i>Er</i>			-0.193 ** (0.079)			0.068 (0.098)			0.181 (0.122)
<i>Er × Fnum</i>			0.137 ** (0.064)			0.189 *** (0.062)			0.191 *** (0.073)
<i>_cons</i>	-23.943 *** (0.789)	-23.477 *** (0.975)	-24.194 *** (0.831)	-18.096 *** (1.236)	-18.676 *** (1.446)	-18.132 *** (1.531)	-17.896 *** (1.358)	-18.697 *** (1.590)	-17.309 *** (1.696)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Industry</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	4463	3279	4111	3899	2871	3566	3330	2461	3030
<i>Adj-R²</i>	0.315	0.323	0.327	0.357	0.366	0.366	0.343	0.354	0.352

3. 其他稳健性检验^①

本文还进行了以下稳健性检验：①改变被解释变量 *GWL* 的衡量方式，采用虚拟变量形式并参考黄溶冰等的研究^[1]，以 50% 均值为临界值，采用 logit 模型进行检验。②改变女性高管权力强度的衡量方式。前文女性高管权力强度是通过主成分分析法综合得出，为避免结果受到计算方法的影响，借鉴严若森和朱婉晨的方法^[31]，选用女性董事比例 (*Femratio*) 来衡量女性高管权力强度。③改变命令型环境规制衡量方式，参考张成等的研究方法^[32]，使用各地区工业污染治理投资总额/工业增加值衡量各地区环境规制强度。④加入高阶固定效应，为了解决遗漏变量的问题，本文借鉴顾雷雷和王鸿宇的做法^[33]，在基础回归模型的基础之上逐步控制了省份、行业与年份的交互项以及省份与年份的交互项，采用更为严格的高阶固定效应检测女性高管与企业“漂绿”之间的关系。

(三) 异质性分析

1. 基于不同地区工业绿色发展水平

工业绿色转型是指工业企业的发展要以资源集约利用和环境友好为导向，坚持绿色创新和绿色发展，在生产的过程中不断提升资源利用的效率，减少污染物的排放，提升可持续发展能力，实现经济发展与环境保护的双赢。因此工业绿色转型发展水平越高的地区，环保制度越完善，绿色技术创新和产业升级越快，绿色发展越好。本文测算了不同地区的工业绿色转型发展水平，以均值为划分标准，高于均值称为工业绿色发展水平较高的地区，低于均值称为工业绿色发展水平较低的地区。回归结果见表 6 列 (1) 和列 (2)，结果显示女性高管在工业绿色发展水平高的地区能抑制企业“漂绿”。这是因为在工业绿色转型发展水平高的地区，不仅政府会出台一系列鼓励企业绿色发展的政策措施，而且社会公众对可持续发展的关注度也高。在这种环境下，企业面临更强的外部约束，因此“漂绿”行为的空间被进一步压缩。然而，这并不意味着在制度更完善的地区女性高管的作用会被完全替代。相反，因为她们能够为企业提供更加细致和创新的环保策略，从而帮助企业更好地适应严格的环保要求，她们可能会在这些地区发挥更加重要的作用。最终，女性高管绿色环保的理念更容易融入企业的战略和管理中，推动企业“真绿”发展。

2. 基于不同地区性别平等程度

性别平等的社会环境为女性提供更多的自由和选择，意味着女性高管能够更容易地克服传统观念和偏见带来的挑战，在这种环境下女性高管在企业当中能得到更多的认可和支持，自身的优势和权威能够得到充分发挥去影响企业的决策。因此，本文利用主成分分析法，测算了不同地区的性别平等程度，该指标得分越高，代表着该地区的性别平等程度越低。将全样本以均值作为划分标准，大于均值说明该地区性别平等程度低，反之则说明性别平等程度相对较高。回归结果见表 6 列 (3) 和列 (4)，结果表明性别平等程度较高地区的女性高管更能发挥自身的优势，对企业“漂绿”行为的抑制作用会更明显。

(四) 经济后果分析

前文分析证实了女性高管有助于抑制企业的“漂绿”行为，而女性高管促进企业“真绿”发展之后会

表 6 异质性分析的结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	工业绿色转型发展 水平高样本组	工业绿色转型发展 水平低样本组	性别平等度 低样本组	性别平等度 高样本组
<i>Fnum</i>	-0.109 *** (0.040)	-0.019 (0.068)	0.006 (0.056)	-0.134 *** (0.046)
<i>_cons</i>	-18.527 *** (1.749)	-15.511 *** (2.077)	-19.233 *** (2.114)	-13.012 *** (1.781)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Industry</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	3198	1266	1793	2489
<i>Adj-R²</i>	0.326	0.339	0.363	0.335

①限于篇幅，表格未列示，留存备索。

引发怎样的经济后果?经济后果分析,不仅有助于深层次揭示女性高管推动企业绿色发展的动因,也有助于为企业绿色治理提供决策参考。

首先,考虑女性高管抑制企业“漂绿”是否有助于缓解企业融资约束。参考姜付秀等的研究^[34],构建 KZ 指数,用于衡量企业受到的融资约束程度。考察女性高管抑制企业“漂绿”是否有助于缓解企业的融资约束,构建模型(7):

$$KZ_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 GWL_{i,t} + \delta_2 Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

表 7 列(1)回归结果表明,企业“漂绿”程度在 1% 水平上显著为正,说明企业的“漂绿”程度越低,企业所受到的融资约束越低,证实了女性高管驱动企业“真绿”发展有助于降低企业的融资约束。一方面,女性高管通过提高 ESG 信息披露的质量,抑制企业“漂绿”行为,向社会各界传递可持续发展理念,提高企业声誉,从而增加企业投资者在情感上的支持和认同,进而提升其投资意愿,缓解了融资压力;另一方面女性高管出于风险厌恶等特质,会抑制企业财务舞弊行为的发生^[14],降低企业面临的经营风险,维护企业的良好形象,从而能吸引更多投资者,扩大了融资渠道并且降低了融资成本。

其次,考察女性高管抑制企业“漂绿”是否有助于提升企业内部的控制质量。本文选取了“迪博·上市公司内部控制指数(2012—2022)”作为内部控制质量的衡量指标(IC),构建模型(8):

$$IC_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 GWL_{i,t} + \eta_2 Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

根据表 7 列(2)的回归结果,企业的“漂绿”程度在 1% 的水平上显著为负,说明女性高管通过抑制企业“漂绿”行为,能够有效促进企业内部控制质量的提升。企业内控制度设计与执行过程,不可避免地会受到高管团队成员个人管理理念和行事风格的影响,并最终作用于内部控制的效果。要确保内部控制有效运行,管理者不仅需要关注经营业绩的增长,还必须高度重视对企业风险的识别与管控。女性高管更倾向于严格遵守会计准则,对潜在的高风险事项保持高度警惕,从而有助于提升内部控制质量。

表 7 经济后果检验

	(1) KZ	(2) IC
GWL	0.052 *** (0.009)	-0.069 *** (0.011)
_cons	4.939 *** (0.760)	-2.616 *** (0.981)
Controls	YES	YES
Industry	YES	YES
Year	YES	YES
N	4137	4281
Adj-R ²	0.749	0.173

五、结论性评述

在“双碳”战略背景之下,企业的“漂绿”行为成为近年来的研究重点,但现有研究较少关注高管特质。本文采用 2012—2022 年沪深 A 股重污染类企业的数据,探讨女性高管 ESG 责任取向对企业发展的影响是“漂绿”还是“真绿”。研究发现,女性高管对企业的“漂绿”行为存在显著抑制作用,在控制了内生性以及相关稳健性检验之后结果依然成立。机制检验表明,女性高管权力强度越大就越有助于促进企业内部形成更加绿色、可持续的发展文化,从而更有利于强化女性高管治理企业的“真绿”发展;相对于命令型环境规制强度大的地区,在环境规制强度弱的地区,女性高管凭借其内在的社会责任感和关怀伦理,更倾向于主动承担起环保责任,推动企业采取实质性的绿色行动,以弥补外部监管的不足。因此,环境规制强度越弱,女性高管抑制企业“漂绿”行为的积极作用越明显。进一步研究发现,在工业绿色转型发展水平高、地区性别平等度高的省份,女性高管对企业“漂绿”行为的抑制作用更为显著,并且女性高管促进企业“真绿”发展还能够缓解企业面临的融资约束,提升企业内部控制质量。

因此,本文提出如下建议:(1)在不断恶化的生态环境问题下,企业应该充分认识到可持续发展

的重要意义,并且在组建高管团队时,应充分考虑到女性由于自身的特质对促进企业绿色发展的潜在作用,尝试让更多的女性进入管理层。(2)加强女性高管在环保决策中的参与度和影响力,让女性高管拥有更多实际权力以助力企业绿色发展。性别偏见是阻碍女性力量的主要因素。在目前我国上市公司当中女性高管的占比仍然很低,即使是有相同的职位也很容易被忽视导致难以以平等的身份参与公司治理。所以,企业需要优化领导权设计,加强股权结构的顶层设计,比如设计平等、多元的领导权结构让女性高管更多地发挥自主权,或者改变一股独大的股权集中以避免控股股东为了一己私欲而阻碍女性高管促进企业绿色发展。(3)增强环境规制的严格程度,结合地方实际,在加大命令型环境规制的同时,充分发挥市场激励型环境规制的作用,同时也要注意公众参与这一非正式制度对促进企业“真绿”发展的作用。(4)政府应该制定统一的绿色转型发展评价体系,促进各地区绿色转型发展,营造良好的企业绿色发展环境。在这种环境下企业对环保和可持续发展认知度更高,从而女性高管更能够在推动企业“真绿”发展方面充分发挥积极的作用。(5)加强社会舆论和教育,推动性别平等的观念深入人心,通过宣传和教育消除根深蒂固的性别偏见,给予女性真正的公平公正的发展空间。

参考文献:

- [1] 黄溶冰,陈伟,王凯慧. 外部融资需求、印象管理与企业漂绿[J]. 经济社会体制比较,2019(3):81-93.
- [2] Walker K, Wan F. The harm of symbolic actions and green-washing: Corporate actions and communications on environmental performance and their financial implications[J]. Journal of Business Ethics, 2012, 109(2):227-242.
- [3] 黄溶冰,赵谦. 演化视角下的企业漂绿问题研究:基于中国漂绿榜的案例分析[J]. 会计研究,2018(4):11-19.
- [4] Li W, Li W, Seppänen V, et al. Effects of greenwashing on financial performance: Moderation through local environmental regulation and media coverage[J]. Business Strategy and the Environment, 2023, 32(1):820-841.
- [5] 黄溶冰,谢晓君,周卉芬. 企业漂绿的“同构”行为[J]. 中国人口·资源与环境,2020(11):139-150.
- [6] Boiral O, Raineri N, Talbot D. Managers' citizenship behaviors for the environment: A developmental perspective[J]. Journal of Business Ethics, 2018, 149:395-409.
- [7] 李强,蒋洮. 高管团队国际化能抑制企业“漂绿”行为吗——兼论信任文化的影响[J]. 中国地质大学学报(社会科学版),2023(4):37-55.
- [8] 吴建祖,华欣意. 高管团队注意力与企业绿色创新战略——来自中国制造业上市公司的经验证据[J]. 科学学与科学技术管理,2021(9):122-142.
- [9] 孙自愿,汪玮,孙孟欣,等. 媒体报道对企业“漂绿”的影响——高管特征与内部监督的中介作用[J]. 北京理工大学学报(社会科学版),2023(1):67-79.
- [10] 李强,宋嘉玮. 业绩期望落差与企业“漂绿”行为[J]. 南京审计大学学报,2022(3):51-61.
- [11] 黄溶冰,储芳. 中央环保督察、绩效考核压力与企业“漂绿”[J]. 中国地质大学学报(社会科学版),2023(1):70-86.
- [12] 刘金科,肖翊阳. 中国环境保护税与绿色创新:杠杆效应还是挤出效应? [J]. 经济研究,2022(1):72-88.
- [13] Hambrick D C, Mason P A. Upper echelons: The organization as a reflection of its top managers[J]. Academy of Management Review, 1984, 9(2):193-206.
- [14] 周泽将,刘中燕,胡瑞. CEO vs CFO:女性高管能否抑制财务舞弊行为[J]. 上海财经大学学报,2016(1):50-63.
- [15] Singa-Mugan C, Daly B A, Onkal D, et al. The influence of nationality and gender on ethical sensitivity: An application of the issue-contingent model[J]. Journal of Business Ethics, 2005, 57:139-159.
- [16] 王士红. 所有权性质、高管背景特征与企业社会责任披露——基于中国上市公司的数据[J]. 会计研究,2016(11):53-60.
- [17] 徐细雄,李瑶琴. 高管性别、制度环境与企业 CSR 决策[J]. 科研管理,2018(3):80-89.
- [18] 王为东,沈悦,王笑楠,等. 女性高管权力与企业绿色创新[J]. 华东经济管理,2022(12):54-64.
- [19] Wood W, Eagly A H. A cross-cultural analysis of the behavior of women and men: Implications for the origins of sex differences [J]. Psychological bulletin, 2002, 128(5):699-727.
- [20] 黄荷暑,周泽将. 女性高管、信任环境与企业社会责任信息披露——基于自愿披露社会责任报告 A 股上市公司的经验证据

- [J]. 审计与经济研究, 2015(4): 30-39.
- [21] Guiso L, Sapienza P, Zingales L. Does culture affect economic outcomes? [J]. Journal of Economic Perspectives, 2006, 20(2): 23-48.
- [22] 余伟, 郭小艺. 董事会性别多样性对企业绿色创新的影响研究[J]. 软科学, 2023(7): 52-57.
- [23] 涂未宇, 肖金萍. 女性高管、权力强度与企业慈善捐赠——基于我国民营上市公司的实证研究[J]. 管理学报, 2019(4): 52-62.
- [24] 贾军, 张伟. 绿色技术创新中路径依赖及环境规制影响分析[J]. 科学学与科学技术管理, 2014(5): 44-52.
- [25] 张娟, 耿弘, 徐功文, 等. 环境规制对绿色技术创新的影响研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019(1): 168-176.
- [26] Zhang D. Green financial system regulation shock and greenwashing behaviors: Evidence from Chinese firms[J]. Energy Economics, 2022, 111: 106064.
- [27] 董直庆, 王辉. 环境规制的“本地—邻地”绿色技术进步效应[J]. 中国工业经济, 2019(1): 100-118.
- [28] 邓慧慧, 杨露鑫. 雾霾治理、地方竞争与工业绿色转型[J]. 中国工业经济, 2019(10): 118-136.
- [29] 熊艾伦, 王子娟, 张勇, 等. 性别异质性与企业决策: 文化视角下的对比研究[J]. 管理世界, 2018(6): 127-139.
- [30] 杜兴强, 谭雪. 国际化董事会、分析师关注与现金股利分配[J]. 金融研究, 2017(8): 192-206.
- [31] 严若森, 朱婉晨. 女性董事、董事会权力集中度与企业创新投入[J]. 证券市场导报, 2018(6): 15-25.
- [32] 张成, 陆旸, 郭路, 等. 环境规制强度和生产技术进步[J]. 经济研究, 2011(2): 113-124.
- [33] 顾雷雷, 王鸿宇. 社会信任、融资约束与企业创新[J]. 经济学家, 2020(11): 39-50.
- [34] 姜付秀, 蔡文婧, 蔡欣妮, 等. 银行竞争的微观效应: 来自融资约束的经验证据[J]. 经济研究, 2019(6): 72-88.

[责任编辑: 高 婷]

ESG Responsibility Tendencies of Female Executives: “Greenwashing” or “Green Development”?

LYU Xiumei, LUO Dan

(School of Finance, Chongqing Technology and Business University, Chongqing, 400067, China)

Abstract: “Greenwashing” has become a major obstacle to the green transformation and sustainable development of enterprises. Based on social role theory, this paper examines listed heavy-polluting enterprises on the Shanghai and Shenzhen A-share markets from 2012—2022, investigating whether the ESG responsibility tendency of female executives leads to “greenwashing” or “green development” practices in the development of enterprises. The article finds that female executives can significantly inhibit corporate “greenwashing” behavior, the strength of power positively regulates the relationship between female executives and corporate “greenwashing”, and the greater the power of female executives, the more significant their inhibitory effect on corporate “greenwashing”; The effect of executive gender on corporate “greenwashing” is also influenced by the intensity of environmental regulations in the region where the enterprise is located, and the weaker the environmental regulations, the more significant the inhibitory effect of female executives on corporate “greenwashing”; In regions with a high degree of industrial green transformation and gender equality, the impact of female executives on corporate “greenwashing” is more obvious; The reduction of corporate “greenwashing” by female executives also has the economic benefit of easing corporate financing constraints and improving the quality of internal control in enterprises. The above conclusions expand the research perspective on corporate “greenwashing” from the perspective of gender differences in executives, and provide decision-making references for enterprises to realize green development.

Key Words: greenwashing; female executive; ESG; power strength; environmental regulation; social role theory