

企业社会责任表现对公司雇员决策的影响——基于中国A股上市公司的实证分析

侯竞之¹, 牛浩然^{*2}

1 澳门科技大学商学院, houjz0303@163.com

2 澳门科技大学商学院, n943735294@outlook.com

摘要: 本研究选取2011—2021年沪深A股上市公司为样本, 依托多类理论, 探究ESG评分对企业就业水平的影响, 以及工资水平、成长能力、所有制的调节作用, 弥补现有研究边界条件分析的短板。研究采用双向固定效应模型开展实证检验, 结果表明: ESG评分在1%水平上显著正向影响企业就业水平, 评分每提升一单位, 就业水平平均提升3.49%; 工资水平、成长能力分别在10%、1%水平发挥正向调节作用, 所有制调节效应不显著。稳健性检验证实结论可靠。本研究拓展了ESG相关理论应用, 具备一定学术价值。

关键词: ESG评分, 企业就业水平, 调节效应

1 引言

前全球气候、公共卫生等挑战频发, 可持续发展成为国际社会共同追求的发展方向。作为负责任的发展中大国, 中国积极响应全球号召, 签署《巴黎协定》并提出“双碳”目标, 将绿色低碳发展列为国家重点战略, 党的二十大亦明确要求走生态优先、绿色低碳的高质量发展道路。在政策引导与市场驱动下, ESG理念快速普及, 成为企业高质量发展的核心指引。

我国资本市场不断健全ESG监管与披露制度, 陆续出台相关规则, 推动上市公司突破单一经济效益导向, 转向经济、社会、生态多元价值协同发展。与此同时, 国内就业市场结构性矛盾突出, 劳动力供需错配、求职难与用工荒并存等问题, 制约经济发展与民生稳定。

企业ESG实践可通过生产模式变革、技术创新与人才结构优化等方式, 影响企业用工行为, 与就业市场紧密关联。基于这一现实背景, 本文探究企业ESG表现对就业水平的影响及作用机制, 以期政府稳就业施策、企业开展ESG建设、缓解就业市场供需矛盾提供实证依据与实务参考。

2 文献研究现状与研究空白总结

现有研究主要围绕企业社会责任内涵演进、雇员决策影响机制两大独立方向展开, 成果丰厚, 两大领域均呈现从单一维度到多元整合、静态描述到动态过程、普适理论到情境化研究的演进特征。企业社会责任理论始于Sheldon (1924), 经Bowen (1953) 明确界定, Carroll (1979) 以金字塔模型完成理论整合, 将责任内涵从经济、法律维度拓展至伦理与慈善的综合社会契约范畴^{[14][5][6]}。Davis (1960) 的责任铁律, 从战略层面佐证了企业社会权力与社会责任的对等性, 为社会责任治理提供了理论支撑^[8]。雇员决策研究以March&Simon (1958) 的理性参与模型为起点,

作者简介: 侯竞之, 男, 澳门科技大学商学院。

牛浩然, 男, 澳门科技大学商学院。

***通讯作者**

Price (1977)、Mobley (1977) 细化了雇员离职心理过程, Lee&Mitchell (1994) 构建的展开模型, 进一步揭示了雇员流动决策的多元路径与复杂特征^{[11][13][12][10]}。结合中国情境, 两大研究领域均完成了理论引进、吸收与本土化创新, 形成了适配国内制度与文化特征的研究体系。

尽管两大领域研究体系成熟, 但 ESG、雇员决策与企业就业水平的关联研究仍存在显著缺口, 尚未形成系统的整合框架, 具体存在三方面研究不足:

第一, 宏微观传导机制黑箱尚未厘清。现有研究仅证实 CSR 会影响雇员心理与工作态度, 多局限于个体微观感知或定性分析, 鲜有实证研究将企业 ESG 表现与企业就业水平这一宏观组织结果直接挂钩。企业就业水平是企业战略与雇员微观决策叠加的结果, 关乎企业人力资本储备与运营成本, 探究 ESG 对其影响, 能够检验战略社会责任的人力资本价值, 验证责任铁律在人力资源市场的适用性, 是本研究的核心切入点。

第二, 调节机制研究碎片化, 缺乏系统化情境框架。ESG 对雇员行为及企业就业的影响并非线性关系, 受企业内外部多重因素制约, 但现有研究对调节变量的选取零散片面, 未构建多维度的情境分析体系。对此, 本研究从经济激励、发展潜力、制度属性三大维度, 选取企业工资水平、企业发展能力、企业所有制作为核心调节变量, 系统性弥补现有研究调节效应分析的短板。

第三, 中国本土化实证研究较为匮乏, 核心效应验证不足。国内劳动力市场与企业 ESG 发展具备独特制度特征, 熊冠星等 (2017) 已验证本土决策模型的适用性, 但少有研究立足中国情境, 系统考察 ESG 影响企业就业水平的多维边界条件^[4]。同时, 现有研究过度聚焦复杂中介机制, 忽视核心变量直接效应的基准检验。本研究简化机制设计, 不设置中介变量, 纳入企业规模、企业年龄、总资产净利润率、资产负债率为控制变量, 精准识别核心变量的基础关联与情境边界, 为后续机制深挖奠定基础。

3 理论基础

企业 ESG 影响就业水平的理论基础并非凭借单一支点, 目前本文遵照外部约束—内部心理—交换机制的三层思路, 采用利益相关者、社会认同两大基础理论, 对 ESG 作用于企业就业的直接路径与调节边界做多维度阐释与标定。

3.1 影响公司雇员决策的员工行为传导路径

在 ESG 影响企业就业规模的逻辑链条中, 需借助组织行为学与劳动经济学交叉视角, 填补“ESG 实践→员工行为→雇佣决策”的中间环节。

ESG 的“社会”维度通过强化心理契约与组织认同, 降低员工离职意愿。基于社会交换视角, 企业履行对员工的社会责任可提升组织承诺与工作投入; Zhou (2023) 利用中国 A 股 2011–2020 年数据发现 ESG 与员工离职率呈正向 U 型关系, 中等水平 ESG 显著稳岗^[18]。这稳定了存量就业, 减少招聘成本。

“环境”与“治理”维度通过塑造组织氛围激发创新与效率。在 E 维度, Zhang 等 (2025) 的实证显示, ESG 实践通过组织自豪感中介激发员工绿色创新行为, 创新氛围越强转化越显著^[17]。G 维度方面, WEF (2024) 指出, 治理依赖于透明度与伦理决策, 而被充分赋能的员工更能促进诚信、改善合规、推动开放沟通^[16]。这种信任与协作氛围会激发员工的主动性, 进而提升团队整体效能。当员工具备更高的工作效率与创新能力时, 企业便有能力拓展新业务领域或扩大现有生产规模, 从而催生新增岗位需求。至此, ESG 的作用从“稳岗”转向“扩岗”。

上述员工行为累积效应传导至人力资本决策。低流动率促使企业加大长期培训投资; 创新能力创造差异化优势, 驱动规模扩张。综上, ESG 通过“心理契约—组织认同—员工稳定性”与“组织氛围—创新能力—生产效率”两条路径, 分别实现“稳就业”与“促就业”, 完整衔接 ESG 与企业就业规模的理论逻辑。

3.2 利益相关者理论

利益相关者概念于 1963 年由斯坦福研究所提出, Freeman (1984) 搭建完整分析框架, 打破股东至上思维, 统筹多元主体诉求, 构成企业社会责任核心理论^[9]。

伴随市场危机与制度变革, 该理论不断落地完善: 并购浪潮、2008 年金融危机推动法规革新, 2019 年美国商业圆桌会议否定股东唯一优先原则; 欧洲则依托社会企业践行该思想。Clarkson (1995) 基于风险投入拓展理论, 运用米切尔斯评分法规范主体识别^[7]。

雇佣场景中员工为关键利益相关者。企业 ESG 通过社会交换、心理契约保障员工权益, 稳固就业规模; 员工亦反向约束企业 ESG 表现, 叠加消费者社会责任感知的传导效应, 说明 ESG 纳入员工维度兼具伦理与人力管理意义。

3.3 社会认同理论

社会认同理论由 Tajfel&Turner (1979) 系统提出, 主张个体依托群体身份建构自我概念, 以获取积极社会认同、提升自尊, 包含类化、认同、比较三大心理过程, 后续 Turner 自我归类理论补充了个体群体归类的认知规律^[15]。该理论指出群体边界可渗透性、地位合理性与稳定性决定社会认同走向, 员工会将任职企业视为内群体, 对比外部企业 ESG 表现形成组织认同。

付礼菲等 (2023) 研究发现, 企业真诚稳定的 ESG 实践有助于强化员工组织认同, 进而在情感层面降低离职意愿, 在行为层面激发组织公民行为与绿色合作意愿^[1]。任湘郴等 (2017) 的研究表明, 落实员工层面的社会责任能够提升员工绩效与留职意愿^[2]。反之伪 ESG 公关行为会造成员工认同危机、信任崩塌, 推高离职率。该理论阐释了 ESG 作用于雇员决策的微观心理机制。

4 研究假设

本研究基于上述理论基础, 遵循理论依据-逻辑推导-假设提出的思路, 构建核心变量与调节变量的因果链条, 提出主假设与调节效应假设。

H1: 企业 ESG 评分对就业水平具有显著正向影响

H2: 企业薪资水平正向调节 ESG 评分与就业水平的关系, 亦即薪资水平越高, ESG 对于企业就业水平的促进效果越为显著。

H3: 企业成长能力正向调节 ESG 评分与就业水平的关系, 即成长能力越高, ESG 对就业之促进作用越强。

H4: 企业所有权性质正向调节 ESG 评分与就业水平的关联, 相较于国有企业, 非国有企业的 ESG 表现对就业水平的正向促进效果更为明显。

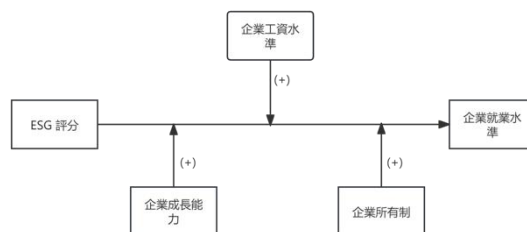


图1 调节效应图

5 研究设计

5.1 样本选取与数据来源

本文以中国沪深两市 A 股上市公司为研究样本, 数据来源于 CSMAR 数据库和 Wind 数据库。

由于 ESG 数据和就业技能结构数据的时间限制，本文选择 2011—2021 年为研究区间。为避免异常样本的影响，参考已有研究的做法，本文对原始数据进行了以下处理：（1）由于金融行业的资产负债结构以及监管政策等均具有特殊性，剔除了金融行业数据；（2）剔除上市状态为「ST」「*ST」「暂停上市」「终止上市」「退市整理期」的上市公司；（3）剔除关键变量严重缺失的样本；（4）剔除明显不符合会计准则的异常值样本。通过上述处理步骤，本文最终共获得 36,187 个有效观测值。

5.2 变量定义

表1 变量定义表

变量类型	名称	符号	衡量方法
被解释变量	企业就业水平	lnemploy	上市公司员工数量（人）的自然对数
解释变量	ESG 得分	ESG	华证 ESG 评级指标
调节变量	企业工资水平	wage	上市公司应付职工薪酬（元）与员工数量（人）比值的自然对数
	企业成长能力	tobinQ	上市公司市值（元）与资产（元）的比值
	企业所有制	soe	国有上市公司取值为1，非国有上市公司取值为0
	企业规模	size	上市公司资产总额（元）的自然对数
控制变量	企业年龄	age	当年年份与公司成立年份之差（年）
	总资产净利率	ROA	上市公司净利润（元）与总资产（元）的比值
	资产负债率	lev	上市公司负债总计（元）与资产总计（元）的比值

5.3 模型构建

本文参照面板数据模型和调节效果的经典设定，构建多元线性回归与交互项模型，并结合公司金融领域面板数据研究范式，采用双向固定效应模型进行实证检验。

为检验企业社会责任表现（ESG）对公司雇员决策（lnemploy）的影响及其调节机制，本文建构如下基准回归模型与调节效果模型：

$$\lnemploy_{i,t}=\beta_0+\beta_1ESG_{i,t}+\beta_2wage_{i,t}+\beta_3tobinQ_{i,t}+\beta_4soe_{i,t}+\beta_5(ESG_{i,t}\times wage_{i,t})+\beta_6(ESG_{i,t}\times tobinQ_{i,t})+\beta_7(ESG_{i,t}\times soe_{i,t})+\gamma_1size_{i,t}+\gamma_2age_{i,t}+\gamma_3ROA_{i,t}+\gamma_4lev_{i,t}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{i,t}$$

在模型中，被解释变量为 $\lnemploy_{i,t}$ ， i 代表第 i 家公司， t 代表第 t 年，即第 i 家公司第 t 年的雇员规模对数；解释变量为 $ESG_{i,t}$ ， i 与 t 表示第 i 家公司第 t 年的 ESG 得分； β_0 为截距项，即所有自变量为 0 时 $\lnemploy$ 的基准值； β_1 — β_7 为核心系数， β_1 为 ESG 主效果系数， β_5 — β_7 为交互项系数； γ_1 — γ_4 为控制变量系数，分别对应 $size$ 、 age 、 ROA 、 lev 的回归系数，衡量控制变量对因变量的影响； μ_i 为公司个体固定效果，用以控制不随时间变动的公司特征； λ_t 为年度固定效果，用以控制不随公司变动的时间特征； $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项，代表模型未捕捉到的其他影响因素，满足均值为 0、变异数固定等经典假设。

6 实证结果与分析

6.1 描述性统计

本次研究共涉及 36,187 个观测样本。被解释变量 $\lnemploy$ 均值为 7.6362。核心解释变量 ESG 均值为 4.1274，标准差为 1.0221，表明样本企业的 ESG 表现存在一定差异。调节变量方面， $wage$ 均值为 9.4739， $tobinQ$ 均值为 2.0742，国有企业占比 soe 均值为 0.1218，显示样本中包含约 12.1% 的国有企业。控制变量中， $size$ 均值为 22.1406， age 均值为 10.8264， ROA 均值为 0.0398， lev 均值为 0.4229，反映了样本企业在盈利能力和资本结构上的分布特征。

表2描述性统计表

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
lnemploy	36,187	7.6362	1.2601	4.5951	11.1808
ESG	36,187	4.1274	1.0221	1.0000	8.0000
wage	36,187	9.4739	1.0893	5.6971	11.9322
tobinQ	36,187	2.0742	1.3555	0.8525	8.9363
soe	36,187	0.1218	0.3270	0.0000	1.0000
size	36,187	22.1406	1.3099	19.7341	26.3288
age	36,187	10.8264	7.4723	1.0000	28.0000
ROA	36,187	0.0398	0.0624	-0.2636	0.2041
lev	36,187	0.4229	0.2112	0.0503	0.9409

6.2 相关性检验

相关性检验表显示，ESG 与 lnemploy 显著正相关 ($r=0.1785, p<0.05$)。调节变量中，wage 与 lnemploy 负相关 (-0.0737)，高工资可能抑制雇用；tobinQ 亦负相关 (-0.2700)，高成长型企业就业增长较慢；soe 则正相关 (0.1435)，强化了 ESG 的就业效应。控制变量方面，size、age、lev 均与 lnemploy 显著正相关(系数分别为 0.7349 、 0.2496 、 0.3526)，ROA 弱正相关(0.0411)。此外，ESG 与 size 及 ROA 正相关 (0.2155 、 0.2313)，与 age 及 lev 负相关 (-0.1146 、 -0.1137)。以上结果支持将各变量纳入回归模型以分离 ESG 的独立影响。

表3相关性检验表

	lnemploy	ESG	tobinQ	soe	size	age	ROA	lev
lnemploy	1							
ESG	0.1785*	1						
wage	-0.0737*	0.0897*						
tobinQ	-0.2700*	-0.1446*	1					
soe	0.1435*	0.0126*	-0.1177*	1				
size	0.7349*	0.2155*	-0.3765*	0.1841*	1			
age	0.2496*	-0.1146*	-0.0369*	0.1334*	0.4139*	1		
ROA	0.0411*	0.2313*	0.1260*	-0.0246*	-0.0027	-0.1891*	1	
lev	0.3526*	-0.1137*	-0.1946*	0.1412*	0.4693*	0.3703*	-0.3799*	1

注：* $p<0.1$ ，** $p<0.05$ ，*** $p<0.01$

6.3 基准回归结果

表 4 第 (1) 至 (5) 列为主假设检验结果。第 (1) 列基准回归控制企业、年度双固定效应与全部控制变量后，ESG 系数 0.0349 ，于 1%水平显著，ESG 每上升一单位，企业就业规模对数提升 3.49% ，证实 ESG 对就业水平存在显著正向促进效果。

第 (2) 列纳入 ESG*wage 交互项检验工资的调节效应：ESG 主效应不再显著，交互项系数 0.0110 ，10%水平显著为正，说明工资水平正向调节主关系。搭配调节图可见，低 ESG 阶段低工资企业就业规模更高；高 ESG 时高工资企业就业增长幅度更大。高工资企业财务与生产实力更强，可将 ESG 投入转化为岗位扩张，同时强化雇主吸引力，放大 ESG 对劳动力的吸纳作用。

第 (3) 列引入 ESG*tobinQ 交互项检验成长能力调节作用：ESG 主系数不显著，交互项 0.0163 ，1%水平显著为正，代表托宾 Q 正向强化 ESG 与就业的正向关联。调节图显示，低 ESG 时低成长企业就业规模更高；随 ESG 提升，高托宾 Q 企业就业增速明显更快。高市场估值企业资源更充足，能把 ESG 释放的外部资源转化为新增岗位，形成 ESG、企业成长与就业扩张的正向循环。

第 (4) 列加入 ESG*soe 交互项，ESG 主效应 0.0476 且 1%显著，但交互项系数 -0.019 不显

著，代表所有制并未产生显著调节效果，当下各行业 ESG 普及弱化了国有与民营企业间的治理差异。

第 (5) 列同时放入三组交互项做整合稳健检验：ESG 主效应不显著，ESG*wage、ESG*tobinQ 依旧分别在 10%、5% 水平显著为正，ESG*soe 仍不显著；各控制变量系数符号与显著性和基准模型保持一致。上述结果稳健验证工资、企业成长能力对 ESG 与就业规模的正向调节作用，所有制调节效应未得到数据支持。

表4基准回归检验表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Lnemploy	Lnemploy	Lnemploy	Lnemploy	Lnemploy
ESG	0.0349*** (6.54)	0.0344*** (6.46)	0.0123 (1.19)	0.0476*** (8.11)	-0.0871 (-1.51)
size	0.6850*** (41.56)	0.6750*** (39.92)	0.6570*** (37.60)	0.6600*** (36.81)	0.6770*** (40.89)
age	0.0015 (0.06)	0.0050 (0.20)	-0.0004 (-0.01)	-0.0011 (-0.04)	0.0026 (0.10)
wage	-0.1910*** (-16.02)	-0.1900*** (-15.95)			-0.2300*** (-8.50)
tobinQ	0.0143** (2.67)		-0.0558*** (-2.84)		-0.0302 (-1.62)
ROA	-0.1180 (-1.51)	-0.0831 (-1.08)	-0.2250** (-2.76)	-0.1920** (-2.36)	-0.1350* (-1.74)
lev	0.3010*** (5.58)	0.3160*** (5.81)	0.2980*** (5.05)	0.2980*** (5.01)	0.3070*** (5.72)
soe	0.0133 (0.88)			0.0882 (1.37)	0.0617 (1.03)
ESG*wage		0.0110* (1.83)			0.0103* (1.72)
ESG*tobinQ			0.0163*** (3.89)		0.0118*** (2.96)
ESG*soe				-0.0191 (-1.36)	-0.0111 (-0.85)
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
_cons	-5.9110*** (-15.91)	-5.7010*** (-15.09)	-6.9080*** (-18.04)	-7.1030*** (-18.60)	-5.2890*** (-11.69)
R ²	0.5350	0.5350	0.5350	0.5350	0.5350
N	36187	36187	36187	36187	36187

注：括号内为 t 值；*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01

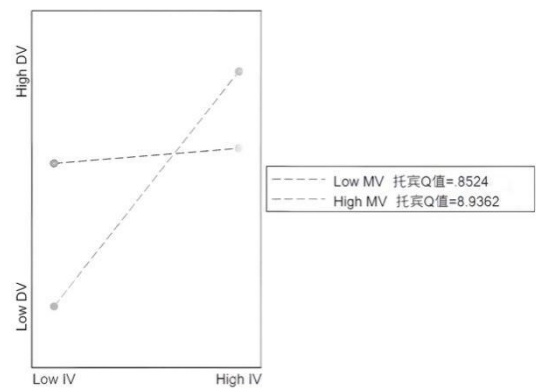


图2 调节效应图

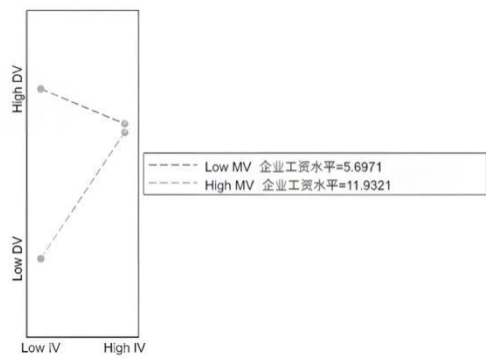


图3 调节效应图

6.4 稳健性检验

(1) 处理极端值的影响

为了避免极端值对回归结果的影响，本文对因变量 `lnemploy` 分别在 1%和 5%水平上进行缩尾处理。再对被解释变量经 1%和 5%缩尾处理后，核心解释变量与被解释变量的回归关系未发生实质性改变，说明研究结论在“极端值干扰消除”后仍具可靠性，研究结论稳健。

表 5 稳健性检验表（缩尾处理）

	(1) lnemploy 不缩尾	(2) lnemploy 1% 缩尾	(3) lnemploy 5% 缩尾
ESG	0.0349* (6.54)	0.0349* (6.54)	0.0302* (6.10)
控制变量	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
R ²	0.934	0.934	0.934
N	36187	36187	36187

注：括号内为 t 值； *p<0.1,**p<0.05,***p<0.01

(2) 替换解释变量

在研究过程中，指标的选择可能会影响检定结果。为确保研究结论的可靠性，本文进一步考量此一潜在因素。为验证基准回归结果的可靠性，本研究进行稳健性检定，核心方法为将核心解释变量 ESG 由年度平均值替换为年度中位数，并将该变量命名为 ESG_2，重新对模型进行回归估计。此一操作旨在缓解变量测量偏误或极端值对回归结果的潜在干扰，检定核心结论是否依然成立。

在稳健性检验表中，当将 ESG 替换为年度中位数后，核心变量的回归结果与基准回归高度一致：ESG_2 在栏（1）与栏（4）中的系数分别为 0.0317（t=6.69）与 0.0431（t=8.24），显著性水平仍为 1%；在其他分位数回归中，ESG 的系数与显著性亦未发生实质性变化。整体而言，透过替换核心解释变量的测量方式，本研究的基准回归结论获得有力支持，主要结论在统计意义上依然稳健。

表6 稳健性检验表（替换解释变量）

	(1) lnemploy	(2) lnemploy	(3) lnemploy	(4) lnemploy	(5) lnemploy
ESG_2	0.0317*** (6.69)	-0.0632 (-1.21)	0.0105 (1.11)	0.0431*** (8.24)	-0.0775 (-1.48)
ESG_2*wage		0.0098* (1.80)			0.0092* (1.70)
ESG_2*tobinQ			0.0149*** (3.85)		0.0109** (2.95)
ESG*2*soe				-0.0198 (-1.57)	-0.01240 (-1.06)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.5350	0.5350	0.5350	0.5350	0.5350
N	36187	36187	36187	36187	36187

注：括号内为 t 值； *p<0.1,**p<0.05,***p<0.01

6.5 内生性检验

为缓解企业 ESG 表现与企业就业率水平之间存在的内生性问题，本文参考张斯琴与董钟（2025）的研究做法^[3]。采用广义矩估计进行变量内生性检验，检验结果如表 7 所示。结果表明，核心解释变量 ESG 回归系数为 0.0849，在 1%的水平上显著为正，与基准回归结论保持一致。序列相关检验结果表明，差分后的误差项存在一阶序列相关，但不存在二阶序列相关，说明模型设定合理。过度识别检验统计量 Hansen J 的显著性水平为 0.127，未能拒绝工具变量为外生性的原假设。内生性检验结果进一步验证了企业 ESG 表现对就业水平的正向促进作用。

表7内生性检验表

	lnemploy
L.lnemploy	0.4223*** (0.0238)

ESG	0.0849*** (0.0206)
控制变量	YES
时间固定效应	YES
个体固定效应	YES
AR (1)	-12.52***
AR (2)	-0.96***
过度识别检验 (Hansen J)	P=0.127
N	26389

注：括号内为标准差；*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01

6.6 异质性检验

(1) 基于 tobinQ 大小的异质性分析

该部分通过分组回归，考察了 tobinQ 对 ESG 表现与 lnemploy 关系的调节效应。从回归结果来看，无论是低 tobinQ 组还是高 tobinQ 组，ESG 变量的系数均在 1%的水平上显著为正，表明提升 ESG 表现对 lnemploy 具有稳定的促进作用。具体而言，低 tobinQ 组的系数为 0.0331，而高 tobinQ 组的系数为 0.0356。

这一结果表明，市场成长性较高的企业（高 tobinQ 组）在实施 ESG 策略时，其带动就业的效果更为明显。这可能是因为高 tobinQ 值通常意味着企业拥有更多的投资机会和更好的发展前景，此时 ESG 投入更容易转化为企业的长期竞争力，从而在扩大生产经营规模的过程中创造更多就业岗位。相比之下，低成长型企业受限于发展瓶颈，虽然 ESG 也能发挥稳岗作用，但其边际促进效应相对较弱。此外，高 tobinQ 组的拟合优度（R2）高于低 tobinQ 组，也说明 ESG 变量对高成长型企业就业率的解释力更强。

表8异质性检验表（基于 tobinQ 大小）

	(1) 低 tobinQ 组 lnemploy	(2) 高 tobinQ 组 lnemploy
ESG	0.0331*** (4.76)	0.0356*** (5.62)
控制变量	YES	YES
时间固定效应	YES	YES
个体固定效应	YES	YES
N	18109	18078
R ²	0.454	0.538

注：括号内为 t 值；*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01

(2) 基于东中西部的异质性分析

按照地理区域将样本划分为东部、中部和西部，以检验不同经济发展环境下 ESG 对 lnemploy 的影响差异。回归结果显示，三个地区的 ESG 系数均为正值且在统计上显著，说明 ESG 促进 lnemploy 的作用在全国层面具有普遍性。具体系数显示，东部地区为 0.0354，中部地区为 0.0274，西部地区为 0.0351。

从影响力度来看，东部和中西部地区的表现呈现出一定的趋同性，且均展现出对 $\ln\text{employ}$ 的积极支撑。值得注意的是，东部地区的系数略高于中部和西部，且显著性水平最高（1%），这可能与东部地区发达的市场环境和完善的配套制度有关，使得 ESG 理念能够更有效地转化为企业的实际用工需求。相比之下，中部地区的系数相对较小（0.0274），且显著性为 5%，这可能反映出中部地区企业在资源转化效率或产业链配套上仍存在一定短板。尽管如此，西部地区的高显著性表明，在欠发达地区推进 ESG 建设同样具有显著的稳就业、促增长的社会效益。

表9异质性检验表（基于东中西部）

	(1) 东部 $\ln\text{employ}$	(2) 中部 $\ln\text{employ}$	(3) 西部 $\ln\text{employ}$
ESG	0.0354*** (5.46)	0.0274** (2.38)	0.0351*** (2.64)
控制变量	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
N	25417	5876	4888
R ²	0.528	0.546	0.537

注：括号内为 t 值；* $p<0.1$ ，** $p<0.05$ ，*** $p<0.01$

7 研究结论与启示

7.1 研究结论

本文以 2011—2021 年 A 股上市公司为样本，整合多项经典理论，检验 ESG 对企业就业规模的影响，并考察工资水平、成长能力、所有制的调节效应，核心结论如下：

假设 H1 成立。基准回归显示 ESG 系数 0.034，于 1%水平显著，证明提升 ESG 表现可显著扩大企业雇员规模。

假设 H2 成立。模型（2）交互项 $\text{ESG} \times \text{wage}$ 系数 0.0110，10%水平显著为正，搭配调节图可见，高工资企业下 ESG 拉动就业的效果更强，工资水平存在正向调节作用。

假设 H3 成立。交互项 $\text{ESG} \times \text{tobinQ}$ 系数 0.0163，1%高度显著；高托宾 Q 样本中 ESG 对就业的正向斜率更陡，企业成长能力会强化 ESG 的就业促进效应。

假设 H4 未获得数据支持。整体模型中 $\text{ESG} \times \text{soe}$ 系数不显著，所有制不存在明显调节效果。原因在于国内 ESG 监管与市场观念普及，国企与民企在社会责任、用工管理上趋同：国企经营更贴近市场逻辑，民企为获得制度合法性亦持续完善 ESG 实践，所有制带来的差异被大幅弱化。

综上，ESG 能够扩张企业就业；工资、成长能力会正向强化该作用，而企业所有权的调节效应不显著。

7.2 研究启示

理论层面：

第一，拓宽 ESG 经济后果的研究边界，补充 ESG 对雇员规模影响的实证证据，丰富企业人力治理领域的文献积累；第二，引入工资水平、成长能力、所有制性质三项调节变量，厘清 ESG 影响就业的边界条件，完善“ESG→人力需求”的作用机制分析框架；第三，为利益相关者理论、社会认同理论提供中国上市企业的本土化经验证据，明确上述理论在中国制度环境下的适用边界

(例如区分国有企业与非国企、高成长与成熟期企业), 增强理论的解释力与迁移性。

实务启示:

对企业而言, ESG 是一项长期战略投资, 能够打造优质雇主品牌、稳定核心人力团队。若搭配具有竞争力的薪酬体系与成长型经营策略, 可显著放大 ESG 对就业规模的扩张效应。

差异化建议: 劳动密集型行业应侧重员工健康与安全指标, 技术密集型行业则可强化创新激励与人才留存指标; 中小企业可优先聚焦社区关系与基础环保合规, 避免因过度披露而增加负担。

对监管部门而言, 应健全 ESG 信息披露规范, 并设计更具落地性的政策工具: 例如, 对达标企业给予税收减免、绿色信贷利率优惠, 或设立专项补贴基金; 同时建立分行业、分规模的 ESG 评级标准, 避免“一刀切”。与此同时, 可将 ESG 表现纳入政府采购或招投标加分项, 引导企业主动将 ESG 与人力资源管理融合。

对投资者而言, ESG 可作为衡量企业人力稳定性与长期价值的重要信号。投资决策需同步考察 ESG 评分与薪酬水平、成长战略的协同匹配度——例如, 高 ESG 但低薪酬的企业可能存在“漂绿”风险, 高成长但忽视 ESG 的企业则面临人才流失隐患。建议优先布局那些在 ESG、薪酬、增长三者间形成正向循环的可持续经营主体。对于小型企业, 可关注其 ESG 改善趋势而非绝对值, 以捕捉早期价值信号。

适用边界说明: 本研究结论主要适用于 A 股上市公司, 对非上市中小企业的外推需谨慎——后者可能受限于资源禀赋, ESG 投入短期内未必带来就业扩张, 甚至可能导致人工成本缩减。

参考文献:

- [1] 付礼菲, 汤美润, 何跃勇. 积极建言还是消极离职? 员工感知 CSR 的差异化反应——以组织认同为中介变量的 PLS-SEM 分析[J]. 运筹与模糊学, 2023, 13(5): 1920 – 1931.
- [2] 任湘郴, 杨立邦, 任腾. 企业社会责任对员工工作绩效的跨层次作用研究——基于组织认同感的中介作用[J]. 湖南社会科学, 2017(4): 61 – 66.
- [3] 张斯琴, 董钟. ESG 表现对企业价值的影响——基于绿色技术创新的中介效应研究[J]. 中国资产评估, 2025(3): 60 – 69.
- [4] 熊冠星, 李爱梅, 王笑天, 等. 员工薪酬感知域差与离职决策研究——基于齐当别决策模型视角[J]. 管理评论, 2017, 29(7): 193 – 204.
- [5] BOWEN H R. Social responsibilities of the businessman[M]. New York: Harper & Brothers, 1953.
- [6] CARROLL A B. A three-dimensional conceptual model of corporate social performance[J]. Academy of Management Review, 1979, 4(4): 497 – 505.
- [7] CLARKSON M B E. A stakeholder framework for analyzing and evaluating corporate social performance[J]. Academy of Management Review, 1995, 20(1): 92 – 117.
- [8] DAVIS K. Can business afford to ignore social responsibilities?[J]. California Management Review, 1960, 3(2): 70 – 77.
- [9] FREEMAN R E. Strategic management: A stakeholder approach[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1984.
- [10] LEE T W, MITCHELL T R. An alternative approach: The unfolding model of voluntary employee turnover[J]. Academy of Management Review, 1994, 19(1): 51 – 89.
- [11] MARCH J G, SIMON H A. Organizations[M]. New York: Wiley, 1958.
- [12] MOBLEY W H. Intermediate linkages in the relationship between job satisfaction and employee turnover[J]. Journal of Applied Psychology, 1977, 62(2): 237 – 240.
- [13] PRICE J L. The study of turnover[M]. Ames: Iowa State University Press, 1977.
- [14] SHELDON O. The philosophy of management[M]. London: Sir I. Pitman, 1924.

- [15] TAJFEL H, TURNER J C. An integrative theory of intergroup conflict[M]//AUSTIN W G, WORCHEL S. The social psychology of intergroup relations. Monterey: Brooks/Cole, 1979: 33 – 48.
- [16] WORLD ECONOMIC FORUM. From obligation to motivation: why employee engagement is the key to ESG success[R]. Geneva: World Economic Forum, 2024.
- [17] ZHANG X, LI Y, KIM H. ESG practices and green innovation: the mediating role of organizational pride and the moderating effect of innovation climate[J]. Systems, 2025, 13(11): 986.
- [18] ZHOU S. "Sticking to One's Post" or "Backing the Right Captain"? The Impact of Corporate ESG Performance on Employee Turnover[J]. Business Ethics, the Environment & Responsibility, 2023, 32(4): 689 – 705.

The Impact of Corporate Social Responsibility Performance on Corporate Employee Decisions—An Empirical Analysis Based on Chinese A-share Listed Companies

Hou Jingzhi¹, Niu Haoran^{*2}

1 Faculty of Business Administration, Macau University of Science and
Technology, houjz0303@163.com

2 Faculty of Business Administration, Macau University of Science and Technology,
n943735294@outlook.com

Abstract: Based on the sample of Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2011 to 2021 and grounded in multiple theories, this study explores the impact of ESG scores on corporate employment levels, as well as the moderating effects of wage level, growth capacity and ownership, making up for the deficiencies in the analysis of boundary conditions in existing research. Adopting the two-way fixed effects model for empirical testing, the research results show that ESG scores have a significant positive impact on corporate employment levels at the 1% significance level. Specifically, each one-unit increase in the ESG score contributes to an average 3.49% rise in corporate employment levels. Wage level and growth capacity exert positive moderating effects at the 10% and 1% significance levels respectively, while the moderating effect of ownership is not significant. Robustness tests verify the reliability of the research conclusions. This study expands the theoretical application of ESG research and possesses certain academic value.

Keywords: ESG Score, Corporate Employment Level, Moderating Effect