

引用格式:吕英,方文艳.党员CEO促进了ESG责任履行吗?——内部治理和外部治理的协同作用[J].技术经济,2024,43(6):125-140.

LÜ Ying, FANG Wenyan. Do party member CEOs promote ESG responsibility performance?: The synergy of internal governance and external governance[J]. Journal of Technology Economics, 2024, 43(6): 125-140.

党员CEO促进了ESG责任履行吗?

——内部治理和外部治理的协同作用

吕英,方文艳

(兰州理工大学经济管理学院,兰州730050)

摘要:在双碳目标背景下,企业践行ESG理念对国家绿色发展目标具有战略意义。本文基于烙印理论,以2012—2022年中国沪深A股上市公司为研究样本,实证检验了党员CEO对企业ESG责任履行的影响,研究表明:CEO党员身份显著促进了企业ESG责任履行;党组织通过政治嵌入和认知嵌入在党员CEO与ESG责任履行关系中存在正向调节作用;在强制性、规范性以及模仿性制度压力下,党员CEO促进企业承担ESG责任,且这种促进作用在党组织嵌入程度高的企业更显著;机制分析表明,党员CEO通过信息披露路径对ESG责任履行发挥了间接作用;异质性分析表明,党员CEO对ESG的治理作用在国有企业和低碳企业更显著;进一步分析表明,党员CEO通过推动ESG责任履行提高了企业高质量发展水平,在国有和非国有企业,党员CEO都显著促进企业高质量发展。本文丰富了党员CEO参与治理效果的研究,为提升企业ESG表现,助力企业绿色转型提供了借鉴和参考,为高质量党建引领带动企业高质量发展提供了新的证据。

关键词:党员CEO;ESG责任履行;党组织嵌入;制度压力

中图分类号:F272.91 **文献标志码:**A **文章编号:**1002-980X(2024)06-0125-13

DOI:10.12404/j.issn.1002-980X.J23060505

一、引言

近年来,随着中国经济逐渐转向高质量发展阶段,特别是在党的二十大上进一步强调“推动绿色发展,促进人与自然和谐共生”以来,绿色低碳发展已成为各界关注的重要议题。在此背景下,处于新发展阶段的企业不仅要提高自身发展质量和经营效率,也要更加关注环境保护、社会责任履行以及公司治理水平的提升,致力于绿色和可持续发展^[1]。而ESG(environment, social and governance)是一种关注环境、社会和治理绩效的全新均衡发展理念,从环境、社会和治理三个维度对企业可持续发展进行综合评价^[2],已成为企业非财务绩效的主流评价体系,是企业践行高质量发展的有效抓手^[3]。然而,据《2022中国A股公司ESG评级分析报告》显示,中国上市公司ESG评价结果整体偏低,仅有1.7%的公司获得A级^①。因此,如何引导企业兼顾经济、社会和生态效益,推动企业履行ESG责任成为当前亟须解决的重要议题。

目前关于ESG的影响因素研究主要从三个层面进行分析:第一,外部环境因素,包括国家治理格局^[4]、政治和经济不确定性、自然灾害^[5]以及地区营商环境优化^[6]等;第二,企业层面因素,包括企业业绩、产权性质^[7]、企业数字化转型^[8]以及企业绿色技术创新等^[9];第三,公司治理因素,包括董事会规模、董事会议频

收稿日期:2023-06-05

基金项目:国家自然科学基金“女性董事参与公司治理对企业社会责任的影响机理研究”(71762022);2022年度甘肃省优秀研究生“创新之星”项目“资源拼凑对中小型企业数字化转型影响机制研究”(2022CXZX-488);甘肃省青年科技基金计划“绿色投资对甘肃省环境绩效的影响机制研究”(22JR5RA310)

作者简介:吕英,博士,兰州理工大学经济管理学院教授,研究方向:公司治理与ESG;方文艳,兰州理工大学研究生,研究方向:公司治理与ESG。

①引自润灵环球、第一财经研究院、诺亚控股共同撰写的《2022中国A股公司ESG评级分析报告》。

率^[10]和管理层权力、内部控制等,鲜有文献从企业关键决策人——CEO 个体特征视角出发研究其对 ESG 责任履行的影响。烙印理论认为,管理者以往经历所形成的思想烙印在经历角色和身份转换后,促进其形成某种特定的价值观、认知模式以及心理特征,从而对管理者个人及所在组织的决策行为和战略选择产生显著并且长期的影响^[11]。党中央高度重视生态文明建设,提出要坚定不移走生态优先的绿色发展道路,党员高管作为共产主义文化的传承载体,相比于群众,具有更高的政治觉悟与生态保护意识,更有助于促进企业紧跟国家政策风向^[12]、履行社会责任^[13]。基于此,本文尝试探讨以下问题:在中国文化与制度背景下,高管入党所形成的思想烙印是否会影响到企业履行 ESG 责任? 哪些因素会强化党员 CEO 思想烙印并使其持续下去,进而更大程度推动企业提高 ESG 表现?

党的二十大报告明确提出,“要加快发展方式绿色转型,深入推进污染防治,提升生态系统多样性、稳定性、持续性,积极稳妥推进碳达峰碳中和”。新征程上,要实现绿色低碳发展,必须坚持和加强党的全面领导,发挥党的政治领导力和思想引领力。相关研究表明,党的基层组织通过“双向进入、交叉任职”制度进入企业决策层,形成了“中国特色”的公司治理机制,抑制了管理层机会主义行为,促进了企业绿色技术创新^[14],提升了企业环境绩效^[15],推动了企业履行扶贫责任^[16],提高了企业内部控制质量等。那么,党组织嵌入作为内部治理机制,在党员 CEO 影响企业 ESG 责任履行过程中能否发挥调节作用? 此外,根据制度理论,企业深嵌于影响其行为的一系列广泛的政治和经济环境中,管理层制定的战略决策容易受内外环境的共同影响^[17]。为了从外部制度环境中获得组织生产所必需的资源与支持,管理层倾向于采取外部利益相关者接受和认可的策略与行为,通过服从制度压力以获得组织合法性^[18]。那么,制度压力作为外部治理机制,能否在党员 CEO 影响企业履行 ESG 责任过程中发挥调节作用?

综上所述,本文基于烙印理论,以 2012—2022 年 A 股上市公司为样本,实证考察 CEO 党员身份与企业 ESG 之间的关系,并探讨了党组织嵌入及制度压力在其关系中的调节作用。与已有研究相比,可能的贡献主要体现在以下 4 个方面:①丰富了烙印理论的本土化研究,拓展了中国情境下企业 ESG 驱动因素的探讨。突破已有研究仅从高管年龄、薪酬和性别等特征入手,从 CEO“共产党员身份”视角出发,探究党员思想烙印对企业决策的影响。②拓宽了个体烙印在不同组织情境和制度背景下的理论研究范围,分别从内部治理(党组织嵌入)和外部治理(制度压力)两个方面深入研究党员 CEO 对企业 ESG 责任履行的影响差异,验证了内外部治理的协同治理效应,丰富了党员高管影响组织决策行为的情境因素,为研究企业 ESG 责任履行的影响机制提供了全新视角。③从信息披露视角,深入探究并揭示了党员高管思想烙印对企业 ESG 表现的作用机理,不仅有助于深刻理解 CEO 党员身份对企业经营决策的积极影响,也为进一步厘清双碳战略背景下党员参与公司治理的经济后果提供了新的经验证据。④从微观企业层面出发,构建“党员高管-ESG 责任履行-企业高质量发展”的理论框架并进行机制识别,并探讨影响企业高质量发展的情境差异,为高质量党建引领带动企业高质量发展提供新的证据。

二、理论分析与研究假设

(一)党员 CEO 和 ESG 责任履行

党员 CEO 对企业 ESG 责任履行的影响,主要通过两个方面强化了其履责动机:奉献社会的责任意识和先锋模范的创优思想。

第一,党员 CEO 奉献社会的责任意识强化了其响应和贯彻落实国家方针政策的动机,推动绿色发展与企业经营目标融合,促进企业履行 ESG 责任。烙印理论认为,长期的社会化学习使党员对党章党纲有更深入的了解,将党的核心价值观“为人民服务”“利他主义”“贡献社会”等红色烙印特征内化为个体的思想^[19]。党员 CEO 的社会责任意识,推动其在个体和组织之外,更多地考虑人民和社会的整体利益。党员 CEO 个人的思想烙印最终影响到组织的整体决策,促使组织更加重视企业社会责任的履行。ESG 理念强调企业加强自身经营管理的同时,要提高社会责任意识以及规避环境污染、内部治理等方面的风险,以此获得利益相关者的认可^[20]。上述党员 CEO 奉献社会的思想烙印与 ESG 的理念精神是相符合的。因而,具有社会责任意识的党员 CEO 积极响应国家可持续发展战略,推动企业落实“双碳”行动,践行 ESG 理念。

第二,党员 CEO 先锋模范的创优思想强化了其履行 ESG 责任的动机,推动企业加强环境管理,注重提升产品和服务质量,完善公司治理机制,促进企业参与 ESG 实践。已有研究表明,长期以来,党员高管以先锋模范的形象参与社会活动,推动企业提高社会责任信息披露质量、增加精准扶贫投入和慈善捐赠^[13]。在上市公司整体 ESG 信息披露率较低、信息披露不完备、表现水平不达标等问题依然严重的现实背景下^[21],具有更高思想觉悟的党员 CEO 发挥争优创先模范带头作用,引导企业践行 ESG 理念,为实现双碳战略目标贡献力量。

基于上述分析,党员 CEO 奉献社会的责任意识以及先锋模范的创优思想强化了其履行 ESG 责任的动机,从而推动企业践行 ESG 理念。

因此,本文提出如下假设:

党员 CEO 有助于推动企业履行 ESG 责任(H1)。

(二) 党组织嵌入的调节作用

党组织参与治理发挥政治核心地位与价值观引领作用,通过政治嵌入和价值观嵌入重塑组织目标和管理层价值导向^[16],从根本上保证 ESG 决策得到有效执行,在党员 CEO 推动 ESG 责任履行过程中发挥正向调节作用。

第一,党组织通过政治嵌入帮助党员 CEO 及时获取和准确理解 ESG 相关政策信息,增强其对将绿色转型相关政策的感知能力,从而推动企业加大 ESG 投入。党组织作为嵌入企业内部的政治主体,不仅发挥着政治核心作用,还扮演了政府与企业之间沟通的桥梁角色^[22],这意味着,政府能够通过党组织将法律法规与政策理念有效传导到企业管理层。因而,党组织嵌入程度越深,党员 CEO 拥有更强的政治“烙印”^[11],更了解绿色转型相关政策、法律法规等信息,对绿色发展政策有更强的感知能力^[23-24],更倾向于在董事会等重大场合中做出有利于提升 ESG 表现的相关决策。

第二,党组织通过认知嵌入(价值观嵌入)持续渗透强化党员 CEO 社会责任意识和可持续发展价值观,促进党员 CEO 将履行社会责任和加强环境保护的治理目标融入企业发展战略之中,进而提升企业 ESG 表现。企业基层党组织发挥组织优势,通过开展主题党日活动、组织生活会等活动,强化生态文明价值观宣传,促进生态文明理念深入人心,避免企业为寻求经济利益而损害社会效益和环境效益的短视行为。国家政策导向所体现出的价值取向与党员思想烙印相吻合,将持续强化党员 CEO 树立先进模范和履行社会责任的意识和动机,在参与战略决策时引导企业从集体利益出发,承担更多 ESG 责任。

基于上述分析,党组织通过政治嵌入增强党员 CEO 对 ESG 相关政策信息的感知能力,通过认知嵌入持续强化党员 CEO 社会责任意识以及可持续发展价值观,进而促进企业提高 ESG 表现。

因此,提出以下假设:

党组织嵌入在党员 CEO 与 ESG 责任履行关系中存在正向调节作用(H2)。

(三) 制度压力的调节作用

根据 DiMaggio 和 Powell^[25]的研究,制度压力可划分为强制性、规范性和模仿性制度压力。强制性制度压力主要源于政府颁布的各种环境政策、法律法规等所形成的约束力。规范性制度压力主要来自特定行业和消费者所形成的行业规范和价值观。模仿性制度压力主要来源于企业对所在社会网络内的组织或竞争者行为的感知^[26]。

首先,在强制性制度压力的驱动下,党员 CEO 通过推动企业履行 ESG 责任,向监管部门表明自身经营的合法性,以规避可能的政治风险和法律制裁。随着监管部门对企业 ESG 披露提出更高要求,党员 CEO 为了更好地推动企业经营的合规性,避免在环境保护、社会责任、公司治理等方面的违法行为所带来的政府惩罚,会加快企业提高 ESG 实践和信息披露水平。

其次,在规范性制度压力的约束下,党员 CEO 遵循行业规范和社会道德标准,促进企业披露 ESG 相关信息,以获得社会合法性认可。面对来自环保行业协会制定的合法性行为准则的要求,以及消费者和供应链伙伴环保意识的不断增强的挑战^[18],党员 CEO 为了维护自身和企业良好形象、提升公司价值,推动企业制定 ESG 发展规划,并将 ESG 理念融入内部各个方面。

最后,在模仿性制度压力的推动下,具有争优创先思想的党员 CEO 推进企业响应“双碳”目标,制订 ESG 方针并严格落实,加快企业向高质量转型发展。考虑到企业竞争对手以及行业要求等多方面的影响,模仿性行为有助于企业通过学习成功者的做法,在环境高度不确定、目标模糊等情境下以最小的成本做出战略决策^[27]。具有先锋模范形象的党员 CEO,在洞察到行业内其他企业或竞争者积极履行 ESG 责任后,会密切关注和参考同行业中其他企业的可持续发展战略决策,模仿性制度压力越大,党员 CEO 越会倾向于遵循这一趋势,重视企业在 ESG 方面的实践。

基于上述分析,强制性、规范性和模仿性制度压力影响党员 CEO 对 ESG 责任的理解和应对,进而影响企业的 ESG 行为,强制性、规范性和模仿性制度压力在党员 CEO 与 ESG 责任履行关系中发挥着正向调节作用。因此,提出以下假设:

- 强制性制度压力在党员 CEO 与 ESG 责任履行关系中存在着正向调节作用(H3a);
- 规范性制度压力在党员 CEO 与 ESG 责任履行关系中存在着正向调节作用(H3b);
- 模仿性制度压力在党员 CEO 与 ESG 责任履行关系中存在着正向调节作用(H3c)。

三、实证研究设计

(一) 样本选择

本文以 2012—2022 年中国沪深两市 A 股上市公司作为研究样本,按照以下标准对样本进行筛选:①剔除样本区间内处于特殊处理状态(ST)、退市风险警示(*ST)的公司;②剔除银行、证券、保险等金融类公司;③剔除主要变量数据缺失、不完整的样本,最终获得 22459 个观测值,共涉及 3630 家上市公司。为避免极端值对结果产生影响,对主要连续变量在 1%水平上进行缩尾处理。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

借鉴王双进等^[28]的研究,以第三方评级机构出具的 ESG 评级作为客观衡量 ESG 表现的指标。国内主流的 ESG 评级机构有华证、商道融绿、Wind、富时罗素等,相比较其他评价体系,华证 ESG 评级具有覆盖范围广、更新频率高和可信度高等优点,更符合中国上市公司实际情况。因此,参考王琳璘等^[29]以及王瑶等^[30]的做法,选取华证 ESG 评级指标来度量企业 ESG 责任履行。该评级分为 9 级,由高至低分别为 AAA、AA、A、BBB、BB、B、CCC、CC、C,本文将评级由高至低赋值为 9~1 分。该指标越大,意味着企业履行 ESG 责任水平越好。

2. 解释变量

借鉴连燕玲等^[13]的做法,以 CEO 党员身份为考察对象,构建哑变量 CCP,若 CEO 为中共党员,则赋值为 1,否则为 0。由于 CEO 的党员身份属于非强制披露信息,通过 China Stock Market & Accounting Research Database(CSMAR 数据库)中的高管简历、企业年报、百度百科、新浪财经和问财百科等渠道手工整理获得。

3. 调节变量

参考柳学信^[20]以及程磊和郑前宏^[31]的研究,本文采用党组织成员兼任董事、高管和监事的比例作为党组织嵌入程度的指标。数据具体获取过程如下:从 CSMAR 数据库获得上市公司董事会、高管、监事会成员职位信息和兼任情况,并结合企业年报,将党组织成员名单与董事会、高管、监事会成员名单进行匹配,最终,采用兼任董事、高管和监事的党组织成员人数占董事、高管和监事总人数的比例(*Pardir*、*Parman*、*Parsuw*)来衡量党组织参与公司治理的程度。

借鉴张慧和黄群慧^[27]的研究,根据是否属于重污染行业或国有企业度量强制性制度压力(*Reg*),采用统计年度年末公司注册所在省(市)环保非政府组织数量的自然对数度量规范性制度压力(*Ngo*),非政府组织主要包括民办非企业单位、社会团体以及基金会。借鉴张玉明等^[32]以及王海花^[17]的做法,采用市场竞争

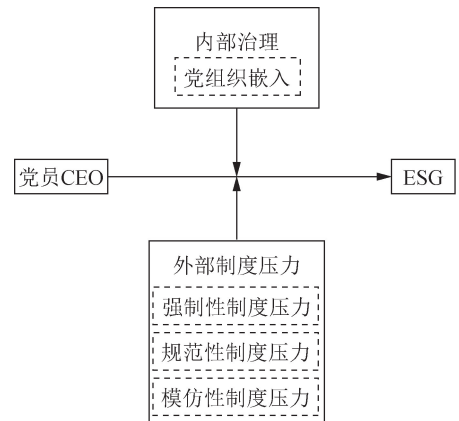


图 1 理论模型

表征企业受到的模仿性制度压力 (Imi)，市场竞争的测量方式与赫芬达尔指数有关，赫芬达尔指数越大，表示垄断程度越高，市场竞争越小，因此，模仿性制度压力与赫芬达尔指数呈相反方向变化，即企业受到的模仿性制度压力越大，赫芬达尔指数越小。在计算出以营业收入为基础的赫芬达尔指数后，取其相反数以测量模仿性制度压力 (Imi)。

4. 控制变量

参考姜爱华等^[33]、赵萱和董乃斌^[1]以及周泽将和雷玲^[6]的研究，并综合考虑影响 ESG 责任履行的主要因素，选取以下三个层面的控制变量：①企业层面：企业规模 ($Size$)、企业上市年限 ($IPOAge$)、财务杠杆 (Lev)、成长性 ($Growth$)、盈利能力 (Roa)；②公司治理层面：董事会规模 ($Board$)、独立董事比例 ($Outdir$)、股权制衡度 ($Balance$)、股权集中度 ($Shrhfd$)、机构投资者持股比例 (Ins)；③CEO 个体层面：两职合一 ($Dual$)、年龄 (Age)、性别 ($Gender$)、学历 ($Degree$)。此外，为消除不同行业和年度的影响，还加入了行业 ($Industry$) 和年度 ($Year$) 的虚拟变量作为控制变量。主要变量定义如表 1 所示。

表 1 主要变量定义

类型	名称		符号	定义
被解释变量	ESG 责任履行		ESG	根据华证 ESG 评级由高到低赋值为 9~1
解释变量	党员 CEO		CCP	CEO 为中共党员赋值为 1，否则取 0
调节变量	党组织嵌入	$Party$	$Pardir$	党组织和董事会重合人数/董事会总人数
			$Parman$	党组织和高管重合人数/高管总人数
			$Parsuw$	党组织和监事会重合人数/监事会总人数
	制度压力		Reg	企业属于国有企业或重污染企业取 1，否则取 0
			Ngo	\ln (截至当年末公司注册所在省(市)环保非政府组织数量)
			Imi	企业所在行业赫芬达尔指数的相反数
控制变量	企业规模		$Size$	\ln (总资产)
	企业上市年限		$IPOAge$	公司上市年数
	财务杠杆		Lev	资产负债率
	成长性		$Growth$	营业收入增长率
	盈利能力		Roa	净利润/总资产
	董事会规模		$Board$	\ln (董事会人数)
	董事会独立性		$Outdir$	独立董事人数/董事会总人数
	股权制衡度		$Balance$	第二至第五大股东持股比例/第一大股东持股比例
	股权集中度		$Shrhfd$	前三位大股东持股比例的平方和
	机构投资者持股比例		Ins	以机构投资者持股比例表示
	两职合一		$Dual$	若董事长和总经理两职兼任，取值为 1，否则为 0
	CEO 年龄		Age	\ln (CEO 实际年龄)
	CEO 性别		$Gender$	CEO 为男性设定为 1，女性为 0
	CEO 学历		$Degree$	1=中专及中专以下, 2=大专, 3=本科, 4=硕士研究生, 5=博士研究生, 0=其他(以其他形式公布的学历)

(三) 模型构建

模型(1)用于检验党员 CEO 对企业 ESG 责任履行的影响。

$$ESG_{i,t} = \alpha + \beta_1 CCP_{i,t} + \sum Control + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (1)$$

其中： ESG 为 ESG 责任履行； CCP 为党员 CEO； α 、 β_1 为模型的回归系数； $Control$ 为控制变量； $Year$ 为年份固定效应； $Industry$ 为行业固定效应； ε 为随机误差项。

基于上文对调节机制的分析，构建模型(2)来考察党组织嵌入在党员 CEO 影响企业 ESG 责任履行过程中是否发挥调节作用，加入党组织与董事会、高管层、监事会成员重合比例 ($Pardir$ 、 $Parman$ 、 $Parsuw$) 与党员 CEO 的交互项。

$$ESG_{i,t} = \alpha + \beta_1 CCP_{i,t} + \beta_2 Party_{i,t} + \beta_3 CCP_{i,t} \times Party_{i,t} + \sum Control + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (2)$$

其中： $Party$ 为党组织嵌入； α 、 β_1 、 β_2 、 β_3 为模型的回归系数。

构建模型(3)~模型(5)来检验不同类型制度压力对主效应的调节效果是否一致，加入强制性制度压力

(*Reg*)、规范性制度压力(*Ngo*)和模仿性制度压力(*Imi*)与党员 CEO 的交互项。

$$ESG_{i,t} = \alpha + \beta_1 CCP_{i,t} + \beta_2 Reg_{i,t} + \beta_3 CCP_{i,t} \times Reg_{i,t} + \sum Control + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (3)$$

$$ESG_{i,t} = \alpha + \beta_1 CCP_{i,t} + \beta_2 Ngo_{i,t} + \beta_3 CCP_{i,t} \times Ngo_{i,t} + \sum Control + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (4)$$

$$ESG_{i,t} = \alpha + \beta_1 CCP_{i,t} + \beta_2 Imi_{i,t} + \beta_3 CCP_{i,t} \times Imi_{i,t} + \sum Control + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (5)$$

被解释变量 ESG 属于多元有序分类变量,因此采用 OLS 模型和 Ologit 模型两种方法进行回归估计。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计分析

主要变量的描述性统计结果如表 2 所示,ESG 均值为 4.153,说明上市公司 ESG 表现的平均评级介于 B~BB。党员 CEO(*CCP*)均值为 0.32,表明样本企业中 32%的 CEO 由党员担任。党组织成员与董事会、高管、监事会成员重合比例(*Pardir*、*Parman*、*Parsuw*)的均值分别为 0.11、0.08、0.103,表明样本公司中党组织成员分别占董事会成员 11%,占高管层成员 8%,占监事会成员 10.3%。强制性制度压力(*Reg*)的均值为 0.472,意味着 47.2%样本企业属于国有企业或重污染企业。其他变量的统计结果与现有文献基本吻合,表明数据来源和处理过程真实可靠。

表 2 描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>ESG</i>	22459	4.153	1.108	4	1	8
<i>CCP</i>	22459	0.320	0.467	0	0	1
<i>Pardir</i>	22459	0.110	0.173	0	0	1
<i>Parman</i>	22459	0.080	0.180	0	0	1
<i>Parsuw</i>	22459	0.103	0.201	0	0	1
<i>Reg</i>	22459	0.472	0.499	0	0	1
<i>Ngo</i>	22459	10.576	0.733	10.766	8.699	11.492
<i>Imi</i>	22459	-0.132	0.127	-0.085	-0.032	-1
<i>Size</i>	22459	22.134	1.260	21.944	19.96	26.276
<i>IPOAge</i>	22459	8.757	7.226	7	0	31
<i>Lev</i>	22459	0.401	0.201	0.390	0.050	0.871
<i>Growth</i>	22459	0.354	0.827	0.143	-0.654	5.592
<i>Roa</i>	22459	0.039	0.081	0.040	-2.646	0.786
<i>Board</i>	22459	8.447	1.654	9	4	18
<i>Outdir</i>	22459	0.377	0.053	0.364	0.333	0.571
<i>Balance</i>	22459	0.796	0.628	0.636	0.031	2.870
<i>Shrhfd</i>	22459	0.155	0.114	0.126	0.012	0.562
<i>Ins</i>	22459	0.423	0.256	0.431	0.003	0.933
<i>Dual</i>	22459	0.324	0.468	0	0	1
<i>Age</i>	22459	3.908	0.139	3.932	3.178	4.394
<i>Gender</i>	22459	0.929	0.257	1	0	1
<i>Degree</i>	22459	3.164	1.236	3	0	5

表 3 均值差异检验

变量	非党员 CEO		党员 CEO		均值差异	<i>T</i>
	样本量	均值	样本量	均值		
<i>ESG</i>	15265	4.131	7194	4.2	-0.069***	-4.338
<i>Size</i>	15265	21.886	7194	22.659	-0.772***	-44.754
<i>IPOAge</i>	15265	6.904	7194	12.69	-5.786***	-60.361
<i>Lev</i>	15265	0.369	7194	0.469	-0.100***	-35.878
<i>Growth</i>	15265	0.344	7194	0.375	-0.031***	-2.619
<i>Roa</i>	15265	0.042	7194	0.032	0.010***	8.299
<i>Board</i>	15265	8.184	7194	9.006	-0.823***	-35.758
<i>Outdir</i>	15265	0.379	7194	0.372	0.007***	9.118

续表

变量	非党员 CEO		党员 CEO		均值差异	T
	样本量	均值	样本量	均值		
<i>Balance</i>	15265	0.87	7194	0.637	0.233***	26.390
<i>Shrhfd</i>	15265	0.126	7194	0.156	-0.030***	-17.958
<i>Ins</i>	15265	0.383	7194	0.508	-0.124***	-34.820
<i>Dual</i>	15265	0.375	7194	0.216	0.159***	24.079
<i>Age</i>	15265	3.896	7194	3.934	-0.039***	-19.507
<i>Gender</i>	15265	0.92	7194	0.949	-0.029***	-7.905
<i>Degree</i>	15265	3.662	7194	3.681	-0.019	-1.059

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平。

从表 3 可见,党员 CEO 任职企业 ESG 评级得分更高,均差为 0.069,且通过了显著性检查,初步证实了 H1,另外,党员 CEO 任职企业具有更大的资产规模、更长的上市时间、更高的资产负债率、更大的营业收入增长率、更大的董事会规模、更高的股权集中度和机构投资者持股比例。

(2) 相关性分析

党员 CEO 与企业 ESG 责任履行的相关系数为 0.029,并在 1% 的水平下显著,初步证明了 CEO 党员身份对企业 ESG 责任履行有促进作用。变量之间相关系数基本小于 0.5,且 VIF 检验均小于 3,党组织成员与董事会、高管层、监事会成员重合比例 (*Pardir*、*Parman*、*Parsuv*) 之间相关系数虽然超过 0.5,但三个变量分别处于不同模型之中,因此不存在多重共线性问题。

(三) 基准回归结果分析

表 4 报告了党员 CEO 与 ESG 责任履行的基准回归结果。表 4 的(1)列、(2)列显示 OLS 模型回归结果,(3)列、(4)列显示 Ologit 模型回归结果,无论是否控制年份和行业固定效应,党员 CEO (*CCP*) 的系数分别为 0.245、0.270、0.285 和 0.288,且均在 1% 水平上显著,说明党员 CEO 参与治理发挥积极作用,推动企业履行 ESG 责任,H1 得到验证。控制变量的回归结果显示,企业规模 (*Size*) 越大,上市时间越长 (*IPOAge*),公司业绩 (*Roa*) 越好,董事会规模 (*Board*) 越大,机构投资者持股比例 (*Ins*) 越高,CEO 年龄越大 (*Age*)、学历越高 (*Degree*),企业参与 ESG 实践的程度越高。

(四) 党组织嵌入的调节效应

表 5 报告了党组织嵌入对党员 CEO 与企业 ESG 责任履行之间调节作用的回归结果。如表 5 的(1)列~(6)列所示,党组织成员与董事会、高管层以及监事会成员重合比例 (*Pardir*、*Parman*、*Parsuv*) 和党员 CEO (*CCP*) 的交乘项系数都为正数,并且都在 5% 水平上显著,表明党组织嵌入在党员 CEO 与 ESG 责任履行关系中存在正向调节作用,H2 得到验证。

表 4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	OLS	Ologit	Ologit
<i>CCP</i>	0.245*** (6.926)	0.270*** (34.461)	0.285*** (6.765)	0.288*** (6.700)
<i>Size</i>	0.304*** (28.617)	0.028*** (23.404)	0.552*** (28.767)	0.582*** (29.716)
<i>IPOAge</i>	0.004*** (3.635)	0.888*** (19.386)	0.009*** (2.874)	0.000 (0.077)
<i>Lev</i>	-0.737*** (-11.662)	-0.021** (-2.341)	-1.332*** (-11.873)	-1.421*** (-12.132)
<i>Growth</i>	-0.048* (-1.837)	1.696*** (18.316)	-0.134*** (-2.905)	-0.206*** (-4.370)
<i>Roa</i>	1.305*** (10.710)	0.033*** (6.173)	2.437*** (10.911)	2.642*** (11.667)
<i>Board</i>	0.228*** (3.384)	1.884*** (12.156)	0.436*** (3.694)	0.423*** (3.547)
<i>Outdir</i>	0.348 (1.519)	-0.016 (-1.077)	0.635 (1.598)	0.810** (2.025)
<i>Balance</i>	0.029 (0.730)	0.127 (1.465)	0.038 (0.551)	0.072 (1.019)
<i>Shrhfd</i>	0.517*** (4.174)	-0.031 (-0.897)	0.917*** (4.301)	0.928*** (4.222)
<i>Ins</i>	0.002*** (3.543)	0.100*** (6.365)	0.003*** (3.556)	0.003*** (2.800)
<i>Dual</i>	-0.072*** (-3.123)	-0.391*** (-7.595)	-0.131*** (-3.253)	-0.161*** (-3.956)
<i>Age</i>	0.495*** (6.642)	0.018** (2.672)	0.833*** (6.321)	0.937*** (7.039)
<i>Gender</i>	-0.042 (-1.069)	0.007 (1.326)	-0.073 (-1.080)	0.006 (0.081)
<i>Degree</i>	0.030*** (3.758)	3.978*** (15.254)	0.050*** (3.620)	0.041*** (2.945)
<i>_cons</i>	-2.994*** (-7.867)	0.270*** (34.461)		
Year	No	Yes	No	Yes
Industry	No	Yes	No	Yes
N	22459	22459	22459	22459
Adj R ² / Pseudo R ²	0.172	0.150	0.066	0.089
F	156.119	100.368		

注:括号内为 t 和 z 统计值;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平。

(五) 制度压力的调节效应

表 6 报告了三种制度压力对党员 CEO 与企业 ESG 责任履行之间调节作用的回归结果。如表 6 的(1)列和(2)列所示,强制性制度压力(*Reg*)和党员 CEO(*CCP*)交乘项的回归系数分别为 0.123 和 0.237,并且都在

表 5 党组织嵌入的调节效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	Ologit	OLS	Ologit	OLS	Ologit
<i>CCP</i>	0.051 ** (2.381)	0.063 (1.519)	0.094 *** (3.404)	0.157 *** (2.816)	0.099 *** (3.683)	0.162 *** (3.300)
<i>Pardir</i>	0.164 (1.545)	0.217 (0.855)				
<i>CCP</i> × <i>Pardir</i>	0.366 *** (3.541)	0.964 *** (3.384)				
<i>Parman</i>			-0.132 (-0.921)	-0.487 (-0.793)		
<i>CCP</i> × <i>Parman</i>			0.778 *** (3.662)	1.656 *** (3.043)		
<i>Parsuw</i>					0.145 (1.453)	0.187 (1.244)
<i>CCP</i> × <i>Parsuw</i>					0.280 ** (2.443)	0.632 *** (2.888)
_cons	-3.544 *** (-7.675)		-3.438 *** (-9.387)		-3.350 *** (-8.679)	
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year/Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	22459	22459	22459	22459	22459	22459
Adj <i>R</i> ² /Pseudo <i>R</i> ²	0.234	0.088	0.255	0.071	0.257	0.086
<i>F</i>	87.86		85.48		83.64	

注:括号内为 *t* 和 *z* 统计值; *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平。

表 6 制度压力的调节效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	Ologit	OLS	Ologit	OLS	Ologit
<i>CCP</i>	0.025 (0.423)	-0.022 (-0.242)	-0.132 (-0.698)	-0.437 * (-1.815)	0.166 (0.473)	0.876 (1.229)
<i>Reg</i>	0.437 *** (9.764)	0.735 *** (9.549)				
<i>CCP</i> × <i>Reg</i>	0.123 ** (2.412)	0.237 *** (2.812)				
<i>Ngo</i>			-0.059 *** (-2.814)	-0.086 *** (-3.376)		
<i>CCP</i> × <i>Ngo</i>			0.043 * (1.963)	0.168 *** (2.856)		
<i>Imi</i>					0.963 *** (6.767)	1.531 *** (7.058)
<i>CCP</i> × <i>Imi</i>					0.228 * (1.844)	0.454 *** (3.817)
_cons	-3.185 *** (-6.784)		-3.263 *** (-9.343)		-3.633 *** (-10.168)	
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year/Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	22459	22459	22459	22459	22459	22459
Adj <i>R</i> ² /Pseudo <i>R</i> ²	0.221	0.098	0.277	0.085	0.276	0.097
<i>F</i>	97.979		86.434		88.365	

注:括号内为 *t* 和 *z* 统计值; *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平。

5%水平上显著,表明强制性制度压力在党员 CEO 与企业 ESG 责任履行关系中存在正向调节作用,H3a 得到验证。如表 6 的(3)列、(4)列所示,规范性制度压力(*Ngo*)和党员 CEO(*CCP*)的交乘项的回归系数为 0.043 和 0.168,并且都在 10%水平上显著,回归结果表明规范性制度压力在党员 CEO 与企业 ESG 责任履行关系中存在正向调节作用,H3b 得到验证。如表 6 的(5)列、(6)列所示,模仿性制度压力(*Imi*)和党员 CEO(*CCP*)交乘项的回归系数分别为 0.228 和 0.454,并且都在 10%水平上显著,说明模仿性制度压力在党员 CEO 与企业 ESG 责任履行关系中存在显著正向调节作用,H3c 得到验证。

(六) 稳健性检验

1. 替换被解释变量

由于 ESG 评级并非来自财务报表等客观资料,某一机构所编制评分的公允性可能存在争议^[34]。本文另外采用 Wind 数据库 2018—2022 年上市公司 ESG 评级得分(ESG_2)替换基准回归中的被解释变量(*ESG*)。表 7 的(1)列报告了 ESG_2 的回归结果,*CCP* 的系数为 0.163,在 1%水平下显著为正,说明基准回归结果稳健,H1 得到验证。另外,将 ESG_2 代入模型(2)~模型(5)中,回归结果如表 7 的(2)列~(5)列所示,党组织成员与董事会成员重合比例(*Pardir*)、强制性制度压力(*Reg*)、规范性制度压力(*Ngo*)以及模仿性制度压力(*Imi*)和党员 CEO(*CCP*)的交乘项系数都为正数,并且都显著,表明调节效应回归结果稳健,H2、H3a、H3b 以及 H3c 得到验证。

表 7 替换被解释变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ESG_2	ESG_2	ESG_2	ESG_2	ESG_2
<i>CCP</i>	0.163*** (3.543)	0.079*** (3.120)	0.121*** (3.906)	0.108*** (3.870)	0.112*** (3.653)
<i>Pardir</i>		0.176(1.563)			
<i>CCP</i> × <i>Pardir</i>		0.378*** (3.545)			
<i>Reg</i>			0.466*** (7.941)		
<i>CCP</i> × <i>Reg</i>			0.467** (2.322)		
<i>Ngo</i>				-0.076*** (-3.077)	
<i>CCP</i> × <i>Ngo</i>				0.063* (1.912)	
<i>Imi</i>					1.232*** (7.157)
<i>CCP</i> × <i>Imi</i>					0.325*** (3.714)
_cons	-2.454*** (-3.334)	-3.289*** (-3.321)	-2.317*** (-4.874)	-3.578*** (-3.779)	-2.689*** (-4.184)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year/Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	13447	13447	13447	13447	13447
Adj R^2	0.122	0.125	0.217	0.232	0.229
<i>F</i>	44.763	30.697	53.945	54.114	57.776

注:括号内为 *t* 统计值;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平。

2. 排除政策干扰

ESG 责任履行除了受到党员 CEO 自身认知影响以外,政府以及证监会的相关政策也可能对结论产生干扰。2018 年 6 月,中国证监会发布了《上市公司治理准则》修订版,强化上市公司在环境保护、社会责任方面的引领作用,确立环境、社会责任和公司治理(ESG)信息披露的基本框架。为了减少政策改变造成的影响,借鉴席龙胜和赵辉^[35]的研究,将 2018 年之后的数据从样本中剔除,表 8 的(1)列显示剔除后的回归系数仍显著为正,H1 结论依然成立。表 8 的(2)列~(5)列显示,党组织成员与董事会成员重合比例(*Pardir*)、强制性制度压力(*Reg*)、规范性制度压力(*Ngo*)以及模仿性制度压力(*Imi*)和党员 CEO(*CCP*)的交乘项系数都为正数,并且都显著,表明调节效应回归结果可靠,H2、H3a、H3b 以及 H3c 得到验证。

表 8 排除政策干扰

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ESG	ESG	ESG	ESG	ESG
CCP	0.174*** (6.750)	0.088** (2.103)	0.036(0.915)	-0.088(-0.273)	0.193*** (5.112)
Pardir		0.657*** (3.370)			
CCP×Pardir		0.098* (1.919)			
Reg			-0.011(-0.387)		
CCP×Reg			0.212*** (3.770)		
Ngo				0.062*** (3.662)	
CCP×Ngo				0.023** (2.247)	
Imi					0.125(0.788)
CCP×Imi					0.133* (1.822)
_cons	-4.068*** (-12.663)	-4.713*** (-12.180)	-4.909*** (-12.743)	-5.611*** (-12.084)	-5.109*** (-12.040)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year/Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	11251	11251	11251	11251	11251
Adj R ²	0.159	0.162	0.160	0.160	0.159
F	61.583	59.771	58.791	58.774	58.322

注:括号内为 t 统计值; *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平。

3. 工具变量法

为缓解由于遗漏变量、双向因果等造成的内生性问题,本文采用工具变量的方法进行稳健性检验。本文选取滞后一期的解释变量(CCP)作为工具变量(CCP_IV)。表 9 报告了工具变量回归的结果,由第二阶段的回归结果可看出,CCP 的系数为 0.113,在 1% 的水平上显著为正,结果稳健。根据 Kleibergen-Paap rk LM 统计量在 1% 的水平上显著,拒绝工具变量识别不足的原假设,Cragg-Donald Wald F 统计量为 73.614,10% 的临界值为 16.38,即不存在弱工具变量的问题,工具变量选择合理。

4. 替换调节变量

现有文献中,部分研究使用“交叉任职”来衡量党组织的政治参与^[36-37],本文用它进行稳健性检验,根据“交叉任职”定义,构造虚拟变量(Secretary),若党委书记兼任董事长、监事会主席或总经理,则取值为 1;否则,取值为 0。替换党组织参与公司治理指标后,重新回归模型(2),表 10 中的(1)列、(2)列报告了回归结果。不难发现,即使替换党组织嵌入的度量方式,党组织参与治理在党员 CEO 影响 ESG 责任履行过程中的促进作用依然存在。

5. 倾向得分匹配法(PSM)

考虑到可能存在的样本选择性偏差问题,本文采用倾向得分匹配法(PSM)估计党员 CEO 对 ESG 责任履行的影响。通过企业规模(Size)、盈利能力(Roa)、资产负债率(Lev)、营业收入增长率(Growth)、董事会规模(Board)、股权制衡度(Balance)、机构投资者持股比例(Ins)等多维指标匹配,建立了 Logit 模型,采用最近距离法依照倾向得分进行 1:1 匹配。匹配后所有协变量的标准化偏差小于 10%,表明协变量均通过了平衡性检验。倾向得分匹配的回归结果如表 10 的(3)列、(4)列所示,与基准回归结果一致,进一步验证了基准回归。

表 9 工具变量法

变量	第一阶段 CCP	第二阶段 ESG
CCP_IV	0.633*** (3.102)	
CCP		0.113*** (4.686)
_cons	-2.659*** (-4.730)	-2.833*** (-5.480)
Controls	Yes	Yes
Year/Industry	Yes	Yes
Kleibergen-Paap rk LM	31.653***	
Cragg-Donald Wald F	73.614	
N	15645	14439
R ²	0.234	0.255

注:括号内为 t 统计值; *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平。

表 10 替换调节变量以及倾向得分匹配法

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	Ologit	OLS	Ologit
<i>CCP</i>	0.044** (2.181)	0.067(0.519)	0.154*** (4.153)	0.245*** (4.138)
<i>Secretary</i>	0.146(1.323)	0.324(0.855)		
<i>CCP×Secretary</i>	0.323** (2.315)	0.877** (2.274)		
<i>_cons</i>	-3.345*** (-8.675)		-4.883*** (-7.101)	
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year/Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	12239	12239	8236	8236
Adj <i>R</i> ² /Pseudo <i>R</i> ²	0.177	0.076	0.232	0.089
<i>F</i>	54.563		43.249	

注：括号内为 *t* 和 *z* 统计值；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平。

五、进一步讨论

(一) 内部治理和外部制度压力的协同效应

上述研究表明,在强制性、规范性以及模仿性制度压力下,党员 CEO 对企业 ESG 表现的推动作用更显著,那么,进一步考虑内部治理的响应效果,党组织治理在其中是否能够发挥协同作用?因此,根据党组织嵌入公司治理的程度进行分组回归,当党组织和董事会成员重合人数与董事会总人数的比值(*Pardir*)高于其年度-行业中位数时,视为党组织嵌入程度高,否则视为嵌入程度低,表 11 报告了内部党组织治理和外部制度压力的协同效应回归结果。

如表 11 所示,当党组织嵌入程度高时,强制性制度压力(*Reg*)、规范性制度压力(*Ngo*)以及模仿性制度压力(*Imi*)和党员 CEO(*CCP*)交乘项的回归系数分别为 0.141、0.087、0.237,并且均显著;在党组织嵌入程度低的样本中,强制性制度压力(*Reg*)、规范性制度压力(*Ngo*)以及模仿性制度压力(*Imi*)和党员 CEO(*CCP*)

表 11 内部治理和外部治理的协同效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	党组织嵌入程度高	党组织嵌入程度低	党组织嵌入程度高	党组织嵌入程度低	党组织嵌入程度高	党组织嵌入程度低
<i>CCP</i>	-0.011 (-0.227)	0.053 (1.223)	-0.319 (-1.268)	0.472* (1.908)	-0.066 (-1.340)	0.231 (1.580)
<i>Reg</i>	0.313*** (6.730)	0.376*** (7.961)				
<i>CCP×Reg</i>	0.141** (2.360)	-0.043 (-0.290)				
<i>Ngo</i>			-0.032 (-0.906)	-0.075*** (-2.982)		
<i>CCP×Ngo</i>			0.087* (1.807)	-0.015 (-0.309)		
<i>Imi</i>					0.161*** (2.793)	0.145** (2.453)
<i>CCP×Imi</i>					0.237* (1.794)	-0.054 (-0.065)
<i>cons</i>	-3.831*** (-6.099)	-1.774*** (-3.572)	-4.161*** (-6.204)	-2.116*** (-4.254)	-3.646*** (-7.460)	-2.546*** (-6.480)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year/Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	10526	11933	10526	11933	10526	11933
Adj <i>R</i> ²	0.293	0.188	0.280	0.179	0.187	0.231
<i>F</i>	47.152	44.030	44.240	42.613	43.187	45.654

注：括号内为 *t* 统计值；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平。

交乘项回归系数不显著,表明三种制度压力和党组织嵌入在党员 CEO 与 ESG 责任履行关系中发挥协同治理效应。以上结果表明,党组织治理对外部制度压力起到了良好的响应,共同促进了党员 CEO 对企业 ESG 的治理效果。

(二) 渠道检验

为了更好地理解党员 CEO 促进 ESG 责任履行的作用机理,本文进一步从信息披露视角探究党员 CEO 影响企业 ESG 表现的路径。借鉴温忠麟和叶宝娟^[38]的做法,在模型(1)的基础上构建中介效应模型为

$$Mv_{i,t} = \alpha + \beta_1 CCP_{i,t} + \sum Control + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \tag{6}$$

$$ESG = \alpha + \beta_1 Mv_{i,t} + \beta_2 CCP_{i,t} + \sum Control + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \tag{7}$$

其中: Mv 为中介变量。

一方面,党员 CEO 发挥内部治理效应,通过改善内部环境、强化内部监督,抑制管理人员的机会主义行为,引导企业以长期发展大局为目标,缓解代理问题,从而提高企业信息披露质量。另一方面,上市公司披露的信息中包含社会责任、内部治理等信息,为了满足监管部门对上市公司信息披露以企业实践为依据的要求,企业会探索 ESG 责任履行的实践方式,提升 ESG 表现。参考鲁清仿和杨雪晴^[39]、卜君^[40]的研究,将深交所网站中的信息披露考评等级作为信息披露质量的代理变量,对考评结果优秀、良好、及格、不及格分别赋值为 4、3、2、1,记为 $Tran$,该数值越大,代表信息披露质量越高。

表 12 信息披露质量的中介效应检验

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>ESG</i>	<i>Tran</i>	<i>ESG</i>
	Ologit	Ologit	Ologit
<i>CCP</i>	0.288 *** (6.700)	0.187 *** (3.517)	0.239 *** (4.440)
<i>Tran</i>			0.981 *** (21.453)
Controls	Yes	Yes	Yes
Year/Industry	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	22459	15437	15437
Pseudo R^2	0.089	0.124	0.086

注:括号内为 z 统计值;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平。

表 12 报告了信息披露质量的中介效应检验结果。表 12 的(2)列显示党员 CEO (CCP) 与信息披露质量 ($Tran$) 显著正相关,说明党员 CEO 发挥内部治理效应,提高了企业信息披露质量。表 10 的(3)列显示党员 CEO (CCP)、信息披露质量 ($Tran$) 与 ESG 之间的系数均在 1% 的水平上显著为正,表明信息披露质量发挥了部分中介效应,即党员 CEO 通过改善信息披露质量推动企业履行 ESG 责任。

(三) 异质性分析

1. 产权性质

为了验证 CEO 党员身份对 ESG 责任履行的影响是否存在产权性质差异,根据实际控制人性质来衡量产权性质,对模型(1)进行分样本回归,回归结果如表 13 所示。在国有企业样本中,党员 CEO (CCP) 回归系数显著为正,但在非国有企业样本中,党员 CEO (CCP) 回归系数不显著,说明党员 CEO 发挥治理作用,显著推动国有企业承担 ESG 责任,但这种治理作用在非国有企业不显著。经过分析发现,由于国有企业和非国有企业的经营目标、组织使命和政治关联等方面存在明显差异,国有企业需要主动担负起国家和社会所赋予的使命,响应政府号召,做履行 ESG 责任的表率。另外,相比较非国有企业,国有企业拥有较为充足的人力、物力和财力资源,具有更强的 ESG 实践能力。因此,党员 CEO 对 ESG 的治理作用在国有企业更显著。

2. 行业特质

为了验证不同行业特质情境中党员 CEO 对 ESG 责任履行的影响是否存在差异,本文区分高碳企业和低碳企业对模型(1)进行分组回归,高碳企业的界定参考杨洁等^[41]的做法,涵盖石化、建材、钢铁等十三类高能耗、重污染行业。回归结果如表 13 所示。在高碳企业,党员 CEO (CCP) 的回归系数为 0.093,在 1% 水平上显著;在低碳企业,党员 CEO (CCP) 的回归系数为 0.135,在 1% 水平上显著,表明党员 CEO 在高碳和低碳企业都能够推动企业践行 ESG 理念,但在低碳企业党员 CEO 的治理效果更显著。严格的政府监管和利益相关者的高关注度导致高碳企业在合法性压力驱动下履行 ESG 责任,相比之下,低碳企业面对来自环境政策的压力相对较少,党员 CEO 替代正式制度推动企业践行 ESG 理念。因此,党员 CEO 对 ESG 的治理作用在低碳企业更显著。

表 13 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	ESG	ESG	ESG	ESG
	国企	非国企	高碳企业	低碳企业
<i>CCP</i>	0.065** (2.273)	0.026 (1.130)	0.093*** (3.133)	0.135*** (6.653)
<i>_cons</i>	-5.224*** (-9.948)	-2.879*** (-8.727)	-3.469*** (-7.222)	-3.888*** (-12.614)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year/Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	6233	15743	7049	15410
Adj <i>R</i> ²	0.234	0.144	0.126	0.168
<i>F</i>	49.804	65.598	38.463	78.784

注：括号内为 *t* 统计值；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平。

(四) 进一步研究

党的二十大报告强调，“高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务”。ESG 作为识别企业高质量发展的重要指标，与转向高质量发展阶段的背景十分契合，与贯彻落实新发展理念的目标内涵高度一致^[42]。在环境责任(E)方面，ESG 关注环境保护、绿色产品、能源利用等因素，这些因素契合绿色发展理念。在社会责任(S)方面，ESG 重视工作环境、慈善活动、社区关系、员工福利等因素，这些因素契合协调、共享发展理念。在公司治理(G)方面，ESG 强调商业道德、反竞争行为、治理机制、股东权益保护等因素，这些因素契合创新、共享发展理念。前文已验证党员 CEO 显著促进 ESG 责任履行，进一步，党员 CEO 能否通过推动企业承担 ESG 责任提高其高质量发展水平？借鉴吴浩强和胡苏敏^[43]的研究，采用全要素生产率(TFP)作为企业高质量发展的衡量指标。同时，参考鲁晓东和连玉君^[44]关于全要素生产率的测算方法，使用最小二乘法和固定效应法度量企业高质量发展水平，TFP_OLS 为采用最小二乘法计算出来的全要素生产率，TFP_FE 为采用固定效应法计算出来的全要素生产率。表 14 汇报了党员 CEO 通过提高 ESG 表现进一步影响企业高质量发展的回归结果。为了探讨 CEO 党员身份对企业高质量发展的影响是否存在产权性质差异，表 15 汇报了将样本划分为国有和非国有企业的回归结果。

回归结果表明，表 14 的(2)列、(4)列显示党员 CEO(*CCP*)与企业高质量发展水平(*TFP*)显著正相关，说明党员 CEO 提高了企业高质量发展水平。表 14 的(3)列、(5)列显示党员 CEO、ESG 责任履行和企业高质量发展水平之间的系数均在 5% 的水平上显著为正，表明 ESG 责任履行发挥了部分中介效应，即党员 CEO 能够通过促进企业履行 ESG 责任提高其高质量发展水平。如表 15 结果所示，在国有企业，党员 CEO(*CCP*)与企业高质量发展水平(*TFP*)回归系数为 0.028，在 10% 水平上显著，在非国有企业，党员 CEO(*CCP*)与企业高质量发展水平(*TFP*)回归系数为 0.037，在 1% 水平上显著，表明党员高管不仅能推动国有企业高质量发展，还能推动非国有企业高质量发展，为高质量党建引领企业高质量发展的政策方针提供了证据支持。

表 14 党员 CEO、ESG 责任履行与企业高质量发展

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ESG	TFP_OLS	TFP_OLS	TFP_FE	TFP_FE
<i>CCP</i>	0.156*** (6.859)	0.034** (2.473)	0.023** (2.217)	0.031*** (3.642)	0.037** (2.126)
<i>ESG</i>			0.017*** (3.878)		0.023*** (4.390)
<i>_cons</i>	-3.494*** (-9.730)	-7.686*** (-36.609)	-7.619*** (-37.287)	-8.162*** (-42.434)	-8.155*** (-41.590)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year/Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	19877	19877	19877	19877	19877
Adj <i>R</i> ²	0.224	0.963	0.886	0.809	0.843
<i>F</i>	87.431	1558.131	1433.767	1556.457	1537.640

注：括号内为 *t* 统计值；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平。

表 15 不同产权性质下党员 CEO 与企业高质量发展

变量	(1)	(2)	变量	(1)	(2)
	TFP_OLS	TFP_OLS		TFP_OLS	TFP_OLS
	国企	非国企		国企	非国企
CCP	0.028* (1.649)	0.037*** (3.025)	N	5292	12171
_cons	-8.192*** -25.741)	-7.796*** -41.617)	Adj R ²	0.846	0.793
Controls	Yes	Yes	F	764.001	1168.392
Year/Industry	Yes	Yes			

注:括号内为 *t* 统计值; *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平。

六、研究结论、启示与不足

管理者是企业决策的关键主体,其过往经历形成的隐性价值观和心理特征,会持续影响其所在组织的战略选择。本文基于烙印理论考察了 CEO 的党员思想烙印如何影响企业 ESG 责任履行,得出以下研究结论:第一,党员 CEO 奉献社会的责任意识以及先锋模范的创优思想强化了企业践行 ESG 理念的动机,推动了 ESG 责任履行;第二,党组织嵌入作为内部治理机制,制度压力作为外部治理机制,都对党员 CEO 与 ESG 责任履行之间的关系存在正向调节作用,且内部治理机制和外部制度压力形成协同作用,共同促进了党员 CEO 对 ESG 表现的治理效果;第三,党员 CEO 对 ESG 的治理作用存在边界条件,在国有企业和低碳企业更显著;第四,党员 CEO 提升 ESG 表现主要是通过改善信息披露质量实现;第五,党员 CEO 促进企业承担 ESG 责任,既推动了国有企业高质量发展,也推动了非国有企业高质量发展,为高质量党建引领企业高质量发展的政策方针提供了经验证据。

本文的研究启示如下:①企业应健全高层管理者选拔和培养机制,除了重视管理者所具备的专业技术或管理才能外,还要重视管理者在其个体成长或长期工作经历中的思想印记。一方面积极吸纳党员人才进入高管团队,并充分发挥党员高管在企业管理、决策方面的积极作用;另一方面,企业应注重高管层对党和国家相关政策文件的学习,积极发挥党内政治文化的引领作用,为实现可持续发展贡献力量。②进一步推动党组织与公司治理机制有机融合,建立和完善党组织嵌入机制,合理发挥党组织作为政企互动平台的功能,提升企业的战略决策质量,积极引领企业高质量发展。③政府部门应加强 ESG 制度体系建设,加大对违规企业的处罚力度,并通过发放相关补贴、贷款以及提供税收优惠等政策支持,对 ESG 责任履行良好的企业予以褒扬,从而促进企业高质量发展。④非国有企业和高碳企业高管要加强相关政策学习,保持企业战略目标与国家绿色转型政策的一致性,为实现经济高质量发展添砖加瓦。

本文的不足之处在于:①仅采用“双向进入”作为党组织嵌入的代理变量,在一定程度上难以全面考察党组织参与治理的影响。在未来有关企业党建信息披露更加统一和完善的情况下,应进一步考察其他形式对企业践行 ESG 理念的影响。②在机制分析部分,所验证的中介变量只有信息披露质量,可能忽视了其他潜在影响因素,在未来研究中应丰富机制检验内容。

参考文献

[1] 赵萱,董乃斌. 数字金融、企业数字化转型与 ESG 表现——基于 2011—2021 年沪深 A 股上市公司的经验证据[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2023, 49(5): 130-140.

[2] BAKER E D, BOULTON T J, BRAGA-ALVES M V, et al. ESG government risk and international IPO underpricing[J]. Journal of Corporate Finance, 2021, 67: 101913.

[3] 王应欢,郭永祯. 企业数字化转型与 ESG 表现——基于中国上市企业的经验证据[J]. 财经研究, 2023, 49(9): 94-108.

[4] MOONEEAPEN O, ABHAYAWANSA S, KHAN N M. The influence of the country governance environment on corporate environmental, social and governance (ESG) performance[J]. Sustainability Accounting Management and Policy Journal, 2022, 13(4): 953-985.

[5] HUANG Q P, LI Y J, LIN M M, et al. Natural disasters, risk salience, and corporate ESG disclosure[J]. Journal of Corporate Finance, 2022, 72: 102152.

[6] 周泽将,雷玲. 营商环境优化与企业 ESG 表现[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2023, 73(5): 43-56.

[7] ALUCHUA M, ROSZKOWSKA-MENKES M, KALININ B, et al. Do institutional investors encourage firm to social disclosure? The stakeholder salience perspective[J]. Journal of Business Research, 2022, 142: 674-682.

[8] 王海军,王淦正,张琛,等. 数字化转型提高了企业 ESG 责任表现吗? ——基于 MSCI 指数的经验研究[J]. 外国经济与管理, 2023, 45

- (6): 19-35.
- [9] 郑元桢, 王卓涵, 蔡懿, 等. “双碳”新格局下企业绿色技术创新对其 ESG 绩效的影响及其路径研究[J]. 技术经济, 2023, 42(3): 64-77.
- [10] CAMPANELLA F, SERINO L, CRISCI A, et al. The role of corporate governance in environmental policy disclosure and sustainable development. Generalized estimating equations in longitudinal count data analysis [J]. Corporate Social Responsibility and Environmental Management, 2021, 28(1): 474-484.
- [11] MARQUIS C, QIAO K Y. Waking from Mao's dream: Communist ideological imprinting and the internationalization of entrepreneurial ventures in China[J]. Administrative Science Quarterly, 2020, 65(3): 795-830.
- [12] 余典范, 王佳希. 环境不确定性与企业党员高管的创新“稳定器”效应[J]. 经济与管理研究, 2021, 42(11): 35-56.
- [13] 连燕玲, 张明发, 周琼, 等. 保持先锋模范性: 党员 CEO 思想烙印与企业慈善捐赠[J]. 外国经济与管理, 2021, 43(10): 3-20.
- [14] 赵云辉, 杜若林, 吴心月. 党组织嵌入与企业绿色创新——基于 A 股上市的民营企业数据[J]. 技术经济, 2022, 41(4): 59-71.
- [15] 庄明明, 李善民, 梁权熙. 党组织参与治理能够提升国有企业的环境绩效吗? [J]. 管理评论, 2022, 34(11): 246-260.
- [16] 董静, 吕孟丽. “输血”还是“造血”: 党组织嵌入公司治理与企业扶贫[J]. 财经研究, 2023, 49(3): 34-48.
- [17] 王海花, 谭钦瀛, 李焯. 数字技术应用、绿色创新与企业可持续发展绩效——制度压力的调节作用[J]. 科技进步与对策, 2023, 40(7): 124-135.
- [18] 徐建中, 贯君, 林艳. 制度压力、高管环保意识与企业绿色创新实践——基于新制度主义理论和高阶理论视角[J]. 管理评论, 2017, 29(9): 72-83.
- [19] WANG D Q, DU F, MARQUIS C. Defending Mao's dream: How politicians' ideological imprinting affects firms' political appointment in China [J]. Academy of Management Journal, 2019, 62(4): 1111-1136.
- [20] 柳学信, 李胡扬, 孔晓旭. 党组织治理对企业 ESG 表现的影响研究[J]. 财经论丛, 2022, 281(1): 100-112.
- [21] 张莉艳, 张春钢. 企业董事会结构性权力与 ESG 表现[J/OL]. 软科学, 1-15[2024-05-23]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/51.1268.G3.20230807.1033.002.html>.
- [22] LEI Z H, NUGENT J B. Coordinating China's economic growth strategy via its government-controlled association for private firms[J]. Journal of Comparative Economics, 2018, 46(4): 1273-1293.
- [23] 王舒扬, 吴蕊, 高旭东, 等. 民营企业党组织治理参与对企业绿色行为的影响[J]. 经济管理, 2019, 41(8): 40-57.
- [24] 徐细雄, 占恒, 李万利. 党组织嵌入、政策感知与民营企业新增投资[J]. 外国经济与管理, 2020, 42(10): 3-16.
- [25] POWELL D M W. The iron cage revisited: Institutional isomorphism and collective rationality in organizational fields[J]. American Sociological Review, 1983, 48(2): 147-160.
- [26] KHAN M, LOCKHART J, BATHURST R. The institutional analysis of CSR: Learnings from an emerging country[J]. Emerging Markets Review, 2021, 46: 100-752.
- [27] 张慧, 黄群慧. 制度压力、主导型 CEO 与上市公司 ESG 责任履行[J]. 山西财经大学学报, 2022, 44(9): 74-86.
- [28] 王双进, 田原, 党莉莉. 工业企业 ESG 责任履行、竞争战略与财务绩效[J]. 会计研究, 2022(3): 77-92.
- [29] 王琳璘, 廉永辉, 董捷. ESG 表现对企业价值的影响机制研究[J]. 证券市场导报, 2022(5): 23-34.
- [30] 王瑶, 张允萌, 侯德帅. 企业 ESG 表现会影响审计意见吗? [J]. 审计与经济研究, 2022, 37(5): 54-64.
- [31] 程磊, 郑前宏. 党组织参与民营企业治理的效果与机制研究[J]. 经济评论, 2023(5): 53-70.
- [32] 张玉明, 邢超, 张瑜. 媒体关注对重污染企业绿色技术创新的影响研究[J]. 管理学报, 2021, 18(4): 557-568.
- [33] 姜爱华, 张鑫娜, 费翌桀. 政府采购与企业 ESG 表现——基于 A 股上市公司的经验证据[J]. 中央财经大学学报, 2023(7): 15-28.
- [34] 高杰英, 褚冬晓, 廉永辉, 等. ESG 表现能改善企业投资效率吗? [J]. 证券市场导报, 2021(11): 24-34, 72.
- [35] 席龙胜, 赵辉. 企业 ESG 表现影响盈余持续性的作用机理和数据检验[J]. 管理评论, 2022, 34(9): 313-326.
- [36] 佟岩, 李鑫, 钟凯. 党组织参与公司治理与债券信用风险防范[J]. 经济评论, 2021(4): 20-41.
- [37] 郝健, 张明玉, 王继承. 国有企业党委书记和董事长“二职合一”能否实现“双责并履”? ——基于倾向得分匹配的双重差分模型[J]. 管理世界, 2021, 37(12): 195-208.
- [38] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [39] 鲁清仿, 杨雪晴. 管理层能力对信息披露质量的影响研究[J]. 科研管理, 2020, 41(7): 210-220.
- [40] 卜君. 董秘变更与信息披露质量[J]. 会计研究, 2022(1): 9-28.
- [41] 杨洁, 张茗, 刘运材. 碳信息披露、环境监管压力与债务融资成本——来自中国 A 股高碳行业上市公司的经验数据[J]. 南京工业大学学报(社会科学版), 2020, 19(6): 86-98, 112.
- [42] 张小溪, 马宗明. 双碳目标下 ESG 与上市公司高质量发展——基于 ESG“101”框架的实证分析[J]. 北京工业大学学报(社会科学版), 2022, 22(5): 101-122.
- [42] 刘艳霞. 数字经济赋能企业高质量发展——基于企业全要素生产率的经验证据[J]. 改革, 2022(9): 35-53.
- [43] 吴浩强, 胡苏敏. 数字化转型、技术创新与企业高质量发展[J]. 中南财经政法大学学报, 2023(1): 136-145.
- [44] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(2): 541-558.

Do Party Member CEOs Promote ESG Responsibility Performance? The Synergy of Internal Governance and External Governance

Lü Ying, Fang Wenyan

(School of Economics and Management, Lanzhou University of Technology, Lanzhou 730000, China)

Abstract: Under the background of the dual carbon goals, it is of strategic significance for enterprises to practice ESG concepts and improve ESG performance for national green development goals. Anchoring on the imprinting theory, the A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen in China from 2012 to 2022 was taken as a research sample, and the impact of party member CEOs on the performance of ESG responsibilities was discussed. The results show that party member CEOs significantly promote the ESG implementation. Party organizations have a positive moderate effect on the performance of Party member CEOs and ESG responsibilities through political and cognitive embeddedness. Under the coercive institutional pressure, normative institutional pressure and mimetic institutional pressure, party member CEOs are more willing to promote ESG responsibility performance, and this promotion in the companies with a high degree of embeddedness of party organizations is more significant. Mechanism analysis indicates that party member CEOs play an indirect role in the ESG implementation through information disclosure channels; Heterogeneity analysis reveals that the improvement is more significant in state-owned and low-carbon enterprises. Further analysis reveals that party member CEOs have improved the high-quality development level of enterprises by promoting ESG implementation, in both state-owned and non-state-owned enterprises, party member CEOs have significantly promoted the high-quality development of enterprises. It enriches the research on the effectiveness of party member CEOs participating in corporate governance, and provides reference for improving corporate ESG performance and helping enterprises in green transformation, provides new evidence for the high-quality party building to lead and drive the high-quality development of enterprises.

Keywords: party member CEO; ESG responsibility performance; party organization embeddedness; institutional pressures