

党组织治理对企业 ESG 表现的影响研究

柳学信^{1 2}, 李胡扬^{1 2}, 孔晓旭^{1 3}

(1. 首都经济贸易大学中国 ESG 研究院, 北京 100070; 2. 首都经济贸易大学工商管理学院, 北京 100070; 3. 首都经济贸易大学经济学院, 北京 100070)

摘要: 本文探究企业党组织治理与企业 ESG 之间的关系以及这种关系是否受到外部环境的影响, 并进一步探究不同所有制企业的 ESG 表现, 以及 ESG 表现和企业长期价值之间的内在联系和规律。选取 2009—2019 年我国全部 A 股上市企业为研究样本, 结果发现: **企业党组织治理对 ESG 表现有正向影响, 党组织成员进入董事会发挥的作用和影响比党组织进入高管层更加明显和有效**。“八项规定”、媒体关注度均正向调节企业党组织治理与 ESG 之间的关系。相比于国有企业, 非国有企业党组织治理对 ESG 的影响更为明显; ESG 表现对企业价值的正面影响具有较长时间的滞后效应。本文丰富了党组织治理的影响范围和效果, 探究了影响 ESG 表现的前因变量及 ESG 的实践价值。

关键词: 党组织治理; ESG “八项规定”; 媒体关注度

中图分类号: C939

文献标识码: A

文章编号: 1004-4892(2022)01-0100-13

DOI:10.13762/j.cnki.cjlc.2022.01.008

一、引言

随着社会经济发展面临复杂的外部环境挑战,“十四五”规划以高质量发展为主题,强调了人与社会、人与自然之间的关系。企业作为社会经济中的基本单元,应不断加强对环境、社会和治理的重视,成为我国经济和社会可持续发展的重要抓手。长期以来,公司治理的目的更多在于改善企业的经营状况、关注财务指标、提升市场绩效及谋取更多利润。而 **ESG 理念将公众利益融于公司价值体系之中,是一种关于环境、社会和治理(Environment, Social and Governance) 的价值观。**通过强化企业环境、社会责任履行,譬如能源效率、劳工标准、社区关系等改善企业的短视行为,获得声誉和社会认可,提高企业的长期回报和可持续发展能力。近年来,环境变化、社会事件、企业责任等问题相继出现,政府、公众、企业等利益相关者对 ESG 体系的关注程度不断加深^[1]。2018 年 11 月,中国证券投资基金业协会对外公布了《中国上市公司 ESG 评价体系研究报告》,持续推进 ESG 相关制度环境建设,改善资本市场和经济体系缺陷,着力推动企业践行环境、社会与公司治理责任。

2018 年 6 月,中国证监会发布了《上市公司治理准则》修订版,引入了目前国际资本市场推行的 ESG 理念,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。同时强调了党建的重要性,要求上市公司依据党章规定设立党

收稿日期: 2021-03-09

本刊网址: <http://cjlc.zufe.edu.cn>

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(19BGL076)

作者简介: 柳学信(1972—),男,河南信阳人,首都经济贸易大学中国 ESG 研究院研究员,首都经济贸易大学工商管理学院教授,博士生导师; 李胡扬(1990—),女,内蒙古呼和浩特人,首都经济贸易大学中国 ESG 研究院研究人员,首都经济贸易大学工商管理学院博士生,通信作者; 孔晓旭(1992—),女,吉林四平人,首都经济贸易大学中国 ESG 研究院研究人员,首都经济贸易大学经济学院博士后。

组织,开展和支持党的活动,国有企业把党建工作总体要求纳入公司章程。将党的领导和公司治理相融合是中国公司治理发展历程的一大特色和创新。我国的经济建设是在党的领导下进行的,党在企业层面的基层组织代表党和国家的根本利益,履行应有的治理职责,确保党和国家的方针政策在企业贯彻落实,因此企业党组织影响着大多数上市企业的决策行为,监督和制衡企业管理层,抑制企业的短视和不当行为,弥补市场调节的缺陷,促进社会经济稳定发展。基于此,党组织治理能否提升企业的 ESG 表现?这种关系受到哪些外部因素的影响?不同所有制下,企业党组织治理与 ESG 表现是否存在差异?企业 ESG 表现能否促进企业长期价值提升?这是本文研究的主要问题。

二、相关文献综述

ESG 概念最早起源于伦理投资和责任投资。目前,针对 ESG 体系的系统性研究并不多,主要聚焦于某一维度对企业发展的影响,且尚未达成一致意见。在环境方面,学者们探究了企业环境行为与社会责任、企业声誉、企业价值和企业竞争能力等方面之间的内在联系,证明企业环保活动和绿色行为在企业经营发展中的影响^{[2][3]}。在社会责任方面,学者们对企业社会责任的概念、测度与经济后果进行了研究^[4]。企业社会责任与经济绩效之间的关系尚未形成统一结论,分别得出正相关关系^[5]、“U”形关系^[6]、负相关关系^[7]等。在公司治理方面,学者们对治理效率^[8]、治理行为^[9]等进行了充分研究,证明企业治理水平对企业价值和企业发展有显著影响^[10]。目前国内外针对 ESG 的研究主要停留在 ESG 与市场绩效、企业价值的关系上^[11]以及企业 ESG 表现对融资成本、融资能力、机构投资者持股偏好的影响^{[12][13]},而对 ESG 的影响因素分析较少。

近年来,学者们对党组织治理的影响效果进行研究,证明党组织治理具有监督、制衡作用,影响了企业的发展决策^{[14][15]}、运营效率^[16],能降低代理成本^[17],抑制大股东掏空行为,保护企业利益不受损害^[18],影响公司治理水平与董事会效率^[19],抑制高管与普通员工之间薪酬分化扩大^[20],提升国有企业并购溢价水平,防止国有资产流失^[21],提高国有企业对高质量审计的需求^[22],影响董事会非正式等级平等化^[23],进而影响公司市场竞争优势与公司绩效。在党组织治理下,企业的发展目标由最初经济利益导向转变为社会价值导向。“双向进入、交叉任职”的领导体制将党委成员内嵌到企业董事会、监事会及高管团队中,将社会性和政治性目标内化到企业的战略决策和日常经营活动中。目前学者关于企业党组织治理研究多侧重于市场绩效的影响和效果,对企业环境、社会和治理(ESG)方面的研究较少。

在党组织治理与 ESG 关系的研究中,王舒扬等(2019)^[24]研究了民营企业党组织治理对企业绿色环保投资的影响。余威(2019)^[25]认为党组织治理促进了企业的捐赠行为,党组织成员的管理层任职比例对企业慈善捐赠决策有积极作用。陈世瑞(2012)^[26]、张蕊等(2019)^[27]认为党组织能抑制国企社会责任履行的缺失,提高社会责任信息披露水平。目前关于党组织治理与企业 ESG 关系的研究大多基于单一维度,并未将 ESG 作为一个整体进行论证。党的十八大报告中指出我国经济发展战略将由不平衡发展向均衡发展转变,强调了平衡性、协调性、可持续性的重要作用,因此将 ESG 作为一个统一整体,研究党组织与环境、社会、治理三方综合表现之间的关系,具有一定理论价值和现实意义。

本文选取 2009—2019 年 A 股上市企业为研究样本,实证检验了企业党组织治理与企业 ESG 表现之间的关系以及这种关系是否受到外部环境的影响,并进一步探究不同所有制企业的 ESG 表现以及 ESG 表现和企业长期价值之间的内在联系和规律。本文的理论贡献有:第一,为党组织治理相关研究提供了新的研究视角,将研究视角从企业经营绩效等市场行为拓展到环境责任、社会责任

等非市场行为,丰富了党组织治理的影响范围和效果。第二,我国对于 ESG 领域研究起步较晚,本文将 ESG 评级数据量化,解决当前研究中 ESG 数据不足的弊端,系统地将 ESG 三个维度作为统一整体研究,丰富了影响 ESG 表现的前因变量,为企业在改善环境、履行社会责任和加强公司治理等方面提供一定的参考。

三、理论分析与研究假设

(一) 企业党组织治理与企业 ESG 表现

不同于传统的财务指标,ESG 更侧重于环境、社会和治理的统一发展。E 代表企业在环境责任方面的积极作为,包括环境保护、绿色产品、能源利用等;S 代表企业在社会责任方面作出的努力和贡献以及与利益相关者之间的良好关系,如人权、劳动规范、健康安全、产品责任等;G 代表企业治理体系,包括治理结构、治理机制和治理行为等^[28]。根据组织合法性理论和利益相关者理论,当企业的行为表现与社会规范、价值理念保持统一时,才会受到政府、媒体、环保组织、社会公众等利益相关者的认可,并获得合法性支持。因此企业有动机和意愿通过积极履行环境责任、社会责任等取得公众信任,构建良性互动,提升自身 ESG 表现,以获取更多的制度资源和更大的竞争优势。

企业基层党组织代表了党的根本宗旨和初心使命,是党联系群众、执行政策的重要桥梁。董事会、管理层作为企业的决策和执行机构,负责指挥与管理企业业务经营活动,对行为选择具有裁决权利。“双向进入、交叉任职”的领导体制明确了党组织参与公司治理的有效途径,将党组织成员内嵌到企业的董事会和高管层中,代表党和政府的精神意志和方针政策,监督和制衡企业管理层的决策,遏制企业非社会责任行为,将社会性目标内化到企业的组织目标中,帮助党和政府维护社会稳定、增进民生福祉、改善生态环境等。ESG 理念在于加强企业自身经营管理,提高企业社会责任意识,同时规避环境、治理等方面的风险,以此获得社会各界认可,其理念精神与党和政府的社会目标具有统一性,因此,企业党组织治理有动机且有能力推动 ESG 发展,从根本上保障 ESG 决策得到有效执行,促使企业承担更多的环境责任、社会责任,将党和政府的社会目标内化在组织中。此外,党组织治理完善了公司治理结构,实现了公司治理与基层党组织政治核心作用充分融合。基于此,提出以下假设:

H1: 企业党组织治理对企业 ESG 表现有促进作用。

(二) 政策监督对企业党组织治理与 ESG 之间的调节作用

在社会主义市场经济条件下,国家通过有效的政治手段强化制度意识,确保国家制度安排贯彻执行。党风廉政建设规定作为一种企业外部环境因素,具有中国特色制度内涵,对企业党组织产生约束力,具有较强的权威性、公信力和强制性,迫使企业遵守规则,并做出符合党、政府以及社会期望的行为。2012 年 12 月,中共中央政治局会议审议通过了改进工作作风、密切联系群众的“八项规定”,各级党组织积极开展“三严三实”和“反四风”等专题教育活动,强化党员干部为民服务的价值取向^[29]。此外,“八项规定”的出台构建全覆盖监督体系,监管部门与企业之间的信息透明度提高,以刚性的制度约束提升企业高管党员的政治修养,加强对权力的制约和监督,最大限度地扩大人民群众的知情权、参与权和监督权,确保权力既高效运转又正确行使。因此,“八项规定”的出台能有效制约企业党员干部的利己主义行为以及一味追求经济收益、忽略社会责任和环境责任的短视行为,在党组织治理过程中促使企业实施提高社会福利、改善生存环境等 ESG 行为。基于此,提出以下假设:

H2 “八项规定”正向调节企业党组织治理与 ESG 之间的关系。

(三) 媒体监督对企业党组织治理与 ESG 之间的调节作用

企业获取的经济效益主要来源于社会,因此社会公众是重要的利益相关者,企业在经营发展过程中需要不断满足社会公众的期望和诉求。根据信号传递理论和外部压力理论,社会公众与企业之间存在信息不对称现象,外部利益相关者无法直接掌握企业内部的大量信息,因此需要通过某种信号判断企业内部情况。新闻媒体在企业与公众之间搭建了信息传递的桥梁,曝光企业出现的负面事件和短视行为,褒奖企业履行社会责任的正面行为^[30],社会公众进行价值判断和行为响应。因此,媒体作为中国转轨经济背景下重要的法律补充机制,在完善公司治理水平,保护利益相关者方面发挥着重要的监督作用^[31]。企业党组织是党在企业的基层组织,继承了党的根本宗旨和目标,将党性和人民性内化在企业中。新闻媒体向企业党组织传达社会的期望和关注,同时监督和公开企业的决策行为,促使党组织通过参与公司治理的方式提升企业 ESG 表现,以保障人民的根本利益。基于此,提出以下假设:

H3: 媒体关注度正向调节企业党组织治理与 ESG 之间的关系。

四、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文选择 2009—2019 年 A 股上市企业作为研究样本。数据来源主要有四个途径: (1) 国泰安 CSMAR 数据库; (2) 同花顺数据库; (3) CNRDS 数据库; (4) 上市公司年报,通过手工计算和整理。样本筛选按照以下标准: (1) 剔除 ST、* ST 公司; (2) 剔除金融行业上市公司; (3) 剔除数据缺失、不完整的样本,最终获得 26145 个观测值。数据获取过程如下: 从 CSMAR 数据库获得上市企业董事会、高管层成员职位信息和兼任情况,并结合手工整理的上市企业年报中的董事会、高管层简历等,将党组织成员名单与董事会、高管层成员名单进行匹配,得到解释变量“双向进入”“交叉任职”等指标; 从同花顺—华证 ESG 评级数据中获取被解释变量上市公司 ESG 评级情况; 从 CNRDS 数据库获取媒体关注度指标。为避免极端值对实证结果造成影响,对连续变量在 1% 水平上进行缩尾处理。

(二) 变量说明和模型设计

1. 解释变量。解释变量为企业党组织治理。本文采用“双向进入”程度来衡量企业党组织治理程度,程度越高,对战略决策影响越大。具体分为党组织成员与董事会成员重合比例(*pardir*)、党组织成员与高管层成员重合比例(*parman*)、党组织成员与董事会、高管层成员总数重合总比例(*party*)。

2. 被解释变量。被解释变量为企业 ESG 表现。采用华证指数 ESG 评级。该评级分为 9 级,由高至低分别为 AAA、AA、A、BBB、BB、B、CCC、CC、C,每年评级 4 次。本文将评级由低至高赋值为 1—9 分,并将每年 4 次评分取平均值得到企业每年的 ESG 表现。

3. 调节变量。(1) 参考王珏等(2018)^[32]的做法,以“八项规定”的出台作为外生冲击变量,引入“八项规定”虚拟变量(*regulation*)。“八项规定”出台时间为 2012 年 12 月,企业样本所在年份大于 2012 年取值为 1,表示“八项规定”实施之后,小于或等于 2012 年取值为 0,表示“八项规定”实施前。(2) 参考孔东民等(2013)^[33]的做法,以每年上市公司被网络媒体报道的次数作为媒体关注度(*media*)指标,来自四百多家重要网络媒体的新闻报道数据,包括但不限于二十家主流网络财经媒体的新闻报道。

4. 控制变量。对企业特征相关的指标进行控制,包含企业规模(*size*)、企业业绩(*roa*)、资产负债率(*lev*)、股权制衡度(*balance*)、机构持股比例(*organ*)及企业年龄(*age*),同时控制年份和行业虚拟变量。本文主要变量定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

类型	名称	符号	定义
党组织治理	双向进入	<i>pardir</i>	党组织成员和董事会成员重合人数/董事会规模
		<i>parman</i>	党组织成员和高管层成员重合人数/高管层规模
		<i>party</i>	党组织成员和董事会、高管层成员重合人数/董事会及高管层人数之和
ESG 表现	ESG 评分	<i>ESG</i>	对华证指数 ESG 评级赋值 1—9 分 求得每年平均值
政府监督	“八项规定”	<i>regulation</i>	年份大于 2012 年 表示实施后 <i>regulation</i> = 1
			年份小于或等于 2012 年 表示实施前 <i>regulation</i> = 0
媒体监督	媒体关注度	<i>media</i>	$media = \ln(1 + \text{网络媒体报道次数})$
	企业规模	<i>size</i>	总资产的自然对数
	企业业绩	<i>roa</i>	总资产净利润率 = 净利润/总资产
	资产负债率	<i>lev</i>	企业总负债/企业总资产
控制变量	股权制衡度	<i>balance</i>	第二大股东持股比例/第一大股东持股比例
	机构持股比例	<i>organ</i>	机构投资者持股数量合计/总股本
	企业年龄	<i>age</i>	公司上市年数
	年份	<i>year</i>	年度虚拟变量
	行业	<i>industry</i>	行业虚拟变量

(三) 模型设计

模型(1)用于检验假设 H1, 考察企业党组织治理 *PARGOV*(*pardir*、*parman*、*party*) 对企业 ESG 表现(*ESG*) 的影响。*Control* 为控制变量, 采用个体固定效应模型, 同时控制了年份固定效应(*year*)、企业固定效应(*firm*)。

$$ESG = \beta_0 + \beta_1 PARGOV + \beta_2 Control + firm + year + \varepsilon_i \quad (1)$$

模型(2)用于检验假设 H2, 考察“八项规定”(*regulation*) 对企业党组织治理与企业 ESG 表现之间的调节作用, 加入“八项规定”(*regulation*) 与党组织治理 *PARGOV* 的交互项。

$$ESG = \beta_0 + \beta_1 PARGOV + \beta_2 regulation + \beta_3 PARGOV \times regulation + \beta_4 Control + firm + year + \varepsilon_i \quad (2)$$

模型(3)用于检验假设 H3, 考察媒体关注度(*media*) 对企业党组织治理与企业 ESG 表现之间的调节作用, 加入媒体关注度(*media*) 与党组织治理 *PARGOV* 的交互项。

$$ESG = \beta_0 + \beta_1 PARGOV + \beta_2 media + \beta_3 PARGOV \times media + \beta_4 Control + firm + year + \varepsilon_i \quad (3)$$

五、实证结果与分析

(一) 描述性统计分析

表 2 展示了主要变量的描述性统计结果。ESG 评分最大值为 9, 最小值为 1, 均值为 6.476, 标准差为 0.990; 党组织成员与董事会成员重合比例最大值为 15.4%, 最小值为 0, 均值为 0.4%, 标准差为 0.022; 党组织成员与高管层成员重合比例最大值为 16.7%, 最小值为 0, 均值为 0.4%, 标准差为 0.022; 党组织成员与董事会、高管层成员总数重合比例最大值为 11.1%, 最小值为 0, 均值为 0.3%, 标准差为 0.016; 媒体关注度最大值为 6.777, 最小值为 0, 均值为 4.274, 标准差为 1.281。从控制变量的情况看, 样本企业规模、机构持股比例、企业年龄标准差较大。

表 3 展示了变量间的相关性。被解释变量 ESG 表现(*ESG*) 与解释变量党组织治理(*pardir*、*parman*、*party*) 的相关系数为正, 系数的符号与研究假设的预期相符。变量之间相关系数基本小于 0.4, 且 VIF 检验均小于 3, *pardir*、*parman*、*party* 之间相关系数虽然较大, 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。

表 2 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
ESG	26145	6.476	0.990	1.000	9.000
<i>pardir</i>	26145	0.004	0.022	0.000	0.154
<i>parman</i>	26145	0.004	0.022	0.000	0.167
<i>party</i>	26145	0.003	0.016	0.000	0.111
<i>size</i>	26145	22.060	1.303	19.540	26.070
<i>roa</i>	26145	0.045	0.060	-0.212	0.224
<i>lev</i>	26145	0.425	0.212	0.048	0.926
<i>balance</i>	26145	0.349	0.287	0.009	0.996
<i>organ</i>	26145	3.830	12.380	0.000	67.440
<i>age</i>	26145	10.550	7.048	1.000	26.000
<i>regulation</i>	26145	0.722	0.448	0.000	1.000
<i>media</i>	26145	4.274	1.281	0.000	6.777

表 3 相关性分析

变量	<i>pardir</i>	<i>parman</i>	<i>party</i>	ESG	<i>size</i>	<i>roa</i>	<i>lev</i>	<i>balance</i>	<i>organ</i>	<i>age</i>	<i>regulation</i>	<i>media</i>
<i>pardir</i>	1.000											
<i>parman</i>	0.653 ***	1.000										
<i>party</i>	0.941 ***	0.789 ***	1.000									
ESG	0.084 ***	0.070 ***	0.087 ***	1.000								
<i>size</i>	0.086 ***	0.065 ***	0.080 ***	0.361 ***	1.000							
<i>roa</i>	-0.033 ***	-0.028 ***	-0.038 ***	0.077 ***	-0.033 ***	1.000						
<i>lev</i>	0.099 ***	0.071 ***	0.098 ***	0.105 ***	0.477 ***	-0.380 ***	1.000					
<i>balance</i>	-0.038 ***	-0.033 ***	-0.038 ***	-0.053 ***	-0.082 ***	0.033 ***	-0.123 ***	1.000				
<i>organ</i>	0.033 ***	0.029 ***	0.032 ***	0.033 ***	0.160 ***	-0.032 ***	0.036 ***	0.005	1.000			
<i>age</i>	0.151 ***	0.129 ***	0.161 ***	0.206 ***	0.364 ***	-0.206 ***	0.375 ***	-0.153 ***	0.162 ***	1.000		
<i>regulation</i>	-0.029 ***	-0.029 ***	-0.032 ***	0.040 ***	0.153 ***	-0.061 ***	-0.050 ***	0.068 ***	0.174 ***	0.113 ***	1.000	
<i>media</i>	-0.013 **	-0.004	-0.014 **	0.065 ***	0.219 ***	0.069 ***	0.046 ***	0.035 ***	0.135 ***	-0.031 ***	0.093 ***	1.000

注：表中为 Pearson 相关系数；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

(二) 回归结果分析

1. 企业党组织治理对 ESG 表现的影响分析。如表 4 所示，“双向进入”程度(*pardir*、*party*)与 ESG 评分之间具有显著正相关关系，H1 大部分得到验证。在控制变量中，企业规模、资产负债率、机构持股比例与 ESG 评分之间存在显著相关关系。结果说明企业党组织治理有动机且有能力推动 ESG 发展，从根本上保障 ESG 决策得到有效执行，提升企业的 ESG 表现。在“双向进入”领导体制下，企业党组织成员与董事会成员重合人数占比与 ESG 评分之间存在显著正相关关系，而企业党组织成员与高管层成员重合人数占比与 ESG 评分之间不存在显著相关关系。董事会是企业的经营决策和业务执行机构，是公司治理的核心，决定企业的战略发展方向，因此企业党组织成员进入董事会对企业 ESG 相关决策影响也更大。

2. “八项规定”对企业党组织治理与 ESG 表现之间的调节作用。如表 4 所示，“双向进入”程度(*pardir*、*party*)与“八项规定”的交乘项系数显著为正，即“八项规定”正向调节企业党组织治理与 ESG 之间的关系，H2 大部分得到验证。结果说明在制度层面上加强企业党风廉政建设，以刚性的制度约束提升企业高管党员的政治修养，能有效制约企业高管党员的利己主义行为和一味追求经济收益、忽略社会使命的短视行为，在党组织治理过程中促使企业实施提升社会福利、改善生存环境等 ESG 行为。

3. 媒体关注度对企业党组织治理与 ESG 表现之间的调节作用。如表 4 所示，“双向进入”程度(*pardir*、*parman*、*party*)与媒体关注度的交乘项系数显著为正，即媒体关注度正向调节党组织治

理与 ESG 之间的关系，H3 得到验证。结果说明新闻媒体作为沟通桥梁，向党组织传达社会的期望和关注的同时，监督和公开企业的决策行为，促使党组织通过参与公司治理的方式提升企业 ESG 表现，以保障人民的根本利益。

表 4 企业党组织治理对 ESG 表现的影响及调节效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>pardir</i>	0.996 *** (2.725)			0.106 (0.192)			1.129 *** (3.128)		
<i>parman</i>		0.391 (1.065)			0.091 (0.172)			0.498 (1.353)	
<i>party</i>			1.215 ** (2.366)			0.100 (0.135)			1.419 *** (2.781)
<i>regulation</i>				0.090 (0.286)	0.088 (0.277)	0.072 (0.223)			
<i>regulation × pardir</i>				1.356 ** (2.211)					
<i>regulation × parman</i>					0.757 (1.413)				
<i>regulation × party</i>						1.721 ** (2.127)			
<i>media</i>							-0.040 *** (-5.648)	-0.040 *** (-5.621)	-0.040 *** (-5.667)
<i>media × pardir</i>							0.651 *** (3.548)		
<i>media × parman</i>								0.468 ** (2.171)	
<i>media × party</i>									0.847 *** (3.322)
<i>size</i>	0.105 *** (5.645)	0.105 *** (5.624)	0.106 *** (5.657)	0.106 *** (5.692)	0.105 *** (5.640)	0.106 *** (5.703)	0.113 *** (5.995)	0.112 *** (5.955)	0.113 *** (5.997)
<i>roa</i>	-0.057 (-0.411)	-0.058 (-0.413)	-0.057 (-0.408)	-0.062 (-0.449)	-0.060 (-0.429)	-0.062 (-0.445)	-0.020 (-0.145)	-0.019 (-0.135)	-0.019 (-0.135)
<i>lev</i>	-0.312 *** (-4.321)	-0.310 *** (-4.289)	-0.312 *** (-4.319)	-0.306 *** (-4.237)	-0.307 *** (-4.252)	-0.306 *** (-4.241)	-0.312 *** (-4.332)	-0.311 *** (-4.315)	-0.312 *** (-4.328)
<i>balance</i>	-0.030 (-0.591)	-0.029 (-0.576)	-0.030 (-0.586)	-0.030 (-0.591)	-0.030 (-0.585)	-0.030 (-0.593)	-0.030 (-0.591)	-0.027 (-0.544)	-0.029 (-0.580)
<i>organ</i>	0.007 *** (9.253)	0.007 *** (9.276)	0.007 *** (9.261)	0.007 *** (9.208)	0.007 *** (9.249)	0.007 *** (9.216)	0.007 *** (9.651)	0.007 *** (9.694)	0.007 *** (9.657)
<i>age</i>	-0.023 (-0.729)	-0.022 (-0.702)	-0.021 (-0.679)	-0.021 (-0.679)	-0.021 (-0.657)	-0.019 (-0.607)	-0.024 (-0.769)	-0.026 (-0.858)	-0.024 (-0.792)
<i>year FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>firm FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	4.180 *** (10.178)	4.186 *** (10.172)	4.169 *** (10.125)	4.159 *** (10.120)	4.176 *** (10.129)	4.147 *** (10.046)	4.166 *** (10.132)	4.189 *** (10.191)	4.167 *** (10.134)
<i>N</i>	26145	26145	26145	26145	26145	26145	26145	26145	26145
<i>r²</i>	0.050	0.050	0.050	0.051	0.050	0.051	0.054	0.053	0.053
<i>F</i>	34.997	34.589	34.839	33.492	32.800	33.266	33.683	32.917	33.498
<i>p</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

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

(三) 稳健性检验

1. 样本选择偏差问题。本文样本基于 A 股企业，剔除了金融行业和 ST、* ST 样本以及数据有

缺失的样本,可能产生样本选择的偏误。由此,采用 Heckman 两阶段回归法,第一阶段的选择模型如下:

$$Probit(I_i) = \alpha_0 + \alpha_1 sep_i + \alpha_2 chaceo_i + \alpha_3 X + u_i$$

其中, I_i 为样本企业 i 中党组织成员进入董事会或高管层的选择变量,若 $I_i = 1$,表示进入;若 $I_i = 0$,表示未进入。本文选择第二阶段出现的所有解释变量(用 X 表示)作为第一阶段的识别变量。同时,采用两个外生性工具变量:母公司是否为集团公司(用 $group$ 表示,若第一大股东为集团公司, $group = 1$,否则 $group = 0$)及两职合一(用 $chaceo$ 表示,若两职合一, $chaceo = 1$,否则 $chaceo = 0$)。上市公司的党组织通常由所属集团的党组织领导和管理,因此第一大股东是否为集团公司直接决定党组织的隶属关系,从而影响上市公司党组织的构成和治理方式;公司两职合一,即董事长和总经理的兼任情况能影响公司的控制权和董事会结构,进而影响党组织嵌入董事会、高管层的方式和程度。表 5 展示了 Heckman 两阶段法回归结果:第一阶段选择模型获得 imr 系数,结果显示 imr 系数不显著,说明不存在样本选择偏差,党组织治理指标系数依然显著为正,即企业党组织治理对 ESG 表现具有正向影响,结果具有较强的稳健性。

表 5 Heckman 模型计量结果

变量	(1) 选择方程	(2)	(3)	(4)
<i>paridir</i>		1.002 *** (2.738)		
<i>parman</i>			0.381 (1.026)	
<i>party</i>				1.214 ** (2.352)
<i>chaceo</i>	-0.432 *** (-8.546)			
<i>group</i>	-0.064 ** (-1.966)			
<i>imr</i>		0.056 (0.960)	0.054 (0.930)	0.056 (0.962)
<i>_cons</i>	-3.404 *** (-11.616)	3.969 *** (8.531)	3.982 *** (8.544)	3.958 *** (8.491)
<i>N</i>	25612	25612	25612	25612
<i>r²</i>	0.134	0.052	0.052	0.052
<i>F</i>	1222.09	33.625	33.248	33.468
<i>p</i>	0.000	0.000	0.000	0.000

注:括号内为 $t(z)$ 值;***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;限于篇幅,省略控制变量回归结果。

2. 其他稳健性检验。本文还从以下两个方面进行了稳健性检验。第一,党组织“双向进入”替换成党组织“交叉任职”董事会、高管层:若党委书记兼任董事长, $parchair = 1$,否则 $parchair = 0$;若党委书记兼任 CEO, $parceo = 1$,否则 $parceo = 0$;若党委书记兼任董事长或 CEO, $partycc = 1$,否则 $partycc = 0$ 。回归结果显示,企业“交叉任职”($parchair$ 、 $partycc$)与 ESG 评分之间具有显著正相关关系,“交叉任职”($partycc$)与“八项规定”的交乘项系数显著为正,“交叉任职”($parchair$ 、 $partycc$)与“媒体关注度”的交乘项系数显著为正,企业“交叉任职”与“双向进入”检验结果基本保持一致,见表 6。第二,为了进一步排除内生性的干扰,将解释变量滞后一期重新验证,回归结果均无实质性差异。综上所述,本文的实证结果具有较强的稳健性,见表 7。

表 6 企业党组织“交叉任职”对 ESG 表现的影响及调节效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>parchair</i>	0.147 *** (2.798)			0.038 (0.416)			0.158 *** (2.999)		
<i>parceo</i>		0.051 (0.975)			0.022 (0.285)			0.060 (1.143)	
<i>partycc</i>			0.091 ** (2.033)			0.001 (0.015)			0.099 ** (2.213)
<i>regulation</i>				0.080 (0.252)	0.081 (0.255)	0.073 (0.225)			

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>regulation</i> × <i>parchair</i>				0.150 (1.492)					
<i>regulation</i> × <i>parceo</i>					0.110 (1.413)				
<i>regulation</i> × <i>partycc</i>						0.132* (1.879)			
<i>media</i>							-0.042*** (-5.784)	-0.041*** (-5.714)	-0.042*** (-5.768)
<i>media</i> × <i>parchair</i>							0.056** (2.134)		
<i>media</i> × <i>parceo</i>								0.042 (1.441)	
<i>media</i> × <i>partycc</i>									0.038* (1.803)
<i>year FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>firm FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>_ cons</i>	4.176*** (10.156)	4.186*** (10.171)	4.174*** (10.139)	4.161*** (10.111)	4.177*** (10.133)	4.157*** (10.076)	4.161*** (10.110)	4.183*** (10.158)	4.170*** (10.128)
<i>N</i>	26145	26145	26145	26145	26145	26145	26145	26145	26145
<i>r</i> ²	0.050	0.050	0.050	0.051	0.050	0.051	0.053	0.053	0.053
<i>F</i>	35.051	34.560	34.657	33.293	32.774	32.986	33.469	32.757	32.932
<i>p</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注：括号内为 t 值；***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；限于篇幅，省略控制变量回归结果。下同。

表 7 解释变量滞后一期对 ESG 表现的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>L. pardir</i>	0.900** (2.537)			0.593* (1.696)			0.891** (2.521)		
<i>L. parman</i>		0.020 (0.063)			0.141 (0.445)			0.021 (0.066)	
<i>L. party</i>			0.976** (1.966)			0.586 (1.219)			0.985** (1.989)
<i>regulation</i>				-0.107 (-0.344)	-0.114 (-0.361)	-0.123 (-0.387)			
<i>regulation</i> × <i>pardir</i>				0.882** (2.217)					
<i>regulation</i> × <i>parman</i>					0.561 (1.563)				
<i>regulation</i> × <i>party</i>						1.151** (2.154)			
<i>media</i>							-0.030*** (-4.017)	-0.030*** (-3.993)	-0.030*** (-4.036)
<i>media</i> × <i>pardir</i>							0.534*** (2.902)		
<i>media</i> × <i>parman</i>								0.466** (2.161)	
<i>media</i> × <i>party</i>									0.700*** (2.783)
<i>year FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>firm FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>_ cons</i>	3.802*** (8.205)	3.815*** (8.218)	3.794*** (8.166)	3.784*** (8.162)	3.801*** (8.165)	3.769*** (8.080)	3.849*** (8.307)	3.885*** (8.421)	3.855*** (8.335)
<i>N</i>	22698	22698	22698	22698	22698	22698	22698	22698	22698
<i>r</i> ²	0.045	0.044	0.045	0.045	0.045	0.045	0.047	0.046	0.047
<i>F</i>	34.819	34.457	34.705	33.120	32.512	32.894	32.332	31.865	32.249
<i>p</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

六、进一步检验与分析

(一) 不同所有制企业党组织治理对 ESG 表现影响对比

由上文检验可知,企业党组织治理对企业 ESG 表现有正面影响。根据企业所有制情况,企业分为国有企业和非国有企业,二者处于不同的制度环境和历史背景,虽具备相似的公司治理结构,治理目的和治理效果却有所差别,因此国有企业和非国有企业推动 ESG 发展的初衷也不尽相同。国有企业出于自身的政治、社会、文化等一系列非经济性目标提升 ESG 表现,是社会属性的体现,目的在于帮助政府改善生态环境、履行社会责任、提升社会福利、稳护社会稳定等^[34],而非国有企业提升 ESG 表现的目的是以经济利益为导向,向投资者传递良好信号,展示自身可持续发展能力,通过践行环境责任、社会责任以获得社会声誉,最终实现企业绩效增长。

基于此,本文将国有企业($state = 1$)和非国有企业($state = 0$)分组回归,结果见表 8。国有企业党组织治理与 ESG 表现之间不存在显著相关关系;非国有企业党组织治理与 ESG 表现之间存在显著正相关关系。表明相比于国有企业,非国有企业 ESG 表现对党组织治理更为敏感,非国有企业的党组织治理发挥的作用更强,影响更大。从国有企业的功能定位和责任目标来看,政治属性和公共属性是国有企业的根本属性,也是国有企业存在的根源。相比于民营企业,国有企业建立的目的在于增进社会公共利益,因此国有企业本身具有践行 ESG 的意愿和倾向。而非国有企业通常以盈利为目的,党组织成员进入企业决策管理层,能及时纠正企业以利益为先的短视行为和非责任行为,从而促使企业提升 ESG 表现。

表 8 不同所有制企业党组织治理对 ESG 表现影响对比

变量	国有企业	国有企业	国有企业	非国有企业	非国有企业	非国有企业
<i>pardir</i>	0.525 (1.324)			1.628 (1.639)		
<i>parman</i>		0.186 (0.476)			1.343* (1.890)	
<i>party</i>			0.566 (1.015)			2.443** (1.960)
<i>year FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>firm FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>_ cons</i>	3.105*** (4.542)	3.118*** (4.560)	3.104*** (4.538)	3.668*** (8.579)	3.656*** (8.557)	3.662*** (8.570)
<i>N</i>	9718	9718	9718	16427	16427	16427
<i>r²</i>	0.102	0.102	0.102	0.016	0.016	0.016
<i>F</i>	38.286	38.138	38.106	14.878	14.982	15.063
<i>p</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

(二) ESG 表现与企业价值之间的关系

ESG 对企业绩效和价值的影响一直受到学术界的关注,并产生不同的学术观点。第一种观点认为 ESG 对企业价值存在负向影响,企业管理层开展 ESG 项目时,增加了额外的经营成本,侵占和损害了股东权益,最终导致企业价值降低。第二种观点认为 ESG 对企业价值存在正向影响,企业实施环境活动或社会责任活动,可以提高企业声誉,加强企业与利益相关者的互动,从而降低业务风险,提升企业价值。Gunnar Friede 等(2015)^[35]总结以往 2200 多篇学术研究,大部分学者认为 ESG 因素与财务绩效之间存在非负相关的关系,并且随着时间的推移,ESG 因素对财务绩效的正面作用越来越明显,说明 ESG 对企业价值的影响具有时滞效应。朱乃平等(2014)^[36]证明企业积极

履行社会责任对企业绩效具有一定的滞后性和长期性，对短期绩效没有正向影响。

基于此，选取 *Tobin's Q* 作为企业价值变量，进一步研究企业 ESG 表现和企业价值之间的关系，并参考谢洪明等(2019)^[37]的做法，将 ESG 表现滞后 1—7 期，见表 9。结果显示 ESG 当期及滞后 1—3 期与企业价值之间存在显著负相关关系；从 ESG 滞后 4 期开始，企业价值开始提升；从 ESG 滞后 5 期开始(滞后 5—7 期)，与企业价值之间均存在显著正相关关系。说明 ESG 作用于企业价值具有较长时间的滞后效应。这是因为在短期过程中，企业对环境领域、社会责任的履行以及公司治理等方面的大力投入在一定程度上会增加企业当年的经营成本，加重经营负担，使当期和短期财务绩效呈负增长态势，而 ESG 投入是一个长期回报过程，长期坚持环境责任、社会责任的履行以及有效的公司治理战略，能为企业树立良好的口碑，逐年提高竞争优势和盈利能力，最终提升企业的长期价值和可持续发展能力。

表 9 ESG 表现与企业价值之间的关系

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ESG</i>	-0.024 ** (-2.017)							
<i>ESG_{t-1}</i>		-0.041 *** (-3.200)						
<i>ESG_{t-2}</i>			-0.054 *** (-4.258)					
<i>ESG_{t-3}</i>				-0.034 *** (-2.718)				
<i>ESG_{t-4}</i>					0.002 (0.170)			
<i>ESG_{t-5}</i>						0.061 *** (4.005)		
<i>ESG_{t-6}</i>							0.088 *** (4.968)	
<i>ESG_{t-7}</i>								0.055 *** (2.985)
<i>year FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>firm FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>_ cons</i>	19.931 *** (23.720)	20.817 *** (23.362)	20.312 *** (21.517)	21.214 *** (20.869)	21.858 *** (18.775)	21.314 *** (14.600)	22.213 *** (11.474)	13.852 *** (6.619)
<i>N</i>	25490	22093	18978	15952	13343	10929	8776	6714
<i>r²</i>	0.335	0.357	0.359	0.388	0.402	0.404	0.406	0.313
<i>F</i>	246.328	235.632	210.720	216.110	216.942	208.434	182.557	140.282
<i>p</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

七、结论与启示

本文探究企业党组织治理与 ESG 之间的关系以及这种关系是否受到外部环境的影响，并进一步探究不同所有制下企业的 ESG 表现及其与企业长期价值之间的内在联系和规律。研究发现：企业党组织治理对 ESG 表现有正向影响，党组织成员进入董事会发挥的作用和影响比党组织进入高管层更加明显和有效。“八项规定”、媒体关注度均正向调节企业党组织治理与 ESG 之间的关系；相比于国有企业，非国有企业党组织治理对 ESG 的影响更为明显；ESG 表现对企业价值的正面影响具有较长时间的滞后效应。本文的研究启示如下：

第一,制定相关法律法规,厘清企业党组织与决策管理层之间的关系,明确党组织治理的职能、权责边界等内容,为党组织在企业发挥有效的公司治理作用提供合法性支持。目前非国有企业基层党组织作为公司治理的软性约束,尚未建立相关法律法规明确其直接参与治理的权力,应在制度层面上加强企业党组织建设工作,完善法律制度,规范市场运营规则。

第二,发挥政府在 ESG 体系建设中的主导作用。目前我国 ESG 发展处于起步和探索阶段,政府应创造完善的制度环境和外部条件,推动 ESG 理念在本土落地实施。政府部门及相关协会自律组织应出台 ESG 相关要求,加强 ESG 制度体系建设,并给予有效的政策支持。证监会、交易所、基金业协会等资本市场相关部门应对企业的 ESG 行为予以引导和监督。

第三,加强媒体监督力量。我国 ESG 仍处于起步阶段,体系建设尚不健全。除了采用政策工具硬性约束,还应充分发挥媒体监督作用和声誉机制,加大企业 ESG 相关报道力度,引导公众、投资人等利益相关者对企业 ESG 表现持续关注,利用公众监督压力制约企业非责任行为,并对责任履行良好的企业予以褒扬,形成企业与社会的良好互动和双赢局面。

参考文献:

- [1] Blank H., Sgambati G., Truelson Z. Best Practices in ESG Investing [J]. *Journal of Investing*, 2016, 25(2): 103-112.
- [2] 田虹,王宇菲. 动态环境下的企业环境战略转型研究综述与基本框架构建 [J]. *科技管理研究*, 2020, (5): 233-242.
- [3] Song H., Zhao C., Zeng J. Can Environmental Management Improve Financial Performance: An Empirical Study of A-shares Listed Companies in China [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2017, 141: 1051-1056.
- [4] 李国平,韦晓茜. 企业社会责任内涵、度量与经济后果——基于国外企业社会责任理论的研究综述 [J]. *会计研究*, 2014, (8): 33-40, 96.
- [5] Robert G., Eccles, Ioannou I., Serafeim G. The Impact of Corporate Sustainability on Organizational Processes and Performance [J]. *Management Science*, 2014, 60(11): 2835-2857.
- [6] 嵇国平, 阚云艳, 吴武辉. 企业社会责任对财务绩效的影响: 一定是线性的吗 [J]. *经济问题*, 2016, (10): 92-97.
- [7] 温素彬, 方苑. 企业社会责任与财务绩效关系的实证研究——利益相关者视角的面板数据分析 [J]. *中国工业经济*, 2008, (10): 150-160.
- [8] 马连福. 股权结构的适度性与公司治理效率 [J]. *南开管理评论*, 2000, (4): 19-23.
- [9] 黄群慧. 国有控股公司控股方治理行为: 有效抑或无效 ——《国有控股公司控股方行为及其治理绩效实证研究》评介 [J]. *山东社会科学*, 2019, (1): 195.
- [10] 叶陈刚, 裘丽, 张立娟. 公司治理结构、内部控制质量与企业财务绩效 [J]. *审计研究*, 2016, (2): 104-112.
- [11] Ahmed Aboud, Ahmed Diab. The Impact of Social, Environmental and Corporate Governance Disclosures on Firm Value: Evidence from Egypt [J]. *Journal of Accounting in Emerging Economies*, 2018, 8(4): 442-458.
- [12] 邱牧远, 殷红. 生态文明建设背景下企业 ESG 表现与融资成本 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2019, (3): 108-123.
- [13] 周方召, 潘婉颖, 付辉. 上市公司 ESG 责任表现与机构投资者持股偏好——来自中国 A 股上市公司的经验证据 [J]. *科学决策*, 2020, (11): 15-41.
- [14] 梁建, 陈爽英, 盖庆恩. 民营企业的政治参与、治理结构与慈善捐赠 [J]. *管理世界*, 2010, (7): 109-118.
- [15] 柳学信, 孔晓旭, 王凯. 国有企业党组织治理与董事会异议——基于上市公司董事会决议投票的证据 [J]. *管理世界*, 2020, (5): 116-133, 13.
- [16] 雷海民, 梁巧转, 李家军. 公司政治治理影响企业的运营效率吗——基于中国上市公司的非参数检验 [J]. *中国工业经济*, 2012, (9): 109-121.
- [17] 王元芳, 马连福. 国有企业党组织能降低代理成本吗? ——基于“内部人控制”的视角 [J]. *管理评论*, 2014, (10): 138-151.
- [18] Chang E. C., Wong S. M. L. Political Control and Performance in China's Listed Firms [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2004, 32(4): 617-636.
- [19] 马连福, 王元芳, 沈小秀. 中国国有企业党组织治理效应研究——基于“内部人控制”的视角 [J]. *中国工业经济*, 2012, (8): 84-97.
- [20] 陈红, 胡耀丹, 纳超洪. 党组织参与公司治理、管理者权力与薪酬差距 [J]. *山西财经大学学报*, 2018, (2): 84-97.
- [21] 陈仕华, 姜广省, 李维安. 国有企业纪委的治理参与能否抑制高管私有收益? [J]. *经济研究*, 2014, (10): 139-151.

- [22] 程博, 宣扬, 潘飞. 国有企业党组织治理的信号传递效应——基于审计师选择的分析 [J]. 财经研究, 2017, (3): 71–82.
- [23] 黄文锋, 张建琦, 黄亮. 国有企业董事会党组织治理、董事会非正式等级与公司绩效 [J]. 经济管理, 2017, (3): 6–20.
- [24] 王舒扬, 吴蕊, 高旭东. 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, (8): 40–57.
- [25] 余威. 党组织参与治理的民营企业更“乐善好施”吗? ——基于慈善捐赠视角的实证检验 [J]. 云南财经大学学报, 2019, (1): 67–85.
- [26] 陈世瑞. 国企党建与法人治理结构协同性初探 [J]. 华东经济管理, 2012, (1): 105–109.
- [27] 张蕊, 蒋煦涵. 党组织治理、市场化进程与社会责任信息披露 [J]. 当代财经, 2019, (3): 130–139.
- [28] Michaud D. W., Magaram K. A. Recent Technical Papers on Corporate Governance [J]. Social Science Electronic Publishing, 2006, (4): 1–79.
- [29] 赵纯祥, 杨快, 何威风. 政策性负担、八项规定与国企高管隐性腐败治理 [J]. 中南财经政法大学学报, 2019, (1): 75–85, 159.
- [30] 徐莉萍, 辛宁, 祝继高. 媒体关注与上市公司社会责任履行——基于汶川地震捐款的实证研究 [J]. 管理世界, 2011, (3): 135–143, 188.
- [31] 李培功, 沈艺峰. 媒体的公司治理作用: 中国的经验证据 [J]. 经济研究, 2010, (4): 14–27.
- [32] 王珏, 祝继高. 劳动保护能促进企业高学历员工的创新吗? ——基于 A 股上市公司的实证研究 [J]. 管理世界, 2018, (3): 139–152, 166, 184.
- [33] 孔东民, 刘莎莎, 应干伟. 公司行为中的媒体角色: 激浊扬清还是推波助澜? [J]. 管理世界, 2013, (7): 145–162.
- [34] 罗知. 中国转型时期的国有企业: 多重任务、效率损失与制度约束 [M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2017.
- [35] Gunnar Friede, Timo Bush, Alexander Bassen. ESG and Financial Performance: Aggregated Evidence from more than 2000 Empirical Studies [J]. Journal of Sustainable Finance and Investment, 2015, 5(4): 210–233.
- [36] 朱乃平, 朱丽, 孔玉生, 等. 技术创新投入、社会责任承担对财务绩效的协同影响研究 [J]. 会计研究, 2014, (2): 57–63, 95.
- [37] 谢洪明, 吴文施. 我国上市制药企业研发投入的时滞效应分析 [J]. 科技管理研究, 2019, (24): 188–194.

Research on the Influence of Party Organization Governance on Enterprise ESG Performance

LIU Xuexin^{1 2}, LI Huyang^{1 2}, KONG Xiaoxu^{1 3}

- (1. Environmental, Social and Governance Institute, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China;
2. School of Business Administration, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China;
3. School of Economics, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China)

Abstract: This paper explores the relationship between corporate party organization governance and corporate ESG, and whether this relationship is affected by the external environment. It further studies the ESG performance of enterprises under different ownership systems, as well as the internal relations and laws between the ESG performance and the long-term value of enterprises. Using all of China's A-share listed companies from 2009 to 2019 as the research sample, this study finds that the corporate governance of party organizations has a positive impact on enterprises' ESG performance. The role and influence of party organization members entering the board of directors is more obvious and effective than that of party organizations entering the management; the "Eight Regulations" and the media attention positively regulate the relationship between the corporate party organization governance and the ESG performance; compared to state-owned enterprises, the governance of the non-state-owned enterprise party organizations has a more obvious impact on the ESG performance; the positive impact of the ESG performance on the corporate value has a long-term lag effect.

Key words: Party Organization Governance; ESG "Eight Regulations"; Media Attention

(责任编辑: 闻 毓)