ESG是否促进了企业绿色技术创新?

贾 玥

(南宁师范大学经济与管理学院,南宁 530000)

摘要: 中国式现代化目标下,绿色技术创新是企业低碳转型的重要途径。通过以2011—2022年A股上市公司为样本,实证分析企业ESG对绿色技术创新的影响。研究发现,企业ESG表现能够提升其自身的绿色技术创新水平,这一影响在国有企业、东部地区企业、高科技企业内更为突出;机制分析表明,降低融资约束、提高研发投入是ESG表现推动企业提高绿色技术创新水平的两大渠道。研究结论为推动企业绿色技术创新,进一步实现高质量发展具有一定的参考价值。

关键词: ESG表现;绿色创新;上市公司

中图分类号: F273.1;F832.51;X322 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2024)08-0035-07

党的二十大报告指出,中国式现代化是人与自然和谐共生的现代化,需要积极稳妥推进碳达峰碳中和,推进经济社会向绿色化、低碳化发展。在此背景下,提升企业绿色技术创新能力具有重要意义,绿色技术创新一方面可以降低生产环节所产生的碳排放量,另一方面,可以提高企业的核心竞争力,保持企业在行业中的技术话语权[1]。但由于绿色技术创新通常具有周期长、成本高、不确定性大等特点,使得企业缺乏创新执行动力。基于该现状,联合国责任投资原则组织(The United Nations-supported Principles for Responsible Investment, UNPRI)提出企业ESG理念。环境、社会和公司治理(environmental, social and governance, ESG)是指在传统财务绩效基础上,将环境、社会与公司治理因素纳入企业经营评价标准与外界投资决定标准内,以期规范企业经营行为、构建企业监督管理制度的评价体系。ESG表现一方面帮助外部投资者衡量该企业是否具备可持续发展能力以及是否具有社会责任感,另一方面,其核心内涵强调绿色发展,要求企业履行保护环境的社会责任,不可将财务绩效作为单一的评判标准,促进企业坚守绿色发展理念,成为推进企业绿色创新的动力。目前,ESG理念迅速发展,各组织对其重视程度日益增加,在政策方面,2022年4月中国证监会发布的《上市公司投资者关系管理工作指引》指出,ESG信息具有重要作用,可作为与投资者沟通的内容。这使得企业ESG表现不仅成为衡量企业绿色可持续发展水平的重要标准,而且促使相关方越来越关注企业生产经营活动造成的环境影响,并进而激发企业进行绿色技术创新。

良好的ESG表现成为企业无声的发展动力,目前已受到国内外学者的广泛关注,对ESG的研究更多关注其带来的经济结果,ESG表现可以提供非财务增量信息、增强盈余价值相关性[2]、稳定资本市场[3]、降低融资成本[4]、提升企业业绩、降低破产风险[5]等。同时,不可忽略的是ESG表现将企业在环境等方面的动态向外部进行展示,缓解信息不对称行为,传递出企业良好的社会责任感[6],为企业技术创新带来社会资源[7],从而影响企业的绿色创新绩效和绿色技术创新水平。那么ESG表现究竟会产生怎样的企业行为与社会结果,面对不同性质的企业是否存在差异,其作用机理是什么?为此,以2011—2022年A股上市公司为研究对象,探究企业ESG表现与绿色技术创新之间的作用关系,并讨论在不同企业属性下的异质性。本文的创新及贡献为,在中国式现代化的背景下,运用最新数据分析企业ESG表现对绿色技术创新的影响,从融资约束和研发投入视角考察影响机制,并基于多个视角讨论异质性问题。以期能够为"双碳"目标实现和中国式现代化建设提供帮助,并提出针对性的建议。

1 理论分析与研究假说

企业的可持续发展需要各方监督,其追求的不

收稿日期: 2024-01-12

作者简介: 贾玥(1999—),女,河北石家庄人,硕士研究生,研究方向为产业经济学。

仅是企业利益最大化，而且也要注意各方利益相关者的总体利益。在“双碳”目标之下，为维护各方权益与利益，企业的可持续性发展离不开低碳转型，而绿色技术创新是低碳转型的重要驱动力。对企业而言，为更好地衡量企业可持续发展，ESG信息是较为公平与完整的信息评价标准，其中包含环境、社会、治理三大方面，可满足评价企业可持续发展、价值最大化的需求。并且随着企业社会责任感逐渐提升，良好的ESG表现可以增加企业与外部投资者的沟通互动渠道，增强外部投资者对企业的了解度与认可度，提高企业信息透明度，降低双方交易成本，形成外部监督新渠道，树立企业良好形象，促进企业顺利获取相应资源，并将其转化为绿色技术创新能力。

从利益相关者理论看，企业的有序发展离不开各方利益相关者的参与，披露ESG信息增加了企业与投资者的沟通渠道与沟通效率，降低了双方的交易成本。从本质上看，发挥了外部监督与治理的作用，有利于形成以企业加强环境意识为内，以投资者监督为主的相互合作的监督治理效应，从而在决策方面，提高效率，推动企业进行绿色技术创新。从信号理论看，企业积极主动披露ESG信息，是一种良性的发展信号，在展示ESG信息的同时，也展示出企业重视环境、具有社会责任感的品质，这有助于企业在公众面前树立良好的形象，得到政府等外部组织的支持，获得投资者的信任，进而降低在绿色技术创新方面的潜在风险，推动企业进行高水平的绿色技术创新。

企业可持续发展离不开绿色技术创新，要想实现绿色技术的创新，资金投入是关键要素，资金是创新活动的保障，影响着企业进行绿色技术创新的效率。为检验其在ESG表现推动企业进行绿色技术创新过程中是否产生影响，从融资约束和研发投入两个视角出发，探究二者的影响机理。第一，ESG表现通过缓解融资约束，推动企业绿色技术创新。首先，为推动企业ESG实践，出台各种金融政策，这增加了金融市场对企业绿色技术创新项目投资的概率。其次良好的ESG表现需要以大量的财务信息作为支撑，这使投资者降低了交易成本，提升了投资概率。最后，ESG表现展示出的企业信息，缓解了企业与外部人员的信息不对称现象，在一定程度上降低外部投资风险，提升了投资效率。第二，ESG表现通过增加研发投入，推动企业绿色技术创新。一方面，企业良好的ESG表现离不开持续地向关键领域进行污染防治能力的资金投入；另一方面，企业ESG表现背后是企业积极承担社会责任，不断根据市场需要增加研发投入迭代绿色产品。

综上，提出以下三个研究假说。

H1：ESG促进了企业的绿色技术创新；

H2：ESG表现通过缓解融资约束，促进企业绿色技术创新；

H3：ESG表现通过增加研发投入，促进企业绿色技术创新。

2 研究设计

2.1 样本与数据来源

选取A股上市公司为研究对象，2011—2022年为研究区间，对ESG表现与企业绿色技术创新的关系进行讨论。所涉及的财务数据来源于国泰安数据服务中心（China Stock Market & Accounting Research Database，CSMAR），ESG评级数据来源于Wind数据库，绿色发明专利申请数据等专利数据来自中国研究数据服务平台。考虑到数据可比性与准确性，删除金融行业公司样本；删除ST、PT的样本；删除关键变量数据缺失的样本。经上述筛选，最终得到34 700个观测值。

2.2 主要变量定义

被解释变量：企业绿色技术创新水平（GPC）。考虑到在专利申请过程中，该技术可能会对企业的生产行为产生影响，借鉴刘金科和肖翊阳[8]的思路，以上市企业绿色专利申请数（其中包含绿色发明专利申请数和绿色实用新型申请数）对企业绿色技术创新水平进行衡量。在数据的及时性、稳定性等方面，专利申请数更占优势，更能反映企业对绿色技术创新的重视程度。基于数据“右偏性”特征，在其基础上加1并取自然对数。

解释变量：ESG表现。目前，第三方机构对企业ESG的评级结果，是衡量企业ESG表现的主要方式。参考方先明和胡丁[9]的做法，采用华证ESG评级数据说明ESG表现。华证指数在充分结合中国国情与证券市场特点的基础上，自2009年开始提供中国A股和港股等企业的ESG评级结果，并已得到业界与学界的广泛认可。该评价体系包含温室气体排放、水资源消耗、可再生能源、股东权益保护、员工激励和发展等在内的多个关键指标，且已覆盖全部A股上市公司，该评级每年进行4次，每

次由高至低标注为 AAA、AA、A、BBB、BB、B、CCC、CC、C，并依次赋值为 1～9 分，将每年 4 次评分取平均值得到企业每年的 ESG 表现，评级结果能够较为准确地代表企业 ESG 表现。

控制变量：为减少遗漏变量产生的问题，引入相关控制变量。具体包括企业规模（Size），以企业总资产的自然对数衡量；资产负债率（Lev）：以企业总负债与总资产之比衡量；净资产收益率（Roa）：以企业净利润占总资产之比衡量；独立董事占比（Indep）：以独立董事人数与董事会总人数之比衡量；两职合一（Dual）：以董事长与总经理是否为同一人衡量；第一大股东持股比例（Top1）：以第一大股东出资额与总投资额之比衡量。

2.3　模型构建

构建如下多元回归模型，检验 ESG 表现对企业绿色技术创新的影响：

$$GPC_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 ESG_{it} + Controls_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中：被解释变量 GPC_{it} 为 t 年第 i 个企业的绿色技术创新水平；解释变量 ESG_{it} 为 t 年第 i 个企业的 ESG 表现；$Controls_{it}$ 为各控制变量；μ_i 为行业固定效应；δ_t 为时间固定效应；ε 为残差项；λ 为相关变量系数。同时，考虑到回归模型中可能存在异方差和自相关问题，在回归方程中采用行业层面的聚类稳健标准误进行估计。

3　实证分析

3.1　描述性统计分析

如表 1 所示，GPC 的均值为 0.783，最大值为 7.223，这表明不同企业的绿色技术创新水平具有较大差异。企业 ESG 评分的均值为 4.138，标准差为 1.039，说明我国企业的 ESG 表现整体良好，仍具有提升空间。

3.2　基准回归分析

表 2 为基准回归的检验结果。由表 2 可知，不论是否加入控制变量、是否对年份和行业进行固定，核心解释变量的系数均呈现稳健效果。可见，核心解释变量 ESG 对被解释变量绿色技术创新具有显著的促进效果，即二者存在正向激励效果，前者表现越好，后者创新水平提升效率越高。

表 1　描述性统计

变量	观测值	均值	P50	标准差	最小值	最大值
GPC	34 700	0.783	0.693	1.128	0.000	7.223
ESG	34 700	4.138	4.000	1.039	1.000	8.000
Size	34 700	22.250	22.055	1.334	14.942	28.636
Lev	34 700	0.426	0.417	0.209	0.007	1.957
Roa	34 700	0.038	0.038	0.078	−1.859	1.285
Indep	34 700	0.377	0.364	0.056	0.143	0.800
Dual	34 700	0.288	0	0.453	0.000	1.000
Top1	34 700	0.339	0.316	0.150	0.003	0.900

表 2　基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	GPC	GPC	GPC	GPC
ESG	0.181***	0.088***	0.095***	0.091***
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.018)
Size		0.347***	0.323***	0.375***
		(0.005)	(0.005)	(0.043)
Lev		0.016	0.108***	0.223***
		(0.033)	(0.033)	(0.108)
Roa		−0.193***	−0.084	−0.102
		(0.078)	(0.078)	(0.132)
Indep		0.221***	0.102	−0.093
		(0.099)	(0.098)	(0.224)
Dual		0.067***	0.048***	0.001
		(0.012)	(0.012)	(0.029)
Top1		−0.503***	−0.399***	−0.091
		(0.038)	(0.038)	(0.108)
常数项	0.036***	−7.226**	−6.996***	−7.964***
	(0.025)	(0.108)	(0.109)	(0.990)
年份固定效应	否	否	是	是
行业固定效应	否	否	否	是
观测值	34 700	34 700	34 700	34 699
调整后的 R^2	0.028	0.180	0.198	0.361

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著水平；括号中为稳健标准误。

3.3　稳健性检验

3.3.1　工具变量法

上文证明了核心解释变量 ESG 表现对绿色技术创新水平的促进效应，但需要注意的是，在企业 ESG 表现影响绿色技术创新水平的过程中，企业绿色技术的创新和对绿色理念的提升会倒逼企业展示出良好的 ESG 表现，也就是说，无法排除二者不存在双向因果关系。为解释并排除由此产生的内生性问题，采用工具变量法再次对上述两个变量进行检验。参考谢红军和吕雪[10]的做法，同时考虑到投资对于 ESG 表现具有滞后性，故以滞后一期的企业被“ESG 投资基金”持有的数量（L. FQ）作为工具变量。从相关性方面来看，ESG 基金一般投资于 ESG 表现较好的企业，故推动企业重视 ESG 表现，使得该指标与 ESG 表现相关性较大；在外生性方面，基金公司自主决定 ESG 基金的投资方向，企业管理者决定是否进行绿色技术创新，二者由不同的主体进行规划，因此企业被“ESG 投资基金”持有的数量不会直接影响企业进行绿色技术创新。如表 3

所示，在第一阶段中，工具变量回归系数在 1%的水平上显著为正，即使用的工具变量与 ESG 表现存在显著的正相关性。在第二阶段中，ESG 表现的系数在 1%的水平上显著为正，即在加入工具变量对内生性问题进行控制后，企业 ESG 表现对绿色技术创新的促进效果依然显著。为检验工具变量的合理性，采用多种统计量进行说明。首先，Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 234.014，并在 1%的水平上显著拒绝了识别不足假设；其次，Cragg-Donald Wald F 统计量与 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量分别为 241.709 和 238.584，大于 Stock-Yogo weak ID test critical values 中 10%偏误的临界值 16.38，在一定程度上拒绝了弱工具变量的原假设，证明工具变量选择较为合理，回归结果较为可信，进一步验证 H1。

3.3.2　替换核心解释变量

借鉴黄珺等[11]的做法，采用彭博公司提供的 ESG(Bloomberg ESG)评分数据来替换基准回归模型中的核心解释变量，结果如表 4 列(1)所示。可以看出，在替换核心解释变量后，Bloomberg ESG 的回归系数为 0.013，且在 5%的水平上显著，这与前文分析结果一致。

3.3.3　替换被解释变量

考虑到在企业绿色专利中，绿色发明专利比绿色实用新型专利更具有创新性，为验证 ESG 表现对企业绿色实用新型专利申请的作用效果，故在此将绿色实用新型专利代替原本的被解释变量，结果如表 4 列(2)所示。可以看出，在替换被解释变量后，ESG 的回归系数为 0.061，且在 1%的水平上显著，这与前文分析结果一致。

表 3　工具变量法

变量	(1) 第一阶段 ESG	(2) 第二阶段 GPC
ESG		1.146*** (0.096)
L.FQ	0.012*** (0.001)	
控制变量	是	是
企业、年份固定	是	是
Kleibergen-Paap rk LM		234.014***
Cragg-Donald Wald F		241.709
Kleibergen-Paap rk Wald F		238.584
观测值	28 455	28 455

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著水平；括号中为稳健标准误。

表 4　更多稳健性检验回归结果

变量	(1) 替换核心 解释变量	(2) 替换被解 释变量	(3) 改变回归 样本区间
	GPC	GPC2	GPC
ESG		0.061*** (0.012)	0.089*** (0.017)
Bloomberg ESG	0.013** (0.006)		
常数项	−9.319*** (1.156)	−5.635*** (0.862)	−7.710*** (0.982)
控制变量	是	是	是
年份、企业固定	是	是	是
观测值	11 817	34 699	31 272
调整后的 R^2	0.447	0.328	0.352

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著水平；括号中为稳健标准误。

3.3.4　改变回归样本区间

为避免企业绿色技术创新受到外部环境冲击的干扰，将样本剔除 2020 年数据，再次进行回归检验，结果如表 4 列(3)所示。在改变样本区间后，ESG 的回归系数为 0.089，且在 1%的水平上显著，这表明无论是否具有外部冲击，基本结论保持不变。

4　进一步分析

4.1　异质性检验

4.1.1　企业产权性质

从企业产权类型来看，国有企业有各方面资源优势，且肩负更大的社会责任，而非国有企业通常面临更为激烈的市场竞争，进行创新的阻碍较大。由此预期，对于国有企业提升创新能力而言，ESG 表现具有更大的促进作用。对此进行检验，如表 5 列(1)和列(2)所示，国有企业和非国有企业 ESG 表现的回归系数分别为 0.104 和 0.072，且都在 1%的水平上显著，这表明，无论对何种产权性质的企业来说，提升 GPC 水平都离不开 ESG 表现的支持。在此基础上，为进一步分析、比较国有企业和非国有企业两组回归系数是否具有差异性，即对分组样本进行费舍尔组合检验。结果如表 5 所示，经验 P 为 0.000，即分组系数具有差异性，说明国有企业 ESG 表现对绿色技术创新水平的提升效果更为明显。国有企业与非国有企业在各方面都具有鲜明的不同点，一方面，国有企业营收稳定，不涉及过大的绩效压力，可专注于绿色创新；另一方面，国有企业承担的社会责任更大，需要提供保护环境、服务社会的公共服务。因此，国有企业更有条件和资源实现绿色可持续发展，进而促使其更倾向于披露 ESG 情况，获取外部资源实现绿色技术创新。

4.1.2　地区性质

考虑到我国东部与中西部地区资源差异、经济水平差异，处于不同地区的企业对于 ESG 表现的反映可能有所不同，为了对此进行检验，将企业以所在地区不同划分为东、中、西部地区企业，并以其各自的 ESG 表现对企业绿色技术创新进行分析。如表 5 列(3)和列(4)所示，东部地区企业和中西部地区企业 ESG 表现的回归系数分别为 0.086 和 0.078，且都在 1%水平上显著，这表明对二者来说，ESG 表现都具有提升绿色技术创新水平的作用。费舍尔组合检验的 P 为 0.040，即两组系数间的差异性显著，说明 ESG 表现对东部地区企业绿色技术创新水平的提升效应更大。东部地区经济发展较快，企业资金充足，在披露 ESG 表现后，企业为了保持利益最大化而有能力进行绿色技术创新；中、西部地区经济发展相对缓慢，企业保持原状的可能性较大，因此 ESG 表现对中西部地区企业进行绿色技术创新的推动效果不显著。

4.1.3　企业科技程度

高科技企业通常生存在竞争激烈的市场中，为了获取竞争优势，它们可能会在 ESG 的推动下积极进行绿色技术的创新，以满足绿色生产和绿色消费的需求，为了对此进行检验，将企业以自身技术程度不同划分为高科技企业与非高科技企业，并以其各自的 ESG 表现对企业绿色技术创新进行分析。如表 5 列(5)和列(6)所示，高科技企业和非高科技企业的 ESG 表现的回归系数分别为 0.118 和 0.062，且都在 1%的水平上显著，这表明对二者来说，ESG 表现都具有提升绿色技术创新水平的作用。费舍尔组合检验的 P 为 0.000，即两组系数间的差异性显著，说明 ESG 表现对高科技企业绿色技术创新水平的提升效应更大。高科技企业拥有良好的技术支持，在 ESG 表现这一约束下，可以将企业的社会责任感较快的转化为绿色技术的创新；相比之下，非高科技企业在进行绿色技术创新的过程中阻碍会更大，ESG 表现促进其创新的效果不明显。

4.2　机制检验

4.2.1　模型设定

通过基准回归模型和稳健性检验，得到了核心结论，即企业 ESG 表现能够促进企业进行绿色技术创新，并通过异质性检验得到不同性质的企业 ESG 表现对绿色技术创新的促进效果不同的结果。在此将对二者之间的机制渠道进行检验。参考江艇[12]的做法，对企业 ESG 表现促进其进行绿色技术创新的作用渠道进行实证检验，构造模型如下：

$$M_{it} = \theta_0 + \theta_1 \mathrm{ESG}_{it} + \mathrm{Controls}_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

式中：被解释变量 M_{it} 为作用渠道的机制变量。

4.2.2　融资约束机制

企业绿色技术创新过程中离不开融资，而融资约束的强弱是绿色技术创新顺利与否的重要因素。在披露 ESG 表现时，企业的经营目标逐渐向经济与社会价值双向兼顾方面转化，这促进企业与融资机构的沟通，有利于企业获取外部信任，进而帮助企业获得绿色技术创新过程中所必需的资源。参考鞠晓生等[13]的做法，采用 SA 指数描述融资约束，并认为 SA 指数的绝对值越大则融资约束越高。此外，融资问题还直接与融资成本大小有关，故同时采

表 5　异质性检验结果

变量	产权性质		地区性质		企业科技程度	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有企业	非国有企业	东部地区	中西部地区	高科技企业	非高科技企业
ESG	0.104***	0.072***	0.086***	0.078***	0.118***	0.062***
	(0.018)	(0.018)	(0.020)	(0.019)	(0.021)	(0.022)
常数项	−8.672***	−6.317***	−7.959***	−6.695***	−9.447***	−5.948***
	(1.183)	(1.011)	(1.088)	(−2.31)	(−3.06)	(1.241)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是	是
观测值	10 792	19 855	22 153	9 118	18 342	12 930
经验 P	0.000		0.040		0.000	
调整后的 R^2	0.437	0.296	0.377	0.307	0.356	0.360

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著水平；经验 P 用于检验组间系数差异的显著性，通过自体抽样(bootstrap)1 000 次得到；括号内为稳健标准误。

用企业利息、手续费支出与其他财务费用支出之和占总负债的比例(Cost)作为替代变量,分析 ESG 对企业融资约束的影响。已有文献验证了融资约束对于企业创新的影响[14],故在此仅对 ESG 与融资约束之间的关系进行讨论。如表 6 列(1)和列(2)所示,无论被解释变量为 SA 指数还是 Cost,ESG 系数在 1%的水平上显著为负,即 H2 得到验证。

4.2.3　研发投入机制

研发投入是企业技术创新的基础投入因素之一。披露 ESG 表现可以消除企业管理者的短视行为,有助于形成长期投资偏好,从而加大企业在技术创新方面的投入规模。选取以企业研发支出与当期总资产之比(RD1)和研发投入总金额(RD2)作为研发投入的代理指标。企业研发投入规模增加会促进企业技术创新,提高企业核心竞争力,故在此仅对 ESG 与研发投入之间的关系进行讨论。如表 6 列(3)和列(4)所示,无论被解释变量为 RD1 还是 RD2, ESG 系数在 1%的水平上显著为正,H3 得到验证。

表 6　影响机制检验

变量	融资约束机制		研发投入机制	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	SA	Cost	RD1	RD2
ESG	−0.017***	−0.002***	0.002***	0.110***
	(0.003)	(0.001)	(0.001)	(0.015)
常数项	4.610***	0.005	0.058***	−0.901
(0.367)	(0.006)	(0.008)	(0.784)	
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
观测值	31 272	31 238	26 305	26 201
Adj. R^2	0.237	0.190	0.240	0.585

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著水平;括号中为稳健标准误。

5　结论与建议

以 2011—2022 年 A 股上市公司为样本,探讨 ESG 表现对绿色技术创新的影响。研究发现,企业 ESG 表现能够显著提升其绿色技术创新水平;这一效果在国有企业、东西部地区企业、高科技企业中更为明显;机制分析表明,降低融资约束、提高研发投入是 ESG 表现推动企业提高绿色技术创新水平的两大渠道。基于上述研究结论,提出如下政策建议。

首先,在企业层面。国有企业应作出表率,积极开展 ESG 实践,实现经济效益和社会发展的双重目标。东部地区企业应凭借自身的发展优势,强化 ESG 理念,将其经营理念与企业发展战略相结合,贯彻落实到经营行为当中。高科技企业应更好履行社会责任,积极将研发生产投入到绿色发展行列。

其次,在政府层面。一方面,不断完善地区营商环境建设,以政策形势推动金融机构对部分 ESG 表现优异的企业进行金融支持,推动市场化进程发展;另一方面,加快完善构建 ESG 信息披露制度,加强信息监管,提高 ESG 信息质量,为包含中国特色的 ESG 体系的构建提供支撑作用。

参考文献

[1] 李青原,肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J]. 经济研究,2020(9):192-208.

[2] 武鹏,杨科,蒋峻松,等. 企业 ESG 表现会影响盈余价值相关性吗?[J]. 财经研究,2023(6):137-152.

[3] 帅正华. 中国上市公司 ESG 表现与资本市场稳定[J]. 南方金融,2022(10):47-62.

[4] 范云朋,孟雅婧,胡滨. 企业 ESG 表现与债务融资成本——理论机制和经验证据[J]. 经济管理,2023,45(8):123-144.

[5] 李增福,陈嘉滢. 企业 ESG 表现与短债长用[J]. 数量经济技术经济研究,2023,40(12):152-171.

[6] 肖小虹,潘也,王站杰. 企业履行社会责任促进了企业绿色创新吗?[J]. 经济经纬,2021,38(3):114-123.

[7] 李慧云,刘倩颖,李舒怡,等. 环境、社会及治理信息披露与企业绿色创新绩[J]. 统计研究,2022,39(12):38-54.

[8] 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,2022,57(1):72-88.

[9] 方先明,胡丁. 企业 ESG 表现与创新——来自 A 股上市公司的证据[J]. 经济研究,2023(2):91-106.

[10] 谢红军,吕雪. 负责任的国际投资:ESG 与中国 OFDI[J]. 经济研究,2022,57(3):83-99.

[11] 黄珺,汪玉荷,韩菲菲,等. ESG 信息披露:内涵辨析、评价方法与作用机制[J]. 外国经济与管理,2023(6):3-18.

[12] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022(5):100-120.

[13] 鞠晓生,卢荻,虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究,2013,48(1):4-16.

[14] 汪明月,李颖明,王子彤,等. 政治嵌入、外部融资对环境规制与绿色技术创新关系的影响[J]. 中国人口·资源与环境,2022,32(8):75-88.

Will ESG Performance Drive Green Technology Innovation?

JIA Yue

(School of Economics and Management, Nanning Normal University, Nanning 530000, China)

Abstract: Under the goal of Chinese-style modernization, green technology innovation is an important way for enterprise low-carbon transformation. Taking China's A-share listed companies from 2011 to 2022 as the empirical research sample, the impact of ESG performance on green technology innovation was analyzed. It has found that ESG performance of enterprises can enhance their own level of green technology innovation, which is more obvious in state-owned enterprises, enterprises in the eastern region, and high-tech enterprises. Mechanism analysis shows that reducing financing constraints and increasing R&D are the two major channels for ESG performance to drive enterprises to improve their level of green technology innovation. Based on research findings, it has certain reference value for promoting green technology innovation in enterprises and further achieving high-quality development.

Keywords: ESG performance; green technology innovation; listed enterprises