

doi: 10.16104/j.issn.1673-1891.2024.03.004

# ESG 表现对企业新质生产力的影响研究 ——基于 A 股上市公司的经验数据

殷晓兰, 韦娜

(阜阳师范大学商学院, 安徽 阜阳 236037)

**摘要:**在“双碳”目标背景下,环境、社会和治理(ESG)表现能否提升企业新质生产力进而推动企业高质量发展,成为值得关注的问题。基于 2018—2022 年中国 A 股上市公司数据,实证分析 ESG 表现对企业新质生产力的影响。研究发现:ESG 表现对企业新质生产力具有显著的促进作用,经过稳健性检验和内生性分析后结论依然成立;ESG 表现通过促进企业绿色技术创新进而提高企业新质生产力,即绿色技术创新在 ESG 表现与企业新质生产力的关系中发挥显著的中介作用。进一步研究发现,ESG 表现对企业新质生产力的促进作用在非国有企业、非重污染企业、高科技企业中表现得更明显。

**关键词:**新质生产力;ESG 表现;绿色技术创新

中图分类号:F275;F832.51;X322 文献标志码:A 文章编号:1673-1891(2024)03-0025-10

## The Impact of ESG Performance on New Quality Productivity of Enterprises: Based on the Empirical Data of A-share Listed Companies

YIN Xiaolan, WEI Na

(School of Business, Fuyang Normal University, Fuyang 236037, Anhui, China)

**Abstract:**In the context of the "dual carbon" goal, whether environment, social and governance (ESG) performance can improve the new quality productivity of enterprises and promote the high-quality development of enterprises has become an issue worthy of attention. Based on the data of China's A-share listed companies from 2018 to 2022, this paper empirically analyzes the impact of ESG performance on new quality productivity of enterprises. It is found that ESG performance has a significant role in promoting the new quality productivity of enterprises, and the conclusion is still valid after robustness test and endogeneity analysis. ESG performance plays a significant role in promoting the new quality productivity of enterprises. In other words, green technology innovation plays a significant mediating role in the relationship between ESG performance and new quality productivity. Further research shows that the promotion effect of ESG performance on the new quality productivity of enterprises is more obvious in non-state-owned enterprises, non-heavy polluting enterprises and high-tech enterprises.

**Keywords:**new quality productivity; ESG performance; green technology innovation

收稿日期:2024-09-05

基金项目:安徽省教育厅人文社科重点项目(2023AH050359、2022AH051292);安徽省哲学社会科学规划项目(AHSKY2023D109)。

作者简介:殷晓兰(1993—),女,安徽安庆人,讲师,硕士,研究方向:环境会计、企业社会责任,e-mail:201906004@fynu.edu.cn。

## 0 引言

新质生产力的提出是中国政府在经济社会发展中的一项重要战略举措,体现了中国政府对科技创新和产业升级的高度重视。新质生产力对创新生产方式、推动产业转型升级、实现可持续发展具有重要作用,符合新发展理念。加快形成、发展新质生产力,是我国在新时代实现高水平科技自立自强,加快构建新发展格局的重要任务,对推进中国式现代化具有重要意义。

环境、社会和治理(ESG)表现是衡量环境(environmental)、社会(social)和治理(governance)的可持续发展指标,是企业实现绿色低碳转型和促进经济高质量发展的有效手段<sup>[1]</sup>。在“双碳”背景下,ESG发展理念与我国“五位一体”的总体布局和“创新、协调、绿色、开放、共享”的新发展理念高度契合<sup>[2]</sup>。企业良好的ESG表现能够向外界传递积极信号,缓解融资约束,促进企业高质量发展<sup>[3]</sup>。越来越多的企业、投资者,甚至是监管机构都开始关注企业ESG表现,我国政府也出台了一系列与ESG相关的政策。与此同时,企业为了满足投资者、监管机构的需求,也积极接受第三方评估机构开展的ESG评级,并越来越多的在绿色技术创新方面进行投入,以期获得更好的ESG表现。

当前,学者们对ESG表现给企业带来的经济后果进行了大量研究。企业ESG表现可以显著提高企业绿色创新水平<sup>[4-5]</sup>,促进企业绿色转型升级<sup>[6]</sup>,提高企业创新产出<sup>[7]</sup>,增强企业创新绩效<sup>[3]</sup>。同时,企业良好的ESG表现可以有效降低企业融资成本,尤其是可以降低权益融资成本<sup>[8]</sup>,提升企业韧性,增强企业抵抗力<sup>[9]</sup>,对企业声誉具有显著的促进效应和延续效应<sup>[10]</sup>,有利于企业价值的提高<sup>[11]</sup>。现阶段,关于企业ESG表现对企业新质生产力产生影响的相关研究较少,对企业ESG表现与企业新质生产力的关系尚未达成一致,企业ESG表现能否通过促

进绿色技术创新水平从而提高新质生产力有待证实。基于此,本研究以我国A股上市公司为研究对象,采用2018—2022年的数据,实证分析了企业ESG表现对企业新质生产力的影响、绿色技术创新水平对两者(企业ESG表现和企业新质生产力)关系的影响作用机制,同时进一步分析了产权性质、行业差异等对两者关系的影响。

## 1 理论分析与研究假设

### 1.1 ESG表现与企业新质生产力

新质生产力是顺应时代发展要求、符合新发展理念先进生产力的先进生产力,其特点是科技创新,通过有效催生新经济形态和新产业组织,推动生产力转型升级,促进经济高质量发展。新质生产力以全要素生产率大幅提升为核心标志,对于推进我国经济发展、提升我国国际竞争力具有关键作用。新质生产力的“高科技、高效能、高质量”理念与衡量企业高质量发展的国际性综合标尺企业ESG表现呈现出较高的相关性。有学者认为,企业ESG表现主要通过降低能耗和优化资源配置,有效提升全要素生产率<sup>[12]</sup>;企业ESG表现可以显著提升绿色全要素生产率水平,主要通过激励企业绿色技术创新、改善资源配置效率、缓解企业融资约束等途径对其产生影响<sup>[13]</sup>。企业良好的ESG表现能改善公司的治理水平,减少公司管理层的投机行为,通过对企业环境、社会和治理信息公开,强化企业的环境责任意识,提高企业的绿色技术创新能力,促进企业掌握关键核心技术,提高企业科技创新水平,从而创造更多的高质量科技创新成果,加快培育和发展新质生产力。同时,企业良好的ESG表现可以缓解企业与外部投资者之间的信息不对称,向外界传递积极信号,让投资机构全面深入地了解企业,有助于外部投资者对公司内部管理人员的监督,促使企业吸引优质的外来投资,让企业能够获得更多资源开展科技创新,从而提升新质生产力水平。基于上述分

析,本研究提出假设H1。

H1:良好的ESG表现会促进企业新质生产力提升。

## 1.2 ESG表现、绿色技术创新与企业新质生产力

绿色技术创新为新质生产力赋能高质量发展提供了科学指引。新质生产力的根本特点是创新,绿色技术创新不同于传统技术创新,在突出创新的同时兼顾环保效益,能更好地促进企业绿色低碳高质量发展,加快绿色生产力的形成,提升企业新质生产力水平。企业的绿色技术创新成果可以直接应用于生产实践,提升产品质量,提高传统产业的生产效率,进一步延伸产业价值链,推动绿色治理,促进生产生活方式绿色转型,促进经济高质量发展,加快新质生产力的形成与发展<sup>[14]</sup>。因此,绿色技术创新是推动新质生产力发展的关键要素,是生产力从“传统”迈向“新质”的核心驱动力,在发展新质生产力的过程中能够催生出新产业、新模式、新动能<sup>[15]</sup>。良好的ESG表现能够显著促进企业绿色技术创新水平<sup>[16]</sup>。ESG表现可以促进企业贯彻绿色发展理念、激励企业开展创新活动、优化市场资源配置,从而促进企业开展绿色技术创新活动<sup>[17]</sup>。随着可持续发展理念的深入推进,人们的环保意识增强,消费者更看好环境友好型公司的产品<sup>[18]</sup>。因此,越来越多的企业高管认识到企业绿色行为对企业发展的重要性,逐渐将绿色管理理念融入企业经营过程中,促进企业积极进行绿色技术创新,加快低碳转型,提高企业竞争力,发展新质生产力。同时,企业主动披露ESG表现,就是向外界发出重视环境保护、强化社会责任和提高公司治理水平的正面信号,有助于强化企业利益相关者对企业的认同和支持,降低了外部投资者的交易成本。企业良好的ESG表现能增强投资者的投资意愿和企业长久发展的信心,保持企业良好的声誉,促进企业获得更多的投资,从而企业可以加大对绿色技术创新的投入,改善企业环境责任表现,最终提升企业新

质生产力水平。基于上述分析,本研究提出假设H2。

H2:绿色技术创新在ESG表现与企业新质生产力的关系中起中介作用。

## 2 研究设计

### 2.1 样本选择与数据来源

本研究以中国A股上市公司为研究对象,采用2018—2022年的数据,并进行如下筛选:(1)剔除金融、保险类公司;(2)剔除ST、\*ST的公司;(3)剔除研究数据缺失的公司。经过筛选后,最终得到观测值15 020个。为了排除极端值的影响,对连续变量进行前后1%的缩尾处理。本研究数据来源:ESG表现数据来源于Wind公司;绿色技术创新数据来源于中国研究数据服务平台;新质生产力数据采用熵值法计算得出;研究所用的其他数据来源于国泰安数据库。

### 2.2 变量定义

1)被解释变量:企业新质生产力(NP)。

本研究借鉴宋佳等<sup>[19]</sup>的做法,从劳动者、劳动对象和劳动资料3个维度构建新质生产力评价指标,再利用熵值法计算各指标权重,从而形成衡量企业新质生产力的指标体系。该指标越大,说明企业新质生产力水平越高。具体指标如表1所示。

表1 企业新质生产力指标体系

维度	指标	权重
劳动者	研发人员占比	0.04
	研发人员薪资占比	0.28
	高学历人员占比	0.03
劳动对象	制造费用占比	0.01
	固定资产占比	0.02
劳动资料	研发折旧摊销占比	0.27
	研发租赁费占比	0.05
	研发直接投入占比	0.28
	权益乘数倒数	0.01
	总资产周转率	0.01

2)解释变量:ESG表现(ESG)。

随着我国环保理念的增强,企业 ESG 表现逐渐受到社会各界的重视,越来越多的机构开始对企业 ESG 表现进行评级,目前相对成熟的 ESG 评级体系主要有 Wind、华证、彭博、商道融绿等公司 ESG 评级。对比各公司的 ESG 评级体系,Wind 和华证公司的 ESG 评级相对较为完整。因此,本研究以 Wind 公司 ESG 评级指数来衡量企业 ESG 表现,指标越大则表明企业 ESG 表现越好。在稳健性检验方面,选择华证公司的 ESG 评级指数代替解释变量,进行稳健性检验。

3)中介变量:绿色技术创新(GI)。

企业绿色专利授权往往要经过较长时间的审

批,企业绿色专利申请数量相对授权数量更加稳定及时。本研究采用绿色专利申请数量来衡量企业绿色技术创新水平,为了避免 0 值和异方差的影响,将企业绿色专利申请数量加 1 取自然对数作为企业绿色技术创新的代理变量。

4)控制变量。

借鉴已有研究文献,本研究选择企业规模(Size)、董事会规模(Board)、股权集中度(Top)、资产负债率(Lev)、企业增长水平(Grow)、企业年龄(Age)、企业价值(Tbq)作为控制变量。数据处理过程中控制行业、省份和年份效应。

主要变量定义如表 2 所示。

表 2 主要变量定义

变量性质	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	新质生产力(NP)	$N$	利用熵值法计算得出
解释变量	ESG 表现(ESG)	$E$	Wind 公司 ESG 评级指数
中介变量	绿色技术创新(GI)	$G$	企业绿色专利申请总量加 1 取自然对数
控制变量	企业规模(Size)	$S$	年末总资产的自然对数
	董事会规模(Board)	$B$	董事会人数的自然对数
	股权集中度(Top)	$T$	第一大股东持股数/总股数
	资产负债率(Lev)	$L$	年末总负债/年末总资产
	企业增长水平(Grow)	$G$	营业收入增长率
	企业年龄(Age)	$A$	当年年份减去企业注册年份
	企业价值(Tbq)	$T$	市值/总资产

### 2.3 构建模型

为了检验 H1,本研究构建模型(1)。

$$N_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{i,t} + \alpha_2 C_{i,t} + \sum I + \sum P + \sum Y + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中: $N_{i,t}$ 为被解释变量,表示企业  $i$  在第  $t$  年的新质生产力水平; $E_{i,t}$ 为解释变量,表示企业  $i$  在第  $t$  年的 ESG 表现; $C_{i,t}$ 为一组控制变量; $I$ 、 $P$ 、 $Y$  分别为行业(Industry)、省份(Province)和年份(Year)固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 是随机扰动项。

为了检验 H2,在模型(1)的基础上构建模型(2)

和模型(3)。

$$G_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 E_{i,t} + \beta_2 C_{i,t} + \sum I + \sum P + \sum Y + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$N_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 E_{i,t} + \gamma_2 G_{i,t} + \gamma_3 C_{i,t} + \sum I + \sum P + \sum Y + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

式中: $G_{i,t}$ 表示企业  $i$  在第  $t$  年的绿色技术创新水平,其余变量定义与模型(1)一致。在模型中  $i$  表示企业个体, $t$  表示年份。

### 3 实证分析

#### 3.1 描述性统计

主要变量的描述性统计结果如表3所示。企业新质生产力(NP)最大值为16.22,最小值为1.509,标准差为2.581,表明不同上市公司新质生产力差异较大;新质生产力(NP)均值为5.692,中位数为5.205,说明我国上市公司新质生产力整体水平不

高。ESG表现最大值为8.270,最小值为4.400,表明上市公司在ESG表现方面存在明显差异。绿色技术创新GI中位数小于均值,说明有一半以上的企业绿色技术创新水平低于整体平均水平,不同上市公司绿色创新能力存在较大差异。同时,对主要变量进行了多重共线性检验,VIF值均小于1.590,说明变量之间不存在多重共线性问题。

表3 主要变量的描述性统计结果

变量	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
NP	15 020	5.692	2.581	1.509	5.205	16.220
ESG	15 020	6.064	0.762	4.400	6.010	8.270
GI	15 020	0.409	0.806	0	0	3.714
Size	15 020	22.330	1.277	20.16	22.110	26.380
Board	15 020	2.098	0.194	1.609	2.197	2.639
Top	15 020	0.330	0.142	0.090	0.306	0.714
Lev	15 020	0.409	0.190	0.065	0.403	0.867
Grow	15020	0.264	0.625	-0.653	0.110	3.836
Age	15 020	3.022	0.273	2.303	3.045	3.555
Tbq	15 020	1.953	1.222	0.825	1.563	7.952

#### 3.2 回归分析

##### 3.2.1 ESG表现与企业新质生产力

表4为回归分析结果,第(1)列是仅在控制行业、省份和年份效应下的回归结果,第(2)列表示在增加控制变量后ESG表现对企业新质生产力的影响。分析发现,ESG表现系数在1%的水平上显著为正,表明良好的ESG表现会促进企业新质生产力提升,假设H1成立。上述回归结果表明,通过提高企业ESG表现,可以加强企业环保意识,优化资源配置,改善公司治理水平,加大企业的研发投入,积极开展科技创新,从而提高企业新质生产力。

##### 3.2.2 绿色技术创新的中介作用

表4第(3)列显示了ESG表现与绿色技术创新之间的回归结果,可以看出,ESG表现系数在1%水平上显著为正,表明ESG表现对企业绿色技术创新

具有促进作用。表4第(4)列回归结果显示,加入中介变量后,ESG表现对企业新质生产力的相关系数为0.460,在1%的水平上显著为正,且该相关系数小于模型(1)中的相关系数0.484,同时,绿色技术创新系数在1%水平上显著为正,说明绿色技术创新在ESG表现与企业新质生产力之间起到了中介效应,假设H2成立。上述检验结果表明,良好的ESG表现可以促进企业贯彻绿色发展理念,开展绿色创新活动,提高企业绿色技术创新水平,改善企业环境责任表现,提高企业竞争力,从而提升企业新质生产力。

#### 3.3 内生性检验

考虑到ESG表现与企业新质生产力之间存在一定的因果互生关系,本研究采用工具变量法缓解内生性问题,选取企业滞后一期的ESG表现和同行

表 4 多元回归分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	NP	NP	GI	NP
ESG	0.540*** (20.70)	0.484*** (18.75)	0.092*** (9.77)	0.460*** (17.91)
GI				0.264*** (9.8)
Size		0.127*** (6.23)	0.132*** (17.09)	0.092*** (4.5)
Board		0.409*** (3.87)	0.117*** (3.46)	0.378*** (3.59)
Top		-0.194 (-1.36)	0.126*** (2.71)	-0.227 (-1.6)
Lev		-0.210* (-1.72)	0.189*** (5.21)	-0.260** (-2.14)
Grow		0.225*** (6.39)	0.036*** (3.46)	0.216*** (6.16)
Age		-0.591*** (-8.00)	-0.151*** (-6.24)	-0.552*** (-7.47)
Tbq		0.276*** (12.89)	0.011** (2.07)	0.273*** (12.83)
_cons	4.110*** (14.86)	1.691*** (3.12)	-3.237*** (-17.16)	2.547*** (4.71)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Province	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	15 020	15 020	15 020	15 020
r <sup>2</sup>	0.271	0.292	0.188	0.297

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

业同年份内扣除本企业外其他上市公司的 ESG 表现均值作为工具变量,回归结果如表 5 所示。从第一阶段回归结果可以发现,工具变量系数在 1% 的水平上均显著为正,说明工具变量的选择是外生有效的。从第二阶段回归结果来看,ESG 表现系数均在 1% 的水平上显著为正,与基准回归结果一致,说明在使用工具变量控制内生性问题后,ESG 表现对企业新质生产力仍有显著促进作用,假设 H1 再次

得到验证。

### 3.4 稳健性检验

#### 3.4.1 替换解释变量

在基准回归分析中,采用 Wind 公司的 ESG 评级指数作为解释变量,为了进一步检验 ESG 表现对企业新质生产力的影响,本研究采用华证公司的 ESG 评级指数作为替换解释变量(HESG),回归结果如表 6(1)所示,HESG 系数在 1% 水平上显著为正,表

表5 内生性检验

变量	滞后一期		行业年度均值	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	ESG	NP	ESG	NP
工具变量	0.685*** (82.84)		0.782*** (33.02)	
ESG		0.678*** (15.72)		2.078*** (19.10)
_cons	0.550*** (3.83)	1.287** (1.97)	-1.368*** (-6.55)	-3.146*** (-4.66)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	10816	10816	14979	14979
R <sup>2</sup>	0.580	0.297	0.157	-0.023

注:\*\*\*、\*\*分别表示在1%、5%的水平上显著,括号内为t值。

明良好的ESG表现会提高企业新质生产力,假设H1再次被验证。

表6 稳健性检验

变量	(1)	(2)
	NP	NP
HESG	0.056*** (3.25)	
L.ESG		0.464*** (15.65)
_cons	2.884*** (5.38)	1.618** (2.52)
控制变量	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes
N	15 020	10 816
r <sup>2</sup>	0.275	0.297

注:\*\*\*、\*\*分别表示在1%、5%的水平上显著,括号内为t值。

### 3.4.2 解释变量滞后一期

由于ESG表现对企业新质生产力的影响可能存在滞后性,因此本研究采用滞后一期的ESG表现作为解释变量,重新检验ESG表现对企业新质生产力的影响,回归结果如表6(2)所示,滞后一期的

ESG表现系数在1%的水平上显著为正,说明ESG表现对企业新质生产力具有促进作用,假设H1成立。

## 3.5 进一步分析

### 3.5.1 产权性质异质性分析

从产权性质来看,国有企业相比非国有企业拥有更多的资源和更为充足的资金,且国有企业具有一定的行政色彩,其改革发展受国家政策影响较大,因此ESG表现对国有企业新质生产力的激励作用相对有限。而非国有企业面临更大的融资约束和更加激烈的市场竞争,因而更加注重企业形象,希望通过良好的ESG表现,吸引更多的投资者,获取各类资源,推动企业开展绿色创新活动,提高企业竞争力,促进新质生产力水平的提升。因此可以预期,非国有企业通过ESG表现提高新质生产力的作用强于国有企业。根据产权性质,本研究将样本企业分为国有企业和非国有企业。从表7中列(1)和列(2)回归结果来看,国有企业和非国有企业的ESG系数均在1%的水平上显著正相关,表明无论是国有企业还是非国有企业,良好的ESG表现都能提高企业新质生产力水平。但非国有企业的ESG

系数 0.548 大于国有企业的 ESG 系数 0.350,且通过 Suset 检验发现,  $P$  值为 0.001, 在 1% 的水平上显著,说明在非国有企业中, ESG 表现对企业新质生产力的促进作用更明显。

表 7 进一步分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国企	非国企	重污染	非重污染	高科技	非高科技
ESG	0.350*** (7.23)	0.548*** (18.08)	0.365*** (9.52)	0.701*** (20.09)	0.764*** (17.77)	0.371*** (11.83)
_cons	4.893*** (4.71)	4.103*** (6.04)	2.058*** (3.07)	1.534** (2.51)	-1.732** (-2.38)	3.966*** (7.22)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4 256	10 764	4 847	10 173	7 186	7 834
$r^2$	0.365	0.300	0.100	0.182	0.212	0.098
组间系数差异检验 $P$ 值	0.001		0.000		0.000	

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

### 3.5.2 行业异质性分析

重污染企业(如煤炭、能源等企业)一般属于重资产型企业,其开展 ESG 建设需要投入大量的成本,力度强,治理难度大,时间周期长,往往需要投入巨额资金才能改善 ESG 表现,而非重污染企业进行 ESG 建设需要的资金少,整改力度小,更容易开展 ESG 实践。因此可以预期,在非重污染企业中 ESG 表现对企业新质生产力的促进作用更加明显。为了验证 ESG 表现对企业新质生产力的影响在不同行业中是否存在差异,本研究基于《上市企业环境信息披露指南》,将样本企业分为重污染企业和非重污染企业。从表 7 中列(3)和列(4)回归结果可以发现,不论是重污染企业还是非重污染企业,企业 ESG 系数均在 1% 的水平上显著为正,说明 ESG 表现可以显著促进企业新质生产力。同时,非重污染企业的 ESG 系数 0.701 大于重污染企业的 ESG 系数 0.365,通过组间系数差异性检验发现,  $P$  值为 0.000, 在 1% 水平上显著,说明 ESG 表现对企业新质生产力的促进作用在非重污染企业中表现得更加明显。

### 3.5.3 企业科技属性异质性分析

高科技企业一般拥有高素质人才队伍,资源配置较为合理,对市场变化较为敏锐,能积极顺应国家政策,开展各项创新活动,提高企业关键核心技术,促进企业实现高水平自立自强。因此可以预期,高科技企业中 ESG 表现对企业新质生产力的促进作用强于非高科技企业。为了进一步考察 ESG 表现对企业新质生产力的影响在不同类型的企业中是否存在区别,本研究借鉴杨金玉等<sup>[20]</sup>的做法,按照科技属性对样本企业进行分类,分为高科技企业和非高科技企业两类。从表 7 中列(5)和列(6)可以看出,高科技企业和非高科技企业的 ESG 系数都在 1% 的水平上显著为正,表明在不同科技属性的企业中,良好的 ESG 表现都能促进企业新质生产力提升。高科技企业的 ESG 系数 0.764 大于非高科技企业 ESG 系数 0.371,且在组间系数差异检验中  $P$  值为 0.000, 在 1% 的水平上显著,说明在高科技企业中 ESG 表现对企业新质生产力的促进作用更明显。

## 4 结论与建议

本研究以 2018-2022 年中国 A 股上市公司为研



究对象,实证检验了ESG表现对企业新质生产力的影响及作用机制。研究发现:ESG表现对企业新质生产力具有显著促进作用,良好的ESG表现能够优化企业资源配置,缓解企业融资约束,改善公司治理水平,减少管理层的投机行为,还能向外界传递积极信号,降低信息不对称程度,从而帮助企业吸引优质外来投资,让企业拥有更多的资源开展创新活动,有效提升企业新质生产力水平。同时,ESG表现通过促进企业绿色技术创新进而提高企业新质生产力,即绿色技术创新在ESG表现与企业新质生产力的关系中发挥显著的中介作用。良好的ESG表现可以促进企业贯彻绿色发展理念,激励企业开展绿色创新活动,提高企业绿色技术创新水平。同时,企业的绿色技术创新成果又可以应用于生产实践,提高产品质量,促进生产方式绿色转型,进而推动企业可持续发展,促进企业新质生产力水平的提升。进一步研究发现,ESG表现对企业新质生产力的促进作用在非国有企业、非重污染企业和高科技

企业中表现得更为明显。

根据上述研究结果,提出三点建议。一是企业要高度重视ESG表现,增强ESG信息披露意识。企业应主动贯彻绿色发展理念,积极从环境、社会和公司治理方面发力,提高企业ESG表现。通过加强ESG管理,减少信息不对称,缓解融资约束,提高企业竞争力,进而促进企业新质生产力的提升,推动企业可持续发展。二是企业应加大对绿色技术创新的投入。企业要建设创新团队,加强研发能力,积极开展创新活动,推动绿色技术的开发和应用,促进公司绿色转型升级,进而助力企业新质生产力的提升。三是政府要积极引导企业开展ESG评级,建立完善的ESG信息披露制度。企业可以制定适当的奖惩制度,提高企业对ESG责任的认识,鼓励企业提高ESG表现,引导企业积极开展ESG实践,提高企业绿色技术创新能力,进而促进企业新质生产力水平的提升。

#### 参考文献:

- [1] 仪秀琴,孙赫.ESG表现能否有效缓解企业融资约束:基于融资渠道的研究[J].金融与经济,2023(7):65-75.
- [2] 王琳琳,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.
- [3] 王治,彭百川.企业ESG表现对创新绩效的影响[J].统计与决策,2022(24):5.
- [4] 王彦东,王雅琦.企业ESG表现、风险承担与绿色技术创新[J].会计之友,2023(10):94-102.
- [5] 龙子午,张晓菲.ESG表现对企业绿色技术创新的影响——基于中国上市公司的经验证据[J].南方金融,2023(9):56-70.
- [6] 胡洁,于宪荣,韩一鸣.ESG评级能否促进企业绿色转型?——基于多时点双重差分法的验证[J].数量经济技术经济研究,2023,40(7):90-111.
- [7] 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,2023,58(2):91-106.
- [8] 王翌秋,谢萌.ESG信息披露对企业融资成本的影响——基于中国A股上市公司的经验证据[J].南开经济研究,2022(11):75-94.
- [9] 刘建秋,徐雨露.ESG表现与企业韧性[J].审计与经济研究,2024,39(1):54-64.
- [10] 孙慧,祝树森,张贤峰.ESG表现、公司透明度与企业声誉[J].软科学,2023,37(12):115-121.
- [11] 陈红,张凌霄.ESG表现、数字化转型与企业价值提升[J].中南财经政法大学学报,2023(3):136-149.
- [12] 李甜甜,李金甜.绿色治理如何赋能高质量发展:基于ESG履责和全要素生产率关系的解释[J].会计研究,2023(6):78-98.
- [13] 丁声烽,白俊红.企业ESG表现与绿色全要素生产率[J].产业经济评论,2024(3):135-154.
- [14] 桂黄宝,张志昊,李文静,等.绿色技术创新促进新质生产力形成的机制研究[J].华北水利水电大学学报(社会科学版),

2024(6):1-13.

- [15] 张新宁. 科技创新是发展新质生产力的核心要素论析[J]. 思想理论教育, 2024(4):20-26.
- [16] 薛龙, 张倩瑜, 李雪峰. 企业 ESG 表现与绿色技术创新[J]. 财会月刊, 2023, 44(8):135-142.
- [17] 赵沁娜, 李航. ESG 评级是否促进了企业绿色技术创新——来自中国上市公司的微观证据[J]. 南方经济, 2024(2):116-135.
- [18] LI S, JAYARAMAN V, PAULRAJ A, et al. Proactive environmental strategies and performance: role of green supply chain processes and green product design in the Chinese high-tech industry[J]. International Journal of Production Research, 2016, 54(7):2136-2151.
- [19] 宋佳, 张金昌, 潘艺. ESG 发展对企业新质生产力影响的研究——来自中国 A 股上市企业的经验证据[J]. 当代经济管理, 2024(6):1-11.
- [20] 杨金玉, 彭秋萍, 葛震霆. 数字化转型的客户传染效应——供应商创新视角[J]. 中国工业经济, 2022(8):156-174.

---

(上接第 16 页)

- [50] 吴坤霖, 刘瑞玲, 房祥军, 等. 热泵联合远红外后程干燥茭白及其复水特性分析[J/OL]. 浙江农业学报, 1-12[2024-10-29]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/33.1151.S.20240522.1831.008.html>.
- [51] 宋小勇. 远红外辅助热泵干燥对铁棍山药片品质影响[J]. 核农学报, 2015, 29(7):1337-1343.
- [52] 牛婷婷, 薛韩玲, 陆泽华, 等. 褐煤热风-红外联合干燥方式优化与物性分析[J]. 煤炭转化, 2024, 47(2):1-11.
- [53] 麦馨允, 牛俊乐, 胡泰佳宝, 等. 黄秋葵热风与远红外热源干燥特性、动力学及品质的比较[J]. 食品研究与开发, 2023, 44(22):80-86+179.
- [54] XU H, WU M, WANG Y, et al. Effect of combined infrared and hot air drying strategies on the quality of chrysanthemum (*Chrysanthemum morifolium* Ramat.) cakes: drying behavior, aroma profiles and phenolic compounds[J]. Foods, 2022, 11(15):22-40.