

引用格式:张慧. 上市公司 ESG 责任履行有助于提升股票收益吗?[J]. 技术经济, 2024, 43(8): 85-100.

ZHANG Hui. Does ESG responsibility performance of listed companies affect stock returns? [J]. Journal of Technology Economics, 2024, 43(8): 85-100.

上市公司 ESG 责任履行有助于提升股票收益吗?

张 慧

(南京审计大学中审学院, 南京 211815)

摘 要: 随着可持续发展成为全球认可的发展趋势以及我国“双碳”目标的提出,企业履行 ESG 责任受到了投资者、监管部门以及社会各界的高度重视。基于此,本文以 2010—2020 年 A 股上市公司为研究样本,考察企业 ESG 责任履行与股票收益之间的关系,并考虑制度环境在其中发挥的调节作用。研究结果表明:①上市公司积极履行 ESG 责任能够显著提升股票收益,在考虑内生性问题后研究结论依然成立;②内在机理表明,上市公司 ESG 责任履行主要通过吸引投资者关注、增强分析师关注以及缓解企业融资约束三重机制提升股票收益,且制度环境在上市公司 ESG 责任履行与股票收益之间发挥调节效应;③进一步的异质性分析发现,上市公司履行 ESG 责任会因产权性质、所处地区的不同而对股票收益产生不同影响。此外,相较于环境责任(E)和社会责任(S)指标,治理责任(G)对股票收益的影响作用更显著。研究结论为上市公司承担 ESG 责任的经济后果提供了经验证据,对企业、投资者重视 ESG 责任履行以及政府完善 ESG 方面的相关政策具有启示意义。

关键词: ESG 责任; 股票收益; 投资者关注; 分析师关注; 融资约束; 制度环境

中图分类号: F832 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2024)08-0085-16

DOI: 10.12404/j.issn.1002-980X.J24012002

一、引言

当前,我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。高质量发展是“十四五”乃至更长时期我国经济社会发展的主题,关系我国社会主义现代化建设全局。这表明,在实现高质量发展的征程中,以绿色经济为主导的可持续发展将占据主导地位并取代我国高速发展时期对生态环境破坏巨大的粗放型经济。因此,在经济转轨的重要发展阶段,向低碳和适应气候变化的经济转型成为我国面临的重大挑战。在过去几年,人们已认识到这一挑战并更加关注环境、社会风险和治理问题,并推动大量资本走向可持续发展^[1]。在这种负责任金融形式日益增长的需求下,环境、社会 and 治理(ESG)受到了政策届、学术界以及社会公众的广泛关注。ESG[环境(environmental)、社会(social)和治理(governance)]最先出现在金融投资领域,是投资者通过关注企业在环境、社会和治理方面的非财务绩效而做出的促进经济社会可持续发展的一种投资决策和投资标准。

鉴于与低碳可持续发展目标相一致,ESG 成为推动企业可持续发展的源动力。当前,作为整个社会经济活动中的微观主体,企业承担更多的责任和使命,企业管理者越来越认识到按照 ESG 标准和理念指导企业的实践活动有利于促进社会整体和企业个体的长久、可持续发展。因此企业 ESG 不仅与企业自身经济利益有关,更是推动经济高质量发展、实现可持续社会、构建人类命运共同体的关键。考虑到 ESG 最初产生于责任投资领域,一方面,ESG 是一种面向可持续投资的中长期概念,其价值效应可能最先在资本市场中得以体现;另一方面,随着国际资本市场对 ESG 的持续关注,投资者的 ESG 投资理念正在被逐步加强,更具可持续性的企业其股票市场表现可能更好。因此本文主要聚焦于资本市场,考虑企业 ESG 与股票收益之间的关系。关于 ESG 与企业以及与金融市场的关系,已有学者开展了广泛的研究。例如 Wang 等^[2]发现更好的

收稿日期: 2024-01-20

作者简介: 张慧,管理学博士,南京审计大学中审学院讲师,研究方向:企业成长与战略管理。

ESG表现会降低股价脆弱性。然而目前关于ESG与股票收益关系的研究还存在不一致的观点。一部分学者认为ESG与股价呈正相关关系^[3],另一部分学者认为高ESG评级会降低企业的股票回报率^[4]。此外,还有部分学者认为正面的ESG信息并不会对股价产生影响^[5]。本文认为不同研究之间得出不一致研究结论的可能原因是ESG影响股票市场的内在作用机制还未被厘清,因此,本文以我国上市公司为研究对象,探究企业ESG是否有助于企业在资本市场上获得更好的股票收益,并厘清其传导机制,从而给予投资者建议,并倒逼上市公司改革,为实现经济可持续发展、高质量目标提供决策依据。

针对上述问题,本文以2010—2020年沪深两市A股上市公司的为研究样本,考察上市公司ESG责任履行对股票收益的影响机理,本文可能得边际贡献体现为以下几个方面:一是丰富了有关企业ESG经济后果作用机制的研究,特别是ESG在金融市场中的影响机理。本文从利益相关者视角出发,考虑不同经济主体(投资者关注以及分析师关注)在ESG与股票收益之间的作用,旨在打开ESG影响股票收益的“黑箱”,为资本市场中企业ESG表现与股票收益之间关系的研究提供了新的分析思路。二是明晰了上市公司ESG责任对股票收益产生影响的边界条件。在企业经营活动中,制度环境是重要的外部环境,直接影响企业ESG责任的履行。特别是在经济发展转型时期的中国,各地区的市场化水平存在显著差异。因此,在考虑上市公司ESG责任履行与股票收益之间的关系时,本文将ESG责任履行、股票收益与制度环境纳入同一分析框架,探究上市公司履行ESG责任的边界条件。也为新阶段推进市场化改革提供了经验证据。三是本文细化ESG的不同维度,分别探究E、S和G三个层面对股票收益产生影响的相对重要性。现有研究中更多的是将ESG看作一个整体,研究其可能得经济价值,本文在将ESG作为一个整体进行研究的基础上还分维度检验了各维度对股票收益的差异性影响,为全面深入理解和把握企业履行ESG责任的经济效应提供了重要启示。

二、理论分析与研究假设

(一)上市公司ESG责任履行与股票收益

环境、社会和治理(ESG)责任投资是在社会责任投资(socially responsible investment, SRI)的基础上逐步发展起来的,旨在将可持续投资纳入金融市场的主流,推动金融领域的可持续发展。在这样的背景下,企业履行ESG责任受到了学术界和实务界的广泛关注。综合相关研究文献可以发现,企业ESG责任履行是评价企业是否兼顾环境保护、社会责任和良好公司治理的评价指标的统称,是一种将外部性问题纳入企业经营体系的价值理念和管理方式^[6],因而企业在追求经济目标的同时,还应考虑环境保护、社会责任和治理成效等多方面因素^[7],以追求人类社会多维度的均衡、可持续发展。从信息不对称理论的视角看,企业积极履行ESG责任能够降低企业的信息不对称,这是由于企业在披露自己在ESG方面的非财务信息时能够缓解企业与外界的信息不对称,提高信息透明度。这有利于降低投资者在投资决策过程中的风险和不确定性,进而提升企业在资本市场中的表现,促进企业股票收益的提升。

本文认为,上市公司ESG责任履行促进股票收益提升主要通过三类机制实现:第一,投资者是市场中重要的“信息观察者”,基于信号传递理论,上市公司ESG责任履行更容易获得投资者的关注。一方面,作为资本市场的风向标,投资者对ESG的关注和偏好ESG的决策能够像外界传递积极的信号,从而帮助企业积累声誉、维护形象,提振资本市场对企业的信心。例如,Hill等^[8]的研究发现企业履行ESG责任可以向投资者传递积极信号,表明企业正在采取负责任的经营方式和经营理念,进而更易受到投资者的青睐,使投资者因持有高ESG责任的股票而获得长期收益。另一方面,由于上市公司ESG责任履行更易吸引国外投资者的关注,而对于上市公司来说,国际投资者的引入可以将国外较为成熟的投资理念传递至新兴市场,增强非财务信息定价的有效性,有助于提高资本市场效率^[9]。

第二,上市公司ESG责任履行能够吸引分析师关注。在可持续绿色发展的理念下,专业的证券分析师能够迅速捕捉到国家的政策导向^[10],更关注于ESG信息,因而积极承担ESG责任的企业往往必然受到更多分析师关注^[11]。而分析师又是资本市场上的重要监管力量之一,对企业在资本市场上的表现产生深远的影响。相关研究表明,分析师关注可以部分替代审计师发挥外部监督治理作用^[11],有利于缓解企业内部存在

的委托代理问题,缓解股东与企业管理层之间的信息不对称程度,进而对企业的公司价值以及盈余管理等多方面产生影响。因此,分析师关注是上市公司管理层行为的放大镜,可以有效促进企业经营信息的传递效率,从而提升企业价值。

第三,企业 ESG 责任方面的信息披露有助于缓解信息不对称,因而积极承担 ESG 责任的企业通过对社会的贡献会收获较高的社会评价,进而为企业积累无形资产,并进一步缓解企业的融资约束水平^[12]。当企业外部融资约束程度较低时,企业更易在市场上获得认可,表现为公司股票收益的增加。因此本文认为上市公司 ESG 责任履行能够缓解企业的融资约束,并促进企业在资本市场上的表现,提升股票收益。

基于以上分析,本文认为上市公司 ESG 责任履行能够提升股票收益,且主要通过吸引投资者关注、增强分析师关注以及缓解融资约束三种机制发挥作用。基于此,本文提出如下假设:

上市公司 ESG 责任履行有助于提升股票收益(H1);

上市公司 ESG 责任履行通过吸引投资者关注提升股票收益,即投资者关注在上市公司 ESG 责任履行与股票收益间产生中介效应(H1a);

上市公司 ESG 责任履行通过增强分析师关注提升股票收益,即分析师关注在上市公司 ESG 责任履行与股票收益间产生中介效应(H1b);

上市公司 ESG 责任履行通过缓解融资约束提升股票收益,即融资约束在上市公司 ESG 责任履行与股票收益间产生中介效应(H1c)。

(二)上市公司 ESG 责任履行、制度环境与股票收益

从企业的战略决策角度看,企业的各项经营决策活动均依赖于其所处的外部环境,因此制度环境会对企业的经营效果和经济决策产生一定程度的影响。相应地,制度环境如何影响上市公司 ESG 战略履行及其价值效应也成为研究关注的焦点议题。一般而言,制度环境中不仅包括政府的各项政策法规、市场监管体系,还包括不同行业制定的行业规范和标准等多种要素。这些要素不仅为企业的资源获取提供合理性保障,还建立规范和制度引导企业遵循并形成共同认知。近年来,学术界基于制度观认为制度环境会对企业的经营活动产生重要影响并发挥关键作用,例如正式或非正式制度的外部制度环境均会影响企业,诸如对外直接投资^[13]、企业创新绩效^[14-15]、商业信用融资^[16]等方面产生影响。

与上述分析相对应,本文认为制度环境可能影响上市公司 ESG 责任履行与股票收益之间的关系,并借鉴以往学者的研究从市场化进程、政府干预以及法制环境三方面进行分析,主要原因有三个方面:第一,企业所处地区的市场化进程高,企业 ESG 信息披露的透明度也较高,市场监管会更全面、更严格,进而为企业较为准确、完整的传递其 ESG 责任履行情况提供了先决条件^[17],因而高度的市场化程度不仅可以减少信息不对称的负面影响^[18],还能促使企业为了在竞争激烈、透明的市场中吸引投资者,更加重视履行 ESG 责任^[19-20]。Fernández-Kranz 和 Santaló^[21]也在研究中发现,市场化程度较高的地区,企业对其 ESG 评级的重视程度更高。第二,王小鲁和樊纲^[22]的研究中表明,受限于地理位置、资源条件以及国家政策的不同,不同地区在制度环境上存在一定的差异,如市场化程度越高的地区,政府干预程度越低。因此单独考虑政府干预对企业 ESG 责任履行效应的影响:一方面,政府干预程度越少,越可以为企业履行 ESG 责任提供更加开放、透明的竞争环境^[21],从而有利于降低非经营成本,促进企业 ESG 责任履行对股票收益的积极影响^[23];另一方面,政府干预越多,企业政治关联越高,市场化配置资源效率越低^[23-24],而企业会把更多的精力和企业资源用于与政府关系的维护,进而会忽视利益相关者的需求,降低企业对利益相关者的关注。此外,还容易出现 ESG 责任履行较差的企业仅由于与政府关系密切而获得较多资源支持的政治寻租现象^[24],削弱了 ESG 与股票收益之间的正向关系。第三,法律环境也是对企业经营产生重要影响的外部环境,在一定程度上体现了对投资者的法律保护 and 制度支持,能够为企业有效的市场监督机制并保障多样化的 ESG 披露渠道^[25]。因此,在法制环境较好的地区,法律监管严格,企业公布虚假的 ESG 信息会受到法律制裁^[24],因而企业披露的 ESG 信息会更具真实性,增强投资者对企业正面信息的积极反应,强化 ESG 对股票收益的提升效应。

基于此,本文提出如下研究假设:

制度环境在上市公司 ESG 责任履行与股票收益之间发挥调节效应(H2);

市场化进程正向调节上市公司 ESG 责任履行与股票收益之间的关系(H2a);

政府干预负向调节上市公司 ESG 责任履行与股票收益之间的关系(H2b);

法制环境正向调节上市公司 ESG 责任履行与股票收益之间的关系(H2c)。

综上所述,理论模型如图 1 所示。

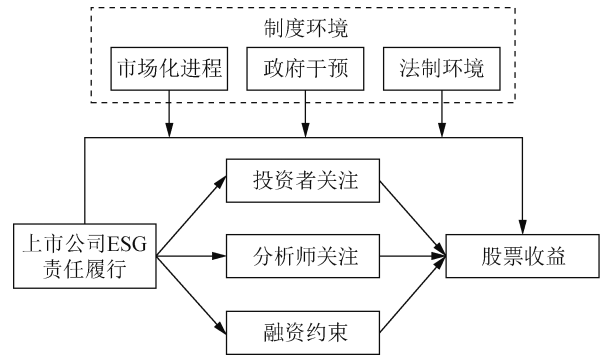


图 1 本文理论模型

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

在样本选择上,本文主要以 2010—2020 年为研究区间,选取我国沪深两市 A 股上市公司作为主要研究对象,探究上市公司 ESG 履行与股票收益之间的关系。本文对原始数据进行了如下处理:①剔除金融类上市公司,排除金融保险行业特殊性对研究的影响;②剔除处于特殊处理状态(ST)公司、退市风险警示(*ST)的公司数据,以防止此类非常规数据对实证结果的干扰;③剔除数据异常和其他数据缺失的样本;④对连续变量进行了 1%和 99%的缩尾处理。经过上述筛选后,最终获得 2010—2020 年 3410 家企业,共计 23965 个样本观测值的非平衡面板。本文涉及的企业 ESG 表现数据来自万德(WIND)数据库、股票收益和控制变量的相关数据来源于国泰安(CSMAR)数据库、制度环境的数据来源于《中国分省份市场化指数报告(2018)》。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

股票收益的衡量。借鉴相关研究(刘柏和王馨竹^[26]),选取国泰安数据库中的变量“考虑现金红利再投资的年个股回报率”(Return)来衡量企业的股票收益,同时为保证实证结果的可靠性,使用“不考虑现金红利再投资的年个股回报率”(Return₂)来进行稳健性检验。

2. 被解释变量

企业 ESG 责任履行的评价。借鉴现有研究,本文选用华证 ESG 评分作为客观评价企业 ESG 责任表现的相关指标。华证评级结果共分为 9 个等级,从劣到优依次为 C、CC、CCC、B、BB、BBB、A、AA、AAA,参考高杰英等^[7]研究的度量方式,将评分 C 至评分 AAA 从低到高分别赋值为 1~9 分,以更为全面的刻画上市公司 ESG 责任的履行情况。企业 ESG 责任评分越高,表示企业的 ESG 责任履行水平越好。

3. 中介变量的衡量

(1) 投资者关注的衡量。本文在参考相关文献^[27-28]的基础上,以机构投资者持股比例作为衡量样本企业投资者关注的代理指标,具体计算方法为机构持股占总流通市值的比重。

(2) 分析师关注的衡量参考潘越等^[29]的研究,以每年内对各家企业进行过跟踪过的分析师(团队)数量为基础来衡量证券分析师关注度的高度。首先,计算第 t 期内平均对每家企业跟踪的分析师数量。其次,设置虚拟变量 Analyst,当企业在 t 期内获得的跟踪分析师数量高于市场平均水平时取 1,表示企业在该年获得的证券分析师关注度高于市场平均水平,即分析师关注度较高,否则 Analyst 取 0,表示分析师关注度较低。

(3) 融资约束。本文在 Kaplan 和 Zingales^[30]研究的基础上,重点参考了魏志华等^[31]计算融资约束的方法,即根据公司经营性现金流、股利、现金持有、资产负债率以及 TobinQ 指标构建融资约束指数(KZ),其中 KZ 数值越大,意味着企业面临的融资约束程度越高。

3. 调节变量的衡量

本文选用王小鲁等^[32]撰写的《中国分省份市场化指数报告(2018)》中的市场化评分来衡量制度环境,

以反映我国各地区市场化发展水平。此外,除衡量市场化进程(*MI*)外,分别选取分项指数“政府与市场的关系”(*GI*)来衡量政府干预程度,分项指数“中介组织发育和法律”来反映企业所在地区的法制环境。

4. 控制变量

参考以往研究高杰英等^[7]、Zhang 等^[20]的研究,选取账面市值比(*MB*)、企业成长性(*Growth*)、企业规模(*Size*)、资产负债率(*Lev*)、企业年龄(*Firmage*)、第一大股东持股比例(*TOP1*)、两职合一(*Duality*)、董事会规模(*Board*)、董事会独立性(*Indep*)、产权性质(*Soe*)、行业效应(*Industry*)、年份效应(*Year*)为控制变量,主要变量名称、代码及定义见表 1。

表 1 变量定义

类型	变量名	符号	变量定义
被解释变量	股票收益	<i>Return</i>	考虑现金红利再投资的年个股回报率
解释变量	企业 ESG 表现	<i>ESG</i>	华证发布的上市公司 ESG 评级
中介变量	投资者关注	<i>Investor</i>	机构持股占总流通市值的比重
	分析师关注	<i>Analyst</i>	企业在该年获得的证券分析师关注度高于市场平均水平取 1, 否则取 0
调节变量	融资约束	<i>KZ</i>	根据公司经营性现金流、股利、现金持有、资产负债率以及 TobinQ 指标构建融资约束指数
	市场化进程	<i>MI</i>	2011—2016 年用市场化总指数进行衡量, 2017—2020 年运用移动加权平均法估算
	政府干预	<i>GI</i>	王小鲁等 ^[32] 市场化指数报告分指数“政府与市场的关系”
控制变量	法制环境	<i>LI</i>	王小鲁等 ^[32] 市场化指数报告分指数“中介组织发育和法律”
	账面市值比	<i>MB</i>	年末普通股的账面市值比
	企业成长性	<i>Growth</i>	主营业务收入增长率
	企业规模	<i>Size</i>	ln(总资产)
	资产负债率	<i>Lev</i>	总负债与总资产的比值
	企业年龄	<i>Firmage</i>	ln(公司上市年限)
	第一大股东持股比例	<i>TOP1</i>	期末第一大股东持股数与总股本数的比值
	两职合一	<i>Dual</i>	董事长和总经理为同一人时取 1, 否则取 0
	董事会规模	<i>Board</i>	董事会人数
	董事会独立性	<i>Inde</i>	独董数量与董事会规模的比值
	产权性质	<i>Soe</i>	根据最终控制人性质判断, 最终控制人是国有单位, 则上市公司为国有企业, <i>Soe</i> = 1, 否则, 为非国有企业, <i>Soe</i> = 0
	年份	<i>Year</i>	年份哑变量
	行业	<i>Industry</i>	行业哑变量

(三) 模型构建

为验证上市公司 ESG 责任履行与股票收益间的关系以及二者间的作用机制, 本文拟构建如式(1)所示模型, 对所提出的研究假设 H1 进行实证检验。

$$Return_{it} = \alpha_0 + \beta_1 ESG_{it} + \beta_2 Control_{it} + \beta_3 Year_t + \beta_4 Industry_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: 被解释变量 *Return* 为股票收益代理指标; 解释变量 *ESG* 为上市公司 ESG 责任履行水平的代理变量; *Control* 为控制变量; *Year* 为时间效应; *Industry* 为行业效应; α 和 β 为各变量的估计系数; ε 为随机扰动项。

根据上文对作用机制分析, 本文构建式(2)和式(3)检验投资者关注、分析师关注以及融资约束的中介作用, 即验证本文假设 H1a、假设 H1b 和假设 H1c。由于本文不仅要考察上市公司 ESG 责任履行对中介变量的影响, 更需要考察中介变量对股票收益的影响, 基于此, 本文借鉴相关文献^[34], 采用温忠麟等^[35]提出的三步法验证上市公司 ESG 责任履行对股票收益的作用机制。

$$M_{it} = \alpha_0 + \beta_1 ESG_{it} + \beta_2 Control_{it} + \beta_3 Year_t + \beta_4 Industry_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Return_{it} = \alpha_0 + \beta_1 ESG_{it} + \beta_2 M_{it} + \beta_3 Control_{it} + \beta_4 Year_t + \beta_5 Industry_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中: M_{it} 为中介变量, 代表投资者关注(*Investor*)、分析师关注(*Analyst*)和企业的融资约束水平(*KZ*)。

此外, 本文构建式(5)进一步检验上市公司 ESG 责任履行对股票收益产生影响的边界条件。

$$Return_{it} = \alpha_0 + \beta_1 ESG_{it} + \beta_2 K_{it} + \beta_3 ESG_{it} \times K_{it} + \beta_4 Control_{it} + \beta_5 Year_t + \beta_6 Industry_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中: K_{it} 为调节变量, 代表市场化进程(*MI*)、政府干预(政府与市场关系的改善)(*GI*)和法制环境(*LI*)。

四、实证分析

(一) 描述性统计

表 2 列示了各变量的描述性统计结果。其中,被解释变量股票收益(*Return*)均值为 0.110,标准差为 0.522,说明虽然样本企业中的股票收益普遍较高,但差异较大。被解释变量上市公司 ESG 责任履行水平(*ESG*)的平均值和中位数分别为 6.493 和 6,说明样本企业 ESG 评级平均处于中等偏上水平,总体来看企业 ESG 表现较好。ESG 表现的最小值为 1,最大值为 9,标准差为 1.117,表明本文选用的样本企业中履行 ESG 责任的程度各不相同。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	下四分位数	中位数	上四分位数	最大值
<i>Return</i>	0.110	0.522	-0.689	-0.242	-0.009	0.313	3.643
<i>ESG</i>	6.493	1.117	1.000	6.000	6.000	7.000	9.000
<i>Investor</i>	43.340	24.380	0.000	23.140	45.400	62.920	98.680
<i>Analyst</i>	0.611	0.488	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
<i>KZ</i>	1.056	2.441	-11.350	-0.330	1.279	2.636	11.710
<i>MI</i>	8.522	1.905	2.870	7.160	8.940	9.970	12.000
<i>GI</i>	6.788	1.433	1.480	5.845	6.960	7.980	9.220
<i>LI</i>	11.800	6.203	0.710	6.510	11.780	15.980	27.450
<i>MB</i>	0.331	0.165	-0.132	0.211	0.309	0.433	0.830
<i>Growth</i>	0.435	1.373	-0.953	-0.025	0.137	0.431	24.020
<i>Size</i>	22.140	1.376	18.160	21.170	21.930	22.860	27.050
<i>Lev</i>	0.428	0.216	0.042	0.251	0.416	0.589	0.921
<i>Firmage</i>	2.217	0.731	0.693	1.609	2.303	2.833	3.367
<i>TOP1</i>	34.520	14.540	8.860	23.130	32.410	44.230	75.000
<i>Dual</i>	0.267	0.442	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>Board</i>	8.578	1.685	3.000	7.000	9.000	9.000	18.000
<i>Inde</i>	37.460	5.472	16.670	33.330	33.330	42.860	80.000
<i>Soe</i>	0.377	0.485	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000

(二) 主回归:上市公司 ESG 责任履行对股票收益的影响

为了检验上市公司企业 ESG 责任履行与股票收益之间的关系,本文对式(1)进行多元回归分析以验证假设 H1。其中,分别在企业 ESG 责任履行(*ESG*)对股票收益回归的基础上逐步加入公司财务层面和治理层面的控制变量,回归结果如表 3 所示,结果表明,逐步加入控制变量后,上市公司 ESG 责任履行对股票收益的影响始终为正,列(3)上市公司 ESG 责任履行水平(*ESG*)的回归系数为 0.0104,通过了 1%水平的显著性检验,从而验证了研究假设 H1。说明上市公司 ESG 责任履行能够提升股票收益,企业在 ESG 方面的表现增强了企业在资本市场上的获利能力。由此,本文提出的研究假设 H1 得到验证。

(三) 内生性检验

基准回归结果还可能存在较为严重的因果倒置内生性问题,即企业 ESG 责任履行对股票收益的影响,可能不是由于企业 ESG 责任履行带来的经济效应,而是因为股票收益较高的企业有更大的能力,更被投资者看好且有更强的意愿履行 ESG 责任,进而可能出现“股票收益高的上市公司更会主动履行 ESG 责任,披露 ESG 信息,而不是企业 ESG 履行提升了股票收益”。为进一步排除这种可能性,本文进一步进行内生性检验。

1. 通过滞后解释变量缓解双向因果内生性问题

为排除解释变量与被解释变量之间可能产生的双向因果问题,将解释变量滞后一期(*L. ESG*)替换 *ESG* 重新进行回归,表 4 的列(1)汇报了相应回归结果,其中 *L. ESG* 的系数在 1%的水平上显著为正,再次验证了假设 H1,说明企业 ESG 责任履行对股票收益具有长期的正向影响。

2. 采用固定效应模型控制遗漏变量问题

为了降低模型中其他企业层面不易观察到的且不随时间变化的因素对实证分析结果的影响,本文进一步采用公司、年度、行业的固定效应模型(“个体+时间+行业”的三重固定效应)再次进行回归检验,并控制了企业个体层面的聚类效应,回归结果如表4的列(2)所示,ESG 责任履行对股票收益的回归系数依然显著,结论不变。

3. 工具变量与 GMM 法

一方面,由于每家上市公司 ESG 责任履行水平会受到所在行业其他企业 ESG 表现的影响,但行业内其他企业的 ESG 责任履行情况与该公司的股票收益无直接关联。另一方面,每家上市公司最早期的 ESG 责任履行水平会影响到其滞后的 ESG 表现,但其“先决”特点使其与当期的误差扰动项并不相关。鉴于此,借鉴潘海英等^[33]以及席龙胜和赵辉^[36]的研究,采用同行业其他上市公司的 ESG 表现均值($ESGmean$)和该企业最早一期 ESG 表现作为工具变量进行两阶段最小二乘法(2SLS)检验。如表4的列(3)和列(4)所示,其中,第一阶段 IV_1 和 IV_2 的回归系数在 1% 的水平上显著为正,表明工具变量满足相关性要求,估计结果同样表明,上市公司 ESG 责任履行对股票收益具有显著的正向影响。此外考虑到广义矩估计(GMM)对扰动项存在的异方差更有效,因此本文同时使用 GMM 进行检验。检验结果显示[如表4列(5)所示],上市公司 ESG 责任评分(ESG)与股票收益($Return$)仍在 1% 的水平上显著正相关,Sargan 检验的 P 值超过 0.1 (Sargan statistic = 0.204, $P=0.6519$),说明所有工具变量均为外生。在一定程度上消除因果倒置内生性问题后,假设 H1 依然成立,表明本文研究结论的稳健性。

4. Heckman 两阶段模型

本文可能还存在一定的样本自选择问题,因此,进一步采用 Heckman 两阶段法对研究结论进行检验。Heckman 第一阶段通过 Probit 模型估算出企业履行 ESG 责任的概率,同时,在第一阶段的模型中以控制变量作为协变量,与上市公司是否履行 ESG 责任进行 Logit 回归分析,利用此阶段的回归结果计算出逆米尔斯比率(IMR),再将 IMR 作为控制变量代入到第二阶段的回归中。结果如表4的列(6)所示,虽然在列(6)中 Heckman 第二阶段回归结果中 IMR 的回归系数显著为正,但 ESG 的回归系数仍在 1% 的水平上显著为正,说明本文关于上市公司 ESG 表现对股票收益的影响即使在控制自选择偏误后,本文的结论依然成立。

5. PSM 检验

本文进一步采用倾向得分匹配(PSM)检验的方法缓解可能存在的内生性问题。具体的,本文以控制变量作为协变量,与上市公司企业是否履行 ESG 责任进行 Logit 回归分析,计算出倾向得分值,并根据倾向得分值选取最近邻方法,在两组之间进行 1:1 有放回匹配,最后使用匹配后的样本进行回归。倾向匹配得分后共得到 4683 家公司的 22668 个样本,其中处理组包括 1780 家公司的 7444 个样本,对照组包括 2903 家公司的 15224 个样本,从表4的列(7)可以看出,企业 ESG 表现的回归系数显著为正,再次验证了研究结论的可靠性。

表3 上市公司 ESG 责任履行对股票收益的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>
<i>ESG</i>	0.0044* (1.82)	0.0067*** (2.68)	0.0104*** (4.01)
<i>MB</i>		-0.0754*** (-3.38)	-0.0723*** (-3.20)
<i>Growth</i>		-0.0021 (-1.10)	-0.0022 (-1.13)
<i>Size</i>		-0.0027 (-1.08)	-0.0031 (-1.24)
<i>Lev</i>		-0.0374** (-2.04)	-0.0288 (-1.55)
<i>Firmage</i>		-0.0187*** (-4.14)	-0.0023 (-0.45)
<i>TOP1</i>			0.0001 (0.46)
<i>Dual</i>			0.0148** (2.14)
<i>Board</i>			-0.0011 (-0.56)
<i>Inde</i>			0.0002 (0.41)
<i>Soe</i>			-0.0486*** (-7.09)
<i>Constant</i>	0.0885*** (5.47)	0.2144*** (4.28)	0.1711*** (2.83)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
Adj. R^2	0.366	0.367	0.369
<i>N</i>	23965	23084	22667

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著;括号内为 t 统计值。

表 4 内生性检验

变 量	滞后一期	固定效应	工具变量法		GMM	Heckman	PSM
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>ESG</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>
<i>L. ESG</i>	0.0006*** (3.33)						
<i>ESG</i>		0.0108** (2.49)		0.0137*** (3.11)	0.0135*** (2.98)	0.0097*** (3.66)	0.0084** (2.35)
<i>IV₁</i>			0.8081*** (16.62)				
<i>IV₂</i>			0.5761*** (83.68)				
<i>IMR</i>						0.7022*** (3.84)	
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	0.2697*** (4.29)	-0.0751 (-0.50)	-3.0796*** (-9.52)	0.2598*** (3.93)	0.2537*** (3.55)	-1.6168*** (-3.25)	0.1894** (2.08)
<i>Company</i>	No	Yes	No	No	No	No	No
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adj. R²</i>	0.379	0.363	0.449	0.369	0.369	0.369	0.350
<i>N</i>	19387	22353	22668	22668	22668	22667	10406

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为 *t* 统计值。

(四) 稳健性检验

为保证研究结论的稳健性,本文从多个层面进行了稳健性检验。

1. 更换变量

(1) 更换被解释变量的度量方法。更换用于评估股票收益指标的解释变量的测量方法。借鉴刘柏和王馨竹^[26]的研究,使用“不考虑现金红利在投资的年个股回报率”的方法评估股票收益,并用 *Return₂* 表示,回归分析结果如表 5 的列(1)所示,研究结论并未发生显著改变。

(2) 更换解释变量的度量方法。在基准回归分析中,本文将华证 ESG 评级的 9 个细分等级赋值作为核心解释变量。在稳健型检验中本文将采用另外四种不同的衡量方式进一步验证基本回归结果:在主回归分析的基础上,更改解释变量的度量方法,以验证结论的稳健性。第一,根据华证 ESG 评级的 ABC 三个等级重新进行赋值,以 *ESG₂* 表示,当评级为 C 时,将 *ESG₂* 赋值为 1;评级为 B 时,*ESG₂* 赋值为 2;评级为 A 时,*ESG₂* 赋值为 3。第二,构建虚拟变量 *ESG₃*,当 ESG 评级为 A 时 *ESG₃* 赋值为 1,否则为 0。第三,采用和讯网提供的 ESG 总得分(*ESG₄*)作为衡量企业 ESG 责任履行评价数据的替代指标。第四,采用彭博数据库提供的 ESG 评级数据(*ESG₅*)进行稳健性检验。变更解释变量后的检验结果如表 5 的列(2)~列(5)所示,企业 ESG 表现对股票收益仍存在显著的正向影响,研究结论未发生明显改变。

(3) 更换部分控制变量。为防止模型遗漏变量的偏误以及公司治理层面控制变量的影响,本文替换部分控制变量,以验证研究结论的稳健性。一是剔除公司治理层面的控制变量,包括第一大股东持股比例(*Top1*)、董事会规模(*Board*)、董事会独立性(*Indep*)、两职合一(*Duality*)。二是增加反映企业特征和治理水平的其他控制变量:固定资产占比(*Fixed*)、资本密集度(*Capins*)、管理层持股比例(*Manageshare*)、股权制衡度(*Balance*)。替换控制变量后的回归结果如表 5 的列(6)所示,研究结论依然不变。

2. 改变聚类层面

本文在前文中使用的是企业层面聚类稳健标准误,在稳健性检验中将改变聚类层面重新进行回归:①使用行业层面聚类稳健标准误回归;②使用省份聚类稳健标准误回归;③标准误双重聚类调整。考虑到异方差和自相关等问题也会对研究结果产生影响,为降低上述因素对研究结果的影响,本文对标准误重新进行聚类调整,并参考 Petersen^[37]的研究,分别将标准误进行年度和行业层面的双重聚类调整,回归结果如表 6

表 5 替换变量后的稳健性检验

变量	替换被解释变量	替换解释变量				更换控制变量
	(1) <i>Return₂</i>	(2) <i>Return</i>	(3) <i>Return</i>	(4) <i>Return</i>	(5) <i>Return</i>	(6) <i>Return</i>
<i>ESG</i>	0.0102 *** (3.93)					0.0104 *** (4.03)
<i>ESG₂</i>		0.0151 *** (2.58)				
<i>ESG₃</i>			0.0119 * (1.95)			
<i>ESG₄</i>				0.0015 *** (8.19)		
<i>ESG₅</i>					0.0013 * (1.71)	
<i>MB</i>	-0.0730 *** (-3.24)	-0.0727 *** (-3.22)	-0.0726 *** (-3.22)	-0.0715 *** (-3.18)	-0.0072 (-0.19)	-0.0760 *** (-3.32)
<i>Growth</i>	-0.0022 (-1.16)	-0.0022 (-1.13)	-0.0022 (-1.14)	-0.0022 (-1.16)	-0.0034 (-0.70)	-0.0021 (-1.06)
<i>Size</i>	-0.0029 (-1.16)	-0.0032 (-1.25)	-0.0032 (-1.25)	-0.0026 (-1.01)	-0.0075 * (-1.79)	-0.0012 (-0.46)
<i>Lev</i>	-0.0296 (-1.60)	-0.0293 (-1.58)	-0.0294 (-1.58)	-0.0333 * (-1.80)	0.0497 (1.59)	-0.0301 (-1.61)
<i>Firmage</i>	-0.0027 (-0.53)	-0.0020 (-0.39)	-0.0019 (-0.37)	-0.0011 (-0.22)	-0.0482 *** (-4.57)	0.0015 (0.28)
<i>TOP1</i>	0.0001 (0.52)	0.0001 (0.59)	0.0001 (0.64)	0.0000 (0.03)	0.0001 (0.42)	
<i>Dual</i>	0.0146 ** (2.12)	0.0147 ** (2.13)	0.0147 ** (2.12)	0.0141 ** (2.05)	0.0272 ** (2.22)	
<i>Board</i>	-0.0011 (-0.55)	-0.0007 (-0.39)	-0.0006 (-0.33)	-0.0019 (-0.99)	-0.0033 (-1.30)	
<i>Inde</i>	0.0002 (0.30)	0.0003 (0.51)	0.0003 (0.53)	0.0001 (0.20)	0.0008 (0.91)	
<i>Soe</i>	-0.0491 *** (-7.17)	-0.0468 *** (-6.84)	-0.0462 *** (-6.76)	-0.0464 *** (-6.83)	-0.0443 *** (-4.23)	-0.0383 *** (-5.53)
<i>Fixed</i>						-0.0539 *** (-2.72)
<i>Capins</i>						0.0000 (0.10)
<i>Manageshare</i>						0.0006 *** (2.79)
<i>Balance</i>						0.0111 ** (2.24)
<i>Constant</i>	0.1717 *** (2.85)	0.1955 *** (3.26)	0.2250 *** (3.82)	0.2026 *** (3.45)	0.3739 *** (4.02)	0.1197 ** (2.23)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adj. R²</i>	0.369	0.369	0.369	0.371	0.344	0.372
<i>N</i>	22667	22667	22667	22616	8169	22280

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著；括号内为 *t* 统计值。

的列(1)~列(3)所示。其中列(1)为行业层面聚类标准误的回归结果,列(2)为省份层面聚类标准误的回归结果,列(3)为标准误经年度和行业层面调整后的回归结果。结果表明,改变聚类方式后,本文的核心结论依然保持不变。

3. 对主要变量进行年度行业均值调整

由于企业所处行业在竞争程度、管制程度等方面具有差异,可能导致上述结果受行业因素干扰较大。

为了增强稳健性,对被解释变量股票收益(*Return*)与解释变量上市公司 ESG 责任履行水平(*ESG*)分别进行年度-行业均值调整,并得出经年度行业均值调整的股票收益(*Adj_Return*)和企业 ESG 责任履行水平(*Adj_ESG*)。基于表 6 的列(4)的回归结果显示,*Adj_ESG* 的回归系数在 1%水平上显著为正,表明经年度行业调整后的 ESG 责任履行能够提升股票收益,证明研究结论基本稳健。

4. 控制变量缩尾的再检验

尽管前文在主回归效应中对连续变量进行了 1%和 99%的缩尾处理,但借鉴陈强远等^[38]的研究,为避免控制变量可能存在的极端值对研究造成的影响,本文对控制变量中的连续性变量再次进行了 5%分位数的双边缩尾处理,以验证上市公司 ESG 责任履行对股票收益促进效应的稳健性。表 6 的列(5)为控制变量再缩尾的估计结果,可以看出上市公司 ESG 责任履行与股票收益的关系与前文保持一致,ESG 责任履行的回归系数在 1%的水平上显著为正,进一步验证了本文结论的稳健性。

5. 排除特定年份

考虑到 2018 年 5 月 21 日,证券监管机构提出要建立上市公司 ESG 报告制度;2018 年 9 月 30 日,证监会发布修订后的《上市公司治理准则》又提出了 ESG 信息披露的基本框架。在出台相关政策的背景下,上市公司对 ESG 责任的认知和履行 ESG 责任的紧迫性可能会发生相应改变,因此为特定年份出台的政策可能对研究结论造成影响,本文进一步删除 2018 年及其之后的样本数据重新进行估计,回归结果见表 6 的列(6)所示。研究结论均与主效应模型一致。

表 6 其他方式的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Adj_Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>
<i>ESG</i>	0.0104 *** (3.81)	0.0104 *** (2.98)	0.0104 *** (3.81)		0.0103 *** (3.96)	0.0090 *** (3.10)
<i>Adj_ESG</i>				0.0101 *** (3.97)		
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	0.1711 *** (3.28)	0.1711 *** (3.05)	-0.1291 ** (-2.51)	0.1175 ** (2.05)	0.1823 ** (2.51)	0.2586 *** (3.19)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adj. R²</i>	0.369	0.369	0.369	0.00306	0.369	0.315
<i>N</i>	22667	22667	22668	22667	22667	20036

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著;括号内为 *t* 统计值。

五、机制检验

(一) 中介机制检验

第一,投资者关注的中介机制检验结果如表 7 的列(2)和列(3)所示。其中,列(2)显示上市公司 ESG 责任评分(*ESG*)与投资者关注(*Investor*)的影响系数在 1%的水平上显著正相关,说明上市公司积极履行 ESG 责任,有助于企业获得投资者青睐。列(3)中同时加入上市公司 ESG 评分责任(*ESG*)和投资者关注(*Investor*),可以看出投资者关注(*Investor*)与股票收益(*Return*)的回归系数显著为正,说明投资者关注有助于提升企业股票收益。此外,鉴于相关研究认为逐步回归检验中介效应存在一定的缺陷,为提高中介效应检验的可靠性,本文进一步采用自抽样方法(Bootstrap)进行检验,计算自抽样标准误和自抽样置信区间,结果显示,间接效应的置信区间不包含 0(LLCI=0.001,ULCI=0.003;LLCI 为置信区间的最低值,ULCI 为置信区间最高值),结果显示间接效应为 0.002(在 1%的水平上显著)。综上可知,投资者关注在上市公司 ESG 责任履行促进股票收益的影响中发挥部分中介作用,假设 H1a 得到验证。

第二,分析师关注的中介机制检验结果如表 7 的列(4)和列(5)所示。由列(4)可知,上市公司 ESG 责任评分(*ESG*)与分析师关注(*Analyst*)的影响系数在 1%的水平上显著为正,说明上市公司履行 ESG 责任能

表 7 中介机制检验结果

变量	基准回归	投资者关注的中介作用		分析师关注的中介作用		融资约束的中介作用	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Return</i>	<i>Investor</i>	<i>Return</i>	<i>Analyst</i>	<i>Return</i>	<i>KZ</i>	<i>Return</i>
<i>ESG</i>	0.0104*** (4.01)	1.4654*** (13.19)	0.0075*** (2.92)	0.0148*** (4.82)	0.0065** (2.11)	-0.3110*** (-21.79)	0.0085*** (3.19)
<i>Investor</i>			0.0019*** (12.27)				
<i>Analyst</i>					0.0303*** (4.31)		
<i>KZ</i>							-0.0061*** (-4.00)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	0.1711*** (2.83)	-30.5536*** (-12.38)	0.2304*** (3.81)	0.2947*** (4.08)	0.0777 (1.08)	0.7470** (2.23)	0.1823*** (2.90)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adj. R²</i>	0.369	0.425	0.374	0.00990	0.0324	0.212	0.382
<i>N</i>	22667	22642	22642	22667	22667	21081	21081

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为 *t* 统计值。

够提升分析师关注度。列(5)结果显示分析师关注(*Analyst*)对股票收益(*Return*)的影响系数在 1%水平上显著正相关,说明分析师关注度越高,企业股票收益越高。此外,采用自抽样方法(Bootstrap)计算自抽样标准误和自抽样置信区间。结果显示,间接效应的置信区间不包含 0(LLCI=0.000,ULCI=0.001),间接效应在 1%的水平上显著,间接效应为 0.0003。表明分析师关注在上市公司 ESG 责任履行对股票收益的影响中起到了部分中介作用,假设 H1b 得到验证。

第三,融资约束的中介机制检验结果如表 7 的列(6)和列(7)所示。其中,列(6)显示上市公司 ESG 责任评分(*ESG*)与融资约束(*KZ*)的影响系数在 1%的水平上显著负相关,说明上市公司积极履行 ESG 责任,有助于缓解企业的融资约束。列(7)中同时加入上市公司 ESG 责任评分(*ESG*)和融资约束(*KZ*),发现核心解释变量 *ESG* 的系数符号保持显著为正。此外,采用自抽样方法(Bootstrap)进行进一步检验,计算自抽样标准误和自抽样置信区间的结果显示,间接效应的置信区间不包含 0(LLCI=0.005,ULCI=0.007),间接效应在 1%的水平上显著,间接效应为 0.006。以上分析结果表明融资约束在上市公司 ESG 责任履行促进股票收益的影响中发挥部分中介作用,假设 H1c 得到验证。

(二) 调节机制检验

本文进一步考察制度环境在上市公司 ESG 责任履行与股票收益之间的调节效应,以验证假设 H2。回归结果如表 8 所示。

其中,列(1)是对假设 H2a 的检验,列(1)引入 ESG 责任评分与市场化进程的交互项 *ESG*×*MI*,发现交互项与股票收益 *Return* 在 1%水平上显著正相关,且 ESG 责任评分与股票收益始终保持正相关关系。这表明,

表 8 制度环境的调节效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>		<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>
<i>ESG</i>	0.0088*** (3.44)	0.0102*** (3.92)	0.0091*** (3.54)	<i>Controls</i>	控制	控制	控制
<i>MI</i>	0.0079*** (4.98)			<i>Constant</i>	0.0954 (1.53)	0.0967 (1.54)	0.1459** (2.39)
<i>ESG</i> × <i>MI</i>	0.0061*** (5.33)			<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>GI</i>		0.0095*** (4.84)		<i>Industry</i>	Yes	No	Yes
<i>ESG</i> × <i>GI</i>		0.0011 (0.83)		<i>Adj. R²</i>	0.370	0.370	0.370
<i>LI</i>			0.0018*** (3.35)	<i>N</i>	22667	22667	22667
<i>ESG</i> × <i>LI</i>			0.0018*** (4.96)				

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为 *t* 统计值。

市场化进程会正向调节企业 ESG 责任履行与股票收益之间的正向关系,即企业所处地区的市场化程度越高,ESG 责任履行对股票收益的提升效果越大,假设 Ha2 得到验证。

列(2)是对假设 H2b 的检验,列(2)中 ESG 责任评分与政府干预的减轻交互项 $ESG \times GI$ 与股票收益 *Return* 呈正相关关系,但并不显著,表明政府干预的减轻对企业 ESG 责任履行与股票收益关系并不具有调节作用,即假设 H2b 未得到验证。但证明了政府干预的减轻与企业 ESG 价值效应发挥之间的正向关系。

列(3)是对 H2c 的检验,列(3)中 ESG 责任评分与法制环境的交互项 $ESG \times LI$ 与股票收益 *Return* 在 1% 水平上显著正相关,且 ESG 评分与股票收益的关系也在 1% 水平上显著正相关。表明法制环境会正向调节企业 ESG 责任履行与股票收益之间的正向关系,假设 H2c 得到验证。

六、进一步分析

(一) 异质性检验

1. 基于产权性质的异质分析

考虑到我国的制度背景下,产权性质可能会对企业的经营决策产生不同程度的影响,因此本文认为,上市公司承担 ESG 责任对股票收益的影响可能因产权性质的不同而产生不同影响,即国有企业与非国有企业履行 ESG 责任可能对股票收益产生不同程度的影响。因此,在全样本回归的基础上,按照企业的所有权属性将样本划分为国有企业组与非国有企业组,然后进行分组回归,结果如表 9 所示。在列(1)国有企业的样本中,ESG 的回归系数不显著,但列(2)非国有企业样本中,企业 ESG 责任履行与股票收益的回归系数均在 1% 的水平上显著为正。本文认为可能存在的原因是:国有企业的 ESG 履行往往具有较强的政策性和强制性,一般来说,国有企业肩负着重大的经济和社会目标,不仅要实现经济利润目标,还要承担维护社会公平、稳定和调整经济结构的责任,因此,国有企业往往比非国有企业被寄予更重的社会期望,因而国有企业在承担 ESG 责任方面的经济动机也相对较弱,而非国有企业的主要经营目标是增加企业的经济回报,因此这类企业履行 ESG 责任时带来的经济效益更加明显,提升股票收益的动机更强。

2. 基于地区层面的异质性分析

在我国,经济的发展水平会因地理位置不同而呈现出有差异的特点和发展程度,企业的经营状况受政策、资源、市场的影响,也呈现出区域化特征,从而导致企业在 ESG 责任履行的实践上表现出显著差异^[39-40]。因此,本文认为,上市公司 ESG 责任履行对股票收益的影响可能因地区的不同而产生差异。故而根据企业所在地理位置,将样本企业划分为东部、中西部两组,进行分组回归。表 9 的列(3)和列(4)汇报了基于地区的分组回归结果。其中,列(3)为东部地区的回归结果,列(4)为中西部地区回归结果。结果显示东部地区的 ESG 责任评分与股票收益的回归系数在 1% 的水平上显著正相关,而在中西部地区中,ESG 的回归系数不显著。对此可能的解释是:第一,相比中西部地区,东部地区的企业会更加认可 ESG 责任理念,并重视 ESG 责任的履行。在东部地区,由于经济发展水平较高和制度环境较优,社会公众对可持续发展的关注度也相应提高。这导致了企业在履行 ESG 责任方面拥有更强的意识,包括改善公司治理、保护环境和为社会福利做出贡献等。同时,政府对企业的监管也更为严格。因此,东部地区的企业面临着更加严格的 ESG 监管体系和社会对 ESG 履行责任的高压力。第二,东部地区履行 ESG 责任的能力较强。东部地区的经济发展水平较高,政府往往会为这些地区的企业提供财务支持,如资金援助或税收减免等均会帮助企业更好地履行 ESG 责任,因而这也使得处于经济发展水平较高地区的企业更有积极性履行 ESG 责任。第三,由于中西部地区经济发展速度较慢,进而在这些地区,政府会更加注重企业的经济效益,往往对企业可持续发展的重视度不够,

表 9 异质性回归分析

变量	国有企业	非国有企业	东部地区	中西部地区
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>
<i>ESG</i>	-0.0002 (-0.06)	0.0168*** (4.70)	0.0130*** (4.03)	0.0020 (0.46)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	0.0863 (1.08)	0.2100** (2.23)	0.1258 (1.63)	0.2239** (2.32)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adj. R²</i>	0.335	0.412	0.385	0.344
<i>N</i>	8609	14074	15937	6730

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著;括号内为 *t* 统计值。

会忽略对企业 ESG 责任履行方面的关注,致使中西部地区企业对 ESG 责任的投入处于较低水平。

(二)分维度检验：各维度 ESG 责任履行对股票收益的影响

通过上文的分析可知,上市公司 ESG 责任是一个综合了环境、社会和治理层面的多维度的综合性概念,因而企业的 ESG 整体表现对股票收益的影响可能与各子维度——环境(E)、社会(S)、治理(G)对股票收益的影响存在一定的差异。因此本文进一步从 E、S 和 G 三个维度出发进行分维度检验以明晰企业环境、社会和治理方面的表现对股票收益产生影响的相对重要性。

在数据、变量和样本选择上,本部分主要进行了以下几个方面的处理:①由于华证 ESG 评级只有企业在环境、社会和治理方面表现的综合得分,缺少三个维度的分项检验得分,因此选用其他评级机构的数据进行分析。彭博数据库提供的 ESG 评级,不仅包括整体的 ESG 得分,还包括 ESG 的三个单独因素(即环境得分、社会责任得分以及治理得分),因此本文选用彭博数据库的 E、S、G 分项得分,分维度检验 ESG 责任履行对股票收益的影响,以探究 ESG 责任履行各维度对股票收益价值效应的差异化影响。②剔除上文变量中有关公司治理的变量,选用反映企业特征层面的变量作为控制变量。③考虑到 2018 年起证监会要求上市公司确立 ESG 框架,基金业协会首次提出 ESG 信息披露框架,因此为了避免企业社会责任(CSR)的影响,考虑 ESG 提出后各维度对股票收益的影响,本部分将样本设定在 2018 年之后,从而能够更加全面的分析上市公司 ESG 责任履行对股票收益的影响,回归结果如表 10 所示。

表 10 汇报了 ESG 责任各维度对股票收益的影响。结果显示环境责任、社会责任和治理责任对股票收益均产生显著的正向影响。但从影响系数的大小和显著性看,社会责任(Soc)的影响最小,回归系数在 5%的水平上显著为正,环境责任(Env)和治理责任(Gov)的影响系数均在 1%的水平上显著为正,治理责任的影响系数最大。由此可知,上市公司 ESG 责任履行促进股票收益提升的过程中,环境、社会和治理责任的履行均能促进股票收益的提升,但其中治理责任的发挥的作用最大。可能的解释是:相比环境责任和社会责任,良好的公司治理更能促使企业形成强有力的生产指挥体系,合理配置资源、更有利于维护企业股东、投资者等利益相关者的权益,进而促进企业在资本市场中价值的提升。

表 10 ESG 责任履行对股票收益影响的分维度检验

变量	(1)	(2)	(3)
	Return	Return	Return
Env	0.0026 ^{***} (2.77)		
Soc		0.0019 ^{**} (2.46)	
Gov			0.0051 ^{***} (3.29)
MB	0.0034 (0.06)	0.0135 (0.24)	0.0083 (0.15)
Growth	-0.0036 (-0.68)	-0.0057 (-1.14)	-0.0062 (-1.24)
Lev	0.0762 (1.29)	0.0708 (1.25)	0.0682 (1.21)
Size	-0.0067 (-0.96)	-0.0078 (-1.16)	-0.0084 (-1.25)
Soe	-0.0260 (-1.51)	-0.0278 [*] (-1.67)	-0.0317 [*] (-1.90)
Fixed	0.0054 (0.11)	0.0009 (0.02)	0.0000 (0.00)
Firmage	-0.0888 ^{***} (-3.99)	-0.0888 ^{***} (-4.36)	-0.1006 ^{***} (-4.73)
Constant	0.4224 ^{***} (3.04)	0.4373 ^{***} (3.27)	0.3037 ^{**} (2.16)
Year	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²	0.343	0.342	0.343
N	2774	2993	3002

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著;括号内为 t 统计值。

七、结论与启示

(一)研究结论

随着可持续发展成为全球认可的发展趋势以及我国“双碳”目标的提出,考量环境、社会和治理因素的 ESG 责任投资规模迅速增长,并受到了投资者、监管部门以及企业的高度重视,越来越多的企业开始在经营决策中践行 ESG 理念。在此背景下,本文以 2010—2020 年中国 A 股上市公司为样本进行实证检验,考察企业 ESG 责任履行与股票收益之间的关系,并考虑制度环境对企业 ESG 责任履行与股票收益的调节作用。本文得到以下研究结论:①上市公司积极履行 ESG 责任能够显著提升股票收益。②中介机制检验表明投资者关注、分析师关注和融资约束在上市公司 ESG 责任履行与股票收益之间产生部分中介作用。上市公司 ESG

责任履行通过吸引投资者关注、增强分析师关注以及缓解融资约束而提升股票收益。③调节效应检验结果表明制度环境在上市公司 ESG 责任履行与股票收益之间的关系中发挥调节效应。其中,市场化程度越高、法制环境越好,上市公司履行 ESG 责任越有利于提升股票收益。④在不同的企业产权性质下,企业 ESG 责任履行对股票收益的影响效应存在差异,相比于国有企业,非国有企业 ESG 责任履行对股票收益的影响效应更为明显。⑤在不同的地区中,相比中西部地区,东部地区的企业履行 ESG 责任对股票收益的促进作用更大。⑥相较于环境责任(E)和社会责任(S)指标,治理责任(G)对股票收益的影响作用更显著。

本文的研究结论一方面,将上市公司履行 ESG 责任与资本市场相联系,深入分析了企业 ESG 责任对股票收益的影响,并从利益相关者的角度发现上市公司 ESG 责任履行对股票收益产生影响的作用机制。这一发现不仅拓展了投资领域中有关企业特征影响股票收益的研究内容,还丰富了有关上市公司 ESG 责任履行的相关研究,为探索上市公司承担 ESG 责任的经济后果及其作用机制提供了新思路。另一方面,本文将制度环境引入分析框架,验证了市场化进程、政府干预及法制环境对企业 ESG 责任履行与股票收益关系的调节机制,并以产权性质和地区差异为分析视角揭示了企业 ESG 责任履行对股票收益的差异化影响。本文弥补了现有文献关于环境因素如何影响上市公司 ESG 责任履行与股票收益关系的不足,丰富了相关研究。

(二) 实践启示

本文的研究结论具有一定的管理启示。

第一,从企业层面而言,企业管理者应转变企业发展理念,树立以及重视 ESG 责任理念,ESG 责任是涵盖企业对社会、环境以及公司治理的多维度的可持续发展理念,将 ESG 责任纳入企业的战略决策中,有助于推动企业可持续发展。同时,要充分发挥企业 ESG 责任在促进股票收益中的作用,即企业积极承担 ESG 责任既是一种回报社会的行为,也是提升股票收益,实现利他与利己兼顾的行为。因此,企业应对承担 ESG 责任持更积极的态度从而提升股票收益。

第二,从企业外部投资者而言,投资者应将企业 ESG 责任履行情况纳入其投资决策框架,基于企业 ESG 表现实施责任投资。尤其在“双碳”目标的推动下,投资者应在重视宏观环境和企业财务信息的同时,对企业在环境和社会层面的非财务绩效予以特别关注,以促进投资收益的增加和风险的降低,并提升企业可持续竞争力。此外,投资者对企业 ESG 的关注也有助于从资本市场上引导上市公司良性发展。

第三,从政府层面而言,政府要进一步加快深化市场化改革的步伐,积极协调和推进区域经济的市场化进程,为企业履行 ESG 责任创造良好的外部环境,从而激发企业活力,提振股价。因此,政府及监管部门要努力创造有利的制度环境推动企业 ESG 建设。一是考虑地区异质性和产权异质性,构建与中国市场化进程相匹配的 ESG 责任履行激励和促进体系,以推动具有企业因地制宜的承担 ESG 责任;二是加速完善市场经济发展的各项制度建设,通过制度保障推动企业 ESG 战略决策,在企业 ESG 实施的过程中也要注重 ESG 实施的动机建设,提高企业 ESG 战略决策的科学性;三是完善法制环境,进一步建立健全与企业 ESG 责任相关的法制建设规划,提升立法工作质量和效率,加大虚假披露企业 ESG 责任及不良 ESG 表现的成本,规范上市公司 ESG 责任信息披露工作,不断提升 ESG 信息披露范围和披露质量。

(三) 研究局限与未来展望

本文通过理论分析和实证研究,清晰揭示了上市公司 ESG 责任履行与股票收益之间的关系,但也存在着一定的局限性。①由于不同国家企业发展环境不同,制度环境存在差异,因此这一结论可能不完全适用于不同国情以及处于不同发展阶段的其他企业;②在环境因素的选择上,本文仅从市场化进程的角度分析了上市公司 ESG 责任履行与股票收益之间的关系。这种相关性还可能受到其他因素的影响,如组织制度、领导风格、管理方式等。未来研究可以进一步探索其他潜在的影响因素,从而更全面的了解上市公司履行 ESG 责任对股票收益的影响。

参考文献

- [1] DAUGAARD D, DING A. Global drivers for ESG performance: The body of knowledge[J]. Sustainability, 2022, 14(4): 2322.
- [2] WANG H, SHEN H, LI S. ESG performance and stock price fragility[J]. Finance Research Letters, 2023, 56: 104101.
- [3] SERAFEIM G, YOON A. Stock price reactions to ESG news: The role of ESG ratings and disagreement[J]. Review of Accounting Studies, 2023, 28(3): 1500-1530.

- [4] BOLTON P, KACPERCZYK M. Do investors care about carbon risk? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 142(2): 517-549.
- [5] CAPELLE-BLANCARD G, PETIT A. Every little helps? ESG news and stock market reaction[J]. *Journal of Business Ethics*, 2019, 157: 543-565.
- [6] VAN DUUREN E, PLANTINGA A, SCHOLTENS B. ESG integration and the investment management process: Fundamental investing reinvented [J]. *Journal of Business Ethics*, 2016, 138: 525-533.
- [7] 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.
- [8] HILL R P, AINSCOUGH T, SHANK T, et al. Corporate social responsibility and socially responsible investing: A global perspective[J]. *Journal of Business Ethics*, 2007, 70: 165-174.
- [9] 钟覃琳, 陆正飞. 资本市场开放能提高股价信息含量吗? ——基于“沪港通”效应的实证检验[J]. *管理世界*, 2018, 34(1): 169-179.
- [10] 王贞洁, 吕志军. 绿色金融、分析师关注与新能源企业融资纾困[J]. *当代财经*, 2022(9): 52-63.
- [11] 蒋艺翹, 姚树洁. ESG 信息披露、外部关注与企业风险[J]. *系统管理学报*, 2024, 33(1): 214-229.
- [12] 李晓玲, 任宇. 证券分析师关注与审计监督: 替代抑或互补效应——基于中国民营上市公司的经验证据[J]. *审计与经济研究*, 2013, 28(6): 20-28.
- [13] GHOUL S E, GUEDHAMI O, KIM Y. Country-level institutions, firm value, and the role of corporate social responsibility initiatives[J]. *Journal of International Business Studies*, 2017, 48: 360-385.
- [14] 李史恒, 屈小娥. 中国对“一带一路”沿线国家 OFDI 的绿色生产率增长效应——基于吸收能力和制度环境的实证检验[J]. *经济问题探索*, 2024(1): 121-137.
- [15] 杨震宁, 赵红. 中国企业的开放式创新: 制度环境、“竞合”关系与创新绩效[J]. *管理世界*, 2020, 36(2): 139-160, 224.
- [16] 孟猛猛, 谈湘雨, 刘思蕊, 等. 企业 ESG 表现对绿色创新的影响研究[J]. *技术经济*, 2023, 42(7): 13-24.
- [17] 王海芳, 姜道平. 数字化转型会提升企业商业信用融资吗? [J]. *技术经济*, 2023, 42(1): 104-116.
- [18] XIONG X. Impact of corporate social responsibility on R&D investment based on multiple regression analysis——The dual moderating effect of media attention and marketization process[J]. *Converter*, 2021, 2021(6): 195-209.
- [19] 蔡海静, 许慧. 市场化进程、投资者注意力与投资效率[J]. *财经论丛*, 2016(8): 59-66.
- [20] 崔秀梅, 刘静. 市场化进程、最终控制人性质与企业社会责任——来自中国沪市上市公司的经验证据[J]. *软科学*, 2009, 22(1): 30-38.
- [21] ZHANG J, WANG K, ZHAO W, et al. Corporate social responsibility and carbon emission intensity: Is there a marketization threshold effect? [J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2022, 58(4): 952-964.
- [22] FERNÁNDEZ-KRANZ D, SANTALÓ J. When necessity becomes a virtue: The effect of product market competition on corporate social responsibility[J]. *Journal of Economics & Management Strategy*, 2010, 19(2): 453-487.
- [23] 王小鲁, 樊纲. 中国地区差距的变动趋势和影响因素[J]. *经济研究*, 2004(1): 33-44.
- [24] LI L, LIU Q, WANG J, et al. Carbon information disclosure, marketization, and cost of equity financing [J]. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2019, 16(1): 150.
- [25] 周中胜, 何德旭, 李正. 制度环境与企业社会责任履行: 来自中国上市公司的经验证据[J]. *中国软科学*, 2012(10): 59-68.
- [26] CAMPBELL J L. Why would corporations behave in socially responsible ways? An institutional theory of corporate social responsibility [J]. *Academy of Management Review*, 2007, 32(3): 946-967.
- [27] 刘柏, 王馨竹. 企业绿色创新对股票收益的“风险补偿”效应[J]. *经济管理*, 2021, 43(7): 136-157.
- [28] 周林洁. 公司治理、机构持股与股价同步性[J]. *金融研究*, 2014(8): 146-161.
- [29] 奚宾, 张威威. 环境信息披露与企业经营绩效——基于投资者关注的中介效应检验[J]. *技术经济*, 2022, 41(5): 85-96.
- [30] 潘越, 戴亦一, 林超群. 信息不透明、分析师关注与个股暴跌风险[J]. *金融研究*, 2011(9): 138-151.
- [31] KAPLAN S N, ZINGALES L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112(1): 169-215.
- [32] 魏志华, 曾爱民, 李博. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究[J]. *会计研究*, 2014(5): 73-80, 95.
- [33] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告 (2018) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.
- [34] 潘海英, 朱忆丹, 新夫. ESG 表现与企业金融化——内外监管双“管”齐下的调节效应[J]. *南京审计大学学报*, 2022, 19(2): 60-69.
- [35] 黄勃, 李海彤, 刘俊岐, 等. 数字技术创新与中国企业高质量发展——来自企业数字专利的证据[J]. *经济研究*, 2023, 58(3): 97-115.
- [36] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. *心理学报*, 2004(5): 614-620.
- [37] 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.
- [38] PETERSEN M A. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches[J]. *The Review of Financial Studies*, 2009, 22(1): 435-480.
- [39] 陈强远, 林思彤, 张醒. 中国技术创新激励政策: 激励了数量还是质量[J]. *中国工业经济*, 2020(4): 79-96.
- [40] MAIGNAN I, RALSTON D A. Corporate social responsibility in Europe and the US: Insights from businesses' self-presentations[J]. *Journal of International Business Studies*, 2002, 33(3): 497-514.
- [41] 苏蕊蕊. 中国企业传播社会责任的行为特征与地区差异[J]. *经济体制改革*, 2013(2): 112-115.

Does ESG Responsibility Performance of Listed Companies Affect Stock Returns?

Zhang Hui

(School of Chinese Auditing, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China)

Abstract: With sustainable development becoming a globally recognized development trend and China's "double carbon" goal put forward, enterprises' ESG responsibility has been highly valued by investors, regulatory authorities and all walks of life. Based on this, Using China's A-share listed companies from 2011 to 2020 as research samples, the relationship between ESG responsibility performance and stock returns was investigated, and the regulatory role of institutional environment in it was considered. The results show that the listed companies can significantly improve the stock returns by actively fulfilling ESG responsibilities, and the research conclusion is still valid after considering endogenous problems. The internal mechanism shows that the listed companies' ESG responsibility performance mainly improves the stock returns by attracting investors' attention, enhancing analysts' attention and relaxing corporate financing constraints, and the institutional environment plays a moderating role between the listed companies' ESG responsibility performance and stock returns. Further heterogeneity analysis shows that the listed companies' ESG responsibility performance will have different effects on stock returns due to the different property rights and regions. In addition, compared with environmental responsibility (E) and social responsibility (S), governance responsibility (G) has a more significant impact on stock returns. The research conclusion provides empirical evidence for the economic consequences of listed companies' ESG responsibility, and has enlightenment significance for enterprises, investors to pay attention to ESG responsibility performance and the government to improve ESG related policies.

Keywords: ESG responsibilities; stock returns; investor's attention; analyst coverage; financial constraints; institutional environment