

ESG 责任履行提高了企业估值吗?¹

——来自 MSCI 评级的准自然试验

王海军² 陈波³ 何玉⁴

摘 要 ESG 理念已成全球共识,而企业 ESG 责任的履行是中国“双碳目标”达成和全社会可持续发展的关键环节。基于此,以 MSCI ESG 评级入选的 313 家 A 股上市公司作为试验组样本,利用双重差分倾向得分匹配模型(PSM-DID)进行控制组样本匹配,从理论机制和实证分析角度探讨了 ESG 评级对企业估值的影响机制与路径,研究发现:第一,无论是评级事件还是评级分值,入选 ESG 评级都可以有效提高公司估值;第二,ESG 评级调整与上市企业估值调整存在正相关关系,评级上调将推动估值上升,而评级下调将导致估值下降,但随时间推移这种相关关系存在递减效应,表明资本市场对 ESG 披露信息存在一个接收、消化和正反馈过程;第三,ESG 评级通过机构持股比、股票波动率、年交易额和融资成本四个渠道来影响企业估值,表明 ESG 具有价值发现、风险抑制能、信息传递和融资约束缓解作用;第四,ESG 评级对估值的影响存在异质性,相比高碳企业、工业企业和农业企业,低碳企业和服务业企业估值对 ESG 评级更为敏感;第五,采用工具变量法、样本重组、更换变量等方法进行内生性和稳健性检验,并没有改变研究结论。本文研究结果对于建立中国版本的 ESG 强制信息披露制度、统一和完善 ESG 评价评级标准、推动上市公司高质量发展和价值最大化具有重要参考价值。

关键词 ESG;企业估值;MSCI 评级;PSM-DID 模型;中介效应

0 引言

国际投资者在追求企业财务绩效的同时,越来越关注其非财务方面的可持

1 作者感谢国家自然科学基金青年科学基金项目“面向高维大数据的正则化统计方法的相关研究”(71701223)和浙江省软科学研究计划重点项目“浙江游资对我国股票市场的影响及其监管研究”(2019C25022)的资助。文责自负。

2 王海军,北京物资学院中国投资者教育与保护研究中心研究员,E-mail:wanghaijun2005@126.com。

3 陈波(通讯作者),中央财经大学财经研究院副研究员,E-mail:chenbo@cufe.edu.cn。

4 何玉,浙江财经大学金融学院讲师,E-mail:heyu1021@live.com。

续发展表现,以此降低企业在面临各类环境及社会相关的风险时所造成的损失,保障可持续性收益(Capelle-Blancard and Petit, 2019)。ESG(Environmental, Social and Governance)就是一种关注企业环境、社会、治理绩效而非财务绩效的投资理念和企业评价标准(Khan, 2019),是投资者关系管理体系的重要内容(Wong et al., 2021; Baker et al., 2021)。截至2021年11月,全球已有114家交易所开始推进上市公司ESG信息披露,覆盖56783家上市公司,参与联合国责任投资倡议(UN PRI)的会员机构达3404家,所管理的资产总额接近100万亿美元(Sustainable Stock Exchanges Initiative, 2021)^①。根据全球可持续发展投资者联盟(GSIA)数据,2020年融入ESG投资理念的全球可持续投资高达35.3万亿美元,比2016年增长54.56%,其中美国、日本、欧盟、加拿大和澳大利亚合计占比超过90%^②。新兴市场的ESG投资规模也在快速增长,ESG投资已成为中国资本市场的热点。2018年,中国证监会提出“确立环境、社会责任和公司治理(ESG)信息披露的基本框架”(《上市公司治理准则》,2018)^③,并在2021年将ESG信息作为上市公司与投资者沟通的关键内容(《上市公司投资者关系管理指引(征求意见稿)》,2021)^④。自从中国政府提出“碳达峰”、“碳中和”目标后,上市公司发布ESG报告的热情大大增加。2021年共有1092家中国A股上市公司发布2020年ESG报告,占A股上市公司总数的25.3%,其中沪深300指数成分股企业的ESG报告披露率已达85%^⑤。

尽管关于企业估值的研究已经非常丰富,但是目前的文献缺乏从ESG角度探讨其对企业估值的影响,进而也制约了ESG理念的普及和企业ESG责任履行的动因研究。本文以2019年国际主流的ESG评级机构MCSI披露的313家中国A股上市公司ESG数据作为试验组样本,构建股利贴现估值模型和PSM-DID模型,分析了入选ESG评级事件对上市公司估值的影响。本文重点回答三个问题:(1)在有效控制了其他影响企业估值的因素后,入选ESG评级和评分等级越高是否会显著提高企业的估值?(2)ESG评级影响企业估值的潜在途径是什么?(3)ESG评级对企业估值影响是否存在群体异质性差异?对以上问题的回答,有助于我们理解企业ESG责任履行在企业市场价值提升方面的作用。

本文主要贡献体现在:一是在研究视角上,本文是国内最早从ESG评级角度探讨企业履行ESG责任对企业价值影响的研究,并通过DDM模型进行了理

① 数据来源:Sustainable Stock Exchanges Initiative 官网, <https://sseinitiative.org/exchanges-filter-search/>。

② 数据来源:GSIA, <http://www.gsi-alliance.org/wp-content/uploads/2021/08/GSIR-20201.pdf>, PP9。

③ 资料来源:中国证监会官网, http://www.csrc.gov.cn/pub/zjhpublic/zjh/201809/t20180930_344906.htm。

④ 资料来源: http://www.csrc.gov.cn/newsite/zjhxwfb/xwdd/202102/t20210205_392302.html。

⑤ 数据来源: <https://finance.huanqiu.com/article/440sxupmT0g>。

论论证,拓展了企业估值理论和责任投资理论研究范畴;二是研究方法上,利用上市公司微观数据,采用 PSM-DID 模型检验了 ESG 评级事件和评级分值两面对企业估值的作用,并根据企业碳排放行业和产业性质差异进行了异质性检验;三是研究层次上引入了中介效应模型,探究了机构持股比、股票波动率、成交额和融资成本四个渠道的中介效应,揭示了 ESG 评级影响估值的具体路径;四是研究意义上,本文的发现对监管机构全面理解 ESG 履行的经济后果,从宏观层面构建 ESG 强制信息披露制度、强化上市公司 ESG 监管具有重要的参考价值,同时对于推动我国“双碳”目标的达成具有重要政策启示。

本文余下部分结构安排如下:第 1 部分为文献综述、理论分析和研究假设,第 2 部分介绍研究模型设计和样本数据选择,第 3 部分汇报主要实证结论和相关检验结果,第 4 部分为内生性探讨,第 5 部分为全文结论并提出相应政策建议。

1 文献综述与理论分析

1.1 文献综述

1.1.1 公司估值影响因素的研究文献

目前关于公司估值影响因素的研究文献主要集中在以下三方面:一是认为规模和价值等业绩指标是公司估值的重要因素(汪先珍和马成虎,2022)。很多文献对于上市公司估值因素的探讨都离不开业绩角度的分析。例如 Novy-Marx (2013)认为盈利企业比非盈利企业不仅估值更高,股票回报率也显著更高。控制公司的盈利水平能显著提升价值策略效果,对市值最大、流动性最强的上市公司股票更显著。曾振和沈维涛(2016)认为创业板存在高估值现象,主要与行业构成、规模结构、成长性、供求关系等因素有一定关系。而且创业板上市企业普遍存在上市后净利润下降、总资产周转率和权益乘数显著下降,创业板上市公司的估值水平显著高于中小企业板,存在一定的泡沫(王燕鸣和张俊青,2011)。张建波和李振(2014)认为产品价格波动率、产业集中度、行业市净率对行业股票价格波动有显著影响,其他行业因素对股票价格波动率没有显著影响。二是认为在市场资金供求对估值存在重要影响。胡继之和于华(1999)认为在市场条件中,资金是最最重要的一个方面,直接影响供求关系和价格水平。刘焜松(2005)较早地指出由于 A 股散户投资者主导,缺乏理性,容易投机,易受市场情绪影响,这导致了許多股票市场的异象,很多股票的价格要远远高于其内在价值,中国股市存在较为严重的泡沫,这与胡继之等(1999)的研究结论一致。三是机构投资对上市公司估值的作用探讨。刘维奇和刘新新(2014)的研

究表明,机构投资者在市场上表现得更为理性,他们的情绪能够预测后市。并且机构投资者能够显著降低公司的股权资本成本,干预公司治理,提高公司信息披露水平,发挥外部监督作用,降低公司资金成本,提高公司价值。更直接地,有研究指出机构持股与 IPO 估值正相关,机构投资者的信号作用是试图传递有关企业质量的信息,而企业质量反过来又具有近似公平的 IPO 估值(Ong C Z et al., 2020)。机构投资者之所以有稳定市场和改善市场效率的作用,很重要的原因是对于信息不对称的改善。如王雪等(2018)认为公募投资基金之间的信息扩散强度可以影响到公司盈余公告的市场反应。在盈余公告发布之前,股票所处信息网络的网络密度越高,基金之间信息扩散越快。基金之间的信息扩散有利于减小意见分歧,从而更有效地促进盈余信息融入股价,提高市场定价效率,改善公告后市场反应过度和反应不足的现象。机构投资者网络在盈余信息定价所起到的作用也有着重要意义。

1.1.2 ESG 评级的相关文献

随着 ESG 实践的推动,针对 ESG 及 ESG 评级的经济后果的研究增多。早期关于 ESG 责任与企业绩效的存在比较大的争议,部分学者认为企业过多投入 ESG 会削弱主营业务能力,影响企业的短期绩效表现(Kuo et al., 2021)。但是随着全球公共性问题日益突出,尤其是疫情大流行带来的前所未有的冲击,研究者们已意识到 ESG 对于企业可持续发展的重要性。如在企业绩效方面, Wong et al. (2021) 研究发现 ESG 认证降低了公司的资本成本,而托宾 Q 显著增加,即意味着公司价值得到提升。晓芳等(2021)的研究发现 ESG 评级可以抑制公司的信息风险和经营风险从而提高经营业绩。而 Reber 等(2022)发现 ESG 评级降低了 IPO 第 1 年的公司特质波动率和下跌尾风险。Zhang et al. (2021a) 发现 ESG 评级越高的公司与其关联的隐含波动率越低,并且表现出更多的负的隐含偏度和更高的隐含峰度。在 ESG 投资表现方面, Zhang et al. (2021b) 发现在投资组合中,与低 ESG 投资组合相比,高 ESG 投资组合获得的超额回报显著提高。同样, Ouchen (2022) 也发现 ESG 投资组合相对于传统投资组合具有较高的收益和较低的风险。疫情对于 ESG 的表现提供了更好的证明, Yoo et al. (2021) 发现在疫情大流行期间, ESG 评分特别是环境评分的增加与较高的回报和较低的波动性有关。Omura et al. (2021) 也发现在疫情期间, 相比传统投资, ESG 概念的投资表现更优异。

综上,近期的研究支持了 ESG 对企业绩效会产生显著影响,但是尚缺乏 ESG 对企业估值影响的深入研究。考虑到包括中国在内的许多新兴市场国家正在大力推进碳中和目标, ESG 是否能够与该目标形成激励相容可能决定了 ESG 在新兴市场的机会。为此我们将探索 ESG 对企业估值的影响和内在机制分析,从而有助于分析 ESG 责任履行的动因,并促进 ESG 理念的普及。

1.2 理论分析与研究假设

为进一步论证 ESG 对估值的作用机制,本文利用股利贴现模型(Dividend Discount Model,DDM)构建一个简化的数学模型分析框架。假设投资人 A 购买某上市公司 B 的股票的初始买入价为 p_0 ,投资持有期为 t 年,年股息率固定为 d ($0 \leq d \leq 1$), d 代表企业 B 的股权融资成本,市场无风险利率为 r , r 代表股票市场平均收益水平,投资人 A 在第 t 年抛售该股票时的股价 p_t 。此外,假设上市公司当前每股净利润为 e ,未来每年固定增长率为 g ,则根据 DDM 模型,有如下公式成立:

$$p_0 = \frac{p_0 d}{1+r} + \frac{p_0 d}{(1+r)^2} + \frac{p_0 d}{(1+r)^3} + \cdots + \frac{p_0 d}{(1+r)^t} + \frac{p_t}{(1+r)^t} = \frac{p_0 dt}{1+r} + \frac{p_t}{(1+r)^t}$$

对 p_t 求解得到:

$$p_t = p_0(1+r)^t - p_0 dt(1+r)^{t-1} \quad (1)$$

在式(1)两边同时除以 $e(1+g)^t$ 得到:

$$\frac{p_t}{e(1+g)^t} = \frac{p_0}{e(1+g)^t} (1+r)^t - \frac{p_0}{e(1+g)^t} dt(1+r)^{t-1} \quad (2)$$

令 $\frac{p_t}{e(1+g)^t} = PE_t$, $\frac{p_0}{e(1+g)^t} = PE_0 \times \frac{1}{(1+g)^t}$,显然 PE_t 即为上市公司第 t 年的估值,而 PE_0 即为当前估值,故式(2)可改写为:

$$PE_t = PE_0 \frac{(1+r)^t}{(1+g)^t} - PE_0 dt \frac{(1+r)^{t-1}}{(1+g)^t} \quad (3)$$

可见,股票未来估值主要由当前估值 PE_0 、净利润增长率 g 、无风险利率 r 、年股息率 d 和投资期限 t 五个因素共同决定。而在当前估值、净利润增长率和投资期既定的情况下,主要考虑无风险利率和年股息率对估值的影响,可对式(3)中 r 和 d 分别求偏导,得到:

$$\begin{aligned} \frac{\partial PE_t}{\partial r} &= PE_0 t \frac{(1+r)^{t-1}}{(1+g)^t} - PE_0 dt \frac{(t-1)(1+r)^{t-2}}{(1+g)^t} \\ &= PE_0 t \frac{(1+r)^{t-1}}{(1+g)^t} \left(1 - \frac{dt}{1+r}\right) \geq 0 \end{aligned} \quad (4)$$

$$\frac{\partial PE_t}{\partial d} = -PE_0 t \frac{(1+r)^{t-1}}{(1+g)^t} \leq 0 \quad (5)$$

明显看出,估值 PE_t 是无风险利率 r 的递增函数,是年股息率 d 的递减函数,即估值随着无风险利率的提高而上升,随着股息率的提高而下降。根据前述分析,本文假定 r 和 d 与 ESG 评级 R 存在如下函数关系式:

$$r = f(R) \quad (6)$$

$$d = \varphi(R) \quad (7)$$

根据 ESG 对估值影响的传导路径分析,ESG 评级具有信息传递和价值发现功能,因此评级提高意味着潜在获利机会的出现,可以提高市场整体无风险利率水平 r 。而评级的风险抑制功能和融资约束缓解功能会影响企业损益表,评级提高有助于降低企业股权融资成本,即导致股息率 d 下降。据此 r 和 d 与 R 有如下关系式成立:

$$f'(R) \geq 0 \quad (8)$$

$$\varphi'(R) \leq 0 \quad (9)$$

即 r 是 R 的递增函数, d 是 R 的递减函数。将(4)和(5)带入公式(1),对 R 求导,并结合(6)和(7),则有:

$$\begin{aligned} \frac{dPE_t}{dR} &= PE_0 t \frac{(1+r)^{t-1}}{(1+g)^t} f'(R) - PE_0 \varphi'(R) t \frac{(t-1)(1+r)^{t-1}}{(1+g)^t} - \\ &\quad PE_0 dt \frac{(t-1)(1+r)^{t-2}}{(1+g)^t} \varphi'(R) \\ &= PE_0 t \frac{(1+r)^{t-1}}{(1+g)^t} \left[f'(R) - \frac{\varphi'(R)(t-1)(1+d)}{(1+r)} \right] \geq 0 \end{aligned}$$

由此证明企业估值 PE 是 ESG 评级的增函数,即企业 ESG 评级越高,企业的估值也越高。

因此本文提出基本假设 1:

H1: ESG 评级可以显著影响企业估值,且评级越高,估值越高。

ESG 作为上市公司投资者管理的重要工具有助于投资者更加全面地了解公司信息、减少投资者的投资不确定性、减少信息不对称、降低上市公司资本成本、增加上市公司投资收益(Bushee and Miller, 2012; Chandler, 2014)、改善公司经营业绩(Vlittis and Charitou, 2012; Nguyen et al., 2020)、降低股权融资成本(Breuer et al., 2018; Nel et al., 2019)、提升上市公司声誉和市场曝光度(Chahine et al., 2020; Karolyi et al., 2020)、抑制股价崩盘和价格波动(Xu et al., 2021)和改善股票流动性和分析师关注(Esterhuyse and Wingard, 2016)。这主要通过以下四个渠道实现:一是 ESG 评级有助于市场了解企业在环境、社会和公司治理方面的投入和表现,帮助投资者识别潜在的价值和风险,从而增加机构持股比例;二是 ESG 评级通过客观和及时的信息披露,释放积极信号,可以降低市场交易的波动性和投资炒作,降低股票的波动率;三是 ESG 评级减少上市公司与投资者之间的信息不对称,有助于提高股票成交量;四是较高的 ESG 评级有利于提高企业声誉和市场影响力,并在债权融资和股权融资中获得更为有利的条件,从而降低企业融资成本。为此本文提出基本假设 2:

H2: 机构持股比、股票波动率、股票成交量和融资成本在 ESG 评级影响企业估值中发挥了中介作用。

现有文献对不同行业的 ESG 表现进行了探讨,证明不同行业在 ESG 表现上存在异质性,如在航空行业(Sunbin Y et al., 2021)、能源行业(Yoo et al., 2021)、汽车行业(Silvia S and Augusto V D, 2021)以及金融和矿业行业(Konstantina R et al., 2022; Samuel A and Dong T M, 2022)等代表性行业,企业的 ESG 表现受所处行业碳排放水平影响较大。此外,疫情对于 ESG 的表现提供了更好的证明,Yoo et al. (2021)发现在疫情大流行期间,ESG 评分特别是环境评分的增加与较高的回报和较低的波动性有关。Omura et al. (2021)也发现在疫情期间,相比传统投资,ESG 概念的投资表现更优异。这说明 ESG 表现除了存在异质性外,外部风险事件会对 ESG 表现与估值关系产生催化效应,为此本文提出假设 3:

H3: ESG 评级对企业估值的影响存在异质性,碳排放等行业属性差异以及疫情事件的冲击会影响 ESG 与估值的关系。

2 研究设计

2.1 样本选择

本文选择 2019 年纳入 MSCI ESG 评级的 313 家 A 股上市公司为实验组对象,样本数据选取的时间范围为 2017—2020 年,共获得 1219 条有效观测值,其中 2019—2020 为试验期,2017—2018 年定义为非实验对比期。样本所覆盖的行业包括制造业(91 家)、金融业(58 家)、生活消费服务(36)、信息技术与服务(30)、能源化工与金属(29 家)、农林牧副渔(27 家)、建筑与房地产(18 家)、交通运输、物流与基础建设(18 家)、其他(6 家)。试验的年份选择 2019 年,主要基于以下两点考虑:一是 2019 年纳入 MSCI ESG 评级的企业最多,覆盖范围最广,且入选企业基本上是行业头部企业,入选事件在行业中具有示范效应,可能会通过对市场交易形成扰动而间接影响非入选企业的估值;二是 2019 年底至 2020 年初是新冠疫情暴发开始时期,疫情对所有上市公司都造成了冲击,而疫情的影响可能凸显了企业在履行 ESG 责任方面的重要性,因此选择该年份可以较好地评估疫情前后企业履行 ESG 责任的效果,并可减少控制组的选择性偏差。

根据 2021 年 4 月中国生态环境部对于高耗能和高污染行业的界定,以及上海环境能源交易所 2021 年 6 月发布的《关于全国碳排放权交易有关事项的公告》,纳入中国碳市场的高能耗行业有八个,包括电力、石化、化工、建材、钢

铁、有色金属、造纸和民航,因此本文将样本中属于这八个行业中的企业界定为高碳排放企业(高碳企业),其余企业界定为低碳排放企业(低碳企业)。此外,考虑到农业和服务业的碳排放相对于工业较低,因此也将企业按照农业、服务业和工业进行产业划分。

2.2 变量定义

(1) 因变量(PB)。与通常采用市盈率 PE 作为估值指标不同,本文以 ESG 评级发布日次日的动态市净率 PB 作为因变量来衡量企业估值。主要考虑到市盈率与企业的盈利直接相关,经济周期变动易导致不同类型企业收益出现明显起落,甚至成为负值,此时市盈率估值的可操作性降低,而市净率受到企业会计制度和政策规定的影响弱于市盈率,不易受到企业利润和人为操纵的干扰,估值结果更加客观(陈蕾等,2016)。

(2) 自变量(ESG)。本文采用 MSCI ESG 的评级等级作为自变量,MSCI 将公司的 ESG 表现从低到高分 7 个等级,分别是 CCC、B、BB、BBB、A、AA、AAA^①,借鉴钟辉勇等(2016)、马榕和石晓军(2015)和林晚发等(2019)的直接赋值法,本文定义公司的评级为 CCC 时,ESG 取值为 1,以此类推,当公司的评级为 AAA 时,ESG 取值达最大值为 7。ESG 分值越高代表企业履行社会、环境和治理的责任表现也越好。^②

(3) 中介变量。根据假设 2,本文构建四个指标,分别是:①机构持股比(sharehold),表征价值发现作用。ESG 评级属于买方评级,有助于为机构投资者持仓动机提供价值线索;②年化波动率(volatility),表征风险抑制作用,反映股票投资风险,理论上波动率越大代表股票风险越高,与估值成负相关;③年成交额(volume),表征信息传递作用,该指标越高表明市场对股票投资热度越高,股票信息释放信息也更充分,因此估值也越高;④融资成本(finance),表征融资约束缓解作用,企业高成本融资侵蚀企业利润,进而会拉低公司价值,因此该指标与企业估值负相关。

(4) 控制变量。借鉴汪先珍和马成虎(2022)和曾振和沈维涛等(2016)研究方法,选择企业层面、市场层面和宏观层面的控制变量共 10 个,分别为:①市占率(market),反映公司在行业中的市场势力和影响力,理论上市占有率越高的公司,行业影响力也越大,因此相比同行业公司会得到更高估值;②销售净利率(npm),销售净利率是衡量公司盈利能力的核心指标,该指标越高,代表公司

① 按照 MSCI 的定义,AAA 和 AA 代表被评级企业在 ESG 风险和管理方面处于行业领先水平;A、BBB 和 BB 代表被评级企业在 ESG 风险和管理方面处于行业平均水平;而 B、CCC 代表被评级企业具有高风险敞口和管理风险。

② ESG 评级原始数据来自 MSCI 官网(<https://www.msci.com/zh/esg-ratings/>)。

盈利能力越强,估值相应也越高;③公司规模(size),通常公司规模越大,企业的估值也应越高;④研发投入(R&D),研发投入代表企业创新能力,该指标对估值影响为正;⑤资产负债率(debt),资产负债率越高企业经营风险越大,对估值存在负面影响;⑥营业收入增长率(income),营业收入增长越高,代表企业市场前景越高,对估值有正向作用;⑦分析师研报数量(report),分析师出具的研究报告数量越多,代表资本市场对企业关注度越高,对估值提升作用积极;⑧行业和宏观变量,包括企业所属行业的平均市净率($\overline{PB}$)、货币增长率(M2)和 GDP 增长率(growth),反映行业整体估值水平和宏观经济因素对估值的影响。

以上数据均来源于 CSMAR 和 Wind 数据库,详细的变量定义见表 1。

表 1 变量定义

变量分类	变量符号	变量名称	变量定义
因变量	PB	动态市净率	股票现价/每股净资产的预测值
自变量	Treated	效应组别	实验组(取值 1)和控股组(取值 0)
	Time	时间组别	试验前(取值 0)和试验后(取值 1)
	ESG	ESG 评级	评级分值范围 1~7,分值越高,评级越高
中介变量	sharehold	机构持股比例	机构投资者在流通股中的持股比例(%)
	volatility	年化波动率	股票年收益率的标准差
	volume	年成交额	股票年成交金额取自然对数加 1
	finance	融资成本	(净资本支出-利息收入)/(短期债务+长期债务)(%)
控制变量	market	市占率	企业营业收入/行业营业收入(%)
	npm	销售净利率	净利润/销售收入(%)
	size	公司规模	公司期末净资产总额取自然对数加 1
	R&D	研发投入	公司研发支出占主营业务收入比例(%)
	debt	资产负债率	公司期末资产负债率(%)
	income	营业收入增长率	上市公司期末营业收入/上期营业收入(%)
	report	研报数量	分析师研究报告份数(个)
	$\overline{PB}$	行业平均市净率净率	剔除样本公司后同行业其他企业 PB 加权平均值(%)
	M2	广义货币增长	政策变量,M2 同比增长率(%)
	growth	经济增长率	政策变量,GDP 同比增长率(%)

2.3 PSM-DID 样本选择

为保证实验组和控制组具有充分的可比性,参照 Chen et al. (2018)及田利辉和王可第(2017)。本文运用 PSM-DID 方法,为实验组寻找相应的控制组样本。本文选择 10 个控制变量作为匹配变量。PSM-DID 模型采用 Logit 回归,对二元被解释变量(是否为实验组,即 Treated)进行回归,然后以每个匹配变量的回归系数作为权重,拟合出每一个样本的倾向得分值,该分值体现了某个样本

作为实验组的概率大小。然后,根据倾向得分值对实验组和非实验组进行有放回的、一对多的最近邻匹配,最终得到与实验组相匹配的控制组。表 2 报告了 Logit 回归结果。

表 2 Logit 匹配回归结果

变量	因变量 Treated
market	0.0746 *** (3.05)
npm	0.1021 ** (2.18)
size	2.2521 ** (2.09)
R&D	0.3772 **** (3.88)
debt	-0.1632 *** (-4.07)
income	0.0087 ** (2.15)
report	0.2631 ** (2.37)
$\overline{PB}$	0.0428 ** (2.21)
M2	0.1172 * (1.93)
growth	0.2274 *** (3.62)
Cons	10.6843 ** (2.67)
N	982
Pseudo R ²	0.2483

注：***、**和*分别表示双尾检验的统计显著性水平为1%、5%和10%，下表同。

表 3 报告了平衡性检验结果。因变量 PB 的均值在实验组和控制组存在 5%水平上的显著差异,而各控制变量在实验组和控制组间均不存在显著差异,这说明本文运用的 PSM-DID 方法具有较为充分的合理性,总体匹配效果理想。

表 3 匹配的平衡性检验

变 量	实验组均值 (N=1219)	控制组均值 (N=2034)	差值及显著性 (实验组-控制组)
PB	4.4257	4.4241	0.0016**
sharehold	50.0589	50.9812	-0.9223
volatility	1.1168	1.1052	0.0116
volume	22.8362	22.8749	-0.0387
finance	0.0580	0.0578	0.0002
market	10.1865	10.1031	0.0834
npm	20.2962	20.2532	0.0430
size	22.8533	23.6561	-0.8028
R&D	2.0632	2.4012	-0.3380
debt	0.3672	0.3711	-0.0039
income	0.0389	0.0372	0.0017
report	8.5632	8.4124	0.1508
PB	6.6383	6.6026	0.0357
CPI	9.9019	9.9019	0.0000
GDP	6.6403	6.6403	0.0000

2.4 描述性统计分析

表 4 显示,各变量的标准差最大为 16.7432,说明变量的描述性统计均在正常范围内。此外,本文还对数据进行如下必要处理:(1)对全部变量进行方差膨胀因子(VIF)诊断,变量方差膨胀因子最大值为 1.56,最小值为 0.88,解释变量方差膨胀因子(VIF)值均小于 10,结合全变量相关系数矩阵,相关系数最高值为 0.2239,因此变量整体不存在严重的多重共线性问题;(2)借鉴李维安和马超(2014)的研究,对连续变量按照 1%和 99%的标准进行 Winsorize 处理,以控制极端值影响。

表 4 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
PB	3253	4.4247	6.7483	2.5642	0.0000	253.9053
Treated	3253	0.3747	2.8492	0.0000	0.0000	1.0000
Time	3253	0.5000	0.5000	0.5000	0.0000	1.0000
ESG	3253	1.6667	3.5179	0.0000	0.0000	7.0000
sharehold	3253	50.6356	1.1847	43.8927	0.0300	93.1000
volatility	3253	1.1095	0.4278	1.4582	-0.3000	8.8561
volume	3253	22.8604	1.0273	20.0057	15.0683	34.8724

续表

变量	样本量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
finance	3253	0.0579	4.7032	0.0268	0.0000	28.2541
market	3253	10.1344	14.7843	4.7273	0.0600	56.8639
npm	3253	20.2693	15.7853	14.0738	-102.562	210.5776
size	3253	23.3553	14.6723	14.5021	1.7855	67.6429
R&D	3253	2.2745	8.8347	5.7844	0.0653	40.6833
debt	3253	0.3696	13.7783	0.4732	0.0000	23.7855
income	3253	0.0378	12.7326	0.0742	-0.4832	5.6843
report	3253	8.4689	14.7742	3.6736	0.0000	23.7544
PB	3253	6.6160	16.7432	5.7784	1.7853	30.7854
CPI	3253	9.9019	2.0263	9.5700	8.1000	13.3000
GDP	3253	6.6403	0.2937	6.6700	6.1000	7.7300

2.5 模型设定

2.5.1 基准回归模型

为验证假设 1,本文分别构建如下两个计量模型:

$$PB_{it} = \alpha + \beta Treated_i \times Time_t + \gamma controls_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{10}$$

$$PB_{it} = \alpha + \beta ESG_{it} + \gamma Controls_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{11}$$

计量模型(10)为双重差分模型下的基准回归,该模型用于检验引入 ESG 评级是否会对企业估值产生影响,其中哑变量 Treated 代表是否被纳入评级的效应组别,取值为 1 的是实验组,取值为 0 的是控制组。时间哑变量 Time 代表是否被纳入评级的时间组别,取值为 1 表示 2019 年及之后(试验后),取值为 0 代表 2019 年前(实验前)。Teaeted×Time 为效应组别和时间组别的交互项,参数值β反映了双重差分的净效应,即如果其显著为正,则表明评级对企业估值具有显著正向影响。计量模型(11)是在计量模型(10)成立的基础上,考察评级分值对企业估值影响的面板模型。其中,i 为企业,t 为年份,λ_i 为个体固定效应,λ_t 为时间固定效应,ε_{it} 为随机误差项。ESG 为自变量,其估计参数反映了自变量对估值影响的总效应,Controls 代表控制变量,且在模型(10)和模型(11)中均设置相同的控制变量。

2.5.2 中介效应模型

为验证假设 2 中介效应的存在,本文分两步构建中介效应模型,具体如下:

$$Mechanism_{it} = \alpha + \beta ESG_{it} + \gamma Controls_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{12}$$

$$PB_{it} = \alpha + \gamma ESG_{it} + \gamma Mechanism_{it} + \delta Controls_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{13}$$

第一步构建以 ESG 评级为自变量、以 4 个中介变量为因变量的回归模型,如果估计参数均显著,则表明 ESG 评级与中介变量高度相关;第二步,构建自变

量、中介变量与企业估值的回归模型,如果估计参数显著,且自变量的系数小于模型(11)中自变量的估计参数,则证明 ESG 的中介效应成立。

3 实证分析

3.1 基准回归

表 5 展示了计量模型(10)的基准回归结果,所有变量均控制个体固定效应和时间固定效应。其中:回归模型(1)是交乘项 Treated×Time 与因变量的单独拟合结果,回归模型(2)~(10)是控制变量逐个加入后的拟合结果。明显可以看出,交乘项的估计参数在所有模型中均在 5%水平上显著,这表明相较于实验组样本,控制组样本的 ESG 评级的确对估值产生了正向影响,具体而言 ESG 评级每向上调整 1%,会带来估值提升约 0.2%,因此假设 1 中关于 ESG 与估值正相关关系的假设成立。控制变量整体符合预期,以全变量回归模型(10)为例,市占率、销售净利率、企业规模、研发投入、营业收入增长率和研报数量 6 个变量对企业估值影响均显著为正,6 个变量每提高 1%,将带来估值分别提升 0.0226%、0.0037%、1.0067%、1.7372%、0.2084%和 0.0136%,且企业规模和研发投入两个指标对企业估值影响最大。资产负债率对企业估值影响显著为负,当资产负债率提高 1%,将导致估值下降 0.5822%。最后,行业平均市盈率、M2 和 GDP 对估值的影响较为显著,三个变量每提高 1%,将促使估值分别提升 0.0058%、0.2263%和 0.1068%,而 M2 的估计参数较 GDP 更大,表明货币供应量对股市的直接影响更为显著。

3.2 平稳性检验与安慰剂检验

为解决基准回归的内生性和模型选择偏误问题,本文参考范子英和刘甲炎(2015)及罗长远和陈智韬(2021)的研究思路,将 2017—2020 年的年份哑变量引入回归方程进行平稳性检验和安慰剂检验,模型设置如下:

$$PB_{it} = \alpha + \sum_{t=2017}^{2020} \beta_i \text{Treated}_i \times \text{Time}_t + \gamma \text{controls}_{it} + \varepsilon \quad (14)$$

估计结果见图 1。在±90%的置信区间,对于纳入 ESG 评级的企业来说,在 2019 年之前估计参数均不能拒绝零假设,在 2019 年及之后,估计参数转正,表明双重差分模型满足平行趋势假设,ESG 评级对于企业估值存在正向效应。

为了验证实验组估值的提高确实是由于参与 ESG 评级所引起的,本文还进行了安慰剂检验。具体而言,在剔除实验组后的 3939 家上市公司样本中再随机抽取新的处理组,重复抽取 1000 次。图 2 是 1000 次估计参数值的 p 值分

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
GDP										0.1068* (1.76)
Cons	2.9414*** (8.41)	3.7502*** (8.21)	-4.6847 (-1.42)	12.0784*** (2.25)	6.8842*** (5.88)	2.0843*** (4.18)	10.0263*** (2.18)	3.5732*** (6.92)	5.4563 (0.98)	11.6853 (1.21)
ID	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	3253	3216	3253	3210	3253	3253	3253	3253	3253	3253
R ²	0.0145	0.1055	0.1169	0.2012	0.2259	0.3061	0.3007	0.3199	0.4067	0.4627

注：括号中为 t 值，*、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著水平，下表同。

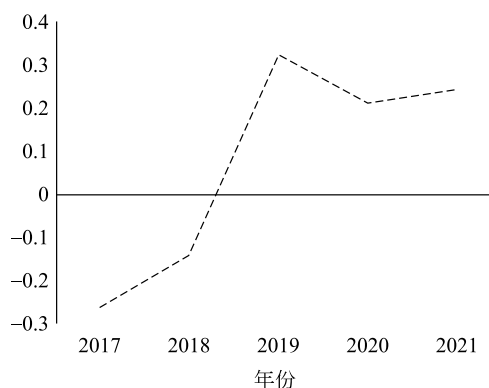


图 1 平行趋势检验

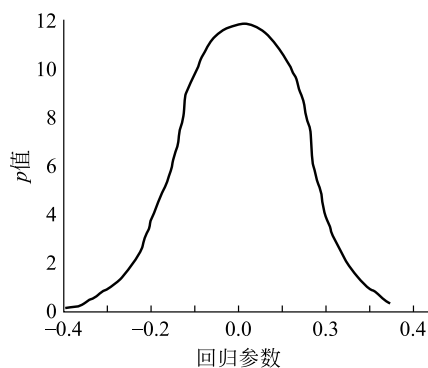


图 2 安慰剂检验

布,参数值基本分布在 0 附近且对称。由此可以得出结论,基于准自然实验得到的估计系数显著异于安慰剂检验得到的估计系数,ESG 对于企业估值提升效应并非源于其他不可观测的因素。

3.3 评级分值的基准回归

根据计量模型(11),本文选择评级日后 1~6 个月内的 PB 均值作为新的因变量,以 ESG 评级分值作为自变量建立模型进行回归,结果见表 6。可以看出,ESG 评级分值对企业估值的作用显著为正,进一步证明了假设 1。然而整体上估计参数存在一定程度递减,尤其是在滞后 3 个月内的参数值最低,但是滞后 4 个月,参数值有所回升,但仍未超过评级后 1 个月内的参数值。这反映了市场对 ESG 评级所披露的信息存在一个接收、验证和正反馈过程,在这个过程中信息的消化吸收影响股票交易情绪,并带动短期资金交易行为,导致估值出现随时间下沉现象。

表 6 评级分值影响的基准回归

变量	滞后 1 月	滞后 2 月	滞后 3 月	滞后 4 月	滞后 5 月	滞后 6 月
ESG	0.3756 ** (2.12)	0.3363 * (1.78)	0.2721 * (1.77)	0.3278 ** (2.26)	0.3265 ** (2.45)	0.3205 ** (2.38)
Cons	2.2647 * (1.77)	1.7572 * (1.79)	3.0225 * (1.78)	3.8042 (0.78)	2.6885 (0.77)	4.6884 ** (2.56)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制
ID	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	3253	3253	3253	3253	3253	3253
R ²	0.1373	0.1356	0.1489	0.1278	0.1375	0.1583

3.4 评级调整对估值的影响

鉴于样本中获得两次及以上评级的公司达 253 家,为评估评级调整对估值的影响,本文以各公司前后相邻两期评级分值得差 ESG_gap 作为评级调整的释变量,若 ESG_gap>0,则表示评级上调,ESG_gap<0 则代表评级下调,ESG_gap=0 代表维持评级,同时以对应前后两期的 PB 差值 PB_gap 作为被解释变量进行基准回归,回归结果见表 7。

表 7 评级调整对估值差异的影响

变量	评级上调	评级下调	维持评级
ESG_gap	0.2188 *** (3.45)	-0.0267 ** (-2.55)	0.0368 (1.23)
Cons	10.4173 *** (4.87)	10.0954 (0.48)	12.7825 *** (5.02)
Controls	控制	控制	控制
ID	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制
N	158	104	312
R ²	0.1306	0.1664	0.1478

结果显示,评级上调对 PB 差值的影响显著为正,即表明评级上调可以进一步提高企业后续估值水平,而评级下调对 PB 差值的影响显著为负,也表明评级下调会降低后续估值水平,在维持评级的情况下,评级调整对估值调整不显著。从这个意义上看,企业只有保持连续的 ESG 投入,才会被资本市场持续关注和认可,进而推动公司价值维持在一个相对高的水平上。因此本文假设 1 进一步得到证明。

3.5 中介效应检验

表 8 和表 9 是中介效应模型的回归情况。表 8 对应中介效应模型(12),结果显示 ESG 评级对机构持股比和交易量的影响均显著为正,对融资成本和波动率的影响均显著为负,说明 ESG 评级的确具有价值发现、风险抑制和信息传递作用,并且降低了企业外部融资成本。表 9 对应中介效应模型(13),可以看出,ESG 和中介变量的估计参数均较为显著,且 ESG 的估计参数均小于表 6 中 ESG 的估计参数,因此关于中介效应的假设 2 整体成立。

表 8 中介效应检验(1)

变量	sharehold	volatility	volume	finance
ESG	0.9924 ** (1.96)	-0.0233 *** (-3.40)	0.2825 *** (4.64)	-0.2013 ** (-2.32)
Cons	45.2683 *** (10.04)	0.9903 *** (9.69)	21.3009 (0.72)	20.5793 (1.12)
Controls	控制	控制	控制	控制
ID	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制
N	996	996	993	993
R ²	0.1724	0.1656	0.1628	0.1456

表 9 中介效应检验(2)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ESG	0.1885 ** (2.56)	0.1784 ** (2.43)	0.1576 ** (2.37)	0.1543 ** (2.29)	0.1128 ** (2.33)
sharehold		0.0124 ** (2.07)	0.0127 ** (2.13)	0.0109 ** (2.25)	0.0101 ** (2.17)
volatility			-0.7678 ** (-1.99)	-0.7156 ** (-2.21)	-0.6789 ** (-2.08)
volume				0.6674 *** (4.78)	0.6389 *** (4.92)
finance					-0.0784 ** (-2.51)
Cons	4.3685 *** (10.21)	4.8965 *** (3.89)	0.1085 ** (2.34)	3.6885 *** (3.78)	6.7832 * (1.63)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制
ID	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制
N	1219	1219	1219	1219	1219
R ²	0.1134	0.1278	0.2308	0.2437	0.2563

3.6 异质性检验

为验证假设 3, 本文对不同碳排放行业进行产业分组和行业分组检验。表 10 报告了评级事件对估值影响的分组检验。可以看出, 农业企业和服务业企业的估计参数较为显著, 而工业企业的估计参数不显著($\beta=0.1679, P>0.1$), 且服务业企业的显著性水平($\beta=0.2012, P<0.05$) 高于农业企业($\beta=0.4782, P<0.1$), 表明服务业企业的估值对 ESG 评级更敏感, 而工业企业并不敏感。行业分组显示, 低碳行业的 ESG 估计参数较为显著, 而高碳行业并不显著。这反映了两方面问题: 其一, 低碳企业和高碳企业在污染和碳排放量上本身存在差异, 低碳企业对环境和社会影响程度相对较低, 因此在 ESG 评级上低碳企业整体优于高碳企业。根据本文样本统计, 高碳企业 ESG 评级平均分为 4.86, 而低碳企业 ESG 评级平均分为 5.55, 比高碳企业高约 14%。其二, 高碳企业属于中国高耗能和高污染的“两高”限制性行业, 从当前实践来看, 高碳企业的绿色转型任重道远, 其 ESG 责任的履行与全社会的期望也有较大差距, 因此其 ESG 评级对估值的影响弱于低碳企业。此外, 经验 p 值表明, 以上两类分组的各组间 ESG 估计参数差异显著。

表 10 评级事件影响的分组检验

变量	产业分组			行业分组	
	农业	工业	服务业	低碳企业	高碳企业
Time	0.4782* (1.82)	0.1679 (1.42)	0.2012** (2.55)	0.2535** (2.37)	0.0747 (0.82)
Cons	10.2636** (2.08)	-3.7965 (-0.89)	7.0442* (1.67)	5.8935*** (5.57)	-4.6753* (-1.78)
ID	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制
N	154	800	838	1588	404
R ²	0.1904	0.1078	0.1589	0.2207	0.1063
经验 p 值	0.0212***	0.0158***	0.0089**	0.0156***	

注: “组间差异”用于检验组间 ESG 估计参数差异显著性, 通过 Bootstrap 随机抽样 500 次所得, 表 13 同。其中 0.0212***、0.0158***、0.0089**、0.0156*** 分别代表农业与工业、工业与服务业、服务业与农业、低碳企业与高碳企业之间的组间差异 p 值。

表 11 展示的是异质性分组情况下, ESG 评级分值的估计参数矩阵。可以发现, 在 6 个时间段内, 服务业企业和低碳企业的估计参数显著为正, 而且估计参数值虽有波动但都有一个随时间推移增大的趋势, 表明评级分值对估值的影响可能随时间强化。农业企业的估计参数不显著, 但也均为正, 表明 ESG 评级

分值对企业估值可能存在正向影响。而工业企业和高碳企业的估计参数基本不显著。

表 11 评级分值影响估计参数值矩阵(分组)

分组	滞后 1 月	滞后 2 月	滞后 3 月	滞后 4 月	滞后 5 月	滞后 6 月
农业	1.0867 (0.82)	1.1057 (1.15)	1.1561 (0.56)	1.6055 (1.29)	1.6267 (1.03)	1.1164 (1.48)
工业	0.1237 (0.77)	0.0273 (0.51)	-0.0059 (-0.52)	0.0027 (0.18)	0.0206 (1.24)	0.0628 (1.37)
服务业	0.4374 *** (3.67)	0.4044 *** (2.89)	0.4783 *** (3.61)	0.4573 *** (2.75)	0.5059 *** (3.58)	0.5011 *** (3.66)
低碳行业	0.3038 *** (5.83)	0.3278 *** (4.57)	0.3385 ** (4.44)	0.4061 ** (2.18)	0.5274 ** (2.42)	0.5263 ** (2.34)
高碳行业	0.4276 (1.47)	0.3638 (0.78)	0.1678 (1.27)	-0.0104 (-0.66)	0.2785 * (1.69)	0.1278 * (1.62)

3.7 稳健性检验

为保障研究结果的稳健性,本文主要采用产权性质分组、疫情影响分组和变量替换法 3 种方法进行稳健性检验,检验结果详见表 12。

回归结果(1)展示了产权性质分类,可以看出 ESG 评级对民营控股企业的影响显著为正,国有控股企业的估计参数为正,但不显著,从估计参数值看民营控股企业远高于国有控股企业,这表明 ESG 评级对民营企业的正向促进作用更强。回归结果(2)展示了疫情发生前分组情况,疫情前后估计参数均较为显著,且疫情发生后 ESG 对企业估值的影响显著增大,这表明疫情可能导致全社会对企业 ESG 表现更加重视,并放大了 ESG 对估值的作用效果。此外,经验 p 值表明,以上两类分组的组间 ESG 估计参数差异显著。回归结果(3)是样本调整回归,主要通过剔除金融企业(225 家)和房地产企业(71)分别回归。可以看出,无论是剔除金融企业还是房地产企业,最后保留样本的 ESG 估计参数仍显著。回归结果(4)是自变量替换回归,将自变量 MSCI ESG 评级替换为 CDP 和彭博的 ESG 评级数据,根据 CDP 和彭博官网披露的信息,两公司截至 2020 年底分别对 195 家和 1039 家中国上市公司进行了 ESG 评级,根据评级分值进行基准回归,结果显示 CDP 和彭博的评级结果对企业估值的影响显著为正。模型(5)是将因变量替换为市盈率 PE 和市销率 PS,替换后,ESG 估计参数值有所降低,但是仍分别在 5%和 10%水平上显著。综上,采用上述检验方法并没有改变本文的研究结论。

表 12 稳健性检验

变量	(1)		(2)		(3)			(4)		(5)	
	产权性质分组		疫情影响分组		样本调整			更换自变量		更换因变量	
	民营控股	国有控股	2020 年前	2020 年后	剔除金融	剔除房地产	剔除金融和房地产	CDP 评级	彭博评级	PE	PS
ESG	0.7583 ^{***} (2.29)	0.0563 (0.79)	0.0785 [*] (1.77)	0.1045 ^{***} (4.06)	0.3982 [*] (1.93)	0.4428 ^{***} (2.47)	0.3784 [*] (1.95)	0.1059 ^{***} (2.17)	0.1037 ^{***} (2.08)	0.0166 ^{***} (2.35)	0.0102 ^{***} (2.23)
Cons	12.5744 (1.52)	12.6705 [*] (1.68)	-7.6854 ^{***} (-2.38)	9.0685 (0.78)	13.0854 (0.34)	10.0785 ^{***} (2.61)	3.0882 [*] (1.87)	12.8965 ^{***} (3.77)	10.7865 ^{***} (2.22)	11.0056 (1.08)	12.7952 (0.62)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
ID	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	453	516	523	465	780	934	717	195	1039	1219	1219
R ²	0.2786	0.1082	0.1056	0.2538	0.1685	0.1577	0.3062	0.2074	0.2785	0.1663	0.2027
经验 p 值	0.0261 ^{***}		0.0219 ^{***}		—	—	—	—	—	—	—

4 内生性讨论

为了控制内生性问题,可采用工具变量法进行检验。工具变量主要采用 A 股 2020 年非 ST 上市公司中,企业高管中是否有女性高管和海外留学与工作经历高管两项指标。有效工具变量需满足相关性和内生性两个条件:首先,已有文献显示,高管团队女性高管和海外背景会显著影响企业履行社会责任(罗思平和于永达,2012;Ismail and Latiff,2019),当高管团队中女性高管和海外背景高管比例越高时,企业的环境和社会责任表现会更好,评级也更高,因此两项指标与 ESG 评级应呈现正相关关系。其次,高管团队女性高管和高管海外背景不会对企业估值产生直接影响,也与控制变量和随机扰动项基本不相关,因此外生性成立。本文设置工具变量为 IV,如果上市公司中有女性高管或海外背景高管,则 IV 取值为 1,否则取值为 0。两阶段最小二乘(2SLS)模型如下所示:

$$ESG_{it} = \alpha + \beta IV_{it} + \gamma Controls_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

$$PB_{it} = \alpha + \beta \widehat{ESG}_{it} + \gamma Controls_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

模型(15)是自变量与工具变量的回归模型,如果估计参数显著,则表明自变量与工具变量相关性假设成立。模型(16)是将模型(15)中得到的自变量估计值与因变量进行回归的模型,如果估计参数仍显著,则表明工具变量设定符合预期。表 13 汇报了采用女性高管和海外背景高管两个工作变量的回归结果。第(1)列和第(2)列汇报了第一阶段的回归结果,IV 的估计参数分别为 0.2355 和 0.1361,并且在 1%的水平上显著。同时,Kleibergen-Paap rk LM 统计量分别为 66.0167 和 53.6848,均达到了 1%的显著性水平,Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量分别为 110.3674 和 122.6784,均大于 Stock-Yogo weak ID test 在 10%水平上的 13.4028 和 11.0573,两个统计量分别拒绝了识别不足和弱工具变量的原假设,Anderson-Rubin Wald 统计量对应的 p 值小于 1%,拒绝了“内生回归系数之和等于零”的原假设,以上检验统计量证明了本文工具变量的正确性。第(3)和第(4)列汇报了第二阶段的回归结果, $\widehat{ESG}$ 的估计参数分别为 0.1181 和 0.0078,且均在 1%水平上显著。以上结果表明,即使考虑了内生性问题,ESG 评级与估值的正向关系依然成立。

表 13 工具变量法

变量	ESG		PB	
	女性高管 (1)	海外背景 (2)	女性高管 (3)	海外背景 (4)
IV	0.2355 *** (0.0356)	0.1361 *** (0.0116)		

续表

变量	ESG		PB	
	女性高管 (1)	海外背景 (2)	女性高管 (3)	海外背景 (4)
$\widehat{ESG}$			0.1181*** (0.0128)	0.0078*** (0.0012)
Controls	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1219	1219	1219	1219
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	66.0167	53.6848	[0.0000]	[0.0000]
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	110.3674	122.6784	{13.4028}	{11.0573}
Anderson-Rubin Wald 统计量	17.8848	25.5741	[0.0000]	[0.0000]

注:() 内为回归系数的稳健性标准差,[] 内为统计量的 *p* 值,{ } 内为 Stock-Yogo weakID test 在 10% 水平上额临界值,*** 代表 1% 的统计水平上显著。

5 结论与启示

5.1 主要结论

本文构建 PSM-DDM 模型,基于我国上市公司获得的 MSCI ESG 评级结果,研究我国上市公司 ESG 责任履行与企业估值的关系。研究发现:①ESG 责任履行显著提高企业估值,平稳性检验和安慰剂检验结果也支持该结论;②企业提升 ESG 责任履行,即 MSCI ESG 评级上调,短期内提升企业估值,且长期内保持高估值水平;③ESG 责任履行通过提高机构持股比例和成交量、降低股价波动率和融资成本来提升企业估值,MSCI ESG 评级揭示了 ESG 责任履行的价值发现、风险抑制、信息传递和融资约束缓解作用;④异质性检验表明,低碳企业和民营控股企业相对于高碳企业和国有控股企业,其估值对 ESG 评级更为敏感。此外疫情的暴发提高了 ESG 对估值的影响程度;⑤剔除金融和房地产企业进行样本分组、更换变量和采用女性高管占比和海外高管占比作为工作变量等方法,均支持本文结论。

5.2 政策启示

当前中国正在大力推动“双碳”减排政策,实现经济社会绿色可持续发展,而 ESG 实践的成效对于上述目的的达成至关重要。因此,结合本文研究结论,有如下政策启示:①尽快建立 ESG 强制信息披露制度,推动中国标准的 ESG 评级体系建设。借鉴国际权威的信息披露标准和框架,建立符合中国“双碳”发展目标的 ESG 强制信息披露制度,制定规范、具体、统一的信息披露标准,加大高

碳企业信息披露的监管力度。同时参考国际主流评级机构的理念和标准,构建适用于中国的责任投资评级和评价体系;②推动市场化 ESG 投资,提高责任投资比重。按照央行统计,2020 年末,我国绿色债券存量约 8000 亿元,占全部企业和政府债券余额的比例仅约为 1.09%,中国 ESG 主题基金规模尚不足股票型基金和混合型基金总体市场规模的 2%,而这一比例在欧洲高达 15%。因此,需要引导社保、保险机构、养老金年金等长期机构投资者在选择投资产品时兼顾社会责任,关注和跟随绿色指数,发挥大型投资机构的示范作用。③创新 ESG 融资渠道,降低企业资金成本。监管机构要引导金融机构对 ESG 表现优良的企业和项目提供融资,降低融资门槛。例如可以把 ESG 评级合格的绿色信贷资产纳入中央银行货币政策操作合格抵押品的范围,为商业银行绿色信贷业务提供激励,也可以对投向 ESG 的信贷资产定向降准。同时,商业银行可根据 ESG 评级结果,建立负面清单,减少对 ESG 表现较差企业的贷款。

参考文献

- 陈蕾,李和荟,王弘祎. 2016. 周期性企业估值框架构建[J]. 经济与管理研究, 37(10): 118-125.
- Chen L, Li H H, Wang H Y. 2016. Constructing the framework of cyclical company valuation[J]. *Research on Economics and Management*, 37(10): 118-125. (in Chinese)
- 范子英,刘甲炎. 2015. 为买房而储蓄——兼论房产税改革的收入分配效应[J]. 管理世界, (5): 18-27.
- Fan Z Y, Liu J Y. 2015. Saving for buying a house: A study on the effect of the income distribution in the reform of the tax for the house property[J]. *Journal of Management World*, (5): 18-27. (in Chinese)
- 胡继之,于华. 1999. 影响中国股市价格波动若干因素的实证分析[J]. 中国社会科学, (3): 68-87.
- Hu J Z, Yu H. 1999. Empirical analysis of several factors affecting the price fluctuation of China's stock market[J]. *China Social Sciences*, (3): 68-87. (in Chinese)
- 李维安,马超. 2014. “实业+金融”的产融结合模式与企业投资效率——基于中国上市公司控股金融机构的研究[J]. 金融研究, (11): 109-126.
- Li W A, Ma C. 2014. The combination model of “industrial and financial” and companies investment efficiency: A research based on holding financial institutions of listing corporations in China[J]. *Journal of Financial Research*, (11): 109-126. (in Chinese)

- 林晚发,刘颖斐,赵仲匡. 2019. 承销商评级与债券信用利差——来自《证券公司分类监管规定》的经验证据[J]. 中国工业经济, (1): 174-192.
- Lin W F, Liu Y F, Zhao Z K. 2019. Underwriter rating and bond credit spread—Empirical evidence from the “securities company classification supervision regulations”[J]. *China Industrial Economics*, (1): 174-192. (in Chinese)
- 刘焯松. 2005. 股票内在投资价值理论与中国股市泡沫问题[J]. 经济研究, (2): 45-53.
- Liu H S. 2005. The theory of the stock intrinsic value and the bubble of China's stock market[J]. *Economic research*, (2): 45-53. (in Chinese)
- 刘维奇,刘新新. 2014. 个人和机构投资者情绪与股票收益——基于上证 A 股市场的研究[J]. 管理科学学报, 17(3): 70-87.
- Liu W Q, Liu X X. 2014. Individual/institutional investor sentiment and stock returns: Study based on Shanghai A-share market [J]. *Journal of Management Science*, 17(3): 70-87. (in Chinese)
- 罗长远,陈智韬. 2021. “走出去”对企业产能利用率的影响——来自“一带一路”倡议准自然实验的证据[J]. 学术月刊, 53(1): 63-79.
- Luo C Y, Chen Z T. 2021. Going global and production capacity utilization of enterprises—The “Belt & Road” initiative as a Quasi-natural experiment [J]. *Academic Monthly*, 53(1): 63-79. (in Chinese)
- 罗思平,于永达. 2012. 技术转移、“海归”与企业技术创新——基于中国光伏产业的实证研究[J]. 管理世界, (11): 124-132.
- Luo S P, Yu Y D. 2012. Technology transfer, “overseas returnees” and enterprise technology innovation—Empirical research based on China's photovoltaic industry [J]. *Journal of Management World*, (11): 124-132. (in Chinese)
- 马榕,石晓军. 2015. 中国债券信用评级结果具有甄别能力吗? ——基于盈余管理敏感性的视角[J]. 经济学(季刊), 15(1): 197-216.
- Ma R, Shi X J. 2015. Do the credit ratings in China's bond market have the riskiness-discrimination power: An earnings management perspective [J]. *China Economic Quarterly*, 15(1): 197-216. (in Chinese)
- 田利辉,王可第. 2017. 社会责任信息披露的“掩饰效应”和上市公司崩盘风险——来自中国股票市场的 DID-PSM 分析[J]. 管理世界, (11): 146-157.
- Tian L H, Wang K D. 2017. The “camouflage effect” of social responsibility information disclosure and the collapse risk of listed companies—DID-PSM analysis from the Chinese stock market[J]. *Journal of Management World*, (11): 146-157. (in Chinese)
- 王雪,郭庆云,罗荣华,等. 2018. 基于信息网络视角的机构持股与盈余公告市场反应研究[J]. 中国软科学, (11): 172-183.

- Wang X, Guo Q Y, Luo R H, et al. 2018. Research on stock holdings of institutional investor and market reaction to earning announcement-based on information network perspective [J]. *China Soft Science*, (11): 172-183. (in Chinese)
- 汪先珍, 马成虎. 2022. 控股股东股权质押、内部占用及其经济后果——基于融资工具的理论视角[J]. *系统工程理论与实践*, 42(5): 1146-1171.
- Wang X Z, Ma C H. 2022. Share pledging, expropriation incentives and economic consequences: A theoretical perspective [J]. *System Engineering Theory and Practice*, 42(5): 1146-1171. (in Chinese)
- 王燕鸣, 张俊青. 2011. 创业板上市公司成长性与估值[J]. *经济管理*, 33(7): 45-49.
- Wang Y M, Zhang J Q. 2011. Growth and valuation of GEM listed companies[J]. *Economic management*, 33(7): 45-49. (in Chinese)
- 晓芳, 兰凤云, 施雯, 等. 2021. 上市公司的 ESG 评级会影响审计收费吗? ——基于 ESG 评级事件的准自然实验[J]. *审计研究*, (3): 41-50.
- Xiao F, Lan F Y, Shi W, et al. 2021. Does ESG rating of listed firms affect audit fees? —Quasi natural experiment based on ESG rating events [J]. *Auditing Research*, (3): 41-50. (in Chinese)
- 张建波, 李振. 2014. 行业因素对我国股票价格波动率的影响研究[J]. *山东大学学报(哲学社会科学版)*, (1): 88-93.
- Zhang J B, Li Z. 2014. The study of the industry factors on the volatility of China's stock price [J]. *Journal of Shandong University (Philosophy and Social Sciences Edition)*, (1): 88-93. (in Chinese)
- 钟辉勇, 钟宁桦, 朱小能. 2016. 城投债的担保可信吗? ——来自债券评级和发行定价的证据[J]. *金融研究*, (4): 66-82.
- Zhong H Y, Zhong N Y, Zhu X N. 2016. Are the urban construction investment bonds' guarantees credible? Evidence from credit ratings and bond pricings [J]. *Journal of Financial Research*, (4): 66-82. (in Chinese)
- 曾振, 沈维涛. 2016. 创业板上市公司估值特征及影响因素研究[J]. *证券市场导报*, (3): 32-39.
- Zeng Z, Shen W T. 2016. Research on valuation characteristics and influencing factors of GEM listed companies [J]. *Securities Market Guide*, (3): 32-39. (in Chinese)
- Abdi Y, Li X N, Càmara-Turull X. 2022. Exploring the impact of sustainability (ESG) disclosure on firm value and financial performance (FP) in airline industry: The moderating role of size and age [J]. *Environment Development and Sustainability*,

- 24(4): 5052-5079.
- Baker E D, Boulton T J, Braga-Alves M V, et al. 2021. ESG government risk and international IPO underpricing[J]. *Journal of Corporate Finance*, 67: 101913.
- Breuer W, Müller T, Rosenbach D, et al. 2018. Corporate social responsibility, investor protection, and cost of equity: A cross-country comparison[J]. *Journal of Banking & Finance*, 96: 34-55.
- Bushee B J, Miller G S. 2012. Investor relations, firm visibility, and investor following [J]. *The Accounting Review*, 87(3): 867-897.
- Capelle-Blancard G, Petit A. 2019. Every little helps? ESG news and stock market reaction[J]. *Journal of Business Ethics*, 157(2): 543-565.
- Chahine S, Colak G, Hasan I, et al. 2020. Investor relations and IPO performance[J]. *Review of Accounting Studies*, 25(2): 474-512.
- Chandler C S. 2014. Investor relations from the perspective of CEOs[J]. *International Journal of Strategic Communication*, 8(3): 160-176.
- Chen Y C, Hung M, Wang Y X. 2018. The effect of mandatory CSR disclosure on firm profitability and social externalities: Evidence from China[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 65(1): 169-190.
- Esterhuyse L, Wingard C. 2016. An exploration of the online investor relations (IR) practices of companies listed on the johannesburg stock exchange (JSE)[J]. *South African Journal of Economic and Management Sciences*, 19(2): 215-231.
- Ismail A M, Latiff I H M. 2019. Board diversity and corporate sustainability practices: Evidence on environmental, social and governance (ESG) reporting [J]. *International Journal of Financial Research*, 10(3): 31-50.
- Karolyi G A, Kim D, Liao R. 2020. The theory and practice of investor relations: A global perspective[J]. *Management Science*, 66(10): 4746-4771.
- Khan M. 2019. Corporate governance, ESG, and stock returns around the world[J]. *Financial Analysts Journal*, 75(4): 103-123.
- Konstantina R, Ioannis P, Alexandros G, et al. 2022. The Determinants of the environmental performance of EU financial institutions: An empirical study with a GLM model[J]. *Energies*, 15(15): 5325-5325.
- Kuo T C, Chen H M, Meng H M. 2021. Do corporate social responsibility practices improve financial performance? A case study of airline companies[J]. *Journal of Cleaner Production*, 310: 127380.
- Nel G F, Smit E V D M, Brümmer L M. 2019. The impact of internet investor relations on the cost of capital: Evidence from companies listed on the johannesburg stock exchange[J]. *Australian Accounting Review*, 29(1): 36-48.

- Nguyen H, Calantone R, Krishnan R. 2020. Influence of social media emotional word of mouth on institutional investors' decisions and firm value[J]. *Management Science*, 66(2): 887-910.
- Novy-Marx R. 2013. The other side of value: The gross profitability premium [J]. *Journal of Financial Economics*, 108(1): 1-28.
- Omura A, Roca E, Nakai M. 2021. Does responsible investing pay during economic downturns: Evidence from the COVID-19 pandemic [J]. *Finance Research Letters*, 42: 101914.
- Ong C Z, Mohd-Rashid R, Taufil-Mohd K N. 2020. Do institutional investors drive the IPO valuation[J]. *Borsa Istanbul Review*, 20: 307-321.
- Ouchen A. 2022. Is the ESG portfolio less turbulent than a market benchmark portfolio? [J]. *Risk Management*, 24(1): 1-33.
- Reber B, Gold A, Gold S. 2022. ESG disclosure and idiosyncratic risk in initial public offerings[J]. *Journal of Business Ethics*, 179(3): 867-886.
- Samuel A, Dong T M. 2022. Sustainable environmental strategy, firm competitiveness, and financial performance: Evidence from the mining industry[J]. *Resources Policy*, 75: 102515-102522.
- Silvia S, Augusto V D. 2021. Technical efficiency of car manufacturers under environmental and sustainability pressures: A Data Envelopment Analysis approach [J]. *Journal of Cleaner Production*, 311: 127589.1-127589.11.
- Sunbin Y, Ryota K A, Shunsuke M. 2021. Does sustainability activities performance matter during financial crises? Investigating the case of COVID-19 [J]. *Energy Policy*, 155: 112330-112330.
- Vlittis A, Charitou M. 2012. Valuation effects of investor relations investments [J]. *Accounting & Finance*, 52(3): 941-970.
- Wong W C, Batten J A, Ahmad A H, et al. 2021. Does ESG certification add firm value? [J]. *Finance Research Letters*, 39: 101593.
- Xu M L, Yang W, Huang Z X. 2021. Do investor relations matter in the tourism industry? Evidence from public opinions in China [J]. *Economic Modelling*, 94: 923-933.
- Yoo S, Keeley A R, Managi S. 2021. Does sustainability activities performance matter during financial crises? Investigating the case of COVID-19 [J]. *Energy Policy*, 155: 112330.
- Zhang J Y, De Spiegeleer J, Schoutens W. 2021a. Implied tail risk and ESG ratings [J]. *Mathematics*, 9(14): 1611.
- Zhang X K, Zhao X K, Qu L S. 2021b. Do green policies catalyze green investment? Evidence from ESG investing developments in China [J]. *Economics Letters*, 207: 110028.

Does ESG Fulfillment Increase Corporate Valuations? Quasi Natural Test from MSCI Rating

Haijun Wang¹ Bo Chen² Yu He³

(1. School of Economics, Beijing WUZI University;

2. School of Finance and economics, Central University of Economics and Finance;

3. School of Finance, Zhejiang University of Economics and Finance)

Abstract The concept of ESG has become a global consensus, and the fulfillment of corporate ESG responsibilities is a key link in achieving China's "dual carbon goals" and sustainable development of the whole society. Based on this, the 313 A-share listed companies selected by the MCSI ESG rating were used as the test group samples, and the double difference propensity score matching model (PSM-DID) was used to match the control group samples, and the ESG rating pairing was discussed from the perspective of theoretical mechanism and empirical analysis. The impact mechanism and path of corporate valuations, this study found: ① Whether it is a rating event or a rating score, being selected for ESG ratings can effectively increase the company's valuation. ② There is a positive correlation between ESG rating adjustments and listed companies' valuation adjustments, and rating upgrades will promote the increase in valuation, while the downgrade of the rating will lead to the decrease in valuation. However, this correlation has a diminishing effect over time, indicating that the capital market has a process of receiving, digesting, and positive feedback on ESG disclosure information. ③ ESG rating is based on institutional shareholding ratio, stock volatility, annual transaction volume, and financing cost four channels to affect corporate valuation, indicating that ESG has value discovery, risk suppression, information transmission, and financing constraints mitigation. ④ ESG ratings have heterogeneous effects on valuation. Compared with high-carbon companies, industrial companies, and agricultural companies, the valuations of low-carbon companies and service companies are more sensitive to ESG ratings. ⑤ Apply methods such as instrumental variable method, sample reorganization, and replacement of variables for endogeneity and robustness testing, and not change the research conclusions. The research results of this paper have important reference value for establishing the Chinese version of the ESG mandatory information disclosure system, unifying and improving ESG evaluation and rating standards, and promoting the high-quality development and value maximization of listed companies.

JEL Classification G12, G31, G34