

上市公司ESG表现如何影响商业信用?

余苏闽 王凯 高皓

摘要:本文以2010-2020年我国A股上市公司为样本,研究了企业ESG表现对商业信用的影响。研究发现:企业ESG表现与商业信用显著负相关;企业良好的ESG表现会因开展ESG实践产生的代理问题而降低供应商及客户的商业信用供给意愿,进而减少企业获取的商业信用;外部监督在企业ESG表现与商业信用的关系中起到了负向的调节作用;国有企业和高污染企业获取的商业信用受企业ESG表现的负向影响更强。

关键词:企业ESG表现;商业信用;代理问题

JEL分类号:M14;G32;D21

一、引言

ESG是环境(Environmental)、社会(Social)和公司治理(Governance)的简称,是绿色投资、责任投资和可持续投资理念的延伸。目前,ESG主要作为一种投资策略流行于投资界,盛行于欧洲、北美等地区(Bofinger等,2022)。在我国,十三届全国人大四次会议强调推动高质量发展是“十四五”时期经济社会发展的主题,而ESG内涵与“高质量发展”理念高度契合,因此近些年企业ESG表现在国内也受到了极大的关注。

对于企业ESG表现,过往研究的落点大都集中于反映企业财务特征各方面或是投资者投资决策各方面的变量,如企业的资本成本(Wong等,2021)、投资者的投资收益(Avramov等,2022)等,很少研究企业间关系和行为受ESG表现的影响,即企业的合作伙伴对ESG指标的态度和应用。一方面,ESG作为反映企业在环境、社会责任和公司治理三个方面表现的综合指标,很可能被企业合作方应用到对企业的评价上,进而影响到企业间关系和行为;另一方面,企业之间的合作和交易对企业日常经营、生存发展来说必不可少,故探究其受企业ESG表现的影响具有实际意义。因此本文选取了供应商和客户为研究对象,从其提供的商业信用切入对企业ESG表现的影响进行研究。对于投资领域而言,常规的外部融资是资金的初次配置过程,属于正式金融体系。而商业信用是企业购买或出售商品或服务时通过延期付款或提前收款占用的资金,相当于供应商及客户为企业提供的短期贷款(段丙蕾等,2021),其可作为正式金融体系的有益补充,在金融资源二次分配过程中发挥重要作用。目前,中国金融市场仍处于整体抑制的状态,金融领域供求失衡,资源要素无法有效配置(王仁祥等,2021)。当国内部分企业难以在正式金

作者简介 余苏闽:西南财经大学中国西部经济研究院硕士研究生;

王凯:首都经济贸易大学中国ESG研究院、首都经济贸易大学工商管理学院副教授、博士生导师,企业可持续发展系主任;

高皓(通讯作者):清华大学五道口金融学院研究员,全球家族企业研究中心主任、绿色金融研究中心副主任。

*基金项目:北京市属高等学校优秀青年人才培养计划项目“北京市上市公司ESG行为的财务绩效转化机制及优化路径研究”(BPHR202203163);首都经济贸易大学青年学术创新团队“高质量公司治理机制与创新战略研究团队”(QNTD202106)

融体系中取得足够的融资时,商业信用融资的二次配置功能就将扮演重要角色(钟凯等,2022)。而以往对ESG在投融资领域的研究大都处于正式金融体系内,很少涉及金融资源二次分配过程,因此本研究立足于现实,关注了企业商业信用融资受ESG的影响。

与以往研究相比,本文可能产生的贡献在于:第一,本文以供应商及客户提供的商业信用为研究对象,拓展了ESG理念在投融资领域的应用范围,探究了企业的合作伙伴对ESG理念的态度和应用,丰富了关于企业开展ESG实践的经济后果研究。第二,本文从代理问题的角度挖掘了企业ESG表现对其所获商业信用产生负向影响的内部机制,并识别了外部监督对两者关系的调节作用;第三,本文以企业产权性质、行业污染程度为分组变量进行异质性分析,区分了国有企业和非国有企业、高污染企业和低污染企业,讨论不同企业中ESG表现对商业信用影响的差异,丰富了对二者关系的理解。

二、文献综述

(一)企业ESG表现的经济后果研究

ESG受到社会各界的广泛关注,逐渐成为指导金融资源流向的重要标准之一(Bofinger等,2022)。现有文献主要研究企业ESG表现对企业财务特征或投资者投资决策的影响。

在企业财务特征方面的因素中,ESG会影响到企业资本成本、投资效率和财务风险等变量。已有研究发现ESG升高,资本成本会下降(Wong等,2021)。高杰英等(2021)认为良好的ESG表现能提高企业投资效率。Shakil(2021)发现企业ESG表现越好,有更多的道德资本吸引投资者稳定的长期投资,从而使企业面临更低的财务风险。另外,学者们还探讨了企业ESG表现对企业价值的影响:有研究发现ESG表现越好,企业价值越高(Wong等,2021;张琳和赵海涛,2019),而Sassen等(2016)认为企业价值与ESG表现是负相关关系,Atan等(2018)以马来西亚公司为样本发现企业ESG表现与企业价值之间没有显著关系。

在反映投资者投资决策方面的因素中,有研究认为存在ESG风险溢价,企业ESG表现的不确定性越低,投资风险越低,CAPM模型的Alpha收益越低(Avramov等,2022)。Kim和Li(2021)认为可将ESG因素纳入信用风险分析和信用评级体系中,或为投资者提供决策参考。而各类投资者一般都偏好于投资ESG评级较高、企业社会责任表现较好的企业,特别是独立的、倾向于长期投资的机构投资者(周方召等,2020)。但是Chen和Yang(2020)认为在投资过程中投资者情绪会夸大ESG的作用,ESG对投资的影响趋势在长期会逆转。

总体来看,既有文献较少考虑企业间关系和行为受ESG表现的影响,即鲜有关注企业的合作伙伴对ESG的态度和应用,因此本文选择从供应商及客户提供商业信用的角度切入,对企业ESG表现的影响进行探究。

(二)企业获取商业信用的影响因素研究

商业信用融资是金融资源二次配置、缓解企业融资压力的重要方式(钟凯等,2022)。已有文献主要从外部环境和企业特征两个角度去探究商业信用的影响因素。

在外部影响因素中,已有研究发现位于金融发展水平较低、金融抑制程度较高地区的企业更依赖于商业信用(张杰等,2013);政策对商业信用的影响也很大,货币政策紧缩、经济政策不确定性都会影响企业获取商业信用(陈胜蓝和刘晓玲,2018;郑军等,2013)。

在企业特征方面,已有研究发现市场地位高、谈判能力强的企业可获得更多商业信用(王贞洁和王竹泉,2017;Fabbri和Menichini,2010)。企业的信誉也有一定影响,比如诚信纳税会显著提升企业的商业信用融资水平(耿艳丽等,2021)。一般来说,商业信用提供方主要根据企业会计信息判断需求方的财务风险和偿债能力,并以此做出商业信用供给决策(Hui等,2012),因此财务信息披露质量也会影响企业获取商业信用(修宗峰等,2021)。

ESG 涉及环境、社会和公司治理的各个方面,作为商业信用的企业特征方面的影响因素大都与其有联系:郑军等(2013)认为直接减轻企业代理问题是高内控质量能增加企业商业信用融资的原因之一,企业履行社会责任比如诚信纳税也会影响到其获取的商业信用(耿艳丽等,2021)。基于此,本文识别了企业 ESG 表现这一重要变量,探究其对企业商业信用获取的影响。

三、理论分析与研究假设

(一)企业 ESG 表现与商业信用

基于利益相关者理论,ESG 理念充分考虑到了利益相关者的利益,企业 ESG 表现越好,使利益相关者满意的能力越强(Shakil, 2021),因此供应商及客户等利益相关者可能会支持企业的运营并为企业提供自己拥有的相应资源。此外,已有研究还发现企业 ESG 表现越好,企业价值越高(Wong 等, 2021; 张琳和赵海涛, 2019),良好的发展前景可能吸引供应商及客户加深与其合作,提高商业信用供给。

而基于委托代理理论,企业追求良好的 ESG 表现会产生代理问题,进而降低供应商及客户的商业信用供给意愿。Friedman(1970)认为企业进行社会责任、环境保护等活动是服务于管理层利益而非股东利益。管理层可以通过大力开展 ESG 实践提高个人声誉,增加自己直接控制的资源,谋求更大的权力(权小锋等, 2015; 吉继平和王谨乐, 2021)。一旦管理层出于该动机过度投资于 ESG 相关活动,就会耗费企业有限的资源,却无法带来相匹配的直接收益,导致了企业价值、经济利润的下降,进而对股东利益造成了威胁(Bofinger 等, 2022)。而为了进一步掩饰其自利行为及产生的不良后果,管理层会利用盈余管理等财务违规行为试图降低企业透明度,加剧信息不对称问题(Kim 等, 2012; 杨棉之和刘洋, 2016)。以上代理问题可能会导致企业的盈利能力、偿债能力的下降和财务风险的上升,降低企业信息披露质量,引发股东-管理层代理冲突,动摇企业的稳定运营。这会使供应商及客户面临更严峻的逆向选择和道德风险问题,造成供应商及客户对企业及其高管的信任缺失,使供应商及客户担忧与企业交易时管理层的机会主义倾向以及由此产生的违约风险对自身利益造成的威胁,从而减少了企业可获取的商业信用。

尽管存在上述对立的两种观点,但由于 ESG 理念在我国才刚起步就具有极高的“热度”,在相关制度与标准还不够完善的情况下,高管很可能利用 ESG 的流行趋势,通过开展 ESG 实践谋取私利,产生严重的代理问题。已有研究也发现代理问题会使管理者出于私利而损害交易伙伴等外部利益相关者的利益,进而影响到供应商及客户的商业信用供给意愿(郑军等, 2013; Hui 等, 2012)。基于此,本文认为,对供应商及客户来说,企业为获取良好的 ESG 表现而大力开展 ESG 实践的负向影响会胜过正向影响。因此,本文提出假设 1:

H1: 企业 ESG 表现对商业信用存在负向影响

(二)代理成本的中介作用

基于委托代理理论,由于企业所有权和控制权相分离而产生的信息不对称,股东和管理层之间往往会出现利益上的冲突,进而使管理层做出损害股东权益的行为,即产生了第一类代理问题(Jensen 和 Meckling, 1976)。而企业开展 ESG 实践产生第一类代理问题可以从两条路径来分析:企业管理层开展 ESG 实践的动机和结果。

从动机角度考虑,ESG 中社会责任和环境等的投入可能是管理层提升职业声誉、树立良好形象及掩饰自身失德行为的“自利工具”(权小锋等, 2015),例如高勇强等(2012)就曾发现企业从事慈善事业大多是为了掩盖企业真实的内在社会责任缺失问题或其他丑闻。而为了进一步掩饰其自利行为,管理层会有意降低企业信息透明度:有研究发现企业非财务信息质量——社会责任信息披露质量越高,则企业内部财务信息的质量就越低(Kim 等, 2012)。这说明管理层可能利用财务违规行为如盈余管理来掩饰企

业ESG实践背后自身的不良动机(杨棉之和刘洋,2016),控制会计信息的披露,导致信息失真,使代理问题严重化。

从结果角度考虑,企业可能受社会期望影响而聚焦于ESG绩效评价,产生ESG寻租行为,导致ESG实践的极端化甚至盲目化(肖红军等,2021)。此时企业过度投资于环境、社会责任等活动会耗费其有限的资源,产生的成本不能带来相匹配的直接收益,还占用了本可投入到主营业务及其他盈利项目中的资金,导致了经济利润、企业价值的下降和经营风险的上升,使公司在竞争中处于劣势地位(Bofinger等,2022)。但这种过度投资能帮助管理者增加其直接控制下的资源,为他们建立“企业帝国”,带来更大的权力和声望(吉继平和王谨乐,2021)。也就是说ESG实践大部分的成本和损失都将由股东承担,而权力、声誉等利益都由管理层攫取,这无疑会引发股东与管理层之间的代理冲突。

上述相关代理问题可能会降低供应商及客户的商业信用供给意愿:首先,由自利动机产生的代理问题可能使供应商及客户担忧与企业交易时管理层的机会主义倾向对自身利益造成威胁;其次,管理层会出于掩饰目的控制会计信息的披露、主动降低企业信息透明度,导致供应商及客户面临着更严峻的逆向选择和道德风险问题;再次,企业良好的ESG表现可能意味着其将资源过度投入到了环境、社会责任等活动,导致其盈利能力、偿债能力的下降和财务风险的上升,加大了供应商及客户与其合作带来的违约风险;最后,股东和管理层之间的冲突可能会动摇企业的稳定运营,扰乱公司内部秩序,加重供应商及客户与企业合作的顾虑。已有研究也认为企业的代理问题会影响到商业信用融资(Hui等,2012),如郑军等(2013)发现代理问题会让管理者为私利损害供应商及客户等利益相关者的利益,而缓解可能存在的代理问题则有利于与供应商及客户等合作方交易的达成和合约的执行。因此,本文认为企业开展ESG实践可能会产生第一类代理问题,进而减少了企业可获得的商业信用。

当第一类代理问题严重时,管理者的决策偏离了股东期望,可能会促使股东加强对管理者的监督和激励、增加管理者违约的机会成本,进而提高代理成本。故本文用第一类代理问题产生的代理成本大小来衡量第一类代理问题的严重性。

综合上述观点,企业开展ESG实践会导致第一类代理问题的加重和由其产生的代理成本的提高,进而减少企业的商业信用融资。因此,本文提出假设2:

H2:由第一类代理问题产生的代理成本对企业ESG表现和商业信用之间的关系起到中介作用

(三)外部监督的调节作用

外部监督作为缓解企业代理问题的重要机制之一,能在一定程度上降低ESG表现对商业信用的负面影响。

一方面,随着公司治理问题受到社会的广泛关注,企业的经营状况和高管行为等都逐渐显露于公众视野,审计师、机构投资者等各方能利用信息优势或专业优势发挥外部监督作用(孙彤和薛爽,2019)。一旦企业因开展ESG实践产生严重的代理问题,就可能面对被媒体等加速曝光、被监督机构等强制管控的风险,监管处罚会给企业带来声誉下滑、公众形象受损等负面影响(顾小龙等,2021),管理者的声誉形象、职业发展等也会受到损失,因此有效的外部监督能提高管理者违约的机会成本从而能遏制代理问题的产生。另一方面,外部监督也能通过降低信息不对称来发挥作用:管理层会进行盈余管理等财务违规行为来降低企业信息透明度,以掩饰其开展ESG实践的自利动机和不良后果(杨棉之和刘洋,2016)。这无疑会影响外部合作方的信息获取,加剧了逆向选择问题。而有力的外部监督如高质量审计师会要求并督促企业提高信息披露质量,约束管理层出于机会主义动机而主观选择会计信息生成和披露方式的行为(张勇,2018),确保股东、供应商及客户等方能获取真实准确的有关企业经营状况、财务绩效等各方面的信息,从而降低信息不对称程度,缓解企业因开展ESG实践产生的代理问题。因此,有效的外部监督能减弱ESG表现对商业信用的负向影响,增加企业商业信用融资规模。基于此,我们提出本文的假设3:

H3:有效的外部监督能减弱企业 ESG 表现对其所获商业信用的负向影响

四、研究设计

(一)数据来源和样本选择

本文选取 2010 年至 2020 年的中国 A 股上市公司为研究样本,ESG 评级数据来源于 WIND 数据库,其他财务数据来源于 CSMAR 数据库和 WIND 数据库,并且将数据按照以下原则进行处理:(1)剔除了 ST 或 *ST 类财务状况或其他状况异常的样本;(2)剔除了金融行业的样本;(3)剔除了资产负债率大于 1 的样本;(4)剔除了含缺失值的样本,最终得到 3129 家公司共 20050 家公司一年度观测值。另外,为了减少异常值对实证结果的影响,本文对所有连续变量进行了上下 1% 的缩尾处理。

(二)变量定义与度量

1.被解释变量

根据陆正飞和杨德明(2011)、修宗峰等(2021)对商业信用(BC)的测量方式,本文使用企业年末应付账款、应付票据、预收账款之和与企业年末总资产的比率来衡量标准化后的商业信用(BC)。

2.解释变量

随着 ESG 投资理念的推广,国内外都出现了多种 ESG 评级体系,本文参考高杰英等(2021),选取了覆盖范围较广、更新频率较高的华证 ESG 评级指标度量企业年度的 ESG 表现:华证 ESG 评级覆盖全部 A 股上市公司,确保了所有 A 股上市公司处于一个统一的评价体系内,具有可比性。华证 ESG 评级共分为 9 档,从低到高分别为 C、CC、CCC、B、BB、BBB、A、AA、AAA,表示企业 ESG 表现越来越好,本文根据上述级别使用赋值法构建解释变量(ESG),按照 ESG 级别从低到高的顺序依次赋值为 1~9,如评级为 C 时,ESG 赋值为 1,评级为 AAA 时,ESG 赋值为 9。

3.中介变量

参考 Ang 等(2000)、李寿喜(2007)对代理成本(AC)的衡量方式,本文选取管理费用率,即管理费用占营业总收入的比重作为代理成本(AC)的代理变量,管理费用率越高,代理成本越大。

4.调节变量

规模较大的审计机构如四大会计师事务所拥有科学成熟的审计程序,为维护良好声誉它们也会努力降低审计失败概率,因此它们有动机也有能力发现企业财务报表中没有及时披露或者没有公允报告的信息并鼓励企业进行更多的自愿性信息披露(姜付秀等,2016),进而对企业经营起到了有效的外部监督作用,约束了企业及其管理层行为,同时降低了信息不对称程度。因此,参考宋建波等(2018)对外部监督的衡量方式,本文将公司是否经由“四大”(普华永道、德勤、毕马威、安永)审计设为外部监督的代理变量,“是”则令该虚拟变量(*Big4*)为 1,“否”则为 0。

5.控制变量

借鉴陈胜蓝和马慧(2018)、钟凯等(2022)、段丙蕾等(2021),本文主要从公司财务状况和治理水平两方面控制了可能会影响企业获取商业信用的其他因素,财务状况方面包括公司规模(*Size*)、公司成立年限(*Firmage*)、盈利能力(*Roa*)、成长能力(*Tobinq*)、抵押能力(*Mortgage*)和现金流水平(*Cashflow*),治理水平方面包括董事人数(*Board*)、独立董事比例(*Indep*)、第一大股东持股比例(*Top1*)、股权制衡度(*Balance*)和产权性质(*SOE*)。此外,为了进一步控制不随时间和行业变化的不可观测因素,在模型中加入了时间固定效应和行业固定效应。

表1 变量定义与度量

变量类型	变量名称	变量符号	变量度量
被解释变量	商业信用	<i>BC</i>	企业应付账款、应付票据、预收账款之和与总资产的比值
解释变量	企业 ESG 表现	<i>ESG</i>	根据华证 ESG 评级从低到高赋值为 1~9
中介变量	代理成本	<i>AC</i>	选取管理费用率,即企业管理费用与营业总收入的比值作为代理成本的代理变量
调节变量	外部监督	<i>Big4</i>	虚拟变量:将企业是否经由“四大”(普华永道、德勤、毕马威、安永)审计设为外部监督的代理变量(Big4)，“是”为 1，“否”则为 0。
	公司规模	<i>Size</i>	In(企业总资产)
	公司成立年限	<i>Firmage</i>	In(当前年份-企业成立年份+1)
	盈利能力	<i>Roa</i>	企业净利润与总资产的比值
	成长能力	<i>Tobinq</i>	企业市场价值与账面价值的比值
	抵押能力	<i>Mortgage</i>	企业固定资产与总资产的比值
控制变量	现金流水平	<i>Cashflow</i>	企业经营活动产生的现金流量净额与总资产的比值
	董事人数	<i>Board</i>	In(董事会人数)
	独立董事比例	<i>Indep</i>	独立董事与董事人数的比例
	股权集中度	<i>Top1</i>	第一大股东持股数量与总股数的比值
	股权制衡度	<i>Balance</i>	第二到五位大股东持股比例的和与第一大股东持股比例的比值
	产权性质	<i>SOE</i>	国有控股企业取值为 1,其他为 0

(三)模型设计

为检验本文提出的三个主要假设,构建以下回归模型:

$$BC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ESG_{i,t} + \sum \alpha_i Controls_{i,t} + \varepsilon_{1i,t} \quad (1)$$

$$AC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ESG_{i,t} + \sum \beta_i Controls_{i,t} + \varepsilon_{2i,t} \quad (2)$$

$$BC_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 ESG_{i,t} + \gamma_2 AC_{i,t} + \sum \gamma_i Controls_{i,t} + \varepsilon_{3i,t} \quad (3)$$

$$BC_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 ESG_{i,t} + \delta_2 ESG_{i,t} * Big4_{i,t} + \sum \delta_i Controls_{i,t} + \varepsilon_{4i,t} \quad (4)$$

(四)描述性统计

表2报告的是主要变量的描述性统计结果,样本企业 ESG 表现的均值为 6.505,标准差为 1.065,中位数为 6,说明 ESG 评级的平均水平较高,位于 BBB~A 之间;样本企业获取商业信用的均值为 0.171,标准差为 0.117,最小值为 0.009,中位数为 0.143,最大值为 0.545,说明样本企业所获取的商业信用存在较大差异,其他控制变量的描述性统计结果与现有研究(高杰英等,2021;陈胜蓝和马慧,2018)基本一致。

将样本按上市公司 ESG 表现的中位数分组,对 ESG 表现高组和 ESG 表现低组的商业信用融资进行组间均值差异检验和组间中位数差异检验。检验结果如表 3 所示:ESG 表现高组获得的商业信用均值为 0.171,ESG 表现低组获得的商业信用均值为 0.174,组间差异不显著;ESG 表现高组获得的商业信用中位数为 0.142,ESG 表现低组获得的商业信用中位数为 0.149,组间差异在 5% 水平下显著,初步验证了假设一的判断。

表2 主要变量的描述性统计结果

变量名	样本量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>BC</i>	20,050	0.171	0.117	0.143	0.009	0.545
<i>ESG</i>	20,050	6.505	1.065	6	1	9
<i>AC</i>	20,050	0.088	0.063	0.074	0.009	0.361
<i>Big4</i>	20,050	0.051	0.221	0	0	1
<i>Size</i>	20,050	22.17	1.289	21.984	19.95	26.21
<i>Firmage</i>	20,050	2.790	0.379	2.833	1.386	3.466
<i>Roa</i>	20,050	0.045	0.054	0.040	-0.159	0.206
<i>Tobinq</i>	20,050	1.956	1.162	1.573	0.873	7.644
<i>Mortgage</i>	20,050	0.218	0.159	0.185	0.003	0.698
<i>Cashflow</i>	20,050	0.043	0.068	0.043	-0.159	0.227
<i>Board</i>	20,050	2.141	0.195	2.197	1.609	2.708
<i>Indep</i>	20,050	0.373	0.053	0.333	0.333	0.571
<i>Top1</i>	20,050	0.351	0.149	0.333	0.089	0.745
<i>Balance</i>	20,050	0.709	0.604	0.537	0.026	2.785
<i>SOE</i>	20,050	0.360	0.480	0	0	1

注:为了更直观地报告回归结果,在后续回归分析中将被解释变量BC扩大100倍处理。

表3 组间均值差异检验和组间中位数差异检验

	<i>ESG</i> ≥6	<i>ESG</i> <6	组间差异检验
均值	0.171	0.174	0.003
中位数	0.142	0.149	5.574**
样本量	18058	1992	

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著。

(五)相关性分析

表4报告的是主要变量的相关性分析结果。尽管结果显示商业信用(*BC*)与企业ESG表现(*ESG*)是正相关,与假设1结论相反,但这可能是因为没有控制其他影响商业信用(*BC*)的变量,因此本文的实证结果将以后面的回归分析为主。同时,本文应用VIF方法进行了所有变量的多重共线性检验,结果中各变量的VIF值均小于5,说明不存在多重共线性问题。

表4 主要变量的相关性分析结果

	BC	ESG	AC	Big4
BC	1			
ESG	0.058***	1		
AC	-0.288***	-0.083***	1	
Big4	0.044***	0.164***	-0.099***	1

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著。

五、实证结果与分析

(一)主要假设回归结果

表5(1)列报告了商业信用和控制变量的回归结果,(2)列是加入了解释变量企业ESG表现后的回归结果。(2)列中,ESG的回归系数为-0.306,在1%水平下显著为负,说明企业ESG表现的提高减少了其所获取的商业信用,假设1成立。其余控制变量对商业信用的影响与现有研究(钟凯等,2022;陈胜蓝和马慧,2018)基本一致。

表5(2)(3)(4)列报告了代理成本(AC)作为中介变量的实证结果,(3)列是企业代理成本对ESG表现的回归结果,ESG的回归系数为0.002,在1%水平下显著为正,说明良好的ESG表现会提高企业代理成本。(4)列在(2)列的基础上加入了中介变量代理成本,回归结果显示,代理成本的回归系数为-52.639,在1%水平下显著为负,说明代理成本越高,企业获得的商业信用越低,而此时ESG的回归系数为-0.226,与(2)列相比,加入中介变量代理成本后ESG对商业信用的负向影响减弱了,说明代理成本起到了部分中介作用,因此,假设2成立。

表5(5)列报告了外部监督(Big4)作为调节变量的实证结果:在(2)的基础上加入了外部监督(Big4)和交乘项ESG*Big4,回归结果显示,ESG对商业信用的影响仍显著为负,交乘项回归系数为0.920,在1%水平下显著为正,说明当企业是经由“四大”审计时,外部监督更强,减弱了企业ESG表现对所获商业信用的负向影响,假设3成立。

表5 主要假设回归结果

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	BC	BC	AC	BC	BC
ESG		-0.306*** (-4.19)	0.002*** (3.98)	-0.226*** (-3.19)	-0.338*** (-4.56)
AC				-52.639*** (-40.04)	
Big4					-2.263*** (-6.09)

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>BC</i>	<i>BC</i>	<i>AC</i>	<i>BC</i>	<i>BC</i>
<i>ESG*Big4</i>					0.920*** (3.19)
<i>Size</i>	1.680*** (22.26)	1.767*** (22.54)	-0.012*** (-31.67)	1.154*** (14.72)	1.856*** (22.74)
<i>Firmage</i>	0.478** (2.21)	0.489** (2.26)	-0.006*** (-4.74)	0.197 (0.96)	0.505** (2.33)
<i>Roa</i>	-26.613*** (-17.03)	-25.925*** (-16.54)	-0.198*** (-19.72)	-36.369*** (-23.43)	-25.848*** (-16.47)
<i>Tobinq</i>	-0.272*** (-3.70)	-0.262*** (-3.56)	0.010*** (17.75)	0.244*** (3.41)	-0.244*** (-3.32)
<i>Mortgage</i>	-12.533*** (-20.44)	-12.540*** (-20.48)	-0.004 (-1.25)	-12.763*** (-21.33)	-12.480*** (-20.39)
<i>Cashflow</i>	15.291*** (11.58)	15.402*** (11.66)	0.004 (0.67)	15.638*** (12.18)	15.632*** (11.83)
<i>Board</i>	-0.542 (-1.18)	-0.501 (-1.10)	0.003 (1.50)	-0.319 (-0.72)	-0.512 (-1.12)
<i>Indep</i>	-8.171*** (-5.40)	-8.046*** (-5.31)	0.040*** (5.14)	-5.943*** (-4.03)	-7.967*** (-5.26)
<i>Top1</i>	2.567*** (3.58)	2.562*** (3.58)	-0.014*** (-3.94)	1.805*** (2.61)	2.877*** (3.99)
<i>Balance</i>	-0.579*** (-3.55)	-0.573*** (-3.52)	0.003*** (3.10)	-0.425*** (-2.74)	-0.521*** (-3.17)
<i>SOE</i>	3.060*** (16.09)	3.150*** (16.51)	-0.005*** (-4.89)	2.911*** (15.84)	3.156*** (16.55)
<i>Constant</i>	-18.681*** (-8.04)	-19.016*** (-8.16)	0.318*** (28.58)	-2.293 (-0.98)	-20.868*** (-8.69)
样本量	20,050	20,050	20,050	20,050	20,050
<i>R</i> ²	0.3306	0.3312	0.3821	0.3799	0.3323
行业固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%水平下显著，回归系数下括号内为使用异方差稳健标准误计算的t值，下表同。

(二)稳健性检验

1. 替换被解释变量

参考陈胜蓝和马慧(2018),本文使用企业年末应付账款、应付票据、预收账款之和与企业年末营业总成本的比值作为商业信用(*BC*)的替换变量 *BC2*;参考张杰等(2013),本文使用企业年末应付账款、应付票据、预收账款之和与企业年末营业总收入的比值作为商业信用(*BC*)的替换变量 *BC3*。

表6(1)列报告了被解释变量用 *BC2* 度量的回归结果, *ESG* 的回归系数为-0.790,在1%水平下显著为负;(2)列报告了被解释变量用 *BC3* 度量的回归结果, *ESG* 的回归系数为-0.969,同样在1%水平下显著为负,说明基本回归结果稳健。

2. 替换中介变量

参考李寿喜(2007)对代理成本的衡量方式,本文选取总资产周转率(*AT*),即企业营业收入与资产总额期末余额的比值作为管理费用率的替换变量,总资产周转率越低,代理成本越大。

表6(3)(4)列报告了总资产周转率(*AT*)作为中介变量的代理变量的实证结果,(3)列是企业总资产周转率(*AT*)对 *ESG* 表现(*ESG*)的回归结果,其中 *ESG* 的回归系数为-1.081,在1%水平下显著为负,说明企业 *ESG* 表现越好,总资产周转率(*AT*)越小,代理成本越高。(4)列是企业商业信用(*BC*)对总资产周转率(*AT*)和 *ESG* 表现(*ESG*)的回归结果,*AT* 的回归系数为0.106,在1%水平下显著为正,说明总资产周转率越高,企业获取的商业信用融资越多。而此时 *ESG* 的回归系数为-0.212,与表5(2)列相比 *ESG* 对商业信用的影响有了明显的减小,说明此时总资产周转率起到了部分中介作用,因此,研究结果是稳健的。

表6 稳健性检验结果1:替换被解释变量、替换中介变量

变量名	替换被解释变量		替换中介变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>BC2</i>	<i>BC3</i>	<i>AT</i>	<i>BC</i>
<i>ESG</i>	-0.790*** (-4.47)	-0.969*** (-3.55)	-1.081*** (-3.96)	-0.212*** (-2.97)
<i>AT</i>				0.106*** (42.64)
<i>Size</i>	3.374*** (17.25)	4.252*** (13.72)	0.022*** (7.85)	0.016*** (20.69)
<i>Firmage</i>	-0.867* (-1.77)	-1.669** (-2.14)	0.057*** (7.19)	-0.003* (-1.68)
<i>Roa</i>	-105.249*** (-25.08)	-79.35*** (-12.90)	0.573*** (8.86)	-0.317*** (-20.19)
<i>Tobinq</i>	-0.134 (-0.68)	0.877*** (2.59)	0.003 (0.95)	-0.002*** (-3.29)
<i>Mortgage</i>	-18.730*** (-12.07)	-29.05*** (-11.35)	-0.143*** (-5.95)	-0.114*** (-19.12)

变量名	替换被解释变量		替换中介变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>BC2</i>	<i>BC3</i>	<i>AT</i>	<i>BC</i>
<i>Cashflow</i>	-6.779** (-1.97)	-1.819 (-0.34)	0.654*** (12.05)	0.080*** (5.86)
<i>Board</i>	-3.188*** (-2.87)	-4.548*** (-2.62)	0.013 (0.74)	-0.001 (-0.30)
<i>Indep</i>	-8.144** (-2.24)	-4.075 (-0.72)	-0.181*** (-3.15)	-0.059*** (-3.98)
<i>Top1</i>	-2.857 (-1.62)	-3.131 (-1.12)	0.125*** (4.83)	0.017** (2.48)
<i>Balance</i>	-0.742* (-1.85)	0.136 (0.21)	-0.009 (-1.51)	-0.005*** (-2.90)
<i>SOE</i>	2.012*** (4.24)	0.073 (0.10)	0.066*** (9.26)	0.026*** (13.75)
<i>Constant</i>	-22.772*** (-4.12)	-26.84*** (-3.04)	-0.062 (-0.77)	-0.205*** (-8.65)
样本量	20,050	20,050	17,975	17,975
R ²	0.405	0.368	0.354	0.442
行业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是

2. 内生性检验

第一,双向固定效应回归。为了进一步控制不可观测的公司间因素,本文采用双向固定效应模型进行回归。表7(1)列是使用双向固定效应进行回归的结果,*ESG*的回归系数为-0.145,显著性有所下降,但仍在10%水平下显著为负。

第二,滞后解释变量(*ESG*)。企业*ESG*评级的依据包括企业自愿披露的*ESG*相关信息,这使*ESG*评级具有了功利性和工具性,即企业用心经营*ESG*包括选择性披露信息以获取较高的*ESG*评级可能是为了满足社会期望、向外传递向好态势(肖红军等,2021),进而能吸引包括供应商及客户在内的合作方,有利于企业生存发展。那么获取商业信用不足的企业可能为了改善自身的不良状况而更有动机去开展*ESG*实践,进而取得良好的*ESG*表现。故本研究模型中可能存在双向因果问题。

本文将解释变量(*ESG*)滞后一期来减少双向因果问题,表7(2)列是*ESG*滞后一期的回归结果,滞后一期解释变量(*LES*)的回归系数为-0.397,在1%水平下显著为负。另外,本文将*ESG*滞后两期、三期、四期、五期后结果依然显著,说明基本回归的结果是稳健的。

表7 稳健性检验结果2:双向固定效应和滞后解释变量

变量名	双向固定效应	滞后解释变量
	(1)	(2)
	<i>BC</i>	<i>BC</i>
<i>ESG</i>	-0.145*	
	(-1.68)	
<i>L.ESG</i>		-0.397***
		(-4.70)
<i>Size</i>	1.823***	1.766***
	(5.51)	(19.89)
<i>Firmage</i>	2.307*	0.289
	(1.93)	(1.15)
<i>Roa</i>	-10.881***	-24.560***
	(-6.49)	(-13.82)
<i>Tobinq</i>	0.462***	-0.383***
	(5.72)	(-4.53)
<i>Mortgage</i>	-5.412***	-13.401***
	(-3.35)	(-19.34)
<i>Cashflow</i>	15.732***	16.560***
	(13.99)	(10.82)
<i>Board</i>	1.142	-0.766
	(1.17)	(-1.47)
<i>Indep</i>	2.916	-8.970***
	(1.16)	(-5.23)
<i>Top1</i>	-2.995	3.037***
	(-1.26)	(3.78)
<i>Balance</i>	-0.812**	-0.492***
	(-2.45)	(-2.66)
<i>SOE</i>	1.306*	3.282***
	(1.80)	(15.60)
<i>Constant</i>	-29.030***	-15.712***
	(-3.95)	(-5.70)

变量名	双向固定效应	滞后解释变量
	(1)	(2)
	<i>BC</i>	<i>BC</i>
样本量	20,050	15,778
R ²	0.068	0.337
个体固定效应	是	否
行业固定效应	否	是
时间固定效应	是	是

第三,工具变量法。借鉴高杰英等(2021)的做法,选取每家企业同一年度公司注册地所有上市公司 ESG 评级的均值(*ESG_IV*)作为工具变量。企业的 ESG 表现会受到同一注册地企业 ESG 表现均值的影响,而同一注册地企业 ESG 表现均值与该企业所获取的商业信用无直接相关关系,其只能通过影响各个企业的 ESG 表现来影响企业所获取的商业信用。本研究先进行了 Hausman 检验,检验结果中 P 值为 0.0192,在 5% 水平下显著,说明原模型中的确存在内生性问题导致的估计偏误,符合两阶段最小二乘法(2SLS)的适用情境。故本研究采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行工具变量回归,表 8(1)列报告了第一阶段回归结果,工具变量 *ESG_IV* 的回归系数为 0.831,在 1% 水平下显著为正,且 Anderson-Rubin Wald F 值为 17.33,通过了弱工具变量检验;(2)列 *ESG* 的回归系数为 -0.701,在 1% 水平下显著为负,说明基本回归的结果是稳健的。

表 8 稳健性检验结果 3:工具变量法

变量名	(1)	(2)
	<i>ESG</i> (第一阶段)	<i>BC</i> (第二阶段)
<i>ESG</i>		-0.701*** (-4.17)
<i>ESG_IV</i>	0.831*** (65.37)	
<i>Size</i>	0.256*** (39.86)	1.879*** (20.88)
<i>Firmage</i>	0.057*** (2.99)	0.505** (2.34)
<i>Roa</i>	2.002*** (13.83)	-25.036*** (-15.54)
<i>Tobinq</i>	0.030*** (4.64)	-0.248*** (-3.38)

变量名	(1) ESG(第一阶段)	(2) BC(第二阶段)
<i>Mortgage</i>	0.109** (2.09)	-12.550*** (-20.56)
<i>Cashflow</i>	0.347*** (3.32)	15.546*** (11.80)
<i>Board</i>	0.082** (1.97)	-0.448 (-0.98)
<i>Indep</i>	0.102 (0.73)	-7.884*** (-5.21)
<i>Top1</i>	-0.089 (-1.46)	2.556*** (3.58)
<i>Balance</i>	-0.006 (-0.38)	-0.565*** (-3.47)
<i>SOE</i>	0.187*** (11.45)	3.267*** (16.53)
行业固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
Cragg-Donald Wald F值		3795.797 {16.38}
Kleibergen-Paap rk Wald F值		4273.404 {16.38}
Kleibergen-Paap rk LM值		1292.578 [0.0000]
样本量	20050	20050

注:[]内为统计量的p值,{}内为Stock-Yogo检验10%水平下的临界值。

(三)异质性分析

下文选取了企业产权性质和行业污染程度作为分组变量,区分了国有企业和非国有企业、高污染企业和低污染企业,探究了二者对企业ESG表现和商业信用之间关系的影响。

1.企业产权性质的影响

相比于非国有企业,国有企业高管的政治动机可能更强。2006年《党政领导干部交流工作规定》强调,要实行党政机关与国有企业事业单位之间的干部交流,选调国有企业事业单位领导人才到党政机关任职。换句话说,部分国有企业高管具有“准官员”身份:为了让政府官员具有在经济管理领域内的实践

经验,这一职位成为了他们锻炼能力的工具(陈仕华等,2014;Shi等,2020)。而据不完全统计,在过去10年间仅中央、地方政府和国有企业之间交流的省部级官员就高达100多名(徐业坤和梁亮,2021)。因此,对于大部分国有企业高管来说,相比于职业经理人身份,作为政府官员身份的倾向性更为强烈,这时政治上的职位晋升就成为了他们真正的职业追求(徐业坤,2019)。与此相对应,对国有企业高管的评估主要基于他们是否实现了政治和社会目标,对经济目标和公司财务绩效的要求则是次要的(Shi等,2020),如Cheng等(2017)发现国有企业为助力高管的个人晋升而倾向于披露和报告更多的环境保护信息。

在此背景下,为了实现高管评估中的政治目标和社会目标、追求作为政府官员身份的职位晋升,国有企业高管很可能过度投入到社会责任、环境保护等活动中以获得良好的绩效和声誉,而忽视企业主营业务和经济目标,牺牲企业长远稳定的发展。该倾向无疑会威胁到股东的利益,引发股东与管理层代理冲突。此外,国有企业高管的政治动机还会加强企业的盈余管理,导致会计信息质量的下降(徐业坤和梁亮,2021),增加信息不对称程度,加剧代理问题。

基于以上分析,本文预期相比于非国有企业,国有企业ESG表现对商业信用的负向影响更强,并进行了实证检验:表9(1)(2)列分别报告了非国有企业($SOE=0$)、国有企业($SOE=1$)的回归结果,其中非国有企业组ESG对商业信用的影响不显著,而国有企业组ESG的回归系数为-0.440,在1%水平下显著为负,与预期一致。最后,本文对组间ESG回归系数差异进行了基于似无相关模型SUR的检验,检验结果显示组间差异在5%水平下显著,说明两组的ESG回归系数存在显著差异,分析结果是稳健的。

2. 行业污染程度的影响

环境是ESG的三支柱之一,不同行业的企业对此有不同的处理方式。已有研究认为要素投入结构中固定资产投资比重较高的行业环境技术调整成本也相对更高,因此不倾向于通过增加环境技术研发投入来降低污染(童健等,2016)。高污染企业就是如此,其业务升级的成本高、效率低,所以可能不会轻易进行环境技术调整。但十八大后可可持续发展的要求、消费者和投资者不断增强的环保意识以及媒体舆论的持续关注等给高污染企业的环境治理带来了巨大压力,在其无法轻易进行业务升级的情况下,无疑会更倾向于机会主义的高效率低成本的“漂绿”行为。此外,现行的环境规制不够完善,规制效力也具有很高的不确定性,留给了企业可操作的“漂绿”空间(李大元等,2015)。且Kollman和Prakash(2001)研究发现,绿色市场是典型的信息不对称市场,公众无法真正得知企业环境保护情况,只能依靠官方数据感知企业的环境污染程度(汪璇,2021)。而企业ESG表现作为与环境相关的应用广泛的指标之一,可作为绿色信号传递机制来向公众反映企业对环境保护的投入力度,间接为企业“漂绿”创造条件。

综上所述,高污染企业ESG表现越好,可能意味着“漂绿”动机越强烈。已有研究也认为,企业会实施ESG“漂绿”行为获取高ESG评级以满足绿色融资需要、改善环保形象,其中对碳排放相关数据和披露进行漂洗是利用ESG“漂绿”的主要表现形式(黄世忠,2022)。标准普尔发布的报告表明,超过44%的投资者在进行ESG投资时最大的顾虑就是“漂绿”,说明企业夸大环保绩效的行为已经成为了普遍存在的问题,并引发了利益相关者对企业的信任缺失。而高污染企业面临着巨大的环境保护压力和环境治理难度,这为其提供了“漂绿”的动机、增加了对“漂绿”的需求,令其在环境信息披露中更易做出选择性披露、报喜不报忧、言行不一、夸大事实等行为,提高了企业环境风险,导致了利益相关者与其合作产生的担忧和顾虑。

基于以上分析,本文预期相比于低污染企业,高污染企业ESG表现对商业信用的负向影响更强,并进行了实证检验:根据环保部公布的《上市公司环境信息披露指南》,将经营火电、钢铁、水泥等16类产业的企业定义为高污染企业($PI=1$),其余为低污染企业($PI=0$)。但值得注意的是煤炭、钢铁、水泥等高污染行业是国家“去产能”政策的重点治理对象,“去产能”政策的实施也可能是导致高污染企业的供应商及客户商业信用供给意愿比低污染企业更低的原因。产能过剩早在21世纪初就被提起,但“去产能”

正式成为国家政策是从2015年12月份的中央经济工作会议开始,并在2016-2017年间被大刀阔斧的推行,也取得了不错的进展。因此在讨论行业污染程度的影响时应剔除2016-2017年间的样本数据,尽量规避去产能政策对高污染行业企业商业信用获取的影响。

表9(3)(4)列分别报告了剔除2016-2017年样本数据后的低污染企业($PI=0$)、高污染企业($PI=1$)的回归结果,其中低污染企业中ESG对商业信用的影响不显著,而高污染企业中ESG的回归系数为-0.499,在1%水平下显著为负,与预期一致。同样,本文对组间ESG回归系数差异进行了基于似无相关模型SUR的检验,检验结果显示组间差异在5%水平下显著,说明两组的ESG回归系数存在显著差异,分析结果是稳健的。

表9 异质性分析结果

变量名	企业产权性质		行业污染程度	
	(1)非国有企业	(2)国有企业	(3)低污染企业	(4)高污染企业
	$BC(SOE=0)$	$BC(SOE=1)$	$BC(PI=0)$	$BC(PI=1)$
<i>ESG</i>	-0.130 (-1.47)	-0.440*** (-3.59)	-0.143 (-1.33)	-0.499*** (-4.55)
<i>Size</i>	1.994*** (20.11)	1.039*** (7.83)	0.025*** (23.46)	0.004*** (3.10)
<i>Firmage</i>	-0.119 (-0.49)	1.186** (2.54)	0.002 (0.81)	0.011*** (2.91)
<i>Roa</i>	-23.752*** (-13.17)	-23.663*** (-7.88)	-0.285*** (-13.62)	-0.254*** (-10.56)
<i>Tobinq</i>	-0.126 (-1.49)	-0.984*** (-7.03)	-0.002* (-1.71)	-0.001 (-0.64)
<i>Mortgage</i>	-7.972*** (-10.60)	-15.814*** (-15.09)	-0.147*** (-16.51)	-0.061*** (-7.14)
<i>Cashflow</i>	12.082*** (7.77)	16.895*** (7.25)	0.188*** (11.57)	0.068*** (3.47)
<i>Board</i>	-0.946 (-1.61)	0.222 (0.30)	-0.012* (-1.84)	0.005 (0.76)
<i>Indep</i>	-6.563*** (-3.43)	-7.005*** (-2.86)	-0.114*** (-5.20)	-0.013 (-0.54)
<i>Top1</i>	2.456*** (2.74)	3.325*** (2.71)	0.041*** (4.33)	-0.026** (-2.34)
<i>Balance</i>	0.005 (0.03)	-1.537*** (-4.64)	-0.005** (-2.03)	-0.011*** (-3.90)

变量名	企业产权性质		行业污染程度	
	(1)非国有企业	(2)国有企业	(3)低污染企业	(4)高污染企业
	$BC(SOE=0)$	$BC(SOE=1)$	$BC(PI=0)$	$BC(PI=1)$
<i>SOE</i>			0.034*** (13.38)	0.016*** (5.61)
<i>Constant</i>	-19.157*** (-5.98)	-4.717 (-1.30)	-0.310*** (-10.84)	0.040 (1.23)
样本量	12,833	7,217	11,515	4,927
R ²	0.280	0.436	0.327	0.235
行业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
组间差异检验		4.23**		5.65**

六、研究结论与建议

本文以2010—2020年中国A股3129家上市公司为样本,探究了企业ESG表现对其所获商业信用的影响。实证结果发现,企业ESG表现对其所获商业信用具有负向影响,且结果通过了稳健性检验。机制分析表明,企业良好的ESG表现会因开展ESG实践产生代理问题从而降低供应商及客户商业信用供给意愿这一传导路径,减少企业获取的商业信用。而外部监督在企业ESG表现与商业信用的关系中起到了负向的调节作用。此外,国有企业和高污染企业获取的商业信用受企业ESG表现的负向影响更强。

基于上述研究结论,本文提出如下建议:第一,外部利益相关者不能被ESG的“热度”迷惑,要充分认识到企业开展ESG实践的不利影响并加强甄别,防止自身利益在与企业合作和交易过程中受损,特别是当对象为国有企业和高污染企业时。第二,审计师、机构投资者等外部监督方应充分发挥其监督作用,约束企业及其管理层行为,减弱信息不对称程度,缓解ESG实践产生的代理问题,进而解决供应商及客户对企业的信任缺失情况。第三,政府相关部门应制定科学的ESG信息披露标准,完善有关ESG实践的法律法规,证监会、证交所等应在积极吸收ESG理念进入中国资本市场的同时,注意通过政策制定规避ESG实践的不利影响。只有解决了企业开展ESG实践产生的问题,才能进一步在国内推广ESG理念,充分发挥ESG在“双碳”战略中的重要作用,让ESG成为我国“高质量发展”转型中的动力来源。

本研究仍然存在一些不足之处:上市公司高层管理者只有在出于自利动机去维护企业良好的ESG表现时才会产生代理问题。因此在样本选择上,应当将这部分上市公司ESG表现的样本从全部上市公司中分离出来再进行实证检验,但是由于目前无法仅凭数据就区分无自利动机与有自利动机的上市公司高层管理者,也就无法实现对解释变量样本的进一步筛选。在变量选择上,本研究的中介变量不够准确:由于信息失真程度、高管由ESG实践增加的用于过度投资的资源等变量都难以量化,只能用代理成本来衡量,无法实现对中介变量的精准选取。希望未来在该领域的研究能突破这些局限,给上市公司、投资者等方提供更准确的参考和建议。

参考文献

- [1] 陈胜蓝和刘晓玲,2018,《经济政策不确定性与公司商业信用供给》,《金融研究》,第5期,172-190。
- [2] 陈胜蓝和马慧,2018,《贷款可获得性与公司商业信用——中国利率市场化改革的准自然实验证据》,《管理世界》,第11期,108-120。
- [3] 陈仕华、姜广省、李维安、王春林,2014,《国有企业纪委的治理参与能否抑制高管私有收益?》,《经济研究》,第10期,139-151。
- [4] 段丙蕾、汤泰劼、王竹泉,2021,《“商业信用歧视”降低了行业资本回报率吗?》,《经济管理》,第8期,141-156。
- [5] 高杰英、褚冬晓、廉永辉、郑君,2021,《ESG表现能改善企业投资效率吗?》,《证券市场导报》,第11期,24-34+72。
- [6] 耿艳丽、鲁桂华、李璇,2021,《纳税诚信企业更容易获得商业信用融资吗?》,《管理评论》,第3期,269-281。
- [7] 高勇强、陈亚静、张云均,2012,《“红领巾”还是“绿领巾”:民营企业慈善捐赠动机研究》,《管理世界》,第8期,106-114+146。
- [8] 顾小龙、吴远婷、黄勇坚、刘佳,2021,《监管处罚会促进企业社会责任承担吗?——基于印象管理视角的研究》,《投资研究》,第5期,33-65。
- [9] 金鹏辉、张翔、高峰,2014,《银行过度风险承担及货币政策与逆周期资本调节的配合》,《经济研究》,第6期,73-85。
- [10] 吉继平和王谨乐,2021,《企业过度投资影响审计收费吗?》,《投资研究》,第10期,19-49。
- [11] 黄世忠,2022,《ESG报告的“漂绿”与反“漂绿”》,《董事会》,第21期,52-56。
- [12] 李大元、贾晓琳、辛琳娜,2015,《企业漂绿行为研究述评与展望》,《外国经济与管理》,第12期,86-96。
- [13] 李寿喜,2007,《产权、代理成本和代理效率》,《经济研究》,第1期,102-113。
- [14] 陆正飞和杨德明,2011,《商业信用:替代性融资还是买方市场?》,《管理世界》,第4期,6-14。
- [15] 权小锋、吴世农、尹洪英,2015,《企业社会责任与股价崩盘风险:“价值利器”或“自利工具”?》,《经济研究》,第11期,49-64。
- [16] 孙彤和薛爽,2019,《管理层自利行为与外部监督——基于信息披露的信号博弈》,《中国管理科学》,第2期,187-196。
- [17] 宋建波、文雯、王德宏、申伟,2018,《管理层权力、内外部监督与企业风险承担》,《经济理论与经济管理》,第6期,96-112。
- [18] 童健、刘伟、薛景,2016,《环境规制、要素投入结构与工业行业转型升级》,《经济研究》,第7期,43-57。
- [19] 王仁祥、曾夏颖、黄家祥,2021,《金融抑制、资本扭曲与“科技-金融”耦合脆弱性》,《工业技术经济》,第11期,71-79。
- [20] 王贞洁和王竹泉,2017,《基于供应商关系的营运资金管理——“锦上添花”抑或“雪中送炭”》,《南开管理评论》,第2期,32-44。
- [21] 汪璇,2021,《污染企业的“漂绿”实践及其逻辑——基于M牧场沼液污染的经验研究》,《南京工业大学学报(社会科学版)》,第2期,65-76+112。
- [22] 修宗峰、刘然、殷敬伟,2021,《财务舞弊、供应链集中度与企业商业信用融资》,《会计研究》,第1期,82-99。
- [23] 肖红军、阳镇、商慧辰,2021,《从理想主义到合意性:企业社会责任多重悖论的破解》,《财贸研究》,第5期,62-81。
- [24] 徐业坤和梁亮,2021,《高管政治晋升激励影响会计信息质量吗?——来自国有上市公司的经验证据》,《中央财经大学学报》,第6期,64-76。
- [25] 徐业坤,2019,《国有企业高管政治晋升研究进展》,《中南财经政法大学学报》,第4期,36-45。
- [26] 杨棉之和刘洋,2016,《盈余质量、外部监督与股价崩盘风险——来自中国上市公司的经验证据》,《财贸研究》,第5期,147-156。
- [27] 郑军、林钟高、彭琳,2013,《高质量的内部控制能增加商业信用融资吗?——基于货币政策变更视角的检验》,《会计研究》,第6期,62-68+96。
- [28] 钟凯、梁鹏、董晓丹、王秀丽,2022,《数字普惠金融与商业信用二次配置》,《中国工业经济》,第1期,170-188。
- [29] 张杰、刘元春、翟福昕、芦哲,2013,《银行歧视、商业信用与企业发展》,《世界经济》,第9期,94-126。
- [30] 周方召、潘婉颖、付辉,2020,《上市公司ESG责任表现与机构投资者持股偏好——来自中国A股上市公司的经验证据》,《科学决策》,第11期,15-41。
- [31] 张琳和赵海涛,2019,《企业环境社会和公司治理(ESG)表现影响企业价值吗?——基于A股上市公司的实证研究》,

- 《武汉金融》,第10期,36-43。
- [32] 张勇,2018,《外部监督、关联方交易与企业会计信息可比性》,《现代财经(天津财经大学学报)》,第3期,99-113。
- [33] Ang J S, Cole R A, and Lin J W, 2000, "Agency Costs and Ownership Structure", the Journal of Finance, 55(1), pp.81-106.
- [34] Atan R, Alam M M, Said J, et al, 2018, "The Impacts of Environmental, Social, and Governance Factors on Firm Performance: Panel Study of Malaysian Companies", Management of Environmental Quality, 29(2), pp.182-194.
- [35] Avramov D, Cheng S, Lioui A, et al, 2022, "Sustainable Investing with ESG Rating Uncertainty", Journal of Financial Economics, 145(2), pp.642-664.
- [36] Bofinger Y, Heyden K J, and Rock B, 2022, "Corporate Social Responsibility and Market Efficiency: Evidence from ESG and Misvaluation Measures", Journal of Banking & Finance, 134, article 106322.
- [37] Chen H Y and Yang S S, 2020, "Do Investors Exaggerate Corporate ESG Information? Evidence of the ESG Momentum Effect in the Taiwanese Market", Pacific-Basin Finance Journal, 63, article 101407.
- [38] Cheng Z, Wang F, Keung C, et al, 2017, "Will Corporate Political Connection Influence the Environmental Information Disclosure Level? Based on the Panel Data of A-shares from Listed Companies in Shanghai Stock Market", Journal of Business Ethics, 143(1), pp.209-221.
- [39] Fabbri D and Menichini A M C, 2010, "Trade Credit, Collateral Liquidation, and Borrowing Constraints", Journal of Financial Economics, 96(3), pp.413-432.
- [40] Friedman M. , 2007, "The Social Responsibility of Business is to Increase its Profits", New York Times Magazine, 13(33), pp.173-178.
- [41] Hui K W, Klasa S, and Yeung P E, 2012, "Corporate Suppliers and Customers and Accounting Conservatism", Journal of Accounting and Economics, 53(1-2), pp.115-135.
- [42] Jensen M C and Meckling W H, 1976, "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure", Journal of financial economics, 3(4), pp.305-360.
- [43] Kim S and Li Z F, 2021, "Understanding the Impact of ESG Practices in Corporate Finance", Sustainability, 13(7), pp.37-46.
- [44] Kim Y, Park M S, and Wier B, 2012, "Is Earnings Quality Associated with Corporate Social Responsibility?", The accounting review, 87(3), pp.761-796.
- [45] Kollman K and Prakash A, 2001, "Green by Choice? Cross-national Variations in Firms' Responses to EMS-based Environmental Regimes", World Politics, 53(3), pp.399-430.
- [46] Shakil M H, 2021, "Environmental, Social and Governance Performance and Financial Risk: Moderating Role of ESG Controversies and Board Gender Diversity", Resources Policy, 72, article 102144.
- [47] Shi W, Aguilera R, and Wang K, 2020, "State Ownership and Securities Fraud: A Political Governance Perspective", Corporate Governance: An International Review, 28(2), pp.157-176.
- [48] Sassen R, Hinze A K, and Hardeck I, 2016, "Impact of ESG Factors on Firm Risk in Europe", Journal of Business Economics, 86(8), pp.867-904.
- [49] Wong W C, Batten J A, Mohamed-Arshad S B, et al, 2021, "Does ESG Certification Add Firm Value?", Finance Research Letters, 39, article 101593.

Abstract: This paper studies the impact of ESG performance on business credit by taking China's A-share listed companies from 2010 to 2020 as samples. The results show that ESG performance is significantly negatively correlated with business credit. Good ESG performance of enterprises will reduce the willingness of suppliers and clients to supply business credit due to agency problems caused by ESG practice, and then reduce the business credit obtained by enterprises. External supervision plays a negative moderating role in the relationship between ESG performance and business credit; The negative influence of ESG performance on the business credit obtained by state-owned enterprises and enterprises in high-pollution industries is stronger.

Key words: Corporate ESG performance; Business credit; Agency problems