

Research on the Impact of Environmental Performance on Financing Cost of Heavy Polluting Enterprises

Wenxi Lv

Wuhan University of Technology, Wuhan Hubei

Email: lw0706@126.com

Received: Mar. 19th, 2020; accepted: Apr. 8th, 2020; published: Apr. 15th, 2020

Abstract

The performance of enterprises in environmental protection is an important part of the implementation of the high-quality development strategy. However, the environmental performance of China's heavy polluting enterprises is still unsatisfactory. How to guide heavy polluting enterprises to pay attention to their own environmental performance so as to reduce financing cost to support and maintain the smooth operation and development of enterprises under the background of green-credit policy, has become an urgent problem to be solved. This study selected 605 heavy polluting listed companies from 2013 to 2018 as a sample. Several empirical conclusions were drawn. First, corporate environmental performance has a significantly negative impact on its debt financing cost, but insignificant on its equity financing cost. Second, the company's environmental performance has an inverted "U" effect on equity financing cost. The environmental performance score of non-state-owned enterprises has a significantly negative correlation with their debt financing cost, while the environmental performance of state-owned enterprises has a "inverted U" effect on their debt financing cost. The environmental performance of non-state-owned enterprises and state-owned enterprises has a U-shaped effect on their equity financing cost, but compared to state-owned enterprises, non-state-owned enterprises' equity financing cost is more sensitive to environmental performance.

Keywords

Environmental Performance, Debt Financing Cost, Equity Financing Cost

环境表现对重污染企业融资成本的影响研究

吕文翕

武汉理工大学, 湖北 武汉

Email: lw0706@126.com

摘要

企业履行环保职责是保障国家高质量发展战略实施的重要一环，然而当前我国重污染企业的环境表现仍然差强人意。绿色信贷政策背景下，如何引导重污染企业注重自身环境表现，降低融资成本，以维系其顺利运转及发展壮大，已成为亟待解决的问题。本文实证分析了2013~2018年我国重污染行业上市公司环境表现对其融资成本的具体影响。结论如下：其一，企业环境表现对其债务融资成本有显著负向影响，对其股权融资成本影响不显著。其二，企业环境表现对其股权融资成本存在“倒U”型影响；非国有企业的环境表现与其债务融资成本显著负相关，而国有企业环境表现则对其债务融资成本有“倒U”型影响。非国有企业和国有企业环境表现对其股权融资成本均有“倒U”型影响，但相比国有企业而言，非国有企业股权融资成本对环境表现的敏感度更高。

关键词

环境表现，债务融资成本，股权融资成本

Copyright © 2020 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

当前，中国经济已由高速增长转向高质量发展阶段，环境保护是国家高质量发展战略的重要维度，企业履行环境保护职责是保障国家高质量发展战略实施的重要一环。企业的顺利运转及发展壮大离不开融资活动，而低融资成本是企业进行债务融资与股权融资活动持续追求的目标。随着绿色信贷等绿色金融政策的出台，银行等贷款机构逐渐将企业的环境表现纳入信贷审核的标准之中，股票投资者亦将企业环境表现作为投资决策考虑的重要因素，企业环境表现对其融资成本的影响作用越发凸显。然而当前我国重污染企业的环境表现仍然差强人意。如何引导重污染企业注重自身环境表现(Environmental Performance, 简称 EP)，降低融资成本，以维系其顺利运转及发展壮大，已成为亟待解决的问题。

重污染企业环境表现与其融资成本的关系实质上是环境保护与发展效率关系的热点话题。影响企业融资成本的因素是多方面的，已有学者[1]主要从公司的信息披露、公司治理、公司内部特征等经济性因素展开了丰富的研究。直接探索企业环境表现对融资成本影响的研究相对薄弱，且主要围绕企业环境表现对债务融资成本的影响展开。代表性研究有：沈洪涛等[2]以重污染行业190家上市公司2008~2010年的数据为研究样本，从非经济性因素和制度环境的视角研究了绿色信贷背景下企业环境表现与债务融资成本的关系；李欣懿[3]以紫金矿业为例，分析企业环境表现与债务融资的关系，说明第三方监督和企业的管理环境水平对其债务融资可能造成短期影响。企业环境表现具有丰富的现实内涵，较多学者从企业环境风险管理[4]、环境责任履行情况[5]、合规合法情况[6]等维度探索了环境表现对企业融资成本的影响，对本文研究具有重要借鉴意义。

本研究以此为出发点，选取中国重污染企业为样本进行实证检验，选取合理测度方法评价重污染行业上市企业的环境表现得分及其融资成本大小，进而通过混合回归、固定效应、动态面板模型等多种回

归分析方法探究企业环境表现之于融资成本的具体影响, 相关结论为企业正确认知环境表现影响, 完善环境管理战略提供参考。

2. 研究方法

2.1. 研究假设

1) 企业环境表现对股权与债务融资成本的影响差异性假设

上市企业的常见融资渠道分为债务融资和股权融资两类。其中债务融资的对象是各类贷款机构, 主要以商业银行为主; 股权融资的对象则是股东方。近年来, 随着“绿色信贷”日益流行, 作为投资方, 无论是商业银行还是股东, 在进行投资之前都会十分关注企业的环境表现, 并以此作为判断企业是否能长期健康发展、是否会存在破产风险的重要指标[2]。对于商业银行而言, 企业向银行输送的环境表现信息较为全面, 且较具针对性。故从投资风险来说, 银行相比非金融机构的普通股东而言, 能够更好地评估风险, 更为准确地判断企业的信贷条件[7]; 加之银行具有较为成熟的风险评估体系, 能够对企业的还款能力有较为专业的判断, 从而以灵活的信贷政策降低信贷企业的违约风险。而对于股权投资方而言, 其获取企业环境信息的渠道较为单一, 仅能通过企业公开披露的或者社会公开的环境信息预测企业的发展前景和相关风险[8], 当企业环境表现得分较低时, 股票投资方难以知悉企业环保状况, 反而可能会因为企业环境表现得分较低而对其未来盈利能力持怀疑态度, 企业股权融资成本可能会由此增加; 当企业环境表现得分超过一定水准后, 投资方注意到企业“绿色”发展前景, 从而增加对企业的投资偏好, 企业股权融资成本会因此降低。故企业环境表现对其股权融资成本的影响可能是非线性的。由此提出假设 1 和假设 2。

假设 1: 企业环境表现与其债权融资成本负相关。

假设 2: 企业环境表现对其股权融资成本的影响具有非线性。

2) 非国有与国有企业环境表现对其债务融资成本影响的差异性假设

我国上市公司根据产权性质可分为国有企业与非国有企业两类。国有企业是国家意志和利益的代表, 政府对其环境表现有较高期望与要求, 当其环境表现处于较低区间时, 环境表现的提升并不会带来融资成本的降低, 反而会给信贷机构传递出消极信号, 增加融资成本; 当环境表现进入相对较高水准区间后, 政府将给予企业明确的认定, 环保企业的外部标签随之而来, 良好环境表现的信号也被信贷机构接收, 信贷机构也更愿意为此类企业提供贷款, 企业融资成本随之降低。由此本问题提出假设 3a: 国有企业环境表现对其债务融资成本具有非线性影响。

对非国有企业来说, 由于没有稳定的融资渠道与资金来源, 相较于国有企业而言融资约束更大[9], 任何细节因素都会影响企业声誉及市场竞争力。作为信贷机构投资决策的一个重要因素, 环境表现因素对企业融资成本有重要影响, 不够优良的环境表现会直接影响商业银行等其他信贷机构对企业的认知, 增加投资方对企业的预期风险, 从而增加债务融资成本; 相反, 企业良好的环境表现将会增加信贷机构对自身的投资信心, 降低预期风险, 从而降低债务融资成本。故非国有企业环境表现与其融资成本具有负向关联。由此本文提出假设 3b: 非国有企业环境表现与其债务融资成本负相关。

3) 非国有与国有企业环境表现对其股权融资成本影响的差异性假设

在股权投资过程中, 国有企业是政府意志和利益的代表, 也是国家相关政策实施的领导者与主力军。而非国有企业在环境表现方面则有更大的浮动空间。所以整体而言, 国有企业会比非国有企业的环境表现更好, 其股权融资成本对环境表现的敏感性相对较低[10] [11]。由此提出假设 4: 相比于国有企业, 非国有企业的环境表现对股权融资成本的影响更为显著。

2.2. 样本和数据来源

由于所选样本不能细分出中华人民共和国生态环境部(原环境保护部)印发的《重点排污单位名录管理规定》(环办监测[2017] 86号)中提到的各大污染重点监管行业,故基于数据可得性及样本完整性考虑,本文将样本归为六类重污染行业,分别为采掘业、制药业、化工业、食品饮料业、电力热力、金属与非金属,选取沪深两市2013~2018年连续披露环境信息的非ST上市公司为研究样本,其中:非国有企业(含民营企业和公众企业)402家,国有企业(含地方国有与中央国有)203家。样本企业的融资成本数据及企业财务特征数据主要源自CSMAR国泰安经济金融研究数据库。环境表现数据来源于NCA认证认可业务数据库、环境统计数据库、公众环境研究中心网站及和讯网公布的企业年度社会责任报告。

2.3. 关键变量定义(表1)

2.3.1. 解释变量说明

Table 1. Definition of key variables

表1. 关键变量定义

被解释变量	债务融资成本(DFC)	利息费用/企业平均净资产	
	股权融资成本(EFC)	PEG模型。 $EFC_{i,t} = \sqrt{(eps_{i,t+2} - eps_{i,t+1})} / p_0$	
解释变量	企业环境表现(EP)	详见2.3.1解释变量说明	
	企业规模(scale)	企业资产总额对数	
	企业财务杠杆(η)	资产负债率	
	企业获利能力(Prof)	企业净资产收益率	
	控制变量	企业成长潜力(grow)	本期主营业务收入增长率
		企业股权集中度(herf)	第一大股东持股比例
		企业股票系统风险(ssr)	beta系数
		企业贷款基准利率(lpr)	中国人民银行当年公布的半年到一年期贷款基准利率
	企业账面市值比(bm)	账面值/市值	

注:表1中PEG模型里的 $EFC_{i,t}$ 代表企业*i*在*t*时期的股权融资成本, $eps_{i,t+1}$ 为企业*i*在第*t+1*年年末所实现的每股收益, $eps_{i,t+2}$ 则为企业*i*在第*t+2*年度末期所实现的每股获益, p_0 为企业*i*在*t*年度末的股票市场价格。

本研究的解释变量为企业环境表现。自波特(1991)提出环境规制有助于企业进行技术创新,从而促进生产效率及国际竞争力的提升(即“波特假说”)后,企业环境表现的重要性日益突出。有关企业环境表现的相关研究也日益丰富。然而鲜有研究清晰地提出企业环境表现的概念。陈秋平、潘越等[12]认为可用企业环境违规违法的次数表征其环境表现水平;沈洪涛和马正彪[2]、石蕾[13]所构建的企业环境表现指标体系均将企业环境管理水平作为一项重要指标。

本文认为企业环境表现可定义为,企业在政府监管与公众监督下所显现出来的对环境行政政策的贯彻情况、对社会责任的情况,以及对企业生产过程的环保执行情况等行为特征。并将相关指标量化。参考沈洪涛、马正彪[2]对于环境表现的界定标准,将环境表现划分为对环境行政政策的贯彻情况、对社会责任的情况,和对企业生产过程的环保执行情况三大维度。指标体系及权重设置如表2所示。

Table 2. Enterprises' environmental performance evaluation index system
表 2. 企业环境表现评价指标体系

维度	表征指标	指标量化标准	指标权重
1 环境政策履行维度	x1 污染排放是否达标	排放口主控污染因子达标率达到 80% 赋值 1, 否则赋值 0	0.3333
	x2 环保制度是否健全	若企业设有环保机构、人员及相关制度, 且所建项目均符合规定程序或遵守“三同时” ¹ 制度则赋值 1, 否则赋值 0	0.0708
2 环境管理维度	x3 固体废弃物处理与利用情况	固体废弃物处理率为 100%, 或利用率达到 80%, 赋值 1, 否则赋为 0	0.0450
	x4 是否通过环境管理体系认证	若已实现 ISO4001 认证则赋值 1, 否则赋值 0	0.0290
3 社会影响维度	x5 是否通过清洁生产审核	是赋值 1, 否赋值 0	0.0191
	x6 是否因环境问题受过行政处罚	是赋值 1, 否赋值 0	0.1953
	x7 是否有重大环境违法行为	是赋值 1, 否赋值 0	0.1953
	x8 是否发生过突发性环境事件	是赋值 1, 否赋值 0	0.1122

资料来源: 参照沈洪涛、马正彪(2014)整理。

本研究设定表 2 所列八个表征指标的重要性顺序, 利用层次分析方法获得各表征指标的权重。最终得到各指标间的判断矩阵及最终权重, 以计算企业环境表现得分。参考依据为原环保部于 2005 年颁布的《关于加快推进企业环境行为评价工作的意见》和《企业环境行为评价技术指南》两个指导性文件中对企业环境表现评价规范描述及各方面的重要性顺序。

2.4. 基本模型构建

本文聚焦于探讨企业环境表现对其融资成本的影响, 建立如下计量模型:

$$Y_{it} = \alpha + \beta EP_{it} + \gamma Z_{it} + f_i + g_t + e_{it} \quad (1)$$

其中, Y_{it} 为因变量, 代表 i 企业在时间 t 时期的融资成本, 包含债务融资成本和股权融资成本两种类型; EP_{it} 则指代 i 企业在 t 时间的环境表现得分, 该得分由一系列指标综合表征; Z_{it} 则为控制变量集合, 由影响企业融资成本的多个指标组成; f_i 指代不可观测的企业个体效应, g_t 指代难以观测的时间效应, e_{it} 则代表模型误差项。需要说明的是, 企业债务融资成本和股权融资成本的影响因素存在差异, 所以控制变量集也会有所不同。

3. 结果与讨论

3.1. 描述性统计分析

从表 3 变量描述统计表可知, 所选 3630 个样本中, 企业债务融资成本最小值为-2.0256, 最大值为 4.2945, 标准差为 0.1212, 说明不同企业间该变量的差距较大; 中位数为 0.0180, 小于均值 0.0362, 说明企业债务融资成本分布左偏, 低于均值的企业占多数。而股权融资成本的标准差为 0.0552, 企业间该变量的波动相对较小; 中位数为 0.0744, 大于均值 0.0655, 则说明整体有右偏趋势, 高于均值的企业占多数。企业环境表现得分最小值为 0, 最大值达到 0.9710, 均值为 0.4860, 说明中国上市企业环境表现参差不齐, 平均得分不足 0.5, 相对较低; 中位数小于均值, 说明大部分企业环境表现得分低于平均水平。除系统风险外, 其余 8 个控制变量的中位数普遍小于均值, 说明多数企业的系统风险高于平均水平, 多数企业在此 8 个指标中的数值低于平均水平。成长潜力最小值为-88.1696, 而最大值则达到 479.2161, 方差为 32.1230, 高于其他变量的方差水平, 反映出企业未来发展前景存在较大差异。

¹ “三同时”制度是指根据中国 2015 年 1 月 1 日开始施行的《环境保护法》第四十一条规定: “建设项目中防治污染的设施, 应当与主体工程同时设计、同时施工、同时投产使用”。

Table 3. Descriptive statistical characteristics of variables
表 3. 变量描述性统计特征

变量	简称	样本数	中位数	均值	标准差	最小值	最大值
债务融资成本	DFC	3630	0.01800	0.0362	0.1212	-2.0256	4.2945
股权融资成本	EFC	3630	0.0744	0.0655	0.0552	0.0000	0.3926
环境表现	EP	3630	0.2471	0.4860	0.4320	0.0000	0.9710
企业规模	scale	3630	8.1809	8.3260	1.2935	3.1693	14.2827
财务杠杆	fl	3630	39.89	41.5799	21.4910	0.7969	326.1896
获利能力	prof	3630	7.2927	7.3934	18.1844	-469.0294	146.6924
成长潜力	grow	3630	8.632	11.9754	32.1230	-88.1696	479.2161
股权集中度	herf	3630	33.22	33.7487	16.5860	3.6200	93.3617
系统风险	ssr	3630	0.9748	0.8929	0.4870	-0.2505	2.4408
贷款基准利率	lpr	3630	4.6313	4.9826	0.7240	4.3500	6.0000
账面市值比	bm	3630	0.326	0.3937	0.2684	-0.5640	2.0267

数据来源：根据所搜集样本数据在 stata15.0 软件处理所得。

3.2. 相关性分析

如表 4 所示，从债务融资成本模型所包含的变量来看，核心解释变量 EP 及各控制变量间相关系数最大为 0.3796，远低于判定存在高度相关性的临界值 0.8，可认为所选变量间不存在高度相关问题。

Table 4. Correlation analysis of variables of debt financing cost model
表 4. 债务融资成本模型变量相关性分析

	DFC	EP	scale	fl	prof	grow	VIF 值
DFC	1.0000						
EP	-0.0436	1.0000					1.03
scale	0.1626	0.1021	1.0000				1.25
fl	0.2692	-0.0695	0.3796	1.0000			1.28
prof	-0.2685	0.0557	-0.0397	-0.2332	1.0000		1.1
grow	0.0259	0.0474	0.0060	-0.0567	0.1959	1.0000	1.05

数据来源：根据所搜集样本数据在 stata15.0 软件处理所得。

Table 5. Correlation analysis of variables of equity financing cost model
表 5. 股权融资成本模型变量相关性分析

	EFC	EP	scale	fl	prof	grow	herf	ssr	bm	VIF 值
EFC	1.000									
EP	0.332	1.000								1.03
scale	0.347	0.102	1.000							2.01
fl	0.033	-0.070	0.380	1.000						1.29
prof	0.152	0.056	-0.040	-0.233	1.000					1.14
grow	0.098	0.047	0.006	-0.057	0.196	1.000				1.05
herf	0.141	0.075	0.364	0.041	-0.030	-0.024	1.000			1.18
ssr	0.086	0.054	0.338	0.097	-0.143	0.014	0.138	1.000		1.17
bm	0.129	0.095	0.552	0.146	-0.114	-0.065	0.180	0.287	1.000	1.05

数据来源：根据所搜集样本数据在 stata15.0 软件处理所得。

如表 5 所示, 从股权融资成本模型所包含的变量来看, 核心解释变量 EP 及各控制变量间相关系数最大为 0.552, 远低于判定存在高度相关性的临界值 0.8, 可认为所选变量间不存在高度相关问题。已有研究惯用方差膨胀因子(VIF)判断自变量是否存在多重共线性问题, 一般认为若某变量的 VIF 值达到 10, 即可判定该变量与其他变量间存在多重共线性问题, 否则认为不存在多重共线性。从表 4 和表 5 的 VIF 值列可知, 债务融资成本模型与股权融资成本模型中, 各变量的 VIF 值均远低于判断存在多重共线性的临界值 10, 可认为所选变量不存在多重共线性问题。

由于本文所选样本为 2013~2018 年 605 个研究对象, 属于短面板。短面板偏向具有截面数据的性质, 各样本企业在各变量上的数值差异较大, 所以需要考虑变量间是否存在异方差问题。如表 6 所示, 运用修正的瓦尔德(Wald)检验方法得到, 债务融资成本模型与股权融资成本模型的卡方统计量均在 0.05 水平下拒绝同方差假设, 表明模型可能存在异方差问题, 在选用估计方法时需考虑此问题。

Table 6. Test for heteroscedasticity of debt and equity financing cost model

表 6. 债务及股权融资成本模型变量异方差检验结果

债务融资成本模型		股权融资成本模型	
卡方统计值	概率值	卡方统计值	概率值
270,000,000	0.00	1,300,000	0.00

数据来源: 根据所搜集样本数据在 stata15.0 软件处理所得。

3.3. 债务融资成本基准回归分析

如表 7 所示, 考虑到变量间可能存在异方差问题, 本文首先运用设定聚类标准后的最小二乘混合回归方法(OLS)估计企业环境表现对债务融资成本的影响, 为保证结果的稳健性, 采用逐次加入控制变量方法得出多个估计结果进行对比。观察列(1)至列(6)结果可知, 核心解释变量企业环境表现(EP)的系数虽然在 6 个模型中的系数大小有所差别, 但系数符号都为负值, 且均在 1% 水平下显著。说明企业环境表现与其债务融资成本负向相关。环境表现得分高的企业更容易获得投资方的青睐, 企业融资所付出的成本也会降低, 这一结论充分验证了前文假设 1。观察控制变量的回归结果, 5 个控制变量的估计结果较为稳定, 在 6 个模型中的系数符号和显著性均一致。其中, 以资产总额表示的企业规模(scale)、以资产负债率表示的财务杠杆(fl)与企业融资成本显著正相关, 表明资产总额或资产负债率高的企业所支付的贷款利息占平均净资产的比例越高, 融资成本越大。以净资产收益率表征的企业获利能力(Prof)变量系数均显著为负, 说明获利能力的增强能够降低企业借贷所付出的成本, 这一结论与邱牧远和殷红[14]的结论一致。企业成长潜力与贷款基准利率因素未显示出对企业融资成本的显著影响。

Table 7. Regression results of the impact of corporate environmental performance on debt financing cost

表 7. 企业环境表现对其债务融资成本影响的基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
EP	-0.012*** (-2.78)	-0.017*** (-3.97)	-0.010*** (-3.60)	-0.008*** (-3.34)	-0.009*** (-3.33)	-0.009*** (-3.33)	-0.006** (-2.04)	-0.269** (-2.00)
scale		0.016*** (7.78)	0.007** (2.02)	0.008** (2.38)	0.008** (2.39)	0.008** (2.30)	-0.009 (-0.89)	0.015 (0.20)
fl			0.001*** (3.16)	0.001** (2.57)	0.001*** (2.64)	0.001*** (2.61)	-0.000 (-0.40)	-0.003 (-0.50)

Continued

prof				-0.001**	-0.002**	-0.002**	-0.002***	-0.002
				(-2.51)	(-2.53)	(-2.53)	(-2.62)	(-0.90)
grow					0.000	0.000	0.000**	-0.002
					(1.64)	(1.63)	(2.13)	(-0.66)
herf						-0.001	-0.002	-0.265**
						(-0.40)	(-0.51)	(-2.00)
L.DFC								-0.465***
								(-2.63)
常数项	0.042***	-0.087***	-0.074***	-0.060***	-0.062***	-0.057**	0.142	1.490*
	(9.95)	(-5.29)	(-4.50)	(-3.46)	(-3.67)	(-2.42)	(1.38)	(1.84)
样本数	3630	3630	3630	3630	3630	3630	3630	3025
R ²	0.002	0.030	0.078	0.124	0.131	0.131	0.068	
F	7.735	36.507	37.510	29.198	24.548	24.202	2.221	7.866

注：括号中为 t 统计值，*、**、***分别代表在 0.10、0.05、0.01 水平显著。
数据来源：作者根据样本数据在 stata15.0 软件处理所得。

其次，考虑到 OLS 方法假设条件依赖性较强，且存在统计上的局限性，运用经典的豪斯曼方法判别样本数据适合固定效应回归还是随机效应回归。豪斯曼检验结果显示，卡方值为 106.31，并在 1% 水平下拒绝系数差异非系统性原假设，支持采用固定效应进行估计。固定效应估计结果如表 7 中的列(7)所示，核心解释变量企业环境表现(EP)仍然在 5% 水平下与债务融资成本(DFC)呈现显著负向相关关系，与 OLS 方法的估计结果保持一致，验证了估计结果的稳健性。需要说明的是，为排除变量间可能存在的异方差问题，笔者在固定效应估计中加入了稳健标准误选项。

为进一步检验模型回归结果的稳健性，并考虑到企业环境表现与其债务融资成本变量间可能存在内生性问题，笔者采用放松因变量和自变量同期独立假设条件的广义矩估计方法(GMM 方法)对模型再次进行估计。在本文设定的 GMM 估计方法中，将企业债务融资成本变量的滞后一期作为解释变量纳入模型进行估计。估计结果如列(8)所示，核心解释变量企业环境表现(EP)的系数在 5% 水平下显著为负，多数控制变量的系数符号也与静态估计方法保持一致，再次验证估计结果的稳健性。上述三种估计方法结果说明，企业环境表现与其债务融资成本存在负向相关关系，且该负向关系较为稳健，不因控制变量的逐次纳入、估计方法的改变和内生性因素的影响而改变。

3.4. 股权融资成本基准回归分析

与债务融资成本模型的估计方法类似，考虑到变量间可能存在异方差问题，笔者首先运用设定聚类标准后的最小二乘混合回归方法(OLS)，采用逐次加入控制变量方法估计企业环境表现对股权融资成本的影响。观察表 8 中列(1)至列(8)结果可知，企业环境表现(EP)与其股权融资成本显示出显著的正向相关关系，直观说明企业环境表现得分的提高反而增加了股权融资成本，这一实证结果与常规经济事实相悖；进一步观察控制变量的估计系数发现企业规模(scale)、获利能力(prof)以及成长潜力(grow)的估计系数显著为正，而财务杠杆(fl)和账面市值比(bm)的系数显著为负，与常规理论不一致。可能的原因是企业环境表现对其股权融资可能存在非线性影响，下文对此猜想进行进一步验证。

Table 8. Regression results of the impact of corporate environmental performance on equity financing cost
表 8. 企业环境表现对其股权融资成本影响的基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
EP	0.04 ^{***} (17.78)	0.04 ^{***} (16.90)	0.04 ^{***} (16.26)	0.04 ^{***} (16.27)	0.04 ^{***} (16.13)	0.04 ^{***} (16.15)	0.04 ^{***} (16.25)	0.04 ^{***} (16.20)	0.03 ^{***} (11.44)	0.02 ^{***} (6.36)
scale		0.01 ^{***} (14.24)	0.01 ^{***} (14.28)	0.01 ^{***} (14.40)	0.01 ^{***} (14.48)	0.01 ^{***} (13.37)	0.01 ^{***} (13.43)	0.02 ^{***} (13.18)	0.01 ^{***} (2.96)	0.00 (1.02)
fl			-0.00 ^{***} (-3.54)	-0.00 [*] (-1.94)	-0.00 [*] (-1.91)	-0.00 [*] (-1.88)	-0.00 [*] (-1.96)	-0.00 ^{**} (-2.30)	-0.00 (-0.67)	0.00 (0.19)
prof				0.00 ^{***} (3.96)	0.00 ^{***} (3.76)	0.00 ^{***} (3.76)	0.00 ^{***} (3.69)	0.00 ^{***} (3.60)	0.00 ^{***} (3.43)	0.00 [*] (1.73)
grow					0.00 ^{***} (2.62)	0.00 ^{***} (2.62)	0.00 ^{***} (2.67)	0.00 ^{**} (2.42)	0.00 ^{**} (2.29)	0.00 (1.55)
herf						0.00 (0.15)	0.00 (0.16)	-0.00 (-0.01)	0.00 (0.29)	-0.00 (-0.78)
ssr							-0.00 (-1.24)	-0.00 (-0.82)	-0.00 (-0.75)	-0.01 [*] (-1.69)
bm								-0.02 ^{***} (-3.57)	-0.02 ^{***} (-3.13)	-0.02 [*] (-1.77)
L.y11										-0.31 ^{***} (-9.37)
_cons	0.04 ^{***} (25.24)	-0.07 ^{***} (-8.10)	-0.07 ^{***} (-8.18)	-0.07 ^{***} (-8.96)	-0.07 ^{***} (-9.14)	-0.07 ^{***} (-9.12)	-0.07 ^{***} (-9.17)	-0.08 ^{***} (-9.64)	-0.00 (-0.22)	0.05 (1.23)
N	3630	3630	3630	3630	3630	3630	3630	3630	3630	2420
r ²	0.11	0.21	0.21	0.23	0.24	0.24	0.24	0.24	0.08	
F	315.98	272.16	182.00	153.33	132.04	109.98	102.58	89.47	20.76	

注：括号中为 t 统计值，*、**、***分别代表在 0.10、0.05、0.01 水平显著。篇幅限制，变量估计系数保留小数点后两位。
 数据来源：作者根据样本数据在 stata15.0 软件处理所得。

其次，运用豪斯曼方法判别样本数据适合固定效应回归还是随机效应回归。豪斯曼检验结果显示，卡方值为 161.60，并在 1% 水平下拒绝随机效应模型是真实的模型的原假设，表明样本数据更适合采用固定效应进行估计。加入了稳健标准误选项的固定效应估计结果如表 8 第(9)列所示，核心解释变量及多数控制变量与 OLS 方法估计结果保持一致。将股权融资成本滞后一期作为解释变量纳入模型进行 GMM 估计，结果显示核心解释变量的与大部分控制变量的系数符号与 OLS 方法和固定效应估计结果基本一致。下文进一步验证企业环境表现对其股权融资是否存在非线性影响。

3.5. 环境表现对融资成本的非线性影响的检验

考虑到企业环境表现对其融资成本可能存在非线性影响，本节研究将企业环境表现(EP)的平方项(EPsq)作为核心解释变量添加入模型中进行估计。为保证结果的稳健性，采用混合最小二乘回归(OLS)、固定效应(FE)方法和广义矩估计方法(GMM)三种方法进行估计，其中 OLS 方法设定加入聚类稳健标准误；

固定效应亦加入稳健标准误选项；GMM 估计则将融资成本滞后一期作为解释变量纳入模型。

表 9 列示了企业环境表现对其债务融资成本及股权融资成本的非线性影响估计结果。观察可知，当被解释变量为债务融资成本(DFC)时，仅当运用固定效应模型进行估计时，企业环境表现(EP)及其平方项 EPsq 才显示出 10% 水平下的相关性，而在 OLS 和 GMM 估计方法下，EP 和 EPsq 项的系数 t 值较小，未显示出至少 10% 水平的显著相关性；且多数控制变量的估计系数在三种估计方法下也不显著。由此推断，企业环境表现并未对其债务融资成本形成类似“U”或“倒 U”型的非线性影响。

当被解释变量为股权融资成本(EFC)时，如表 9 第(4)至(6)列所示，企业环境表现(EP)的系数在 OLS、FE 和 GMM 三种估计方法下的系数均在 1% 水平下与企业股权融资成本变量(EFC)显著正相关，EP 的平方项 EPsq 的系数则在三种估计方法下均与 EFC 显著负相关。说明企业环境表现对其股权融资成本显示出“倒 U”型的非线性影响。也就是说，企业环境表现得分较低时，股票投资方难以关注到企业的“绿色”发展前景，倒可能会因为企业环境表现得分不突出而不太看好其未来股票上涨空间，所以企业股权融资成本反而会增加。当企业环境表现得分达到一个相对较高水准时，投资方会看好企业“绿色”发展前景，从而增加对企业的投资偏好，企业股权融资成本会因此降低。进一步地，根据(4)、(5)、(6)三列的回归系数可以计算出环境表现和股权融资成本“倒 U”型关系的临界值分别为 0.7088、0.7596、0.8030。前文对企业环境表现的描述性统计显示，企业 EP 的均值为 0.4860，小于此三个临界值，说明中国重污染上市企业的环境表现整体还未至临界值，临界值下的企业环境表现未能有效降低其股权融资成本。以上结论验证了本文假设 2。

Table 9. Estimation of the nonlinear impact of environmental performance on financing cost

表 9. 企业环境表现对其融资成本的非线性影响估计结果

	债务融资成本			股权融资成本		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	FE	GMM	OLS	FE	GMM
EP	0.041 (1.07)	0.100* (1.74)	0.921 (0.29)	0.129*** (9.30)	0.079*** (6.31)	0.053*** (3.71)
EPsq	-0.049 (-1.30)	-0.103* (-1.90)	-1.172 (-0.37)	-0.091*** (-6.77)	-0.052*** (-4.41)	-0.033** (-2.51)
scale	0.008** (2.26)	-0.008 (-0.81)	0.101 (0.35)	0.016*** (12.42)	0.007*** (2.66)	0.005 (0.97)
fl	0.001*** (2.63)	-0.000 (-0.39)	-0.003 (-0.60)	-0.000** (-2.02)	-0.000 (-0.52)	0.000 (0.12)
prof	-0.002** (-2.53)	-0.002*** (-2.64)	-0.003 (-0.73)	0.000*** (3.47)	0.000*** (3.27)	0.000* (1.66)
Grow	0.000 (1.63)	0.000** (2.14)	-0.001 (-0.29)	0.000** (2.48)	0.000** (2.37)	0.000 (1.56)
lpr	-0.000 (-0.10)	-0.000 (-0.03)	-0.143 (-0.39)			
L.DFC			-0.322 (-1.15)			

Continued

herf	-0.000	0.000	-0.000
	(-0.06)	(0.40)	(-0.74)
ssr	-0.002	-0.002	-0.006*
	(-0.79)	(-0.76)	(-1.77)
bm	-0.016***	-0.018***	-0.017*
	(-3.16)	(-2.98)	(-1.77)
L.EFC			-0.302***
			(-8.84)

注：括号中为 t 统计值，*、**、***分别代表在 0.10、0.05、0.01 水平显著。
数据来源：作者根据样本数据在 stata15.0 软件处理所得。

企业融资成本大小可能会与融资难易程度有关，不少学者认为非国有企业相比国有企业而言，在融资过程中受制约条件更多、融资难的问题亦更为明显，并在实证分析中将企业所有权性质纳入考虑范围 [9] [15]。本部分将企业按照国有与非国有性质分为两类，并分别进行回归分析。结果列示于表 10 中。

Table 10. Regression estimation of the impact of the environmental performance of state-owned enterprises and non-state-owned enterprises on financing cost

表 10. 国有与非国有企业环境表现对其融资成本影响的回归估计结果

	债务融资成本				股权融资成本			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	非国有	非国有	国有	国有	非国有	非国有	国有	国有
EP	-0.009***	-0.020	0.006	0.321**	0.029***	0.055***	0.017***	0.108***
	(-3.60)	(-0.48)	(0.87)	(2.34)	(10.25)	(3.61)	(4.68)	(4.97)
EPsq		0.011		-0.307**		-0.025*		-0.089***
		(0.27)		(-2.37)		(-1.76)		(-4.27)
N	2411	2411	1219	1219	2411	2411	1219	1219
r2	0.020	0.021	0.119	0.129	0.105	0.106	0.047	0.064
F	5.695	7.607	1.819	2.667	18.981	16.983	5.311	7.189

注：括号中为 t 统计值，*、**、***分别代表在 0.10、0.05、0.01 水平显著。控制变量结果未列示。
数据来源：作者根据样本数据在 stata15.0 软件处理所得。

观察表 10 可知，当被解释变量为债务融资成本时，第一，由列(1)和列(3)结果可知，当模型不加入环境表现平方项 EPsq 时，非国有企业 EP 系数显著为负，而国有企业 EP 系数不显著，说明非国有企业环境表现显示出对债务融资成本的显著负向影响，与前文假设 3b 一致，而国有企业此影响不显著。第二，观察列(2)和列(4)结果发现，当模型加入 EPsq 后，非国有企业的 EP 和 EPsq 系数均不显著，国有企业的 EP 和 EPsq 系数则均在 5% 水平下显著为负。说明国有企业环境表现对其债务融资成本存在“倒 U”型影响，而非国有企业不存在此非线性影响效果。此结论与假设 3a 的猜想一致。第三，进一步计算国有企业环境表现的临界值和平均水平可得，其平均值为 0.4607，临界值为 0.5228，说明中国重污染行业国有上市公司环境表现虽已接近临界水平，但仍需进一步改善。

当被解释变量为股权融资成本时，可得到如下结论：第一，观察列(5)和列(7)结果发现，国有与非国

有企业环境表现系数均显著为正, 得出与总样本相同的结论。进一步观察列(6)和列(8)结果可知, 企业环境表现(EP)系数均在 1% 水平下显著为正, 而环境表现平方项(EPsq)的系数则均显著为负。由此可推断出, 国有与非国有企业环境表现均对其股权融资成本形成“倒 U”型非线性影响。第二, 进一步计算不同所有制下企业环境表现的临界值与其平均水平可得, 非国有企业的 EP 均值为 0.4988, 远低于其临界水平 1.1; 国有企业的 EP 均值为 0.4607, 亦低于其临界水平 0.6067。说明国有和非国有企业环境表现水平仍处于改善区间中, 且非国有企业的任务更为艰巨, 验证前文假设 4。

3.6. 稳健性检验

为检验结果的稳健性, 对环境表现指标评价体系中的各指标权重进行重置, 取各指标的算术加权平均值作为替换解释变量(记作 EP3)。对全样本重新进行回归分析, 结果如表 11 所示。与前文对应估计结果进行对比发现, 替换解释变量后的全样本的基准回归、非线性回归结果中的各变量系数符号及显著性基本未发生变化。区分企业所有制差异后的估计结果如表 12 所示, 替换解释变量后的分样本非线性回归结果也与前文回归结果基本一致。

Table 11. Results of full sample robustness test after replacing the explanatory variable

表 11. 替换解释变量后的全样本稳健性检验结果

	债务融资成本		股权融资成本	
	基准回归	非线性回归	基准回归	非线性回归
EP3	-0.006*	0.096*	0.026***	0.076***
	(-1.86)	(1.69)	(11.63)	(6.18)
EP3sq		-0.100*		-0.048***
		(-1.86)		(-4.13)
N	3630	3630	3630	3630
r2	0.068	0.071	0.080	0.084
F	2.193	2.802	21.314	20.541

注: 括号中为 t 统计值, *, **, *** 分别代表在 0.10、0.05、0.01 水平显著。控制变量及常数项结果未列示。

Table 12. Results of sample-subdivided robustness test after replacing the explanatory variable

表 12. 替换解释变量后的分样本稳健性检验结果

	债务融资成本		股权融资成本	
	非国有	国有	非国有	国有
EP3	-0.020	0.307**	0.050***	0.106***
	(-0.50)	(2.28)	(3.38)	(5.01)
EP3sq	0.011	-0.294**	-0.020	-0.086***
	(0.29)	(-2.31)	(-1.41)	(-4.24)
N	2411	1219	2411	1219
r2	0.021	0.129	0.107	0.066
F	7.769	2.526	17.149	7.459

注: 括号中为 t 统计值, *, **, *** 分别代表在 0.10、0.05、0.01 水平显著。控制变量及常数项结果未列示。
数据来源: 作者根据样本数据在 stata15.0 软件处理所得。

进一步地, 本文对样本量进行调整, 剔除 5% 异常值后重新对样本进行回归分析。总样本和分样本回归结果分别列示于表 13 和表 14 中。与前文对比发现, 各变量的估计系数符号及显著性未发生实质性变化, 说明估计结果是稳健的。

Table 13. Results of full sample robustness test after eliminating 5% outliers

表 13. 剔除 5% 异常值后的总样本稳健性检验结果

	债务融资成本		股权融资成本	
	基准回归	非线性回归	基准回归	非线性回归
EP	-0.005 (-1.63)	0.106* (1.85)	0.026*** (11.42)	0.078*** (6.23)
EPsq		-0.107** (-1.99)		-0.051*** (-4.28)
<i>N</i>	3449	3449	3449	3449
<i>r</i> ²	0.078	0.081	0.083	0.088
<i>F</i>	4.493	5.716	21.175	20.520

注: 括号中为 *t* 值, *, **, ***代表在 0.10、0.05、0.01 水平显著。控制变量及常数项结果未列示。

Table 14. Results of sample-subdivided robustness test after eliminating 5% outliers

表 14. 剔除 5% 异常值后的分样本稳健性检验结果

	债务融资成本		股权融资成本	
	非国有	国有	非国有	国有
ep2	-0.023 (-0.58)	0.323** (2.35)	0.054*** (3.56)	0.106*** (4.95)
epsq	0.016 (0.42)	-0.310** (-2.38)	-0.023 (-1.63)	-0.087*** (-4.25)
<i>N</i>	2238	1211	2238	1211
<i>r</i> ²	0.113	0.130	0.115	0.064
<i>F</i>	31.319	2.679	18.108	7.231

注: 括号中为 *t* 值, *, **, ***代表在 0.10、0.05、0.01 水平显著。控制变量及常数项结果未列示。

数据来源: 作者根据样本数据在 stata15.0 软件处理所得。

4. 结论与启示

4.1. 结论

实证得出几条重要结论: 其一, 对总样本进行基准回归分析后发现, 企业环境表现对其债务融资成本有显著负向影响, 对其股权融资成本影响不显著。其二, 对样本的非线性检验结果发现, 企业环境表现对其股权融资成本存在“倒 U”型影响, 在企业环境表现水平较低时, 环境表现得分的增高会增加其融资成本, 当环境表现水平突破一定阈值后, 得分的增加将能显著降低企业股权融资成本。区分企业所有制后, 非国有企业的环境表现得分与其债务融资成本呈现显著负向相关关系, 而国有企业的环境表现则对其债务融资成本存在“倒 U”型的非线性影响。非国有企业和国有企业环境表现对其股权融资成本均存在“倒 U”型的非线性影响, 但相比国有企业而言, 非国有企业股权融资成本对环境表现的敏感度更高。

4.2. 实践启示

1) 强化企业环保政策法规的实施力度。各地方环保部门因地制宜地调整环保法规与制度,使企业环保行为的外部压力与内部动力有效衔接。同时需大力推动绿色金融战略的制定与落实,引导鼓励金融机构积极推出绿色金融产品,从供给端快速突破;着力完善金融法律法规,让“绿色金融”的稳步推进有法可依。

2) 加强企业内部环境管理建设。企业应在经济、社会与环境效益兼顾之中定位自身长远发展战略目标。从精神层、物质层和制度层着手,建设企业绿色文化。将绿色思想贯穿于企业管理架构与生产理念中,保障绿色文化“有章可循”。同时需重视环境管理体系认证,使企业内部形成以环境保护为牵引,贯穿研发、采购、生产到废弃物末端处理等全过程、全方位的管理。

3) 完善市场环境建设。对投资者而言,应转变以往仅关注企业财务性指标的投资理念,将企业环境表现信息纳入企业投资审核指标体系之中,降低投资风险,同时也能以此倒逼企业提升对环境表现的重视。对公众而言,应提高积极参与监督企业环保的观念意识。对环境咨询机构、环保协会等第三方机构而言,应与时俱进研制出一套权威、全面、统一的企业环境表现评价标准,并与企业建立信息共享机制,减少由信息不对称导致的投资风险。

参考文献

- [1] 曾颖, 陆正飞. 信息披露质量与股权融资成本[J]. 经济研究, 2006(2): 69-79.
- [2] 沈洪涛, 马正彪. 地区经济发展压力、企业环境表现与债务融资[J]. 金融研究, 2014(2): 153-166.
- [3] 李欣懿, 沈洪涛, 戚丽杏. 债权人在意企业的环境表现吗?——基于紫金矿业的案例分析[J]. 会计之友, 2015(10): 47-50.
- [4] Sharfman, M.P. and Fernando, C.S. (2008) Environmental Risk Management and the Cost of Capital. *Strategic Management Journal*, 29, 569-592. <https://doi.org/10.1002/smj.678>
- [5] 邓学衷, 杨杰英. 环境责任与企业债务融资行为实证研究[J]. 科学经济社会, 2013, 31(4): 102-105.
- [6] 舒利敏, 张俊瑞. 环境信息披露对银行信贷期限决策的影响——来自沪市重污染行业上市公司的经验证据[J]. 求索, 2014(6): 45-51.
- [7] Bharath, S.T., Sunder, J. and Sunder, S.V. (2008) Accounting Quality and Debt Contracting. *The Accounting Review*, 83, 1-28. <https://doi.org/10.2308/accr.2008.83.1.1>
- [8] 罗丽佳. 上市企业环境信息披露质量对企业融资成本影响的差异性[D]: [硕士学位论文]. 西安: 陕西师范大学, 2018.
- [9] 周楷唐, 麻志明, 吴联生. 高管学术经历与公司债务融资成本[J]. 经济研究, 2017(7): 171-185.
- [10] 赵帆, 毕茜. 产权性质与企业环境信息披露[J]. 商业会计, 2013(15): 14-16.
- [11] 李力, 刘全齐, 唐登莉. 碳绩效、碳信息披露质量与股权融资成本[J]. 管理评论, 2019, 31(1): 221-235.
- [12] 陈秋平, 潘越, 肖金利. 晋升激励, 地域偏爱与企业环境表现: 来自 A 股上市公司的经验证据[J]. 中国管理科学, 2019, 27(8): 47-56.
- [13] 石蕾. 企业环境表现对其经济绩效的影响[D]: [硕士学位论文]. 南京: 南京大学, 2018.
- [14] 邱牧远, 殷红. 生态文明建设背景下企业 ESG 表现与融资成本[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(3): 108-123.
- [15] 朱凯, 陈信元. 金融发展、审计意见与上市公司融资约束[J]. 金融研究, 2009(7): 66-80.