

# 环境信用评价对企业信贷融资的影响研究

## ——基于重污染上市公司的经验证据

崔广慧 姜英兵\*

**摘要:**《企业环境信用评价办法(试行)》的实施将企业环境行为正式纳入社会信用评价体系,同时也将环境信用评价结果与银行等金融机构共享,使得环境信用评价成为以信用监管为基础的新型环境监管机制。在这一背景下,环境信用评价如何影响企业信贷融资尚缺乏经验证据。本文基于2014—2020年沪深A股重污染上市公司样本,考察环境信用评价对企业信贷融资的影响及作用机理。研究表明,良好的环境信用评价有利于企业获得信贷资金支持。经过PSM、差分模型回归、2SLS回归以及排他性解释后,结果仍稳健。机制分析发现,良好的环境信用评价可通过强化公司内部治理与缓解企业面临的社会声誉压力,进而助力企业获得信贷融资。进一步研究表明,环境信用评价主要有利于企业获得短期借款,对长期借款的影响不显著。这一作用主要体现在高资本密集度企业、国有企业和处于东部地区的样本企业中。本文弥补了环境信用评价与企业信贷融资的文献缺口,丰富与拓展了信用评价影响后果的相关研究,可为政府进一步从信用体系建设视角增强环境规制效果提供经验借鉴与有益启示。

**关键词:**环境信用评价;信贷融资;治理效应;声誉效应

### 一、引言

当前我国污染防治力度加大,环境质量明显提高,但生态环保任重道远。如何广泛形成绿色生产方式,实现生态环境根本好转,成为“十四五”时期与2035年远景目标的重要议题。企业是环境的主要污染者、资源的主要消耗者。监管机构曾采取控制命令、经济激励、排放交易许可、信息披露等环境规制措施促使企业清洁生产,但企业环境违规事件仍屡见不鲜。传

\*崔广慧(通讯作者),南京财经大学会计学院,邮政编码:210023,电子信箱:cuiguanghui33@126.com;姜英兵,东北财经大学会计学院,邮政编码:116025,电子信箱:jiangyingbing@126.com。

本文系国家自然科学基金青年项目“环境信用评价对企业环保投资的影响机理及后果研究”(21CGL034)的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的修改建议。文责自负。

统环境规制侧重以生态环境保护部门为监管主体,环境规制效果可能会因地方政府与环境监管机构目标不一致而出现偏差。而以政府监管为主体,积极联合地方政府、金融监管机构、引入投资者、社会公众等社会化力量建立多方联动机制的做法可能更加有效。2013年12月,原环境保护部、国家发展改革委等四部委联合发布《企业环境信用评价办法(试行)》<sup>①</sup>(以下简称《办法》),将企业环境行为纳入信用评价体系,从污染防治、生态保护、环境管理及社会监督四个方面对企业环境信用进行评价,具体分为环保诚信、环保良好、环保警示与环保不良四个等级。一方面,环境信用评价结果在环保部门和发展改革委、人民银行、银行业监管机构及其他有关部门之间共享,实现多部门联动执法、协同监管。另一方面,政府对不同环境信用等级度的企业分门别类地管理。尤其是考虑到银行信贷是中国企业外部融资的重要来源(Allen et al., 2005),《办法》还专门强调鼓励银行等金融机构对环保诚信企业予以积极的信贷资金支持,而对环保警示与环保不良企业严格贷款条件,凸显“守信激励”与“失信惩戒”,从而引导企业自觉履行环境责任、持续改进环境行为。据报道,2020年香洲某塑胶公司因一直未缴纳环境违法罚款被纳入环保信用黑名单后,在向银行申请贷款时遭拒。后期经过违法整改完成信用修复才解决融资受限问题<sup>②</sup>。可见,实践中环境信用评价已成为银行等金融机构信贷决策的重要参考。那么,环境信用评价如何影响企业信贷融资?厘清二者之间的关系有利于为生态环境保护部门利用信用监管联合银行业金融机构等跨部门协作引导企业从事环境治理,进而改善生态环境提供经验借鉴。

囿于环境信用评价数据的可获得性,关于信用评价的研究侧重考察债券信用评价机构在声誉威胁下对私有信息与公共信息不同依赖程度(Samuel et al., 2023; Vanhaverbeke et al., 2024)以及从债券信用评级(林晚发、敖小波, 2018; Joo & Parhizgari, 2021)、纳税信用评级(孙雪娇等, 2019; 李林木等, 2020; Yu & Fang, 2022)等视角考察对企业投资、融资等活动的影响,将环境信用评价与企业信贷融资置于同一分析框架的研究较为缺乏。鉴于此,本文通过从公众环境研究中心(IPE)官网手工搜集环境信用评价数据尝试回答这一问题。

本文的创新之处在于:首先,既有关于第三方评价与企业融资的文献大多基于社会责任评价视角,少量涉及信用评价的研究集中在债券信用与纳税信用层面,缺乏基于环境信用层面展开的研究。本文考察了环境信用评价这一以信用监管为基础的新型环境规制对企业信贷融资的影响,丰富了信用评价及环境规制经济后果的文献。其次,不同于命令控制型或经济激励型环境规制侧重强调惩罚或激励效应,本文基于“守信激励”与“失信惩戒”的奖惩机制阐述了环境信用评价影响企业信贷融资的内在机理,为深入理解环境信用评价的信贷融资效

<sup>①</sup>《企业环境信用评价办法(试行)》详见: <https://www.mee.gov.cn/gkml/hbb/bwj/201401/W020140102498719710099.pdf>。

<sup>②</sup>[http://ssthjj.zhuhai.gov.cn/gkmlpt/content/2/2678/post\\_2678912.html#6299](http://ssthjj.zhuhai.gov.cn/gkmlpt/content/2/2678/post_2678912.html#6299)。

应提供理论依据。最后,研究表明良好的环境信用评价有利于企业获取信贷融资,这不仅为政府更好地执行《办法》提供理论依据,还为进一步通过完善环境信用评价体系促使企业清洁低碳发展提供经验证据。

## 二、制度背景与文献回顾

### (一)制度背景

《办法》将企业环境行为纳入信用评价体系,旨在通过“守信激励”与“失信惩戒”机制促使企业自觉履行环境责任与持续改进环境行为。与其他第三方评价机构侧重基于企业自身披露或既有公开的环境信息开展环境评价不同,原环境保护部从污染防治、生态保护、环境管理与社会监督四个方面,采用多指标综合评价方法确定企业环境信用等级并予以公开,这一做法更具客观性与权威性(Fabrizio & Kim, 2019)。具体如下:

(1)从污染防治、生态保护、环境管理及社会监督四个方面,多维度多指标综合确定企业环境信用等级,并用绿、蓝、黄、红四种颜色标识,增强企业环境信息显性披露效果。根据《办法》,企业环境信用可分为环保诚信、环保良好、环保警示与环保不良四个等级,依次以绿牌、蓝牌、黄牌、红牌表示,可直观反映企业环境行为。另外,有别于传统环境规制将企业环境行为仅一刀切为环境遵守与环境违规两类情形,《办法》进一步将环境遵守分为环保诚信与环保良好,将环境违规分为环保警告与环保不良等不同情形。传统环境规制下,公众等利益相关者难以通过环境遵守与环境违规两种状态辨清企业具体环境污染程度,也无法发现企业环境行为变化。而在《办法》这一明细分类模式下,即使企业处于环境遵守或环境违规状态,公众等利益相关者也可从不同颜色等级更方便、更细致了解处于遵守或环境违规阶段企业的环境行为及变化。

(2)公开发布环境信用信息并实现跨部门信息共享,对不同环境信用等级企业实行分类管理,构建“守信激励”和“失信惩戒”机制。《办法》规定,环保部门应当在企业环境信用评价结果确定后5个工作日内,通过政府网站、报纸等媒体或召开新闻发布会的方式,公开评价结果。企业环境信用评价结果在环保部门和发展改革委、人民银行、银行业监管机构及其他有关部门之间,实现信息共享。《办法》进一步指出,对不同环境信用等级企业实行分类管理,尤其强调建议银行业这类金融机构对环保诚信企业予以积极的信贷支持,对环保警示企业严格贷款条件,对环保不良企业审慎授信,在其环境信用等级提升之前,不予新增贷款,并视情况逐步压缩贷款,直至退出贷款。《办法》发布后,各地政府陆续结合当地情况制定相关政策。例如,安徽省专门制定了将企业环境信用与绿色信贷衔接的相关办法,对环境信用评分高的企业开启绿色信贷通道,而对环境信用差的企业限制贷款<sup>①</sup>。

<sup>①</sup>详见 <https://sthjt.ah.gov.cn/public/21691/119935601.html>。

## (二)文献回顾

传统环境规制往往通过以政府为监管主体的命令控制型方式促使企业实现清洁生产。但政府对资源或信息掌握有限,难以对当地企业全面监督管理并对违规企业进行实质性惩罚,导致环境污染问题很难得到解决。通过强化企业环境信息披露、第三方评价等方式引入利益相关者参与的新型环境规制模式日益受到关注。涉及对企业融资影响的相关文献主要基于环境信息披露、第三方评价、信用评价等视角。具体如下:

### 1. 环境信息披露与企业融资

既有观点指出环境信息披露质量高的企业更易获得外部融资(Cheng et al., 2014; Eccles et al., 2014)、融资成本更低(Dhaliwal et al., 2011; Grewal et al., 2019)。然而,Chen等(2018)基于社会责任强制披露的视角指出,环境信息的相关披露会增加企业代理成本,损害股东利益。进一步地,方颖和郭俊杰(2018)从环境处罚信息披露的视角研究发现,中国A股市场并未对环保部门披露的环保处罚信息做出反应,环境信息披露政策失效。也有观点认为我国环境信息披露等相关机制有待完善,企业在披露环境信息时可能存在掩盖负面信息、采用“漂绿”策略等印象管理行为(黄溶冰等, 2020; Wu et al., 2020; 麦勇等, 2023),或使用模糊化语言增加利益相关者的信息处理成本等(Fabrizio & Kim, 2019),降低环境信息质量,误导信息使用者(张德涛等, 2024)。

### 2. 第三方评价与企业融资

第三方评价主要是指除政府、企业之外的第三方评价机构对企业行为产生的社会影响进行评价。相关研究主要基于KLD、润灵环球或和讯网等国内外评级机构公布的社会责任评价等级考察企业社会责任承担对企业融资的影响。既有研究表明社会责任绩效差会导致市场价值波动性大(Bansal & Clelland, 2004)、投资者负面反应(Kempf & Osthoff, 2007; Chatterji & Toffel, 2010)。也有观点认为社会或环境形象越糟糕的企业,银行越倾向拒绝向其发放贷款或要求越高的资本成本(Goss & Roberts, 2011)。

良好的社会评价可降低企业资本成本并缓解融资约束(Dhaliwal et al., 2011; Cheng et al., 2014),具有更强社会责任的企业具有更广泛的投资者基础,从而有较低的经营与诉讼风险以及较低的融资成本(Hong & Kacperczyk, 2009)。投资者在投资决策时倾向排除缺乏社会责任感的企業,侧重投向积极承担社会责任的企业(Chatterji & Toffel, 2010)。此外,胡天杨等(2022)研究表明第三方评价机构存在向投资者揭示被评价企业的选择性披露行为,影响被评价企业的市场价值,并促使被评价企业提升环境信息披露水平。

### 3. 信用评价与企业融资

关于信用评价与企业融资关系的文献主要探讨纳税评级或债券评级如何通过信息传递作用影响企业融资活动。Sethuraman(2019)研究指出当企业债券信用评级等级下降时,企业

为了帮助投资者评估其信贷风险会增加自愿性披露。DeHaan(2017)研究表明,2008年金融危机后投资者会降低对信用评级的依赖程度。Boot等(2006)指出开展信用评价有利于加强利益相关者对企业管理层的监督,降低公司与外部利益相关者之间的信息不对称,进而限制高管机会主义行为并提高企业相关决策有效性,是约束高管的公司治理机制。也有观点认为良好的债券评级可通过缓解信息不对称与提高企业声誉降低企业诉讼风险(林晚发、敖小波,2018),缓解融资约束(Aktas et al., 2021),降低企业融资成本(Yu & Fang, 2022)。基于同样的逻辑,一些研究指出,良好的纳税信用评价可基于联合奖惩机制向外界释放利好信号等降低企业融资约束程度(孙雪娇等,2019)、激励企业加大创新投入力度(Yu & Fang, 2022;叶永卫等,2021),并提高企业经营绩效(李林木等,2020)。

也有一些观点表明,债券信用评价并未通过信用评价传递有价值证券风险大小的信息从而影响有价证券市场价格(Kisgen & Strahan, 2010; Ashcraft et al., 2011)。Basu等(2022)研究指出公司债券信用评级等级变化并不能提供企业基本面的增量信息,只能通过政府规制改变企业自愿性信息披露行为。Vanhaverbeke等(2024)基于德国强制企业公开披露标准化财务信息规定,通过准自然实验研究发现,财务信息公开后,债券信用评级机构对其私有信息的依赖度降低,评级结果与银行信贷条款之间的敏感性降低,银行等资金提供者对信贷评级的依赖性降低。

综上,既有文献主要从环境信息披露视角考察环境信息披露对企业外部融资及其资本成本的影响,但由于企业环境信息披露制度缺乏明确的奖惩机制,导致披露质量参差不齐且影响后果不一。而关于第三方评价、信用评价与企业融资关系的研究,则侧重从社会责任整体层面展开或分析债券信用评级与纳税评级的影响后果。虽然中国自2014年以来陆续将企业环境行为纳入社会信用建设体系,开展环境信用评价,但囿于数据的可获得性,鲜见基于经验证据考察环境信用评价对企业信贷融资的影响。《办法》强调实现企业环境信用评价结果在各部门共享的做法,理论上可降低银行等金融机构的信息搜集与处理成本,改善其对企业未来不确定性的预期,从而影响企业信贷融资决策。

### 三、理论分析与研究假说

自2014年,各地政府开始将企业环境行为纳入社会信用评价体系,并实现环境信用评价结果跨部门共享,构建“守信激励”与“失信惩戒”机制,形成以信用监管为基础的新型环境规制模式。一方面,环境信用评价结果可向外界释放企业环境优良的信号,降低银行等金融机构与企业之间的信息处理成本,有助于强化对企业的监督管理,从而获得更多融资,体现为治理效应。另一方面,良好的环境信用评价可向外界树立良好的企业形象,可降低银行等金融机构对企业的风险预期,从而有利于企业获得信贷融资,体现为声誉效应。

### (一)基于治理效应的分析

Fazzari等(1988)指出,代理问题是影响企业外部融资的重要因素之一。由于存在信息不对称,相对于债权人等外部利益相关者,高管拥有更多关于公司资产价值、投资机会等内部治理信息,其可能为了一己私利从事加大企业违约风险的投资或资金分配活动。而银行等金融机构作为资金供给方与信息劣势方难以精准判断企业偿债能力与违约风险,为了最大限度降低企业债务违约的潜在损失与执行的监督成本,往往提高申请信贷企业的门槛。也就是说,若企业存在严重的代理问题,在申请信贷融资时将面临较高的贷款利率或更严格的信贷条件。

环境信用评价的开展及其评价结果在环保部门、银行业金融机构多部门实现信息共享,及时释放企业环境行为、环境风险等增量信息,有利于银行等金融机构快速识别污染企业(Afsah & Vincent, 1997)。另外,环境信用评价结果是由环保部门通过严格核查、核实企业环境行为及变化等做出的专业判断,对企业环境信息披露质量起着鉴证作用。更重要的是,环境信用评级机构能根据企业环境状况变化,进一步挖掘和解读企业有关环境信息,动态调整企业环境信用评级,起到与分析师类似的信息解读作用,可为银行等金融机构信贷决策提供重要参考。在信息不对称的情况下,良好的环境信用评价能够提高企业环境信息披露质量、降低信息风险以及银行等金融机构的逆向选择风险,从而更易获得信贷资金支持。

环境信用评价的开展使得银行等金融机构在获取和处理借款人私有信息上具有更低的成本,使得银行能够有效监督企业经理人,并通过差异化的贷款利率、约束企业自由现金流的代理成本等发挥“大贷款人监督”的作用(Diamond, 1991;王馨、王营, 2021)。相对于环境信用评价较差的企业,环境信用评价较好的企业,高管产生在职消费等不利于企业发展的机会主义行为的可能性较低,银行等金融机构付出更低的代理成本,从而更有利于获得信贷融资。在环境信用评价模式下,企业环境行为的改变直接导致环境信用评价结果的变动。一旦企业环境信用负向变化,银行等金融机构则重新修正合同,通过银行信贷资金额度、利率、条件、贷款期限等反向约束企业高管,从而缓解企业高管因短视等产生的代理问题,降低信贷风险。可见,良好的环境信用评价可在一定程度上缓解企业信息不对称与抑制代理问题,从而更易获得信贷资金。

### (二)基于声誉效应的分析

随着物质生活水平的提高,公众更多地追求包括良好生态环境在内的高质量生活,各重要利益相关者如当地社区,基于自身对社会规范遵守的偏好越来越关注企业经营对环境、社会等产生的影响。例如,股东倾向对不良环境和社会行为的企业“用脚投票”,而积极投资于环境和社会行为良好的企业(Dyck et al., 2019)。消费者可能将厂家的社会责任纳入购买决策范围(Chen, 2008)。由此可见,企业不良的环境与社会行为可增加企业与利益相关者之间的契约成本,从而增加企业环境治理压力。

根据利益相关者理论,企业开展与环境保护有关的社会责任活动,可缓解前期由环境污

染产生的道德感知问题对公司声誉的损害(Lin et al., 2016),从而缓解社会压力。银行等金融机构是最重要的利益相关者,能够对良好环境绩效的企业予以资金支持(Sufi, 2009)。本文认为企业良好的环境信用评价可向外传递其资源利用率较高和生产合法性等信号(Margolis & Walsh, 2003; Cho & Patten, 2007),有利于企业树立良好形象,缓解企业面临的来自各利益相关者的压力,改善包括银行等金融机构的债权人对企业的风险预期,从而更易获得外部融资(Cheng et al., 2014; Eccles et al., 2014; Grewal et al., 2019)。

相反,糟糕的环境信用评价传递了未来需要进行清洁生产与环境遵守的下行风险,对污染企业支付债权人定期付息、到期还本的能力构成威胁。考虑到环境污染是企业产出的副产品,不良的环境信用一定程度上反映了企业存在资源利用率低、生产流程不合理以及效率低下等问题,直接威胁企业经营合法性(Hunter & Bansal, 2007),导致企业受到政府更严厉的监管,也被投资者认为企业面临较高的法律和经营风险(Delmas & Toffel, 2008),更难以获得信贷融资。

基于此,本文提出如下假说:

H1:在其他条件不变的情况下,良好的环境信用评价有助于企业获取更多信贷融资。

## 四、研究设计

### (一)变量定义与说明

#### 1. 信贷融资

信贷融资主要是指企业向银行或其他金融机构借入的各项长短期借款,用各项长短期借款占期末总负债比重表示。考虑到企业财务报表中的长短期借款为存量数据,为了更好地反映环境信用评价对企业信贷融资的影响,本文用企业信贷融资的变动额作为被解释变量,用信贷融资占期末总负债比重的未来一期值与本期值之比的自然对数 $\ln(\text{RateDebt}_{t+1}/\text{RateDebt}_t)$ 衡量<sup>①</sup>,用 $\Delta\text{RateDebt}$ 表示。

#### 2. 环境信用评价

囿于数据可获得性,目前只能根据公开信息查到企业环境信用等级,而无法获取企业环境信用等级的原始评分。为合理衡量企业环境信用(Rating),本文首先根据原环境保护部对企业评定的环境信用等级对应的评分区间转化为企业间可比的环境信用分值<sup>②</sup>,然后对可比

<sup>①</sup>考虑到本年的环境信用评价结果反映的是企业上一年度1月1日至12月31日的环境信用状况,故被解释变量用未来一期变化量表示。

<sup>②</sup>根据《办法》,原环境保护部确定环境信用等级的分值标准如下:环保诚信(100分)、环保良好(80分~100分)、环保警示(60分~80分)、环保不良(0分~60分以下)。考虑各等级之间的差距,本文对各级环境信用对应区间值采用如下方式赋值:环保诚信(100分)、环保良好(90分)、环保警示(70分)、环保不良(30分)。由于企业并非每年都参与环境信用评价,本文将当年未参与环境信用评价企业的环境信用评分为0。此外,为增强研究结论可比性,还将从未参与环境信用评价的企业考虑在内,对其环境信用评分赋值为0。

的环境信用分值加1取自然对数处理。

### 3. 控制变量

借鉴孙雪娇等(2019)的做法,控制企业规模(*Size*)、盈利能力(*ROA*)、产权性质(*Soe*)、上市年龄(*Age*)、成长性(*Growth*)、资产负债率(*Lev*)、管理费用率(*Admini*)、资本密集度(*Tangibility*)、股权集中度(*Top1*)、经营活动现金流(*Cflow*)、经营风险(*Risk*)、现金(*Cash*)等公司特征变量。此外,还控制了省份(*Province*)、行业(*Industry*)及年度(*Year*)固定效应。具体见表1变量定义与说明。

表1 变量定义与说明

变量名称	变量符号	变量定义
信贷融资	$\Delta RateDebt$	$\ln(RateDebt_{t+1}/RateDebt_t)$
环境信用评价	<i>Rating</i>	$\ln(1+\text{环境信用评价得分})$
盈利能力	<i>ROA</i>	净利润 / 平均总资产
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,个体则为国有企业, <i>Soe</i> =1; 否则,为非国有企业, <i>Soe</i> =0
上市年龄	<i>Age</i>	截至当期上市年限的自然对数
成长性	<i>Growth</i>	营业收入增长率
企业规模	<i>Size</i>	期末总资产的自然对数
资产负债率	<i>Lev</i>	期末总负债 / 期末总资产
管理费用率	<i>Admini</i>	管理费用 / 营业收入
经营活动现金流	<i>Cflow</i>	经营活动现金净流量 / 期末总资产
经营风险	<i>Risk</i>	近3年经营活动现金净流量波动率
现金	<i>Cash</i>	货币资金 / 期末总资产
资本密集度	<i>Tangibility</i>	固定资产净额 / 期末总资产
股权集中度	<i>Top1</i>	第一大股东持股比例
行业	<i>Industry</i>	按三位数行业代码标准设定行业虚拟变量
省份	<i>Province</i>	企业注册地所在省区虚拟变量
年度	<i>Year</i>	年度虚拟变量

## (二)模型构建

为了考察环境信用评价对企业信贷融资的影响,构建模型(1):

$$\Delta RateDebt_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Rating_{i,t} + \gamma \sum Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$



其中,  $\Delta RateDebt$  表示信贷融资;  $Rating$  为环境信用评价变量;  $Controls$  为公司特征变量,同时还控制了企业所处行业、省份与年度的影响;具体见表1变量定义与说明;  $\varepsilon$  为随机扰动项。重点关注  $Rating$  的系数  $\alpha_1$ 。若  $\alpha_1$  显著为正,则表明良好的环境信用评价有利于企业获得更多信贷资金支持,可验证假说H1。

### (三)样本选择与说明

为了考察环境信用评价对企业信贷融资的影响,以2014—2020年重污染企业为初始研究样本。之所以选择重污染企业为研究样本,是因为火电、钢铁、水泥、电解铝等重污染行业是政府要求参与环境信用评价的主体,以重污染企业为研究对象可使结论更具针对性。为使研究结果更合理,对初始样本作如下处理:剔除研究期间被ST或\*ST的样本;剔除资不抵债等财务异常的样本;剔除解释变量、被解释变量等主要变量取值缺失的样本。为排除极端值的影响,对所有连续变量进行1%~99%水平的缩尾处理,最终得到3435个观测值。

数据来源主要包括两部分:环境信用评价数据通过公众环境研究中心(IPE)官网手工整理获得,公司信贷融资和其他公司特征数据主要来源于CSMAR数据库。

## 五、实证分析

### (一)描述性统计分析

表2是对主要变量的描述性统计结果。 $\Delta RateDebt$  均值为-0.003,最小值为-0.350,最大值为0.351,表明研究期间平均来看企业信贷融资水平较当期出现下降,最大值与最小值差别较大。 $Rating$  均值为0.759,中位数为0,最大值为4.615,表明大部分样本企业环境信用评分为0,符合环境信用评价进程亟待进一步加快的特征事实。

控制变量层面, $Size$  均值为22.971,标准差为1.277,表明样本企业规模变动不大。 $ROA$  均值为0.026,表明企业盈利能力良好。 $Soe$  均值为0.437,表明样本中国有企业占比43.7%。其他变量统计结果均在合理范围,不再赘述。

表2 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$\Delta RateDebt$	3,435	-0.003	0.114	-0.350	-0.001	0.351
$Rating$	3,435	0.759	1.690	0.000	0.000	4.615
$Size$	3,435	22.971	1.277	20.383	22.843	26.438
$ROA$	3,435	0.026	0.054	-0.210	0.025	0.184
$Soe$	3,435	0.437	0.496	0.000	0.000	1.000

续表 2 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Age</i>	3,435	2.696	0.436	1.386	2.833	3.296
<i>Growth</i>	3,435	0.137	0.407	-0.467	0.068	2.732
<i>Lev</i>	3,435	0.513	0.182	0.095	0.518	0.949
<i>Admini</i>	3,435	0.076	0.051	0.009	0.066	0.295
<i>Tangibility</i>	3,435	0.303	0.167	0.033	0.277	0.703
<i>Top1</i>	3,435	0.350	0.147	0.096	0.330	0.748
<i>Cflow</i>	3,435	0.051	0.062	-0.125	0.050	0.221
<i>Cash</i>	3,435	0.135	0.086	0.012	0.116	0.430
<i>Risk</i>	3,435	0.041	0.032	0.003	0.032	0.164

(二)基本回归分析

表3为依次加入控制变量的基准回归结果。第(1)列为未加入任何控制变量的回归结果,第(2)列为仅控制省份、行业、年度变量的回归结果,第(3)列为进一步控制公司特征变量的回归结果。据表3第(3)列,*Rating*系数为0.003,在1%的水平显著,表明良好的环境信用评价有利于企业获得信贷资金支持,假说H1得到验证。其经济意义在于,在其他条件不变的情形下,环境信用评价每增加1%,则企业信贷融资占期末总负债比重的增长率提升0.3%。这体现了“守信激励、失信惩戒”机制。

在控制变量层面,*Size*系数为0.003, *ROA*系数为0.084,均在10%水平显著。可能的解释为,大规模企业或盈利能力更强的企业更容易获得信贷融资。*Soe*系数为-0.007,但不显著。这可能是因为国有企业往往拥有较多的固定资产作为信用担保或者抵押,易获得长期稳定的信贷资金支持(Lu et al., 2012),导致信贷资金变动不明显。

表3 基本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>Rating</i>	0.002* (1.89)	0.003*** (2.59)	0.003*** (2.75)
<i>Size</i>			0.003* (1.71)
<i>ROA</i>			0.084* (1.72)

续表 3

基本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>Soe</i>			-0.007 (-1.58)
<i>Age</i>			-0.002 (-0.31)
<i>Growth</i>			0.002 (0.52)
<i>Lev</i>			-0.011 (-0.78)
<i>Admini</i>			0.088** (1.97)
<i>Tangibility</i>			-0.035** (-2.18)
<i>Top1</i>			0.000 (0.03)
<i>Cflow</i>			-0.024 (-0.61)
<i>Cash</i>			0.013 (0.46)
<i>Risk</i>			-0.008 (-0.12)
常数项	-0.005*** (-2.80)	-0.109*** (-9.62)	-0.170*** (-4.00)
行业/年度/省份固定效应	否	是	是
样本量	3435	3435	3435
调整的 R <sup>2</sup>	0.001	0.006	0.009

注：\*、\*\*、\*\*\*分别代表10%、5%、1%的显著性水平，标准误经公司层面的聚类处理。下表同。

### (三) 稳健性检验

#### 1. PSM 分析

可能存在一种情形是，企业环境信用评价与企业信贷融资之间并非因果关系，而是环境信用良好企业拥有其他特质有利于其获得信贷融资。为排除这一影响，以参与过环境信用评价的企业为实验组，以从未参与过环境信用评价的企业为控制组。将企业规模(*Size*)、盈利能

力(*ROA*)、成长性(*Growth*)、资本密集度(*Tangibility*)、管理费用率(*Admini*)、经营活动现金流(*Cflow*)及经营风险(*Risk*)为特征变量,采用倾向得分匹配的半径匹配法( $r=0.0001$ )匹配处理。

据表4,匹配后,实验组与控制组信贷资金差额大于0,表明考虑了样本系统性差异后,与从未参与环境信用评价的企业相比,参与环境信用评价的企业获得较高的信贷资金。

此外,为确保倾向得分匹配过程特征变量选取的合理性,进一步对特征变量倾向得分匹配进行平衡性检验。未列示的结果表明,匹配前,实验组与控制组样本的特征变量均值差异均在1%的水平显著,而匹配后两组样本的特征变量均值差异明显降低,且匹配后, $p>Chi^2$ 由0.000变为0.918,整体表明匹配后实验组与控制组样本特征变量均无明显差异。

表4 PSM分析结果

变量	样本	实验组	控制组	差异	标准误	t 统计量
<i>Rateloan</i>	Unmatched	0.4016	0.3896	0.0120	0.0066	1.83
	ATT	0.3981	0.3675	0.0305	0.0115	2.64
	ATU	0.3657	0.3993	0.0336		
	ATE			0.0321		

## 2. 仅保留参与过环境信用评价的样本

在前述主检验回归分析中,参与回归的样本不仅包含参与过环境信用评价的样本,还包括从未参与过环境信用评价的样本。考虑到将从未参与环境信用评价企业的环境信用直接定义为0进行回归,可能会使结果有偏。为使结果更加稳健,本文剔除从未参与环境信用评价的样本,重新对模型(1)进行回归。据表5第(1)列,*Rating*的系数为0.004,在1%的水平显著,稳健地表明良好的环境信用评价有利于企业获得信贷资金。

## 3. 改变环境信用评价的度量方法

一是根据《办法》,将环境信用等级赋绿色或蓝色码标识的企业视为环境信用评价良好企业,定义*Dumrank*=1;否则为环境信用评价不佳企业,定义*Dumrank*=0。在模型(1)的基础上替换*Rating*变量,重新对模型(1)进行回归。据表5第(2)列,*Dumrank*系数为0.017,在1%水平显著。这表明企业环境信用评价越高,越能获得信贷资金,结论未发生实质改变。

二是参照林晚发和敖小波(2018)的做法,结合环境信用评价办法,根据企业环境信用等级颜色重新定义环境信用评价变量(*Rank*)。分别对环境信用等级颜色为红色、黄色、蓝色、绿色的样本,依次赋值*Rank*=1、2、3、4,对模型(1)重新回归。据表5第(3)列,*Rank*系数为0.005,在1%的水平显著,结论稳健。

## 4. 差分模型回归

为了排除难以被观测且不易随时间变动影响的因素对研究结果可能产生的干扰,本文还构建差分模型回归。考虑到企业并非每年都会参与环境信用评价,将企业当年参与环境信用

评价的样本定义  $Post=1$  , 否则  $Post=0$  。在模型(1)的基础上将解释变量  $Rating$  替换为  $Post$  , 重新回归。据表5第(4)列,  $Post$  的系数为0.015, 在1%的水平显著, 稳健地表明良好的环境信用评价有利于企业获得信贷资金。

表5 样本与变量选择稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Rating</i>	0.004*** (2.68)			
<i>Dumrank</i>		0.017*** (2.95)		
<i>Rank</i>			0.005*** (2.83)	
<i>Post</i>				0.015*** (2.72)
<i>Size</i>	0.003 (1.03)	0.003* (1.71)	0.003* (1.69)	0.003* (1.71)
<i>ROA</i>	0.073 (0.89)	0.083* (1.71)	0.083* (1.71)	0.084* (1.72)
<i>Soe</i>	-0.011 (-1.60)	-0.007 (-1.58)	-0.007 (-1.58)	-0.007 (-1.58)
<i>Age</i>	-0.005 (-0.59)	-0.001 (-0.29)	-0.001 (-0.28)	-0.002 (-0.31)
<i>Growth</i>	-0.000 (-0.03)	0.002 (0.52)	0.002 (0.51)	0.002 (0.52)
<i>Lev</i>	-0.008 (-0.38)	-0.011 (-0.73)	-0.011 (-0.77)	-0.012 (-0.79)
<i>Admini</i>	0.102 (1.16)	0.088* (1.96)	0.088* (1.96)	0.088** (1.97)
<i>Tangibility</i>	-0.046 (-1.64)	-0.034** (-2.17)	-0.035** (-2.20)	-0.035** (-2.18)
<i>Top1</i>	0.012 (0.62)	0.001 (0.05)	0.001 (0.05)	0.000 (0.03)
<i>Cflow</i>	-0.026 (-0.39)	-0.024 (-0.62)	-0.025 (-0.62)	-0.024 (-0.61)
<i>Cash</i>	0.005 (0.12)	0.013 (0.47)	0.013 (0.46)	0.013 (0.46)
<i>Risk</i>	0.048 (0.41)	-0.009 (-0.14)	-0.009 (-0.13)	-0.008 (-0.11)
常数项	-0.196*** (-2.66)	-0.171*** (-4.04)	-0.169*** (-3.99)	-0.170*** (-3.99)
行业/年度/省份固定效应	是	是	是	是
样本量	1452	3435	3435	3435
调整的R <sup>2</sup>	-0.001	0.009	0.009	0.009

5. 控制联合固定效应

为了排除不同年份行业发展、省区政策的变动给研究结论带来的影响,在模型(1)的基础上,分别进一步控制行业-年度固定效应、省份-年度固定效应以及同时控制行业-年度与省份-年度的联合固定效应。据表6第(1)—(3)列, *Rating* 的系数均至少在5%的水平显著为正,表明考虑了行业-年度、省份-年度联合固定效应后,研究结论仍稳健。

表6 控制行业-年度-省份的联合固定效应

变量	(1)	(2)	(3)
<i>Rating</i>	0.003*** (2.68)	0.003** (2.27)	0.003** (2.08)
<i>Size</i>	0.003* (1.69)	0.003 (1.43)	0.003 (1.39)
<i>ROA</i>	0.118** (2.25)	0.090* (1.74)	0.117** (2.13)
<i>Soe</i>	-0.007 (-1.51)	-0.007 (-1.61)	-0.007 (-1.61)
<i>Age</i>	-0.003 (-0.50)	-0.003 (-0.54)	-0.004 (-0.70)
<i>Growth</i>	0.003 (0.54)	0.001 (0.25)	0.001 (0.24)
<i>Lev</i>	-0.011 (-0.74)	-0.008 (-0.52)	-0.007 (-0.46)
<i>Admini</i>	0.097** (2.05)	0.090* (1.95)	0.098** (2.01)
<i>Tangibility</i>	-0.027* (-1.66)	-0.037** (-2.27)	-0.029* (-1.79)
<i>Top1</i>	0.002 (0.12)	0.006 (0.48)	0.008 (0.60)
<i>Cflow</i>	-0.049 (-1.18)	-0.030 (-0.73)	-0.052 (-1.20)
<i>Cash</i>	0.021 (0.78)	0.014 (0.51)	0.021 (0.76)
<i>Risk</i>	-0.004 (-0.06)	-0.010 (-0.15)	-0.005 (-0.08)
常数项	-0.213*** (-5.02)	-0.155*** (-3.28)	-0.254*** (-4.97)
行业-年度与省份-年度固定效应	是	是	是
行业-年度固定效应	是	否	是
省份-年度固定效应	否	是	是
样本量	3435	3435	3435
调整的R <sup>2</sup>	0.025	0.012	0.027

## 6. 2SLS 回归

在上述回归分析中,环境信用评价对企业信贷融资的影响可能是反向因果或遗漏其他重要变量等产生的内生问题所致。为排除这一干扰,同时以上一期环境信用评价( $Rating_{t-1}$ )、扣除自身环境信用评价的省份-行业-年度层面的均值( $MeanRating_t$ )作为环境信用评价的工具变量进行2SLS回归。本文认为,上一期环境信用评价、本期环境信用评价平均水平与本期环境信用评价密切相关,上一期环境信用评价、本期环境信用评价平均水平均可通过影响本期环境行为与信用评价影响企业信贷融资。

据表7第(1)列,在第一阶段回归分析中, $Rating_{t-1}$ 、 $MeanRating_t$ 的系数均显著为正,满足工具变量相关性要求,且第一阶段F统计量为203.00,大于经验值10,通过弱识别检验,表明工具变量选取合理。进一步发现,Hansen J统计量为0.371,通过过度识别检验。据表7第(2)列,第二阶段回归分析中, $Rating$ 的系数为0.006,在5%的水平显著为正,表明考虑了可能的内生性因素影响后,结论仍未发生实质改变。

表7 排除内生性干扰

变量	(1) 第一阶段	(2) 第二阶段
$Rating$		0.006** (2.00)
$Rating_{t-1}$	0.533*** (16.89)	
$MeanRating_t$	0.197*** (5.31)	
控制变量	是	是
常数项	0.829 (0.99)	-0.131** (-2.26)
F 统计量	203.00	
Kleibergen-Paap rk LM 统计量		113.80
Hansen J 统计量		0.371
年度/行业/省份固定效应	是	是
样本量	2208	2208
中心化R <sup>2</sup>		0.046

## 六、进一步讨论

### (一) 机制分析

基于前述理论分析,环境信用评价可通过强化内部治理机制与缓解外部压力机制助力企业获得信贷融资。为检验这一逻辑,本文进行了如下检验:

#### 1. 基于强化公司内部治理机制的检验

基于前述分析,环境信用评价可以抑制管理者风险规避倾向、在职消费等机会主义行为并改善信息环境等,有利于提高公司绩效并降低公司违约风险,从而使公司获得更多信贷资

金。为检验公司内部治理机制是否成立,本文根据管理费用的年度行业均值标准,将管理费用高于均值水平的样本分为高代理成本组,否则为低代理成本组,分别对模型(1)回归。据表8第(1)—(2)列,Rating系数在第(2)列显著为正,表明良好的环境信用评价有利于企业获得信贷融资的结论主要体现在高代理成本样本。意即,环境信用评价可通过缓解代理问题从而有利于企业获得信贷融资。

此外,本文还按企业迪博内控指数的年度行业中位数标准,将高于中位数的样本定义为高内控质量组,否则为低内控质量组,分别对模型(1)回归。据表8第(3)—(4)列,Rating系数在第(3)列显著为正,这表明良好的环境信用评价可通过提高公司内控质量从而获得信贷融资,进一步验证了环境信用评价通过强化公司内部治理从而有利于企业获得信贷融资的逻辑。

表8 公司内部治理机制检验

变量	(1) 低代理成本	(2) 高代理成本	(3) 低内控质量	(4) 高内控质量
Rating	0.002 (1.31)	0.006*** (2.89)	0.005** (2.38)	0.002 (1.57)
Size	0.005** (2.19)	0.002 (0.47)	0.004 (1.11)	0.004 (1.51)
ROA	0.075 (1.01)	0.085 (1.26)	0.188*** (2.87)	-0.052 (-0.67)
Soe	-0.008 (-1.33)	-0.003 (-0.36)	-0.013 (-1.60)	-0.004 (-0.67)
Age	-0.010 (-1.56)	0.011 (1.18)	0.004 (0.34)	-0.003 (-0.39)
Growth	0.001 (0.13)	0.002 (0.25)	0.010 (1.18)	-0.002 (-0.30)
Lev	-0.013 (-0.69)	-0.015 (-0.62)	0.026 (1.13)	-0.045** (-2.22)
Admini	0.167 (1.40)	0.144* (1.82)	0.136* (1.96)	0.008 (0.12)
Tangibility	-0.052*** (-2.59)	-0.019 (-0.66)	-0.024 (-0.81)	-0.054*** (-2.91)
Top1	-0.014 (-0.82)	0.020 (0.82)	-0.000 (-0.02)	-0.003 (-0.21)
Cflow	-0.044 (-0.82)	0.027 (0.41)	-0.102 (-1.52)	0.031 (0.58)
Cash	-0.012 (-0.32)	0.037 (0.86)	-0.006 (-0.13)	0.012 (0.35)
Risk	0.012 (0.13)	-0.027 (-0.24)	0.102 (0.81)	-0.051 (-0.59)
常数项	-0.177*** (-3.08)	-0.072 (-0.82)	-0.215** (-2.36)	-0.044 (-0.74)
行业/年度/省份固定效应	是	是	是	是
样本量	2063	1372	1153	2282
调整的R <sup>2</sup>	0.005	0.001	-0.000	0.007



2. 基于缓解社会声誉压力的机制检验

为了检验这一逻辑,本文借鉴已有研究做法,分别按企业财务信息透明度和受分析师关注程度的年度行业中位数标准,将高于分析师跟踪研报数量和受分析师关注程度中位数的样本企业定义为高压力组,否则为低压力组,分别对模型(1)回归。其内在逻辑在于,财务信息透明度越高、分析师关注度越高的企业,企业面临的社会声誉压力越大。

据表9, *Rating* 的系数在第(2)和(4)列显著为正,在第(1)和(3)列不显著。这一结果表明良好的环境信用评价对企业信贷融资的正向影响主要体现在社会声誉压力较大的样本。这在一定程度上说明良好的环境信用评价可通过缓解企业面临的社会声誉压力提高信贷融资水平。

表9 社会声誉压力机制检验

变量	(1) 低研报关注度	(2) 高研报关注度	(3) 低分析师关注度	(4) 高分析师关注度
<i>Rating</i>	0.001 (0.62)	0.005*** (3.35)	0.001 (0.70)	0.005*** (3.19)
<i>Size</i>	0.002 (0.62)	0.004* (1.80)	0.003 (0.95)	0.003 (1.52)
<i>ROA</i>	0.079 (0.90)	0.072 (1.11)	0.086 (1.00)	0.062 (0.86)
<i>Soe</i>	0.003 (0.38)	-0.016** (-2.42)	0.004 (0.61)	-0.017*** (-2.83)
<i>Age</i>	0.009 (1.01)	-0.013 (-1.63)	0.007 (0.81)	-0.012 (-1.56)
<i>Growth</i>	-0.008 (-1.11)	0.010* (1.71)	-0.002 (-0.31)	0.006 (1.03)
<i>Lev</i>	-0.025 (-1.07)	-0.004 (-0.19)	-0.018 (-0.74)	-0.010 (-0.48)
<i>Admini</i>	0.130* (1.77)	0.036 (0.53)	0.184** (2.34)	-0.006 (-0.09)
<i>Tangibility</i>	-0.031 (-1.24)	-0.047** (-2.10)	-0.014 (-0.54)	-0.056** (-2.37)
<i>Top1</i>	0.014 (0.71)	-0.017 (-0.85)	0.005 (0.26)	-0.010 (-0.48)
<i>Cflow</i>	0.006 (0.09)	-0.048 (-0.91)	0.010 (0.15)	-0.055 (-0.97)
<i>Cash</i>	-0.012 (-0.29)	0.026 (0.72)	-0.005 (-0.10)	0.031 (0.85)
<i>Risk</i>	-0.113 (-1.14)	0.119 (1.24)	-0.165 (-1.60)	0.178** (2.01)
常数项	-0.147* (-1.78)	-0.063 (-0.97)	-0.179** (-2.16)	-0.034 (-0.57)
行业/年度/省份固定效应	是	是	是	是
样本量	1670	1765	1578	1857
调整的 R <sup>2</sup>	0.000	0.016	-0.003	0.015

(二)对长短期信贷融资的影响

流动性风险理论认为,流动性风险与企业债务期限密切相关。企业流动性风险越小,企业可获得的债务期限越短(Flannery,1986;Diamond,1991)。本文认为环境信用评价有利于强化公司治理,降低企业经营风险与信贷风险,从而也会对企业信贷融资期限产生影响。为了考察环境信用评价对企业不同期限信贷融资可能产生的异质性影响,在模型(1)的基础上,分别以短期借款变动( $\Delta RateShort$ )、长期借款变动( $\Delta RateLong$ )为被解释变量,构建模型(2)与模型(3)回归<sup>①</sup>。

$$\Delta RateShort_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 Rating_{i,t} + \gamma \sum Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$\Delta RateLong_{i,t+1} = \delta_0 + \delta_1 Rating_{i,t} + \gamma \sum Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $\Delta RateShort$ 表示短期借款变动,用短期借款占总负债比重的未来一期值与本期值之差( $RateShort_{t+1} - RateShort_t$ )衡量; $\Delta RateLong$ 表示长期借款变动,用长期借款占总负债比重的未来一期值与本期值之差( $RateLong_{t+1} - RateLong_t$ )衡量。其他变量同模型(1)。

据表10第(1)—(2)列, $Rating$ 系数在第(1)列显著为正,在第(2)列不显著,这表明环境信用评价良好的企业更可能获得短期借款,对长期借款影响不明显。可能的解释为,良好的环境信用降低了企业流动性风险,从而正向影响企业短期信贷融资。另外,研究表明,契约关系涉及期限越长,表明契约双方之间的关系越紧密,信息越对称(Darendeli et al., 2022)。相对于短期借款,企业与银行之间签订的长期借款合同一定程度上反映两者之间的关系更为紧密,受环境信用评价的影响更小。

此外,为了排除可能因银行长期借款存量不经常变动对研究结果产生的影响,本文将长期借款额不变的样本剔除,重新对模型(2)回归。据表10第(3)—(4)列,结果仍未发生实质改变,结论稳健。

表 10 债务融资期限异质性分析

变量	(1) 全样本	(2) 全样本	(3) 剔除长期借款不变样本	(4) 剔除长期借款不变样本
<i>Rating</i>	0.002** (2.33)	0.001 (0.93)	0.002** (2.29)	0.001 (1.03)
<i>Size</i>	0.004*** (2.69)	-0.002 (-1.34)	0.003 (1.63)	-0.002 (-1.30)
<i>ROA</i>	0.010 (0.21)	0.083** (2.29)	-0.009 (-0.18)	0.097** (2.32)
<i>Soe</i>	-0.007* (-1.73)	0.001 (0.24)	-0.006 (-1.57)	0.001 (0.34)

<sup>①</sup>短期借款是指公司向银行或其他金融机构借入的期限在1年及以下的各项借款。长期借款是指公司向银行或其他金融机构借入的期限在1年以上的各项借款。

续表 10

债务融资期限异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	全样本	剔除长期借款不变样本	剔除长期借款不变样本
<i>Age</i>	-0.002 (-0.47)	-0.000 (-0.12)	-0.000 (-0.08)	-0.000 (-0.02)
<i>Growth</i>	0.004 (0.93)	-0.003 (-0.89)	0.004 (0.86)	-0.003 (-0.97)
<i>Lev</i>	-0.024* (-1.91)	0.011 (1.04)	-0.029** (-2.28)	0.012 (0.95)
<i>Admini</i>	0.044 (1.07)	0.035 (1.07)	0.023 (0.53)	0.042 (1.10)
<i>Tangibility</i>	0.002 (0.15)	-0.031** (-2.49)	0.004 (0.28)	-0.035** (-2.53)
<i>Top1</i>	-0.000 (-0.02)	-0.000 (-0.00)	0.006 (0.53)	-0.002 (-0.17)
<i>Cflow</i>	-0.007 (-0.21)	-0.018 (-0.62)	-0.004 (-0.10)	-0.021 (-0.61)
<i>Cash</i>	-0.002 (-0.07)	0.018 (0.99)	-0.000 (-0.01)	0.023 (1.01)
<i>Risk</i>	0.031 (0.52)	-0.027 (-0.62)	0.018 (0.30)	-0.032 (-0.61)
常数项	-0.112*** (-3.00)	-0.052* (-1.83)	-0.082** (-2.07)	-0.047 (-1.45)
行业/年度/省份固定效应	是	是	是	是
样本量	3435	3435	3099	3099
调整的R <sup>2</sup>	0.012	-0.000	0.013	0.000

### (三) 截面异质性分析

#### 1. 资本密集度异质性分析

相比于低资本密集度企业,高资本密集度企业可能给银行等金融机构更多权益保障,从而更容易获得信贷资金支持。本文认为环境信用评价对企业信贷融资的影响可能会因企业资本密集度异质性而产生差异。为检验这一假设,按企业资本密集度的年度行业中位数标准,将高于中位数的企业定义为高资本密集度企业,否则为低资本密集度企业,分别对模型(1)回归。据表 11 第(1)—(2)列,良好的环境信用评价对企业信贷融资的影响主要体现在高资本密集度企业,对低资本密集度企业影响不显著。可能的解释为,银行作为理性经济人,在企业违约或拒绝履行合同时,有形资产对债权人保留较大的剩余价值(Manova, 2012),更可能降低银行等金融机构的信贷风险,企业也因此更容易获得信贷融资。这也与既有观点认为有形资产更容易评估和清算,银行更愿意接受有形资产作为抵押以确保未来资产回收能力的逻辑一致(Chiu et al., 2023)。

#### 2. 产权性质分析

相对于非国有企业,国有企业因具有良好的社会地位和声誉、更低的信用风险,从而更容易获得信贷资源。那么,环境信用评价对企业信贷融资的影响是否因产权性质而产生差异?

本文将样本分为国有企业与非国有企业,依次对模型(1)回归。据表11第(3)—(4)列, *Rating* 的系数仅在第(4)列显著为正,在第(3)列不显著,表明良好的环境信用评价对企业信贷资金的正向影响主要体现在国有企业。可能的解释为,与非国有企业相比,国有企业受到多重任务和上级主管部门的约束,履行了更多包括环境治理在内的社会责任(罗知、齐博成,2021)。在其他条件不变的情况下,国有企业更易随着环境信用评价的改善增加信贷融资。

表 11 截面异质性分析

变量	(1) 资本密集度低	(2) 资本密集度高	(3) 非国有企业	(4) 国有企业	(5) 东部地区	(6) 中西部地区
<i>Rating</i>	0.001 (0.64)	0.005*** (2.77)	0.002 (1.28)	0.004** (2.31)	0.006*** (3.68)	-0.001 (-0.48)
<i>Size</i>	0.004 (1.39)	0.003 (1.08)	0.002 (1.07)	0.006* (1.83)	0.002 (0.82)	0.004 (1.33)
<i>ROA</i>	0.051 (0.76)	0.109 (1.40)	0.074 (1.02)	0.075 (1.01)	0.114 (1.62)	0.039 (0.60)
<i>Soe</i>	-0.012* (-1.80)	-0.001 (-0.10)			-0.007 (-1.06)	-0.010* (-1.71)
<i>Age</i>	-0.008 (-1.10)	0.011 (1.23)	-0.003 (-0.36)	-0.003 (-0.45)	-0.002 (-0.29)	0.000 (0.05)
<i>Growth</i>	0.002 (0.34)	0.005 (0.61)	0.001 (0.15)	0.004 (0.59)	0.000 (0.05)	0.003 (0.50)
<i>Lev</i>	-0.025 (-1.16)	0.002 (0.09)	0.000 (0.00)	-0.045* (-1.66)	-0.022 (-1.04)	-0.003 (-0.17)
<i>Admini</i>	0.130** (1.99)	0.022 (0.30)	0.030 (0.48)	0.139* (1.89)	0.230*** (3.36)	-0.039 (-0.67)
<i>Tangibility</i>	-0.018 (-0.53)	-0.093*** (-2.87)	-0.038* (-1.81)	-0.025 (-0.86)	-0.059** (-2.51)	-0.018 (-0.91)
<i>Top1</i>	-0.007 (-0.34)	-0.003 (-0.13)	-0.018 (-1.15)	0.012 (0.50)	-0.002 (-0.11)	0.016 (0.85)
<i>Cflow</i>	0.026 (0.49)	-0.105 (-1.64)	-0.036 (-0.68)	-0.025 (-0.40)	-0.048 (-0.91)	0.012 (0.20)
<i>Cash</i>	0.007 (0.19)	0.008 (0.18)	-0.021 (-0.68)	0.068 (1.48)	0.015 (0.40)	-0.002 (-0.06)
<i>Risk</i>	-0.009 (-0.11)	0.114 (1.02)	0.071 (0.80)	-0.106 (-1.08)	0.079 (0.85)	-0.063 (-0.60)
常数项	-0.162*** (-2.61)	-0.061 (-0.76)	-0.143*** (-2.72)	-0.107 (-1.35)	-0.146*** (-2.66)	-0.097 (-1.38)
年度/行业/省份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	1765	1670	1933	1502	1965	1470
调整的 R <sup>2</sup>	-0.005	0.020	0.003	0.007	0.022	-0.003

### 3. 区域异质性分析

考虑到不同省区在经济发展水平、信用体系构建、公众环保意识等方面可能具有异质性,导致环境信用评价对资本市场的影响存在差异。为考察这一影响,按照企业注册地信息,将

样本分为东部地区组和中西部地区组<sup>①</sup>,分别对模型(1)回归。据表11第(5)—(6)列,Rating的系数在第(5)列显著为正,在第(6)列为负,但不显著。这一结果表明良好的环境信用评级有利于企业获得更多信贷资金支持,主要体现在东部地区。可能的解释为,相比于中西部地区,东部地区的经济发展水平较高、信用监管环境相对较好且公众的环保意识较强等,使得环境信用评级良好的企业更易在利益相关者心中留下良好印象,有利于获得信贷资金。

## 七、结论与政策建议

本文基于2014—2020年沪深A股重污染企业样本,考察了环境信用评级对企业信贷融资的影响。研究表明良好的环境信用评级有利于企业获得更多信贷融资。机制分析发现,上述影响主要通过强化企业内部治理与缓解社会声誉压力实现。进一步研究表明,良好的环境信用评级主要有利于企业获得短期借款,对长期借款的影响不显著。截面异质性分析发现,良好的环境信用评级对企业信贷融资的影响主要体现在高资本密集度的企业、国有企业和处于东部地区的企业。

可见,随着信用建设进程的加快,企业环境信用评级逐渐成为影响银行等金融机构信贷决策的重要因素。企业可通过提高环境信用等级,缓解与银行等金融机构之间的信息不对称,在利益相关者心中树立良好形象并改善投资者对企业的风险预期,从而获得更多信贷资金。本文研究为环境信用建设与环境监管的有效结合提供了理论与实证支持,以信用监管为基础的新型环境规制可视为传统环境规制的有效补充。政府可进一步将企业环境治理纳入社会信用建设体系范围,强化环境信用建设,充分发挥“守信激励、失信惩戒”机制,促进经济社会健康持续发展。另外,考虑到环境信用评级对企业债务融资的正向影响具有企业与区域特征异质性,政府在加快环境信用建设进程中可将这些因素考虑在内,对不同特征的企业提供不同形式与程度的支持,有力推动企业绿色发展与有效提升绿色金融服务质效。

## 参考文献:

- [1] 方颖,郭俊杰. 中国环境信息披露政策是否有效:基于资本市场反应的研究[J]. 经济研究, 2018, 53(10): 158-174.
- [2] 黄溶冰,谢晓君,周卉芬. 企业漂绿的“同构”行为[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(11): 139-150.
- [3] 胡天杨,谌仁俊,涂正革. 环境信息披露评价与市场价值:第三方机构的影响研究[J]. 世界经济, 2022, 45(11): 150-176.
- [4] 李林木,于海峰,汪冲,等. 赏罚机制、税收遵从与企业绩效——基于纳税信用管理制度的研究[J]. 经济研究, 2020, 55(6): 89-104.

<sup>①</sup>考虑到环境信用评级制度主要在中国大陆开展,东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南等11个省(市);中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西等10个省(区);西部地区包括重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆等10个省(区、市)。

- [5] 林晚发,敖小波. 企业信用评级与审计收费[J]. 审计研究, 2018(3):95-103.
- [6] 罗知,齐博成. 环境规制的产业转移升级效应与银行协同发展效应——来自长江流域水污染治理的证据[J]. 经济研究, 2021, 56(2):174-189.
- [7] 麦勇,唐悦,孟磊. 选择性环境信息披露对企业绿色声誉的影响研究[J]. 环境经济研究, 2023, 8(1):100-116.
- [8] 孙雪娇,翟淑萍,于苏. 柔性税收征管能否缓解企业融资约束——来自纳税信用评级披露自然实验的证据[J]. 中国工业经济, 2019(3):81-99.
- [9] 王馨,王营. 环境信息公开的绿色创新效应研究——基于《环境空气质量标准》的准自然实验[J]. 金融研究, 2021(10):134-152.
- [10] 叶永卫,曾林,李佳轩. 纳税信用评级制度与企业创新——“赏善”比“罚恶”更有效? [J]. 南方经济, 2021(5):52-68.
- [11] 张德涛,张景静,董帅. 环境信息粉饰行为的潜在影响[J]. 世界经济, 2024(4):99-128.
- [12] Ashcraft, A., P. Goldsmith-Pinkham, P. Hull, et al. Credit Ratings and Security Prices in the Subprime MBS Market[J]. *American Economic Review*, 2011, 101:115-119.
- [13] Aktas, N., D. Petmezas, H. Servaes, et al. Credit Ratings and Acquisitions[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2021, 69: 101986.
- [14] Afsah, S., J. R. Vincent. Putting Pressure on Polluters: Indonesia's PROPER Program[R]. 1997.
- [15] Allen, F., J. Qian, M. Qian. Law, Finance, and Economic Growth in China[J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 77(1): 57-116.
- [16] Basu, R., J. P. Naughton, C. Wang. The Regulatory Role of Credit Ratings and Voluntary Disclosure[J]. *The Accounting Review*, 2022, 97(2): 25-50.
- [17] Bansal, P., I. Clelland. Talking Trash: Legitimacy, Impression Management, and Unsystematic Risk in the Context of the Natural Environment[J]. *Academy of Management Journal*, 2004, 47(1): 93-103.
- [18] Boot, W. A., T. Milbourn, A. Schmeits. Credit Rating as Coordination Mechanisms[J]. *The Review of Financial Studies*, 2006, 19(1): 81-118.
- [19] Chiu, Z., C. Lin, L. Wei. How Do Board Reforms Affect Debt Financing Costs around the World?[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2023, 58(1): 217-249.
- [20] Cheng, B., I. Ioannou, G. Serafeim. Corporate Social Responsibility and Access to Finance[J]. *Strategic Management Journal*, 2014, 35(1): 1-23.
- [21] Chen, Y. S. The Driver of Green Innovation and Green Image—Green Core Competence[J]. *Journal of Business Ethics*, 2008, 81(3): 531-543.
- [22] Chen, Y., M. Huang, Y. Wang. The Effect of Mandatory CSR Disclosure on Firm Profitability and Social Externalities: Evidence from China[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2018, 65(1): 169-190.
- [23] Chatterji, A. K., M. W. Toffel. How Firms Respond to Being Rated[J]. *Strategic Management Journal*, 2010, 31(9): 917-945.
- [24] Cho, C. H., D. M. Patten. The Role of Environmental Disclosures as Tools of Legitimacy: A Research Note [J]. *Accounting, Organizations and Society*, 2007, 32(7/8): 639-647.
- [25] DeHaan, E. The Financial Crisis and Corporate Credit Ratings[J]. *The Accounting Review*, 2017, 92(4): 161-189.
- [26] Dhaliwal, D., O. Li, A. Tsang, et al. Voluntary Nonfinancial Disclosure and the Cost of Equity Capital: The Initiation of Corporate Social Responsibility Reporting[J]. *The Accounting Review*, 2011, 86(1): 59-100.
- [27] Diamond, D. Debt Maturity Structure and Liquidity Risk[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106(3): 709-737.

- [28] Delmas, M. A., M. W. Toffel. Organizational Responses to Environmental Demands: Opening the Black Box[J]. *Strategic Management Journal*, 2008, 29(10): 1027–1055.
- [29] Darendeli, A., P. Fiechter, J. M. Hitz, et al. The Role of Corporate Social Responsibility (CSR) Information in Supply–Chain Contracting: Evidence from the Expansion of CSR Rating Coverage[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2022, 74(2/3): 101525.
- [30] Dyck, A., K. V. Lins, L. Roth, et al. Do Institutional Investors Drive Corporate Social Responsibility? International Evidence[J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 131(3): 693–714.
- [31] Eccles, R. G., I. Ioannou, G. Serafeim. The Impact of Corporate Sustainability on Organizational Processes and Performance[J]. *Management Science*, 2014, 60(11): 2835–2857.
- [32] Fabrizio, K. R., E. H. Kim. Reluctant Disclosure and Transparency: Evidence from Environmental Disclosures[J]. *Organization Science*, 2019, 30(6): 1125–1393.
- [33] Fazzari, S., R. Hubbard, B. Petersen. Financing Constraints and Corporate Investment[J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988 (1): 141–206.
- [34] Flannery, M. Asymmetric Information and Risky Debt Maturity Choice[J]. *The Journal of Finance*, 1986, 41: 19–37.
- [35] Goss, A., G. S. Roberts. The Impact of Corporate Social Responsibility on the Cost of Bank Loans[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2011, 35(7): 1794–1810.
- [36] Grewal, J., E. Riedl, G. Serafeim. Market Reaction to Mandatory Nonfinancial Disclosure[J]. *Management Science*, 2019, 65(7): 3061–3084.
- [37] Hong, H., M. Kacperczyk. The Price of Sin: The Effects of Social Norms on Markets[J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 93(1): 15–36.
- [38] Hunter, T., P. Bansal. How Standard is Standardized MNC Global Environmental Communication?[J]. *Journal of Business Ethics*, 2007, 71(2): 135–147.
- [39] Joo, M. H., A. M. Parhizgari. A Behavioral Explanation of Credit Ratings and Leverage Adjustments[J]. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 2021, 29: 100435.
- [40] Kempf, A., P. Osthoff. The Effect of Socially Responsible Investing on Portfolio Performance[J]. *European Financial Management*, 2007, 13(5): 908–922.
- [41] Kisgen, D. J., P. E. Strahan. Do Regulations Based on Credit Ratings Affect a Firm’s Cost of Capital?[J]. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(12): 4324–4347.
- [42] Lu, Z., J. Zhu, W. Zhang. Bank Discrimination, Holding Bank Ownership, and Economic Consequences: Evidence from China[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2012, 36(2): 341–354.
- [43] Lin, H., S. Zeng, L. Wang, et al. How Does Environmental Irresponsibility Impair Corporate Reputation? A Multi–Method Investigation[J]. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 2016, 23(6): 413–423.
- [44] Margolis, J. D., J. P. Walsh. Misery Loves Companies: Rethinking Social Initiatives by Business[J]. *Administrative Science Quarterly*, 2003, 48(2): 268–305.
- [45] Manova, K. Credit Constraints, Heterogeneous Firms, and International Trade[J]. *The Review of Economic Studies*, 2012, 80(2): 711–744.
- [46] Samuel IV, K., K. Koharki, P. Kraft, et al. Do Rating Agencies Behave Defensively for Higher Risk Issuers?[J]. *Management Science*, 2023, 69(8): 4864–4887.
- [47] Sethuraman, M. The Effect of Reputation Shocks to Rating Agencies on Corporate Disclosures[J]. *The Accounting Review*, 2019, 94(1): 299–326.
- [48] Sufi, A. Bank Lines of Credit in Corporate Finance: An Empirical Analysis[J]. *The Review of Financial*

Studies, 2009, 22(3): 1057–1088.

[49] Vanhaverbeke, S., B. Balsmeier, T. Doherr. Mandatory Financial Information Disclosure and Credit Ratings [J]. Journal of Accounting and Economics, 2024, 78(1):101676.

[50] Wu, Y., K. Zhang, J. Xie. Bad Greenwashing, Good Greenwashing: Corporate Social Responsibility and Information Transparency[J]. Management Science, 2020, 66(7): 3095–3112.

[51] Yu, X., J. Fang. Tax Credit Rating and Corporate Innovation Decisions[J]. China Journal of Accounting Research, 2022, 15(1): 100222.

## The Impact of Environmental Credit Rating on Corporate Credit Financing: Empirical Evidence from Heavily Polluting Listed Companies

Cui Guanghui<sup>a</sup>, Jiang Yingbing<sup>b</sup>

(a: School of Accounting, Nanjing University of Finance and Economics ;

b: School of Accounting, Dongbei University of Finance and Economics)

**Abstract:** *The Measures for Environmental Credit Rating of Enterprises (for Trial Implementation)* was promulgated and implemented, and the environmental behavior of enterprises was formally incorporated into the social credit rating system. It states that environmental credit rating results will be shared with banks and other financial institutions, making environmental credit rating a new type of environmental regulatory mechanism based on credit regulation. In this context, there is a lack of empirical evidence on how environmental credit rating affects corporate credit financing. Based on a sample of heavily polluting listed companies in Shanghai and Shenzhen A-shares from 2014 to 2020, this paper specifically examines the impact and mechanism of environmental credit rating on corporate credit financing. The study shows that a good environmental credit rating facilitates firms' access to credit funding support. The results remain robust after PSM, difference model regression, 2SLS regression, and exclusionary interpretation. The analysis of the mechanism found that good environmental credit rating can strengthen the internal governance of the company and alleviate the social reputation pressure faced by the enterprise, which in turn facilitates the enterprise's access to credit financing. Further research shows that environmental credit rating mainly favors firms' access to short-term loan and has a non-significant effect on long-term loan. This effect is mainly found in highly capital-intensive enterprises, state-owned enterprises, or sample enterprises in the eastern region. This paper bridges the gap in the literature on environmental credit rating and corporate credit financing, enriches and expands the research on the consequences of credit rating, and provides experience and useful insights on how governments can further improve the effectiveness of environmental regulation from the perspective of credit system construction.

**Keywords:** Environmental Credit Rating; Credit Financing; Governance Effect; Reputation Effect

**JEL Classification:** G32, Q58, M14

(责任编辑:朱静静)