

# 环境管理体系认证有助于缓解企业融资约束吗?

于连超<sup>1</sup>,董晋亭<sup>2</sup>,王雷<sup>1</sup>,毕茜<sup>3</sup>

(1. 兰州大学 管理学院,甘肃 兰州 730000;2. 重庆大学 经济与工商管理学院,重庆 400044;

3. 西南大学 经济管理学院,重庆 400715)

**[摘要]**理论上,环境管理体系认证能够通过发挥治理效应和信息效应来缓解企业融资约束。选取2007—2019年中国沪深两市A股重污染企业为研究对象,探讨了环境管理体系认证对企业融资约束的影响。研究发现,环境管理体系认证能够显著缓解企业融资约束,且这种缓解作用随着时间推移而不断提升。进一步考虑产权性质发现,与国有企业相比,环境管理体系认证更能显著缓解民营企业融资约束。之后,探索影响机制发现,环境管理体系认证主要通过提升企业环境绩效和提高企业信息透明度来缓解企业融资约束,可见环境管理体系认证既可以作为一种“环境治理工具”来提升企业环境绩效,又可以作为一种“信息传递工具”来提高企业信息透明度,从而缓解企业融资约束。研究结论揭示了环境管理体系认证具有显著的融资效应,拓展了环境管理体系认证的经济后果研究和企业融资约束的影响因素研究。

**[关键词]**环境管理体系认证;融资约束;环境绩效;信息透明度;产权性质;重污染企业

**[中图分类号]**F275.1 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2021)06-0116-11

## 一、引言

2020年3月3日,中共中央办公厅、国务院办公厅印发了《关于构建现代环境治理体系的指导意见》,提出“到2025年,建立健全环境治理的领导责任体系、企业责任体系、全民行动体系、监管体系、市场体系、信用体系、法律法规政策体系,落实各类主体责任,提高市场主体和公众参与的积极性,形成导向清晰、决策科学、执行有力、激励有效、多元参与、良性互动的环境治理体系。”环境规制体系作为我国现代环境治理体系的重要组成部分,如何能够更好地调动市场主体和公众参与的积极性是当前理论界探讨的重要议题。我国环境规制体系主要包括命令控制型环境规制、经济激励型环境规制和自愿参与型环境规制三类,其中自愿参与型环境规制发展相对滞后。理论上,自愿参与型环境规制的环境监管成本较低,却能够积极发挥第三方机构、行业协会等市场主体和公众的治理作用<sup>[1]</sup>,实现环境保护和经济发展的双赢。

环境管理体系认证作为一种重要的自愿参与型环境规制,受到学者们的广泛关注。环境管理体系认证是指由第三方公证机构根据公开发布的环境管理体系标准,对企业环境管理体系进行评定,评定合格后颁发环境管理体系认证证书,并进行注册登记的环境规制手段<sup>[1]</sup>。1996年,国际标准化组织正式发布《环境管理体系规范及使用指南》(ISO14001:1996)。同年,我国将国际标准转化为国家标准,发布《环境管理体系规范及使用指南》(GBT24001-1996)。2004年,国际标准化组织对《环境管理体系规范及使用指南》进行修订,但实质性内容没有明显变化。2015年,国际标准化组织再次对《环境管理体系规范及使用指南》进行修订,将环境管理增加到组织战略策划的过程中,对环境管理体系提出了更高的要求。经过若干年的发展,我国进行环境管理体系认证的企业数量有了明显的提高<sup>[2]</sup>,但是企业占比与美国、英国、德国等发达国家还存在明显的差距。

学者们对环境管理体系认证的研究,可以概括为环境效应和经济效应两个方面。学者们对环境管理体系认证的环境效应,一直存在争议。一部分学者研究发现,环境管理体系认证能够显著提升企业环境绩效<sup>[3-6]</sup>,另一部分学者研究发现,环境管理体系认证对企业环境绩效的提升作用有限<sup>[7-9]</sup>。我国经验证据表明,环境管理体

**[收稿日期]**2021-02-24

**[基金项目]**国家社会科学基金项目(18BGL023)

**[作者简介]**于连超(1991—),男,天津人,兰州大学管理学院讲师,博士,从事环境制度与公司财务、环境会计与财务管理研究,E-mail:lian-chaoy@sina.com;董晋亭(1994—),女,山西吕梁人,重庆大学经济与工商管理学院博士研究生,从事财务管理研究;王雷(1981—),男,安徽宿州人,兰州大学管理学院副教授,博士,硕士生导师,从事制度与公司财务、资本市场会计研究;毕茜(1968—),女,江苏常州人,西南大学经济管理学院教授,博士,博士生导师,从事环境会计与财务管理研究。

系认证具有环境有效性<sup>[10]</sup>。环境管理体系认证不仅会产生环境效应,还会产生经济效应。学者们重点关注了环境管理体系认证对企业创新的影响,发现环境管理体系认证对企业创新具有显著的促进作用<sup>[11-13]</sup>。可见,现有文献重点探讨了环境管理体系认证的环境效应,对经济效应的探讨较为缺乏,仅关注了对企业创新的影响。为此,本文以企业融资约束作为研究视角,探讨环境管理体系认证的经济有效性,以期为我国完善环境管理体系认证制度以推进经济高质量发展提供经验证据和政策启示。

本文的研究贡献主要包括以下四个方面:第一,从企业融资角度丰富了环境管理体系认证的经济后果研究。现有文献重点探讨了环境管理体系认证的环境效应,其经济效应只关注了企业创新。本文以企业融资约束为研究视角,探讨了环境管理体系认证对企业融资约束的影响,丰富了环境管理体系认证的经济后果研究。第二,从环境规制视角拓展了企业融资约束的影响因素研究。环境规制与企业融资约束之间的关系一直是学者们关注的重要话题,但现有研究仅关注了整体层面的环境规制强度,具体层面的命令控制型环境规制、经济激励型环境规制对企业融资约束的影响,缺乏自愿参与型环境规制的探讨。本文以环境管理体系认证为研究视角,研究其对企业融资约束的影响,拓展了企业融资约束的影响因素研究。第三,从治理效应和信息效应两个方面揭示了环境管理体系认证对企业融资约束的影响机制。理论上,环境管理体系认证能够通过治理效应和信息效应来缓解企业融资约束。为此,本文考察了以上两种机制,发现环境管理体系认证能够通过提升企业环境绩效和提高企业信息透明度来缓解企业融资约束,明晰了环境管理体系认证对企业融资约束的影响机理。第四,从产权制度方面探讨了环境管理体系认证对企业融资约束的影响异质性。在不同的制度环境下,环境管理体系认证对企业融资约束的影响可能会存在差异。为此,本文研究了环境管理体系认证对企业融资约束的影响是否存在产权性质的差异,揭示了产权制度背景下环境管理体系认证对企业融资约束的影响异质性。

## 二、理论分析与研究假设

与其他类型环境规制相比,环境管理体系认证作为一种重要的自愿参与型环境规制,具有独特的优势。对于政府来说,环境管理体系认证能够以较低的监管成本来实现更高的环境效益。命令控制型环境规制主要依靠行政干预<sup>[14]</sup>,需要占用政府大量的资源,市场激励型环境规制主要依靠市场机制<sup>[15]</sup>,仅需要政府建立和维持市场秩序,而环境管理体系认证主要依靠第三方认证机构力量,因而环境管理体系认证的监管成本较低。命令控制型环境规制与市场激励型环境规制的预期目标是满足现行的环境法律法规,而环境管理体系认证的预期目标不再局限于满足现行的环境法律法规,甚至高于现行环境法律法规的要求<sup>[1,16]</sup>,因此环境管理体系认证的环境效益更高。对于企业来说,环境管理体系认证不仅能够有效地对企业进行环境监督,还可以有效地缓解企业内外信息不对称。环境管理体系认证在帮助企业提高自身环境管理水平的同时,还可以借助第三方认证机构对企业进行环境监督<sup>[17]</sup>。环境管理体系认证作为一种重要的信息传递工具<sup>[18-19]</sup>,能够有效降低企业内外信息不对称。因此,环境管理体系认证能够通过发挥治理效应和信息效应来缓解企业融资约束。

第一,环境管理体系认证能够通过发挥治理效应来提升企业环境绩效,从而缓解企业融资约束。现有研究发现,环境管理体系认证能够提高企业环境合规性,提升企业环境绩效<sup>[3,6]</sup>。理由在于:其一,当企业进行环境管理体系认证时,企业需要满足环境管理体系标准<sup>[1,10]</sup>,例如环境管理战略是否符合要求、生产过程是否符合绿色标准、污染排放是否符合环境法律法规等,这有助于企业提高自身环境管理水平,提高环境合规性;其二,当企业进行环境管理体系认证后,企业需要接受认证机构的再评估<sup>[17]</sup>,认证机构通过定期检查、不定期抽查等方式能够有效发现企业不符合环境管理体系要求的情况,有效督促企业及时改正,提高企业环境合规性。当企业环境合规性提高时,企业环境绩效随之提升,企业环境风险随之下降,这有助于企业吸引更多的外部投资者资源,缓解企业融资约束。现有研究发现,环境绩效较好的企业能够获得更多的机构投资者投资和债务融资<sup>[20-21]</sup>,理由在于环境绩效较好的企业具有更低的环境风险,从而降低外部投资者的投资风险。因此,环境管理体系认证能够作为一种“环境治理工具”,提升企业环境绩效,降低企业环境风险,吸引更多的外部投资者资源,从而缓解企业融资约束。

第二,环境管理体系认证能够通过发挥信息效应来提高企业信息透明度,从而缓解企业融资约束。现有研究发现,环境管理体系认证作为重要的环境管理工具,具有重要的信息功能<sup>[18-19]</sup>。与普通环境信息披露不同,环境管理体系认证披露的环境信息可信度更高。理由在于:普通环境信息的披露载体是年度报告的附录、社会

责任报告或环境责任报告,没有经过独立第三方机构的鉴证,致使普通环境信息披露的可信度较低,而环境管理体系认证的披露载体是全国认证认可信息公共服务平台,经过独立第三方机构的鉴证,在很大程度上能够保证披露信息的可靠性。企业内部管理层与外部投资者之间存在天然的信息不对称<sup>[22]</sup>,当外部投资者面临着较高的信息不对称时,外部投资者的投资不确定性将提高。与其他信息相比,环境信息存在着更加明显的信息不对称<sup>[23]</sup>。环境管理体系认证能够向外部投资者提供更加可靠的环境信息,缓解企业内外环境信息不对称,提高企业环境信息透明度,减少投资者的不确定性。此外,环境管理体系认证还能够为企业盈余信息提供保障,降低企业盈余信息中的环境不确定性影响,提高企业盈余信息透明度。现有研究发现,信息披露能够缓解企业内外信息不对称,降低企业融资成本,缓解企业融资约束<sup>[24-25]</sup>。因此,环境管理体系认证能够作为一种“信息传递工具”,提高企业信息透明度,降低投资不确定性,获得更多的外部投资者资源,从而缓解企业融资约束。综上所述,本文提出研究假设 1。

H1:环境管理体系认证能够显著缓解企业融资约束。

产权制度作为我国重要的制度安排,会对环境管理体系认证与企业融资约束之间的关系产生深刻的影响。由于国有企业和民营企业在政治关联与资源禀赋方面存在显著差异,导致环境管理体系认证对企业融资约束的缓解作用在民营企业中更显著。一方面,国有企业的政治关联要强于民营企业,这种政治关联可以作为企业不履行环境责任的“保护伞”,降低企业由于不履行环境责任而遭受的行政处罚<sup>[26]</sup>。当面对环境管理体系认证的治理效应时,国有企业提升环境合规性的动力不足,而民营企业会更加积极地提高环境合规性,降低环境风险,缓解融资约束。另一方面,国有企业的资源禀赋要优于民营企业,能够获得更多的政府资源<sup>[27]</sup>。当面对环境管理体系认证的信息效应时,与国有企业相比,民营企业的投资不确定性更高,导致投资者面临更高的投资风险,因而民营企业更有动力进行环境管理体系认证来传递企业环境责任履行较好和盈余信息质量较高的积极信号,提高信息透明度,缓解融资约束。综上分析,本文提出研究假设 2。

H2:与国有企业相比,环境管理体系认证更能显著缓解民营企业融资约束。

### 三、研究设计

#### (一)样本选择与数据来源

考虑到 2007 年我国实施新《企业会计准则》,因此本文选取 2007—2019 年中国沪深两市 A 股重污染企业作为初始样本,并进行如下筛选:剔除样本期间内出现 ST、\*ST 情形的研究样本,剔除变量数据缺失且无法补齐的研究样本。经以上处理后,本文共计获得 6907 个观测值。重污染企业的界定依据《上市公司环境信息披露指南》(征求意见稿)和《上市公司环保核查行业分类管理名录》(环办函[2008]373 号),涉及火电、钢铁、水泥等 16 类行业的企业。本文数据来源如下:环境管理体系认证的数据来源于全国认证认可信息公共服务平台,该平台的版权属于国家市场监督管理总局信息中心,由笔者手工整理所得,其他变量数据均来源于国泰安数据库和锐思数据库。为了避免极端值的影响,本文对连续变量均进行前后 1% 的缩尾处理。本文数据处理与分析均使用软件 Stata16 完成。

#### (二)实证模型与变量定义

为了检验环境管理体系认证对企业融资约束的影响,本文构建实证模型(1)。

$$FC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 EMSC_{i,t} + \sum CVs_{i,t} + \mu_{Year} + \mu_{Industry} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

为了检验环境管理体系认证对企业融资约束的影响是否存在产权性质的差异,本文构建实证模型(2),并进行分组回归。

$$FC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 EMSC_{i,t} + \alpha_2 (EMSC_{i,t} \times SOE_{i,t}) + \alpha_3 SOE_{i,t} + \sum CVs_{i,t} + \mu_{Year} + \mu_{Industry} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

在模型(1)和模型(2)中, $i$ 代表企业, $t$ 代表年份, $FC$ 代表企业融资约束, $EMSC$ 代表环境管理体系认证, $SOE$ 代表产权性质, $CVs$ 代表控制变量, $\mu_{Year}$ 代表年度效应, $\mu_{Industry}$ 代表行业效应, $\varepsilon$ 代表随机扰动项。本文主要变量的定义与说明如下:

1. 企业融资约束( $FC$ )。学者们主要使用 KZ 指数、WW 指数、SA 指数等方法来衡量企业融资约束<sup>[28-31]</sup>,其中 KZ 指数的理论方法更加完善,是学者们使用最广泛的衡量方法。因此,本文借鉴 Kaplan 和 Zingales<sup>[28]</sup>的研

究方法,构建 KZ 指数来衡量企业融资约束,选取经营性现金流量净额、现金持有量、现金股利、资产负债率和托宾 Q 值五个指标作为构建 KZ 指数的关键财务指标,具体步骤如下:(1)按照以上五个指标的中位数进行分组,低于中位数赋值为 1,否则取 0,构建五个虚拟变量;(2)计算 KZ 指数,其数值等于以上五个虚拟变量之和;(3)进行排序逻辑回归,将 KZ 指数作为因变量,上述五个指标作为自变量,得到各个变量的估计系数;(4)运用上述估计系数,计算每一家上市公司的 KZ 指数。KZ 指数是正指标,即当 KZ 指数越大时,企业融资约束越高,反之亦然。为了提高研究结论的可靠性,本文借鉴 Hadlock 和 Pierce<sup>[31]</sup>的研究方法,使用 SA 指数绝对值的自然对数作为企业融资约束的替代变量以进行稳健性检验。

2. 环境管理体系认证(EMSC)。借鉴张兆国等<sup>[10]</sup>、Bu 等<sup>[13]</sup>的研究方法,本文使用企业是否进行环境管理体系认证这一虚拟变量来衡量环境管理体系认证。当认定企业当年是否进行环境管理体系认证时,本文考虑该企业环境管理体系认证的有效时间。具体来说:当一年中企业环境管理体系认证的有效时间大于等于 6 个月时,认定企业当年进行环境管理体系认证;当一年中企业环境管理体系认证的有效时间小于 6 个月时,认定企业当年没有进行环境管理体系认证。

3. 控制变量(CVs)。借鉴 Sufi<sup>[22]</sup>、姜付秀等<sup>[32]</sup>、潘越等<sup>[33]</sup>等学者的相关研究,本文控制以下变量:企业规模(SIZE),即资产总额的自然对数;资产负债率(LEV),即负债总额占资产总额的比例;资产报酬率(ROA),即净利润占资产总额的比例;企业成长性(GROWTH),即营业收入增加额占上期营业收入的比例;企业年龄(AGE),即当年年份与成立年分之差的自然对数;产权性质(SOE),若企业产权性质为国有时取 1,否则取 0;董事会规模(DBOARD),即董事会人数的自然对数;监事会规模(SBOARD),即监事会人数的自然对数;独立董事比例(ID),即独立董事人数占董事会人数的比例;两职合一(DUAL),即当董事长和总经理为同一人时取 1,否则取 0。此外,本文还控制了年度效应(Year FE)和行业效应(Industry FE)。

(三)描述性统计

表 1 报告了主要变量的描述性统计结果。企业融资约束(FC)的平均值为 0.690,中位数为 0.972,最小值为 -5.337,最大值为 5.143,标准差为 1.886,可见企业融资约束波动幅度较大,且存在明显的个体差异性。环境管理体系认证(EMSC)的平均值为 0.425,可见环境管理体系认证的企业占比约为 42.5%,这一比例与美国、英国、德国、日本等发达国家还存在明显的差距,仍有待进一步提升。产权性质(SOE)的平均值为 0.511,可见国有企业占比约为 51.1%,国有企业与民营企业的样本数量大致相同。其他变量的描述性统计结果均在合理范围内,不再赘述。

表 1 主要变量的描述性统计结果

变量	样本量	平均值	中位数	最小值	最大值	标准差
FC	6907	0.690	0.972	-5.337	5.143	1.886
EMSC	6907	0.425	0.000	0.000	1.000	0.494
SIZE	6907	22.276	22.085	19.689	26.221	1.329
LEV	6907	0.452	0.458	0.050	0.911	0.206
ROA	6907	0.038	0.034	-0.187	0.212	0.061
GROWTH	6907	0.168	0.109	-0.506	2.402	0.385
AGE	6907	2.811	2.833	1.946	3.526	0.318
SOE	6907	0.511	1.000	0.000	1.000	0.500
DBOARD	6907	2.180	2.197	1.609	2.708	0.202
SBOARD	6907	1.314	1.099	1.099	2.079	0.289
ID	6907	0.369	0.333	0.308	0.571	0.051
DUAL	6907	0.200	0.000	0.000	1.000	0.400

四、实证结果与分析

(一)单变量分析

表 2 报告了核心变量的单变量检验结果。对于平均值的差异性检验来说,环境管理体系认证组(EMSC=1)的企业融资约束平均值为 0.539,环境管理体系未认证组(EMSC=0)的企业融资约束平均值为 0.802,环境管理体系认证组的企业融资约束平均值比环境管理体系未认证组低 0.263,且在 1%的水平上显著。对于中位数的差异性检验来说,环境管理体系认证组(EMSC=1)的企业融资约束中位数为 0.804,环境管理体系未认证组(EMSC=0)的企业融资约束中位数为 1.069,环境管理体系认证组的企业融资约束中位数比环境管理体系未认证组低 0.265,且在 1%的水平上显著。结果表明,无论是平均值还是中位数,环境管理体系认证组的企业融资约束均显著地低于环境管理体系未认证组,初步印证了本文研究假设 H1。

表 2 核心变量的单变量检验结果

变量	EMSC = 1 (1)	EMSC = 0 (2)	Diff (3) = (1) - (2)	Stat (4)	P Value (5)
平均值	0.539	0.802	-0.263 ***	5.741	0.000
中位数	0.804	1.069	-0.265 ***	31.493	0.000

注:\*\*\*代表在 1%的水平上显著;平均值差异性检验方法为 t 检验,统计量为 t 值,中位数差异性检验方法为 Nonparametric equality-of-medians test,统计量为 Chi2 值。

(二)相关性分析

表3报告了核心变量的 Pearson 相关系数。环境管理体系认证(EMSC)与企业融资约束(FC)之间的 Pearson 相关系数为 -0.069,且在1%的水平上显著。结果表明,环境管理体系认证与企业融资约束显著负相关,换言之,当企业进行环境管理体系认证时,企业融资约束会随之降低,进一步印证了本文研究假设 H1。

表3 核心变量的 Pearson 相关系数

变量	FC	EMSC
FC	1.000	
EMSC	-0.069***	1.000

注:\*\*\*代表在1%的水平上显著。

(三)多元回归分析

表4报告了环境管理体系认证影响企业融资约束的基准回归结果。在仅控制企业基本特征的情况下,环境管理体系认证(EMSC)对企业融资约束(FC)的回归系数为 -0.151,且在1%的水平上显著;在控制现有变量的情况下,环境管理体系认证(EMSC)对企业融资约束(FC)的回归系数为 -0.147,且在1%的水平上显著。结果表明,环境管理体系认证有助于缓解企业融资约束,换言之,与环境管理体系未认证的企业相比,环境管理体系认证的企业融资约束更低。因此,本文研究假设 H1 得到证明。

(四)动态效应分析

上文研究发现,环境管理体系认证能够显著缓解企业融资约束,但这种缓解作用是否具有持续性呢?为此,本文进一步分析环境管理体系认证影响企业融资约束的动态效应。由于单次环境管理体系认证的有效期往往为三年,因此本文将企业融资约束的当期( $FC_t$ )、下一期( $FC_{t+1}$ )、下两期( $FC_{t+2}$ )作为被解释变量,环境管理体系认证的当期作为解释变量,进行多元回归分析。

表5报告了环境管理体系认证影响企业融资约束动态效应的回归结果。对于当期企业融资约束( $FC_t$ )来说,环境管理体系认证(EMSC)的回归系数为 -0.147,且在1%的水平上显著(如表4所示);对于下一期企业融资约束( $FC_{t+1}$ )来说,环境管理体系认证(EMSC)的回归系数为 -0.176,且在1%的水平上显著;对于下两期企

表4 基准回归结果

变量	FC	
	(1)	(2)
EMSC	-0.151*** (-3.226)	-0.147*** (-3.147)
SIZE	-0.257*** (-10.220)	-0.249*** (-9.734)
LEV	5.095*** (32.705)	5.123*** (33.055)
ROA	-10.422*** (-19.114)	-10.354*** (-18.970)
GROWTH	-0.598*** (-7.390)	-0.603*** (-7.436)
AGE	0.247*** (2.596)	0.250*** (2.621)
SOE	0.045 (0.826)	0.062 (1.113)
DBOARD		-0.156 (-1.160)
SBOARD		-0.095 (-1.113)
ID		0.596 (1.313)
DUAL		-0.060 (-1.075)
constant	4.195*** (7.034)	4.274*** (6.652)
Year FE	控制	控制
Industry FE	控制	控制
N	6907	6907
Adj. R <sup>2</sup>	0.599	0.600

表5 动态效应的回归结果

变量	$FC_{t+1}$	$FC_{t+2}$
	(1)	(2)
EMSC	-0.176*** (-3.337)	-0.196*** (-3.118)
SIZE	-0.127*** (-4.575)	-0.093*** (-2.892)
LEV	4.354*** (23.900)	3.721*** (17.071)
ROA	-10.651*** (-16.489)	-8.480*** (-11.306)
GROWTH	0.054 (0.960)	0.265*** (4.292)
AGE	0.150 (1.425)	0.142 (1.137)
SOE	0.080 (1.238)	0.117 (1.500)
DBOARD	-0.123 (-0.794)	-0.060 (-0.314)
SBOARD	-0.101 (-1.066)	-0.106 (-0.924)
ID	0.335 (0.650)	0.529 (0.865)
DUAL	-0.016 (-0.249)	-0.046 (-0.559)
constant	1.773** (2.470)	1.372 (1.584)
Year FE	控制	控制
Industry FE	控制	控制
N	5711	4925
Adj. R <sup>2</sup>	0.472	0.359

注:\*、\*\*、\*\*\*分别代表在10%、5%、1%的水平上显著;括号内为t值,t值计算使用公司层面聚类的稳健标准误,下同。

业融资约束( $FC_{i,t+2}$ )来说,环境管理体系认证( $EMSC$ )的回归系数为 $-0.196$ ,且在 $1\%$ 的水平上显著。结果表明,随着时间的推移,环境管理体系认证对企业融资约束的缓解作用是逐渐提升的。

#### (五) 产权性质分析

表6报告了产权性质的回归结果。交互项的结果显示,环境管理体系认证与产权性质交互项( $EMSC \times SOE$ )的回归系数为 $0.209$ ,且在 $5\%$ 的水平上显著,说明产权性质负向调节环境管理体系认证与企业融资约束之间的负向关系,即与国有企业相比,环境管理体系认证更能显著缓解民营企业融资约束。分组回归的结果显示,在国有企业的样本中,环境管理体系认证( $EMSC$ )对企业融资约束( $FC$ )的回归系数为 $-0.071$ ,未通过显著性检验;在民营企业的样本中,环境管理体系认证( $EMSC$ )对企业融资约束( $FC$ )的回归系数为 $-0.216$ ,在 $1\%$ 的水平上显著;组间系数差异为 $-0.145$ (民营企业组-国有企业组),且在 $5\%$ 的水平上显著( $P$ 值 $=0.017$ )。上述结果表明,环境管理体系认证对企业融资约束的缓解作用存在明显的产权性质差异,换言之,与国有企业相比,环境管理体系认证更能显著缓解民营企业融资约束。因此,本文研究假设H2得到证明。

#### (六) 稳健性检验

第一,工具变量法。为了缓解遗漏变量可能导致的内生性问题,本文使用工具变量法,选取环境管理体系认证的行业均值( $EMSCMean$ )作为环境管理体系认证的工具变量,进行两阶段最小二乘回归。一方面,环境管理体系认证的行业均值与环境管理体系认证密切相关,满足相关性假设。环境管理体系认证存在行业同群效应,即当同行业众多企业纷纷进行环境管理体系认证时,企业也会模仿和学习

同行业企业进行环境管理体系认证。另一方面,环境管理体系认证的行业均值与随机扰动项不相关,满足外生性假设。环境管理体系认证的行业均值仅能通过企业环境管理体系认证路径影响企业融资约束,而不能通过其他路径影响企业融资约束。理论上,环境管理体系认证的行业均值是一个合理的工具变量。表7的列(1)和列(2)报告了工具变量法的回归结果。第一阶段的回归结果显示,环境管理体系认证的行业均值( $EMSCMean$ )对环境管理体系认证( $EMSC$ )的回归系数显著为正(OLS回归),说明环境管理体系认证存在行业同群效应。第二阶段的回归结果显示,环境管理体系认证( $EMSC$ )对企业融资约束( $FC$ )的回归系数为 $-0.431$ ,且在 $5\%$ 的水平上显著,说明环境管理体系认证能够显著缓解企业融资约束。可见,使用工具变量法后,研究结论依然成立。

第二,Heckman两阶段回归法。为了缓解自我选择可能导致的内生性问题,本文使用Heckman两阶段回归法,具体步骤如下:(1)将环境管理体系认证作为因变量,现有控制变量作为自变量,引入外生的环境管理体系认证行业均值变量,进行Probit回归,计算逆米尔斯比率( $IMR$ );(2)将逆米尔斯比率( $IMR$ )引入现有的实证模型(1),重新进行多元回归。表7的列(3)和列(4)报告了Heckman两阶段回归法的回归结果。第一阶段的回归结果显示,环境管理体系认证的行业均值对环境管理体系认证的回归系数显著为正(Probit回归),说明环境管理体系认证存在行业同群效应。第二阶段的回归结果显示,环境管理体系认证( $EMSC$ )对企业融资约束( $FC$ )的回归系数为 $-0.133$ ,且在 $1\%$ 的水平上显著,说明环境管理体系认证能够显著缓解企业融资约束;逆米尔斯比率( $IMR$ )对企业融资约束( $FC$ )的回归系数为 $0.114$ ,未通过显著性检验,说明自我选择导致的内生性问题并不严重。可见,使用Heckman两阶段回归法后,研究结论依然成立。

表6 产权性质的回归结果

变量	FC		
	交互项 (1)	国有企业 (2)	民营企业 (3)
$EMSC$	-0.248 *** (-3.389)	-0.071 (-1.306)	-0.216 *** (-2.930)
$EMSC \times SOE$	0.209 ** (2.274)		
$SOE$	-0.028 (-0.376)		
$SIZE$	-0.252 *** (-9.888)	-0.192 *** (-7.083)	-0.344 *** (-7.163)
$LEV$	5.133 *** (33.303)	4.945 *** (28.414)	5.362 *** (21.268)
$ROA$	-10.339 *** (-18.906)	-9.057 *** (-14.539)	-11.331 *** (-13.879)
$GROWTH$	-0.604 *** (-7.444)	-0.845 *** (-7.006)	-0.436 *** (-4.035)
$AGE$	0.227 ** (2.359)	0.300 ** (2.406)	0.127 (0.917)
$DBOARD$	-0.143 (-1.075)	-0.061 (-0.416)	-0.287 (-1.197)
$SBOARD$	-0.104 (-1.206)	-0.140 (-1.519)	0.016 (0.082)
$ID$	0.594 (1.312)	0.636 (1.278)	0.200 (0.262)
$DUAL$	-0.059 (-1.042)	-0.033 (-0.424)	-0.090 (-1.225)
constant	4.420 *** (6.832)	2.622 *** (3.747)	7.314 *** (6.250)
Year FE	控制	控制	控制
Industry FE	控制	控制	控制
N	6907	3532	3375
Adj. R <sup>2</sup>	0.601	0.641	0.556

表7 稳健性检验的回归结果

变量	IV		Heckman		DID	PSM	更换变量
	第一阶段 <i>EMSC</i>	第二阶段 <i>FC</i>	第一阶段 <i>EMSC</i>	第二阶段 <i>FC</i>	<i>FC</i>	<i>FC</i>	<i>FC_robust</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>EMSCMean</i>	1.010*** (8.380)		2.789*** (7.713)				
<i>EMSC</i>		-0.431** (-2.139)		-0.133*** (-2.871)		-0.139*** (-2.649)	-0.008** (-2.433)
<i>IMR</i>				0.114 (1.050)			
<i>Du × Dt</i>					-0.176*** (-3.599)		
<i>SIZE</i>	0.019 (1.452)	-0.245*** (-9.299)	0.064 (1.565)	-0.244*** (-9.195)	-0.248*** (-9.696)	-0.241*** (-8.967)	-0.010*** (-4.055)
<i>LEV</i>	0.010 (0.137)	5.138*** (33.519)	0.011 (0.047)	5.137*** (33.483)	5.128*** (33.069)	5.179*** (31.602)	0.025*** (2.671)
<i>ROA</i>	0.497*** (2.894)	-10.313*** (-18.844)	1.457*** (2.742)	-10.307*** (-18.775)	-10.348*** (-18.966)	-10.575*** (-17.192)	0.046** (2.258)
<i>GROWTH</i>	-0.034** (-2.331)	-0.608*** (-7.487)	-0.104** (-2.270)	-0.609*** (-7.472)	-0.604*** (-7.460)	-0.552*** (-5.348)	0.003* (1.848)
<i>AGE</i>	-0.207*** (-3.974)	0.202* (1.900)	-0.623*** (-3.749)	0.195* (1.842)	0.241** (2.523)	0.079 (0.824)	0.143*** (20.203)
<i>SOE</i>	-0.029 (-0.853)	0.061 (1.081)	-0.067 (-0.659)	0.062 (1.117)	0.060 (1.064)	0.107* (1.805)	0.009** (2.555)
<i>DBOARD</i>	0.054 (0.694)	-0.153 (-1.136)	0.154 (0.620)	-0.153 (-1.145)	-0.154 (-1.144)	-0.138 (-0.935)	-0.013* (-1.794)
<i>SBOARD</i>	0.023 (0.405)	-0.092 (-1.062)	0.068 (0.391)	-0.091 (-1.052)	-0.095 (-1.109)	-0.154* (-1.724)	0.003 (0.420)
<i>ID</i>	-0.228 (-0.875)	0.553 (1.202)	-0.671 (-0.833)	0.545 (1.192)	0.590 (1.308)	0.609 (1.232)	-0.067*** (-2.849)
<i>DUAL</i>	0.030 (1.108)	-0.057 (-1.014)	0.085 (1.053)	-0.057 (-1.022)	-0.061 (-1.088)	-0.080 (-1.378)	-0.005** (-2.089)
<i>constant</i>	-0.245 (-0.686)	4.297*** (6.636)	-2.337** (-2.083)	4.071*** (6.021)	4.272*** (6.635)	4.527*** (6.655)	1.146*** (21.238)
<i>Year FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Industry FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	6907	6907	6907	6907	6907	4737	6907
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.192			0.600	0.601	0.616	0.576

第三,双重差分法。为了缓解内生性问题,本文使用多期双重差分法,以企业首次进行环境管理体系认证作为标志,构建分组虚拟变量和时间虚拟变量的交互项 ( $Du \times Dt$ ),变量含义如下:当企业进行环境管理体系认证且时间属于企业首次进行环境管理体系认证的当年及之后年份时,赋值为1,否则赋值为0。表7的列(5)报告了双重差分法的回归结果。分组虚拟变量和时间虚拟变量交互项 ( $Du \times Dt$ ) 对企业融资约束 ( $FC$ ) 的回归系数为-0.176,且在1%的水平上显著,说明环境管理体系认证能够显著缓解企业融资约束。可见,使用双重差分法后,研究结论依然成立。

第四,倾向得分匹配法。为了缓解样本选择偏差可能导致的内生性问题,本文使用倾向得分匹配法,匹配方法为最近邻匹配,匹配比例为一比一,匹配变量为现有控制变量。经过倾向得分匹配后,实验组和控制组在现有控制变量上不存在明显的差异。表7的列(6)报告了倾向得分匹配法的回归结果。环境管理体系认证 ( $EMSC$ ) 对企业融资约束 ( $FC$ ) 的回归系数为-0.139,且在1%的水平上显著,说明环境管理体系认证能够显著缓解企业融资约束。可见,使用倾向得分匹配法后,研究结论依然成立。

第五,安慰剂检验。为了验证实证结果的可靠性,本文进一步使用安慰剂检验方法。具体步骤如下:(1)随机分配实验组和控制组,保持实验组的样本数量不变,进行多元回归分析;(2)重复上述步骤500次,观察环境管理体系认证对企业融资约束的回归系数t值变化。如果环境管理体系认证的t值概率密度符合正态分布,通过显著性检验的概率为小概率事件,则说明研究结论是可靠的。经统计,环境管理体系认证变量t值的平均值为-0.019,中位数为-0.013,最小值为-2.590,最大值为2.964,标准差为1.003,可见环境管理体系认证变量t值近似符合正态分布假设。同时,环境管理体系认证的回归系数在10%的水平上通过显著性检验的次数为32次,占比

为6.40%,为小概率事件,侧面反映出研究结论的可靠性。可见,使用安慰剂检验后,研究结论依然成立。

第六,更换变量。为了克服变量衡量偏差对实证结果的影响,本文借鉴 Hadlock 和 Pierce<sup>[31]</sup>的研究方法,使用SA 指数绝对值的自然对数( $FC_{robust}$ )作为企业融资约束的替代变量以进行稳健性检验。表7的列(7)报告了更换变量衡量方法的回归结果。环境管理体系认证( $EMSC$ )对企业融资约束( $FC_{robust}$ )的回归系数为-0.008,通过显著性检验,说明环境管理体系认证能够显著缓解企业融资约束。可见,更换变量后,研究结论依然成立。

### 五、影响机制分析

正如理论分析所述,环境管理体系认证能够通过治理效应和信息效应来缓解企业融资约束。其中,治理效应是指环境管理体系认证可以作为一种“环境治理工具”,通过引进先进的环境管理方法和发挥认证机构的监督作用来督促企业提升环境绩效,降低企业环境风险,从而缓解企业融资约束;信息效应是指环境管理体系认证能够作为一种“信息传递工具”,通过向外界传递企业环境责任履行较好和企业盈余信息质量较高的积极信号来提高企业信息透明度,降低投资不确定性,从而缓解企业融资约束。因此,本文进一步验证环境管理体系认证是否能够通过治理效应和信息效应来缓解企业融资约束。

为了检验治理效应和信息效应是否成立,本文借鉴 Baron 和 Kenny<sup>[34]</sup>的中介检验方法,在模型(1)的基础上,构建模型(3)和模型(4)进行分析。若同时满足模型(1)中环境管理体系认证的回归系数显著、模型(3)中环境管理体系认证的回归系数显著、模型(4)中中介变量的回归系数显著,则说明中介效应成立。若模型(4)中环境管理体系认证的回归系数依然显著,则为部分中介效应,否则为完全中介效应。

$$MV_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 EMSC_{i,t} + \sum CVs_{i,t} + \mu_{Year} + \mu_{Industry} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$FC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 EMSC_{i,t} + \alpha_2 MV_{i,t} + \sum CVs_{i,t} + \mu_{Year} + \mu_{Industry} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, $MV$ 为中介变量。本文中中介变量为企业环境绩效和企业信息透明度。企业环境绩效( $EP$ )的衡量借鉴张兆国等<sup>[10]</sup>、于连超等<sup>[27]</sup>等学者的研究方法,使用万元单位营业收入环境税额作为企业环境绩效的代理指标,此指标为逆指标,当万元单位营业收入环境税额越大时,说明企业环境绩效越差。企业信息透明度包括环境信息透明度( $EnvInf$ )和盈余信息透明度( $EarInf$ ),环境信息透明度的衡量借鉴毕茜等<sup>[19]</sup>的研究方法,构建环境信息披露综合评价体系,计算环境信息披露水平,此指标为正指标,当环境信息披露水平越高时,企业环境信息透明度越高;盈余信息透明度的衡量借鉴陈德球和陈运森<sup>[35]</sup>、黄俊威和龚光明<sup>[36]</sup>等学者的研究方法,使用修正 Jones 模型计算的可操纵性应计盈余绝对值作为企业盈余信息透明度的代理指标,此指标为逆指标,当可操纵性应计盈余绝对值越大时,说明企业盈余信息透明度越低。

第一,治理效应。表8汇报了治理效应的回归结果。模型(1)的结果显示,环境管理体系认证( $EMSC$ )对企业融资约束( $FC$ )的回归系数为-0.185,通过显著性检验,可见环境管理体系认证能够显著缓解企业融资约束。模型(3)的结果显示,环境管理体系认证( $EMSC$ )对企业环境绩效( $EP$ )的回归系数为-0.322,通过显著性检验,可见环境管理体系认证能够显著提升企业环境绩效。模型(4)的结果显示,环境绩效( $EP$ )对企业融资约束( $FC$ )的回归系数为0.089,通过显著性检验,可见环境绩效能够显著缓解企业

表8 治理效应的回归结果

变量	模型(1)	模型(3)	模型(4)
	$FC$ (1)	$EP$ (2)	$FC$ (3)
$EMSC$	-0.185 ** (-2.043)	-0.322 ** (-2.386)	-0.156 * (-1.679)
$EP$			0.089 ** (2.425)
$SIZE$	-0.212 *** (-4.104)	-0.120 * (-1.959)	-0.216 *** (-4.153)
$LEV$	4.634 *** (14.339)	-0.275 (-0.754)	4.624 *** (14.363)
$ROA$	-10.179 *** (-8.016)	-1.031 (-0.780)	-10.216 *** (-8.068)
$GROWTH$	-0.669 *** (-3.007)	-0.157 * (-1.858)	-0.675 *** (-3.022)
$AGE$	0.222 (1.082)	-0.252 (-0.918)	0.213 (1.033)
$SOE$	0.189 * (1.795)	-0.123 (-0.794)	0.184 * (1.751)
$DBOARD$	-0.018 (-0.064)	-0.342 (-0.799)	-0.030 (-0.110)
$SBOARD$	-0.289 * (-1.916)	-0.017 (-0.078)	-0.290 * (-1.923)
$ID$	0.719 (0.874)	-1.236 (-0.853)	0.674 (0.827)
$DUAL$	-0.106 (-0.891)	0.532 *** (3.290)	-0.086 (-0.740)
constant	3.733 *** (2.827)	6.778 *** (3.774)	3.981 *** (2.960)
Year FE	控制	控制	控制
Industry FE	控制	控制	控制
N	1206	1206	1206
Adj. R <sup>2</sup>	0.613	0.157	0.620

注:由于环境税数据不属于强制性披露数据,因而治理效应的研究样本存在一定的缺失。



融资约束。模型(4)的结果还显示,环境管理体系认证(EMSC)对企业融资约束(FC)的回归系数依然显著为负,表明环境绩效在环境管理体系认证与企业融资约束之间关系中发挥着部分中介效应,即环境管理体系认证能够通过提升企业环境绩效来缓解企业融资约束。可见,治理效应得到证明,即环境管理体系认证能够通过发挥治理效应来缓解企业融资约束。

第二,信息效应。表9汇报了信息效应的回归结果,其中列(1)至列(3)汇报了环境信息效应的回归结果,列(4)至列(6)汇报了盈余信息效应的回归结果。对于环境信息效应来说,模型(1)的结果显示,环境管理体系认证(EMSC)对企业融资约束(FC)的回归系数为-0.155,通过显著性检验,说明环境管理体系认证能够显著缓解企业融资约束。模型(3)的结果显示,环境管理体系认证(EMSC)对企业环境信息透明度(EnvInf)的回归系数为2.228,通过显著性检验,说明环境管理体系认证能够显著提高企业环境信息透明度。模型(4)的结果显示,环境信息透明度(EnvInf)对企业融资约束(FC)的回归系数为-0.004,通过显著性检验,说明环境信息透明度能够显著缓解企业融资约束。模型(4)的结果还显示,环境管理体系认证(EMSC)对企业融资约束(FC)的回归系数依然显著为负,表明环境信息透明度在环境管理体系认证与企业融资约束之间关系中发挥着部分中介效应,即环境管理体系认证能够通过提高企业环境信息透明度来缓解企业融资约束。

对于盈余信息效应来说,模型(1)的结果显示,环境管理体系认证(EMSC)对企业融资约束(FC)的回归系数为-0.147,通过显著性检验,说明环境管理体系认证能够显著缓解企业融资约束。模型(3)的结果显示,环境管理体系认证(EMSC)对企业盈余信息透明度(EarInf)的回归系数为-0.021,通过显著性检验,说明环境管理体系认证能够显著提高企业盈余信息透明度。模型(4)的结果显示,盈余信息透明度(EarInf)对企业融资约束(FC)的回归系数为0.692,通过显著性检验,说明盈余信息透明度能够显著缓解企业融资约束。模型(4)的结果还显示,环境管理体系认证(EMSC)对企业融资约束(FC)的回归系数依然显著为负,表明盈余信息透明度在环境管理体系认证与企业融资约束之间关系中发挥着部分中介效应,即环境管理体系认证能够通过提高企业盈余信息透明度来缓解企业融资约束。可见,信息效应得到证明,即环境管理体系认证能够通过发挥信息效应来缓解企业融资约束。

表9 信息效应的回归结果

变量	环境信息效应			盈余信息效应		
	模型(1)	模型(3)	模型(4)	模型(1)	模型(3)	模型(4)
	FC	EnvInf	FC	FC	EarInf	FC
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
EMSC	-0.155*** (-3.289)	2.228*** (8.340)	-0.146*** (-3.084)	-0.147*** (-3.147)	-0.021*** (-2.615)	-0.132*** (-2.932)
EnvInf			-0.004** (-2.229)			
EarInf						0.692*** (6.054)
SIZE	-0.247*** (-9.461)	1.560*** (13.808)	-0.241*** (-9.116)	-0.249*** (-9.734)	0.012*** (2.767)	-0.258*** (-10.341)
LEV	5.139*** (32.242)	-0.025 (-0.034)	5.139*** (32.227)	5.123*** (33.055)	-0.103*** (-3.660)	5.195*** (34.731)
ROA	-10.434*** (-18.799)	2.362 (1.252)	-10.426*** (-18.788)	-10.354*** (-18.970)	0.276*** (3.783)	-10.545*** (-19.467)
GROWTH	-0.602*** (-7.269)	-0.967*** (-4.683)	-0.606*** (-7.292)	-0.603*** (-7.436)	0.007 (0.860)	-0.608*** (-7.520)
AGE	0.203** (2.071)	0.261 (0.549)	0.204** (2.082)	0.250*** (2.621)	0.025* (1.760)	0.232** (2.521)
SOE	0.074 (1.306)	0.930*** (2.809)	0.077 (1.360)	0.062 (1.113)	-0.024** (-2.473)	0.079 (1.459)
DBOARD	-0.181 (-1.328)	1.807** (2.327)	-0.174 (-1.273)	-0.156 (-1.160)	-0.012 (-0.429)	-0.148 (-1.124)
SBOARD	-0.090 (-1.011)	0.213 (0.411)	-0.089 (-1.002)	-0.095 (-1.113)	-0.013 (-0.827)	-0.086 (-1.037)
ID	0.484 (1.071)	1.346 (0.583)	0.490 (1.081)	0.596 (1.313)	-0.037 (-0.475)	0.622 (1.417)
DUAL	-0.060 (-1.056)	-0.562** (-1.983)	-0.062 (-1.093)	-0.060 (-1.075)	-0.004 (-0.427)	-0.058 (-1.056)
constant	3.773*** (5.777)	-39.538*** (-11.873)	3.624*** (5.442)	4.274*** (6.652)	-0.353*** (-3.161)	4.518*** (7.179)
Year FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Industry FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	6552	6552	6552	6907	6907	6907
Adj. R <sup>2</sup>	0.604	0.474	0.606	0.600	0.099	0.605

注:由于2008年以前企业环境信息披露的数据较少,因而环境信息效应的样本期间为2008—2019年。

## 六、结论性评述

环境管理体系认证作为一种重要的自愿参与型环境规制,不仅会产生环境效应,还会产生经济效应。本文以企业融资约束为研究视角,手工整理2007—2019年中国沪深两市A股重污染企业的环境管理体系认证数据,探讨了环境管理体系认证对企业融资约束的影响。本文主要研究结论如下:第一,环境管理体系认证能够显著

缓解企业融资约束,这一研究结论经过工具变量法、Heckman 两阶段回归法、双重差分法、倾向得分匹配法、安慰剂检验、更换变量等一系列稳健性检验后依然成立;第二,随着时间的推移,环境管理体系认证对企业融资约束的缓解作用是不断提升的,可见随着环境管理体系认证时间的不断延长,企业融资约束能够得到有效缓解;第三,环境管理体系认证对企业融资约束的缓解作用存在产权性质的差异,换言之,与国有企业相比,环境管理体系认证更能显著缓解民营企业融资约束;第四,环境管理体系认证能够通过提升企业环境绩效和提高企业信息透明度来缓解企业融资约束,可见环境管理体系认证既可以作为一种“环境治理工具”来提升企业环境绩效,又可以作为一种“信息传递工具”来提高企业信息透明度,从而缓解企业融资约束。

本文研究结论为我国完善环境管理体系认证制度以推进经济高质量发展提供了有益的启示。完善环境管理体系认证制度,需要依靠政府、行业、企业三方有机协作。对于政府层面来说,一方面,政府部门应当根据不同行业的特点制定更具针对性的环境管理体系标准。目前我国实施的环境管理体系认证没有考虑到不同行业的异质性,而不同行业的环境管理体系存在一定的特性,例如重污染行业与非重污染行业,因而需要细化不同行业的环境管理体系认证标准,更好地提升企业环境绩效,缓解企业融资约束,促进实体经济的高质量发展。另一方面,政府部门应当出台财税政策以鼓励企业进行环境管理体系认证,可以将环境管理体系认证作为企业获取政府补助、税收优惠等资源的重要参考标准,优先将资源分配给环境管理体系认证企业,缓解企业融资约束,提高资源配置效率,促进实体经济的高质量发展。对于行业层面来说,一方面,行业协会应当引导企业积极地参与环境管理体系认证,优先支持进行环境管理体系认证的企业发展,释放环境管理体系认证的行业信号,形成环境管理体系认证的行业同群效应,提高行业层面的资源配置效率,促进整个行业的高质量发展;另一方面,行业协会应当根据本行业的特点积极地探索其他自愿参与型环境规制,与命令控制型环境规制、市场激励型环境规制形成互补效应,促进整个行业的高质量发展。对于企业层面来说,一方面,企业自身应当主动地进行环境管理体系认证,充分发挥环境管理体系认证的环境治理作用和信息传递作用,提升环境绩效以降低环境风险,提高信息透明度以降低投资不确定性,获得更多的外部资源,缓解融资约束,促进个体层面的高质量发展;另一方面,与国有企业相比,民营企业更应当主动地参与环境管理体系认证,弥补产权性质所带来的政治关联和资源禀赋劣势,寻求更多的外部资源,优化资源配置。

#### 参考文献:

- [1] 潘翻番,徐建华,薛澜. 自愿型环境规制:研究进展及未来展望[J]. 中国人口·资源与环境,2020(1):74-82.
- [2] International Organization for Standardization. Building for a better future: Annual report 2017[R]. International Organization for Standardization,2018.
- [3] Potoski M,Prakash A. Green clubs and voluntary governance:ISO 14001 and firms' regulatory compliance[J]. American Journal of Political Science,2005, 49(2):235-248.
- [4] Padma P,Ganesh L S,Rajendran C. A study on the ISO 14000 certification and organizational performance of Indian manufacturing firms[J]. Benchmarking: An International Journal,2008,15(1):73-100.
- [5] Turk A M. ISO 14000 environmental management system in construction:An examination of its application in Turkey[J]. Total Quality Management and Business Excellence,2009,20(7):713-733.
- [6] Blackman A. Does eco-certification boost regulatory compliance in developing countries? ISO 14001 in Mexico[J]. Journal of Regulatory Economics,2012, 42(3):242-263.
- [7] King A A,Lenox M J,Terlaak A. The strategic use of decentralized institutions:Exploring certification with the ISO 14001 management standard[J]. Academy of Management,2005,48(6):1091-1106.
- [8] Boiral O. Corporate greening through ISO 14001: A rational myth? [J]. Organization Science,2007,18(1):127-146.
- [9] Boiral O, Henri JF. Modelling the impact of ISO 14001 on environmental performance: A comparative approach[J]. Journal of Environmental Management, 2012,99:84-97.
- [10] 张兆国,张弛,曹丹婷. 企业环境管理体系认证有效吗[J]. 南开管理评论,2019(4):123-134.
- [11] 任胜钢,项秋莲,何朵军. 自愿型环境规制会促进企业绿色创新吗?——以ISO14001 标准为例[J]. 研究与发展管理,2018(6):1-11.
- [12] He W,Shen R. ISO 14001 certification and corporate technological innovation:Evidence from Chinese firms[J]. Journal of Business Ethics,2019,158 (1):97-117.
- [13] Bu M,Qiao Z,Liu B. Voluntary environmental regulation and firm innovation in China[J]. Economic Modelling,2020,89(2):10-18.
- [14] 李青原,肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市公司绿色专利的证据[J]. 经济研究,2020(9):192-208.
- [15] 齐绍洲,林岫,崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究,2018(12):129-143.

- [16] Jiang R J, Bansal P. Seeing the need for ISO 14001 [J]. *Journal of Management Studies*, 2010, 40(4): 1047 - 1067.
- [17] Darnall N, Kim Y. Which types of environmental management systems are related to greater environmental improvements? [J]. *Public Administration Review*, 2012, 72(3): 351 - 365.
- [18] 沈洪涛, 冯杰. 舆论监督、政府监管与企业环境信息披露[J]. *会计研究*, 2012(2): 72 - 78.
- [19] 毕茜, 彭珏, 左永彦. 环境信息披露制度、公司治理和环境信息披露[J]. *会计研究*, 2012(7): 39 - 47.
- [20] 黎文靖, 路晓燕. 机构投资者关注企业的环境绩效吗? ——来自我国重污染行业上市公司的经验证据[J]. *金融研究*, 2015(12): 97 - 112.
- [21] 唐松, 施文, 孙安其. 环境污染曝光与公司价值——理论机制与实证检验[J]. *金融研究*, 2019(8): 133 - 150.
- [22] Sufi A. Information asymmetry and financing arrangements: Evidence from syndicated loans [J]. *The Journal of Finance*, 2007, 62(2): 629 - 668.
- [23] 赵阳, 沈洪涛, 周艳坤. 环境信息不对称、机构投资者实地调研与企业环境治理[J]. *统计研究*, 2019(7): 104 - 118.
- [24] Beyer A, Cohen D A, Lys T Z, et al. The financial reporting environment: Review of the recent literature [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2010, 50(2-3): 296 - 343.
- [25] Dhaliwal D S, Li O Z, Tsang A, et al. Voluntary nonfinancial disclosure and the cost of equity capital: The initiation of corporate social responsibility reporting [J]. *Accounting Review*, 2011, 86(1): 59 - 100.
- [26] 罗喜英, 刘伟. 政治关联与企业环境违规处罚: 庇护还是监督——来自 IPE 数据库的证据 [J]. *山西财经大学学报*, 2019(10): 85 - 99.
- [27] 于连超, 张卫国, 毕茜, 等. 政府环境审计会提高企业环境绩效吗? [J]. *审计与经济研究*, 2020(1): 41 - 50.
- [28] Kaplan S N, Zingales L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112(1): 169 - 215.
- [29] Almeida H, Campello M, Weisbach M S. The cash flow sensitivity of cash [J]. *The Journal of Finance*, 2004, 59(4): 1777 - 1804.
- [30] Whited T M, Wu G. Financial constraints risk [J]. *The Review of Financial Studies*, 2006, 19(2): 531 - 559.
- [31] Hadlock C J, Pierce J R. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index [J]. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(5): 1909 - 1940.
- [32] 姜付秀, 蔡文婧, 蔡欣妮, 等. 银行竞争的微观效应: 来自融资约束的经验证据 [J]. *经济研究*, 2019(6): 72 - 88.
- [33] 潘越, 宁博, 纪翔阁, 等. 民营资本的宗族烙印: 来自融资约束视角的证据 [J]. *经济研究*, 2019(7): 94 - 110.
- [34] Baron R M, Kenny D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51(6): 1173 - 1182.
- [35] 陈德球, 陈运森. 政策不确定性与上市公司盈余管理 [J]. *经济研究*, 2018(6): 97 - 111.
- [36] 黄俊威, 龚光明. 融资融券制度与公司资本结构动态调整——基于“准自然实验”的经验证据 [J]. *管理世界*, 2019(10): 64 - 81.

[责任编辑: 杨志辉]

## Does Environmental Management System Certification Help Alleviate Corporate Financing Constraints?

YU Lianchao<sup>1</sup>, DONG Jinting<sup>2</sup>, WANG Lei<sup>1</sup>, BI Qian<sup>3</sup>

(1. School of Management, Lanzhou University, Lanzhou 730000, China;

2. School of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400044, China;

3. College of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China)

**Abstract:** Theoretically, environmental management system certification can alleviate corporate financing constraints by exerting governance and information effects. This paper examines the impact of environmental management system certification on corporate financing constraints based on the empirical evidence of Chinese A-share heavy pollution enterprises in Shanghai and Shenzhen from 2007-2019. It is found that environmental management system certification can significantly alleviate corporate financing constraints, and this alleviation effect increases over time. Further considering the nature of property rights, it is found that environmental management system certification can also significantly alleviate the financing constraints of private enterprises compared to state-owned enterprises. Finally, exploring the impact mechanism, it is found that environmental management system certification can alleviate the financing constraints mainly by improving corporate environmental performance and enhancing corporate information transparency, which shows that environmental management system certification can be used as both an “environmental governance tool” to improve the environmental performance of enterprises and an “information transfer tool” to improve the information transparency of enterprises, thus alleviating enterprise financing constraints. The findings reveal that environmental management system certification has significant financing effects, and expand the study of the economic consequences of environmental management system certification and the influencing factors of corporate financing constraints.

**Key Words:** environmental management system certification; financing constraints; environmental performance; information transparency; nature of property rights; heavily polluting enterprises