

DOI: 10.19361/j.er.2022.02.08

环境规制、银行业竞争与企业债务融资成本

——来自“十一五”减排政策的证据

杨冕 袁亦宁 万攀兵*

摘要: 环境规制的加强特别是绿色信贷政策的实施,将促进融资环境持续发生改变,进而对高污染企业的债务融资成本产生影响。在这一过程中,银行业的市场结构又会对上述影响发挥“调节器”的作用。本文在深入剖析环境规制影响企业债务融资成本内在机理的基础上,将“十一五”时期我国严格实施的二氧化硫减排计划作为一项准自然实验,结合中国工业企业数据和商业银行分支机构数据,实证评估环境规制强度对高污染企业债务融资成本的影响,以及银行业市场结构在其中所发挥的作用。研究发现:“十一五”减排政策实施后,在二氧化硫减排目标更高的地区,高污染企业的债务融资成本明显升高;在银行业竞争程度更高的地区,“十一五”减排政策实施对企业债务融资成本的影响更小。以上结论在处理内生性问题、更换指标进行稳健性检验后依然成立。本文研究结论可以为政府制定合理的环境规制政策乃至完善金融体系建设提供理论参考。

关键词: 环境规制;银行业竞争;债务融资成本;高污染企业

中图分类号: F062

一、引言

改革开放以来,中国经历了四十多年的经济高速增长,综合国力显著增强,人民生活水平持续改善。但举世瞩目的社会经济发展成就背后却隐藏着高昂的环境成本。根据世界银行2007年的估计,空气污染和水污染给中国经济造成的损失高达1 000亿美元,相当于当年GDP的5.8%^①。从20世纪90年代开始,环境保护和污染治理就成为中国政府的工作重点。党的十九大报告明确提出,着力解决突出环境问题。可以预见在未来相当长的一段时期内,中国政府将保持环保工作的高压态势。

工业污染是我国当前环境污染的主要来源,环境质量的根本改善离不开高污染高耗能

*杨冕,武汉大学经济发展研究中心,邮政编码:430072,电子信箱: yangmian909@163.com;袁亦宁,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱: whuyuanyining@163.com;万攀兵(通讯作者),武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱: wanpanbing135468@126.com。

本研究受国家自然科学基金面上项目“能源价格扭曲纠正视角下中国工业全要素生产率提升潜力与实现路径研究”(项目号:71774122)、“高能资本累积视角下能源价格合理调控区间:微观机制与模拟分析”(项目号:72073105)共同资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见,作者文责自负。

①World Bank, 2007. “Cost of Pollution in China: Economic Estimates of Physical Damages.” <http://www.worldbank.org/eapenvironment>.

行业的持续去产能和转型升级。作为资本密集型行业,高污染行业对债务融资高度依赖,信贷资金的可得性及其成本将对高污染企业的生存发展产生重要影响(Andersen,2016,2017;刘锡良、文书洋,2019)。在环境规制力度不断加大的情况下,由于融资环境的恶化,高污染企业可能承担更高的债务融资成本。债务融资成本的上升加剧了高污染企业的融资约束,一方面限制了企业盲目扩大生产规模,有利于从源头上减少污染物排放;另一方面也使企业难以获得足够的资金进行环保投资和技术升级,不利于企业长期转型发展。由此可见,在国家强调生态文明建设和经济高质量发展的双重背景下,研究环境规制对企业债务融资成本的影响及其作用机制具有重要的理论价值和现实意义。

中国的金融体系具有典型的银行主导型特征,建设现代金融体系的过程也是银行体系不断发展完善、银行业竞争不断加剧的过程。在金融研究领域,虽然大多数学者都承认银行业发展有助于经济增长(Rajan and Zingales,1998;Levine and Zervos,1998;Beck and Levine,2004),但是就银行业市场结构对经济增长的影响却存在着不同看法。有学者认为,更具竞争性的银行业市场结构可以有效缓解信贷配给,对经济增长有利(Guzman,2000;林毅夫、孙希芳,2008);但也有学者认为银行竞争不利于银行和企业之间形成稳定关系,从而不利于经济增长(Cetorelli and Gambera,2001)。关于银行业市场结构影响经济增长的内在机制,部分学者试图从微观层面进行解释。有学者发现,银行竞争增强了银行获取企业信息的动机,减少了银行和企业间的信息不对称(Berger and Udell,2002;Petersen and Rajan,1995);在更具竞争性的银行业市场结构下,企业获得信贷资金的难度和成本都更低(Beck et al.,2004;姜付秀等,2019)。综合现有文献的研究结论,本文认为银行业的市场结构在环境规制影响企业债务融资成本的过程中可能发挥“调节器”的作用。竞争程度更高的市场结构可以缓冲环境规制带来的负面冲击,降低贷款风险溢价,从而削弱环境规制对企业债务融资成本的影响。

“十一五”时期,中国政府实施了污染物减排新政策。研究发现,“十一五”减排政策不仅促进了二氧化硫等污染物排放量的大幅下降,而且产生了广泛的经济影响(Shi and Xu,2018;陶锋等,2021)。“十一五”减排政策为本文研究环境规制对企业债务融资成本的影响提供了良好的准自然实验。基于2001—2009年的中国工业企业数据库和中国银行保险监督管理委员会金融机构许可证信息数据,本文使用三重差分模型(DDD)实证考察了“十一五”减排政策对高污染企业融资成本的影响,以及银行业市场结构在这一过程中所发挥的作用。实证结果表明,“十一五”减排政策导致了污染企业的债务融资成本上升,即在二氧化硫减排目标更高的省份,高污染企业的债务融资成本上升幅度更大;在该过程中,银行业竞争程度的上升,在一定程度上减小了环境规制对企业债务融资成本的影响。

本文可能的贡献主要体现在以下几个方面:首先,对环境治理与金融市场之间关系的研究形成补充。现有文献主要聚焦于金融市场对环境的影响(Andersen,2016,2017;刘锡良、文书洋,2019;胡宗义、李毅,2019)、绿色信贷的经济影响(王元龙等,2011;苏冬蔚、连莉莉,2018)等问题。本文深入探究了污染物减排政策对金融市场的影响,对该领域进行了有益的拓展。其次,丰富了银行业竞争这一主题的相关研究。针对银行业市场结构的研究一直是金融学领域的热点,但是较少有文献从微观视角讨论银行业竞争对政府市场干预活动的影响。本文从环境规制这一视角出发,发现银行业竞争程度将影响政府干预活动的效果,为相关研究提供了更丰富的经验证据。最后,深入探究环境规制影响企业债务融资的内在逻辑,

特别是考察了金融市场结构在环境规制影响企业债务融资过程中的作用,对我国完善绿色金融体系建设、促进经济高质量发展具有重要的理论与实践意义。

本文剩余部分的结构安排如下:第二部分是理论分析和研究假说;第三部分是实证策略,介绍本文的数据来源、变量选择和计量模型设定;第四部分是实证结果;第五部分是全文总结以及政策建议。

二、理论分析与研究假说

风险是影响企业债务融资成本的重要因素。如果企业债务违约风险高于市场平均水平,债权人会要求更高的利息收益作为补偿。尽管有部分学者认为环境规制会推动企业改进自身管理水平、加快自主创新,最终提高自身的效率(Porter and Van der Linde, 1995),但是主流观点仍然认为环境规制会给企业发展带来不利影响。为了使污染物排放达到政府要求的标准,企业将被迫增加环保投资,购买减排设备和更新生产线,由此导致生产性投资被挤占,产出、生产率和盈利水平将随之下降(Ryan, 2012; Greenstone et al., 2012)。政府加强环境规制导致高污染企业未来收益的不确定性上升,银行可能会提高贷款的风险溢价。在 imperfect 市场中,企业和金融机构之间的信息不对称也会增加企业的外部融资成本(Kaplan and Zingales, 1997; Myers and Majluf, 1984)。环境规制强度的提高增加了违规排污企业遭受处罚的概率,如果银行不能有效掌握企业的排污信息,将通过提高贷款利率来防范风险。

2007年5月,《国务院关于印发节能减排综合性工作方案的通知》(国发[2007]15号)明确提出,严把信贷闸门,通过提高节能环保市场准入门槛来控制高耗能高污染项目的盲目扩张与过快增长。为了实现环境治理目标,“十一五”期间地方政府限制银行向高耗能高污染企业提供贷款,使企业不得不转向利率更高的融资方式,最终导致债务融资成本的上升。

综合上述分析,本文提出第一个研究假说:

假说1:在其他条件相同的情况下,政府加强环境规制会导致企业债务融资成本上升。

银行业市场结构对信贷可得性和贷款成本会产生直接影响。对于银行业市场结构和企业融资成本的关系,目前主要存在“市场势力假说”和“信息假说”两种主要观点。基于产业组织理论的“市场势力假说”(Market Power Hypothesis)认为,在集中度较低的市场中,缺乏市场势力的银行通过降低贷款利率来获得竞争优势,进而降低贷款成本(Guzman, 2000; Beck et al., 2004)。基于信息不对称理论的“信息假说”(Information Hypothesis)认为,中小型银行相对大型银行在获取企业信息方面具有比较优势,中小型银行的增多有利于减少银行与企业之间的信息不对称,降低贷款的风险溢价(Berger and Udell, 2002; 姜付秀等, 2019)。“市场力量假说”和“信息假说”都认为银行业市场竞争有利于企业融资成本的下降。我们认为,在竞争程度更高的市场中,缺乏市场势力的银行有着更高的风险偏好,面对环境规制带来的负面冲击不会过度提高贷款利率;市场集中度的下降也有利于缓解银行与企业之间的信息不对称,降低环境规制导致的风险溢价。

1993年,《国务院关于金融体制改革的决定》(国发[1993]91号)发布,将“建立以国有商业银行为主体、多种金融机构并存的金融组织体系”确立为我国金融体制改革的目标之一。20世纪90年代后期随着市场化改革的深入,我国的金融体系发生了深刻变化,国有大型商业银行的市场份额逐步下降,银行业的市场竞争程度不断上升。从商业银行的角度来看,市场化程度的提高将迫使商业银行向客户提供更加优惠的贷款条件。有研究发现,在竞

竞争性更强的市场结构下,银行对企业会计稳健性的要求更低,贷款审批过程也更为宽松(方芳、蔡卫星,2016;Leon,2015)。我们认为,在竞争程度更高的市场中,政府难以直接通过行政手段限制银行向高污染企业授信,银行竞争减轻了环境规制对企业的债务融资成本造成的冲击。

综合上述分析,本文提出第二个研究假说:

假说2:在其他条件相同的情况下,银行业竞争程度的提高会减小环境规制对企业债务融资成本的影响。

三、实证策略

(一)“十一五”减排政策

从20世纪80年代开始,中国政府就把环境保护确定为一项基本国策。作为环境保护工作的重大举措,中国政府从“九五”时期开始编制主要污染物排放总量控制计划,将主要污染物减排纳入国民经济和社会发展规划中。1996年9月,《国务院关于国家环境保护“九五”计划和2010年远景目标的批复》(国函[1996]72号)公布,要求“九五”期间对全国12种主要污染物实行总量控制。2001年12月,国务院公布《国家环境保护“十五”计划》(国函[2001]169号),提出“十五”期间全国二氧化硫等7种主要污染物排放总量下降10%的目标,并将该目标分解到各省(区、市)。但由于钢铁、水泥等高耗能行业迅猛扩张,“十五”二氧化硫减排目标没有完成。全国二氧化硫排放量由2000年的1995万吨上升至2005年的2549万吨,增幅高达27.8%^①。

面对日趋严峻的环境形势,中国政府在“十一五”期间推出了以“领导责任制”为核心的污染物减排新政策。2006年8月,《国务院关于“十一五”期间全国主要污染物排放总量控制计划的批复》(国函[2006]70号)公布,确定了“十一五”期间二氧化硫和化学需氧量两种主要污染物排放总量减少10%的目标。与此同时,要求严格落实污染物减排的政府领导责任,将主要污染物减排目标的完成情况作为约束性指标纳入各地区、各部门经济社会发展综合评价和绩效考核体系。2006年8月开始,国家环保总局(国家生态环境部前身)与各省(区、市)人民政府主要领导陆续签订了“十一五”主要污染物总量削减目标责任书。“十一五”污染物排放总量控制计划取得了预期效果:与2005年相比,2010年中国二氧化硫排放总量下降了14.29%;除新疆、海南、青海和西藏外,所有省份均达到本省的“十一五”减排目标。

(二)数据来源

本文使用的企业财务数据来自2001—2009年中国工业企业数据库。参考聂辉华等(2012)的做法,采取以下步骤对原始样本进行了筛选:(1)删除主营业务收入低于500万元的观测值;(2)删除员工人数少于8名的观测值;(3)删除资产负债率大于1的观测值;(4)删除流动负债或长期负债大于负债合计的观测值;(5)删除利息支出、财务费用和负债总额为负值或缺失的观测值。

用于计算银行业竞争程度的数据来自中国银行保险监督管理委员会官方网站的金融许

^①“十五”时期各省(区、市)的二氧化硫减排目标数据来自《“十五”期间全国主要污染物排放总量控制分解计划》,全国及各省(区、市)二氧化硫实际排放量数据来自《中国环境统计年鉴》。

可证信息板块。该网站提供了中国所有商业银行分支机构的金融许可证信息,包括各分支机构的金融许可证类型、批准成立时间和所在地。考虑到政策性银行、信托公司、金融公司等金融机构的特殊性,将其全部删除,仅保留商业银行的样本。

用于计算行业能源强度的行业能耗数据来自《中国能源统计年鉴》,行业工业增加值数据来自《中国统计年鉴》。各省(区、市)人均 GDP、城市化率和第二产业增加值数据来自《中国统计年鉴》。“十一五”期间各省(区、市)的 GDP 增长目标摘自各省(区、市)发布的《国民经济和社会发展第十一个五年规划纲要》。

(三) 变量选取

1. 债务融资成本

参考已有文献(Minnis, 2011;周楷唐等, 2017),本文将企业利息支出与负债总额的比值(IE/TL)作为主要的被解释变量,同时使用企业财务费用与负债总额比值(FE/TL)作为被解释变量进行稳健性检验。由于使用上述方法计算的债务融资成本包含大量的极端值,两个指标都进行了5%的双侧缩尾处理。

2. 环境规制

由于“十一五”减排目标的完成情况与地方政府主要领导的绩效考核直接挂钩,且在减排目标更高的省份往往需要采取更为严格的减排措施,本文将各省(区、市)“十一五”二氧化硫减排目标(SO_2_Target)作为衡量各省(区、市)“十一五”期间环境规制强度的指标,具体数据来自《国务院关于“十一五”期间全国主要污染物排放总量控制计划的批复》(国函[2006]70号)。

3. 银行业竞争程度

参考已有文献,本文使用各省(区、市)国有大型商业银行分支机构占比(LSB)作为衡量地区银行业竞争程度的主要指标(方芳、蔡卫星,2016;蔡卫星,2019)。根据方芳和蔡卫星(2016),由于国有大型商业银行由中国银行保险监督管理委员会大型银行部直接监管,因此,在国有大型商业银行市场份额越高的地区,银行业的市场化程度往往更低^①。在稳健性检验中,本文使用各省(区、市)前五大商业银行分支机构占比($CR5$)(姜付秀等,2019)和银行业的赫芬达尔-赫希曼指数(HHI)(张璇等,2019)作为衡量银行业竞争程度的指标^②。考虑到2006年后银行业竞争程度可能受到“十一五”节能减排政策的影响,为了避免内生性问题, LSB 、 $CR5$ 和 HHI 均为2001—2005年数据的均值。

①根据中国银行保险监督管理委员会公布的银行业金融机构法人名单,国有大型商业银行包括中国工商银行、中国建设银行、中国农业银行、中国银行、交通银行和中国邮政储蓄银行。

②各省(区、市)前五大商业银行分支机构占比($CR5$)是由该地分支机构数量最多的五家商业银行的分支机构数量之和与该地区商业银行支行总数之比得到。各省(区、市)银行业的赫芬达尔-赫希曼指数(HHI)的具体计算方法如下:

$$HHI = \sum_{j=1}^{N_p} \left(\frac{Branch_{jp}}{\sum_{j=1}^{N_p} Branch_{jp}} \right)^2$$

其中, $Branch_{jp}$ 代表银行 j 在 p 省(区、市)的分支机构数量, $\sum_{j=1}^{N_p} Branch_{jp}$ 则代表了 p 省(区、市)所有银行的分支机构数量。与大型国有商业银行分支机构占比一样,前五大商业银行分支机构占比和银行业赫芬达尔-赫希曼指数也是银行业竞争程度的负向指标。

4. 能源强度

高耗能行业排放的工业废气是我国大气污染物的主要来源。相较其他行业,高耗能行业受政府节能减排政策的影响更大。参考 Hering 和 Poncet(2014),能源强度(单位增加值能耗)被用来衡量行业的暴露程度(exposure)。考虑到行业之间单位增加值能耗差距较大,没有直接使用单位增加值能耗的绝对值,而是基于 2001—2005 年的行业单位增加值能耗数据,使用系统聚类法将 30 个工业行业的能源强度分成了高耗能($EI=4$)、中高耗能($EI=3$)、中低耗能($EI=2$)和低耗能($EI=1$)4 个等级,将能源强度等级作为行业暴露程度的代理变量^①。

5. 其他控制变量

根据《国务院关于“十一五”期间全国主要污染物排放总量控制计划的批复》(国函[2006]70号),各省(区、市)主要污染物排放总量控制指标的制定需要综合考虑当地的环境质量、环境容量、排放基数、经济发展水平和削减能力。相较经济发展较落后的中西部省份,拥有更高环境质量需求和更强污染物削减能力的东部经济较发达地区在“十一五”期间承担了更多的减排任务。同时,经济较发达地区具有更加完善的金融体系,企业面临的融资约束也较经济欠发达地区轻。为了避免估计结果出现遗漏变量偏误,在回归模型中加入了一组反映各省(区、市)经济发展水平的控制变量,包括“十一五”GDP 年均增长目标(GDP_Target)、人均 GDP(GDP_{pc})、城市化率(Ur)和第二产业工业增加值占比(SI)。其中, GDP_{pc} 、 Ur 和 SI 均为 2001—2005 年数据的均值。

本文所涉及变量的具体含义和描述性统计详见表 1。

表 1 变量描述性统计

变量	变量描述	均值	标准差	最小值	最大值
IE/TL	企业利息支出与负债总额比值	0.026	0.041	0	0.215
FE/TL	企业财务费用与负债总额比值	0.028	0.045	0	0.223
EI	能源强度等级(行业单位增加值能耗)	1.632	1.056	1	4
SO_2_Target	省(区、市)“十一五”二氧化硫减排目标	0.144	0.052	0	0.259
LSB	省(区、市)大型国有商业银行分支机构占比	0.788	0.085	0.545	0.985
$CR5$	省(区、市)前五大商业银行分支机构占比	0.767	0.086	0.541	0.959
HHI	省(区、市)银行业赫芬达尔-赫希曼指数	0.141	0.033	0.087	0.215
GDP_Target	省(区、市)“十一五”GDP 年均增长目标	0.008	0.097	0.085	0.130
GDP_{pc}	省(区、市)人均 GDP(万元)	2.402	3.211	0.469	13.453
Ur	省(区、市)城市化率	0.489	0.144	0.257	0.888
SI	省(区、市)第二产业增加值占 GDP 比重	0.498	0.049	0.223	0.565

注:企业利息支出与负债总额比值和企业财务费用与负债总额比值进行了 5% 的双侧缩尾处理;为了保证变量的外生性,所有省级层面指标均为 2001—2005 年数据的均值。

(四) 实证模型

本文基于“十一五”减排政策这一准自然实验,使用因果推断方法评估环境规制对企业债务融资成本的影响。双重差分(DID)是最为常见的因果推断方法之一。通过对比实验组和对照组在政策实施前后的变化差异,政策的实施效果可以被估算出来。然而,由于随时间

^①行业分类的具体情况详见附表 1。

变化且不可观察到的影响因素存在,双重差分模型的估计结果仍可能存在一定的偏差。基于高污染企业受环境规制影响大于其他类型企业这一事实,本文使用三重差分(DDD)方法来评估“十一五”减排政策对企业债务融资成本的影响(假说1),基准回归模型构建如下:

$$FC_{it} = \alpha + \beta_1 SO_2_Target_p \times EI_k \times After + \nu_{pt} + \gamma_{kt} + \theta_{pk} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

模型(1)中: FC_{it} 是企业*i*在*t*年的债务融资成本,在基准回归中由利息支出与负债总额的比值度量。 $SO_2_Target_p$ 是省份*p*的二氧化硫减排目标, EI_k 是企业所属行业*k*的能源强度。 $After$ 是事件虚拟变量,对于2005年之前的样本, $After$ 取值为0;对于2005年之后的样本, $After$ 取值为1。模型(1)的核心解释变量是 $SO_2_Target_p$ 、 EI_k 和 $After$ 的交互项,在控制了省份-年份、行业-年份和省份-行业固定效应后(ν_{pt} , γ_{kt} , θ_{pk}),系数 β_1 衡量了相较于其他行业,在单位能耗更高的行业中,各省(区、市)“十一五”二氧化硫减排目标对当地企业债务融资成本的净影响。

根据假说2,在银行业竞争程度更高的省份,高污染企业债务融资成本受“十一五”减排政策的影响将更小。为验证这一假设,在模型(1)的基础上设计了以下回归模型:

$$FC_{it} = \alpha + \beta_1 BCI_p \times SO_2_Target_p \times EI_k \times After + \beta_2 SO_2_Target_p \times EI_k \times After + \beta_3 BCI_p \times EI_k \times After + \beta_4 BCI_p \times SO_2_Target_p \times EI_k + \nu_{pt} + \gamma_{kt} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

模型(2)中: FC_{it} 是企业*i*在*t*年的债务融资成本, BCI_p 是省份*p*的银行业竞争程度。模型(2)的核心解释变量是 BCI_p 、 $SO_2_Target_p$ 、 EI_k 和 $After$ 的交互项。在控制了交互项“ $SO_2_Target_p \times EI_k \times After$ ”、“ $BCI_p \times EI_k \times After$ ”、“ $BCI_p \times SO_2_Target_p \times EI_k$ ”以及省份-年份、行业-年份固定效应后(ν_{pt} , γ_{kt}),系数 β_1 衡量了相较于银行业竞争程度较高的省份,在银行业竞争程度较低的省份中,各省份“十一五”二氧化硫减排目标对当地高污染企业债务融资成本的净影响。

四、实证结果

(一)“十一五”减排政策对企业债务融资成本的影响

根据假说1,“十一五”减排目标与高污染企业的债务融资成本存在正向关系,本部分将对此进行验证。

1. 基准回归

表2汇总了二氧化硫减排目标影响企业债务融资成本的回归结果,其中模型(1)的结果在表2的第(1)列中汇报。结果显示,交互项“ $SO_2_Target \times EI \times After$ ”的系数为正且在1%的置信水平上统计显著,这表明在二氧化硫减排目标更高的省份,高污染企业将承担更高的债务融资成本。具体地,二氧化硫减排目标每上升0.1,属于高耗能行业($EI=4$)的企业的债务融资成本将上升24个基点($0.1 \times 4 \times 0.006$)。

表2的第(2)列用企业固定效应代替省份-行业固定效应以控制企业层面特征。与基准回归的结果相比,主要解释变量在1%的置信水平上显著且系数未出现明显变化。第(3)列添加了一系列包含省份层面特征的控制变量。参考Shi和Xu(2018)的做法,这些控制变量采用了交互项的形式,省份层面变量(GDP_Target 、 GDP_{pc} 、 Ur 、 SI)与行业能源强度 EI_k 和事件虚拟变量 $After$ 进行了交乘。我们发现,大多数控制变量都是统计显著的,主要解释变量也保持了统计显著性且系数只出现了小幅下降。以上证据表明遗漏变量对估计结果的影响有限。

当误差项之间存在相关性时,OLS 估计的系数标准误是有偏的,此时需要使用聚类稳健标准误来反映估计系数的真实变异性。由于面板数据中同一个体的误差项往往存在自相关,在基准回归中使用了企业层面的聚类稳健标准误。考虑到不同个体之间的误差项仍可能存在相关性,在表 2 的第(4)列和第(5)列使用省份-行业层面和省份层面的聚类稳健标准误进行稳健性检验。与第(1)列的结果相比,在更高层次的聚类水平上,回归系数的稳健标准误更大,但主要解释变量仍然在 5%的置信水平上统计显著。

表 2 “十一五”减排目标对企业债务融资成本的影响

	IE/TL				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$SO_2_Target \times EI \times After$	0.006 *** (0.001)	0.005 *** (0.001)	0.004 ** (0.002)	0.006 ** (0.002)	0.006 ** (0.002)
$GDP_Target \times EI \times After$			0.034 *** (0.009)		
$GDP_{pc} \times EI \times After$			-0.000 *** (0.000)		
$Ur \times EI \times After$			0.004 *** (0.001)		
$SI \times EI \times After$			0.002 (0.002)		
省份-年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业-年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份-行业固定效应	Yes	No	Yes	Yes	Yes
企业效应	No	Yes	No	No	No
观测值	1 434 109	1 429 343	1 434 109	1 434 109	1 434 109
聚类稳健标准误	企业	企业	企业	省份-行业	省份
R-squared	0.089	0.555	0.089	0.089	0.089

注:***、** 分别表示在 1%、5%水平上显著;(1)至(3)列使用企业层面聚类稳健标准误,(4)和(5)列分别使用省份-行业层面与省份层面聚类稳健标准误,在后文中均使用企业层面聚类稳健标准误。

2. 替换被解释变量与解释变量

在模型(1)中,企业的债务融资成本由利息支出与负债总额的比值(IE/TL)衡量。考虑到债务融资成本的上升也可能表现为金融机构手续费的增加,我们使用财务费用与负债总额比值(FE/TL)代替 IE/TL 对基准回归模型进行了重新检验^①。表 3 第(1)列展示了稳健性检验的结果,交互项“ $SO_2_Target \times EI \times After$ ”的系数显著为正,与基准回归结果一致。这表明替换被解释变量并未改变基准回归的结论。

在基准回归中,行业的暴露程度由能源强度衡量。为确保回归结果不依赖于特定的暴露程度指标,本文使用二氧化硫排放强度(单位增加值二氧化硫排放量)作为替代指标进行了稳健性检验。与能源强度数据的处理方法相同,30 个工业行业的二氧化硫排放强度(SO_2_In)被分成了由高到低 4 个等级。根据表 3 第(2)列展示的结果,交互项“ $SO_2_Target \times SO_2_In \times After$ ”的系数显著为正,与基准回归结果一致。这表明基准回归的主要结论并不依赖于特定的行业暴露程度指标。

^①财务费用是企业筹集资金发生的费用。具体项目包括利息净支出、汇兑净损失和金融机构手续费。

表 3 稳健性检验:替换被解释变量与解释变量

	FE/TL		IE/TL		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$SO_2_Target \times EI \times After$	0.007*** (0.001)				0.006*** (0.001)
$SO_2_Target \times SO_2_In \times After$		0.008*** (0.002)			
$COD_Target \times COD_In \times After$			0.002 (0.002)		-0.000 (0.002)
$En_Target \times EI \times After$				0.007** (0.003)	0.005 (0.003)
省份-年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业-年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份-行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	1 434 109	1 434 109	1 434 109	1 434 109	1 434 109
R-squared	0.090	0.089	0.089	0.089	0.089

注:***、** 分别表示在 1%、5%水平上显著。

“十一五”期间中央政府对各省(区、市)的二氧化硫排放总量、化学需氧量排放总量以及单位 GDP 能耗均实施了目标约束^①。基准回归考察了二氧化硫减排目标对企业债务融资成本的影响,在稳健性检验中,也对化学需氧量减排目标(COD_Target)和单位 GDP 能耗降低目标(En_Target)的影响进行考察。表 3 第(3)列和第(4)列分别汇报了交互项“ $COD_Target \times COD_In \times After$ ”和交互项“ $En_Target \times EI \times After$ ”作为主要解释变量的回归结果^②。可以看到,在第(3)列交互项的系数统计上不显著,第(4)列交互项的系数为正且在 5%的置信水平上统计显著。考虑到二氧化硫减排目标、化学需氧量减排目标和单位 GDP 能耗降低目标之间可能存在的相关性,在表 3 的第(5)列同时加入了交互项“ $SO_2_Target \times EI \times After$ ”、“ $COD_Target \times COD_In \times After$ ”和“ $En_Target \times EI \times After$ ”。我们发现,二氧化硫减排目标对企业债务融资成本仍存在显著的正向影响,但是化学需氧量减排目标和单位 GDP 能耗降低目标的影响都不明显。这说明基准回归的结论未受同时期其他环境规制政策的影响。

3. 平行趋势检验

三重差分(DDD)模型的反事实逻辑能够成立的一个基本前提是,在政策实施前对对照组和处理组拥有相同的发展趋势,即满足平行趋势假设。为了验证这一假设,构建以下回归模型:

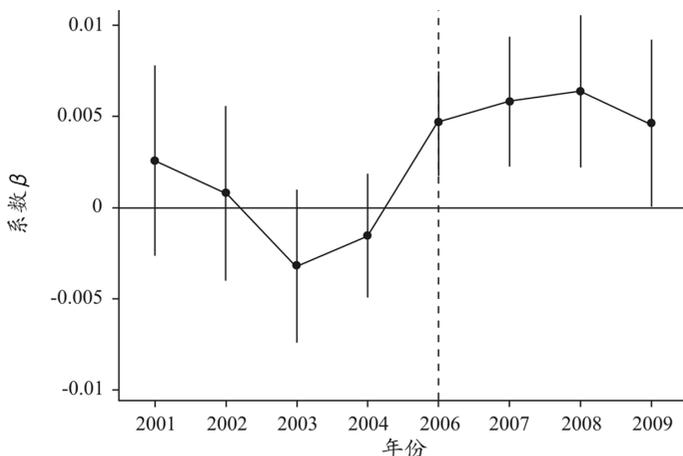
$$FC_{it} = \sum_{t=2001}^{2009} \beta_t SO_2_Target_p \times EI_k \times year_t + \nu_{pt} + \gamma_{kt} + \theta_{pk} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

模型(3)中:“ $SO_2_Target_p \times EI_k \times year_t$ ”是“十一五”二氧化硫减排目标、行业能源强度和年份虚拟变量的交互项。对于年份 t 的样本,年份虚拟变量 $year_t$ 取值为 1,否则 $year_t$ 取值为 0。系数 β_t 反映了在不同年份“十一五”二氧化硫减排目标对企业债务融资成本的影响。

①2006 年国务院发布《“十一五”期间各地区单位生产总值能源消耗降低指标计划》,拟定了“十一五”期间全国以及各省(区、市)的单位 GDP 能源消耗降低目标。该计划要求各省(区、市)将能源消耗降低目标纳入本地区经济社会发展“十一五”规划和年度计划,国务院有关部门将对目标完成情况进行严格考核。

②交互项“ $COD_Target \times COD_In \times After$ ”和“ $En_Target \times EI \times After$ ”的构造方法与“ $SO_2_Target \times EI \times After$ ”一致。其中,After 是事件虚拟变量,对于 2005 年之前的样本,After 取值为 0,对于 2005 年之后的样本,After 取值为 1。 COD_In_k 是行业的化学需氧量排放强度(单位增加值化学需氧量排放量),用于衡量行业对于化学需氧量减排目标的暴露程度。

图1展示了模型(3)的回归结果,可见交互项“ $SO_2_Target_p \times EI_k \times year_t$ ”的系数在2006年之前均不显著,2006年之后均显著为正。这一结果表明在“十一五”规划开始之前,各省份的二氧化硫减排目标和企业债务融资成本并没有直接关系,基准模型符合平行趋势假定。值得注意的是,交互项“ $SO_2_Target_p \times EI_k \times year_t$ ”的系数在2006年大幅上升之后逐渐趋于稳定,2008年之后甚至出现了小幅下降。出现这一现象的原因可能是:(1)在“十一五”结束之前,很多地方政府已经超额完成了本地区的二氧化硫减排任务,因此在后期存在放松管制力度的情况。(2)2008年全球金融危机爆发,中国政府采取了一系列经济刺激政策,对污染行业的管制也有一定程度的放松。



注:圆点到横坐标轴的距离代表着交互项“ $SO_2_Target_p \times EI_k \times year_t$ ”系数的绝对值,即“十一五”二氧化硫减排目标对当年企业债务融资成本影响的大小;黑色实线的长短代表系数的置信区间;为了避免多重共线性问题,回归模型中未包括2005年的交互项($Target_p \times EI_k \times year_{2005}$)。

图1 稳健性检验:动态效应

4. 按能源强度分组的子样本估计

本文三重差分(DDD)模型的反事实逻辑能够成立的另一个前提是,“十一五”减排政策对高污染企业的影响大于其他企业。为了进一步验证基准回归结果的稳健性,我们考察了“十一五”减排目标对不同能源强度企业债务融资成本的异质性影响。在前文中,30个样本行业已经按照能源强度被划分成了4个等级(EI),本部分将使用双重差分(DID)模型分别对这4个等级的子样本进行估计。

表4报告了能源强度的分样本回归结果。可以看到,对于高耗能行业($EI=4$),二氧化硫减排目标与事件虚拟变量的交互项系数为正且在1%的水平上显著;对于能源强度较高的行业($EI=3, EI=2$),交互项的系数虽然为正但都不显著;对于低耗能行业($EI=1$),交互项的系数为负且不显著。这反映出“十一五”减排目标对企业债务融资成本的影响范围仅限于能源强度最高的重污染企业。

与三重差分(DDD)模型相比,使用双重差分(DID)模型估计的系数的经济学意义更容易得到解释。以表4的第(1)列为例,交互项“ $SO_2_Target \times After$ ”的系数为0.028,表明“十一五”期间二氧化硫减排目标每增加0.1,属于高耗能行业的企业的债务融资成本将上升28个基点,这一结果与基准回归的结果高度一致。

表 4 稳健性检验:能源强度分组回归

	IE/TL			
	EI=4	EI=3	EI=2	EI=1
	(1)	(2)	(3)	(4)
$SO_2_Target \times After$	0.028 *** (0.004)	0.006 (0.004)	0.009 (0.007)	-0.005 (0.016)
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	155 832	165 839	107 332	1 005 110
$R-squared$	0.048	0.050	0.051	0.083

注:***表示在1%水平上显著。

(二) 银行竞争、“十一五”减排目标与企业债务融资成本

前文已经证实,“十一五”减排政策导致了高污染企业的债务融资成本上升。根据假设2,“十一五”减排目标影响的大小和所在省(区、市)的银行业竞争程度相关,在银行业竞争程度越高的省(区、市),减排目标造成的冲击将越小。本部分将对假设2进行验证。

1. 基准模型

表5的第(1)列报告了模型(2)的估计结果,交互项“ $BCI \times Target \times EI \times After$ ”的系数为正且在1%的置信水平上显著。表5的第(2)列增加了企业固定效应,第(3)列使用财务费用与负债总额比值(FE/TL)代替 IE/TL 作为被解释变量,回归结果都与第(1)列一致。以上结果表明,在大型国有商业银行分支机构占比(LSB)更高的省份,“十一五”减排目标对高污染企业债务融资成本的影响更大。表5的第(4)列和第(5)列分别使用前五大商业银行分支机构占比($CR5$)和银行业赫芬达尔-赫希曼指数(HHI)作为衡量企业所在省(区、市)银行业竞争程度的指标,对模型(2)重新进行了估计。与第(1)列的结果一样,交互项“ $BCI \times Target \times EI \times After$ ”的系数显著为正。由于 LSB 、 $CR5$ 和 HHI 皆为银行业竞争程度的负向指标,以上结果表明,银行竞争减小了“十一五”减排目标对高污染企业债务融资成本的影响。

表 5 “十一五”减排目标影响企业债务融资成本:银行竞争的调节作用

	IE/TL		FE/TL	IE/TL	
	LSB			CR5	HHI
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$BCI \times Target \times EI \times After$	0.074 *** (0.022)	0.041 ** (0.020)	0.100 *** (0.024)	0.063 *** (0.022)	0.179 *** (0.051)
$BCI \times EI \times After$	-0.007 ** (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.009 *** (0.003)	-0.006 * (0.003)	-0.018 ** (0.007)
$_Target \times EI \times After$	-0.055 *** (0.018)	-0.029 * (0.017)	-0.075 *** (0.020)	-0.044 ** (0.018)	-0.023 *** (0.008)
$BCI \times Target \times EI$	-0.001 (0.001)		-0.001 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.007)
省份-年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业-年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	No	Yes	No	No	No
观测值	1 434 113	1 429 343	1 434 113	1 434 113	1 434 113
$R-squared$	0.076	0.555	0.078	0.076	0.076

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

2.按银行业竞争程度分组的子样本估计

为了进一步验证实证结果的稳健性,我们按照省(区、市)的银行业竞争程度对样本进行了分类,考察在不同的银行业竞争程度下“十一五”减排政策对高污染企业债务融资成本的影响。根据2001—2005年的国有大型商业银行分支机构占比数据,所有样本被分成“低银行业竞争程度”(Low competition)和“高银行业竞争程度”(High competition)两组^①。子样本估计使用的回归模型和模型(1)一致,在控制了省份-年份、行业-年份和省份-行业固定效应后,交互项“ $SO_2_Target_p \times EI_k \times After$ ”的系数衡量了“十一五”二氧化硫减排目标对高污染企业债务融资成本的净影响。

表6第(1)—(3)列报告了基于“低银行业竞争程度”子样本的回归结果。其中,第(1)列是基准模型,第(2)列添加了企业层面的固定效应,第(3)列进一步添加了包含省份层面特征的控制变量^②。结果显示,交互项“ $SO_2_Target_p \times EI_k \times After$ ”的系数在1%的水平上均显著为正,这表明在银行业竞争程度较低的省份,“十一五”减排政策导致了高污染企业债务融资成本上升。

表6第(4)—(6)列报告了基于“高银行业竞争程度”子样本的回归结果。可以看到,在没有添加控制变量的情况下(第(4)、(5)列),交互项的系数虽然显著为正,但是相较第(1)、(2)列明显减小;在增加了包含省份层面特征的控制变量后(第(6)列),交互项的系数在统计上不显著。这表明在银行业竞争程度较高的省份,“十一五”减排政策对高污染企业债务融资成本的影响较小。稳健性检验的结果进一步证实,银行业竞争程度的上升减弱了环境规制对企业债务融资成本的影响。

表6 稳健性检验:按银行业竞争程度分组回归

	IE/TL					
	Low competition			High competition		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$SO_2_Target \times EI \times After$	0.008 *** (0.002)	0.008 *** (0.002)	0.006 ** (0.003)	0.005 *** (0.002)	0.004 *** (0.002)	0.004 (0.004)
省份-年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业-年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份-行业效应	Yes	No	Yes	No	Yes	No
企业效应	No	Yes	No	Yes	No	Yes
控制变量	No	No	Yes	No	No	Yes
观测值	419 150	418 334	419 150	1 005 397	1 001 456	1 005 397
R-squared	0.056	0.549	0.056	0.103	0.556	0.103

注:***、**分别表示在1%、5%水平上显著。

①本文基于2001—2005年的国有大型商业银行分支机构占比数据对样本进行划分:如果某省(区、市)2001—2005年国有大型商业银行分支机构占比的均值高于中位数,那么其属于银行业竞争程度较低的省份,否则属于银行业竞争程度较高的省份。

②表6中的控制变量与表2一致,都是省份层面变量、行业能源强度变量 EI_k 和事件虚拟变量 $After$ 的交互项。

五、结论和政策建议

2017年10月18日,习近平总书记在党的十九大报告中提出,要坚决打好防范化解重大风险、精准脱贫、污染防治的攻坚战,使全面建成小康社会得到人民认可、经得起历史检验。自此,污染防治和防范化解以金融风险为主的重大风险被放在了政府工作的突出位置。一方面,生态环境质量是全面建成小康社会的突出短板,污染物排放量面广,治理和改善任务艰巨;另一方面,降低企业融资成本对盘活实体经济,特别是应对新冠疫情冲击所引起的衰退风险有着重要的作用。

本文以“十一五”污染物减排政策作为准自然实验,结合中国工业企业数据和商业银行分支机构数据,考察了环境规制对企业债务融资成本的影响以及银行业市场结构在其中所起的作用。结果表明:(1)“十一五”减排政策导致了高污染企业债务融资成本的提高,经过替换被解释变量、添加控制变量等一系列稳健性检验,这一结论仍然成立。(2)在银行业竞争更激烈的省份,减排政策对企业债务融资成本的影响更小,而且按银行业竞争程度进行分组回归可以得到一致的结论。

基于以上结论我们可以得到以下政策启示:

首先,根据当地经济发展的实际情况制定合适的节能减排目标。“十一五”污染物减排政策本质上是一种环境规制政策,这类政策能促使地方政府大幅增加环保投入,在短期内实现环境质量的改善。但是,从融资角度来看,严格的环境规制也会导致企业融资成本大幅上升,抑制企业的长期投资(包括环保设备购置和技术研发投资),不利于其实现绿色发展转型。有鉴于此,政府应该建立健全环境保护长效机制,制定合适的节能减排目标,降低对企业投资造成的不利影响。

其次,积极发挥金融机构的作用,帮助高污染企业脱困转型。政府可以将高污染企业纳入“绿色金融”支持范畴,鼓励银行和其他金融机构在不改变贷款投向的情况下,为高污染企业的技术升级提供资金支持,在帮助企业脱困的同时提升企业的用能效率和清洁程度。鼓励金融机构根据污染物类型和行业特点开发绿色金融产品,引导企业实现绿色转型。

最后,应建立与银行业发展相适应的金融监管体系,引导银行竞争在企业绿色转型过程中发挥积极作用。根据我们的研究结论,银行业竞争将减小环境规制对于高污染企业债务融资成本的影响。一方面,这有利于企业以更低的成本获得资金进行长期投资,从而实现技术升级和发展转型;另一方面,这也使企业得以维持其生产规模,不利于污染物总体排放量的下降。在金融市场化改革稳步推进、银行业竞争加剧的背景下,政府需要建立与之相适应的金融监管体系,引导银行在企业绿色转型过程中发挥积极作用。具体地,政府可以通过立法明确银行的环境责任,规定银行对授信项目的环境影响具有审核义务;设立专门机构监管银行向高污染行业授信;建立绿色评级体系,为企业提供绿色评级,鼓励银行使用绿色评级。

附表1 工业行业的能源强度分级

能源强度等级(EI)	行业名称
4	黑色金属冶炼及压延加工业(32), 非金属矿物制品业(31), 石油加工、炼焦及核燃料加工业(25)
3	燃气生产和供应业(45), 有色金属冶炼及压延加工业(33), 化学纤维制造业(28), 化学原料及化学制品制造业(26), 煤炭开采和洗选业(06)
2	水的生产和供应业(46), 电力、热力的生产和供应业(44), 造纸及纸制品业(22), 非金属矿采选业(10), 有色金属矿采选业(09), 黑色金属矿采选业(08)
1	仪器仪表及文化、办公用机械制造业(41), 通信设备、计算机及其他电子设备制造业(40), 电气机械及器材制造业(39), 交通运输设备制造业(37), 专用设备制造业(36), 通用设备制造业(35), 金属制品业(34), 塑料制品业(30), 橡胶制品业(29), 医药制造业(27), 文教体育用品制造业(24), 印刷业和记录媒介的复制(23), 家具制造业(21), 木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业(20), 皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业(19), 纺织服装、鞋、帽制造业(18)

注:行业划分依据是中华人民共和国国家标准国民经济行业分类(GB/T 4754—2002)。行业能源强度分级根据2001—2005年的行业单位增加值能耗数据。

参考文献:

1. 蔡卫星, 2019:《银行业市场结构对企业生产率的影响——来自工业企业的经验证据》,《金融研究》第4期。
2. 方芳、蔡卫星, 2016:《银行业竞争与企业成长:来自工业企业的经验证据》,《管理世界》第7期。
3. 胡宗义、李毅, 2019:《金融发展对环境污染的双重效应与门槛特征》,《中国软科学》第7期。
4. 姜付秀、蔡文婧、蔡欣妮、李行天, 2019:《银行竞争的微观效应:来自融资约束的经验证据》,《经济研究》第6期。
5. 刘锡良、文书洋, 2019:《中国的金融机构应当承担环境责任吗?——基本事实、理论模型与实证检验》,《经济研究》第3期。
6. 聂辉华、江艇、杨汝岱, 2012:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。
7. 苏冬蔚、连莉莉, 2018:《绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为?》,《金融研究》第12期。
8. 陶锋、赵锦瑜、周浩, 2021:《环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据》,《中国工业经济》第2期。
9. 王元龙、马昀、王思程、刘宇婷、叶敏, 2011:《中国绿色金融体系:构建与发展战略》,《财贸经济》第10期。
10. 张璇、李子健、李春涛, 2019:《银行业竞争、融资约束与企业创新——中国工业企业的经验证据》,《金融研究》第10期。
11. 周楷唐、麻志明、吴联生, 2017:《高管学术经历与公司债务融资成本》,《经济研究》第7期。
12. Andersen, D. C. 2016. “Credit Constraints, Technology Upgrading, and the Environment.” *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists* 3(2): 283-319.
13. Andersen, D. C. 2017. “Do Credit Constraints Favor Dirty Production? Theory and Plant-level Evidence.” *Journal of Environmental Economics and Management* 84: 189-208.
14. Beck, T., A. Demirgüç-Kunt, and V. Maksimovic. 2004. “Bank Competition and Access to Finance: International Evidence.” *Journal of Money, Credit and Banking* 36(3): 627-648.
15. Beck, T., and R. Levine. 2004. “Stock Markets, Banks, and Growth: Panel Evidence.” *Journal of Banking & Finance* 28(3): 423-442.
16. Berger, A. N., and G. F. Udell. 2002. “Small Business Credit Availability and Relationship Lending: The Importance of Bank Organisational Structure.” *The Economic Journal* 112(477): F32-F53.
17. Cetorelli, N., and M. Gambera. 2001. “Banking Market Structure, Financial Dependence and Growth: International Evidence from Industry Data.” *The Journal of Finance* 56(2): 617-648.
18. Greenstone, M., J. A. List, and C. Syverson. 2012. “The Effects of Environmental Regulation on the Competitiveness of U.S. Manufacturing.” NBER Working Paper 18392.
19. Guzman, M. G. 2000. “Bank Structure, Capital Accumulation and Growth: A Simple Macroeconomic Model.” *Economic Theory* 16(2): 421-455.
20. Hering, L., and S. Poncet. 2014. “Environmental Policy and Exports: Evidence from Chinese Cities.” *Journal of Environmental Economics and Management* 68(2): 296-318.
21. Kaplan, S. N., and L. Zingales. 1997. “Do Investment-cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?” *The Quarterly Journal of Economics* 112(1): 169-215.

22. Leon, F. 2015. "Does Bank Competition Alleviate Credit Constraints in Developing Countries?" *Journal of Banking & Finance* 57 : 130-142.
23. Levine, R., and S. Zervos. 1998. "Stock Markets, Banks, and Economic Growth." *American Economic Review* 88(3) : 537-558.
24. Minnis, M. 2011. "The Value of Financial Statement Verification in Debt Financing: Evidence from Private US Firms." *Journal of Accounting Research* 49(2) : 457-506.
25. Myers, S. C., and N. S. Majluf. 1984. "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have." *Journal of Financial Economics* 13(2) : 187-221.
26. Petersen, M. A., and R. G. Rajan. 1995. "The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships." *The Quarterly Journal of Economics* 110(2) : 407-443.
27. Porter, M. E., and C. Van der Linde. 1995. "Toward a New Conception of the Environment-competitiveness Relationship." *Journal of Economic Perspectives* 9(4) : 97-118.
28. Rajan, R. G., and L. Zingales. 1998. "Financial Dependence and Growth." *American Economic Review* 88(3) : 559-586.
29. Ryan, S. P. 2012. "The Costs of Environmental Regulation in a Concentrated Industry." *Econometrica* 80(3) : 1019-1061.
30. Shi, X., and Z. Xu. 2018. "Environmental Regulation and Firm Exports: Evidence from the Eleventh Five-year Plan in China." *Journal of Environmental Economics and Management* 89: 187-200.

Environmental Regulation, Bank Competition, and Corporate Debt Financing Cost: Evidence from the Pollutant Emission Reduction Policy during the "Eleventh Five-year Plan"

Yang Mian¹, Yuan Yining² and Wan Panbing²

(1: Center for Economic Development Research, Wuhan University;
2: Economics and Management School, Wuhan University)

Abstract: The strengthening of environmental regulations, especially the implementation of green credit policies, will promote the continuous changes of financing environment, which in turn have an impact on the debt financing costs of high-polluting firms. The market structure of the banking industry will play the role of "adjuster" in this process. Based on an in-depth analysis of the internal mechanism of environmental regulation affecting corporate debt financing cost, this study takes the SO₂ reduction policy strictly implemented in China during the "Eleventh five-year plan" period as a quasi-natural experiment, empirically evaluates the impact of the environmental regulation intensity on the debt financing costs of high-polluting firms, and the role of the banking market structure in it. This study finds that after the implementation of the "Eleventh five-year plan" emission reduction policy, the debt financing costs of high-polluting firms increase significantly in areas with higher SO₂ emission reduction targets. In areas with a higher degree of banking competition, the implementation of the "Eleventh five-year plan" to reduce emissions has less impact on corporate debt financing costs. The above conclusions are still valid after dealing with endogeneity problems and replacing indicators for robustness testing. The research conclusions of this paper can provide a theoretical reference for the government in formulating reasonable environmental regulation policies and improve the construction of the financial system.

Keywords: Environmental Regulation, Banking Competition, Debt Financing Cost, High-polluting Firm

JEL Classification: G30, L51, Q52

(责任编辑:陈永清)