

环保“费改税”如何影响信贷融资： 企业“绿色”应对的解释

祝树金 陈贺*

内容提要 基于《环境保护税法》立法、环境污染费调整的政策背景,本文运用2015-2020年中国A股上市工业企业数据,从银企互动视角考察了环境规制奏效的金融路径。研究表明:环保“费改税”通过增加环境成本影响工业企业还贷能力,进而银行加强信贷融资审核、收紧信贷资金发放,导致企业信贷融资状况从紧。机制分析发现,虽然环保“费改税”对企业的信贷融资产生了负面影响,但企业仍能通过绿色形象塑造、绿色行为实践等“绿色”应对举措降低这种影响。依据工业企业绿色形象塑造与实际绿色行为间的偏差,银行会对信贷资金发放的期限结构进行调整,以尽可能减少因企业“漂绿”产生的信贷误配。进一步分析表明,环保“费改税”影响企业信贷的过程中,银行基于外部信息实施了信贷过滤,该行为不存在预期与滞后效应;此外,考虑工业企业通过政府补贴或金融投机活动获取资金,进而降低信贷融资需求的可能性,以及排除了样本期内其他政策的潜在干扰后,环保“费改税”政策效果依然稳健。本文为如何协调环境规制与金融政策、达成合意的政策效果提供了重要参考。

关键词 环境保护税 环境信息披露 绿色投资 信贷歧视

一 引言

二十大报告明确提出“必须牢固树立和践行绿水青山就是金山银山的理念,站

* 祝树金、陈贺(通讯作者):湖南大学经济与贸易学院 湖南省长沙市岳麓区石佳冲路109号 410082
电子邮箱:shujin_zhu@126.com(祝树金);ch1zzu@163.com(陈贺)。

本研究得到国家自然科学基金面上项目(72173040)、国家社会科学基金重大项目(22&ZD100)的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见,文责自负。

在人与自然和谐共生的高度谋划发展”。此举彰显了中国引领全球环境治理、构建人类命运共同体的大国担当,也体现出中国加快推进生态文明建设,追求高质量发展的坚定步伐。实际上,中国一直致力于发展绿色经济、建立和完善依托市场的长效机制。作为一种基于市场机制和经济激励的环境规制工具,环境保护税具有促进经济、社会与自然协调发展的积极作用(Chiroleu-Assouline and Fodha, 2014)。环境保护税的概念最早由Pigou(1920)提出,Pigou(1920)认为环境保护税的本质是在不存在其他扭曲性税收和完全竞争市场的条件下,对污染收费以实现企业负外部性成本的内部化,迫使企业在逐利过程中控制排污规模。国外学者对污染收费探讨较多,虽然对其经济效应的分析各异,但环境红利的存在几乎已是共识(于连超等,2021)。

相较于一些发达国家,中国在较长时期未建立真正意义上的环境保护税制度,而是以排污费制度来替代。基于这样的事实,排污费制度成为国内学者关注的重点,既有研究内容可大致归纳为排污费制度的环境效应与经济效应两类。环境效应方面,学者们研究指出征收排污费能抑制污染排放(曾先峰等,2019;卢洪友等,2019)。但也有学者持相反态度(李建军和刘元生,2015)。经济效益方面,一些学者认为,征收排污费有益于经济活动开展,如提高企业绩效、促进企业创新等(郭进,2019;金友良等,2020;牛美晨和刘晔,2021)。然而同样有学者检验了排污费对经济增长的抑制作用(王海等,2019)。由此可见,国内学者对排污费制度的环境效应、经济效益研究结论皆存在分歧。实际上,排污费制度似乎始终存在征收标准偏低、执法刚性缺乏、易滋生寻租行为等短板,这也使排污费制度的有效性饱受争议(牛美晨和刘晔,2021)。

为进一步推进生态文明建设,更有效地实现绿色发展,《中华人民共和国环境保护税法》自2018年1月1日起正式实施。这是中国第一部以环境保护为目标、专门体现“绿色税制”的单行税法;而实施了近40年的排污收费制度被废止,全面改征更具强制性和约束力的环境保护税。当前关于环境保护税征收的既有文献也集中在政策经济效应与环境效益的分析,如Liu *et al.*(2022)指出,环保“费改税”后中国企业环境投资明显增多、治污效果因而改善;He *et al.*(2022)发现,环保“费改税”有助于改善中国重污染企业全要素生产率,促使其绿色化转型;刘金科和肖翊阳(2022)则检验了环保“费改税”对企业绿色创新活动的激励作用。也有学者尝试对环境保护税征收的经济、环境双重红利进行综合论证,结果基本是正向的(叶金珍和安虎森,2017;吴茵茵等,2019)。鉴于环境保护税比排污收费制度更具强制力、

执行力和监督力,企业将承受更强的环境成本冲击,更多地参与环境治理(李青原和肖泽华,2020)。

与此同时,当前中国金融体系仍是银行主导型,商业银行业务范围与信贷资源配置均被要求体现一定政策倾向性(李哲和王文翰,2021)。一方面,这意味着长久以来及以后很长的时期内,中国企业发展的重要资金来源是商业银行;另一方面,随着环保“费改税”推行,银行向企业提供信贷资金时将遵循绿色发展导向。本文认为除政策导向外,自利性动机也会驱使银行依照企业环境成本受冲击程度,审慎发放贷款,避免生成潜在的“坏账”。也即是说,环保“费改税”将促使银行调整信贷发放。而银行的信贷调整将成为环保“费改税”奏效的重要渠道。因此,需探讨环保“费改税”是否增加企业信贷融资难度,企业是否以及如何为应对信贷融资冲击而进行绿色化转型。解决这些问题有助于揭示环境规制作用于企业绿色发展的金融路径,并对发挥金融部门的环境治理功能、实现经济高质量发展意义重大。

因此,本文以《中华人民共和国环境保护税法》实施作为准自然实验,选取2015-2020年中国A股上市工业企业数据,使用双重差分法检验了环保“费改税”的信贷融资调整效应及其机制。与本文研究相近的是蔡海静等(2019),他们证实了绿色信贷政策会引致企业借款收缩与环境红利,而本文聚焦于环保“费改税”政策,相较于直接指向商业银行的绿色信贷政策,本研究侧重于商业银行与工业企业的博弈行为。Wang *et al.* (2021)研究指出,在中国,企业融资约束会影响环境政策实际执行效果。遵循该思路,同时考虑银行信贷作为企业主要融资方式,考察环保“费改税”下的银企互动极为关键。

与既有文献相比,本文可能的边际贡献如下:第一,关于环保“费改税”政策效应的既有评估主要从企业绩效(金友良等,2020)、环境表现(于连超等,2021;田利辉等,2022)等角度切入,而鲜有学者从银企信贷融资互动视角考察环保“费改税”。本文从信贷融资入手梳理环保“费改税”奏效的逻辑,是对环保“费改税”政策效果研究的重要补充。第二,本文为环保“费改税”驱动工业企业绿色化转型提供了新的微观证据。显著区别于既有文献,本文将工业企业绿色化转型表现区分为“言”“行”两个维度,并进行进一步的对比分析,发现针对企业绿色化转型过程“言行不一”导致的潜在“漂绿”行为,银行会对企业信贷资金发放的期限结构进行调整。第三,遵循自利动机,本文进一步聚焦环保“费改税”下银行的信贷调整行为,揭示了银行的信贷歧视倾向与效果实现,将环境规制与金融部门链接起来,既丰富和细化了环境税制理论,也证实了政策的实际执行效果。总的来说,本研究有助于更好地理解工业企业绿色化转型

的动机,明确环境治理的有效作用渠道,为未来绿色发展、完善环境规制,打好金融监管、环境治理“组合拳”提供有益借鉴。

二 环保“费改税”政策改革与理论分析

(一)环保“费改税”政策沿革及对信贷融资的冲击

1978年底,中共中央批准原国务院环境保护领导小组《环境保护工作汇报要点》,首次提出“排放污染物收费制度”;1979年颁布的《中华人民共和国环境保护法(试行)》明确规定:“超过国家规定的标准排放污染物,要按照排放污染物的数量和浓度,根据规定收取排污费”;1982年国务院正式颁布《征收排污费暂行办法》,详细规定了收费对象、程序、标准等内容,标志着排污收费制度正式建立。随着中国对生态与经济协调发展的要求,2002年、2014年,国家先后两次上调了排污费征收标准;2016年12月25日,《环境保护税法》立法通过,并于2018年1月1日起正式施行,历经近40年,污染排放收费制度退出了历史舞台,中国环境税制度取得了新进展。

环境保护税制度与排污费制度存在较大的差异^①。考虑政策调整的实际效果,本文认为环保“费改税”可能通过增加工业企业,尤其是重污染企业的环境成本,诱发银行惜贷行为、恶化企业信贷融资状况,传导过程如图1所示。Boyd and Mcclelland (1999)、Chava *et al.* (2019)研究指出,当污染需要支付更多成本时,工业企业不得不从利润中分离出一部分资金购买“环境要素”以降低污染程度,而这种购买使工业企业利润减少、财务风险增加,限制其通过加大投入改进生产过程的能力。此外,较多的成本支出使工业企业应对经济衰退的能力下降(Geng *et al.*, 2022)。这与环保“费改税”后企业面临的情况一致,也即环境保护税的征收使重污染企业暴露在更大的环境压力中,生存能力减弱。金友良(2020)指出,环保“费改税”后,除中国香港特别行政区与中国澳门特别行政区外,中国大陆的其余31个省级行政区中有12个出现了环境保护税负提标,且本文回归样本中处于税负提标区域的企业达39.45%。总体而言,由于环保“费改税”,工业企业环境成本增加,经营稳定性减弱,潜在还贷能力将会减弱。

^① 限于篇幅,关于排污费制度与环境保护税制度具体差异的论述见《世界经济》网站(www.jweonline.cn)在线期刊本文补充材料附录1。后文类似情况简称“见网站”。

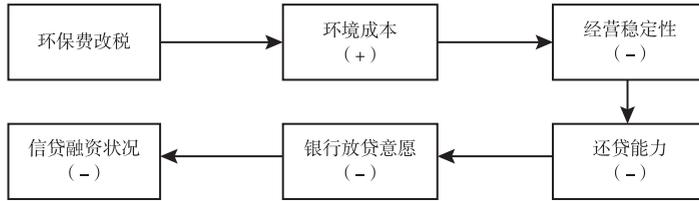


图1 环保“费改税”影响信贷融资的传导路径

而企业生产经营稳定性恶化、还贷能力减弱,必然引起商业银行的反应。李喜梅(2011)研究指出,商业银行始终以“三性”原则作为经营指南,即注重经营中的安全性、流动性与盈利性。其中,安全性是商业银行持续经营的基础,也是商业银行“三性”原则中的首要原则;流动性指银行通过将信贷期限结构控制在合理区间内保证自身具备较强的清偿力;而盈利性是商业银行开展存贷款业务及其他金融服务的内在动力。显然,企业还贷能力恶化有悖于商业银行经营的“三性”原则,为维护自身稳定经营、避免不良贷款堆积,商业银行放贷意愿将大幅降低。赵静和郭晔(2021)指出这样一个现实:伴随2015年5月1日《存款保险条例》施行,商业银行破产已受到政策允许,商业银行可能因资金安排不当或盈利不佳而导致破产清算,其系统性风险水平显著上升。2015年正是本文研究的时间起点,因此,有充分的理由相信,环保“费改税”后,商业银行倾向开展更严格的信贷融资审核、出现更明显的惜贷行为。

综合以上分析,环保“费改税”冲击下,工业企业将面临环境成本上升的可能性,作为“理性人”,银行将重新评估工业企业还贷能力,更加审慎地发放贷款,最终在工业企业层面表现为信贷融资状况的恶化。

(二)环保“费改税”背景下企业“绿色”应对的机制分析

前文已从理论层面论证了环保“费改税”对工业企业信贷融资的负向影响,而Gu *et al.*(2022)进一步指出,环境规制下,企业并非完全是被动的接受者,它们同样会出现某些决策反应。刘金科和肖翊阳(2022)指出,根据企业竞争力理论,外部压力将驱使企业克服组织惰性、激励创新思维等。那么,在环保“费改税”导致信贷融资趋紧的情况下,工业企业通过何种方式进行应对?

考虑这样一个事实,银企间的信息不对称极易滋生信贷市场的道德风险与逆向选择(Stiglitz and Weiss, 1981)。因此,银行在响应信贷融资申请时仍会尽可能多地搜集债务人各类信息,并依此进行信贷决策。而源于盈利性原则,商业银行的信贷偏好客观存在,银行贷款市场本身即会加剧“好企业”与“坏企业”间的分歧(Lin *et al.*,

2022)。环保“费改税”只是在这样的底层逻辑之上,为“好企业”“坏企业”的划分提供了一个并不严格的标准。若工业企业在某种程度上能较好规避环保“费改税”的成本冲击,银行将认定其具备更稳定的还贷能力,此部分企业信贷融资状况的恶化程度会相对低,甚至不存在。金友良等(2020)指出,重污染行业是环境保护税发挥作用的主要阵地,因此推断,“好坏企业”划定的标准大致为企业环境表现。当工业企业意识到商业银行的这一行为逻辑,极可能通过积极“绿色”应对,即提升自身环境表现,缓解环保“费改税”引致的信贷恶化。从商业银行视角来看,企业环境表现好确实释放了良好信号,这有助于缓解银企间的信息不对称,降低信贷风险。

但也正源于银企间的信息不对称,多数情况下银行难以准确把握企业具体项目产生的环境效益信息(丁杰等,2022),这意味着企业只要塑造出良好的绿色形象,可能并不需要真实践行绿色行为,也有可能获得银行的信贷支持。但在现实中,企业和银行的贷款业务往来不是一次性的,虽然银行很难在放贷前尽数识别企业的“漂绿”意图,但业务往来之后,银行将提升对企业的关注,甚至掌握一些具体财务信息。在有共同企业客户时,银行间还可能会共享部分客户的负面信息。出于企业与银行业务往来的现实情况,塑造绿色形象后,企业仍有采取真实绿色行动的动力,因此本文在企业塑造绿色形象的基础上进一步考虑企业的绿色行为。在回归设计中,借鉴李哲和王文翰(2021)的研究,本文将企业“绿色”应对区分为“言”与“行”两个维度,也即工业企业绿色形象塑造与绿色行为实践,前者偏向工业企业的“口头承诺”,后者则更注重工业企业“真金白银”的环境支付。一方面,“言”与“行”相互补充,既包含贷前信息又涵括贷后实践,有助于更全面地理解环保“费改税”下的银企互动;另一方面,工业企业可能存在“多言寡行”甚至“多言不行”的欺诈行为,也即“口头承诺”在提升工业企业信息传递效率的同时,可能成为工业企业追逐利益的工具,而通过对比分析能甄别工业企业套取信贷融资的行为,也能识别商业银行对工业企业信贷欺诈行为的处理态度。

当工业企业有计划地向社会披露环境信息、塑造良好绿色形象,一般情况下其环境绩效会变好(Iatridis, 2013)。根据 Saidi and Žaldokas(2021)的解释,本文认为工业企业通过积极应对产生的公共信息与财务关系中的私人信息是替代品,其信贷竞争力有望提升。商业银行更容易产生这样的判断:环保“费改税”下,乐于披露环境信息的工业企业受波及程度相对低,贷款违约可能性低。实际上,已有研究指出,环境表现越好,企业越容易获取外部融资(Hamrouni *et al.*, 2019)。因此,银行下降的放贷意愿将得到缓解,但程度如何不得而知。而诸如工业企业绿色投资等绿色行为实践也

具有相同的作用效果,但相较于工业企业自主性极强的“绿色描述”,绿色行为实践显然更具可信度,也是企业后续继续争取银行资金支持的必要环节。结合“言”与“行”,还能验证企业的应对是否展现真正的“绿色”。综合来看,如图2所示,环保“费改税”政策冲击下,工业企业可能通过积极的“绿色”言与行应对,部分或全部地缓解信贷融资冲击。

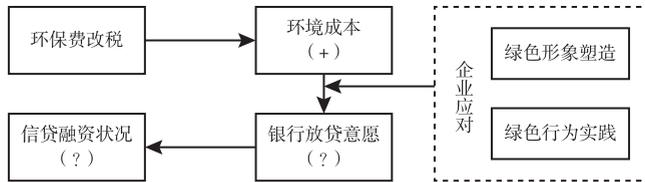


图2 企业“绿色”应对的影响

三 模型设定、样本和数据

(一)模型设定

为分析环保“费改税”引发的企业信贷融资冲击,借鉴邱嘉平(2020)、郭俊杰和方颖(2022)的研究,本文设定如下双重差分模型:

$$loan_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 treat_i \times post_t + \alpha X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型(1)中变量的下标*i*、*t*分别表示企业和年份。参考郭晔和房芳(2021)的研究,本文被解释变量包括信贷融资成本、信贷融资规模与信贷融资期限结构。根据前文分析,环保“费改税”将诱发银行的信贷再分配,表现为企业银行借款成本波动、规模改变、结构调整。本文以企业单位负债的利息支付相关费用刻画信贷融资成本(*loan1*),其中利息支付相关费用包括利息支出、财务费用中的利息费用、支付利息的手续费及佣金、偿付利息支付的现金等,本文进一步对测算的具体金额进行了对数化处理。信贷融资规模以企业负债合计的自然对数刻画(*loan2*)。此外,由于环保“费改税”对不同期限的资产可能产生影响差异,本文还进一步分析了信贷融资总量中信贷期限的差异,即短期借款占总负债比重,放大100倍后记为*loan3*。

本文通过双重差分模型识别环保“费改税”对实验组与对照组企业的差异化冲击,因此界定实验组与对照组的策略极为关键。基于环境保护税“多排污多征税,少排污少征税”的原则并借鉴于连超等(2021)、刘金科和肖翊阳(2022)的做法,本文以

样本企业是否为重污染企业构建实验组与对照组。 $treat$ 为分组虚拟变量,当观测值属于重污染企业时 $treat$ 取1,进入实验组;否则 $treat$ 取0,进入对照组。重污染企业的界定依据《关于印发〈上市公司环保核查行业分类管理名录〉的通知》(环办函[2008]373号)、《上市公司环境信息披露指南(征求意见稿)》及中国证券监督管理委员会发布的《上市公司行业分类指引》(证监会公告[2012]31号),主要包括火电、钢铁、水泥等在内的14个行业。 $post$ 为时间虚拟变量,以《中华人民共和国环境保护税法》正式实施为分界线,即2018年及之后, $post$ 取1;否则 $post$ 取0。本文重点关注 $treat$ 与 $post$ 交乘项对应系数,它识别了实验组与对照组企业间的信贷融资差异在环境保护税费改革前后的变化。

X 为一系列控制变量,包括企业规模、上市年限、生产能力、成长性与产权性质。考虑到企业规模,尤其是企业年龄能在一定程度上说明企业所受融资约束,为避免共线性不再引入其他企业层面财务变量(Hadlock and Pierce, 2010; Ma *et al.*, 2022)。本文也在稳健性检验中提供了含有额外企业财务特征变量的回归结果。 μ_i 、 λ_t 分别为企业、年份固定效应; ε 为随机扰动项。本文将计量环节的统计标准误聚类到企业层面^①。

(二)样本选取与数据来源

为更准确地确定受政策影响的对象,本文将研究对象限定在上市工业企业,这是因为工业企业对环保“费改税”具备更高的敏感性,若将非工业企业纳入分析,将降低政策效果评估的可靠性(金友良等,2020)。结合环保“费改税”发生的时间点,本文选取2015–2020年A股上市工业企业作为研究对象。工业企业依照《国民经济行业分类》(GB/T4754—2011)与《上市公司行业分类指引》划定,涵盖采矿业,制造业与电力、热力、燃气及水生产和供应业三个门类。借鉴相关文献的处理方法,本文剔除了ST、*ST、SST、S*ST和样本期内退市的企业,经过初步筛选最终得到2526家企业、10605条观测值的非平衡面板数据^②。

本文被解释变量为企业信贷融资,为控制其他影响企业信贷融资的因素,本文引入了企业规模、上市年限、生产能力、成长性与产权性质,并控制了企业固定效应;同时为避免变量极端值的影响,本文对连续变量进行1%水平上的缩尾处理。本文企业

^① 由于本研究设计使用行业标准识别实验组,我们也尝试将统计标准误聚类至行业或地区层面,回归结果的显著性不发生改变。

^② ST股指上市公司连续2年亏损,被进行特别处理的股票;*ST股指上市公司连续3年亏损的股票;SST指上市公司经营连续2年亏损,特别处理,且未完成股改;S*ST指上市公司经营连续3年亏损,退市预警,且未完成股改。

环保“费改税”如何影响信贷融资：企业“绿色”应对的解释

数据来自万得(Wind)金融终端、中国研究数据服务平台(CNRDS)及国泰安(CSMAR)数据库。变量定义和测算方式如表1所示。

变量符号	变量说明	测算方式
<i>loan1</i>	信贷融资成本	ln(利息支付相关费用/负债合计)
<i>loan2</i>	信贷融资规模	ln(负债合计)
<i>loan3</i>	信贷期限结构	短期借款/负债合计乘以100
<i>treat</i>	分组虚拟变量	重污染行业取1;否则取0
<i>post</i>	时间虚拟变量	2018年及以后取1;否则取0
<i>size</i>	企业规模	ln(资产合计)
<i>age</i>	上市年限	ln(当年年份-上市年份+1)
<i>tfp</i>	生产能力	以ACF调整的LP法测算的全要素生产率
<i>tbq</i>	成长性	托宾Q值
<i>soe</i>	产权性质	国有企业取1;否则取0

表2是本文主要变量的描述性统计结果。信贷融资成本均值为-1.5225,标准差为1.2784,说明工业上市企业融资“禀赋”与“手段”千差万别,但总体上成本控制在合理范围;90%分位数为0.1100,最大值为3.7014,这意味着出现了少数大于1的值,这对应着市场中某些陷入财务困境的企业,与现实情况相符。信贷融资规模标准差为1.9368,这表明从信贷融资规模来看,企业信贷可得性差别较大,这也与实际吻合。信贷期限结构显示,企业获取的短期贷款占比从0到71.67%不等,平均水平为25.26%,总体上较为合理;从标准差来看,企业信贷期限结构呈现多样性。

符号	变量名	观测值	平均值	标准差	最小值	分位数		最大值
						P10	P90	
<i>loan1</i>	信贷融资成本	10 605	-1.5225	1.2784	-3.7729	-2.7651	0.1100	3.7014
<i>loan2</i>	信贷融资规模	10 605	20.0103	1.9368	14.5087	17.5096	22.4598	24.5784
<i>loan3</i>	信贷期限结构	10 605	25.2594	17.4342	0.0000	3.4283	49.8479	71.6733
<i>size</i>	企业规模	10 605	22.3465	1.2218	19.9159	20.9293	24.0546	25.9711
<i>age</i>	上市年限	10 605	2.1037	0.8878	0.0000	0.6931	3.0910	3.2958
<i>tfp</i>	生产能力	10 605	8.9982	0.6241	7.5756	8.2689	9.8080	10.9520
<i>tbq</i>	成长性	10 605	1.9749	1.2008	0.8577	1.0458	3.2803	8.8351
<i>soe</i>	产权性质	10 605	0.2987	0.4577	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000

四 结果分析

(一) 基准回归

首先,基于模型(1),本文检验了环保“费改税”对企业信贷融资成本的影响。表3第(1)(2)列依次为未引入、引入控制变量时的回归结果。结果显示,两列中 $treat \times post$ 对应回归系数均显著为正,这说明环保税的征收,使银行提高了信贷融资门槛,表现为重污染企业为获取信贷融资需付出的成本加大。此结果符合预期,环境压力的正规化为工业企业生产经营支付“加码”,银行有理由重新审视工业企业的发展前景,遵循“理性人”的决策思路,审慎地发放贷款。

表3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	信贷融资成本 $loan1$		信贷融资规模 $loan2$		信贷期限结构 $loan3$	
$treat \times post$	0.1968*** (4.5018)	0.1587*** (3.6847)	-0.2833*** (-6.1440)	-0.2109*** (-5.6748)	-2.0634*** (-3.5053)	-1.9261*** (-3.2574)
$size$		-0.4311*** (-8.6449)		1.3680*** (26.6958)		-0.5396 (-0.7438)
age		-0.1148* (-1.8724)		0.2434*** (4.5467)		1.8701** (2.5154)
tfp		0.2203*** (5.0856)		-0.2061*** (-5.0064)		-0.5210 (-0.8353)
tbq		0.0489*** (2.8299)		-0.0271* (-1.6894)		-0.2724 (-1.2446)
soe		-0.0085 (-0.0975)		-0.0152 (-0.1740)		-1.2662 (-0.8488)
常数项	-1.6542*** (-70.7555)	5.9666*** (5.3257)	19.6312*** (788.9698)	-9.0235*** (-7.7592)	26.5775*** (83.3192)	40.8803** (2.4863)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	10 605	10 605	10 605	10 605	10 605	10 605
调整后的 R^2	0.0622	0.0908	0.1095	0.3182	0.0162	0.0181

说明:括号内为经企业层面聚类标准误调整的估计值对应的t统计量;*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著,如无特殊说明,后表同。

其次,本文检验了环保“费改税”对企业信贷融资规模的影响,结果如表3第(3)(4)列所示。其中,第(3)列未引入控制变量,此时 $treat \times post$ 对应系数为-0.2833;加入控制变量后结果如第(4)列所示,此时 $treat \times post$ 对应系数变为-0.2109。结果显示,征收环保税后,重污染企业从银行取得的信贷额度确实缩减了。这可能由两方面的原因:一方面,根据前文信贷融资成本的分析,当信贷融资成本增大,重污染企业被迫减少向银行贷款的行为;另一方面,受盈利性动机驱使,银行在业务开展时或有意或无意地规避重污染企业放贷项目。两种因素综合影响下,表现为重污染企业信贷规模“缩水”。

最后,本文考虑了环保“费改税”影响企业不同期限资产的差异,即对信贷期限结构的冲击,未引入、引入控制变量时的回归结果依次如表3第(5)(6)列所示。值得注意的是, $loan3$ 为短期负债占比,而对于企业长远发展而言,短期信贷效益普遍低于长期信贷,故可认为 $loan3$ 含有部分长远发展视角下信贷融资“质量”的信息。表3第(5)(6)列中 $treat \times post$ 对应系数显著为负,这说明随着环保压力增加,在重污染企业获得的信贷融资中,短期借款比例对应下降。这可能是由于在环保“费改税”的影响下,相较于其他工业企业,重污染企业面临了更严格的信贷融资审核,经过各种信息的交叉验证,银行适当地降低了重污染企业短期资金发放比例;这也意味着重污染企业取得的长期资金可能相对增多,更利于其长远发展^①。李哲和王文翰(2021)的研究表明,执行长期债务契约的过程中,银行与企业信息交流将维持在较高频次,银企互动一开始便建立在更高的信息需求上。这与本文认为重污染企业在贷前受到更严格的审核这一论断相符。综合信贷融资成本与信贷融资规模分析,可认为环保“费改税”提高了重污染企业信贷融资门槛,减少了重污染企业信贷资金,而重污染企业一旦经过银行严格的信贷审核,其信贷融资更偏向长期支持。

(二)平行趋势检验

建立双重差分模型应满足平行趋势假设,即在未受到政策影响前,实验组与对照组不存在显著差异,否则双重差分法可能会误估政策效果。借鉴 La Ferrara *et al.* (2012)的策略,本文在模型(1)的基础上添加一系列年份虚拟变量与 $treat$ 的交互项,并将2015年视为基准年份建立如下模型(2),以考察政策实施的逐年效应,证实实验

^① 本文计算了企业短期贷款占比与长期贷款金额的整体相关性,相关系数显著为负。考虑到企业短期贷款占比与长期贷款金额的关系可能受时间趋势、行业特征、地区因素等影响,除计算整体相关性外,本文还依次按照年份、行业门类、省份计算了企业短期贷款占比与长期贷款金额的相关性,各种分类下两者均呈现显著负相关。这说明企业短期贷款占比降低后,将持有更多的长期贷款资金。

组与对照组满足平行趋势假设。

$$loan_{i,t} = \beta_0 + \sum_{i=2016}^{2020} \beta_i treat_i \times year_t + \beta X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $year$ 为虚拟变量, 当观测值时间为 t 年时取 1, 否则取 0。本文根据模型 (2) 的回归结果在 5% 的水平上绘制了图 3。可以看出无论是企业信贷融资成本、规模还是期限结构, 环保“费改税”正式实施之前 $treat \times year$ 对应系数均不显著; 而环保“费改税”实施后 $treat \times year$ 对应系数均显著异于 0。这说明环保“费改税”前, 实验组和对照组在信贷融资方面并无显著差异, 但政策发生后, 这种平衡被打破, 企业开始呈现不同的信贷融资状况。

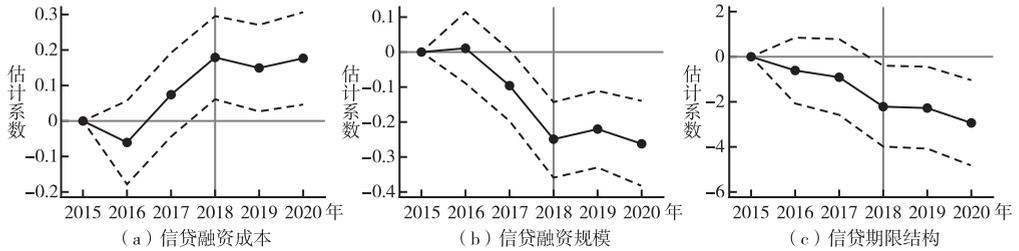


图 3 平行趋势检验

进一步注意到, 实验组与对照组企业可能在环保“费改税”发生前就已存在信贷差异, 即存在潜在的事前趋势。为排除平行趋势检验中潜在的预趋势问题, 本文借鉴张子尧和黄炜 (2023) 的研究, 基于事件研究法补充了系数联合显著性检验^①。本文也做出了其他尝试, 包括控制行业及更高维度的趋势、基于倾向匹配得分法 (PSM) 处理的样本重新拟合模型 (2), 平行趋势检验结果均通过。

(三) 安慰剂检验

本文随机抽取样本企业构造伪实验组并重估模型 (1), 若 $treat \times post$ 对应系数与表 3 基准回归结果符号相同并显著, 说明环保“费改税”并未冲击工业企业信贷融资。借鉴石大千等 (2018) 的做法, 本文分别针对工业企业信贷融资成本、信贷融资规模与信贷期限结构随机生成 500 次伪实验组, 记录估算出的 $treat \times post$ 对应系数及其显著性水平, 若该估计系数在 0 附近波动, 且 p 值较大, 则说明环保“费改税”确实冲击

^① 限于篇幅, 系数联合显著性检验结果见网站本文补充材料附录 2。

了信贷市场^①。本文依据抽样结果绘制了核密度图,如图4所示。显然,依据伪实验组回归得到的 $treat \times post$ 对应系数集中出现在0附近,显著区别于表3基准回归中3组 $treat \times post$ 的对应系数。综合以上结果,可认为双重差分模型通过安慰剂检验。

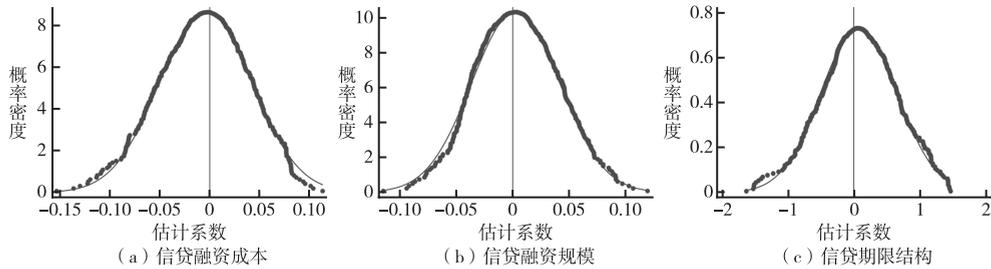


图4 安慰剂检验

(四)稳健性检验

考虑到基准回归结果仍可能面临双向因果、样本自选择产生的估计偏误,借鉴汤超和祝树金(2022)的研究,本文以PSM进行了稳健性检验。此外,本文还从替换被解释变量、增加控制变量与调整固定效应三个方面进行稳健性检验。替换被解释变量方面,本文借鉴覃家琦等(2020)、Ma *et al.*(2022)对变量进行处理,重新回归后核心解释变量对应系数显著性与符号不发生变化。增加控制变量方面,考虑到企业财务表现作为银行信贷的重要参考的现实性,本文在基准回归中补充企业财务特征变量作为额外的控制变量,重新回归后结果未发生本质性变化,这也说明本文通过控制企业固定效应识别了企业个体的大部分差异。调整固定效应方面,本文在基准回归的基础上新增了地区固定效应,这是因为虽然环保“费改税”于2018年在全国层面铺开,但在不同地区仍可能存在一些差异。上述回归结果显示,本文基准回归结论相当稳健^②。

五 机制检验与讨论

(一)基于绿色形象塑造的作用机制检验

依据前文分析,环保“费改税”使重污染企业获取信贷融资的难度增加,其中逻辑

① 限于篇幅,随机抽样回归结果见网站本文补充材料附录3。

② 限于篇幅,稳健性检验具体结果见网站本文补充材料附录4。

为银行出于盈利性目的,基于自身对工业企业受政策冲击情况的判断而推行更严格的信贷审核。与信用贷款相对的是担保贷款(刘莉亚等,2017),若环保“费改税”后,商业银行改变了以往对企业既有的“习惯性信任”,加大了在工业企业有抵押、质押品的情况下发放贷款的既有倾向,则说明企业采取“绿色”应对动机具有真实性。为验证这一逻辑,本文对样本企业信贷信用结构变化进行检验。借鉴潘越等(2022)的做法,本文计算了工业企业无抵押和质押品的信用贷款在总负债中的占比并放大100倍,记为 $loan4$,代入模型(1),回归结果见表4第(1)列。结果显示,随着环保“费改税”,重污染企业获得的信用贷款占比下降。这意味着环保“费改税”后,工业企业试图通过良好资信评估“空手套白狼”的信贷融资行为确实不再那么奏效,想获取更多的信贷资金就必须改善自身环境表现,这证实了本文关于商业银行新建立信贷审核“绿色”标准、工业企业存在积极应对倾向的论断。

表4 信用贷款结构及区分环境信息披露情况分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	披露环境信息				未披露环境信息		
	$loan4$	$loan1$	$loan2$	$loan3$	$loan1$	$loan2$	$loan3$
$treat \times post$	-0.0005** (-1.9704)	0.1414*** (3.1637)	-0.1814*** (-4.8681)	-1.3755** (-2.2831)	0.2639** (2.0965)	-0.2925** (-2.3232)	-3.4708* (-1.8289)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	7864	8058	8058	8058	2547	2547	2547
调整后的R ²	0.0059	0.1064	0.2974	0.0219	0.0846	0.4625	0.0309

在上述分析的基础上,企业将有针对性地应对环保“费改税”诱发的信贷融资审核。由于银行也是“理性人”,当企业释放出更强的环境友好信号,有理由相信银行倾向将其判定为受政策波及较小的群体,继而发放更多贷款。因此,工业企业能通过塑造良好的绿色形象,减弱环保“费改税”的信贷冲击。为验证该路径机制,本文依照企业上市年报中是否披露环境有关信息对样本进行分组回归,结果如表4第(2)至(7)列所示。此做法的依据在于更积极的环境信息披露往往意味着更好的环境绩效(Iatridis, 2013)。

值得注意的是,表4第(2)至(7)列所有 $treat \times post$ 对应系数均显著,借鉴吕冰洋等(2022)的研究,本文使用邹检验验证分组可靠性, $loan1$ 、 $loan2$ 、 $loan3$ 作为被解释变量

环保“费改税”如何影响信贷融资：企业“绿色”应对的解释

时,检验表明分组回归均具有显著差异。进一步分别对比表4第(2)列与第(5)列、第(3)列与第(6)列,可发现当企业未披露环境信息时,其信贷融资成本更高、信贷减少幅度更大,这初步验证了企业提升绿色形象对环保“费改税”引发的信贷冲击的防御效果。观察表4第(4)(7)列,发现未进行环境信息披露的企业短期信贷资金占比下降更为明显,可从两个方面理解:一方面,分析信贷期限结构的前提是企业已经取得信贷资金,而根据信贷融资成本与规模,未进行环境信息披露的企业在获取信贷资金时已面临更高的门槛,因此综合来看,该回归结果与本文环保“费改税”对企业信贷产生冲击的基本判断并不违背;另一方面,由于未进行环境信息披露的企业取得贷款时经过了更严格的考察,银行可能赋予其更高的信任感,从而相对调高其长期贷款支持,这与基准回归一致。

工业企业主动披露环境信息就能塑造良好的绿色形象吗?由于企业在年报中披露的环境信息包括积极与消极两方面,因此本文进一步关注企业向公众展现的积极环境信息。具体地,本文从企业是否公布下一年度的环保目标、是否提及“三同时”制度两个层面分别验证。考虑企业环保目标的公布,按照工业企业是否明确公布下一年度环保目标将样本企业划分为两组,分别对模型(1)回归,结果如表5所示。从 $treat \times post$ 对应系数的显著性判断,若工业企业当年公布下一年度环保目标,其面临信贷融资成本不会显著提高、信贷规模也未显著下降;而未公布环保目标的企业情况恰好相反。继续关注信贷期限结构,表5第(6)列显著为负,这说明经过商业银行更为严格审核的企业似乎更容易获得长期资金支持。

表5 区分环保目标公布情况分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	公布环保目标			未公布环保目标		
	<i>loan1</i>	<i>loan2</i>	<i>loan3</i>	<i>loan1</i>	<i>loan2</i>	<i>loan3</i>
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.1260 (1.1498)	-0.0463 (-0.4873)	0.3876 (0.2642)	0.1421*** (3.0169)	-0.2035*** (-5.0147)	-2.2108*** (-3.3257)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1251	1251	1251	9354	9354	9354
调整后的R ²	0.1785	0.2417	0.0741	0.0840	0.3227	0.0182

另外,关注企业对“三同时”制度的描述。“三同时”制度指企业开展各类项目时,同时设计、同时施工、同时投产使用相应防治环境污染与生态破坏的设施。鉴于企业对该制度的操作空间极大,即存在言行不一的可能性,故只将该内容纳入企业绿色形象塑造分析。依然遵循前文处理方式,按照企业是否明确表达“三同时”制度将样本分组并回归,结果如表6所示。可以发现,从 $treat \times post$ 对应系数符号与显著性来看,回归结果与表5一致。这说明,工业企业明确表述自身遵循了“三同时”制度时,银行不会设置过高的信贷门槛;若工业企业不提及“三同时”制度,在信贷融资申请时就更易被“针对”。而从表6第(6)列来看,银行调低重污染企业短期贷款占比的推断仍然成立。

表6 区分“三同时”制度表述情况分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	提及“三同时”制度			未提及“三同时”制度		
	<i>loan1</i>	<i>loan2</i>	<i>loan3</i>	<i>loan1</i>	<i>loan2</i>	<i>loan3</i>
$treat \times post$	0.1123 (1.0958)	-0.1126 (-1.3353)	-1.9057 (-1.3246)	0.1421*** (2.9247)	-0.1989*** (-4.6961)	-1.8758*** (-2.7989)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1394	1394	1394	9211	9211	9211
调整后的R ²	0.1872	0.2762	0.0489	0.0872	0.3234	0.0177

综合以上分析,虽然环保“费改税”引发了银行更严格的信贷融资审核,但企业仍能通过主动披露环境信息、明确表达环境目标、提及“三同时”制度等口头承诺塑造自身绿色形象,部分对冲政策的负面冲击。

(二)基于绿色行为实践的作用机制检验

企业获取银行资金支持的行为具有长期性,绿色形象塑造可视为工业企业的“口头承诺”,但相比之下,工业企业在环保方面“真金白银”的行动或许更能说服商业银行维持后续资金支持。这是因为,环境规制带来的成本压力和监督压力将倒逼企业参与环境治理(Acemoglu *et al.*, 2012),这也成为企业持续获取银行信贷支持的必要手段。因此,本文进一步考察环保“费改税”后,企业环境投资对跨越信贷融资门槛的重要性。综合王立彦(2015)、陈羽桃和冯建(2020)的做法,本文选定样本企

环保“费改税”如何影响信贷融资：企业“绿色”应对的解释

业管理费用、在建工程、营业税金及附加、其他应付款、支付的其他与经营活动有关的现金等会计科目确定其环境投资。具体策略为,若科目明细中出现“废水”“废气”“废渣”“尾气”“废弃物”“酸雾”“尾矿”“扬尘”“脱硫”“脱销”等关键词则保留,核查无误后将各明细数据加总。考虑到工业企业绿色投资与其信贷取得可能存在正相关,本文将初步计算得到的环境投资除以营业收入以去除规模效应。由于披露环境相关支出数据的企业较少,经上述处理后观测值减少为4564条^①。基于剩余样本,本文逐年根据企业环境投资50%分位数将样本划分为高环境投资与低环境投资两组,分别对模型(1)进行回归,结果如表7所示。表7第(2)(5)列中交叉项 $treat \times post$ 回归系数同时显著,本文使用邹检验验证 $loan2$ 下的分组可靠性,检验表明分组回归具有显著差异。

表7 区分环境投资情况分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高环境投资			低环境投资		
	$loan1$	$loan2$	$loan3$	$loan1$	$loan2$	$loan3$
$treat \times post$	-0.0119 (-0.1380)	-0.1264* (-1.6742)	-2.3147* (-1.8632)	0.2306** (2.2061)	-0.2030** (-2.3342)	-1.1223 (-0.8686)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2284	2284	2284	2282	2282	2282
调整后的 R ²	0.1730	0.3221	0.0280	0.0955	0.2572	0.0151

分别对比表7第(1)列与第(4)列、第(2)列与第(5)列,可以发现当企业进行了更多环境投资时,环保“费改税”引致的信贷成本上升效果不显著;信贷规模缩减效果也弱于低环境投资的情况;环境投资更低的企业,面临更高的信贷融资成本,更难获得借款。值得注意的是,表7第(3)列 $treat \times post$ 对应系数显著为负,第(6)列不显著,这说明只有在工业企业进行了更多环境投资时,银行才会降低短期贷款占比。这可能是因为,银行发现了工业企业“漂绿”的可能性,从而依据企业实际绿色行为调整发放贷款的期限结构。但这与前文论述的银行调低重污染企业短期贷款占比的总体倾向并不矛盾。

^① 本文也尝试有条件地为缺失值赋0,分样本回归结论不发生实质性改变。

更进一步地,本文绘制了环保“费改税”后工业企业环境投资与信贷融资成本、规模的关系。基于前文测算结果,环境投资经过对数化处理。具体方法为:将样本划分为政策发生前后两部分,再分别测算子样本工业企业环境投资平均水平以建立绿色行为评判标准,最后对比观察工业企业环境投资水平高低在环保“费改税”前后是否导致其信贷融资成本、规模发生变化。样本分布如图5所示。其中,(a)(b)基于2018年前的样本观测值;(c)(d)基于2018年及之后的样本观测值;(a)(c)绘制了工业企业环境投资与信贷融资成本的关系;(b)(d)绘制了工业企业环境投资与信贷融资规模的关系。图5横坐标为企业绿色投资水平,纵坐标为各个绿色投资水平上样本企业信贷指标的平均值,垂直参考线为各情形下子样本工业企业环境投资平均水平,将参考线左侧视为低环境投资区域,右侧为高环境投资区域。图5(a)(c)显示,环保“费改税”前,随着工业企业环境表现越好信贷融资成本越低的趋势已存在,但政策发生后,这种下降趋势在平均环境投资水平处发生了弯折:相较于低环境投资区域工业企业,高环境投资区域工业企业享有更大力度的信贷融

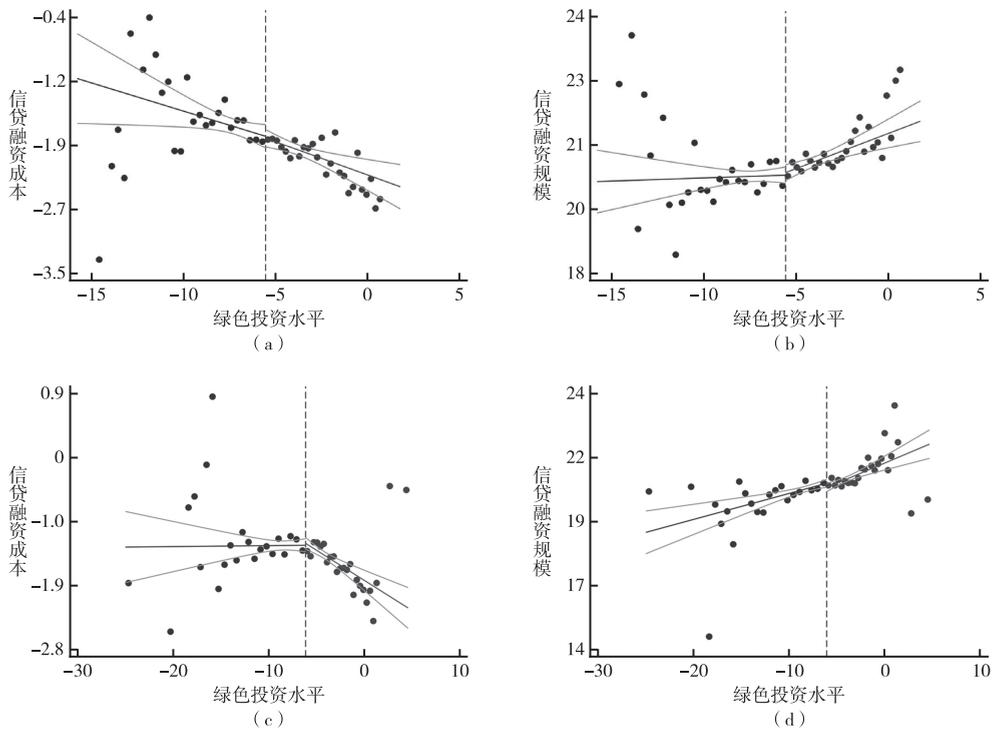


图5 信贷融资关于环境投资的分样本回归

资优惠。这说明工业企业“真金白银”的绿色行为实践确实有助于缓解环保“费改税”带来的信贷融资成本增加。图5(b)(d)显示,无论环保“费改税”发生与否,高低环境投资分界处均产生了弯折,高环境投资工业企业取得了更大的信贷规模。然而,对比(b)(d)可发现,高环境投资区域的线性拟合线趋势大致相同,但低环境投资区域中,图(d)工业企业环境投资与信贷融资规模相关关系拟合线比图(b)更陡峭,这说明环保“费改税”后,银行发放贷款时工业企业环境投资发挥了较以往更重要的作用。

考虑这里在运用环境投资数据分析时会损失部分观测值,为考察基于企业绿色行为实践的机制分析的稳健性,本文进一步补充了基于企业绿色创新行为的分析。参考王馨和王营(2021)的做法,本文以企业申请的绿色发明专利反映企业绿色创新行为,这是因为绿色发明专利被视为企业在节约资源、降低污染、提高能源利用效率等可循环发展技术上的创新与突破(熊熊等,2023),意味着企业绿色发明专利申请往往伴随前期大量的资金投入,因此可将企业申请绿色发明专利的行为视作其绿色行为实践。考虑到绿色创新带有的时间趋势、行业特性以及溢出效应,本文在年份、行业、城市交叉标准下计算企业所属群体平均绿色专利申请数量,再比较企业实际绿色专利申请与平均水平的大小关系,若高出平均水平,认定其为高绿色创新投入企业,否则为低绿色创新投入企业。本文也注意到企业当期信贷资金充裕时可能导致绿色创新增加,但要注意的是,绿色专利产出往往存在一定周期,也即当期绿色专利申请所代表的前期投入往往来自上期或更早之前的信贷资金,因此使用绿色专利申请这一具体指标能在一定程度上排除信贷资金用于同期绿色专利申请的干扰。分样本回归结果如表8所示,注意到第(2)(4)列及第(3)(5)列 $treat \times post$ 对应系数同时显著,本文使用邹检验验证 $loan2$ 、 $loan3$ 下的分组可靠性,检验表明,分组回归具有显著差异。首先观察信贷融资成本,可发现相较于高绿色创新投入的企业,低绿色创新的企业融资成本明显上升;其次观察信贷融资规模,尽管两组企业的信贷规模均缩小了,但结合信贷融资成本来看,低绿色创新投入的企业信贷规模收缩更可能源于银行信贷门槛的提升;最后观察信贷融资期限结构,表8第(3)列 $treat \times post$ 对应系数几乎是第(6)列的两倍,侧面反映出高绿色创新投入的企业更偏向获取长期资金支持,这与前文区分环境投资情况分析的结果一致,也即可认为依据企业的真实绿色行动,银行对企业信贷的期限支持进行了调整。

表 8 区分绿色创新投入情况分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高绿色创新投入			低绿色创新投入		
	<i>loan1</i>	<i>loan2</i>	<i>loan3</i>	<i>loan1</i>	<i>loan2</i>	<i>loan3</i>
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.2169 (1.4476)	-0.2180* (-1.8063)	-3.2180** (-2.2159)	0.1576*** (3.4360)	-0.2135*** (-5.4072)	-1.8694*** (-2.9147)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1521	1521	1521	9084	9084	9084
调整后的 R ²	0.0524	0.2875	0.0515	0.0994	0.3175	0.0178

综合以上分析,可发现工业企业实际绿色行为同样降低了环保“费改税”后上升的信贷融资门槛,缓解了部分信贷冲击。其内在逻辑与企业绿色形象塑造的作用一致,区别在于行动的可信度显然高于“口头承诺”。也正因如此,存在部分工业企业“言行不一”,也即“漂绿”的情况。相应地,商业银行就发放信贷的期限结构进行了适当调整。

六 环保“费改税”影响企业信贷融资的进一步分析

(一)是否存在银行信贷过滤效应

通过前文分析,本文证实了图1所示的逻辑链条。但前文分析皆聚焦于企业自身的绿色承诺或绿色实践对银行信贷决策的影响,本节将进一步纳入针对企业环保状况的第三方评价,检验商业银行是否基于外部信息实施了信贷歧视。借鉴 Lin *et al.* (2022)的研究,本文引入信贷过滤(Filtering Out Effect)的概念。信贷过滤即考虑企业在政策冲击下,商业银行出于自利性动机,借助各类信息对企业受波及程度进行预判,并有区别地发放信贷资金的现象(Lin *et al.*, 2022)。若商业银行将外部环境信息作为信贷决策的补充依据,那么从结果导向来看,最终达成信贷融资目标的工业企业本身应具备更好的外部评价,这是因为依照信贷过滤效应,在信贷申请环节商业银行已筛选出社会评价较差的工业企业并严格对待。这里区别于影响机制检验的特点是,第三方的环境评价相对外生且可靠,不易被企业临时行为左右。借鉴 Xie *et al.* (2023)的研究,本文建立模型(3)对环保“费改税”诱发的信贷过滤效应进行验证:

$$loan_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 treat_i \times post_t \times credit_i + \gamma_2 treat_i \times post_t + \gamma_3 credit_i + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

环保“费改税”如何影响信贷融资：企业“绿色”应对的解释

其中, *credit* 为工业企业外部环境评价。借鉴叶文平等(2022)、吴育辉等(2022)的研究,本文选取了和讯网披露的上市企业社会责任评分反映企业环境表现的外部评价。*credit*的具体生成方法为:考虑到环境治理与金融资源的地域性及时间趋势,本文逐年逐城市地将工业企业社会责任评分转化为降序,并将所得排名进行对数化处理。*credit* 越小代表企业外部环境评价越差,越大则代表其外部环境评价较好。此处主要关注 $treat \times post \times credit$ 对应系数的符号及显著性。

模型(3)的回归结果如表9所示。第(1)列 $treat \times post \times credit$ 对应系数显著为负,这说明当企业外部环境评价越差,其信贷融资成本越大;第(2)列中 $treat \times post \times credit$ 对应系数显著为正,从信贷融资规模来看,环保“费改税”后,银行确实差别对待了工业企业:相较于外部环境评价较好的企业,当企业外部环境评价较差时,其取得的信贷资金较少;第(3)列中 $treat \times post \times credit$ 对应系数显著为正,这也与基准回归中提出的银行调低重污染企业短期贷款占比的现象一致。综合以上分析,可认为环保“费改税”诱发了银行的信贷过滤行为,表现为政策冲击后,银行依据与环境相关的企业社会评价信息,有差别地处理工业企业信贷融资需求,实现信贷筛选的手段即调整信贷融资成本。

表9 信贷过滤效应分析

	(1)	(2)	(3)
	<i>loan1</i>	<i>loan2</i>	<i>loan3</i>
$treat \times post \times credit$	-0.0629** (-2.5518)	0.0381* (1.7696)	0.6288* (1.6940)
$treat \times post$	0.2903*** (4.4919)	-0.2856*** (-5.1940)	-3.1835*** (-3.0856)
$credit$	0.0907*** (4.1244)	-0.1102*** (-5.7711)	-1.0666*** (-3.7545)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制
样本量	10 530	10 530	10 530
调整后的 R ²	0.0929	0.3219	0.0207

依据理论分析,部分企业之所以更易取得信贷资金,正是由于环保“费改税”冲击下其具备更优的财务表现、更好地维持了经营稳定性。对企业取得信贷融资难易状况及财务表现进行区分和验证,有助于佐证银行信贷过滤行为存在的真实性,具体地,本文逐年将样本企业划分为信贷融资审核严格组与宽松组,对其财务状况、盈利

能力、发展前景等开展差异性检验。根据检验结果,受银行严格对待的工业企业确实抗风险能力更差,盈利能力与发展潜力也更弱^①。

(二)是否存在信贷过滤的预期和滞后效应

《中华人民共和国环境保护税法》在2016年12月25日就已颁布,2018年1月1日才正式实施。从颁布到正式实施长达一年的时间里,银行可能对环保“费改税”形成预期,提前对工业企业开展信贷筛选(田利辉等,2022)。为剔除银行预期效应对研究结果的影响,借鉴毛其淋(2020)、喻旭兰和周颖(2023)的做法,本文建立了如下模型(4):

$$\begin{aligned} \text{loan}_{i,t} = & \delta_0 + \delta_1 \text{treat}_i \times \text{pre}_i \times \text{credit}_i + \delta_2 \text{treat}_i \times \text{post}_i \times \text{credit}_i + \delta_3 \text{treat}_i \times \text{pre}_i \\ & + \delta_4 \text{treat}_i \times \text{post}_i + \delta_5 \text{credit}_i + \delta X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

其中,若年份为2017年及之后,*pre*取1,否则取0。其余变量界定与前文一致。*treat*×*pre*×*credit*对应系数刻画了银行信贷过滤行为的预期部分。模型(4)的回归结果如表10(1)–(3)列所示,当信贷融资成本、规模及期限结构作为被解释变量时*treat*×*pre*×*credit*对应系数均不显著,这说明《中华人民共和国环境保护税法》颁布后,银行并未实施显著的预期行动。这可能是由于银行缺乏对尚未正式实施的环境规制政策的重视,认为政策实施力度较小、生效时间较长,因而没有提前调整信贷审核严格程度。

表 10 信贷过滤的预期效应与滞后效应分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>loan1</i>	<i>loan2</i>	<i>loan3</i>	<i>loan1</i>	<i>loan2</i>	<i>loan3</i>
		预期效应			滞后效应	
<i>treat</i> × <i>pre</i> × <i>credit</i>	-0.0161 (-0.4525)	0.0003 (0.0108)	-0.3982 (-0.7640)			
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>credit</i>	-0.0536* (-1.6705)	0.0348 (1.4571)	0.7100 (1.5180)			
<i>treat</i> × <i>pre</i>	0.1408* (1.6475)	-0.0976 (-1.3062)	0.3558 (0.2749)			
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.2233*** (2.7390)	-0.2297*** (-3.7061)	-3.1498*** (-2.5817)			
<i>treat</i> × <i>after</i> × <i>credit</i>				-0.0312 (-1.3443)	0.0207 (1.0099)	0.4961 (1.4132)
<i>treat</i> × <i>after</i>				0.1676*** (2.7317)	-0.1799*** (-3.2881)	-2.5657*** (-2.6209)
<i>credit</i>	0.0188 (0.2651)	0.0805 (1.2658)	0.9397 (1.0670)	0.0850*** (3.9220)	-0.1087*** (-5.7264)	-1.0360*** (-3.7055)

① 限于篇幅,单变量检验结果见网站本文补充材料附录5。

环保“费改税”如何影响信贷融资:企业“绿色”应对的解释

(续表)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		预期效应			滞后效应	
	<i>loan1</i>	<i>loan2</i>	<i>loan3</i>	<i>loan1</i>	<i>loan2</i>	<i>loan3</i>
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	10 530	10 530	10 530	10 530	10 530	10 530
调整后的R ²	0.0914	0.3192	0.0189	0.0909	0.3194	0.0197

既然银行没有未雨绸缪,那么银行是否存在行动上的时滞?即存在信贷过滤行为延后的可能性。具体地,本文将模型(1)中的 *post* 替换为 *after*。其中,若年份为2019年及之后, *after* 取1,否则取0。新的回归结果如表10后3列所示,当信贷融资成本、规模、期限结构作为被解释变量时 *treat×after×credit* 对应系数均不显著,银行的信贷过滤行为同样不存在时滞效应。这可能是由于一旦政策出台,出于盈利性本能,银行能立即进行自我保护、开始信贷过滤。综合来看,银行的信贷过滤行为既没有显著的预期效应,也没有明显的滞后效应。

(三)是否存在资金替代效应

基于污染企业获取信贷融资规模下降的事实,除银行更加严格的信贷融资审核外,还有可能源于企业主动选择,即企业并不需要从银行获取过多的信贷资金。本文对企业的这种动机进行分析,若该行为不能解释工业企业信贷融资规模的减少,便从反面证实了环保“费改税”是企业信贷融资收紧的源头。

一方面,当企业获得较多政策补贴时,其信贷融资需求可能减少;另一方面,若企业更多参与金融投机活动并获利,也有可能减少自身信贷需求。以企业当年获取的政府补贴金额和金融化程度两个指标验证以上猜想。本文将企业取得的政府补贴金额对数化后记为 *subsidies*;以企业金融资产在总资产中的占比(*speculation*)构建金融化指标,其中金融资产为交易性金融资产、衍生金融资产、可供出售金融资产、投资性房地产等金额之和(翟光宇等,2021)。将 *subsidies* 与 *speculation* 替换 *credit* 后代入模型(3)进行回归。若企业出于资金替代的现实减少了信贷融资需求,预期 *treat×post×subsideis* 和 *treat×post×speculation* 对应系数与表3基准回归符号相反且显著。由表11的回归结果可见, *treat×post×subsideis* 和 *treat×post×speculation* 对应系数均不显著,这说明企业资金替代效应并不成立。这可能是由于,一方面,政府补贴总是稀缺的,不能完全覆盖工

业企业发展的资金缺口,而金融投机行为存在收益的不确定性,很难保障资金的稳定供给;另一方面,中国金融体系为银行主导型,银行在工业企业取得资金支持的过程中具有不可替代性。

表 11 替代效应分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	政府补贴替代效应			金融化投机替代效应		
	<i>loan1</i>	<i>loan2</i>	<i>loan3</i>	<i>loan1</i>	<i>loan2</i>	<i>loan3</i>
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>subsideis</i>	0.0083 (0.4828)	-0.0048 (-0.3367)	0.2448 (0.9352)			
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>speculation</i>				0.0014 (0.0028)	-0.2080 (-0.4760)	-8.8353 (-1.1614)
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.0076 (0.0253)	-0.1287 (-0.5222)	-6.0344 (-1.3227)	0.1609*** (3.6678)	-0.2071*** (-5.4303)	-1.6826*** (-2.6844)
<i>subsideis</i>	0.0194 (1.6422)	0.0065 (0.6230)	0.2417 (1.5197)			
<i>speculation</i>				0.4908 (1.5981)	-0.3970 (-1.4234)	-0.7367 (-0.1919)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	10 466	10 466	10 466	10 605	10 605	10 605
调整后的 R ²	0.0898	0.3162	0.0197	0.0914	0.3188	0.0185

(四)排除其他政策效应

进一步考虑样本期内其他政策因素对本文因果推断的干扰。本文数据时间跨度为2015–2020年,理论上可直接将2015年、2020年奏效的、潜在影响企业信贷融资状况的政策排除,因为这些可能的政策对本文样本期而言或太早、或太迟,一般不会明显导致2018年出现在企业间的信贷融资差异。但考虑到2015年1月1日新修订的《中华人民共和国环境保护法》(下文简称新《环保法》)正式实施的现实情况,参考刘媛媛等(2021)、王腊芳等(2023)的研究,本文仍尝试在模型中纳入新《环保法》实施的影响,回归结果依然稳健^①。

进一步考虑2016年某些政策是否可能干扰前文证实的银行信贷过滤效应。以银行方面的政策为例,2016年银监会颁布了一系列金融监管政策^②。同时,当年中国

① 限于篇幅,排除新《环保法》潜在影响的具体回归结果见网站本文补充材料附录6。

② 限于篇幅,具体金融监管政策见网站本文补充材料附录7。

环保“费改税”如何影响信贷融资：企业“绿色”应对的解释

人民银行、财政部等七部委联合出台了《关于构建绿色金融体系的指导意见》，明确提出要大力发展绿色信贷，这都可能对环保“费改税”的信贷冲击识别造成干扰。将模型(1)*post*替换为以2016为标准生成的新的虚拟变量 $post_{2016}$ 后回归结果如表12(1)–(3)列所示。根据回归结果，企业信贷融资成本显著下降、信贷融资规模显著增加，信贷期限结构偏向短期，这可能是多个政策综合叠加影响下的复杂效果，但该结果至少说明2016年的一系列政策未诱发前文论述的工业企业信贷收紧。

另外，2016年以来，浙江、江西、广东、甘肃、新疆、贵州6省(区)及重庆市10地相继设立了绿色金融改革创新试验区，试验区金融发展水平、银行放贷行为可能与其他地区存在差异，这里仍采用模型(1)，而通过剔除设立绿色金融改革创新试验区的省份样本以去除该政策影响(斯丽娟和曹昊煜，2022)。回归结果如表12后3列所示。显然，去除绿色金融改革创新试验区干扰后，工业企业信贷融资成本仍然显著上升、融资规模明显缩水，银行就信贷融资审批调整信贷结构的整体倾向没有消失，这说明环保“费改税”产生了明确的信贷冲击。

表 12 排除 2016 年政策冲击分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		时点调整			样本剔除	
	<i>loan1</i>	<i>loan2</i>	<i>loan3</i>	<i>loan1</i>	<i>loan2</i>	<i>loan3</i>
$treat \times post_{2016}$	-0.1752*** (-3.2998)	0.1759*** (3.8247)	1.0312* (1.6504)			
$treat \times post$				0.1744*** (3.4679)	-0.1908*** (-4.3904)	-1.6163** (-2.3237)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	10 605	10 605	10 605	6862	6862	6862
调整后的 R ²	0.0900	0.3154	0.0161	0.1114	0.3242	0.0168

接着考虑环保“费改税”临近年份，即2017年与2019年潜在的政策干扰。与前文的做法一致，将模型(1)中 $post$ 依次替换为 pre 和 $after$ ，回归结果见表13。表13(1)–(3)列显示，2017年的某些政策没有对工业企业信贷成本、期限结构产生显著影响，而增加了其信贷资金持有；表13后3列显示，2019年的某些政策没有提升工业企业的信贷成本，对其信贷期限结构影响也不明显，尽管回归结果显示企业信贷规模缩减，但综合来看并不存在全面的信贷冲击。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		2017 年			2019 年	
	<i>loan1</i>	<i>loan2</i>	<i>loan3</i>	<i>loan1</i>	<i>loan2</i>	<i>loan3</i>
<i>treat</i> × <i>pre</i>	-0.0255 (-0.6038)	0.0633** (1.9893)	0.8260 (1.5463)			
<i>treat</i> × <i>after</i>				0.0552 (1.5798)	-0.0757** (-2.5696)	-0.6960 (-1.4636)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	10 605	10 605	10 605	10 605	10 605	10 605
调整后的 R ²	0.0885	0.3141	0.0160	0.0887	0.3142	0.0160

最后考虑 2018 年其他潜在因素的影响。本文从工业企业发展与银行监管方面分析两个典型事件,分别是 2017 年 11 月 29 日国家发展改革委印发《增强制造业核心竞争力三年行动计划(2018-2020 年)》(发改产业[2017]2000 号)、2018 年 4 月银监会与保监会合并为中国银行保险监督管理委员会。《增强制造业核心竞争力三年行动计划(2018-2020 年)》原则上旨在支持先进工业企业发展,若整体上导致企业信贷融资门槛提高,说明政策实施出现偏差,这与中国制造业发展水平不断提升的现实相悖,因此断定该行动计划不是工业企业信贷融资收紧的源头。银保监会成立有利于顺应金融机构混业经营趋势,提高监管协调性,避免银行在灰色地带恣意操作,从而控制金融风险。随着银行业务更加规范,工业企业可能简化信贷流程、更易获得资金。实际上,Hachem and Song(2021)对中国信贷市场分析后指出,在银行市场中加强流动性监管甚至能引发意想不到的信贷繁荣。故将银保监合并判定为企业信贷融资状况的负面因素过于牵强。综上所述,可认为前文论述的企业信贷融资门槛提高、银行信贷过滤行为来自环保“费改税”的政策效应。

七 结论与启示

如何通过环境规制实现环境问题外部性更高层次的内部化、发展高质量的环境友好型经济,长久以来备受各界关注。本文以 2018 年 1 月 1 日起正式实行的《中华人民共和国环境保护税法》为准自然实验,依据受波及程度大小对上市工业企业分组,并运用双重差分模型全面考察了环境门槛提升后诱发的银企互动,揭示了环境规制

奏效的金融逻辑。本文的主要结论如下。第一,环保“费改税”通过提高工业企业成本引致了银行对企业还贷能力的担心,表现为更严格的信贷融资审核、更低的信贷融资可得性;但经过了严格的信贷融资审查,重污染企业更易获得长期资金支持。第二,虽然环保“费改税”提升了信贷融资门槛,但企业仍能通过口头上塑造良好绿色形象、行动上增加环境投资“打动”银行,部分地对冲环保“费改税”激发的信贷收缩。鉴于某些工业企业可能存在“漂绿”行为,银行会根据工业企业实际绿色行为调整信贷发放。第三,环保“费改税”导致银行进行信贷过滤。依据外部环境信息,环境评价较好的工业企业在申请信贷融资时更容易通过,而环境评价较差的企业将面临一系列复核。从现实来看,在信贷融资方面得到银行青睐的工业企业确实具备更强的盈利能力、更大的发展潜力、更优秀的抗风险能力。第四,环保“费改税”的政策效应相对稳健:一方面,银行对环保“费改税”的实施未形成显著预期,也不存在明显滞后效应;另一方面,从作用途径来看,企业争取政府补贴和参与金融投机并不能抵消环保“费改税”的信贷融资限制。本文研究结论具有以下几点政策含义:

第一,环境保护税开征有利于推动工业企业绿色化转型。在当前坚持“绿水青山就是金山银山”“推进生态优先、节约集约、绿色低碳发展”的政策背景下,环境保护税将环境问题外部性内部化并激励信贷融资审核严格化,驱使工业企业塑造良好绿色形象、开展绿色行为实践。因此,在支持中国经济绿色发展和结构调整的过程中,应重视环境保护税对银行信贷偏好的调节作用,并充分利用随之产生的工业企业信贷调整效应,将重污染行业作为环境保护税实施的主战场,引导重污染企业逐步进入绿色发展轨道。但同时,为控制工业企业绿色化转型过程中“说一套、做一套”的“漂绿”行为,应辅以绿色转型动态考核、复查与奖惩机制。

第二,征收环境保护税虽然能使企业更注重环境保护,但极可能诱发“马太效应”。环保“费改税”下,对银行而言既贴合政策要求又能防御风险的、成本最低的处理方式即根据工业企业环境表现开展信贷过滤,企业环境友好程度越低,信贷融资门槛被设定得越高。这极易使工业企业在绿色化转型中呈现分层趋势,表现为“强者越强、弱者越弱”的马太效应。因此,可考虑在风险可控条件下灵活调整工业企业信贷融资成本截面差距,加强对银行信贷业务的监管,尽可能规避因征收环境保护税而产生的绿色发展失衡问题。

第三,结合环境信息公开制度打好政策“组合拳”,有助于放大环境保护税的环境治理效能。一方面,由于工业企业主动披露环境信息的积极性及质量参差不齐,企业间会自然而然地发生环境友好度分层,为银行有针对性地开展更严格的信贷融资审

核提供标准。另一方面,诸如重点污染监控单位、环境信访案件、环境违法事件、突发环境事故等信息的必要公开,相对工业企业主动披露,为银行信贷决策提供了更科学客观的数据,降低了工业企业套取信贷资金的可能性。综合影响下,工业企业只能以加快绿色化转型争取信贷资源。因此,应将更多环境信息纳入监测体系,增强执行规制政策的前瞻性,进一步完善环境信息公开体系。

第四,鉴于环境保护税征收的精准性与有效性,建立推行长效机制具备深厚的现实基础与必要性。建立健全完善的环境保护税推行长效机制,能促使工业企业持续推进自身绿色化转型进程、巩固已取得的绿色成果,防止工业企业“绿色化”后因各种因素再“褪色”。更长远地看,工业企业作为实现污染防治、履行生态环境保护责任的关键环节,配以更强的环境合法性压力和合理区间内的、有条件的信贷融资约束,也是中国在未来加快发展方式绿色转型、深入推进环境污染防治的可行性措施,而环境保护税恰能兼顾环境合法性压力与信贷融资约束。

参考文献:

- 蔡海静、汪祥耀、谭超(2019):《绿色信贷政策、企业新增银行借款与环保效应》,《会计研究》第3期。
- 曾先峰、张超、曾倩(2019):《资源税与环境保护税改革对中国经济的影响研究》,《中国人口·资源与环境》第12期。
- 陈羽桃、冯建(2020):《企业绿色投资提升了企业环境绩效吗——基于效率视角的经验证据》,《会计研究》第1期。
- 程光宇、姜美君、段秋爽(2021):《实体企业金融化与实物资本投资——基于2009—2018年制造业上市公司的实证分析》,《经济学动态》第1期。
- 丁杰、李仲飞、黄金波(2022):《绿色信贷政策能够促进企业绿色创新吗?——基于政策效应分化的视角》,《金融研究》第12期。
- 郭进(2019):《环境规制对绿色技术创新的影响:“波特效应”的中国证据》,《财贸经济》第3期。
- 郭俊杰、方颖(2022):《绿色信贷、融资结构与企业环境投资》,《世界经济》第8期。
- 郭晔、房芳(2021):《新型货币政策担保品框架的绿色效应》,《金融研究》第1期。
- 金友良、谷谷仁、曾辉祥(2020):《“环保费改税”会影响企业绩效吗?》,《会计研究》第5期。
- 李建军、刘元生(2015):《中国有关环境税费的污染减排效应实证研究》,《中国人口·资源与环境》第8期。
- 李青原、肖泽华(2020):《异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据》,《经济研究》第9期。
- 李喜梅(2011):《“三性”原则下中国上市商业银行资本结构与绩效关系研究》,《管理世界》第2期。
- 李哲、王文翰(2021):《“多言寡行”的环境责任表现能否影响银行信贷获取——基于“言”和“行”双维度的文本分析》,《金融研究》第12期。
- 刘金科、肖翊阳(2022):《中国环境保护税与绿色创新:杠杆效应还是挤出效应?》,《经济研究》第1期。

环保“费改税”如何影响信贷融资:企业“绿色”应对的解释

刘莉亚、余晶晶、杨金强、朱小能(2017):《竞争之于银行信贷结构调整是双刃剑吗?——中国利率市场化进程的微观证据》,《经济研究》第5期。

刘媛媛、黄正源、刘晓璇(2021):《环境规制、高管薪酬激励与企业环保投资——来自2015年〈环境保护法〉实施的证据》,《会计研究》第5期。

卢洪友、刘啟明、徐欣欣、杨娜娜(2019):《环境保护税能实现“减污”和“增长”么:基于中国排污费征收标准变迁视角》,《中国人口·资源与环境》第6期。

吕冰洋、陈怡心、詹静楠(2022):《政府预算管理、征税行为与企业经营效率》,《经济研究》第8期。

毛其淋(2020):《贸易政策不确定性是否影响了中国企业进口?》,《经济研究》第2期。

牛美晨、刘晔(2021):《提高排污费能促进企业创新吗?——兼论对我国环保税开征的启示》,《统计研究》第7期。

潘越、谢玉湘、宁博、梁师赫(2022):《数智赋能、法治化营商环境建设与商业信用融资——来自“智慧法院”视角的经验证据》,《管理世界》第9期。

邱嘉平(2020):《因果推断实用计量方法》,上海财经大学出版社。

石大千、丁海、卫平、刘建江(2018):《智慧城市建设能否降低环境污染》,《中国工业经济》第6期。

斯丽娟、曹昊煜(2022):《绿色信贷政策能够改善企业环境社会责任吗——基于外部约束和内部关注的视角》,《中国工业经济》第4期。

覃家琦、杨雪、陈艳、孙凌霄(2020):《再融资监管促进企业理性投资了吗?——来自中国上市公司的证据》,《金融研究》第5期。

汤超、祝树金(2022):《大股东退出威胁、短视行为与出口产品质量升级》,《财贸经济》第6期。

田利辉、关欣、李政、李鑫(2022):《环境保护税费改革与企业环保投资——基于〈环境保护税法〉实施的准自然实验》,《财经研究》第9期。

王海、尹俊雅、李卓(2019):《开征环保税会影响企业TFP吗:基于排污费征收力度的实证检验》,《财贸研究》第6期。

王腊芳、袁甜、谢锐(2023):《环境违法违规行为与债务融资成本》,《管理科学学报》第4期。

王立彦(2015):《环境成本与GDP有效性》,《会计研究》第3期。

王馨、王营(2021):《绿色信贷政策增进绿色创新研究》,《管理世界》第6期。

吴茵茵、徐冲、陈建东(2019):《不完全竞争市场中差异化环保税影响效应研究》,《中国工业经济》第5期。

吴育辉、田亚男、陈韞妍、徐倩(2022):《绿色债券发行的溢出效应、作用机理及绩效研究》,《管理世界》第6期。

熊熊、邸佳慧、高雅(2023):《绿色关注对上市公司绿色创新行为的影响——来自投资者互动平台的证据》,《系统工程理论与实践》第7期。

叶金珍、安虎森(2017):《开征环保税能有效治理空气污染吗》,《中国工业经济》第5期。

叶文平、朱沆、史亚雅、李新春(2022):《公有制印记与改制家族企业的内部社会责任》,《管理世界》第5期。

于连超、张卫国、毕茜(2021):《环境保护费改税促进了重污染企业绿色转型吗?——来自〈环境保护税法〉实施的准自然实验证据》,《中国人口·资源与环境》第5期。

喻旭兰、周颖(2023):《绿色信贷政策与高污染企业绿色转型:基于减排和发展的视角》,《数量经济技术经济研究》第7期。

- 张子尧、黄炜(2023):《事件研究法的实现、问题和拓展》,《数量经济技术经济研究》第9期。
- 赵静、郭晔(2021):《存款保险制度、影子银行与银行系统性风险》,《管理科学学报》第6期。
- Acemoglu, D.; Aghion, P.; Bursztyn L. and Hemous D. “The Environment and Directed Technical Change.” *The American Economic Review*, 2012, 102(1), pp.131–166.
- Boyd, G. A. and McClelland, J. D. “The Impact of Environmental Constraints on Productivity Improvement in Integrated Paper Plants.” *Journal of Environmental Economics and Management*, 1999, 38(2), pp.121–142.
- Chava, S.; Oettl, A. and Singh, M. “Does a One-Size-Fits-All Minimum Wage Cause Financial Stress for Small Businesses?” *NBER Working Paper*, No. 26253, 2019.
- Chiroleu-Assouline, M. and Fodha, M. “From Regressive Pollution Taxes to Progressive Environmental Tax Reforms.” *European Economic Review*, 2014, 69, pp.126–142.
- Geng, H. G.; Huang, Y.; Lin, C. and Liu, S. “Minimum Wage and Corporate Investment: Evidence from Manufacturing Firms in China.” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2022, 57(1), pp.94–126.
- Gu, Y.; Ho, K. C.; Yan, C. and Gozgor, G. “Public Environmental Concern, CEO Turnover, and Green Investment: Evidence from a Quasi-natural Experiment in China.” *Energy Economics*, 2022, 100, 105379.
- Hachem, K. and Song, Z. “Liquidity Rules and Credit Booms.” *Journal of Political Economy*, 2021, 129(10), pp.2721–2765.
- Hadlock, C. J. and Pierce, J. R. “New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index.” *Review of Financial Studies*, 2010, 23, pp.1909–1940.
- Hamrouni, A.; Uyar, A. and Boussaada, R. “Are Corporate Social Responsibility Disclosures Relevant for Lenders? Empirical Evidence from France.” *Management Decision*, 2019, 58(2), pp.267–279.
- He, Y.; Zhu, X. and Zheng, H. “The Influence of Environmental Protection Tax Law on Total Factor Productivity: Evidence from Listed Firms in China.” *Energy Economics*, 2022, 113, 106248.
- Iatridis, G. E. “Environmental Disclosure Quality: Evidence on Environmental Performance, Corporate Governance and Value Relevance.” *Emerging Markets Review*, 2013, 14, pp.55–75.
- La, Ferrara. E.; Chong, A. and Duryea, S. “Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil.” *American Economic Journal: Applied Economics*, 2012, 4(4), pp.1–31.
- Lin, T. C.; Ni, X. and Peng, Y. “Credit Reallocation Effects of the Minimum Wage.” *SSRN Working Paper*, No. 4045213, 2022.
- Liu, G.; Yang, Z.; Zhang, F. and Zhang, N. “Environmental Tax Reform and Environmental Investment: A Quasi-natural Experiment Based on China’s Environmental Protection Tax Law.” *Energy Economics*, 2022, 109, 106000.
- Ma, S.; Murfin, J. and Pratt, R. “Young Firms, Old Capital.” *Journal of Financial Economics*, 2022, 146(1), pp.331–356.
- Pigou, A.C. *The Economics of Welfare*. London: Macmillan, 1920.
- Saidi, F. and Žaldokas, A. “How Does Firms’ Innovation Disclosure Affect Their Banking Relationships?” *Management Science*, 2021, 67(2), pp.742–768.
- Stiglitz, J. E. and Weiss, A. “Credit Rationing in Markets with Imperfect Information.” *The American Economic*

Review, 1981, 71(3), pp.393–410.

Wang, R.; Hou, J. and Jiang, Z. “Environmental Policies with Financing Constraints in China.” *Energy Economics*, 2021, 94, 105089.

Xie, T.; Yuan, Y. and Zhang, H. “Information, Awareness, and Mental Health: Evidence from Air Pollution Disclosure in China.” *Journal of Environmental Economics and Management*, 2023, 102827.

How Fee-to-Tax Reform of Environmental Protection Affect Credit Financing: An Interpretation from Enterprises’ Green Response

Zhu Shujin; Chen He

Abstract: Drawing on the backdrop of China’s transition from environmental pollution fees to environmental protection taxes, this paper investigates the financial pathways through which environmental regulations operate from the perspective of bank-business interactions using data from Chinese A-share listed industrial corporations from 2015 to 2020. The study demonstrates that China’s shift from environmental fees to taxes (CEFT) potentially undermines industrial corporations’ capacity to repay loans by increasing environmental costs. As a result, banks heighten their credit auditing practices and grant fewer loans, impeding industrial corporations from raising more funds. The mechanism analysis reveals that although CEFT has credit financing shocks, industrial corporations can partially hedge the credit financing shocks by verbal green image creation and environmentally friendly practices. Given the discrepancy between the green image of industrial corporations and their actual green conduct, banks adjust the term structure of credit fund disbursements to minimise the credit misallocation caused by “greenwashing”. Further analysis indicates that in the CEFT process influencing credit financing, banks implement credit filtering based on external information and this practice has neither anticipated nor lagging effects. The effectiveness of CEFT also remains robust even after considering the potential reduction in credit financing by industrial corporations due to government subsidies or financial speculation activities, and eliminating the potential interference from other policies during the sample period. This paper provides important references on how to coordinate environmental regulations with financial policies and achieve agreed policy effects.

Key words: environmental protection tax, environmental information disclosure, environmental investment, credit discrimination

JEL codes: D22, G21, Q58

(截稿:2023年11月 责任编辑:郭若楠 宋志刚)