

绿色金融创新、金融资源配置与企业污染减排

崔惠玉 王宝珠 徐颖

东北财经大学财政税务学院

摘要: 2017年绿色金融改革创新试验区试点政策的出台标志着中国绿色金融改革的落地与实施。本文利用2014—2018年全国税收调查数据,采用双重差分法,评估了绿色金融改革创新试验区试点政策对重污染企业污染排放的影响。结果表明,绿色金融改革创新试验区的设立有效抑制了试点地区内重污染企业的污染排放。机制分析发现,绿色金融改革创新试验区通过金融资源的重新配置,提高了重污染企业的融资难度与融资成本,但未能有效倒逼重污染企业通过技术进步、能源效率改善和末端污染治理的强化达到污染减排目标,而是通过重污染企业生产规模的缩减降低了污染排放,即从短期看,“波特假说”不成立。异质性分析发现,绿色金融改革创新政策的治污效果在大企业、环保执法力度较弱地区的企业及金融发展水平较高地区的企业中更为明显。本文回应了发展绿色金融能否促进企业污染减排这一基本问题,为中国绿色金融改革及经济发展方式绿色转型提供了经验证据与政策参考。

关键词: 绿色金融; 绿色发展; 绿色金融改革创新试验区; 企业污染减排

作者简介: 崔惠玉,东北财经大学财政税务学院教授,经济学博士;;*王宝珠,东北财经大学财政税务学院硕士研究生;电子邮箱:wang06231998@163.com.;徐颖,东北财经大学财政税务学院博士研究生。

收稿日期: 2023-01-16

基金: 国家自然科学基金面上项目“小微企业纾困解难减税政策:效果评估、政策协同与优化设计”(批准号72373017);辽宁省“兴辽英才”计划项目“构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进新发展格局的财税政策研究”(批准号XLYC2005016)

一、引言

中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,节能减排、污染治理成为经济高质量发展的必经之路。党的二十大报告指出,推动经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节,要加快发展方式绿色转型。企业作为经济社会的重要组成部分,既是污染排放的主体,也是污染治理的主体,其主动承担保护生态环境的责任对于经济发展方式的绿色转型以及碳达峰碳中和目标的如期实现具有重要推动作用。

为促进企业绿色低碳发展、提升企业环保意识,中国开始探索绿色金融改革。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十三个五年规划纲要》首次提出“发展绿色金融”的理念。2017年,国务院决定将浙江、广东、江西、贵州和新疆的部分地区作为绿色金融改革创新试验区的首批试点地区,为构建中国绿色金融体系探索可复制和推广的经验。2019年11月、2022年8月又分别将甘肃省的部分地区和重庆市纳入绿色金融改革创新试验区,绿色金融改革创新试验区的扩容彰显了中国利用金融工具支持绿色低碳发展的决心。¹设立试验区的主要目的是利用金融工具减少辖区内企业污染排放、促进企业实现绿色转型。那么,绿色金融改革创新试验区的设立能否有效抑制辖区内重污染企业污染排放?绿色金融改革创新政策靠什么机制来影响企业污染排放?这些问题关乎绿色金融改革创新试点政策的有效性及其后续推进。

现有研究未能对这些问题作出回答。关于绿色金融的既有研究主要关注以下两个方面：一是绿色金融对宏观经济的影响。既有研究认为绿色金融的快速发展能够促进经济绿色发展（Liu et al., 2019）、经济高质量发展（文书洋等，2022）与经济长期增长（文书洋等，2021）。绿色信贷政策能够促进经济结构绿色转型（王遥等，2019）、显著促进出口贸易增长与优化出口贸易的量价结构（金祥义等，2022）。二是绿色金融对微观企业的影响。现有研究表明，绿色金融的发展能够推动企业绿色技术创新（陈国进等，2021；周肖肖等，2023）。绿色债券的发行可以促进企业绿色创新（De Haas and Popov, 2019）。绿色信贷政策能改善企业环境社会责任（斯丽娟和曹昊煜，2022）、促进企业环境投资（郭俊杰和方颖，2022）、促进企业绿色创新（Li et al., 2018；He et al., 2019）。进一步地，王馨和王莹（2021）发现绿色信贷限制行业的绿色创新表现变得更加活跃，但绿色创新质量提升并不明显；而陆菁等（2021）发现绿色信贷政策抑制了绿色信贷限制行业技术创新水平的提升。还有部分学者研究发现，绿色金融改革创新试验区的设立提升了试点地区绿色经济效率（赵亚雄等，2023），降低了试点区内重污染企业的生产效率，提升了试点地区内绿色企业生产效率（王修华等，2021）。上述研究在绿色金融影响宏观经济、企业行为及生产效率方面进行了深入探讨，但未考察绿色金融对企业污染排放的影响。主要原因在于，中国上市公司暂未披露企业污染排放数据，近几年被广泛使用的中国工业企业污染排放数据库也只公布到2014年。因此，2017年开始推行的绿色金融改革创新试点政策能否有效抑制重污染企业污染排放尚不明晰。全国税收调查数据库自2013年起收集了企业污染物排放数据，这为本文评估绿色金融改革创新试点政策对重污染企业污染排放的影响提供了良好的数据支撑。

出于改革时间及数据可得性的考虑，本文主要考察了2017年绿色金融改革创新试验区的成立对重污染企业污染排放的影响，2019年、2022年试验区的两次扩围不在本文考察范围内。2017年试点地区的分布涵盖了东部、中部、西部三个区域，无论是在经济发展水平还是在环境承载能力上都各有优劣，充分体现了试点地区样本的代表性。这为本文使用双重差分方法提供了良好的契机，而无须过度担心样本自选择问题。本文最终使用2014—2018年全国税收调查数据，考察了绿色金融改革创新试验区的设立对辖区内重污染企业污染排放的影响。研究发现：（1）绿色金融改革创新试验区的设立显著降低了试点地区内重污染企业的污染排放，且这一减排效果在大企业、地区环保执法力度较弱的企业和地区金融发展水平较高的企业中更为明显。（2）从短期看，绿色金融改革创新试点政策未能有效倒逼重污染企业通过技术进步、能源效率改善和末端治理投资的增加来达到污染减排的目的，而是靠缩减对重污染企业的金融资金支持，使其被迫缩减生产规模，进而降低污染排放。

本文的边际贡献在于：（1）考察了绿色金融改革对企业污染排放的影响，回应了发展绿色金融能否促进企业污染减排这一基本问题。尽管既有研究已经分析了命令型环境规制（包群等，2013；席鹏辉等，2017；郭月梅和薛景文，2021）、排污费（Dasgupta et al., 2001；郭俊杰等，2019；陈诗一等，2021）、排污权交易制度（李永友和沈坤荣，2008；涂正革和谌仁俊，2015；斯丽娟和曹昊煜，2021）对企业污染排放的影响。但传统命令型环境规制以及排污费等市场型环境规制本质上还是依靠政府部门直接下达行政命令或者行使收费权、制定排污权的方式抑制企业污染排放。绿色金融改革是对传统环境规制制度的重要延伸与创新，其主要通过重塑金融机构的投融资机制，将企业的“绿色”表现纳入金融机构的投融资决策当中，在政府部门之外的金融市场通过金融资源重新配置促进企业污染减排。绿色金融改革与传统环境规制制度在政策内容及目标、政策工具、政策强制性、政策效果显现周期、执行部门等方面存在较大差异。²这会导致绿色金融改革与传统环境规制的污染减排效果及减排机制存在显著差别，有待单独考察。（2）从金融资源配置视角，丰富了绿色金融改革促进企业污染减排的作用机制。研究发现，短期内绿色金融改革通过金融资源的重新配置，缩减了重污染企业的生产规模，进而实现了污染减排的政策效果，即在短期内并未产生“波特效应”。这一结果表明，在绿色金融改革过程中要注意金融资源的重新配置给重污染企业造成的巨大冲击，尽量减少改革产生的不利影响。（3）关于企业污染排放的既有研究，主要是基于中国工业企业数据库与中国工业企业污染排放数据库匹配数据的数据支撑，但这一数据最新年份为2014年，因此，多数文献只能局限于评估2014年之前相关政策的治污效果，本文利用全国税收调查数据库中的污染排放数据，为评估后续年份相关政策的治污效果提供了新的数据基础。

二、制度背景与理论分析

1. 制度背景

2017年，国务院决定将浙江、广东、江西、贵州和新疆的部分地区作为绿色金融改革创新试验区的首批试点地区。试点地区在顶层设计、组织体系、产品创新、配套政策的完善等方面进行了大量探索，为后续改革积累了丰富经验。中国人民银行、国家发展和改革委员会、财政部等七部委联合发布《绿色金融改革创新试验区总体方案》，各试验区结合地方实际情况出台了实施细则，从顶层设计层面为绿色金融改革提供了整体规划与目标方向。

在组织体系方面，各个试验区都设立了由省区市三级联动的绿色金融工作领导小组，对试验区内的绿色金融改革创新试点工作进行统筹协调。在金融产品创新方面，各试验区大力发展绿色信贷、绿色债券、绿色保险与绿色基金，推动绿色融资产品多元化。在绿色金融工作领导小组的协调下，金融机构与环保部门建立企业污染信息共享平台，金融机构根据企业的污染排放情况，对企业进行污染评级。根据企业污染评级情况，金融机构坚持“有保有压”原则，既保绿色产融对接，又压高污染高耗能行业的金融资源。在绿色信贷方面，绿色支行建立了绿色信贷“四优先”服务通道，给予绿色企业更多信贷支持，同时实行“环保一票否决制”，压缩高污染高耗能企业的信贷资源。在绿色债券方面，金融事业部主动帮助符合条件的绿色企业多发行绿色企业债券，同时减少“两高”行业的企业债发行数量。在绿色保险方面，完善试验区内环境损害赔偿机制，针对高污染高耗能企业推出环境污染强制责任保险。在绿色基金方面，各试验区设立绿色产业发展引导基金，带动社会资金投向节能环保等绿色产业。

为了确保绿色金融改革的顺利推行，试验区还制定了有效的约束、激励及保障机制。试验区政府专门出台了涵盖下属行政区及相关部门的试验区建设工作考核办法，根据各县区的任务完成情况实施奖惩措施。中国人民银行将金融机构绿色信贷业绩评价结果纳入宏观审慎评估考核、金融机构综合评价等考核体系中，激励金融机构大力发展绿色金融业务，抑制“两高”行业的贷款流入。在财政方面，试验区安排了相应财政资金对绿色信贷和绿色债券进行财政贴息及风险补偿，对绿色保险进行保费补贴，充分调动金融机构发展绿色金融的积极性。

2. 理论分析

(1) 绿色金融创新与金融资源配置。外部融资约束是制约企业发展的重要因素，金融资源的可获得性往往会对企业规模及行为产生较大影响，金融资源在行业间的配置会影响一国的产业结构。考虑到信贷风险的可控性，金融机构在配置金融资源的过程中，会更加看重企业可抵押资产的价值，因此，钢铁、石油化工等重资产行业往往更容易获得金融资源(Chang et al., 2016)，而这些行业通常属于重污染行业。这种金融资源配置的失衡，加速了中国重污染行业的发展，加剧了中国环境污染程度(文书洋和刘锡良, 2019)。绿色金融改革创新试验区设立的目的之一，便是解决金融资源的错配问题，引导金融资源从重污染行业转移至节能环保等绿色行业，降低中国环境污染水平。

具体地，试验区通过重塑金融机构投融资机制，将企业的“绿色”表现纳入金融机构的投融资决策当中，提高对符合绿色金融认定标准的绿色企业的金融资金支持力度，与此同时减少对重污染企业的资金支持，进而实现金融资源的重新配置(王修华等, 2021)。一方面，金融机构通过推出绿色信贷、绿色债券、绿色基金等绿色金融产品为绿色企业提供资金，确保绿色产融对接；另一方面，实行“环保一票否决制”，压缩重污染企业的金融资源(中国人民银行研究局课题组, 2023)。

(2) 金融资源配置与企业污染减排。绿色金融改革创新试验区设立的初衷是利用金融工具实现金融资源在污染企业和绿色企业之间的重新配置，增加对绿色企业的资金支持，提高重污染企业的融资难度与融资成本，在助推绿色产业快速发展的同时，倒逼重污染企业积极参与研发创新活动、购进新型减污设备，促进重污染企业转型升级，最终实现环境治理与企业创新发展的双重目标，产生“波特效应”(赵亚雄等, 2023)。

在与环保部门建立企业污染信息共享平台的基础上，金融机构建立了环境信用评估指标，把企业的污染排放情况和环境治理行为纳入投融资决策当中，实行“环保一票否决制”，降低金融资金对重污染企业的支持力度。但如果重污染企业努力降低污染物排放量，金融机构便会改变对其污染程度的评级结果，并相应增加信贷额度。为了符合金融机构的放款要求，重新争取

金融资金的支持，重污染企业会努力降低企业污染物排放量，承担环境社会责任（斯丽娟和曹昊煜，2022）。实际上，对于重污染企业而言，绿色金融改革创新政策旨在将重污染企业的外部成本内部化，将企业排污的外部成本体现在企业融资成本的提高上，通过自主激励方式改变重污染企业在利润最大化目标约束下的排污决策，实现重污染企业污染减排的政策目标。

企业的最终污染排放水平取决于污染物的产生过程以及污染物的处理情况。就污染物的产生过程而言，企业的产出规模直接影响企业的污染物排放量，技术进步和改善能源效率也可能通过优化生产环节来影响污染物的产生数量（陈登科，2020；韩超和王震，2022）。污染物的处理情况主要体现在：企业可以使用污染治理设备强化末端直接处理污染物的效果（韩超和王震，2022）。重污染企业为了改变金融机构对其环境信用的评级结果，会选择增加研发投入（王馨和王营，2021）、购进节能设备以及购进末端污染治理设备（郭俊杰和方颖，2022），进而通过技术进步、改善能源效率、强化末端污染治理三种方式实现污染减排。从这一角度看，绿色金融改革创新政策会提高重污染企业的融资难度与融资成本，进而倒逼重污染企业通过技术升级与强化污染治理的方式实现污染减排。但这一“倒逼机制”在短期内很难形成。一方面，技术进步及能源效率的改善需要一定的周期；另一方面，绿色金融改革创新政策的出台，在短期内减少了对重污染企业信贷及债券资金的支持，缩减了重污染企业的融资规模。此时，面对突然紧缩的融资政策，重污染企业进行大规模的研发投入与污染治理活动并不现实，反而可能对自身的日常经营活动进行调整以应对冲击。王修华等（2021）、赵亚雄等（2023）的研究表明，绿色金融改革创新政策通过信贷约束效应，挤出了重污染企业研发投入，降低了重污染企业生产效率。在融资约束的限制下，重污染企业可能减少日常生产活动的资金投入，进而通过减产的方式达到污染减排的效果。因此，从长期看，绿色金融改革会倒逼重污染企业通过技术升级与强化污染治理的方式实现污染减排。但从短期看，绿色金融改革很可能通过遏制重污染企业的生产经营活动达到污染减排的目标。出于样本区间的限制，本文只能考察绿色金融改革的短期治污效果及其机制。因此，本文主要检验短期内重污染企业是否通过减产的方式实现污染减排，以及“倒逼机制”在短期内是否形成。

基于以上分析，本文提出：

假说 1a：从短期看，绿色金融改革创新试验区的设立通过提高重污染企业的融资难度与融资成本遏制了企业的生产经营活动，促使企业通过减产的方式实现污染减排。

假说 1b：从短期看，绿色金融改革创新试验区的设立未能有效倒逼重污染企业通过技术升级与强化污染治理的方式实现污染减排。

三、研究设计

1. 模型设定

为了考察绿色金融试点政策对重污染企业污染排放行为的影响，本文设定了如下回归模型：

$$Pollution_{it} = \alpha + \beta treat_i \times time_t + \delta X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， i 和 t 分别代表企业和年份，被解释变量 $Pollution_{it}$ 表示企业污染排放情况， $treat_i$ 为试点地区企业的虚拟变量， $time_t$ 为试点政策发生时间的虚拟变量， X_{it} 为控制变量， μ_i 和 λ_t 分别为企业固定效应和年份固定效应， ε_{it} 为随机误差项。重污染企业是中国环境污染的主要源头，绿色金融改革主要通过限制重污染企业的金融资源，抑制重污染企业污染排放。因此，本文重点关注绿色金融试点政策对重污染企业污染排放行为的影响，与潘爱玲等（2019）、王修华等（2021）的做法相同，将火电、钢铁、水泥、电解铝、煤炭等 16 类行业定义为重污染行业。

2. 变量说明

(1) 被解释变量。Pollution_{it} 代表 i 企业在第 t 年的污染排放情况，本文使用全国税收调查数据库中企业填报的废气排放量除以企业当年营业收入的相对指标来度量。

(2) 核心解释变量。treat_{it} × timet 为本文的核心解释变量，代表绿色金融试点政策的虚拟变量。其中，treat_{it} 为组别虚拟变量，按照绿色金融改革创新试验区的设立情况，企业注册地址位于绿色金融改革创新试验区内，该变量取值为 1，否则取值为 0。timet 为时间虚拟变量，2017 年及以后年份取值为 1，2017 年以前取值为 0。

(3) 控制变量。参考赵阳等（2021）的做法，本文选取了一系列可能影响企业污染排放行为的企业层面的控制变量，具体包括：企业盈利能力（Profit），以企业营业利润与营业收入的比值表示；资产负债率（LEV），以企业总负债与总资产的比值表示；资本密集度（Capital），以企业固定资产与总资产的比值表示；现金流（Cash），以企业本年现金及现金等价物净增加值表示；总资产收益率（ROTA），以企业营业利润与年初总资产的比值表示；增值税有效税率（VAT），以企业实际缴纳增值税额与营业收入的比值表示；企业所得税有效税率（CIT），以企业实际缴纳的企业所得税额与营业收入的比值表示；企业规模（ln Size），以企业期初总资产的对数值表示。

3. 数据来源与描述性统计

本文所用企业数据来源于 2014—2018 年全国税收调查数据库，该数据库由财政部和税务总局每年组织 70 多万家相关企业填报，数据可信度较强。与常用的上市公司数据库及工企数据库相比，该数据库具有以下优势：(1) 税收调查数据详细记录了企业的财务信息及企业污染排放情况，这为本文考察绿色金融对企业排污行为的影响提供了更为细致、可信的数据支撑。(2) 全国税收调查数据中包含了各行业大、中、小微企业的数据，样本更具代表性。为保证数据的准确性，在进行实证分析前，本文对数据进行了如下清理和筛选工作：首先，剔除关键变量为缺失值的样本，以及变量内容明显填写错误的样本，如在数值变量中填写文字内容的样本、企业年龄小于 0 的样本、总资产小于 0 的样本等。其次，本文对数据进行了 1% 的双边缩尾处理。表 1 为本文变量的描述性统计结果。其中，废气排放量的单位为百标立方米，现金净增加值的单位为千万元，其余财务数据单位为千元。

表 1 描述性统计

变量	变量测度	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Pollution</i>	企业废气排放量/营业收入	82255	0.4440	1.5882	0.0000	7.1152
<i>Profit</i>	企业营业利润/营业收入	82255	-0.0714	0.5260	-4.3030	0.4398
<i>LEV</i>	企业总负债/总资产	82255	0.6423	0.3408	0.0000	1.8710
<i>Capital</i>	企业固定资产/总资产	82255	0.2523	0.2201	0.0000	0.8820
<i>Cash</i>	企业现金及现金等价物净增加值	82255	0.2521	2.7477	-8.9664	17.0434
<i>ROTA</i>	企业营业利润/总资产	82255	0.0237	0.0991	-0.3296	0.4296
<i>VAT</i>	企业实际缴纳增值税/营业收入	82255	0.0354	0.0346	0.0000	0.1667
<i>CIT</i>	企业实际缴纳所得税/营业收入	82255	0.0084	0.0164	0.0000	0.0980
<i>lnSize</i>	企业总资产的对数值	82255	10.9381	1.9913	5.6733	15.4879

四、实证结果与分析

1. 基准回归

本文对基准回归模型（1）进行了回归，表 2 第（1）、（2）列分别为同时控制企业固定效应和年份固定效应后，不加控制变量与加入控制变量后的回归结果。回归结果显示， $treat_i \times time_t$ 的回归系数显著为负，表明绿色金融改革创新试验区政策显著抑制了重污染企业的污染排放。同时，考虑到行业层面可能存在着随时间变化的无法观测的异质性，例如，不同行业生产周期及行业景气度的变化会影响企业的生产经营活动，进而影响企业的污染排放情况。因此，本文在基准回归模型（1）的基础上引入了行业与年份固定效应交互项，表 2 第（3）、（4）列分别为引入行业与年份固定效应交互项后不加控制变量与加入控制变量后的回归结果。回归结果显示， $treat_i \times time_t$ 的回归系数依然显著为负，且系数大小与前两列的结果相差不大，说明在考虑到行业异质性趋势后，绿色金融改革创新试验区政策依然显著抑制了重污染企业的污染排放。

表 2 基准回归结果

变量	(1) <i>Pollution</i>	(2) <i>Pollution</i>	(3) <i>Pollution</i>	(4) <i>Pollution</i>
<i>treat \times time</i>	-0.1764*** (0.0256)	-0.1788*** (0.0256)	-0.1735*** (0.0259)	-0.1758*** (0.0259)
<i>Constant</i>	0.4820*** (0.0055)	0.2731** (0.1197)	0.4814*** (0.0056)	0.2734** (0.1197)
控制变量	否	是	否	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	否	否
行业 \times 年份固定效应	否	否	是	是
样本数	82255	82255	82255	82255
调整后的 R^2	0.5201	0.5203	0.5225	0.5228

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平，括号内为聚类标准误。以下各表同。

2. 平行趋势检验

双重差分方法的使用需要满足平行趋势假定，即在绿色金融改革创新试验区政策出台之前，试点地区与非试点地区重污染企业的污染排放行为不应存在系统性差异。因此，本文借鉴 Jacobson et al. (1993) 提出的事件研究法进行平行趋势检验，以绿色金融改革创新试点政策出台的前一年 2016 年为基期年份，检验试点政策出台前后各年度效应变化，检验结果如图 1 所示。结果显示，在绿色金融改革创新试验区政策出台前的年份中，试点地区与非试点地区重污染企业的污染排放并无显著差异，政策出台后，试点地区重污染企业的污染排放显著低于非试点地区，平行趋势检验通过。

3. 稳健性检验

内生性问题的主要来源有变量测度误差、遗漏变量和反向因果。对于本文而言，反向因果问题无须过多担心，因为被解释变量是微观企业的污染排放，核心解释变量是宏观政策虚拟变量，绿色金融改革创新试点政策的出台由国务院决定，受单个企业排污行为的影响较弱。因此，本文的核心结论不会受到反向因果问题的过度干扰，本部分将主要围绕变量测量误差和遗漏变量问题展开稳健性检验。

（1）安慰剂检验。在平行趋势检验通过的基础上，本文通过安慰剂检验来进一步考察基准回归结果在多大程度上受到随机因素和遗漏变量问题的干扰。具体而言，本文随机筛选实验组样本和政策出台时间，重新构造政策虚拟变量，随后将重新构造

的虚假政策虚拟变量 $treat_i \times timet$ 代入基准回归模型 (1) 中进行回归, 并将上述过程重复 500 次, 最后绘制出 500 次回归过程中 $treat_i \times timet$ 的回归系数分布图。由于实验组样本及政策出台时间是随机抽取的, 因此, 随机模拟的虚假实验组不应产生显著的减排效应, 若随机处理下的估计系数分布在 0 附近, 则意味着虚假政策变量未对企业污染排放产生显著影响, 说明本文基准分析中的影响效应确实是由绿色金融改革创新试验区政策引致的。从图 2 绘制的估计系数分布图可看出, 虚假的回归系数集中分布在 0 附近, 且远离本文的基准回归系数。这在一定程度上说明本文的基准回归结论并非由未观测到的偶然因素所致。

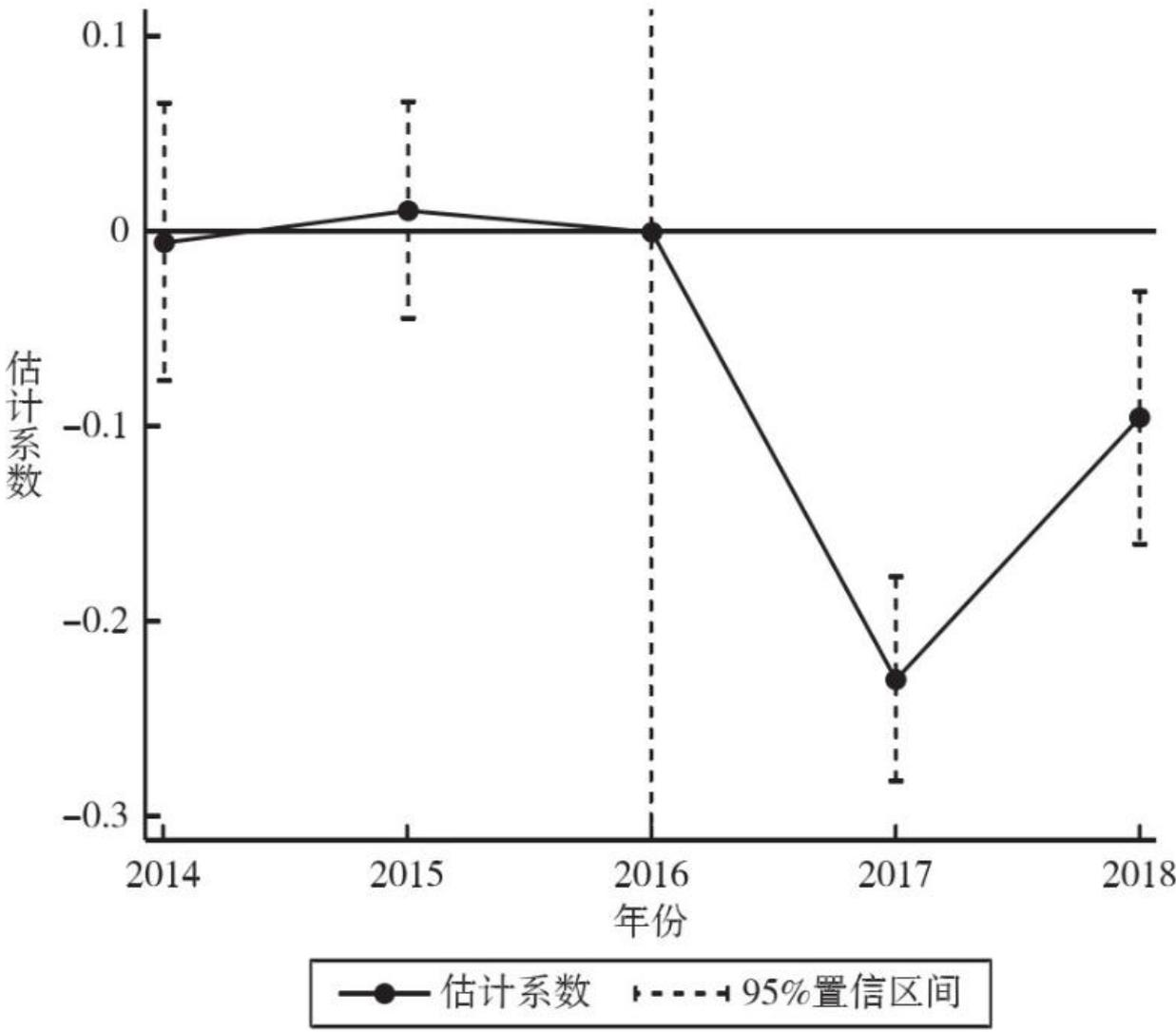


图 1 平行趋势检验

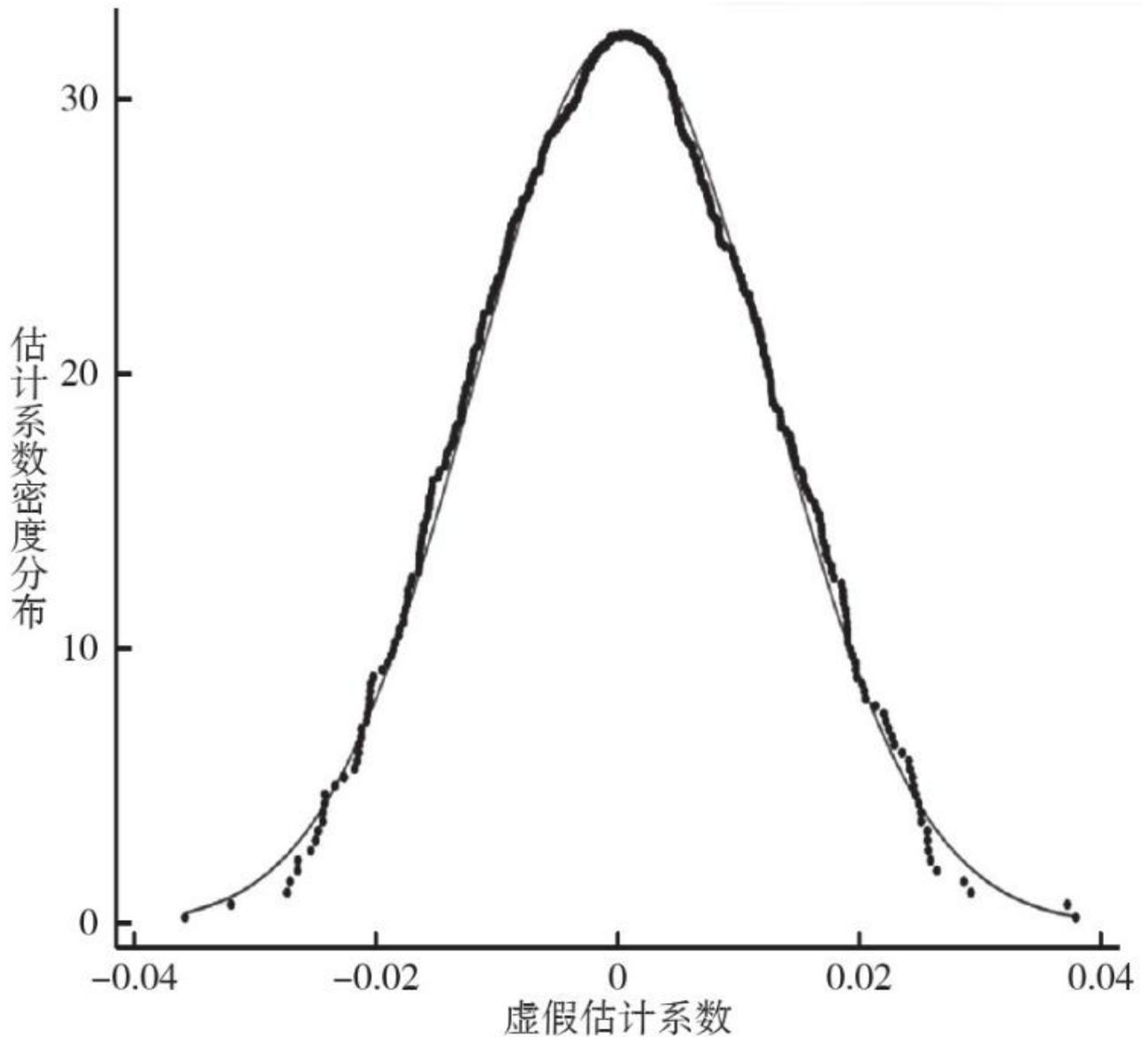


图2 安慰剂检验

(2) 预期效应检验。为检验重污染企业是否对绿色金融改革创新试点政策提前产生预期，即在试点政策出台前是否有试点区域内的重污染企业提前了解到绿色金融改革创新试点政策，进而提前调整企业的污染物排放量，以避免试点政策出台后对企业信贷产生不利影响，同时也为了检验本文的基准回归结果是否是其他未观测到的因素导致的。本文将政策实施年份分别提前至2016年、2015年和2014年，并依次回归，若此时的回归系数显著异于0，便说明重污染企业在试点政策实施前就提前形成了调整预期，或者说是由其他因素导致了本文的基准回归结论，这都会影响本文核心结论的可信度。表3第(1)列为将政策出台时间提前1年，即政策出台时间提前至2016年的回归结果，表3第(2)、(3)列分别为将政策出台时间提前2年和提前3年，即提前至2015年和2014年的回归结果。结果显示，在三组回归中， $treat_i \times timet$ 的回归系数都不再显著，表明重污染企业并未在绿色金融改革创新试点政策出台前产生污染物排放调整的预期。

表3 稳健性检验：预期效应检验

变量	(1)提前 1 年 <i>Pollution</i>	(2)提前 2 年 <i>Pollution</i>	(3)提前 3 年 <i>Pollution</i>
<i>treatxtime</i>	0.0074 (0.0282)	0.0087 (0.0276)	-0.0077 (0.0517)
<i>Constant</i>	0.5405*** (0.1307)	0.5348*** (0.1320)	0.5439*** (0.1305)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
行业 X 年份固定效应	是	是	是
样本数	37094	37094	37094
调整后的 R	0.4982	0.4982	0.4982

(3) 替换被解释变量测度方法。为了减弱变量测度误差可能带来的内生性问题，本文将参照邵朝对等（2021）、万攀兵等（2021）、吕越等（2023）中常用的企业污染排放指标，重新构建企业污染排放的代理指标并依次回归。具体地，本文选取了五种测度指标：(1) 将企业废气排放量取对数后替换被解释变量进行回归，回归结果如表 4 第（1）列所示；(2) 用企业大气污染物排放量与企业营业收入的比值替换被解释变量后再次回归，回归结果如表 4 第（2）列所示；(3) 用企业氮氧化物排放量与企业营业收入的比值作为被解释变量重新回归，回归结果如表 4 第（3）列所示；(4) 用企业填报的污水排放量与企业营业收入的比值作为被解释变量重新回归，回归结果如表 4 第（4）列所示；(5) 用企业氨氮排放量与企业营业收入的比值作为被解释变量重新回归，回归结果如表 4 第（5）列所示。表 4 的回归结果显示，在五组回归中， $treat_i \times time_t$ 的回归系数始终显著为负，说明被解释变量企业污染排放量的测度误差问题并不严重。

表 4 稳健性检验：替换被解释变量测度方法

变量	(1) 废气 <i>inPollution</i>	(2) 大气污染物 <i>Pollution 1</i>	(3) 氮氧化物 <i>Oxynitride</i>	(4) 污水 <i>Sewage</i>	(5) 氨氮 <i>Ammonia</i>
<i>treatxtime</i>	-0.3477*** (0.0367)	-0.971 (广) (0.3795)	-0.2464*** (0.0895)	-0.0063*** (0.0017)	-0.0013*** (0.0005)
<i>Constant</i>	0.4755** (0.1570)	5.8790** (1.9996)	1.1676** (0.4638)	0.0046 (0.0102)	0.0011 (0.0021)
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
行业 X 年份固定效应	是	是	是	是	是
样本数	82255	80566	79315	82255	78346
调整后的 R ²	0.6620	0.5731	0.6214	0.1085	0.2994

(4) 倾向得分匹配—双重差分法（PSM—DID）。不同地区企业发展水平的差异，可能导致本文基准回归结果存在样本选择偏差问题。为了更好地选择控制组企业，本部分将使用 PSM—DID 增强试点地区企业与非试点地区企业的可比性。混合匹配可能产生“时间错配”问题，逐期匹配可能导致控制组不稳定，两种匹配方法都存在一定的缺陷，且目前还未有较好的解决方案。因此，本文在样本匹配过程中同时使用了混合匹配与逐期匹配两种匹配方法。具体地，协变量为本文基准回归中的控制变量，通过 Logit 回归，预测每家企业成为试验区企业的概率，再采用最近邻 1：1 和 1：2 匹配方法给实验组样本匹配对照组，从而减少绿色金融试验区在设立时的自选择偏误所带来的内生性问题，最后基于匹配后的样本进行 DID 回归。PSM 平衡性检验图 4 显

示匹配后处理组与控制组的样本偏差明显缩小，说明匹配效果较为理想。表 5 第（1）列和第（2）列分别为混合匹配策略下最近邻 1：1 和最近邻 1：2 匹配后的 DID 回归结果，第（3）列和第（4）列分别为逐期匹配策略下最近邻 1：1 和最近邻 1：2 匹配后的 DID 回归结果。回归结果显示， $treat_i \times time_t$ 的回归系数始终显著为负，且系数大小与基准回归中的系数相差不大。这说明，在考虑到样本自选择及样本选择偏差问题后，绿色金融改革创新试点政策对重污染企业污染排放行为的抑制作用依然显著，再次验证了本文核心结论的稳健性。

表 5 稳健性检验：倾向得分匹配（PSM—DID）

变量	混合匹配		逐期匹配	
	最近邻 1：1	最近邻 1：2	最近邻 1：1	最近邻 1：2
	(1) <i>Pollution</i>	(2) <i>Pollution</i>	(3) <i>Pollution</i>	(4) <i>Pollution</i>
$treat \hat{time}$	-0.1758** (0.0478)	-0.1884*** (0.0340)	-0.1675*** (0.0441)	-0.1809*** (0.0330)
Constant	0.5459** (0.2441)	0.4464*** (0.1645)	0.4345** (0.1869)	0.5078*** (0.1638)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
行业 X 年份固定效应	是	是	是	是
样本数	29090	53189	36337	61970
调整后的 R ²	0.5144	0.5113	0.5641	0.5528

（5）调整研究样本。重污染企业是中国污染排放的主要源头，绿色金融改革主要限制重污染企业的金融资源，抑制重污染企业污染排放。因此，本文基准回归部分主要基于重污染企业样本，分析了绿色金融改革对重污染企业排污行为的影响。考虑到可能存在部分非重污染企业的排污行为也受到绿色金融改革的影响，同时也为了观察绿色金融改革对试验区全样本企业总污染排放量的影响，本文基于 2014—2018 年全样本企业数据重新进行回归。表 6 第（1）列为控制企业及年份双向固定效应后的回归结果，第（2）列为进一步控制行业与年份交互效应的回归结果。回归结果显示， $treat_i \times time_t$ 的回归系数始终显著为负，说明考虑到非重污染企业样本后，绿色金融改革的污染减排效应也是显著的。此处系数值小于基准回归系数，符合理论预期，非重污染企业的污染排放数量较少，受绿色金融改革的冲击较小，将非重污染企业包含在样本内，会降低绿色金融改革的平均处理效应。⁵

表 6 稳健性检验：调整研究样本

变量	全样本回归	
	(1) <i>Pollution</i>	(2) <i>Pollution</i>
$treat \hat{time}$	-0.0509*** (0.0059)	-0.0641*** (0.0068)
Constant	0.1506*** (0.0095)	0.1480*** (0.0094)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是

年份固定效应	是	否
行业 x 年份固定效应	否	是
样本数	578811	578811
调整后的 R ²	0.5517	0.5543

(6) 排除重要环境政策的干扰。2013 年国务院出台并实施的《大气污染防治行动计划》（简称“大气十条”）被称为史上最严格的环境规制，“大气十条”可能影响重污染企业的废气排放量。为了排除这一环境政策对本文基准结论产生的干扰，借鉴周迪等（2022）的变量设定方法，将位于 2013 年“大气十条”的 57 个高目标城市的企业样本剔除后重新回归。6 表 7 第（1）列结果显示， $treat_i \times time_t$ 的回归系数依然显著为负，说明“大气十条”对本文实证结论的干扰较小。

2013 年和 2014 年中国在北京、天津、上海、重庆、湖北、广东和深圳正式开展了碳排放权交易试点。为了排除碳排放权交易试点对本文实证结果产生的干扰，将试点地区的样本企业剔除后重新回归。表 7 第（2）列结果显示， $treat_i \times time_t$ 的回归系数依然显著为负，说明碳排放权交易试点政策未对本文实证结论产生过度干扰。

2014 年环境保护部出台了《环境保护部约谈暂行办法》，对环保职责履行不到位的地方政府负责人进行约谈，通过命令式环境规制手段督促企业减少污染排放。在本文研究区间内，共有 73 个城市被约谈，7 为了排除环保约谈给本文结论产生的干扰，将位于约谈城市的企业剔除后重新回归。表 7 第（3）列结果显示， $treat_i \times time_t$ 的回归系数依然显著为负，说明环保约谈政策未对本文实证结论产生过度干扰。

2018 年 1 月 1 日，中国正式实施《中华人民共和国环境保护税法》，此次环保“费改税”可能影响重污染企业的污染排放行为，进而干扰到本文的基准回归结果。在此次环保“费改税”的过程中，有部分省份未遵循“税负平移”的原则，这些省份重污染企业的环保费（税）负担会在环保“费改税”政策实施前后发生变化，进而影响重污染企业的排污行为。具体地，在环保“费改税”政策实施过程中，河北等 12 个省份提高了税额标准，8 而剩余省份则是将原有的排污费征收标准作为环保税税额标准（田利辉等，2022）。为了排除环保“费改税”对本文实证结果的干扰，本文将河北等 12 个提高环保税额标准的省份剔除后，重新进行回归。表 7 第（4）列的回归结果显示， $treat_i \times time_t$ 的回归系数依然显著为负，说明在排除掉环保“费改税”的干扰后，核心结论依然稳健。

表 7 稳健性检验：排除重要环境政策的干扰

变量	排除“大气十条”的影响	排除碳排放权交易的影响	排除环保约谈的影响	排除环保“费改税”的影响
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Pollution</i>	<i>Pollution</i>	<i>Pollution</i>	<i>Pollution</i>
<i>treatxtime</i>	-0.1244*** (0.0382)	-0.2087*** (0.0268)	-0.1395*** (0.0292)	-0.1661*** (0.0346)
<i>Constant</i>	0.4180* (0.2250)	0.1914 (0.1292)	0.2879** (0.1394)	0.3877*** (0.1446)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
行业 X 年份固定效应	是	是	是	是
样本数	30242	72498	67925	56873
调整后的 R ²	0.5504	0.4920	0.5124	0.5027

(7) 改变聚类层级。为了减弱异方差和自相关问题对实证结果产生的干扰，本文在基准回归过程中采用聚类到企业层面的标准误。但考虑到同一行业内的企业排污行为可能存在共性，不同行业间的企业排污行为可能存在差别，本文将标准误的聚类层级提高到行业层面后再次进行回归。同时考虑到同一地区内的企业污染排放行为可能存在共性，不同地区间的企业污染排放行为可能存在差别，本文将标准误的聚类层级提高到省份层面后再次进行回归。回归结果显示， δ 在聚类层级提高为行业和省份层面后，政策虚拟变量 $treat_i \times time_t$ 的回归系数依然显著为负。

五、进一步分析

1. 机制分析

前文的分析结果表明，绿色金融改革创新试验区的设立显著抑制了试验区内重污染企业的污染物排放。为此，本部分将进一步探索绿色金融改革创新试点政策抑制重污染企业污染物排放的作用机制。

(1) 金融资源配置。绿色金融改革创新试点区会将企业的“绿色”表现纳入信贷支持标准的考量范围内，引导银行等各类金融机构提高绿色企业的资金支持力度，减少重污染企业的资金供给，提高重污染企业的贷款利率，从而实现资金的绿色配置。绿色金融改革创新试点政策制定的初衷是依托金融工具提高重污染企业的融资难度与融资成本，倒逼重污染企业进行技术升级与绿色转型，试图产生“创新补偿效应”，以弥补“制度遵循成本”（金环等，2022）。那么，绿色金融改革创新试点区是否真正实现了金融资源的重新配置、提高了重污染企业的融资难度与融资成本有待进一步验证。

本部分主要考察绿色金融改革创新试验区的设立对试点区内重污染企业融资规模和融资成本的影响。首先，使用重污染企业当年的流动负债额衡量企业融资规模（FS），并用其替代基准回归模型（1）中的被解释变量后重新进行回归，回归结果如表 8 第（1）列所示，政策虚拟变量 $treat_i \times time_t$ 的回归系数显著为负，说明相比非试点地区而言，绿色金融改革创新试点地区内重污染企业的融资规模在改革后出现了明显下降，绿色金融改革创新试点政策的出台提高了重污染企业的融资难度。其次，为了进一步验证绿色金融改革创新试点政策对重污染企业融资成本的影响，将企业当年的利息支出与当年负债总额的比值作为衡量企业融资成本（FC）的指标，并以其代替基准回归模型（1）中的被解释变量重新进行回归，回归结果如表 8 第（2）列所示， $treat_i \times time_t$ 的回归系数显著为正，说明相比非试点地区而言，绿色金融改革创新试点政策提高了试点区内重污染企业的融资成本。

表 8 机制分析：金融资源配置

变量	(1) 融资规模	(2) 融资成本
	<i>FS</i>	<i>FC</i>
<i>treat \times time</i>	-0.2063*** (0.0662)	0.0028*** (0.0007)
<i>Constant</i>	-4.2373*** (0.6670)	0.0149** (0.0064)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
行业 X 年份固定效应	是	是
样本数	82030	80974
调整后的 R ²	0.9651	0.5058

(2) 技术进步、能源效率改善、末端治理强化抑或减产减排。虽然前文分析表明绿色金融改革创新试点政策提高了重污染企业的融资成本,降低了重污染企业的融资规模,但当面临严重的融资约束时,重污染企业是被迫缩减产能从而减少污染排放,还是积极参与研发创新、购进新型节能减排与污染治理设备,通过技术进步、改善能源效率和强化末端污染治理三种方式来主动减少污染排放,值得本文深入探讨。(1) 技术进步、能源效率改善与末端治理强化。Shapiro and Walker(2018)、Gutiérrez and Teshima(2018)的研究均表明技术进步能够有效降低企业污染排放。为了验证重污染企业是否通过技术进步的方式实现了污染减排,参考吕越等(2023)的做法,本文使用税调库中记录的企业用于“新产品、新技术、新工艺”的研发投入以及企业新增固定资产投资的数据作为企业技术进步的代理变量。同时为了减弱企业规模差异带来的干扰,本文将企业的“三新”研发投入(研究新产品、新技术和新工艺的投入)与企业当年的营业收入之比进行标准化处理,将企业当年新增固定资产投资与年初总资产之比进行标准化处理。表9第(1)、(2)列分别为企业“三新”研发投入与新增固定资产投资的回归结果。结果显示,核心解释变量 $treat_i \times time_t$ 的系数均不显著,这说明绿色金融试点政策未能有效倒逼试点地区重污染企业实现技术进步。能源消耗是环境污染的主要来源,若企业能将生产设备更新为节能减排设备,便能极大提升企业能源使用效率,降低企业污染排放。为了验证改善能源使用效率的主动减排行为在绿色金融改革创新试验区区内是否成立,参考陈登科(2020)、韩超和王震(2022)的做法,本文用水利用效率、电利用效率、煤炭利用效率、油利用效率、天然气利用效率、其他气体燃料利用效率指代能源使用效率,各能源利用效率分别用各能源的当年消费量与企业当年营业收入的比值表示。能源利用效率回归结果显示,核心解释变量 $treat_i \times time_t$ 的系数均不显著,说明绿色金融改革创新政策并未改善试点地区重污染企业的能源使用效率。10在污染物处理环节,企业可以通过强化污染物末端处理的方式降低污染物排放量。税调库中包含了企业当年废气治理设施运行费用,本文使用企业当年废气治理设施运行费用与当年营业收入的比值来衡量企业污染物末端治理投资的强度。表9第(3)列为企业污染物末端治理投资的回归结果,核心解释变量 $treat_i \times time_t$ 的系数不显著,说明绿色金融改革创新政策未能增强试点地区重污染企业的末端治理投资。上述结果表明,短期内,绿色金融改革创新政策未能有效激励重污染企业的主动减排行为。(2) 减产减排。前文分析表明,绿色金融改革创新试验区的设立未能有效激励重污染企业通过技术进步、能源效率改善以及末端治理强化的方式实现污染减排。这可能是因为,金融资金支持度的迅速下降和融资期限的缩短,使重污染企业对于研发创新和技术设备的升级持谨慎态度,无法在短期内完成绿色转型升级,只能被动地去缩减产能,而产能的下降减少了重污染企业的污染物排放。为了验证绿色金融改革创新试点政策在短期内是靠重污染企业缩减产能来达到污染减排效果的猜想,此处分别用重污染企业当年营业收入的对数值、当年的利润总额、当年企业增加值与总资产的比值代替基准回归模型(1)中的被解释变量后重新进行回归。表9第(4)–(6)列为对应的回归结果,结果显示, $treat_i \times time_t$ 的回归系数始终显著为负,说明绿色金融改革创新试点政策的确缩减了试点地区重污染企业的产能。

表9 机制分析：技术进步、末端治理与减产减排

变量	技术进步		末端治理	减产减排		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	“三新”研发投入	新增固定资产投资	末端治理投资	营业收入	营业利润	企业增加值
$treat \sim time$	-0.0004 (0.0053)	2.2530 (2.2333)	-0.0008 (0.0009)	-0.0434** (0.0123)	-6.1141** (2.6509)	-0.0652*** (0.0051)
Constant	-0.0414 (0.0493)	386.6049* (199.6174)	0.0031 (0.0036)	6.5552*** (0.2045)	-33.4412*** (10.9600)	0.7197*** (0.0514)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业 x 年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本数	68191	67924	77799	82255	82255	65756

调整后的 R ²	0.6187	0.1245	0.1483	0.9392	0.7766	0.3708
---------------------	--------	--------	--------	--------	--------	--------

综上，本文明晰了绿色金融改革创新试点政策抑制重污染企业污染排放的传导机制，即绿色金融改革创新试验区的设立通过提高重污染企业的融资难度与融资成本遏制了重污染企业的生产经营活动，进而促使重污染企业污染排放下降。需要说明的是，由于改革时间及数据的限制，本文发现的这一机制只是绿色金融改革创新试点政策的短期影响机制，从长期看，“波特假说”是否成立，有待后续进一步研究。

2. 异质性分析

为了进一步分析绿色金融改革创新政策对重污染企业污染排放的异质性影响，同时为了佐证本文影响机制成立的稳健性，本部分将从企业规模、地区金融发展水平、地区环保执法力度角度展开异质性分析。

(1) 企业规模。为了探究绿色金融改革创新政策对不同规模企业排污行为的异质性影响，本文使用企业年初总资产四分位数对样本进行分组，其中，位于上四分位数以上的企业为大规模企业，位于下四分位数以下的企业为小规模企业。表 10 中第(1)、(2)列分别为小规模企业组和大规模企业组的回归结果。结果显示，绿色金融改革创新政策对大规模企业污染排放行为的抑制作用更为明显。这与理论预期较为符合。一方面，大企业在信用资质、抵押品等方面存在着明显的优势，因此，其债务融资份额通常会比较高，对外源融资的依赖性更强。当绿色金融改革创新政策出台后，由于要减少对重污染企业的资金供给，这时相比小型重污染企业而言，大型重污染企业受到的冲击更为强烈，其信贷资金的下降幅度更大，进而生产活动减少得更多，同时其通过减少污染排放重新获得信贷支持的动机更强。另一方面，大规模企业有更强的社会责任激励，同时对于企业可持续发展和绿色转型有着更强的诉求，其对绿色金融政策响应程度更高，“漂绿”行为的可能性更小，因此，其污染排放量的降幅更大。这一结论也在一定程度上佐证了前文影响机制成立的可靠性。

(2) 地区金融发展水平。地区金融发展水平的差异可能影响绿色金融改革创新政策的污染减排效应。本文利用各省份的城市金融机构存贷款余额占地区生产总值的比重来构建地区金融发展水平指标，按照 50 分位数将样本划分为高地区金融发展水平组和低地区金融发展水平组，并依次回归。表 10 第(3)、(4)列分别为低金融发展水平组与高金融发展水平组的回归结果。结果显示， $treat_i \times timet$ 的回归系数在低金融发展水平组中虽然为负，但并不显著，在高金融发展水平组中显著为负。这说明，相比金融发展水平较低的地区而言，绿色金融改革创新试点政策对金融发展水平较高地区重污染企业污染排放行为的抑制作用更为明显。这可能是因为，地区金融发展水平的高低，往往与地区金融体系的完备程度相匹配，地区金融体系的完备程度会直接影响金融政策的执行效率。因此，地区金融发展水平的差异会使得各地区对绿色金融改革创新试验区的响应程度存在差别，金融发展水平较低的地区，对绿色金融改革创新政策的响应能力不强，其金融系统可能无法落实绿色金融试验区的各项规定，未能将资金从重污染企业中合理地配置到绿色环保企业，进而未能有效抑制重污染企业的污染物排放行为。这一结果再次佐证了本文影响机制及核心结论的稳健性。

(3) 地区环保执法力度。环保执法是地方政府治理环境污染问题的重要工具，地方环保执法力度是影响环境规制效果的重要因素。在明确了绿色金融污染减排效应的基础上，进一步探索绿色金融的减排效果是否会受到地方环保执法力度的影响，有助于科学把握污染治理的整体性。本文以各省份环保机构数量作为地区环保执法力度的衡量指标，根据这一指标将各省份划分为执法力度较强地区和执法力度较弱地区两组，并分别回归，结果如表 10 第(5)、(6)列所示。结果显示，在环保执法力度较弱的地区 $treat_i \times timet$ 的回归系数显著为负，说明绿色金融改革创新政策是对地方环保执法效果的有益补充，在环保执法力度较弱的地区，绿色金融改革创新政策能起到很好的治污效果。在环保执法力度较强的地区，绿色金融改革创新政策未能起到显著治污效果，其原因可能是，在环保执法力度较强的地区，污染排放标准及污染监测制度较为严格，污染企业在污染物控制及治理方面已相对成熟，因此，其受绿色金融改革创新政策的影响相对较小。

表 1 0 异质性分析结果

变量	小企业	大企业	低金融发展水平	高金融发展水平	执法力度弱	执法力度强
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Pollution</i>	<i>Pollution</i>	<i>Pollution</i>	<i>Pollution</i>	<i>Pollution</i>	<i>Pollution</i>
<i>treatxtime</i>	-0.0432* (0.0230)	-0.3149*** (0.0774)	-0.0120 (0.1533)	-0.1866*** (0.0411)	-0.1460*** (0.0309)	0.0275 (0.0725)
<i>Constant</i>	0.0241 (0.0668)	2.0693* (1.1402)	0.3175 (0.1959)	0.2867* (0.1504)	0.4429*** (0.1375)	-0.0741 (0.2284)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业 X 年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本数	18984	19574	30745	51508	60797	21454
调整后的 R ²	0.4011	0.4945	0.5204	0.5112	0.4829	0.5676

六、结论与政策启示

改革开放以来，中国实现了经济的迅猛发展，经济总量已经跃居全球第二位。然而，这种粗放式的经济增长方式也带来了严重的环境污染问题，一度威胁到国民的身体健康与生命安全。因此，如何降低企业污染排放，实现经济发展方式的绿色转型成为当下的重要研究课题。本文从绿色金融角度切入，考察了绿色金融改革创新政策对企业污染排放行为的影响。具体地，本文借助 2017 年国务院设立绿色金融改革创新试验区这一准自然实验，利用 2014—2018 年全国税收调查数据，在企业层面细致考察了绿色金融改革创新政策对重污染企业污染排放行为的影响。研究发现，绿色金融改革创新试验区的设立显著抑制了试点地区内重污染企业的污染排放行为。机制分析表明，从短期看，绿色金融改革创新试验区的设立未能有效倒逼重污染企业实现技术升级，而是通过遏制重污染企业的生产经营活动，促使企业污染排放下降。异质性分析发现，绿色金融改革创新政策的污染减排效果在大企业、金融发展水平较高地区的企业中更为明显，绿色金融改革创新政策是对地方环保执法效果的有益补充。

基于本文的研究结论，提出以下政策启示：

(1) 稳步推进绿色金融改革创新试验区扩围，全面提升绿色金融创新改革的污染减排效果。目前，中国绿色金融改革仍处于试点阶段，从试点地区的发展情况看，绿色金融改革创新试验区的设立显著抑制了试点地区内重污染企业的污染排放，但不可忽视其存在的负面影响。如果忽视绿色金融改革给企业生产活动带来的不利冲击，不仅会提高污染治理成本，迫使企业退出生产经营，而且会降低污染治理效果，影响经济高质量发展。因此，中国绿色金融改革任重道远。一方面，在汲取试点先行区有益经验的基础上，可以适当增加绿色金融改革创新试点地区的数量，为绿色金融改革创新政策的全面推行探索更多有益的试点经验；另一方面，绿色金融改革对重污染企业的贷款行为设置“环境门槛”，是为了推动重污染企业的排污成本内部化，进而倒逼重污染企业进行技术创新与绿色转型，但从短期看，却带来了企业生产效率下降等负面影响。同时，在试点地区的后续扩围中应结合地区及行业特点针对重污染行业制定更加明确的约束机制、激励机制以及技术转型方案，提高绿色金融改革创新试验区政策的针对性和引导性，加大金融机构促进重污染企业转型升级的资金支持力度，将资金投入更偏向于促进企业节能创新等方面，引导重污染企业转型升级，实现环境效益和经济效益“双赢”的局面。

(2) 在绿色金融改革创新试点政策有序推进过程中，应充分考虑政策效果的异质性，通过精准施策提高绿色金融促进企业

污染减排的效率。企业规模及地区金融发展水平差异会影响绿色金融改革创新政策的污染减排效果，“一刀切”的绿色金融改革模式，会使污染减排效率难以达到预期水平。因此，应综合考虑企业规模、所处的金融环境、对金融资金依赖程度等方面的差异，对污染企业贷款设置差异性“环境门槛”，有步骤、有重点地对小规模企业实施特殊绿色金融政策，真正做到因地制宜、因企制宜，逐步引导小规模企业发挥自身所长，走绿色发展道路。

(3) 加快构建污染减排政策协同机制，最大程度发挥政策作用。绿色金融改革创新政策是对地方环保执法效果的有益补充，在环保执法力度弱的地区，绿色金融改革创新政策能够发挥更好的治污作用。因此，应统筹考虑绿色金融改革创新试验区与其他环境规制制度的适配度，促使绿色金融政策与环境规制及绿色财税政策协同发力，最大程度发挥不同政策间的协同减排效应。例如，在制定和实施绿色金融政策的同时，可采取相应的财税政策措施，对于符合规定的企业，出台财政贴息、税收减免等政策，从而降低企业融资成本，达到鼓励企业绿色创新的目标。加大重污染企业绿色转型的财政支持力度，有效激励重污染企业提升技术效率、购进污染治理设备，促进重污染企业依靠前端控制和末端治理的自主减排方式实现污染减排，加快绿色发展进程。同时，加快完善各部门信息共享与信息跟踪机制，加强对已获绿色金融支持企业的跟踪评价与监测，动态调整试点措施，防止“漂绿”“洗绿”等虚假减排事件的发生。

需要说明的是，由于只能获取2018年及以前的全国税收调查数据，本文主要考察了绿色金融改革创新政策对企业污染减排的短期影响，从短期看，“波特假说”不成立。至于“波特假说”在长期能否成立以及绿色金融改革创新政策的治污效果在长期是否依然显著，后续将努力挖掘更新年份的企业污染排放数据，从而对这些问题进行更加深入的研究。

参考文献

- [1] 包群, 邵敏, 杨大利. 环境管制抑制了污染排放吗[J]. 经济研究, 2013, (12):42-54.
- [2] 陈登科. 贸易壁垒下降与环境污染改善——来自中国企业污染数据的新证据[J]. 经济研究, 2020, (12):98-114.
- [3] 陈诗一, 张建鹏, 刘朝良. 环境规制、融资约束与企业污染减排——来自排污费标准调整的证据[J]. 金融研究, 2021, (9):51-71.
- [4] 陈国进, 丁赛杰, 赵向琴, 蒋晓宇. 中国绿色金融政策、融资成本与企业绿色转型——基于央行担保品政策视角[J]. 金融研究, 2021, (12):75-95.
- [5] 郭俊杰, 方颖. 绿色信贷、融资结构与企业环境投资[J]. 世界经济, 2022, (8):57-80.
- [6] 郭俊杰, 方颖, 杨阳. 排污费征收标准改革是否促进了中国工业二氧化硫减排[J]. 世界经济, 2019, (1):121-144.
- [7] 郭月梅, 薛景文. 地方政府债务的非线性环境效应研究[J]. 统计研究, 2021, (12):105-117.
- [8] 韩超, 王震. 寻找规制治理外的减排力量：一个外资开放驱动减排的证据[J]. 财贸经济, 2022, (6):97-113.
- [9] 金环, 于立宏, 徐扬. 绿色金融创新政策与企业生产率差异——来自中国上市公司的证据[J]. 经济评论, 2022, (5):83-99.
- [10] 金祥义, 张文菲, 施炳展. 绿色金融促进了中国出口贸易发展吗[J]. 金融研究, 2022, (5):38-56.

-
- [11] 李永友, 沈坤荣. 我国污染控制政策的减排效果——基于省际工业污染数据的实证分析[J]. 管理世界, 2008, (7):7-17.
- [12] 陆菁, 鄢云, 王韬璇. 绿色信贷政策的微观效应研究——基于技术创新与资源再配置的视角[J]. 中国工业经济, 2021, (1):174-192.
- [13] 吕越, 张昊天, 薛进军, 赵旭杰. 税收激励会促进企业污染减排吗——来自增值税转型改革的经验证据[J]. 中国工业经济, 2023, (2):112-130.
- [14] 潘爱玲, 刘昕, 邱金龙, 申宇. 媒体压力下的绿色并购能否促使重污染企业实现实质性转型[J]. 中国工业经济, 2019, (2):174-192.
- [15] 邵朝对, 苏丹妮, 杨琦. 外资进入对东道国本土企业的环境效应: 来自中国的证据[J]. 世界经济, 2021, (3):32-60.
- [16] 斯丽娟, 曹昊煜. 排污权交易制度下污染减排与工业发展测度研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, (6):107-128.
- [17] 斯丽娟, 曹昊煜. 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[J]. 中国工业经济, 2022, (4):137-155.
- [18] 田利辉, 关欣, 李政, 李鑫. 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[J]. 财经研究, 2022, (9):32-46.
- [19] 涂正革, 谌仁俊. 排污权交易机制在中国能否实现波特效应[J]. 经济研究, 2015, (7):160-173.
- [20] 万攀兵, 杨冕, 陈林. 环境技术标准何以影响中国制造业绿色转型——基于技术改造的视角[J]. 中国工业经济, 2021, (9):118-136.
- [21] 王馨, 王营. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界, 2021, (6):173-188.
- [22] 王修华, 刘锦华, 赵亚雄. 绿色金融改革创新试验区的成效测度[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, (10):107-127.
- [23] 王遥, 潘冬阳, 彭俞超, 梁希. 基于 DSGE 模型的绿色信贷激励政策研究[J]. 金融研究, 2019, (11):1-18.
- [24] 文书洋, 刘锡良. 金融错配、环境污染与可持续增长[J]. 经济与管理研究, 2019, (3):3-20.
- [25] 文书洋, 刘浩, 王慧. 绿色金融、绿色创新与经济高质量发展[J]. 金融研究, 2022, (8):1-17.
- [26] 文书洋, 张琳, 刘锡良. 我们为什么需要绿色金融——从全球经验事实到基于经济增长框架的理论解释[J]. 金融研究, 2021, (12):20-37.
- [27] 席鹏辉, 梁若冰, 谢贞发. 税收分成调整、财政压力与工业污染[J]. 世界经济, 2017, (10):170-192.
- [28] 赵阳, 沈洪涛, 刘乾. 中国的边界污染治理——基于环保督查中心试点和微观企业排放的经验证据[J]. 经济研究, 2021, (7):113-126.

-
- [29] 赵亚雄, 王修华, 刘锦华. 绿色金融改革创新试验区效果评估——基于绿色经济效率视角[J]. 经济评论, 2023, (2):122-138.
- [30] 周肖肖, 贾梦雨, 赵鑫. 绿色金融助推企业绿色技术创新的演化博弈动态分析和实证研究[J]. 中国工业经济, 2023, (6):43-61.
- [31] 周迪, 彭小玲, 黄晴. 命令型环境规制能否推动企业研发创新活动? ——以“大气十条”为例[J]. 科研管理, 2022, (10):81-88.
- [32] 中国人民银行研究局课题组. 绿色金融改革创新试验区建设进展及经验[J]. 中国金融, 2023, (6):57-59.
- [33] Chang, C., K. Chen, D. F. Waggoner, and T. A. Zha. Trends and Cycles in China's Macroeconomy[J]. NBER Macroeconomics Annual, 2016, 30(1):1-84.
- [34] De Haas, R., and A. Popov. Finance and Carbon Emissions[R]. SSRN Working Paper, 2019.
- [35] Dasgupta, S., M. Huq, D. Wheeler, and C. h. Zhang. Water Pollution Abatement by Chinese Industry: Cost Estimates and Policy Implications[J]. Applied Economics, 2001, 33(4):547-557.
- [36] Gutiérrez E., and K. Teshima. Abatement Expenditures, Technology Choice, and Environmental Performance: Evidence from Firm Responses to Import Competition in Mexico[J]. Journal of Development Economics, 2018, 133(7):264-274.
- [37] He, L. Y., L. H. Zhang, Z. Q. Zhong, D. Q. Wang, and F. Wang. Green Credit, Renewable Energy Investment and Green Economy Development[J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 208(1):363-372.
- [38] Jacobson, L. S., R. J. LaLonde, and D. G. Sullivan. Earnings Losses of Displaced Workers[J]. American Economic Review, 1993, 83(4):685-709.
- [39] Li, Z. H., G. Liao, Z. Z. Wang, and Z. H. Huang. Green Loan and Subsidy for Promoting Clean Production Innovation[J]. Journal of Cleaner Production, 2018, 187(6):421-431.
- [40] Liu, R. Y., D. Q. Wang, L. Zhang, and L. H. Zhang. Can Green Financial Development Promote Regional Ecological Efficiency? A Case Study of China[J]. Natural Hazards, 2019, 95(1):325-341.
- [41] Shapiro, J. S., and R. Walker. Why Is Pollution from US Manufacturing Declining? The Roles of Environmental Regulation, Productivity, and Trade[J]. American Economic Review, 2018, 108(12):3814-3854.

注释

1 现有的绿色金融改革创新试验区包括浙江省湖州市、衢州市, 江西省赣江新区, 广东省广州市, 贵州省贵安新区, 新疆维吾尔自治区哈密市、昌吉州和克拉玛依市, 甘肃省兰州新区, 重庆市。

2(1)对具体差异的阐述参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

3(1)本文实证研究对样本中相关变量做了脱敏处理。

4(1)PSM 平衡性检验图参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

5(1)全国税收调查数据库每年收录了 70 万家左右的企业样本，本文全样本回归结果中样本数仅为 58 万家的原因在于该数据库中企业污染排放数据的缺失值较多。

6(1)高目标城市名单参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

7(2)被约谈城市名单参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

8(3)提高环保税额标准的省份名单参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

9(1)回归结果参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

10(1)能源利用效率回归结果表参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。