

科技金融政策能否降低环境污染?

——基于“促进科技与金融结合试点”的准自然实验

汪克亮, 姜 伟

(中国海洋大学 经济学院, 山东 青岛 266100)

摘要: 在创新驱动城市发展的背景下,科技金融发展为生态环境治理提供了新动力和新方向。本文基于中国2003—2018年262个地级市数据,将“促进科技与金融结合试点”实施视为一次准自然实验,运用双重差分法考察了科技金融政策的环境治理效应及其影响机制。研究发现:首先,科技金融政策的实施对环境污染具有明显的抑制作用,并且与水污染相比,科技金融政策对于空气污染的治理效果更为明显;其次,从城市区位来看,科技金融政策对于东部和北部地区的环境治理效果要优于中部、西部和南部地区;从城市等级来看,科技金融政策对于高等级城市具有更为明显的治污排污效果;最后,中介效应分析表明,金融发展、技术创新和经济规模是科技金融政策改善环境的有效路径。此外,科技金融政策实施对于邻近地区的环境治理具有显著的空间溢出效果。上述分析首次尝试将环境污染纳入到科技金融政策的评估框架中,丰富和完善了环境治理的相关研究,有效地回应了学术界关于科技创新、金融发展和环境治理的争论,为推动经济高质量发展提供了经验证据。

关键词: 科技金融政策; 双重差分法; 环境治理; 中介效应

中图分类号: F062.2 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2022)10—0109—13

一、引言

改革开放以来,中国依靠大规模的资源投入和能源消耗实现了高速度的经济增长,创造了世界舞台上的中国奇迹。但长期以来的“唯GDP论”和“先污染,后治理”的粗放式发展模式也引致了严峻的生态环境问题。耶鲁大学等研究单位联合发布的《2020年全球环境绩效指数报告》显示,中国环境绩效指数(EPI)综合得分仅为37.3分,较2018年下降13.44分,居于全球末尾;另外,据《2020中国生态环境状况公报》显示,2020年,全国337个地级市中有135个城市空气质量超标,占比高达40.1%;与2019年相比,劣四类水质海域面积增加1730平方千米。日益加剧的环境污染严重损害了居民健康和生产生活,成为制约经济高质量发展的重要因素(陈登科,2020)。为了有效的缓解资源环境约束,推动绿色经济和可持续发展,《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》(“十三五”规划)中明确提出实行最严格的环境保护制度,推动资源利用方式根本转变,进而改善环境质量,协同推进中国美丽;《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》(“十四五”规划)进一步指出深入打好污染防治攻坚战,建立健全环境治理体系,坚持绿色发展和生态优先原则,推动经济社会全面绿色转型,常保“碧海蓝天”。由此可见,寻求科学合理的治污排污方法,提高生态环境治理效率已经成为推动经济高质量发展,实现“绿水青山”的关键所在。

近年来,随着经济发展不断“脱实就虚”,金融发展为生态环境治理提供了新思路,许多学者从各个角度出发对此进行了深入探索。然而,在现有的学术研究中,关于金融发展与环境污染之间的关系,学者们尚未达成一致意见。大部分学者认为金融发展对区域环境污染具有显著的抑制作用。具体而言,金融发展有利于环保投资项目融资(Lahiani,2020),并能够推动地区产业结构升级(Gu et al,2021),加快区域绿色创新步伐(陆菁等,2021),进而实现环境污染防治,优化地区资源生态。也有部分学者认为金融发展反而恶化了区域生态环境。Canh et al(2021)的研究表明在中国经济快速增长的背景下,金融发展对于环境污染具有显著的推动作用。Mesagan et al(2022)发现在短期中金融发展与环境污染之间并没有显著关系,但在长期中金融发展明显加剧了地区的环境污染。此外,还有学者认为金融发展与环境污染之间存在“倒U型”(汪彬等,

收稿日期:2022-04-08

基金项目:国家自然科学基金面上项目“绿色发展视阈下的海洋经济效率:评价体系、影响因素及驱动政策”(71973131)

作者简介:汪克亮,博士,中国海洋大学经济学院教授,博士研究生导师,研究方向:资源经济与环境管理;姜伟,中国海洋大学经济学院硕士研究生,研究方向:区域创新与绿色发展。

2022)、“U型”(姚辉等,2020)等非线性关系。

在创新驱动社会发展的背景下,技术创新的环境效应也受到学术界的广泛关注,但其与环境之间是否存在“波特效应”也存在争议。第一种是促进论。已有研究认为技术创新能够提高能源利用效率和污染处理能力,降低能源消耗和污染物排放,从而有效抑制环境污染(廖果平和秦剑美,2022;孙丽文等,2020;Xu et al, 2020)。He et al(2022)的研究表明技术创新通过引导产业空间集聚和减少能源消费量显著降低了环境污染。Yi et al(2022)进一步指明技术创新不仅能够降低当地的环境污染,还对周边地区的环境污染具有辐射影响作用。第二种是抑制论。部分研究认为技术创新更多是对生产效率的追求,逐利心理促使企业扩大生产规模,从而陷入“绿色困境”的生产模式,加剧环境污染(Khattak et al,2020)。Mongo et al(2021)提出由于能源反弹效应的存在,技术创新反而会阻碍环境治理。

综合上述研究,金融发展、技术创新与环境污染之间的关系已经被广泛认可,但是其内在的争议尚未得到解决。在此情况下,科技金融政策通过金融发展与技术创新的有效结合为回应科技创新、金融发展与环境治理的争论提供了全新思路。然而,在现有的学术研究中,大多数学者的视角仅限于科技金融政策的产业升级效应(胡欢欢和刘传明,2021)、经济增长效应(刘少波和吴玥,2022)和技术创新效应(郑石明等,2020)。如冯永琦和邱晶晶(2021)认为科技金融政策能够提高地区产业结构升级效率,推动区域间的产业结构合理化。冯锐等(2021)提出科技金融政策能够提高城市的创新能力,缓解发展的融资约束,进而推动城市的经济增效。叶初升等(2022)的研究表明科技金融政策能够驱动金融资本和政府资金服务于创新活动,进而提升企业的创新能力。而鲜有学者关注科技金融政策的环境效应,更遑论对其影响路径的探究。那么,科技金融政策究竟会对生态环境治理产生何种影响?其内在的作用机制如何?不同区位、不同类型的试点城市是否具有差异性的政策效果?

为了回答上述问题,本文将科技金融政策实施视为一项准自然实验,采用2003—2018年中国262个地级市数据,运用双重差分法分析科技金融政策实施对于环境治理的影响,并构建中介效应模型研究其作用路径。本文的边际贡献体现在:第一,基于绿色视角,从科技创新与金融发展相结合的科技金融政策出发,分析其对环境治理的影响。这在一定程度上回应了现有研究关于科技创新、金融发展与环境治理的争论,同时为生态环境治理提供了全新思路。第二,本文采用多期双重差分(DID)和倾向得分匹配双重差分(PSM-DID)相结合的方法研究科技金融政策的环境治理效应,有效解决了样本的选择偏差问题。此外,鉴于环境污染物的多样性与综合性特征,本文使用多种典型污染物衡量地区环境污染水平,以尽可能全面地捕捉科技金融政策的环境治理效应。第三,进一步建立中介机制模型探讨科技金融试点影响环境的内在机制,拓展了科技金融政策影响环境治理的理论深度。

二、政策背景和假设提出

(一)政策背景

科技金融政策是国家提高自主创新能力,推动科技与金融深度融合,支撑和引领经济发展方式转变,进而实现经济高质量发展的重大举措。2010年12月,科技部、中国人民银行等五部门联合通过了《促进科技与金融结合试点实施方案》,随后北京、上海、天津等城市积极响应申报。2011年,科技部、中国人民银行等五部门确定了16个地区进行第一批科技金融政策实施工作,标志着科技金融政策正式从规划方案走向具体的政策实践。此后,政府采取了一系列扶持措施为科技金融政策“保驾护航”。截至2016年,科技型中小企业创业投资引导基金已与地方政府、民间投资共同成立了近百家创投基金,基金注册资本总额超过130亿元;另外,上海市、江苏省成立了科技金融信息服务平台,天津、武汉、成都建立了科技型中小微企业数据库,初步形成了投贷融合、创新驱动的科技金融发展新模式。然而科技金融政策的实施并未停滞不前。为了进一步完善金融政策、调动金融机构的积极性,2016年,科技部、中国人民银行等五部门在推进原试点城市深入发展的基础上,将郑州、厦门、青岛等9个城市列为科技金融政策实施城市,这一举措标志着科技金融政策实施进入深化新阶段。

总的来看,科技金融政策的实施主要包含以下几个特征:①从实施阶段来看,科技金融政策的实施大致经历了从探索实践到深化发展两个阶段,建设的阶段性和层级性明显。在探索实践阶段,政府用于科技金融政策的资金以直接补贴为主,难以与税收优惠、政府采购形成协同,不利于发挥金融积极性,而在深化发展阶段,提

高金融效率成为科技金融政策的重点,运用财政资金引导社会资本,实现市场化运作。②从实施区域来看,科技金融试点城市之间存在较大异质性。试点地区原有的经济、科技、金融发展水平差异较大,发展的起点、速度与方式各有不同,使得试点工作成效存在差别;另一方面,科技金融政策的实施主要在相邻的经济区之间实施,能够充分发挥地区联动效应,以科技金融发展构建地区经济增长极,进而带动周边地区发展。③从实施方式来看,市场与政府协同推动科技金融政策落实。在政策实施过程中,政府出台一系列配套文件和扶持措施为科技金融政策“保驾护航”,市场充分发挥资源配置作用,筛选高质量产业,从而实现协同发展。同时,试点城市充分发挥金融资源优势 and 自主创新能力,遵循政府引导,因地制宜的探索科技金融发展新路径。

(二)假设提出

基于上述政策背景,可以看出,作为科技与金融协同配合的城市发展新范式,科技金融政策的核心要义在于创新金融服务和金融产品,充分调动金融资源服务于科技型企业,从而为创新驱动城市发展提供战略支撑。而在科技金融政策支撑城市创新发展的过程中,其对于传统金融模式的变革和对科技型企业的“鼎力相助”,能够扭转传统金融业和科技型企业“各行其道”的错配局面,提升高新技术产业等低污染产业的市场竞争力,进而提高科技创新、金融发展与环境治理的适配度,有效应对传统城镇化带来的环境污染问题。基于此,本文提出假设1:

科技金融政策能够有效缓解环境污染(H1)。

科技金融政策影响环境污染的机制可能包括三个方面:金融发展效应、技术创新效应和经济规模效应。金融发展效应是科技金融政策中金融本质的具体体现。中国的金融市场长期存在着金融资源错配问题和信贷歧视现象,资本市场建设与发达国家仍存在较大差距。具体而言,由于地方政府“唯GDP”论和“逐底竞争”的政治晋升制度及根深蒂固的“先污染,后治理”发展模式,过多的金融资源总是倾向于钢铁、石油化工、火电等高污染和高能耗行业,使得金融资源配置失衡,进而引发严峻的生态环境问题(刘锡良和文书洋,2019)。而科技金融政策的实施能够有效破解这一困境。与传统金融相比,科技金融能够发掘创新产品的市场价值,通过构建完善的政策金融体系为创新发展“保驾护航”,从而加强资本市场建设,推动金融业的快速发展(陈振权等,2021)。正如科技金融政策文件中所提及的“积极引导和促进银行业、证券业、保险业金融机构及创业投资等各类资本创新金融产品、改进服务模式、搭建服务平台,实现科技创新链条与金融资本链条的有机结合”,科技金融政策不断通过多元化的融资渠道和多层次的融资模式为新兴产业、高新技术产业等清洁产业提供融资支持,纠正金融资源的配置方向,利用金融杠杆撬动金融资本补齐环境短板,从而有效降低环境污染。同时,科技金融政策的金融发展效应并非仅限于选择“正确”的产业,也在于确定“正确”的方向。在经济高质量发展的背景下,绿色环保的理念早已深入人心(张琦等,2019)。因此,“赤道原则”逐渐成为金融机构约定俗成的行业准则,金融客户的环境标准要求进一步收紧,重污染企业的融资成本不断提升,从而迫使重污染企业积极寻求科技金融支持,加快绿色转型(万攀兵等,2021)。基于此,本文提出假设2:

科技金融政策通过金融发展效应改善城市生态环境(H2)。

技术创新效应是科技金融政策的题中应有之义,由此产生的环境治理效果也是创新驱动城市发展的必然(顾江寒和柴华奇,2022)。具体而言,科技金融政策主要从以下三个方面产生技术创新效应,从而有效抑制环境污染。首先,诺贝尔经济学奖得主Hicks(1969)在其经典著作《经济史理论》中就提出“金融能够为新技术的产生提供大量的资金支持”。然而,在现实中,由于科技型企业的资本回收期长,融资风险大,大多数中小科技企业都面临着融资难、融资贵的问题(李春涛等,2020)。而科技金融政策通过综合运用无偿资助、偿还性资助、风险补偿、贷款贴息及后补助等方式引导金融资本参与实施国家科技重大专项、科技支撑计划、火炬计划等科技计划,有效缓解了科技型企业的融资约束,从而有效推动城市的技术创新。其次,科技金融政策进一步运用科技保险、新三板上市等风险分散机制为中小科技型企业提供融资保障,防范化解科技金融风险,从而为城市创新“保驾护航”。最后,加快科技成果转化是科技创新与社会生产之间的“最后一公里”(王康等,2019)。科技金融政策通过建立科技成果转化库,帮助科技创新产品迅速与经济发展结合,从而充分发挥城市的创新潜力。而随着城市创新活动的不断开展,企业的能源利用效率和污染处理能力产生质的提升,进而有效降低环境污染。同时,在技术创新的推动下,试点地区的高新技术产业、服务业等第三产业的比重显著提升,产业结构得到进一步优化,从而减轻第一产业和第二产业带来的污染排放,改善生态环境质量(Cheng et al,2021)。基于此,本文提出假设3:

科技金融政策通过技术创新效应改善城市生态环境(H3)。

经济规模效应是指科技金融政策通过推动城市经济增长从而对环境治理产生影响(邵帅等,2019)。作为驱动经济增长的内生力量,科技与金融协同配合的试点政策必然会在实施过程中引致地区的经济飞跃(徐越倩等,2021)。具体而言,科技金融政策能够以更加便捷、更低成本、更高效率的融资方式及更多元化的融资渠道,引导金融机构为企业发展提供信贷支持,显著提升企业的生产效率,进而推动城市的经济扩张。而随着城市经济规模的扩大,发展的“规模红利”得以释放,“激励效应”和“倒逼效应”推动城市环境治理水平日益提高(逯进等,2020)。一方面,在地方政府官员政治晋升的激励作用下,高经济规模的地方政府会投入更多的资金用来进行环境治理,降低城市污染水平,塑造良好的城市形象;另一方面,随着城市经济规模的扩大,城市居民收入水平不断提高,从而对环境这类公共物品产生更高层次的需求,倒逼地方政府采取更为严格的环境治理政策,推动地区生态环境治理(孙金花等,2021)。基于此,本文提出假设4:

科技金融政策通过经济规模效应改善城市生态环境(H4)。

理论机制如图1所示。

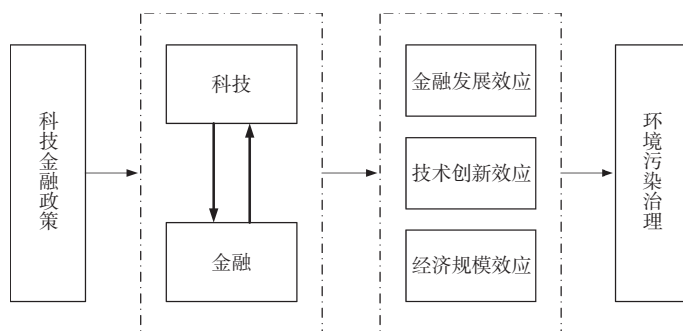


图1 科技金融政策对于城市环境的影响机制

三、研究设计

(一)模型设置

截至2020年末,先后有16个地区和9个城市分别于2011年和2016年获批为科技金融试点城市。为了验证假说H1,本文将科技金融政策实施作为一次“准自然实验”,采用多期DID评估科技金融结合试点的环境绩效。首先,本文依据虚拟变量DID的设置原则,构建两个虚拟变量:一是地区虚拟变量,本文按照是否受到政策影响将城市划分为处理组和实验组,即将科技金融政策实施城市视为处理组,定义为1,未实施的城市构成控制组,定义为0;二是时间虚拟变量,考虑到政策实施前后的时间差异,本文将科技金融政策实施及之后的年份定义为1,科技金融政策实施之前的年份定义为0。其次,本文使用的是中国地级市数据,对虚拟变量设置做了以下处理:①在构建地区虚拟变量时,基于数据可得性和准确性,将16个地区和9个城市进一步细分为48个城市。同时,尽管宁波市在2016年才被确定为科技金融试点城市,但是宁波市高新区早在2011年就被纳入科技金融试点框架中,考虑到政策溢出效果,本文将宁波市列为第一批科技金融试点城市。②在构建时间虚拟变量时,尽管第一批试点城市通过时间在2011年底,但是科技金融政策方案早在2010年就已经出台,试点城市于2011年就开展了科技与金融结合的相关方案。因此,本文将第一批科技金融政策实施时间定为2011年,第二批科技金融政策实施时间定为2016年。

根据上述分析,本文借鉴Liu et al(2022)的做法,使用含虚拟变量DID的面板双向固定效应模型来估计科技金融政策的环境治理效应。具体模型设定如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: i 和 t 分别为第 i 个地区和第 t 年; Y_{it} 为被解释变量,表示城市环境污染水平;虚拟变量 DID_{it} 为科技金融政策实施的政策变量,即地区虚拟变量与时间虚拟变量的交互项。此外,考虑到其他潜在因素对于城市环境治理的影响,本文还控制了一些可能影响城市环境污染水平的变量,用 X_{it} 表示,具体包括产业结构、人口密度、政府规模、人力资本、对外开放水平和金融规模。 μ_i 为个体固定效应; λ_t 为时间固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。基于多期DID模型的构建原理,可知虚拟变量 DID_{it} 的系数 β_1 衡量了科技金融政策实施对于城市环境污染水平的净影响,若其显著为负,则说明科技金融政策的污染减排效应存在。

(二)变量选择

1. 被解释变量

本文的被解释变量为城市环境污染水平。基于现有的研究,衡量城市环境污染水平一般采用“工业三废”指标,但是考虑到地级市数据的可得性与稳健性,本文将工业二氧化硫(SO_2)和工业废水(Water)排放数据作为

环境污染水平的衡量指标(范子英和赵仁杰, 2019)。此外,考虑到近年来雾霾现象频发,雾霾污染在经济发展过程中越来越受到人们的关注,成为制约经济可持续发展的关键因素。因此,本文将细颗粒物($PM_{2.5}$)数据纳入到模型中。同时,为了避免规模因素所造成的结果偏误,以上变量均采用强度指标进行衡量。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为科技金融政策虚拟变量 DID_{it} , 即地区虚拟变量与时间虚拟变量的交互项。

3. 控制变量

在估计科技金融政策的环境治理效应时,为了克服因遗漏变量而产生的估计偏误问题,本文借鉴已有的文献,选取了一系列控制变量。具体如下:①产业结构($indus$),本文借鉴袁航和朱承亮(2020)的做法,采用产业结构高度质的指标来衡量;②人口密度($density$),以每平方公里人口数来表示;③政府规模(gov),采用政府财政支出占城市GDP的比重来衡量;④人力资本(edu),以每万人在校大学生数来衡量;⑤对外开放水平(fdi),采用外商投资额与城市GDP之比进行衡量,其中,外商投资额按当年汇率折算成人民币来测算;⑥金融规模(fin),采用城市存贷款余额与城市GDP之比进行衡量。同时,为了解决异方差问题,有效降低模型偏误,本文对上述变量均进行了对数化处理。

(三)数据来源

本文使用2003—2018年中国262个地级市的面板数据研究科技金融政策实施的污染减排效应。其中,根据科技部官网的数据整理得到48个科技金融试点城市作为处理组;除 $PM_{2.5}$ 数据来自于达尔豪斯大学大气成分分析组的大气数据外,本文使用的其他研究数据主要来自于《中国城市统计年鉴》、economy prediction system(EPS)数据库及各省、市统计年鉴,由于部分地级市存在着数据缺失,本文采用插值法进行补充,科技金融政策试点所在地级市分布情况如表1所示。

表1 科技金融政策试点所在地级市分布情况

年度	试点城市	合计
2011	北京、天津、上海、南京、无锡、徐州、常州、苏州、南通、连云港、淮安、盐城、扬州、镇江、泰州、宿迁、杭州、湖州、温州、宁波、合肥、芜湖、蚌埠、武汉、长沙、广州、佛山、东莞、重庆、成都、绵阳、咸阳、西安、宝鸡、渭南、铜川、商洛、大连、青岛、深圳	40
2016	郑州、厦门、济南、南昌、贵阳、银川、包头、沈阳	8

四、实证结果分析

(一)基准分析

1. 平行趋势检验

采用多期DID模型进行政策评估的前提条件是满足平行趋势检验,即处理组与控制组在政策实施前后保持一致的变化趋势。因此,本文采用事件研究法进行了平行趋势检验,具体模型设定如下:

$$Y = \beta_0 + \sum_{k=-7}^7 \beta_d DID_{it}^k + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中: DID_{it}^k 为一组虚拟变量,当处理组在实施科技金融政策之前(之后)第 k 年时, DID_{it}^k 取值为1,否则为0,检验结果如图2所示。其中,从左到右依次为以 $PM_{2.5}$ 、二氧化硫和工业废水作为被解释变量的平行趋势检验,虚线代表95%的置信区间。显然,在政策实施之前交互项的系数均未通过显著性检验,表明控制组和处

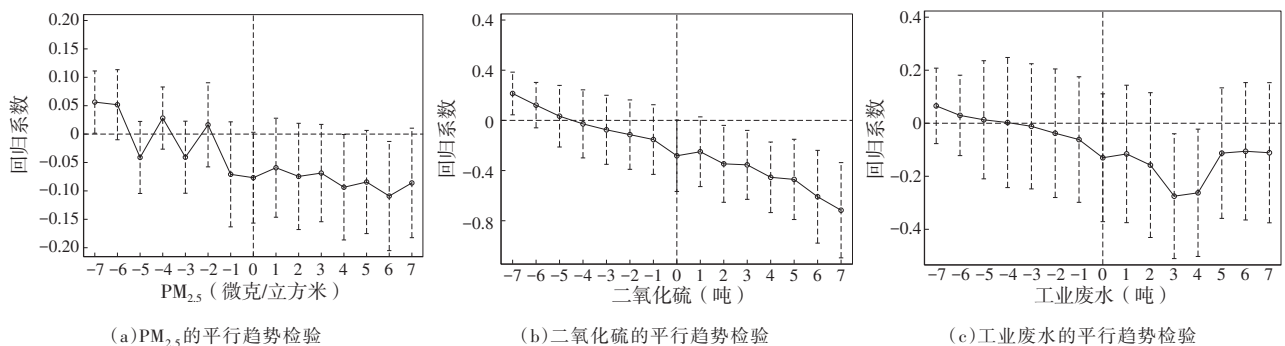


图2 平行趋势检验

理组在科技金融政策实施之前保持一致的演进趋势,满足平行趋势检验。此外,通过观察估计系数的变化趋势可以发现,在科技金融政策实施后的前两年估计系数变化并不明显,而在政策实施后第三年开始,被解释变量的估计系数显著为负,并且其绝对值呈现逐年增加的趋势,即科技金融政策的污染减排效应从第三年才开始逐步显现出来,且这种负向效应具有连续性。主要原因在于,科技金融政策的实施路径主要在创新孵化和金融革新,通过产业结构的转型升级逐步淘汰重污染企业,而这一过程通常需要几年的时间,从而导致科技金融政策污染治理效应的发挥具有滞后性。

2. 基准回归结果

为了考察科技金融政策的污染治理效应,本文运用双向固定的多期 DID 模型进行估计,回归结果见表 2。其中,(1)、(3)、(5)列为不添加控制变量的估计结果,(2)、(4)、(6)列为添加控制变量后科技金融政策对环境污染的影响结果。对比可知,无论是否添加控制变量,科技金融政策的实施对于环境污染均具有显著的治理效应,本文的研究假说 H1 得以验证。从控制变量的结果来看,产业结构和人口密度的系数显著为负,说明科学合理的产业结构和适度的人口集聚对环境污染具有明显的抑制作用;而政府规模和金融规模的系数显著为正,说明政府规模和金融规模在其由小到大的扩张过程中,更多的是对能源消费的支持,加剧了城市的环境污染;对外开放水平的系数有正有负且均不显著,说明外商投资的“污染光环”效应或“污染避难所”效应是否存在具有不确定性;另外,相比于水污染的治理,科技金融政策对于空气污染的治理效果更加明显。这主要是因为雾霾污染和酸雨所造成的环境危害更为严重也更为明显,在科技金融政策的推动下,空气污染严重的重工业首先遭受淘汰,企业的空气清洁技术也率先实现革新,从而有效抑制了空气污染。

表 2 基准回归结果

变量	lnPM _{2.5} (1)	lnPM _{2.5} (2)	lnSO ₂ (3)	lnSO ₂ (4)	lnWater (5)	lnWater (6)
DID	-0.120*** (0.031)	-0.079*** (0.029)	-0.453*** (0.084)	-0.422*** (0.080)	-0.125* (0.073)	-0.157** (0.072)
lnindus		-0.144*** (0.025)		-0.127** (0.063)		-0.202*** (0.056)
lndensity		-0.694*** (0.193)		-0.769* (0.424)		0.082 (0.294)
lngov		0.218*** (0.060)		0.280** (0.113)		0.089 (0.086)
lnedu		-0.025* (0.013)		-0.002 (0.034)		-0.034 (0.044)
lnfdi		0.378 (0.421)		-1.361 (1.762)		-1.612 (1.405)
lnfin		0.375*** (0.073)		0.298** (0.140)		0.150 (0.110)
常数项	-11.365 (0.014)	-6.532 (1.164)	-4.613 (0.036)	0.749 (2.502)	-6.635 (0.031)	-6.159 (1.716)
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	4192	4192	4192	4192	4192	4192
R ²	0.369	0.246	0.489	0.456	0.483	0.476

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的置信水平上显著;括号所示为标准误。

(二) 异质性检验

1. 城市区位异质性

考虑到不同区位的城市在经济发展水平、自主创新能力和金融发展效率方面均存在差异,本文基于不同城市所处的地理位置将城市分为东中西部城市和南北部城市,以研究科技金融政策实施对于环境治理的异质性影响,具体实证结果见表 3 和表 4 所示。从总体减排效果来看,在东部地区和北部地区,科技金融政策的污染治理效应更加显著,而在中部地区、西部地区和南部地区科技金融政策的污染减排效应并不突出。出现上述地区异质性的主要原因在于:一方面,东部地区经济发展水平较好,本身就具有较为完善的金融基础设施和开放融合的创新思维,能够充分发挥科技金融政策的作用,达到良好的治污效果,并且东部地区便利的交通条件和良好的区位优势可以吸引更多的金融资源、创新资源和要素资源聚集,推动能源结构和产业结构不断优化,进而改善区位环境,降低环境污染,而中部和西部地区均属于城市欠发达地区,其本身的发展受到地理位置和环境条件的制约,机械、化工、有色金属等高污染高能耗企业比重过高,产业结构长期处于不合理状态;另一方面,与南部地区相比,北部地区作为老工业基地,正处于转型升级的攻关阶段,而科技金融政策的实施为其经济转型提供了新思路。因此其环境治理效果显著。此外,相较于东部和北部地区,中部、西部和南部地区科技金融试点城市较少,从而未能带来显著的污染治理效果。

表3 城市区位异质性(一)

变量	东部			中部			西部		
	lnPM _{2.5} (1)	lnSO ₂ (2)	lnWater (3)	lnPM _{2.5} (4)	lnSO ₂ (5)	lnWater (6)	lnPM _{2.5} (7)	lnSO ₂ (8)	lnWater (9)
<i>DID</i>	-0.115*** (0.034)	-0.474*** (0.093)	-0.159* (0.083)	-0.129* (0.074)	-0.286* (0.166)	-0.153 (0.132)	-0.031 (0.062)	-0.567*** (0.202)	-0.307* (0.177)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-5.509** (2.184)	3.019 (3.720)	-6.567*** (2.230)	-9.570*** (1.129)	-2.460 (2.447)	-8.302*** (2.159)	-10.467*** (1.736)	-5.862 (8.426)	-5.846 (4.337)
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1904	1904	1904	1392	1392	1392	896	896	896
<i>R</i> ²	0.300	0.374	0.367	0.384	0.602	0.530	0.436	0.446	0.559

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的置信水平上显著；括号所示为标准误。

表4 城市区位异质性(二)

变量	南部			北部		
	lnPM _{2.5} (1)	lnSO ₂ (2)	lnWater (3)	lnPM _{2.5} (4)	lnSO ₂ (5)	lnWater (6)
<i>DID</i>	-0.006(0.031)	-0.398*** (0.101)	-0.063(0.089)	-0.128*** (0.046)	-0.458*** (0.159)	-0.234** (0.112)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-9.994*** (0.570)	-1.417(3.539)	-8.400*** (2.515)	-3.639** (1.461)	3.552(3.322)	-4.740** (2.323)
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	2400	2400	2400	1792	1792	1792
<i>R</i> ²	0.424	0.449	0.371	0.041	0.362	0.371

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的置信水平上显著；括号所示为标准误。

2. 城市等级异质性

除了区位异质性对于科技金融政策减排效应具有影响外,城市等级的高低也是影响科技金融政策效果的重要因素。因此,本文借鉴新一线城市研究所最新发布的《2020中国城市商业魅力排行榜》,将新一线城市、一线城市、二线城市和三线城市定义为高等级城市,将四线城市和五线城市定义为低等级城市,具体实证结果见表5。

可以看出,科技金融政策的污染治理效应在不同等级的城市之中具有明显的异质性。在高等级城市中,科技金融政策对三种污染物的排放均具有显著的抑制作用;而在低等级城市中,科技金融政策的污染减排效应并不明显。这主要是因为高等级城市本身就拥有更加清洁的绿色生产技术和先进的治污排污经验,科技金融政策的实施有助于推动其实现进一步的创新积累、绿色技术积累和清洁要素积累,充分发挥地区比较优势,激发城市创新动能,从而更有效的改善环境污染;而低等级城市在金融设施、创新能力和绿色技术等方面均有欠缺。因此难以体现科技金融政策的治污效应。

表5 城市等级异质性

变量	高等级城市			低等级城市		
	lnPM _{2.5} (1)	lnSO ₂ (2)	lnWater (3)	lnPM _{2.5} (4)	lnSO ₂ (5)	lnWater (6)
<i>DID</i>	-0.079** (0.033)	-0.485*** (0.090)	-0.240*** (0.078)	-0.013(0.061)	-0.176(0.266)	-0.030(0.171)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-9.304*** (0.917)	0.825(3.358)	-7.315*** (2.327)	-2.506(1.724)	-0.679(3.606)	-1.971(2.897)
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1904	1904	1904	2288	2288	2288
<i>R</i> ²	0.409	0.477	0.400	0.002	0.432	0.226

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的置信水平上显著；括号所示为标准误。

(三) 稳健性检验

1. 安慰剂检验

本文借鉴 Wang et al(2022)的做法,采用随机抽样的方式进行安慰剂检验,即随机抽取48个城市,然后进行500次基准回归,具体结果如图3所示。可以看出,回归系数的结果都分布在零点附近,并且与基准回归

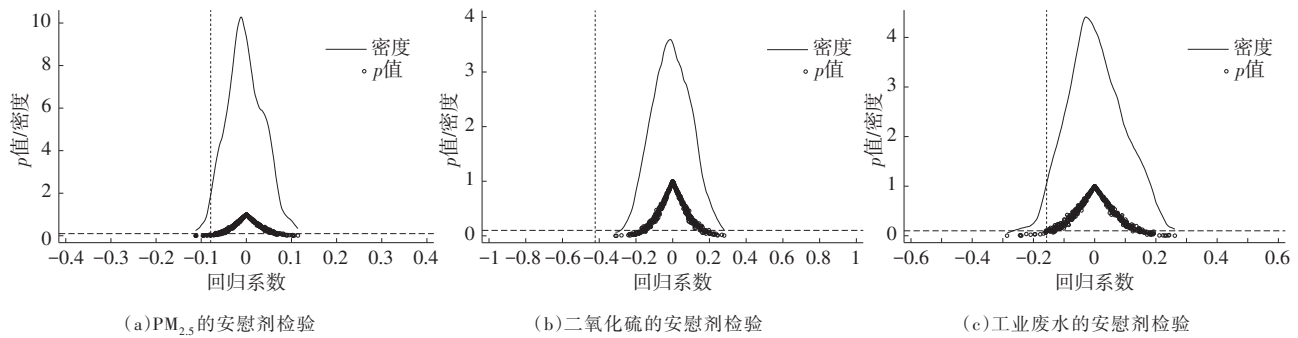


图3 安慰剂检验

系数相差甚远,说明科技金融政策的污染治理效应不大可能受到其他随机因素的干扰,即基准回归的结果具有稳健性。

2. 基于PSM-DID的再检验

由于科技金融政策实施过程中存在部分地区主动申报的情况并且在设立过程中可能会考虑到地区的科技金融资源和创新能力等因素的综合影响,从而使得政策实施难以满足随机试验的要求,造成结果的选择偏误问题。因此,本文采用倾向得分匹配双重差分模型进行稳健性估计,即通过构建Logit模型,运用近邻匹配的方式得到与处理组试点城市接近的匹配样本,然后再进行DID基准回归,回归结果见表6。可以看出,匹配后的实证结果中,科技金融政策的实施对于三种污染物均有明显的治理效应,说明基准回归结果稳健,进一步支持了本文的假说H1。

3. 排除其他政策和法规干扰

为了避免政策并行所带来的内生性问题,评估科技金融政策环境治理的净效应,本文在基准回归的基础上引入“金融综合改革试验区政策”“创新型城市”“低碳城市”“排污交易权试点”及《中华人民共和国环境保护法》实施的虚拟变量。其中,由于“环境保护法”是于2014年在全国范围内实施的。因此本文将2014—2018年的时间虚拟变量设置为1,其余年份设置为0,地区虚拟变量设置与“促进科技与金融结合试点”保持一致,回归结果见表7。可以看出,在控制了上述政策后,科技金融政策的环境影响系数依然显著为负,进一步证明了基准回归结果的稳健性。

4. 其他稳健性检验

(1)剔除2016年样本城市。由于2016年通过的科技金融试点城市在样本期内的政策作用时间较短,城市数量较少,科技金融政策的环境减排效果可能尚未得到充分体现。因此,本文剔除2016年通过的8个试点城市运用传统的双重差分模型考察政策实施效果。表8中(1)~(3)列的结果表明,剔除2016年试点城市后,科技金融政策的污染治理效应更为显著,说明结论具有稳健性。

(2)剔除直辖市城市。为了消除地区发展差异所造成的政策评估误差,本文通过剔除四个直辖市进行稳健性检验。表8中(4)~(6)列的结果表明,在剔除了直辖市后,科技金融政策的污染治理效果仍然显著,再次证明了估计结果的稳健性,支持了科技金融政策改善环境的假说。

表6 PSM-DID估计结果

变量	lnPM _{2.5} (1)	lnSO ₂ (2)	lnWater (3)
<i>DID</i>	-0.073** (0.029)	-0.392*** (0.080)	-0.127* (0.071)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	-6.740*** (1.149)	0.775 (2.626)	-6.778*** (1.759)
地区效应	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	3982	3982	3982
<i>R</i> ²	0.307	0.483	0.466

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的置信水平上显著;括号所示为标准误。

表7 排除其他政策和法规干扰(一)

变量	lnPM _{2.5} (1)	lnSO ₂ (2)	lnWater (3)
<i>DID</i>	-0.063** (0.027)	-0.279*** (0.073)	-0.222*** (0.067)
金融综合改革区	控制	控制	控制
创新型城市	控制	控制	控制
低碳城市	控制	控制	控制
排污权交易	控制	控制	控制
环境保护法	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制
常数项	-6.673*** (1.165)	0.296 (2.489)	-6.075*** (1.672)
地区效应	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	4192	4192	4192
<i>R</i> ²	0.257	0.458	0.473

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的置信水平上显著;括号所示为标准误。

表8 其他稳健性检验

变量	剔除2016年试点城市			剔除直辖市城市		
	lnPM _{2.5} (1)	lnSO ₂ (2)	lnWater (3)	lnPM _{2.5} (4)	lnSO ₂ (5)	lnWater (6)
<i>DID</i>	-0.090*** (0.031)	-0.433*** (0.088)	-0.223*** (0.076)	-0.080*** (0.029)	-0.403*** (0.085)	-0.145** (0.073)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-6.491*** (1.244)	0.824 (2.530)	-4.951*** (1.702)	-6.473*** (1.172)	0.552 (2.527)	-6.163*** (1.711)
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	4064	4064	4064	4128	4128	4128
<i>R</i> ²	0.2417	0.4420	0.4630	0.2447	0.4582	0.4803

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的置信水平上显著；括号所示为标准误。

五、进一步分析

(一) 机制分析

从前文的实证结果可以看出,科技金融政策的实施对于环境污染具有明显的抑制作用,那么,科技金融政策怎样改善城市环境呢?正如前文所述,科技金融政策是金融与创新相结合的科学实践,具有金融发展效应、技术创新效应和经济规模效应,并通过上述三大效应抑制环境污染。基于此,本文借鉴Baron和Kenny(1986)的做法,在模型(1)的基础上构建中介效应模型,运用依次检验的方法验证上述机制是否存在。具体模型设定如下:

$$Med_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DID_{it} + \gamma_2 Med_{it} + \gamma_3 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中: Med_{it} 为一系列中介变量,分别为金融发展(fd)、技术创新($inno$)与经济规模(gdp),其他变量定义与模型(1)相同。具体估计过程如下:首先,通过模型(1)估计科技金融政策对环境污染物的影响系数 β_1 ,若其显著为负,则说明科技金融政策具有明显的污染治理效应。其次,通过模型(3)估计科技金融政策对中介效应的影响系数 α_1 ,若其显著为正,则说明科技金融政策的实施产生了三大效应。最后,通过模型(4)估计加入中介变量后科技金融政策对环境污染物的影响系数 γ_1 以及中介变量对环境污染物的影响系数 γ_2 。若 γ_1 和 γ_2 均显著为负,并且 γ_1 的绝对值小于 β_1 的绝对值,则说明中介效应存在,且为部分中介效应;若 γ_2 显著为负而 γ_1 不显著,则说明中介效应存在,且为完全中介效应。

1. 金融发展效应的中介机制检验

由于科技金融政策是科技创新与金融发展的综合体现,其着力点在于创新金融服务和金融产品,提高金融运行效率。因此,本文借鉴李爱真等(2022)的做法,采用金融效率,即贷款与储蓄的比值来衡量金融发展效应,具体实证结果见表9。由(1)列可以看出,科技金融政策对于金融发展的影响系数显著为正,说明科技金融政策的实施有效推动了金融业的发展。(2)~(4)列的结果显示,将金融发展纳入到模型后,科技金融政策实施对三种污染物的抑制作用均有所减弱,并且金融发展效应的系数与虚拟变量 DID 的系数均显著为负,说明金融发展效应在科技金融政策改善环境过程中发挥部分中介作用。

2. 技术创新效应的中介机制检验

技术创新是科技金融政策发挥作用的重要方式,本文借鉴刘金科和肖翊阳(2022)的做法,采用当年发明专利申请数来衡量技术创新效应,具体结果见表10。由(1)列可以看出,科技金融政策对于技术创新的影响系数显著为正,说明科技金融政策

表9 金融发展效应的中介机制检验

变量	lnfd (1)	lnPM _{2.5} (2)	lnSO ₂ (3)	lnWater (4)
<i>DID</i>	0.074** (0.029)	-0.067** (0.030)	-0.401*** (0.080)	-0.147** (0.071)
lnfd	-	-0.155** (0.061)	-0.282*** (0.091)	-0.140* (0.083)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-3.570*** (0.812)	-7.087*** (1.175)	-0.259 (2.470)	-6.660*** (1.766)
地区效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	4192	4192	4192	4192
<i>R</i> ²	0.1762	0.2725	0.4803	0.4685

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的置信水平上显著；括号所示为标准误。

表10 技术创新效应的中介机制检验

变量	lninno (1)	lnPM _{2.5} (2)	lnSO ₂ (3)	lnWater (4)
<i>DID</i>	0.241** (0.103)	-0.055** (0.026)	-0.403*** (0.083)	-0.139** (0.070)
lninno	-	-0.099*** (0.010)	-0.078** (0.033)	-0.076*** (0.028)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	1.466 (2.829)	-6.387*** (1.031)	0.863 (2.543)	-6.047*** (1.674)
地区效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	4192	4192	4192	4192
<i>R</i> ²	0.552	0.298	0.458	0.479

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的置信水平上显著；括号所示为标准误。

的实施有效推动了技术创新的实现。(2)~(4)列的结果显示,将技术创新纳入到模型后,虚拟变量 DID 估计系数的绝对值均有所下降,并且技术创新效应的系数与虚拟变量 DID 的系数均显著为负,说明技术创新效应在科技金融政策改善环境过程中发挥部分中介作用。

3. 经济规模效应的中介机制检验

经济发展水平的提高是科技金融政策实施的必然结果,本文借鉴曲金艺等(2021)的做法采用地区生产总值来衡量经济规模效应,具体实证结果见表 11。由(1)列可以看出,科技金融政策实施对于经济规模效应的影响系数显著为正,说明科技金融政策的实施有效推动了经济发展,扩大了城市经济规模。(2)~(4)列的结果显示,将经济规模纳入到模型以后,科技金融政策对于 $PM_{2.5}$ 和工业废水的影响系数不再显著,并且经济规模的系数显著为负,说明经济规模效应在科技金融政策抑制雾霾污染和水污染方面发挥完全中介效应;另一方面,虚拟变量 DID 和经济规模效应对于二氧化硫的影响系数均显著为负,并且虚拟变量 DID 对二氧化硫影响系数的绝对值小于基准回归结果的绝对值,说明经济规模效应在科技金融政策抑制酸雨污染方面发挥部分中介效应。

表 11 经济规模效应的中介机制检验

变量	$\ln gdp$ (1)	$\ln PM_{2.5}$ (2)	$\ln SO_2$ (3)	$\ln Water$ (4)
DID	0.062** (0.025)	-0.005 (0.018)	-0.379*** (0.084)	-0.108 (0.074)
$\ln gdp$	—	-1.174*** (0.041)	-0.689*** (0.168)	-0.794*** (0.160)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	12.152*** (0.611)	7.733*** (0.880)	9.125*** (3.339)	3.488 (2.842)
地区效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
N	4192	4192	4192	4192
R^2	0.519	0.685	0.469	0.393

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的置信水平上显著;括号所示为标准误。

(二)空间溢出效应分析

“地理学第一定律”认为任何事物之间均存在空间上的相互关系。为此,本文采用空间计量方法分析科技金融政策的空间溢出效应。研究变量是否存在空间自相关关系是进行空间计量分析的前提。因此,本文运用莫兰指数进行了空间自相关检验,具体实证结果见表 12。可以看出,三种污染物的 Moran's I 指数基本显著为正,说明空气污染物具有明显的空间集聚特征。

表 12 空间自相关检验

年份	$\ln PM_{2.5}$		$\ln SO_2$		$\ln Water$		年份 (年)	$\ln PM_{2.5}$		$\ln SO_2$		$\ln Water$	
	Moran's I	Z	Moran's I	Z	Moran's I	Z		Moran's I	Z	Moran's I	Z	Moran's I	Z
2003	0.065***	12.171	0.071***	13.393	0.033***	6.519	2011	0.079***	14.752	0.060***	11.087	0.021***	4.463
2004	0.080***	14.963	0.058***	11.155	0.029***	5.881	2012	0.084***	15.594	0.060***	11.695	0.019***	4.149
2005	0.094***	17.359	0.067***	12.726	0.032***	6.299	2013	0.076***	14.143	0.056***	10.913	0.016***	3.590
2006	0.079***	14.707	0.062***	11.736	0.034***	6.725	2014	0.058***	10.926	0.061***	11.978	0.004	1.478
2007	0.088***	16.262	0.046***	8.861	0.033***	6.637	2015	0.060***	11.327	0.072***	13.502	0.006*	1.715
2008	0.068***	12.752	0.046***	8.998	0.032***	6.430	2016	0.061***	11.449	0.072***	13.417	0.011***	2.657
2009	0.071***	13.321	0.042***	8.244	0.030***	5.994	2017	0.058***	10.976	0.063***	11.952	0.014***	3.238
2010	0.089***	16.437	0.042***	8.349	0.027***	5.553	2018	0.056***	10.614	0.058***	10.941	0.013***	3.000

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的置信水平上显著。

表 13 报告了科技金融政策对三种污染物的空间溢出效果。首先,本文通过 Hausman 检验等一系列检验判断使用时空双固定的空间杜宾模型(SDM)进行实证分析,其次,为了检验结果的稳健性,本文还报告了时空双固定的空间自回归模型(SAR)结果。可以看出,两个模型中空间滞后系数 ρ 均显著为正,表明邻近地区的城市环境存在密切关联;虚拟变量 DID 的估计系数显著为负,说明在控制了政策的空间溢出效应及变量之间的空间关联后,科技金融政策实施对于城市环境仍然具有明显的治理效果。此外, $PM_{2.5}$ 和工业废水的 $W \times DID$ 项显著为负,说明在雾霾治理和水污染治理方面,科技金融试点城市通过绿色清洁技术的扩散及先进治污排污经验的传播,带动邻近地区的环境改善;而在酸雨治理中,城市之间的空间联动效应并未形成,难以发挥区域环境协调作用。

表 13 空间溢出效应检验

变量	SDM			SAR		
	lnPM _{2.5} (1)	lnSO ₂ (2)	lnWater (3)	lnPM _{2.5} (4)	lnSO ₂ (5)	lnWater (6)
ρ	0.974*** (0.007)	0.721*** (0.062)	0.629*** (0.075)	0.982*** (0.005)	0.761*** (0.053)	0.767*** (0.051)
<i>DID</i>	-0.034*** (0.013)	-0.459*** (0.044)	-0.137*** (0.038)	-0.071*** (0.012)	-0.413*** (0.039)	-0.150*** (0.034)
<i>W</i> × <i>DID</i>	-1.158*** (0.103)	-0.033 (0.365)	-1.295*** (0.314)	-	-	-
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
直接效应	-0.220*** (0.058)	-0.463*** (0.044)	-0.150*** (0.038)	-0.086*** (0.015)	-0.417*** (0.041)	-0.151*** (0.035)
间接效应	-48.109*** (15.049)	-1.395 (1.322)	-3.849*** (1.116)	-3.993*** (1.322)	-1.381*** (0.440)	-0.515*** (0.195)
总效应	-48.328*** (15.106)	-1.857 (1.310)	-3.999*** (1.110)	-4.080*** (1.333)	-1.798*** (0.455)	-0.666*** (0.219)
<i>N</i>	4192	4192	4192	4192	4192	4192
<i>R</i> ²	0.339	0.413	0.431	0.033	0.067	0.338

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的置信水平上显著；括号所示为标准误。

六、研究结论与政策建议

本文基于 2003—2018 年中国 262 个地级市面板数据,运用多期双重差分模型估计了科技金融政策的环境治理效应,并研究其作用路径。研究发现:①科技金融政策的实施对环境污染具有明显的抑制作用,并且与水污染相比,科技金融政策对于空气污染的治理效果更为显著;②从城市区位来看,科技金融政策对于东部和北部的环境治理效果要高于中部、西部和南部;从城市等级来看,科技金融政策对于高等级城市具有更为显著的治污排污效应;③中介效应分析表明,金融发展、技术创新和经济规模是科技金融政策改善环境的有效路径。其中,金融发展效应和技术创新效应在科技金融政策实施过程中发挥减排效应,而经济规模效应则作为科技金融政策实施结果产生环境治理影响。此外,科技金融政策实施对于邻近地区的环境治理具有显著的空间溢出效果。

基于上述结论,本文提出如下政策建议:①以科技金融政策实施为契机,推动科技创新与金融发展有效衔接,进一步创新金融服务和金融产品,提高金融发展效率,构建科学合理的融资体系;另外,不断发掘科技金融的理论内涵,优化科技金融的实施方式,结合区域发展实际,充分发挥地区比较优势,建立各具特色的科技金融发展模式;②充分考虑地区异质性,推动中部、西部和南部地区金融基础设施建设,提高居民的金融素养,为科技金融政策实施培育沃土。同时,鼓励中部、西部和南部地区积极申报科技金融试点,推动科技金融政策辐射转移,充分发挥政策红利,实现区域环境协同治理;③完善科技金融政策改善城市环境的多维体系。一方面,强化科技金融政策的创新导向,打破创新融资约束,为绿色技术和清洁技术发展提供更多的资金支持,实现绿色创新驱动城市发展;另一方面,充分发挥金融资源的优胜劣汰机制,打造资源环境友好型产业,淘汰落后重污染产业,构建以绿色创新为内核的高质量产业链,进而实现城市经济发展全面绿色转型,推动经济高质量发展。

参考文献

- [1] 陈登科, 2020. 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, 55(12): 98-114.
- [2] 陈振权, 李大伟, 吴非, 2021. 科技金融政策、企业生命周期与数字化技术应用——基于“科技和金融结合试点”的准自然实验[J]. 南方金融, (9): 3-19.
- [3] 范子英, 赵仁杰, 2019. 法治强化能够促进污染治理吗? ——来自环保法庭设立的证据[J]. 经济研究, 54(3): 21-37.
- [4] 冯锐, 马青山, 刘传明, 2021. 科技与金融结合对全要素生产率的影响——基于“促进科技和金融结合试点”准自然实验的经验证据[J]. 科技进步与对策, 38(11): 27-35.
- [5] 冯永琦, 邱晶晶, 2021. 科技金融政策的产业结构升级效果及异质性分析——基于“科技和金融结合试点”的准自然实验[J]. 产业经济研究, (2): 128-142.
- [6] 顾江寒, 柴华奇, 2022. 科技金融政策如何促进城市绿色创新发展——来自“科技和金融结合试点政策”的证据[J]. 科技进步与对策, 39(15): 41-49.
- [7] 胡欢欢, 刘传明, 2021. 科技金融政策能否促进产业结构转型升级?[J]. 国际金融研究, (5): 24-33.
- [8] 李爱真, 苏治, 付红妍, 2022. 金融发展、技术创新与产业升级关系的实证研究——基于中国 277 个地级市面板数据[J]. 经济纵横, (5): 39-51.
- [9] 李春涛, 闫续文, 宋敏, 等, 2020. 金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 382(1):

- 81-98.
- [10] 廖果平, 秦剑美, 2022. 绿色技术创新能否有效改善环境质量? ——基于财政分权的视角[J]. 技术经济, 41(4): 17-29.
- [11] 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?[J]. 经济研究, 57(1): 72-88.
- [12] 刘少波, 吴玥, 2022. 科技金融政策是否提升了企业全要素生产率?[J]. 产经评论, 13(2): 117-132.
- [13] 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[J]. 经济研究, 54(3): 38-54.
- [14] 陆菁, 鄢云, 王韬璇, 2021. 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, (1): 174-192.
- [15] 逯进, 赵亚楠, 苏妍, 2020. “文明城市”评选与环境污染治理: 一项准自然实验[J]. 财经研究, 46(4): 109-124.
- [16] 曲金艺, 李伟, 曲智, 2021. 技术进步对外资进入影响的实证分析[J]. 技术经济, 40(5): 10-15.
- [17] 邵帅, 张可, 豆建民, 2019. 经济集聚的节能减排效应: 理论与中国经验[J]. 管理世界, 35(1): 36-60, 226.
- [18] 孙金花, 徐琳霖, 胡健, 2021. 环境责任视角下非正式环境规制对企业绿色技术创新的影响——一个有中介的调节模型[J]. 技术经济, 40(10): 10-22.
- [19] 孙丽文, 李翼凡, 任相伟, 2020. 产业结构升级、技术创新与碳排放——一个有调节的中介模型[J]. 技术经济, 39(6): 1-9.
- [20] 万攀兵, 杨冕, 陈林, 2021. 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, 402(9): 118-136.
- [21] 汪彬, 阳镇, 陈洋毅, 等, 2022. 绿色经济效率影响机制[J]. 上海经济研究, (6): 62-77.
- [22] 王康, 李逸飞, 李静, 等, 2019. 孵化器何以促进企业创新? ——来自中关村海淀科技园的微观证据[J]. 管理世界, 35(11): 102-118.
- [23] 徐越倩, 李拓, 陆利丽, 2021. 科技金融结合试点政策对地区经济增长影响研究——基于科技创新与产业结构合理化的视角[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 27(6): 1-15.
- [24] 姚辉, 鲍诗萌, 李雨奇, 2020. 金融分权对环境污染的影响研究[J]. 东北大学学报(社会科学版), 22(5): 23-30.
- [25] 叶初升, 李竺雯, 孙薇, 2022. 政府与市场“双轮”何以驱动中小科技企业创新? ——基于微观企业数据的“促进科技和金融结合试点”政策评估[J]. 经济问题探索, (5): 32-46.
- [26] 袁航, 朱承亮, 2020. 政府研发补贴对中国产业结构转型升级的影响: 推手还是拖累?[J]. 财经研究, 46(9): 63-77.
- [27] 张琦, 郑瑶, 孔东民, 2019. 地区环境治理压力、高管经历与企业环保投资——一项基于《环境空气质量标准(2012)》的准自然实验[J]. 经济研究, 54(6): 183-198.
- [28] 郑石明, 伍以加, 邹克, 2020. 科技和金融结合试点政策有效吗? ——基于双重差分法的研究[J]. 中国软科学, (1): 49-58.
- [29] ALSHUBIRI F, ELHEDDAD M, 2019. Foreign finance, economic growth and CO₂ emissions Nexus in OECD countries[J]. International Journal of Climate Change Strategies and Management, 12(2): 161-181.
- [30] BARON R M, KENNY D A, 1986. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 51(6): 1173-1182.
- [31] CANH N P, HAO W, WONGCHOTI U, 2021. The impact of economic and financial activities on air quality: A Chinese city perspective[J]. Environmental Science and Pollution Research, 28(7): 8662-8680.
- [32] CHENG Y, AWAN U, AHMAD S, et al, 2021. How do technological innovation and fiscal decentralization affect the environment? A story of the fourth industrial revolution and sustainable growth[J]. Technological Forecasting and Social Change, 162: 120398.
- [33] GE M, 2019. Dynamic relationship between technology innovation of industrial enterprises and environmental pollution: A case study of Zhejiang Province[J]. China Nature Environment & Pollution Technology, 18(2): 531-536.
- [34] GU B, CHEN F, ZHANG K, 2021. The policy effect of green finance in promoting industrial transformation and upgrading efficiency in China: Analysis from the perspective of government regulation and public environmental demands [J]. Environmental Science and Pollution Research, 28(34): 47474-47491.
- [35] HE L, YUAN E, YANG K, et al, 2022. Does technology innovation reduce haze pollution? An empirical study based on urban innovation index in China[J]. Environmental Science and Pollution Research, 29(16): 24063-24076.
- [36] HICKS J R, 1969. A theory of economic history[M]. Oxford: Oxford University Press.
- [37] KHATTAK S I, AHMAD M, KHAN Z U, et al, 2020. Exploring the impact of innovation, renewable energy consumption, and income on CO₂ emissions: New evidence from the BRICS economies[J]. Environmental Science and Pollution Research, 27(12): 13866-13881.
- [38] LAHIANI A, 2020. Is financial development good for the environment? An asymmetric analysis with CO₂ emissions in China [J]. Environmental Science and Pollution Research, 27(8): 7901-7909.
- [39] LIU X, LI Y, CHEN X, et al, 2022. Evaluation of low carbon city pilot policy effect on carbon abatement in China: An

- empirical evidence based on time-varying DID model[J]. *Cities*, 123: 103582.
- [40] MESAGAN E P, ADEWUYI T C, OLAOYE O, 2022. Corporate finance, industrial performance and environment in Africa: Lessons for policy[J]. *Scientific African*, 16: E01207.
- [41] MONGO M, BELAID F, RAMDANI B, 2021. The effects of environmental innovations on CO₂ emissions: Empirical evidence from Europe[J]. *Environmental Science & Policy*, 118: 1-9.
- [42] WANG K L, PANG S Q, ZHANG F Q, et al, 2022. The impact assessment of smart city policy on urban green total-factor productivity: Evidence from China[J]. *Environmental Impact Assessment Review*, 94: 106756.
- [43] XU F, MA L, LI X, et al, 2020. Capital enrichment, innovation capability and environmental pollution effect: Evidence from China's manufacturing industry[J]. *Nat Environ Pollut Technol*, 19(3): 1141-1148.
- [44] YI M, LU Y, WEN L, et al, 2022. Whether green technology innovation is conducive to haze emission reduction: Empirical evidence from China[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(8): 12115-12127.

Can the Science and Technology Financial Policy Reduce Environmental Pollution?: Quasi-natural Experiment Based on “the Pilot of Combining Science and Technology with Finance”

Wang Keliang, Jiang Wei

(School of Economics, Ocean University of China, Qingdao 266100, Shandong, China)

Abstract: Under the background of urban development driven by innovation, the development of science and technology finance provides a new driving force and direction for ecological environment governance. Based on the data of 262 prefecture level cities in China from 2003 to 2018, “the pilot of combining science and technology with finance” was regarded as a quasi-natural experiment, and the difference-in-differences (DID) method was used to investigate the environmental governance effect and influence mechanism of the science and technology financial policy. The results show as follows. Firstly, the implementation of science and technology financial policy has an obvious inhibitory effect on environmental pollution, and the effect of science and technology financial policy on air pollution is more obvious than that of water pollution. Secondly, from the perspective of urban location, the effect of science and technology financial policy on environmental governance in the eastern and northern regions is better than that in the central, western and southern regions. From the perspective of city level, the science and technology financial policy has more obvious pollution control effect for high-level cities. Finally, the intermediary effect analysis shows that financial development, technological innovation and economic scale are the effective ways for the science and technology financial policy to improve the environment. In addition, the implementation of science and technology financial policy has a significant spatial spillover effect on environmental governance in adjacent areas. The above analysis attempts to bring environmental pollution into the evaluation framework of the science and technology financial policy for the first time, which can enrich and improve the relevant research on environmental governance, effectively respond to the academic debate on scientific and technological innovation, financial development and environmental governance, and provide empirical evidence for promoting high-quality economic development.

Keywords: science and technology financial policy; difference-in-differences method; environmental governance; mediating effect