

DOI: 10.13718/j.cnki.xdzk.2023.03.015

科技金融的碳减排效应研究

——基于“促进科技和金融结合试点”准自然实验分析

童燕¹, 靳来群², 张亚蕊²

1. 浙江药科职业大学 商学院, 浙江 宁波 315100; 2. 宁波大学 商学院, 浙江 宁波 315211

摘要: 以“促进科技和金融结合试点”为准自然实验, 基于地级市面板数据并利用双重差分法进行实证分析。结果表明: ① 该试点政策在显著促进经济增长的同时也将显著减少人均碳排放, 即该试点政策实现了经济效益与环境质量双赢。② 该试点政策通过创新能力和融资能力两条渠道实现了碳减排。就创新能力而言, 既增强了创新投入力度又提升了创新效率; 就融资能力而言, 仅促进了直接融资能力却未发挥间接融资作用。③ 在经济较为发达的东部城市和政治地位较高的省会或副省级城市, 该政策更能减少碳排放; 分批次检验发现, 第2批试点城市却无法起到如此作用。因此, 在肯定我国科技金融的碳减排效应时, 如何进一步深化其发展至关重要。

关键词: 科技金融; 碳排放; 融资能力; 创新能力

中图分类号: F832.1

文献标志码: A

文章编号: 1673-9868(2023)03-0175-13

开放科学(资源服务)标识码(OSID):



Carbon Emission Reduction Effect of Science and Technology Finance

——Quasi-Natural Experiment Based on the Pilot Policy of
“Combining Science and Technology with Finance”

TONG Yan¹, JIN Laiqun², ZHANG Yarui²

1. School of Business, Zhejiang Pharmaceutical University, Ningbo Zhejiang 315100, China;

2. School of Business, Ningbo University, Ningbo Zhejiang 315211, China

Abstract: Taking the “pilot project of combining science and technology with finance” as a quasi-natural experiment, based on the panel data of prefecture level cities, and using the double difference method, the empirical analysis shows that: ① The policy not only significantly promoted economic growth, but also reduced per capita carbon emissions, that is, it has achieved a win-win situation between economic benefits and environmental quality. ② Two channels: improving innovation ability and financing ability. As to innovation ability, it has not only enhanced the innovation investment, but also improved innovation efficiency. As to financing ability, it has only promoted direct financing, not indirect financing. ③ The policy

收稿日期: 2022-09-01

基金项目: 国家自然科学基金项目(71803093).

作者简介: 童燕, 硕士, 讲师, 主要从事区域经济研究.

played the role in economically developed eastern cities and provincial capitals, or sub provincial cities with higher political status. The second batch of pilots could not play such a role. Therefore, when affirming the carbon emission reduction effect of science and technology finance in China, how to further deepen its development will be crucial.

Key words: science and technology finance; carbon emissions; financing capacity; innovation ability

作为全球二氧化碳(CO₂)排放量较多的国家之一,2015年我国发布了《强化应对气候变化行动——中国国家自主贡献》,力争在2030年达到碳峰值.实现碳减排这一目标,不仅有助于我国实现包容性经济增长,提升人民生活质量,也将有助于缓解外部国际舆论压力,打破绿色贸易壁垒.因此,实现经济效益与环境质量双赢的低碳经济刻不容缓.在当前经济增长放缓和环境恶化的多重压力下,如何促进“双碳”目标的实现,是现阶段我国面临的重大难题.

科技进步与金融发展以及二者之间的互动,作为驱动经济发展的主要动力^[1-2],在20世纪80年代我国就已开始尝试将二者进行结合,1993年深圳科技局首次提出了“科技金融”一词.赵昌文等^[3]在《科技金融》一书中对其进行了系统定义,指出科技金融是促进科技创新、科技成果转化的一系列金融工具,是国家科技创新体系和金融体系的重要组成部分.我国经过几十年的发展,科技和金融结合程度不断加深,已经形成了较为完善的科技金融体系^[4].为进一步深化其发展,科技部、中国人民银行等5个部门于2010年首次出台了“促进科技和金融结合试点”实施方案,并于次年确定了首批试点城市.第一批科技金融试点涉及41个城市;接着于2016年确定批复了第二批金融试点涉及的9个城市.本文基于“促进科技和金融结合试点”政策这一准自然实验,实证检验科技金融对城市碳排放的作用效果及其内在影响机制,对于我国“双碳”目标的实现,以及经济高质量发展具有重要意义.

1 文献综述

如何减少碳排放,前期研究就产业结构升级^[5]、对外开放程度加强^[6]、能源利用效率提高^[7]、全要素生产率提升^[8]等因素的作用展开了详细分析,相关研究已经非常丰富.本文研究主要聚焦在科技创新和金融发展方面.

科技创新作为实现环境保护的重要方式之一,不仅能够通过提高生产率带来经济增长,也能加强环境治理^[9-12].何小钢等^[13]对我国工业行业绿色技术进步的测算指出,技术进步能够显著促进节能减排.王鹏等^[14]基于企业层面数据研究发现,企业技术创新能够有效提高工业SO₂的去除率,从而改善环境质量.黄娟等^[15]基于我国省份面板数据的实证分析也表明,科技创新将显著降低SO₂排放强度和排放总量.此外,洪雪飞等^[16]基于经济—能源—环境系统耦合协调发展视角的分析也证实了科技创新对遏制环境污染的作用.随着“碳达峰”和“碳中和”战略目标的实施,如何减少碳排放已然成为当下最迫切的任务之一. Bosetti等^[17]、Gerlagh^[18]和涂正革^[19]通过对全球主要碳排放国家、中国8大行业部门碳排放量的分析,认为科技创新能够有效降低碳减排成本和碳排放量.

金融作为现代经济核心,在带动经济快速增长的同时,也影响着环境.前期研究已经广泛探讨了金融发展的减排效应,其中 Tamazian等^[20]开创性地研究了金融发展与环境质量之间的关系,指出金融发展能够减少污染物排放.金融发展的这一作用也进一步在其他国家得到了验证,如 Shahbaz等^[21]以海湾国家、法国等为研究对象的实证分析发现,金融发展将促进技术进步、提高能源效率,从而减少污染物排放. Huang等^[22]分别考察了金融规模、金融效率和金融化对碳排放的影响,发现即便采用不同指标衡量金融发展均能减少碳排放.胡宗义等^[23]进一步考察了金融发展对环境污染影响的非线性特征,并指出存在门槛特征.

上述文献研究了科技创新和金融发展各自对环境质量或碳排放的影响,但却忽略了科技与金融相结合下的科技金融作用,为此本文重点研究科技金融的环境效应.从政策实践层面看,我国于2011年实施“科技与金融结合”城市试点政策,前期主要就“促进科技和金融结合试点”政策的经济效应展开了广泛的研究,并指出科技和金融结合能够显著促进经济增长^[24-25]、产业结构高度化与合理化^[26]、全要素生产率提高^[27]、

科技创新发展^[28]等。尽管前期研究大都肯定了科技金融对经济发展的重要作用,但是科技金融是否也带来了环境优化效应,仍需进一步深入分析。

2 机制分析

根据科技金融的理论内涵及我国的相关实践,科技金融对碳排放的影响机制主要包括:

科技金融政策通过提升融资能力降低碳排放。首先,试点地区通过搭建科技创新投、融资平台,为不同发展阶段的科创企业提供差异化金融服务,在一定程度上满足了不同企业的融资需求,提升了企业融资能力。并且,试点地区积极引导带动民间资本投入,更进一步提升了融资能力。其次,试点地区专门设立科技金融支行、科技小额贷款公司以及企业信用贷款试点等,同时不断建立和完善贷款补偿机制,增加了金融机构的科技信贷投入。而且,试点地区不断优化改革传统金融业务流程,简化企业贷款审批程序,从而促进了融资能力提升。此外,在投资者与企业之间搭建互信机制,通过减少信息不对称性来有效降低企业融资风险,从而提升企业融资能力。而融资能力的提升为企业开展创新活动创造了必要条件,激发了企业的创新活力,并进一步带来了产业结构优化升级,有助于改革传统高能耗、高污染的生产模式,减少对能源资源的消耗,从而降低碳排放。

企业的融资渠道来自于资本市场上的直接融资和银行机构的间接融资。我国科技金融政策旨在解决科技型中小企业融资问题,鼓励企业积极开展创新活动,以实现传统技术的改造升级,从而推动科技进步。但是,由于企业的创新活动通常具有高风险、周期长的特点,因此其收益存在很大的不确定性。以银行为主导的间接融资往往会基于风险性和收益性考虑,更倾向于选择大规模且重资产的企业,但是这类企业又多为低创新企业,并且主要集中在污染较为严重的传统行业,难以降低碳排放。陈向阳^[29]研究发现,大量银行信贷资金流入高耗能、高污染的企业,挤占了清洁生产行业的贷款需求,显著增加了各区域的CO₂排放量。相比之下以股权交易为主导的直接融资,通过提供多样化的融资工具,实现了对企业创新风险的分担,而且在创新项目的筛选上也更加高效,提高了科技投入的使用效率,因此更有利于企业开展创新活动。张一林等^[30]研究指出,股权融资与创新企业缺乏资产、研发风险较高的特征更加匹配,更适合为技术创新提供资金支持。直接融资主要倾向于投资创新型企业,且这些企业主要依赖技术改造升级促进创新发展,所以对能源的依赖程度较低,能够有效降低碳排放。据此,本文提出假说1。

假说1:科技金融政策通过提升企业的融资能力降低碳排放,而且相对于间接融资能力而言,其主要通过提升直接融资能力实现碳减排。

科技金融政策通过提升创新能力降低碳排放。首先,试点地区通过聚集各种优惠政策,创新科技金融投入方式,有效缓解企业的融资约束,同时吸引外部创新资源流入本土企业,促进创新资源聚集,从而提升创新水平。并且,试点地区积极创新和完善金融服务模式,提高科技投入的有效性,进一步推动了科技创新水平提升。其次,试点地区通过建立科技成果转化项目库,引进社会资本进行投资实现了科技成果的成功转化,推动了企业的技术进步。科技创新不仅是驱动经济发展的重要动力,也是促进能源节约和控制环境污染的技术路径^[31]。创新能力的提升既能优化产业结构转型升级,减轻对传统能源资源的消耗,也能促进企业的生产技术改革,使生产者更多地采用清洁生产工艺和清洁能源,降低了碳排放^[32]。由此可见,科技金融政策通过促进科技资源和金融资本的有效结合,提升科技创新能力,从而降低碳排放。

本文认为创新能力来自两个方面:①创新投入力度;②创新投入效率。试点地区推动了一系列研发补贴、税收优惠等财政补贴政策,直接增加了科技金融投入,并且通过设立科技金融专项资金、创业基金和风险补偿基金,拓展了公共科技金融资源。同时,试点政策发挥了重要的市场导向作用,促进了信贷市场、资本市场、风险投资主体等市场科技金融资源投入,进一步扩大了科技投入规模。而且,试点地区建立的风险分散机制,也促进了企业的研发创新投入,为企业创新提供了必不可少的资金支持。此外,试点地区积极实施各种创新举措,比如建立信息服务平台、开展企业信用体系建设等,可以识别出更为优质的创新企业,促使科技支出更多地流向创新效率更高的领域,提高创新投入的配置效率。同时,试点地区凭借良好的创新环境,吸引了大量创新人才和创新资本的聚集,这种聚集能够带来知识和信息共享,带来聚集经济和规模经济,提升企业自身的创新效率。无论是创新投入规模增加还是创新效率提升,都会促进创新水

平提升,进而实现碳减排.据此,本文提出假说 2.

假说 2:科技金融政策通过促进创新投入力度和创新效率提升,降低了碳排放.

3 实证策略、变量设置与数据来源

我国于 2010 年 12 月出台了“促进科技和金融结合试点”政策,正式开展科技和金融结合的试点城市始于 2011 年.本文将科技和金融结合试点城市政策看作准自然实验,通过构造双向固定效应模型,利用双重差分方法(DID)估计试点政策对碳排放的影响.相应的计量模型为:

$$C_{it} = \beta_0 + \beta_1 TFIN_{it} + \lambda X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

由式(1)可知,核心解释变量 $TFIN$ 的系数 β_1 反映了科技和金融结合试点政策对碳排放的影响,如果 β_1 符号显著为负,说明该试点政策能够显著降低碳排放. β_0 为常数项, λ 为控制变量 X_{it} 的回归系数, ε_{it} 为随机扰动项(同时控制城市层面个体固定效应 μ_i 和时间效应 ν_t).

被解释变量 C_{it} 为城市碳排放程度,使用每个城市的人均 CO_2 排放量(单位:吨/人;用符号 cpc 表示)衡量,同时本文进一步使用人均 SO_2 排放量(单位:吨/人;用符号 spc 表示)进行了稳健性检验.每个城市的 CO_2 排放量来自于 Center for Global Environmental Research,其提供了 2003 年 1 月—2019 年 12 月全球 CO_2 排放数据,本文提取了我国范围内的栅格数据,并根据城市地界进行了分类汇总, SO_2 的排放量数据来自《中国城市统计年鉴》.

核心解释变量 $TFIN_{it}$ 为政策虚拟变量,将试点城市在设立当年及之后各年取值为 1,设立之前取值为 0.

控制变量 X_{it} 主要包括:产业结构 ind ,用单位地区产值中二产和三产产值比例衡量;城市规模 csz ,用年末总人口数对数衡量,其中年末总人口数单位为万人;政府干预 gov ,用单位 GDP 中财政支出规模比例衡量;外商直接投资 fdi ,用每万元 GDP 中实际利用外商直接投资的份额衡量,其中实际利用外商直接投资利用历年年均美元兑人民币汇率进行了调整;人口密度 den ,用每平方公里的万人数衡量.所有数据均来自于《中国城市统计年鉴》.

基于前文的机制分析,科技和金融结合可通过两个主要渠道作用于碳排放:① 融资能力,② 创新能力.融资能力可分为直接融资能力和间接融资能力,本文对此进行分类讨论,其中,直接融资能力 $dfin$,用该市股票总流通市值占 GDP 的比例衡量,股票流通市值来自国泰安数据库;间接融资能力 $ifin$,用银行贷款余额占 GDP 的比例衡量,银行贷款余额来自《中国城市统计年鉴》.创新能力可分为创新投入力度和创新效率,其中创新投入力度 rdl ,用财政科技支出占总财政支出的比例衡量;创新效率 rde ,用各省研发经费内部支出占 GDP 比例与各市 GDP 相乘得到各市的研发经费支出(本文利用 1993—2020 年的省级面板数据,测算显示研发经费内部支出与 GDP 高度相关,相关系数高达 92%),并利用各市专利申请总量与所估算研发经费支出的比值近似估算创新效率.城市层面的专利申请量数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS),省份层面研发经费内部支出数据来自《中国科技统计年鉴》.

本文构建如下中介效应模型,对作用机制展开实证检验.其中,计量模型式(2)中回归系数 α_1 反映了科技金融政策对融资能力的影响,计量模型式(3)中回归系数 γ_1 反映了科技金融政策对创新能力的影响;计量模型式(4)中回归系数 θ_1 反映了科技金融政策对碳排放的直接效应, θ_2 反映了中介变量(融资能力变量 FIN 或创新能力变量 RD)对碳排放的影响;那么回归系数乘积 $\alpha_1 \times \theta_2$ 则反映了科技金融政策通过融资能力这一渠道进而对碳排放影响的大小;回归系数乘积 $\gamma_1 \times \theta_2$ 则反映了科技金融政策通过创新能力这一渠道进而对碳排放影响的大小;同时 $\theta_1 + \alpha_1 \times \theta_2$ 或 $\theta_1 + \gamma_1 \times \theta_2$ 反映了科技金融政策对碳排放的总效应. $\alpha_0, \gamma_0, \theta_0$ 为相应计量模型的常数项.

$$FIN_{it} (dfin_{it} | ifin_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 TFIN_{it} + \lambda X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$RD_{it} (rdl_{it} | rde_{it}) = \gamma_0 + \gamma_1 TFIN_{it} + \lambda X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$C_{it} = \theta_0 + \theta_1 TFIN_{it} + \theta_2 M_{it} (FIN_{it} | RD_{it}) + \lambda X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

本文剔除了数据缺失严重的地级市,最终得到了 2003—2019 年 278 个市级层面面板数据.各变量的描述性统计分析如表 1.

表1 各变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>cpc</i>	4 659	6.865 7	6.463 9	0.347 9	85.293 7
<i>spc</i>	4 497	0.017 1	0.026 1	0.000 0	0.292 6
<i>ind</i>	4 495	0.859 6	0.090 6	0.501 1	0.999 7
<i>csz</i>	4 659	5.860 2	0.693 8	2.795 5	8.136 3
<i>gov</i>	4 674	0.165 5	0.094 1	0.031 3	1.485 2
<i>fdi</i>	4 426	0.002 9	0.003 1	0.000 0	0.045 4
<i>den</i>	4 659	0.042 9	0.032 9	0.000 5	0.271 3
<i>dfin</i>	3 769	1.963 2	3.383 4	0.020 6	52.045 5
<i>ifin</i>	4 674	0.869 5	0.542 3	0.075 3	9.622 9
<i>rdl</i>	4 726	0.012 5	0.014 4	0.000 3	0.206 8
<i>rde</i>	4 674	0.420 5	0.469 8	0.005 0	3.966 7

注:变量 *cpc* 和 *spc* 分别代表人均 CO₂ 排放量和人均 SO₂ 排放量。

4 科技和金融结合试点政策对碳排放的影响

4.1 基准回归结果分析

本文以人均 CO₂ 排放量作为被解释变量,基于计量模型式(1)的实证分析结果如表 2 列(1)、列(2)所示,由表 2 可知,无论是否加入控制变量,科技和金融结合试点政策对碳排放的影响均显著为负,说明该试点政策显著抑制了碳排放,并且变量 *TFIN* 的回归系数显示,该试点政策显著减少了试点城市人均碳排放 0.4 吨以上,相对于表 1 中所示的我国人均 CO₂ 排放量的均值而言,该试点政策降低了 6% 的 CO₂ 排放量,足以证明该试点政策的作用较为明显。鉴于 CO₂ 更多是温室气体,而与企业污染物排放更为直接的是 SO₂,为此本文进一步以人均 SO₂ 排放量作为被解释变量进行了稳健性检验,回归结果置于表 2 列(3)、列(4)中,由表 2 可知,科技和金融结合试点也将显著降低人均 SO₂ 排放量,本文结果稳健。

表2 科技和金融结合试点政策对碳排放影响的基准回归结果

变量(常量)	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>cpc</i>	<i>cpc</i>	<i>spc</i>	<i>spc</i>
<i>TFIN</i>	-0.497 6*** (0.174)	-0.407 4** (0.162)	-0.003 3*** (0.001)	-0.001 9*** (0.001)
常数项	3.757 2*** (0.134)	39.042 7*** (3.386)	0.017 4*** (0.001)	0.065 6*** (0.015)
控制变量	否	是	否	是
个体效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
<i>N</i>	4 659	4 183	4 497	4 067
<i>R</i> ²	0.281 0	0.351 0	0.169 4	0.236 2
<i>F</i>	124.404 5	121.888 9	71.239 2	70.738 3

注:括号内为聚类标准误;***,**, * 分别表示 $p < 1\%$, $p < 5\%$, $p < 10\%$ 水平差异具有统计学意义。*N* 代表样本量, *R*² 代表拟合优度, *F* 代表方程整体显著性检验结果。下同。

科技金融将显著降低碳排放,然而该政策在实现环境效应时,是否将以牺牲经济效益为代价?为此,本文进一步以 GDP 的人均值(用符号 *GDPpc* 表示)和 GDP 的对数值(用符号 *lnGDP* 表示)作为被解释变量,实证检验了科技和金融结合试点政策对经济增长的作用,实证结果如表 3 所示。由表 3 可知,无论是否加入控制变量,政策变量 *TFIN* 都显著为正,当以人均 GDP 作为被解释变量并加入控制变量的实证结果列(2)作为分析基准时,该试点政策显著提高了试点城市 2.5 万元以上人均 GDP 值,对经济增长的作用明

显。因此,综合表 2 和表 3,科技金融不仅能够实现碳减排目标,而且在实现这一目标时还将进一步提升经济增长,也即科技金融是实现经济效益增加及环境质量提升双赢的重要政策。

表 3 科技和金融结合试点政策对经济增长影响的基准回归结果

变量(常量)	(1)	(2)	(3)	(4)
	GDP_{pc}	GDP_{pc}	$\ln GDP$	$\ln GDP$
$TFIN$	3.656 9*** (0.121)	2.532 2*** (0.113)	0.105 3*** (0.012)	0.083 6*** (0.010)
常数项	1.222 8*** (0.093)	2.576 4 (2.460)	14.908 6*** (0.009)	9.364 6*** (0.211)
控制变量	否	是	否	是
个体效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
N	4 618	4 183	4 674	4 183
R^2	0.619 2	0.717 0	0.943 8	0.966 2
F	458.942 4	495.277 0	4 634.635 2	5 440.665 9

4.2 平行趋势检验

基准回归结果表明科技和金融结合试点政策显著减少了碳排放,改善了城市环境,但该结论必须满足一个重要的前提条件,即当不存在政策冲击时,实验组和控制组的发展趋势应该相同(平行趋势),不会随着时间变动而发生系统性差异。在实施科技和金融结合试点政策前,试点城市的碳减排效应与非试点城市的碳减排效应一致。为验证这一平行趋势是否成立,本文参考 Beck 等^[33]、Kudamatsu^[34]方法设定如下模型:

$$C_{it} = \beta_0 + \sum_{j=-6}^6 \beta_j D_{it}^j + \lambda X_{it} + \mu_i + \nu_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

其中, D_{it}^j 表示科技和金融结合试点设立的虚拟变量,在科技和金融结合试点城市设立之前或之后的 j 年 D_{it}^j 取值为 1,反之则取值为 0,其中 $j = (-6, -5, -4, -3, -2, -1, 0, 1, 2, 3, 4, 5, 6)$ 。同时,本文以政策实施的前 1 年作为基期,即在回归结果中剔除虚拟变量 D_{it}^{-1} 。变量 D_{it}^j 的回归系数 β_j 表示与基期相比,在科技和金融结合试点设立前后的第 j 年,处理组和控制组人均 CO_2 排放量的变化趋势是否存在显著差异。回归系数 β_j 的估计结果如图 1 所示;同时以人均 SO_2 排放量作为被解释变量,结果如图 2 所示。

在政策实施前所有年份的估计系数均不显著,即满足平行趋势这一前提条件。而且由图 1 可知,尽管政策执行当年和第 1 年作用并不显著,但是从政策执行的第 2 年开始,呈现出显著且逐年递增的趋势,即科技和金融结合试点政策对碳减排的效应逐年增强。由图 2 可知,对于人均 SO_2 排放量而言,从政策实施当年起就显著为负,而这种减排作用从政策执行第 3 年开始逐渐下降,在政策执行后的第 5 年估计系数不再显著。相对来讲,科技和金融结合试点政策对 CO_2 的减排作用更显著、且更持久。

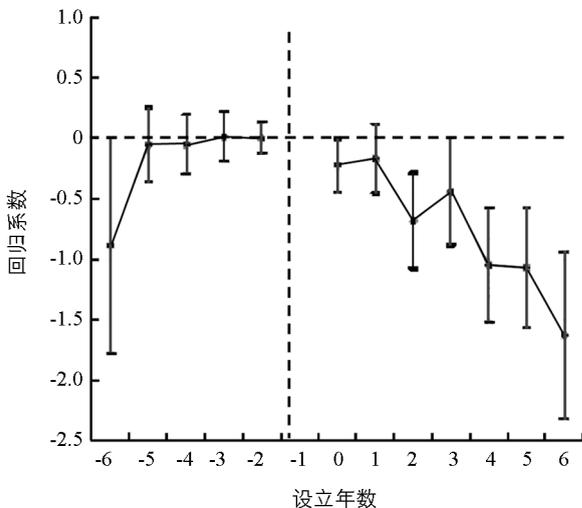


图 1 对人均 CO_2 排放量影响的平行趋势假设检验

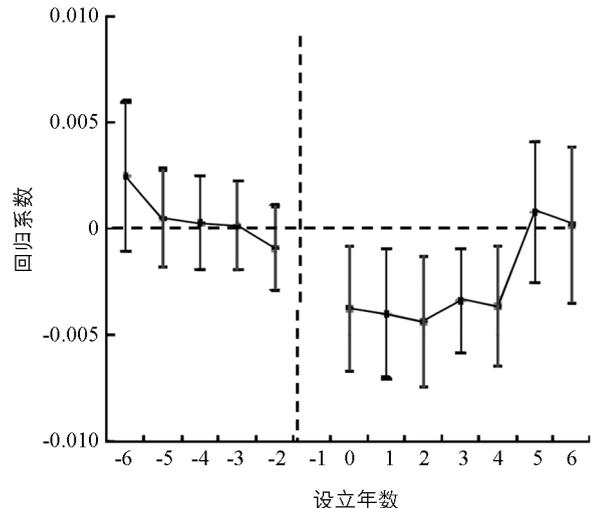


图 2 对人均 SO_2 排放量影响的平行趋势假设检验

4.3 安慰剂检验

本文借鉴 Cai 等^[35]采取随机化实验组和控制组的方式进一步进行安慰剂检验,保持试点城市设立年份不变,从当年所有城市样本中随机抽取相应数量作为试点城市,其余样本作为非试点城市,并在此基础上对新生成的实验组和控制组根据基准回归模型式(1)进行估计.由于实验组是随机生成的,因此模型式(1)中政策变量 $TFIN$ 的估计系数不再显著异于 0,即不存在遗漏变量或其他政策的影响.如果估计系数显著异于 0,则在一定程度上说明可能存在识别偏误.以上仅是一次安慰剂检验,而为了保证结论的可靠性,避免小概率事件偏误,本文将上述步骤重复 500 次,分别得到以人均 CO_2 和人均 SO_2 排放量作为被解释变量的 500 个政策变量 $TFIN$ 的估计系数,随机化估计系数核密度分布如图 3、图 4 所示.由图 3、图 4 安慰剂检验结果可知,估计系数的分布是近似于均值为 0 的正态分布,结合表 2 中列(2)、列(4)回归结果可知,安慰剂检验结果明显异于真实的估计系数,即不存在其他政策或随机变量影响城市碳排放,也意味着科技和金融结合试点政策的碳减排效应并非偶然事件.

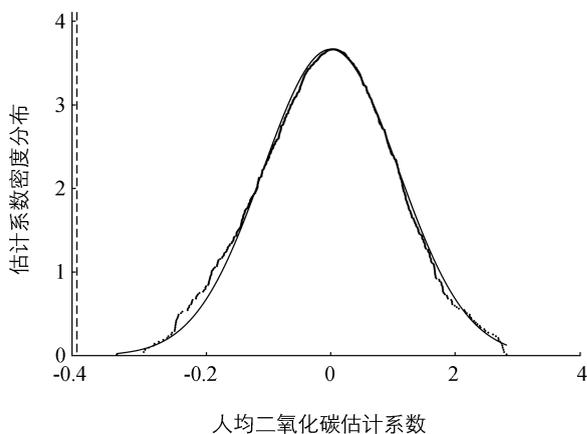


图 3 人均 CO_2 安慰剂检验

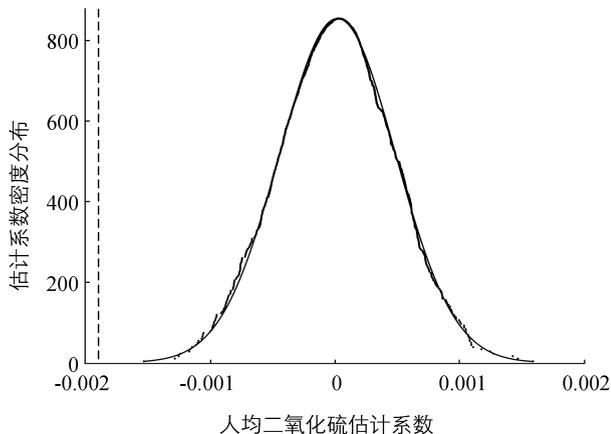


图 4 人均 SO_2 安慰剂检验

4.4 基于 PSM-DID 方法的稳健性检验

考虑到科技和金融结合试点城市存在自主申请情况,国家在选择试点城市时也会考虑地区经济发展等因素,而运用 DID 方法前应该选择与实验组各方面特征尽可能相似的非试点城市作为控制组,直接对比试点城市与非试点城市会使估计结果存在偏差,因此本文利用 PSM 解决样本偏差问题.具体而言,本文根据有放回的一对一临近匹配方法,并采用 Logit 回归估计倾向得分值,之后根据倾向得分值匹配与实验组相近的非试点城市作为控制组,其中用来匹配的协变量包括直接融资能力 $dfin$ 、间接融资能力 $ifin$ 、创新投入力度 rdl 、创新投入效率 rde 、产业结构 ind 、城市规模 csz 、外商直接投资 fdi 、人口密度 den ,以及城市的地理位置(是否位于东部地区)和行政级别(是否是直辖市、省会或副省级城市).逐年匹配后,各协变量的标准化偏差均大幅缩小,检验结果显示匹配结果很好地平衡了数据.

本文利用匹配后的数据,并使用 DID 方法的实证结果如表 4 所示.

表 4 PSM-DID 方法稳健性检验

变量(常量)	(1)	(2)	(3)	(4)
	cpc	cpc	spc	spc
$TFIN$	-0.599 8** (0.254)	-0.450 4* (0.256)	-0.005 9*** (0.001)	-0.007 2*** (0.001)
常数项	4.253 2*** (0.240)	15.863 5* (8.128)	0.017 0*** (0.001)	-0.106 7*** (0.037)
控制变量	否	是	否	是
个体效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
N	752	752	730	730
R^2	0.388 4	0.401 9	0.090 0	0.145 6
F	39.934 5	32.349 9	15.888 1	14.872 6

由表 4 可知,科技和金融结合试点政策仍然对城市碳排放有着显著的减少作用,在加入控制变量的情形下,能够显著减少(超过 0.45 吨)人均 CO₂ 排放量(如列(2)所示).这一结果与上文基准回归结果一致,表明上述结论稳健,即科技和金融结合试点政策显著降低了城市碳排放.

5 机制检验与异质性分析

5.1 机制检验

科技和金融结合试点政策可通过融资能力提升和创新能力提升两条渠道影响到碳排放,为此本文进一步利用计量模型式(2)一式(4)对这两条渠道进行实证检验.

首先实证分析科技和金融结合试点政策能否通过提升融资能力降低城市碳排放,结果如表 5 所示.融资能力提升包括直接融资和间接融资,其中列(1)和列(2)显示了直接融资能力作为中介变量时的实证结果,列(3)和列(4)显示了间接融资能力作为中介变量时的实证结果.由列(1)和列(2)可知,科技和金融结合显著提升了直接融资能力,而且直接融资能力显著地降低了碳排放.然而,列(3)和列(4)却显示,科技和金融结合并不能显著提升间接融资能力,并且间接融资能力也无法降低碳排放.而且,将直接融资与间接融资放入同一回归模型中时,也仅是直接融资能力可实现减少碳排放的作用(如列(5)所示),验证了前文假说 1.

表 5 融资能力机制检验

变量(常量)	(1) <i>dfin</i>	(2) <i>cpc</i>	(3) <i>ifin</i>	(4) <i>cpc</i>	(5) <i>cpc(dfin+ifin)</i>
<i>TFIN</i>	1.295 0*** (0.152)	-0.428 3** (0.197)	0.030 5 (0.022)	-0.501 5*** (0.172)	-0.443 6** (0.196)
<i>dfin</i>		-0.077 2*** (0.022)			-0.077 0*** (0.022)
<i>ifin</i>				0.411 8*** (0.120)	0.506 6*** (0.152)
常数项	0.695 6*** (0.131)	4.003 4*** (0.167)	0.891 5*** (0.017)	3.353 4*** (0.170)	3.543 5*** (0.216)
控制变量	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是
<i>N</i>	3 769	3 722	4 674	4 618	3 722
<i>R</i> ²	0.178 9	0.253 0	0.244 2	0.285 8	0.255 2
<i>F</i>	63.586 5	84.507 2	106.115 5	119.034 2	80.883 6

本文实证分析科技和金融结合试点政策能否通过提升创新能力进而降低城市碳排放,结果如表 6 所示.创新能力提升来源于两个方面:创新投入力度增大和创新效率提高.其中,列(1)和列(2)展示创新投入力度的作用,列(3)和列(4)展示创新效率的作用.由表 6 可知,科技金融结合政策对创新投入力度有着显著的促进作用(列(1)所示),而创新投入力度也显著降低碳排放(列(2)所示).基于列(3)和列(4)可知,科技金融结合政策显著提高创新效率,同时创新效率也显著降低碳排放,验证了前文假说 2.

科技和金融结合通过融资能力与创新能力的提升,显著降低了碳排放.在通过创新能力提升达到碳减排目标时,科技和金融结合不仅增加了创新投入力度,而且还进一步提升了创新效率.在融资能力提升实现碳减排时,主要通过与直接融资渠道结合来实现.

表6 创新能力机制检验

变量(常量)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>rdl</i>	<i>cpc</i>	<i>rde</i>	<i>cpc</i>	<i>cpc(rdl+rde)</i>
<i>TFIN</i>	0.012 9*** (0.001)	-0.324 8* (0.182)	0.306 5*** (0.017)	-0.324 5* (0.178)	-0.244 6* (0.138)
<i>rdl</i>		-13.359 9*** (4.004)			-8.293 6*** (4.140)
<i>rde</i>				-0.534 9*** (0.148)	-0.443 5*** (0.155)
常数项	0.003 2*** (0.001)	3.799 9*** (0.135)	0.234 5*** (0.013)	3.847 1*** (0.137)	3.852 2*** (0.137)
控制变量	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是
<i>N</i>	4 726	4 659	4 674	4 618	4 618
<i>R</i> ²	0.316 3	0.282 7	0.405 1	0.286 0	0.286 5
<i>F</i>	145.880 7	118.384 4	204.460 1	119.140 5	113.159 9

5.2 城市异质性分析

我国城市的异质性主要体现在地理位置异质性和政治地位异质性。我国地区之间经济发达程度有着较大差异,相对于中西部地区,东部地区有着先天的位置优势、更高的对外开放程度及市场化水平,并伴随着更高的基础设施条件和更低的市场交易成本。除了地理位置异质性外,我国城市还有政治地位差异,对于地级市而言,省会城市、副省级城市在获取政治资源(如部分改革政策先行先试的权利)等方面有着先天优势,同时也有着更高的财政能力去执行国家相关政策。

本文首先将不同地区(东部地区和中西部地区)、不同政治地位城市(省会城市和副省级城市构成的政治地位城市,其他城市构成的一般城市)进行分组回归,同时分别构造地理位置虚拟变量 *area* (其中东部城市取1,中西部城市取0)和政治地位虚拟变量 *pol* (其中政治地位城市取1,一般城市取0),并引入到计量模型式(1)中,构建计量模型式(6)和模型式(7),进一步检验政策效果的差异性。回归系数 δ_1 和 σ_1 表示碳排放的地理位置差异性和政治地位差异性, δ_3 和 σ_3 表示科技金融政策对碳排放影响的地理位置差异性和政治地位差异性,因此 δ_2 或 σ_2 表示政策在中西部城市或一般城市的效果, $(\delta_2 + \delta_3)$ 或 $(\sigma_2 + \sigma_3)$ 则表示政策在东部城市或政治地位城市的效果。 δ_0 或 σ_0 为相应计量模型的常数项。实证结果如表7所示。

$$C_{it} = \delta_0 + \delta_1 area_{it} + \delta_2 TFIN_{it} + \delta_3 area_{it} \times TFIN_{it} + \lambda X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$C_{it} = \sigma_0 + \sigma_1 pol_{it} + \sigma_2 TFIN_{it} + \sigma_3 pol_{it} \times TFIN_{it} + \lambda X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

相对于中西部城市而言,科技和金融结合试点政策仅在较为发达的东部城市存在显著的碳减排作用;同时相对于一般城市而言,该试点政策也仅在有政治地位的城市存在显著的碳减排效应。粗放式经济发展模式难以满足当今高质量的发展要求,为治理环境问题,较为发达的东部城市和政治地位较高的城市,政府更愿意也更有能力花费大量财力、物力来促进科技创新,实现资本向低耗能、低污染的环保型行业转移。此外,中央政府往往对发达城市和政治地位较高城市有着更严苛的环境建设要求,迫使这类城市不断加大研发投入,提高创新能力,并推动传统产业向高新技术产业转化,推动城市绿色发展。因此,最终表现出东部发达城市和政治地位较高城市,科技和金融结合试点政策的碳减排效应更为明显。

表 7 城市异质性分析

变量(常量)	东部城市 (1) <i>cpc</i>	中西部城市 (2) <i>cpc</i>	所有城市 (3) <i>cpc</i>	政治地位城市 (4) <i>cpc</i>	一般城市 (5) <i>cpc</i>	所有城市 (6) <i>cpc</i>
<i>TFIN</i>	-0.512 4*** (0.195)	-0.201 5 (0.267)	-0.021 6 (0.255)	-0.759 5*** (0.241)	-0.171 7 (0.206)	-0.182 1 (0.205)
<i>area</i> × <i>TFIN</i>			-0.600 9** (0.306)			
<i>pol</i> × <i>TFIN</i>						-0.523 7* (0.291)
常数项	43.050 5*** (3.635)	30.740 9*** (3.883)	39.568 7*** (3.395)	36.617 7*** (3.696)	35.631 4*** (3.854)	38.398 6*** (3.404)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	3 890	3 700	4 183	3 775	3 815	4 183
<i>R</i> ²	0.349 1	0.328 6	0.351 5	0.327 9	0.348 0	0.351 4
<i>F</i>	112.566 4	99.017 7	116.608 5	100.638 4	110.033 5	116.562 6

注：在实证分析时，将实验组城市样本按照城市类型进行分组，控制组包括所有不开展科技和金融结合试点政策的城市。

5.3 政策异质性分析

科技和金融结合试点政策主要分两批次进行，第 1 批次是 2011 年，第 2 批次是 2016 年，为此本文分批次展开实证分析。为了剔除前后批次政策之间的混杂影响问题，当实证检验第 1 批试点城市的作用时，本文将第 2 批试点城市样本整体删除；当实证检验第 2 批试点城市的作用时，将第 1 批试点城市删除。实证结果如表 8 和表 9 所示。

表 8 第一批试点城市的作用

变量(常量)	(1) <i>cpc</i>	(2) <i>dfin</i>	(3) <i>ifin</i>	(4) <i>rdl</i>	(5) <i>rde</i>
<i>TFIN</i>	-0.496 7*** (0.164)	1.220 8*** (0.179)	-0.005 5 (0.021)	0.011 0*** (0.001)	0.345 3*** (0.020)
常数项	43.230 3*** (3.385)	-9.929 6*** (3.845)	1.937 7*** (0.434)	-0.217 9*** (0.015)	-1.994 8*** (0.410)
控制变量	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是
<i>N</i>	4 061	3 308	4 061	4 061	4 061
<i>R</i> ²	0.352 6	0.182 5	0.273 2	0.394 1	0.401 6
<i>F</i>	119.120 5	47.351 3	86.467 1	139.564 7	143.545 2

表9 第二批试点城市的作用

变量(常量)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>cpc</i>	<i>dfin</i>	<i>ifin</i>	<i>rdl</i>	<i>rde</i>
<i>TFIN</i>	1.430 0*** (0.537)	0.029 6 (0.378)	0.343 8*** (0.065)	-0.001 5 (0.002)	-0.016 5 (0.047)
常数项	28.756 1*** (4.197)	2.144 5 (3.297)	1.889 4*** (0.507)	-0.102 4*** (0.015)	-2.323 6*** (0.370)
控制变量	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是
<i>N</i>	3 529	2 816	3 529	3 529	3 529
<i>R</i> ²	0.328 4	0.201 7	0.289 5	0.265 3	0.382 3
<i>F</i>	94.384 6	44.493 2	80.695 8	72.909 5	116.228 3

科技和金融结合的碳减排效应仅存在于第1批试点城市中,对于第2批试点城市不仅不存在减少碳排放的作用,甚至存在加重碳排放的作用.鉴于前文机制分析中指出的融资能力渠道和创新能力渠道,本文进一步检验了科技和金融结合对两条渠道的作用差异.第1批试点城市与前文分析一致,带来了直接融资能力和创新能力的提升,而对间接融资能力无明显作用.对于第2批试点城市,却发现了恰好相反的结果,该批次对直接融资能力和创新能力都无显著作用,却对间接融资能力存在显著的提升作用,而表5的实证检验显示间接融资更多地加重了碳排放,这也进一步解释了第2批试点城市存在加重碳排放作用的原因,同时也证明了本文机制分析中所指出的两条渠道的合理性.未来在扩大城市试点范围时,要充分发挥科技和金融结合带来的直接融资能力以及创新能力提升的作用,如此才能最终实现碳减排目标.

6 结论与启示

在碳达峰、碳中和的“双碳”目标背景下,探讨科技金融对减少碳排放的作用有着重要意义.本文基于2003—2019年地级市面板数据,以“促进科技和金融结合试点”为准自然实验,利用双重差分法实证分析我国科技和金融结合对城市碳排放的影响.在进行了一系列平行趋势检验、安慰剂检验以及PSM-DID方法后的实证结果都表明,科技和金融结合将显著降低人均CO₂排放量0.4吨以上.在以人均SO₂排放量作为替代变量后的实证检验也显示存在显著的减排效应,并且该试点政策的碳减排效应将随着政策执行时间的延长进一步动态加强,足见科技和金融结合对实现“双碳”目标有着重要贡献.异质性分析表明,该政策的碳减排效应主要存在于经济较为发达的东部城市和政治地位较高的省会或副省级城市.进一步的机制分析表明,科技和金融结合试点政策通过提升创新能力和融资能力两条渠道实现了减排作用.就创新能力而言,既增强了创新投入力度又提升了创新投入效率;就融资能力而言,仅促进了直接融资能力却未发挥间接融资能力的作用.鉴于科技和金融结合试点政策分两批次进行,在分批次检验政策效果后却发现,碳减排效应主要是第1批试点城市的贡献,而第2批试点城市并不存在这样的效应,结合机制分析发现,第2批试点城市并没有促进直接融资能力和创新能力的提升.

本文结论相应的启示为:①首先肯定科技和金融结合试点政策的显著碳减排效应,在总结前期政策经验的基础上,有序扩大试点范围.然而,仅2011年的第1批试点城市存在碳减排作用,而2016年的第2批试点城市却并不存在碳减排作用,因此未来扩大试点范围的同时,仍需继续深化科技和金融紧密结合.②科技和金融结合主要通过提升直接融资能力和创新能力实现碳减排,而在第2批试点城市

中,这两条渠道都不再显著,反而是对碳排放有加重作用的间接融资能力显著提升,因此未来在扩大科技和金融结合试点时,应注重引导间接融资机构更多地向绿色产业方向倾斜,并积极探索多样化金融服务模式,多渠道发展企业融资能力,并着重加快直接融资能力的发展,同时要继续坚持以加快科技发展为首要目标,加大对高科技产业、新兴产业、绿色产业的金融支持。③因地制宜,促进政策试点的灵活性和包容性发展。在继续强化东部发达城市或政治地位较高城市政策效应的同时,注重发挥中西部城市或一般城市的作用,在中西部城市科技创新与金融发展都相对较弱的背景下,充分发挥地方财税政策的引导作用,促进更多资金向创新性低碳行业流动,并积极探索金融模式创新,鼓励多渠道融资能力发展,营造更好的创新与金融环境。

参考文献:

- [1] ROMER P M. Endogenous Technological Change [J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98(5): 71-102.
- [2] KING R G, LEVINE R. Finance, Entrepreneurship and Growth [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1993, 32(3): 513-542.
- [3] 赵昌文,陈春发,唐英凯. 科技金融 [M]. 北京: 科学出版社, 2009.
- [4] 张明喜,魏世杰,朱欣乐. 科技金融: 从概念到理论体系构建 [J]. *中国软科学*, 2018(4): 31-42.
- [5] 王文举,向其凤. 中国产业结构调整及其节能减排潜力评估 [J]. *中国工业经济*, 2014(1): 44-56.
- [6] COLE M A, ELLIOTT R J R. Determining the Trade-Environment Composition Effect: The Role of Capital, Labor and Environmental Regulations [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2003, 46(3): 363-383.
- [7] ZHANG X H, WU L Q, ZHANG R, et al. Evaluating the Relationships among Economic Growth, Energy Consumption, Air Emissions and Air Environmental Protection Investment in China [J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2013, 18: 259-270.
- [8] 李凯杰,曲如晓. 技术进步对中国碳排放的影响——基于向量误差修正模型的实证研究 [J]. *中国软科学*, 2012(6): 51-58.
- [9] 伍海泉,印慧,曹玉昆. 天然林保护工程对中国林业全要素生产率的影响——基于省级面板数据实证检验 [J]. *东北农业大学学报*, 2022, 53(4): 90-96.
- [10] FISHER-VANDEN K, JEFFERSON G H, MA J K, et al. Technology Development and Energy Productivity in China [J]. *Energy Economics*, 2006, 28(5-6): 690-705.
- [11] CARRION-FLORES C E, INNES R. Environmental Innovation and Environmental Performance [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2010, 59(1): 27-42.
- [12] 任保平,吕春慧. 中国生态环境质量的变动态势及其空间分布格局 [J]. *经济与管理评论*, 2019, 35(3): 120-134.
- [13] 何小钢,张耀辉. 技术进步、节能减排与发展方式转型——基于中国工业 36 个行业的实证考察 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2012, 29(3): 19-33.
- [14] 王鹏,谢丽文. 污染治理投资、企业技术创新与污染治理效率 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2014, 24(9): 51-58.
- [15] 黄娟,汪明进. 科技创新、产业集聚与环境污染 [J]. *山西财经大学学报*, 2016, 38(4): 50-61.
- [16] 洪雪飞,李力,王俊. 创新驱动对经济、能源与环境协调发展的空间溢出效应——基于省域面板数据与空间杜宾模型的研究 [J]. *管理评论*, 2021, 33(4): 113-123.
- [17] BOSETTI V, CARRARO C, GALEOTTI M, et al. WITCH - a World Induced Technical Change Hybrid Model [J]. *SSRN Electronic Journal*, 2006, 27: 13-37.
- [18] GERLAGH R. Measuring the Value of Induced Technological Change [J]. *Energy Policy*, 2007, 35(11): 5287-5297.
- [19] 涂正革. 中国的碳减排路径与战略选择——基于八大行业部门碳排放量的指数分解分析 [J]. *中国社会科学*, 2012(3): 78-94, 206.
- [20] TAMAZIAN A, CHOUSA J P, VADLAMANNATI K C. Does Higher Economic and Financial Development Lead to Environmental Degradation: Evidence from BRIC Countries [J]. *Energy Policy*, 2009, 37(1): 246-253.

- [21] SHAHBAZ M, ALI NASIR M, ROUBAUD D. Environmental Degradation in France: The Effects of FDI, Financial Development, and Energy Innovations [J]. *Energy Economics*, 2018, 74: 843-857.
- [22] HUANG L Y, ZHAO X L. Impact of Financial Development on Trade-Embodied Carbon Dioxide Emissions: Evidence from 30 Provinces in China [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 198: 721-736.
- [23] 胡宗义, 李毅. 金融发展对环境污染的双重效应与门槛特征 [J]. *中国软科学*, 2019(7): 68-80.
- [24] 郑石明, 伍以加, 邹克. 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*, 2020(1): 49-58.
- [25] 徐越倩, 李拓, 陆丽丽. 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)*, 2021, 27(6): 1-15.
- [26] 冯永琦, 邱晶晶. 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*, 2021(2): 128-142.
- [27] 冯锐, 马青山, 刘传明. 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*, 2021, 38(11): 27-35.
- [28] 马凌远, 李晓敏. 科技金融政策促进了地区创新水平提升吗? ——基于“促进科技和金融结合试点”的准自然实验 [J]. *中国软科学*, 2019(12): 30-42.
- [29] 陈向阳. 金融结构、技术创新与碳排放: 兼论绿色金融体系发展 [J]. *广东社会科学*, 2020(4): 41-50.
- [30] 张一林, 龚强, 荣昭. 技术创新、股权融资与金融结构转型 [J]. *管理世界*, 2016(11): 65-80.
- [31] 白俊红, 聂亮. 环境分权是否真的加剧了雾霾污染? [J]. *中国人口·资源与环境*, 2017, 27(12): 59-69.
- [32] 王鑫静, 程钰, 丁立, 等. “一带一路”沿线国家科技创新对碳排放效率的影响机制研究 [J]. *软科学*, 2019, 33(6): 72-78.
- [33] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big Bad Banks? the Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States [J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65(5): 1637-1667.
- [34] KUDAMATSU M. Has Democratization Reduced Infant Mortality in sub-Saharan Africa? Evidence from Micro Data [J]. *Journal of the European Economic Association*, 2012, 10(6): 1294-1317.
- [35] CAI X Q, LU Y, WU M Q, et al. Does Environmental Regulation Drive Away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-Natural Experiment in China [J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 123: 73-85.

责任编辑 夏娟