

科技金融的绿色效应研究

——基于科技和金融结合试点的准自然实验

安梦天 李雪娇

摘要 金融政策能够引导和规范企业的环境行为，对地区绿色转型有重要影响。以“促进科技和金融结合”试点为准自然实验，基于 2003—2022 年的城市面板数据，采用双重差分法研究了金融支持、科技创新对地区碳排放的影响。研究发现：科技和金融相结合有助于促进地区的绿色转型，这一结论在控制相关影响因素之后依然成立；影响机制检验结果表明，“科技与金融结合政策”通过创新绿色技术、优化产业结构和激发市场活力来降低地区的碳排放水平；异质性检验发现，科技和金融相结合的政策对碳排放的影响在经济发展水平更高、市场主体活跃、人力资本富集的东部地区、省会城市和副省级城市及非工业主导型城市中体现得更为突出。基于以上结论，文章进一步提出了运用金融手段促进地区绿色发展的政策建议。

关键词 科技创新 金融支持 绿色发展 双重差分法

[中图分类号] F062.2 [文献标识码] A [文章编号] 2095-851X (2025) 02-0107-16

一、引言

生态破坏和环境污染是全球现代化发展中的关键问题，中国要实现人与自然和谐共生的现代化就需要实现经济增长与环境保护相兼容的绿色发展，通过体制机制改革促进地方经济发展逐步实现节能减排。习近平总书记在 2023 年的全国环境保护大会上强调实现绿色发展要“强化金融支持，大力发展绿色金融”^①。因为金融支持在经济结构的转型中扮演重要角色（易信、刘凤良，2015），环境的投融资支持能有效促进企业污染减排和污染治理（陈诗一等，2021）。金融机构能有效引导资源配置，在经济的绿色低碳转型中承担一定责任（刘锡良、文书洋，2019），金融支持通过强化地区储蓄向投资的转化能力、降低分散信贷风险和资金供给成本、缓解企业融资约束等途径促进地方经济的绿色转型（张建鹏、陈诗一，2021）。技术创新是节能减排的重要推动力，但是绿色技术的创新项目普遍存在投资周期长和回报率不确定的特点，难以取得传统金融服务的青睐。要推进经济发展与环境保护的双赢，就要充分发挥金融支持和科技创新对绿色发展的助推作用，通过政府的外在干预形成科技和金融相结合的解决方案。“促进科技与金融结合”的政策试点作为一项体制机制创新，是否具有促进地区经济转型的绿色效应需要理论研究和实证的检验。

本文研究金融和科技相结合对地区碳排放的影响及其作用机制，可能的创新点和边际贡献主要体现在：一是本文将金融发展与技术进步纳入同一个分析框架，不仅说明了金融支持对地区碳排放

【基金项目】国家社会科学基金青年项目“制造业绿色转型的政府引导基金驱动机制及路径优化研究”（批准号：24CJL060）。

【作者简介】安梦天，西北大学经济管理学院、复旦大学理论经济学博士后流动站，本文通讯作者，邮政编码：710127；李雪娇，西安电子科技大学马克思主义学院，邮政编码：710126。

① 习近平：《全面推进美丽中国建设 加快推进人与自然和谐共生的现代化》，《人民日报》2023 年 7 月 19 日，第 1 版。

的影响，还验证了其传导机制，为我国碳排放政策制定提供了经验依据；二是已有研究在探讨金融支持、科技创新对地区碳排放的影响时，多采用将二者交互项纳入模型的方式，这在一定程度上导致了检验结果的不够精准。因此本文选择“促进科技与金融相结合”这一准自然实验，使用双重差分法深入研究了金融支持、科技创新对地区碳排放减少的作用。

本文后续的结构安排设计如下：第二部分介绍科技和金融结合试点方案的政策背景，并展开理论分析，进而提出研究假说；第三部分交代模型设定与变量选择；第四部分汇报实证结果；第五部分是全文研究结论及政策建议。

二、政策背景和理论假说

（一）政策背景

我国从 20 世纪 80 年代开始启动科技信贷，前期主要是政府主导的发展模式，1985 年发布的《中共中央关于科学技术体制改革的决定》以及《关于积极开展科技信贷的联合通知》均突出国家财政的手段，2006 年出台的《国家“十一五”科学技术发展规划》强调了政府对金融机构向高新技术产业投入的引导作用。然而，从事科技创新的中小企业仍然面临融资约束，存在融资贵和融资难的问题，不利于技术进步和动能转换。体制改革探索落到重点区域开展科技与金融结合的试点阶段，科技金融转变为政府和银行主导，其他金融机构辅助的发展模式。

科技和金融的结合是为了促进技术进步的体制机制创新，为发挥金融对技术创新的促进作用提供平台和保障。2010 年 12 月，科技部会同中国人民银行、中国银监会、中国证监会、中国保监会共同推出了《促进科技和金融结合试点实施方案》，并于 2011 年 10 月批复了北京中关村国家自主创新示范区、江苏省、上海市、深圳市等 16 个省市 39 个地级市（区）作为首批试点，本批试点选择主要集中于科技金融资源密集的地区。科技部统计的数据显示，试行的前四年试点地区就出台了 350 多项创新举措，主要集中于科技财政资源配置、支持科技型中小企业信贷、高新技术企业融资、科技金融合作平台建设、科技企业信用体系建设和科技金融专项活动等方面，其中深圳、江苏等 12 个试点地区设立的科技金融专项总量就接近 40 亿元。为促进地方政府参与科技金融创新，进一步发挥试点地区的示范带头作用，2016 年科技部会同“一行三会”又批复了郑州、厦门、宁波等 9 个地级市作为第二批试点，为推广和应用科技与金融结合提供了可复制的范本。科技和金融结合的政策实践通过提供资金配置、平台搭建、构建载体等价值创造形式引导社会资源流向科技产业、提高科技产业的集聚性，充分发挥技术的外溢效应和创新效益，为研究科技金融对碳排放的影响提供了一个良好的“准自然实验”。

（二）理论假说

金融支持政策对地区绿色转型既有正向的促进作用，也有负向的抑制影响。首先，金融体系的发展会通过规模效应增加地区污染物的排放总量。金融支持降低了融资难度，便于企业扩大生产规模，生产投入的增加在生产方式和技术水平不变的前提下必然会造成更多碳排放。Zhang（2011）利用中国时间序列数据验证了此结论，而且进一步指出金融中介和股票市场对碳排放的影响比其他指标更高。陈碧琼、张梁梁（2014）研究了金融规模和金融效率与碳排放的相关性，提出金融服务的规模扩大和效率提升均提高了二氧化碳排放总量，但降低了碳排放强度。其次，金融发展会通过优化市场环境和提高生产技术水平降低污染物的排放强度。金融部门承担着为大量绿色基础设施融资的重要使命，金融的市场体系越发达，绿色低碳企业的融资成本越低，碳排放的市场交易越顺利，市场机制在碳排放中发挥的作用越充分。Dasgupta et al.（2001）对资本市场的研究说明金融发展的激励引导推动生产企业降低了污染排放；Claessens 和 Feyen（2007）则认为金融的发展通过提供碳交易等市场机制显著降低了碳排放。同时，发达的金融市场也为生产企业采取清洁低碳技术提供了正向激励，引导生产企业向绿色环保的生产模式转型。Tamazian et al.（2009）和 Shahbaz et al.

(2013) 证明金融发展会通过技术效应降低二氧化碳的排放, 金融支持会促进技术的创新和进步, 进而提高能源强度, 减少二氧化碳的排放, 并分别用金砖国家和马来西亚的实证研究验证了这一结论。

技术创新对碳排放的直接影响取决于技术的类型, 清洁技术有利于降低地区碳排放, 而非清洁技术则无益于改善这一境况, 技术进步还会通过经济增长的间接作用加重对地区自然环境的污染和破坏。作为全球最大的碳排放国家, 中国面临较大的降碳压力, 为此中央以及地方政府设置了严格的环境规制, 鼓励清洁技术的研发和应用, 对传统“肮脏”技术进行了严格限制, 因此技术创新的各项支持政策都更偏向于清洁技术的开发和应用, 是地区节能减排的重要驱动因素。Ang (2009) 建立了环境与内生增长理论结合的分析框架, 验证了先进技术的吸收学习和技术转移能有效降低二氧化碳的排放。陈诗一 (2009) 在对中国工业 38 个二位数行业研究后认为技术进步在大多数行业中发挥着第一增长引擎的作用, 可持续发展必须提高节能减排技术。技术还会通过提高能源使用效率影响地区碳排放, Garbaccio et al. (1999) 以及王班班、齐绍洲 (2014) 对中国数据的研究均证明技术进步是中国能源强度下降的主要原因。因此技术进步可以显著降低地区碳排放水平, 现代经济的低碳化转型离不开绿色技术的创新。

基于此, 本文提出有待检验的理论假说 1: 倾向于绿色清洁生产的科技金融有助于地区绿色转型, 绿色技术对降低地区碳排放总量有显著的助推作用。

金融支持能显著影响企业的技术创新 (Hsu et al., 2014), 要让绿色技术创新达到高水平上的均衡, 就必须保证金融、政策等支撑系统的有效供给。而科技与金融的基本诉求本来是不相容的, 科学技术从科学理论的研究和创新中转化而来, 这个过程存在周期长、风险高的特点, 且没有经济效益, 而传统金融则偏好风险系数小、回报周期短、经济效益好的产品。但金融支持又是企业科技创新的核心要素 (唐松等, 2020), 因此就需要在体制设计上引导金融机构向技术企业投入, 科学技术在应用过程中转化为具体的技术产品, 金融机构为此提供资金支持, 推动技术的商业化和市场化, 科技企业则回报以资本报酬。金融体系创新通过激发技术创新促进产业技术进步, 从全行业看, 金融的创新发展能有效降低因信息不对称造成的筛选和监督成本, 减少全行业的金融市场摩擦, 降低所有企业的外部融资成本, 进而促进全行业的技术创新; 从分行业看, 金融体系的创新发展对各行业融资难度带来不同程度的影响, 进而对不同类型的技术创新形成差异化的推动作用, 绿色金融对环保行业的偏好促进了低碳技术的研发和创新, 从而能对企业降低碳排放形成有效的推动作用。

金融支持和科技创新的结合可以通过多个渠道影响地区绿色发展。第一, 科技金融可以通过产业结构优化提高环境友好产业在地区生产总值的比重, 进而降低地区污染排放。科技金融通过差异化的金融服务引导地方生产企业向服务型 and 低碳型产业转型, 缓解新兴环保企业尤其是中小企业的融资约束, 促进产业结构合理化。冯永琦、邱晶晶 (2021) 的研究表明科技金融的政策试点通过强化产业的协调度和关联度、优化财政支出结构等方式促进了地区的产业高度化和结构合理化。第二, 科技和金融的结合政策促进绿色技术创新, 强化了生产企业污染管控和污染治理的能力, 从而影响地方污染排放水平。与科技相结合的金融政策可以通过匹配科技企业和技术产业, 为科技创新主体提供交易渠道、资金中介、价值发现等服务, 引导经济资源配置到科技创新产业。严成樑等 (2016) 提出应发挥金融发展的技术提升效应, 通过金融发展和创新实现经济的低碳转型。马凌远、李晓敏 (2019) 的研究表明科技金融政策通过弥补金融资源错配、激发企业研发投资和优化市场金融资源的配置促进了地区科技创新。科技和金融的结合加速了技术的应用和价值创造, 从而实现科技创新的目标, 助力经济发展方式转型。第三, 科技金融有助于激发市场活力, 进而助力地区的碳减排工作。科技金融作为一种金融创新, 推动了金融市场的多元化发展, 为市场提供更好的流动性。科技金融的支持也有助于实现金融行业的数字化转型和智能化升级, 提高了金融服务的便捷性和金融市场活力, 提高了整个金融市场的发展水平。金融水平的发展为企业提供更多的资金来源, 激发企业创新和投资活动, 从而激发市场活力。市场活力的提升有助于更好实现资源配置, 减少生

产和生活中的资源浪费，促进地区的污染减排。

基于此，本文提出有待检验的理论假说 2：科技和金融的结合能够优化产业结构，提高绿色技术水平，激发市场活力，进而助推地方经济的绿色发展。

由于不同地区的经济增长和产业发展特点，科技和金融结合的政策效力可能会存在差异。经济发展水平较高的地区，居民对环境质量的要求较高，基础设施比较完善，科技创新的转化应用率较高，金融服务体系也相对成熟，科技金融政策对碳排放的影响更为明显。类似地，人力资本、市场主体和科技创新资源在省会等中心城市富集，能够更好地发挥科技金融的政策作用。规模较大的城市基础设施相对完善，对人力、金融、技术等经济资源形成虹吸效应，这种集聚形成的发展优势为绿色技术创新提供了前期基础。伴随科技金融政策试点而来的补贴优惠和金融导向为绿色技术创新创造了良好的氛围，进一步改善了生产环境，从而降低地区碳排放总量。

基于此，本文提出有待检验的理论假说 3：金融支持和科技创新对地区绿色发展的影响有一定的门槛效应，对于经济发展水平高的城市效果更加明显。

三、模型设定与变量选择

（一）模型设定

为了研究金融支持与科技创新对地区碳排放的影响，本文使用双重差分的研究方法，借助“促进科技和金融结合试点”这一准自然实验对上文理论分析进行检验，即通过对比“促进科技和金融结合”政策出台前后试点地区碳排放水平的变化来判断金融支持与科技创新对地区碳减排的作用。在文章选择的 2003—2022 年地级市样本中，截至 2022 年底，先后有 48 个城市获批开展促进科技与金融试点工作，符合双重差分法使用“准自然实验”的要求，其中 48 个城市为实验组，剩余城市为对照组。同时，“促进科技和金融结合”试点城市是分两批批复的，其中 2011 年 10 月发布首批科技与金融结合试点的 16 个地区：北京中关村国家自主创新示范区、天津市、上海市、江苏省、浙江省“杭温湖甬”地区、安徽省合芜蚌自主创新综合实验区、武汉市、长沙高新区、广东省“广佛莞”地区、重庆市、成都高新区、绵阳市、关中—天水经济区（陕西）、大连市、青岛市、深圳市，共包括 39 个城市。在 2016 年 6 月 14 日发布的第二批试点地区中，共有 9 个城市：郑州市、厦门市、宁波市、济南市、南昌市、贵阳市、银川市、包头市、沈阳市。研究样本符合使用双重差分法所要求的获得相同个体政策实施前后至少一年的观测值。根据地方进行科技和金融结合试点的时间，本文分别设置 $treat$ 、 $post$ 变量，如果地区是促进科技和金融结合试点城市，则 $treat = 1$ ，反之 $treat = 0$ ；地区在开展促进科技和金融结合试点的年份 $post = 0$ ，设立后 $post = 1$ 。在此基础上，本文构建双向固定效应的实证模型来使用双重差分法检验“促进科技和金融结合”试点政策对减少地区碳排放的影响，具体计量经济学模型设定如下：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_i \times post_t + \alpha X_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

模型中， Y_{it} 为被解释变量，本文选择使用二氧化碳排放量（ C ）作为地区碳排放的衡量指标，下标 i 表示地区， t 表示时间， γ_t 表示时间固定效应， μ_i 表示个体固定效应， ε_{it} 表示随机扰动项。 X_{it} 为其他控制变量，包括人口因素、教育水平、工业发展水平、对外开放因素、经济发展与政府财政能力。对于这一模型，本文主要关心的度量值为系数 β_1 ，如果“促进科技和金融结合”政策减少了地区的碳排放，发挥了减排作用，那么净政策效应的系数 β_1 应当显著为负。

（二）数据、变量选择与描述性统计

1. 被解释变量（ C ）

本文使用来自欧盟全球大气排放数据库（Emissions Database for Global Atmospheric Research,

EDGAR)，该数据库利用卫星数据公布了地球 0.1×0.1 网格上进行地理空间分配的化石二氧化碳排放量数据，本文利用中国的地级市行政区域划分对碳排放量进行加总，获得了中国地级市 2003—2022 年的碳排放量数据。

2. 核心解释变量

本文选择科技与金融结合试点的虚拟变量 (*policy*) 作为核心解释变量。根据国家科技部、中国人民银行、中国银监会、中国证监会以及中国保监会分别于 2011 年 10 月和 2016 年 6 月公布的两批试点地区，本文对全国 300 个地级行政区进行赋值。如果某一地级行政区在当年已经正式成为科技与金融结合试点地区赋值为 1，反之赋值为 0。同时，需要说明的是，由于第一批试点地区文件发布的时间已经为 2011 年 10 月，故将政策冲击推后 1 年，将 2012 年作为试点第 1 年。

3. 控制变量

根据已有研究，为了保证实证结果的准确性，本文选择了一系列控制变量加入模型中。分别选择全市年末总人口数 (*pop*)、高等学校在校生人数 (*edu*)、全市工业企业总产值 (*ind*)、当年实际使用外资金额 (*fdi*)、地方财政一般预算内收入 (*fin*) 和人均地区生产总值 (*pgdp*) 来考察人口因素、教育水平、工业发展水平、对外开放因素、经济发展与政府财政能力对地区碳排放量的影响，并在实证检验中对绝对数量指标做加 1 后取对数处理。

4. 机制变量

根据理论分析，科技和金融的结合将通过优化产业结构、提高绿色技术水平、激发市场活力三条机制助推地方经济的绿色发展。首先，本文选择第三产业产值占生产总值的比例 (*ind3*) 作为产业结构优化的代理变量。其次，本文选择地区绿色发明专利总数 (*ginv*) 作为绿色技术水平提高的代理变量，利用国家知识产权数据库，利用 WIPO 的国际专利分类绿色清单进行匹配，在整理成面板数据后将当年地区的绿色专利总数加 1 后取自然对数。最后，本文选择地区新注册企业数 (*ncom*) 作为市场活力激发的代理变量，使用天眼查数据库将新注册企业整理为地级市面板，将地级市当年新注册企业数加 1 后取自然对数。

本文使用全国 300 个地级行政区 2003—2022 年的数据，分别来自全球大气排放数据库、《中国城市统计年鉴》、各省份历年统计年鉴、各市历年统计年鉴、国家统计局官方网站、国家知识产权局和天眼查数据库。由于运用双重差分方法并不强制要求研究数据为强平衡面板，因此为了保证数据的真实性和研究结论的可靠性，本文未对数据缺失值进行人为补充，变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
lnC	5960	16.6870	1.1019	10.2809	19.5453
<i>policy</i>	6000	0.0820	0.2744	0.000	1.000
lnpop	5128	5.8641	0.6934	2.8547	8.1365
lnedu	4560	1.5102	1.0132	0.000	4.6972
lnind	4560	6.9681	1.4661	1.4214	10.8814
lnfdi	4649	9.6079	2.0318	0.000	14.9413
lnfin	5811	13.4158	1.3334	9.4121	18.1686
lnpgdp	5771	10.3397	0.8467	4.6052	13.0557
lnginv	6000	3.9055	2.1117	0.000	10.3006
<i>ind3</i>	5510	39.9406	10.0882	8.5800	83.8700
lnncom	4560	9.8652	1.0013	6.6134	13.2788

注：四舍五入保留小数点后四位。

四、实证分析

（一）基准回归

本文使用 Stata18 软件，运用双重差分法，采用双向固定效应模型就金融支持与科技创新对区域碳排放的影响进行了检验，具体结果如表 2 所示。本文还控制了地区和时间固定效应。观察列（1）的结果可以发现，在未考虑控制变量因素时，“促进科技和金融结合”这一政策显著减少了试点地区的碳排放，验证了本文的假说 1；观察列（2）—列（7）依次加入控制因素的结果可以发现，随着控制变量的增加，检验结果的 R^2 值在不断提升，说明本文选择的控制变量合理且有效。由此发现即使控制了相关因素的影响，“促进科技和金融结合”这一政策仍然发挥了减少碳排放的作用。从控制变量的检验结果来看，人口的增长提升了地区的碳排放，这说明中国作为发展中国家的城市化水平依然较低，研究时段仍然处于城市化的加速阶段，呈现出能源消费刚性与能源消费快速增长的特性（绍帅等，2022），人口规模增加促进了城市的碳排放。教育水平的提升显著减少了地区的碳排放，受教育程度较高的群体通常拥有更强的环境保护意识，并更倾向于采取节能减排的措施。此外，教育水平的提高可能促进技术创新和绿色技术的发展，为减少碳排放提供了新的技术路径。工业发展水平的提升显著增加了地区的碳排放，因为中国当前阶段工业生产的能源消耗仍然以化石能源为主，工业产值的增加促进了地区的电力消耗与化石能源消费量，增加了地区的碳排放。对外开放水平的提升显著抑制了地区的碳排放，进入新时代以来，绿色发展新理念提高了外资进入的“门槛”，中国不再是一味地接纳发达国家淘汰的高污染、高耗能产业，而是利用良好的发展环境与丰富的生产资源吸引一些优质的低碳产业，进而引入先进的绿色技术，通过示范效应与竞争效应带动了地区的低碳转型。政府财政收入的增长和地区经济发展水平的提升增加了地区的碳排放量，因为政府财政收入的增长通常与经济增长同步，而经济增长过程中，尤其是在经济快速发展的阶段，往往伴随着大量的能源消耗，尤其是化石燃料的使用。此外，随着政府财政收入的增加，对基础设施建设的投资亦可能随之增加，例如公路、铁路、建筑等，这些建设活动同样需要大量的能源投入，从而间接推动了碳排放量的上升。

表 2 基础回归结果

变量	lnC						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>policy</i>	-0.0436 *** (0.0134)	-0.0518 *** (0.0141)	-0.0628 *** (0.0149)	-0.0554 *** (0.0148)	-0.0542 *** (0.0147)	-0.0545 *** (0.0147)	-0.0556 *** (0.0147)
<i>lnpop</i>		0.0965 *** (0.0300)	0.3230 *** (0.0501)	0.2828 *** (0.0496)	0.2851 *** (0.0498)	0.2771 *** (0.0499)	0.2979 *** (0.0508)
<i>lnedu</i>			-0.0568 *** (0.0174)	-0.0580 *** (0.0171)	-0.0501 *** (0.0173)	-0.0501 *** (0.0173)	-0.0501 *** (0.0174)
<i>lnind</i>				0.0729 *** (0.0069)	0.0845 *** (0.0072)	0.0789 *** (0.0076)	0.0710 *** (0.0085)
<i>lnfdi</i>					-0.0162 *** (0.0032)	-0.0174 *** (0.0032)	-0.0176 *** (0.0032)
<i>lnfin</i>						0.0319 ** (0.0150)	0.0157 (0.0162)
<i>lnpgdp</i>							0.0576 ** (0.0233)

续表

变量	lnC						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
常数项	16.6906 *** (0.0027)	16.1820 *** (0.1758)	14.9067 *** (0.2922)	14.6358 *** (0.2896)	14.7076 *** (0.2940)	14.3821 *** (0.3314)	13.9443 *** (0.3798)
个体效应	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是
R ² 值	0.9719	0.9675	0.9690	0.9698	0.9699	0.9699	0.9699
N	5960	5112	4544	4544	4325	4325	4308

注：* p < 0.1、** p < 0.05、*** p < 0.01，括号内为标准误，四舍五入保留小数点后四位，后文保持一致。

(二) 机制检验

根据前文的理论分析，借鉴已有的机制检验方法（Bai and Jia, 2016；刘瑞明等，2020），本文依次将地区绿色发明专利总数（*ginv*）、第三产业产值占生产总值的比例（*ind3*）、地区新注册企业数（*ncom*）引入实证检验模型，验证“促进科技和金融结合”政策对绿色技术创新、产业结构调整、市场活力提升的作用，具体检验结果如表3所示。结果显示：无论是否添加控制变量，“促进科技和金融结合”政策都显著提升了试点地区的绿色发明专利总数、第三产业产值占比与新注册的企业数，即金融支持和科技创新可以通过促进地区绿色技术创新、产业结构调整与激发市场活力来提升地区的生产效率、资源配置效率，进而减少地区的碳排放，验证了本文的假说2。

表3 机制检验结果

变量	lnginv		ind3		lnncom	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>policy</i>	0.2101 *** (0.0379)	0.1649 *** (0.0397)	7.0252 *** (0.4292)	0.1649 *** (0.0397)	0.9665 *** (0.0486)	0.0593 *** (0.0220)
常数项	3.8883 *** (0.0076)	-10.4670 *** (1.0212)	39.3694 *** (0.1175)	-10.4670 *** (1.0212)	9.8016 *** (0.0101)	2.3077 *** (0.5656)
个体效应	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
控制变量	否	是	否	是	否	是
R ² 值	0.9389	0.9431	0.3215	0.9431	0.6120	0.9340
N	6000	4324	5510	4324	4560	4324

(三) 异质性检验

由于中国幅员辽阔，区域间的经济发展不平衡，各地区自然资源禀赋也有相当大的差异，因此前文的理论分析提出“促进金融与科技相结合”这一政策在不同的地区可能具有不同的政策效力。为了对这一结论进行验证，本文首先实证检验了这一政策在东、中、西部地区的政策效果^①，结果如表4列（1）—列（3）所示：这一政策主要在经济发展水平较高、居民对环境质量要求更高、基础设施比较完善、科技创新的转化应用率高、金融服务体系相对成熟的东部地区发挥了作用，显著降低了东部地区的碳排放水平，而在中西部地区的作用并不显著。其次，本文借鉴已有研究

① 本文所指的东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南共11个省市；中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南共8个省；西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆共11个省区。

(刘瑞明、赵仁杰, 2015), 在地市级层面按照行政级别与经济发展水平, 将地级市按照省会城市、副省级城市、较大的城市进行了划分^①, 分别检验了政策效果, 结果如表 4 列 (4) —列 (6) 所示: “促进金融与科技相结合” 这一政策的实施效果主要集中于省会城市和副省级城市, 可以显著降低地区的碳排放水平, 省会城市和副省级城市作为一个地区的经济、政治、文化中心, 拥有更好的经济基础与发展条件, 便于政策作用的发挥。以上检验可以验证本文的假说 3: 金融支持和科技创新对地区碳排放的影响有一定的门槛效应, 对于经济发展水平高的城市效果更加明显。

表 4 异质性检验 (1)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东部	中部	西部	省会城市	副省级城市	较大的市
<i>policy</i>	-0.1050 *** (0.0215)	0.0022 (0.0326)	-0.0426 (0.0302)	-0.0631 *** (0.0214)	-0.0674 *** (0.0244)	-0.0266 (0.0279)
常数项	14.9977 *** (0.7036)	14.0326 *** (0.5142)	10.0323 *** (1.0390)	15.1353 *** (0.9188)	19.3174 *** (0.7977)	18.0317 *** (1.1808)
个体效应	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是
R ² 值	0.9627	0.9665	0.9799	0.9824	0.9833	0.9789
N	1815	1712	781	475	239	285

为了进一步检验经济发展水平差异造成的科技金融结合政策碳减排效应的异质性, 本文首先从人均收入出发, 依据人均地区生产总值将样本划分为高收入和中低收入两个经济发展水平组别, 将人均地区生产总值超过 75% 分位的样本划为高收入组别, 剩余样本划为中低收入组别, 并分别进行回归检验, 估计结果如表 5 列 (1) 和列 (2) 所示。估计结果显示, 在经济发展水平较高的地区, 科技金融结合政策发挥了更为显著的碳减排效应, 这一现象可能归因于经济发展水平较高地区所具备的更为健全的金融体系和科技创新环境, 这些条件有助于科技金融结合政策的优势得到充分发挥, 进而推动区域绿色低碳发展。其次从产业结构出发, 依据第二产业增加值占地区生产总值比重划分为工业主导型和非工业主导型两个产业结构组别, 将第二产业增加值占地区生产总值比重超过 50% 的样本划为工业主导型组别, 剩余样本划为非工业主导型组别, 并分别进行回归检验, 估计结果如表 5 列 (3) 和列 (4) 所示。估计结果显示, 无论是工业主导型还是非工业主导型, 科技金融结合政策均能发挥显著的碳减排政策效应, 但在非工业主导型地区其显著性更强且碳减排的政策效应更强。这可能归因于相关区域产业结构的重型化特征, 以及能源消费结构中高碳能源占据主导地位, 导致转型难度增加, 从而制约了科技金融结合政策在碳减排方面的效能发挥。相对而言, 在非工业主导型区域, 科技金融结合政策展现了更为显著的碳减排效果, 这可能与该类区域产业结构较轻、能源消费结构相对优化以及科技创新能力较强等因素紧密相关。综上所述, 异质性检验的结果进一步揭示了科技金融结合政策在不同经济发展水平和产业结构下的碳减排效应差异, 为政策制定提供了有益的参考。

① 副省级城市为原有体制下的“计划单列市”, 包括南京、杭州、武汉、西安、成都、哈尔滨、长春、沈阳、大连、济南、青岛、宁波、广州、厦门、深圳; 经国务院批准的其他较大的市即为狭义上的较大的“市”, 具体包括大连、本溪、抚顺、吉林、齐齐哈尔、包头、洛阳、邯郸、宁波、大同、唐山、鞍山、青岛、淄博、无锡、淮南、苏州、徐州。

表 5 异质性检验（2）

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	高收入	中低收入	工业主导型	非工业主导型
<i>policy</i>	-0.0760 *** (0.0146)	-0.0055 (0.0274)	-0.0341 * (0.0200)	-0.0826 *** (0.0248)
常数项	18.6221 *** (0.4971)	13.0789 *** (0.5127)	13.9770 *** (0.4488)	12.8976 *** (0.7601)
个体效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是
R ² 值	0.9912	0.9661	0.9731	0.9710
N	764	3529	1997	2218

（四）稳健性检验

1. 平行趋势检验

使用双重差分方法对“促进科技和金融结合”政策的碳减排效应进行检验的一个重要前提是需要满足平行趋势检验，即控制组与对照组在政策实施前不存在随时间变化的系统性差异。因此本文以-1期作为基期，同时将事前5期和事后4期的政策效应进行了归并，对政策实施前后地区碳排放量的动态效应进行了检验，图1的检验结果显示：在“促进科技和金融结合”这一政策实施前，对照组与控制组不存在显著差异，结果满足平行趋势假设，可以使用双重差分法进行检验。政策实施后的动态效应显示这一政策显著降低了地区的碳排放量，所以可以认为“促进科技和金融结合”政策对地区减碳发挥了重要作用。

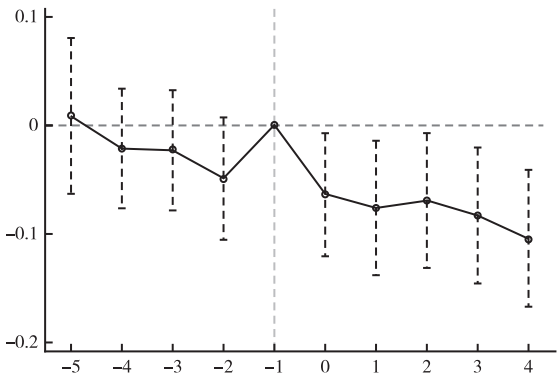


图 1 地区二氧化碳排放量的动态效应

2. 安慰剂检验

对于文章的结论来说，另一个可能质疑点在于金融与科技相结合对于地区碳排放量指标的统计显著可能来自某些未被观察到的随机因素。因此本文通过构造安慰剂检验的方法来检验金融与科技相结合对地区的碳减排效应是否来自其他未被观察到的随机因素。按照地级市“促进金融与科技相结合”的试点情况，文章随机生成了500次处理组，并重复进行了500次回归估计，并将500次回归中政策虚拟变量的t值统计出来，做出碳排放量下金融与科技相结合t值的核密度图，并与表2列（7）的t值进行对比，估计结果如图2所示。可以发现，500次重复回归的t值仅有30次回归超过表2列（7）真实回归系数的t值，占500次总回归的6%，可以认为前文的基础回归检验是稳健的，“促进科技和金融结合”这一政策发挥了减少碳排放的作用。

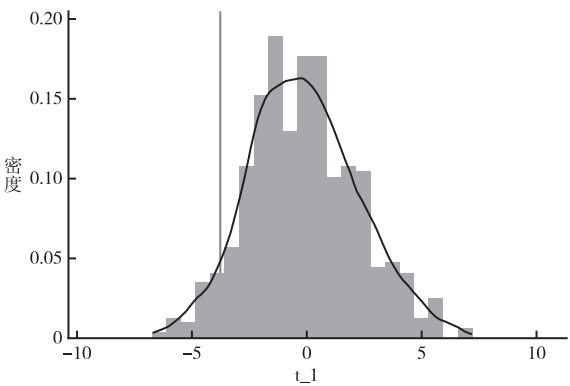


图2 科技和金融结合政策对地区碳排放影响的 t 值

3. 反事实检验

在平行趋势检验的基础上，为了进一步验证本文实证检验的稳健性，本文参考已有研究的做法，通过人为改变政策的执行时间进行反事实检验。本文所选择的被解释变量为环境指标，因此除“促进科技和金融结合”政策之外，还有一些其他的随机因素与政策也会对地区的二氧化碳排放量造成影响，而这种影响与地区是否为“促进科技和金融结合”试点城市没有关联，进而导致前文的论述与实证检验不成立。为了规避掉这类因素的影响，根据“反事实检验”的思想，本文假设所有“促进科技和金融结合”政策的试点城市其试点时间分别往前提一年、提两年和提三年。如果此时“促进科技和金融结合”政策的虚拟变量仍然对前文检验的被解释变量存在显著影响，则说明地区碳排放量降低的原因并非来自“促进科技和金融结合”政策；反之，如果此时“促进科技和金融结合”政策的虚拟变量对被解释变量影响不显著，则说明地区碳排放量的降低来自“促进科技和金融结合”的政策效应，反事实检验的结果如表6所示：无论是假设的提前一年、提前两年，还是提前三年，“促进科技和金融结合”政策对地区碳排放量的减少均不存在显著效应，说明试点地区碳排放量的变化受到了“促进科技和金融结合”这一政策的强烈影响。

表6 反事实检验

变量	lnC	lnC	lnC
<i>Policy_1</i>	-0.0523 (0.0390)		
<i>Policy_2</i>		-0.0436 (0.0406)	
<i>Policy_3</i>			-0.0373 (0.0434)
常数项	13.9679 *** (0.7780)	14.0079 *** (0.7788)	14.0256 (0.7771)
个体效应	是	是	是
时间效应	是	是	是
控制变量	是	是	是
R ² 值	0.9699	0.9698	0.9698
N	4308	4308	4308

4. 剔除极端值

在基础回归中，对文章结论的另一个质疑是文章的估计结果可能受到了极端值的影响。例如有一些地区因为植被覆盖率高、第三产业发达、主政官员重视，导致其碳排放强度约束较强，碳排放量下降较快，但一些地区因为经济落后，亟须发展导致其放松了碳排放限制，碳排放量甚至快速上升。如果将这些样本均加入回归，无疑会影响估计结果的准确性。因此，为了排除极端值的影响，获得更干净的政策效应，文章对被解释变量分别进行 1%、2%、5% 和 10% 的缩尾处理，估计结果如表 7 所示。结果显示即使进行了缩尾处理，“促进科技和金融结合”试点政策与地区碳排放之间仍然存在显著的正效应，进一步强化了文章的结论。

表 7 极端值检验

变量	1% lnC	2% lnC	5% lnC	10% lnC
<i>policy</i>	-0.0630 *** (0.0148)	-0.0707 *** (0.0148)	-0.0836 *** (0.0148)	-0.0908 *** (0.0145)
常数项	13.8765 *** (0.3803)	13.8421 *** (0.3808)	13.7971 *** (0.3803)	14.0838 *** (0.3733)
个体效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是
R ² 值	0.9694	0.9688	0.9666	0.9620
N	4308	4308	4308	4308

5. 替换被解释变量

文章在基础回归中选择碳排放量作为被解释变量，但是科技与金融相结合对其他污染物应该也存在抑制效应。为了验证试点政策对于环境保护的正向效应，文章选择对被解释变量进行更换，将基础回归的被解释变量依次替换为工业废气中二氧化硫排放量、废气中烟粉尘排放量、工业废水排放量、PM2.5，同样做取对数处理，估计结果如表 8 所示。结果显示，“促进科技和金融结合”显著减少了工业二氧化硫排放量和烟粉尘排放量，对环境保护存在正向效应。

表 8 替换被解释变量

变量	lnso ₂	lnsmoke	lnpwater	lnpm _{2.5}
<i>policy</i>	-0.3264 *** (0.0402)	-0.1940 *** (0.0511)	-0.0146 (0.0345)	-0.0085 (0.0104)
常数项	9.1687 *** (1.0392)	4.2845 *** (1.3147)	4.1944 *** (0.8975)	6.3438 *** (0.2676)
个体效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是
R ² 值	0.8443	0.7308	0.8665	0.9381
N	4226	4323	4240	4322

6. 省份—时间联合固定效应

在前文的基础回归分析中，仅控制了时间固定效应和个体固定效应。但是，这些还不足以控制各省份随时间变化的一些碳减排政策和其他影响碳排放因素的变化。由于各个省份均会在不同年份出台减少碳排放的政策，这些政策的方式与力度均不同。同时“十三五”期间国家给各省下达的碳

排放降低目标任务均不同，例如北京目标为强度下降 23%，而新疆目标为强度下降 17%，所以各省市区面临的碳排放约束也不同。这些因素都会影响各地区碳排放的变化，因此为了控制各地区所在省份随时间变化的特征，文章在基础模型中增加省份—时间联合固定效应，从而识别出更为干净的政策效应，估计结果如表 9 所示。可以发现，在增加了省份—时间联合固定效应之后，回归结果与基础回归基本保持一致，可以认为文章的估计结果具有稳健性，文章的结论获得进一步强化。

表 9 加入省份—时间联合固定效应

变量	lnC	1% lnC	5% lnC	lnso ₂
<i>policy</i>	−0.1044 *** (0.0202)	−0.1045 *** (0.0202)	−0.0955 *** (0.0200)	−0.4770 *** (0.0507)
常数项	15.1969 *** (0.4850)	15.1859 *** (0.4845)	15.1816 *** (0.4803)	9.6129 *** (1.1955)
个体效应	是	是	是	是
省份—时间效应	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是
R ² 值	0.9725	0.9723	0.9706	0.8838
N	4213	4213	4213	4132

7. 排除同期其他政策的干扰

其他碳减排或环境治理政策也会影响科技与金融结合政策对地区碳排放量的影响效应，因此为了消除这些政策的“混淆”，本文选择“生态文明示范工程试点”“地区机动车限行政策”“中央环保督察”“环保税执行强度”政策作为可能产生干扰的政策。前三种政策虚拟变量设定方式与解释变量相同，环保税执行强度使用中央和地方的环保税分成比例作为强度变量，在基准回归分析中加入这些政策虚拟变量并再次进行检验，估计结果如表 10 所示。表 10 列（1）—列（4）为分别控制上述 4 种政策的回归结果，列（5）为同时控制 4 种混淆政策的结果，估计系数均显著为负。说明，排除同期其他政策干扰后，科技与金融结合政策依旧显著减少了地区的碳排放量。

表 10 排除同期其他政策的干扰

变量	lnC				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>policy</i>	−0.0557 *** (0.0147)	−0.0544 *** (0.0147)	−0.0555 *** (0.0148)	−0.0543 *** (0.0148)	−0.0529 *** (0.0148)
生态文明示范工程试点	0.0185 (0.0383)				0.0148 (0.0383)
地区机动车限行政策		−0.0479 ** (0.0193)			−0.0498 ** (0.0194)
中央环保督察			0.0086 (0.0203)		0.0125 (0.0204)
环保税执行强度				0.0017 * (0.0009)	0.0018 * (0.0009)
常数项	13.9446 *** (0.3798)	13.9784 *** (0.3798)	13.9468 *** (0.3798)	13.9774 *** (0.3801)	14.0177 *** (0.3802)
个体效应	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是

续表

变量	lnC				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
控制变量	是	是	是	是	是
R ² 值	0. 9699	0. 9699	0. 9699	0. 9699	0. 9700
N	4308	4308	4308	4308	4308

8. 内生性问题的讨论

“促进科技和金融结合”试点政策和地区碳排放量之间可能存在以下两种内生性问题：第一，遗漏变量问题，即一些不可观测的因素可能同时与地区设立“促进科技和金融结合”试点的概率，以及地区的二氧化碳排放量之间存在相关性，遗漏这些变量可能导致模型（1）中的“促进科技和金融结合”试点政策的估计系数存在估计偏差。二是反向因果问题，即本身二氧化碳排放量较高的地区，政府更有设立“促进科技和金融结合”试点的动力，其被选为“促进科技和金融结合”试点地区的概率更高。

第一，关于遗漏变量导致的内生性问题。文章在基础回归和稳健性检验中控制了地区、时间和省份—时间联合固定效应以及城市层面的变量，尽可能避免了遗漏变量导致的估计偏误，但是依然无法排除存在其他遗漏变量导致文章的研究结论存在内生性。基于此，本文基于系数稳定性理论，通过构造检验系数来讨论遗漏变量问题。本文主要检验两组不同控制集合的估计结果，第一组是回归中仅控制有限变量，其核心解释变量的系数记为 β^R ；第二组是控制全部可能的控制变量，其核心解释变量的估计系数记为 β^F 。在此基础上，构造指数如下：

$$Ratio_{r,f} = \left| \frac{\beta^F}{\beta^R - \beta^F} \right| \tag{2}$$

为了计算 $Ratio_{r,f}$ 的大小，文章分别选择了三种有限集控制变量和全集控制变量，并逐一进行了回归和计算，计算结果如表 11 所示。结果显示， $Ratio_{r,f}$ 在 4. 6033—24. 0579 之间，均值为 12. 2405。表 11 的计算结果表明，如果遗漏的变量能够对基础回归产生影响，那么其解释能力至少需要是全部解释变量的 4. 6033 倍，平均需要超过 12. 2405 倍。而在文章的基础回归部分，已经控制了较多在城市层面影响二氧化碳排放量的因素，增加了相应的固定效应，因此可以认为基础回归的结果是稳健的，遗漏变量所导致的内生性对文章估计结果产生的偏误较小。

表 11 估计遗漏变量的影响

因变量	有限集控制变量	全集控制变量	$Ratio_{r,f}$ 的数值
lnCE	仅控制个体和时间固定效应	部分控制变量	4. 6685
	仅控制个体和时间固定效应	全部控制变量	4. 6033
	仅控制个体和省份—时间联合固定效应	部分控制变量	24. 0579
	仅控制个体和省份—时间联合固定效应	全部控制变量	15. 6321

注：部分控制变量为人口因素、教育水平、工业发展水平。

第二，反向因果问题。文章采用工具变量法来解决这一问题，同样工具变量法也可以解决遗漏变量所导致的内生性问题，因此文章选择地区滞后一期的金融机构数量（*ins*）作为工具变量，工具变量的估计结果如表 12 的列（5）和列（6）所示。从相关性方面考虑，金融机构数量越多的地区，其金融发展水平越高、金融市场越活跃，政府更有可能将其纳入试点地区；从排他性假设来看，地方金融机构数量的多少与本地二氧化碳排放量之间尚无其他影响渠道，且本文在检验中对工

具变量做滞后一期处理，因此本文的工具变量选择具有合理性。工具变量的一阶段估计结果也显示：滞后一期的金融机构数量显著影响了地区被选为“促进科技和金融结合”试点，且 F 检验值为 85.82，大于临界值。第二阶段回归结果表明：采用工具变量法后所得到的核心解释变量估计结果与基础回归保持了一致，可以认为文章的结论具有稳健性。

关于政策选择的非随机性所导致的反向因果问题，本文分别引入评选标准与时间三次多项式的交互项和仅以试点地区样本为研究对象的单差法进行稳健性检验，估计结果如表 12 列（1）—列（4）所示。表 12 列（1）—列（3）中，文章控制了评选标准与年份三次项的交互项，从而允许政策选择标准对因变量的影响在试点政策执行前后存在差异，结果显示“促进科技和金融结合”试点政策依旧存在显著的碳减排效应。表 12 列（4）中，为了排除试点政策可能存在外部性，对控制组同样存在影响，文章用单差法进行回归，估计结果与基础回归保持了一致，可以认为文章不存在由于政策选择非随机性所导致的估计偏误，文章的结论具有稳健性。

表 12 估计反向因果的影响

变量	政策非随机性检验				工具变量	
	lnC				policy	lnC
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
policy	-0.2165 *** (0.0448)	-0.2808 *** (0.0494)	-0.2808 *** (0.0494)	-0.0764 *** (0.0293)		-0.0557 * (0.0295)
ins					0.0005 *** (0.0001)	
控制变量	是	是	是	是	是	是
评选标准 * T	是	是	是	否	否	否
评选标准 * T^2	否	是	是	否	否	否
评选标准 * T^3	否	否	是	否	否	否
个体效应	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
相关性 - F					85.82	
相关性 - P					0.000	
R^2	0.5625	0.5647	0.5647	0.9759	0.1382	0.1261
N	4293	4293	4293	761	3111	3111

9. 多期 DID 的估计不稳健问题

当处理组样本受到处理的开始时间不同时，传统的估计系数可以视为各处理样本在每个时间点上处理效应的加权平均和，尽管权重和为 1，但仍然可能出现负权重的情况，进而产生传统估计系数符号与真实系数符号相反的情况，导致回归结果不稳健。由于“促进科技和金融结合”试点政策的推行时间并不一致，因此为了检验是否受到多期 DID 估计不稳健的影响，文章对基础回归进行 Goodman-Bacon 分解。分解结果显示：核心解释变量对被解释变量的影响中，98.1162% 的影响都是基于从未受到处理的组别作为对照组来进行检验得到的结果，且培根分解的估计结果与基础回归保持了一致，可以认为本文的估计量受到负权重引起的偏误较小，结果具有稳健性。同时，本文使用了异质性稳健估计量进行检验，估计结果依旧与基础回归保持了一致，限于篇幅，并未报告，留存备案。

五、研究结论与政策启示

绿色发展已经成为世界各国现代化建设的共识，金融支持及其相关的体制机制创新将成为实现

120

绿色转型目标的重要举措。本文从体制机制创新的角度探讨金融支持和科技创新对地区绿色发展的影响及其作用机制,结合2011年和2016年两次设立的“促进科技和金融结合”试点地区构建了用于政策检验的准自然实验,采用双差分方法评估了金融支持和技术创新对地区碳排放的影响。研究发现:科技和金融相结合在总体上确实显著降低了地区的碳排放总量,这一结论在控制相关影响因素之后依然成立;进一步的机制分析发现,科技金融政策通过优化产业结构、促进绿色技术创新和激发市场活力提升了资源配置效率,降低了地区的碳排放水平;异质性分析的结果显示,在基础设施建设完善、金融服务体系相对成熟的东部地区城市以及人力资本富集、市场主体活跃的中心城市,金融支持和科技创新对降低地区碳排放的作用更为突出。

本文的研究结论为促进地区绿色发展提供了有益的政策启示:第一,鉴于科技金融具有明显的绿色效应,应以“促进科技和金融结合”试点方案为样本,为科技金融的实施创造政策空间,破解科技创新的融资约束,形成有利于地区绿色发展的完善金融服务体系;第二,积极探索科技政策和金融发展政策的搭配组合,以发挥政策工具间的互补性作用,更好地服务于地区绿色发展目标;第三,积极改善地区发展环境,优化地区产业结构,提高对外开放水平,完善科技金融服务模式,为更好发挥科技金融的政策作用提供基础支撑;第四,绿色发展应充分考虑区域经济不平衡性,结合本地经济发展和产业结构特点设计金融政策,建立符合市场发展和技术进步规律的金融管理体制,全面促进绿色技术创新,避免造成资源错配。

参考文献

- 陈碧琼、张梁梁(2014):《动态空间视角下金融发展对碳排放的影响力分析》,《软科学》第7期,第140—144页。
- 陈诗一(2009):《能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展》,《经济研究》第4期,第41—55页。
- 陈诗一、张建鹏、刘朝良(2021):《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》,《金融研究》第9期,第51—71页。
- 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》,《产业经济研究》第2期,第128—142页。
- 刘瑞明、赵仁杰(2015):《国家高新区推动了地区经济发展吗?——基于双重差分方法的验证》,《管理世界》第8期,第30—38页。
- 刘瑞明、毛宇、亢延锟(2020):《制度松绑、市场活力激发与旅游经济发展——来自中国文化体制改革的证据》,《经济研究》第1期,第115—131页。
- 刘锡良、文书洋(2019):《中国的金融机构应当承担环境责任吗?——基本事实、理论模型与实证检验》,《经济研究》第3期,第38—54页。
- 马凌远、李晓敏(2019):《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》,《中国软科学》第12期,第30—42页。
- 邵帅、范美婷、杨莉莉(2022):《经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察》,《管理世界》第2期,第46—69、4—10页。
- 唐松、伍旭川、祝佳(2020):《数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异》,《管理世界》第5期,第52—66、9页。
- 王班班、齐绍洲(2014):《有偏技术进步、要素替代与中国工业能源强度》,《经济研究》第2期,第115—127页。
- 严成樑、李涛、兰伟(2016):《金融发展、创新与二氧化碳排放》,《金融研究》第1期,第14—30页。
- 易信、刘凤良(2015):《金融发展、技术创新与产业结构转型——多部门内生增长理论分析框架》,《管理世界》第10期,第24—39、90页。
- 张建鹏、陈诗一(2021):《金融发展、环境规制与经济绿色转型》,《财经研究》第11期,第78—93页。
- Ang J. B. (2009), “CO₂ emissions, research and technology transfer in China”, *Ecological Economics*, 68 (10),

pp. 2658 – 2665.

Bai, Y. and Jia, R. X. (2016), “Elite recruitment and political stability: the impact of the abolition of china’s civil service exam”, *Econometrica*, 84 (2), pp. 677 – 733.

Claessens S. and Feyen, E. (2007), “Financial sector development and the millennium development goals”, *World Bank Working Paper*.

Dasgupta S. , B. Laplante and N. Mamingi (2001), “Pollution and capital markets in developing countries” , *Journal of Environmental Economics and Management*, 42 (3) , pp. 310 – 335.

Garbaccio R. F. , Ho M. S. and Jorgenson D. W. (1999), “Why has the energy-output ratio fallen in China?”, *Energy Journal*, 20 (3) , pp. 63 – 91.

Hsu, P. , Tian, X. and Xu, Y. (2014), “Financial development and innovation: cross-country evidence”, *Journal of Financial Economics*, 112 (1) , pp. 116 – 135.

Shahbaz M. , Solarin S. A. and Mahmood H. , et al. (2013), “Does financial development reduce CO₂ emissions in Malaysian economy? A time series analysis”, *Economic Modeling*, 35 (1) , pp. 145 – 152.

Tamazian, A. , Chousa, J. P. and Vadlamannati, K. C. (2009), “Does higher economic and financial development lead to environment degradation? Evidence from BRIC countries”, *Energy Policy*, 37 (1) , pp. 246 – 253.

Zhang, Y. J. (2011), “The impact of financial development on carbon emissions: an empirical analysis in China”, *Energy Policy*, 39 (4) , pp. 2197 – 2203.

Research on the Green Effect of Technology Finance—A quasi natural experiment based on the combination of technology and finance pilot

AN Mengtian^{1,2}, LI Xuejiao³

(1. School of Economics and Management, Northwest University, Xi’an 710127, China;

2. Postdoctoral Research Station of Theoretical Economics, Fudan University, Shanghai 200433, China;

3. School of Marxism, Xidian University, Xi’an 710126, China)

Abstract: Financial policies can guide and regulate the environmental behavior of enterprises, and have a significant impact on regional green transformation. Based on urban panel data from 2003 to 2022, this study used the double difference method to study the impact of financial support and technological innovation on regional carbon emissions, using the pilot project of “promoting the integration of technology and finance” as a quasi natural experiment. Research has found that the combination of technology and finance helps promote regional green transformation, and this conclusion still holds true after controlling for relevant influencing factors; The test results of the impact mechanism indicate that the policy of combining technology and finance reduces the carbon emission level of the region by innovating green technologies, optimizing industrial structure, and stimulating market vitality; Heterogeneity testing found that the impact of policies combining technology and finance on carbon emissions is more prominent in eastern regions with higher levels of economic development, active market entities, and rich human capital, provincial capitals, sub provincial cities, and non industrial dominated cities. Based on the above conclusions, the article further proposes policy recommendations for using financial means to promote regional green development.

Key Words: technological innovation; financial support; green development; double differential method

责任编辑：宋迎昌