国家级金融改革试验区如何影响碳生产率？

——兼议双碳目标下金融供给侧结构性改革的实施路径

刘秉镰 孙鹏博

摘要：在“双碳”约束日益紧迫和经济复苏乏力的现实背景下，亟需金融业发挥示范带头作用实现社会经济绿色低碳的高质量发展。本文将为金融供给侧结构性改革“蹚水探路”的重要抓手——国家级金融改革试验区建设作为准自然实验，采用渐进式DID方法，使用城市碳污染、税源调查数据库、工业企业数据库以及匹配的企业专利数据，实证检验了非绿色国家级金融改革试验区对城市碳生产率的影响及其内在机制。研究发现：（1）国家级金融改革试验区设立显著地提升了城市的碳生产率，这一结论在以通商口岸作为工具变量的一系列稳健性检验中均成立；（2）金融改革试验区实现了金融供给定向释放，降低了要素错配、强化行业内竞争，推动了技术创新和产业结构转型，从而提升了城市碳生产率；（3）异质性分析发现国家级金融改革试验区更多地提升了工业依赖型、经济发展滞后以及中小城市的碳生产率。以上结论为实现金融业与社会经济绿色高质量协同发展的“双赢”提供了现实依据，为下一步通过金融供给侧结构性改革实现“六稳、六保”工作与“双碳”目标的双赢提供了有益借鉴。

**关键词：**金融改革试验区 碳生产率 双重差分模型 三重差分模型 金融供给侧结构性改革

# 一、引 言

近年来，绿色发展逐渐成为重要的全球共识。特别是在2015年达成《巴黎协定》后，各国承诺为应对气候变化开始采取各种政策措施。2020年9月22日，国家主席习近平在第七十五届联合国大会一般性辩论上向国际社会作出碳达峰、碳中和的郑重承诺，提出“中国将力争2030年前达到二氧化碳排放峰值，努力争取2060年前实现碳中和”。随后，这一“3060目标”被纳入“十四五”规划建议和2021年中央经济工作会议的重点任务。而金融业作为现代经济的核心，在推进经济低碳化过程中发挥着关键作用（严成樑等，2016）。随着中国经济发展步入新常态，亟待金融业完成由“规模效应”向“效率效应”的转型（刘贯春等，2017），实现社会经济绿色低碳的高质量发展（Zhang，2011；张建鹏和陈诗一，2021）。

从现有研究来看，多集中于金融业对碳排放的总量效应，主要认为金融发展通过缓解信贷约束、推动技术创新、调整产业结构和拉动经济增长影响碳排放（Tamazian et al. , 2009；Bello & Abimbola，2010；Ozturk & Acaravci，2013；朱东波等，2018；叶初升和叶琴，2019）。在研究视角上，主要从以下两个方面展开：一是从宏观上将金融发展和金融结构等因素纳入EKC假说的框架进行分析。金融业的发展能够通过吸引外资和降低融资成本推动技术创新，推动碳交易以及通过清洁生产的融资偏向倒逼企业减排等方式实现碳减排（Tamazian et al. , 2009；Shahbaz et al. , 2013；严成樑等，2016）。然而，也有分析表明金融业的发展通过规模效应和拉动消费导致更严重的碳污染（顾洪梅和何彬，2012；Boutabba，2014；Shahzad et al. , 2013；Ali et al. , 2015；Javid & Sharif，2013）。与此同时金融结构的影响也引起了学界的关注，Tamazian & Rao（2010）研究表明资本市场和银行部门发展对二氧化碳排放的影响更大，而市场化的金融结构更利于降低碳排放（叶初升和叶琴，2019）。二是将研究视角聚焦于微观层面上，从金融政策和金融服务出发，研究金融业发展对微观企业碳污染的影响。在这支文献中绿色金融的环境效应得到了广泛的关注。一方面，环境绩效较好的企业，企业的融资约束越低。当出现极端环境事件时，企业特别是重污染企业的融资门槛将加大（Sharfman & Fernando，2008；吴红军等，2017；余泳泽等，2020），降低污染企业产出从而实现碳减排；另一方面，绿色金融影响了企业投融资决策，推动了企业清洁技术创新（Goetz，2019； He et al. , 2019；王馨和王营，2021），实现了企业的清洁生产转型（Li et al. , 2018；苏冬蔚和连莉莉，2018；王修华等，2021）。也有文献指出股市降低了上市公司的融资成本，增加了新项目和扩大生产，增加能源消耗和碳排放（Dasgupta et al. , 2001；Sadorsky，2010）。

综合现有研究，在讨论金融发展与碳污染关系的文献中，一方面，考察宏观效应的文献侧重金融发展对碳排放总量或者单位产出碳污染的研究，忽视了在中国式分权的制度安排下，金融业改革对碳生产率的影响。而提升碳生产率能够实现兼顾稳增长、就业和稳定降低碳污染物消耗总量的双重目标（陈诗一，2020）。能否有效实现兼顾减排的绿色增长在国内经济增长下行压力加大，“双碳”约束日益收紧的现实背景下具有重要的现实意义。另一方面，现有金融政策对碳减排影响的研究聚焦于绿色金融的影响，缺乏对中国金融体系改革整体性、系统性的考察，忽视了其他类型金融改革对碳减排的影响。在金融改革减排效应的研究中还是集中于绿色金融的一系列直接效应，没有关注到金融业改革的经济效应也可以通过缓解要素错配、推动技术进步和调整产业结构等方式间接地影响碳排放。而现有研究表明，优化要素配置、产业升级和技术进步才是实现国家整体碳排放总量持续下降的关键（林伯强和谭睿鹏，2019；邵帅等，2022）。不仅如此，在中国式（金融）分权的制度安排下，金融改革所释放的制度红利会对社会经济乃至生态环境产生更为深远的影响（洪正和胡勇锋，2017）。因此科学评价金融业改革与发展的环境绩效具有更为深远的意义。

基于此，本文从金融供给侧结构性改革持续深化和达成碳达峰、碳中和的历史使命出发，使用为金融供给侧结构性改革“蹚水探路”的重要抓手[[1]](#footnote-1)——“自上而下”与“自下而上”相结合的金融改革试验区作为切入点，考察金融业供给侧结构性改革潜在的环境效应。与现有文献相比，本文可能的贡献在于：第一，在研究视角上，本文应当是首篇考察国家级金融改革试验区建设的碳排放绩效的文献。与现有研究聚焦于绿色金融发展的环境绩效不同，本文是较早在关注非绿色金融改革试验区能否实现绿色低碳增长这一重要问题的文献，弥补了现有文献缺乏科学评价国家级金融改革试验区环境效应的缺憾。一方面，考虑到非绿色金融改革相比于绿色金融改革的试点范围更广[[2]](#footnote-2)，对经济和环境的影响更大，在经济复苏乏力和“双碳”目标日益紧迫的现实背景下，研究非绿色金融改革试验区是否具有增长和减排的协同效应更具有现实意义。另一方面，考虑到并不是所有区域都适合推行绿色金融改革，总结非绿色金融改革试验区提升环境绩效的经验和教训更具有推广意义，更符合为金融供给侧结构性改革“蹚水探路”的试点建设目标。第二，在理论上，与现有文献重点关注单一绿色金融改革试验区的经济与环境效应不同，本文从总体上着重考察金融改革试验区通过金融供给的定向释放和优化制度环境实现绿色发展的演绎逻辑。尽管绿色金融对碳排放影响的研究较多，但也仅停留的绿色技术创新和推动节能减排产业发展的直接效应上。这支文献忽视了隐藏在直接减排效应背后的间接减排效应——非绿色金融改革试验区也可以通过缓解要素错配、推动技术进步和调整产业结构等方式间接地影响碳排放。而上述间接效应的产生更多的基于金融改革试验区的制度优化和扩大金融供给的共性。因此，本文尝试从试验区解决融资约束和服务实体经济的共性出发，在一个框架内从更广阔视角综合评估不同试验区对于增长和碳减排协同效应的实现路径。不但能在一定程度上克服了政策评估中广泛存在的选择性偏误问题（陈林和伍海军，2015），而且基于共性的分析可以为今后金融供给侧结构性改革如何服务好碳减排大局提供有益借鉴。第三，相比于现有省级层面的研究，本文将研究深入到城市和企业层面，使用更为精细的城市和企业层面碳污染数据从微观上对金融改革试验区影响城市碳生产率的内在机制进行了检验。本文采用使用粒子群优化—反向传播（PSO-BP）方法计算更为准确的城市碳污染数据、税源调查数据、工业企业数据及其匹配企业创新数据，基于“微观冲击→企业选择→宏观表现”的演绎逻辑剖析金融改革试验区影响城市碳生产率的内在机制。本文验证了金融改革试验区通过释放制度红利和实现金融供给的定向释放，推动了市场竞争和资源配置的优化。在上述积极效应下，金融改革试验区推动了高技术行业和低碳行业乃至城市整体的技术进步，从而以产业转型升级提升了城市碳生产率。并且这一效应在工业依赖型城市更加明显。本文的研究丰富了中国式金融改革的相关研究，为下一阶段工业依赖型城市何在做好“六稳”、“六保”工作的同时稳步实现“双碳”目标提供可行思路，也为在“双碳”目标约束下金融业供给侧结构性改革的实践路径提供有益借鉴。

# 二、政策背景与理论分析

## （一）研究背景

### 1.金融供给侧结构性改革的“试验田”——国家金融改革试验区建设

作为现代经济体系和国家竞争力的重要核心，金融业不仅是实现资源有效配置和宏微观调控政策的重要手段，更是推动中国特色社会主义建设、实现第二个百年目标的重要动力。社会经济的绿色发展更离不开金融业的支持（张建鹏和陈诗一，2021）。自2008年经济危机后，金融业服务于实体经济的观点成为各界共识。在双碳约束日益收紧、经济下行压力加大的现实背景下，亟待金融业发挥现代经济的核心作用实现社会经济绿色高质量发展。

自改革开放以来，中国开始执行以市场化为导向的金融体制改革，传统的单一银行体制逐步转变为以“自由化”、“商业化”、“国际化”为目标的多种金融部门共生的全方位金融体系（刘贯春等，2017）。然而，随着改革进入深水区，金融业规模过度扩张、服务实体经济能力和意愿不强、脱实向虚倾向明显、区域性结构失衡以及系统性金融风险长存等问题凸显（张杰等，2021）。现阶段不平衡、不充分发展的金融业制约了中国经济发展高质量转型的进程（彭俞超等，2018）。金融业以规模扩张为特征的传统发展模式已经无法满足经济转型过程中的多类型、多元化和多层次的金融需求（孙国峰，2017）。因此，大力推进金融业供给侧结构性改革，尤其是提高金融供给服务实体经济的能力和意愿成为当前中国经济向高质量发展转型中亟待解决的重要问题（彭明生和范从来，2020；巴曙松等，2021）。

表 1 本文涉及的国家级金融改革试验区

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 试验区类型 | 批复时间 | 试验区及范围 | 主要目标 |
| 沿边和贸易导向 | 2013年9月 | 上海自贸区 | 国际化和完善金融市场体系 |
| 2013年9月 | 浙江义乌市（金华市） | 贸易金融综合改革 |
| 2013年11月 | 云南、广西沿边金融综合改革试验区 | 促进沿边金融、跨境金融发展和人民币区域国际化，提升贸易投资便利化水平 |
| 2015年4月 | 天津自贸区 | 现代金融服务体系和金融改革创新 |
| 2019年3月 | 江苏自贸区 | 打造开放型经济发展先行区、实体经济创新发展和产业转型升级示范区 |
| 特色产业以及创新导向 | 2012年3月 | 浙江金融综合改革试验区 | 引导民间融资规范发展，提升金融服务实体经济的能力 |
| 2012年7月 | 广东珠江三角洲金融改革创新综合试验区 | 粤港澳紧密联系，建设具有较强集聚辐射能力的国际金融中心区域，建成与广东省经济地位相适应的金融强省 |
| 2012年12月 | 福建金融服务实体经济综合改革试验区 | 加强两岸经济、金融对外开放与往来，发展与经济相匹配的多层有序金融体系 |
| 2013年9月 | 湖南长株潭城市群 | 科技金融改革创新 |
| 2014年2月 | 青岛市财富管理金融综合改革试验区 | 不断加强财富管理体系的建设，推动“产融”协同发展 |
| 2015年7月 | 湖北武汉城市圈 | 科技金融改革创新 |
| 2016年11月 | 江苏金融改革试验区 | 金融支持产业转型升级和创新，振兴和促进实体经济发展 |
| 扶持小微企业导向 | 2015年10月 | 广东江门市 | 小微企业信用体系建设 |
| 2015年12月 | 浙江台州市 | 小微企业金融服务改革 |
| 2015年12月 | 浙江温州市 | 民营金融改革 |
| 绿色金融改革 | 2017年10月 | 浙江、江西、广东、贵州、新疆5省（区）的部分地区 | 绿色金融创新改革 |

注：为了提升政策评估的准确性以及考虑到数据限制，本文仅考察了截止到2017年的非直辖市的金融改革试验区，因为农村金融改革对城市碳排放的影响近乎可以忽略不计，因此没有考察农村金融改革的影响。

为了解决金融业发展中的各类问题，落实习近平总书记对金融发展与改革的“强化金融服务功能，找准金融服务重点，以服务实体经济、服务人民生活为本”的总体要求。遵循“先试点、再总结、后推广”的渐进式改革模式，国务院、中国人民银行、国家发展改革委和科技部等部门自2012年温州金融综合改革试验区开始累计设立了40多家国家级金融改革试验区[[3]](#footnote-3)。这些改革试验区覆盖12个省市，包含沿边和贸易、农村和普惠金融、支持创新和产业发展以及绿色金融等在内的多类型金融改革试验区（邓向荣等，2021）。作为供给侧结构性改革提出后金融改革在区域层面重要的实践，国家级金融改革试验区承担着为金融供给侧结构性改革、防范化解重大金融风险“蹚水探路”的关键作用。[[4]](#footnote-4)表1汇报了作者整理的国家金融改革试验区。由国家部委牵头破除体制障碍、省级政府赋能的，以实现财政和金融自主权为改革核心的国家金融改革试点已经成为深化金融供给侧结构性改革的重要抓手（丁骋骋和傅勇，2012；裴长洪，2015）。虽然，这些金融改革试验区建设紧密地结合了地方产业特色和金融发展状况，但更体现国家层面金融改革目标的整体性和统一性（裴长洪，2015）。各地区设立金融改革试验区的总体目标是在发挥有为政府能效的同时，尊重“自下而上”改革的市场化规律，建立与各地区经济发展水平相匹配的多元现代金融体系。通过金融改制实现减少金融管制，推动金融创新，着力解决突出的有效资金供给不足（余颖丰，2013）、要素结构性错配（周立和雷中豪，2020）、脱实向虚以及服务实体经济意愿和能力不强问题（王贤斌等，2020），提升金融业服务实体经济的能力。因此，金融改革试验区会对试点金融发展、要素配置、技术创新和产业升级乃至绿色低碳发展产生深远的影响（范从来等，2020；邓向荣等，2021）。

### 2.金融改革试验区的相关研究

从现有研究来看，对于金融改革试验区的分析还是聚焦于单个或者同类试验区的效应评估和经验总结上。现有研究分别从农村和普惠金融（林乐芬和王步天，2016；孙璐璐，2018；张永起和龚榆桐，2019；孙璐璐，2019；葛延青，2020）、小微金融（肖宗富，2019；郑立君，2019；钱水土和吴卫华，2020）、绿色金融改革（张宇和钱水土，2018；姚润梅，2018；岳永生，2019；颜文聪和吴伟军，2020；王修华等，2021；张宇和钱水土，2021）展开对各类金融改革试验区的问题经验进行总结。也有文献综合部分金融改革试验区评估其宏观经济效应。陈晔婷等（2018）基于五个国家级金融改革试验区使用合成控制法得到了金融改革试验区提升了区域全要素生产率以及实现经济增长的结论（周立和雷中豪，2020）。王贤彬等（2020）使用DID方法也得到了类似的结论，并且发现这一结论具有区域异质性。邓向荣等（2021）关注到了金融改革试验区的产业升级效应，其研究表明信贷资源配置效率和生产性服务业集聚水平的提升是实现产业升级效应的关键路径。王修华等（2021）的则表明虽然绿色金融改革推动了清洁生产企业的发展，但对污染类型企业没有形成创新补偿效应，因此整体上抑制了区域的企业发展。

总体来看，虽然关于金融改革试验区的研究正在不断丰富，但目前更多的还是定性研究，少有的定量研究也忽视了非绿色金融改革试验区潜在的环境效应，因此这一主题的研究仍有待拓展：一方面在碳达峰、碳中和目标要求的紧迫性要求下，金融改革对碳污染影响的研究相对匮乏。特别是在“自下而上”的金融改革试验区方面，只有少数绿色金融改革试验区的研究有所涉及，但其他类型的试验区及对碳达峰、碳中和的作用和异质性却未引起关注。虽然不同主题试验区改革内容存在一定差别，但在缓解融资约束以及支持实体经济方面目标一致，需要从更广阔视角进行深入研究和科学评估。随着碳达峰、碳中和目标的进一步明确，更短时间内实现绿色发展的任务要求不仅给绿色金融相关政策带来挑战，也对试点范围更广、经济影响更大的非绿色金融改革提出更高要求。另一方面，现有文献对分析更多的基于绿色金融的直接效应，却忽略了金融改革也能够通过缓解要素错配、推动技术创新和实现产业升级的间接效应对碳排放产生影响。并且现有研究对试验区影响机制的分析较为单一，难以刻画试验区改革和发展的实现路径。目前虽有部分研究能够对试验区的影响机制进行理论探讨，但缺少经验数据的实证检验。而且与涉及经济转型和产业升级的直接影响不同，非绿色金融改革试验区对碳排放的影响更为间接，有必要对内在机制作用进行进一步的讨论。这就要求我们在关注绿色改革试验区的同时，也要对其他主题试验区的影响进行全面评估，从而进一步明确金融改革试验区与碳减排的关系。那么非绿色金融改革试验区建设与碳减排的大局是相容还是相悖？能否找到平衡非绿色金融试验区改革目标和低碳发展的建设模式和方法？回答好这两个问题能够为在“双碳”目标约束下金融业供给侧结构性改革改革方向和路径提供一定的启示。

## （二）金融业改革试验区提升碳生产率的作用机理

2021年中央经济工作会议进一步强调：“要正确认识和把握碳达峰碳中和，在完成好‘六稳’、‘六保’工作的基础上，创造条件尽早实现能耗双控向碳排放总量和强度双控转变”。实现碳排放强度下降不仅符合先达峰、再中和的中央要求，又是实现经济低碳转型的核心要义。而碳生产率作为碳排放强度的倒数，反映了单位碳排放的经济活动的产出。持续推动碳生产率提升不但符合先达峰、再中和的减排要求，更能反映增长与碳减排协同的绿色低碳发展情况（史丹和李少林，2020）。因此不断提升碳生产率能够实现稳增长、稳就业和稳定降低碳污染物消耗总量的三重目标（陈诗一，2020）。

从现有研究来看，虽然现有金融改革试验区的文献均强调扩大信贷供给、推动技术创新和产业升级是实现全要素生产率提升和经济增长的内在机制（周立和雷中豪，2020；王贤彬等，2020；邓向荣等，2021），但这些机制都是金融改革试验区通过改善制度环境和优化信贷资源配置两条路径来实现的。因此，本文从优化信贷资源配置以及制度环境两个方面出发，基于微观冲击→企业选择→宏观表现的演绎逻辑，分析金融改革试验区政策通过优化要素配置影响城市碳生产率的内在机制。

首先，金融改革试验区会通过优化要素配置，实现在碳减排同时促进增长的“双赢”。金融改革试验区通过释放制度红利、减少政府干预和寻租行为优化了信贷资源配置（邓向荣等，2021），从而降低企业的信贷资源错配。同时，金融改革试验区带来的制度优化和金融创新也可以降低搜寻成本，提高跨行业的资本配置效率，降低区域资源错配程度（Lin，2012）。而现有研究表明要素错配是导致中国CO2等污染物排放居高不下的重要原因（金培振等，2014）。如果消除要素市场的扭曲将提升中国10%的能源效率并减少1.45亿吨标准煤的能源浪费（林伯强和杜克锐，2013）。因此，提升资源配置效率能够有效减少碳排放，提升碳生产率。特别是缓解资本错配能够弥补企业进行技术研发和设备更新换代所需要的资金需求。企业通过更新换代设备和外购生产性服务，减少了重污染中间品的使用，从而实现生产的要素投入结构优化（孙鹏博和葛力铭，2021）。而要素投入结构优化能够显著地降低碳排放，实现单位碳排放产出的有效提升（祝树金等，2020）。

其次，金融改革试验区也会通过推动企业创新、提升生产效率提高碳生产率。金融改革试验区设立后，能够吸引金融机构在试验区设立分支机构，从而扩大区域金融供给。并且金融改革试验区对部分领域放松再贷款和再贴现的限制，鼓励“双创”公司上市以及发行债券等创新金融产品的方式也会扩大金融供给，缓解企业融资约束问题。并且试验区提供的稳定的金融环境以及激发的金融业创新也提升了资金周转效率，推动了政策支持行业的研发投入和技术进步。Ang（2010）研究表明金融改革试点能够通过“自由化”配置金融资源推动企业创新和TFP的提升。与此同时，制度环境的优化也降低了交易成本，形成了稳定的投资环境。稳定的投资环境有助于投资者筛选出具有价高价值的新创意和新技术，吸引资本流向更高风险的研发创新活动。制度环境的优化也能够降低创新要素的错配，增强对创新要素的吸引力。因此，金融改革试验区也会产生示范效应，从而提升城市整体的创新水平（Ang，2014）。而技术进步一直被认为是碳减排的核心路径（徐斌等，2019；林伯强和谭睿鹏，2019；邵帅等，2019）。技术创新及其正外部性在各项价值活动中均有助于提高能源效率（Okushima & Tamura，2010；沈小波等，2021），从而实现碳生产率的提升。

最后，金融改革试验区设立同时也会通过指导文件的方式划定重点扶持行业和产业，给与这类行业大量的信贷优惠以及扶持政策。一方面，这些试验区的重点扶持行业往往是高技术和清洁生产的行业（王贤彬等，2020）。这种偏向性的金融要素供给会对辖区内污染密集型的非扶持行业产生“挤出效应”，实现产业结构向技术密集型和低碳化转型。另一方面，金融改革试验区带来的金融改革创新和制度环境的优化，也提高了行政审批效率。而行政审批效率的提升也会实现产业升级（纪祥裕，2020）。并且政府的偏向性扶持行为也会产生投资示范效应，通过吸引目标行业的新企业进入，强化了行业竞争，以优胜劣汰的方式淘汰落后企业，实现了行业内部结构的优化。不仅如此，金融改革试验区带来的政策优惠和稳定的金融环境也会吸引外资和先进技术的落地（朱东波等，2018），从而实现城市整体产业结构的优化升级（赵伟等，2006）。

因此，金融改革试验区能够推动城市产业结构向技术密集型和清洁化转型，实现了产业结构升级（王贤彬等，2020）。一方面，产业结构调整具有显著的减排效应（张伟等，2016），是碳污染治理的关键一环（Zhou et al. , 2012）。另一方面，产业结构的优化升级能够有效地实现社会经济的绿色增长（邵帅等，2022）。在我国工业结构性问题突出和碳减排约束的双重压力下，持续推动金融改革试验区建设可能成为做好“六稳”、“六保”工作的同时稳步实现“双碳”目标的一个可行路径。需要说明的是，金融改革试验区优化要素配置和推动创新发展也会通过拉开企业和行业生产率差距，推动行业内部和行业间结构的优化升级，进一步提升碳生产率。

综合来看，金融改革试验区会通过优化资源配置、推动技术创新以及实现产业转型升级提升城市碳生产率。

# 三、研究设计

## （一）模型设定

金融改革试验区在全国各地区渐进建设的模式，为本文使用渐进DID方法研究金融供给侧结构性改革对城市碳生产率的影响提供了可能。本文采用DID方法识别金融改革试验区渐进推行对城市碳生产率的提升效应。具体基准回归模型设定如下：

 （1）

其中，为城市i第t年的碳生产率水平；为城市i在第t年是否为金融业改革试验区的虚拟变量，具体取值规则为：如果城市i在第t年被选为金融业改革试验区，赋值为1，反之取值为0[[5]](#footnote-5)；为控制变量的集合；为城市固定效应，用于捕捉其他非时变的地市不可观测特征；为时间固定效应，用于捕捉其他时变的不可观测特征；为常数项；为误差项。

为了更清晰地阐释金融改革试验区作用于城市碳生产率的内在机制，本部分进一步使用了中国工业企业数据库和工业企业数据库匹配的企业专利数据库（2003-2014）进行进一步分析。在考察对企业的影响时，本文使用下式进行估计：

 （2）

其中，表示在企业层面考察的机制变量；表示本文重点考察的低碳行业和高技术行业分类，会在下文中具体说明；*q*表示企业；*t*表示时间；表示企业层面控制变量；表示企业固定效应；表示年份固定效应；表示企业所有制，分别分为国有、集体、个人、法人、外资和港澳台共六种；为常数项；同时，参考Garthwaite et al.（2014）的做法进一步控制了一组两两联合固定效应。表示城市—年份联合固定效应，用来控制城市—年份维度的冲击对及中介变量的影响，例如各类以城市为载体的试点政策；表示二位数行业—年份联合固定效应。控制这一联合固定效应一方面能够控制企业所在行业的特征，另一方面也能控制全国行业发展趋势对于中介变量的影响，特别是国家针对于特定行业的政策对于估计结果的干扰；表示所有制—年份联合固定效应，用来控制所有制差异和对于不同所有制企业的政策冲击的影响，例如国家针对国有企业一系列改革政策或者对于民营企业扶持政策的影响；表示误差项。

另外，本文也使用了“城市—行业—面板”维度的加总数据考察金融改革试验区对行业竞争和资源配置的影响，在使用中国工业企业数据库加总为“城市—行业—面板”数据后，参考Breuer（2021）做法使用如下模型进行估计：

 （3）

其中，上公式各变量的含义与（2）式基本相同。需要说明的是和是行业层面的机制变量和控制变量。在机制变量上选取了使用工业销售产值计算城市二位数行业的赫芬达尔—赫希曼指数（HHI）以及参考江艇等（2018）的做法计算的企业TFP分布的标准差和90-10分位的离差两个指标来表示资源配置水平。其中，赫芬达尔—赫希曼指数（HHI）越大，行业的竞争程度越小；表示加总到行业层面的控制变量；表示城市—年份联合固定效应，用来控制城市-年份维度的冲击对及中介变量的影响，例如各类以城市为载体的试点政策；表示二位数行业—年份联合固定效应，用来控制全国行业特征以及在年份上的政策冲击，比如对于钢铁行业去产能等政策；表示城市-行业联合固定效应，用来控制同一行业在不同城市的特征差异；表示行业固定效应，用来控制不同行业的固有特征差异，其余变量含义与（2）式相同。

## （二）变量设定与数据说明

### 1.城市碳生产率测算

使用Chen et al.（2020）的做法测算CO2排放量的方法，采用粒子群优化—反向传播（PSO-BP）算法统一DMSP / OLS和NPP / VIIRS卫星图像的规模，估算1997-2017年中国2735个县区的CO2排放量的数据，进一步将测得数据按照每年的行政区划由市辖区加总到地级市层面，从而得到地级市层面碳排放量。使用平减到2003年的各个城市实际GDP比测算的碳生产率数据得到城市碳生产率（CP）（十亿元/万吨）。另外，也使用了CEADS中测算的中国省份的碳排放数据分别按照GDP和人口作为份额分解到地级市层面，然后计算碳生产率，即：

 （4）

### 2.国家金融改革试验区

在刻画国家金融改革试验区上，本文参考现有文献中做法，以虚拟变量来表示国家金融改革试验区。如果城市i在第t年金融业改革试验区，赋值为1，反之取值为0。为了排除政策时滞性的影响，如果城市被选为金融改革试验区的文件发布在当年的7月1日之后，本文视发布文件的下一年作为金融改革试验区政策冲击开始的时间。

### 3.控制变量

根据现有研究，仍有很多因素对碳生产率具有重要影响。因此，本文还将控制这些因素。具体而言，在城市层面上本文分别选取了用财政预算内收入比财政预算内支出表示的财政自主权（$fd$）；用常住人口比城市面积的对数表示的人口密度（$popden$）；用第三产业产值比第二产业产值表示产业结构（$industry$）；用每万人在校大学生数表示的城市人力资本积累水平（$educ$）；用当年实际使用外资（用每年汇率中间价转换为人民币）比地区生产总值表示的外商投资（$fdi$）；用公路面积占地域面积比表示的基础设施建设（$road$）；用实际人均GDP的对数表示的经济发展水平（$agdp$），并进一步引入其二次项来控制经济发展的非线性影响；用工业二氧化硫去除率表示的环境规制强度（$regulation$），并在实证分析中引入其二次项（$regulation^{2}$）来控制环境规制可能存在的非线性影响（张华和魏晓平，2014）。

在企业控制变量选取上，分别选取了企业规模（*pscale*），用从业人员的对数来表示；资本密度（*capital*），用人均资本的对数来表示；企业年龄（*firmage*），用年份-开业年份+1的对数来表示；出口份额（*exratio*），用出口交货值比销售额来表示；企业资产规模（*size*），使用资产总计的对数来表示；资产负债率（*D-a-ratio*），用总资产比总负债的对数来表示；营业利润率（*O-P-ratio*），用来利润总额与销售额的比值来表示；在中介变量上，为了科学合理的表征企业融资约束选取了SA指数（）和利息负担（利息支出/长期负债的对数）两个代理变量；在反映企业创新上，选取了专利数量（企业专利申请数+1的对数）和企业人均专利申请数（件/千人）来表示；在反应企业生产效率上，使用劳动生产率（千元每万人）对数和人均工业总产值（千元每万人）对数来表示。

表 2 变量统计性描述

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|  | 城市层面主要变量 |  |
| 碳生产率（*CP*） | 4266 | 0.6358 | 0.8072 | 0.0245 | 16.0635 |
| 金融改革试验区 | 4275 | 0.0323 | 0.1768 | 0.0000 | 1.0000 |
| 财政自主权 | 4272 | 0.4857 | 0.2268 | 0.0256 | 1.5413 |
| 人口密度 | 4272 | -3.4882 | 0.9124 | -7.6629 | -0.2501 |
| 产业结构 | 4270 | 1.4749 | 1.0673 | 0.1823 | 21.2791 |
| 外商投资 | 4067 | 0.0076 | 0.0090 | 0 | 0.1148 |
| 交通基础设施 | 4229 | 0.2019 | 0.4676 | 0 | 6.4501 |
| 人力资本 | 4166 | 157.6158 | 216.6777 | 0 | 1,300.0000 |
| 人均GDP | 4222 | 10.4328 | 0.7848 | 7.5213 | 15.6752 |
| 人均GDP2 | 4222 | 109.4594 | 16.2434 | 56.5702 | 245.7120 |
| 环境规制 | 4157 | 0.7819 | 0.2336 | 0 | 1 |
| 环境规制2 | 4157 | 0.6659 | 0.3029 | 0 | 1 |
|  | 城市层面机制变量 |  |
| 投资带动 | 3990 | 1.0579 | 0.3385 | -0.7833 | 3.3068 |
| 金融供给释放 | 4242 | 3.7459 | 6.3403 | 0.1280 | 94.3604 |
| 金融业集聚 | 4272 | 0.0604 | 0.3291 | 0.0005 | 19.9006 |
| 产业升级 | 3953 | -2.7586 | 4.0459 | -26.0707 | -0.0619 |
| 制造业低碳化 | 3135 | 2.4742 | 1.9636 | 0.3170 | 12.4460 |
| 制造业高技术化 | 3135 | 0.0750 | 0.1061 | 0.0134 | 0.9813 |
| 绿色技术创新 | 4272 | 0.2346 | 0.7447 | 0 | 15.0253 |
| 技术创新 | 4272 | 2.6103 | 8.1479 | 0 | 136.7351 |

注：数据来源于作者整理计算，详细企业数据和行业层面变量统计性描述见附表1。

在使用“城市—行业—年份”数据集估计时，选取了一系列城市—行业—年份层面控制变量来控制某一城市某年某二位数行业的其他特征。参考李青原和章尹赛楠（2021）的做法进一步控制了城市二位数行业层面的管理费用比营业收入、行业内企业数量、进入企业数量占比、退出企业数量占比、营业成本比营业收入、外资企业比重以及行业内企业的资产负债率和企业规模的离散度总计八个变量。

## （三）数据来源与处理

本文选取了2003-2017年我国281个地级市的相关数据（剔除了四大直辖市）[[6]](#footnote-6)，其中数据主要来源于《中国城市统计年鉴》和《中国城乡建设统计年鉴》，制造业清洁化和高技术化数据来源于2003-2014年中国工业企业数据库。金融许可证信息来自于中国银保监会的公开信息。对于所有价格型指标，本文均使用GDP平减指数平减到以2003年为基期的实际值。

需要说明的是中国工业企业数据库和工业企业数据库匹配的企业专利数据库（2003-2014）的处理。首先，参考余淼杰等（2018）的做法对工业企业数据库进行处理，并使用OP方法计算了企业层面的TFP；其次，参考寇宗来和刘学悦（2020）的做法将中国工业企业数据库和中国专利数据库进行匹配，得到了企业层面的专利申请数据，并且参考陶锋等（2021）的做法在专利库中识别出绿色专利，将其加总到企业层面，获得了企业绿色专利数据；最后，为了详细分析行业异致性的差异，参考李青原和章尹赛楠（2021）的做法，使用中国年工业企业数据加总的城市—行业—年份的面板数据（2003-2014）进行分析。另外，为了排除数据质量的影响，本文将工业企业样本中的2010年数据进行了剔除处理（谭语嫣等，2017），并且所有企业以及加总行业数据均进行了双边1%缩尾处理。

# 四、实证结果分析

## （一）金融改革试验区对城市碳生产率的影响

本文以是否选为金融业改革试验区刻画金融业供给侧结构性改革，如果观测到金融业改革试验区推行后，经历改革的城市碳生产率提升，那么说明金融业供给侧结构性改革能够起到降低碳污染和实现社会经济发展的“双赢模式”。为了对此进行检验，使用式（1）进行了一系列估计，结果见表3。

表 3 基准估计结果

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
| CP | CP | CP | CP |
| 金融改革 | 0.3795\*\*\*(0.0808) | 0.2936\*\*\*(0.0607) | 0.1672\*\*\*(0.0565) | 0.1579\*\*\*(0.0653) |
| 人口密度 |  | 1.3496\*\*\*(0.5717) | 1.2009\*\*(0.5339) | 1.7547\*\*\*(0.6766) |
| 产业结构 |  | -0.0177\*\*(0.0086) | -0.0161(0.0113) | -0.0308\*\*(0.0140) |
| agdp |  | -1.2585\*\*\*(0.3536) | -1.5577\*\*\*(0.2714) | -2.5282\*\*\*(0.3326) |
| agdp2 |  | 0.0617\*\*\*(0.0187) | 0.0814\*\*\*(0.0134) | 0.1256\*\*\*(0.0166) |
| 财政自主权 |  |  | -0.0107(0.0816) | 0.0171(0.1165) |
| 外商投资 |  |  | 0.5295(0.6782) | 1.1626(1.0868) |
| 交通基础设施 |  |  | 0.6879\*\*\*(0.2202) | 0.5814\*\*\*(0.2233) |
| 人力资本 |  |  | -0.0006\*\*\*(0.0002) | -0.0007\*\*\*(0.0002) |
| 环境规制 |  |  | 0.0836(0.1783) | 0.3314\*\*(0.1705) |
| 环境规制2 |  |  | -0.0616(0.1402) | -0.2488\*(0.1373) |
| 常数项 | 0.6170\*\*\*(0.0047) | 11.7518\*\*\*(2.8075) | 12.0687\*\*\*(2.7149) | 19.2284\*\*\*(3.4266) |
| 城市效应 | YES | YES | YES | YES |
| 年份效应 | YES | YES | YES | YES |
| 省份—年份效应 | NO | NO | NO | YES |
| 观测值 | 4207 | 4161 | 3757 | 3729 |
| R2 | 0.8576 | 0.8667 | 0.8763 | 0.8926 |
| 累积减排量贡献量（mtco2） | 5554.703 | 1796.855 | 1051.289 | 959.199 |
| 累积减排贡献比重（%） | 9.6 | 3.5 | 2.3 | 1.8 |

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%显著性水平，前三列括号内汇报的聚类到城市年份的标准误，第四列汇报的是聚类到省份年份的标准误。最后两行计算的是反事实方法计算的2011到2017年间由于碳生产率提升导致在相同产出下减少的碳排放的量。

表3中，第（1）列为未控制控制变量的估计结果，其中金融改革的估计系数为0.3795，通过了1%的显著性检验。这意味着经历金融改革的城市，碳生产率得到了提升。第（2）列加入了STIRPAT模型所揭示的影响碳排放的关键因素——城市人口、产业结构和经济发展水平及其平方项。为了控制其他经济因素对本文结论的干扰，进一步在第（3）列中控制了财政自主权、外商投资和人力资本水平以及环境规制。并且考虑到环境规制与碳生产率可能存在非线性关系（张华和魏晓平，2014），同时也控制了环境规制的二次项。由表3第（3）列汇报的估计结果可知，金融业改革的估计系数为0.1672，并且也通过了1%的显著性检验。即在控制其他因素的情况下，本文结论仍然稳健。同时，为了考察省份之间的差异对本文结论的影响，进一步在第（4）列中控制了省份年份交互固定效应。估计结果表明，相较于第（3）列的基准估计结果，仅在系数上有所下降。这一结果表明在排除不同省份间的差异以及省份-年份维度上的政策冲击对金融改革试验区的政策效应的干扰后，本文的金融改革提升城市碳生产率的结论仍然稳健。综合表3汇报的估计结果，可以初步得出金融业改革提升城市碳生产率的结论。然而，这一结论尚需通过一系列的稳健性检验进行论证。不仅如此，本文也对金融业改革试验区的减排能力进行了反事实估算。在其他条件不变和产出同样的GDP总量情形下，金融改革试验区政策从2012到2017年累计实现了约959.199~1051.289mtCO2的碳减排，约占2012~2017年间全国主要城市碳排放总量的1.8~2%。

## （二）平行趋势检验与安慰剂检验

### 1.平行趋势检验与动态效果识别

使用DID方法的前提条件是满足平行趋势假设，即：实验组和对照组在成为金融实验改革试验区前城市碳生产率的变化趋势是一致的。为了检验核心前提条件是否成立，参考Li et al.（2016）的做法，使用反事实的方法检验平行趋势是否成立。一方面，将金融改革试验区开始的年份提前6年，来检验改革开始前的趋势是否相同；另一方面，本文进一步在模型中加入金融改革试验区的滞后项，来考察金融改革试验区对城市碳生产率的动态效果。

 （5）

（6）

 （7）

上式中下标*t*表示金融改革试验区改革的第*t*年，取值分别为*-6、-5、-4、-3、-2、-1、0、1、2、3、4*，负值表示金融改革试验区改革开始前，正值表示金融改革试验区开始后;是金融改革试验区当年的哑变量；是金融改革试验区前第*t*年的虚拟变量，是金融改革试验区后第*t*年的哑变量；表示金融改革试验区前*6*年及之前[[7]](#footnote-7)；表示金融改革试验区后第*4*年及之后。其余变量的含义与取值（1）中一致。需要说明的是式（5）为参考张华和冯烽（2019）做法，以金融改革试验区改革开始前一年为基期进行平行趋势检验的设定方式、式（6）参考了史丹和李少林（2020）以及李建明和罗能生（2020）做法以当年为基期进行模型设定以及式（7）为参考沈坤荣和金刚（2018）做法以样本期开始为基年。在上三式中，是本部分关注的重点：金融改革试验区改革开始第t年对城市碳排放的影响。

表4 平行趋势检验

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 变量 | (1) | (2) | (3) |
| CP | CP | CP |
| 金融改革试点六年及以前 | 0.0320(0.0568) | 0.0359(0.0567) | —— |
| 金融改革试点前五年 | 0.0352(0.0585) | 0.0378(0.0583) | 0.0319(0.0582) |
| 金融改革试点前四年 | -0.0074(0.0579) | -0.0089(0.0578) | -0.0146(0.0578) |
| 金融改革试点前三年 | 0.0764(0.0597) | 0.0711(0.0596) | 0.0653(0.0597) |
| 金融改革试点前二年 | 0.0686(0.0575) | 0.0611(0.0574) | 0.0555(0.0578) |
| 金融改革试点前一年 | —— | 0.0744(0.0582) | 0.0690(0.0587) |
| 金融改革试点当年 | 0.0266(0.0601) | —— | 0.0012(0.0608) |
| 金融改革试点后一年 | 0.1292\*\*(0.0596) | 0.1031\*(0.0595) | 0.0977(0.0602) |
| 金融改革试点后二年 | 0.2352\*\*\*(0.0695) | 0.2022\*\*\*(0.0696) | 0.1966\*\*\*(0.0703) |
| 金融改革试点后三年 | 0.2805\*\*\*(0.0745) | 0.2433\*\*\*(0.0744) | 0.2377\*\*\*(0.0752) |
| 金融改革试点后四年及以后 | 1.2492\*\*\*(0.1418) | 1.2310\*\*\*(0.1413) | 1.2251\*\*\*(0.1416) |
| 常数项 | 11.8423\*\*\*(0.9932) | 11.4147\*\*(4.4609) | 11.4872\*\*(4.4874) |
| 控制变量 | YES | YES | YES |
| 城市固定效应 | YES | YES | YES |
| 年份固定效应 | YES | YES | YES |
| 观测值 | 3757 | 3757 | 3757 |
| R2 | 0.8788 | 0.8799 | 0.8799 |

注：上表中第（1）列参考张华和冯烽（2019）做法，以金融改革试点前一年为基期；第（2）列参考史丹和李少林（2020）以及李建明和罗能生（2020）做法以金融改革试点当年为基期；第（3）列参考沈坤荣和金刚（2018）做法以样本期开始为基年，其余同表2。

表4汇报了金融改革试验区碳生产率提升效应的反事实和动态效果检验的估计结果。金融改革试验区开始前年份虚拟变量的估计系数均未通过10%的显著性检验。这表明金融改革试验区满足平行趋势的前提假定——改革开始前实验组和对照组的城市碳生产率的趋势大致相同。因此，本文得到金融改革试验区政策提升碳生产率不是事前组间差异的结果；从动态效果的检验的结果来看，金融改革试验区开始第二年后的哑变量均通过1%的显著性检验。在不同的基期设定中，金融改革试点后四年及以后的估计系数均为正并且通过了1%的显著性检验，这表明金融业改革存在长期的减排效应。

### 2.安慰剂检验

与中国的绝大部分改革政策相同的是，金融改革试验区的改革对象并不是完全随机选择的。虽然从相关文件来看，金融改革试验区的选择标准与碳生产率的相关性不大，但是这种非随机性对本文结论是否存在干扰还需要进行检验。另外也存在着本文的结论是由城市的异质性导致的，与金融试验区改革没有任何关联[[8]](#footnote-8)。为了排除上述两种潜在的干扰因素，本文参考Li et al.（2016）和张莉等（2018）的做法进行了重复500次的安慰剂检验，即：随机指定金融试验区改革的城市，指定的数量与当年金融改革试验区的增加数量保持一致，再采用本文（1）式进行估计。由图1汇报的估计系数的分布情况可知，基于随机样本估计得到的系数分布在0的附近，并且各自的基准回归估计的系数基本独立于该系数分布之外。这表明金融改革试验区的碳生产率提升效应并不是由于常规性的随机因素和不可观测因素导致的。



图 1 金融改革试点安慰剂检验

### 3.选择问题处理

虽然在上文中基本排除了实验组选择非随机性对本文结论的干扰，但是如果改革开始的年份与期初的碳生产率相关，那么改革开始的年份将不再随机。为了避免可能存在的选择性偏误对本文结论产生影响，本文将进一步检验实验组城市被选为金融改革试点的年份是否与样本初期各城市的碳生产率相关。具体地，参考沈坤荣和金刚（2018）的做法，设定如下方程：

 （7）

为城市被选为金融改革试点的年份[[9]](#footnote-9)，为城市在*m*年的碳排放水平，为*m*年的控制变量集合，*m*分别取2003年和2011年值，为随机误差项。表5汇报了选择偏误检验的结果。由表5汇报的估计结果可知，无论是控制了控制变量，或者省份固定效应，城市碳生产率与金融改革试点的年份之间没有统计上显著关系。

表5 排除试点年份选择问题

|  |  |
| --- | --- |
| 变量 | 城市*i*被选为金融改革试点的年份 |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 2003年变量集合 | 2011年变量集合 |
| CP | -0.7675(0.4958) | 0.4403(0.4086) | -0.7675(0.4237) | 0.4403(0.6485) | -0.3406(0.4931) | 0.3357(0.2369) | -0.3406(0.4824) | 0.3357(0.3438) |
| 常数项 | 1981.3800\*\*\*(37.5224) | 2025.5274\*\*\*(17.0821) | 1981.3800\*\*\*(24.7875) | 2025.5274\*\*\*(15.2222) | 2003.5450\*\*\*(69.8700) | 1885.4915\*\*\*(83.9096) | 2003.5450\*\*\*(120.0878) | 1885.4915\*\*\*(122.9993) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 省份固定效应 | NO | YES | NO | YES | NO | YES | NO | YES |
| 观测值 | 36 | 36 | 36 | 36 | 36 | 36 | 36 | 36 |
| R2 | 0.4876 | 0.9028 | 0.4876 | 0.9028 | 0.3675 | 0.9338 | 0.3675 | 0.9338 |

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%显著性水平，第（1）、（2）、（5）和（6）列括号内汇报的是对异方差稳健的标准误，第（3）、（4）、（7）和（8）汇报的是聚类到省份的标准误。

## （三）稳健性检验

为了排除相关干扰因素，进一步检验金融改革试点的提升碳生产率效应的稳健性，本文从控制组选择、代理变量选取、样本异质性以及模型设定和干扰政策四个方面进一步考察估计结果的稳健性。

表6 稳健性检验 Ⅰ

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| 剔除周边城市 | 仅保留2017年后实施金融改革的城市为控制组 | 合成控制法 | 两端各缩尾2.5% | 省份碳排放按照GDP分解 | 省份碳排放按照人口分解 | 聚类到省份和年份 |
| 金融改革 | 0.1408\*\*\*(0.0559) | 0.1486\*\*\*(0.0554) | 0.1419\*\*(0.0693) | 0.0852\*\*\*(0.0243) | 0.3111\*\*\*(0.0814) | 0.3141\*\*\*(0.0429) | 0.1672\*\*\*(0.0553) |
| 常数项 | 12.4192\*\*\*(3.1939) | 29.0582\*\*\*(6.6565) | 1.0559\*\*\*(0.0185) | 1.5404\*\*\*(0.5519) | -0.6671(0.9711) | 4.3028\*\*\*(1.6296) | 12.0687\*\*\*(2.9964) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 城市效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 年份效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 2585 | 1010 | 1080 | 3757 | 3549 | 3549 | 3757 |
| R2 | 0.8703 | 0.9143 | 0.8749 | 0.9307 | 0.8694 | 0.9586 | 0.8763 |

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%显著性水平，若无特殊说明括号内汇报的是聚类到城市年份的标准误。

### 1.排除控制组选择性问题

虽然在上文中已经证实处理组城市和控制组城市满足共同趋势假设，然而在政策实际实施时候难免会对周边的城市产生影响。为了排除政策潜在的外溢（或者虹吸）效应对本文结论稳健性的干扰，从删除潜在受影响的控制组和使用合成控制法两个方面进行稳健性检验。一方面，考虑到政策可能对邻近城市产生影响，在控制组中剔除了与实验组相接临的城市，估计结果汇报于表6第（1）列；另一方面，限于本文数据期的限制，本文仅仅讨论的是2017年前的政策。为了排除控制组的差异的影响，在表6第（2）列的估计中将2017到2020年被选为金融改革试验区的城市作为控制组。表6第（1）和（2）列的估计结果表明，在考虑控制组选择问题后，本文的结论仍然稳健。为了克服潜在的控制组差异问题，本文将控制变量作为协变量，使用合成控制法从未推行金融业改革的城市中为每个金融改革城市生成一个虚拟的控制组，并进行配对DID估计。表6第（3）列汇报了基于合成控制法控制组的估计结果，其与基准回归基本一致。综上所述，在考虑控制组选择性问题后本文的结论仍然稳健。

### 2.考虑代理变量选择问题

为了排除代理变量选择对本文结论的干扰，本部分从被解释变量和核心解释变量两个方面进行稳健性检验。在被解释变量的稳健性上，一方面为了排除奇异值的影响，对碳生产率数据两端各缩尾2.5%重新进行估计。汇报于表6第（4）列的估计结果表明，在考虑潜在的奇异值问题后，本文的结论仍然成立；另一方面，使用现有研究中广泛使用的中国碳排放数据库（CEADs）数据（余壮雄等，2020）分别按照GDP和人口作为份额分解到地级市层面，然后计算碳生产率。表6第（5）和（6）列汇报了使用省份数据分解计算碳生产率的估计结果，其与基准回归的结果基本一致。另外，为了排除标准误聚类问题的干扰，在表6的第（7）列也汇报了将标准误聚类到省份和年份的估计结果，虽然标准误有所增加，但显著性与基准估计结果相一致。为了排除解释变量测度问题的干扰，本文更换了金融改革试点的赋值方式。在基准回归中金融改革变量的设定为：金融改革试点文件发布在7月1日后视为在下一年开始。在本部分稳健性检验中设定为政策颁布的当年重新进行估计。表7第（1）列汇报了更换金融改革试点赋值方式的估计结果，与基准回归的估计系数基本一致。综上所述，在考虑代理变量的选择问题后本文的结论仍然稳健。

### 3.排除样本异质性以及模型设定的干扰

为了避免潜在的样本异质性对研究结论的影响，本部分从剔除潜在异质性样本、控制初始特征和控制城市特征随时间变化三个方面进行稳健性检验。首先，在剔除潜在异致性样本上。其一，剔除样本中省会和副省级城市的样本。省会和副省级城市在财政资金供给、交通地位、行政权力以及创业环境和教育环境的条件与普通地级市有着较大的差异（江艇等，2018）。如果是这些差异导致了碳生产率的提升，本文的结论将不再成立。为了排除这一问题的影响，将省会和副省级城市从样本中剔除。表7第（2）列汇报了剔除省会和副省级城市的估计结果，其与基准回归的结果基本一致。其二，虽然本所涉及的金融改革没有涉及到绿色金融改革，但也有其他本文未控制的因素影响金融改革试点城市绩效的担忧。为了排除这些前定不可观测因素的干扰，一方面剔除了试点政策开始前三年所有城市的数据，估计结果汇报于表7的第（3）列，其与基准回归基本一致。其三，剔除了实验组城市开始实行政策前三年的数据。考虑到金融业改革试点的选择可能与城市前期相关情况相关，剔除了实验组城市开始实行政策前三年的数据重新进行估计，表7第（4）列汇报的估计结果表明这种潜在的因素对本文结论的稳健性干扰较低。其四，为了进一步排除实验组异质性的影响，参考毛其淋（2020）的做法使用两期DID方法进行估计，结果汇报于表7的第（5）列。估计结果表明在考虑潜在的序列相关问题后，本文的结论仍然稳健。

表7 稳健性检验 Ⅱ

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
| 金融改革试点发生在当年 | 剔除省会及和副省级城市 | 剔除试点政策开始前三年的数据 | 剔除试点城市开始前三年的数据 | 两期DID：参考毛其淋（2020） | 控制基期碳生产率（2003） | 控制基期碳生产率（2011） | 控制城市特征随时间变化 | 控制变量滞后一期 | 增加额外的控制变量 |
| 金融改革 | 0.1512\*\*\*(0.0458) | 0.1848\*\*\*(0.0698) | 0.1661\*\*\*(0.0587) | 0.1856\*\*\*(0.0608) | 0.1180\*\*(0.0574) | 0.1853\*\*\*(0.0575) | 0.1817\*\*\*(0.0575) | 0.1262\*\*(0.0583) | 0.1925\*\*\*(0.0539) | 0.1539\*\*\*(0.0568) |
| 企业平均利润 |  |  |  |  |  |  |  |  |  | 0.0110(0.0080) |
| 人均藏书量 |  |  |  |  |  |  |  |  |  | 0.0005(0.0004) |
| 人均医生数 |  |  |  |  |  |  |  |  |  | 0.0007(0.0019) |
| 绿地面积比重 |  |  |  |  |  |  |  |  |  | 0.0137(0.0104) |
| 互联网发展 |  |  |  |  |  |  |  |  |  | -0.1858\*\*\*(0.0587) |
| 互联网发展2 |  |  |  |  |  |  |  |  |  | -0.0157\*\*(0.0061) |
| 常数项 | 12.0970\*\*\*(2.7262) | 12.5087\*\*\*(3.1328) | 12.6612\*\*\*(2.9552) | 11.8931\*\*\*(2.7474) | 10.2302\*\*\*(2.2584) | 28.4050\*\*\*(5.9873) | 31.4584\*\*\*(6.3455) | 26.5531(18.8257) | 10.9786\*\*\*(2.6267) | 11.2802\*\*\*(2.6046) |
| 基期碳生产率 | NO | NO | NO | NO | NO | YES | YES | NO | NO | NO |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 城市效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 年份效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 3757 | 3339 | 3009 | 3662 | 3662 | 3757 | 3757 | 3757 | 3547 | 3619 |
| R2 | 0.8762 | 0.8785 | 0.8643 | 0.8686 | 0.8875 | 0.8774 | 0.8778 | 0.8769 | 0.8832 | 0.8782 |

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%显著性水平，括号内汇报的聚类到城市年份的标准误。

其次，为了排除初始特征的差异对本文结论的影响，进一步考虑基期碳生产率差异的影响。为了避免城市碳生产率的初始特征导致推行金融实验改革的城市和未推行金融实验改革的城市不可比的可能性，本文进一步将2003年和2011年的碳生产率与时间趋势项相乘，纳入式（1）中进行估计，表7第（6）和（7）列分别汇报了控制以2003年和2011年为基准的碳生产率的估计结果。从汇报的估计结果可以看出在基期碳生产率的差异对本文结论的影响不大。

最后，也考虑城市位置特征的影响。考虑到城市层面特征可能影响金融改革试点的选择（尤其在贸易改革试验区的选择上）。因此，在这一稳健性检验中控制部分城市特征随时间变动影响，即在回归方程中纳入经纬度与城市时间趋势项的交互项重新进行估计。表7第（8）列汇报的稳健性检验的结果表明在控制城市特征随时间变化的影响后，本文的结论仍然稳健。

另外，也存在模型设定问题对本文结论稳健性产生干扰的担忧。为了排除这一问题，一方面参考沈坤荣和金刚（2017）的做法将控制变量滞后一期重新估计，估计结果汇报于表7的第（9）列；另一方面，在基准模型的基础上纳入公共服务、企业平均利润、互联网发展水平及其二次项，控制企业发展水平、公共服务和新技术、新业态对碳生产率的影响（傅京燕和张春军，2014；李锴和齐绍洲，2011）。具体而言使用企业平均利润（万元/家）、人均图书馆藏书量（本/万人）、万人医生数、市辖区绿地面积比重、互联网发展（万人互联网用户数）及其二次项来同时考察潜在的遗漏变量和模型设定问题的影响。从表7最后两列汇报的估计结果来看，一方面模型设定问题对本文结论的影响不大，这表现在估计系数和标准误与基准回归大致相同；另一方面，在遗漏变量问题上，表7第（10）列的估计结果显示虽然估计系数从0.1672下降到0.1539，但估计系数仍然通过了1%的显著性检验。表7后两列的估计系数表明在考虑模型设定问题和遗漏变量问题后，本文的结论仍然成立。

### 4.排除干扰政策

为了排除干扰政策的影响，从而“干净”地识别金融改革试验区对碳生产率的提升效应，本文从金融改革试验区相关政策和碳减排政策两个方面排除相关政策的干扰。事实上，本文在主回归中选取的金融改革试验区政策并没有包括农村（普惠）金融改革。虽然农村普惠金融改革的目标是推动农业发展，与本文关注的碳生产率的相关性较弱。然而，农村金融改革作为在脱贫攻坚的关键时期金融业改革的重要方向，也可能导致金融改革政策更倾向于农村和农民（傅秋子和黄益平，2018），从而影响本文关注的三类政策的执行力度和效果。为了排除上述可能性的干扰，使用如下两个策略排除这一因素的影响。一方面，将样本中实施了或所属县的农村金融改革的城市予以剔除；另一方面，按照农村金融改革的推行时间生成新的政策变量，在基准估计模型的基础上予以控制。表8的前两列汇报了排除农村金融改革的估计结果，估计结果表明在考虑农村金融改革后本文的结论仍然稳健。

表8 稳健性检验 Ⅲ

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 干扰政策：农村普惠金融改革 | 干扰政策：碳排放交易权 | 干扰政策：低碳城市 | 干扰政策：环境信息公开 | 干扰政策：创新城市 |
| 金融改革 | 0.1454\*\*\*(0.0608) | 0.1671\*\*\*(0.0567) | 0.1265\*\*\*(0.5131) | 0.1532\*\*\*(0.0552) | 0.1664\*\*\*(0.0562) | 0.1973\*\*\*(0.0563) |
| 农村金融改革 |  | -0.0042\*\*\*(0.0344) |  |  |  |  |
| 碳排放交易权 |  |  | 0.1592\*\*\*(0.0367) |  |  |  |
| 低碳城市 |  |  |  | 0.0772\*\*\*(0.0208) |  |  |
| 环境信息公开 |  |  |  |  | 0.0872\*\*\*(0.0217) |  |
| 创新城市 |  |  |  |  |  | 0.2584\*\*\*(0.0439) |
| 常数项 | 12.4410\*\*\*(3.0180) | 12.0644\*\*\*(2.7246) | 11.9312\*\*\*(2.6689) | 12.1000\*\*\*(2.7048) | 11.0397\*\*\*(2.6312) | 9.9956\*\*\*(2.4903) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 城市效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 年份效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 3152 | 3757 | 3757 | 3757 | 3757 | 3757 |
| R2 | 0.8748 | 0.8763 | 0.8771 | 0.8768 | 0.8768 | 0.8794 |

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%显著性水平，括号内汇报的聚类到城市年份的标准误。

本文结论最大的挑战来自碳减排政策。从现有政策来看，较为直接相关的是自2010年开始的低碳城市建设和2013年开始的碳排放交易试点两个碳减排政策（宋弘等，2019；范丹等，2017）。并且有研究表明环境信息公开和创新型城市建设也起到了间接碳减排的作用（张华和冯烽，2020；张华和丰超，2021）。如果本文呈现的结论是由上述几个政策叠加造成的，而不是金融改革试验区政策造成的，那么本文的结论不再成立。为了排除上述四个环境政策的干扰，本文分别控制了碳排放交易权、低碳城市、环境信息公开和创新型城市的哑变量重新进行估计，估计结果分别汇报于表8的第（3）、（4）、（5）和（6）列中。表8后四列的估计结果表明在分别考虑四个干扰政策后本文的结论仍然成立。

## （四）内生性问题

虽然在上文中进行了一系列稳健性检验，但是仍然存在内生性问题影响本文结论的担忧。一方面，虽然本文选择的金融改革试验区试点并不包含绿色金融改革试验区，即本文选取的政策目标与碳生产率无关，但是各类金融改革试点在选择也参考了当地制度条件、产业结构等间接影响碳排放的因素。因此，金融改革试验区试点选择并不随机。例如，青岛财富管理金融综合改革试验区设立是因为青岛已经建立了适合财富管理发展的金融监管体制，出台了一系列扶持金融业发展的政策措施；另一方面，虽然在稳健性检验中进一步控制了5个额外的控制变量，但是不免有遗漏其他变量的担忧。并且现有研究也表明，碳生产率与全要素生产率类似，会受到上一期生产率的影响（刘习平等，2017），这一问题是在基准回归中没有考虑到的。为了排除上述问题对于本文结论的干扰，在下文中分别使用PSM-DID和工具变量估计排除潜在内生性问题的干扰。

### 1.PSM-DID

首先，分别使用二阶卡尺近邻匹配（1:4匹配）和核匹配的方法，使用基准回归中控制变量作为匹配的协变量进行匹配，对匹配后的处理组和实验组使用DID方法即式（1）进行估计。由表9的第（1）和（2）列汇报的估计结果与基准估计的结果基本一致[[10]](#footnote-10)，这表明选择性偏误等不可观测因素对本文的研究结论干扰较小。其次，为了进一步排除城市环境考核差异对于试点选择的影响，仅使用重点环保城市的样本进行PSM-DID估计。一方面，环保城市的确定来源于严格的“十一五”国家减排规划。这些城市在减排政策的推行和政策执行强度上比较一致。另一方面，113个环保重点城市于2008年划定，政策开始时间在金融改革试验区政策之前。这可以保证在这些城市中环保政策对金融改革试验区政策效果不存在同期影响。表9的第（3）和（4）列分别汇报了使用重点环保城市的PSM-DID估计结果。估计结果表明在考虑潜在环境考核差异对试点城市选取的影响后，本文的结论仍然稳健。最后，为了排除经济发展水平差异对试点选择的影响，使用国家统计局公布的二线及以上城市样本进行PSM-DID估计。使用二线及以上城市样本（剔除四大直辖市以及广州和深圳）在经济发展水平上相对一致，能够排除经济发展差异的干扰。表9最后两列的估计结果表明考虑经济发展水平差异对试点选择的影响后，本文的金融改革试验区能够提升城市碳生产率的结论仍然成立[[11]](#footnote-11)。

表9 PSM-DID

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 全样本 | 重点环保城市 | 二线及以上城市 |
| 二阶卡尺近邻匹配（1:4） | 核匹配 | 二阶卡尺近邻匹配（1:4） | 核匹配 | 二阶卡尺近邻匹配（1:4） | 核匹配 |
| 金融改革 | 0.1667\*\*\*(0.0495) | 0.1508\*\*\*(0.0327) | 0.1424\*\*\*(0.0484) | 0.0963\*\*(0.0436) | 0.1232\*\*\*(0.0324) | 0.1320\*\*\*(0.0238) |
| 常数项 | 6.2730\*\*\*(1.3173) | 6.5655\*\*\*(0.9434) | 28.6063\*\*\*(2.5503) | 25.6568\*\*\*(2.4267) | 21.2064\*\*\*(1.8803) | 20.8195\*\*\*(2.3297) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 城市效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 年份效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 3694 | 3695 | 1463 | 1407 | 641 | 639 |
| R2 | 0.8777 | 0.8768 | 0.8850 | 0.9080 | 0.8970 | 0.9320 |

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%显著性水平，括号内汇报的聚类到城市年份的标准误。

### 2.工具变量检验

为了缓解内生性问题的干扰，一方面使用差分GMM和系统GMM估计缓解碳生产率动态效果的影响。由表10第（1）和（2）汇报的使用碳生产率滞后3和4阶作为工具变量的估计结果可知，在考虑动态效果后，本文的结论仍然稳健；另一方面，为了进一步缓解遗漏变量和反向因果问题的影响，寻找外生工具变量使用2SLS方法进行估计。在工具变量的选取上，从历时的角度选择了城市在1840~1930年是否为通商口岸（商埠）和同省内前一年被选取为金融改革试验区城市的个数。在相关性上，通商口岸（商埠）是中国近代以来西方现代文化、思想和观念在中国的传播最广泛和最深刻的地方。借由这种深刻的影响，这些城市成为了改革开放以后社会经济最为活跃的地方，制度创新层出不穷，具有较好的实施改革制度基础。并且各个通商口岸都在不同地区的现代化进程中扮演了重要的角色，成为历史上带动区域发展的重要增长极，对于后续改革试点扩散具有良好的示范作用。同省内前一年被选取为金融改革试验区城市的个数越多，中央在选择金融改革试验区时越重视这一省份，该省份中城市被选为金融改革试验区的可能性越大。在外生性上，历史上一个城市是否为通商口岸（商埠）不是由各个地方政府决定，而且开通商埠的经济效应在经历近百年的发展历程后对现在经济变量的影响可以忽略不计。更为重要的是一个城市是否成为金融改革试验区是由中央、发改委和央行所决定的，在中国的行政体制下地级市政府的影响可以忽略不计。考虑到本文选取的通商口岸（商埠）工具变量为截面数据，参考余泳泽等（2020）的做法使用城市未来两年人均贷款余额的均值与通商口岸（商埠）交互项作为工具变量。

表10的第（3）到（6）列分别汇报了两个工具变量的估计结果。两个工具变量第一阶段的F统计量均明显大于Stock and Yogo（2002）审定的F值在10%偏误水平下的16.39的临界值，说明不存在弱工具变量问题。所有的估计系数均通过了1%的显著性检验，其符号与基准回归一致。表10的估计结果表明，在考虑内生性问题后本文的结论仍然稳健。

表10 内生性问题

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 差分GMM | 系统GMM | 2SLS |
| CP | CP | CP | 金融业改革 | CP | 金融业改革 |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| L.CP | 0.7890\*\*\*(0.0321) | 0.9176\*\*\*(0.0136) |  |  |  |  |
| 金融改革 | 0.5195\*\*\*(0.2083) | 0.3534\*\*\*(0.1011) | 0.6489\*\*\*(0.1456) |  | 0.4760\*\*\*(0.0939) |  |
| IV:是否为通商口岸城市 |  |  |  | 0.0379\*\*\*(0.0024) |  |  |
| IV:前一期同省内金融实验改革区数 |  |  |  |  |  | 0.0430\*\*\*(0.0018) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 城市效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 年份效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 3136 | 3532 | 3482 | 3482 | 3528 | 3528 |
| LM Statistic(P-value) |  |  | 220.5570\*\*\*(0.0000) | 484.3600\*\*\*(0.0000) |
| CD Wald F statistic |  |  | 234.7640 | 566.3180 |
| Endogeneity test(P-value) |  |  | 11.3130\*\*\*(0.0008) | 13.06800\*\*\*(0.0000) |
| AR(2)(P-value) | -1.6400(0.1010) | -1.5000(0.1350) |  |  |  |  |
| Hansen test(P-value) | 21.8900(0.5270) | 28.6600(0.1550) |  |  |  |  |

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%显著性水平，第（4）和（5）列汇报的是第一阶段的估计结果，括号内汇报的聚类到城市年份的标准误。

# 五、进一步分析

在上文中已经从理论分析和实证上验证了金融改革试验区能够提升碳生产率。那么金融改革试验区对于碳生产率提升是否有行业上的差异？金融改革试验区实现碳生产率提升路径是什么？不同类型的金融改革试验区的碳生产率效应是否存在差异？在何种条件下金融改革试验区实现碳生产率的效应更好？为了回答上述问题，本部分将对金融改革试验区的实现机制和异质性进行检验。

## （一）基于企业数据的检验

为了检验金融改革试验区是否提升了企业的碳生产率，本部分使用全国税收调查数据库（2008-2015）进行检验。长期以来，中国缺乏可获得的微观碳排放数据，而该数据库是难得的汇报微观企业电力和化石燃料消耗的数据库。然而，考虑到该套数据是针对重点税源企业的数据，可能存在大企业偏误问题。因此，基于该数据库的分析，仅仅作为本文结论在企业层面的一个补充。本部分参考刘啟仁和陈恬（2020）的做法对该数据库进行处理，同时按照式（4）计算企业碳生产率（FCP），限于篇幅具体处理过程在此不再赘述[[12]](#footnote-12)。与前文类似的是，同样使用式（1）进行估计。进一步地同时引入是否为低碳行业的虚拟变量以及是否为高技术行业与是否为金融改革试验区交乘，并使用DDD模型估计。需要说明的是，在估计时控制了企业控制变量、企业、行业、年份、所有制以及城市、行业及所有制与年份的交互固定效应。在非高碳排放行业的选取上，将电力热力的生产和供应业、化学原料及化学制品制造业、非金属矿物质品业、造纸及纸制品业和纺织业、黑色金属冶炼及压延加工业和金属制品业7个行业作为高碳行业，其余行业作为非高碳行业。在高技术行业选取上，使用国家统计局公布的《高技术产业（制造业）分类（2017）》将2017年四位数行业代码对应到2002年的行业分类代码上，将这些行业作为高技术行业。表11汇报了企业层面的估计结果。

表11 基于税源调查数据的进一步检验

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | FCP | FCP | FCP | FCP（高碳行业=1） | FCP（低碳行业=1） | FCP |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 金融改革 | 0.1998\*\*\* | 0.1997\*\*\* |  | 0.0665\*\*\* | 0.2275\*\*\* |  |
| (0.0100) | (0.0100) |  | (0.0256) | (0.0113) |  |
| 金融改革×高技术行业 |  |  | 0.1621\*\*\* |  |  |  |
|  |  | (0.0310) |  |  |  |
| 金融改革×非高碳行业 |  |  |  |  |  | 0.2140\*\*\* |
|  |  |  |  |  | (0.0108) |
| 常数项 | 1.8018\*\*\* | -0.3159\*\*\* | -0.2967\*\*\* | 0.0753 | -0.4021\*\*\* | -0.3113\*\*\* |
| (0.0014) | (0.0411) | (0.0411) | (0.0956) | (0.0495) | (0.0411) |
| 企业控制变量 | NO | YES | YES | YES | YES | YES |
| 年份固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 行业固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 所有制 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 所有制-年份效应 | NO | YES | YES | YES | YES | YES |
| 行业-年份效应 | NO | YES | YES | YES | YES | YES |
| 城市-年份效应 | NO | YES | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 1582872 | 1582872 | 1582872 | 370912 | 1146938 | 1582872 |
| R2 | 0.649 | 0.656 | 0.655 | 0.648 | 0.667 | 0.656 |

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%显著性水平，括号内汇报的聚类到城市年份的标准误。

表11的前两列的估计结果表明金融改革试验区能够提升企业的碳生产率，这一结论无论是否控制联合固定效应均成立。不仅如此，在引入是否为高技术行业的虚拟变量使用DDD模型估计后发现（表11的第三列），金融改革试验区政策提升了高技术行业化的碳生产率。同时，表11的第（4）和（5）列的分样本回归的结果表明，虽然金融改革能够提升高碳行业和低碳行业的碳生产率，但是对低碳行业碳生产率的提升作用更大。同时，表11第（6）的三重差分的估计结果也表明金融改革试验区政策更多地提升了低碳行业的碳生产率。

## （二）金融改革试验区提升碳生产率的机制检验

从现有研究来看，产业结构、生产技术和生产规模的变动是影响碳生产率最直接的方式，而金融改革试验区是针对金融供给侧的改革。因此，在进行机制检验时首先检验金融改革试验区对城市资金供给和不同类型企业融资约束的差异性，进一步检验这种资金供给的差异性对技术进步和产业结构的影响。

### 1. 金融供给释放效应

本部分首先检验金融改革试验区对城市资金供给和不同类型企业融资约束的差异性。在反应城市金融供给上，使用城市人均贷款余额和（元/万人）来表示；在反应投资带动效应上，参考余泳泽等（2019）的做法使用相对实际投资增长率作为代理变量。使用每年城市的实际固定资产投资增长率除以全国实际固定资产增长率来表示。在反应金融集聚上，使用中国银保监会公开的各个城市金融许可证信息得到各个城市的金融业机构密度作为金融机构扩张的代理变量。考虑到工业碳排放占我国碳排放的70%以上（孙鹏博和葛力铭，2021），本文使用工业企业数据库（2003-2014）数据检验了金融改革试验区政策对不同企业的差异影响。与孙鹏博和葛力铭（2021）做法一致，考察了金融改革试验区政策对非高碳排放行业和高技术行业的差异性影响。表12汇报了宏观和微观金融供给释放效应的估计结果。表12 金融供给释放效应

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 金融供给释放 | 投资带动效应 | 金融机构集聚 | CP | CP | SA | SA | SA | SA |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| 金融改革 | 0.8674\*(0.0296) | 0.1575\*\*\*(0.0296) | 0.0096\*\*\*(0.0017) |  |  |  |  |  |  |
| 金融供给释放 |  |  |  | 0.0612\*\*\*(0.0112) |  |  |  |  |  |
| 投资带动效应 |  |  |  |  | 0.0421\*\*(0.0196) |  |  |  |  |
| 金融改革×非高碳行业 |  |  |  |  |  | -0.0079\*\*\*(0.0008) | -0.0079\*\*\*(0.0008) |  |  |
| 金融改革×高技术行业 |  |  |  |  |  |  |  | -0.0060\*\*\*(0.0016) | -0.0040\*\*\*(0.0015) |
| 常数项 | 208.8314\*\*\*(51.7115) | -1.2508(1.2141) | 0.3979\*\*\*(0.0224) | -9.3143\*(5.3394) | 4.5349\*\*\*(1.2385) | 0.9598\*\*\*(0.0000) | 0.5887\*\*\*(0.0010) | 0.9596\*\*\*(0.0000) | 0.5886\*\*\*(0.0010) |
| 城市控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | NO | NO | NO | NO |
| 企业控制变量 | NO | NO | NO | NO | NO | NO | YES | NO | YES |
| 所有制 | NO | NO | NO | NO | NO | YES | YES | YES | YES |
| 所有制-年份效应 | NO | NO | NO | NO | NO | YES | YES | YES | YES |
| 行业-年份效应 | NO | NO | NO | NO | NO | YES | YES | YES | YES |
| 城市-年份效应 | NO | NO | NO | NO | NO | YES | YES | YES | YES |
| 行业效应 | NO | NO | NO | NO | NO | YES | YES | YES | YES |
| 城市效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 年份效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 企业效应 | NO | NO | NO | NO | NO | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 3738 | 3482 | 3758 | 3738 | 3482 | 2784017 | 2784017 | 2784017 | 2784017 |
| R2 | 0.8971 | 0.3177 | 0.9637 | 0.8960 | 0.8871 | 0.8232 | 0.8364 | 0.8233 | 0.8362 |

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%显著性水平，括号内汇报的聚类到城市年份的标准误，其中企业数据的估计结果均剔除了2010年数据（谭语嫣等，2017）。

从表12汇报的结果来看，在宏观效应上，金融改革试验区确实释放了金融供给，并且增加了区域的投资，这一结论在表12的第（1）和（2）列得到了验证；在微观效应上，金融改革试验区降低了非高碳行业以及高技术行业的融资约束（在这里用SA指数表示），这表现在所有的企业估计结果均通过了1%的显著性检验。进一步地，表13的第（1）和（2）列也汇报了以企业利息负担作为融资约束代理变量的估计结果。表13第（1）和（2）列的估计结果表明，金融改革试验区显著降低了高技术行业和低碳行业信贷成本。综合表13的第（1）和（2）列的估计结果来看，金融改革试验区确实增加了资金供给，推动资金向非高碳行业和高技术行业流动。

### 2.偏向性金融要素释放下的行业差异——基于行业竞争和资源配置的检验

为了进一步检验金融业改革试验区对于不同类型行业差异性影响的内在机制，本文也参考李青原和章尹赛楠（2021）的做法，使用中国年工业企业数据加总的城市—行业—年份的面板数据（2003-2009，2011-2014）进行分析。在指标测算上，使用工业销售产值计算城市二位数行业的赫芬达尔—赫希曼指数（HHI）来反映城市内各行业的竞争水平，在反应资源配置水平上，参考江艇等（2018）的做法，先使用OP方法计算企业TFP，再计算城市二位数行业中企业TFP分布的标准差，以及90-10分位的离差两个指标来表示城市二位数行业的资源配置水平。表13的第（3）到（8）列汇报了金融改革试验区对高技术行业和低碳行业的行业竞争和资源配置的估计结果。

表13 行业竞争和资源配置检验

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | Ln（利息支出/长期负债） | 行业竞争 | 以标准差计算的资源错配 | 以分位数差计算的资源错配 |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 金融改革×高技术行业 | -0.1893\*\* |  | -0.0368\*\*\* |  | -0.0199\*\*\* |  | -0.0096\*\* |  |
| (0.0937) |  | (0.0019) |  | (0.0032) |  | (0.0042) |  |
| 金融改革×非高碳行业 |  | -0.0710\*\*\* |  | -0.0271\*\*\* |  | -0.0142\*\*\* |  | -0.0228\*\*\* |
|  | (0.0259) |  | (0.0011) |  | (0.0017) |  | (0.0047) |
| 常数项 | 0.3766\*\*\* | 0.4564\*\*\* | 0.0715\*\*\* | 0.0678\*\*\* | 0.9190\*\*\* | 0.9194\*\*\* | 2.1508\*\*\* | 2.2426\*\*\* |
| (0.0692) | (0.0681) | (0.0005) | (0.0005) | (0.0020) | (0.0020) | (0.0021) | (0.0056) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 所有制 | YES | YES | NO | NO | NO | NO | NO | NO |
| 所有制-年份 | YES | YES | NO | NO | NO | NO | NO | NO |
| 行业-年份 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 城市-年份 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 行业效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 城市效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 年份效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 企业效应 | YES | YES | NO | NO | NO | NO | NO | NO |
| 观测值 | 525074 | 525074 | 91980 | 91980 | 91980 | 91980 | 91980 | 91980 |
| R2 | 0.660 | 0.650 | 0.436 | 0.437 | 0.745 | 0.745 | 0.725 | 0.725 |

注：同表9。

在行业竞争效应上，表13的第（3）和（4）列的估计结果表明，在金融改革试验区偏向性地金融要素释放下，加剧了高技术行业和低碳行业的行业竞争。同时，表13后四列的估计结果也表明了这种偏向性的金融要素供给释放也缓解了两类行业的资源错配。

事实上，从现有研究来看融资约束的缓解是推动企业研发的重要因素（鞠晓生等，2013），行业竞争和资源配置也是如此（戴小勇，2021）。那么，金融业改革试验区造成的这种行业间的差异是否会对不同行业乃至城市整体的技术创新和产业结构产生影响？在下文中需要继续检验。

### 3.技术进步路径

在上文中检验了金融改革试验区金融供给释放效应，并且明确了这些资金流向低碳行业和高技术行业。那么，金融供给释放效应以及其带来的行业竞争和资源配置优化能否提升改革区域以及流向行业的技术水平？

为了回答这一问题，本文使用城市层面的创新数据以及企业层面的创新数据进行检验。在表示城市层面的创新水平上，分别选取了每万人发明专利申请数以及每万人绿色发明专利申请数作为技术创新和绿色技术创新的代理变量；在微观企业层面，为了考察金融改革试验区对区域内不同类型企业的差异性影响，使用企业专利申请量+1的对数以及人均企业专利申请量进行检验，表14汇报了上述估计结果。一方面，表14的第（1）和（2）列的估计结果表明，金融改革试验区显著提升了区域的创新水平以及绿色创新水平；另一方面，表14的第（3）和（4）列的估计结果同样表明：区域的创新水平以及绿色创新水平显著地提升了区域整体的碳生产率水平。在微观企业创新差异上，金融改革的推动作用也较为明显。表14的后四列的估计结果表明，无论使用哪种指标表征企业创新，金融业改革试验区均提升了非高碳行业以及高技术行业的技术创新，从而拉开了不同行业间的差距，从整体上实现了区域企业的技术进步。

表14 技术创新效应检验

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 技术创新 | 绿色技术创新 | CP | Ln(企业专利数+1) | 人均企业专利数 |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 金融改革 | 2.9510\*\*\*(0.7557) | 0.2387\*\*\*(0.0694) |  |  |  |  |  |  |
| 金融改革×非高碳行业 |  |  |  |  | 0.1532\*\*\*(0.0343) |  | 0.0002\*(0.0001) |  |
| 金融改革×高技术行业 |  |  |  |  |  | 2.3274\*\*\*(0.2921) |  | 0.0021\*\*\*(0.0007) |
| 技术创新 |  |  | 0.0289\*\*\*(0.0059) |  |  |  |  |  |
| 绿色技术创新 |  |  |  | 0.0142\*(0.0080) |  |  |  |  |
| 常数项 | 135.7991\*\*\*(27.4325) | 7.0228\*\*\*(2.4506) | 8.2599\*\*\*(1.8018) | 14.4563\*\*\*(3.0771) | -6.3086\*\*\*(0.2548) | -6.1439\*\*\*(0.2543) | -0.0023\*\*\*(0.0001) | 0.0071\*\*\*(0.0006) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 所有制 | NO | NO | NO | NO | YES | YES | YES | YES |
| 所有制-年份 | NO | NO | NO | NO | YES | YES | YES | YES |
| 行业-年份 | NO | NO | NO | NO | YES | YES | YES | YES |
| 城市-年份 | NO | NO | NO | NO | YES | YES | YES | YES |
| 行业效应 | NO | NO | NO | NO | YES | YES | YES | YES |
| 城市效应 | YES | YES | YES | YES | NO | NO | NO | NO |
| 年份效应 | YES | YES | YES | YES | NO | NO | NO | NO |
| 企业效应 | NO | NO | NO | NO | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 3757 | 3496 | 3757 | 3496 | 2784017 | 2784017 | 2784017 | 2784017 |
| R2 | 0.8201 | 0.9004 | 0.8891 | 0.8792 | 0.695 | 0.700 | 0.423 | 0.520 |

注：同表9。

### 4.产业升级效应

在上文中已经验证了金融改革试验区导致的资金供给差异对区域及其内企业的差异性影响，那么这种差异性的影响会造成企业生产率差距从而对区域整体产业结构产生影响，从而实现以结果转型提升碳生产率吗？

为了检验这一传导路径是否成立，本部分首先使用中国工业企业数据库（2003-2014）来检验金融要素供给的差异性影响及其创新效应的差异是否会进一步造成行业生产率的差距；其次检验金融业改革试验区影响下的行业生产率差距对区域产业结构的影响；最后，检验这种产业结构演变是否提升了碳生产率。

首先，本文参考余泳泽等（2020）、孙鹏博和葛力铭（2021）的做法使用劳动生产率对数和人均工业总产业值的对数作为被解释变量，考察金融改革试验区对行业生产率的差异性影响。从表15的估计结果可以看出，无论是使用劳动生产率对数（表15的前四列）还是人均工业总产值的对数（表15的后四列），金融改革试验区均显著提升了非高碳行业以及高技术行业的生产率。而这种生产率的提升无疑会导致产业整体结构向低碳化和高技术化转型。

表15 行业间生产率差距效应检验

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 变量 | 劳动生产率对数 | 人均工业总产值对数 |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 金融改革×非高行业 | 0.0550\*\*\*(0.0073) | 0.0491\*\*\*(0.0072) |  |  | 0.0521\*\*\*(0.0074) | 0.0492\*\*\*(0.0072) |  |  |
| 金融改革×高技术行业 |  |  | 0.0378\*\*\*(0.0136) | 0.0483\*\*\*(0.0134) |  |  | 0.0339\*\*(0.0138) | 0.0445\*\*\*(0.0135) |
| 常数项 | 5.7346\*\*\*(0.0004) | 3.0959\*\*\*(0.0086) | 5.7356\*\*\*(0.0003) | 3.0967\*\*\*(0.0086) | 5.7187\*\*\*(0.0004) | 3.0965\*\*\*(0.0087) | 5.7197\*\*\*(0.0003) | 3.0973\*\*\*(0.0087) |
| 控制变量 | NO | YES | NO | YES | NO | YES | NO | YES |
| 所有制 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 所有制-年份 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 行业-年份 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 城市-年份 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 行业效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 城市效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 年份效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 企业效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 2784017 | 2784017 | 2784017 | 2784017 | 2784017 | 2784017 | 2784017 | 2784017 |
| R2 | 0.7667 | 0.7883 | 0.7662 | 0.7882 | 0.775 | 0.785 | 0.7758 | 0.7859 |

注：同表9。

表16 城市产业升级效应检验

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 产业升级 | 制造业低碳化 | 制造业技术化 | CP |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 金融改革 | 1.1432\*\*(0.4866) | 0.5378\*\*(0.2244) | 0.0280\*\*(0.0137) |  |  |  |
| 产业升级 |  |  |  | 0.0029\*\*(0.0015) |  |  |
| 制造业低碳化 |  |  |  |  | 0.0183\*\*\*(0.0067) |  |
| 制造业技术化 |  |  |  |  |  | 0.1997\*\*(0.0940) |
| 常数项 | 18.0751\*\*(9.1598) | 5.9134(3.6866) | 0.1816\*\*(0.0767) | -22.8050\*\*\*(4.2027) | 8.8568\*\*\*(2.3244) | 9.3031\*\*(0.7979) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 城市效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 年份效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 3519 | 2834 | 2834 | 3519 | 2834 | 2834 |
| R2 | 0.6552 | 0.8771 | 0.8628 | 0.8885 | 0.9192 | 0.9156 |

注：同表9。

其次，进一步检验了金融改革试验区对区域产业转型升级结构的影响。分别选取了产业升级和制造业低碳化转型两个代理变量。在产业升级指标的测算上，参考韩永辉等（2017）的做法，使用产业结构和劳动生产率的加权指数测算产业合理化升级指数（），具体而言：

 （8）

其中，表示总产出，表示各行业的产出，表示总就业人员，表示各产业就业人员，该指数越大，产业结构越合理。在表示制造业低碳化转型上，使用工业企业数据库按照年份—城市—行业对从业人员进行加总，使用1-（高碳行业就业/总就业）作为制造业低碳化转型的代理变量，使用高技术行业就业/（总就业-高技术行业就业）刻画制造业高技术化转型[[13]](#footnote-13)。表16的第（1）到（3）列汇报的估计结果表明金融改革试验区推动了区域内产业结构的调整和行业结构的低碳化和高技术化转型。

最后，表16的第（4）、（5）和（6）列汇报了产业升级以及高技术和低碳化转型对城市碳生产率的影响。一方面，产业升级对碳生产率的影响通过了5%的显著性检验，说明产业结构优化升级确实提升了城市碳生产率；另一方面，高技术和低碳化转型的估计系数通过了1%的显著性检验，说明制造业整体高技术和低碳化转型对城市碳生产率提升具有明显地推动作用。

## （三）异质性分析

上文分析了整体金融改革试验区对城市碳生产率的影响，虽然各个金融改革试验区设立的最终目的都是服务于实体经济，但具体实施时的政策目标各不相同，并且这种基于总体样本的分析可能掩盖了潜在的政策目标差异。不仅如此，各个城市在城市区位、城市人口、产业结构和发展水平等方面差异巨大，这也是导致各个城市的碳生产率水平迥异的原因。因此，在下文中分别考察了金融改革试验区和区域异质性的影响。

### 1.考虑不同类型金融改革试验区的影响

为了进一步考察不同类型的金融改革对碳生产率的差异性影响，进一步将本文中的金融业改革分为以沿边和贸易导向、特色产业以及服务实体经济导向和扶持小微企业导向三类。表17第（1）到（3）列汇报了分三类金融改革试验区的差异性影响。从估计结果来看，碳生产率的提升主要来源于特色产业以及服务实体经济导向的金融改革。一方面，这一结论与本文机制分析的结论相一致。碳生产率的提升来源自于偏向性金融供给引致的技术创新和产业结构调整效应；另一方面，沿边和贸易导向和扶持小微企业导向的金融改革政策的估计系数虽然为正，但均没有通过10%的显著性检验。事实上，小微企业的节能减排能力和意愿不强，小微企业偏向的改革很有可能通过提升污染物的排放总量降低城市碳生产率。然而，表17的第（3）的估计系数为正，这一估计结果暗示着释放创新创业活力，优化营商环境可能也会存在优化环境的潜在效应。

表17异质性分析 Ⅰ

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 沿边和贸易导向 | 特色产业以及服务实体经济导向 | 扶持小微企业导向 | 一线及新一线城市 | 二线城市 | 三线及以下城市 | 人口高于全国平均 | 人口低于全国平均 |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 金融改革 | 0.0165(0.0345) | 0.5474\*\*\*(0.1723) | 0.0451(0.0809) | -0.0314(0.0583) | 0.1133\*\*(0.0501) | 0.2521\*\*\*(0.0712) | 0.0271(0.0524) | 0.2605\*\*\*(0.0859) |
| 常数项 | 5.4754\*\*\*(0.9966) | 9.5061\*\*\*(3.1356) | 3.3290\*\*\*(0.9703) | 30.3418\*\*\*(5.7624) | 12.4817\*\*\*(1.5504) | 11.2329\*\*\*(4.1136) | 5.7356\*\*\*(1.4933) | 13.6262\*\*\*(4.0943) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 城市效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 年份效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 3504 | 3467 | 3344 | 213 | 417 | 3127 | 1621 | 2136 |
| R2 | 0.8652 | 0.8835 | 0.8671 | 0.9219 | 0.9512 | 0.8869 | 0.8600 | 0.8978 |

注：同表9。

### 2. 考虑城市规模差异的影响

为了考察城市规模的影响，参考第一财经发布《城市商业魅力排行榜》和国家统计局对分类标准对各城市进行划分，将样本划分为一线以及新一线、二线城市和三线及以下城市三部分分别进行估计，同时也按照与样本初期（2003）人口规模与全国平均的高低进行分类，表17的第（4）到（8）列汇报了估计结果。从表17的后五列汇报的估计结果来看，一方面一线及新一线城市和人口高于全国平均城市的政策效应并不存在。事实上，大城市往往聚集着大量的金融部门，其本身资金的缺口相对于小城市要小得多，因此金融试验区改革的效应相对较弱不仅符合客观事实，也与本文机制分析相一致；另一方面，城市规模越小、人口规模越少，金融业改革试验区对碳生产率的提升越强。这些城市在发展中受到的资金约束较强，金融改革试验缓解了这些城市内资金压力，为推动技术创新、实现产业转型升级实现城市的繁荣发展提供了助力。

### 3.考虑南北差异的影响

近年来，南北经济的分化引起了广泛的关注，中国经济格局呈现出典型的东西南北四象限分化的特征。为了考察南北经济演化差异对本文结论的影响，将样本分为南方城市和北方城市两部分分别进行估计。汇报于表18的第（1）和（2）列的估计结果表明金融业改革显著地提升了北方城市的碳生产率，虽然南方城市的估计系数为正，但没有通过10%的显著性检验，并且在估计系数上北方更大。表18前两列的估计结果表明金融改革试验区更有助于北方地区实现经济发展与碳减排的双赢。

表18 异质性分析 Ⅱ

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 北方城市 | 南方城市 | 第二产业比重高 | 第二产业比重低 | 金融业发展水平较高 | 金融业发展水平较低 | 技术水平较高 | 技术水平较低 |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 金融改革 | 0.4260\*\*\*(0.0570) | 0.0842(0.0571) | 0.2323\*\*(0.1148) | 0.0875\*\*\*(0.0325) | 0.2681\*\*(0.1276) | 0.0775\*\*\*(0.0306) | 0.1097(0.1447) | 0.0609\*\*(0.0271) |
| 常数项 | 1.9184 (1.4304) | 20.8104\*\*\* (4.5393) | 24.5668\*\*\*(4.7133) | 2.7479\*\*\*(1.1492) | 23.7420\*\*\*(4.6213) | 2.5561\*\*\*(0.8270) | 55.2179\*\*\*(10.2854) | 1.6061\*(0.8497) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | 1375 | 2382 | YES | YES |
| 城市效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 年份效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 1646 | 2111 | 1967 | 1790 | 1621 | 2136 | 665 | 3092 |
| R2 | 0.8751 | 0.8808 | 0.8833 | 0.8678 | 0.8831 | 0.8933 | 0.8833 | 0.8762 |

注：同表9。

### 4.考虑产业结构差异的影响

本文也进一步地考察样本期初产业结构差异对金融改革试验区政策效果的差异性影响，按照样本初期（2003年）各城市第二产业比重与全国平均的相对高低划分为第二产业比重高和低两组分别进行估计，估计结果汇报于表18的第（3）和（4）列。从汇报的估计结果来看，虽然二产比重高低的两组的估计系数均通过了1%的显著性检验，但是二产比重高的城市碳生产率提升的更多。一方面，这与机制中的偏向性金融供给导致技术进步以及产业结构调整的逻辑相吻合；另一方面，这也表明在未来的碳污染治理上，需要在工业比较高的地区持续发力。考虑到第二产业比重较高的地区工业碳排放的量体也相对较大，同时这些城市的发展也相对比较落后，在未来的深化金融业供给侧改革实践中也需要考虑向欠发达地区适当地倾斜。

### 5.考虑金融发展水平差异的影响

本文也考察了期初（2003年）金融发展水平差异对金融改革试验区政策效应的差异性影响。在分组上与产业结构类似，按照2003年的存贷款余额和占GDP比重按照全国平均水平分成高低两组进行估计。表18第（5）和（6）列汇报的估计结果表明：虽然高低两组均呈现出正向促进效应，但发展水平好的地区碳生产率提升的更多。这可能是因为金融改革试验区发挥政策效应需要一定的金融基础，在金融基础越好的地区政策越能够发挥作用。因此，在接下来的碳污染治理实践中也需要优化金融和制度基础，打造良好的营商和金融发展环境，实现金融业供给侧改革的碳减排效应最大化。

### 6.考虑技术发展水平差异的影响

最后，本文考察了期初城市技术水平差异对金融改革试验区政策效应的差异性影响。与上文分组相同，使用2003年人均专利申请数作为分组依据并进行估计。表18最后两列的估计结果表明金融改革试验区在技术水平较低的地区推动了碳生产率的提升。这与上文分析中的金融改革实现技术创新从而提升碳生产率的机制相印证。

# 六、研究结论与政策建议

本文以为金融供给侧结构性改革“蹚水探路”的国家级金融改革试验区建设作为准自然实验，挖掘非绿色金融改革试验区实现增长与碳减排协同的绿色高质量发展的实现路径，为“双碳”目标下金融供给侧结构性改革的实施路径提供有益借鉴。基于2003-2017年中国281个地级城市面板数据、2008-2015年税源调查数据、2003-2014年中国工业企业数据库和企业创新数据以及证监会公布的金融业许可证的微观数据，本文使用多期DID方法、PSM-DID方法、合成控制法和工具变量法系统的研究了非绿色金融改革试验区对城市碳生产率的影响及其内在作用机制。研究结果表明：（1）非绿色金融改革试验区的设立显著地提升了城市碳生产率，在使用通商口岸（商埠）作为工具变量处理内生性问题以及一系列稳健性检验后仍然成立；（2）反事实估算表明，金融改革试验区政策从2012到2017年累计实现了约959.199~1051.289mtCO2的碳减排，约占累计总量的1.8~2%[[14]](#footnote-14)；（3）机制分析表明金融改革试验区实现了偏向性地释放金融供给，通过竞争效应和优化资源配置，推动城市尤其是高技术行业和低碳行业的技术进步，实现了产业转型升级提升了城市碳生产率。（4）分政策类型的分析表明创新和特色产业导向金融业改革试验区的政策效应较强，扶持小微企业导向和沿边和贸易导向的试验区在提升碳生产率上尚需发力。同时，金融改革试验区更多提升了初始创新水平较低、经济发展水平较低、人口较少和二产比重偏高的中小城市以及北方城市的碳生产率。

在新冠疫情反复，经济下行压力增大，国际贸易受阻、各级财政吃紧的国内国际发展环境下，通过加大环境治理力度，以政府投资、补贴等方式促进污染企业转型的传统污染治理方式将难以持续，如何实现金山银山和绿水青山双丰收的发展成为各级政府下一阶段的工作“难题”。本文以为金融供给侧结构性改革“蹚水探路”的国家级金融改革试验区作为切入点，探索在新时期以深化金融供给侧结构性改革通过“软”治理的方式实现“双碳”目标新路径。一方面，全面深化改革尤其是深化金融供给侧结构性改革一直以来是我国改革与发展的长期任务以及重要的工作方向。本文的研究表明深化金融供给侧结构性改革除了服务实体经济、降低金融系统性风险外也应当包含环境效应。本文研究发现国家级金融改革试验区实现的强市场、降错配、提创新、调结构是实现碳生产率有效提升的核心路径。这就要求在新时期推进金融供给侧结构性改革中，不仅要关注“流量”的问题——推进和扩大绿色金融改革试点建设，也要做好“存量”工作——发挥好非绿色金融改革试验区在实现稳增长和经济低碳化转型的积极作用。因此，在今后的金融供给侧结构性改革中，要着重发挥金融业的配置效应和引导效应。积极引导金融体系向实体经济让利，强化金融机构对小微企业、科技创新、绿色发展的支持，推动金融服务由“数量型”向“质量型”转化。通过优化要素配置、扩大创新资金供给实现碳生产率的持续提升；另一方面，金融改革相较于传统的环境治理成本更低，对就业等关乎民生的方面负向影响更小。尤其在近期出现运动式减碳的不良倾向的现实背景下，要转换处罚、关闭高能耗企业等固有的治理思路，以金融业供给侧结构性改革引导和诱发产业转型升级实现能源生产率提升作为新措施。通过推动产业向技术密集型和低碳化升级实现内生式污染治理，是实现“六稳、六保”工作与“双碳”目标兼顾的高质量发展一个可行的解决方案。

与此同时，本文的研究表明要发挥好金融改革试验区提升碳生产率的环境效应，也需要一定的金融、产业和制度基础。这就要求各地政府在深入推进金融供给侧结构性改革同时也要做好本职工工作。进一步深化机制体制改革，推进“放管服”工作，优化营商环境实现服务型政府转型。实现政府体制改革与金融供给侧结构性改革交相辉映、齐头并进的地方供给侧改革新格局，才能真正的实现强化金融业对实体经济的支持、推动资金走向创新、走向绿色发展。让金融供给侧结构性改革真正地成为发展的改革、绿色的改革和实现高质量发展的改革！

本文的另一个重要发现是金融改革试验区更多地提升了中小城市以及北方城市的碳生产率。一方面，这些城市发展现对落后，服务业难以支撑稳定增长。要想实现长效稳定的增长仍然需要工业支持，在“双碳”约束下如何实现可持续的发展成为这些地区的一个现实问题；另一方面，这些城市尤其是北方城市由于产业类型和冬季采暖等原因的碳排放总量更大，实现这些地区有效碳减排对实现“双碳”目标提供了更为有力的支持。在下一阶段国家级金融改革试验区建设中，应该将试验区更多的布局到中小城市，最大程度发挥金融业供给侧结构性改革环境效应，真正地将绿水青山变为金山银山！

**参考文献：**

巴曙松 等，2021：《自由贸易试验区设立提高了金融服务实体经济效率吗?:来自沪津粤闽四大自贸区的经验证据》，《世界经济研究》年第12期。

陈林 伍海军，2015：《国内双重差分法的研究现状与潜在问题》，《数量经济技术经济研究》第7期。

陈诗一，2020：《<绿色发展背景下中国碳生产率的时空演变和系统优化研究>评介》，《中国工业经济》第2期。

陈晔婷 等，2018：《金融改革对全要素生产率的影响研究——基于五个国家级金融改革试验区的经验数据》，《中国管理科学》第9期。

程军 等，2021：《金融供给侧结构性改革与经济高质量发展研究——基于金融结构与金融效率视角》，《西部金融》第6期。

戴小勇，2021：《中国高创新投入与低生产率之谜:资源错配视角的解释》，《世界经济》第3期。

邓向荣 等，2021：《金融改革与地区产业结构升级——来自金融改革试验区设立的准自然实验》,《经济学家》第2期。

丁骋骋 傅勇，2012：《地方政府行为、财政—金融关联与中国宏观经济波动——基于中国式分权背景的分析》，《经济社会体制比较》第6期。

范从来 彭明生 张前程，2020：《经济金融共生共荣:理论与中国经验》，《经济学动态》第9期。

范丹 王维国 梁佩凤，2017：《中国碳排放交易权机制的政策效果分析——基于双重差分模型的估计》，《中国环境科学》第6期。

范学俊，2008：《金融政策与资本配置效率--1992～2005年中国的实证》，《数量经济技术经济研究》第2期。

傅京燕 张春军，2014：《国际贸易、碳泄漏与制造业CO2排放》，《中国人口·资源与环境》第3期。

傅秋子 黄益平，2018：《数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据》，《金融研究》第11期。

葛延青，2020：《农村数字普惠金融发展的生态框架及实施路径探讨》，《金融理论与实践》第3期。

顾洪梅 何彬，2012：《中国省域金融发展与碳排放研究》，《中国人口·资源与环境》第8期。

韩永辉 黄亮雄 王贤彬，2017：《产业政策推动地方产业结构升级了吗?——基于发展型地方政府的理论解释与实证检验》，《经济研究》第8期。

纪祥裕，2020：《行政审批制度改革具有产业升级效应吗?》，《经济与管理研究》第9期。

江艇 孙鲲鹏 聂辉华，2018：《城市级别、全要素生产率和资源错配》，《管理世界》第3期。

金培振 张亚斌 彭星，2014：《技术进步在二氧化碳减排中的双刃效应——基于中国工业35个行业的经验证据》，《科学学研究》第5期。

鞠晓生 卢荻 虞义华，2013：《融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性》，《经济研究》第1期。

寇宗来 刘学悦，2020：《中国企业的专利行为:特征事实以及来自创新政策的影响》，《经济研究》第3期。

李建明 罗能生，2020：《高铁开通改善了城市空气污染水平吗?》，《经济学(季刊)》第4期。

李锴 齐绍洲，2011：《贸易开放、经济增长与中国二氧化碳排放》，《经济研究》第11期。

李青原 章尹赛楠，2021：《金融开放与资源配置效率——来自外资银行进入中国的证据》，《中国工业经济》第5期。

林伯强 杜克锐，2013：《要素市场扭曲对能源效率的影响》，《经济研究》第9期。

林伯强 谭睿鹏，2019：《中国经济集聚与绿色经济效率》，《经济研究》第2期。

林乐芬 王步天，2016：《农户农地经营权抵押贷款可获性及其影响因素——基于农村金融改革试验区2518个农户样本》，《中国土地科学》第5期。

林毅夫 孙希芳 姜烨，2009：《经济发展中的最优金融结构理论初探》，《经济研究》第8期。

刘贯春 张军 丰超，2017：《金融体制改革与经济效率提升——来自省级面板数据的经验分析》，《管理世界》第6期。

刘峻峰 张卫峰，2020：《金融供给侧结构性改革、金融抑制与区域经济增长》，《工业技术经济》第10期。

刘啟仁 陈恬，2020：《出口行为如何影响企业环境绩效》，《中国工业经济》第1期。

刘习平 盛三化 王珂英，2017：《经济空间集聚能提高碳生产率吗?》，《经济评论》第6期。

吕冰洋 毛捷，2013：《金融抑制和政府投资依赖的形成》，《世界经济》第7期。

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

裴长洪，2015：《中国自贸试验区金融改革进展与前瞻》，《金融论坛》第8期。

彭明生 范从来，2020：《中国金融改革的实践及其深化改革的方向》，《学术月刊》第5期。

彭俞超 倪骁然 沈吉，2018：《企业“脱实向虚”与金融市场稳定——基于股价崩盘风险的视角》，《经济研究》第10期。

钱水土 吴卫华，2020：《定向降准能否有效缓解小微企业融资难？——来自银行微观数据准自然实验设计的证据》，《浙江社会科学》第11期。

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》，《管理世界》第1期。

沈坤荣 金刚，2018：《中国地方政府环境治理的政策效应——基于“河长制”演进的研究》，《中国社会科学》第5期。

沈小波 陈语 林伯强，2021：《技术进步和产业结构扭曲对中国能源强度的影响》，《经济研究》第2期。

史丹 李少林，2020：《排污权交易制度与能源利用效率——对地级及以上城市的测度与实证》，《中国工业经济》第9期。

宋弘 孙雅洁 陈登科，2019：《政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究》，《管理世界》第6期。

苏冬蔚 连莉莉，2018：《绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为?》，《金融研究》第12期。

孙国峰，2017：《推进金融业供给侧结构性改革》，《清华金融评论》第7期。

孙璐璐，2018：《普惠金融可持续发展研究——基于兰考县普惠金融改革试验区实践》，《金融理论与实践》第9期。

孙璐璐，2019：《县域数字普惠金融测度及发展研究——以河南省兰考县为例》，《华北金融》第1期。

孙鹏博 葛力铭，2021：《通向低碳之路:高铁开通对工业碳排放的影响》，《世界经济》第10期。

谭语嫣 谭之博 黄益平 胡永泰，2017：《僵尸企业的投资挤出效应:基于中国工业企业的证据》，《经济研究》第5期。

陶锋 赵锦瑜 周浩，2021：《环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据》，《中国工业经济》第2期。

王贤彬 王明灿 郑莉萍，2020：《金融改革推动地方经济高质量发展了吗?——来自国家金融综合改革试验区设立的证据》，2020年《经济社会体制比较》第4期。

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

王修华 刘锦华 赵亚雄，2021：《绿色金融改革创新试验区的成效测度》，《数量经济技术经济研究》第10期,。

王永钦 祁鼎，2020：《金融创新如何影响新兴市场金融和经济:兼论中国金融改革》，《世界经济》第7期。

吴红军 刘啟仁 吴世农，2017：《公司环保信息披露与融资约束》，《世界经济》第5期。

肖宗富，2019：《问题导向视角下小微企业金融改革创新的探索——基于浙江台州市金融改革试验区的实践经验》，《区域金融研究》第2期。

徐斌 陈宇芳 沈小波，2019：《清洁能源发展、二氧化碳减排与区域经济增长》，《经济研究》第7期。

严成樑 李涛 兰，2016伟：《金融发展、创新与二氧化碳排放》,《金融研究》第1期。

颜文聪 吴伟军，2020：《关于纵深推进我国绿色金融改革创新的思考——基于首批国家级绿色金融改革创新试验区的分析》，《企业经济》第4期。

叶初升 叶琴，2019：《金融结构与碳排放无关吗——基于金融供给侧结构性改革的视角》，《经济理论与经济管理》第10期。

余淼杰 金洋 张睿，2018：《工业企业产能利用率衡量与生产率估算》,《经济研究》第5期。

余颖丰，2013：《化解改革瓶颈:关于上海自贸试验区金融改革思考及政策建议》，《经济学动态》第11期。

余泳泽 刘大勇 龚宇，2019：《过犹不及事缓则圆:地方经济增长目标约束与全要素生产率》，《管理世界》第7期。

余泳泽 孙鹏博 宣烨，2020：《地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级?》，《经济研究》第8期。

余壮雄 陈婕 董洁妙，2020：《通往低碳经济之路:产业规划的视角》，《经济研究》第5期。

岳永生，2019：《绿色金融发展水平测度及比较分析——基于绿色金融改革创新试验五省区的实践经验》，《区域金融研究》第4期。

张华 丰超，2021：《创新低碳之城:创新型城市建设的碳排放绩效评估》，《南方经济》第3期。

张华 冯烽，2019：《绿色高铁：高铁开通能降低雾霾污染吗？》，《经济学报》第3期。

张华 魏晓平，2014：《绿色悖论抑或倒逼减排——环境规制对碳排放影响的双重效应》，《中国人口·资源与环境》第9期。

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。

张杰 吴书凤 金岳，2021：《中国金融扩张下的本土企业创新效应——基于倒U型关系的一个解释》，《金融研究》第4期。

张莉 皮嘉勇 宋光祥，2018：《地方政府竞争与生产性支出偏向——撤县设区的政治经济学分析》，《财贸经济》第3期。

张伟 朱启贵 高辉，2016：《产业结构升级、能源结构优化与产业体系低碳化发展》，《经济研究》第12期。

张永起 龚榆桐，2019：《县域普惠金融改革经验及困境、路径分析》，《西南金融》第4期。

张宇 钱水土，2021：《绿色金融、环境技术进步偏向与产业结构清洁化》，《科研管理》第12期。

Ali S，Waqas H., & Ahmad N(2015), “Analyzing the dynamics ofenergy consumption，liberalization，financial development，povertyand carbon emissions in Pakistan”, *Journal of Applied Environmental and Biological Sciences*5(4):166-183．

Ang J. B.(2010), “Research ,technological change and financial liberalization in South Korea”, *Journal of Macroeconomics*32(1):457-468.

Ang J. B.( 2014), “Innovation and Financial Liberalization”, *Journal of Banking & Finance*47(7):214-229.

Bello.A.K., & O.M. Abimbola(2010), “Does the level of Economic Growth Influence Environment Quality in Nigeria: A Test of Environment Kuznets Curve（EKC） Hypothesis”, *Pakistan Journal of Social Science*7(4),:325-329.

Boutabba M. A.(2014) , “The impact of financial development，income，energy and trade on carbon emissions: evidence from the Indian economy”, *Economic modelling*40(3) 33-41．

Breuer M. (2021) , “How Does Financial-Reporting Regulation Affect Industry-Wide Resource Allocation”, *Journal of Accounting Research*59(1):59-110.

Chen, J., Gao, M., Cheng, S.L., Hou, W.X. & Shan, Y. L .(2020) , “County-level CO2 emissions and sequestration in China during 1997–2017”. *Scientific Data*.7:1-12.

Dasgupta, S., B. Laplante, & N. Mamingi(2001), “Pollution and Capital Markets in Developing Countries”, *Journal of Environment Economics and Management*42(3):310-335.

Garthwaite, C. , Gross, T. & Notowidigdo, M. J. (2014), “Public Health Insurance, Labor Supply, and Employment Lock”, *Quarterly Journal of Economic* 129(2):653-696.

Goetz，M.(2019)，”inancing Conditions and Toxic Emissions”,SAFE Working Paper, No.254.

He，L.，Zhang，L.，Zhong，Z.，Wang，D.，& Wang，F.(2019), “Green Credit，Renewable Energy Investment and Green Economy Development”，*Journal of Cleaner Production*208:363-372.

Javid M., & Sharif G. F.(2013), “Energy consumption，financial development and CO2 emissions in Pakistan”, MPRA, No.48287．

Li, P., Lu，Y. & Wang, J.(2016), “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*123(2):18 -37．

Li，Z. , Liao , G. , Wang，Z. & Huang, Z.(2018), “Green Loan and Subsidy for Promoting Clean Production Innovation”，*Journal of Cleaner Production*187:421-431.

Lin J.(2012), “Shifting patterns of economic growth and rethinking development”, *Journal of Economic Policy Reform*15(3):171-194.

Okushima, S. , & M. Tamura(2010), “What Causes the Change in Energy Demand in the Economy? The Role of Technological Change”, *Energy Economic*32(2):41-46．

Ozturka, I., & Acaravcib, A. (2013), “The long-run and causal analysis of energy, growth, openness and financial development on carbon emissions in Turkey”, *Energy economics*36(1): 262-267．

Sadorsky，P.(2010), “The Impact of Financial Development on Energy Consumption in Emerging Economies”, *Energy Policy*38(5):2528-2535．

Shahbaz，M. , A, K. ,Tiwari, & M. , Nasir.(2013), “The Effects of Financial Development, Economic Growth,Coal Consumption and Trade Openness on CO2 Emissions in South African”, *Energy Policy*61(1):1452-1459．

Shahbaz, M., A, K., Tiwari, & M., Nasir.(2013), “The Effects of Financial Development, Economic Growth, Coal Consumption and Trade Openness on CO2 Emissions in South African”, *Energy Policy*.61(1):1452-1459．

Sharfman, M. & Fernando, C. S.(2008), “Environmental Risk Management and the Cost of Capital”, *Strategic Management Journal*29(4):569-592.

Stock, J. H. & M. Yogo(2002), “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression” , *NBER Technical Working Papers*14(1): 80-108.

Tamazian, A. , & B. B. Rao(2010), “Do Economic, Finance and Institutional Developments Matter for Environmental Degradation? Evidence from Transitional Economies”, *Energy Economics*.32(1):137-145.

Tanazian A. , Chousa J. P. , & Vadlamannati K. C.(2009), “Does higher economic and financial development lead to environmental degradation: evidence from BRIC countries”, *Energy policy*37(1):246-253．

Zhang Y J(2011), “The impact of financial development carbon emissions: An empirical analysis in China” , *Energy policy*39(4):2197-2203．

Zhou, P. , F. Wu, L. W. Fan & D. Q. Zhou(2012), “Industrial Energy Efficiency with CO2 Emissions in China: A Nonparametric Analysis” , *Energy Policy*49(3) 164-172．

**How does the National Financial Reform Pilot Zone Affect Carbon Productivity?**

—An Interpretation of Financial Supply Side Structural Reform under the Dual Carbon Goal

**Abstract：**Under the realistic background of increasingly urgent "double carbon" constraints and weak economic recovery, there is an urgent need for the financial industry to play a leading role to realize the high-quality development of green and low-carbon social economy.This paper uses the quasi-natural experiment of the national financial reform pilot zone ,an important starting point of the financial supply side structural reform, adopts a progressive DID method, and uses urban carbon pollution, tax source investigation database ,industrial enterprise databases with matching enterprise patent data to empirically the impact of non-green national-level financial reform pilot zones on urban carbon productivity and its internal mechanism under the supply-side structural reform of the financial industry. We found：(1) The establishment of a national-level financial reform pilot zone has significantly improved carbon productivity, which characterizes the dual goals of stable growth and stable reduction of total carbon pollutant consumption. This conclusion is based on the use of trade ports as instrumental variables and a series of robustness tests;(2) Based on verifying that the pilot zone of financial reform has realized the directional release of financial supply, we proves that it has reduced the factor mismatch, promoted the competition within the industry and accelerated technological innovation. The above positive effects also realize the transformation of industrial structure to high-tech industry and low-carbon industry, and promote the improvement of urban carbon productivity; (3) Through a series of heterogeneous analysis, we found that the national-level financial reform pilot zone has increased the carbon productivity of industrial-dependent, lagging economic development, and small and medium-sized cities. The above conclusions provide a realistic basis for our country to achieve the "win-win" of the green and high-quality coordinated development of the financial industry and the social economy. We also provides beneficial reference for China to realize the win-win situation of "six stable and six guaranteed" and "double carbon" through the financial supply-side structural reform in the next step.

**Keywords**: Financial Reform Pilot Zone; Carbon Productivity; DID; DDD; Financial Supply-side Structural Reform

# 附 件

附表1 企业和行业层面变量统计性描述

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|  | 企业层面控制变量 |  |
| 企业规模 | 2784017 | 4.8883 | 1.1354 | 2.1972 | 13.2528 |
| 企业年龄 | 2784017 | 2.0479 | 0.8367 | 0.0000 | 7.6084 |
| 出口份额 | 2784017 | 0.1267 | 0.3006 | 0 | 0.9875 |
| 资产规模 | 2784017 | 10.0460 | 1.5392 | 6.9782 | 14.3908 |
| 资产负债率 | 2784017 | 0.5663 | 1.3780 | 0.0915 | 1.4039 |
| 营业利润率 | 2784017 | 0.1062 | 0.1988 | -0.2018 | 0.9836 |
|  | 企业层面机制变量 |  |
| SA | 2784017 | 0.9458 | 0.1474 | 0.3448 | 1.2418 |
| 利息负担 | 525074 | -1.6699 | 2.2001 | -14.3671 | 11.3348 |
| 专利数量 | 2784017 | 0.1229 | 0.5087 | 0 | 2.9957 |
| 人均专利 | 2784017 | 0.0020 | 0.0105 | 0 | 0.8247 |
| 劳动生产率 | 2784017 | 5.5048 | 1.2439 | -8.6063 | 16.3941 |
| 人均工业总产值 | 2784017 | 5.4998 | 1.2175 | -8.0173 | 16.3986 |
|  | 城市行业层面控制变量 |  |
| 管理费用比营业收入 | 91980 | 0.0712 | 0.0934 | 0.0012 | 0.4567 |
| 行业内企业数量（对数） | 91980 | 2.7348 | 0.9023 | 1.8321 | 6.0543 |
| 进入企业数量占比 | 91980 | 0.0934 | 0.2134 | 0.0000 | 0.85670 |
| 退出企业数量占比 | 91980 | 0.0437 | 0.1356 | 0.0000 | 0.4367 |
| 营业成本比营业收入 | 91980 | 0.8612 | 0.1324 | 0.3465 | 1.0763 |
| 外资企业比重 | 91980 | 0.02310 | 0.0681 | 0.0000 | 0.5210 |
| 资产负债率离散度 | 91980 | 0.3225 | 0.0647 | 0.0947 | 0.4812 |
| 企业规模离散度 | 91980 | 1.2016 | 0.3762 | 0.5136 | 2.4178 |
|  | 城市行业层面机制变量 |  |
| HHI | 91980 | 0.0971 | 0.1484 | 0.0220 | 0.9863 |
| 资源配置（标准差） | 91980 | 2.3164 | 0.6734 | 0.6464 | 14.7637 |
| 资源配置（分位差） | 91980 | 0.9491 | 0.2655 | 0.6885 | 7.3790 |

附表2 PSM-DID详细结果（二阶卡尺近邻匹配（1:4））

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | 倾向得分匹配之前 | 倾向得分匹配之后 |
| 实验组均值 | 对照组均值 | 偏差(%) | 实验组均值 | 对照组均值 | 偏差(%) |
| 财政自主权 | 0.6008 | 0.4834 | 50.5000\*\*\*(10.9800) | 0.5922 | 0.5890 | 1.4000(0.2000) |
| 人口密度 | -3.1635 | -3.4637 | 36.8000\*\*\*(6.9800) | -3.1904 | -3.2188 | 3.5000(0.5200) |
| 金融发展水平 | 6.4497 | 3.2496 | 36.2000\*\*\*(10.5600) | 5.3588 | 5.2334 | 1.4000(0.2300) |
| 产业结构 | 1.1713 | 1.4663 | -34.1000\*\*\*(-6.2200) | 1.1911 | 1.2410 | -5.8000(-1.0700) |
| 外商投资 | 0.0088 | 0.0076 | 14.0000\*\*\*(2.8400) | 0.0089 | 0.0088 | 0.6000(0.9000) |
| 交通基础设施 | 0.5062 | 0.1680 | 43.5000\*\*\*(16.7600) | 0.3683 | 0.3794 | -1.4000(-0.2400) |
| 人力资本 | 227.7300 | 148.9800 | 31.9000\*\*\*(7.4400) | 217.0800 | 224.0800 | -2.8000(-0.3900) |
| 人均GDP | 10.6690 | 10.4100 | 33.2000\*\*\*(6.9600) | 10.6350 | 10.628 | 1.0000(0.1400) |
| 人均GDP平方 | 114.4800 | 108.9400 | 34.2000\*\*\*(7.2000) | 113.7300 | 113.5800 | 0.9000(0.1400) |
| 环境规制 | 0.8385 | 0.7813 | 26.9000\*\*\*(5.1500) | 0.8371 | 0.8332 | 1.9000(0.3100) |
| 环境规制平方 | 0.7398 | 0.6640 | 26.8000\*\*\*(5.2000) | 0.7385 | 0.7340 | 1.6000(0.2600) |
| LR统计量 | 199.7500\*\*\* | 2.6200 |
| 拟R2 | 0.0690 | 0.0020 |

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%显著性水平，括号内汇报的是*t*值。

附表3 PSM-DID详细结果（核匹配）

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | 倾向得分匹配之前 | 倾向得分匹配之后 |
| 实验组均值 | 对照组均值 | 偏差(%) | 实验组均值 | 对照组均值 | 偏差(%) |
| 财政自主权 | 0.6008 | 0.4834 | 50.5000\*\*\*(10.9800) | 0.5927 | 0.5791 | 5.9000(0.8600) |
| 人口密度 | -3.1635 | -3.4637 | 36.8000\*\*\*(6.9800) | -3.1894 | -3.2070 | 2.1000(0.3200) |
| 金融发展水平 | 6.4497 | 3.2496 | 36.2000\*\*\*(10.5600) | 5.3947 | 4.9697 | 4.8000(0.8000) |
| 产业结构 | 1.1713 | 1.4663 | -34.1000\*\*\*(-6.2200) | 1.1897 | 1.2352 | -5.3000(-0.9800) |
| 外商投资 | 0.0088 | 0.0076 | 14.0000\*\*\*(2.8400) | 0.0089 | 0.0085 | 3.9000(0.5800) |
| 交通基础设施 | 0.5062 | 0.1680 | 43.5000\*\*\*(16.7600) | 0.3739 | 0.3693 | 0.6000(0.1000) |
| 人力资本 | 227.7300 | 148.9800 | 31.9000\*\*\*(7.4400) | 219.1900 | 209.5700 | 3.9000(0.5500) |
| 人均GDP | 10.6690 | 10.4100 | 33.2000\*\*\*(6.9600) | 10.6380 | 10.6070 | 3.9000(0.5800) |
| 人均GDP平方 | 114.4800 | 108.9400 | 34.2000\*\*\*(7.2000) | 113.7800 | 113.1400 | 4.0000(0.5900) |
| 环境规制 | 0.8385 | 0.7813 | 26.9000\*\*\*(5.1500) | 0.8374 | 0.8299 | 3.5000(0.5700) |
| 环境规制平方 | 0.7398 | 0.6640 | 26.8000\*\*\*(5.2000) | 0.7389 | 0.7289 | 3.5000(0.5700) |
| LR统计量 | 199.7500\*\*\* | 2.6000 |
| 拟R2 | 0.0690 | 0.0020 |

附表4 税源调查数据中企业层面变量

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| 企业碳生产率对数（*FCP*） | 1582872 | 1.0079 | 1.9811 | -5.2780 | 6.3764 |
| 企业规模（*scale*） | 1582872 | 3.9525 | 1.4083 | 1.6931 | 7.6736 |
| 资本密度（*capital*） | 1582872 | 5.3630 | 1.2673 | 2.2119 | 9.1258 |
| 企业年龄（*firmage*） | 1582872 | 1.8791 | 0.7038 | 0.6931 | 3.2958 |
| 出口份额（*exratio*） | 1582872 | 0.0621 | 0.2097 | 0 | 1 |
| 资产规模（*size*） | 1582872 | 9.3327 | 1.9482 | 5.2311 | 14.6091 |
| 资产负债率（*daratio*） | 1582872 | 0.6663 | 1.8341 | 0.0915 | 1.1021 |
| 营业利润率（*opratio*） | 1582872 | 0.1356 | 0.2976 | 0.0012 | 0.9612 |
| 财务成本（*cost*） | 1582872 | 0.0014 | 0.0095 | 0 | 0.0993 |
| 新产品开发（*newratio*） | 1582872 | 0.2617 | 0.3094 | 0 | 1 |
| 补贴强度（*bt*） | 1582872 | 0.0041 | 0.0187 | 0 | 0.1403 |

1. 2019年8月5日，央行副行长陈雨露在国务院政策例行吹风会上表示：央行将深入推进区域金融改革试点，为金融供给侧结构性改革、防范化解重大金融风险“蹚水探路”。

网址：https://baijiahao.baidu.com/s?id=1641018353750878413&wfr=spider&for=pc [↑](#footnote-ref-1)
2. 绿色金融改革试验区仅有5个地区，非绿色金融改革试验区在本文中就有36家（不包含农村金融改革），详见下文表1。 [↑](#footnote-ref-2)
3. 截止到2018年。 [↑](#footnote-ref-3)
4. https://baijiahao.baidu.com/s?id=1641018353750878413&wfr=spider&for=pc [↑](#footnote-ref-4)
5. 严格写法此处应为treat×post，其中treat为分组变量，表示在样本期内是否为金融业改革试验区，取值规则为在样本期被选为金融业改革试验区为1，未受到政策影响为0；post为各个城市被选为金融业改革试验区时间，其取值规则为金融业改革试验区前的年份赋值为0，后的年份赋值为1。 [↑](#footnote-ref-5)
6. 考虑到四大直辖市在行政体制、产业沿革、地方政府权力、发展水平等方面与其他城市差异较大，并没有纳入到本文的研究样本中。 [↑](#footnote-ref-6)
7. 对于被选为金融改革实验区的城市来说，改革开始前1到6年对改革后的影响较大，而改革前第7年及以前年份的影响相对较小。因此将改革开始前6年及以前设定为一个哑变量。 [↑](#footnote-ref-7)
8. 这两个问题在下文的稳健性检验和内生性问题分析中还会进一步检验，在此不再展开说明。 [↑](#footnote-ref-8)
9. 例如：青岛2014年被选为金融改革试点，青岛市的取值为2014。 [↑](#footnote-ref-9)
10. 匹配的详细结果详见附表2和附表3。 [↑](#footnote-ref-10)
11. 感谢审稿专家对于PSM-DID方法的作用和解决内生性问题方法的提示。 [↑](#footnote-ref-11)
12. 详细的变量统计性描述见附表4。 [↑](#footnote-ref-12)
13. 从现有研究来看，由于工业企业数据库统计口径调整问题，使用就业数据比产值数据计算产业结构要准确的多（韩峰和柯善咨，2012；韩峰和李玉双，2019） [↑](#footnote-ref-13)
14. 事实上，如果包含进本文没有讨论的2017年及以后开始的绿色金融改革试验区，那么减排的强度会更高。 [↑](#footnote-ref-14)