

国家级金融改革试验区如何影响碳生产率^{*}

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，需要金融业发挥示范带头作用实现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 和 DDD 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的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发展提供了现实依据，为如何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

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、陈诗一, 2021)。

从现有研究来看，金融业发展对碳排放的总量效应得到了广泛的关注。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)。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、何彬, 2012；

^{*} 刘秉镰，南开大经济与社会发展研究院、南开大学经济行为与政策模拟实验室，邮政编码：300071，电子邮箱：liubl@nankai.edu.cn；孙鹏博（通讯作者），南开大经济学院，邮政编码：300071，电子邮箱：2014816731@qq.com。基金项目：国家社会科学基金重大项目“提高京津冀中心城市和城市群综合承载及资源优化配置能力研究”(2020DA041)。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。

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。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,环境绩效越好的企业,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),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、王营, 2021),实现了企业的清洁生产转型(Li et al, 2018; 苏冬蔚、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,通过扩大生产增加了能源消耗和碳排放(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(林伯强、谭睿鹏, 2019)。能否有效实现兼顾发展和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。现有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、谭睿鹏, 2019; 邵帅等, 2019)。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也会对社会经济乃至生态环境产生更为深远的影响(洪正、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。

与现有文献相比,本文重点做了如下工作:第一,在研究视角上,本文尝试采用“自上而下”与“自下而上”相结合的国家级金融改革试验区建设来评估国家金融改革的碳排放绩效。与现有研究聚焦于绿色金融发展的环境绩效不同,本文在深度梳理非绿色金融改革试验区能否实现绿色低碳增长相关文献的基础上,试图弥补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,非绿色金融改革相比于绿色金融改革的试点范围更广,^①对经济和环境的影响更大,在经济复苏乏力 and “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。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,但也仅停留在绿色技术创新和推动节能减排产业发展的直接效应上,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。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。这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,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参考。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 PSO-BP 方法计算的城市碳污染数据、税源调查数据、工业企业数据及其

^①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有 36 家(不包含农村金融改革),详见下文表 1。

匹配企业创新数据,验证了金融改革试验区通过释放制度红利和金融供给的定向释放,推动了市场竞争和优化了资源配置,实现技术进步和产业转型升级提升了城市碳生产率的内在机制。并且这一效应在工业依赖型城市更加明显。通过本文的工作,希望为下一阶段工业依赖型城市如何在做好“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

为了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^①。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^②。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(裴长洪,2015)。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,同时更能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、脱实向虚以及服务实体经济意愿和能力不强问题(王贤彬等,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)。

从现有研究来看,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,在定量研究上也仅有王贤彬等(2020)和邓向荣等(2021)分别考察了金融改革试验区对高质量发展和产业转型升级的影响。因此,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。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

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 |

^①截至2018年。

^②2019年8月5日,时任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”。

| 试验区类型 | 批复时间 | 试验区及范围 | 主要目标 |
|----------------|----------|---------------------|--|
| 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、新疆的部分地区 | 绿色金融改革创新 |

注:为了提升政策评估的准确性以及考虑到数据限制,本文仅考察了截至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。

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,现有文献分析更多的是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。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。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,需要对作用机制进行进一步的讨论。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的方向和路径提供启示。

(二)金融业改革试验区提升碳生产率的作用机理

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(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实现降低交易成本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降低交易成本和优化要素配置影响城市碳生产率的内在机制。

金融改革试验区的设立会通过指导文件的方式划定重点扶持行业和产业,给予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(余泳泽等,2020)。另一方面,金融改革试验区带来的交易成本的降低和制度环境的优化,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)。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。因此,金融改革试验区带来的政策优惠和稳定的金融环境也会进一步吸引外资和高新技术企业落地(朱东波等,2018),从而产生结构效应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)。而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),能够有效地实现社会经济的绿色增长(邵帅等,2019)。基于此,本文提出假说1:

假说1:金融改革试验区通过推动区域产业向高技术化和低碳化转型提升城市碳生产率。

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。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缓解企业融资约束问题,为企业创新提供资金支持。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)。由于结构效应的存在,金融供给扩张也会进一步强化结构效应,推动区域技术水平的提升。与此同时,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),也降低了交易成本,形成了稳定的投资环境。一方面,搜寻成本降低和信贷资源配置优化,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主要原因(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、杜克锐,2013)。另一方面,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。同时,改革带来的稳定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。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、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。基于此,本文提出假说2:

假说2:金融改革试验区通过降低要素错配、推动区域技术创新提升城市碳生产率。

三、研究设计

(一)模型设定

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,在通过基准DID模型检验国家级金融改革试验区对城市碳生产率的影响后,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。其次,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。最后,检验资金供给的差异性对技术进步和产业结构的影响对城市碳生产率的传导效应。根据这一思路,具体检验各个步骤的模型设定如下:

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方法研究国家级金融改革试验区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。本文的基准回归模型设定如下:

$$CP_{it} = \beta_0 + \beta_1 jrgg_{it} + \sigma X_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, CP_{it} 为城市*i*第*t*年的碳生产率水平; $jrgg_{it}$ 为城市*i*在第*t*年是否为金融业改革试验区的虚拟变量; X_{it} 为控制变量的集合; α_i 为城市固定效应; γ_t 为时间固定效应; β_0 为常数项; ϵ_{it} 为误差项。

在考察对企业的影响时,本文使用下式进行估计:

$$M_{qt} = \beta_0 + \beta_1 jrgg_{it} \cdot cic_j + \sigma X_{qt} + \delta_q + \gamma_t + K_s + \pi_u + \lambda_{jt} + \rho_{st} + \epsilon_{qt} \quad (2)$$

其中, M_{qt} 表示在企业层面考察的机制变量; cic_j 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; X_{qt} 表示企业层面控制变量; δ_q 表示企业固定效应; γ_t 表示年份固定效应; K_s 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; β_0 为常数项;同时,参考 Garthwaite et al(2014)的做法进一步控制了几组两两联合固定效应。 π_{it} 表示城市一年份联合固定效应; λ_{jt} 表示二位数行业一年份联合固定效应; ρ_{st} 表示所有制一年份联合固定效应; ϵ_{qt} 表示误差项。

在使用中国工业企业数据库加总为“城市—行业—一面板”数据后,参考 Breuer(2021)做法使用如下模型进行估计:

$$M_{jt} = \beta_0 + \beta_1 jrgg_{it} \cdot cic_j + \sigma X_{jt} + \delta_q + \gamma_t + \nu_j + \pi_{it} + \lambda_{jt} + \xi_{ij} + \epsilon_{qt} \quad (3)$$

其中,各变量的含义与式(2)基本相同。需要说明的是, M_{jt} 和 X_{jt} 是行业层面的机制变量和控制变量; X_{jt} 表示加总到行业层面的控制变量; π_{it} 表示城市一年份联合固定效应; λ_{jt} 表示二位数行业一年份联合固定效应; ξ_{ij} 表示城市—行业联合固定效应; ν_j 表示行业固定效应。

(二)变量设定及数据说明

1. 城市碳生产率测算。碳生产率被定义为一定时期内(一般是一年)特定国家(地区)GDP总量与同期碳排放总量的比,是单位GDP碳排放强度的倒数,反映了单位碳排放所产生的经济效益(潘家华、张丽峰,2011)。虽然碳生产率的构成简单,但却从投入要素角度给出了社会经济发展所面临的新约束条件(张成等,2013),将隐含在能源和物质产品中的碳剥离出来,从而成为能够与传统的劳动生产率及资本生产率相比较的新指标(李小平等,2014)。具体到本文,参考 Chen et al(2020)的做法采用粒子群优化—反向传播(PSO-BP)算法统一 DMSP/OLS 和 NPP/VIIRS 卫星图像的规模,估算中国城市的 CO₂排放量的数据。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:

$$CP_{it} = GDP_{it} / CO_{2it} \quad (4)$$

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 年被选为金融业改革试验区,则第 t 年及之后赋值为 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。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;用常住人口比城市面积的对数表示的人口密度;用第三产业产值比第二产业产值表示产业结构;用每万人在校大学生数表示的城市人力资本水平;用当年实际使用外资(用历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;用公路面积占地域面积比表示的基础设施建设;用实际人均 GDP 的对数和工业二氧化硫去除率表示的经济发展水平和环境规制强度,并进一步引入两者的二次项来控制潜在的非线性影响。

在企业控制变量选取上,分别选取了企业规模,用从业人员的对数来表示;资本密度,用人均资本的对数来表示;企业年龄,用年份—开业年份+1 的对数来表示;出口份额,用出口交货值比销售额来表示;企业资产规模,使用资产总计的对数来表示;资产负债率,用总资产比总负债的对数来表示;营业利润率,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;在反映企业生产效率上,使用劳动生产率(千元/万人)对数和人均工业总产值(千元/万人)对数来表示。

在使用“城市—行业—一面板”数据集进行估计时,选取了一系列城市—行业—一面板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)数据来源及处理

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),^①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》,制造业低碳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中国银保监会的公开信息。对于所有价格型指标均使用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年)的处理。首先,参考余森杰等(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质性,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年)进行分析。另外,本文将工业企业样本中的2010年数据进行了剔除,企业以及加总行业数据均进行了1%缩尾处理。^②

四、实证结果与分析

(一)金融改革试验区对城市碳生产率的影响

表2中汇报了基准估计结果。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,在1%的水平上显著。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二次项。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、人力资本水平和环境规制及其二次项。由表2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,在1%的水平上显著。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2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。进一步地,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,约占五年间全国碳排放的1.8%~2%。

表2 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) |
| 控制变量 | NO | STIRPAT 变量 | 全部变量 | 全部变量 |
| 城市效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份—年份效应 | 否 | 否 | 否 | 是 |

^①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,并没有纳入本文的研究样本中。

^②详细描述性统计限于文章篇幅,留存备案。

续表 2

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------------------------|----------|----------|----------|---------|
| | CP | CP | CP | CP |
| 观测值 | 4207 | 4161 | 3757 | 3729 |
| R ² | 0.8576 | 0.8667 | 0.8763 | 0.8926 |
| 累积减排量贡献量(mtCO ₂) | 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*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,前3列括号内汇报的聚类到城市年份的标准误,第(4)列汇报的是聚类到省份年份的标准误,下文中所有估计均控制了控制变量。

(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。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,在模型中加入滞后项,来考察金融改革试验区的动态效果。

$$CP_{it} = \sum_{b=-6+}^{4+} jr_{gg}b + \sigma X_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中,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; jr_{gg}_0 是金融改革试验区当年的哑变量; jr_{gg}_{-t} 是金融改革试验区前第 t 年的虚拟变量, jr_{gg}_t 是金融改革试验区后第 t 年的哑变量; jr_{gg}_{-6+} 表示金融改革试验区前6年及之前; jr_{gg}_{4+} 表示金融改革后第4年及之后。其他变量的含义与(1)中一致。在基期选择上,分别以改革开始前一年为基期、以当年为基期和以样本期开始为基年分别进行检验。在上述三种检验方式中, β_t 是本文关注的重点:金融改革试验区开始第 t 年对城市碳生产率的影响。

图1—图3绘制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在10%的水平上显著。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碳生产率趋势大致相同。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。从动态效应检验的结果来看,金融改革试验区开始第二年后的哑变量均在1%的水平上显著。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在1%的水平上显著,这表明国家金融改革试验区存在长期的减排效应。

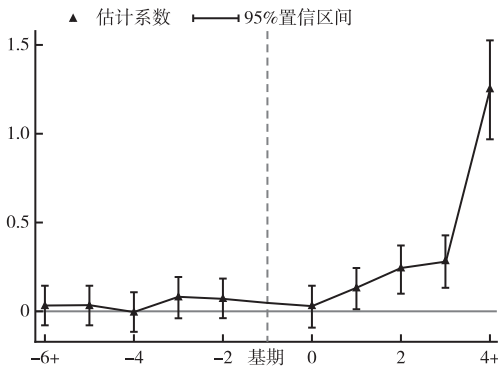


图1 以前一年为基期的平行趋势检验

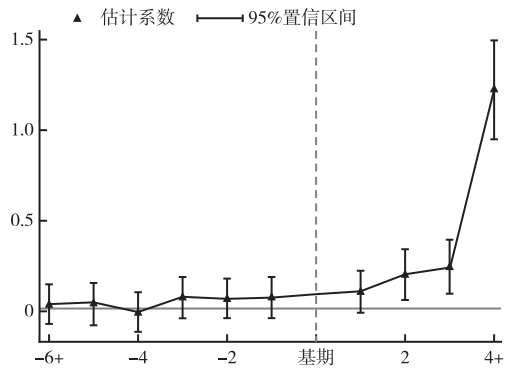


图2 以当年为基期的平行趋势检验

①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。

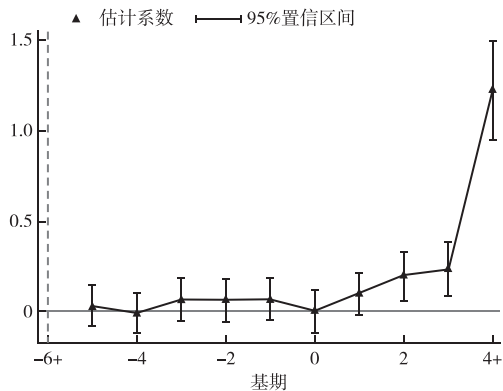


图3 以前6年以及之前为基期的平行趋势检验

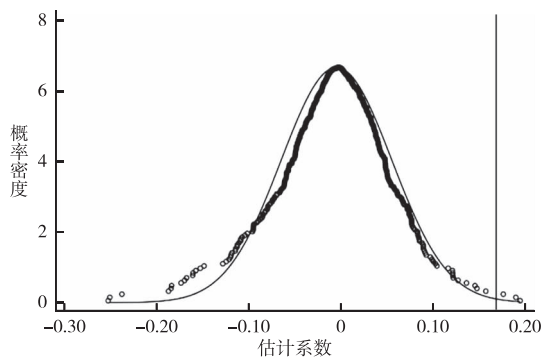


图4 安慰剂检验

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。为了排除潜在的干扰因素，本文参考孙鹏博和葛力铭(2021)的做法进行了重复500次的安慰剂检验。由图4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。

3. 排除干扰政策影响。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、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3的前两列汇报了排除农村金融改革影响的估计结果，表明在考虑农村金融改革后本文的结论仍然稳健。

表3 排除干扰政策

| 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) |

续表 3

| 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 |
| 固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 3152 | 3757 | 3757 | 3757 | 3757 | 3757 |
| R ² | 0.8748 | 0.8763 | 0.8771 | 0.8768 | 0.8768 | 0.8794 |

注:若无特殊说明,固定效应包括城市和年份两个维度,其他同表 2。

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。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。如果本文得出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,表 3 后 4 列分别汇总了分别控制碳排放交易权、低碳城市、环境信息公开和创新型城市哑变量的估计结果。估计表明在考虑干扰政策后本文的结论仍然成立。

(三)内生性问题

为了进一步缓解遗漏变量和反向因果问题的影响,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 4 第(1)(2)列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,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,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。^①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,这些城市成为改革开放以后经济活动最为活跃的地方,具有较好的实施改革制度基础。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,地级市政府几乎无法干预。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)的做法使用全国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 4 的估计结果表明,弱工具变量问题不存在,并且在考虑内生性问题后本文的结论仍然稳健。

表 4 内生性问题

| 变量 | 差分 GMM | 系统 GMM | 2SLS | | | |
|-------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | CP | CP | CP | 金融改革 | CP | 金融改革 |
| | (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) | 0.7012*** (0.1057) | | 0.4760*** (0.0939) | |
| IV:是否为通商口岸城市 | | | | 0.0512*** (0.0020) | | |
| IV:前一期同省内金融实验改革区数 | | | | | | 0.0430*** (0.0018) |

①限于文章篇幅,选取工具变量的原因留存备案。

续表 4

| 变量 | 差分 GMM | 系统 GMM | 2SLS | | | |
|--------------------------|---------------------|---------------------|-------------------------|------|-------------------------|------|
| | CP | CP | CP | 金融改革 | CP | 金融改革 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 3136 | 3532 | 3482 | 3482 | 3528 | 3528 |
| LM (P-value) | | | 217.5470*** (0.0000) | | 484.3600*** (0.0000) | |
| CD Wald F | | | 224.1640 | | 566.3180 | |
| 内生性检验(P-value) | | | 14.5630*** (0.0003) | | 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：第(4)和(6)列汇报的是第一阶段的估计结果，其他同表 3。

(四)其他稳健性检验

1. 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。具体设定如下方程进行检验：

$$jrgg_i^{year} = \theta CO_2^m + \rho X_i^m + \varepsilon_i \quad (6)$$

其中， $jrgg_i^{year}$ 为城市 i 被选为金融改革试点的年份^①， CO_2^m 为城市 i 在 m 年的碳排放水平， X_i^m 为 m 年的控制变量集合， m 分别取 2003 年和 2011 年值， ε_i 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 | | | | | | | |
|----------------|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|
| | 2003 年变量集合 | | | | 2011 年变量集合 | | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 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) |
| 省份效应 | 否 | 是 | 否 | 是 | 否 | 是 | 否 | 是 |
| 观测值 | 36 | 36 | 36 | 36 | 36 | 36 | 36 | 36 |
| R ² | 0.4876 | 0.9028 | 0.4876 | 0.9028 | 0.3675 | 0.9338 | 0.3675 | 0.9338 |

注：第(1)(2)(5)(6)列括号内汇报的是对方差稳健的标准误，第(3)(4)(7)(8)列汇报的是聚类到省份的标准误，其他同表 2。

2. 排除控制组选择性偏误问题。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。

①例如：青岛 2014 年被选为金融改革试点，青岛市 $jrgg_i^{year}$ 的取值为 2014。

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—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上本文的结论仍然稳健。

表 6 稳健性检验 I

| 变量 | 剔除周边城市 | 将 2017 年后实施改革作为控制组 | 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 |
|----------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| 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) |
| 固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 2585 | 1010 | 1080 | 3757 | 3549 | 3549 | 3757 |
| R ² | 0.8703 | 0.9143 | 0.8749 | 0.9307 | 0.8694 | 0.9586 | 0.8763 |

注:同表 2。

3. 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)(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。

表 7 稳健性检验 II

| 变量 | 金融改革试点发生在当年 | 剔除省会、副省级城市 | 剔除政策开始前三年 | 剔除城市开始前三年 | 两期 DID | 控制基期碳生产率(2003) | 控制基期碳生产率(2011) |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| 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) |
| 固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 3757 | 3339 | 3009 | 3662 | 3662 | 3757 | 3757 |
| R ² | 0.8762 | 0.8785 | 0.8643 | 0.8686 | 0.8875 | 0.8774 | 0.8778 |

注:同表 2。

4. 排除样本异质性以及预期效应的干扰。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初始特征三个方面进行稳健性检验。在排除潜在异质性样本干扰上: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。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,虽然所涉及的金融改革没有涉及绿色金融改革,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,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。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。

五、进一步分析

(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年)进行检验。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。^①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,参考孙鹏博和葛力铭(2021)的行业划分。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8 基于税源调查数据的进一步检验

| 变量 | FCP | FCP | FCP(高碳行业=1) | FCP(低碳行业=1) | FCP |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| 金融改革 | 0.1997*** (0.0100) | | 0.0665*** (0.0256) | 0.2275*** (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) |
| 固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 联合固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 1582872 | 1582872 | 370912 | 1146938 | 1582872 |
| R ² | 0.656 | 0.655 | 0.648 | 0.667 | 0.656 |

注:除第(2)(5)列外均未控制城市—年份联合效应,其他控制变量和固定效应设定同文中说明。

表8第(1)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。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8的第(2)列),金融改革试验区政策提升了高技术行业的碳生产率。表8的第(3)(4)列的分样本回归的结果表明,虽然金融改革能够提升高碳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。表8第(5)列的估计结果也表明金融改

^①限于文章篇幅,留存备索。

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

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。在反映城市金融供给上,使用城市人均贷款余额和(元/万人)来表示;在反映投资带动效应上,参考余泳泽等(2020)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投资增长率来表示。在反映金融集聚上,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、葛力铭,2021),本文使用工业企业数据库(2003—2014年)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9汇报了估计结果。

表9 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 |
|----------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| 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) | |
| 金融改革×高技术行业 | | | | | | | -0.0040*** (0.0015) |
| 固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 联合固定效应 | 否 | 否 | 否 | 否 | 否 | 是 | 是 |
| 观测值 | 3738 | 3482 | 3758 | 3738 | 3482 | 2784017 | 2784017 |
| R ² | 0.8971 | 0.3177 | 0.9637 | 0.8960 | 0.8871 | 0.8364 | 0.8362 |

注:其中企业数据的估计结果均剔除了2010年数据,其他同表5。

从表9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,并且金融供给提升了城市碳生产率,这一结论在表9的前5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在1%的水平上显著。进一步地,表10第(1)(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10第(1)(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9和表10的估计结果来看,金融改革试验区增加了资金供给,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一行业一年份的面板数据(2003—2009年、2011—2014年)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,在反映资源配置水平上,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0.9分位数与0.1分位数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10的第(3)–(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。在行业竞争效应上,

表 10 的第(3)(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,强化了高技术行业和低碳行业的行业竞争。同时,表 10 后 4 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。

表 10 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** (0.0937) | | -0.0368*** (0.0019) | | -0.0199*** (0.0032) | | -0.0096** (0.0042) | |
| 金融改革×非高碳行业 | | -0.0710*** (0.0259) | | -0.0271*** (0.0011) | | -0.0142*** (0.0017) | | -0.0228*** (0.0047) |
| 固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 联合固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 525074 | 525074 | 91980 | 91980 | 91980 | 91980 | 91980 | 91980 |
| R ² | 0.660 | 0.650 | 0.436 | 0.437 | 0.745 | 0.745 | 0.725 | 0.725 |

注:同表 5。

3. 技术进步路径。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创新的差异性影响,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 11 汇报了上述估计结果。表 11 的前 4 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,并且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。表 11 的后 4 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 11 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) | | | | |
| 固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 联合固定效应 | 否 | 否 | 否 | 否 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 3757 | 3496 | 3757 | 3496 | 2784017 | 2784017 | 2784017 | 2784017 |
| R ² | 0.8201 | 0.9004 | 0.8891 | 0.8792 | 0.695 | 0.700 | 0.423 | 0.520 |

注:同表 5。

4. 产业升级效应。为了检验产业升级的传导路径是否成立。首先,本文参考孙鹏博和葛力铭(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 12 的前 4 列的估计结果表明,无论是使用劳动生产率对数还是人均工业总产值的对数,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。进一步地,本文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(SR)。在表示制造业低碳化转型和制造业高技术化转型上,参考余泳泽等(2020)的做法进行计算。表 12 的后 6 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,并且制造业整体高技术化和低碳化转型促进了城市碳生产率的提升。

表 12 行业间生产率差距和城市产业升级效应检验

| 变量 | 劳动生产率对数 | | 人均工业总产值对数 | | 产业 升级 | 制造业 低碳化 | 制造业 技术化 | CP | | |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
| 金融改革 | | | | | 1.1432** (0.4866) | 0.5378** (0.2244) | 0.0280** (0.0137) | | | |
| 金融改革× 非高碳行业 | 0.0491*** (0.0072) | | 0.0492*** (0.0072) | | | | | | | |
| 金融改革× 高技术行业 | | 0.0483*** (0.0134) | | 0.0445*** (0.0135) | | | | | | |
| 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) |
| 固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 联合固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 否 | 否 | 否 | 否 | 是 | 是 |
| 观测值 | 2784017 | 2784017 | 2784017 | 2784017 | 3519 | 2834 | 2834 | 3519 | 2834 | 2834 |
| R ² | 0.7883 | 0.7882 | 0.7858 | 0.7859 | 0.6552 | 0.8771 | 0.8628 | 0.8885 | 0.9192 | 0.9156 |

注:同表 5。

(三)异质性分析

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 13 第(1)–(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,但均没有在 10%的水平上显著。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 13 第(3)列的估计系数为正,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。

2. 考虑其他异质性的影响。为了考察其他方面异质性的影响,参考第一财经发布的《城市商业魅力排行榜》和国家统计局分类标准,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,同时也按照南北方城市、第二产业比重、金融发展水平、技术水平和人口规模高于全国平均和低于全国平均两部分分别进行估计(均使用 2003 年值划分),估计结果汇报于表 13 中。估计结果表明,北方城市、初始创新水平较低、第二产业比重大、整体综合实力较低、人口较少和金融发展水平较高的城市,国家级金融改革试验区建设对碳生产率的提升作用更强。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。而城市规模越小、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低碳发展提供了助力。然而,金融发展水平异质性分析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。这可能是由于,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,在接下来的碳减排实践中也需要夯实金融和制度基础,营造良好的营商和金融发展环境,最大化实现金融供给侧改革的碳减排效应。

表 13 异质性分析

| 分类 I | 沿边和贸易导向 | 特色产业以及服务实体经济 | 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 | 人口高于平均 | 人口低于平均 |
|----------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|--------------------|-----------------------|
| | (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) |
| 观测值 | 3504 | 3467 | 3344 | 213 | 417 | 3127 | 1621 | 2136 |
| R ² | 0.8652 | 0.8835 | 0.8671 | 0.9219 | 0.9512 | 0.8869 | 0.8600 | 0.8978 |
| 分类 II | 北方 | 南方 | 第二产业比重高 | 第二产业比重低 | 金融业水平高 | 金融业水平低 | 技术水平较高 | 技术水平较低 |
| | (9) | (10) | (11) | (12) | (13) | (14) | (15) | (16) |
| 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) |
| 观测值 | 1646 | 2111 | 1967 | 1790 | 1621 | 2136 | 665 | 3092 |
| R ² | 0.8751 | 0.8808 | 0.8833 | 0.8678 | 0.8831 | 0.8933 | 0.8833 | 0.8762 |

注:所有估计均控制了控制变量、年份和城市固定效应,其他同表 5。

六、结论与建议

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。基于中国 281 个地级城市面板数据、税源调查数据、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、DDD 方法和工具变量法系统地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在 2012—2017 年间累计实现了约 959.199~1051.289mtCO₂ 的碳减排,约占累计总量的 1.8%~2%。^①(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)异质性分析表明,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。试验区更多提升初始创新水平较低、经济发展水平较低、人口少和二产比重高以及北方城市的碳生产率。

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。

^①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大。

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。尤其在近期经济复苏乏力的现实背景下,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举措。通过推动产业向技术密集型和低碳化升级实现内源式污染治理,是实现稳增长与“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配套工作。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结构性改革新格局,才能真正地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。

本文的另一个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,这些城市发展相对落后,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:

- 邓向荣 冯学良 李宝伟,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。
- 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。
- 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。
- 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。
- 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。
- 李小平 王树柏 周记顺,2014:《碳生产率变动与出口复杂度演进:1992—2009年》,《数量经济技术经济研究》第9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。

- 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。
- 潘家华 张丽峰,2011:《我国碳生产率区域差异性研究》,《中国工业经济》第5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。
- 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。
- 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》,《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。
- 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 兰伟,2016:《金融发展、创新与二氧化碳排放》,《金融研究》第1期。
- 余森杰 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 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。
- 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。
- 张成 蔡万焕 于同申,2013:《区域经济增长与碳生产率——基于收敛及脱钩指数的分析》,《中国工业经济》第5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。
- 朱东波 任力 刘玉,2018:《中国金融包容性发展、经济增长与碳排放》,《中国人口·资源与环境》第2期。
- Ali, S. et al(2015), “Analyzing the dynamics of energy consumption, liberalization, financial development, poverty and 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. et al(2020), “County-level CO₂ emissions and sequestration in China during 1997—2017”, *Scientific Data* 7:1—12.
- Dasgupta, S. et al(2001), “Pollution and capital markets in developing countries”, *Journal of Environment Economics and Management* 42(3):310—335.
- Garthwaite, C. et al(2014), “Public health insurance, labor supply, and employment lock”, *Quarterly Journal of Economics* 129(2):653—696.
- Goetz, M. (2019), “Financing conditions and toxic emissions”, SAFE Working Paper, No. 254.
- He, L. et al(2019), “Green credit, renewable energy investment and green economy development”, *Journal of Cleaner Production* 208:363—372.
- Javid, M. & G. F. Sharif(2013), “Energy consumption, financial development and CO₂ emissions in Pakistan”, MPRA, No. 48287.
- Li, P. et al(2016), “Does flattening government improve economic performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics* 123(2):18—37.
- Li, Z. et al(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 Economics* 32(2):41—46.
- Ozturka, I. & A. Acaravcib(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. et al(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. & C. S. Fernando(2008), “Environmental risk management and the cost of capital”, *Strategic Management Journal* 29(4):569—592.
- 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.
- Tanzian, A. et al(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. et al(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?

LIU Binglian SUN Pengbo
(Nankai University, Tianjin, China)

Abstract: Under the 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 adopts as a quasi-experiment of the setting up of the national financial reform pilot zone, an important starting point of the financial supply side structural reform, uses a time-varying DID method, and utilizes the data on urban carbon pollution, tax source investigation, and industrial enterprise with matched patent information to empirically examine 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 find: (1) The establishment of a national-level financial reform pilot zone has significantly improved carbon productivity. This conclusion is robust when using trade ports as instrumental variables. (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 heterogeneity analysis, we find that the national-level financial reform pilot zone has increased the carbon productivity of cities dependent on industry, cities lagging in 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 useful reference for China to realize the win-win situation of “six stabilities and six guarantees” and “double carbon” through the financial supply-side structural reform in the next step.

Keywords: Financial Reform Pilot Zone; Carbon Productivity; DID; DDD

(责任编辑:陈建青)

(校对:何伟)