

绿色金融改革创新节能效应研究

马艳芹 罗良文

内容摘要:设立绿色金融改革创新试验区是中国开启绿色金融区域探索的典型实践,也是促进节能降耗、减污降碳和绿色发展的重要手段。本文以绿色金融改革创新试验区实践为绿色金融政策的切入点,采用双重差分方法考察绿色金融改革创新政策的节能效应、作用机制和异质效应。研究结果表明,绿色金融改革创新政策的推行有助于降低试验区的能源强度,并提升试验区的绿色全要素能源效率,从而产生节能效应。机制检验结果表明,绿色金融改革创新政策能够通过推动产业结构升级和绿色技术创新来促进节能效应的产生。异质性分析结果显示,绿色金融改革创新政策有助于改善非资源型城市和中西部城市能源强度和绿色全要素能源效率,从而产生节能效应。本文的研究结论能够为促进绿色金融政策的制定和推广、挖掘节能效应的驱动力提供经验证据。

关键词:绿色金融 改革创新试验区 能源强度 绿色全要素能源效率 节能效应 产业结构升级 绿色技术创新

中图分类号:F206;F832.0

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2024)09-0022-17

一、问题提出

“双碳”目标下,中国经济发展迫切需要推进能源绿色低碳转型、产业结构转型升级、区域协调发展、绿色低碳技术创新。然而,当前仍面临着能源结构供需失衡、产业结构高碳化、区域发展条件和减排能力差异大、绿色低碳技术储备不足等诸多现实挑战^[1]。在中国经济亟待绿色低碳转型的背景下,持续、大幅提升能源利用效率是实现节能降耗、减污降碳和绿色发展的关键所在,也是缓解能源需求总量大、能源需求增长过快等现实矛盾的实践落点。提升能源利用效率可以产生节能效应,减少基本用能需求^[2],是促进碳减排最有效、最直接、最经济的手段。

基于“双碳”目标的战略引领和节能降耗的迫切需求,中国高度重视绿色金融发展,出台了多项绿色金融政策,目的是通过改变资源配置,引导资金流向可持续发展领域,激励企业实现资源节约高效利用,遏制污染性投资扩张,促进地区绿色发展。绿色金融作为联结实体经济和金融机构的重要手段,兼具投资导向、资源整合、信息传递、动态监管、环境规制等多重功能,以保护环境为目的,是实现绿色发展的重要工具^[3]。

收稿日期:2023-11-14;修回日期:2024-06-04

基金项目:国家社会科学基金一般项目“用能权交易制度驱动工业企业能源技术创新的机理、效应评价与政策优化研究”(21BJY111);湖北经济学院科研项目“绿色金融驱动能源供需双侧协同转型的影响机理与政策优化”(XJ23BS26)

作者简介:马艳芹 湖北经济学院经济与贸易学院讲师,通信作者,武汉,430205;

罗良文 中南财经政法大学经济学院教授、博士生导师,武汉,430073。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

为积极发展绿色金融市场,创新绿色金融对传统产业转型升级的服务,支持现代农业、清洁能源资源产业发展,力图避免再走“先污染后治理”的老路,中国于2017年在五个省份中的九个地区建立绿色金融改革创新试验区,开启了绿色金融改革创新试验区的区域探索之路。各绿色金融改革创新试验区以创新推动地区绿色发展为主线,在绿色金融认定标准、统计制度、机制建设、信用体系等方面进行先行先试,在绿色金融产品和服务的设计和实践中展开创新探索,拓展绿色金融融资渠道,为绿色低碳技术的研发推广、产业转型升级提供政策支撑与激励。近年来,绿色金融制度体系日臻完善,绿色改革创新试验区取得阶段性成果。作为一项颇具代表性的绿色发展理念实践,绿色金融改革创新政策能否从供给侧结构性改革的角度提升能源利用效率,对于促进节能降耗、减污降碳和绿色发展具有深远的意义。

绿色金融改革创新政策作为一个相对完整的金融政策体系^[4],体现了中国推广绿色金融的积极探索,近年来在学界逐渐得到关注。部分学者从微观层面证实了绿色金融对重污染企业降低债务融资成本的激励效应^[4]、低效投资抑制效应^[5],对企业全要素生产率的抑制作用^[6-7],以及对高质量绿色创新行为和可持续绩效的激励作用^[8-9]。还有学者从宏观层面上验证了绿色金融改革创新政策的碳减排效应^[10],对区域产业结构生态化发展的促进作用^[11],以及对绿色经济效率的提升作用^[12]。但是关于能源利用效率与绿色金融改革创新政策存在何种关系,现有研究相对来说较为匮乏。尽管已有部分研究表明绿色金融改革创新政策降低了工业能源消耗^[13]和区域能源强度^[14],但是鲜有学者从区域探索角度综合考察绿色金融政策对单要素能源效率和全要素能源效率的影响。同时,鉴于绿色金融改革创新政策兼具激励和约束效应,对二者的影响效应可能存在差异性。

本文以绿色金融改革创新试验区实践为切入点,采用双重差分(DID)方法考察绿色金融改革创新政策的节能效应。本文的边际贡献在于:第一,拓展了绿色金融改革创新政策的有效性分析。本文从绿色金融改革创新政策角度出发,探究绿色金融改革创新政策是否以及如何产生节能效应。同时,将波特假说纳入分析框架,为验证波特假说的存在性和适用性提供了直接的经验证据,也丰富了绿色金融政策的相关研究。第二,将能源强度与绿色全要素能源效率置于绿色金融改革创新政策影响效应的统一分析范畴,更加全面地评估绿色金融改革创新政策的节能效应。绿色金融政策对能源利用效率的影响,既可能是对能源消耗产生了约束效应,也可能是促进了生产要素之间的相互替代和配合,或是技术进步而产生的激励效应。因此,绿色金融政策对二者的影响程度和作用渠道可能存在差异性,而现有文献缺乏相关研究。第三,丰富了绿色金融改革创新政策效应在区域差异化和要素类别差异化特征下的异质性研究。对差异化特征进行分类,有助于更加科学合理地落实节能目标,促进节能降耗和减污降碳。

二、理论机制与研究假设

(一) 绿色金融改革创新试验区任务对能源利用效率的直接影响

绿色金融改革创新政策的节能效应与试验区的主要任务紧密相关,体现在五个方面。第一,支持金融机构设立绿色金融事业部,促进金融资源聚集。这不仅为试验区企业提供了更宽松的融资环境和更便捷的融资渠道,还向市场传递了国家坚持绿色发展的信号^[15],有助于引导民间资本流向绿色产业,进一步优化金融资源配置^[16]。发展绿色金融能够有效引导企业技术创新决策和意愿^[17],大力降低能源消耗,实现少投入、高产出和低污染。第二,鼓励发展绿色信贷,开发政府、银行、企业风险分担模式。绿色信贷对高污染、高能耗(“两高”)企业降低信贷支持或者采取高利率信贷,并停止新增授信支持,提高信贷融资门槛和交易

成本^[18],抑制这类企业盲目发展,倒逼其进行技术创新和产品升级,促进其绿色转型。第三,探索建立排污权、用能权等环境权益交易市场,发挥绿色金融的激励约束机制。环境权益市场推动要素资源在不同区域、行业和企业间有效配置和自由流动,从源头上解决能源资源配置扭曲问题,推动能源配置效率达到帕累托最优^[19]。第四,建立绿色产业、项目优先的政府服务通道。对绿色、低碳、环保行业提供更宽松的融资约束和更便利的融资渠道,为绿色企业的技术创新提供资金支持,分散企业节能环保技术创新和设备研发的风险^[20],优化资源配置,促进其研发投入和研发成果的转化应用^[21]。第五,建立绿色金融风险防范机制等。通过制定投融资风险考核机制和问责制度,加强绿色金融发展监管,缓解绿色金融市场中的信息不对称问题,有效防范信用风险,增强抵御风险的能力,为助力低碳发展提供保障。

综上,绿色金融改革创新试验区通过促进金融资源集聚、推动绿色信贷监管、建立环境权益市场、提供绿色项目支持、建立风险防范机制,从资金保障、信息传递、市场交易、政策支持和风险防范多角度对“两高”企业形成约束效应,对绿色产业产生激励效应,通过反向倒逼和正向激励促进企业的绿色技术创新,降低能源消耗量,提高能源利用效率。此外,绿色清洁产业与高污染行业在信贷成本、投资风险控制、投资回报方面产生利差,引导资金从“两高”行业流向清洁产业,还将推动劳动力、能源等要素的优化配置。同时,绿色技术创新和资源优化配置也将进一步促使其他行业主动革新生产工艺,转变生产方式,提高资源利用效率^[17]。

据此,本文提出研究假设 1:绿色金融改革创新政策能够有效提升能源利用效率,从而产生节能效应。

(二) 绿色金融改革创新政策对能源利用效率的间接影响

1. 产业结构升级

为推动经济社会高质量发展,充分发挥绿色金融在绿色低碳转型中的牵引作用,中国不断深入推进绿色金融改革创新试验区建设。随着试验区的不断发展,绿色金融在提高生产技术、应用现代化生产设备、创新生产方式、推动资源循环利用以及全面促进产业结构优化升级的过程中发挥着越来越重要的作用^[8]。在绿色金融改革创新政策的引导和激励下,各试验区的绿色信贷、绿色债券、绿色基金等各类绿色产品快速发展,为绿色产业和项目提供了充足的资金支持和便捷的融资渠道,缓解了清洁产业的融资压力,进一步壮大了绿色产业的规模,促进了地区产业结构转型升级^[10]。此外,绿色金融还通过环境信息的资金配置机制,提高了“两高”行业的融资成本^[22],控制了其融资规模,有效缓解其对地区产业结构转型升级的阻力,倒逼其进行生产技术和生产方式的革新。产业结构转型升级将促进企业淘汰高耗能生产要素,优化要素投入结构,促进企业增加知识和技术要素的投入,调整产品定位和产品结构。同时,这将带来越来越大的规模效应回报,实现资源要素的流动和有效配置,促进绿色低碳产业投资^[23],进一步推动绿色低碳循环经济体系的形成,是实现经济绩效和环境绩效协调发展的重要途径。产业结构升级可以改变以往的粗放式发展模式,使资源得到充分利用,减少资源浪费。通过约束高耗能行业、企业的扩张,有利于引导能源、资金、人才等要素向低能耗行业集聚,从而有效促进能源利用效率的提升。

2. 绿色技术创新

基于波特假说的研究框架,既有文献证实了绿色信贷政策、绿色金融改革创新政策的绿色创新诱发效应^[18-22]。在绿色金融改革创新政策的引导下,就外部激励机制而言,绿色金融为企业绿色技术创新提供了充足的资金保障,分散了绿色技术创新的投资风险,改善了绿色技术创新的环境,强化了绿色技术创新主体的市场地位;就内部动力机制而言,绿色技术创新为企业通过创新补偿效应抵消企业的环境成本提供了动力^[24],研发能力进一步得到提升,有助于形成绿色竞争力,为企业创造可持续的绿色价值。绿色技术创新是

驱动能源利用效率提升的关键^[19]。微观层面上,绿色技术贯穿于企业生产、消费、回收利用全过程,推动节能环保、清洁生产、可再生能源的使用,可以有效促进产业绿色清洁化转型^[25],提高能源利用效率;宏观层面上,绿色技术已经成为高质量发展的重要动力^[18],是新一轮工业革命和科技竞争的新兴领域,也是能源高效利用的重要抓手。绿色技术创新作为创新驱动与绿色发展有机整合的发展战略,是缓解能源供需双侧矛盾的重要方式,也是中国实现“双碳”目标的必然选择^[26]。

据此,本文提出研究假设 2:绿色金融改革创新政策通过推动产业结构升级和绿色技术创新,有效提升能源利用效率,从而产生节能效应。

三、研究设计

(一) 模型设定

2017 年,绿色金融改革创新试验区工作在浙江、江西、广东、贵州和新疆五个省份^①中的部分地区展开。在此之前,2014 年,浙江衢州率先启动了金融综合改革试点,明确提出要以绿色金融引导工业、农业绿色发展;2015 年,浙江湖州也明确提出要努力争创全国绿色金融改革创新试验区;2016 年,江西以赣江新区绿色金融改革创新试验区为切入点,深入推进金融供给侧结构性改革。鉴于不同试点地区开展绿色金融改革创新工作的时间差异,参考吴茵茵等(2021)^[27]的研究,本文运用多期双重差分模型检验绿色金融改革创新政策的节能效应。由于新疆维吾尔自治区的昌吉回族自治州和哈密市数据缺失,最后将五个省份中的湖州、衢州、南昌、九江、广州、贵阳、安顺以及克拉玛依 8 个城市确定为实验组,其余城市作为对照组。此外,兰州新区绿色金融改革创新试验区于 2019 年 11 月 28 日正式获批,试点时间较短,因此暂不考虑。模型设定如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + \sum \alpha_2 Control_{it} + \mu_i + \gamma_t + \delta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Y_{it} 表示城市*i*第*t*年的能源利用效率。 DID_{it} 为核心解释变量,由 $reform_i \times post_t$ 构成; $reform$ 为分组变量,设定绿色金融改革创新试验区城市为 1,其他非试点城市为 0; $post$ 用于判断该时间段是否受到绿色金融改革创新试验区的影响,如果在试点期取值为 1,在非试点期取值为 0。 $Control$ 为一系列控制变量; μ_i 为不随时间变化的城市固定效应, γ_t 为时间固定效应, δ_{it} 表示省份与年份的交互效应; ε_{it} 表示随机扰动项。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

在能源生产、加工、转换、输送和使用过程中,都会不同程度地排放污染物和二氧化碳。节约能源、减少能源消耗是降低污染物和二氧化碳排放的最现实、最有效的途径。节能不应单纯追求能源消耗绝对量的减少,从能源消耗强度考察中国能耗水平才是符合现阶段国情的合理做法^[28]。此外,绿色全要素能源效率衡量了给定能源投入要素的条件下实现最大化产出的能力。绿色金融改革创新政策引起能源强度的下降和绿色全要素能源效率的提升,意味着产生节能效应。因此,本文选择能源强度和绿色全要素能源效率作为被解释变量来衡量能源利用水平,并对二者进行取对数处理。

① 江西省赣江新区绿色金融改革创新试验区主要覆盖南昌市、九江市;贵州省贵安新区绿色金融改革创新试验区主要覆盖贵阳市、安顺市;新疆维吾尔自治区绿色金融改革创新试验区主要覆盖昌吉回族自治州、克拉玛依市和哈密市。

(1)能源强度:单位经济产出的能源消耗量,属于单要素能源效率。

(2)绿色全要素能源效率:包括劳动、资本、能源、期望产出和非期望产出。选取劳动、资本和能源作为投入,地区生产总值为期望产出,二氧化碳、工业二氧化硫、工业废水和工业烟粉尘排放量为非期望产出。二氧化碳排放数据来自中国碳核算数据库(CEADs),其他数据来源于《城市统计年鉴》、北京福卡斯特信息技术有限公司EPS数据库。绿色全要素能源效率基于以2009年为基期进行价格平减后的投入产出数据,采用超效率基于松弛变量的模型(SBM)和曼奎斯特-卢恩伯格(ML)指数测算而得。为更加准确地反映消费总量和能源消费结构的变化,本文参考陈等人(Chen et al.,2020)^[29]的研究,使用美国国防气象卫星计划/卫星运行的线性扫描系统(DMSP/OLS)夜间灯光数据进行变量模拟测度,对省级层面的能源消费数量按灯光数据值分解至城市层面,省级层面的数据来自CEADs,其中能源消费数据由17种能源折算而成。

2. 核心解释变量

核心解释变量为是否处于绿色金融改革创新试验区。构建双重差分变量,即 $DID_{it} = reform_i \times post_t$ 。其中, $reform$ 是试点地区的虚拟变量,如果是前文确定的8个试点地区则赋值为1,否则赋值为0; $post$ 是试点时间的虚拟变量,用于判断该时间段是否受到绿色金融改革创新试验区的影响,如果在试点期取值为1,在非试点期取值为0。

3. 机制变量

(1)产业结构升级。绿色金融改革创新试验区在东部、中部和西部地区均有分布,能够避免在产业转移过程中出现二次污染,助推产业结构优化升级,提升能源利用效率。参考袁航和朱承亮(2018)^[30]、胡文涛和戴淑庚(2024)^[31]的研究,本文从产业结构高级化和产业结构合理化两个维度进行考察,其中产业结构高级化既体现在量的变化,即产业结构从低水平向高水平状态顺次演进,又体现在质的变化,即涉及比例关系的研究和劳动生产率的提高。产业结构合理化表示产业间协调程度和资源有效利用程度,体现产业衔接度。具体的计算公式如下:

$$advanced1_{i,t} = \sum_{m=1}^3 y_{i,m,t} \times m, m = 1, 2, 3 \quad (2)$$

$$advanced2_{i,t} = \sum_{m=1}^3 y_{i,m,t} \times lp_{i,m,t} = Y_{i,m,t} / L_{i,m,t}, m = 1, 2, 3 \quad (3)$$

$$rationalized_{i,t} = 1/theil_{i,t} = 1 / \sum_{m=1}^3 y_{i,m,t} \ln(y_{i,m,t} / l_{i,m,t}), m = 1, 2, 3 \quad (4)$$

其中, $advanced1_{i,t}$ 代表产业结构高级化的量, $advanced2_{i,t}$ 代表产业结构高级化的质, $rationalized_{i,t}$ 代表产业结构合理化。 $y_{i,m,t}$ 表示 i 地区 m 产业在 t 时期占该地区生产总值的比重, $lp_{i,m,t}$ 表示 i 地区第 m 产业在 t 时期的劳动生产率, $Y_{i,m,t}$ 表示 i 地区 m 产业在 t 时期的增加值, $L_{i,m,t}$ 表示 i 地区第 m 产业在 t 时期的从业人员, $l_{i,m,t}$ 表示 i 地区第 m 产业在 t 时期从业人员占总就业人员的比重。 $theil_{i,t}$ 为泰尔指数,计算其倒数为产业结构合理化。此外,本文采取均值化方法去除量纲。

(2)绿色技术创新。以滞后一期的绿色发明专利与绿色实用新型专利授权量之和表示,相对于研发投入或专利申请量,能更好地反映实际绿色技术进步。此外,选取绿色发明占地区年度获得的专利总数的比例进行稳健性检验。本文对绿色技术创新专利数量与占比均取对数处理。

4. 控制变量

(1)经济发展水平。经济活动规模扩大可能导致更多的能源消耗,但充足的资金支持有助于加大研发

投入、改善生产技术,从而实现能源利用效率的改善。本文以 2009 年基期进行价格平减后的人均地区生产总值的对数值衡量。

(2)产业结构。第二产业化石能源消耗量大,也是污染物和二氧化碳的主要来源,本文以第二产业产值占地区生产总值的比重衡量。

(3)人口密度。人口活动与聚集直接影响资源的需求量和污染物的排放量,本文以城市人口数与行政区域面积的比值衡量,并对其进行取对数处理。

(4)环境规制。波特假说认为适度的环境规制能够激发企业的创新能力,进而提升能源利用效率,本文采用城市污水处理率控制样本城市环境规制强度的影响。

(5)金融发展水平。金融发展水平越高,企业越容易进行融资,对企业生产产生直接影响,本文选取国内贷款余额占地区生产总值的比重衡量。

(6)财政支持程度。为了反映地区财政对地区经济发展的支持,本文采用地方财政一般预算内支出占地区生产总值的比重衡量。

(三)数据来源

本文以 2010—2021 年中国 280 个地级及以上城市面板数据为研究样本,相关数据均以 2009 年为基期进行了价格平减处理,部分缺失数据采用插值法补齐。由于 2020 年及之后城市层面固定资产投资额数据大量缺失,以及工业废水、废气和固体废弃物与之前的统计口径存在明显差异,以绿色全要素能源效率为被解释变量的面板数据限定为 2010—2019 年。数据来源于《中国城市统计年鉴》、EPS 数据库,专利数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)。

表 1 为变量的描述性统计。

表 1 变量描述性统计结果

变量名称	变量符号	全样本		实验组		控制组	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
能源强度	$\ln EI$	-0.607 2	0.597 8	-0.440 1	1.104 1	-0.612 2	0.575 8
绿色全要素能源效率	$\ln GTFEE$	0.132 0	0.363 7	0.003 7	0.541 8	0.135 7	0.356 5
经济发展水平	$\ln gdp$	10.641 8	0.740 9	11.006 9	0.771 9	10.631 0	0.737 4
产业结构	$structure$	45.887 5	11.015 7	47.956 6	13.810 7	45.826 6	10.919 4
人口密度	$\ln density$	5.757 2	0.927 1	5.856 3	0.931 7	5.754 3	0.927 0
环境规制	$environ$	0.875 4	0.130 1	0.921 2	0.063 5	0.874 1	0.131 3
金融发展水平	$finade$	1.091 5	0.661 3	1.413 7	0.711 0	1.082 1	0.657 6
财政支持程度	$finsci$	0.199 9	0.105 2	0.172 6	0.074 4	0.200 7	0.105 6
产业结构高级化的量	$advanced1$	2.296 7	0.145 7	2.400 5	0.137 5	2.293 7	0.144 9
产业结构高级化的质	$advanced2$	1.043 6	0.722 1	1.037 0	0.491 6	1.043 8	0.727 8
产业结构合理化	$rationalized$	1.780 1	15.951 3	1.799 5	3.785 0	1.779 5	16.171 4
绿色技术创新	$\ln innovation$	2.233 2	1.740 1	1.746 2	1.417 8	2.242 6	1.744 6

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

表2反映了绿色金融改革创新政策对能源利用效率的平均处理效应。如表2所示,加入控制变量后,影响能源强度($\ln EI$)的 DID 系数为-0.0513,且在1%的水平下显著,表明绿色金融改革创新试验区的设立抑制了地区能源强度,这与张等人(Zhang et al.,2023)^[13]、黄秀路等(2023)^[14]的研究结果一致。同时,影响绿色全要素能源效率($\ln GTFEE$)的 DID 系数仍在1%的水平下显著为正,表明绿色金融改革创新试验区的设立促进了地区的绿色全要素能源效率的改善。由此,假设1得到验证。

表2 基准回归结果

变量	$\ln EI$	$\ln GTFEE$
<i>DID</i>	-0.0513*** (0.0112)	0.0903*** (0.0261)
<i>lngdp</i>	-0.7266*** (0.0257)	0.4247*** (0.0689)
<i>structure</i>	0.0001 (0.0010)	-0.0053*** (0.0016)
<i>Indensity</i>	-0.1982*** (0.0377)	0.1906 (0.1422)
<i>environ</i>	0.1099* (0.0546)	-0.0164 (0.0510)
<i>finande</i>	0.0046 (0.0150)	0.0116 (0.0129)
<i>finsci</i>	0.3641*** (0.0714)	-0.4269 (0.8543)
常数项	6.2947*** (0.3079)	-5.5503*** (0.8079)
年份固定效应	控制	控制
城市固定效应	控制	控制
省份与年份交互效应	控制	控制
$\overline{R^2}$	0.9729	0.8637
样本量	3360	2800

注:括号内的数值为标准误,*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。后表同。

上述结果表明,绿色金融改革创新试验区的设立能够降低能源强度。这是因为试验区的重要任务之一就是建设绿色金融事业部或绿色支行,鼓励发展绿色信贷,这提高了融资门槛和交易成本,对“两高”行业起到了约束和引导的作用。同时,绿色金融改革创新试验区的设立提升了区域绿色全要素能源效率。主要原因在于:试验区促进了金融资源集聚,能够有效引导企业的绿色技术创新决策和意愿,有助于降低能源消耗,实现少投入、高产出和低污染;同时,试验区的设立还有助于积极发展环境权益市场,促进资源的有效配置和自由流动,推动能源配置效率达到帕累托最优。由此,绿色金融改革创新试验区的设立改善了能源利用效率,即绿色金融改革创新政策产生了节能效应。

(二) 动态效应分析

图1反映了绿色金融改革创新政策对能源利用效率影响的动态效应^①。其中,在绿色金融改革创新试验区设立以后,对“两高”企业的融资约束增强,倒逼企业节能生产,有效控制能源消费总量,抑制能源强度的提升。在试验区设立之前,影响绿色全要素能源效率的系数未通过显著性检验,但是在绿色金融改革创新试验区正式设立后,*DID*系数开始显著为正,并且影响系数绝对值有增大的趋势,表明绿色金融改革创新试验区的设立改善了地区绿色全要素能源效率,即通过了平行趋势检验。

但是,政策实施2~3期后对能源利用效率的改善效果再次不显著,可能的原因在于:试验区建设有效降低了企业创新的风险和成本,有效促进了绿色技术创新。当大部分企业均获得技术进步带来能源利用效率提高的红利时,企业为了追求规模经济,获得超额利润,会选择扩大生产规模,导致能源消费量的增加。同时,在能源供给量允许的范围内,企业会扩大产品的供给进而引致价格下降,价格下降增加了消费者对产品的需求,致使能源消费量进一步增加,从而促进了能源回弹效应^[32],削弱了政策效果。

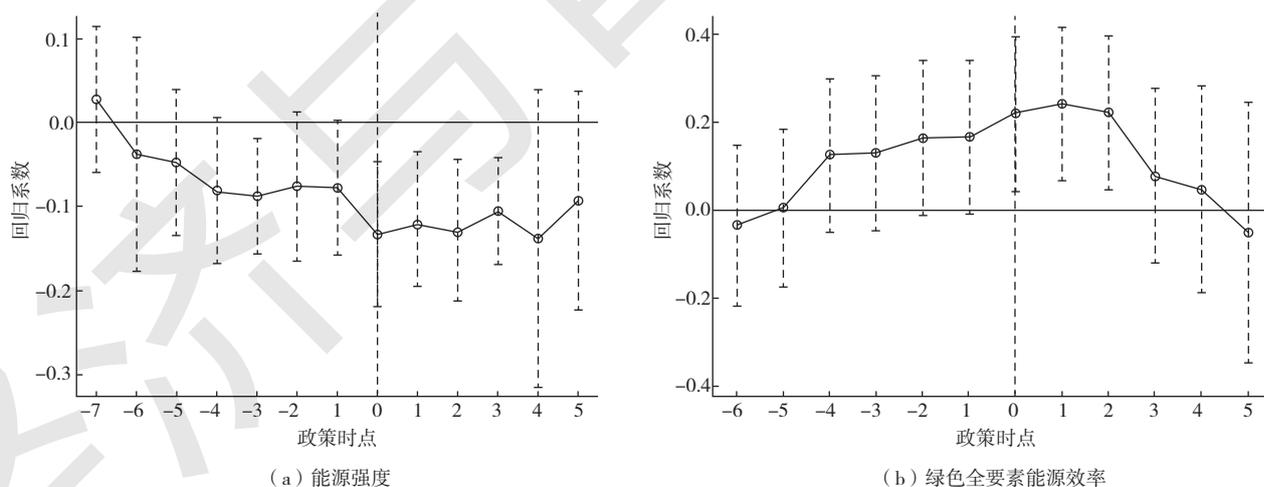


图1 平行趋势检验结果

(三) 稳健性检验

1. 安慰剂检验

为了进一步证实本文的回归结果是设立绿色金融改革创新试验区而不是其他未知因素造成的,参考拉

^① 由于两组数据的时间跨度不同,在进行平行趋势检验时所保留期数存在差异。

费拉拉等(La Ferrara et al.,2012)^[33]的研究,随机抽样 500 次构建伪政策虚拟变量,按照模型(1)重新回归估计,检验其系数和 P 值。如图 2 所示,两组回归系数均基本符合正态分布,能源强度取值基本为-0.03~0.03,远大于估计系数-0.051 3;绿色全要素能源效率取值基本为-0.04~0.04,远小于估计系数 0.090 3,并且 P 值绝大部分大于 0.1。以上结果符合安慰剂检验预期,说明绿色金融改革创新政策的节能效应是真实存在的,并未受到其他非观测随机因素的干扰。

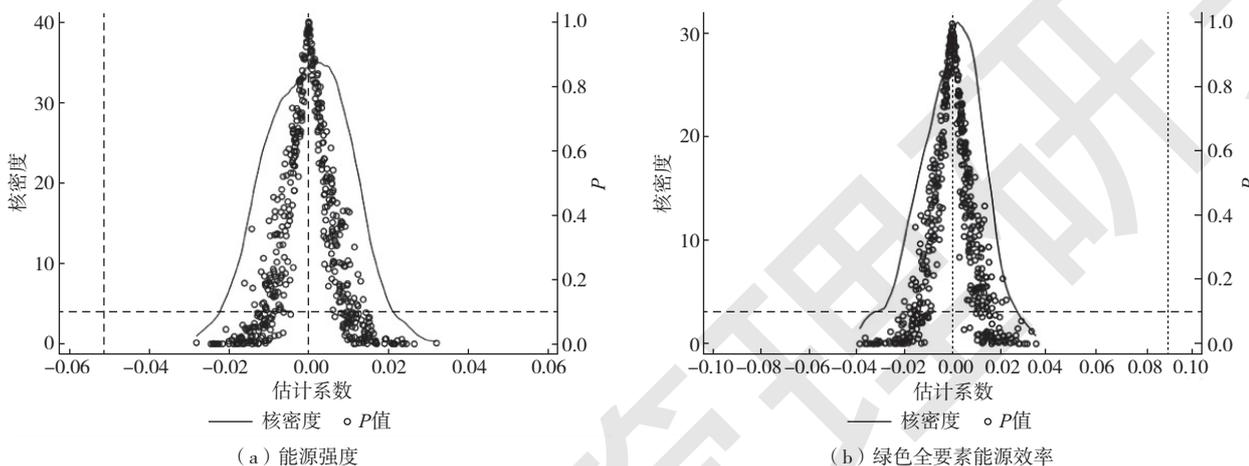


图 2 安慰剂检验结果

2. 倾向得分匹配-双重差分(PSM-DID)

由于本文的城市样本在空间布局、经济发展水平、产业结构、资源禀赋、环境承载能力等方面存在差异,无法满足双重差分方法所需要的共同趋势前提假设,容易存在选择性偏误的问题。因此,先使用倾向得分匹配对试点城市和非试点城市进行匹配,再对匹配后的结果使用双重差分法进行回归。由表 3 可以看出,无论是半径匹配、近邻匹配还是核匹配,影响能源强度的 DID 系数始终在 5%的水平下显著为负,影响绿色全要素能源效率的 DID 系数在至少 5%的水平下显著为正,再次证实了绿色金融改革创新政策产生了节能效应,印证了本文基准回归结果的稳健性。

表 3 PSM-DID 回归结果

变量	半径匹配		近邻匹配		核匹配	
	lnEI	lnGTTEE	lnEI	lnGTTEE	lnEI	lnGTTEE
DID	-0.037 0** (0.015 5)	0.084 9** (0.032 4)	-0.039 2** (0.015 2)	0.095 1*** (0.027 8)	-0.039 2** (0.015 2)	0.095 1*** (0.027 8)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份与年份交互效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

表3(续)

变量	半径匹配		近邻匹配		核匹配	
	lnEI	lnGTFEE	lnEI	lnGTFEE	lnEI	lnGTFEE
常数项	6.754 7*** (0.458 1)	-4.037 9** (1.419 2)	6.559 0*** (0.406 2)	-4.553 5*** (1.129 3)	6.559 0*** (0.406 2)	-4.553 5*** (1.129 3)
\bar{R}^2	0.976 5	0.874 8	0.976 8	0.872 4	0.976 8	0.872 4
样本量	2 889	2 360	3 095	2 640	3 095	2 640

3. 排除干扰政策的影响

同时期其他政策可能会与绿色金融改革创新试验区存在实施范围和实施效果的重叠,从而对绿色区域政策效应的识别产生干扰。为剥离相关政策的干扰,本文剔除节能减排财政政策综合示范试点城市^[34]、用能权有偿使用和交易制度试点地区^[19]以及排污权交易试点地区^[35],对其余样本进行双重差分检验。由表4可知,在排除其他政策的影响以后,影响能源强度的 DID 系数始终显著为负,影响绿色全要素能源效率的 DID 系数始终显著为正,即绿色金融改革创新政策产生了节能效应,说明基准回归结果具有稳健性。

表4 排除干扰政策的影响

变量	节能减排财政政策综合示范试点		用能权交易制度		排污权交易制度	
	lnEI	lnGTFEE	lnEI	lnGTFEE	lnEI	lnGTFEE
DID	-0.062 9*** (0.014 3)	0.055 8* (0.034 6)	-0.091 5*** (0.016 3)	0.168 4*** (0.037 4)	-0.090 9*** (0.017 6)	0.179 1*** (0.038 3)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份与年份交互效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	7.139 0*** (0.370 7)	-4.424 0*** (0.779 3)	6.230 7*** (0.327 9)	-5.616 2*** (0.880 5)	4.927 0*** (0.979 8)	-3.595 3* (1.602 5)
\bar{R}^2	0.970 8	0.858 1	0.975 5	0.876 1	0.973 4	0.857 9
样本量	3 012	2 510	2 700	2 250	2 052	1 710

4. 其他稳健性检验

(1) 替换被解释变量。除了能源强度和绿色全要素能源效率,电力强度同样也是反映能源利用效率的指标。本文进一步采用单位地区生产总值的电力消耗量来替换被解释变量的方式进行双重差分回归。由表5可知,在替换被解释变量后,影响电力强度的 DID 系数在5%的水平下显著为负,表明绿色金融改革创新政策的推行降低了电力强度,也证实了基准回归结果的稳健性。

(2) 改变样本时间。2012年正式发布的《绿色信贷指引》使银行业真正将绿色信贷提升至战略层面,被视为中国绿色信贷政策的里程碑。考虑到绿色信贷政策可能存在的影响,本文在剔除2012年以前未受绿色

信贷影响的样本时间后再次进行双重差分回归。由表5可知,影响能源强度的 *DID* 系数在1%的水平下显著为负,影响绿色全要素能源效率的 *DID* 系数在1%的水平下显著为正,进一步证实了基准回归结果的稳健性。

(3)控制其他特征。本文将市场化程度(城镇私营和个体从业人员在城镇单位从业人员中的比重)和人力资本水平(普通高等学校专任教师数与年末总人口数的比值)加入模型中,可以发现影响能源强度的 *DID* 系数在5%的水平下显著为负,影响绿色全要素能源效率的 *DID* 系数在1%的水平下显著为正,再次证实了基准回归结果的稳健性。

表5 其他稳健性检验

变量	替换被解释变量	改变样本时间		控制其他特征	
		lnEI	lnGTFEE	lnEI	lnGTFEE
<i>DID</i>	-0.053 0** (0.021 3)	-0.052 0*** (0.015 3)	0.082 1*** (0.021 7)	-0.037 9** (0.012 8)	0.093 7*** (0.026 6)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份与年份交互效应	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	1.291 9 (2.281 1)	6.402 5*** (0.559 6)	-4.744 0*** (0.907 0)	-0.476 2 (0.465 4)	-5.679 6*** (0.832 5)
\bar{R}^2	0.902 9	0.979 4	0.896 3	0.974 9	0.865 2
样本量	2 800	2 800	2 240	2 800	2 800

五、进一步分析

(一)作用机制检验

1. 产业结构升级的传导机制

根据前文的理论分析,绿色金融改革创新政策可能会通过推动产业结构转型升级影响能源利用效率,本文参考史丹和李少林(2020)^[35]、许文立和孙磊(2023)^[36]的研究进行机制检验分析,重点关注交互项的系数,以判断试验区的设立是否推动产业结构优化升级进而促进节能效应的产生。本文根据产业结构升级的组成部分开展分组回归,表6分别从产业结构高级化的量、高级化的质和产业结构合理化三个方面考察。由交互项回归结果可知,在实施绿色金融改革创新试验区后,对产业结构高级化的质和量、产业结构合理化均产生了积极的推动作用,进而提升能源利用效率。主要原因在于:绿色金融改革创新试验区积极为传统产业转型升级服务,探索新型绿色产业的发展,引导生产要素向更高效率部门的流动,促进产业结构高级化,实现产业结构优化升级。产业结构优化升级能够优化生产要素投入结构,提升要素投入效率,实现要素的优化配置,有利于引导能源、资金、人才等要素向低能耗、低污染的清洁型行业集聚,能够对改善能源效率产生积极的作用,进而产生节能效应。由此,假设2得到验证。

表6 机制检验结果:产业结构升级

变量	lnEI			lnGTFEE		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>advanced1</i>	0.553 2*** (0.140 1)			-0.660 1*** (0.169 2)		
<i>DID×advanced1</i>				0.039 6*** (0.011 3)		
<i>advanced2</i>		0.012 7** (0.005 7)			0.012 7 (0.007 1)	
<i>DID×advanced2</i>		-0.037 2*** (0.008 3)			0.064 4*** (0.016 0)	
<i>rationalized</i>			-0.000 9 (0.000 6)			-0.000 3 (0.000 6)
<i>DID×rationalized</i>			-0.039 5*** (0.009 2)			0.122 1*** (0.023 5)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份与年份交互效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	5.180 3*** (0.347 0)	6.341 5*** (0.319 5)	6.480 1*** (0.344 5)	-4.125 8*** (0.740 9)	-5.508 0*** (0.806 9)	-5.439 2*** (0.846 4)
\bar{R}^2	0.973 3	0.973 0	0.972 9	0.865 2	0.864 1	0.865 7
样本量	3 360	3 360	3 360	2 800	2 800	2 800

2. 绿色技术创新的传导机制

根据前文的理论分析,绿色金融改革创新政策可能会通过促进绿色技术创新影响能源利用效率,参考陈等人(Chen et al.,2020)^[37]、祝继高和梁晓琴(2022)^[38]的研究,通过检验绿色金融改革创新政策的机制变量,基于已有文献的相关理论来验证影响机制的合理性。由表7可知,影响能源强度的 *DID* 系数在 1% 的水平下显著为负,影响绿色全要素能源效率的 *DID* 系数在 1% 的水平下显著为正。进一步地,分别以绿色发明和实用新型专利授权数量、绿色发明专利占比衡量绿色技术创新(*lninnovation*),表7后两列的结果表明,影响绿色技术创新的 *DID* 系数在 1% 的水平下显著为正,说明绿色金融改革创新政策诱发了试验区的绿色技术创新。绿色金融改革创新试验区的设立使得“两高”企业面临更为严峻的融资压力,迫使企业在生产过程中更加注重节能减排^[35]。绿色金融改革创新试验区可以为绿色清洁型企业提供更加畅通的融资渠道,减少企业对绿色创新风险的担忧,使得企业有能力进行绿色技术创新,直接减少企业的生产能耗,提升能源利用效率,从而产生节能效应^[19,39]。由此,假设2再次得到验证。

表7 机制检验结果:绿色技术创新

变量	lnEI	lnGTFEE	Innovation	
			绿色发明和实用 新型专利授权数量	绿色发明专利 授权占比
<i>DID</i>	-0.0513*** (0.0112)	0.0903*** (0.0261)	0.6371*** (0.1468)	0.5533*** (0.1548)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
省份与年份交互效应	控制	控制	控制	控制
常数项	6.2947*** (0.3079)	-5.5503*** (0.8079)	36.1062** (12.5599)	8.1854 (5.6841)
\bar{R}^2	0.9729	0.8637	0.7216	0.4802
样本量	3360	2800	2800	2800

(二) 异质性分析

由于研究的城市样本在资源禀赋和地理区位上存在差异性,使得各地区对于某一政策的实施具有不同程度的体现,本文从资源禀赋和地理区位两个角度考察绿色金融改革创新政策对能源利用效率的异质性影响。

1. 资源禀赋的异质性分析

本文根据国务院印发的《全国资源型城市可持续发展规划(2013-2020年)》所确定的资源型和非资源型城市名单,分组进行回归分析。如表8所示,从影响能源强度的系数来看,非资源型城市系数为-0.0960,且通过了1%的显著性水平检验,说明绿色金融改革创新政策对非资源型城市的激励作用明显。这是因为试验区为清洁型企业提供了融资渠道,激励企业进行绿色技术创新和绿色清洁生产以获得更多的资金支持,因而对非资源型城市的能源强度有抑制作用。同时,资源型城市系数并不显著。可能的原因在于:资源型城市以自然资源开采和加工为主导,产品技术更新的内在激励较弱,企业间技术创新能力差别不大。因此,绿色金融改革创新政策没有对资源型城市能源强度起到明显作用。从影响绿色全要素能源效率的系数来看,非资源型城市系数在1%的水平下显著为正,但是资源型城市系数并不显著。主要原因在于:试验区的设立提高了高耗能、高污染企业的融资门槛,倒逼企业加大绿色技术研发投入,推动资源的优化配置,因而对非资源型城市的绿色全要素能源效率起到了明显的改善作用。这说明绿色金融改革创新政策对非资源型城市产生了节能效应。

表8 资源禀赋的异质性回归结果

变量	lnEI		lnGTFEE	
	资源型城市	非资源型城市	资源型城市	非资源型城市
<i>DID</i>	0.1321 (0.1238)	-0.0960*** (0.0206)	-0.1936 (0.1663)	0.1542*** (0.0474)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制

表8(续)

变量	lnEI		lnGTTEE	
	资源型城市	非资源型城市	资源型城市	非资源型城市
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
省份与年份交互效应	控制	控制	控制	控制
常数项	6.657 2*** (0.928 6)	7.647 1*** (1.049 0)	1.392 4 (2.184 4)	-14.464 5*** (1.748 8)
\bar{R}^2	0.971 4	0.977 8	0.866 3	0.886 5
样本量	1 332	2 028	1 110	1 690

2. 地理区位的异质性分析

本文根据样本城市所在地区,分为东部地区和中西部地区,分别对两组进行回归分析。由表9可以看出,影响中西部城市的能源强度系数为-0.063 1,且在1%的水平下显著,但是东部城市系数并不显著。此外,影响中西部城市和东部城市的绿色全要素能源系数分别为0.053 6和0.115 7,分别在1%和5%的水平下显著(组间系数不存在显著性差异)。主要原因在于:相对而言,东部地区城市金融市场体系更加完善,企业的融资渠道也更加畅通,绿色金融改革创新政策没有对其能源强度产生明显作用;而中西部地区城市经济和金融发展水平都相对落后,绿色金融改革创新试验区的推行起到了明显的约束和激励作用,因而绿色金融改革创新试验区政策对中西部城市的能源强度起到了抑制作用。同时,上述结果说明了绿色金融改革创新政策对各地区绿色全要素能源效率均有积极的改善作用,不存在显著的地理区位差异性影响。总体而言,绿色金融改革创新政策有助于改善中西部地区节能效果。

表9 地理区位的异质性回归结果

变量	lnEI		lnGTTEE	
	东部城市	中西部城市	东部城市	中西部城市
<i>DID</i>	-0.021 6 (0.012 6)	-0.063 1*** (0.015 7)	0.115 7** (0.048 1)	0.053 6*** (0.013 9)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
省份与年份交互效应	控制	控制	控制	控制
常数项	5.481 5* (2.445 3)	7.001 3*** (0.469 8)	-12.831 9*** (1.708 7)	-3.032 5** (1.133 1)
\bar{R}^2	0.980 8	0.966 3	0.779 6	0.882 7
样本量	1 032	2 328	860	1 940

六、研究结论与政策启示

(一) 研究结论

本文以建立绿色金融改革创新试验区为政策冲击事件,采用双重差分方法考察绿色金融改革创新政策

的节能效应,并进行了机制检验和异质性分析,得出如下结论:

第一,绿色金融改革创新试验区的设立降低了试验区的能源强度,提升了试验区的绿色全要素能源效率。由此表明,绿色金融改革创新政策产生了节能效应。在经过一系列稳健性检验以后,上述结论依然成立。

第二,从作用机制来看,绿色金融改革创新政策能够推动产业结构升级与绿色技术创新,进而促进能源利用效率的提升。绿色金融改革创新试验区积极为传统产业结构转型升级服务,引导生产要素向更高效率部门流动,能够促进产业结构优化升级,产生节能效应。绿色金融改革创新政策对绿色技术创新存在诱发效应,并且绿色创新驱动能够直接减少企业的生产能耗,是提高能源利用效率最根本的途径,从而促进节能效应的产生。

第三,就资源禀赋和地理区位而言,绿色金融改革创新政策有助于改善非资源型城市能源强度和绿色全要素能源效率,而对资源型城市的影响不明显;绿色金融改革创新政策能够改善中西部城市能源强度和绿色全要素能源效率,而对东部城市的能源强度作用不明显。

(二) 政策启示

基于上述结论,本文的政策启示在于:

第一,构建绿色金融长效机制,释放绿色金融政策节能潜力。政府要加大对绿色金融的支持力度,提升绿色金融发展水平,提炼试点地区经验,结合地区发展情况,扩建各有侧重、各有特色的试验区,促进地区节能降耗和减污降碳。坚持绿色发展理念,强化绿色金融改革创新政策的节能导向,深度释放绿色金融的节能潜力。

第二,完善改革创新试点,注重试点政策差异设计。在推行绿色金融改革创新试点政策时,应结合地区资源禀赋和地理区位的差异,制定更加科学、细化的绿色金融政策和绿色金融产品,避免绿色金融改革创新政策的“一刀切”。

第三,推进绿色技术的创新与应用,推动能源结构转型。目前,市场导向型的绿色技术交易市场仍待进一步完善,绿色技术的研发需要时间周期和大量的资金投入。因此,需要鼓励银行业等金融机构加大对技术创新的支持,以降低企业开展绿色技术创新的融资成本和风险溢价,为低碳企业成长提供金融支持政策;加大绿色技术的应用,通过推动技术进步进一步改善能源利用效率;不断完善低碳技术市场、能源市场和碳市场,促进供需衔接,推动绿色低碳技术的应用。

参考文献:

- [1] 罗良文,马艳芹.“双碳”目标下产业链韧性提升的机理、挑战及路径[J]. 现代经济探讨,2023(6):85-96.
- [2] 杨丹,邓明艳,刘自敏.提高能源效率可以降低相对贫困吗?——以能源贫困为例[J]. 财经研究,2022,48(4):4-18.
- [3] LEE C C, LEE C C. How does green finance affect green total factor productivity? Evidence from China [J]. Energy Economics, 2022, 107: 105863.
- [4] SHI J Y, YU C H, LI Y X, et al. Does green financial policy affect debt-financing cost of heavy-polluting enterprises? An empirical evidence based on Chinese pilot zones for green finance reform and innovations [J]. Technological Forecasting and Social Change, 2022, 179: 121678.
- [5] YAN C, MAO Z C, HO K C. Effect of green financial reform and innovation pilot zones on corporate investment efficiency [J]. Energy Economics, 2022, 113: 106185.
- [6] 王修华,刘锦华,赵亚雄.绿色金融改革创新试验区的成效测度[J]. 数量经济技术经济研究,2021,38(10):107-127.
- [7] 金环,于立宏,徐扬.绿色金融创新政策与企业生产率差异——来自中国上市公司的证据[J]. 经济评论,2022(5):83-99.
- [8] IRFAN M, RAZZAQ A, SHARIF A, et al. Influence mechanism between green finance and green innovation: exploring regional policy intervention

- effects in China[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2022, 182: 121882.
- [9] HUANG H Y, MBANYELE W, WANG F R, et al. Climbing the quality ladder of green innovation: does green finance matter? [J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2022, 184: 122007.
- [10] 高原, 申珍珍. 绿色金融改革政策的碳减排效应[J]. *中国环境科学*, 2022, 42(10): 4849-4859.
- [11] 斯丽娟, 姚小强. 绿色金融改革创新与区域产业结构生态化——来自绿色金融改革创新试验区的准自然实验[J]. *学习与探索*, 2022(4): 129-138.
- [12] 赵亚雄, 王修华, 刘锦华. 绿色金融改革创新试验区效果评估——基于绿色经济效率视角[J]. *经济评论*, 2023(2): 122-138.
- [13] ZHANG Z H, WANG J, FENG C, et al. Do pilot zones for green finance reform and innovation promote energy savings? Evidence from China[J]. *Energy Economics*, 2023, 124: 106763.
- [14] 黄秀路, 武宵旭, 袁圆, 等. 绿色金融改革的节能效应与机制[J]. *中国人口·资源与环境*, 2023, 33(8): 27-36.
- [15] ZHANG S L, WU Z H, WANG Y, et al. Fostering green development with green finance: an empirical study on the environmental effect of green credit policy in China[J]. *Journal of Environmental Management*, 2021, 296: 113159.
- [16] ZHANG A X, DENG R R, WU Y F. Does the green credit policy reduce the carbon emission intensity of heavily polluting industries? —Evidence from China's industrial sectors[J]. *Journal of Environmental Management*, 2022, 311: 114815.
- [17] 张婷, 李泽辉, 崔婕. 绿色金融、环境规制与产业结构优化[J]. *山西财经大学学报*, 2022, 44(6): 84-98.
- [18] 王馨, 王莹. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. *管理世界*, 2021, 37(6): 173-188.
- [19] 薛飞, 周民良. 用能权交易制度能否提升能源利用效率? [J]. *中国人口·资源与环境*, 2022, 32(1): 54-66.
- [20] 周兵, 李艺. 绿色金融与技术创新耦合协调对低碳经济发展的影响[J]. *经济与管理研究*, 2024, 45(3): 3-22.
- [21] 谢婷婷, 刘锦华. 绿色信贷如何影响中国绿色经济增长? [J]. *中国人口·资源与环境*, 2019, 29(9): 83-90.
- [22] 金环, 于立宏, 徐远彬. 绿色产业政策与制造业绿色技术创新[J]. *中国人口·资源与环境*, 2022, 32(6): 136-146.
- [23] WANG X Y, WANG Q. Research on the impact of green finance on the upgrading of China's regional industrial structure from the perspective of sustainable development[J]. *Resources Policy*, 2021, 74: 102436.
- [24] 刘承毅, 李欣. 环境规制对高碳制造业绿色低碳发展的影响——基于数字技术的调节效应[J]. *首都经济贸易大学学报*, 2023, 25(3): 18-31.
- [25] 王文举, 钱新新. 试点碳排放权交易市场对中国工业低碳转型的作用机制研究[J]. *经济与管理研究*, 2024, 45(1): 16-34.
- [26] 郑兰祥, 郭娟, 郑飞鸿. 节能减排财政政策促进了绿色技术创新的“量质齐升”吗? [J]. *首都经济贸易大学学报*, 2023, 25(5): 3-19.
- [27] 吴茵茵, 齐杰, 鲜琴, 等. 中国碳市场的碳减排效应研究——基于市场机制与行政干预的协同作用视角[J]. *中国工业经济*, 2021(8): 114-132.
- [28] 祝树金, 谢煜, 吴德胜. 制造业服务化的节能效应及其中介机制研究[J]. *财贸经济*, 2020, 41(11): 126-140.
- [29] CHEN J D, GAO M, CHENG S L, et al. County-level CO₂ emissions and sequestration in China during 1997 - 2017[J]. *Scientific Data*, 2020, 7: 391.
- [30] 袁航, 朱承亮. 国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗[J]. *中国工业经济*, 2018(8): 60-77.
- [31] 胡文涛, 戴淑庚. 金融开放对经济高质量发展的结构性驱动效应[J]. *财经研究*, 2024, 50(1): 4-18.
- [32] 胡东兰, 申颖, 刘自敏. 中国城市能源回弹效应的时空演变与形成机制研究[J]. *中国软科学*, 2019(11): 96-108.
- [33] LA FERRARA E, CHONG A, DURYE A S. Soap operas and fertility: evidence from Brazil[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2012, 4(4): 1-31.
- [34] 薛飞, 陈熙. 绿色财政政策的碳减排效应——来自“节能减排财政政策综合示范城市”的证据[J]. *财经研究*, 2022, 48(7): 79-93.
- [35] 史丹, 李少林. 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[J]. *中国工业经济*, 2020(9): 5-23.
- [36] 许文立, 孙磊. 市场激励型环境规制与能源消费结构转型——来自中国碳排放权交易试点的经验证据[J]. *数量经济技术经济研究*, 2023, 40(7): 133-155.
- [37] CHEN Y, FAN Z Y, GU X M, et al. Arrival of young talent: the send-down movement and rural education in China[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(11): 3393-3430.
- [38] 祝继高, 梁晓琴. 企业标准化建设与成本弹性研究——来自中国 A 股制造业上市公司的证据[J]. *经济研究*, 2022, 57(12): 31-50.
- [39] 闫志俊, 张兵兵, 胡榴榴. 环境信息披露能提升全要素能源效率吗? ——来自城市污染源监管信息公开的准自然实验[J]. *中国人口·资源与环境*, 2022, 32(6): 67-75.

Energy-saving Effect of Green Finance Reform and Innovation

MA Yanqin¹, LUO Liangwen²

(1. Hubei University of Economics, Wuhan 430205;

2. Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073)

Abstract: As a typical practice in China to start the regional exploration of green finance, the green finance reform and innovation pilot zone (GFRIPZ) is an important means to promote energy saving, pollution mitigation, carbon reduction, and green development. This paper takes the practice of the GFRIPZ as the entry point of green finance policies, uses the panel data of 280 prefecture-level cities in China from 2010 to 2021, and adopts the difference-in-differences method to examine the energy-saving effect, mechanisms, and external heterogeneity of the green finance reform and innovation (GFRI) policy.

The findings are as follows. First, implementing the GFRI policy can reduce the energy intensity and improve the green total factor energy efficiency of the pilot zones, thus producing an energy-saving effect. The results remain valid after a series of robustness tests. Second, the GFRI policy can facilitate the generation of an energy-saving effect by promoting industrial structure upgrading and green technology innovation. Third, the GFRI policy helps to improve energy intensity and green total factor energy efficiency in non-resource cities and cities in the central and western regions, leading to a pronounced energy-saving effect.

This paper provides empirical evidence for further improving the formulation and promotion of green finance policies, exploring the driving forces of energy-saving effects. The marginal contributions are as follows. First, this paper extends the effectiveness analysis of the GFRI policy. It explains and empirically demonstrates how the GFRI policy can produce energy-saving effects. At the same time, incorporating the Porter hypothesis into the analytical framework enriches relevant research on green finance policies. Second, energy intensity and green total factor energy efficiency are included in the unified analysis of the impact of the GFRI policy, and the energy-saving effect of this policy is evaluated more comprehensively. Third, it enriches the study of heterogeneity of the GFRI policy effects under the characteristics of regional differentiation and factor category differentiation. Based on differentiated features for classification, it helps to implement energy-saving targets more scientifically and rationally, so as to promote energy saving, consumption reduction, pollution mitigation, and carbon reduction.

Based on the conclusions, the following policy recommendations are put forward. First, it is crucial to construct a long-term green finance mechanism to release the energy-saving potential of green finance policies. Second, it is essential to improve the GFRIPZs and pay more attention to the design of differentiated policies in the GFRIPZs. Third, it is necessary to promote innovation and application of green technologies, thereby driving the transformation of energy structure.

Keywords: green finance; reform and innovation pilot zone; energy intensity; green total factor energy efficiency; energy-saving effect; industrial structure upgrading; green technology innovation

责任编辑:蒋 琰