

绿色金融政策何以驱动中国城市能源转型?

王健龙 王伟龙 刘勇

内容提要:在环境与气候问题严峻、传统高碳能源制约可持续发展的背景下,绿色金融作为一种创新的金融模式,旨在通过市场机制引导资金流向环保、低碳和高效的能源项目,赋能能源转型。本文基于2006—2022年中国284个城市的面板数据,以2017年实施的绿色金融政策为准自然实验,采用城市与时间双向固定的双重差分模型和空间杜宾模型来评估该政策对能源转型的直接影响、作用机制、影响的异质性及空间溢出效应。研究结果表明:绿色金融政策提高了城市能源转型水平;绿色金融政策通过提高绿色治理水平、提升资源配置效率和优化产业结构驱动城市能源转型;在高行政级别城市、自然资源禀赋充裕城市、新兴战略集群定位城市和环保法制高保障城市,绿色金融政策对能源转型的推动作用更大;绿色金融政策对城市能源转型具有正向空间溢出效应。本文的研究为推动绿色金融与能源转型的有效融合、助力城市构建低碳可持续的能源体系提供了政策建议。

关键词:绿色金融政策 能源转型 绿色治理 资源配置 产业结构

中图分类号:F832

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2025)11-0091-19

一、问题提出

当前,气候变化加剧、环境污染治理压力增大及全球能源地缘格局重构等因素对中国能源安全与系统韧性构成多维严峻挑战。近年来国内能源需求增速逐步放缓,但其规模性特征与结构性矛盾依然突出。传统化石能源在消费结构中占比仍处高位,而清洁能源替代进程受技术成熟度、基础设施布局等因素制约,尚不能完全匹配经济社会绿色低碳发展的需求。在此背景下,《中共中央关于进一步全面深化改革推进中国式现代化的决定》提出“加快规划建设新型能源体系”,将能源转型提升至支撑中国式现代化的重要地位。如何突破对传统能源的依赖、推动能源结构系统性优化,已成为当前发展阶段的重要议题。

金融作为资源配置的核心枢纽,其运行逻辑对能源转型进程有着重要影响。传统金融体系在服务能源领域时,易因风险偏好、收益评估机制的局限而对能源转型产生约束。一方面,金融资源配置存在路径依

收稿日期:2025-03-11;修回日期:2025-10-02

基金项目:全国统计科学研究项目“企业创新产出效率测度及成果转化路径研究”(2025LY023);重庆市教育委员会人文社会科学研究青年项目“数字经济赋能重庆现代服务业与先进制造业深度融合的机制与路径研究”(23SKGH171);重庆市教育科学规划一般项目“数字化赋能高校产学研协同创新绩效提升的逻辑与政策路径”(K23YG2080378)

作者简介:王健龙 四川大学经济学院博士研究生,成都,610065;

王伟龙 四川大学经济学院博士研究生;

刘勇 四川大学经济学院教授、博士生导师,通信作者。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

赖,资金倾向于流向发展成熟、现金流稳定的传统能源产业^[1],导致高耗能领域融资占比居高不下,在一定程度上扭曲了能源消费结构。另一方面,重污染企业长期依赖传统能源投入,受技术锁定效应与短期收益导向影响,缺乏将金融资源合理投向绿色技术研发、节能降耗、末端治理等环节的动力,使得能源转型相关项目面临资金供给不足与实施滞后的双重困境^[2]。面对传统金融的约束与能源转型的迫切需求,绿色金融凭借其定向引导、风险缓释的独特功能,成为破解矛盾的关键路径。党的二十届三中全会提出金融“五篇大文章”,将绿色金融置于战略核心位置,凸显其在推动能源革命中的关键价值。绿色金融通过差异化的融资政策与创新工具,可引导社会资本向清洁能源开发、节能环保技术应用等领域集聚,同时降低传统高耗能产业的融资可得性,从供需两端推动能源结构调整^[3]。此外,绿色金融的长期资金供给能力与风险分散机制,能够有效匹配清洁能源项目周期长、前期投入大的特征,进而缓解项目融资成本高、市场风险不确定的痛点,为能源转型项目落地提供保障。因此,如何充分利用绿色金融这一有力工具,推动能源革命和能源转型,构建符合中国国情的可持续能源体系,是当前经济低碳化、绿色化和高质量发展的关键所在。

中国绿色金融改革创新试验区政策(以下简称绿色金融政策)的实施为探究这一问题提供了样本。表1展示了绿色金融政策的实施过程。2015年5月,《中共中央 国务院关于进一步推进生态文明建设的意见》提出金融体制改革对生态文明建设的方案,同年9月《生态文明体制改革总体方案》明确了绿色金融体系建设通过引导资源配置推进低碳转型的重大引领作用。2016年8月,中国人民银行等七部委联合发布《关于构建绿色金融体系的指导意见》(银发〔2016〕228号),首次提出中国绿色金融发展的顶层框架,在推动城市能源结构优化和低碳转型中发挥着重大战略作用。该意见强调绿色金融通过提高清洁能源、节能环保等领域的投融资服务效率与稳健的风险管理工具,成为中国经济绿色低碳转型的金融支撑体系,这意味着绿色金融为服务实体经济建设、推进城市能源转型提供了制度基础和保障。为进一步推动绿色金融政策落地见效,探索可靠的、可供复制的绿色金融长效发展机制,国务院2017年6月批准将浙江、广东、新疆、贵州和江西五个省份设立为绿色金融改革创新试验区,这是推动绿色金融支持区域低碳转型,探究绿色债券和绿色信贷在应对气候变化、支持环境改善和节约能源资源等经济活动中发挥作用的制度试验。在具体实践中,试验区立足自身产业基础,因地制宜开展绿色金融业务创新,有效提升了金融资源配置对经济绿色转型的支持效率,为绿色金融驱动城市能源转型提供了机制经验。绿色金融政策体系随着试验区建设的推进而不断完善,2019年11月和2022年8月,兰州市及重庆市分批纳入绿色金融改革创新试验区,聚焦健全绿色金融标准、丰富绿色金融产品与服务、加强金融风险防范机制,为城市清洁能源发展和能源结构优化提供了新的金融支撑方式,也是赋能城市能源转型和绿色发展的关键制度安排。

表1 绿色金融政策的实施过程

出台时间	政策文件	相关政策内容
2015年5月	《中共中央 国务院关于进一步推进生态文明建设的意见》(中发〔2015〕12号)	要求健全财税、金融等政策,激励与引导各类主体积极投身生态文明建设
2015年9月	《生态文明体制改革总体方案》(中发〔2015〕25号)	提出建立绿色金融体系,并要求完善对节能低碳、生态环保项目的各类担保机制,加大风险补偿力度
2016年8月	《关于构建绿色金融体系的指导意见》(银发〔2016〕228号)	指出绿色金融需要对环保、节能、清洁能源等领域的项目投融资、运营、风险管理等提供金融服务

表1(续)

出台时间	政策文件	相关政策内容
2017 年 6 月	《浙江省湖州市、衢州市建设绿色金融改革创新试验区总体方案》(银发[2017] 153 号);《广东省广州市建设绿色金融改革创新试验区总体方案》(银发[2017] 154 号);《新疆维吾尔自治区哈密市、昌吉州和克拉玛依市建设绿色金融改革创新试验区总体方案》(银发[2017] 155 号);《贵州省贵安新区建设绿色金融改革创新试验区总体方案》(银发[2017] 156 号);《江西省赣江新区建设绿色金融改革创新试验区总体方案》(银发[2017] 157 号)	批准设立第一批绿色金融改革创新试验区
2019 年 11 月	《甘肃省兰州新区建设绿色金融改革创新试验区总体方案》(银发[2019] 280 号)	批准设立第二批绿色金融改革创新试验区
2022 年 8 月	《重庆市建设绿色金融改革创新试验区总体方案》(银发[2022] 180 号)	批准设立第三批绿色金融改革创新试验区

资料来源:中国政府网。

与本文有关的绿色金融研究主题集中在节能减排和绿色创新两方面。一是绿色金融通过影响企业投融资行为和融资约束来影响节能减排效益。有学者认为,绿色信贷和绿色债券作为绿色金融的衍生产品及工具,具有惩罚效应和激励效应:惩罚效应体现在绿色信贷能够提高重污染企业的融资成本,限制融资渠道,降低企业投资效率,加速重污染企业退出或转型;激励效应体现在绿色债券能够支持绿色、环保、低碳产业等绿色项目或经济活动的发展^[4-5]。二是绿色金融与绿色创新的相关研究较为丰富。有学者揭示了绿色金融对企业绿色技术创新的影响,认为绿色金融通过提高资源配置效率、缓解融资约束、节能减排技术内生生化等方式来提高企业绿色创新能力^[6-8]。有学者得出了相反的结论,指出绿色信贷会增加污染企业的挤出效应,减少对绿色创新领域的投资^[9]。另外,少量研究探讨了绿色金融对能源转型的影响。有学者采用中国城市层面的数据考察了绿色金融对能源转型的抑制作用^[10-11],但需要指出的是通过构建绿色金融的综合指数,并以能源强度来衡量能源转型并不能合理有效地检验二者的因果关系。

纵观已有文献,关于绿色金融的研究虽非常丰富,但仍存在一些不足。第一,尽管已有文献关注了绿色金融与能源转型的交叉领域,但绝大多数研究聚焦于绿色金融对企业环保行动或技术创新的直接效应,未能揭示绿色金融在推动能源结构根本性转变过程中的因果链条及复杂的影响机制。第二,绿色金融作为一种具有显著空间属性的资源配置方式,其流动性和影响力跨越了传统的地域界限,对能源转型的促进作用往往伴随着空间溢出效应。然而,鲜有研究对绿色金融与能源转型之间的空间关联、空间溢出效应的具体机制展开探讨。鉴于此,本文以绿色金融改革创新试验区建设为准自然实验,构建双重差分(DID)模型来探究绿色金融政策对能源转型的影响机制、异质性作用及溢出效应,为全面认识绿色金融的能源转型效应提供科学支撑。

本文的边际贡献体现在两方面。第一,加强了绿色金融影响能源转型的因果推断,拓展了已有研究范围。利用 DID 模型评估了绿色金融政策对城市能源转型的净效应,丰富了两者的理论与实证分析框架,并从绿色金融政策引发的绿色治理效应、资源配置效应和产业结构升级效应三个角度分析了其作用机制,充实了研究内容。第二,揭示了绿色金融对能源转型的空间溢出效应,弥补了仅在非空间层面探讨两者关系的缺陷。通过构建空间杜宾模型(SDM),探究了本地绿色金融政策的实施对邻地能源转型的驱动作用,为加强区域能源合作提供了经验指引。

二、理论分析与研究假设

(一) 绿色金融政策的能源转型效应

绿色金融作为助推能源生产端和消费端绿色低碳转型的重要杠杆,正逐渐成为促进城市能源结构调整、提升能源效率、加速能源转型的重要驱动力^[12]。

从能源生产端来看,首先,绿色金融政策通过为试点城市企业提供绿色债券、绿色基金、低息贷款等多元化的融资渠道,降低了企业投资和开发可再生能源项目的融资成本和融资约束^[13],畅通并拓宽了融资渠道,增强了绿色能源项目的吸引力和可行性,从而促进能源生产结构演进。其次,创新是一种“革命性”变化,往往伴随着巨大的技术不确定性。可再生能源技术创新作为能源转型的重要驱动力,涉及众多前沿科技领域,如太阳能、水能、风能等能源的储能技术、转换效率等,这些领域面临成本高、周期长和风险大等现实约束^[14],难以形成可观的清洁能源生产规模来驱动能源转型。对此,绿色金融政策通过引入政府补贴、绿色保险、担保机制等风险缓释举措,分担了企业研发新技术的风险,充分激发了其创新活力,从而引导并鼓励更多的资本进入绿色能源领域^[15],加速清洁能源替代化石能源的进程。

从能源消费端来看,一方面,绿色金融政策通过税收优惠、补贴等激励措施降低了企业清洁能源消费成本。政府要求金融机构实行差异化的绿色信贷业务,针对使用清洁能源、购买节能产品的企业给予特定的贷款利率,塑造企业绿色消费观念,鼓励企业积极参与节能减排活动,推动能源消费模式低碳变革^[16]。另一方面,绿色金融政策鼓励试点城市有序探索环境权益交易市场,绿色金融与市场机制的高度融合有助于提高能源消费端的低碳水平。例如,绿色金融政策与碳交易市场的融合,促进了清洁能源使用和低碳技术研发,使得清洁能源更具价格优势和竞争力,扩大了清洁能源的消费需求和规模,进而推进能源消费端的低碳转型进程。另外,随着经济发展和收入增长,能源消费方式变得便利、高效和清洁。绿色金融政策提供的绿色资金支持将推动城市形成新的绿色经济增长极,重塑经济结构,从而助推能源消费向高级跃迁。

除此之外,环境污染的负外部性和环境治理的正外部性均会导致企业“搭便车”的道德风险行为,阻碍区域整体能源转型速度。绿色金融政策要求金融部门进行投融资活动须纳入环境因素,从而约束企业的污染行为,将其污染成本内部化,促成“谁污染、谁付费、谁治理”的格局,以倒逼企业改变生产决策^[17],引入节能减碳技术来提升能源使用效率,降低高碳、高污染型能源投入,引导能源结构低碳调整。

综上所述,本文提出假设1:绿色金融政策推动了城市能源转型。

(二) 影响机制分析

1. 绿色治理效应

绿色金融政策实际上是一种创新型环境规制工具,这要求政府加大财政激励政策力度,提供配套绿色基础设施来协助政策推广。因此,绿色金融政策提高了政府的绿色治理水平。首先,绿色金融的环境规制属性促进政府加大环保投资,以发挥政策“吹哨人”作用。试点城市作为绿色金融政策的“先验田”,必然伴随着中央政府的政策与资金倾斜,这刺激地方政府通过增加绿色投资来提升绿色治理能力。其次,绿色金融政策鼓励金融机构提供一系列创新金融产品和工具,为环保项目的开展提供多种融资渠道,有助于政府更好地调整环保配额,提高环保资金使用效率^[18]。此外,绿色金融政策极大地缓解了政府环境治理压力。绿色金融引导社会资本进入环保领域,不仅为政府分担了污染治理压力,还激发了绿色金融的环境治理外

部性效应,有助于提高其绿色治理效率^[19]。

政府绿色治理能力的提升可以从多方面推动城市能源转型。第一,增加环保治理投入是绿色治理的主要手段,政府将环保投资用于支持储能技术、智能电网、能源互联等关键技术的研发,有助于降低能源价格,提供清洁能源市场竞争力,推动能源绿色转型。第二,增强交通、建筑等高耗能领域的治理强度,有助于实现绿色基建赋能城市节能降耗,促进能源结构不断优化调整^[20]。第三,绿色治理能力还体现为政府实施更为严格的环境法规,这会推动污染企业整合传统资源,引入绿色技术和绿色能源转化项目,推动生产方式由污染型向清洁型过渡。

综上所述,本文提出假设 2:绿色金融政策通过提高绿色治理能力助力城市能源转型。

2. 资源配置效应

资源错配会降低能源效率,造成能源供应和消费结构扭曲,而绿色金融具有资源再配置效应,有助于提升资源配置效率,促进实现能源节约和低碳转型。从金融资源配置来看,绿色金融政策将直接优化试点城市的金融资源配置^[21],通过发行绿色基金和绿色债券等方式,将金融资源注入可再生能源开发项目,为该类项目提供长周期低息借贷业务,降低企业的融资成本和转型风险,减少金融资源流入传统高耗能项目,从而提高金融资源的配置效率。从社会资本配置来看,绿色金融政策的环境属性会引导社会资本流入绿色环保产业,助推清洁能源产业及关联产业链发展,降低社会资本的错配程度。从资本在行业间的再配置来看,绿色金融政策会加速资本退出高污染行业,流入低碳行业,优化资金流向;金融机构“以绿投票”的投融资机制将限制重污染企业融资的渠道,增加其融资风险,特别是信用评级与环境信息评价机制将进一步加速重污染企业转型。因此,绿色金融政策从多个方面提高了资源配置效率。

优化资源配置有助于能源转型,特别是在公共产品领域,政府通过投资建设和运营绿色能源项目,提高可再生能源供应能力、产出规模和使用比例,从而提高资源配置效率以弥补市场失灵问题。一方面,资源错配意味着资本、劳动力、能源等生产要素未能得到合理分配,资源配置效率的改善会促进这些要素流向低污染、低能耗、高效率的能源建设项目和低碳创新领域,帮助企业提高全要素生产率和市场竞争力,从而提高能源效率^[22]。另一方面,资源配置效率改善伴随着资源加速退出低能效企业,淘汰落后产能,刺激企业生产模式转型升级。高效能企业将持续获得资本和政策青睐,充分激发企业在节能减排技术和清洁能源技术等前沿领域的创新动力。

综上所述,本文提出假设 3:绿色金融政策通过提升资源配置效率助力城市能源转型。

3. 产业结构升级效应

绿色金融政策从多方面影响城市产业结构演进。首先,绿色金融政策有助于塑造企业绿色发展理念来促进产业结构绿色低碳调整。绿色金融政策对试点城市的产业结构调整具有资本配置功能,金融机构的货币政策和政府规制行为互相配合,引导更多的资源向绿色项目流动,增加企业的社会和环境责任,使其主动承担低碳转型任务,将节能降耗、环境治理等可持续发展理念纳入企业发展规划,有助于推动企业低碳繁荣发展,促进产业结构优化调整。其次,绿色金融政策能够释放绿色信号,引导绿色资本形成、集聚和扩张,引领产业结构调整方向^[23],形成新兴产业增长极。绿色金融政策的推行伴随着外部性内部化、倒逼重污染企业转型、催生新兴行业,刺激绿色相关产业迅猛发展,促进产业结构升级。此外,依据产业结构升级理论,绿色金融政策通过抑制重工业推动环保行业发展,促进劳动力由第二产业向第三产业转移,引领产业结构不断优化升级。

产业结构升级对能源转型的影响主要体现在两方面。一方面,产业结构升级有助于清洁能源的蓬勃

发展,进而对能源供给结构造成影响^[24]。产业升级意味着企业对清洁能源的需求增加,这会通过市场机制形成信号效应和反馈机制,吸引企业将资金和技术用于清洁能源领域的研发和生产^[25],这不仅降低了清洁能源的生产成本,还促成了清洁能源产业的集群化和商业化发展模式,提高清洁能源市场竞争力和供应能力。另一方面,产业结构升级直接影响能源需求结构。经济系统中三高(高耗能、高排放和高污染)产业逐渐被高新技术产业替代,这会大幅减少企业对化石能源的需求,而高新技术行业的三新(新产业、新业态、新模式)发展具有节约资源、改善能源效率的基本属性,有助于减少能源依赖,促进能源结构低碳化转型。

综上所述,本文提出假设4:绿色金融政策通过推动产业结构升级助力城市能源转型。

(三)绿色金融政策的空间溢出效应

绿色金融政策的推广会引发绿色金融资源的开发、流通和互动,其空间溢出效应将对能源转型产生影响。从政策实施的辐射效应来看,本地推行绿色金融政策,会加大绿色信贷、绿色债券等金融工具的运用,能够吸引大量社会资本流向绿色产业,将其用于清洁能源项目开发。这些集聚的资本不仅满足了本地低碳发展的需求,还可能通过跨区域投资的方式,流向周边地区具有潜力的绿色能源项目,从而形成本地区-邻近地区的辐射机制。从政策实施的示范模仿效应来看,绿色金融政策的顺利实施,为周边地区提供了可复制和借鉴的实施路径和政策框架。周边地区可以学习本地经验,结合自身实际情况,通过模仿和学习来发展绿色金融工具,制定符合自身发展需求的可持续绿色金融政策,扩大绿色金融规模,推动能源转型。从政策实施的技术扩散效应来看,绿色金融政策可以倒逼重污染企业开发或引入绿色技术,区域间合作交流机制促使绿色技术通过经验交流、学习实践等方式转移到周边地区。绿色技术要素被周边地区充分吸收并运用之后,将加速其能源转型进程。

综上所述,本文提出假设5:本地绿色金融政策对邻近地区城市能源转型存在正向空间溢出效应。

三、实证设计

(一)模型设定

1. DID 模型

截至目前,全国共计设立了第三批绿色金融改革创新试验区:分别于2017年在浙江、广东、新疆、贵州和江西五个省份设立首批试点地区,2019年将兰州纳入试点城市,以及2022年末新增重庆全域作为第三批试点的直辖市。虑及数据的可获得性,参考张振华等(2022)^[26]的研究,将首批试点地区中的8个城市(贵阳、安顺、衢州、湖州、南昌、九江、广州和克拉玛依)作为实验组来考察试点政策的能源转型效应是否存在。本文将2017年设定为试点政策处理时间点,构建年份与城市双向固定的DID模型如下:

$$ETI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + X'_{it}\alpha + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, ETI 为城市能源转型指数,用于衡量其能源转型水平。 DID 表示试点城市虚拟变量与处理时间虚拟变量的乘积。 α_1 为政策效应变量的估计系数。 X'_{it} 为影响能源转型的控制变量向量,包括能源价格($Price$)、产业集聚($Agglomeration$)、城镇化($Urban$)、人力资本($Human$)、环境规制($Regulation$)、降雨($Rainfall$)、风速($Wind$)和日照时长($Sunshine$)。 μ_i 和 γ_t 为城市固定效应与年份固定效应。

2. 空间自相关测试

在使用空间计量模型之前,需要检验能源转型的空间自相关特征。本文通过全局莫兰指数($Moran's I$)

来评估能源转型的空间自相关性,具体的计算方式如下:

$$Moran's I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (ETI_i - \overline{ETI}) (ETI_j - \overline{ETI})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (2)$$

其中, $\overline{ETI} = \sum_{k=1}^n ETI_k / n$, $S^2 = \sum_{k=1}^n (ETI_k - \overline{ETI})^2 / n$ 。 $-1 \leq Moran's I \leq 1$, 若 $Moran's I$ 为正值,则能源转型具有正空间相关性,否则具有负相关性。 W_{ij} 为地理相邻空间权重矩阵,若两个城市在空间上相邻,则 $W_{ij} = 1$, 否则 $W_{ij} = 0$ 。

3. 空间杜宾模型

绿色金融政策会促进绿色金融产品和服务在空间上的集聚与流动,将对能源转型造成影响。因此,为考察绿色金融政策对能源转型的空间溢出效应,并虑及 SDM 具有引入内生变量和外生变量之间的相互作用来获得无偏估计参数的优势,本文设定如下 SDM 来衡量绿色金融政策对能源转型的空间效应:

$$ETI_{it} = \theta_0 + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} ETI_{jt} + \theta_1 DID_{it} + \theta_2 \sum_{j=1}^N W_{ij} DID_{jt} + X'_{it} \theta + \theta_k \sum_{j=1}^N W_{ij} X'_{jt} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, ρ 为能源转型的空间滞后效应系数。 θ_1 和 θ_2 为绿色金融政策的估计系数和空间溢出系数。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

目前主要有两类方法可以用来衡量被解释变量能源转型(ETI)。第一,采用单一指标来衡量城市能源转型,例如能源强度、能源结构和可再生能源消费比重^[27]。第二,构建能源转型的综合指标评价体系来刻画城市能源转型,例如朱丽等(2024)从能源供应、消费、发展和管理四个维度构建了用于评估中国 47 个煤炭资源型城市的能源转型指标体系^[28],但其余地级市因数据可获取性无法适配该指标体系。沈等人(Shen et al., 2023)从能源转型绩效和准备情况两个维度构建了用于评估中国城市能源转型的普适性指标体系^[29]。其中,能源系统绩效涵盖能源系统结构、环境可持续性和可再生能源发展水平 3 个准则层。能源转型准备情况包括社会经济发展、资本与投资水平、技术运用与社会人力资源储备 4 个准则层。该指标体系已被广泛运用于探索中国城市能源转型实践的相关研究中^[30-31]。据此,本文以该能源转型综合评价指标体系为基础,采用定基极差熵值法对 284 个城市的能源转型水平加以测度。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量是绿色金融政策试点城市虚拟变量(*treat*)和政策试点时间虚拟变量(*time*)的交乘项(*DID*),即 $DID = treat \times time$ 。*treat* 是政策虚拟变量,若城市属于绿色金融改革创新试验区则取值为 1,否则为 0;*time* 为时间虚拟变量,若样本观测值的时间窗口是 2017 年及以后年度则取值为 1,否则为 0。

3. 控制变量

能源价格(*Price*),采用煤炭与石油价格及其消费量的加权值作为城市能源价格的代理变量^[32]。产业集聚(*Agglomeration*),用区位熵计算城市制造业集聚程度,用来表征产业集聚水平。城镇化(*Urban*),采用城镇户籍人口占总人口的比重来表征城镇化水平。人力资本(*Human*),采用高技能劳动力密度表征城市人力资本水平^[33]。环境规制(*Regulation*),采用政府工作报告中的环保关键词的词频来衡量城市环境规制强度。本文纳入可能影响城市能源转型进程的气候变量,分别为降雨(*Rainfall*)、风速(*Wind*)和日照时长(*Sunshine*),依据美国国家海洋和大气管理局下设的国家环境信息中心公布的逐日气象数据计算了城市层面的气候变量。另外,为消除异方差以提高回归结果的准确性,对所有控制变量取自然对数。

(三)数据来源

限于数据可得性,本文的样本不包括西藏、港澳台地区以及数据缺失较为严重的城市,少量缺失的数据采用平均增长率进行补齐。虑及巢湖、莱芜等地区因行政区划调整而存在统计口径不一致的问题,本文将此类城市从样本中予以剔除。最终,本文以2006—2022年中国284个城市为研究样本。所有数据来自《中国城市统计年鉴》、北京福卡斯特信息技术有限公司EPS数据库、《中国能源统计年鉴》、中国碳核算数据库和各省份统计年鉴。表2展示了核心变量的描述性统计结果。

表2 描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>ETI</i>	4 828	0.286 3	0.313 7	0.035 9	2.037 7
<i>Price</i>	4 828	6.741 7	0.328 6	6.019 4	8.120 7
<i>Agglomeration</i>	4 828	1.163 7	0.770 9	-2.209 7	3.561 7
<i>Urban</i>	4 828	-0.681 7	0.337 4	-2.162 0	0.000 0
<i>Human</i>	4 828	2.709 5	1.354 7	-1.964 5	7.702 5
<i>Regulation</i>	4 828	3.626 4	0.527 6	0.000 0	5.062 6
<i>Rainfall</i>	4 828	-5.926 5	0.573 4	-8.360 7	-4.857 4
<i>Wind</i>	4 828	2.144 6	0.278 7	0.708 8	3.182 1
<i>Sunshine</i>	4 828	7.567 9	0.268 5	6.609 1	8.174 6

四、实证结果与分析

(一)基准回归

绿色金融政策影响城市能源转型的基准回归结果如表3所示。列(1)和列(2)中,*DID*的回归系数均显著为正,表明绿色金融政策有效地推动了城市能源转型,验证了假设1。可能的解释如下:首先,绿色金融政策中的提供低息贷款、税收减免等优惠措施,引导资金流向清洁能源和节能项目,降低了企业低碳转型的成本及风险;其次,绿色金融政策鼓励清洁能源技术的研发和应用,推动了技术进步和产业升级,提高了能源使用效率,促进了能源结构的优化;再次,随着绿色金融政策的实施,可再生能源和节能产品的需求急剧增加,为企业提供了新的市场机会和盈利空间,进一步推动了企业在节能领域的投资;最后,绿色金融政策通过市场机制将环境污染等外部成本内部化,使得企业在生产决策过程中更加考虑环境因素,增强了节能降耗的生产观。

从表3列(2)控制变量的回归结果来看,能源价格抑制了城市能源转型,可能的解释如下:一方面,能源转型是资本密集的长期过程,而化石能源价格飙升带来的是即时性的剧烈成本冲击,短期内地方政府和企业的首要任务是维持现有经济活动和保障能源供应安全,而非启动成本高昂的长期转型项目;另一方面,在能源供应紧张时,保供稳价成为首要目标,这往往会引发要求煤矿增产、批准新煤电项目等短期内强化化

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)
<i>DID</i>	0.274 8*** (0.034 0)	0.202 4*** (0.021 8)
<i>Price</i>	-0.013 5 (0.010 7)	-0.050 1*** (0.016 2)
<i>Agglomeration</i>	-0.019 2*** (0.004 9)	-0.034 1*** (0.007 1)
<i>Urban</i>	0.438 0*** (0.011 7)	-0.238 1*** (0.014 0)
<i>Human</i>	0.058 9*** (0.003 1)	0.102 7*** (0.008 0)
<i>Regulation</i>	0.022 9*** (0.006 9)	-0.031 7*** (0.004 6)
<i>Rainfall</i>	0.035 1*** (0.008 6)	0.020 1* (0.010 9)
<i>Wind</i>	0.129 7*** (0.013 5)	-0.096 9*** (0.015 8)
<i>Sunshine</i>	0.006 5 (0.019 8)	-0.150 1*** (0.023 6)
常数项	0.333 3** (0.133 7)	1.798 9*** (0.220 1)
城市固定效应	未控制	控制
年份固定效应	未控制	控制
样本量	4 828	4 828
<i>R</i> ²	0.453 6	0.855 7

注：*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平；括号内为标准误。后表同。

石能源地位的应急措施,从而挤占了流向新能源领域的政策资源。另外,能源价格上涨会压缩企业利润空间,减少其用于长期资本开支的自有资金,导致原本计划中的节能技改或新能源投资项目推迟甚至取消^[34]。制造业产业集聚不利于城市能源转型,原因可能是:制造业产业集聚区内形成了相对固定的产业结构,这种结构难以适应新能源技术的发展需求,且制造业对能源资源的需求旺盛,可能引起资源过度开采、能源效率低下等一系列负面问题,进而阻碍能源转型^[35]。城镇化抑制了城市能源转型。随着城镇化进程加速推进,人口集聚直接增加了城市对各类能源的需求。为满足短期内能源的充分供应,政府往往选择成本较低、具有价格优势的传统能源为主要供应源,使得城市供给侧和消费侧的能源结构固化,难以向清洁低碳能源转型。人力资本推动了城市能源转型。人力资本是技术创新的关键因素,特别是能源领域的高质量人才具备研发潜力和创新精神,有助于推动可再生能源技术创新,带动能源产业实现技术突破和升级。环境规制并没有实现促进能源转型的积极预期,可能的解释如下:环境规制约束了企业的生产行为,要求企业采用环保设备或清洁技术来实现节能减排,中小规模企业难以承担转型成本,如调整生产流程、更新生产设备、支付高额环保税等,导致企业可能延缓转型决策,进而阻碍能源转型整体进程^[36]。从影响能源转型的气候因素来看,降雨对能源转型具有促进作用。从电网调度实际情况看,丰水期水电出力大幅提升,可直接减少火电机组调用,进而优化电力结构、降低化石能源消耗。作为存量最大、技术最成熟的非化石电源,水电发电量远超其他可再生能源,降雨量增加强化了这一清洁电力的供给能力。尽管阴雨可能影响光伏发电量,但光伏发电量在总发电量中占比远低于水电,其负面影响被水电的强替代效应覆盖,降雨最终通过提升水电对火电的替代能力推动转型。风速与日照时长暂未对能源转型产生积极影响,源于现有电力系统刚性约束下风光资源禀赋向有效供给转化存在障碍,甚至可能触发逆向调节。风光发电的间歇性、随机性给电网稳定带来挑战,为接纳风光电力,大量火电机组被迫承担反调峰任务,导致单位发电煤耗显著上升。此外,风光富集区与负荷中

心空间错位,弃风弃光问题较为突出,风光资源难以完全转化为并网电力,致使其对能源转型的贡献被削弱。

(二) 平行趋势检验

在运用 DID 方法对绿色金融政策的能源转型效应进行评估之前,需要考察处理组与控制组是否满足平行趋势的假设。国家在甄选绿色金融试点城市时,往往会全面考量区域发展的非均衡性,这可能导致试点城市与非试点城市在政策实施前已展现出不同的变化趋势。为此,本文运用事件研究法对绿色金融试点政策的动态效应进行检验。在数据处理过程中,为避免多重共线性问题,将绿色金融政策实施前的一期数据予以剔除。如图 1 所示,在绿色金融政策正式实施之前,各期的估计系数均不显著,这充分说明在政策实施前,试点城市与非试点城市在能源转型水平方面并未表现出显著的差异。然而,在绿色金融政策正式实施之后,试点城市的能源转型水平相较于非试点城市有明显提升,这一发现不仅验证了假设 1,也表明本文的分组通过了平行趋势检验,为后续的政策效果分析奠定了基础。

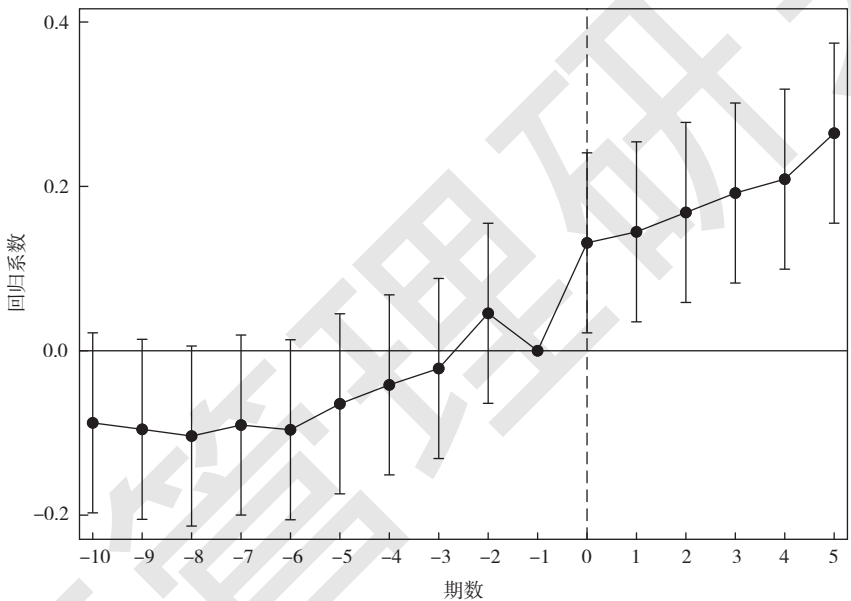


图 1 平行趋势检验结果

(三) 稳健性检验

1. 剔除后期设立的城市

兰州与重庆分别于 2019 年和 2022 年入选绿色金融试点城市,本文将其剔除来进行稳健性检验。表 4 列(1)的结果显示绿色金融政策仍能促进城市能源转型水平的提升,表明该政策具有强大的能源转型效应及普适性。

2. 剔除重大事件干扰

在绿色金融政策推行的后期,中国于 2020 年提出了“双碳”目标,旨在大力发展清洁能源,以减少对化石能源的依赖,从而降低碳排放量,这可能会影响绿色金融政策的能源转型效应。为此,本文剔除 2020—2022 年的数据,将样本时间窗口设定为 2006—2019 年。表 4 列(2)报告了缩短时间窗口后的估计结果,进一步印证了绿色金融政策作为推动城市能源转型重要工具的有效性。

3. 排除相关政策干扰

城市能源转型进程可能受到多种相关政策的影响,这可能干扰绿色金融政策的评估效果。本文剔除可能对能源转型产生影响的试点政策以准确识别绿色金融政策的净效应。具体而言,剔除新能源示范城市、节能减排财政政策综合示范城市和低碳城市相关样本,回归结果见表 4 列(3)—列(5);表 4 列(6)为同时剔

除三类试点城市的结果。可以发现 *DID* 的回归系数为正,且均在 1%水平下显著,这揭示了绿色金融政策在提升城市能源转型水平下的有效性及稳健性。

表 4 稳健性检验结果 1

变量	剔除后期设立的城市	缩短时间窗口后	剔除新能源示范城市	剔除能减排财政政策综合示范城市	剔除低碳城市	同时剔除三类试点城市
<i>DID</i>	0.203 2 *** (0.021 9)	0.178 5 *** (0.024 6)	0.214 1 *** (0.022 6)	0.203 6 *** (0.022 3)	0.126 4 *** (0.019 5)	0.135 2 *** (0.018 3)
控制变量	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
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	4 794	3 976	3 774	4 335	2 737	1 989
<i>R</i> ²	0.855 6	0.853 0	0.849 0	0.836 2	0.829 9	0.840 7

注:因篇幅所限,不再报告常数项的相关结果,后表同。

4. 更换研究方法

绿色金融政策在国家统一规划与实施框架下逐步推行,其潜在的选择性偏差可能对随机试验的估计结果构成挑战。为此,本文通过倾向得分匹配(PSM)方法,以控制变量作为区分样本点的关键特征,采用近邻匹配、半径匹配及核匹配三种策略,有效地缓解了因非随机样本选择而导致的估计偏误问题。表 5 依次展示了三种匹配方法下 *DID* 回归的结果,均表明绿色金融政策在 1%的显著性水平下对城市能源转型具有推动作用,再次强化了基准回归的结论。

表 5 稳健性检验结果 2

变量	近邻匹配	半径匹配	核匹配
<i>DID</i>	0.201 1 *** (0.021 9)	0.188 2 *** (0.022 8)	0.185 5 *** (0.023 0)
控制变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	4 826	3 975	4 022
<i>R</i> ²	0.855 7	0.858 2	0.861 4

5. 安慰剂检验

绿色金融政策的能源转型效应可能受到遗漏变量、随机因素等影响,本文通过安慰剂检验来甄别。在 284 个城市中随机选择 8 个绿色金融创新试验区,并进行 1 000 次重复回归以获取 *DID* 的估计系数,最终将其系数值与 *P* 值一一对应,绘制出图 2。可以看出,仅有少数回归系数在 90%水平下显著大于 0,这意味着

城市能源转型水平的提升并不是由某些不可观测的因素诱发的,绿色金融政策赋能能源转型的基准结果仍然稳健。

五、影响机制检验

(一) 机制检验模型

根据张洪胜等(2024)^[37]的研究,将绿色治理、资源错配和产业升级与绿色金融政策进行回归分析,以检验绿色金融政策对城市能源转型的影响机制。具体的模型设定为如下形式:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + X'_{it}\beta + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, M_{it} 表征影响机制的代理变量,分别为:(1)绿色治理。参考已有研究^[38],以城市环境污染治理投资额与地区生产总值的比值来衡量绿色治理水平。

(2)资源错配。市场机制能够保障要素自由流动参与最优配置以提升经济运行效率,而资源错配则会导致效率损失,降低能源效率。根据袁胜超和吕翠翠(2022)^[39]的研究,将资源错配定义在资本错配层面,并采用要素价格扭曲来表征资源错配程度。(3)产业结构升级。借鉴蔡海亚和徐盈之(2017)^[40]的方法,以城市产业整体升级水平作为产业结构升级的代理变量。具体计算公式为:产业结构升级 = $\sum_{n=1}^3 W_n \times n$ 。 W_n 为第 n 次产业增加值占地区生产总值的比重。 β_1 为绿色金融政策对机制变量的影响程度。其余变量同式(1)。

(二) 机制检验结果

通过式(4)来验证绿色金融政策对能源转型的三个影响机制,需要关注其对绿色治理、资源错配和产业结构升级的回归系数,结果呈现于表6。

从绿色治理机制来看, DID 的回归系数为 0.001 3 且在 5%水平下显著,意味着绿色金融政策提高了试点城市政府的绿色治理水平。绿色项目往往具有正外部性,如减少污染、改善环境等,但这些效益往往难以在市场上直接体现。绿色金融政策通过提供财政补贴、税收优惠、绿色信贷等激励措施,使得这些外部效益得以内部化,激励政府和企业增加绿色投资,从而提高试点城市绿色治理水平。已有研究指出,绿色治理通过碳定价(如碳税、碳排放权交易等)机制,将外部性成本纳入能源生产和消费的成本中,从而推动企业转向更加清洁、低碳的能源来实现能源转型^[20]。因此,绿色金融政策可以通过提高城市绿色治理水平来推动能源转型,假设 2 得以验证。

从资源错配机制来看, DID 的回归系数在 1%水平下为-0.127 2,表明绿色金融政策降低了城市资源错配程度。绿色金融政策推动了绿色金融产品的创新,绿色信贷、绿色债券、绿色基金等金融产品为绿色产业

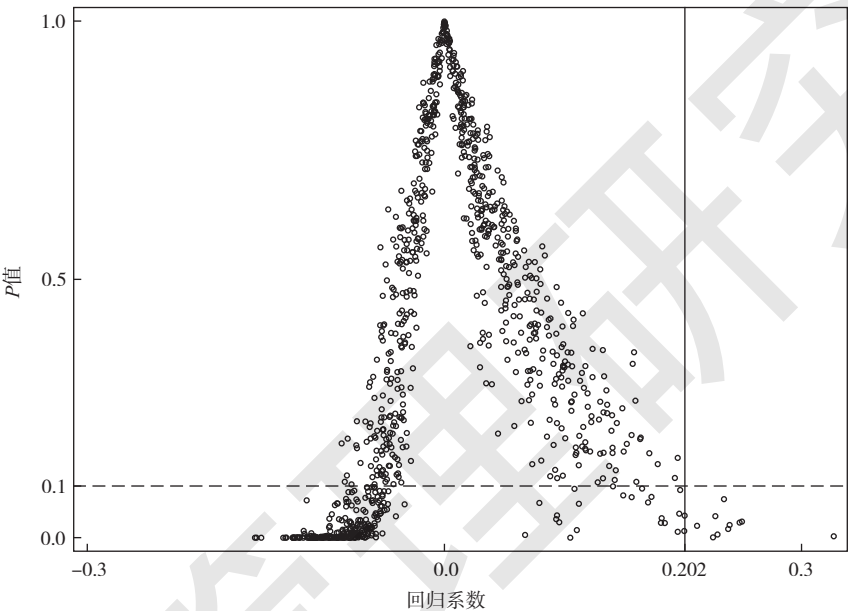


图2 安慰剂检验结果

提供了多样化的融资渠道,降低了绿色产业的融资成本,提高了其融资效率。通过金融市场的价格发现机制,绿色金融产品能够更准确地反映绿色项目的风险和收益,引导社会资本注入绿色产业,从而缓解资源错配。已有研究证实了资源配置效率的提升能够加速城市能源转型进程^[22]。鉴于此,绿色金融政策可以通过降低城市资源错配程度来推动能源转型,假设 3 得以验证。

从产业结构升级机制来看,*DID* 的回归系数为 0.337 8 且在 1%水平下显著,表明绿色金融政策促进了城市产业结构演进。绿色金融政策通过提供财政支持、税收优惠等激励措施,引导社会资本向绿色产业流动,促进了传统产业的绿色转型和新兴产业的绿色发展,从而推动了城市产业结构优化升级。产业结构升级影响了能源供应和需求结构的变化,新兴产业对化石能源的需求较低,且更倾向于采用清洁能源。因此,产业结构升级推动了城市能源消费从化石能源向清洁能源的转变,促进了能源转型,假设 4 得以验证。

表 6 机制检验回归结果

变量	绿色治理	资源错配	产业结构升级
<i>DID</i>	0.001 3 ** (0.000 6)	-0.127 2 *** (0.038 9)	0.337 8 *** (0.008 6)
控制变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	4 828	4 828	4 828
<i>R</i> ²	0.841 8	0.582 5	0.904 4

六、异质性分析及讨论

(一)城市行政级别

不同行政等级的城市在经济基础、能源需求、产业结构等方面存在诸多差异^[42]。行政级别高的城市往往拥有更为发达和完善的金融体系和多元化的产业结构,而低行政级别的城市可能更加依赖重工业和拥有更强的化石能源需求。因此,城市行政级别的差异导致绿色金融政策在不同城市中的实施效果有所不同。基于此,为考察城市行政级别对绿色金融政策实施的异质性,本文将副省级及以上城市划分为高行政级别组,并定义虚拟变量 *Level*。若城市属于副省级及以上行政级别,则 *Level* 取值为 1,否则取值为 0。借鉴王伟龙等(2023)^[14]的方法,构造 *DID* 与 *Level* 的交乘项(*DID*×*Level*),并采用 *DID* 模型进行回归估计以考察绿色金融政策在不同城市行政级别中的异质性作用。表 7 中 *DID*×*Level* 的回归系数显著为正,表明绿色金融政策在行政级别较高的城市中具有更强的能源转型驱动效应。可能的原因如下:高行政级别城市通常能够更快地响应国家政策指引,并具备更强的政策执行能力、技术支持能力、要素重配能力与资源调动能力,从而能够更快地推动城市能源转型。由于低级别城市产业发展的路径依赖特征,绿色金融政策侧重点偏向于引导高耗能和高污染企业的退出和转型,导致能源转型进程相对缓慢。

(二)城市资源禀赋

根据资源禀赋,可以将城市划分为资源型城市和非资源型城市,两类城市在能源转型过程中面临着不同的挑战和机遇。非资源型城市具有丰富的支柱产业,有着多元化和灵活多变的能源生产与消费结构,对

自然资源开采加工的依赖较低。相反的是,资源型城市能源结构较为单一,更需要政策引导来强制性推动清洁能源和可再生能源的发展。因此,绿色金融政策可能对资源型城市能源转型具有更强的促进作用。为验证该推断,本研究将样本划分为资源型与非资源型城市两组,并设定虚拟变量 *Resource*。若城市为资源型城市,则 *Resource* 取值为 1,否则为 0。表 7 中 *DID*×*Resource* 的回归系数在 1% 水平下显著,表明绿色金融政策对资源型城市能源转型的驱动力更大。资源型城市技术水平和设备相对落后,其能源利用效率和能源转型水平普遍较低,导致其对国家政策的反应更为敏感,绿色金融政策的推行可以激发更大的政策效应。此外,绿色金融政策通过提供绿色信贷、绿色债券等金融工具,为资源型城市提供用于传统能源清洁化改造、清洁能源项目建设以及节能减排技术研发和应用的资金支持^[43],有助于优化资源型城市资源配置,促进产业结构和能源结构的转型升级。

(三) 城市战略性新兴产业集群

战略性新兴产业集群引领技术前沿和产业高端攀升,集群内的企业致力于技术创新和产业升级,对清洁能源、节能环保等绿色技术的需求更为迫切。绿色金融政策的实施能够为集群内企业提供充足的资金支持,促进其在绿色技术领域的研发和应用,从而推动能源转型。因此,本文从战略性新兴产业集群视角切入,考察不同战略性新兴产业集群下绿色金融政策对城市能源转型的异质性影响。本文依据城市是否拥有战略性新兴产业集群将样本划分为两组,并定义虚拟变量 *Strategic*。若 *Strategic* 取值为 1,则表明该城市拥有战略性新兴产业集群;若 *Strategic* 取值为 0,则表明该城市缺乏战略性新兴产业集群。表 7 中 *DID*×*Strategic* 的回归系数为 0.426 7 且显著,表明绿色金融政策对战略性新兴产业集群城市能源转型水平的提升作用更大。原因可能是:政府通过制定激励性产业政策,引导和支持战略性新兴产业集群的创建和发展。绿色金融政策作为产业政策的重要组成部分,与战略性新兴产业集群形成推动城市经济绿色高质量转型的双引擎,可以赋能集群内企业可持续创新^[44],为能源转型提供有力的政策保障和技术支持,从而加速能源转型的进程。

(四) 城市环保法制环境

环保法制能力的提升意味着城市在环境保护方面拥有更为完善和严格的法律法规体系,这不仅明确了环境保护的标准和要求,还为绿色金融政策的实施提供了坚实的法律基础。当绿色金融政策与环保法规相衔接时,能够更有效地推动城市能源转型。基于此,依据城市是否设立环保法庭,将样本划分为环保法制水平高低两组。若城市设立了环保法庭,则定义为环保法制水平高组,设置虚拟变量 *Court* 并取值为 1,否则为 0。表 7 中 *DID*×*Court* 的回归系数为 0.246 1 且在 1% 水平下显著,表明绿色金融政策对环保法制环境较好城市能源转型水平的提升效果更强。可能的解释如下:强大的环保法制能力有助于减少企业投机行为,重塑企业投资决策^[45],维持良好的市场竞争秩序,从而减少企业能源消耗强度。通过环保法庭设立来实现更为严格的执法和监管,能够促使企业采用更加环保的生产方式和能源利用方式,为绿色金融政策范围内的能源转型项目创造优良的市场环境,从而推动能源革命。

表 7 异质性分析回归结果

变量	行政级别	资源禀赋	战略性新兴产业集群	环保法制
<i>DID</i> × <i>Level</i>	0.619 7 *** (0.060 7)			
<i>DID</i> × <i>Resource</i>		0.118 5 *** (0.035 6)		

表7(续)

变量	行政级别	资源禀赋	战略性新兴产业集群	环保法制
<i>DID</i> × <i>Strategic</i>			0. 426 7 *** (0. 043 1)	
<i>DID</i> × <i>Court</i>				0. 246 1 *** (0. 027 4)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	4 828	4 828	4 828	4 828
<i>R</i> ²	0. 856 3	0. 853 3	0. 856 1	0. 855 5

七、绿色金融政策的溢出效应分析

(一) 空间自相关检验

在评估绿色金融政策的空间效应之前,需要利用全局莫兰指数检验能源转型的空间自相关特征。本文通过空间自相关检验发现,研究年限内能源转型的莫兰指数均在 1%水平下显著为正,表明能源转型具有正空间相关性,满足空间计量模型的使用条件。从测算结果来看,该指数呈现波动上升的趋势,表明能源转型的空间自相关性处于持续增强的发展趋势,区域之间的协同联动致使城市之间的能源转型活动变得愈发紧密相关。

(二) 空间效应

为判断 SDM 是否适合估计绿色金融政策对能源转型的空间溢出效应,本文进行了多种检验^①,其中, LM-lag、LM-error、LM-lag (robust) 和 LM-error (robust) 的检验结果拒绝原假设,表明构建的空间面板模型具有空间滞后和溢出效应。豪斯曼(Hausman)检验的结果显著拒绝了原假设,表明应选择固定效应模型进行回归估计。LR-SAR、LR-SEM、WALD-SAR 和 WALD-SEM 的检验结果均拒绝原假设,表明 SDM 优于且拒绝退化为空间滞后模型和空间误差模型。因此,采用 SDM 模型是合理的。

表 8 的结果表明,无论是否加入控制变量,*DID* 的估计系数均在 1%水平下显著为正,表明在考虑空间效应之后,绿色金融政策仍能促进能源转型,再次验证了假设 1 的稳健性。本文进一步关注绿色金融政策对能源转型的空间溢出效应,即间接效应。结合已有研究^[41],为了准确估计绿色金融政策对能源转型的空间溢出效应,利用偏微分矩阵将总效应分解为直接效应和溢出效应。从列(2)来看,绿色金融政策的空间溢出回归系数在 1%水平下显著为正,表明当地绿色金融政策的实施有利于周边城市的能源转型,从而支持假设 5。本地实施绿色金融政策通过资本流动、技术扩散、政策示范等空间溢出效应,对周边地区的能源转型产生影响。例如,在绿色金融政策的推动下,本地与周边地区可能开展跨区域合作,共同开发清洁能源项目,实现资源共享和优势互补,从而激发绿色金融政策产生较强的空间溢出效应,推动本地区-邻近地区能源协同转型。

① 限于篇幅,具体的检验结果不再展示,留存备索。

表 8 空间效应回归结果

变量	(1)	(2)
<i>DID</i>	0.154 6*** (0.020 8)	0.122 8*** (0.019 9)
<i>W1×DID</i>	0.170 8*** (0.045 0)	0.157 6*** (0.043 4)
<i>rho</i>	0.500 1*** (0.015 3)	0.442 8*** (0.016 4)
直接效应	0.189 5*** (0.021 5)	0.148 2*** (0.020 0)
间接效应	0.450 3*** (0.074 6)	0.349 7*** (0.069 4)
总效应	0.639 8*** (0.080 5)	0.497 9*** (0.073 1)
控制变量	未控制	控制
城市固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
样本量	4 828	4 828
<i>R</i> ²	0.107 4	0.015 1

八、结论与建议

本文采用 2006—2022 年中国 284 个城市的面板数据,评估了绿色金融政策对能源转型的影响。研究结果显示,绿色金融政策推动了城市能源转型。从影响机制看,绿色金融政策通过绿色治理效应、资源配置效应和产业结构升级效应来加速能源转型。从异质性看,对副省级及以上城市、资源型城市、拥有战略性新兴产业集群的城市和建立环保法庭的城市而言,绿色金融政策对能源转型有更大的促进作用。从空间效应看,能源转型具有正空间相关性;绿色金融政策对能源转型的空间溢出效应为正。根据上述结论,本文提出以下政策建议:

第一,绿色金融政策有效推动了城市能源转型,继续推动政策试点城市扩容,

鼓励金融机构开发绿色金融产品至关重要。一方面,金融机构应基于企业能源消耗情况进行碳排放核算与环境评价,策略性地开发绿色金融产品。例如,试点城市的金融机构应加大能源领域金融支撑力度,扩大“可再生能源补贴确权”贷款额度,推动城市发展新能源产业以助力能源转型。另一方面,政府需扩大专项资金规模,将其用于绿色金融产品的研发和推广,根据能源转型项目的实际情况提供适度贴息,发挥财政政策与货币政策的“组合拳”优势,以激励金融机构和企业协同开发绿色清洁能源项目。

第二,持续提升绿色治理、资源配置、产业结构升级同绿色金融政策的耦合程度,探究提高城市能源转型水平的多元渠道。首先,增强城市绿色治理能力有助于推进城市能源转型。中央政府需构建一个涉及环境治理成效、绿色经济发展水平、资源利用效率等维度的绿色治理评价体系,定期对地方政府绿色治理绩效进行评估,形成有效的监督与激励机制。其次,降低资源错配,特别是在能源市场中调整能源要素的配置是实现能源转型的关键路径。政府需增强能源市场竞争性,打破行业壁垒,允许更多投资主体参与能源生产和供应,进而引导资源向高效、低碳的清洁能源项目倾斜,提高资源配置效率,促使相关企业降本增效,从而推动能源结构的优化。最后,政府应制定明确的产业政策,发挥绿色金融政策与配套产业政策的合力,引导社会资本注入绿色产业,形成绿色产业集聚效应,推动高碳产业向绿色低碳方向转型升级。

第三,进一步激发绿色金融政策在特定城市的政策效应。根据城市行政级别、资源禀赋、战略定位和环保法制建设差异,制定多元化的绿色金融政策。高行政级别城市往往拥有更大的自主权,获得更多的财政补贴和政策倾斜,这类城市应发挥绿色金融政策的示范引领作用,先行先试开发更多的创新性绿色金融产品和服务。资源型城市应根据自身资源禀赋的实际情况,鼓励转型金融与绿色金融的有效衔接,为传统高

耗能产业的低碳转型提供金融支持,引导企业采用清洁生产、节能降耗、循环利用等低碳发展模式。拥有战略性新兴产业集群的城市则应加大对绿色技术研发、转化和应用的支持力度,缓解产业内企业的融资约束,促使这类企业构建前沿绿色技术体系,推动全域低碳转型发展。高环保法制保障城市应进一步加大环保政策执行力度,深化绿色金融法制建设,落实金融机构的法制义务,确保绿色金融政策的有效落地。另外,金融监管部门应当对违反环境信息披露、碳披露规则的企业加大行政处罚力度,实行硬约束的惩处机制来促使企业低碳转型。

第四,建立跨区域绿色金融合作机制,进一步激发试点城市实施绿色金融政策对周边地区的示范、辐射和扩散效应。加强金融机构与能源部门跨区域合作,促进绿色金融“先验田”的经验共享、专业技术型人才流动、绿色资金融通、绿色低碳技术转移,以实现城市之间的能源转型项目合作与联动,进而强化能源转型的空间溢出效应和正外部性,促进本地区-邻近地区能源转型进程的协同。

参考文献:

- [1] 文书洋,刘锡良.金融错配、环境污染与可持续增长[J]. 经济与管理研究,2019,40(3):3-20.
- [2] 于波.绿色信贷政策如何影响重污染企业技术创新?[J]. 经济管理,2021,43(11):35-51.
- [3] 王艳丽,类晓东,龙如银.绿色信贷政策提高了企业的投资效率吗?——基于重污染企业金融资源配置的视角[J]. 中国人口·资源与环境,2021,31(1):123-133.
- [4] 陈国进,丁赛杰,赵向琴,等.中国绿色金融政策、融资成本与企业绿色转型——基于央行担保品政策视角[J]. 金融研究,2021(12):75-95.
- [5] ALHARBI S S, AL MAMUN M, BOUBAKER S, et al. Green finance and renewable energy: a worldwide evidence[J]. Energy Economics, 2023, 118: 106499.
- [6] 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.
- [7] 孙慧,王凤逸,丁辰鑫.环境信息公开、绿色金融与城市绿色创新[J]. 首都经济贸易大学学报,2023,25(1):69-83.
- [8] 张小勇,郭爱君,雷中豪.绿色金融提高企业全要素生产率了吗?——基于绿色金融改革创新试验区的准自然实验[J]. 济南大学学报(社会科学版),2024,34(2):86-100.
- [9] 郭俊杰,方颖,郭晔.环境规制、短期失败容忍与企业绿色创新——来自绿色信贷政策实践的证据[J]. 经济研究,2024,59(3):112-129.
- [10] LEE C C, SONG H P, AN J F. The impact of green finance on energy transition: does climate risk matter? [J]. Energy Economics, 2024, 129: 107258.
- [11] ZHANG D Y, GUO Y M, TAGHIZADEH-HESARY F. Green finance and energy transition to achieve net-zero emission target[J]. Energy Economics, 2023, 126: 106936.
- [12] 马艳芹,罗良文.绿色金融改革创新的节能效应研究[J]. 经济与管理研究,2024,45(9):22-38.
- [13] 张红凤,魏淑影,何旭.绿色信贷政策与“双高”企业全要素生产率[J]. 经济理论与经济管理,2023,43(10):99-111.
- [14] 王伟龙,王健龙,谢成兴,等.“中国制造 2025”试点示范城市建设对城市绿色发展效率的影响[J]. 中国人口·资源与环境,2023,33(9):147-158.
- [15] 田嘉莉,黄文艳,彭甲超,等.绿色金融赋能碳中和的传导机制与空间效应[J]. 西部论坛,2022,32(5):44-62.
- [16] NEPAL R, LIU Y, WANG J D, et al. How does green finance promote renewable energy technology innovation? A quasi-natural experiment perspective[J]. Energy Economics, 2024, 134: 107576.
- [17] 刘锦华,王修华,严露.绿色金融试点政策能否倒逼污染企业绿色创新?——基于绿色金融改革创新试验区的经验证据[J]. 统计研究,2024,41(12):98-110.
- [18] 舒利敏,廖菁华.末端治理还是绿色转型?——绿色信贷对重污染行业企业环保投资的影响研究[J]. 国际金融研究,2022(4):12-22.

- [19]钟覃琳,夏晓雪,姜付秀.绿色信贷能激励企业环境责任的承担吗?[J].管理科学学报,2023,26(3):93-111.
- [20]PENG B H, XU N J, LUO R, et al. Promoting green investment behavior in “belt and road” energy projects: a quantum game approach[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2024, 204: 123416.
- [21]崔惠玉,王宝珠,徐颖.绿色金融创新、金融资源配置与企业污染减排[J].中国工业经济,2023(10):118-136.
- [22]王敏,齐潇,李萌.数字经济发展、资本配置与区域碳减排[J].财经科学,2024(3):103-117.
- [23]詹姝珂,王仁曾,刘耀彬.金融科技与绿色金融协同对产业结构升级的影响——基于异质性环境规制视角[J].中国人口·资源与环境, 2023,33(11):152-162.
- [24]SU Y, FAN Q M. Renewable energy technology innovation, industrial structure upgrading and green development from the perspective of China's provinces[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2022, 180: 121727.
- [25]景国文.创新型产业集群试点促进了FDI流入吗?——兼论其对经济高质量发展的影响[J].西部论坛,2023,33(3):82-93.
- [26]张振华,汪京,冯商超,等.绿色金融改革创新试验区对臭氧污染的影响效应[J].中国人口·资源与环境,2022,32(12):52-65.
- [27]刘华军,石印,郭立祥,等.新时代的中国能源革命:历程、成就与展望[J].管理世界,2022,38(7):6-24.
- [28]朱丽,曹梦莹,刘瑞杰.“双碳”目标下煤炭资源型城市能源转型评价与障碍因子[J].环境科学,2024,45(12):6858-6869.
- [29]SHEN Y F, SHI X P, ZHAO Z B, et al. A dataset of low-carbon energy transition index for Chinese cities 2003-2019[J]. Scientific Data, 2023, 10: 906.
- [30]王健龙,王伟龙,刘勇.中国城市能源转型的时空演变及驱动因素分析[J].经济问题探索,2025(3):68-85.
- [31]YANG J N, ZHOU K L, HU R. City-level resilience assessment of integrated energy systems in China[J]. Energy Policy, 2024, 193: 114294.
- [32]王振霞,闫冰倩,王蕾.能源价格与房地产市场波动——来自中国地级市层面的经验证据[J].金融研究,2023(2):1-20.
- [33]刘晔,王若宇,薛德升,等.中国高技能劳动力与一般劳动力的空间分布格局及其影响因素[J].地理研究,2019,38(8):1949-1964.
- [34]BOUZAROVSKI S, TIRADO HERRERO S. The energy divide: integrating energy transitions, regional inequalities and poverty trends in the European Union[J]. European Urban and Regional Studies, 2017, 24(1): 69-86.
- [35]YUAN H X, FENG Y D, LEE C C, et al. How does manufacturing agglomeration affect green economic efficiency? [J]. Energy Economics, 2020, 92: 104944.
- [36]方文君,邓峰,张战仁,等.环境目标约束对能源结构低碳转型的影响[J].中国人口·资源与环境,2024,34(1):84-96.
- [37]张洪胜,杜雨彤,张小龙.产业数字化与国内大循环[J].经济研究,2024,59(5):97-115.
- [38]CHEN Y F, MA Y B. Does green investment improve energy firm performance? [J]. Energy Policy, 2021, 153: 112252.
- [39]袁胜超,吕翠翠.地方政府合作与地区资源配置效率[J].当代财经,2022(9):3-14.
- [40]蔡海亚,徐盈之.贸易开放是否影响了中国产业结构升级?[J].数量经济技术经济研究,2017,34(10):3-22.
- [41]LESAGE J, PACE R K. Introduction to spatial econometrics[M]. New York: Chapman and Hall/CRC, 2009.
- [42]向仙虹,张瀚月,杨国歌.数字基础设施建设对包容性低碳发展的影响——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J].首都经济贸易大学学报,2024,26(4):3-20.
- [43]王宏起,李雨晴,李晓莉,等.数字创新能力对战略性新兴产业突破性创新的影响研究——环境动态性的调节作用[J].管理评论,2024,36(5):89-100.
- [44]ZHANG Q, YU Z, KONG D M. The real effect of legal institutions: environmental courts and firm environmental protection expenditure[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2019, 98: 102254.
- [45]王贤彬,陈博潮,张艺川.法治强化与行政边界污染治理:来自环保法庭设立的证据[J].世界经济,2024,47(11):64-91.

How can the Green Finance Policy Drive Urban Energy Transition in China?

WANG Jianlong, WANG Weilong, LIU Yong

(Sichuan University, Chengdu 610065)

Abstract: Against the backdrop of increasingly prominent environmental issues and severe climate change, the high carbon emissions from the traditional energy system have become a major bottleneck constraining sustained economic development. Green finance, as an innovative financial model, aims to guide capital flows toward environmentally friendly, low-carbon, and efficient energy projects through market mechanisms, thereby empowering the energy transition. Therefore, this paper focuses on the green finance reform and innovation pilot zone (GFRIPZ) policy to investigate whether it can promote energy transition in pilot cities.

Drawing on existing research, this paper uses a panel dataset of 284 cities from 2006 to 2022 in China to measure the level of urban energy transition along two dimensions: energy transition performance and transition readiness. On this basis, this paper treats the GFRIPZ policy implemented in 2017 as a quasi-natural experiment and employs the two-way fixed-effects difference-in-differences (DID) model and the spatial Durbin model (SDM) to evaluate the direct impact, heterogeneity, mechanisms, and spatial spillover effects of the GFRIPZ policy. The findings indicate that the GFRIPZ policy can enhance the level of urban energy transition. This conclusion remains robust after a series of tests. Mechanism analysis indicates that the GFRIPZ policy drives urban energy transition primarily through three channels. In terms of green governance, the policy imposes powerful market-based constraints on firms by establishing environmental entry barriers and strengthening information disclosure requirements. In terms of resource allocation, the policy utilizes price signals and financing preferences to direct capital away from high-pollution and high-energy-consumption sectors and toward green industries. This ensures that funds can be precisely channeled to empower key areas of the energy transition. In terms of industrial structure optimization, as green industries receive greater financial support, they crowd out outdated production capacity. This fundamentally reduces the economy's dependence on fossil fuels, thereby laying a solid industrial foundation for energy transition. The spatial spillover effects indicate that the energy transition exhibits a positive spatial correlation, and the GFRIPZ policy has a promotional effect on energy transition in both local and neighboring cities. Heterogeneity analysis reveals that the promotional effect is more pronounced in cities with high administrative levels, abundant natural resource endowments, designations as strategic emerging industry clusters, and strong environmental legal frameworks.

Therefore, the wide application of the GFRIPZ policy can encourage the financial sector to participate in environmental governance and promote the effective integration of green finance and energy transition, which helps cities build low-carbon and sustainable energy systems. The government should continue to expand the scope of the GFRIPZ policy to advance nationwide energy transition.

Keywords: green finance policy; energy transition; green governance; resource allocation; industrial structure

责任编辑:姜 莱;姚望春