

引用格式: 李博阳, 罗光锐, 邢冰冰, 等. 绿色信贷对可再生能源发展的影响: 理论剖析与实证解读[J]. 资源科学, 2023, 45(4): 800–811. [Li B Y, Luo G R, Xing B B, et al. The impact of green credit on the development of renewable energy: Theoretical analysis and empirical interpretation[J]. Resources Science, 2023, 45(4): 800–811.] DOI: 10.18402/resci.2023.04.10

绿色信贷对可再生能源发展的影响

——理论剖析与实证解读

李博阳¹, 罗光锐¹, 邢冰冰¹, 沈悦², 杜强¹

(1. 长安大学经济与管理学院, 西安 710064; 2. 西安交通大学经济与金融学院, 西安 710061)

摘要:【目的】可再生能源是能源绿色低碳转型的关键驱动力, 是中国经济可持续发展的重要支撑, 本文旨在从理论和经验层面探究绿色信贷对可再生能源发展的影响。【方法】基于中国30个省(自治区、直辖市)2005—2020年的面板数据, 利用双向固定效应模型对绿色信贷与可再生能源之间的关系进行了系统性分析。【结果】①整体而言, 绿色信贷能够显著促进可再生能源的发展; 分维度剖析结果显示, 绿色信贷能够有效促进水电、核能和风能发电的发展。②运用广义DID模型的研究表明, 2012年《绿色信贷指引》政策的颁布能够有效驱动可再生能源的发展。③作用机制检验结果显示, 绿色信贷能够通过促进产业结构升级和激励绿色技术创新两个渠道作用于可再生能源发展。④异质性检验结果表明, 绿色信贷对可再生能源发展的促进作用在金融发达地区和高市场化程度地区更为显著。【结论】绿色信贷能够通过促进产业结构升级和激励绿色技术创新显著促进可再生能源发展, 《绿色信贷指引》政策起到了关键作用。

关键词: 绿色信贷; 产业结构升级; 绿色技术创新; 可再生能源; 双向固定效应模型; 广义DID模型; 中国

DOI: 10.18402/resci.2023.04.10

1 引言

目前, 全球正处于应对气候变化、实现可持续发展的关键转折期。中国一直高度重视全球气候变暖问题, 2020年9月习近平总书记在第75届联合国大会上作出中国将力争在2030年前实现“碳达峰”, 2060年前实现“碳中和”的庄严目标承诺。众所周知, 解决全球变暖问题的根本举措就是减少CO₂等温室气体排放, 而温室气体排放主要源于煤炭、石油等化石能源, 在新一轮能源转型的背景下, 扭转以煤炭等化石能源为主的能源结构, 加快能源低碳转型、推动可再生能源发展无疑是全球实现碳中和目标的核心路径和必然选择^[1,2]。截至2020年底, 中国可再生能源持续保持平稳快速增长, 可再生能源发电量占比已超过32%, 可再生能源发电装

机容量也已超过全部发电装机容量的42%^①。根据国务院九部门联合印发的《“十四五”可再生能源发展规划》, “十四五”期间, 中国可再生能源将进入高质量跨越式发展阶段, 可再生能源在一次能源消费增量中的占比超过50%, 预计到2025年, 中国可再生能源消费总量达到10亿t标准煤。现有文献多使用可再生能源发电量及其占比表征可再生能源发展水平^[3-5], 鉴于此, 本文将可再生能源发展(及其细分维度水电、核电、风电和太阳能发展)界定为可再生能源发电量和可再生能源发电量占全部能源发电量比例的稳步提升。

中国可再生能源的发展虽然势头迅猛, 但仍面临巨大资金缺口。根据中国国际金融股份有限公司研究院的预测, 仅2021—2030年中国累计绿色投

收稿日期: 2023-01-02; 修订日期: 2023-03-06

基金项目: 国家自然科学基金项目(72104035; 71974157); 陕西省社会科学基金项目(2021D031); 陕西省软科学基金(2023-CX-RKX-061); 中央高校基本科研业务费专项资金项目(300102232604)。

作者简介: 李博阳, 女, 陕西西安人, 讲师, 研究方向为绿色金融与资产价格波动。E-mail: liyangyang2091@163.com

① 作者根据《中国电力统计年鉴》计算得出。

2023年4月

融资缺口就高达每年5400亿元,其中可再生能源投资约占25%。在没有政策干预下,2031年后中国绿色投融资缺口会因投资需求后置而继续扩大。因此,除了稳健的财政支持资金外,绿色金融能否同步发力,弥补资金缺口,关系到中国可再生能源发展的实际成效^[6]。由于中国的金融体系以间接融资为主,绿色信贷是最重要的绿色金融支持工具,提供了90%以上的绿色金融资金。作为绿色项目融资的主渠道,绿色信贷政策将生态环境信息纳入授信管理,全力引导资金支持绿色低碳项目,对于“两高一剩”行业则实施惩罚性的高利率。但在政策执行过程中,绿色信贷能否充分发挥金融支持的作用,有力推动可再生能源高质量发展?如果能,其内在机制是怎样的?2012年颁布的《绿色信贷指引》是否驱动了能源转型?不同地区又有何异质性影响?这一系列问题的回答能够为高质量发展阶段中国能源结构低碳转型提供经验证据,有助于稳步实现既定的“3060”目标,从而在全球应对气候变化行动中体现中国担当、贡献中国智慧、注入中国力量。

基于以往研究,本文可能的创新和边际贡献有:①在有限的研究视域,创新性地分析了绿色信贷与可再生能源发展之间的关系,并进一步将可再生能源分为水能、风能、核能和太阳能4个维度,深度剖析了绿色信贷对可再生能源各维度发展水平的影响,弥补了国内绿色金融理论研究的不足,丰富了绿色信贷经济后果和可再生能源发展影响因素的相关研究。②从绿色信贷与可再生能源存在何种关系、绿色信贷政策的冲击效果、潜在的作用机制等展开系统性分析,尝试解构绿色信贷与可再生能源发展的内在逻辑,将有助于更为全面地揭示绿色信贷政策影响可再生能源发展的作用机理和所需条件。③本文结论将为中国在实现碳达峰和碳中和过程中“构建绿色金融体系”和驱动可再生能源步入“高质量跨越式发展阶段”提供经验证据和政策参考,兼具理论意义和实践价值。

2 文献综述与理论分析

2.1 文献综述

现有关于绿色信贷和可再生能源发展的研究

为本文奠定了分析基础,整体上可以分为绿色信贷的经济效应和可再生能源发展的影响因素两部分文献。

(1)就绿色信贷的经济效应而言,学者们从宏观和微观双重视角展开了研究。①从宏观视角出发,研究发现绿色信贷可通过信贷倾斜、利率浮动等差别化的货币金融政策集聚资本要素,形成绿色投资服务经济增长^[7]。绿色信贷政策要求商业银行对有绿色信贷需求的项目开展环境风险评估^[8,9];对高污染、高耗能和产能过剩(简称“两高一剩”)企业的信贷需求予以限制和禁止;对政策鼓励型企业提供信贷扶持,并给予利率优惠政策^[10]。通过引导资金流向绿色环保企业,并根据企业绿色贷款使用情况和绿色政策执行状况,优化绿色信贷资金配置结构,提高资金配置效率,进而促进经济结构优化,推动经济高质量发展^[11]。②基于微观视角,对商业银行等金融机构而言,绿色贷款的风险低于非绿色贷款,合理开展绿色信贷业务能够有效提高信贷风险管理能力,降低商业银行运营成本,提升商业银行的盈利能力^[12]。对企业而言,绿色信贷政策直接影响企业的举债能力。一方面,由于政策导向,“两高”企业的债务融资成本增加,贷款期限减少,对企业的全要素生产率和企业绩效产生不利影响^[13]。另一方面,绿色信贷可缓解绿色企业融资约束,为企业绿色技术创新和成果转化提供充足资金支持,增加企业绿色创新产出^[14,15]。

(2)就可再生能源发展的影响因素而言,既有的诸多研究都对影响可再生能源发展的多种因素进行了系统性回顾^[16,17]。总结来说,影响可再生能源发展的主要因素可归结为经济、技术、政策和能源等几个方面。经济方面,主流观点认为经济发展对可再生能源有正向影响,GDP增长是可再生能源发展的主要驱动力^[18];技术方面,可再生能源发展也受到了技术成熟度的制约^[19],而技术创新可以推动可再生能源的发展^[17];政策方面,政策支持对于可再生能源发展尤为重要,政策因素是除了直接技术因素外影响最强烈的因素^[20],合理的政策对可再生能源的快速发展是积极有效的^[21,22];能源方面,主要包括化石能源价格和国家能源资源禀赋等因素^[23]。

尽管关于绿色信贷与可再生能源发展的研究

汗牛充栋,但遗憾的是,以上两支文献尚处于割裂状态,少有工作将二者衔接起来:有关金融支持对可再生能源发展影响的研究屈指可数,针对中国绿色信贷与可再生能源关系的文献更是凤毛麟角,这为本文提供了研究空间。

2.2 理论分析

相较于煤炭、石油、天然气等传统能源,可再生能源的发展更依赖于金融支持,这主要是由于可再生能源融资需求大和投资周期长的固有特点。一方面,可再生能源属于资本密集型和技术密集型产业,初始固定资产投资规模大,并且运营过程中需要持续不断的研发投入以完善更迭可再生能源技术,因此在可再生能源的初期建设和后期运营过程中均需要来自金融体系的资金支持以补充政府投资的不足。另一方面,可再生能源的投资周期长,短期回报不明显,技术风险大,调整成本高,因此需要有长期稳定的资金来源。此时,由于商业周期的存在会导致利润的大幅波动,内源融资变得不合时宜,而金融发展能够缓解信息不对称程度、增强企业风险控制水平并提高投资项目的监管质量,从而有利于可再生能源发展。

作为最常见的外源性间接融资方式,银行信贷是可再生能源发展最主要融资渠道之一。与在资本市场直接融资相比,银行信贷的优势在于:①银行信贷的准入门槛较低,能够为不具备上市资质但具有发展潜力的可再生能源企业提供资金支持;②根据债务异质理论,相较于债券持有者等交易型债权人,商业银行等关系型债权人更关注企业长期成长性和银企关系而非证券价格的波动,因此银行信贷较在资本市场上发行债券更有利于可再生能源发展;③在可再生能源发展的早期和中期,政府政策起到关键性的驱动作用。而政府政策的推广实施需要依赖国有大型银行和政策性银行发挥示范引导作用,吸引其他金融机构的加入,以满足可再生能源发展的投融资需求。

中国绿色信贷自2007年提出以来发展迅猛,绿色信贷旨在提高金融部门对绿色贷款项目的偏好,引导社会资金流动,作为中国绿色金融体系最主要的组成部分,兼具“金融”和“绿色”的双重属性。其中,“金融”属性使得绿色信贷具有资本支持、资源

配置和企业监管等功能。从信贷支持的角度,金融机构对企业的贷前、贷中、贷后全过程的财务运作进行监督,提高了投资效率,增加了企业价值。而“绿色”属性则要求金融机构不仅要注重自身利润最大化,而且在投融资服务中要充分考虑企业的社会责任和环境绩效,通过差异化的利率政策和信贷倾斜引导社会资金流向绿色产业。具体来说,绿色信贷政策扩大了可再生能源的信贷供给,缓解了可再生能源企业的融资约束,增加了研发投入,提供了更多的低碳产品和服务^[24]。并且,绿色信贷政策会提高企业环境信息披露的透明度,在信号效应作用下影响企业在资本市场的融资能力,进一步扩大可再生能源企业的融资渠道。同时,企业管理层为缓解融资约束会转变投资策略,逐步转向可再生能源投资项目,并通过建立绿色声誉而提高竞争力,有助于投资效率的提升和可再生能源发展。基于上述分析,提出假设:

H1:绿色信贷有助于促进可再生能源发展。

绿色信贷作为绿色金融的主力军,能够通过促进产业结构升级和激励绿色技术创新作用于可再生能源发展。产业结构升级的关键就是在推动以“高污染、高能耗、产能过剩”为特征的传统产业绿色化转型的同时,大力发展新型绿色产业。绿色信贷作为国家宏观调控的工具,能够有效引导资金向可再生能源、低碳环保等绿色产业转移,同时提高“两高一剩”企业的融资成本,通过银行信贷手段来达到产业结构调整的目的,最终实现产业结构合理化、绿色化、高端化。此外,资金聚集产生的知识溢出效应对推动产业结构优化升级、提升产出质量也具有重要的意义^[25]。在产业结构升级转型背景下,能源结构优化势在必行,能源相关行业的供给条件和价格预计将发生变化。为达到既定目标,能源消耗部门会主动淘汰落后技术并削减传统能源消费,增加对可再生能源和清洁能源的偏好,为可再生能源的发展创造空间^[26]。基于上述分析,提出假设:

H2:绿色信贷能够通过促进产业结构升级推动可再生能源发展。

绿色技术创新需要大规模资金的长期投入,且新技术研发存在较大的不确定性,而绿色信贷为绿色技术创新提供了较低的融资成本以及丰裕的资

2023年4月

金,纾解了该类企业的绿色技术创新困局。同时,由于绿色信贷在本质上是传统行政命令式环境规制的重要延伸,存在“创新补偿”效应,能够激励企业提升绿色技术创新能力。通过绿色技术创新一方面降低了可再生能源企业的开发成本,有助于可再生能源发展^[19];另一方面,企业竞争环境的改变倒逼企业进行绿色技术创新,迫使其转变能源消费结构、实现清洁生产,从而加大可再生能源的消费。基于上述分析,提出假设:

H3:绿色信贷能够通过激励绿色技术创新推动可再生能源发展。

3 研究方法

3.1 计量模型构建

本文在基准检验中以可再生能源发展水平(*Renew*)为被解释变量、绿色信贷水平(*Gcredit*)为核心解释变量,构建如下双向固定效应模型:

$$Renew_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Gcredit_{it} + \beta Control_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中:*i*为省份;*t*为时间; α_0 为截距项; β_1 为核心解释变量绿色信贷对应的系数估计值; β 为控制变量对应的系数估计矩阵;*Control*为其他可能影响可再生能源发展的一组控制变量; λ_t 为不因个体而改变的时间固定效应; μ_i 为不随时间改变的个体固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。

本文拓展性分析中采用广义双重差分模型(广义DID模型),通过构建绿色信贷政策虚拟变量与绿色信贷实施强度的交乘项对《绿色信贷指引》颁布与可再生能源发展之间的关系进行因果识别。建立如下广义DID模型:

$$Renew_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Gcredit_{it} + \beta_2 Gcredit_i \times Post_t + \beta Control_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中: $Gcredit_i$ 为*i*省份2011年的绿色信贷水平^②,*Post*为《绿色信贷指引》的政策虚拟变量,将样本观测值发生在2012年之后赋为1,否则为0。将该政策虚拟变量与绿色信贷实施强度的交乘项作为政

策冲击效应模型中的核心解释变量($Gcredit \times Post$)。

3.2 变量选择与说明

3.2.1 被解释变量:可再生能源发展水平

本文在基准回归中采用各省份可再生能源发电量占总能源发电量的比重衡量各省可再生能源的发展水平(*Renew*),该变量值越大说明该省可再生能源发展水平越高。同时,通过手工收集《中国电力年鉴》中各省份水能发电量、风能发电量、核能发电量和太阳能发电量,并将上述4种细分的可再生能源发电量除以总能源发电量从而得到各省份水能发展水平(*Water*)、风能发展水平(*Wind*)、核能发展水平(*Nuclear*)和太阳能发展水平(*Solar*)。

3.2.2 核心解释变量:绿色信贷水平

绿色信贷水平是本文核心解释变量。对于绿色信贷的衡量目前学术界主要有3种方法:绿色信贷占比、商业银行节能环保项目及服务的贷款占比以及六大高耗能行业的利息支出占比^③。其中,前两个指标的数据来源于各大全国性商业银行的《社会责任报告》,只有全国层面的数据因而不适用于本文。第三种衡量方法中,与高耗能行业贷款总额相比,贷款利息更能反映资金的借贷成本,差异化的借贷成本也正是绿色信贷政策的基本特征,因此该指标能够反映一个地区的绿色信贷政策实施强度,衡量当地绿色信贷发展水平。但六大高耗能行业利息支出占比是绿色信贷的反向指标,当一个地区绿色信贷政策的实施强度越高,意味着流入高耗能高污染行业的信贷越少,从而使得高耗能行业利息支出占比越低。鉴于反向指标不便于理解,为了便于后文实证部分的解读,本文将其正向化,采用(1-六大高耗能行业利息支出占利息总支出的比重)作为绿色信贷水平(*Gcredit*)的代理指标,从而该指标成为绿色信贷的正向指标,*Gcredit*越大表示该省份绿色信贷发展水平越高。

3.2.3 控制变量

为了控制影响可能可再生能源发展的其他变

② 由于《绿色信贷指引》出台可能会影响绿色信贷水平,因此采用每一年的绿色信贷实施强度可能导致内生性问题,本文使用《绿色信贷指引》颁布前(2011年)的绿色信贷水平能够有效缓解这一内生性问题。

③ 根据《中国工业统计年鉴》,六大高耗能行业包括电力热力的生产和供应业,石油加工、炼焦及核燃料加工业,有色金属冶炼及压延加工业,黑色金属冶炼及压延加工业,非金属矿物制品业,以及化学原料及化学制品制造业。

量,参照马丽梅等^[17]的做法,从政策因素、经济因素、能源因素和环境因素等4个方面出发进行控制变量的选择。

(1)政策因素。选用财政支出($\ln EXP$)反映政府从供给侧进行公共项目投资的规模。当政府将财政支出更多地用于可再生能源公共项目、行业补贴以及教育投入时,将有利于地区可再生能源的发展;反之,若政府将财政支出更多地用于行政管理时则可能会带来资源错配,造成效率损失,不利于可再生能源发展。

(2)经济因素。选用地区GDP($\ln GDP$)、城市化水平($CITY$)和外商直接投资(FDI)等3个指标作为经济因素的控制变量。①对于地区GDP来说,主流观点认为,一个地区的经济发展水平是其可再生能源消费的重要驱动力,因而对可再生能源发展起到正向的促进作用。但也有研究表明,在可再生能源发展初期,部分国家过度关注经济建设,倾向于选择成本更低廉的传统化石能源而忽视可再生能源发展^[18]。②就城市化水平而言,通常一个地区城市化水平越高,当地人力资本水平就越高,技术创新能力也越强,同时高城市化水平可能会更加地受环境污染的负外部性影响,增强了对可再生能源的替代性需求。③就外商直接投资而言,一般认为外商直接投资比重加大有助于引入国外先进的可再生能源技术,从而促进本地区可再生能源的发展。

(3)能源因素。选择煤炭消费量($\ln COAL$)衡量一个地区能源资源禀赋,该指标对可再生能源发展的影响是不确定的。一方面,煤炭作为一种传统能源与可再生能源存在一定程度的替代效应,煤炭资源会带来路径依赖从而减少当地对可再生能源消费的需求;但另一方面,煤炭消费造成的环境污染却有可能增强当地对可再生能源的消费倾向。

(4)环境因素。选取 CO_2 排放量($\ln CO_2$)度量一个地区的环境污染程度。该指标对可再生能源发展的影响也是不确定的。一般认为, CO_2 排放量越大,当地环境污染程度越高,而对环境污染和气候变化的关注会刺激可再生能源的发展,倒逼可再生能源替代传统化石能源^[27]。综上所述,表1列示了本文主要变量的符号和定义。

表1 主要变量定义

Table 1 Definition of the main variables

变量名称	变量符号	变量描述
可再生能源发展水平	<i>Renew</i>	各省可再生能源发电量占总发电量的比重
水能发展水平	<i>Water</i>	各省水能发电量占总发电量的比重
核能发展水平	<i>Nuclear</i>	各省核能发电量占总发电量的比重
风能发展水平	<i>Wind</i>	各省风能发电量占总发电量的比重
太阳能发展水平	<i>Solar</i>	各省太阳能发电量占总发电量的比重
绿色信贷水平	<i>Gcredit</i>	1-各省六大高耗能行业利息支出占总利息支出的比重
财政支出	$\ln EXP$	各省财政支出总额取对数
国内生产总值	$\ln GDP$	各省国民生产总值取对数
外商直接投资	<i>FDI</i>	各省外商直接投资占GDP的比重
城市化水平	<i>CITY</i>	各省城市化率
煤炭消费量	$\ln COAL$	各省煤炭消费量取对数
CO_2 排放量	$\ln CO_2$	各省 CO_2 排放量取对数

3.3 样本选择与数据来源

中国在2007年正式提出绿色信贷政策并开始试点,并于2012年颁布了《绿色信贷指引》,这标志着绿色信贷政策的正式实施。由于绿色信贷统计数据起始于2005年,目前最新数据更新2020年,因此本文选取2005—2020年中国30个省(因数据缺失不包括港澳台地区和西藏自治区)的面板数据进行实证研究。本文研究样本时期涵盖了绿色信贷萌芽、提出、试点和推广的完整阶段。其中,被解释变量可再生能源发展的相关数据源自《中国电力年鉴》,并由作者团队手工整理核对;绿色信贷原始数据来源于《中国工业统计年鉴》^④;其他控制变量数据源自于《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》和《中国科技统计年鉴》。表2汇报了本文主要变量的描述性统计结果。

本文实证分析整体逻辑框架如图1所示:①基于双向固定效应模型对绿色信贷与可再生能源发展水平之间的关系进行基准回归分析;②探究绿色信贷对可再生能源各维度发展水平的影响;③从替换因变量、更换为动态面板模型、考虑滞后性等方面开展三重稳健性检验;④利用广义DID模型对《绿色信贷指引》政策的颁布与可再生能源发展之间的关系进行因果识别;⑤根据理论分析和研究假设,从产业结构升级和绿色技术创新两个渠道剖析

④ 在2013年之前称作《中国工业经济统计年鉴》。

2023年4月

表2 描述性统计分析表

Table 2 Descriptive statistics

变量类型	变量名称	变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	可再生能源发展水平	<i>Renew</i>	480	0.238	0.218	0.009	0.762
	水能发展水平	<i>Water</i>	480	0.183	0.220	0.000	0.713
	核能发展水平	<i>Nuclear</i>	420	0.012	0.033	0.000	0.124
	风能发展水平	<i>Wind</i>	450	0.026	0.031	0.000	0.110
	太阳能发展水平	<i>Solar</i>	300	0.012	0.016	0.000	0.051
解释变量	绿色信贷水平	<i>Gcredit</i>	480	0.471	0.135	0.196	0.714
控制变量	财政支出	<i>lnEXP</i>	480	7.933	0.791	6.324	9.052
	国内生产总值	<i>lnGDP</i>	480	9.504	0.907	7.651	11.083
	外商直接投资	<i>FDI</i>	480	0.380	0.342	0.078	1.278
	城市化率	<i>CITY</i>	480	0.562	0.133	0.346	0.865
	煤炭消费量	<i>lnCOAL</i>	480	8.143	0.768	6.140	9.281
	CO ₂ 排放量	<i>lnCO₂</i>	480	5.526	0.684	3.855	6.590

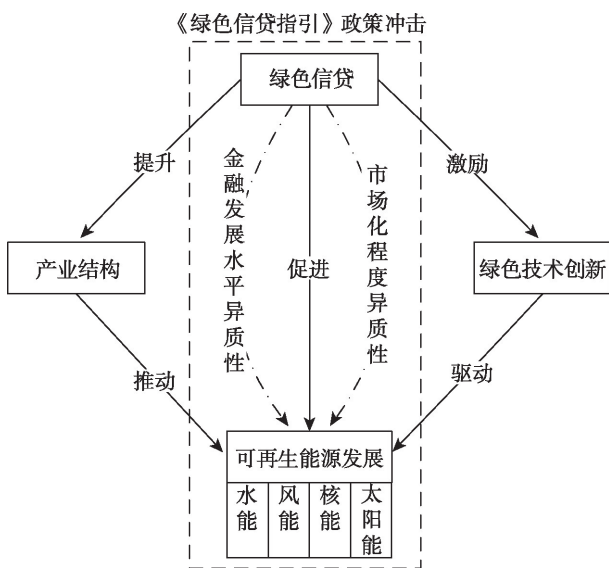


图1 实证分析逻辑框架图

Figure 1 Framework of the empirical analysis

绿色信贷的作用机制;⑥考虑到各省份金融发展水平和市场化程度的差异,通过子样本回归开展异质性分析。

4 结果与分析

4.1 基准回归结果

表3汇报了绿色信贷水平对可再生能源发展水平的影响结果。通过逐步添加固定效应和控制变量,将回归结果依次展开。

根据实证检验结果可知,*Gcredit*的系数均在1%的水平上显著为正。就列(4)而言,绿色信贷水平每提高1%,可再生能源发展水平提升0.204%,说

表3 绿色信贷与可再生能源发展:基准回归

Table 3 Green credit and renewable energy development:

Benchmark regression

	<i>Renew</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Gcredit</i>	0.718*** (0.067)	0.211*** (0.036)	0.160*** (0.034)	0.204*** (0.033)
<i>lnEXP</i>			0.045*** (0.019)	-0.008 (0.027)
<i>lnGDP</i>			-0.004 (0.022)	0.022 (0.023)
<i>FDI</i>			0.113*** (0.015)	0.075*** (0.019)
<i>CITY</i>			0.439*** (0.093)	-0.051 (0.116)
<i>lnCOAL</i>			0.048*** (0.014)	0.069*** (0.015)
<i>lnCO₂</i>			0.095*** (0.022)	0.075*** (0.023)
<i>Constant</i>	0.555*** (0.032)	0.117*** (0.022)	-0.563*** (0.040)	-0.185 (0.146)
时间固定	未控制	控制	未控制	控制
省份固定	未控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	480	480	480	480
Adj- <i>R</i> ²	0.197	0.965	0.963	0.966

注:括号内为标准误,*、**、***分别表示系数估计值在10%、5%和1%的水平上显著,下同。

明在控制了其他影响因素的情况下,绿色信贷在整体上能够显著地促进可再生能源发展,因此H1得以验证。对于控制变量而言,*FDI*的系数为正,并在

1%的水平上通过了显著性检验,表明外商直接投资在技术溢出效应的作用下促进了本地区可再生能源的发展。 $\ln COAL$ 的系数为正,并在1%的水平上显著,说明煤炭消费造成的环境污染促进了当地可再生能源发展。 $\ln CO_2$ 的系数为正,并在1%的水平上显著,这一结果说明了目前中国在高质量发展观念的影响下各微观主体和政府部门对环境污染和气候变化给予了足够的重视,温室气体排放起到了倒逼可再生能源发展的作用。 $\ln EXP$ 、 $\ln GDP$ 和 $CITY$ 等控制变量未能通过显著性检验。整体而言,控制变量系数符号与前文预期相符,全文控制变量回归结果较为稳定。

4.2 分类剖析结果

表4列示了绿色信贷水平与可再生能源种类4个细分维度发展水平的回归结果。

从表4可知,绿色信贷水平对可再生能源4个细分种类发展水平的影响均为正向,除了太阳能发展水平之外,回归系数至少在10%的水平上显著。而绿色信贷水平对于太阳能发电水平的作用效果暂不显著的可能原因在于,相较于其他可再生能源种类,《中国电力统计年鉴》中太阳能发电量的统计结果在2005—2010年存在缺失,样本量较少可能影响了回归系数的准确性。但从整体看,绿色信贷能够有效促进水能发电、核能发电和风能发电的发展,该结果也为基准回归的稳健性提供了补充性证据。

4.3 稳健性检验结果

4.3.1 替换因变量

在稳健性检验中,将被解释变量由“各省份可

表4 绿色信贷与可再生能源发展:分类剖析

Table 4 Green credit and renewable energy development: Analysis by source of energy

	<i>Water</i>	<i>Nuclear</i>	<i>Wind</i>	<i>Solar</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Gcredit</i>	0.077*	0.079***	0.033***	0.018
	(0.045)	(0.023)	(0.011)	(0.017)
<i>Constant</i>	-0.450***	0.049	-0.013	-0.114*
	(0.133)	(0.071)	(0.055)	(0.055)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定	控制	控制	控制	控制
省份固定	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	480	420	450	300
Adj- R^2	0.975	0.788	0.831	0.826

再生能源发电量占总发电量的比重”这一相对指标替换为绝对指标“可再生能源发电量(*Renew2*)”,可再生能源发电量由总发电量减去火力发电量并取对数得到。表5中的列(1)显示了回归结果,在替换了可再生能源发展水平的度量指标后,绿色信贷的系数仍然为正,并且在10%的水平上显著。这表明,无论以何种指标度量可再生能源发展水平,绿色信贷对可再生能源发展水平的影响都是显著正向的。

4.3.2 动态面板模型

考虑到可再生能源发展可能会随时间变化,并且就本文基准回归模型而言可能存在着由反向因果导致的内生性问题。稳健性检验中,在模型(1)等号右侧纳入被解释变量的滞后一期*L.Renew*,并利用系统广义矩估计方法(Sys-GMM)进行估计。表5的列(2)展示了回归结果。根据实证检验结果可知,*Gcredit*的系数为0.177,且在5%的水平上显著,这表明在更换为动态面板模型并利用系统矩估计方法进行系数估计后,绿色信贷依旧能显著促进可再生能源的发展,并且矩估计结果中的绿色信贷回归系数与基准检验中保持了较好的一致性。*L.Renew*的系数为0.321,并在1%的水平上显著,这说明了可再生能源的发展具有一定自身的惯性。

表5 稳健性检验

Table 5 Robustness test

	<i>Renew2</i>	<i>Renew</i>	<i>F.Renew</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>L.Renew</i>		0.321***	
		(0.075)	
<i>Gcredit</i>	0.718*	0.177**	0.214***
	(0.391)	(0.073)	(0.039)
<i>Constant</i>	7.642***	2.119**	0.099***
	(1.853)	(1.054)	(0.025)
控制变量	控制	控制	控制
时间固定	控制	控制	控制
省份固定	控制	控制	控制
<i>N</i>	480	450	450
Adj- R^2	0.927		0.966
AR(2)检验		1.51	
		(0.148)	
Hansen 检验		18.63	
		(0.502)	

2023年4月

同时,动态面板模型中残差的二阶自相关对应的 P 值不显著,Hansen统计量不显著,说明模型中工具变量选取合适,满足矩约束条件。

4.3.3 滞后性

考虑到绿色信贷对可再生能源发展的影响可能存在滞后性,因此本文将模型(1)中等号左侧被解释变量取提前一期进行回归($F.Renew$),估计结果见表5的列(3),可以看出在考虑了绿色信贷作用效果的滞后性后,绿色信贷滞后一期的回归系数依旧为正,并在1%的水平上显著。综上所述,三重稳健性检验方法均证实了本文结论稳健、可靠。

5 拓展性分析

5.1 《绿色信贷指引》政策冲击效果分析

为进一步约束高污染高能耗企业行为并达到事前污染治理效果,2012年中国银监会颁布了《绿色信贷指引》,该政策从制度内容、组织和管理流程等方面进一步规范了绿色信贷的业务标准。由图1可以发现,在2012年可再生能源占比有了明显增加,从17%提升至21%。对此不由得想到,是否是因为2012年《绿色信贷指引》的颁布促进了中国可再生能源的发展?鉴于绿色信贷政策的历史沿革,本文以2012年作为重要时间节点,探究《绿色信贷指引》政策颁布对可再生能源发展的因果关系。表6汇报了《绿色信贷指引》政策对可再生能源发展的冲击效应回归结果。

根据表6可知,交乘项 $Gcredit \times Post$ 的回归系数为0.144,说明《绿色信贷指引》颁布后,平均意义

上绿色信贷实施强度每增加1%,可再生能源发展提高0.144%,这一结果在1%的水平上显著。需要说明的是,在《绿色信贷指引》颁布之前,2005—2011年可再生能源占比一直在17%上下浮动,满足了广义DID模型估计量一致性所需要的平行趋势假定。综上可以得出结论,《绿色信贷指引》的颁布驱动了可再生能源的发展。

5.2 绿色信贷对可再生能源发展的作用机制分析

选取第三产业增加值与第二产业增加值之比作为产业结构升级($Industry$)的度量指标;选取绿色专利申请量总量($\ln Total$)作为绿色技术创新的测度指标。由于绿色专利可以细分为绿色发明专利和绿色实用新型专利两种类型,因此本文也检验了绿色信贷对绿色发明专利申请量($\ln Invent$)和绿色实用新型专利申请量($\ln Utility$)的影响,估计结果见表7。表7列(1)–(4)分别展示了绿色信贷对产业结构升级、绿色专利总量、绿色发明专利总量、绿色实用新型专利总量的回归结果。

表7列(1)的结果显示,绿色信贷对产业结构升级的影响系数为正,并在5%的水平上显著。这意味着绿色信贷能够通过提升产业结构促进可再生能源发展,因而验证了H2。列(2)回归结果表明,绿色信贷对绿色技术专利总量的回归系数为0.411,并在5%的水平上显著。这反映出绿色信贷通过激励绿色技术创新驱动了可再生能源的发展,验证了H3。列(3)–(4)的结果显示,绿色信贷对绿色发明专利申请量的作用不显著,而对绿色实用新型专利

表6 《绿色信贷指引》政策冲击效果

Table 6 Policy impact of the Green Credit Guidelines

	<i>Renew</i>
<i>Gcredit</i>	0.092*** (0.043)
<i>Gcredit</i> × <i>Post</i>	0.144*** (0.034)
<i>Constant</i>	0.095 (0.178)
控制变量	控制
时间固定	控制
省份固定	控制
<i>N</i>	480
<i>Adj-R</i> ²	0.970

表7 作用机制检验:产业结构升级与绿色技术创新

Table 7 Mechanism test: Industrial structure upgrading and green technological innovation

	<i>Industry</i>	<i>lnTotal</i>	<i>lnInvent</i>	<i>lnUtility</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Gcredit</i>	2.848** (1.202)	0.411** (0.203)	0.177 (0.245)	0.665*** (0.221)
<i>Constant</i>	63.290*** (4.576)	2.564** (0.995)	2.528** (1.191)	1.772* (0.070)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定	控制	控制	控制	控制
省份固定	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	480	480	480	480
<i>R</i> ²	0.950	0.984	0.977	0.983

申请量存在显著正向促进作用。这说明现阶段绿色信贷更多地通过激励绿色实用新型专利而非绿色发明专利来促进可再生能源的发展,也就是说绿色信贷显著促进了绿色创新数量而非绿色创新质量,即“增量”而未能“提质”,这一结果为中国绿色信贷政策的进一步完善提供了启示。

5.3 异质性分析

5.3.1 金融发展水平的差异

根据各省份金融发展水平的中位数,将样本划分为金融发达地区和金融欠发达地区,分组回归结果如表8的列(1)–(2)所示。在金融发达地区,绿色信贷的回归系数为0.243,并在1%的水平上显著。相比之下,在金融欠发达地区,绿色信贷的回归系数为0.123,并在10%的水平上显著,说明绿色信贷对于可再生能源发展的促进作用在金融发达地区更为显著。

这主要是由于发达的金融市场、良好的金融环境是绿色信贷发挥其政策效应的基本条件之一。相较于金融发达地区,金融欠发达地区的金融机构缺乏足够的动机从事绿色信贷业务,这使绿色信贷更容易成为公益性质活动,实施效果较差。而在金融发达地区,可再生能源企业能够依托高效的金融体系在控制风险的基础上提高自身投资回报率,同时还可以利用金融机构的信息优势克服信息不对称,提升经营管理水平。因此,尽管推行绿色信贷政策对于二者的可再生能源发展都具有一定的促进效果,但在金融发达地区,绿色信贷政策的实施

效率更高,对可再生能源发展的驱动效果也更明显。

5.3.2 市场化程度的差异

本文根据各省市场化水平的中位数,将样本划分为高市场化程度地区和低市场化程度地区,分样本回归结果见表8的列(3)–(4)。在市场化程度高的地区,绿色信贷的回归系数为0.269,并在1%的水平上显著。而在市场化程度低的地区,绿色信贷的回归系数为0.080,且没有通过显著性检验。这说明绿色信贷能够显著促进高市场化程度地区的可再生能源发展,而对低市场化程度地区的可再生能源发展没有显著的驱动效果。

这一结果符合经济学直觉,高市场化地区具有完善的制度体系,市场机制也更为健全,这能够为绿色信贷实施和微观企业运营提供较好的外部环境。例如,完备的法律体系可以覆盖绿色信贷预防、监管和惩戒全过程,确保绿色信贷政策的顺利实施,引导资金流向低碳环保领域,促进可再生能源发展。

6 结论与政策启示

6.1 结论

本文基于2005—2020年中国30个省域的面板数据,运用双向固定效用模型考察了绿色信贷对可再生能源发展水平的影响,并进一步探讨了《绿色信贷指引》的政策冲击效果、绿色信贷与可再生能源发展的内在作用机制以及地区异质性。研究表明:

(1)整体而言,绿色信贷对于可再生能源发展具有显著的正向促进作用。分维度的检验结果表明,绿色信贷能够有效地促进水能发电、核能发电和风能发电的发展,多重稳健性检验支持以上结论。

(2)基于广义DID模型的研究表明2012年银监会颁布的《绿色信贷指引》显著驱动了可再生能源的发展。这体现在《指引》颁布后,平均意义上绿色信贷实施强度每增加1%,可再生能源发展提高0.144%,且这一结果在1%的水平上显著。

(3)作用机制检验结果表明,绿色信贷能够通过促进产业结构升级和激励绿色技术创新两个渠道来推动可再生能源的发展。

表8 异质性分析

Table 8 Heterogeneity analysis results

	Renew			
	金融发达地区	金融欠发达地区	高市场化地区	低市场化地区
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Gcredit</i>	0.243*** (0.047)	0.123* (0.044)	0.269*** (0.055)	0.080 (0.052)
<i>Constant</i>	-0.218 (0.155)	-0.904*** (0.237)	-0.457*** (0.160)	-0.275 (0.197)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定	控制	控制	控制	控制
省份固定	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	237	238	237	238
<i>R</i> ²	0.977	0.973	0.948	0.980

2023年4月

(4)异质性检验结果表明,在金融发达地区和市场化程度高的地区,绿色信贷政策对于可再生能源发展的推动效果更显著。

6.2 政策启示

紧密结合本文的研究结论,提出以下政策建议:

(1)绿色信贷政策是新时期中国发展绿色经济的重要战略工具,也是对传统行政命令式环境规制的重要补充,目前绿色信贷政策已经对可再生能源的发展产生了阶段性效果。政府应适时扩大绿色信贷规模,严格控制信贷门槛,保持政策的可持续性和稳定性。

(2)金融机构要继续推进灵活、差异化的绿色金融政策,帮助绿色信贷在促进产业转型升级和激励企业进行绿色创新方面发挥作用。从促进产业结构升级的角度来看,金融机构需要严格执行差别利率政策,这是推动绿色信贷真正在产业结构升级中发挥作用的最为基础和关键的一步。在此基础上,可以在政府、银行、企业之间搭建绿色信贷数据对接平台,高效整合各项产业金融政策和服务,实现绿色信贷资金在产业间的良性流动,使绿色信贷资金在支持产业转型升级中发挥应有的作用。此外,通过绿色信贷相关政策的宣传和引导,既要保证商业银行及时对企业的绿色项目进行评估,也要保证企业获得的绿色信贷资金用于产业结构的转型升级。从激励绿色技术创新的角度看,应鼓励金融机构开展以绿色技术创新为目标的投贷联动业务,增强银行对绿色技术创新的信贷支持和优惠信贷意愿。政府应提供引导和激励机制,包括孵化、担保和贴息,以降低绿色科技企业的融资成本和风险溢价,并开辟绿色金融的通道,以降低绿色创新的融资成本。政府应建立适合绿色技术项目的评估标准和信息披露标准,降低金融机构对此类项目的评估成本,鼓励金融机构为绿色创新提供更低成本的金融支持。

(3)为了最大限度地发挥绿色信贷对可再生能源发展的促进作用,可以在不同地区采取不同的绿色信贷政策。对于金融发达地区和市场化程度较高的地区来说,绿色信贷对可再生能源发展至关重要。因此,需要适当加强这些领域的绿色信贷政

策。相比之下,于金融欠发达地区和市场化程度较低的地区,传统的绿色信贷对可再生能源发展的促进作用有限。因此,各绿色金融机构应合作探索新的绿色信贷试点项目,创新绿色信贷产品,解决当地企业的绿色转型问题。除了创新绿色信贷产品,金融机构还可以加快绿色债券、绿色保险、绿色基金等工具的创新,提高服务效率,实现绿色金融体系广度和深度的协调发展,通过绿色金融体系的多元化发展和多层次建设,更好地服务于可再生能源发展和绿色经济增长。

参考文献(References):

- [1] 於世为,孙亚方,胡星.“双碳”目标下中国可再生能源政策体系完善研究[J].北京理工大学学报(社会科学版),2022,24(4):93-102.[Yu S W, Sun Y F, Hu X. Research on the improvement of China's renewable energy policy system under the dual carbon goals[J]. Journal of Beijing Institute of Technology (Social Sciences Edition), 2022, 24(4): 93-102.]
- [2] 李凡,朱缤琦,孙颖.环境政策、制度质量和可再生能源技术创新:基于32个国家的实证分析[J].资源科学,2021,43(12):2514-2525.[Li F, Zhu B Q, Sun Y. Environmental policy, institutional quality and renewable energy technology innovation: An empirical analysis of 32 countries[J]. Resources Science, 2021, 43(12): 2514-2525.]
- [3] Alharbi S S, Mamun M A, Boubaker S et al. Green finance and renewable energy: A worldwide evidence[J]. Energy Economics, 2023, DOI: 10.1016/j.eneco.2022.106499.
- [4] Li C Z, Umair M. Does green finance development goals affects renewable energy in China?[J]. Renewable Energy, 2023, 203: 898-905.
- [5] Tang X M, Zhou X G. Impact of green finance on renewable energy development: A spatiotemporal consistency perspective[J]. Renewable Energy, 2023, 204: 320-337.
- [6] 吴成颂,昝昊.中国绿色金融效率时空分异及其提升路径[J].资源科学,2022,44(12):2456-2469.[Wu C S, Ang H. Spatiotemporal variations in the efficiency of green finance in China and its enhancement paths[J]. Resources Science, 2022, 44(12): 2456-2469.]
- [7] Soundararajan P, Vivek N. Green finance for sustainable green economic growth in India[J]. Agricultural Economics, 2016, 62(1): 35-44.
- [8] 蔡海静,汪祥耀,谭超.绿色信贷政策、企业新增银行借款与环保效应[J].会计研究,2019,(3):88-95.[Cai H J, Wang X Y, Tan

- C. Green credit policy, incremental bank loans and environmental protection effect[J]. *Accounting Research*, 2019, (3): 88–95.]
- [9] 毕茜, 邓玲. 绿色信贷业绩评价对企业绿色创新的驱动效应研究[J]. *南方金融*, 2022, (5): 18–32. [Bi X, Deng L. The driving effect of green credit performance evaluation on enterprise green innovation[J]. *South China Finance*, 2022, (5): 18–32.]
- [10] 胡天杨, 涂正革. 绿色金融与企业高质量发展: 激励效应与抑制效应[J]. *财经科学*, 2022, (4): 133–148. [Hu T Y, Tu Z G. Green finance and enterprise's high-quality development: Incentive effects and restraining effect[J]. *Finance & Economics*, 2022, (4): 133–148.]
- [11] 牛欢, 严成樑. 环境税收、资源配置与经济高质量发展[J]. *世界经济*, 2021, 44(9): 28–50. [Niu H, Yan C L. Environmental tax, resource allocation and high-quality economic development[J]. *The Journal of World Economy*, 2021, 44(9): 28–50.]
- [12] 丁宁, 任亦依, 左颖. 绿色信贷政策得不偿失还是得偿所愿: 基于资源配置视角的PSM-DID1成本效率分析[J]. *金融研究*, 2020, (4): 112–130. [Ding N, Ren Y N, Zuo Y. Do the losses of the green-credit policy outweigh the gains? A PSM-DID cost efficiency analysis based on resource allocation[J]. *Journal of Financial Research*, 2020, (4): 112–130.]
- [13] Wen H, Lee C, Zhou F. Green credit policy, credit allocation efficiency and upgrade of energy-intensive enterprises[J]. *Energy Economics*, 2021, DOI: 10.1016/j.eneco.2021.105099.
- [14] 苏冬蔚, 连莉莉. 绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为? [J]. *金融研究*, 2018, (12): 123–137. [Su D W, Lian L L. Does green credit policy affect corporate financing and investment? Evidence from publicly listed firms in pollution: Intensive industries [J]. *Journal of Financial Research*, 2018, (12): 123–137.]
- [15] 王馨, 王营. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. *管理世界*, 2021, 37(6): 173–188. [Wang X, Wang Y. Research on the green innovation promoted by green credit policies[J]. *Journal of Management World*, 2021, 37(6): 173–188.]
- [16] Ghimire L P, Kim Y. An analysis on barriers to renewable energy development in the context of Nepal using AHP[J]. *Renewable Energy*, 2018, 129: 446–456.
- [17] 马丽梅, 黄崇乐. 金融驱动与可再生能源发展: 基于跨国数据的动态演化分析[J]. *中国工业经济*, 2022, (4): 118–136. [Ma L M, Huang C L. Financial drivers and renewable energy development: A dynamic evolution analysis based on multinational data[J]. *China Industrial Economics*, 2022, (4): 118–136.]
- [18] Akadiri S S, Alola A A, Akadiri A C. Renewable energy consumption in EU-28 Countries: Policy toward pollution mitigation and economic sustainability[J]. *Energy Policy*, 2019, 132: 803–810.
- [19] 石超. 碳中和背景下可再生能源促进的竞争法路径[J]. *中国人口·资源与环境*, 2022, 32(5): 23–33. [Shi C. Competition law approach to renewable energy promotion under the background of carbon neutrality[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2022, 32(5): 23–33.]
- [20] Richards G, Noble B, Belcher K. Barriers to renewable energy development: A case study of large-scale wind energy in Saskatchewan, Canada[J]. *Energy Policy*, 2012, 42: 691–698.
- [21] 涂强, 莫建雷, 范英. 中国可再生能源政策演化、效果评估与未来展望[J]. *中国人口·资源与环境*, 2020, 30(3): 29–36. [Tu Q, Mo J L, Fan Y. The evolution and evaluation of China's renewable energy policies and their implications for the future[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2020, 30(3): 29–36.]
- [22] 岳立, 曹雨暄, 王宇. 能源政策的区域碳减排效应[J]. *资源科学*, 2022, 44(6): 1105–1118. [Yue L, Cao Y X, Wang Y. Effect of energy policies on regional carbon emission reduction[J]. *Resources Science*, 2022, 44(6): 1105–1118.]
- [23] Apergis N, Payne J E. The causal dynamics between renewable energy, real GDP, emissions and oil prices: Evidence from OECD Countries[J]. *Applied Economics*, 2014, 46(36): 4519–4525.
- [24] 江红莉, 王为东, 王露, 等. 中国绿色金融发展的碳减排效果研究: 以绿色信贷与绿色风投为例[J]. *金融论坛*, 2020, 25(11): 39–48. [Jiang H L, Wang W D, Wang L, et al. The effects of the carbon emission reduction of China's green finance: An analysis based on green credit and green venture investment[J]. *Finance Forum*, 2020, 25(11): 39–48.]
- [25] 陶长琪, 彭永樟. 经济集聚下技术创新强度对产业结构升级的空间效应分析[J]. *产业经济研究*, 2017, (3): 91–103. [Tao C Q, Peng Y Z. Spatial effects of technological innovation intensity on the upgrading of industrial structure under economic agglomeration [J]. *Industrial Economics Research*, 2017, (3): 91–103.]
- [26] Taghizadeh-Hesary F, Yoshino N. Sustainable solutions for green financing and investment in renewable energy projects[J]. *Energies*, 2020, DOI: 10.3390/en13040788.
- [27] 陈林, 万攀兵. 《京都议定书》及其清洁发展机制的减排效应: 基于中国参与全球环境治理微观项目数据的分析[J]. *经济研究*, 2019, 54(3): 55–71. [Chen L, Wan P B. The Kyoto Protocol and its clean development mechanism's emission reduction effects: Micro-project data on China's participation in global environmental governance[J]. *Economic Research Journal*, 2019, 54(3): 55–71.]

The impact of green credit on the development of renewable energy:

Theoretical analysis and empirical interpretation

LI Boyang¹, LUO Guangrui¹, XING Bingbing¹, SHEN Yue², DU Qiang¹

(1. School of Economics and Management, Chang'an University, Xi'an 710064, China; 2. School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710061, China)

Abstract: [Objective] Renewable energy is the key driving force of the green and low-carbon transformation of the energy sector, and it is also an important support for the sustainable development of China's economy. This study aimed to explore the impact of green credit on renewable energy development from the theoretical and empirical perspectives. [Methods] Based on the panel data of 30 provinces (autonomous regions, municipalities) in China from 2005 to 2019, this study systematically analyzed the relationship between green credit and renewable energy by using the two-way fixed effect model. [Results] (1) On the whole, green credit can significantly promote the development of renewable energy, and the results of fractal analysis show that green credit can effectively promote the development of hydropower, nuclear energy, and wind power generation. (2) The result of analysis using the generalized difference-in-differences (DID) model shows that the promulgation of the Green Credit Guidelines in 2012 has effectively driven the development of renewable energy. (3) The mechanism test results show that green credit can play a role in the development of renewable energy by promoting the upgrading of industrial structure and stimulating green technological innovation. (4) The heterogeneity test results show that the impact of green credit on the development of renewable energy was more significant in regions with highly developed financial services and areas with high degree of marketization. [Conclusion] Green credit can significantly promote the development of renewable energy by promoting the upgrading of industrial structure and encouraging green technological innovation, and the policy of Green Credit Guidelines played a key role in this development.

Key words: green credit; industrial structure upgrading; green technological innovation; renewable energy; two-way fixed effect model; generalized DID model; China