

绿色金融对可再生能源发展的非线性影响

——基于研发强度的门槛效应检验

陈曼曼

福建师范大学数学与统计学院, 福建 福州

收稿日期: 2025年6月5日; 录用日期: 2025年7月4日; 发布日期: 2025年7月17日

摘要

绿色金融在实现“双碳”目标和推动可再生能源发展中发挥关键作用。本文基于2010~2022年30个省份的面板数据, 构建指标体系测算可再生能源与绿色金融发展水平。建立双向固定模型与面板门槛模型探讨绿色金融对可再生能源发展的影响机制。研究发现: (1) 绿色金融能显著促进可再生能源发展; (2) 绿色金融在资源型与欠发达省份对可再生能源的促进作用更明显; (3) 研发强度在绿色金融促进可再生能源发展的进程中存在门槛作用。研究表明, 要强化绿色金融供给能力, 政府应根据不同地区的发展差异制定不同的政策措施, 并提高绿色金融对创新活动的适配。

关键词

可再生能源, 绿色金融, 异质性, 面板门槛模型

The Nonlinear Impact of Green Finance on Renewable Energy Development

—A Threshold Effect Test Based on R&D Intensity

Manman Chen

School of Mathematics and Statistics, Fujian Normal University, Fuzhou Fujian

Received: Jun. 5th, 2025; accepted: Jul. 4th, 2025; published: Jul. 17th, 2025

Abstract

Green finance plays a key role in achieving China's "dual carbon" goals and advancing renewable energy development. Using panel data from 30 provinces between 2010 and 2022, this study constructs indicator systems to measure the development of green finance and renewable energy. A

two-way fixed effects model and a panel threshold model are employed to examine the impact of green finance. The results show that: (1) green finance significantly promotes renewable energy development; (2) the effect is stronger in resource-based and less-developed provinces; and (3) R&D intensity has a threshold effect in this relationship. Policy implications include enhancing green finance supply and tailoring regional policies to better support innovation.

Keywords

Renewable Energy, Green Finance, Heterogeneity, Panel Threshold Model

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

全球变暖的主要原因是碳排放的持续增加，这一问题现已成为全球共同面临的严峻挑战。能源结构的绿色转型被视为实现“双碳目标”的重要手段之一，而绿色转型的核心又在于减少对传统化石能源的依赖，这就需要加速可再生能源(Renewable Energy)替代化石能源，进而推动绿色低碳发展。

根据相关报告，中国的碳排放量大约占全球总排放的三分之一，面临巨大的减排压力，所以加快能源结构的转型已成为刻不容缓的任务。该任务的关键在于加速风能、太阳能、水能和生物质能等可再生能源的发展，同时减少煤炭和石油等高碳能源的使用[1]。另外，推广可再生能源的发展还需要庞大的资金支持，根据国际能源署的估计，未来 20 年全球可再生能源的年投资需求高达 3500 亿美元。面对如此大规模的资金需求，如何提供有效的金融支持成为可再生能源行业能否顺利发展的关键问题。

绿色金融是一种支持可持续发展和资源高效利用的经济活动，日益受到广泛关注[2]。绿色金融可以通过信贷、债券、保险等多种金融工具，为可再生能源发展提供必要的资金支持，从而促进产业转型，推动低碳经济模式的形成[3]。绿色金融的核心理念是通过引导社会资本更多流向环保友好型项目，来支持应对气候变化、优化能源结构、推动资源节约等关键目标。2016 年，中国人民银行(PBOC)与相关部门合作推出了《关于构建绿色金融体系的指导意见》，确立了绿色金融扩张的“五大支柱”。

虽然绿色金融在支持可再生能源发展方面展现出巨大潜力，但相关研究仍相对滞后。有学者指出绿色金融有助于推动可再生能源发展，但在不同金融发展水平背景下，其促进效应的差异性仍需深入研究[4]；还有学者指出可再生能源发展技术受限[5]。在中国，绿色金融政策如何优化资源配置和降低投资风险是当前的焦点问题[6]。本文的边际贡献主要体现在以下几个方面：(1) 构建了系统的可再生能源发展水平指标体系，并运用熵值法对各省发展水平进行量化，提供了新的衡量视角；(2) 基于资源禀赋和经济基础划分子样本，识别绿色金融在不同区域的政策效果差异；(3) 引入研发强度作为门槛变量，探讨其在绿色金融推动可再生能源发展中的影响机制，为完善绿色金融政策体系提供实证参考。

2. 理论分析与研究假设

绿色金融作为推动可持续发展的重要手段，为可再生能源发展提供了有力的资金支持。绿色金融主要通过两方面促进可再生能源发展：(1) 促进清洁能源发展：清洁能源作为可再生能源的重要组成部分，其进步依赖长期稳定的研发投入，而金融资本恰恰是推动技术创新的关键力量[7]。一个好的金融环境有助于降低融资成本，提升可再生能源技术的研发和专利产出水平[8]。此外，绿色金融还能在政策引导

下，支持政府碳减排和可再生能源战略实施[9]。(2) 拓宽可再生能源融资渠道：绿色金融的发展有助于增加金融资源供给，优化金融产品结构并缓解可再生能源领域的融资约束[10]。数据显示，2024 年，欧盟通过其机构在绿色债券市场中发挥了关键作用，发行总额超过 650 亿欧元。同时该年欧盟的可再生能源净发电量占总发电量的 47.4%，说明欧盟的能源结构转型已经初见成效。基于此，本文提出以下假设：

H1：绿色金融对可再生能源发展具有正向驱动作用。

我国幅员辽阔，区域间在经济发展水平、产业结构、资源禀赋和政策环境等方面存在显著差异，这种区域发展的非均衡性直接导致了绿色金融对可再生能源发展影响呈现区域分化现象：在部分区域表现出较强的促进作用，而在其他区域的影响效果则相对有限[11]。各地区可再生能源产业所处的发展阶段亦存在梯度差异，既有已形成完整产业链的成熟区域，也有尚处培育阶段的欠发达地区，这种产业成熟度的差异将进一步强化绿色金融政策效果的时空异质性。基于此，本文提出以下假设：

H2：绿色金融在促进可再生能源发展时存在异质性。

研发强度是衡量区域技术创新能力的一个重要指标，被认为在绿色金融与可再生能源发展之间的关系中扮演着关键角色。一方面，较高的研发强度说明该地区具备更强的绿色技术吸收、转化与应用能力，能够更加充分地发挥绿色金融所带来的资源配置优势，进一步促进可再生能源产业转型升级；另一方面，当研发强度处于较低水平时，绿色金融资源难以有效投向绿色项目，存在“资金空转”的风险[12]。

已有研究发现，研发强度在绿色金融推动绿色发展过程中具有显著的非线性影响[13][14]。在科研能力作为门槛变量的条件下，绿色创新效率对绿色发展呈现双重门槛特征[15]；在区域层面，绿色技术创新显著推动了长江经济带下游地区的绿色发展，呈现出明显的区域差异性[16]。综上所述，绿色金融对可再生能源发展的影响受内在作用机制和外部技术条件的双重影响。基于此，本文提出如下假设：

H3：研发强度对绿色金融促进可再生能源发展的作用存在门槛效应。

3. 研究设计

3.1. 变量说明

3.1.1. 被解释变量

可再生能源发展水平(REDL)。为尽可能减少信息损失并提高测度结果的准确性，构建了如表 1 所示的涵盖五个维度的综合评价指标体系，其中，可再生能源发电量与装机容量分别为各省份风能、水能和太阳能三类发电或装机容量的合计值，并采用熵值法进行量化，以确保指标权重的客观性与测度结果的科学性，从而提升研究的创新性和可靠性。

Table 1. Renewable energy indicator system
表 1. 可再生能源指标体系

指标	一级指标	二级指标	单位	属性
REDL	发电规模	可再生能源发电量	亿千瓦时	+
		可再生能源装机容量	万千瓦	+
	市场份额	可再生能源装机容量占比	%	+
		可再生能源发电量占比	%	+
	技术创新	绿色专利授权数	个	+
	发展潜力	可再生能源发电量增长率	%	+
		可再生能源装机容量增长率	%	+
	化石能源	火力发电量占总发电量比重	%	-

3.1.2. 解释变量

(1) 核心解释变量：绿色金融发展水平(GF)。参考曾学文等构建的中国绿色金融发展测量体系，综合考虑绿色信贷、绿色证券、绿色保险、绿色投资和碳金融五个方面，并采用熵值法对绿色金融进行量化[17]。如表 2 所示，绿色信贷由高耗能工业利息支出占比(负向)和环保上市公司借款规模占比(正向)衡量，其中前者反映信贷资源对高碳行业的倾斜，不利于绿色转型，因而设为负向指标。绿色债券包括环保企业市值占比(正向)与高耗能产业市值占比(负向)，后者反映资本市场对高碳行业的支持程度。绿色保险与绿色投资相关指标均为正向，体现金融对农业生态与环境治理的支持。碳金融采用单位 GDP 的碳排放量衡量(负向)，碳强度越高，绿色金融作用越弱。总体而言，负向指标用于识别高碳行业对金融资源的占用，其数值越高，绿色金融水平越低。

Table 2. Green finance indicator system
表 2. 绿色金融指标体系

指标	一级指标	二级指标	解释指标	属性
GF	绿色信贷	高耗能工业利息支出占比	六大高耗能工业利息支出/工业利息支出	-
		环保上市公司借款规模	A 股环保上市公司借款/A 股上市公司借款	+
	绿色债券	环保企业市值占比	环保企业总产值/A 股总市值	+
		高耗能产业市值占比	六大高耗能产业总市值/A 股总市值	-
	绿色保险	农业保险深度	农业保险收入/农业总产值	+
		农业保险赔付率	农业保险支出/农业保险收入	+
	绿色投资	环境污染治理投资占比	环境污染治理投资/总投资	+
		地方财政环境保护	地方财政环境支出额/GDP	+
	碳金融	金融碳强度	碳排放量/GDP	-

(2) 控制变量：为了最大限度地降低因遗漏变量引发的偏差，在考虑数据可获得性的前提下，选取以下变量作为控制变量。环境规制(ER)，用工业污染治理完成投资占第二产业增加值比重表示，反映政府对污染行业的控制力度。产业结构(IS)，衡量方法是第三产业产值与第二产业产值之比。人口密度(PD)，用年末常住人口与土地面积之比的对数衡量，影响能源需求的空间分布，人口集中的地区可能面临更高的能源需求。政府财政支持程度(FS)，用财政一般公共预算支出占 GDP 比重表示，反映了政府对可再生能源发展的扶持力度，较高的财政投入或有助于推动新能源技术的普及。

3.2. 数据来源与描述性统计

Table 3. Descriptive statistics of variables
表 3. 变量的描述性统计

变量名称	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
可再生能源发展水平	REDL	390	0.186	0.135	0.020	0.624
绿色金融发展水平	GF	390	0.152	0.059	0.077	0.442
产业结构	IS	390	1.329	0.727	0.611	5.022
财政支持程度	FS	390	0.257	0.110	0.117	0.717
人口密度	PD	390	0.469	0.704	0.008	3.929
环境规制	ER	390	0.003	0.002	0.000	0.015
研发强度	RD	390	0.021	0.015	0.002	0.070

研究样本期为 2010~2022 年，基于数据可得性，剔除港澳台地区和西藏自治区的样本。采用的数据主要来自《中国统计年鉴》《中国电力统计年鉴》、中国专利数据库和 CNRDS 数据库等官方来源。为减小估计误差，对所有变量进行 1%尾部缩尾处理，描述性统计结果如表 3 所示。

3.3. 模型设定

3.3.1. 双向固定模型

为探究绿色金融对可再生能源发展所产生的影响，本文构建了双向固定效应模型，将可再生能源发展水平(REDL)作为因变量，绿色金融水平(GF)作为核心自变量，并引入若干控制变量，建立如下基础回归模型：

$$REDL_{it} = \alpha + \beta_1 GF_{it} + \beta_2 Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$
 (1)

式中 $REDL_{it}$ 和 GF_{it} 表示 t 时间的第 i 个省份的可再生能源发展水平和绿色金融水平； $Control_{it}$ 表示控制变量集合； α 是截距项； β 为核心解释变量和控制变量对应的估计系数； μ_i 和 λ_t 表示个体固定效应和时间固定效应； ε_{it} 为随机扰动项。

3.3.2. 面板门槛模型

基于 Hansen (1999)提出的门槛效应模型，结合本文的研究框架，选取各省份的 REDL 与 GF 作为门槛变量，构建绿色金融发展影响可再生能源发展的门槛面板回归模型，具体设定如下：

$$REDL_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it} \cdot I(q_{it} \leq \tau) + \beta_2 X_{it} \cdot I(q_{it} > \tau) + \beta_3 Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$
 (2)

式中 $I(\cdot)$ 为示性函数， τ 为门槛值， X_{it} 是门槛变量。 β_1 和 β_2 分别表示在不同门槛变量水平下的系数， β_3 是控制变量 $Control_{it}$ 的系数。 μ_i 和 λ_t 表示个体固定效应和时间固定效应， ε_{it} 为随机扰动项。

4. 实证分析

4.1. 基准回归

豪斯曼检验结果拒绝原假设，表明随机效应模型存在偏误，固定效应模型更为适用。为确保研究结论的稳健性，本文采用双向固定效应模型，并使用逐步回归法进行基准回归分析。回归结果如表 4 所示，列(1)仅引入绿色金融变量，回归系数显著为正(0.120)，说明绿色金融对可再生能源发展具有显著的促进作用。列(2)至列(5)依次纳入各控制变量，绿色金融的回归系数及其显著性均保持稳定，进一步验证了回归结果的稳健性。

Table 4. Baseline regression results
表 4. 基准回归结果

变量	REDL				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
GF	0.120** (0.054)	0.177*** (0.056)	0.193*** (0.055)	0.175*** (0.055)	0.179*** (0.056)
IS		-0.041*** (0.014)	-0.071*** (0.015)	-0.082*** (0.016)	-0.081*** (0.016)
FS			0.443*** (0.098)	0.456*** (0.098)	0.466*** (0.099)
PD				0.233** (0.103)	0.235** (0.104)

续表

ER					-0.864 (1.324)
_cons	0.102*** (0.010)	0.136** (0.015)	0.061*** (0.022)	-0.033*** (0.047)	-0.036 (0.047)
个体固定	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是
样本量	390	390	390	390	390
R ²	0.694	0.702	0.718	0.722	0.723

注：括号中的数值为标准误，***、**、*分别表示参数在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著，下同。

以列(5)为基准回归结果，结果显示绿色金融的系数为正，且在 1%的统计显著性水平上显著，表明其对可再生能源发展具有显著的促进作用。在有控制变量的双向固定效应模型下，绿色金融的系数为 0.179，显著为正。可能的原因在于，绿色金融能够引导资本流向清洁能源领域，提高市场活力，并推动可再生能源的规模化发展，这为假设 1 提供了实证支持。

4.2. 稳健性检验

4.2.1. 稳健性检验

Table 5. Robustness check results

表 5. 稳健性检验结果

变量	稳健性				内生性	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	REDL	REDL	REDL	REDL	GF	REDL
GF	0.160*** (0.051)	0.245*** (0.057)	0.150*** (0.055)	0.179** (0.075)		0.309** (0.123)
IV					0.418*** (0.053)	
IS	-0.068*** (0.014)	-0.033** (0.017)	-0.090*** (0.016)	-0.081*** (0.017)	0.061*** (0.016)	-0.101*** (0.018)
FS	0.428*** (0.090)	0.229** (0.102)	0.564*** (0.097)	0.466*** (0.118)	-0.170* (0.097)	0.593*** (0.098)
PD	0.061 (0.094)	1.308*** (0.169)	0.448*** (0.131)	0.235 (0.169)	0.439*** (0.162)	0.638*** (0.172)
ER	-1.150 (1.203)	-1.117 (1.285)	-1.440 (1.311)	-0.864 (1.078)	2.103* (1.234)	-1.758 (1.238)
_cons	0.062 (0.043)	-0.283*** (0.050)	-0.150** (0.059)	-0.036 (0.076)	-0.156** (0.073)	0.309* (0.123)
个体固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
样本量	390	338	360	390	330	330
R ²	0.719	0.796	0.740	0.723	0.2099	0.949

(1) 更换被解释变量的测度方式。为提升可再生能源发展水平(REDL)测度的科学性,避免单一指标带来的偏差,本文借鉴 Lin 等(2023)的方法,采用主观与客观相结合的综合评价体系对 REDL 进行重新构建,并据此重新估计回归模型[18]。(2) 剔除直辖市样本。鉴于直辖市在资源禀赋及产业结构等方面具有较强的特殊性,可能对回归分析结果产生干扰,本文将北京、上海、天津和重庆四个直辖市样本剔除后,重新进行回归估计。(3) 缩短样本期以排除异常年份影响。《可再生能源法》在 2010 年首次修订完善并实施,政策调整可能对可再生能源发展带来结构性影响,剔除该年有助于排除政策冲击带来的干扰。(4) 采用 Bootstrap 方法进行重复抽样。为缓解标准误估计偏误的可能性,本文采用 Bootstrap 方法对样本重复抽样 1000 次,并对模型系数进行稳健性检验。

表 5 展示了上述四种稳健性检验的回归结果(对应列(1)至列(4))。可以发现,绿色金融变量在各项检验中均保持显著的正向系数,进一步验证了基准回归结果的稳健性与结论的一致性。

4.2.2. 内生性检验

为避免因反向因果关系导致的潜在内生性问题,采用工具变量法估计模型以控制内生性。参考刘志彪等(2020)的做法,选取绿色金融的二阶滞后项作为工具变量(IV) [19]。该变量与当前绿色金融水平密切相关,具备良好解释力,符合工具变量的相关性要求。同时滞后期相对较长,可有效规避可再生能源发展的反向反馈,减弱内生性偏误,满足外生性假设。回归结果显示,LM 统计量(59.635)显著通过 1%水平检验,表明所选工具变量(IV)能够有效识别内生变量。同时,弱工具变量检验结果拒绝原假设($F = 62.863$, 大于 10%临界值 16.38),进一步说明工具变量有效。这表明工具变量的选择在本研究的识别策略下是合理且有效的。表 5 中列(5)可以看出所选工具变量与 REDL 在 1%水平上正向相关,列(6)可以看出核心解释变量 GF 对 REDL 仍具有显著的正向推动作用。结果表明,在控制了潜在因果逆向关系造成的内生性后,本文的基准结论仍然成立。

4.3. 区域异质性分析

我国区域发展存在显著不同,不同省份在经济基础、资源禀赋方面存在显著差异。本文根据蒋润南等(2025)的划分标准,基于经济基础(发达,欠发达)和资源禀赋(资源型,非资源型)进行子样本划分[20],回归结果如表 6 所示。

从表 6 可见,绿色金融在资源型省份对可再生能源发展的影响显著为正,系数为 0.239,且在 1%的显著性水平下通过检验,而在非资源型省份中不显著,该差异可能源于区域特征和资源禀赋的不同。资源型省份多位于中西部地区,拥有丰富的风能、水能、太阳能资源,具备较大的可开发潜力。在“双碳”目标引导下,中西部地区获得了更多政策支持和绿色金融资源配置。比如截至 2022 年 10 月,中国共设立三批绿色金融改革创新试验区,累计 10 个地区,其中 7 个位于中西部,而九大清洁能源基地中也有七个设在中西部地区,占显著优势。这种政策倾斜使中西部地区在绿色金融基础设施、绿色债券发行、绿色项目审批等方面具备更强的制度保障,有助于绿色金融更有效地服务当地风电、光伏等项目落地,从而在资源型省份体现出更强的推动作用。

在发达与欠发达地区的分组回归中,绿色金融在欠发达省份的系数为 0.269,显著为正,在 1%显著性水平下通过检验;而在发达地区,该系数为 0.076,不具有统计显著性。欠发达省份主要集中于中西部,其可再生能源资源丰富,近年来在国家政策支持下成为绿色金融重点倾斜区域。

在非资源型省份和发达地区的回归结果方向为正,但不显著。主要的原因在于,这些地区主要分布在东部沿海,虽具备雄厚的资本积累、较强的技术基础和金融体系完善的优势,但是自然资源禀赋相对匮乏,可用于大规模开发新能源的土地资源有限,传统清洁能源项目受限较多。尽管东部地区在海上风电方面具有地理优势,但受限于核心装备(如大型轴承、齿轮箱、控制系统等)依赖进口,对高端技术的依

赖仍较严重[21]。这在一定程度上弱化了绿色金融在东部地区的边际作用，使其推动力不如中西部明显。

Table 6. Heterogeneity analysis results
表 6. 异质性检验结果

	资源型省份	非资源型省份	发达省份	欠发达省份
GF	0.239*** (0.050)	0.021 (0.090)	0.076 (0.097)	0.269*** (0.063)
IS	-0.074*** (0.027)	-0.090*** (0.021)	-0.162*** (0.025)	0.004 (0.019)
FS	0.333*** (0.124)	0.675*** (0.154)	1.111*** (0.194)	0.033* (0.113)
PD	-0.319 (0.895)	0.511*** (0.157)	0.465*** (0.127)	0.008 (0.441)
ER	-2.553* (1.396)	-1.824 (2.280)	2.576 (2.238)	-1.938 (1.538)
_cons	0.091 (0.101)	-0.234*** (0.087)	-0.259*** (0.077)	0.098 (0.089)
个体固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
样本量	96	105	208	182
R ²	0.862	0.863	0.763	0.775

4.4. 门槛效应检验

研发强度作为衡量技术创新能力的重要指标，反映了一个地区在可再生能源领域的技术积累与创新投入水平，以 R&D 经费内部支出占地区生产总值的比值衡量。在已有文献的基础上可知，研发强度对于可再生能源发展具有显著的正向影响[22]，且其作用机制可能存在非线性特征。为进一步探究其在绿色金融推动可再生能源发展中的作用边界，以研发强度作为门槛变量建立门槛回归模型。在使用面板门槛模型前，需要对门槛效应的存在性进行检验。基于 Hansen 的门槛模型，对面板数据进行 500 次 Bootstrap 抽样以确定门槛数量和估计值。结果如表 7 所示。

Table 7. Threshold number test results
表 7. 门槛个数检验结果

门槛变量	门槛数	门槛值	P 值	F 值	95%置信区间
研发强度	单门槛	0.034	0.033	50.090	[0.034, 0.035]
	双门槛	0.027	0.023	47.650	[0.026, 0.027]
	三门槛	0.014	0.927	10.040	[0.012, 0.014]

表 7 显示研发强度在样本内呈现出显著的双重门槛效应，对应的门槛值分别为 0.027 和 0.034，检验结果在 5%显著性水平下成立。为进一步验证门槛估计值的稳健性，本文绘制了以研发强度为门槛变量的

对数似然比(LR)函数曲线图。图 1 显示所估计的两门槛值对应的统计量均处于 5%显著性水平线以下,表明门槛效应在统计上显著,且模型设定具有较强的合理性。

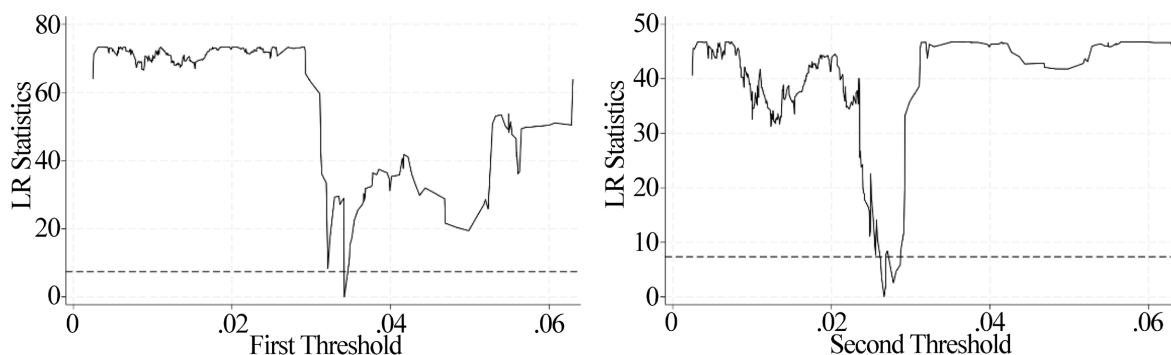


Figure 1. LR Plot with R&D intensity as threshold variable

图 1. 以研发强度为门槛变量的 LR 图

门槛效应回归结果如表 8 所示:当研发强度低于第一门槛值(0.027)时,绿色金融的回归系数在 1%显著性水平下为 0.2742,绿色金融对可再生能源发展具有一定的推动作用,但整体效应较弱;当研发强度处于第一门槛值与第二门槛值之间(0.027~0.034)时,绿色金融的促进效应显著增强,回归系数升至 0.7803,说明此阶段绿色金融与研发强度之间形成了良好的协同效应,有效推动了可再生能源发展;而当研发强度超过第二门槛值(0.034)时,绿色金融的回归系数降至-0.0101,且不在显著,说明过高的研发强度可能削弱了绿色金融的边际效应,甚至对可再生能源的发展产生抑制作用。

Table 8. Threshold regression results

表 8. 门槛回归结果

变量	估计系数
GF * I (RD ≤ 0.027)	0.2742*** (0.000)
GF * I (0.027 < RD ≤ 0.034)	0.7803*** (0.000)
GF * I (RD > 0.034)	-0.0101 (0.928)
控制变量	YES
_cons	-0.0480 (0.451)
样本量	390
R ²	0.5763

结果表明,绿色金融对可再生能源发展的影响呈现出非线性特征。随着研发强度的提高,绿色金融的边际促进作用先增强后减弱。当研发强度处于第一阶梯(<0.027)时,绿色金融的介入有助于填补技术投入不足带来的资金缺口,缓解技术扩散初期的融资瓶颈,从而发挥积极作用;当研发强度处于第二阶梯(0.027~0.034)时,绿色金融与区域技术创新能力之间的耦合关系进一步加强,带来协同放大效应,绿色金

融对可再生能源发展的影响进一步加强。然而，随着研发强度持续升高，可能出现技术溢出效应减弱和资源配置效率下降等问题，导致绿色金融的推动效应边际递减甚至失效。由此可见，绿色金融政策的实施应充分考虑地区的创新吸收能力与研发基础，实现资源配置与技术基础的匹配优化。

5. 结论与建议

本文基于 2010~2022 年中国 30 个省份的面板数据，运用熵值法测算可再生能源发展水平，并运用双向固定效应模型考察了绿色金融对可再生能源发展的影响，探讨了绿色金融对可再生能源发展水平的非线性影响与地区异质性。研究结果表明：第一，绿色金融对可再生能源发展具有显著正向促进作用；第二，地区异质性检验表明，在资源型和欠发达省份，绿色金融对可再生能源发展的推动效果更为显著。第三，门槛效应检验表明，绿色金融在不同研发强度水平下对可再生能源发展的影响存在显著差异：在低研发强度地区，促进作用较弱；适中水平时作用最强；而在高强度地区则趋于减弱甚至不显著。

根据本文的研究结果，提出以下政策建议：

第一，强化绿色金融供给能力，夯实可再生能源发展资金基础。绿色金融对可再生能源发展有显著的推动作用，在着力实现“双碳目标”的当下，可再生能源处于迅速发展阶段，需要政府与资金的大力支持。应加快绿色金融市场建设，采用多种措施加快绿色金融完善，加强绿色金融对可再生能源发展的支持。一方面，应鼓励银行将资金流向可再生能源企业，支持部分金融机构对可再生能源项目发放补贴和确权贷款，缓解可再生能源企业和项目的融资约束。另一方面，要求金融机构加强在可再生能源领域的投资风险控制，提高金融机构人员把握可再生能源产业发展趋势，推导可再生能源技术创新，能源结果调整，用绿色金融支持产业升级和优化，助力中国实现“双碳”目标。

第二，强化区域协同发展，提升绿色金融整体效能。实证结果表明，绿色金融在不同经济基础(发达与欠发达)和资源禀赋(资源型与非资源型)地区对可再生能源发展的促进作用存在显著异质性。因此，应因地制宜优化绿色金融政策设计，推动区域间协调联动。首先，可以推进区域间能源传输网络建设，促进发达地区技术资金与欠发达地区资源的对接；其次，建立绿色金融协调平台，通过“飞地经济”共建产业园，创新金融工具支持跨区域项目；最后，实施差异化政策，引导发达地区聚焦技术创新，支持资源型地区产业绿色升级，加强欠发达地区基建和人才投入。

第三，因地施策优化研发投入结构，提升绿色金融政策效能。前文已得到绿色金融对可再生能源发展的促进作用随研发强度的变化而呈现非线性变化，因此应结合地区的研发强度和创新基础，优化绿色金融政策设计与资金投向。在研发强度低水平地区，加大对绿色技术基础研发与人才培养的投入；在研发强度适中水平地区，强化绿色金融与技术创新的协同机制，打造政策与金融的“共振带”；在研发强度高水平地区，警惕资源配置效率下降问题，优化金融资源配置结构，避免资金浪费和边际效益递减。另外，政府要完善相关的政策工具，提高绿色金融对创新活动的引导和适配，确保绿色金融在不同研发强度下都能有效推动可再生能源发展。

综上所述，政府应根据不同地区的绿色金融发展的实际水平和资源禀赋等特点，制定不同的政策措施，推动绿色金融与可再生能源的协调发展。这将有助于实现我国的绿色低碳转型和可持续发展目标。

参考文献

- [1] Tian, J., Yu, L., Xue, R., Zhuang, S. and Shan, Y. (2022) Global Low-Carbon Energy Transition in the Post-Covid-19 Era. *Applied Energy*, **307**, Article ID: 118205. <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2021.118205>
- [2] Zhang, X., Zhang, X., Lee, C. and Zhao, Y. (2023) Measurement and Prediction of Systemic Risk in China's Banking Industry. *Research in International Business and Finance*, **64**, Article ID: 101874. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2022.101874>

- [3] Hu, G., Wang, X. and Wang, Y. (2021) Can the Green Credit Policy Stimulate Green Innovation in Heavily Polluting Enterprises? Evidence from a Quasi-Natural Experiment in China. *Energy Economics*, **98**, Article ID: 105134. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105134>
- [4] Le, T., Nguyen, C.P. and Park, D. (2020) Financing Renewable Energy Development: Insights from 55 Countries. *Energy Research & Social Science*, **68**, 101537. <https://doi.org/10.1016/j.erss.2020.101537>
- [5] 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.
- [6] Zhou, X., Tang, X. and Zhang, R. (2020) Impact of Green Finance on Economic Development and Environmental Quality: A Study Based on Provincial Panel Data from China. *Environmental Science and Pollution Research*, **27**, 19915-19932. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-08383-2>
- [7] Gong, X. (2017) Research of Financial Support's Effect in China's Technical Innovation. *Agro Food Industry Hi-Tech*, **28**, 3548-3551.
- [8] Kempa, K., Moslener, U. and Schenker, O. (2021) The Cost of Debt of Renewable and Non-Renewable Energy Firms. *Nature Energy*, **6**, 135-142. <https://doi.org/10.1038/s41560-020-00745-x>
- [9] Sun, H. and Chen, F. (2022) The Impact of Green Finance on China's Regional Energy Consumption Structure Based on System GMM. *Resources Policy*, **76**, Article ID: 102588. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102588>
- [10] 马理, 张人中, 马威, 等. 能源结构有序调整与绿色信贷政策调控[J]. 金融研究, 2023(1): 94-112.
- [11] Zhu, Y., Lin, B. and Zhu, R. (2025) Impact Assessment of Green Finance Reforms on Renewable Energy Development. *Environmental Impact Assessment Review*, **114**, Article ID: 107913. <https://doi.org/10.1016/j.eiar.2025.107913>
- [12] Adedoyin, F.F., Bekun, F.V. and Alola, A.A. (2020) Growth Impact of Transition from Non-Renewable to Renewable Energy in the EU: The Role of Research and Development Expenditure. *Renewable Energy*, **159**, 1139-1145. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2020.06.015>
- [13] Zhang, J., Li, F. and Ding, X. (2022) Will Green Finance Promote Green Development: Based on the Threshold Effect of R&D Investment. *Environmental Science and Pollution Research*, **29**, 60232-60243. <https://doi.org/10.1007/s11356-022-20161-w>
- [14] Fei, R., Cui, A. and Qin, K. (2020) Can Technology R&D Continuously Improve Green Development Level in the Open Economy? Empirical Evidence from China's Industrial Sector. *Environmental Science and Pollution Research*, **27**, 34052-34066. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-09357-0>
- [15] Luo, X. and Zhang, W. (2020) Green Innovation Efficiency: A Threshold Effect of Research and Development. *Clean Technologies and Environmental Policy*, **23**, 285-298. <https://doi.org/10.1007/s10098-020-01977-x>
- [16] Ye, T., Zheng, H., Ge, X. and Yang, K. (2021) Pathway of Green Development of Yangtze River Economics Belt from the Perspective of Green Technological Innovation and Environmental Regulation. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, **18**, Article 10471. <https://doi.org/10.3390/ijerph181910471>
- [17] 曾学文, 刘永强, 满明俊, 等. 中国绿色金融发展程度的测度分析[J]. 中国延安干部学院学报, 2014, 7(6): 112-121, 105.
- [18] Lin, T., Zhang, L. and Li, J. (2024) Coupling and Coordinated Development of Green Finance and Renewable Energy Industry in China: Spatiotemporal Differentiation and Driving Factors. *Renewable Energy*, **235**, Article ID: 121255. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2024.121255>
- [19] 刘志彪, 凌永辉. 结构转换、全要素生产率与高质量发展[J]. 管理世界, 2020, 36(7): 15-29.
- [20] 蒋润南, 金成晓, 赵宇. 绿色金融对低碳经济的非线性影响与区域异质性分析[J]. 经济纵横, 2025(3): 116-128.
- [21] 杨鑫磊. 中国可再生能源发展现状、挑战及政策建议[J]. 科技和产业, 2024, 24(18): 156-159.
- [22] Dogan, B., Nketiah, E., Ghosh, S. and Nassani, A.A. (2025) The Impact of the Green Technology on the Renewable Energy Innovation: Fresh Pieces of Evidence under the Role of Research & Development and Digital Economy. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, **210**, Article ID: 115193. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2024.115193>