

# 绿色金融对新能源上市企业流动性风险的影响研究

康少珺

贵州大学经济学院, 贵州 贵阳

收稿日期: 2024年8月1日; 录用日期: 2024年10月31日; 发布日期: 2024年11月7日

## 摘要

绿色金融在促进企业可持续性发展中起着重要作用, 探究绿色金融政策对新能源企业流动性风险的影响具有重要的时代价值和理论意义。本文基于2012~2022年我国各省省级面板数据以及新能源上市公司的财务和市场交易数据, 采用固定效应模型和调节效应模型进行实证研究, 结果表明: 从全国层面来看, 绿色金融能够显著降低新能源企业的流动性风险, 这种抑制效果存在区域异质性, 对中西部地区的影响较小, 对东部地区的影响更为显著。绿色技术创新能够促进绿色金融政策对新能源企业流动性风险的抑制作用, 技术创新的调节效应同样存在地域差异, 对中西部地区的影响更为明显。因此, 要因地制宜制定绿色金融政策, 同时提高绿色技术创新对绿色金融政策的支持作用, 促进新能源企业流动性水平的全面提升。

## 关键词

绿色金融, 流动性风险, 绿色技术创新, 新能源企业

# Research on the Impact of Green Finance on the Liquidity Risk of New Energy Listed Enterprises

Shaojun Kang

School of Economics, Guizhou University, Guiyang Guizhou

Received: Aug. 1<sup>st</sup>, 2024; accepted: Oct. 31<sup>st</sup>, 2024; published: Nov. 7<sup>th</sup>, 2024

## Abstract

Green finance plays an important role in promoting the sustainable development of enterprises.

文章引用: 康少珺. 绿色金融对新能源上市企业流动性风险的影响研究[J]. 电子商务评论, 2024, 13(4): 1862-1871.

DOI: 10.12677/ecl.2024.1341342

Exploring the impact of green finance policies on the liquidity risk of new energy enterprises has important times value and theoretical significance. Based on the panel data of China's provinces and the financial and market transaction data of listed new energy companies from 2012 to 2022, this paper adopts the fixed-effect model and the moderating effect model to conduct empirical research. The results show that: At the national level, green finance can significantly reduce the liquidity risk of new energy enterprises, and this inhibition effect has regional heterogeneity, with a small impact on the central and western regions and a more significant impact on the eastern region. Green technology innovation can promote the restraining effect of green finance policy on the liquidity risk of new energy enterprises, and the regulatory effect of technological innovation also has regional differences, and the impact on the central and western regions is more obvious. Therefore, it is necessary to formulate green finance policies according to local conditions, while improving the supporting role of green technology innovation for green finance policies, and promoting the overall improvement of the liquidity level of new energy enterprises.

## Keywords

Green Finance, Liquidity Risk, Green Technology Innovation, New Energy Enterprise

Copyright © 2024 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

在新的发展背景下，我国的经济正在逐渐进入高质量的发展时期。党的十八届五中全会强调了“绿色”发展的观念，并将其提升至国家的战略高度。党的十九大明确提出要实施创新驱动发展战略，建设美丽中国。在追求绿色发展的大背景之下，绿色金融的支持成为企业走向发展的关键保障[1]。近年来，随着国家一系列政策文件及相关法律法规的陆续发布，我国银行业绿色信贷得到了较快发展。银监会在 2012 年发布的《绿色信贷指引》中明确指出，银行业必须严控高污染行业信贷工作，能够更好地发挥金融引导作用，进而促进企业向绿色方向发展，提供支持循环经济的具体指引。在当前阶段，我国绿色信贷有关政策的执行与实施已经过去了两个“五年规划”，这使得目前我国金融机构绿色贷款的数量正逐年上升，同时给高耗能与高污染行业的贷款正在不断减少。除此之外，绿色信贷政策也有助于吸引资金流向企业追求绿色发展的各个方面，进一步提高企业对有关绿色技术创新的热情，并促进有关企业绿色技术创新活动的快速发展。

本文的架构布局具体规划如下：第一部分为引言，旨在概述研究的背景脉络和全文的结构框架；第二部分为文献综述与理论分析，通过系统性回顾既有研究文献，提炼并构建出本文研究的三个基本假设；第三部分是研究设计，详细阐述了数据来源、变量选取的依据及所采用模型的设计原理；第四部分聚焦于实证分析，不仅对基准回归模型进行固定效应检验，还对扩展模型进行调节效应分析，同时深入探讨地域差异性的影响及进行稳健性检验；第五部分是结论与建议，总结了主要研究发现，并在此基础上提出相应的政策建议与实践导向。

## 2. 文献综述与理论分析

### 2.1. 文献综述

目前，关于绿色金融政策与企业持续发展的研究主要聚焦于绿色信贷政策如何促进企业的绿色创新[2]和低碳技术的创新[3]，并指出企业在进行绿色技术创新时，其流动性风险可以得到显著的降低。与此

同时,绿色信贷政策有助于激励企业走向绿色发展路径,从而增强其在市场上的竞争力,并减少其面对的流动性风险。此外,新能源产业作为战略性新兴产业之一,也是未来我国经济增长新引擎之一,新能源企业则是新能源产业链上重要的一环,其对我国经济增长具有举足轻重的作用。显然,实施绿色金融政策和推动绿色低碳技术创新都有助于企业实现绿色化,从而减少新能源企业所面临的流动性风险。总的来说,学术界广为接受的观点是绿色金融政策与绿色技术创新对企业流动性风险管理存在差异化影响,为本研究确立了坚实的理论基础。尽管如此,目前在统一框架下系统探究绿色金融、绿色技术创新与企业流动性风险间互动影响的文献尚显稀缺。鉴于此,本研究选取了2012年至2022年间东方财富新能源概念板块所有上市公司的数据,旨在深入剖析绿色金融政策对新能源企业流动性风险的影响机制,目的是为了进一步完善能够为经济可持续发展提供绿色金融政策体系和理论。

与现有文献相比,本文可能的贡献有以下两个方面:第一,首先通过理论分析与实证研究总体分析了地区绿色金融政策对于新能源企业个体流动性风险的抑制性作用,并在此基础上引入绿色技术创新这一调节变量,进一步分析这一调节变量在绿色金融政策与企业流动性风险中所发挥的具体作用。第二,考虑到我国幅员辽阔,各地区之间经济发展和金融市场发展水平差异较大,通过异质性分析进一步研究绿色金融政策实施对于不同地区流动性风险的影响作用。

## 2.2. 理论分析

### 1. 绿色金融与企业流动性风险

实行绿色金融政策可以有效地增强绿色企业获取外部融资的能力,并减少其融资的成本,从而在很大程度上减轻绿色企业在融资上的限制。绿色金融策略通过信贷限制来推动企业走向可持续的发展道路,绿色信贷政策是指在不损害生态环境的前提下,商业银行为支持环境保护而发放的贷款。这一政策主要涵盖了两个核心方面:一是指导金融机构调整其贷款策略,以减少其经营中的风险[4],并能够提升其声誉[5]。通过对绿色信贷机制进行创新设计,使绿色信贷能够更加有效地发挥其作用。二是金融机构在对企业进行具体分类时应考虑企业所面临的市场与社会环境,这样也就能够做到更加精准的识别企业已经面临以及将会面临的风险,并且要从政策层面上支持和鼓励金融机构开展绿色信贷活动。在绿色信贷业务领域,金融机构应当通过制定并出台绿色信贷的相关政策,并加大对绿色企业的监督力度以及建立有效的激励制度等措施来帮助企业规避流动性风险。上面提到的这些措施将有助于绿色信贷有关业务模式的优化与完善,并提高绿色企业在资金筹集方面的便捷性,减少其融资成本[6],从而进一步降低绿色企业面临的流动性风险。李苏等(2018)[7]选择2011~2015年期间上市的商业银行作为研究样本,研究发现实行绿色信贷政策可以有效地减少银行所面对的各种风险;在此基础上,还对银行风险与绿色信贷政策之间的关系进行了实证分析。孙光林等(2019)[8]的研究中进一步探讨了绿色信贷与银行风险的关系。研究发现,增加绿色信贷的规模可以显著降低商业银行的不良贷款率,并提高银行的非利息收益,这使得商业银行更倾向于向绿色新能源企业提供贷款,从而能够降低新能源企业的流动性风险。

另外,鉴于我国地域广阔,各个地区在经济和金融市场的发展上都存在显著的差异。东部地区的金融市场相对更为成熟和多元化,能够为企业提供更多的融资途径和金融产品,例如绿色债券和绿色贷款等,这有助于企业更有效地避免流动性风险。同时,东部地区的绿色金融发展已经比较充分,在政策引导下也逐渐形成了较为完善的绿色金融体系。而中西部地区可能金融市场缺乏多样性和深度,企业面临融资来源有限和成本较高的问题,绿色金融的抑制效果可能相对较弱。在这个基础上,我们提出了以下的假设:

H1: 绿色金融政策能够显著降低新能源企业的流动性风险,即绿色信贷水平越高,越有助于降低新能源企业的流动性风险。

H2: 绿色金融政策实施降低新能源企业的流动性风险具有区域异质性。

## 2. 绿色金融、绿色技术创新与企业流动性风险

杨凡[9]经过深入的实证研究,他发现绿色信贷对企业的绿色创新成果有着显著的推动作用,这主要体现在企业绿色创新专利的数量和质量上。与此同时,绿色信贷政策通过调整信贷额度与利率水平,对促进低碳及绿色技术的创新活动施加了显著影响。在信贷额度的决策过程中,金融机构需遵循绿色信贷的政策导向,审慎管理市场环境中的信贷风险,并积极增加对绿色项目的资金投放规模,这有助于更迅速地推进绿色技术的创新进程[10]。信贷利率方面,绿色信贷政策实施后,商业银行降低了对节能减排类贷款的利率限制,使得低碳化项目的融资成本得到显著下降,有助于促进低碳绿色技术创新发展。

在当前的背景下,新能源企业,凭借其低环境影响及快速绿色转型的特质,拥有扩大融资规模的良机,得以获取市场上金融机构提供的绿色信贷资金及政府赋予的优惠政策,借此开辟多元化的资本渠道,为推动绿色技术创新活动奠定坚实的财务基础,进而在提升企业绿色技术革新能力上发挥关键作用。在低碳技术的创新进程中,资金是不可或缺的核心要素之一。金融机构注入的绿色信贷资源与政府的绿色政策扶持,共同为新能源企业的研发活动构筑了稳固的资金后盾,这一举措不仅显著减少了研发项目中途停滞的风险,亦极大激发了企业管理人员对研发创新工作的积极性,促进了资源整合的优化,有力增强了企业在行业内的竞争地位[11]。此外,绿色企业在获取绿色信贷资金的助力后,其在绿色技术领域的积极探索与研发创新不仅能够优化产品结构,这有助于绿色企业在将来上重获绿色资金的支持,这一正向循环有利于企业缓解融资限制,继而对冲企业流动性风险带来的挑战。基于此,提出如下假设:

H3: 低碳技术创新可以正向调节绿色信贷政策对新能源企业流动性风险的抑制作用。

## 3. 研究设计

### 3.1. 数据来源

本文选取了 2012 年至 2022 年间,归属于东方财富新能源概念分类(代码: BK0493)的 205 家企业作为初始样本。旨在提升数据分析的严谨性,对以下类别的企业进行剔除: (a) 2012 年 1 月 1 日后上市的公司; (b) 带有特别处理标识(ST 或\*ST)的企业; (c) 关键财务指标缺失的上市公司。此外,研究设计中纳入了地理分布均衡性考量,以确保新能源企业样本在各区域内的数量维持在 3 至 15 个之间,旨在增强结论的稳定性和可信度。经此筛选流程,最终确定的研究样本集合包括 119 家新能源上市公司。值得注意的是,鉴于西藏、青海与新疆三地入选样本数量偏少,其在本次研究中未被纳入讨论范畴。所有涉及上市公司的证券交易信息与财务数据资料,均源自国泰安数据库。至于评估各区域绿色金融发展水平的省级横截面数据,则综合收集自历年出版的《中国科学技术统计年鉴》《中国金融年鉴》与《中国能源统计年鉴》[12]。

### 3.2. 变量选取

#### 1. 被解释变量: 流动性风险 LR

本文参考刘超[13]等的研究思路,考虑企业表内因素对其流动性风险的影响。最终选取企业的存货周转率、应收账款周转率与现金比率这三个评价指标对企业流动性进行衡量,并对以上指标通过熵值法计算得出企业流动性的综合评价指标,由于本文研究的是企业的流动性风险,故将所得出的流动性综合评价指标进行取倒数的处理。

#### 2. 核心解释变量: 绿色金融水平 GF

绿色金融作为一种金融服务机制,致力于增强资源利用效率及优化环境保护措施,为包括环境保护、节能减排及清洁能源开发在内的广泛领域供给必要的资金支持。其核心目标在于促进资本流动的导向作用,即从环境污染严重及能源消耗密集的产业部门转向采纳先进科技以实现环境友好的清洁生产领域,从而推动经济结构向可持续发展模式转变。现阶段,我国的绿色金融体系主要涵盖了绿色信贷、绿色证



券、绿色保险以及绿色投资等多个方面[14]。因此，本研究利用熵值法对绿色金融的相关指标数据进行了综合分析，并据此计算出各个省市的绿色金融指标[15]，具体指标衡量方式如表 1 所示。

**Table 1.** Selection and calculation methods of green finance indicators

**表 1.** 绿色金融指标选取与计算方法

| 指标   | 计算方法                       |
|------|----------------------------|
| 绿色信贷 | 省生态环境保护相关项目所获得的信贷额度/全省信贷总量 |
| 绿色投资 | 环境污染治理投入资金/地区生产总值(GDP)     |
| 绿色保险 | 环境污染责任保险业务收入/总保费收入         |
| 绿色债券 | 绿色债券发行总规模/所有类型债券发行总量       |
| 绿色基金 | 绿色基金的总体市场价值/所有基金市场总市值      |

3. 调节变量：绿色技术创新 Tech

本研究借鉴了王馨等人[16]所采用的研究方法，并选择以专利申请量作为度量指标，来具体表示各企业在绿色技术创新领域的活跃程度与贡献。通过计算绿色发明专利的申请数量和绿色实用新型专利的申请数量来确定绿色创新的总量，并对所得数据实施加 1 操作后，进一步采取自然对数变换处理，以构建出衡量绿色技术创新(Tech)的量化指标。此指标值越大，越能显著反映企业在推进绿色科技创新方面的卓越成效与高水平表现。

4. 控制变量

参照以往学者的有关研究，本文在企业层面设定了若干控制变量，旨在确保分析的严谨性与准确性。

(1) 所有权属性 Sow，国有企业取 1，否则取 0；(2) 盈利能力 ROA，以资产收益率表示；(3) 财务杠杆率 Lev，息税前利润与营业利润之比；(4) 托宾 q 值 Tobin's q，企业市场价值与资本重置成本之比；(5) 两职合一 Dual，若董事长与总经理兼任取 1，否则取 0；(6) 股权集中度 Top1，以第一大股东持股比例表示；(7) 企业规模 Size，以总资产的自然对数表示。具体变量的描述性统计如表 2 所示。

**Table 2.** Descriptive statistics for the main variables

**表 2.** 主要变量描述性统计

| 变量        | 观测值  | 均值     | 方差    | 最小值      | 最大值   |
|-----------|------|--------|-------|----------|-------|
| LR        | 1309 | 0.270  | 0.221 | 1.30e-06 | 1.760 |
| GF        | 1309 | 0.414  | 0.119 | 0.0685   | 0.671 |
| Tech      | 1309 | 1.348  | 1.340 | 0        | 6.122 |
| Sow       | 1309 | 0.475  | 0.500 | 0        | 1     |
| ROA       | 1309 | 0.0241 | 0.113 | -2.066   | 0.863 |
| Lev       | 1309 | 1.944  | 2.530 | -2.129   | 31.29 |
| Tobin's q | 1309 | 1.606  | 0.986 | 0.681    | 20.50 |
| Dual      | 1309 | 0.217  | 0.412 | 0        | 1     |
| Top1      | 1309 | 33.56  | 14.49 | 3.620    | 83.43 |
| Size      | 1309 | 22.97  | 1.252 | 16.16    | 26.93 |

3.3. 模型设计

1. 基准模型

在选定回归模型的过程中，针对面板数据实施了 Hausman 检验，其结果显示，在 1%的显著性水平

上，原假设遭到否定。基于这一检验结果，本研究决定采用固定效应模型进行建模，旨在深入探究绿色金融水平如何对新能源企业的流动性风险产生抑制作用，并进一步分析绿色技术创新在此过程中的调节机制。为研究绿色金融有关政策的实施对新能源上市公司流动性风险的影响，本文构建如下计量模型：

$$LR_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 GF_{i,t} + \beta_2 Control_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

2. 扩展模型

为了更好地研究企业绿色技术创新在绿色金融政策对企业流动性风险影响中的调节作用，本文构建绿色金融与绿色技术创新的交互项，加入公式(1)中，得到模型(2)：

$$LR_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 GF_{i,t} + \beta_2 Tech_{i,t} + \beta_3 GF_{i,t} * Tech_{i,t} + \beta_4 Control_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

其中，*LR* 为企业的流动性风险水平，*GF* 为企业所在地区的绿色金融指数，*Tech* 为企业的绿色技术创新水平，*Control* 为控制变量， $\mu_i$  为个体效应， $\gamma_t$  为时间效应， $\varepsilon_{i,t}$  为随机扰动项，下标 *i, t* 分别为企业和年份。

4. 实证结果分析

4.1. 基准回归分析

如表 3 所示，为固定效应模型的分析结果。具体至回归(1)的估计结果，其揭示了在时间固定效应模型下，绿色金融水平对新能源企业流动性风险的影响系数为-0.067，且结果并不显著，这说明绿色金融水平对于企业流动性风险的影响在整个时间序列上是相对稳定的，即没有随时间显著变化的趋势；回归(2)的结果表明，在个体固定效应模型下，影响系数变为-0.180，在 5%的水平下显著，这说明不同企业之间在地区绿色金融水平的变化对其流动性风险有显著的影响；进一步在回归(3)中，对模型进行时间、个体双固定，这时绿色金融的系数估计值明显提高，变为-0.345，并且在 1%的水平下显著，这意味着绿色金融水平每提高 1%，企业的流动性风险就会降低 34.5%，即在所述研究时段内，绿色金融水平的升高能够显著减少新能源企业面临的流动性风险，假设 H1 得到验证。

Table 3. Benchmark regression results  
表 3. 基准回归结果

| 变量             | (1)                | (2)                 | (3)                  |
|----------------|--------------------|---------------------|----------------------|
| GF             | -0.067<br>(0.089)  | -0.180**<br>(0.078) | -0.345***<br>(0.110) |
| 控制变量           | YES                | YES                 | YES                  |
| 个体效应           | NO                 | YES                 | YES                  |
| 时间效应           | YES                | NO                  | YES                  |
| 常数项            | 0.349**<br>(0.154) | -0.107<br>(0.130)   | 0.203<br>(0.182)     |
| R <sup>2</sup> | 0.0451             | 0.8084              | 0.8122               |
| 观测值            | 1309               | 1309                | 1309                 |

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%显著性水平下通过检验，中括号内为标准误，下同。资料来源：根据 stata 结果整理，下同。

4.2. 扩展模型回归分析

为了验证假设 3，对绿色技术创新的调节效应进行检验，以绿色金融(GF)与绿色技术创新(Tech)交互项 (GF × Tech)进行回归分析，得到如表 4 所示的结果。所有模型中，绿色金融系数均为负，特别是列(2)，绿

色金融与绿色技术创新交互项与企业流动性风险的回归系数为-0.05，在 5%的显著性水平上显著为负，说明企业绿色技术创新提升能够增强绿色金融水平对企业流动性风险的负向影响作用，假设 H3 得到验证。

从实践层面进行分析，一方面，绿色技术的创新不仅可以助力企业提高环境管理的效率，减少资源浪费和排放，而且还能满足监管的标准。通过绿色创新获得的收益在很大程度上能够弥补其研发费用支出带来的损失，使企业拥有更强的盈利能力。这样的技术创新能力可以帮助企业增强其整体的竞争实力，进而减少流动性风险。绿色创新还能促进企业实现可持续发展目标，并为其提供稳定持久的竞争优势。另一方面，绿色技术的创新通常被看作是可持续发展的关键路径。当企业展现出对环境保护和可持续性的坚定承诺和实际行动时，它们能够吸引更多的投资和资金，从而增加融资途径的多样性，减少融资的总成本，并降低财务风险。

**Table 4.** Extended model regression results  
**表 4.** 扩展模型回归结果

| 变量             | (1)                  | (2)                 |
|----------------|----------------------|---------------------|
| GF             | -0.346***<br>(0.110) | -0.265**<br>(0.117) |
| Tech           | -0.002<br>(0.004)    | -0.001<br>(0.004)   |
| GF * Tech      |                      | -0.050**<br>(0.025) |
| 控制变量           | YES                  | YES                 |
| 个体效应           | YES                  | YES                 |
| 时间效应           | YES                  | YES                 |
| 常数项            | 0.210<br>(0.183)     | 0.186<br>(0.183)    |
| R <sup>2</sup> | 0.8122               | 0.8129              |
| 观测值            | 1309                 | 1309                |

4.3. 区域异质性分析

依据前述理论解析，鉴于各区域间存在着显著的经济发展不均衡状态，这很可能致使绿色金融的发展进度与绿色技术创新程度在不同地域间呈现出明显差异，进一步推断，这些地域特性因素将对企业的流动性风险产生各异且复杂的影响机理。

为实现对新能源企业流动性风险影响的深层次与全方位剖析，本文依据国家统计局制定的区域划分准则，将抽样企业所在地域细分为东部与中西部两大区块，并据此开展了区域性的回归分析。根据表 5 所示回归分析的结果，在未纳入任何调节变量的场景下，绿色金融对于东部地区新能源企业的流动性风险影响系数为-0.386，此数值在 1%水平下显著，表明了极强的统计显著性；相反，在中西部地区新能源企业的背景下，影响系数仅为-0.230，且该结果未能达到统计上的显著标准。该比较分析有力地证明，绿色金融在缓解东部地区新能源企业流动性风险方面的作用明显超越了其在中西部地区的作用，由此，假设 H2 得到验证。

从交互项来看，东部地区的交互项系数为-0.083，在 5%的水平下显著，而中西部地区的交互项系数较东部地区而言更大，为-0.156，并且是在 1%的水平下显著。这说明我国东部和中西部地区的新能源上市企业均能充分发挥绿色技术创新在绿色金融对流动性风险的抑制作用中的推动作用，但是在中西部地

区这种效果更加明显，这一现象主要受到东部和中西部地区发展水平的不同影响：东部地区经济较为繁荣，技术创新水平也相对较高，这些因素共同使得绿色技术在应用和发展方面变得更加成熟和广泛。中西部地区由于受地理环境限制，导致资源匮乏，环境恶化严重等问题。与此相对照，中西部地区在技术创新和实际应用上可能稍显滞后，因此，绿色技术的创新为其注入了更强大的动力，进而加强了绿色金融在抑制新能源企业流动性风险中的作用。

**Table 5.** Sub-regional regression results  
**表 5.** 分区域回归结果

| 变量             | 东部                    |                      | 中西部                |                       |
|----------------|-----------------------|----------------------|--------------------|-----------------------|
| GF             | −0.386***<br>(−2.918) | −0.229<br>(−1.576)   | −0.230<br>(−0.987) | −0.099<br>(−0.430)    |
| Tech           |                       | 0.008*<br>(1.659)    |                    | −0.033***<br>(−4.292) |
| GF*Tech        |                       | −0.083**<br>(−2.567) |                    | −0.156***<br>(−2.907) |
| 控制变量           | YES                   | YES                  | YES                | YES                   |
| 个体效应           | YES                   | YES                  | YES                | YES                   |
| 时间效应           | YES                   | YES                  | YES                | YES                   |
| 常数项            | 0.254<br>(1.185)      | 0.202<br>(0.938)     | −0.054<br>(−0.152) | −0.050<br>(−0.145)    |
| R <sup>2</sup> | 0.748                 | 0.749                | 0.862              | 0.870                 |
| 观测值            | 965                   | 965                  | 344                | 344                   |

4.4. 稳健性检验

1. 基准模型

为了检验前述模型的稳健性，考虑到政策实施对企业产生的影响有一定的滞后性，故本文采用将被解释变量流动性风险滞后一期的方法加以验证，随后将这些调整后的变量纳入固定效应模型中，再次执行了统计分析程序。根据表 6 所展示的检验结果，绿色金融系数均显著为负，在时间固定效应模型下，系数为−0.200，并且在 5%的水平下显著；而在个体固定效应和双固定效应模型下，系数分别为−0.235 和

**Table 6.** Results of the robustness test of the benchmark model  
**表 6.** 基准模型稳健性检验结果

| 变量             | (1)                 | (2)                  | (3)                  |
|----------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| GF             | −0.200**<br>(0.092) | −0.235***<br>(0.083) | −0.555***<br>(0.115) |
| 控制变量           | YES                 | YES                  | YES                  |
| 个体效应           | NO                  | YES                  | YES                  |
| 时间效应           | YES                 | NO                   | YES                  |
| 常数项            | 0.693***<br>(0.157) | 0.151<br>(0.135)     | 0.699***<br>(0.187)  |
| R <sup>2</sup> | 0.0401              | 0.8201               | 0.8259               |
| 观测值            | 1188                | 1188                 | 1188                 |



**Table 7.** Results of the extended model robustness test  
**表 7.** 扩展模型稳健性检验结果

| 变量             | (1)                  | (2)                 |
|----------------|----------------------|---------------------|
| GF             | -0.352***<br>(0.111) | -0.275**<br>(0.117) |
| Tech           | -0.002<br>(0.004)    | -0.001<br>(0.004)   |
| GF * Tech      |                      | -0.055**<br>(0.028) |
| 控制变量           | YES                  | YES                 |
| 个体效应           | YES                  | YES                 |
| 时间效应           | YES                  | YES                 |
| 常数项            | 0.157<br>(0.196)     | 0.140<br>(0.196)    |
| R <sup>2</sup> | 0.8123               | 0.8129              |
| 观测值            | 1309                 | 1309                |

-0.555，并且均在 1%的水平下显著。这说明绿色金融有关政策的实施能够显著降低新能源企业的流动性风险，并且在考虑了政策实施的滞后性之后，绿色金融水平对新能源企业流动性风险的抑制作用更加明显，说明本文的研究结果具有较好的稳健性。

2. 扩展模型

针对扩展模型的调节效应，本文采用替换变量的方式验证其稳健性，采用对绿色实用新型专利数量加 1 之后取自然对数的形式设定为新的调节变量，并再次执行回归分析。观察表 7 所呈现的分析结果，可以明确得知，绿色金融与绿色技术创新的交互项系数仍在 5%的水平下显著为负，与前述回归结果相比，虽然相关数值均有些浮动，但总体均为负值，这也就说明绿色技术创新的提高能够促进绿色金融对企业流动性风险的抑制作用，因此，本文构建的扩展模型同样通过了稳健性检验。

5. 结论与建议

5.1. 结论

本文依托于 2012 年至 2022 年期间新能源上市公司在资本市场中的交易记录与财务报表信息，结合相应年份的省级横截面数据，深入探究绿色金融政策措施对新能源企业流动性风险的潜在影响机制。结合理论剖析与实证研究的双重验证，本研究归纳的核心结论如下：一是从宏观视角审视，绿色信贷政策的实施对新能源企业的流动性风险具有直接的抑制效果，绿色金融水平每提高 1%，企业的流动性风险将降低 34.5%。二是绿色技术创新水平的提高，可以增强绿色金融政策抑制新能源企业流动性风险的作用。三是绿色金融对企业流动性风险的影响以及绿色技术创新的调节作用都具有区域异质性。在绿色金融方面，东部地区长期以来绿色金融发展较为成熟，在抑制企业流动性风险方面相较于中西部地区而言作用更为显著；在绿色技术创新方面，交互项系数均至少在 5%的水平下显著为负，这说明我国各地区均能发挥绿色技术创新在绿色金融抑制企业流动性风险中的调节作用，但是这种调节作用在中西部地区更为明显。

5.2. 建议

根据以上研究结论，对从绿色金融视角下降低新能源企业流动性风险具有如下启示：首先，政府应

继续推动并优化绿色金融政策，加强绿色金融政策的实施与推广，这包括增加绿色贷款和绿色债券的发行量等，提高对绿色技术和项目的资金支持力度，以促进新能源企业的发展。其次，政府和企业应该加大对绿色技术研发的投入，同时加强政策的协调与整合，由于绿色金融和绿色技术创新的相互作用，政府在政策制定和实施过程中应加强不同部门和地区之间的协调与整合，通过有关政策的综合性和协同性，提高绿色金融政策的有效性和可持续性，促进企业绿色科技创新迈向更高层次，确保绿色金融机制在充分缓解企业流动性风险方面发挥出最大效能。最终，由于东部地区已有较为成熟的绿色金融市场，政策可以重点关注中西部地区的推广和应用，提升其绿色金融服务的覆盖面和效果。此外，促进各地新能源企业间的协作与沟通至关重要，尤其需重视在技术革新及绿色金融实践领域的经验交流与分享。中西部地区应当积极汲取东部区域的成熟经验，依据本地的地理经济特点，量身定制符合区域特色的绿色金融政策措施。通过这种有针对性、策略性的部署，高效运用绿色金融工具，以期系统性地增强当地新能源企业的资金流动性。

## 参考文献

- [1] 刘敏楼, 黄旭, 孙俊. 数字金融对绿色发展的影响机制[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(6): 113-122.
- [2] 陈立峰, 郑健壮. 绿色信贷政策能否促进企业绿色创新?——基于 730 家中国创业板上市公司的研究[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 2023, 53(8): 42-62.
- [3] 张修凡, 范德成. 我国碳排放权交易机制和绿色信贷制度支持低碳技术创新的路径研究[J]. 湖北社会科学, 2021(11): 71-83.
- [4] 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-DID~1 成本效率分析[J]. 金融研究, 2020(4): 112-130.
- [5] 汪炜, 戴雁南, 乔桂明. 绿色信贷政策对商业银行竞争力影响研究——基于区域性商业银行的准自然实验[J]. 财经问题研究, 2021(8): 62-71.
- [6] 牛海鹏, 张夏羿, 张平淡. 我国绿色金融政策的制度变迁与效果评价——以绿色信贷的实证研究为例[J]. 管理评论, 2020, 32(8): 3-12.
- [7] 李苏, 贾妍妍, 达潭枫. 绿色信贷对商业银行绩效与风险的影响——基于 16 家上市商业银行面板数据分析[J]. 金融发展研究, 2017(9): 72-77.
- [8] 孙光林, 王颖, 李庆海. 绿色信贷对商业银行信贷风险的影响[J]. 金融论坛, 2019, 22(10): 31-40.
- [9] 杨凡. 绿色信贷对企业绿色创新绩效的影响研究[J]. 财会通讯, 2023(22): 83-87.
- [10] 王倩, 边浩东, 高志伟. 绿色信贷政策的减污效应研究[J]. 金融论坛, 2023, 28(4): 29-38, 49.
- [11] 陈小运, 黄婉. 绿色金融政策与绿色企业全要素生产率——基于《绿色信贷指引》实施的经验证据[J]. 财经论丛, 2024(4): 60-69.
- [12] 段钰, 苏民, 黄子涵. 数字经济对企业信用风险的影响机制研究——基于新能源上市公司的经验证据[J]. 现代管理科学, 2022(5): 138-145.
- [13] 刘超, 曹健. 企业流动性风险评价体系构建——结合表外因素的视角[J]. 现代商业, 2021(4): 141-143.
- [14] 刘华珂, 何春. 绿色金融促进城市经济高质量发展的机制与检验——来自中国 272 个地级市的经验证据[J]. 投资研究, 2021, 40(7): 37-52.
- [15] 王瑜. 绿色金融发展对新能源企业融资约束的影响[D]: [硕士学位论文]. 保定: 河北金融学院, 2023.
- [16] 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.