

# 绿色金融对长三角地区产业结构升级的影响研究

霍 阳

扬州大学商学院, 江苏 扬州

收稿日期: 2026年3月12日; 录用日期: 2026年3月23日; 发布日期: 2026年5月25日

## 摘 要

产业结构升级是工业化转型的重点任务,而绿色金融可以通过对市场资本的有效配置,倒逼“两高一剩”产业技术革新,推动产业结构升级,助力可持续发展。该研究基于长三角地区41个城市2001~2024年的面板数据,实证检验了绿色金融对产业结构升级的影响。研究发现,绿色金融发展对长三角地区产业结构升级具有显著的直接促进作用。异质性分析进一步揭示,该促进作用存在明显的地区差异。中介效应检验表明,绿色技术创新在绿色金融推动产业升级过程中发挥着虽有限但显著的中介作用。基于上述结论,该研究在构建差异化政策体系、健全技术孵化与资本协同机制、深化多层次政策协同等方面提出了促进绿色金融与产业结构升级协同发展的政策建议。

## 关键词

长三角地区, 绿色金融, 产业结构升级

# Research on the Impact of Green Finance on the Optimization of Industrial Structure in the Yangtze River Delta Region

Yang Huo

School of Business, Yangzhou University, Yangzhou Jiangsu

Received: March 12, 2026; accepted: March 23, 2026; published: May 25, 2026

## Abstract

Industrial structure optimization and upgrading are key tasks in industrial transformation. Green finance can effectively allocate market capital, force technological innovation in high-pollution and

文章引用: 霍阳. 绿色金融对长三角地区产业结构升级的影响研究[J]. 金融, 2026, 16(3): 362-372.

DOI: 10.12677/fin.2026.163036

overcapacity industries, promote industrial structure optimization, and support sustainable development. Based on panel data from 41 cities in the Yangtze River Delta region from 2001 to 2024, this study empirically examines the impact of green finance on industrial structure optimization. The findings indicate that green finance significantly and directly promotes industrial structure upgrading in the region. Heterogeneity analysis further reveals notable regional differences in this promotive effect. Mediation effect tests show that green technology innovation plays a limited yet significant mediating role in the process of green finance-driven industrial upgrading. Based on these conclusions, the study proposes policy recommendations to foster synergistic development between green finance and industrial structure optimization, including constructing a differentiated policy system, improving technology incubation and capital coordination mechanisms, and deepening multi-level policy collaboration.

## Keywords

Yangtze River Delta Region, Green Finance, Industrial Structure Optimization

Copyright © 2026 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

我国要贯彻新发展理念，建设现代化经济体系，这标志着我国经济由高速增长阶段向高质量发展阶段的转变。产业结构升级是推动经济高质量发展的关键路径，它涉及产业布局的合理性、资源利用的高效性以及生态环境的有效保护。基于当前的发展背景，组建绿色金融体系十分关键，我国绿色金融政策框架已初步搭建，绿色信贷、绿色债券之类的金融工具日益多元，给经济结构的升级优化增添动力。

考虑区域发展的实际情形，横贯东中西部的长江经济带承担起产业协同升级的战略任务，作为其核心构成的长三角地区，凭借独有的发展利好，具有产业结构升级的先行基础，此区域有着发达的水网体系、立体化的交通枢纽布局、雄厚的经济规模、多元化的产业分布以及强大的科技研发本事，是我国对外开放的主要门户，在引领区域协同发展里充当“排头兵”的角色。从发展前景的角度看，长三角地区存在构建产业结构升级及绿色金融发展示范样本的潜力，凭借政策创新以及金融资源的精准投放，可营造出兼顾经济与环境效益的发展模式，其积攒起来的实践经验可给国内别的区域提供参考范例，还可为全球绿色转型实践奉上中国方案。

本文在已有研究基础上，将长三角城市群的“梯度差异”纳入分析框架，此外，创新性纳入绿色权益等前沿指标，形成多样化的指标测度体系，进一步深化了绿色金融对区域产业结构升级影响，即作用机制的研究，并为制定差异化政策提供了依据。

## 2. 文献综述与理论假设

Chihiro [1]提出产业结构调整可借助调低能源消耗强度，从而实现经济可持续发展的核心追求。Pasquale [2]认为绿色金融可助力传统落后的生产及消费模式向环境友好型高效模式转型，并有效处理这一转型阶段中碰到的各类挑战。Eremia [3]的研究查明证实，绿色金融凭借优化资源要素的配置水平，为生态环境的保护与修复提供了不可或缺的支持。

王志强和王一凡[4]认为，在我国当前的环境里，绿色金融不仅是达成产业结构优化、统筹生态环境保护与区域经济发展的有效手段，更于全面深化供给侧结构性改革、促进经济高质量发展的进程中凸显

关键效能。龙云安和陈国庆[5]说明,绿色金融可通过对资金融通效率与产业整合形势施加作用,实现对产业结构的动态演进。Anderson J [6]的研究进一步补充证明,绿色金融凭借引导资本的走向,依靠低利率与优惠定价机制带动资本向绿色关联产业汇聚,同时借助挤出效应完成高污染行业的淘汰,进而实现产业结构的升级变换。通过上述理论推演,可以提出下面的研究假设:

**H1:** 绿色金融对产业结构升级有明显促进功效。

丁攀等[7]在研判绿色金融政策对经济可持续增长作用机制的过程阶段,发现此类政策可借助驱动技术进步与优化产业结构,为经济可持续增长起到显著正向赋能作用,李成刚[8]同样发觉绿色金融对经济高质量发展有着显著激励功效,而且技术创新可以发挥正向调节功效,王晶晶等[9]宣称,现在理论研究与实践探索的关键重难点在于怎样借助技术创新改进环境保护相关政策,长期推动产业结构的升级。

冯锐[10]说明,金融机构可采用降低绿色融资准入门槛、设立专项基金等路径为创新型企业赋予资金动力,依靠企业协同合作带动技术革新。张建鹏和陈诗一[11]说明,金融发展跟环境规制的协同成效,可为产业技术革新提供切实支撑,进而助力产业结构向高级化阶段演进。詹姝珂等[12]对金融科技与绿色金融在产业结构升级中的协同作用展开分析,发现二者对产业结构升级具有明显的直接促进效果,还可形成协同赋能的模式,在技术创新转化能力强、物质资本投入水平偏高且人口密度大的区域,上述协同促进作用更为可观。孟维福和刘婧涵[13]进一步开阔了绿色金融对经济高质量发展影响的研究边界,其强调技术创新跟产业结构升级在这一影响过程中有关键意义,同时探明东部地区以及信息化水平偏高的区域,绿色金融促进经济高质量发展的效能愈发突出。基于此,提出下面的研究假设:

**H2:** 绿色金融可凭借技术创新充当的中介作用达成产业结构升级。

国内外学术界就绿色金融与产业结构转型升级开展的研究,已形成较为充裕的成果体系,技术创新在二者联系中的中介与调节作用同样得到广泛验证,通过对既有文献开展系统梳理与归纳提炼,可明确知晓绿色金融影响产业结构升级的内在路线与作用原理,弄清楚技术创新的中介传导逻辑,还可以为后续实证研究阶段的指标测算提供了明确的指引,为研究的顺利推进打下了牢固根基。

### 3. 研究设计

#### 3.1. 样本选取及数据处理

本文的研究数据来自《中国统计年鉴》<sup>1</sup>等权威统计年鉴报告,选取了长三角地区 41 个城市 2001~2024 年 24 年的相关统计数据。由于我国绿色金融发展时间相对较短,相关统计数据偶有缺失,本文采用线性插值法进行完善。同时,为了防止异方差问题,对部分变量进行了取对数的处理。

#### 3.2. 变量定义

##### 3.2.1. 被解释变量

产业结构升级(*ISU*)作为经济发展的核心特征,通常体现为经济活动重心从初级生产向更高效率、更高附加值形态的转变。本文借鉴胡文涛[14]、李滢和周韩梅[15]的做法,选择第三产业增加值与第二产业增加值的比值作为衡量产业结构升级的被解释变量。

##### 3.2.2. 解释变量

绿色金融(*GF*),即通过金融工具创新与制度设计引导资本流向低碳、可持续领域,以实现环境效益与经济转型的协同。本文采用绿色金融指数作为解释变量,该指数从绿色信贷、绿色证券、绿色保险、绿色投资、绿色债券、绿色支持、绿色权益七个维度构建绿色金融综合评价指标体系,并利用熵值法进

<sup>1</sup><https://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/>

行赋权。具体的绿色金融指标体系如表 1 所示。

**Table 1.** Green finance indicator system  
**表 1.** 绿色金融指标体系

一级指标	二级指标	计算公式	指标属性
绿色金融	绿色信贷	环保项目信贷总额/全省信贷总额	正向(+)
	绿色投资	环境污染治理投资/GDP	正向(+)
	绿色保险	环境污染责任保险收入/总保费收入	正向(+)
	绿色债券	绿色债券发行总额/所有债券发行总额	正向(+)
	绿色支持	财政环境保护支出/财政一般预算支出	正向(+)
	绿色基金	绿色基金总市值/所有基金总市值	正向(+)
	绿色权益	(碳交易 + 用能权交易 + 排污权交易)/权益市场交易总额	正向(+)

### 3.2.3. 其他变量

本文选择技术创新(*GRE*)作为中介变量,使用国内绿色专利授权数的对数值来表示,其他控制变量的选择与定义如表 2 所示。

**Table 2.** Variable names and definitions  
**表 2.** 变量名称及定义

变量类型	变量名称	变量定义
被解释变量	产业结构升级( <i>ISU</i> )	第三产业增加值/第二产业增加值
解释变量	绿色金融( <i>GF</i> )	绿色信贷、绿色证券、绿色投资、绿色保险等进行赋值
中介变量	技术创新( <i>GRE</i> )	国内绿色专利授权数的对数值
控制变量	对外开放水平( <i>FDI</i> )	外商投资企业工业总产值/地区生产总值
	固定资产投资( <i>TZ</i> )	固定资产投资数额的对数值
	城镇化水平( <i>UB</i> )	城镇人口/总人口
	金融发展水平( <i>FDL</i> )	各地区年末金融机构存贷款余额/地区生产总值
	经济发展水平( <i>ED</i> )	人均 GDP 的对数值
	人力资本水平( <i>HC</i> )	高等院校在校人数/地区人口

### 3.3. 模型构建

基于本文的研究分析以及前文的理论分析,本文将绿色金融作为核心解释变量列入面板模型中,构建的双向固定模型如下:

$$ISU_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta GF_{it} + \sum_{k=1}^6 \gamma_k Control_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中*i*代表长三角地区不同的城市,*t*代表不同的年份,被解释变量 *ISU<sub>it</sub>* 代表产业结构优化升级,解释变量 *GF<sub>it</sub>* 代表绿色金融发展, *Control<sub>kit</sub>* 代表其他会影响产业结构升级的变量,  $\alpha_i$  代表地区固定效应(控制各地不随时间变化的特征,如地理位置、资源禀赋),  $\lambda_t$  代表时间固定效应(控制全国性时间趋势,如宏观经济政策、技术革命),  $\varepsilon_{it}$  是随机误差项。

## 4. 实证结果分析

### 4.1. 描述性统计

描述性统计是对数据进行的初步条件分析，表 3 是各变量的描述性统计结果。

**Table 3.** Descriptive statistical results  
**表 3.** 描述性统计结果

变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>GF</i>	984	0.317	0.153	0.024	0.865
<i>ISU</i>	984	0.934	0.342	0.290	3.058
<i>GRE</i>	984	0.079	0.053	0.000	0.555
<i>ED</i>	984	4.553	0.434	3.356	5.314
<i>HC</i>	984	0.015	0.015	0.000	0.098
<i>UB</i>	984	0.503	0.220	0.003	1.188
<i>FDI</i>	984	0.185	0.211	0.000	1.443
<i>FDL</i>	984	2.494	1.044	0.383	7.174
<i>TZ</i>	984	0.653	0.320	0.080	2.895
<i>IL</i>	984	0.475	0.086	0.216	0.747

被解释项产业结构升级(*ISU*)均值达 0.934，取值范围介乎 0.290 至 3.058，表明我国长三角地区各市产业高级化水平出现了明显的分化现象。核心解释变量绿色金融(*GF*)均值是 0.317，其最小值为 0.024，最高值为 0.865，展现出绿色金融发展的地区差异性，表 3 呈现的多变量显著变异情形，为后续剖析绿色金融对产业结构升级的差异化影响效应，奠定了良好的样本异质性基础。

### 4.2. 多重共线性研究

为检验模型变量间是否存在多重共线性问题，采用方差膨胀因子(VIF)法进行诊断，结果如表 4 所示。

**Table 4.** Multicollinearity analysis  
**表 4.** 多重共线性分析

Variable	VIF	1/VIF
<i>ED</i>	4.820	0.207
<i>GF</i>	2.790	0.358
<i>FDL</i>	2.370	0.422
<i>HC</i>	1.930	0.519
<i>UB</i>	1.800	0.554
<i>TZ</i>	1.610	0.620
<i>IL</i>	1.590	0.628
<i>FDI</i>	1.550	0.645
<i>GRE</i>	1.060	0.947
Mean VIF		2.170

所有解释变量的 *VIF* 值均显著低于经验阈值 10，核心解释变量(*GF*)的 *VIF* 值为 2.79，排除了因指标构建冗余导致估计偏误的风险。除了经济发展程度(*ED*)接近 5，其余变量 *VIF* 数值均小于 3，尤其是机制变量绿色技术创新(*GRE*)的 *VIF* 值仅为 1.06，印证了该指标设计对核心解释变量的有效补充性。全部变量 *VIF* 均值为 2.17，据此可判定模型不存在严重的多重共线性干扰。

### 4.3. 基准回归结果分析

该研究使用 Stata18 软件，依据双固定效应基准模型进行回归分析，所得结果如表 5 所示。列(1)是不加控制变量时绿色金融对产业结构升级的影响效果，列(2)~列(4)为依次加入控制变量时的影响效果。四组回归中 *GF* 始终通过显著性检验，且调整后的  $R^2$  从 0.744 稳步提升至 0.940，说明变量体系解释力持续增强。

实证结果表明，绿色金融对产业结构升级具有显著的促进作用，但在考虑不同控制变量的过程中呈现出一定差异。当仅包含基础变量时，绿色金融(*GF*)每提升 1 单位可使产业结构升级指数(*ISU*)显著提高 0.447 个单位，这一效应在引入绿色技术创新(*GRE*)后虽小幅下降但仍保持高度显著。此时，*GRE* 变量本身在模型 2 中展现出 0.330 的显著的强促进作用，初步印证技术传导路径的存在。随着金融发展水平(*FDL*)、城镇化(*UB*)等变量的纳入，*GF* 的影响进一步下降至 0.302，此时三个重要现象值得关注：一是固定资产投资(*TZ*)对产业升级产生显著抑制，反映出传统重资产投资模式与绿色发展路径存在冲突；二是人力资本(*HC*)的积极作用凸显，说明人才积累是产业转型的关键支撑；三是经济发展水平(*ED*)呈现出意料之外的显著的负面作用，暗示经济增长与产业结构升级之间可能存在阶段性矛盾。

**Table 5.** Benchmark regression results of the impact of green finance on industrial structure upgrading

**表 5.** 绿色金融对产业结构升级的基准回归分析结果

	(1)	(2)	(1)	(4)
	<i>ISU</i>	<i>ISU</i>	<i>ISU</i>	<i>ISU</i>
<i>GF</i>	0.447*** (5.912)	0.433*** (5.751)	0.302*** (4.42)	0.118** (3.17)
<i>GRE</i>		0.330*** (2.978)	0.169 (1.70)	0.095 (1.75)
<i>FDI</i>			-0.009 (-0.14)	-0.294*** (-7.58)
<i>FDL</i>			0.021 (1.37)	0.033*** (3.86)
<i>TZ</i>			-0.201*** (-6.51)	0.005 (0.32)
<i>UB</i>			0.147* (2.37)	0.231*** (6.81)
<i>ED</i>			-0.722*** (-9.88)	0.588*** (12.07)
<i>HC</i>			3.487** (3.08)	-2.125*** (-3.38)

续表

<i>IL</i>				-3.779*** (-46.53)
_cons	1.515*** (27.682)	1.492*** (27.117)	4.062*** (11.93)	4.439*** (13.339)
样本	984	984	984	984
R <sup>2</sup>	0.761	0.763	0.812	0.944
调整后的 R <sup>2</sup>	0.744	0.746	0.798	0.940
F	45.638	45.457	50.616	55.627

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著；括号内为标准误。

#### 4.4. 稳健性检验

##### 4.4.1. 剔除极端值的影响

通过对所有连续变量进行了上下 1% 的缩尾处理，再次检验基准模型。结果如表 6 列(1)所示，绿色金融发展水平(*GF*)的回归系数为正，且变量在 1% 的水平下显著。

##### 4.4.2. 更换被解释变量

除了产业结构指数，产业结构水平还可以用产业结构水平反映。产业结构水平采用第三产业产值占地区生产总值比值表示，其取值越大，意味着产业结构水平越高。结果如表 6 列(2)所示，回归系数通过了 5% 的显著性检验，与基准回归结果一致。

##### 4.4.3. 剔除重点城市直辖市

省会城市由于经济发展水平普遍高，比起其他城市有更强的资本、资源以及劳动力禀赋，更有利于绿色金融以及产业高级化发展。因此该研究剔除了上海、南京、杭州、合肥四个城市，针对其余城市进行检验，回归结果见表 6 列(3)所示，绿色金融发展水平(*GF*)的回归系数为正，变量在 5% 的水平下显著，同样可以验证 H1。

**Table 6.** Robustness test results  
**表 6.** 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>ISU</i>	<i>ISU1</i>	<i>ISU</i>
<i>GF</i>	0.242** (2.81)	0.036* (2.28)	0.152* (2.35)
<i>GRE</i>	0.226 (1.62)	0.038 (1.54)	0.133 (1.39)
<i>ED</i>	-0.606*** (-4.17)	-0.069 (-1.90)	-0.576*** (-3.90)
<i>HC</i>	3.726 (1.68)	-0.278 (-0.57)	4.357 (1.91)
<i>UB</i>	0.051	0.032	0.096

续表

	(0.43)	(1.09)	(0.75)
<i>FDI</i>	0.089	0.038	0.391*
	(0.45)	(1.17)	(2.56)
<i>FDL</i>	0.015	0.005	-0.010
	(0.50)	(0.92)	(-0.38)
<i>TZ</i>	-0.318**	-0.030	-0.132
	(-3.30)	(-1.38)	(-1.00)
<i>_cons</i>	3.144***	0.601***	2.976***
	(5.62)	(4.26)	(5.44)
样本	984	984	912

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平上显著；括号内为标准误。

#### 4.5. 区域异质性回归结果分析

为检验绿色金融对长三角地区产业结构升级的影响是否会因人口规模不同而产生差异，本研究首先将 41 个样本城市按人口规模分为两组：第一组为人口少于 400 万的城市(包括芜湖、湖州等 14 市)，第二组为人口超过 400 万的城市(包括上海、苏州等 27 市)。实证结果如表 7 所示，第一组城市的绿色金融影响系数仅为 0.204，且未通过统计显著性检验，说明在人口规模较小的城市，绿色金融难以有效促进当地产业升级优化。相比之下，第二组城市的绿色金融系数达到 0.850 且显著，表明在人口相对密集地区，绿色金融工具能够有效促进产业升级。值得关注的是，绿色技术创新在不同组别中表现出明显差异。在第一组中，绿色技术创新的影响系数为-0.009，且不具备统计显著性；而在第二组中，该系数高达 1.034，并且在 1%的水平上显著，说明人口规模较大的地区通过知识溢出和集聚效应，放大了绿色技术的转化效率。

为进一步验证结论的稳健性，将第二组样本再次分为 i 组和 ii 组，i 组包括人口超过 1000 万的上海、苏州、杭州 3 市，ii 组包括人口介于 400 万至 1000 万的温州、宁波等 24 市。分析发现，i 组城市的绿色金融影响系数上升至 1.022，明显高于 ii 组的 0.436，同时绿色技术创新的边际收益达到 ii 组的 6.5 倍。这反映出在人口高度集中的核心城市，绿色金融与技术创新之间形成了相互促进的“双轮驱动”效应，以上海等枢纽城市的表现尤为突出。

**Table 7.** Analysis of regional heterogeneity regression results

**表 7.** 区域异质性回归结果分析

	I	II	i	ii
	<i>ISU</i>	<i>ISU</i>	<i>ISU</i>	<i>ISU</i>
<i>GF</i>	0.204	0.850***	1.022***	0.436***
	(1.20)	(8.01)	(2.80)	(4.68)
<i>GRE</i>	-0.009	1.034***	5.211**	0.802***
	(-0.06)	(3.63)	(2.47)	(3.41)
<i>TZ</i>	0.120**	-0.122**	0.138	0.031
	(2.44)	(-2.58)	(0.41)	(0.76)

续表

<i>FDL</i>	0.185*** (5.72)	0.172*** (12.96)	0.244*** (6.29)	0.055*** (3.93)
<i>FDI</i>	-0.057 (-0.31)	-0.279*** (-5.25)	-0.603*** (-4.31)	-0.608*** (-8.70)
<i>UB</i>	-0.396*** (-5.92)	-0.054 (-0.73)	-0.169 (-0.17)	-0.198*** (-3.14)
<i>ED</i>	-0.161** (-2.17)	-0.185*** (-4.15)	0.600 (1.38)	-0.016 (-0.42)
<i>HC</i>	0.934 (0.52)	1.493* (1.76)	-26.205*** (-4.54)	5.606*** (7.52)
Constant	1.206*** (4.68)	1.136*** (7.24)	-2.492 (-1.64)	0.770*** (5.73)
样本	336	648	72	576
R <sup>2</sup>	0.413	0.491	0.925	0.372
调整后的 R <sup>2</sup>	0.399	0.485	0.916	0.363
F	28.80	77.13	97.28	42.01

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著；括号内为标准误。

#### 4.6. 中介效应

为检验绿色技术创新(*GRE*)是否在绿色金融(*GF*)与产业结构升级(*ISU*)之间发挥中介作用, 本研究采用温忠麟[16]提出的三步法进行检验, 结果见表 8 所示。

表 9 列(1)所示, 在基础模型中, 绿色金融(*GF*)对产业结构升级(*ISU*)的总效应为 0.419, 且在统计上显著。这意味着, 在其他条件不变的情况下, *GF* 每提升 1 个单位, *ISU* 平均提升约 0.419 个单位。接下来进一步考察传导路径, 表 8 列(2)所示绿色金融对绿色技术创新具有显著的驱动作用, *GF* 每增加 1 单位, 能够推动 *GRE* 提升约 0.0399 单位。在同时纳入 *GF* 与 *GRE* 的列(3)中, 绿色技术创新表现出独立的显著促进作用; 而 *GF* 的直接效应虽相比总效应下降了约 1.3%, 但仍保持统计显著性。

根据中介效应三步法的计算结果, *GF* 通过 *GRE* 影响 *ISU* 的间接效应约为 0.0122 ( $0.0399 \times 0.306$ ), 约占总效应的 2.91%, 体现绿色技术创新的中介效应在影响规模上相对有限, 这暗示金融机构对绿色项目的支持更可能通过资本直达而非技术转化, 绿色金融资源可能更多地流向了易于评估、抵押资产充足的绿色基础设施建设项目, 比如如光伏电站、污水处理厂等, 以及现有企业的环保改造项目, 而对于周期长、风险高、不确定性大的突破性绿色技术研发环节支持相对不足, 这种“重资产、轻研发”的金融支持路径, 限制了绿色金融通过技术创新渠道影响产业升级的强度。然而绿色技术创新的中介效应在影响规模上虽相对有限, 但其显著存在的事实, 仍可为相关政策制定提供明确指引。

Table 8. Mediation effect test results

表 8. 中介效应检验结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>ISU</i>	<i>GRE</i>	<i>ISU</i>
<i>GRE</i>			0.306***

续表

				(2.84)
<i>GF</i>	0.419*** (5.66)	0.0399* (1.77)	0.406*** (5.51)	
<i>HC</i>	4.219*** (3.40)	0.0733 (0.19)	4.197*** (3.40)	
<i>UB</i>	0.239*** (3.81)	0.0127 (0.66)	0.235*** (3.76)	
<i>FDI</i>	-0.281*** (-3.82)	-0.0203 (-0.90)	-0.275*** (-3.75)	
<i>FDL</i>	0.0657*** (3.96)	-0.00154 (-0.30)	0.0662*** (4.00)	
<i>TZ</i>	0.0324 (0.93)	-0.0165 (-1.54)	0.0375 (1.07)	
_cons	0.407** (3.26)	0.116** (3.05)	0.371** (2.97)	
样本	984	984	984	

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平上显著；括号内为标准误。

采用 Bootstrap 抽样方法，经 3000 次重复抽样操作对中介效应机制展开检验，结果表 9 所示绿色技术创新(*GRE*)切实承担起中介功能。绿色金融(*GF*)借助技术创新作用于产业结构升级的间接效应量为 0.0139，该数值在 5%统计显著性水平下通过检验，对应的 95%置信区间为[0.0002, 0.0277]，因区间内不包含零值，可印证绿色技术传导路径的真实性。与此同时，绿色金融对产业升级的直接效应为 0.4272，并且呈现高度显著性，佐证了绿色技术创新(*GRE*)在绿色金融(*GF*)与产业结构升级(*ISU*)之间确实发挥中介作用。

**Table 9.** Bootstrap analysis results  
**表 9.** Bootstrap 分析结果

	Observed coefficient	Bootstrap std. err.	z 值	P >  z	95%置信区间下限	95%置信区间上限
直接效应	0.013, 938, 1	0.007, 013, 3	1.99	0.047	0.000, 192, 4	0.027, 6
间接效应	0.427, 232, 9	0.072, 926, 7	5.86	0.000	0.284, 299, 2	0.570, 166

### 5. 研究结论与政策启示

本研究基于 2001~2024 年长三角地区 41 个城市的面板数据，在理论分析框架下进行了实证检验，主要得到以下结论：第一，绿色金融对长三角城市的产业结构升级具有显著的促进作用，该结论在控制变量逐步完善、替换变量测度方式及剔除极端值等一系列稳健性检验后依然成立。第二，绿色金融的作用效果因城市人口规模不同而存在明显差异。在人口低于 400 万的中小城市，绿色金融的影响并不显著；而在人口超过 400 万的大城市，其促进作用则十分突出，说明人口集聚可以通过“知识池效应”加速绿色技术传播。第三，绿色技术创新在绿色金融推动产业升级的过程中，发挥显著的中介作用。

鉴于以上结论,可提出以下建议。首先,针对绿色金融效应呈现“东强西弱”及大城市显著、中小城市不显著的空间分异特征,应当实施梯度化调控。在中小城市(如芜湖、黄山等)聚焦资源导入,设立省级绿色金融孵化中心,对首次发行绿色债券的企业给予发行费用补贴;在大城市(如南京、宁波等)强化“知识池效应”,建设绿色技术成果转化市场,要求银行对绿色专利质押贷款占比不低于一定限额;超大城市(上海、杭州、苏州)要注意限制金融业过度吸纳科技人才,可以通过税收优惠引导人才流向绿色制造企业。

其次,为了解决绿色技术创新中介作用有限、金融支持“重资本、轻孵化”的问题,可以构建覆盖“融资-孵化-转化”的全流程支持体系,在重点区域设立专项绿色技术银行,为项目中试提供低成本资金。还可以试点“技术经纪人”制度,按成果转化效果给予激励。除此之外应该优先支持高校、科研院所的早期绿色专利转化,培育“资本”与“技术”融合驱动的生态。

最后,要不断深化多层次政策协同与国际合作。纵向层面,可由国家层面制定核心标准,地方补充特色产业目录,在国家绿色金融政策框架下,构建央地协同新模式;横向层面,可推动长三角、粤港澳等区域绿色金融市场的互联互通。同时,要积极参与国际合作,推动国内绿色标准与国际接轨,共同探索跨境碳关税协调机制,为绿色产业拓展国际空间。

## 基金项目

扬州大学商学院研究生创新项目“绿色金融对中国产业结构升级的影响研究”(SXYJSCX202434)。

## 参考文献

- [1] Watanabe, C. (1999) Systems Option for Sustainable Development—Effect and Limit of the Ministry of International Trade and Industry's Efforts to Substitute Technology for Energy. *Research Policy*, **28**, 719-749. [https://doi.org/10.1016/s0048-7333\(99\)00018-9](https://doi.org/10.1016/s0048-7333(99)00018-9)
- [2] Falcone, P.M. (2020) Environmental Regulation and Green Investments: The Role of Green Finance. *International Journal of Green Economics*, **14**, 159-173. <https://doi.org/10.1504/ijge.2020.109735>
- [3] Eremia, A. and Stancu, I. (2006) Banking Activity for Sustainable Development. *Theoretical and Applied Economics*, **6**, 23-32.
- [4] 王志强, 王一凡. 绿色金融助推经济高质量发展: 主要路径与对策建议[J]. 农林经济管理学报, 2020, 19(3): 389-396.
- [5] 龙云安, 陈国庆. “美丽中国”背景下我国绿色金融发展与产业结构优化[J]. 企业经济, 2018(4): 11-18.
- [6] Anderson, J. (2016) Environmental Finance. In: Ramiah, V. and Gregoriou, G.N., Eds., *Handbook of Environmental and Sustainable Finance*, Academic Press, 307-333. <https://doi.org/10.1016/b978-0-12-803615-0.00015-7>
- [7] 丁攀, 金为华, 陈楠. 绿色金融发展、产业结构升级与经济可持续增长[J]. 南方金融, 2021(2): 13-24.
- [8] 李成刚. 绿色金融对经济高质量发展的影响[J]. 中南财经政法大学学报, 2023, 2(2): 56-70.
- [9] 王晶晶, 江三良, 焦勇. 环境规制、技术进步偏向与产业结构升级[J]. 统计与决策, 2022, 38(12): 49-54.
- [10] 冯锐. 金融集聚、绿色技术创新和绿色经济效率[J]. 经济经纬, 2022, 39(4): 150-160.
- [11] 张建鹏, 陈诗一. 金融发展、环境规制与经济绿色转型[J]. 财经研究, 2021, 47(11): 78-93.
- [12] 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.
- [13] 孟维福, 刘婧涵. 绿色金融促进经济高质量发展的效应与异质性分析——基于技术创新与产业结构升级视角[J]. 经济纵横, 2023(7): 100-110.
- [14] 胡文涛, 孙俊娜, 陈亮. 绿色金融、产业结构生态化与地区绿色发展[J]. 当代经济管理, 2023, 45(5): 88-96.
- [15] 李滢, 周韩梅. 绿色金融发展对产业结构转型升级的空间效应及异质性研究——基于空间杜宾模型的解释[J]. 西南大学学报(自然科学版), 2023, 45(3): 164-171.
- [16] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.