

绿色金融与区域经济高质量发展：基于IPO企业数量的中介效应

戈园婧，陆诗艺

上海理工大学管理学院，上海

收稿日期：2023年10月20日；录用日期：2023年12月22日；发布日期：2023年12月29日

摘要

本文分析了绿色金融对区域经济高质量发展的影响，构建了评估绿色金融发展水平和区域经济高质量发展的指标体系，引入了企业IPO数量作为中介变量，考察了企业IPO数量在绿色金融与区域经济高质量发展关系中的中介效应。研究采用了中国2008~2020年30个省份的面板数据，运用熵权法和主成分分析法，结合双向固定效应模型和中介效应模型，探究了绿色金融对区域经济高质量发展的影响。研究发现：1) 绿色金融对整体区域经济呈现正向推动作用，为实现高质量发展提供了有力支持；2) 机制分析进一步表明，绿色金融可以通过引导企业IPO从而促进区域经济高质量发展；3) 绿色金融对经济高质量发展的作用存在异质性，对东部地区具有显著的促进作用，对中部地区呈显著负作用，对西部地区呈负作用，但并不显著。最后得出研究结论，提出对绿色金融发展的相关政策建议。

关键词

区域经济高质量发展，绿色金融，双向固定效应模型，IPO，中介效应

Green Finance and High-Quality Development of Regional Economy: Based on the Intermediary Effect of Enterprise IPO

Yuanjing Ge, Shiyi Lu

Business School of University of Shanghai for Science and Technology, Shanghai

Received: Oct. 20th, 2023; accepted: Dec. 22nd, 2023; published: Dec. 29th, 2023

Abstract

This article analyzes the impact of green finance on the high-quality development of regional

economy, and constructs an indicator system to evaluate the level of green finance development and the high-quality development of regional economy. The study introduced the number of enterprise IPOs as a mediating variable and analyzed the mediating role of the number of enterprise IPOs in the relationship between green financing and the high-quality development of the regional economy. The study employs the entropy weight approach and principal component analysis with panel data from 30 Chinese provinces between 2008 and 2020, and examines the influence of green finance on the high-quality growth of the regional economy in China using a fixed-effects model and a mediation-effect model. The findings are as follows: 1) green finance plays a positive role in promoting the overall regional economy and provides strong support for achieving high-quality development; 2) the mechanism test further demonstrates that green finance can encourage the high-quality development of regional economies by assisting businesses in going public through initial public offerings; 3) the impact of green finance on high-quality economic development varies across regions, with a positive and significant effect in the eastern region, an insignificant effect in the central region, and a negative effect in the western region. Finally, based on these findings, we suggest some policy recommendations to promote the development of green finance.

Keywords

High-Quality Development of Regional Economy, Green Finance, Two-Way Fixed Effect Model, IPO, Mediating Effect

Copyright © 2023 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

随着改革开放政策的全面实施,中国经济在过去四十年中取得了快速发展,表现出令人瞩目的强劲势头,社会繁荣,人民生活水平和品质大幅提升。然而,经济社会的迅速发展也带来了一系列亟需解决的难题,包括结构失衡、创新不足、环境恶化和经济发展不平衡等。这些问题严重阻碍了社会和谐稳定以及国家长治久安。为了解决这些问题,党中央深刻把握和准确理解中国经济社会发展的阶段和规律,以习近平总书记为核心做出了关键决策,确立了我国经济发展走向新常态的重要判断。经济的高质量发展不仅是符合当前经济发展规律的目标,也是经济健康发展的要求。党的十九大明确了经济高质量发展的宏伟目标,并积极践行新发展理念。为实现这一目标,需要推动传统产业向新兴绿色产业转型,重视绿色发展,从而提升整体经济质量水平。

在此背景下,本文在研究绿色金融对区域经济高质量发展影响的基础上,深入探讨其影响机制,分析了IPO企业数量在绿色金融与区域经济高质量发展之间的中介效应。已有的文献较多关注产业结构转型升级、引导投资向绿色业态发展、优化区域经济结构等的作用机理主推经济高质量发展(王志强等,2020;徐胜等,2018;苏任刚等,2019) [1] [2] [3],鲜有学者基于IPO企业数量的中介效应视角进行探索。无论是有关企业IPO与区域经济增长相关的理论层面的研究还是实证层面的研究,都表明上市公司可以通过积累资本和配置资源来提高创新能力、内生积累、市场竞争力和社会影响力,从而刺激区域经济高质量发展(余红伟等,2020) [4]。因此,绿色金融很有可能通过影响IPO企业数量的方式进而影响区域经济高质量发展。

综上所述,区域经济高质量发展和绿色金融发展已成为当前我国经济发展的重要目标,而其具体的

影响机制有待进一步探索。为此, 本文引入 IPO 企业数量作为中介变量, 利用 2008 年~2020 年全国 30 个省份的面板数据来实证考察绿色金融对区域经济高质量发展的影响及其影响机制。首先, 分别构建区域经济高质量发展和绿色金融的指标体系, 回归分析两者影响, 同时按地区进行样本划分, 以探讨地区异质性的影响。其次, 将 IPO 企业数量作为绿色金融影响区域经济高质量发展的中介渠道, 探究区域经济高质量发展的途径。最后, 使用替换解释变量和滞后期的方法, 来确保全样本与区域样本结论的稳健性。

本研究可能的边际贡献在于: 1) 本文利用新增 IPO 企业数量这一中介变量, 探讨其在绿色金融对于区域经济高质量发展之间是否具有中介效应, 为绿色金融推动中国经济可持续发展、助推企业上市、助力中国实现双碳目标提供一定的理论依据。2) 本文通过构建绿色金融与区域经济高质量发展指标体系并进行实证研究, 改善了以往文献着重于研究经济增长或绿色金融中单一角度的局限性, 丰富了绿色金融与区域经济高质量发展的研究成果。3) 本文考察了绿色金融对区域经济高质量发展的效果, 探索绿色金融对不同区域的经济高质量发展的影响, 为引导不同区域提供灵活的金融支持和创新的金融工具, 为促进区域经济的高质量发展提供了有益的启示。

2. 文献综述与研究假设

2.1. 绿色金融与经济高质量发展相关研究

绿色金融的研究始于 20 世纪六七十年代, 工业化进程的迅猛推进导致环境气候问题日趋严峻, 面对这一挑战, 各国学者开始深入探索如何平衡经济发展与生态保护间的关系, 逐渐形成了绿色金融这一领域。长期以来, 各国学者对于绿色金融的界定缺乏一致定论, 主要原因是绿色金融与环境金融、可持续金融等众多概念间存在着概念范畴的交叉, 容易混淆。从国外已有文献来看, 最初, 学者认为绿色金融表现为环境金融, 是指能够有效连接环境与金融, 兼顾环境保护与经济增长两个目标(Salazar, 1998) [5]。Cowan (1999) [6]通过对环境财政情况进行举例说明, 认为绿色金融是金融与可持续发展模式结合的产物, 证明环境经济学能够改善环境财政情况, 以此分析环境金融概念。Labatt S (2002) [7]研究得出绿色金融在改善环境质量、降低环境风险方面发挥着作用。

相较于国外上世纪末就开始的绿色金融研究, 我国绿色金融起步较西方晚, 发展年限较短, 研究成果和领域相对较少。韩立岩等(2017) [8]的研究结果表明, 绿色企业在获得超额利润方面具有一定的优势。通过将绿色因子与 Fama-French 三因素模型进行整合, 发现绿色企业相比其他企业, 能够获得更高的超额利润, 即存在绿色激励效应。王馨等(2021) [9]采用双重差分法检验了《绿色信贷指引》实施前后, 绿色信贷限制行业与非绿色信贷限制行业的绿色创新表现, 结果表明在绿色信贷限制的行业中, 绿色创新表现更加活跃。李毓等(2020) [10]基于中国省级面板数据, 分析绿色信贷对中国产业结构升级的影响, 研究发现绿色信贷对整体产业结构升级具有显著的正向促进作用, 并在地区和产业呈现明显的异质性。

高质量发展一词是我国根据自身国情提出的, 旨在推动经济的转型升级、提高环境可持续性和加强社会发展。随着我国经济的快速增长和社会进步, 人们对经济增长质量和可持续性的关注也日益增加。高质量发展强调经济增长的质量而非简单的速度, 这意味着在追求经济总量增长的同时, 更注重经济结构的优化升级, 推动创新驱动发展、绿色发展和高端制造业的发展, 从而实现经济高质量发展。

在经济高质量发展提出后, 国内外相关研究寥寥无几, 直到 2021 年, 习近平总书记强调高质量发展的重要性后, 国内对经济高质量发展的研究才逐渐增多, 研究人员开始探究影响经济高质量发展的因素。范庆泉等学者(2020) [11]在其研究中指出, 产业结构升级和经济高质量发展之间的关系是非线性的。陈冲等(2019) [12]基于全国省级面板数据检验了消费结构升级对经济高质量发展的具体影响, 发现随着消费结构优化, 一定程度上能够催生经济的高质量发展, 其中也不乏门槛效应的存在。上官绪明等人(2020) [13]

进行了一项关于科技创新和环境规制对经济发展质量影响的研究。他们运用了空间 Durbin 模型和工具变量法, 发现科技创新和环境规制对经济发展质量具有显著的提升效应, 同时, 研究还揭示了这两者在促进经济高质量发展时的协同效应。

2.2. 绿色金融影响区域经济高质量发展的相关研究

一直以来, 绿色金融在经济高质量发展中扮演着关键角色。绿色金融对于推动可持续发展、保护环境和促进经济的协调增长具有重要意义。因此, 相关学者进行了广泛的研究, 以深入探讨绿色金融对经济的影响及其在实现经济高质量发展中的作用。McKinnon (1973) [14]的研究结论证实金融能够促进经济的发展, 这一重要结果将众多学者吸引到金融与经济发展的研究中。Demetriades 等(1996) [15]通过构建模型, 分析得出金融与经济增长间互为因果。Everett 等(2010) [16]以英国经济走出低迷为背景, 探究经济增长与环境的联系, 结论认为环境政策具有确保自然资产以可持续的速度有效消费的作用, 对经济增长有促进作用, 同时环境政策可以帮助企业实现资源节约并改进生产过程。麦均洪等(2015) [17]通过对商业银行发布调查问卷获取数据, 用联合分析方法探究了商业银行绿色金融的影响因素, 认为绿色金融的正外部性可以对经济产生积极影响。王海全等(2017) [18]为建立新的内生增长模型, 在 Romer 增长模型基础上增加环境污染函数以及绿色金融对研发的贡献函数等相关变量, 并进行实证研究, 得出绿色金融发展促进经济增长的结论。傅亚平等(2020) [19]利用 31 个省份的面板数据通过线性回归和面板门槛模型分析绿色金融对经济增长的作用, 得出绿色金融能够对经济增长起促进作用, 但不同区域影响不同, 且对经济增长的影响存在门槛效应。

综上所述, 绿色金融发展总体上能够促进区域经济高质量发展, 并且可以通过资本聚集、投资导向、信息传递和要素整合等途径推动经济实现高质量发展。依据上述分析, 我们提出以下假设:

H1: 绿色金融发展总体上能够促进区域经济高质量发展。

绿色金融的发展离不开政府的大力扶持与资金支持, 国家和各地政府相继发布发展绿色金融、支持绿色行业企业 IPO 的相关文件, 比如国务院印发的《关于加快建立健全绿色低碳循环发展经济体系的指导意见》提出大力发展绿色金融, 支持符合条件的绿色产业上市; 江苏省政府在《江苏省政府推进绿色产业发展的意见》中提到开展绿色技术创新企业培育行动; 国家节能环保相关部委明确提出了《节能减排综合性任务方案》《特别用能单位节能管理方法》等相关文件, 不仅为绿色企业带来了商机, 同时提高了其上市融资环节的竞争力, 进而使得绿色行业 IPO 企业的数量增加。加之政府对绿色金融的重视与扶持必将刺激企业进行绿色创新, 使得企业更容易获得上市资格。与政府的扶持相辅相成的是资本市场的支持。资本市场为绿色产业公司提供了融资机会, 使得这些企业能够更好地进行扩张和发展。多样化的上市渠道、完善的交易规则和投资者保护机制等, 为绿色企业的发展提供坚实的基础。整体而言, 绿色金融的蓬勃发展既得益于政府的扶持与引导, 也受益于资本市场的支持, 这些因素共同促进了企业 IPO 数量的增加。

区域经济发展与政府、企业和个人的参与是紧密关联的, 企业的发展对一个地区的经济增长有很大的贡献。根据托宾 Q 理论, 上市公司数量不断增加, 使得公司的投资需求大大增加, 从而使总需求上升, 政策促进和发展战略可能会使上市公司的资金很大一部分被用于公司所在地的投资, 进一步对当地经济产生正向影响。这种投资的回流也可以为当地的经济提供支持和推动, 为区域经济的增长注入动力。而公司上市带来的股东财富水平增长则能够刺激股东消费需求的提高, 使得至少有一部分是用于当地的消费, 反哺当地经济增长。总而言之, IPO 企业数量的增加, 为当地经济发展注入更多的资金和动力, 其发展对提升区域经济发展质量具有基础性和决定性作用(杜坤伦, 2006) [20]。综上所述, 绿色金融在增加 IPO 企业数量方面发挥着重要作用, 而上市公司又能对区域经济实现高质量发展做出贡献。因此, 研

究绿色金融与区域经济高质量发展之间的关系是否经由上市公司产生影响具有一定的学术意义。为探究 IPO 企业增加数是否能够充当绿色金融与区域经济高质量发展之间的桥梁, 本文将 IPO 企业增加数作为中介变量来考察绿色金融与区域经济高质量发展之间的中介效应。依据上述分析, 我们提出以下假设:

H2: 绿色金融能够通过引导公司上市, 增加 IPO 企业数量, 进而促进区域经济高质量发展。

近年来, 中国绿色金融发展水平虽整体呈现不断提高态势, 但也呈现出绿色金融发展水平的区域不平衡性的问题。张莉莉、肖黎明等(2018) [21]从微观企业主体出发, 选取了绿色上市公司的相应数据并利用客观的指标赋权方法测算了绿色金融的整体发展水平, 研究发现我国总体绿色金融水平仍较低。李毓等(2022) [10]认为各地区、行业的绿色金融政策力度存在差异, 不同区域在环境法律、生态状况和经济发展目标上的不同, 也造成了不同区域在绿色金融的发展程度上的不同。现实来看, 在东部沿海地区, 由于其相对较早的经济发展和更高的金融资本集聚, 绿色金融的发展较为成熟, 而在中西部地区和西南地区, 绿色金融的发展相对滞后。尽管绿色金融政策早已经出台, 但仍有一些地区没有取得绿色金融政策实施的成果, 而导致存在很大的地区差异(陈伟光等, 2011) [22]。

此外, 不同绿色金融产品的发展水平也存在区域差异。钱水土等(2019) [23]考虑到我国区域发展存在差异和不平衡, 将绿色信贷对产业结构优化的影响效果做了实证分析, 研究表明中部地区和西部地区发展绿色信贷对产业结构优化效果不明显甚至没有, 而东部地区则相反。东部沿海地区作为众多金融政策的试验田, 绿色金融的发展蒸蒸日上, 因此企业能够自主选择其偏好的方式进行融资。而发展相对滞后的中、西部地区, 企业多通过单一的绿色信贷工具, 以间接融资方式获得资金。由于绿色金融发展水平具有区域异质性, 各地区引导企业 IPO 进而促进本地区经济高质量发展的作用也存在差异, 故我们提出以下假设:

H3: 绿色金融对区域经济高质量发展的中介效应存在区域异质性。

3. 研究设计

3.1. 数据选择及预处理

3.1.1. 研究对象选择

本文研究了绿色金融对区域经济高质量发展的影响。首先在省区尺度上对整体经济高质量发展进行了评估。其次采用地带尺度的三分法, 将中国划分为东部、中部和西部三个区域, 以测量各个区域的经济高质量发展水平。由于香港、澳门自治区、台湾省和西藏自治区的相关数据严重缺失, 故本文仅采用中国大陆主要 30 个省份作为研究对象。

3.1.2. 样本选择及数据预处理

由于 2008 年以前我国缺乏标准化的数据统计口径对绿色金融信息进行披露, 而 2008 年后数据披露开始标准化, 但 2021、2022 年的部分地区的绿色金融相关数据经过调整未披露或有缺失, 可能会影响最终结果, 因此基于数据可得性, 本文的样本期为 2008~2020 年。数据来源为国家统计局、各省统计年鉴、《中国科技统计年鉴》《中国统计年鉴》、Wind 数据库等。对于缺失数据采用插值法补充, 并对所有样本进行 1%缩尾, 以免极端值结论的准确性产生影响。

3.2. 变量和模型构建

3.2.1. 区域经济高质量发展指标体系构建

由上文对经济高质量发展的概念界定, 依据科学、客观、可比以及数据可得性的原则, 选择涵盖五个主要框架的 35 个指标选为衡量区域经济发展质量的指标体系。具体见表 1 所示。

Table 1. Index system of high quality development level of regional economy**表 1.** 区域经济高质量发展水平指标体系

目标体系	一级指标	二级指标	代理变量	属性	
区域经济高质量发展 (ECO)	创新性(0.742)	创新动力(0.518)	R&D 人员数/全部从业人员数	+	
			R&D 经费支出/GDP	+	
			科技支出占财政比	+	
			人力资本素质	+	
		创新产出(0.125)	人均专利授权量(项/万人)	+	
			技术市场成交额/GDP	+	
		效率提升(0.099)	GDP/固定资产投资额	GDP/全部从业人员数	+
				人均粮食产量	+
				金融业增加值/GDP	+
			城乡协调(0.023)	城乡收入比	-
	城乡消费水平比			-	
	区域协调(0.017)			地区人均 GDP/全国人均 GDP	+
		协调性(0.088)	非农产业就业人数/总就业人数	+	
			产业结构协调 (0.048)	第一产业比较劳动生产率	+
				第二产业比较劳动生产率	+
	第三产业比较劳动生产率	+			
	可持续性(0.12)	稳定发展(0.086)	地区 GDP 增速	+	
			工业生产者出场指数	-	
			居民消费价格指数	-	
		绿色发展(0.034)	城镇登记失业率	-	
森林覆盖率			+		
开放性(0.026)	利用外资(0.003)	建成区绿化覆盖率	+		
		环保指出占财政比	+		
	对外贸易(0.023)	单位 GDP 废气排放	-		
		实际利用外资占 GDP 比重	+		
		进出口总额占 GDP 比重	+		

Continued

共享性(0.024)	收入分配(0.006)	平均在岗职工工资	+
		社会保障和就业支出占财政比	+
	卫生健康(0.013)	单位人口医疗卫生机构床位数	+
		死亡率	-
	教育支持(0.003)	教育经费支出占财政比	+
	休闲福利(0.002)	文化旅游体育与传媒支出占财政比	+
		人均公共图书馆总藏量	+

对于指标体系的测算, 我们使用熵权法。熵权法是一种用于多指标综合评价的方法, 通过计算指标之间的差异性和权重, 来确定各指标对评价结果的贡献程度, 可以最大限度排除主观因素对区域经济高质量发展水平测度的影响。因此, 本文采用熵权法对区域经济高质量发展水平进行赋分。

首先进行标准化处理, 对所有正向、逆向指标分别做标准化处理, 其次用熵权法确定指标权重, 最后计算区域经济高质量发展水平的综合评价函数, 最终得分 ECO_t 越高, 说明区域经济高质量发展水平越高, ECO_t 的计算公式如下所示:

$$ECO_t = \sum^{j=k} W_j \times V_j(it)$$

其中, W_j 是第 j 项指标的权重, $V_j(it)$ 代表标准化处理的指标, k 是指标个数, i, t 分别表示省份和年份。

3.2.2. 绿色金融指标体系构建

鉴于绿色金融发展还没有全面、系统的评估, 故本文参考史代敏等(2022) [24]的构建方法, 从信贷、投资、证券和保险四个方面选择了五个指标。利用熵权法, 测度我国 30 省的绿色金融发展指数, 指标体系及权重如表 2 所示。最终得分越高, 绿色金融水平越高。参照区域经济高质量水平的计算公式, 绿色金融指标测算公式如下所示:

$$GF_t = \sum^{j=k} W_j \times V_j(it)$$

Table 2. Construction of green finance development index system

表 2. 绿色金融发展指标体系构建

目标体系	一级指标	二级指标	属性
绿色金融发展指数(GF)	绿色信贷(0.07)	高耗能产业贷款余额/区域工业产业利息支出	-
	绿色证券(0.53)	环保企业 A 股市值/上市企业 A 股总市值	+
	绿色投资(0.35)	节能环保财政支出/财政支出总额	+
		治理环境污染投资额/GDP	+
	绿色保险(0.05)	农业保险收入/财产保险收入	+

3.2.3. 变量说明

被解释变量: 区域经济高质量发展水平(ECO)。以上文计算得出的区域经济高质量发展水平得分作为被解释变量。

核心解释变量：绿色金融发展指数(GF)。前文构建了绿色金融指标体系，某省最终得分越高，代表该省绿色金融发展水平越高。对于数据可得性较差的如环境污染责任保险，本文借鉴李晓西等(2014) [25]的研究，用农业保险相关数据进行替换起步较晚而无权威数据的环境污染责任保险的数据。

控制变量：为使模型更加符合经济规律，参照韩振科(2020) [26]及张栢和胡艳(2021) [27]的研究，主要选取城镇化率、政府干预、经济增长、工业化程度、人力资本为控制变量。主要变量的变量类型、含义、代码等如下表 3 所示。

Table 3. Main variables

表 3. 主要变量表

变量类型	变量代码	变量名称	取值
被解释变量	ECO	区域经济高质量发展	熵权法赋分
解释变量	GF	绿色金融发展指数	熵权法赋分
中介变量	IPO	新增上市公司数量	$IPO_t - IPO_{t-1}$
控制变量	IND	工业化程度	工业增加值/GDP
	HUM	人力资本	在校大学生数/总人数
	GOV	政府干预	财政支出/GDP
	UR	城镇化率	城镇人口/总人口
	lnPGDP	经济增长	人均 GDP 取对数

3.2.4. 模型构建

本文以 ECO 为被解释变量，以 GF 为核心解释变量，利用 2008~2020 年我国 30 个省份的面板数据进行实证检验。构建的回归模型如下：

$$ECO_{it} = \beta_0 + \beta_1 GF_{it} + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it}$$

式中 i 、 t 分别表示省份和年份； ECO_{it} 表示区域经济高质量发展水平； GF_{it} 表示绿色金融发展指数； X_{it} 为控制变量； ε_{it} 为随机扰动项。

4. 实证分析

4.1. 描述性统计

表 4 列示了主要变量的描述性统计结果：全样本区域经济高质量发展的均值为 0.123，大于中位数 0.107，说明区域经济高质量发展的整体水平较高；绿色金融发展指数中位数为小于均值，且标准差为 0.131，意味着不同省份、时间下的经济高质量发展与绿色金融发展存在差异性。进一步地，表 5 报告了中国中部、东部、西部各变量的情况，可知无论是区域经济高质量发展水平还是绿色金融发展水平，都是东部最高，中部次之，西部最低。

4.2. 相关性分析

各变量的相关系数如表 6 所示，区域经济高质量发展水平与绿色金融发展指数的相关系数为 0.125，新增 IPO 企业数与区域经济高质量发展水平的相关系数为 0.502，且均显著，初步判断上述变量两两之间有一定的关系。多重共线性检验结果得出，各变量的方差膨胀因子均小于 2，说明不存在严重的多重共线性问题。

Table 4. Descriptive statistics of major variables
表 4. 主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
ECO	390	0.123	0.107	0.0545	0.0574	0.340
GF	390	0.231	0.184	0.131	0.0661	0.569
IPO	390	6.844	2	12.83	0	99
GOV	390	0.253	0.230	0.110	0.104	0.717
UR	390	0.546	0.544	0.159	0.0491	0.898
IND	390	0.350	0.358	0.0836	0.118	0.542
lnPGDP	390	10.57	10.618	0.660	7.975	11.94
HUM	390	0.0187	0.019	0.00654	0.00136	0.0378

Table 5. Descriptive statistics of regional variables
表 5. 分地区变量的描述性统计

变量	中部			东部			西部		
	样本数	均值	标准差	样本数	均值	标准差	样本数	均值	标准差
ECO	104	0.106	0.0254	143	0.165	0.0652	143	0.0930	0.0226
GF	104	0.218	0.122	143	0.257	0.123	143	0.215	0.143
IPO	104	3.221	3.904	143	14.64	18.34	143	1.678	2.336
GOV	104	0.231	0.0600	143	0.187	0.0636	143	0.336	0.123
UR	104	0.532	0.0747	143	0.662	0.134	143	0.440	0.149
IND	104	0.380	0.0714	143	0.348	0.108	143	0.330	0.0527
lnPGDP	104	10.46	0.381	143	10.82	0.882	143	10.39	0.457
HUM	104	0.0205	0.00395	143	0.0211	0.00608	143	0.0150	0.00681

Table 6. Correlation coefficient table
表 6. 相关系数表

	ECO	GF	IPO	GOV	UR	lnPGDP	IND	HUM
ECO	1							
GF	0.125**	1						
IPO	0.502***	0.0300	1					
GOV	-0.304***	-0.243***	-0.380***	1				
UR	0.794***	0.226***	0.345***	-0.307***	1			
lnPGDP	0.565***	-0.0440	0.116**	-0.0780	0.486***	1		
IND	-0.303***	0.293***	0.0550	-0.415***	-0.187***	-0.316***	1	
HUM	0.573***	0.421***	0.087*	-0.340***	0.771***	0.358***	-0.118**	1

4.3. 回归结果与异质性分析

4.3.1. 模型的选择

本文比较了混合回归、随机效应、固定效应估计模型的结果来确定最终模型的使用。结果如表 7 显示, 面板回归的 F 检验结果在 1% 的显著水平上呈现出显著性, 这表明模型中存在个体随机效应。为了进一步验证, 进行了 Hausman 检验, 结果在 5% 的显著水平下拒绝了原假设, 说明固定效应模型更适用于参数估计。在固定效应模型的基础上, 考虑到了时间的影响, 对比了包含时间虚拟变量的模型和不包含时间虚拟变量的模型, 结果显示加入时间虚拟变量固定效应模型的 R^2 更高, 模型拟合更优, 进一步说明模型存在时间效应。综上, 最终选择加入时间效应的双向固定效应模型来对参数进行估计。

Table 7. Model selection

表 7. 模型选择

	OLS		RE		FE	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	ECO	ECO	ECO	ECO	ECO	ECO
GF	0.025*	0.029**	0.038**	0.049***	0.034*	0.042**
	(1.86)	(2.08)	(2.32)	(3.02)	(1.90)	(2.51)
Constant	-0.078**	-0.061*	-0.323***	-0.197***	-0.372***	-0.152*
	(-2.50)	(-1.87)	(-9.01)	(-2.95)	(-9.98)	(-1.77)
Control	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	390	390	390	390	390	390
R-squared	0.717	0.726			0.729	0.791
r2_a	0.713	0.713			0.702	0.762
F test					158.6***	71.81***
					(0.00)	(0.00)
Company FE			YES	YES	YES	YES
Year FE	NO	YES	NO	YES	NO	YES
Hausman 检验					13.02**	18.51***
					(0.02)	(0.00)

4.3.2. 全样本估计结果

表 8 报告了绿色金融对区域经济高质量发展的逐步回归结果。基本方程和扩展方程的结果显示绿色金融对区域经济高质量发展均有正向影响, 且都至少在 5% 的水平下显著。这意味着绿色金融的发展可以促进区域经济的高质量发展, 有助于提升区域经济的质量和效益。此外, 各控制变量的表现也符合预期, 逐步加入后原方程 R^2 明显提高, 结果解释也合理, 这表明控制变量显著地增强了约束回归的解释力。

Table 8. Basic regression result
表 8. 基本回归结果

变量	基本方程			扩展方程		
	ECO	ECO	ECO	ECO	ECO	ECO
GF	0.039** (2.27)	0.041** (2.39)	0.041** (2.39)	0.047*** (2.73)	0.044** (2.55)	0.042** (2.51)
GOV		-0.083*** (-3.36)	-0.083*** (-3.34)	-0.062** (-2.41)	-0.054** (-2.05)	-0.047* (-1.84)
UR			0.005 (0.19)	-0.010 (-0.36)	0.003 (0.10)	0.025 (0.90)
lnPGDP				0.022*** (2.65)	0.014 (1.59)	0.024** (2.59)
IND					0.058* (1.92)	0.040 (1.33)
HUM						1.351*** (3.70)
常数项	0.083*** (18.02)	0.099*** (15.07)	0.097*** (6.45)	-0.117 (-1.43)	-0.074 (-0.87)	-0.152* (-1.77)
观测值	390	390	390	390	390	390
R ²	0.768	0.776	0.776	0.780	0.782	0.791
观测城市数量	30	30	30	30	30	30
修正 R ²	0.740	0.748	0.747	0.751	0.753	0.762

4.3.3. 分地区估计结果

我国绿色金融发展水平具有明显的异质性，对区域经济高质量发展的影响可能也存在差异。因此，对东部、中部和西部地区进行进一步分析。回归结果如表 9 所示。在东部地区，绿色金融能够显著促进该地区的经济高质量发展；而在中部地区，绿色金融发展反而会显著的抑制经济高质量发展；在西部地区，绿色金融发展同样对该区域经济高质量发展起抑制作用，但并未通过显著性检验。究其原因，可以归源于我国绿色金融发展初期水平较低，后逐渐发展到一定程度，其对区域经济高质量发展由原先的抑制转为促进作用，而地区发展差异又导致地区绿色金融发展步伐不一致，进而产生明显的异质性。

Table 9. Results of regional regression
表 9. 分地区回归结果

样本组别	东部	中部	西部
变量	ECO	ECO	ECO
GF	0.090** (2.16)	-0.067*** (-3.91)	-0.018 (-1.38)
GOV	-0.061 (-0.61)	-0.004 (-0.10)	-0.069*** (-4.04)
UR	0.051 (0.89)	-0.131*** (-3.35)	0.066** (2.25)
lnPGDP	0.017 (0.69)	0.063*** (5.94)	0.032*** (2.75)
IND	0.194* (1.71)	0.024 (1.41)	-0.002 (-0.07)
HUM	1.850** (1.99)	0.453* (1.99)	1.547*** (2.67)
常数项	-0.126 (-0.55)	-0.466*** (-4.35)	-0.227** (-2.01)
观测值	143	104	143
R ²	0.695	0.979	0.942
观测城市数量	11	8	11
修正 R ²	0.620	0.973	0.928

4.4. 中介效应

4.4.1. 中介效应模型

本文将每年新增的 IPO 企业数量作为中介变量, 参考温忠麟和叶宝娟(2014) [28]的研究方法, 构建了如下所示的中介效应模型进行中介效应检验分析。

$$\begin{aligned} \text{IPO}_{it} &= \beta_0 + \theta_1 \text{GF}_{it} + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \\ \text{ECO}_{it} &= \beta_0 + \omega_1 \text{GF}_{it} + \delta_1 \text{IPO}_{it} + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

4.4.2. 中介效应结果

绿色金融对区域经济高质量发展的中介效应结果如表 10 所示。由于本节只关注于绿色金融的影响机制, 所以只提供了核心解释变量的结果。结果显示, 绿色金融发展的系数为正, 且在 5%显著性水平下显著, 这说明绿色金融发展促进了 IPO 企业数量的提升。第二列中绿色金融对区域经济高质量发展的系数显著为正, IPO 企业增加数的系数也显著为正, 这表明了绿色金融通过引导企业 IPO, 增加 IPO 企业数

量, 进而提升了区域经济高质量发展水平, 发挥了中介作用。从中介效应的表现来看, 由于 θ_1 、 δ_1 和 ω_1 三个系数的估计值均显著, 并且 $\theta_1\delta_1$ 和 ω_1 的符号相同, 故存在部分中介效应。

Table 10. Intermediate effect regression results

表 10. 中介效应回归结果

变量	(1)	(2)
	IPO	ECO
GF	28.374** (2.56)	0.040** (2.32)
IPO		0.00009* (1.70)
控制变量	YES	YES
常数项	-61.892 (-1.10)	-0.146* (-1.69)
观测值	390	390
R ²	0.313	0.792
修正 R ²	0.219	0.762

分地区看, 根据表 11 结果来看, 西部地区绿色金融对区域经济高质量发展的总体效应不显著, 中部地区虽然存在总体效应, 但后续并未通过 bootstrap 检验, 故中部、西部地区的中介效应并不显著。东部地区绿色金融发展的系数和 IPO 企业增加数的系数均为正且显著, 表明绿色金融发展能够增加东部地区 IPO 企业数量, 并进一步促进该地区经济高质量发展。这一发现揭示东部地区的经济体制和市场环境, 以及与绿色金融发展相关的政策措施, 可能促进了绿色金融与区域经济高质量发展之间的积极互动。

Table 11. Regression results of regional mediating effects

表 11. 分地区中介效应回归结果

变量	东部		中部		西部	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	IPO	ECO	IPO	ECO	IPO	ECO
GF	20.987* (1.84)	0.088** (2.10)	3.333 (0.30)	-0.068*** (-3.97)	3.015 (0.75)	-0.019 (-1.45)
IPO		0.00009* (1.66)		0.0002 (1.35)		0.0003 (1.07)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES

Continued

常数项	-310.781**	-0.098	-70.616	-0.450***	-53.193	-0.210*
	(-2.25)	(-0.41)	(-1.00)	(-4.20)	(-1.56)	(-1.83)
观测值	143	143	104	104	143	143
R ²	0.556	0.696	0.576	0.980	0.292	0.943
修正 R ²	0.447	0.617	0.440	0.973	0.118	0.928

4.5. 稳健性检验

4.5.1. 内生性检验

区域经济高质量发展与绿色金融发展可能互为因果, 带来内生性问题, 故本文进行了滞后性检验, 具体公式如下所示, 检验结果如表 12 所示。回归结果表明, 将绿色金融发展水平滞后一期后的结果仍与全样本的区域经济高质量发展水平有显著的正相关关系, 与东部地区经济高质量发展水平也呈显著的正相关, 与中部地区经济高质量发展水平的关系依然显著为负, 与西部地区经济高质量发展仍然为负相关且不显著。其余控制变量的回归系数与显著性与原始几乎一致, 且最终调整后的可决系数与原始调整后的可决系数基本一致, 说明绿色金融发展水平对总体经济高质量发展水平以及区域经济高质量发展水平的影响具有滞后性, 故可认为绿色金融与区域经济高质量发展之间不存在互为因果的内生性问题。

$$ECO_{it} = \beta_0 + \beta_1 GF_{i,t-1} + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Table 12. Lag one stage regression results

表 12. 滞后一期回归结果

变量	ECO			
	全样本	东部	中部	西部
L.GF	0.043**	0.101**	-0.065***	-0.020
	(2.36)	(2.20)	(-3.51)	(-1.48)
GOV	-0.020	-0.122	0.008	-0.083***
	(-0.65)	(-1.13)	(0.17)	(-3.89)
UR	0.050	0.093	-0.145***	0.052
	(1.56)	(1.50)	(-3.25)	(1.63)
lnPGDP	0.038***	0.010	0.062***	0.028**
	(3.54)	(0.41)	(4.88)	(2.21)
IND	0.035	0.246*	0.027	-0.031
	(1.03)	(1.94)	(1.39)	(-1.09)
HUM	2.213***	3.621**	0.654	1.486**
	(3.75)	(2.25)	(1.19)	(2.54)

Continued

常数项	-0.284*** (-2.76)	-0.035 (-0.14)	-0.448*** (-3.44)	-0.167 (-1.32)
观测值	360	132	96	132
R ²	0.769	0.670	0.980	0.940
观测城市数量	30	11	8	11
修正 R ²	0.735	0.584	0.973	0.925

4.5.2. 其他稳健性检验

为了结果的稳健性, 本文采用全局主成分方法对绿色金融发展水平(Green)进行重新测算。结果如表 13 以及表 14 所示, 解释变量的符号和系数均无明显变化, 表明结果稳健。

Table 13. Replace the explanatory variable regression results

表 13. 替换解释变量回归结果

变量	ECO			
	全样本	东部	中部	西部
Green	0.012*** (4.16)	0.015* (1.78)	-0.012*** (-3.77)	-0.005 (-1.52)
GOV	-0.044* (-1.75)	-0.089 (-0.85)	-0.016 (-0.40)	-0.067*** (-3.94)
UR	0.031 (1.11)	0.050 (0.88)	-0.171*** (-4.21)	0.075** (2.60)
lnPGDP	0.024*** (2.63)	0.016 (0.68)	0.070*** (6.09)	0.037*** (3.33)
IND	0.055* (1.84)	0.181 (1.55)	-0.013 (-0.67)	0.003 (0.10)
HUM	1.056*** (2.88)	1.593* (1.66)	0.659*** (2.91)	1.880*** (3.48)
常数项	-0.155* (-1.86)	-0.096 (-0.42)	-0.512*** (-4.55)	-0.282*** (-2.65)
观测值	390	143	104	143
R ²	0.797	0.691	0.979	0.943
观测城市数量	30	11	8	11
修正 R ²	0.769	0.615	0.973	0.929

Table 14. Intermediate effects replace explanatory variable regression results
表 14. 中介效应替换解释变量回归结果

变量	(1)	(2)
	IPO	ECO
Green	12.812*	0.012***
	(1.82)	(4.06)
IPO		0.00001*
		(1.74)
控制变量	是	是
常数项	-43.962	-0.151*
	(-0.78)	(-1.80)
观测值	390	390
R ²	0.304	0.798
修正 R ²	0.209	0.770

5. 结论

本文首先对绿色金融发展水平影响区域经济高质量发展的影响展开系统研究。其次, 根据区域的概念, 将 2008 年~2020 年 30 个省份的面板数据按照区域划分为东部、中部和西部, 采用双向固定效应模型进一步分析了绿色金融发展水平对区域经济高质量发展的影响, 并进一步研讨绿色金融与区域经济高质量发展之间的作用渠道和异质性分析, 最后得出以下结论:

第一, 本文以绿色金融发展水平和区域经济高质量发展为基础, 通过构建综合评价指标体系并采用双向固定效应模型进行分析, 得出我国的绿色金融发展总体上能够区域高质量发展的结论。第二, 通过对绿色金融影响区域经济高质量发展的作用机理的分析, 得出绿色金融可以在宏观层面上通过增加企业 IPO 数量推动绿色经济发展, 从而促进整体区域的经济高质量发展, 并发挥了部分中介效应。而不同区域的 IPO 企业的中介效应存在差异性, 东部地区的上市公司能够发挥中介作用, 中部和西部地区并不存在中介效应。第三, 通过分地区分析和双向固定效应模型分析, 可以发现我国绿色金融对经济高质量发展水平的影响具有区域异质性, 具体来说, 东部地区的绿色金融发展水平和经济高质量发展水平相对较高, 中部地区次之, 西部最低。

基于以上结论, 本文得出以下启示: 第一, 完善绿色金融相关政策, 加强宏观政策的支持力度, 推出更多优惠举措以改善中小型绿色企业融资问题, 加大对大型企业绿色转型的引导作用, 加大政府对中、西部地区公司上市的支持力度, 畅通绿色企业 IPO 的路径。第二, 注重绿色金融与服务创新, 促进绿色经济发展, 积极借鉴国外绿色金融创新发展经验, 结合我国国情进行探索, 为中国实现经济高质量发展提供更多保障。第三, 营造良好绿色金融发展氛围, 提升区域协作发展水平。因地制宜采取适当的财政政策促进绿色发展, 对落后地区应加大财政支出促进各地区均衡发展, 对发达地区应加强财政引导作用激励企业积极转型绿色生产, 为实现区域经济高质量发展提供有力支持。

参考文献

- [1] 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.

- [2] 徐胜, 赵欣欣, 姚双. 绿色信贷对产业结构升级的影响效应分析[J]. 上海财经大学学报, 2018, 20(2): 59-72.
- [3] 苏任刚, 赵湘莲, 程慧. 绿色金融支持绿色产业发展的作用机理、路径分析[J]. 财会月刊, 2019(11): 153-158.
- [4] 余红伟, 王俊苏, 张旭, 等. 科技与金融结合促进了科技型中小企业的高质量发展吗? [J]. 投资研究, 2020, 39(10): 128-151.
- [5] Salazar, J. (1998) Environmental Finance: Linking Two World. Bratislava, Slovakia, 1998.
- [6] Cowan, E. (1998) Topical Issues in Environmental Finance: Plenary Paper. EEPSEA Special Paper/IDRC. Regional Office for Southeast and East Asia, Economy and Environment Program for Southeast Asia.
- [7] Labatt, S. (2002) Environmental Finance: A Guide to Environmental Risk Assessment and Financial Products. *Transplantation*, **66**, 405-414.
- [8] 韩立岩, 蔡立新, 尹力博. 中国证券市场的绿色激励: 一个四因素模型[J]. 金融研究, 2017(1): 145-161.
- [9] 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.
- [10] 李毓, 胡海亚, 李浩. 绿色信贷对中国产业结构升级影响的实证分析——基于中国省级面板数据[J]. 经济问题, 2020(1): 37-43.
- [11] 范庆泉, 储成君, 高佳宁. 环境规制、产业结构升级对经济高质量发展的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(6): 84-94.
- [12] 陈冲, 吴炜聪. 消费结构升级与经济高质量发展: 驱动机理与实证检验[J]. 上海经济研究, 2019(6): 59-71.
- [13] 上官绪明, 葛斌华. 科技创新、环境规制与经济高质量发展——来自中国 278 个地级及以上城市的经验证据[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(6): 95-104.
- [14] Mckinnon, R.I. (1974) Money and Capital in Economic Development. *International Journal*, **29**, 649-651. <https://doi.org/10.2307/40201473>
- [15] Demetriades, P.O. and Hussein, K.A. (1996) Does Financial Development Cause Economic Growth? Time-Series Evidence from 16 Countries. *Journal of Development Economics*, **51**, 387-411.
- [16] Everett, T., Ishwaran, M., Ansaloni, G.P., et al. (2010) Economic Growth and the Environment. *Quarterly Journal of Economics*, **110**, 353-378.
- [17] 麦均洪, 徐枫. 基于联合分析的我国绿色金融影响因素研究[J]. 宏观经济研究, 2015(5): 23-37.
- [18] 王海全, 黄滨, 姚林华. 基于内生增长模型的绿色金融支持绿色经济发展研究[J]. 金融发展评论, 2017(10): 29-47.
- [19] 傅亚平, 彭政钦. 绿色金融发展、研发投入与区域经济增长——基于省级面板门槛模型的实证[J]. 统计与决策, 2020, 36(21): 120-124.
- [20] 杜坤伦. 上市公司培育与区域经济发展[J]. 社会科学研究, 2006(4): 68-70.
- [21] 张莉莉, 肖黎明, 高军峰. 中国绿色金融发展水平与效率的测度及比较——基于 1040 家公众公司的微观数据[J]. 中国科技论坛, 2018(9): 100-112, 120.
- [22] 陈伟光, 胡当. 绿色信贷对产业升级的作用机理与效应分析[J]. 江西财经大学学报, 2011(4): 12-20.
- [23] 钱水土, 王文中, 方海光. 绿色信贷对我国产业结构优化效应的实证分析[J]. 金融理论与实践, 2019(1): 1-8.
- [24] 史代敏, 施晓燕. 绿色金融与经济高质量发展: 机理、特征与实证研究[J]. 统计研究, 2022, 39(1): 31-48.
- [25] 李晓西, 夏光. 中国绿色金融报告 2014[M]. 北京: 中国金融出版社, 2014.
- [26] 韩科振. 绿色金融发展与绿色技术创新效率关系研究——基于空间溢出视角的实证分析[J]. 价格理论与实践, 2020(4): 144-147, 178.
- [27] 张桅, 胡艳. 长三角地区创新型人力资本对绿色全要素生产率的影响——基于空间杜宾模型的实证分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(9): 106-120.
- [28] 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.