

绿色金融对经济高质量发展的影响

李成刚

(1. 贵州财经大学 大数据应用与经济学院, 贵州 贵阳 550025;
2. 贵州财经大学 贵州省大数据统计分析重点实验室, 贵州 贵阳 550025)

摘要: 本文选取 2008—2020 年中国 30 个省(市、区)的省级面板数据, 利用熵值法测算各省(市、区)的绿色金融与经济高质量发展综合指数, 采用面板固定效应模型实证分析了绿色金融对经济高质量发展的激励效应, 构建面板门槛模型实证检验了绿色金融对经济高质量发展的门槛效应。实证结果表明: 各省(市、区)的绿色金融与经济高质量发展综合指数持续增大, 呈现持续向好的发展趋势; 绿色金融显著地促进了经济高质量发展, 具有显著的激励作用; 技术创新对经济高质量发展具有显著的正向调节效应; 绿色金融对经济高质量发展具有非线性影响, 在产业结构升级约束下, 存在单门槛非线性影响; 绿色金融对经济高质量发展的影响具有显著的异质性, 对东部地区的促进作用最大, 对西部地区的促进作用最小。中国应该不断完善绿色金融产品体系, 优化产业结构、促进产业结构升级, 提高技术创新水平、增加绿色工艺生产, 推动经济高质量发展。

关键词: 绿色金融; 经济高质量发展; 产业结构升级; 技术创新; 激励效应; 门槛效应

中图分类号: F830.91 **文献标识码:** A **文章编号:** 1003-5230(2023)02-0065-13

一、引言

近年来, 我国经济总量保持持续较快增长趋势, 但是经济较快增长同时也给我国带来一定的环境压力, 如煤炭的过度开采、钢铁和化工行业的快速发展导致大气污染、水污染、土地污染等问题十分严重。这种发展模式产生的负面影响受到政府和社会各界的广泛关注。“十四五”规划明确提出要积极应对气候变化, 采取更加有力的政策和措施, 锚定努力争取 2060 年前实现碳中和。这既顺应了全球气候治理新趋势, 体现我国面对世界气候变化而做出的贡献, 又彰显我国坚定转变经济发展方式的决心和勇气, 对实现经济高质量发展具有十分重要的意义。习近平总书记在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告也指出, “高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务”“要坚持以推动高质量发展为主题, 把实施扩大内需战略同深化供给侧结构性改革有机结合起来, 增强国内大循环内生动力和可靠性, 提升国际循环质量和水平, 加快建设现代化经济体系”。绿色金融成为推动我国经济发展方式转变和产业结构转型、促进经济高质量发展的重要手段。为了实现这一目标, 同时解决好实现经济高质量发展过程中资金筹措和转型优化等难题, 研究绿色金融对经济高质量发展的影响, 包

收稿日期: 2022-08-24

基金项目: 贵州省哲学社会科学规划重点项目“贵州绿色金融助推经济高质量发展的机制与路径研究”(20GZZD61)

作者简介: 李成刚(1982—), 男, 四川隆昌人, 贵州财经大学大数据应用与经济学院教授。

含激励效应与门槛效应,是亟待解决的问题。

2021年中国人民银行发布的《中国绿色金融发展报告(2020)》指出,绿色金融发展取得新进展,制度安排不断完善,基础实践成效显著;已初步形成支持绿色金融发展的政策体系和市场环境。绿色金融对经济高质量发展是否起到积极的作用?绿色金融对经济高质量发展的影响是否存在区域异质性?绿色金融对经济高质量发展是否具有门槛效应?绿色金融与经济高质量发展之间是否存在非线性影响?产业结构升级和技术创新在绿色金融助推经济高质量发展过程中是否发挥积极作用?准确地回答这一系列问题对我国制定绿色金融支持政策、推动经济高质量发展具有重要的现实意义。

与现有文献相比,本文的边际贡献主要体现在:第一,拓展了绿色金融对经济高质量发展的研究内容。既有文献从绿色金融对经济高质量发展的作用机理^[1]、影响效应^[2]、耦合协调^[3]和路径选择^[4]等方面考察绿色金融对经济高质量发展的影响。本文通过建立面板数据模型,重点关注绿色金融对经济高质量发展的激励效应。第二,为探析绿色金融对经济高质量发展的门槛效应提供了新的视角。现有文献主要从经济创新^[2]、技术创新^[5]和绿色创新^[6]等创新视角剖析了绿色金融对经济高质量发展的门槛效应。而本文将绿色金融、经济高质量发展和产业结构升级放在同一个研究框架中,构建面板门槛模型,从产业结构升级角度实证检验绿色金融对经济高质量发展的门槛效应,为绿色金融影响经济高质量发展的门槛效应分析提供了新的经验证据。

二、文献综述

国外学者深入地探究了金融发展、绿色金融与经济发展之间的关系。金融发展与经济结构密切相关,金融发展能够引导资金进行合理地配置,对资源进行重组,优化经济结构^[7]。特别地,绿色金融可以有效地将环境和经济联系起来,能够在兼顾环境保护的同时实现经济增长^[8]。大银行的绿色金融发展对环境污染治理、资源与能源节约、经济可持续发展具有显著的促进作用^[9]。绿色金融是促进可持续发展、优化环境的一种有效手段,能够降低环境污染带来的风险,有助于降低环境成本^[10]。绿色基金、绿色信贷、绿色债券和绿色保险等绿色金融工具的创新和应用可以有效推动经济发展,促进经济发展活力^[11]。金融机构应该主动建立更加有利于环境保护的金融市场,减少环境压力,促进可持续发展^[12]。此外,通过新的金融工具和新政策,如绿色债券、绿色银行、碳市场工具、财政政策、绿色中央银行等,为绿色项目打开新的大门,能够实现可持续发展目标^[13]。绿色金融政策能够加速生产和消费模式的转型,确保传统经济和绿色经济之间的公平竞争^[14]。绿色金融相关政策和金融科技发展有助于减少二氧化硫排放,并对环境保护投资计划产生积极影响^[15]。

国内学者关于绿色金融与经济高质量发展的研究主要包括以下两个方面:第一,研究绿色金融与经济高质量发展的直接联系。各个国家依据赤道原则来引导绿色金融,推动绿色金融成为经济发展的动力^[16]。绿色金融给绿色发展领域提供资金来源,引导资金流向绿色经济发展领域,直接促进经济向绿色转型^[17]。绿色金融对技术进步和经济发展具有正向影响,通过集聚资本、分配资本、提供信息、风险管理和激励机制等渠道,从供给侧和需求侧两个方面推动经济发展^{[18][19]}。第二,研究绿色金融通过中介传导机制间接对经济高质量发展产生影响。绿色金融可以为企业绿色技术创新提供融资渠道,如绿色股票、绿色债券、绿色保险、绿色基金等绿色金融创新产品在一定程度上缓解了企业融资难,满足绿色技术创新活动的融资需求^[20]。绿色金融对纯技术效率和规模效率的影响不同,能够提高纯技术效率,弥补规模效率造成的损失,有利于提高绿色金融发展效率,进而促进经济高质量发展^[21]。由于外部融资可能会带来一些约束条件,制约管理层决策,所以放松企业外部融资约束能够促进技术创新,降低企业能源消耗强度,有效推动绿色金融发展^[22]。在市场化进程中,绿色投资对经济高质量发展存在显著影响,将绿色投资与市场化进程结合,能够更快推动经济高质量发展^[23]。绿色金融有利于提升绿色产业的融资效率,同时促进产业结构升级重组与产业转型升级,缓解绿色产业发展和资源环境压力,优化生产要素的配置,实现资源节约利用,对经济高质量发展产生积极影响^[24]。绿色金融可以有效促进经济高质量发展,影响路径包括引领绿色技术创新、引导居民绿色消

费和推动产业结构升级等^[25]。

综上,学者们深入探讨了绿色金融对经济发展产生直接和间接影响,研究结论对本文的研究具有借鉴意义。但是,现有研究还存在一些不足:(1)指标单一,缺乏综合考虑。部分文献采用单一指标刻画绿色金融、经济高质量发展,如以绿色信贷指代整个绿色金融,以人均GDP代替经济高质量发展,导致各地区绿色金融与经济高质量发展评价不全面、不客观;(2)由于不同区域的产业结构、技术创新能力各不相同,绿色金融对经济高质量发展的激励效应是否具有异质性,以及绿色金融对经济高质量发展的影响是否存在门槛效应是现有研究尚未考虑的问题。因此,本文选取2008—2020年我国30个省(市、区)的年度数据,构建面板数据模型实证分析绿色金融对经济高质量发展的激励效应及其异质性,建立面板门槛模型检验绿色金融对经济高质量发展的门槛效应和非线性影响。

三、理论分析与研究假设

当前,我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段^[26]。绿色发展是经济高质量发展的应有之义^[27],是经济发展模式向经济高质量发展转型的重要路径^[28]。绿色金融通过绿色投资、绿色证券、绿色保险、绿色债券等金融活动,将社会资金引导投入环保产业、节能产业、可再生能源、清洁交通等绿色产业,引导资金从“三高”领域撤出,降低绿色产业投融资成本,重塑产业、能源和交通运输结构,进而促进经济高质量发展^[29]。绿色金融不仅可以改变企业生产方式,对居民的消费行为、消费习惯也存在重要影响,引导居民消费模式进行绿色转变,促进绿色发展。绿色信贷通过降低贷款利率、提升信贷额度,可以引导居民采购新能源汽车,减少污染排放,也能促进居民对节能环保产品的消费^[30]。居民的绿色消费行为,增加了对环保、绿色产品的消费需求,推动了生产端对这些产品的生产供应,有利于企业雇佣更多的生产人员,同时生产规模扩大化降低了消费品的价格,有助于促进居民对产品的消费,在社会领域形成了一种良性循环,推动经济高质量发展^[31]。绿色金融通过空间相关性能够显著提升经济高质量发展水平,对经济高质量发展具有显著的空间传导作用,有效促进邻近省份经济高质量发展^[32]。基于以上分析,本文提出研究假设1:

H1:绿色金融能够显著地促进经济高质量发展。

技术创新是实现经济高质量发展的关键。绿色金融能够通过降低融资成本、拓宽融资渠道、提升全要素生产率等途径促进技术创新,从而实现经济高质量发展^[33]。技术创新是一个过程,需要企业投入一定的研发资金,特别是对于中小企业而言,获得市场融资是进行技术创新的一个关键渠道。绿色金融通过为绿色企业提供信贷支持、发行绿色债券,缓解企业研发资金压力,推动企业进行技术创新,实现经济的绿色发展和创新发展^[3]。对于高污染、高耗能、高排放企业,绿色金融通过引导资金流出、限制信贷等金融手段倒逼企业进行技术创新,达到节能减排和经济高质量发展的目的^[5]。研发投入水平越高,绿色金融越能够促进创新产出,对经济高质量发展的促进作用也越大^[34]。综上所述,本文提出研究假设2:

H2:技术创新在绿色金融对经济高质量发展的影响中具有调节作用。

经济高质量发展要求生产要素配置更优化、更合理,需要把生产要素投入产出附加值更高的行业和产业中^[35]。相同的要素投入,服务贸易业相比农业、制造业取得更高附加值同时产生更少污染物排放,资本利用效率更高。产业结构转型和升级是绿色金融影响经济高质量发展的重要传导路径^[36]。绿色金融对经济高质量发展的传导效应与产业结构升级水平紧密相关。在产业结构转型初期,绿色金融减少甚至拒绝为污染行业提供信贷支持,压缩其融资规模,促使其转型发展^[37]。同时,绿色金融将资金引导到污染排放少、绿色和高技术行业,弥补其资金短缺,推动地区产业结构升级,促进绿色发展和高效发展^[38]。但是,当产业结构升级到一定水平以后,绿色金融贷款大量持续涌入服务业、高新技术行业,出现过度投资,会导致国民经济发展“脱实向虚”,经济发展容易出现去工业化、空心化的现象,可能会抑制经济高质量发展^[39]。因此,要保持合理的产业结构,引导绿色金融资本有序流动,推动各产业协同发展,驱动经济高质量发展。综上所述,我们提出研究假设3:

H3:产业结构升级具有门槛效应,绿色金融对经济高质量发展的促进效应边际递减。

四、研究设计

(一)变量选取

1.被解释变量。本文的被解释变量为经济高质量发展(HQD)。部分学者对经济高质量发展进行了测算。陈晓雪和时大红以“五大发展理念”为指导,从创新、绿色、协调等维度对我国经济高质量发展进行了测算^[40]。李光龙和范贤贤从经济增长动能、经济增长结构和经济增长成果三个方面衡量经济高质量发展^[41]。曾艺等在动能转换、结构升级、增长效率、节能减排、成果分享五个指标的基础上,构建中国城市经济增长质量测度指标体系^[42]。参考以上经典文献,本文选取经济增长动能、经济增长结构和经济增长成果作为度量经济高质量发展的一级指标,在一级指标下面选取科技发展、人力资本等8个二级指标和19个三级指标对经济高质量发展进行全面刻画,具体的指标体系如表1所示。

表1 经济高质量发展指标体系

一级指标	二级指标	三级指标(定义)
经济增长动能	科技发展	高新技术企业数量 技术市场交易额
	人力资本	教育支出占财政支出的比重 高技术产业就业人员占就业人员比重 高等教育人数占总人口的比重
经济增长结构	产业结构	第二产业占GDP的比重 第三产业占GDP的比重
	城乡居民消费结构	城乡居民人均消费水平的比重
	金融结构	金融机构存款余额占GDP的比重 金融机构贷款余额占GDP的比重
经济增长成果	国际贸易结构	进出口额占GDP的比重
	资源与环境	工业污染治理完成支出 生活垃圾清运量 治理废水支出
		建成区绿化覆盖率 人均公园绿地面积
		老年抚养比(负担老年系数) 每万人拥有公共汽车 医院数(百个)
公共设施建设		

2.核心解释变量。本文参考李晓西和夏光^[43]、文书洋等^[44]、易福金等^[45]的研究,从绿色信贷、绿色证券、绿色投资、绿色保险四个方面建立绿色金融指标体系,构建绿色金融指数,测算绿色金融发展水平。采用高耗能行业企业利息支出占比衡量绿色信贷,其中,高耗能行业为石油加工炼焦及核燃料加工业、化学原料及化学制品制造业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业、电力热力的生产和供应业。以高耗能行业市值占比衡量绿色证券,以节能环保支出占比衡量绿色投资。由于环境责任险于2013年在我国开始实行,考虑到研究的时间范围,本文选取农业保险规模占比和农业保险赔付率两个变量衡量绿色保险,具体的指标选取与指标定义如表2所示。

表2 绿色金融指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标定义
绿色金融	绿色信贷	高耗能企业利息支出占比	规模以上高耗能企业利息支出/规模以上工业企业利息支出
	绿色证券	高耗能行业市值占比	高耗能行业企业A股市值/A股总市值
	绿色投资	节能环保支出占比	节能环保财政支出/财政支出总额
	绿色保险	农村保险规模占比	农村保险收入/财产险收入
		农村保险赔付率	农村保险支出/农业保险收入

3.控制变量。经济高质量发展不仅受到绿色金融发展的影响,也受到另外一些宏观经济变量的影响。因此,本文选取如下宏观经济变量作为控制变量:城镇化率、政府干预、工业化发展水平。其中,采用城镇人数占总人数比重刻画城镇化水平;采用财政支出占GDP的比重表示政府干预;采用规模以上工业企业数表示工业化发展水平。

4.调节变量。技术创新是促进经济发展的重要推动力,也是制约经济高质量发展的关键因素。因此,本文从技术创新的投入角度出发,以工业R&D项目经费支出占工业增加值比重取对数来衡量。

5.门槛变量。产业结构反映地区经济金融发展水平与增长潜力,第二产业与第三产业的发展决定了该地区的经济高质量发展强度,也是制约经济高质量发展的关键因素。借鉴周国富和陈茵彬^[46]的研究,本文以第三产业与第二产业的比重来衡量产业结构升级。

(二)实证模型与方法

1.熵值法。本文采用熵值法测算绿色金融和经济高质量发展的水平。该方法利用各评价指标值之间的差异程度刻画指标的重要程度,在一定程度上避免了人为因素造成的偏差。在计算熵值之前,为避免主观偏差影响研究结果,解决评价指标之间存在的类型、量纲不一致等问题,我们首先使用归一法对原始指标进行无量纲化处理。

第一,对于负向指标做如下处理:

$$X_{ij} = \left[\frac{x_{ij} - \min x_{ij}}{\max x_{ij} - \min x_{ij}} \right] \times 100\% \quad (1)$$

第二,对于正向指标做如下处理:

$$X_{ij} = \left[\frac{\max x_{ij} - x_{ij}}{\max x_{ij} - \min x_{ij}} \right] \times 100\% \quad (2)$$

绿色金融和经济高质量发展综合评价步骤如下:

第一,计算第j项指标。第i个方案占该指标的比重,如式(3)所示:

$$p_{ij} = \frac{X_{ij}}{\sum_{i=1}^n X_{ij}}, (j=1, 2, \dots, n) \quad (3)$$

第二步,计算熵值。利用式(3)的结果计算第j项的信息熵 e_j :

$$e_j = -K * \sum_{i=1}^n p_{ij} \ln(p_{ij}) \quad (4)$$

其中, $K > 0$ 。 K 值与样本大小 n 有关。 $K = \frac{1}{\ln(n)}$, \ln 为自然对数, $e_j \geq 0$ 。

第三步,计算差异系数。使用式(4)的熵值 e_j ,计算第j项的差异系数 g_j :

$$g_j = 1 - e_j \quad (5)$$

第四步,计算指标权重。利用式(5)的结果,计算该指标的权重 W_j ,如式(6)所示:

$$W_j = \frac{g_j}{\sum_{j=1}^n g_j}, (j=1, 2, \dots, n) \quad (6)$$

第五步,计算综合得分。综合评价值为每个指标的得分与该指标权重的乘积之和,如式(7)所示:

$$S_i = \sum_{j=1}^n W_j P_{ij}, (i=1, 2, \dots, n) \quad (7)$$

2.面板数据模型。绿色金融通过资金导向机制、风险规避机制以及杠杆作用,帮助实体经济合理配置资金,促进经济协调、高效发展。同时,绿色金融通过引导资金流向绿色发展和环境保护领域,促进产业结构升级,推动绿色技术进步和技术创新^{[47][48]}。产业结构升级和技术创新又能够促进绿色发展、创新发展、共享发展、开放发展,实现经济高质量发展^{[49][50]}。因此,为了深入分析绿色金融对经济高质量发展的线性影响,探讨绿色金融对经济高质量发展的激励效应,本文借鉴潘

雅茹和罗良文^[51]、高培勇等^[52]、韩英和马立平^[53]、杨耀武和张平^[54]的研究,构造如下面板数据模型:

$$HQD_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FG_{it} + \eta X_{it} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (8)$$

式(8)中, HQD_{it} 为被解释变量,表示经济高质量发展综合指数; FG_{it} 为核心解释变量,表示绿色金融发展指数。 X_{it} 表示控制变量、门槛变量和调节变量,分别为城镇化率(URB_{it})、政府干预(GI_{it})、工业化发展水平(IND_{it})、产业结构升级(IS_{it})和技术创新(IT_{it})。 α_0 为常数项, α_1 和 η 分别表示回归系数; ϵ_{it} 表示模型的随机扰动项, μ_i 和 δ_t 分别表示个体固定效应和时间固定效应。为了避免出现异方差,同时消去时间趋势,本文对上述变量进行对数化。

3.调节效应模型。在绿色金融促进经济高质量发展过程中,技术创新是重要的渠道。因此,本文进一步分析绿色金融是否通过提高技术创新,进而促进经济高质量发展。借鉴江艇的研究思路^[55],在回归方程中引入绿色金融与技术创新的交互项,构建如下面板数据模型:

$$HQD_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FG_{it} + \alpha_2 FG_{it} * IT_{it} + \alpha_3 IT_{it} + \eta X_{it} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (9)$$

4.面板门槛模型。根据文书洋等^[27]、刘华珂和何春^[56]的研究,绿色金融通过资金配置,将资金提供给低污染、低能耗的绿色产业,使得绿色产业获得更多的资金,促进绿色产业发展,同时遏制资金流向高污染、高能耗产业,促进产业结构优化升级和经济高质量发展。但是,当产业结构升级过高以后,可能会使得绿色金融贷款大量继续涌入第三产业,出现过度投资问题。同时,我国各省(市、区)经济发展和产业发展不平衡,绿色金融可能会对经济发展质量产生非线性影响。产业结构升级可能导致绿色金融对经济高质量发展的影响存在门槛效应。为检验绿色金融对经济高质量发展的非线性影响与门槛效应,本文将产业结构升级作为门槛变量,构建面板门槛模型,探究在产业结构升级约束下绿色金融对经济高质量发展是否具有非线性影响与门槛效应。本文使用门槛回归(Threshold regression)方法,将门槛值当成未知数引入到模型中,根据门槛值将回归模型区分为多个阶段,分别回归后比较不同阶段系数的变化,进一步评估和验证门槛效应。单一面板门槛模型如式(10)所示:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 x_{it} * I(q_{it} \leq \gamma) + \alpha_2 x_{it} * I(q_{it} > \gamma) + \mu_i + \xi_{it} \quad (10)$$

式(10)中, $I(\cdot)$ 为示性函数,若括号内表达式为真,则取值为 1,否则取 0。 q 为门槛变量。利用似然比 LR 检验是否存在门槛效应。若 $\alpha_1 = \alpha$,则不存在门槛效应;若 $\alpha_1 \neq \alpha$,则存在门槛效应。本文选择产业结构升级为门槛变量,考察存在门槛变量约束的情况下绿色金融对经济高质量发展的影响,模型设定如下:

$$HQD_{it} = \beta_0 + \beta_1 FG_{it} * I(IS_{it} \leq \gamma) + \beta_2 FG_{it} * I(IS_{it} > \gamma) + \eta X_{it} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (11)$$

式(11)中, γ 代表门槛值, μ_{it} 为随机干扰项。其他变量均与上述模型变量相同。

(三)数据来源

2007年7月,针对我国节能减排形势严峻——环境违法现象突出、单部门调控范围有限的情况,环保总局、人民银行、银保监会联合发布了《关于落实环保政策法规防范信贷风险的意见》,中国的绿色信贷政策正式出台。考虑到政策实施的滞后性,本文选择从2008年开始收集数据,同时受限于数据的可获得性,最终选择2020年作为最后年限。因此,本文选取2008—2020年中国30个省(市、区)的年度数据作为研究样本(由于西藏的数据缺失严重,故剔除西藏自治区的数据)。本文的数据主要来自《中国统计年鉴》《中国区域经济年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国金融年鉴》《中国财政年鉴》,部分数据来源于《第四次全国经济普查》、国家统计局网站和中国统计信息网站。

五、实证分析

(一)描述性统计

本文选取的变量描述性统计结果如表3所示。根据表3的结果可以发现,样本中的经济高质量发展指数和绿色金融指数存在较大的差异。经济高质量发展指数的最小值为5.470,最大值为69.258,说明随着时间的推移,经济高质量发展水平呈现增长趋势,并且不同省(市、区)之间存在差异

性;绿色金融指数的最小值为0.057,最大值为0.839,表明随着时间的推移,绿色金融水平呈现增长趋势,并且不同省(市、区)之间存在较大的差异性。

表 3 主要变量的描述性统计

变量名称	样本量	均值	最大值	最小值	标准差
经济高质量发展	390	17.471	69.258	5.470	0.951
绿色金融	390	0.175	0.839	0.057	0.107
产业结构升级	390	0.807	1.567	0.090	22.027
技术创新	390	230.693	617.140	37.290	138.280
城镇化率	390	0.570	0.896	0.291	13.141
政府干预	390	0.240	0.640	0.090	0.101
工业化发展水平	390	12871.240	65495	337	14345.120

(二)基准回归分析

为了研究绿色金融对经济高质量发展的激励效应,本文将控制变量逐一加入,对面板数据模型进行参数估计,估计结果如表4所示。在模型(1)中,可以看到在1%的显著性水平下,绿色金融指数对经济高质量发展指数的回归系数显著为正,估计结果表明绿色金融对经济高质量发展具有显著正向影响。在模型(2)中,加入城镇化率控制变量后,发现绿色金融对经济高质量依旧表现为显著的正向影响,城镇化率的提高可以促进经济高质量发展。在模型(3)中,加入政府干预控制变量,发现绿色金融、城镇化率和政府干预对经济高质量发展存在显著的正向影响。在模型(4)中,加入工业化发展水平控制变量,估计结果表明绿色金融、城镇化率和政府干预对经济高质量具有显著的正向影响,工业化发展水平对经济高质量发展不产生显著影响。可能的原因一是进入21世纪以来,工业化发展水平已经达到较高水平且存在发展瓶颈,目前无法大幅度地提升;二是工业化发展可能对绿色发展和生态环境造成破坏,不是政府重点扶持的领域,发展较为缓慢。因此,工业化发展没有对经济高质量发展水平的提升产生显著的促进作用。在模型(5)中,加入调节变量技术创新,估计结果表明除了工业化发展水平这一变量对经济高质量发展没有显著影响以外,其余变量均对经济高质量产生显著的正向影响。在模型(6)中,加入门槛变量产业结构升级,估计结果表明产业结构升级对经济高质量发展具有显著的正向影响。基准回归结果表明,绿色金融对经济高质量发展具有明显的激励作用。假设1得到验证。

表 4 基准回归结果

解释变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
FG _{it}	0.2935*** (5.03)	0.2899*** (5.11)	0.3004*** (5.37)	0.3088*** (5.46)	0.2643*** (4.70)	0.2115*** (3.78)
URB _{it}		0.3499*** (4.66)	0.4162*** (5.45)	0.4821*** (4.83)	0.3955*** (3.97)	0.3331*** (3.40)
GI _{it}			0.1293*** (3.42)	0.1225*** (3.19)	0.1027*** (2.72)	0.0621* (1.64)
IND _{it}				-0.0252 (-1.02)	-0.0204 (-0.85)	0.0021 (0.09)
IT _{it}					0.0812*** (4.23)	0.0727*** (3.86)
IS _{it}						0.0932*** (4.44)
Constant	-1.0256***	-2.5341***	-2.5770***	-2.6542***	-2.8623***	-3.2619***
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.9822	0.9832	0.9838	0.9838	0.9846	0.9855
N	390	390	390	390	390	390

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平下显著,括号内为t值。下表同。

(三)内生性检验

面板数据模型估计可能会出现内生性问题。内生性问题可能会导致实证结果出现偏差。为了避免内生性问题导致的偏差,本文采用工具变量法,选择滞后 1 期的绿色金融作为工具变量,进行内生性检验。之所以选取滞后 1 期的绿色金融为工具变量,主要基于如下考虑:一方面,滞后 1 期的绿色金融与当期绿色金融密切相关,符合与内生解释变量高度相关的条件;另一方面,滞后 1 期的绿色金融不会直接影响被解释变量,与扰动项无关,满足工具变量外生性的要求。本文利用工具变量——两阶段最小二乘法(IV-2SLS)对面板数据模型进行估计,估计结果见表 5。表 5 的结果显示,模型(7)~(12)中绿色金融对经济高质量发展的回归系数仍然显著为正,并且其余变量的回归系数符号与表 4 相同,表明经过内生性问题处理后,绿色金融仍然能够显著地促进经济高质量发展。

(四)稳健性检验

基础回归中采用面板固定效应的 OLS 模型进行回归,为了检验回归结果的稳健性,本文进一步采用面板随机效应模型分析绿色金融对经济高质量发展的激励效应。面板随机效应模型的估计结果如表 6 所示。表 6 的回归结果表明,采用面板随机效应模型后,绿色金融仍能够显著促进经济高质量

表 5 内生性检验结果

解释变量	模型(7)	模型(8)	模型(9)	模型(10)	模型(11)	模型(12)
FG _{it}	0.3145 *** (5.97)	0.3114 *** (5.98)	0.3318 *** (6.50)	0.3431 *** (6.67)	0.3139 *** (6.05)	0.2827 *** (5.52)
URB _{it}		0.2224 *** (3.03)	0.3055 *** (4.11)	0.3944 *** (4.22)	0.3290 *** (3.45)	0.2835 *** (3.03)
GI _{it}			0.1413 *** (4.10)	0.1303 *** (3.72)	0.1147 *** (3.27)	0.0748 ** (2.10)
IND _{it}				-0.3516 (-1.56)	-0.0307 (-1.38)	-0.0133 (-0.60)
IT _{it}					0.0580 *** (2.86)	0.0513 ** (2.58)
IS _{it}						0.0766 *** (4.07)
Constant	-0.8261 *** (0.01)	-1.7881 *** (0.00)	-1.8919 *** (0.00)	-1.9896 *** (0.00)	-2.1441 *** (0.00)	-2.4825 *** (0.00)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.9867	0.9871	0.9877	0.9878	0.9881	0.9887
N	360	360	360	360	360	360

表 6 随机效应模型估计结果

解释变量	模型(13)	模型(14)	模型(15)	模型(16)	模型(17)	模型(18)
FG _{it}	0.3250 ** (0.1284)	0.3832 *** (0.1222)	0.3703 *** (0.1205)	0.3883 *** (0.1242)	0.3237 *** (0.0665)	0.3214 *** (0.0651)
URB _{it}		0.0024 *** (0.0006)	0.0022 *** (0.0006)	0.0017 *** (0.0006)	0.0008 (0.0007)	0.0009 (0.0007)
GI _{it}			-0.0608 (0.0623)	-0.0615 (0.0603)	-0.0062 (0.0477)	-0.0312 (0.0498)
IND _{it}				0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 * (0.0000)
IT _{it}					0.0002 *** (0.0001)	0.0002 *** (0.0001)
IS _{it}						0.0002 * (0.0001)
Constant	0.0910 *** (0.0180)	-0.0344 (0.0330)	-0.0112 (0.0331)	-0.0082 (0.0237)	0.0039 (0.0288)	-0.0181 (0.0308)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区效应	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制
R ²	0.727	0.740	0.740	0.743	0.789	0.791
N	390	390	390	390	390	390

发展,存在激励效应。因此,采用面板随机效应的稳健性检验结果表明基准回归结果具有稳健性。

六、进一步分析

(一)调节效应分析

本文使用技术创新作为调节变量,进一步探讨绿色金融对经济高质量发展的影响,引入技术创新与绿色金融的交互项进行回归分析,研究交互项对经济高质量发展的调节效应。结果如表 7 所示。模型(20)是在模型(19)的基础上,引入了技术创新和绿色金融的交互项进行估计。从表 7 的结果可知:(1)绿色金融、产业结构升级和技术创新均对经济高质量发展具有显著的促进作用;(2)技术创新与绿色金融的交互项的系数在 1% 的显著性水平下显著为正,说明绿色金融通过技术创新对经济高质量发展也存在显著的正向影响。以上估计结果表明,技术创新是绿色金融促进经济高质量发展的重要途径,对绿色金融与经济高质量发展的关系的确存在正向调节作用。究其原因,绿色金融可以为技术创新(特别是绿色技术创新)提供资金,在资金的大力支持下,技术创新更好地为产业转型、绿色发展、创新发展、共享发展、开放发展和共享发展服务,推动经济高质量发展,从而假设 2 得到验证。

表 7 调节效应回归结果

解释变量	模型(19)	模型(20)	解释变量	模型(19)	模型(20)
FG _{it}	0.2115*** (3.78)	0.1342** (2.18)	IT _{it}	0.0727*** (3.86)	0.0864*** (4.50)
FG _{it} * IT _{it}		0.0637** (2.89)	IS _{it}	0.0932*** (4.44)	0.0922*** (4.44)
URB _{it}	0.3331*** (3.40)	0.4645*** (4.34)	Constant	-3.2619*** (0.00)	-4.1299*** (0.00)
GI _{it}	0.0621* (1.64)	0.0804** (2.12)	时间效应	控制	控制
IND _{it}	0.0021 (0.09)	0.0138 (0.57)	地区效应	控制	控制
			N	390	390
			R ²	0.9855	0.9858

(二)门槛效应检验

在估计面板门槛模型时,首先检验样本是否存在门槛效应。门槛值分析过程中,我们运用“300 次自主抽样法”对模型(6)进行单门槛检验。如果实证结果显著,则进一步验证双重门槛与三重门槛的存在性,直至最终的实证结果不显著为止。本文将产业结构升级作为门槛变量,分别从单门槛、双重门槛和三重门槛来验证绿色金融通过产业结构升级影响经济高质量是否存在门槛效应,确定门槛值的大小,检验绿色金融对经济高质量的非线性影响与门槛效应,检验结果见表 8。表 8 的实证结果表明,产业结构升级仅存在单一门槛,双重门槛并不显著,故产业结构升级对经济高质量发展存在单门槛效应。

表 8 门槛效应检验结果

门槛变量	门槛个数	F 值	P 值	10%	5%	1%
IS _{it}	1	41.79	0.0000**	22.1240	26.0249	33.3843
	2	14.60	0.1867	18.5233	23.0406	29.8192

注:P 值为采用 Bootstrap 方法反复抽样 300 次得到的概率值。

结合面板门槛效应的检验结果,进一步进行门槛回归分析,门槛回归结果见表 9。如表 9 所示,产业结构升级对绿色金融影响经济高质量发展仅存在单一门槛,当产业结构升级小于某一特定门槛值时,绿色金融水平对经济高质量发展的影响系数为 0.2345,存在显著的正向效应;当产业结构升级大于门槛值时,绿色金融对经济高质量发展的影响系数为 0.1911,在 1% 水平下通过显著性检验,说明产业结构升级程度能够提升绿色金融对经济高质量发展的促进作用。绿色金融对经济高质量发展的促进作用受到产业结构升级的影响,合理的产业结构升级有利于促进绿色金融对经济高质量发展的提升,过高的产业结构升级水平会使得绿色金融对经济高质量发展的促进作用减弱。因此,面板门

槛回归结果表明绿色金融对经济高质量发展具有非线性影响,存在门槛效应。究其原因,可能在于当产业结构升级小于门槛值时,绿色金融的相关政策如信贷条款等会引导高污染高排放的企业转向更为环保的经营模式,促进技术的更新,高新技术产业加速发展,从而有利于经济高质量发展的方方面面。但是当产业结构升级水平过高之后,可能会使得绿色金融贷款大量继续涌入第三产业,出现过度投资问题。国家整体经济由“实”向“虚”发展,容易出现去工业化、空心化的现象,这种不稳健发展趋势显然与经济高质量发展背道而驰。因此,在产业结构升级门槛值前后,绿色金融对经济高质量发展的促进效果明显下降,从而假设 3 得到验证。

表 9 门槛模型参数估计结果

变量	回归系数	变量	回归系数
URB _{it}	0.5476 *** (6.65)	FG _{it} (IS _{it} ≤ γ ₁)	0.2345 *** (6.45)
GI _{it}	0.1448 *** (4.07)	FG _{it} (IS _{it} > γ ₁)	0.1911 *** (5.00)
IND _{it}	0.0093 (0.46)	Constant	-4.1273 *** (0.00)
IS _{it}	0.1201 *** (6.33)	N	390
		R ²	0.8570

(三)异质性分析

考虑到东部、中部与西部地区的经济发展水平不同,绿色金融水平、政府干预、技术创新等也存在着地区差异,对经济高质量发展的影响可能存在区域差异,本文进一步围绕地区异质性展开研究,结果如表 10 所示。从表 10 中可以看出,东部地区和中部地区绿色金融对经济高质量发展的回归系数在 1% 的显著性水平下是显著的,东部地区的绿色金融水平每上升 1%,该地区的经济高质量发展水平提高 0.3565%,中部地区的绿色金融水平每提高 1%,该地区的经济高质量发展水平提高 0.2153%,说明东部地区与中部地区绿色金融对该地区的经济高质量发展具有显著的正向影响,并且东部地区的绿色金融对经济高质量发展的促进作用高于中部地区的绿色金融对经济高质量发展的促进作用。西部地区绿色金融对经济高质量发展仅能通过 10% 显著性水平的检验,并且影响系数最小。可能的原因在于西部大多数地区经济发展水平较低,绿色投资、绿色信贷以及绿色证券等发展缓慢,对经济高质量发展产生的促进作用并不非常明显。

表 10 地区异质性

解释变量	东部地区	中部地区	西部地区
FG _{it}	0.3565 *** (3.33)	0.2153 *** (2.92)	0.1955 * (1.73)
URB _{it}	0.5051 *** (2.79)	0.0593(0.25)	0.2824(1.34)
GI _{it}	0.0120(0.15)	-1.1112(-1.70)	0.1203(-1.73)
IND _{it}	-0.0330(-0.88)	-0.1354(-3.48)	-0.0802(-1.52)
IT _{it}	0.1278 ** (2.42)	0.1177 *** (2.72)	0.0053(0.20)
IS _{it}	0.0605 *** (2.21)	0.0899 * (1.89)	0.1757 *** (3.50)
Constant	-3.7810 *** (0.00)	-2.1782 *** (0.00)	-3.6689 *** (0.00)
时间效应	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制
N	143	104	143
R ²	0.9859	0.9775	0.9752

七、结论与政策建议

本文选取 2008—2020 年省级面板数据,采用熵值法测算经济高质量发展和绿色金融发展指数,运用面板数据模型实证分析绿色金融对经济高质量发展的线性影响,分析绿色金融影响经济高质量发展的机制,采用门槛回归模型检验产业结构升级在绿色金融促进经济高质量发展过程中的门槛效

应,讨论不同门槛约束下绿色金融对经济高质量发展的非线性影响。实证结果发现:(1)中国各省(市、区)的绿色金融指数与经济高质量发展指数不断增大,呈现出上升的时间演变趋势。绿色金融水平的提升能够显著促进经济高质量发展,对经济高质量发展具有明显的激励作用。绿色金融与技术创新的交互项对经济高质量发展均具有显著的正向作用,绿色金融可以通过技术创新这条途径促进经济高质量发展。(2)不同地区的绿色金融对经济高质量发展的影响存在差异性,东部地区绿色金融对经济高质量发展的促进作用最大,中部地区次之,西部地区最小。(3)产业结构升级对绿色金融带动经济高质量发展存在单一门槛效应,在一定的合理区间内提高进行产业结构升级能够显著促进绿色金融对经济高质量的提升,超过合理的区间,产业结构升级促进绿色金融对经济高质量的影响将会减弱。基于以上研究结果,本文提出以下政策建议:第一,不断完善绿色金融产品体系。绿色金融产品体系的完善是助推经济实现高质量发展的重要前提,金融市场的规范与稳定有助于绿色金融驱动经济高质量发展。要加大绿色金融产品创新力度,不断丰富现有的绿色金融产品体系,完善金融规章制度,防范金融风险冲击。第二,提升第三产业在社会经济发展中的地位,不断优化产业结构,促进产业结构升级。要转变经济发展模式,改变粗放式、高污染的经济发展模式,促进产业转型升级,开发和推广新能源产品,向绿色发展和绿色消费模式转型,同时兼顾环境保护和经济发展,充分发挥第三产业对经济高质量发展的积极作用。第三,提高技术创新水平,增加绿色工艺生产。在经济高质量发展的进程中,技术创新扮演着日益重要的角色,绿色技术创新更是影响经济高质量发展中不可或缺的因素。各地区应根据自身优势,进一步加大技术创新投入,提高绿色创新专利数,促进创新成果转化,发挥绿色金融对地区经济高质量发展的拉动作用。

参考文献:

- [1] 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.
- [2] 周琛影,田发,周腾.绿色金融对经济高质量发展的影响效应研究[J].重庆大学学报(社会科学版),2022,28(6):1—13.
- [3] 刘钊,马成龙.绿色金融影响区域经济高质量发展的耦合协调研究[J].江西社会科学,2022,42(6):42—52.
- [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] 于波,范从来.绿色金融、技术创新与经济高质量发展[J].南京社会科学,2022(9):31—43.
- [6] 文书洋,刘浩,王慧.绿色金融、绿色创新与经济高质量发展[J].金融研究,2022(8):1—17.
- [7] 雷蒙德·W·戈德史密斯.金融结构与金融发展[M].上海:上海三联书店,1996.
- [8] Salazar, J. Environmental Finance: Linking Two World [M]. Bratislava: Financial Innovations for Biodiversity,1998.
- [9] Jeucken, M. Sustainable Finance and Banking: The Financial Sector and the Future of the Planet [M]. London: Routledge, 2001.
- [10] Labatt, S. Environmental Finance: A Guide to Environmental Risk Assessment and Financial Products [J]. Transplantation, 2002, 66(8): 405—414.
- [11] Climent, F., Soriano, P. Green and Good? The Investment Performance of US Environmental Mutual Funds [J]. Journal of Business Ethics, 2011, 103(2): 275—287.
- [12] Scholtens, B. Why Finance Should Care about Ecology [J]. Trends in Ecology & Evolution, 2017, 32(7): 500—505.
- [13] Sachs, J. D., Woo, W. T., Yoshino, N., et al. Importance of Green Finance for Achieving Sustainable Development Goals and Energy Security [C] // Sachs, J., Woo, W. T., Yoshino, N., et al (eds) Handbook of Green Finance. Singapore: Springer, 2019: 3—12.
- [14] Falcone, P. M. Environmental Regulation and Green Investments: The Role of Green Finance [J]. International Journal of Green Economics, 2020, 14(2): 159—173.
- [15] Muganyi, T., Yan, L. N., Sun, H. P. Green Finance, Fintech and Environmental Protection: Evidence from China [J]. Environmental Science and Ecotechnology, 2021(7): 100107.
- [16] 吴亮.数字化赋能产业结构优化促进区域经济高质量发展实证研究[J].贵州社会科学,2022(7):125—132.

- [17] 王遥,潘冬阳,张笑.绿色金融对中国经济发展的贡献研究[J].经济社会体制比较,2016(6):33—42.
- [18] 张中华,刘泽圻.论高质量发展阶段的投资结构优化[J].中南财经政法大学学报,2022(1):3—13.
- [19] 刘传江,张劲辉.源头活水:绿色金融之于经济发展—基于金融理论视角的解构[J].西北师大学报(社会科学版),2022,59(3):134—144.
- [20] 任亚运,余坚,刘俊霞.“双碳”目标下绿色金融的碳减排效应及作用机制检验[J].财会月刊,2023,44(1):147—153.
- [21] 刘贯春,张军,丰超.金融体制改革与效率提升——来自省级面板数据的经验分析[J].管理世界,2017(6):9—22.
- [22] 傅纛捷,朱悦.融资约束、技术创新与企业能源消耗——基于中国制造业企业调查数据的分析[J].投资研究,2020(2):62—74.
- [23] 张明龙.市场化进程中绿色投资对经济高质量发展的空间效应研究——基于空间杜宾模型的实证分析[J].贵州财经大学学报,2020(4):89—100.
- [24] 惠献波.数字普惠金融发展与城市全要素生产率——来自 278 个城市的经验证据[J].投资研究,2021(1):4—15.
- [25] 刘华珂,何春.基于中介效应模型的绿色金融支持经济高质量发展实证研究[J].新金融,2021(10):21—26.
- [26] 张跃胜,李妮.第三个历史决议的理论逻辑、历史逻辑和实践逻辑[J].经济纵横,2022(7):13—19.
- [27] 文书洋,张琳,刘锡良.我们为什么需要绿色金融?——从全球经验事实到基于经济增长框架的理论解释[J].金融研究,2021(12):20—37.
- [28] 马骏.论构建中国绿色金融体系[J].金融论坛,2015,20(5):18—27.
- [29] 国务院发展研究中心“绿化中国金融体系”课题组,张承惠,谢孟哲,等.发展中国绿色金融的逻辑与框架[J].金融论坛,2016,21(2):17—28.
- [30] 詹小颖.我国绿色金融发展的实践与制度创新[J].宏观经济管理,2018(1):41—48.
- [31] 任保平,苗新宇.新经济背景下扩大新消费需求的路径与政策取向[J].改革,2021(3):14—25.
- [32] 逯进,李婷婷.产业结构升级、技术创新与绿色全要素生产率——基于异质性视角的研究[J].中国人口科学,2021(4):86—97.
- [33] 谢雪燕,朱晓阳.数字金融与中小企业技术创新——来自新三板企业的证据[J].国际金融研究,2021(1):87—96.
- [34] 田超,肖黎明.绿色信贷会促进重污染企业技术创新吗?——基于《绿色信贷指引》的准自然实验[J].中国环境管理,2021,13(6):90—97.
- [35] 陈景华,陈姚,陈敏敏.中国经济高质量发展水平、区域差异及分布动态演进[J].数量经济技术经济研究,2020,37(12):108—126.
- [36] 贾洪文,张伍涛,盘业哲.科技创新、产业结构升级与经济高质量发展[J].上海经济研究,2021(5):50—60.
- [37] 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.
- [38] 李辉.大数据推动我国经济高质量发展的理论机理、实践基础与政策选择[J].经济学家,2019(3):52—59.
- [39] 任晓燕,杨水利.技术创新、产业结构升级与经济高质量发展——基于独立效应和协同效应的测度分析[J].华东经济管理,2020,34(11):72—80.
- [40] 陈晓雪,时大红.中国区域高新技术产业高质量发展的综合评价分析[J].南京财经大学学报,2019(5):34—44.
- [41] 李光龙,范贤贤.财政支出、科技创新与经济高质量发展——基于长江经济带 108 个城市的实证检验[J].上海经济研究,2019(10):46—60.
- [42] 曾艺,韩峰,刘俊峰.生产性服务业集聚提升城市经济增长质量了吗? [J].数量经济技术经济研究,2019,36(5):83—100.
- [43] 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.
- [44] 文书洋,刘浩,王慧.绿色金融、绿色创新与经济高质量发展[J].金融研究,2022(8):1—17.
- [45] 易福金,陆宇,王克.大灾小赔,小灾大赔:保费补贴“包干制”模式下的农业生产风险与赔付水平悖论——以政策性玉米保险为例[J].中国农村经济,2022(3):128—144.
- [46] 周国富,陈菡彬.产业结构升级对城乡收入差距的门槛效应分析[J].统计研究,2021,38(2):15—28.
- [47] 张婷,李泽辉,崔婕.绿色金融、环境规制与产业结构优化[J].山西财经大学学报,2022,44(6):84—98
- [48] 金环,于立宏,徐远彬.绿色产业政策与制造业绿色技术创新[J].中国人口·资源与环境,2022,32(6):

[49] 贾洪文,张伍涛,盘业哲.科技创新、产业结构升级与经济高质量发展[J].上海经济研究,2021(5):50—60.

[50] 周亚雄,张蕊.环境规制、技术创新与工业经济高质量发展——基于中国工业行业的中介效应研究[J].杭州电子科技大学学报(社会科学版),2022,18(4):35—41.

[51] 潘雅茹,罗良文.基础设施投资对经济高质量发展的影响:作用机制与异质性研究[J].改革,2020(6):100—113.

[52] 高培勇,杜创,刘霞辉,等.高质量发展背景下的现代化经济体系建设:一个逻辑框架[J].经济研究,2019,54(4):4—17.

[53] 韩英,马立平.中国高质量发展阶段下的产业结构变迁与经济增长研究——基于结构-效率-速度的逻辑框架[J].经济与管理研究,2020,41(12):28—40.

[54] 杨耀武,张平.中国经济高质量发展的逻辑、测度与治理[J].经济研究,2021,56(1):26—42.

[55] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100—120.

[56] 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(7):37—52.

The Impact of Green Finance on High-Quality Economic Development

LI Chenggang

(1.School of Big Data Application and Economics,Guizhou University of Finance and Economics,
Guiyang 550025,China; 2.Guizhou Key Laboratory of Big Data Statistical Analysis,
Guizhou University of Finance and Economics,Guiyang 550025,China)

Abstract: Based on the provincial level panel data of 30 provinces(municipalities and autonomous regions) in China from 2008 to 2020, the paper calculates the comprehensive index of green finance and high-quality economic development in all provinces(municipalities and autonomous regions), utilizes the panel fixed effects model to empirically analyze the incentive effect of green finance on high-quality economic development, and establishes a panel threshold effect model to empirically test the threshold effect of green finance on high-quality economic development. The results show that: the comprehensive index of green finance and high-quality economic development in all provinces(municipalities and autonomous regions) continues to increase, showing a sustainably good development trend. The green finance significantly promotes high-quality economic development, and has positive incentive effect. Technological innovation has a significant positive regulatory effect on high-quality economic development. Green finance has a nonlinear impact on high-quality economic development. Under the constraint of industrial structure upgrading, there is a single threshold nonlinear impact. Green finance can significantly promote the high-quality economic development of different regions, while showing significant heterogeneity. It has the largest promoting role in the eastern region and the smallest promoting role in the western region. China should constantly improve the green financial product system, optimize the industrial structure, promote the upgrading of the industrial structure, improve the level of technological innovation, increase green process production, and gradually achieve high-quality economic development.

Key words: Green Finance; High-Quality Economic Development; Industrial Structure Upgrading; Technological Innovation; Incentive Effect; Threshold Effect

(责任编辑:肖加元)