

绿色金融、绿色技术创新与经济高质量发展

张 赞, 刘佳怡

(西安财经大学统计学院, 西安 710000)

摘要: 采用空间杜宾模型分析中国 31 个省份(因数据缺失,未包含港澳台地区)绿色金融对经济高质量发展的作用效果,同时探究绿色技术创新在绿色金融影响经济高质量发展中的作用。结果表明:绿色金融发展对经济高质量发展的影响为正;绿色金融能够促进经济高质量发展且具有空间溢出效应;绿色技术创新起部分中介作用,绿色金融可以通过促进绿色技术创新推动经济高质量发展。最后提出扩充绿色金融产品体系,利用绿色金融空间外溢性特征,强化省域合作与加强绿色研发投入与专利保护等建议。

关键词: 绿色金融; 绿色技术创新; 经济高质量发展; 空间杜宾; 中介效应

中图分类号: F832 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)10-0313-06

党的二十大报告指出,高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务,推动经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节。因此,今后的发展趋势是健全绿色、低碳、循环的经济高质量发展体系,金融业绿色发展也成为实现高质量发展的途径之一,所以绿色金融的发展既要与时俱进,也要肩负起环境治理和保护的责任,从而实现整个社会都意识到环境保护的重要性。

此外,经济有序发展与科技进步一脉相通,技术创新水平已成为加快落实经济的快速发展和可持续社会发展中的一个不可或缺的因素。引入环保绿色生态技术的先进思想,正确引导和刺激技术创新,尽快实现社会生态环境绿色发展,已成为中国高质量绿色经济发展中的迫切要求。2020 年,提出碳达峰、碳中和目标首次被提出。在这样的目标要求下,以绿色技术为核心的创新,将会成为实现碳达峰、碳中和的重要路径。众多制造企业为了积极响应政府对于绿色、低碳经济的号召,都开始重视绿色技术的技术革新。同时在 21 世纪初逐渐兴起的绿色金融,也被寄望于提供绿色技术创新所需的资金。

因此,为了实现更高质量的经济增长,可以借助绿色金融对绿色技术创新的资金支持效应,由此筑牢高质量经济发展潜力的共同基础。绿色金融发展机制的成功创设、有效实施与持续完善等特

点,有利于更有效地落实其在未来对我国整个经济社会的高质量发展的作用机制。

1 文献综述

近年来对关于绿色金融与经济发展的研究,主要聚焦于两者之间的作用机理。Graedel^[1]将服务业和环保业融入理论范畴,从产业未来发展战略和环境保护发展的独特视角分析绿色金融发挥的作用。黄建欢等^[2]认为金融的绿色发展对经济、环保和绿色等方面都具有举足轻重的作用,包括资本方面的支持和配置、企业方面的督导等多种功能,从而在某种程度上对高质量的经济增长起到不可忽视的作用。针对中国区域经济高质量增长,绿色金融对其有既有正向也有负向的作用。国内的学者通过实证计量的分析,发现在一定条件限制下,绿色金融可能会产生负向效用。宁伟和余金花^[3]通过使用计量工具研究绿色金融和宏观经济之间的联系,结合模型分析发现两者之间存在稳定的负面作用。邱海洋^[4]通过计量分析发现,对于绿色金融而言,广义层面上对中国经济增长的影响更为明显,说明关于环境保护的主要实施者还是政府。

潘林伟等^[5]侧重于金融业对经济的影响,提出金融发展能够通过增加投入、加强资本累积、提升分配效率等方式推动经济增长。田惠敏^[6]解释了绿色金融的内在发展逻辑,并分析其对经济发展的作用机理。傅京燕和刘映萍^[7]基于对粤港澳大湾区的

收稿日期: 2024-11-15

作者简介: 张赞(2000—),女,山西阳泉人,硕士研究生,研究方向为计量模型的构建与运用;刘佳怡(2002—),女,陕西咸阳人,硕士研究生,研究方向为经济统计。

实证分析,深入剖析区域绿色金融作用于经济质量的内在机理。张勋等^[8]发现金融发展能够促进消费升级与便利化交易,提高企业融资能力,进而促进当地经济发展。ZHOU等^[9]发现绿色金融遏制环境恶化,能够实现经济增长和环境改善的双赢。雷汉云和王旭霞^[10]指出绿色金融可以在很大程度上改善环境问题,从而实现经济高质量发展;周琛影等^[11]表明,在经济结构优化、创新发展等方面,绿色金融也发挥着很重要的作用,对经济高质量发展的推动提供了动力。喻平和张敬佩^[12]分析各地区绿色金融与经济高质量发展两者的关联关系,发现超过阈值后,绿色金融对经济高质量发展的促进作用显著。Zhang等^[13]通过对污染排放进行控制以提高绿色生产率,推动经济高质量发展。陈国进等^[14]基于政策效应评估的视角,提出绿色金融可以为绿色企业提供资金支持,推动企业的绿色转型。刘华珂和何春^[15]基于绿色金融与城市经济之间的关联,构建两者的中介模型,发现绿色经济能够推动城市经济的高质量发展,但又具有明显的地域差异。史代敏和施晓燕^[16]得出了二者“U”形关系的结论,但目前还只找到了两者之间的“U”形关系,对两者之间是怎样的影响机制并没有深入的探讨研究,只限于对整体绿色金融发展水平进行研究。

综上所述,很多学者研究绿色金融的作用、影响经济高质量发展的因素以及前者对后者影响,多数学者都认为绿色金融可以推动经济高质量发展。本文在已有研究的基础上,将绿色技术创新这一中介变量引入绿色金融、绿色技术创新和经济高质量发展之间,并以此为切入点,探究三者的内在关系。

2 理论分析与研究假设

一方面绿色金融为企业提供更绿色的融资渠道,将资本引入绿色经济,企业出于降低成本、提高资金利用率的角度会加强绿色发展,进而实现更高的经济效益;另一方面绿色金融能够通过提供绿色信息与数据等功能缓解信息不对称,促进资源的合理配置。绿色金融的空间溢出效应主要以产业集聚的形式出现,绿色产业利用交通与金融优势,聚集资本要素,减少交易费用,提升劳动生产率,绿色金融政策的实施完善与信息的共享能够推动地区间绿色金融的协同发展,从而促进经济高质量发展。在此过程中,绿色金融的资金流向会促使企业发展绿色技术,强化技术创新,营造有利于提高绿色技术创新的竞争环境,绿色技术创新也能够推动

经济资源流向绿色企业,优化产业结构,助力企业创造新的产品与服务,推动经济高质量发展。基于此,提出如下研究假设。

H1:绿色金融能够促进经济高质量发展;

H2:绿色金融对经济高质量发展的影响存在空间溢出效应;

H3:绿色金融可以通过绿色技术创新促进经济高质量发展。

3 研究设计

3.1 指标体系构建

3.1.1 绿色金融

以往研究主要集中在前三项,在此基础上增加对绿色投资、绿色支持、绿色基金以及绿色权益的测度(表1),并采用熵权法计算,以便更综合的测算绿色金融发展水平。

表1 绿色金融发展水平指标体系

指标名称	具体表示	指标属性
绿色信贷	环保项目信贷总额/地区信贷总额(X_1)	+
绿色债券	绿色债券发行总额/所有债券发行总额(X_2)	+
绿色保险	环境污染责任保险收入/总保费收入(X_3)	+
绿色投资	环境污染治理投资/地区 GDP(X_4)	+
绿色支持	财政环境保护支出/地方财政一般公共预算支出(X_5)	+
绿色基金	绿色基金总市值/所有基金总市值(X_6)	+
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(X_7)	+

3.1.2 经济高质量发展

基于五大发展理念选取指标(表2),通过熵权法测度各省份的经济发展水平。

3.2 变量选择

被解释变量为经济高质量发展水平(ehqd);核心解释变量为绿色金融(GF)。中介变量为绿色技术创新(GTech)。以往研究主要侧重于选择绿色专利申请数、绿色专利授权量来代表绿色技术创新水平^[17-18];考虑数据可得性,本文选择绿色专利申请数来代表绿色技术创新水平,绿色专利申请数为专利发明与实用专利二者之和。为了使结果更加可靠,选取交通水平(TP)、对外开放程度(OP)、政府干预(GovD)以及城镇化水平(UR)作为控制变量。其中,交通水平以公路里程的对数值表示;对外开放程度以货物进出口金额占GDP的比例来衡量;政府干预采用各省份财政支出占GDP的比例表示;城镇化水平采用城镇人口所占比例表示。

表 2 经济高质量发展水平指标体系

指标名称	基础指标	具体表示	指标属性
创新发展	GDP 增长率	地区 GDP 增长率(Y_1)	+
	研发投入强度	规模以上工业企业 R&D 经费/GDP(Y_2)	+
	投资效率	投资率/GDP 增长率(Y_3)	—
	技术交易活跃度	技术交易成交额/GDP(Y_4)	+
协调发展	需求结构	社会消费品零售总额/GDP(Y_5)	+
	城乡结构	城镇化率(Y_6)	+
	产业结构	第三产业产值/GDP(Y_7)	+
	政府债务负担	政府债务余额/GDP(Y_8)	—
绿色发展	能源消费弹性系数	能源消费增长率/GDP 增长率(Y_9)	—
	单位产出的废水	废水排放量/GDP(Y_{10})	—
	单位产生的废气	二氧化硫排放量/GDP(Y_{11})	—
开放发展	对外贸易依存度	进出口总额/GDP(Y_{12})	+
	外商投资比重	外商投资总额/GDP(Y_{13})	+
	市场化程度	地区市场化指数(Y_{14})	+
共享发展	劳动者报酬比重	劳动者报酬/GDP(Y_{15})	+
	居民收入增长弹性	居民人均可支配收入增长率/GDP 增长率(Y_{16})	+
	城乡消费差距	城镇居民人均消费支出/农村居民人均消费支出(Y_{17})	—
	民生性财政支出占比	地方财政教育支出、医疗卫生支出、住房保障支出、社会保障和就业支出占地方财政预算支出的比例(Y_{18})	+

3.3 数据来源

选取 2000—2022 年 31 个省份(因数据缺失,未包含港澳台地区)的数据,来源于《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国科技统计年鉴》和各省统计年鉴。各变量的描述性统计结果如表 3 所示。

表 3 变量描述性统计结果

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
ehqd	713	0.212	0.099	0.081	0.582
GF	713	0.270	0.122	0.053	0.632
TP	713	11.387	0.909	8.372	12.913
OP	713	0.296	0.353	0.008	1.711
GovI	713	0.240	0.194	0.069	1.333
UR	713	0.515	0.162	0.139	0.896

3.4 模型设计

3.4.1 空间权重矩阵的设计

定义空间权重矩阵 W_{ij} 表示区域 i 与 j 的邻近关系,以 0 和 1 的形式来表示研究省域在空间上是否相邻,当省域 i 与省域 j 不相邻时记为 0,而当省域 i 与省域 j 相邻时记为 1,具体公式如下:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 相邻} \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (1)$$

3.4.2 空间自相关检验设计

莫兰指数作为一种度量空间自相关的整体指标,衡量的是空间邻接或邻近的区域相似程度。该指数取值范围为 $[-1, 1]$ 。大于 0 表示数据呈现空间正相关,值越大空间相关性越明显;小于 0 时表示

数据呈现空间负相关,值越小空间差异越大;该值为 0 时空间呈随机性。计算公式如下:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} \quad (2)$$

式中: n 为地区总数; X_i 为位置 i 的观测值; X_j 为位置 j 的观测值; $\bar{X}$ 为平均值; W_{ij} 为空间权重矩阵。

3.4.3 空间杜宾模型

空间杜宾模型(SDM)假定因变量除了受当地自变量的影响,还受相邻区域的影响,即在模型中加入自变量的空间滞后值,如式(3)所示:

$$\begin{aligned} \text{ehqd}_i = & \alpha \sum_{j=1}^n W_{ij} \text{ehqd}_i + \beta \text{GF}_i + \eta \sum_{j=1}^n W_{ij} \text{GF}_i + \\ & \text{CV}_i \varphi + \theta \sum_{j=1}^n W_{ij} \text{CV}_i + \mu_i + v_t + \epsilon_i \end{aligned} \quad (3)$$

式中: ehqd_i 为 i 地区第 t 年的经济高质量发展水平; α 为 ehqd_i 空间自回归系数; W_{ij} 为空间权重矩阵; GF_i 为解释变量; β 为 GF_i 的回归系数; η 为 GF_i 空间滞后项系数; CV 为上述加入的 4 个控制变量; μ_i 、 v_t 、 ϵ_i 分别为个体固定效应、时间固定效应、随机误差项。

3.4.4 中介效应模型

在探究自变量 GF_i 对因变量 ehqd_i 的影响时,可以考虑通过 GTech_i 影响 ehqd_i ,则将 GTech_i 称为中介变量。采用中介效应来检验绿色创新技术是否能起到中介作用。模型设定为

$$\text{ehqd}_i = \alpha_0 + c\text{GF}_i + \beta\text{CV} + \lambda + \mu_i \quad (4)$$

$$\ln \text{GTech}_{it} = \alpha_0 + a \text{GF}_{it} + \beta \text{CV} + \lambda + \mu_{it} \quad (5)$$

$$\text{ehqd}_{it} = \alpha_0 + c' \text{GF}_{it} + b \ln \text{GTech}_{it} + \beta \text{CV} + \lambda + \mu_{it} \quad (6)$$

式中:CV 为控制变量; λ 为各省份固定效应; μ_{it} 为随机扰动项, α_0 、 a 、 b 、 c' 、 β 为待估计参数。

4 实证分析

4.1 模型检验

4.1.1 空间自相关检验

首先检验数据是否适合空间计量模型。采用基于 0~1 空间权重矩阵的莫兰指数来考察经济高质量发展水平是否存在空间关联。检验原假设是各年各指标间不存在空间自相关。对被解释变量进行 Moran's I 检验,部分结果如表 4 所示。在所有年份中,经济高质量发展指标均在 1%的水平上显著,拒绝不存在空间自相关的原假设。这表明中国的经济高质量发展水平存在显著的空间聚集效应,且表现为正效应。同时,2003 年—2022 年的 Z 值均大于 3,表明经济高质量发展更偏向于集中分布。

4.1.2 空间模型检验

对样本数据进行 LM 检验、两次 LR 检验及 Hausman 检验,以检验是否可以选择空间杜宾模型(SDM)。各项检验结果如表 5 所示。

由表 5 所得,LM 检验均在 1%的水平上拒绝原

表 4 Moran's I 检验结果

变量	I	E(I)	sd(I)	Z	P
ehqd2015	0.384	-0.033	0.109	3.810	0.000***
ehqd2016	0.389	-0.033	0.110	3.855	0.000***
ehqd2017	0.366	-0.033	0.109	3.644	0.000***
ehqd2018	0.371	-0.033	0.110	3.675	0.000***
ehqd2019	0.389	-0.033	0.110	3.850	0.000***
ehqd2020	0.413	-0.033	0.111	4.034	0.000***
ehqd2021	0.433	-0.033	0.112	4.167	0.000***
ehqd2022	0.446	-0.033	0.113	4.255	0.000***

注:*、**、***分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平。

表 5 空间模型检验结果

检验类型	统计量	P
LMerr	33.437	0.000***
Robust LMerr	16.101	0.000***
LMlag	24.340	0.000***
Robust LMlag	7.004	0.008***
LR1	125.66	0.000***
	133.78	0.000***
LR2	34.96	0.000***
	761.97	0.000***
Hausman	93.11	0.000***

注:*、**与***分别表示在 1%、5%与 10%的水平上显著。

假设,即空间自回归模型(SAR)、空间误差模型(SEM)都可以通过显著性检验,应选择空间杜宾模型(SDM)。第一次 LR 检验结果显著表明 SDM 模型不会退化为 SAR 模型或 SEM 模型,由此可以确定 SDM 为最优模型。结合 Hausman 检验结果,固定效应优于随机效应,二次 LR 检验结果均显著表明地区时间双固定模型最优。

4.2 模型分析

基于上述检验,选择双固定效应杜宾模型探究绿色金融对经济高质量发展的影响,结果如表 6 所示。模型的 Log-likelihood 和 R² 为 1 924.697 4、0.827 3,模型可信度良好。在模型中 GF 对 ehqd 的回归系数为正,且在 1%的水平下拒绝原假设,表明绿色金融对经济高质量发展水平具有显著正向影响,H1 得到验证。同时 W×GF 也在 1%的水平下拒绝原假设,系数为 0.382 4,表示绿色金融也能够通过空间溢出效应对经济高质量发展水平产生促进影响。进一步对解释变量的直接效应和间接效应分解分析,从总体来看,绿色金融发展指数对经济高质量发展指数的直接效应和间接效应分别为 0.261 0、0.588 4(均显著),即绿色金融对经济高质量发展呈现显著的本地效应及空间溢出效应。这表明省域内绿色金融的发展的推进不仅有利于本省的金融发展和经济高质量发展,也会带动相邻省域间的经济转型升级。H2 得以验证。假设成立主要原因在于绿色金融能够推动企业绿色转型,为企业绿色金融提供绿色贷款,将资金引入低污染企业,将本地区更多的资本要素吸引到绿色经济中来,同时也吸引周边地区的资本要素,形成集聚效应,

表 6 空间杜宾模型结果

效应	变量	模型结果	效应	变量	模型结果
Main	GF	0.228 1***	直接效应	GF	0.261 0***
	TP	-0.019 1**		TP	-0.021 2***
	OP	0.081 4***		OP	0.082 0***
	GovI	0.041 4*		GovI	0.052 3**
	UR	0.001 6		UR	0.006 1
Wx	GF	0.382 4***	间接效应 (空间溢出效应)	GF	0.588 4***
	TP	-0.015 5		TP	-0.026 9***
	OP	-0.022 8		OP	-0.000 3
	GovI	0.118 4***		GovI	0.166 8***
	UR	0.094 4***		UR	0.119 4***
R ²		0.827 3	总效应	GF	0.849 4***
Log-likelihood		1 924.697 4		TP	-0.048 1***
个体效应	控制			OP	0.081 7***
时间效应	控制			GovI	0.219 1***
观测值		713		UR	0.125 5***

注:*、**、***分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

上、下游企业进行资源的共享,从而达到规模经济与范围经济,逐渐统一规划的绿色金融平台,既可以为本地区绿色企业创造良好的发展环境,又可以辐射到周边区域,从而提升区域之间的绿色金融水平,资金利用率提升,对经济高质量发展起到正向作用。

4.3 中介效应

从上述分析可以得知绿色金融能够促进经济高质量发展,同时具有空间溢出趋势。但绿色金融能否通过绿色科技创新促进高质量发展,采用逐步检验法检验中介传导效应。如表 7 所示,绿色金融发展水平对经济高质量发展的影响在 1%的水平上显著为正,表明绿色金融对经济高质量发展具有显著的促进作用;绿色金融对绿色技术创新水平的影响在 5%的水平上也显著正,表明绿色金融对绿色技术创新水平具有显著的促进作用;同时绿色金融与绿色技术创新对经济高质量发展水平的影响在 5%的水平上也显著为正,且模型(1)中的总效应系数为 0.088 1 大于模型(3)中的直接效应系数 0.043 8,中介效应值为 0.044,说明绿色技术创新在绿色金融与经济高质量发展之间起部分中介作用,中介效应占比为 0.50。绿色金融通过推动环保产业发展、促进低碳转型、提高资源利用效率,推动绿色科技创新进步,绿色科技创新进步为经济提供了新的增长点,促进经济结构优化、创新和可持续发展,进而使经济朝着更高质量发展。

表 7 中介效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	ehqd	lnGTech	ehqd
GF	0.088 1*** (0.013 1)	2.308 9** (0.246 1)	0.043 8*** (0.013 0)
lnGTech			0.019 2*** (0.001 9)
控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
观测值	713	713	713
F	243.290 0	325.374 5	273.022 4
R ²	0.901 8	0.924 8	0.914 5

注: *、**、*** 分别表示 1%、5%与 10%的水平上显著。

5 稳健性检验

从以下两个角度对模型进行稳健性检验:首先变换控制变量,采用信息化程度(PIT)替代城镇化率(UR),重新进行建立空间杜宾模型。其次,考虑到时间对样本回归可能导致的结果不同,剔除 2000 年数据再次检验。如表 8 所示,绿色金融对经济高

质量发展的影响在 5%的水平上显著为正。说明绿色金融显著促进了经济高质量发展,并且影响方向与程度均未发生变化,表明本文结论可靠。进一步采用 Sobel-Goodman 检验法对中介效应进行稳健性检验,同逐步检验结果相同,中介效应占比为 0.50,中介效应良好。

表 8 稳健性检验结果

检验类型	统计量		P	
	替换控制变量	剔除数据	替换控制变量	剔除数据
LMerr	171.549	34.753	0.000***	0.000***
Robust LMerr	63.381	16.523	0.000***	0.000***
LMlag	139.721	26.320	0.000***	0.000***
Robust LMlag	31.553	8.091	0.000***	0.004***
LR1	114.43	98.98	0.000***	0.000***
	122.14	106.30	0.000***	0.000***
LR2	27.12	36.92	0.0025***	0.0001***
	886.98	764.57	0.000***	0.000***
Hausman	59.30	106.84	0.000***	0.000***
SDM	10.66	8.83	0.000***	0.000***
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
中介效应	Proportion of total effect that is mediated		0.500	
	Ratio of indirect to direct effect		1.009	
	Ratio of total to direct effect		2.009	

注: *、**、*** 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

6 结论与建议

基于 31 个省份的数据,构建绿色金融发展水平与经济高质量发展的指标体系,采用熵权法计算各指标的权重以及综合得分,首先对绿色金融影响经济高质量发展的机制及其空间效应进行研究,在此基础上,引入绿色创新技术这一变量作为本文的中介变量,然后探究三者之间的影响关系。主要结论如下:①加入控制变量后,绿色金融发展水平对经济高质量发展的影响显著为正。②绿色金融能够促进经济高质量发展且有空间溢出效应。省域内绿色金融的发展的推进不仅有利于本省的金融发展和经济高质量发展,也会带动相邻省域间的经济转型升级。③绿色技术创新在绿色金融和经济高质量发展之间发挥着部分中介作用。

对于上述实证结论,可以得到以下三个方面的启示及意义:一是扩充绿色金融产品体系,规范绿色金融市场条例,对绿色金融产品与服务进行创新,构建绿色金融与产业的互动机制,建立信贷、投资、基金等多样化绿色金融平台,为不同的绿色行业提供资金支持,实现绿色信息资源共享,减弱信

息不对称程度,降低绿色企业的融资成本,助推经济高质量发展。二是充分利用绿色金融发展的空间外溢性特征,强化相邻省域间的协作和资源的合理运用,发挥经济强省的优势,对于经济落后地区可以适当调整绿色金融资源的配置,制定差异性绿色金融政策,发挥高水平发展地区的带动作用,促进经济协调发展。三是注重绿色技术创新所发挥的中介作用,多元化的绿色金融产品支持绿色技术创新,加大对绿色研发的投入与专利保护,激励企业开展绿色技术创新,将绿色技术注入产品与服务,发展绿色技术创新产业,推动经济高质量发展。

参考文献

- [1] GRAEDEL T E. 产业生态学[M]. 北京:清华大学出版社有限公司,2004.
- [2] 黄建欢,吕海龙,王良健. 金融发展影响区域绿色发展的机理——基于生态效率和空间计量的研究[J]. 地理研究,2014,33(3):532-545.
- [3] 宁伟,余金花. 绿色金融与宏观经济增长动态关系实证研究[J]. 求索,2014(8):62-66.
- [4] 邱海洋. 绿色金融的经济增长效应研究[J]. 经济研究参考,2017(38):53-59.
- [5] 潘林伟,马迪,吴娅玲. 中国金融效率促进经济增长效应的区域差异及地方政府宏观调控的异质需求[J]. 技术经济,2017,36(10):114-122.
- [6] 田惠敏. 绿色金融助力经济高质量发展[J]. 中国科技论坛,2018(4):2-3.
- [7] 傅京燕,刘映萍. 绿色金融促进粤港澳大湾区经济高质量发展发展的机制分析[J]. 环境保护,2019,47(24):36-38.
- [8] 张勋,万广华,张佳佳,等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究,2019,54(8):71-86.
- [9] ZHOU X, TANG X, ZHANG R. Impact of green finance on economic development and environmental quality: a study based on provincial panel data from China[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2020, 27(16): 19915-19932.
- [10] 雷汉云,王旭霞. 环境污染、绿色金融与经济高质量发展[J]. 统计与决策,2020,36(15):18-22.
- [11] 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.
- [12] 喻平,张敬佩. 区域绿色金融与高质量发展的耦合协调评价[J]. 统计与决策,2021,37(24):142-146.
- [13] ZHANG S, WU Z, WANG Y, et al. Fostering green development with green finance: an empirical study on the environmental effect of green credit policy in China [J]. Journal of Environmental Management, 2021, 296: 113159.
- [14] 陈国进,丁赛杰,赵向琴,等. 中国绿色金融政策、融资成本与企业绿色转型——基于央行担保品政策视角[J]. 金融研究,2021(12):75-95.
- [15] 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):21-27.
- [16] 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.
- [17] 赵卉心,孟煜杰. 中国城市数字经济与绿色技术创新耦合协调测度与评价[J]. 中国软科学,2022(9):97-107.
- [18] 宋晓霞. 数字经济发展对我国绿色技术创新的影响分析[J]. 中国物价,2022(8):17-19.

Green Finance, Green Technological Innovation and High-quality Economic Development

ZHANG Yun, LIU Jiayi

(School of Statistics, Xi'an University of Finance and Economics, Xi'an 710000, China)

Abstract: The spatial Durbin model was used to analyze the effect of green finance on high-quality economic development in 31 provinces (due to the lack of data, the statistical data mentioned here do not include the Tibet Autonomous Region, the Hong Kong Special Administrative Region, the Macao Special Administrative Region and Taiwan Province), municipalities and autonomous regions in China, and also to explore the role of green technology innovation in the influence of green finance on high-quality economic development. The results show that the effect of green financial development on economic high-quality development is positive. Green finance can promote high-quality economic development and has spatial spillover effects. Green technological innovation plays a partly intermediary role, and green finance can promote economic high-quality development through promoting green technological innovation. Finally, it is proposed to expand the green financial product system, make use of the spatial spillover characteristics of green finance, strengthen provincial and regional cooperation and enhance green R&D investment and patent protection.

Keywords: green finance; green technological innovation; high quality economic development; spatial durbin; intermediary effect