

# 绿色金融、绿色技术创新与经济高质量发展

肖仁桥<sup>1,2</sup>, 肖阳<sup>1</sup>, 钱丽<sup>1</sup>

(1. 安徽财经大学工商管理学院, 安徽蚌埠 233030; 2. 华中科技大学管理学院, 武汉 430074)

**摘要:**基于绿色金融的资源配置与绿色技术创新视角,首先将绿色金融分为绿色信贷、绿色证券和绿色保险三个维度,进而采用2013—2020年中国30个省份(因数据缺失,未包含西藏地区和港澳台地区)面板数据,利用动态广义矩估计面板模型(GMM)分析绿色金融对经济高质量发展的非线性影响,探讨绿色金融通过绿色技术创新促进经济高质量发展的作用机制,并分析绿色金融对绿色技术创新与经济高质量发展关系的调节效应。结果表明:①绿色信贷、绿色证券与经济高质量发展之间均呈“先扬后抑”的倒U型关系,大多数中西部省份绿色信贷、绿色证券水平尚未跨过拐点,其对经济高质量发展的影响处于促进阶段,绿色保险则对经济高质量发展具有显著线性促进作用;②绿色技术创新在不同维度绿色金融与经济高质量发展之间均起到部分中介作用,且绿色技术创新在绿色证券促进经济高质量发展中的传导作用最强,其次是绿色信贷,而绿色保险最弱;③绿色信贷、绿色证券和绿色保险对绿色技术创新与经济高质量发展关系均起显著正向调节作用,且三种类型绿色金融的调节效应依次递减。

**关键词:**绿色金融;绿色技术创新;经济高质量发展;倒U型关系;中介作用

**中图分类号:**F062.4 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2023)3—0001—13

## 一、引言

十九大报告明确指出,中国经济已由高速增长转向高质量发展阶段,建立和健全绿色低碳循环的经济高质量发展体系是我国未来的发展方向,而大力发展绿色金融是实现经济高质量发展的必然要求。现阶段,我国经济高质量发展的要素、结构及布局发生改变,资源环境约束越来越接近于上限,碳达峰、碳中和成为我国中长期发展的重要目标。绿色金融作为一项旨在实现经济发展和环境改善双赢的经济活动,是当前发展绿色经济的重要融资手段,同时也是推动经济高质量发展的新引擎(Lee and Lee, 2022)。2016年,中国人民银行联合七部委发布《关于构建绿色金融体系的指导意见》,标志着我国绿色金融进入了快速发展阶段。截至2021年底,中国绿色信贷余额为15.9万亿元,绿色债券在我国的发行量超过6000亿元,余额突破了1万亿元。党的二十大再次强调,要加快推进绿色低碳转型,实现经济高质量发展。

当前,我国产业结构仍以工业为主,能源消费结构呈现高碳化趋势,创新引领动力不足,绿色撬动效能较低,“两高”产业仍是拉动经济增长的主要动力(林伯强, 2022),经济高质量发展仍有不少瓶颈亟待突破,绿色金融能否促进经济高质量发展还有待进一步检验。由于绿色金融可以为绿色技术创新提供一个支持性的投融资环境,绿色金融是否能与绿色技术创新形成合力推动经济高质量发展?基于此,本文将绿色金融、绿色技术创新及经济高质量发展纳入统一研究框架,探索绿色金融对经济高质量发展的影响及作用机理,这对于优化我国绿色金融环境、实现经济高质量发展等,都具有重要的理论价值和现实意义。

## 二、文献回顾

### (一)绿色金融概念及内涵

传统金融以“经济人假设”为指导思想,强调经济利益压倒一切,最终目的是实现项目盈利(Guo et al, 2022)。绿色金融作为一种金融创新,通过利用各种金融工具和产品来防止环境污染风险,绿色发展目标是其与传统金融的本质区别(Khan et al, 2022)。早期学者将绿色金融与环境金融等同,认为绿色金融通过提供金融服务来

收稿日期:2022-11-23

基金项目:国家社会科学基金“双碳目标下制造业绿色创新效率、技术差距及溢出效应研究”(22BJY252);安徽财经大学研究生科研创新基金项目“绿色金融、政府支持与企业绿色技术创新效率提升研究”(ACYC2021131)

作者简介:肖仁桥,博士,安徽财经大学工商管理学院教授,硕士研究生导师,华中科技大学企业评价研究所研究员,中国技术经济学会高级会员,研究方向:绿色创新管理;肖阳,安徽财经大学工商管理学院硕士研究生,研究方向:绿色创新管理;钱丽,博士,安徽财经大学工商管理学院副教授,硕士研究生导师,研究方向:绿色创新管理。

处理污染控制、资源保护及其他绿色项目的实际问题(Jin et al, 2021)。近年来,随着绿色发展理念的深化,对绿色金融内涵的解读更加深入。例如, Lee 和 Lee(2022)指出绿色金融是通过绿色导向的信贷、证券、保险、投资及碳金融促进环境友好型投资和培育生态社会的金融形式。斯丽娟和曹昊煜(2022)认为绿色金融作为一种金融活动,能够有效地解决环境项目外部性和缓解环境信息不对称等问题,激励金融机构和企业承担更多社会责任。He 等(2019)从绿色金融机构角度出发,构建了包含绿色信贷、绿色证券及绿色保险等多维度综合指标体系,对绿色金融发展水平进行评估。Lü et al(2021a)基于 2010—2019 年中国省级面板数据评估了绿色金融发展的空间格局、区域差距及演变趋势,发现中国绿色金融发展水平呈东中西阶梯式分布。张木林和赵魁(2021)发现绿色金融通过优化产业结构和促进技术创新从而提升企业的全要素生产率。

## (二)经济高质量发展的影响因素

张军扩等(2019)指出高质量发展追求高效、公平和绿色可持续,旨在促进经济、政治、文化、社会和生态环境的协调发展。任保平和文丰安(2018)强调高质量发展是生产要素投入低、资源配置效率高、资源环境成本低和经济社会效益好的质量型发展。赵涛等(2020)认为高质量发展的核心内涵是创新、协调、绿色、开放、共享,涵盖了社会经济发展的各个领域。在准确把握高质量发展内涵的基础上,部分学者从金融改革(薛莹和胡坚, 2020)、知识产权保护(孟猛猛等, 2021)、环境规制(Li et al, 2021)、科技创新(上官绪明和葛斌华, 2020)、数字经济(赵涛等, 2020; 罗斌元和陈艳霞, 2022)、创新生态系统构建(张爱琴等, 2022)等多个方面探讨经济高质量发展的影响因素。例如,薛莹和胡坚(2020)发现金融科技有助于发挥资源配置效应,提升传统金融业务服务实体经济的能力,促进经济高质量发展。孟猛猛等(2021)研究发现专利质量能够有效促进经济高质量发展,知识产权保护进一步强化了专利质量对经济高质量发展的积极效应。上官绪明和葛斌华(2020)将科技创新与环境规制纳入统一分析框架,发现科技创新与环境规制协同发展能有效促进经济高质量发展。罗斌元和陈艳霞(2022)研究了数智化对经济高质量发展的影响机制及营商环境的调节作用。张爱琴等(2022)基于组态分析视角,发现创新资源集聚、基础设施改善和创新政策是驱动地区经济高质量发展的三条路径。

## (三)绿色金融与经济高质量发展

早期学者关注金融发展对经济增长的影响,指出金融发展可以通过规模扩张、促进资本积累和提高资本配置效率来促进经济发展(潘林伟等, 2017)。张勋等(2019)认为金融发展有助于畅通消费、降低管理风险、便于交易及改善企业融资约束,从而推动区域经济增长。与传统金融相比,绿色金融旨在促进环境改善,实现经济可持续发展,学者开始关注绿色金融对经济高质量发展的影响(Yin and Xu, 2022)。Zhou 等(2020)发现绿色金融能在抑制环境恶化的同时对经济发展产生积极影响,从而实现经济增长与环境优化的双赢。Zhang 等(2021)指出绿色金融通过减少污染排放和增加清洁生产来提高绿色生产率,进而促进经济高质量发展。陈国进等(2021)从政策效果评价角度出发,发现绿色金融政策能为绿色企业提供融资激励,助推经济绿色转型。史代敏和施晓燕(2022)基于 2010—2018 年中国 30 个省份数据,发现绿色金融发展水平与经济高质量发展呈 U 型关系,但尚未探讨绿色金融与经济高质量发展之间的传导机制,且仅局限于绿色金融总体发展水平分析。此外,部分学者探讨了绿色金融与绿色技术创新(Yu et al, 2021),绿色技术创新与经济高质量发展之间的关系(Perruchas et al, 2020),但三者之间的作用机制探讨较为少见。

综上所述,现有文献为本文提供了重要理论参考,但仍存在以下不足之处:①学者们已从环境规制、科技创新和数字经济等角度对经济高质量发展的影响因素进行了有益探索,但绿色金融对经济高质量发展的影响研究较为匮乏,鲜见不同类型绿色金融对经济高质量发展的非线性影响文献;②研究了绿色金融对经济高质量发展的直接影响,而忽视其内部传导机制,绿色金融通过何种路径推动经济高质量发展,绿色技术创新在其中是否起到中介传导作用,此类研究并不多见;③现有文献探讨了绿色技术创新对经济高质量发展的直接影响,而忽视绿色金融这一外部情景,绿色技术创新对经济高质量发展的影响是否受到绿色金融的间接调节作用,有待深入研究。

基于此,本文首先探讨绿色金融各维度对经济高质量发展的非线性影响,丰富经济高质量发展影响因素的相关研究。其次,从绿色技术创新视角探讨绿色金融影响经济高质量发展的中介传导机制,为深刻理解绿色金融与经济高质量发展的关系提供新的证据。再次,分析绿色金融各维度在绿色技术创新与经济高质量发展之间的调节效应,拓展绿色技术创新与经济高质量发展之间的外部机制研究。最后,根据本文研究结论,为政府完善绿色金融政策体系和实现经济高质量发展提供相关政策建议。

### 三、理论分析与研究假设

#### (一)绿色金融各维度对经济高质量发展的非线性影响

金融的核心功能是实现资源优化配置,同时尽可能降低风险(Zhou et al,2020)。绿色金融作为一种环保型经济活动,对经济高质量发展具有积极影响(Zhang et al,2021)。其中,绿色信贷和绿色证券作为缓解融资约束的间接和直接渠道,是绿色金融实现资源优化配置的主力军(He et al,2019)。同时,绿色保险可以通过保费将环境风险显性化,提高污染成本,从而减少环境污染(Li et al,2021)。据此,本文将绿色金融划分为绿色信贷、绿色证券和绿色保险三个维度进行系统分析。另外,绿色金融与经济高质量发展之间并非单一的线性关系(文书洋等,2022),可能因绿色金融发展存在门槛而对经济高质量发展产生U型影响(史代敏和施晓燕,2022)。下面,主要从非线性角度探讨绿色金融各维度对经济高质量发展的影响机制。

绿色信贷是指银行在放贷时考虑企业环境保护水平,通过向环保企业提供优惠利率和对污染企业实施惩罚性利率,调整社会资金流动,加速产业结构升级,促进绿色转型和经济可持续发展(Xu and Li,2020)。一方面,绿色信贷通过差异化货币金融政策,例如,信贷优惠、利率变动等方式动员更多资金聚集,形成绿色投资,撬动资本流入高效、节能和低污染等绿色项目,这将促进经济结构优化,提升经济增长质量(谢婷婷和刘锦华,2019);另一方面,绿色信贷的惩罚性措施会削弱污染产业的贷款支持,驱动污染产业淘汰落后产能,改进和创新生产技术,提高全要素生产率,实现区域经济可持续发展。

然而,当绿色信贷水平超过一定规模后,由于长期存在“信贷歧视”现象,民营企业的融资约束明显大于国有企业(Yu et al,2021)。同时,我国选择了以银行部门为主导的间接金融体系,绿色信贷发展仍表现为银行部门主导型的规模扩张和信贷增加,而信贷市场规模与资本配置效率呈负相关性(李佳霖等,2021)。过度发展绿色信贷会加剧地方政府隐性干预银行信贷决策的程度,无法扭转非国有企业的相对劣势(Chen et al,2020),从而导致拥有绿色创新意愿的民营企业难以获得足够的资金支持。此时,绿色信贷发展并非真正缓解了企业的融资约束,而是扭曲了资金的使用成本并降低了资源使用效率,从而减弱了绿色信贷发展对缓解企业融资约束的积极作用,影响经济高质量发展(李佳霖等,2021)。

据此,本文提出以下假设:

绿色信贷与经济高质量发展之间呈倒U型关系(H1a)。

绿色证券是针对上市企业制定环保准入标准和环境绩效评估方法,企业经环保机构审批后,方可在证券市场进行融资活动。随着绿色证券制度的不断完善,绿色研发项目的认定标准更加明确,强制信息披露要求可以显著缓解投资者与企业之间的信息不对称,减少绿色研发企业的融资约束,促进绿色技术进步,推动产业结构转型升级(郑明贵等,2022)。同时,限制污染企业通过发行证券进行融资,提高了环境污染成本,倒逼污染企业绿色技术进步,进一步通过提高生产效率实现经济高质量发展(张宇和钱水土,2022)。

然而,证券市场具有内在不稳定性与独立信用扩张能力,长期发展面临着与实体经济相分离的风险。Samargandi等(2014)通过研究52个中等收入国家发现,证券市场发展水平与经济增长之间存在一个均衡临界点,过度融资将对经济增长产生负面影响。一味增加对绿色证券的投入会导致绿色证券市场过度虚拟化,不利于经济高质量发展。

据此,本文提出以下假设:

绿色证券与经济高质量发展之间呈倒U型关系(H1b)。

绿色保险是当企业发生污染事故对第三者造成损害时,被有关机构责令后依法承担赔偿责任的一种保险(张婷等,2022)。绿色保险通过按时进行环境体检,提供专业保险服务,从而抑制投资者与生产者对存在污染风险的项目投资,降低环境污染事件发生的概率。同时,保险公司通过事前预警、事中响应和事后减损等方式做好风险防范与损害理赔,打造了一体化环境风险防范体系,综合来看,绿色保险所具有的风险防范和及时补偿等功能较好地迎合了当前可持续发展的需求。

据此,本文提出以下假设:

绿色保险水平提高有利于经济高质量发展(H1c)。

#### (二)绿色技术创新的中介作用

绿色技术创新是影响经济高质量发展的重要因素,但由于前者具有投资成本高、风险大和回报期长等特点,导致绿色技术创新活动经常受到融资约束的阻碍(Lü et al,2021b)。绿色金融能规避绿色技术创新风险,满足绿色技术创新主体的资金需求,从而促进绿色技术创新。

绿色信贷为企业提供更多的融资渠道,充分发挥金融分散技术创新风险和优化资源配置等功能,助推绿色技术进步。同时,随着绿色信贷环境的不断改善,企业等创新主体向外界传递信息的渠道更加完善,提高了外部投资者对信息的吸收效率,技术含量高的项目能获得更多关注和融资便利,有利于创新活动的顺利开展(郭俊杰和方颖,2022)。

绿色证券主要反映上市企业通过发行证券进行融资的能力。随着绿色证券水平的提高,可通过对清洁型研发企业发行证券价值以增加环境溢价,降低其融资成本,同时抑制污染企业发行证券进行融资,倒逼污染企业开展绿色技术创新活动(张宇和钱水土,2022)。此外,环保部门对上市公司的环境信用记录进行审查,公开污染企业名单等资料,使投资者可以更准确快捷找到绿色投资项目,降低企业与投资者之间的交易成本,企业也可以更加专注于绿色技术创新活动。

绿色保险是实现被保险对象经营风险分散、保障和补偿的制度安排,完善的保险产品体系能够为绿色技术创新活动提供风险保障,激发企业的创新活力。绿色保险开发的研发费用失败保险能够补偿绿色研发失败损失,专利执行保险和专利被侵权损失险等全面保障绿色知识产权,产品责任保险和质量保证保险等为绿色研发设备质量提供保障。

绿色技术创新作为绿色与创新两大发展理念的结合点,是缓解经济发展与环境污染之间的矛盾,实现经济发展方式转变和资源环境保护的关键举措(廖果平和秦剑美,2022)。绿色技术创新通过优化生产工艺,降低生产成本,改善产品质量,提升企业生产率和经济效益(范丹和孙晓婷,2020)。同时,绿色技术创新通过节约原材料和在制品,减少废物排放,防止生态污染,对绿色发展产生积极影响,从而推动经济高质量发展(Perruchas et al,2020)。综上,不同维度绿色金融通过优化资源配置、缓解融资约束以降低绿色技术研发风险和交易成本,有利于经济高质量发展。

据此,本文提出以下假设:

绿色技术创新在绿色信贷与经济高质量发展之间起中介作用(H2a);

绿色技术创新在绿色证券与经济高质量发展之间起中介作用(H2b);

绿色技术创新在绿色保险与经济高质量发展之间起中介作用(H2c)。

### (三)绿色金融的调节作用

绿色金融作为一种制度环境,同时具备资源配置和环境规制双重功能,绿色技术创新对经济高质量发展的影响还受到绿色金融这一外部情景的影响。

当前我国绿色技术创新能力受融资约束的影响,传统金融框架下难以获得足够的资金支持。通过信贷渠道动态调整环境污染的机会成本,做到既增加清洁性投资又减少污染性投资,实现利用资金配置引导绿色技术创新的目标(王馨和王营,2021)。同时,绿色信贷能有效降低绿色项目的融资成本,撬动资金流入绿色产业,这将优化产业结构,降低煤炭消费比重,从而促进绿色经济增长(谢婷婷和刘锦华,2019),强化了绿色技术创新对经济高质量发展的正向影响。

较高的绿色证券水平通过设置环境门槛,提高污染企业通过证券融资的交易成本,引导资金流向环保型企业,助力绿色技术创新。此外,绿色证券作为绿色项目直接融资的主要渠道,能够有效提高绿色投资效率,强化绿色技术创新对经济高质量发展的促进作用。

作为保险与环境科学结合的产物,较高的绿色保险水平有利于增强环境污染治理的监管力量,减轻政府治理压力和创新主体经营成本,为经济高质量发展注入持续动力。同时,较高的绿色保险水平能在整个保险服务的过程中更好地分散绿色技术创新风险,确保企业生产过程和工艺达到环保标准,有利于发挥绿色技术创新对经济高质量发展的促进作用。

据此,本文提出以下假设:

绿色信贷对绿色技术创新与经济高质量发展关系起正向调节作用(H3a);

绿色证券对绿色技术创新与经济高质量发展关系起正向调节作用(H3b);

绿色保险对绿色技术创新与经济高质量发展关系起正向调节作用(H3c)。

综上,本文构建理论模型如图 1 所示。

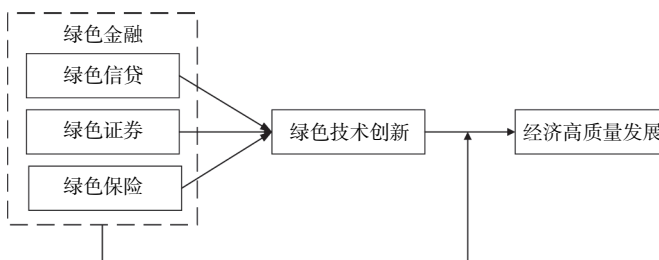


图 1 理论模型

## 四、研究设计

### (一)数据来源

本文主要探讨绿色金融、绿色技术创新与经济高质量发展三者之间的关系,以2013—2020年中国30个省份(因数据缺失,未包含西藏地区及港澳台地区)为研究样本。数据来源于历年《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国工业统计年鉴》、各省统计年鉴、economy prediction system(EPS)数据库和Wind数据库。对于少数指标的个别数据缺失,采用插值法进行补充。

### (二)变量选取

#### 1. 被解释变量

经济高质量发展。现有研究主要分为两类,一类是利用全要素生产率这一指标来衡量经济增长质量(刘志彪和凌永辉,2020);另一类是基于新发展理念构建经济高质量发展的多指标综合评价体系(陈景华等,2020),本文基于上述对经济高质量发展的内涵分析,在新发展理念下,从创新、协调、绿色、开放和共享5个方面构建指标体系,包括5个一级指标、10个二级指标及19个三级指标,并采用熵值法测算中国各省份经济高质量发展水平,具体指标见表1。

表1 经济高质量发展评价指标体系

一级指标	二级指标	指标层	具体衡量指标	指标方向
创新	创新效率	研发投入效率	新产品销售收入/R&D经费支出	+
	创新产出	技术市场成交额占比	技术市场成交额/GDP	+
		创新产品增利度	新产品销售收入/主营业务收入	+
协调	产业协调	产业结构高级化	第三产业产值/第二产业产值	+
		产业结构合理化	产业结构合理化指数	+
	城乡协调	城乡收入协调水平	城镇居民人均收入/农村居民人均收入	-
		城乡消费协调水平	城镇居民人均消费支出/农村居民人均年消费支出	-
绿色	资源节约	单位GDP能耗	标准煤消耗量/GDP	-
		单位GDP耗水量	用水总量/GDP	-
	污染排放	单位GDP废气排放	SO <sub>2</sub> 排放量/GDP	-
		单位GDP废水排放	工业废水排放量/GDP	-
		单位GDP固体废弃物排放	工业固体废物排放量/GDP	-
开放	外贸开放	进出口规模	进出口总额/GDP	+
		外资利用程度	外商直接投资额/GDP	+
共享	收入共享	人均GDP	GDP/总人口	+
	社会福利	教育福利重视度	教育费用支出/总人口	+
		医疗卫生福利重视度	医疗卫生费用支出/总人口	+
	基础设施	网络设施完善度	互联网宽带接入端口数	+
建成区绿化水平		建成区绿化覆盖率	+	

#### 2. 解释变量

绿色金融。本文基于绿色金融的资源配置视角,并参考He等(2019)、史代敏和施晓燕(2022)的研究成果,从绿色信贷、绿色证券和绿色保险三个维度展开研究。首先,采用六大高能耗产业利息支出占工业产业利息总支出的比重作为反向指标来衡量绿色信贷,并做负向标准化处理;其次,采用环保上市企业A股市值和六大高能耗产业市值占A股总市值的比重两个指标,利用熵值法测度绿色证券水平,其中,六大高能耗产业市值占A股总市值的比重也做负向化处理;最后,从农业保险规模和赔付率角度近似反映绿色保险发展情况,采用农业保险支出占保险总支出的比重、农业保险支出占农业保险收入的比率来衡量绿色保险水平,亦采用熵值法进行测算。

#### 3. 中介变量

绿色技术创新。考虑到专利仍是目前技术创新测度可观察的最有效变量,本文选择绿色专利数据衡量绿色技术创新水平。借鉴屈小娥和骆海燕(2021)的研究,使用绿色发明专利申请数的对数值来表示。

#### 4. 控制变量

主要从政府、城镇化、交通及社会等方面进行控制(上官绪明和葛斌华,2020;陈诗一和陈登科,2018)。变量包括:①政府财政支出,采用财政支出占GDP的比率进行衡量;②城镇化率,采用城镇人口所占比重进行测度;③基础交通,采用每万人拥有公交车辆进行衡量;④人口密度:采用单位面积人口数进行测度。

### (三)模型设定

#### 1. GMM 基准回归模型

为避免遗漏重要解释变量和各变量之间内生性的问题,本文构建动态广义矩估计(GMM)面板模型,并将解释变量的滞后一期项作为模型的工具变量,检验绿色金融与经济高质量发展之间的非线性关系,具体模型为

$$Highq_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Highq_{it-1} + \alpha_2 GF_{it} + \alpha_3 GF_{it}^2 + \alpha_4 Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: $Highq_{it}$ 为被解释变量,代表地区*i*在年份*t*的经济高质量发展水平; $Highq_{it-1}$ 为经济高质量发展的滞后一期值; $GF_{it}$ 为解释变量,表示地区*i*在年份*t*的绿色金融水平,包括3个维度:绿色信贷、绿色证券和绿色保险; $GF_{it}^2$ 为绿色金融的平方项,用以检验绿色金融对经济高质量发展的非线性影响; $Z_{it}$ 为控制变量; $\alpha_0$ 为常数项; $\alpha_1 \sim \alpha_4$ 分别为被解释变量滞后一期、解释变量和控制变量的回归系数; $\varepsilon_{it}$ 为误差项。

#### 2. 中介效应模型

借鉴温忠麟和叶宝娟(2014)的研究,在基准回归模型(1)的基础上增加模型(2)和模型(3),形成以下中介效应模型,检验绿色技术创新在不同维度绿色金融与经济高质量发展之间的中介作用。

$$CX_{it} = x_0 + x_1 CX_{it-1} + x_2 GF_{it} + x_3 Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Highq_{it} = \beta_0 + \beta_1 Highq_{it-1} + \beta_2 GF_{it} + \beta_3 CX_{it} + \beta_4 Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中: $CX_{it}$ 为中介变量,代表地区*i*在年份*t*的绿色技术创新水平,其余变量与模型(1)保持一致; $x_0$ 和 $\beta_0$ 为常数项, $x_1 \sim x_3$ 和 $\beta_1 \sim \beta_4$ 分别为被解释变量滞后一期、解释变量和控制变量的回归系数。本文通过以下步骤检验绿色技术创新的中介作用:首先,采用模型(1)进行回归分析,若回归系数 $\alpha_2$ 显著,表明绿色金融对经济高质量发展的总体效应存在,继续进行下一步,否则结束检验;其次,使用模型(2)检验绿色金融对绿色技术创新的影响,回归系数为 $x_2$ ;最后,使用模型(3)检验绿色金融对经济高质量发展的直接效应 $\beta_2$ 和通过绿色技术创新传导的中介效应 $\beta_3$ 。如果 $x_2$ 与 $\beta_3$ 均显著,且 $\beta_2$ 不显著,表明存在完全中介效应;若 $\beta_2$ 显著,则说明存在部分中介效应(温忠麟和叶宝娟,2014)。

#### 3. 调节效应模型

为了检验不同维度绿色金融对绿色技术创新与经济高质量发展关系的调节作用,构建模型(4)进行检验。

$$Highq_{it} = r_0 + r_1 Highq_{it-1} + r_2 CX_{it} + r_3 GF_{it} + r_4 CX_{it} \times GF_{it} + r_5 Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中: $CX_{it} \times GF_{it}$ 为绿色技术创新与绿色金融的交互项; $r_0$ 为常数项; $r_1 \sim r_5$ 分别为被解释变量滞后一期、解释变量、交互项和控制变量的回归系数。

## 五、实证分析

### (一)样本数据的描述性统计分析

各变量的描述性统计分析结果见表2,由此可见,考察期内中国各省份经济高质量发展水平标准差为0.092,均值为0.488,得出变异系数为18.6%,预示各省份之间经济高质量发展水平存在一定差距。从绿色金融各维度来看,绿色信贷、绿色证券和绿色保险的标准差分别为0.197、0.147和0.128,均值分别为0.595、0.405和0.339,得出变异系数分别为33.1%、36.3%、37.8%,表明我国各省份绿色信贷、绿色证券和绿色保险发展均存在不协调现象。绿色技术创新的标准差为0.741,均值为2.386,变异系数为31.1%,由此可知,我国各省份绿色技术创新水平差距明显,还有较大的提升空间。

### (二)绿色金融对经济高质量发展影响的主效应分析

根据上述理论假设和动态GMM回归模型,本文运用软件Stata17.0和2013—2020年中国30个省份(因数据缺失,未包含西藏及港澳台地区)面板数据,分别实证检验绿色信贷、绿色证券和绿色保险对经济高质量发展的非线性影响,表3报告了不同维度绿色金融对经济高质量发展影响回归结果。

由表3可知:AR(1)的*p*值均小于0.05,AR(2)的*p*

表2 样本数据描述性统计分析结果(2013—2020年)

变量名称	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
经济高质量发展	<i>Highq</i>	240	0.488	0.092	0.313	0.779
绿色信贷	<i>XD</i>	240	0.595	0.197	0.100	1.000
绿色证券	<i>ZQ</i>	240	0.405	0.147	0.100	0.983
绿色保险	<i>BX</i>	240	0.339	0.128	0.122	0.867
绿色技术创新	<i>CX</i>	240	2.386	0.741	0.000	3.627
政府财政支出	<i>ZF</i>	240	0.255	0.103	0.119	0.643
城镇化率	<i>CZ</i>	240	0.603	0.116	0.379	0.896
基础交通	<i>JT</i>	240	1.105	0.090	0.931	1.424
人口密度	<i>RK</i>	240	2.377	0.563	0.898	3.597

表3 绿色金融对经济高质量发展影响回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Highq</i>				
<i>L.Highq</i>	0.999***(65.29)	1.000***(25.36)	0.934***(56.14)	0.969***(30.77)	0.897***(88.07)
<i>XD</i>	0.013*(1.77)	0.252***(8.81)			
<i>XD</i> <sup>2</sup>		-0.183***(-9.13)			
<i>ZQ</i>			0.023*** (6.25)	0.182*** (5.07)	
<i>ZQ</i> <sup>2</sup>				-0.132***(-5.32)	
<i>BX</i>					0.049*** (4.80)
<i>ZF</i>	0.029**(2.12)	0.061*** (3.39)	0.046*** (2.67)	0.058*** (3.34)	-0.010(-1.12)
<i>CZ</i>	0.002(0.20)	0.010(0.28)	0.083*** (9.17)	0.012(0.45)	0.086*** (4.54)
<i>JT</i>	-0.012*(-1.92)	-0.004(-0.42)	-0.018*(-1.96)	-0.028***(-2.85)	-0.013*(-1.89)
<i>RK</i>	0.008*** (2.62)	0.000(-0.02)	0.030*** (5.95)	0.005(0.66)	0.034*** (9.35)
常数项	-0.006(-1.59)	-0.081***(-6.65)	-0.076***(-5.50)	-0.021**(-2.12)	-0.070***(-6.22)
AR(1) <sub>p</sub>	0.002	0.002	0.001	0.001	0.001
AR(2) <sub>p</sub>	0.828	0.843	0.827	0.871	0.893
Sargan <sub>p</sub>	0.338	0.489	0.388	0.355	0.475

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的检验水平下显著;括号内为Z统计量;*L.Highq*代表经济高质量发展的滞后一期值;AR(1)和AR(2)用于检验扰动项的差分是否存在一阶与二阶自相关;Sargan检验表示在1%的显著性水平下接受“所有工具变量均有效”的原假设。

值均大于0.10, Sargan检验值的*p*值均大于0.10, 表明本文选取的工具变量有效, 符合GMM估计的要求。本文借鉴Haans等(2016)提出的U型(或倒U型)曲线的检验方法, 判断回归结果是否满足U型(或倒U型)曲线的三个条件。首先, 由表3中的(2)列结果可知, 绿色信贷的一次项系数显著为正(0.252\*\*\*), 二次项系数显著为负(-0.183\*\*\*), 满足倒U型曲线判定的第一项条件; 其次, 绿色信贷水平的取值范围是[0.100, 1.000], 左端斜率为 $K_1 = 0.252 + 2 \times (-0.183) \times 0.100 = 0.215$ , 右端斜率为 $K_2 = 0.252 + 2 \times (-0.183) \times 1.000 = -0.114$ , 满足倒U型曲线判定的第二项条件; 最后, 曲线拐点为 $X_1 = -0.252 / (-0.183 \times 2) = 0.689$ 在绿色信贷水平的取值范围[0.100, 1.000]内, 符合倒U型曲线判定所要求的各项条件, 说明绿色信贷与经济高质量发展之间呈显著倒U型关系, 表明绿色信贷水平较低时, 发展绿色信贷能提升经济发展质量, 而当绿色信贷水平较高时, 绿色信贷则会抑制经济高质量发展, 假设H1a得到验证。一方面, 绿色信贷利用资金配置壮大绿色产业同时抑制污染产业, 从而提升经济增长质量; 另一方面, 过度发展绿色信贷会加剧信贷歧视, 降低资金使用效率, 不利于经济高质量发展。查阅数据发现, 大多数东中部省份绿色信贷发展水平已经跨过拐点, 如: 北京、上海和浙江等16个省市, 处于绿色信贷对经济高质量发展的负向阶段, 未来需关注绿色信贷的质量和实施效果。还有青海、云南和甘肃等14个中西部省份处于拐点左侧, 表明对大多数中西部省份而言, 绿色信贷对经济高质量发展仍起到显著促进作用, 这些地区绿色信贷水平仍有待提升。

由表3中的(4)列可知, 绿色证券的一次项和二次项系数分别为0.182\*\*\*和-0.132\*\*\*, 满足倒U型曲线判定的第一项条件。绿色证券水平的取值范围是[0.100, 0.983], 左端斜率为 $K_3 = 0.182 + 2 \times (-0.132) \times 0.100 = 0.156$ , 右端斜率为 $K_4 = 0.182 + 2 \times (-0.132) \times 0.983 = -0.078$ , 得出曲线拐点 $X_2 = -0.182 / (-0.132 \times 2) = 0.689$ 在绿色证券取值范围[0.100, 0.983]内, 满足倒U型曲线判定的各项条件, 故绿色证券与经济高质量发展之间呈显著倒U型关系, 表明绿色证券水平较低时, 绿色证券能促进经济高质量发展, 而绿色证券水平较高时则不利于经济高质量发展, 假设H1b得到验证。绿色证券能缓解绿色企业融资约束同时提高污染企业融资门槛, 推动产业结构转型升级, 从而实现经济高质量发展。而过度发展绿色证券会加速金融市场脱实向虚, 影响经济发展质量。查阅数据发现, 当前我国北京和浙江2个省市绿色证券水平位于拐点右侧, 其对经济高质量发展起阻滞效应, 而其余省市绿色证券水平处于拐点左侧, 需继续加大我国绿色证券市场建设的投入力度, 充分发挥其对经济高质量发展的促进作用。

表3中(5)列结果显示, 绿色保险对经济高质量发展的影响系数显著为正(0.049\*\*\*), 说明绿色保险能有效推动经济高质量发展, 假设H1c得到验证。如前文所述, 绿色保险通过环境体检、风险防范和及时补偿等方式降低了环境污染的可能性, 从而推动经济高质量发展。

### (三) 稳健性检验

#### 1. 剔除最后一年数据

为了确定上述结果的稳健性, 本文在去掉最后一年数据后, 检验绿色金融各维度对经济高质量发展的影响, 回归结果见表4。

由表 4 的(2)列和(4)列可知,绿色信贷与绿色证券一次项系数显著为正(0.177\*\*\*和0.092\*\*\*),二次项系数显著为负(-0.128\*\*\*和-0.071\*\*\*),表明绿色信贷、绿色证券与经济高质量发展呈显著倒 U 型关系。由表 4 的(5)列可知,绿色保险系数在 1% 水平上显著为正(0.022\*\*\*),说明绿色保险显著促进了经济高质量发展。因此,绿色金融各维度对经济高质量发展的影响方向和程度均未发生变化,表明本文结论稳健可靠。

表 4 绿色金融对经济高质量发展影响回归结果(2013—2019)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Highq</i>				
<i>L.Highq</i>	0.955***(85.44)	1.005***(42.05)	0.986***(71.00)	0.969***(73.39)	0.969***(52.99)
<i>XD</i>	0.037***(6.03)	0.177***(6.98)			
<i>XD</i> <sup>2</sup>		-0.128***(-6.01)			
<i>ZQ</i>			0.019***(4.06)	0.092***(2.95)	
<i>ZQ</i> <sup>2</sup>				-0.071***(-3.40)	
<i>BX</i>					0.022***(5.48)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.003(0.39)	-0.046***(-3.65)	0.024***(2.70)	-0.010(-1.14)	-0.010*(-2.12)
AR(1) <sub>p</sub>	0.003	0.003	0.003	0.002	0.015
AR(2) <sub>p</sub>	0.558	0.745	0.540	0.595	0.605
Sargan <sub>p</sub>	0.130	0.143	0.150	0.168	0.153

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10% 的检验水平下显著;括号内为 Z 统计量;AR(1)和 AR(2)用于检验扰动项的差分是否存在一阶与二阶自相关;Sargan 检验表示在 1% 的显著性水平下接受“所有工具变量均有效”的原假设。

## 2. 区域异质性分析

鉴于中国各区域绿色金融发展水平差异较大,可能会影响到本文的研究结论,故本文采用东中部地区的子样本数据进行实证分析,结果见表 5。

由表 5 所示,绿色信贷和绿色证券与经济高质量发展之间的倒 U 型关系依然成立,绿色保险对经济高质量发展仍表现为显著的促进作用,本文结论具有稳健性。此外,由表 5 中(1)列可知,绿色信贷的一次项系数显著为负(-0.055\*\*\*),表明绿色信贷对我国东中部省份经济高质量发展已产生了抑制作用,与上述大多数东部和中部省份绿色信贷水平已跨过拐点的结论保持一致。但由(2)列可知,从整个时间变化来看,绿色信贷对我国东中部地区经济高质量发展的影响仍为倒 U 型关系,进一步说明本文的结论是稳健的。

表 5 基于东中部地区样本的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Highq</i>				
<i>L.Highq</i>	0.994***(18.93)	0.983***(22.10)	0.851***(12.19)	1.003***(12.73)	0.929***(39.27)
<i>XD</i>	-0.055***(-5.72)	0.354*(1.92)			
<i>XD</i> <sup>2</sup>		-0.261**(-2.03)			
<i>ZQ</i>			0.033***(4.69)	0.199***(5.20)	
<i>ZQ</i> <sup>2</sup>				-0.119***(-5.26)	
<i>BX</i>					0.017*(1.69)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.037(0.70)	-0.112*(-2.20)	0.348(0.80)	0.051(0.69)	-0.073***(-2.61)
AR(1) <sub>p</sub>	0.012	0.007	0.012	0.006	0.012
AR(2) <sub>p</sub>	0.875	0.993	0.828	0.795	0.804
Sargan <sub>p</sub>	0.983	0.987	0.985	0.942	0.979

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10% 的检验水平下显著;括号内为 Z 统计量;AR(1)和 AR(2)用于检验扰动项的差分是否存在一阶与二阶自相关;Sargan 检验表示在 1% 的显著性水平下接受“所有工具变量均有效”的原假设。

## (四)绿色技术创新的中介作用

下面检验绿色技术创新在绿色金融与经济高质量发展之间的中介传导机制,由上述可知,绿色信贷、绿色证券与绿色保险与经济高质量发展之间呈现显著倒 U 型或线性关系,表明绿色信贷、绿色证券与绿色保险对经济高质量发展的总体效应存在。另外,检验绿色金融各维度对绿色技术创新的影响,回归结果见表 6。

表 6 中(1)列显示绿色信贷的一次项系数在 1% 的水平上显著为正(0.172\*\*\*),表明绿色信贷对绿色技术创新具有显著的促进作用。(3)列显示绿色证券的一次项系数在 1% 的水平上显著为正(0.437\*\*\*),说明绿色证券显著促进了绿色技术创新。(5)列显示,绿色保险的系数在 1% 的水平上显著为正(0.265\*\*\*),表明绿色保险促进了绿色技术创新。因此,绿色信贷、绿色证券和绿色保险均对绿色技术创新有显著正向影响。同时,

为了保持与主效应一致,本文接着引入绿色信贷与绿色证券的二次项。由(2)列和(4)列可知,绿色信贷、绿色证券与绿色技术创新之间均呈现显著倒U型关系,从而保证后续研究一致性和稳健性。

在以上2个步骤结果均显著成立的基础上,以绿色金融各维度与绿色技术创新作为自变量,以经济高质量发展为结果变量进行回归分析,结果见表7。

表6 绿色金融对绿色技术创新的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	CX				
<i>L.CX</i>	0.809*** (48.31)	0.799*** (56.43)	0.798*** (47.94)	0.791*** (21.37)	0.794*** (35.36)
<i>XD</i>	0.172*** (2.82)	0.796*** (3.36)			
<i>XD</i> <sup>2</sup>		-0.497*** (-2.73)			
<i>ZQ</i>			0.437*** (3.95)	1.701*** (5.83)	
<i>ZQ</i> <sup>2</sup>				-1.050*** (-5.59)	
<i>BX</i>					0.265*** (6.31)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.128* (-1.88)	-0.333*** (-3.36)	0.013 (0.13)	-0.224 (-1.55)	-0.999*** (-3.34)
AR(1) <sub>p</sub>	0.005	0.005	0.004	0.004	0.001
AR(2) <sub>p</sub>	0.497	0.513	0.360	0.398	0.705
Sargan <sub>p</sub>	0.392	0.433	0.430	0.638	0.728

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的检验水平下显著;括号内为Z统计量;*L.CX*代表绿色技术创新的滞后一期值;AR(1)和AR(2)用于检验扰动项的差分是否存在一阶与二阶自相关;Sargan检验表示在1%的显著性水平下接受“所有工具变量均有效”的原假设。

表7 绿色技术创新的中介作用分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Highq</i>				
<i>L.Highq</i>	0.938*** (37.40)	0.924*** (34.14)	0.896*** (33.83)	0.892*** (21.80)	0.869*** (58.16)
<i>XD</i>	0.015*** (2.61)	0.291*** (9.39)			
<i>XD</i> <sup>2</sup>		-0.210*** (-9.49)			
<i>ZQ</i>			0.041*** (4.32)	0.227*** (5.40)	
<i>ZQ</i> <sup>2</sup>				-0.164*** (-5.75)	
<i>BX</i>					0.047*** (6.51)
<i>CX</i>	0.010*** (4.53)	0.015*** (7.31)	0.013*** (3.63)	0.010*** (3.28)	0.007*** (3.45)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.007 (1.31)	-0.066*** (-5.18)	0.005 (0.37)	-0.002 (-0.17)	-0.038 (-1.53)
AR(1) <sub>p</sub>	0.001	0.001	0.001	0.000	0.001
AR(2) <sub>p</sub>	0.722	0.931	0.628	0.947	0.981
Sargan <sub>p</sub>	0.377	0.462	0.464	0.453	0.462

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的检验水平下显著;括号内为Z统计量;AR(1)和AR(2)用于检验扰动项的差分是否存在一阶与二阶自相关;Sargan检验表示在1%的显著性水平下接受“所有工具变量均有效”的原假设。

表7中(1)列结果显示,绿色技术创新与经济高质量发展显著正相关(0.010\*\*\*),同时绿色信贷与经济高质量发展存在正相关关系(0.015\*\*\*),说明绿色技术创新在绿色信贷与经济高质量发展之间起部分中介作用,假设H2a得到验证。绿色信贷拓宽了创新主体传递绿色项目信息和获取创新资金渠道,有效缓解其融资约束,有利于绿色技术创新活动开展,从而助力经济高质量发展。表7中(3)列的结果表明,绿色技术创新和绿色证券对经济高质量发展在1%水平上显著为正(0.013\*\*\*和0.041\*\*\*),说明绿色技术创新在绿色证券与经济高质量发展之间起部分中介作用,假设H2b得到验证。这表明,绿色证券通过设置证券交易门槛和披露环保信息推动金融资产绿色化,促进企业进行绿色技术创新,从而提升经济发展质量。同样,由表7中(5)列的结果可知,绿色技术创新与经济高质量发展显著相关(0.007\*\*\*),同时绿色保险对经济高质量发展的影响显著为正(0.047\*\*\*),说明绿色技术创新在绿色保险与经济高质量发展之间起部分中介作用,假设H2c得到验证。绿色保险通过丰富的保险产品保障了绿色技术创新活动顺利进行,有效激发了企业的创新活力,对经济高质量发展产生积极影响。

利用温忠麟和叶宝娟(2014)的中介效应分解公式进行测算,发现绿色技术创新在绿色信贷、绿色证券、绿色保险与经济高质量发展之间的中介效应占总效应的比重分别为13.23%、24.70%和3.79%,表明其在绿色证券促进经济高质量发展中的中介效应最强,其次是绿色信贷,而绿色保险最弱。此外,为了保持和主效应一致,本文引入绿色信贷和绿色证券的二次项,由表7中(2)列和(4)列的回归结果可知,绿色信贷、绿色证券与经济高质量发展仍表现为显著倒U型关系,同时绿色技术创新的系数显著为正,与上述结论一致,表明本文中介效应的检验结果是稳健的。

### (五)进一步分析:绿色金融的调节效应

绿色金融作为一种制度环境,在不同的绿色金融水平下,绿色技术创新对经济高质量发展的影响可能存在差异,绿色金融水平在其中是否存在调节效应?根据前文调节效应模型和面板数据进行实证检验,为了解决多重共线性问题,本文对调节效应模型(4)中的交互项进行去中心化处理,回归结果见表8。

表 8 绿色金融对绿色技术创新与经济高质量发展关系的调节效应结果

变量	(1)	(2)	(3)	变量	(1)	(2)	(3)
	Highq				Highq		
L. Highq	0.964***(40.45)	0.963***(12.47)	0.884***(42.24)	CX×BX			0.013***(2.60)
CX	0.010***(4.69)	0.010***(2.52)	0.012***(4.29)	控制变量	控制	控制	控制
XD	0.027****(3.63)			常数项	0.010(1.10)	0.029*(1.83)	-0.030*(-1.81)
CX×XD	0.058****(7.84)			AR(1)_p	0.001	0.001	0.001
ZQ		0.011(0.54)		AR(2)_p	0.795	0.680	0.787
CX×ZQ		0.052****(4.03)		Sargan_p	0.475	0.597	0.483
BX			0.027***(2.54)				

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的检验水平下显著;括号内为Z统计量;AR(1)和AR(2)用于检验扰动项的差分是否存在一阶与二阶自相关;Sargan检验表示在1%的显著性水平下接受“所有工具变量均有效”的原假设。

由表8中(1)列的回归结果可知,绿色技术创新的系数显著为正(0.010\*\*\*),绿色技术创新与绿色信贷的交互项系数显著为正(0.058\*\*\*),表明绿色信贷对绿色技术创新与经济高质量发展关系起正向调节作用,假设H3a得到验证。为了直观展现这种变化趋势,本文绘制了线性的调节效应图。由图2可知,绿色信贷水平较高时,绿色技术创新与经济高质量发展的线性关系更陡峭。绿色信贷利用资金配置引导绿色技术创新活动,有利于创新驱动效应发挥,未来应进一步加强绿色技术创新和绿色信贷协同发展,促进经济高质量发展。

表8中(2)列的绿色技术创新系数为0.010,且在5%水平下显著,绿色技术创新与绿色证券的交互项系数显著为正(0.052\*\*\*),表明绿色证券对绿色技术创新与经济高质量发展关系起正向调节作用,假设H3b得到验证。由图3可知,绿色证券水平较高时,绿色技术创新与经济高质量发展的线性关系更陡峭。这说明,绿色证券通过动态调整证券融资的交易成本,有效提高了绿色投资效率,助力绿色技术创新推动经济高质量发展。因此,未来要重视绿色证券对绿色技术创新的支撑作用,引导绿色证券市场更好地服务于实体经济创新与可持续发展。

表8中(3)列的绿色技术创新系数为0.012,且在1%水平下显著,绿色技术创新与绿色保险的交互项系数为0.013\*\*\*,表明绿色保险的正向调节效应显著,假设H3c得到验证。由图4可知,绿色保险水平较高时,绿色技术创新与经济高质量发展的线性关系更陡峭。这表明,较高的绿色保险水平能更好分散绿色技术创新风险,增强环境污染治理的监管力量,赋能绿色技术创新推动经济高质量发展过程。鉴于此,需进一步加大绿色保险投入力度,从而充分发挥绿色技术创新效能,促进经济高质量发展。

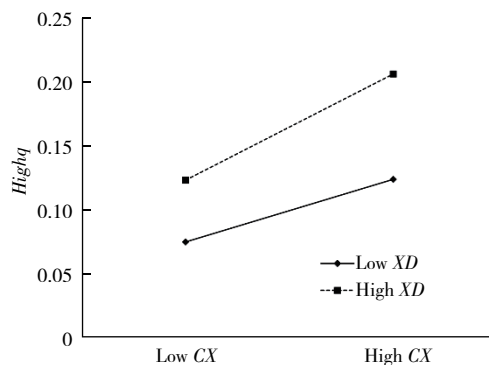


图 2 绿色信贷对绿色技术创新与经济高质量发展关系的调节效应

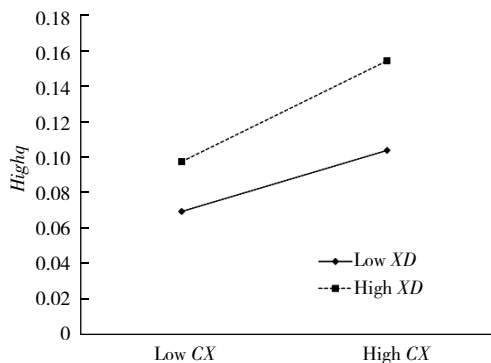


图 3 绿色证券对绿色技术创新与经济高质量发展关系的调节效应

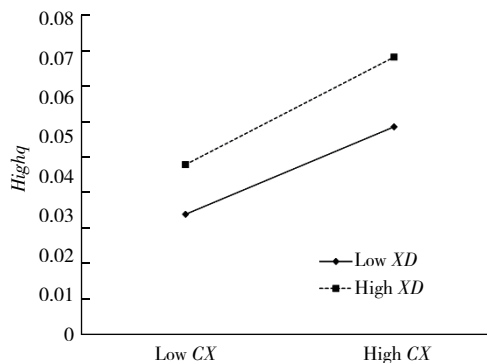


图 4 绿色保险对绿色技术创新与经济高质量发展关系的调节效应

## 六、结论与政策建议

本文基于绿色金融的资源配置和绿色技术创新理论视角,利用2013—2020年中国内地30个省份面板数据,剖析不同维度绿色金融对经济高质量发展的非线性影响,探讨绿色技术创新在其中的中介传导机制,并进一步分析绿色金融各维度对绿色技术创新与经济高质量发展关系的调节效应。研究表明:①不同维度绿色金融水平对经济高质量发展的影响具有差异性,绿色信贷、绿色证券均与经济高质量发展呈现“先扬后抑”的倒U型关系,而绿色保险对经济高质量发展具有明显的线性促进作用。当前我国大部分中西部省份绿色信贷水平尚未跨过曲线拐点,仍处于对经济高质量发展的促进阶段。另外,除北京和浙江以外,我国其余省份绿色证券水平均未跨过曲线拐点,需进一步加强绿色证券体系建设。②绿色金融可以通过绿色技术创新间接促进经济高质量发展,绿色技术创新在不同维度绿色金融与经济高质量发展之间均起到部分中介作用。间接效应比较发现,绿色证券通过绿色技术创新促进经济高质量发展的作用最强,绿色信贷次之,而绿色保险最弱。③绿色信贷、绿色证券和绿色保险在绿色技术创新与经济高质量发展之间均起显著的正向调节作用,绿色信贷、绿色证券和绿色保险的调节效应显著性依次递减。

基于上述研究结论,得出政策建议如下。

(1)加大绿色金融政策支持力度,不断完善绿色金融体系建设。未来要进一步加强绿色信贷、绿色证券和绿色保险建设,提升绿色金融整体发展水平,并缩小区域间差距。本文发现,部分东部和中部省份绿色信贷已跨过倒U型曲线拐点,而大多数省份绿色证券水平尚未跨过倒U型曲线拐点。因此,金融机构要建立统一的绿色信贷水平监测评估体系,将绿色信贷规模控制在最佳投资范围内,避免部分省份金融“过绿”和“漂绿”,注重提升绿色信贷发展质量和实施效果,同时大力提升中西部省份绿色信贷的规模水平,充分发挥其对经济高质量发展的促进效应。另外,政府要持续完善绿色证券法律法规体系,提升环境信息披露质量,引导资金流向环保上市企业,同时为欠发达地区绿色证券发展提供政策支持,降低绿色证券的发行和交易门槛,优先考虑新能源等绿色公司首次公开发行,提升地区绿色证券发展水平,助推经济高质量发展。此外,金融机构应完善环境风险管理机制,大力发展绿色保险、绿色租赁和绿色担保等绿色融资工具,丰富绿色保险产品体系,提升保险服务的专业度,从而有效地推动经济高质量发展。

(2)充分发挥绿色金融对绿色技术创新的促进作用,助推经济高质量发展。根据本文的结论,绿色金融各维度均可以通过促进绿色技术创新间接推动经济高质量发展,但作用效果存在较大差异。因此,政府要充分发挥绿色金融在资源配置中的引导作用,加快完善绿色金融审核体系,在审批过程中优先考虑绿色技术创新项目,简化绿色、生态、低碳产业申请流程,引导和鼓励更多社会资本进入绿色产业,提高污染企业获取绿色金融资源的环境门槛,倒逼企业绿色技术创新。此外,金融机构要建立绿色项目信息披露机制,完善绿色信用评估体系,提供可信的绿色信用评级,缓解投资人与企业的信息不对称问题,同时要明确合理的绿色金融业务发展权重,动态调整政策激励力度,有的放矢地发挥绿色金融对绿色技术创新的促进作用,推动经济高质量发展。

(3)促进绿色金融与绿色技术创新协同发展,形成推动经济高质量发展合力。本文发现,绿色金融各维度在绿色技术创新与经济高质量发展之间均起显著的正向调节作用。因此有必要营造良好的绿色金融环境,积极鼓励绿色技术创新。金融机构要建立符合企业特点的信贷管理和审批机制,合理分配不同类型企业的绿色证券资源,丰富绿色技术创新保险产品体系,构建绿色科技研发、绿色成果转化的风险防范体系,为企业绿色技术创新活动提供“事前融资支持、事中风险管理、事后管控减损”的全流程保障服务。此外,银监会应定期评估金融机构绿色投融资绩效,将绿色项目投资占比、绿色投融资信息披露等纳入考评体系,对考评优秀的金融机构予以一定利率优惠和财政支持,从而培育和壮大经济高质量发展新动能。

### 参考文献

- [1] 陈国进,丁赛杰,赵向琴,等,2021.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,(12):75-95.
- [2] 陈景华,陈姚,陈敏敏,2020.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,37(12):108-126.
- [3] 陈诗一,陈登科,2018.雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J].经济研究,53(2):20-34.
- [4] 范丹,孙晓婷,2020.环境规制、绿色技术创新与绿色经济增长[J].中国人口·资源与环境,30(6):105-115.
- [5] 郭俊杰,方颖,2022.绿色信贷、融资结构与企业环境投资[J].世界经济,45(8):57-80.

- [ 6 ] 李佳霖, 张倩肖, 董嘉昌, 2021. 金融发展、企业多元化战略与高质量发展[J]. 经济管理, 43(2): 88-105.
- [ 7 ] 廖果平, 秦剑美, 2022. 绿色技术创新能否有效改善环境质量? ——基于财政分权的视角[J]. 技术经济, 41(4): 17-29.
- [ 8 ] 林伯强, 2022. 碳中和进程中的中国经济高质量增长[J]. 经济研究, 57(1): 56-71.
- [ 9 ] 刘志彪, 凌永辉, 2020. 结构转换、全要素生产率与高质量发展[J]. 管理世界, 36(7): 15-29.
- [ 10 ] 罗斌元, 陈艳霞, 2022. 数智化如何赋能经济高质量发展——兼论营商环境的调节作用[J]. 科技进步与对策, 39(5): 61-71.
- [ 11 ] 孟猛猛, 雷家骝, 焦捷, 2021. 专利质量、知识产权保护与经济高质量发展[J]. 科研管理, 42(1): 135-145.
- [ 12 ] 潘林伟, 马迪, 吴娅玲, 2017. 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, 36(10): 114-122.
- [ 13 ] 屈小娥, 骆海燕, 2021. 中国对外直接投资对碳排放的影响及传导机制——基于多重中介模型的实证[J]. 中国人口·资源与环境, 31(7): 1-14.
- [ 14 ] 任保平, 文丰安, 2018. 新时代中国高质量发展的判断标准、决定因素与实现途径[J]. 改革, (4): 5-16.
- [ 15 ] 上官绪明, 葛斌华, 2020. 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, 30(6): 95-104.
- [ 16 ] 史代敏, 施晓燕, 2022. 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, 39(1): 31-48.
- [ 17 ] 斯丽娟, 曹昊煜, 2022. 绿色信贷政策能够改善企业环境社会责任吗——基于外部约束和内部关注的视角[J]. 中国工业经济, (4): 137-155.
- [ 18 ] 王馨, 王营, 2021. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界, 37(6): 173-188.
- [ 19 ] 温忠麟, 叶宝娟, 2014. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 22(5): 731-745.
- [ 20 ] 文书洋, 林则夫, 刘锡良, 2022. 绿色金融与经济增长质量: 带有资源环境约束的一般均衡模型构建与实证检验[J]. 中国管理科学, 30(3): 55-65.
- [ 21 ] 谢婷婷, 刘锦华, 2019. 绿色信贷如何影响中国绿色经济增长?[J]. 中国人口·资源与环境, 29(9): 83-90.
- [ 22 ] 薛莹, 胡坚, 2020. 金融科技助推经济高质量发展: 理论逻辑、实践基础与路径选择[J]. 改革, (3): 53-62.
- [ 23 ] 张爱琴, 郭丕斌, 刘章良, 2022. 创新生态系统构建促进资源型地区高质量发展的机制——基于组态分析视角[J]. 技术经济, 41(10): 24-33.
- [ 24 ] 张军扩, 侯永志, 刘培林, 等, 2019. 高质量发展的目标要求和战略路径[J]. 管理世界, 35(7): 1-7.
- [ 25 ] 张木林, 赵魁, 2021. 基于空间溢出效应的绿色金融与企业全要素生产率关系研究[J]. 技术经济, 40(5): 64-72.
- [ 26 ] 张婷, 李泽辉, 崔婕, 2022. 绿色金融、环境规制与产业结构优化[J]. 山西财经大学学报, 44(6): 84-98.
- [ 27 ] 张勋, 万广华, 张佳佳, 等, 2019. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 54(8): 71-86.
- [ 28 ] 张宇, 钱水土, 2022. 绿色金融、环境技术进步偏向与产业结构清洁化[J]. 科研管理, 43(4): 129-138.
- [ 29 ] 赵涛, 张智, 梁上坤, 2020. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 36(10): 65-76.
- [ 30 ] 郑明贵, 尤碧莹, 郑雯芳, 2022. 商业信用融资能否提高全要素生产率——基于企业生命周期理论的视角[J]. 技术经济, 41(9): 50-59.
- [ 31 ] CHEN Z, PONCET S, XIONG R, 2020. Local financial development and constraints on domestic private-firm exports: Evidence from city commercial banks in China[J]. Journal of Comparative Economics, 48(1): 56-75.
- [ 32 ] GUO D, GUO Y, JIANG K, 2022. Government R&D support and firms' access to external financing: Funding effects, certification effects, or both?[J]. Technovation, 115: 102469.
- [ 33 ] HAANS R, PIETERS C, HE Z L, 2016. Thinking about U: Theorizing and testing U and inverted U shaped relationships in strategy research[J]. Strategic Management Journal, 37(7): 1177-1195.
- [ 34 ] HE L, LIU R, ZHONG Z, et al, 2019. Can green financial development promote renewable energy investment efficiency? A consideration of bank credit[J]. Renewable Energy, 143: 974-984.
- [ 35 ] JIN Y, GAO X, WANG M, 2021. The financing efficiency of listed energy conservation and environmental protection firms: Evidence and implications for green finance in China[J]. Energy Policy, 153: 112254.
- [ 36 ] KHAN M A, RIAZ H, AHMED M, et al, 2022. Does green finance really deliver what is expected? An empirical perspective[J]. Borsa Istanbul Review, 22(3): 586-593.
- [ 37 ] LEE C C, LEE C C, 2022. How does green finance affect green total factor productivity? Evidence from China[J]. Energy Economics, 107: 105863.
- [ 38 ] LI X, LU Y, HUANG R, 2021. Whether foreign direct investment can promote high-quality economic development under environmental regulation: Evidence from the Yangtze River Economic Belt, China[J]. Environmental Science and Pollution Research, 28(17): 21674-21683.
- [ 39 ] LÜ C, BIAN B, LEE C C, et al, 2021a. Regional gap and the trend of green finance development in China[J]. Energy

- Economics, 102: 105476.
- [40] LÜ C, SHAO C, LEE C C, 2021b. Green technology innovation and financial development: Do environmental regulation and innovation output matter?[J]. Energy Economics, 98: 105237.
- [41] PERRUCHAS F, CONSOLI D, BARBIERI N, 2020. Specialization, diversification and the ladder of green technology development[J]. Research Policy, 49(3): 103922.
- [42] SAMARGANDI N, FIDRMUC J, GHOSH S, 2014. Financial development and economic growth in an oil-rich economy: The case of Saudi Arabia[J]. Economic Modelling, 43: 267-278.
- [43] XU X, LI J, 2020. Asymmetric impacts of the policy and development of green credit on the debt financing cost and maturity of different types of enterprises in China[J]. Journal of Cleaner Production, 264: 121574.
- [44] YIN X, XU Z, 2022. An empirical analysis of the coupling and coordinative development of China's green finance and economic growth[J]. Resources Policy, 75: 102476.
- [45] YU C H, WU X, ZHANG D, et al, 2021. Demand for green finance: Resolving financing constraints on green innovation in China[J]. Energy Policy, 153(1): 112255.
- [46] ZHANG S, WU Z, WANG Y, et al, 2021. Fostering green development with green finance: An empirical study on the environmental effect of green credit policy in China[J]. Journal of Environmental Management, 296: 113159.
- [47] ZHOU X, TANG X, ZHANG R, 2020. 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, 27(16): 19915-19932.

## Green Finance, Green Technology Innovation and High-quality Economic Development

Xiao Renqiao<sup>1,2</sup>, Xiao Yang<sup>1</sup>, Qian Li<sup>1</sup>

(1. School of Business Administration, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233030, Anhui, China;  
2. School of Management, Huazhong University of Science & Technology, Wuhan 430074, China)

**Abstract:** Based on the perspective of green technology innovation and resource allocation of green finance, green finance was divided into three dimensions including green credit, green securities and green insurance, then the panel data of 30 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.) in China from 2013 to 2020 and the dynamic generalized method of moments panel model had been used to analyze the nonlinear impact of green finance on high-quality economic development, the mechanism of green finance promoting high-quality economic development through green technology innovation was discussed, and the moderating effect of green finance on the relationship between green technology innovation and high-quality economic development was analyzed. The results show that green credit, green securities and high-quality economic development all show an inverted U-shaped relationship of “first increase and then decline”, at present, the level of green credit and green securities in most central and western provinces has not crossed the inflection point, its influence to economic high quality development is in promotion stage, and green insurance has a significant linear role in promoting high-quality economic development. Green technology innovation plays a partial mediating role between different dimensions of green finance and high-quality economic development, and green technology innovation has the strongest transmission role in green securities promoting high-quality economic development, followed by green credit, and green insurance is the weakest. Green credit, green securities and green insurance all play a significant positive moderating role in the relationship between green technology innovation and high-quality economic development, and the moderating effects of the three types of green finance decrease in turn.

**Keywords:** green finance; green technology innovation; high-quality economic development; inverted U relationship; mediating role