

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

刘华珂 何 春

摘要:基于中国2005—2019年的272个城市的面板数据检验了绿色金融对城市经济高质量发展的影响。研究发现:(1)绿色金融能够促进城市的经济高质量发展;(2)机制检验表明绿色金融通过促进绿色技术创新、引导居民绿色消费、推动产业结构升级等途径促进了城市经济高质量发展;(3)异质性检验表明在科教水平低的城市、中小城市和中西部地区的城市,绿色金融对城市经济高质量发展的促进作用更加明显。最后基于研究结论,提出了对绿色金融发展的相关政策建议。

关键词:绿色金融;经济高质量发展;城市

JEL 分类号:G20;G32;O18

一、引言

随着经济的发展和人民生活水平的提高,“环保”、“绿色”和“可持续”等越来越成为人们关注的热点话题。绿色金融作为我国经济发展进入“新常态”后推动经济结构转型的重要手段,已成为国家重点关注的问题。2016年杭州二十国峰会(G20)、人民银行七部委会议先后发布《G20绿色金融综合报告》和《关于构建绿色金融体系的指导意见》等文件,对我国绿色金融发展的影响和作用进行具体分析,助推我国绿色金融在环保、节能、能源、交通、建筑等领域发挥投融资活动、项目运营、风险管理等金融服务功能,推动经济结构转型和经济高质量发展。这种经济高质量发展,要求与“创新、协调、绿色、开放、共享”的五大发展理念相适应,使经济发展从原来的粗放式发展转换为环境友好、资源节约的发展模式,响应国家2030年“碳达峰”和2060年“碳中和”的国家战略。党的十九大报告中明确提出绿色金融是促进经济绿色转型的必由之路,是解决地区经济发展不平衡不充分的关键举措,是推动经济高质量发展的重要动力,为此要进一步推动绿色金融的发展。但是,我国绿色金融发展仍然处于初步发展阶段,依然面临很多问题,因此,如何通过绿色金融的融资等功能,最大程度地实现经济高质量发展,应对越来越严重的气候和环境问题,是本文重点研究的问题。

作者简介 刘华珂(通讯作者):武汉大学经济与管理学院,硕士研究生;

何 春:河南财经政法大学经济学院,博士,讲师。

***基金项目:**国家社会科学基金重大项目“新形势下全球创新网络演化及风险治理研究”(20&ZD072);中原千人计划基础研究领军人才项目(ZYQR201810122);河南省高等学校重点科研项目“乡村振兴战略下河南省城乡融合发展研究”(20A790004);河南财经政法大学华贸金融研究课题“河南城乡空间治理与金融响应策略研究”(HYK-2019007)

根据对国内外文献的梳理,作者发现国内外学者对绿色金融及其影响已经开展了较为丰富的研究。Salazar(1998)发现绿色金融可以关联环境与金融,实现国家的经济增长和环境保护。Marcel(2001)通过衡量全球34个大银行的绿色金融水平,发现银行业发展可以有效促进经济可持续发展和环境保护。Climent和Soriano(2011)的研究发现绿色金融通过创新绿色基金、绿色债券等绿色金融工具推动经济发展。曾学文等(2014)构建以绿色信贷、绿色保险、绿色证券、绿色投资和碳金融为核心的指标体系来衡量绿色金融发展。俞岚(2016)认为我国的绿色金融水平在应对气候变化融资等方面,与发达国家差距较大。王遥等(2016)指出绿色金融能够引导资金流向绿色发展领域,促进经济和金融的绿色转型。Scholtens(2017)认为金融机构可以通过建立新的符合环境发展的金融市场,以减轻社会所面临的环境压力。刘贯春等(2017)的研究发现,绿色金融发展显著改善了纯技术效率,并足以弥补其对规模效率造成的损失,从而促进绿色发展效率的增长。苏冬蔚和连莉莉(2018)等通过构造准自然实验的方法,研究绿色信贷对重污染企业的投融资行为,发现绿色信贷对重污染企业具有显著的融资惩罚效应和投资抑制效应,从而影响经济发展。刘锡良和文书洋(2019)发现金融机构的信贷决策对经济发展质量有关键性影响,绿色金融将成为未来金融发展的支撑。张文中和窦瑞(2020)使用SBM-GMM模型研究发现,短期内绿色信贷对银行效率具有显著的负向影响,长期内由负转正,显著促进银行效率提高。傅缨捷和朱悦(2020)利用中介效应模型的回归结果发现,企业外部融资约束放松能够通过技术创新有效降低企业能源消耗强度,促进绿色金融发展。Caroline Flammer(2021)通过对公司绿色债券的研究,发现公司绿色债券等绿色金融工具对于气候改善和经济发展都有显著促进作用。王馨和王营(2021)运用双重差分法(DID)研究发现《绿色信贷指引》实施后,绿色信贷等绿色金融的发展对于绿色创新和经济发展具有显著促进作用。

综上所述,国内外学者对绿色金融及其影响已有一些研究,但仍存在着一些不足:首先,现有研究主要集中在对绿色金融发展与经济指标和企业指标的相关研究,关于绿色金融与经济高质量发展之间的关系研究匮乏;第二,目前文献还没有关于绿色金融对城市层面经济高质量发展影响的研究;此外,关于绿色金融影响经济高质量发展的作用机制的研究也不够充分。基于此,本文首先分析了绿色金融促进城市经济高质量发展的作用机制,然后利用城市面板数据进行实证检验,使得研究更有创新性。

二、理论分析与研究假设

绿色技术创新是保证经济持续增长的动力,也是实现经济高质量发展的关键,绿色金融能够通过降低交易成本、拓宽融资渠道、管理风险因素等促进绿色技术创新,从而实现经济的高质量发展(王遥等,2016)。第一,绿色金融可以为企业的创新活动提供融资渠道。由于企业进行新技术的研发及推广需要大量的资金支持,而企业所能获得资金的渠道有限,且绿色技术创新伴随有收益不确定、风险高等特点,难以吸引传统资本的进入和支持。而绿色金融包括绿色债券、绿色基金、绿色证券等在内的金融产品能通过衡量绿色技术创新的风险和收益,吸引不同风险偏好的投资者进行投资,从而满足企业绿色技术创新的资金需求,促进绿色技术创新(张承惠,2015)。第二,绿色金融可以有效减少企业的信息不对称情况,降低企业的信息交易成本。政府拥有较强的信息获取能力,作为绿色金融的主要推动者,政府可通过对污染企业名单、环境信用记录等资料进行公开以及构建绿色评级、认证等绿色信息体系等方式,为投资者提供准确的信用、价格、成本等信息,使投资者能够快速、准确地找准绿色投资项目,从而提高城市企业信息获取能力,减少信息不对称,降低企业获取信息成本,帮助企业将更多资本和精力投入到绿色科技创新活动中。第三,绿色金融可以发挥风险管理功能。企业的技术创新活动往往伴随着较高的风险,绿色金融通过提供不同期限、不同成本、不同流动性的金融组合工具,均衡地配置创新产品的风险和收益,从而增加投资项目的收益(戚湧和王明阳,2019)。综上,我们提出以下假设:

假设1. 绿色金融通过推动绿色技术创新促进经济高质量发展。

绿色金融除了对生产者有影响外,对居民的绿色消费行为也会产生引导作用。在经济进入“新常态”阶段,经济增长的动力已经由投资和出口拉动为主,开始向由消费拉动为主转变。绿色金融对消费的作用,主要体现在绿色信贷增加城市居民的绿色消费需求,促进消费结构升级。绿色金融对消费的作用,还体现在通过调节贷款利率与信用额度引导居民购买新能源汽车,免押金使用共享产品和服务等,增加绿色消费的直接需求。此外,通过建立绿色金融体系如支付电子化、业务网络化等增强居民的绿色消费理念,间接引导居民的绿色消费(王遥等,2016)。根据《阿里巴巴绿色消费大数据报告》,与环保、健康等理念相关的绿色产品的消费整体呈不断上升的趋势,2017年1-10月份的绿色产品消费总额超过2016年全年,购买节能家电用户数比上年增加了25%,2018年,环保家装建材和环保布袋的交易量也分别同比上涨51%和100%,这些表明人们生活方式和消费观念开始发生转变,为促进经济高质量发展提供了动力支撑。绿色消费能有效优化消费者偏好,并通过市场的供求机制推动绿色产业发展,能够从根本上解决城市经济高质量发展问题,促进经济增长和环境保护协同发展。绿色消费还能够增加企业和消费者对环保、健康等理念相关的绿色产品的供给和需求,而这种绿色产品供给和需求、生产和消费间的良性循环是改善生态环境的内在条件,也是推动经济高质量发展的重要引擎(国合会,2020)。综上,我们提出以下假设:

假设2. 绿色金融通过引导居民绿色消费促进城市经济高质量发展。

新中国成立以来,我国长期实行粗放型的发展模式,这种发展模式与环境和资源之间的问题日益严重,阻碍城市经济结构转型和城市经济高质量发展。绿色金融以资源节约、环境保护为内核,在综合考量城市经济发展与环境变化的成本收益后,通过资金的信贷调节促进城市内产业结构优化升级,促进城市间绿色产业互联互通,实现城市经济高质量发展。第一,绿色金融为城市绿色产业吸引更多的资金支持。绿色金融从资本的价格利率入手,顺应国家绿色发展理念,以信贷政策和门槛限制上的差异化手段,将资本提供给城市中真正低污染、低能耗的企业和项目,使绿色低碳产业尤其是环保产业获得更多机会,同时对城市内高污染、高耗能企业采取惩治措施,加收相应款项,降低城市绿色企业的融资门槛,使资金流向优质的绿色产业,为城市绿色产业发展提供充足的资金保障,推动城市产业结构的优化升级和经济高质量发展。第二,绿色金融促进城市产业优化重组。绿色金融能有效助推城市绿色企业经营管理模式的优化,通过对生产要素进行重新配置,促进城市产业间优化重组,使资本集中于城市企业的主导产业,提高企业的竞争力。在城市绿色产业获得更多融资支持的情况下,绿色产业拥有更多的资本配置选择,通过生产要素的高效配置,推动城市产业结构的优化升级,实现城市经济高质量发展(惠献波,2021)。综上,我们提出以下假设:

假设3. 绿色金融通过推动产业结构优化促进城市经济高质量发展。

三、模型设定与指标选取

(一)模型构建

绿色金融通过调节金融资源的配置影响经济高质量发展,同时人力资本、政府干预、外商直接投资、信息化水平、环境规制对经济高质量发展也产生一定的影响。基于此,本文在已有研究基础上,结合本文研究目的,构建如下计量模型:

$$development_{it} = \beta_0 + \beta_1 development_{it-1} + \beta_2 finance_{it} + \beta_3 X_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中, $development_{it}$ 为经济高质量发展, $development_{it-1}$ 为滞后一期的经济高质量发展, $finance_{it}$ 为绿色金融, X_{it} 为控制变量,包括人力资本($human$)、政府干预($fiscal$)、外商直接投资(fdi)、信息化水平($internet$)、环境规制($regulation$), $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ 为待估参数, ε_{it} 为随机扰动项。

(二)指标选取

1.被解释变量

经济高质量发展(*development*):高质量发展根本在于经济的活力、创新力和竞争力。经济高质量发展包含经济动力转变、经济结构改善、开放包容共享、生态持续发展以及人民美好幸福五个方面(魏敏和李书昊,2018)。本文借鉴詹新宇和崔培培(2017),刘荣增和陈灿(2019)的做法,以“五大发展理念”构建经济高质量发展指标体系,并采用熵值法计算出各城市的经济高质量发展水平,具体指标体系如表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	单位	属性
经济高质量发展水平	创新	科技研发支出占财政支出比重	%	正
		科技研发人员数	人	正
		人均科技研发支出	元	正
	协调	城乡居民收入水平差异	%	逆
		城乡储蓄余额占GDP比重	%	正
		城镇化率	%	正
	绿色	废水排放总量	万吨	逆
		二氧化硫排放量	万吨	逆
		烟尘粉尘排放量	万吨	逆
	开放	外商直接投资总额占GDP比重	%	正
		外商直接投资合同项目数	个	正
		进出口总额	元	正
	共享	人均公共图书馆藏书量	册	正
		人均公共教育支出	元	正
		医疗卫生机构床位数	张	正

2.主要解释变量

绿色金融(*finance*):绿色金融是指为提高资源的利用效率,改善环境治理,对环保、节能、清洁能源等领域提供的金融服务,以引导资源从高污染、高能耗产业流向先进技术的清洁产业部门。目前,我国的绿色金融主要包含绿色信贷、绿色证券、绿色保险和绿色投资等内容(陆鹏飞,2019;陈慧莹,2020)。受城市层面数据资料的限制,本文采用绿色信贷衡量绿色金融。除六大高耗能产业^①污染外,其他行业污染相对较

① 据国家发改委规定,六大高耗能产业分别是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、石油加工炼焦及核燃料加工业、电力热力的生产和供应业。

小,而行业的利息支出变动主要与贷款规模相关联,且因此可选取各城市除六大高耗能工业产业外利息总支出占比来衡量绿色信贷。

3.控制变量

人力资本(*human*):人力资本是个人文化水平、知识技能和健康状况的综合体现。在经济发展到一定阶段后,人力资本对经济增长具有更高的贡献率,本文采用每万人在校大学生人数来衡量人力资本水平。

外商直接投资(*fdi*):外商直接投资是指外国企业或经济组织利用其资金、技术在我国开展生产经营活动的过程,外商投资带来的技术会影响我国产业的类型。本文采用外商直接投资额占GDP的比重衡量外商直接投资。

政府干预(*fiscal*):政府干预反映了政府对经济社会发展的调节和控制,经济干预是政府干预的重要手段,采用财政支出占GDP的比重来衡量政府干预程度。

信息化水平(*internet*):信息化指利用信息技术,促进知识的交流和传播,本文采用每万人拥有互联网数来衡量信息化水平。

环境规制(*regulation*):环境规制是政府运用行政命令的手段调节企业的生产行为,以此减少企业污染物排放,达到保护环境 and 经济高质量发展目的,本文借鉴何春和刘荣增(2019)的做法,采用各城市污染治理总额占GDP比重反映环境规制水平。

本文选取的数据资料主要源自Wind数据库、国泰安数据库以及《中国城市统计年鉴》和各省份统计年鉴,个别缺失的数据采用移动平均法进行补充。变量的描述性统计如下:

表2 变量的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>development</i>	4080	0.357	0.283	0.011	0.736
<i>finance</i>	4080	0.452	0.152	0.096	0.732
<i>human</i>	4080	170.31	235.71	2.34	350.2
<i>fdi</i>	4080	0.026	0.073	0.023	0.782
<i>fisical</i>	4080	0.214	0.219	0.042	6.040
<i>internet</i>	4080	68.18	86.88	0.023	782
<i>regulation</i>	4080	0.212	0.149	0.022	0.673

四、实证检验结果分析

(一)平稳性检验

为验证数据的平稳性,我们对数据进行单位根检验。考虑到不同单位根检验方法的局限性,本文同时采用了LLC检验、HT检验、IPS检验、A-F-C检验(ADF-Fisher Chi-square)四种检验方法进行单位根检验,结果见表3。由检验结果可知,原值中部分序列数据存在单位根,表明数据为非平稳的。但经过一阶差分后,所有差分数据序列均通过了显著性检验,表明差分序列数据不存在单位根,是平稳的。

表3 面板单位根检验

变量	LLC	HT	IPS	A-F-C
<i>development</i>	-0.287***	-0.721***	-0.225***	0.384***
<i>finance</i>	-0.276***	-0.328***	-0.653***	0.834***
<i>human</i>	-0.458***	-0.673	-0.782*	0.847***
<i>fdi</i>	-0.472***	-0.462***	-0.123**	0.473***
<i>fisical</i>	0.098	0.281	-0.876	0.387***
<i>internet</i>	-0.872***	-0.822***	-0.583	0.384***
<i>regulation</i>	-0.321***	-0.382***	-0.678***	0.684***
$\Delta development$	-1.473***	-2.343***	-2.456***	2.865***
$\Delta finance$	-1.463***	-1.435***	-2.473***	3.243***
$\Delta human$	-1.483***	-2.348***	-1.983***	3.937***
Δfdi	-1.837***	-2.839***	-2.675***	3.376***
$\Delta fisical$	-1.373***	-1.875***	-1.875***	3.563***
$\Delta internet$	-1.487***	-2.865***	-1.684***	2.487***
$\Delta regulation$	-1.434***	-2.836***	-2.543***	3.876***

注: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, Δ 表示对序列数据进行一阶差分。

(二)协整检验

单位根检验表明面板数据序列为一阶单整,为此,我们采用常用的Kao检验和Pedroni检验验证变量间的长期均衡关系,检验结果如表4。Kao检验的DF统计量和ADF统计量均通过5%水平下的显著性检验,强烈拒绝变量不存在协整关系的原假设,表明面板数据之间存在协整关系。Pedroni检验的Group-PP统计量,Group-ADF统计量,Panel-PP统计量,Panel-ADF统计量都在1%水平下拒绝原假设,表明变量间存在协整关系。

表4 面板协整检验

检验方法	检验假设	统计量名	统计量值
Kao 检验	H0:不存在协整关系	DF	6.392***
	H1:所有个体都存在协整关系	ADF	8.983***
		Group- ρ	7.837***
		Group-PP	-28.432***
Pedroni 检验	H0:不存在协整关系	Group-ADF	-20.483***
	H1:所有个体都存在协整关系	Panel- ν	-8.938***
		Panel- ρ	5.645***
		Panel-PP	-18.232***
		Panel-ADF	-16.937***

注: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

(三)基本回归分析

对经济问题的分析中,我们会重点考虑是否存在内生性问题。第一,经济高质量发展拥有较为丰富的含义,目前没有十分准确的衡量经济高质量发展的方法,本文基于五大发展理念构建的经济高质量发展水平可能存在一定的偏差;第二,受到数据资料的限制,本文不可能将所有影响经济高质量发展的因素都考虑在内,可能会存在遗漏部分变量问题;第三,主要变量间可能存在双向因果关系。这些原因都可能引发内生性问题的存在。为此,本文采用了包含被解释变量滞后项系统GMM方法进行估计,一定程度上缓解了内生性问题。

表5报告了绿色金融对经济高质量发展的回归结果。回归结果显示,AR(2)的检验结果表明扰动项的差分不存在二阶自相关,Sargan检验的结果也表明工具变量的选取是有效的。基本方程和扩展方程的结果显示绿色金融对经济高质量发展的影响显著为正,表明绿色金融对经济高质量发展的实现有积极作用,具体而言,绿色金融水平每提升1个单位,经济高质量水平提升0.8个单位。原因在于绿色金融可以引导资金流向低污染、低能耗的产业,通过资金的调节实现金融资产的优化配置,进而促进经济高质量发展。此外,绿色金融所产生的金融监管也会促使企业更加关注生态环境效应,从而促进生产技术和生产效率提高,实现经济高质量增长。

此外,各主要控制变量的符号也与预期基本相符。从表5的结果可以看出,人力资本的系数在5%的水平下显著为正,表明人力资本水平提升可以促进经济高质量发展。相比物质资本和货币资本,人力资本更具增值空间,人力资本所具有的创新性和创造性能够实现资源的优化配置,调整企业的发展战略,使企业生产优质高效的产品,促进经济质量提升。外商直接投资的系数显著为正,表明外商直接投资对实现经济高质量发展具有积极影响。外商直接投资所带来的先进技术和管理经验,能够通过竞争效应、联系效应、人员流动效应等改善我国的经济环境,从而促进企业生产率的提高。政府干预的系数不显著,原因在于市场是实现资源配置的有效手段,当市场存在失灵的时候,政府干预就显得尤为必要,但政府干预也存在一定界限,一旦超过这个界限,其对经济发展的作用就不明显。信息化水平对经济高质量发展的作用显著为正,可能的原因在于信息技术代表新的生产力,新的发展方向,在推动社会进步,改变人们生产生活方式上具有重要作用,是我国建设现代化国家的重要举措。环境规制对经济高质量发展的作用显著为正,表明环境规制能有效促进经济向高质量发展转变,原因在于企业作为经济个体,以利益最大化为目标,在利益的驱使下,企业自发进行环保生产的可能性比较小,而环境规制是政府通过行政命令约束企业生产行为的有效方式,通过征收排污费的方式使企业购买排污治污设备,或者倒逼企业进行技术升级,从而减少污染物的排放,促进经济高质量发展目标的实现。

表5 基本回归结果

解释变量	基本方程	扩展方程				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L.development</i>	1.283*** (0.004)	1.313*** (0.005)	1.283*** (0.006)	1.324** (0.008)	1.331** (0.007)	1.232*** (0.009)
<i>finance</i>	0.876*** (0.165)	0.866*** (0.211)	0.862*** (0.321)	0.854*** (0.313)	0.844*** (0.287)	0.876*** (0.246)
<i>human</i>		0.134*** (0.024)	0.128*** (0.031)	0.132*** (0.003)	0.143*** (0.004)	0.147*** (0.007)

解释变量	基本方程	扩展方程				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>fdi</i>			0.676*** (0.081)	0.651*** (0.076)	0.701*** (0.068)	0.753*** (0.068)
<i>fiscal</i>				-0.012 (0.009)	-0.010 (0.011)	-0.003 (0.002)
<i>internet</i>					0.235*** (0.058)	0.246*** (0.032)
<i>regulation</i>						0.014*** (0.006)
_cons	7.827*** (0.473)	7.673*** (0.445)	7.432*** (0.501)	-7.434*** (0.653)	-7.478*** (0.764)	-7.376*** (0.687)
AR(1)	0.008	0.006	0.007	0.006	0.008	0.009
AR(2)	0.263	0.237	0.243	0.226	0.256	0.263
Sargan	0.874	0.853	0.844	0.876	0.867	0.898
N	3808	3808	3808	3808	3808	3808

注:括号中为标准差,其中* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。下同。

(四)稳健性检验

1.工具变量法

虽然使用系统GMM模型能够缓解一定程度的内生性问题,但是仍然不能排除存在内生性的可能,内生性的存在可能会导致估计结果的偏误。为此,本文进一步采用常用的工具变量法,进行内生性检验。根据部分学者的做法,采用滞后一期的绿色金融作为工具变量,一方面,滞后一期的绿色金融和当期的绿色金融高度相关,与误差项不相关,满足与内生变量相关的前提,另一方面,绿色金融的滞后期不能直接影响被解释变量,满足工具变量外生性的要求。因此,本文将滞后一期的绿色金融作为工具变量加入分析当中,采用IV-2SLS进行回归,结果见表6。结果表明,绿色金融对经济高质量发展的影响依然显著为正,表明绿色金融能够实现经济的高质量发展。

表6 IV估计结果

解释变量	基本方程	扩展方程				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L.finance</i>	1.265*** (0.387)	1.253*** (0.424)	1.264*** (0.403)	1.255*** (0.431)	1.257*** (0.426)	1.267*** (0.453)
<i>human</i>		0.148*** (0.058)	0.153*** (0.046)	0.152*** (0.033)	0.151*** (0.028)	0.162*** (0.033)

解释变量	基本方程			扩展方程		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>fdi</i>			0.642** (0.322)	0.732** (0.362)	0.763*** (0.312)	0.768** (0.345)
<i>fiscal</i>				-0.001 (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.001)
<i>internet</i>					0.213*** (0.016)	0.233*** (0.034)
<i>regulation</i>						0.043*** (0.001)
_cons	5.873*** (0.512)	5.732*** (0.485)	5.635*** (0.563)	5.543*** (0.467)	5.392*** (0.385)	5.455*** (0.437)
R2	0.563	0.553	0.542	0.536	0.558	0.532
sigma_u	1.865	1.702	1.732	1.764	1.785	1.831
sigma_e	2.421	1.903	1.875	1.726	1.805	1.824
rho	0.385	0.432	0.422	0.488	0.499	0.505
N	3808	3808	3808	3808	3808	3808

2. 替换方法

目前使用较多的动态面板回归方法有系统GMM和差分GMM两种。上文使用了系统GMM估计方法对模型进行回归,为此,本部分使用差分GMM重新进行了回归,回归结果见表7。其中列(1)为绿色金融对经济高质量发展的基本方程回归结果,列(2)–(6)为绿色金融对经济高质量发展的扩展方程回归结果,绿色金融的系数显著为正,表明本文的结论具有稳健性。

表7 替换方法检验结果

解释变量	基本方程			扩展方程		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L.development</i>	1.013*** (0.002)	1.053*** (0.004)	1.027*** (0.005)	1.012** (0.009)	1.075** (0.008)	1.066*** (0.007)
<i>finance</i>	0.789** (0.211)	0.765*** (0.311)	0.772*** (0.286)	0.784*** (0.275)	0.798*** (0.264)	0.786*** (0.258)
<i>human</i>		0.142*** (0.034)	0.133*** (0.035)	0.135*** (0.032)	0.138*** (0.028)	0.142*** (0.017)

解释变量	基本方程			扩展方程		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>fdi</i>			0.655*** (0.076)	0.648*** (0.066)	0.694*** (0.072)	0.659*** (0.075)
<i>fiscal</i>				-0.011 (0.008)	-0.012 (0.011)	-0.013 (0.022)
<i>internet</i>					0.244*** (0.058)	0.253*** (0.042)
<i>regulation</i>						0.016**** (0.005)
_cons	7.893*** (0.512)	7.78*** (0.414)	7.675*** (0.431)	-7.765*** (0.495)	-7.453*** (0.653)	-7.464*** (0.697)
AR(1)	0.009	0.005	0.006	0.006	0.007	0.008
AR(2)	0.243	0.274	0.268	0.278	0.298	0.277
Sargan	0.785	0.866	0.858	0.858	0.867	0.876
N	3536	3536	3536	3536	3536	3536

五、进一步分析

(一)作用机制检验

1.模型设定

为检验绿色金融促进经济高质量发展的作用机制,本文借鉴温忠麟(2004)提出的中介效应模型进行检验,设定如下模型:

$$development_{it} = \beta_0 + \beta_1 development_{it-1} + \beta_2 finance_{it} + \beta_3 X_{it} + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 M_{it-1} + \alpha_2 finance_{it} + \alpha_3 X_{it} + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

$$development_{it} = \eta_0 + \eta_1 development_{it-1} + \eta_2 finance_{it} + \eta_3 M_{it} + \eta_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \tag{3}$$

其中, $development_{it}$ 为中介效应检验的被解释变量, $finance_{it}$ 为中介效应检验的解释变量, M_{it} 为中介变量, X_{it} 为控制变量, $\beta_i, \alpha_i, \eta_i (i = 1, 2, 3, 4)$ 为待估参数, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

在三个公式中,方程(1)中的 β_2 为绿色金融对经济高质量发展的总效应,方程(3)中的系数 η_2 代表绿色金融对经济高质量发展的直接效应, $\alpha_2 \eta_3$ 为中介效应。中介效应检验步骤如下:

第一步,对方程(1)进行回归,检验 β_2 是否显著,若显著为正,表明绿色金融对经济高质量有显著影响,继续进行检验,若不显著则停止检验。第二步,对方程(2)进行回归,检验绿色金融对中介变量系数 α_2 是否显著,若显著为正,表明绿色金融促进中介变量。第三步,对方程(3)进行回归,若系数 η_2, η_3 显著为正,且 η_2 系数绝对值小于 β_2 系数绝对值,表明存在部分中介效应,若 η_2 不显著, η_3 显著,则说明中介变量发挥了完

全中介作用。

2. 机制变量

绿色技术创新(*technology*): 绿色金融能够通过资金的调配增强绿色技术创新,进而推动经济高质量发展,本文采用各城市中企业绿色专利申请授权量的加总代表绿色技术创新水平。

绿色消费(*consumption*):绿色消费是以资源节约和环境保护为特质的消费行为,主要表现为居民在消费过程中选择高效、环保的产品和服务,降低消费过程中的资源消耗和污染物排放。借鉴王琰(2015)的做法,使用“中国综合社会调查”对五个绿色消费变量问题^①进行赋值,赋值1到4,依次为“总是”、“经常”、“有时”和“从不”。然后对其得分进行平均并与城市面板数据进行匹配,用以反映绿色消费水平。

产业结构升级(*structure*):产业结构升级是通过生产要素在不同部门间的重新配置,实现产业间的协调发展,高级化的产业结构是实现经济高质量发展的重要手段。本文采用第三产业与第二产业产值之比衡量产业结构升级。

3. 检验结果

假设1的中介效应检验结果如表8方程(1)(2)所示。从方程(1)可以看出,绿色金融发展可以加快绿色技术创新。将中介变量绿色技术创新加入基准模型后可以得到方程(4),可以看出,绿色技术创新对经济高质量发展的影响显著为正,说明绿色技术创新可以有效地推动经济高质量发展。可见绿色金融可以通过促进绿色技术创新来推动经济高质量发展,因此假设H1成立。绿色金融将信贷更多的投入到高科技和创新性企业中去,为企业新技术的研发和推广提供资金支持,有利于促进企业创新的形成。绿色金融还可以凭借自身较强的信息获取能力,为投资者提供准确、可靠的绿色项目投资信息,从而提高资源的利用效益,改善环境质量,实现经济高质量发展。

假设2的中介效应检验结果如表8方程(3)(4)所示。从方程(3)可以看出,绿色金融对绿色消费具有显著的促进作用。将中介变量绿色消费水平加入基准模型后可以得到方程(4),可以看出,绿色消费水平对经济高质量发展具有显著的正向效应,说明绿色消费水平提升对经济高质量发展具有显著的促进作用。由此可见,绿色金融可以通过提升居民的绿色消费水平来推动经济高质量发展,因此假设H2成立。究其原因可能是目前我国已经开始进入经济高质量发展时期,消费是促进经济高质量发展的重要动能,前期粗放型的经济增长导致中国消费对资源环境的压力与日俱增,从推动经济绿色发展的措施看,我国在生产领域促进绿色发展的措施较强,而在消费领域的措施相对薄弱,因而通过绿色消费促进经济高质量发展的边际收益较大。绿色金融的发展可以引导居民的绿色消费观念和消费行为,形成资源节约和环境友好型的消费模式,从而有效推动经济的高质量发展(国合会,2020)。

假设3的中介效应检验结果如表8方程(5)(6)所示。从方程(5)可以看出,绿色金融发展可以促进产业结构升级。将中介变量产业结构加入基准模型后可以得到方程(6),可以看出,产业结构对经济高质量发展具有显著的正向效应,说明产业结构升级可以促进经济高质量发展。因此,绿色金融可以通过促进产业结构升级来推动经济高质量发展,假设H3成立。绿色金融促进产业结构升级推动经济高质量发展的中介效应表现在绿色金融通过为高效率、低污染、低能耗产业提供资金支持,同时加大对高污染高耗能企业的款项征收力度,通过差别化的信贷政策和门槛限制,使得更多的资金流向绿色产业,为绿色产业发展提供充足的资金保障,从而实现对资源的优化配置和产业结构的升级调整,推动国家经济高质量发展。

① 五个绿色消费相关问题:①您经常会特意为了环境保护而不去购买某些产品吗? ②您经常会特意购买没有施用过化肥和农药的水果和蔬菜吗? ③您经常会特意为了保护环境而减少居家的油、气、电等能源或燃料的消耗量吗? ④您经常会特意为了环境保护而节约用水或对水进行再利用吗? ⑤您经常会特意将玻璃、铝罐、塑料或报纸等进行分类以便回收吗?

表8 机制检验结果

解释变量	<i>technology</i>	<i>development</i>	<i>consumption</i>	<i>development</i>	<i>structure</i>	<i>development</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L.technology</i>	1.023***					
<i>L.consumption</i>			1.125*** (0.233)			
<i>L.structure</i>					0.837*** (0.312)	
<i>L.development</i>		0.987*** (0.223)		0.783*** (0.211)		0.645*** (0.215)
<i>development</i>	0.583*** (0.046)		0.763*** (0.221)		0.652*** (0.231)	
<i>technology</i>		0.425*** (0.062)				
<i>consumption</i>				0.233*** (0.014)		
<i>structure</i>						0.457*** (0.069)
_cons	2.573*** (0.225)	0.847*** (0.242)	1.212*** (0.255)	1.257*** (0.321)	0.889*** (0.124)	0.784*** (0.151)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
AR(1)	0.004	0.005	0.004	0.007	0.006	0.006
AR(2)	0.423	0.412	0.366	0.353	0.366	0.321
Sargan	0.764	0.753	0.811	0.875	0.845	0.853
N	3808	3808	2268	2268	3808	3808

(二)异质性分析

不同的城市在科教水平、规模大小、区域位置等方面表现出特质性,这些特质也会影响到绿色金融的效益,为此,本文进一步从科教水平、城市规模和区域位置三方面分析绿色金融对经济高质量影响的异质性。

1.科教水平异质性

科教水平高的城市往往更具创新活力。因而有必要检验科教水平差异带来的绿色金融对经济高质量的影响差异。借鉴何凌云和马青山(2021)的做法,将高校是否入选“211工程”^①作为衡量科教水平高低的

① 具有“211”工程学校的城市有: 北京、上海、天津、重庆、保定、太原、呼和浩特、大连、沈阳、长春、哈尔滨、南京、苏州、无锡、杭州、合肥、厦门、福州、南昌、济南、青岛、郑州、武汉、长沙、广州、南宁、成都、绵阳、贵阳、昆明、西安、兰州、乌鲁木齐、石河子、银川、西宁、拉萨。

标准。城市中有“211工程”大学视为科教水平较高城市,没有则视为科教水平较低的城市,并对不同科教水平城市进行检验,结果见表9中前两列所示。科教水平较高城市的绿色金融的系数为0.672,科教水平较低城市绿色金融系数为0.763,说明绿色金融对经济高质量发展的影响在科教水平较低的城市更为显著。主要原因在于,科教水平较高的城市绿色金融发展水平较高,处于相对成熟的阶段,此时绿色金融对经济发展质量提升的边际作用小,而科教水平较低的城市,绿色金融水平一般,发展潜能较大,绿色金融对提升经济高质量发展的边际作用更大。

2. 城市规模异质性

不同规模城市在发展优势也存在较大差异。一般而言,大城市往往是区域发展的中心城市,存在政策优势和规模经济优势,具有较高的发展水平。而中小城市则因发展规模小,发展水平相对较低。为分析不同规模城市绿色金融对经济高质量发展影响的差异,本文根据中心城区人口数量将样本划分为大城市和中小城市^①进行检验。结果见表9中间两列所示。可以看出,大城市样本中,绿色金融的系数为0.215,而中小城市样本中,绿色金融变量的系数为0.345,说明绿色金融对中小城市经济发展质量的提升作用要大于对大城市经济发展质量的提升作用。可能的原因在于,大城市的极化效应吸引了大量的生产要素在此集聚,创新能力较强,使其绿色金融也较为发达,而中小城市正处于追赶阶段,后发优势更为突出,因而能够充分利用绿色金融促进其经济高质量发展。

3. 区位异质性分析

我国不同区域发展差异也较大。东部地区凭借其优越的地理区位成为改革开放的先行示范区,在要素集聚和科技创新方面具有一定的优势,经济较为发达。而中西部地区,地处内陆,基础设施相对落后,经济发展也较为薄弱(明雷等,2021)。为验证这种区位差异导致的绿色金融对经济高质量发展影响的不同,本文根据地理区位将样本划分为东部地区 and 中西部地区进行检验,结果见表9后两列所示。可以看出,东部地区的绿色金融系数为0.421,中西部地区的绿色金融系数为0.431,无论是在东部地区 and 中西部地区,绿色金融都有助于经济发展质量的提升,但在中西部地区的提升作用更大。可能的原因是,近年来,国家加大了对中西部地区的政策扶持,像“一带一路”、长江经济带战略的实施为中西部地区吸引了大量的优质资源,加之武汉都市圈、成渝城市群等的建设,也为中西部地区的经济提供了重要载体支撑,使得中西部地区绿色金融对经济高质量发展作用更为明显。

表9 异质性分析

解释变量	科教水平		城市规模		城市区位	
	高	低	大	中小	东	中西
<i>L.development</i>	0.873*** (0.202)	0.746*** (0.214)	0.563*** (0.124)	0.635*** (0.127)	0.663*** (0.045)	0.632*** (0.023)
<i>finance</i>	0.672** (0.331)	0.763*** (0.126)	0.215*** (0.062)	0.345*** (0.054)	0.421*** (0.066)	0.431*** (0.065)
<i>human</i>	0.565*** (0.073)	0.354*** (0.085)	0.225*** (0.033)	0.331*** (0.021)	0.342** (0.170)	0.310*** (0.076)

①根据国发(2014)51号文件《关于调整城市规模划分标准的通知》,本文将城区常住人口为100万以上城市视为大城市,城区常住人口小于100万城市视为中小城市。

解释变量	科教水平		城市规模		城市区位	
	高	低	大	中小	东	中西
<i>fdi</i>	0.212*** (0.033)	0.203*** (0.032)	0.353*** (0.044)	0.266*** (0.053)	0.285*** (0.071)	0.322*** (0.047)
<i>fiscal</i>	0.008 (0.009)	0.072 (0.068)	0.036 (0.042)	0.005 (0.006)	0.009 (0.014)	0.011 (0.009)
<i>internet</i>	0.184*** (0.038)	0.244** (0.125)	0.146*** (0.032)	0.132*** (0.051)	0.242*** (0.064)	0.215** (0.102)
<i>regulation</i>	0.483*** (0.112)	0.384*** (0.007)	0.453*** (0.087)	0.342*** (0.038)	0.432*** (0.114)	0.382*** (0.042)
_cons	7.843*** (0.873)	8.127*** (0.730)	7.336*** (0.875)	5.324*** (0.432)	6.473*** (0.643)	7.432*** (0.643)
AR(1)	0.005	0.005	0.007	0.006	0.005	0.007
AR(2)	0.334	0.433	0.489	0.377	0.336	0.343
Sargan	0.873	0.892	0.885	0.858	0.828	0.869
N	518	3290	1596	2212	1204	2604

六、结论与对策

本文通过分析绿色金融促进城市经济高质量发展的作用机制并利用中国2005–2019年的城市面板数据进行实证检验,发现绿色金融有助于推动城市经济高质量发展且通过了稳健性检验。中介效应模型表明绿色金融通过促进绿色技术创新、引导居民绿色消费和推动产业结构升级实现经济高质量发展的,异质性检验表明在科教水平低的城市、中小城市和中西部地区的城市,绿色金融对城市经济高质量发展的促进作用更加明显。党的十九大报告中明确绿色金融在经济转型和高质量发展中的重要地位,在国家“碳中和”和“碳达峰”战略的迫切需求下,推动绿色金融发展实践,引领经济向绿色、可持续和高质量方向变革尤为重要。结合以上分析,本文提出以下四方面政策建议:

第一,完善绿色金融制度规范,推动绿色金融政策落实。我国绿色金融发展依然处于初步阶段,在绿色金融相关法律、制度和政策规划等方面与许多发达国家相比仍不健全。完善绿色金融发展制度规范,需要借鉴发达国家绿色金融发展经验,建立健全包括立法、执法、监管等多层次、全方位的绿色金融法律体系,保证绿色金融政策真正落地,为我国绿色金融的长期发展提供稳定的秩序和环境。同时,要因地制宜制定绿色金融发展规划,使各地区绿色金融产品既保留其基本的属性又符合各地实际发展状况,使不同地区都能享受绿色金融法律和政策改革的最大效益。

第二,推动绿色金融产品创新,构建多元化的绿色金融产品体系。绿色金融产品的创新,不是单纯地将信贷、期权、股票等传统金融工具中注入环保等绿色因素,而是通过与市场需求相结合,与国家战略相适应。比如,建立与环境或资源相关的环保型绿色基金,为环保、新能源等企业和项目提供的绿色保险专项服务。

第三,加强绿色金融多主体协同合作,打造绿色金融和谐新生态。绿色金融涉及包括政府、金融机构、企业等在内的与绿色金融发展密切相关的多个主体。只有政府有关部门在绿色金融制度政策过程中积极与政策实施的金融机构和享受政策的有关企业协商探讨,同时金融机构和企业向政府有关部门提供市场信息和自身需求,才能解决绿色金融发展过程中各主体之间的信息不对称问题,减少绿色金融政策执行过程中的摩擦,发挥好绿色金融自身功能和作用,共同构建起推动经济高质量发展的新生态。

第四,要顺应绿色金融推动城市经济高质量发展的作用机制,畅通绿色金融的绿色技术创新、绿色消费和产业结构升级等渠道。首先,要转变经济发展模式,推动经济向绿色、节约、高效的资源和环境保护发展方式的转化,推动新能源的开发和新能源产品的推广。其次,通过绿色金融政策引导企业加强绿色技术创新,加大绿色研发投入,生产出更多环境友好型的专利和技术。最后,推动绿色消费可以通过构建绿色消费体系、打造绿色消费理念、推广绿色消费平台等方式,引导群众向绿色消费模式转变,最终形成长期的绿色消费行为习惯,构建起全社会的绿色消费环境。最终通过上述三种机制,发挥绿色金融对城市经济高质量发展的促进作用。

参考文献

- [1] 陈慧莹,2020,《绿色金融发展对产业结构调整影响的空间效应研究》,中国矿业大学硕士学位论文。
- [2] 傅纛捷和朱悦,2020,《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》,《投资研究》第2期,62-74。
- [3] 何春和刘荣增,2019,《中国环境规制与城镇减贫效应研究》,《西南民族大学学报(人文社科版)》第4期,111-119。
- [4] 何凌云和马青山,2021,《智慧城市试点能否提升城市创新水平?——基于多期DID的经验证据》,《财贸研究》第3期,28-40。
- [5] 惠献波,2021,《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》,《投资研究》第1期,4-15。
- [6] 刘贯春,张军,丰超.金融体制改革与经济效率提升——来自省级面板数据的经验分析[J].管理世界,2017(06):9-22+187.
- [7] 刘荣增和陈灿,2020,《财政分权视角下中国经济增长质量效应检验》,《财会月刊》第20期,111-118。
- [8] 刘锡良和文书洋,2019,《中国的金融机构应当承担环境责任吗?——基本事实、理论模型与实证检验》,《经济研究》第3期,40-56。
- [9] 陆鹏飞,2019,《绿色金融,环境规制对绿色技术创新的影响研究》,武汉理工大学硕士学位论文。
- [10] 明雷、黄远标、朱红、刘照芊,2021,《全国文明城市评选是“福利”还是“陷阱”?——基于城市旅游业发展视角》,《投资研究》第2期,54-70。
- [11] 戚湧和王明阳,2019,《绿色金融政策驱动下的企业技术创新博弈研究》,《工业技术经济》第1期,3-10。
- [12] 国合会“绿色转型与可持续社会治理专题政策研究”课题组,2020,《绿色消费在推动高质量发展中的作用》,《中国环境管理》第1期,24-30。
- [13] 苏冬蔚和连莉莉,2018,《绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为?》,《金融研究》第12期,123-137。
- [14] 王遥、潘冬阳、张笑,2016,《绿色金融对中国经济发展的贡献研究》,《经济社会体制比较》第6期,33-42。
- [15] 王遥和张笑,2015,《生态文明视域下的生态金融建设》,《中国特色社会主义研究》第2期,96-100。
- [16] 王馨和王营,2021,《绿色信贷政策增进绿色创新研究》,《管理世界》第6期,173-188+11。
- [17] 王琰,2015,《我国居民绿色消费影响因素的多层次分析:基于CGSS2010的实证研究》,《南京工业大学学报(社会科学版)》第2期,79-89。
- [18] 魏敏和李书昊,2018,《新常态下中国经济增长质量的评价体系构建与测度》,《经济学家》第4期,19-26。
- [19] 温忠麟和叶宝娟,2014,《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》第5期,731-745。
- [20] 俞岚,2016,《绿色金融发展与创新研究》,《经济问题》第1期,78-81。
- [21] 曾学文、刘永强、满明俊等,2014,《中国绿色金融发展程度的测度分析》,《中国延安干部学院学报》第6期,107+114-123。
- [22] 詹新宇和崔培培,2016,《中国省际经济增长质量的测度与评价——基于“五大发展理念”的实证分析》,《财政研究》第8期。

期,40-53。

- [23] 张文中和窦瑞,2020,《绿色信贷对中国商业银行效率的影响研究——基于SBM-GMM模型》,《投资研究》第11期,17-28。
- [24] 张承惠,2015,《中国绿色金融:经验、路径与国际借鉴》,中国发展出版社,2015年3月第1版。
- [25] Caroline Flammer, 2021, “Corporate Green Bonds”, *Journal of Financial Economics*, 31(1), pp. 20-39.
- [26] Climent F. and Soriano P., “Green and Good? The Investment Performance of US Environmental Mutual Funds”, *Journal of Business Ethics*, 103(2), pp.275-287.
- [27] Marcel J. 2001, “Sustainable Finance and Banking:The Financial Sector and the Future of the Planet”, Routledge Press, pp.45-52.
- [28] Salazar J. 1988, “Environmental Finance: linking two world”, Bratislava: Financial Innovations for Biodiversity, No.231.
- [29] Scholtens B.2017, “Why Finance Should Care about Ecology”, *Trends Ecol*, 32(7), pp.500.

Abstract: Based on the panel data of 274 cities in China from 2005 to 2019, this paper tests the impact of Green Finance on the high-quality development of urban economy. It is found that: (1) Green finance can promote the high-quality economic development of cities; (2) The mechanism test shows that green finance improves the high-quality development of urban economy by promoting green technology innovation, guiding residents' green consumption and promoting the upgrading of industrial structure; (3) The heterogeneity test shows that in cities with low level of science and education, small and medium-sized cities and cities in central and western regions, the role of green finance in promoting the high-quality development of urban economy is more obvious. Finally, based on the research conclusions, this paper puts forward relevant policy suggestions for the development of green finance.

Key words: Green Finance; High Quality Economic Development; Cities