

欢迎按以下格式引用:吴杰,解杰.金融发展、绿色创新与实体经济增长——基于长江经济带的实证研究[J].长江大学学报(社会科学版),2022,45(2):76-82.

# 金融发展、绿色创新与实体经济增长

## ——基于长江经济带的实证研究

吴杰<sup>1,2</sup>

解杰<sup>1</sup>

(1.长江大学 经济与管理学院,湖北 荆州 434023;2.长江大学 长江经济带发展研究院,湖北 荆州 434023)

**摘要:**基于长江经济带11省市2005~2020年的面板数据,构建固定效应模型和中介效应模型,实证分析金融发展、绿色创新对实体经济增长的影响。结果表明:金融发展可以推动绿色创新和实体经济增长,金融发展能够通过促进绿色创新推动实体经济增长。分组检验结果显示,长江经济带中上游地区金融发展促进实体经济增长效果优于下游地区,金融发展可以通过绿色创新渠道促进实体经济增长,但在下游地区绿色创新没有发挥中介作用。为此,长江经济带应当培育创新人才,推进绿色创新;合理配置资源,明确金融市场导向;注重金融监管,加强金融风险防范。

**关键词:**长江经济带;绿色创新;金融发展;实体经济

**分类号:**F202 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-1395(2022)02-0076-07

党的十九大报告提出“建设现代化经济体系,必须把发展经济的着力点放在实体经济上”。实体经济是国民经济之根本,金融要服务于实体经济,支撑实体经济稳健运行<sup>[1]</sup>。为加快实现实体经济高质量发展,注重金融发展的支持作用,而绿色创新是连接金融发展和实体经济的纽带。因此,对金融发展和绿色创新对实体经济影响进行深入研究显得尤为必要。

### 一、文献综述

#### (一)金融发展与实体经济

实体经济是金融发展的物质基础,金融发展对实体经济稳健运行起到重要保障作用。金融发展对实体经济增长的影响研究主要有以下三种观点:第一种观点认为金融发展能促进实体经济增长。金融伴随着经济发展而产生和发展,同时也是经济发展

的主要动力之一。樊聆等(2020)发现在资本积累和全要素生产率这两个重要途径上,金融发展对实体经济均有显著的促进作用<sup>[2]</sup>。赫国胜等(2020)发现无论从短期或长期来看,金融发展对实体经济增长均有明显的促进作用且较为稳定<sup>[3]</sup>。邢琴(2022)认为金融发展可以通过微观企业效率提升、消费和投资集聚、产业结构优化和市场配置效率的提升促使实体经济可持续增长<sup>[4]</sup>。第二种观点认为金融发展会阻碍实体经济的发展。田卫民(2017)发现金融发展降低了资本积累率和全要素生产率,进而对实体经济增长产生抑制作用<sup>[5]</sup>。巩鑫等(2018)认为金融发展规模通过基本要素累积的中介效应,能够显著地推动经济发展,但金融发展效率通过基本要素的累积却对经济发展形成了抑制作用<sup>[6]</sup>。过旭东(2021)发现金融发展如果偏离了实体经济的发展路径,将抑制实体经济增长<sup>[7]</sup>。第三种观点认为金融

收稿日期:2022-01-22

基金项目:湖北省教育厅人文社会科学研究重点项目“湖北长江经济带生态文明建设路径研究”(16D022)

第一作者简介:吴杰(1964—),女,河南信阳人,教授,博士,主要从事区域经济研究。

通信作者:解杰(1996—),女,江苏扬州人,主要从事区域经济研究,E-mail:371736130@qq.com。

发展与实体经济之间存在非线性关系。Samargandit 等(2015)发现金融发展与实体经济之间的关系呈现倒“U”型<sup>[8]</sup>。李健等(2018)发现金融发展对中国经济增长产生的影响差异由金融发展和实体部门经济之间的增长差异决定<sup>[9]</sup>。袁悦(2022)检验了金融发展对实体经济增长的促进作用,发现二者之间存在倒“U”型的非线性门槛效应<sup>[10]</sup>。

(二)金融发展、绿色创新与实体经济增长

张林(2016)发现在短期和长期情况下,金融发展和科技创新均对实体经济增长存在显著的正向影响,而两者的融合对实体经济增长的促进作用并不显著<sup>[11]</sup>。汪发元等(2019)发现长江经济带科技创新和金融发展均对实体经济发展具有促进作用<sup>[12]</sup>。刘习平等(2020)发现在特大及超大城市、大城市样本中,金融发展对绿色创新效率的影响显著为正,但在中等城市和小城市样本中的影响显著为负<sup>[13]</sup>。陈丰华(2021)发现金融支持实体经济发展效率呈现上升趋势的原因主要是技术进步指数的提升<sup>[14]</sup>。何智勋等(2021)发现绿色创新能显著促进实体经济增长,但当金融发展水平不同时,绿色技术创新对实体经济发展影响不同<sup>[15]</sup>。

纵观现有文献,对于实体经济增长影响因素的研究成果已经非常丰富,但研究绿色创新对实体经济发展的影响还比较少,而对于研究绿色创新在金融发展带动实体经济增长过程中的中介角色的研究则更是少见。基于此,本文以长江经济带为例,实证检验金融发展、绿色创新对实体经济增长的影响。

二、理论分析与研究假设

(一)金融发展与实体经济

金融发展在促进我国实体经济高质量发展过程中起着重要作用。从理论上分析,金融发展主要通过资本积累和全要素生产率这两个渠道对实体经济产生影响。现有研究表明,金融可以通过物质、技术与人力等资本积累渠道对实体经济增长产生一定的影响,金融发展按照一定的途径来帮助实体经济发展壮大,且可以把资源优化分配到国民经济的各个部门、行业中去,促进社会融资规模扩大,带动融资比重上升<sup>[16]</sup>。金融发展还可以通过有效减少外部信息的不对称来积极防范化解风险,通过畅通企业融资渠道来有效减少企业融资困难,从而有效降低企业融资成本,提高资本形成效率,进而对全要素生产率产生积极正向影响,最终有效促进实体经济增长。

基于以上分析,提出假设 1:  
H1:金融发展显著促进了实体经济增长。  
(二)金融发展与绿色创新

作为绿色创新活动中的重要环节,研发必须有足够的经费以保证其能够持续稳定开展,并且只有当研发资金能够长期和稳定供应,才能真正实现绿色创新活动的顺利进行。在这种情况下,良好的外部融资环境和较高的金融发展水平可以有效地为企业融资提供极大的便利,减少在研发过程中出现的资金短缺风险,解决企业融资难融资贵等问题,为企业绿色创新活动提供充裕的现金流,有利于鼓励企业积极开展绿色创新活动,转化研发成果,达到可持续发展目标<sup>[17]</sup>。金融发展作为促进绿色创新的一个重要因素,一方面,各种新业态和新技术等相关的创新项目可以通过金融发展的融资功能来获得高质量发展;而另一方面,也能够基于金融,特别是绿色金融,通过市场化的方式,淘汰高排放、高污染的落后产能,进而使绿色创新有更高的经济效益。基于以上分析,提出假设 2:

H2:金融发展对绿色创新具有明显的积极作用。

(三)绿色创新的中介效应

在实体经济发展中金融发展作为一种催化剂,绿色创新作为新动能,促进经济朝着环境友好型转变,而金融在产业结构升级以及产业发展当中作为重要的支撑因素,在创新广度和力度上会对实体经济发展产生直接影响。金融的资源配置功能,可以引导资本流向绿色创新,进而改善产业结构,促进传统产业转型,金融引导资本流向绿色创新不但能够直接带来经济价值,同时可以通过减少产品全生命周期对生态环境的影响来获得环境绩效,从而推动实体经济发展,最终实现经济增长<sup>[18]</sup>。基于以上分析,提出假设 3:

H3:绿色创新具有中介作用,即金融发展通过绿色创新对实体经济增长产生影响。

三、研究设计

(一)变量定义

1.因变量

实体经济(RE)。实体经济并非一个严格的经济学概念,和其具有紧密联系的是除了房地产市场和金融市场之外的其他部分,所以本文选择的是扣除金融业和房地产业增加值以外的 GDP 部分,作为衡量实体经济增长的评价指标<sup>[12]</sup>。

2.自变量

金融发展(FD)。参考周建亮等(2015)的观点,将金融业增加值作为金融发展的评价指标<sup>[19]</sup>。

3.中介变量

绿色创新(GI)。参考贾军等(2014)的观点,以发明专利授权数和实用新型专利授权数之和作为衡量绿色创新的指标<sup>[20]</sup>。

4.控制变量

参考已有研究,选取财政投入(FI)、消费水平(CL)、城镇化(UR)和工业发展水平(IND)作为控制变量,分别用财政一般预算支出<sup>[21]</sup>、社会消费品零售总额与 GDP 的比值、人口城镇化率(城镇人口/常住人口)和工业增加值进行衡量。主要变量说明见表 1。

表 1 研究变量说明

变量类型	变量名称	符号	单位	变量说明
因变量	实体经济	RE	万亿元	地区生产总值—金融业增加值—房地产业增加值
自变量	金融发展	FD	万亿元	金融增加值
中介变量	绿色创新	GI	万个	发明专利授权数+实用新型专利授权数
控制变量	财政投入	FI	万亿元	财政一般预算支出
	工业发展水平	IND	万亿元	工业增加值
	消费水平	CL	%	社会消费品零售总额/地区生产总值
	城镇化	UR	%	城镇人口/常住人口

(二)模型构建

三变量中介效应模型如下:

$Y=cX+e_1$  (1)

$M=aX+e_2$  (2)

$Y=c'X+bM+e_3$  (3)

在中介效应模型中,系数 c 是自变量 X 对因变量 Y 产生的总效应;系数 a 为自变量 X 对中介变量 M 产生的效应;系数 b 是当控制了自变量 X 的影响后,中介变量 M 对因变量 Y 产生的效应;系数 c' 为控制了中介变量 M 的影响之后,自变量 X 对因变量 Y 的直接效应;e<sub>1</sub>~e<sub>3</sub> 是回归残差。如果模型中 a、b 和 c 都显著,说明存在中介效应,并且中介效应在总效应当中的比重为 ab/c。另外,如果 c' 显著,则为部分中介效应,反之则为完全中介效应。

为验证金融发展、绿色创新与实体经济增长之间的关系,构建模型如下:

$RE_{it}=\alpha_0+\alpha_1FD_{it}+\alpha_2FI_{it}+\alpha_3IND_{it}+\alpha_4UR_{it}+\alpha_5CL_{it}+\epsilon_{it}$  (4)

$GI_{it}=\beta_0+\beta_1FD_{it}+\beta_2FI_{it}+\beta_3IND_{it}+\beta_4UR_{it}+\beta_5CL_{it}+\epsilon_{it}$  (5)

$RE_{it}=\gamma_0+\gamma_1FD_{it}+\gamma_2GI_{it}+\gamma_3FI_{it}+\gamma_4IND_{it}+\gamma_5UR_{it}+\gamma_6CL_{it}+\epsilon_{it}$  (6)

上式中,RE<sub>it</sub> 表示实体经济发展水平,GI<sub>it</sub> 表示绿色创新水平,FD<sub>it</sub> 表示金融发展水平,FI<sub>it</sub> 表示财政投入支出,IND<sub>it</sub> 表示工业发展水平,UR<sub>it</sub> 表示城镇化水平,CL<sub>it</sub> 表示消费水平,α、β、γ 为待

估的变量系数,ε<sub>it</sub> 为随机扰动项。

四、实证分析

(一)描述性统计

本文选择的研究对象为长江经济带的 11 省(市),样本的研究区间范围为 2005~2020 年,所有数据来源于国家统计局官网。运用 Stata15.0 计量软件,对各变量进行描述性统计分析,结果见表 2。表 2 展示了各变量的基本特征,统计数据显示,实体经济、绿色创新和金融发展的均值分别为 2.026、3.926 和 0.158,最大值分别为 8.631、45.19 和 0.802,最小值分别为 0.186、0.070 和 0.007,表明长江经济带的总体发展情况并不均衡,不同省份之间的差异比较大,同时也反映出随着我国经济社会的高速发展,实体经济增长迅速,长江经济带地区的金融体系和绿色创新得到更好发展。

(二)相关性分析

为了确保结果准确,在回归分析展开之前,对主要变量先进行相关性检验,以此对主要变量间的关系作出初步判断,结果见表 3。另外,在进行多重共线性检验后,发现方差膨胀因子(VIF)小于 10,表明各变量之间不存在严重的多重共线性问题。按照表 3 相关性分析的结果,在 1% 水平上金融发展与实体经济增长显著正相关,这就代表金融发展对实体经济增长有促进效果,初步验证了本文的假设 1,并为后续的分析奠定基础。

表 2 变量描述性统计

变量	观察值	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
RE	176	2.026	1.633	1.578	0.186	8.631
GI	176	3.926	1.890	5.935	0.070	45.190
FD	176	0.158	0.106	0.163	0.007	0.802
FI	176	0.439	0.406	0.281	0.049	1.368
IND	176	0.861	0.697	0.719	0.068	3.774
CL	176	0.393	0.388	0.059	0.296	0.530
UR	176	0.535	0.516	0.152	0.269	0.896

表 3 变量相关性分析

变量	RE	FD	FI	IND	CL	UR
RE	1					
FD	0.853 ***	1				
FI	0.881 ***	0.840 ***	1			
IND	0.979 ***	0.816 ***	0.789 ***	1		
CL	0.272 ***	0.299 ***	0.496 ***	0.171 **	1	
UR	0.479 ***	0.704 ***	0.494 ***	0.482 ***	0.249 ***	1

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。下同。

(三)中介效应检验

豪斯曼检验可用来进一步确定模型效应类型。若  $P$  值 $<0.05$ ,则选择固定效应,反之则选择随机效应模型。经豪斯曼检验,统计结果为 15.3, $P$  值为  $0.0092<0.05$ ,拒绝了原假设,因而选择固定效应模型进行回归分析。结果如表 4。

表 4 中介效应检验结果

变量	模型(4) RE	模型(5) GI	模型(6) RE
FD	1.746 *** (6.816)	24.195 *** (5.196)	1.237 *** (4.818)
GI	—	—	0.021 *** (5.226)
FI	0.879 *** (4.431)	−6.854 * (−1.900)	1.024 *** (5.505)
IND	1.477 *** (23.271)	7.623 *** (6.610)	1.316 *** (19.835)
CL	−1.257 *** (−4.218)	−2.898 (−0.535)	−1.196 *** (−4.327)
UR	1.771 *** (3.732)	−0.698 (−0.081)	1.786 *** (4.061)
常数项	−0.362 * (−1.966)	−1.936 (−0.578)	−0.322 * (−1.881)
R <sup>2</sup>	0.988	0.788	0.990

首先,检验金融发展以及实体经济增长之间的关系。通过模型(4)对二者之间的关系进行检验,金融发展系数值 1.746,在 1%水平之下显著正相关,这就代表金融发展对实体经济的增长有促进效果,则假设 1 成立。分析这一现象的成因,主要是因为长江经济带正逐步建立起一体化市场经济体系,而经济的发展,必然会对整个产业产生积极的作用,长江经济带沿线区域金融业发展的良好态势依然会对区域实体经济的高质量发展与繁荣产生积极而深远的影响。

其次,进行金融发展和绿色创新关系的检验。利用模型(5)检验金融发展和绿色创新之间的关系,金融发展的系数为 24.195,在 1% 的检验水平显著正相关,表明了金融发展对绿色创新具有正向影响,假设 2 成立。其原因在于我国金融体系能够通过有效积累闲散的资本,形成一个金融资源的配置平台,能够为我国绿色创新领域的技术研究开发、技术成果的转化推广提供更为充分有效的资本保障,进而推动绿色创新水平提高。

最后,绿色创新对金融发展和实体经济增长关系的中介作用检验。根据模型(6)的回归结果,在绿色创新、金融发展和实体经济增长的三变量中介效应检验中, $a$ 、 $b$ 、 $c$ 、 $c'$  分别为 24.195、0.021、1.746 和 1.237,均通过显著性检验,表明在金融发展带动实体经济增长过程中,绿色创新起到了部分中介作用,



其中中介应在总效应中的占比为 29.1%，假设 3 得到验证。主要是因为推动长江经济带绿色发展的过程中，需要基于绿色创新来进行各种节约能源和材料的新品开发，以此保证能源与材料有更高的利用率。另外，在研究和开发中资金需要持续投入，金融的资源配置功能可以引导资本流向绿色创新产业，进而改善产业结构，促进传统产业转型，从而推动实体经济发展，最终实现实体经济增长。

（四）分组中介效应检验

长江流域间的金融发展水平、创新能力和实体经济发展状况存在较大差异。为进一步分析差异，将长江经济带分为中上游和下游地区，再次进行回归分析，结果如表 5。金融发展对实体经济增长的促进作用和绿色创新的中介效应存在流域异质性，在金融发展对实体经济增长的影响过程中，中上游

的促进效果较之下游更为明显。中上游地区绿色创新在金融发展对实体经济增长的正向影响中发挥部分中介作用，这说明虽然中上游地区的金融发展能够推动实体经济增长，但是绿色创新不是促进实体经济增长的唯一渠道。在下游地区，绿色创新在金融发展对实体经济的增长效应中没有扮演中介角色，分析其原因，主要是因为与中上游地区相比，下游地区金融机构的市场势力较大，对实体经济表现出更强的掠夺性，因而金融发展对绿色创新存在一定的抑制作用<sup>[22]</sup>。由于下游地区金融资产投资收益率远高于实体经济收益率，以至于大量资金流向金融和房地产市场，金融发展服务于实体经济的功能没有充分显现，从而下游地区金融发展对实体经济的促进效果低于中上游地区。

表 5 分组中介效应检验结果

变量	中上游			下游		
	模型(4) <i>RE</i>	模型(5) <i>GI</i>	模型(6) <i>RE</i>	模型(4) <i>RE</i>	模型(5) <i>GI</i>	模型(6) <i>RE</i>
<i>FD</i>	3.048*** (6.452)	20.872*** (12.704)	1.582** (2.077)	1.570*** (3.126)	−9.303 (−1.415)	2.013*** (4.978)
<i>GI</i>	—	—	0.070** (2.416)	—	—	0.048*** (5.636)
<i>FI</i>	1.511*** (5.545)	−0.488 (−0.515)	1.546*** (5.808)	0.728* (1.926)	13.680*** (2.765)	0.077 (0.240)
<i>IND</i>	0.998*** (8.386)	0.752* (1.818)	0.945*** (8.005)	1.556*** (10.633)	9.100*** (4.750)	1.123*** (8.088)
<i>CL</i>	−0.997** (−2.598)	−0.840 (−0.629)	−0.938** (−2.501)	−1.246** (−2.044)	−1.085 (−0.136)	−1.194** (−2.480)
<i>UR</i>	−0.120 (−0.181)	−1.832 (−0.795)	0.009 (0.014)	2.417* (1.818)	−35.784** (−2.056)	4.121*** (3.772)
常数项	0.505*** (2.754)	0.666 (1.045)	0.458** (2.548)	−1.082* (−1.683)	13.932 (1.656)	−1.745*** (−3.349)
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.986	0.948	0.986	0.992	0.921	0.995

（五）稳健性检验

绿色创新行为往往时间跨度较长，具有一定的时间滞后性，因此将原有模型中因变量实体经济增长滞后一期，采用固定效应模型重做上述检验，稳健性测试结果见表 6。稳健性检验结果与上文研究结果无显著差异，表明本文研究结论通过了稳健性检

验，具有稳健性。

五、结论与建议

本文以长江经济带 11 个省(市)作为研究对象，通过构建固定效应模型和中介效应模型来检验金融发展、绿色创新对实体经济增长的影响，验证了绿色

表 6 稳健性检验结果			
变量	模型(4) RE	模型(5) GI	模型(6) RE
FD	1.562 *** (4.386)	9.704 *** (2.904)	1.297 *** (3.652)
GI	—	—	0.027 *** (3.235)
FI	0.816 *** (3.294)	−2.019 (−0.869)	0.871 *** (3.618)
IND	1.571 *** (19.131)	8.686 *** (11.273)	1.333 *** (12.299)
CL	−0.049 (−0.131)	11.718 *** (3.337)	−0.370 (−0.983)
UR	1.303 ** (1.986)	−20.944 *** (−3.401)	1.877 *** (2.841)
常数项	−0.419 * (−1.760)	2.071 (0.927)	−0.476 ** (−2.055)
R <sup>2</sup>	0.984	0.877	0.985

创新在金融发展促进实体经济增长过程中存在中介效应。结果显示:金融发展能够显著促进绿色创新和实体经济增长,绿色创新在金融发展促进实体经济增长的过程中起到了部分中介作用。另外,将长江经济带 11 个省市分为中上游和下游地区进行分组讨论,发现金融发展促进实体经济增长和绿色创新的中介效应存在流域异质性,中上游地区金融发展促进实体经济增长效果优于下游地区,绿色创新在中上游地区起到部分中介作用,但在下游地区则没有起到中介作用。因此,为更好地推进长江经济带地区的实体经济增长,促进经济高质量发展,提出以下建议。

第一,培育创新型人才,推动绿色创新。首先,应该深刻认识到创新人才培养的重要性,支持鼓励各类企业、高等院校和科研院(所)等主体积极培养各类创新型人才,为中国绿色创新发展提供可持续和充足发展的动能。其次,政府应对各类企业、高等院校和相关科研服务机构等主体提供充足的资金支持、科技创新研究资源和平台保障,引导资本流向绿色创新领域和技术应用性较强的创新型企业,加大对高校绿色创新专业的人才培养力度和对绿色发展科学技术知识的学习,提高绿色创新水平。最后,提高绿色创新成果转化率,重视产权保护,严格保护绿色创新成果,使其能够真正转化为现实生产力。

第二,合理配置资源,明确金融市场导向。金融

必须结合实体经济发展需求合理配置资源,金融部门应主动调整信贷资源和金融资金的流向,引导资金流向技术创新产业,紧随实体经济活动的融资需求,调整商业银行的信贷模式,并引导银行机构进行配套信贷政策的制定,支持鼓励创新企业通过企业债券以及公司债券等多样化债务工具进行融资,最大限度地解决企业融资难融资贵等问题,让金融市场更高效地为实体经济提供服务。

第三,注重金融监管,加强金融风险防范。完善的社会主义市场经济制度和现代金融体系的正常运转,需要规范的金融监管机制,这就需要推进金融市场管理制度改革,逐步构建现代金融市场的监管框架,完善各项制度和规定并监督其有效实施,不断丰富和健全金融机构与金融市场的治理机制,提高金融对实体经济的服务能力和水平,增强金融服务对实体经济的风险防范能力,让金融更稳定地服务实体经济,进而使实体经济高质量发展更加稳健进行。

参考文献:

[1]汪宗顺,郑军,汪发元.产业结构、金融规模与经济高质量发展——基于长江经济带 11 省市的实证[J].统计与决策,2019(19).

[2]樊聆,韩廷春.金融发展服务实体经济过程中的政府作用:增进还是抑制?[J].经济与管理研究,2020(8).

[3]赫国胜,燕佳妮.金融发展、政策激励与实体经济增长——基于空间面板数据的实证分析[J].河北经贸大学学报,2020(5).

[4]邢琴.金融发展促进实体经济增长机理研究[J].中国商论,2022(7).

[5]田卫民.金融发展缘何抑制了经济增长——来自中国省际面板数据的经验证据[J].经济问题,2017(1).

[6]冯鑫,唐文琳,穆军.金融发展、要素积累和经济增长关系的实证分析[J].统计与决策,2018(19).

[7]过旭东.金融发展、产业结构变化与实体经济增长的关系探讨[J].商业经济研究,2021(10).

[8]Samargandi N, Fidrmuc J, Ghosh S. Is the relationship between financial development and economic growth monotonic? Evidence from a sample of middle-income countries[J]. World Development, 2014(1).

[9]李健,张兰,王乐.金融发展、实体部门与中国经济增长[J].经济体制改革,2018(5).

[10]袁悦.基于 PSTR 模型的金融业对实体经济的非线性影响[J].技术经济与管理研究,2022(3).

[11]张林.金融发展、科技创新与实体经济增长——基于空间计量的实证研究[J].金融经济研究,2016(1).

[12]汪发元,郑军.科技创新、金融发展与实体经济增长——基于长江经济带的动态空间模型分析[J].经济经纬,2019(4).

[13]刘习平,马丽君.金融发展、投资水平与城市绿色创新效率[J].财会月刊,2020(10).

[14]陈丰华.金融服务实体经济发展效率的影响因素研究[J].现代

经济探讨,2021(12).

[15]何智励,汪发元,汪宗顺,等.绿色技术创新、金融门槛与经济高质量发展——基于长江经济带的实证[J].统计与决策,2021(19).

[16]魏蓉蓉.金融资源配置对经济高质量发展的作用机理及空间溢出效应研究[J].西南民族大学学报(人文社科版),2019(7).

[17]Levine R. Finance and growth: theory and evidence[J]. Handbook of Economic Growth ,2005(1).

[18]张志英,岳缘希.绿色创新与区域经济增长关系的空间计量分析[J].特区经济,2019(8).

[19]周建亮,鄢晓非.我国金融与实体经济共生关系的实证研究[J].统计与决策,2015(20).

[20]贾军,张伟.绿色技术创新中路径依赖及环境规制影响分析[J].科学与科学技术管理,2014(5).

[21]汪发元,汪宗顺.绿色技术进步、财政投入与经济高质量发展[J].统计与决策,2021(14).

[22]张黎娜,千慧雄.区域金融发展对技术创新的双重作用机制研究[J].金融经济研究,2020(1).

特约编辑 吴爱军

责任编辑 刘玉成 E-mail:770533213@qq.com

Financial Development, Green Innovation and Real Economic Growth  
——An Empirical Study Based on the Yangtze River Economic Belt

Wu Jie<sup>1,2</sup> Xie Jie<sup>1</sup>

(1.Economics and Management School , Yangtze University ,Jingzhou 434023,Hubei ;  
2.Development Research Institute of Yangtze River Economic Zone ,Yangtze University ,  
Jingzhou 434023,Hubei )

**Abstract:**Based on the panel data of 11 provinces and cities in the Yangtze River Economic Belt from 2005 to 2020, a fixed effect model and a mediation effect model were constructed to empirically analyze the impact of financial development and green innovation on the growth of real economy. The results show that financial development can promote green innovation and real economic growth, and financial development can promote real economic growth by promoting green innovation. Besides, the grouping test results show that the effect of financial development in the middle and upper reaches of the Yangtze River Economic Belt on promoting the growth of the real economy is better than that in the downstream regions. Financial development can promote the growth of the real economy through green innovation channels, but green innovation does not play a mediating role in the lower reaches. Thus, in the Yangtze River Economic Belt, we should train people of innovation, promote green innovation, configure resources rationally, clarify financial market orientation, focus on financial oversight and strengthen the prevention of financial risks.

**Keywords:**Yangtze River Economic Belt; green innovation; financial development; real economy