

科技创新、对外开放与长江经济带高质量发展

吴传清^{1,2,3} 邓明亮^{1,21}

(1. 武汉大学 经济与管理学院; 2. 武汉大学 区域经济研究中心

3. 武汉大学 中国主体功能区战略研究院, 湖北 武汉 430072)

【摘要】: 推动长江经济带高质量发展是新时代实施长江经济带发展战略的必然要求。采用 2005-2016 年长江经济带 108 个地级及以上城市面板数据, 从线性、非线性视角考察科技创新、对外开放与长江经济带高质量发展的关系。结果表明: 科技创新能有效促进长江经济带沿线城市绿色全要素生产率提升; 对外开放背景下, 这种影响效应呈现出显著非线性特征, 对外开放能有效规避科技创新促进绿色全要素生产率提升的边际效率递减困境; 科技创新、对外开放、经济高质量发展之间的关系表现出显著空间异质性。推动长江经济带高质量发展, 应科学处理科技创新、对外开放与经济高质量发展三者的关系, 构建高质量对外开放与科技创新之间的良性互动机制, 形成长江经济带深度融合的开放创新局面。

【关键词】: 高质量发展 科技创新 对外开放

【中图分类号】: F127.5 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1001-7348(2019)03-0033-09

0 引言

党的十九大报告提出“我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段”的论断。长江经济带是我国经济的重心和活力所在, 长江经济带发展必须坚持生态文明建设的先行示范带、引领全国转型发展的创新驱动带、具有全球影响力的内河经济带的战略定位。国家先后颁布了《国务院关于依托黄金水道推动长江经济带发展的指导意见》(2014)、《长江经济带创新驱动产业转型升级方案》(2016)、《长江经济带发展规划纲要》(2016)、《关于加强长江经济带工业绿色发展的指导意见》(2017)等规划和政策文本, 强调长江经济带沿线省市应将生态保护与经济发展相结合, 创新驱动产业转型升级, 改善对外开放条件, 不断提高经济发展质量。2018 年, 习近平在深入推动长江经济带发展座谈会上明确指出, 要使长江经济带成为引领我国经济高质量发展的生力军。经济高质量发展是体现新发展理念的发展。科技创新是经济高质量发展的强大动能。当前, 我国创新进入活跃期, 关于科技创新, 尤其是科技创新与经济高质量发展的关系受到学术界广泛关注, 但关于科技创新能否促进绿色全要素生产率提高, 能否促进经济高质量发展等问题的研究仍然存在争议。开放发展是经济高质量发展的重要支撑。伴随中国经济和世界经济的关联度不断提高, 推动长江经济带深化开放合作, 促进经济要素有序自由流动、资源高效配置、市场深度融合, 是有效推进长江经济带高质量发展的重要突破口。对外开放过程既是商品进出口贸易过程, 同时也是技术输出和引进过程。但是在对外开放背景下, 长江经济带沿线各地区科技创新能否促进绿色全要素生产率提高? 存在何种地区差异? 国内鲜有研究能够系统回答相关问题。

基于此, 本文拟采用长江经济带沿线 108 个地级及以上城市面板数据, 分析和回答对外开放背景下, 科技创新如何影响整个地

作者简介: 吴传清(1967-), 男, 湖北石首人, 博士, 武汉大学经济与管理学院教授、博士生导师, 武汉大学区域经济研究中心主任, 武汉大学中国主体功能区战略研究院副院长, 研究方向为城市与区域经济、主体功能区政策; 邓明亮(1994-), 男, 湖北长阳人, 武汉大学经济与管理学院硕士研究生, 武汉大学区域经济研究中心主任助理, 研究方向为城市与区域经济。

基金项目: 中央高校基本科研业务费专项资金项目(2042017kf1025)。

区绿色全要素生产率的问题,这对于新时代背景下长江经济带进一步鼓励科技创新,扩大和深化对外开放,从而实现更高质量的发展具有重要理论意义和实践指导价值。

1 文献综述

科技创新影响经济高质量发展的机制是新时代背景下不可避免的研究话题,科技创新影响经济高质量发展的相关研究也因此成为学术界广泛关注的热点。关于科技创新影响经济发展质量的研究主要集中表现为促进论^[1]。陈丽娴等^[2]以技术进步评价地区创新能力,实证研究表明,创新有助于提升我国经济增长质量;李强等^[3]提出,自下而上的制度创新能够通过提高创新水平,进而促进我国经济高质量发展;李艳等^[4]认为,出口产品技术创新能够发挥质量支撑作用,进而提升地区经济质量结构水平;温涛等^[5]运用 GMM 模型研究发现,经济“新常态”背景下,研发投入形成的创新要素是提高中国经济增长质量的重要途径;金碚^[6]提出,经济高质量发展的关键动因表现为科学发现、技术发明和产业创新,只有创新驱动才能实现经济持续高质量发展。由此可见,虽然现有研究大多认为,科技创新有助于经济高质量发展,但对于科技创新影响经济高质量发展的内在规律和地区差异仍需要进一步研究。

近年来,关于区域经济发展质量的研究中,全要素生产率作为量化经济发展质量的替代性指标成为研究热点。关于创新与全要素生产率的研究主要体现在全要素生产率和绿色全要素生产率两个方面。

一方面,部分学者从全要素生产率视角分析科技创新对全要素生产率的影响,研究结论主要表现为促进论,即科技创新能够促进全要素生产率提高。较多学者支持创新能够促进地区全要素生产率的提升。王钺等^[7]运用空间计量分析方法对我国内地 30 个省市的实证分析发现,研发资本在区际间流动能够显著促进区域全要素生产率提高;何玉梅等^[8]提出,环境规制和技术创新呈显著正相关关系,技术创新又进一步促进工业全要素生产率提升;代明等^[9]从创新精神的角度指出,企业家创业精神与创新精神有助于全要素生产率提升。

另一方面,部分学者从绿色全要素生产率角度探讨科技创新与绿色全要素生产率的关系。较多学者认为,科技创新能够促进绿色全要素生产率提高。葛鹏飞等^[10]研究发现,科研创新能够通过纯技术进步路径显著提高“一带一路”沿线国家绿色完全要素生产率;岳鸿飞等^[11]运用 SBM-DDF 及 Luenberger 生产率指数研究指出,技术创新是驱动工业绿色发展的主要动力,对工业绿色全要素生产率的贡献度达到 7%;葛鹏飞等^[12]将创新划分为基础创新和应用创新,实证研究发现,创新能够有效弱化金融发展对绿色全要素生产率的抑制作用;武宵旭等^[13]指出,创新能够发挥中介效应,缓解老龄化对绿色全要素生产率的负向影响;吴新中等^[14]认为,技术创新能够促进长江经济带工业绿色全要素生产率提高。少量学者研究得出,创新与绿色全要素生产率之间存在非线性关系。葛鹏飞等^[15]研究表明,基础创新对绿色全要素生产率的促进作用存在边际递减规律,而应用创新对绿色全要素生产率的影响则呈现出先降后升的 U 型非线性关系。同时,也有学者研究表明,科技创新与绿色全要素生产率之间的关系存在不确定性。师博等(2018)基于中国制造业全样本分析指出,创新投入能够显著提升绿色全要素生产率,但在市场竞争的影响下,创新投入对绿色全要素生产率的促进作用被弱化。同时,创新投入对高技术制造业绿色全要素生产率表现为促进作用,但对中低端技术制造业则表现为负向抑制效应^[13]。

全球竞争背景下,加强科技创新、提高自主创新能力是我国取得竞争优势的必然选择,是我国深化改革开放的核心内容。实现建设创新驱动国家战略目标,需要促进高水平对外开放与创新驱动的良好互动^[16-17]。目前,学术界关于开放发展与绿色全要素生产率间关系的研究中,部分学者认为对外开放水平提高有助于绿色全要素生产率提高。彭星等^[18]、杨世迪等^[19]认为,在对外开放过程中,我国东西部地区对外直接投资有助于绿色全要素生产率提高;武宵旭等^[13]指出,提升贸易开放度能够显著提高绿色全要素生产率。同时,少量学者提出不同的研究结论。黄秀路等^[20]、葛鹏飞等^[21-23]研究发现,当前“一带一路”沿线国家国际贸易以初级产品为主,各国企业科技创新投入力度不足,贸易开放度提高反而不利于绿色全要素生产率提高。

纵观学术界现有研究成果,较多涉及科技创新、对外开放与全要素生产率的关系,但仍有可改进之处。第一,关于科技创新能

否促进绿色全要素生产率提升的研究结论存在较大差异,同时缺乏科技创新影响绿色全要素生产率空间异质性研究。第二,现有研究多基于线性假设分析科技创新对绿色全要素生产率的影响,鲜有从非线性角度研究科技创新对绿色全要素生产率的影响机制。第三,鲜有研究基于其它因素约束分析科技创新影响绿色全要素生产率的机制,尤其是在当前改革开放不断深化的背景下,对外开放约束下科技创新对绿色全要素生产率影响的研究尚不多见。第四,以长江经济带为对象的研究更为鲜见,随着长江经济带生态文明建设、创新转型发展不断深入,全球影响力不断提高,深入分析对外开放背景下科技创新如何影响长江经济带经济高质量发展,具有重要的理论意义和实践指导价值。基于此,本文系统分析对外开放背景下,科技创新影响绿色全要素生产率的空间差异、规律和约束机制。

2 实证研究

Romer (1990) 在新经济增长模型中提出,经济增长建立在内生技术进步基础上,所谓技术进步就是科技创新过程。经济全球化背景下,对外开放战略实施是科技创新要素引进的重要外源,对外贸易活动中的技术转移对我国创新能力提高有着积极作用^[24]。在结合科技创新内外部资源的基础上,科技创新水平得以提高,成为实现高质量发展的关键动因,有助于实现可持续高质量发展^[6]。参考现有研究成果,科技创新、对外开放影响长江经济带经济高质量发展的作用机理可以概括为对外开放对科技创新的溢出效应、学习效应,以及科技创新对高质量发展的驱动效应(见图 1)。

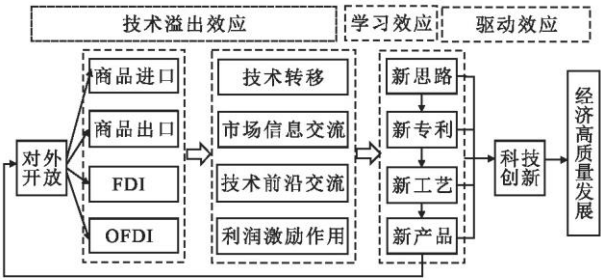


图 1 对外开放、科技创新对长江经济带经济高质量发展的作用机理

2.1 科技创新影响长江经济带高质量发展的空间差异

2.1.1 模型构建与变量选取

长江经济带是我国生态文明建设的先行示范区、创新驱动带,厘清科技创新与高质量发展之间的关系,对进一步加快科技创新、促进经济高质量发展具有重要的理论意义和实践价值。以全面分析科技创新影响长江经济带经济高质量发展的作用特征与空间差异为目标,本文构建分析模型如式(1)所示。

$$\ln gtfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln ti_{it} + \beta \ln X_{it} + \lambda_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, α_0 为常数项, α_1 表示科技创新影响长江经济带经济高质量发展的程度, β 为系数向量, ϵ 为随机扰动项, λ 代表不可观测的地区效应。 $gtfp$ 表示长江经济带 108 个样本城市经济高质量发展水平, ti 表示各地区科技创新投入力度, X 代表各地区控制变量。

经济发展质量是一个综合性概念,不可计量因素的存在导致学术界大多采用替代性指标反映经济高质量发展水平^[6]。借鉴卢

丽文等^[25]和郑垂勇等^[26]的研究方法,本文选取绿色全要素生产率衡量长江经济带经济高质量发展水平。在长江经济带沿线地区绿色全要素生产率测算中,利用基于松弛变量的方向距离函数(SBM-DDF)模型,以资本投入、劳动力投入、能源投入为投入指标,以GDP为期望产出指标,以三废排放量为非期望产出指标。

科学技术支出费用是科技创新的支撑和基础,研发支出的多寡直接影响地区科技创新水平。本文核心解释变量为科技创新投入力度(ti),根据现有研究成果和数据可得性,选择科学技术支出衡量地区科技创新投入力度。

基于估计结果的可靠性,本文选取以下指标作为控制变量:(1)选取人均GDP衡量地区经济发展水平(pgdp);(2)采用人均行政区域土地面积反映地区人口密度(n);(3)采用公共财政支出占GDP比重表示政府行为(gov);(4)采用规模以上工业企业数表示地区工业发展水平(ind);(5)选取教育经费投入占财政支出比重表示地区教育投入力度(edu);(6)选取人均城市道路面积表示地区基础设施水平(traf)。根据上述变量选取,式(1)可改写为式(2)。

$$\ln gtf_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln ti_{it} + \beta_1 \ln pgdp_{it} + \beta_2 \ln n_{it} + \beta_3 \ln gov_{it} + \beta_4 \ln ind_{it} + \beta_5 \ln edu_{it} + \beta_6 \ln traf_{it} + \lambda_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

2.1.2 数据来源与描述性统计

本文样本为2005—2016年长江经济带沿线11省市108个地级及以上城市,数据来自于《中国城市统计年鉴》(2006—2017年),部分缺失数据采用均值替换法补全。考虑各省市内部经济发展环境的相似性,本文将沪浙苏3省市的相关城市列为长江经济带下游地区城市,将皖赣湘鄂4省的相关城市列为长江经济带中游地区城市,将渝贵川滇4省市的相关城市列为长江经济带上游地区城市。长江经济带整体和上中下游地区城市各变量样本统计结果如表1所示,长江经济带沿线上中下游地区城市各指标差距较大,地区差异明显。

表1 长江经济带整体、上中下游地区城市各变量样本统计值

地区		gtf	ti	pgdp	n	gov	ind	edu	traf	fc
所有城市	均值	1.4%	72596	35648	484	0.16	1619	0.22	166.70	85200
	标准差	2.67	248876	27042	296	0.11	2237	0.26	830.15	187942
	最小值	0.01	0.13	99.00	53.05	0.01	56	0.00	0.56	2.00
	最大值	44.32	3417109	199017	2287	1.58	18792	4.57	11936	1845923
上游城市	均值	1.53	34415	23520	380.35	0.21	694	0.22	122.35	50763
	标准差	3.50	172703	15361	238.96	0.15	1089	0.28	808.03	181703
	最小值	0.01	0.13	99.00	53.05	0.01	56.00	0.00	0.56	25.00
	最大值	40.51	2972639	82221	1013	1.58	7130	2.79	11936	1121599
中游城市	均值	1.29	35503	30553	443.08	0.15	879	0.21	129	54038
	标准差	2.45	83583	20843	218.09	0.07	509	0.30	554	86709
	最小值	0.05	114	4009	146.03	0.01	93	0.01	0.83	1233
	最大值	44.32	1016998	124122	1077	0.36	2968	4.57	9027	852255
下游城市	均值	1.57	197093	61197	696.69	0.11	4307	0.21	300	192593
	标准差	1.80	443302	32785	385.22	0.10	3197	0.11	1230	285133
	最小值	0.02	174	8618	117.37	0.02	358	0.02	1.72	2.00
	最大值	17.15	3417109	199017	2286.71	1.49	18792	0.99	11424	1845923

长江经济带沿线城市科技创新投入力度与绿色全要素生产率的关系如图 2 所示,横轴和纵轴分别表示长江经济带沿线城市科技创新投入力度与绿色全要素生产率,科技创新投入力度与绿色全要素生产率总体上存在较明显的正向相关关系。图 2 中边沿观测点的存在表明,科技创新投入力度与绿色全要素生产率之间的正相关关系可能存在差异。因此,有必要通过计量检验进一步分析科技创新与绿色全要素生产率之间的关系。

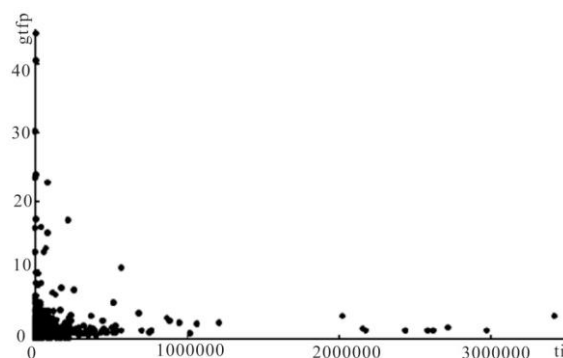


图 2 长江经济带沿线城市科技创新投入力度与绿色全要素生产率的关系

2.1.3 实证结果与分析

Hausman 检验结果接受原假设,实证检验分析需采用随机效应模型。考虑到异方差、内生性影响和滞后效应,本文选取 GLS 分析方法解决长江经济带沿线城市异方差对估计结果的影响,以科技创新投入力度滞后变量作为工具变量,同时运用系统 GMM 估计方法解决变量内生性问题,并通过滞后变量法考察科技创新投入力度影响长江经济带沿线城市高质量发展的滞后效应。基于此,本文检验科技创新对长江经济带经济高质量发展的影响,并对实证分析结果进行稳健性检验和地区差异性分析。

(1) 科技创新对经济高质量发展的影响。科技创新能够促进长江经济带经济高质量发展,如表 2 所示。作为对照,模型 1 给出科技创新影响长江经济带沿线城市高质量发展的混合回归结果,模型 2 为采用随机效应模型的估计结果,模型 3 使用滞后一期的科技创新投入数据检验滞后效应,模型 4 运用两阶段系统 GMM 分析方法尽可能解决模型中因内生性问题导致的估计偏误。模型 1 和模型 2 估计结果显示,科技创新投入变量通过 5% 的显著性检验,且系数为正,表明科技创新投入增加能够显著促进绿色全要素生产率提高,即科技创新能够促进长江经济带经济高质量发展。模型 3 估计结果通过 10% 的显著性检验,可见科技创新投入对绿色全要素生产率的影响不仅体现在当期,而且证实了科技创新投入滞后效应的存在。在考虑内生性、异方差问题的基础上,模型 4 估计结果比模型 1、模型 2、模型 3 的变化小,且通过 5% 的显著性检验,可见模型估计结果具有可靠性。

基于模型分析结果,科技创新能够显著促进长江经济带经济高质量发展,主要通过 3 个渠道发挥驱动效应:一是科技创新通过提高生产能力促进绿色全要素生产率提高。科技创新活动的开展能够形成新思路、发明新专利、设计新工艺、生产新产品,生产力提升有助于长江经济带沿线城市商品和服务产量提高,“把面包做大”以提高全要素生产率;二是科技创新能够提高能源利用效率,促进绿色全要素生产率提高。科技创新产生的新工艺有助于能源利用效率提高,减少能源浪费,进而降低能源使用量,有助于减少污染物排放,从而提高长江经济带沿线城市绿色全要素生产率;三是科技创新通过减少环境污染,促进绿色全要素生产率提高。新专利、新工艺在生产过程中的运用能够提高能源资源利用效率,新产品在消费过程中能够进一步减少环境污染,从而促进长江经济带沿线城市绿色全要素生产率提高。综上所述,科技创新能够通过提高生产能力、能源利用效率和降低环境污染促进绿色全要素生产率提高^[6],更好地满足人民对于美好生活的向往,通过创新驱动促进长江经济带沿线城市经济高质量发展。

表 2 科技创新影响长江经济带沿线城市绿色全要素生产率检验结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
ti	0.0256* (0.048)	0.0267** (0.032)	0.0409* (0.096)	0.0407** (0.018)
pgdp	0.0891 (0.146)	0.0902** (0.047)	0.1387** (0.023)	0.1399*** (0.010)
n	-0.0716 (0.121)	-0.0740 (0.122)	-0.0403 (0.391)	-0.0404* (0.098)
gov	0.2674* (0.000)	0.2734*** (0.000)	0.0108* (0.087)	0.0085** (0.018)
tnd	-0.1144** (0.006)	-0.1161*** (0.007)	-0.1799*** (0.000)	-0.1786*** (0.000)
edu	0.0546* (0.052)	0.0556** (0.044)	0.1105* (0.053)	0.1107** (0.033)
traf	-0.0381** (0.049)	-0.0395** (0.042)	-0.1340*** (0.000)	-0.1326*** (0.000)
c	-1.6163*** (0.000)	-1.6238*** (0.000)	-1.9227*** (0.000)	-1.9266*** (0.000)

注：*、**、***表示统计值在 10%、5%、1%的显著性水平下显著，括号内为 P 值，下同

采用“xtabond2”程序完成系统估计，系统 GMM 估计结果中，Sargan 检验、Hansen 检验的统计值和伴随概率分别为 24.18, 0.345 与 19.45, 0.582。AR(1)、AR(2) 检验的统计量和伴随概率分别为 -3.21, 0.077 与 -2.97, 0.729。检验结果表明，GMM 模型中 IV 变量选取和估计结果具有合理性。

控制变量中，经济发展水平 (pgdp) 对长江经济带绿色全要素生产率的影响显著为正，可见经济发展水平提高有助于生产要素集聚和基础设施完善，能够促进绿色全要素生产率提高，也表明地区经济发展与生态环境保护并不矛盾。人口密度 (n) 估计系数为负，但未通过显著性检验，表明地区人口集聚对绿色全要素生产率的负向影响尚不显著。政府行为 (gov) 对绿色全要素生产率的影响显著为正，公共财政支出在经济社会发展过程中负有生态环境保护责任，公共财政支出力度加大有助于长江经济带沿线城市生态环境保护和生产效率提高，能够促进长江经济带沿线城市绿色全要素生产率提高。工业发展水平 (ind) 的估计系数显著为负，伴随工业企业数量增加，工业生产造成的环境污染也相应增加，对长江经济带沿线城市生态环境造成严重污染，显著抑制了绿色全要素生产率提高。教育投入力度 (edu) 与绿色 TFP 的估计系数为正，且通过了 10% 的显著性检验，说明教育投入增加能够为创新发展提供人才，有助于生态文明理念传播和创新氛围形成，从而促进绿色全要素生产率提高。基础设施水平 (traf) 与绿色全要素生产率的估计系数显著为负，可见在以道路修建为代表的基础设施建设过程中，建设用地增多使生态环境受到影响，不利于绿色全要素生产率提高。

(2) 稳健性检验。为检验模型估计结果的有效性，本文在运用控制变量、滞后效应、GMM 方法的基础上，采用以下方法进行稳健性检验 (见表 3)：(1) 为消除长江经济带直辖市对估计结果的影响，本文剔除上海、重庆两个直辖市的样本构建模型 5，并在此基础上采用科技创新变量滞后一期构建模型 6；(2) 考虑到样本非随机性和异常值对模型估计结果的影响，本文在剔除 5% 的绿色全要素生产率极大值和极小值样本后构建模型 7，并在此基础上采用科技创新变量滞后一期构建模型 8；(3) 剔除 2006 年和 2016 年的样本后，采用 2007—2015 年长江经济带 108 个地级及以上城市面板数据构建模型 9，并在此基础上采用科技创新变量滞后一期构

建模型 10。在多种稳健性检验结果中,估计系数和显著性水平虽有差异,但影响方向并未改变,且均通过了显著性检验,可见模型对科技创新影响长江经济带经济高质量发展的解释力度较好,实证结论稳健。

表 3 科技创新影响长江经济带沿线城市绿色全要素生产率的稳健性检验结果

变量	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10
ti	0.0348** (0.013)	0.0270*** (0.006)	0.0138* (0.079)	0.0145** (0.021)	0.0112* (0.081)	0.0504* (0.090)
pgdp	0.1048* (0.097)	0.0178* (0.067)	0.0700* (0.062)	0.0273* (0.054)	0.0764** (0.037)	-0.0028* (0.066)
n	-0.0844* (0.085)	-0.0824* (0.093)	-0.0099* (0.084)	-0.0084** (0.014)	-0.0574* (0.081)	-0.0556* (0.095)
gov	0.2931*** (0.000)	0.3690*** (0.000)	0.2180*** (0.000)	0.2509*** (0.000)	0.2890*** (0.001)	0.3422*** (0.000)
tnd	-0.1011** (0.021)	-0.0575 (0.137)	0.0644** (0.026)	-0.0440* (0.095)	-0.0997* (0.073)	-0.0552 (0.195)
edu	0.0610*** (0.005)	0.0926 (0.120)	0.0056* (0.069)	0.0081** (0.011)	0.0542* (0.097)	0.0773 (0.128)
traf	-0.0420** (0.035)	-0.0482** (0.014)	-0.0363*** (0.001)	-0.0387*** (0.000)	-0.0419* (0.051)	-0.0449** (0.034)
c	-1.5837*** (0.000)	-1.1888*** (0.007)	-1.3440*** (0.000)	-1.1283*** (0.000)	-1.6514*** (0.001)	-1.2701*** (0.010)

(3) 科技创新影响经济高质量发展的空间差异性。为进一步考察科技创新影响长江经济带沿线城市经济高质量发展的空间差异性,构建模型 11、模型 13、模型 15,分别考察长江经济带中上下游地区城市科技创新对经济高质量发展的影响,构建模型 12、模型 14、模型 16 则考察科技创新影响长江经济带中上下游各城市经济高质量发展的滞后效应(见表 4)。长江经济带沿线城市科技创新对绿色全要素生产率的影响存在地区差异,虽然科技创新对长江经济带中上下游各城市绿色全要素生产率的影响均显著为正,但从影响系数看,下游地区城市估计系数最小,中游次之,上游地区城市科技创新对绿色全要素生产率的促进作用最大。从滞后效应考察结果看,科技创新对绿色全要素生产率的促进作用同样表现为上游最大,中游次之,下游促进作用相对较小。对比表 1 科技创新和绿色全要素生产率均值,长江经济带中上下游各城市科技创新投入均值依次上升,表明科技创新与绿色全要素生产率之间存在非线性关系的可能性较大。由此推测,伴随着科技创新投入力度加大,科技创新对绿色全要素生产率的促进作用存在递减规律。对此可能的解释为:当科技创新投入力度较小时,科技创新能够显著提高生产能力,促进绿色全要素生产率提高;伴随着科技创新投入力度进一步加大,生产能力提升同时带来生态环境破坏和污染,导致绿色全要素生产效率损失。与此同时,在科技创新投入力度加大过程中,有可能由于规模报酬递减导致创新效率损失,最终导致科技创新对绿色全要素生产率提高的驱动效应降低。

表 4 科技创新影响长江经济带沿线城市绿色全要素生产率的空间差异性

变量	上游地区城市		中游地区城市		下游地区城市	
	模型 11	模型 12	模型 13	模型 14	模型 15	模型 16
ti	0.1032* (0.051)	0.1259* (0.058)	0.0659* (0.082)	0.0811** (0.036)	0.0319** (0.036)	0.0283* (0.075)

Pgdp	0.1158 (0.306)	0.0424* (0.071)	0.0342* (0.074)	-0.0189* (0.081)	-0.1128* (0.053)	-0.4243** (0.020)
n	-0.0818 (0.105)	-0.0676* (0.095)	-0.1515** (0.029)	-0.1476** (0.032)	-0.0192* (0.075)	-0.0536 (0.154)
gov	-0.2470* (0.069)	-0.3106*** (0.009)	-0.3527*** (0.001)	-0.3513*** (0.000)	-0.3035 (0.162)	-0.6561*** (0.006)
ind	0.2396** (0.023)	0.1785* (0.070)	-0.0433* (0.080)	-0.0761* (0.080)	0.1243* (0.075)	0.0124 (0.154)
edu	0.0694 (0.506)	0.0535 (0.606)	-0.1345* (0.065)	-0.1654** (0.026)	-0.2024 (0.146)	-0.5266** 0.047
traf	-0.0310 (0.371)	-0.0342 (0.122)	-0.0560** (0.019)	-0.0538** (0.020)	-0.0323* (0.089)	-0.0700 (0.122)
c	-2.2096** (0.014)	-1.9270** (0.033)	-0.5723* (0.081)	-0.0926 (0.907)	-0.1329** (0.022)	1.4407 (0.289)

2.2 对外开放背景下科技创新对长江经济带经济高质量发展的驱动效应分析

基于前文检验结果, 科技创新对长江经济带经济高质量发展的影响存在空间异质性, 同时伴随科技创新投入增加, 其对长江经济带沿线城市经济高质量发展的正向边际效用可能存在边际效应递减趋势。为进一步分析科技创新驱动效应的演变规律, 深入揭示科技创新对经济高质量发展影响的空间异质性, 结合全面深化改革开放背景, 本文以实际利用外资金额为门槛变量, 深入揭示对外开放作用于科技创新对长江经济带沿线城市经济高质量发展的非线性影响效应。

2.2.1 模型构建与数据说明

借鉴 Hansen^[27] 提出的门槛回归模型, 本文以实际利用外资金额为门槛变量, 构建模型如下:

$$\ln gtfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln fc_{it} \cdot I(\ln ti \leq \gamma_1) + \alpha_2 \ln ti_{it} \cdot I(\ln fc > \gamma_1) + \dots + \alpha_n \ln ti_{it} \cdot I(\ln fc \leq \gamma_n) + \alpha_{n+1} \ln ti_{it} \cdot I(\ln fc > \gamma_n) + \beta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中, $gtfp$ 表示长江经济带沿线城市绿色全要素生产率, ti 表示各城市科技创新投入力度, fc 表示各城市实际利用外资水平, X 为控制变量。 γ 为门槛值, 当 $\ln ti \leq \gamma$ 时, $I=1$; 当 $\ln ti > \gamma$ 时, $I=0$ 。

2.2.2 实证结果及解释

基于科技创新影响长江经济带沿线城市经济高质量发展的空间差异性, 本文分别对长江经济带沿线 108 个样本城市、上游地区城市、中游地区城市、下游地区城市科技创新与绿色全要素生产率之间的关系进行门槛检验。在面板门槛回归之前, 利用 Hansen “自举法” (Bootstrap) 通过重叠模拟似然比检验统计量 300 次, 估计出 Bootstrap P 值, 确定检验变量之间是否存在门槛效应和门槛数量。检验结果显示, 长江经济带沿线 108 个城市、中游地区城市、下游地区城市均通过了单门槛、双门槛、三门槛检验, 而长江经济带上游地区城市仅通过单门槛和双门槛检验。检验结果说明, 深化对外开放为充分发挥科技创新对长江经济带经济高质量发展的驱动效应提供了新思路(见表 5)。

(1)对于长江经济带沿线 108 个样本城市,在对外开放背景下,科技创新对长江经济带沿线 108 个城市经济高质量发展的驱动效应呈现出“N”形非线性特征(见表 5 模型 17 检验结果)。长江经济带沿线 108 个城市门槛效应检验通过单门槛、双门槛、三门槛检验,门槛值分别为 5.8836、12.3308 和 13.1712。当实际利用外资对数低于 5.8836 时,科技创新对绿色全要素生产率的估计系数为 0.0402,且通过 10%的显著性检验,在第一门槛区间内科技创新能够显著促进长江经济带沿线城市经济高质量发展;当实际利用外资对数介于 5.8836~12.3308 之间时,估计系数显著为正且较第一门槛区间估计值大,即科技创新对绿色全要素生产率的促进效应增强;当实际利用外资对数介于 12.3308~13.1712 之间时,估计系数绝对值减小,促进效应减弱;当实际利用外资对数大于 13.1712 时,科技创新估计系数绝对值较第三门槛区间估计值大,科技创新对绿色全要素生产率的促进作用增强。由此可见,在长江经济带深化对外开放过程中,伴随着实际利用外资水平上升,科技创新对绿色全要素生产率的影响呈现出显著正向“N”形非线性特征。因此,在深入推动长江经济带发展背景下利用好外资,能够在一定程度上解决科技创新对绿色全要素生产率促进作用减弱的困境。

(2)对于长江经济带上游地区城市,对外开放背景下,科技创新对长江经济带上游地区城市经济高质量发展的驱动效应呈现“U”形非线性特征(见表 5 模型 18 检验结果)。长江经济带上游地区城市门槛效应检验通过了单门槛和双门槛检验,门槛值分别为 9.4252 和 13.3779。在第一门槛区间内,即实际利用外资对数低于 9.4252 时,科技创新对绿色全要素生产促进效应系数为 0.0833,但未通过显著性检验,正向作用尚不明显;当实际利用外资对数介于 9.4252~13.3779 之间时,科技创新估计系数有所减小,且通过 10%的显著性检验;在第三门槛区间,实际利用外资对数大于 12.3779,科技创新对绿色全要素生产率的影响系数显著为正,系数绝对值较第二门槛区间估计值大。由此可见,伴随着实际利用外资对数门槛区间的变化,科技创新对绿色全要素生产率的影响表现出“U”形正向非线性关系,但这种非线性关系仅在第二、三门槛区间通过显著性检验。虽然这一检验结果与长江经济带 108 个样本城市的分析结果存在差异,但分析结果同样表明,在对外开放背景下,科技创新促进绿色全要素生产率提高效率递减的问题能够得到缓解。

(3)就长江经济带中游地区城市而言,在对外开放背景下,科技创新对长江经济带中游地区城市经济高质量发展的驱动效应呈现出“U”形非线性特征(见表 5 模型 19 检验结果)。长江经济带上游地区城市门槛效应检验通过了单门槛、双门槛和三门槛检验,门槛值分别为 8.1259、9.3409 和 9.4717。当实际利用外资对数低于 8.1259 时,科技创新变量估计系数为 0.0662,在 5%的显著性水平下显著,表明实际利用外资对数在第一门槛区间时,科技创新对长江经济带中游地区城市绿色全要素生产率具有显著正向促进效应;当实际利用外资对数位于第二门槛区间时,科技创新在 1%的显著性水平下对绿色全要素生产率具有正向促进作用,但系数绝对值较第一门槛区间估计值有所减小,驱动效应减弱;当实际利用外资对数介于 9.3409~9.4717 之间时,科技创新对绿色全要素生产率的促进作用开始增强,且通过 5%的显著性检验;当实际利用外资对数高于 9.4717 时,科技创新对绿色全要素生产率的促进效应进一步增强,但估计系数未通过显著性检验。因此,在实际利用外资对数门槛区间的变化中,科技创新对长江经济带中游地区城市绿色全要素生产率的促进作用呈现出“U”形影响规律,但这种非线性促进作用只在第一、二、三门槛区间显著。

表 5 对外开放背景下科技创新对长江经济带经济高质量发展的门槛效应

变量	沿线 108 个城市	上游地区城 市	中游地区城 市	下游地区城 市
	模型 17	模型 18	模型 19	模型 20
C	-3.5806*** (0.009)	14.2468 (0.326)	-0.0654* (0.068)	-2.7225* (0.064)
pgdp	0.0504* !(0.080)	0.2147* (0.069)	0.0475*** (0.008)	-0.2350 (0.369)
n	-0.1224** (0.043)	-3.3475*** (0.010)	-0.0981** (0.015)	-0.03261* (0.090)
gov	0.4251***	0.3919***	0.4338***	0.0226*

	(0.000)	(0.010)	(0.000)	(0.050)
ind	-0.3766*** (0.003)	-0.3865** (0.031)	-0.1945* (0.053)	-0.9222*** (0.003)
edu	0.0658** (0.016)	0.01303*** (0.005)	0.17373** (0.030)	0.4844* (0.088)
traf	-0.0574*** (0.006)	-0.0761* (0.095)	-0.0804*** (0.002)	0.0251* (0.057)
fc_1	0.0402* (0.086)	0.0833 (0.271)	0.0662** (0.020)	0.0903** (0.018)
fc_2	0.0824* (0.062)	0.0508* (0.082)	0.02308*** (0.003)	0.1536 (0.181)
fc_3	0.0297** (0.018)	0.0718** (0.022)	0.0479** (0.026)	0.0836* (0.063)
fc_4	0.1690** (0.032)		0.07745 (0.108)	0.1417*** (0.010)

(4)对于长江经济带下游地区城市,在对外开放背景下,科技创新对长江经济带下游地区城市经济高质量发展的驱动效应呈现出“N”形非线性特征(见表5模型20检验结果)。长江经济带下游地区城市门槛效应检验通过了单门槛、双门槛和三门槛检验,门槛值分别为11.6941、11.992和12.3308。在第一门槛区间,科技创新对长江经济带下游各城市绿色全要素生产率的影响系数显著为正;当实际利用外资对数介于11.6941~11.992之间时,科技创新影响绿色全要素生产率的系数大于第一门槛区间估计值,但未通过显著性检验;在第三门槛区间,科技创新变量估计系数有所减小,但通过了显著性检验,即科技创新能够显著促进长江经济带下游地区城市绿色全要素生产率提高;当实际利用外资对数大于12.3308时,科技创新对绿色全要素生产率的影响在第四门槛区间又开始增强,且通过了显著性检验。开放发展背景下,科技创新对长江经济带下游地区城市绿色全要素生产率影响效应的演变特征与长江经济带108个样本城市估计结果一致,但在第二门槛区间影响作用不显著。因此,伴随着实际利用外资水平上升,科技创新对绿色全要素生产率的影响呈显著正向“N”形非线性演变规律。因此,深化对外开放在一定程度上能够有效缓解科技创新在促进长江经济带下游地区城市绿色全要素生产率提升过程中的边际效率递减问题。

由此可见,在实际利用外资门槛条件下,科技创新投入对经济高质量发展的影响表现出相对复杂的非线性关系,且实际利用外资的门槛效应呈现出显著地区差异性,即科技创新对长江经济带108个样本城市经济高质量发展的驱动效应表现为“N”形正向非线性效应,对于长江经济带下游地区各城市而言,则表现出“N”形正向非线性特征,在长江经济带上游和中游地区各城市均呈现出“U”形正向非线性特征。

3 结语

3.1 研究结论

以长江经济带108个地级以上城市为研究样本,采用2005—2016年面板数据,从线性和非线性视角考察对外开放背景下科技创新对经济高质量发展的影响,得出以下结论:

(1)科技创新能够促进绿色全要素生产率提高,助推长江经济带沿线城市经济高质量发展。科技创新对绿色全要素生产能力的促进效应存在空间差异,具体表现为科技创新对长江经济带上中下游地区城市绿色全要素生产率的提升效应呈现递减特征。

(2) 对外开放背景下, 科技创新对绿色全要素生产率的提升作用存在门槛效应, 表现出非线性关系。科技创新对长江经济带 108 个样本城市和下游地区城市经济高质量发展的驱动效应表现为“N”形正向非线性效应, 对长江经济带上游和中游地区各城市则呈现出有条件的正向“U”形非线性特征。

(3) 科技创新能够显著促进长江经济带经济高质量发展, 因此, 深化对外开放, 能够在一定程度上解决科技创新对长江经济带沿线城市经济高质量发展驱动效应递减的问题。

3.2 政策建议

(1) 以创新驱动引领长江经济带沿线城市经济高质量发展。创新驱动是经济高质量发展的关键动因, 长江经济带沿线城市经济高质量发展应以创新驱动为引领。一方面, 进一步发挥市场在技术研发方向、路径选择、创新要素配置过程中的导向作用, 引导企业真正成为科技创新决策、研发投入、科研组织、成果转化的主体。另一方面, 加大科技创新投入力度, 充分发挥各级政府在科技创新过程中的引领作用, 充分发挥金融创新的支持作用, 完善科技创新成果转化激励政策体系, 培养和吸引科技创新人才, 营造激励创新的公平环境。提升科技创新能力, 形成经济发展新思路、发明新专利、改进新工艺、生产新产品, 提高生产能力和资源利用效率, 减少生态环境污染, 提高各城市经济发展质量, 以创新驱动引领长江经济带经济高质量发展。

(2) 以开放发展促进长江经济带沿线城市经济高质量发展。推动形成深度融合的开放创新局面, 需要形成高质量对外开放与科技创新的良性互动机制, 有效缓解科技创新驱动经济高质量发展边际效率递减的困境。一方面, 高质量“引进来”, 在商品进口、招商引资过程中, 吸引全球高质量人才、技术、知识等创新生产要素流入。另一方面, 依托高质量“走出去”, 在国际市场竞争过程中, 加强市场、技术信息沟通交流, 高效利用与吸收各种先进科技创新要素和资本。

(3) 以阶段性、针对性政策保障科技创新、对外开放的促进作用发挥。科技创新在影响长江经济带沿线城市高质量发展中存在非线性和空间异质性特征, 应注重阶段性开放创新支持政策制定。在不同门槛区间, 有针对性地制定开放创新政策, 适时动态调整科技创新和对外开放政策措施, 科学处理科技创新、对外开放与高质量发展之间的关系, 在高水平开放发展过程中, 有效利用国际创新要素, 充分发挥科技创新对长江经济带高质量发展的促进作用。

3.3 研究展望

推动高质量发展是新时代实施长江经济带发展战略的必然要求, 本文从线性和非线性角度考察科技创新、对外开放与长江经济带高质量发展的关系, 但进一步深化长江经济带高质量发展研究, 仍有较多问题值得关注: 第一, 科学量化长江经济带经济发展质量仍需进一步探索, 经济高质量发展科学评价体系有待完善; 第二, 科技创新在长江经济带经济高质量发展过程中是否存在空间溢出效应, 如何促进长江经济带科技创新成果共享, 提高长江经济带沿线 11 省市的科技创新整体竞争力水平有待进一步研究; 第三, 对内开放、对外开放在长江经济带经济高质量发展过程中的影响存在何种差异, 推进长江经济带市场一体化建设、深化对外开放发展, 仍需进一步关注和探索。

参考文献:

- [1] 肖滢, 马静. 科技创新、人力资本与城市发展质量的实证分析[J]. 统计与决策, 2018(16): 169-172.
- [2] 陈丽娴, 魏作磊. 服务业开放优化了我国经济增长质量吗[J]. 国际经贸探索, 2016(12): 49-63.
- [3] 李强, 徐康宁. 制度质量、贸易开放与经济增长[J]. 国际经贸探索, 2017(10): 4-18.

-
- [4]李艳,刘国歌.出口产品质量如何影响区域经济增长质量?——来自广东出口消费品质量调查的证据[J].宏观质量研究,2017(3):17-26.
- [5]温涛,张梓榆.信贷扩张、研发投入与中国经济增长的“量”与“质”[J].科研管理,2018(1):1-8.
- [6]金碚.关于“高质量发展”的经济学研究[J].中国工业经济,2018(4):5-18.
- [7]王钺,刘秉镰.创新要素的流动为何如此重要?——基于全要素生产率的视角[J].中国软科学,2017(8):91-101.
- [8]何玉梅,罗巧.环境规制、技术创新与工业全要素生产率——对“强波特假说”的再检验[J].软科学,2018(4):20-25.
- [9]代明,郑闽.企业家创业、创新精神与全要素生产率增长——基于中国省际面板数据的实证分析[J].科技管理研究,2018(1):156-162.
- [10]葛鹏飞,徐璋勇,黄秀路.科研创新提高了“一带一路”沿线国家的绿色全要素生产率吗[J].国际贸易问题,2017(9):48-58.
- [11]岳鸿飞,徐颖,周静.中国工业绿色全要素生产率及技术创新贡献测评[J].上海经济研究,2018(4):52-61.
- [12]葛鹏飞,黄秀路,徐璋勇.金融发展、创新异质性与绿色全要素生产率提升——来自“一带一路”的经验证据[J].财经科学,2018(1):1-14.
- [13]武宵旭,葛鹏飞,徐璋勇.老龄化抑制了“一带一路”绿色全要素生产率的提升吗——基于创新和医疗的视角[J].山西财经大学学报,2018(3):11-24.
- [14]吴新中,邓明亮.技术创新、空间溢出与长江经济带工业绿色全要素生产率[J].科技进步与对策,2018(17):50-58.
- [15]葛鹏飞,黄秀路,韩先锋.创新驱动与“一带一路”绿色全要素生产率提升——基于新经济增长模型的异质性创新分析[J].经济科学,2018(1):37-51.
- [16]刘志彪.在新一轮高水平对外开放中实施创新驱动战略[J].南京大学学报,2015(2):17-24.
- [17]汪发元,郑军,周中林,等.科技创新、金融发展对出口贸易技术水平的影响——基于长江经济带 2001-2016 年数据的时空模型[J].科技进步与对策,2018:1-7.
- [18]杨世迪,韩先锋,宋文飞.对外直接投资影响了中国绿色全要素生产率吗[J].山西财经大学学报,2017(4):14-26.
- [19]彭星,李斌.贸易开放、FDI 与中国工业绿色转型——基于动态面板门限模型的实证研究[J].国际贸易问题,2015(1):166-176.
- [20]黄秀路,韩先锋,葛鹏飞.“一带一路”国家绿色全要素生产率的时空演变及影响机制[J].经济管理,2017(9):6-19.
- [21]葛鹏飞,徐璋勇,黄秀路.科研创新提高了“一带一路”沿线国家的绿色全要素生产率吗[J].国际贸易问题,2017(9):

48-58.

[22] 葛鹏飞, 黄秀路, 徐璋勇. 金融发展、创新异质性与绿色全要素生产率提升——来自“一带一路”的经验证据[J]. 财经科学, 2018(1):1-14.

[23] 葛鹏飞, 黄秀路, 韩先锋. 创新驱动与“一带一路”绿色全要素生产率提升——基于新经济增长模型的异质性创新分析[J]. 经济科学, 2018(1):37-51.

[24] 汪芳, 朱德宇. 我国汽车产业技术创新与对外开放协同水平研究[J]. 商业研究, 2016(12):15-23.

[25] 卢丽文, 宋德勇, 黄璨. 长江经济带城市绿色全要素生产率测度——以长江经济带的 108 个城市为例[J]. 城市问题, 2017(1):61-67.

[26] 郑垂勇, 朱晔华, 程飞. 城镇化提升了绿色全要素生产率吗?——基于长江经济带的实证检验[J]. 现代经济探讨, 2018(5):111-116.

[27] HANSEN B E. Sample splitting and threshold estimation[J]. Econometrica, 2000(3):575-603.