

绿色科技创新、财政投入对产业结构升级的影响

——基于长江经济带 2003-2019 年数据的实证分析

刘在洲^{1,2} 汪发元²¹

(1. 武汉纺织大学 马克思主义学院, 湖北 武汉 430073;

2. 长江大学 经济与管理学院, 湖北 荆州 434023)

【摘要】: 基于长江经济带 2003—2019 年数据, 应用空间杜宾模型实证分析绿色科技创新、财政投入对产业结构升级的影响。结果显示: 长江经济带产业结构升级内在动力和空间效应已经形成; 绿色科技创新和财政投入分别对产业结构升级有显著短期正向效应; 绿色科技创新和财政投入的交互项对产业结构升级有显著负向影响。为此, 应当强化综合机制效应, 保持长江经济带产业结构升级的内在动力; 激励绿色技术创新, 发挥科技创新在产业结构升级中的核心作用; 提升财政投入绩效, 有效激发科技创新投资支持产业升级; 作好政策统筹协调, 发挥各项政策对产业结构升级的综合作用。

【关键词】: 绿色科技创新 财政投入 产业结构升级

【中图分类号】: F127.5 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1001-7348(2021)04-0053-09

0 引言

大力推动绿色科技创新, 积极应用国家财政政策, 全面促进我国产业结构升级, 对于提升我国经济发展整体水平, 增强我国产业国际竞争力, 促进国内国际“双循环”新格局具有重要意义。习近平总书记在党的十九届四中全会报告中指出: “创新促进科技成果转化机制, 积极发展新动能, 强化标准引领, 提升产业基础能力和产业链现代化水平。”长江经济带是我国重要的经济发展区域, 该区域产业结构升级对于推动全国产业结构优化具有重要引领和示范作用。国家自实施长江经济带发展战略以来, 高度重视科技创新在长江经济带发展中的作用, 科技创新已经成为引领长江经济带产业集聚的源动力^[1], 有效促进了产业结构升级。绿色科技创新瞄准国际技术前沿, 着力提升企业核心竞争力, 对经济发展具有重要支撑作用^[2]。绿色科技创新对制造业结构优化具有显著促进作用, 成为制造业结构优化的重要驱动力^[3]。同时, 财政投入已成为支持实体经济发展、促进整个产业升级的重要支撑。绿色科技创新通过提升企业核心竞争力带动整个产业升级, 进而促进产业协调发展和产业整体水平提升。长江经济带产业发展水平与发达国家类似地区相比还存在很大差距^[4], 需要进一步通过绿色科技创新, 完善长江经济带交通系统、通讯网络等基础设施建设, 促进区域协调互动, 实现产业结构优化升级^[5]。因此, 研究长江经济带绿色科技创新、财政投入对产业结构升级的影响, 并在此基础上提出相关政策建议, 对于完善长江经济带各项政策, 促进长江经济带产业结构优化升级具有重要意义。

作者简介: 刘在洲(1959—), 男, 湖北仙桃人, 博士, 武汉纺织大学马克思主义学院、长江大学经济与管理学院教授、博士生导师, 研究方向为高校管理和农村经济发展;

汪发元(1961—), 男, 湖北天门人, 长江大学经济与管理学院教授、硕士生导师, 研究方向为区域经济和农业经济。

基金项目: 国家社会科学基金(教育学)一般项目(BIA180189); 长江大学社会科学基金重点项目(2019csz02)

1 文献综述

随着创新创业活动的不断深入，研究科技创新对经济发展影响的成果颇多。特别是长江经济带作为我国经济发展的重要区域，近年来成为学者研究热点，由于研究时间较短，并没有明确的阶段性特征，但从已有研究成果看，主要集中在研究不同影响因素对产业结构的影响效果上。具体体现在以下几个方面：

(1) 科技创新、财政投入对经济发展的影响。

经济发展水平从一定程度上是产业结构水平的集中体现，而产业结构升级优化离不开国家财政支持。特别是在一些典型性区域，国家投入大量资金支持产业升级，在绿色科技创新驱动下取得了显著成效。阎东彬^[2]以京津冀为研究对象，通过实证研究认为，科技创新中的专利科技价值可以促进企业增长率提升，并随着时间推移促进作用逐渐增大，从而有助于经济增长。不仅如此，科技创新还有助于激发科技金融。揭红兰^[6]认为，科技创新通过科技金融发挥一定中介效应，从而促进区域经济发展。特别是财政科技投入可以激发社会科技投入，对经济结构升级起到综合性正向作用；沈肇章等^[7]基于广东数据研究认为，财政科技投入对全要素生产率有显著促进作用，但由于区域间经济结构差异，促进效果存在异质性。

(2) 科技创新、环境规制对产业结构的影响。

科技创新往往伴随着环境规制措施的落实，进而促进产业结构优化升级。靖学青^[8]认为，科技创新体现在环境规制指标变化上，从而促进产业结构高级化和合理化程度平稳稳定向上变化，并促进产业结构优化升级。产业结构优化受到多方因素的影响，是多因素综合作用的结果；杨秀云等^[9]认为，行业收入差距和人力资本结构直接影响产业结构升级，且两者存在较为显著的交互作用。究其原因在于，行业收入差距与人力资本质量有关，而人力资本质量结构表现为科技创新能力不同，进而影响产业结构。随着社会的不断进步，整个经济格局从卖方市场转为买方市场，产业结构受到消费者需求变化的影响。张广柱^[10]研究认为，居民消费结构变动可以拉动产业结构转型升级，其本质是科技创新满足了消费者不断变化的需求，从而促进消费结构改变，最终影响产业结构变化。

(3) 财政补贴、科技投入对企业创新绩效的影响。

在市场经济条件下，创新需要大量资金支撑。已有实证研究表明，财政投入能激发企业绿色创新，而企业创新绩效提升又能促进产业结构优化升级。马克和等^[11]基于创业板上市公司经验数据，实证研究财政补贴、研发投入与企业创新绩效间的关系，认为财政投入以财政补贴形式、通过研发投入中介效应能够显著促进企业创新，而企业创新又能促进企业绩效提升，进而促进经济发展。那么，科技创新、财政投入提升产业结构的机制如何？梅冰菁等^[12]通过有调节的中介效应模型研究认为，财政补贴对企业创新绩效存在直接和中介两种激励路径，即既可以直接激励非国有企业创造更高的创新绩效，又可以通过改变企业研发规模进而影响企业科技研发活动，从而激发企业产生更高的创新绩效。事实上，区域产业结构提升必然促进区域产业高质量发展。陈清萍^[13]通过对长三角的研究，认为科技进步通过科技成果转化、技术扩散效应和创新激励效应促进制造业高质量发展。

(4) 财政科技投入对全要素生产率的影响。

科技创新对产业结构的影响是全方位的，且与区域产业基础有很大关系。张鹏等^[3]研究认为，科技创新具有综合效应，对制造业结构高级化发挥正向促进作用，并成为制造业结构优化的重要驱动力；朱风慧等^[14]研究认为，产业结构升级伴随着绿色全要素生产率整体波动上升，并在区域内产生空间溢出效应，从而显著促进经济发展。科技创新、财政投入效果与区域产业基础具有强相关性。吕雁琴等^[15]利用中国内地 30 个省际面板数据进行实证研究，发现区域创新能力对产业结构合理化与高级化具有拉动作用，对于中西部地区而言，主要是促进产业结构合理化，对于东部地区而言更多则是促进产业结构高级化。

以上研究剖析区域科技创新、财政投入对产业结构、经济发展及企业绩效的影响效果，揭示出一些规律，对于深刻了解科技创新的重要性，实行积极的科技财政投入政策具有重要启示。同时，由于长江经济带是国家经济发展的重要战略支点，对全国乃至世界经济发展都具有示范性和引领性作用。落实长江大保护需要促进长江经济带产业结构升级，淘汰一批高污染、高能耗、低附加值企业，从而使长江经济带产业结构更加优化和合理。为此，本研究致力于长江经济带绿色科技创新、财政投入对区域产业结构升级的总体影响、间接效应和直接效应，以及不同影响因素的交互作用，找到其中的规律，这既是创新点，也是本研究的独特价值所在。

2 研究设计

2.1 变量选取与计算说明

(1) 被解释变量：

产业结构升级 (IS)。学术界关于产业结构升级的衡量指标较多，多数研究从产业结构合理化和高级化两个方面展开。其中，产业结构高级化通常采用三次产业结构的变化即三次产业份额及其对比关系衡量^[10]，产业结构合理化通常采用结构偏离度衡量^[14]。本研究从产业结构高级化视角出发，借鉴相关研究，采用产业结构升级指数作为产业结构升级的衡量指标^[16]，该指标值越大，表示产业结构升级水平越高，具体计算方法如下：

$$IS = \sum_{i=1}^3 q_i \times i \quad (1)$$

上式中，IS 代表产业结构升级指数， q_i 代表第 i 产业所占比重。为防止出现伪回归，同时不改变回归结果的客观真实性，对其作自然对数化处理得到 LNIS。

(2) 解释变量：

绿色技术创新 (GR) 和财政投入 (FN)。关于绿色技术创新衡量指标，学术界多采用绿色专利数量衡量。参考已有研究，选取发明专利和实用新型专利授权数之和作为衡量指标^[17]，该指标值越大，说明绿色技术创新水平越高，对指标进行自然对数化处理得到 LNGR。关于财政投入的衡量指标较多，且多数学者采用财政一般预算支出^[18]或财政支出总额占 GDP 的比重^[19]进行衡量。本研究借鉴第二种方法，选择财政支出总额与 GDP 的比值作为衡量财政投入程度的指标，该指标值越大，说明财政投入水平越高，财政对产业升级和发展的投入力度也就越大。

(3) 控制变量：

参考已有研究，选择金融发展水平 (FD)、人力资本水平 (HC)、区域经济发展水平 (ED) 和对外开放程度 (OP) 作为控制变量。产业结构升级受到多方因素的共同影响，其中人力资本是产业结构升级必不可少的要素，人力资本数量和质量直接决定产业升级成败；金融支持可为产业结构升级提供一定的资金保障，是产业结构升级必不可少的经济支撑；区域经济发展水平是产业结构升级的基础，直接关系到产业结构升级能否实现；对外开放程度体现在吸纳发达国家先进技术和经验及产品国际贸易上，在不同程度上影响产业结构升级。

关于控制变量的具体衡量指标，借鉴已有研究，本文选取金融业增加值占 GDP 的比重作为金融发展的衡量指标；选取年末就业人数衡量人力资本水平，作自然对数化处理得到 LNHC；选取 GDP 衡量区域经济发展水平，作自然对数化处理得到 LNED；采用经营单位所在地出口总额衡量对外开放程度，作自然对数化处理得到 LNOP。各指标值越大，说明其对应的变量水平或程度越高。

表 1 变量符号与衡量指标

变量	名称	符号	衡量指标
因变量	产业结构升级	LNIS	产业结构升级指数
自变量	绿色技术创新	LNGR	发明专利+实用新型专利授权数
	财政投入	FN	财政支出总额/GDP
控制变量	金融发展	FD	金融业增加值/GDP
	人力资本水平	LNHC	年末就业人数
	区域经济发展	LNED	GDP
	对外开放程度	LNOP	出口总额

2.2 数据来源与说明

本文以长江经济带 11 省市为研究对象，选取 2003-2019 年数据进行分析，其中 2003-2018 年数据来源于国家统计局网站，2019 年数据来源于各省市统计局网站。对样本中个别缺失的数据采用插值法补上，各变量描述性统计结果见表 2。

2.3 模型推导与设定

2.3.1 空间权重矩阵

空间权重矩阵对空间计量模型构建十分重要，学术界最常用的空间权重矩阵有 3 种：一是 0~1 邻接权重矩阵；二是地理距离权重矩阵；三是经济距离空间权重矩阵。本研究选择经济距离权重矩阵，以各地区人均 GDP 值为基础，计算出地区 i 和地区 j 之间的人均 GDP 值差额，并以差额/绝对值的倒数设置权重。具体形式如下：

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 / |y_i - y_j| & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (2)$$

2.3.2 空间自相关

地理学第一定律指出，不同区域的空间位置越邻近，它们的属性越趋同，呈现的空间现象就越类似，即具有空间相关性。构建空间计量模型的前提是研究对象具有空间自相关性，在空间计量中，通常采用全域莫兰指数检验空间自相关性，Moran 指数 I 表达式如下：

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (3)$$

其中， w_{ij} 代表选择的权重矩阵， n 代表样本中的省市数。Moran 指数 I 的取值范围为 $[-1, 1]$ ，如果 $I < 0$ ，表明空间负相关；如果 $I > 0$ ，则代表空间正相关；如果 $I = 0$ ，则代表空间无关；而且，当 $I = 1$ 时，表示该省市与相邻省市有极强的空间正相关性；当 $I = -1$ 时，表示该省市与相邻省市有极强的空间负相关性。

2.3.3 动态空间杜宾模型

空间计量模型的优势在于考虑到空间相关性，常用的空间面板模型包括空间误差模型 (SEM 模型)、空间滞后模型 (SAR 模型) 和空间杜宾模型 (SDM 模型)，其中 SDM 模型同时考虑因变量和自变量的空间相关性，其代表性更强。本研究考虑到产业结构升级具有一定的时滞性，借鉴相关文献，在模型中引入产业结构升级的一阶滞后项 $LNIS_{it-1}$ ，构建以下动态空间杜宾模型：

$$\begin{aligned} LNIS_{it} = & \tau LNIS_{it-1} + \rho W_{ij} LNIS_{it} + \alpha_1 LNGR_{it} + \\ & \alpha_2 FN_{it} + \alpha_3 Control_{it} + \alpha_4 W_{ij} * LNGR_{it} + \alpha_5 W_{ij} * \\ & FN_{it} + \alpha_6 W_{ij} * Control_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

为研究绿色技术创新和财政投入融合对产业结构升级的影响，在模型 (4) 中引入绿色技术创新和财政投入的交互项 $LNGR_FN_{it}$ ，具体模型如下：

$$\begin{aligned} LNIS_{it} = & \tau LNIS_{it-1} + \rho W_{ij} LNIS_{it} + \alpha_1 LNGR_{it} + \\ & \alpha_2 FN_{it} + \alpha_3 LNGR_FN_{it} + \alpha_4 Control_{it} + \alpha_5 W_{ij} * \\ & LNGR_{it} + \alpha_6 W_{ij} * FN_{it} + \alpha_7 W_{ij} * LNGR_FN_{it} + \alpha_8 \\ & W_{ij} * Control_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

在式 (4) 和式 (5) 中， ρ 为因变量空间相关系数， W_{ij} 为空间权重矩阵；Control 代表控制变量，包括 FD、LNHC、LNED 和 LNOP； μ_i 代表空间固定效应， v_t 代表时间固定效应， ε_{it} 代表随机误差项。

表 2 变量描述性统计结果

变量	名称	符号	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	产业结构升级	LNIS	187	0.8440	0.0505	0.7712	1.0023
自变量	绿色技术创新	LNGR	187	9.3421	1.5165	6.0730	12.5165
	财政投入	FN	187	0.2004	0.0725	0.0842	0.4022

控制变量	金融发展	FD	187	0.0569	0.0300	0.0165	0.1740
	人力资本水平	LNHC	187	7.9864	0.4858	6.7008	8.7922
	区域经济发展	LNED	187	9.5625	0.8702	7.2629	11.5092
	对外开放程度	LNOP	187	5.4085	1.6200	1.7716	8.3039

2.3.4 直接效应与间接效应

某省市自变量对因变量的影响，称为直接效应，同样该省市自变量变化还会影响与之存在空间关联省市的因变量，这里称为间接效应。LeSage^[20]认为从直接效应、间接效应方面解释 SDM 模型回归系数更加合理，因变量 Y 对自变量 X 求偏导数后的矩阵为：

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial E(Y_1)}{\partial X_1} & \frac{\partial E(Y_1)}{\partial X_n} \\ \frac{\partial E(Y_n)}{\partial X_1} & \frac{\partial E(Y_n)}{\partial X_n} \end{bmatrix} = (1 - \rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & W_{12} \theta_k & W_{1n} \theta_k \\ W_{21} \theta_k & \beta_k & W_{2n} \theta_k \\ W_{n1} \theta_k & W_{n2} \theta_k & \beta_k \end{bmatrix} \quad (6)$$

在式(6)中，矩阵对角线上元素的平均值表示直接效应，代表本省市自变量对产业结构升级的影响。非对角线上元素的平均值表示间接效应，代表本省市自变量对相邻省市产业结构升级的影响，两者之和表示总效应。

3 实证检验

3.1 空间自相关性检验

空间自相关是构建空间计量模型的前提，本研究采用 Stata15.0 软件对 2003-2019 年因变量产业结构升级(LNIS)进行全局莫兰指数计算，结果见表 3。

表 3 显示，各年度长江经济带产业结构升级的莫兰指数均为正，除 2018 年以外，其余年份的莫兰指数均在 5%或 10%检验水平下显著。这说明，长江经济带产业结构升级存在空间自相关，邻接省市产业结构升级并非相互独立，而是彼此间存在关联性和相互影响。因此，在研究长江经济带绿色技术创新和财政投入对产业结构升级的影响时不能忽略空间因素，应当构建空间计量模型进行实证分析。

表 3 产业结构升级莫兰指数结果

年份	I	z	年份	I	z
2003	0.175**	1.652	2012	0.242**	1.870

2004	0.157*	1.595	2013	0.248**	1.877
2005	0.183**	1.711	2014	0.256**	1.996
2006	0.204**	1.743	2015	0.218**	1.877
2007	0.219**	1.845	2016	0.186**	1.733
2008	0.205**	1.770	2017	0.202**	1.747
2009	0.204**	1.785	2018	0.075	1.271
2010	0.267**	2.020	2019	0.104*	1.455
2011	0.267**	1.957			

图1为2003-2019年长江经济带产业结构升级的莫兰指数时序图。从Moran's I走势图可以看出，在2003-2009年，长江经济带各省市间产业结构升级相关性呈现明显上升趋势，说明各省市间产业结构升级相互依赖程度较高。在2010-2017年，长江经济带各省市间产业结构升级相关性总体呈现减弱态势，但在不同时期也有小幅增长，说明各省市间产业结构升级出现明显分化现象。自我国经济进入高质量发展新阶段以来，长江经济带各省市按照各自的产业规划发展，政府扶持政策本着扶强扶优的原则，使得各省市优势产业得到多方支持，促进不同省市产业分工明确化，使区域产业体系更趋成熟、合理，长江经济带各省市间产业结构升级空间依赖性逐渐增强。

3.2 模型选择

在构建合适的模型之前需要进行一系列检验。首先，通过LM检验判断是选择SAR模型、SEM模型还是SDM模型。检验结果显示，LM test no spatial lag和LM test no spatial error两者均在1%检验水平下显著，故应使用SDM模型；其次，通过Hausman检验判断是使用固定效应还是随机效应。检验发现，在5%显著水平下拒绝使用随机效应模型的原假设，据此判定使用固定效应模型；最后，通过Wald检验、LR检验判断SDM模型能否退化成SAR模型和SEM模型，两种检验均在1%显著水平下拒绝简化SDM模型的原假设。因此，根据上述相关检验，本研究构建固定效应空间杜宾模型进行检验，结果见表4。

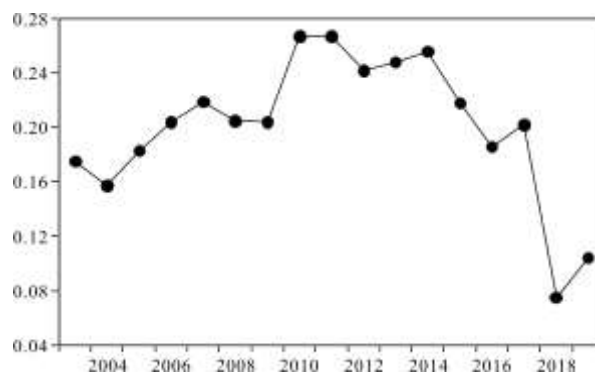


图1 长江经济带产业结构升级 Moran's I 时序图

表4 静态面板数据模型相关检验结果

检验类型	原假设	显著度	结果
LM 检验	LM test no spatial error	24.429***	SDM 模型
	Robust LM test no spatial error	25.949***	
	LM test no spatial lag	21.469***	
	Robus LM test no spatial lag	22.988***	
Hausman 检验	随机效应	14.25**	固定效应
Wald 检验	SDM 能简化成 SAR 或 SEM	51.83***	拒绝简化
LR 检验	Sar nested in sdm	70.40***	拒绝简化
	Sem nested in sdm	88.07***	拒绝简化

空间计量中的固定效应包括空间固定、时点固定以及空间和时点双固定 3 种形式，基于表 4 分析，进一步判断构建哪一种固定效应模型更加合适。通过比较分析可以看出，在对应的 3 种效应模型中，时点固定效应的 σ^2 参数值最大，故首先予以排除。空间固定效应模型的 $\sigma^2=0.0000809$ 较小， $\log\text{-likelihood}=612.9447$ 较大，模型拟合优度 $R^2=0.8989$ 最大。虽然双固定效应模型的 σ^2 参数值最小， $\log\text{-likelihood}$ 参数值最大，但模型拟合优度 R^2 只有 0.2563。因此，根据计量结果综合分析，最终构建空间固定效应的动态空间杜宾模型，用以分析绿色技术创新、财政投入对产业结构升级的影响，见表 5。

表 5 空间计量模型优选

变量	空间固定效应模型	时点固定效应模型	空间时点双固定效应模型
σ^2	0.0000809***	0.0001505***	0.0000686***
$\log\text{-likelihood}$	612.9447	550.9215	631.0444
R^2	0.8989	0.7470	0.2563

3.3 动态空间杜宾模型

本文采用 Stata15.0 软件对方程(4)和方程(5)采用极大似然估计法进行模型估计，其中模型 1 是未加入绿色技术创新和财政投入交互项的动态空间杜宾模型，模型 2 是引入两者交互项的动态空间杜宾模型，结果见表 6。

(1)表 6 显示，模型 2 中 $\log\text{-likelihood}$ 和 R^2 值比模型 1 大， σ^2 值比模型 1 小，说明模型 2 的拟合效果更好，结果也更精确。因此，本文主要对模型 2 的输出结果进行分析。结果显示，产业结构升级空间相关系数 $\rho=0.2403$ ，且在 1%检验水平下显著，在一定程度上说明长江经济带产业结构升级存在显著空间溢出效应。滞后一期的产业结构升级 $LNIS(-1)$ 在 1%检验水平下显著为

正,说明长江经济带产业结构升级在各种因素的影响下已经形成良好的自我推动能力。因为产业结构本身置身于市场大环境中,需要与市场相适应,如果整个区域产业结构处于升级状态,区域内企业则必须适应这种升级,并与之同步发展,否则企业生产、产品就难以与周边企业相匹配,从而被市场淘汰。因此,长江经济带产业升级已经形成一种内在发展动力。

(2)绿色技术创新 LNGR 的系数为 0.0061,在 10%检验水平下显著,表明绿色技术创新对产业结构升级具有显著促进作用。因为绿色技术创新体现为发明创造、实用新型专利授权数量,这些科技成果体现的是实质性创新,可以直接应用于企业生产实践,每一项成果的应用都有可能带动新一轮产业升级。

(3)财政投入 FN 的系数为 0.2868,在 5%检验水平下显著,表明财政投入能显著促进产业结构升级。因为我国政府高度重视产业发展,特别是在长江经济带“不搞大开发、共抓大保护”的指引下,政府财政更多投入到产业结构升级中。因此,财政投入可有效促进产业结构升级。

表 6 动态空间杜宾模型估计结果

变量	模型 1	模型 2	变量	模型 1	模型 2
LNIS(-1)	0.6851***	0.6376***	W*FN	0.0063	-0.1906
	(13.07)	(12.18)		(0.13)	(-0.94)
LNGR	0.0007	0.0061*	W*LNGR_FN	/	0.0162
	(0.29)	(1.88)		/	(0.69)
FN	-0.0213	0.2968**	W*FD	0.0987	0.1358
	(-0.60)	(2.38)		(0.81)	(1.08)
LNGR_FN	/	-0.0328***	W*LNHC	-0.0306	-0.0436*
	/	(-2.62)		(-1.22)	(-1.68)
FD	0.1871***	0.2166***	W*LNED	0.0110	0.0076
	(2.87)	(3.38)		(0.83)	(0.53)
LNHC	-0.1571	-0.0144	W*LNOP	-0.0023	-0.0031
	(-1.38)	(-1.29)		(-0.75)	(-1.00)
LNED	-0.1888*	-0.0115	ρ	0.2407***	0.2403***
	(-1.78)	(-1.00)	σ^2	0.0000468***	0.0000443***
LNOP	0.0041*	0.0033	R^2	0.9361	0.9400
	(1.83)	(1.45)	log-likelihood	629.6515	634.9152
W*LNGR	0.0041	0.0021			
	(1.18)	(0.29)			

(4)绿色技术创新和财政投入交互项 $LNGR_FN$ 系数为-0.0328,在 1%检验水平下显著,说明绿色技术创新与财政投入融合抑制本省市产业结构升级。这是因为,绿色技术创新和财政投入在实际应用中存在脱节问题,表明缺乏绿色技术创新推广应用举措,也说明部分创新成果可能偏重于基础研究,缺乏实际应用价值。同时,财政投入并未真正应用到绿色技术创新成果推广应用,部分财政投入资金还有可能延缓了企业转型升级。

(5) $W*LNGR$ 和 $W*FN$ 系数均不显著,表明本省市绿色技术创新和财政投入对相邻省市产业结构升级不具有显著作用。究其原因在于,长江经济带产业升级整体效应尚未形成,财政投资效应仍然停留在基础设施建设层面,尚未传导到产业升级层面。同时, $W*LNGR_FN$ 系数为正但不显著,表明绿色技术创新和金融发展融合不会对相邻省市产业结构升级产生显著影响。因为金融业支持主要立足于本区域企业,而基本上不存在跨地域支持,所以对相邻省市产业结构升级难以产生显著影响。

(6)在控制变量中,金融发展 FD 系数为 0.2166,在 1%检验水平下显著,表明金融发展对产业结构升级具有显著推动作用。这说明,我国企业自我积累升级能力有限,技术改造和产业升级仍然很大程度上依靠金融业支持;人力资本水平对相邻省市产业结构升级的抑制作用十分显著,因为人力资本水平越高,企业劳动密集性就越强,而企业自动化程度就越低。区域经济发展和对外开放程度对产业结构升级的作用尚不显著。因为区域经济发展 GDP 虽然代表了区域内经济发展水平,但其本身并不能促进产业升级。代表对外开放程度的出口额虽对产业升级有一定促进作用,但经过几十年的改革开放,我国外贸出口已经取得很大成效,并随着出口额的增长出现边际效应,难以拉动产业结构升级。

3.4 直接效应与间接效应

为准确分析各变量对产业结构升级的动态影响,将各变量对产业结构升级影响的总效应通过偏微分矩阵进一步分解为直接效应和间接效应两种,空间效应分解结果见表 7。

可以看出,在研究样本所处时间段,长江经济带部分解释变量的短期效应显著,所有变量的长期效应均不显著。这说明,绿色技术创新、财政投入和金融发展对长江经济带产业结构升级的促进作用在短期内能产生显著效果,而其它变量对产业结构升级的作用暂时还未显现。绿色技术创新和金融发展对产业结构升级的短期效应分析如下:

(1)绿色技术创新的直接效应显著为正,间接效应不显著。绿色技术创新成果能直接应用于生产实践,改变生产要素配置,优化生产要素在不同产业间的投入结构和产出效率,提高产品附加值,从而促进劳动密集型企业向技术密集型企业转型。随着产业结构的不断升级,就可以进一步提升企业核心竞争力和产品技术含量,并赢得政府财政支持,从而促进企业走上绿色技术创新良性轨道。绿色技术创新对产业结构升级的影响过程表现为:绿色技术创新→产业结构升级→财政投资增加→企业核心竞争力提升(金融支持增加、人力资本减少、出口贸易扩大)→绿色技术创新。这就是绿色技术创新对产业结构升级的影响机理。在我国技术市场尚不健全、技术交易非常有限的情况下,绿色技术创新成果应用表现出显著的地域性特征,绿色技术创新成果应用主要集中在创新成果所在省市,在长江经济带各省市间共享的几率不大。加上长江经济带各省市间客观上存在一定的技术竞争,绿色技术创新成果分享概率较小。因此,绿色技术创新成果虽然可从一定程度上对周边邻近省市发展产生影响,但这种影响非常有限,表现为间接效应不显著。

(2)财政投入的直接效应显著为正,间接效应不显著。我国财政投入主要用于改善基础设施,支持部分高新企业发展。财政投入不仅为产业结构升级改造提供环境条件,也为一些有条件的高新产业企业进行技术改造和产业升级提供及时支持。加上财政投入只针对本省市辖区,因此,其对产业结构升级具有显著直接效应。虽然本省市财政投入不可能投入到外省市,但这种投入可以产生溢出效应,带动周边相关省市产业结构升级。但计量结果显示间接效应不显著,说明长江经济带产业发展关联度不高,仍然处于各自相对独立发展的状态,因此,间接效应不显著。

(3)绿色技术创新和财政投入交互项的直接效应显著为负,间接效应不显著。从理论上讲,绿色技术创新和财政投入交互项

对产业结构升级具有正向影响，但实际上却是对产业升级产生了显著负向影响。原因在于，财政投入并没有激发绿色创新应用，而是更多支持了基础性研究或落后产业，导致发明创造研究资金不足或研究成果可应用性下降，从而影响产业结构及时升级和优化。比较财政投入、绿色技术创新对产业升级的系数发现，财政投入对产业结构升级的推动作用高于绿色技术创新。这说明，我国产业结构升级的关键因素已经不再是绿色技术创新，或者说我国绿色技术创新已经能够很好地满足产业结构升级的需要，而制约产业结构升级的瓶颈仍然是资金问题。因此，财政投入对产业结构升级的影响大于绿色技术创新。同时也说明我国财政投入支持绿色技术创新的效益不高，并未真正形成有效生产力。当财政资金投向一些高校、科研院所时，本应产生创造性成果，但在现有科研体系下并未产生应有效果，财政投资效益没有真正发挥出来。因此，当财政投资规模大、创新成果转化率较低时，就会在一定程度上减弱财政投资对实体经济发展的支持，从而对产业结构升级产生不利影响。综合来看，就表现为绿色技术创新和财政投入交互项的直接效应显著为负。

(4) 控制变量对产业结构升级的影响。计量结果显示，金融发展对产业结构升级的直接影响效应显著为正。因为产业发展离不开稳定的金融环境，无论是产业结构调整，还是产业质量改善，都需要大量资金支持。在现代经济体系中，企业流动资金主要依靠金融发展支持，金融发展能通过有效降低信息交易成本等途径对产业结构升级产生积极影响。这也正是金融发展对产业结构升级具有显著为正直接效应的内在原因。由此，进一步证明实体经济瓶颈在于资金不足，而金融直接支持各类企业发展，当然也包括影响产业结构升级的实体经济。计量结果显示，人力资本对产业结构升级的间接效应短期内显著为负。这是因为，我国企业已经出现高素质劳动力短缺问题，而长江经济带各省市之间存在激烈的人力资本竞争。一般来说，人力资本在参与本省市工作、促进产业结构升级的同时，不可能参与相邻省市工作，因此在虹吸效应的作用下，相邻省市产业结构升级就会受到人力资本不足的影响，即人力资本的间接效应显著为负。为适应这种人力资本不足的现状，各单位都会通过提高智能化程度克服人力资本不足带来的不良影响。因此，人力资本对产业结构升级的间接效应短期内比较明显，而随着时间推移以及智能化水平的逐步提升，人力资本对产业结构升级的间接负向效应就会在智能化作用下逐渐减弱并最终被抵消。出口贸易对产业结构升级的影响不显著，是因为出口贸易已经产生边际效应。

4 结论与建议

4.1 基本结论

基于长江经济带 11 省市 2003–2019 年数据，通过经济距离权重矩阵计算，选择空间杜宾模型，针对长江经济带绿色科技创新、财政投入对产业结构升级的影响进行实证分析，得出以下结论：

(1) 长江经济带产业结构升级的内在动力和空间效应已经形成。在党中央和国务院的高度重视下，长江经济带作为一个区域整体，经过近年来的精心谋划和建设，基础设施建设和产业结构调整已经取得显著成效。区域内交通枢纽一体化已经基本形成，整体效应正在逐步显现，长江大保护政策和措施的统筹制定与实施，促进整个区域产业间高度衔接、紧密合作，形成较为完整的产业链^[1]。在一个完整的产业链中，任何一个节点提升都可能带动整个产业链升级，从而形成产业结构优化的内在动力，并推动产业结构不断自我完善、自我调整、自我升级，最终形成良性循环。

(2) 绿色技术创新对产业结构升级具有显著促进作用，直接效应为正，间接效应不显著。绿色技术创新成果虽然并不能立即应用于生产实践，但其中有相当一部分可以直接用于企业生产实践和经济管理，可有效促进产业不同节点水平提升，而不同节点水平提升又会反过来促进整个产业链技术水平提升，这样就发挥出绿色技术创新对产业结构升级的促进作用。由于我国技术交易市场的局限性，各类技术应用仍然主要集中在本省市行政区域内，虽然对相邻省市也可以起到一定促进作用，但由于技术实施效应显现的滞后性，所以间接效应并不显著。

(3) 财政投入显著促进长江经济带产业结构升级，直接效应显著为正，间接效应不显著。我国政府高度重视长江经济带基础设施建设，财政投入大量用于改善基础设施，提升了长江经济带区域整体交通条件、通讯水平，特别是通过多级财政补贴方式，

对涉及到化工围江的企业进行搬迁入园、改造升级，有效促进了长江经济带产业结构升级。同时，财政投入可以提高企业对绿色科技创新投入的积极性，增强企业升级信心，激发企业科技研发投入偏好(田时中等，2020)。财政投入支持一些大中型企业进行技术创新，也有助于提升产业结构水平。因此，整体而言，财政投入能显著促进长江经济带产业结构升级。但由于地方财政投入仅局限于本省市，不可能投入到相邻省市，所以财政投入对产业结构升级的直接效应为正，间接效应不显著。

(4)绿色技术创新和财政投入的交互项对本省市产业结构升级的影响显著为负，对周边省市的影响不显著。我国政府应高度重视科技创新工作，并且逐年增加财政投入对科技创新的支持，但创新成果涉及面很广，能真正应用于提升产业结构的创新成果非常有限。而且，政府财政政策支持下新兴产业发展对经济总量的提升作用以及对能源消费、碳排放总量的抑制作用并不显著^[21]。同时，财政投入对科技创新的支持又从一定程度上影响财政投入对实体经济的直接支持，从而表现出绿色技术创新和财政投入交互项对本省市产业结构升级的负向影响。由于地方财政投入局限于本行政区域，难以对周边省市造成影响，因此，绿色技术创新和财政投入交互项对周边省市产业结构的升级影响不显著。

4.2 政策建议

(1)强化综合政策效应，保持长江经济带产业结构升级的内在动力。

理论研究和实证检验都已证明，长江经济带区域在国家各项政策的推动下，产业结构升级内在动力已经形成，影响长江经济带发展的各种要素在绿色创新的引领下相互促进、共同成长，从不平衡达到新平衡。因此，各级政府应通过各项政策进行综合调控，持续突破各种因素的限制，打破现有平衡，在不平衡中追求新的更高水平的平衡。在这种循环往复发展过程中，强化宏观政策对长江经济带区域产业升级的推动作用，通过产业链的带动，不断激发产业升级的内在动力。

(2)激励绿色技术创新，发挥科技创新在产业结构升级中的核心作用。

创新是推动社会、经济发展的永恒动力，绿色技术创新成果可直接应用于经济建设和生产实践，并对产业结构升级起到至关重要的支撑作用。为此，应当大力鼓励和激发科技工作者开展绿色技术创新，特别是举全国之力着力解决“卡脖子”技术难题，从而发挥科技创新在产业结构升级中的核心作用。完善市场机制和营商环境有效供给制度，提高高技术产业绿色技术创新要素供给质量^[22]，通过绿色技术创新成果应用，突破影响产业结构升级的瓶颈，引领长江经济带产业结构升级。

(3)提升财政投入绩效，有效激发社会科技创新投资支持产业升级。

政府财政投入具有示范性和引导性作用，且对绿色技术创新具有显著正向影响^[23]。但财政投入作为一种稀缺资源，又具有有限性特点。如何发挥有限财政投入对产业升级的引导示范作用，财政投入应当投到哪些领域，这是有效发挥财政投入作用必须认真谋划的工作。鉴于长江经济带在全国经济发展中的重要地位和作用，应当把有限的财政投入投放到影响产业升级的关键产业和关键环节。由于财政投入投放到具体单位或项目存在被挪作他用的风险，因此应加强政府对财政投入的审计监督，防止财政投入被挪用而难以发挥其应有的作用，促使有限的财政投入在长江经济带区域对产业结构升级真正发挥有效作用。

(4)作好政策统筹协调，发挥各项政策对产业结构升级的综合作用。

为促进长江经济带绿色健康和可持续发展，各级政府出台了許多与之相关的政策，对促进长江经济带发展产生了重要推动作用。长江经济带发展成效，应是各项政策综合作用的结果。鉴于长江经济带绿色科技创新和财政投入交互项的直接效应显著而间接效应不显著，因此应统筹协调国家、地方支持长江经济带发展的各项政策，防止出现单项政策与其它政策不协调等短板问题。通过全面认真地研究和制定政策，保持各项政策的协调性和统一性，推动长江经济带产业结构优化升级，从而形成长江经济带产业结构绿色发展的鲜明特色。

4.3 不足与展望

产业结构升级是多种因素影响的结果,既受绿色科技创新、财政投入的影响,也受绿色科技创新成果应用效率的影响,还与产业结构整体协调性密切相关。本研究从数据可得性出发,选择绿色科技创新、财政投入作为自变量,选择产业结构升级作为因变量,研究绿色科技创新、财政投入对产业结构升级的整体影响。同时,考虑到产业结构升级是综合因素影响的结果,因此将金融发展水平、人力资本水平、区域经济发展、对外开放程度作为控制变量纳入研究框架,从而使研究结果更接近于客观实际。受模型对变量数量要求的限制,只纳入 2 个自变量和 4 个控制变量,这是本研究的不足。为探究经济发展中多种因素相互间的影响,未来可从两个方面着手:一是以区域协调发展、国内国际双循环为自变量,进一步研究其对产业结构升级的影响。因为,随着国内国际双循环经济新发展格局的形成,其必然成为长江经济带产业结构升级的重要影响因素,其影响规律和作用机理值得进一步探讨;二是探索更加复杂的空间计量模型,并应用于长江经济带发展研究,使研究结果更加精准。随着计量方法及手段的提升,计量模型发展更加复杂且更接近经济发展客观情形,从而更加准确地揭示经济发展的内在客观规律。

参考文献:

- [1]汪发元,郑军.科技创新、金融发展对产业集聚的影响[J].科技步与对策,2020,37(13):45-53.
- [2]阎东彬.科技创新与经济增长关系的实证:以京津冀城市群为例[J].统计与决策,2020,36(2):114-116.
- [3]张鹏,袁丰,吴加伟.科技创新对制造业结构高级化的影响研究[J].地域研究与开发,2020,39(3):13-18.
- [4]付保宗.加快构建长江经济带现代化产业体系[J].宏观经济管理,2019,35(5):78-837.
- [5]张治栋,李发莹.基础设施、空间溢出与产业结构升级[J].云南财经大学学报,2019,35(5):55-63.
- [6]揭红兰.科技金融、科技创新对区域经济发展的传导路径与实证检验[J].统计与决策,2020,36(2):66-71.
- [7]沈肇章,陈酉晨.财政科技投入、全要素生产率与经济发展不平衡[J].科技管理研究,2020,40(6):100-106.
- [8]靖学青.城镇化、环境规制与产业结构优化[J].湖南师范大学社会科学学报,2020,69(3):119-128.
- [9]杨秀云,尹诗晨.行业收入差距、人力资本结构与产业结构升级[J].西安交通大学学报(社会科学版),2020,40(6):91-104.
- [10]张广柱.居民消费结构与产业结构关系的实证[J].统计与决策,2020,36(6):118-122.
- [11]马克和,张婷婷.财政补贴、研发投入与企业创新绩效[J].河北经贸大学学报,2019,40(6):34-40.
- [12]梅冰菁,罗剑朝.财政补贴、研发投入与企业创新绩效[J].经济经纬,2020,37(1):167-176.
- [13]陈清萍.科技进步、协同创新与长三角制造业高质量发展[J].江淮论坛,2020,63(2):103-112.
- [14]朱风慧,刘立峰.我国产业结构升级与经济高质量发展[J].云南财经大学学报,2020,36(6):42-53.

-
- [15]吕雁琴,赵斌.外商直接投资、区域创新与产业结构变迁[J].华东经济管理,2020,35(7):44-51.
- [16]张志新,邢怀振,于荔苑.城镇化、产业结构升级和城乡收入差距互动关系研究——基于 PVAR 模型的实证[J].华东经济管理,2020,35(6):93-102.
- [17]裴潇,蒋安璇,叶云,等.民间投资、环境规制与绿色技术创新——长江经济带 11 省市空间杜宾模型分析[J].科技进步与对策,2019,36(8):44-51.
- [18]唐红涛,郭凯歌,张俊英.电子商务与农村扶贫效率:基于财政投入、人力资本的中介效应研究[J].经济地理,2018,38(11):50-58.
- [19]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 18 年数据的动态空间模型实证分析[J].经济经纬,2019,36(4):1-15.
- [20]LESAGE J P,PACE R K.Introduction to spatial econometrics[M].CRC Press,2009:189-207.
- [21]张磊.财政政策支持下的新兴产业对能源—经济—环境发展的影响[J].哈尔滨工业大学学报(社会科学版),2020,22(3):152-1160.
- [22]张峰,任仕佳,殷秀清.高技术产业绿色技术创新效率及其规模质量门槛效应[J].科技进步与对策,2020,37(7):59-68.
- [23]郭捷,杨立成.环境规制、政府研发资助对绿色技术创新的影响[J].科技进步与对策,2020,37(10):37-44.