

绿色技术创新与高质量绿色发展的耦合协调与互动响应

王林珠, 孙艺欣, 徐德义

(中国地质大学(武汉)经济管理学院, 武汉 430074)

摘要: 基于长江经济带2011—2020年的数据, 构建高质量绿色发展的综合指标及绿色技术创新的综合指标, 运用非期望产出 slacks-based measure-data envelopment analysis(SBM-DEA)模型及全局主成分-熵权法对综合指标进行测度, 采用耦合协调模型考察了绿色技术创新和高质量绿色发展之间的相互作用和协调水平, 并依据协整检验、格兰杰因果检验和面板向量自回归模型(PVAR)系统地考察了绿色技术创新与高质量绿色发展的长期均衡和短期动态关系。结果表明:①2011—2020年长江经济带各省市的绿色技术创新与高质量绿色发展之间的耦合协调度稳定上升, 整体上由初级协调转变为良好协调, 说明绿色技术创新与高质量绿色发展间存在较强的互动水平和较高的协调关系;②绿色技术创新和高质量绿色发展存在长期均衡关系, 在长期上体现为相互促进;短期内, 绿色技术创新和高质量绿色发展之间存在明显的双向促进关系, 高质量绿色发展可以引导绿色技术创新的提升, 绿色技术创新对高质量绿色发展的正向影响存在滞后效应;③对绿色创新效率分解得到技术效率和技术进步指数。相比于绿色技术效率, 绿色技术进步更能够推动高质量绿色发展, 影响绿色技术创新与高质量绿色发展之间的动态响应。

关键词: 绿色技术创新; 高质量绿色发展; 耦合协调度; PVAR模型; 分解

中图分类号: F061.5; F124.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2023)5—0001—15

一、引言

长江经济带覆盖我国东中西三大板块中的11个省市, 人口和经济总量约占全国40%以上, 生态地位突出, 推动长江经济带发展对我国经济转型升级具有重要作用。由于长江经济带在经济发展的过程中造成了严重的资源透支和环境污染, 2016—2020年间要推动长江经济带的高质量发展被多次强调。当前高质量发展逐渐与绿色发展理念紧密结合, 实现长江流域的生态优先和绿色发展则需要推动长江经济带的高质量绿色发展, 以解决长江经济带发展从量的扩张转向质的提升。那么如何探究这一问题呢? 在2015年党的十八届五中全会提出创新是引领发展的第一动力, 亟须通过创新驱动战略提升经济增长质量, 但是传统技术创新的高投入高消耗可能会给社会生活和生态环境带来危害。为了更好贯彻落实新发展理念, 党的十九大报告中明确指出“推进绿色发展, 构建市场导向的绿色技术创新体系”。绿色技术创新具备“绿色”和“创新”两大发展理念, 注重通过创新引导企业进行产品、技术、工艺及服务的绿色创新(高爽, 2021), 在提高资源利用率的同时减少环境的污染, 为我国实现高质量绿色发展提供动力和路径参考。因此, 本文以长江经济带为研究对象, 研究绿色技术创新与高质量绿色发展间的关系, 具有重要的理论与实践意义。

二、文献综述

我国绿色发展理念从树立、推广到逐步发展经历了一个漫长历程。绿色发展随着社会的发展不断地丰富和完善。在“十三五”规划中提出“坚持绿色发展, 着力改善生态环境”, 绿色发展理念得以贯彻落实, 绿色发展被认为是建设美丽中国的重要途径。“十四五”时期绿色发展则站在了推动人与自然和谐共生的高度。随着绿色发展观的演进, 人们对环境的态度由牺牲环境换来经济的高速发展, 到改善生态环境和强调人与自

收稿日期: 2022-11-21

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“战略性新兴产业供应链安全的国家战略研究”(21&ZD106)

作者简介: 王林珠, 博士, 中国地质大学(武汉)经济管理学院副教授, 研究方向: 资源统计, 经济统计; (通信作者)孙艺欣, 中国地质大学(武汉)经济管理学院硕士研究生, 研究方向: 经济统计; 徐德义, 博士, 中国地质大学(武汉)经济管理学院教授, 研究方向: 应用统计, 应用经济, 数学地质。

然和谐共生的逻辑转变。绿色发展研究热点与绿色发展战略的实施共同推进,由于“绿色”内涵比较宽泛,学术界对绿色发展的内涵尚未有一个统一定义,目前普遍认为绿色发展与绿色增长、绿色经济、可持续发展等概念密切相关(胡鞍钢和周绍杰,2014;刘宇峰等,2022)。高质量发展在党的十九大被明确提出,当前我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。关于高质量发展的内涵界定,任保平和李禹墨(2018)认为高质量发展应比高速增长的内涵丰富,因此从经济发展、改革开放、城乡建设、生态环境及人民生活高质量五个方面阐释。李梦欣和任保平(2019)认为高质量发展与五大发展理念具有一致性和同步性,是基于新发展理念充分实现的发展,因而依据五大发展理念构建高质量发展。李金昌等(2019)则是从新时代社会主要矛盾着手把握高质量发展,从统计测度角度构建高质量发展评价体系。

随着高质量发展和绿色发展交汇融合形成高质量绿色发展理念,目前有两种解读角度:一种是窦若愚(2020)“绿色高质量发展”,从绿色的角度研究高质量发展,结合五大新发展理念的各个方面理解,即高质量的绿色发展、绿色创新发展、绿色协调发展、绿色开放发展和绿色共享发展;另一种角度是任平和刘经伟(2019)“高质量绿色发展”,为解决经济高速增长中的问题提出以绿色发展理念推动高质量发展,提高传统发展方式的发展质量。为了探求高质量绿色发展转型的实现路径,金乐琴(2018)认为需要从发展规划、科技创新、结构转型、治理体系完善等方面探索。为了解高质量绿色发展水平,构建科学合理的指标评价体系是测度高质量绿色发展水平的关键,任平和刘经伟(2019)则在金乐琴(2018)的理论基础上,对高质量绿色发展的形态演化和理论内涵进行分析,从经济、社会和生态三个维度构建高质量绿色发展的评价体系。还有学者(张旭等,2020;顾剑华和王亚倩,2021)立足空间视角测度高质量绿色发展水平,并分析其时空演化情况及绿色高质量发展的空间溢出效应。

为了探究技术创新对经济高质量发展的内在机理,范柏乃等(2022)在经济新常态背景下研究我国技术创新对经济发展质量的影响效应,以及不同交易效率下影响效应发生的具体变化;张彦博等(2021)依据中央环保督察的准自然实验,借助工业企业数据进行研究,使用双重差分模型得到技术创新效应是中央环保督察对经济高质量发展影响的中介机制。也有学者从空间视角探讨技术创新和绿色发展的直接或间接关系,如曾刚等(2021)利用黄河流域数据,得出技术创新先抑制后促进城市绿色发展的结论;滕堂伟等(2019)以长江经济带为研究对象,采用熵权-Topsis法,耦合协调度模型和空间马尔科夫链等分析科技创新与绿色发展的耦合协调,认为长江经济带科技创新和绿色发展指数虽有一定的上升,但整体水平较低。还有学者对绿色技术创新影响经济高质量发展的机制进行了研究,如武云亮等(2021)对长三角城市群的环境规制和经济高质量发展的综合水平进行测度,研究了环境规制、绿色技术创新和经济高质量之间的关系,得到环境规制可以通过影响绿色技术创新来推动经济高质量发展;何智励等(2021)基于长江经济带数据测度经济高质量发展,并分析经济高质量发展与绿色技术创新和金融发展相关关系,发现绿色技术创新对经济高质量的促进作用存在金融发展的双门槛效应,因此要激发绿色技术创新活力,提高金融支持力度,统筹科技金融的深度融合。

通过梳理文献发现技术创新对绿色发展、经济高质量发展都存在显著影响,而鲜有文献研究绿色技术创新与高质量绿色发展之间的关系,且当前仅研究了绿色技术创新与高质量发展的相互关系,缺少绿色技术创新分解后更深层次的响应研究。因此本文从绿色发展理念出发,探讨绿色技术创新和高质量绿色发展之间是否有相互作用关系?是否存在长期均衡关系及短期动态关系?动态响应关系是来自绿色创新的技术进步还是技术效率?通过对以上问题的探讨可为高质量绿色发展和绿色技术创新提供新的研究思路和视角,为推进高质量绿色发展及构建协同发展长效机制提供借鉴。

三、研究设计

(一)理论分析

高质量绿色发展是绿色发展理念与高质量发展相结合形成的新理念,既包含绿色发展所侧重的生产技术绿色化、生活方式绿色化、自然资源节约和环境保护的问题,又包含高质量发展所侧重的解决发展的驱动力、发展的标准和尺度、发展的目的和途径等问题,是绿色发展和高质量发展的交集(窦若愚,2020)。《中国环境与发展国际合作委员会2020年给中国政府的政策建议》中提到:推进高质量发展要以绿色技术创新为驱动轮。那么绿色技术创新与传统观念上的技术创新有何不同呢?技术创新理论由熊彼得等(1934)在《经济

发展理论》中首次提出,创新是生产要素与生产条件的结合。在《中华人民共和国促进科技成果转化法》中定义技术创新为“企业应用新的知识、工艺、技术、经营模式及生产方式等,用于新服务、新产品的研发,提升产品质量并实现市场价值”。布朗和维尔德(1994)对绿色技术进一步总结,即它是在传统技术的基础上考虑了环境保护,并将其定义为“减少环境污染及原材料和能源使用的技术、工艺或产品的总称”。于是我国在推动绿色发展理念全面落实的过程中,把生态环境保护观念引入技术创新的全过程,促进技术创新达成经济效益、社会效益和生态效益的有机融合。因此本文认为绿色技术创新是:绿色技术创新以技术创新和生态环境保护系统互相协调为目标,是一种利于环境的技术创新。由此可见,绿色技术创新是实现高质量绿色发展的必然要求,也是符合历史发展潮流的重要内容。

因此提出假设1:

绿色技术创新和高质量绿色发展之间相互作用,协调发展(H1)。

结合前文学者们关于技术创新和绿色发展的关联关系研究,技术创新和绿色发展存在双向作用关系,技术创新对绿色发展有驱动作用,是绿色发展的重要动力,而绿色发展也可成为激发创新的重要推动力,成为技术创新的重要保障(彭绪庶,2017)。绿色技术创新和高质量绿色发展存在“长期-短期”效应。从长期来看,高质量绿色发展与绿色技术创新均是以实现经济、社会、生态协调为基础。绿色技术创新是驱动绿色发展的重要动力,随着经济发展的转型,高质量的绿色发展需要绿色技术创新支撑,而绿色技术创新也在高质量绿色发展的过程中不断提升。高质量绿色发展和绿色技术创新能够在长期发展中表现出相互促进协同发展。从短期来看,绿色创新技术从投入产出角度更综合地分析了创新活动的过程及对资源要素的合理有效使用(孙燕铭和谌思邈,2021)。绿色技术创新效率的提高立足绿色环保角度,直接强调建立管理模式和监管机制协调经济、资源与环境(武云亮等,2021),弥补了传统技术创新的不足,能够加速驱动高质量发展的绿色转型。但这种绿色技术创新带来的低碳化高效率生产模式存在一定的时滞性,并不能在短期内实现(叶娟惠和叶阿忠,2022)。而在短期内高质量绿色发展水平越高越能够及时地为绿色技术创新引进必备的投资和绿色人才,良好的发展环境能够对绿色技术创新起到促进作用。因此提出假设2a和假设2b:

绿色技术创新和高质量绿色发展之间存在长期均衡关系(H2a);

绿色技术创新和高质量绿色发展之间存在短期动态关系(H2b)。

将绿色技术创新效率分解为绿色创新的技术进步和技术效率,绿色技术效率使实际生产状况与生产前沿面相对位置发生变化(童韵等,2021),能够反映制度和内部因素改变,体现政策与制度变革等发展环境因素对资源配置效率造成的影响。绿色技术进步则表示技术的创新或引入先进技术推动的生产前沿面外移(卢丽文和李小帆,2023),体现了在环境约束下的生产技术的突破完善和工艺水平的提高。相比于资源要素的协调和绿色技术效率的提高,绿色技术进步能够通过将涵盖污染防控、生态工艺和低碳循环的绿色技术的正外部性渗透到上下游工业企业生产的全流程(金波和刘文宁,2022),打破传统的高污高排的粗放发展模式,更有助于实现高质量绿色化转型。因此推动发展绿色创新的技术进步,能够实现在资本劳动等投入要素一定的情况下大幅度提高绿色产出,从而提高绿色技术创新效率,推动高质量绿色发展。

因而提出假设3:

绿色技术进步是影响高质量绿色发展和绿色技术创新互动协调的主要因素(H3)。

(二)模型构建

1. 非期望产出的SBM-DEA模型

使用非期望产出的 slacks-based measure-data envelopment analysis(SBM-DEA)模型(Kaoru,2004)计算绿色技术创新,主要是解决传统DEA模型中基于径向和线性分段的度量而出现的高估决策单元效率的问题,充分考虑投入产出的松弛性问题,同时解决了现实生产过程中出现非期望产出,并且对于有效的决策单元进一步区分和排序,使有效的决策单元效率值不受1的限制(高志刚和田丰,2020)。设有 n 个决策单元 DMU_i ; j 为某个决策单元;有 m 种投入指标记为 x_i ; q_1 和 q_2 分别为期望产出和非期望产出指标总个数; s_i^r 为第 i 种过剩投入要素; s^r 和 s^{ny} 为松弛变量,即期望产出和非期望产出值; y_{ij} 和 ny_{ij} 分别为第 r 种期望产出和第 t 种非期望产出值的向量; ρ 为绿色技术创新效率,带有非期望产出的超效率SBM-DEA模型如式(1)所示。

$$\min \rho = \frac{1 + \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^x}{x_{ik}}}{1 - \frac{1}{q_1 + q_2} \left(\sum_{r=1}^{q_1} \frac{s_r^y}{y_{rk}} + \sum_{t=1}^{q_2} \frac{s_t^{ny}}{ny_{tk}} \right)}$$

$$\text{s.t.} \begin{cases} \sum_{j=1, j \neq k}^n x_{ij} \lambda_j - s_i^x \leq x_{ik} \\ \sum_{j=1, j \neq k}^n y_{ij} \lambda_j + s_r^y \geq y_{rk} \\ \sum_{j=1, j \neq k}^n ny_{ij} \lambda_j - s_t^{ny} \leq ny_{tk} \\ 1 - \frac{1}{q_1 + q_2} \left(\sum_{r=1}^{q_1} \frac{s_r^y}{y_{rk}} + \sum_{t=1}^{q_2} \frac{s_t^{ny}}{ny_{tk}} \right) > 0 \\ \lambda_j, s_i^x, s_r^y, s_t^{ny} \geq 0; \forall i, r, t, j \end{cases} \quad (1)$$

2. 全局参比的 Malmquis 指数

通过非期望产出超效率 SBM-DEA 模型计算得到绿色技术创新效率是一种静态分析,并不能反应效率的动态变化。为避免 Malmquist Luenberger 指数 (Chung et al, 1997) 存在的非传递性和线性等缺陷,本文参考刘锴(2020),在前文基础上基于规模报酬可变的假设使用全局参比的 Malmquis 指数 (Paster and Lovell, 2005) 方法,产出变量包括期望产出和非期望产出以分析绿色技术创新效率的动态变化,全局参比的 Malmquis 指数是以所有年份所有地区作为参考集,实现跨期可比性,可进一步分解为效率变化指数 (EC) 和技术进步指数 (TC)。得到的 Malmquis 指数表示在同一全局前沿,从 t 期到 $t+1$ 期的创新效率的相对变化,因此若指数大于 1,说明绿色技术创新效率值是增加的;反之则是降低的(田亚鹏, 2021)。

3. 面板向量自回归模型

本文建立面板向量自回归模型研究绿色技术创新和高质量绿色发展的短期动态关系。面板向量自回归模型由 Holtz 等 (1988) 提出,结合了时间序列和空间数据的双重优点,主要针对于面板数据考察变量间的动态关联,能够处理时间跨度较短的面板数据,通过广义矩估计、脉冲响应及方差分解分析变量间的交互作用 (金凤君, 2021)。本文依据构建的面板向量自回归 (PVAR) 模型刻画绿色技术创新与高质量绿色发展之间的动态作用关系。

$$Y_{it} = \gamma_0 + \sum_{j=1}^k \gamma_j Y_{it-j} + \alpha_i + \beta_t + \theta_{it} \quad (2)$$

其中: i 为地区; j 为滞后阶数; k 为设定的总阶数; t 为年份; Y_{it} 为绿色技术创新效率 (sbm)、绿色创新技术进步和绿色创新技术效率与高质量绿色发展得分 (gzl) 的二维向量,是被解释变量; Y_{it-j} 是 Y_{it} 的 j 阶滞后项,是解释变量; γ_0 为截距项; α_i 为个体效应; β_t 为时间效应; θ_{it} 为随机误差项。

(三) 数据来源与指标选取

1. 数据来源

本文收集了长江经济带 2011—2020 年绿色技术创新与高质量绿色发展综合指标的面板数据,各项数据来源于 EPS (easy professional superior) 数据平台、中国研究数据服务平台、《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国环境年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国财政年鉴》及各省市的统计年鉴。为解决数据大小和单位不同的问题,所有数据指标结合其指标性质使用正向化和逆向化进行处理。对于缺失的数据用线性插值法补充。

2. 指标选取

(1) 绿色技术创新。查阅文献关于衡量技术创新或创新能力的方法主要有三种:第一种事根据投入产出指标计算技术创新效率;第二种通过创新投入、产出及创新环境 (韩永楠, 2021) 三个方面建立综合指标体系,衡量区域技术创新得分;第三种,用绿色专利数据 (李子豪, 2021) 测算,用专利数据代表地区或企业的绿色技术创新能力。

本文依据技术创新投入产出过程,结合绿色发展理念,构建绿色技术创新的指标体系。投入指标选用 R&D

内部经费支出和R&D人员全时当量作为绿色技术创新资本和人力的投入。期望产出指标用绿色专利数据衡量,由于经过审查的专利获得数量相比专利申请数量更能反应真实的绿色技术产出(刘云强等,2022),因此选用当年绿色专利获得数量,包含专利创新性更高的绿色发明获得数量和绿色实用新型获得数量。

非期望产出选用的“工业三废排放量”指标。结合数据的可获得性和数据核算口径的一致性,选用工业废气中氮氧化物排放量代替工业废气排放量。为保证SBM-DEA模型效率测算的准确性,需要控制投入产出的变量个数,因此文章选用熵权法将“工业三废排放量”综合为“环境污染物排放”作为非期望产出,以衡量环境效益。由于绿色技术创新中投入与产出存在一定的时间滞后问题,本文将投入产出的时间差确定为两年(王海龙等,2016)。绿色技术创新效率指标体系具体见表1。

(2)高质量绿色发展。本文高质量绿色发展的界定主要依据金乐琴(2018)的“高质量绿色发展”新理念以及任平和刘经伟(2019)“高质量绿色发展”的理论内涵,以绿色发展理念推动高质量发展。具体的指标体系参考窦若愚(2020)绿色高质量发展评价指标的构建思路,结合李金昌等(2019)对高质量发展评价指标的构建和高质量发展内涵的细化(任保平和李禹墨,2018),贯彻绿色发展理念,从绿色经济、绿色创新、绿色民生、绿色社会和绿色生态5个维度阐释高质量绿色发展内涵。

表1 绿色技术创新效率指标体系

一级指标	二级指标
投入	R&D内部经费支出/亿元
	R&D人员全时当量/人年
期望产出	绿色专利获得数量/个
非期望产出-环境污染物排放	工业废水排放量/万吨
	工业氮氧化物排放量/万吨
	一般工业固废排放量/万吨

高质量绿色发展是经济发展质量的最优状态,必须保持经济的持续健康发展。本文主要从经济增长、经济结构和绿色开放程度三个一级指标体现绿色经济。经济增长主要从产出、价格和就业体现经济增长的稳定性和有效性,其中经济增长中纳入消费价格指数和生产价格指数,用生产领域和消费端的价格变动情况以体现价格的平稳波动和经济的稳定增长,反映经济发展的高质量;经济结构从产业结构、投资结构和绿色金融结构方面体现经济结构优化的协调性;同时绿色经济的发展强调对外开放质量,从“引进来”和“走出去”两个角度出发,结合绿色发展理念建立绿色开放程度指标,体现五大发展理念中的“开放”。

绿色创新是高质量绿色发展的第一动力,也是衡量高质量绿色发展的重要标准。文章绿色创新主要从绿色创新能力和绿色创新成效来衡量。绿色创新能力包括人力和资本两个方面,反映地区的绿色技术创新的能力;绿色创新成效包括经济效益和创新效益,反应地区的绿色创新的实际成果。

绿色民生需要体现“共享”理念,绿色发展成果共享是衡量高质量绿色发展的基本标准,也是人民美好生活的需要。绿色民生的共享性主要从绿色生活和绿色福利两个方面体现,绿色生活是人民绿色生活的具体体现,主要参考国家发展改革委《绿色发展指标体系》;绿色福利体现了人民群众对发展成果的获得感,本文从经济水平、政治参与、文化教育和社会资源角度细化绿色福利的特征。

绿色社会主要体现“协调”理念,协调是高质量绿色发展的手段和目标。从绿色协调出发,包含城乡协调、产业结构协调、供需协调和区域协调,同时用城镇化率体现城乡发展的高质量。从新时代社会主要矛盾中“不平衡不充分的发展”来构建绿色社会指标。

五大发展理念中“绿色”不仅是高质量绿色发展的贯穿思想,也是绿色生态指标的具体体现。绿色生态主要从绿色发展理念出发,主要参考了绿色发展的指标体系。这里从资源利用、环境治理、环境质量和生态保护4个方面衡量绿色生态,体现高质量绿色发展的可持续。

具体构建指标体系见表2。其中部分指标解释如下:产业结构合理化参考干春晖等(2011)泰尔指数进行计算;产业结构高级化参考付凌晖(2010)利用空间向量夹角法进行计算;民主政治参与度中自治单位主要包括社区居委会和村民委员会;人均GDP地区差距的基尼系数参考黄涛等(2006);城市规模差异常住人口的首位度结合中国实际情况用“两城市指数”计算,其中上海和重庆以行政区县代替;空气质量年均PM2.5浓度来自于Dalhouse大学的监测数据。

表2 高质量绿色发展的综合评价指标体系

评价体系	一级指标	二级指标	指标解释	指标性质
绿色经济	经济增长	总产出	GDP增长率(%)	+
		财政收入比重	财政收入占GDP比重(%)	+
		生产价格指数	生产者物价指数*	-
		消费者物价指数	消费者物价指数*	-

续表

评价体系	一级指标	二级指标	指标解释	指标性质
绿色经济	经济结构	失业率	城镇登记失业率(%)	-
		产业结构合理化	干春晖等(2011)泰尔指数	-
		产业结构高级化	付凌晖(2010)空间向量夹角法	+
		投资结构优化	第二、三产业投资占比(%)	+
		投资增长	全社会固定资产投资增长率*	+
		绿色保险深度	农业保险收入占农业总产值比值	+
	绿色开放程度	不良贷款率	商业银行不良贷款率(%)	-
		绿色出口	总出口中高新技术产品比重(%)	+
		绿色进口	国际旅游外汇收入/万美元	+
		外贸依存度	进出口总额占GDP比重(%)	+
绿色创新能力	绿色研发人员强度	研发人员占从业人员比值	+	
	绿色研发潜力	就业人员中研究生文化程度就业人员占比(%)	+	
	绿色R&D经费投入强度	R&D支出占GDP比重(%)	+	
	科学技术支出	科学技术支出占财政支出总值	+	
	绿色创新成效	创新收入	技术市场成交额/万元	+
		地均GDP	GDP和占地面积比(万元/平方千米)	+
高技术创业收入比重		高技术产业主营业务收入占GDP比值	+	
绿色民生	绿色生活	专利申请量	每万人国内专利申请量(个)	+
		农村可再生能源利用	太阳能热水器(万平方米)	+
		城市公园园林	人均公园绿地面积(平方米)	+
		燃气普及率	城市燃气普及率(%)	+
		城市绿化覆盖	城市建成区绿化覆盖率(%)	+
		城市市容环境卫生	清扫保洁面积(万平方米)	+
	绿色福利	人均可支配收入与人均GDP比	人均可支配收入和人均GDP比值	+
		社会保障与就业支出比	社会保障就业支出占GDP比值	+
		绿色政府信息公开受理数	生态环境厅信息公开受理数(个)	+
		民主政治参与度	自治组织单位数(个)	+
		人均公共图书馆藏量	公共图书馆藏书量与常住人口数比(本/人)	+
		广播节目综合人口覆盖率	广播节目综合人口覆盖率(%)	+
		居民家庭文体旅游消费支出比	居民文体旅游消费占居民家庭生活支出比值	+
		人均公共财政教育经费	公共财政教育经费支出占常住人口(元/人)	+
		公共财政教育经费强度	公共财政教育经费占一般预算支出比重(%)	+
		小学师生比	小学生人数和小学教师人数比值	-
		普通初中师生比	普通初中学生人数和普通初中教师人数比值	-
		城市市政设施	人均城市道路面积(平方米)	+
		城市公共交通	每万人拥有公共交通工具(标台)	+
		卫生设施完善度	每万人拥有公共厕所(座)	+
		移动电话普及率	移动电话总数占常住人口比(部/百人)	+
		医疗机构床位数	每万人医疗机构床位数(张)	+
		医疗机构人员数	每万人拥有卫生技术人员数(人)	+
		卫生机构数	每万人拥有卫生机构数(个)	+
		养老保险覆盖广度	基本养老保险参保人数(万人)	+
		最低保障居民占比	最低保障居民人数占总人口比值	-
		医疗保险覆盖广度	城镇基本医疗保险参保人数(万人)	+
		毕业生人数	毕(结)业生数(人)	+
		城市人口密度	城市人口数和城市面积比(人/平方千米)	+
		绿色社会	绿色协调	城乡可支配收入比
城乡居民消费比	城市居民生活性消费/农村居民生活性消费			-
第一产业结构协调	第一产业比较劳动生产率			+
第二产业结构协调	第二产业比较劳动生产率			+
第三产业结构协调	第三产业比较劳动生产率			+
居民消费贡献率	居民消费支出占国内生产总值比			+
社会就业率	社会就业人数占总人数比重(%)			+
人均GDP地区差距	基尼系数			-
城市规模差异	常住人口的首位度		-	
城乡高质量	城镇化率		城镇化率(%)	+
绿色生态	资源利用	单位GDP能耗	综合能耗和GDP比值(吨标准煤/万元)*	-
		单位GDP电耗	电力消耗和GDP比值(千瓦时/万元)*	-
		单位GDP水耗	水源消耗和GDP比值(立方米/万元)*	-
		单位城市建设用地二、三产业增加值	第二、三产业增加值和城市建设用地面积比(亿元/平方千米)	+

续表

评价体系	一级指标	二级指标	指标解释	指标性质
绿色生态	环境治理	单位耕地面积农业产值	农业总产值和耕地面积比值(万元/公顷)	+
		人均人工造林面积	当年人工造林面积和总人口比值(平方米/人)	+
		城市污水处理率	城市污水处理率(%)	+
		污染治理投资强度	污染治理项目本年完成投资(万元)	+
	环境质量	环境保护支出占比	环境保护支出占一般预算支出比重(%)	+
		土地质量	单位耕地面积农药使用量(吨/公顷)	-
		大气质量	年均PM2.5浓度(微克/立方米)	-
	生态保护	水质质量	监测断面(点位)水质优良比例	+
		森林覆盖率	森林覆盖率(%)	+
		湿地面积占比	湿地面积占国土面积比重(%)	+
		国土生态治理水平	造林和除涝总面积占国土面积比重(%)	+

注：年均PM2.5浓度是基于人口加权的年度均值；“+”表示以2010年为不变价。

四、实证分析

(一)绿色技术创新效率的测度

依据非期望产出的SBM-DEA模型对绿色技术创新的投入产出指标进行求解(Westerlund, 2007),得到绿色技术创新效率,并通过全局参比的Malmquis指数衡量绿色技术创新效率的动态变化水平,得到当期和前一期的效率比值。将全局参比的Malmquis指数(MI)进一步分解成效率变化指数(EC)和技术进步指数(TC),用效率变化指数测算不同时期的实际产出水平与各自最优产出水平的距离之比,用技术进步指数表示相同投入在不同时期的最优产出水平之比。计算年平均值和累计值,见表3。具体数据处理使用软件MATLAB 2020完成。

表3 长江经济带各地区绿色技术创新效率Malmquis指数及其分解的年平均值和累计值

地区	年平均值			累积值		
	MI	EC	TC	MI	EC	TC
上海	1.171	0.985	1.189	4.138	0.874	4.733
江苏	1.202	1.019	1.180	5.232	1.181	4.431
浙江	1.096	0.955	1.148	2.274	0.658	3.454
安徽	1.111	1.022	1.086	2.570	1.221	2.106
江西	1.103	1.078	1.024	2.423	1.962	1.235
湖北	1.148	1.058	1.086	3.472	1.656	2.096
湖南	1.121	1.043	1.075	2.791	1.456	1.917
重庆	1.077	0.999	1.078	1.946	0.993	1.960
四川	1.119	1.017	1.099	2.744	1.169	2.347
贵州	0.991	0.931	1.064	0.919	0.526	1.749
云南	1.033	0.975	1.059	1.339	0.800	1.674

注：年平均值结合指数性质用几何平均法计算。

根据表3,2011—2020年,全局参比的Malmquis指数年平均值大多都大于1,整体上长江经济带的绿色技术创新效率有所改善,各个地区的绿色技术创新效率基本是上升的趋势。以2011年为基期,大部分地区绿色技术创新效率的累积值变动幅度较大。根据进一步分解的结果,绿色技术创新效率指数的增长主要是因为技术进步指数的增加,说明绿色技术创新的改善由技术进步推进,各个地区的绿色技术的创新性较高。其中江苏、安徽、江西、湖北、湖南和四川是得益于技术效率变化和技术进步的双重贡献;上海、浙江、重庆和云南的效率变化指数出现退化,绿色技术创新效率的提高主要的是依靠技术进步;贵州的绿色技术创新效率变动均值和累计值都小于1,体现在效率变化指数的降低,说明贵州的绿色技术的要素优化配置水平和要素利用效率并不高,需要提高绿色技术的创新管理能力水平,促进绿色技术生产率的提升。

(二)高质量绿色发展水平的测度

当前关于衡量发展水平的方法有三种:第一种方法是通过因子分析或数据包络分析法计算区域绿色发展效率或高质量发展效率得分(韩永辉和韦东明,2021;韩永楠等,2021);第二种方法是运用熵值法、熵权-TOPSIS法等对各级指标赋权,最终计算区域高质量发展综合得分(李兰冰和李焕杰,2021;何育静和蔡丹阳,2021);第三种是使用以上两种方法的结合(杨阳等,2021),对不同级别的指标使用不同的计算方法进行

综合测算。为避免不同系统的二级指标之间相关性低而出现全局主成分提取不准确的问题,本文依据第三种方法对指标进行综合测算,即采用全局主成分法和熵权法相结合的方法测算高质量绿色发展水平。先利用全局主成分的方法计算各地区 2011—2020 年绿色经济、绿色创新、绿色民生、绿色社会和绿色生态 5 个系统的系统综合得分,再利用熵权法计算各地区历年高质量绿色发展综合得分。数据处理用 SPSS 21.0 软件完成。

从图 1 看,各地区高质量绿色发展水平均呈上升趋势,长江经济带的高质量绿色发展整体上得到很大提升。其中上海和江苏的高质量绿色发展的得分相对较高,浙江次之,其他地区高质量绿色发展综合得分比较集中且差距不大,与江浙沪的高质量绿色发展得分有明显差距,贵州和云南高质量发展得分相近且相对较低。

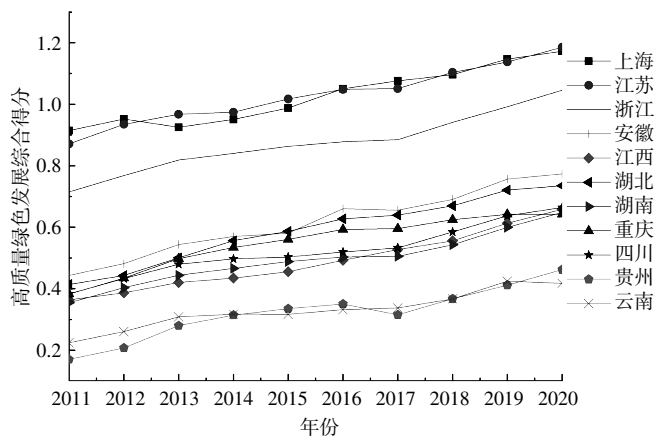


图 1 2011—2020 年长江经济带各地区高质量绿色发展综合得分

(三) 耦合协调度

本文参考廖重斌(1999)测算了长江经济带的绿色技术创新效率与高质量绿色发展的耦合协调度,以研究高质量绿色发展和绿色技术创新之间的协同发展状况。由于耦合协调主要强调整体性、综合性和内生性的发展聚合,因而耦合协调模型可以更好反映两个系统间相互作用强弱及协调状况好坏程度(段永峰等,2020)。本文认为绿色技术创新效率与高质量绿色发展同等重要,在计算过程中权重赋值相等。耦合协调度见表 4。

表 4 2011—2020 年长江经济带各省市耦合协调度

地区	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年
上海	0.813	0.826	0.817	0.825	0.837	0.857	0.864	0.871	0.886	0.893
江苏	0.799	0.820	0.831	0.833	0.846	0.856	0.857	0.873	0.883	0.897
浙江	0.744	0.763	0.781	0.788	0.796	0.801	0.804	0.822	0.838	0.855
安徽	0.632	0.650	0.677	0.688	0.692	0.724	0.722	0.735	0.759	0.765
江西	0.594	0.605	0.621	0.628	0.638	0.655	0.670	0.682	0.705	0.723
湖北	0.618	0.632	0.658	0.682	0.695	0.711	0.716	0.727	0.746	0.752
湖南	0.589	0.614	0.633	0.643	0.653	0.659	0.660	0.676	0.700	0.719
重庆	0.603	0.628	0.657	0.673	0.684	0.697	0.698	0.710	0.716	0.717
四川	0.603	0.628	0.649	0.657	0.659	0.667	0.672	0.694	0.715	0.725
贵州	0.472	0.500	0.547	0.567	0.578	0.586	0.567	0.595	0.617	0.641
云南	0.512	0.535	0.564	0.569	0.568	0.577	0.580	0.595	0.623	0.620
平均值	0.634	0.655	0.676	0.687	0.695	0.708	0.710	0.725	0.744	0.755

2011—2020 年耦合协调度逐渐增加,说明长江流域整体上绿色技术创新与高质量绿色发展的相互作用是逐渐增强的,且越来越协调,参考陈章喜和颢孙冠华(2021)的划分标准,各个地区的绿色技术创新效率和高质量绿色发展从开始的初级协调到 2020 年的良好协调和优质协调,两个系统间的互动关系和协调水平随着时间趋势增强,其中上海和江苏的耦合协调度相对其他地区的更高,浙江次之,相互协调程度紧密。整体上来看,耦合协调度从 2011 年的 0.634(初级协调)增加到了 2020 年的 0.755(良好协调),绿色技术创新效率和高质量绿色发展的相互协调的一致性程度较高,可以说明各个地区绿色技术创新与高质量绿色发展之间相互作用、相互协调,可验证假设 1。

(四) 绿色技术创新与高质量绿色发展的动态响应

1. 长期均衡发展

通过协整检验分析高质量绿色发展和绿色技术创新之间的长期均衡关系,具体的数据处理使用 Stata 16.0 软件。首先对绿色技术创新效率和高质量绿色发展数据做变量的平稳性检验,目的在于避免数据不平稳而造成伪回归。考虑检验结果的稳健性,这里选用四种面板单位根检验方法的综合结果,结果见表 5。

从表5可知,高质量绿色发展和绿色技术创新的原始数据未能全部通过四种检验,但通过一阶差分处理后数据平稳,两个变量是同阶单整,变量之间可能存在协整关系。由此对两个变量做协整检验,主要采用Kao检验(Kao, 1999)、Pedroni检验(Pedroni, 1999)与Westerlund检验(Westerlund, 2007)面板协整检验方法,由于协整检验是分析自变量和因变量之间的协整关系,本文探究绿色技术创新和高质量绿色发展之间相互关系,因此分别以绿色技术创新和高质量绿色发展为因变量得到的检验结果无论高质量绿色发展为因变量或绿色技术创新为因变量,在95%的置信水平下协整检验基本完全通过,可以得出两个变量存在协整关系的结论,即高质量绿色发展和绿色技术创新之间存在长期稳定的均衡关系,可验证假设2a。确定了变量间的协整关系,用格兰杰因果检验进一步研究这种协整关系的因果方向,得到检验结果见表6。

滞后一阶时,可以认为高质量绿色发展是促进绿色技术创新的格兰杰原因,无法拒绝绿色技术创新不是高质量绿色发展的格兰杰原因的原假设;滞后二阶时,可以认为绿色技术创新是提高高质量绿色发展的格兰杰原因,绿色技术创新对高质量绿色发展的影响有滞后效应。说明绿色技术创新和高质量绿色发展之间是双向的因果关系,但存在格兰杰因果关系的滞后期并不一致。即从数据关系来看,在短期内高质量绿色发展可以带动绿色技术创新效率的提高,而绿色技术创新对高质量绿色发展的正向促进作用在滞后两期可以体现。

2. 短期动态关系

由于面板误差修正模型中变量系数不显著,不能通过面板误差修正模型对变量之间的短期波动关系进行检验(尹燕等, 2013),所以本文建立绿色技术创新和高质量绿色发展的PVAR模型(高铁梅, 2005)以分析两者之间的动态关联关系,通过脉冲响应和方差分解来确定变量之间的短期动态关系。以赤池信息准则、贝叶斯信息准则、HQ(Hannan-Quinn)信息准则对PVAR模型的滞后阶数进行选择。依据统计量最小原则,最优滞后的模型阶数为一阶。对一阶滞后PVAR模型做平稳性检验,解释变量与被解释变量单位根均落在圆内,认为构建一阶滞后的PVAR模型通过稳定性检验。伴随矩阵的特征根检验如图2所示。

(1)模型估计结果。构建的一阶滞后PVAR模型稳定,进而分析PVAR模型的generalised method of moments(GMM)估计系数,见表7。

从表7可以看出,绿色技术创新效率值与高质量绿色发展得分之间的回归系数均为正,说明两者之间存在着正向的影响关系。高质量绿色发展得分对绿色技术创新效率值的影响同样在90%的置信水平下显著,影响效应约为0.848,说明当前长江经济带经济绿色转型较好,城市生态水平比较高,高质量绿色发展能对绿色技术创新形成良好的引导和倒逼作用,即高质量绿色发展能推动绿色技术创新的提升。同时,滞后一期的绿色技术创新对自身的影响为正向促进作用,且在99%的置信水平显著,体现了绿色技术创新具有累积效应和技术溢出效应。

滞后一期的高质量绿色发展得分对自身的影响

表5 面板数据单位根检验结果

单位根检验	高质量绿色发展得分 (gzi)	D-高质量绿色发展得分 (D-gzi)	绿色技术创新效率 (sbm)	D-绿色技术创新效率 (D-sbm)
LLC-Adjusted <i>t</i>	-0.859	-6.099***	0.422	-4.902***
IPS-Z-T-B	3.951	-2.230**	5.784	-3.882***
HT-z	2.727	-7.487***	0.971	-14.970***
Breitung-statistic	6.276	-3.502***	1703	-4.482***

注:D表示一阶差分;***、**、*分别表示在99%、95%、90%置信水平下显著。

表6 PVAR模型Granger检验

原假设	滞后阶数	
	一阶	二阶
绿色技术创新不是高质量绿色发展的Granger原因	0.803	9.368***
高质量绿色发展不是绿色技术创新的Granger原因	3.340*	2.079

注:***、*分别表示在99%、90%置信水平下显著。

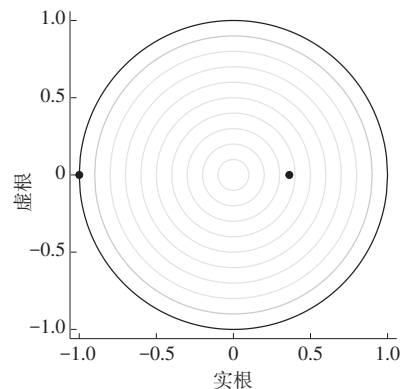


图2 PVAR模型的稳定性检验

表7 滞后一阶PVAR模型的GMM估计结果

被解释变量	解释变量	系数	<i>z</i>
高质量绿色发展得分	高质量绿色发展得分-L1	0.714	8.46***
	绿色技术创新效率值-L1	0.033	0.90
绿色技术创新效率值	高质量绿色发展得分-L1	0.848	1.83*
	绿色技术创新效率值-L1	0.526	2.82***

注:***、*分别表示在99%、90%置信水平下显著;L1表示滞后一期。

系数为 0.714 且通过 1% 的显著性水平检验,表明高质量绿色发展存在一定惯性发展。滞后一期的绿色技术创新效率值对高质量绿色发展得分为正的影响但影响效应并不显著。结合前文表 6 格兰杰因果检验结果,构建滞后二阶的动态面板模型,具体结果见表 8。

在滞后二阶时,绿色技术创新效率对高质量绿色发展的正向影响在 99% 的置信水平下显著,说明绿色技术创新的发展在滞后二期能有效带动地区高质量绿色发展即绿色技术创新利于高质量绿色发展,与前文格兰杰因果检验结果一致。绿色技术创新与高质量绿色发展之间存在显著的短期正向影响效应,验证了假设 2b。

(2) 脉冲响应分析。通过对高质量绿色发展得分和绿色技术创新效率值构建一阶滞后的 PVAR 模型得到脉冲响应图,能更加直观的刻画两个变量之间的相互影响的当期值与未来值。设定冲击期为 15 期,选择 95% 的置信区间,并默认蒙特卡罗模拟 200 次,得到影响绿色技术创新和高质量绿色发展的脉冲响应图,如图 3 和图 4 所示。

图 3(a)、图 3(b)分别为绿色技术创新对自身和高质量绿色发展之间的冲击响应图。可知,高质量绿色发展对绿色技术创新存在正向影响,在冲击的当期影响为 0,在前两期迅速上升并达到了最大值,随后相应幅度随时间趋势逐渐收敛于 0,说明高质量绿色发展可以支持绿色技术创新的推进。由图 3 可知,绿色技术创新对高质量绿色发展在冲击的初期影响为 0,随后逐渐上升,在第二期左右影响达到最大值,随后随着时间趋势逐渐收敛于 0,说明绿色技术创新可以促进高质量绿色发展。图 4(a)、图 4(b)分别表示为高质量绿色发展对绿色技术创新和自身的冲击响应图。从图 3、图 4 可以看出,绿色技术创新对自身当期有着正的影响,在第 10 期左右逐渐收敛于 0;高质量绿色发展在当期对自身有一个正向影响,在第 9 期左右逐渐收敛于 0。绿色技术创新、高质量绿色发展对自身冲击作出的响应在响应期内均为正,说明两者均在不同程度上依赖自身惯性和累积效应。这些结果与前面 GMM 模型估计的结果一致。

(3) 方差分解。现以方差分解给出不同时点冲击对绿色技术创新和高质量绿色发展波动的贡献度,结果见表 9。

表 8 滞后二阶模型的 GMM 估计结果

被解释变量	解释变量	系数	z
高质量绿色发展得分	绿色技术创新效率值-L1	0.029	0.63
	绿色技术创新效率值-L2	0.048	3.06***

注:***表示在 99% 置信水平下显著;L1 表示滞后一期,L2 表示滞后二期。

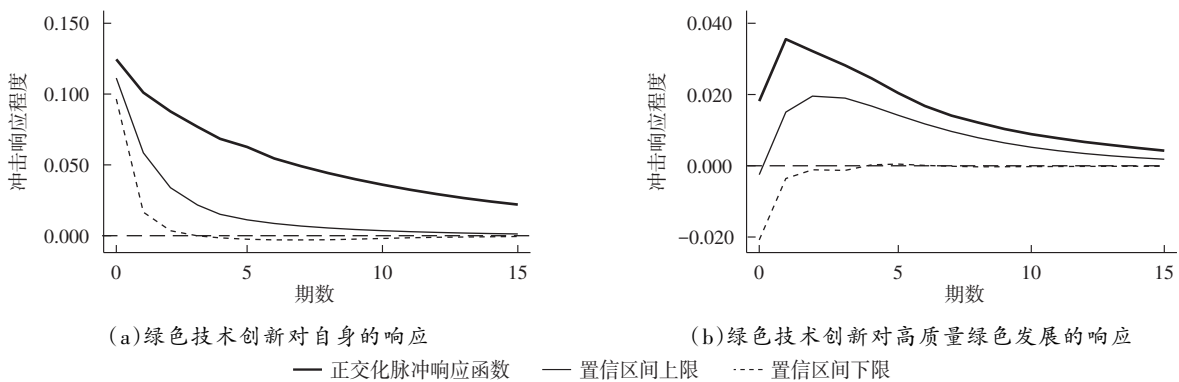


图 3 影响绿色技术创新的脉冲响应图

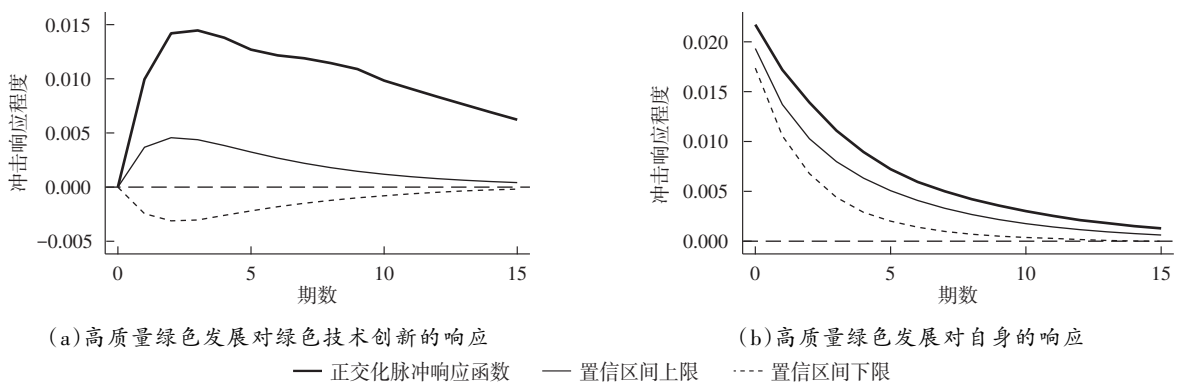


图 4 影响高质量绿色发展的脉冲相应图

表9 方差分解

期数	绿色技术创新	sbm	gzl	高质量绿色发展	sbm	gzl	期数	绿色技术创新	sbm	gzl	高质量绿色发展	sbm	gzl
1	sbm	0.999	0.001	gzl	0.000	1.000	9	sbm	0.911	0.089	gzl	0.102	0.898
2	sbm	0.985	0.015	gzl	0.024	0.976	10	sbm	0.909	0.091	gzl	0.103	0.897
3	sbm	0.965	0.035	gzl	0.049	0.951	11	sbm	0.908	0.092	gzl	0.104	0.896
4	sbm	0.947	0.053	gzl	0.068	0.932	12	sbm	0.907	0.093	gzl	0.105	0.895
5	sbm	0.934	0.066	gzl	0.081	0.919	13	sbm	0.907	0.093	gzl	0.105	0.895
6	sbm	0.924	0.076	gzl	0.090	0.910	14	sbm	0.907	0.093	gzl	0.105	0.895
7	sbm	0.918	0.082	gzl	0.096	0.904	15	sbm	0.907	0.093	gzl	0.105	0.895
8	sbm	0.914	0.086	gzl	0.099	0.901							

绿色技术创新与高质量绿色发展的方差分解结果在第12期开始波动趋于平稳,两者的动态关系已基本达到均衡。绿色技术创新的波动绝大部分是自身贡献,只有9.3%是由高质量绿色发展所贡献;高质量绿色发展数据的波动贡献绝大部分也是由自身所贡献,有10.5%的波动是由绿色技术创新贡献。

(五)绿色技术创新分解项与高质量绿色发展的动态响应

第(四)节立足长期均衡和短期动态角度,证明了绿色技术创新效率与高质量绿色发展存在相互响应关系。为了全面掌握绿色技术创新效率和高质量绿色发展的互动关系,进一步剖析与高质量绿色发展存在动态均衡的主要得益于绿色技术效率还是绿色技术进步。现将前文绿色技术创新效率动态变化水平分解得到的技术进步和技术效率(以2011年为基期)分别与高质量绿色发展做PVAR模型,探究绿色创新的技术效率、技术进步与高质量绿色发展的动态关系。首先,绿色创新技术进步和绿色创新技术效率指数的一阶差分平稳且均通过协整检验,且PVAR模型推荐的最优滞后阶数均为滞后一阶。为了简化内容,这里仅对PVAR模型的回归估计和脉冲响应结果进行展示。得到GMM估计结果见表10。

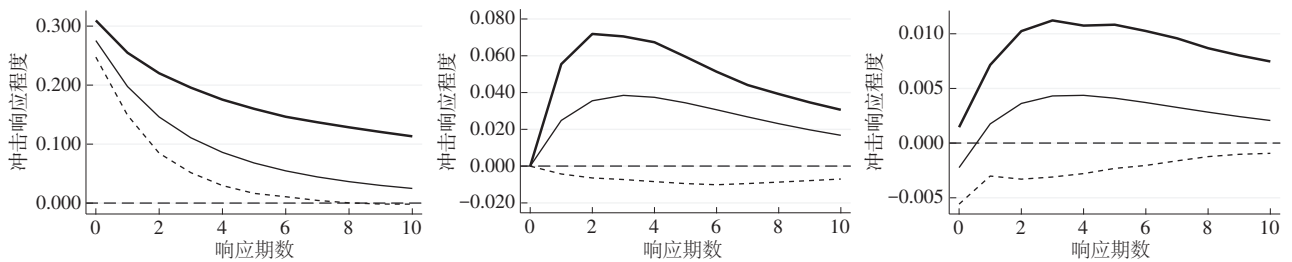
表10 PVAR模型的GMM估计结果

解释变量	(1)		(2)	
	gzl	TC	gzl	EC
gzl-L1	0.702(10.93***)	1.251(1.36)		
TC-L1	0.021(1.89*)	0.728(6.89***)		
gzl-L1			0.093(0.50)	2.513(1.55)
EC-L1			-0.019(-1.46)	0.157(0.73)

注:***、*分别表示在99%、90%置信水平下显著;括号内表示Z值统计量。

在表10的列(1)中,滞后一期的高质量绿色发展对当期绿色创新的技术进步有正向的提升作用,说明前期的高质量绿色发展能够为绿色创新的技术进步带来良好的环境,如对人才的吸引或是投资的引入。滞后一期的绿色创新技术进步指数对自身的影响系数显著,说明绿色创新的技术进步主要是受自身惯性发展的影响,前期绿色的技术进步积累能够显著推动当期绿色创新技术的持续进步;同时,前期的绿色创新技术进步指数也能够对高质量绿色发展有显著促进作用,这也说明了绿色技术创新与高质量绿色发展的动态联动关系主要是由于绿色技术进步,这也与绿色技术创新效率分解结果一致。假设3得证。

根据表10的列(2),滞后一期的高质量绿色发展对绿色创新的技术效率有着正向的影响,说明高质量绿色发展能够为绿色创新的规模效率提高提供发展环境,通过绿色发展的相关政策与制度等发展环境的改善,促进绿色创新的内部制度和管理方式等因素的改变,对资源配置效率造成影响,从而推动绿色创新的技术效率。而滞后一期的绿色创新技术效率指数对高质量绿色发展是负向影响,不过这种影响效应并不显著,可能是因为当前绿色创新技术效率并不高,并不能推动高质量绿色的发展。为更直观刻画绿色技术创新的技术进步、技术效率与高质量绿色发展的动态互动机制,文章做脉冲响应分析如图5和图6所示。



(a)绿色技术进步对自身的响应 (b)高质量绿色发展对绿色技术进步的响应 (c)绿色技术进步对高质量绿色发展的响应
— 正交化脉冲响应函数 — 置信区间上限 ---- 置信区间下限

图5 绿色技术进步的脉冲响应图

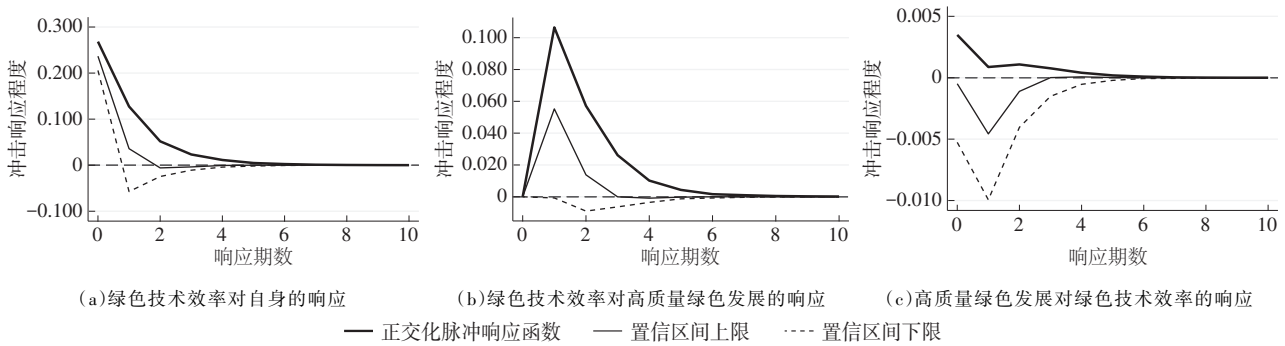


图 6 绿色技术效率的脉冲响应图

图 5 展示了绿色创新技术进步的脉冲响应图。当绿色技术进步受到自身冲击时,会随时间逐渐缓慢下降,绿色创新的技术进步本身会存在技术积累,这种生产技术和工艺水平的突破完善能够为绿色技术进步起到长期的正向作用;当绿色技术进步受到高质量绿色发展冲击时,绿色技术进步响应在初期为 0 在第 3 期左右达到最大值随后逐渐向 0 收敛,高质量绿色发展的提高为绿色技术进步提供驱动效应,高质量绿色发展水平越高越有利于带动绿色创新技术进步的提升,且这种驱动效应随时间积累到第 3 期才能发挥最大效益;给高质量绿色发展一个绿色技术进步的冲击,在当期响应值为负,随着时间趋势逐渐提高且在第 4 期左右达到峰值,说明绿色创新的技术进步能够推动高质量绿色发展,且这种正向促进作用长期持续存在。再次验证假设 3。

图 6 中展示了绿色创新技术效率的脉冲响应图。绿色创新技术效率对自身的冲击响应在当期是最大的,在第 2 期已经基本为 0,说明对于提高绿色创新技术效率需要在当期高效配置资源,合理规划管理,绿色技术效率的提高并不能依靠前期的惯性影响;当绿色技术效率受到高质量绿色发展的冲击后,在第 1 期达到峰值随后立马降低,高质量绿色的发展积累能够优化资源配置效率,推动下一期绿色技术效率的提高;而对于高质量绿色发展,在受到绿色技术效率冲击后表现出负向影响且这种抑制效应随时间逐渐降低为 0。

(六) 稳健性检验

由于高质量绿色发展指标体系中包含的绿色创新部分与本文所研究的绿色技术创新效率存在重合,因此参考李秀珍(2022)选择绿色产品创新替换绿色技术创新,进一步检验研究的稳健性,如图 7 所示。

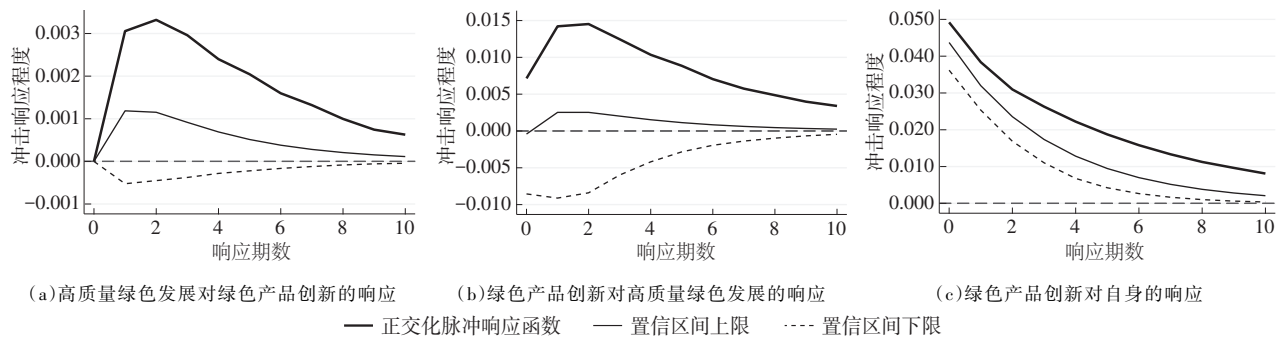


图 7 绿色产品创新的脉冲响应图

通过比较图 3、图 4,图 7 中的绿色产品创新在受到自身冲击时,呈现出当期最大,随时间发展趋近于 0;在受到高质量绿色发展冲击时,绿色产品创新的响应值表现为正,但整体上高质量绿色发展对绿色技术创新的影响并不显著;对于高质量绿色发展,当受到绿色产品创新的冲击时,在当期表现为 0,随时间发展在第 1、第 2 期达到峰值,随后响应值逐渐下降并在第 10 期左右趋近于 0。整体来看与基准面板向量自回归模型结果一致,证明了研究结果的稳健。

五、结论与展望

本文聚焦于长江经济带绿色技术创新与高质量绿色发展的动态关联研究,通过长江经济带 2011—2020 年的面板数据,依据非期望产出的 SBM-DEA 模型和全局主成分-熵权法测度绿色技术创新效率和高质量绿

色发展的综合得分,采用耦合协调度模型探究绿色技术创新和高质量绿色发展之间的相关作用和协调关系,通过协整检验和格兰杰检验分析两者之间的长期均衡关系,并构建PVAR模型分析两者的短期动态关联效应。研究结论如下:

第一,长江经济带的绿色技术创新效率的动态变化指数在不同年份略有波动,整体呈上升趋势且基本上都大于1,说明绿色技术创新效率是不断提高的。根据Malmquis指数分解,大部分地区的绿色技术创新效率的改善主要依靠技术进步,而贵州绿色技术创新效率的降低则是由于技术效率出现退化,因此要进一步优化要素配置,提高要素利用率。长江经济带高质量绿色发展水平整体保持上升趋势,上海、江苏、浙江保持在前三,贵州和云南的高质量绿色发展水平相对较弱,其他地区发展水平相近。高质量绿色发展差距显著,若构建长江经济带高质量绿色协同发展,需要依据本地经济发展水平和资源差异等因素合理化政策,推动绿色技术的创新,有针对性的促进区域发展的协同,实现高质量绿色发展的“地区差异化”。

第二,长江经济带绿色技术创新和高质量绿色发展具有耦合协调的协同发展关系,且耦合协调度在不断提高,整体上从初级协调上升至优质协调。绿色技术创新和高质量绿色发展之间具有较强的相互作用和较高的协调水平。其中上海和江苏的耦合协调度相对于其他地区更高。

第三,绿色技术创新和高质量绿色发展之间存在长期均衡关系,并且两者的长期均衡关系体现为相互促进。从短期来看,高质量绿色发展对绿色技术创新有显著的正向影响,绿色技术创新对高质量绿色发展的正向影响则存在滞后效应。两者之间存在明显的自身发展时间惯性,且依赖自身惯性相对较强,说明绿色技术创新和高质量绿色发展更容易受到过去的影响。

第四,进一步分解绿色技术创新效率,分别对绿色创新的分解项:技术进步和技术效率与高质量绿色发展做动态响应分析,发现绿色技术进步脉冲响应与绿色技术创新效率的基本一致,说明相比于绿色技术效率,绿色技术创新效率与高质量绿色发展的动态关系主要依赖于技术进步指数。因此推动绿色技术创新促进高质量绿色发展需要加强绿色技术积累,引进绿色人才、吸引绿色创新资本投资。同时也需要调控绿色技术创新的资源配置,推动绿色技术效率促进高质量绿色发展。

通过上述研究及结论,本文有以下展望:仅对绿色技术创新和高质量绿色发展的长期均衡和短期动态关系进行了研究,实际上绿色技术创新对高质量绿色发展的影响机制和影响路径同样值得继续探究,包括从空间计量角度研究绿色发展理念下技术创新的空间溢出效应。同时,高质量绿色发展与绿色技术创新的测度仍饱有争议,可以进一步优化筛选衡量指标。

参考文献

- [1] 陈章喜, 颀孙冠华, 2021. 粤港澳大湾区科技创新与经济高质量发展耦合协调研究[J]. 云南社会科学, (4): 92-100.
- [2] 窦若愚, 2020. 绿色高质量发展评价指标体系构建与测度研究[D]. 北京: 中国社会科学院研究生院.
- [3] 段永峰, 项文晴, 罗海霞, 2020. 中国省域绿色创新效率与绿色发展效率耦合协调研究[J]. 科技管理研究, 40(17): 235-243.
- [4] 范柏乃, 吕丹阳, 顾贾能, 2022. 城市技术创新能力、交易效率与经济发展质量[J/OL]. 科学学研究. DOI: 10.16192/j.cnki.1003-2053.20211206.003.
- [5] 付凌晖, 2010. 我国产业结构高级化与经济增长关系的实证研究[J]. 统计研究, 27(8): 79-81.
- [6] 干春晖, 郑若谷, 余典范, 2011. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究, 46(5): 4-16, 31.
- [7] 高爽, 2021. 绿色技术创新与经济增长的动态均衡关系——基于中部六省面板数据的PVAR模型分析[J]. 科技广场, (1): 65-76.
- [8] 高铁梅, 2005. 计量经济分析方法与建模EViews应用及实例[M]. 北京: 清华大学出版社, 298-299.
- [9] 高志刚, 田丰, 2020. 新疆绿色经济效率测算及其时空格局演变研究——基于非期望产出的超效率SBM-DEA模型[J]. 新疆财经, (3): 5-16.
- [10] 顾剑华, 王亚倩, 2021. 产业结构变迁对区域高质量绿色发展的影响及其空间溢出效应——基于我国省域面板数据的实证研究[J]. 西南大学学报(自然科学版), 43(8): 116-128.
- [11] 韩永辉, 韦东明, 2021. 中国省域高质量发展评价研究[J]. 财贸研究, 32(1): 26-37.
- [12] 韩永楠, 葛鹏飞, 周伯乐, 2021. 中国市域技术创新与绿色发展耦合协调演变分异[J]. 经济地理, 41(6): 12-19.
- [13] 何育静, 蔡丹阳, 2021. 长三角工业企业绿色技术创新效率及其影响因素分析[J]. 重庆社会科学, (1): 49-63.
- [14] 何智励, 汪发元, 汪宗顺, 等, 2021. 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, 37(19): 116-120.
- [15] 胡鞍钢, 周绍杰, 2014. 绿色发展: 功能界定、机制分析与发展战略[J]. 中国人口·资源与环境, 24(1): 14-20.

- [16] 黄涛, 胡宜国, 胡宜朝, 2006. 地区人均 GDP 分布的基尼系数分析[J]. 管理世界, 23(5): 45-51, 171-172.
- [17] 金波, 刘文宁, 2022. 本土市场规模与能源效率——绿色技术进步、绿色技术效率的调节路径[J]. 生态经济, 38(10): 70-79, 118.
- [18] 金凤君, 林美含, 张晓平, 等, 2021. 中国高耗能产品生产与区域 PM2.5 浓度的动态关联效应——基于省级尺度的分析[J]. 地理研究, 40(8): 2141-2155.
- [19] 金乐琴, 2018. 高质量绿色发展的新理念与实现路径——兼论改革开放 40 年绿色发展历程[J]. 河北经贸大学学报, 39(6): 22-30.
- [20] 李金昌, 史龙梅, 徐蔼婷, 2019. 高质量发展评价指标体系探讨[J]. 统计研究, 36(1): 4-14.
- [21] 李兰冰, 李焕杰, 2021. 技术创新、节能减排与城市绿色发展[J]. 软科学, 35(11): 46-51.
- [22] 李梦欣, 任保平, 2019. 新时代中国高质量发展的综合评价及其路径选择[J]. 财经科学, (5): 26-40.
- [23] 李秀珍, 张云, 王向进, 2022. 信贷配置、环境规制与绿色技术创新[J]. 上海经济研究, (1): 95-103.
- [24] 李子豪, 白婷婷, 2021. 政府环保支出、绿色技术创新与雾霾污染[J]. 科研管理, 42(2): 52-63.
- [25] 廖重斌, 1999. 环境与经济协调发展的定量评判及其分类体系——以珠江三角洲城市群为例[J]. 热带地理, (2): 76-82.
- [26] 刘锴, 周雅慧, 王嵩, 等, 2020. 创新驱动下中国区域高质量发展——基于平衡充分发展水平的门槛分析[J]. 技术经济, 39(12): 1-8.
- [27] 刘宇峰, 原志华, 郭玲霞, 等, 2022. 陕西省城市绿色增长水平时空演变特征及影响因素解析[J]. 自然资源学报, 37(1): 200-220.
- [28] 刘云强, 邵小彧, 刘莎, 等, 2022. 空间视角下绿色技术创新动力解构: 政策推进与市场拉动[J/OL]. 科技进步与对策. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/42.1224.G3.20220519.1522.002.html>.
- [29] 卢丽文, 李小帆, 2023. 黄河流域污染密集型产业时空演化特征及其影响因素研究[J/OL]. 生态经济. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/53.1193.F.20221118.1355.002.html>.
- [30] 彭绪庶, 2017. 绿色经济促进创新发展的机制与路径[J]. 经济纵横, (9): 56-61.
- [31] 任保平, 李禹墨, 2018. 新时代我国高质量发展评判体系的构建及其转型路径[J]. 陕西师范大学学报(哲学社会科学版), 47(3): 105-113.
- [32] 任平, 刘经伟, 2019. 高质量绿色发展的理论内涵、评价标准与实现路径[J]. 内蒙古社会科学(汉文版), 40(6): 123-131, 213.
- [33] 孙燕铭, 谌思邈, 2021. 长三角区域绿色技术创新效率的时空演化格局及驱动因素[J]. 地理研究, 40(10): 2743-2759.
- [34] 滕堂伟, 孙蓉, 胡森林, 2019. 长江经济带科技创新与绿色发展的耦合协调及其空间关联[J]. 长江流域资源与环境, 28(11): 2574-2585.
- [35] 田亚鹏, 柳晓艺, 2021. 基于超效率 SBM-DEA 和空间分析的区域绿色发展效率评价[J]. 统计与信息论坛, 36(8): 56-65.
- [36] 童昀, 刘海猛, 马勇, 等, 2021. 中国旅游经济对城市绿色发展的影响及空间溢出效应[J]. 地理学报, 2021, 76(10): 2504-2521.
- [37] 王海龙, 连晓宇, 林德明, 2016. 绿色技术创新效率对区域绿色增长绩效的影响实证分析[J]. 科学学与科学技术管理, 37(6): 80-87.
- [38] 武云亮, 钱嘉毓, 张廷海, 2021. 环境规制、绿色技术创新与长三角经济高质量发展[J]. 华东经济管理, 35(12): 30-42.
- [39] 杨阳, 窦钱斌, 姚玉洋, 2021. 长三角城市群高质量发展水平测度[J]. 统计与决策, 37(11): 89-93.
- [40] 叶娟惠, 叶阿忠, 2022. 环境规制、绿色技术创新与经济高质量发展——基于半参数空间面板 VAR 模型[J]. 重庆理工大学学报(社会科学), 36(12): 28-40.
- [41] 尹燕, 张宇青, 周应恒, 2013. 我国对外贸易依存度与农业经济增长——基于面板误差修正模型和面板 VAR 的实证分析[J]. 宏观经济研究, (11): 75-80.
- [42] 曾刚, 胡森林, 2021. 技术创新对黄河流域城市绿色发展的影响研究[J]. 地理科学, 41(8): 1314-1323.
- [43] 张旭, 魏福丽, 袁旭梅, 2020. 中国省域高质量绿色发展水平评价与演化[J]. 经济地理, 40(2): 108-116.
- [44] 张彦博, 李想, 2021. 环境规制、技术创新与经济高质量发展——基于中央环保督察的准自然实验[J]. 工业技术经济, 40(11): 3-10.
- [45] CHUNG Y H, FARE R, GROSSKOPF S, 1997. Productivity and undesirable outputs: A directional distance function approach[J]. Journal of Environmental Management, 51(3): 229-240.
- [46] ERNEST B, DAVID W, 1994. Regulation as a means for the social control of technology[J]. Technology Analysis and Strategic Management, 6(3): 259-272.
- [47] HOLTZ D, NEWAY W, ROSEN H S, 1988. Estimating vector autoregressions with panel data[J]. Econometrica, 56(19): 1371-1395.

- [48] KAO C, 1999. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data[J]. *Journal of Econometrics*, 90(1): 1-44.
- [49] KAORU T, 2004. Dealing with undesirable outputs in DEA: A slacks-based measure(SBM) approach[J]. *National Graduate Institute For Policy Studies*, (2): 5-16.
- [50] PASTER J, LOVELL C A, 2005. A global malmquist productivity index[J]. *Economic Letters*, 88(2): 266-271.
- [51] PEDRONI P, 1999. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors [J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1): 653-670.
- [52] SCHUMPETER J A, SCHUMPETER J, SCHUM PETER J, et al, 1934. The theory of economics development[J]. *Journal of Political Economy*, 1(2): 170-172.
- [53] WESTERLUND J, 2007. Testing for error correction in panel data[J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6): 709-748.

Long-term Equilibrium and Short-term Dynamic between Green Technology Innovation and High Quality Green Development

Wang Linzhu, Sun Yixin, Xu Deyi

(School of Economics and Management, China University of Geosciences(Wuhan), Wuhan 430074, China)

Abstract: Based on the data of the Yangtze River Economic Zone from 2011 to 2020, comprehensive indicators of high-quality green development(HGD) as well as comprehensive indicators of green technology innovation(GTI) were constructed. The non-desired output slacks-based measure-data envelopment analysis and the global principal component-entropy method were used to measure the composite indicators. A coupled coordination model was used to examine the interaction and coordination level between GTI and HGD. And the long-term equilibrium and short-term dynamics of the GTI and HGD were also systematically examined based on cointegration test, Granger causality test and panel vector autoregressive model. The results show that from 2011 to 2020, the coupling coordination degree between GTI and HGD in provinces and cities of the Yangtze River Economic Belt has been rising steadily, and the overall level has changed from primary coordination to high-quality coordination, indicating that there is a strong interaction level and a high coordination relationship between GTI and HGD. There is a long-term equilibrium relationship between GTI and HGD, which is reflected in mutual promotion. In the short term, there is an obvious two-way promoting relationship between GTI and HGD. High-quality green development can guide the improvement of GTI, and the positive impact of GTI on high-quality green development has a lagging effect. The efficiency decomposition is used to obtain the technical efficiency and technological progress index. Compared with technology efficiency, technology progress is more able to promote high-quality green development and affect the dynamic response between GTI and HGD.

Keywords: green technological innovation; high-quality green development; coupling coordination; PVAR model; decompose