

# 长三角城市经济高质量发展水平测度及收敛性研究

冯晓华<sup>a1, b</sup> 邱思远<sup>a, b</sup>

(湖北大学 a. 商学院; b. 湖北省开放经济研究中心, 湖北武汉 430062)

**【摘要】:** 文章使用全息映射时空地理加权生产函数模型 (HM-GTWR), 测度考虑要素时空溢出效应的长三角城市绿色全要素生产率 (GTFP), 以其衡量一体化背景下长三角城市经济高质量发展水平, 并使用核密度估计、探索性空间数据分析和空间收敛模型研究其时空演变特征和敛散状况。研究发现: 嵌入绿色 GDP 核算的 HM-GTWR 模型测度 GTFP 结果比 CD 生产函数测度结果平均高 0.1281, 表明一体化背景下的要素时空溢出效应对长三角城市 GTFP 有正向影响。在时序变化上, 长三角城市群 GTFP 分布与非长三角城市群地区 GTFP 分布相异; 在空间跃迁上, 长三角城市 GTFP 存在“近朱者赤, 近墨者黑”的情形。长三角城市群 GTFP 收敛速度比非长三角城市群地区快, 并且长三角城市群会促进非长三角城市群地区 GTFP 绝对  $\beta$  收敛。2016 年《长江三角洲城市群发展规划》实施后, 长三角城市 GTFP 收敛速度明显加快。

**【关键词】:** 经济高质量发展; 长三角一体化; 要素时空溢出效应; 绿色全要素生产率; 区域协调发展

**【中图分类号】:** F127 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1007-5097 (2022) 11-0028-16

DOI: 10.19629/j.cnki.34-1014/f.220524008

## 一、引言

长三角地区以不到 4% 的国土面积创造了接近中国 25% 的国内生产总值, 吸引了中国 39% 的外商直接投资, 占据了大约 30% 的有效发明专利数, 是中国经济发展最活跃、开放程度最高、创新能力最强的区域之一<sup>(1)2</sup>。但与此同时, 2019 年长三角地区能源消耗总量接近全国的 20%, 六项污染物平均超标天数占比达到 23.5%<sup>(2)3</sup>。在资源消耗严重和环境污染突出的双重压力下, 长三角地区亟待改变依赖要素投入的传统经济发展方式, 保护环境节约资源、提高全要素生产率 (Total Factor Productivity, TFP), 促进经济高质量发展。习近平总书记指出: “实施长三角一体化发展战略要紧扣一体化和高质量两个关键词, 以一体化

<sup>1</sup>收稿日期: 2022-05-24

**基金项目:** 国家社会科学基金项目“学习机制视角下嵌入全球价值链对中国企业技术创新的影响研究”(20BJL140); 湖北省教育厅人文社会科学研究重大项目“全球价值链区块化背景下中国企业创新能力提升的机理、路径和政策保障”(20ZD012)

**作者简介:** 冯晓华 (1978—), 女, 湖北丹江口人, 教授, 博士生导师, 研究员, 研究方向: 全球价值链与创新; 邱思远 (1997—), 男, 江苏泗洪人, 硕士研究生, 研究方向: 全球价值链与区域科技创新。

<sup>2</sup>(1) 数据来源于 2019 年《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》。

<sup>3</sup>(2) 数据为作者根据《中国能源统计年鉴》和《2019 中国生态环境状况公报》自行整理而得。其中, 能源消耗包括煤、石油和天然气等消耗; 六项污染物为 PM2.5、PM10、O3、SO2、NO2 和 CO。

的思路和举措打破行政壁垒、提高政策协同,让要素在更大范围畅通流动,有利于发挥各地区比较优势,实现更合理分工,凝聚更强大的合力,促进高质量发展。”因此,长三角一体化发展是改善长三角地区经济发展方式、推动经济高质量发展的有力措施。那么,在一体化背景下,长三角城市经济高质量发展水平究竟如何?其是否超过了长三角地区“各自为营”状态下的水平?同时,一体化背景下的长三角城市经济高质量发展水平的时空演变如何?其是否形成收敛?这些问题的探讨对中国以长三角一体化发展战略为抓手,推动长三角地区乃至其他区域经济高质量发展和协调发展,具有重要的理论价值和现实意义。

区域一体化实质上是区域内部要素不断流动、创造最大收益的过程<sup>[1]</sup>,而要素流动<sup>(3)4</sup>本质是要素产生溢出效应的过程<sup>[2-4]</sup>,即生产要素不仅会推动本地区经济增长,也会对邻近地区的经济增长产生影响。同时,经济高质量发展水平往往以考虑资源和环境因素绿色全要素生产率(Green Total Factor Productivity, GTFP)来衡量<sup>[5]</sup>。那么,一体化背景下,长三角城市经济高质量发展水平测度也就可以转化成测度考虑要素时空溢出效应<sup>(4)5</sup>的长三角城市 GTFP。基于此,本文选取 2003—2019 年长三角地区 41 个城市的数据,运用嵌入绿色 GDP 核算的全息映射时空地理加权生产函数模型(Holographic Mapping Geographically and Temporally Weighted Regression, HM-GTWR),捕捉城市之间的要素时空溢出效应,测度考虑要素时空溢出效应的长三角城市 GTFP,以其衡量一体化背景下长三角城市经济高质量发展水平。同时使用非参数核密度估计、探索性空间数据分析和一般嵌套空间收敛模型,研究其时空演变和收敛状况,以期为一体背景下长三角地区经济高质量发展和区域协调发展提供经验性参考。

## 二、文献综述

从现有学术界研究进展来看,与本研究密切相关的文献有以下三种:

一是关于 GTFP 测度方法。GTFP 的测度方法与 TFP 测度方法一脉相承,不过其相对于后者考虑了资源消耗和环境污染因素,被认为是衡量经济发展质量的关键指标。GTFP 测度方法总体分为两类:一类是需要估算具体生产函数系数的参数法,亦可称生产函数法;另一类是不需要生产函数具体模型,以线性规划和对偶理论为基础的非参数法。

参数法始于 Solow 提出的“索洛余值法”<sup>[6]</sup>,核心思想是在生产函数中将产出的要素贡献部分剥离,进而测度出 TFP,其是以后发展的各类参数法的基础。比如,解决了微观企业 TFP 测度时样本选择性偏差和同时性偏误问题的 OP 和 LP 方法<sup>[7-8]</sup>,以及构造生产函数前沿面的随机前沿分析方法<sup>[9]</sup>。而在测度 GTFP 方面,参数法需要对上述方法进行改进,主要通过以下两种方式:一种是将环境和资源变量等作为投入要素,与其他传统投入要素同时纳入生产函数模型进行分析<sup>[10-12]</sup>;另一种是将环境和资源因素并入产出指标,估算出绿色 GDP,以绿色 GDP 代替传统产出纳入生产函数模型进行分析<sup>[13]</sup>。参数方法测度 GTFP 需要具体生产函数模型,因此面临生产函数选择的问题<sup>[14]</sup>,且最后估算出的系数可能不符合经济学常识。非参数方法在此背景下应运而生,非参数法主要以数据包络分析(Data Envelopment Analysis, DEA)方法为主,通过样本点到前沿面的距离来测度其效率大小,并通过 Malmquist 和 Luenberger 指数对不同年份的效率值进行分解,最终得到 TFP 指数<sup>[15-17]</sup>。DEA 方法在测度 GTFP 指数时,主要采用非径向非角度的 SBM 模型<sup>[18]</sup>,并与 Malmquist-Luenberger (ML) 指数<sup>[19]</sup>或者是改进的 Global Malmquist-Luenberger (GML) 指数<sup>[20]</sup>相结合,

4 (3) 本文所指要素流动既包括一年及一年以上的长期要素流动,如农民工外出务工和长期资本流动等;也包括一年以内的短期要素流动,如短期公务出差和跨区交流等。因此,囿于数据的可得性和对经典索洛余值法的承袭,本文并未量化具体要素流动量,而是通过捕捉要素的时空溢出效应来反映要素流动。

5 (4) 本文中时空溢出效应是指全息映射时空地理加权回归模型和空间计量模型在时空权重矩阵下的空间溢出效应。其与传统空间溢出效应不同,时空溢出效应不仅考虑在同一时期的不同个体之间空间溢出效应,也考虑不同个体之间在不同时期空间溢出效应的传导,这是面板数据相对于截面数据在时间维度对空间溢出效应的延伸。

进而测度出 GTFP 指数。DEA 方法不需要具体生产函数模型,也不需要进行统计推断,只需要特定的数据,其简便易行的特点在学术界广受推崇。但 DEA 方法主要适用于微观主体的效率测度,对于中观和宏观测度误差较大<sup>[21]</sup>。同时,DEA 方法很难有明确的经济意义,就像一个“黑箱”,其测度出的是 TFP 或者 GTFP 变化率,即相应指数,并不是水平值。所以,世界上主要发达国家的权威机构测度 TFP 主要还是选用参数方法<sup>[22]</sup>。然而,上述 TFP 或 GTFP 测度方法都忽略了一个重要问题,即要素对产出的空间溢出效应或时空溢出效应,特别是在区域层面的测度中。虽然有部分学者在省级层面或是行业层面,将空间计量模型嵌入到生产函数模型中,测度考虑空间溢出效应或时空溢出效应的 TFP<sup>[23-24]</sup>,但对于在要素空间流动更加明显的城市层面,考虑空间溢出效应或时空溢出效应的城市 GTFP 测度则鲜有研究。

二是关于 GTFP 的时空演变分析和敛散分析。在测度出 GTFP 后,需要对其进行全方位、多角度的时空演变分析,主要运用以下两类方法:一类是不涉及空间溢出效应的非参数核密度估计和马尔科夫链<sup>[25]</sup>;另一类是涉及空间溢出效应的探索性空间数据分析和空间马尔科夫链<sup>[26-27]</sup>。敛散研究则主要运用普通的收敛模型来研究 GTFP 的区域收敛状况<sup>[28-29]</sup>。但上述文献多是使用单一的非空间方法或者空间方法进行 GTFP 的时空演变分析,较少使用多种方法来进行组合研究。而对于 GTFP 敛散性,则鲜有运用带有时空溢出效应的空间计量模型进行时空收敛<sup>(5)</sup>分析。

三是关于长三角一体化背景下经济高质量发展的研究。现有文献主要将长三角一体化过程中某个标志性事件作为一项外生冲击,以此研究其对经济高质量发展的影响。张跃等利用长三角城市经济协调会这一合作机制作为外生冲击,认为长三角一体化通过经济联系机制、市场整合机制和产业结构升级机制共同促进长三角城市经济高质量发展<sup>[30]</sup>;而蔡欣磊等通过长三角城市经济协调会两次扩容,验证了长三角一体化对长三角城市高质量发展的正向促进作用<sup>[31]</sup>;还有学者将长三角一体化作为研究背景分析城市人才吸引和城市碳排放等问题<sup>[32-33]</sup>。而对于长三角一体化背景下,长三角地区经济高质量发展水平的测度和对其内部差距的敛散性研究,现有文献则鲜有涉及。

综上所述,本文在以上研究基础上进行长三角城市 GTFP 测度方法的改进,纳入要素时空溢出效应,以其衡量一体化背景下长三角城市经济高质量发展水平,并使用非参数核密度估计、探索性空间数据分析和一般嵌套空间收敛模型对其进行时空演变和敛散分析。本文可能的创新在于:①首次使用嵌入绿色 GDP 核算的 HM-GTWR 模型测度长三角城市 GTFP,捕捉长三角城市要素时空溢出效应,将一体化背景下长三角城市经济高质量发展水平定量化。②运用非参数核密度估计和探索性空间分析对长三角城市 GTFP 进行时空演变分析,充分揭示其在样本期间时空变化行为。③将长三角城市分为长三角城市群和非长三角城市群地区<sup>(6)</sup><sup>7</sup>,并根据两次长三角一体化进程中重要事件时间点将样本时期分为三段,进而使用一般嵌套空间收敛模型研究长三角城市不同区域和不同时期的 GTFP 收敛情况,以期为区域协调发展提供实证支撑。

### 三、研究方法与数据来源

#### (一) GTFP 测度模型

##### 1. 传统 CD 生产函数模型

本文借鉴 Ouweland 等设置 CD 生产函数模型的方式<sup>[34]</sup>,阐述传统 CD 生产函数模型到全息映射时空地理加权生产函数模型的演变过渡。传统 CD 生产函数模型测度 TFP 或 GTFP 的理论逻辑如式(1)、式(2)和

<sup>6</sup> (5) 本文所指时空收敛是指空间计量收敛模型运用时空权重矩阵测度出的收敛,与运用空间权重矩阵测度出的空间收敛不同,时空收敛使用时空权重矩阵,考虑空间溢出效应在时间路径上的传导。

<sup>7</sup> (6) 本文所述非长三角城市群地区如无特殊说明,均为长三角地区的 15 个非长三角城市群城市,包括徐州、连云港、淮安、宿迁、温州、衢州、丽水、蚌埠、淮南、淮北、黄山、阜阳、宿州、六安和亳州。

式(3)所示。式(1)是经典的两要素CD生产函数,式(2)是需要估计的回归方程,式(3)是回归方程估计结束后的TFP或GTFP测度等式。

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} \quad (1)$$

$$\ln Y_{it} = \ln A_{it} + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$A_{it} = \frac{Y_{it}}{K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta}} \quad (3)$$

其中:A为TFP或GTFP;Y表示GDP或绿色GDP;K为资本要素投入;L为劳动要素投入;i表示个体;t表示时期; $\alpha$ 和 $\beta$ 是资本要素和劳动要素弹性参数估计值,亦可称为资本报酬和劳动报酬; $u_i$ 、 $v_t$ 和 $\varepsilon_{it}$ 分别为个体固定效应、时间固定效应和随机误差项。

但是从式(1)一(3)可以看出,传统的CD生产函数估计中,假设每个个体是独立的,并且不存在时间关联。这种“各自为营”的传统估计方式无法捕捉到要素时空溢出效应,综合测度一体化背景下的长三角城市经济高质量发展水平。这时,需要能捕捉到要素时空溢出效应的生产函数模型对一体化背景下的长三角城市GTFP进行精准测度。

## 2. 嵌入绿色GDP核算的HM-GTWR模型

范巧和郭爱军提出的全息映射时空地理加权生产函数模型将物理学的全息映射、地理学的空间异质性和经济学的CD生产函数模型有机结合<sup>[35]</sup>,形成了对一体化背景下要素时空溢出效应的有效捕捉,其实质上是对式(2)估计方法的更新。本文将从模型参数估计、全息时空权重矩阵构建和最优时空带宽遴选三个方面具体阐释该模型的测

度体系。

(1)模型参数估计。全息映射时空地理加权生产函数模型具体形式如式(4)所示,其与式(2)形式上的区别在于,后者参数估计量只有两个,而前者要为每个时期的每个个体估计参数,是一种变系数生产函数模型。

$$\ln Y_{it} = \ln A_{it} + \alpha(j_i, w_i, t_i) \ln K_{it} + \beta(j_i, w_i, t_i) \ln L_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中:( $j_i, w_i, t_i$ )为i样本点; $j_i, w_i, t_i$ 分别表示样本点i的经度、纬度和时间;其他变量与式(2)相同。需要说明的是,式(4)中的Y为绿色GDP,这是本文参考朱承亮等的处理<sup>[13]</sup>,将绿色GDP嵌入到生产函数模型中,以测度出考虑资源和环境因素的GTFP。式(4)由于是变系数估计,需要估计每一个点的参数,因此,为了每一个样本点都能获得有效估计,将使用加权最小二乘法估计。

具体而言,分析点(i即要被估算的样本点)在时期t的待估参数为 $\beta_{it}$ ,待估参数包括资本报酬 $\alpha$ 和劳动报酬 $\beta$ 。待估参数估计量如式(5)所示:

$$\beta_{it} = (X'W_{it}X)^{-1}X'W_{it}Y \quad (5)$$

其中：X 为解释变量矩阵；Y 为被解释变量矩阵，代表矩阵的转置； $W_{it}$  为分析点 i 在时期 t 的全息时空权重矩阵，它是 MH-GTWR 模型区别于传统 CD 生产函数模型的关键，也是捕捉个体之间要素时空溢出效应的基础。

(2) 全息时空权重矩阵构建。首先，定义相关参数符号。 $h_s$  和  $h_t$  分别为 HM-GTWR 模型整体的空间和时间带宽，这两种带宽确定了 HM-GTWR 模型需要纳入分析的个体数和时期数； $hsD$  为直接映射时空权重矩阵的空间带宽； $h_{sp}$  为捕捉任意两样本点之间要素时空溢出效应的时空权重矩阵的空间带宽； $d_{ij}$  为样本点 j 到分析点 i 的空间距离； $d_{i'j'}$  为任意两个样本点的空间距离； $t_d$  为时期 d， $t_o$  为时期 o，且  $td \geq t_o$ ，(m, n) 表示矩阵中具体元素的行列位置。

其次，阐述全息时空权重矩阵  $W_{it}$  的构建思路。全息时空权重矩阵  $W_{it}$  由  $STW_{it}$  和其转置矩阵相乘构成， $STW_{it}$  由直接映射时空权重矩阵  $STW_{itD}$  和间接映射时空权重矩阵  $STW_{itI}$  构成。其中， $STW_{itI}$  由捕捉任意两样本点之间要素时空溢出效应的时空权重矩阵  $STW_{itIP}$  和直接映射时空权重矩阵  $STW_{itD}$  构成，而  $STW_{itD}$  和  $STW_{itIP}$  则由时间权重矩阵  $TW_{it}$ 、空间权重矩阵  $SW_{itD}$  和  $SW_{itIP}$  确定。 $W_{it}$ 、 $STW_{it}$ 、 $STW_{itD}$ 、 $STW_{itI}$ 、 $STW_{itIP}$ 、 $TW_{it}$ 、 $SW_{itD}$  和  $SW_{itIP}$  如式 (6)

$$W_{it} = STW_{it}' STW_{it} \quad (6)$$

$$STW_{it} = STW_{itD} + STW_{itI} \quad (7)$$

$$STW_{itD} = [\text{diag}(TW_{it}) \cdot I_{h_s}] \otimes SW_{itD} \quad (8)$$

$$STW_{itI} = [STW_{itIP} \text{diag}(STW_{itD})] \cdot I_{h_s} \quad (9)$$

$$STW_{itIP} = TW_{it} \otimes SW_{itIP} \quad (10)$$

$$TW_{it}(m, n) = \begin{cases} MI_{t_d}, & t_d \geq t_o; \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (11)$$

$$SW_{itD}(m, n) = \exp\left[-\left(\frac{d_{ij}}{h_{sd}}\right)^2\right] \quad (12)$$

$$SW_{itIP}(m, n) = \begin{cases} \exp\left[-\left(\frac{d_{i'j'}}{h_{sp}}\right)^2\right], & i' \neq j'; \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (13)$$

其中：式 (6) — (13) 中矩阵均为方阵，且其阶数与相应的空间带宽和时间带宽相一致；diag 表示取矩阵主对角线元素形成新矩阵，下同；I 为单位阵，其下标为单位阵阶数；· 表示矩阵之间的点乘；⊗ 为克罗内克积上文构建的全息时空权重矩阵打破了传统时；MI 为全局莫兰指数。

空地理加权回归模型中空间权重矩阵单一的时空距离设置。通过直接映射时空权重矩阵和间接映射时空权重矩阵的构建组合，将样本点对分析点的直接映射和间接映射融入同一体系<sup>(7)8</sup>，进而捕捉到邻近地区样本点对分析点全方位的要素时空溢出效应，测度出考虑要素时空溢出效应的 GTFP。(3) 最优时空带宽遴

<sup>8</sup> (7) 直接映射是指样本点对分析点的直接时空溢出，比如，徐州的要素直接流动到上海，徐州对上海产生直接时空溢出效应；间接映射是指样本点对分析点的间接时空溢出，比如，徐州的要素流动到苏州，而苏州与上海之间要素联系紧密，因此，徐州的要素可以通过苏州对上海产生间接时空溢出效应。

选。上文中涉及 hs、hsD 和 hsP 三类空间带宽，为了保证所得到的时空溢出效应具有可比性，需要将三种空间带宽统一，本文通过式（14）进行调整统一。

$$h_s = h_{sD} = h_{sP} = \max(d_{ij}, d_{i'j'}) / \sqrt{-\frac{1}{\eta} \ln(\lambda)} \quad (14)$$

其中： $\eta$  为高斯核函数中经验常数，本文取值为 0.5； $\lambda$  为时空影响边界上可以容忍的空间影响效应临界值，本文设置为 0.05。经过式（14）的调整后，最终获得两种带宽，即统一过后的空间带宽  $h_s$  和时间带宽  $h_t$ ，然后通过 AICc 准则和得最优空间带宽和最优时间带宽 GCV 准则获。当不同准则所获得最优带宽不同时，将在不同最优带宽模型下进行试算，根据模型经济意义和统计意义遴选最优空间和时间带宽。优选出带宽之后，全息时空权重矩阵即确定，最终通过式（5）得到参数估计量，通过式（3）获得 GTFP 测度值。

## （二）非参数核密度估计

### 变量的密度函数

非参数核密度估计是通过核函数估计随机，其是非参数估计的基础，构成了非参数估计拟合回归方程的一般逻辑，即将其核函数作为权重函数与样本点进行对应联系，以构成对回归关系的拟合估计。事实上，核密度估计是由传统的直方图演化而来，只不过通过其核函数将直方图进行扩展，以形成不同核函数形式的密度函数，借此来描述随机变量的分布形态。假定随机变量  $X$  的密度函数形式如式（15）所示：

$$f(x) = \frac{1}{Nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{X_i - x}{h}\right) \quad (15)$$

其中： $N$  为样本个数； $h$  为带宽； $K(z)$  为核函数； $X_i$  为独立同分布的样本值； $x$  为需要估计的样本点值。核函数常用的有均匀核函数、三角核函数、二次核函数和高斯核函数等。本文采用较常使用的高斯核函数对长三角城市 GTFP 进行时序演变特征分析。GTFP 核密度曲线重心位置变化表示 GTFP 整体数值演变特征；曲线波峰高度变化表示 GTFP 内部差距演变特征；曲线波峰数量变化表示 GTFP 多极化演变特征；曲线左右拖尾长度变化表示 GTFP 高低值区演变特征；曲线左右拖尾厚度变化表示 GTFP 高低值占比演变特征。

## （三）探索性空间数据分析

### 1. 全局空间自相关

全局空间自相关是从整体视角考察研究对象是否存在空间相关性，其通过空间权重矩阵的设置，将空间地理位置嵌入到数据分析中。常用的指标有全局 Moran 指数和全局 Geary 指数等，本文采用全局 Moran 指数进行全局空间自相关的分析。全局 Moran 指数如式（16）所示：

$$GMoran'I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n WE_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n WE_{ij}} \quad (16)$$

$$S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2, \bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$$

其中： $Y_i$  表示个体  $i$  的样本值； $Y_j$  表示个体  $j$  的样本值； $n$  为样本数量； $WE$  为经济空间距离权重矩阵，如式 (18) 所示。其中， $W$  矩阵的构成如式 (17) 所示：

$$W(i,j) = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}^2}, i \neq j, d_{ij} \text{ 为根据城市之间} \\ \text{经纬度算出的直线距离;} \\ 0, i = j \end{cases} \quad (17)$$

$$WE = W \times \text{diag}(\bar{Y}_1/\bar{Y}, \bar{Y}_2/\bar{Y}, \dots, \bar{Y}_n/\bar{Y}) \quad (18)$$

$$\bar{Y}_i = \frac{\sum_{t=t_0}^{t_1} Y_{it}}{t_1 - t_0 + 1}$$

为样本期间个体  $i$  的 GDP 均值；

$$\bar{Y} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{t=t_0}^{t_1} Y_{it}}{n(t_1 - t_0 + 1)}$$

为样本期间总 GDP 均值；

$Y_{it}$  为个体  $i$  在时期  $t$  的 GDP。全局 Moran 指数的取值一般在  $-1 \sim 1$  之间，当其大于 0 时，表示存在全局空间正相关；当其小于 0 时，表示存在全局空间负相关；当其等于 0 时，表示不存在全局空间自相关。

## 2. 局部空间自相关

局部空间自相关是从局部视角考察研究对象是否存在空间相关性，测度的是本地区域样本值与邻近区域样本值之间的相似程度。常用的指标有局部 Moran 指数和局部 Geary 指数等，本文采用局部 Moran 指数进行局部空间自相关的分析。局部 Moran 指数如式 (19) 所示：

$$LMoran'I = \frac{(Y_i - \bar{Y})}{S^2} \sum_j WE_{ij}(Y_j - \bar{Y}) \quad (19)$$

局部空间自相关指数中各变量定义与式 (16) 相同。正的局部 Moran 指数表示该城市的 GTFP 与邻近区域的 GTFP 相似（高值集聚或低值集聚），负值表示不相似（高低值交错排列）。具体可通过 Moran 散点图进行可视化空间跃迁分析：第一象限表示样本值高的区域单元被高值区域所包围，即高值集聚（HH）；第二象限表示样本值低的区域单元被高值区域所包围，即低高集聚（LH）；第三象限表示样本值低的区域单元被低值区域所包围，即低值集聚（LL）；第四象限表示样本值高的区域单元被低值区域所包围，即高低集聚（HL）。

### （四）时空收敛模型

这一领域收敛模型在经济学中的应用主要在经济增长<sup>[36]</sup>，考察发展中国家经济增长速度是否过快，进而可以追赶上发达国家。近年来收敛模型也逐渐应用在经济学的其他问题研究中，包括城市中心-外围差异和人口死亡率收敛等<sup>[37-38]</sup>。与此同时，在研究区域问题时，区域之间往往存在空间依赖性和空间异质性，因此，收敛模型与空间计量模型融合较多。本文研究的是一体化背景下的长三角城市经济高质量发展水平测度，在测度出结果之后，比较关心的是长三角城市经济高质量发展水平是否收敛、收敛速度如何、区域内部收敛水平是否有差距，不同区域之间收敛速度是否相互关联、是否涉及时间和空间三维视角，因此，有必要使用考虑时空溢出效应的一般嵌套空间收敛模型进行分析。

## 1. 一般嵌套空间绝对β收敛模型

一般嵌套空间绝对收敛β模型将绝对收敛模型和一般嵌套空间计量模型相结合 [46]，能够测度出考虑时空溢出效应的时空收敛。具体如式 (20) 所示：

$$\begin{aligned} \ln \frac{GTFP_{it}}{GTFP_{it-1}} &= \rho(SWE \times \ln \frac{GTFP_{it}}{GTFP_{it-1}}) + \\ &\quad \beta_1 \ln GTFP_{it-1} + \\ &\quad \theta_1 (SWE \times \ln GTFP_{it-1}) + \\ &\quad u_i + v_t + \xi_{it} \\ \xi_{it} &= \lambda(SWE \times \xi_{it}) + e_{it} \end{aligned} \quad (20)$$

其中：SWE 为时空权重矩阵； $\rho$ 、 $\lambda$ 、 $\beta_1$  和  $\theta_1$  是模型系数估计值； $u_i$  是个体固定效应； $v_t$  是时间固定效应； $\xi_{it}$  和  $e_{it}$  是随机扰动项，其中， $e_{it}$  为独立同分布的随机变量，且服从零均值、同方差的正态分布。SWE 矩阵的构建过程如下文所示。

本文借鉴 Dubé 等构建的时间权重矩阵 [39]，并加以改进，其矩阵记为 S。S 的上三角阵为 0，表示未来的行为无法影响现在；S 的下三角阵表示过去的行为会影响现在，并且离现在时间越近的行为对现在的影响越大。S 如式 (21) 所示，其中 T 表示样本时期数。

$$S = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1/2 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1/3 & 1/2 & 1 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1/T & 1/(T-1) & 1/(T-2) & \dots & 1 \end{pmatrix} \quad (21)$$

将 S 和上文的 WE 矩阵进行标准化，经过克罗内克积，形成最终的 SWE 时空权重矩阵，如式 (22) 所示：

$$SWE = S \otimes WE \quad (22)$$

事实上，由于  $\rho$  的存在，邻近空间单位会出现反馈效应<sup>[40]</sup>，不能将  $\beta_1$  的估计值作为最终结果，而应将 GTFP 的直接效应作为最终收敛系数估计值。因此，本文最终只报告 GTFP 的直接效应、间接效应（溢出效应）和总效应结果。若直接效应为负则出现绝对β收敛，反之则发散。GTFP 的直接效应（ $\beta$ ）计算公式如式 (23) 所示。其中：N 为样本个体数；T 为样本时期数；Trace 为矩阵的迹运算符。

$$\beta = \frac{1}{NT} \times \text{Trace} [(I_{NT} - \rho \times SWE)^{-1} \times (\beta_1 I_{NT} + \theta_1 SWE)] \quad (23)$$

## 2. 一般嵌套空间条件β收敛模型

条件β收敛模型相较于绝对β收敛模型增加了控制变量。此时，GTFP 的直接效应为负，意味着在考虑

不同地区异质性情况下，各个地区 GTFP 将收敛到各自的稳态。具体形式如式（24）所示：

$$\begin{aligned} \ln \frac{GTFP_{it}}{GTFP_{i,t-1}} &= \rho(SWE \times \ln \frac{GTFP_{it}}{GTFP_{i,t-1}}) + \\ &\quad \beta_1 \ln GTFP_{i,t-1} + \gamma X_{i,t-1} + \\ &\quad \theta_1 (SWE \times \ln GTFP_{i,t-1}) + \\ &\quad \kappa (SWE \times X_{i,t-1}) + u_i + \\ &\quad v_i + \xi_{it} \\ \xi_{it} &= \lambda (SWE \times \xi_{it}) + e_{it} \end{aligned} \quad (24)$$

其中：X 为控制变量，参考已有研究成果 [41]，选择城市开放程度（Open）、金融发展水平（Fina）、产业结构水平（Indu）和政府干预程度（Expe）等四类控制变量； $\gamma$  和  $\kappa$  为相应的控制变量系数估计值；其他变量与上文绝对  $\beta$  收敛模型相同。通过绝对  $\beta$  收敛模型和条件收敛  $\beta$  模型可以测度时间 t 内收敛速度 s 和半生命周期 p，如式（25）所示：

$$s = -\ln(1 - |\beta|)/t, \quad p = \ln 2/s \quad (25)$$

## （五）数据处理与来源

### 1. 数据处理

本文的研究对象是长三角地区 41 个地级及以上城市，研究时期为 2003—2019 年。需要测度或处理的数据为绿色 GDP、资本存量、劳动力和控制变量，具体过程如下：

（1）绿色 GDP（GGDP）。本文以国际流行的环境与经济综合核算体系（SEEA）为基础，并参考易其国和刘佳欣、王燕等的研究<sup>[42-43]</sup>，同时结合长三角地区各个城市具体情况，制定如式（26）所示的绿色 GDP 核算体系。

绿色 GDP=传统 GDP-资源消耗损失价值-环境污染损失价值（26）其中，传统 GDP 使用各城市实际 GDP。具体方法是基于 2003 年不变价 GDP 平减指数对各城市名义 GDP 进行平减。对于缺失 GDP 平减指数的城市，本文使用城市所在省的 GDP 平减指数代替其 GDP 平减指数。

资源消耗损失价值分为水资源消耗损失价值和能源资源消耗损失价值：水资源消耗损失价值=水资源消耗量×每单位补偿费用。其中，水资源消耗量使用长三角各城市供水总量代替，每单位补偿费用为 0.135 元/吨；能源资源消耗损失价值=能源资源消耗量×能源资源价格，其中，各城市能源资源消耗量通过城市所在省能源消耗总量按城市全社会用电量总量做权重分配得到，能源资源价格为 1133 元/吨标准煤。环境污染损失价值为工业废水、工业二氧化硫和工业烟尘的治理成本。其中，工业废水治理成本为 4.02 元/吨，二氧化硫治理成本为 778 元/吨，烟尘治理成本为 422 元/吨。

（2）资本要素（K）。资本要素投入使用资本存量代替，本文使用学术界运用较普遍的永续盘存法计算资本存量，如式（27）所示：

$$K_{it} = K_{i,t-1}(1 - \delta) + I_{it}/p_{it} \quad (27)$$

其中： $\delta$  为折旧率； $I_{it}$  为固定资产投资； $P_{it}$  为固定资产投资价格指数。资本存量的核算最重要的是基期资本存量和折旧率的确定，本文采用 Young 的方法<sup>[44]</sup>，使用基期固定资产投资总额除以 10% 作为基期资本存量；折旧率采用张军等的方法<sup>[45]</sup>，使用 9.6%。由于缺乏城市层面固定资产投资价格指数，本文采用城市所在省的固定资产投资价格指数代替各市固定资产投资价格指数。

(3) 劳动要素 (L)。劳动要素投入使用各城市单位从业人员、私营和个体从业人员之和表示。

(4) 控制变量。政府干预程度 (Expe) 使用地方一般公共预算支出占 GDP 的比重衡量；对外开放水平 (Open) 使用各城市进出口总额占 GDP 比重表示；金融发展水平 (Fina) 使用各城市金融机构贷款余额占 GDP 比重表示；产业结构水平 (Indu) 采用各城市第三产业产值与第二产业产值比重表示。上述数据的描述性统计见表 1。

表 1 长三角城市数据描述性统计

指标类型	变量名称	变量符号	平均值	标准差	最大值	最小值
产出指标	绿色 GDP	GGDP	1933.23	2783.46	23666.48	47.36
投入指标	资本要素	K	7001.05	7873.04	80125.26	363.36
	劳动要素	L	154.05	189.30	1515.49	11.72
控制变量	政府干预程度	Expe	0.14	0.08	1.49	0.05
	对外开放水平	Open	0.46	0.51	3.05	0.01
	金融发展水平	Fina	1.04	0.50	4.13	0.36
	产业结构水平	Indu	1.29	0.41	3.20	0.43

## 2. 数据来源

本文数据来源于《中国城市统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》、长三角各城市统计年鉴、长三角各省市统计年鉴、国研网数据库和 CEIC 数据库。对于部分缺失的数据使用滑动平均法补齐。

## 四、长三角城市 GTFP 测度结果与比较

### (一) 嵌入绿色 GDP 核算的 HM-GTWR 模型优选与测度结果

通过 AICc 准则和 GCV 准则进行 HM-GTWR 模型最优空间带宽和时间带宽的优选，本文发现，AICc 准则选择的最优空间带宽为 41、最优时间带宽为 17，而 GCV 准则选择的最优空间带宽为 41、最优时间带宽为 14。鉴于最优时间带宽不同，本文将分别估算两种准则下具体模型的统计性质，包括局部点显著性比率、修正的拟合优度值、F 统计量值以及对数似然值等。由于本文数据为面板数据，且时期较长，因此，本文主要采用个体和时间双向固定效应模型进行 GTFP 的测度，本文也报告了混合效应、个体固定效应和时期固定效应的结果，分别用 OLS、FE、TE 和 TW 表示，以待查究。具体模型结果见表 2 所列。

从表 2 可以看出，在双向固定效应下，AICc 准则下的最优空间带宽 41 和最优时间带宽 17 比 GCV 准则下的最优空间带宽 41 和最优时间带宽 14 整体统计性质更好。具体表现为前者 GCV 准则值、AICc 准则值和随机扰动项方差更小，F 统计值和对数似然值更大。同时，两者局部点在 1% 水平显著性比例都达到了 100%，拟合效果都较好。但前者利用了所有的样本信息，更符合长三角地区城市经济联系愈发紧密的现实情况。因此，本文最终选择最优空间带宽为 41、最优时间带宽为 17 的 HM-GTWR 模型。具体而言，MH-GTWR 模型中长三角 41 个城市在样本期间的资本报酬估计值在 0.6~0.8 之间，劳动报酬估计值在 0.2~0.4 之间，规模

报酬在 1 附近波动，符合多数经济增长模型的假设。同时，资本报酬和劳动报酬 P 值也远小于 1%。综上所述，本文使用嵌入绿色 GDP 核算的 HM-GTWR 模型测度一体化背景下长三角城市 GTFP 是较为精确的。

表 2HM-GTWR 模型优选结果

项目	AICc 准则				GCV 准则			
	OLS	FE	TE	TW	OLS	FE	TE	TW
系数显著比率 (1%水平)	96.92%	100%	99.5%	100%	96.92%	99.71%	99.5%	100%
样本容量	697	697	697	697	697	697	697	697
自由度	187	190	187	190	184	188	184	188
随机扰动项方差	35.0969	3.0125	3.0759	43.0671	35.5686	2.7085	3.1256	43.8034
CV 准则值	6563.1	523.3755	575.1956	8182.7	6544.6	509.2021	575.1024	8235
GCV 准则值	0.0136	0.0012	0.0012	0.0170	0.0136	0.0011	0.0012	0.0171
AICc 准则值	4465.0	2754.1	2768.2	4607.9	4474.3	2679.9	2779.3	4619.6
修正拟合优度	0.9988	0.8579	0.9857	1.0000	0.9990	0.9175	0.9846	1.0000
F 统计值	675340	6891	54405	439900000	805660	1062	49717	328630000
F 统计值对应 概率	0.000...	0.000...	0.000...	0.000...	0.000...	0.000...	0.000...	0.000...
对数似然值	-2229	-1373	-1381	-2300	-2234	-1336	-1386	-2306

注：\*\*\*、\*\*、\*

分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平上通过假设检验。下同最后，根据式 (3) 测度出长三角城市 2003—2019 年 GTFP，并计算年份均值进行排名，结果见表 3 所列。由表 3 可见，排名前 10 的城市来自苏浙沪，而后 10 名则主要来自安徽，说明长三角地区内部也存在较大的差距，仍由传统的苏浙沪地区占领经济高质量发展高地，而安徽和非长三角城市群地区需要紧跟苏浙沪地区脚步，实现区域经济高质量协调发展。

表 3 长三角城市 GTFP 测度结果及排名

城市	2003 年	2005 年	2007 年	2009 年	2011 年	2013 年	2015 年	2017 年	2019 年	年份均值
台州	1.04	1.40	1.73	1.80	1.88	1.86	1.84	1.79	1.89	1.72
上海	0.83	1.13	1.50	1.64	1.75	1.82	1.83	1.99	2.07	1.64
苏州	0.99	1.30	1.46	1.71	1.83	1.60	1.66	1.71	1.90	1.59
无锡	0.94	1.20	1.47	1.65	1.72	1.73	1.81	1.83	0.99	1.50
绍兴	0.97	1.27	1.50	1.58	1.61	1.49	1.42	1.52	1.67	1.46
镇江	0.98	1.27	1.50	1.62	1.49	1.52	1.47	1.39	1.57	1.43
温州	0.95	1.23	1.45	1.61	1.47	1.57	1.42	1.33	1.43	1.40
宁波	0.92	1.21	1.32	1.18	1.46	1.51	1.54	1.39	1.41	1.35
南通	0.92	1.22	1.38	1.51	1.58	1.25	1.21	1.16	1.26	1.30
嘉兴	0.82	0.97	1.17	1.27	1.42	1.47	1.46	1.34	1.43	1.27
滁州	1.20	1.13	1.47	1.43	1.40	1.20	1.08	0.99	0.97	1.26
金华	0.85	1.09	1.20	1.40	1.50	1.42	1.20	1.14	1.24	1.24
杭州	0.79	1.04	1.17	1.24	1.27	1.33	1.29	1.47	1.39	1.22

盐城	0.88	1.17	1.31	1.30	1.35	1.28	1.23	1.14	1.20	1.22
扬州	0.88	1.17	1.31	1.31	1.37	1.18	1.09	1.05	1.07	1.18
泰州	0.93	1.21	1.33	1.33	1.36	1.17	1.10	0.98	0.99	1.18
湖州	0.83	1.07	1.20	1.23	1.30	1.30	1.30	1.22	1.12	1.18
丽水	0.64	0.88	0.81	1.27	1.38	1.32	1.17	1.16	1.44	1.13
安庆	0.70	0.89	1.25	1.06	1.21	1.19	1.23	1.20	1.13	1.12
宿州	0.86	1.04	1.29	1.27	1.23	1.09	0.77	0.52	0.77	1.02
常州	0.67	0.81	0.95	1.04	1.09	1.10	1.11	1.16	1.21	1.02
亳州	0.76	1.10	1.19	1.24	1.11	1.03	1.02	0.85	0.79	1.02
宣城	0.88	1.13	1.23	1.23	0.83	0.86	1.02	0.80	0.91	1.01
舟山	0.73	0.99	1.12	1.05	1.15	1.17	0.83	0.97	1.03	1.00
南京	0.54	0.73	0.92	1.02	1.10	1.05	1.04	1.05	1.11	0.96

续表 3

城市	2003年	2005年	2007年	2009年	2011年	2013年	2015年	2017年	2019年	年份均值
徐州	0.67	0.87	1.03	1.07	1.03	0.97	0.94	0.88	0.91	0.94
黄山	0.61	0.84	0.93	1.00	0.98	0.96	0.95	0.95	0.96	0.92
衢州	0.53	0.74	0.86	0.93	0.97	1.04	0.98	0.98	1.01	0.90
六安	0.72	0.81	1.03	1.16	0.84	0.83	0.73	0.71	0.61	0.86
阜阳	0.61	0.74	0.94	1.03	1.03	0.99	0.79	0.64	0.53	0.84
蚌埠	0.55	0.76	0.89	1.02	0.96	0.86	0.80	0.86	0.80	0.83
淮安	0.57	0.76	0.86	0.83	0.87	0.91	0.87	0.84	0.86	0.83
连云港	0.52	0.71	0.80	0.81	0.84	0.86	0.82	0.75	0.76	0.77
芜湖	0.58	0.84	0.94	0.83	0.73	0.62	0.63	0.63	0.64	0.73
宿迁	0.64	0.84	0.83	0.81	0.77	0.67	0.65	0.60	0.68	0.73
淮南	0.44	0.60	0.59	0.69	0.75	0.78	0.80	0.80	0.88	0.71
池州	0.53	0.70	0.64	0.74	0.63	0.59	0.63	0.57	0.55	0.62
淮北	0.35	0.53	0.60	0.62	0.67	0.61	0.56	0.56	0.56	0.57
铜陵	0.31	0.46	0.51	0.68	0.66	0.67	0.58	0.57	0.58	0.56
马鞍山	0.28	0.56	0.59	0.56	0.63	0.58	0.52	0.60	0.57	0.54
合肥	0.47	0.56	0.56	0.52	0.46	0.42	0.39	0.39	0.41	0.48

## (二) 时空模型与非时空模型测度结果比较

本文使用嵌入绿色 GDP 核算的 HM-GTWR 模型测度长三角城市 GTFP，捕捉城市之间要素时空溢出效应，充分考虑了一体化背景下长三角各个城市间的要素流动。那么，一体化背景下的长三角城市 GTFP 是否比“各自为营”状态下的长三角城市 GTFP 高？要素时空溢出效应有利于长三角城市 GTFP 的提升吗？本文将式(2)传统 CD 生产函数估计长三角城市 GTFP 的结果作为“各自为营”状态下的长三角城市 GTFP 估计值，因为式(2)是 OLS 估计，满足高斯-马尔科夫定理，即样本个体之间没有联系。将嵌入绿色 GDP 核算的 HM-GTWR 模型测度结果与式(2)传统模型测度结果相减，得到相减值，结果表明相减值总体都大于 0，最高的已经接近 0.5。因此，一体化背景下的长三角城市 GTFP 比“各自为营”状态下的长三角城市 GTFP 普遍高，平均高 0.1281。综上所述，一体化背景下的要素时空溢出效应有利于长三角城市 GTFP 的提高，这可能是因为在要素溢出过程中，其会将原有地区的技术能力、管理能力和先进知识等扩散溢出<sup>[3]</sup>，进而提高周围地区的 GTFP。

## 五、长三角城市 GTFP 时空演变分析

### (一) 时序变化分析

本文根据 2016 年国家发布的《长江三角洲城市群发展规划》将长三角 41 个地级及以上城市分为 26 个城市的长三角城市群和 15 个城市的非长三角城市群地区。从长三角核心地区（长三角城市群）-边缘地区（非长三角城市群地区）这一视角，通过核密度图论述长三角城市 GTFP 时序变化特征，具体如图 1—图 3 所示。

由图 1 可以发现：①从核密度曲线重心位置看，2003—2019 年长三角整体地区 GTFP 分布经历了重心位置“左移-右移”的过程，但与初始年份重心位置相比变化较小，重心位置与中位数位置基本保持一致，说明长三角整体地区 GTFP 趋近于高斯分布，在长三角整体地区的 GTFP 均值附近的城市数量较多，两极分布较少，分布较均匀，随时间变化未出现明显的高低值变化。②从核密度曲线波峰高度看，2003—2014 年长三角整体地区 GTFP 分布的波峰经历了降低再升高的过程，即长三角整体地区的 GTFP 方差先升高再降低，区域内部差距变化幅度较大。可能的原因在于 2008 年金融危机冲击下，长三角整体地区各城市抵御冲击的经验和能力有所差别，因此，长三角整体地区内 GTFP 方差变大，区域差距增大，而在中国政府的“4 万亿计划”等有力调控下，2008 年之后区域差距逐渐变小。波峰高度在 2014—2019 年出现了与 2003—2014 年相似的情形，可能的原因是在此期间中国进入经济新常态，经济增长方式亟待从“量”到“质”的转型，而长三角整体地区各城市转型发展各有快慢。③从核密度曲线波峰数量看，2003—2019 年长三角整体地区 GTFP 分布的波峰数量基本保持不变，只有一个主峰出现，未出现多级分化情形。

④从核密度左右拖尾看，2003—2019 年长三角整体地区 GTFP 分布的左右拖尾长度和厚度变化幅度不大，且左右拖尾较为对称，说明长三角整体地区 GTFP 高低值差距在样本期间未明显拉大，高低值占比也较为稳定。

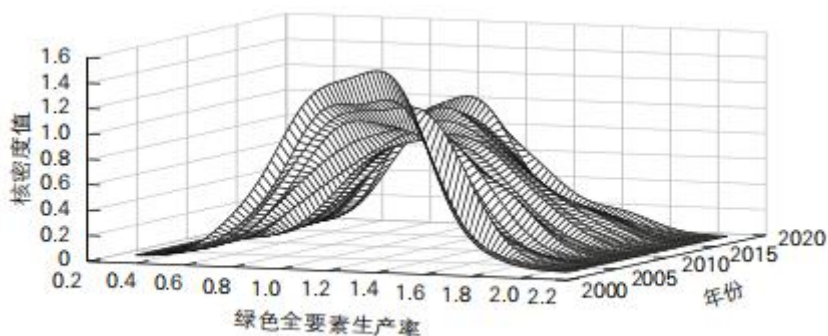


图 1 长三角整体地区 GTFP 时序变化

由图 2 可以发现：①从核密度曲线重心位置看，长三角城市群 GTFP 分布的重心右偏，且在样本期间有向左偏移的趋势，说明长三角城市群的 GTFP 整体较高，但近年来有降低的趋势。其与实际情况是相符的，2019 年中国 GDP 排名前 10 城市中长三角城市群占 3 个，包括上海、苏州和杭州。同时，长三角城市群内城市多为中国高新企业聚集地，包括上海、苏州和南京等。

因此，长三角城市群拥有较强的经济发展基础和技术创新能力，其 GTFP 整体较高。但可能在资源和环境的约束下，近年来其 GTFP 有降低的趋势。②从核密度曲线波峰高度看，长三角城市群 GTFP 分布的波峰高度在样本期间经历了降低再升高的情形，说明长三角城市群内部 GTFP 差距在波动缩小。尤其是 2016 年《长江三角洲城市群发展规划》实施后，长三角城市群 GTFP 分布波峰高度达到样本期间最高值，即内部差

距缩小到样本期间最小值。③从核密度曲线波峰数量看，长三角城市群 GTFP 分布的波峰数量在样本期间基本只有一个主峰，未出现明显多峰情形，说明长三角城市群 GTFP 分布未出现多级分化情形，分布较稳定。④从核密度曲线左右拖尾看，长三角城市群 GTFP 分布在样本期间的左拖尾长度比右拖尾长，右拖尾厚度比左拖尾大，说明长三角城市群中个别城市 GTFP 较低，但 GTFP 较高城市占大多数。

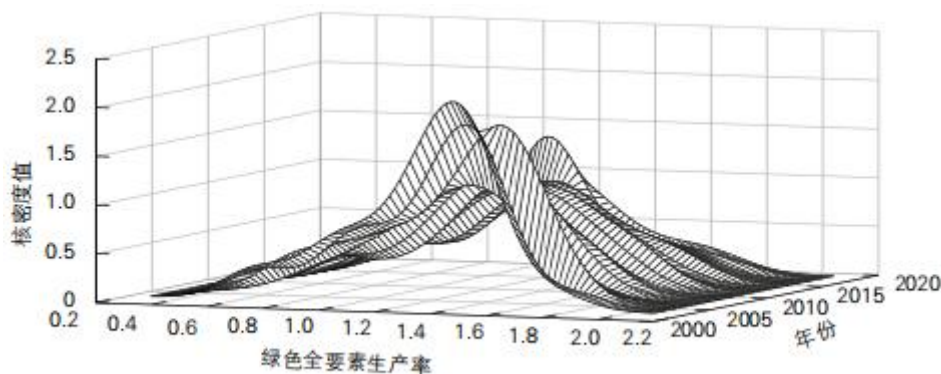


图2 长三角城市群GTFP时序变化

由图 3 可以发现：①从核密度曲线重心位置看，非长三角城市群地区 GTFP 分布的重心左偏，且在样本期间有向右偏移的趋势，说明非长三角城市群地区中城市的 GTFP 整体偏低，不过近年来有升高的趋势。这可能是因为非长三角城市群地区的城市在长三角整体地区中经济发展基础较弱，同时其主要为工业和资源型城市，技术创新能力较低，因此其 GTFP 整体较低。不过随着长三角一体化发展战略的提出，其 GTFP 在周围地区带动下，开始出现升高的迹象。②从核密度曲线波峰高度看，非长三角城市群地区 GTFP 分布的波峰高度在样本期间同样经历了降低再升高情形，与长三角整体地区和长三角城市群相似。③从核密度曲线波峰数量看，非长三角城市群地区 GTFP 分布的波峰数量在样本期间存在大于 1 的情形，尤其是在 2019 双峰形态明显，说明非长三角城市群地区 GTFP 在样本期间出现两极分化的迹象，这可能是因为非长三角城市群地区包括苏浙沪部分地区和安徽大部分地区，而由上文可知，苏浙沪三省市与安徽 GTFP 有较大差距。④从核密度曲线左右拖尾看，非长三角城市群地区 GTFP 分布在样本期间的右拖尾长度比左拖尾长，且左右拖尾厚度相差较小，说明非长三角城市群地区中有 GTFP 较高城市，比如安庆和徐州等，同时其高低值占比未出现较大差距。

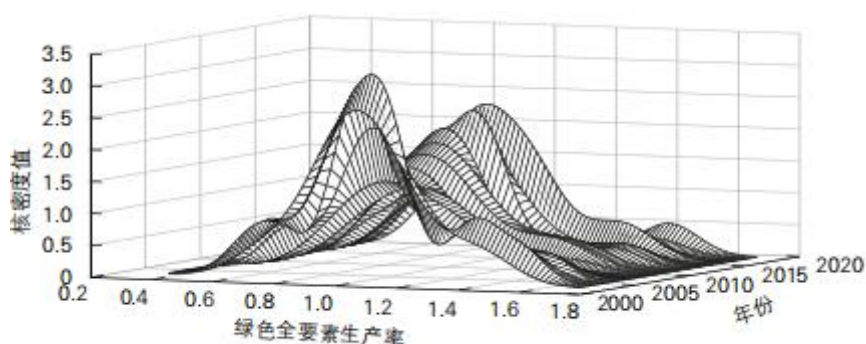


图3 非长三角城市群地区GTFP时序变化

## (二) 空间跃迁分析

本文使用全局 Moran 指数和局部 Moran 指数（散点图）对长三角城市 GTFP 的空间跃迁特征进行研究。其中，长三角城市 GTFP 的全局 Moran 指数见表 4 所列。

从表 4 可以看出, 2003—2019 年长三角城市 GTFP 存在显著的正向空间自相关, 即高值区域集聚或者是低值区域集聚。同时, 全局 Moran 指数由 2003 年的 0.075 增加到 2019 年的 0.216, 在样本期间明显上升, 说明长三角城市之间经济联系逐渐加深, GTFP 时空溢出效应在一体化背景下显著增强。

表 4 长三角城市 GTFP 全局 Moran 指数

年份	Moran <sub>g</sub>	E()	Sd()	Z 值	P 值
2003	0.075	-0.025	0.038	2.587	0.010
2004	0.059	-0.025	0.038	2.179	0.029
2005	0.109	-0.025	0.039	3.464	0.001
2006	0.087	-0.025	0.038	2.896	0.004
2007	0.088	-0.025	0.039	2.911	0.004
2008	0.102	-0.025	0.039	3.287	0.001
2009	0.128	-0.025	0.039	3.949	0.000
2010	0.176	-0.025	0.039	5.210	0.000
2011	0.186	-0.025	0.039	5.443	0.000
2012	0.192	-0.025	0.039	5.624	0.000
2013	0.206	-0.025	0.039	5.979	0.000
2014	0.178	-0.025	0.038	5.266	0.000
2015	0.193	-0.025	0.038	5.656	0.000
2016	0.198	-0.025	0.038	5.816	0.000
2017	0.225	-0.025	0.038	6.513	0.000
2018	0.218	-0.025	0.038	6.392	0.000
2019	0.216	-0.025	0.038	6.305	0.000

全局 Moran 指数只能粗略地描述长三角城市 GTFP 整体空间集聚情况, 而要研究其内部城市 GTFP 空间跃迁情形需要使用局部 Moran 散点图进行分析。本文按照《长江三角洲地区区域规划》和《长江三角洲城市群发展规划》颁布的日期选择 4 个时期点, 即 2003 年、2010 年、2016 年和 2019 年, 从而进行长三角城市 GTFP 空间跃迁的分析, 见表 5 所列。

由表 5 可见, GTFP 高值集聚区城市主要为长三角城市群或者苏浙沪所属城市, 而低值集聚区城市则主要为非长三角城市群地区或者安徽所属城市, 这与上文测度结果分析相吻合。但本文更加关心的是低高集聚区和高低集聚区的变化, 即高 GTFP 的城市是否可以通过其时空溢出效应逐渐帮助低值城市跃升到高值区, 而低 GTFP 的城市是否会通过其时空溢出效应逐渐将高值城市拉入到低值区。显然, 表 5 的结果证实了上述观点。2003 年低高集聚区的 4 个城市为南京、常州、衢州和丽水, 这 4 个城市都因周围城市属于 GTFP 高值地区, 受到其正向时空溢出效应, 2019 年全部跃升至 GTFP 高值地区。同时, 2003 年高低集聚区的 6 个城市为安庆、滁州、宿州、六安、亳州和宣城, 这 6 个城市中有 5 个都因为周围城市属于 GTFP 低值地区, 受到其负向时空溢出效应, 2019 年跌入 GTFP 低值地区。因此, 从中可以看出长三角城市 GTFP 在样本期间出现了“近朱者赤, 近墨者黑”的情形。这也表明长三角的一体化不仅体现在全部长三角地区 41 个城市, 更体现在其内部各个小的都市圈, 如南京都市圈和苏锡常都市圈等。毕竟, 这些所含城市个数较小的都市圈, 彼此空间距离更加相近, 因此, 其内部城市之间的相互影响更大。

表 5 长三角城市 GTFP 空间跃迁

年份	HH	LH	LL	HL
2003	上海无锡苏州南通盐城扬州镇江泰州杭州宁波温州嘉兴湖州绍兴金华舟山台州	南京常州衢州丽水	徐州连云港淮安宿迁合肥芜湖蚌埠淮南马鞍山淮北铜陵黄山阜阳池州	安庆滁州宿州六安亳州宣城
2010	上海无锡苏州南通扬州镇江泰州杭州宁波温州嘉兴湖州绍兴金华台州丽水	常州衢州舟山	南京徐州连云港淮安宿迁合肥芜湖蚌埠淮南马鞍山淮北铜陵黄山阜阳池州亳州宣城	盐城安庆滁州宿州六安
2016	上海无锡常州苏州南通盐城扬州镇江泰州杭州宁波温州嘉兴湖州绍兴金华台州丽水	衢州舟山	南京徐州连云港淮安宿迁合肥芜湖蚌埠淮南马鞍山淮北铜陵黄山阜阳宿州六安池州亳州宣城	盐城安庆滁州
2019	上海常州苏州南通扬州杭州宁波温州嘉兴湖州绍兴金华衢州舟山台州丽水	无锡泰州	徐州连云港淮安宿迁合肥芜湖蚌埠淮南马鞍山淮北铜陵黄山阜阳宿州滁州六安池州亳州宣城	南京盐城镇江安庆

## 六、长三角城市 GTFP 时空收敛分析

长三角地区被认为是中国经济最发达的区域之一，但其内部差距亦是巨大的。2019 年长三角城市群平均 GDP 总量约是非长三角城市群地区的 3 倍，平均 GTFP 水平约是非长三角城市群地区的 1.5 倍<sup>(8)9</sup>。因此，本文不仅关注长三角整体地区 GTFP 的收敛，还要分析长三角城市群和非长三角城市群地区的 GTFP 收敛，再进一步研究经济高质量发展水平较高的长三角城市群是否可以促进长三角整体地区和非长三角城市群地区收敛，为区域协调发展战略提供实证支撑。同时，长三角一体化发展战略并不是一蹴而就的，其中有中国在不同时间段对长三角一体化发展的战略部署。因此，本文参照《长江三角洲地区区域规划》和《长江三角洲城市群发展规划》颁布日期，将样本期间划分为 3 个阶段，即 2003—2010 年、2011—2016 年和 2017—2019 年，从而更加精细化地研究长三角城市 GTFP 在不同时期的收敛特征。

### (一) 分地区一般嵌套空间 $\beta$ 收敛

表 6 报告了一般嵌套空间绝对  $\beta$  收敛模型在研究长三角整体地区、长三角城市群和非长三角城市群地区的 GTFP 绝对  $\beta$  收敛情况的结果。由表 6 可知，长三角整体地区、长三角城市群和非长三角城市群地区的 GTFP 直接效应均在 1% 的置信水平下显著为负，说明长三角整体地区、长三角城市群和非长三角城市群地区的 GTFP 低值地区在不断向高值地区收敛，区域协调发展特征明显。从分地区的收敛速度看，长三角城市群最高，非长三角城市群地区最低，半生命周期则为相反情况。可能的原因是长三角城市群自身经济基础较好，并且有国家相关政策的帮持，所以收敛速度较快。与此同时，长三角整体地区和长三角城市群的 GTFP 间接效应显著为正，说明拥有较高的 GTFP 长三角城市能够促进周围城市 GTFP 的收敛，长三角城市群内部这种情况则更加明显。而正如上文所述，拥有较高的 GTFP 长三角城市主要集中在长三角城市群，因此，长三角城市群既可以促进自身内部 GTFP 的收敛，又可以促进长三角整体地区和非长三角城市群地区 GTFP 的收敛。这可能是由于长三角城市群主要由上海、苏州和杭州等中国大型城市构成，拥有强大的经济、科技和人才基础，在长三角一体化背景下，随着生产要素的空间流动，这些大型城市向周边地区进行技术和知

<sup>9</sup> (8) 所述数据为作者根据国研网数据库和本文 GTFP 测度结果自行整理而得。

识等的时空溢出，进而加速周边城市 GTFP 的收敛。

表 6 长三角分地区 GTFP 绝对  $\rho$  收敛

项目	长三角整体地区			长三角城市群			非长三角城市群地区		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
lngtf	-0.2630**			-0.2706**			-0.2217**		
$\rho$	*	0.2866***	0.0236	*	0.3454***	0.0748***	*	0.0924	-0.1293
	(0.0257)	(0.1351)	(0.0330)	(0.0421)	(0.0983)	(0.0225)	(0.0462)	(0.1936)	(0.1315)
收敛速度	0.0180	0.0180	0.0180	0.0186	0.0186	0.0186	0.0147	0.0147	0.0147
半生命周期 (年)	38.5082	38.5082	38.5082	37.2600	37.2600	37.2600	47.1529	47.1529	47.1529
修正拟合度	0.1369	0.1369	0.1369	0.1402	0.1402	0.1402	0.1402	0.1402	0.1402
对数似然值	758.6030	758.6030	758.6030	473.4338	473.4338	473.4338	473.4338	473.4338	473.4338
随机扰动项方差	0.0057	0.0057	0.0057	0.0059	0.0059	0.0059	0.0059	0.0059	0.0059

续表 6

项目	长三角整体地区			长三角城市群			非长三角城市群地区		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	656	656	656	416	416	416	240	240	240

注：括号内数值表示标准误。下同

表 7 报告了一般嵌套空间条件  $\beta$  收敛的估计结果。表 7 结果与表 6 条件收敛结果相比，长三角整体地区、长三角城市群和非长三角城市群地区的 GTFP 收敛速度均有所提高，但间接效应不显著。这可能是因为长三角地区各个城市的经济情况和政策环境等有所不同，城市之间的生产要素和 GTFP 时空溢出效应会因此被阻碍，导致结果不显著。

表 7 长三角分地区 GTFP 条件  $\beta$  收敛

项目	长三角整体地区			长三角城市群			非长三角城市群		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
ln $\sigma_{it}^2$	-0.3298*** (0.0418)	0.2040 (0.8448)	-0.1258 (0.5434)	-0.3723*** (0.0750)	0.2133 (1.1580)	-0.1590 (0.8516)	-0.2768*** (0.0859)	0.1615 (0.5797)	-0.1153 (0.4915)
收敛速度	0.0235	0.0235	0.0235	0.0274	0.0274	0.0274	0.0191	0.0191	0.0191
半生命周期 (年)	29.4956	29.4956	29.4956	25.2973	25.2973	25.2973	39.2904	39.2904	39.2904
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
修正拟合度	0.1739	0.1739	0.1739	0.1936	0.1936	0.1936	0.1435	0.1435	0.1435
对数似然值	783.3230	783.3230	783.3230	494.6864	494.6864	494.6864	303.6403	303.6403	303.6403
随机扰动项方差	0.0053	0.0053	0.0053	0.0054	0.0054	0.0054	0.0047	0.0047	0.0047
样本量	656	656	656	416	416	416	240	240	240

(二) 分时段一般嵌套空间  $\beta$  收敛

表 8 为 2003—2019 年长三角城市 GTFP 分时段一般嵌套空间绝对  $\beta$  收敛结果。由表 8 可知, 2003—2019 年长三角城市 GTFP 收敛速度从 0.1312 到 0.1131 再到 0.6573, 收敛速度经历了从减慢到加速上升的情形。特别是 2016 年《长江三角洲城市群发展规划》颁发后, 长三角城市 GTFP 收敛速度明显加快, 约是 2003—2010 年的 5 倍、2011—2016 年的 6 倍, 表明长三角城市群在长三角整体地区经济发展处于核心地位, 在《长江三角洲城市群发展规划》的有力指引下, 其能够有效地辐射整个长三角地区, 加速长三角城市 GTFP 收敛, 这与上文分地区的长三角城市群 GTFP 收敛结果相互印证。

表 8 长三角地区分时段 GTFP 绝对  $\beta$  收敛

项目	2003—2010 年			2011—2016 年			2017—2019 年		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
lngtf	-0.6008***	-0.4314	-1.0322	-0.4927***	0.2014	-0.2913	-0.8608***	0.7874	-0.0733
p	(0.0587)	(5.6988)	(13.9486)	(0.1133)	(2.4353)	(3.5136)	(0.0966)	(17.1174)	(0.6391)
收敛速度	0.1312	0.1312	0.1312	0.1131	0.1131	0.1131	0.6573	0.6573	0.6573
半生命周期 (年)	5.2831	5.2831	5.2831	6.1286	6.1286	6.1286	1.0545	1.0545	1.0545
修正拟合优度	0.2683	0.1369	0.1369	0.2235	0.1402	0.1402	0.4177	0.4177	0.4177
对数似然值	351.4092	351.4092	351.4092	359.2048	359.2048	359.2048	159.4282	159.4282	159.4282
随机扰动项方差	0.0050	0.0050	0.0050	0.0032	0.0032	0.0032	0.0246	0.0246	0.0246
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	287	287	287	246	246	246	123	123	123

表 9 为长三角城市 GTFP 分时段一般嵌套空间条件  $\beta$  收敛结果。表 9 结果与表 8 结果相似，在样本期间的三个阶段中，2016 年之后的 GTFP 收敛速度最快。同时表 9 表明，在考虑各个城市不同经济发展情况下，长三角城市 GTFP 分时段收敛为各自稳态的速度有所加快。这可能是由于长三角城市之间经济发展质量水平亦有差距，因此长三角城市 GTFP 收敛至自身的稳态速度较快，而收敛到整体统一的稳态速度则较慢。

表 9 长三角地区分时段 GTFP 条件  $\beta$  收敛

项目	2003—2010 年			2011—2016 年			2017—2019 年		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
lngtf	-0.6508**			-0.5464**					
p	*	-0.0231	-0.6739	*	-0.6359	-1.1824	-0.8794**	0.9134	0.0339
	(0.1079)	(0.1285)	(3.6231)	(0.0637)	(3.0839)	(5.6956)	(0.1711)	(4.9749)	(0.3024)
收敛速度	0.1503	0.1503	0.1503	0.1318	0.1318	0.1318	0.7051	0.7051	0.7051

半生 命周 期 (年)	4.6118	4.6118	4.6118	5.2591	5.2591	5.2591	0.9830	0.9830	0.9830
控 制 变 量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城 市 固 定 效 应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时 间 固 定 效 应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
修 正 拟 合 优 度	0.3175	0.3175	0.3175	0.2366	0.2366	0.2366	0.3957	0.3957	0.3957
对 数 似 然 值	363.8205	363.8205	363.8205	365.4021	365.4021	365.4021	161.1372	161.1372	161.1372
随 机 扰 动 项 方 差	0.0046	0.0046	0.0046	0.0030	0.0030	0.0030	0.0042	0.0042	0.0042
样 本 量	287	287	287	246	246	246	123	123	123

## 七、结论与建议

首先，使用嵌入绿色 GDP 核算的 HM-GTWR 模型，测度考虑要素时空溢出效应的 2003—2019 年长三角地区 41 个城市的 GTFP，并以此衡量一体化背景下长三角城市经济高质量发展水平；其次，运用非参数核密度估计与探索性空间数据分析研究长三角城市 GTFP 时空演变特征；最后，使用一般嵌套空间收敛模型分析长三角城市 GTFP 在内部不同区域和不同时期的时空收敛情况。主要得出以下结论：

第一，嵌入绿色 GDP 核算的 HM-GTWR 模型测度长三角城市 GTFP 最优空间带宽为 41、最优时间带宽为 17，完整纳入所有样本点，且各项统计性质均良好，估计的资本报酬和劳动报酬参数符合经济理论。因此，此模型能够精确地捕捉要素时空溢出效应，测度考虑要素时空溢出效应的长三角城市 GTFP，以其衡量一体化背景下长三角城市经济高质量发展水平。同时，其测度结果比未考虑要素时空溢出效应的传统 CD 生产函数模型测度结果平均高 0.128，说明一体化背景下的要素时空溢出效应对长三角城市 GTFP 有正向推动作用。

第二，长三角整体地区的 GTFP 在样本期间分布形态良好，趋向于高斯分布，未出现两极分化和区域内部差距较大的情形；长三角城市群 GTFP 分布形态呈左偏分布，高值城市数量较多，且区域内部差距波动缩小，未出现明显两极分化情形；非长三角城市群地区 GTFP 分布形态呈右偏分布，区域内部差距也同样波动缩小，但在样本期间出现两极分化情形。

第三，长三角城市 GTFP 在样本期间出现“近

朱者赤，近墨者黑”的情形。即被 GTFP 高值城市包围的低值城市极易跃升至高值城市集聚区，被 GTFP 低值城市包围的高值城市易跌入低值城市集聚区，说明长三角地区邻近城市之间要素联系密切，时空溢出效应突出。

第四，长三角整体地区 GTFP、长三角城市群 GTFP 和非长三角城市群地区 GTFP 都存在显著的绝对  $\beta$  收敛和条件  $\beta$  收敛。同时，长三角城市群收敛速度最快，并且会促进非长三角城市群地区和长三角整体地区 GTFP 绝对  $\beta$  收敛。在 2016 年《长三角城市群发展规划》实施后，长三角城市 GTFP 在长三角城市群带动下，收敛速度明显加快。

基于上述结论，提出如下建议：

第一，在测度省、市和县等具有明显区位特征的 GTFP 时，应充分考虑区域之间要素时空溢出效应，使用嵌入绿色 GDP 核算的 HM-GTWR 模型测度相关 GTFP 值，并进行多层次、全方位的分析。

第二，积极促进生产要素自由流动，提高长三角区域一体化程度。首先，消除长三角城市之间人才流动壁垒，打破传统户籍制度限制，开展职业资格证书互认，社保体系纳入统一管理系统，以推动劳动要素自由流动；其次，长三角不同区域应明确产业分工，形成以上海为制造业科技中心、苏锡常为制造业生产中心、杭州为制造业数字中心等多层级产业结构，推动传统产业向非长三角城市群地区转移，优化资本要素流动方式；最后，交通基础设施是要素流动的物质基础，因此，长三角地区要继续推动北沿江高铁等建设，促进陆海空全覆盖的长三角地区交通运输高质量一体化发展，最终通过城市之间的要素时空溢出效应推动长三角城市经济高质量发展。

第三，践行绿色与发展并行理念，加速一体化和经济高质量发展相互融合。长三角地区在大力发展经济的同时，更要注意环境保护和资源节约。依靠上海和合肥两个国家科创中心，大力发展绿色技术和“卡脖子”科技，改善经济增长方式，将经济增长方式从“量变”转为“质变”。同时，要坚持一体化与经济高质量发展相互融合的思维，以一体化举措推动长三角城市经济高质量发展，一体化思想统领长三角地区全局发展战略，促进经济高质量发展助力长三角一体化格局，补齐一体化下长三角各城市短板。培养一批像上海市青浦区、苏州市吴江区和嘉兴市嘉善县等将一体化与经济高质量发展相互融合的长三角生态绿色一体化发展示范区。第四，关注长三角地区内部差距，发挥长三角城市群和苏浙沪地区辐射带动效应。长三角城市群应主动与非长三角城市群地区进行经济互动和技术共享，最大限度地辐射带动长三角非核心区域，使经济高质量发展水平较低的城市追赶上较高城市，形成收敛。同时，苏浙沪地区要深入贯彻《沪苏浙城市结对合作帮扶皖北城市实施方案》，通过城市之间人才交流和产业互动等辐射皖北地区，推动安徽经济高质量发展。江苏要继续实施苏南帮扶苏北方案，缩小内部经济高质量发展差距。总之，长三角地区应以长三角一体化发展战略为基点，同时在区域内实施各具特色的城市间互助措施，进而推动经济高质量发展，亦为区域协调发展战略树立“样板区”。

#### 参考文献：

- [1] 汤放华, 吴平, 周亮. 长株潭城市群一体化程度测度与评价 [J]. 经济地理, 2018, 38 (2): 59-65.
- [2] ANDREY S, NIKOLAY Z. The Distribution of the Gains from Spillovers Through Worker Mobility Between Workers and Firms [J]. European Economic Review, 2014, 70: 17-35.
- [3] 白俊红, 王钺, 蒋伏心, 等. 研发要素流动、空间知识溢出与经济增长 [J]. 经济研究, 2017,

52 (7): 109-123.

[4] NEBOJŠA S, EDVARD O. Spatial Dependence, Foreign Investment and Productivity Spillovers in New EU Member States [J]. *Regional Studies*, 2019, 54 (8): 1057-1068.

[5] 余泳泽, 杨晓章, 张少辉. 中国经济由高速增长向高质量发展的时空转换特征研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2019, 36 (6): 3-21.

[6] SOLOW R M. Technical Change and the Aggregate Production Function [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1957, 39 (3): 312-320.

[7] OLLEY G S, PAKES A. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry [J]. *Econometrica*, 1996, 64 (6): 1263-1295.

[8] LEINSOH J, PETRIN A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservant [J]. *Review of Economic Studies*, 2003, 70 (2): 317-341.

[9] KUMBAKA S C, LOVELL C A K. *Stochastic Frontier Analysis* [M]. Cambridge UK: Cambridge University Press, 2000.

[10] MOHTADI H. Environment, Growth and the Optimal Policy Design [J]. *Journal of Public Economics*, 1996, 63: 119-140.

[11] 陈诗一. 能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展 [J]. *经济研究*, 2009, 44 (4): 41-55.

[12] 武义青, 张旭. 我国省域经济绿色发展评价——基于绿色全要素生产率的视角 [J]. *河北经贸大学学报*, 2022, 43 (1): 67-81.

[13] 朱承亮, 岳宏志, 师萍. 环境约束下的中国经济增长效率研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2011, 28 (5): 3-20, 93.

[14] 张志强. 微观企业全要素生产率测度方法的比较与应用 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2015, 32 (12): 107-123.

[15] FARRELL M J. The Measurement of Productive Efficiency [J]. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (General)*, 1957, 120 (3): 253-281.

[16] CHARNES A, COOPER W W, RHODES E. Measuring the Efficiency of Decision Making Units [J]. *European Journal of Operational Research*, 1978, 2 (6): 429-444.

[17] FÄRE R, GROSSKOPF S, NORRIS M, et al. Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries [J]. *The American Economic Review*, 1994: 66-83.

[18] HE Q, HAN J, GUAN D, et al. The Comprehensive Environmental Efficiency of Socioeconomic

Sectors in China: An Analysis Based on a Non-separable Bad Output SBM [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018 (1): 132-146.

[19] CHUNG Y H H, FÄRE R, GROSSKOPF S. Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach [J]. *Microeconomics*, 1997, 51 (3): 229-240.

[20] OH D H. A Global Malmquist-Luenberger Productivity Index [J]. *Journal of Productivity Analysis*, 2010, 34 (3): 183-197.

[21] 于永达, 吕冰洋. 中国生产率争论: 方法的局限性和结论的不确定性 [J]. *清华大学学报 (哲学社会科学版)*, 2010, 25 (3): 141-153, 161.

[22] 刘云霞, 赵昱焜, 曾五一. 关于中国全要素生产率测度的研究——基于一阶差分对数模型和有效资本存量的再测算 [J]. *统计研究*, 2021, 38 (12): 77-88.

[23] GLASS A J, KENJEGALIEVA K. A Spatial Productivity Index in the Presence of Efficiency Spillovers: Evidence for U. S. Banks, 1992-2015 [J]. *European Journal of Operational Research*, 2019, 273 (3): 1165-1179.

[24] 邢宏洋, 高俊, 谭辉. 国际空间溢出与服务业全要素生产率——基于空间随机前沿分析方法的测度 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2021, 38 (5): 75-95.

[25] 陈明华, 张晓萌, 刘玉鑫, 等. 绿色 TFP 增长的动态演进及趋势预测——基于中国五大城市群的实证研究 [J]. *南开经济研究*, 2020 (1): 20-44.

[26] 郭芸, 范柏乃, 龙剑. 我国区域高质量发展的实际测度与时空演变特征研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2020, 37 (10): 118-132.

[27] 王少剑, 黄永源. 中国城市碳排放强度的空间溢出效应及驱动因素 [J]. *地理学报*, 2019, 74 (6): 1131-1148.

[28] 陈家涛, 张坤鹏, 苗长虹. 高质量发展背景下黄河流域中下游绿色生产率时空分异研究 [J]. *人文地理*, 2021, 36 (5): 138-147.

[29] SHEN Z, SHAO A, CHEN J, et al. The Club Convergence of Green Productivity Across African Countries [J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2022, 29 (3): 4722-4735.

[30] 张跃, 刘莉, 黄帅金. 区域一体化促进了城市群经济高质量发展吗?——基于长三角城市经济协调会的准自然实验 [J]. *科学学研究*, 2021, 39 (1): 63-72.

[31] 蔡欣磊, 范从来, 林键. 区域一体化扩容能否促进高质量发展——基于长三角实践的准自然实验研究 [J]. *经济问题探索*, 2021 (2): 84-99.

[32] 胡本田, 曹欢. 长三角高质量一体化发展研究——基于人才吸引力视角 [J]. *华东经济管理*, 2020,

34 (10): 1-10.

[33] 郭艺, 曹贤忠, 魏文栋, 等. 长三角区域一体化对城市碳排放的影响研究 [J]. 地理研究, 2022, 41 (1): 181-192.

[34] OUWEHAND W M, VAN OORT F G, CORTINOVIS N. Spatial Structure and Productivity in European Regions [J]. *Regional Studies*, 2022, 56 (1): 48-62.

[35] 范巧, 郭爱君. 一种新的基于全息映射的面板时空地理加权回归模型方法 [J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38 (4): 120-138.

[36] BARRO R J, SALA-I-MARTIN X. Convergence [J]. *Journal of Political Economy*, 1992, 100 (2): 223-251.

[37] 兰秀娟, 张卫国, 裴璇. 我国中心—外围城市经济发展差异及收敛性研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38 (6): 45-65.

[38] ALSAN M, ATELLA V, BHATTACHARYA J, et al. Technological Progress and Health Convergence: The Case of Penicillin in Postwar Italy [J]. *Demography*, 2021, 58 (4): 1473-1498.

[39] DUBÉ J, LEGROS D, THERIAULT M, et al. A Spatial Difference-in-Difference Estimator to Evaluate the Effect of Change in Public Mass Transit System on House Prices [J]. *Transportation Research Part B: Methodological*, 2014, 64: 24-40.

[40] ELHORST J P. *Spatial Econometrics: From Cross-Section Data to Spatial Panels* [M]. Heidelberg Dordrecht : Springer, 2014.

[41] 陈喜强, 邓丽. 政府主导区域一体化战略带动了经济高质量发展吗?——基于产业结构优化视角的考察 [J]. 江西财经大学学报, 2019 (1): 43-54.

[42] 易其国, 刘佳欢. 基于绿色 GDP 的贵州省绿色发展水平评价 [J]. 贵州师范大学学报 (社会科学版), 2020 (6): 90-101.

[43] 王燕, 刘邦凡, 郭立宏. 基于 SEEA-2012 我国绿色 GDP 核算体系构建及时空格局分析 [J]. 生态经济, 2021, 37 (9): 136-145.

[44] YOUNG A. Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People' s Republic of China During the Reform Period [J]. *Journal of Political Economy*, 2003, 111 (6): 1220-1261.

[45] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000 [J]. 经济研究, 2004 (10): 35-44.