

新型城镇化进程中长三角城市群生态效率的时空演变及影响因素

常新锋, 管鑫

(江苏大学 财经学院, 中国江苏 镇江 212000)

摘要:长三角城市群城镇化的快速推进带来经济效益的同时,生态文明建设相对滞后的矛盾日益凸显,生态效率的研究对于协调城镇化发展与生态文明建设的意义重大。基于2003—2017年长三角26市的面板数据,以改进的熵权TOPSIS计算新型城镇化水平,通过随机前沿模型量化生态效率,运用空间混合模型分析其与新型城镇化的关系及影响因素,结果表明:①长三角城市群的生态效率保持稳定的增长趋势,生态效率较低的城市拥有更大的提升空间。②较高生态效率的城市分布格局呈“Z”型集聚,长三角城市群已由中等效率主导阶段向较高效率主导阶段转变。③长三角各省市均达到新型城镇化与生态效率二次关系的拐点值,另外,提高能源利用率、合理引入外商投资、以技术推动经济转型能有效提高生态效率。

关键词:长三角城市群;生态效率;改进的熵权TOPSIS;随机前沿模型;空间混合模型

中图分类号:F299.22 **文献标志码:**A **文章编号:**1000-8462(2020)03-0185-11

DOI:10.15957/j.cnki.jjdl.2020.03.021

Spatial and Temporal Evolution of Eco-Efficiency and Its Influencing Factors in the Yangtze River Delta Urban Agglomeration in the Process of New Urbanization

CHANG Xinfeng, GUAN Xin

(College of Finance and Economics, Jiangsu University, Zhenjiang 212000, Jiangsu, China)

Abstract: During the period of rapid economic development of the urbanization of the Yangtze River Delta urban agglomeration, the contradiction of the relative lag of ecological civilization construction is prominent. The study of eco-efficiency is of great significance for coordinating urbanization development and ecological civilization construction. Based on the panel data of 26 cities from 2003 to 2017, the new level of urbanization was calculated using improved entropy weight TOPSIS, the eco-efficiency was calculated through a stochastic frontier model, and the relationship and influence factors between eco-efficiency and new urbanization were analyzed using a spatial hybrid model. The results show that: 1) The eco-efficiency of the Yangtze River Delta urban agglomeration maintains a steady growth trend, and cities with lower eco-efficiency have greater room for improvement. 2) The urban distribution pattern of higher eco-efficiency is "Z"-shaped strip, and the Yangtze River Delta urban agglomeration has changed from a medium-efficiency leading stage to a higher efficiency leading stage. 3) All provinces have reached the inflection point of the new relationship between urbanization and eco-efficiency. In addition, improving energy efficiency and rationally introducing foreign investment to achieve economic innovation and transformation can increase eco-efficiency.

Keywords: Yangtze River Delta Urban Agglomeration; eco-efficiency; improved entropy weight TOPSIS; stochastic frontier model; spatial hybrid model

新型城镇化与生态文明的发展相互制约、互为前提,具有双向动态作用,即生态文明的实现以新型城镇化为载体,生态文明建设又为新型城镇化提供动力^[1-3]。一方面,城镇化的快速推进带动了城

市经济的发展,长三角城市群的平均城镇化率从2003年的36%增长到2017年的67%,城镇化率比全国同期高8%左右,可见长三角城市群城镇化进程规模庞大、速度惊人;另一方面,长三角城镇化的

收稿时间:2019-05-11;修回时间:2019-12-16

基金项目:国家自然科学基金青年基金项目(11501254);全国统计科学研究项目(2019LY83)

作者简介:常新锋(1982—),男,河南浉池人,副教授,硕士生导师。主要研究方向为统计模型与应用。E-mail: cxf@ujs.edu.cn。

※通讯作者:管鑫(1995—),男,江苏扬州人,硕士研究生。主要研究方向为生态经济学。E-mail: gxsuiyuewuqing@icloud.com。

快速推进所带来的经济发展,往往伴随着人口急剧膨胀、空间快速扩张,各市生态文明建设的不平衡、不充分使其城镇化与生态文明发展不协调、不同步的矛盾日益加剧^[4]。2017年中国生态环境公报显示,长三角城市群空气质量平均达标($0 < AQI < 100$)天数只有全年的25%,各市生态环境质量(EI \in (0,100))大多处于一般级别(35,55)。尽管党的十八大以来不断提高生态文明建设的优先权与发展地位,但难以否认的事实是长三角城市群生态文明建设依旧远滞后于城市的发展,生态环境问题已成为制约长三角新型城镇化高速发展的瓶颈。某种意义上,以邻为壑效应解释了城市经济发展落后是生态环境恶化的基本原因之一,无论如何都要将发展作为第一要务,只有通过发展才能从根本上解决城镇化进程中产生的上述矛盾和问题。经历了经济发展对生态环境影响的普遍反思后,城市清醒认识到建设生态文明的重要性,在此过程中意味着优化要素投入驱动方式以获得高效率的经济与环境发展,以此来看,生态效率既是新型城镇化与生态建设协调发展的内在要求,也是衡量城市建设生态文明的成效和重要依据。

因此,本文以长三角城市群为研究区域,主要探讨以下问题:长三角城市群近年来新型城镇化进程中各市的生态效率如何?投入要素间的替代效应对生态效率是否产生或产生怎样的影响?探讨长三角城市群生态效率的影响因素时是否需要考虑空间效应?回答这些问题旨在实现新型城镇化背景下生态效率的稳步提升,给出推进新型城镇化与生态文明建设协调发展的路径,实现长三角城市群的生态文明对当前和未来我国发展高质量城市群具有重大战略意义,这自然是关乎新时代我国城市高质量发展的关键课题。

1 文献综述

生态效率(Eco-efficiency)由世界可持续发展商业理事会(WBCSD)正式提出^[5],将其定义为企业提供的商品和服务既能满足人类生活需要也能使商品和服务在寿命周期内对生态与资源的影响逐渐减低至生态承载力内,经济合作与发展组织(OECD)^[6]进一步拓展了生态效率的概念范围,将主体推广至企业之外的其他组织,Huppes等将生态效率上升至宏观层面的经济活动在环境成本与环境影响之间协调的经验关系^[7]。随着生态效率的内涵被不断地拓展并完善,对生态效率内涵的界定

都具有共同性,即追求经济价值最大化的同时,最小化对环境资源的影响,因而广泛采用生态—经济的投入产出比的量化方式,成为目前衡量经济和生态系统协调发展程度的主要工具。

生态效率概念被引入国内后,罗能生等研究表明城镇化对生态效率产生了深远的非线性影响^[8],蔡洁等的研究表明生态效率的内涵要求生态文明建设在新型城镇化进程中的重要位置^[9]。此间我国政府认识到将生态文明全面融入城镇化进程是城市可持续高质量发展的必然趋势,“十三五”规划与十九大着力推动城市建设中经济、社会、生态的联动,谋求新型城镇经济—环境的持续协调发展,显然新型城镇化是协调经济发展和生态建设的重要发展战略。在此基础上,本文界定新型城镇化背景下城市生态效率的涵义,是指在新型城镇化建设过程中,以生态文明建设为动力,现代化经济体系为核心,城市可持续发展为目的,统筹考虑城市发展过程中人口、经济、社会、空间与环境之间的关系,是新型城镇化建设与生态效益实现最佳组合的结果。

鉴于生态效率的内涵要求协调城镇化与生态环境之间的关系,Northam、Grimm等在1990年代着手研究城镇化的发展所产生的环境问题,初步界定了两者关系^[10-11];Grossman进一步揭示出城镇化与生态环境之间“U”型的内在规律(EKC)^[12]。随着研究的逐渐深入,不容忽视的是,城镇化进程中人口聚集、经济发展、科技进步等不同层面均可能对生态环境产生不同程度的需求,同时也会带来不同程度的影响,国内外众多学者从新型城镇化角度切入,研究其各层面对生态环境造成何种性质以及多大程度的影响^[13-15]。此类问题的研究方法中,有通过指标体系的构建^[16-17],或非参数回归^[18]直接寻找两系统协调关系,有基于生态效率通过数据包络分析(DEA)为基础的一系列改进模型^[19-21]或随机前沿分析(SFA)^[22-23]对两者关系进行系统评价,并结合以环境压力控制模型(IPAT)为原型一系列改进的面板模型探析城镇化与生态效率互动关系以及生态效率的外部影响因素^[24-26],或考虑区域空间效应关系^[27-28]研究生态效率的时空演化,揭示出各地区的空间关联性,以探索实现新型城镇化与生态环境协调发展的路径。

综合相关文献可知,在新型城镇化视角下生态效率的研究已经取得令人瞩目的成果,清晰地展现出我国城镇发展、城市生态环境差异等现状,给本

文新型城镇化指标体系的构建以及生态效率影响因素的选择提供了丰富的参考。另外,现有研究主要有三个地方需要补充讨论:①对生态效率测度方法中,基于索罗残差法的核算方法需要建立在强假设条件上(如完全竞争等),对中国特殊经济体可能并不适用,另外在估计要素的产出弹性时出现残差将导致结果的准确性问题;非参数方法(如DEA等)除了对极端值过于敏感之外,还难以给出其结果的现实经济意义,也不能给出投入要素之间的结构关系,因此本文采用参数方法的随机前沿模型,以新型城镇化为切入点,将新型城镇化水平作为产出指标,既弥补了单一产出设定的不足,又能揭示投入要素之间的结构关系。②正是由于生产要素之间存在的替代效应,环境投入必须与劳动力、资本共同作用才能产生实际经济价值,用单要素解读生态效率可能导致结论的偏误,多数学者主要关注单一要素在生产函数中的作用^[29],忽略了要素之间的替代效应对生态效率或其增长率的影响,如此难以全面解读生态效率的影响因素。而替代弹性常用于宏观经济增长、技术进步以及产业结构调整等研究^[30-33],对城市生态效率的发展有着重要影响,因此,本文将补充投入要素结构对生态效率变化的作用,以更全面地展现生态效率的影响因素。③在设定生态效率的影响因素模型时,多数文献使用一系列空间回归模型得出外部控制变量对生态效率的影响程度,但作为空间计量的关键变量——空间权重矩阵的设定仅仅采用地理特征表现区域之间的空间联系显得较为粗糙,未考虑邻近地区的经济水平和人口规模,因此,本文在反距离权重的基础上同时考虑地区的经济与人口,构建经济—人口嵌套空间权重矩阵。

2 指标选取、数据说明及研究方法

2.1 指标选取

新型城镇化是以人为本,创造良好的人本社会环境,新经济结构的转型,集约绿色的过程,要求经济效率和环境效益的统一,因此,本文将资本、劳动力以及环境作为生产投入指标,将新型城镇化水平作为生产产出指标。遵循指标数据的科学性、可得性等,借鉴相关研究结果对指标筛选^[34-35],构建出新型城镇化指标体系,具体指标构成见表1。

2.2 数据说明

2.2.1 投入指标

①资本(K),资本要素投入。基于固定资产投

表1 新型城镇化指标体系

Tab.1 New urbanization comprehensive indicator system

系统层	指标层	单位	权重
人口发展	城镇人口比重	%	0.05
	全市人口密度	人/km ²	0.11
经济结构	城镇就业占总就业人口比重	%	0.05
	第三产业增加值占GDP比重	%	0.04
	工业总产值占GDP比重	%	0.04
	固定资产投资总投资比重	%	0.05
社会进步	城镇登记失业率	%	0.08
	城镇居民人均可支配收入	元/人	0.03
	人均社会消费品零售总额	元/人	0.03
	每万人拥有医生数	人	0.03
空间优化	每万人在校大学生数	人	0.02
	城镇人均道路面积	m ² /人	0.05
	城镇人均绿地面积	m ² /人	0.02
环境治理	建成区绿化覆盖率	%	0.06
	一般工业固体废物综合利用率	%	0.12
	污水处理厂集中处理率	%	0.11
	生活垃圾无害化处理率	%	0.11

资数据,通过永续盘算法计算各个市的实际资本存量:

$$K_{it} = \int_{-\infty}^t I_{iu} dt = I_{it} \cdot \frac{e^{\lambda}}{\lambda}, K_{it} = K_{i(t-1)}(1 - \delta_{it}) + I_{it}$$

式中: K_{it} 表示第*i*个城市第*t*年的资本存量,基期资本存量 I_{it} 用2003年的固定资产投资总额除以0.1作为该地区的初始资本存量,经济折旧率 δ 取10.96%,最后以2003年的GDP指数平减,得到资本存量(K)。

②劳动力(L),劳动力要素投入。选取期末就业人数数据作为劳动力投入。

③环境(E),环境要素投入。为工业废水排放量、SO₂排放量与烟(粉)尘排放量总和。

2.2.2 产出指标

新型城镇化水平(C),被解释变量。由改进的熵权TOPSIS法算出。

2.2.3 控制变量

通过对有关文献的分析,考虑可能影响生态效率的驱动因素,本文选取了5个不同层面的指标:

- ①经济水平:选用人均GDP(元/人)能够较为客观地反映出地区的经济水平。
- ②能源消耗:选择全社会用电量(亿kW·h)衡量地区的能源消耗水平。
- ③产业结构:采用二次产业占地区GDP比重(%)表示产业结构。
- ④对外开放:选取规模以上外商投资占地区GDP比重(%)来衡量地区对外开放的水平。
- ⑤技术进步:用地区科学研究等从业人员占总就业人数比重(%)表示地区技术进步。

以上所有指标的数据均来源于2004—2018年《中国城市统计年鉴》以及各省市统计年鉴。相关

指标缺失值以及0值(异常值)采用多项式插值法处理,文中出现的安徽省、江苏省以及浙江省的相关数据均为各省所包含城市的算术均值。

2.3 研究方法

2.3.1 改进的熵权 TOPSIS 法

本文在熵权法的基础之上考虑指标之间的冲突性,给出改进的 t 时刻 j 指标的客观权重 δ_j^t ,结合逼近理想法(TOPSIS)对长三角26市的新型城镇化水平定量,评价出具有几何意义的样本的相对优劣。

若有 T 时段 n 个城市 m 个指标 $A = (a_{ijt})_{nT \times m}$,其标准化矩阵为 $(x_{ijt})_{nT \times m}$,指标间相关系数为 $(r_{ij})_{m \times m}$ 。则有综合水平:

$$C_i^t = \frac{\sum_{j=1}^m \bar{w}_j \left[\min_{1 \leq i \leq nT} (x_{ijt})_{nT \times m} - x_{ijt} \right]^2}{\sum_{j=1}^m \bar{w}_j \left[\max_{1 \leq i \leq nT} (x_{ijt})_{nT \times m} - x_{ijt} \right]^2 + \sum_{j=1}^m \bar{w}_j \left[\min_{1 \leq i \leq nT} (x_{ijt})_{nT \times m} - x_{ijt} \right]^2}$$

其中:

$$\delta_j^t = \left\{ 1 + \frac{1}{\ln n} \cdot \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{x_{ijt}}{\sum_{i=1}^n x_{ijt}} \right) \cdot \ln \left(\frac{x_{ijt}}{\sum_{i=1}^n x_{ijt}} \right) \right] \right\} \cdot \sum_{i=1}^m (1 - r_{ij})$$

$$\bar{w}_j = \frac{1/t \sum_{t=1}^T \delta_j^t}{1/t \sum_{j=1}^m \sum_{t=1}^T \delta_j^t}$$

新型城镇化水平 $C_i^t \in (0, 1)$, C_i^t 越大说明该城市相对水平越高。

2.3.2 随机前沿模型

为使模型更具一般性且不受要素替代弹性是否变化为前提假设的约束,基于 Battase 和 Coelli 的随机前沿模型^[36]与 Christine Amsler 提出的超越对数生产函数^[37],给出公式:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_k \ln K_{it} + \beta_l \ln L_{it} + \beta_e \ln E_{it} + \beta_t t + \frac{1}{2} \beta_{kk} (\ln K_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{ll} (\ln L_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{ee} (\ln E_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{tt} t^2 + \beta_{kl} (\ln K_{it}) \cdot (\ln L_{it}) + \beta_{ke} (\ln K_{it}) \cdot (\ln E_{it}) + \beta_{le} (\ln L_{it}) \cdot (\ln E_{it}) + \beta_{kt} \cdot t \cdot \ln K_{it} + \beta_{lt} \cdot t \cdot \ln L_{it} + \beta_{et} \cdot t \cdot \ln E_{it} + v_{it} - \mu_{it}$$

式中: Y_{it} 是第 i 个样本在第 t 期的产出;投入要素分别为资本投入 K_{it} ,劳动投入 L_{it} ,环境投入 E_{it} ; v_{it} 为随机游走,表示为随机因素对生产的影响,并假设其独立同分布于正态分布: $v_{it} \sim iidN(0, \sigma^2_v)$; μ_{it} 为第 i 个样本的实际产出与理论上的最优差距,并假设服从于半正态分布: $\mu_{it} \sim iidN^+(\mu_{it}, \sigma^2_{\mu_{it}})$, $e^{-\mu_{it}}$ 则为生态

效率(ef)。

由于采用超越对数生产函数引入三种投入要素,导致模型产生交叉项使得自变量过多,该方法可能存在共线性问题。因此本文借鉴 Cule 等^[38]的方法选择岭回归系数,并保留统计上不显著的参数。

2.3.3 嵌套空间权重的空间混合模型

考虑样本之间的空间相互作用,并探究生态效率的影响因素,因此建立空间混合模型:

$$ef_{it} = \lambda (I \otimes W^t) ef_{it} + \beta \delta_{ij} + \sum_j \gamma_j Z_{ijt} + \rho (I \otimes W^t) \varepsilon_{it} + v_{it}$$

式中: ef_{it} 为 $nt \times 1$ 的因变量向量; \otimes 为克罗内克积; I 为 t 维的单位向量; W^t 是时间为 t 时刻的空间权重矩阵,传统反距离权重矩阵 w 的距离阈值设置为有且存在 8 个邻接权重大于 0; λ 为空间滞后参数; $\rho \in (-1, 1)$, 为空间自回归参数; $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$, $v_{it} \sim iid(0, \sigma_v^2)$ 。特别的,本文认为经济发展水平不同、人口基数不同以及不同时期城市间的空间交互作用不一定对等,即可以认为经济发展水平(人口)高(多)的城市对经济发展水平(人口)低(少)的城市产生更强的影响,因此设定 t 时刻城市 i 对 j 产生影响的权重为:

$$W_{ij}^t = tw \left[\text{diag} \left(\frac{e_{it}}{\sum_t \sum_i e_{it}} \right) + w \cdot \text{diag} \left(\frac{p_{it}}{\sum_t \sum_i p_{it}} \right) \right]$$

式中: e_{it} 与 p_{it} 分别表示城市 i 在 t 时刻的经济发展水平与人口。最后再进行行标准化处理,即

$$W_{ij}^t / \sum_j W_{ij}^t, \text{最后得到 } W^t \text{ 为: } \begin{bmatrix} 0 & \cdots & w_{1n}^t \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1}^t & \cdots & 0 \end{bmatrix}$$

3 实证结果分析

3.1 长三角城市群新型城镇化水平及生态效率测度结果分析

通过改进的熵权 TOPSIS 以及随机前沿模型分别计算出长三角城市群 26 市的新型城镇化水平与生态效率。生态效率的结果见表 2。从表 2 可知,2003—2017 年生态效率均值大于 0.9 的城市有南京(0.96)、无锡(0.97)、常州(0.96)、舟山(0.95)、铜陵(0.92),南京与苏锡常都市圈较为注重生态的修复,舟山、铜陵作为国家森林城市,这些城市凭借合理的产业结构与较低的资源消耗和环境污染,生态效率相对更高。生态效率均值低于 0.5 的城市有宣城(0.45)、安庆(0.43)、滁州(0.40),由于这些城市经济发展较为落后,还未转变传统的经济增长方

式,加上资源环境的过度开发与污染导致生态效率较为落后,验证了前文提到的经济发展水平相对落后也是导致生态环境污染严重的原因之一。其余十多个城市的生态效率大多处于0.5~0.8的中等水平之间,26市的生态效率在2003—2017年均呈现稳定的增长趋势。

为横向对比长三角城市群的生态效率以及增长速度差异,用柱状图表示生态效率均值,折线图表示生态效率的年均增长率(图1)。图1显示,长三角26市生态效率均值年均增长率约为1.91%,其中生态效率均值最高的城市为无锡(0.97),无锡作为全国2018年最佳地级市的第三名,有着极高经济环境效益。滁州市是长三角城市群中生态效率年均增长率最高的城市(9.1%),生态效率提高空间较大。总之,生态效率较低的城市往往拥有更高的增长速度,生态效率较高的城市发展更加平稳。

为从时序上纵向对比四省市的新型城镇化水平以及生态效率,用柱状图表示生态效率,折线图表示新型城镇化水平(图2)。从图2可以看出,各省市的新型城镇化水平和生态效率在2003—2017年间呈现出明显的上升趋势,其中上海市的新型城镇化水平呈先快速上升后趋缓特征,江苏省与浙江省上升趋势相对平缓稳定。江苏省新型城镇化水平在2003—2017年的累计提升率为四省市最低,约62.96%,上海、浙江、安徽分别为110%、129%和114%。安徽新型城镇化水平和生态效率的起点虽于其他三省市较低,但新型城镇化水平、生态效率都保持快速上升态势,生态效率累计提升率达到了44.86%,远高于上海、江苏以及浙江的29.14%、20.87%和25.57%。综合图1、图2可知,新型城镇化水平以及生态效率较低的城市往往有更高的增长速度,长三角城市群存在生态上的“追赶效应”。原因在于生态效率本质上是投入与产出的比值,在其他条件相同的情况下,生态效率较低的地区,其

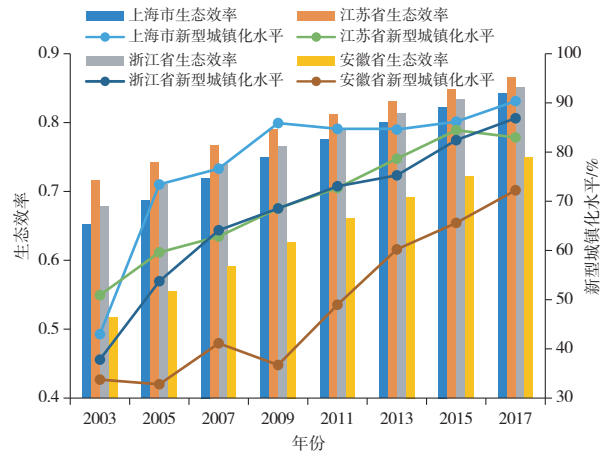


图2 四省(市)生态效率与新型城镇化水平组合图
Fig.2 Combination of eco-efficiency and new urbanization in four provinces

效率的迅速增长相对更容易,这种初始状况对持续增长的影响只需要少量的环境、劳动力与资本的要 素投入,与此相比,生态效率起步极高的地区,增加的相应的要素投入对其效率的作用微弱。

3.2 长三角城市群生态效率空间分布特征分析

为直观展现长三角城市群生态效率的空间分布特征,将生态效率划分成五个梯次: $ef \in (0, 0.3]$ 为低效率, $(0.3, 0.5]$ 为较低效率, $(0.5, 0.8]$ 为中等效率, $(0.8, 0.9]$ 为较高效率, $(0.9, 1]$ 为高效率,以2003、2007、2012和2017年4个时间截面绘制生态效率空间分布图(图3)。

从时间截面上来看,2003年高生态效率(0.9, 1]的城市共4个,南京、常州、无锡以及舟山,生态效率低(0, 0.3]的城市均分布在安徽省,分别为滁州、安庆和宣城,半数以上城市处于中等效率状态;到2007年,滁州、安庆和宣城上升到较低效率梯次,镇江、苏州和湖州步入较高效率行列,铜陵市则进入高效率状态,此时段多数城市生态效率增幅较大,共8个城市的生态效率迈上更高级别;到2012年,合肥市步入较高效率行列,杭州则上升到高效

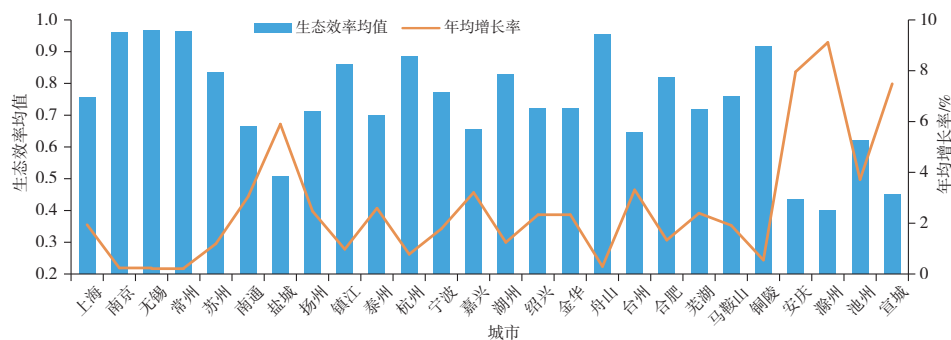


图1 2003—2017年长三角各市生态效率均值和年均增长率
Fig.1 2003—2017 for the average eco-efficiency and average annual growth rate of the cities in the Yangtze River Delta

表2 2003—2017年长三角26市生态效率

Tab.2 Ecological efficiency of the 26 cities in the Yangtze River Delta from 2003 to 2017

地区	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
上海	0.65	0.67	0.69	0.70	0.72	0.74	0.75	0.76	0.78	0.79	0.80	0.81	0.82	0.83	0.84
南京	0.94	0.95	0.95	0.95	0.96	0.96	0.96	0.96	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.98
无锡	0.95	0.95	0.96	0.96	0.96	0.96	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.98	0.98	0.98
常州	0.94	0.95	0.95	0.95	0.96	0.96	0.96	0.96	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.98	0.98
苏州	0.76	0.77	0.79	0.80	0.81	0.82	0.83	0.84	0.85	0.86	0.87	0.87	0.88	0.89	0.90
南通	0.53	0.56	0.58	0.60	0.62	0.64	0.65	0.67	0.69	0.71	0.72	0.74	0.75	0.76	0.78
盐城	0.35	0.37	0.40	0.42	0.44	0.47	0.49	0.51	0.53	0.56	0.58	0.60	0.62	0.64	0.65
扬州	0.59	0.61	0.63	0.65	0.67	0.68	0.70	0.72	0.73	0.75	0.76	0.77	0.79	0.80	0.81
镇江	0.80	0.81	0.82	0.83	0.84	0.85	0.86	0.86	0.87	0.88	0.89	0.89	0.90	0.91	0.91
泰州	0.58	0.60	0.62	0.64	0.66	0.67	0.69	0.71	0.72	0.74	0.75	0.77	0.78	0.79	0.80
杭州	0.83	0.84	0.85	0.86	0.87	0.87	0.88	0.89	0.90	0.90	0.91	0.91	0.92	0.92	0.93
宁波	0.67	0.69	0.71	0.72	0.74	0.75	0.77	0.78	0.79	0.80	0.81	0.82	0.83	0.84	0.85
嘉兴	0.52	0.54	0.56	0.58	0.60	0.62	0.64	0.66	0.68	0.69	0.71	0.73	0.74	0.76	0.77
湖州	0.75	0.76	0.78	0.79	0.80	0.81	0.82	0.83	0.84	0.85	0.86	0.87	0.88	0.88	0.89
绍兴	0.61	0.63	0.64	0.66	0.68	0.70	0.71	0.73	0.74	0.76	0.77	0.78	0.80	0.81	0.82
金华	0.61	0.62	0.64	0.66	0.68	0.70	0.71	0.73	0.74	0.76	0.77	0.78	0.79	0.81	0.82
舟山	0.93	0.93	0.94	0.94	0.95	0.95	0.95	0.95	0.96	0.96	0.96	0.96	0.97	0.97	0.97
台州	0.51	0.53	0.55	0.57	0.60	0.62	0.63	0.65	0.67	0.69	0.70	0.72	0.74	0.75	0.76
合肥	0.74	0.75	0.77	0.78	0.79	0.80	0.81	0.82	0.83	0.84	0.85	0.86	0.87	0.88	0.88
芜湖	0.60	0.62	0.64	0.66	0.67	0.69	0.71	0.72	0.74	0.75	0.77	0.78	0.79	0.80	0.81
马鞍山	0.66	0.67	0.69	0.71	0.72	0.74	0.75	0.77	0.78	0.79	0.80	0.81	0.82	0.83	0.84
铜陵	0.88	0.88	0.89	0.90	0.90	0.91	0.91	0.92	0.92	0.93	0.93	0.94	0.94	0.94	0.95
安庆	0.27	0.29	0.32	0.34	0.36	0.39	0.41	0.44	0.46	0.48	0.51	0.53	0.55	0.57	0.59
滁州	0.24	0.26	0.28	0.31	0.33	0.35	0.38	0.40	0.43	0.45	0.47	0.50	0.52	0.54	0.56
池州	0.48	0.50	0.52	0.54	0.57	0.59	0.61	0.63	0.64	0.66	0.68	0.70	0.71	0.73	0.74
宣城	0.28	0.31	0.33	0.36	0.38	0.40	0.43	0.45	0.48	0.50	0.52	0.54	0.56	0.58	0.60

率,而中等效率以下的三个城市依然为滁州、安庆和宣城;到2017年,长三角26市均达到中等及以上效率水平,处于高效率的城市有7个,较高效率及以上城市数占比从2003年的23.1%上升到2017年的69.2%。在“追赶效应”下,长三角各市之间生态效率的差异正在逐渐减小,虽然长三角26市的GDP、资本存量、城镇人口比重等指标的差异越来越大(方差、极差呈增长趋势),但生态效率较低的城市利用后发优势,增加相对较少的投入获得相对于高效率城市更多的产出以实现更高速度的发展。

从空间分布格局上来看,生态效率的发展具有明显的区域差异。安徽省与江苏、浙江以及上海仍有一定的差距,生态效率的分布呈现为江苏南部至上海连线高,安徽西南以及苏北、浙江南低,以安徽省会、江苏省会及上海市连线处再到浙江省会杭州至舟山连线处呈较高及以上效率状态,呈“Z”字型空间分布格局。形成“Z”型格局有历史、区位、经济等一系列原因,南京、杭州作为长三角城市群两翼的中心城市,南京处于安徽省与江苏省的省界交汇处,在长三角城市群中具有承东启西的枢纽性,南京生态效率的快速增长率先带动了省内长江以南的临近城市,因历史性原因选择了合肥作为安徽省

会,加持一系列有益政策,合肥市形成如今的科技创新型城市,同时“经济巨头”上海市近年来不断建设环境友好型城市取得成效,因此形成了西到合肥东到上海的“一”字高效率格局;杭州则作为科技现代化城市,早期就形成了高生态效率的“一枝独秀”,随着苏杭高新技术产业的强势发展与杭州都市圈的联动,逐渐形成了高生态效率的苏杭连线,“一”字格局发展为“>”型,国家森林城市舟山凭借绝对的生态优势与杭州都市圈的生态发展相得益彰。总之,由合肥、南京及上海的新型城镇化的快速发展所引领带动生态效率的提升,杭州都市圈的扩散与舟山一贯的高生态效率水准,以苏州与湖州之间形成的环太湖生态经济带连线,至此最终形成高生态效率的“Z”型空间格局。

得益于新型城镇化的推进,保护环境力度加大,长三角26市生态效率等级以中等到较高为主转变为较高以及上为主,生态文明建设取得初步成就,整体已实现由中等效率主导阶段向较高效率阶段蜕变,那么由上述讨论得知长三角城市群城市的高生态效率“Z”型集聚是否表示城市的生态效率之间存在空间相互作用,即较高生态效率的城市是否能促进临近地区效率的增长?

3.3 生态效率的影响因素分析

3.3.1 要素替代弹性对生态效率的增长效应的理论分析

要素替代弹性直观展示出要素之间的替代或互补关系,表现为替代弹性增大则要素边际产出越高的正相关关系,被广泛认可为提高产出效率的重要影响因素。要素替代弹性对生态效率速率的作用传导机制的理论分析如下:资本—劳动与资本—环境替代性增加将带来资本边际产出的提高^[39],若资本代替劳动将会带来资本收入份额提高,产生经济集聚,带来的规模效应能促进边际生态效率的增长,而经济集聚和环境污染存在相互影响^[40],环境对经济产出的制约又将导致边际生态效率的降低,表现出投入与产出的同时变动,又因现实中两者的变动速率往往不同,从而对生态效率的增长率产生影响,若资本代替环境投入则既有经济集聚等带来边际产出的增加,又能通过资本流入环保产业形成市场化带来边际投入的减少,从而作用于生态效率的增长率;相应的,传统产业往往在城市经济发展过程中起支撑作用,为保证经济与环境协调发展,劳动

替代环境投入所带来的劳动型集聚导致生产规模的扩大,提高了对土地、资源、环境等的长期需求,这又将反过来限制劳动力的继续投入,这也导致投入与产出在不同时期以不同速率变动,作用过程与资本—劳动替代弹性类似,最终影响生态效率的增长率。因此,要素替代弹性能够揭示长三角生态效率增长率变化所依赖的要素结构变动,结合上述分析能够提出合理假设:资本—环境替代弹性能促进生态效率增长率的提高,而资本—劳动与劳动—环境替代弹性对生态效率增长率的影响未能确定。

本文的要素替代弹性 σ_{ij} 基于DES(Direct Elasticity of Substitution)方法测度得出,即生产要素 $X_i = c(K, L, E)$ 之间:给定产出、其他要素投入数量及边际产品不变时,二者边际替代率相对变化导致要素比率的相对变化,其公式为:

$$\delta_{ij} = \frac{d\ln(X_j/X_i)}{d\ln(Y_i/Y_j)} = \delta_{ji} = \frac{d\ln(X_i/X_j)}{d\ln(Y_j/Y_i)} = \left[1 + \left(2\beta_{x_{ij}} - \frac{\eta_{x_j}}{\eta_{x_i}} \beta_{x_{ii}} - \frac{\eta_{x_i}}{\eta_{x_j}} \beta_{x_{jj}} \right) \cdot (\eta_{x_i} + \eta_{x_j})^{-1} \right]^{-1} \quad (3)$$

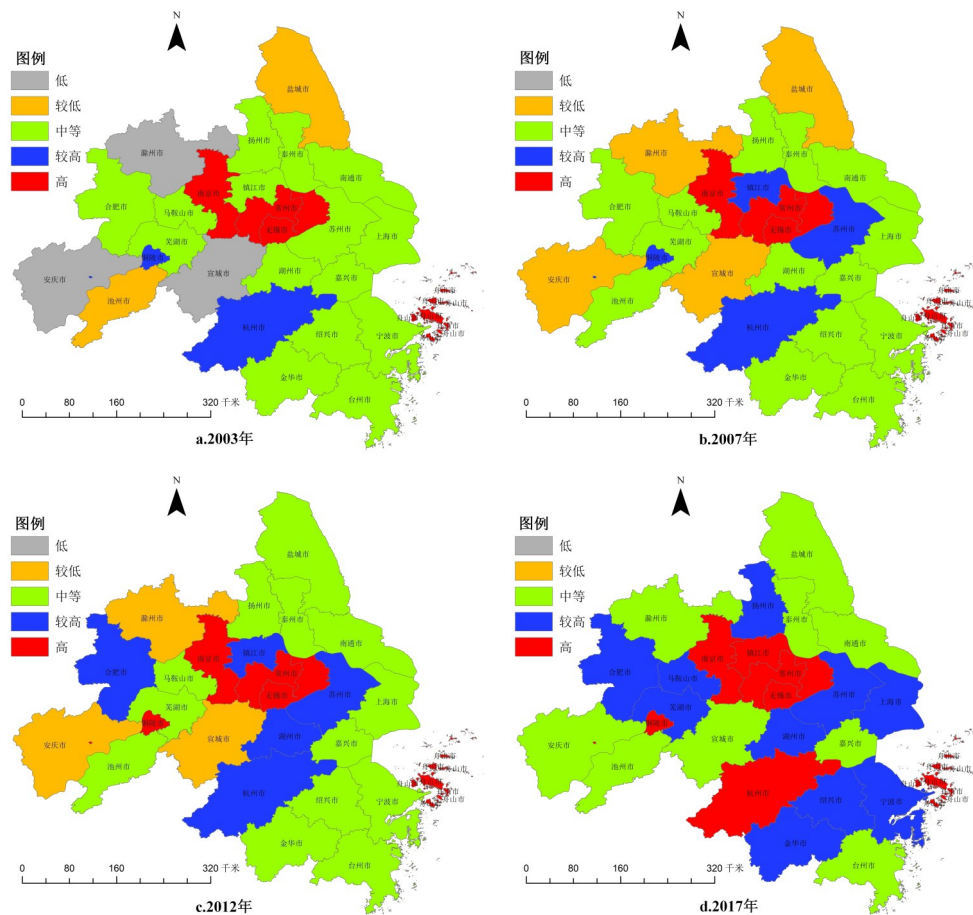


图3 长三角各市生态效率空间分布

Fig.3 Spatial distribution of eco-efficiency in the Yangtze River Delta

式中: $\eta_{X_i} = \partial \ln Y / \partial \ln X_i$ 。当 $0 < \sigma_{ij} < 1$ 时,两要素之间互补,且 σ_{ij} 越小互补性越强;当 $\sigma_{ij} > 1$,两要素之间存在替代性,且 σ_{ij} 越大替代性越强;若 $\sigma_{ij} < 0$,则两要素之间处于生产不经济状态;若 $\sigma_{ij} = 1$,则表明式(1)的生产函数由超越对数形式退化为柯布—道格拉斯生产函数形式,由此计算得到要素替代弹性(表3)。

四省市的资本—劳动投入表现为稳定的相互替代且替代性不断增强的关系($\sigma_{KL} > 1$),这意味着长三角城市群资本—产出比和资本收入份额呈显著负相关关系,即城市群资本的积累越来越少地依赖于劳动力的投入。资本—环境投入替代弹性表现为安徽省初期最高($\sigma_{KE} \geq 1.03$),在2013年往后四省市差异逐渐减小,表现为稳定缓慢增长趋势的相互替代($1 < \sigma_{KE} < 1.1$),即四省市的资本投入对环境投入都富于弹性,反映出长三角城市群在推进新型城镇化建设中更偏向用资本投入而不是环境投入来增加产出收益,注意到 σ_{KL} 与 σ_{KE} 历年的波动幅度均较小,说明长三角城市群的资本—劳动与资本—环境要素投入结构较为稳定。四省市劳动力—环境的替代弹性依然都表现为较强的相互替代性($\sigma_{LE} \geq 1.2$),其中安徽省绝对数值最低($\sigma_{LE} < 1.3$),即环境投入匮乏时段相对其他三省市最少依赖劳动力的投入以满足产出的提高。那么,前文所提到的“追赶效应”具体是如何发生的?即三者要素替代弹性的变化对生态效率的增长率是否产生驱动作用?

3.3.2 空间混合模型结果分析

为了解决3.2以及上述问题,通过Moran's I 指

数可知长三角城市群的生态效率值由2003年的0.32逐渐增长到2017年的0.34,且均通过了1%的显著性水平检验,判断出长三角城市群的生态效率存在逐渐加强的空间正相关性,因此本文考虑带有空间滞后因变量 λ 和空间自回归干扰 ρ 的面板回归模型。模型估计结果见表4。

首先通过拉格朗日乘数检验(LM test)来判断构建何种空间面板模型,结果显示,在1%以及10%的显著性水平下拒绝了 H_0 :空间混合模型退化为空间滞后模型,以及 H_0^2 :空间混合模型退化为空间误差模型,应建立空间混合模型。另外,三类空间计量模型的豪斯曼检验(Hausman)结果在1%的显著性水平下均不能拒绝 H_0^3 :固定效应和随机效应的估计值具有一致性(卡方值小于临界值23.21),因而采用更具效率的随机效应模型。为了使模型估计更具稳健性,采用稳健的拉格朗日乘数检验(robust Lagrange Multiplier tests)检验随机效应下的空间混合模型是否退化为空间滞后或空间误差模型,结果显示空间混合模型依然最为合适。因此,本文基于随机效应的空间混合模型,对生态效率增长率与生态效率的极大似然估计结果分析,得出以下结论:

①替代弹性对生态效率增长率变动的影响上来看,资本—劳动以及劳动—环境的相互替代对生态效率的增长速率未产生显著影响,这是因为资本—劳动强替代性将带来资本收入份额的迅速提高,进而形成资本资源禀赋结构,带来快速的经济集聚对环境的高要求以及高污染又反作用生态效率增长率,类似的,劳动—环境较高的替代弹性所带来的劳动型产业集聚,生产规模的扩大对土地、资源、

表3 各省市2003—2017年要素替代弹性

Tab.3 Factor substitution elasticity of provinces (cities) in 2003—2017

年份	资本—劳动替代弹性 σ_{KL}				资本—环境替代弹性 σ_{KE}				劳动—环境替代弹性 σ_{LE}			
	上海	江苏	浙江	安徽	上海	江苏	浙江	安徽	上海	江苏	浙江	安徽
2003	1.32	1.38	1.47	1.21	1.027	1.028	1.028	1.031	1.94	1.97	2.20	1.21
2004	1.33	1.37	1.49	1.21	1.028	1.029	1.029	1.031	1.93	1.98	2.22	1.21
2005	1.33	1.37	1.52	1.21	1.028	1.029	1.029	1.031	1.93	1.98	2.25	1.21
2006	1.35	1.38	1.56	1.22	1.028	1.030	1.030	1.032	1.93	2.00	2.30	1.22
2007	1.36	1.39	1.60	1.22	1.029	1.030	1.030	1.032	1.94	2.02	2.36	1.22
2008	1.38	1.40	1.66	1.23	1.029	1.030	1.031	1.032	1.94	2.03	2.45	1.23
2009	1.39	1.41	1.74	1.23	1.029	1.030	1.031	1.032	1.95	2.03	2.57	1.23
2010	1.41	1.42	1.87	1.24	1.030	1.030	1.031	1.032	1.97	2.04	2.88	1.24
2011	1.42	1.45	1.82	1.23	1.030	1.031	1.032	1.032	1.97	2.09	2.85	1.23
2012	1.44	1.46	2.05	1.23	1.031	1.031	1.032	1.032	2.00	2.12	4.16	1.23
2013	1.39	1.46	1.91	1.24	1.031	1.032	1.032	1.032	1.94	2.09	3.09	1.24
2014	1.39	1.44	2.11	1.24	1.031	1.032	1.032	1.032	1.94	2.04	3.74	1.24
2015	1.43	1.48	2.89	1.25	1.032	1.032	1.032	1.032	1.98	2.08	3.07	1.25
2016	1.48	1.55	1.48	1.27	1.032	1.032	1.033	1.032	2.05	2.18	5.24	1.27
2017	1.49	1.57	2.84	1.29	1.032	1.032	1.032	1.032	2.07	1.42	8.82	1.29

环境产生长期的高需求,带来了边际生态效率递减的代价,因而最终资本—劳动替代弹性与劳动—环境替代弹性对生态效率的增长率没有产生显著的驱动作用。资本—环境的替代性则显著地促进了生态效率增长率,资本—环境替代弹性大于1且逐渐增长表明,部分资本不断流入环保绿色等产业,推动了环境的保护、开发以及市场化,在宏观政策长期利好的环境下不断吸引资本的流入,形成的资本环境替代效应,其良性循环不仅能够将资本所带来的经济集聚发挥提高经济的边际产出的作用,而且环保、绿色等环境友好产业的发展更能从根本上改善环境,进而降低环境的边际投入。得益于边际产出的增加以及边际投入的降低,长三角城市群的资本与环境要素的替代资源配置有效驱动了生态效率的增长,正因安徽省在2013年前相对较高的资本环境替代性促进了“追赶效应”的发生。因此,忽略不能对生态效率增长率以及生态效率产生显著影响的其他要素替代弹性,资本—环境替代弹性与生态效率增长率呈显著正相关,支持了替代弹性能够推动生态效率增长率提升的德拉格兰德维尔假说。

②生态效率的影响因素研究中,空间交互作用上来看,空间滞后因变量系数 λ 在1%的显著性水平下显著为正,说明长三角城市群的生态效率在较大程度上($\lambda = 0.76$)受到空间邻近城市生态效率的正向影响,即当邻近城市的生态效率每提升1%,会使得本城市的生态效率上升0.76%。可见生态效率

高的城市与低的城市之间在生态文明建设中具有“见贤思齐”的效应,即生态效率较低的城市获得更高生态效率水平城市的影响以采取注重城市经济与生态环境平衡发展、健康推进新型城镇化的发展道路。空间自回归干扰系数 ρ 在1%的水平下显著为-0.71,说明邻近城市误差项的变动对中心城市误差项存在一定程度的负向影响。

③新型城镇化水平对生态效率的影响来看,二者存在U型二次关系,即生态效率随着新型城镇化水平的提高呈现先下降后上升的趋势,拐点值为56.87%。因长三角新型城镇化发展初期建立在资源消耗、环境污染的粗放式增长模式下,使得区域生态效率降低,随着新型城镇化的继续推进、生态文明体制改革的不断深入,超过拐点值后生态效率与新型城镇化实现协同提升。为验证长三角不同省市之间拐点值是否有显著区别,基于上述所选择的随机效应下的空间混合模型,添加地区虚拟变量回归得到表5。

结果显示只有安徽省的解释变量系数不显著,说明拐点值与长三角整体没有显著差异,为56.87%,而上海市(一次项系数为-1.591,二次项系数为1.206)、江苏省(一次项系数为-0.609,二次项系数为0.467)与浙江省(一次项系数为-0.571,二次项系数为3.869)则与长三角整体显著不同,经计算可知拐点值分别为65.91%、65.29%与73.67%。由此可知达到拐点值的时间顺序依次为上海市(2005

表4 空间混合模型估计结果
Tab.4 Spatial hybrid model estimation results

被解释变量	解释变量	空间滞后模型		空间误差模型		空间混合模型	
		固定效应	随机效应	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应
生态效率增长率	σ_{KL}	-5.7E-04*(-1.84)	-5.7E-04*(-1.77)	1.47e-04(0.54)	1.6E-04(0.59)	1.3E-04(0.52)	-1.5E-04(0.58)
	σ_{KE}	-0.47**(-2.40)	-0.47**(-2.47)	2.38*** (7.14)	2.46*** (7.12)	2.28*** (7.50)	2.39*** (7.55)
	σ_{LE}	-1.8E-04*(-1.75)	-1.8E-04*(-1.67)	1.9E-06(0.02)	7.6e-06(0.08)	-1.2E-05(-0.14)	-2.6E-06(-0.03)
	截距项		1.72*** (10.27)		1.65*** (8.40)		1.44*** (9.92)
	λ	0.59*** (15.59)	0.58*** (12.60)			0.74*** (21.80)	0.71*** (15.37)
	ρ			0.88*** (47.33)	0.86*** (24.67)	-0.59*** (-5.14)	-0.55*** (-4.14)
	新型城镇化率	-1.09*** (-11.21)	-1.08*** (-10.3)	-1.11*** (-11.84)	-1.12*** (-11.43)	-0.88*** (-9.87)	-0.90*** (-10.11)
生态效率	新型城镇化率的平方	0.92*** (10.42)	0.91*** (9.97)	0.94*** (11.29)	0.94*** (10.60)	0.78*** (9.57)	0.79*** (9.56)
	控制变量						
	经济水平	-0.01*(-1.55)	-0.01*(-1.63)	0.00(0.002)	-0.001(-0.31)	-0.01*(-1.69)	-0.01*(-1.77)
	能源消耗	-0.06***(-7.45)	-0.06***(-7.77)	-0.02*(-2.20)	-0.03***(-3.01)	-0.06***(-7.15)	-0.06***(-8.31)
	产业结构	0.03(-0.71)	0.04(-0.93)	-0.11***(-2.74)	-0.11**(-2.4)	-0.02(-0.59)	-0.03(-0.80)
	对外开放	-0.01***(-2.64)	-0.01**(-2.35)	-0.07(-0.91)	-0.01(-1.27)	-0.01**(-2.27)	-0.01**(-2.09)
	技术进步	0.02*** (2.53)	0.01** (2.21)	0.003(0.52)	0.004(0.71)	0.01** (2.41)	0.01** (2.20)
	Hausman		卡方=4.152		卡方=10.054		卡方=3.588
LM test		未知		空间滞后		空间误差	
r LM tests		随机效应模型		$H_0:\lambda = 0$		$H_0:\rho = 0$	

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著,括号内为t值。表5同。

年)、江苏省(2008年)、浙江省(2012年)、安徽省(2013年)。上海市早在1993年就在推动“三个集中”并在2006年初进入新阶段的城镇化建设,以重点解决生态环境、产业完善等问题为战略方针,符合本文得出上海市在2005年达到新型城镇化发展的拐点值。浙江省城市相对其他省市在经济发展早期就具有较大的自然生态环境优势,在推进新型城镇化前期的较长一段过程中难以兼顾城市经济的发展与生态环境的改善,这也是导致其拐点值相对最高的主要原因。安徽省由于城市经济规模较差以及发展起步落后于其他省市,在其发展初期积累的环境问题较少,发展过程中对环境产生的压力与需求也相应较小,两者协调发展的阈值因此较小,从而表现出最低的拐点值,然而事实上由于安徽省新型城镇化推动速度的缓慢导致其最晚超越拐点值,安徽省在2013年决心打造“三个强省”的姿态标志着生态文明观念的牢固树立、经济加速崛起,也符合本文得出安徽省在2013年达到拐点值的结论。

④从控制变量的影响看,经济水平、能源消耗对生态效率产生显著的负向影响,具体来看,人均GDP每提高1%能使生态效率减少0.01%,能源消耗每增加1%使得生态效率降低0.06%,可见长三角近年来地区经济的发展以生态效率的发展为代价,粗放型经济增长依赖高耗能产业,未能有效兼顾新型城镇化与生态环境的协调发展。外商投资带来生态的负效益表明长三角整体符合“污染天堂”假说,这是因为长三角是经济发展最活跃、开放程度最高的区域之一,与长江经济带形成的重要交汇,以利润为目标的企业既要避免因发达地区严格的环境规制所造成生产成本的增加,也为满足生产活动对劳动力、能源、区位条件等需求,形成了在区位选择上长三角的相对欠发达亟需经济发展的城市,从而对生态环境带来整体上的消极作用。技术进步则能有效促进生态效率的提高,科学技术人员占比每提高1%可使生态效率增加0.02%,该结果进一步验证了“创新驱动”是经济转型的关键,科技的进步能带来生产、环保技术与效率的提高,是创造新型城镇化良好发展环境的关键所在。

4 结论与启示

本文以新型城镇化为背景,基于2003—2017年长三角城市群26市面板数据,建立超越对数函数形式的随机前沿模型,拓展投入要素替代弹性的分析,从新型城镇化的理念框架下分析生态效率在地区之间的时空差异,运用空间计量模型探究其影响因素,结果表明:

①长三角总体的生态效率保持稳定的增长趋势,存在较大的省域空间差异,不过地区间的差距逐渐减小,空间格局表现为“Z”型集聚,即江苏南部至上海连线高,安徽西南以及苏北、浙江南部低,以安徽省会、江苏省会及上海市连线处再到浙江省会杭州至舟山连线处呈较高或高效率状态,与此同时随着新型城镇化水平较低的地区以更快的速度提升生态效率,发展水平较高的地区速度则相对放缓,“追赶效应”明显,长三角整体已实现由中等效率主导阶段向较高效率阶段转变。

②要素替代弹性表现为两两替代,其中资本—劳动与劳动—环境的相互替代对生态效率的变动没有产生显著影响,资本—环境的替代有效促进了生态效率增长率的提高。安徽省在发展初期相对其他省份较高的资本—环境替代弹性说明安徽省更高效地利用资本投入代替环境投入带来的边际产出的提高与边际投入的降低,最终促进生态效率增长率的将对较快的提高,是形成“追赶效应”的主要成因,资本—环境替代弹性与生态效率增长率呈显著正相关,支持了替代弹性能够推动生态效率增长率提升的德拉格兰德维尔假说。

③新型城镇化与生态效率之间存在二次U型关系,虽各省市与长三角整体达到拐点值的时间互不相同,但目前均实现了生态文明融入新型城镇化进程共同发展的双赢。解决矛盾的主要手段是实现粗放式经济发展的创新转型,淘汰高能耗与劳动密集型外商企业,利用科技创新解决深层次的矛盾与问题。

基于此,我们可以得到一些启示:①统筹协调各地区发展,缩小地区间差异,充分利用各个区域基础优势。②加快推进新型城镇化,在生态系统承

表5 各区域回归估计结果

Fig.5 Regression estimation results by region

	长三角总体	上海市	江苏省	浙江省	安徽省
新型城镇化水平	-0.8985696***(-10.1149)	-1.591**(-2.1385)	-0.60932***(-4.1015)	-0.57066***(-4.1647)	0.03793(0.3030)
新型城镇化水平的平方	0.7899306*** (9.5590)	1.2061** (2.1803)	0.46658*** (3.7924)	0.38686*** (3.4236)	0.01856(0.1641)
其他控制变量:转折点	56.87%	65.91%	65.29%	73.67%	-

载能力范围内,挖掘城市发展潜力。③合理地引入外商投资,加快经济的创新转型,注重科技驱动。

参考文献:

- [1] Huang S L, Yeh C T, Chang L F. The transition to an urbanizing world and the demand for natural resources[J]. *Current Opinion in Environmental Sustainability*, 2010, 2(3): 136 - 143.
- [2] 李强,高楠. 城市蔓延的生态环境效应研究——基于34个大中城市面板数据的分析[J]. *中国人口科学*, 2016(6): 58 - 67, 127.
- [3] 包双叶. 论新型城镇化与生态文明建设的协同发展[J]. *求实*, 2014(8): 59 - 63.
- [4] 李辉. 新型城镇化与生态文明建设协同推进路径探析[J]. *环境保护*, 2015, 43(23): 52 - 54.
- [5] WBCSD. Eco-efficient leadership for improved economic and environmental performance[R]. 1996 - 03 - 16.
- [6] OECD Eco-efficiency. Organization for economic cooperation and development[R]. Paris: OECD, 1998.
- [7] Huppes G, Ishikawa M. A Framework for Quantified Eco-Efficiency Analysis[J]. *Journal of Industrial Ecology*, 2005, 9(4): 25 - 41.
- [8] 罗能生,李佳佳,罗富政. 中国城镇化进程与区域生态效率关系的实证研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2013, 23(11): 53 - 60.
- [9] 蔡洁,夏显力,李世平. 新型城镇化视角下的区域生态效率研究——以山东省17地市面板数据为例[J]. *资源科学*, 2015, 37(11): 2271 - 2278.
- [10] Northam R M. Vacant Urban Land in the American City[J]. *Land Economics*, 1971, 47(4): 345 - 355.
- [11] Grimm N B, Foster D R, Groffman P M, et al. The changing landscape: ecosystem responses to urbanization and pollution across climatic and societal gradient[J]. *Frontiers in Ecology and the Environment*, 2008, 6(5): 264 - 272.
- [12] Grossman G M, Krueger A B. Economic Growth and the Environment[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1994, 110(2): 353 - 377.
- [13] Pickett S T A, Cadenasso M L. Advancing urban ecological studies: Frameworks, concepts, and results from the Baltimore Ecosystem Study[J]. *Austral Ecology*, 2010, 31(2): 114 - 125.
- [14] 刘耀彬,李仁东,宋学锋. 城市化与城市生态环境关系研究综述与评价[J]. *中国人口·资源与环境*, 2005(3): 55 - 60.
- [15] 谢锐,陈严,韩峰,等. 新型城镇化对城市生态环境质量的影响及时空效应[J]. *管理评论*, 2018, 30(1): 230 - 241.
- [16] Li Y, Li Y, Zhou Y, et al. Investigation of a coupling model of coordination between urbanization and the environment[J]. *Journal of Environmental Management*, 2012, 98(1): 127 - 133.
- [17] 淳阳,朱晚秋,潘洪义,等. 重心转移视角下新型城镇化与生态足迹时空差异及其耦合关系研究——以四川省为例[J]. *长江流域资源与环境*, 2018, 27(2): 306 - 317.
- [18] 陈兴鹏,郭晓佳,王国奎,等. 甘肃省中部贫困地区资源—环境—经济系统的耦合演进分析——以定西市为例[J]. *干旱区资源与环境*, 2013, 27(11): 1 - 8.
- [19] 郑慧,贾珊,赵昕. 新型城镇化背景下中国区域生态效率分析[J]. *资源科学*, 2017, 39(7): 1314 - 1325.
- [20] 王慧英. 基于管理与环境视角的中国旅游效率研究[J]. *旅游科学*, 2014, 28(5): 31 - 40, 53.
- [21] 侯孟阳,姚顺波. 中国城市生态效率测定及其时空动态演变[J]. *中国人口·资源与环境*, 2018, 28(3): 13 - 21.
- [22] 匡远凤,彭代彦. 中国环境生产效率与环境全要素生产率分析[J]. *经济研究*, 2012, 47(7): 62 - 74.
- [23] 邢贞成,王济干,张婕. 中国区域全要素生态效率及其影响因素研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2018, 28(7): 119 - 126.
- [24] 胡雪萍,李丹青. 城镇化进程中生态足迹的动态变化及影响因素分析——以安徽省为例[J]. *长江流域资源与环境*, 2016, 25(2): 300 - 306.
- [25] 王宝义,张卫国. 中国农业生态效率的省际差异和影响因素——基于1996—2015年31个省份的面板数据分析[J]. *中国农村经济*, 2018(1): 46 - 62.
- [26] 马晓君,李煜东,王常欣,等. 约束条件下中国循环经济发展中的生态效率——基于优化的超效率SBM-Malmquist-Tobit模型[J]. *中国环境科学*, 2018, 38(9): 3584 - 3593.
- [27] 罗能生,李佳佳,罗富政. 中国城镇化进程与区域生态效率关系的实证研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2013, 23(11): 53 - 60.
- [28] 刘应元,冯中朝,李鹏,等. 中国生态农业绩效评价与区域差异[J]. *经济地理*, 2014, 34(3): 24 - 29.
- [29] 胡彪,付业腾. 中国生态效率测度与空间差异实证——基于SBM模型与空间自相关性的分析[J]. *干旱区资源与环境*, 2016, 30(6): 6 - 12.
- [30] 金贵,吴锋,李兆华,等. 快速城镇化地区土地利用及生态效率测算与分析[J]. *生态学报*, 2017, 37(23): 8048 - 8057.
- [31] 陈晓玲,连玉君. 资本—劳动替代弹性与地区经济增长——德拉格兰德维尔假说的检验[J]. *经济学(季刊)*, 2013, 12(1): 93 - 118.
- [32] 钟世川. 要素替代弹性、技术进步偏向与我国工业行业经济增长[J]. *当代经济科学*, 2014, 36(1): 74 - 81, 126 - 127.
- [33] 章上峰,董君,许冰. 中国总量生产函数模型选择——基于要素替代弹性与产出弹性视角的研究[J]. *经济理论与经济管理*, 2017(4): 19 - 29.
- [34] 李在军,胡美娟,周年兴. 中国地级市工业生态效率空间格局及影响因素[J]. *经济地理*, 2018, 38(12): 126 - 134.
- [35] 黄建欢,吕海龙,王良健. 金融发展影响区域绿色发展的机理——基于生态效率和空间计量的研究[J]. *地理研究*, 2014, 33(3): 532 - 545.
- [36] Battese G E, Coelli T J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data[J]. *Empirical Economics*, 1995, 20(2): 325 - 332.
- [37] Amsler C, Lee Y, Schmidt P, et al. A survey of stochastic frontier models and likely future developments[J]. *Seoul Journal of Economics*, 2009, 22(1): 5 - 27.
- [38] Cule E, De Iorio M. Ridge regression in prediction problems: automatic choice of the ridge parameter[J]. *Genetic Epidemiology*, 2013, 37(7): 704 - 714.
- [39] Grandville O D L. Curvature and the elasticity of substitution: straightening it out[J]. *Journal of Economics*, 1997, 66(1): 23 - 34.
- [40] 张可,汪东芳. 经济集聚与环境污染的交互影响及空间溢出[J]. *中国工业经济*, 2014(6): 70 - 82.