

我国省际区域生态效率的空间收敛性研究

吴义根^{1,2} 冯开文^{1*} 曾珍²

(1. 中国农业大学 经济管理学院,北京 100083;
2. 池州学院 商学院,安徽 池州 247000)

摘要 基于新古典经济增长理论,构建了区域生态效率空间收敛分析的理论框架。利用2004—2015年的我国省际面板数据,运用超效率DEA模型测算了各省的生态效率,分析了区域生态效率的区间差异,然后利用空间滞后模型讨论了 β 收敛情况。结果显示:1)区域生态效率逐年改善,区域差异明显,但大部分区域的差距在缩小;2)全国和东中西部地区均不存在 σ 收敛,考虑空间互相关下,全国和东中西部地区均存在 β 收敛,收敛速度呈现东部最快、中部次之、西部最慢的格局;3)在引入城镇化等控制变量后, β 条件收敛速度上升,东部和西部尤为明显;4)城镇化和市场化促进了生态效率提升,产业结构优化给生态环境带来了压力。因此,提升区域生态效率收敛依赖于新型城镇化建设的进程、市场化改革的程度和产业结构优化的落实。

关键词 生态效率; 区域差异; σ 收敛; β 收敛; 空间相关性; SAR模型

中图分类号 F062.2,F061.5

文章编号 1007-4333(2019)02-0202-13

文献标志码 A

Spatial convergence of inter-provincial eco-efficiency in China

WU Yigen^{1,2}, FENG Kaiwen^{1*}, ZENG Zhen²

(1. College of Economics & Management, China Agricultural University, Beijing 100083, China;
2. School of Business, Chizhou University, Chizhou 247000, China)

Abstract Based on the theory of neoclassical economic growth, this study constructs a theoretical framework of the spatial convergence analysis of the provincial regional Eco-efficiency. Using the provincial panel data from 2004 to 2015 in China, the provincial ecological efficiency by super efficiency DEA model is measured, and the regional differences of ecological efficiency is analyzed, then the convergence condition of beta through the spatial lag model is tested. The results show that: 1) The regional ecological efficiency has been improved year by year and regional difference is obvious, but the differences in most regions are narrowing. 2) There is no convergence in the east area, the middle area, the west area, even the whole country. 3) Considering the spatial cross-correlation, there is β convergence in each area and the whole country. The convergence rate of β is the fastest in the east, the second in the middle and the slowest in the west. However, after introducing some control variables such as urbanization, the convergence rate of β conditions increases, especially in the east and west. 4) Urbanization and marketization promote the improvement of ecological efficiency, and the optimization of industrial structure brings stress to the ecological environment. In conclusion, the improvement of the convergence of ecological efficiency in the region depends on the process of new urbanization construction, the degree of market-oriented reform and the implementation of industrial structure optimization.

Keywords ecological efficiency; regional differences; Sigma convergence; Beta convergence; spatial correlation; SAR model

收稿日期: 2018-03-22

基金项目: 安徽省哲学社会科学规划项目研究成果(AHSKY2018D95)

第一作者: 吴义根, 副教授, 博士研究生, 主要从事农业经济理论与政策、人口与经济研究, E-mail: wuyg08@czu.edu.cn

通讯作者: 冯开文, 教授, 主要从事制度经济学、发展经济学、农村经济组织与制度、农业经济史研究, E-mail: fengwen@cau.edu.cn

绿色发展已经成为“十三五”五大发展理念之一，党的十九大明确要求必须树立和践行“绿水青山就是金山银山”的理念。改革开放以来，我国经济获得了较快发展，这种增长背后是资源要素的过度消耗和环境的严重污染。以“高投入、高消耗和高污染”为特征的数量型增长已经不符合绿色发展的要求，影响了生态文明建设的成效。党的十八大和十八届三中全会提出建立反映资源稀缺，体现生态价值和代际补偿的使用制度，将生态文明建设提到前所未有的高度。党的十八届五中全会确立绿色发展理念，需要大力发展生态文明建设，构建“资源节约、环境友好型”的社会，党的十九大提出，要坚持节约资源和保护环境的基本国策，实行最严格的生态环境保护制度，形成绿色发展方式和生活方式。显然，经济发展不能依靠资源投入和环境破坏来换取，而应通过生态效率的改善来实现。在资源丰度和环境承载力有限的前提下，实现资源、环境和经济的协调发展显得尤为必要和关键，而生态效率反映了它们之间的协调程度。因此，生态效率的提升关系到生态文明建设的好坏。从缩小区域发展差距的视角来看，对我国省际生态效率的区域差异和收敛性进行研究，这对认识资源环境约束下区域经济发展差异的来源和评价区域生态效率发展政策的合理性有非常重要的意义。

利用非参数 DEA 评价生态效率的文献很多，概括起来主要有 4 类：超效率 DEA 模型，如，王恩旭等^[1]利用超效率 DEA 模型测算全国 30 个省的生态效率；三阶段 DEA 模型，如，邓波等^[2]利用三阶段 DEA 模型测算了我国 2008 年 31 个省的生态效率；网络 DEA 模型，如，查建平^[3]利用方向性距离函数的网络 DEA 分析了成都市 26 家风景区的生态效率；基于 PCA 和 DEA 组合模型，如，吴义根等^[4]利用全局主成分分析和超效率 DEA 模型测算了安徽省 16 个地级市的生态效率。就收敛理论而言，其发展速度非常迅速，并已渗透到环境领域，例如研究碳排放的收敛性等，但目前应用于生态效率的研究文献却很少。Camarero 等^[5]利用 DEA 模型测算了 2002—2012 年欧盟国家的生态效率，认为其存在“俱乐部收敛”。张焯等^[6]构建基于矩阵型结构的网络 DEA 模型对我国省际间生态经济效率进行测算并检验其收敛性。汪克亮等^[7]利用 2004—2012 年的面板数据，在环境压力约束下利用 DEA 模型测算了长江经济带的省份的生态效率，并未发

现存在 σ 收敛、 β 绝对收敛，而孙欣等^[8]利用 2003—2013 年面板数据发现长江经济带的生态效率 σ 收敛呈现“整体收敛，局部发散”，上中下游区域均存在 σ 收敛、 β 绝对收敛，收敛的结论明显不一致。

目前来看，已有文献在一定程度上证实了使用非参数 DEA 测算生态效率的可行性和有效性，也为本研究厘清我国省际生态效率的收敛性趋势提供了重要的参考。但同时可以清楚地看到，已有文献对生态效率的收敛性研究还不充分，并且关于区域生态效率收敛性研究的结论存在较大差异。此外，文献中绝大多数的收敛研究都假定各区域经济相互独立，这与经济的现实不相符，当一个地区受冲击时，会波及邻近地区甚至更远地区。尤其技术扩散影响区域经济收敛，而技术扩散显然涉及区域之间要素联动。也就是说忽视区域之间各因素的交互，会影响对收敛结果的判断。基于此，本研究在已有文献的基础上做出了一点边际贡献：1) 首先利用全局主成分分析法，将测算中的各类污染转换成污染指数，解决污染物之间可能存在的多重共线性，然后利用超效率 DEA 解决多个有效决策单元排名问题，并且效率值可以超过 1，为后续的收敛性分析提供便利。2) 为了避免要素的空间流动带来的空间相关性对收敛性研究的影响，将空间相关性引入到生态效率的收敛性模型中，避免遗漏变量对估计结果的影响，从而能够对我国省级生态效率的空间收敛性做出更为准确的判断。

1 理论分析与模型构建

1.1 区域生态效率空间收敛的理论分析

生态效率的提升与区域经济基础和发展的软环境息息相关。区域经济发展的差异会带来资源禀赋累积不同，进而会使区域生态效率产生差异，这种差异会逐渐收敛。从微观层面来看，一方面企业为了确保自身利益最大化，会在资源要素成本上升和环境规制趋紧的背景下，增加研发投入，通过技术创新提升管理水平，减少资源消耗，提升资源利用效率，从而带动生态效率的提升。另一方面，随着生活水平的提高，环保意识也会增强，为了提高生活质量，个人会逐渐偏好清洁型生活，从而有助于生态效率的提升。从产业角度来看，一方面，产业结构会趋同化，产业结构演变的规律是最终形成“三、二、一”的产业格局，第三产业的占比越大越有助于生态效率的提升。另一方面，随着化石能源资源的稀缺，能源

消费结构发生变化,清洁能源的使用越来越多,这种替代明显会提升生态效率。从宏观层面来看,一方面,日益严重的环境问题会促使政府采取更加严格的环境规制,倒逼企业进行“资源节约、环境友好型”技术的创新。另一方面,政府也会给从事环境友好型技术的研发和创新的企业和科研机构更多补贴,利用新技术和新工艺促进资源的高效利用,降低污染物的排放,促进生态效率水平的提升。

空间要素的流动也会促进区域生态效率的收敛,主要表现在其伴随区域间学习能力的异质性和资源要素的流动性而改变。由于区域的资源禀赋不同,区域的集聚效应和扩散效应存在差异。一方面,资本和劳动力等要素在拥有比较优势的区域会产生大量积聚,过度集聚会使要素产生“拥挤效应”,导致环境压力加大,生态效率下降,会促使资源向邻近地区转移。另一方面,政府的区域政策会引领各种创新要素向落后地区集聚,从而带动区域内生因素的发展潜能,有助于生态效率的空间收敛。另外,区域生态效率高的省份具有较强的学习能力,能够创造和吸纳更多知识,造成区域生态效率差异变大,同时扩散效应也会带动邻近地区的发展,再加上人才过度集聚和政府政策调控,这种差距会逐步缩小。区域生态效率的差异因为学习效应、扩散效应和政府政策的调控而逐步收敛,其效果取决于多方力量空间交互的综合效应。

1.2 基于超效率 DEA 模型的区域生态效率测度

DEA 模型可以识别有效决策单元和无效决策单元,对于有效的决策单元不能进一步区分好坏。为了实现对有效决策单元的排序问题,Andersen 等^[9]提出了 SE-DEA 模型,解决了多个有效决策单元的评价,实现了排序,而且计算出来的效率值可以超过 1,避免了因变量受限的问题,为后续的收敛性回归分析奠定基础^[10]。对于无效的决策单元,得出的结果仍与传统 DEA 一致,而有效决策单元的生产前沿面后移,通过投入比例增加维持效率不变,增加的投入比例为超效率。评价模型如式(1),

$$\begin{cases} \min \theta \\ \text{s. t. } \sum_{j=1, j \neq m}^n x_{i,j} \lambda_j + s_i^- = \theta x_m \\ \sum_{j=1, j \neq m}^n y_{k,j} \lambda_j - s_k^+ = y_m \\ \lambda_j \geq 0, j = 1, 2, \dots, n; s_i^- \geq 0, s_k^+ \geq 0 \end{cases} \quad (1)$$

式中: x_i 为投入变量, y_m 为产出变量, θ 为超效率

值, s_i^- 为投入松弛变量, s_k^+ 为产出松弛变量, λ_j 表示有效决策单元中组合比例, n 为决策单元个数。

1.3 区域生态效率收敛的空间计量模型

借助新古典增长理论的收敛假说,区域生态效率收敛是指生态效率较低的地区增速高于生态效率水平较高地区。实证分析方法主要包括 σ 收敛和 β 收敛。

1.3.1 生态效率的 σ 收敛

σ 收敛反映的是省际生态效率差异的变化趋势,一般采用标准差和变异系数来检验 σ 收敛假说。以区域生态效率为例, y_i 表示省份 i 的生态效率水平, \bar{y}_i 表示省份 i 的生态效率平均值, N 为区域的个数, σ 为标准差。标准差和变异系数 cv 的计算公式为:

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y}_i)^2} \quad (1)$$

$$cv = \frac{\sigma}{\bar{y}_i} \quad (2)$$

如果区域生态效率的标准差和变异系数逐渐减小,则认为存在 σ 收敛。

1.3.2 生态效率的 β 收敛

生态效率的 β 收敛包括绝对收敛和条件收敛,绝对收敛是指随着时间的后移,各省份的生态效率值会收敛于一个稳态值。而条件收敛假定各个区域之间经济特征存在差异,因而稳态值也应该有差异。由于空间杜宾模型更具普遍性,可以退化成空间滞后模型和空间误差模型,所以论文选定空间杜宾模型作为基础模型,区域生态效率的 β 绝对收敛方程如式(3),

$$\ln\left(\frac{Eco_{i,t+1}}{Eco_{i,t}}\right) = \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln\left(\frac{Eco_{i,t+1}}{Eco_{i,t}}\right) + \beta \ln Eco_{i,t} + \lambda \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln Eco_{i,t} + u_i + v_t + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中:右边第一项反映了因变量的空间交互效应, ρ 为空间滞后回归系数, w_{ij} 为表示行标准化的空间权重矩阵的第 i 行和第 j 列的元素。 u_i 空间效应, v_t 表示时间效应, $\epsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

区域生态效率的 β 条件收敛考虑不同区域的产业结构、技术水平的差异,以及区域政策尤其是环境规制方面的差异。因此,在 β 绝对收敛方程基础上加上控制变量即可,如式(4)所示, $X_{i,t}$ 表示控制变量。

$$\ln\left(\frac{Eco_{i,t+1}}{Eco_{i,t}}\right) = \rho \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \ln\left(\frac{Eco_{i,t+1}}{Eco_{i,t}}\right) + \beta \ln Eco_{i,t} + \lambda \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \ln Eco_{i,t} + \delta X_{i,t} + \varphi \sum_{j=1}^n \omega_{ij} X_{i,t} + u_i + v_i + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

式(3)和(4)中,如果 β 显著为负,表明区域生态效率水平较低的省份比生态效率水平高的省份有更快的增长率,表明存在 β 收敛,反之,则不收敛。

1.3.3 空间权重矩阵的构建

考虑到各省生态效率空间关联的复杂性,论文选取两种空间权重矩阵:基于 Queen 的一阶邻近权重矩阵 (W_q),也即是当省份 i 与省份 j 相邻,则 $\omega_{ij} = 1$,否则, $\omega_{ij} = 0$;基于地理距离矩阵 (W_d) 和经济距离矩阵的复合权重矩阵 (W_{dj})。 W_d 是使用省份 i 省会与省份 j 省会之间距离 (d_{ij}) 倒数的平方来反映两个省份之间联系的紧密程度,即 $\omega_{ij} = 1/d_{ij}^2$,距离越远,相互影响程度越小。与地理距离权重矩阵相比, W_{dj} 同时考虑了空间单元之间的距离和经济差异,具体计算公式为式(5),其中, \bar{Y}_i 为 2004—2015 年内 i 省的 GDP 的均值, \bar{Y} 所有 30 个省市考察期内的均值,矩阵最终都做了行标准化处理。

$$W_{dj} = W_d \times \text{diag}(\bar{Y}_1/\bar{Y}, \bar{Y}_2/\bar{Y}, \dots, \bar{Y}_1/\bar{Y}) \quad (5)$$

2 生态效率的空间差异分析

2.1 2004—2015 年我国生态效率的测度

生态效率强调以更少的资源投入和更低的环境成本获取更大的经济效益^[11],本研究据此选择投入和产出系统。衡量环境污染类的投入指标^[4,12]包括:废水排放量、SO₂ 排放量、工业粉(烟)尘排放量、固体废弃物产生量;资源消耗类指标包括:能源消耗总量、用水总量、城市建设用地面积、耕地面积;使用从业人数和资本存量来反映社会投入。产出指标采用各省的 GDP 来衡量。其中资本存量指标采用单豪杰^[13]估算方法展期,由于环境消耗类指标可能存在多重共线性,于是采用全局主成份分析计算得出环境污染指数。由于各类污染物排放量属于非合意产出,其特点是越小越好,依据现有文献作为投入指标并进行相关处理^[14]。各指标数据均来自《国家数据库》和《中国统计年鉴》,考虑到西藏的特殊政治经济地位和资源禀赋条件,以及数据可得性,研究中没有包括西藏。其中 GDP 使用对应的指数进行了平减,基年为 2004 年,各指标变量的统计性描述如表 1。

表 1 我国省域生态效率测算指标的描述性统计分析

Table 1 Descriptive statistical analysis of provincial eco-efficiency measurement indicators in China

变量 Variable	均值 Mean	标准差 Standard variance	最小值 Minimum	最大值 Maximum
国内生产总值,亿元 GDP	11 510.8	10 508.6	466.1	59 948.5
从业人数,万人 Employment number	466.3	311.3	42.5	1 973.3
资本存量,亿元 Capital stock	7 609.7	7 828.8	334.329	48 576.9
城市建设用地面积,万 hm ² Urban construction land area	13.817	9.702	1.05	49.59
耕地面积,万 hm ² Cultivated land area	435.35	303.45	18.76	1 586.59
用水总量,亿 m ³ Water consumption	197.0	139.1	22.06	591.3
能源消费总量,万 t 标准煤 Total energy consumption	12 189.7	7 921.7	742.5	39 423.3

表1(续)

变量 Variable	均值 Mean	标准差 Standard variance	最小值 Minimum	最大值 Maximum
废水排放总量, 万 t Total amount of wastewater discharge	203 945	162 810	14 287	911 522.6
化学需氧量, 万 t COD	58.8	41.0	3.93	198.3
二氧化硫排放量, 万 t Sulfur dioxide emissions	74.4	44.0	2.2	200
烟(粉)尘排放量, 万 t Emission of smoke (powder) dust	50.0	36.0	1.2	180
工业固体废弃物排放量, 万 t Industrial solid waste emission	7 908.5	7 556.5	112	45 575.8
样本数 No. of sample	360			

2.2 我国区域生态效率的空间差异分析

从时间维度来看,我国区域生态效率整体趋势是上升的,均值由2004年0.671上升至2015年的0.844,增长了26%,年均增长2.1%。从空间维度来看,各省2004—2015年的均值如图1所示,基本

呈现出东部地区生态效率较高,中部次之,西部最低。从图中可以看出,我国省域生态效率的差异很大,宁夏的生态效率为0.303,最低,最高省份为天津,达到了1.064,并且在三大区域内部,其差异也很大。

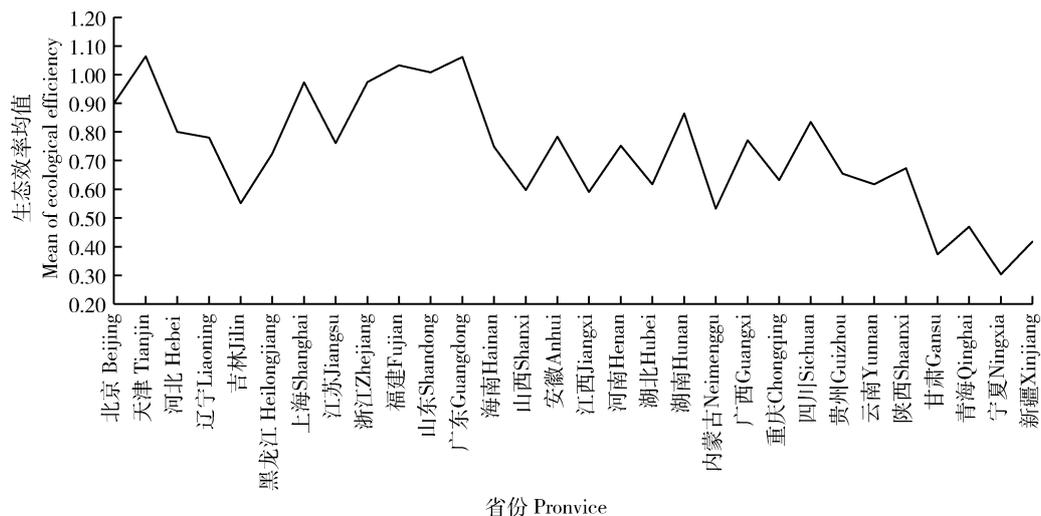


图1 2004—2015年我国省域生态效率均值变化情况

Fig. 1 The mean change of provincial eco-efficiency in China from 2004—2015

为了更好的呈现生态效率的区域差异,突出时空二维特征,利用ArcView GIS3.3画出了2004和2015年空间分布图,如图2。以2004和2015年为例,从时间轴来看,区域红黄绿色区域面积扩大,这

说明生态效率总体上逐渐改善,虽然省域颜色差距很大,而且未能明显缩小,但代表高水平的生态效率的颜色的区域在扩大,说明大部分区域之间的差距在缩小,表现出收敛的趋势,但仍需要进行收敛性检验。

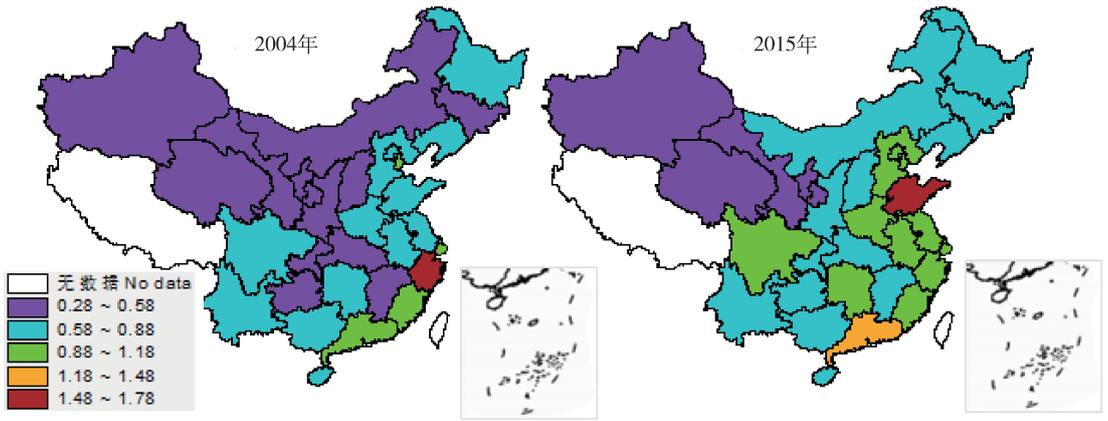


图 2 2004、2015 年我国省域生态效率的空间分布情况

Fig. 2 The spatial distribution of provincial eco-efficiency in China in 2004 and 2015

3 生态效率的空间收敛性分析

从时空两个维度的分析,可以看出我国省域的生态效率大部分区域的差异在缩小,有收敛的趋势,接下来利用定量分析的方法探讨 σ 收敛和 β 收敛的情况。

3.1 σ 收敛分析

根据式(1)和(2)分别计算出全国、东部、中部和西部的生态效率标准差和变异系数,所得到的结果

绘制成图 3 和 4。从图 3 中标准差的变化趋势可以看出,中部地区和西部地区生态效率的标准差变动不大,略有上升,全国和东部地区生态效率的标准差变动趋势基本一致,相对较大。从图 4 中变异系数的变动趋势来看,中部地区和西部地区的变异系数波动最小,相对稳定,三大区域和全国的生态效率标准差和变异系数表现出类似变化,波动中略有上升,显然全国和三大区域的生态效率不存在 σ 收敛。

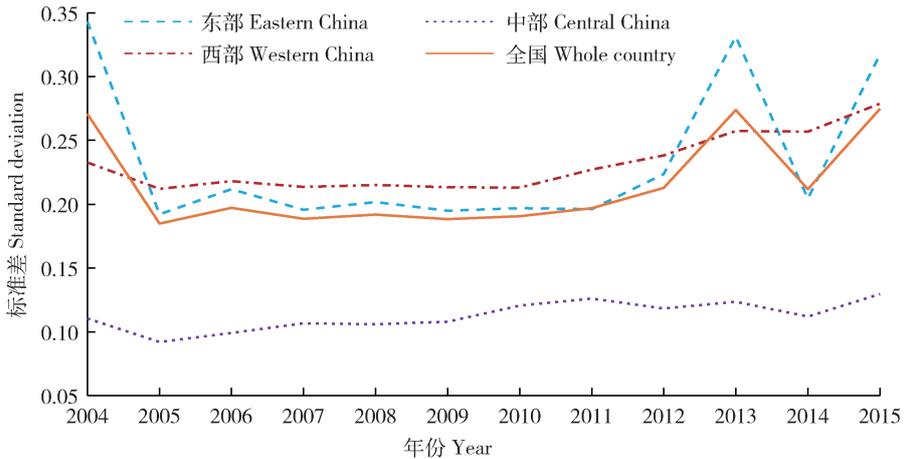


图 3 全国、东部、中部和西部生态效率的标准差

Fig. 3 Standard deviation of eco-efficiency across China, east, central and western regions

3.2 β 绝对收敛分析

3.2.1 空间相关性检验

空间计量模型的使用依赖空间单元变量之间的交互效应,需要对变量的空间相关性进行检验,常见的检验方法为莫兰指数法,利用软件 Stata/MP14.2 对区域生态效率等指标进行了空间相关性检验。结

果如表 2 所示,基于 Queen 一阶邻近权重矩阵 W_q 和距离倒数平方权重矩阵 W_d 均验证了生态效率 2004—2015 年的莫兰指数均为正数且通过了显著性检验,生态效率表现出空间依赖性,呈现正的空间相关性。这也说明在模型设定中考虑空间相关性是合理的,应该在模型中考虑空间效应^[15]。究其原

因,中国各区域经济增长模式和发展方式相似,普遍存在资源消耗大、环境污染高和产出低的现实,资

源、环境和经济发展不协调,这种相似性导致了空间依赖性存在。

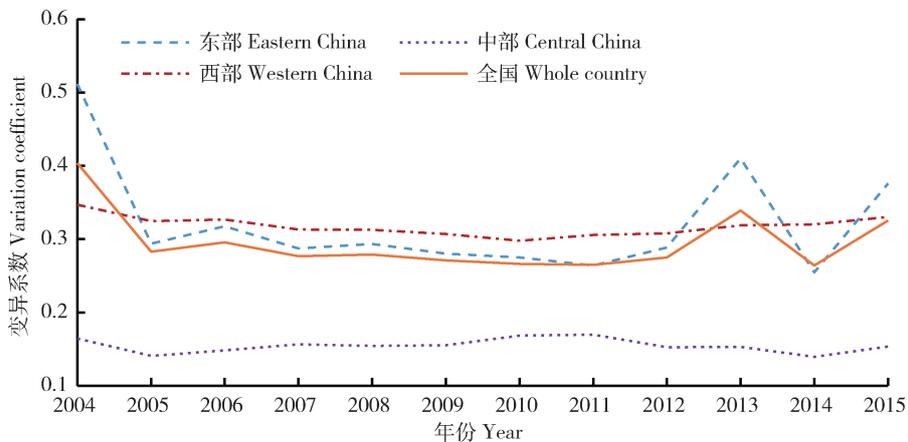


图4 全国、东部、中部和西部生态效率的变异系数

Fig. 4 Variable coefficient of eco-efficiency across the country, east, central and west

表2 省域生态效率 Moran's I 检验统计量

Table 2 The statistics of Moran's I test of provincial eco-efficiency

年份 Year	权重矩阵类型 Weight matrix type			
	基于 Queen 一阶邻近权重矩阵 W_q		基于距离倒数平方权重矩阵 W_d	
	莫兰值	P 值	莫兰值	P 值
2004	0.365	0.000	0.266	0.000
2005	0.446	0.000	0.302	0.000
2006	0.401	0.000	0.256	0.001
2007	0.381	0.000	0.271	0.001
2008	0.395	0.000	0.284	0.000
2009	0.444	0.000	0.305	0.000
2010	0.432	0.000	0.293	0.000
2011	0.399	0.000	0.259	0.001
2012	0.391	0.000	0.246	0.002
2013	0.338	0.001	0.256	0.001
2014	0.423	0.000	0.273	0.001
2015	0.324	0.001	0.217	0.003

3.2.2 空间计量模型选择

为了检验区域生态效率的 β 绝对收敛,需要选择合适的空间计量模型。由于空间计量模型存在滞后项,OLS 的估计结果有偏,采用 MLE 对方程(3)进行估计。利用 Hausman 检验、似然值以及赤池信息准则来判断,检验结果如表 3 所示,应该选择固定效应模型。另外,采用 Wald 检验识别空间杜宾

模型是否退化成空间滞后或是空间误差模型。Wald 检验的估计值 1.27, P 值为 $0.260 > 0.1$,在 10% 的显著性水平都不能拒绝 $H_0: \lambda = 0$ 原假设,杜宾模型退化成空间滞后模型。类似的, Wald 检验估计值为 4.25,其 P 值为 $0.034 < 0.05$,在 5% 显著性水平上拒绝 $H_0: \lambda + \rho\beta = 0$ 原假设,杜宾模型不能退化成空间误差模型。根据上述的检验结果,选择空

间滞后模型(SAR)较好,结果是稳健的。

表 3 固定效应和随机效应模型选择

Table 3 The selection of fixed effect and random effect model

模型类别 Type of model	似然值 Likelihood	赤池信息量 准则 AIC	贝叶斯信息 准则 BIC	结果 Result
固定效应 fe	416.223	8.160	23.357	固定效应
随机效应 re	358.898	12.160	34.955	
豪斯曼检验 Hausman Test	检验值 = 12.79, P 值 = 0.005			固定效应

为了对 SAR 模型中个体效应、时间效应和双向固定效应进行合理选择,根据似然值和 AIC、BIC 原则确定双向固定效应模型较好,于是在下面的分析中采用双向固定效应的空间滞后模型。

3.2.3 分地区生态效率空间 β 绝对收敛

虽然全国和三大区域的生态效率不存在 σ 收敛,但不能说明全国以及三大区域的生态效率不存在 β 绝对收敛。利用权重矩阵 W_q 和 W_{dj} ,采用空间滞后模型对全国和三大区域的 β 绝对收敛进行回归分析,结果如表 4。通过比较两种权重矩阵回归下模型的参数及其显著性,结果基本一致,参数值相差无几,故选择的模型是稳定和可靠的。下面的讨

论以基于 Queen 一阶邻近权重矩阵回归结果为例,从全国层面来看, β 值为 -0.469 且在 1% 的显著性水平上通过检验,说明生态效率与其增长率之间是反向关系,表明全国层面生态效率存在 β 绝对收敛,说明我国省域生态效率会收敛于一个共同的水平。东中西部的 β 值均为负值,除西部在 5% 的显著性水平上通过检验,其他两个区域均通过了 1% 的显著性检验,表现出了 β 绝对收敛,说明 3 个子区域内的生态效率差距也在缩小,落后地区向领先地位“追赶效应”是存在的。但也可以清楚地看到,全国和三大区域的收敛速度不同^①,分别为:0.633, 1.284, 0.403, 0.124, 东部最快,中部次之,西部最慢。

表 4 两种权重矩阵下的分区域 SAR 模型估计结果

Table 4 The estimation results of regional SAR model under two weight matrices

变量 Variable	基于 Queen 一阶邻近权重矩阵 W_q Based on Queen's first-order neighborhood weight matrix				地理-经济距离权重矩阵 W_{dj} Geographical - economic distance weight matrix			
	全国	东部	中部	西部	全国	东部	中部	西部
生态效率 lnEco	-0.469*** (-0.127)	-0.723*** (-0.132)	-0.332*** (-0.092)	-0.117** (-0.049)	-0.470*** (-0.129)	-0.738*** (-0.135)	-0.291*** (-0.071)	-0.114** (-0.049)
相关系数 ρ	-0.141*** (-0.045)	0.213*** (-0.046)	-0.513*** (-0.132)	-0.069 (-0.118)	-0.101 (-0.114)	0.220*** (-0.067)	-0.811*** (-0.259)	-0.273* (-0.155)
样本数 Number of obs	330	143	66	121	330	143	66	121
伪 R^2 Pseudo R^2	0.149	0.192	0.062	0.045	0.142	0.183	0.088	0.048
极大似然值对数 log L	431.94	163.44	143.79	221.57	429.75	161.82	147.67	222.75

注:***, **, * 分别表示在 1%, 5%, 10% 的水平下显著,括号中数字为标准误。

Note: ***, **, * represents respectively that it is significant at 1%, 5%, and 10% levels. The numbers in brackets are standard error.

① 收敛的速度是依据公式 $v = -\ln(1 + \beta)$ 计算得出。

3.3 β 条件收敛分析

3.3.1 控制变量的选择和数据来源

β 条件收敛考虑了各个区域经济、资源和环境的特征和稳态值不同,因此每个区域将收敛于自身的稳态水平。因此需要在回归模型中加入影响区域生态效率的控制变量,根据已有文献的研究,区域城镇化水平(URB)、对外依存度(OPEN)、产业结构优化(IND)、市场化程度(MAR)、富裕度(AGDP)、环境规制(AECP)和科技创新(ASTL)均影响了生态效率的提升^[4,12,16]。

随着城镇化的不断深入,区域人口向城市集聚,这种集聚有利于资源和能源消费的集约化,同时由于内部人群的学习效应和专业化协作,有利于提高投入的产出效应。城镇化采用城镇人口占总人口比重来表示。对外依存度采用进出口贸易总额在 GDP 中所占比重来表示,对外依存度高的区域通过外贸获取更先进的技术,有利于在更大范围内整合资源,提高投入产出效应。产业结构采用二、三产业增加值在 GDP 总值中所占比重(第二产业比重占 0.4,第三产业比重占 0.6),产

业结构优化意味着降低原来依靠资源投入向依靠知识和人力资本转变来发展经济,降低对资源和环境的影响。市场化程度采用个体和私营企业从业人员数占总人口比重来衡量,反映了经营环境通过市场之手引导、利用竞争来倒逼企业接受“资源节约、环境友好”的生产模式。富裕度反映了收入水平高低,目前经济增长方式属于数量型增长,即过度依赖资源和环境的消耗来实现,随着收入水平的提高,人们可能会更偏向环境改善和资源节约型增长。环境规制变量采用人均工业污染治理投资额,人均工业污染治理投资越多,环境污染压力越小,越能促进生态效率提升。科技创新使用每万人国内专利申请授权量来表示,反映了一个地区科技创新能力和技术水平,科技创新对生态效率有正向促进作用。

所有 β 条件收敛分析数据主要来自《中国国家数据库》和《中国统计年鉴》,进出口贸易总额采用人民币汇率均价进行折算,工业污染治理投资采用 GDP 平减值是进行了平减,基年为 2004,统计性描述如表 5 所示。

表 5 β 条件收敛实证分析变量的统计性描述

Table 5 The statistical description of β conditional convergence empirical analysis variables

变量名 Variables	均值 Mean	标准差 Standard variance	最小值 Minimum	最大值 Maximum
生态效率对数 Logarithm of eco-efficiency	-0.381	0.324	-1.259	0.574
城镇化率 Urbanization rate	0.518	0.141	0.269	0.896
对外依存度 External dependence degree	0.332	0.401	0.036	1.722
产业结构优化 Industrial Structure Optimization	0.438	0.034	0.351	0.557
市场化程度 Degree of marketization	0.133	0.075	0.030	0.449
人均 GDP 对数,元/人 Logarithm of GDP per capita	10.058	0.579	8.482	11.388
工业污染治理投资对数,元/人 Logarithm of the investment in industrial pollution control	3.401	0.749	1.268	5.482
人均国内专利授权量,项/万人 Domestic patent authorization per capita	0.834	1.252	-1.928	3.768
样本数 Number of obs				330

3.3.2 空间计量模型选择

为了检验 β 条件收敛,加入了 7 个控制变量,利用方程(4)进行估计。模型选择需要确认:固定效应还是随机效应;空间杜宾模型是否退化成空间滞后或

空间误差模型。检验结果如表 6,结果显示应该选择固定效应模型,瓦尔德检验结果显示杜宾模型退化成空间滞后模型(SAR)。然后根据似然值和赤池信息准则,选择双向固定效应 SAR 模型来进行估计。

表 6 参数估计的型选择

Table 6 Selection of parameter estimation model

模型类别 Type of model	似然值 Likelihood	赤池信息量准则 AIC	贝叶斯信息准则 BIC	结论 Result
固定效应 fe	435.336	36.160	104.544	固定效应
随机效应 re	373.616	40.160	116.142	
豪斯曼检验 Hausman Test	$\chi^2(17) = 83.17$	Prob > $\chi^2 = 0.000$		
瓦尔德检验 Wald Test	$\chi^2(8) = 9.16$	Prob > $\chi^2 = 0.329$		退化成 SAR 模型

3.3.3 分地区生态效率空间 β 条件收敛分析

利用两种权重矩阵,运用双向固定效应的空间滞后模型分别对全国和三大区域的 β 条件收敛进行了检验,结果如表 7。表中两种权重矩阵的回归的对应模型的各个参数和似然值都非常接近,说明模型是比较稳定的和可靠的。下面的分析以空间权重矩阵 W_q 回归的结果为例,就 SAR 模型来说,全国、东中西部收敛系数都在 1% 的显著性水平上通过检

验,且 < 0 ,说明全国已经东中西部都存在 β 条件收敛。随着经济发展、产业结构优化、对外依存度、市场化程度等调整,经过很长一段时间,全国以及各个地区的生态效率均将达到各自收敛的水平。从收敛系数的绝对值来看,东部地区最大,中部次之,西部最小,全国以及东中西部的收敛速度分别为:0.612, 1.505, 0.408, 0.198,说明东部地区的生态效率最先收敛于稳态水平,其次是中部地区和西部地区。

表 7 两种权重矩阵下的分区域 SAR 模型估计结果

Table 7 Estimated results of regional SAR models under two weight matrices

变量 Variable	基于 Queen 一阶邻近权重矩阵 W_q Based on Queen's first-order neighborhood weight matrix				地理-经济距离权重矩阵 W_d Geographical - economic distance weight matrix			
	全国	东部	中部	西部	全国	东部	中部	西部
生态效率 lnEco	-0.458*** (0.121)	-0.778*** (0.108)	-0.335*** (0.126)	-0.180*** (0.030)	-0.459*** (0.123)	-0.792*** (0.117)	-0.301*** (0.101)	-0.180*** (0.030)
城镇化率 URB	0.521* (0.304)	1.331* (0.674)	0.615 (0.542)	-0.336 (0.848)	0.483 (0.303)	1.276* (0.685)	0.432 (0.499)	-0.403 (0.857)
对外依存度 OPEN	0.020 (0.037)	0.090 (0.073)	1.010*** (0.253)	-0.040 (0.065)	0.023 (0.037)	0.085 (0.071)	0.839*** (0.203)	-0.052 (0.059)
产业结构优化 IND	-0.728 (1.052)	-3.390* (2.059)	-3.372* (1.666)	-0.278 (1.041)	-0.743 (1.069)	-3.152 (2.025)	-2.704* (1.469)	-0.355 (1.061)
市场化程度 MAR	0.590*** (0.185)	0.252 (0.229)	-0.270*** (0.097)	0.394* (0.207)	0.579*** (0.193)	0.247 (0.243)	-0.307*** (0.074)	0.361* (0.208)

表7(续)

变量 Variable	基于 Queen 一阶邻近权重矩阵 W_q Based on Queen's first-order neighborhood weight matrix				地理-经济距离权重矩阵 W_{di} Geographical - economic distance weight matrix			
	全国	东部	中部	西部	全国	东部	中部	西部
富裕度 LAGDP	-0.087 (0.102)	-0.379*** (0.103)	-0.007 (0.0395)	0.322* (0.157)	-0.086 (0.104)	-0.389*** (0.107)	0.039 (0.0320)	0.340* (0.159)
环境规制 LAEPC	-0.004 (0.012)	-0.019 (0.014)	-0.007 (0.023)	0.006 (0.011)	-0.004 (0.012)	-0.019 (0.015)	-0.011 (0.020)	0.005 (0.011)
科技创新 LASTL	0.000 1 (0.019 4)	0.001 9 (0.035 7)	-0.004 9 (0.022 6)	-0.050 1* (0.025 2)	0.001 5 (0.019 8)	0.005 9 (0.036 9)	0.000 1 (0.017 2)	-0.050* (0.024 9)
相关系数 ρ	-0.153*** (0.051 2)	0.218*** (0.029 7)	-0.501*** (0.136)	-0.0144 (0.115)	-0.105 (0.118)	0.212*** (0.060 7)	-0.886*** (0.242)	-0.275* (0.155)
样本数 Number of obs	330	143	66	121	330	143	66	121
伪 R^2 Pseudo R^2	0.20 34	0.022 3	0.135 4	0.020 9	0.189 9	0.020 3	0.250 9	0.030 5
极大似然值对数 logL	439.976	174.366	382.006	233.063	437.313	172.163	156.982	234.346

注:***, **, * 分别表示在 1%, 5%, 10% 的水平下显著, 括号中数字为标准误。

Note: ***, ** and * respectively represent significant at 1%, 5%, and 10% levels. The numbers in brackets are standard error.

就全国来看,城镇化率和市场化程度通过了显著性检验,且系数为正,这说明城镇化和市场化程度对生态效率的提升有促进作用。就三大区域来说,东部地区的人口城镇化进程显著为正,系数较大,说明东部地区人口的城镇化有利于资源的集聚、规模效应的发挥,提高了资源的利用效率,促进了生态效率的改善。东部地区的市场化系数为正,但未能通过显著性检验,中部地区显著为负,西部地区显著为正。东部地区的市场化程度高带来了较好的经营环境,有利于各种要素集聚,市场化程度越高竞争机制越能形成淘汰机制,会阻止高耗能和高污染企业进入,同时移出本区域不具备比较优势的要素,但这种机制的作用尚不明显。中部地区承接了产业转移的重任,实现了中部崛起,但对生态效率产生了负向影响,原因一方面可能在于其吸纳的资源要素偏向于高耗能和重污染,以及自身的优质资源外移。另一方面市场化程度高的区域移出的不具备比较优势的资源要素进入中部地区,而这些资源清洁度可能比较低。西部地区市场化程度提高改善了经营的环境,但相对东部和中部的企业而言,吸引力有限,更多是吸纳了周边的创新资源,正是这种创新资源有效弥补西部地区技术和管理上的缺乏,导致资源利

用效率明显提升,环境压力减小,促进了生态效率的改善。东部地区的对外开放度对生态效率影响为正,但不显著,而中部地区显著为正,主要是因为东部地区对外开放带来的创新资源对资源利用效率的提升空间越来越小,中部地区对创新资源带来的技术溢出明显改善资源的利用效率,加大幅度促进了环境改善。西部地区影响为负,系数较小且不显著,可能是西部地区外贸商品中偏向资源消耗多和环境污染大的商品,目前这种影响还未显现,值得注意。产业结构优化对生态效率的影响系数为负,东部和中部通过了显著性检验。虽然经济发展在转型,产业结构在优化,但目前来看,全国仍然是第二产业为主,其特征就是资源消耗高、环境污染重。虽然产业结构优化带来技术创新,但企业的逐利行为导致创新偏向于盈利而不是环保,从系数上可以看到的东部、中部系数较大,而且通过了显著性检验,西部影响则不明显。

富裕度采用人均 GDP 来衡量的,只有东部地区和西部地区通过了显著性检验。东部地区的经济发展水平越高,GDP 的“锦标赛”给政府更多竞争压力,抑制了政府的环境规制水平,从而对生态效率产生了负向影响。而西部地区的经济发展水平提升,

带来的资源要素和技术的创新,提高了资源的利用效率,促进了生态效率改善。中部地区虽未能通过显著性检验,但经济发展水平提升的负向影响开始显现。工业污染治理投资都未能通过显著性检验,可能是因为投资力度相对于经济体总量是杯水车薪,企业为了自身利益最大化,可能也会把很多治理设备闲置不用。科技创新对生态效率的影响仅仅西部地区显著为负,尽管科技成果不断增多,但出于经济利益的考虑,政府和个体不愿意投资环境友好型技术,而更偏爱产生效益的技术研发,不利于生态效率提升。东部和中部地区虽未能通过检验,但随着经济发展水平不断提升,人们会珍惜生活的环境,意识的转变可能导致研发投向的转变,这种影响肯定是积极的。

4 结论与启示

生态效率是在资源环境约束下对经济增长质量的反映。在当前绿色发展理念下,对生态效率收敛性特征的研究是实现绿色发展、协调发展和创新发展的重要切入点,有助于经济转型、区域协调发展和两型社会建设。本研究利用超效率 DEA 模型,利用 2004—2015 中国省际面板数据,运用空间计量经济学的方法对区域生态效率的收敛性情况进行了检验。结果表明:其一,区域生态效率整体上逐渐改善,均增长 2.1%,区域差异较大,但大部分区域的差异在缩小,表现出了收敛的趋势。其二,在考虑空间互相关的情况下,我国省际生态效率存在 β 绝对收敛和条件收敛,生态效率在东中西部地区均产生俱乐部趋同现象。就全国来看,收敛速度分别为 0.633 和 0.612,在考虑地区经济等因素差异后,收敛速度略有下降。就三大区域来看,绝对收敛速度为:1.284, 0.403, 0.124, 条件收敛速度为:1.505, 0.408, 0.198, 考虑区域经济特征差异后,东部和西部收敛速度明显加快,中部略有提高。其三,从全国来看,影响生态效率收敛的因素主要为城镇化和市场化,均对生态效率产生了正向影响。从三大俱乐部来看,城镇化、对外依存度、产业结构、市场化、富裕度和科技创新等对生态效率提升的影响存在区域差异。城镇化提高促进了东部地区生态效率的改善,产业结构优化对东中部地区生态效率提升产生了压力,市场化程度提升了市场的竞争程度,增加了环境压力,对生态效率产生了负向影响。经济发展水平对东部地区生态效率产生了负向影响,而对西

部地区则产生了正向影响。科技创新能力提升对西部地区生态效率产生了积极的作用。

基于对绿色发展的收敛性分析,和对以上结论的仔细推敲,提出以下几方面的建议:

1) 稳步推进新型城镇化建设,发挥创新资源的集聚和规模效应。在城镇化的过程中,进一步以资源节约和环境友好为导向,鼓励节能低耗消费品的开发与推广,推动城市的绿色发展;建立生态标杆竞争机制,约束资源过度集聚造成利用效率下降和环境污染问题;利用空间内部的学习机制和城市对乡村资源使用效率的带动,加强城乡联动,更大空间内发挥城镇化对绿色发展绩效的促进作用。

2) 稳步推进产业结构优化升级,利用知识和技术提升资源的使用效率。目前来看,产业结构优化过程中的高级化并没有发挥要素嵌入和科技引领的作用,“资源节约和环境友好”型的新业态尚未成型,原有粗放增长尚未改变。中西部在承接产业转移时要避免“高投入、高污染、低产出”的非清洁型企业入住,优先承接有利于知识和智力输入的企业,提升区域的内生发展能力,降低生态效率的区域差异。

3) 稳步推进市场软环境的建设,提升区域吸附创新资源的能力。一方面,三大区域应该提升自身市场软环境建设,提高吸附能力;另一方面,利用生态标杆对吸附的创新资源进行过滤,利用市场机制淘汰有悖于绿色发展的项目。

4) 加大环境污染治理投资,引导环境友好型技术创新开发利用。改变唯 GDP 论,增加绿色标杆,在经济发展过程中,要引导环境友好型技术的推广和使用,增加环境污染治理投资,双管齐下,使资源、环境和经济发展协调起来。考虑空间相关性的存在,要建立区域创新发展的联动机制,提高知识、技术等创新资源的辐射和扩散效应,缩小与生态效率高的区域创新差距。

参考文献 References

- [1] 王恩旭,武春友. 基于超效率 DEA 模型的中国省际生态效率时空差异研究[J]. 管理学报, 2011, 8(3): 443-450
Wang E X, Wu C Y. Spatial-temporal differences of provincial ecoefficiency in China based on super efficiency DEA model [J]. *Chinese Journal of Management*, 2011, 8(3): 443-450 (in Chinese)
- [2] 邓波,张学军,郭军华. 基于三阶段 DEA 模型的区域生态效率研究[J]. 中国软科学, 2011(1): 92-99

- Deng B, Zhang X J, Guo J H. Research on ecological efficiency based on three-stage DEA model[J]. *China Soft Science*, 2011 (1):92-99 (in Chinese)
- [3] 查建平, 王挺之. 环境约束条件下景区旅游效率与旅游生产率评估[J]. *中国人口·资源与环境*, 2015, 25(5):92-99
- Zha J P, Wang T Z. Estimation of tourism efficiency and tourism productivity of scenic areas under environmental constraints [J]. *China Population · Resources and Environment*, 2015, 25(5):92-99 (in Chinese)
- [4] 吴义根, 冯开文, 曾珍, 项桂娥. 外商直接投资、区域生态效率的动态演进和空间溢出: 以安徽省为例[J]. *华东经济管理*, 2017, 31(6):16-24
- Wu Y G, Feng K W, Zeng Z, Xiang G E. Dynamic evolution, spatial spillover of FDI and regional eco-efficiency: A case study of Anhui Province [J]. *East China Economic Management*, 2017, 31(6):16-24 (in Chinese)
- [5] Camarero M, Castillo J, Picazo-Tadeo A J, Tamarit C. Eco-efficiency and convergence in OECD countries [J]. *Environmental and Resource Economics*, 2013, 55(1): 87-106.
- [6] 张焯, 王国顺, 王一苇. 生态经济效率评价及时空差异研究[J]. *经济地理*, 2014, 34(12):153-160
- Zhang X, Wang G S, Wang Y W. Study on the evaluation of eco-economic efficiency and temporal-spatial diversity [J]. *Economic Geography*, 2014, 34(12):153-160 (in Chinese)
- [7] 汪克亮, 孟祥瑞, 程云鹤. 环境压力视角下区域生态效率测度及收敛性: 以长江经济带为例[J]. *系统工程*, 2016, 34(4): 109-116
- Wang K L, Meng X R, Cheng Y H. Eco-efficiency assessment and convergence of Yangtze River economic zone from the perspective of environmental pressure [J]. *Systems Engineering*, 2016, 34(4):109-116 (in Chinese)
- [8] 孙欣, 赵鑫, 宋马林. 长江经济带生态效率评价及收敛性分析[J]. *华南农业大学学报: 社会科学版*, 2016, 15(5):1-10
- Sun X, Zhao X, Song M L. Evaluation of ecological efficiency and convergence of the Yangtze River economic belt from the perspective of coordinated development [J]. *Journal of South China Agricultural University: Social Science Edition*, 2016, 15(5):1-10 (in Chinese)
- [9] Andersen P, Petersen N C. A procedure for ranking efficient units in data envelopment analysis [J]. *Management Science*, 1993, 39(10):1261-1264
- [10] 蒂莫西 J·科埃利, D·S·普拉萨德·拉奥, 克里斯托德·J·奥唐奈, 乔治 E 巴蒂斯. 效率与生产率分析引论 [M]. 王忠玉译. 第 2 版. 北京: 中国人民大学出版社, 2008:202
- Coelli J T, Rao P D S, O Donnell J C, Battese E G. *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis* [M]. Wang Z Y translated. 2nd ed. Beijing: China Renmin University Press, 2008:202 (in Chinese)
- [11] Höh H, Schoer K, Seibel S. Eco-efficiency indicators in German environmental economic accounting [J]. *Statistical Journal of the United Nations Economic Commission for Europe*, 2002, 19:41-52
- [12] 韩永辉, 黄亮雄, 王贤彬. 产业结构优化升级改进生态效率了吗? [J]. *数量经济技术经济研究*, 2016, 33(4):40-59
- Han Y H, Huang L X, Wang X B. Does industrial structure upgrading improve eco-efficiency? [J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2016, 33(4):40-59 (in Chinese)
- [13] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952-2006 年 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2008, 25(10):17-31
- Shan H J. Reestimating the capital stock of China: 1952-2006 [J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2008, 25(10):17-31 (in Chinese)
- [14] Korhonen P J, Luptacik M. Eco-efficiency analysis of power plants: An extension of data envelopment analysis [J]. *European Journal of Operational Research*, 2004, 154(2): 437-446
- [15] 成金华, 孙琼, 郭明晶, 徐文赞. 中国生态效率的区域差异及动态演化研究 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2014, 24(1):47-54
- Cheng J H, Sun J, Guo M J, Xu W Y. Research on regional disparity and dynamic evolution of eco-efficiency in China [J]. *China Population · Resources and Environment*, 2014, 24(1):47-54 (in Chinese)
- [16] 李小胜, 余芝雅, 安庆贤. 中国省际环境全要素生产率及其影响因素分析 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2014, 24(10):17-23
- Li X S, Yu Z Y, An Q X. Influencing analysis on Chinese provincial environmental total factor productivity [J]. *China Population, Resources and Environment*, 2014, 24(10):17-23 (in Chinese)

责任编辑: 王岩