
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^{*1}

吴义根 1, 2, 冯开文 1, 曾珍 2, 项桂娥 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】：文章基于安徽省 16 个地级市 2008-2015 年的面板数据，采用空间杜宾模型分析 FDI 对生态效率的影响。结果显示：各市的生态效率稳步提升并呈现出明显的集聚趋势，集聚区集中在皖江城市带；考虑空间因素后，外商直接投资对生态效率的直接效应和间接效应均具有 EKC 的“U”型特征，人均 GDP 对本地生态效率的影响也呈现出“U”型特征；产业结构对生态效率的间接影响为正，而环保意识对生态效率的间接影响为负，对外开放度和研发投入对生态效率的直接影响为负。因此，各市应发挥皖江城市带集聚区的扩散效应和示范效应，引导外资进入资源节约、环境友好型产业，同时尊重各市生态效率的差异，考虑空间单元的交互效应，因地制宜地利用外资，实现共赢。

【关键词】：FDI；区域生态效率；空间杜宾模型；核密度

【中图分类号】：F061.5 **【文献标识码】**：A **【文章编号】**：1007-5097 (2017) 06-0016-09

一、引言

随着经济的快速发展，中国已经成为全球第二大经济体。粗放式的经济增长导致了资源消耗过量和环境污染压力剧增，目前资源消耗总量和各类污染物排放总量均为世界第一，并已逼近自身环境的承载极限^[1]。因此，从过度依赖资源消耗的数量型增长模式过渡到考虑资源环境约束的质量型增长已成为中国可持续发展的必由之路。外商直接投资是中国经济快速发展的重要推动力之一，但对生态效率造成的影响不容忽视。目前只有少量文献讨论了外商直接投资对区域生态效率的影响，因此，深入探讨外商直接投资与区域生态效率内在关联机理，并从其关系中探索促进经济发展方式转变的前瞻性政策，具有很强的理论价值和实践价值。

¹ 收稿日期：2016-12-05

基金项目：安徽省高校自然科学研究重点项目（KJ2014A177）；安徽省质量工程研究项目（2013zytz079）；安徽省名师工作室研究项目（2015MSGZS161）

作者简介：吴义根（1976-），男，安徽池州人，讲师，博士研究生，研究方向：农业经济理论与政策，金融市场运行与管理；冯开文（1966-），男，陕西山阳人，教授，博士生导师，博士，研究方向：制度经济学，发展经济学，农村经济组织与制度，农业经济史；曾珍（1986-），女，安徽池州人，助教，硕士，研究方向：生态经济学，农业经济理论与政策；项桂娥（1964-），女，安徽青阳人，教授，硕士，商学院院长，研究方向：产业经济，区域经济。

随着对外开放的深入，外商直接投资在中国各地迅速发展，联合国《世界投资报告》指出，中国在 2014 年首次超过美国成为全球最大外资流入国。外资的流入促进了外向型经济的快速发展，外向型经济发展一方面扩大了地区的经济规模，提高了产业的素质，改善了企业技术的有机构成，促进了产业结构的转换和企业技术的创新^[2-3]。另一方面，外商直接投资对流入国的生态环境造成了影响，这已得到学界的认同。由于研究者采用的方法、视角和研究样本的差异，得出的结论各异，外商直接投资究竟是改善了流入国的生态环境还是恶化了流入国的生态环境？对这一问题学界存在分歧。一种观点认为外商直接投资对生态环境造成了负面影响。外向型经济快速发展促使资源消耗大、环境污染重的行业的急剧膨胀，进而使 FDI 对流入国生态环境产生负面影响。外商直接投资虽然促进了中国经济发展，但环境污染成为 FDI 促进经济增长的环境成本^[4-6]。另一观点认为外商直接投资通过经济增长改善环境污染^[7-9]。还有部分学者利用生态效率作为衡量环境污染的标准，直接讨论外商直接投资对生态效率的影响，初善冰等^[10]利用 DEA 测算了区域生态效率，并运用 Tobit 模型讨论了外商直接投资对生态效率的影响，发现 FDI 对生态效率有显著的正向影响且主要在东部地区。余姗等^[11]构建了经济增长方程、环境技术方程和生态效率方程检验了 FDI 对生态效率的直接影响和间接影响，生态效率方程回归的结果显示 FDI 对生态效率的影响呈现 EKC 的“U”型特征。

综上，学界关于 FDI 对引入国的经济和环境产生的影响做了大量研究，为更好地利用外资做出了大量贡献。利用生态效率作为衡量环境标准、以生态效率的变动来反映 FDI 对环境影响的文献不多，而且主要抓住了 FDI 本地效应，只考虑了 FDI 对生态效率的直接影响，忽视了邻近区域之间的互动效应，这种空间交互效应还包括区域内各种要素、技术在区域内流动所产生的影响。而且忽视各区域之间的各要素流动，忽视独立空间单元经济相关性，而这种空间相关性会使 OLS 回归结果有偏。较以往研究，本文的边际贡献为：①利用全局主成分分析将各类污染物转换成污染指数，避免各类污染物之间可能存在多重共线性，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，为后续的影响因素分析提供便利；②利用非参数核密度估计模型，可以从静态和动态两个角度讨论外商直接投资和区域生态效率的演进情况，更加全面地把握其变动规律；③引入空间计量模型可以捕捉空间单元经济要素之间的交互效应，考察外商直接投资对生态效率空间溢出效应，包括市内的空间溢出和市间的空间溢出效应，更为精细地阐释外商直接投资对生态效率的影响以及内在互动机理。这些可以保障本文结论能更好地说明外商直接投资与生态效率之间的内在交互联系，得出的结论可能更加稳健和可靠。

二、安徽省区域生态效率的测算与分析

DEA 是一种非参数测算效率的统计方法，无须对数据进行量纲处理，也不需要赋权，使用非常广泛。CCR-DEA 和 BBC-DEA 模型无法区分效率有效的决策单元，Andersen 和 Petersen^[12]提出的超效率 DEA (SE-DEA) 模型，解决了无法对多个决策单元评价和比较的问题，实现了多个决策单元的比较和排序，计算出来的效率值进一步分析可以使用标准的最小二乘回归代替 Tobit 回归^[13]。生态效率同时考虑了经济发展和生态环境，世界可持续发展商业委员会提出生态效率就是“在使用更少的资源，产生更少的废物、环境污染的前提下，创造更多的商品和劳务”，本文据此选择投入和产出系统。产出指标的选择为安徽省各地级市的 GDP，投入系统包括资源投入和环境投入。资源投入包括：能源消耗总量、用水总量、城市建设用地面积、耕地面积；而环境投入包括：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。环境消耗类指标可能存在多重共线性，于是采用全局主成分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]。由于仅能获取 2008-2015 年能源消耗总量数据，故选择 2008-2015 年作为研究区间，2010 年后统计年鉴仅提供工业粉（烟）尘排放量数据，故将 2008-2009 年的工业烟尘排放和工业粉尘排放进行合并处理，为了消除通货膨胀带来的影响，对 GDP 总量进行了平减。数据来源于中经网数据库和安徽省统计年鉴，各投入和产出变量的统计性描述见表 1 所列。

表1 安徽省生态效率投入产出变量的描述性统计

变量名	单位	均值	标准差	最小值	最大值
能源消耗总量	万吨	4 075.73	37 104.1	143.71	420 541.2
用水总量	亿立方米	14.78	10.13	1.81	55.115
城市建设用地面积	平方公里	92.62	71.84	26	420.14
耕地面积	公顷	280 757.5	194 652.5	23 437	716 710
工业固体废弃物排放量	万吨	665.07	734.37	5.29	3 159.01
工业废水排放量	万吨	4 292.62	2 268.06	625.83	10 787.06
工业二氧化硫排放量	吨	28 720.05	21 191.83	2 405	113 076
工业烟尘粉尘排放量	吨	26 903.56	20 328.29	1 538	106 284.1
地区生产总值	亿元	632.170 3	406.3793	143.907	2 565.47
样本数	128				

根据超效率 DEA 的测算方法,采用 MYDEA1.0 软件对安徽省 16 个地级市的生态效率进行测算,限于篇幅具体测算过程略去,结果见表 2 所列。

表2 2008-2015 年安徽省区域生态效率测算结果

城市	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年
合肥市	0.594	0.697	1.006	0.779	0.876	1	1	1.084
芜湖市	0.724	0.854	1.08	0.731	0.964	1.009	0.885	1.074
蚌埠市	0.453	0.416	0.494	0.528	0.576	0.606	0.643	0.760
淮南市	0.448	0.477	0.52	0.569	0.706	0.717	0.655	0.570
马鞍山	0.586	0.695	1.002	0.578	0.68	0.714	1.047	1.032
淮北市	0.366	0.399	0.446	0.467	0.518	0.559	0.576	0.631
铜陵市	0.514	0.604	0.748	0.793	1.118	0.917	1.060	0.681
安庆市	0.606	0.647	0.641	0.700	0.919	0.850	0.872	1.086
黄山市	0.691	0.754	0.755	0.825	1.012	1.036	1.008	1.037
滁州市	0.786	1.006	0.719	0.704	1.055	0.808	0.815	1.009
阜阳市	0.382	0.410	0.416	0.458	0.531	0.509	0.524	0.558
宿州市	0.433	0.479	0.521	0.611	0.667	0.658	0.716	0.816
六安市	0.465	0.552	0.487	0.512	0.709	0.582	0.594	0.691
亳州市	0.507	0.567	0.564	0.582	0.717	0.647	0.651	0.801
池州市	0.372	0.397	0.388	0.309	0.509	0.492	0.463	0.502
宣城市	0.718	0.755	0.731	0.764	1.286	1	0.943	1.031

依据表 2 可知,安徽省各市的生态效率存在明显的差异,从各年的均值来看,2008-2015 年的生态效率逐年上升,呈现出良

好的发展势头。以 2008 年、2011 年和 2015 年为例，继续讨论安徽省各市生态效率的空间分布情况，从时空两个维度来看生态效率的动态变化，如图 1 所示。三幅图的颜色逐年加深，说明生态效率稳步提升，安徽省 16 个地级市的生态效率呈现出良好的发展势头。从整体分布来看，区域颜色的差异扩大说明生态效率的区域差异在扩大，但深颜色的区域面积在扩展，说明生态效率呈现出集聚趋势，集聚区域在扩大，这一区域主要集中在皖江城市带，这与安徽省一系列的皖江城市开发的政策相互印证。

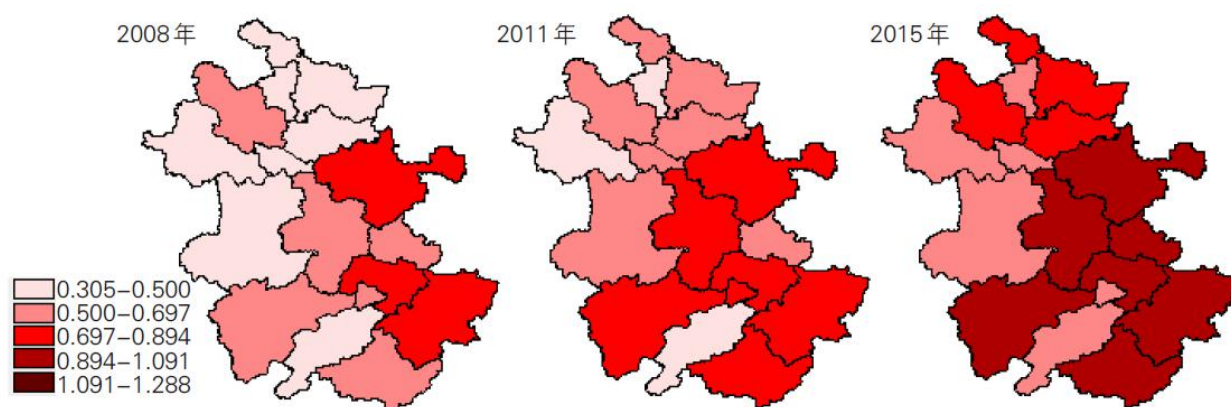


图 1 2008 年、2011 年和 2015 年安徽省各地级市生态效率空间分布情况

三、外商直接投资、区域生态效率的动态演进情况

生态效率呈现出改善之势，区域差异较大，为了更细致掌握生态效率的空间分布特征和动态演变情况，采用非参数核密度估计方法绘制增长分布图来描述外商直接投资和生态效率的动态演进特征。同样选取 2008 年、2011 年和 2015 年三个考察点，绘制了安徽省外商直接投资和生态效率的核密度曲线图，如图 2、图 3 所示。

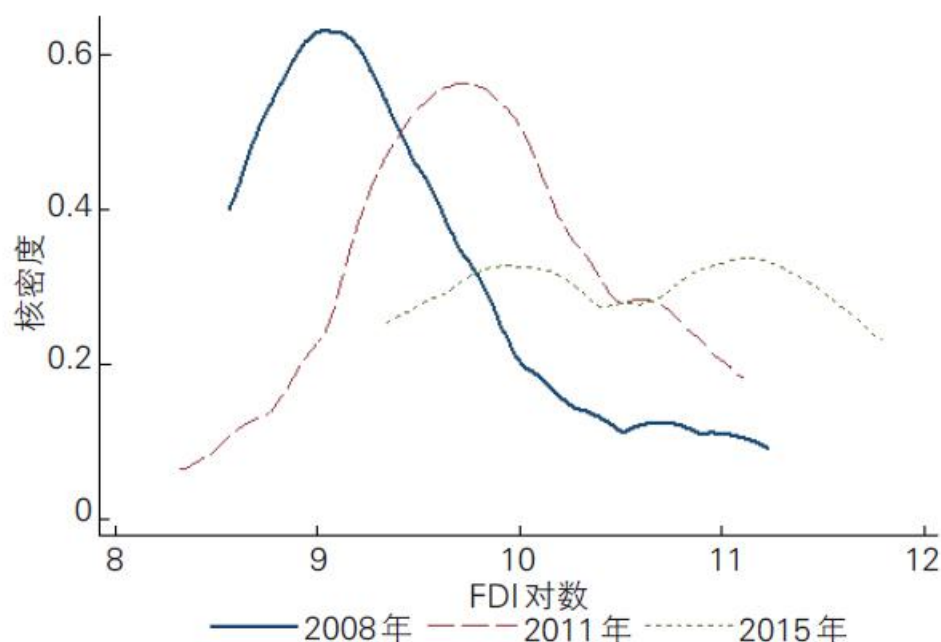


图 2 2008 年、2011 年和 2014 年安徽省外商直接投资动态演进情况

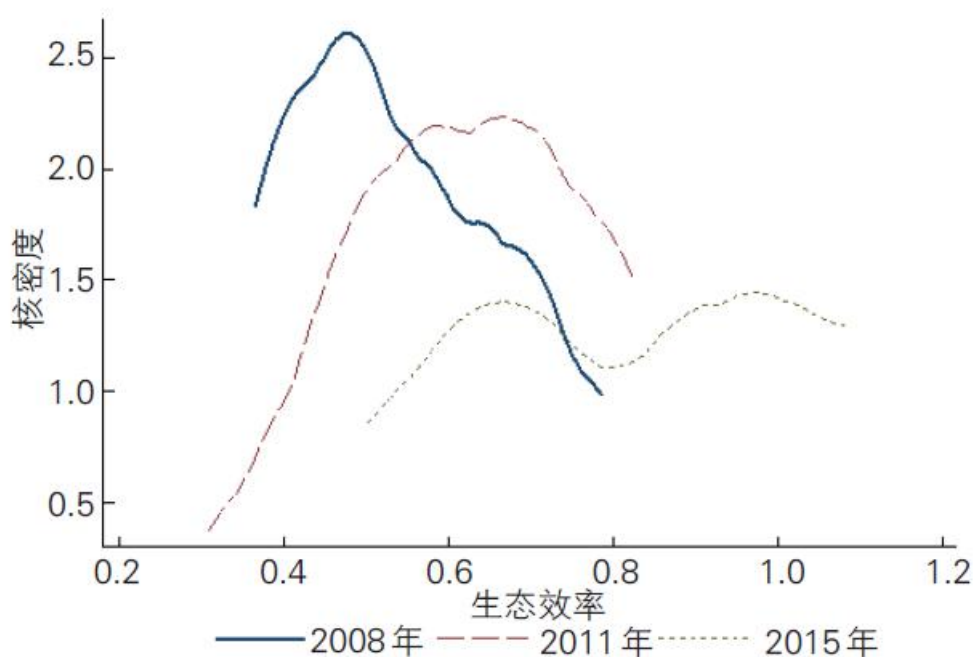


图3 2008年、2011年和2015年安徽省区域生态效率动态演进情况

图2是外商直接投资动态演进情况，通过三个考察点可以看到：第一，2008年和2015年的外商直接投资分布曲线整体右偏，说明有些地级市的外商直接投资水平高，区域差异较大；第二，波峰高度呈现出下降之势，降幅较大，波宽变大，波峰的右翼亦有扩大，波峰右移，说明各市外商直接投资水平不断提高，各市的差异明显扩大；第三，2008年和2011年都有一个主峰，同时有形成多峰结构的趋势。2015年的峰值进一步下降，波宽更大，2015年形成双峰结构，但峰值差距不大，呈现出集聚的趋势同时有极化的现象。

图3是安徽省生态效率核密度分布的动态演进情况，由图3可知：首先，从2008年、2011年和2015年的核密度曲线位置来看，呈现出逐年向右平移的趋势，这说明安徽省地级市的生态效率整体呈现增长的态势；其次，从核密度曲线的波峰和波宽来说，峰值呈现较为明显的下降趋势，波宽也明显增加，说明区域生态效率差异明显；第三，从核密度曲线的形状来看，2008年单峰形态，生态效率相对集聚，到了2011年变成双峰形态，两峰的高度差不多，而且两峰之间的距离较近，未出现明显的极化现象，2015年的双峰形态非常明显，而且两峰的峰值差距明显扩大，极化现象比较明显，程度明显加重。演进过程显示出生态效率值较低的地级市发展相对缓慢，而生态效率值较高的地级市发展相对较快，由此可知在生态效率改进过程中各地级市发展不协调。

四、外商直接投资对安徽省区域生态效率的空间溢出效应

从数据本身特征出发，利用核密度估计模型分析外商直接投资和区域生态效率的动态演进情况和分布特征，仍不能完全理清两者之间的关系。现有文献重在探讨两者之间的时间维度的关系，简单分析空间分布情况，而忽视了空间维度的异质性和区域之间各种要素流动带来的交互效应，为此，有必要讨论外商直接投资和生态效率的空间相关性以及由于要素流动带来的空间交互性产生的影响。

（一）空间相关性检验

空间依赖性是指一个空间区域上某一属性值和另一空间区域上同一属性值存在相关性的一种现象。而要识别这种相关性一般采用莫兰指数法（Moran' s I ），其计算公式为：

$$\text{Moran' s } I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (1)$$

（1）式中， $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$ ， $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$ ， Y_i 为第 i 地区的观察值， n 为地区总数； W_{ij} 为空间权重矩阵，描述区域间的空间邻近关系，确定原则是邻近标准或距离标准。Moran' s I 指数的取值在 $[-1, 1]$ ，如果 Moran' s $I > 0$ ，表明观察变量具有空间正相关；如果 Moran' s $I < 0$ ，表明观察变量具有空间负相关；如果 Moran' s $I = 0$ ，表明观察变量相互独立，无空间相关性。

（二）空间杜宾模型设定

空间回归计量模型能够很好地解释观测单元不同变量之间的复杂空间依赖关系^[15]。一般的空间计量模型有三种形式：空间杜宾模型（SDM）、空间滞后模型（SAR）和空间误差模型（SEM）。空间杜宾模型考虑了因变量和自变量的空间依赖关系，也就是说本区域的因变量不仅受到本区域自变量变动的影响，还受到来自邻近区域的因变量和自变量变动带来的影响。回归模型如下：

$$Y = \rho WY + \alpha \iota_N + X\beta + WX\gamma + \varepsilon \quad (2)$$

（2）式中， Y 为因变量向量； X 为自变量向量； W 为空间权重矩阵； ρ 为空间效应系数； $X\beta$ 为区域内解释变量对被解释变量的影响； ρWY 为空间滞后项，反映邻近区域因变量对本区域自变量的影响； $WX\gamma$ 反映了区域自变量对邻近区域因变量的空间影响。

当 $\gamma = 0$ 时，SDM 模型退化为 SAR 模型，模型不包括解释变量的交互影响，此时模型形式退化为：

$$Y = \rho WY + \alpha \iota_N + X\beta + \varepsilon \quad (3)$$

当 $\gamma + \delta\beta = 0$ 时，SDM 模型退化为 SEM 模型，SEM 模型认为空间影响存在于扰动误差项中，其含义是邻近区域解释变量的变动对被解释变量的误差冲击，这会对区域被解释变量产生空间影响。此时，模型形式退化为：

$$Y = \alpha \iota_N + X\beta + \mu, \mu = \lambda W\mu + \varepsilon \quad (4)$$

本文选择空间权重矩阵为一阶邻近权重矩阵（0、1 矩阵），即是当空间单元 i 与空间单元 j 相邻时， $W_{ij} = 1$ ；否则， $W_{ij} = 0$ 。

一般来说，线性回归的估计参数反映了解释变量变化对被解释变量的影响，但考虑空间滞后模型，其参数的解释变得非常复杂，空间回归模型的参数考虑到了空间单元的交互效应，这就需要采用其他方法求出真实的影响。应该从求解偏微分的角度去衡量一个空间单元解释变量变化对相邻空间单元产生的平均空间溢出效应^[16]。以空间杜宾模型为例，将空间杜宾模型改写为：

$$\begin{aligned}(I_n - \rho W)Y &= X\beta + WX\gamma + \alpha u_n + \varepsilon \\ Y &= \sum_{r=1}^k S_r(W)x_r + V(W)\alpha u_n + V(W)\varepsilon\end{aligned}\quad (5)$$

(5) 式中，
$$S_r(W) = V(W)(I_n \beta_r + W\gamma_r),$$

$$V(W) = (I_n - \rho W)^{-1} = I_n + \rho W + \rho^2 W^2 + \rho^3 W^3 + \dots$$

以矩阵的形式表示为：

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix} = \sum_{r=1}^k \begin{pmatrix} S_r(W)_{11} & S_r(W)_{12} & \dots & S_r(W)_{1n} \\ S_r(W)_{21} & S_r(W)_{22} & \dots & S_r(W)_{2n} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ S_r(W)_{n1} & S_r(W)_{n2} & \dots & S_r(W)_{nn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_n \end{pmatrix} + V(W)\alpha u_n + V(W)\varepsilon \quad (6)$$

$$y_i = \sum_{r=1}^k [S_r(W)_{i1}x_{1r} + S_r(W)_{i2}x_{2r} + \dots + S_r(W)_{in}x_{nr}] + V(W)_i \alpha u_n + V(W)_i \varepsilon \quad (7)$$

则

$$\frac{\partial y_i}{\partial x_{ir}} = S(W)_{ii}$$

因此，

表示直接效应，是解释变量 x 对被解释变量 y 产生的平均效应；

$$\frac{\partial y_i}{\partial x_{jr}} = S(W)_{ij}$$

表示

间接效应，是解释变量 x 对其他空间单元被解释变量 y 产生的平均效应。

(三) 变量选取及数据来源

为了探讨外商直接投资对区域生态效率的影响，参考已有文献和数据的可得性选取指标。核心变量为生态效率（eco）和外商直接投资（fdi），外资给经济发展带来积极影响的同时，也对生态效率造成不可忽视的消极影响^[9]，外商直接投资的对数值（lfdi）及其平方项（lfdi2）可以验证“EKC”曲线是否存在。除了核心变量 FDI 外，其他因素通过经济和生态两个侧面影响生态效率。因此，在控制变量中考虑影响经济增长、资源消耗和环境污染的因素。本文重点参考了已有研究^[17-18]，从三个方面选择控制变量：①收入类变量。选用人均 GDP 的对数值（lagdp）及其平方项（lagdp2）来表示，人均 GDP 是最基本的收入变量，反映了经济增长的实际效果，也可以验证“EKC”曲线是否存在^[19]。②结构类变量。现有的经济理论认为结构因素直接影响生态环境，用第二产业增加值占地区生产总值比重来表示产业结构（wg2）；城镇化率（ur）用各市城镇人口占总人口比重来表示；对外依存度（open）用进出口总额占地区生产总值的比重来表示^[20]。③制度类因素。制度因素往往是影响生态环境深层次因素，包括环境规制强度、环境治理和环保意识。环境规制一般采用排污费征收占地区生产总值来表示，环境污染治理采用各市治理环境污染投资额来表示。由于排污费和环境污染治理投资数据严重缺失，考虑数据的可得性，采用 R&D 经费（lrdc）来反映政府治理环境污染的力度，从技术层面间接反映，因为研发投入越多，可能会降低对环境的污染。环保意识（edu）采用各市人均受教育年限来衡量^[21]。

所有数据均来自中经网数据库和各年的《安徽省统计年鉴》，各变量的统计性描述分析见表 3 所列，利用外资总量、人均 GDP 和 R&D 经费均使用 GDP 平减指数平减。

表 3 实证变量数据的描述性统计

变量	符号	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
生态效率	eco	128	0.699 563	0.212 728	0.309	1.286
实际利用外资对数	lfdi	128	9.996 647	0.853 042	8.122 644	11.792 06
实际利用外资对数平方	lfdi2	128	100.654 9	17.271 00	65.977 3	139.052 6
人均 GDP 对数值	lagdp	128	9.775 460	0.530 939	8.394 695	10.984 610
人均 GDP 对数值平方	lagdp2	128	95.839 31	10.315 12	70.470 91	120.661 70
第二产业比重	wg2	128	0.514 268	0.106 165	0.303 226	0.747 346
城镇化率	ur	128	0.496 173	0.127 824	0.291 000	0.787 000
对外依存度	open	128	0.114 592	0.122 010	0.010 342	0.711 921
人均受教育年限	edu	128	7.811 131	0.622 202	6.524 270	9.885 842
R&D 经费对数	lrdc	128	10.796 090	1.147 634	8.397 919	13.583 030

（四）结果讨论

1. 普通最小二乘回归

为了选择合适的面板模型，首先对生态效率的影响因素采用普通最小二乘回归，得出 OLS 估计的残差，对残差进行空间相关性检验，以确定是否有必要选择空间面板计量模型。由表 4 可知，调整的 R^2 值为 0.686 0，模型拟合较好， F 检验值为 31.83，其 P 值为 0，在 1% 的显著性水平上通过检验。FDI 对数值对生态效率的影响是正向的，其平方值对生态效率的影响是负向的，而且都未能通过显著性检验。人均 GDP 对数及其平方项都在 1% 显著性水平上通过检验，呈现出“U”型特征，第二产业比重、城镇化率、技术水平均在 1% 水平上通过检验，对外依存度和环保意识对生态效率的影响未能通过显著性检验。

表4 传统OLS面板模型估计结果

eco	Coef.	Std. Err.	<i>t</i>	<i>P</i> > <i>t</i>
lfdi	0.158 185	0.376 604	0.42	0.675
lfdi2	-0.008 950	0.018 602	-0.48	0.631
lagdp	-2.395 090	0.840 874	-2.85	0.005
lagdp2	0.149 446	0.043 383	3.44	0.001
wg2	-0.640 200	0.209 589	-3.05	0.003
ur	-1.199 210	0.234 010	-5.12	0
open	-0.231 890	0.150 900	-1.54	0.127
edu	0.038 548	0.028 717	1.34	0.182
lrde	0.074 323	0.022 595	3.29	0.001
cons	8.957 023	3.381 483	2.65	0.009
调整的 R^2	0.686 0			

对传统 OLS 回归的残差进行空间依赖性检验,表 5 结果显示:莫兰指数值都为正数,而且呈现上升趋势,除了 2008 年和 2011 年在 5%的显著性水平上通过检验,其余年份均在 1%的显著性水平通过检验,说明 OLS 回归的残差存在空间相关性。显然采用普通最小二乘回归存在缺陷,模型估计的参数有偏,应该考虑空间单元要素之间交互效应,采用空间计量模型更为合适。

表5 OLS 面板模型回归残差的 Moran's *I* 指数值

年份	Moran's <i>I</i>	均值	标准差	<i>Z</i> 值	<i>P</i> 值
2008	0.251	-0.067	0.158	2.014	0.022
2009	0.386	-0.067	0.159	2.847	0.002
2010	0.348	-0.067	0.154	2.695	0.004
2011	0.216	-0.067	0.161	1.759	0.039
2012	0.320	-0.067	0.160	2.415	0.008
2013	0.386	-0.067	0.160	2.833	0.002
2014	0.432	-0.067	0.160	3.122	0.001
2015	0.439	-0.067	0.159	3.171	0.001

2. 空间面板数据计量分析

(1) 空间面板模型选择。依据上述的结果,应该选择空间杜宾模型(SDM),由于空间计量模型存在滞后项,使用 OLS 回归估计的参数有偏,故选择 MLE 对杜宾模型进行估计,但首先要确定选择固定效应模型还是随机效应模型,表 6 采用赤池信息准则和 Hausman 检验来判断。通过比较随机效应和固定效应模型的似然值、AIC 和 BIC 值,得出应该选择固定效应的杜宾模型,同时 Hausman 检验结果也显示在 1% 的显著性水平上拒绝原假设,也可得出固定效应杜宾模型更优。

表6 固定效应和随机效应模型选择

模型类别	似然值	AIC	BIC	结果
re	121.452 2	-198.905	-136.159 8	固定效应
fe	156.015 8	-272.032	-214.991 1	

接下来, 检验固定效应的空间杜宾模型是否退化成空间滞后模型或空间误差模型, 其实只要拒绝两个原假设 $H_0: \gamma = 0$ 和 $H_0: \gamma + \rho\beta = 0$, 即可选择固定效应的空间杜宾模型。第一个 Wald 检验值 14.74, P 值为 0.064 4, 在 10% 的显著性水平拒绝了 $H_0: \gamma = 0$ 原假设, 杜宾模型不能退化成空间滞后模型。类似地, 第二个 Wald 检验值为 5.081, 其 P 值为 0.057 6, 在 10% 显著性水平上拒绝 $H_0: \gamma + \rho\beta = 0$ 原假设, 杜宾模型不能退化成空间误差模型。结合上述的检验结果, 选择固定效应的空间杜宾模型, 结果是稳健的。

(2) 空间杜宾模型计量分析。利用 Stata14 软件对空间杜宾模型进行 MLE 估计, 固定效应的空间杜宾模型包括三种类型: 空间固定效应、时期固定效应和空间时期双向固定效应, 估计结果见表 7 所列, 三个模型的第一列表示自变量对因变量的直接影响, 第二列表示自变量对邻近市因变量的空间溢出效应。根据似然值和赤池信息准则, 应该选择双向固定效应的空间杜宾模型。双向固定效应杜宾模型 ρ 值为 -0.291, 在 5% 的显著性水平通过检验, 这说明安徽省生态效率存在显著的集聚效应, 生态效率的提高一定程度上依赖地理临近效应的发挥, 而现实中的生态效率与地理环境、气候条件和社会经济环境相互关联, 这与模型空间相关性检验结果是吻合的, 说明模型选取是合理的。

表7 SDM 模型估计结果

变量	空间固定效应		时期固定效应		双向固定效应	
	Main	Wx	Main	Wx	Main	Wx
lfdi	-0.314 (-0.219)	0.659 (-0.714)	-0.709** (-0.307)	-0.767 (-0.802)	-0.365 (-0.224)	0.202 (-0.489)
lfdi2	0.015 9 (-0.011 2)	-0.035 5 (-0.037 9)	0.036 9** (-0.015 5)	0.050 4 (-0.040 7)	0.018 4 (-0.011 4)	-0.013 (-0.026 1)
lagdp	-1.153 (-0.726)	-1.405 (-1.769)	-1.494* (-0.87)	-0.133 (-0.952)	-2.131*** (-0.541)	-4.481** (-1.927)
lagdp2	0.0859** (-0.038)	0.066 4 (-0.092 2)	0.107** (-0.043 3)	0.014 3 (-0.052 1)	0.139*** (-0.029 7)	0.244** (-0.102)
wg2	-0.932** (-0.441)	0.849* (-0.447)	-0.674*** (-0.214)	0.106 (-0.536)	-0.099 7 (-0.343)	2.554*** (-0.935)
ur	0.064 3 (-0.445)	-0.267 (-0.589)	-0.906*** (-0.215)	-2.064** (-0.95)	-0.428 (-0.511)	-1.397* (-0.797)

续表 7

变量	空间固定效应		时期固定效应		双向固定效应	
	Main	W _x	Main	W _x	Main	W _x
edu	0.0372*** (-0.0136)	-0.023 (-0.035 2)	0.0201 (-0.026 3)	0.031 9 (-0.031 4)	0.010 9 (-0.015 1)	-0.078 1** (-0.032 4)
open	-0.510*** (-0.162)	0.305 (-0.323)	-0.505*** (-0.123)	0.865 (-0.571)	-0.526*** (-0.103)	0.033 (-0.474)
lrde	-0.145** (-0.0615)	0.187*** (-0.066)	0.0221 (-0.03)	0.0059 2 (-0.037 2)	-0.173** (-0.069 4)	0.020 8 (-0.107)
Spatial rho	0.247*** (-0.106)		-0.417*** (-0.118)		-0.291** (-0.094 9)	
Variance sigma ² _e	0.005 03*** (-0.001 29)		0.006 98*** (-0.001 55)		0.003 56*** (-0.000 83)	
N	128		128		128	
R ²	0.696 8		0.598 6		0.364 7	
likelihood	156.015 8		133.647 6		177.880 3	
AIC	-282.032		-235.295		-323.761	
BIC	-239.251		-189.663		-278.128	

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

(3) 空间效应分解。由表 8 可以看出,空间杜宾模型中外商直接投资变量的直接效应、间接效应和总效应对生态效率均产生了显著影响,而在普通最小二乘回归中外商直接投资对生态效率的影响不显著,或者说影响很小,这也说明未考虑空间因素的最小二乘回归的参数估计是有偏的,不能有效解决空间单元变量之间的空间差异性和空间相关性。在选择双向固定效应模型的基础上,大多数实证研究都采用空间模型的点估计方法来考察空间溢出效应,即使用表 7 中的结果。但点估计的参数测度影响程度是不准确的,可以采用求解偏微分的方法^[16]。这为测度和检验空间溢出效应提供了有效的思路和坚实的基础^[22]。如表 8 所示,通过求解偏微分的方式,呈现了各因素对于生态效率影响的空间分解结果。这种影响包括直接效应(direct effect)和间接效应(indirect effect),前者是地级市各影响因素变动对生态效率的影响,后者是邻近地级市的各影响因素对本市生态效率的影响,这两种效应之和就是总效益。直接效应的影响途径有两种:一是各因素对本市自身的生态效率高低的直接影响,可用模型中各因素的系数估计;另一种是各因素对邻近地级市的生态效率的影响,进而对本市的生态效率产生空间回馈效应。间接效应的影响途径也有两种:一是邻近地级市各因素变动对本市生态效率的影响;另一种是邻近地级市各因素变动对邻近地级市生态效率的影响,进而对本市生态效率产生影响^[23]。

表8 SDM模型的空间效应分解

变量	直接效应	间接效应	总效应
lfdi	-0.389* (-0.209)	0.26 (-0.434)	-0.129 (-0.552)
lfdi2	0.019 8* (-0.010 5)	-0.015 6 (-0.023 3)	0.004 18 (-0.029)
lagdp	-1.820*** (-0.546)	-3.209** (-1.513)	-5.030*** (-1.634)
lagdp2	0.123*** (-0.029)	0.169** (-0.077)	0.292*** (-0.088 4)
wg2	-0.324 (-0.43)	2.186*** (-0.708)	1.862*** (-0.673)
ur	-0.352 (-0.518)	-1.054 (-0.668)	-1.406 (-1.041)
edu	0.0166 (-0.0147)	-0.068 7*** (-0.024 8)	-0.052 1** (-0.024 8)
open	-0.529*** (-0.115)	0.168 -0.42	-0.362 (0.406)
lrde	-0.180*** (-0.0623)	0.063 6 (-0.077 6)	-0.116 (-0.121)

各市外商直接投资对生态效率直接影响为负，其平方项对生态效率的直接影响为正，且都通过了显著性检验。验证了利用外资的“污染天堂假说”，说明外商直接投资对生态效率的直接影响存在“U”型特征。外商直接投资主要集中在传统制造业和能源开发行业，技术水平较低，一方面加快了安徽省经济发展，另一方面加重了环境污染，导致生态效率降低，随着居民环保意识水平的提高以及政府管制的加强，外商直接投资的“清洁度”不断提升，并最终提高安徽省生态效率。外商直接投资每增加1个百分点，本市的生态效率就会下降0.893%，其平方项每提高1%，促进本市的生态效率提高0.0198%。外商直接投资对生态效率间接影响为正，外商直接投资的平方项对邻近地市的生态效率影响为负，呈现倒“U”型，但未能通过显著性检验，说明外商直接投资对邻近地市影响尚未显现出来。

安徽省地级市人均地区生产总值（lagdp）对生态效率的直接效应为负，人均地区生产总值的平方项对生态效率的直接效应为正，而且都通过显著性检验。人均地区生产总值及其平方项验证了生态效率和收入水平的EKC的“U”型特征，在经济发展水平低的阶段，经济增长属于粗放增长模式，过度依赖资源的消耗和对环境的污染来实现经济增长，导致生态效率下降。随着经济发展水平的提高，经济增长方式由数量型向质量型转变，经济增长的质量不断改善，降低了对资源的消耗和对环境的污染，有利于生态效率的提高。人均地区生产总值每提高1%，本市的生态效率下降1.82%。人均GDP的间接效应是直接效应的近两倍，人均GDP的间接效应为负，其平方项的间接效应为正，且均在5%的显著性水平上通过检验，说明人均GDP对邻近地市生态效率的影响也存在“U”型特征。一个城市经济发展需要大量的资源为支撑，这样必然会导致各市之间的资源争夺，所以一个城市经济发展会对邻近地市资源造成挤占，对生态效率产生负向影响。人均地区生产总值每提高1%，邻近地市生态效率会下降3.209%。

安徽省地级市产业结构 (wg2) 对生态效率的直接影响为负, 但直接影响未能通过显著性检验, 这说明产业结构对生态效率的影响是负向的, 但影响较弱或者说还未显现出来。安徽省是农业大省, 目前安徽省的工业化正处于快速上升时期, 对经济增长的贡献度在上升。工业增加值反映了第二产业发展状况, 工业在各市产业结构中通过行业集中度、技术水平显示了产业的成熟度, 随着第二产业比重越来越高, 第二产业生产效率就会比较高、技术也可能更环保, 这样各市的经济发展耗费的资源可能会较低、产生的环境污染比较小, 经济发展和资源环境的协调性就会逐步显现。目前来看, 安徽省的工业化正在快速发展, 但工业化发展是相对滞后的, 所以第二产业的发展主要是依赖资源消耗实现的, 对生态效率产生负面影响, 但这种影响非常有限。第二产业结构对生态效率的间接影响为正, 而且在 1% 的显著性水平上通过了检验, 主要是因为邻近地级市的第二产业比重提高, 因为技术水平高而对资源的需求会降低, 这样会减少本市资源的溢出, 从而减轻环境的压力。另外由于技术的外溢, 会对本市产生正向溢出, 这样对本市的生态效率的提高产生了积极影响。

安徽省地级市城镇化率对生态效率的直接影响和间接影响均为负, 但未能通过显著性检验, 这说明城镇化对生态效率的影响有限。安徽省城镇化水平处于快速推进阶段, 是新型城镇化试点省, 这一方面给安徽省发展带来了机遇, 另一方面也会对资源产生过度的需求, 从而导致生态效率的下降。目前来看, 安徽省城镇化水平还不高, 城镇化率对生态效率的影响还未显现出来, 随着城镇化水平的进一步提升会加剧资源的竞争, 最终会对生态效率产生显著影响。

安徽省地级市环保意识水平高低是使用各市的人均受教育年限 (edu) 来表示的, 直接效应为正, 但未能通过显著性检验。说明人均受教育年限的提高, 提高了人们的环保意识, 能够促进地方环境规制, 但这一效果不显著。但邻近地级市的人均受教育年限的提高对本市生态效率的影响为负, 且在 1% 的显著性水平上通过检验, 可能是由于居民环保意识的提高, 阻止污染重和资源消耗大的企业入住, 高污染企业被迫转移至邻近地市, 这样会对邻近地级市的生态效率产生负向影响, 而且这种影响会产生“邻里的示范效应”。

对外开放度对生态效率的直接影响为负, 而且在 1% 的显著性水平上通过检验。对外开放度越高生态效率越低, 究其原因, 一方面对外开放会增加就业, 对外贸易会促进当地经济发展; 另一方面, 经济发展可能是通过出口资源消耗多、对当地环境污染严重的商品实现的。反映技术水平的研发投入对生态效率的直接影响为负, 在 1% 的显著性水平上通过检验。因为研发投入倾向于产生经济效益的领域, 对环境污染的研发投入不足, 而且新的技术可能带来更多经济效益, 同时伴随的就是环境污染问题, 研发投入对生态效率产生负面影响。对外开放度和研发投入间接效应未能通过显著性检验。

五、结论及政策启示

区域经济现象并非孤立的, 而是植根于空间单元的相互影响之中, 为了捕捉这种空间交互影响, 以安徽省为例, 采用 SE-DEA 模型计算安徽省地级市的生态效率, 分析了外商直接投资和生态效率的时空分布和动态演变特征, 运用双向固定效应的空间杜宾模型, 探讨了外商直接投资对生态效率的影响机制, 这种影响包括对本市的直接影响和对邻近地级市的间接影响, 得出以下结论和政策启示:

首先, 从生态效率的均值来看, 安徽省各市存在明显的差异, 逐年改善。从空间分布来看, 区域生态效率稳步提升, 但生态效率的差异呈现扩大之势, 生态效率呈现出明显的集聚趋势, 集聚区域在扩大, 这一区域主要集中在皖江城市带, 这与皖江城市一系列开发政策息息相关。通过非参数核密度曲线可以看出, 安徽省地级市的生态效率呈现逐年上升趋势, 但差异在扩大, 极化现象比较明显。生态效率演进过程中显示出生态效率值较低的地级市发展相对缓慢, 而生态效率值较高的地级市发展相对较快, 安徽省地级市生态效率发展不协调。外商直接投资核密度曲线右移, 降幅较大, 波峰右翼亦有扩大, 外商直接投资整体提高、差距明显扩大、集聚趋势变得不明显。

其次, 本文的空间回归结果显示: 一方面, 外商直接投资对生态效率的影响呈现出 EKC 的“U”型特征, 同样地区人均 GDP 对生态效率也存在 EKC 的“U”型特征, 城镇化率、环保意识和第二产业结构对生态效率影响不明显, 这与部分学者观点基本一

致^[10-11]。另一方面,与其他学者不同的是,本文考察了外商直接投资等因素的空间交互效应,利用空间计量模型捕捉到这些因素对生态效率的影响,除了外商直接投资和地区人均生产总值对本市的生态影响存在 EKC 的“U”型特征,而且人均 GDP 对邻近地级市生态效率的影响也存在 EKC 的“U”型特征。产业结构比重的增加提升了技术水平,降低了资源需求,减少了对邻近地级市的资源需求,同时技术的正向溢出效应提高了邻近地级市的生态效率。环保意识水平的提高,会产生“邻里的示范效应”,可能会导致资源消耗高、环境污染重的产业转移至邻近地级市,这样会降低邻近地级市生态效率。

通过以上结论的推敲,得出以下几点启示:

首先,各级政府制定招商引资的相关政策时要考虑两方面:一方面要考虑外商直接投资影响的“U”型特征。为了实现拐点之后外商直接投资对生态效率的促进作用,各市要加大招商引资力度,同时要合理利用外资,不能为了到达拐点毫无选择的利用外资,承接有损于生态环境的低端产业。要抓住皖江城市带承接产业转移的机遇,有质量地引进外资、利用外资,提高城市外资的“清洁度”。另一方面,要利用好空间溢出效应和示范效应。要充分利用各市之间的溢出效应对自身生态效率的促进作用,发挥各市之间的示范效应带来的益处,同时要规避示范性引发的竞争而对生态效率产生的负向影响,推动生态效率的进一步提升。

其次,安徽省地级市的生态效率逐年提高、集聚区域在扩大,但差距也在扩大,有极化趋势,外商直接投资也有类似的特征,安徽省各市在招商引资的过程中,要注意均衡发展,根据各市实际情况,因地制宜、合理利用外资,促进 FDI 和生态效率的协调发展。

再次,研发投入对生态效率的直接影响为负且通过显著性检验,可能是研发投入的结构偏向于经济效益型的技术开发。因此,一方面要加大研发投入的力度,另一方面要调整研发投入的结构,突出环境友好型的技术创新开发,推动技术创新对生态效率的提升作用。

最后,安徽省对外贸易和城镇化水平正在快速发展,促进了安徽经济的腾飞,但也不能以资源过度消耗以及耕地、森林资源等环境的破坏为代价。可考虑以信息化和绿色化作为城镇化发展方向,把资源、环境和经济增长协调起来。要把科学发展观融入安徽省美好乡村建设中去,承认各市生态效率发展的差异性,统筹各市生态效率的发展,依据各市产业结构的特点和发展的进程,考虑各市空间交互效应,最终实现共赢。

参考文献:

- [1] 薛进军,赵忠秀.中国低碳经济发展报告(2014) [M].北京:社会科学文献出版社,2014.
- [2] 傅强,周克红.利用外资与我国产业结构调整的相关分析与实证检验 [J].世界经济研究,2005(8):64-72.
- [3] 孙文杰,沈坤荣.技术引进与中国企业的自主创新:基于分位数回归模型的经验研究 [J].世界经济,2007(11):32-43.
- [4] 刘渝琳,温怀德.经济增长下的 FDI、环境污染损失与人力资本 [J].世界经济研究,2007(11):48-55.
- [5] 王碧芳.经济增长、外商直接投资与环境污染——基于面板数据联立方程分析 [J].经济与管理,2013(8):5-13.
- [6] Wang D T, Chen W Y. Foreign direct investment, institutional development, and environmental externalities: Evidence from China [J]. Journal of Environmental Management, 2014, 135(4):81-90.

-
- [7] 黄菁. 外商直接投资与环境污染——基于联立方程的实证检验 [J]. 世界经济研究, 2010 (2): 80-86.
- [8] 许和连, 邓玉萍. 外商直接投资导致了中国的环境污染吗? ——基于中国省际面板数据的空间计量研究 [J]. 管理世界, 2012 (02): 30-43.
- [9] 韩永辉, 邹建华. 引资转型、FDI 质量与环境污染——来自珠三角九市的经验证据 [J]. 国际贸易问题, 2015 (7): 108-117.
- [10] 初善冰, 黄安平. 外商直接投资对区域生态效率的影响——基于中国省际面板数据的检验 [J]. 国际贸易问题, 2012 (11): 128-144.
- [11] 余姗, 张文彬. FDI 是否促进了生态效率的提高——来自我国省际数据的考察 [J]. 国际商务: 对外经济贸易大学学报, 2016 (1): 60-69.
- [12] Andersen P, Petersen N C. A Procedure for Ranking Efficient Units in Data Envelopment Analysis [J]. Management Science, 1993, 39 (10): 1261-1264.
- [13] 蒂莫西·J·科埃利, D·S·普拉萨德·拉奥, 克里斯托弗·J·奥唐奈, 等. 效率与生产率分析引论 [M]. 王忠玉, 译. 北京: 中国人民大学出版社, 2008: 202.
- [14] Pekka J. Korhonen, Mikulas Luptacik. Eco-efficiency analysis of power plants: An extension of data envelopment analysis [J]. European Journal of Operational Research, 2004, 154 (2): 437-446.
- [15] 刘满凤, 唐厚兴. 基于空间 Durbin 模型的区域知识溢出效应实证研究 [J]. 科技进步与对策, 2010, 27 (18): 28-33.
- [16] LeSage James P, Pace R Kelley. Introduction to Spatial Econometrics [M]. New York: CRC Press, 2009: 513-514.
- [17] 王兵, 吴延瑞, 颜鹏飞. 中国区域环境效率与环境全要素生产率增长 [J]. 经济研究, 2010 (5): 95-109.
- [18] 杨俊, 邵汉华, 胡军. 中国环境效率评价及其影响因素实证研究 [J]. 中国人口·资源与环境, 2010 (2): 49-55.
- [19] Baek J, Koo W W. A Dynamic Approach to the FDI-environment Nexus: The Case of China and India [J]. Journal of International Economic Studies, 2009, 13 (2): 87-109.
- [20] 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 (4): 40-59.
- [21] 李秀敏. 人力资本、人力资本结构与区域协调发展——来自中国省级区域的证据 [J]. 华中师范大学学报: 人文社会科学版, 2007 (3): 47-56.
- [22] Elhorst J P. Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar [J]. Spatial Economic Analysis, 2010, 5 (1): 9-28.

[23] 吴义根, 冯开文, 李谷成. 人口增长、结构调整与农业面源污染——基于空间面板 STIRPAT 模型的实证研究 [J]. 农业技术经济, 2017 (3): 75-87.