

doi: 10.3969/j.issn.1005-3026.2016.11.031

中国碳排放空间格局的时空演化 ——基于动态演化及空间集聚的视域

佟昕^{1,2}, 李学森³, 佟琳⁴, 陈凯¹

(1. 东北大学工商管理学院, 辽宁沈阳 110169; 2. 中央财经大学经济学院, 北京 100081;
3. 沈阳职业技术学院, 辽宁沈阳 110045; 4. 大连科技学院, 辽宁大连 116052)

摘 要: 针对中国碳排放的空间相关性和差异性,通过全域空间自相关检验分析中国区域碳排放的空间依赖性和时空跃迁路径,局域空间自相关检验分析中国区域碳排放的空间集聚性,依据时空跃迁测度法对中国区域碳排放散点图的时空演化展开分析.结果显示:中国碳排放省域间存在自相关性,并且表现为一种集聚格局;碳排放的相关性呈逐渐增强的趋势;中国碳排放的空间相关性和局域区域结构具有一定的锁定效应和路径依赖.因此,应该客观理性地看待中国碳排放问题,发展低碳经济和治理碳排放的政策应该主要从空间视域动态地综合考虑.

关键词: 碳排放;空间相关性;空间差异性;时空动态性;时空跃迁;空间集聚

中图分类号: F 205; X 24 **文献标志码:** A **文章编号:** 1005-3026(2016)11-1668-05

Spatial-Time Evolution of Carbon Emission Patterns in China: Based on Dynamic Evolution and Spatial Agglomeration

TONG Xin^{1,2}, LI Xue-sen³, TONG Lin⁴, CHEN Kai¹

(1. School of Business Administration, Northeastern University, Shenyang 110169, China; 2. School of Economics, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China; 3. Shenyang Polytechnic College, Shenyang 110045, China; 4. Dalian Institute of Science and Technology, Dalian 116052, China. Corresponding author: TONG Xin, E-mail: angel.tongtong@163.com)

Abstract: Aiming at the spatial correlation and difference of Chinese carbon emission, the spatial dependence and temporal transition path of Chinese regional carbon emission were analyzed with global spatial autocorrelation testing the spatial agglomeration was explored with local spatial autocorrelation testing, and the evolution of Chinese regional carbon emission scatter plot was studied based on Rey's measurement of spatial and temporal transition. The results showed that there exists an inter-province correlation in Chinese carbon emission with a clustering pattern, which tends to increase gradually, and the spatial correlation of Chinese carbon emissions and the local regional structure are quite stable and path dependent. Therefore, the issue of Chinese carbon emission should be viewed objectively and rationally, the development of low-carbon economy and the policies of managing carbon emission in China should be considered both globally and dynamically from the spatial perspective.

Key words: carbon emission; spatial correlation; spatial difference; space-time dynamics; space-time transition; spatial agglomeration

面对严峻的气候问题,中央政治局第六次集体学习中确定牢固树立保护生态环境就是保护生产力,改善生态环境就是发展生产力的重要理念.

中国正处于经济结构不断升级优化的新常态,也是以要素驱动转化为创新驱动的发展阶段.

引入空间效应的空间计量经济学正逐渐成为

收稿日期: 2015-09-09

基金项目: 河北省社会科学基金资助项目(HB16YJ002).

作者简介: 佟昕(1975-),女,辽宁沈阳人,东北大学秦皇岛分校讲师,中央财经大学博士后研究人员;陈凯(1961-),男,山西浑源人,东北大学教授,博士生导师.

经济研究领域的重要热点和分支之一^[1],以期能够更好地描述客观事实^[2]. 现有研究取得了一定的成果,邓长德等基于空间计量研究方法对中国各省域的碳排放与经济增长之间的关系进行了实证分析^[3]. 胡宗义等根据中国各省的面板数据,对能源导致的排放问题以及经济增长之间的动态关系进行了空间计量分析^[4]. 佟昕等对中国碳排放的影响因素进行了实证分析^[5].

本文通过分析我国区域碳排放的空间依赖性、时空跃迁路径和空间集聚性,研究中国区域碳排放存在显著的相关性,有利于我国建立良好降低碳排放机制,提高能源效率,实现经济的可持续发展,为培育区域发展核心竞争力提供了新的思路.

1 空间效应及空间检验理论

1.1 空间效应

空间相关性是指位于某一空间单元上的观测与位于其他空间单元的观测有关^[6]. 空间异质性也称为空间差异性,是指各单元在地理空间上存在非均衡性,反映经济实践中经济行为关系的不稳定性^[7].

1.2 空间效应检验

1) 全域空间自相关检验. Moran' I 指数的定义:

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

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 表示第 i 区域的观测值(如碳排放量); n 为区域的总数(省域); W_{ij} 表示二进制的邻近空间权值矩阵元素,

$$W_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{当区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 相邻;} \\ 0, & \text{当区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 不相邻.} \end{cases} \quad (2)$$

其中: $i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, m; m = n$ 或 $m \neq n$.

空间相关系数 Moran' s I 散点图将各个区域的碳排放空间依赖模式分为四个象限:第一象限的区域表示碳排放较高的区域被碳排放较高的其他区域所包围(HH);第二象限区域表示碳排放较低的区域被碳排放较高的区域所包围(LH);第三象限表示碳排放较低的区域被碳排放较低的区域所包围(LL);第四象限表示碳排放较高的区域被碳排放较低的区域所包围(HL).

标准化形式为

$$Z(d) = \frac{\text{Moran}' s I - E(\text{Moran}' s I)}{\sqrt{\text{VAR}(\text{Moran}' s I)}} \quad (3)$$

标准化 Moran' s I 的期望值:

$$E_n(\text{Moran}' s I) = -\frac{1}{n-1} \quad (4)$$

对正态分布的空间数据假设,方差算式为

$$\text{VAR}_n(\text{Moran}' s I) = \frac{n^2 w_1 + n w_2 + 3 w_0^2}{w_0^2 (\text{Moran}' s I)} - E_0^2(\text{Moran}' s I) \quad (5)$$

根据检验统计量 Z 值的大小来判断零假设的显著性.

2) 局域空间自相关检验. 局域 Moran' s I 指标作为局域空间关联指标可以定义为式(6)表达形式^[8]:

$$I_i = Z_i \sum_{j=1}^n W_{ij} Z_j \quad (6)$$

局域统计量也可以定义为

$$I_i = \frac{Z_i}{m_2} \sum_{j=1}^n \omega_{ij} Z_j \quad (7)$$

I_i 的期望值和方差分别为

$$E(I_i) = \frac{-\omega}{n-1} \quad (8)$$

$$D(I_i) = \frac{\omega_{i(2)}(n-b_2)}{n-1} + \frac{2\omega_{i(kh)}(2b_2-n)}{(n-1)(n-2)} - E^2(I_i) \quad (9)$$

其中: $\omega_i = \sum_{j=1}^n \omega_{ij}$; $\omega_{i(2)} = \sum_{j \neq i}^n \omega_{ij}^2$; $\omega_{i(kh)} = \sum_{k \neq ih, h \neq i}^n \omega_{ik} \omega_{ih}$; $b_2 = \frac{m_4}{m_2^2}$; m_4, m_2 分别为样本的第四样本矩和第二样本矩.

2 中国碳排放核算及空间效应检验结果

2.1 中国碳排放核算

本文参考 IPCC 核算碳排放的计量方法^[9],确定碳排放量计算公式和每种能源碳排放系数^[10],测算中国 30 个省域的碳排放量.

2.2 全域空间自相关检验

1) 全域检验. 研究结果显示中国各省域碳排放的 Moran' s I 统计值在 2000 年 ~ 2012 年均通过了显著性水平检验. Moran' s I 指数的取值范围为 0.157 6 和 0.216 1 之间,证明中国 30 个省域间的碳排放水平存在显著的空间自相关的空间依赖性,因此中国区域碳排放的空间分布呈现空间集聚模式.

2) Moran's I 散点图分析. 2000 年位于第 I 象限的省域有: 上海、吉林、安徽、内蒙古、浙江、黑龙江、山东、江苏、河北、山西、河南、辽宁, 表现为高碳排放水平 - 高空间滞后的正自相关关系的集群模式; 第 II 象限的省域有: 广东、贵州、四川, 表现为低碳排放水平 - 高空间滞后的负自相关集群模式; 第 III 象限的省域有: 甘肃、云南, 表现为低碳排放水平 - 低空间滞后的负自相关集群模式; 第 IV 象限的省域有: 北京、天津、江西、福建、陕西、广西、重庆, 表现为低碳排放水平 - 低空间滞后的负自相关模式; 跨越第 I、第 II 象限的省域有: 湖北; 跨越第 II、第 III 象限的省域有: 新疆; 跨越第 III、第 IV 象限的省域有: 湖南、海南、青海、宁夏.

2012 年位于第 I 象限的省域有: 安徽、内蒙古、黑龙江、河南、山东、江苏、河北、山西、陕西、辽宁, 表现为高碳排放水平 - 高空间滞后的正自相关关系的集群模式; 第 II 象限的省域有: 广东、新疆, 表现为低碳排放水平 - 高空间滞后的负自相关集群模式; 第 III 象限的省域有: 云南、天津、四川、甘肃、青海, 表现为低碳排放水平 - 低空间滞后的负自相关集群模式; 第 IV 象限的省域有: 上海、宁夏、北京、江西、福建、广西、重庆、吉林, 表现为低碳排放水平 - 低空间滞后的负自相关模式; 跨越第 I、第 II 象限的省域有: 浙江、湖北; 跨越第 II、第 IV 象限的省域有: 湖南、贵州; 跨越第 III、第 IV 象限的省域有: 海南.

2000 年 ~ 2012 年位于第 I 象限的省域有: 安徽、内蒙古、黑龙江、山东、江苏、河北、山西、河南、陕西、辽宁, 表现为高碳排放水平 - 高空间滞后的正自相关关系的集群模式; 第 II 象限的省域有: 湖南、广东、四川, 表现为低碳排放水平 - 高空间滞后的负自相关集群模式; 第 III 象限的省域有: 新疆、甘肃、青海、云南, 表现为低碳排放水平 - 低空间滞后的负自相关集群模式; 第 IV 象限的省域有: 重庆、上海、北京、天津、江西、福建、广西、宁夏表现为低碳排放水平 - 低空间滞后的负自相关模式; 跨越第 I、第 IV 象限的省域有: 吉林; 跨越第 I、第 II 象限的省域有: 浙江、湖北; 跨越第 II、第 IV 象限的省域有: 贵州; 跨越第 III、第 IV 象限的省域有: 海南.

根据 2000 年 Moran's I 的散点图研究发现, 46.67% (14 个) 的省域存在相似的空间关联性, 其中, 30% (12 个) 的省域在第 I 象限 (HH: 高碳排放强度 - 高空间滞后), 2012 年 Moran's I 的散点图中, 50% (15 个) 的省域存在相似的空间关联性, 其中, 33.33% (10 个) 的省域在第 I 象限

(HH: 高碳排放强度 - 高空间滞后), 16.67% (5 个) 省域在第 III 象限 (LL: 低碳排放强度 - 低空间滞后). 根据结果进一步证明省域碳排放存在显著空间正相关性即空间依赖性, 并且这种空间自相关性逐渐增强.

3) 时空动态分析. 依据时空跃迁测度法进一步分析^[11], 比较 2000 年和 2012 年中国省域的碳排放水平的 Moran's I 散点的跃迁类型^[12], 主要的跃迁方式为以省域及其临近省域保持相同水平的类型 III, 17 个省域属于跃迁类型 III, 都属于类型 IIIA 跃迁类型 (跃迁路径为 HH→LL, HL→LH, LH→HL, LL→HH), 说明 56.67% 的省域的碳排放水平表现了空间上的稳定性. 相对而言, 碳排放水平时空跃迁的其他 3 个类型相对较少, 属于类型 I 的省域有天津典型区域 (跃迁路径为 HL→LL); 其他类型的时空跃迁相对较少, 其中陕西、四川、上海、吉林是 4 个类型 II 跃迁的典型省域, 跃迁路径分别属于 HH→HL, HL→HH, LH→LL 类型; 浙江、贵州等地区同时跨越两个象限属于非典型的跃迁区域.

2.3 局域空间自相关检验

分别从 2000 年、2012 年、2000 年 ~ 2012 年三个时间段分别展开分析, 图 1、图 2 为 2000 年碳排放地图.



图 1 2000 年碳排放显著性地图
Fig. 1 Significant map in 2000

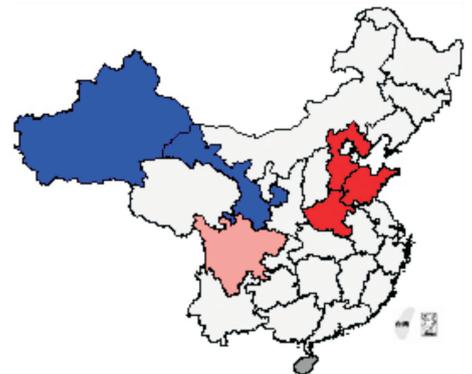


图 2 2000 年碳排放集聚地图
Fig. 2 Cluster map in 2000

从图 1 和图 2 可以看出,2000 年中国甘肃省域的碳排放通过了 1% 的显著性水平检验,吉林、河北、河南、新疆、山东、四川共计 6 个省域的碳排放通过了 5% 的显著性水平检验;吉林、河北、山东、河南位于 HH 高型值集聚区;甘肃、新疆 2 个省域位于 LL 低型值集聚区;海南省域位于 LH 型空间离群区域;四川位于 HL 类型区域空间离群区。

图 3、图 4 为 2012 年碳排放地图。从图 3 和图 4 可以看出,2012 年中国山西、河南省域的碳排放通过了 1% 的显著性水平检验,吉林、河北、新疆、山东、安徽、四川共计 6 个省域的碳排放通过了 5% 的显著性水平检验;河北、山东、山西、河南、安徽位于 HH 高型值集聚区;四川省域位于 LL 低型值集聚区;吉林省域位于 LH 型空间离群区域;新疆位于 HL 类型区域空间离群区。



图 3 2012 年碳排放显著性地图
Fig. 3 Significant map in 2012

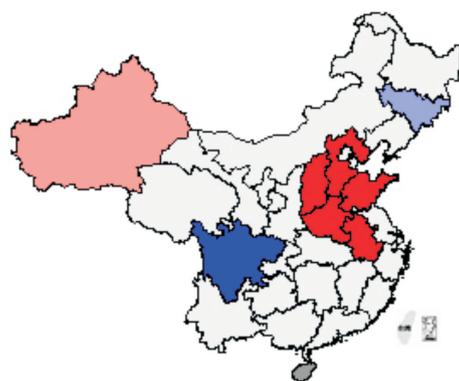


图 4 2012 年碳排放集聚地图
Fig. 4 Cluster map in 2012

图 5、图 6 为 2000 年~2012 年碳排放地图。可以看出,2000 年~2012 年中国河北、河南、山东、四川省域的碳排放通过了 1% 的显著性水平检验,安徽、山西、新疆共计 3 个省域的碳排放通过了 5% 的显著性水平检验;河北、河南、安徽、山东、山西位于 HH 高型值集聚区;新疆省域位于

LL 低型值集聚区;海南省域位于 LH 型空间离群区域;四川位于 HL 类型区域空间离群区。



图 5 2000 年~2012 年显著性地图
Fig. 5 Significant map in 2000~2012

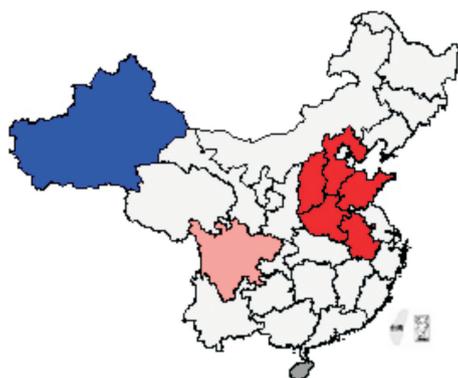


图 6 2000 年~2012 年碳排放集聚地图
Fig. 6 Cluster map in 2000~2012

3 结 论

1) 中国区域碳排放存在显著的正自相关的空间关联模式,并且这种关联程度表现为逐年不断变化的趋势,这与长期以来我国的经济政策相关,因此未来制定碳排放相关政策应该考虑这关联关系。

2) 中国省域碳排放水平存在显著的空间依赖性即正相关性,在空间地理分布上具有严重的路径依赖性,并且具有显著的集聚性和流动性相对较低的特征,可以看出各个省域想要摆脱本区域的集群仍然存在较大的困难。

3) 中国碳排放分布在区域空间分布上已经形成碳排放以河北省为中心的空间集聚区域,因此根据中国碳排放的时空演化研究结论,中国碳减排问题应该考虑空间格局的时空动态演化效应作用机制。

参考文献:

[1] Tobler W. A computer movie simulating urban growth in the detroit region [J]. *Economic Geography*, 1970, 46 (2) :

