

中国省域碳排放的空间特征及影响因素

赵巧芝¹, 闫庆友², 赵海蕊¹

(1.华北电力大学 经济管理系, 河北 保定 071003;2.华北电力大学 经济与管理学院, 北京 102202)

摘要:通过核密度分布和莫兰指数对中国2000—2015年30省份碳排放强度的动态趋势及集聚特征进行测度,并利用空间杜宾模型对其主要影响因素进行分析。结果显示:(1)中国30省份碳排放强度呈下降趋势,新常态以来低碳步伐加快;(2)碳排放强度的空间集聚性具有高水平集中、低水平集聚特征,空间溢出效应不断增强;(3)本省经济规模、产业结构对本省碳排放强度具有显著的正向影响,专利产出具有显著的负向影响;相邻省份的外商投资规模及能源消费结构变化对本省碳排放具有显著的空间溢出作用。因此,未来中国加快产业结构调整幅度、优化相邻省份间的产业空间布局以及大力发展绿色技术进步是中国促进区域低碳转型的主要方向,同时生态城镇化以及继续改善外商直接投资质量也是减排潜力因子,省域间的减排空间溢出效果不容忽视。

关键词:碳排放;核密度分布;空间自相关系数;空间面板模型

中图分类号: F205

文献标识码: A

文章编号: 1009-3370(2018)01-0009-08

中国政府做出的CO₂减排2020年和2030年承诺,已成为中国经济发展转型的硬约束。根据测算,2015年中国碳排放强度约为0.703 2吨/万元,与2005年相比下降了42%,减排承诺的2020年总目标应该可以提前实现,但中国碳排放总量将在2030年左右才能达到排放峰值,减排形势任重道远。根据《BP世界能源统计年鉴(2017年)》^[1]公布的CO₂排放数据,中国的排放份额从2005年的20.9%上升至2014年的27.5%,仍保持上升趋势。一方面,中国幅员辽阔,区域发展不平衡特征明显。2015年,中国东部地区的碳排放强度比全国低25%左右,而中、西部则明显超过全国平均水平,西部地区碳排放强度甚至高出全国平均水平50%以上。这种巨大的空间差异化特征可能源于区域间在人口规模、技术水平、能源结构和经济发展中的差异。另一方面,根据Tobler(1979)^[2]的地理经济学定律,邻近地区存在着地理空间效应。区域间由于信息、资源的流动和交换,不同区域在实施减排政策中不仅将自身看作独立个体考虑,同时将区域间的溢出效应也考虑在内。因此,中国政府在将减排任务进行省际分解中,不仅需要考虑到区域间的碳排放差异化问题;而且需深入分析其空间效应特征如何,空间溢出现象是否对相邻区域的碳排放强度产生影响,这些均是完善区际减排政策中需要考虑的重要内容。

一、文献综述

当前对于中国碳排放问题研究成果非常丰富,其空间演变特征测度主要从空间差异化、空间集聚化演变特征两个方面展开。对于空间差异化特征测度,目前常用的是基尼系数、总离差、平均离差以及泰尔系数等测度指标实现。刘华军等(2012)^[3]、胡渊等(2016)^[4]以及崔维军等(2015)^[5]分别采用了基尼系数、泰尔系数、平均离差等指标对空间差异性特征进行了测度。颜艳梅等(2016)^[6]对比了3种测度方法基础上发现,尽管计算过程存在区别,但不同测度方法得到的总结论大体一致。近年来,核密度分布方法被较多学者采用以分析空间分布特征的动态演变趋势,其主要思路是通过指标分布图中的峰态、偏态及对称性等具体图形特征的动态变化来反映其演变趋势。马大来等(2017)^[7]采用该种测度方法对中国工业碳排放效率的空间分布特征进行了测度,以反映其空间演变趋势。与基尼系数、总离差、相对离差以及泰尔指数指标相比,核密度估计方法利用图形变化来全面反映指标的动态演变趋势,其反映的空间信息更加丰富、全面,且当前该方法在碳排放强度的空间特征分析中使用较少,因此本文将采用核密度分布估计方法来全面刻画现阶段30省份在碳排放强度方面的动态演变趋势。

收稿日期: 2017-05-29

基金项目: 国家社科基金资助项目“多情景模拟下统一碳交易对我国出口竞争力的传导效应与政策研究”(17BGL252)

作者简介: 赵巧芝(1979—),女,博士研究生,讲师,E-mail:zhaqiaozhi2006@126.com

对于碳排放空间联动特征测度中,主要分为两类:一类是社会网络分析(SNA),该方法通过构建0-1关系矩阵和关系网络图,通过对该矩阵统计测度来提供不同区域的空间联动特征。刘华军等(2017)^[8]利用SNA方法对中国省际间SO₂排放空间关联特征进行了测度,通过其网络结构的统计特征测度指标来展开;李敬等(2014)^[9]利用该方法对中国不同省份间经济增长的空间关联特征进行了测度。另一类是空间相关性分析(Moran's I指数),佟昕等(2016)^[10]、Liu等(2014)^{[11]6005-6023}利用该方法对中国碳排放的空间自相关特征进行了测度。尽管SNA通过构建关联关系网络和统计特征测度提供的空间联动关系信息的研究更加详细,但是很难将关系矩阵完全引入空间计量模型中,而Moran's I指数则通过对被解释变量值的显著性检验综合反映了所有区际间的空间效应特征是否产生了显著影响,一旦产生显著影响,可以将构建空间相邻关系矩阵引入计量模型中,通过模型选择和变量显著性来测度空间关联特征产生的空间溢出效应。

当前在对不同区域碳排放影响因素研究中,空间效应问题正逐渐受到国内外学者的重视,很多学者在尝试将区际间的空间特征反映在模型构建过程中。马大来等(2015)^{[12]67-77}在分析中国省际碳排放效率和工业碳排放效率时,发现二者在空间上均存在显著的空间自相关性,具有明显的集群趋势,通过构建空间面板模型来探索引起中国碳排放省际效率变动的关键原因。近年来,多名学者尝试通过将空间信息引入面板数据模型中,构建空间面板模型来刻画中国碳排放区际效应^[13-14]。张德刚等(2017)^[15]在利用SNA方法对中国碳排放空间特征测度基础上,运用二次指派程序法(Quadratic Assignment Procedure, QAP)对空间效应特征进行了解释。许冠南等(2016)^[16]运用QAP方法解释了国际知识的空间流动的因素特征。根据刘军(2014)^[17]关于QAP模型的应用研究中指出,其主要用于解释关系变量的影响因素分析中,且被解释变量也均为关系矩阵,即该方法用于关系变量的处理中。本文空间相邻关系矩阵仅作为一个影响变量,其他解释变量不属于关系变量,在此,以空间面板模型来全面刻画碳排放强度的影响因素分析。解释变量选取中,主要是以环境压力模型(IPAT)或其衍生模型(如STIRPAT)为基础展开,在对技术进步进行变量选择时,大多选取国内的技术投入指标,如研发投入(郑万吉等,2017^[18];张翠菊等,2016^{[19]47-51}),本文将技术进步测定分为国内技术进步产出、国外技术进步溢出两类指标作为解释变量,不仅考察了国内技术进步及其空间溢出对碳排放强度影响,同时还考察了国外技术进步对本国溢出过程中对碳排放强度的影响程度。

综上所述,本文主要贡献在于以下3个方面:第一,当前对于中国碳排放空间特征测度中,大多使用单一指标方法进行差异测度,例如基尼系数、泰尔系数总离差等,通过该指标值变化反映其演变特征,本文将利用核密度函数的图形变化特征的测度如峰度、偏态等,以共同反映其空间演变趋势,结论将更加全面具体。第二,中国碳排放强度的影响因素研究中,对于技术进步因素分析,很多文献通过其投入指标如R&D经费投入、工时投入等展开,实践中从研发投入到产出存在着较大不确定性,采用产出指标能更好地反映中国各省份技术进步实际,因此本文将采用产出指标——专利产出规模来刻画各省份技术进步幅度;同时,很多文献研究中大多忽略了国外技术进步对国内技术水平的溢出效应,因此本文在研究中通过外商直接投资(FDI)来进行刻画。第三,在研究手段方面,当前文献大多利用空间面板模型的回归系数用于解释空间效应特征,存在一定的偏差,本文将空间效应特征分为直接和间接传导效应两部分,更准确地分析解释变量对被解释变量的影响过程,从而清晰发现各省份的碳排放空间传导路径,为制定详尽的省级减排联动方案,深入挖掘引起中国碳排放强度变动的关键因素信息,及完善中国的减排政策提供参考意见。

二、测度方法、模型构建与数据处理

(一)区域碳排放强度测算

碳排放量测算是减排政策研究的起点和基础,本文碳排放的测算方法采用政府间气候变化专门委员会《国家温室气体排放清单指南》(IPCC, 2006)中所推荐的参考方法^[20],选取煤炭、焦炭、原油、汽油、煤油、柴油、燃料油、天然气8种主要能源品种进行测算,各能源品种排放系数值如表1所示。计算方法如式(1)所示。其中, C 为碳排放总量; k 为能源品种; E 为能源消费量; SC 为标准煤折算系数; CF 为碳排放系数。各能源品种的标准煤折算系数(表1)、各省份的能源消费量来自于《中国能源统计年鉴》。各省份的地区生产总值数据来源于《中国统计年鉴》,其中将所有年份数值折算成按照2000年价格水平下的实际地区生产总值数据。各地区的碳排放强度则由碳排放总量与各地区地区生产总值相除得到

$$C = \sum_{k=1}^8 C_k = \sum_{k=1}^8 E_k \times SC_k \times CF_k \quad (1)$$

表1 各能源品种的标准煤折算系数和碳排放系数

能源品种	煤炭	焦炭	原油	汽油	煤油	柴油	燃料油	天然气
标准煤折算系数	0.714 3	0.971 4	1.428 6	1.471 4	1.471 4	1.457 1	1.428 6	1.330 0
碳排放系数	0.755 9	0.855 0	0.585 7	0.553 8	0.571 4	0.592 1	0.618 5	0.448 3

注:折标系数中前7个能源品种的计量单位为千克/千克;天然气为千克/立方米;碳排放系数计量单位为千克/千克标准煤。

(二) 区域碳排放强度的动态演变特征测度

为考察中国30省份2000—2015年碳排放强度动态演变特征,特别是2012年进入新常态阶段后演变趋势,本文将通过核密度分布估计的方法进行刻画。核密度估计在概率论领域主要用来估计未知的密度函数,是常用的非参数检验方法之一(高铁梅,2006)^[21]。对于数据 x_1, x_2, \dots, x_n 核密度估计如下

$$f(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-x_i}{h}\right) \quad (2)$$

其中, h 表示适当的带宽; $K(\cdot)$ 表示Epanechnikov核函数。本文利用Stata软件对中国30省份2000—2015年碳排放强度分布的核密度曲线的变动特征来反映30省份间碳排放强度空间分布的动态收敛与分散特征,从而反映出空间分布特征的演变趋势及变化。

(三) 区域集聚特征测度

与空间异质性主要考察碳排放强度存在的空间不均衡特征不同,空间相关性将反映碳排放强度是否存在显著的空间溢出及相互模仿效应。对空间自相关现象的测度通过空间自相关系数——莫兰指数(Moran's I)的测度来反映碳排放强度的空间集聚趋势变化。其计算公式如式(3)所示

$$\text{Moran's } I = \frac{\sum_{i,j} W_{ij} (CI_i - \overline{CI})(CI_j - \overline{CI})}{s^2 \sum_{i,j} W_{ij}} \quad (3)$$

其中, i 和 j 分别表示两个省份; CI 为碳排放强度; \overline{CI} 为30省份碳排放强度的均值; s^2 为方差; W 为空间权重矩阵,其元素 W_{ij} 是通过0或1表示两个省份的相邻特征状态,若省份 i 和 j 相邻时,元素值为1,否则为0。莫兰指数的取值范围在-1~1之间。当取值为-1时,表明碳排放强度在省份间表现为完全负相关的空间特性;取值为1时,意味着具有完全空间正相关关系;当其取值接近于0时,表明省份间在碳排放强度方面的空间相关关系越微弱;等于0时,表示没有任何的空间相关关系,服从随机分布。同时,需要对莫兰指数的显著性进行统计检验,一般通过正态分布的 Z 检验实现。

(四) 中国区域碳排放强度的影响因素模型构建

1. 解释变量的选择

Grossman等(1991)^[22]将经济产出活动与环境关系分解为规模、结构和技术效应。Ehrlich等(1972)^[23]在提出的IPAT模型中,将环境压力分为人口、富裕度和单位能耗,之后基于IPAT的衍生系列模型如STIRPAT中,将环境污染分为人口、经济、技术等因素的影响。马大来(2015)^[1269]、张翠菊(2016)^[1950]和Liu(2014)^[11601]等在此基础上构建计量模型。因此本文将影响区域碳排放强度高低的因素划分为三类:规模类、结构类和技术类。规模类变量包括经济规模与人口规模因素,分别用人均地区生产总值(AY)和平均人口数(P)两个指标表征;结构性因素主要包括产业结构和能源消费品种结构两类,分别采用二次产业占比(IS)和煤炭消费占比(ES)两个指标反映;技术类指标主要反映技术进步对碳排放强度的影响,根据技术来源将其分为国内技术进步和国外技术引进两部分,国内技术进步采用年度专利数量(T)表征,国外技术引进则主要通过外商直接投资(FDI)的方式实现,对碳排放产生了重要影响(林伯强等,2010^[24];盛斌等,2012^[25]),因此本研究中将 FDI 引入模型构建中。因此构建的基本计量模型如式(4)所示

$$\ln CI = \beta_0 + \beta_1 \ln AY + \beta_2 \ln P + \beta_3 \ln ES + \beta_4 \ln IS + \beta_5 \ln T + \beta_6 \ln FDI + \varepsilon \quad (4)$$

其中, $\ln(\cdot)$ 表示变量取对数形式; ε 表示随机变量。

2. 空间面板计量模型的构建

将空间相关关系引入基本计量模型中,以反映空间效应对区域碳排放强度的影响程度。由于使用了30省份2000—2015年的面板数据类型,因此将尝试构建空间面板计量模型,以修正建立普通面板模型产生的

偏差。空间面板模型分为空间滞后模型(Spatial Lag Model, SLM)、空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)和空间杜宾模型(Spatial Durbin Model, SDM)3种。SLM模型是将因变量的空间滞后因子作为解释变量加入模型;SEM是将被遗漏的解释变量以及随机误差对空间溢出效应的冲击考虑到模型中,因此模型中的随机误差项 ε 引入空间滞后项;SDM模型中将区域间的交互效应及误差项的空间关系同时引入模型中。因此,本研究中选择空间杜宾模型来探寻影响因素特征,模型表达式修正为

$$\ln CI_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln AY_{it} + \beta_2 \ln P_{it} + \beta_3 \ln ES_{it} + \beta_4 \ln IS_{it} + \beta_5 \ln T_{it} + \beta_6 \ln FDI_{it} + \rho W \ln CI_{it} + \theta_1 W \ln AY_{it} + \theta_2 W \ln P_{it} + \theta_3 W \ln ES_{it} + \theta_4 W \ln IS_{it} + \theta_5 W \ln T_{it} + \theta_6 W \ln FDI_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = \rho W \varepsilon_{it} + u_{it}, u_{it} \sim i.i.d(0, \sigma^2)$$
(5)

其中, i 为省份, $i=1, 2, \dots, 30$; t 为年份, $t=1, 2, \dots, 16$ 分别表示研究期间(1980—2015年)的年份; ρ 和 θ_m ($m=1, 2, \dots, 6$) 分别为被解释变量和解释变量的空间滞后系数。模型构建过程中,若 $\theta=0$ 成立,则 SDM 模型退化为 SLM 模型,若 $\theta+\rho\beta=0$ 时则退化为 SEM 模型,否则为 SDM 模型。

3.直接效应与间接效应的测度

由于空间杜宾模型(SDM)构建过程中同时考虑了被解释变量与解释变量的空间关联关系信息,一个省份碳排放强度变化将不仅仅影响本地区的碳强度,同时影响其他省份的碳强度。因此,SDM模型中解释变量的系数值并不能很好地反映该解释变量对被解释变量的影响。Lesage 和 Pace(2009)^[26]针对空间截面数据的空间效应测度中,提出从偏微分角度去衡量相邻区域间的直接和溢出效应,而 Elhorst(2013)^[27]将该种测度思路应用于空间杜宾模型的直接和间接效应测度中。假定 SDM 模型的一般矩阵表达式如式(6)所示

$$Y_{it} = \rho W Y_{it} + X_{it} \beta + W X_{it} \theta + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$
(6)

其中, Y 为被解释向量; X 表示解释变量向量;将式(5)中的截距 β_0 分解为 α_i 和 λ_t 两部分,分别表示个体、时期效应; ρ 和 θ 含义与式(5)的含义相同,表示空间滞后系数。

将其进一步变形后如式(7)所示

$$Y_{it} = (I - \rho W)^{-1} (X_{it} \beta + W X_{it} \theta) + (I - \rho W)^{-1} \alpha_i + (I - \rho W)^{-1} \lambda_t + (I - \rho W)^{-1} \varepsilon_{it}$$
(7)

将式(7)对第 k 个解释变量求偏导数,得到的偏微分矩阵如式(8)所示

$$\left[\frac{\partial Y}{\partial X_{it}} \times \frac{\partial Y}{\partial X_{Nt}} \right] = \begin{bmatrix} \frac{\partial Y_1}{\partial X_{1t}} \times \frac{\partial Y_1}{\partial X_{Nt}} \\ \vdots \\ \frac{\partial Y_N}{\partial X_{1t}} \times \frac{\partial Y_N}{\partial X_{Nt}} \end{bmatrix} = (I - \rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_i & w_{12} \lambda_t & \cdots & w_{1N} \lambda_t \\ w_{21} \lambda_t & \beta_i & \cdots & w_{2N} \lambda_t \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{N1} \lambda_t & w_{N2} \lambda_t & \cdots & \beta_i \end{bmatrix}$$
(8)

其中,矩阵主对角线上元素的平均值定义为第 k 个解释变量对该区域被解释变量的直接影响;非对角线以外的元素的平均值定义为该解释变量受其他区域影响的间接效应。

三、实证结果分析

(一)碳排放的区域演变趋势特征测度及分析

根据上述测算思路,得到中国30省份2000—2015年的碳排放强度。发现2000年以来中国的碳排放强度总体保持下降趋势,这与其他学者的研究结论一致。中国碳减排2020年承诺目标是以2005年为基准,到2020年其排放强度下降40%~45%。根据测算结果,中国30省份碳排放强度下调了42%左右,中国2020年碳减排总目标可能提前实现。2012年以来中国经济增速回落明显,经济逐渐进入“新常态”阶段,经济结构调整与动力转换并行,绿色发展理念日益受到重视,低碳转型步伐加快,因此各省份的碳排放强度是否出现新的变化趋势。如图1所示,本文运

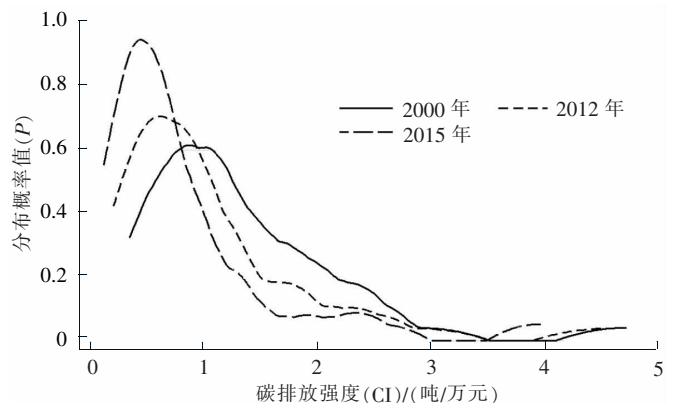


图1 2000年、2012年和2015年30省份碳排放强度核密度分布图

用30省份碳排放强度的核密度分布图变化,来大致了解新常态以来中国碳排放强度方面新的空间演进特征规律。首先,从位置来看,2000年以来分布曲线呈现向左移的趋势,2012年间左移速度加快,波峰对应的碳排放强度逐渐降低,中国低碳减排格局正在形成,特别是进入新常态以来,向左平移幅度加快,降低幅度明显。从曲线形状来看,均呈单峰状且在右侧有收敛趋势,处于高水平的省份占比在不断减少,2012年以来这一特征处于加强态势。从波峰来看,发展水平分布一直处于上升趋势,且2012年以后波峰高度明显提高,说明处于低水平碳排放强度省份比重在大幅上升。

(二)碳排放强度的区域集聚特征分析

基于GEODA软件得到2000年和2015年Moran's I 指数值(如表2所示),其中, P 值表示伴随概率,其小于置信水平表示莫兰指数通过了显著性检验。由表2可以发现,2000年和2005年的Moran's I 值为0.190和0.254,在5%置信水平下,所有年份莫兰指数值均通过了显著性检验。说明中国碳排放强度呈现出不断增强的空间集聚特征,30省份间具有显著的自相关性,且空间依赖性特征在逐步增强。莫兰散点图刻画了局部空间自相关特征,该散点图分为4个象限,将集聚类型分为4种:高高(HH类型)、低高(LH类型)、低低(LL类型)和高低(HL类型),分别位于第I至第IV象限。其中第I和第III象限,反映了正的空间自相关性,根据散点图图2和图3发现,HH类型和LL类型在30省份中占绝大多数,2015年合计占比为80%。比较2000年和2015年的散点图可知,位于第III象限的省份增加,位于第II象限的省份数量减少,说明碳排放强度的空间集聚程度在逐渐增强,且表现为在低水平和高水平两个类型集聚特征,空间分化特征明显。

四、中国碳排放强度变动的影响因素分析

(一)普通面板模型下模型形式选择的统计检验

依据式(6)所建立的计量模型,对普通面板模型下4种模型形式的检验统计量进行测度,结果如表3所示。第一,比较4种模型形式下的拟合优度检验统计量发现,与混合效应下的拟合优度相比,加入空间效应及双向效应下的模型拟合水平有大幅度的提高,两个模型的整体拟合程度良好。第二,对其对数似然函数值进行比较,空间固定效应和双向固定效应下 $\log-L$ 值分别为237.59和258.77,远高于另外两个模型,最为理想。同时,空间固定效应模型下LM-lag、LM-error以及Robust LM-lag、Robust LM-error均在1%置信水平下通过显著性检验;而双向固定效应模型下,尽管LM-lag和LM-error的稳健性检验在5%置信度下通过显著性检验,但LM-lag和LM-error统计量的显著性检验在10%

表2 中国2000—2015年碳排放强度的全局Moran's I 指数

测度指标	2000年	2001年	2002年	2003年	2004年	2005年	2006年	2007年
Moran's I	0.190	0.206	0.188	0.183	0.233	0.243	0.249	0.295
P 值	0.028	0.023	0.046	0.033	0.029	0.017	0.010	0.008
测度指标	2008年	2009年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年
Moran's I	0.319	0.294	0.299	0.284	0.285	0.271	0.273	0.254
P 值	0.008	0.005	0.007	0.005	0.005	0.007	0.010	0.016

注:表中的推断统计基于Ansen Lin提出的999次随机排列。

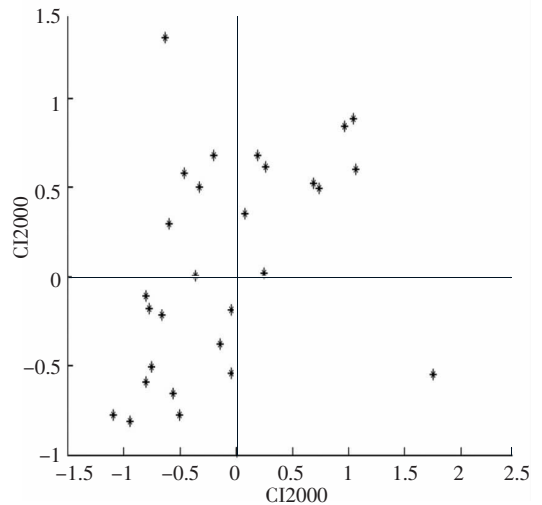


图2 2000年Moran's I 散点图

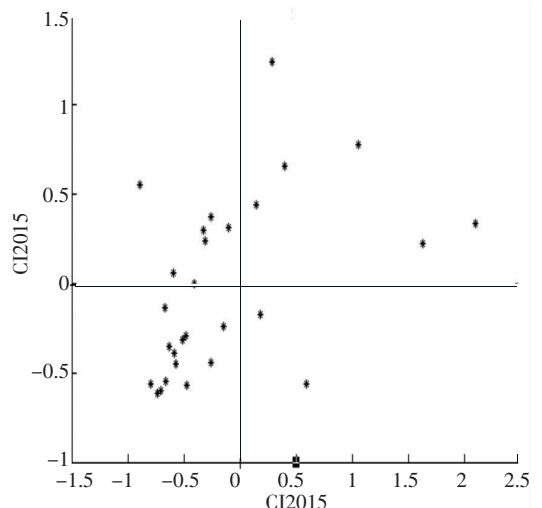


图3 2015年Moran's I 散点图

表3 普通面板模型下4种模型形式的检验统计量

变量	混合效应	空间固定效应	时期固定效应	双向固定效应
R^2	0.653 4	0.939 3	0.657 0	0.944 4
$\log-L$	-180.46	237.59	-177.94	258.77
LM-lag	69.60***	37.37***	64.28***	1.88
Robust LM-lag	59.11***	54.61***	54.60***	7.92***
LM-error	17.07***	9.78***	16.15***	0.44
Robust LM-error	6.58**	27.02***	6.47**	6.48**

注:***表示1%的显著水平,**表示5%的显著水平,*表示10%的显著水平。

的置信水平下未能通过。综上可知,应选择空间固定效应模型形式进行解释变量估计。

(二)空间面板回归估计结果与统计检验

普通面板计量模型要求具备空间均质性、独立同分布等假定条件,否则将引起估计结果偏差。根据特征测度结论发现,30省份间的空间自相关特征非常显著,不可忽视。该种情形下,将空间相关性特征引入计量模型中构建空间面板模型。首先,根据式(7)对2000—2015年影响中国省际碳排放强度变动的因素进行参数估计,结果如表4所示。可以看出,SDM模型的拟合优度的判定系数值为0.957 6,与普通面板模型下的判定系数值0.939 3相比,有了进一步改善;同时,对数似然函数值 $\log-L$ 也有了大幅度改进。Wald检验(Wald_{lag}和Wald_{error}统计量)和LR检验(LR_{lag}和LR_{error}统计量)中,四个统计量均在1%置信水平下显著,SDM模型并不能退化为SEM或SLM模型形式。

表4 SDM模型估计与检验结果(空间固定效应)

解释变量	系数	系数 <i>t</i> 统计量	伴随概率	直接效应	直接效应 <i>t</i> 统计量	间接效应	间接效应 <i>t</i> 统计量	总效应	总效应 <i>t</i> 统计量
lnAY	0.496 9***	6.692 2	0.000 0	0.471 9***	6.353 0	-0.547 7***	-4.971 3	-0.075 8	-0.826 6
lnP	0.185 6	1.039 9	0.298 4	0.185 7	1.072 8	-0.142 8	-0.334 7	0.042 9	0.196 5
lnIS	0.254 8***	2.793 2	0.005 2	0.307 9***	3.520 1	1.180 2***	5.995 3	1.488 2***	7.238 0
lnES	0.042 6	0.665 7	0.505 6	0.068 1	1.005 4	0.531 4**	2.361 7	0.599 5**	2.316 8
lnT	-0.090 2***	-3.156 8	0.001 6	-0.086 6***	-3.125 8	0.062 4	1.583 6	-0.024 2	-0.680 2
lnFDI	-0.002 8	-0.201 9	0.840 0	-0.010 5	-0.738 1	-0.169 1***	-4.468 7	-0.179 7***	-4.004 0
W×lnAY	-0.552 9***	-5.751 4	0.000 0	$R^2=0.957 6$					
W×lnP	-0.157 4	-0.435 9	0.662 9	$\log-L=319.872 6$					
W×lnIS	0.866 7***	5.251 8	0.000 0	Wald _{lag} =127.381 8***					
W×lnES	0.409 8**	2.410 7	0.015 9	Wald _{error} =110.259 4***					
W×lnT	0.072 7**	2.013 8	0.044 0	LR _{lag} =120.081 1***					
W×lnFDI	-0.133 5***	-4.722 9	0.000 0	LR _{error} =149.472 9***					
W×dep.var	0.247 0***	4.254 5	0.000 0						

注:***表示1%的显著水平,**表示5%的显著水平,*表示10%的显著水平。

(三)回归结果分析

根据表4所示的SDM模型回归结果显示,AY、IS和T这3个因素均通过了1%的显著性检验,而其他3个因素P、ES和FDI未通过显著性检验。因此,AY、IS和T是影响中国碳排放强度省域空间格局的主要因素。具体结论如下:

1. 碳排放强度对AY、IS和T的弹性系数分别为0.496 9、0.254 8和-0.090 2,说明3个因素中AY和IS对中国省域碳排放强度产生了正向影响,而国内技术产出T对其产生了负向影响;而3个因素的空间滞后项的弹性系数值分别为-0.552 9、0.866 7和0.072 7,意味着相邻省份的AY对本省碳排放强度产生了反向影响,而相邻省份的IS和T则对本省的碳排放强度产生了正向影响。

2. 根据直接效应与间接效应测算结果可知,AY、IS与T的直接效应分别为0.471 9、0.307 9和-0.086 6。其中AY和IS两个因素的直接效应最大,是影响省域碳排放强度的关键因素,其每变动一个百分点,将引起本省碳排放强度分别上升0.471 9和0.307 9个百分点;而技术产出每变动1个百分点引起的本省碳排放强度下降0.086 6个百分点,省域内的技术进步对该省碳排放强度变动的相对较小。而AY、IS和T的间接效应值分别为-0.547 7、1.180 2和0.062 4,意味着本省经济规模因素AY对相邻省域碳排放强度具有负向的空间溢出效应,而IS和T因素对相邻省域碳排放强度具有正向的空间溢出效应。本省AY每变动1个百分点,将会引起相邻省域碳排放强度下降0.547 7个百分点,而IS和T则引起相邻省域碳排放强度上升1.180 2和0.062 4个百分点。

3. 根据SDM回归结果发现,ES、FDI和P的弹性系数并不显著,3个因素对本省碳排放强度的直接效应值也不显著,意味着本省能源消费结构调整、外商直接投资规模及人口规模变动对本省碳排放强度产生的影响很微弱。而3个因素中,相邻省域的ES和FDI对本省碳排放强度产生了显著影响(置信水平5%),间接效应值分别为0.531 4和-0.169 1。因此,从总效应来看,本省份以及相邻省域的ES和FDI调整对本省碳排放强度产生了显著影响,总效应值分别为0.599 5和-0.179 7。FDI总效应为负,意味着中国并未成为

发达国家污染产业的“污染者避难所”,FDI规模增大对中国碳排放强度的影响总体上是积极的。

五、主要结论与政策启示

通过对2000—2015年中国30省份的碳排放强度的空间演变趋势及集聚特征进行测度基础上,运用空间杜宾模型对其影响因素进行了分析。主要结论如下:

首先,样本期间内中国各省碳排放强度基本保持了下降趋势,尤其是2012年进入“新常态”阶段以来,各省份低碳转型进程明显加快。与2012年相比,2015年的核密度曲线波峰明显左移幅度,且峰值上升幅度提高,处于低水平碳排放强度省份在逐渐增多。根据空间自相关特征测度结果,在低碳转型过程中,中国30省份间呈现出“高一高”“低—低”集聚特征,省域间的空间传导特征显著,且处于增强趋势。其次,根据空间杜宾模型估计结果,本省的经济规模和产业结构调整对本省碳排放强度产生了正向影响,是影响中国省域碳排放强度的主要因素;同时,省内技术进步程度对本省碳排放强度具有显著的反向影响。而本省的外商投资规模增大和能源消费结构调整两个因素对本省的碳排放强度并未产生显著影响,但通过空间传导影响对本省的碳排放强度分别产生了负向和正向的间接影响。

根据以上结论,为了更好地促进国家及各省份低碳转型进程,提出如下政策建议:

第一,积极利用对碳排放产生显著影响的解释因素,发挥其空间传导作用,促进减排政策作用的空间传导,从而达到国家减排目标实现中的省际空间联动。根据研究结论,产业结构调整无论对本省还是相邻省份的碳排放强度具有显著影响,是未来中国减排政策重点关注的领域之一。“新常态”期内,经济结构调整为重点的经济政策也为其发挥效果提供了机遇,相邻省份在产业结构调整中注重空间布局和协同优化,可以更好地促进国家整体减排效果发挥。同时,优化产业空间布局规划,避免相邻区域间的污染产业转移,发挥其空间溢出效应,促进相邻省份低碳化转型联动。专利产出因素对省份碳排放强度影响较小,说明尽管中国专利产出规模在不断增长,但其减排技术领域的产出比重仍然较小,从而绿色技术进步对国家及省域层面的减排效果影响微弱。因此,未来中国应大幅度地促进绿色技术领域的研发和知识成果转化幅度,以更好地促进各省域及国家总体低碳转型目标的实现。

第二,根据中国未来碳减排的潜力方向,引导其不断壮大,促进中国减排中长期目标实现。根据分析结论以及中国“十三五”规划,人口结构空间优化是未来中国减排潜力因素之一。根据实证结果,研究期内人口规模对中国省际碳排放并未产生显著影响,但随着中国“全面二孩政策”效果显现以及大规模城镇化建设进程加快,人口的年龄、性别结构以及空间分布均会在未来产生较大影响。通过人口城镇化,以发挥其人口、资源及能源消费的空间集聚,使环保资金、技术和设施投入中形成规模效应,降低减排成本,进一步增强减排的动力。能源消费结构优化调整也是未来中国碳减排政策的主要方向。随着煤炭的替代能源不断涌现,清洁能源中的风电、太阳能发电、核电等比例上升,清洁电力不断替代火力发电,高碳能源煤炭占比将大幅下降,能源消费的品种结构的减排效果将会发挥出来,对中国未来的减排产生显著影响。

参考文献:

- [1] BP石油公司. BP世界能源统计年鉴(2017)[EB/OL]. (2017-04-12). http://www.bp.com/zh_cn/china/reports-and-publications/_bp_2017_.html.
- [2] TOBLER W R. Philosophy in geography[J]. Theory and Decision Library, 1979(20):379-386.
- [3] 刘华军,赵浩. 中国二氧化碳排放强度的地区差异分析[J]. 统计研究, 2012(6):46-50.
- [4] 胡渊,刘俊峰,胡伟,等. 中国碳排放强度的区域差异、趋势演进与影响因素分析——基于30个省(市、区)1997—2012年面板数据[J]. 资源与产业, 2016(5):7-13.
- [5] 崔维军,李宗铠. 中国东、中、西部地区碳排放空间差异测度及其成因研究[J]. 工业技术经济, 2015(6):51-58.
- [6] 颜艳梅,王铮,吴乐英,等. 中国碳排放强度影响因素对区域差异的作用分析[J]. 环境科学学报, 2016(9):3436-3444.
- [7] 马大来,武文丽,董子铭. 中国工业碳排放绩效及其影响因素——基于空间面板数据模型的实证研究[J]. 中国经济问题, 2017(1):121-135.
- [8] 刘华军,刘传明. 环境污染空间溢出的网络结构及其揭示——基于1997—2013年中国省际数据的经验考察[J]. 经济与管理评论, 2017(1):57-64.

- [9] 李敬,陈澍,万广华,等. 中国区域经济增长的空间关联及其解释——基于网络分析方法[J]. 经济研究,2014(11):4-16.
- [10] 佟昕,李学森,佟琳,等. 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[J]. 东北大学学报(自然科学版),2016(11):1668-1672.
- [11] LIU Y,XIAO H W,PRECIOUS Z,LV Y K. Carbon emissions in China:a spatial econometric analysis at the regional level[J]. Sustainability,2014(6):6005-6023.
- [12] 马大来,陈仲常,王玲. 中国省际碳排放效率的空间计量[J]. 中国人口·资源与环境,2015(1):67-77.
- [13] ZHOU Y,LIU Y S. Does population have a larger impact on carbon dioxide emissions than income? evidence from a cross-regional panel analysis in China[J]. Applied Energy,2016(180):800-809.
- [14] 屈小娥. 省际全要素 CO₂ 排放效率差异及驱动因素:基于 1995—2010 年的实证研究[J]. 南开经济研究,2012(3):128-141.
- [15] 张德刚,陆远权. 中国碳排放的空间关联及其解释——基于社会网络分析法[J]. 软科学,2017(4):15-18.
- [16] 许冠南,潘美娟,周源. 基于 QAP 分析的国际知识流动影响因素研究——以光伏产业为例[J]. 科学学与科学技术管理,2016(10):49-62.
- [17] 刘军. 整体网络分析:Ucinet 软件使用指南[M]. 上海:上海人民出版社,2014.
- [18] 郑万吉,叶阿忠. 空间视角下财政分权的碳减排效应研究——基于半参数空间面板滞后模型[J]. 软科学,2017(1):72-94.
- [19] 张翠菊,张宗益,覃明锋. 能源禀赋、技术进步与碳排放强度——基于空间计量模型的研究[J]. 系统工程,2016(11):47-51.
- [20] Intergovernmental Panel on Climate Change. IPCC Guidelines for national greenhouse gas inventories[R]. Japan:IGES,2006.
- [21] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模 Eviews 应用及实例[M]. 北京:清华大学出版社,2006.
- [22] GROSSMAN G M,KRUEGER A B. Environmental impact of the north american free trade agreement [R]. National Bureau of Economics Research Working Paper,1991,No.W3914.
- [23] EHRlich P,HOLDEN J. One-dimensional economy[J]. Bulletin of the Atomic Scientists,1972,28:16-27.
- [24] 林伯强,邹楚沅. 发展阶段变迁与中国环境政策选择[J]. 中国社会科学,2014(5):81-95.
- [25] 盛斌,吕越. 外国直接投资对中国环境的影响——来自工业行业面板数据的实证研究[J]. 中国社会科学,2012(5):54-75.
- [26] LESAGE J,PACE R K. Introduction to spatial econometrics[M]. New York:CRC Press,2009.
- [27] ELHORST J P. Spatial econometrics:from cross-sectional data to spatial panels[M]. Berlin:Springer,2013.

Research on Spatial Characteristics and Influencing Factors of Provincial Carbon Emissions in China

ZHAO Qiaozhi¹, YAN Qingyou², ZHAO Hairui¹

(1.Department of Economics and Management, North China Electric Power University, Baoding Hebei 071003, China; 2. School of Economics and Management, North China Electric Power University, Beijing 102202, China)

Abstract: Kernel density distribution and Moran's Index methods were utilized to indicate the dynamic evolution trend and spatial cluster characteristics of carbon emissions among 30 provinces in China during 2000-2015. Spatial Durbin Model was constructed to explore the key influencing factors. The results are as follows: (1) Carbon emission density keeps a decreasing trend in this period and the low transformation trend has been accelerated since the New Normal Stage; (2) Spatial cluster characteristics of carbon emissions density in 30 provinces are mainly divided into "High-High" and "Low-Low" types. Moreover, this spatial spillover effects show a growing trend; (3) The economic scale and industrial structure of a province have a significant positive effect upon its carbon emission density while patent output scale has a significant negative effect. FDI scale and energy consumption structure of its neighborhood exert spatial spillover effects on its emission density significantly. On the one hand, to accelerate the pace of industrial structure adjustment, to optimize industrial spatial layouts and to develop green technology are the main ways in the future to stimulate regional low carbon transformation in China. Meanwhile, ecological town construction and continuously improving FDI quality are the potential factors to drive carbon emissions down. Spatial spillover effects among provinces in carbon emission reductions shouldn't be neglected.

Key words: carbon emissions; kernel density distribution; spatial autocorrelation index; spatial panel model

[责任编辑:孟青]