

# 省域资源节约型社会建设的空间相关性与溢出效应测度研究

丁刚,王海岩

(福州大学经济与管理学院,福建福州 350108)

[摘要] 基于对2006—2010年中国30个省市资源节约型社会建设绩效的动态评价,从全局和局域两个角度检验省域资源节约型社会建设的空间相关性;研究表明,2006—2010年中国30个省域的资源节约型社会建设绩效均有所提高,但5年间资源节约型社会建设绩效综合得分排名变化不大,地区间发展差距仍较为显著,且各省域资源节约型社会建设绩效存在显著的空间正自相关性。通过空间滞后面板数据模型的建构及测算,发现省域资源节约型社会建设之间存在显著的正向空间溢出效应;在其影响下,中国省域资源节约型社会建设空间集聚态势的整体均衡性有所改观。

[关键词] 资源节约型社会;空间溢出效应;空间相关性

[中图分类号] F124;F224 [文献标识码] A [文章编号] 1673-5595(2014)05-0013-06

## 一、引言

倡导资源节约型社会建设无疑有助于推进经济发展方式转变,进而突破节能减排指标对地方经济发展带来的硬约束。基于对Tobler“地理学第一定律”的研究表明,邻近区域间存在不同程度的空间自相关性。<sup>[1]</sup>然而,就既有关于资源节约型社会建设的文献来看,主要集中在理论综述和实证评价方面的探讨,忽视了对邻近区域间资源节约型社会建设的空间相关性及溢出效应的研究。

梳理国内外相关文献不难发现,国内外学者从不同角度对经济增长的区域间空间溢出效应进行了较为深入的理论阐释和实证研究。最早关于区域间经济增长溢出效应的理论解释是20世纪50年代的发展经济学家在探讨区域经济增长机制时提出的。<sup>[2]</sup>以中国省域间经济增长互动关系的实证研究为例,Ying和Long Gen以1978—1994年的省际面板数据为支撑,运用空间滞后模型分析了广东经济增长对周围省域的空间溢出效应,指出广东省的经济增长对周围4省的影响较为显著,但影响作用有正有负。<sup>[3]</sup>在Ying等开创性贡献的基础之上,Brun等考察了1981—1998年中国东中西部地区间的空

间溢出效应,分析认为东部地区对中西部地区存在空间溢出效应,但该效应在短期内不足以减少东中西部地区间的发展不平衡。<sup>[4]</sup>

从国内已有研究来看,王铮等基于Dover Peeterse模型,建立了一个分析区域间经济互动关系的简单计量模型,指出中部地区的经济发展在东中西部经济互动中发挥主环节的作用。<sup>[5]</sup>陈安平将全国划分为8大区域,以8大区域为对象建立向量自回归(VAR)模型,由脉冲响应函数(IRF)和Granger因果关系检验的结果,指出长江中游、黄河中游、北部沿海、东部沿海和西南地区间的经济增长对其他区域有明显的带动作用,南部沿海、东北和西北地区的经济增长则没有产生明显的溢出效应。<sup>[6]</sup>潘文卿以中国31个省域为研究对象,在使用探索性空间数据分析工具探讨人均GDP的空间分布和格局的基础上建立新经济地理学模型并分析表征区域经济发展空间溢出效应的指标市场潜能对省域经济发展的影响,证实省际经济增长空间溢出效应的存在,并进一步指出,该种空间溢出效应会随省域间空间距离的增加而减小。<sup>[7]</sup>

总体而言,各种研究多证实中国区域经济增长

[收稿日期] 2013-12-06

[基金项目] 福建省自然科学基金项目(2012J01300)

[作者简介] 丁刚(1974-),男,河南开封人,福州大学经济与管理学院副教授,博士,研究方向为区域经济预测与评价。

现阶段存在较为显著的空间相关性和溢出效应。

那么,中国区域的资源节约型社会建设是否亦存在与之相似的空间相关性和溢出效应呢?本研究认为,就省域间资源节约型社会建设而言,一方面,中央政府可以通过考核省域节能减排的绩效来作为衡量地方政府政绩的标尺之一,从而对节能减排绩效较好的省份给予一定的政策激励。在中央政府的环境规制和政策激励作用下,地方政府之间的标尺竞争会减轻信息的不对称性,导致它们在环境治理和节能减排支出等方面相互模仿,表现为省域资源节约型社会建设绩效的正向空间外溢性。另一方面,地方政府一旦加大对环境治理和节能减排的投入,将会形成较强的资源节约型社会建设优势,而邻近省域资源要素的流入和中央政府的政策激励会进一步强化已经形成的资源节约型社会建设优势,导致周围省域发展能力的弱化,表现为省域资源节约型社会建设绩效的负向空间外溢性。

基于此,本研究假定不同省域资源节约型社会建设亦有不同程度的空间相关性,拟通过选用科学的空间计量方法证明省域资源节约型社会建设空间溢出效应的存在,若存在,再进一步确定空间溢出效应方向及程度。

## 二、基于GPCA模型的省域资源节约型社会建设绩效动态综合评价

### (一) 指标体系的建立

资源节约型社会的建设内涵较为宽泛,主要涉及经济发展、能源利用、技术创新、社会支撑、资源环境等层面。本研究遵循系统科学性、简明可操作性、动态可比性、生态优先性的指标构建原则,在源自上述层面的资源节约型社会相关指标中选择了最具代表性的指标,具体遴选步骤为<sup>[8]</sup>: (1) 指标初选,在设计时借鉴了相关研究成果,通过对上述层面所涉及指标的具体分析,将能够反映省域资源节约型社会建设绩效的主要指标确定为评价指标体系的内容。<sup>[9-10]</sup> (2) 征询和筛选,对初选指标进行专家意见征询,反复进行三轮,逐步去掉那些相互重复或具有明显相关的指标。(3) 指标的确定,根据专家意见,进行指标筛选、分类和归纳,最后确定评价指标体系,基本框架如表1所示。

### (二) GPCA模型简介

构成省域资源节约型社会建设绩效的评价指标体系是复杂的、多层次的,而以往对资源节约型社会建设绩效的评价方法仅限于层次分析法、模糊综合评价等需确定指标权重的主观评价方法,使得评价结果的质量大打折扣,为确保评价结果的客观、准

确、系统分析的统一性和可比性,本文尝试运用全局主成分分析(Generalized Principle Component Analysis, GPCA)这一模型,从省域层面入手,依据表1所示的综合评价指标体系,基于这些指标2006—2010年的时序立体数据对省域资源节约型社会绩效的动态演进态势进行定量描述和分析评价。GPCA模型是一种重要的且被市场广泛认可的综合动态评价方法,对于其构建原理,在此之前学者对其已有详尽阐述,本文对此不再赘述。

表1 中国省域资源节约型社会建设绩效评价  
指标体系基本框架

目标层	准则层	指标层	单位
资源节约型社会建设绩效	经济发展	人均GDP	元/人
		GDP增长率	%
		第三产业比重	%
		第三产业从业人员	万人
		城市化率	%
		高技术产业产值占工业总产值的比重	%
	能源利用	人均财政收入	元/人
		万元GDP能耗	吨标准煤/万元
		万元GDP碳排放	吨碳/万元
		万元GDP电耗	千瓦时/万元
万元GDP耗水量		亿立方米/万元	
亿元GDP二氧化硫排放强度		吨/亿元	
人均碳排放量		吨碳/人	
人均用水量		吨/人	
技术创新	能源消费弹性系数		
	高碳能源在一次能源中比重	%	
	万元工业产值废气排放量	标立方米/万元	
	万元工业产值废水排放量	立方米/万元	
	万元工业产值COD排放量	千克/万元	
	R&D经费占GDP比重	%	
	工业烟尘排放达标率	%	
社会支撑	生活垃圾无害化处理率	%	
	污水集中处理率	%	
	工业废水排放达标率	%	
	工业固体废弃物综合利用	%	
	工业二氧化碳排放达标率	%	
	农村居民家庭恩格尔系数	%	
	城镇居民家庭恩格尔系数	%	
	失业率	%	
资源环境	每万人拥有公交车数	标台	
	社会保障支出占GDP比重	%	
	教育经费占GDP比重	%	
	城乡消费水平对比	农村居民=1	
	城镇居民人均可支配收入	元	
	人口密度	人/平方公里	
	森林覆盖率	%	
	人均绿地面积	公顷	
建成区绿地覆盖率	%		
环境污染治理投资占GDP比重	%		
自然保护区面积比重	%		
牧草地比重	%		
单位地区生产总值建设用地	公顷/亿元		

基于2007—2011年的《中国统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》中的相关数据,运用多元统计分析软件STATA11.0,在对样本数据进行正向化处理并实施标准变换后,对中国省域资源节约型社会建设绩效总体现状进行分析评价,限于数据可得性,本文的评价区域不包括西藏和港澳台地区。

通过进行GPCA分析,可得到全局主成分的特征值及贡献率,且前9个全局主成分的方差累计贡献率为80.26%(大于80%),效果较好。其中, $F_1$ 、 $F_2$ 、 $F_3$ 、 $F_4$ 、 $F_5$ 、 $F_6$ 、 $F_7$ 、 $F_8$ 、 $F_9$ (分别代表第1、2、3、4、5、6、7、8、9个全局主成分)的方差贡献率分别为

33.81%、13.17%、9.25%、5.41%、4.57%、4.27%、3.57%、3.43%和2.79%,故可将其确定为所需要提取的9个全局主成分,由此可写出综合得分 $F_{综}$ 的评价公式:

$$F_{综} = 0.3381F_1 + 0.1317F_2 + 0.0925F_3 + 0.0541F_4 + 0.0457F_5 + 0.0427F_6 + 0.0357F_7 + 0.0343F_8 + 0.0279F_9 \quad (1)$$

根据主成分的计算公式及综合得分 $F_{综}$ 的评价公式,可得到中国30个省域2006—2010年资源节约型社会建设绩效的全局主成分值及综合得分,具体结果见表2。

表2 中国各省域全局主成分分析结果

地区	2006		2007			2008			2009			2010			5年均值		2010相对2006排名变化
	得分	排名	得分	排名	排名变化	得分	排名										
北京	3.35	1	3.41	1	不变	3.76	1	不变	4.13	1	不变	4.10	1	不变	3.75	1	不变
上海	2.59	2	2.63	2	不变	2.80	2	不变	3.20	2	不变	3.04	2	不变	2.85	2	不变
天津	1.71	3	1.59	3	不变	1.87	3	不变	2.12	3	不变	2.24	3	不变	1.90	3	不变
浙江	0.65	6	0.89	5	↑1	1.28	5	不变	1.50	5	不变	1.70	5	不变	1.21	5	↑1
江苏	0.69	4	1.06	4	不变	1.38	4	不变	1.60	4	不变	1.83	4	不变	1.31	4	不变
广东	0.66	5	0.62	6	↓1	1.02	6	不变	1.24	6	不变	1.57	6	不变	1.02	6	↓1
山东	0.18	7	0.57	7	不变	0.85	7	不变	1.05	7	不变	1.22	7	不变	0.77	7	不变
福建	0.06	8	0.24	8	不变	0.58	8	不变	0.82	8	不变	1.10	8	不变	0.56	8	不变
辽宁	-0.38	9	-0.10	9	不变	0.19	9	不变	0.49	9	不变	0.89	9	不变	0.22	9	不变
海南	-0.67	13	-0.35	11	↑2	-0.01	13	↓2	0.16	15	↓2	0.55	12	↑3	-0.06	11	↑1
河北	-0.70	15	-0.55	14	↑1	-0.08	15	↓1	0.05	19	↓4	0.34	17	↑2	-0.19	15	↓2
黑龙江	-0.51	10	-0.60	16	↓6	-0.25	20	↓4	0.05	18	↑2	0.24	19	↓1	-0.21	16	↓9
吉林	-0.74	16	-0.63	18	↓2	-0.24	18	不变	0.11	16	↑2	0.40	16	不变	-0.22	17	不变
湖北	-0.55	11	-0.35	10	↑1	0.04	10	不变	0.28	10	不变	0.47	13	↓3	-0.02	10	↓2
河南	-0.68	14	-0.51	13	↑1	-0.17	17	↓4	0.06	17	不变	0.20	20	↓3	-0.22	18	↓6
湖南	-0.79	19	-0.69	21	↓2	-0.24	19	↑2	0.00	20	↓1	0.26	18	↑2	-0.29	20	↑1
安徽	-0.78	18	-0.64	19	↓1	-0.32	21	↓2	-0.09	21	不变	0.20	21	不变	-0.33	21	↓3
江西	-0.86	20	-0.62	17	↑3	0.03	11	↑6	0.18	14	↓3	0.42	15	↓1	-0.17	14	↑5
山西	-1.40	23	-1.18	24	↓1	-0.63	24	不变	-0.39	23	↑1	-0.06	23	不变	-0.73	24	不变
陕西	-0.65	12	-0.56	15	↓3	-0.07	14	↑1	0.24	11	↑3	0.55	11	不变	-0.10	13	↑1
四川	-1.00	21	-0.66	20	↑1	-0.13	16	↑4	0.19	13	↑3	0.42	14	↓1	-0.23	19	↑7
内蒙古	-1.65	24	-1.02	23	↑1	-0.60	23	不变	-0.17	22	↑1	0.20	22	不变	-0.65	22	↑2
广西	-1.89	27	-1.55	26	↑1	-1.17	26	不变	-0.71	26	不变	-0.35	26	不变	-1.14	26	↑1
云南	-1.32	22	-0.96	22	不变	-0.56	22	不变	-0.40	24	↓2	-0.12	24	不变	-0.67	23	↓2
新疆	-1.83	26	-1.61	27	↓1	-1.30	28	↓1	-1.24	28	不变	-0.83	29	↓1	-1.36	28	↓3
宁夏	-3.16	30	-2.49	30	不变	-1.75	30	不变	-1.42	30	不变	-1.01	30	不变	-1.97	30	不变
甘肃	-1.72	25	-1.69	28	↓3	-1.30	27	↑1	-1.01	27	不变	-0.79	28	↓1	-1.30	27	↓3
贵州	-2.28	29	-2.21	29	不变	-1.74	29	不变	-1.33	29	不变	-0.73	27	↑2	-1.66	29	↑2
重庆	-0.78	17	-0.42	12	↑5	0.02	12	不变	0.23	12	不变	0.62	10	↑2	-0.07	12	↑7
青海	-1.93	28	-1.48	25	↑3	-1.00	25	不变	-0.65	25	不变	-0.15	25	不变	-1.04	25	↑3

### (三) 评价结果分析

由表2可以清晰地看出,2006—2010年,中国各省域的综合得分均有不同程度的上升,这意味着其资源节约型社会建设绩效都有了一定程度的提高。而从全国范围来看各省域的排名状况,5年内各省的排

名波动幅度不大,尤其排名前10的省份中,有7个省份的排名未发生变动,排名上升的共有11个省,主要集中在西部(占比为7/11);排名下降的省域共有9个,主要集中在中部地区(占比为4/9)和西部地区(占比为3/9);其余省域的排名保持不变。

### 三、省域资源节约型社会建设绩效空间溢出效应的实证研究

(一)省域资源节约型社会建设绩效的空间相关性检验

检验省域资源节约型社会建设绩效的全域空间自相关现象存在与否,一般可通过计算空间自相关指数  $Moran's I$  [11-12] 来实现,其计算公式为:

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

其中,  $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$ ,  $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$ ,  $Y_i$  表示第  $i$  个地区的观测值,本文为资源节约型社会建设绩效综合得分,  $n$  为地区总数;  $W_{ij}$  为二进制空间权重矩阵  $W$  中的任一元素,一般采用 Anselin 提出的一阶邻接方法来设置空间权重矩阵 [13], 一般临近标准的  $W_{ij}$  为:

$$W_{ij} = \begin{cases} 0 & \text{当区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 相邻} \\ 1 & \text{当区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 不相邻} \end{cases}$$

$i=1, 2, \dots, n, j=1, 2, \dots, m; m=n$  或  $m \neq n$ 。Moran's  $I$  指数可看作各省域观测值的乘积和,其取值范围为  $-1 \leq I \leq 1$ 。大于 0 表示正相关,表示不同省域的资源节约型社会建设绩效具有相似的属性在空间区位上集聚;小于 0 表示负相关,表示不同省域的资源节约型社会建设绩效具有相异的属性在空间上集聚;等于 0 则表示各省域资源节约型社会建设绩效在空间上是随机分布的,即不存在空间相关性,二者相互独立。通过绘制的空间相关系数的 Moran's  $I$  指数散点图,可将各个省市区资源节约型社会建设绩效综合评价得分以四个象限的集群模式加以划分,分别识别某个省域与邻近地区的关系:图的右上方的第一象限,表示资源节约型社会建设绩效高的地区被资源节约型社会建设绩效高的其他地区所包围(HH);左上方的第二象限,表示资源节约型社会建设绩效低的地区被资源节约型社会建设绩效高的其他地区所包围(LH);左下方的第三象限,表示资源节约型社会建设绩效低的地区被资源节约型社会建设绩效低的其他地区所包围(LL);右下方的第四象限,表示资源节约型社会建设绩效高的地区被资源节约型社会建设绩效低的其他地区所包围(HL)。

基于上文得出的 2006—2010 年省域资源节约型社会建设绩效综合评价得分,借助一阶邻近矩阵的方法确定空间权重矩阵  $W$ ,可在随机性假设条件下对其空间自相关指数  $Moran's I$  统计值的显著性进行检验,经计算,2006—2010 年中国 30 个省域资源节约型社会建设绩效综合评价得分的空间自相关指数

Moran's  $I$  分别为 0.4454、0.4606、0.4654、0.4382、0.4385,通过了 1% 显著性水平检验,表明省域资源节约型社会建设绩效存在显著的空间正自相关性。

(二)省域资源节约型社会建设绩效的空间溢出效应估计模型及变量的选择

由于本研究的目的是探究省域资源节约型社会建设绩效的空间溢出效应,因此需要选取合适的空间计量经济学模型来进行测度。本文选取广泛应用于空间溢出效应计算的空间滞后面板数据模型(Spatial Lag Panel Data Model, SLPDM)来验证前述理论假定。为符合模型设置的要求,本文选取 2008—2010 年 30 个省市区的资源节约型社会建设绩效综合得分等相关数据构成面板数据,综合考虑中国省域资源节约型社会建设进程中的时间效应和空间效应,建立如式(3)所示的空间滞后面板数据模型,对中国省域资源节约型社会建设的溢出效应进行估计:

$$Y_{it} = C + \rho WY_{it} + \beta Y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中,  $i$  表示省市区,  $t$  表示时期,  $Y_{it}$  为  $i$  省市区  $t$  期因变量,本文由中国  $i$  省市区  $t$  年的资源节约型社会建设绩效综合得分表征;  $WY_{it}$  为其空间滞后因变量;  $Y_{it-1}$  为滞后一期的时间滞后因变量;参数  $\rho$  为空间溢出系数,反映样本观测值中的空间溢出效应程度及方向,即相邻区域的资源节约型社会建设绩效  $WY_{it}$  对本地区资源节约型社会建设绩效  $Y_{it}$  的影响方向和程度;  $W$  为  $n \times n$  (本例中  $n=30$ ) 阶的空间权重矩阵;参数  $\beta$  则反映时间滞后因变量  $Y_{it-1}$  对因变量  $Y_{it}$  的影响;  $\varepsilon_{it}$  为随机误差项向量。

为确定空间滞后面板数据模型(包括混合估计模型、固定效应模型和随机效应模型)的具体形式,首先通过 F 检验的结果决定采用混合估计模型还是固定效应模型。如表 3 所示,固定效应模型在同混合模型作比较时其 F 统计量对应的 p 值小于 0.01,在 1% 显著性水平下拒绝混合估计模型的原假设,因此选择固定效应模型更优。

表 3 F 检验的结果(混合模型同固定效应模型)

冗余固定效应检验			
检验截面固定效应			
效应检验	统计量	自由度	P 值
截面间 F 统计量	2.091741	(29, 58)	0.0085
截面卡方统计量	64.424109	29	0.0002

Hausman 检验统计量为 32.61,所对应的 p 值为零,亦在 1% 的显著性水平下拒绝原假设(固定效应与随机效应的估计无差异),进一步确定固定效应模型优于随机效应模型。表 4 列出了实际得到的空间滞后面板数据模型的回归结果。

表4 空间滞后面板数据模型的估计结果

解释变量	回归系数	标准差	t统计值	P值
C	0.192808*	0.044211	4.361084	0.0001
$WY_{it}$	0.343508*	0.114239	3.006934	0.0039
$Y_{it-1}$	0.525240*	0.089215	5.887337	0.0000
模型检验	检验值	模型检验	检验值	
$R^2$	0.995654	AIC	-1.521540	
$R^2_{adj}$	0.993331	SC	-0.632719	
F	428.6270	DW	2.937626	
LogL	100.4693			

注:“\*、\*\*、\*\*\*”分别表示通过1%、5%、10%水平下的显著性检验。

表4中所列回归结果中,模型的拟合优度 $R^2$ 为0.995654,空间滞后因变量 $WY_{it}$ 、时间滞后因变量 $Y_{it-1}$ 的回归系数均为正,且均通过了1%的变量显著性检验,说明这两个变量对资源节约型社会建设绩效有高度显著的正向作用,中国省域资源节约型社会建设进程中的时间效应和空间效应均显著存在,证实了前文关于省域资源节约型社会建设绩效间存在标尺竞争效应的理论假设。所最终确定的空间滞后面板数据模型如式(4)所示(括号内为t值)。

$$Y_{it} = 0.19281 + 0.34351 WY_{it} + 0.52524 Y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(4.36108) (3.00693) (5.88734)

### (三) 溢出效应影响下的局域集聚态势分析

既然上述分析表明,各省域资源节约型社会建设之间存在着显著的空间溢出效应,在此种效应影响下,局域空间集聚态势将如何演变呢?根据Anselin的观点,地区间全域空间自相关分析可能反映不出局域分布的非典型情况。<sup>[14]</sup>因此有必要使用空间关联局域指标(LISA)来检验空间溢出效应影响下省域资源节约型社会建设绩效空间关联的局域特征。

实证结果显示,期初(2006年),高资源节约型社会建设绩效和高空间滞后省域仅有1个:上海;低资源节约型社会建设绩效和低空间滞后省域有5个:四川、青海、甘肃、陕西和新疆;低资源节约型社会建设绩效和高空间滞后省域仅有1个:海南;高资源节约型社会建设绩效和低空间滞后省域未见显示。期末(2010年),高资源节约型社会建设绩效和高空间滞后省域数目增至2个:天津和江苏,比期初多出1个;低资源节约型社会建设绩效和低空间滞后省域数目降至4个:四川、云南、陕西、甘肃,比期初减少1个;低资源节约型社会建设绩效和高空间滞后省域仍为1个:海南;高资源节约型社会建设和低空间滞后省域在空间集聚形态中亦仍未见显示。上述省域均通过了5%或1%的显著性水平检验。

由此可见,在显著的正向空间溢出效应影响下,省域资源节约型社会建设的集聚态势呈现出如下演变特征:

一是高资源节约型社会建设绩效和高空间滞后省域的集聚形态渐趋扩张,但其涵盖的区域范围有所变动。说明在整个空间分布格局中,高资源节约型社会建设绩效同邻近省域表现出正的空间自相关关系和集群效应的核心区域有所变化,且规模在不断扩大。

二是低资源节约型社会建设绩效和低空间滞后省域的集聚形态渐趋缩小,其涵盖的区域范围亦有所变动且日趋缩减。这说明在整个空间分布格局中,低资源节约型社会建设绩效同邻近省域表现出正的空间自相关关系和集群效应的边缘区域规模在不断减少,且范围有一定的变动。

## 四、结论

本文通过构建GPCA模型综合动态评价中国30个省域的资源节约型社会建设绩效,在此基础上采用空间滞后面板数据模型估计省域资源节约型社会建设绩效的空间溢出效应,并结合ESDA方法进一步分析省域资源节约型社会建设绩效空间溢出效应的空间集聚演变态势,分析结果表明:

其一,2006—2010年中国30个省域的资源节约型社会建设绩效均有所提高,但5年间资源节约型社会建设绩效综合得分排名变化不大,地区间发展差距仍较为显著。

其二,通过构建的空间滞后面板数据模型对30个省域资源节约型社会建设绩效的空间溢出效应进行具体测度。计量分析发现,省域资源节约型社会建设绩效的空间溢出系数达0.34351,表现出显著的正向空间溢出性,说明在标尺竞争效应的影响下,某省域资源节约型社会的建设工作会对其邻近省域资源节约型社会建设绩效起到正向促进作用。

其三,本文通过ESDA方法考察了2006—2010年受正向空间溢出效应影响的省域资源节约型社会建设绩效的空间集聚演化形态,研究结果表明,资源节约型社会建设绩效较高且同邻近省域空间正相关的核心区域的规模在不断扩大;资源节约型社会建设绩效较低且同邻近省域空间负相关的边缘区域规模在不断减少,范围亦有一定变动。

## [参考文献]

- [1] Tobler W R. Lattice Tuning[J]. Geographical Analysis, 1979, 11(1): 36-44.
- [2] Myr Myrdal. Rich Lands and Poor; the Road to World Prosperity[R]. New York: Harper&Brothers, 1957.

- [3] Ying, Long Gen. Measuring the Spillover Effect: Some Chinese Evidence[J]. *Papers in Regional Science*, 2000, 79(1):75-89.
- [4] Brun J F, J L Combes, M F Renard. Are The Spillover Effects between the Coastal and Noncoastal Regions in China? [J]. *China Economic Review*, 2002, 13 (2): 161-169.
- [5] 王铮, 刘海燕, 刘丽. 中国东中西部 GDP 溢出分析[J]. *经济科学*, 2003(1):5-13.
- [6] 陈安平. 经济的持续增长与收入差距的缩小: 鱼与熊掌能否兼得? [J]. *财经科学*, 2007(5):45-52.
- [7] 潘文卿. 中国的区域关联与经济增长的空间溢出效应[J]. *经济研究*, 2012(1):54-64.
- [8] 吴传钧. 中国农业与农村经济可持续发展问题[M]. 北京: 中国环境科学出版社, 2001:32-87.
- [9] 付加锋, 庄贵阳, 高庆先. 资源节约型社会的概念辨识及评价指标体系构建[J]. *中国人口·资源与环境*, 2010, 20(8):38-43.
- [10] 张坤民, 潘家华, 崔大鹏. 资源节约型社会论[M]. 北京: 中国环境科学出版社, 2008:15-92.
- [11] 丁刚, 胡联升. 中国区域人口安全发展态势及其空间集聚效应研究——基于 GPCA 模型和 ESDA 方法[J]. *哈尔滨工业大学学报: 社会科学版*, 2010, 12(6): 83-93.
- [12] 崔向阳. 中国工业化指数的计算与分析[J]. *经济评论*, 2003(6):44-47.
- [13] Anselin Luc. Spatial Externalities, Spatial Multipliers, and Spatial Econometrics [J]. *International Regional Science Review*, 2003, 26(2):153-166.
- [14] Anselin L. Local Indicators of Spatial Association——LISA[J]. *Geographical Analysis*, 1995, 27(2):93-115.

[责任编辑: 张岩林]

## Research on the Spatial Correlation and Spillover Effect of the Provincial Resource-conserving Society Development in China

DING Gang, WANG Haiyan

(School of Economics and Management, Fuzhou University, Fuzhou, Fujian 350108, China)

**Abstract:** Based on dynamic evaluation of resource-conserving society development performance in China's 30 provinces from 2006 to 2010, this paper examines spatial correlation of provincial resource-conserving society development from the global and local perspectives. A Spatial Lag Panel Data Model is used to test the presence of provincial resource-conserving society development spatial spillover effect; the empirical result shows that there is obvious positive spatial spillover effect in provincial low-carbon development; moreover, the overall spatial agglomeration situation of China's provincial low-carbon development is improved under the obvious spatial spillover effects.

**Key words:** resource-conserving society; spatial spillover effect; spatial correlation