

# 中国县域经济空间分布格局及其 演化研究: 1990年~2010年

罗庆<sup>1,2</sup>, 李小建<sup>1,2,3</sup>, 杨慧敏<sup>1</sup>

- (1. 河南财经政法大学 资源与环境学院/区域可持续发展研究中心, 河南 郑州 450002;  
2. 河南财经政法大学 河南省“中原经济区”三化协调发展协同创新中心, 河南 郑州 450002;  
3. 河南大学 黄河文明与可持续发展研究中心, 河南 开封 475001)

**摘要:** 县域是度量经济发展水平的基本单元, 区域开发政策的实施效果在县域层面尤为显著。文章通过探索性空间数据分析, 展示了1990年~2010年中国县域经济格局在空间上的演变状况。研究发现, 在经济总体格局上, 中国县域经济发展水平表现出较强的空间自相关, 相似地区在空间上集聚分布; 热点区域主要集中于长三角、珠三角和环渤海地区; 冷点区域集中于西北和西南地区。从热点区域与冷点区域的时空变迁来看, 中国县域经济空间格局的自组织性越来越强, 空间分异格局中的随机成分不断降低, 热点区域范围扩大, 并呈现出向北和向西移动的趋势, 而冷点区域的范围有所减少。1990年~2010年时段中国县域经济增长的空间格局存在着较明显的变化, 增长热点也呈现向北、向西迁移的趋势, 增长冷点则向沿海迁移。最后, 将中国县域经济格局演化的驱动力归结为3个方面: 经济区位、资源禀赋和区域发展政策。

**关键词:** 县域经济; 空间格局演化; 空间自相关; 半变异函数; 中国

**基金项目:** 国家自然科学基金项目(41201131, 41101128, 41071177)

**作者简介:** 罗庆(1981-), 男, 四川合江人, 副教授, 博士, 从事农户与农区发展、新经济地理学等方面的研究; 李小建(1954-), 男, 河南孟津人, 教授, 博士, 主要从事经济地理学研究。

**中图分类号:** F061.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1006-1096(2014)01-0001-07 **收稿日期:** 2013-06-19

## 一、引言及文献综述

经济活动的不均衡分布是区域经济的一种常态。分析区域经济差异, 探讨空间格局演化, 对加快落后地区发展、保持发达地区的竞争力具有十分重要的意义(靳诚等, 2009)。过去30多年里, 国内外学者在借鉴西方区域经济差异的理论和方法的同时, 结合中国的实际, 对中国区域经济差异开展了一系列多元性、系统性的学术研究。一方面, 随着对区域经济差异研究的深入和数据精细程度的增加, 研究尺度由三大地带、省域等宏观尺度转向县域、乡镇单元等微观尺度(陈芳等, 2011; 李小建等, 2001; 陆大道等, 1997), 所反映的区域间不均衡也越来越接近实际。另一方面, 区域经济差异的研究方法和分析技术也日趋成熟, 目前有关区域经济差异的定

量测度指标主要有Theil指数、基尼系数、变异系数、加权变异系数等。然而, 由于考察问题的角度、所用分析方法和时空研究尺度的不同, 国内区域经济差异的研究结果并不相同(徐建华等, 2005)。尤其是基于传统测度方法的区域经济差异研究, 仅仅是孤立的测量某一区域的经济状况, 忽略空间的影响, 特别是空间自相关和空间异质性, 以致难以真实地反映区域经济空间格局的演化及其影响机制。

县域是国家度量经济发展水平的基本单元, 在政府决策、宏观调控中起到重要的作用。然而, 当前以县级作为研究单元来分析区域经济增长的研究成果并不丰富, 尤其将全国县域作为一个整体来考察经济空间演化的研究更少。李小建、乔家君对20世纪90年代中国县域经济差异进行了深入研究(李小建等, 2001), 但随着国内外经济形势的变化中国

县域经济空间结构又呈现出一些新的特征。近年来国家出台了一系列区域开发政策,其作用效果在县域层面上也有所体现。可见,基于县域单元对全国经济空间格局进行研究有着较大的发展空间。ES-DA(Exploratory Spatial Data Analysis,探索性空间数据分析)是一系列空间数据分析方法和技术的集合(沈体雁等 2010)。它根据空间数据特点选择合适的模型,并以空间关联测度为核心,通过对事物或现象空间分布格局的描述和可视化,发现空间集聚和空间异常,揭示研究对象之间的空间相互作用机制,从而克服了传统测度方法的局限性(徐建华等, 2005)。近期已有学者利用ESDA技术研究区域经济发展问题(蒲英霞等 2005;王静等 2011;宋萍等 2009;梁洁鸣 2010),但是这些研究大多关注省域、市域的空间差异以及某一省域内(如福建、江苏)县域的空间差异研究,对全国范围内县域经济发展的探索性空间数据分析的研究有所欠缺。鉴于此,本文以中国 2359 个县(包括县、县级市、自治县和市辖区)为基础,使用ESDA分析方法,以 1990 年、2000 年和 2010 年作为时间断面,展示中国县域经济及其增长差异在空间上的演变状况,并进一步探讨其空间格局演变机理,以期为区域发展政策制定提供参考。

## 二、研究方法数据来源

### (一) 数据来源

本文所使用的 1990 年中国县域属性数据来源于各省份统计年鉴及部分省级统计部门的调查,2000 年和 2010 年中国县域属性数据来源于相应年份《中国区域经济统计年鉴》、《中国县市社会经济统计年鉴》以及《中国城市统计年鉴》。行政区划代码按 1999 年进行归并统一。其中研究区不包括香港特别行政区、澳门特别行政区和台湾省。研究指标为各研究单元的人均 GDP 数据,为了克服价格变动因素的影响,对数据做不变价格处理,即以各省的 GDP 平减指数,对本省所属县域单元进行不变价处理,换算为 2000 年不变价,以保证其可比性。1990 年以来,中国县域名称及其行政区划在不断的变化之中。鉴于此,本文根据 1999 年中国县级统计数据所采用的区域代码,在 ArcGIS10.0 中对一些空间对象数据进行合并处理,使其县域名称具有唯一性,最终得到 2359 个空间对象。

### (二) 研究方法

#### 1. 空间关联描述方法

空间自相关是一个区域单元上的某种地理现象

或某属性值与邻近区域单元上同一现象或属性值的相关程度,分为全局空间自相关与局部空间自相关。本文引入 Moran's  $I$  指数和 Getis-Ord General  $G$  来测度全局自相关,Getis-Ord  $G_i^*$  指数用于描述局域空间自相关联征。

#### (1) Moran's $I$ 指数

Moran's  $I$  指数是最早应用于全局聚类检验的方法(陈学刚等 2008)。它检验整个研究区域中邻近地区间是相似、相异(空间正相关、空间负相关),还是相互独立的。Moran's  $I$  的计算公式如下

$$I = \left( \frac{n}{\sum_i \sum_j W_{ij}} \right) \left( \frac{\sum_i \sum_j W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \right) \quad (1)$$

式中, $W$  为空间矩阵, $n$  为区域单元数,第  $i$  个单元的观测值为  $x_i$ , $\bar{x}$  为观测量平均值。其中空间权重矩阵建立法则有相邻法、距离法等。对 Moran's  $I$  结果显著性的统计检验值  $Z(I) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{Var(I)}}$ ,其中  $E(I)$  为数学期望, $Var(I)$  为变函数。在给定显著性水平时,若 Moran's  $I$  显著为正,表示经济发展水平较高(或较低)的区域在空间上显著集聚。反之, Moran's  $I$  显著为负,则表明区域与其周边地区的经济发展水平具有显著的空间差异。如果 Moran's  $I$  指数接近于 0,则表示属性是随机分布的,或者不存在空间相关性(薛宝琪 2013)。

#### (2) Getis-Ord General $G$ 指数

$$G(d) = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}(d) X_i X_j}{\sum_{i=1}^n \sum_{i=1}^n X_i X_j} \quad (2)$$

式中, $W_{ij}(d)$  为以距离规则定义的空间权重。在空间不集聚的假设下, $G(d)$  的期望值  $E(G) = \frac{W}{n(n-1)}$ ,在正态分布的条件下, $G(d)$  的统计检验值  $Z(I) = \frac{G - E(G)}{\sqrt{Var(G)}}$ 。当  $G(d)$  值高于  $E(d)$  值,且  $Z$  值显著时,检测区出现高值簇;当  $G(d)$  值低于  $E(d)$  值,且  $Z$  值显著时,检测区出现低值簇,当  $G(d)$  趋近于  $E(d)$  时,检测区变量呈现出随机分布的特征。

#### (3) Getis-Ord $G_i^*$ 指数

局部空间关联揭示空间差异的异质性特征以全面反映区域经济空间差异的变化趋势。Getis-Ord  $G_i^*$  指数用于识别不同位置上的高值簇和低值簇,即热点区(hot spots)与冷点区(cold spots)的空间分布(Haining 2003)。

Getis-Ord  $G_i^*$  计算公式为

$$G_i^*(d) = \sum_{i=1}^n W_{ij}(d) x_i / \sum_{i=1}^n x_i \quad (3)$$

式中  $x_i$  为地区单元  $i$  的观测值;  $W_{ij}$  为空间权重矩阵。若  $G_i^*$  值显著为正,表明  $i$  地区周围的价值相对较高,属于高值空间集聚(热点区);反之则为低值空间集聚(冷点区)。

### 2. 半变异函数

半变异函数是描述区域化变量随机性和结构性(自相关性)的基本手段,可以反映空间变异程度随距离变化的特征。半变异函数可以表示为

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (4)$$

式中  $N(h)$  是分隔矢量为  $h$  的样本量。以  $h$  为横坐标,  $\gamma(h)$  为纵坐标,可绘制出半变异函数曲线图(图1)。其中,  $C_0$  为块金值,表示区域化变量在小于观测尺度时的非连续变异,用于反映变量的局部随机性大小引起的空间异质性;  $C$  为结构方差,表示由变量空间自相关引起的空间异质性;  $C_0 + C$  为基台值,表示当变异函数  $\gamma(h)$  随着间隔距离  $h$  的增大,从非零值达到一个相对稳定的常数,其值越高说明空间异质性程度越高;  $C_0/C_0 + C$  表示随机性因素引起的空间异质性占总空间异质性的比重;变程  $a$  是变异函数曲线图达到基台值的间距即自相关阈值。样本点按间隔距离分开,当间隔距离不大于自相关阈值时样本点具有相关性,反之则不具有自相关性。理论上的半变异函数是未知的,可根据计算值运用 Arcgis10.0 相关模块来拟合。常用的拟合模型有球状模型(Spherical)、指数模型(Exponential)、高斯模型(Gaussian)和线性模型(Linear)。

### 3. 经济平均增长指数

经济平均增长指数将研究区域内各县域单元经济指标的年均增长速度进行标准化处理,使不同时期增长速度具有可比性

$$S = \frac{G_{t_2} - G_{t_1}}{G_{t_1}(t_2 - t_1)} * 100 \quad (5)$$

式中:  $S$  为人均 GDP 的平均增长指数,  $G_{t_1}$ 、 $G_{t_2}$  分别表示在  $t_1$ 、 $t_2$  年份的人均 GDP。

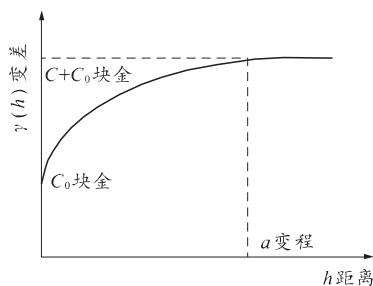


图1 理论半变异函数曲线

## 三、区域经济空间格局演变

### (一) 总体空间格局特征分析

#### 1. 县域经济总体空间格局

根据 1990 年、2000 年和 2010 年中国县域人均 GDP 数据,计算出 Global Moran's I 和 General G 的估计值及其相关指标,计算结果如表 1 所示。从表 1 中可以看出:①3 个年份的全局 Moran's I 估计值全部为正值,检验结果显著,并且随时间推移总体上增加。这表明,1990 年以来,中国经济发展好的县域和经济发展差的县域在空间上呈现集中分布,并且随着时间的推移,这种趋势总体上在加强。②3 个年份的全局 G 统计指标的观测值和期望值十分的接近,且都大于 0,表明中国县域经济发展水平高值和低值的集聚现象比较显著。但相比之下,1990 年和 2010 年  $G(d)$  和  $E(d)$  的相差幅度较小,说明 1990~2000 年经济发展在空间上的集聚不断加强,而 2000 年~2010 年则有所下降。上述 3 个年份  $G(d)$  值的变化,在一定程度上说明 1990 年以来中国县域经济热点区在空间分布上演化和迁移的现象。同时,  $G(d)$  值的变化幅度不大,说明经济格局并没有十分剧烈的变动,只是在原有经济格局基础上的微调,也就是说自 1990 年以来,珠江三角洲、长江三角洲和环渤海地区县域经济发达,而广大中西部地区欠发达的总体格局依然存在。

#### 2. 经济热点区域的演化

全局空间自相关分析仅从整体上表明全国县域经济发展的态势,并不代表每个县域都如此。为了考虑是否存在局部空间集聚和揭示哪些县域单元对全局空间自相关贡献更大,有必要考察其集聚热点区域的变化,进而更有效地揭示经济空间格局演变

表 1 1990~2010 年县域人均 GDP 的 Moran's I 指数及 General G 相关估计值

年份	1990	2000	2010
Moran's I	0.4472	0.5390	0.5221
E(I)	-0.0004	-0.0004	-0.0004
Z(I)	35.5892	42.7859	40.7625
G(d)	0.0006	0.0007	0.0006
E(d)	0.0004	0.0004	0.0004
Z(d)	26.5144	34.5662	32.2986

状况。基于 3 个年份的县域人均 GDP 数据计算出 Getis-Ord  $G_i^*$  指数以衡量中国县域单元局域空间关联,并使用最佳自然断裂法(Jenks)对每一个年份的统计量从高到低分成四类。生成了中国县域经济的热点区域演化图。从图 2 中可以看出:

(1) 热点区域的总体格局保持相对稳定。从热点分布的空间结构来看,1990年热点区域主要集中在珠三角、长三角地区、环渤海及东北和新疆的个别地区,2000年经济热点则进一步向长三角和珠三角地区集聚,而2010年经济热点则又扩散到内蒙古、甘肃、陕西等省份的少数地区,并且伴随着中西部少数县域经济的增长,中西部冷点区域也有所减少。总体来看,形成以长三角、珠三角和环渤海为核心的圈层空间结构。这种结构说明在中国县域经济中,这三个地区始终是最具活力的地方,是中国县域经济发展的核心地区,在全国的经济发展中有着十分重要的地位。

(2) 热点区域的数量最少,冷点区域的数量最多。总体格局保持相对稳定的情况下,各种类型的

区域也在经济逐步发展的背景下发生一定的变化。热点区域的比重由1990年的1.82%(43个)减少到2000年的0.93%(22个),再增加到2010年的2.29%(54个),而冷点区域数量由1990年的50.15%(1183个)增加到2000年61.13%(1442个),再减少为2010年的55.87%(1318个)。

(3) 沿海地区的经济发展状况明显好于内陆地区。中国县域经济发展水平呈现出明显的地带性,经济热点区域多集中在珠江三角洲、长江三角洲和环渤海地区的县市,而经济冷点区域主要集中于西北和西南地区。这是由于在沿海开放的背景下,并没有给内陆地区的经济发展带来相对程度上的发展机遇。内陆地区断续出现的少数发达县域也主要是基于矿产资源的开发暂时兴起。

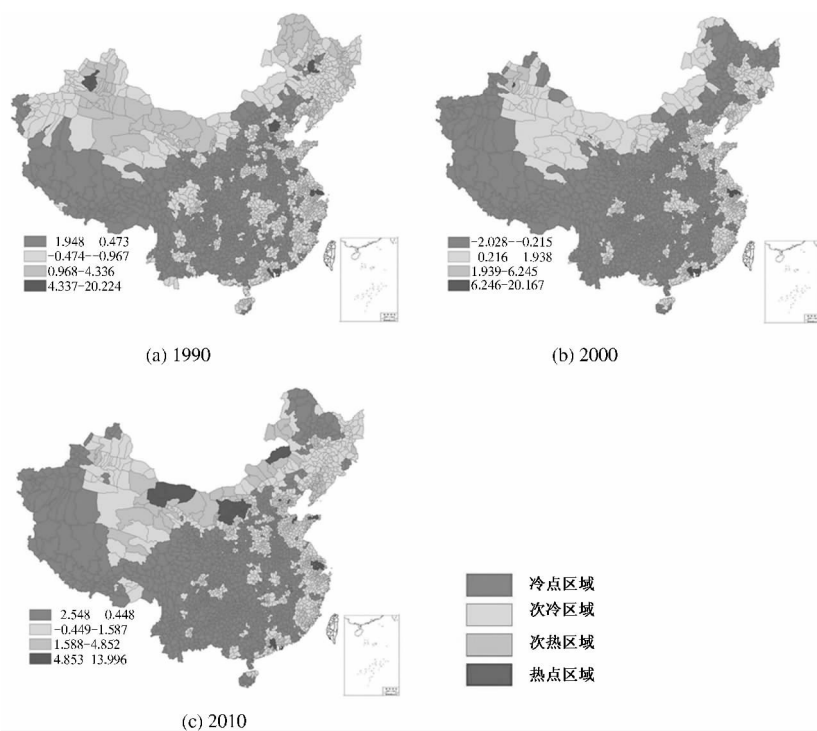


图2 1990年~2010年中国县域经济空间格局演化图

## (二) 县域经济增长空间格局

### 1. 人均增长指数的空间格局

上述研究是以1990年、2000年和2010年的人均GDP为指标,以县域为空间单元,探讨中国县域经济空间结构的变化情况,然而这种格局的分析只是建立在静态数据分析的基础上,而忽略了演化过程的探究。为了更好的研究中国县域经济发展的空间格局的变动过程,对中国县域经济发展状况的动态分析显得尤为重要。以各县域单元的平均经济增长指数来进行动态的分析。将3个截面划分为1990年~2000年、2000年~2010年2个时段,根据经济平均增长指数分析总体空间分布格局。

结果表明,在两个时间段内,经济增长都存在着明显的空间自相关。1990年~2000年, Moran's I 指数为0.2752,表明相邻地区存在着较弱的空间正相关,呈现出弱集聚格局;2000年~2010年, Moran's I 指数为0.2609,略微降低,表明相邻地区的空间相关性有所减弱。值得注意的是,1990年、2000年和2010年人均GDP的 Moran's I 指数明显大于该时段增长指数的 Moran's I 值。这一现象说明中国县域经济的空间格局在整体人均GDP绝对量上呈现不断集聚的演变态势,而从经济增长的相对量上表现出更多的随机性和结构的不稳定性。

## 2. 经济增长热点区域的演化

通过计算 1990 年 ~ 2000 年和 2000 年 ~ 2010 年 2 个时间段经济增长指数的局域  $G_i^*$  统计量,并按照最佳自然断裂法(Jenks 断裂法)分为 4 类,生成中国县域经济增长空间格局的热点区域演化图(图 3)。从图 3 中可以看出:

(1) 在 2 个时间段上,中国县域经济增长的空间格局存在着较明显的变化。从数量上看,热点区域的县域数量由 1990 年 ~ 2000 年的 205 个减少为 2000 年 ~ 2010 年的 31 个;冷点区域的县域数量由 1990 年 ~ 2000 年的 746 个增加到 2000 年 ~ 2010 年的 1272 个;从空间分布上看,1990 ~ 2000 年的热点区域主要集中在东部沿海地带的闽东南、长江三角洲和环渤海地区,呈现大分散、小集中分布,在中西部的西藏、内蒙古等省区也有零星分布;2000 年 ~

2010 年的热点分布主要集中在陕西、内蒙古、西藏等省区的部分县域,且内陆地区的热点区域明显高于沿海地区,只有少数几个县域在 2 个时段都保持在高值集聚区。说明中国县域单元在经济增长率高的地区切换较快,地理集中现象不明显。

(2) 比较 3 个年份中国县域经济格局的热点演化图(图 2)和 2 个时段中国县域经济增长的热点演化图(图 3)可以发现,经济增长的空间分布相对比较集中,并且呈现向北和向西迁移的趋势。1990 年 ~ 2000 年主要集中于东部沿海地带,而 2000 年 ~ 2010 年则转移到内蒙古、宁夏、西藏的部分县域,呈现出经济增长的团块状集聚现象,且两类图在一定程度上存在相互关联性,即:某时段县域经济增长的热点区域往往与县域经济格局的热点图上发生跃迁行为相一致。

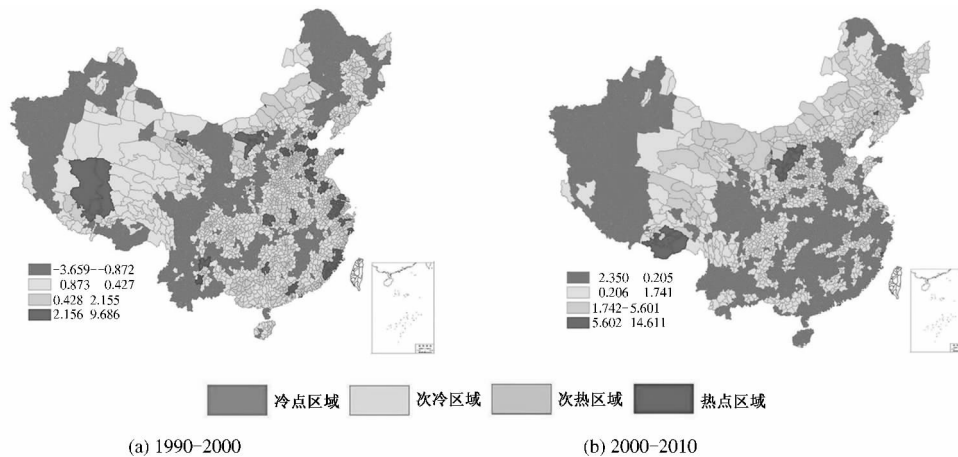


图 3 1990 年 ~ 2010 年中国县域经济增长格局热点区分布

## 四、经济格局空间演变机理探析

### (一) 空间格局演变机理

半变异函数能在描述区域化变量的随机性的同时描述其结构性,是空间变异规律和空间结构分析的有效工具。使用半变异函数来考察 3 个年份县域经济空间格局的演变机理。仍然使用各个年份的人均 GDP 作为指标,并将其作为半变异函数的空间变量赋予每一个县域空间单元的几何中心点。对 3 个年份分别计算实验变差函数,对样点数据采用高斯模型、球体模型、指数模型等进行拟合,最终选择最优拟合模型进行拟合,拟合结果如表 2 和图 4 所示。

(1) 从基台值、块金值、块金系数等指标来看,中国自 1990 年以来由于中国县域经济发展而带来的空间差异在不断的增大。基台值在 2010 年相对 1990 年增大了 45.57 倍,同时块金值相对增大了 61.82 倍,以致块金系数却在下降,由 1990 年的 0.500

表 2 中国县域经济格局半变异函数拟合参数

年份		1990	2000	2010
变程	a	2712.392	1973.000	2029.000
块金值	C0	3860000	27300000	166500000
基台值	C0 + C	7721000	61550000	391100000
块金系数	C0 / (C0 + C)	0.500	0.444	0.426
拟合模型	model	Gaussian	Spherical	Spherical
决定系数	R2	0.959	0.917	0.904

降低到 2010 年的 0.426。这些数据表明在不断增大的经济空间差异中,随机成分的作用在不断的减弱,而由空间相关引起的结构化分异越来越显著。通过最小二乘法选择的半变异函数拟合模型在 1990 年所用的模型为高斯模型,2000 年和 2010 年所用的模型为球状模型(图 4),可见中国县域经济发展的连续性较差。3 个年份的拟合系数都在 90% 左右,也从另一个侧面说明中国县域经济发展的空间自组织性不断增强。

(2) 半变异函数分析图显示,3 个年份的人均



GDP 在既定步长下变程在 1990 年~2000 年间有着十分明显的下降,而在 2000 年~2010 年略有上升,这说明 2000 年以前中国县域经济发展的结构化空间梯度引起空间关联效应的作用范围明显减小,县

域经济的增长在迅速向热点极核靠拢,而在 2000 年以后慢慢地远离热点极核,即空间集聚程度有所分散。这与中国县域冷热区分析的结果存在一定程度上的关联性。

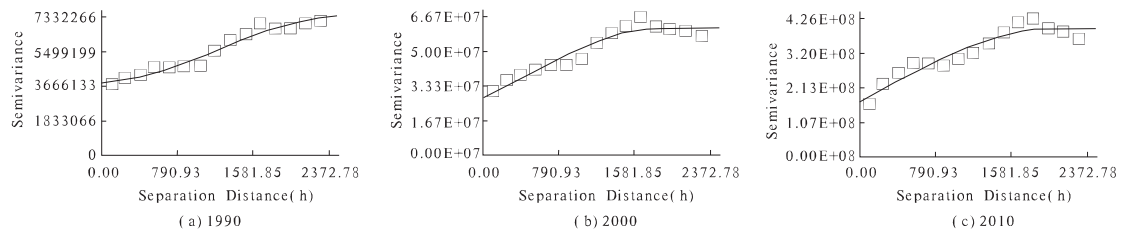


图 4 中国县域经济半变异函数分析图

## (二) 空间格局演变的驱动力分析

经济区位是影响中国县域经济空间格局演变的重要因素。经济区位的优劣某种程度上将直接导致改革开放次序及要素收益的差异。沿海、沿江和沿边地区由于交通便捷,对外交往频繁。珠江三角洲、长江三角洲和环渤海地区的县域凭借其地理区位优势,在新中国成立前就有着较高的开放程度,并成为中国经济发展水平较高的县域。改革开放后,中央政府又根据其地理区位和经济基础,最先对这些地区实行对外开放,参与国际分工与合作,发展对外贸易和经济技术交流,进一步促进了这些县域的经济发展。相比之下,中西部地区的县域由于地理位置偏远,再加上交通、通讯等基础设施相对落后,居民受传统思想影响较深,观念比较保守等原因,对外开放程度相对较低,经济发展也相对缓慢。

资源禀赋是经济发展的重要驱动力。自然资源丰富的县域具有发展的比较优势,尤其是县域矿产资源的发现和开发会对其经济的短期增长起着决定性的影响。2000 年以来,随着我国工业化进程的快速推进,对各种矿产资源产生较大的需求。在国内能源需求的拉动下,少数中西部矿产资源丰富的县域(如陕西神木县、府谷县、榆林县;甘肃华池县;内蒙鄂托克)因矿产资源的开发,经济得以迅速的崛起,从而使得中国县域经济增长空间格局呈现出一定的随机成分。

区域发展政策是县域经济空间格局演化的重要助推器。国家和省级政府的宏观政策对区域经济的发展有着导向的作用。1992 年,国家通过开发上海浦东新区,促进了以上海为核心的长三角地区的快速发展。2000 年以来,为促进区域经济协调发展,中央政府在继续鼓励东部地区率先发展的基础上,又先后制定实施推进西部大开发、振兴东北地区等老工业基地,促进中部地区崛起的战略,并出台了一

系列相关政策措施。经济增长的热点开始往中西部地区和东北地区延伸。自 2006 年以来,在四大区域的地域框架之下,国家又相继出台了一系列区域规划和特殊区域政策,如广西北部湾经济区、成渝经济区、京津冀都市圈等政策和规划,推进形成主体功能区。这些区域规划增添了县域经济增长的随机性。

## 五、结语

不同特质的空间格局往往是由于地理变量的空间关联所导致的邻域空间的趋同与分异、距离空间的增强和衰弱而形成。以中国县域的人均 GDP 作为研究指标,通过 ESDA 分析,利用 Global Moran's  $I$ 、Getis-Ord  $G_i^*$  以及半变异函数为指标,以 1990 年、2000 年和 2010 年作为时间断面,描述这两个时间段内中国县域经济空间演变格局及驱动机制。本文通过对中国县域经济增长的分析发现,中国县域经济的空间格局演化呈现出一定的规律性:(1)在总体空间布局上,中国县域经济增长表现出空间自相关性,相似的地区在空间上集聚分布,且随着时间的推移,这种趋势有所加强。热点地区分布的空间结构,多是以长江三角洲、珠江三角洲和环渤海为核心的圈层空间结构。(2)中国县域经济呈现出明显的地带性,经济发展的热点区域多集中在沿海县市。但是经济发展态势在空间分布上仍有一定程度的随机性和结构的不稳定性。(3)从热点区域与冷点区域的变迁来看,在时空层面上,中国县域经济空间格局的自组织性不断增强,但经济增长的空间分异格局中随机成分不断增加,2010 年的经济热点进一步集聚,范围进一步缩小,珠三角和环渤海的热点区域几乎消失,而伴随着经济的发展,中西部冷点区域也有所减少。(4)中国县域经济空间格局演化的驱动力主要体现在三个方面:经济区位、资源禀赋和区域发展政策。其中,经济区位条件和资源禀赋是区域

经济发展格局演化的内在影响因素,而区域发展政策则是区域经济发展空间格局演化的外在推动力。

需要说明的是,本文的分析和研究存在一定的局限性,一是对经济格局演变指标的选取过于单一,仅选择人均GDP作为分析指标;二是时间尺度的选择较短,仅使用1990年、2000年和2010年作为时间断面进行分析;三是空间单元选择的局限,对县域尺度的分析,在一定程度上忽略对省域、市域、县域这三种不同尺度上的空间相互作用关系的对比。因此,这些都将成为进一步研究、分析的方向。

#### 参考文献:

- 陈芳,龙志和. 2011. 中国县域经济差距的收敛性研究: 基于动态面板数据的GMM方法[J]. 中国科技论坛 4(4): 140-144.
- 陈学刚,杨兆萍. 2008. 基于ESDA-GIS的新疆县域经济时空差异研究[J]. 测绘科学 33(3): 62-65.
- 靳诚,陆玉麟. 2009. 基于县域单元的江苏省经济空间格局演化[J]. 地理学报 64(6): 713-724.
- 李小建,乔家君. 2001. 20世纪90年代中国县际经济差异的空间分析[J]. 地理学报 56(2): 136-145.

- 梁洁鸣. 2010. 广东省区域创新活动空间差异分析: 基于探索性空间数据分析(ESDA)[J]. 福建农林大学学报(自然科学版) 13(4): 58-63.
- 陆大道,薛凤旋. 1997. 1997年中国区域发展报告[M]. 北京: 商务印书馆.
- 蒲英霞,葛莹,马荣华. 2005. 基于ESDA的区域经济空间差异分析——以江苏省为例[J]. 地理研究 24(6): 965-974.
- 沈体雁,冯田,孙铁山,等. 2010. 空间计量经济学[M]. 北京: 北京大学出版社.
- 宋萍,洪伟,吴承祯,等. 2009. 基于ESDA的福建省县域经济差异[J]. 福建农林大学学报(自然科学版) 38(4): 406-411.
- 王静,张小雷,杜宏茹. 2011. 新疆县域经济空间格局演化特征[J]. 地理科学进展 30(4): 470-478.
- 徐建华,鲁凤,苏方林,等. 2005. 中国区域经济差异的时空尺度分析[J]. 地理研究 24(1): 57-68.
- 薛宝琪. 2013. 中原经济区经济空间格局演化分析[J]. 经济地理 33(1): 15-20.
- HAINING R P. 2003. Spatial data analysis: theory and practice[M]. Oxford: Cambridge University Press.
- (编辑: 育川 校对: 家伟)

## Spatial Distribution Pattern of China's County Economy and Its Evolution: from 1990 to 2010

LUO Qing<sup>1,2</sup>, LI Xiao-jian<sup>1,2,3</sup>, YANG Hui-min<sup>1</sup>

(1. School of Resources and Environment/Institute of Regional Sustainable Development, Henan University of Economics and Law, Zhengzhou 450002, China; 2. Collaborative Innovation Center of Three-aspect Coordination of Central-China Economic Region, Henan University of Economics and Law, Zhengzhou 450002, China; 3. Research Institute of Yellow River Civilization and Sustainable Development, Henan University, Kaifeng 475001, China)

**Abstract:** County is the basic unit of economic development measurement, and the implementation effect of regional development policy is especially shown on the county level. Using the ESDA, this paper demonstrates the spatial evolution of economic pattern of China's county during 1990-2010. The study finds that in the general economic pattern, the development of China's county economy has a relatively strong spatial autocorrelation with similar regions clustering in space, hot spots centering in the Yangtze River Delta, the Pearl River Delta and regions round the Bohai Sea, cold spots assembling in northwest and southwest China. From the space-time transition of the hot spots and cold spots, self-organizing ability of the county economy is growing stronger. The random components in space differentiation pattern are becoming less. Hot spots continue to expand, moving from the north to the west, while the range of the cold spots tends to shrink. During 1990-2010, the spatial pattern of China's county economy growth has notable changes. While the hot spots keep migrating to the north and west areas, the cold spots began to transfer to the coastal regions. Finally, the driving force of evolution of China's county economic pattern can be summed up in three aspects: geographical location, resource endowment and regional economic development policy.

**Key words:** County Economy; Evolution of Spatial Pattern; Spatial Autocorrelation; Semi-variable Function; China