

基于 ESDA 的区域经济空间差异分析 ——以江苏省为例

蒲英霞¹, 葛 莹¹, 马荣华², 黄杏元¹, 马晓冬¹

(1. 南京大学城市与资源学系, 南京 210093; 2. 中国科学院南京地理与湖泊研究所, 南京 210008)

摘要: 基于 ESDA 全局和局部空间自相关分析, 利用江苏省 1978~2002 年县域人均 GDP 数据, 对江苏省县域总体和局部空间差异的变化趋势、特征与成因进行了初步探索。结果首先表明, 随着我国改革开放进程的逐步深化, 江苏省县域经济空间差异在总体上呈现缩小趋势。其次, 江苏省县域局部空间差异不断缩小, 特别是苏南和苏北县域, 表现出与周边地区同步发展态势。再者, 苏南地区对全省的极化效应明显大于其扩散效应。大致自 1992 年以来, 苏南和苏北地区内部分别形成了与周边地区显著相似的区域。最后, 江苏省县域总体和局部空间差异的缩小并不是全省区域经济协调发展的标志, 而是南北空间分异的表现。在循环累积因果机制作用下, 南北差异有可能进一步扩大。

关键词: 区域经济差异; ESDA; 总体空间差异; 局部空间差异; 江苏

文章编号: 1000-0585 (2005) 06-0965-10

1 引言

中国经济在历经改革开放以来的高速增长之后, 区域差异问题已成为社会经济发展的一个热点, 引起学术界的广泛关注^[1]。最近, 徐建华等对 20 世纪 70 年代以来国内外学者就中国区域经济差异问题所做的诸多研究进行了详细综述, 发现研究结论存在较大分歧的原因主要在于考察问题的角度、所用分析方法和时空研究尺度的不同^[2]。在此基础上, 他们运用 Theil 系数和小波分析法, 从时空两个方面对中国区域差异变化规律进行了深入研究, 对于我们认识和理解区域经济差异问题的本质提供了有益的分析途径。但以前的研究存在一定的局限性, 即假设区域之间相互独立, 不存在任何相互作用^[3,4]。而事实上, 区域发展的相关理论和实践表明, 区域之间存在着扩散 (涓滴) 或极化 (回波) 效应, 可以缩小或扩大区域空间差异^[5,6]。传统的区域经济差异度量方法, 因其缺乏空间视角, 难以真正反映区域空间差异的变化与机制。

ESDA (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, 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与可视化, 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^[7]。目前, ESDA 已在空间数据挖掘、数字图像处理、流行病学、自然灾害、区域经济和犯罪学等研究领域受到重视^[8], 也为区域经济空间差异分析提供了方法依据^[9~11]。本文以江苏

收稿日期: 2005-03-11; 修订日期: 2005-07-20

基金项目: 国家自然科学基金 (40301038)

作者简介: 蒲英霞 (1972-), 女, 山东莒县人, 讲师, 主要从事空间数据挖掘、GIS 空间分析与区域分析等方面的研究。E-mail: puyingxia@yahoo.com

省为例,通过ESDA相关分析,描述改革开放以来江苏省县域经济差异在空间上的变化状况,进一步探索影响江苏省区域经济差异扩大或缩小的空间机制。

2 研究区域、数据来源与分析方法

2.1 研究区域与数据来源

江苏省地处长江三角洲,是我国经济增长最快、最具活力的省区之一。到2002年底,江苏省以占全国1.0%的面积,创造了占全国10.4%的国内生产总值(GDP)。随着经济的快速增长,江苏省区域内部差异日益扩大。2002年,苏南昆山市人均GDP高达52078元,而苏北睢宁县(3648元)仅为昆山的1/14。为分析江苏省区域间的经济差异,本文数据资料取自《江苏五十年(1949~1999)》和《江苏省统计年鉴》(2000~2003)。空间分析尺度为江苏省77个县(市、区),包括13个省辖市区和64个县(市),时间序列为1978~2002年,分析变量为县级年人均GDP(现价)。

2.2 研究方法

2.2.1 全局空间自相关分析 主要通过对Global Moran's I 和Global Geary's C 等全局空间自相关统计量的估计,分析区域总体的空间关联和空间差异程度。其中,Global Moran's I 统计量较为常用,向量表达形式为^[12]:

$$I = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{z \cdot Wz}{z \cdot z} \quad (1)$$

式中, z 是观测值与均值的离差向量, W 是二值(0,1)空间权重矩阵, n 是空间观测单元数量, $S_0 = \sum w_{ij}$ 。若区域 i 与 j 属于邻居关系,则 $w_{ij} = 1$;否则, $w_{ij} = 0$ 。规定区域 i 与其自身不属于邻居关系,即 $w_{ii} = 0$ 。本文采用公共边界原则定义县域之间的空间关系。

在给定显著性水平时,若Moran's I 显著为正,则表示经济发展水平较高(或较低)的区域在空间上显著集聚。值越趋近于1,总体空间差异越小。反之,若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。值越趋近于-1,总体空间差异越大。仅当Moran's I 接近期望值 $-1/(n-1)$ 时,观测值之间才相互独立,在空间上随机分布,此时满足传统区域经济差异度量方法所要求的独立条件。

Global Moran's I 统计量是一种总体统计指标,仅说明所有区域与周边地区之间空间差异的平均程度。在区域总体空间差异缩小的情况下,局部空间差异有可能扩大。为了全面反映区域经济空间差异的变化趋势,还需采用ESDA局部分析方法。

2.2.2 局部空间自相关分析 利用Getis-Ord's G_i^* 、Local Moran's I_i 和Local Geary's C_i 等局部空间自相关统计量,可以度量每个区域与周边地区之间的局部空间关联和空间差异程度,并结合Moran散点图或散点地图等形式,将局部差异的空间格局可视化,研究其空间分布规律。本文之所以选用Moran散点图和Local Moran's I_i 这两种方法,主要在于它们与全局空间自相关统计量Global Moran's I 之间具有内在的联系。

(1) Moran散点图 将变量 z 与其空间滞后向量(Wz)之间的相关关系,以散点图的形式加以描述,则构成Moran散点图^[13]。其中,横轴对应变量 z 的所有观测值,纵轴对应空间滞后向量(Wz)的所有取值。每个区域观测值的空间滞后就是该区域周围邻居观测值的加权平均,具体通过标准化的空间权重矩阵来加以定义。我们可以进一步将Moran散点图划分为四个象限,分别对应四种不同的区域经济空间差异类型:

右上象限(HH):区域自身和周边地区的经济水平均较高,二者的空间差异程度较小;

左上象限 (LH)：区域自身经济水平较低，周边地区较高，二者的空间差异程度较大；
左下象限 (LL)：区域自身和周边地区的经济水平均较低，二者的空间差异程度较小；
右下象限 (HL)：区域自身经济水平较高，周边地区较低，二者的空间差异程度较大。

高 (H) 和低 (L) 是相对于区域总体的平均水平 (算术平均值) 而言。不过，Moran 散点图表示的区域经济空间差异变化尚缺乏统计含义。

(2) Local Moran's I_i 统计量 它是 Global Moran's I 的分解形式，可用来进一步度量区域 i 与其周边地区之间的空间差异程度及其显著性。对第 i 个区域而言，该统计量的数学形式为^[14]：

$$I_i = z_i - \sum_j w_{ij} z_j \tag{2}$$

式中， z_i 和 z_j 是区域 i 和 j 上观测值的标准化， w_{ij} 是空间权重，其中 $\sum_j w_{ij} = 1$ 。

若 I_i 大于 0 而 z_i 大于 0，则区域 i 位于 HH 象限；若 I_i 大于 0 而 z_i 小于 0，则区域 i 位于 LL 象限；若 I_i 小于 0 而 z_i 大于 0，则区域 i 位于 HL 象限；若 I_i 小于 0 且 z_i 小于 0，则区域 i 位于 LH 象限。以上四个象限的含义与 Moran 散点图解释相同。 I_i 的显著性可以采用 Bonferroni 标准加以判断。当总的显著性水平设定为 α 时，每一个区域的显著性要根据 α/n 的原则进行判断。在给定显著性水平 α 时，若 I_i 显著大于 0，说明区域 i 与周边地区之间的空间差异显著小；若 I_i 显著小于 0，说明区域 i 与周边地区之间的空间差异显著大。

3 实证分析

3.1 总体空间差异

表 1 列出了江苏省 1978~2002 年县域人均 GDP 数据的 Global Moran's I 估计值及其显著性。从表中可以看出，整个研究期间，Global Moran's I 估计值全部为正，且总体趋势在不断增加。这表明，改革开放以来，江苏省县域经济发展水平相似（高高或低低）的地区在空间上集中分布，随着时间的推移，这种趋势还在不断加强。江苏省区域经济发展的基本格局是发达地区集中在苏南，欠发达地区集中在苏北^[15]。正是苏南和苏北地区内部空间差异的缩小，才使得县域总体空间差异不断缩小。需要指出的是，这一结论是针对

表 1 江苏省 1978~2002 年县域人均 GDP 的 Global Moran's I 估计值

Tab 1 Estimates of Global Moran's I for per capita GDP at the county level in Jiangsu, 1978~2002

年份	Moran's I	标准化值	p 值	年份	Moran's I	标准化值	p 值
1978	0.1135	1.741	0.0816	1991	0.4969	7.012	0.0000
1979	0.1906	2.802	0.0051	1992	0.5971	8.389	0.0000
1980	0.1691	2.506	0.0122	1993	0.6768	9.486	0.0000
1981	0.2153	3.142	0.0017	1994	0.7012	9.822	0.0000
1982	0.2158	3.147	0.0016	1995	0.7213	10.10	0.0000
1983	0.2282	3.318	0.0009	1996	0.7216	10.10	0.0000
1984	0.3009	4.318	0.0000	1997	0.6965	9.757	0.0000
1985	0.3710	5.282	0.0000	1998	0.6977	9.773	0.0000
1986	0.3984	5.658	0.0000	1999	0.6814	9.549	0.0000
1987	0.4026	5.715	0.0000	2000	0.6614	9.274	0.0000
1988	0.4228	5.993	0.0000	2001	0.7256	10.160	0.0000
1989	0.4360	6.176	0.0000	2002	0.7260	10.160	0.0000
1990	0.4464	6.318	0.0000				

注：Global Moran's I 统计量在所有年份的期望值均为： $E(I) = -0.0132$ 。

县级空间尺度而言,是县(市、区)之间的空间差异在平均意义上的缩小,与其他尺度上空间差异扩大并不矛盾。

此外,表1还显示,在5%显著性水平下,1978年江苏省县域人均GDP之间虽然存在一定程度的空间关联,但并不显著。众所周知,我国改革开放的序幕始于1978年12月党的十一届三中全会的胜利召开。在当时高度集中的计划经济体制下,江苏省县域经济发展相对封闭,呈现较低层次的空间均衡^[16]。1984年10月,党的十二届三中全会通过了关于经济体制改革的决定,江苏经济也进入了以城市改革为重点的改革开放全面展开和发展阶段。这可以进一步从1984年以后Moran's I 估计值在0.01%水平下显著为正的结果中得到验证。进入90年代以后,虽然Moran's I 估计值在个别年份上有所下降,但都比80年代有了较快增长,这是江苏加快改革开放步伐和系统构建社会主义市场经济体制的反映。在某种程度上,改革开放就是不断强化区域间各种联系的过程。表1中的Moran's I 相关数值大体反映了江苏省改革开放的基本历程。

为了具体说明Moran's I 统计量与常规度量方法的区别,我们计算了1978~2002年江苏省县域人均GDP的变异系数值(CV),并将其与同期Moran's I 估计值加以比较(图1)。从图中可以看出,江苏省县域空间差异的变化趋势与变异系数(CV)基本一致,即总体上在缩小,但二者也存在不相吻合之处。例如,1984~1985年期间,CV增大表明县域经济差异有所扩大,但同期Moran's I 变化趋势却表明县域总体空间差异在减少。仔细分析,这二者并不矛盾。因为CV是一个与地理位置无关的数值,它仅反

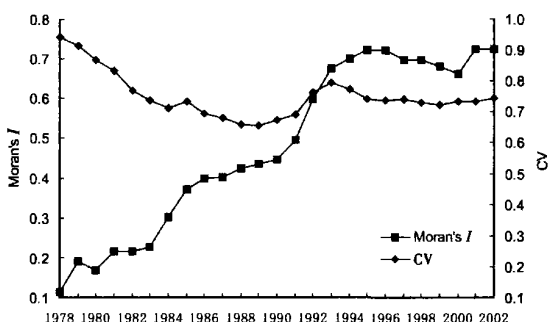


图1 江苏省1978~2002年县域人均GDP的Moran's I 与变异系数(CV)

Fig. 1 Moran's I and CV for per capita GDP at the county level in Jiangsu, 1978~2002

映数据之间的离散程度;而Moran's I 大小与地理位置有关,从而可以反映数据在空间上的集中或分散程度^[9]。1984年江苏省提出“积极提高苏南、加快发展苏北”的战略,把苏南作为重点投资、重点建设地区^[17]。这些措施在极大地促进了苏南县域经济较快发展的同时,却抑制了苏北县域的发展,导致变异系数扩大和苏南、苏北之间差距的扩大。1985年,苏南和苏北地区人均GDP比值由1984年的2.19扩大为2.49。但是,由于空间集聚的原因,那些经济增长较快的县域主要集中在苏南地区,而较慢县域主要集中在苏北地区,使得苏南和苏北县域与周边地区之间的空间差距缩小,进而导致同期县域总体空间差异下降。

江苏省县域总体空间差异的缩小并不能说明全省区域经济已经走上全面、健康与和谐发展之路,它恰是江苏省区域经济空间分异的反映。自1978年以来,江苏省区域经济发展呈现出苏南、苏北内部差异不断缩小,苏南、苏北之间差异不断扩大的特点。这可以进一步从以下的局部空间差异分析中得到相关答案。

3.2 局部空间差异

比较1978和2002年江苏省县域人均GDP的Moran散点图(图2和图3),可以发

现, 改革开放以来, 江苏省县域经济发展较快, 县域之间的总体空间差异有了较大程度的缩小。2002 年, 位于 HH 象限的县(市、区)个数由 1978 年的 10 个增加到 28 个, 超过江苏省区域总数的 1/3; 相反, 位于 LH 和 HL 象限的数量却分别由 1978 年的 12 和 14 个减少为 2002 年的 6 个。位于 HH 象限的县(市)个数越多, 县域经济的总体空间差异就越小。这也与表 1 中 Global Moran's I 估计结果相一致。

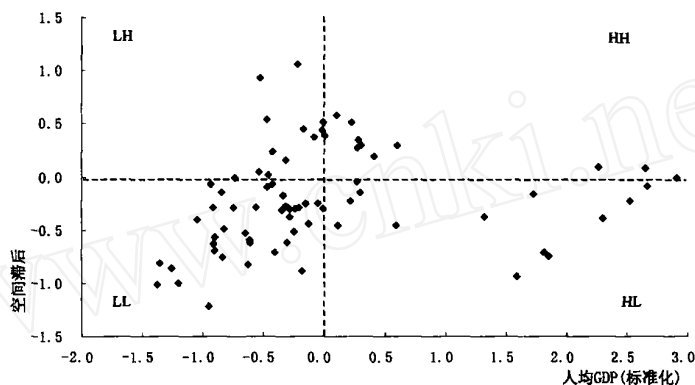


图 2 江苏省县域人均 GDP 的 Moran 散点图 (1978)

Tab. 2 Moran scatterplot for per capita GDP at the county level in Jiangsu, 1978

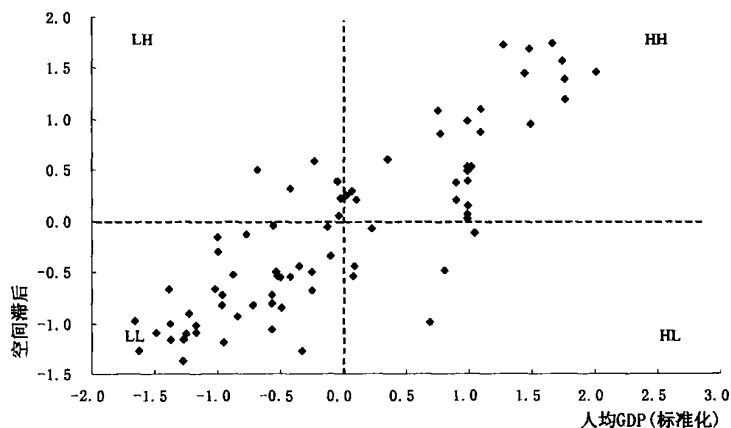


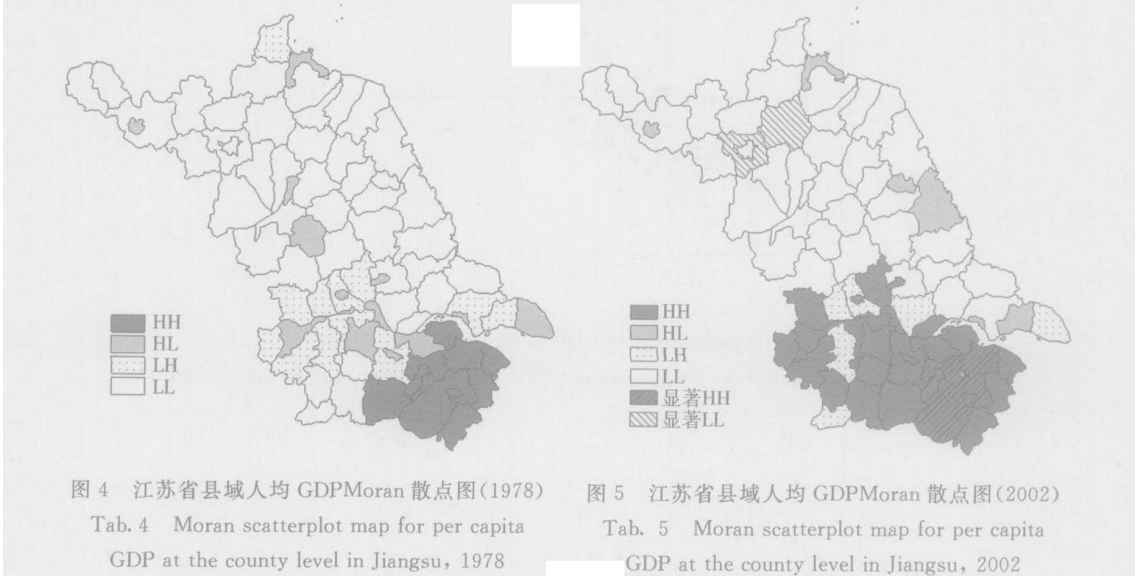
图 3 江苏省县域人均 GDP 的 Moran 散点图 (2002)

Tab. 3 Moran scatterplot for per capita GDP at the county level in Jiangsu, 2002

改革开放以来, 随着交通、通讯基础设施的不断改善, 江苏省县域间经济、技术交流明显增加, 促使县域间经济发展不同步的现象大大减少。但与此同时, 那些原先经济基础比较薄弱, 其周围地区也相对比较落后的县域 (LL 象限), 经过 20 多年的发展, 依然没有摆脱相对滞后的局面。截止 2002 年, 江苏省仍有接近一半 (37 个) 的县域属于 LL 象限, 仅比 1978 年减少 4 个。这一事实表明, 江苏省区域经济协调发展的路子还很长。

为了更好地比较 1978~2002 年期间江苏省县域经济空间差异的局部变化格局, 分别计算 1978 年和 2002 年县域人均 GDP 的 Local Moran's I_i 值及其显著性, 并将结果表现在 Moran 散点地图上 (图 4 和图 5)。从图 4 可见, 改革开放初期, 江苏省县域经济已表现出较为明显的空间分异格局。与周边地区相比, 全省县域可具体划分为以下四种类型: 空间差异较小、区域自身和周边水平均较高的县域 (HH), 全部坐落在苏南地区; 空间

差异较小，但区域自身和周边水平均较低的县域（LL），绝大多数分布在苏北地区；空间差异较大，区域自身水平较高，但周边较低的县域（HL），大部分为苏中和苏北省辖市区；空间差异较大，区域自身水平较低，但周边较高的县域（LH），主要位于苏中省辖市的周边。在 5 % 显著性水平下，所有县域的 I_i 值均不显著。这表明，江苏省县域经济虽然在改革开放初期呈现出一定的地带性分布格局，但并不显著。这与表 1 中江苏省 1978 年县域人均 GDP 的 Global Moran's I 估计结果在 5 % 的水平上也不显著相吻合。



经过 20 多年的发展，江苏省县域经济空间差异分布格局发生了以下一些变化：HH 区域从苏州、无锡地区向西北方向延伸至常州、镇江、扬州和南京等地。那些初期属于 HH 区域的吴县（现苏州吴中区）、常熟和锡山（现无锡锡山区）等地，则逐渐演变为显著 HH 区域。LL 区域数量稍有减少，但其集中分布在苏北的基本格局并没有发生变化。苏中、苏南部分 LL 区域发生了较大变化，其中溧阳、金坛、溧水、靖江等转为 HH 区域，高淳、泰兴等转为 LH 区域。在苏北地区内部，出现了显著 LL 区域（宿豫和沐阳）。HL 区域数量有了大幅度减少，南京、镇江、扬州、泰州和常州等省辖市区和周边丹阳、扬中和江阴等县市转变为 HH 区域，苏北淮阴市（现淮安市）和金湖转变为 LL 区域，表现出和周围县域趋同的迹象。值得注意的是，盐城、大丰和海门分别由 LL、LL 和 LH 进入 HL 区域。LH 区域数量减少了一半，但位于苏中的分布格局并没有发生大的变化。与苏南、苏北相比，苏中依然是江苏省县域之间存在较大发展差距的地域。

3.3 成因分析

在一个开放的区域经济体系中，一个地区的经济增长已不再仅仅依靠其内在因素，而是越来越受到周边地区的影响^[18]。ESDA 方法不仅可以识别区域空间差异扩大或缩小的变化趋势，更为重要的是，它能揭示差异变化的空间相互作用机制^[19]。具体来说，如果一个区域属于 HH 或 LL 类型，表明该区域可能与周边地区之间存在扩散作用，二者之间的空间差异趋于缩小；如果属于 HL 或 LH 类型，表明二者之间可能存在极化作用，空间差异趋于扩大。如果在某一显著性水平下，HH、LL、HL 或 LH 非常显著，则表明区域与周边地区之间的扩散或极化作用十分显著。

前面实证分析表明，经过 20 多年的发展，江苏省大约有 85 % 的县（市、区）属于 HH 或 LL，且在苏南和苏北地区内部分别出现了显著区域。换言之，随着改革开放的逐步深化，江苏省县域之间的确存在着正的空间效应，使得县域与周边地区之间呈现“近朱者赤，近墨者黑”的发展趋势。图 5 表明，苏南县市的扩散效应已经比较显著，但是由于长江天堑的阻隔，这种作用主要局限在长江以南的周边地区。苏中地区的增长中心（地级市），如南京、镇江、扬州、泰州等地，也已表现出扩散效应，但范围比较局限。在广大的苏北地区，有些增长中心，如徐州、连云港等，依然没有对周边县域产生多大的带动作用，而曾经是南方四大名城之一的淮阴市，已逐渐失去其昔日作为区域增长极的地位。盐城与大丰，因“海上苏东”战略的实施，有可能成为沿海地区的增长极。

为了清晰地反映改革开放以来江苏省县域经济空间差异的具体演变历程，分别计算近年来江苏省县域人均 GDP 的 Local Moran's I_i 值，并将那些显著（ $p < 0.05$ ）的区域（名称、类型、时间）加以整理，汇总于表 2。

表 2 江苏省 1978 ~ 2002 年县域人均 GDP 的 local Moran's I_i 显著区域

Tab 2 Significant areas of local Moran's I_i for per capita GDP at the county level in Jiangsu, 1978 ~ 2002													
市县	$p < 0.05$	HH	LH	LL	HL	年份	市县	$p < 0.05$	HH	LH	LL	HL	年份
吴县	11	11	0	0	0	1992 ~ 2002	涟水 *	20	0	0	20	0	1979 ~ 2000
常熟	11	11	0	0	0	1992 ~ 2002	宿豫 *	5	0	0	5	0	1996 ~ 2002
锡山	11	11	0	0	0	1992 ~ 2002	沭阳	11	0	0	11	0	1992 ~ 2002
武进	9	9	0	0	0	1992 ~ 2000	总计	78	42	0	36	0	

注： $p < 0.05$ 栏表示 I_i 在 25 年内显著的年数，HH、LH、LL、HL 栏分别表示显著位于 Moran 散点图相应象限的所有次数。在 5 % 显著性水平下，涟水在 1980 年和 1982 年不显著；宿豫在 1999 ~ 2000 年间不显著。值得注意的是，当 n 较大时，采用 Bonferroni 标准判断 I_i 的显著性可能过于保守^[14]。

表 2 表明，大致自 1992 年以来，江苏省县域之间开始呈现显著为正的空间溢出效应。1992 年 10 月，党的十四大明确提出“中国经济体制改革的目标是建立和完善社会主义市场经济体制”。自此，江苏也进入了加快市场化改革的新时期^[15]。但事实上，在构建社会主义市场经济体制的进程中，江苏所有县域并非处于同一起跑线上。苏南地区的 15 个县市，作为长江三角洲的一部分，早在 1985 年就被国家设为沿海经济开放区，在财政、税收、外资外贸等方面享有优惠的政策，在全省率先推进了市场化改革。1990 年，苏南地区的外贸出口总额和实际利用外资占全省的比重分别为 46.05 % 和 40.15 %。到 2002 年，上述相应指标分别扩大到 60.13 % 和 61.69 %，市场化程度更高。利用沿海地区的区位优势，借助“允许一部分地区先富起来”的政策机制，苏南地区率先推进了市场化改革，地区经济得到了快速发展。更为重要的是，苏南地区的集聚经济效应，即周边地区对一个地区经济增长的带动作用比较显著，使得经济发展迈上良性循环发展轨道^[20]。在江苏省 2002 年县域人均 GDP 的位次排序中，苏南绝大部分县市区居全省前列，比 1978 年和 1990 年有了很大的提高（表 3）。

反观广大长江以北地区，由于历史因素、地理区位的制约和区域发展策略的空间差异等，在市场对资源的配置过程中明显处于劣势。特别是进入 20 世纪 90 年代以来，作为全省经济“领头羊”的苏南地区（核心区），在带动周边地区的同时，对苏北地区（边缘区）产生了越来越显著的极化作用。1990 年，苏北地区外贸出口总额和实际利用外资占全省的比重分别为 4.94 % 和 13.02 %，到 2002 年已下降到 4.00 % 和 4.57 %。江苏省在 1994 年提出了“区域共同发展战略”，并实施了“徐连经济带”建设和“淮北脱贫致富”等举

表 3 1978、1992 和 2002 年江苏省县域人均 GDP 排序中列前 15 位的区域比较

Tab. 3 A comparison of top 15 regions for per capita GDP at the county level in Jiangsu, 1978, 1990 and 2002

排序	县域变化 (1978 ~ 1990 ~ 2002)	排序	县域变化 (1978 ~ 1990 ~ 2002)	排序	县域变化 (1978 ~ 1990 ~ 2002)
1	常州 ~ 无锡 ~ 昆山	6	苏州 ~ 扬州 ~ 常熟	11	泰州 ~ 连云港 ~ 扬中
2	南通 ~ 南通 ~ 无锡 *	7	徐州 ~ 镇江 ~ 苏州 *	12	太仓 ~ 昆山 ~ 南京 *
3	无锡 ~ 常州 ~ 张家港	8	连云港 ~ 徐州 ~ 吴江	13	金湖 ~ 常熟 ~ 镇江 *
4	镇江 ~ 苏州 ~ 太仓	9	扬州 ~ 太仓 ~ 常州 *	14	吴江 ~ 泰州 ~ 扬州 *
5	南京 ~ 南京 ~ 江阴	10	淮阴 ~ 锡山 ~ 南通	15	常熟 ~ 张家港 ~ 泰州

注：在 2002 年县域人均 GDP 排序中，因行政区划调整的原因，标注 * 的区域范围发生了变化，即无锡 * 辖锡山，苏州 * 辖吴县，常州 * 辖武进，南京 * 辖江宁、江浦、六合，镇江 * 辖丹徒，扬州 * 辖邗江。

措，这在一定程度上加快了苏北地区的经济发展，但苏北区域增长中心对周边地区的带动作用依然比较微弱。表 3 表明，那些在改革开放初期还处于全省前列的徐州、连云港、淮阴等主要中心城市，经济实力不断下降，至 2002 年已全部退出全省前列。随着苏北交通、通讯等基础设施的改善，有可能在一段时间内强化苏南的极化作用，导致苏北广大县域的发展陷入恶性循环之中，进一步拉大南北地区之间的差距。可以预见，在循环累积因果机制的作用下，苏南、苏北内部县域之间的空间差异还将不断缩小，进一步加剧全省区域经济发展不平衡的空间格局。

4 结论

区域是一个开放的系统，区际相互作用和相互影响可以导致区域在许多特性上存在高度的相关性^[5]。传统的区域差异度量方法，忽视了地理位置因素，无法真正反映区域差异变化的空间特征与成因。以空间关联测度为核心的 ESDA 方法，通过定义空间权重矩阵，较好地解决了区域之间的空间关系问题，为区域经济空间差异的定量分析提供了有力支撑。本文利用 ESDA 全局和局部空间自相关分析，对改革开放以来江苏省县域经济之间的空间差异变化进行了实证分析。结果表明：（1）总体上，江苏省县域经济之间的空间差异大致呈现缩小趋势。随着改革开放的逐步深入，县域之间的空间相互作用日益增强，县域经济和周边地区呈现出同步发展态势；（2）江苏省县域之间的局部空间差异不断缩小。县域经济与周边地区呈现显著相似的时间大致发生在 1992 年，这与我国加快市场化改革的时间相一致。其中，高水平相似的县域集中在苏南地区，包括吴县、常熟、锡山和武进；低水平相似的县域集中在苏北，包括涟水、宿豫和沐阳；苏中地区仍存在较大的局部空间差异，但并不显著；（3）江苏省县域总体和局部空间差异的缩小并不表明全省区域经济已经迈上全面、健康和协调发展之路，而恰是区域经济空间分异的反映。在循环累积因果机制的作用下，苏南和苏北地区内部县域差异有可能进一步缩小，苏南和苏北之间的差异有可能进一步扩大。

按照增长极理论，区域增长极的设立可以带动区域经济增长。改革开放以后江苏省率先在全国试点实行了“市管县”体制，希望经济相对发达的中心城市先富起来，然后带动周边县域，最终实现共同富裕。本文实证分析表明，苏南地区利用其优越的地理位置和“允许一部分地区先富起来”的政策机制，确已产生空间扩散效应，但这种辐射和带动主要局限在本地和小范围的邻近地区。苏南地区对苏北地区产生了更为强劲的极化效应，使得徐州、连云港、淮阴等中心城市的综合实力下降，降低了它们作为区域增长中心的带动

作用, 间接扩大了苏南和苏北之间的差异。现阶段, 如何尽快建立较为均衡的区域经济发展秩序, 打破区域经济的空间分异格局? 首先有必要统筹区域发展策略, 保证苏南和苏北在发展中享有一致的、公平的政策环境; 其次应尽快培育苏北增长极, 使其真正成为可以与苏南相抗衡的人流、物流、资金流和信息流集中地, 辐射、带动该地区的经济增长。

本文基于 ESDA 的区域经济空间差异分析尚是初步的, 存在以下几方面问题还有待于进一步研究: (1) 不同的邻居定义标准会产生不同的空间权重矩阵, 从而影响 ESDA 全局和局部空间自相关分析。今后还需采用距离或其他空间权重定义标准, 对现有分析结果的稳健性加以检验。(2) 对不同空间尺度的数据做同样的分析, 有可能会得出不同的结论, 这就是可变面域问题 (modifiable area unit problem, MAUP)。除县级空间尺度外, 还可以采用较大的地区级或更小的乡镇级, 对江苏省区域经济空间差异问题做出较全面的分析。(3) ESDA 方法本质上是“数据驱动”的, 主要是对数据加以统计描述, 缺乏理论模型的解释力。考虑空间效应的 CSDA (Confirmatory Spatial Data Analysis, 证实性空间数据分析) 方法可以对区域经济差异问题作出进一步解释。

参考文献:

- [1] 李小建, 乔家君. 20 世纪 90 年代中国县际经济差异的空间分析. 地理学报, 2001, 56(2): 136 ~ 145.
- [2] 徐建华, 鲁凤, 苏方林, 等. 中国区域经济差异的时空尺度分析. 地理研究, 2005, 24(1): 57 ~ 68.
- [3] Arbia G. The role of spatial effects in the empirical analysis of regional concentration. *Journal of Geographical Systems*, 2001, 3: 271 ~ 281.
- [4] 刘旭华, 王劲峰, 孟斌. 中国区域经济时空动态不平衡发展分析. 地理研究, 2004, 23(4): 530 ~ 540.
- [5] 崔功豪, 魏清泉, 陈宗兴 编著. 区域分析与规划. 北京: 高等教育出版社, 1999. 217 ~ 244.
- [6] 姚士谋, 汤茂林, 陈爽, 陈雯. 区域与城市发展论. 合肥: 中国科学技术大学出版社, 2004. 73 ~ 75.
- [7] Anselin L. Interactive techniques and exploratory spatial data analysis. In: Longley P A, Goodchild M F, Maguire D J, et al (eds). *Geographical Information Systems, Principles, Technical Issues, Management Issues and Applications*. John Wiley & Sons, Inc, 1999. 253 ~ 266.
- [8] 马晓冬, 马荣华, 徐建刚. 基于 ESDA—GIS 的城镇群体空间结构. 地理学报, 2004, 59(6): 1048 ~ 1057.
- [9] Rey S, Montouri B. US regional income convergence: a spatial econometric perspective. *Regional Studies*, 1999, 33: 1543 ~ 1564.
- [10] Gallo J, Ertur C. Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980 - 1995. *Papers of Regional Science*, 2003, 82: 175 ~ 201.
- [11] Rey S. Spatial analysis of regional income inequality. In: Goodchild M, Janelle D (eds). *Spatially Integrated Social Science: Examples in Best Practice*. Oxford: Oxford University Press, 2004. 280 ~ 299.
- [12] Cliff A D, Ord J. *Spatial Processes, Models and Applications*. London: Pion, 1981.
- [13] Anselin L. The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association. In: Fisher M, Scholten H J, Unwin D (eds). *Spatial analytical perspectives on GIS*. London: Taylor & Francis, 1996. 111 ~ 125.
- [14] Anselin L. Local indicators of spatial association: LISA. *Geographical Analysis*, 1995, 27: 93 ~ 115.
- [15] 李富阁, 吴先满, 胡健生 编著. 江苏经济 50 年. 南京: 江苏人民出版社, 1999. 364 ~ 386.
- [16] 管卫华, 赵媛, 林振山. 改革开放以来江苏省区域空间结构变化. 地理研究, 2004, 23(4): 541 ~ 550.
- [17] 欧向军, 顾朝林. 江苏省区域经济极化及其动力机制定量分析. 地理学报, 2004, 59(5): 791 ~ 799.
- [18] 王铮, 武巍, 吴静. 中国各省区经济增长溢出分析. 地理研究, 2005, 24(2): 243 ~ 252.
- [19] Ying Longgen. Measuring the spillover effects: some Chinese evidence. *Papers in Regional Science*, 2000, 79: 75 ~ 89.
- [20] Ge Ying, Pu Yingxia, Yao Shimou. Measurement of agglomeration economies at the county level in Jiangsu Province. *Chinese Geographical Science*, 2005, 15(1): 52 ~ 59.

Analyzing regional economic disparities based on ESDA

PU Ying-xia¹, GE Ying¹, MA Rong-hua², HUANG Xing-yuan¹, MA Xiao-dong¹

(1. Department of Urban and Resources Sciences, Nanjing University, Nanjing 210093, China;

2. Nanjing Institute of Geography and Limnology, CAS, Nanjing 210008, China)

Abstract :Region is an open system. The economic growth in each region not only depends on its own characteristics, but also on those of the regions that form the neighborhood to which it belongs. Growth poles theory or core-periphery pattern suggests that different spatial interactions between a region and its neighbors can enlarge or lessen regional disparities. Unfortunately, the traditional approaches to regional disparities suppose that each region is independent from others, so they just evaluate the regional disparity variations of "isolated" regions and cannot tell the dynamics of interrelated regions. This paper firstly explores the feasibility of exploratory spatial data analysis (ESDA) in analyzing regional economic disparities. Unlike traditional statistical methods, such as coefficients of variation, ESDA can incorporate spatial effects into the analysis of regional disparities, identifying global and local disparities at the regional scale and visualizing the spatial distribution and patterns through Moran scatterplots or maps. By means of global and local spatial autocorrelation analyses, this paper then investigates the spatial dynamics of regional disparities at the county level in Jiangsu by analyzing per capita GDP data, 1978 - 2002. Empirical results show that after more than 20 years of reforms and opening-up, the overall county-level spatial disparities of regional economy in Jiangsu have been greatly decreased over time. Moreover, the regions and their neighbors tend to have the similar trends towards shrinking the disparities of regional economy, especially the counties (or cities) in southern or northern Jiangsu. Thirdly, the significant spread or trickling-down effect has been observed across southern Jiangsu since 1992. But for the whole province, its polarization effect is beyond its spread effect because significant lagging areas located in northern Jiangsu have appeared with the growing up of southern Jiangsu. Finally, the reduction of county-level regional disparities in Jiangsu is not the symbol of regional development in a coordinated way, indicating the spatial ramifications of the whole regional economy into two different clubs through the process of cumulative causation.

Key words :regional economic disparities; ESDA; global spatial disparity; local spatial disparity; Jiangsu province