

1982-2010年中国县域经济发展时空格局演变

周扬^{1,2}, 李宁^{1,2,3}, 吴文祥⁴, 吴吉东^{1,2}

(1. 北京师范大学地表过程与资源生态国家重点实验室, 北京 100875; 2. 北京师范大学民政部/教育部减灾与应急管理研究院, 北京 100875; 3. 北京师范大学环境演变与自然灾害教育部重点实验室, 北京 100875; 4. 中国科学院地理科学与资源研究所, 北京 100101)

摘要: 研究县域经济发展格局对揭示区域经济发展空间演化机制和实现县域经济的可持续发展具有重要的理论意义。基于中国 2352 个县域单元 1982、1990、2000 和 2010 年的人均 GDP 数据, 采用空间关联技术和变差函数分析了近 30 年来中国县域经济发展格局的演化特点并探讨了其演化机制。结果表明: 中国县域经济发展和增长存在正的空间自相关性; 1982 年以来, 经济发展的空间集聚程度逐渐增加, 空间依赖程度增强; 东部和华北北部地区是县域经济发展的热点区; 县域经济发展存在空间呈异质性, 经济发展的空间分异格局中的随机成分随时间推移不断降低; 中国东南—西北向经济发展的均质性相对较好, 空间差异较小; 历史基础、经济区位、资源禀赋和区域发展政策等是中国县域经济发展格局演化的主要驱动因素。

关键词: 县域经济发展; 时空格局; 空间自相关; 变差函数; 中国

doi: 10.11820/dlkxjz.2014.01.012

中图分类号: K90

文献标识码: A

1 引言

区域经济差异现象普遍存在, 掌握区域经济发展规律有助于合理制定并实施区域发展政策。学术界已对中国经济发展规律开展了大量研究。早在 20 世纪 80 年代后期, Friedman(1987)便分析了改革开放前后中国区域经济的发展差异; 其后 Lyons(1991)的研究表明, 1952-1970 年间, 中国区域经济发展差异不明显, 但 1970-1985 年间区域差异具有扩大趋势; 20 世纪 90 年代以来, 多采用基尼系数(Gini)、变异系数(CV)、泰尔指数(Theil)和阿特金森指数(Atkinson)等方法来测度中国区域经济发展差异。

目前, 中国区域经济发展差异研究主要涉及省域和县域两个层次(李小建等, 2001; 孙姗姗等, 2009; 熊薇等, 2011; 徐建华等, 2005)。普遍认为, 省域经济差异研究虽能揭示区域经济格局的演变机制, 却忽略了省内区域经济发展的非均质性, 难以揭示省际间经济发展的地域性(李小建等, 2001;

吴玉鸣, 2007)。随着研究的深入, 对中国区域经济发展的研究逐渐由三大地带(东、中、西部)、省域宏观尺度转向县域尺度(靳诚等, 2009; 刘旭华等, 2004; 王静等, 2011; 熊薇等, 2011)。这些研究成果为宏观把握中国经济发展的区域差异, 并制定相应的区域发展政策, 提供了可靠依据, 但由于忽视了空间相关影响的重要作用, 大多研究难以客观反映区域间经济发展差异的变化机制(吴玉鸣, 2007; 靳诚等, 2009)。

20 世纪 90 年代以前, 相关研究较少将区域经济增长机制与地理单元间的相互作用相结合。90 年代起, 学术界引入空间分析技术来探讨区域经济发展(增长)的差异问题, 其中以空间数据探索性分析(Exploratory Spatial Data Analysis, ESDA)最为著名。如 Rey 等(1999)将空间计量模型和 EDSA 相结合, 分析了美国地区间经济增长的收敛性; Gallo 等(2003)利用 EDSA 对欧洲地区 1980-1985 年人均 GDP 的空间分布进行了系统研究。

收稿日期: 2013-09; 修订日期: 2013-11。

基金项目: 国家重大科学研究计划(973 计划)项目(2012CB955402); 国家自然科学基金项目(41171401); 科技部国际合作项目(2012CB955402)。

作者简介: 周扬(1984-), 贵州普安人, 博士生, 主要研究方向为区域可持续发展和环境演变, E-mail: yzhou@mail.bnu.edu.cn。

通讯作者: 李宁(1958-), 江苏盐城人, 教授, 主要从事综合自然灾害风险管理研究, E-mail: ningli@bnu.edu.cn。

中国学者 Ying(2000)首次采用ESDA技术分析了中国1978-1994年省域空间经济的扩散效应,结果表明,大陆沿海与内地省域间存在经济增长的非均衡溢出效应;随后,吴玉鸣等(2004)研究发现,中国省域经济增长具有明显的空间依赖性;Tian等(2010)采用空间计量技术分析了1991-2007年间中国地市水平经济增长的空间外部性,表明中国区域经济增长存在空间俱乐部效应;洪国志等(2011)和张伟丽等(2011)探讨了中国地市尺度上经济增长差异格局及其影响因素;最近, Bai等(2012)和 Pan(2013)采用ESDA技术分析了1998-2008年间中国省域经济增长的结构和空间溢出效应,结果表明中国局域性的空间集聚特征日益明显,空间溢出效应随地区间距离间隔的增加而减少。

由于省域经济发展差异研究难以揭示省域内经济发展差异,因此,县域尺度经济发展差异的研究备受学术界关注(关兴良等, 2012; 马晓冬等, 2008; 熊薇等, 2011)。然而现有县域经济发展差异研究主要限于江苏、河南、安徽等单个省区(靳诚等, 2009; 郭华等, 2010; 方叶林等, 2013),难以揭示全国县域间经济发展差异的时空演变格局。尽管有少数研究已对中国县域经济的发展差异进行了有益的探索(关兴良等, 2012; 李小建等, 2001; 吴玉鸣, 2007),但由于数据的限制,目前县域经济研究多限于不同时间断面上绝对空间差异分析,缺乏不同时段县域经济发展差异的动态分析。同时,已有相关县域的经济研究较少使用2000年后的资料,因此数据的现势性值得推敲(李广东等, 2013)。

县域经济格局的动态研究有助于揭示区域内经济发展差异的演变机制,对指导县域发展、缩小城乡和区域发展差距以及实现县域经济的可持续发展具有重要的理论和现实意义。鉴于此,本文以中国县域为研究单元,以1982、1990、2000、2010年4个时间断面为研究节点,采用空间自相关和变差函数方法,分析近30年来中国县域经济发展的时空演变,并探讨其发展差异格局的演变机制。

2 数据与方法

2.1 数据来源和处理

截至2001年底,中国共有2861个县级行政区划(香港特别行政区、澳门特别行政区、台湾省除

外)。本文所用县级行政边界来自中国1:25万基础地理数据,由中国科学院资源环境科学数据中心提供。1982年以来,中国县域行政界线变动较大,由于难以获取1982、1990年的历史县域行政边界图,为保证研究结果纵向可比和结果的空间可视化,本研究以2000年中国县级行政边界属性数据为基准。由于部分年份市辖区的历史资料难以获取,所以将2000年县级行政边界资料中的市辖区合并为市,如将朝阳区、海淀区、东城区、西城区、丰台区和石景山区等合并为北京市区(昌平县、大兴县、怀柔县、平谷县、顺义县、通县和延庆县作为单独的县级研究单元);将天津市中心城区和平区、河东区、河西区、南开区、红桥区 and 河北区合并为天津市区(宝坻县、蓟县、静海县、宁河县和武清县作为单独的县域单元)等。其他省市区的中心城区进行类似处理。经处理后,共得到2362个县域单元(含地级市、县级市、自治县、旗和自治旗)。因此,本文中所指的县域包括市、县级市、县(自治县)和旗(自治旗)。

本文选取1982、1990、2000、2010年中国2362个县域单元的人均GDP作为基础数据。由于目前难以系统收集1980年中国县域的GDP数据,仅1982年中国第3次人口普查资料中提供了县级工农业总产值。因此,本文中1982年县域单元的人均GDP数据采用该年的工农业总产值与总人口之比值替代。虽然这种近似处理可能会导致研究结果产生一定的不确定性,但总体上对研究相对经济发展水平的相对空间格局影响不大。1990、2000、2010年中国县域人均GDP主要来自中国大陆31个省(市、区)统计年鉴(除港、澳、台外),其中1990年部分省份(如天津、河北、内蒙古、江苏、安徽、湖北、湖南等)仅提供了国民生产总值的数据,考虑到这些省区的国民在省外(国外)所创造的生产总值有限,国民生产总值数据与GDP差别不大,故用人均国民生产总值数据。

将收集的1982、1990、2000、2010年GDP和人口数据与处理后的中国2362个县域单元的名称属性匹配和关联,从而得到经济发展水平的空间属性数据。由于行政边界的变化,与2000年的基准行政边界(2362个县域单元)相比,1982、1990、2000和2010年分别有29、10、9和9个县域单元的资料缺乏,对于所缺失的资料,采用所属省内相邻县域单元的平均值替代。同时本文以1982年为基准。基

于1982-2010年间中国各省的GDP增长指数,计算各县域单元各年份以不变价格为基准的人均GDP。

2.2 研究方法

2.2.1 空间自相关

本文引入空间自相关技术检验某一县域单元与其相邻空间点上的人均GDP是否显著相关联。空间正相关表明两相邻空间单元的人均GDP变化趋势相同,负相关则表明两相邻空间单元的人均GDP变化趋势各异(Anselin, 1998)。空间自相关包含全局自相关和局域自相关。

(1) 全局空间自相关

全局空间自相关是对属性值(人均GDP)在整个区域空间特征的描述,用于分析区域总体的空间关联和空间差异程度。Moran's I 是测度全局空间关联度的常用统计量。计算公式如下:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (1)$$

式中: x_i 为县域单元*i*的人均GDP值; w_{ij} 为空间权重矩阵,空间相邻为1,不相邻为0; $S^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 / n$ 。

对Moran's I 计算结果进行Z统计检验。在95%显著性水平下,若Moran's I 显著为正,表明经济发展水平相似(较高或较低)的县域单元在空间上显著集聚。反之,若Moran's I 显著为负,表明某县域单元与周边地区的经济发展水平有显著空间差异。仅当Moran's I 接近期望值 $-1/(n-1)$ 时,观测值之间才相互独立,在空间上呈随机分布。

(2) 局域空间自相关

全局空间自相关分析会掩盖小范围内局部不稳定性,局域空间自相关更能准确地揭示空间要素的异质性特征(Cliff et al, 1970)。局部Moran's I 和Getis-Ord G_i^* 常用于表征局域空间自相关,前者是将Moran's I 分解到各区域单元,亦称空间关联局域指标(Local Indicators of Spatial Association, LISA),LISA的计算公式如下:

$$I_i = \sum_{j \neq i}^n w_{ij} z_i z_j \quad (2)$$

式中: z_i 、 z_j 分别是*i*、*j*县域单元人均GDP的标准化值;空间权重矩阵 w_{ij} 是行标准化形式。

Getis-Ord G_i^* 用于识别不同空间单元的高值簇或热点区(hotspots)与低值簇或冷点区(coldspots)的

空间分布(Anselin, 1995)。计算公式如下:

$$G_i^*(d) = \sum_{j=1}^n w_{ij}(d) x_j / \sum_{j=1}^n x_j \quad (3)$$

式中: d 为距离尺度; $w_{ij}(d)$ 为县域单元*i*和*j*之间的空间权重。

为便于解释,可对 G_i^* 进行标准化处理,得到 $Z(G_i^*)$ 。在95%显著性水平下,若 $Z(G_i^*)$ 为正且显著,表明*i*县域单元周围的人均GDP值相对较高(高于均值),属经济发展的热点区;反之,如果 $Z(G_i^*)$ 显著为负,则表明*i*县域空间单元周围的经济水平相对较低(低于均值),为冷点区。

2.2.2 空间变差函数

本文引入空间变差函数分析过去30年中国县域经济发展水平的空间变异规律。空间变差函数亦称半变异函数,是描述区域化变量随机性和结构性的基本手段,是空间变异规律和结构分析的有效工具(Getis et al, 1992)。计算公式为:

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

式中: $Z(x_i)$ 和 $Z(x_i+h)$ 分别是 $Z(x)$ 在空间单元 x_i 和 x_i+h 上的人均GDP值($i=1, 2, 3, \dots, N(h)$); $N(h)$ 是分隔距离为*h*的样本量。

空间变差函数可用一定滞后距离*h*的变异函数值 $\gamma(h)$ 与*h*的对应图来表示(图1)。图中 C_0 为块金方差, C_0 越大,变幅越大(当 C_0 趋近于0时,反映连续变化); C_0+C 为基台值,表示变差函数变量随间距增加到一定尺度后出现的平稳值; C 为结构方差; $C_0/(C_0+C)$ 为块金系数,反映块金方差占总空间异质性变异的大小,其值越高,表明随机部分引起的空间异质性程度较高。如果块金系数小于0.25,说明空间相关性强;在0.25~0.75之间,表明具有中等空间相关性;大于0.75,说明空间相关性弱(Rossi et al,

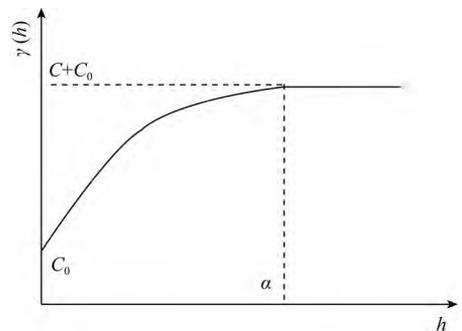


图1 理论方差图

1992)。a为变程(半变异函数达到基台值的间距)。理论上不知半变异函数,常用球形模型(Spherical)、线性模型(Linear)、指数模型(Exponential)、高斯模型(Gaussian)等模型来拟合空间变异函数。

分维数是表征变差函数的另一个重要参数,其值由变异函数 $\gamma(h)$ 和间距 h 之间的关系来确定:

$$2\gamma(h) = h^{(4-2D)} \quad (5)$$

式中:分维数 D 是双对数直线回归方程中的斜率,表示变异函数的曲率。其值越大,说明由空间自相关部分引起的空间异质性越高;其值越接近2,说明空间分布越均衡(Cambardella et al, 1994)。

3 中国县域经济空间格局

3.1 经济发展格局分析

3.1.1 总体空间格局

基于Geoda软件和R语言平台分别计算了中国2352个县4个年份县域单元人均GDP的全局Moran's I 估计值及相关指标(表1)^①。4个年份的Moran's I 估计值全部为正,检验结果显著(Z 值均大于临界值1.96),表明中国县域经济发展呈正的空间自相关分布。由Moran's I 值的变化趋势可知,1990年以前中国县域经济发展水平在空间上的集聚程度相对较低;1990年以来县域经济发展水平的空间集聚程度有所增加,空间依赖性增强。

3.1.2 局域空间格局

由4个年份中国各县域单元人均GDP的LISA值统计结果及空间分布图可知,县域经济发展格局具有明显的动态特点(表2、图2)。

1982年经济发展水平呈“高一高”集聚格局的县域主要分布于江苏东南部、辽宁南部、内蒙古及新疆西北部地区(图2a),而“低—低”格局的县域集中于云南、贵州、四川、宁夏等地区。

1990年,除东部沿海、内蒙古西北部、新疆西北部地区的经济发展水平呈“高一高”格局外,内蒙古东北部呼伦贝尔和满洲里地区的经济发展水平亦呈“高一高”格局分布。与1982年相比,中国1990年经济发展水平呈“高一高”集聚格局的县域单元增加到85个,约占全国县域单元3.61%;而“低—低”经济发展格局向西南向延伸,其数量显著增加(约占19.6%),主要集中于西藏、云南、贵州等西部地区(图2b)。

2000年,高、低经济发展水平的县域单元显著有所增加,“高一高”和“低—低”格局的县域单元分别占全国的6.85%和20.28%,前者向东南沿海、京津冀地区集聚,而后者聚集于中部、西南部及新疆西部地区(图2c)。

与2000年相比,2010年经济发展水平呈“高一高”格局的县域单元有所减少,而“低—低”格局的县域单元继续增加,前者集中于甘肃西北部、青海北部、江苏东南部、山东东北部等地区(约占

表1 1982-2010年中国县域人均GDP的Moran's I 估计值
Tab.1 Estimation of Moran's I for per capita GDP at the county level in China during 1982-2010

年份	1982	1990	2000	2010
Moran's I	0.143	0.076	0.201	0.359
E(I)	-0.0004	-0.0004	-0.0004	-0.0004
Z(I)	13.572	16.605	11.877	10.429

表2 1982-2010年中国县域人均GDP局域空间集聚统计(LISA)

Tab.2 Spatial clustering statistics of LISA for per capita GDP at the county level in China during 1982-2010

LISA 集聚	1982年		1990年		2000年		2010年	
	个数	比重/%	个数	比重/%	个数	比重/%	个数	比重/%
显著性局域空间集聚格局($p \leq 0.05$)								
高一高	60	2.551	85	3.614	161	6.8452	155	6.590
低—低	400	17.007	461	19.600	477	20.281	496	21.088
低—高	47	1.998	53	2.253	33	1.4031	33	1.403
高一低	25	1.063	42	1.786	28	1.1905	27	1.148
非显著性局域空间集聚格局($p > 0.05$)								
县域单元	1820	77.381	1711	72.747	1653	70.281	1641	69.770
总计	2352	100	2352	100	2352	100	2352	100

①南澳、金門、平潭、洞头、舟山、岱山、嵊泗、崇明、长海、长岛等10个海岛县由于不具空间连续性,不在本文的研究范围内。

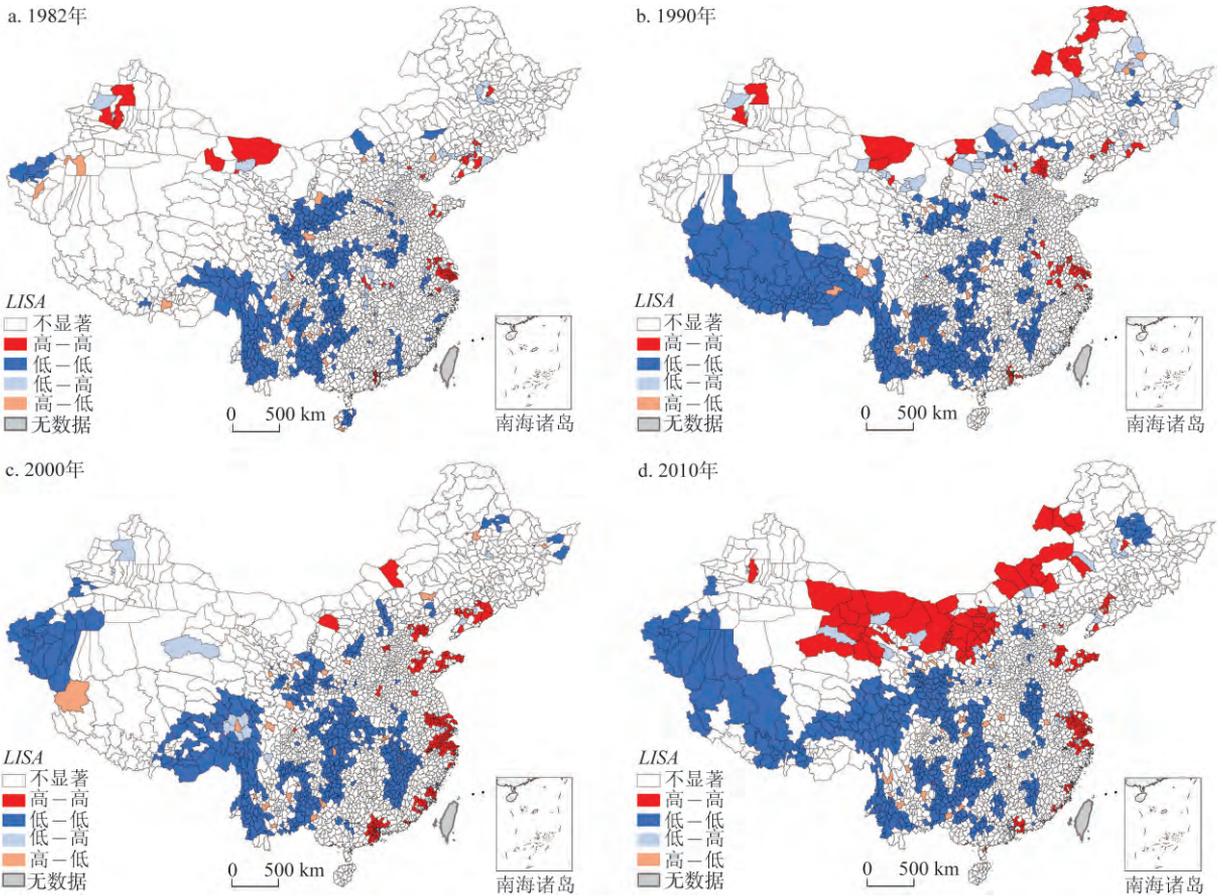


图2 1982-2010年中国县域人均GDP空间LISA图

Fig. 2 LISA cluster map of per capita GDP at the county level in China during 1982-2010

6.59%),而后者分布于新疆西南部、陕西南部、云西南部、四川、西藏等地区(约占21.09%)(图2d)。

总体而言,中国经济发展同质县域单元(“高一高”和“低一低”空间正相关)的比重从19.56%(1982年)增加到27.68%(2010年),而异质县域单元(“高一低”和“低一高”)的比重由3.06%(1982年)减少到2.55%(2010年),进一步表明中国区域经济发展的不平衡性,极化效应作用明显增强。

4个研究年份中江苏常熟市、昆山市、武进县、无锡县、丹徒县和太仓县等9个县域单元的发展水平均呈“高一高”集聚格局;43个县域单元在4个研究年份中保持相对较低的发展水平,在空间上呈“低一低”分布格局,主要集聚于广西(北部、西部、西北部)、甘肃(南部)、湖南(西部)、江西(西南部)、宁夏(南部)、陕西(南部)、四川(南部、东南部)、西藏(西部)、云南和贵州等地区。总体而言,随时间推移,中国县域经济发展水平较快的地区逐渐向东部沿海、京津冀、长三角和珠三角等地区集聚,而经

济发展相对较慢的地区逐渐向西部及西南部地区聚集。这种空间格局的演变与各县域的区域条件、资源禀赋以及国家政策有关。

3.1.3 经济热点区域的演化

为了揭示县域经济发展格局的演化规律,需要识别出经济发展的热点区或冷点区。基于4个研究年份中国县域的人均GDP数据,分别计算出各县域单元的Getis-Ord G_i^* 空间关联指数,并将其空间可视化。本文定义局域 G_i^* 统计值大于1.5倍标准差为经济发展的热点区、小于-0.5倍标准差为经济发展的冷点区。

研究表明,自1982年以来,中国县域经济发展的热点区逐渐向东南沿海、山东半岛、辽东半岛及华北北部等地区集聚;除1990年外,其余年份县域经济发展的冷点区分布格局基本保持一致,主要分布于中部、西南部及西部部分地区(图3)。具体而言:①除内蒙西北部、新疆西北部地区外,1982年县域经济发展的热点区(或高簇值区)零星

分布于东部地区(图 3a);② 到 1990 年,中国县域经济发展的热点区和冷点区范围均缩小,热点区北移(如内蒙古呼伦贝尔地区成为新的热点区),而经济发展的冷点区主要分布于西南部地区(图 3b);③ 2000 年,经济发展的热点区集中分布于京津冀、辽东半岛、山东半岛、东部和东南沿海地区,而冷点区分布格局与 1982 年基本相似(图 3c);④ 2010 年,经济发展的热点区除了东部沿海、辽东半岛及山东半岛等地区外,华北北部、陕甘宁交界处和内蒙古西部成为新出现的经济热点区,并有向内陆逐渐延伸之趋势;而冷点区有逐渐向西北方向扩张的趋势(图 3d)。

除 1990 年外,中国县域经济发展热点和冷点区的分布格局基本保持稳定,冷点区约占全国县域单元的 34%~35%,热点区约占 7%,说明过去 30 年中国县域经济发展的整体差异相对较为稳定。具体而言:① 1982 年经济发展的冷点县域单元(冷点区)共 810 个,约占 34.44%,热点区县域单元共 169 个,约占 7.19%;② 与 1982 年相比,1990 年经济发

展热点区和冷点区的县域单元均显著减少,分别占全国的 15.82% 和 2.67%;③ 2000 年,热点区和冷点区县域单元显著增加,分别占 35.71% 和 6.97%;④ 与 2000 年相比,2010 年中国县域经济发展冷点区的县域单元略减少,约占 34.69%,而热点区的县域单元略有增加,约占 7.14%。可见,中国经济发展的热点区主要集中于东部和华北北部地区;而冷点区分布于中西部及西南部等地区。

3.2 经济增长空间格局

基于 1982-1990 年(时段 1)、1990-2000 年(时段 2)和 2000-2010 年(时段 3)3 个时段的中国县域人均 GDP 增长指数,采用空间关联技术探讨中国县域经济增长的时空演变格局。结果显示,3 个时段中国县域经济增长 Moran's I 指数呈下降趋势,Z 值检验在阶段 2 不显著($p=0.16$),表明该时段内县域经济增长的空间自相关不明显。其中:① 时段 1 内经济增长的 Moran's I 值为 0.122,说明相邻的地区县域经济增长呈弱空间正相关性;该时段内经济增长呈“高一高”集聚的县域单元有 85 个,约占 3.61%,主

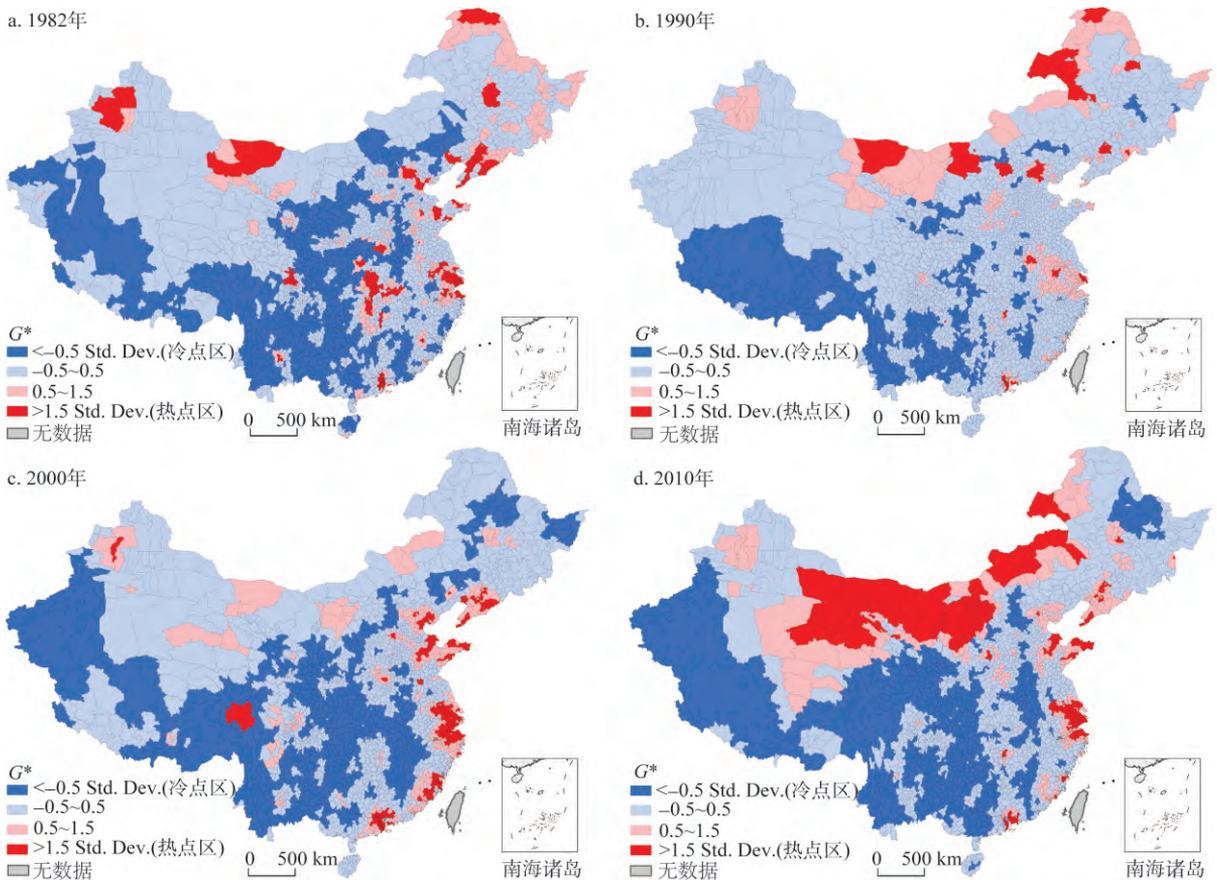


图 3 1982-2010 年中国县域人均 GDP 空间 Getis-Ord G_i^* 分布图

要分布于安徽东南部和西北部、内蒙古西北部和西部、山西省中部和北京市等地区(表3,图4a);②时段2内经济增长呈“高一高”格局的县域单元显著减少(仅占0.13%),分布于黑河市、鹤岗市和嫩江县(图4b);③时段3内经济增长呈“高一高”格局的县域单元显著增加到77个(约占3.1%),主要分布于内蒙古西部及南部、陕西省北部、青海省北部、湖北省东南部、江苏省南部及江西省中部等地区(图4c)。

从经济增长缓慢区域的空间分布格局来看,时段1内中国中南部、西藏和黑龙江省等地区县域经济增长呈“低—低”集聚格局(约占11.24%);与前一时段相比,时段2内经济增长呈“低—低”格局的县域整体北移且数量有所增加,分布于西北部、中南部及中北部等地区(约占15.60%);时段3内经济增长呈“低—低”集聚格局的县域零星分布于东部、东南部及四川、甘肃、青海三省的交界处,约占13.86%

表3 中国县域人均GDP增长指数空间统计

Tab.3 Spatial statistics of growth index of per capita GDP at the county level in China

	1982-1990年		1990-2000年		2000-2010年	
Moran's <i>I</i>	0.122		0.012		0.007	
<i>E(I)</i>	-0.0004		-0.0004		-4.2535	
<i>Z(I)</i>	0.0001		0.0002		0.0000	
<i>LISA</i> 集聚	县个数	比重/%	县个数	比重/%	县个数	比重/%
显著性局域空间集聚 ($p \leq 0.05$)						
高一高	85	3.614	3	0.128	71	3.0187
低—低	264	11.224	367	15.604	326	13.8605
低—高	53	2.253	76	3.231	88	3.7415
高一低	22	0.935	8	0.340	22	0.9354
非显著性局域空间集聚 ($p > 0.05$)						
县域单元	1928	81.973	1898	80.697	1845	78.4439
总计	2352	100	2352	100	2352	100

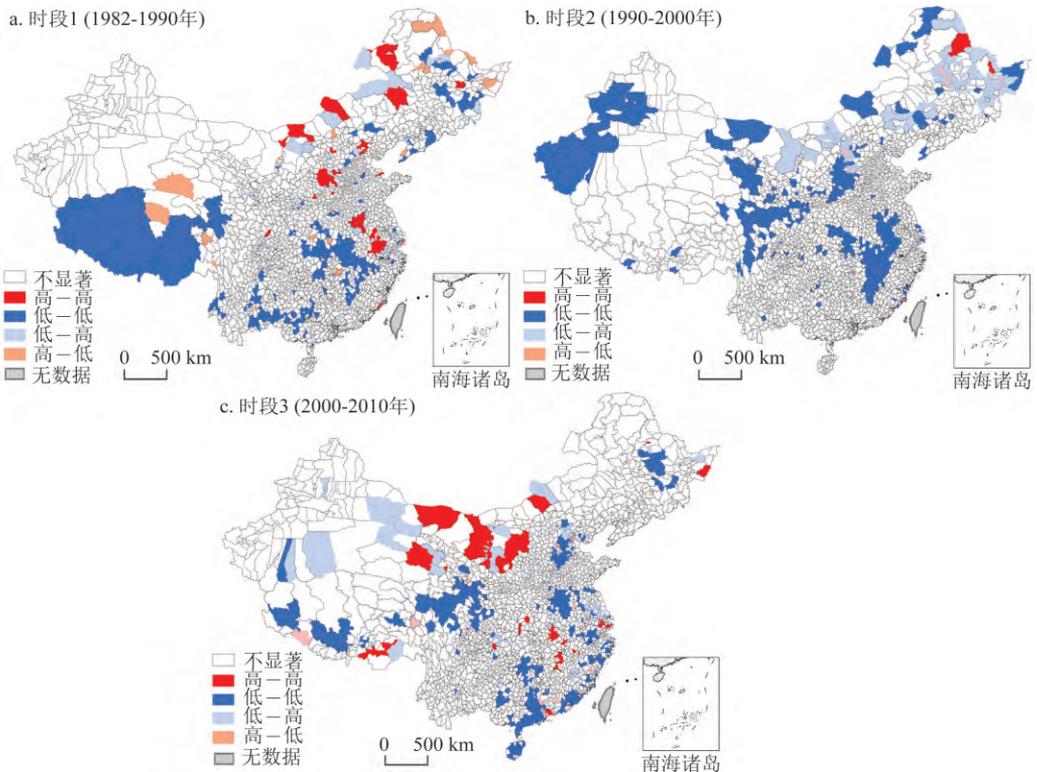


图4 1982-2010年中国县域人均GDP增长指数LISA分布图

(表3)。

可见,中国县域经济增长表现出异质性的县域单元约占全国的78.44%~81.97%,而经济增长具同质性的县域单元约占20%,说明过去30年来中国县域经济增长具有异质性。

4 经济格局演化机理及其驱动力

4.1 县域经济格局演化特点

采用变差函数分析经济发展的空间演化机制时需要考虑经济数据的分布情况。数据的非正态分布可能会使变异函数产生比例效应,增大估计误差(Getis et al, 1992; Rossi, 1992)。经 Shapiro-Wilk 法检验表明,1982、1990、2000 和 2010 年中国县域人均 GDP 数据均不符合正态分布,经对数转换后均基本呈正态分布。以转换后的人均 GDP 为研究数据,将其作为计算变差函数的空间变量并赋予各县域空间单元的几何中心点。定义采样步长为 2 km,采用公式 6 分别计算各年份的实验变差函数,对样点数据分别采用球体模型、高斯模型、指数模型和线性模型等进行拟合,选择拟合度最高的模型,同时计算各年份不同方向上的分维数,然后对其进行 Kriging 空间插值(表 4,表 5,图 5)。

表 4 中国县域经济格局变差函数拟合参数

Tab.4 Parameters of variogram model on spatial pattern of economy at the county level in China

年份	参数	1982年	1990年	2000年	2010年
变程	a	3.000	46.731	5.880	16.620
块金值	C_0	0.012	0.111	0.018	0.061
基台值	C_0+C	0.084	0.647	0.127	0.123
块金系数	$C_0/(C_0+C)$	0.861	0.828	0.858	0.504
拟合模型	Model	指数	高斯	指数	球体
决定系数	R^2	0.652	0.975	0.691	0.778

从基台值、块金值和块金系数指标的变化来看,中国自 1982 年来由经济发展而带来的空间差异并不十分明显,除 1990 年基台值和块金值相对于 1982 年显著增大外,2000、2010 年块金值和基台值相对 1982 年变化较小。块金系数总体趋势下降,1982、1990、2000 年块金系数均大于 0.75,说明这 3 年中国县域经济的空间相关性相对较弱,2010 年块金系数降到 0.50,表明中国县域经济的发展具有中等程度的空间自相关性,该结果与 Moran's I 统计结果基本一致。从 1982 到 2010 年,块金系数减小表明随机部分引起的空间异质性程度逐渐变小。各向同性的方差拟合图显示,4 个年份的人均 GDP 在既定步长下变程先显著增加,后显著降低,继而又增加,说明中国县域经济发展影响的范围在 1982-1990 年间显著扩大,到 2000 年影响范围显著缩小,到 2010 年影响范围又再次扩大。通过最小二乘法选择的变差拟合模型,在 1982 和 2000 年为指数模型,而 1990 和 2010 年分别为高斯模型和球体模型,模型拟合度较高。该结果表明,中国县域经济发展不同时期表现出不同的结构特征;随着时间推移,经济发展的空间自组织性增强,而空间经济分布差异明显。

从变差函数的分维数来看(表 5),在全方位上,尽管分维数的变化不大,但仍可以看出随机性和结构性因素引起的空间异质性程度的变化。1982 年分维数最高、1990 年最低,表明 1982 年中国县域经济空间异质性较高,1990 年县域经济由随机性因素引起的空间异质性较低。从各方向的分维数来看,4 个年份中,始终是东南—西北向的分维数值最大,但拟合性相对不高,说明在东南—西北方向上中国县域经济发展的空间差异较小。从 Kriging 插值 3D 拟合图可知,随时间推移,峰值的数量有所增加,并向东部及北部集中,西南方向多呈平缓结构分布。

表 5 中国县域经济格局变差分维数

Tab.5 Fractal of variogram on spatial pattern of economy at the county level in China

参数	全方位		南—北(0°)		东北—西南(45°)		东—西(90°)		东南—西北(135°)	
	D	R^2	D	R^2	D	R^2	D	R^2	D	R^2
1982年	1.969	0.590	1.975	0.168	1.952	0.960	1.980	0.057	2.000	0.000
1990年	1.756	0.766	1.704	0.708	1.662	0.771	1.892	0.716	1.963	0.007
2000年	1.938	0.567	1.947	0.464	1.952	0.438	1.914	0.638	1.959	0.123
2010年	1.912	0.707	1.861	0.913	1.922	0.821	1.902	0.642	1.933	0.265

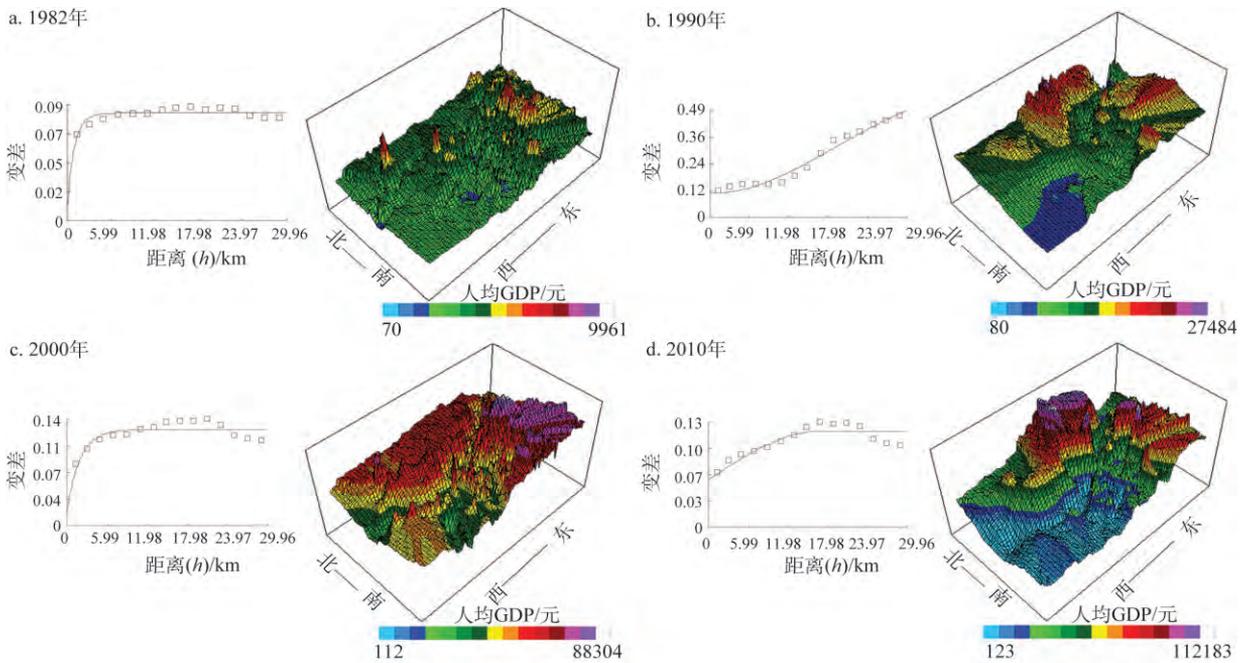


图5 中国县域经济变差函数演化图(各子图中,左为同向方差拟合图,右为Kriging3D图)

Fig.5 Evolution of variogram on spatial pattern of economy at the county level in China

4.2 驱动力分析

(1) 历史基础是经济发展的起跑线,一般有良好的历史基础的地区会先成为经济增长极,吸引各种资源向该区聚集,京津冀、长三角和珠三角等地区较高的经济发展水平正是其良好历史基础的体现。

(2) 经济区位亦是影响中国县域经济格局的重要因素之一,地理位置的不同导致开放次序与程度的差异,并影响到其他经济增长因素,从而导致经济发展的差异。例如东部沿海、辽东半岛、山东半岛、长三角和珠三角地区,由于具有较优越的区位条件,使其成为中国经济发展的热点区;而西部及西南部大部分地区,受交通、气候、地形等诸多因素的制约,其经济发展相对较缓慢,是中国经济发展的主要冷点区。

(3) 区域发展政策是区域经济格局演化的重要驱动力(徐建华等, 2001)。东北地区在改革开放以前是中国最重要的工业基地,1982年东北部分县域为经济发展的热点区。改革开放以来,随着国家政策的重心向东部、东南部、西部和西南部偏移,使得相关地区的经济发展相对较快,成为经济发展的热点区。从本文结果来看,自实施西部大开发战略和振兴东北老工业基地等国家政策以来,中国西部及东北地区经济发展的空间异质性有所减弱,而东部

沿海地区可能受对外开放政策的影响,其区域经济发展水平具有趋同趋势,空间异质性减弱。

(4) 资源条件也可能是中国县域经济发展差异的影响因素之一(郭华等, 2010; 王洋等, 2011)。在过去30年间,新疆部分地区独有的油气资源和内蒙古地区丰富的能矿资源使其经济发展相对较快。

中西部交界地带和西南地区由于其地理区位不佳、资源禀赋相对较差、发展基础薄弱,从而成为中国经济发展水平相对较低、发展速度相对较慢的地区。

5 结论

本文以1982、1990、2000和2010年2352个县域单元的人均GDP为衡量经济发展的基础数据,采用Moran's I 、Getis-Ord G_i^* 和空间变差函数探讨了过去30年来中国县域经济发展的时空格局及其演化机制。结果表明,中国县域经济发展格局具有以下特点:

(1) 中国县域经济发展具有一定的正空间自相关性和空间异质性,即经济发展水平相似的地区在空间上集聚分布,且该趋势随时间推移而逐渐增强,其中1982、1990和2000年中国县域经济发展呈

弱空间自相关,而2010年呈中等空间自相关;3个时间段(1982-1990、1990-2000、2000-2010年)内县域经济增长的空间自相关性不明显。

(2) 过去30年来,中国县域经济发展差异有逐渐扩大的趋势,总体上东部地区的经济发展差异大于中西部;经济发展同质县域单元从1982年的19.56%增加到2010年的27.68%;而异质县域单元的比重由1982年的3.06%减少到2010年的2.55%,表明县域经济发展中极化作用增强。

(3) 县域经济发展的热点区集中于东部和东南沿海、京津冀、长三角和珠三角等地区;冷点区位于中部、中南部和西南部等地区。经济发展的热点区的形成可能与中国的资源禀赋和国家的发展战略有关。

(4) 过去30年来中国县域经济格局的连续性和自组织性增强,而空间分异格局中的随机成分降低。空间自相关引起的结构分化变得更加明显;东南—西北向经济发展的均质性相对较好,空间差异较小。

(5) 投资政策倾斜、原有基础、区位优势、资源条件和区域发展战略可能是中国经济空间格局演化的驱动力,其中区域发展战略是区域经济格局演化的外动力。

基于空间自相关和变差函数分析中国县域经济发展时空格局的演变特点可为制定区域发展战略提供科学依据。但本文研究尚存在一定的局限性:首先,采用1982年各县域单元工农业总产值作为当年GDP的替代指标,导致研究结果存在一定的不确定性;其次,由于统计资料的缺乏,本文以2000年县域行政边界为基准,将行政边界中的市辖区合并为市,难以揭示更小空间尺度上的经济发展格局;再次,为了保证各年份县域单元的统一性,对各年份中部分县域人均GDP的缺失值采用省内相邻单元的平均值进行处理,亦可能会对研究结果产生一定程度的影响;最后,本文仅以人均GDP作为探讨经济格局的指标,没有考虑其他相关经济要素对经济发展的影响。因此,基于多指标集成、高时空分辨率,以及更加准确的基础数据源的经济格局研究,是未来进一步发展的方向。

参考文献(References)

方叶林,黄震方,陈文娣,等. 2013. 2001-2010年安徽省县域

经济空间演化. 地理科学进展, 32(5): 831-839. [Fang Y L, Huang Z F, Chen W D, et al. 2013. Spatial evolution of county economy in Anhui province during 2001-2010. Progress in Geography, 32(5): 831-839.]

关兴良,方创琳,罗奎. 2012. 基于空间场能的中国区域经济发展差异评价. 地理科学, 32(9): 1055-1065. [Guang X L, Fang C L, Luo K. 2012. Regional economic development disparity of China: an application of spatial field. Scientia Geographica Sinica, 32(9): 1055-1065.]

郭华,蔡建明. 2010. 河南省县域经济空间演化格局及机制分析. 中国人口·资源与环境, 30(11): 128-135. [Guo H, Cai J M. 2010. Evolvement of spatial pattern of economy at county level in Henan Province and its mechanism. China Population, Resources and Environment, 30(11): 128-135.]

洪国志,胡华颖,李郁. 2010. 中国区域经济发展收敛的空间计量分析. 地理学报, 65(12): 1548-1558. [Hong G Z, Hu H Y, Li X. 2010. Analysis of regional growth convergence with spatial econometrics in China. Acta Geographica Sinica, 65(12): 1548-1558.]

靳诚,陆玉麒. 2009. 基于县域单元的江苏省经济空间格局演化. 地理学报, 64(6): 713-723. [Jin C, Lu Y Q. 2009. Evolvement of spatial pattern of economy in Jiangsu Province at county level China. Acta Geographica Sinica, 64(6): 713-723.]

李广东,方创琳. 2013. 中国区域经济增长差异研究进展与展望. 地理科学进展, 32(7): 1102-1112. [Li G D, Fang C L. 2013. A review on divergence of regional economic growth in China. Progress in Geography, 32(7): 1102-1112.]

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. 地理学报, 56(2): 136-145. [Li X J, Qiao J J. 2001. County level economic disparities of China in the 1990s. Acta Geographica Sinica, 2001, 56(2): 136-145.]

刘旭华,王劲峰,孟斌. 2004. 中国区域经济时空动态不平衡发展分析. 地理研究, 23(4): 530-540. [Liu X H, Wang J F, Meng B. 2004. On China's spatio-temporal dynamics and imbalance of regional economy. Geographical Research, 23(4): 530-540.]

陆大道,刘卫东. 2000. 论我国区域发展与区域政策的地理学基础. 地理科学, 20(6): 487-493. [Lu D D, Liu W D. 2000. Analysis of geo-factors behind regional development and regional policy in China. Scientia Geographica Sinica, 20(6): 487-493.]

马晓冬,朱传耿,马荣华,等. 2008. 苏州地区城镇扩展的空间格局及其演化分析. 地理学报, 63(4): 405-416. [Ma

- X D, Zhu C G, Ma R H, et al. 2008. Urban spatial growth pattern and its evolution in Suzhou, Jiangsu Province, China. *Acta Geographica Sinica*, 63(4): 405-416.]
- 孙姗姗, 朱传耿, 李志江. 2009. 淮海经济区经济发展差异研究. *地理学报*, 64(8): 924-934. [Sun S S, Zhu C G, Li Z J. 2009. Economic development disparities of Huaihai Economic Zone. *Acta Geographica Sinica*, 64(8): 924-934.]
- 王静, 张小雷, 杜宏茹. 2011. 新疆县域经济空间格局演化特征. *地理科学进展*, 30(4): 470-478. [Wang J, Zhang X L, Du H R. 2011. Spatial pattern evolution and characteristics of the economy in Xinjiang at the county level. *Progress in Geography*, 30(4): 470-478.]
- 王洋, 修春亮. 2011. 1990-2008年中国区域经济格局时空演变. *地理科学进展*, 30(8): 1037-1046. [Wang Y, Xiu C L. 2011. The spatial-temporal evolution of regional economic pattern at prefecture level in China: 1990-2008. *Progress in Geography*, 30(8): 1037-1046.]
- 吴玉鸣. 2007. 县域经济增长集聚与差异: 空间计量经济实证分析. *世界经济文汇*, 2: 37-57. [Wu Y M. 2007. Spatial econometric study on agglomeration and disparity of China's county economic growth. *World Economic Papers*, 2: 37-57.]
- 吴玉鸣, 徐建华. 2004. 中国区域经济增长集聚的空间统计分析. *地理科学*, 24(6): 654-659. [Wu Y M, Xu J H. 2004. A spatial analysis on China's regional economic growth clustering. *Scientia Geographica Sinica*, 24(6): 654-659.]
- 熊薇, 徐逸伦, 王迎英. 2011. 江苏省县域经济差异的时空演变. *地理科学进展*, 30(2): 224-230. [Xiong W, Xu Y L, Wang Y Y. 2011. Temporal-spatial change of the county-level economic disparities in Jiangsu Province. *Progress in Geography*, 30(2): 224-230.]
- 徐建华, 岳文泽. 2001. 近20年来中国人口重心与经济中心的演变及其对比分析. *地理科学*, 21(5): 385-389. [Xu J H, Yue W Z. 2001. Evolution and comparative analysis the population center gravity and economy gravity center in recent twenty years in China. *Scientia Geographica Sinica*, 21(5): 385-389.]
- 张伟丽, 覃成林, 李小建. 2011. 中国地市经济增长空间俱乐部趋同研究: 兼与省份数据的比较. *地理研究*, 30(8): 1457-1470. [Zhang W L, Qin C L, Li X J. 2011. Study on spatial club convergence of prefectural economic growth: in comparison with provincial data. *Geographical Research*, 30(8): 1457-1470.]
- Anselin L. 1995. Local indicators of spatial association-LISA. *Geographical Analysis*, 27(2): 93-115.
- Anselin L. 1998. Interactive techniques and exploratory spatial data analysis//Longley P, Goodchild M, Maguire D, et al. *Geographical information systems: principles, techniques, management and applications*. New York: Wiley.
- Bai C E, Ma H, Pan W Q. 2012. Spatial spillover and regional economic growth in China. *China Economic Review*, 23(4): 982-990.
- Cambardella C A, Moorman T B, Novak J M, et al. 1994. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. *Soil Science Society of America Journal*, 58(5): 1501-1511.
- Cliff A, Ord J. 1970. Spatial autocorrelation: a review of existing and new measures with applications. *Economic Geography*, 46: 269-292.
- Friedman E. 1987. Maoism and the liberation of the poor. *World Politics*, 39(3): 408-428.
- Gallo J L, Ertur C. 2003. Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980-1995. *Papers in Regional Science*, 82(2): 175-201.
- Getis A, Ord J K. 1992. The analysis of spatial association by the use of distance statistics. *Geographical Analysis*, 24(3): 189-206.
- Lyons T P. 1991. Inter-provincial disparities in China: output and consumption, 1952-1987. *Economic Development and Cultural Change*, 39(3): 471-506.
- Pan W Q. 2013. Regional correlation and spatial spillovers in China's regional economic growth. *Social Sciences in China*, 34(2): 125-139.
- Rey S J, Montouri B D. 1999. US regional income convergence: a spatial econometric perspective. *Regional Studies*, 33(2): 143-156.
- Rossi R E, Mulla D J, Journel A G, et al. 1992. Geo statistical tools for modeling and interpreting ecological spatial dependence. *Ecological Monographs*, 62(2): 277-314.
- Tian L, Wang H H, Chen Y J. 2010. Spatial externalities in China regional economic growth. *China Economic Review*, 21(1): 20-31.
- Ying L G. 2000. Measuring the Spillover Effects: Some Chinese Evidence. *Papers in Regional Science*, 79(1): 75-89.

Evolution of spatial-temporal pattern of county economic development in China during 1982-2010

ZHOU Yang^{1,2}, LI Ning^{1,2,3}, WU Wenxiang⁴, WU Jidong^{1,2}

(1. State Key Laboratory of Earth Surface Processes and Resources Ecology, Beijing Normal University, Beijing 100875, China; 2. Academy of Disaster Reduction and Emergency Management, Ministry of Civil Affairs & Ministry of Education, Beijing Normal University, Beijing 100875, China; 3. Key Laboratory of Environmental Change and Natural Disaster, Ministry of Education of China, Beijing Normal University, Beijing 100875, China; 4. Institute of Geographic Sciences and Natural Resources Research, CAS, Beijing 100101, China)

Abstract: Studying the spatio-temporal pattern of county economic development is extremely important for revealing the evolutionary mechanism of regional economy and achieves the sustainable development of China's county economy. Although considerable research attention has examined the regional economic pattern of China at the provincial and national levels in a certain time, we currently know the least about the profiles of county economic development across different periods. There is general agreement in the regional geography community that understanding the dynamic pattern of county economic development can provide a scientific base for the policy making and the implementation of regional development planning. Thus, the spatio-temporal pattern of county economic development in China merit further investigation. Based on the 2352 counties' per capita GDP in 1982, 1990, 2000 and 2010, the spatial autocorrelation analysis and variogram were used to investigate the evolutionary characteristics of spatiotemporal patterns of county economic development and to explore the possible mechanism behind the changes in the spatial pattern. Results showed that the county economic development and growth exhibit a positive spatial autocorrelation, which indicates that some counties with similar economic development levels clustered. But the spatial autocorrelation of the economic growth over the past three decades was not obvious. Since 1982, the spatial concentration of the county economy increased gradually and the spatial dependence enhanced over time. The difference of county economic development in eastern area of China is greater than that in the middle and western regions. In all four studied years, there are nine county units with a "high-high" pattern of economic development, i.e., Wujin, Kunshan, Dantu, Taicang, Changshu and Wuxi. Meanwhile, there are about forty-three county units maintaining their locations of "low-low" pattern of economic development for all studied years. Furthermore investigations revealed that the proportion of the county unites with homogeneity economic level increased from 19.56% in 1982 to 27.26% in 2010, whereas unites with heterogeneity level decreased from 3.06% in 1982 to 2.55% in 2010. This result demonstrated that there was an obvious heterogeneity for China's county economic development and the polarization effect in county economic development was enhancing over time. Overall, the hotspot areas of China's economic development mainly clustered in the eastern and northern regions of China, while the hotspot ones were concentrated in its central, southern and southwestern areas. Furthermore, the continuity and self-organization of Chinese county patterns was enhancing, whereas the random components of spatial disparity patterns was decreasing over time, which means that the structural differentiation caused by spatial autocorrelation was becoming more apparent. There was a relatively good homogeneousness in the economic development in the direction of northeast-northwest. The possible drivers behind the county economic development patterns could be partly attributed to its economic location, regional development policy, special resources and background of historical development. Among these possible causes, the regional development strategies may be the external contributors to the evolution in regional economic patterns. These findings have important theoretical and practical significance on narrowing the gap between urban and rural development.

Key words: county economic development; spatial-temporal pattern; spatial autocorrelation; variogram; China