

长江经济带区域发展差异及空间溢出效应

——基于1992-2013年DMSP/OLS城市夜间灯光数据的考察

刘华军, 彭莹, 贾文星, 裴延峰

(山东财经大学经济学院, 山东 济南 250014)

摘要:长江经济带建设在中国区域发展格局中具有重要的战略地位,研究其经济发展的空间差异和溢出效应,对于全面建成小康社会、实现区域协调发展具有重要的现实意义。运用Dagum基尼系数、核密度分析以及广义脉冲响应函数方法,基于1992-2013年长江经济带110个城市的DMSP/OLS夜间灯光数据,对长江经济带区域发展差异及空间溢出效应进行了实证考察。研究发现:(1)样本考察期内,长江经济带区域发展总体上呈显著的非均衡发展态势;(2)区域间差异对总体差异的贡献始终大于区域内差异和超变密度的贡献,且贡献率不断上升,因此,上、中、下游区域间差异是造成长江经济带发展差异的主要原因;(3)VAR框架下的广义脉冲响应分析表明,长江经济带上游、中游和下游之间存在明显的空间溢出效应。

关键词:长江经济带;区域差异;空间溢出效应;夜间灯光数据

中图分类号:F290 **文献标识码:**A **文章编号:**2095-929X(2017)05-0025-11

0 引言

长江经济带是中国国土开发和经济布局“T”字形空间结构战略中重要的一级发展轴,与沿海经济带构成了中国经济发展的黄金走廊^[1]。早在20世纪80年代,中国著名的地理学家陆大道就提出了长江沿岸产业带的概念^[2-3]。党的十八大以来,以习近平同志为总书记的党中央将长江经济带建设作为区域发展三大战略之一。依托黄金水道推动长江经济带发展,对于全面建成小康社会,实现中华民族伟大复兴具有重要的现实意义^①。近年来,长江经济带的经济水平得到了快速发展,2013年长江经济带覆盖的11省(市)GDP总量接近26万亿,占全国GDP总量的41.2%,但各城市的经济发展差异明显^[4],城市间协同发展水平不高。在长江经

修回日期:2017-05-22

基金项目:国家社科基金青年项目“资源环境约束下农业用水效率评价及提升路径研究”(15CGL041);山东省高校人文社科研究项目“资源环境约束下山东省工业用水效率的测度及提升对策研究”(J16YE06);山东省高校人文社科研究项目“山东省城市绿色发展效率及其协同提升路径研究”(J16YE02);山东省自然科学基金“山东省雾霾污染的城市间动态关联效应及协同治理机制研究:基于社会网络视角”(ZR2016GM03)。

作者简介:刘华军,男,山东广饶人,经济学博士,山东财经大学经济学院教授,博士生导师,研究方向:资源环境经济, Email: huajun99382@163.com;彭莹,女,山东安丘人,山东财经大学经济学院硕士生,研究方向:资源环境经济;贾文星,男,山东新泰人,山东财经大学经济学院硕士生,研究方向:资源环境经济;裴延峰,男,山东临沂人,山东财经大学经济学院硕士生,研究方向:资源环境经济。

①2014年9月12日,国务院印发的《关于依托黄金水道推动长江经济带发展的指导意见》。

济带城市协同发展能力指数排行榜上^[5],上海的城市协同发展能力指数居于首位,是排名第二的苏州的2倍,是排名末位的铜仁的54倍。随着区域经济和市场经济一体化的发展,一些区域对其他区域经济发展的带动作用开始显现,即出现了所谓的空间溢出效应^[6]。在区域发展差异的背景下,长江经济带内部各区域间的溢出效应是否存在?表现如何?鉴于长江经济带建设在国家区域发展总体格局中具有重要的战略地位^①,研究其区域发展差异及空间溢出效应,可以为缩小空间差异,实现区域协调发展提供新的视角。

从已有文献的进展来看,国内外学者对经济发展的空间差异和溢出效应进行了大量研究。区域经济发展差异一直是学术界关注的热点问题^[7-10]。随着空间溢出效应概念的提出,探讨各区域之间经济发展的交互影响也吸引了学者们的目光^[11-16]。例如,Brun^[13]通过引入东、中、西三个虚拟变量来考察沿海与内陆地区的相互影响,发现沿海地区向内陆地区存在明显的空间溢出效应;Groenewold^[14]和陈安平^[18]采用VAR模型,通过脉冲响应函数分别考察了中国三区域、八区域经济发展的溢出效应;陈明华等^[17]则以城市群为研究单元,运用Dagum基尼系数、格兰杰因果检验分析法实证考察了中国五大城市群经济发展的空间差异和溢出效应。然而,上述文献大都只探讨了中国各区域或各城市群经济发展差异及溢出效应,缺乏对长江经济带的具体分析。已有研究长江经济带的文献中,学者们更多侧重于从宏观、定性的角度对长江经济带的经济发展战略^[19]、区域空间结构^[20-21]、产业发展协调^[22-23]等方面进行研究,定量分析的文献较少。在少量的几篇定量分析文献中,学者们主要运用绝对差异指标、相对差异指标、泰尔指数以及主成分分析方法对差异问题进行探讨^[4,24-25];仅任以胜^[26]和朱道才^[1]利用空间计量方法对长江经济带发展的空间溢出效应进行了研究。

总体来看,上述文献主要存在以下三方面的局限:(1)从研究内容上,考虑区域发展差异和溢出效应的文献较少涉及对长江经济带的研究;(2)从研究方法上,研究长江经济带的文献中所采用的主成分分析、变异系数等方法没有揭示空间差异的来源,泰尔指数分解方法没有考虑子样本分布状况^[27];(3)在数据方面,上述文献多采用人均GDP(或GDP)指标来衡量经济发展水平,由于统计口径不一致、折算误差等因素的存在,GDP的测算往往存在较大误差^[25]。与已有文献不同,本文以1992-2013年长江经济带110个城市的DMSP/OLS夜间灯光亮度作为经济发展的衡量指标,利用Dagum基尼系数和核密度分析方法研究长江经济带的区域发展差异,并运用VAR框架下的广义脉冲响应函数对区域发展的空间溢出效应进行实证考察。本文其余结构安排如下:第1部分介绍文章所用的方法与数据;第2部分为长江经济带区域发展现状;第3部分介绍长江经济带区域发展的空间差异来源及分布动态;第4部分介绍长江经济带区域发展的空间溢出效应;第5部分为本文的结论与政策建议。

1 方法与数据

1.1 方法

1.1.1 Dagum 基尼系数及其分解方法

本文采用Dagum^[29]提出的Dagum基尼系数分解方法从整体描述长江经济带区域发展的空间差异。该方法的优点在于,可以将地区差距分解为地区内差距、地区间差距净值、超变密度三个部分,有效地解决了地区差距的来源问题^[30-31]。基尼系数的定义如公式(1)所示:

$$G = \sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}| / 2n^2 \bar{y} \tag{1}$$

公式(1)中, G 表示总体基尼系数, \bar{y} 表示长江经济带夜间灯光亮度的平均值, $y_{ji}(y_{hr})$ 表示 $j(h)$ 地区内任

①2014年9月12日,国务院印发的《关于依托黄金水道推动长江经济带发展的指导意见》。

一城市的夜间灯光亮度值, $n_j(n_h)$ 表示 $j(h)$ 地区内的城市个数, n 表示城市的个数, k 表示地区划分的个数, $n_j(n_h)$ 表示 $j(h)$ 地区内城市的个数。

基尼系数可以将区域差距分解为地区内差异的贡献 G_w 、地区间净值差异的贡献 G_{nb} 和超变密度的贡献 G_t 三部分,它们之间的关系可以用 $G=G_w+G_{nb}+G_t$ 表示。公式(2)、公式(3)分别表示 j 地区的基尼系数 G_{jj} 和地区内差异的贡献 G_w ,公式(4)、公式(5)分别表示 j 和 h 地区的地区间基尼系数 G_{jh} 和地区间净值差异的贡献 G_{nb} ,而公式(6)则表示超变密度的贡献 G_t 。

$$G_{jj}=\frac{\frac{1}{2\bar{Y}_j}\sum_{i=1}^{n_j}\sum_{r=1}^{n_j}|y_{ji}-y_{jr}|}{n_j^2}$$

(2)

$$G_w=\sum_{j=1}^kG_{jj}p_js_j$$

(3)

$$G_{jh}=\frac{\sum_{i=1}^{n_j}\sum_{r=1}^{n_h}|y_{ji}-y_{hr}|}{n_jn_h(\bar{Y}_j+\bar{Y}_h)}$$

(4)

$$G_{nb}=\sum_{j=2}^k\sum_{h=1}^{j-1}G_{jh}(p_js_h+p_hs_j)D_{jh}$$

(5)

$$G_t=\sum_{j=2}^k\sum_{h=1}^{j-1}G_{jh}(p_js_h+p_hs_j)(1-D_{jh})$$

(6)

在公式(3)~(6)中, $p_j=n_j/n,s_j=\bar{n_j\bar{y}_j}/n\bar{y},j=1,2,\cdots,k;D_{jh}$ 为 $j、h$ 地区间经济发展的相对影响,具体定义为公式(7),其中涉及的 d_{jh} 为地区间夜间灯光亮度的差值(其定义见公式(8)), p_{jh} 的定义为超变一阶矩,表示 $j、h$ 地区中所有 $y_{hr}-y_{ji}>0$ 的样本值加总的数学期望。

$$D_{jh}=\frac{d_{jh}-p_{jh}}{d_{jh}+p_{jh}}$$

(7)

$$d_{jh}=\int_0^\infty dF_h(y)\int_0^y(y-x)dF_h(x)$$

(8)

$$p_{jh}=\int_0^\infty dF_h(y)\int_0^y(y-x)dF_j(x)$$

(9)

其中, $F_j(F_h)$ 分别为 $j(h)$ 地区的累积密度分布函数。根据以上方法,本文测算和分解了长江经济带所覆盖的110个城市1992-2013年经济发展的基尼系数并进行了地区分解。

1.1.2 核密度估计

核密度估计是一种非参数方法,主要用于对随机变量密度函数进行估计,用连续的密度曲线描述随机变量的分布形态^[32]。非参数估计的优点在于:对于回归函数的形式没有约束,解释变量和被解释变量的分布也很少限制,因而有较大的适应性^[33]。假设随机变量 X 的密度函数为 $f(x)$,在点 x 的概率密度可以用公式(10)来进行估计。式中, N 是观测值的个数, h 为带宽, $K(x)$ 是核函数,它是一种加权函数或平滑转换函数, X_i 为独立同分布的观测值, \bar{x} 为均值。

$$f(x)=\frac{1}{Nh}\sum_{i=1}^NK(\frac{X_i-\bar{x}}{h})$$

(10)

$$K(x)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\exp(-\frac{x^2}{2})$$

(11)

核密度估计的核心问题是核函数和带宽的选择。核函数通常有高斯核函数、均匀核函数和 Epanechnikov 核函数等。本文选择较常用的高斯核函数对长江经济带经济发展的分布动态进行估计,其函数表达式如公式

(11)所示。核密度估计结果对于带宽的选择较为敏感,带宽的大小同时影响着估计的偏差与方差^[34]。根据核密度估计结果的图形,可以得到变量分布的位置、形态和延展性等三方面的信息。

1.1.3 广义脉冲响应函数

脉冲响应函数(Impulse Response Function,IRF)描述的是 VAR 模型中的一个内生变量对误差的反应,即在扰动项上加一个标准差大小的信息(Innovation)冲击对内生变量的当前值和未来值的影响^[35],比较直观地刻画了变量之间的动态交互作用及效应。由于正交脉冲响应函数的结果严格地依赖于模型中变量的次序,为了克服这一局限,本文采用由 Koop 等^[36]提出的广义脉冲响应函数(Generalized Impulse Response Function, GIRF)来揭示长江经济带各区域发展的空间溢出效应。

假定 ε_t 为特定大小的冲击,且该冲击仅发生在第 j 个变量上,则向量 y_{t+q} 对冲击的响应可以表示为:

$$\psi(q, \delta_j, \Omega_{t-1}) = E(y_{t+q} | \varepsilon_{jt} = \delta_j, \Omega_{t-1}) - E(y_{t+q} | \Omega_{t-1}) \quad q = 0, 1, \dots, m \quad (12)$$

在公式(12)中, Ω_{t-1} 表示 $t-1$ 期的信息集合, m 为预测水平。为了得到公式(12)的结果,需要首先计算由于 ε_t 的变化引起的 ε_t 中其他元素中同期发生的变化,此时 $\delta = E(\varepsilon_t | \varepsilon_{jt} = \delta_j)$ 。假定 ε_t 服从多元正态分布,则

$$\delta = E(\varepsilon_t | \varepsilon_{jt} = \delta_j) = (\sigma_{1j}, \sigma_{2j}, \dots, \sigma_{mj})' \sigma_{jj}^{-1} \delta_j = \sum_j \sigma_{jj}^{-1} \delta_j \quad (13)$$

其中, $\sigma_{jj} = E(\varepsilon_{jt}^2)$ 、 $\Sigma_j = E(\varepsilon_t \varepsilon_{jt})$ 表示 ε_t 协方差矩阵 Σ 的第 j 列元素,此时,变量 j 的冲击引起的向量 y_{t+q} 的响应为:

$$\psi(q, \delta_j, \Omega_{t-1}) = \Theta_q \delta = \left(\frac{\Theta_q \sum_j}{\sqrt{\sigma_{jj}}} \right) \left(\frac{\delta_j}{\sqrt{\sigma_{jj}}} \right) \quad q = 0, 1, \dots, m \quad (14)$$

若设

$$\delta_j = \sqrt{\sigma_{jj}} \quad (15)$$

则响应的广义脉冲函数为:

$$\psi_j^{(q)} = \sigma_{jj}^{-1/2} \Theta_q \sum_j \quad q = 0, 1, \dots, m \quad (16)$$

1.2 数据

近年来,美国军事气象卫星 Defense Meteorological Satellite Program(DMSP)搭载的 Operational Linescan System(OLS)传感器获取的夜间灯光数据受到了学者们的广泛关注^[37]。DMSP/OLS 传感器可以探测到城市夜间灯光甚至车流等发出的低强度灯光,有效标识黑暗乡村背景,是研究人类活动良好的数据源^[38]。与 GDP 等传统的数据相比,DMSP/OLS 夜间灯光数据具有如下优点:(1)可以通过 Internet 网络等多种途径获得,获取比较容易;(2)由于 OLS 传感器在夜间工作,不受太阳光辐射地表后反射的干扰,而且可探测到城市夜间的灯光甚至车流等发出的低强度灯光;(3)不受物价水平的影响,数据相对客观^[28],已有学者的研究发现,用一个地区灯光的卫星观测数据可以更准确地揭示当地的经济水平^[39-40]。

参照 Henderson 等^[40]的做法,本文以卫星灯光数据作为区域经济发展的衡量标准,利用 1992-2013 年长江经济带 110 个城市的 DMSP/OLS 夜间灯光数据,探究“长江三角洲及长江沿江地区经济”战略构想提出以来长江沿岸各城市的经济发展差异及空间溢出效应。由于数据跨度为 1992-2013 年,期间的数据来源于不同卫星(包括 F10、F12、F14、F15、F16、F18),各卫星传感器的定标有细微变化,本文以 F18 为基准,利用 ArcGIS 对不同传感器进行线性校准。根据各地区经济发展水平及所处的地理位置,本文将长江经济带划分为上、中、下游三个区域进行研究。其中,重庆、成都等 33 个城市为上游区域;合肥、南昌等 52 个城市为中游区域;上海、南京、杭州等 25 个城市为下游区域。具体样本选择见表 1:

表 1 长江经济带三大区域的划分

区域	覆盖城市
上游	重庆 成都 自贡 攀枝花 泸州 德阳 绵阳 广元 遂宁 内江 乐山 南充 眉山 宜宾 广安 达州 雅安 巴中 资阳 昆明 曲靖 玉溪 保山 邵阳 丽江 普洱 临沧 贵阳 六盘水 遵义 安顺 铜仁 毕节
中游	合肥 芜湖 蚌埠 淮南 马鞍山 淮北 铜陵 安庆 黄山 滁州 阜阳 宿州 六安 亳州 池州 宣城 南昌 景德镇 萍乡 九江 新余 鹰潭 赣州 吉安 宜春 抚州 上饶 武汉 黄石 十堰 宜昌 襄阳 鄂州 荆门 孝感 荆州 黄冈 咸宁 随州 长沙 株洲 湘潭 衡阳 邵阳 岳阳 常德 张家界 益阳 郴州 永州 怀化 娄底
下游	上海 南京 无锡 徐州 常州 苏州 南通 连云港 淮安 盐城 扬州 镇江 泰州 宿迁 杭州 宁波 温州 嘉兴 湖州 绍兴 金华 衢州 舟山 台州 丽水

2 长江经济带区域发展的时空分析

2.1 空间分布格局

长江经济带横跨中国东中西三大领域,覆盖上海、江苏、浙江、安徽、江西、湖北、湖南、重庆、四川、云南、贵州等 11 个省市,面积约 205 万平方公里。20 世纪 90 年代初,上海浦东的开发开放带动了长江三角洲和长江流域经济发展,拉开了长江经济带综合开发的序幕。历经 20 多年开发建设,长江经济带产业发展优势不断增强,城镇化战略格局基本形成,已发展成为中国综合实力最强、战略支撑作用最大的区域之一^①。然而,长江经济带区域内部经济发展却存在显著差距。从分布格局来看,各城市的夜间灯光亮度呈现明显的空间非均衡特征。图 1(a)显示,1992 年夜间灯光最亮的地区主要集中在上海、南京等为代表的下游地区,而昆明、成都、贵阳等上游地区的灯光亮度较低。到 2013 年上海等部分城市的灯光亮度较 1992 年大幅提升(如图 1b),但成都、贵阳等上游地区的灯光亮度依然较低。整体而言,长江经济带的夜间灯光亮度呈显著上升趋势,而且亮度较高的地区范围也显著增加,这表明以夜间灯光数据作为地区经济发展的衡量标准,可以较好地反映长江经济带各城市经济发展的长期趋势。

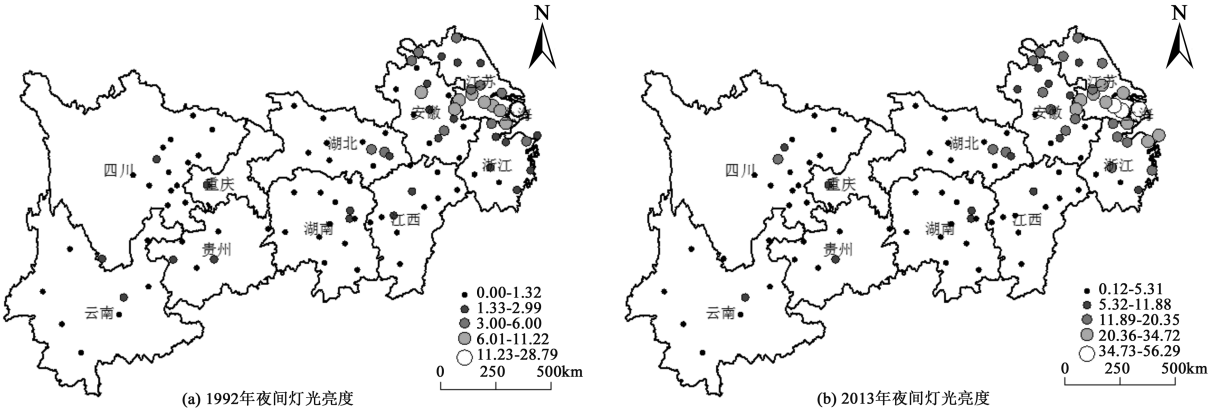


图 1 长江经济带夜间灯光亮度的空间分布格局(1992 年和 2013 年)

注:图中黑色部分代表显著缺乏夜间光源,颜色越白代表夜间灯光亮度越高。

2.2 动态演变趋势

从变化趋势来看,在样本考察期内,长江经济带总体的夜间灯光亮度均值(按照区域内城市亮度算术平均数计算,下同)呈上升趋势(图 2),从 1992 年的 2.13 上升到 2013 年的 8.86。其中,上游和中游地区灯光亮

①2014 年 9 月 12 日,国务院印发的《关于依托黄金水道推动长江经济带发展的指导意见》。

度均值与总体走势基本一致,2007 年之前缓慢上升,2009 年受全球金融危机影响灯光亮度有所下降,从 2010 年开始又逐渐上升,其平均亮度值分别由 1992 年的 0.69、1.47 上升为 2013 年的 3.60、6.22。下游地区灯光亮度均值由 1992 年的 5.40 上升到 2013 年的 21.29。三个区域中,只有下游地区的灯光亮度均值高于长江经济带总体的平均水平,上游和中游地区的灯光亮度虽然不断上升,但始终低于总体的平均水平。在样本考察期内,下游地区的灯光亮度值与上游和中游地区之间的绝对差异不断扩大,说明以夜间灯光数据所衡量的长江经济带内部各区域间的经济发展水平存在较大差异。

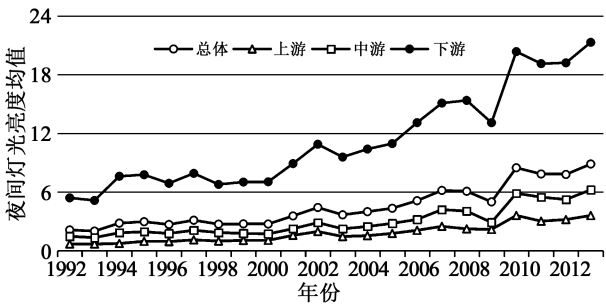


图 2 长江经济带夜间灯光亮度的演变趋势

3 长江经济带区域发展的空间差异

3.1 空间差异大小及来源

为了进一步揭示长江经济带内部区域发展的空间差异大小及来源,本文根据 Dagum^[29] 提出的基尼系数及其按子群分解方法,测算了 1992-2013 年长江经济带经济发展的基尼系数,并将长江经济带 110 个城市按上述所分的上、中、下游三个区域进行分解,结果如表 2、图 3 所示。

表 2 基尼系数及其分解结果 (1992-2013 年)

年份	总体	区域内差异			区域间差异			贡献率 (%)		
		上游	中游	下游	下游-中游	下游-上游	中游-上游	区域内	区域间	超变密度
1992	0.6146	0.5202	0.5177	0.4470	0.6502	0.7846	0.5740	24.99	65.31	9.70
1993	0.6127	0.5452	0.5072	0.4421	0.6520	0.7774	0.5724	24.65	65.46	9.89
1994	0.6389	0.5589	0.5514	0.4053	0.6711	0.8265	0.6217	23.48	68.92	7.60
1995	0.5981	0.5168	0.4880	0.3827	0.6449	0.7856	0.5516	23.06	69.09	7.86
1996	0.5899	0.5317	0.4798	0.3819	0.6366	0.7686	0.5471	23.40	67.83	8.76
1997	0.5808	0.5271	0.4804	0.3619	0.6245	0.7621	0.5439	23.47	67.65	8.88
1999	0.5685	0.5087	0.4419	0.3641	0.6282	0.7471	0.5066	22.74	68.40	8.86
2000	0.5773	0.5131	0.4557	0.3731	0.6395	0.7483	0.5115	22.82	67.92	9.26
2001	0.5482	0.4825	0.4261	0.3458	0.6222	0.7120	0.4709	22.63	67.18	10.18
2002	0.5389	0.4726	0.4114	0.3486	0.6110	0.7076	0.4607	22.82	67.01	10.17
2003	0.5704	0.4836	0.4269	0.3772	0.6455	0.7457	0.4783	22.14	69.32	8.54
2004	0.5740	0.4825	0.4332	0.3867	0.6447	0.7514	0.4854	22.43	69.11	8.46
2005	0.5561	0.4778	0.4187	0.3740	0.6241	0.7327	0.4752	22.76	68.19	9.05
2006	0.5617	0.4765	0.4288	0.3611	0.6364	0.7358	0.4761	22.29	68.54	9.16
2007	0.5363	0.4481	0.4088	0.3464	0.5979	0.7260	0.4656	22.83	68.64	8.53
2008	0.5587	0.4711	0.4231	0.3576	0.6170	0.7547	0.4948	22.43	69.72	7.85
2009	0.5773	0.5032	0.4652	0.3420	0.6615	0.7306	0.4964	21.87	67.31	10.82
2010	0.5271	0.4511	0.4169	0.3161	0.5882	0.7111	0.4663	22.94	67.50	9.56
2011	0.5411	0.4604	0.4294	0.3248	0.5932	0.7362	0.4915	22.90	68.58	8.52
2012	0.5413	0.4629	0.4398	0.3070	0.6032	0.7247	0.4836	22.56	68.30	9.14
2013	0.5320	0.4708	0.4213	0.3100	0.5854	0.7229	0.4860	22.90	67.80	9.30

(1) 总体空间差异。如图 3(a) 所示,在样本考察期内,长江经济带发展的总体空间差异较大,基尼系数介于 0.532 0~0.614 6 之间,但呈波动下降趋势,这说明长江经济带的经济发展差异正在不断缩小。从演变趋势

30

看,区域内差异和超变密度对总体差异的贡献呈下降趋势,分别由 1992 年的 0.153 6、0.059 6 下降为 2013 年

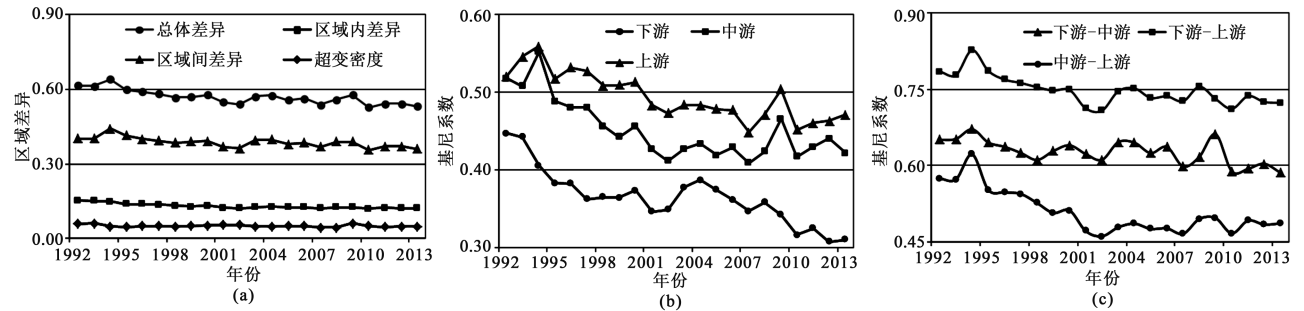


图 3 长江经济带区域发展差异的演变趋势

的 0.121 8、0.049 5;区域间差异与总体差异的走势基本一致,其对总体差异的贡献在 1992–1994 年有所上升,并在 1994 年达到考察期内的最大值 0.440 4,此后在波动中呈小幅下降趋势。从贡献率(表 2)看,长江经济带区域间差异对总体差异的贡献率从 1992 年的 65.31% 上升为 2013 年的 67.80%,区域内差异对总体差异的贡献率从 1992 年的 24.99% 下降为 2013 年的 22.90%,超变密度对总体差异的贡献率则在 7%~11% 之间上下波动。上述分析表明,长江经济带区域间差异对总体差异的贡献始终大于区域内差异和超变密度的贡献,且贡献率不断上升。因此,长江经济带上、中、下游区域间差异是造成长江经济带总体差异的主要原因。这与冯兴华等^[4]利用 GDP 数据所得出的结论一致:长江流域区间差异较大,虽然总体呈现出持续不断缩小的趋势,但仍是长江流域区域差异的主要来源。

(2) 区域间差异。长江经济带区域间发展差异的演变趋势如图 3(b)、表 2 所示。总体来看,各区域间差异的走势基本一致,均在波动中呈下降趋势,说明长江经济带各区域间经济发展差异正在逐渐缩小。其中,上游与下游区域间差异在 1993–1994 年有所扩大,并在 1994 年达到样本考察期内的最大值 0.826 5,此后逐渐缩小,在 2002 年达到考察期内的最小值 0.707 6。和上游与下游区域间的差异相比,上游与中游区域间差异较小,基尼系数介于 0.621 7~0.460 7 之间。中游与下游区域间差异在 2009 年前后波动较大,基尼系数先由 2007 年的 0.597 9 上升为 2009 年的 0.661 5,然后在 2010 年迅速下降为 0.588 2,产生大幅波动的原因可能是受 2008 年全球金融危机影响。从差异大小来看,上游与下游区域间差异始终大于上游与中游、中游与下游的区域间差异,因此长江经济带上游与下游之间经济发展的差异是导致区域间差异的主要来源。造成区域间经济发展差异的原因是多方面的,长江下游地区以平原和丘陵为主,而上游地区以山地特别是中、高山为主,地形条件的限制对上游地区的开发造成了一定的难度,进而影响了其经济发展水平;除此之外,基础设施建设、城镇化水平、产业结构以及区域发展策略^[4]等方面的差异也是导致上下游地区之间经济发展差距的重要原因。但在本文的样本考察期内,区域之间的经济发展差距正在不断缩小,冯兴华等^[41]认为,这一差异的缩小主要得益于国家“西部大开发”、“中部崛起”等区域协调战略的实施。

(3) 区域内差异。图 3(c) 所展示的是样本考察期内长江经济带各区域内差异的演变趋势。总体来看,上、中、下游地区的基尼系数都呈下降趋势,表明长江经济带各区域内部的经济发展差异正在不断缩小。从演变过程来看,上游区域内的经济发展差异在 1992–1994 年有所扩大,并在 1994 年达到样本考察期内的最大值 0.558 9;之后的 2007–2009 年期间,受全球金融危机影响,差异再次大幅扩大。中游地区内部的发展差异与上游地区走势基本一致。下游地区内部的经济差异在 1992–2001 年期间不断缩小,2001–2004 年短暂扩大后又持续缩小,最小值(样本考察期内)达到 0.307 0。从差异大小来看,在长江经济带的经济发展过程中,上游地区内各城市之间的经济发展水平差异最大,尤其是保山、临沧、安顺等城市由于要素禀赋、产业结构、城市等级等方面的差异^[42],其经济发展水平远落后于重庆、成都等大城市;下游地区覆盖长三角城市群,在合理的产业结构、优越的地理位置^[4]等因素的作用下,各城市经济发展水平整体较高,区域内差异相对较小。

正如孟德友等^[43]的研究,多中心、多轴线和均衡化将成为长三角地区城市经济空间结构的未来演变趋势。

3.2 空间差异的分布动态

为了进一步考察长江经济带发展差异的分布动态及演变规律,本文借助核密度估计方法,对其发展差异的分布位置、形态、延展性等方面进行深入分析。

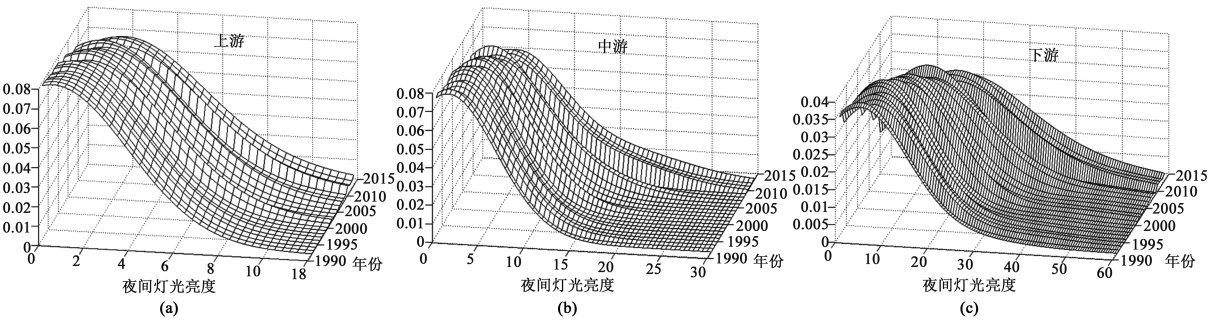


图4 长江经济带区域发展的分布动态

样本考察期内,长江经济带各区域经济发展的变化情况如图4所示。其中,上游和中游两个区域的核密度曲线变化趋势相似,均存在以下特征:(1)从整体来看,核密度函数的中心呈缓慢右移的态势,说明上游和中游地区各城市的经济发展水平在逐渐提高;(2)核密度函数的波峰高度略微下降,这意味着两区域经济发展的绝对差异有扩大趋势;(3)在考察期初始阶段,核密度曲线均存在右侧拖尾现象,尤其是中游地区,随着核函数中心的右移,拖尾逐期缩短,这表明,长江经济带上游和中游地区内各城市的经济发展差异正在逐渐缩小;(4)在考察期内,波峰数量一直是单峰,说明没有出现两极分化现象。

由图4(c)可以清晰地看出,长江经济带下游地区经济发展的分布动态存在以下特征:第一,核密度函数的分布逐渐向右移动,并且变化区间缩小,这说明在1992-2013年期间下游地区内部城市间的经济发展水平显著提高;第二,核密度函数波峰高度下降,波峰宽度变宽,意味着其经济发展的绝对差异有扩大趋势;第三,核密度分布曲线总体呈右拖尾现象,初始阶段右拖尾现象较为严重,各城市间的经济发展差异较大,随着时间推移,拖尾逐期缩短,说明上海、南京、杭州等城市间经济发展水平的差距正在不断缩小。

4 长江经济带区域发展的空间溢出效应

上述研究表明,长江经济带各区域内与区域间的经济发展水平均存在显著差异,但这种差异呈现逐渐缩小的趋势。随着市场一体化、要素自由流动,各城市之间的经济发展产生空间溢出效应。这种溢出效应在长江经济带的发展中是否存在?表现如何?本文将通过VAR模型下的广义脉冲响应函数进行具体分析。

广义脉冲响应函数基于的VAR模型要求变量必须具有平稳性,本文运用扩展的迪基-福勒(Augmented Dickey-Fuller, ADF)方法判别序列的平稳性,最优滞后期按照HQ准则确定^[44-45]。ADF检验结果显示,所有的夜间灯光序列均为一阶差分平稳;进一步的协整检验表明,各序列间均具有协整关系,即存在长期均衡关系^①。在此基础上,本文建立五变量的VAR(5)模型,下面分别给长江经济带各区域一个正的冲击,采用广义脉冲方法得到其他区域关于经济发展水平的脉冲响应函数图。其中,横轴表示冲击作用的滞后期间数,纵轴表示经济发展的响应。

图5(a)为上游地区冲击的脉冲响应图。可以看出,在本期给上游地区一个标准差信息的冲击后,下游地

①限于篇幅,这里没有列出单位根检验及协整检验结果,有需要的读者可以向作者索取。

区的脉冲响应最大,在第一期产生了一个正的影响,但第二期迅速下降为负值,并在第三期到达最低点-0.49,随后又大幅上升变为正值,最后逐渐衰减趋于 0。上游地区和中游地区对这一冲击的反应基本一致,先产生一个正的影响,然后在第二和第三期下降为负值,之后小幅波动,从第七期开始逐渐衰减为 0。上述分析表明,对于来自上游地区一个标准差信息的冲击,其他地区都会对其做出响应,尤其以下游地区的响应最为强烈。

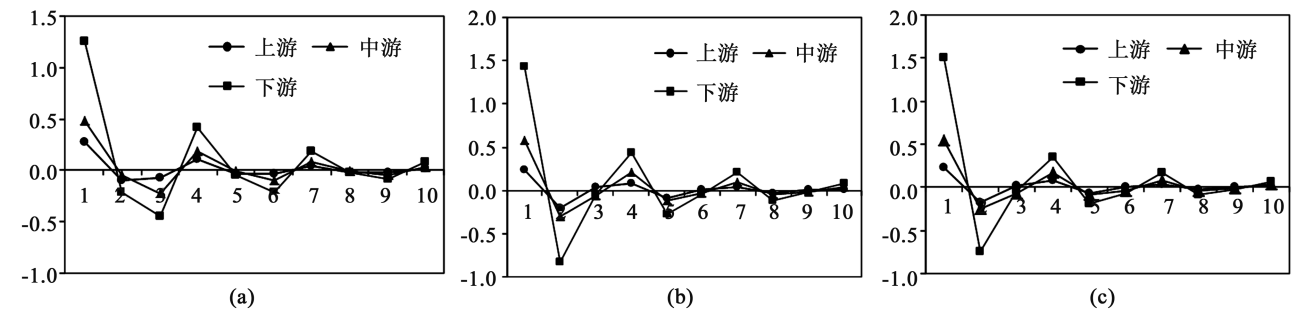


图 5 长江经济带各区域冲击的脉冲响应

图 5(b)反映了中游地区经济发展在变动一个标准差信息后其他地区的脉冲响应情况。可以发现,当在本期给中游地区经济发展一个正的冲击后,下游地区的脉冲响应依然是三者中最大的,首先在第一期产生了一个较大的正向影响,第二期迅速下降并达到样本考察期内最低点-0.82,从第八期开始逐渐稳定于 0。对于中游地区这一个标准差的冲击,上游和中游地区的脉冲响应相似,先产生一个正向影响,然后变为负值,从第五期开始响应波动幅度越来越小,最后逐渐接近于 0。对于来自中游地区一个标准差信息的冲击,同样是下游地区的响应最为强烈。

图 5(c)显示,当在本期给下游地区一个标准差信息的正向冲击后,其对自身的影响程度最大,在第一期先产生了一个较强的正向影响,最大值为 1.51,第二期迅速下降到最低点-0.74,然后第三期逐渐上升接近于零,之后反复以“上升—下降”的形式变化,从第八期开始基本衰减为 0。中游地区对下游地区所受冲击的反应在前四期波动较大,先后经历最高(0.54)、最低点(-0.06),从第五至十期变化较平稳。而上游地区经济发展变动对下游地区变动一个标准差冲击的反应最初为正,第二期接着下降变为负值并达到最低-0.17,从第三期开始基本衰减为 0。

5 结论与政策建议

5.1 结论

党的十八大以来,以习近平同志为总书记的党中央将长江经济带建设作为区域发展三大战略之一。随着建设长江经济带上升为国家发展战略,研究其区域发展差异以及空间溢出效应,可以为缩小空间差异,实现区域协调发展提供新的视角。本文运用 Dagum 基尼系数、核密度分析以及广义脉冲响应函数方法,基于 1992—2013 年长江经济带 110 个城市的 DMSP/OLS 夜间灯光数据,对长江经济带区域发展差异及空间溢出效应进行了实证考察。

本文的研究发现:(1)样本考察期内,长江经济带区域发展在总体上呈显著的非均衡发展态势,其经济发展的绝对差异在波动中持续扩大,而相对差异虽有较大波动但呈不断缩小的趋势;(2)区域间差异对总体差异的贡献始终大于区域内差异和超变密度的贡献,且贡献率不断上升,因此,上、中、下游各区域间的差异是造成长江经济带总体差异的主要原因,尤其是上游与下游之间,经济发展差异明显;(3)从各区域内的发展水平来看,上游地

区各城市间的经济发展差异较大,下游地区各城市间的经济发展差异较小;(4)VAR 框架下的广义脉冲响应分析方法表明,上、中、下游各区域之间经济发展的空间联系较为密切,且存在明显的空间溢出效应。

5.2 政策建议

缩小长江经济带区域发展差异,实现经济协调发展,应从以下三方面着手:

第一,加强区域间合作,缩小上、中、下游发展差异。目前,长江经济带各区域经济发展存在较大差异,还未形成协调发展和对外统一的完善的经济发展环境。因此,应加快建立长江经济带统一市场,一方面,加强国家层面协调指导,打破行政区划界限和壁垒,开展广泛的区域合作,促进区域生产要素的充分流动与优化配置;另一方面,完善长江中上游地区基础设施建设,发展各自的优势产业,优化产业结构和城镇化布局,从而实现缩小区域差异的目的。

第二,发挥自身优势,促进各区域内部协调发展。在强调区域间协调发展的同时,也要提高区域内部各城市的协同发展能力。长江经济带上中下游具有各自的资源和经济优势,协调发展的潜力较大,要合理地利用长江沿江经济带现存的各种资源,提高区域内各城市的经济发展水平。长江上游地区要利用好新一轮西部大开发的战略机遇,实现各城市在重大产业、城乡发展、基础设施、资源开发等方面的深度分工与联合,提高长江上游区域开发总体质量。长江中游地区要借助长江的天然水道以及不断改善的要素条件,发挥自身优势,在中部崛起中起到示范和带动作用。长江下游地区的中心城市应发挥辐射带动作用,提升中心城市对周边城市的服务能力和水平,加强各城市在产业发展、生态保护等方面的交流与合作。

第三,充分利用长江经济带发展的空间溢出效应,加强区域间经济联系。上中下游同属长江一脉水系,共饮长江水,经济文化交流密切,这为相互交流合作提供了便利条件。发挥长江三角洲地区的辐射引领作用,加强对周边地区的技术扩散、资本扩散和信息扩散,带动周边落后地区的经济发展水平。逐步建立长江经济带内资源跨界流动、服务规范的政策体系,努力将长江经济带打造成我国区域协调发展的实验基地和示范区。

参考文献:

[1]朱道才,任以胜,徐慧敏,等.长江经济带空间溢出效应时空分异[J].经济地理,2016(6):26-33.

[2]陆大道.我国区域开发的宏观战略[J].地理学报,1987,42(2):97-105.

[3]陈修颖.长江经济带空间结构演化及重组[J].地理学报,2007,62(12):1265-1276.

[4]冯兴华,钟业喜,李建新,等.长江流域区域经济差异及其成因分析[J].世界地理研究,2015(3):100-109.

[5]曾刚,王丰龙.长江经济带城市协同发展能力测评研究[J].人民论坛·学术前沿,2016(1):58-64.

[6]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):54-65.

[7]林毅夫,刘培林.中国的经济发展战略与地区收入差距[J].经济研究,2003(3):19-25.

[8]WEI Y D. Regional Development in China: States, Globalization and Inequality[M].Routledge: London, UK, 2013.

[9]ZHANG Q, ZOU H. Regional Inequality in Contemporary China[J]. Annals of Economics and Finance, 2012, 13(1):113-137.

[10]LIAO F H, WEI Y D. Regional Inequality in China: Trends, Scales and Mechanisms[R/OL]. Working Paper Series,2016,202: 13469-13499.

[11]YING L G. Measuring the Spillover Effects: Some Chinese Evidence[J]. Regional Science,2000, 79(1):75-89.

[12]YING L G. Understanding China's Recent Growth Experience: A Spatial Econometric Perspective[J]. Annals of Regional Science, 2003, 37(4):613-628.

[13]BRUN J F, COMBES J L, RENARD M F. Are There Spillover Effects between Coastal and Noncoastal Regions in China? [J].China Economic Review,2002,13(2-3):161-169.

[14]GROENEWOLD N, LEE G, CHEN A. Regional Output Spillovers in China: Estimates from a VAR Model[J]. Papers in Regional Science, 2007, 86(1):101-122.

[15]GROENEWOLD N, LEE G, CHEN A. Inter-Regional Spillovers in China: The Importance of Common Shocks and the Definition

- of the Regions[J]. China Economic Review, 2008, 19(1): 32-52.
- [16] 洪兴建. 中国地区差距、极化与流动性[J]. 经济研究, 2010(12): 82-96.
- [17] 陈明华, 刘华军, 孙亚男, 等. 中国五大城市群经济发展的空间差异及溢出效应[J]. 城市发展研究, 2016(6): 57-63.
- [18] 陈安平. 我国区域经济的溢出效应研究[J]. 经济科学, 2007(2): 40-51.
- [19] 陆大道. 建设经济带是经济发展布局的最佳选择——长江经济带经济发展的巨大潜力[J]. 地理科学, 2014(7): 769-772.
- [20] 陈修颖, 陆林. 长江经济带空间结构形成基础及优化研究[J]. 经济地理, 2014(3): 326-329.
- [21] 樊杰, 王亚飞, 陈东, 等. 长江经济带国土空间开发结构解析[J]. 地理科学进展, 2015(11): 1336-1344.
- [22] 黄庆华, 周志波, 刘晗. 长江经济带国土空间开发结构解析[J]. 经济理论与经济管理, 2014(6): 92-101.
- [23] 徐长乐. 建设长江经济带的产业分工与合作[J]. 改革, 2014(6): 29-31.
- [24] 刘伟. 长江经济带区域经济差异分析[J]. 长江流域资源与环境, 2006(2): 131-135.
- [25] 吴林. 长江经济带 11 省市经济差异分析[D]. 武汉: 湖北省社会科学院, 2015.
- [26] 任以胜. 空间集聚、溢出效应与长江经济带协同发展研究[D]. 蚌埠: 安徽财经大学, 2015.
- [27] 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.
- [28] 徐康宁, 陈丰龙, 刘修岩. 中国经济增长的真实性和全球夜间灯光数据的检验[J]. 经济研究, 2015(9): 17-29.
- [29] DAGUM C. A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio[J]. Empirical Economics, 1997, 22(4): 515-531.
- [30] 刘华军. 城市化对二氧化碳排放的影响——来自中国时间序列和省际面板数据的经验证据[J]. 上海经济研究, 2012(5): 24-35.
- [31] 刘华军, 刘传明. 中国能源强度的地区差异及分布动态演进——基于 DAGUM 基尼系数分解和非参数估计的实证研究[J]. 山东财经大学学报, 2016, 28(5): 54-62.
- [32] 施祖麟, 黄治华. 基于核密度估计法的中国省区经济增长动态分析[J]. 经济经纬, 2009(4): 60-63.
- [33] 叶阿忠. 非参数计量经济学[M]. 天津: 南开大学出版社, 2003: 114.
- [34] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模——Eviews 应用及实例(第二版)[M]. 北京: 清华大学出版社, 2009: 282-286.
- [35] 邓朝晖, 刘洋, 薛惠锋. 基于 VAR 模型的水资源利用与经济增长动态关系研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2012(6): 128-135.
- [36] KOOP G, PESARAN M H, POTTER S M. Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models[J]. Journal of Econometrics, 1996, 74(1): 119-147.
- [37] 吴健生, 刘浩, 彭建, 马琳. 中国城市体系等级结构及其空间格局——基于 DMSP/OLS 夜间灯光数据的实证[J]. 地理学报, 2014(6): 759-770.
- [38] GHOSH T, ANDERSON S J, ELVIDGE C D, et al. Using Nighttime Satellite Imagery as a Proxy Measure of Human Well-being[J]. Sustainability, 2013, 5(12): 4988-5019.
- [39] CHEN X, NORDHAUS W D. Using Luminosity Data as a Proxy for Economic Statistics[J]. Proceedings of National Academy of Science, 2011, 108(21): 8589-8594.
- [40] HENDERSON J V, STOREYGARD A, WEIL D N. Measuring Economic Growth from Outer Space[J]. The American Economic Review, 2012, 102(2): 994-1028.
- [41] 冯兴华, 钟业喜, 陈琳, 等. 长江经济带县域经济空间格局演变分析[J]. 经济地理, 2016(6): 18-25.
- [42] 林华. 贵州区域经济差异及空间一体化发展对策[J]. 安徽农业科学, 2008, 36(18): 7842-7844.
- [43] 孟德友, 李小建, 陆玉麒, 等. 长江三角洲地区城市经济发展水平空间格局演变[J]. 经济地理, 2014(2): 50-57.
- [44] HANNAN E J, QUINN B G. The Determination of the Order of an Autoregression[J]. Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological), 1979, 41(2): 190-195.
- [45] IVANOV V, KILIAN L A. Practitioner's Guide to Lag Order Selection for VAR Impulse Response Analysis[J]. Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics, 2005, 9(1): 1-34.