

长江经济带市域经济格局演变及其影响因素

曾浩, 余瑞祥, 左桢菲¹, 丁镭²

【摘要】: 运用空间自相关和空间计量方法对长江经济带市域经济差异的时空演变及影响因素进行了分析。结果表明: 总体上长江经济带市域经济差异呈现出先增大再缩小的发展趋势。长江经济带经济表现出较强的空间相关性, 高值和低值集聚现象显著, “高高”集聚较稳定在长三角地区, “低低”集聚有向分散的趋势发展; 运用空间计量方法对两个阶段市域经济的影响因素进行了对比研究, 分析得出财政收入和人口密度在两阶段由第一阶段的负效应作用转变成了第二阶段的正效应作用, 财政支出在第一阶段的正效应作用转变成了第二阶段的负效应作用, 经济结构和固定资产投资在两阶段都起着正效应作用, 两阶段中固定资产投资的正效应都为最大, 第二产业比重、第三产业比重和固定资产投资正效应作用上升明显。

【关键词】 市域经济; 时空演变; 影响因素; 长江经济带

【中图分类号】: F127 **【文献标志码】**: A **【文章编号】**: 1000 - 8462 (2015) 05 - 0025 - 07

自改革开放以来, 长江经济带已成为我国综合实力最强, 战略支撑作用最为重要的区域之一, 但长江经济带的发展仍然具有巨大潜力, 长江中上游地区是经济带发展的广阔腹地, 是扩大内需的重要市场^[1]。长江经济带战略构想从1980年代就开始被提出, 陆大道院士于1984年9月在乌鲁木齐召开的全国经济地理和国土规划学术讨论会上作了“2000年我国工业布局总图的科学基础”报告, 在报告中初步提出“点—轴”开发理论和我国国土开发、经济布局的“T”字型宏观战略^[2], 1986年5月正式发表在《地理科学》^[3], 这一主张被《全国国土总体规划纲要》所纳入^[4]。1990年代长江经济带被纳入到国家发展战略实践中, 但此阶段发展侧重点是从流域经济的战略高度, 强调以浦东开发、三峡建设等大型工程为发展契机, 重点是发挥上海对流域其他地区或城市的辐射带动作用, 并依托沿长江沿岸发展的中心城市来建设长江经济带^[5]。2014年全国两会, 李克强总理在政府工作报告中提出“培育新的区域经济带作为推动发展的战略支撑”, “依托黄金水道, 建设长江经济带。”李克强总理2014年4月28日在重庆调研时提出“依托黄金水道, 建设长江经济带, 为中国经济发展提供重要支撑”。2014年9月25日国务院又正式发布了《国务院关于依托黄金水道推动长江经济带发展的指导意见》[1]和《长江经济带综合立体交通走廊规划(2014—2020年)》, 长江经济带的建设由此进入加速推动阶段。纵观世界各国区域经济发展, 流域经济的开发是一些国家现代化进程中的战略选择重点, 如莱茵河、密西西比河、伏尔加河等的开发。区域经济差异是非均衡发展的普遍地理现象之一, 由于在1980年代开始国家就率先启动了沿海开放开发战略, 沿海经济开放带整体取得了巨大发展成就, 而长江经济带横跨东中西部, 与沿海经济开放带相比, 区域经济发展差距较大。

从已有研究来看, 早期对长江经济带经济发展的研究主要采用定性的方法^[6-7], 在定量研究上刘岳平等得出长江上游经济带经济增长有缩小的趋势, 并通过分形理论认为差异将继续呈现收敛趋势的结论^[8]; 刘伟运用主成分分析法对2002年长江经济带41个地市进行了经济发展差异测度, 认为国家政策、经济基础和偶然因素是经济差距拉大的原因^[9]; 赵琳等对长江经济带7省2市进行了时空分析, 采用GDP这一指标的比值进行研究^[10]。地理学第一定理认为地理事物或属性在空间分布上互为相关^[11]。本文与之前的研究不同在于加入空间视角的方法, 运用空间自相关分析方法对1999—2012年长江经济带市域经济时空格局演变进行研究, 再结合空间计量方法对长江经济带经济发展的影响因素进行分析, 以便能对长江经济带经济发展时空格局演变和影

收稿时间: 2014 - 09 - 06; **修回时间**: 2015 - 02 - 11

基金项目: 国家社会科学基金重点项目(07AJL013)

作者简介: 曾浩(1987—), 男, 湖北襄阳人, 博士研究生。主要研究方向为区域经济。E-mail: zenghaoxf@163.com。

1. 中国地质大学(武汉)经济管理学院, 中国湖北武汉 430074;
2. 中国地质大学(武汉)环境学院, 中国湖北武汉 430074

响因素得到正确的认识。

1 研究区域、方法与数据

1.1 研究区域

本文的研究区域是依据2014年9月25日国务院发布的《国务院关于依托黄金水道推动长江经济带发展的指导意见》^[1]中发布的包括上海、江苏、浙江、安徽、江西、湖北、湖南、重庆、四川、云南、贵州等11个长江经济带覆盖省（市），以市域为研究单元，以2012年的行政区划为基础，对相关调整的区域进行合并处理，从而保证研究区域的全覆盖和数据上的连续性，主要涉及9省2市所辖的127个地级及地级以上级别城市。

1.2 研究方法

1.2.1 Theil 系数。Theil 系数适宜于进行不同地区经济发展差异的测度分析。本文运用 Theil 系数来反映长江经济带各市域单元经济发展水平总体差异程度，Theil 系数值越大，表明长江经济带各市域单元间经济发展水平差异越大，反之，差异越小。计算公式^[12]为：

$$T = \sum_{i=1}^n y_i \log \frac{y_i}{p_i} \quad (1)$$

式中：T 为Theil系数；n 为长江经济带市域单元的总个数； y_i 为i 市的GDP占长江经济带总GDP的比重； P_i 为i 市人口数量占长江经济带总人口的比重。

1.2.2 空间自相关。Theil 系数可以反映长江经济带各市域单元总体经济差异状况，但不能对长江经济带各市域单元经济时空格局演变进行考察，因此需引入空间自相关的方法来验证长江经济带各市域单元及其相邻单元间经济发展是否具有显著相关性。

①全局空间自相关。全局空间自相关从整体上分析长江经济带这一区域总体的空间关联与空间差异程度。常用的度量统计量是全局 Moran' s I 指数值。计算公式^[13]为：

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

式中： x_i 、 x_j 分别是长江经济带市域单元 i 和市域单元 j 的人均 GDP 值； w_{ij} 是空间权重矩阵，用来揭示各市域单元之间的空间

联系，当空间相邻接时， w_{ij} 为 1，不邻接时为 0； $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})^2$ 。

采用标准化统计量 Z 来检验空间自相关的显著性水平，由于 Moran' s I 的取值范围为 $[-1, 1]$ ，Moran' s I 值大于 0 表示长江经济带各市域单元经济发展存在空间正相关，经济发展水平相似的市域单元在空间上呈显著集聚；Moran' s I 值小于 0 表示存在空间负相关；Moran' s I 的值等于 0 表示在空间上呈现随机分布的状态。

②局部空间自相关。全局空间自相关尽管可以从整体上对长江经济带市域单元经济发展水平的空间相关性进行表征，但是

对小范围内局部的异质性不能很好地揭示，因此需要引入局部空间自相关方法来检验长江经济带各市域单元局部区域是否存在相似或相异^[14]。本文选用的具体度量指标是局部 Moran' s I 指数（或称 LISA），计算公式^[13]为：

$$I_i = \sum_{j=1}^n w_{ij} z_i z_j \quad (3)$$

式中： z_i 、 z_j 分别表示长江经济带各市域单元人均GDP值； w_{ij} 是空间权重矩阵。

1.3 空间计量经济学模型与变量选择

长江经济带横跨我国东中西部地区，区域内的经济差异是我国东中西部地区经济差异的一个缩影，长江经济带区域内的自然条件奠定了经济发展差异的客观基础，但从发展历程上看，国家的区域开发政策导向、历史发展基础、经济区位和资源禀赋状况等是长江经济带区域经济差异的重要原因^[15]。对长江经济带市域经济影响因素的分析需构建基于空间滞后和空间误差模型，以此来定量分析。采用空间滞后模型（SLM）的估算方法是将滞后变量引入模型中，经济学含义是某一市域单元的经济水平可能潜在地受周边市域经济发展及其影响因素的制约^[16]。空间误差模型（SEM）的扰动项体现出样本的空间相关性，当空间关联通过被解释变量忽略了地区间的相互作用因所处相对位置不同而存在差异时，可以假设空间关联通过误差过程产生，此时应将空间误差回归模型作为检验空间关系的模型^[16]。

本文对长江经济带各省市经济发展状况进行分析后，从数据的可得性出发，着重从经济指标来探讨长江经济带市域经济差异的影响因素。以人均 GDP 来表示市域单元经济发展水平，并选取了财政收入和支出（衡量市域地方政府对经济发展的投入和调控，以 CZSR 代表各市财政预算内收入占 GDP 比重，以 CZCC 代表各市财政支出占 GDP 比重）；人口密度（RKMD 衡量潜在的市场规模）；产业结构（用第二产业所占比重 DECY 和第三产业所占比重 DECY 来衡量产业结构对经济发展的影响）；投资（是拉动地区生产总值提高的重要动力，用固定资产投资额 GDZC 来表示）；劳动力（以三次产业从业人数 SCCY 来衡量劳动力在市域经济发展中作用）作为模型的解释变量。为减少数据的波动和降低模型的异方差性，在做空间计量经济学模型之前对所有变量指标的数据均采用自然对数进行处理。

因此，本文根据上述变量选择及空间计量模型的基本形式，分别构建长江经济带市域经济发展影响因素的空间滞后模型（SLM）和空间误差模型（SEM）两种计量模型，具体两种模型形式如下：

① 空间滞后模型（SLM），模型构建为：

$$\ln \text{AGDP}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{CZSR}_{it} + \beta_2 \ln \text{CZCC}_{it} + \beta_3 \ln \text{RKMD}_{it} + \beta_4 \ln \text{DECY}_{it} + \beta_5 \ln \text{DSCY}_{it} + \beta_6 \ln \text{GDZC}_{it} + \beta_7 \ln \text{SCCY}_{it} + \rho W \ln \text{AGDP}_{it} + \varepsilon_{it}$$

式中： ρ 是空间自回归系数； W 是空间权重矩阵， $W \ln \text{AGDP}_{it}$ 是空间滞后变量； ε 为随机误差项。②空间误差模型（SEM），模型构建为：

$$\ln \text{AGDP}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{CZSR}_{it} + \beta_2 \ln \text{CZCC}_{it} + \beta_3 \ln \text{RKMD}_{it} + \beta_4 \ln \text{DECY}_{it} + \beta_5 \ln \text{DSCY}_{it} + \beta_6 \ln \text{GDZC}_{it} + \beta_7 \ln \text{SCCY}_{it} + \varepsilon_{it} + \lambda W \varepsilon_{it} + u_i$$

式中： ρ 是空间误差自回归系数； λ 是空间误差移动平均系数； $W \varepsilon_{it}$ 是空间滞后误差项。统计数据主要来源于中国区域经济统计年鉴、长江经济带涵盖的9省（市）统计年鉴、中国城市统计年鉴（2000—2013）。

2 长江经济带市域经济格局演变分析

2.1 总体演变分析

根据1999—2012 各年的统计数据,应用公式(1) 计算得到长江经济带市域单元的Theil系数值,并利用ArcGIS10.2软件计算得到全局Moran's I指数值及其相关参数值(图1)。根据Theil系数值的结果,可大体分为两个阶段:①稳定上升阶段: Theil系数值从1999年的0.120874稳定上升到最大值2006年的0.159784;②持续下降阶段: Theil 系数值从2006 年最大值持续下降至最小值2012 年的0.127438,且Theil系数值下降时的速度大于上升时速度。Theil系数值的变化趋势表明,长江经济带区域差异呈现出先扩大再缩小的趋势,市域经济发展由不平衡向趋于均衡的状态在发展。全局Moran's I值远离期望值 $E(I)$ (-0.007937) 并为正数,Z检验值远大于2.58(99%置信水平下的临界值),表明区域内部存在着显著的集聚现象。全局Moran's I值由1999 年的0.484402 稳步上升到最大值2006 年的0.5573,表明在该时段长江经济带经济发展总体呈现出较强的空间正相关性,市域经济呈现较强空间集聚态势,并且在此时段内空间集聚正相关性在不断扩大; Moran's I值从2006年开始又波动性下降至2012年的0.462008,表明此时段内长江经济带经济差异总体相关性呈现出波动中减弱的趋势;而整体上研究时段内1999—2012年长江经济带市域经济始终表现出较好的空间正相关性,但整体集聚由不断扩大向缩小趋势进行发展,说明1999—2006年市域经济发展在空间上集聚不断增强,而2006—2012年呈现出降低的态势。

结合 Theil 系数和全局 Moran's I 值两个结果,得出以下结论:研究时段内(1999—2012 年)长江经济带经济差异以 2006 年为时间节点呈现出先扩大后缩小,整体经济发展的均衡性在增强;空间集聚现象显著但有向弱化发展的整体趋势。

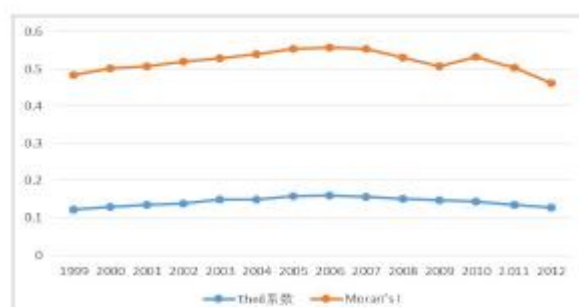


图1 1999—2012年长江经济带市域经济发展Theil系数和全局Moran's I值
Fig.1 The result of Theil index and Global Moran's I for economic development at the city regional in Yangtze River Economic Belt during1999-2012

2.2 局部差异分析

2.2.1 时序分析特征。以长江经济带全区域的人均GDP值为参照,以各市人均GDP与全区域人均GDP的比值大于1.5倍,1~1.5倍,0.5~1倍和小于0.5倍的标准分为高水平区、中高水平区、中低水平区和低水平区4个等级^[17],各年份4个单元区数目变化如图2。由图2可知,低水平区数值波动性较大,1999—2003年数目持续上升,达到最大值37个后开始持续下降,至2012年降至最低值24个;中低水平区处于持续波动状态,1999—2002年数目持续下降至最小值50后又缓慢回升,持续到2010年又出现小幅下降后回升至2012年的56个;中高水平区在经历1999—2009年的持续平稳后迅速提升至2012年,末期比初期数量增加了7个;在高水平区变化幅度最为平稳,处于微弱中减少,末期数目比初期减少了2个为24个。总体来看,1999—2012年低水平区数量明显减少,而中高水平区数量增加最为明显,中低水平区数量微弱增加,高水平区数量微弱减少,说明区域经济发展水平差异有所减弱。

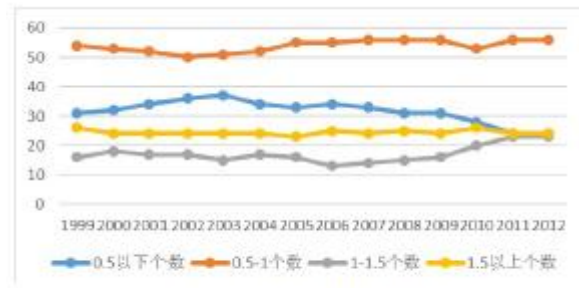


图2 各等级单元数量变化图
Fig.2 The map of each grade unit quantity variation

以初期1999年和末期2012年为时间节点，将长江经济带市域人均GDP分布状况的4种类型进行可视化表征^[17]（图3）。总体上看，高水平区主要分布在东部的长三角地区、中西部的省会城市以及资源型城市，2012年与1999年相比数量上有所减少；中高水平区大都分布在高水平区的外围地区，2012年与1999年相比数量上增加最为显著；中低水平区分布最为广泛呈现出成片状分布特征，2012年与1999年相比有微弱增加；低水平分布区大都分布在西部地区及中部零星几个城市，分布较为稳定，2012年与1999年相比有减少趋势，且分布大都远离高水平区。

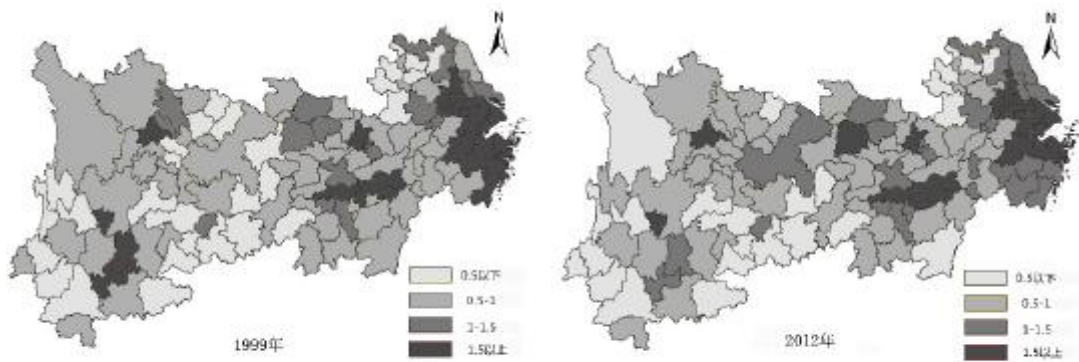


图3 1999、2012年市域人均GDP分级
Fig.3 Per capita GDP classification of city regional in the year of 1999 and 2012

2.2.2 局部演变分析。选取1999、2006和2012年3个时间断面作为研究节点，通过ArcGIS10.2软件得出长江经济带各市域单元人均GDP的LISA集聚图（图4）。从图4可以看出，1999年呈现“高一高”集聚格局的市域单元主要分布在长三角地区，分布城市为上海，安徽东部的马鞍山，江苏南部的扬州、南京、镇江、常州、南通、无锡、苏州，浙江的湖州、嘉兴、杭州、绍兴、宁波、金华、台州和舟山，共17个城市；呈现“低—低”集聚格局的市域单元主要集中在西南的云贵地区，具体分布在云南的怒江和昭通，贵州的毕节、六盘水，安顺，黔西南、黔南、黔东南和铜仁，共9个城市；2006年经济发展水平呈现“高一高”集聚格局的市域单元在1999年的基础上增加了泰州、芜湖、铜陵和温州，达到21个城市，而“低—低”集聚格局的市域单元分布与1999年相比呈现出更加集聚的状态，减少了怒江和六盘水，但同时增加了遵义，共8个城市，贵州的省会城市贵阳被“低—低”集聚格局的市域单元所包围；2012年“高一高”集聚格局的市域单元与2006年相比少了台州和温州，但增加了合肥，总数与2006年相比少了1个，为20个城市，还是稳定分布在长三角地区，但“低—低”集聚格局与1999年和2006年相比，最大的不同是呈现出零散的分布特征，分布在云南的保山、临沧，贵州的毕节、铜仁和黔东南，数量减少为5个城市。

由LISA图的结果可以得出：“高一高”集聚格局较稳定的分布在长三角地区，变化幅度较小，而“低—低”集聚格局分布发生了大的转变，由集聚式分布向分散式分布进行转变，集聚态势在减弱。

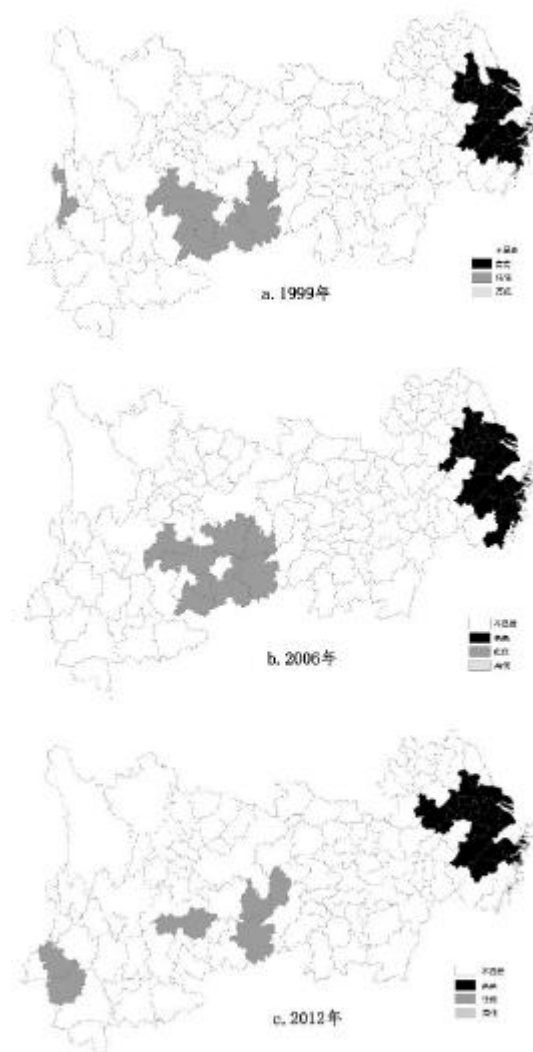


图4 1999、2006和2012年长江经济带市域人均GDP空间LISA图
Fig.4 LISA cluster map of per capita GDP at the city regional in Yangtze River Economic Belt in the year of 1999, 2006 and 2012

3 市域经济差异的影响因素分析

长江经济带市域经济总体空间格局演变是以2006年为时间节点，前后两个时期表现出不同特征，而2006 年是国家“十一五”时期（2006—2010年）的初始年，表明从“十一五”时期开始长江经济带的市域经济差异开始不断缩小，在此之前市域经济差异呈现着不断扩大的趋势。因此，本文以2006年为长江经济带市域经济影响因素发生变化的时间节点，将研究时段分两个阶段（1999—2005 年，2006—2012年）来分析经济空间差异的影响因素以及两阶段的影响因素的不同之处。

在应用空间计量经济学模型对因变量和解释变量进行拟合时本文首先应采用ADF-Fisher 和PP-Fisher面板单位根检验方法对面板数据进行单位根检验，结果表明选用的因变量和解释变量都是平稳的，可以进行回归分析。对空间计量模型的估计若采用最小二乘法，系数估计值会发生有偏或无效，因此本文采用Anselin和Rey [19] 提出的利用空间误差和空间滞后模型的拉格朗日算子及其稳健形式来区分两种模型的检验，具体原理是LMLAG和LMEER 分别检验空间自相关滞后模型和误差模型，R-LMLAG和R-LMEER 是对拉格朗日算子稳定性检验的必要补充，若LMEER比LMLAG在统计上更为显著，同时R-LMEER 显著而R-LMLAG 不显

著，则可以断定空间误差模型是恰当的模型，反之则选用空间滞后模型^[16]。两阶段长江经济带市域经济影响因素空间计量结果见表1。

通过对回归结果的检验，两阶段在采用空间固定效应、时间固定效应和双向固定效应模型时，结果显示LMEER比LMLAG在统计上更为显著，并且它们的稳定性检验的结果也保持着一致的变动，因此两阶段都应选择空间误差模型（SEM）更为合适。根据两阶段的R2和Log-Likelihood结果可得，两阶段SEM模型中的空间固定效应模型都优于其他模型。因此，选择SEM空间固定效应模型为两阶段市域经济影响因素的判定模型。

从表1空间固定效应模型的两阶段结果来看，两阶段的经济空间差异的影响因素主要区别表现在三个方面：①第一阶段的财政收入与经济发展水平的回归系数为负，而第二阶段的回归系数为正，两者都通过1%水平的显著性检验，表明财政收入在第一阶段呈显著的负效应，财政收入在第一阶段（1999—2005年）对经济发展并未起到推动作用；而在第二阶段（2006—2012年）呈显著的正效应，同时二阶段的财政收入回归系数值在所有解释变量中除固定资产投资外为最大，表明财政收入第二阶段时是区域经济发展的重要影响因素。②第一阶段的财政支出（CZZC）与经济发展的回归系数为正，而第二阶段财政支出与经济发展的回归系数为负，两者都通过1%水平的显著性检验，第一阶段的财政支出回归系数值是除固定资产投资外为最大，表明财政支出在第一阶段对经济发展起到了良好的促进作用，但在第二阶段时并未继续起到带动经济发展的作用。③第一阶段的人口密度（RKMD）与经济发展的回归系数为负，而第二阶段的回归系数为正，两者都仅通过10%的显著性检验，表明人口密度对经济发展在第一阶段并未起到促进作用，但在第二阶段时带动了经济发展，转换为正效应作用。

表1 两阶段长江经济带市域经济影响因素的空间计量结果
Tab.1 The result of spatial econometrics in two stages of city regional economy influence factors of the Yangtze River Economic Belt

变量	第一阶段(1999—2005年)			第二阶段(2006—2012年)		
	空间固定	时间固定	双向固定	空间固定	时间固定	双向固定
lnCZSR	-0.1251*** (-6.6392)	0.3172*** (10.9663)	0.0717*** (4.5785)	0.1967*** (5.3501)	0.0659** (2.3742)	-0.0016 (-0.0555)
lnCZZC	0.0799*** (3.6127)	-0.516*** (-18.028)	-0.1231*** (-6.6493)	-0.0295*** (-6.8467)	-0.3211*** (-14.2024)	-0.0228* (-1.7779)
lnRKMD	-0.00299* (-0.0822)	-0.0301** (-2.2594)	-0.0369 (-1.4302)	0.0151* (0.2505)	0.0656*** (4.7782)	-0.258*** (-5.3764)
lnDECY	0.0202*** (1.4986)	0.0594*** (2.7001)	0.0384*** (3.9514)	0.0480** (1.6531)	0.7193*** (11.1923)	0.1750*** (3.0979)
lnDSCY	0.0373** (2.2746)	0.0837*** (3.1915)	-0.0312*** (-2.6796)	0.1877*** (2.8436)	0.6788*** (10.9343)	-0.0338 (-0.6525)
lnGDZC	0.4582*** (49.1682)	0.5988*** (47.6859)	0.1267*** (9.573)	0.5375*** (39.9344)	0.4925*** (26.4670)	0.1412*** (6.2493)
lnSCCY	0.0875 (1.2356)	-0.5998*** (-36.9442)	-0.1304** (-2.5741)	0.0579 (1.3819)	-0.4418*** (-22.6204)	-0.128*** (-3.8599)
λ	0.2163***			0.2375***		
R ²	0.8930	0.8394	0.1812	0.8719	0.8633	0.1951
Log-likelihood	-75.6799	-90.3807	-795.5556	-63.2517	-79.5822	-821.8107
模型		SEM			SEM	

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著，括号内为t检验值。

两阶段在经济结构和固定资产投资对区域经济发展的影响作用都保持一致。经济结构中所包含的第二产业比重（DECY）和第三产业比重（DSCY）与经济发展水平的回归系数为正，第二产业比重和第三产业比重在第二阶段时回归系数值比第一阶段都有所增加，其中第二产业比重与经济发展水平的回归系数值由0.0202增长到0.0480，第三产业比重与经济发展水平的回归系数值由0.0373增长到0.1877，增长幅度较为明显，表明第二产业和第三产业比重在两个阶段对经济发展都起着推动作用，并且这种推动作用也持续上升。固定资产投资（GDZC）与经济发展回归系数为正且由一阶段0.4582扩大到二阶段的0.5375，两阶段都通过1%水平的显著性检验，表明固定资产投资在两阶段都对推动经济发展起着正向作用，并且在第二阶段对推动经济发展的

正向作用比第一阶段有所增大，说明固定资产投资在两个阶段都产生了较大的投资效率，同时在这两阶段上对经济发展起着重要的影响作用。

4 结论

本研究运用Theil系数、空间自相关分析和空间计量方法对长江经济带市域经济空间演化及影响因素进行了研究，主要得出以下结论：

第一，研究时段内（1999—2012年）长江经济带市域经济差异以2006年为时间节点呈现出先扩大后缩小的趋势，研究时段内始终表现出空间正相关性，市域经济高值和低值集聚的现象较为显著，“高高”集聚地区较为稳定在长三角地区，而“低低”集聚格局经历了由向集聚发展后再向分散式发展的过程，集聚现象有弱化的趋势。

第二，运用空间计量经济模型对两阶段市域经济的影响因素进行了对比研究，分析得出财政收入和人口密度在第一阶段时起负效应作用，但在第二阶段时转变成正效应作用，财政支出在第二阶段起正效应作用，但在第二阶段时起着负效应作用。经济结构和固定资产投资在两阶段都起着正效应作用，并且第二产业比重、第三产业比重和固定资产投资的正效应上升明显，三者对经济发展的推动作用持续扩大，其中固定资产投资在两阶段的正效应都为最大。

第三，通过研究发现研究时段内长江经济带市域经济差异呈现出先扩大后缩小的态势，这与威廉姆斯的倒“U”型理论、弗里德曼的中心—外围理论、赫希曼的不平衡增长理论的观点“区域经济差异总体上呈现出先扩大后缩小的变化趋势”较为一致^[20-22]。长江经济带市域经济空间演化在2006年开始发生转变，差异由扩大向缩小进行转变。2006年是中部崛起战略实施的起始之年，中部崛起6省范围内的安徽、江西、湖北和湖南4省就位于长江经济带的范围内，这为长江经济带经济发展缩小差异起到一定的促进作用。2007年底获批的武汉城市圈和长株潭城市圈两型社会综合改革试验区，加之国家级新区重庆两江新区及成渝经济区的建设等，极大地推动了经济增长，空间从东部沿海向中西部沿江内陆拓展。

缩小长江经济带东中西部地区差异，促进区域协调发展，形成上中下游优势互补、协作的互动格局，是长江经济带整体发展的本质所在。上游的西部地区，要充分发挥成渝经济区的双核带动作用，推动黔中和滇中区域性城市群发展^[1]，发挥比较优势，依托西部的广阔腹地，增强基础设施和产业配套能力，在保护好生态环境的前提下积极建设承接产业转移和发展加工贸易，同时改造提升传统产业，提高现代特色农业发展水平。中部地区，要充分利用好与东部地区毗邻优势，积极与东部地区进行产业转移跨区域合作，推动产业协同发展，特别是长江中游城市群地区，应主动打破行政界线的束缚，建立全方位、深层次战略合作的长效机制，实现联动发展。下游的长三角地区，是长江经济带整体协调发展的主要驱动力，在发展中既要调整好产业结构的优化升级，更要发挥好辐射带动作用，发挥自身资本、技术等强大优势，依托长江黄金水道和日益完善的交通网络，增强产业的输出和区域间要素流动，促进中西部地区的快速发展。

[参考文献]:

[1] 人民网. 国务院关于依托黄金水道推动长江经济带发展的指导意见 [EB/OL]. <http://leaders.people.com.cn/n/2014/0925/c58278-25733540.html>, 2014 - 09 - 25.

[2] 陆大道. 关于“点—轴”空间结构系统的形成机理分析 [J]. 地理科学, 2002, 22(1): 1 - 6.

[3] 陆大道. 2000 年我国工业生产力布局总图的科学基础 [J]. 地理科学, 1986, 6(2): 110 - 118.

[4] 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, 34(7):

- [5] 吴传清. 建设长江经济带的国家意志和战略重点 [J]. 区域经济评论, 2014(4): 45 - 47.
- [6] 沈玉芳, 殷为华. 论长江经济带的区域经济发展和变化趋势 [J]. 世界地理研究, 1998, 7(2): 62 - 66.
- [7] 虞孝感, 王合生, 崔大树. 长江经济带发展的态势分析 [J]. 长江流域资源与环境, 1999, 8(1): 1 - 8.
- [8] 刘岳平, 唐路元, 钟世川. 长江上游经济带经济增长差异与趋同分析 [J]. 广西财经学院学报, 2012, 25(2): 33 - 40.
- [9] 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, 15(2): 131 - 135.
- [10] 赵琳, 徐廷廷, 徐长乐. 长江经济带经济演进的时空分析 [J]. 长江流域资源与环境, 2013, 22(7): 846 - 851.
- [11] Tobler W. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region [J]. Economic Geography, 1970, 46(2): 234 - 240.
- [12] 邓宏兵. 区域经济学 [M]. 北京: 科学出版社, 2008.
- [13] 沈体雁, 冯等田, 孙铁山. 空间计量经济学 [M]. 北京: 北京大学出版社, 2011.
- [14] Anselin L. Local indicators of spatial association- LISA [J]. Geographical Analysis, 1995, 27(2): 93 - 115.
- [15] 陆大道. 区域发展及其空间结构 [M]. 北京: 科学出版社, 1998.
- [16] 孙菲. 外商直接投资区位差异演进及其影响因素分析: 空间计量视角 [D]. 重庆: 重庆大学, 2013.
- [17] 孙方, 丁志伟, 赵威. 2000 年以来我国东部地区市域经济时空分异研究 [J]. 华东经济管理, 2014, 28(3): 63 - 68.
- [18] Anselin L, REY S, Talen. The expanded and revised IRSR subject and author index [J]. International Regional Science Review, 2002(3): 345 - 349.
- [19] 桂黄宝. 我国高技术产业创新效率及其影响因素空间计量分析 [J]. 经济地理, 2014, 34(6): 100 - 107.
- [20] 叶信岳, 李晶晶, 程叶青. 浙江省经济差异时空动态的多尺度与多机制分析 [J]. 地理科学进展, 2014, 33(9): 1177 - 1186.
- [21] Prebisch R. The economic development of Latin America and its principal problems [J]. Economic Bulletin for Latin America, 1949, 7(1): 1 - 22.

[22] Williamson J G. Regional inequality and the process of national development: a description of the patterns
[J] . Economic Development and Cultural Change, 1965, 13(4): 1 - 84.