

基于空间关联的长三角城市群空间溢出效应研究¹

任以胜¹, 陆林¹, 朱道才^{1, 2}

(1. 安徽师范大学 国土资源与旅游学院, 安徽 芜湖 241000; 2. 安徽财经大学 城市与县域研究中心, 安徽 蚌埠 233030)

【摘要】: 文章基于长三角城市群核心区城市 2000–2015 年经济发展的相关数据, 引入距离衰减的全区域产出变量, 建立空间计量模型, 研究长三角城市群区域经济发展空间关联性和空间溢出效应。结果表明: 长三角城市群经济发展存在显著的空间正相关, 符合距离衰减规律。长三角城市群在经济发展过程中存在显著的“热点”和“冷点”地区, 落在扩散效应区和低速增长区的城市已经形成空间俱乐部趋同。长三角城市群经济发展存在空间异质性, 原有核心区 16 个城市主要分布在 HH 象限, 新加入的 10 个城市主要分布在 LL 象限, “高高”、“低低”的城市总体分布格局保持不变, 呈现出典型的两极集聚状态。长三角城市群原有核心区 16 个城市和新核心区 26 个城市经济增长的空间溢出效应分别为 7.1952 和 5.1069, 空间溢出效应在区域经济发展中扮演着重要角色。

【关键词】: 空间关联性; 空间溢出效应; 俱乐部趋同; 长三角城市群

【中图分类号】: F061.5; F29

【文献标识码】: A

【文章编号】: 1007-5097 (2018) 03-0074-09

一、引言

改革开放以来, 中国城镇常住人口由 1978 年的 1.7 亿人增加到 2015 年的 7.7 亿人, 城镇化率由 17.9% 增加到 56.1%, 年均增长约 1 个百分点, 城市数量由 193 个增加到 656 个, 城市建成区面积由 1981 年的 0.7 万平方公里增加到 2015 年的 5.2 万平方公里。随着中国城市数量、城市人口和总体规模的迅速扩张, 核心城市以其巨大的集聚辐射力带动周边城市经济发展, 城市间快速交通网络体系日益完善, 促使城市间经济增长的空间相互作用不断增强, 相邻城市的部分辐射范围逐渐趋于重合, 城市体系空间格局逐步优化, 不断重塑城市群发展格局。

随着全球化、信息化与新型城镇化的推进, 城市群已经成为中国经济发展的重心和区域经济发展的新引擎^[1]。城市群经济取得快速发展直接体现为区域间的空间关联性和空间溢出效应对区域经济发展水平的影响。区域空间关联与空间溢出效应在空间维度上呈现出相关和互动关系, 对区域经济社会可持续发展具有重要的促进作用, 主要表现为区域经济发展水平对周边区域经济发展的传导、扩散或溢出影响^[2]。在经济全球化和经济一体化背景下, 城市群内部存在某种互利共赢的竞争与合作并存的经济活动, 使得区域经济联系日益密切, 经济相互依赖程度日益加深, 具有明显的空间关联性, 并且这种空间关联性会对周边区域产生一定强度的空间溢出效应。在城市群区域经济增长过程中, 部分核心城市对城市群经济发展的带动作用不可忽视, 能够产生巨大的空间溢出效应, 成为城市群区域发展新的经济增长极。较强的空间溢出效应不仅可以促进本区域经济发展, 还能辐射带动周边区域经济发展, 增强区域之间的空间关联性^[3]。在区域空间关联下, 由于受到发达地区空间溢出效应的影响, 欠发达地

¹【基金项目】: 国家自然科学基金重点项目 (41230631)

【作者简介】: 任以胜 (1988–), 男, 安徽肥西人, 博士研究生, 研究方向: 城市地理, 城市经济; 陆林 (1962–), 男, 安徽芜湖人, 教授, 理学博士, 研究方向: 人文地理; 朱道才 (1966–), 男, 安徽和县人, 教授, 理学博士, 研究方向: 城市地理, 城市经济

区进一步加大统筹区域发展力度、提升发展速度，逐步缩小与发达地区的差距，促进区域经济协调发展。

空间集聚效应和空间溢出效应是推动城市群演化的核心动力，是城市群经济空间演化的基本表现^[4]。鉴于空间溢出效应对区域经济发展的重要性，有关空间溢出效应的研究一直以来都是区域经济学、城市地理学和经济地理学研究的热点问题。国外学者对空间溢出效应的研究主要集中在两个方面：一是运用增长极理论^[5-6]、循环累积因果论^[7]、中心—外围理论^[8-9]、空间相互作用理论^[10]、内生增长理论^[11]等对空间溢出效应进行理论阐述和定性分析，二是基于 Mundell-Fleming 模型^[12]、投入产出模型^[13]、VAR 模型^[14]、空间计量模型^[15]等方法对空间溢出效应进行测度。国内学者对空间溢出效应的研究是以西方经典外部性理论为基础，强调利用经验数据对原有理论进行验证和修正，主要从产业内技术溢出和产业间技术溢出方面研究技术创新溢出效应^[16-17]，从大学和科研机构^[18-19]、企业研发活动^[20]和投资角度^[21]研究知识溢出效应，以及对 FDI 溢出效应^[22-23]、基础设施溢出效应^[24-25]和区域间经济溢出效应^[26-27]等进行实证研究。尽管国内外学者对空间溢出效应的研究已经取得了一些有价值的成果，但是尚未形成一套较为完善的理论框架和研究方法体系。从理论方面来看，缺乏对空间溢出效应理论的系统研究，理论研究的领域和深度十分有限，众多理论的运用效果还有待进一步研究和探索。从研究方法来看，不同学者采用的研究方法各不相同，得到的实证结果差异较大，研究方法和手段有待进一步改进。

长三角城市群在经济发展过程中，存在区域经济发展不平衡、生产要素投入和流动不合理等现象，未能形成区域协调发展新格局。目前，有关长三角城市群区域经济增长的研究虽然涉及空间结构演化^[28-29]、空间集聚^[30]、战略空间^[31-32]等空间范畴，但从区域空间关联视角去研究经济增长的空间溢出效应较少。本文以长三角城市群为例，引入距离衰减的全区域产出变量，在充分考虑到空间关联对长三角城市群区域经济发展影响的基础上，研究长三角城市群区域经济增长的空间溢出效应，揭示区域经济增长的空间相互作用格局及其空间响应，为消除“长三角城市群阴影区”，提升长三角城市群经济社会结构和整体实力，发挥长三角城市群区域主体的辐射带动作用，促进长三角城市群区域经济协调发展提供科学依据，对培育和建设其他城市群具有重要意义，对制定新的区域发展战略规划具有重要启示。

二、研究对象与研究方法

（一）研究样本与数据来源改革开放后，长三角城市群进入发育形成阶段，区域内城市数量和规模不断增加，城市结构和功能逐渐完善。1992 年，长江三角洲 15 个城市协作部门主任联席会议制度成立，标志着长三角城市群正式进入成长阶段。资本实力和经济发展质量的迅速提高，使得长三角城市群成为中国经济最发达、最具竞争力的地区之一。2003 年，浙江省台州市在协调会第四次会议上被正式纳入第 16 个成员，长三角城市群开始进入快速发展阶段，其空间范围不断扩展。2010 年 5 月，国务院正式批准实施《长江三角洲地区区域规划》，规划以上海市和江苏省的南京、苏州、无锡、常州、镇江、扬州、泰州、南通，浙江省的杭州、宁波、湖州、嘉兴、绍兴、舟山、台州 16 个城市为核心区（下文简称原有核心区）。2016 年 5 月国务院批复同意《长江三角洲城市群发展规划》，规划范围包括上海市，江苏省的南京、无锡、常州、苏州、南通、盐城、扬州、镇江、泰州，浙江省的杭州、宁波、嘉兴、湖州、绍兴、金华、舟山、台州，安徽省的合肥、芜湖、马鞍山、铜陵、安庆、滁州、池州、宣城等 26 个城市（下文简称新核心区），在原有核心区基础上，增加了安徽省 8 个皖江城市以及盐城市和金华市。

从战略意义分析，2015 年长三角城市群新核心区国土面积 21.27 万平方公里，地区生产总值 13.55 万亿元，总人口 1.5 亿人，分别占全国的 2.1%、20.0%、11.0%，已经成为全国城市人口和经济迅速集聚、城市创新能力增强的热点地区。在经济新常态背景下，长三角城市群作为“两带一路”联动主要汇合区域，是推动中国区域发展格局由“T”型战略格局向“H”型战略格局转变最重要的区域之一，在国家现代化建设大局和全方位开放格局中发挥着重要的作用。因此，考虑到数据的可得性和连续性，本文以《长江三角洲城市群发展规划》中划分的 26 个城市为研究对象，选取 2000-2015 年的 GDP 总量、社会固定资产投资、人口、科学支出、教育支出、政府财政收支等相关指标，数据均来源于 EPS 全球统计数据库、《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《上海市统计年鉴》《安徽省统计年鉴》《江苏省统计年鉴》《浙江省统计年鉴》及各省市统计公报。

（二）研究方法

1. 探索性空间数据分析方法

由于长三角城市群区域经济发展水平存在空间联系、簇聚以及空间异质性等现象，传统区域经济分析方法难以对区域整体空间关联和区域局部空间集聚进行准确分析，无法揭示各城市间的空间相互作用。探索性空间数据分析方法（ESDA）是用来描述和揭示研究对象空间分布规律，发现空间数据的异常值，分析研究对象空间联系、簇聚以及空间异质性的一种空间分析方法。ESDA 注重数据空间依赖性与空间异质性的可视现象，本质上是一系列空间数据分析方法和技术的有机集合，用于揭示研究对象之间的空间联系和空间相互作用机制^[33-36]。本文选用 ESDA 对长三角城市群区域经济增长的空间依赖性和异质性进行分析，探索各城市经济发展水平在空间上是否集聚分布以及集聚程度的时间演变特征，有利于加强对长三角城市群经济空间格局演变的了解。

2. 空间溢出效应测度模型

空间溢出是一个十分复杂的动态演变过程，经济客体与经济空间的溢出是诠释城市群形态和空间结构演变的重要方面⁽⁴⁾。长三角城市群经济发展不仅取决于自身资源要素投入，还受到周边区域经济发展的影响，空间溢出效应已经成为长三角城市群经济发展不可忽视的重要影响因素^①。为定量分析长三角城市群空间溢出效应对区域经济增长的作用，本文在 Solow 模型基础上，建立如下模型来分析长三角城市群样本数据范围内的空间溢出效应。

$$\ln Y_{it} = \alpha + \beta_1 \ln POP_{it} + \beta_2 \ln INV_{it} + \beta_3 \ln SE_{it} + \beta_4 \ln DS_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， Y_{it} 表示城市 i 在 t 时期人均 GDP 与 $t-1$ 时期人均 GDP 的比值，即 $Y_{it}=y_{it}/y_{i, t-1}$ 。一个城市的经济发展增幅能够直接反映该城市经济发展总体状况。

POP_{it} 表示城市 i 在 t 时期与 $t-1$ 时期的人口比值，即 $POP_{it}=pop_{it}/pop_{i, t-1}$ ，表征一个城市的人口增长率，反映人口增长率对城市经济增长的影响。

INV_{it} 表示城市 i 在 t 时期的全社会固定资产投资总额占城市 GDP 比重，即 $INV_{it}=inv_{it}/y_{it}$ ，表征一个城市的投资率，反映投资率对城市经济增长的影响。

SE_{it} ，表示城市 i 在 t 时期的科学支出和教育支出占政府财政支出比重，即 $SE_{it}=kj_{it}/cz_{it}$ ，表征一个城市科技和教育水平，用来衡量该城市的科教对经济增长的影响。财政是科学、教育事业发展的可靠物质保证，大力发展科学、教育事业是实现经济可持续发展的基石。

DS_{it} 表示城市 i 在 t 时期的经济发展水平与周边城市经济增长的加权平均值，表征长三角城市群经济发展对周边区域产生的直接空间溢出效应。由于不同城市之间的经济联系会随着地理空间距离的增加而减弱，因此，本文在已有空间溢出效应测度方法基础上^[39-41]，结合地理空间距离构建直接空间溢出效应指标，即：

$$\ln DE_{it} = \frac{\sum_{j=1}^{N-1} (\ln y_{jt} W_{ij})}{\sum_{j=1}^{N-1} (\ln y_{j,t-1} W_{ij})} \quad (2)$$

其中， $W_{ij} = D_{ij}/\sum_{j=1}^{N-1} D_{ij}$ ， y_{it} 表示城市 j 在 t 时期人均 GDP， W_{ij} 表示城市 j 对城市 i 产生的空间作用权重矩阵， D_{ij} 表示城市 j 到城市 i 距离的倒数。

由于模型中使用的面板数据存在一定的空间相关性和空间异质性，传统的计量方法并没有考虑到空间单元之间的相互影响，具有一定的局限性^[26]。空间计量经济学作为处理空间相互作用、空间结构等问题的一门新兴经济学科，已经成为空间数据的标准分析工具，常用的空间计量模型有空间滞后模型（SLM）和空间误差模型（SEM）。因此，本文采用这两种模型对长三角城市群空间溢出效应进行测度。

空间滞后模型是在传统线性模型中引入一个因变量的空间滞后项，并将空间矩阵和相关变量结合后进行区位加权回归，反映因变量的影响因素通过空间传导机制对相邻城市经济现象产生的影响。

$$\ln Y_{it} = \alpha_i + \rho \sum_{k=1}^N W_{ik} Y_{kt} + \beta_1 \ln POP_{it} + \beta_2 \ln INV_{it} + \beta_3 \ln SE_{it} + \beta_4 \ln DS_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， ρ 是空间自回归系数， ε_{it} 是符合正态分布的随机误差向量， $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I)$ 。

空间误差模型是对传统面板模型的残差项进行空间滞后回归，主要用于分析扰动误差项的空间依赖作用，反映区域外溢是随机冲出的作用结果。

$$\ln Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln POP_{it} + \beta_2 \ln INV_{it} + \beta_3 \ln SE_{it} + \beta_4 \ln DS_{it} + \mu_{it} \quad (4)$$

其中， $\mu_{it} = \lambda \sum_{k=1}^N K_{ik} \mu_{kt} + \varepsilon_{it}$ ， λ 是空间相对误差的参数，反映空间因素对被解释变量的影响程度， ε_{it} 是符合正态分布的随机误差向量， $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I)$ 。

三、长三角城市群空间关联性

（一）全局空间自相关

为分析不同空间临界距离对长三角城市群区域经济发展空间相关性的影响，本文选取不同距离临界值构成空间权重矩阵，分别计算 2000-2015 年的长三角城市群 26 个城市人均 GDP 的全局空间自相关关系，见表 1 所列。

表 1 长三角城市群经济全局自相关指数随临界距离变化

年份	距离（km）						
	87	111	135	159	183	206	230
2000	0.1611	0.2362	0.2411	0.2129	0.2083	0.1695	0.1362
2001	0.1627	0.2342	0.2362	0.2106	0.2086	0.1694	0.1364
2002	0.1633	0.2371	0.2366	0.2056	0.2014	0.1669	0.1286
2003	0.1914	0.2550	0.2437	0.2208	0.2184	0.1770	0.1431
2004	0.1694	0.2215	0.2055	0.1916	0.1960	0.1526	0.1209
2005	0.1358	0.1995	0.1852	0.1639	0.1654	0.1334	0.1040

2006	0.1308	0.1925	0.1785	0.1531	0.1557	0.1263	0.1001
2007	0.1284	0.1935	0.1785	0.1532	0.1548	0.1256	0.0995
2008	0.1287	0.1879	0.1687	0.1464	0.1453	0.1194	0.0938
2009	0.1217	0.1621	0.1417	0.1242	0.1240	0.1038	0.0799
2010	0.1010	0.1321	0.1154	0.0985	0.0992	0.0824	0.0645
2011	0.1526	0.1865	0.1735	0.1365	0.1297	0.1169	0.0966
2012	0.1496	0.1700	0.1602	0.1286	0.1178	0.1093	0.0884
2013	0.1526	0.1667	0.1574	0.1248	0.1132	0.1064	0.0879
2014	0.1031	0.1244	0.1330	0.0874	0.0762	0.0748	0.0714
2015	0.2322	0.2437	0.2216	0.1984	0.1718	0.1587	0.1205

长三角城市群城市经济全局空间自相关呈现距离衰减规律，进一步证实存在着按地域间距离有规律变动的空间相关性。随着长三角城市群城市间距离的增加，Moran's I 指数呈现先上升后下降的倒“U”型变化趋势，表明长三角城市群城市经济增长的空间分布并非相互独立，而是呈现空间相关性，人均 GDP 相近的城市倾向于在空间上集聚。当构建空间权重矩阵的临界距离小于 111km 时，城市自身经济发展对周边城市经济发展的依赖性随着临界距离的增加不断变大。

从时间维度看，长三角城市群城市间经济发展水平的空间相关性随时间推移不断发生变化。总体上可以分为四个阶段。

第一个阶段为稳定阶段（2000-2002 年）。同一年份不同临界距离的 Moran's I 指数保持相对不变，临界距离范围对城市经济空间相关性的影响不大。2000 年以来，南京、苏州、无锡、镇江和宁波等城市相继兴起撤县建区，工业化和城市化迅速发展，部分空间作用潜力较强的城市不断聚集在一起，呈现出显著的空间集聚特征。随着交通体系、信息体系和物流体系的不断完善，长三角城市群区域各城市间的空间壁垒得到有效缓解，各个城市在经济发展、资源利用、交通、人才、物流和科研等方面相互影响、相互制约，区域经济增长存在一定的空间相关性。但由于国家和区域政策的延续性和强大执行力，使得各城市经济发展没有发生明显变化，城市自身经济发展对周边城市经济发展的依赖性维持相对不变。

第二个阶段为下降阶段（2003-2010 年）。同一年份不同临界距离的 Moran's I 指数随着临界距离范围的增加不断下降。进入“十五”“十一五”时期后，长三角城市群基础设施建设不断完善，打通了区域间经济要素流动的通道，各种优质资源不断往中心城市集聚，中心城市经济的快速发展进一步辐射带动周边城市经济发展，从而促进整个长三角城市群区域经济的协调发展。新经济地理学认为，区域经济活动的相互作用会形成“市场接近效应”、“生活成本效应”和“市场拥挤效应”^[42-43]，“市场拥挤效应”往往会带来规模不经济，阻碍区域经济增长。在长三角城市群区域经济快速发展过程中，由于受到自然条件、社会经济条件和技术经济政策等因素制约，各种经济活动之间的竞争不断加剧，迫使城市经济活动就近扩张，城市自身经济发展较少地依赖相邻城市的经济发展，城市经济发展的邻近效应有所减弱。

第三个阶段为异常下降阶段（2011-2014 年）。同一年份不同临界距离的 Moran's I 指数再次随着临界距离范围的增加不断下降，但下降起点相对 2010 年略有提高。究其原因，主要是由于 2010 年 5 月国务院正式批准实施《长江三角洲地区区域规划》，明确了长三角城市群发展的战略定位为建设面向全球、辐射亚太、引领全国的世界级城市群。《2010 中国城市群发展报告》也提出要将长三角城市群建成国家综合竞争力最强的世界级城市群。在这个背景下，长三角城市群通过打破省与省、市与市之间的“壁垒”，不断加强区域合作，争取差别化政策支持。为实现区域经济一体化共赢发展，各省际相邻城市采取“抱团发展”，区域间的空间关联性较强，导致 2011 年的 Moran's I 指数大幅度提高。城市经济活动在空间上的集聚，促使拥挤成本、社会成本、环境成本、蔓延成本等陆续涌现，部分城市经济社会建设实力不足以及城市发展的被边缘化问题不断凸显出来，城市发展滞后严重制约着社会经济发展，城市经济发展的邻近效应再次减弱。

第四个阶段为上升阶段（2015 年至今）。2015 年不同临界距离的 Moran's I 指数突然剧增。这可能归功于 2014 年《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》的出台，长三角城市群通过调节要素资源在各城市间的合理流动与配置，不断引导产业高密度集聚，提高经济、金融、信息、贸易和物流等方面的服务能力，逐渐形成产业功能互补局面。2015 年，面对不断加大的经济下行压力，长三角城市群能够抓住机遇、赢得主动、增创优势，不断深化改革、扩大开放、激发活力，产业结构和动力结构明显转换，城市群功能和体系逐渐完善，经济增长速度和效益领先于全国，推动着长三角城市群率先发展和一体化发展进程。长三角城市群区域经济循环运作稳定度相对较高，在较大程度上还依赖于周边地区的经济发展条件和外部环境，区域经济发展的邻近效应十分明显。

（二）局部空间自相关

全局空间自相关只能反映长三角城市群经济发展空间分布的整体情况，掩盖了各城市间的空间集聚特征。为进一步衡量每个城市与周边相邻城市间的局部空间关联、空间差异程度，区分高经济增长区和低经济增长区，本文采用 Moran 散点图对长三角城市群局部差异的空间格局进行可视化分析，并识别空间集聚的热点或冷点区域，如图 1 所示。

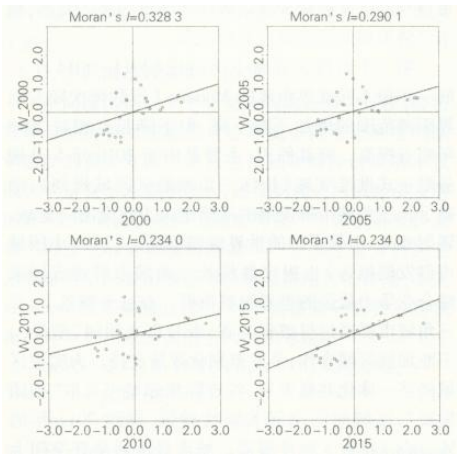


图 1 长三角城市群经济发展水平 Moran 散点图

长三角城市群新核心区 26 个城市经济发展水平主要集中分布在第一象限（HH）和第三象限（LL），说明各城市人均 GDP 的空间分布并非表现为完全的随机性，而是呈现出明显的空间正相关。在 4 个年份中，属性不变的城市共有 18 个，占总样本个数的 69.2%，其中，属于扩散效应区和低速增长区的城市共有 14 个，占属性不变城市总数的 77.8%，这表明在扩散效应区和低速增长区内的城市极有可能形成空间俱乐部趋同。城市经济规模和空间范围的逐渐增大，促进了长三角城市群区域经济协调发展。另外，在非典型观测值的第二象限（LH）和第四象限（HL）的城市属性变化不大，表明长三角城市群局域性的空间集聚特征比较稳定。总之，长三角城市群在经济发展过程中存在显著的“热点”和“冷点”地区，表现出“同质集聚、异质隔离”的特征。

虽然长三角城市群区域经济在空间上的集聚使得区域经济空间结构具有较强的稳定性，但区域经济空间集聚类型并不是一成不变的。根据长三角城市群经济发展水平空间相关性类型变迁，汇总得到长三角城市群经济发展水平演化路径，见表 2 所列。

表 2 长三角城市群经济发展水平演化路径

年份	HH 象限	LL 象限	HL 象限	LH 象限
20	上海、南京、无锡、常州、苏州、杭	盐城、扬州、合肥、芜湖、马鞍山、铜	镇江	南通、泰州、金华、舟

00	州、宁波、嘉兴、湖州、绍兴	陵、安庆、滁州、池州、宣城		山、台州
20 01	上海、南京、无锡、常州、苏州、杭州、宁波、嘉兴、绍兴	盐城、扬州、合肥、芜湖、马鞍山、铜陵、安庆、滁州、池州、宣城	镇江	南通、泰州、金华、舟山、台州、湖州*
20 02	上海、南京、无锡、常州、苏州、杭州、宁波、嘉兴、绍兴	盐城、扬州、合肥、芜湖、马鞍山、铜陵、安庆、滁州、池州、宣城	镇江	南通、泰州、金华、舟山、台州、湖州
20 03	上海、南京、无锡、常州、苏州、杭州、宁波、嘉兴、绍兴	盐城、扬州、合肥、芜湖、马鞍山、铜陵、安庆、滁州、池州、宣城	镇江	南通、泰州、金华、舟山、台州、湖州
20 04	上海、南京、无锡、常州、苏州、杭州、宁波、嘉兴、绍兴	盐城、扬州、合肥、芜湖、马鞍山、铜陵、安庆、滁州、池州、宣城	镇江	南通、泰州、金华、舟山、台州、湖州
20 05	上海、南京、无锡、常州、苏州、杭州、宁波、嘉兴、绍兴	盐城、扬州、合肥、芜湖、铜陵、安庆、滁州、池州、宣城	镇江、马鞍山*	南通、泰州、金华、舟山、台州、湖州
20 06	上海、南京、无锡、常州、苏州、杭州、丁波、嘉兴、绍兴、舟山	盐城、扬州、合肥、芜湖、铜陵、安庆、滁州、池州、宣城、马鞍山	镇江	南通、泰州、金华、台州、湖州
20 07	上海、南京、无锡、常州、苏州、杭州、宁波、嘉兴、绍兴、舟山	盐城、扬州、合肥、芜湖、铜陵、安庆、滁州、池州、宣城	镇江、马鞍山*	南通、泰州、金华、台州、湖州
20 08	上海、南京、无锡、常州、苏州、宁波、嘉兴、绍兴、舟山	盐城、扬州、合肥、芜湖、铜陵、安庆、滁州、池州、宣城	杭州*、镇江、马鞍山	南通、泰州、金华、台州、湖州
20 09	上海、南京、无锡、常州、苏州、嘉兴、绍兴、舟山、镇江	盐城、扬州、合肥、芜湖、铜陵、安庆、滁州、池州、宣城	宁波*、杭州、马鞍山	南通、泰州、金华、台州、湖州
20 10	上海、南京、无锡、常州、苏州、嘉兴、绍兴、舟山、镇江	盐城、扬州、合肥、芜湖、安庆、滁州、池州、宣城	铜陵*、宁波、杭州、马鞍山	南通、泰州、金华、台州、湖州
20 11	上海、南京、无锡、常州、苏州、嘉兴、绍兴、舟山、镇江	盐城、扬州、合肥、芜湖、安庆、滁州、池州、宣城、马鞍山*	铜陵、宁波、杭州	南通、泰州、金华、台州、湖州
20 12	上海、南京、无锡、常州、苏州、嘉兴、绍兴、舟山、镇江	盐城、扬州、合肥、芜湖、安庆、滁州、池州、宣城、马鞍山	铜陵、宁波、杭州	南通、泰州、金华、台州、湖州
20 13	上海、南京、无锡、常州、苏州、嘉兴、绍兴、舟山、镇江	盐城、扬州、合肥、芜湖、安庆、滁州、池州、宣城、马鞍山	铜陵、宁波、杭州	南通、泰州、金华、台州、湖州
20 14	上海、南京、无锡、常州、苏州、嘉兴、绍兴、舟山、镇江	盐城、合肥、芜湖、安庆、滁州、池州、宣城、马鞍山	铜陵、宁波、杭州	南通、泰州、金华、台州、湖州、扬州*
20 15	上海、南京、无锡、常州、苏州、嘉兴、绍兴、舟山、镇江	盐城、合肥、芜湖、安庆、滁州、池州、宣城、马鞍山、铜陵	宁波、杭州	南通、泰州、金华、台州、湖州、扬州

注：*表示相邻两年演化路径发生变化的城市。

总体上看，长三角城市群 26 个城市经济发展水平的演化路径基本处于相对稳定状态，说明各城市的经济发展水平具有一定的协调机制，在某种程度上促进长三角城市群区域经济发展。长三角城市群经济发展水平较高的城市主要集中在东部地区，较低的城市主要集中在安徽地区，在空间上存在空间异质性的城市不多，总体上呈现出典型的两极集聚状态。长三角城市群原有核心区 16 个城市经济一体化程度较高，积极打造促进区域经济增长的经济核心区和增长极，实现了从非均衡发展到统筹区域协调发展的转变，使得大部分城市都处于 HH 象限。随着盐城、金华和 8 个皖江城市的加入，长三角城市群拓展对内对外开放的广度和深度，经济发展开始迈向更高阶段。但是由于国家政策倾斜、区域经济结构、经济一体化、区位交通条件、科技发展和创新能力等多种因素带来的影响差异，安徽 8 个皖江城市的经济总量和增长率与东部地区差距较大，是整个长三角城市群经济发展的洼地。只有充分发挥皖江城市的自然资源、劳动力和资本等资源的比较优势，加强与原有核心区 16 个城市的经济联系，积极承接东部地区产业转移，加大新一轮对外开放力度，才能实现皖江城市经济突围，实现长三角城市群区域协调发展的目标。

随着新型工业化、新型城镇化进程不断加快，杭州和宁波经济快速发展，与其相邻的城市经济发展水平相对落后，杭州和宁波分别在 2008 年和 2009 年由 HH 象限跨越进入 HL 象限。面对复杂多变的区域经济环境，湖州发展压力越来越大，虽然保持着经济快速增长，但与其相邻的杭州、苏州、无锡、嘉兴等城市经济发展水平更快，湖州在 2001 年由 HH 象限跨越进入 LH 象限。镇江具有强大的经济实力，能够主动适应、把握和引领新常态，着力培育新增长点，推动经济持续健康发展，在 2009 年由 HL 象限跨越进入 HH 象限。长三角城市群经济发展水平存在着空间自相关和空间异质性，已经形成一个较为稳定的由东到西依次递减的空间分布格局。

总之，长三角城市群区域内部经济发展存在明显差异，呈现从沿海到内地的不均衡空间发展格局。原有核心区 16 个城市与新加入的 10 个城市之间的空间关联性较弱，尚未建立起经济反向溢出的“回流机制”，还需要一段时间磨合。区域内显著性的空间联系反映了长三角城市群正向空间自相关关系的趋势，富裕地区集聚能够促进区域经济发展，较贫困地区集聚对区域经济发展产生有利影响的可能性不大。

四、长三角城市群空间溢出效应

由长三角城市群空间关联性分析可知，长三角城市群经济发展水平的全局 Moran’s I 指数大于 0，且通过 5%水平的显著性检验，表明长三角城市群经济发展水平呈现出显著的空间正相关。另外，长三角城市群城市间全域空间相关性和局部空间相关性紧密相连，地理空间效应对城市经济发展起着不可忽视的作用，主要表现为局域性的空间溢出。为判断计量模型中区域空间相关性是否存在，通常采用 Moran’s I 检验、极大似然 LM-error 检验及极大似然 LM-lag 检验进行判断。如果 LMLAG 比 LMERR 更加显著，且 R-LMLAG 显著而 R-LMERR 不显著，则选择空间滞后模型；如果 LMERR 比 LMLAG 更加显著，且 R-LMERR 显著而 R-LMLAG 不显著，则选择空间误差模型^[44]。

本文首先对公式（1）进行普通最小二乘法（OLS）估计，残差的 Moran’s I 指数为 0.0556，并通过 1%水平的显著性检验，说明回归方程的残差值存在较弱的空间自相关性，地理位置对区域经济发展水平有一定影响，在测算空间溢出效应时不能忽视区域间的相互影响。根据拉格朗日乘子（LM）检验和 Log likelihood 值，本文选择面板数据空间误差模型作为最终设定的模型对长三角城市群区域经济增长的空间溢出效应进行分析。为进一步分析长三角城市群区域范围扩展前后对空间溢出效应的影响，本文给出了长三角城市群原有核心区 16 个城市和新核心区 26 个城市空间溢出效应估计结果，见表 3 所列。

表 3 长三角城市群空间误差模型拟合结果

变量	16 个城市	26 个城市
C	-7.1521 (0.000)	-5.1307 (0.000)
In (POP)	-0.9974 (0.329)	-0.9180 (0.000)
In (INV)	0.0369 (0.003)	0.0481 (0.000)
In (SE)	-0.0573 (0.013)	-0.0564 (0.014)
In (DS)	7.0882 (0.000)	5.1069 (0.003)
λ	0.1070 (0.476)	0.5220 (0.000)
R ²	0.4887	0.6240
log Likelihood	426.3452	624.5373

由表 3 可知，长三角城市群原有核心区 16 个城市和新核心区 26 个城市的直接空间溢出效应分别为 7.0882 和 5.1069，表明长三角城市群在经济取得快速发展的同时，还对周边区域的经济发展起到促进作用，空间溢出效应值每增长 1%，地区经济增长率将提高 7.0882 和 5.1069 个百分点。另外，长三角城市群原有核心区 16 个城市空间自回归误差项 λ 为 0.1070，但是未通过

统计学检验，可能是由于模型中某些未考虑到的影响因素对长三角城市群经济发展影响的强度和方向不一致，因此，本文暂不将其作为 16 个城市的间接空间溢出效应。长三角城市群新核心区 26 个城市的空间自回归误差项 λ 为 0.5520，表明还存在其他一些影响长三角城市群经济发展的因素，而这些因素会对周围地区的经济增长产生 0.5520 的间接空间溢出效应。总之，空间溢出效应是长三角城市群区域空间相互作用的重要表现形式，在区域经济发展过程中扮演着十分重要的角色，不仅可以加快区域自身经济发展，还可以辐射带动周边区域经济发展，对长三角城市群区域经济共同增长具有明显的推动作用。

进入 21 世纪以来，长三角城市群原有核心区 16 个城市经济保持良好增长势头，综合实力位列全国前茅，2015 年实现地区生产总值 11.3 万亿元，占全国生产总值的 16.7%，高于全国平均水平 1.3 个百分点，增长速度普遍回调。2015 年，长三角城市群主动适应引领发展新常态，充分发挥市场在资源配置中的决定性作用，加快推进产业结构调整和转型升级，三次产业结构调整为 2.8: 43.4: 53.8，首次呈现“三、二、一”的结构特征。新兴服务业态的快速发展为长三角城市群区域经济平稳较快发展做出了重要贡献，已经成为推动区域经济发展的主要带动力量。随着经济全球化格局不断发展，长三角城市群原有核心区 16 个城市逐渐形成广泛的经济合作关系，产生空间形态一体化、交通设施一体化、产业一体化、制度一体化、信息一体化、市场一体化的协同效应，不断增强整个区域经济稳定性，辐射带动周边地区经济发展，促使整个区域经济协调发展。

安徽地区资源要素优越、市场潜力巨大、发展空间广阔，作为连接东西部经济发展的纽带，能够主动适应经济发展新常态。2015 年实现地区生产总值 2.2 万亿元，其中合肥、芜湖、马鞍山、铜陵、安庆、滁州、池州、宣城等 8 个城市的地区生产总值为 1.46 万亿元，分别占原有核心区和新核心区的 12.9% 和 11.4%。皖江 8 市整体经济水平与长三角城市群核心地区仍有差距，与沪苏浙尚未形成一体化发展格局，区域整体空间关联性较弱，不仅没有分享到长三角城市群的经济空间外溢效益，反而降低长三角城市群经济发展整体溢出效应，直接制约长三角城市群区域协调发展。因此，安徽应该推进要素资源自由流动与高效配置，加快构建综合立体交通走廊，深入推进新型城镇化试点省建设，实施创新驱动战略推进产业转型升级，努力构建全方位、多层次、宽领域的对外开放新格局，实现区域一体化互利共赢发展格局。

随着长三角城市群核心区范围的不断扩展，城市人口比值 POP、全社会固定资产投资总额占地区 GDP 的比重 INV、科教支出占政府财政支出的比重 SE 对长三角城市群经济发展的影响并没有发生明显变化。长三角城市群原有核心区 26 个城市和新核心区 26 个城市的城市人口比值 POP 对长三角城市群经济发展的弹性系数分别为 -0.9974 和 -0.9180，呈负相关关系。在长三角城市群新型城镇化加速推进过程中，大量农村人口不断涌入上海、杭州等城市，呈现出明显的聚集态势，城市规模不断扩大，在促进城市经济快速发展的同时，也带来了交通拥挤、住房困难、环境恶化、资源紧张、城市运营成本过高和就业困难等一系列“大城市病”问题爆发，区域转型发展压力紧迫，严重阻碍社会经济健康快速发展。

长三角城市群原有核心区 16 个城市和新核心区 26 个城市的全社会固定资产投资总额占地区 GDP 的比重 INV 对长三角城市群经济发展的弹性系数分别为 0.0369 和 0.0481，呈正相关关系。全社会固定资产投资是长三角城市群经济增长的前提保证，是社会总需求的重要组成部分，增加投资能够引起社会对投资品和消费品的大量需求，导致生产材料和消费材料的需求扩张，从而推动相关行业扩大生产规模，促进区域经济快速增长。全社会固定资产投资是增加社会总供给的重要途径，通过扩大社会生产能力，引起国民经济供给总量增加，国民经济规模不断扩大，最终实现区域经济协调发展。

长三角城市群原有核心区 16 个城市和新核心区 26 个城市的科教支出占政府财政支出的比重 SE 对长三角城市群经济发展的弹性系数分布为 -0.0573 和 -0.0564，呈负相关关系。科技进步可以促进经济增长方式转变，促进产业结构优化升级，加大科研支出能够提高科技水平，提升资本和劳动力的回报，为经济增长提供强劲动力。高等教育可以提高劳动力素质，把潜在生产力变为现实生产力，加大教育支出能够提高人力资本的增量，为经济增长提供源源不断的智力支持。由于科研和教育支出增长带来的技术进步和人力资本累积是一个十分漫长的过程，对长三角城市群经济增长的影响具有一定滞后性和阶段性，短期内这种效果不能立马显现出来，科教支出与长三角城市群经济增长呈负相关关系。

五、结论与讨论

本文以区域经济增长的空间关联性为切入点,运用探索性数据空间分析方法和空间计量模型,对长三角城市群空间范围扩展前后核心区城市经济增长的空间关联性 & 空间溢出效应进行分析,得出以下研究结论:

第一,长三角城市群经济发展存在显著的空间正相关,符合距离衰减规律。长三角城市群 26 个城市在自身经济发展的同时,与周边地区经济发展并非相互独立,而是存在一定的空间依赖性。26 个城市经济发展水平之间的空间相关性可以划分为稳定阶段(2000-2002 年)、下降阶段(2003-2010 年)、异常下降阶段(2011-2014 年)、上升阶段(2015 年至今)四个阶段,不同阶段内的临界距离范围对空间相关性影响程度不同。

第二,长三角城市群在经济发展过程中存在显著的“热点”和“冷点”地区,表现出“同质集聚、异质隔离”的特征。由于受到空间依赖作用的影响,城市自身经济增长与周边城市经济增长具有明显的空间相关性,促使相邻城市之间彼此产生互相影响的经济增长路径以及在空间上形成更强的依赖性,使得落在扩散效应区和低速增长区的城市在空间上产生较为明显的集群效应,从而形成空间俱乐部趋同。

第三,长三角城市群原有核心区的 16 个城市主要分布在 HH 象限,新加入的 10 个城市主要分布在 LL 象限,尚未建立起经济反向溢出的“回流机制”,呈现出典型的两极集聚状态。在整个研究期间内,虽然部分城市的集聚类型发生变化,但“高高”“低低”的城市总体分布格局并没有发生明显变化,从沿海到内地的不均衡空间发展格局非常显著。

第四,长三角城市群原有核心区 16 个城市和新核心区 26 个城市经济增长的空间溢出效应分别为 7.1952 和 5.1069。空间溢出效应在长三角城市群区域经济发展中扮演着重要角色,通过促进核心区中心城市资源整合与协调发展,形成统筹区域协调发展的空间格局,产生强大的空间溢出效应,辐射带动周边地区经济发展,引领区域经济协调共享发展。

经过多年发展,长三角城市群已经成为中国经济最具活力、创新能力最强、城镇化基础最好以及吸纳外来人口最多的区域之一。虽然区域内各城市经济发展差距不断缩小,但发展不平衡现象仍然存在,充分体现出长三角城市群空间关联作用和空间溢出作用^[4]。在空间集聚和空间溢出两种力量作用下,长三角城市群不断重复“均衡—不均衡—均衡”的演变过程,城市群空间得不到理性扩展。随着原有核心区城市拥堵、流动人口剧增、环境污染、城市运营成本过高等城市病不断地向周边城市地域空间蔓延,城市间的恶性竞争、无序发展更加凸显,严重制约城市空间本身的良性发展以及城市群社会经济发展进程。由于长三角城市群空间范围的不断扩展,空间溢出效应受到社会、经济、生态及文化等多因素的制约越来越明显,本文仅利用部分经济指标对长三角城市群空间溢出效应进行测度,未考虑到政策因子以及人力流、资本流和技术流等流量经济指标对区域经济发展的影响,缺乏对空间溢出效应范围和传导机制进行研究,还有待进一步深入探讨。

[参考文献]:

[1]姚士谋,李青,武清华,等.我国城市群总体发展趋势与方向初探[J].地理研究,2010,29(8):1345-1354.

[2]丁如曦,倪鹏飞.中国城市住房价格波动的区域空间关联与溢出效应——基于 2005-2012 年全国 285 个城市空间面板数据的研究[J].财贸经济,2015,36(6):136-150.

[3]赵伟光,敬莉.区域经济关联与经济增长的空间溢出效应——以新疆为例[J].财经科学,2015(3):131-140.

[4]毕秀晶,宁越敏.长三角大都市区空间溢出与城市群集聚扩散的空间计量分析[J].经济地理,2013,33(1):46-53.

[5]KE S, FESER E. Count on the growth pole strategy for regional economic growth Spread-backwash effects in Greater Central China[J]. Regional Studies, 2010, 44(9):1131-1147.

-
- [6]RICHARDSON H W. Growth pole spillovers: The dynamics of backwash and spread[J]. Regional Studies, 2007, 41 (1) : S27-S35.
- [7]BACHMEIER J D. Cumulative causation , coethnic settlement maturity and Mexican immigration to US metropolitan areas, 1995-2000[J].Social Forces, 2013, 91 (4) : 1293-1317.
- [8]QI Y, HENDERSON M, XU M , et al. Evolving core-periphery interactions in a rapidly expanding urban landscape: The case of Beijing[j].Landscape Ecology, 2004, 19 (4) : 375-388.
- [9]YING L G. Measuring the spillover effects: some Chinese evidence [J].Papers in Regional Science, 2000, 79 (1) : 75—89.
- [10]FISCHER M M, SCHEMNGELL T, JANSENBERGER E. The geography of knowledge spillovers between high-technology firms in Europe: Evidence from a spatial interaction modeling perspective[J].Geographical Analysis, 2006, 38 (3) : 288-309.
- [11]OORT F V, GEUS S D, DOGARU T. Related variety and regional economic growth in a cross-section of European urban regions [J]. European Planning Studies, 2015, 23 (6) : 1110-1127.
- [12]WANG Z, LIH Q, WU J, et al. Policy modeling on the GDP spillovers of carbon abatement policies between China and the United States[J].Economic Modelling, 2010, 27 (1) : 40-45.
- [13]ZHANG Q, FELMINGHAM B. The role of FDI, exports and spillover effects in the regional development of China[J].Journal of Development Studies, 2002, 38 (4) : 57-78.
- [14]GROENEWOLD N, GUOPING L, ANPING C. Regional output spillovers in China : Estimates from a VAR model [J]. Papers in Regional Science , 2007, 86 (1) : 101—122.
- [15]RAMAJO J, MARQUEZ M A, HEWINGS G J D, et al. Spatial heterogeneity and interregional spillovers in the European Union: Do cohesion policies encourage convergence across regions? [J].European Economic Review, 2008, 52 (3) : 551-567.
- [16]潘文卿, 李子奈, 刘 强. 中国产业间的技术溢出效应: 基于 35 个工业部门的经验研究[J]. 经济研究, 2009 (7) : 18-29.
- [17]何键芳, 张虹鸥, 叶玉瑶, 等. 广东省区域创新产出的空间相关性研究[J]. 经济地理, 2013, 33 (2) : 117-121.
- [18]李丹丹, 汪 涛, 周 辉. 基于不同时空尺度的知识溢出网络结构特征研究[J]. 地理科学, 2013, 33 (10) : 1180-1187.
- [19]王永齐. FDI 溢出, 金融市场与经济增长[J]. 数量经济技术经济研究, 2006, 23 (1) : 59-68.
- [20]王承云, 秦 健, 杨 随. 京津沪渝创新型城区研发产业集群研究[J]. 地理学报, 2013, 68 (8) : 1097-1109.
- [21]王庆喜, 王巧娜, 徐维祥. 我国高技术产业省际知识溢出: 基于地理和技术邻近的分析[J]. 经济地理, 2013, 33 (5) :

- [22]季颖颖,郭琪,贺灿飞.外商直接投资技术溢出空间效应及其变化:基于中国地级市的实证研究[J].地理科学进展,2014,33(12):1614-1623.
- [23]李小建.外商直接投资对中国沿海地区经济发展的影响[J].地理学报,1999,54(5):420-430.
- [24]戴特奇,张玉韩,赵娟娟.中国民用运输机场的可达性溢出效应研究[J].地理学报,2013,68(12):1668-1677.
- [25]张学良.中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应[J].-中国社会科学,2012(3):60-77.
- [26]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,2016,36(6):26-33.
- [27]王少剑,王洋,赵亚博.1990年来广东区域发展的空间溢出效应及驱动因素[J].地理学报,2015,70(6):965-979.
- [28]赵渺希.长三角区域的网络交互作用与空间结构演化[J].地理研究,2011,30(2):311-323.
- [29]方大春,孙明月.高铁时代下长三角城市群空间结构重构——基于社会网络分析[J].经济地理,2015,35(10):50-56.
- [30]张红,于渤,鞠立新.基于013的长三角城市群经济空间集聚特征研究[J].运筹与管理,2015,24(6):184-191.
- [31]张旭亮,宁越敏.长三角城市群城市经济联系及国际化空间发展战略[J].经济地理,2011,31(3):353-359.
- [32]黄建富.世界城市的形成与城市群的支撑——兼谈长三角城市群的发展战略[J].世界经济研究,2003(7):17-21.
- [33]蔡芳芳,濮励杰,张健,等.基于ESDA的江苏省县域经济发展空间模式解析[J].经济地理,2012,32(3):22-28.
- [34]SU S,JIANG Z,ZHANG Q,et al. Transformation of agricultural landscapes under rapid urbanization: a threat to sustainability in Hang-Jia-Hu region, China[J]. Applied Geography, 2011, 31(2): 439-449.
- [35]ANSELIN L. Local indicators of spatial association—LISA[J]. Geographical Analysis, 1995, 27(2): 93-115.
- [36]RUIZ M, LOPEZ F, PAEZ A. Testing for spatial association of qualitative data using symbolic dynamics[J]. Journal of Geographical Systems, 2010, 12(3): 281-309.
- [37]李小建,樊新生.欠发达地区经济空间结构及其经济溢出效应的实证研究[J].地理科学,2006,26(1):1-6.
- [38]毛琦梁,董锁成,黄永斌,等.首都圈产业分布变化及其空间溢出效应分析[J].地理研究,2014,33(5):899-914.
- [39]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.
- [40]CANTOS P, GUMBAU-ALBERT M, MAUDOS J. Transport infrastructures, spillover effects and regional growth:

evidence of the Spanish case [J].Transport Reviews, 2005, 25 (1) : 25-50.

[41]薄文广,安虎森.中国被分割的区域经济运行空间——基于区际增长溢出效应差异性的研究[J].财经研究,2010,36(3): 77-89.

[42]段瑞君.聚集经济、市场拥挤效应与城市规模[J].财经科学,2014(8): 120-128.

[43]安虎森,吴浩波.转移支付与区际经济发展差距[J].经济学(季刊),2016(2): 675-692.

[44]蔺雪芹,王 岱.中国城市空气质量时空演化特征及社会经济驱动力[J].地理学报,2016,71(8): 1357-1371.