

# 长三角城市群城市空间拓展格局与机制<sup>※1</sup>

任以胜<sup>1</sup>,陆林<sup>1</sup>,朱道才<sup>1,2</sup>

(1.安徽师范大学地理与旅游学院, 安徽芜湖 241000;安徽财经大学城市与县域研究中心, 安徽蚌埠 233030)

**【摘要】** 基于 2000–2014 年长三角城市群 26 个核心城市市辖区相关面板数据, 采用城市空间拓展强度指数、紧凑度、重心迁移模型、空间杜宾模型 (SDM) 对城市空间拓展格局及其机制进行分析。结果表明: 长三角城市群 26 个核心城市的城市空间年均拓展强度指数缓慢下降, 区域整体紧凑度偏低, 但区域内部存在显著差异。江苏、安徽、浙江、上海的城市建成区面积增长速度依次递减, 长三角城市群城市建成区重心不断向西北方向迁移。人口规模、固定资产投资、经济发展水平是长三角城市群城市空间拓展的重要驱动因素, 直接溢出效应值分别为 0.266、0.090 和 0.046。城市经济发展水平不仅会促进长三角城市群城市空间拓展, 还会对周边区域城市空间拓展产生显著的间接溢出效应, 间接溢出效应值为 0.261。应转变经济增长方式, 合理控制城市规模和城市蔓延速度, 推进以人为本的新型城镇化建设, 实现长三角城市群区域可持续发展。

**【关键词】** 城市空间拓展; 溢出效应; 空间杜宾模型;

## 一、引言

城市空间拓展是指城市建成区面积不断向周边拓展的过程, 是城市在内外动力共同作用下的一种空间移动现象<sup>[1, 2]</sup>。新型城镇化是经济转型的重要战略, 已经成为推动区域经济发展的主要动力之一。伴随着工业化、新型城镇化进程的加快, 中国流动人口规模持续增长, 2016 年中国流动人口达到 2.45 亿人, 是 2000 年流动人口 1.21 亿人的 2.02 倍, 中国已经进入到人口大迁移的时代。大量的流动人口涌入到城市, 导致中国城市用地规模快速增长以及空间结构迅速改变, 城市建成区面积由 1981 年的 0.7 万 km<sup>2</sup> 增加到 2016 年的 5.4 万 km<sup>2</sup>。过快的城市空间拓展不仅会影响城市经济发展, 也会影响区域国土空间开发效率。在区域经济持续快速发展的同时, 如何确保城市空间有效拓展和可持续发展, 充分发挥城市服务功能, 已经成为城市研究中倍受关注的焦点话题。

城市空间拓展是城镇化过程的重要标志<sup>[3]</sup>, 城市空间拓展带来了一系列“城市病”问题。有关城市空间拓展的研究一直以来都是城市地理学、经济地理学和城市规划学研究的一个热点领域。研究内容主要从基础性的城市空间拓展的形态、模式、动力机制以及长三角城市群模拟预测, 扩展到不同时空尺度的城市空间拓展环境效应影响分析等方面。城市空间拓展形态方面, 主要集中在用定量方法研究和识别城市空间拓展过程<sup>[4-8]</sup>、城市土地利用结构变化<sup>[9-12]</sup>以及城市增长边界<sup>[13-16]</sup>等方面。城市空间拓展

---

**作者简介:** 任以胜 (1988 -), 男, 安徽肥西人, 安徽师范大学地理与旅游学院博士研究生, 研究方向: 城市地理与城市经济; 陆林 (1962-), 男, 安徽芜湖人, 安徽师范大学地理与旅游学院教授, 理学博士, 博士生导师, 研究方向: 人文地理学; 朱道才 (1966-), 男, 安徽和县人, 安徽师范大学地理与旅游学院、安徽财经大学城市与县域研究中心教授, 理学博士, 硕士生导师, 研究方向: 城市地理与城市经济。

**※基金项目:** 国家自然科学基金重点项目“中国都市圈旅游发展过程、格局和机制研究”(41230631), 项目负责人: 陆林。

---

模式方面,主要针对单个城市空间拓展的格局、方向、类型<sup>[5, 17-19]</sup>等方面进行研究,缺乏较为科学、合理的评价指标体系。城市空间拓展动力机制方面,主要采用主成分分析、聚类分析、多元回归分析等统计分析方法对城市空间拓展的外部驱动性机制和内部驱动性机制进行定量研究<sup>[17, 20-24]</sup>。城市空间拓展模拟预测方面,主要利用元胞自动机(CA)模型、智能体模型(MAS)、土地利用转换及效应(CLUE)模型、神经网络等方法对城市空间拓展的空间格局和演化过程进行模拟和预测<sup>[23-26]</sup>。城市空间拓展环境效应方面,通过建立含有环境参数的环境变化指标模型,对城市空间拓展带来的生态环境效应进行分析<sup>[27-32]</sup>。

综上所述,国外有关城市空间拓展的研究较早,始于20世纪60年代的计量地理革命,而国内有关城市空间拓展的研究相对较晚,主要是从20世纪80年代中期开始进行相关研究。国内外有关城市空间拓展的研究主要从城市、区域尺度出发,注重多学科领域的综合交叉融合,但忽略了不同地理区位不同空间因素的异质性和空间溢出效应,不能准确反映各种驱动因素对城市空间拓展的影响程度。

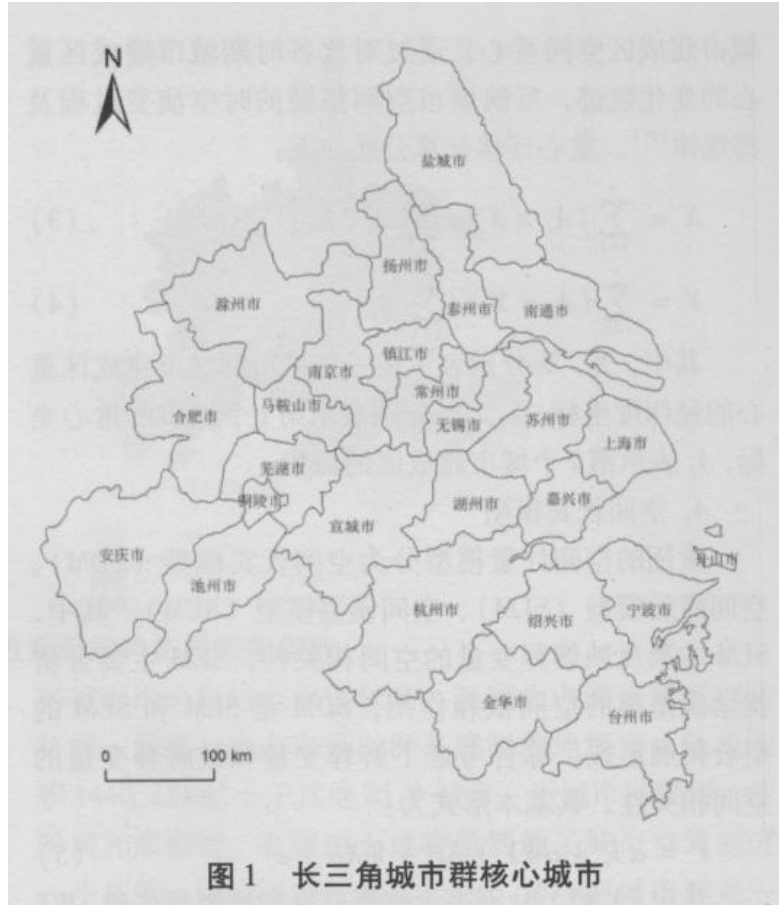
随着长三角城市群区域经济快速发展以及各城市经济合作不断增加,各城市之间存在显著的空间关联性和空间依赖性,邻近城市空间拓展在一定程度上也会影响到城市空间拓展。因此,本文基于长三角城市群城市自身空间拓展现状,构建地理距离权重矩阵,运用相关理论分析模型选择的依据,综合考虑被解释变量和解释变量的空间相关性,采用空间杜宾模型和空间回归模型偏微分方法,将不同驱动因素对城市空间拓展影响的空间总效应分解为直接效应与间接效应,以探求城市空间拓展的动力机制,力求客观地分析长三角城市群城市空间拓展的合理性问题,有利于优化调整长三角城市群城市空间格局,提供引导城市空间拓展方向和规模的理论参考,对实现长三角城市群区域经济协调发展具有重要现实意义。

## 二、研究对象与研究方法

### (一) 研究对象

长三角城市群作为中国三大城市群之一,是中国经济发展水平较高的区域,在现代化建设中发挥着重要的战略地位和带动作用。长三角城市群发展经历了一个十分漫长的演变过程,2010年国务院颁布的《长江三角洲地区区域规划》明确了规划区范围是以上海市、江苏省8市和浙江省7市为核心区。随着长三角城市群综合实力和影响力的不断增强,国家和地方政府意识到长三角城市群对区域经济发展的作用,开始逐渐扩大长三角城市群的规划建设范围。2013年底长三角经济协调会会员城市总量达到30个。2016年5月,国务院批准的《长江三角洲城市群发展规划》规划范围已经从原来的“两省一市”拓展到“三省一市”,包括上海,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(图1),区域面积21.17万 $\text{km}^2$ ,占国土面积的2.2%。

长三角城市群在国家新型城镇化战略中占有重要地位,其规划范围的扩大是促进区域协调发展的重要途径,以原有16个核心城市为研究对象进行研究已经滞后于长三角城市群实际发展需要。鉴于此,本文将以最新的长三角城市群26个核心城市为研究对象,对城市空间拓展格局及其驱动机制进行深入分析。



## (二) 研究方法

### 1. 拓展强度指数

为了更加深入分析长三角城市群城市空间拓展历程及其未来拓展趋势，本文用城市空间拓展强度指数表示单位时间内长三角城市群城市建成区面积变化的快慢，比较分析不同时段长三角城市群城市空间拓展的空间分异特征<sup>[22]</sup>。城市空间年均拓展强度指数计算公式如下：

$$R_t = \frac{A_{i,t+\Delta t} - A_{i,t}}{A_{i,t} \times \Delta t} \times 100 \quad (1)$$

其中， $A_{i,t}$  和  $A_{i,t+\Delta t}$  分别表示  $t$  和  $t+\Delta t$  时间的城市建成区面积， $\Delta t$  为研究时间长度。

### 2. 紧凑度

紧凑度是反映城市空间形态和功能布局的一个重要指标，用来测度长三角城市群城市建成区用地的集约利用和紧凑程度，以达到防止城市蔓延和节约用地为最终目标<sup>[33]</sup>。计算公式如下：

$$BCI = \frac{2\sqrt{\pi S}}{P} \quad (2)$$

其中，BCI 代表城市用地的紧凑度指数，S 和 P 分别表示城市建成区面积、城市轮廓周长。BCI 的取值范围在 0~1 之间，BCI 的值越大，城市建成区土地利用越集约，城市用地形状越具紧凑性；反之，城市建成区用地形状的紧凑性越差。适度的紧凑度是城市综合效益的体现，紧凑度过高或过低都不利于城市健康发展。

### 3. 重心迁移模型

运用重心迁移模型计算不同时期的长三角城市群城市建成区空间重心，通过对比各时期城市建成区重心的变化轨迹，反映城市空间拓展的时空演变过程及其规律<sup>[21]</sup>。重心迁移计算公式如下：

$$X = \frac{\sum_{i=1}^n (A_i \times X_i)}{\sum_{i=1}^n A_i} \quad (3)$$

$$Y = \frac{\sum_{i=1}^n (A_i \times Y_i)}{\sum_{i=1}^n A_i} \quad (4)$$

其中，X、Y 分别表示长三角城市群城市建成区重心的经纬度坐标， $X_i$ 、 $Y_i$  分别表示第 i 个城市重心坐标， $A_i$  表示第 i 个城市建成区的面积。

### 4. 空间杜宾模型

常用的空间计量模型分为空间杜宾模型（SDM）、空间滞后模型（SLM）、空间误差模型（SEM）。其中，SLM 主要反映解释变量的空间相关性，SEM 主要分析扰动误差项的空间依赖作用，SDM 是 SLM 和 SEM 的组合拓展形式，综合考虑了解释变量和被解释变量的空间相关性，其基本形式为：

$$Y = \alpha l_n + \rho WY + X\beta + WX\theta + \varepsilon \quad (5)$$

其中，X 和 Y 分别表示解释变量和被解释变量，WX 和 WY 分别表示解释变量和被解释变量的空间滞后项，W 是空间权重矩阵， $\alpha$  为常数项， $\varepsilon$  为残差项， $\rho$ 、 $\beta$ 、 $\theta$  为待估参数。

SDM 虽然包含了解释变量、被解释变量的空间滞后项以及解释变量的非空间相关项，但是某个地区解释变量的变化不仅会导致本地区的被解释变量发生变化，而且还会导致其他地区的解释变量发生变化。另外，解释变量的空间相关项矩阵 WX 和非空间相关项的系数在某种程度上也没有完全反映出解释变量的全部作用效应。因此，为了综合分析解释变量的作用路径，本文采用偏微分方法将解释变量对被解释变量的影响分为直接效应和间接效应<sup>[34]</sup>。具体计算方法如下：

$$Y = (I - \rho W)^{-1} \alpha l_n + (I - \rho W)^{-1} (X\beta + WX\theta) + (I - \rho W)^{-1} \varepsilon \quad (6)$$

得到被解释变量 Y 关于解释变量 X 的偏微分方程:

$$\left( \frac{\partial Y}{\partial X_{1k}} \dots \frac{\partial Y}{\partial X_{nk}} \right) = \begin{pmatrix} \frac{\partial Y_1}{\partial X_{1k}} & \dots & \frac{\partial Y_1}{\partial X_{nk}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial Y_n}{\partial X_{1k}} & \dots & \frac{\partial Y_n}{\partial X_{nk}} \end{pmatrix} = (I - \rho W)^{-1} \begin{pmatrix} \beta_k & W_{12} \theta_k & \dots & W_{1n} \theta_k \\ W_{21} \theta_k & \beta_k & \dots & W_{2n} \theta_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ W_{n1} \theta_k & W_{n2} \theta_k & \dots & \beta_k \end{pmatrix} \quad (7)$$

其中，第 k 个解释变量的直接效应和间接效应就是最右端方程中主对角线元素和非主对角线元素的平均值，分别表示本地区解释变量对本地区被解释变量的平均影响以及邻近地区解释变量对本地区被解释变量的平均影响。在不考虑诱发效应发生的情况下，第 k 个解释变量对被解释变量影响的总效应等于直接效应和间接效应之和。

### (三) 模型设定和数据来源

城市空间拓展是由多个系统相互作用而形成的一个复杂时空动态过程。为定量分析长三角城市群城市空间拓展的动力机制，本文在 Solow 模型以及相关文献基础上<sup>[6, 17, 21, 22]</sup>构建了一个影响城市空间拓展的计量模型，作为实证研究的工作基础：

$$\ln BD_{it} = \alpha + \beta_1 \ln GDP_{it} + \beta_2 \ln INV_{it} + \beta_3 \ln P_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

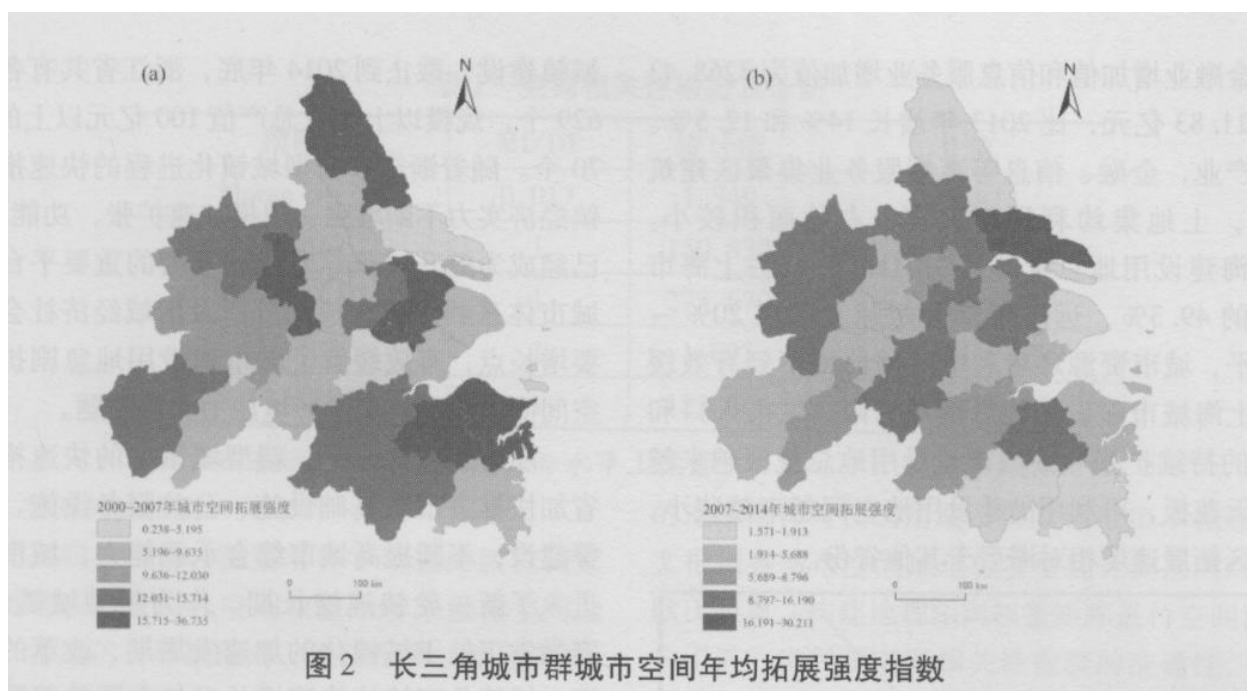
其中， $BD_{it}$ 表示城市 i 在 t 时期的市辖区建成区面积，用来衡量不同城市的空间拓展程度<sup>[35]</sup>。城市空间拓展的实质是城市在内外发展动力作用下城市地域的蔓延和城市空间的增厚。 $GDP_{it}$ 、 $INV_{it}$ 、 $P_{it}$ 分别表示城市 i 在 t 时期的市辖区经济发展水平、市辖区固定资产投资总额和市辖区人口规模，用来衡量城市经济发展水平、固定资产投资和人口规模对城市空间拓展的综合影响。当经济处于缓慢增长或稳定增长阶段，城市空间拓展表现为内涵式垂直空间拓展，紧凑度呈现明显的上升趋势。反之，当经济处于高速增长阶段，城市空间拓展表现为外延式水平空间拓展，紧凑度呈现明显的下降趋势<sup>[36]</sup>。

本文选取样本是 2000-2014 年长三角城市群 26 个核心城市市辖区的面板数据，相关数据主要来源于历年《中国城市统计年鉴》、《中国统计年鉴》以及各省市统计年鉴。

### 三、长三角城市群城市空间拓展格局

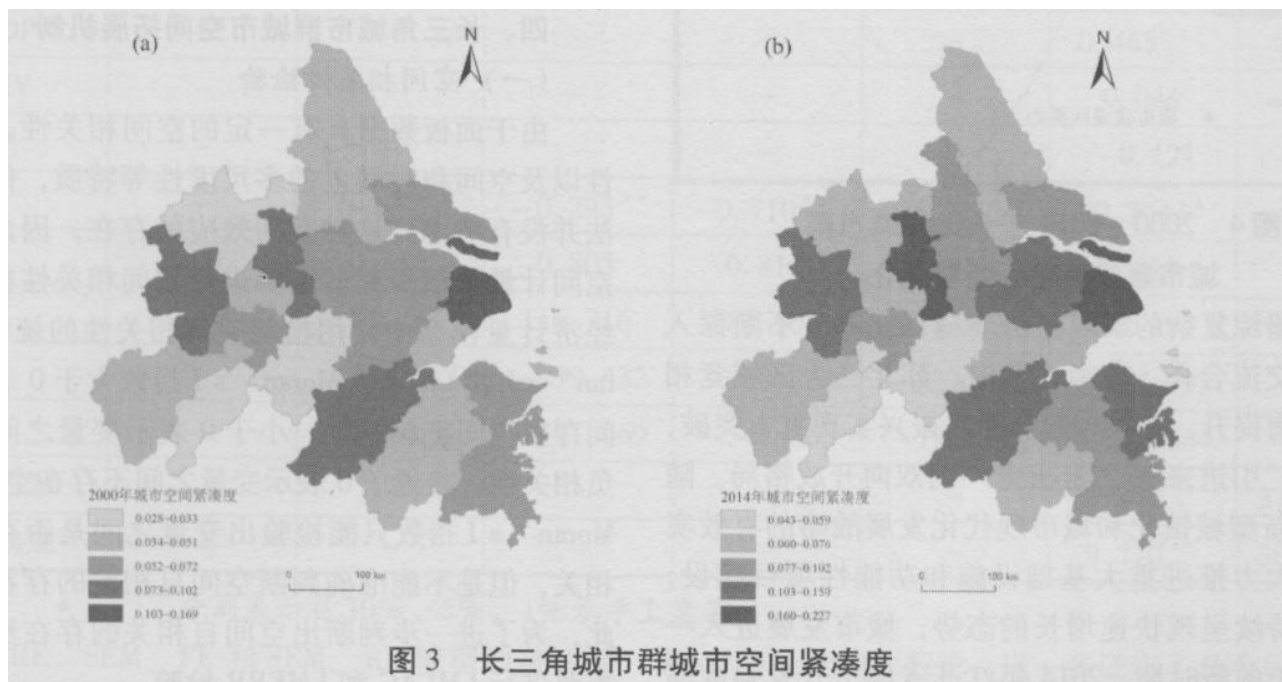
#### (一) 城市空间拓展强度

利用公式 (1) 计算 2000-2007 年、2007-2014 年两个时间段内长三角城市群城市空间年均拓展强度指数, 发现 2007-2014 年城市空间年均拓展强度指数相对 2000-2007 年有所减小 (图 2)。其中, 2000-2007 年长三角城市群城市空间年均拓展强度指数为 13.00%, 年均拓展强度指数较大的为南京、苏州、宁波等城市, 较小的为湖州、南通、铜陵和舟山。2007-2014 年长三角城市群城市空间年均拓展强度指数为 8.17%, 年均拓展强度指数较大的为南通、绍兴、苏州等城市。长三角城市群开始注重优化政策组合, 提高政策效率, 不断加快建设城际铁路、市域铁路以及综合交通枢纽等交通基础设施, 严格控制城市开发强度和建成区蔓延扩张, 强化各城市之间的协调发展, 积极优化长三角城市群区域国土空间开发新格局。



#### (二) 城市空间紧凑度

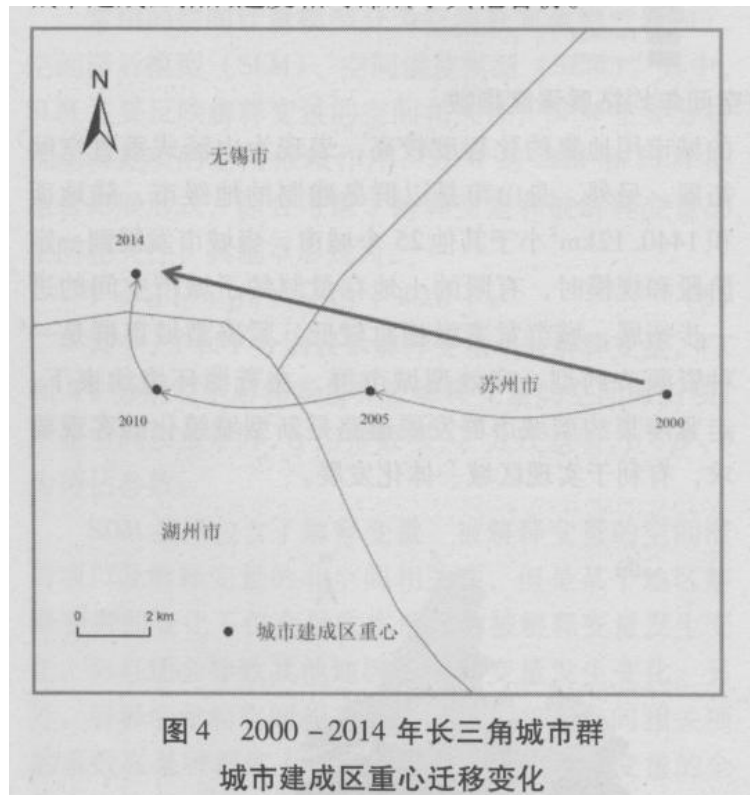
利用公式 (2) 分别计算 2000-2014 年长三角城市群城市空间拓展紧凑度, 发现长三角城市群区域整体紧凑度呈现明显的增长趋势, 但紧凑度总体水平不高 (图 3)。由于长三角城市群规划范围包括沪苏浙皖三省一市, 26 个核心城市在经济发展水平、产业集聚程度、交通可达性等方面存在较大差距, 导致长三角城市群紧凑度呈现出明显的区域差异性。上海、南京、杭州、合肥等城市的紧凑度相对较高, 说明这些城市的城市用地集约化程度较高, 表现为内涵式垂直空间拓展。另外, 舟山市是以群岛建制的地级市, 陆地面积 1440.12km<sup>2</sup> 小于其他 25 个城市, 当城市发展到一定阶段和规模时, 有限的土地存量制约了城市空间的进一步拓展, 城市紧凑度相对较低。紧凑型城市群是一种资源节约型、高效型城市群, 在资源环境约束下, 走紧凑集约型城市群发展道路是新型城镇化的客观要求, 有利于实现区域一体化发展。



### (三) 城市空间重心迁移

2000-2014 年长三角城市群城市建成区持续拓展，城市建成区重心呈现出向西北方向迁移的趋势，由最初的苏州市不断迁移到湖州市、无锡市（图 4）。21 世纪以来，随着区域经济一体化的不断深入和市场经济体制的不断完善，长三角城市群区域经济保持较快的增长速度，上海、南京、杭州等城市逐渐走向世界，城市建设用地不断增长。上海市作为中国最小的直辖市和面积最小的省级单位，土地资源紧缺在一定程度上影响了城市空间拓展。江苏省、浙江省和安徽省的城市建设规模不断扩大，丰富的土地资源为城市空间拓展提供了有效的空间余地。总之，不同类型行政区域的城市空间拓展模式和空间结构演变方式不同，各省市只有采取合理的城市空间拓展模式才能促进长三角城市群可持续发展。

随着改革开放的深度和力度不断加大，作为长三角城市群区域唯一的超大城市和直辖市，上海市全面推进上海自贸试验区制度创新，积极推动产业向园区集中，推进土地向规模经营集中，不断提升产业能级，优化建设用地结构，高端服务业集聚效应凸显。2014 年上海市金融业增加值和信息服务业增加值为 3268.43 亿元和 1211.83 亿元，比 2013 年增长 14% 和 12.5%。相对其他产业，金融、信息等高端服务业集聚区建筑密度较高，土地集约利用率较高，占地面积较小。2014 年上海建设用地总量高达 3124km<sup>2</sup>，约占上海市土地面积的 49.3%，远高于部分国际大都市 20%-30% 的水平，城市资源环境和空间制约得不到有效缓解。由于上海建设用地总规模有限，城市人口和空间规模的持续扩张导致城市建设用地总规模越来越接近规划天花板，可利用的建设用地空间越来越狭小，城市建成区拓展速度相对滞后于其他省份。



面对错综复杂的宏观经济环境，江苏省不断深入国际经济交流合作，苏南、苏中、苏北三大区域竞相发展，苏南提升、苏中崛起、苏北振兴实现重大突破，初步形成“引进来”、“走出去”的双向开放格局。随着江苏省新型城镇化和城市现代化发展战略的有效实施，全省大力推进重大基础设施和功能性项目建设，城镇化率持续呈现快速增长的态势，城市发展进入一个快速增长的新时期。2014 年江苏省国土开发强度高达 20.99%，居全国之首，部分苏南经济发达地区的开发强度已超过“30%”的国际警戒线，城市开发边界的无序蔓延导致了城市内部空间结构布局不合理以及城市间体系空间结构不协调。

浙江省是全国最早提出新型城镇化战略的省份，先后出台一系列加快城乡体制改革和政策创新的政策举措，提高了城镇化发展的质量，推进了城乡公共服务均等化，提升了主城区对周边县（市）的集聚辐射力和带动力。浙江省通过撤乡并镇、空间重组等策略主动开启经济发展的内需“引擎”，不断加快发展小城镇建设，截止到 2014 年底，浙江省共有各类建制镇 629 个，规模以上工业总产值 100 亿元以上的建制镇有 70 个。随着浙江省新型城镇化进程的快速推进，小城镇经济实力不断增强，规模加速扩张，功能不断提升，已经成为提升城镇综合承载能力的重要平台、现代化城市体系的重要组成部分以及区域经济社会发展的重要增长点，有效缓解了城市建设用地急剧扩张，发展空间明显不足，资源环境压力大等问题。

随着新型工业化、新型城镇化的快速推进，安徽省加快推进市政基础设施、公共服务设施、轨道交通等建设，不断提高城市综合承载能力，城市空间开发进入了新一轮快速增长期。作为新型城镇化试点省，安徽省正处于城镇化的加速发展期、改革的重要窗口期，城镇化率持续快速增长，与全国的差距在不断缩小，但仍落后于上海、江苏、浙江以及全国城镇化水平。安徽省根据自身经济发展水平、对外开放程度以及产业发展基础，充分发挥和拓展新的后发优势，以促进新型城镇化为主线，坚持实施中心城市带动战略，积极引导产业向开发区、产业园区集中，有序推进棚户区、城中村改造，不断优化和调整城市发展空间，探索城市空间综合利用新途径，城市建成区空间范围进一步扩张。



## 四、长三角城市群城市空间拓展机制

### (一) 空间相关性检验

由于面板数据具有一定的空间相关性、空间异质性以及空间和时间上的多尺度性等特质，传统估计方法并没有考虑到这种空间效应的存在，因此，在建立空间计量模型研究前需要进行空间相关性检验。空间经济计量模型中常用检验空间相关性的统计量有 Moran' s I 和 LM 等。Moran' s I 指数大于 0 表示变量之间存在空间正相关性，小于 0 表示变量之间存在空间负相关性，接近于 0 表示变量之间不存在空间相关性。Morn' s I 指数只能检验出变量之间是否存在空间自相关，但是不能准确判断空间自相关的存在形式。因此，为了进一步判断出空间自相关的存在形式，常常需要进行 LMLAG 和 LMERR 检验。

由于 SLM 和 SEM 是 SDM 的特殊形式，在对空间计量模型进行回归前需要进行相应的普通最小二乘法回归（表 1）。Moran' sI 指数等于 0.017，且通过 5% 的显著性检验，说明传统回归模型的误差还存在一定的空间相关性。LM 检验显示，LMERR 不显著的原假设在 5% 水平上被拒绝，LMLAG、R-LMERR 和 R-LMLAG 不显著的原假设在 1% 水平上被拒绝，表明 SLM 和 SEM 均通过了相关 LM 的显著性检验，应该进一步使用 SDM 进行模型拓展。

表 1 空间相关性检验及诊断

检验	MI/DF	统计值	P 值
Moran' s I	0.017	1.349	0.018**
LMLAG	1	150.837	0.000***
R-LMLAG	1	273.670	0.000***
LMERR	1	1.033	0.040**
R-LMERR	1	123.866	0.000***

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。

### (二) 空间杜宾模型回归分析

在空间回归分析中，需要对样本数据的区位因素进行量化处理，通常引入空间权重矩阵来量化空间上的接近性，常用的有邻接距离、经济距离、地理距离、产业距离以及技术距离等。由于舟山市是以群岛建制的地级市，与长三角城市群其他城市不相邻，因此本文根据各城市空间地理位置坐标计算出两两城市间的欧氏距离，构建地理距离权重矩阵进行空间回归分析。为了进一步判断空间相关性检验的准确性，本文分别进行了 SLM、SEM 和 SDM 回归（表 2）。

表 2 空间计量模型的估计结果

模型 变量	OLS	SLM_FE	SLM_RE	SEM_FE	SEM_RE	SDM_FE	SDM_RE
C	-2.907***	-	-2.069***	-	-1.794***	-	-3.114***
lnGDP	0.257***	0.236***	0.371***	0.278***	0.284***	0.056	0.249***
lnINV	0.054*	0.108***	0.118***	0.097***	0.084***	0.089***	0.106***
lnP	0.535***	0.115*	0.103***	0.084*	0.151***	0.261***	0.183**
WlnGDP	-	-	-	-	-	0.465***	0.304**
WlnINV	-	-	-	-	-	0.044	0.013

WlnP	-	-	-	-	-	-0.121	-0.024
p(A)	-	0.043	-0.293**	-0.710***	-0.707***	-0.704***	-0.677***
R2	0.907	0.815	0.805	0.814	0.813	0.819	0.814
LogL	-47.391	184.761	116.716	189.567	118.523	195.197	120.181
AIC	-	-359.522	-219.432	-369.134	-223.046	-374.393	-257.701
BIC	-	-339.691	-191.669	-349.303	-195.283	-342.664	-210.108
SDM- <sup>^</sup> SLM	-	-	-	-	-	20.240***	37.950***
SDM—SEM	-	-	-	-	-	9.770**	30.690***

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

SLM\_RE、SEM\_FE 和 SEM\_RE 模型的被解释变量空间滞后回归系数 P 和空间误差回归系数 A 通过了显著性检验，说明区域间外部性对长三角城市群城市建成区面积具有显著的空间依赖属性。对长三角城市群城市建成区进行研究时，不能忽视区位因素的存在和空间效应的影响，应该建立空间杜宾模型。根据赤池信息准则（AIC）、贝叶斯信息准则（BIC）和对数似然值准则（LogL）对模型的最优形式进行筛选，发现 SDM\_FE 的对数似然值准则（LogL）最大，赤池信息准则（AIC）、贝叶斯信息准则（BIC）最小，可知 SDM 的固定效应形式（SDM-FE）为最优模型。根据卡方检验值，SDM 转化为 SLM 和 SEM 在 1%和 5%水平上拒绝原假设，进一步证实了具有固定效应的空间杜宾模型是最优模型。

### （三）直接效应与间接效应

运用偏微分效应分解方法对具有固定效应的空间杜宾模型的空间溢出效应进行分解与测算（表 3）。各要素的空间效应分解值与 SDM\_FE 模型结果呈现一定的相似规律，从直接效应结果来看，人口规模（P）、固定资产投资（INV）和经济发展水平（GDP）是长三角城市群城市空间拓展的重要驱动要素，说明城市人口规模越大、固定资产投资越多、经济发展水平越高，越有利于城市空间拓展。

表 3 直接效应、间接效应和总效应

变量	直接效应		间接效应		总效应	
	SDM_FE	SDM_RE	SDM_FE	SDM_RE	SDM_FE	SDM_RE
lnGDP	0.046*	0.248***	0.261***	0.068	0.307***	0.315***
lnINV	0.090***	0.109***	-0.012	-0.040	0.078**	0.069**
lnP	0.266***	0.185**	-0.192	-0.092	0.075	0.094

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

人口规模是影响长三角城市群 26 个核心城市空间拓展的首要因素，直接溢出效应值是 0.266，表明当城市人口每增长 1 个百分点，城市建成区面积将增长 0.263 个百分点，人口集聚程度对城市建成区面积拓展具有重要影响。人口规模在某种程度上反映本地区的实际吸引力，是决定区域经济活力和发展潜力的重要指标。人口规模效益越大，区域市场规模效益就越大，越有利于发挥规模经济效应，从而降低本地区企业的生产服务成本。近年来，长三角城市群不断强化区域创新动力，公共资源和人口不断向市区集聚，中心城市人口规模迅速壮大。2014 年，长三角城市群市辖区总人口高达 6010 万人，大量流动人口涌进城市导致城市住房需求急速上升，城市建成区空间进一步拓展。适度控制中心城市人口的过快增长，引导人口加快向其他城市集聚，缓解中心城市空间拓展的压力，有利于区域协调发展。

固定资产投资是影响长三角城市群 26 个核心城市空间拓展的第二要素，直接溢出效应值是 0.090。投资是推动城市经济增

长的第一推动力，是促进科学技术转化为生产力的重要路径，是实现区域产业结构合理化的重要手段。固定资产投资是 GDP 的重要组成部分，增加固定资产投资可以形成一定规模的未来生产和服务能力，实现扩大再生产；促进相关行业扩大生产，为相关行业提供就业岗位；促进消费增长，提高人民生活水平，改善生活质量，增加城市单位用地面积的资本密度。近年来，长三角城市群不断完善城市道路基础设施建设，加大固定资产投资力度，有利于推动长三角城市群区域经济结构调整和发展方式的转变，推进区域基本公共服务均等化，提升中心城市综合承载力和辐射带动力，从而实现长三角城市群区域联动发展。

经济发展水平是影响长三角城市群 26 个核心城市空间拓展的第三要素，直接溢出效应值是 0.046。经济发展是城市空间拓展最根本、最直接的原因，经济发展速度的周期性决定了城市空间拓展速度以及城市空间结构分化形式的周期性。伴随着城市经济周期的波动性变化，城市空间拓展存在加速期、减速期和稳定期三个阶段。摊大饼式的城市空间拓展会加剧交通拥堵、环境污染、住房紧张等城市病的发生，不利于国民经济的持续稳定发展。只有当社会经济发展到一定阶段，才会增加实际收入水平，提高城市建设投资力度，促使城市空间大规模拓展，推动区域经济快速健康发展。中国经济进入新常态和社会转型的新阶段，中国经济增速逐步放缓，长三角城市群区域经济增长也开始逐渐放缓，经济发展动力不足、低成本优势丧失、环境问题日益严重、区域一体化程度较低等各种矛盾日益凸显。合理、有效地使用城市土地资源，促进土地资源的集约利用显得尤为重要。

从间接效应的回归系数来看，经济发展水平是影响长三角城市群周边区域城市空间拓展的重要因素，对周边区域城市空间拓展具有显著的空间溢出效应，间接溢出效应值为 0.261。当长三角城市群经济发展水平每提高 1%，引起周边区域城市空间拓展面积平均提高 0.261%。从总效应的回归系数来看，经济发展水平、固定资产投资是影响区域整体城市空间拓展的重要因素，总效应值分别为 0.307 和 0.078。当经济发展水平、固定资产投资每提高 1%，区域整体的城市空间拓展面积将提高 0.307% 和 0.078%。

虽然固定资产投资和人口规模对长三角城市群城市空间拓展具有一定的影响，但是对周边区域城市空间拓展的影响却不显著。这是由于大量人口流入长三角城市群，导致周边区域的人口大幅度减少，影响了周边区域经济发展和城市空间拓展。另外，增加长三角城市群固定资产投资，就会相应减少周边区域的固定资产投资，不利于周边区域提高资金、人才、技术等生产要素的集聚能力，不利于完善基础设施建设，给周边区域经济发展带来了一定的负面影响，表现出城市空间拓展的负向空间外部性。

## 五、结论与讨论

作为六大世界级城市群和中国经济发展最活跃的区域之一，长三角城市群主动适应引领发展新常态，着力推进供给侧结构性改革，加快推动产业结构转型升级。本文从城市空间拓展强度、紧凑度和重心迁移三个方面分析了长三角城市群 26 个核心城市空间拓展的格局特征，并运用空间杜宾模型从经济发展、人口规模、固定资产投资等方面探讨影响城市空间拓展的驱动因素，得出以下研究结论：

第一，长三角城市群城市空间年均拓展强度指数缓慢下降，整体紧凑度偏低，区域内部存在显著差异。2000-2007 年和 2007-2014 年长三角城市群城市空间年均拓展强度指数分别为 13.00% 和 8.17%，城市建成区持续拓展得到有效缓解。由于长三角城市群区域空间范围大，26 个核心城市经济发展水平、资源利用方式存在较大差异，影响着城市土地集约利用水平，导致长三角城市群综合紧凑度水平不高，区域内部存在着较大的空间差异性。

第二，长三角城市群城市建成区重心不断向西北方向迁移。2000-2014 年长三角城市群新型城镇化实现了快速发展，“三省一市”的城市建成区增长速度存在较大差异，增长速度从大到小依次为江苏、安徽、浙江、上海。不同类型行政区域的城市空间拓展模式和空间结构演变方式不同，上海市作为中国最小的直辖市和面积最小的省级单位，土地资源紧缺在一定程度上影响了城市空间拓展。

第三，人口规模、固定资产投资、经济发展水平是长三角城市群城市空间拓展的重要驱动因素。长三角城市群城市空间拓

展是经济、社会等因素综合作用的结果，人口规模、固定资产投资、经济发展水平在城市空间拓展过程中扮演着重要角色，对城市空间拓展的直接溢出效应值分别为 0.266、0.090 和 0.046。随着长三角城市群新型城镇化快速推进，大量人口不断流入，26 个核心城市通过发挥区域比较优势，改善基础设施条件，完善城市服务功能，为城市空间拓展创造新的发展空间。

第四，长三角城市群城市空间拓展对周边区域产生外部经济性。经济发展水平不仅会影响长三角城市群城市空间拓展，还会对周边区域城市空间拓展产生显著的间接空间溢出效应，长三角城市群经济发展水平每提高 1%，周边地区城市空间拓展面积将平均提高 0.261%，整个区域的城市空间拓展面积将平均提高 0.307%。当大量人口和资金流入长三角城市群，会形成一定规模的集聚效应，不利于周边区域城市空间结构优化和经济社会发展。

经济新常态背景下，长三角城市群不能一味追求人口城镇化和土地城镇化的单向城市空间拓展，以创新、协调、绿色、开放、共享的发展理念为引领，转变经济增长方式，构建合理的土地制度，降低粗放型城镇化与城市蔓延速度，完善城市空间结构体系，培育发展城市社会多样性，促进城市功能综合化与大中小城市协调发展，形成协调有序、联动发展空间格局，实现以人为本的新型城镇化，将成为长三角城市群发展的一种必然趋势。城市空间拓展是一个复杂的时空演化过程，是自然、经济、社会、文化、政策等多方面因素共同作用的结果，不同类型行政区域的城市空间拓展动力、制约因素和基本模式存在差异。本文只针对长三角城市群区域整体的城市空间拓展机制进行研究，缺乏对不同类型行政区的城市空间拓展模式、空间结构演变进行比较分析，也缺乏对长三角城市群未来城市空间拓展情况进行模拟与预测，这些还有待进一步深入探讨。另外，由于各省市相关数据的统计口径不一致，造成了相互间的数据存在差异，给实证结果带来了一定误差。因此，在以后的研究中应该加强遥感技术、GIS 空间分析方法以及质性研究方法的应用，减少数据本身的误差。

#### 参考文献:

- [1] 郭月婷, 廖和平, 彭征. 中国城市空间拓展研究动态[J]. 地理科学进展, 2009, 28(3):370-375.
- [2] 张庭伟. 1990 年代中国城市空间结构的变化及其动力机制[J]•城市规划, 2001, 25(7):7-14.
- [3] 闰梅, 黄金川. 国内外城市空间扩展研究评析[J]. 地理科学进展, 2013, 32(7):1039-1050.
- [4] 王钊, 杨山, 王玉娟, 等. 基于最小阻力模型的城市空间扩展冷热点格局分析——以苏锡常地区为例[J]. 经济地理, 2016, 36(3):57-64.
- [5] 祝灵冉, 冯健. 经济欠发达地区中心城市空间拓展分析——以南充市为例[J]•地理研究, 2010, 29(I):43-56.
- [6] 邓羽, 司月芳. 北京市城区扩展的空间格局与影响因素[J]•地理研究, 2015, 34(12):2247-2256.
- [7] Wang K, Wei Q I, Deng Y. The research on urban spatial expansion and its space - time stability in China since 2000 [ J ]. Geographical Research, 2014, 33 ( 7 ): 1195 -1206.
- [8 ] Paulsen K. Yet even more evidence on the spatial size of cities: Urban spatial expansion in the US, 1980 -2000 [J]. Regional Science & Urban Economics, 2012, 42(4) : 561 -568.
- [9] 陈雪依, 姚亦锋. 基于 SPSS 分析的南京土地集约利用空间分异研究[J]. 城市发展研究, 2010, 17(1): 113-117.
- [10] 王良健, 李辉, 石川. 中国城市土地利用效率 及其溢出效应与影响因素[J]. 地理学报, 2015, 70(II) : 1788 -1799.

- 
- [11] Zitti, Marco, Ferraya, et al. Long - term urban growth and land use efficiency in southern Europe : implications for sustainable, land management [ J ]. Sustainability, 2015, (7): 3359 -3385.
- [12] Lee S, Choi J. The impact of micro urban space structure on land price of commercial real estate [ J ]. Spatial Information Research, 2017, 25(2) : 1 -14.
- [13] 冯科, 吴次芳, 韦仕川, 等. 城市增长边界的理论探讨与应用[J]. 经济地理, 2008, 28(3) :425 -429.
- [14] 刘辉, 张志贲, 税伟, 等. 资源枯竭型城市增长 边界划定研究——以淮北市为例[J]. 自然资源学报, 2017, 32(3) : 391 -405.
- [15] Broen S C, Lombard J, Toro M, et al. Walking and proximity to the urban growth boundary and central business district [ J ]. American Journal of Preventive Medicine, 2014, 47(4) : 481 -486.
- [16] Tayyebi A, Perry P C, Tayyebi A H. Predicting the expansion of an urban boundary using spatial logistic regression and hybrid raster - vector routines with remote sensing and GIS [ J ]. International Journal of Geographical Information Science, 2014, 28(4) : 639 -659.
- [17] 袁甲, 沈非, 黄薇薇, 等. 改革开放以来芜湖市 城市空间扩展及驱动力分析[J]. 人文地理, 2015, (3): 72 -78.
- [18] Che Q, Duan X, Guo Y, et al. Urban spatial expansion process, pattern and mechanism in Yangtze River Delta [ J ]. Acta Geographica Sinica, 2011, 66(4) : 446 -456.
- [19] Ianos I, Sirodoev I, Pascariu G, et al. Divergent patterns of built - up urban space growth following post -socialist changes [ J ] • Urban Studies, 2016, 53 (15 ): 3172 -3188.
- [20] Hernandez - Flores M D L L, Otazo - Sanchen E M, Galeana - Pizana M, et al. Urban driving forces and megacity expansion threats. Study case in the Mexico City periphery [ J ]. Habitat International, 2017, 64(4): 109-122.
- [21] 谭雪兰, 欧阳巧玲, 江喆, 等. 基于 RS/GIS 的 长沙市城市空间扩展及影响因素[J]. 经济地理, 2017, 37(3): 81 -85.
- [22] 张修芳, 牛叔文, 冯骁, 等. 天水城市扩张的时空特征及动因分析[J]. 地理研究, 2013, 32(12): 2312 -2323.
- [23] 邓羽. 城市空间扩展的自组织特征与规划管控效应评估——以北京市为例[J]. 地理研究, 2016, 35 (2) : 353 -362.
- [24] 赵耀龙, 张珂, 彭永俊, 等. 基于地理模拟方法 的昆明市空间拓展情景分析[J]. 地理研究, 2014, 33 (1) : 119-131.