

# 长江经济带市域人口城镇化的时空特征及影响因素<sup>\*1</sup>

刘欢<sup>1, 2</sup> 邓宏兵<sup>1, 2</sup> 谢伟伟<sup>1, 2</sup>

(1. 中国地质大学(武汉)经济管理学院, 中国湖北武汉 430074;

2. 湖北省区域创新能力监测与分析软科学研究基地, 中国湖北武汉 430074)

**【摘要】:**从人口城镇化发展过程中的空间特征出发,以长江经济带130个主要城市为研究对象,分析长江经济带2006—2013年长江经济带人口城镇化的全局和局部空间演化特征及差异。在空间分析的基础上,利用空间面板数据构建空间计量模型,研究长江经济带人口城镇化空间差异的影响因素。结果表明:长江经济带人口城镇化全局空间自相关显著,局部集聚态势减弱,存在明显的空间分异;空间溢出效应明显,且正向溢出效应大于负向溢出效应。其中城市面积、教育水平对人口城镇化的空间差异存在负向影响,产业结构的优化和城市经济发展水平、区域创新能力、对外开放程度的提高,会对人口城镇化的空间格局产生正向影响,且目前绿色发展水平对长江经济带人口城镇化的空间差异影响并不显著。

**【关键词】:**长江经济带;新型城镇化;人口城镇化;区域创新能力;绿色发展;空间格局

**【中图分类号】:**F061 **【文献标志码】:**A **【文章编号】:**1000-8462(2017)03-0055-08

DOI: 10.15957/j.cnki.jjdl.2017.03.008

城镇化是经济主体从农业为主的农村经济转变为工业经济为主的城镇经济过程<sup>[1]</sup>,加快推进人口城镇化对实现城乡一体化、扩大内需、实现经济稳定增长具有重要意义,是解决三农问题的根本出路,更是实现现代化的必要前提。积极探索研究适合中国特色的人口城镇化道路,是实施新型城镇化战略、促进城乡共同发展的必要举措<sup>[2]</sup>。然而,目前我国的人口城镇化在发展过程中普遍存在土地城镇化和工业化超前于人口城镇化、户籍人口城镇化滞后于常住人口城镇化等问题<sup>[3-4]</sup>,人口城镇化在空间上的差异性越来越突出<sup>[5]</sup>,空间上的不均衡阻碍了城乡二元结构的破解,不利于经济社会的全面协调发展。2014年9月发布的《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》中,明确指出“要全面推进长江经济带以人为核心的新型城镇化建设,优化城镇化布局和形态,增强城市可持续发展能力”<sup>[6]</sup>,将长江经济带的人口城镇化建设摆在战略高地。

人口城镇化问题是全面推进新型城镇化建设的关键问题,也是经济学家、社会学家关注的重点问题。目前,关于人口城镇化的研究主要分为两个阶段,第一阶段是从时间维度衡量,主要以人口普查数据为基础,对人口城镇化水平<sup>[6-8]</sup>及质量<sup>[9]</sup>进行测度,或探讨人口城镇化与社会、经济、产业、环境等系统之间的相关性和协调性<sup>[10-13]</sup>;第二阶段是加入空间角度对人口城镇化的空间特征进行分析。1990年代以后,学术界逐渐认识到人口城镇化的推进不仅是城镇化率的提高问题,更是空间视角上城镇化发展的均衡性的问题,因此逐步将区域要素增长机制与地理单元间的相互作用相结合,引入空间分析方法探讨人口城镇化增长空间差异问题<sup>[14-15]</sup>。并提出,人口城镇化的空间差异不仅与区域经济发展水平和人口空间集聚密切相关,也受到城市产

<sup>1</sup> 收稿时间:2016-08-20;修回时间:2016-10-28

基金项目:国家社会科学基金项目(14BSH028)

作者简介:刘欢(1993—),女,江西赣州人,博士。主要研究方向为区域经济学。E-mail: liuhuan\_cug@163.com。

---

业、社会、环境的综合影响<sup>[16]</sup>。研究者对人口城镇化的影响因素的研究，主要通过定性分析<sup>[17]</sup>、因子分析<sup>[18-19]</sup>、构建地理加权回归模型（GWR）<sup>[20-21]</sup>进行分析。

综合来看，目前关于人口城镇化的研究主要有三个特征：第一，在研究区域上，主要以全国、省级或主要地区为研究对象，较少从地级市层面出发，进行更全面和更细微的刻画；第二，在研究思路，传统的研究思路是比较各个地区城镇化率在数值上的差异，将各个区域相对“孤立”进行简单的回归分析，忽略了各个区域人口城镇化发展过程中的空间相关性，欠缺对空间依赖性和空间异质性的分析；第三，在数据的选择上，多选择截面数据，使用一年或多年的平均值，没有考虑时间异质性对人口城镇化的影响。基于此，本文纳入空间研究视角，在使用空间分析方法研究 2006—2013 年长江经济带 130 个主要城市人口城镇化的时空动态特征和空间差异的前提下，综合考虑人口城镇化的时间和空间异质性对人口城镇化发展的影响，利用空间面板数据，建立空间计量模型来分析人口城镇化空间差异的影响因素。

## 1 研究区域、数据与方法

### 1.1 研究区域

长江经济带全域面积约 205 万 km<sup>2</sup>，覆盖上海、浙江、江苏、安徽、湖北、湖南、江西、云南、贵州、重庆、四川等 11 省市。为了保证研究区域在地理上的连续性，同时全面反映长江经济带人口城镇化的空间特征，本文以 2012 年行政区域调整为基础，选取长江经济带全部地级及地级以上城市作为研究区域。其中，由于湖北省的仙桃、天门和潜江是属于省直管的县级市，因此将其纳入研究范围。最终，共包含 130 个城市为研究对象。

### 1.2 数据说明

本文以 2006—2013 年为研究时段，用城镇化率来衡量长江经济带主要城市的人口城镇化水平，且城镇化率的统计口径为区域常住人口占总人口的比重。城镇化率主要来源于人口普查数据和年鉴数据，人口普查数据虽覆盖范围广，但更新周期长，因此难以反映城镇化的最新空间变化和空间差异，因此本文以 2007—2014 年的《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》及长江经济带九省二市统计年鉴中的城镇化率数据为基础来分析长江经济带人口城镇化的空间特征，个别缺失数据利用插值法进行估算。城镇化率由 ArcGIS10.2 进行可视化表达，空间分析使用 GeoDa095i 完成，并利用 MatlabR2012a 进行空间面板数据分析。

### 1.3 研究方法

#### 1.3.1 空间统计分析方法

##### 1.3.1.1 全局空间自相关

全局空间自相关是指地理上具有相邻性的经济现象或者属相，受经济地理的空间依赖或者空间关联影响而存在相关性。本文选取 Moran's I 系数来测度长江经济带 130 地级市的空间集聚性，分析人口城镇化水平在整个区域内的空间分布状况，其计算公式为：

$$I = \frac{n \sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\left( \sum_i \sum_j w_{ij} \right) \sum_i (x_i - \bar{x})^2} \quad (1)$$

式中：n 为地理单元数； $x_i$  和  $x_j$  表示某现象在地理单元 i 和 j 的观测值； $\bar{x}$  表示样本平均值； $w_{ij}$  表示 i 和 j 地理单元之间关系的权重矩阵，当地区 i 和地区 j 不相邻时， $w_{ij}$  取值为 0，反之当地区 i 和地区 j 相邻时， $w_{ij}$  取值为 1。Moran' s I 的取值范围介于 [-1, 1]，当地区空间事物存在聚集效应时，其值大于 0 且聚集效应越强取值约接近于 1；反之，当其值小于 0 时表明空间事物是分散属性的，且分散效应越明显取值越接近于-1；当其值等于 0 时，属于空间随机分布，表明空间事物既不存在聚集效应也不存在分散效应。

### 1.3.1.2 局部空间自相关

由于全局统计 Moran' s I 很难发现存在于不同位置的空间关联，因此需要用局部空间统计量（Local Indicators of Space Association，简称 LISA）来进行局域空间自相关分析。LISA 统计量的计算公式为：

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

式中：n， $x_i$ ， $x_j$ ， $\bar{x}$ ， $w_{ij}$  含义同公式 (1)； $S = \left( \sum_{j=1}^n x_j^2 \right) / (n-1) - \bar{x}^2$ ，表示样本的标准化值。LISA 的 Z 检验：

$$Z(I_i) = \frac{I_i - E(I_i)}{S(I_i)} \quad , \quad \text{其中,} \quad S(I_i) = \sqrt{\text{var}(I_i)} \quad .$$

采用 Bonferroni 标准可以对  $I_i$  进行显著性检验，在  $I_i$  显著的情况下， $I_i > 0$ ，且  $Z_i > 0$ ，则空间相关属于第一象限（H-H），表示城市自身和周边城市城镇化水平均较高； $I_i < 0$ ，且  $Z_i > 0$ ，则空间相关属于第二象限（H-L），表示城市自身城镇化水平较高，周边低； $I_i < 0$ ，且  $Z_i < 0$ ，则空间相关属于第三象限（L-H），说明城市自身城镇化水平低，但被高城镇化水平城市包围； $I_i > 0$ ，且  $Z_i < 0$ ，则空间相关属于第四象限（L-L），表示城市自身与周边城市都属于城镇化水平低区域。

### 1.3.2 空间面板计量经济学模型构建及变量选择

#### 1.3.2.1 模型构建

首先，根据空间距离建立一阶相邻函数空间矩阵 W，表达空间单元的相互连接关系，通过 Rook 相邻判定规则分别进行赋值，其中对角线上的元素记为 0，其他元素满足函数当区域空间相邻时值为 1，空间不相邻时记为 0，并对空间矩阵 W 进行标准化处理。其次，建立空间面板模型。空间计量经济学所研究的效应主要包括空间依赖和空间异质性，Anselin 认为空间相关性主要表现在两个方面：一方面是因变量由于样本测量时所产生的误差而产生的空间依赖，即空间误差模型（Spatial Error Model，SEM）；

另一方面是误差项因相邻地区空间相互影响的客观存在而在空间上显示的相关性，即空间滞后模型（Spatial Lag Model, SLM）<sup>[22]</sup>。

SEM 模型可表示为：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^n \alpha_j X_{itj} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， $\varepsilon_{it} = \lambda W \varepsilon_{it} + \mu_{it}$ ， $\mu_{it} \sim N(0, \delta^2 I)$ 。

SLM 模型可表示为：

$$Y_{it} = \alpha + \rho W Y_{it} + \sum_{j=1}^n \alpha_j X_{itj} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中， $\varepsilon_{it} \sim N(0, \delta^2 I)$ 。

式中：Y 为因变量， $X_i$  为一系列自变量； $\varepsilon_{it}$  和  $\mu_{it}$  为服从正态分布的随机误差项； $\alpha_0$  为截距项； $\alpha_j$ 、 $\rho$ 、 $\lambda$  为相关系数。在空间模型下，变量  $X_i$  对变量 Y 的偏效应除了被系数  $\alpha_j$  解释，还体现在空间的溢出效应，即邻近地区对该地区的影响，且随着空间距离的增加外部性降低，在 SLM 模型下，空间外部偏效应可表示为：

$$\alpha_j \sum_{q=1}^{\infty} \lambda^q = \frac{\alpha_j \lambda}{1 - \lambda} \quad (5)$$

直接效应和间接效应的加总等于为变量  $X_i$  对变量 Y 的总体偏效应，表现为：

$$\alpha_j \sum_{q=0}^{\infty} \lambda^q = \frac{\alpha_j \lambda}{1 - \lambda} \quad (6)$$

### 1.3.2.2 变量选择

结合学者对人口城镇化发展影响因素的研究，本文从经济发展水平、产业结构、城市面积、教育水平、区域创新、对外开放能力和绿色发展水平 7 个方面来构建人口城镇化影响因素的空间计量模型。其中，经济发展水平用人均 GDP 代表，用二三产业产值占 GDP 比重衡量产业结构，城市面积使用城市建成区面积代表，教育水平选取每万人在校大学生人数为代表性指标，区域创新能力选取 R&D 支出经费占 GDP 比重表示，对外开放水平用进出口总额占 GDP 比重表示，绿色发展水平选取单位地区生产总值能耗进行解释。同时，为了提高数据的可对比性、降低数据空间异方差的影响，将所有数据进行取对数运算。

## 2 长江经济带人口城镇化时空格局及特征

### 2.1 长江经济带市域人口城镇化时空特征

人口城镇化的空间分布，最直观地表现在城镇化率的时间和空间变化，为了直观地看出其变化规律和空间特征，运用 ArcGIS10.2 对 2006 年和 2013 年为时间节点对长江经济带城镇化率进行可视化表达。从图 1 可以看出，长江经济带人口城镇化时空演化表现出以下特征：

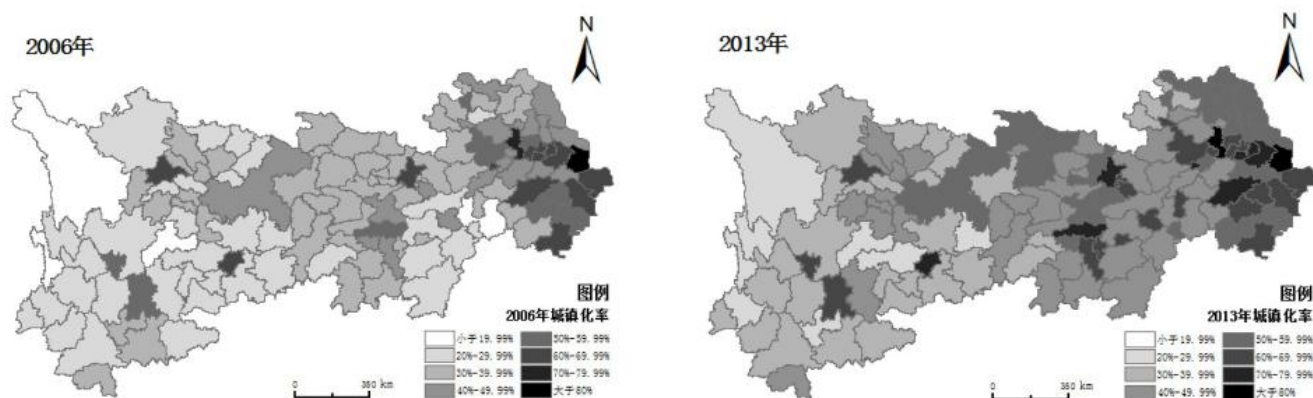


图1 长江经济带市域城镇化率空间分布图

Fig.1 The district urbanization rate space distribution in Yangtze river economic belt

第一，长江经济带人口城镇化水平总体呈现东北高一西南低的空间格局，区域差异明显。东部沿海地区的城镇化率水平较高的区域主要集中在长江三角洲城市群，主要包括上海、浙江、江苏和安徽四省的主要城市，而云南、贵州和四川的大部分城市的人口城镇化水平还处于低水平发展阶段，表现出明显的空间差异。

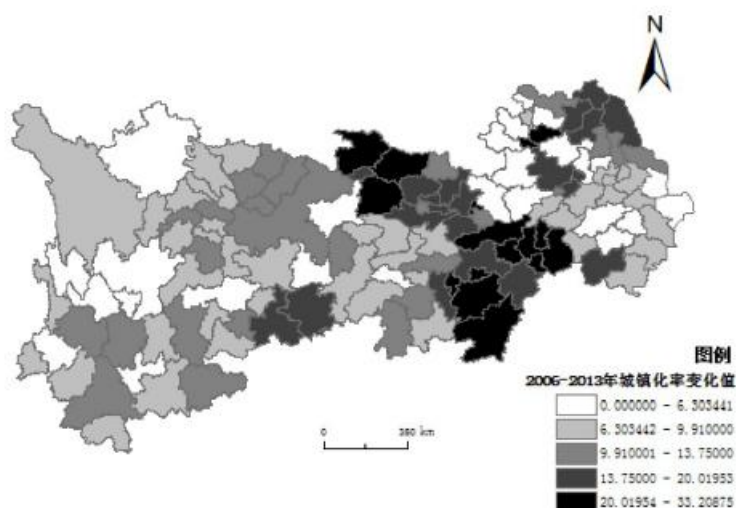


图2 2006—2013年长江经济带市域城镇化率变化值(%)

Fig.2 The district urbanization rate change value in Yangtze river economic belt in 2006–2013

第二，2006—2013 年，长江经济带人口城镇化的发展速度不断提高，并呈现中部地区>西部地区>东部地区的发展态势。为了研究其城镇化率变化速度，将 2006—2013 年各城市的城镇化率变化值使用自然断裂法分成 5 个等级，从图 2 可以看出，中部地区人口城镇化发展明显快于西部、东部地区。其中东部城市人口城镇化增长幅度小，主要受起点高、增长空间小的影响，加上发达城市的人口相对饱和、人口准入机制严格，农村人口无法真正享受城市居民待遇，制约了其人口城镇化水平的提高速度。同时，国家针对东、中、西部区域发展不协调问题，出台相关政策措施，大力推动中部、西部城市城镇化进程。中部城市依托地缘优势承接东部城市产业转移，在中部资源承载力强的城市已经逐渐形成新的增长极，促进了人口的合理流动，最终实现中部城市人口城镇化水平的显著提高。而长江经济带西部城市由于人口城镇化水平起点低、经济基础弱，虽然人口城镇化水平逐渐提高，但速度趋缓。

## 2.2 长江经济带人口城镇化空间差异分析

### 2.2.1 全局空间自相关显著，高城镇化水平城市辐射带动作用增强

从长江经济带 130 个主要城市 2006—2013 年人口城镇化的 Global Moran's I 估计值来看，Moran's I 的值均为正数且最小值为 0.4154，表明长江经济带主要城市的人口城镇化在空间上具有显著的正相关，集聚分布态势明显，且高一高象限和低一低象限的地区在空间上分布相对集中，具有高城镇化水平的城市对周边城市的辐射带动作用不断增强。

**表 1 2006—2013 年长江经济带市域人口  
城镇化全局 Moran's I 值**  
**Tab.1 The district population urbanization global  
Moran's I values of Yangtze river economic belt**

|           | 2006   | 2007   | 2008   | 2009   | 2010   | 2011   | 2012   | 2013   |
|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Moran's I | 0.4769 | 0.4587 | 0.4154 | 0.4668 | 0.4958 | 0.4871 | 0.4629 | 0.4572 |
| Z 值       | 15.04  | 14.58  | 12.38  | 14.39  | 15.33  | 14.82  | 14.15  | 13.93  |
| P 值       | 0      | 0      | 0      | 0      | 0      | 0      | 0      | 0      |

总体来看，全局 Moran's I 值有升有降，但总体由 2003 年的 0.4769 下降到 2013 年的 0.4572，这说明长江经济带人口城镇化的空间集聚度有所减弱，人口城镇化空间分布格局趋于扩散。高水平城市逐渐发挥辐射带动作用，同时国家加快新型城镇化特别是人口城镇化建设进程，实现低水平城市的人口城镇化速度加快，使得全局 Moran's I 有下降趋势，人口城镇化发展趋于协调。因此，在城镇化进程中，应继续推进新型城镇化政策的实施，加快城镇化低水平城市资源开发利用效率和高水平城市产业转移的速度，进一步缩小城镇化高水平城市和低水平城市、长江三角洲城市群与长江中游城市群、成渝城市群之间的发展差异。

### 2.2.2 局部集聚态势减弱，城市空间分异明显

为深入探究长江经济带人口城镇化主要城市的空间集聚性及其时空演变情况，以 2006、2008、2010 和 2013 年 4 个时间断面为时间节点，绘制其 LISA 集聚图（图 3）。从图 3 可以看出，长江经济带人口城镇化的局部空间演化主要有以下特点：



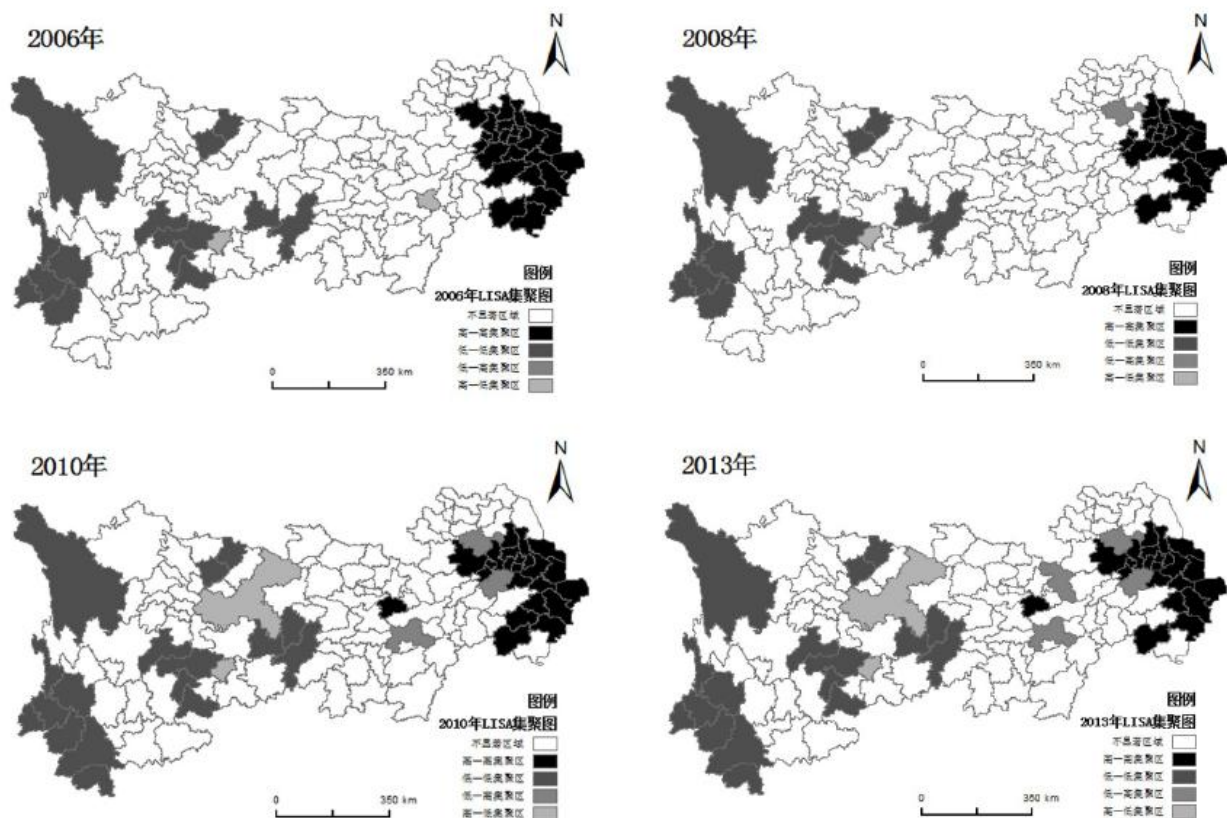


图3 长江经济带市域人口城镇化空间LISA集聚图

Fig.3 The district population urbanization Lisa agglomeration space diagram of Yangtze river economic belt

第一，长江经济带人口城镇化的局部空间格局保持相对稳定。在选取的4个代表性年份中，长江三角洲城市群，即上海、江苏（无锡、常州、苏州、南通、扬州、镇江、泰州）、浙江（宁波、嘉兴、湖州、绍兴、舟山、台州、丽水）、安徽（芜湖、马鞍山）的人口城镇化发展均呈现“高一高”集聚态势，表示自身人口城镇化发展水平高、周边城市的水平也高。反之，成渝城市群和黔中、滇中城市群，主要包括四川（南充、巴中、甘孜藏族自治州）、贵州（六盘水、毕节、铜仁、黔西南布依族苗族自治州）、云南（保山、昭通、临沧、大理、德宏、怒江）的人口城镇化发展均呈“低—低”分布格局。长江经济带人口城镇化自身发展水平高、周边城市发展水平也高的区域主要分布在沿海地区，并呈现相对稳定的发展格局；自身发展水平低、周边城市发展水平也较低的区域主要集中在西部及西南城市。这一空间格局的形成和演变主要受城市的区位条件和经济基础的影响，经济发展水平的高低会直接影响人口的流动方向和规模，高经济收入的吸引和社会保障的提高会加速农村居民转移就业，通过转变为城市市民来享受更好的城市基础设施、社会保障等。

第二，长江经济带人口城镇化的空间分异明显。LISA集聚图主要表现为“高一高”和“低—低”集聚，空间集聚明显。总体而言，2006—2013年，长江经济带城市人口城镇化发展水平同质单元（“高一高”和“低—低”空间正相关）的比重由2006年的27.69%上升到29.23%，异质单元（“低—高”和“高一低”）由1.54%上升到4.62%，表明长江经济带主要城市的人口城镇化发展存在明显的空间异质性，且异质性在空间上越来越显著。

### 3 长江经济带市域人口城镇化空间差异的影响因素分析

为研究长江经济带人口城镇化空间差异的影响因素，本文以城镇化率为因变量，以代表经济发展水平、产业结构、城市面积、教育水平、区域创新、对外开放能力和绿色发展水平7个方面的指标为自变量，在对数据进行对数运算的基础上，进行空

间标准面板模型的回归。

3.1 空间面板回归模型的选择

借助 MatlabR2012a，首先采用混合普通最小二乘估计方法（PLS）、广义最小二乘估计（GLS）对标准面板数据计量模型进行估计，接着使用极大似然估计（ML）对空间面板模型进行估计，包括具有空间固定、时期固定、时期空间双固定和混合回归的空间标准面板模型<sup>[23-24]</sup>。

从模型估计结果来看，本文适用时期空间双固定的空间杜宾模型来分析长江经济带人口城镇化空间差异的影响因素。

3.2 空间面板回归模型结果分析

从整体来看，空间杜宾面板模型的结果显示调整后的  $R^2$ 、 $\log L$ 、 $\delta^2$  等统计量显示模型的整体拟合水平较高，调整后的  $R^2$  达到 0.9438，表明解释变量与被解释变量之间有良好的拟合关系，能够较全面地解释被解释变量；在 7 个解释变量中，除了绿色发展水平的相关系数没有通过显著性检验，其余解释变量的相关系数均通过显著性检验，表明除绿色发展水平外，其余解释变量在不同程度上对人口城镇化的空间差异有显著的影响，但影响的程度不同；最后，空间加权变量  $W \cdot Y(X)$  只有区域创新和对外开放水平通过了 5% 水平下的显著性检验，表明长江经济带人口城镇化的空间差异与区域创新和对外开放水平在空间上具有非常明显的空间联动性。具体来看，表 2 和表 3 呈现的空间杜宾模型分析结果具有以下特征：

表 2 长江经济带人口城镇化空间杜宾面板模型估计结果  
Tab.2 Population urbanization SDPDM estimate result  
of Yangtze river economic belt

| 变量             | 时期空间双<br>固定效应          | 时期空间双固定<br>效应(偏差修正)   | 时期空间双固定<br>空间随机效应     |
|----------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| <i>ECO</i>     | 0.15239***<br>(0.0000) | 0.1521***<br>(0.0000) | 0.0895***<br>(0.0000) |
| <i>IND</i>     | -0.0203**<br>(0.0237)  | -0.0202**<br>(0.0357) | -0.0210**<br>(0.0322) |
| <i>URBAN</i>   | -0.0287*<br>(0.0849)   | -0.0288*<br>(0.1067)  | 0.0334**<br>(0.0214)  |
| <i>EDU</i>     | -0.0261**<br>(0.0144)  | -0.0261**<br>(0.0224) | 0.0218**<br>(0.0278)  |
| <i>R&amp;D</i> | 0.0144**<br>(0.0075)   | 0.0143**<br>(0.0133)  | 0.0241***<br>(0.0000) |
| <i>OPEN</i>    | 0.0095***<br>(0.0425)  | 0.0094*<br>(0.0608)   | 0.0228***<br>(0.0000) |
| <i>GREEN</i>   | 0.0123<br>(0.4110)     | 0.0124**<br>(0.4394)  | -0.0040<br>(0.7923)   |
| <i>W·ECO</i>   | 0.0532<br>(0.4386)     | 0.0492*<br>(0.5038)   | 0.0409<br>(0.1555)    |
| <i>W·IND</i>   | -0.0166<br>(0.3267)    | -0.0159<br>(0.3799)   | -0.0178<br>(0.3330)   |
| <i>W·URBAN</i> | 0.0417<br>(0.2502)     | 0.0418<br>(0.2807)    | 0.0326<br>(0.2886)    |
| <i>W·EDU</i>   | 0.0075                 | 0.0080                | -0.0081               |



|                           |            |           |            |
|---------------------------|------------|-----------|------------|
|                           | (0.7191)   | (0.7224)  | (0.6913)   |
| <i>W·R&amp;D</i>          | 0.0213**   | 0.0207**  | 0.0150*    |
|                           | (0.0195)   | (0.0346)  | (0.0886)   |
| <i>W·OPEN</i>             | 0.0177**   | 0.0172*   | 0.0120     |
|                           | (0.0347)   | (0.0543)  | (0.1640)   |
| <i>W·GREEN</i>            | -0.0189    | -0.0190   | -0.0197    |
|                           | (0.4727)   | (0.5014)  | (0.4538)   |
| <i>AdjR<sup>2</sup></i>   | 0.9438     | 0.9439    | 0.9261     |
| <i>logL</i>               | 1186.7241  | 1186.7241 | 864.041    |
| <i>δ<sup>2</sup></i>      | 0.0059     | 0.0068    | 0.0071     |
| <i>Wald_spatial_lag</i>   | 13.4545*   | 11.1682   | 12.3082*   |
|                           | (0.0618)   | (0.1314)  | (0.0909)   |
| <i>LR_spatial_lag</i>     | 13.2515*   | 13.2589*  | 12.4365*   |
|                           | (0.0662)   | (0.0660)  | (0.0871)   |
| <i>Wald_spatial_error</i> | 20.6425*** | 17.5776** | 31.9926*** |
|                           | (0.0043)   | (0.0140)  | (0.0000)   |
| <i>LR_spatial_error</i>   | 20.4439*** | 20.4395** | 42.5439*** |
|                           | (0.0047)   | (0.0047)  | (0.0000)   |

表3 各解释变量对长江经济带人口城镇化增长的效应  
Tab.3 The growth effect of explanatory variables to population urbanization of Yangtze river economic belt

| 变量             | 总体<br>偏效应 | 直接偏效应   |       | 间接偏效应   |       |
|----------------|-----------|---------|-------|---------|-------|
|                |           | 弹性      | 占比(%) | 弹性      | 占比(%) |
| <i>ECO</i>     | 0.2764    | 0.1573  |       | 0.1191  |       |
| <i>IND</i>     | -0.0496   | -0.0217 |       | -0.0280 |       |
| <i>URBAN</i>   | 0.0188    | -0.0258 |       | 0.0446  |       |
| <i>EDU</i>     | -0.0229   | -0.0260 | 40.65 | 0.0031  | 59.35 |
| <i>R&amp;D</i> | 0.0477    | 0.0159  |       | 0.0318  |       |
| <i>OPEN</i>    | 0.0366    | 0.0108  |       | 0.0258  |       |
| <i>GREEN</i>   | -0.0064   | 0.0117  |       | -0.0181 |       |

第一，产业结构、城市面积、教育水平对长江经济带人口城镇化的估计系数显著为负，即二、三产业产值占 GDP 比重增加、城市建成区面积增加和教育水平的提高，会扩大城市人口城镇化水平的空间差异。具体来说，在不考虑其他因素影响的条件下，二三产业产值占 GDP 比重增长 1%，会使得人口城镇化空间差异扩大 0.0203%，原因在于第三产业比重的增加、产业结构不断优化会促进人口城镇化水平的提高。而第三产业具有显著得高就业弹性、高集聚效应特征，能够大程度上吸纳劳动力、增加农民收入，与城镇化发展形成良好的良性互动关系，直接促进人口城镇化水平的提高，导致空间差异的扩大。城市建成区面积增长 1%，会导致人口城镇化差异扩大 0.0287%，这与我国城市面积扩张的速度远高于人口城镇化的增长速度的发展现状紧密相关。城镇化不仅仅是城市面积的扩张和城市人口的增加，还应该包含产业结构、就业环境、人居环境等匹配发展，城市面积的无序扩张会直接牺牲农村居民利益，凸显社会不平等，甚至造成农村居民生存环境的恶化，间接扩大人口城镇化差异。此外，城市教育水平提高 1%，会使得人口城镇化差异扩大 0.0261%。对于城市居民而言，教育水平越高，可能产生迁移的频率越高，城市居民会向更发达的城市迁移；对于农村居民而言，接受高层次的教育，会激励农村居民向发达城市特别是就业机会大、薪资水平

高的城市流动。

第二，城市经济发展水平、区域创新、对外开放程度的提高能缩小人口城镇化水平的空间差异，而绿色发展水平的回归系数显著为正，但没有通过 10%水平下的显著性检验。结果表明，在不考虑其他因素影响的条件下，城市经济发展水平每提高 1%，会使得人口城镇化水平提高 0.1524%，区域创新能力每提高 1%，会带来人口城镇化水平 0.0144%的提高，而对外开放能力 1%的提高，会促进人口城镇化水平提高 0.0095%。城市的经济发展水平越高，意味着更高的工资水平、更健全的基础设施和更好的社会福利，越能够吸引城市的聚集；区域创新能力与能源利用效率、生态文明建设、制度创新息息相关，技术创新为城市节能减排提供体制机制保障，切实提高能源利用效率。在明确城市资源环境承载力的前提下，合理布局城市格局，确定城市合理开发边界，在增加城市人口密度的同时，保证城市居民人居环境质量、遏制城市无序扩张能有效提高居民幸福指数，最终实现人口城镇化水平的提高。长江经济带 130 个主要城市处于发展建设阶段，虽然逐步将修复长江生态环境摆在重要位置，但总体来说绿色发展水平相对较低，绿色发展发挥的辐射影响作用较弱，导致其对长江经济带人口城镇化的发展影响并不显著。

第三，长江经济带人口城镇化存在显著的空间溢出效应，说明在人口城镇化影响因素的模型中，不但被解释变量之间存在交互作用，解释变量之间也存在交互作用，一个城市要素的投入和人口城镇化水平的提高会带动邻近城市人口城镇化水平的提高，由于经济、创新、产业等因素的溢出，促进周边城市人口城镇化水平的提高。且经济、产业、城市面积、教育水平、区域创新、对外开放和绿色发展对城市人口城镇化产生的影响的间接偏效应占比为 59.35%，大于直接效应占比 40.65%，说明某一要素的变化所带来的边际效应对其他周边城市产生的影响要大于对城市自身产生的影响。

第四，空间外部偏效应大于空间内部偏效应，构成了人口城镇化总体偏效应的较大部分。这也是人口城镇化的高度空间外溢效应存在的主要原因。在各影响因素中，经济发展水平对总体偏效应的影响最大，在不考虑其他因素影响的条件下，其每提高 1%将带动人口城镇化水平提高 0.2764%；区域创新和对外开放水平的总体偏效应居中，其每提高 1%将带动人口城镇化水平提高 0.0477%和 0.0366%；城市面积对人口城镇化水平的影响最弱，其 1%的增长会带动人口城镇化水平提高 0.0188%，且城市面积的外部偏效应约是内部偏效应的 3 倍。而二三产业结构、教育水平和绿色发展水平对人口城镇化水平的发展产生了负向偏效应，但绿色发展水平的内部偏效应为正向，表示城市绿色发展水平的提高对本区域的人口城镇化发展有正向的贡献作用，但对于邻近区域会有负向影响。

## 4 结论与讨论

本文基于人口城镇化在空间分布上的不均衡关系，利用空间分析方法对长江经济带人口城镇化的时空演化特征和空间差异，并构建空间面板计量模型分析空间差异形成的影响因素。通过研究发现：

首先，2006—2013 年长江经济带人口城镇化的总体时空特征为东北高一西南低，空间差异明显，且人口城镇化的发展速度呈现中部地区>西部地区>东部地区的发展态势。

其次，在长江经济带人口城镇化的空间差异上，Moran's I 值显示 130 主要城市之间具有显著的全局空间自相关特征，且各中心城市的辐射带动作用不断增强；LISA 集聚图表明城市在空间上有明显的集聚分布态势，但局部集聚态势减弱，城市空间分异明显。

最后，通过对长江经济带人口城镇化空间差异的影响因素的空间面板计量分析，发现长江经济带人口城镇化在空间上存在显著的溢出效应，且二、三产业比重的提高、城市面积的增加和教育水平的提高会对人口城镇化的空间差异产生负向影响，城市的经济发展水平、区域创新、对外开放能力与长江经济带人口城镇化之间存在正向影响，而绿色发展水平与人口城镇化之间的相关性并不显著，辐射带动作用尚未发挥。且总体来说，空间溢出的正外部性效应高于负外部性效应。

---

以上结论表明，解决长江经济带人口城镇化发展的空间不均衡是推进长江经济带新型城镇化建设的重要任务。一方面，实现均衡发展，应着力提高长江经济带，特别是中西部城市的经济发展水平，加快城市经济转型升级，实现产业结构优化；提高城市区域创新能力，逐步推进理论、制度、文化和科技上的创新水平；提高对外开放水平，互利共赢。此外，分步骤、有计划地提高城市绿色发展水平，让环境资源作为社会经济发展的重要内容，实现社会、经济、环境的协调发展。另一方面，在人口城镇化的进程中，城市面积的扩大应保持适度原则；增加教育落后城市的科教投资，缩小地区教育水平差距；将城市硬实力建设与城市软实力建设相结合，真正实现以人为本的城镇化。

#### 参考文献：

[1] Lucas R E. Life Earnings and Rural-Urban Migration [J] . Journal of Political Economy, 2004, 112(S1): 29 - 29.

[2] 中国人口与发展研究中心课题组. 中国人口城镇化战略研究 [J] . 人口研究, 2012(3): 3 - 13.

[3] 唐为, 王媛. 行政区划调整与人口城市化: 来自撤县设区的经验证据 [J] . 经济研究, 2015(9): 72 - 85.

[4] 刘欢, 邓宏兵, 李小帆. 长江经济带人口城镇化与土地城镇化协调发展时空差异研究 [J] . 中国人口·资源与环境, 2016, 26(5): 160 - 166.

[5] 王焱, 王春华, 洪俊杰, 等. 自然条件、行政等级与中国城市发展 [J] . 管理世界, 2015(1): 41 - 50.

[6] 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.

[7] 丁金宏. 论中国人口城镇化水平与机制——基于 1990 年人口普查的分析 [J] . 中国人口科学, 1993(1): 16 - 23.

[8] 王学山. 人口城镇化水平测定方法的改进 [J] . 经济地理,

---

2001, 21(3): 315 - 318.

[9] 林坚. 2000 年以来人口城镇化水平变动省际差异分析——基于统计数据的校正和修补 [J]. 城市规划, 2010(3): 48 - 56.

[10] 薛德升, 曾献君. 中国人口城镇化质量评价及省际差异分析 [J]. 地理学报, 2016(2): 194 - 204.

[11] 李涛, 廖和平, 杨伟, 等. 重庆市“土地、人口、产业”城镇化质量的时空分异及耦合协调性 [J]. 经济地理, 2015, 35(5): 65 - 71.

[12] 陶然, 曹广忠. “空间城镇化”、“人口城镇化”的不匹配与政策组合应对 [J]. 改革, 2008(10): 83 - 88.

[13] 刘厚莲. 人口城镇化、城乡收入差距与居民消费需求——基于省际面板数据的实证分析 [J]. 人口与经济, 2013(6): 63 - 70.

[14] 程莉, 周宗社. 人口城镇化与经济城镇化的协调与互动关系研究 [J]. 理论月刊, 2014(1): 119 - 122.

[15] 王开泳, 陈田, 董玛力. 我国中部地区人口城镇化的空间格局 [J]. 经济地理, 2008, 28(3): 353 - 356.

[16] 崔许锋. 民族地区的人口城镇化与土地城镇化: 非均衡性与空间异质性 [J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 34(8): 63 - 72.

[17] Durlauf S N, Johnson P A, Temple J R W. Growth Econometrics

[C] //Handbook of Economic Growth. Elsevier, Amsterdam,

North-Holland, 2005.

- 
- [18] 蔡玉程, 刘阳. 吉林省人口城镇化问题研究 [J]. 人口学刊, 2014(5): 105 - 112.
- [19] 邵大伟, 吴殿鸣. 山东省人口城镇化动态特征及其影响因素 [J]. 经济地理, 2013, 33(9): 51 - 57.
- [20] 王亚力, 彭保发, 熊建新, 等. 环洞庭湖区人口城镇化的空间格局及影响因子 [J]. 地理研究, 2013, 32(10): 1 912 - 1 922.
- [21] 胡艳兴, 潘竟虎, 李瑶. 基于 ESDA-GWR 的甘肃省人口城镇化空间动态分析 [J]. 人口与发展, 2015, 21(1): 41 - 49, 67.
- [22] 庞瑞秋, 腾飞, 魏冶. 基于地理加权回归的吉林省人口城镇化动力机制分析 [J]. 地理科学, 2014, 34(10): 1 210 - 1 217.
- [23] Anselin L. Spatial Econometrics: Methods and Models [C] // Spatial econometrics: methods and models. Kluwer Academic Publishers, 1988: 310 - 330.
- [24] Elhorst J P. Spatial panel data models [C] //Fischer M M, Getis A. Handbook of Applied Spatial Analysis. New York: Springer, 2009: 377 - 407.
- [25] Baltagi B H. Econometric Analysis of Panel Data [M]. New Jersey: JohnWiley, 2013.