

# 城乡收入差距时空演变与驱动因素的空间计量研究 ——以长江三角洲为例

闫东升<sup>1,2</sup>, 孙伟<sup>3\*</sup>, 冯月<sup>1</sup>

(1. 南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心, 江苏 南京 210093; 2. 南京大学长江产业  
经济研究院, 江苏 南京 210093; 3. 中国科学院流域地理学重点实验室/  
中国科学院南京地理与湖泊研究所, 江苏 南京 210008)

**摘要:** 推动城乡收入差距的缩小, 是实现高质量发展的应有之义。采用变异系数、马尔科夫链和空间分析等方法, 探讨 2000~2018 年长江三角洲城乡收入及其差距时空演变规律, 并采用空间计量方法探究城乡收入差距演变驱动因素。结果表明: (1) 城、乡收入总体差距均呈现先上升后下降态势, 但城镇收入高于农村、农村收入差距高于城镇, 且城、乡收入“核心-边缘”格局具有较强稳定性。(2) 不同城市间城乡收入差距呈现显著的“核心-边缘”格局, 高值区的下降与低值区的扩大表明城乡收入差距的总体缩小; 不同城市城乡收入演变的差异, 表明未来缩小城乡收入差距的政策要因“地”制宜。(3) 经济发展、人口流动、政府影响和对外开放都是影响城乡收入差距的重要因素, 不同时期影响因素的差异表明相关政策制定要因“时”制宜。此外, 一体化深入带来的空间溢出效应增强, 表明相关政策制定要强化城市之间的互动。

**关键词:** 城乡收入; 城乡收入差距; 时空演变; 驱动因素; 长江三角洲

中图分类号: K902 文献标识码: A 文章编号: 1004-8227(2021)05-1040-15

DOI: 10.11870/cjlyzyyhj202105002

我国经济长期、高速的增长过程中, 结构性矛盾特别是城乡不平衡发展, 始终制约着全面小康社会建成和经济更高质量发展<sup>[1,2]</sup>。作为世界上城乡收入差距最大的国家之一, 我国城乡收入差距随着经济发展反而有所扩大, 带来经济发展不协调等诸多负面影响<sup>[3-6]</sup>。1978 年我国城乡居民收入比约为 2.57 : 1, 2009 年这一比值达到历史峰值的约 3.33 : 1, 2018 年虽然有所下降但仍然高达 2.69 : 1, 并处于较高城乡收入差距水平<sup>[6]</sup>; 从绝对值看, 这一差距从 1978 年的约 209.8 元增长到 2018 年的 24 634.0 元, 40 年间增长超过 116 倍; 考虑到公共服务等因素, 我国城乡居民之间的实际收入差距将更加严重<sup>[2,7]</sup>。

如何缩小城乡收入差距, 成为政府和学界关注热点话题<sup>[4-6]</sup>。相关研究呈现多样化特征, 主要包括城乡收入差距时空演变与驱动因素两

方面。(1) 时空演变研究中, 学者采用变异系数、基尼系数、泰尔指数、空间分类和探索性空间数据分析等多元化方法, 对全国、区域、城市群或省市等城乡收入差距时空演变规律进行研究<sup>[3,6,8]</sup>。结果表明: 与发达国家城乡收入差距总体较小不同, 改革开放以来我国城乡收入差距呈现“W”型演变特征, 总体差距依然较大、区域差异较为显著, 如 21 世纪以来长江经济带城乡收入差距的逐渐缩小与东北地区城乡收入差距的扩大等<sup>[6,8,9]</sup>; 此外, 不同学者对我国城乡收入差距演变趋势判断也存在一定争议, 特别是城乡收入差距是否达到库兹涅兹曲线拐点<sup>[7]</sup>。(2) 驱动因素研究中, 在二元经济理论、机会不平等理论、人力资本理论和收入再分配理论等基础上<sup>[6,10,11]</sup>, 基于定性分析或定量研究发现, 经济发展水平、城镇化进程、对外开放

收稿日期: 2019-12-20; 修回日期: 2020-05-05

基金项目: 美丽中国生态文明建设科技工程专项(XDA23020102); 国家自然科学基金项目(41871119); 南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心重大项目(CYD-20200018)

作者简介: 闫东升(1990~), 男, 助理研究员, 主要研究方向为城市发展与区域规划. E-mail: yds1223@163.com

\* 通讯作者 E-mail: wsun@niglas.ac.cn

程度、产业结构、政府政策、交通状况、基本公共服务、人力资本等, 都是影响城乡收入差距重要因素<sup>[9, 12~14]</sup>; 如区域经济发展水平与城乡收入差距之间存在较强关联, 且城乡收入差距通过抑制需求、影响劳动力供给等, 制约区域经济社会发展<sup>[4, 9, 13, 14]</sup>。丰富的研究成果, 为推动城乡收入差距缩小、区域协调发展奠定了基础, 也为本文研究提供了良好参考。然而, 当前对全国省市尺度城乡收入差距研究居多, 而对经济社会发展主体城市群的深入研究相对欠缺<sup>[5, 9, 12, 14]</sup>; 此外, 驱动因素研究中, 不仅对综合驱动机制的探讨稍显薄弱, 且多数研究忽视了空间相关性这一关键要素的影响<sup>[8, 11]</sup>; 这些都是本文研究补充、完善的重要方向。

推动城乡收入差距从“分异”走向“收敛”, 成为经济社会发展重要目标之一<sup>[4, 8]</sup>。作为我国参与全球竞争实力最强、区域一体化程度较高的长江三角洲, 也是最有希望率先实现城乡共同富裕的区域之一<sup>[8]</sup>。在长江三角洲区域一体化发展上升为国家战略背景下, 本文采用变异系数、马尔科夫链和空间分析等方法, 对长江三角洲城、乡<sup>①</sup>收入格局时空演变进行深入研究, 并基于空间计量方法探讨不同时期驱动因素与机制。本文可能贡献有两个: 一方面, 为长江三角洲城乡协调发展和相关政策制定提供理论支撑; 另一方面, 基于空间计量的驱动因素研究, 不仅能够总体上把握城市间相互作用关系, 也在方法上丰富了当前城乡收入差距驱动因素的实证研究。

## 1 数据来源与研究方法

### 1.1 数据来源与处理

基于《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》, 本文将江浙沪皖三省一市作为研究区域。兼顾分析结果准确性和数据可得性<sup>[15]</sup>, 充分考虑空间单元一致性, 行政单元数量、范围以 2010 年行政区划为基准, 将 1 个直辖市、41 个地级市共 42 个城市作为研究基本单元。

相关数据来自各省、市统计年鉴、统计公报和《中国城市统计年鉴》、《区域经济统计年鉴》等, 经济数据以 2000 年为基准进行可比价调整; 涉及区划调整的数据, 参照历史行政区

划调整进行空间数据合并, 并参考 2000 年以来增长趋势进行修正。当同一指标出现在多个来源且存在差异时, 以《统计年鉴》数据为准; 对于部分缺失数据, 采用已有数据平均增长率方法进行估算、补充, 进而得到本文研究需要的平衡面板数据。

### 1.2 研究方法

#### 1.2.1 时空格局演变研究方法

(1) 变异系数。采用变异系数, 对长江三角洲城、乡收入总体差距及其演变态势进行研究<sup>[7]</sup>。具体计算公式如下:

$$C = \frac{1}{\bar{y}} \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (1)$$

式中:  $C$  为变异系数;  $n$  为研究单元数;  $y_i$  为第  $i$  个研究单元城/乡收入;  $\bar{y}$  为区域收入均值。

(2) 马尔科夫链。马尔科夫链是研究连续时间尺度下, 俱乐部成员随机转移、增长趋同等演变的重要方法<sup>[16, 17]</sup>。将长江三角洲城、乡收入离散化为  $k=4$  种类型, 若  $t$  年城乡收入类型概率分布是  $1 \times k$  状态概率向量  $a_t$ , 则不同年份城乡收入的转移可以用  $k \times k$  的马尔可夫转移概率矩阵表示(表 1)。 $M_{ij}$  表示  $t$  年份属于类型  $i$  的区域在下一年份转移到  $j$  类型的转移概率。具体计算公式如下:

$$M_{ij} = \frac{N_{ij}}{N_i} \quad (2)$$

式中:  $N_{ij}$  表示  $t$  年份  $i$  类型区域在  $t+1$  年份属于  $j$  类型的数量之和;  $N_i$  是所有年份中属于类型  $i$  的区域数量之和。

表 1 马尔可夫转移概率矩阵 ( $k=4$ )

Tab. 1 Transferring probability matrix of Markov chains ( $k=4$ )

| ti/ti+1 | 1        | 2        | 3        | 4        |
|---------|----------|----------|----------|----------|
| 1       | $M_{11}$ | $M_{12}$ | $M_{13}$ | $M_{14}$ |
| 2       | $M_{21}$ | $M_{22}$ | $M_{23}$ | $M_{24}$ |
| 3       | $M_{31}$ | $M_{32}$ | $M_{33}$ | $M_{34}$ |
| 4       | $M_{41}$ | $M_{42}$ | $M_{43}$ | $M_{44}$ |

#### 1.2.2 时空格局演变驱动因素研究方法

(1) 全局自相关。以城乡居民收入比值表征城乡收入差距, 采用全局自相关方法, 检验长江三角洲城乡收入差距是否存在空间依赖性<sup>[18, 19]</sup>。

① 如无特别说明, 本文中的乡村特指农村。

计算公式如下:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x}) (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})} \quad (3)$$

式中:  $n$  为研究单元个数;  $x_i$  和  $x_j$  为城市  $i$  和  $j$  城乡收入比;  $\bar{x}$  为区域城乡收入比均值;  $w_{ij}$  为城市  $i$  和城市  $j$  的空间邻接矩阵。

(2) 驱动因素模型设定与选择。常见空间计量模型包括空间滞后模型(SLM)、空间误差模型(SEM)及空间杜宾模型(SDM),且后者是比前两者更为一般的形式。借鉴相关研究<sup>[18,19]</sup>,本文构建如下一般模型:

$$Y_{it} = \beta X_{it} + \varphi \sum_{j=1}^n W_{ij} X_{jt} + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_{jt} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中:  $Y_{it}$ 、 $X_{it}$  为第  $t$  年区域  $i$ 、 $j$  的因变量和自变量的观测值;  $W_{ij}$  为空间权重矩阵;  $\beta$  为自变量的待估参数向量;  $\rho$  为因变量的空间滞后系数;  $\varphi$  为自变量的空间回归系数;  $\mu_i$ 、 $\nu_t$  分别代表空间效应和时间效应;  $\varepsilon_{it}$  为服从独立同分布的随机

误差项。通过对方程(4)的适当约束,可得到 SLM 模型、SEM 模型: 当  $\varphi = 0$ 、 $\rho \neq 0$  时,公式(5)为 SLM 模型; 当  $\varphi + \rho\beta = 0$  时,公式(4)为 SEM 模型。此外,采用城市地理中心之间的距离构建空间权重矩阵。

## 2 城乡收入差距时空演变分析

2000~2018 年,长江三角洲城镇收入<sup>①</sup>从 2000 年的 8 486.76 元增长到 2018 年的 33 928.98 元,年均增长率约为 8.00%; 同期,农村收入从 3 133.60 元增长到 14 445.88 元,年均增长率约为 8.86%(图 1)。长江三角洲城、乡收入变异系数均呈现先上升后下降态势,且农村收入差距显著高于城镇: 城镇变异系数从 2000 年的 0.291 增长到 2004 年的 0.332,而后下降到 2018 年的 0.273; 农村变异系数从 2000 年的 0.377 增长到 2003 年的 0.406,而后下降到 2018 年的 0.346。变异系数的下降,表征了城、乡收入差距的缩小,但差距在区域、城乡等方面依然显著。

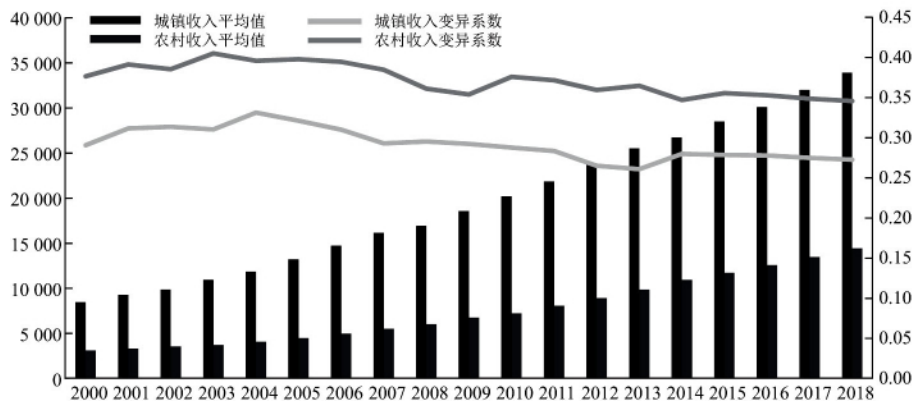


图 1 2000~2018 年长江三角洲城乡收入与变异系数

Fig. 1 Urban-rural income and coefficient of variation in Yangtze River Delta, 2000-2018

### 2.1 城镇收入时空演变分析

基于变异系数演变,对比长江三角洲 2000、2004 和 2018 年城镇收入时空格局(图 2)。城镇收入格局呈现显著“核心-边缘”<sup>②</sup>差距、南北差异。2000 年,各类型相对均衡,最大值与最小值

之比约为 3.01; 2000~2004 年低收入、高收入区域均出现显著增加,前者集中在安徽境内、后者分布在核心区,中等收入地区出现明显下降,最大值与最小值之比约为 3.05,表征了城镇收入差距的扩大; 2004~2018 年高收入地区呈现稳定态

① 本节城乡收入基于常住人口权重均值法获得。

② 本文中的“核心-边缘”与弗里德曼“核心边缘理论”中指代不同,而是为了便于表述,将长江三角洲分为核心区、边缘区两部分。其中,核心区包括上海、南京、苏州、无锡、常州、扬州、镇江、泰州、南通、杭州、宁波、绍兴、嘉兴、台州、湖州、舟山等 16 个城市,其余为边缘区。

势, 低收入、中高收入地区明显减少, 中低收入明显增加, 增加的区域不仅源于安徽省部分城市收入的快速增长, 也与丽水、衢州收入增速较慢有一定的关系, 最大值与最小值之比下降到约 2.44。2000~2008 年, 城镇居民高收入、低收入类型连片态势的显著增强, 表明长江三角洲发展格局呈现显著集聚特征。

马尔科夫矩阵分析表明(表 2), 城镇收入整体趋同效应并不显著, 但高、低收入俱乐部的马

太效应较为显著。2000~2004 年, 高收入、低收入地区稳定性显著高于中等收入地区, 中低收入地区向下迁移的概率为 0.357, 中高收入向上迁移概率显著高于向下迁移概率, 表明城镇收入两极分化趋势显著。2004~2018 年, 除高收入外各俱乐部稳定性均有所变化, 如低收入向上迁移、中高收入向下迁移概率分别增长到 0.357、0.333, 意味着城镇收入向中等收入收敛趋势较为明显, 即收入差距迅速缩小。2000~2018 年,

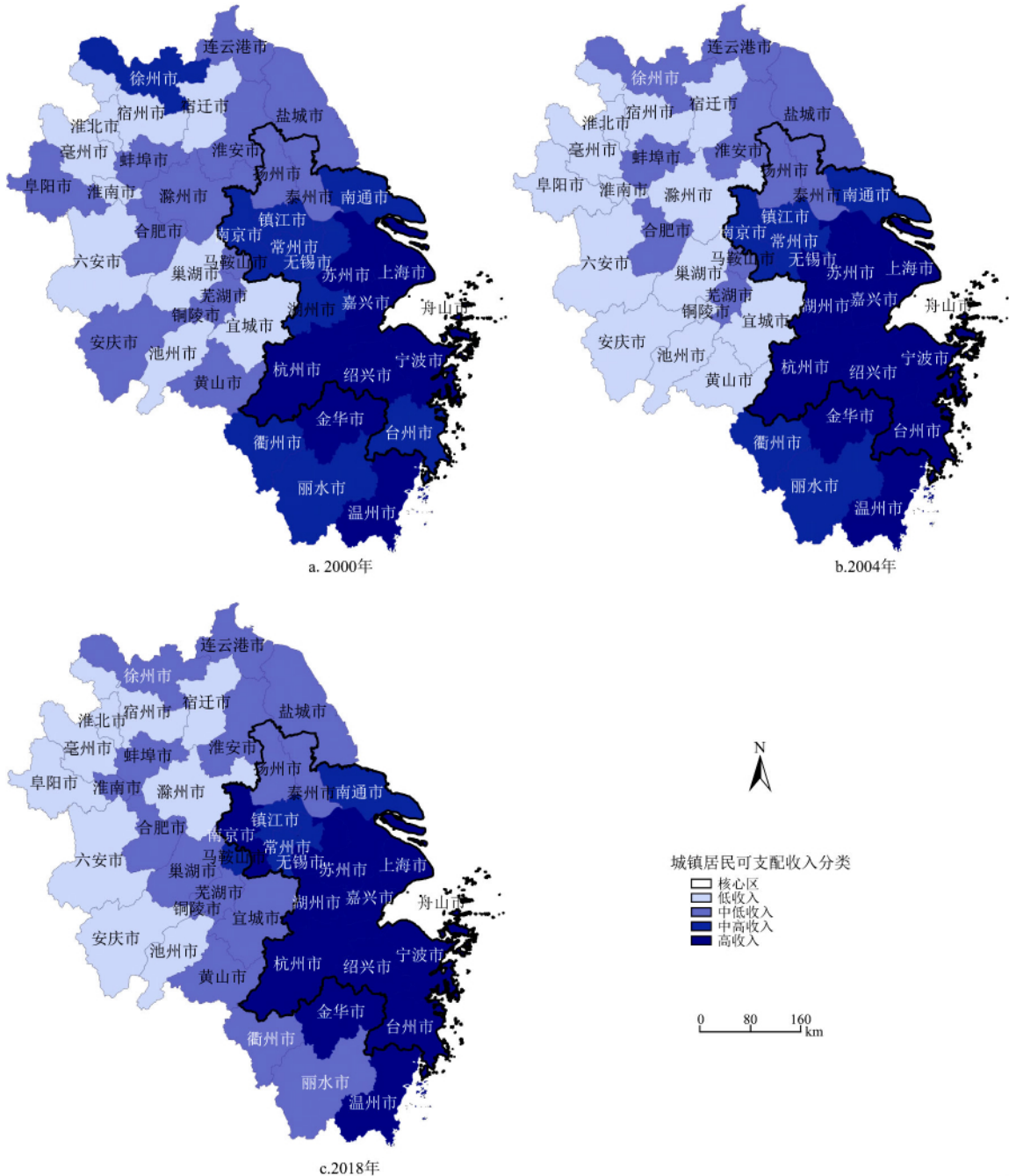


图 2 长江三角洲城镇收入时空演变

Fig. 2 Spatial-temporal evolution of urban income in Yangtze River Delta, 2000-2018

表 2 2000~2018 年长江三角洲城镇收入马尔科夫矩阵

Tab. 2 Markov chain matrix of urban income in Yangtze River Delta, 2000-2018

|      | 2000~2004 年 |       |       |       | 2004~2018 年 |       |       |       |
|------|-------------|-------|-------|-------|-------------|-------|-------|-------|
|      | 低收入         | 中低收入  | 中高收入  | 高收入   | 低收入         | 中低收入  | 中高收入  | 高收入   |
| 低收入  | 1.000       | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.643       | 0.357 | 0.000 | 0.000 |
| 中低收入 | 0.357       | 0.643 | 0.000 | 0.000 | 0.000       | 0.900 | 0.100 | 0.000 |
| 中高收入 | 0.000       | 0.100 | 0.600 | 0.300 | 0.000       | 0.333 | 0.500 | 0.167 |
| 高收入  | 0.000       | 0.000 | 0.000 | 1.000 | 0.000       | 0.000 | 0.000 | 1.000 |

城镇收入俱乐部趋同从 2000~2004 年的发散, 转向 2004~2018 年的收敛, 但远离对角线概率均为零, 表明城镇收入演变难以实现跨越式跃迁, 这也是区域城镇收入格局相对稳定的重要因素。

## 2.2 农村收入时空演变分析

基于变异系数演变, 对比长江三角洲 2000、2003 和 2018 年农村收入时空格局(图 3)。总体上, 农村收入“核心-边缘”分异、东西差异更加显著。2000 年除马鞍山、芜湖外的安徽地区均属于低收入地区, 高收入地区集中在除苏中外的核心区、温州等城市, 最大值与最小值之比约为 4.64; 2000~2003 年时空演变较弱, 如徐州、南京、镇江等的向下移动及淮南、黄山等的向上移动, 最大值与最小值之比约为 4.37; 2003~2018 年变化较为显著, 如苏北、苏中等的向下移动及皖江城市的向上移动, 最大值与最小值之比明显下降到约 3.04。2000~2008 年, 在高收入、低收入主导农村居民收入格局基础上, 时空格局相对微弱的变化, 同样也未显著改变农村收入格局。

马尔科夫矩阵分析表明(表 3), 农村收入整体趋同效应同样也不显著。2000~2003 年, 低收入、中低收入地区稳定性显著较高, 低收入、中低收入地区向上迁移概率低于高收入向下迁移概率, 而中高收入向上迁移、向下迁移概率持平, 这解释了农村收入两极分化弱化现象。2003~2018 年, 除高收入俱乐部固化外, 其余俱乐部稳定性均出现不同程度下降, 中低收入向上迁移、向下迁移概率持平, 这也是“核心-边缘”格局进一步增强的重要因素。2000~2018 年, 农村收入俱乐部趋同从 2000~2003 年的稳定, 转向 2003~

2018 年的收敛, 且远离对角线的概率同样均为零, 也解释了区域农村收入格局的相对稳定。

## 2.3 城乡收入差距时空演变分析

2000~2018 年, 基于城乡收入比的城乡收入差距, 同样呈现“核心-边缘”格局(图 4)。2000~2018 年时空演变出现显著改变, 如高值区范围的减少、低值区范围的明显扩大, 具体表现为安徽省多数城市的明显下降, 及淮南、上海、苏南、宿州等城市的明显的上升, 表征了区域城乡收入差距总体缩小态势。

不同时期演变存在差异, 具体来看: (1) 2000 年高值区集中在皖南、浙西南等欠发达地区, 低值区集中在苏北部分城市和核心区多数城市。(2) 2000~2006 年, 高值区范围明显扩大、低值区范围明显收缩, 明显下降城市集中在皖江城市群, 明显增长城市在核心区、边缘区均有分布, 且核心区多数城市均有不同程度增长, 表明城乡差距出现了不同程度扩大。(3) 2006~2018 年, 高值区范围明显缩小、低值区范围则明显扩大, 且以丽水、六安、温州、金华、徐州和衢州等边缘城市下降最为明显。总体上, 除宿州等部分欠发达城市城乡收入差距有所扩大外, 多数城市城乡收入差距出现明显缩小, 但“核心-边缘”的格局呈现较强的稳定性。

## 2.4 城市类型划分

差异化的演变格局, 表征了未来城乡协调发展策略的不同<sup>[6]</sup>。基于城、乡收入与城乡收入差距的对比, 将城市分为 6 类<sup>①</sup>, 进一步把握城乡收入时空演变特征(图 5)。2000~2018 年, 长江三角洲以低低高、高高低两类城市为主, 前者集聚在安徽省等欠发达城市、后者以核心区等发达城市为主。具体分析发现:

① 以当年长江三角洲城市城镇收入、农村收入、城乡收入差距的均值为分界点, 将相关指标分为高(高于平均值)、低(低于平均值)两类, 三者依次组合(城镇收入、农村收入、城乡收入差距), 将城市分类 6 类(低低低、低低高、低高低、高低高、高高低、高高高), 如某一个城市为高低高类型, 表明城市为高城镇收入、低农民收入、高城乡收入比。

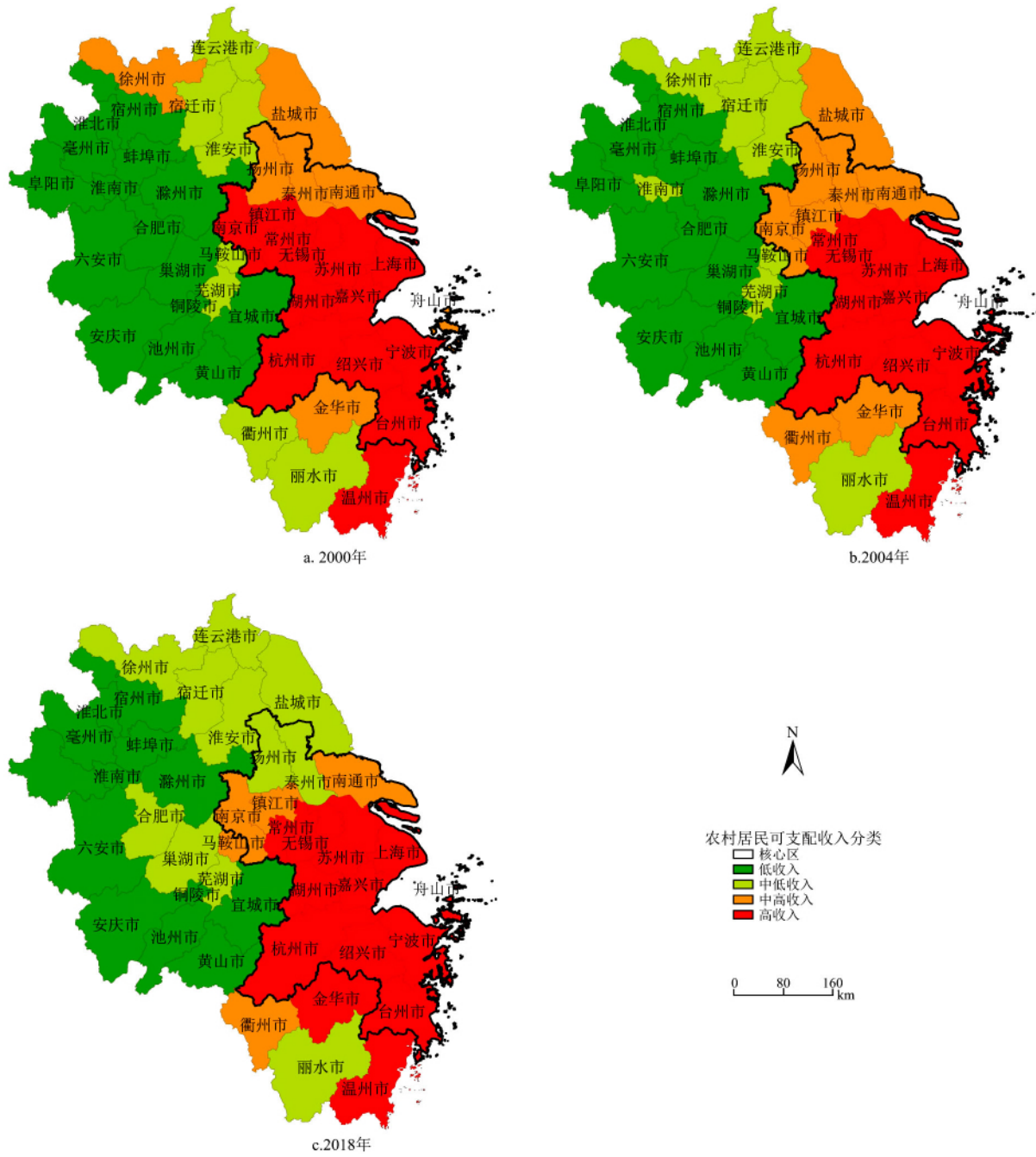


图 3 长江三角洲农村收入时空演变

Fig. 3 Spatial-temporal evolution of rural income in Yangtze River , 2000~2018

表 3 2000~2018 年长江三角洲农村收入马尔科夫矩阵

Tab. 3 Markov chain matrix of rural income in Yangtze River Delta , 2000~2018

|      | 2000~2003 年 |       |       |       | 2003~2018 年 |       |       |       |
|------|-------------|-------|-------|-------|-------------|-------|-------|-------|
|      | 低收入         | 中低收入  | 中高收入  | 高收入   | 低收入         | 中低收入  | 中高收入  | 高收入   |
| 低收入  | 0.933       | 0.067 | 0.000 | 0.000 | 0.857       | 0.143 | 0.000 | 0.000 |
| 中低收入 | 0.000       | 0.857 | 0.143 | 0.000 | 0.125       | 0.750 | 0.125 | 0.000 |
| 中高收入 | 0.000       | 0.143 | 0.714 | 0.143 | 0.000       | 0.375 | 0.500 | 0.125 |
| 高收入  | 0.000       | 0.000 | 0.154 | 0.846 | 0.000       | 0.000 | 0.000 | 1.000 |

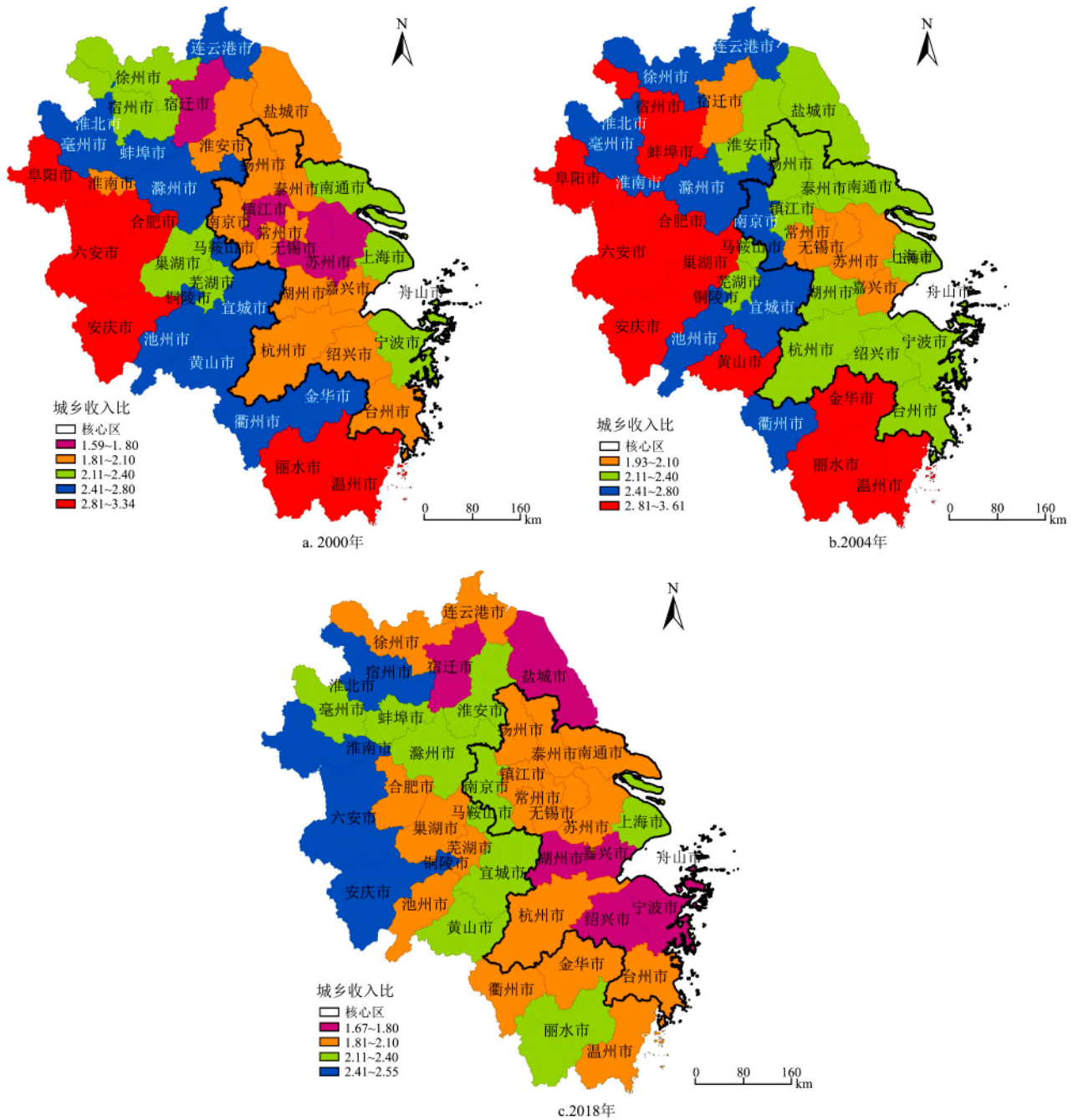


图 4 长江三角洲城乡收入差距时空演变

Fig. 4 Spatial-temporal evolution of urban-rural income gap in Yangtze River Delta, 2000-2018

(1) 高城乡收入差距有 3 种类型：低低高、高低高、高高高。城乡收入显著失衡类型中，以低城镇收入、低农村收入城市为主，2000、2006 和 2018 年占比分别为 78.95%、80.00% 和 78.95%，多数分布在安徽省且呈现明显连片特征。高低高城市仅出现在 2000、2006 年的衢州、丽水；高高高城市出现在 2000、2006 年的金华、温州以及 2018 年的金华、上海、南京、马鞍山，城市数量出现显著增加。除 2018 年的上海、南

京外，高城乡收入差距城市主要位于边缘区，表明城市发展水平与城乡收入差距之间存在一定的关联。

(2) 低收入差距也有 3 种类型：低低低、低高低和高高低。城乡收入相对均衡类型中，以高城镇收入、高农村收入为主，2000、2006 和 2018 年占比分别为 65.22%、68.18% 和 56.52%，大多数分布在核心区且同样呈现连片特征；2000~2018 年城市数量下降同时，空间

分布也向东南区域进一步集聚, 但空间稳定性较高。低低低类型的数量与空间分布均出现了明显变化, 2000、2006 年均有 5 个城市且空间分布较为分散, 2018 年增长为 9 个城市但空间分布走向集聚。低高低类型城市呈现逐年减少趋势, 2000 年有盐城、扬州、泰州等 3 市, 2006 年有扬州、泰州等 2 市, 2018 年仅有衢州。对此类城市而言, 不同类型的发展策略也应有所差异: 高高低类型应在进一步缩小城乡

收入差距基础上, 推动城乡收入同步增长、基本公共服务均等化等; 低低低、低高低类型应完善城乡收入分配机制、推动城乡基本公共服务均等化等, 在高质量发展中实现城乡收入协调增长。

2000~2018 年, 在城乡收入差距缩小趋势下, 欠发达城市收入差距显著高于发达城市, 即长江三角洲城乡收入差距呈现显著的“核心-边缘”格局。基于城乡收入及其差距的城市分类发

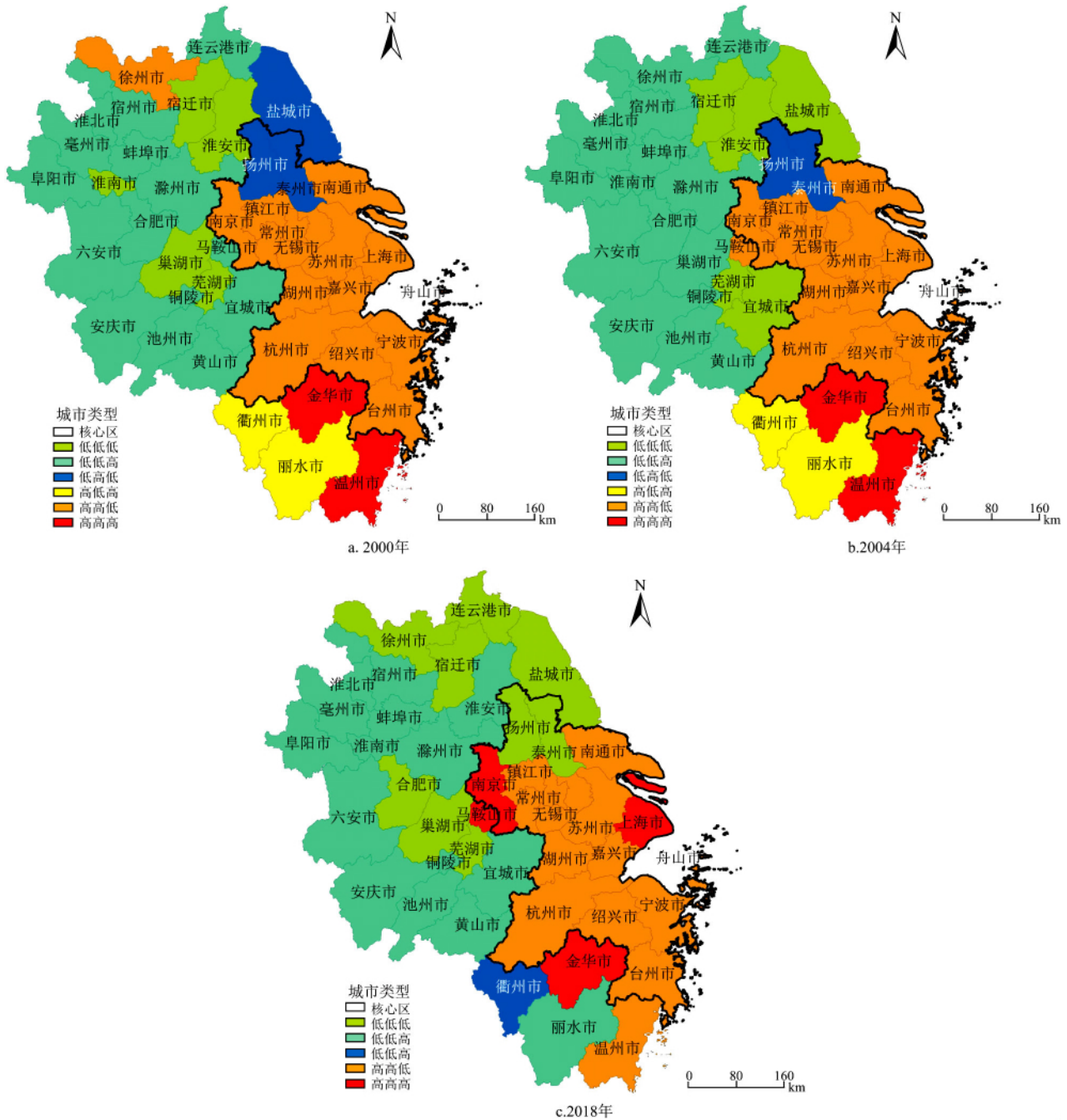


图 5 基于城乡收入及其差距的长江三角洲城市类型划分

Fig. 5 Classification of cities in Yangtze River Delta based on urban-rural income and urban-rural income gap

现, 低低高、高高低主导长江三角洲城乡收入时空演变, 且连片格局较为明显。城乡收入差距的多样化演变特征, 表明未来相关政策制定过程中, 应做到分类实施、有序推进。

### 3 城乡收入差距驱动因素分析

#### 3.1 变量的选取与测度

推动城乡收入差距缩小, 仍是长江三角洲一体化高质量发展的重要议题。从城乡这一紧密联系的社会综合体出发, 城乡收入差距是在政府发展政策导向下, 不同地区经济发展引导下的人口流动, 特别是城乡人口流动, 带来的居民就业机会、从事行业、生产效率等社会结构差异的结果<sup>[6, 14]</sup>。本文从城乡发展角度、兼顾数据可得性等, 选择经济发展、人口流动、政府影响和对外开放等 4 个方面、10 个指标(表 4), 综合、定量研究长江三角洲城乡收入差距驱动因素与机制。

(1) 经济发展。经济发展水平对城乡收入差距的影响, 不仅体现在总量方面, 也与经济发展结构有较大联系<sup>[6, 14, 20]</sup>。人均 GDP 是表征区域发展水平常用指标, 为降低区域差异干扰, 以人均 GDP 对数进行表征<sup>[9, 14]</sup>。产业非农化的就业创造效应, 是吸引人口流动、提高收入重要动力, 以二三产业增加值占 GDP 比重表征产业非农化<sup>[6]</sup>。固定资产投资是拉动经济增长重要因素, 本文采用固定资产投资对数进行分析<sup>[6, 20]</sup>。人力资本通过生产效率提升等影响城乡收入差距, 采用万人专利授权量反映区域人力资本差异<sup>[5, 6]</sup>。

(2) 人口流动。城镇化带来的人口流动、溢

出效应增强等, 通过城乡边际效率差异化提升, 对城乡收入差距具有重要影响<sup>[20]</sup>, 本文采用城镇常住人口占总人口比重表征城镇化率<sup>[1, 6]</sup>。交通设施的完善为人口流动、经济发展提供基础, 如一方面强化与周边城市经济联系和促进本地经济发展, 另一方面发挥扩散效应拉动农村经济发展, 采用每平方公里公路通行里程表示交通可达性<sup>[2, 6]</sup>。公共服务差距通过影响人口流动、要素集聚等改变区域发展格局, 选择万人卫生技术人员表征公共服务差异<sup>[7, 20]</sup>。伴随着经济发展水平的提高和居民对更高质量生活的追求, 城市环境对人口流动、要素集聚等也具有重要影响, 选择建成区绿化覆盖率表征城市环境差异<sup>[15]</sup>。

(3) 政府影响。政府对经济发展、人口流动等, 都具有重要影响<sup>[9]</sup>。政府相关政策发挥需要财政支持, 财政实力越强、对经济社会的干预能力也越强, 选择财政支出的对数表征政府的影响<sup>[9, 15]</sup>。

(4) 对外开放。不均衡发展战略和区位差异等, 导致城市开放水平的差距; 特别是在财政分权、GDP 竞争等过程中, 对外开放成为政府推动经济发展、技术进步的重要措施<sup>[3, 9]</sup>。本文研究中, 选择进出口总额表征对外开放的影响。

#### 3.2 计量模型的选择

全局自相关测度发现(表 5), Moran's I 值均显著为正, 表明长江三角洲城乡收入差距存在空间集聚现象。2000~2018 年, Moran's I 值呈现先上升后下降趋势: 2000~2012 年从 0.411 7 增加到 0.613 2, 2012~2018 年从 0.613 2 波动下降到 0.381 9; 总体上 Moran's I 值的下降, 印证了长江三角洲城乡收入差距时空演变。

表 4 长江三角洲城乡收入差距影响因素指标体系

Tab. 4 System of influence factors for urban-rural income gap of Yangtze River Delta

| 变量类型 | 编号       | 变量名称(单位)                  | 观测值数量 | 均值      | 最大值       | 标准差     |
|------|----------|---------------------------|-------|---------|-----------|---------|
| 经济发展 | $X_1$    | 人均 GDP(元)                 | 798   | 9.972   | 11.777    | 0.861   |
|      | $X_2$    | 产业结构                      | 798   | 0.882   | 0.997     | 0.093   |
|      | $X_3$    | 固定资产投资(亿元)                | 798   | 6.262   | 8.661     | 1.271   |
|      | $X_4$    | 万人专利授权量(件)                | 798   | 11.280  | 93.307    | 15.397  |
| 人口流动 | $X_5$    | 城镇化率                      | 798   | 0.528   | 0.896     | 0.151   |
|      | $X_6$    | 公路密度(km/km <sup>2</sup> ) | 798   | 1.075   | 2.438     | 0.469   |
|      | $X_7$    | 万人卫生技术人员(人)               | 798   | 44.771  | 119.723   | 16.999  |
|      | $X_8$    | 建成区绿化覆盖率(%)               | 798   | 37.582  | 77.780    | 7.567   |
| 政府影响 | $X_9$    | 财政支出(亿元)                  | 798   | 4.760   | 8.875     | 1.258   |
| 对外开放 | $X_{10}$ | 进出口总额(亿美元)                | 798   | 229.755 | 5 032.618 | 651.748 |

表 5 2000~2018 年长江三角洲城乡收入差距的全局自相关结果

Tab. 5 Results of Global Moran's I for urban-rural income gap of Yangtze River Delta, 2000-2018

|           |         |         |         |         |         |         |         |         |         |         |
|-----------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 年份        | 2000    | 2001    | 2002    | 2003    | 2004    | 2005    | 2006    | 2007    | 2008    | 2009    |
| Moran's I | 0.411 7 | 0.420 3 | 0.428 8 | 0.319 0 | 0.370 4 | 0.455 3 | 0.497 4 | 0.451 7 | 0.430 5 | 0.409 2 |
| Z(I)      | 4.634 3 | 2.453 5 | 4.629 6 | 3.748 4 | 3.929 0 | 4.586 1 | 5.129 9 | 4.805 2 | 3.775 5 | 4.362 6 |
| 年份        | 2010    | 2011    | 2012    | 2013    | 2014    | 2015    | 2016    | 2017    | 2018    | /       |
| Moran's I | 0.566 0 | 0.520 4 | 0.613 2 | 0.604 5 | 0.522 3 | 0.407 1 | 0.387 2 | 0.385 8 | 0.381 9 | /       |
| Z(I)      | 7.177 4 | 5.817 8 | 7.496 4 | 7.266 6 | 3.339 7 | 2.728 7 | 4.784 3 | 3.828 1 | 4.153 7 | /       |

在计量之前, 需要甄选最适合本文的模型(表 6): 首先, 基于拉格朗日乘数(LM)、稳健拉格朗日乘数(Robust LM)的检验表明, SEM、SLM 的 LM、Robust LM 统计量均在 0.1 水平上显著, 表明 SLM 模型优于 SEM; 其次, 基于瓦尔德(Walds)、似然比(LR)判断 SDM 是否可以

简化为 SEM、SLM, 结果表明所有 SDM 简化为 SLM、SEM 的 Walds、LR 统计量均通过了 0.1 的显著性检验, 表明 SDM 不可简化为 SLM、SEM; 此外, Hausman 统计值的伴随概率均通过 0.01 的显著性检验, 即选择固定效应模型较为合适<sup>[19]</sup>。

表 6 空间面板模型的检验结果

Tab. 6 Test results of spatial panel model

| 检验方法               | 2000~2018 年 |       | 2000~2006 年 |        | 2006~2018 年 |       |
|--------------------|-------------|-------|-------------|--------|-------------|-------|
|                    | 统计量         | 概率    | 统计量         | 概率     | 统计量         | 概率    |
| LM-lag             | 86.35       | 0.002 | 30.58       | 0.000  | 50.50       | 0.006 |
| Robust LM-lag      | 54.55       | 0.005 | 16.28       | 0.003  | 51.34       | 0.010 |
| LM-error           | 45.82       | 0.029 | 33.05       | 0.000  | 17.63       | 0.021 |
| Robust LM-error    | 13.46       | 0.015 | 88.82       | 0.039  | 27.73       | 0.001 |
| Wald-spatial lag   | 52.68       | 0.000 | 26.52       | 0.0017 | 44.87       | 0.000 |
| LR-spatial lag     | 58.44       | 0.000 | 31.20       | 0.0005 | 51.56       | 0.000 |
| Wald-spatial error | 47.25       | 0.000 | 16.72       | 0.0808 | 48.58       | 0.000 |
| LR-spatial error   | 57.07       | 0.000 | 32.93       | 0.0003 | 46.67       | 0.000 |
| Hausman            | 49.12       | 0.000 | 48.24       | 0.000  | 38.19       | 0.000 |

### 3.3 回归结果与讨论

以 2006 年为界, 采用极大似然法<sup>[18, 19]</sup>, 分阶段对长江三角洲城乡收入差距驱动因素进行对比研究(表 7)。OLS、SDM 结果对比发现, 后者的 Adj. R<sup>2</sup>、Log L 均大于前者, 表明 SDM 是本文最优模型, 且 OLS 模型忽略或弱化多数因素对长江三角洲城乡收入差距的影响。与已有研究相似<sup>[12~14]</sup>, 经济发展、人口流动、政府影响和对外开放, 都是长江三角洲城乡收入差距演变重要驱动力。2000~2018 年回归结果表明: 一方面, 人均 GDP、固定资产投资、城镇化率和建成区绿化覆盖率的增加推动了城乡收入差距缩小, 其他因素的增加则在不同程度上扩大了城乡收入差距; 另一方面, 空间效应为正且在 1% 显著性水平下显著, 表明存在较强空间溢出效应, 但不同因素的溢出效应在正负向、影响程度方面的显著差异。由于表 7 中 SDM 估计系数是有偏的, 本文采用偏微分方法<sup>[5, 19]</sup>, 将回归系数分解为直接效应、

间接效应(表 8), 并对不同阶段驱动因素进行对比研究。

(1) 2000~2006 年, GDP 导向的不均衡发展过程中, 城乡收入差距呈现扩大态势。不同驱动因素效应看: ①人均 GDP 直接效应、间接效应均显著为负, 表明经济发展是缩小城乡收入差距的重要力量, 且通过示范效应、模仿效应等的发挥, 临近城市经济发展对于缩小城乡收入差距也具有重要意义。②产业结构直接效应、间接效应均显著为正, 表明产业非农化更显著提升了城镇收入, 且临近区域产业结构调整也在一定程度上促进了城市产业非农化进程<sup>[5]</sup>。③建成区绿化覆盖率的直接效应为正、间接效应为负, 可能与人口流动受经济主导、但要素流动与城镇建设有较强联系有关, 而负的间接效应与经济格局较强的空间集聚有一定关系。④城镇化率、进出口直接效应为负、间接效应不显著, 表明在人口向城镇集聚过程中, 城镇发展对农村收入带动效应较

表 7 2000~2018 年长江三角洲城乡收入差距演变驱动因素的空间面板回归结果

Tab. 7 Regression results of factors affecting urban-rural income gap changes in Yangtze River Delta, 2000-2018

|                   | 2000~2018               |                         | 2000~2006              |                         | 2006~2018               |                          |
|-------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|
|                   | OLS                     | SDM                     | OLS                    | SDM                     | OLS                     | SDM                      |
| $X_1$             | 0.051 7<br>(0.85)       | -0.199 5 ***<br>(-4.44) | 0.142 7<br>(0.73)      | -0.725 8 ***<br>(-6.16) | -0.116 1<br>(-1.51)     | -0.130 0 ***<br>(-2.81)  |
| $X_2$             | 0.237 3<br>(0.91)       | 1.015 8 ***<br>(4.06)   | 0.368 5<br>(1.30)      | 2.390 0 ***<br>(6.02)   | -0.918 2<br>(-1.52)     | -0.599 0 **<br>(-2.49)   |
| $X_3$             | 0.066 2 **<br>(2.06)    | -0.070 2 ***<br>(-3.32) | 0.075 1<br>(1.05)      | -0.002 0<br>(-0.05)     | 0.058 8<br>(1.33)       | -0.049 8 *<br>(-1.92)    |
| $X_4$             | 0.000 6<br>(0.58)       | 0.002 9 ***<br>(2.65)   | 0.007 9<br>(0.63)      | 0.032 1 *<br>(1.75)     | 0.000 5<br>(0.47)       | 0.000 2<br>(0.17)        |
| $X_5$             | -1.956 2 ***<br>(-6.30) | -0.904 5 ***<br>(-4.48) | 0.383 2<br>(0.51)      | -1.096 0 **<br>(-2.48)  | -1.816 4 ***<br>(-4.81) | -0.762 6 ***<br>(-2.96)  |
| $X_6$             | 0.153 9 ***<br>(3.20)   | 0.154 0 ***<br>(3.59)   | 0.036 5<br>(0.46)      | -0.137 4<br>(-1.32)     | -0.139 5 **<br>(-2.20)  | 0.228 2 ***<br>(5.34)    |
| $X_7$             | -0.002 4 **<br>(-2.36)  | 0.002 2 **<br>(2.05)    | -0.008 6 *<br>(-1.75)  | 0.009 0 **<br>(2.22)    | 0.000 7<br>(0.78)       | 0.001 3<br>(1.34)        |
| $X_8$             | -0.000 2<br>(-0.09)     | -0.004 1 **<br>(-2.10)  | 0.008 5 ***<br>(2.98)  | 0.004 4<br>(1.36)       | -0.004 5 **<br>(-2.01)  | -0.007 1 ***<br>(-2.91)  |
| $X_9$             | -0.404 6 ***<br>(-6.86) | 0.145 9 **<br>(2.02)    | -1.186 7 **<br>(-2.05) | 2.275 5 ***<br>(4.37)   | -0.136 6 **<br>(-2.20)  | -0.091 7 **<br>(-2.06)   |
| $X_{10}$          | 0.000 2 ***<br>(5.46)   | 0.000 1 ***<br>(3.31)   | 0.000 3 *<br>(1.81)    | -0.000 4 **<br>(-2.25)  | 0.000 1 *<br>(1.67)     | 0.000 1 ***<br>(3.23)    |
| $W \times X_1$    |                         | -0.605 3<br>(-1.25)     |                        | -3.865 7 ***<br>(-3.51) |                         | -0.970 3 *<br>(-1.69)    |
| $W \times X_2$    |                         | 16.948 7 ***<br>(6.81)  |                        | 21.401 4 ***<br>(5.59)  |                         | -28.202 5 ***<br>(-7.50) |
| $W \times X_3$    |                         | -0.531 1 ***<br>(-2.65) |                        | -0.461 4<br>(-1.24)     |                         | -0.420 8<br>(-1.47)      |
| $W \times X_4$    |                         | 0.010 4<br>(1.07)       |                        | 0.272 4 *<br>(1.83)     |                         | 0.020 0 **<br>(2.33)     |
| $W \times X_5$    |                         | -7.164 6 ***<br>(-3.05) |                        | 6.193 8<br>(1.24)       |                         | -13.610 8 ***<br>(-4.58) |
| $W \times X_6$    |                         | 0.442 4<br>(1.53)       |                        | 0.402 8<br>(0.44)       |                         | 0.802 1 **<br>(2.58)     |
| $W \times X_7$    |                         | 0.022 6 **<br>(2.42)    |                        | 0.012 4<br>(0.26)       |                         | 0.022 7 ***<br>(2.71)    |
| $W \times X_8$    |                         | -0.175 6 ***<br>(-9.11) |                        | -0.132 3 ***<br>(-3.99) |                         | -0.226 1 ***<br>(-7.86)  |
| $W \times X_9$    |                         | -1.118 4 ***<br>(-3.16) |                        | 6.163 3<br>(1.41)       |                         | -0.618 1<br>(-1.54)      |
| $W \times X_{10}$ |                         | -0.001 1 ***<br>(-4.51) |                        | -0.001 9<br>(-1.20)     |                         | -0.001 4 ***<br>(-6.41)  |
| $\rho$            |                         | 0.609 1 ***<br>(8.51)   |                        | 0.201 7 ***<br>(3.10)   |                         | 0.641 9 ***<br>(8.23)    |
| $Adj. R^2$        | 0.309 9                 | 0.730 6                 | 0.366 9                | 0.737 1                 | 0.478 2                 | 0.783 0                  |
| $Log L$           | 97.710 5                | 166.052 8               | 92.005 9               | 113.729 7               | 203.464 7               | 258.845 5                |

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示0.1、0.05和0.01显著性水平,括号内为*t*统计量。

弱,而城镇化率间接效应的不显著,可能与集聚效应大于扩散效应等有关<sup>[5]</sup>;外向型经济发展过程中,劳动力“走出去”加快,在推动农村收入提高的同时也显著缩小了城乡收入差距<sup>[12]</sup>。⑤人力资本、万人卫生技术人员及财政支出的直接效应

为正、间接效应不显著,表明城镇发展对周边地区表现为虹吸、挤压效应,进而带来城乡收入差距的扩大。人力资本水平总体较低且向城镇集聚过程中,带来城乡收入差距扩大,而空间集聚格局的不明显导致间接效应不显著<sup>[5]</sup>;城乡医疗卫

表 8 SDM 模型中变量的效应分解结果

Tab. 8 Effect decomposition results of variables in SDM model

|      |           | X <sub>1</sub>         | X <sub>2</sub>         | X <sub>3</sub>         | X <sub>4</sub>        | X <sub>5</sub>         |
|------|-----------|------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|
| 直接效应 | 2000~2018 | -0.202 9***<br>(-4.46) | 1.060 9***<br>(3.86)   | -0.070 5***<br>(-3.58) | 0.001 2<br>(0.94)     | -0.915 1***<br>(-4.50) |
|      | 2000-2006 | -0.685 2***<br>(-5.99) | 2.135 2***<br>(5.38)   | 0.006 1<br>(0.16)      | 0.028 4**<br>(2.53)   | -1.164 9***<br>(-2.74) |
|      | 2006-2018 | -0.147 6***<br>(-2.68) | -1.029 8*<br>(-1.84)   | -0.054 8**<br>(-2.08)  | 0.000 5<br>(0.39)     | -0.961 2***<br>(-3.04) |
| 间接效应 | 2000~2018 | -0.698 0<br>(-1.20)    | 18.400 9***<br>(4.35)  | -0.567 6**<br>(-2.40)  | 0.010 7<br>(0.97)     | -7.792 6***<br>(-2.76) |
|      | 2000-2006 | -2.434 0**<br>(-2.28)  | 13.935 0***<br>(3.25)  | -0.300 4<br>(-1.07)    | 0.167 7<br>(1.48)     | 4.626 5<br>(1.25)      |
|      | 2006~2018 | -1.557 8<br>(-1.39)    | -42.17 5***<br>(-2.93) | -0.618 9<br>(-1.32)    | 0.029 1*<br>(1.71)    | -20.483 3**<br>(-2.68) |
| 总效应  | 2000~2018 | -0.900 9<br>(-1.49)    | 19.461 7***<br>(4.45)  | -0.638 1***<br>(-2.65) | 0.011 9<br>(1.08)     | -8.707 7***<br>(-2.98) |
|      | 2000-2006 | -3.119 2***<br>(-2.81) | 16.070 1***<br>(3.59)  | -0.294 3<br>(-1.05)    | 0.196 1*<br>(1.72)    | 3.461 6<br>(0.91)      |
|      | 2006~2018 | -1.705 4<br>(-1.47)    | -43.204 ***<br>(2.92)  | -0.673 7<br>(-1.40)    | 0.029 6*<br>(1.70)    | -21.44 4***<br>(-2.72) |
|      |           | X <sub>6</sub>         | X <sub>7</sub>         | X <sub>8</sub>         | X <sub>9</sub>        | X <sub>10</sub>        |
| 直接效应 | 2000~2018 | 0.153 8***<br>(3.65)   | 0.002 3**<br>(2.17)    | -0.004 6**<br>(-2.29)  | 0.184 7***<br>(4.83)  | 0.000 1***<br>(3.13)   |
|      | 2000-2006 | -0.146 1<br>(-1.43)    | 0.008 9**<br>(2.39)    | 0.006 1*<br>(1.90)     | 2.198 3***<br>(4.03)  | -0.000 3**<br>(-2.04)  |
|      | 2006-2018 | 0.240 0***<br>(5.53)   | 0.001 7*<br>(1.68)     | -0.010 5***<br>(-3.13) | -0.081 1*<br>(-1.92)  | 0.000 05*<br>(1.83)    |
| 间接效应 | 2000~2018 | 0.482 6<br>(1.47)      | 0.025 5**<br>(2.43)    | -0.187 9***<br>(-5.25) | -1.226 3**<br>(-2.59) | -0.001 1***<br>(-3.61) |
|      | 2000-2006 | 0.288 2<br>(0.42)      | 0.006 3<br>(0.18)      | -0.091 1***<br>(-3.23) | 3.462 1<br>(1.08)     | -0.001 1<br>(-0.97)    |
|      | 2006~2018 | 1.286 8**<br>(2.01)    | 0.035 2**<br>(2.38)    | -0.334 4***<br>(-3.30) | -0.891 3**<br>(-2.24) | -0.002 0***<br>(-3.12) |
| 总效应  | 2000~2018 | 0.636 5**<br>(1.98)    | 0.027 8***<br>(2.60)   | -0.192 5***<br>(-5.26) | -1.041 6**<br>(-2.18) | -0.001 0***<br>(-3.31) |
|      | 2000-2006 | 0.142 1<br>(0.20)      | 0.015 1<br>(0.43)      | -0.085 1***<br>(-2.94) | 5.660 5*<br>(1.74)    | -0.001 5<br>(-1.27)    |
|      | 2006~2018 | 1.526 9**<br>(2.35)    | 0.036 9**<br>(2.44)    | -0.345 0***<br>(-3.33) | -0.972 4**<br>(-2.11) | -0.001 9***<br>(-2.97) |

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示 0. 1、0. 05 和 0. 01 显著性水平, 括号内为 t 统计量。

生等基本公共服务的差距, 导致农村难以吸引人口等高端要素的流入, 间接效应的不显著与要素流动较强边界壁垒等有关<sup>[2]</sup>。“晋升锦标赛”制度下, 政府的财政支出更偏向于高效率的城镇, 带来城乡收入差距扩大, 间接效应的不显著与城市之间联系较弱有一定关系<sup>[2, 9]</sup>。区域一体化起步阶段, 长江三角洲城市群发展的联动性相对较弱, 要素流动受到较多行政边界的制约, 表现为空间效应相对较小, 这也是多数因素间接效应不显著的重要原因。

(2) 2006~2018 年, 政府主导的区域合作深化、发展环境转变推动的要素流动和城乡融合等, 带来区域城乡收入差距缩小。不同驱动因素效应看: ①公路密度、万人卫生技术人员的直接效应、间接效应均显著为正, 说明城乡交通设施差距导致大量资本、人才和政策等向城镇集聚, 带来城乡收入差距扩大<sup>[2, 6]</sup>; 随着城乡融合的推进, 农村居民健康、人力资本等均有所提升, 城乡差异的缩小带来直接效应的弱化, 但城市间差距的仍存带来间接效应的显著为正<sup>[2, 12]</sup>。②产业

结构、城镇化率、建成区绿化覆盖率、财政支出的直接效应、间接效应均显著为负,表明城镇化率提升持续吸引人口的城乡流动,产业非农化的就业效应、二三产业发展对农村发展的拉动,为吸纳农村剩余劳动力、推动城乡收入差距的缩小提供了可能;建成区绿化覆盖率的负效应,表明城镇环境的改善对于吸引人口流入具有重要意义;城乡收入差距的扩大倒逼政府重视社会公平,且示范效应、带动效应的发挥带来间接效应的显著<sup>[12]</sup>。③人均GDP、固定资产投资的直接效应为负、间接效应不显著,表明经济发展始终是城乡收入差距缩小的重要动力,但周边城市发展可能吸引部分城市要素流出,导致人均GDP间接效应不显著;固定资产投资直接效应由不显著向显著的转变,可能与其从城镇向农村扩散,进而带来的农村基础设施完善、要素成本降低等有一定的关系,间接效应表明邻接城市固定资产投资促进城乡收入差距的缩小,但并不显著<sup>[5]</sup>。④进出口的直接效应为正、间接效应为负,表明在内外环境发生转变情况下,低端对外开放对于经济发展作用有所弱化、高端的开放环节向城镇集聚,这也带来城乡收入差距扩大,特别是集聚在城镇中的FDI扩大了城乡居民收入差距<sup>[9,12]</sup>。⑤人力资本的直接效应不显著、间接效应为正,表明随着城市发展、教育普及的加快,农村人力资本出现更快增长,更多农村剩余劳动力开始适应城镇就业需求;但区域差距依然显著,且城市之间的影响主要表现为城镇之间的互动,导致间接效应为正<sup>[12]</sup>。在市场机制完善、区域一体化深化阶段,区域要素流动障碍进一步弱化,空间效应明显提升,这也是多数因素间接效应显著的重要原因。

21世纪以来,经济发展、城镇化快速推进等,都显著推动长江三角洲城乡收入差距的缩小<sup>[5,12]</sup>;此外,不同时期驱动因素存在一定差异:2000~2006年,地方政府对GDP的追求等,导致多数因素带来城乡收入差距的扩大;2006~2018年,随着市场机制的完善及政府的宏观调控,多数因素表现为弱化城乡收入差距的效应。随着市场机制完善及其带来的要素流动加快,空间溢出效应也有所增强;但是,部分因素溢出效应的不显著,表明区域合作仍然存在较大提升空间。

### 3.4 稳健性检验<sup>①</sup>

(1) 数据问题。城乡居民收入统计口径的调整,可能导致2014年前后城乡居民收入差距这一因变量可比性的下降,进而带来估计结果的偏误。本文进一步将样本划分为2000~2013和2014~2018年两个时期,对比分析发现,总体上稳健性检验结果与基准计量结果基本一致,如城镇化、经济发展、财政与开放对城乡收入差距的显著影响与转变,而不同时期的稳健性检验也伴随着差异化因素效应的变化,特别是空间溢出效应的增强。

(2) 测度方法。区别于基准计量模型中的城乡人均收入比,借鉴侯新烁和杨汝岱(2017)研究方法,采用泰尔指数作为城乡收入差距的替代变量。与基准计量结果相比,尽管部分指标如万人专利授权量、建成区绿化覆盖率等的显著性在部分时期发展变化,但多数指标的显著性及不同时期的演变趋势并未发生明显改变,这同样表明本文研究结果的稳健性。

## 4 结论与讨论

缩小城乡收入差距,是实现区域一体化发展的应有之义。本文采用变异系数、马尔科夫链等方法,对长江三角洲城、乡收入及城乡收入差距时空演变进行研究,并采用空间计量分析方法,对驱动因素与机制进行探讨。主要结论如下:

(1) 伴随着经济社会快速发展,长江三角洲城、乡居民收入都呈现增长态势。然而,在城镇收入明显高于农村收入、农村收入差距高于城镇的基础上,城、乡收入“核心-边缘”格局及高收入俱乐部较强的稳定性,都表征着区域发展差距依然主导着长江三角洲发展格局。未来,进一步缩小城、乡收入差距,成为推动区域协调发展和长江三角洲一体化的重要内容。

(2) 2000~2018年,在长江三角洲城乡收入差距出现转变同时,城市尺度城乡收入差距的“核心-边缘”格局也出现明显变化:一方面,高值区范围明显下降、低值区范围明显扩大;另一方面,空间上安徽省多数城市下降显著,而上海、苏南等城市则有所增加。基于城、乡收入与城乡收入差距的城市分类发现,低低高、高高低

① 限于篇幅,本文未报告稳健性检验结果,感兴趣的读者可直接向作者索要。

类型主导长江三角洲城乡收入格局,但多样化的城市更表征了缩小城乡收入差距多样化的政策需求,即相关政策制定要因“地”制宜。

(3) 基于空间计量的定量研究表明,经济发展、人口流动、政府影响和对外开放都是城乡收入差距时空演变重要因素。此外,随着经济发展格局的转变,在人均GDP增加、城镇化快速推进等始终推动城乡收入差距缩小的同时,不同时期的驱动因素也存在显著差异;伴随着长江三角洲一体化的深入推进,空间效应也出现了明显增强。这些都表明,相关政策制定过程中,也要因“时”制宜。

在城市群一体化深入推进阶段,城乡收入差距时空演变、驱动因素的研究,对于更好地解决不平衡发展难题、加快一体化进程和有效激发内需活力等,都具有重要现实意义。本文对长江三角洲城乡收入格局、驱动因素的研究表明,未来进一步完善基础设施、提升经济发展质量、提高社会福利及推动高质量对外开放等,推动经济增长同时引导人口合理布局,是促进城乡均衡发展的重要策略;但相关政策制定中,要通过市场、政府的配合,在多层次合作深化同时,提高区域发展联动效应,推动区域一体化深化与城乡均衡发展。此外,本文研究也存在一定的不足,特别是在相关因素的定量化指标选择、时空格局演变分析等方面,都存在进一步优化的空间:在研究尺度上,多重尺度下的城乡收入差距对比研究具有重要意义,未来对长江三角洲城乡收入差距的多尺度研究,具有较高的价值;在研究内容上,对城乡收入差距“质”的测算,探讨关键因素的“关键拐点”,对长江三角洲、京津冀、珠三角等城市群的对标分析,这些都是可以进一步拓展的方向,也具有更加重要的意义。

## 参考文献:

- [1] LI S, LUO C L. Re-estimating the income gap between urban and rural households in China [J]. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 2010, 2(5): 7151-7163.
- [2] 李丹, 裴育. 城乡公共服务差距对城乡收入差距的影响研究[J]. *财经研究*, 2019, 45(4): 111-123, 139. LI D, PEI Y. A Research on the impact of urban-rural public service gap on urban-rural income gap [J]. *Journal of Finance and Economics*, 2019, 45(4): 111-123, 139.
- [3] SICULAR T, YUE X M, GUSTAFSSON B, et al. The urban-rural income gap and inequality in China [J]. *Review of Income and Wealth*, 2007, 53(1): 93-126.
- [4] 吴建楠, 姚士谋, 曹有挥, 等. 长江三角洲城市群城乡统筹发展的空间差别化研究[J]. *长江流域资源与环境*, 2010, 19(S1): 21-26. WU J N, YAO S M, CAO Y H, et al. Differentiation of urban and rural harmonious development in the Yangtze River Delta urban agglomeration [J]. *Resources and Environment in the Yangtze Basin*, 2010, 19(S1): 21-26.
- [5] 李长亮. 城镇化、空间溢出与城乡收入差距——基于全国和省域面板数据的空间计量分析[J]. *经济问题*, 2016(6): 121-125. LI C L. Urbanization, spatial spillover and urban-rural income gap: The spatial econometrical analysis based on the China and provinces regions [J]. *On Economic Problems*, 2016(6): 121-125.
- [6] 付占辉, 梅林, 刘艳军, 等. 东北三省城乡收入差距空间格局及其分异机制研究[J]. *地理科学*, 2019, 39(9): 1473-1483. FU Z H, MEI L, LIU Y J, et al. Spatial pattern of urban-rural income disparity and its differentiation mechanism in 3 provinces of Northeast China [J]. *Scientia Geographica Sinica*, 2019, 39(9): 1473-1483.
- [7] 李实. 当前中国的收入分配状况[J]. *学术界*, 2018(3): 5-19, 274. LI S. The current income distribution in China [J]. *Academics*, 2018(3): 5-19, 274.
- [8] 宋伟轩, 陈雯, 彭颖. 长三角区域一体化背景下城乡收入格局演变研究[J]. *地理科学*, 2013, 33(9): 1037-1042. SONG W X, CHEN W, PENG Y. Spatial pattern of urban-rural income under the background of regional integration the Changjiang River Delta [J]. *Scientia Geographica Sinica*, 2013, 33(9): 1037-1042.
- [9] 陈斌开, 林毅夫. 发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J]. *中国社会科学*, 2013(4): 81-102, 206. CHEN B K, LIN Y F. Development strategy, urbanization and the urban-rural income disparity in China [J]. *Social Sciences in China*, 2013(4): 81-102, 206.
- [10] LEWIS W A. Economic development with unlimited supplies of labour [J]. *The Manchester School*, 1954, 22(2): 139-191.
- [11] TODAR M P A. Model of labor migration and urban unemployment in less developed countries [J]. *American Economic Review*, 1969(59): 138-145.
- [12] 景守武, 陈红蕾. FDI、产业结构升级对我国城乡居民收入差距的影响: 基于省际面板数据分析[J]. *世界经济研究*, 2017(10): 55-64, 122, 136. JING S W, CHEN H L. FDI and industry structure influence on residents' income gap in urban and rural areas in China: Based on provincial panel data analysis [J]. *World Economy Studies*, 2017(10): 55-64, 122, 136.
- [13] LU M, GAO H. Labour market transition, income inequality and economic growth in China [J]. *International Labour Review*, 2011, 150(1-2): 101-126.
- [14] 穆红梅. 城镇化水平与城乡收入差距关系研究——基于收入结构视角[J]. *经济问题*, 2019(8): 112-120. MU H M. Urbanization and the income gap between urban and rural areas: Based on income structure perspective [J]. *On Economic Problems*, 2019(8): 112-120.
- [15] 闫东升, 杨槿, 高金龙. 长江三角洲人口与经济的非均衡格局及其影响因素研究[J]. *地理科学*, 2018, 38(3):

- 376-384.  
YAN D S , YANG J , GAO J L. Inequality pattern of population and economic and its influencing factors in the Yangtze River Delta [J]. *Scientia Geographica Sinica* , 2018 , 38( 3) : 376-384.
- [16] TSIONAS E G. Another look at regional convergence in Greece [J]. *Regional Studies* , 2002 , 36( 6) : 603-609.
- [17] 覃成林, 唐永. 河南区域经济增长俱乐部趋同研究[J]. *地理研究* , 2007 , 26( 3) : 548-556.  
QIN C L , TANG Y. Club convergence of regional economic growth in Henan Province [J]. *Geographical Research* , 2007 , 26( 3) : 548-556.
- [18] ANSELIN L. *Spatial econometrics: Methods and models* , dor-drecht [M]. Kluwer Academic Publishers , 1998.
- [19] 贾占华, 谷国锋. 东北地区经济结构失衡水平评价及其对经济增长的影响研究——基于空间计量模型分析[J]. *地理科学* , 2019 , 39( 4) : 636-643.  
JIA Z H , GU G F. The evaluation of imbalance of economic structure and its influence on economic growth: Based on the spatial econometric model [J]. *Scientia Geographica Sinica* , 2019 , 39( 4) : 636-643.
- [20] 范建双, 虞晓芬, 周琳. 城镇化、城乡差距与中国经济的包容性增长[J]. *数量经济技术经济研究* , 2018( 4) : 41-60.  
FAN J S , YU X F , ZHOU L. Urbanization , urban-rural gap and inclusive growth in China [J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics* , 2018( 4) : 41-60.

## Spatial-temporal Evolution of Urban-rural Income Gap and Driving Factors Based on Spatial Econometric Models: A Case Study of the Yangtze River Delta

YAN Dong-sheng<sup>1</sup> , SUN Wei<sup>2</sup> , FENG Yue<sup>3</sup>

( 1. Center for the Yangtze River Deltas Socio-economic Development of Nanjin Univensity , Nanjing 210093 , China; 2. Yangtze Industrial Economic Institute , Nanjing University , Nanjing 210093 , China; 3. Key Laboratory of Watershed Geography , Nanjing Institute of Geography Limnology , Chinese Academy of Sciences , Nanjing 210008 , China)

**Abstract:** Promoting narrowing the urban-rural income gap , is an important part of achieving high-quality development. In the context of the regional integration of the Yangtze River Delta as a national strategy , this article uses the coefficient of variation , Markov chain and spatial analysis to explore the spatial-temporal evolution characteristics of urban and rural income as well as urban-rural income gap between 2000-2018 in the Yangtze River Delta. As well , based on the spatial econometric models , this article explores the driving factors of urban-rural income gap. The results showed that: ( 1) The coefficient of variation of urban and rural income in the Yangtze River Delta all show a trend of rising first and then declining , urban income is higher than rural but the coefficient of variation of rural income is higher than urban income. The “core-edge” pattern of urban and rural income in space are strong stability. In particular , high-income clubs have a strong steady state. ( 2) On the whole , the urban-rural income gap also presents a significant “core-edge” pattern. From the perspective of the evolution of urban-rural income gap , the narrowing of the high-value area and the expansion of the low-value area , indicate that the overall income gap of urban-rural income gap in the Yangtze River Delta has narrowed. The difference evolution in different cities indicates that , the policy of narrowing the urban-rural income gap should be tailored to local conditions. ( 3) For the driving factors , economic development , population mobility , government influence and opening up are important factors of urban-rural income gap. However , the differences of driving factors in different periods indicate that , the formulation of relevant policies in the future should be random and dynamic. In the process of integration and deepening , the significant increase in spatial spillover effects also indicates that , the formulation of relevant policies should strengthen the interaction among cities. The research in this paper not only enriches the theoretical research on the urban-rural income gap , but also provides an experience to formulate relevant policies to promote coordinated development of urban and rural areas for the Yangtze River Delta and other urban agglomerations.

**Key words:** urban and rural income; urban-rural income gap; spatial-temporal evolution; driving factors; the Yangtze River Delta