

doi:10.16060/j.cnki.issn2095-8072.2022.02.002

长三角旅游业发展非均衡性、收敛性及成因^{*}

唐睿

(安徽大学创新发展战略研究院, 合肥 230601)

摘要: 本文基于2011至2017年的数据对长三角旅游业发展非均衡性、收敛性及成因进行分析,发现长三角国际旅游业非均衡发展问题突出,国内旅游业趋于均衡。旅游业发展整体呈现出条件收敛态势,且旅游收入出现了类别收敛。各城市旅游业发展具有空间收敛特征,形成了“上海—江浙传统旅游强市—其他城市”的“金字塔”空间分布格局。旅游资源品质提升和三产从业人数增加不但促进了长三角国际旅游业发展,同时增加了长三角城市成为“国际旅游业发展平均水平高的收敛俱乐部”的概率。对外开放程度扩大和旅游交通水平提高对长三角旅游业发展产生了全面推动作用。城市生态环境的改善以及源于政府行政力量的帮扶会促使各城市成为旅游业发展水平更高的收敛俱乐部成员。

关键词: 长三角; 旅游业; 非均衡性; 收敛性; 收敛俱乐部

中图分类号: F592 **文献标识码:** A **文章编号:** 2095 - 8072(2022)02 - 0017 - 15

长三角一体化国家战略要求沪苏浙皖一市三省强化各个领域合作,旅游业合作是一体化过程中的重要环节。2016年发布的《长江三角洲城市群发展规划》明确指出长三角地区应培育区域旅游产业职能,通过加深旅游业交流促进一体化发展。在当前实体经济下行、产业结构转型乏力、贸易冲突升级的背景下,旅游业可以凭借自身行业关联度广、就业带动能力高、消费刺激性强的特点,成为推动长三角地区经济发展的重点产业。旅游业发展能够激发大众创新、万众创业的热情,减轻实体经济下行带来的压力;推动现代服务业发展,优化产业结构;促进民间文化和经贸往来,缓解贸易冲突争端;对于长三角地区实现经济的健康平稳发展具有重要意义。然而,长三角一市三省在旅游资源禀赋、旅游业主体意识、旅游市场完善程度等方面仍然存在较大差距,这一特征事实上阻碍了长三角旅游一体化的发展。本文重点探讨长三角旅游业发展的非均衡性和收敛性,同时分析其影响因素,对于长三角各地旅游业发挥比较优势,缩小区域旅游业发展差距意义重大。本文的边际贡献在于:一是判断长三角旅游业是否存在空间收敛和类别收敛两种情况,直观展示长三角旅游业地区旅游业发展差距的演变趋势;二是从长三角国内外旅游收入、国内外旅游人数等多个角度综合分析长三角旅游业发展的敛散性,有利于从不同角度把握长三角各地旅游业发展的差距与成因,从而为区域旅游业健康发展策略的制定提供参考。

^{*} 基金项目: 本文受安徽省哲学社会科学规划项目“数字经济驱动安徽省文旅产业高质量发展的效应与机制研究”(项目编号: AHSKQ2021D161)资助。

一、文献综述

经济发展过程中普遍存在发达地区及其周边不发达地区共存的现象（孙亚男等，2018），收敛相关理论可以对这一现象给出充分解释，成为众多学者关注的焦点（傅强和李四维，2016）。收敛性分析是一种考察不同地区间各个经济变量差距动态演进规律的分析工具（严思齐等，2018），近年来被广泛运用于产业效率（刘自敏和尹凯，2019；张普伟等，2019）、产业结构（杨骞和秦文晋，2018）、区域经济增长（刘华军和贾文星，2019；孙晓华和曹阳，2018）等方面。区域旅游业收敛能够有效衡量不同地区旅游业发展差距，对于经济活动的加速集中，缩小不同地区间经济发展水平具有重要影响（Andraz et al., 2015），因此也是国内外学者研究的重点领域。国外学者多基于宏观层面，以某一国家为研究对象，探讨其旅游业发展的收敛性。Abbott et al.（2012）认为土耳其的国际游客呈现出明显的“同向运动”特征，但没有证据表明土耳其主要旅游市场存在长期收敛现象。Butnaru & Valentin（2016）指出罗马尼亚旅游业的收敛发展得益于欧盟旅游业的支持。Mérida et al.（2016）研究发现在西班牙12个主要旅游客源市场中存在3个不同的收敛俱乐部。Tiwari & Kumar（2016）区分了印度国际游客收敛和非收敛的国家类型。Narayan（2007）检验发现斐济8个旅游客源市场趋于收敛。此外，还有学者剖析了旅游业收敛的微观影响因素，如欧洲旅游市场激烈的竞争促使酒店业通过调整服务和质量，引发酒店价格趋同（Baldassin et al., 2017）。物质资本和劳动力积累通过增加产业附加值促进旅游业收敛（Ramajo & Hewings, 2016）。

国内关于旅游业收敛的研究主要集中在两大领域，一是单纯讨论旅游业的敛散性状况，二是在此基础上对旅游业敛散性成因展开进一步剖析。部分学者着重分析旅游业某一具体对象的敛散性，如入境旅游市场（罗浩和张瑜璇，2018）、旅游业二氧化碳排放（李强谊等，2017）、旅游业绿色全要素生产率（刘佳和张俊飞，2017）、风景名胜区（曹芳东等，2015）等方面的敛散性。还有学者关注全国或者某一地区旅游业的敛散性，李如友和黄松（2015）认为我国区域旅游经济存在绝对收敛，空间效应导致收敛速度有所减缓。杨望等（2016）指出我国副省级城市入境旅游业发展差距伴随时间推移不断缩小，入境旅游业落后的城市 and 相对发达城市之间存在 β 收敛。王怡（2015）研究发现丝绸之路经济带生态旅游业的区域收敛十分显著。骆泽顺和林璧属（2015）分析了河南省旅游经济收敛的阶段性特征，尽管河南省旅游经济区域差异显著，但不存在俱乐部收敛。在旅游业敛散性成因方面，经济发展水平、交通基础设施建设、政策安全与保障、旅游资源开发状况对地区旅游业敛散性作用明显（张子昂等，2016），经济外向度和与京沪穗的距离会显著影响我国入境旅游流的敛散性（纪小美等，2015），而旅游接待水平和服务业发展水平则是星级饭店敛散性的关键影响因素。总体而言，在敛散性视角下分析区域旅游业发展，有助于揭示旅游业要素配置的扭曲程度，并深化对造成区域旅游业发展差距原因的认知（柏培文和许捷，

2018)，拓展旅游领域的研究视角。

上述文献为本文奠定了良好的研究基础，但是仍然存在以下不足：首先，前人对于空间单元的选择较为狭隘，多集中在全国宏观层面和某个省市的微观尺度，对于中观地理单元缺乏深入研究，在当前长三角上升为国家战略的背景下，加强对长三角这一中观区域的研究更具现实意义。其次，前人仅依据单一指标讨论旅游业的敛散性，研究结果难免有偏，本文从国内外旅游收入和旅游人次多角度探讨旅游业的敛散性，研究角度更加全面。最后，众多学者只局限于对旅游业 σ 和 β 收敛的讨论，对旅游业是否存在俱乐部收敛没有展开深入研究，不利于识别不同地区旅游业发展的真实差距。为了克服以上研究不足，本文以长三角为研究对象，从国内外旅游收入和旅游人次等多角度出发，探讨其旅游业发展的非均衡性、收敛性及成因。

二、长三角旅游业发展非均衡性分析

本文选取国内旅游收入（亿元）、旅游外汇收入（万美元）、国内旅游人次（万人次）、入境旅游人次（万人次）等指标全面考察长三角旅游业发展的非均衡性。本文按照世界银行WDI数据库公布的货币汇率（年平均价）将以美元计价的旅游外汇收入转化为以人民币计价，然后按照CPI对原始数据进行平减得到旅游外汇收入的实际变量（对国内旅游收入同样进行CPI平减），采用实际变量进行分析。根据2019年举行的长三角城市经济协调会第十九次会议的划定标准，选取上海市、江苏省、浙江省、安徽省所有地级市总共41个城市为研究对象，研究时间段为2011年至2017年，数据来源于各省市的官方统计年鉴，运用基尼系数测算长三角旅游业发展的非均衡性。基尼系数原本是测量收入分配差异的指标，现在被广泛运用于地区经济或者产业发展不平衡的测度中。在计算基尼系数之前，需要先计算基尼平均差，计算基尼平均差表达式如下：

$$\Delta = \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n |Y_j - Y_i| / n^2, 0 \leq \Delta \leq 2\mu \quad (1)$$

上式中 $|Y_j - Y_i|$ 为任何一对指标样本差的绝对值， n 是样本容量， μ 是指标均值。可以证明 $Gini = \Delta / 2\mu, 0 \leq Gini \leq 1$ ，则基尼系数的最终表达式为：

$$Gini = \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n |Y_j - Y_i| / 2n^2\mu \quad (2)$$

按照公式对长三角整体及江苏、浙江、安徽三省内部旅游业发展的基尼系数进行计算，表1展示了历年长三角旅游业基尼系数的整体情况。由表可知，长三角旅游外汇收入和入境旅游人次两项指标的基尼系数在观察期分别维持在0.7和0.6以上，明显高于其他指标，说明长三角国际旅游业发展的非均衡现象更加突出，且旅游外汇收入在不同地区存在明显差距。一般而言，国际分工地位体现了国际旅游资源配置、市场开发与竞争力水平（Salvatore, 2007）。上海市作为我国的国际经济中心、国际金融中心、国际贸易中心、国际航运中心，是中国参与全球分工的重要支点城市，服务

贸易的国际化程度明显强于长三角其他城市。上海凭借自身高质量的旅游产品和国际化的旅游服务,对境外游客拥有较强吸引力,其国际旅游业发展水平在区域内具有无可比拟的优势。而长三角部分城市国际旅游业尚未起步,短时间内无法缩小与国际旅游业相对发达城市之间的差距。从两项指标的变化趋势来看,尽管旅游外汇收入的基尼系数近年来有所下降,但是整个观察期上升了1.65%,入境旅游人次的基尼系数上升了2.87%,说明长三角国际旅游业非均衡发展问题较为严峻,且非均衡发展趋势有进一步扩大的迹象。部分国际旅游业先发城市凭借自身较高的城市美誉度和完善的旅游基础设施能够在全球旅游价值链中保持相对竞争优势,而大部分城市旅游业发展更依赖于国内游,尚未融入全球旅游服务贸易的国际分工格局,因此加剧了地区国际旅游发展不平衡的现象。相较而言,长三角国内旅游收入和国内旅游人次的基尼系数较低,且两项指标的基尼系数均出现了不同程度的下降,这反映了长三角国内旅游业正在向均衡态势发展。

表1 历年长三角旅游业基尼系数的整体情况

地区	年份	国内旅游收入	旅游外汇收入	国内旅游人次	入境旅游人次
长三角	2011	0.5548	0.7105	0.5157	0.6615
	2012	0.5439	0.7013	0.4839	0.6350
	2013	0.5161	0.7441	0.4740	0.6716
	2014	0.5020	0.7381	0.4691	0.6667
	2015	0.4827	0.7314	0.4647	0.6617
	2016	0.4788	0.7294	0.4523	0.6565
	2017	0.4712	0.7223	0.4464	0.6805
	指标增幅	-15.04%	1.65%	-13.44%	2.87%
江苏	2011	0.4376	0.5172	0.3738	0.5711
	2012	0.4301	0.5197	0.3651	0.5693
	2013	0.4201	0.7426	0.3559	0.7158
	2014	0.4113	0.7369	0.3435	0.7066
	2015	0.4032	0.7352	0.3331	0.7066
	2016	0.3960	0.7353	0.3216	0.7035
	2017	0.3887	0.7230	0.3101	0.6936
	指标增幅	-11.19%	39.79%	-17.04%	21.44%
浙江	2011	0.3013	0.5258	0.1647	0.4726
	2012	0.3264	0.5792	0.1711	0.4719
	2013	0.3117	0.5248	0.1563	0.4722
	2014	0.2996	0.5273	0.1478	0.4623
	2015	0.2669	0.5410	0.1454	0.4614
	2016	0.2788	0.5451	0.1458	0.4561
	2017	0.2493	0.5464	0.1414	0.4725
	指标增幅	-17.27%	3.91%	-14.16%	-0.02%
安徽	2011	0.4462	0.3519	0.3982	0.3118
	2012	0.4594	0.3519	0.3543	0.3126
	2013	0.4388	0.3539	0.3374	0.3279
	2014	0.4357	0.3459	0.3298	0.3490
	2015	0.4290	0.3447	0.3208	0.3334
	2016	0.4073	0.3509	0.3039	0.3196
	2017	0.4087	0.3552	0.2985	0.3201
	指标增幅	-8.40%	0.94%	-25.03%	2.68%

江苏省旅游外汇收入和入境旅游人次的基尼系数明显高于其他指标, 2013年开始江苏省旅游外汇收入和入境旅游人次的基尼系数均跃至0.7以上, 省内各城市国际旅游业发展差距明显扩大。截至2017年, 两项指标基尼系数增幅分别为39.79%和21.44%, 说明江苏省国际旅游业发展的非均衡局面有所加剧。江苏省国内旅游收入基尼系数略高于国内旅游人次, 国内旅游业并未出现显著的分化现象。且观察期国内旅游业两项指标的基尼系数均出现下跌, 反映了江苏省国内旅游业发展趋于均衡的客观现实。浙江省国内外旅游业发展四项指标的基尼系数均低于江苏省, 表明浙江省旅游业发展的非均衡问题并没有江苏省突出, 国际旅游业两项指标的基尼系数均高于国内旅游业指标, 由此可见浙江省国际旅游业的非均衡发展问题相对明显。除了旅游外汇收入之外, 其余三项指标的基尼系数均出现了不同程度的下降, 总体而言浙江省各城市旅游业发展差距正在不断缩小。安徽省旅游业发展的非均衡性与江苏省、浙江省存在一定差异, 观察期旅游外汇收入、国内旅游人次、入境旅游人次三项指标的基尼系数均在0.3左右, 低于国内旅游收入的基尼系数。国内旅游业两项指标基尼系数均出现下降, 而国际旅游业两项指标基尼系数均有所上升, 省内各城市国际旅游业发展间的差距是导致安徽省旅游业发展非均衡的主要原因。

三、长三角旅游业发展收敛性及成因分析

(一) 收敛方法与模型

1. σ 收敛。 σ 收敛反映的是长三角不同城市旅游业发展水平偏离整体平均水平的程度及这种偏离程度的动态性, 如果长三角不同城市旅游业发展水平的离散程度随着时间推移而下降, 则说明存在 σ 收敛, 本文采用变异系数测度 σ 收敛状况, 变异系数计算公式如下:

$$\sigma_t = \frac{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(P_{it} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N P_{it} \right)^2}}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N P_{it}} \quad (3)$$

上式中 σ_t 为 t 年旅游业发展的变异系数, P_{it} 为 t 年 i 市旅游业中的某项指标, 若 σ_t 值随着时间变化而变小, 则表明长三角旅游业发展存在 σ 收敛。

2. β 收敛。 β 收敛分为 β 绝对收敛和 β 条件收敛, β 绝对收敛的前提假设是长三角各城市具有相似的结构特征, 若不同城市无论初始旅游业发展水平如何, 最终都会趋向于一个稳态水平, 则表明存在 β 绝对收敛, 其公式如下:

$$\ln(C_{i,t+T} / C_{it}) / T = \alpha + \beta \ln C_{it} + \mu_{it} \quad (4)$$

上式中 C_{it} 为长三角各城市的旅游业四项指标的初始值, T 为时间间隔, $\ln(C_{i,t+T} / C_{it}) / T$ 为 t 时期到 $t+T$ 时期各城市旅游业四项指标平均增长率, 若 $\beta < 0$, 则表明存在 β 绝对收敛, 即各城市旅游业最终会趋向一个稳态值。根据 β 值还可以推导出收敛

速度 θ ，收敛半生命周期 T 和收敛稳态值 γ ，计算公式如下：

$$\gamma = \frac{\alpha}{1-\beta} \quad (5)$$

$$\theta = \frac{-\ln(1+\beta)}{T} \quad (6)$$

$$T = \frac{\ln 2}{\theta} \quad (7)$$

β 条件收敛则认为长三角各城市旅游业发展增速不但取决于初始增速，还取决于其他因素，这意味着无论各城市旅游业的初始条件如何，长期而言各城市旅游业会趋于各自的稳定值， β 条件收敛表达式如下：

$$\ln(C_{i,t+T} / C_{it}) / T = \alpha + \beta_1 \ln C_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_{it} \quad (8)$$

当 $T=1$ 时，上式可以转化为动态面板数据模型，表达式为：

$$\ln C_{it} = \alpha + (1 + \beta_1) \ln C_{i,t-1} + \beta_2 X_{it} + \mu_{it} \quad (9)$$

选取旅游资源 (*Resource*)、三产就业人数 (*Staff*)、政府财政支出 (*Gov*)、进出口总额 (*Imex*)、客运量 (*Trans*)、城市绿地面积 (*Green*) 为收敛模型的控制变量。这些控制变量与城市旅游业发展息息相关。旅游资源是一地旅游业发展的基础，是旅游目的地吸引力形成的核心要素，本文选取长三角各城市国家5A级旅游景区、全国重点文物保护单位、国家历史文化名城、中国国家森林公园、全国重点烈士纪念建筑物文物保护单位、国家级文化生态保护区、国家生态旅游示范区、世界遗产名录8项旅游资源指标进行分析，将我国的旅游资源指标赋分为1，对世界遗产名录赋分为2，分别用赋分乘以旅游资源数量再进行加总得到长三角不同城市旅游资源的总分。旅游业属于第三产业，旅游业与第三产业中的其他行业门类联系更为紧密，三产就业人数在一定程度上反映了旅游业人力资本的情况。选取各城市三产就业人数（万人）加入控制变量。地区旅游业发展离不开政府行政力量的干预，来源于政府的配套政策和科学规划会对地区旅游业发展产生良性的助推作用，由于政府行政力量难以量化，因此选取长三角各城市人均公共财政预算支出（元）表征政府行政力量的大小。入境旅游业是地区旅游业中的重要组成部分，入境旅游业和一地对外开放程度紧密相关，选取长三角各城市进出口总额（亿美元）衡量对外开放程度的大小。旅游交通发达程度对一地旅游业发展具有重要意义，选取各城市客运量（万人）衡量一地旅游交通的综合运力。良好的城市生态环境有助于塑造良好的城市形象，会对游客产生持续吸引力，因此选取城市绿地面积（公顷）作为判断城市生态环境的指标。上述控制标量中，政府财政支出和进出口总额的数据来源于Wind数据库，其余变量数据来源于《中国城市统计年鉴》，变量选取年份为2011年至2017年。

3. 俱乐部收敛。（1）logt检验方法介绍。运用非线性时变因子模型logt检验方法判别长三角旅游业发展的俱乐部收敛情况，代表旅游业发展水平的四项指标 C_{it} 可以分解为 $C_{it} = g_{it} + d_{it}$ ，其中 g_{it} 是长三角各城市 C_{it} 伴随时间推移相对稳定的部分， d_{it} 是长三角

各城市 C_{it} 伴随时间推移发生临时变化的部分, 该式可以转化为由共同和个体时变部分组成的乘积形式:

$$C_{it} = \left(\frac{g_{it} + d_{it}}{w_{it}} \right) w_{it} = b_{it} w_{it} \quad (10)$$

上式即非线性时变因子模型, w_{it} 是长三角所有城市的共同时变因子, b_{it} 是第 i 个城市的个体时变因子, 如果 b_{it} 收敛于一个常数, 则表明长三角各城市 C_{it} 趋近于一个稳态水平。为了检验 b_{it} 的收敛性, Su1 (2007) 定义了相对时变参数 h_{it} , 表达式如下:

$$h_{it} = \frac{C_{it}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N C_{it}} = \frac{b_{it} w_{it}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N b_{it} w_{it}} = \frac{b_{it}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N b_{it}} \quad (11)$$

h_{it} 是第 i 个城市在 t 年其 C_{it} 与长三角 41 个城市 C_{it} 平均值的比值, h_{it} 反映了第 i 个城市 C_{it} 与长三角平均 C_{it} 的长期偏离程度, 当 h_{it} 收敛于 1 时, 说明各城市 C_{it} 存在长期收敛性。 h_{it} 在 t 年的截面方差为 V_t , 表达式如下:

$$V_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (h_{it} - 1)^2 \xrightarrow{t \rightarrow \infty} 0 \quad (12)$$

在构建长三角各城市旅游业发展收敛原假设之前, 先构建时变因子 b_{it} 的半参数模型, 表达式如下:

$$b_{it} = b_i + \frac{\sigma_i \xi_i}{L(t) \times t^\alpha} \quad (13)$$

式 (13) 中 b_{it} 为不随时间变化而只和第 i 个城市自身特质有关的常数项, σ_i 是大于 0 的异质性规模参数, $\xi_i \sim i.i.d.(0,1)$ 并和 t 具有微弱关联, $L(t)$ 是伴随时间变化而逐渐增大的时变函数, 且当 t 趋于无穷大时, $L(t)$ 也趋于无穷大。通过 α 可以判断收敛性及收敛速度, 当 $\alpha \geq 0$ 时, 表明存在收敛性, 且 α 越大收敛速度越快。基于上述内容, 收敛性检验可以转化为以下假设检验:

$$H_0: b_i = b \text{ 且 } \alpha \geq 0; \quad (14)$$

$$H_1: \text{对任意 } i, b_i \neq b \text{ 或 } \alpha < 0; \quad (15)$$

原假设表示长三角所有城市的 C_{it} 收敛于同一个稳态水平, 备择假设表示至少存在一个城市的 C_{it} 和其他城市不趋于一致, 将公式 (11) 和公式 (13) 代入公式 (12) 可以得到 h_{it} 在 t 年截面方差 V_t 的等价变换, 变换形式如下:

$$V_t \sim \frac{A}{L(t)^2 \times t^{2\alpha}}, t \rightarrow \infty, A > 0 \quad (16)$$

上式中 A 是常量, 基于该等价变换形式, 构建验证假设检验的回归方程, 具体形式如下:

$$\log\left(\frac{V_t}{V_1}\right) - 2 \log L(t) = \hat{c} + \hat{b} \log t + \mu_t \quad (17)$$

上式中 $L(t) = \log(t+1)$, $t = [\gamma T], [\gamma T] + 1 \dots T$, γ 是决定初始时间 t 的参数, 根据 Su1 (2007) 的蒙特卡洛实验结果, γ 取 0.3。 \hat{b} 是 $\log t$ 的回归拟合系数, $\hat{b} = 2\hat{a}$, \hat{a} 为原假设中 α 的估计值。根据 \hat{b} 和给定的显著性水平 t 检验对原假设进行检验, 若 $\hat{b} \geq 0$, 且在 5% 的

显著性水平下, $t_b \geq -1.65$, 则无法拒绝原假设, 反之拒绝原假设, 该检验方法为logt检验。

(2) 基于logt检验方法俱乐部收敛的识别步骤。当长三角所有城市旅游业发展收敛的原假设被拒绝后, 可以进一步运用logt检验方法识别长三角是否存在俱乐部收敛, 该识别方法仅依赖长三角各城市旅游业发展4项指标的数据, 不依靠诸如地理区划等任何外界因素, 是一种内生的识别俱乐部收敛的方法, 详细步骤如下:

第1步: 截面个体排序。可以按照长三角各城市观察期最后一年 C_{it} 或每年 C_{it} 的均值从高到低排序。本文选择按照各城市观察期最后一年 C_{it} 进行排序。

第2步: 确定初始核心组。选择第1步结果中的前两个城市做logt检验, 如果拒绝原假设则剔除第1个城市, 用第2个和第3个城市再进行logt检验, 依次循环, 直到寻找出两个不能拒绝原假设的城市, 这两个城市就是初始核心组, 进入到第3步。如果遍历所有城市都无法找到初始核心组, 则表明不存在俱乐部收敛。

第3步: 识别新核心组成员。按照第1步排列的顺序, 将未与初始核心组成员一起检验过的城市逐一加入初始核心组进行logt检验, 遍历所有城市后, 确定核心组全部成员城市, 得到第一个收敛俱乐部。

第4步: 对于不属于第3步里收敛俱乐部中的所有城市继续进行logt检验, 如果不能拒绝原假设, 则这些城市属于俱乐部收敛。如果拒绝原假设, 则重复前3步, 直到识别出所有的俱乐部收敛。

(二) 结论分析

1. σ 收敛分析。图1展示了长三角旅游业发展的 σ 收敛状况, 长三角国际旅游业和国内旅游业分化趋势明显, 2011年至2014年长三角国内旅游收入的变异系数略高于国内旅游人次, 随后两项指标的变异系数开始收敛至1附近。长三角国际旅游业两项指标的变异系数明显高于国内旅游业, 2011年至2013年, 长三角国际旅游业发展呈现出发散状态。近年来旅游外汇收入出现收敛, 但是入境旅游人次的发散趋势愈发显著。总的来说, 长三角国内旅游业和旅游外汇收入具有 σ 收敛的特性, 旅游收入呈现出类别收敛, 而入境旅游人次则出现了发散特征。

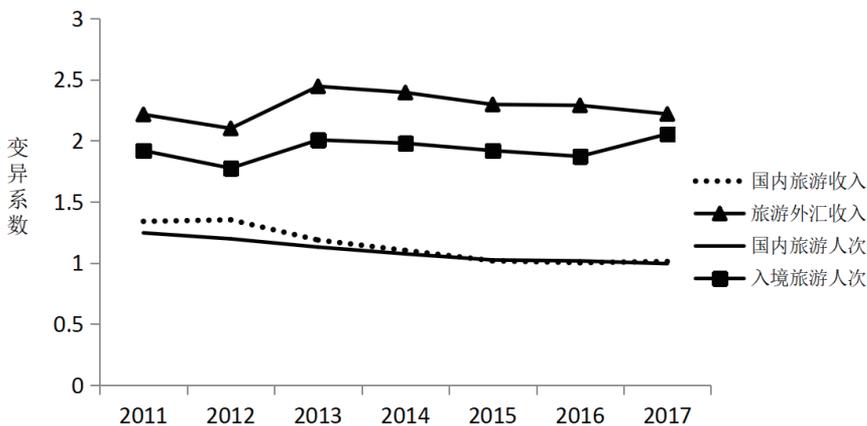


图1 长三角旅游业发展 σ 收敛状况

2. β 绝对收敛和 β 条件收敛分析。表2展示了长三角整体和江苏省、浙江省、安徽省旅游业发展绝对收敛的结果,就长三角整体而言,除了入境旅游人次以外,其余指标的收敛系数均显著为负,表明长三角国内旅游业和旅游外汇收入呈现出绝对收敛态势,且旅游收入的类别收敛特征明显,这与 σ 收敛的结果相一致。国内旅游业两项指标的收敛速度相对较快,说明长三角各城市国内旅游业差距正在不断缩小。江苏省与安徽省旅游业发展绝对收敛情况相似,只有国内旅游业两项指标的收敛系数显著为负,两省国内旅游业呈现出绝对收敛趋势,而国际旅游业不具备收敛性。就浙江省而言,仅有国内旅游收入一项指标出现了绝对收敛。总体而言,长三角国内旅游市场表现出明显的绝对收敛趋势,旅游收入具有类别收敛的特征。但是国际旅游业发展水平在省际间和省内均存在较大差距,且苏浙皖三省旅游业不具备类别收敛的特性。

表2 长三角旅游业发展绝对收敛情况

地区	变量	收敛系数	调整R ²	F值	收敛速度	半生命周期	稳态值
长三角	国内旅游收入	-0.544*** (0.059)	0.674	0.000	0.112	6.175	3.087
	旅游外汇收入	-0.267** (0.112)	0.103	0.022	0.045	15.560	2.514
	国内旅游人次	-0.420*** (0.044)	0.695	0.000	0.078	8.891	3.021
	入境旅游人次	-0.108 (0.113)	0.220	0.346	—	—	—
江苏省	国内旅游收入	-0.534*** (0.121)	0.606	0.001	0.109	6.346	2.920
	旅游外汇收入	0.009 (0.105)	0.487	0.930	—	—	—
	国内旅游人次	-0.392*** (0.048)	0.840	0.000	0.071	9.727	2.911
	入境旅游人次	-0.012 (0.054)	0.450	0.827	—	—	—
浙江省	国内旅游收入	-0.459*** (0.100)	0.666	0.001	0.088	7.887	2.942
	旅游外汇收入	0.034 (0.337)	0.113	0.921	—	—	—
	国内旅游人次	-0.186 (0.119)	0.152	0.126	—	—	—
	入境旅游人次	0.006 (0.316)	0.111	0.983	—	—	—
安徽省	国内旅游收入	-0.325* (0.158)	0.177	0.058	0.056	12.327	2.986
	旅游外汇收入	-0.032 (0.131)	0.440	0.807	—	—	—
	国内旅游人次	-0.670*** (0.156)	0.535	0.000	0.159	4.371	3.529
	入境旅游人次	-0.328 (0.214)	0.082	0.148	—	—	—

注:***、**、*分别代表1%、5%和10%的显著性水平,括号内数字为估计系数标准误。

根据(9)式可知,因变量滞后项的估计系数为 $1+\beta_l$,若因变量滞后项的估计系数取值范围在0到1之间,则 β_l 为负数,系统GMM方法可以判断因变量滞后项对因变量的影响,因此采用系统GMM方法分析长三角旅游业发展的条件收敛情况。由表3可知,长三角国内旅游业和国际旅游业四项指标的滞后项估计系数均在0到1之间,且在1%的水平上显著,表明长三角旅游业存在条件收敛。尽管长三角国际旅游业发展绝对收敛特征不明显,但是其他诸如地方政府的政策引导、旅游市场主体的积极作为、旅游营商环境的整体优化等外界因素都会促使长三角国际旅游业之间差距不断缩小,从而出现条件收敛。从控制变量的估计结果来看,旅游资源品质提高对于长三角国际旅游业具有显著的推动作用,长三角地区内部各知名旅游景点空间距离相对较短,国内游客可以在一定时间段内重复游览,导致国内游客旅游体验边际效用递减。伴随国

内旅游业态的升级转型, 观光游已经不是国内旅游业发展的主要动因。但是相对于境外游客, 由于文化距离加重了境外游客的旅游猎奇心, 同时受限于出行成本, 一些国内传统的旅游景点往往对于境外游客更具吸引力, 这也反映了长三角国际旅游业主要依靠观光游的推动。旅游业与第三产业中众多的行业门类关联度较强, 尤其是与以娱乐休闲为代表的游憩行业, 以餐饮住宿为代表的接待行业, 以公路、铁路、航运为代表的交通行业, 以休闲购物为代表的商贸服务业紧密相关。这些行业就业人数的增加间接提高了旅游业人力资本的供给。伴随长三角第三产业整体水平的提高, 三产从业人员的职业素质和能力也不断提升, 进而从“量”和“质”两个方面推动长三角国际旅游业的发展。同时, 国际旅游业的发展又为本土关联行业的劳动力市场输入了新知识、新理念和新技能, 进而形成了二者之间的良性循环。对外开放程度扩大和旅游交通水平提升对长三角旅游业发展产生了全面推动作用, 对外开放程度的扩大深化了长三角旅游业与境外旅游产业资本和旅游人才的对接, 帮助长三角旅游市场主体运用国外先进的旅游发展理念服务国内旅游业发展, 同时促使旅游市场主体快速适应国际旅游市场需求的变化, 提升自身的国际竞争力。旅游交通对长三角旅游业的促进作用体现在多个方面, 国际机场的建设和国际航线数量的增加方便了境外游客的到访, 高铁对于长三角各城市的联通放大了其对旅游业发展的“时空压缩”效应, 自驾游的兴起助推了长三角国内旅游业的发展, 逐渐完善的旅游交通体系对长三角旅游业发展做出了巨大贡献。其他诸如政府财政支出、城市生态环境等因素均对长三角旅游业产生了不同程度的正面影响。

表3 长三角旅游业发展条件收敛情况

变量	国内旅游收入	旅游外汇收入	国内旅游人次	入境旅游人次
因变量滞后项	0.830*** (0.086)	0.544*** (0.077)	0.756*** (0.062)	0.964*** (0.075)
lnResource	-0.018 (0.051)	0.590** (0.247)	0.053 (0.038)	0.687*** (0.231)
lnStaff	0.039 (0.046)	0.375* (0.222)	0.029 (0.032)	0.403** (0.194)
lnGov	0.190* (0.098)	0.251 (0.294)	-0.007 (0.058)	0.509* (0.272)
lnImex	0.101*** (0.035)	0.698*** (0.168)	0.113*** (0.031)	0.217 (0.169)
lnGreen	-0.045 (0.067)	1.899*** (0.293)	0.008 (0.037)	0.215 (0.389)
lnTrans	0.057** (0.028)	0.468*** (0.099)	0.039** (0.016)	0.331*** (0.098)
常数项	-1.292 (0.872)	13.651*** (4.243)	0.428 (0.456)	2.658 (3.354)
时间效应	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制
样本数	287	287	287	287
AR (1) P值	0.104	0.039	0.074	0.002
AR (2) P值	0.439	0.233	0.831	0.625
Sargan检验P值	0.896	1.000	1.000	1.000

注: ***, **, *分别代表1%、5%和10%的显著性水平, 括号内数字为估计系数标准误。

3. 俱乐部收敛分析。对长三角所有城市旅游业四项指标进行logt检验, 识别长三角旅游业发展的俱乐部收敛情况。表4为详细的长三角旅游业发展logt检验结果。旅游业发展四项指标的估计量 \hat{b} 均显著小于0, 拒绝原假设, 说明长三角至少存在一个城市的旅游业发展水平和其他城市不趋于一致, 长三角旅游业发展存在俱乐部收敛

现象。

表5为长三角旅游业发展俱乐部收敛的具体结果，除了国内旅游人次有6个收敛俱乐部外，其余三项指标均拥有4个收敛俱乐部。不同城市旅游业发展的空间收敛特征明显，上海的旅游业发展四

项指标均处于长三角第一梯队，作为长三角经济最为发达、对外开放程度最高的城市，上海旅游业发展占据绝对优势。在第2个收敛俱乐部中，江苏省的南京、苏州，浙江省的杭州、宁波等城市也纷纷上榜，这些旅游资源丰富、旅游美誉度较高、旅游业起步较早的传统旅游强市也表现出了较强的旅游业竞争力。安徽省的旅游业发展全面落后于沪苏浙三地，尽管合肥的国内旅游收入和旅游外汇收入两项指标处于第3个收敛俱乐部中，但是安徽省其他城市的多项旅游业发展指标均位于排名较后的收敛俱

表 4 长三角旅游业发展 logt 检验结果

指标名称	检验结果
国内旅游收入	$\log \frac{V_t}{V_{t-1}} - 2\log L(t) = -0.651 - 1.083\log t$
旅游外汇收入	$\log \frac{V_t}{V_{t-1}} - 2\log L(t) = -0.433 - 1.659\log t$
国内旅游人次	$\log \frac{V_t}{V_{t-1}} - 2\log L(t) = -0.575 - 1.242\log t$
入境旅游人次	$\log \frac{V_t}{V_{t-1}} - 2\log L(t) = -0.399 - 1.682\log t$

表 5 长三角旅游业发展俱乐部收敛结果

指标名称	俱乐部收敛结果
国内旅游收入	1.上海 2.杭州、苏州、南京、无锡、宁波 3.合肥、台州、金华、温州、湖州、嘉兴、绍兴、常州、镇江、扬州、舟山、徐州、黄山、池州、南通、安庆 4.芜湖、丽水、连云港、衢州、淮安、泰州、盐城、宣城、马鞍山、蚌埠、六安、滁州、宿迁、亳州、阜阳、淮南、铜陵、宿州、淮北
旅游外汇收入	1.上海 2.杭州、苏州、丽水、宁波 3.合肥、南京、温州、金华、无锡、湖州、台州、绍兴 4.芜湖、嘉兴、安庆、宿州、蚌埠、马鞍山、常州、阜阳、滁州、南通、亳州、宣城、六安、淮南、铜陵、镇江、舟山、淮北、黄山、盐城、扬州、池州、徐州、泰州、连云港、淮安、宿迁、衢州
国内旅游人次	1.上海 2.杭州、苏州、南京、无锡、宁波 3.温州、绍兴、台州 4.湖州、金华 5.丽水、嘉兴、常州、扬州、镇江、合肥、徐州、衢州、舟山、南通、连云港、黄山、淮安、盐城、安庆、池州、泰州、芜湖、蚌埠 6.宿迁、宣城、马鞍山、六安、滁州、淮南、阜阳、亳州、宿州、铜陵、淮北
入境旅游人次	1.上海、杭州 2.宁波、苏州 3.温州、金华、湖州、绍兴、合肥、南京、嘉兴、阜阳、台州、无锡、六安、亳州、丽水、宿州、安庆 4.芜湖、滁州、淮南、蚌埠、宣城、南通、常州、马鞍山、舟山、铜陵、淮北、池州、黄山、镇江、扬州、盐城、泰州、徐州、连云港、淮安、衢州、宿迁

乐部，且四项指标最后一个收敛俱乐部里安徽省的城市数量最多，说明安徽省旅游业发展与沪苏浙三地存在巨大差距。总体而言，长三角旅游业发展俱乐部收敛呈现出典型的“金字塔”形态，上海旅游业发展优势明显，处于“金字塔”顶端。江浙地区传统旅游强市仍然保持了较高水平的旅游业竞争力，处于“金字塔”中上层。而安徽省旅游业发展则全面落后于沪苏浙三地。长三角各城市旅游业发展具有明显的空间收敛特征，形成了“上海—江浙传统旅游强市（南京、苏州、杭州、宁波等）—其他城市”的空间分布格局。

进一步分析长三角旅游业发展俱乐部收敛的成因，根据长三角各城市旅游业发展四项指标在不同收敛俱乐部中的排序，对位于第一个收敛俱乐部中的城市给予最高分，对位于最后一个收敛俱乐部中的城市给予最低分（以国内旅游收入为例，一共存在4个收敛俱乐部，则对上海给予4分，对第2、3、4个俱乐部里的城市分别给予3、2、1分），将城市所在收敛俱乐部的得分作为因变量。由于因变量属于顺序变量，采用ordered logit模型进行计量分析，计量模型设定如下：

$$\ln CLUB_i = \alpha + \beta_1 \ln Resource_i + \beta_2 \ln Staff_i + \beta_3 \ln Gov_i + \beta_4 \ln Imex_i + \beta_5 \ln Green_i + \beta_6 \ln Trans_i + \mu_i \quad (9)$$

上式中各自变量与 β 条件收敛的影响因素相同，不再赘述。由于ordered logit模型采用的是截面数据，且俱乐部收敛识别过程中是按照各城市旅游业发展4项指标观察期最后一年的数据进行排序，因此自变量数据的选取年份均为2017年。由表6估计结果可知，在长三角4项旅游业发展指标中，旅游资源的估计系数均显著为正，表明旅游资源品质越高的城市，其归属于“旅游业发展平均水平高的收敛俱乐部”的概率越大，旅游资源作为旅游目的地发展的基础要素，旅游资源品质的高低直接决定了一地旅游业发展水平的起点。如果一地旅游资源具备较强的吸引力和较高的美誉度，只需要小规模的开发投入便能够获得旅游市场丰厚的回报。旅游资源在国际旅游业发展水平两项指标中的估计系数明显高于其在国内旅游业发展中的估计系数，进一步说明旅游资源品质提升会促使长三角城市成为国际旅游业发展水平更高的收敛俱乐部成员。

表6 长三角旅游业发展俱乐部收敛 ordered logit 检验结果

变量	国内旅游收入	旅游外汇收入	国内旅游人次	入境旅游人次
$\ln Resource$	1.920* (1.003)	4.292** (1.982)	2.099*** (0.787)	2.372** (1.078)
$\ln Staff$	1.748 (1.509)	4.799*** (1.757)	1.302 (0.899)	4.495*** (1.234)
$\ln Gov$	4.135* (2.489)	4.509 (3.400)	1.406 (2.039)	0.176 (2.281)
$\ln Imex$	0.321 (0.674)	0.213 (0.740)	1.394** (0.615)	0.247 (0.582)
$\ln Green$	1.265 (0.889)	3.805** (1.576)	0.152 (0.815)	1.786** (0.846)
$\ln Trans$	0.719 (1.332)	0.039 (0.977)	0.292 (0.853)	0.049 (0.873)
时间效应	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制
样本数	41	41	41	41
Log likelihood	-14.350	-12.299	-24.389	-20.763
Prob > chi2	0.000	0.000	0.000	0.000

注：***、**、*分别代表1%、5%和10%的显著性水平，括号内数字为估计系数标准误。

三产从业人员和城市生态环境的估计结果相同,均表明长三角城市如果拥有充足的三产服务人才和优美的城市生态环境,其归属于“国际旅游业发展平均水平高的收敛俱乐部”的概率越大。三产从业人员数量的多少一定程度上反映了城市第三产业的发达程度,发达的第三产业可以培养出更多与国际接轨的服务型人才,对于旅游业发展具有“人才溢出”的正向作用。城市生态环境的改善一方面在入境游客心目中树立了良好的城市形象,另一方面提升了入境游客旅游过程中的主观感受,在入境游客群体中形成的良好口碑会对城市国际旅游业发展产生持续的推动作用。其他诸如政府财政支出、对外开放程度等变量会提高长三角城市成为“国内旅游业发展平均水平高的收敛俱乐部”的概率。

四、结论与启示

(一) 研究结论

基尼系数的计算结果表明长三角国际旅游业的非均衡发展问题突出,且非均衡趋势愈发明显。但是长三角国内旅游业正在向均衡态势发展。长三角各城市国际旅游业差距明显大于国内旅游业,且国际旅游业发展的不平衡局面正在加剧。就收敛性而言,长三角国内旅游业和旅游外汇收入具有 σ 收敛特性,国内旅游市场具有绝对收敛特征,长三角旅游业发展整体呈现出条件收敛态势,且旅游收入出现了类别收敛。长三角旅游业发展俱乐部收敛呈现出典型的“金字塔”形态,各城市旅游业发展具有明显的空间收敛特征,形成了“上海—江浙传统旅游强市(南京、苏州、杭州、宁波等)—其他城市”的空间分布格局。

计量结果表明旅游资源品质提升和三产从业人数增加不但促进了长三角国际旅游业发展,同时增加了长三角城市成为“国际旅游业发展平均水平高的收敛俱乐部”的概率。对外开放程度扩大和旅游交通水平提升对长三角旅游业发展产生了全面推动作用。城市生态环境的改善,来源于政府行政力量的帮扶会促使各城市成为旅游业发展水平更高的收敛俱乐部成员。这些是长三角各城市旅游业发展水平形成差距的关键因素,也是未来各城市缩小差距,实现旅游业一体化需要突破的重点领域。

(二) 研究启示

长三角旅游一体化不能忽视各城市间旅游业的发展差距,长三角各城市应正视这一特征事实,探索导致差距的关键因素,并针对自身旅游业发展存在短板采取应对措施。一是引导长三角各城市有序参与全球旅游分工体系,在政策上重新审视入境旅游的地位,通过联合营销和旅游环境的全面提升实现各地旅游服务贸易国际分工角色的翻转,助力世界一流旅游目的地体系的建设;二是长三角各城市应立足于自身旅游资源,借助前沿技术,挖掘本土特色,融入文化元素,全面提升旅游资源品质。将市内景点“串珠成线”,与其他城市整合发展,推动“点式旅游”向“全域旅游”的转变;三是夯实第三产业基础,培育第三产业服务型人才,发挥人才对旅游行业的外溢

作用。加速长三角各城市旅游人才的交流,通过知识交换将旅游业发展的先进理念和成熟经验在长三角地区内全面推广;四是强化政府对长三角旅游业一体化的引领作用,地方政府应通过科学的发展规划和产业政策促进旅游业发展。各城市应建立常态化的旅游业合作机制,借助一系列的制度安排统筹各城市旅游业发展目标;五是坚持对外开放,通过货物贸易带动劳务贸易,依靠对外贸易加速入境旅游业发展。简化长三角入境旅游通关手续,引入海外产业资本和行业人才服务长三角旅游业发展;六是不断改善城市人居环境,秉持绿色、生态、集约的建设理念,实现“景城相融”,树立良好的城市旅游形象;七是完善基础设施交通建设,构建海陆空联运的旅游交通网络体系,打通长三角旅游交通“断头路”,加速旅游流在长三角各城市间的流动,促进区域旅游协调发展。积极发展高铁旅游和自驾游,充分发挥交通对旅游业的推动作用。

参考文献

- [1] 柏培文,许捷.中国三大产业的资本存量、资本回报率及其收敛性:1978—2013[J].经济学(季刊),2018(3):1171-1206.
- [2] 曹芳东,黄震方,徐敏,王坤.风景名胜区旅游增长的非均衡性及其收敛研究[J].地理与地理信息科学,2015(6):114-119.
- [3] 傅强,李四维.基于经济增长理论的经济收敛性理论研究述评[J].经济问题探索,2016(11):161-172.
- [4] 纪小美,陈金华,付业勤.中国入境旅游流的收敛与空间溢出效应分析[J].旅游科学,2015(4):47-60.
- [5] 刘佳,张俊飞.旅游产业绿色全要素生产率变动及收敛性分析——基于中国沿海地区的实证研究[J].资源开发与市场,2017(7):867-872.
- [6] 李强谊,钟水映,徐飞.中国旅游业二氧化碳排放的地区差异与收敛性研究[J].经济问题探索,2017(8):28-38.
- [7] 李如友,黄松.中国旅游经济的空间效应与区域收敛分析:1999-2012[J].广西师范大学学报(哲学社会科学版),2015(6):86-93.
- [8] 刘华军,贾文星.不同空间网络关联情形下中国区域经济增长的收敛检验及协调发展[J].南开经济研究,2019(3):104-124.
- [9] 刘自敏,尹凯.绿色能源效率视角下“一带一路”沿线国家类型识别——基于俱乐部收敛方法[J].数量经济研究,2019(3):155-177.
- [10] 罗浩,张瑜璇.中国的入境旅游客源市场收敛吗?[J].旅游学刊,2018(7):28-39.
- [11] 骆泽顺,林璧属.河南省旅游经济差异演化特征及收敛性研究[J].干旱区资源与环境,2015(5):197-202.
- [12] 孙晓华,曹阳.中国城市经济增长的俱乐部收敛:识别方法与趋同机制——来自中国347个行政区的实证检验[J].当代经济科学,2018(6):14-25+126.
- [13] 孙亚男,杨名彦,崔蓉,肖彩霞.“一带一路”沿线国家全要素生产率的俱乐部收敛及其动态演进:兼论“六大经济走廊”框架在缩小国家间经济差距中的作用[J].世界经济研究,2018(8):99-111+137.
- [14] 严思齐,彭建超,吴群.中国工业用地利用效率收敛特征[J].资源科学,2018(6):1163-1174.
- [15] 杨骞,秦文晋.中国产业结构优化升级的空间非均衡及收敛性研究[J].数量经济技术经济研究,2018(11):58-76.
- [16] 杨望,郭玲玲,武春友.中国副省级城市入境旅游发展差异动态研究[J].资源开发与市场,2016(6):745-748+768.
- [17] 王淑新.中国省域星级饭店发展的收敛及影响因素研究[J].华东经济管理,2013(10):84-87.
- [18] 王怡.丝绸之路经济带生态旅游发展的收敛性检验[J].统计与决策,2015(9):143-145.
- [19] 张普伟,贾广社,牟强,宋明礼.中国建筑业碳生产率的俱乐部收敛及成因[J].中国人口·资源与环境,2019(1):40-49.

- [20] 张子昂等. 新疆旅游经济时空差异与收敛性分析及影响因素研究[J]. 南京师大学报(自然科学版), 2016(2):134-141.
- [21] Abbott, A., G. D. Vita, L. Altinay, “Revisiting the Convergence Hypothesis for Tourism Markets: Evidence from Turkey Using the Pairwise Approach”, *Tourism Management*, 2012, 33(3): 537-544.
- [22] Andraz, J. M., N. M. Norte, H. S. Gonçalves, “Effects of Tourism on Regional Asymmetries: Empirical Evidence for Portugal”, *Tourism Management*, 2015, 50: 257-267.
- [23] Baldassin, L., M. Gallo, E. Mattevi, “Tourism in European Cities: Price Competitiveness of Hotels in Towns of Artistic Interest”, *Tourism Economics the Business & Finance of Tourism & Recreation*, 2017, 23(1): 3-28.
- [24] Butnaru, G. I., V. Nită, “European Union and Romanian Tourism - β and σ Convergence in the Economic Development Regions of Romania”, *Amfiteatru Economic*, 2016, 18(42): 369-384.
- [25] Mérida, A. L., M. Carmona, E. Congregado, et al., “Exploring the Regional Distribution of Tourism and the Extent to Which There is Convergence”, *Tourism Management*, 2016, 57: 225-233.
- [26] Narayan, P. K., “Testing Convergence of Fiji’s Tourism Markets”, *Pacific Economic Review*, 2007, 12(5): 651-663.
- [27] Ramajo, J., G. J. D. Hewings, “Modeling Regional Productive Performance Using a Spatial Stochastic Frontier Approach: New Evidence for Europe (1995-2007)”, *SSRN Electronic Journal*, 2016.
- [28] Salvatore, D., “U. S. Trade Deficits, Structural Imbalances, and Global Monetary Stability”, *Journal of Policy Modeling*, 2007, 29(5): 697-704.
- [29] Sul, P. D., “Transition Modeling and Econometric Convergence Tests”, *Econometrica*, 2007, 75(6): 1771-1855.
- [30] Tiwari, K. A., “Whether Tourist Arrivals in India Convergent?”, *Annals of Tourism Research*, 2016:S0160738316301293.

【作者简介】唐睿: 安徽大学创新发展战略研究院讲师, 经济学博士。研究方向: 产业经济学。

Non-Equilibrium, Convergence and Its Causes of Tourism Development in the Yangtze River Delta

TANG Rui

(Academy of Strategy for Innovation and Development, Anhui University, Hefei 230601, China)

Abstract: Based on the data from 2011 to 2017, the non-equilibrium, convergence and causes of tourism development in the Yangtze River Delta are analyzed. It is found the problem of unbalanced development of international tourism in the Yangtze River Delta is outstanding, and domestic tourism tends to be balanced. Tourism development showed a general convergence of conditions, and tourism revenues showed category convergence. The tourism development of each city has the characteristics of spatial convergence, forming the spatial distribution pattern of “pyramid” in “Shanghai- traditional tourism-developed cities in Jiangsu and Zhejiang -other cities”. The improvement of the quality of tourism resources and the increase in the number of employees in the tertiary industry not only promoted the development of international tourism in the Yangtze River Delta, but also increased the probability that the Yangtze River Delta city will become a “convergence club with a high average level of international tourism development”. The expansion of opening up and the improvement of tourism traffic have played an overall role in promoting the development of tourism in the Yangtze River Delta. The improvement of the urban ecological environment and the help from the government's administrative forces has prompted cities to become members of the convergence club with a higher level of tourism development.

Keywords: Yangtze River Delta; tourism development; non-equilibrium; convergence; convergence club

(责任编辑: 山草)