

高铁对长三角区域旅游一体化影响计量研究^{*1}

黄泰^{1, 2} 席建超^{2*} 葛全胜²

(1. 苏州大学旅游系, 江苏苏州 215123;

2. 中国科学院地理科学与资源研究所, 北京 100101)

【摘要】：高铁正成为影响我国区域旅游一体化的关键性因素，已有高铁旅游影响研究普遍存在供需分离的系统化视角缺位问题。立足多目的地—多客源地交互的旅游供需空间系统视角，利用GIS集成方法和旅游系统引力模型研究了有无高铁网络两种情境下的长三角区域旅游竞争力和出游力格局，分析了高铁对区域旅游一体化影响的具体方向、程度和意义。结果发现：(1) 高铁对长三角区域旅游一体化影响增强，扩大了旅游竞争力、出游力等级差异，带来逆向均衡一体化效应；(2) 高铁强化了长三角区域旅游格局的核心—边缘结构，边缘地区非高铁城市的旅游竞争力和出游力进一步被削弱，而核心高铁城市上海的中心性仍在增强；(3) 高铁开通后，边缘地区新增开高铁城市的旅游格局变化最大，但固有劣势使其不能从根本上改变区域旅游整体的非均衡发展态势；(4) 高铁时空压缩在削弱空间距离因素影响的同时，促进了区域旅游竞合关系的本位回归，规避旅游供给的同质化竞争、强调差异化发展是发挥高铁旅游一体化联动效应的根本路径模式。最后，指出高铁开通可以为边缘地区城市提供相对公平的交通发展平台，是防止边缘地区城市进一步被边缘化的必要条件，进而提出了促进区域旅游一体化发展的具体政策建议。

【关键词】：高铁；区域旅游一体化；影响分析；长三角

【中图分类号】：F590. 1 **【文献标识码】**：A **【文章编号】**：1004-8227(2017) 09-1311-12

DOI: 10. 11870 /cjlyzyyhj201709003

区域旅游一体化是区域旅游合作的高级阶段和理想模式，其基本原则和目标是实现区域旅游综合效益最大化。自20世纪80年代起我国政府部门和学者就一直关注并致力于推进区域旅游一体化发展，但实际效果并不明显。2008年起我国多条高铁线路陆续建成通车，高铁正成为影响我国区域旅游一体化的关键性变量^[1]。高铁对区域旅游一体化的影响也成为中国旅游地理

¹ 收稿日期：2016-12-29； 修回日期：2017-03-10

基金项目：国家社会科学基金项目(17BGL123) [National Social Science Foundation of China(17BGL123)]； 国家旅游局科研立项重点项目(16TAAK004) [Key Project of China National Tourism Administration Research Foundation (16TAAK 004)]； 国家旅游局旅游业青年专家培养计划项目(TYETP201527) [Tourism Young Expert Training Program of China National Tourism Administration(TYETP201527)]； 中国博士后科学基金项目(2016M591241) [China Postdoctoral Science Foundation (2016M591241)]

作者简介：黄泰(1977~)，男，博士后，副教授，硕士生导师，主要研究方向区域发展与旅游规划。 E-mail: huangtai_fx@163. com

*** 通讯作者** E-mail: xijc@ igsnr. ac. cn

空间创新研究的新命题。

高铁改变旅游流分布模式,进而影响旅游一体化格局^[2]。目前,已有不少关于高铁对城市可达性影响的研究成果^[3~7]。Gutiérrez 等^[8,9]研究发现高铁可以增强欧洲大陆内部可达性,增强边缘地区和核心地区之间的一体化联系程度,但同时会加剧城市与其腹地之间的不平衡性。Ortega 等(2010)^[10]研究了西班牙加利西亚高铁在不同规划尺度上的集聚效应,发现在国家尺度、高铁廊道层面上具有显著的集聚效应,而在区域尺度上扩散与集聚效应同时存在。日本高铁新干线研究也显示,可达性增加最大的城市在高铁开通前往往已经具有很好的交通可达性条件^[11],高铁并不能简单解决空间过度集聚和区域差异问题。而关于高铁开通后是大城市还是中小城市获益更多,学者们所持观点也存在分歧^[12]。

旅游者对高铁出游的行为响应或高铁对旅游客源市场的影响一直是高铁旅游研究关注的热点^[13,14]。不少学者分析认为高铁可以增强出游强度或客流量^[15~19]。张文新等(2013)^[20]调查发现高铁增加了南京游客的出游交通方式选择,扩大了出游距离范围,但并不必然带来旅游客流量的增加。Sophie 等^[21](2009)研究发现降低高铁票价可以提高可达性,增强旅游城市之间的客流量,但同时也会加剧市场竞争,导致客流向旅游发展基础好的城市集聚,使弱势旅游区位更加边缘化。汪德根(2014)^[22]运用社会网络分析认为京沪高铁开通前后主要站点城市客流变化存在集散不平衡和同城效应特征。可见,有关高铁对客流影响的结论并不一致,这和前述高铁可达性分歧在本质上相同。构建高铁旅行数理模型或运用现代技术手段对高铁客流进行优化模拟有助于更好地揭示高铁客流一体化效应^[23,24]。

文献分析表明,目前高铁旅游一体化研究存在以下不足:(1) 基本都是对以广义的城市或高铁客流为对象,涉及旅游城市、旅游景区、旅游集散地等具体旅游空间类别的高铁可达性文献不多^[25,26]。高铁客流不等于旅游客流,其中很多旅客并不是以旅游为目的,行为实质是旅行而不是旅游,并不是真正意义上的旅游流。严谨意义上的高铁旅游一体化研究成果甚少。(2) 对高铁影响的效果判别不够客观。不少研究将高铁开通前后的客流量变化笼统地视为高铁影响的结果,实际上客流量变化受多种因素影响制约,即便没有高铁开通随着时间推移客流量同样会变化或增长,因此在分析时只有合理控制高铁要素才能保证研究结论的客观性和针对性。(3) 主要关注某条高铁干线对沿线城市的影响,很少涉及整个高铁网络对区域旅游一体化格局影响^[27]。(4) 缺乏对高铁旅游一体化影响的时间地理过程及规划预期的考察。(5) 理论方法体系仍不够成熟^[28],导致研究结论的客观性和使用价值不足,基于 GIS 的多种方法集成应用成为方法创新的主流^[27]。

综上,以往研究普遍存在将旅游客源地、旅游目的地、高铁网络等旅游系统 3 要素割裂分开研究的问题,这种现象被称为旅游流研究的“二元陷阱”^[29,30],系统化视角的缺位必然会影响研究结论的客观性,致使结论相对片面而实用价值不高。本文选取长三角为实证案例区,立足旅游供需空间系统视角,选取 2007 年(无高铁)和 2015 年(最新高铁网络)两个时间节点,分别以当年铁路网络为连接构建长三角城市之间的旅游供给需求一体化数据库系统,利用 GIS 网络数据集和旅游系统引力模型测算刻画高铁影响下长三角城市的旅游竞争力和居民出游力格局,应用相关系数和空间自相关指数分析揭示高铁对长三角旅游一体化的具体影响程度、方向和意义,为高铁影响下的区域旅游一体化发展提供科学决策依据。

1 数据来源与研究方法

1.1 数据来源

长三角是我国最大的城市群和旅游圈(图 1),主体包括 30 个长三角经济协调会会员城市,2008 年以来长三角区域内多条高速铁路陆续建成通车,迄今高铁网络已经渐趋成熟,以长三角为实证案例区具有代表性和示范效应。

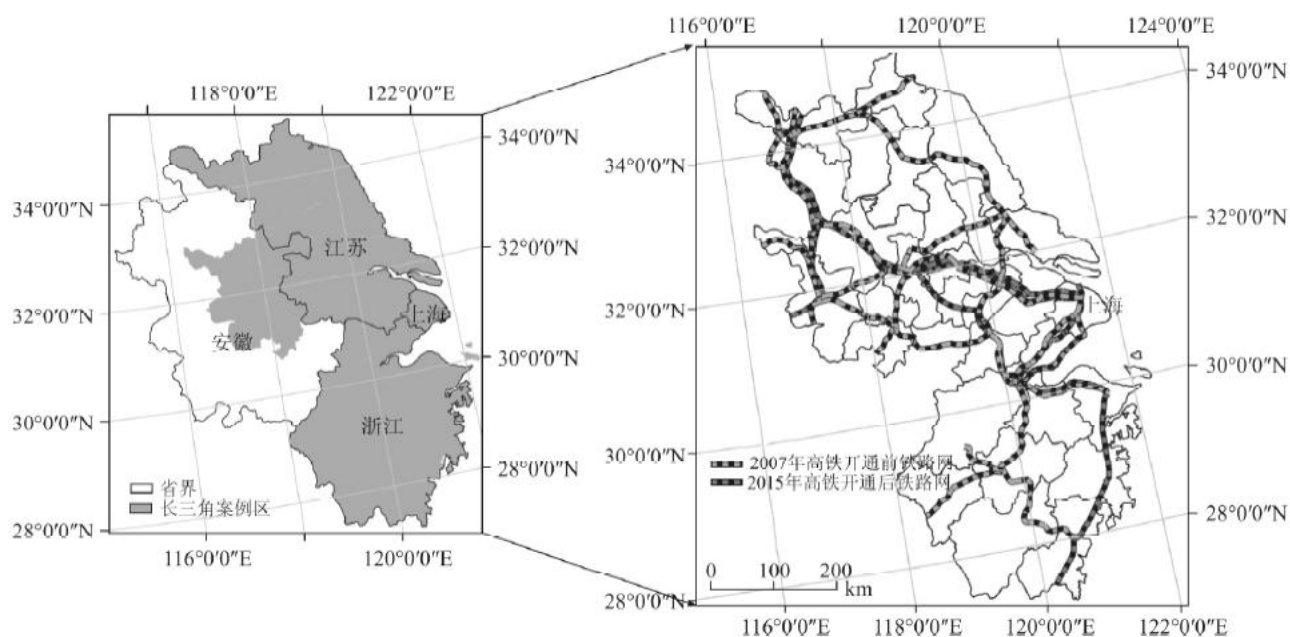


图 1 长三角区位与高铁开通前后铁路网络变化

Fig. 1 Yangtze River Delta Location and Railway Changes Before and After HSRs Opening

研究涉及旅游供给、旅游需求、高铁时间距离 3 类数据：(1) 旅游供给采用城市旅游综合业绩指数，是利用比重法对 2010 年长三角城市的旅游总收入和总游客量两项指标分别进行无量纲化处理，然后分别赋予 0.5 权重进行加权求和获得。(2) 旅游需求采用城市人口数量与经济收入指标，来自第六次人口普查统计数据和地方国民经济和社会发展统计公报。(3) 高铁时间距离采用不同时间截面的铁路网络时间，数据来源于 2007 年的中国旅游交通地图集和 2015 年谷歌地图，通过 ArcGIS 将 2007 年（无高铁）和 2015 年（有高铁）两个时间点的铁路网络进行数字化配准，并标定每条铁路的具体时速：单线铁路 90 km/h、复线铁路 120 km/h，合宁铁路、甬台温铁路 200 km/h，沪宁、沪杭、宁杭、杭甬、合蚌等城际高铁 260 km/h，京沪高铁（上海至徐州段）310 km/h 的，然后利用 ArcGIS 网络数据集方法求出城市之间的最短铁路时间距离矩阵，得到每个城市的平均最短可达时间距离（表 1）。

表 1 高铁开通前后长三角城市平均最短可达时间变化(h)

	2007 高铁前	2015 高铁后	缩短时间	缩短比例 (%)
常州	2.66	1.72	0.95	35.56
滁州	3.06	1.70	1.36	44.34
杭州	3.02	1.77	1.24	41.25
合肥	3.39	2.11	1.28	37.74
湖州	2.78	1.81	0.97	35.06
淮安	4.88	4.06	0.82	16.72
淮南	3.94	2.72	1.22	31.00
嘉兴	3.25	1.92	1.34	41.09

金华	4.01	2.83	1.18	29.52
丽水	5.03	3.74	1.28	25.55
连云港	6.28	4.11	2.18	34.62
马鞍山	2.85	1.97	0.88	30.98
南京	2.77	1.56	1.21	43.55
南通	3.93	3.19	0.73	18.68
宁波	4.24	2.25	1.99	46.90
衢州	4.66	3.47	1.18	25.42
上海	3.08	1.76	1.32	42.89
绍兴	3.43	1.95	1.48	43.03
苏州	2.84	1.77	1.07	37.71
泰州	3.39	2.68	0.72	21.09
温州	6.22	3.17	3.05	49.03
无锡	2.74	1.80	0.94	34.21
芜湖	2.88	2.23	0.65	22.51
徐州	4.70	2.32	2.39	50.75
盐城	3.95	3.33	0.62	15.66
扬州	3.37	2.26	1.11	32.87
镇江	2.75	1.73	1.02	37.10
平均值	3.71	2.46	1.27	34.25

1. 2 基于出游概率和最大效用原则的旅游空间引力模型构建

引力模型是解释旅游空间现象及其特征规律的经典模型。然而，可能由于缺乏必要的理论基础和技术手段，20 世纪 80、90 年代的旅游研究文献中，引力模型应用研究曾一度缺失。相反，在提供了理论基础的国际贸易类学术文献中，引力模型被广泛应用于双边贸易流动研究。正是由于引力模型在国际贸易研究中的成功，近 10 a 来引力模型又重新在旅游需求研究文献中出现。其中，Keum (2010) 论证了引力方程在解释旅游流量中的有效性和适用性^[31]，Morley^[32] (2014) 则系统回顾了旅游需求引力模型的理论和应用，并为旅游引力模型应用找到了新的消费者效用理论基础。鉴于此，本文尝试构建基于出游概率和最大效用原则的城市旅游空间竞争力模型和居民出游空间潜力模型。

1. 2. 1 城市旅游空间竞争模型

城市旅游空间竞争相关的基本引力模型表达式为：

$$F_{ij} = B \frac{P_i^\alpha A_j^\lambda}{D_{ij}^\xi} U_{ij} \quad (1)$$

式中：F_{ij}为客源地(本文为县区居民点) i 与目的地(本文为旅游城市) j 之间旅游客流规模数量； P_i为县区居民点 i 人口规模的量度； A_j为旅游城市 j 吸引力的量度； D_{ij}为县区居民点 i 与旅游城市 j 之间的交通时间距离； U_{ij}为对数正态分布误差项； B、α、λ 和 ξ 为经验估计参数。

则城市群地域范围内两个旅游城市对县区居民点 i 的客源竞争力比值为：

$$\frac{C_{i1}}{C_{i2}} = \frac{F_{i1}}{F_{i2}} = B \frac{A_1^\lambda}{A_2^\lambda} \left(\frac{D_{i2}^\xi}{D_{i1}^\xi} \right) U_{ij} \quad (2)$$

该方程式的基本思想是旅游城市对县区居民点的旅游竞争力与旅游城市吸引力和县区居民点需求量成正比，与县区居民点和旅游城市之间的距离成反比。实际上，城市群旅游空间竞争属于多个旅游城市竞争问题，因此需要进一步利用出游概率和最大效用原则计算多个旅游城市竞争条件下旅游城市 j 对县区居民点 i 的竞争力：

$$C_{ij} = B \left[P_i^\alpha \frac{A_j^\lambda}{D_{ij}^\xi} \middle/ \sum_{j=1}^n \frac{A_j^\lambda}{D_{ij}^\xi} \right] U_{ij} \quad (3)$$

为了估计需要，可将公式变化成自然对数方程式：

$$\ln C_{ij} = \beta + \alpha \ln P_i + \lambda \ln A_j - \xi \ln D_{ij} - \ln \sum_{j=1}^n \frac{A_j^\lambda}{D_{ij}^\xi} + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

进一步求和即可得到旅游城市 j 对城市群地域范围内全部县区居民点需求的总竞争力的对数方程式：

$$\begin{aligned} \ln C_j &= \sum_{i=1}^m \ln C_{ij} \\ &= \sum_{i=1}^m \left[\beta + \alpha \ln P_i + \lambda \ln A_j - \xi \ln D_{ij} - \ln \sum_{j=1}^n \frac{A_j^\lambda}{D_{ij}^\xi} + \varepsilon_{ij} \right] \end{aligned} \quad (5)$$

式中：m, n 分别表示旅游城市和城市居民的数量； ε_{ij}是 E(ε_{ij}) = 0, β = ln(B) 时的标准误差项。

1. 2. 2 基于出游概率和最大效用原则的居民出游空间潜力模型

居民出游空间机会潜力相关的基本引力模型表达式为：

$$T_{ij} = B \frac{I_i^\eta A_j^\lambda}{D_{ij}^\xi} U_{ij} \quad (6)$$

式中： T_{ij} 为县区居民点 i 的居民到旅游城市 j 的出游空间机会潜力指标； I_i 为县区居民点 i 的居民平均收入的量度； η 为经验估计参数；其他指标含义与前文相同。

考虑到人口规模数量的空间分布也会对旅游空间资源利用机会产生影响，新增人口规模影响因子后的空间潜力模型表达式为：

$$T_{ij} = B \frac{I_i^\eta A_j^\lambda}{D_{ij}^\xi V_j} U_{ij}, \quad \text{其中：} V_j = \sum_{k=1}^m \frac{P_k^\alpha}{D_{kj}^\xi} \quad (7)$$

式中： V_j 表示人口规模影响因子； P_k 表示县区居民点 k 的人口规模的量度； D_{kj} 表示县区居民点 k 与旅游城市 j 之间的铁路时间距离；其他指标含义与前文相同。

为了估计需要，将公式变化成自然对数方程式：

$$\ln T_{ij} = \beta + \eta \ln I_i + \lambda \ln A_j - \xi \ln D_{ij} - \ln \sum_{k=1}^m \frac{P_k^\alpha}{D_{kj}^\xi} + \varepsilon_{ij} \quad (8)$$

进一步求和即可得到县区居民点 i 居民到城市群所有旅游城市 j 的总出游空间潜力的对数方程式：

$$\begin{aligned} \ln T_i &= \sum_{j=1}^n \ln T_{ij} \\ &= \sum_{j=1}^n \left[\beta + \eta \ln I_i + \lambda \ln A_j - \xi \ln D_{ij} - \ln \sum_{k=1}^m \frac{P_k^\alpha}{D_{kj}^\xi} + \varepsilon_{ij} \right] \end{aligned} \quad (9)$$

本文所推导的城市旅游空间竞争模型公式(5) 和居民出游空间潜力模型(10) 与 Morley (2014) 推导提出的基于消费者效用理论的旅游需求量引力模型表达式在本质上等价，说明本文所构建的城市群旅游空间竞争模型符合消费者行为及效用理论基础。

1. 3 空间相关与集聚分析方法

探索性空间数据分析(Exploratory Spatial Data Analysis, ESDA) 可用于揭示事物的空间相关性及集聚特征, 全局和局部空间自相关是 ESDA 的核心技术, 全局空间自相关 Moran’ s I 指数计算公式^[33] :

$$I = \frac{\left[n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x}) (x_j - \bar{x}) \right]}{\left[\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right]} \tag{10}$$

式中: n 为空间单元数量; x_i 和 x_j 分别代表空间单元 i 和 j 上的观测变量值; $\bar{x}$ 为变量均值; W_{ij} 为空间权重。

局部空间自相关(Local Indicators of Spatial Association, LISA) 指数公式^[34] 如下:

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \sum_j W_{ij} (x_j - \bar{x}) \tag{11}$$

式中变量意义同全局自相关指数公式。基于空间统计显著性检验, I 和 I_i 分别可用于判断全局空间关联程度和局域集聚程度, 值越大说明空间关联越强, 反之则反。

2 结果分析

2. 1 基于可达性提升的高铁交通一体化

(1) 高铁开通可以整体提高区域铁路网络的可达性和一体化程度。表 2 显示, 长三角高铁开通后, 所有铁路站点城市的平均最短可达时间都有不同程度的缩减, 徐州由 4. 70 h 缩减至 2. 32 h, 缩减程度高达 50. 75%, 温州、宁波缩减程度也都接近 50%, 盐城的缩减程度最小, 为 15. 66%, 所有城市的平均缩减程度达 34. 25%。可见, 高铁可以大幅度提高城市的时间可达性, 增强区域城市体系的紧凑性和一体化程度。

表 2 高铁开通前后长三角城市旅游竞争力和居民出游力的大小及位序变化

城市类别	城市旅游竞争力					城市居民出游力				
	高铁前	位序	高铁后	位序	位序变化	高铁前	位序	高铁后	位序	位序变化
常州	6 204 411	6	6 189 940	7	-1	1. 531 37	4	1. 689 46	3	1
滁州	939 197	26	988 097	22	4	1. 202 37	10	1. 449 59	7	3
杭州	14 618 224	4	15 025 538	3	1	1. 354 37	7	1. 448 69	8	-1
合肥	3 412 509	14	3 289 238	13	1	0. 781 98	19	0. 852 65	15	4
高 湖州	4 316 290	12	4 155 339	11	1	1. 265 66	8	1. 270 66	10	-2

铁 站 点 城 市	嘉兴	5 944 115	9	5 812 939	10	-1	1.714 50	3	1.703 61	2	1
	南京	14 777 421	3	14 992 957	4	-1	1.078 90	12	1.327 05	9	3
	宁波	6 096 698	8	7 521 878	6	2	0.814 90	17	1.002 34	13	4
	上海	36 509 816	1	40 559 952	1	0	0.943 62	13	1.123 60	11	2
	绍兴	5 784 790	10	6 032 456	9	1	1.395 46	5	1.488 28	6	-1
	苏州	1 8283 231	2	17 822 099	2	0	1.802 84	1	1.863 99	1	0
	温州	2 329 262	15	3 171 027	14	1	0.485 81	26	0.658 56	20	6
	无锡	13 464 876	5	12 161 088	5	0	1.745 83	2	1.67 526	4	-2
	徐州	2 137 207	17	2 409 645	16	1	0.544 04	25	0.732 35	17	8
	镇江	6 115 399	7	6 103 913	8	-1	1.357 84	6	1.497 41	5	1
标准离差率		0.586		0.625			0.274		0.310		
非 高 铁 站 点 城 市	淮安	1 310 913	23	884 121	26	-3	0.564 57	24	0.398 29	26	-2
	淮南	592 814	27	458 479	27	0	0.726 63	21	0.646 94	21	0
	金华	3 694 715	13	2 735 121	15	-2	0.921 18	14	0.682 56	18	-4
	丽水	1 991 072	18	1 378 187	18	0	0.757 67	20	0.533 99	23	-3
	连云港	1 265 462	24	977 958	23	1	0.417 12	27	0.376 79	27	0
	马鞍山	1 154 061	25	891 723	25	0	1.25994	9	1.07730	12	-3
	南通	2 293 622	16	1 657 981	17	-1	0.714 82	22	0.528 90	24	-2
	衢州	1 544 567	20	1 117 182	20	0	0.803 18	18	0.578 37	22	-4
	泰州	173 408 6	19	1 233 769	19	0	0.917 10	15	0.679 96	19	-4
	芜湖	1 352 493	22	975 822	24	-2	1.080 66	11	0.853 95	14	-3
全 体 城 市	盐城	1 436 634	21	995 284	21	0	0.711 52	23	0.512 45	25	-2
	扬州	4 470 624	11	3 535 850	12	-1	0.886 96	16	0.775 05	16	0
	标准离差率	0.977		1.019			0.350		0.282		
全体首位度		1.997		2.276			1.033		1.094		
标准离差率		1.280		1.395			0.382		0.449		

(2) 边缘地区开通高铁后的可达性提高程度最大。这是因为边缘地区的交通与地理区位条件相对较差，而连接边缘地区和核心地区的高铁线路又相对较长，线路越长向心集聚累积效应自然就越大，从而使得高铁对边缘地区的可达性影响最大。徐州、温州、宁波都是位于长三角的相对边缘地区，高铁开通后的可达性提高显著。

(3) 高铁在提高沿线站点城市一体化联系程度的同时，加剧了非高铁站点城市的交通区位边缘化。可达性提高程度由小到大排序依次为盐城、淮安、南通、泰州、芜湖、衢州、丽水等，这些都是没有高铁开通的城市，而可达性提高较大的徐州、温州、宁波等都是高铁站点城市。高铁强化了沿线城市的可达性比较优势，也相对拉大了非高铁站点城市的交通差距。

2. 2 高铁对区域旅游一体化的影响特征

(1) 高铁强化了沿线城市的旅游竞争力和居民出游力。从图 2、图 3 可看出，长三角城市的旅游竞争力和居民出游力的变化强度向高铁线路集聚的特征清晰。没有开通高铁的江苏东北和浙江西南地区、安徽边缘地区的旅游格局变化较小。从强弱变化构成来看，旅游竞争力相对增强的城市按增强程度由高到低排序依次为温州、宁波、徐州、上海、滁州、绍兴、杭州、南京，其余城市的旅游竞争力是降低的。居民出游力增强的城市依次有温州、徐州、宁波、南京、滁州、上海、常州、镇江、合肥、杭州、绍兴、苏州、湖州，其余城市的出游力则是降低的。可见，旅游竞争力集聚增强的城市数量是 8 个，而出游力增强的城

市数量是 13 个，竞争力向少数高铁城市集聚的特征明显，这会强化少数核心旅游城市的竞争优势，拉大区域旅游竞争力等级差距。居民出游力变化大小相对分散均衡，有利于维护和构建区域旅游公平性格局。

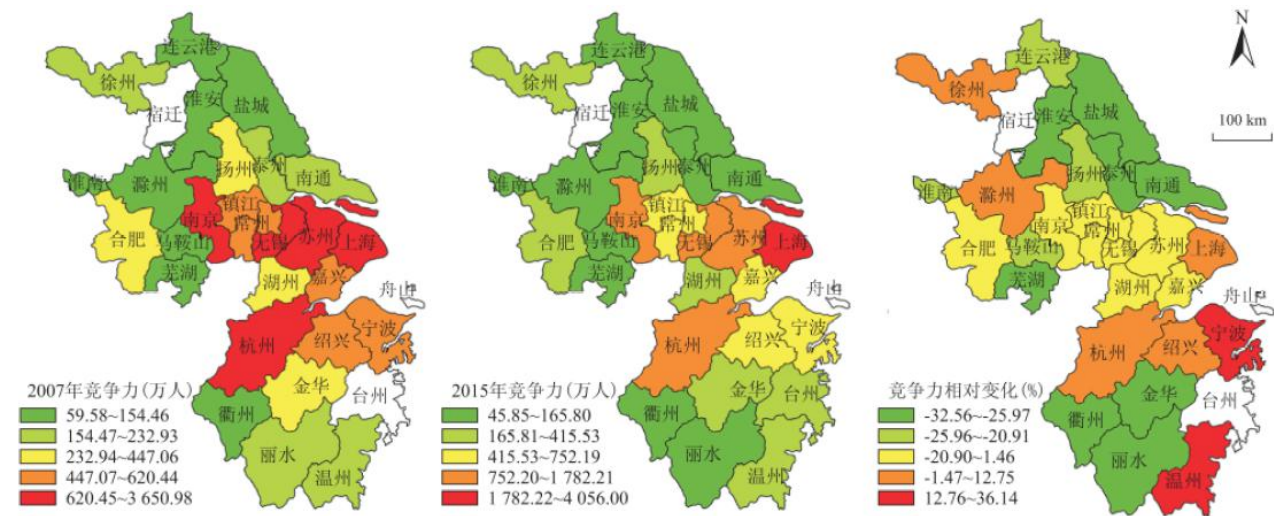


图 2 高铁开通前后长三角城市旅游竞争力格局及变化特征

Fig. 2 Spatial Pattern of City Tourism Competitiveness and Its Changing Characteristics Before and After HSR Opening in the Yangtze River Delta

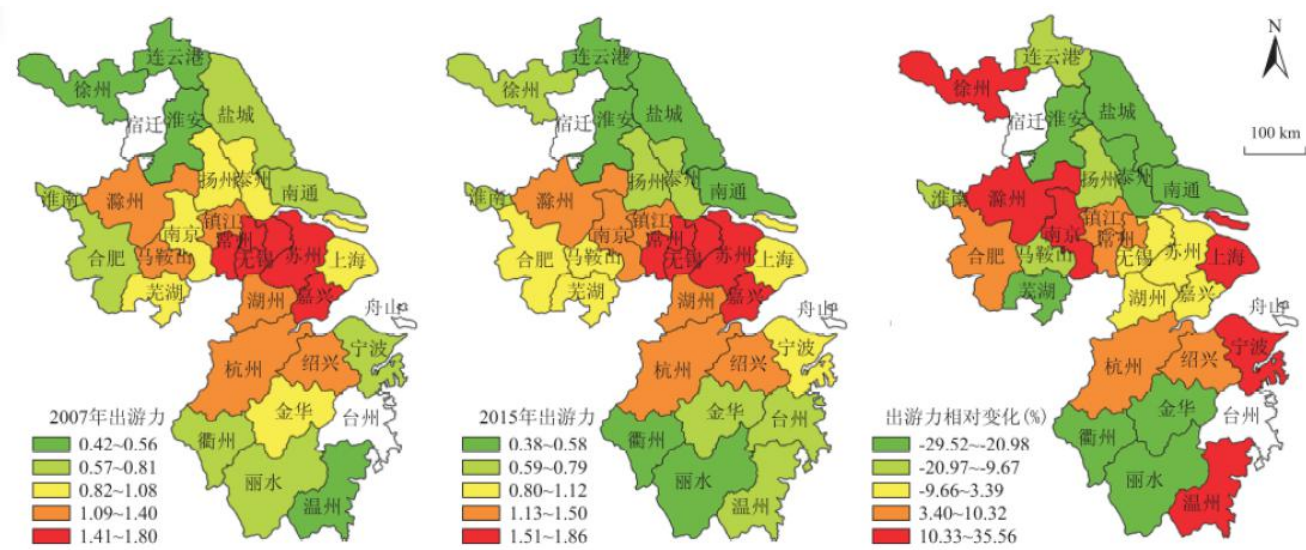


图 3 高铁开通前后长三角城市居民出游力格局及变化特征

Fig. 3 Spatial Pattern of Travel Potential of City Inhabitants and Its Changing Characteristics Before and After HSR Opening in the Yangtze River Delta

(2) 高铁对区域城市旅游竞争力和居民出游力的等级相关性和影响程度整体增强。相关系数可以计量变量之间的关联紧密性程度，反映变量之间的相互作用强弱。经检验相关数据均呈正态分布，适合测算皮尔逊相关系数，由表 3 可知：①相关系数都达到了显著性水平，说明高铁确实是影响区域旅游竞争力和居民出游力的重要变量。②高铁开通后的相关系数与高铁开通前相比都是变大的，说明高铁对旅游竞争力和居民出游力的影响程度是增强的。③具体比较高铁开通前后相关系数大小的变化程度，高铁开通对旅游竞争力带来的相关性提升和影响程度变化小于对出游力的影响变化。从表 2 高铁带来的位序变化也可以看

出，旅游竞争力的位序变化普遍较小，而出游力的位序变化相对较大。

表 3 高铁开通前后铁路可达性与旅游竞争力、居民出游力的相关性影响程度变化

关系数	观测变量	铁路可达性与旅游竞争力		铁路可达性与居民出游力	
		2007 年高铁前	2015 年高铁后	2007 年高铁前	2015 年高铁后
皮尔逊积矩相关	相关系数	-0.412*	-0.476 *	-0.568 **	-0.853 **
	显著水平（双尾）	0.033	0.010	0.002	0.000
	城市个数	27	28	27	28
肯氏秩相关	相关系数	-0.349 *	-0.506 **	-0.504**	-0.755 **
	显著水平（双尾）	0.012	0.000	0.000	0.000
	城市个数	27	28	27	28
斯皮尔曼秩相关	相关系数	-0.520 **	-0.645 **	-0.643 **	-0.910**
	显著水平（双尾）	0.005	0.000	0.000	0.000
	城市个数	27	28	27	28

注：**表示显著性水平为 0.01(双尾)；* 表示显著性水平为 0.05(双尾)。

(3) 高铁影响下的区域城市旅游竞争力和居民出游力均具有清晰的核心—边缘结构格局。从核心—边缘结构的构成变化来看(图 2、图 3)，2007 年高铁开通前旅游竞争力第一等级城市从大到小排序依次为上海、苏州、南京、杭州、无锡，2015 年高铁开通后第一等级城市仅有上海一个，第二等级城市按大小排序依次为苏州、杭州、南京、无锡。从竞争力大小变化来看，上海的增长比例最大，其他城市增长或降低的幅度相对较小。可见，高铁强化了上海的核心极化作用，加剧了长三角旅游竞争力核心—边缘结构的进一步发育。再就出游力格局来看，高铁开通前第一等级由高到低依次为苏州、无锡、嘉兴、常州，高铁开通后依次为苏州、嘉兴、常州、无锡，第一等级城市数量没变，首位城市苏州地位没变化，其余 3 个的位序变化为无锡从第二位降到第四位，4 个城市的出游力大小变化都相对较小。可见，高铁影响下出游力核心区域范围没有变化，而浙江西南部的金华、衢州、丽水，安徽边缘区的芜湖、马鞍山，江苏东北部的泰州、淮安、盐城等无高铁开通的边缘地区城市的出游力下降幅度较大，加剧了出游力核心—边缘结构的进一步发育。

(4) 高铁及旅游发展的城市经济导向性是影响区域旅游一体化、加剧区域旅游格局不均衡的主要原因。①2008 ～ 2015 年期间长三角地区开通的高铁线路主要串联上海、苏州、南京、杭州、宁波、合肥、温州、徐州等经济中心城市，这些城市的交通条件原本较好，而江苏东北部、浙江西北部以及安徽边缘区的经济弱势城市的交通条件原本较差，高铁建设也相对滞后。显然，已有高铁线路实际上是进一步拉大交通区位差距。②长三角城市旅游发达，一方面，传统旅游吸引物在城市集聚的特征明显，如苏州园林、杭州西湖、南京中山陵等都是城市内部或近郊旅游产品，另一方面，随着长三角区域经济的不断发展壮大，城市人造游乐园、商务旅游、节事会展旅游等正成为长三角旅游发展的重要方向，上海正是依托都市旅游成为长三角旅游竞争力最强的城市。可见，长三角城市经济、旅游、高铁的耦合发展特征明显，这也是以经济建设为导向的高铁布线进一步拉大区域旅游核心—边缘差距的根本原因。虽然高铁不是旅游业发展的决定性因素，但加强政策干预构建相对均衡完善的区域高铁网络，却是防止边缘地区城市旅游发展机会被剥夺和进一步被边缘化的有效举措。

2. 3 高铁影响区域旅游一体化的空间相关性特征与空间集聚分类

根据 ESDA 空间指数公式，基于反距离权重系数，利用 ArcGIS 测算得出高铁开通前后旅游竞争力和出游力的全局自相关指数(表 4)，并结合 Moran’ s I 散点图(图 4)和 LISA 对高铁影响带来的变化强度分布进行空间聚类(表 5)。

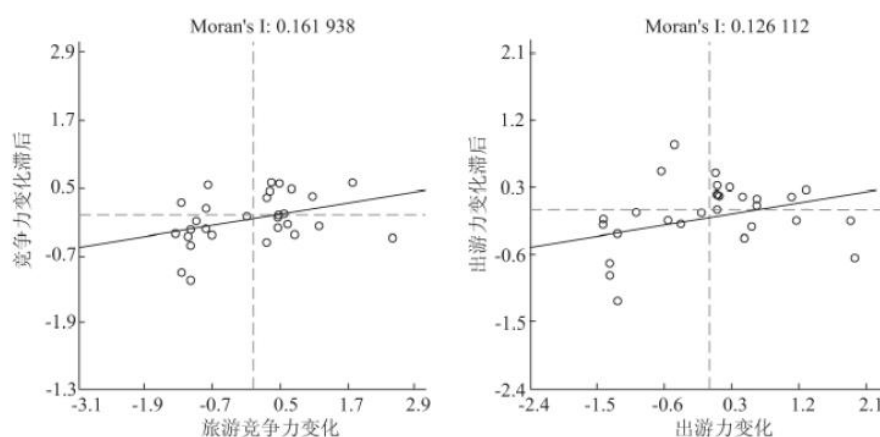


图4 高铁前后竞争力变化、出游力变化的 Moran 散点图

Fig. 4 Moran Scatter Plots of Tourism Competitiveness Change and Travel Potential Change Before and After HSRs Opening

从全局自相关指数及检验效果来看(表4),近似正态分布和随机分布检验 Moran' s I 的标准化 Z 值^[35],高铁开通前后旅游竞争力 Z 值分别 1.944 528、1.734 712,略小于 $\alpha = 0.05$ 显著性水平上的检验临界值 1.96,对应的 P 值略大于 0.05,表明显著性不强。Moran' s I 大小分别为 0.194 103、0.158 240,小于 0.3,说明空间集聚特征不显著,也可能存在一定的随机分布特征, I 值降低,说明高铁开通进一步促进了旅游竞争力的空间分离。高铁开通前后出游力的空间自相关标准化 Z 检验分别是 4.267 739、4.174 595,远大于 5%显著性水平上的检验临界值 1.96,对应的 P 值接近于 0,空间相关显著性水平很高, Moran' s I 值分别为 0.569 441、0.561 316,大于 0.3,空间集聚相关性较强,但二者大小相近,说明高铁前后出游力的空间集聚特征变化不大。

表4 高铁前后长三角城市旅游竞争力及出游力的全局自相关指数及检验统计量

因子名称	Moran ⁵ s I	E(I)	方差值	Z 值	P 值
高铁前竞争力	0.194 103	0.033 448 3	0.013 819	1.944 528	0.051 832
高铁后竞争力	0.158 240	0.033 448 3	0.012 343	1.734 712	0.082 792
高铁前出游力	0.569 441	0.033 448 3	0.020 025	4.267 739	0.000 020
高铁后出游力	0.561 316	0.033 448 3	0.020 369	4.174 595	0.000 030

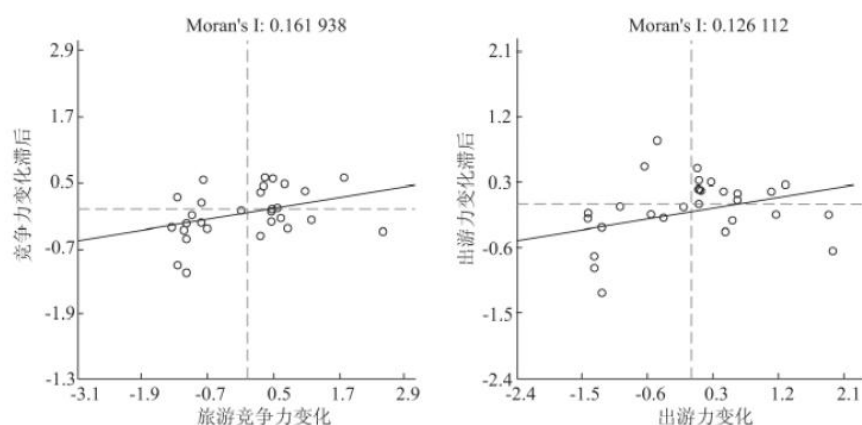


图 4 高铁前后竞争力变化、出游力变化的 Moran 散点图

Fig. 4 Moran Scatter Plots of Tourism Competitiveness Change and Travel Potential Change Before and After HSRs Opening

Moran 散点图可将空间变量根据空间集聚特征或空间异质性进行分类，其实质是原始变量的标准化值 z_i 与其空间滞后向量的相关关系图。散点图的四个象限分别对应 4 种空间关联类型，第一象限（高一高）代表高值区域被高值邻居包围，实为高值集聚区，具有均衡扩散特征，第二象限（低—高）代表周边是高值的低值区，实为高值影响下的凹地，受扩散的机会较大，第三象限（低—低）为低值集聚区，集散能力弱的边缘化特征显著，第四象限（高一低）代表周边是低值的高值区，集聚增长的潜力小。

高铁影响下旅游竞争力及出游力变化强度的 Moran 散点图显示它们的空间集聚特征相对较弱，Moran' s I 值分别为 0. 161 938、0. 126 112，也证实了这种弱集聚特征。因为高铁带来的强度变化本身就具有沿高铁廊道的线性集聚特征，域面整体的弱集聚同实际相符。具体从象限的散点数量分布来看，第一象限（高一 高）和第三象限（低—低）的散点数量多于第四（高一低）和第二象限（低—高），相应的 I 值也大于 0，说明同质集聚强于异质离散，旅游竞争力及出游力的变化强度总体上具有一定的空间集聚性。

进一步利用局部自相关 LISA 对 Moran 散点要素的空间集聚显著性进行检验(表 5)，发现通过检验的城市很少，旅游竞争力变化只有盐城通过低—低集聚显著性检验，而出游力变化只有盐城、温州分别通过了低—低、高一低集聚显著性检验。可见，对于高铁影响强度这种线性集聚特征变量的空间聚类而言，Moran 散点图象限分类方法最为有效。

表 5 高铁影响下长三角城市旅游竞争力及出游力格局变化强度的空间集聚模式及类别细分

变量	全局 Moran 散点图对应的类别细分				通过显著性检验的空间聚类	
	高-高	高-低	低-高	低-低	高-低	低-低
旅游竞争力变化强度	上海、苏州、嘉兴、绍兴、宁波、南京、湖州	杭州、徐州、温州、合肥、淮南、马鞍山、常州、山、丽水		无锡、连云港、盐城、淮安、扬州、泰州、南通、芜湖、衢州、金华		盐城

居民出游力变化强度	上海、苏州、嘉兴、绍兴、宁波、南京、湖州、温州、常州、镇江	杭州、徐州、湖州、合肥、淮南、马鞍山、泰州、南通、芜湖、衢州、金华、丽水	无锡、连云港、盐城、淮安、扬州	温州	盐城
-----------	-------------------------------	--------------------------------------	-----------------	----	----

具体比较散点图 4 个集聚象限的城市构成可知：(1) 除个别城市外，高铁影响下旅游竞争力和出游力变化的空间集聚分类基本一致，说明这两类不同旅游要素格局变化的影响具有趋同性。(2) 高铁对旅游格局影响强度的节点与廊道锁定效应突出，开通高铁城市和无高铁开通城市的影响强度差异分化特征明显。无论是旅游竞争力，还是出游力，影响强度较大的高一高、高一低两类的城市集合都是高铁城市，而影响较小的低一高、低一低两类的城市集合除无锡外都是非高铁城市。(3) 无锡是唯一落入低一低聚类的高铁城市，这是因为无锡的传统地理交通区位相对优越，高铁开通对无锡的旅游区位提升相对幅度最小。(4) 沪宁杭、杭甬温是长三角的传统骨干网络，也是高铁影响最集中的轴线，对应的城市均落入高一高、高一低集聚象限，说明已建成高铁网络进一步强化提升了传统交通干线城市的区位优势。(5) 高铁对边缘地区高铁站点城市的影响强度较大。高一低类集聚城市中，杭州、徐州、温州、合肥、滁州等都具有一定的边缘化特征：杭州处于高铁网络的西南部，外围有衢州、金华非高铁城市。徐州、温州、合肥分别是长三角高铁网络的北、南、西端点，滁州则属于南京和合肥边缘区。镇江、常州虽然地处长三角核心三角围合区域，但同时也是南京的边缘区以及沪宁发展轴的中间过渡节点。

3 结论与政策含义

本文针对旅游空间研究中普遍存在的系统化视角缺位及供需二元分离陷阱现象，立足多目的地—多客源地交互的旅游供给需求空间系统视角，研究了高铁新变量对区域旅游一体化的影响，结果发现：

(1) 高铁在区域旅游一体化中的影响程度和重要性越来越强。高铁开通后长三角城市可达性与旅游竞争力、出游力之间的相关系数都有所增大，说明高铁与旅游一体化的紧凑性和作用程度提高。这要求区域旅游规划研究中必须加强对高铁要素的考量，充分利用高铁推进和提升区域旅游一体化的合作发展层次。

(2) 高铁加剧了区域城市旅游竞争力及居民出游力等级差异程度，带来逆向均衡一体化效应。高铁开通后，长三角全体城市以及高铁类、非高铁类城市子集合的等级离散程度整体呈现出扩大趋势，城市旅游竞争力及出游力等级差异拉大，高铁不是增强了均衡而是拉大了差距，呈现出以集聚和极化效应为主导的一体化效应特征。同时，高铁类与非高铁类城市旅游竞争力及出游力均出现了两极分化现象。

(3) 高铁对区域旅游竞争力和居民出游力两类旅游一体化格局的影响存在差异性。高铁对长三角旅游竞争力的影响程度整体上小于对出游力的影响，但对竞争力的离散极化作用却强于对出游力的离散影响，使原本差异性较大、相对离散的旅游竞争力更加离散、两极分化更突出，原本相对均衡的出游力维持着相对均衡。但出游力的相对均衡是建立在非高铁城市出游力的整体弱化基础之上，弱势城市居民的旅游机会和公平性被剥夺和边缘化。

(4) 高铁进一步强化了区域旅游格局的核心—边缘结构。长三角已有高铁线路主要围绕区域中心城市和重要经济发展轴带建设，江苏东北部、浙江西南部、安徽边缘区等传统经济及旅游弱势地区城市至今仍没有高铁开通，高铁使边缘地区城市的旅游进一步被边缘化，旅游非均衡发展的核心—边缘结构进一步被强化。

(5) 边缘地区城市开通高铁后的旅游格局变化最大，但并不能从根本上改变区域旅游不平衡发展态势。因为边缘地区城市

连接核心地区城市的高铁线路较长、高铁时空压缩的累积效应自然较大，同时边缘地区城市旅游水平通常较低，从而使得高铁对旅游影响的程度较高。但正是这种低水平上的相对性强变化，其旅游竞争力和出游力的绝对增加值并不太大，也不可能从根本上改变边缘区位劣势和区域旅游总体格局。

(6) 旅游资源是旅游发展的根本基础，高铁影响下的区域旅游空间格局与旅游资源分布格局总体趋同，长三角区域旅游中心城市基本都是旅游资源富集城市，且与城市经济发展水平存在很高的正向关联性。可见，尽管高铁可以通过影响出游区位或市场需求来影响区域旅游发展格局，但其并不能完成超越或根本改变以旅游资源为基本主体的旅游供给格局。因此，应避免盲目夸大高铁的旅游效应，坚持以旅游供给侧改革创新为重点积极应对高铁旅游发展机遇。

基于以上结论，经济导向下的高铁建设不能增强区域旅游的均衡一体化，而是相对拉大了区域旅游等级差异。因此，有必要利用行政手段干预构建相对均衡完善的区域高铁网络，促进区域旅游一体化均衡发展。主要政策建议：

(1) 进一步完善长三角高铁基础设施均衡化发展。充分利用国家十三五规划新一轮的高铁发展机遇，调动长三角各省市行政协调干预的积极作用，加快江苏东北部、浙江东南部、安徽边缘区的高速铁路建设，构建相对均衡完善的区域高铁网络，为促进长三角区域旅游一体化均衡发展和实现公民旅游机会均等化创造前提条件。

(2) 加强长三角旅游产品供给侧改革创新与差异化发展。高铁时空压缩弱化距离影响的同时也加剧了旅游业自身的竞争程度，目前长三角旅游产品的同质化问题依然突出，加强旅游产品业态的创新与转型升级发展，是推进长三角旅游差异化竞争与一体化发展的重要路径。

(3) 整体提升高铁旅游服务质量和换乘便捷度。在城市高铁站点构建由地铁、公交巴士、出租车、旅游专线等构成的综合快捷旅游换乘系统，并进一步完善长三角城市公共交通一卡通服务，迎合快旅慢游的旅游需求趋势，切实保障高铁旅游一体化效应的发挥。

(4) 利用高铁联动效应推进长三角全域旅游发展。全域旅游是指在一定区域内，以旅游业带动和促进经济社会协调发展的一种新的区域发展理念模式，大力发展创建长三角全域旅游示范区有助于推进长三角区域旅游一体化。

(5) 增开特色旅游专列，探索类似东方快车的高端高铁旅游线路开发的可行性，合理引导旅游消费，利用高铁旅游线路的串联作用促进长三角旅游产品整合与一体化发展。

(6) 建立交通、旅游等跨部门数据共享机制，利用 GIS 和大数据集成技术构建高铁旅游一体化管控平台，动态追踪高铁客流网络变化新特征，为长三角旅游一体化发展提供科学决策支持依据。

(7) 高铁发展进一步巩固了中心城市上海的相对交通区位优势，同时也提高了其他城市到上海的交通便捷性及旅游潜在市场规模。重视旅游竞争的本位回归，打造旅游拳头产品，从根本上提高旅游业自身发展水平是新时期上海旅游发展的重点，也是进一步强化其旅游扩散功能的关键所在。

参考文献：

[1] 魏小安，金准．“高速时代”的中国旅游业发展[J]．旅游学刊，2012，27(12)：40—46．

【WEI X A, JIN Z. Tourism development in the High-speed Era in China [J]．Tourism Tribune, 2012, 27(12)：40—46．】

-
- [2] 黄泰. 长三角城市群旅游流潜力格局演变及其影响因素 [J]. 资源科学, 2016, 38(2) : 364—376.
- 【HUANG T. Evolution characteristics and factors affecting tourist flow potential in the Yangtze River Delta Urban Agglomerations [J]. Resources Science, 2016, 38(2) : 364—376. 】
- [3] 王姣娥, 丁金学. 高速铁路对中国城市空间结构的影响研究 [J]. 国际城市规划, 2011, 26(6) : 49—54.
- 【WANG J E, DING J X. High-speed rail and its impacts on the urban spatial structure of China [J]. Urban Planning International, 2011, 26(6) : 49—54. 】
- [4] MURAYAMA Y. The impact of railways on accessibility in the Japanese urban system [J]. Journal of Transport Geography, 1994, 2(2) : 87—100.
- [5] 蒋海兵, 徐建刚, 祁毅. 京沪高铁对区域中心城市陆路可达性影响 [J]. 地理学报, 2010, 65(10) : 1287—1298.
- 【JIANG H B, XU J G, QI Y. The influence of Beijing-Shanghai high-speed railways on land accessibility of regional center cities [J]. Acta Geographica Sinica, 2010, 65(10) : 1287 —1298. 】
- [6] 何丹, 杨犇. 高速铁路对沿线地区可达性的影响研究 [J]. 长江流域资源与环境, 2013, 22(10) : 1264—1275.
- 【HE D, YANG B. Impact of high-speed railways on accessibility [J]. Resources and Environment in the Yangtze Basin, 2013, 22(10) : 1264—1275. 】
- [7] 冯长春, 丰学兵, 刘思君. 高速铁路对中国省际可达性的影响 [J]. 地理科学进展, 2013, 32(8) : 1187—1194.
- 【FENG C C, FENG X B, LIU S J. Effects of high speed railway network on the inter-provincial accessibilities in China [J]. Progress in Geography, 2013, 32(8) : 1187—1194. 】
- [8] GUTI R REZ J, GONZALEZ R, GOMEZ G. The European high-speed train network: Predicted effects on accessibility patterns [J]. Journal of Transport Geography, 1996, 4 (4) : 227—238.
- [9] GUTI R REZ J. LOCATION, economic potential and daily accessibility: An analysis of the accessibility impact of the highspeed line Madrid-Barcelona-French border [J]. Journal of Transport Geography, 2001, 9(4) : 229—242.
- [10] ORTEGA E, L PEZ E, MONZ N A. Territorial cohesion impacts of high-speed rail at different planning levels [J]. Journal of Transport Geography, 2012, 24: 130—141.
- [11] SASAKI K, OHASHI T, ANDO A. High-speed rail transit impact on regional systems: Does the Shinkansen contribute to dispersion? [J]. The Annals of Regional Science, 1997, 31(1) : 77—98.
- [12] LEVINSON D M. Accessibility impacts of high-speed rail [J]. Journal of Transport Geography, 2012, 22: 288—291.

-
- [13] FR IDH O. Market effects of regional high-speed trains on the Svealand line [J]. Journal of transport geography, 2005, 13(4) : 352—361.
- [14] MART NEZ S NCHEZ-MATEOS H S, GIVONI M. The accessibility impact of a new High-Speed Rail line in the UK-apreliminary analysis of winners and losers [J]. Journal of Transport Geography, 2012, 25: 105—114.
- [15] KHADAROO J, SEETANAH B. Transport infrastructure and tourism development [J]. Annals of Tourism Research, 2007, 34(4) : 1021—1032.
- [16] 侯雪, 刘苏, 张文新, 等. 高铁影响下的京津城际出行行为研究 [J]. 经济地理, 2011, 31(9) : 1573—1579.
- 【HOU X, LIU S, ZHANG W X, et al. Characteristics of commuting behaviors between Beijing and Tianjing influenced by high speed train [J]. Economic Geography, 2011, 31 (9) :1573—1579. 】
- [17] 刘伏英. 快旅时代旅游消费需求变化研究——以武广高速铁路鄂湘粤地区为例 [J]. 学术论坛, 2010(2) : 77—79.
- 【LIU F Y. Research of tourism consumer demand change in the era of fast trip times: Case Guangdong, Hubei and Hunan under the Wuhan-Guangzhou high-speed railway operation [J]. Academic Forum, 2010, (2) : 77—79. 】
- [18] 吴康, 方创琳, 赵渺希, 等. 京津城际高速铁路影响下的跨城流动空间特征 [J]. 地理学报, 2013, 68 (2) : 159—174.
- 【WU K, FANG C L, ZHAO M X, et al. The intercity space of flow influenced by high-speed rail: A case study for the rail transit passenger behavior between Beijing and Tianjin [J]. Acta Geographica Sinica, 2013, 68(2) : 159—174. 】
- [19] KAUL R N. Dynamics of Tourism: A Trilogy Transportation and Marketing [M]. New Delhi: Sterling Publishers, 1985.
- [20] 张文新, 刘欣欣, 杨春志, 等. 城际高速铁路对城市旅游客流的影响——以南京市为例 [J]. 经济地理, 2013, 33(7) : 163—168.
- 【ZHANG W X, LIU X X, YANG C Z, et al. Study on the impact of high speed railway on urban tourism: Taking Nanjing as an example [J]. Economic Geography, 2013, 33(7) : 163—168. 】
- [21] SOPHIE MASSON, ROMAIN PETIOT. Can the high speed rail reinforce tourism attractiveness? The case of the high speed rail between Perpignan (France) and Barcelona (Spain) [J]. Technovation, 2009, 29: 611—617.
- [22] 汪德根. 京沪高铁对主要站点旅游流时空分布影响 [J]. 旅游学刊, 2014, 29(1) : 75—82.
- 【WANG D G. The influence of Beijing-Shanghai high-speed railway on tourist flow and time-space distribution [J]. Tourism Tribune, 2014, 29(1) : 75—82. 】

-
- [23] OUTWATER M, TIERNEY K, BRADLEY M, et al. California statewide model for high-speed rail [J]. *Journal of Choice Modelling*, 2010, 3(1) : 58—83.
- [24] PRIDEAUX B. The role of the transport system in destination development. *Tourism Management*, 2000, 21(1) : 53—63.
- [25] 王娇娥, 胡浩. 基于空间距离和时间成本的中小文化旅游城市可达性研究[J]. *自然资源学报*, 2012, 27(11) : 1951—1961.
- 【WANG J E, HU H. Accessibility of medium-and small-sized cultural tourist cities based on spatial distance and time cost [J]. *Journal of Natural Resources*, 2012, 27(11) : 1951—1961. 】
- [26] 蒋海兵, 刘建国, 蒋金亮. 高速铁路影响下的全国旅游景点可达性研究 [J]. *旅游学刊*, 2014, 29(7) : 58—67.
- 【JIANG H B, LIU J G, JIANG J L. An analysis of the accessibility of China' s tourist attractions under the impact of highspeed railway [J]. *Tourism Tribune*, 2014, 29(7) : 58—67. 】
- [27] 陆林. 都市圈旅游发展研究进展 [J]. *地理学报*, 2013, 68(4) : 532—546.
- 【LU L. Research progress on tourism development in metropolitan areas [J]. *Acta Geographica Sinica*, 2013, 68(4) : 532—546. 】
- [28] 张岳军, 张宁. 高速铁路对沿线城市旅游的影响效应与作用机制研究 [J]. *铁道运输与经济*, 2013, 35(9) : 84—88.
- 【ZHANG Y J, ZHANG N. Study on influence effect of highspeed railways on city tourism along the line and its action mechanism [J]. *Railway Transport and Economy*, 2013, 35(9) : 84—88. 】
- [29] 黄泰, 查爱欢, 应南茜, 等. 高铁对都市圈城市旅游服务力格局演变的影响——以长三角都市圈为例 [J]. *经济地理*, 2014, 34(11) : 158—165.
- 【HUANG T, ZHA A H, YING N X, et al. The evolution of urban tourism service ability pattern under the influence of Highspeed Rails: The case of the Yangtze River Delta [J]. *Economic Geography*, 2014, 34(11) : 158—165. 】
- [30] 钟士恩, 张捷, 韩国圣, 等. 旅游流空间模式基本理论: 问题分析及其展望 [J]. *人文地理*, 2010, 25(2) : 31—36.
- 【ZHONG S E, ZHANG J, HAN G S, et al. Spatial patterns of tourist flow: Problems and prospects [J]. *Human Geography*, 2010, 25(2) : 31—36. 】
- [31] KEUM K. Tourism flows and trade theory: a panel data analysis with the gravity model. *The Annals of Regional Science*, 2010, 44(3) : 541—557.

-
- [32] MORLEY C, ROSSELL J, SANTANA-GALLEGOM. Gravity models for tourism demand: theory and use [J] . Annals of Tourism Research, 2014, 48: 1–10.
- [33] GATRELL A C. Autocorrelation in spaces [J] . Environment and Planning A, 1979, 11(5) : 507–516.
- [34] ANSELIN L. Local indicators of spatial association -LISA [J] . Geographical Analysis, 1995, 27(2) : 93–115.
- [35] LEE J, WONG D W S. Statistical Analysis with ArcView GIS [M] . John Wiley & Sons, 2001: 156–164.