

文章编号: 1005-0523(2025)01-0061-12



城市旅游经济的高铁效应及其机理研究

徐玉萍, 董晓梅, 王宗宇

(华东交通大学交通运输工程学院, 江西 南昌 330013)

摘要: 研究沪昆高铁2007—2019年对沿线城市旅游经济的影响及其作用机制。首先,采用多期双重差分法,评估了高铁开通对沿线城市旅游经济发展的促进效应;其次,通过动态效应模型,探讨了高铁建设产生的长期经济效应,结果显示该效应持续存在;最后,通过中介效应模型和Bootstrap检验分析了高铁的作用机制,发现旅游科技创新在高铁推动旅游经济中的中介效应占比最高,优于旅游产业结构和交通通达度。结果表明,高铁开通对沿线城市的旅游经济影响正向且持久,随着建设周期的推移,旅游科技创新逐渐成为实现高质量旅游经济发展的关键途径。

关键词: 高铁; 旅游经济; 长期效应; 作用机制; 科技创新

中图分类号: U293

文献标志码: A

本文引用格式: 徐玉萍, 董晓梅, 王宗宇. 城市旅游经济的高铁效应及其机理研究[J]. 华东交通大学学报, 2025, 42(1): 61-72.

Study on the Effect and Mechanism of High-Speed Rail in Urban Tourism Economy

Xu Yuping, Dong Xiaomei, Wang Zongyu

(School of Transportation Engineering, East China Jiaotong University, Nanchang 330013, China)

Abstract: This paper studies the impact of Shanghai—Kunming high-speed railway on the tourism economy of cities along the line from 2007 to 2019 and its mechanism. Firstly, a multi-period double-difference method was used to assess the promotion effect of the opening of high-speed rail on the tourism economic development of cities along the route. Secondly, through the dynamic effect model, the long-term economic effect of high-speed rail construction is discussed, and the results show that the effect persists. Finally, the intermediary effect model and Bootstrap test were used to analyze the mechanism of high-speed rail, and it was found that tourism scientific and technological innovation had the highest proportion of intermediary effect in promoting tourism economy by high-speed rail, which was superior to tourism industry structure and traffic development. The overall results show that the opening of high-speed rail has a positive and lasting impact on the tourism economy of the cities along the line. With the passage of the construction cycle, tourism scientific and technological innovation has gradually become a key way to achieving high-quality tourism economic development.

Key words: high-speed rail; tourism economy; long-term effect; mechanism; scientific and technological innovation

Citation format: XU Y P, DONG X M, WANG Z Y. Study on the effect and mechanism of high-speed rail in urban tourism economy[J]. Journal of East China Jiaotong University, 2025, 42(1): 61-72.

收稿日期: 2024-05-09

基金项目: 2021年江西省社会科学规划项目(22YJ17)

《“十四五”旅游业发展规划》中明确提出,要依托交通干线和黄金旅游带,构建全国旅游空间新格局。然而,有关高铁开通对东、中、西地区旅游业的影响,其经济效益和作用机制尚不明晰。有必要以连接东西部不同经济水平城市的沪昆高铁为研究对象,探讨其对沿线城市旅游经济的影响。

高铁作为推动旅游业发展的重要交通基础设施之一,对沿线城市旅游经济发展有着深远影响。高铁的开通缩短了沿线城市间的时空距离,提高了沿线城市的可达性,从而推动沿线城市旅游业的发展^[1]。高铁产生的时空压缩效应可以提高旅游的便捷性,带动沿线城市旅游业发展,促进相关产业繁荣^[2]。高铁在开通过程中会由于开通时间的不同而对沿线城市旅游经济产生影响,其旅游经济效应也会随着高铁运营时间的延长而持续增强^[3]。

高铁开通对沿线城市旅游经济发展的影响存在异质性。有学者认为高铁开通对于沿线城市旅游经济的影响不是旅游经济增长的“引擎”^[4],也有学者认为高铁对沿线城市的旅游经济产生极化效应、过滤效应、驱动效应和溢出效应,从而来抑制旅游业的发展^[5]。高铁网建设带来了新兴的旅游业态,旅游资源匮乏的地区会因为高铁的开通而表现出旅游经济迅速增长的趋势^[6]。与此同时,高铁站点所处的位置越来越重要,现有研究表明,只有当高铁站距离沿线城市中心不超过30 km时,才是高铁促进区域经济发展的有效范围,此时沿线城市受高铁扩散效应影响显著,具有较强的集聚能力,从而更有利于推动旅游业的发展^[7]。

随着高铁网络的全面覆盖,其如何影响沿线城市旅游经济发展的机理也引人思考。有学者认为沿线城市的配套公共服务设施与旅游经济发展水平不存在直接关联,但高铁开通可以促进旅游经济发展从而带动相关产业的升级和发展^[8]。也有学者发现可以通过高铁开通来提高外部交通通达性和

优化内部公共服务供给水平的途径来带动地区旅游经济的高质量发展^[9]。然而伴随着旅游业的多元化发展,旅游科技创新逐渐显现,有学者发现实现旅游高质量发展离不开科技创新,因此旅游科技创新逐渐成为旅游经济发展中的关键要素^[10]。

目前,关于不同时间点高铁开通对旅游经济发展水平的研究仍较为匮乏。鉴于此,本文以沪昆高铁为例,采用多期双重差分模型和动态效应模型,探讨旅游经济的时间效应。此外,通过将旅游资源禀赋和高铁站选址进行分类,分析沪昆高铁带来的时空压缩效应,以揭示异质性因素对城市旅游经济发展水平的重要性,从而深入理解高铁开通的双重效应。最后,构建中介效应模型,探讨高铁开通对不同城市旅游业发展的差异化影响机制,为高铁开通与旅游业的协同发展提供政策参考。

1 研究方案

1.1 研究方法

沪昆高铁由沪杭段、杭长段、长昆段组成,各段开通时间不同(见表1),因此本文采用多期双重差分法。使用沪昆高铁沿线的47个地级市的面板数据,选取2007—2019年作为研究样本区间,探究沪昆高铁开通对沿线城市旅游经济发展水平的影响。回归样本见表2。

构建基准回归模型如下

$$Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{HSR, it} + \beta_2 C_{it} + \gamma_i + \mu_t + \delta_{it} \quad (1)$$

式中: i 为沿线城市; t 为年份;被解释变量 Q_{it} 为旅游经济发展水平; $D_{HSR, it}$ 为沪昆高铁开通的核心解释变量; C_{it} 为控制变量; γ_i 和 μ_t 分别为个体和年份固定效应; δ_{it} 为随机误差项, β_0 为回归常数, β_1 为核心解释变量的回归系数, β_2 为控制变量的回归系数。

为了检验沪昆高铁开通对沿线城市旅游经济发展影响的时间效应,需要保证这一时间效应确实是由高铁开通所产生的,构建动态效应模型^[11]

表1 沪昆高铁各段开通时间

Tab.1 The opening time of different sections of Shanghai—Kunming high-speed railway

属性	沪杭段	杭长段	长昆段
开通时间	2011年10月26日	2014年12月10日	2016年12月28日
沿线城市	上海、嘉兴、杭州、绍兴	金华、衢州、上饶、鹰潭、抚州、南昌、宜春、萍乡、新余、株洲、长沙	湘潭、娄底、邵阳、益阳、怀化、贵阳、安顺、六盘水、曲靖、昆明

表2 研究样本地区分布
Tab.2 Distribution of research samples

组别	浙江省	江西省	湖南省	贵州省	云南省	上海市
控制组	杭州、嘉兴、绍兴、 金华、衢州	上饶、鹰潭、抚州、南 昌、宜春、萍乡、新余	株洲、长沙、湘潭、娄 底、邵阳、怀化、益阳	贵阳、安 顺、六盘水	曲靖、昆明	上海
对照组	宁波、温州、湖州、 舟山、台州、丽水	景德镇、九江、赣州、 吉安	衡阳、岳阳、常德、 张家界、郴州、永州	遵义	玉溪、保山、昭通、 丽江、普洱、临沧	

$$Q_{it} = \beta_0 + \sum \beta_k B_{HSR, it}^k \times T_{HSR, i} + \sum \beta_m A_{HSR, it}^m \times T_{HSR, i} + \beta_1 C_{it} + \gamma_i + \mu_i + \delta_{it} \quad (2)$$

式中: β_k 为动态效应的回归系数, β_1 为动态模型中控制变量的回归系数; 回归系数 $B_{HSR, it}^k = 1$ 为沿线城市 i 在 t 时期是沪昆高铁开通前的第 k 年 ($k=1, 2, 3, 4, 5, 6$), 否则 $B_{HSR, it}^k = 0$; 同理, 回归系数 $A_{HSR, it}^m = 1$ 为沿线城市 i 在 t 时期是沪昆高铁开通后的第 m 年 ($m=1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9$), 否则 $A_{HSR, it}^m = 0$ 。由于沪昆高铁分为沪杭、杭长和长昆段, 且高铁开通时间点不同, 无法准确判断沪昆高铁开通是否存在时间动态效应。将沪昆高铁沿线城市样本的开通时间分别以段为单位统一, 进行分段的时间动态效应分析^[12]; $T_{HSR, it}$ 为某段(沪杭段、杭长段、长昆段)的沿线城市虚拟变量。若要判断实验组与对照组旅游经济发展存在相同趋势, 即沪昆高铁开通前对于对照组没有产生显著影响, 则需要证明 $\sum \beta_k B_{HSR, it}^k \times T_{HSR, i}$ 中的系数 β_k 不显著, 再通过 $\sum \beta_m A_{HSR, it}^m \times T_{HSR, i}$ 中的系数 β_m 来判断沪昆高铁开通后, 旅游经济发展的时间动态效应。

沪昆高铁开通对沿线城市旅游经济的影响可能因为城市旅游科技创新水平不同、旅游产业升级和外部交通通达性不同而存在差异。将沿线城市的旅游专利授权量、第三产业增加值与第二产业增加值比重和每万人公路里程通车数作为中介变量, 采用 Bootstrap 检验(中介效应检验), 以保证回归结果的稳健性, 进而剖析沪昆高铁开通对沿线城市经济发展的作用机制^[13]。具体中介效应模型设定如下

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{HSR, it} + \alpha_2 C_{it} + \gamma_i + \mu_i + \delta_{it} \quad (3)$$

$$Q_{it} = \rho_0 + \rho_1 D_{HSR, it} + \rho_2 M_{it} + \rho_3 C_{it} + \gamma_i + \mu_i + \delta_{it} \quad (4)$$

式中: M_{it} 为中介变量; α_0 为中介变量的回归常数, α_1 为核心解释变量的回归系数, α_2 为控制变量的回归系数; ρ_0 为中介变量的回归常数, ρ_1 为核心解释变量的回归系数, ρ_2 为控制变量的回归系数。首

先, 对式(1)进行基准回归, 如果 β_1 系数显著为正, 则说明沪昆高铁开通对沿线城市旅游经济发展有促进效果; 其次, 分别对式(3)和式(4)进行基准回归, 如果回归中 α_1 和 ρ_2 均显著为正, 则说明中介效应显著。如果回归中 α_1 和 ρ_2 至少有一个系数不显著时, 则采用 Bootstrap 检验 $\alpha_1 \times \rho_2$ 的系数是否在 95% 的置信区间内显著, 若显著则证明中介效应存在; 紧接着检验 ρ_1 是否显著, 若不显著则说明只存在中介效应, 若显著时则比较 $\alpha_1 \times \rho_2$ 与 ρ_1 的正负符号, 若同号属于部分中介效应, 中介效应占总效应的比例 $(\alpha_1 \times \rho_2) / \beta_1$, 若异号则存在遮掩效应, 中介效应与直接效应的比例为 $|(\alpha_1 \times \rho_2) / \rho_1|$ 。

1.2 数据描述

本研究选取沪昆高铁沿线 47 个地级市 2007—2019 年的面板数据, 数据来源于各省市的统计年鉴、中国专利数据平台和 EPS 数据库, 中国文化和旅游局官网、相关旅游网站、全国 5A 级景区名录百度百科等, 以及各省市的国民经济与社会发展的统计公报。

2 变量选取

2.1 被解释变量

本研究选取旅游收入和旅游人数作为衡量高铁对沿线城市旅游发展水平影响的主要指标, 采用熵权法来进一步度量沿线城市的旅游经济发展水平, 具体指标选取见表 3。

2.2 核心解释变量

Y_{HSR} 为时间解释变量, 其中高铁开通月份为当年 6 月 30 日及以后的记为下一年开通, 开通月份为当年的 6 月份及之前的记为当年开通。由于沪昆高铁的沪杭段, 杭长段, 长昆段正式投入运营的时间分别为 2010 年 10 月 26 日, 2014 年 12 月 10 日, 2016 年 12 月 28 日, 故本文以 2011, 2015, 2017 年为时间节点。沪昆高铁沪杭段的沿线城市 2011 年及之后

表3 旅游经济发展水平的综合评价指标
Tab.3 Comprehensive evaluation level of tourism economic development quality

目标层	维度层	指标层	具体含义
旅游经济发展水平	旅游收入	国内旅游收入	国内旅游收入/国内生产总值
		国际外汇旅游收入	国际外汇旅游收入/国内生产总值
	旅游人数	国内旅游人数	国内旅游人数/年末总人口数
		入境旅游人数	入境旅游人数/年末总人口数

的年份,虚拟变量 Y_{HSR} 取 1;2011年及之前的年份虚拟变量 Y_{HSR} 取 0;杭长段、长昆段以此类推; p_{HSR} 为城市虚拟变量,即沪昆高铁沿线城市取 1,非沿线城市取 0。 $D_{HSR, it}$ 为双重差分变量,也是本文研究的核心解释变量。

2.3 变量定义

本文选取了多个控制变量,以控制其他因素对城市旅游经济发展水平的影响。其中包含相关中介变量。表4为变量定义及其描述性统计。

3 实证分析

3.1 基准回归

表5为基准回归结果,其中:***,**和*分别表

示统计量在 1%,5%和 10%的显著性水平下显著,括号内的数值为标准误差(下同)。 $D_{HSR, it}$ 对旅游经济发展水平的系数在 5%的显著性水平下为正,说明沪昆高铁的开通对于沿线城市的旅游经济发展水平有明显的促进效应。第(2)列至第(8)列逐步加入旅游接待能力,经济发展水平,政府干预程度,教育水平,居民收入水平,城市绿化水平,人口规模等控制变量后的回归结果。从结果可以看出,核心解释变量 $D_{HSR, it}$ 系数虽然有所降低,但仍在 5%水平下显著为正,再次表明在控制了相关因素后,沪昆高铁的开通对于沿线城市的旅游经济发展水平仍有正向的推动作用;同时,控制变量的加入使得模型的拟合效果逐步提升,结果较为可信。

表4 变量定义及描述性统计
Tab.4 Variable definitions and descriptive statistics

变量名称	变量含义	计算方法	均值	标准差
Q_{it}	旅游经济发展水平	熵权法测度城市旅游经济发展	10.243	1.116
Y_{HSR}	时间虚拟变量	在该年份若城市开通了高铁为 1,否则为 0	0.198	0.399
p_{HSR}	城市虚拟变量	沪昆高铁沿线城市为 1,否则为 0	0.532	0.499
		沪杭段的沿线城市为 1,否则为 0	0.085	0.279
T_{HSR}	分段城市虚拟变量	杭长段的沿线城市为 1,否则为 0	0.234	0.424
		长昆段的沿线城市为 1,否则为 0	0.213	0.410
$D_{HSR, it}$	双重差分变量	时间虚拟变量×城市虚拟变量	0.198	0.399
a_{5A}	旅游资源虚拟变量	地级市有 5A 级景区为 1,否则为 0	0.681	0.467
$U_{station}$	高铁站虚拟变量	地级市高铁站是为中心式选址为 1,否则为 0	0.723	0.448
R_{road}	交通通达度	每万人公路里程通车数	34.722	14.989
$I_{science}$	旅游科技创新	城市旅游专利申请量取对数	0.779	1.960
$S_{industry}$	旅游产业结构	第三产业增加值/第二产业增加值	0.418	0.101
L_{hotel}	旅游服务水平	星级酒店数取对数	3.729	0.748
P_{GDP}	经济发展水平	人均国内生产总值取对数	10.453	0.708
$G_{finance/GDP}$	政府干预水平	一般财政支出/国内生产总值	0.193	0.091
E_{school}	高等教育水平	普通高等学校数取对数	1.561	1.061
W_{income}	居民收入水平	职工平均工资取对数	10.678	0.467
V_{park}	城市绿化水平	人均公园绿地面积取对数	2.379	0.450
N_{people}	人口规模水平	年末总人口取对数	6.013	0.655

表5 基准回归结果
Tab.5 Baseline regression results

变量	Q_{it}							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$D_{HSR, it}$	1.338*** (19.370)	1.370*** (15.272)	0.131* (1.990)	0.135** (2.099)	0.123* (1.959)	0.124* (1.967)	0.124** (2.225)	0.124** (2.220)
L_{hotel}		0.1761 (0.6075)	0.20*** (3.419)	0.19*** (3.159)	0.18*** (2.865)	0.17*** (2.845)	0.20*** (3.353)	0.198*** (3.355)
P_{GDP}			0.4132 (1.377)	0.4417 (1.511)	0.4489 (1.562)	0.4013 (1.533)	0.62*** (2.933)	0.63*** (2.985)
$G_{finance/GDP}$				0.7321 (1.195)	0.8426 (1.389)	0.7996 (1.296)	0.5212 (0.900)	0.541 (0.939)
E_{school}					0.164** (2.653)	0.162** (2.612)	0.152*** (2.964)	0.155*** (3.040)
W_{income}						0.1206 (0.967)	0.091 (0.746)	0.091 (0.751)
V_{park}							-0.190* (-1.964)	-0.191* (-1.978)
N_{people}								0.057*** (3.634)
常数项	9.978*** (729.587)	9.315*** (8.521)	4.259 (1.509)	3.949 (1.435)	3.665 (1.360)	2.940 (0.919)	1.466 (0.612)	1.036 (0.426)
样本数	611	611	611	611	611	611	611	611
拟合优度	0.334	0.337	0.942	0.942	0.944	0.944	0.947	0.948

在控制变量中,旅游服务水平、城市经济发展水平、教育水平、人口规模的系数均显著为正,说明旅游服务水平、城市经济发展、教育水平和人口规模对城市旅游经济发展水平有显著的促进效应。提升旅游服务水平对于提高游客满意度和旅游体验度至关重要,这将直接刺激旅游消费的增加;而城市经济发展水平的提高,则可以提供更多高品质的旅游产品和服务,满足不同旅客的需求,促进旅游多元化发展;教育水平的提升,则有利于专业化、高级化旅游人才的培养,使得游客的旅游体验也会更佳;人口规模的增加,说明城市加大了对旅游基础设施的建设与改善,提升了城市的旅游吸引力;城市绿化对城市旅游经济显著为负,是由于城市绿化水平和生态环境质量与旅游业发展处在相互影响阶段,其刺激旅游经济发展的效果还没完全呈现。

3.2 平行趋势检验

在进行双重差分评估政策(高铁开通)效应之

前,需要验证高铁开通前实验组和对照组的发展趋势没有显著差异,即满足平行趋势假设。图1横轴的发生时点为政策干预前后的时间点,时间点间隔为1年;0为政策干预时的时间点;-4,-3,-2为政策干预前的时间点,用于检验干预前实验组和对照组

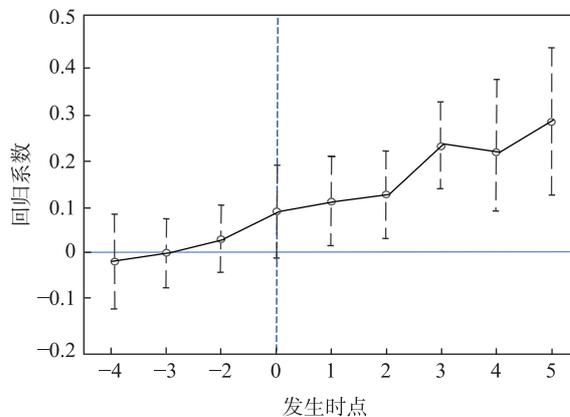


图1 平行趋势检验
Fig.1 Parallel trend test

变化趋势是否一致;1,2,3,4,5为政策干预后的时间点,用于检验干预后实验组和对照组的趋势是否会出现差异。

为验证平行趋势假设,选取2007—2019年为观察期,以是否引入高铁作为区分对照组与实验组的依据。为避免多重共线问题,选择以高铁开通前一期为基期。如图1所示,在受政策冲击发生之前,沪昆高铁开通对沿线城市旅游经济发展的回归系数较小且不显著,表明沪昆高铁沿线与非沿线城市的旅游经济发展的演进趋势在高铁开通前不存在系统性差异,具有相同的时间变动趋势,满足平行趋势的前提条件。而在沪昆高铁开通1年后政策效果开始显现,沪昆高铁开通对沿线城市旅游经济发展水平的回归系数显著为正,并呈现出持续上升的趋势,表明沪昆高铁的开通有助于沿线城市旅游经济的发展。由此说明,本文采用多期双重差分模型评估沪昆高铁开通对沿线城市旅游经济发展的效果

是有效的。

3.3 稳健性检验

3.3.1 替换被解释变量

本研究采用国内旅游人数和旅游总人数作为旅游经济发展的替代指标进行稳健性检验。经回归分析后,若实证分析结果依然显著为正,则可以证明上述结果的稳健性。

替换被解释变量后进行回归分析,如表6所示。国内旅游人数和旅游总人数的核心解释变量 $D_{HSR,it}$ 的系数均在1%水平下显著为正,与原基准回归结果比较,核心解释变量 $D_{HSR,it}$ 的系数普遍显著且变化幅度不大。进一步证实了变量的稳健性,也保证了回归结果的可信度。

同时通过替换变量后的回归分析可以看出,高铁开通后沪昆高铁沿线城市的旅游人数都得到了一定的增加。从 $D_{HSR,it}$ 系数看,旅游总人数的系数没有国内旅游人数的系数高,可能因为目前沪昆高铁

表6 稳健性检验结果

Tab.6 Robustness test results

变量	I 替换被解释变量		II 原基准回归
	国内旅游人数	旅游总人数	旅游经济发展水平
$D_{HSR,it}$	0.165*** (2.817)	0.155*** (2.812)	0.124** (2.220)
L_{hotel}	0.2730*** (6.130)	0.2752*** (6.172)	0.198*** (3.355)
P_{GDP}	0.540*** (2.812)	0.543*** (2.825)	0.630*** (2.985)
$G_{finance/GDP}$	-0.511 (-0.927)	-0.496 (-0.901)	0.541 (0.939)
E_{school}	0.137** (2.636)	0.139** (2.669)	0.155*** (3.040)
W_{income}	-0.023 (-0.227)	-0.028 (-0.268)	0.091 (0.751)
V_{park}	-0.188* (-1.934)	-0.184* (-1.886)	-0.191* (-1.978)
N_{people}	0.059*** (3.496)	0.058*** (3.536)	0.057*** (3.634)
常数项	1.387 (0.590)	1.395 (0.590)	1.037 (0.426)
样本数	611	611	611
拟合优度	0.963	0.964	0.948

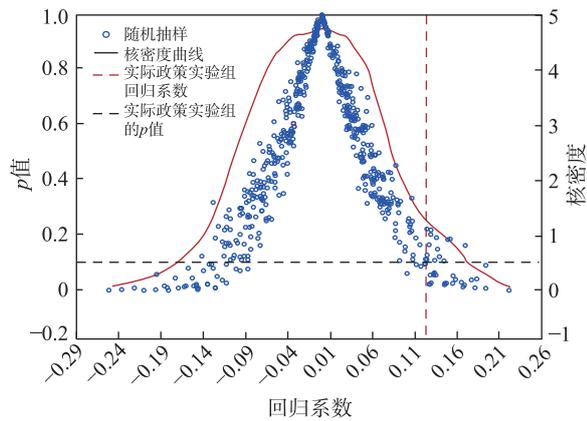


图2 安慰剂检验
Fig. 2 Placebo test

正在快速发展,对于国际旅客的吸引力还不够,入境旅游人数未能显著提升。沪昆高铁应积极保持自身优势的同时,通过与其他铁路的衔接汇合增加

入境旅游人数,进而总体上大幅提升沿线城市的旅游经济发展水平。

3.3.2 安慰剂检验

为了更彻底地排除识别过程中可能存在的遗漏变量和随机误差问题,对研究数据进行安慰剂检验。如图2所示,由1 000次蒙特卡洛模拟得到的虚假实验组回归系数分布图可以看出,随机抽取的政策实验组回归系数构成了一条核密度曲线,该曲线在0处呈正态分布。实际政策实验组的回归系数也明显异于随机抽样的回归系数,绝大多数p值大于0.1且回归结果不显著,从反事实角度说明由于遗漏变量或随机误差碰巧导致基准回归结果不准确为极小概率事件。因此,我们可以合理地排除基准回归结果是由不可观测因素导致的可能性。

3.3.3 动态效应检验

由于沪昆高铁各段开通的时间不一致,因此通

表7 动态效应检验结果

Tab.7 Results of dynamic effect test

变量(沪杭段)	回归结果(沪杭段)	变量(杭长段)	回归结果(杭长段)	变量(长昆段)	回归结果(长昆段)
$B^3_{HSR,it}$	0.044 (0.077)	$B^5_{HSR,it}$	-0.007 (0.083)	$B^6_{HSR,it}$	-0.004 (0.093)
$B^2_{HSR,it}$	0.112 (0.075)	$B^4_{HSR,it}$	0.001 (0.076)	$B^5_{HSR,it}$	-0.078 (0.091)
$B^1_{HSR,it}$	0.014 (0.124)	$B^3_{HSR,it}$	0.026 (0.072)	$B^4_{HSR,it}$	-0.074 (0.089)
$A^1_{HSR,it}$	0.098 (0.110)	$B^2_{HSR,it}$	0.099 (0.072)	$B^3_{HSR,it}$	-0.040 (0.105)
$A^2_{HSR,it}$	0.193** (0.085)	$B^1_{HSR,it}$	0.174 (0.076)	$B^2_{HSR,it}$	-0.044 (0.112)
$A^3_{HSR,it}$	0.276*** (0.081)	$A^1_{HSR,it}$	0.211*** (0.076)	$B^1_{HSR,it}$	-0.087 (0.108)
$A^4_{HSR,it}$	0.370*** (0.080)	$A^2_{HSR,it}$	0.279*** (0.078)	$A^1_{HSR,it}$	0.072 (0.118)
$A^5_{HSR,it}$	0.369*** (0.096)	$A^3_{HSR,it}$	0.386*** (0.085)	$A^2_{HSR,it}$	0.064 (0.118)
$A^6_{HSR,it}$	0.450*** (0.104)	$A^4_{HSR,it}$	0.407*** (0.106)	$A^3_{HSR,it}$	0.100 (0.131)
$A^7_{HSR,it}$	0.571*** (0.111)	$A^5_{HSR,it}$	0.447*** (0.128)	常数项	1.929 (1.436)
$A^8_{HSR,it}$	0.556*** (0.142)	常数项	2.303* (1.216)	拟合优度	611
$A^9_{HSR,it}$	0.610*** (0.155)	拟合优度	611	样本数	0.975
常数项	4.819*** (1.540)	样本数	0.978		
样本数	611				
拟合优度	0.977				

过动态效应模型来检验沪昆高铁开通时间差异的影响,如表7所示。沪杭段开通时间为2011年,沪昆高铁开通对城市旅游经济发展产生了显著的正向影响,由于其开通时间较早,因此这种影响持续了9年,在此期间呈现逐年增加的影响趋势。杭长段的开通时间为2015年,同样沪昆高铁开通对其沿线城市旅游经济也产生了显著的促进作用并呈扩大趋势。长昆段开通时间为2017年,该线路段开通时间较晚,从回归结果可以看出,在长昆段开通1年后,虽然其回归系数不显著,但为正值且逐年递增,说明沪昆高铁的开通对于城市旅游经济发展是有正向影响的,而由于开通时间较晚的问题,存在一定的政策滞后性。

综上,通过分段的时间动态效应分析,说明沪昆高铁的开通对沿线城市的旅游经济发展产生显著影响,随着高铁逐步开通,其促进作用不断增强,也表明沪昆高铁的开通能够持续激发沿线城市的旅游业发展,使得率先开通了高铁的沿线城市在旅游经济方面获益更为显著。

4 进一步分析

4.1 异质性检验

4.1.1 旅游景区活力异质性分析

将市域5A级景区活力强度分为3个等级来反

映城市旅游景区资源的丰富程度^[14],通过构建交互项 $a_{5A} D_{HSR, it}$ 的方法检验旅游资源丰富程度对沪昆高铁开通与沿线城市旅游经济发展关系的影响。具体城市5A级景区活力强度分布如表8所示。

旅游资源异质性回归结果如表9所示。在分样本回归结果中,5A级景区活力强度低的城市 $D_{HSR, it}$ 系数显著为正,说明高铁开通对沿线城市旅游经济的影响是显著促进的;5A级景区活力强度中等的城市 $D_{HSR, it}$ 系数虽不显著但也为正值,说明高铁开通对其旅游经济发展的带动作用不够,这可能因为旅游资源丰富程度中等的地区可能存在其他优势来促进该地区旅游经济的发展,而高铁开通政策对其影响效果还未完全显现;相较于5A级景区活力强度高的城市而言, $D_{HSR, it}$ 系数不显著且为负值,说明高铁开通对该地区旅游经济发展的促进作用较弱,这可能因为该地区旅游资源丰富吸引了更多旅客消费者向周边城市流动,进而导致高铁驱动作用不明显,虽然其影响系数为负,但相比于高铁开通前旅游经济的发展还是呈上升的趋势。在全样本回归结果中,交互项 $a_{5A} D_{HSR, it}$ 系数显著为负, $D_{HSR, it}$ 系数显著为正,再次说明高铁开通对沿线城市旅游经济的影响是显著促进的,但旅游资源丰富程度高的地区相比于旅游资源丰富程度低的地区,受高铁开通的影响较小。

表8 5A级景区活力强度分布

Tab.8 Activity intensity distribution of 5A scenic spots

类型	5A级景区活力强度高	5A级景区活力强度中	5A级景区活力强度低
沪昆高铁沿线城市	上海、杭州、嘉兴、绍兴、南昌、长沙	金华、衢州、上饶、湘潭、贵阳、安顺、昆明	萍乡、新余、鹰潭、宜春、抚州
非沪昆高铁沿线城市	宁波、舟山、景德镇、赣州、丽江、张家界	湖州、丽水、衡阳	

表9 旅游资源异质性回归结果

Tab.9 Regression results of tourism resource heterogeneity

变量	全样本	景区活力		
		低	中	高
$D_{HSR, it}$	0.265*** (0.083)	0.288*** (0.064)	0.018 (0.146)	-0.029 (0.075)
$a_{5A} D_{HSR, it}$	-0.199* (0.109)			
常数项	0.604 (2.217)	-0.167 (4.014)	2.682 (5.594)	-9.475 (5.253)
样本数	611	312	143	156
拟合优度	0.951	0.964	0.955	0.956

4.1.2 高铁站选址异质性分析

将高铁站选址情况分为两类:一类是与市中心的直线距离处于0~10 km的中心式高铁站选址;另一类则是与市中心的直线距离为10~30 km的边缘式高铁站选址^[15]。进而探究沪昆高铁开通对沿线城市旅游经济的影响是否会因高铁站的选址不同而存在显著差异。

高铁站选址的异质性回归结果如表10所示,可以看到中心式选址的高铁站对沿线城市旅游经济的影响系数显著为正,而边缘式选址的高铁站对沿线城市旅游经济的影响系数不显著,说明当该城市的高铁站为中心式选址方式时,高铁开通能够更加显著的促进沿线城市旅游经济的发展;同时再通过构建交互项的方法实证检验高铁站选址对高铁开通与沿线城市旅游经济发展关系的影响,结果表明,全样本回归中, $U_{station} D_{HSR,it}$ 交互项系数显著为正,当高铁站距离城市中心距离小于10 km时,城市受高铁扩散效应的影响越大,游客到达目的地的时间和成本会降低,游客选择该城市作为旅游目的地可能性会增加,进而促进旅游业的快速发展。因此沪昆高铁开通对旅游经济发展的影响效果会因高铁站选址的不同而产生差异。

4.2 机制分析

前文研究结果表明,沪昆高铁的开通对沿线城市旅游经济的发展有持续促进作用,大多数专家学者认为旅游产业结构协调是高铁影响沿线城市旅游经济的主要途径。随着高铁建设时间的推移,影

响的路径选择是否会发生改变呢?由此,重点关注中介效应模型中式(1)、式(3)、式(5)的关键系数。通过表11可以看出,式(3)的回归结果中, $I_{science}$ 、 $S_{industry}$ 对 $D_{HSR,it}$ 的关键系数均显著; R_{road} 对 $D_{HSR,it}$ 的关键系数不显著。而式(5)的回归结果中 Q_{it} 对 $I_{science}$ 、 $S_{industry}$ 、 R_{road} 的回归系数也不显著,因此进行Bootstrap检验,检验中介效应是否显著。通过表12可以看出,在95%的置信区间内, $I_{science}$ 、 $S_{industry}$ 、 R_{road} 的中介效应均显著,说明旅游科技创新、旅游产业结构和交通通达度在沪昆高铁开通与沿线城市旅游经济发展之间存在中介效应,依据前述中介效应理论发现,此部分中旅游科技创新、旅游产业结构和交通通达度的直接效应系数和中介效应系数均同号,属于部分中介效应,即沪昆高铁开通能

表10 高铁站选址异质性回归结果
Tab.10 Regression results of siting heterogeneity of high-speed railway stations

变量	全样本	分样本	
		中心式高铁站	边缘式高铁站
$D_{HSR,it}$	0.197* (0.112)	0.097* (0.049)	0.106 (0.092)
$U_{station} D_{HSR,it}$	0.114* (0.121)		
常数项	0.950 (2.367)	-2.696 (1.836)	2.488 (8.600)
样本数	611	442	169
拟合优度	0.950	0.961	0.946

表11 高铁影响旅游经济发展的机理(因果步骤法)
Tab.11 Mechanism of high-speed railway affecting tourism economic development (causal step method)

变量	旅游科技创新			旅游产业结构			交通通达度		
	Q_{it}	$I_{science}$	Q_{it}	Q_{it}	$S_{industry}$	Q_{it}	Q_{it}	R_{road}	Q_{it}
$D_{HSR,it}$	0.124** (2.220)	0.312* (1.988)	0.125** (2.169)	0.124** (2.220)	0.058** (2.187)	0.142*** (2.788)	0.124** (2.220)	0.209 (0.229)	0.123** (2.191)
$I_{science}$			0.131 (0.456)						
$S_{industry}$						0.483 (2.041)			
R_{road}									0.062 (0.784)
常数项	1.701 (0.647)	-6.151 (-1.346)	1.753 (0.673)	1.701 (0.647)	9.411*** (8.388)	4.639* (1.719)	1.701 (0.647)	-1.2e* (-3.73)	2.212 (0.877)
样本数	611	611	611	611	611	611	611	611	611
拟合优度	0.973	0.849	0.973	0.973	0.932	0.974	0.973	0.958	0.973

表 12 高铁影响旅游经济发展的机理(Bootstrap 检验)
Tab.12 Mechanism of high-speed railway affecting tourism economic development (Bootstrap test)

变量	旅游科技创新	旅游产业结构	交通通达度
中介效应	0.041*** (0.013)	0.028*** (0.0122)	0.013* (0.007)
直接效应	0.124** (2.220)	0.124** (2.220)	0.124** (2.220)
中介效应 95%的置信区间	[0.017,0.067]	[0.004,0.052]	[0.001,0.028]
中介效应/直接效应	33.06%	22.58%	10.48%
Bootstrap 次数	1 000		

通过旅游科技创新、产业结构和交通的通达性来提高沿线城市的旅游经济水平。

为进一步探索旅游科技创新、旅游产业结构、交通通达度的中介效应比重,通过计算中介效应的占比,发现旅游科技创新的中介效应占比最大为 33.06%,说明在沪昆高铁促进沿线城市旅游经济发展的过程中,旅游科技创新与旅游经济增长之间存在正相关关系。高铁开通后沿线城市可以通过加强技术引进,促进旅游产品和服务的不断升级与改进来吸引更多旅客,从而刺激沿线城市旅游消费的增长。旅游产业结构的占比为 22.58%,这证明了高铁促进了区域间的经济融合,使得一些原本依赖第二产业的地区开始发展服务业以满足高铁带来的新需求,如高铁站周边的餐饮、购物、酒店等服务业。在推动旅游设施优化的同时,提升旅游接待服务质量,进而促进沿线城市旅游经济的蓬勃发展。而交通通达度的占比为 10%左右,也说明沪昆高铁开通的过程中,提升了沿线城市外部交通的通达性,缩短了游客到达目的地的时间,但目前主要是高铁效应作用的结果,因此占比较低。

综上,在高铁促进沿线城市旅游经济发展的过程中,旅游科技创新促使高铁改变了旅游旅行方式、推动了旅游产业数字化转型和创新,为旅游产业带来更加便捷智能、创新的旅游体验和服务。旅游科技创新在当前旅游产业结构下不断发挥作用,提高旅游行业的效率和体验,推动旅游产业结构与创新的快速融合。

5 结论及建议

5.1 结论

1) 沪昆高铁开通产生的动态效应随着高铁运营时间的推移,促使旅游经济效应逐渐加强。通过

其动态效应可以看出沪杭段沿线城市的旅游经济发展最为显著,杭长段次之,这说明高铁建设在时间差异上存在一定的旅游经济效应。

2) 沪昆高铁对沿线城市旅游经济发展水平在旅游景区活力和高铁站选址方面存在异质性,旅游景区活力度高的城市开通了高铁对其旅游经济的发展存在滞缓现象。说明高铁开通与旅游资源对沿线城市经济发展存在一定的过滤效应。而高铁站选址距离市中心越近的城市开通了高铁对其旅游经济的促进效应越强,说明沪昆高铁开通对高铁站选址近的城市驱动作用相对于选址远的城市更为显著。

3) 沪昆高铁开通主要通过旅游科技创新、促进旅游产业升级和提高交通通达度的路径来促进城市旅游经济的发展,而在进一步检验中发现,旅游科技创新是实现旅游经济高质量发展最有效的路径。

5.2 建议

1) 对于沪昆高铁沿线城市而言,要及时把握高铁效应带来的引擎作用,结合国家发展战略,逐步提升旅游服务基础设施,充分利用沪昆高铁沿线地区的旅游资源,发展沪昆旅游特色专列,加快文化旅游产品的培育。发挥贵州、湖南、云南等沿线地区的少数民族特色,增强旅游对沪昆高铁沿线的吸引力,打造一批沪昆高铁沿线的少数民族特色村寨、高铁融合旅游发展的示范区域,全面推动民族地区乡村旅游发展。

2) 大力提升旅游产业升级,对城市或地区的旅游资源进行全面梳理和评估,发掘独特的文化、自然、历史等资源,并进行整合优化,提升旅游产品的丰富性和吸引力,进而促进旅游业与文化创意产业、农业等产业的融合发展。推动旅游产品的多元

差异化,提升旅游业附加值,实现旅游产业的可持续发展。

3) 坚持创新驱动的发展战略,引进科技创新结合旅游的技术,激发地区创新要素的产生,扩大新技术场景应用,进一步促进高铁、创新技术与旅游业的融合发展,从而形成以数字化、网络化、创新化为特征的智慧旅游模式。在顺应时代脚步的同时,应该根据地区旅游业的特点探索适合地区旅游发展的关键路径,融合科技创新成果的理念,强化旅游业中科技支撑能力,形成以旅游科技创新来驱动地区旅游经济高质量发展的长久机制,从而创新旅游业发展模式,以实现城市经济的协调发展。

参考文献:

- [1] 王晓蕾. 高铁开通对沿线城市旅游业影响研究[J]. 中国铁路, 2019(9): 84-89.
WANG X L. Study of the impact on the city tourism along the high speed railway[J]. China Railway, 2019(9): 84-89.
- [2] 辛大楞, 李建萍. 高铁开通与地区旅游业发展: 基于中国287个地级及以上城市的实证研究[J]. 山西财经大学学报, 2019, 41(6): 57-66.
XIN D L, LI J P. High-speed rail opening and regional tourism development: empirical study based on the data of 287 cities at and above prefecture level in China[J]. Journal of Shanxi University of Finance and Economics, 2019, 41(6): 57-66.
- [3] 曾玉华, 陈俊. 高铁开通对站点城市旅游发展的异质性影响: 基于双重差分方法的研究[J]. 旅游科学, 2018, 32(6): 79-92.
ZENG Y H, CHEN J. The heterogeneous effect of high-speed rails on urban tourism development: an analysis based on the difference-in-differences approach[J]. Tourism Science, 2018, 32(6): 79-92.
- [4] 冯烽, 崔琳昊. 高铁开通与站点城市旅游业发展: “引擎”还是“过道”? [J]. 经济管理, 2020, 42(02): 175-191.
FENG F, CUI L H. High-speed rail operation and tourism in the HSR site city: “engine” or “corridor”? [J]. Business and Management Journal, 2022(2): 175-191.
- [5] 吴昊, 张馨月. 高铁对沿线城市旅游业发展影响研究: 以京广高铁为例[J]. 经济问题, 2020(11): 85-94.
WU H, ZHANG X Y. Research on the influence of high speed rail on tourism development of cities along the
- line: take Beijing—Guangzhou high speed railway as an example[J]. On Economic Problems, 2020(11): 85-94.
- [6] 孔令章, 李金叶. 兰新高铁对西北城市旅游业发展的影响研究[J]. 干旱区资源与环境, 2021, 35(5): 196-202.
KONG L Z, LI J Y. Impact of Lanzhou—Xinjiang high-speed railway on the tourism development of northwest cities[J]. Journal of Arid Land Resources and Environment, 2021, 35(5): 196-202.
- [7] 孔令章, 李金叶. 高铁开通、网络中心性与旅游经济发展[J]. 产业经济研究, 2021(5): 113-127.
KONG L Z, LI J Y. The opening of high-speed rail, network centrality, and tourism economy development[J]. Industrial Economics Research, 2021(5): 113-127.
- [8] 吴贵华, 张晓娟, 李勇泉. 高铁对城市旅游经济发展的作用机制: 基于PSM-DID方法的实证[J]. 华侨大学学报(哲学社会科学版), 2020(5): 53-64.
WU G H, ZHANG X J. The influence of high-speed railway on the development of urban tourism economy based on the PSM-DID model[J]. Journal of Huaqiao University (Philosophy & Social Sciences), 2020(5): 53-64.
- [9] 田坤, 行伟波, 黄坤. 交通基础设施升级与旅游经济高质量发展: 基于高铁开通的实证研究[J]. 经济学报, 2023, 10(4): 227-251.
TIAN K, HANG W B, HUANG K. Transportation infrastructure upgrading and high-quality development of tourism economy: an empirical study based on the opening of high-speed railway[J]. Chinese Journal of Economics, 2023(4): 227-251.
- [10] 刘静, 王宝林, 刘朝峰. 科技创新与旅游高质量发展的时空耦合协调: 以京津冀为例[J]. 技术经济与管理研究, 2022(6): 41-46.
LIU J, WANG B L, LIU C F. Spatial and Temporal coupling coordination between technological innovation and high-quality tourism development: take Beijing—Tianjin—Hebei as an example[J]. Journal of Technical Economics & Management, 2022(6): 41-46.
- [11] 何凌云, 陶东杰. 高铁开通对知识溢出与城市创新水平的影响测度[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(2): 125-142.
HE L Y, TAO D J. Measurement of the impact of high speed rail opening on knowledge spillover and urban innovation level[J]. Journal of Quantitative & Technological Economics, 2020, 37(2): 125-142.

- [12] 杨懿, 汪洋周颖, 赵子晨. 高铁开通对城市旅游经济影响的区域差异研究[J]. 财经理论与实践, 2022, 43(2): 67-75.

YANG Y, WANG Y Z Y, ZHAO Z C. Study on regional differences of the impact of high-speed railway on urban tourism economy[J]. The Theory and Practice of Finance and Economics, 2022, 43(2): 67-75.

- [13] ANDREAS A, YASIN N A. A robust bootstrap test for mediation analysis[J]. Organizational Research Methods, 2022, 25(3): 591-617.

- [14] 李少英, 李少丽, 黄姿薇, 等. 基于位置大数据的中国5A级景区活力强度空间分异特征与成因[J]. 地理科学, 2023, 43(7): 1239-1248.

LI S Y, LI S L, HUANG Z W, et al. Spatial differentiation characteristics and cause analysis of vitality intensity of China's 5A-level scenic spots based on Tencent's location big data[J]. Scientia Geographical Sinica, 2023, 43(7): 1239-1248.

- [15] 马红梅, 郝美竹. 中国高铁建设与沿线城市生产性服务业集聚: 影响机制与实证检验[J]. 产业经济研究, 2020(1): 99-113.

MA H M, HAO M Z. Theoretical mechanism and empiri-

cal evidence of China's high-speed railway construction and the agglomeration of productive service industry[J]. Industrial Economics Research, 2020(1): 99-113.



第一作者:徐玉萍(1973—),女,教授,硕士生导师,研究方向为轨道交通运输。E-mail:1423907384@qq.com。



通信作者:董晓梅(2000—),女,硕士研究生,研究方向为高铁与区域经济。E-mail:1346727124@qq.com。

(责任编辑:姜红贵)