

高铁开通对城市旅游经济影响的区域差异研究

杨懿^{1,2} 汪洋周颖² 赵子晨²¹

(1. 广西旅游科学研究所, 广西 桂林 541006;

2. 云南大学工商管理与旅游管理学院, 云南 昆明 650091)

【摘要】: 基于 2000-2019 年沪昆高铁沿线城市的面板数据, 评估高铁开通对旅游经济影响的区域差异。结果表明: 高铁开通促进了沿线城市旅游经济的发展, 旅游收入的提升幅度大于旅游人次, 即显著提高了人均旅游消费; 高铁开通对我国旅游经济的促进程度总体呈现出西强东弱的趋势, 旅游发展水平和市场规模相对落后的区域往往得到更快的发展; 高铁开通有利于缓解旅游经济的马太效应, 对区域旅游经济协调发展具有重要意义。

【关键词】: 高速铁路 旅游经济 区域差异 双重差分

【中图分类号】: F590, F570.79 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1003-7217(2022)02-0067-09

一、引言

党的十九大报告指出, 我国社会主义建设已经步入新时代, 新时代我国经济的重点和社会的主要矛盾发生了变化^[1], 人民的需求已并不仅仅局限于物质层面, 而是向更深层次的精神层面转变。旅游是人民精神追求不可或缺的重要一环, 同时, 旅游的发展离不开交通。高铁发展产生的时空压缩效应有效提高了区域间的交通通达度, 增强了区域间的旅游经济联系, 对旅游经济的发展具有重要意义。然而, 高铁的开通也会对区域旅游经济格局产生负面影响, 例如, 城市间旅游经济的差距被逐渐拉大, 滋生马太效应, 造成区域内旅游经济发展不协调的现象, 给中小城市的旅游经济发展带来巨大挑战。因此, 近年来, 高铁开通对旅游经济的影响也逐渐成为学术界持续关注的热点问题。

目前, 相关研究主要从地理层面和经济层面两个方面展开。地理层面更多地关注可达性的测量问题; 经济层面则主要从旅游要素、旅游者行为动机及旅游收益三个方面展开研究。旅游要素方面的研究认为, 高铁开通能够通过提升就业率、降低交通成本从而促使沿线地区的旅游企业迅速聚集并使旅游要素空间格局发生改变, 进而提高区域旅游要素的建设效率^[2,3,4,5]。旅游者行为动机方面的研究认为, 高铁开通前, 客源地和旅游地的空间距离是旅游目的地选择最重要的影响因素^[6]; 高铁开通不仅能够缩短两地之间的时间距离, 提高旅游效率^[7], 还可以通过满足出行需求^[8]来改变出行方式和旅游模式, 拓宽旅游者行为的选择^[9,10], 为旅游者带来高性价比的旅游体验^[11]。旅游收益方面的研究认为, 高铁的运营促使沿线地区形成便捷的旅游线路, 交通便利性的提升也给旅游目的地带来了更大的客流量和更高的旅游收入^[12], 这也极大地带动了沿线地区旅游经济的发展^[13,14,15]。但高铁对大城市的旅游贡献相对较低^[16], 对中小城市来说旅游收入的获益最大^[17,18]; 同时, 高铁网络串联起来的旅游经济联系总体比较松散, 并未形成大规模的旅游经济分布领域^[19]。由此看来, 高铁开通与旅游经济互相促进效果有待加强, 高铁沿线区域旅游经济整体水平

作者简介: 杨懿(1984—), 男, 白族, 云南大理人, 广西旅游科学研究所特约研究员, 云南大学工商管理与旅游管理学院教授, 博士生导师, 研究方向: 旅游经济。

基金项目: 国家社会科学基金项目(19CJY052); 云南省万人计划青年拔尖人才专项资助项目; 云南省中青年学术和技术带头人后备人才项目; 云南东陵人才计划青年学者项目

还有待提升^[20]。

总之,高铁开通主要从旅游收入、旅游人次、人均旅游消费水平、旅游发展水平及旅游客流量等方面影响城市旅游经济。高铁开通提升了地区的交通便利性,带动了旅游收入和旅游人次的增长^[21],且旅游收入的提升幅度大于旅游人次。但也有研究表明,高铁开通使站点城市的旅游收入呈减少趋势,这说明高铁仅作为这类城市的“过道”,而没能成为拉动城市旅游经济发展的“引擎”^[22]。高铁开通会增加旅游者总人数和一日游旅游者人数,但由于可达性提高,也会导致游客停留时间过短,减少过夜旅游人次,降低人均消费水平^[23]。高铁开通对旅游经济发展具有促进作用,且高铁开通沿线地区可获得更多的旅游市场份额^[24],规模小的城市比规模大的城市优先得到更快发展。“时空压缩”效应提高了可达性,节省了旅途时间,使旅游客流量得到显著增加,从而推动了旅游经济快速发展。然而,某些旅游地区因高铁开通后被其他旅游地区分流甚至被其他旅游地区替代,导致客流量减少,从而产生了过滤效应^[25]。

可见,高铁开通对城市旅游经济的影响是较为复杂的,还有待进一步深入探讨和研究。目前的研究大多是从全国层面或多聚集在东部沿海城市或中部经济发达地区站点城市之间的对比,不具备明显的差异性。本文选取沪昆高铁这条连接我国东西部不同经济发展水平城市的高铁线路,通过运用多期双重差分模型进行定量研究,探讨沪昆高铁对沿线城市和非沿线城市旅游经济的空间差异影响,以及对沿线城市在高铁开通前与开通后城市旅游经济的时间差异影响,以进一步拓展高铁发展对城市旅游经济区域差异影响方面的研究。

二、方法、变量与模型

(一)研究方法

评价和度量沪昆高铁开通对沿线和非沿线城市旅游经济的差异影响,内生性是需要优先考虑并解决的问题。为此,利用双重差分法(difference-in-difference, DID)1,使用沪昆高铁沿线的5个省份46个地级市面板数据,选取2000-2019年沪昆高铁沿线站点的22个地级市作为实验组,将沪昆高铁非沿线站点的24个地级市设置为对照组。

(二)变量说明与处理

被解释变量(国内旅游收入和国内旅游人次)数据来自知网数据库,同时考虑到数据的可用性,在最大程度保留可用数据样本的基础上进行填补,缺失的国内旅游收入和国内旅游人次数据首先根据该城市相应年份的国民经济与社会发展统计公报进行填补,剩余的少量缺失值通过线性插值法进行填补。

其他控制变量2000-2017年的数据来源于《中国城市统计年鉴》,2018-2019年的数据来源于各城市统计公报,剩余少量的缺失数据同样按照线性插值法进行填补。同时,为了消除异方差,对原始数据进行自然对数化处理。

通过对国内外相关文献进行归纳总结,同时,结合沪昆高铁沿线与非沿线城市旅游业发展现状,选择国内旅游收入和国内旅游人次作为被解释变量以衡量城市旅游经济发展水平,将国内旅游收入和国内旅游人次取对数值表示;选取双重差分变量作为核心解释变量,双重差分变量是年份虚拟变量和分组虚拟变量的乘积,用来衡量沪昆高铁开通后对沿线城市旅游经济发展的影响。

基于已有相关研究^[28,29],并结合经济学相关理论及生产函数和制度经济学等经典模型^[30],在控制变量上选取人力资本水平、物质资本投资水平、科技创新水平、教育投入水平、对外开放水平、政府规模、储蓄率七项指标以控制地区经济发展差异。各变量的描述具体见表1。

表 1 变量的描述

变量类型	变量代码	变量名称	变量描述
被解释变量	ln _{ti1}	国内旅游收入	国内旅游收入取自然对数
	ln _{ti2}	国内旅游人次	国内旅游人次取自然对数
核心解释变量	in _{year}	年份虚拟变量	在该年份若城市开通高铁，取 1；未开通，取 0
	in _{group}	分组虚拟变量	沪昆高铁沿线城市取 1，非沪昆高铁沿线城市取 0
	D _{it}	双重差分变量	年份虚拟变量和分组虚拟变量之间的乘积，表示 i 城市在第 t 年是否开通高铁
控制变量	ln _{hum}	人力资本水平	高等教育在校人数，取对数值
	ln _{inv}	物质资本投资水平	全社会固定资产投资，取对数值
	ln _{rds}	科技创新水平	科技事业财政支出，取对数值
	ln _{edu}	教育投入水平	教育事业财政支出，取对数值
	ln _{ope}	对外开放水平	进出口总额，取对数值
	ln _{gov}	政府规模	政府一般预算财政支出，取对数值
	ln _{sav}	储蓄率	城乡居民年末储蓄余额，取对数值

(三)模型设定

由于沪昆高速铁路分为沪杭段、杭长段、长昆段，且不同线路段的高铁开通时间点不同（见表 2），考虑到高铁在开通时间上的差异性，因此，通过构建多期 DID 模型以区分不同城市高铁开通时间差异的影响。此外，通过将研究对象样本进行归类，最终分为实验组 A 和对照组 B（见表 3）。

表 2 沪昆高铁不同线路段通车时间表

	沪杭段	杭长段	长昆段
开通时间	2010 年 10 月 26 日	2014 年 12 月 10 日	2016 年 12 月 28 日
时间节点选择	2011 年	2015 年	2017 年
途经城市	嘉兴市、绍兴市	金华市、衢州市、上饶市、鹰潭市、抚州市、南昌市、宜春市、萍乡市、新余市、株洲市、长沙市	湘潭市、娄底市、邵阳市、怀化市、贵阳市、安顺市、六盘水市、曲靖市、昆明市

表 3 研究对象列表

样本类型	浙江省	江西省	湖南省	贵州省	云南省
实验组 A	嘉兴市、绍兴市、金华市、衢州市	上饶市、鹰潭市、抚州市、南昌市、宜春市、萍乡市、新余市	株洲市、长沙市、湘潭市、娄底市、邵阳市、怀化市	贵阳市、安顺市、六盘水市	曲靖市、昆明市
对照组 B	宁波市、温州市、湖州市、舟山市、台州市、丽水市	景德镇市、九江市、赣州市、吉安市	衡阳市、岳阳市、常德市、张家界市、益阳市、郴州市、永州市	遵义市	玉溪市、保山市、昭通市、丽江市、普洱市、临沧市

此外，分析时段的选择对于模型的估计结果也有着直接影响，考虑到数据收集过程中的可操作性，选定 2000 年为研究开始基期，面板数据时间跨度为 2000-2019 年。具体模型见式(1)。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 inyear + \beta_3 ingroup + \beta_4 \sum Z_{it} + \mu_i + f_t + \vartheta_{it} \tag{1}$$

其中，inyear 和 ingroup 是时间和城市虚拟变量，用来衡量沪昆高铁开通对城市旅游经济发展在时间和空间层面上的差异影响； D_{it} 为核心解释变量，是时间虚拟变量和城市虚拟变量的乘积交互项； Z_{it} 为控制变量，选取了七个控制变量来控制其他因素对研究中观测变量的影响，并对其进行对数化处理。这些变量主要包括：人力资本水平(lnhum)，用高等教育在校人数的对数值来表示；物质资本投资水平(lninv)，用全社会固定资产投资的对数值来表示；科技创新水平(lnrd)，用科技事业财政支出的对数值来表示；教育投入水平(lnedu)，用教育事业财政支出的对数值来衡量；对外开放水平(lnope)，用进出口总额的对数值来表示；政府规模(lngov)，用政府一般预算财政支出的对数值来衡量；储蓄率(lnsav)，用城乡居民年末储蓄余额的对数值来表示。 μ_i 表示地区固定效应， f_t 表示时间固定效应， ϑ_{it} 表示误差项。主要变量描述性统计见表 4。

三、实证分析

(一) 沪昆高铁对城市旅游经济的时空差异影响的总体分析

利用国内旅游收入和国内旅游人次的数据对式(1)进行回归分析，结果见表 5。

表 4 主要变量描述性统计

变量类型	变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	ln <i>ti</i> 1	920	4.492	1.722	-0.446	9.381
	ln <i>ti</i> 2	920	-2.043	1.318	-5.809	0.825
核心解释变量	D_{it}	920	0.107	0.309	0	1

	inyear	920	0.187	0.390	0	1
	ingroup	920	0.478	0.500	0	1
控制变量	lnhum	920	0.945	1.273	-3.912	4.199
	lninv	920	5.977	1.473	-1.324	8.809
	lnope	920	3.866	2.246	-3.912	9.746
	lngov	920	-0.368	2.245	-11.25	4.036
	lnrd	920	-4.918	1.113	-15.54	-1.413
	lnedu	920	2.734	1.570	-2.921	5.386
	lnsav	920	6.036	1.436	-0.661	8.936

表 5 基准回归分析结果

变量	lntil			lnti2		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
D _{it}	0.076	0.663***	0.102*	0.105**	0.572***	0.111**
	(1.35)	(10.08)	(1.80)	(2.41)	(11.22)	(2.54)
lninv		0.302***	0.060**		0.271***	0.095***
		(7.92)	(1.97)		(9.16)	(4.00)
lnhum		-0.003	0.017		-0.079*	-0.057
		(-0.06)	(0.36)		(-1.93)	(-1.55)
lnope		0.007	0.065***		0.021	-0.029**
		(0.27)	(-3.51)		(1.13)	(-1.98)
lngov		0.129**	0.075		0.031	0.002
		(2.11)	(1.63)		(0.65)	(0.05)
lnrd		-0.086	-0.101**		0.010	0.001
		(-1.37)	(-2.16)		(0.21)	(0.03)
lnedu		-0.068*	-0.044		0.005	0.024
		(-1.78)	(-1.40)		(0.16)	(0.97)

lnsav		0.768***	0.243***		0.607***	0.194***
		(12.52)	(4.53)		(12.77)	(4.65)
Constant	2.273***	2.231***	0.899***	3.871***	7.345***	4.962***
	(40.33)	(-8.59)	(3.63)	(-88.74)	(-36.48)	(-25.90)
Observations	920	920	920	920	920	920
Number of district	46	46	46	46	46	46
控制变量	否	是	是	否	是	是
时间固定效应	是	否	是	是	否	是
地区固定效应	是	否	是	是	否	是
N	920	920	920	920	920	920
R ²	0.935	0.885	0.940	0.939	0.891	0.943
F	617.4	833.5	488.3	657.8	888.1	519.7

注：①1 通过模型估计整理利用 stata16.0 计算所得。②*、**、***分别表示 $p<0.1$, $p<0.05$, $p<0.01$, 即在 10%、5%和 1%的水平下显著，括号内的值为稳健性标准误。以下各表相同。

在未加入控制变量前，如表 5 中列(1)和列(4)所示，国内旅游收入的核心解释变量 D_{it} 不显著，国内旅游人次的核心解释变量 D_{it} 在 5%的水平下显著，无论是国内旅游收入，还是国内旅游人次，核心解释变量 D_{it} 的系数均为正。随后，回归加入控制变量以控制地区间的经济水平，进而减轻回归结果偏误。在加入控制变量后，不控制个体效应和时间效应时，如表 5 中列(2)和列(5)所示，沪昆高铁开通后对沿线城市国内旅游收入的影响在 1%的水平下显著为正，且影响水平大幅度提升，系数值为 0.663;国内旅游人次的显著性水平由之前的 5%水平下显著提高至在 1%的水平下显著，且影响水平也有大幅度提升，系数值为 0.572。当控制个体效应和时间效应后，如表 5 中列(3)和列(6)，沪昆高铁沿线城市在高铁开通后，国内旅游收入平均增长 10.2%，国内旅游人次平均增长 11.1%。虽然相较于未加入个体效应和时间效应时显著性水平和系数值有所下降，但控制时空效应后的结果更为科学可信。综上，说明沪昆高铁的开通对于沿线城市旅游经济的发展是存在正向影响作用的。在用于衡量旅游经济发展水平的两个指标中，国内旅游人次的回归显著性更强，并且在沪昆高铁开通后，国内旅游人次对城市旅游经济的影响水平，要高于国内旅游收入。

(二)沪昆高铁对城市旅游经济的时间差异影响分析

表 5 的回归结果显示，沪昆高铁的开通显著促进了沿线城市旅游经济的发展。但由于沿线城市的高铁开通时间不尽相同，因此，对各开通站点城市的影响也不尽相同。为此，利用多期 DID 模型通过设置不同时间节点及相同时间节点，分别讨论沪昆高铁的开通时间不同对沿线城市旅游经济产生的影响，结果见表 6。

由表 6 可知，在控制时间和城市固定效应且加入控制变量后，用来衡量时间差异的虚拟变量前的系数均不显著，说明当沪昆高铁沿线城市的开通处于不同时间节点时，不具备可比性，因此，无法准确地判断沪昆高铁的开通时间对沿线城市产生了怎样的影响。基于此，尝试将沪昆高铁的全部沿线样本城市的高铁开通时间分别统一为 2011 年、2015 年、2017 年，再进行回归分析

表 6 不同时间节点回归分析结果

变量	lnti1		lnti2	
	(1)	(2)	(3)	(4)
inyear	0.058	-0.044	0.077	-0.031
	(0.73)	(-0.44)	(1.24)	(-0.40)
D _{it}		0.118*		0.125**
		(1.67)		(2.28)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
N	920	920	920	920
R ²	0.957	0.957	0.956	0.956
F	262.6	259.6	255.8	253.6

注：通过模型估计整理利用 stata16.0 计算所得，以下各表相同。

结果显示 2, 在统一开通时间后, 三个时间节点的回归结果均显著为正, 并且显著性水平很高。其中, 当高铁开通时间分别统一为 2011 年、2015 年、2017 年, 且被解释变量为国内旅游收入时, 用来衡量时间差异的虚拟变量前的系数均为 3.551; 在加入双重差分变量后, 小幅下降至 3.516、3.507、3.516, 但依然显著为正。当被解释变量为国内旅游人次时, 用来衡量时间差异的虚拟变量前的系数均为 2.802; 在加入双重差分变量后, 分别小幅下降至 2.783、2.759、2.765, 但依然显著为正。因此, 沪昆高铁沿线城市的旅游经济在时间层面上存在差异, 沪昆高铁开通后沿线城市的旅游经济得到了显著提高。

(三) 沪昆高铁对城市旅游经济的空间差异影响分析

沪昆高铁的开通时间不同对沿线城市旅游经济产生了时间上的差异影响, 那么, 沪昆高铁的开通在空间层面对沿线城市和非沿线城市的旅游经济产生的差异影响又怎样呢? 表 7 给出了空间层面差异总体影响的回归分析结果。

表 7 空间层面差异总体影响回归分析结果

变量	lnti1		lnti2	
	(1)	(2)	(3)	(4)
ingroup	1.969***	1.918***	1.251***	1.194***

	(9.28)	(8.97)	(7.60)	(7.21)
D_{it}		0.100*		0.112**
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
N	920	920	920	920
R-squared	0.957	0.957	0.956	0.956
F	266.5	263.5	259.2	257.4

表 7 显示，无论被解释变量是国内旅游收入还是国内旅游人次，城市虚拟变量的系数均显著为正。其中，当被解释变量为国内旅游收入时，用来衡量空间差异的城市虚拟变量前的系数为 1.969;当加入双重差分变量后，小幅下降至 1.918,但依然显著为正。当被解释变量为国内旅游人次时，用来衡量空间差异的城市虚拟变量前的系数为 1.251;当加入双重差分变量后，小幅下降至 1.194,但依然显著为正。因此，沪昆高铁开通后沿线城市和非沿线城市的旅游经济发展水平存在差异，沿线城市的旅游经济发展水平显著高于非沿线城市的旅游经济发展水平，说明沪昆高铁的开通在空间层面上也存在差异。

进一步按所处地区进行分类分析发现²，沪昆高铁开通对东部、中部、西部不同城市旅游经济的差异影响表现为：东部地区国内旅游收入和国内旅游人次的系数值分别为-0.315 和-0.163;中部地区和西部地区均在 1%的水平下显著为正，国内旅游收入系数分别为 0.243 和 0.29,国内旅游人次系数分别为 0.212 和 0.116,说明沪昆高铁的开通更加有效地促进了中西部地区的国内旅游收入和国内旅游人次增长。在国内旅游收入方面，西部地区高出中部地区约 5%,说明沪昆高铁开通对西部地区国内旅游收入的拉动效果更加明显；在国内旅游人次方面，中部地区高出西部地区约 10%,说明沪昆高铁开通对中部地区国内旅游人次的拉动效果更加明显。

再将样本城市按所处省份进行分类，观察沪昆高铁开通对不同省份城市旅游经济的差异影响，结果显示 2:沪昆高铁开通后，浙江省国内旅游收入的系数值为-0.315,江西省、贵州省分别为 0.382 和 0.447,可见，沪昆高铁开通后对地处西部的贵州省国内旅游收入拉动效果更加明显，高出地处中部的江西省约 6.5%。湖南省和云南省的系数并不显著³,说明一条高铁线路开通对这两个省份的国内旅游收入影响较为有限。浙江省国内旅游人次的系数值为-0.163,江西省、贵州省分别为 0.424 和 0.313,说明沪昆高铁开通后对地处中部的江西省国内旅游人次拉动效果更加明显，高出地处西部的贵州省约 11.1%。

(四)结果检验

1. 共同趋势检验。

结合 Li 和 Xu(2018)^[31]的研究，若平行趋势假设成立，则高铁开通对城市旅游经济的影响只会发生在各城市的高铁开通后，而在高铁开通前，高铁的沿线城市与非沿线城市的旅游经济变动趋势不存在显著差异。由图 1 可知，2011 年前控制组和实验组旅游经济的变化趋势基本平行，2011 年后各城市陆续开通高铁，使得实验组的旅游经济增长趋势明显增强；随后，实验组与控制组的旅游经济差异逐年增大，因此，可以初步判断沪昆高铁开通对实验组的旅游经济发展有着积极的影响。控制组的旅游经济发展趋势虽然也在平稳上升，但上升幅度没有超过实验组，说明沪昆高铁开通对控制组城市旅游经济的影响有限。

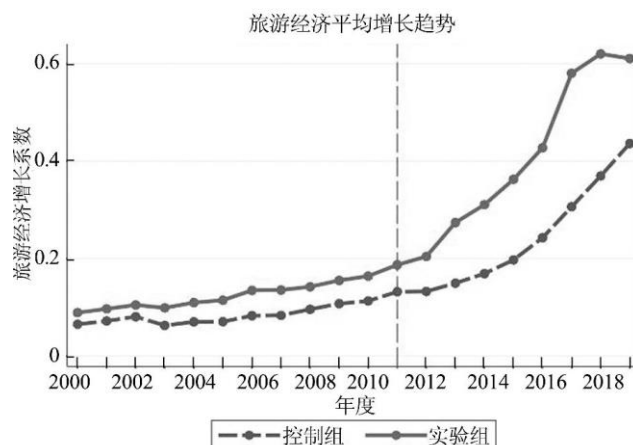


图 1 控制组和实验组城市旅游经济平均增长趋势

仅根据 2011 年前后的旅游经济平均增长趋势就断定符合平行趋势假设并不完全具有说服力，因此，又尝试将时间基点设置为 2016 年，通过观察前后三年其系数变化的趋势来做进一步的判断。图 2 是双重差分系数 D_{it} 在 95% 的置信区间下的大小及其变化情况，从中可以看出，2016 年前三年的系数均不显著，且为负；2016 年后的三年系数均显著为正。说明高铁这一外生冲击事件对实验组产生了显著的正向影响，据此可以判断，分析符合双重差分法的使用前提。

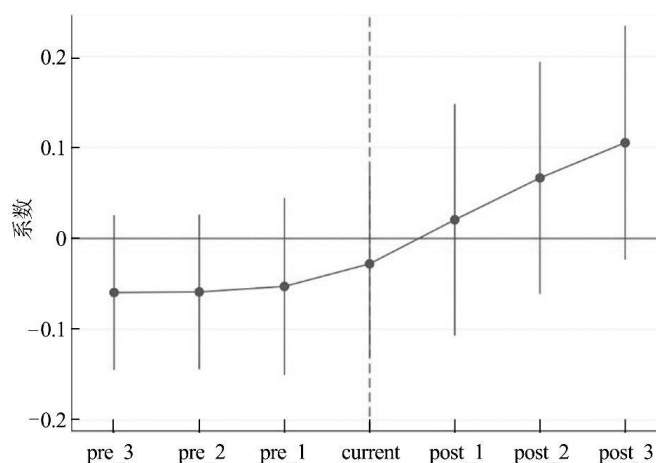


图 2 以 2016 年为基期的系数变化趋势

2. 安慰剂检验。

结合邓慧慧等 (2020)^[32] 的研究，构造虚拟政策变量，将实验组和对照组进行对调，产生新的控制组和实验组，以求在组别上证明回归结果的稳健性。之后，对全新的数据进行回归，如果结果不显著，则表明在观测的城市中，沪昆高铁非沿线城市的特征差异没有对回归结果产生显著的影响，从而证实基准回归结果的稳健性。结果表明²，用来衡量旅游经济发展水平标准的两个指标，被解释变量不论是国内旅游收入，还是国内旅游人次，回归结果中核心解释变量 D_{it} 均不显著，表明沪昆高铁非沿线城市的特征差异没有对回归结果产生显著的影响，结果符合预期，也表明本文的回归结果具有稳健性。

除了将实验组和对照组进行对调构造全新的虚拟政策变量，以及在组别上进行稳健性检验之外，还尝试改变时间变量，构建

虚拟的高铁开通时间，将之前设定的三段高铁通车时间分别提前三年、四年、五年、六年。结果显示 2, 无论是提前三年、四年、五年还是六年，国内旅游收入和国内旅游人次的系数值均不显著，这也进一步表明以上基准回归结果是可信的，并且不存在系统性偏误。

3. 方法稳健性检验。

参考谭荣辉和张天琦 (2019)^[33]的做法，使用最邻近匹配方法，选取国内旅游收入和国内旅游人次两个匹配变量，实验组样本和控制组样本数量的匹配比例为 1：1，同时，加入控制变量进行平衡性检验。处理组和对照组匹配后比匹配前在所有变量上的偏差降低了 50%以上，处理组和对照组之间没有显著差异，说明能够使用 PSM-DID 方法进行进一步检验^[34]。结果显示 2, 开通高铁能够显著促进国内旅游收入和国内旅游人次的增长，与本文的回归分析结果一致。因此，PSM-DID 方法进一步证实使用多期双重差分回归分析的结果是稳健的。

4. 变量稳健性检验。

参考相关研究^[35, 36, 37]，采用旅游人次占地区总人口的比重来衡量。将旅游业经济发展指标分别换成国内旅游收入占 GDP 的比重、国内旅游人次占地区年末总人口数比重及国内旅游人次三个指标来衡量，替换被解释变量后再次进行回归分析。随后替换控制变量的衡量标准，替换后的变量具体描述如表 8 所示。替换被解释变量和控制变量后再重新进行实证分析，若实证分析结果依然显著为正，则可以达到验证上述结果稳健性的目的。

表 8 替换后的变量描述

变量类型	变量代码	变量名称	变量处理方式及其描述
被解释变量	ti3	国内旅游收入比重	国内旅游收入/GDP
	ti4	国内旅游人次比重	国内旅游人次/地区年末总人口数
	ti5	国内旅游人次	国内旅游人次
核心解释变量	inyear	年份虚拟变量	在该年份若城市开通高铁，取 1；未开通，取 0
	ingroup	分组虚拟变量	沪昆高铁沿线城市取 1，非沪昆高铁沿线城市取 0
	D _{it}	双重差分变量	年份虚拟变量和分组虚拟变量之间的乘积，表示 i 城市在第 t 年是否开通高铁
控制变量	hum	人力资本水平	高等教育在校人数/地区年末总人口数
	inv	物质资本投资水平	全社会固定资产投资/GDP
	rd	科技创新水平	科技事业财政支出/政府一般预算财政支出
	edu	教育投入水平	教育事业财政支出/政府一般预算财政支出
	ope	对外开放水平	进出口总额/GDP
	gov	政府规模	政府一般预算财政支出/GDP
	sav	储蓄率	城乡居民年末储蓄余额/GDP

替换被解释变量后进行回归分析,结果见表9。在替换三个被解释变量后,核心解释变量 D_{it} 前的系数均显著为正。为进一步证实研究结果的可信性,再替换控制变量进行回归分析,从而进一步检验变量乃至基准回归结果的稳健性,回归分析结果如表10所示。在替换三个被解释变量和七个控制变量的衡量标准后,核心解释变量 D_{it} 前的系数普遍显著为正。其中,国内旅游收入占GDP比重的系数在1%的水平下显著为正,数值为0.083,说明替换被解释变量和控制变量后,沪昆高铁开通后沿线城市的国内旅游收入占GDP比重将提高8.3%;国内旅游人次比重虽然不显著,但仍为正数;国内旅游人次的系数在1%的水平下显著为正,数值为0.071,说明替换被解释变量和控制变量后,沪昆高铁开通后沿线城市的国内旅游人次将平均增加0.071亿人次。由此可知,替换被解释变量和控制变量后进行回归分析的结果普遍显著为正,进一步证实了变量的稳健性,从而保证了基准回归分析结果的可信度。

表9 替换被解释变量后的回归分析结果

变量	ti3	ti4	ti5
D_{it}	0.071***	1.374*	0.101***
	(-3.00)	(1.65)	(4.14)
地区固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
Observations	920	920	920
R^2	0.463	0.650	0.757
F	27.03	58.38	97.47

表10 替换被解释变量和控制变量后的回归分析结果

变量	ti3	ti4	ti5
D_{it}	0.083***	0.146	0.071***
	(-3.46)	(0.18)	(3.00)
地区固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
Observations	920	920	920
R^2	0.465	0.678	0.779
F	27.22	66.01	110.5

四、结论与建议

以上研究表明:(1)沪昆高铁开通有利于提高沿线城市人均旅游消费水平。从整体来看,高铁的开通促进了沿线城市旅游经

济的发展,稳健性结果显著。从时间和空间两个层面来看,有无高铁和高铁开通前后均存在较大差异,并且高铁开通对国内旅游收入的提升幅度要大于国内旅游人次。由此可见,沪昆高铁的开通有利于提高沿线地区总体人均旅游消费水平。(2)沪昆高铁开通有利于缓解旅游经济的马太效应,促进区域旅游经济协调发展。高铁的开通显著促进沿线城市旅游经济发展的同时,促进程度也存在地区差异。促进程度总体呈现出西强东弱的趋势,但也因地区不同而异,旅游业发展水平和旅游市场规模相对落后的城市优先得到更快发展。(3)为促进区域城市旅游经济发展,应采取差异化的发展策略。高铁的开通对旅游经济的影响具有相对性,旅游客源向大城市聚集会导致中小城市在旅游竞争中始终处于弱势地位,进而导致旅游经济发展的不平衡。

为此,应根据旅游经济发展水平的不同提出有针对性的发展战略:(1)完善旅游设施,提升旅游服务质量。旅游产品和服务是旅游者关注的重点,也是持续吸引游客的基本条件。因此,沪昆高铁沿线地区应进一步完善旅游设施建设,积极开发旅游新产品,丰富旅游产品类型,改善旅游交通设施,为游客提供良好的旅游交通体验,提高旅游服务人员的服务水平和服务质量,树立良好的旅游服务形象。(2)加强区域旅游经济联系,缓解旅游经济马太效应。在高铁发展大环境的契机下,可通过打造特色旅游经济区和旅游经济带、开发特色旅游产品、利用互联网线上平台和地铁线下传媒等多种媒介宣传,加快形成区域旅游品牌效应,加强区域旅游合作,提升旅游竞争力,防止旅游经济马太效应的产生。(3)找准定位,差异化发展。沪昆高铁沿线地区应根据不同地区之间的自身条件、旅游资源差异、经济发展状况及地理位置等找准定位,多元化发展当地特色旅游,实现沪昆高铁沿线地区协同发展,形成多层次、多样化的旅游合作体系。此外,在发展高铁的同时也要注意不同地区之间的均衡发展,尽可能缩小地区之间的差异。

参考文献:

- [1]马红梅,郝美竹.高铁建设、区域旅游与经济高质量发展研究——以粤桂黔高铁经济带为例[J].重庆社会科学,2020(2):79-90.
- [2]罗英恒.高速铁路沿线经济区旅游业劳务需求分析[J].山西财经大学学报,2010,32(S1):1-2.
- [3]Prideaux B.The role of the transport system in destination development[J].Tourism Management,2000,21(1):53-63.
- [4]Guirao B,Campa J L.Should implications for tourism influence the planning stage of a new HSR network?The experience of Spain[J].The Open Transportation Journal,2016,10(Suppl-1,M3):22-34.
- [5]Liu C.Study on spatial structure dynamic evolution of tourism economic zone along Wuhan-Guangzhou HSR[J].Open Journal of Social Sciences,2017,4(12):126-131.
- [6]汪德根,牛玉,王莉.高铁对旅游者目的地选择的影响——以京沪高铁为例[J].地理研究,2015,34(9):1770-1780.
- [7]Moyano A,Rivas A,Coronado J M.Business and tourism high-speed rail same-day trips:factors influencing the efficiency of high-speed rail links for Spanish cities[J].European Planning Studies,2019,27(3):533-554.
- [8]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.
- [9]Chan C S,Yuan J.Changing travel behaviour of high-speed rail passengers in China[J].Asia Pacific Journal of Tourism Research,2017,22(12):1221-1237.

-
- [10]Sun Y Y,Lin Z W.Move fast,travel slow:the influence of high-speed rail on tourism in Taiwan[J].Journal of Sustainable Tourism,2018,26(3):433-450.
- [11]Rugg D.The choice of journey destination:a theoretical and empirical analysis[J].The Review of Economics and Statistics,1973,55(1):64-72.
- [12]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.
- [13]覃成林,郑海燕.武广高铁对粤湘鄂沿线区域旅游发展影响分析[J].经济问题探索,2013(3):117-120,139.
- [14]朱桃杏,陆军.高速铁路对城市旅游发展的经济效应研究——以武广高铁为例[J].城市与环境研究,2016(2):69-79.
- [15]Deng T,Zou G,Mulan M A.Differential impacts of Beijing-Shanghai high-speed railway on tourism industry for cities along the line[J].Tourism Forum,2017,10(1):53-60.
- [16]Coronado J M,Garmendia M,Moyano A.Daily business and tourism trips:competitive advantages for HSR cities[R].World Conference on Transport Research,2013.
- [17]Yin P,Pagliara F,Wilson A.How does high-speed rail affect tourism?A case study of the capital region of China[J].Sustainability,2019,11(2):472-488.
- [18]Hou X.High-speed railway and city tourism in china:a quasi-experimental study on HSR operation[J].Sustainability,2019,11(6):1512-1531.
- [19]Ni W Q,Liao M L.Spatial influence of high-speed rails on the tourism economic connection of provincial cities in China[J].China Population Resources and Environment,2018,28(3):160-168.
- [20]张诚,周延延,熊坚,等.江西高速铁路与旅游经济协同发展实证研究[J].铁道运输与经济,2018,40(8):39-44.
- [21]张自强,陈萍,杨重玉.高铁开通对民族地区旅游业发展的影响[J].热带地理,2021,41(5):1096-1109.
- [22]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(2):175-191.
- [23]Albalade D,Campos J,Jiménez J L.Tourism and high speed rail in Spain:does the AVE increase local visitors?[J].Annals of Tourism Research,2017,65(4):71-82.
- [24]Chen Z,Haynes K E.Impact of high-speed rail on international tourism demand in China[J].Applied Economics Letters,2015,22(1):57-60.
- [25]汪德根,陈田,陆林,等.区域旅游流空间结构的高铁效应及机理——以中国京沪高铁为例[J].地理学报,2015,70(2):214-233.
- [26]魏泊宁,杨栋旭,周菲.高铁开通对工业集聚的抑制作用及其机制研究——来自中国 282 个地级市的经验证据[J].云南

财经大学学报, 2019, 35(7):15-26.

[27]胡日东, 林明裕. 双重差分方法的研究动态及其在公共政策评估中的应用[J]. 财经智库, 2018, 3(3):84-111, 143-144.

[28]邓涛涛, 赵磊, 马木兰. 长三角高速铁路网对城市旅游业发展的影响研究[J]. 经济管理, 2016, 38(1):137-146.

[29]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.

[30]Sachs J D, Warner A M. Economic reform and the process of global integration[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1995(1):1-95.

[31]Li Z, Xu H. High-speed railroads and economic geography:evidence from Japan[J]. Journal of Regional Science, 2018, 58(4):706-728.

[32]邓慧慧, 杨露鑫, 潘雪婷. 高铁开通能否助力产业结构升级: 事实与机制[J]. 财经研究, 2020, 46(6):34-48.

[33]谭荣辉, 张天琦. 高速铁路对城市用地扩张的影响——基于多期双重差分法的验证[J]. 中国土地科学, 2019, 33(11):39-50.

[34]李绍平, 李帆, 董永庆. 集中连片特困地区减贫政策效应评估: 基于 PSM-DID 方法的检验[J]. 改革, 2018(12):142-155.

[35]Lee C C, Chang C P. Tourism development and economic growth:a closer look at panels[J]. Tourism Management, 2008, 29(1):180-192.

[36]马晓龙. 城市发展对城市旅游效率的影响研究[M]. 北京: 中国旅游出版社, 2014.

[37]张攀, 杨进, 周星. 中国旅游业发展与区域经济增长——254 个地级市的面板数据[J]. 经济管理, 2014, 36(6):116-126.

注释:

1 双重差分法能够通过解决研究样本中的地区个体在政策或项目冲击前后不随时间变化的异质性和随时间变化的增量问题, 从而进一步剥离出政策或项目实施冲击对个体的净效应影响, 可有效消除系统性偏误问题的存在, 进而有效解决内生性的问题^[26], 因而在公共政策和事件影响评估中得到了广泛应用^[27]。

2 限于篇幅, 具体结果省略, 如有需要可联系作者。

3 其原因可能在于湖南省作为多条高铁线路的过境地, 本身交通已经较为发达; 而云南省几乎每个地级市、自治州都拥有机场。交通的先天优势使得这两个省份的旅游业发展程度要远远高于其他省份。