

高铁开通、网络中心性与旅游经济发展

孔令章^{1 2} 李金叶^{1 2}

(1. 新疆大学 经济与管理学院, 新疆 乌鲁木齐 830046;
2. 新疆大学 宏观经济高质量发展研究中心, 新疆 乌鲁木齐 830046)

摘要: 在以往研究多围绕高铁开通对旅游经济发展“有无”影响的基础上,观察到高铁网络化演变对城市经济地位和角色功能的影响,引入 SNA 网络中心性指标,结合 DID 模型进一步探究城市在高铁网络中的空间特征对旅游经济发展的“程度”影响。结果表明:高铁开通对城市旅游经济发展具有显著的正向影响,但其产生的动态效应会随着高铁开通时间的推移变为不显著。异质性分析表明,高铁站建设和城市发展规模的差异均会影响高铁发挥旅游促进效应。其中,高铁站是始发站,或其与市区距离小于 30km,则该城市开通高铁会产生旅游促进效应;而三线及以下小城市“交旅融合”的潜力还需进一步挖掘。机制分析表明,高铁开通产生的规模效应和结构效应是影响旅游经济发展的作用机制。进一步分析发现,城市在高铁网络中占据较高的点度中心度、中介中心度和接近中心度对旅游经济发展具有显著的促进作用。研究结论为“交旅融合”的正确性与先导性提供了经验证据,对城市编制高铁旅游发展规划具有一定的参考价值。

关键词: 高铁; 旅游经济; 交旅融合; 双重差分模型; 社会网络分析; 中心度

中图分类号: F062.9 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-9301(2021)05-0113-15

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2021.05.009

一、引言

旅游业作为资源节约型和环境友好型产业,频频出现在中国政府工作报告中。旅游经济作为一张“绿色”发展名片,通过缩小地区差距、促进城市交流合作、推动产业结构升级等途径拉动地区经济增长^[1],而“交旅融合”问题一直是我国探索旅游经济高质量发展之路的困扰。已有大量文献研究表明,交通与旅游业存在耦合发展关系^[2-3],交通基础设施投资不仅能够带动本地区旅游业的发展,也能对周边地区旅游业产生正向溢出效应^[4]。另外,交通条件的改善将会降低旅游业的交易成本,从而产生新的离心力与向心力,改变经济增长机制。习近平总书记强调“要建设更完善的综合交通运输系统,加快建设交通强国。”《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》明确提出,构建快速网,基本贯通“八纵八横”高速铁路,提升国家高速公路网络质量。近年来,高速铁路(以下简称高铁)作为一种更高级、更绿色、更快速的“升级版”交通方式,弱化了自然屏障与时空距离的绝对界限,其与旅游业的相互碰撞使开通高铁城市的旅游收入和旅游人数分别提高了 18.51% 和 24.99%^[5]。高铁沿线城市可达性每提高 1%,旅游人次提高 1.02%^[6]。由此引发的思考是,随着中西部地区高铁线路的增设,中国高铁网络化空间布局日益优化,高铁开通能

收稿日期:2021-05-18;修回日期:2021-08-24

作者简介:孔令章(1995—),女,湖南常德人,新疆大学经济与管理学院博士研究生,研究方向为旅游经济;李金叶(1963—),女,新疆乌鲁木齐人,通讯作者,新疆大学经济与管理学院教授、博士生导师,研究方向为区域经济。

基金项目:国家自然科学基金项目(71964032);新疆社会科学基金项目(19BJL028)

否对城市旅游经济发展产生促进作用?随着高铁开通时间的推移,又会产生什么样的动态效应?高铁站是否是始发站、与市区距离的远近等高铁站建设的异质性是否会影响高铁发挥旅游促进效应?高铁开通对旅游经济发展的作用机制又是什么?更进一步地,城市在高铁网络中的空间特征又会对旅游经济发展产生什么样的影响?对于以上问题的梳理与解答,既明确了交通强国在旅游业发展上的实质性作用,也为我国一直倡导“交旅融合”的正确性与先导性提供了经验证据。

目前学术界关于“高铁+旅游”的研究文献部分回答了上述问题。高铁开通对地区旅游业发展具有显著的正向影响,但是这种影响在只开通城际高铁的地区并不明显^[7]。高铁对于大多数站点城市而言,对国内旅游人数仅产生了水平效应,并未表现出拉动旅游业发展的增长效应,甚至有较弱的证据表明,高铁开通会使站点城市的国内旅游收入和总收入降低大约5%^[8]。在异质性问题探讨上,多数文献从政策被实施者角度出发,以地理区位将城市划分为东部、中部和西部城市,抑或以城市规模将样本划分为一线、二线和三线及以下城市^[9-10]。然而,一项政策的实施效果不仅与政策被实施者有关,还与政策实施者本身性质有关。因此,本文进一步剖析高铁站建设的异质性,从高铁是否开通的单一视角延展至高铁是否是始发站、是否位于市区等多视角。关于网络中心性的探讨,现有文献多从交通地理学角度展示高铁开通对沿线城市网络密度、中心度、核心-边缘、凝聚子群等因素的时空格局影响。多数学者认为,高铁开通后区域网络密度明显增强,高铁通过改变城市在网络中的中心性,或者以“小团体”和子群的形式,强化或模糊了区域核心-边缘的绝对界限,对区域旅游业发展产生影响。也有部分学者关注到在区域化进程加深背景下高铁在促进要素流动、重塑区域空间格局等方面的突出表现^[11-12]。但是,关于高铁开通引起的城市网络中心性变化对旅游经济发展引起的“程度”影响,尚未有学者进行深入剖析。

鉴于以上文献的不足,本文首先探讨高铁开通对城市旅游经济发展的“有无”影响,证实了高铁开通对城市人均国内旅游收入和人均国内旅游接待人次具有显著的正向影响。其次,高铁站建设和城市发展规模的差异均会影响高铁发挥旅游促进效应。最后,高铁开通产生的规模效应和结构效应是高铁发挥旅游促进效应的作用机制。更进一步地,城市在高铁网络中占据越高的点度中心度、中介中心度和接近中心度,对旅游经济发展的促进作用越显著。

本文的边际贡献如下:(1)在研究内容上,观察到高铁网络化演变对城市旅游经济地位和角色功能的影响,选取点度中心度、中介中心度和接近中心度指标量化网络中心性对旅游业发展的“程度”影响,丰富了“交旅融合”的研究深度。(2)在异质性问题,从单一关注被高铁事件冲击的城市、居民健康水平、银行贷款成本等政策被实施者的差异^[13-15],延展至分析高铁站建设(高铁站是否是始发站、是否位于市区)等政策实施者的差异,多角度厘清高铁开通与旅游经济发展的关系。(3)在数据获取上,重点关注旅游攻略、旅游口碑、旅游评价等线上新媒体信息对旅游者决策的重要影响,尝试借助网络爬虫工具对旅游四大平台游客评价数据进行爬取,所得结论与前人研究结论一致,证实了指标选取的可靠性。同时,本文对复合工具变量进行讨论,解决了截面数据难以进行面板数据回归的问题,进一步增强了结论的科学性与严谨性。

二、理论分析与研究假说

良好的交通条件和交通建设是旅游业持续发展的重要支撑。近年来,高铁作为一种“升级版”交通方式,通过提高城市可达性、优化城市地理区位、扩大客源市场半径等方式,在短时间内促进了城市旅游收入和旅游人次的增加,进而带动区域旅游经济发展。瑞典 Svealand 高铁开通使原本难以抵达的边境地区在短时期内成为旅游新热点^[16];法国巴黎-里昂 TGV 高铁开通促使里昂与巴黎产生“同城化”效应,带动里昂旅游业快速发展^[17]。随着高铁开通年份的增加,学术界开始从更长的时间尺度研究高铁与旅游业发展的关系^[18],同时更加关注高铁开通对旅游业发展的动态效应,却并未得出较为一致的结论。2005—2015年中国286个地级市高铁开通的证据表明,高铁开通能够使站点城市的旅游人数和旅游收入分别提升18.51%、24.99%,并且这种提升会随着时间的增加而不断增

强^[5];冯烽和崔琳昊^[8]将研究时间扩展至2003—2016年,选取国内游客人数作为旅游发展水平的指标,观察到高铁旅游促进效应仅在高铁开通当年与开通后第一年显著,从高铁开通后第二年逐步下降并开始不显著。考虑到前一类研究只能回答高铁开通对城市旅游业发展的“水平效应”,而未能说明“增长效应”,因此本文倾向于认为高铁开通前期对站点城市产生的扩散效应加强了城市间资源合作与共享,推动了区域一体化进程,对地区旅游业发展产生了“轰动效应”。随着时间的推移,高铁的比较优势逐渐下降,高铁开通产生的极化效应将会加剧边缘城市的要素流失,导致“弱者越弱”的洼地现象,一旦极化效应大于扩散效应并占据高铁效应的主导地位,此时高铁开通并不会成为推动区域旅游业发展的“引擎”,反而会对站点城市产生“过道”影响。据此,本文提出如下假说:

假说1:高铁开通对旅游经济发展具有显著的正向影响,但其产生的动态效应会随着高铁开通时间的推移变为不显著。

高铁站建设(是否是始发站、与市区距离远近)等方面的差异,会使其产生截然不同的经济效率。首先,拥有非始发车站的城市高铁开通与城乡居民收入差距表现为明显的负向关系^[19]。原因在于,我国高铁始发站主要集中于大规模城市,其余中小规模城市由于预留座位少、乘车区间选择灵活度低等劣势,难以充分享受高铁“始发”优势。另外,高铁站选址对城市经济发展的影响也至关重要,目前高铁站位置与城市空间的关系主要可以划分为两类:一类位于城区中心,另一类位于郊区(城乡接合部)。大多数学者认为若高铁站与城区中心的直线距离在30~50km,则该高铁站位于郊区,但城市中心与高铁站距离小于30km才是高铁促进区域高质量发展的有效半径^[20]。高铁开通通过影响城市中心性、可达性和连通性,进而影响城市空间格局、区位优势与经济地位,导致高铁开通对不同规模的城市产生不同的经济效率。研究表明,城市层级结构、地理区位、城市职能是影响高铁促进地区经济发展的重要原因^[21]。高铁开通对全国性中心城市的“时空压缩”效应明显,企业受市场交易成本驱使,将工厂迁移至租金成本更少的周边城市,导致全国性中心城市的产业集聚度和专业化生产规模降低,TFP增长率下降^[22]。东部城市高铁开通线路密度高于中西部城市,且其市场分割度与交流成本低,因此高铁和市场整合对经济发展的外溢效果显著高于中西部地区。同时,高铁建设具有高能耗、高投资以及高科技的性质,而三线及以下小城市在诸多方面远不及二线及以上城市,因此,高铁开通对这些城市生态效率的影响并不突出。另外,高铁“虹吸效应”引起的生产要素转移,也是阻碍外围城市旅游业发展的重要因素。据此,本文提出如下假说:

假说2:高铁开通对旅游经济发展的影响会因为高铁站建设(是否是始发站、与市区距离远近)与城市发展规模的不同而出现差异化。

高铁开通产生的规模效应、结构效应和技术效应对区域旅游业发展产生了重要影响。首先,规模效应的表现既可以是“极化效应”,也可能为“扩散效应”。一方面,高铁开通放大了人口、资金、技术、信息等各类生产要素的“逐利性”特征,引发了边缘城市的旅游经济活动向中心城市集聚。此时,中心城市进入“再集聚”阶段,而边缘城市因高铁开通引起的旅游生产要素流失,出现“弱者越弱”的“马太效应”,旅游经济发展陷入“更恶化”的窘境。此时,高铁极化效应发挥主导作用,即中心城市“再集聚”而边缘城市“更恶化”,不利于区域旅游经济协调发展。另一方面,高铁开通提高了中心城市与边缘城市的可达性水平,使得中心城市与边缘城市在知识、信息、技术等方面的经济交流活动愈发频繁,由此带来的高铁扩散效应带动了边缘地区的经济增长,有利于旅游业从以往的单极化发展转变为多点支撑、多极联动的互动互促发展。此时,高铁扩散效应发挥主导作用,有利于区域旅游经济一体化发展。可以发现,高铁开通产生的规模效应能否成为高铁发挥旅游促进效应的作用机制,主要取决于高铁开通产生的极化效应和扩散效应谁能占据主导地位。当极化效应占据主导地位时,高铁开通产生的规模效应会阻碍区域旅游经济发展;当扩散效应占据主导地位时,高铁开通产生的规模效应则会促进区域旅游经济发展。其次,结构效应表现为高铁开通推动了区域产业结构的转

变。高铁开通为区域旅游经济活动所需的生产要素空间转移节约了时间成本与交流成本,使旅游产品交易以及产品服务供给更为便捷,有利于实现城市旅游人数与旅游收入的倍增,进而促进传统制造业向生产服务业转移。张克中和陶东杰^[23]的研究也证实了这一观点,该研究指出以服务业为代表的第三产业对交通基础设施的需求更为明显,或者说高铁引起的生产要素转移更易刺激旅游产业结构的转变。最后,技术效应表现为数字旅游、智慧旅游、全域旅游的逐步推进促进了旅游业的多元化发展,特别是在“双微一抖”新媒体、新应用的推广下,游客数量的激增以及游客需求的多元化提升了旅游产业研发新产品、催生高铁旅游新业态的紧迫性,而这些无疑都需要先进技术的支撑。高铁开通产生的“时空压缩”和“边界弱化”有效降低了技术引进过程中的非必要损耗,为旅游生产活动的必需环节大大降低了运营成本,进而影响了城市旅游经济发展。据此,本文提出如下假说:

假说 3: 高铁开通产生的规模效应(取决于极化效应和扩散效应谁占主导地位)、结构效应与技术效应是高铁发挥旅游促进效应的作用机制。

随着我国高铁网络“四纵四横”的顺利完成和“八纵八横”的有序铺设,高铁覆盖城市逐年增加,节点城市间的交流与合作日益频繁,基本形成了以南部城市为根基、以东北城市与西北城市为两翼的“树状”式发展格局。城市在高铁网络中经济地位和角色功能的影响因素,从以往该城市“有无”高铁开通转变为有几条高铁开通,或者途径哪几条高铁。因此,城市在高铁网络中的中心性、中介性、连通性等网络特征发生变化,将对旅游业发展产生重要影响,同时也会影响该城市的经济效益和环境效应^[24]。此外,相比外围城市,高铁开通对网络中心性更高的中心城市产业结构升级的促进效果更为显著^[25]。并且,随着城市在高铁网络中的联系广度和中心性不断提升,高铁对居民健康的促进效应也会显著增强,在旅游业方面的影响尤为突出。高铁开通后,北京、上海、南京、郑州、武汉的点度中心度、接近中心度、中介中心度等特征向量在全国排名靠前,处于我国高铁旅游经济联系网络的“核心”位置,是其他省会城市经济要素传输的关键“中间人”,旅游收入与旅游人次也在全国遥遥领先^[26]。据此,本文提出如下假说:

假说 4: 城市在高铁网络中具有较高的网络中心性(点度中心度、中介中心度和接近中心度),则能够显著影响高铁的旅游促进效应。

三、研究设计

(一) 研究方法

高铁开通是根据分线路、分阶段的建设形式,城市之间存在高铁开通的时间差异,即政策实施的起点与批次均不相同,因此需要将个体固定效应和时间固定效应纳入模型考量。本文参考 Beck *et al.*^[27]的研究,建立如下多期双重差分模型检验高铁开通对城市旅游经济发展的影响:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 HSR_{it} + \beta_2 Control_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, i 表示城市, t 表示年份;被解释变量 Y_{it} 为旅游经济发展;核心解释变量 HSR 为高铁开通的虚拟变量,也是本文重点关注的变量; $Control_{it}$ 为控制变量,用来判断其他因素对城市旅游经济发展的影响; μ_i 和 v_t 分别为城市固定效应与年份固定效应; ε_{it} 为随机误差项。本文将标准误差聚类在城市层面,以控制异方差等问题的影响。

同时,本文为了探究双重差分模型的适用性以及高铁开通对城市旅游经济发展的动态效应,借鉴何凌云和陶东杰^[13]的做法,构建以下模型:

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum \beta_k Before_{it}^k \times City_i + \sum \beta_m After_{it}^m \times City_i + \beta_1 Control_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中 $Before_{it}^k = 1$ 表示城市 i 在 t 时期是高铁开通前的第 k 年($k = 1, 2, 3, \dots, 14$),否则 $Before_{it}^k = 0$;同理 $After_{it}^m = 1$ 表示城市 i 在 t 时期是高铁开通后的第 m 年($m = 1, 2, 3, \dots, 14$),否则 $After_{it}^m = 0$; $City_i$ 为城市虚拟变量。若要判断实验组与控制组旅游经济发展存在相同趋势,即不存在时间变化影

响,或者说高铁开通对控制组没有产生显著影响,则需要证明 $\sum \beta_k Before_{it}^k \times City_i$ 中的系数 β_k 均不显著。同时,观察 $\sum \beta_k After_{it}^m \times City_i$ 中的系数 β_k 可以判断高铁开通对城市旅游经济发展的动态影响。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

对于旅游经济发展,常见的衡量指标主要有旅游收入、旅游人次、人均旅游收入、人均旅游接待人次等^[1]。本文在前期数据筛选时发现,地级市入境旅游收入与入境旅游人次统计数据口径不一致且缺失年份超过4年的城市较多,因此考虑到数据的可取性,本文选用人均国内旅游收入、人均国内旅游接待人次作为城市旅游经济发展的代理变量。

2. 解释变量

解释变量1:借鉴曾玉华和陈俊^[5]的研究,选用城市虚拟变量(*City*)与年份虚拟变量(*Year*)的交乘项表示高铁开通虚拟变量(*HSR*)。同时,为了探究城市高铁站建设差异对旅游业的影响,本文还构建了高铁站是否是始发站(*Start* × *HSR*)、是否位于市区(*Urban* × *HSR*)二个变量进行异质性分析。其中,判断是否位于市区的具体操作为:首先,在百度地图中用坐标拾取器工具确定样本城市中心(选取政府大楼所在位置)与高铁站点(进站口)的经纬度坐标,并将所有坐标矢量化处理成空间节点;其次,在 ArcGIS 中对城市等级公路进行类型融合与速度赋值;最后,测算城市中心与高铁站点之间的空间距离,如果该距离小于或等于 30km,则认为高铁站点位于市区。

解释变量2:借鉴罗能生等^[24]的研究,本文引入社会网络分析(SNA)网络中心性指标,选取点度中心度(*DC*)、中介中心度(*BC*)和接近中心度(*CC*)三个指标,构建 *DC* × *Year*、*BC* × *Year*、*CC* × *Year* 三个变量表征高铁开通对城市旅游经济网络重要性、中间性和通畅性的影响。中心性可以判断城市节点在网络中是否处于核心地位,包括点度中心度、中介中心度、接近中心度三个指标。点度中心度可以衡量城市节点本身的交际能力,度数越高,城市节点核心能力越强,其在网络中的权力越大;中介中心度可以衡量城市节点成为网络其他城市节点“桥梁”的可能性有多大,数值越高,控制能力就越强;接近中心度则表示城市节点在多大程度上不受其他节点的干涉。公式为:

$$C_{RDC(i)} = \frac{C_{ADC(i)}}{n-1}, C_{RBC(i)} = \frac{2C_{ABC(i)}}{n^2-3n+1} = \frac{2 \sum_j \sum_k g_{jk(i)} / g_{jk}}{n^2-3n+1},$$

$$C_{RCC(i)}^{-1} = \frac{C_{ACC(i)}^{-1}}{n-1} = \frac{\sum_{j=1}^n d_{ij}}{n-1} \quad (3)$$

式(3)中 $C_{RDC(i)}$ 与 $C_{ADC(i)}$ 表示相对点度中心度与绝对点度中心度, $C_{RBC(i)}$ 与 $C_{ABC(i)}$ 表示相对中介中心度与绝对中介中心度, $C_{RCC(i)}$ 与 $C_{ACC(i)}$ 表示相对接近中心度与绝对接近中心度。其中 g_{jk} 表示节点城市 i, k 之间的捷径数, d_{ij} 为城市 i, j 之间的捷径距离。

3. 控制变量

参考王垚和年猛^[28]、李建明等^[25]的研究,本文选取的控制

表1 变量定义

变量	计算方法
被解释变量: 旅游经济发展	
<i>Tour_pcinc_dom</i>	国内旅游收入/年末总人口
<i>Tour_pcpop_dom</i>	国内旅游人数/年末总人口
解释变量1: 高铁开通	
<i>HSR</i>	城市虚拟变量(<i>City</i>) × 年份虚拟变量(<i>Year</i>): 对于高铁开通城市, <i>City</i> 为1, 否则为0; <i>Year</i> 在高铁开通当年及以后为1, 否则为0
<i>Start</i> × <i>HSR</i>	高铁站是否具有始发线路, 有为1, 否则为0
<i>Urban</i> × <i>HSR</i>	高铁站与市区的距离, 小于或等于30km为1, 否则为0
解释变量2: 网络中心度	
<i>DC</i> × <i>Year</i>	点度中心度 × 年份虚拟变量
<i>BC</i> × <i>Year</i>	中介中心度 × 年份虚拟变量
<i>CC</i> × <i>Year</i>	接近中心度 × 年份虚拟变量
机制变量	
<i>Scale</i>	职工平均工资取对数
<i>Strut</i>	过夜游人次/一夜游人次
<i>Tech</i>	旅游四大平台上旅游景点评价得分取平均数赋值给对应城市
复合工具变量	
<i>Slope</i> × <i>Year</i>	城市平均坡度 × 年份虚拟变量
控制变量	
<i>pop_pc</i>	单位面积年末总人口数取对数
<i>gdp_pc</i>	实际人均GDP取对数
<i>inv_pc</i>	固定资产投资总额/GDP
<i>edu_pc</i>	高校在校生数/年末人口数
<i>fin_pc</i>	政府一般预算支出/GDP
<i>ser_pc</i>	第三产业增加值/GDP
<i>tax_pc</i>	每万人年末实有出租车数
<i>inf_pc</i>	电信业务收入/GDP
<i>green</i>	公园绿化面积/土地面积

变量有:人口密度(pop_pc)、人均收入(gdp_pc)、投资水平(inv_pc)、教育水平(edu_pc)、财政支出(fin_pc)、服务业水平(ser_pc)、交通设施水平(tax_pc)、信息化水平(inf_pc)、绿化率($green$)。

(三) 样本与数据

本文选取2003—2017年我国283个地级及以上城市的面板数据,并对以下样本进行一系列剔除:(1)数据缺失年份连续超过4年的城市;(2)研究期间行政区划进行调整、变动的城市;(3)统计年鉴、国民经济与社会发展统计公报、EPS数据库等统计口径无法一致的城市。

高铁数据作如下处理:(1)高铁开通时间通过手动整理相关高铁网站的数据来获取。考虑到高铁运营效果存在一定的时滞性,对高铁开通时间在6月30日之前的城市, $Year$ 在该年份及之后年份均取1,否则将高铁开通时间作滞后一期处理。(2)城市间最短旅游时间可以用空间距离与时间距离表达。空间距离测算多借助ArcGIS中的网络分析和成本加权栅格法,一方面能够节约计算时间,特别是在以城市微观数据为主的大样本研究中,该优势较为明显;另一方面,能够规避高铁节假日增加班次、特殊事件(疫情、极端天气、交通事故)减少班次、不同类型列车因中转时间过长难以衔接等缺点。相较于空间距离,时间距离能够实时更新高铁开通数据,对于新建高铁、新增班次、取消班次以及速度的提升具有较强的敏感性,更加适用于面板数据的回归分析。因此,本文基于时间距离测算城市间最短旅行时间,用于后文的城市网络中心性分析。(3)高铁开通前旅行时间以普通列车($Z/K/T$)及四字列车运行时间取平均值获得,开通后旅行时间以高铁($G/D/C$)运行时间取平均值界定,相关数据主要来源于火车票订票系统12306官网、去哪儿网、高德地图等网站。(4)城市旅游经济数据主要来源于EPS数据库中的中国旅游数据库和中国城市数据库,缺失数据通过中国区域经济数据库和城市统计公报补充;旅游景点数据来源于全国A级景点名录、相关旅游网站及百度相关报道。

四、实证分析

(一) 描述性统计

表2中主要对被解释变量、解释变量、控制变量进行了描述性统计分析。其中,Panel A为4245个全样本的描述性统计,Panel B则按照城市是否受到高铁开通事件的冲击进行分组。从未受到高铁冲击样本与受到高铁冲击样本的组间差异值发现,开通高铁的城市人均国内旅游收入和人均国内旅游接待人次均在1%的水平上显著高于未开通高铁城市,即根据描述性统计的结果初步认为,高铁开通对城市旅游经济发展产生了促进作用。

(二) 基准回归

表3中, HSR 对人均国内旅游收入和人均国内旅游接待人次的系数在1%的水平上显著为正,说明相较于未开通高铁的城市,开通高铁的城市更易获得人均国内旅游收入与人均国内旅游接待人次的提升。控制变量中,人均收入、教育水平、服务业水平、交通设施水平、信息化水平是影响城市旅游经济发展的关键因素,这与现实情况相契合。人均收入高表明旅游者具备良好的支付能力,这也是个人旅游需求产生的三大条件之一;教育水平的提升

表2 描述性统计

Panel A: 全样本					
变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$Tour_pcinc_dom$	4 245	0.519 3	0.705 0	0.000 1	10.853 3
$Tour_pcpop_dom$	4 245	5.165 2	5.534 2	0.010 7	44.277 4
HSR	4 245	0.228 5	0.419 9	0.000 0	1.000 0
$Start \times HSR$	4 245	0.165 8	0.372 0	0.000 0	1.000 0
$Urban \times HSR$	4 245	0.187 8	0.390 6	0.000 0	1.000 0
pop_pc	4 245	2.495 5	0.411 7	0.672 1	3.797 4
gdp_pc	4 245	4.399 6	0.358 5	1.995 6	5.670 0
inv_pc	4 245	0.652 4	0.295 1	0.064 2	3.536 0
edu_pc	4 245	1.877 3	0.565 9	0.000 0	3.544 3
fin_pc	4 245	0.161 3	0.107 8	0.038 8	2.223 4
ser_pc	4 245	37.364 1	9.093 4	8.580 0	86.700 0
tax_pc	4 245	0.303 6	0.590 7	0.004 5	6.848 4
inf_pc	4 245	2.330 8	0.258 6	1.002 9	3.358 4
$green$	4 245	6.784 6	0.958 9	2.170 3	10.469 4
Panel B: 分样本					
变量	未开通高铁的样本		开通高铁的样本		(1) - (2)
	(1)	(2)	(1)	(2)	
	样本数	均值	样本数	均值	
$Tour_pcinc_dom$	1 486	0.368 5	2 759	0.600 5	-0.232 0 ***
$Tour_pcpop_dom$	1 486	3.897 3	2 759	5.848 1	-1.950 8 ***

注:***、**和* 分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

则有利于专业化、高级化旅游人才的培养;服务业水平高有利于提升游客满意度与旅游体验,进而促进旅游人次与旅游消费的提高;交通设施水平高意味着其他交通方式与高铁的“配合度”高,更易打通游客与目的地的“最后一公里”;信息化水平对人均国内旅游收入和人均国内旅游接待人次均显著为负,原因在于,全域旅游背景下产生的“智慧旅游”“智慧景区”等信息化技术与旅游业发展处于相互磨合的一个阶段,其刺激旅游产业增长的效果还未完全凸显。

(三) 高铁开通对城市旅游经济发展的动态效应

由模型(2)可知,观察 $\sum \beta_k After_{it}^m \times City_i$ 中的系数 β_k 可以判断高铁开通对城市旅游经济发展的动态效应。表4结果表明,高铁开通对城市人均国内旅游收入产生了显著的正向影响,并且这种影响持续了11年,在此期间呈现逐年增大的趋势,与曾玉华和陈俊^[5]的结论基本一致。然而,从第12年开始,高铁开通对人均国内旅游收入的影响开始出现不显著。另外,高铁开通对人均国内旅游接待人次的影响前期呈现显著与不显著交织的状态,从第12年开始,高铁的旅游

促进效应开始不显著。因此,高铁开通对城市旅游经济发展具有显著的正向影响,其产生的动态效应会随着高铁开通时间的推移变为不显著。至此,假说1得以全部证实。

(四) 异质性分析:高铁站建设和城市规模的差异对旅游经济发展的影响

异质性分析想要厘清两个主要问题:高铁开通对旅游经济发展的促进作用是否因政策实施者(高铁站建设)不同而存在显著差异?高铁开通这一事件的冲击是否会因政策被实施者(城市发展规模)不同而产生差异化效果?

1. 高铁站建设的异质性。表5中,交互项的系数均显著为正,表明若该城市是高铁始发站或者其高铁站与市区距离小于30km,则高铁开通能够更显著地促进城市旅游经济发展。始发站意味着该站点城市预留座位充足且乘车区间的选择更为灵活,既为站点城市增加人流量也为游客出行提供便利;高铁站与市区距离小于30km,则城市受高铁扩散效应的影响较大,集聚能力较强,更能促进旅游业发展。因此,高铁开通对旅游经济发展的促进作用会因为高铁线路设置和高铁站选址距离等高铁站建设的不同而产生差异。

表3 基准回归

变量	Tour_pcinc_dom	Tour_pcpop_dom	变量	Tour_pcinc_dom	Tour_pcpop_dom
HSR	0.205 9*** (0.033 8)	1.983 9*** (0.304 2)	ser_pc	0.026 1*** (0.002 9)	0.204 2*** (0.025 9)
pop_pc	0.034 6 (0.111 3)	-0.120 9 (1.070 8)	tax_pc	0.783 9*** (0.223 7)	3.148 3* (1.673 1)
gdp_pc	0.650 8*** (0.096 5)	6.746 2*** (0.731 8)	inf_pc	-0.186 1*** (0.060 2)	-1.115 6** (0.436 3)
inv_pc	-0.068 1 (0.073 6)	0.050 6 (0.485 2)	green	0.024 6 (0.025 8)	0.006 7 (0.218 1)
edu_pc	0.097 0* (0.052 9)	1.037 5** (0.522 4)	城市固定效应	是	是
fin_pc	0.361 8* (0.213 7)	2.413 7 (1.578 5)	年份固定效应	是	是
			N	4 245	4 245
			adj. R ²	0.495 2	0.599 2

注:***、**和* 分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内为标准误。

表4 动态效应检验

变量	Tour_pcinc_dom	Tour_pcpop_dom	变量	Tour_pcinc_dom	Tour_pcpop_dom
After ¹ × City	0.064 5* (0.039 2)	0.516 6* (0.269 4)	After ⁹ × City	0.350 1*** (0.110 3)	0.944 8 (0.759 2)
After ² × City	0.097 2** (0.041 2)	0.741 7*** (0.283 4)	After ¹⁰ × City	0.531 8*** (0.178 1)	3.185 9*** (1.225 3)
After ³ × City	0.079 0* (0.044 8)	0.406 8 (0.308 4)	After ¹¹ × City	0.635 6*** (0.178 6)	4.001 7*** (1.228 8)
After ⁴ × City	0.088 1* (0.048 9)	0.353 9 (0.336 2)	After ¹² × City	0.091 9 (0.179 2)	0.880 2 (1.232 7)
After ⁵ × City	0.207 9*** (0.053 8)	0.862 7** (0.370 2)	After ¹³ × City	0.133 0 (0.180 3)	1.326 7 (1.240 7)
After ⁶ × City	0.324 0*** (0.056 6)	1.080 5*** (0.389 2)	After ¹⁴ × City	0.112 1 (0.181 6)	1.559 4 (1.249 8)
After ⁷ × City	0.359 6*** (0.065 9)	1.810 6*** (0.453 2)	Control	是	是
After ⁸ × City	0.274 5*** (0.097 5)	1.417 7** (0.670 6)	城市固定效应	是	是
			年份固定效应	是	是
			N	4 245	4 245
			adj. R ²	0.476 8	0.587 5

注:***、**和* 分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内为标准误。

2. 城市发展规模的异质性。观察政策被实施者,我们不禁思考:高铁开通对什么样的城市更能发挥旅游促进效应?为了解答此问题,本文以《城市商业魅力排行榜》为依据^①,将所有样本划分为一线与新一线、二线、三线及以下城市,通过构建交互项 $Citysize \times HSR$ 的方法实证检验城市发展规模对高铁开通与旅游经济发展关系的影响。表6结果显示:全样本回归中,城市发展规模越大,高铁开通对人均国内旅游收入的影响越大,但交互项对人均国内旅游接待人次的影响不显著;分样本回归中, HSR 对一线与新一线城市、二线城市的人均国内旅游收入与人均国内旅游接待人次的系数均显著为正, HSR 对三线及以下城市人均国内旅游收入与人均国内旅游接待人次的系数均不显著。该结果进一步验证了城市发展规模异质性会影响高铁的旅游促进效应,高铁开通对三线以上城市更能发挥旅游促进效应,而三线及以下小城市“交旅融合”的潜力还需进一步挖掘。

综上所述,异质性分析的结果全部支持了本文提出的假说2,即高铁开通对旅游经济发展的促进作用会因为高铁站建设与城市发展规模的不同而产生差异。

表6 城市发展规模的异质性

变量	全样本		分样本					
			一线与新一线城市		二线城市		三线及以下城市	
	$Tour_pcinc_dom$	$Tour_pcpop_dom$	$Tour_pcinc_dom$	$Tour_pcpop_dom$	$Tour_pcinc_dom$	$Tour_pcpop_dom$	$Tour_pcinc_dom$	$Tour_pcpop_dom$
HSR	0.106 4*** (0.027 3)	0.021 9*** (0.484 8)	0.297 1*** (0.085 7)	2.199 5** (0.846 8)	0.212 0*** (0.061 5)	1.939 8*** (0.651 7)	0.025 0 (0.044 1)	0.596 0 (0.378 1)
$Citysize \times HSR$	0.045 1*** (0.008 6)	-0.017 2 (0.167 1)						
Control	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
N	4 245	4 245	285	285	450	450	3 510	3 510
adj. R^2	0.462 7	0.599 2	0.727 0	0.621 2	0.755 6	0.781 9	0.468 3	0.624 8

注:***、**和* 分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内为标准误。

(五) 机制分析:高铁开通影响城市旅游经济发展的作用机制

上文理论分析表明,高铁开通产生的规模效应、结构效应和技术效应可能是影响城市旅游经济发展的重要机制,本文采用中介效应的三步法对以上影响机制进行检验^[29]。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 HSR_{it} + \beta_2 Control_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 HSR_{it} + \alpha_2 Control_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$Y_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 HSR_{it} + \lambda_2 M_{it} + \lambda_3 Control_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

第一步,首先对式(4)进行基准回归,若 β_1 显著为正,说明高铁开通有利于城市旅游经济发展;第二步,对式(5)分别进行回归,若 α_1 显著为正,说明高铁开通可以影响城市的规模效应、结构效应和技术效应;第三步,加入中介变量后,若式(6)中 λ_2 显著为正,则证明高铁开通通过城市规模效应、结构效应和技术效应进而对旅游经济发展产生影响。本文以职工平均工资表征规模效应($Scale$)^[30],以过夜游人次与一日游人次的比值表征结构效应($Strut$)^[31]。据文化和旅游部数据,

2021年“五一”假期,全国通过在线旅游平台预定出游的总订单量同比增长约270%,对比2019年同期增幅超过30%。为突出线上新媒体对旅游者消费决策的影响,本文选用旅游四大平台中游客对城市景点的评价得分表征技术效应(Tech)^②。

上文基准回归结果表明,高铁开通可以促进城市旅游经济发展,在此不再赘述,本节重点观察中介效应第二步与第三步的关键系数。表7显示第二步的回归结果,可见HSR对Scale与Strut的关键系数显著为正,而HSR对Tech的关键系数不显著,因此本文停止了技术效应与高铁开通和旅游经济发展的中介分析。进一步地,将Scale与Strut代入式(6)进行回归,表8结果显示,规模效应中,Scale和HSR的系数在1%水平上显著为正,说明职工工资在高铁开通与城市旅游经济发展之间存在部分中介效应。高铁开通后,一方面,职工工资水平提升了3.8%,直接促进了旅游者旅游欲望和旅游消费的增加;另一方面,工资水平的提高将吸引更多的资本与人才为城市旅游业持续发展助力。由此可见,高铁开通对职工工资水平的提升表明扩散效应成为规模效应的主导作用,理论分析中,当高铁扩散效应占据主导地位时,中心城市的优质生产要素更易流入边缘城市,带动边缘地区的经济增长,推动区域旅游经济发展从以往的单极化转变为多点支撑、多极联动的互动互促一体化发展。结构效应中,Strut的系数均显著为正,HSR对人均国内旅游接待人次的系数不显著,说明过夜游人数在高铁开通与城市旅游经济发展之间存在完全中介效应,即高铁开通主要通过提高过夜游人次影响城市旅游经济发展。过夜游人次的提升意味着城市旅游产品吸引力的提升,有利于诱发游客从走马观花式的“过路游”向深度精品的“过夜游”转型,而高铁开通在节约旅游活动交易成本上的显著优势能够推动资金、人才、信息等各类生产要素流向对交通基础设施改善极为敏感的旅游行业,促进更多的传统制造业向生产服务业转型,进而提升第三产业比重。综上所述,技术效应并未影响高铁发挥旅游促进效应,规模效应和结构效应才是高铁开通影响城市旅游经济发展的作用机制。至此,假说3得到部分验证。

工资水平提升了3.8%,直接促进了旅游者旅游欲望和旅游消费的增加;另一方面,工资水平的提高将吸引更多的资本与人才为城市旅游业持续发展助力。由此可见,高铁开通对职工工资水平的提升表明扩散效应成为规模效应的主导作用,理论分析中,当高铁扩散效应占据主导地位时,中心城市的优质生产要素更易流入边缘城市,带动边缘地区的经济增长,推动区域旅游经济发展从以往的单极化转变为多点支撑、多极联动的互动互促一体化发展。结构效应中,Strut的系数均显著为正,HSR对人均国内旅游接待人次的系数不显著,说明过夜游人数在高铁开通与城市旅游经济发展之间存在完全中介效应,即高铁开通主要通过提高过夜游人次影响城市旅游经济发展。过夜游人次的提升意味着城市旅游产品吸引力的提升,有利于诱发游客从走马观花式的“过路游”向深度精品的“过夜游”转型,而高铁开通在节约旅游活动交易成本上的显著优势能够推动资金、人才、信息等各类生产要素流向对交通基础设施改善极为敏感的旅游行业,促进更多的传统制造业向生产服务业转型,进而提升第三产业比重。综上所述,技术效应并未影响高铁发挥旅游促进效应,规模效应和结构效应才是高铁开通影响城市旅游经济发展的作用机制。至此,假说3得到部分验证。

至此,假说3得到部分验证。

(六) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

由模型(2)可知,判断实验组与控制组在高铁开通前旅游经济发展是否存在相同趋势,关键在于观察 $\sum \beta_k Before_i^k \times City_i$ 中的系数 β_k 是否显著。表9结果显示,高铁开通前,回归系数 β_k 均不显著,即实验组与控制组城市在高铁开通前旅游经济发展不存在系统性的差异,表明平行趋势假说成立。

2. PSM-DID

为消除自选样本选择性偏误,本文进一步选用PSM-DID进行识别分析^[32-33],控制变量与上文基

表7 机制检验(一)

变量	Scale	Strut	Tech
HSR	0.038 08*** (0.003 8)	0.094 1* (0.049 9)	-0.014 0 (0.044 1)
Control	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
N	4 245	765	4 245
adj. R ²	0.917 0	0.737 7	0.278 2

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内为标准误。

表8 机制检验(二)

变量	Tour_pcinc_dom	Tour_pcpop_dom	Tour_pcinc_dom	Tour_pcpop_dom
HSR	0.193 1*** (0.033 5)	1.857 8*** (0.300 9)	0.092 8* (0.054 1)	0.277 3 (0.552 8)
Scale	0.334 4*** (0.132 6)	3.312 6*** (1.054 4)		
Strut			0.000 4*** (0.000 1)	0.002 8*** (0.001 0)
Control	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	4 245	4 245	765	765
adj. R ²	0.497 1	0.602 3	0.692 7	0.565 5

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内为标准误。

准回归一致。基本思路是,先用倾向得分匹配(PSM)找到与实验组样本最相似的控制组,然后在PSM选择样本的基础上与双重差分模型结合估计高铁开通对城市旅游业的影响。本文分别选用核匹配与k近邻匹配找到最相似的控制组,然后验证倾向得分匹配的平衡性。如图1所示,匹配后的样本标准化误差基本控制在10%附近,满足平行趋势检验。

从表10中PSM-DID结果可知,核匹配与k近邻匹配的HSR系数均在1%的显著性水平上显著为正,且方向与基准回归系数保持一致。观察结果可知,核匹配和k近邻匹配均对样本数量进行了大量删除,特别是k近邻匹配样本数由4245下降至1064,这也是本文没有选择PSM-DID作为基准回归模型的原因。总之,PSM-DID的结果证明高铁开通促进城市旅游经济发展的结论具有稳健性。

表9 平行趋势检验

变量	Tour_pcinc_dom	Tour_pcpop_dom	变量	Tour_pcinc_dom	Tour_pcpop_dom
Before ¹⁴ × City	-0.016 0 (0.151 6)	-1.434 0 (1.043 3)	Before ⁶ × City	-0.064 5 (0.042 1)	-1.100 4 (0.689 9)
Before ¹³ × City	-0.086 6 (0.081 5)	-1.281 5 (0.790 1)	Before ⁵ × City	-0.002 92 (0.040 8)	-0.988 4 (0.680 6)
Before ¹² × City	-0.131 9 (0.081 6)	-1.345 4 (0.823 9)	Before ⁴ × City	-0.041 6 (0.040 4)	-0.720 5 (0.578 2)
Before ¹¹ × City	-0.097 3 (0.065 0)	-1.600 7 (0.978 1)	Before ³ × City	-0.043 2 (0.039 9)	-0.532 3 (0.474 7)
Before ¹⁰ × City	-0.077 0 (0.051 0)	-1.230 6 (0.750 7)	Before ² × City	-0.039 6 (0.039 5)	-0.409 4 (0.271 5)
Before ⁹ × City	-0.057 2 (0.049 4)	-1.317 0 (0.839 9)	Before ¹ × City	-0.029 2 (0.039 0)	-0.251 4 (0.268 5)
Before ⁸ × City	-0.067 2 (0.046 3)	-1.170 8 (0.718 5)	Control	是	是
Before ⁷ × City	-0.087 0 (0.053 8)	-1.257 6 (0.796 4)	城市固定效应	是	是
			年份固定效应	是	是
			N	4 245	4 245
			adj. R ²	0.476 8	0.587 5

注:***、**和* 分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内为标准误。

进行了大量删除,特别是k近邻匹配样本数由4245下降至1064,这也是本文没有选择PSM-DID作为基准回归模型的原因。总之,PSM-DID的结果证明高铁开通促进城市旅游经济发展的结论具有稳健性。

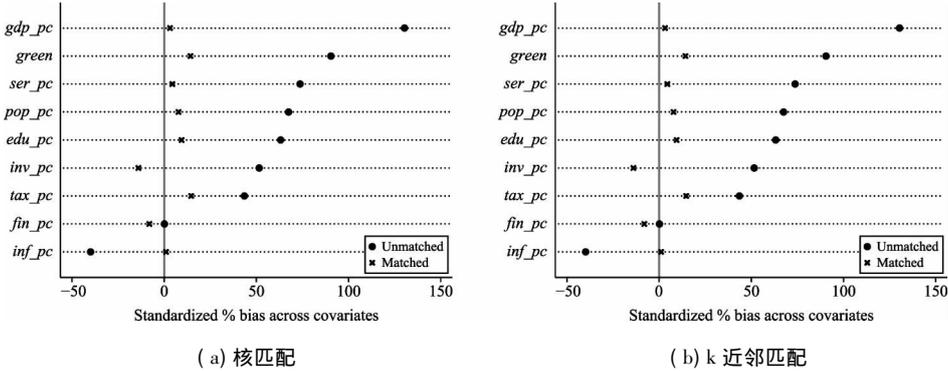


图1 倾向得分匹配平衡性检验

表10 稳健性检验

变量	PSM-DID				安慰剂检验			
	核匹配		k近邻匹配		提前3年		提前5年	
	Tour_pcinc_dom	Tour_pcpop_dom	Tour_pcinc_dom	Tour_pcpop_dom	Tour_pcinc_dom	Tour_pcpop_dom	Tour_pcinc_dom	Tour_pcpop_dom
HSR	0.114 1*** (0.028 9)	1.077 0*** (0.191 9)	0.137 4*** (0.042 0)	1.717 0*** (0.396 8)	0.026 4 (0.030 8)	0.207 8 (0.198 7)	0.036 4 (0.033 8)	0.451 9 (0.279 4)
Control	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
N	3 180	3 180	1 064	1 064	3 275	3 275	3 275	3 275
adj. R ²	0.774 8	0.826 4	0.162 8	0.192 1	0.346 8	0.448 7	0.347 2	0.529 4

注:***、**和* 分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内为标准误。

3. 安慰剂检验

本文首先把样本截取到政策实施之前(剔除高铁开通后的样本,保留开通高铁前的样本),然后将城市实际高铁开通时间分别提前3年和提前5年,即构造“伪高铁开通时间”进行反事实估计^③。如果HSR的系数依然显著为正,说明城市自身旅游经济发展实力强劲,不会受到高铁开通这一事件的影响。从表10可以看出,高铁开通时间提前3年与提前5年时,HSR对人均国内旅游收入与人均国内旅游接待人次的系数均不显著,因此再次证明,城市旅游经济发展的确与高铁开通这一事件的冲击有关。

4. 复合工具变量的讨论

本文研究高铁开通对城市旅游经济发展的影响,然而城市旅游经济发展水平越高,在一定程度上对交通基础设施的需求也就越大,即城市开通高铁的概率也就越高,导致基准回归模型可能存在反向因果的内生性问题。

历史数据通常不会对当前发生事件产生影响,因而成为现有文献寻找工具变量的有效途径。孙学涛等^[34]认为明朝驿路修建主要用于战时信息的传递,并不会影响经济的发展,可以作为高铁建设对经济发展影响的工具变量;马忠新和陶一桃^[35]的研究表明中华老字号企业数量是企业家精神的集中体现,从而提高城市创新能力。但是,上述工具变量都存在截面数据不随时间变动从而无法进行面板数据回归的问题,因此,胡兆廉等^[32]使用城市中华老字号企业数量与上一年全国R&D经费支出的交乘项,以构建复合变量的方式解决此问题。本文在此基础上借鉴陈丰龙等^[19]的研究,采用城市平均坡度^④与年份虚拟变量的交乘项构建复合工具变量,并选用两阶段最小二乘法(2SLS)进行回归分析。表11报告了工具变量(IV)的回归结果,第一阶段中城市平均坡度与年份虚拟变量交乘项的系数显著为负,表明城市平均坡度越高,修建高铁的难度与成本就越大,与经济学规律一致,同时Cragg-Donald Wald F值为136.17,远大于临界值10,说明本文的工具变量选取合理。第二阶段中城市平均坡度与年份虚拟变量交乘项对人均国内旅游收入与人均国内旅游接待人次的系数显著为正,与基准回归结果一致。

表11 内生性问题的回归结果

变量	IV 第一阶段	IV 第二阶段	IV 第二阶段	变量	IV 第一阶段	IV 第二阶段	IV 第二阶段
	HSR	Tour_pcinc_dom	Tour_pcpop_dom		HSR	Tour_pcinc_dom	Tour_pcpop_dom
Slope × 2004	-0.000 8 (0.014 2)	0.100 6 *** (0.016 3)	1.045 0 *** (0.239 0)	Slope × 2013	-0.310 8 *** (0.036 2)		
Slope × 2005	-0.012 9 (0.014 7)			Slope × 2014	-0.385 7 *** (0.038 1)		
Slope × 2006	-0.009 8 (0.015 7)			Slope × 2015	-0.506 3 *** (0.039 9)		
Slope × 2007	-0.008 5 (0.017 3)			Slope × 2016	-0.578 6 *** (0.040 3)		
Slope × 2008	0.029 1 (0.020 6)			Slope × 2017	-0.605 8 *** (0.041 2)		
Slope × 2009	0.039 5 (0.023 8)			First stage F	136.17		
Slope × 2010	-0.141 7 *** (0.029 0)			Control	是	是	是
Slope × 2011	-0.219 3 *** (0.031 9)			城市固定效应	是	是	是
Slope × 2012	-0.246 8 *** (0.033 7)			年份固定效应	是	是	是
				N	4 245	4 245	4 245
				adj. R ²	0.396 8	0.411 1	0.492 1

注:***、**和* 分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内为标准误。

五、进一步分析

以上实证分析验证了高铁对城市旅游经济发展的“有无”影响,本节重点关注高铁开通改变城市网络中心性,进而影响城市在高铁网络中的经济地位与角色功能,最终反映在旅游经济发展上的变化。本文选取 SNA 中节点网络中心性指标,结合双重差分模型进一步验证高铁开通引起的城市点度中心度、中介中心度和接近中心度变化对旅游经济发展的影响,模型如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 DC \times Year_{it} + \beta_2 Control_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 BC \times Year_{it} + \beta_2 Control_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 CC \times Year_{it} + \beta_2 Control_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

式中 β_1 为判断高铁网络中心性与城市旅游经济发展关系的关键系数。表 12 结果显示,在控制了城市和时间固定效应后, $DC \times Year$ 、 $BC \times Year$ 、 $CC \times Year$ 三者的系数 β_1 均显著为正,这表明城市在高铁网络中占据较高的点度中心度、中介中心度和接近中心度能够更显著提升旅游经济发展,此结论既验证了假说 4,也基本符合其他学者的研究结论。西北地区兰新高铁开通后,酒泉的中介中心度在区域中排名第一,从而成为承接兰新廊道东西向旅游经济要素流动的“中间人”,城市角色转变为“次核心旅游地”。北京、上海、武汉等东中部城市以及沈阳、大连、长春、哈尔滨等东北城市,随着高铁线路密度与速度的不断提升,对区域其他节点城市的核心辐射力与控制能力不断增强,表现出极强的点度中心度、中介中心度和接近中心度,在高铁虹吸效应、扩散效应和马太效应等综合因素影响下,资金、人力、技术等生产要素向其集聚,开通高铁的城市旅游经济发展实力日益增强^[36-37]。

表 12 基于高铁网络中心性的回归结果

变量	<i>Tour_pcinc_dom</i>	<i>Tour_pcpop_dom</i>	<i>Tour_pcinc_dom</i>	<i>Tour_pcpop_dom</i>	<i>Tour_pcinc_dom</i>	<i>Tour_pcpop_dom</i>
<i>DC</i> × <i>Year</i>	0.000 1*** (0.000 0)	0.002 6*** (0.000 3)				
<i>BC</i> × <i>Year</i>			0.000 2*** (0.000 0)	0.004 1*** (0.000 3)		
<i>CC</i> × <i>Year</i>					0.895 0*** (0.097 2)	8.384 5*** (0.709 4)
<i>Control</i>	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	4 245	4 245	4 245	4 245	4 245	4 245
adj. R ²	0.548 8	0.656 2	0.477 9	0.483 8	0.456 0	0.565 4

注:***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平,括号内为标准误。

六、结论及政策启示

本文观察到高铁网络化演变对城市旅游经济地位和角色功能的影响,引入 SNA 网络中心性指标,结合双重差分模型进一步探究高铁开通对城市旅游经济发展的“有无”影响与“程度”影响。结论如下:(1) 高铁开通对城市旅游经济发展具有显著的正向影响,其产生的动态效应会随着高铁开通时间的推移变为不显著。在一系列稳健性检验和复合工具变量讨论后,该结论依然成立。(2) 异质性分析表明,高铁站建设和城市发展规模的差异均会影响高铁发挥旅游促进效应。其中,高铁站建设的差异性表现在若该城市是高铁始发站,或其高铁站与市区距离小于 30km,则该城市开通高铁会更显著促进城市旅游经济发展;城市发展规模的差异性则表现为相比于三线及以下小城市,新一线、一线和二线城市更能凭借高铁的东风助力旅游业发展。(3) 机制分析表明,高铁开通产生的规模效应和结构效应是影响城市旅游经济发展的作用机制。(4) 进一步分析发现,城市在高铁网络中具有较高的点度中心度、中介中心度和接近中心度能够更显著提升人均国内旅游收入和人均国内旅游接待人次。

根据以上实证结果,本文提出政策建议:(1) 当前我国旅游业发展处于转型升级的关键时期,应高度重视与肯定高铁开通对区域旅游经济发展的显著作用。(2) 为了通过“交旅融合”助推区域旅

游经济发展,一方面,中心城市与重要交通枢纽城市需要合理规划高铁线路以及高铁站与市中心的选址距离,科学配置高铁始发线路,同时开通市区与高铁站的直达大巴、快速公交、地铁等综合交通方式,减少城市内拥挤时间,增强高铁时空压缩效应。另一方面,三线及以下中小城市在高铁建设和资金投入方面需要谨慎斟酌,避免出现盲目建设高铁的窘状。对于部分中心小城市而言,考虑到运营成本与线路规划,难以被设置为高铁始发站,因此可以在高铁站选址方面进行突破,形成“高铁站+出租车、旅游大巴、景区直通车”的便捷换乘体系,打通旅游者与目的地景区的“最后一公里”。(3)要充分利用“双微一抖”等新媒体在旅游者消费决策方面的重要影响力,特别是高铁提速背景下“过路游”向“过夜游”的转变对住宿、餐饮、旅游产品开发等相关行业和部门提出更高标准和更具个性化的要求。(4)网络中心性越高的城市越需要用发展的、长远的眼光编制高铁旅游发展规划,根据城市经济地位和角色的转变,及时调整高铁开设线路。另外,如何规避高铁虹吸效应,引领区域其他中小城市协同一体化发展,是日后亟须解决和深入探讨的问题。

注释:

- ①《城市商业魅力排行榜》主要考察城市商业资源集聚度、城市枢纽性、人口活跃度、生活方式多样性、未来可塑性指数,以城市中的商业魅力和线上数据所反映出的人口活力重新评估中国城市,从而打破了传统上依赖行政级别、GDP、人口规模等数据的城市评价方式。
- ②本文借助网络爬虫工具对旅游四大平台(携程、马蜂窝、美团、大众点评)进行景点评价数据爬取,对每个4A及以上景点分别随机抽取研究年份内旅游淡季和旺季的500条游客评价,对分值作平均值处理后加总赋值给对应景点城市。
- ③感谢匿名评审专家指出的关于安慰剂检验的标准做法,即如果仅提前政策冲击时间,未剔除实际冲击后的样本,则安慰剂检验所虚拟的冲击后的样本依然包括实际冲击后的样本,进而会出现冲击前和冲击后的样本依然存在显著趋势差异的结果,不符合安慰剂检验的目的。
- ④本文的地理坡度基于 ArcGIS 中的 3D Analyst 模块,下载中国地理 90m dpi 的数字高程数据计算可得。

参考文献:

- [1]刘瑞明,李林,亢延锐,等. 景点评选、政府公共服务供给与地区旅游经济发展[J]. 中国工业经济, 2018(2): 118-136.
- [2]王兆峰,石献. 武陵山片区旅游业与交通协同发展研究[J]. 经济地理, 2016(2): 202-208.
- [3]刘安乐,王成,杨承玥,等. 边疆山区旅游城市的交通与旅游发展耦合关系——以丽江市为实证案例[J]. 经济地理, 2018(1): 196-203.
- [4]侯志强. 交通基础设施对区域旅游经济增长效应的实证分析——基于中国省域面板数据的空间计量模型[J]. 宏观经济研究, 2018(6): 118-132.
- [5]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(6): 79-92.
- [6]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(1): 137-146.
- [7]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(6): 57-66.
- [8]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(2): 175-191.
- [9]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: 71-82.
- [10]王群勇,陆凤芝. 高铁开通的经济效应“减排”与“增效”[J]. 统计研究, 2021(2): 29-44.
- [11]卞元超,吴利华,白俊红. 高铁开通、要素流动与区域经济差距[J]. 财贸经济, 2018(6): 147-161.
- [12]颜银根,倪鹏飞,刘学良. 高铁开通、地区特定要素与边缘地区的发展[J]. 中国工业经济, 2020(8): 118-136.
- [13]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(2): 125-142.
- [14]王玉泽,罗能生,周桂凤. 高铁开通是否有利于改善居民健康水平? [J]. 财经研究, 2020(9): 92-107.

- [15]陈胜蓝,刘晓玲.中国城际高铁与银行贷款成本——基于客户集中度风险的视角[J].*经济学(季刊)* 2020(5): 173-192.
- [16]FRÖIDH O. Market effects of regional high-speed trains on the Svealand line[J]. *Journal of transport geography* 2005, 13(4): 352-361.
- [17]COTO-MILLÁN P ,INGLADA V ,REY B. Effects of network economies in high-speed rail: the Spanish case [J]. *The annals of regional science* 2007 41(4): 911-925.
- [18]CAMPA J L ,LÓPEZ-LAMBAS M E ,GUIRAO B. High speed rail effects on tourism: Spanish empirical evidence derived from China's modelling experience [J]. *Journal of transport geography* 2016 57: 44-54.
- [19]陈丰龙,徐康宁,王美昌.高铁发展与城乡居民收入差距:来自中国城市的证据[J].*经济评论* 2018(2): 59-73.
- [20]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.
- [21]汪克亮,庞素勤,张福琴.高铁开通能提升城市绿色全要素生产率吗? [J].*产业经济研究* 2021(3): 112-127.
- [22]孙广召,黄凯南.高铁开通对全要素生产率增长率的异质性影响分析[J].*财经研究* 2019(5): 84-98.
- [23]张克中,陶东杰.交通基础设施的经济分布效应——来自高铁开通的证据[J].*经济学动态* 2016(6): 62-73.
- [24]罗能生,田梦迪,杨钧,等.高铁网络对城市生态效率的影响——基于中国277个地级市的空间计量研究[J].*中国人口·资源与环境* 2019(11): 1-10.
- [25]李建明,王丹丹,刘运材.高速铁路网络建设推动中国城市产业结构升级了吗? [J].*产业经济研究* 2020(3): 30-42.
- [26]倪维秋,廖茂林.高速铁路对中国省会城市旅游经济联系的空间影响[J].*中国人口·资源与环境* 2018(3): 160-168.
- [27]BECK T ,LEVINE R ,LEVKOV A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States [J]. *The journal of finance* 2010 65(5): 1637-1667.
- [28]王焱,年猛.高速铁路带动了区域经济发展吗? [J].*上海经济研究* 2014(2): 82-91.
- [29]BARON R M ,KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic and statistical considerations [J]. *Journal of personality and social psychology* 1986 51(6): 1173-1182.
- [30]陈婧,方军雄.高铁开通、经理人市场竞争与高管薪酬激励[J].*财贸经济* 2020(12): 132-146.
- [31]刘瑞明,毛宇,亢延锟.制度松绑、市场活力激发与旅游经济发展——来自中国文化体制改革的证据[J].*经济研究* 2020(1): 115-131.
- [32]胡兆廉,聂长飞,石大千.鱼和熊掌可否得兼? ——创新型城市试点政策对城市产业集聚的影响[J].*产业经济研究* 2021(1): 128-142.
- [33]李强,王亚仓.高铁开通与长江经济带高质量发展[J].*南京财经大学学报* 2021(3): 25-35.
- [34]孙学涛,李岩,王振华.高铁建设与城市经济发展:产业异质性与空间溢出效应[J].*山西财经大学学报* 2020(2): 58-71.
- [35]马忠新,陶一桃.企业家精神对经济增长的影响[J].*经济学动态* 2019(8): 86-98.
- [36]杨丽花,刘娜,白翠玲.京津冀雄旅游经济空间结构研究[J].*地理科学* 2018(3): 394-401.
- [37]史庆斌,谢永顺,韩增林,等.东北城市间旅游经济联系的空间结构及发展模式[J].*经济地理* 2018(11): 211-219.

(责任编辑:戴芬园)

The opening of high-speed rail , network centrality , and tourism economy development

KONG Lingzhang^{1,2} , LI Jinye^{1,2}

(1. School of Economics and Management , Xinjiang University , Urumqi 830046 , China;

2. Macroeconomic High Quality Development Research Center , Xinjiang University , Urumqi 830046 , China)

Abstract: Most previous studies have focused on the “whether or not” impact of the opening of a high-speed rail system upon the development of a tourist economy. This paper observes the impacts of the evolution of high-speed rail networks on

the economic status and role functions of cities , introduces SNA network centrality indicators. Further , it combines DID models to explore the degree of impact of a city's spatial characteristics within a high-speed rail network on the development of tourism economic. The results show that the opening of high-speed rail has a significant positive impact on urban tourism economic development ,but that after opening , its dynamic effects tend to become insignificant over time. The analysis of heterogeneity shows that differences in scale between high-speed rail station construction and urban development will affect the tourism promotion effect of high-speed rail. Where a high-speed railway station is the originating station ,if the distance from the urban area is less than 30 km ,the opening of the high-speed railway in the city will have a tourism promotion effect; and the potential of integrating transportation and travel in small cities with third-tier and below needs to be further tapped. Mechanism analysis shows that the scale effect and structural effect of opening high-speed rail systems are the mechanisms affecting the development of tourist economies. Further analysis finds that the city occupies a high degree of centrality , intermediate centrality , or close centrality in a high-speed rail network , which plays a significant role in promoting the development of tourism economies. The research conclusions provide empirical evidence for the correctness and forerunner of the integration of traffic and travel , and provide certain reference value for cities to compile high-speed rail tourism development plans.

Key words: high-speed rail; tourism economy; transportation and travel integration; difference-in-differences model; social network analysis; centrality

.....
(上接第 14 页)

“Broadband China” pilot policy as a quasi-natural experiment , and uses a difference-in-differences model to evaluate the innovation-driven effect of information network infrastructure construction. The study finds that the “Broadband China” pilot policy significantly promotes the improvement of urban innovation. This conclusion is significantly established after a series of robust tests , including instrumental variables and propensity score matching. From the perspective of time and space effect , the innovation-driven effect of pilot policies has dynamic sustainability , which increases over time. Moreover , pilot policies accelerate the flow of information and innovative elements in geographically adjacent cities , produce a strong demonstration effect , intensify the low-land policy effect of demonstration city construction , and produce a certain siphon effect on innovative resources and elements in economically similar areas. From the perspective of influence mechanism , pilot policies promote urban innovation through agglomeration-driving effect and structure-optimization effect , whereas the boosting effect of digital finance is relatively small. From the perspective of heterogeneity , pilot policies have a stronger innovation-driven effect on the eastern region , on municipalities directly under the central government with higher administrative levels , on provincial capitals , and on sub-provincial cities. This paper's conclusion provides a reference for further promoting the construction of new infrastructure and accelerating the construction of an innovative country.

Key words: information network infrastructure construction; urban innovation; new infrastructure; Broadband China; difference-in-differences model